

**Research Unit for Statistical  
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

**預金構成の変化が銀行の現金・準備預金保有行動  
に与える影響  
—銀行の財務パネルデータによる実証分析—**

内野 泰助

January 2009

# 預金構成の変化が銀行の現金・準備預金保有行動に与える影響<sup>1</sup> —銀行の財務パネルデータによる実証分析—

内野 泰助<sup>2</sup>

2009年1月26日

## Deposit Composition and Liquidity Demand of Commercial Banks: An Empirical Analysis Using Japanese Panel Data

Taisuke UCHINO

January 26<sup>th</sup> 2009

### 概要

日本の貨幣乗数は1990年代に低下した。この背景には、非銀行部門の現金選好の高まりと、銀行部門の現金・準備預金保有の増大がある。本稿は後者に関連して、銀行の負債サイドのリスクとして流動性預金比率(預金に占める流動性預金の割合)の上昇が銀行の現金・準備預金保有行動に与える影響を検証するために、1993年から2000年までの国内銀行130行の財務パネルデータを用いて、Ogawa(2008)に従った対数線形の流動性需要関数を推定した。本稿の分析によって、(1)預金構成を示す変数が現金・準備預金保有量に正で有意な影響を与えていること、(2)流動性預金比率の上昇が流動性保有量に与える影響は、不良債権や低金利など従来指摘されてきた要因よりも強いこと、(3)預金者行動によって生じうる内生性を考慮した推定においても上記の結果が得られること、が明らかになり、流動性預金比率の上昇が預金流出リスクを高め、事前の流動性保有の便益を高めるという仮説を支持しうる実証結果を得た。

キーワード: 貨幣乗数, 流動性預金, 銀行の流動性需要

JEL Classification: E51, E52.

---

<sup>1</sup> 本稿の作成にあたり、指導教官である塩路悦朗教授をはじめ、北村行伸教授、浅子和美教授、阿部修人准教授、植杉威一郎准教授(以上、一橋大学)、小川一夫教授(大阪大学)、日本金融学会2008年度秋季大会および一橋大学マクロ・金融ワークショップの参加者の方々から貴重なご指導ならびにご助言を頂いた。ここに記して感謝の意を申し上げたい。もちろん本稿にあり得べき全ての誤りは、筆者自身に属するものである。また、一橋大学グローバルCOEプログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」から経済的支援を受けた。記して感謝申し上げる。

<sup>2</sup>一橋大学大学院 経済学研究科 博士後期課程 経済理論・経済統計専攻, 一橋大学 GCOEプログラム COEフェロー.  
連絡先: taisukeuchino@gmail.com

## 1. はじめに

本稿は、市中銀行の現金・準備預金保有の決定動機を財務パネルデータを用いて実証分析を行うことで明らかにする。そのなかで、特に銀行の負債サイドのリスクとして、預金者にとって定期性預金よりも比較的引き出しが容易である流動性預金の占める比率が与える影響に注目し、定量的な計測を行うとともに、先行研究で指摘されてきた他の要因との相対的な重要性を検討する。

分析の背景には、1990年代に日本の貨幣乗数は大きく低下し、金融政策の効果を減殺してきた可能性が指摘されてきたことがある。よく知られたこととして、貨幣乗数の変化は銀行部門の現金・準備保有と、非銀行部門の現金選好の度合いによって説明される。これより細野・杉原・三平(2001)は、1990年代の貨幣乗数低下の要因分解を行い、90年代を通して非銀行部門の現金選好の強まりがその大部分を説明するが、90年代後半には、銀行部門の流動性(現金・準備預金)保有による寄与が高まっていたことを明らかにした<sup>3</sup>。従って、銀行部門と非銀行部門の流動性保有行動を実証分析することは、貨幣乗数低下問題を検討する上で重要である。

ところで、なぜ銀行は全く金利の付かない現金や準備預金を保有するのか。その理由として、銀行自身が流動性ショックに直面した際に、必要とする資金を即座に調達することができないということがある。この観点からは、金融不安が生じていた1990年代の日本においては、預金流出等により銀行が流動性制約に直面する確率が高まっていたと推察できる。実際に、Shioji(2003)やOgawa(2008)など、財務パネルデータを用いて流動性保有行動を分析した実証研究は、低金利に加えて不良債権の存在が過剰な流動性保有に結びついた可能性を指摘している。本稿では、先行研究において指摘されてきた要因に加えて、負債サイドの要因として、1990年代後半に預金構成が流動化していた点に注目した<sup>4</sup>。流動性預金は定期性預金に比べて相対的に引出が容易であるため、預金構成の流動化は、将来預金流出に直面する確率を高めることで、銀行の現金・準備預金保有の拡大を説明する可能性がある。

本稿は、以上のような問題意識に基づき、預金構成が銀行の現金・準備預金保有行動に与える影響を統計的に検証するために、日本経済新聞社電子メディア局が提供している『NEEDS-CD ROM日経財務データ』(以後『日経NEEDS』と略す)2007年度版より

<sup>3</sup> 本稿において流動性とは、経済主体にとって不意の支出の必要性が生じた際に、直ちに費用なくまた確実に現金化が可能な資産を指すものとする。銀行部門において、そのような資産としては、現金及び準備預金が該当するものとして議論を進める。また、流動性預金とは預金者にとって定期性預金よりも比較的引出が容易な普通預金、当座預金、貯蓄預金、通知預金などの要求払い預金を差すものとし、特に誤解が生じない限り、本稿において預金者の保有する流動性という場合には、流動性預金を意味するものとする。

<sup>4</sup> 本稿において、預金構成が流動化するという場合、銀行の預金に占める流動性預金の割合が高まることを意味する。

抽出した国内銀行130行の財務諸表によるアンバランスドパネルデータを用いて流動性需要関数を推定した。その結果として、

- (1) 流動性預金比率の上昇は、流動性需要に正で有意な影響をもたらす。
- (2) 流動性預金比率が流動性需要に与える影響は、不良債権や低金利など従来指摘されてきた要因よりも強い。
- (3) 上記の結果は、預金者行動によって生じうる内生性を考慮した推定によっても確認できる。

ということが明らかになった。

本稿の構成を述べると次のようになる。まず、第2節と第3節において銀行の流動性保有や預金者行動についての先行研究を概観する。第4節では、銀行の流動性需要関数を推定し、第5節において結論を導く。

## 2. なぜ銀行は流動性資産を保有するのか

貨幣乗数( $m$ )は、マネーサプライ( $M$ )とベースマネー( $B$ )の関係を表すものであり、銀行部門の信用創造の程度を示すものである。 $CP$ を非銀行部門の現金保有量、 $RB$ を銀行部門の準備需要、 $CB$ を銀行の現金需要、そして $D$ を預金通貨とすると、貨幣乗数は以下の関係で表される。

$$m = \frac{CP + D}{CP + RB + CB} = \frac{CP/D + 1}{CP/D + RB/D + CB/D} \quad (1)$$

この関係より、貨幣乗数の定義上の変化は、民間非銀行部門の現金・預金比率と銀行部門の現金・預金比率ならびに準備預金・預金比率によって説明できる。細野・杉原・三平(2001)は、この定義に従って貨幣乗数変化の要因分析を行い、( )1992年にマイナスに落ち込んだ貨幣乗数の変化率は、非銀行部門の現金選好によってその大半が説明される、( )1997年末以降は銀行部門の現金・準備保有の増加による寄与が拡大していた、ことを明らかにしている。従って、銀行の準備預金や現金の保有行動を分析することは、貨幣乗数の低下問題を検討する上で意味を持つ。

ところで、銀行が現金や準備預金など金利の付与されない資産を保有するのはなぜか。理論的には、銀行の期間変換機能(Diamond and Dybvig, 1983)と資本市場の不完全性(Rochet and Tirole, 1996)が挙げられる。

期間変換機能とは、銀行業が多数の預金者から要求払い預金を中心とした流動負債で資金調達し、それを貸出など非流動的な資産で運用することで、預金者に流動性を供給する機能である。家計をはじめとする預金者は、いつでも費用なしで現金化できる要求

払い預金を保有することで、不意の支出の必要性(流動性ショック)に対処することができる。また、銀行からすれば、多くの預金者と取引を行うことで大数の法則を利用でき、預金者に生じるショックを相殺できる。しかし、銀行は、いかなる預金引出にも応える必要があることに変わりはない。Diamond and Dybvig(1983)に即すると、銀行が流動性資産を保有する理由は、要求払い預金が(預金者に生じる)流動性ショックに対する保険としての役割を持つことにより、受け入れた預金の全てを非流動的な資産で運用することができないため、ということになる。

しかしながら、Diamond-Dybvigモデルでは一国に一行しか銀行が存在しない状況が想定されており、複数の銀行が資金の融通をするような状況は想定されていない。実際の経済においては、多数の銀行が存在している。銀行は預金の流出に直面しても、たとえば銀行間市場を利用して資金に余裕のある他行から資金を調達することができる。

Rochet and Tirole(1996)は、このような視点から、資本市場に不完全性が存在するときの銀行の流動性保有行動を最適契約問題として分析している。彼らのモデルは、銀行自身が流動性ショックに遭遇した際の資金調達について、事前にコミット(例えばクレジットライン契約)できない際には、銀行が受け入れた預金の一部を手許においておくことで流動性ショックに備えることを示した。従って、銀行が事前に流動性を保有する理由は、流動性ショックが生じた際に、必要となる資金を確実に得られないためといえる。

