

第2章 自己資本比率が邦銀の流動性需要に与えた影響

長 田 健

1. はじめに

2010年に「バーゼルⅢ」がG20首脳会合（ソウルサミット）で承認され、自己資本比率規制の強化に加え、いくつかの新規制の導入が決まった。その1つが流動性カバレッジ比率（LCR）規制であり、世界金融危機において、高い自己資本比率を公表していた銀行が、流動性枯渇に直面し破たんしたことが導入の要因である。

このような時代背景の下で、銀行の流動性と自己資本比率の関係に関する研究が徐々に蓄積されつつある。Berger and Bouwman（2009）は自己資本と流動性に関する理論研究を整理し、両者の間には相反する2つの仮説が存在するとしている。「金融脆弱性-クラウディングアウト（Financial Fragility-Crowding Out）仮説」によれば、自己資本比率が高い銀行ほど銀行の流動性が低くなると考えられるとする一方で、「リスク吸収（Risk Absorption）仮説」によれば、自己資本比率が高い銀行ほど高い流動性を生み出すことが出来るとしている。彼らは独自の流動性指標を用いて仮説の検証を行い、大銀行には正の関係が、小銀行には負の関係があったとしている。Distinguin et al.（2013）は、バーゼルⅢの定義やBerger and Bouwman（2009）の定義に基づく流動性指標などの様々な流動性指標と自己資本比率との関係に関する実証分析を行い、両仮説を支持する結果を得ている。

本稿は、1990年代末から2000年代にかけて日本経済が経験した「銀行による超過準備預金の保有行動」に注目し、銀行の流動性需要と自己資本比率の関係について分析する。図1は準備預金制度導入以降の日本の超過準備預金比率の推移である¹。ここで用いた超過準備預金比率とは超過準備預金額（法定準備預金を上回る準備預金）を法定準備預金額で除した値である²。

-
- 1 日本において準備預金制度が導入されたのは1957年であるが、日本銀行のデータベースから得られるのは1959年9月以降のデータである。
 - 2 日本銀行による公表データである「準備預金額（平均残高）」と「法定準備預金額（平均残高）」から準備預金額を算出し、超過準備預金比率を算出した。

$$\begin{aligned} \text{超過準備預金比率} &= \frac{\text{超過準備預金額}}{\text{法定準備預金額（平均残高）}} \\ &= \frac{\text{準備預金額（平均残高）} - \text{法定準備預金額（平均残高）}}{\text{法定準備預金額（平均残高）}} \end{aligned}$$

この図を見ると準備預金制度導入後から1990年代末まで邦銀は超過準備預金を殆ど保有してこなかったが、ゼロ金利政策や量的緩和政策の実施に伴い、超過準備預金比率は1990年代末から急激に上昇し、多い時には法定準備預金額の5倍もの超過準備預金を保有していたことが分かる。

金利収入を生まない流動資産である超過準備預金を銀行は何故需要するのだろうか。Mishkin (2007) 白川 (2008) によれば銀行による超過準備預金保有行動に影響を与える要因は2つ挙げられる。1つ目が機会費用である。超過準備預金は無利子資産であるため保有は機会費用を伴う。Mishkin (2007) はその機会費用は超過準備預金を貸出に回せば得られたであろう金利収入であり、FFレート(日本の場合、無担保コール翌日物)に等しいと述べている。この機会費用(金利)が低くなると超過準備預金保有増加につながる。

そして2つ目が「予備的動機に基づく決済需要」である。銀行が資金不足(預金の引き出しなど)に直面しても市場での資金調達に100%確信を持てるのであれば、不足金額だけ当日のオーバーナイト市場で資金調達することが考えられるが、その確信が低い銀行ほど超過準備預金を保有すると考えられる。1990年代から2000年代前半の邦銀の超過準備預金需要を分析した小川(2004)、Ogawa(2007)は、健全性が低い銀行ほどこの確信が低いと考え、不良債権比率の上昇・株価変化率の低下によって超過準備預金需要の増加が説明できるかどうかを検証した。その結果、不良債権比率が高い銀行ほど超過準備預金需要が高かったことを示し、健全性の低下が超過準備預金保有行動を促進した可能性を指摘している。一方、2001年度までの邦銀の準備預金の変動を分析したShioji(2003)は健全性指標(自己資本-貸出金比率、不良債権比率、不振産業向け貸出比率³)によって準備預金の変動を有意に説明できないとしている。

本稿は、この「予備的動機に基づく決済需要」に対して自己資本比率が与えた影響を分析する。現在、広く用いられる健全性指標の一つに自己資本比率があるが、この指標を用いて予備的動機に基づく決済需要を検証した研究は未だ行われていない⁴。更に、自己資本比率に加え、Shimizu(2007)が用いた市場評価自己資本比率もまた健全性を捉え得る指標として用いる。

この指標は市場データに基づく指標であり、より直接的に「市場」での資金調達の困難度を測りうると考える⁵。

3 Shioji(2003)の用いた不振産業向け貸出比率(the share of three troubled industries in total lending)とは貸出金合計に占める建設(Construction)・不動産(real estate)・流通(distribution)の3産業向け貸出の割合。

4 Shioji(2003)が用いた自己資本-貸出金比率は類似した指標であるが、本稿の扱う自己資本比率は自己資本比率規制(いわゆるBIS規制)に基づき算出される自己資本比率でありShioji(2003)のそれとは異なる。

5 Ogawa(2007)が健全性指標の一つとして用いた株価変化率も市場データに基づく指標であるが、株価変化率が健全性を捉えているとは考え難い。

不良債権比率と異なり自己資本比率と市場評価自己資本比率はより長期間のデータを用いることが出来るというメリットがある。不良債権比率のデータが得られるのは90年代末以降であるのに対し、自己資本比率・市場評価比率はそれ以前から利用可能である⁶。検証がなされてこなかった90年代の準備預金保有行動の検証をするという点が本稿の貢献の1つである。

本稿の実証結果から得られた結論は、1991年度から2007年度の超過準備預金保有行動に対して、無担保コールレートおよび銀行の健全性が影響を与えたことが分かった。そして、健全性指標として用いた指標の中で自己資本比率（特にTier 1比率）の説明力が最も高く、銀行の「予備的動機に基づく決済需要」を最も捉えた指標はTier 1比率であることが分かった。この結果は、自己資本比率（Tier 1比率）が低い銀行ほど、流動資産である超過準備預金を保有した可能性を示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節にて日本の準備預金制度について説明をし、それを踏まえ1991-2009年度の邦銀各行の超過準備預金比率を算出し、その推移を概観する。第3節では理論的考察を行う。それに基づき第4節で推定式を導き、用いるデータについて説明する。第5節にて実証分析を行い、実証結果を分析する。第6節は本稿の結論である⁷。

2. 準備預金制度と超過準備預金比率の推移⁸

本節では日本の準備預金制度について説明をし、それを踏まえ1990年代から2000年代の邦銀各行の超過準備預金比率を算出し、その推移を概観する。

まず準備預金制度を図2の概念図を用いて説明する。ある銀行の12月1日（月初）から12月31日（月末）の準備預金制度対象債務の日々の残高の推移を①で表わす。その平均値（②）に法定準備率を掛けて得られる値が法定準備預金（③）である。一方、この銀行の12月16日から1月15日までの準備預金の日々の残高を④で表わし、その平均値を⑤とする。準備預金制度の下での義務は⑤ \geq ③であり、④ \geq ③ではない。つまり、前月の準備預金制度対象債務の平均残高に対し法定準備率を掛けた水準以上の日銀当座預金残高を、当月の16日から翌月の15日までの間（積み期間）に平均的に積み立てることが求められる。

法定準備預金（③）を平均値（②）から算出する際に、日本では超過累進制という制度を1986年7月から採用している。超過累進制とは預金残高を金額により区分し、高い区分に属する預

6 信託勘定を含む不良債権比率は90年代も利用可能であるが、銀行勘定の不良債権比率のデータが得られるのは1998年度以降である。

7 補論に流動資産として「現金」を含めた分析結果を示している。本論と同様の結果が得られ、本論の分析結果の頑健性を示している。

8 本節は白川（2008）および日本銀行金融研究所（2004）第3章に基づく。

金残高ほど準備率が高くなるという制度である。残高区分とそれぞれの準備率は表1の通りである⁹。

例を用いて超過累進制を説明する。ある銀行の2010年3月における毎日の預金残高が総額3兆円の定期性預金のみであった場合、2010年3月16日から4月15日までの積み期間における法定準備預金額は以下の計算の結果、182億7,500万円となる。

$$182\text{億}7,500\text{万円} = (3\text{兆円} - 2\text{兆}5,000\text{億円}) \times 1.2\% + (2\text{兆}5,000\text{億円} - 1\text{兆}2,000\text{億円}) \times 0.9\% + 7,000\text{億円} (1\text{兆}2,000\text{億円} - 5,000\text{億円}) \times 0.05\% + 4,500\text{億円} (5,000\text{億円} - 500\text{億円}) \times 0.05\%$$