実際に銀行が流動性制約に陥っているかについては、企業金融の実証分析の手法を応用してマイクロデータから検証が行われており、流動性制約の存在を支持するような実証結果が得られている。Ogawa and Kitasaka(2000)は、銀行の動学的な利潤最大化問題から得られた貸出に関するオイラー条件を一般化積率法で推定する際に、非譲渡性預金の成長率を加えて推定し、預金の動向が貸出供給に正で有意な影響を与えることを明らかにしている<sup>5</sup>。

資金調達手段が限られるもとでは、全く金利が付与されない現金や中央銀行当座預金であっても、将来、流動性制約に直面する確率を低下させる(期待損失を低下できる)という点において保有に便益が生じる。しかし、それらの保有は、金利が付与される資産を購入していれば得られたであろう収益を犠牲にすることになる。流動性保有の便益が保有量について凹関数で表現することができれば、低金利時には最適な流動性保有量が

---

<sup>5</sup> 彼らの分析の背後には、仮に資本市場が完全であれば、預金とそれ以外の資金調達手段が十分に代替的であり、銀行の貸出プロジェクトが預金の動向に左右されないはずである、というロジックがある。譲渡性預金を除いていることに関しては、銀行が譲渡性預金を、コールマネーや売渡手形と同様に流動性の過不足を調整する短期の資金調達手段として利用しており、能動的な発行を行うという点で他の預金と性質が異なっているためである。

増大することを示すことができる<sup>6</sup>。

### 3. 関連する先行研究

#### 3.1 預金構成の流動化

本稿が注目する銀行の流動性保有行動に関しては、後述するように低金利政策による名目利子率低下の影響に加えて、不良債権問題に注目した実証分析が行われてきた。本稿ではそれらの要因に加えて、銀行のバランスシートにおける負債側のリスクがもたらした影響に注目する。

表1は、M2+CD指標の対前年度変化率とその主な内訳ごとの変化率を表しているが、安定した変化を続けるM2+CD指標に比べて、その内容は大きく変動をしている。特に定期預金を中心とした準通貨は極めて低い成長を続けているのに対し、普通預金を中心とした預金通貨は、1996年度以降高い伸び率を示している。これは、銀行のバランスシート上では、主たる負債項目である預金のうち流動性預金の占める割合が高まることを意味する。この点は、国内銀行の業種別に、1993年から2008年までの預金残高に占める流動性預金(要求払い預金)の比率を示した図1-1からも明らかである。1990年代後半に、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行とも、この比率は大きく上昇しており、特に都市銀行での上昇が顕著である。2000年以降では、2002年4月にペイオフの部分解禁が行われた際に定期性預金から流動性預金への大幅なシフトが生じており<sup>7</sup>、金利が正常化した量的緩和政策解除後も高止まりが続いている<sup>8</sup>。

このような預金構成の変化が銀行行動に与える影響はすでに注目され、実証分析の対象となっている。相澤・瀬下・山田(2001)は、銀行のいわゆる「貸し渋り」に関連して、流動性預金比率の上昇が銀行の期間変換リスクを高め、貸出供給量に負の影響を与えたという仮説をテストしている。彼らは、全国銀行協会の『全国銀行財務諸表分析』から得た都銀・長信銀・信託銀・地銀・第二地銀46行からなる1993年から1998年までの銀行財務パネルデータを用いて実証分析を行い、流動性預金比率が貸出供給量に負で有意な影響を与えることを明らかにしている。

<sup>6</sup> 流動性保有の便益( $\pi(R)$ )が流動性保有量について凹関数( $\pi' > 0, \pi'' < 0$ )として表せるとき、最適解の条件(限界便益 = 限界費用、 $\pi'(R) = r$ )から、利子率( $r$ )が低下したときに流動性保有量が増加することが示せる。

<sup>7</sup> 図1-2はデータの利用が可能な1998年4月以降の流動性預金の預金者別保有残高を示したものである。この期間、流動性預金の増加は個人によるものであることが確認できる。またペイオフ部分解禁以後、公金(公的部門の民間金融機関への預金)ならびに一般企業が預金の大半を流動性預金に切り替えていたが、これは、定期性預金がペイオフの対象外となったことから、(預金額が相対的に多く1000万円の上限を超えるため)ペイオフ保護対象外となる公的部門や一般企業のリスク回避行動と解釈できる。

<sup>8</sup> 大谷・鈴木(2008)は、この現象に注目し、家計の流動性預金需要に関するコーホート分析を行い、近年の流動性預金の高まりが特に高齢者層の貯蓄目的保有によって説明される可能性が高いとしている。

預金構成の流動化は、同じロジックによって銀行の流動性需要を高めると推察できる。例えば、預金者が定期預金と普通預金の中から普通預金を選好すると、銀行は、その預金者が早期の引出を検討しているものと受け取るであろう。銀行の資金調達手段が限られているもとでは、預金構成の流動化は、将来の引出に備えて受け入れた預金のより多くの割合を手許に残す動機をもたらすと考えられる。相澤・瀬下・山田(2001)は、預金構成の流動化が貸出供給量を低下させたことを実証しているが、貨幣乗数の問題を考える際には、貸出供給の低下が必ずしも貨幣乗数低下をもたらすわけではないことに注意が必要である。例えば、銀行が受け入れた預金のうち貸し出す割合を減少させる一方で、(貸出よりも流動性があるという点で期間変換リスクが小さい)証券投資や国債購入の割合を同じだけ増やしたとすれば、後者も信用拡張をもたらすため、貨幣乗数の変化のみに注目すれば、影響は中立的となる。より具体的には、(非銀行部門の現金保有を所与とすれば)定義上の貨幣乗数の変化は、銀行が保有する現金及び、準備預金残高のみに依存することがわかる。従って、預金構成の変化が貨幣乗数に影響を及ぼした可能性を実証するためには、それが現金・準備預金保有行動に与えた影響を明示的に分析する必要がある。

一方、なぜ流動性預金比率が上昇したのかという点について、預金者側のデータを用いて接近を行った研究も存在する。塩路・藤木(2005)は、金融中央広報委員会のクロスセクションデータを用いて、家計の現金および預金需要関数を推定し、その結果をもとにシミュレーション分析を行うことで、金融不安の高まりが定期性預金から流動性預金へのシフトを生じさせることを指摘している。本稿の実証分析では、預金者行動を明示的に取り入れることは射程の外に置くこととするが、預金者行動が銀行のデータに与える影響を考慮した推定を行う。次項では、銀行行動ならびに預金者行動に関する先行研究を展望する。

### 3.2 銀行の流動性保有に関する実証研究

銀行の流動性需要をめぐる実証分析は多岐に及んでいるが、貨幣乗数の低下問題を念頭においてマイクロデータから実証分析を行っているのは、本稿が確認できた限りにおいて、Shioji(2003)とOgawa(2008)のみである。彼らの研究に共通する問題意識は、銀行の流動性保有の高まりが貨幣乗数低下の要因となっており、流動性保有決定の要因と要因間での相対的な重要性を分析することであった。

まずShioji(2003)は、『日経NEEDS』より得た1975年から2002年までの財務パネルデータを用いた実証分析をおこなっている。ここでは、銀行が現金および準備預金の保有

を増加させた原因として主に経営健全性悪化と金利の低下に注目し、両者の影響を検証している。それによって、後者が現金・準備預金需要に強い効果を与えることを指摘している。またOgawa(2008)は、不良債権の累積が預金流出確率を高めるような静学的な最適化問題を設定することで、外生的な資産劣化(不良債権問題)が準備預金保有の便益を高めるというチャンネルを明示し、準備預金需要を決定する要因として預金量、金利、経営健全性そして収益性の4つを特定化している。その上で、『日経NEEDS』から抽出した1998年から2003年までの銀行財務データによって実証分析を行い、不良債権の増大が流動性需要を高めていたことを明らかにしている。特にOgawa(2008)は、不良債権の削減とコール・レートの引き上げが過剰流動性保有の緩和につながるであろうという政策的な含意を指摘している。

マイクロデータを用いた実証研究は、要因間での重要性という点で確たるコンセンサスを得ていないものの、低金利政策に加えて、銀行の資産劣化が預金の流出確率を高め、過剰流動性保有の要因になっていた、という点で共通している。ここで、資産の劣化が預金流出をもたらすことは、預金者規律と関連性がある。預金者規律とは、金融機関のパフォーマンスが悪化した際に、その金融機関の預金者が預金の引出を行ったり、あるいは高い金利を要求したりすることで、金融機関が預金者に不利となり得るような隠れた行動(主に過度なリスクテイキングが想定される)を事前に防ぎ、健全な経営を促すような規律付けのことである<sup>9</sup>。

預金者規律の存否については、銀行の財務データや家計の資産選択に関するデータを用いた実証分析が蓄積されてきている。本稿が注目する日本の銀行を対象とした分析に限定すると、都市銀行と地方、第二地方銀行のデータを対象としたTsuru(2003)や信用金庫および信用組合のデータを対象としたMurata and Hori(2006)があり、いずれの研究も資産のリスク(総資産・資本比率、不良債権比率など)、流動性リスク(現金預け金・総資産比率、流動資産比率)、そして収益性(総資産利益率)といった銀行の健全性指標が悪化した際に、預金増加率の減少や預金金利の上昇が伴うかどうかを計測し、預金者規律の存在を支持するような結果を得ている。