ここで、この超過累進制の計算方法に基づき、個別行の超過準備預金比率を計算する。まず、各年度末の貸借対照表から、表1に示した3つの準備預金制度対象債務（定期性預金、その他の預金、債券）それぞれから合計額を算出する¹⁰。次に、表1の準備率・超過累進制に基づき定期性預金・その他の預金・債券それぞれの法定準備預金額を算出し、それらを合計し法定準備預金総額を求める。この総額を貸借対照表の「日銀への預け金」から引いた額を超過準備預金額とし、それを法定準備預金総額で除することで超過準備比率が求められる。

このようにして求められる指標は正確な超過準備預金額ではないことに注意が必要である。本節の前半で説明した準備預金制度の概略からも明らかのように、年度末一時点を切り取った貸借対照表から正確な法定準備預金・超過準備預金額は算出できないからである。しかし、現在利用可能なデータセットで出来る最善の算出方法であろう。

このようにして求められた超過準備預金比率の記述統計量を表2に示した¹¹。この表でまず注目すべきは、1997年度以前に比べ1998年度（1999年3月末）以降は平均値・中央値が大きくなっている点である。この傾向は図1で示した超過準備預金比率の変動と共通する。

この超過準備預金比率の上昇の内、1998年度末～2005年度末の上昇は日本銀行による金融政策が影響していると考えられる。ゼロ金利政策（1999年2月～2000年8月）と量的緩和政策（2001年3月～2006年3月）である。図3に示すように、この時期に無担保コール翌日物金利は実質ゼロになり、準備預金保有の機会費用が低下したことがこれらの期間における超過

9 ここで示した準備率は1991年10月16日以降のものである。それ以前の準備率は異なる。

10 定期性預金は定期預金と定期積立の合計、その他の預金は当座預金、普通預金、貯蓄預金、通知預金の合計である。

11 前述したように表の準備率は1991年10月以降のものなので、記述統計量も1991年度以降のものである。データベースNikkei Needs Financial Questから152銀行（都市銀行11行・長期信用銀行3行・信託銀行7行・地方銀行64行・第二地方銀行67行）の財務データを用いている。

準備預金増加の原因の一つであろう¹²。この点は先行研究（Shioji [2003]、小川 [2004]、Ogawa [2007]）も指摘する通りである。

また2008年度末、2009年度末の上昇は2つの要因が考えられる。1つは2008年12月から開始された金融緩和政策により無担保コール翌日物金利の誘導目標が低水準（0.1%）に設定されたことによる機会費用の低下である。もう1つは2008年11月から実施された補完当座預金制度である。日本の補完当座預金制度とは超過準備預金に金利を付与する制度である¹³。導入当初付与された金利は政策金利（0.3%）から日本銀行が定める数値（スプレッド：0.2%）を引いた値（0.1%）であったが、前述の金融緩和政策が執行された2008年12月以降はスプレッドが0%に設定された結果、誘導目標として定める無担保コール翌日物金利と同じ0.1%となった。これによる機会費用の低下もまた超過準備預金増加の原因と考えられる。

興味深いのは2006・2007年度末である。図3にも示したように無担保コール翌日物金利の水準は1996・1997年度末と同水準であり、1995年度末よりも高い。それにもかかわらず、平均値・中央値の水準はそれらの時期に比べ高い。超過準備預金保有行動が機会費用（金利）以外の要因によって引き起こされる証左の一つといえる。

表2から読み取れるもう1つの特徴は、1997年度以前に比べ1998年度（1999年3月末）以降は標準偏差が大きくなっている点である。1998年度末を境に最大値は大きく上昇したのに対して、最小値の変化は殆どない（2003・2004・2005年度末はやや大きな値を取っている）。つまり、1998年度末以降の超過準備保有行動は銀行毎に差異があったことが分かる。同じ低金利下にあっても、多くの超過準備預金を保有する銀行があった一方で、殆ど超過準備預金を保有しなかった銀行もある。この時期の超過準備預金保有行動の分析は、機会費用（金利）以外の要因を明らかにしうる興味深い時期であると言える。

3. 超過準備預金保有行動：理論的考察

本節では銀行の超過準備預金保有行動について理論的考察を行う。尚、これに基づき、次節（第4節）で実証モデルを導出する。

まず以下のようなバランスシート（B/S）の銀行を想定する。

12 量的緩和政策期に観察されたコール市場の縮小（取引量の減少）も準備預金増加の原因の一つと考えられる。

13 補完当座預金制度は2008年10月31日に決定され、11月の準備預金積み期（11月16日～12月15日）から実施された。米国でも2008年10月9日（公表は10月6日）から準備預金への付利を開始したが、付利の対象は「法定準備預金＋超過準備預金」である。