またこれまで多くの場合において、預金保険で保護された預金は、最も安全な資産であると認識されてきた。しかしながら、たとえ保護された預金者であっても銀行の選別を行っていたことが明らかになっている(Peria and Schmukler,2001; 稲倉・清水谷,2005)。このような現象について、Cook and Spellman(1994)は、明確な議論を行っている。彼ら

---

<sup>9</sup> 預金者規律が働く背景には、銀行が預金以外に資金調達に限られている状況、つまり流動性制約下にあることが必要であると考えられる。



は、保護された預金のリスクとして、現金化が困難になるリスクと、政府(預金保険)が(預け入れ先の破綻時に)支払を拒絶するリスクがあることを指摘した。特に前者は、預け先の銀行が破綻した際に預金の払戻に時間がかかることで、銀行預金が本来備えている流動性が失われるリスクを意味する。彼らは、こうしたリスクが、預金利子率と(安全資産である)短期政府債券利子率との間のリスクプレミアムを説明するかどうかを実証している。Cook and Spellman(1994)の視点は、日本の預金保険制度が預金者行動に与える影響を考える上で示唆的である。日本の預金保険のもとでは、たとえ全額保障されていても破綻銀行の預金者への償還に時間がかかりかねない点が明記されており、特に定期性預金の流動性喪失リスクは流動性預金よりも高い<sup>10</sup>。従って、預金構成の変化には、預金者行動が反映されていることを実証分析上考慮することが求められる。

## 4. 銀行の現金・準備預金需要関数の推定

### 4-1.理論モデル

本稿では預金構成の流動化が現金・準備預金保有量に与えた影響を計測するにあたり、銀行が確率的な預金流出に直面するようなモデルを考える。伝統的な銀行行動理論であるKlein(1971)の系列では、Prisman, Slovin and Sushka(1986)によってこうした問題が分析されてきた。ここでは、Prisman, Slovin and Sushka(1986)、Freixas and Rochet(1997)、そしてOgawa(2008)を参考に推定式の導出を行う。

まず、銀行の利潤最大化問題を設定する。銀行は、期初に外生的に得た預金( $D$ )の全てを貸出( $L$ )、証券( $S$ )そして準備預金( $R$ )に配分する<sup>11</sup>。資産のポジションを決定した後、銀行は期末に確率的な預金引出に直面する。保有する準備預金以上の預金流出に対しては、金融市場で同期間中に調達する必要があるが、1円あたりの調達コストは、デフォルトリスクプレミアムを反映してデフォルト確率( $\rho$ )について増加的な費用をもたらすものとする( $C_\rho(\rho)$ 。ただし、 $C'_\rho(\cdot) > 0$ )。また預金流出額( $\omega$ )は、分布関数( $F$ )、密度関数( $f$ )に従う連続的な確率変数であり、その銀行が得た預金量( $D$ )ならびに、預金者の選好によって決定する流動性預金比率( $l$ )が増大するほど預金流出確率は高くなるもの

<sup>10</sup> 預金保険機構ホームページ(<http://www.dic.go.jp/>)では、銀行が破綻したときの預金の取り扱いについて、以下のような説明をしている。「仮払金は、保険事故が発生し、保険金の支払開始又は付保預金の払戻しまでにかなりの日数を要すると見込まれるような場合、破綻金融機関の預金者の当座の生活資金等に充てるため支払われるものです。仮払金の支払を行うためには、預金保険機構が保険事故発生の日から1週間以内に運営委員会の議決を経て決定することが必要とされています。仮払金は、各預金者の普通預金残高(元本のみ)について、1口座につき60万円を限度として支払われます。なお、後に保険金等が支払われる時には、この仮払金支払額は、その預金者の保険金の額等から控除されることとなります。」つまり、破綻銀行の定期性預金を持つ預金者は、払戻が行われるまで完全に流動性を喪失することとなる。

<sup>11</sup> ここで、準備預金には銀行が手元に保有する現金を含めるものとする。

とする( $D$ と $l$ による一階の確率優位性を仮定する。つまり、 $\partial F/\partial D < 0, \partial F/\partial l < 0$ )。貸出は外生的な収益( $r^L$ )を生むものの、情報生産活動や借手の監視に逓増的な費用を生じさせることを仮定する( $C_L(L)$  .ただし、 $C'_L(\cdot) > 0, C''_L(\cdot) > 0$ )<sup>12</sup>。証券は、保有することで一円あたり外生的な収益( $r^S$ )を生み、その保有に一切費用を生じさせない資産である。また預金には外生的な金利( $i^D$ )を支払うものとする。ここで、調達コストに関する仮定は様々な解釈が可能となる。まず銀行間市場の取引で考えると、資産内容の劣化した銀行が取引に参加できなくなり、自行に不利な条件や手間のかかる方法で資金調達を強いられるからと考えることができる。更に、中央銀行との関係で考えると、資産内容に問題がなく流動性ショックに直面した銀行は、救済融資が得られるため、と考えることもできる<sup>13</sup>。以上の仮定のもとでは、銀行の利潤最大化問題は以下の式によって表せる。

$$\Pi = \max_{\{L,S,R\}} \{r^L L + r^S S - i^D D - C_L(L) - C_\rho(\rho) \int_{\omega=0}^{\infty} \max\{0, \omega - R\} f(\omega | D, l) d\omega\} \quad (2)$$

$$s.t. \quad L + S + R = D, \quad L \geq 0, S \geq 0, R \geq 0.$$

本稿では、 $C_\rho(\rho)$  について次のような弾力性一定の関数形を仮定する。

$$C_\rho(\rho) = \alpha \rho^\eta \quad (3)$$

いまラグランジュ乗数を( $\lambda$ )としてラグランジュ関数( $\Lambda$ ) を設定すれば、内点解を仮定したもとで最適な $L, S$  および $R$  は以下の一階条件を満たす。

$$\Lambda = r^L L + r^S S - i^D D - C_L(L) - \alpha \rho^\eta \int_{\omega=0}^{\infty} \max\{0, \omega - R\} f(\omega | D, l) d\omega + \lambda(D - L - S - R)$$

$$\frac{\partial \Lambda}{\partial L} = r^L - C'_L(L^*) - \lambda^* = 0, \quad \frac{\partial \Lambda}{\partial S} = r^S - \lambda^* = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \Lambda}{\partial R} = \alpha \rho^\eta \int_{\omega=R^*}^{\infty} f(\omega | D, l) d\omega - \lambda^* = 0, \quad \frac{\partial \Lambda}{\partial \lambda} = D - L^* - S^* - R^* = 0$$

<sup>12</sup> このような貸出に関する逓増費用の仮定は、銀行行動に関する多くの文献で用いられており、通常、二次関数での近似がなされる(例えば、隋,1995; 山崎・竹田,1997; Ogawa and Kitasaka,2000 など)。

<sup>13</sup> 金融庁の委嘱研究である三井情報開発株式会社(2004)は、破綻した銀行がどのような預金流出に見舞われたかに調査している。それによると、預金の流出は破綻の最終局面で加速することがわかっている。例えば1997年11月に破綻した北海道拓殖銀行(拓銀)の場合、北海道銀行との合併が延期されたこと(事実上の破綻)を契機にして預金流出が本格化していた。また拓銀の破綻過程をまとめた服部(2003)は、こうした預金流出は小口預金者の定期預金解約を中心としており、流出額が絶対額で合併延期報道後に2倍に増えていたことを報告している。更に服部(2003)によると、破綻の1年ほど前より(情報優位にあると考えられる)大口定期預金者による預金解約が相次いでいたことがわかる。日々の決済に窮していたため、コール市場で日々大量の資金を調達していたが、無担保コールからの調達は減少し、また有担保コールでの調達が増えていた。これは、コールの出し手が拓銀のデフォルト・リスクを認識したために、拓銀が無担保コール市場で資金調達できなくなっていたものと推察される。更に、拓銀は金利が相対で決まる大口定期預金において、同時期の他行よりもかなり高い金利で預金を集めたり、貸出金の回収を図ったりして流動性の確保をしていた。拓銀は、労力的にも金銭的にもコストがかかる方法で流動性確保をしていたことが伺われる。

(2)式のように、それぞれの資産から生じる収益と費用が資産ごとに加法的に分離可能な場合、貸出、証券そして準備預金の限界利潤は、いずれも他の変数から独立になる。特に証券の保有には費用が生じないと仮定したため、ラグランジュ乗数は最適解では  $r^S$  と等しくなる。これより、準備預金保有に関する一階条件を得る<sup>14</sup>。すなわち、

$$\alpha \rho^\eta \int_{\omega=R^*}^{\infty} f(\omega | D, l) d\omega = r^S . \quad (5)$$

以上の関係から、陰関数微分の定理を用いると、最適な  $R$  について次の関係を得る。

$$R^* = f(l, D, \rho, r^S) \quad (6)$$

(+ ) (+ ) (+ ) (- )