B/S	
準備預金 (R)	自己資本(K)
貸出 (L)	預金 (D)

銀行は自己資本 (K) と預金 (D) で調達した資金を準備預金 (R) と貸出 (L) で運用する
と考える。銀行貸出から得られるリターン (つまり準備預金の機会費用) を r_L とし、準備預金
の金利収入は無いとする。また、期末の預金引き出し額を \bar{x} (確率変数) とし、準備預金額が不
足した場合 ($\bar{x} - R > 0$) は r_p ($\bar{x} - R$) のペナルティーを支払うとする ($r_p > r_L$)。このような
銀行の期待収益 (π) は下記の式で表わされる。

$$\begin{aligned} \pi(R) &= r_L(D + K - R) - r_p E[\max(0, \bar{x} - R)] \\ &= r_L(D + K - R) - r_p \int_R^D (x - R) f(x) dx \end{aligned} \tag{a}$$

$f(x)$: 確率密度関数

そして (a) 式の一階の条件は

$$\begin{aligned} \pi'(R) &= -r_L - r_p \Pr[\bar{x} \geq R] = 0 \end{aligned} \tag{b}$$

$\Pr[\]$: 確率

となる¹⁴。

ここで銀行の予想預金引き出し額の分布をPower Function Distributionと仮定すると、
分布関数 $F(x)$ は以下のように表わされる¹⁵。

$$F(x) = \left(\frac{x}{D}\right)^c$$

$$c > 0, \quad 0 \leq x \leq D$$

c : 形状パラメーター

尚、 c が大きいほど多額の預金引き出しがなされる確率が高くなる (図4、5参照)。これを用
いると、(b) 式の $\Pr[\bar{x} \geq R]$ は以下のようになり、

$$\Pr[\bar{x} \geq R] = 1 - \left(\frac{R}{D}\right)^c$$

14 以上の理論的考察はFrexias and Rochet (2008) の第8章、およびOgawa (2007)、小川 (2004)
に依拠している。

15 Power Function DistributionについてはEvans et al (2000) の33章を参照。

これを用いると (b) 式は

$$\pi'(R) = -r_L R - r_p \left\{ 1 - \left(\frac{R}{D} \right)^c \right\} = 0$$

となる。これより、利潤最大化をする銀行の最適準備預金保有額は下式を満たすように決定される。

$$\left(\frac{R}{D} \right)^c = 1 - \frac{r_L}{r_p} \quad (c)$$

次に (c) 式から超過準備預金に関する式を導く。準備預金 (R) は法定準備預金 (LR) と超過準備 (ER) により構成される。法定準備率を δ (定数) とすると、 $R = LR + ER = \delta D + ER$ となるので (c) 式は以下のように書きなおされる。

$$\left(\delta + \frac{ER}{D} \right)^c = 1 - \frac{r_L}{r_p} \quad \text{ただし } ER \geq 0 \quad (d)$$

これより超過準備預金比率 $\left(\frac{ER}{D} \right)$ に影響を与える要因として、以下3つの要素を挙げられる¹⁶。

1つ目がcの変化である。銀行が自分自身の準備預金が不足する可能性が高いと考えるほど (cが大きいほど)、左辺が小さくなるので $\left(\delta + \frac{ER}{D} < 1 \right)$ から、ERを増やし $\frac{ER}{D}$ が大きくなる。これはまさに「予備的動機に基づく決済需要」であり、本稿ではcが大きいほど予備的動機が高まると考える。2つ目が準備預金保有の機会費用 (r_L) であり、機会費用が高いほど $\frac{ER}{D}$ は小さくなる。そして3つ目がペナルティー率 (r_p) であり、ペナルティー率が高いほど超過準備預金保有が増える。

そして、これら3要素と超過準備預金比率 $\left(\frac{ER}{D} \right)$ の間に線形関係を仮定することによって以下の式が導かれる¹⁷。尚、 α は定数項、 β_1 、 β_2 、 β_3 は係数を表わす。

$$\frac{ER}{D} = \alpha + \beta_1 \text{予備的動機} + \beta_2 \text{機会費用} + \beta_3 \text{ペナルティー率} \quad (e)$$

4. 推定式とデータ

(e) 式から推定式を導くにあたり3要素 (予備的動機、機会費用、ペナルティー率) および超過準備預金比率 $\left(\frac{ER}{D} \right)$ を捉える変数を設定する必要がある。