(5)式を検討してみると、まず、銀行は個々が直面している外生変数のもとで、準備預金保有の限界的な便益が、その機会費用である証券収益率に等しくなるまで準備預金を保有することがわかる。銀行は、資産が劣化して金融市場での資金調達が難しくなったり、流動性預金比率が高まったりすると、左辺が大きくなり、準備預金保有を増やして流動性不足の状態に陥る確率を低下しようとする。逆に証券の収益率が上昇すると、機会費用が上昇し、準備預金保有を削減しようとする。このモデルは極めて単純であり、銀行行動に付随する数多くの要因を捨象していることに注意しなければならない。しかしながら、90年代に日本の銀行が流動性保有を増やすことになった要因について検証可能な仮説を提供している。具体的には以下の三点に集約される。

- (1) 低金利: 低金利によって資産購入による収益率が低下し、現金・準備預金保有の機会費用が低下した。
- (2) 不良債権: 資産の劣化した銀行が流動性ショックに陥った際の資金調達コストが高まり(あるいは、預金の流出確率が高まり)、事前の流動性保有を増やした。
- (3) 預金構成: 預金者の流動性預金に対する選好が強くなることで、預金流出に直面する確率が高まり、事前の流動性保有を増やした。

ここで、以上のモデルから得られた含意を実証分析により検証するために、Ogawa(2008)に倣い、理論モデルにおける確率分布がパレート分布に従うというパラメ

<sup>14</sup> 最適化の条件より、最適解において準備預金保有の限界利潤は貸出の限界利潤(貸出限界収益 - 貸出限界費用)とも一致する(つまり、 $\alpha \rho^\eta (1 - F(R^* | l, D)) = r^L - C_L'(L^*)$ )。しかしながら、このモデルのもとでは準備預金保有量は( $r^L$ )から独立であることを示すことができる。まず(4)式より、最適な貸出について、 $L^* = C_L'^{-1}(r^S - r^L)$  が成立する。従って、 $r^L - C_L'(C_L'^{-1}(r^S - r^L)) = r^S$  である。つまり、証券収益率を一定として貸出金利が上昇しても、貸出から得られる利潤が証券収益率と等しくなる水準まで直ちに貸出を増やすことになる。そのため、理論モデルから得られる計測式においては、証券収益率を機会費用として用いることができる。本稿では銀行の流動性保有に焦点を当てたため、貸出供給決定に関する多くの要因を捨象しており、この点に関しては一定の注意が必要である(貸出供給関数に関する議論については、例えば関根・小林・才田(2003)などを参照)。

トリックな仮定をおく。

$$f(\omega | D, l) = \frac{\theta_1 P}{\omega^{\theta_1 + 1}}$$

$$\text{where } P = \delta l^{\theta_2} D^{\theta_3}$$

$$\theta_i > 0, \quad i = 1, 2, 3. \quad (7)$$

これらの追加的な仮定のもとでは、(4)式の左辺は次のようになる。

$$\alpha \rho^\eta [1 - F(R^* | D, l)] = \alpha \rho^\eta \left( \frac{R^*}{\delta l^{\theta_2} D^{\theta_3}} \right)^{-\theta_1} \quad (8)$$

これを一階条件に代入して、両辺の自然対数を取り、 $\log R$ について整理すれば、最適な $R$ は次式を満たす。

$$\log R^* = \log \delta + \frac{\log \alpha}{\theta_1} + \theta_2 \log l + \theta_3 \log D + \frac{\eta}{\theta_1} \log \rho - \frac{1}{\theta_1} \log r^s \quad (9)$$

次節以降では、この関係を利用して計測式を導いていく。

#### 4-2 計測式と推定方法

前節で得られた(9)式をもとに計測式を得るため、理論モデルにおけるパラメータを次のように変換する。

$$(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4) \equiv \left( \log \delta + \frac{\log \alpha}{\theta_1}, \theta_2, \theta_3, \frac{\eta}{\theta_1}, -\frac{1}{\theta_1} \right) \quad (10)$$

いま時間を通じて不変な固体効果( $a_i$ )、すべての固体に共通する時間効果( $\lambda_t$ )、そして誤差項( $\varepsilon_{i,t}$ )が存在すると、(9)式に対応して、銀行( $i$ )について以下のような線形の回帰モデルを得ることができる。

$$\log R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log l_{i,t} + \beta_2 \log D_{i,t} + \beta_3 \log \rho_{i,t-1} + \beta_4 \log r_{i,t}^s + a_i + \sum_s \lambda_s I(\text{year} = s) + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

ここで、サブスクリプト( $i, t$ )は、銀行 $i$ の $t$ 年に得られたデータであることを意味しており、 $I(\text{year} = s)$ は $s$ 年に1をとるダミー変数である。またデフォルト確率については、後述するように、資産劣化度合いを示す健全性指標で代理することが自然であると考えられる。このとき、同時性を考慮するとともに、預金者ないし金融市場が決算日において、その日における確定的な資産内容を知ることができない点を考慮して、一期のラグを取って

いる<sup>15</sup>。

本稿では、(11)式を推定するにあたって、通常のパネルデータ分析手法を利用すると推定上の問題が生じうると考えた。まず、変量効果モデルや固定効果モデルを用いて推定した場合、識別のために誤差項に強外生性(Strict Exogeneity)を仮定する<sup>16</sup>。このとき、標本内の任意の期の誤差項は標本内の全ての期の説明変数と無相関であることが必要である。本稿の理論モデルにおいては、預金構成( $l$ )は銀行にとって外生的に決定すると考えてきたが、預金者規律の実証分析が指摘するように、預金構成を示す変数には預金者の選好が反映されていると考えるべきである。具体的に、預金者が預金のうちどれだけを流動性預金として預けるかを決定する際には、預入先銀行の経営健全性や金融政策などマクロ変数の影響を受けると考えられる。特に、経営健全性指標の一つとして銀行の支払可能性を示す現金・準備預金保有量にも預金者が反応する場合(被説明変数( $\log R$ )が将来の説明変数( $\log l$ )に影響を及ぼすフィードバックが生じる場合)には、 $t$ 期以降の説明変数( $\log l$ )と $t$ 期の誤差項に相関が生じる。

例として、預金者がマクロ変数に加えて預入先銀行の経営規模や健全性、収益性および、その銀行の支払可能性として前期に保有していた現金・準備預金(流動性)に反応する場合、 $\log l$ について次のような関係が成立している恐れがある<sup>17</sup>。

$$\begin{aligned} \log l_{i,t} = & \phi_0 + \phi_1 \log D_{i,t} + \phi_2 \log \rho_{i,t-1} \\ & + \phi_3 \log r_{i,t}^s + \phi_4 \log R_{i,t-1} + \phi_1 a_i + \sum_s \gamma_s I(\text{year} = s) + \xi_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

この場合、Wooldridge(2002)が示しているように、強外生性が満たされなくなり、変量効果モデルや固定効果モデルで得られる推定量は一致性を喪失する。上記のようなフィードバックが生じる際にも、より緩い識別の仮定として弱外生性(Sequential Exogeneity)が仮定できれば、それぞれの $i$ につき(13-1)の $Z$ で与えられる変数群を操作変数として、一階の差分をとった(11)式を一般化積率法(Panel-GMM)で推定することで、係数の一致推定量を得られる<sup>18</sup>。弱外生性のもとでは、 $t$ 期の誤差項は $t$ 期と $t$ 期以前の説明変数に関

<sup>15</sup> 預金者規律を分析した Peria and Schmukler(2001) や Murata and Hori(2006) もこうした扱いを行っている。

<sup>16</sup> いま銀行  $i$  の  $t$  期における説明変数ベクトルを  $x_{i,t}$  とすると、強外生性が満たされるとは、すべての  $i$  ならびに  $t$  について  $E(\varepsilon_{i,t} | x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,T}) = 0$  が成立することであり、弱外生性が満たされるとは、すべての  $i$  について

$E(\varepsilon_{i,t} | x_{i,1}, \dots, x_{i,t}) = 0$  が成立することである。後者しか満たされない場合には、通常の変量効果モデルや固定効果モデルによる推定量が一致性を失うことが知られている。この点は Wooldridge(2002)、第 11 章に詳しい。

<sup>17</sup> 以下では、 $E[\varepsilon_{i,t} \xi_{i,t}] = 0$  が成立すると仮定し、また  $\gamma_t$  は時間効果を示している。

<sup>18</sup> 差分をとったイヤーダミーも外生変数に含まれる。(12)式の関係のみであれば、Deposit、Health、Return について強外生性を仮定できるが、頑健性のために弱外生性の仮定のもとで推定を行う。本稿の計測式および計測期間のもとでは、操作変数の数は 66 となる。

してのみ無相関であるため、(この識別の仮定のもとで得られる)推定値は預金者行動によって生じるフィードバックに対して頑健である。具体的に、(13-2)で表される直交条件を推定に用いる。

$$Z_i = \begin{bmatrix} (x_{i,1}) & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & (x_{i,2}, x_{i,1}) & & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & (x_{i,T-1}, x_{i,T-2}, \dots, x_{i,1}) \end{bmatrix} \quad (13-1)$$

$$E[x'_{i,s} (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0, \quad s = 1, 2, \dots, t-1. \quad (13-2)$$

$$\text{where } x_{i,t} = (\log l_{i,t}, \log D_{i,t}, \log \rho_{i,t-1}, \log r_{i,t}^S)$$

ここで、(11)式の一階の差分を取ることは、固定効果の除去に対応している。求める推定値は以下の最小化問題の解である(まず単位行列を加重行列に用いて推定し、その際の残差ベクトル( $\Delta\varepsilon$ )を用いて最適加重行列( $W_N$ )を計算した)。

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}_{GMM} \\ \hat{\lambda}_{GMM} \end{pmatrix} = \arg \min_{\beta, \lambda} \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta\varepsilon_i \right)' W_N \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta\varepsilon_i \right)$$

$$\text{where } \Delta\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \Delta \log R_{i,1} - \Delta x_{i,1} \beta - \sum_s \lambda_s \Delta I(\text{year} = s) \\ \Delta \log R_{i,2} - \Delta x_{i,2} \beta - \sum_s \lambda_s \Delta I(\text{year} = s) \\ \vdots \\ \Delta \log R_{i,T} - \Delta x_{i,T} \beta - \sum_s \lambda_s \Delta I(\text{year} = s) \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$W_N = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta\varepsilon_i \Delta\varepsilon_i' Z_i \right)^{-1}$$

更に各内生変数を操作変数に回帰し、推定式に含まれない操作変数の係数が全てゼロとなるという帰無仮説のもとでF検定を行い、操作変数の妥当性を検証する。

### 4.3 データ

本稿の分析においては、日本経済新聞社電子メディア局が提供している『NEEDS-CD ROM日経財務データ』2007年度版(『日経NEEDS』)から抽出した、1993年から2000年までの都市銀行・地方銀行・第二地方銀行の単独決算からなる130行のアンバランスド

パネルデータを用いる<sup>19</sup>。『日経NEEDS』では、不良債権に関するデータが1993年以前では得られないことと、2000年以後のサンプルについては、量的緩和政策(2001年3月19日開始)の期間中であり、構造変化が生じていると考えられたため、サンプル期間を1993年から2000年までとした<sup>20</sup>。預金による資金調達が副次的な長期信用銀行と信託銀行はサンプルから除外している<sup>21</sup>。経営破綻行については以後を欠損値とし、合併行は合併後から新系列を導入して、合併に携わった銀行は両者とも以後欠損扱いとしている。また、破綻行は破綻直前の財務データにおいて異常値を示すことから、得られる最終期のデータを欠損扱いとしている。欠損値を除いた上でサンプル・サイズは850である<sup>22</sup>。

ここで、推定式における変数( $\log R, \log l, \log \rho, \log D, \log r^s$ )を観察可能な変数 (*Liquidity, Ratio, Health, Deposit, Return*)に置き換える。変数の対応は表2の通りである。貸借対照表の預金項目内にある「その他預金」については、この預金の性質が明らかではないため、*Ratio*の計算に用いていない。加えて、*Deposit*の作成においては預金総額から「譲渡性預金」を除いている。これは、Ogawa and Kitasaka(2000)が指摘しているように、譲渡性預金が実質的に売渡手形などに準ずる短期資金調達手段として機能しており、また他の預金と異なって銀行が中途換金に応じる義務がないことによる。

また、*Health*の作成に関して、不良債権に関する指標は、1998年(1997年度決算)に「不良債権合計(旧基準)」から「リスク管理債権額(新基準)」に変更がなされているため、1998年以前と以後では用いている指標が厳密には異なるが、小林・秋吉(2006)など銀行の財務データを用いている先例に倣い、二つの定義の系列を併用した。

最後に、現金・準備預金保有の機会費用である*Return*については、理論を踏まえ2通りの指標を用いることとした<sup>23</sup>。理論モデルにおいて証券(*S*)は、保有に費用が生じないと仮定した。実際の銀行においては、有価証券である債券や株式などがそのような資産に相当すると考えられるため、これらの資産の収益を代理する変数を用いる。ここで株式については、いわゆる「持ち合い」など純粋な収益以外の要因で保有を決定する可能性もあることから、収益率指標としては「有価証券利息配当金」と(より債券保有からの収益に近い変数として)「株式配当金」を除いた「有価証券利息配当金」の二つを計

<sup>19</sup> サンプルは各年3月末日時点(決算日)の値である。従って、例えば2000年のデータは1999年度決算に対応する。

<sup>20</sup> 例えば、金利が十分に低下すると「流動性の罠」に陥るとすれば、十分に金利が低い局面では、金利弾力性が非線形な関係を示す可能性がある。

<sup>21</sup> 旧東京銀行に関しても、金融債による資金調達の割合が大きく、他の普通銀行と性格が異なるため、サンプルから除外している。しかし旧三菱銀行との合併による旧東京三菱銀行の系列はサンプルに含めている。

<sup>22</sup> バランスパネルデータにした場合、106行(サンプルサイズ742)のデータが得られる。

<sup>23</sup> Shioji(2003)およびOgawa(2008)は、金利変数としてコールレート(無担保翌日物)を用いた推定を行っている。本稿では、金利以外のマクロショックについても制御する必要があると考えたため、イヤーダミー及び定数項との間で完全な共線性を起こさない平均のリターンに関する指標を用いる。

算に用いた。前者の指標を $Return1$ とし、これを用いる計測式を「計測式1」と呼び、同様に後者を $Return2$ として「計測式2」と呼ぶことにする。

#### 4.4 記述統計

記述統計に関して、標本平均と標準偏差は表3の通りである。特に年ごとの標本平均(表4)を見ると、流動性預金比率は1995年一貫して上昇しており、集計データが示すとおり、大手銀行においてその比率が高まっていたことが確認できる。また不良債権比率及び有価証券保有による収益率も1990年代を通して悪化し続けていたことがわかる。預金残高は、全銀行を対象とした場合、1997年に大きく減少しており、特に大手銀行では1990年代を通して減少傾向にあった。最後に、預金に対する現金・準備預金の割合に注目すると、1994年から1996年にかけて低下しているものの、1997年および2000年に大きく上昇している。以上のデータの記述統計の面を理論モデルにおける銀行の流動性保有行動と関連付けると、平均的に観察される預金構成の流動化、有価証券収益率の低下、及び不良債権比率の上昇は、流動性需要を高める方向に働き、同様に預金残高の減少はそれを打ち消すように働いていたと考えられる。

説明変数間の相関係数は、表5の通りである。ここで、 $Deposit$ と $Ratio$ の間および、 $Health$ と $Return1, Return2$ の間に高い相関があることに注意が必要である。しかし、一階の差分を取るとそれらの相関は弱まっている。また $Liquidity$ と $Deposit$ の関係について、強い線形の関係が確認された(相関係数0.934)。これは、対数水準での現金・準備預金保有量が対数水準の預金残高に決定的に依存することを示している。従って、 $Liquidity$ について $Deposit$ を線形の関係として含む推定式を計測すると、当てはまりが極めて高くなることが予想される。

#### 4.5 推定結果

推定結果は表7の通りである<sup>24</sup>。強外生性の仮定のもとでの推定について、Hausman検定の結果、変量効果モデル(RE)による推定値が一致性を持つという帰無仮説が、計測式1、計測式2の両方で十分に小さな有意水準で棄却されている。そのため、固定効果モデル(FE)による推定が望ましい。またイヤーダミーの係数はゼロと有意に異なるため、二元配置固定効果モデルが最終的に採用される。一方、弱外生性のもとでの推定(GMM)

<sup>24</sup> 大手都市銀行と、地方・第二地方銀行とは、行動に異質性がある可能性を考慮して、大手銀行ダミー(預金量15兆円以上なら1を取る変数)と、 $Ratio, Deposit, Health, Return$ の各変数との交差項を導入した計測式(計測式1,2)を固定効果および変量効果モデルで推定し、その係数がゼロとなる帰無仮説についてF検定(REモデルについてはWald検定)を行ったところ、帰無仮説はいずれも10%水準で棄却できなかった。



に関して一段階目の推定結果(表6)を見ると、各内生変数について、計測式に含まれない操作変数の係数が全てゼロとなる帰無仮説は、十分に小さな有意水準で棄却されており、弱い操作変数の問題は深刻でないと考えられる。一方、HansenのJ統計量に注目すると、操作変数と攪乱項が直交するという帰無仮説は、計測式1では有意水準5%で棄却されないが、計測式2では有意水準1%で棄却されないに留っている<sup>25</sup>。従って、計測式2においては操作変数の選択に改善の余地があるが、計測式1では操作変数の満たすべき条件は、一応満たされていると結論付けられる。またいずれの収益率指標を用いても、*Ratio*、*Deposit*そして*Health*の係数は大きな差は生じないことも確認できる。本稿では、以上の推定モデルに関する検定の結果に基づき、強外生性の仮定のもとでの推定結果として固定効果モデルの結果を報告することとし、また推定結果の考察にあたっては計測式1の結果をもとに行う。

係数の推定値は、*Ratio*と*Health*、*Deposit*そして*Return*について、いずれの推定方法によっても理論から導かれる符号条件を満たしている。係数推定値の共分散行列の推定においては、White修正を行い不均一分散と系列相関について頑健な仮説検定を行った。その結果、強外生性の仮定のもとでの二元配置固定効果モデルにおいて、*Ratio*の係数は、5%水準でゼロと有意に異なっている。また*Deposit*の係数も極めて低い有意水準で帰無仮説を棄却できることがわかったが、*Return*の係数は、10%水準においてもゼロと有意に異ならなかった。*Health*の係数は10%水準で有意である。更に特筆すべきこととして、イヤーダミーの係数が強く有意に効いている点がある。これは、銀行の流動性需要が金融政策などマクロショックに強く反応していることものと解釈できる。加えて、内生性を考慮したGMM推定においては、*Ratio*の係数は1%水準で有意であり、更に*Health*の係数の有意性が増していることが確認できる(1%水準で有意)。従って、預金者行動によって生じ得る内生性を考慮した場合にも、預金構成の流動化が現金・準備預金保有行動に影響を与えることが確認できたと言える。