16 前節までは超過準備預金比率の分母は法定準備預金であったが、本節以降「超過準備預金比率=超過準備預金÷預金」とする。

17 図1で用いた超過準備預金比率とは定義が異なる。図1の超過準備預金比率は超過準備預金を法定準備預金額で除したものであったが、ここでは預金額 (負債サイド) で除した値を用いている。

まず予備的動機の大きさを捉える変数について考える。本稿の目的は、この予備的動機が健全性と相関すると考え、自己資本比率を含む様々な健全性指標と超過準備預金保有行動の関係を分析することである。この本稿の目的に照らし、以下5つの指標を用いる。

1つ目が自己資本比率である。ここで用いる自己資本比率とは国際統一基準に基づく自己資本比率、いわゆるBIS比率である¹⁸。この自己資本比率が低い銀行ほど「自分自身の健全性は低く、市場からの資金調達が困難であり、準備預金が不足する可能性が高い」と考え、準備預金をより需要すると考える。つまり、自己資本比率が低い銀行ほど超過準備預金を多く保有すると考えられる。

2つ目がより狭義の自己資本比率、いわゆるTier 1比率である。Tier 1比率とは、貸借対照表上の株主資本（Tier 1）をリスク加重資産で除した値であり、補完的項目（Tier 2）を含む自己資本比率に比べ、より健全性を反映する指標と言われている。

3つ目がShimizu（2007）の市場評価自己資本比率である。市場の評価の低さは「市場での資金調達の困難度合」の高さとも考え得る。よって市場評価自己資本比率が低い銀行ほど、超過準備預金を多く保有すると考えられる。

4つ目、5つ目が不良債権比率である。邦銀は2種類の基準（金融再生法、銀行法）に基づき不良債権を開示しており、それぞれの基準に基づく不良債権比率を本稿では「不良債権比率1」¹⁹「不良債権比率2」²⁰として用いる。Ogawa（2007）などと同様、不良債権比率が高い銀行ほど市場からの資金調達が困難であり、超過準備預金を多く保有すると考える。

尚、期待される β_1 の推定結果は、自己資本比率・Tier 1比率・市場評価自己資本比率の場合は負の値、不良債権比率の場合は正の値である。

次に超過準備預金比率であるが、超過準備預金額を（負債の部の）預金合計で除した値を用いる。尚、超過準備預金額は第2節と同じく以下の手順で算出する。各銀行各年度末の貸借対照表から、表1に示した3つの準備預金制度対象債務（定期性預金、その他の預金、債券）それぞれの合計額を算出する。次に、表1の準備率・超過累進制に基づき定期性預金・その他の預金・債券それぞれの法定準備預金額を算出し、それらを合計し法定準備預金総額を求める。この法定準備預金総額を貸借対照表の「日銀への預け金」（資産の部）から引いた額を超過準備預金額とする。

18 国際統一基準に準じた国内基準に基づく自己資本比率も含める。

19 金融再生法に基づいて開示している不良債権（貸出金と貸付け有価証券などのその他の債権が対象）は要管理債権、危険債権、破産更生債権およびこれらに準ずる債権の3つである。この3債権の合計額を3債権の合計に正常債権を加えたもので除した値を「不良債権比率1」とする。

20 銀行法に基づくリスク管理債権（貸出金のみ対象）は貸出条件緩和債権、3カ月以上延滞債権、延滞債権、破綻先債権の4区分が存在し、本稿はこの4区分の総額（銀行勘定）を貸出金総額で除した値を「不良債権比率2」として用いる。

機会費用 (r_L) を捉える指標としては無担保コール翌日物金利を用いる。Mishkin (2007) は、機会費用は超過準備預金を貸出に回せば得られたであろう金利収入であり、FFレート (日本の場合、無担保コール翌日物) に等しいと述べている。そして最後にペナルティー率 (r_p) であるが、本稿では全期間・全銀行で一定であり、ペナルティー率は定数項に吸収されると考える。

以上から以下の推定式 (1) を得る。

$$\frac{ER_{it}}{D_{it}} = \alpha + \beta_1 \text{Ratio}_{it} + \beta_2 \text{Call}_t + \gamma_1 \text{Long} + \gamma_2 \text{Trust} + \gamma_3 \text{Region1} + \gamma_4 \text{Region2} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i は銀行を、 t は各年度末をそれぞれ表わす。 ER_{it} 、 D_{it} はそれぞれ銀行 i の t 年度末における超過準備預金額、預金合計を表わす。 Ratio_{it} は銀行 i の t 年度末における自己資本比率などの変数であり、予備的動機の高さを捉える。 Call_t は t 年度末の無担保コール翌日物金利である。 ε_{it} は誤差項である。尚、長期信用銀行ダミー (Long)、信託銀行ダミー (Trust)、地方銀行ダミー (Region1)、第二地方銀行ダミー (Region2) を用いて業態の違いをコントロールしている。各業態に属する時に 1 を、そうではない時に 0 を取るダミー変数である。この式を邦銀の財務パネルデータを用いてPooled OLS推定を行う。