次に変数間の相対的重要性について考察すると、*Ratio*の係数は、モデル1で最も頑健と考えられるGMM推定の結果(括弧内はFE推定)で1.348(0.809)であり、*Health*の0.132(0.05)や*Return*の-0.137(-0.158)と比して、限界的には流動性保有量に強い影響をもたらすことがわかる<sup>26</sup>。銀行の流動性保有額に与える影響について、流動性需要関数は対数線形であるため、推定値は弾力性を意味している。よって、流動性預金比率が例え

<sup>25</sup> バランスドパネルデータを用いて推定した場合も、FEモデルおよびPanel-GMMの両方において、ほぼ同様の係数推定値が得られ、有意水準も大きく異ならなかった。加えて、その際のPanel-GMM推定における過剰識別検定(Hansen's J Test)は、いずれの計測式のもとでも有意水準5%で棄却されなかった。

<sup>26</sup> FEモデルに関して、推定期間がGMMによる推定と同じになるように、1995年から2000年までのサンプルを用いて推定した場合にも、推定値に大きな差は生じなかった。

ば、10%から11%に上昇すると、銀行の流動性需要は13.48%(FE推定の結果に従うと8.09%)高まることになる。

実際の流動性保有の高まりを説明する上では、変数自体の変化も考慮する必要があるといえる。例えば、流動性需要の預金構成に対する限界的な感応度が高くとも、不良債権比率や証券収益率の変化が、預金構成の変化に比して十分に大きい場合には、流動性保有の高まりを説明する上で預金構成のインパクトは、さほど高いとはいえない。そのため、具体的な例として、推定結果を流動性保有の高まりが確認された1999年と2000年の大手7行(旧第一勧業、旧さくら、旧あさひ、旧三和、旧住友、旧東海、旧東京三菱)のデータに当てはめた(表8)。これによると、例えば旧住友銀行は、1999年に8225億円の現金及び日銀預け金を保有しており、また流動性預金比率は、1999年に32.75%、翌2000年には34.9%に上昇していた。他の条件を全て一定として、得られた推定値をもとに計算すると、この変化は次年度に流動性需要を約756億円(FE推定の結果に従うと約423億円、以下同じ)高めたことになる。更に、預金残高は2000年に前年比で4.29%減少しており、これは流動性需要を約502億円(約409億円)低下させたことになる。同様に不良債権比率および証券収益率の変化は、それぞれ約382億円(約146億円)と約563億円(約650億円)ずつ流動性需要を高めたことになる。それ以外の大手行においても、(GMMによる推定値をもとに計算すると)預金構成の変化が流動性需要に与えた影響は、変数自体の変化の大きさを考慮した上でも、他の要因よりも強かったと結論付けることができる。

しかしながら、本稿の推定結果を解釈するためには一定の注意が必要である。まず *Ratio* 変数の内生性に関する議論の通り、預金構成変数には、金融政策などに関するマクロ変数(推定式上はイヤダミーにより吸収される)や不良債権問題による預入先銀行への経営不安の影響が含まれると考えられ、それ自体は完全に独立した要因でない可能性もある。推定式に関して、現金・準備預金保有量が流動性預金比率(負債のリスク)に反応を示すことが真の関係として成立し、また預金構成変数の一部が不良債権変数などにより説明される場合、預金構成の変数を除去して現金・準備預金需要関数を推定すると、不良債権変数の係数推定値は、本来それが預金構成変数を通じて間接的に現金・準備預金保有量に与える影響も含むこととなる。本稿の分析では、(先行研究で指摘されてきた)不良債権変数や金利変数を制御した上で、預金構成の係数がゼロと有意に異なるということが明らかになったが、これは、不良債権や金利変数の係数に関して言うと、それらが現金・準備預金保有量に与えるより直接的な影響を計測したことになる。

## 5. 結論および今後の課題

本稿は1990年代後半の貨幣乗数の低下問題に関連して、銀行の流動性保有動機に繋がりを負側サイドのリスク要因として流動性預金比率に注目し、それが銀行の現金・準備預金保有に与える影響について、銀行の財務パネルデータを用いて検証を行った。それにより流動性預金比率が現金・準備預金保有量に統計的に有意な説明力を持ち、その感応度は先行研究で指摘された要因よりも強いということが明らかになった。更に、預金者行動によって生じる内生性を考慮した推定によっても同様の結果が確認できた。従って、預金構成の流動化が預金流出リスクを高め、事前の流動性保有の便益を高めるという仮説を支持する実証結果を得たと結論付けられる。これは従来の貨幣乗数を巡る議論においては検討されてこなかった点である。

しかし、本稿の分析には、いくつかの問題があると認識している。まず預金者行動を明示的に取り入れておらず、預金構成の流動化がいかなる要因によって生じたかを射程の外に留めている。流動性預金比率の高まりそれ自体は、預金者サイドにおける金融不安の存在や名目金利の低下というような、銀行の流動性保有動機と共通する背景をもつ可能性がある。今後、より正確に定量的な計測を行うためには、預金者行動に関するより注意深い実証上の考慮を行うとともに、預金構成の決定要因について預金者側のデータを用いた実証分析が必要であると言える。

関連して、1994年の金利自由化過程の完了に伴い、銀行が金利の設定を自由に行うことで、預金構成を制御できた可能性を考慮していない。実際に1995年以降、普通預金と定期預金の金利差は大きく縮小しており、同時期に日本銀行が公定歩合を大幅に引き下げ(1993年2月4日2.75%→1995年9月18日0.5%)、あわせて長期金利も急低下したという背景があるものの、本稿が注目した預金構成の変化は、銀行の最適化行動を反映している可能性が排除できない。つまり、預金者行動の変化が銀行の預金金利設定行動の結果であると考えられることもできる。従って、普通預金と定期預金の金利差縮小が銀行の利潤最大化問題によって生じたのか、あるいは金利の期間構造の変化によって生じたのか、といった点についても今後分析することが求められる。本稿の分析は、それらを明確にできない点に限界があるといえる。

## 6. 参考文献

- [1] 相澤朋子・瀬下博之・山田節夫(2001).「銀行の貸し渋りと預金者行動」,『日本経済研究』42, pp.162-184.
- [2] 稲倉典子・清水谷諭(2005).「預金保険制度、ペイオフ解禁と預金者規律：家計のミクロデータによる預け替え行動の検証」,*Hi-Stat Discussion Paper*, No. 83.
- [3] 大谷聡・鈴木高志(2008).「銀行券・流動性預金の高止まりについて」,『日銀リビュー』No. 08-J-9.
- [4] 小林慶一郎・秋吉史夫(2006).「銀行危機と借り手企業の生産性についての実証分析」,*RIETI Discussion Paper Series*, No.06-J-021.
- [5] 塩路悦朗・藤木裕(2005).「金融不安・低金利と通貨需要」,『金融研究』24, pp.1-50.
- [6] 随清遠(1995).「金融仲介活動と景気変動」,『日本経済研究』29, pp31-49.
- [7] 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美(2003)「いわゆる「追い貸し」について」,『金融研究』22, pp.129-156.
- [8] 服部泰彦(2003).「拓銀の経営破綻とコーポレート・ガバナンス」,『立命館経済学』41, pp.1-35.
- [9] 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.
- [10] 三井情報開発株式会社(2004).「金融機関の破綻事例に関する調査報告書」, 金融庁委嘱研究(<http://www.fsa.go.jp/news/18/20070330-5.html>).
- [11] 山崎福寿・竹田陽介(1997).「土地担保の価値と銀行の貸出行動」, 浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』, pp.351-375. 東京大学出版会.
- [12] Cook, D. and L. Spellman(1994). “Repudiation risk and restitution costs: Toward understanding premiums on insured deposits,” *Journal of Money, Credit, and Banking*. 26, pp.439-459.
- [13] Diamond, D. and P. Dybvig(1983). “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy*. 91, pp.401-419.
- [14] Freixas, X. and J.C. Rochet(1997). *Microeconomics of Banking*, MIT Press.
- [15] Klein, M. A. (1971). “A theory of the banking firm,” *Journal of Money, Credit and Banking*. 3, pp.696-709.
- [16] Murata, K., and M. Hori(2006). “Do Small Depositors Exit from Bad Banks? Evidence from Small Financial Institutions in Japan ?,” *Japanese Economic Review*, 57, pp.260-278.
- [17] 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.

[18] Ogawa,K.(2008). “Why Commercial Banks Held Excess Reserves: The Japanese Experience of the Late 90s,” forthcoming in *Journal of Money, Credit and Banking*.

[19] Peria, M.M.S., and S. L. Schmukler(2001). “Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? : Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises,” *Journal of Finance*. 56, pp. 1029-1051.

[20] Prisman, E., M. B. Slovin and M. Sushka(1986). “A General Model of the Banking Firm Under Conditions of Monopoly, Uncertainty, and Recourse,” *Journal of Monetary Economics*, 17, pp.293-304.