この推定式に加え、下記 2 つの推定式の推定も行う。1 つ目が二元配置固定効果推定であり、(2) 式のように表わされる。

$$\frac{ER_{it}}{D_{it}} = \alpha + \beta_1 \text{Ratio}_{it} + \mu_t + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

μ_t 、 μ_i はそれぞれ時間固定効果、経済主体固定効果を表わす。(1) 式では各年度の影響を Call_t で捉えているが、金利変動だけでは捉えきれない各年度の固定効果が存在すると考え、その効果を μ_t でコントロールする。同じく、(1) 式ではコントロールされていない経済主体ごと特有の固定効果を μ_i でコントロールする。尚、それぞれの固定効果が正当化されるかどうかを係数制約のF検定によって調べ、正当化されない場合は一元配置固定効果推定もしくはPooled-OLS推定を行う。 v_{it} は誤差項である²¹。

2 つ目の推定式は次のようなProbitモデルである。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Ratio}_{it} + \gamma_1 \text{Long} + \gamma_2 \text{Trust} + \gamma_3 \text{Region1} + \gamma_4 \text{Region2} + v_{it} \quad (3)$$

21 推定式 (2) ではペナルティー率は 2 つの固定効果に吸収されると考える。つまり、一つ一つのサンプルが全て異なるペナルティー率だと考える。

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \frac{ER_{it}}{D_{it}} \geq \left(\frac{ER_{it}}{D_{it}}\right)_{60} \\ 0 & \frac{ER_{it}}{D_{it}} \leq \left(\frac{ER_{it}}{D_{it}}\right)_{40} \end{cases}$$

$\left(\frac{ER_{it}}{D_{it}}\right)_{60}$ 、 $\left(\frac{ER_{it}}{D_{it}}\right)_{40}$ はそれぞれ $\frac{ER_{it}}{D_{it}}$ の 60% 点の値、40% 点の値を表わす²²。つまり、 $\frac{ER_{it}}{D_{it}}$ が 60%

点よりも高い銀行を「超過準備預金を保有していた銀行」、40% 点より低い銀行を「超過準備預金を保有していなかった銀行」とし Probit 推定を行う。

データ

以上の式 (1) (2) (3) を邦銀の年度末財務データを用いて推定する。推定期間は現在の法定準備率が適用された 1991 年度から 2007 年度の 17 年間である。本稿の目的は金利が付与されない超過準備預金の保有行動であるので、補完当座預金制度が適用 (2008 年 10 月) された 2008 年度以降のデータは除外した²³。

推定期間に関しては、ゼロ金利政策が開始された 1998 年度以降のデータに限った推定も同時に行う。この期間に限定するメリットは 2 つある。1 つ目が不良債権比率のデータが入手可能であり、その推定結果と自己資本比率・Tier 1 比率・市場評価自己資本比率が比較可能である。

3 つ目が、超過準備預金保有行動を分析するのに適した期間であるという点である。図 3 や表 2 で示したように、超過準備預金保有行動が顕著になったのはゼロ金利政策が執行された 1998 年度以降である。また、第 2 節で分析したように、1998 年度末以降と 1997 年度末以降では超過準備預金比率 (超過準備預金/法定準備預金) の標準偏差の大きさも異なる。1997 年度以前の標準偏差は比較的小さく、超過準備預金保有行動に銀行間の差異は比較的小さかったのに対し、1998 年度以降の標準偏差は大きく銀行間の差異が大きかった。故に 1998 年度から 2007 年度の期間は、邦銀の超過準備預金保有行動を分析しやすい期間と考えた。

本稿で用いる邦銀財務データは Nikkei Needs Financial Quest から銀行 (都市銀行、[旧] 長期信用銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行) の単体財務データを用いた。不良債権比率は銀行勘定 (信託勘定を含まない) のものを用いる。コール金利は日本銀行データベースから無担保コール翌日物金利 (年度末) を用いる。

22 60% 点は約 0.417%、40% 点は約 0.019% である。

23 米国でも準備預金に対する付利が 2008 年から開始された。これに伴い、準備預金に関する理論的分析が Mishkin (2007) と Mishkin (2009) では異なる。尚、米国の準備預金制度の変遷は Feinman (1993) が詳しい。