[21] Rochet,J. and J. Tirole(1996). “Interbank lending and systemic risk,” *Journal of Money, Credit and Banking*. 28, pp.733-762.

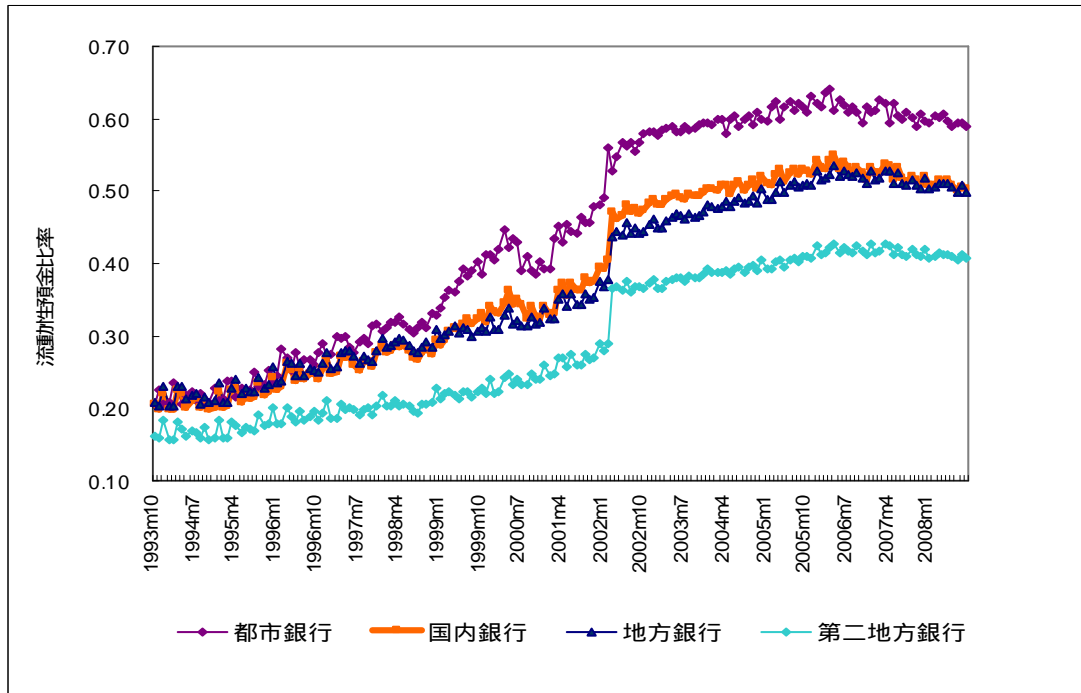
[22] Shioji, E.(2003). “Who Killed the Japanese Money Multiplier? A Micro-data Analysis of Banks,” mimeo.

[23] Tsuru, K.(2003). “Depositors’ Selection of Banks and the Deposit Insurance System in Japan: Empirical Evidence and its Policy Implications,” *RIETI Discussion Paper Series*. No. 03-E-024.

[24] Wooldridge,J.M.(2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

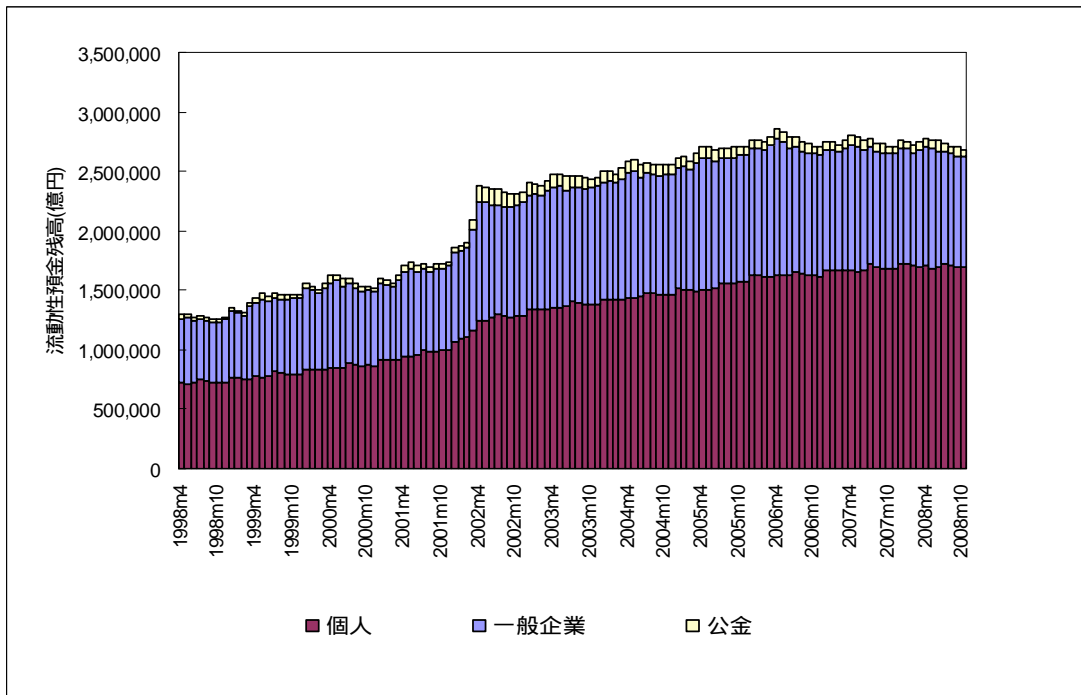
## 7. 図表

図 1-1. 流動性預金比率の推移(1993年10月～2008年10月)



(注)各銀行業種別に要求払い預金残高が総預金残高に占める割合を月中平均残高データでグラフ化した。日本銀行ホームページ(<http://www.boj.or.jp/>)から得られる、『金融経済統計』を用いて作成。

図 1-2. 流動性預金の預金者別残高推移(1998年4月～2008年10月,国内銀行,月中平均残高)



(注)日本銀行ホームページ(<http://www.boj.or.jp/>)から得られる、『金融経済統計』を用いて作成。

表 1 M2+CD 指標とその主な項目の対前年度末変化率

年度	M2+CD	M1	(現金通貨)	(預金通貨)	準通貨
1994年度末	1.93%	5.07%	5.18%	5.03%	0.94%
1995年度末	3.47%	4.39%	4.05%	4.52%	2.98%
1996年度末	2.97%	14.90%	9.21%	16.87%	-3.82%
1997年度末	2.64%	8.85%	7.38%	9.34%	-0.60%
1998年度末	4.42%	8.29%	9.04%	8.05%	1.48%
1999年度末	3.62%	7.71%	4.14%	8.87%	2.08%

(注)日本銀行ホームページ(<http://www.boj.or.jp/>)から得られる、『金融経済統計』を用いて作成。

表 2 変数対応表

変数	定義
Liquidity	「現金」+「日銀への預け金」の自然対数値
Ratio	A=「当座預金」+「普通預金」+「貯蓄預金」+「通知預金」 B=「定期預金」+「定期積金」として得られた比率 A/(A+B)の自然対数値
Health	「不良債権合計(旧基準)」/「貸付金合計」の自然対数値(1993年～1997年) 「リスク管理債権額(新基準)」/「貸付金合計」の自然対数値(1998年～2000年)
Deposit	「預金合計」-「譲渡性預金」の自然対数値
Return1	「有価証券利息配当金」/「有価証券合計」の自然対数値
Return2	(「有価証券利息配当金」-「株式配当金」)/(「有価証券合計」-「株式」)の自然対数値

(注)カギ括弧内は『日経NEEDS』における項目名をさしている。

表 3 記述統計(標本平均、標準偏差、最小値、最大値)

変数		標本平均	標準偏差	最小値	最大値	観察数
Liquidity	overall	10.62493	1.232696	7.841493	14.58156	N=881
	between		1.239148	8.20435	14.2365	n=130
	within		0.282589	9.465113	12.31469	T-bar=6.77692
Ratio	overall	-1.61229	0.201583	-2.29106	-1.04044	N=881
	between		0.186522	-2.18659	-1.11815	n=130
	within		0.083299	-1.8815	-1.28755	T-bar=6.77692
Deposit	overall	14.32662	1.052028	12.17119	17.4434	N=881
	between		1.084199	12.35521	17.42873	n=130
	within		0.081982	13.55387	15.10056	T-bar=6.77692
Health(-1)	overall	-4.19741	1.101955	-7.87205	-1.08575	N=852
	between		0.614812	-5.78191	-2.61923	n=130
	within		0.926653	-6.94784	-1.78879	T-bar=6.55385
Return1	overall	-3.30068	0.312423	-4.52653	-2.78487	N=881
	between		0.169462	-3.82337	-2.95273	n=130
	within		0.26223	-4.25596	-2.68262	T-bar=6.77692
Return2	overall	-3.19125	0.365125	-9.25239	-2.68453	N=881
	between		0.141879	-3.97579	-2.88456	n=130
	within		0.33619	-8.46785	-2.07753	T-bar=6.77692

(注)overallはサンプルをプールしたものについて、betweenはサンプルごとに計測期間の平均値をとったものについて、withinはサンプルごとに計測期間平均値からの偏差をとったものについて、それぞれ計算を行っている。T-barは銀行当たりでサンプルの得られる平均年数を示している。



表 4 変数の年別標本平均

	1994 年	1995 年	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年
流動性預金 比率	18.35% (23.60%)	18.25% (23.42%)	20.08% (26.16%)	20.65% (27.18%)	21.15% (27.78%)	21.60% (28.49%)	22.57% (31.51%)
証券収益率(1)	4.78% (3.77%)	4.63% (3.32%)	4.32% (2.96%)	3.88% (2.71%)	3.69% (2.39%)	3.03% (2.13%)	2.52% (1.65%)
証券収益率(2)	5.35% (5.67%)	5.22% (5.20%)	4.90% (4.59%)	4.35% (4.14%)	4.14% (3.60%)	3.30% (3.07%)	2.76% (2.56%)
不良債権比率	0.81% (3.10%)	0.85% (3.06%)	3.03% (4.36%)	2.75% (8.93%)	4.07% (4.51%)	4.98% (4.87%)	6.59% (4.74%)
非譲渡性預金 残高	32,446 (281,236)	34,541 (275,629)	34,089 (264,534)	31,614 (258,640)	33,449 (241,575)	32,446 (213,908)	32,608 (211,525)
現金・準備預金 残高	1,374 (15,249)	1,238 (13,276)	1,138 (11,881)	944 (9,317)	1,106 (10,556)	1,031 (8,922)	1,315 (11,329)
現金準備/預金 比率	2.90% (4.89%)	2.65% (4.33%)	2.32% (3.94%)	2.51% (3.14%)	2.50% (3.69%)	2.47% (3.46%)	3.24% (4.38%)

(注)上段は全サンプルによる標本平均を、下段括弧内は、大手銀行(預金量15兆円以上)の標本平均を示している。ただし大手銀行の標本平均に関して、旧三菱銀行と旧東京銀行が合併した影響を除くため、旧三菱銀行および旧東京三菱銀行を除いて計算している。預金残高及び現金・準備預金残高の単位は億円。証券収益率1はReturn1を、証券収益率2はReturn2をそれぞれレベルに変換したものの年別平均値を報告している。

表 5 説明変数間の相関係数

	Ratio ( Ratio)	Deposit ( Deposit)	Health ( Health)	Return1,2 ( Return1,2)
Ratio ( Ratio)	1			
Deposit ( Deposit)	0.473 ( - 0.013)	1		
Health ( Health)	0.205 (-0.112)	0.126 -0.007	1	
Return1 ( Return1)	-0.182 (-0.013)	-0.131 (-0.207)	-0.677 (-0.073)	1
Return2 ( Return2)	0.115 -0.095	0.07 (-0.107)	-0.529 (-0.095)	1

(注)上段は変数間のoverallでの相関係数、下段は一階差分を取ったものに関する相関係数を表している。

表 6 一段階推定における F 検定

計測式 1

内生変数	観察数	操作変数数	F-Test	P-Value
Ratio	710	60	F(60, 645)=4.15	(0.000)
Deposit	710	60	F(60, 645)=2.68	(0.000)
Health	710	60	F(60, 645)=5.92	(0.000)
Return1	710	60	F(60, 645)=3.03	(0.000)

計測式 2

内生変数	観察数	操作変数数	F-Test	P-Value
Ratio	710	60	F(60, 645)=6.33	(0.000)
Deposit	710	60	F(60, 645)=2.72	(0.000)
Health	710	60	F(60, 645)=6.17	(0.000)
Return2	710	60	F(60, 645)=8.91	(0.000)

(注)一段階推定において、内生変数を外生変数に回帰した際に、計測式に含まれない外生変数の係数が全てゼロ

になる帰無仮説をF検定している。F検定の結果のみを報告している。

表 7-1 推定結果(被説明変数:Liquidity, 推定方法:固定効果モデル)

計測式	計測式 1		計測式 2	
説明変数	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
Ratio	0.809 **	(0.316)	0.820 **	(0.322)
Deposit	1.159 ***	(0.134)	1.195 ***	(0.141)
Health(-1)	0.050 *	(0.030)	0.047	(0.030)
Return1	-0.158	(0.107)		
Return2			-0.015	(0.054)
D1995	-0.115 ***	(0.019)	-0.110 ***	(0.019)
D1996	-0.374 ***	(0.046)	-0.359 ***	(0.045)
D1997	-0.360 ***	(0.070)	-0.325 ***	(0.065)
D1998	-0.395 ***	(0.079)	-0.352 ***	(0.073)
D1999	-0.483 ***	(0.102)	-0.410 ***	(0.090)
D2000	-0.293 **	(0.132)	-0.192 *	(0.112)
Const.	-4.709 **	(2.120)	-4.793 **	(2.169)
N. of Obs.	850		850	
N. of Groups.	130		130	
R_squared(Overall)	0.905		0.902	
F-Test(1)	F(10,710)= 22.41		F(10, 710)= 29.68	
(P-Value)	(0.000)		(0.000)	
F-Test(2)	F(6,710)= 22.76		F(6,710)= 26.61	
(P-Value)	(0.000)		(0.000)	
Hausman Test	chi2 (10)= 26.71		chi2 (10)= 46.95	
(P-Value)	(0.003)		(0.000)	

(注)F-Test(1)は定数項以外の係数推定値がすべてゼロとなる仮説を、F-Test(2)はイヤーダミーの係数がゼロとなる帰無仮説を検定している。D1995~D2000はそれぞれ、1995年から2000年までのイヤーダミーを示しており、1994年がベースである。係数推定値の標準誤差は、White修正したもの(Panel Robust Estimator)を報告している。(\*, \*\*, \*\*\*)は、それぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意であることを示している。

表 7-2 推定結果(被説明変数:Liquidity, 推定方法 : Panel-GMM)

計測式	計測式 1		計測式 2	
説明変数	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
Ratio	1.348 ***	(0.330)	1.205 ***	(0.335)
Deposit	1.426 ***	(0.157)	1.433 ***	(0.159)
Health(-1)	0.132 ***	(0.022)	0.133 ***	(0.021)
Return1	-0.137	(0.107)		
Return2			-0.085 ***	(0.015)
D1995	-0.131 ***	(0.013)	-0.125 ***	(0.013)
D1996	-0.455 ***	(0.044)	-0.430 ***	(0.043)
D1997	-0.559 ***	(0.069)	-0.528 ***	(0.064)
D1998	-0.605 ***	(0.077)	-0.560 ***	(0.070)
D1999	-0.739 ***	(0.099)	-0.692 ***	(0.083)
D2000	-0.599 ***	(0.128)	-0.527 ***	(0.103)
Const.				
N. of Obs.	710		710	
N. of Groups.	123		123	
Wald-Test(1)	chi2 (10)=413.11		chi2 (10)= 424.70	
(P-Value)	(0.000)		(0.000)	
Wald-Test(2)	chi2 (6)= 283.63		chi2 (6)= 305.62	
(P-Value)	(0.000)		(0.000)	
Hansen's J Test	chi2 (56)= 73.36		chi2 (56)= 74.67	
(P-Value)	(0.060)		(0.048)	

(注)Wald-Test(1)は係数推定値がすべてゼロとなる仮説を、Wald-Test(2)はイヤーダミーの係数がゼロとなる帰無仮説を検定している。D1995～D2000はそれぞれ、1995年から2000年までのイヤーダミーを示しており、1994年がベースである。係数推定値の標準誤差は、White修正したもの(Panel Robust Estimator)を報告している。(\*, \*\*, \*\*\*)は、それぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意であることを示している。

表 8 推定値から計算される大手銀行の流動性保有量の変化(1999年～2000年)

	流動性預金比率	預金残高	不良債権比率	証券収益率	合計	実際の変化率
	推定値× 変化率(A)	推定値× 変化率(B)	推定値× 変化率(C)	推定値× 変化率(D)	(A)+(B)+(C)+(D)	Liquidity
第一勧業銀行	18.50% (11.11%)	-7.67% (-6.23%)	6.08% (2.31%)	3.05% (3.52%)	19.96% (10.70%)	-0.49%
さくら銀行	14.83% (8.91%)	-5.28% (-4.29%)	3.43% (1.30%)	3.76% (4.33%)	16.74% (10.25%)	42.54%
あさひ銀行	11.42% (6.86%)	-2.63% (-2.14%)	-0.95% (-0.36%)	0.48% (0.56%)	8.32% (4.92%)	16.70%
三和銀行	12.24% (7.46%)	11.08% (9.14%)	1.59% (0.60%)	5.33% (6.14%)	30.57% (23.35%)	26.05%
住友銀行	8.57% (5.14%)	-6.11% (-4.97%)	4.65% (1.77%)	6.85% (7.90%)	13.95% (9.85%)	42.71%
東海銀行	16.40% (9.85%)	2.95% (2.40%)	-11.34% (4.31%)	0.44% (0.51%)	8.45% (8.44%)	21.39%
東京三菱銀行	12.08% (7.26%)	4.34% (3.53%)	0.12% (0.04%)	4.35% (5.01%)	20.88% (15.84%)	-0.52%

(注)銀行名は 2000 年時点のものである。変化率は、2000 年時点の対前年変化率である。上段は一般化積率法による推定値、下段括弧内は固定効果モデルの推定値に基づいてそれぞれ計算されている。実際の変化率は、現金・準備預金保有量の 2000 年時点での対前年変化率を計算したものである。