5. 推定結果

式 (1)、(2)、(3) の推定結果をそれぞれ表 3、4、5 に示す。それぞれの表において、左 3 列が推定期間 1991 年度～2007 年度の推定結果 (Ratio_{it} として用いた変数は左から自己資本比率・Tier 1 比率・市場評価自己資本比率)、右 5 列が推定期間 1998 年度～2007 年度の推定結果 (Ratio_{it} として用いた変数は左から自己資本比率・Tier 1 比率・市場評価自己資本比率・不良債権比率 1・不良債権比率 2) である。

まず、推定式 (1) の結果 (表 3) であるがコールローンは全ての推定において負に有意な値を取っており、無担保コール金利が低い時により超過準備預金を保有したことが分かる。 Ratio_{it} の推定結果は市場評価自己資本比率以外の変数を用いた場合に有意な結果を得た。

続いて推定式 (2) の結果である (表 4 参照)。まず、いずれの推定式もモデル選択の F 検定の結果、二元配置固定効果推定が採択され、時間固定効果、経済主体固定効果の存在が示された。 Ratio_{it} の推定結果に関してはまず、推定期間が 1991 年度から 2007 年度の場合、期待された符号条件に合う推定結果を得たのは Tier 1 比率だけであった。市場評価自己資本比率を用いた場合にも有意な値を得たが、正に有意な結果であり期待された符号 (負の値) と異なる。次に、1998 年度から 2007 年度の推定期間の場合であるが、自己資本比率・Tier 1 比率を用いた場合に有意に負の結果を得た。

最後に推定式 (3) の結果 (表 5) であるが、まず、コールローンはいずれの推定結果でも有意に負の値を得た。 Ratio_{it} の推定結果は、推定期間 1991 年度から 2007 年度の場合、いずれの変数を用いた場合も有意に負の値を取った。一方、1998 年度から 2007 年度の推定期間の場合、有意な結果を得たのは自己資本比率・Tier 1 比率を用いた場合のみであった。

尚、推定式 (1) (3) の銀行業態ダミーの推定結果から、長期信用銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行は都市銀行に比べ多くの超過準備預金を保有していたという結果を得た。

全推定結果から Ratio_{it} として用いた 5 つの変数を比較すると、最も説明力が高かったのは Tier 1 比率であった。Tier 1 比率が、銀行の予備的動機に基づく決済需要を最も捉えた変数である可能性を示している。また、興味深いのは不良債権比率を含めたその他の指標を用いた場合に有意な結果を得られなかった点である。この推定結果は不良債権比率を用いて有意な結果を示した Ogawa (2007) などの推定結果と異なる。推定方法の違いなどの原因も考えられるが、本稿の推定結果のほうがより多く (長い期間) のデータを用いており、より信頼性の高い推定結果と考えられる。

6. 結論

銀行による準備預金保有行動の決定要因の1つに「予備的動機に基づく決済需要」があると考えられている。本稿では自己資本比率（Tier 1比率）・市場評価自己資本比率・不良債権比率を「予備的動機に基づく決済需要」を捉える指標として用い、1990-2000年代の邦銀の超過準備預金保有行動を分析した。

実証分析に先立ち日本の準備預金制度について整理し、準備預金制度導入以降の超過準備預金比率の推移を概観した。その後、理論的考察に基づき推定モデルを導出し、1991年度から2007年度の邦銀の財務パネルデータを用いて3つの推定式（Pooled OLS、二元配置固定効果推定、Probit推定）を推定した。

その結果、超過準備預金保有行動は低金利（無担保コール翌日物金利の低下）、および予備的動機に基づく決済需要の増加によって引き起こされていた可能性が示された。そして、その予備的動機に基づく決済需要の大きさを最も捉えた指標がTier 1比率であったことが分かった。Tier 1比率が低い銀行は、市場からの資金調達が困難であると考え、超過準備預金を多く保有したと考えられる。つまり、自己資本比率（特にTier 1比率）と銀行の流動資産需要の間には負の相関があることが示された。

本稿の結果に基づく規制導入以前のこの結果から、LCR規制導入によって銀行の流動資産保有行動はどのような影響を受けると考えられるだろうか。まず考えられるのが、自己資本比率が高い銀行による過剰な流動資産保有である。本稿の結果から、流動資産保有は自己資本比率が高い銀行ほど少ないことが分かった。つまり、LCR規制は自己資本比率が低い銀行に比べ高い銀行の流動資産保有行動の制約になる可能性が考えられる。流動資産保有を最小限に抑えることが最適解である自己資本比率が高い銀行にとって、LCR規制は制約となり、最適な流動資産量以上の流動資産保有を強いらられる可能性がある²⁴。

このように考えると、LCR規制は自己資本比率が低い銀行には制約とならないと考えられる。しかし、規制導入によって、自己資本比率が低い銀行が過少な流動資産保有行動をとる可能性も懸念される。LCR規制が課されることで、規制遵守が目的化してしまうと、銀行は最適な流動資産保有量ではなく、規制を満たす最小限の流動資産量を保有すればよいと考えるインセンティブが働く可能性がある。このようなモラルハザードが生じた場合、LCR規制は流動性枯渇による金融機関の破たん防止に十分機能するとは考え難い。

世界金融危機後、LCR規制に限らず様々な新規制が導入され、グローバルな金融規制が複雑化する中で、規制間の相互作用や相互関係について分析する研究が徐々に蓄積されつつあるが

24 しかし、金融危機時に自己資本比率が高い銀行が流動性枯渇に直面した事実から考えると、LCR規制制約は金融機関破たん防止に効果的な規制となりうることも考えることが出来る。

まだ十分とは言えない²⁵。本研究はLCR規制と自己資本比率規制という2つの規制間の相互関係について分析を行ってきたが、特定の流動資産に関する分析に留まっており、限定的な分析に過ぎない。更なる分析は今後の課題とする。

(2014年4月脱稿)

25 例えば、レバレッジ比率規制の影響を、自己資本比率規制との相互作用を考慮したうえで分析した Kiema and Jokivuolle (2014) が挙げられる。

図 1 : 超過準備預金比率 (月次)

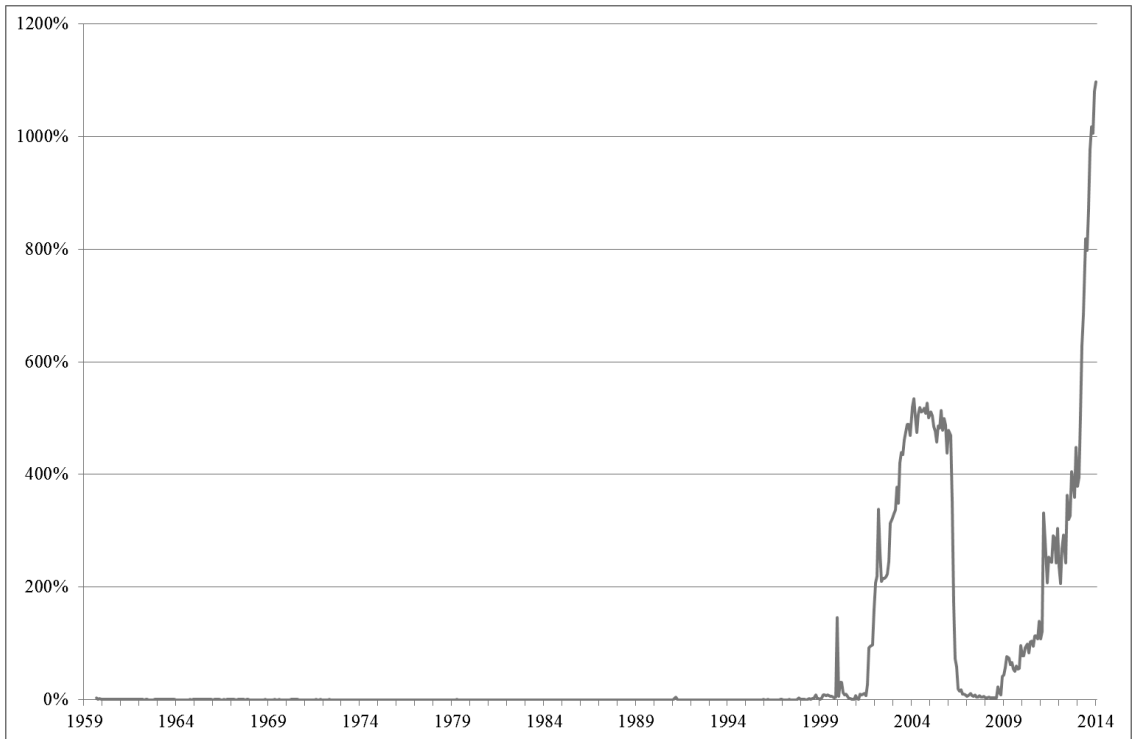


図 2 : 日本の準備預金制度 (概念図)

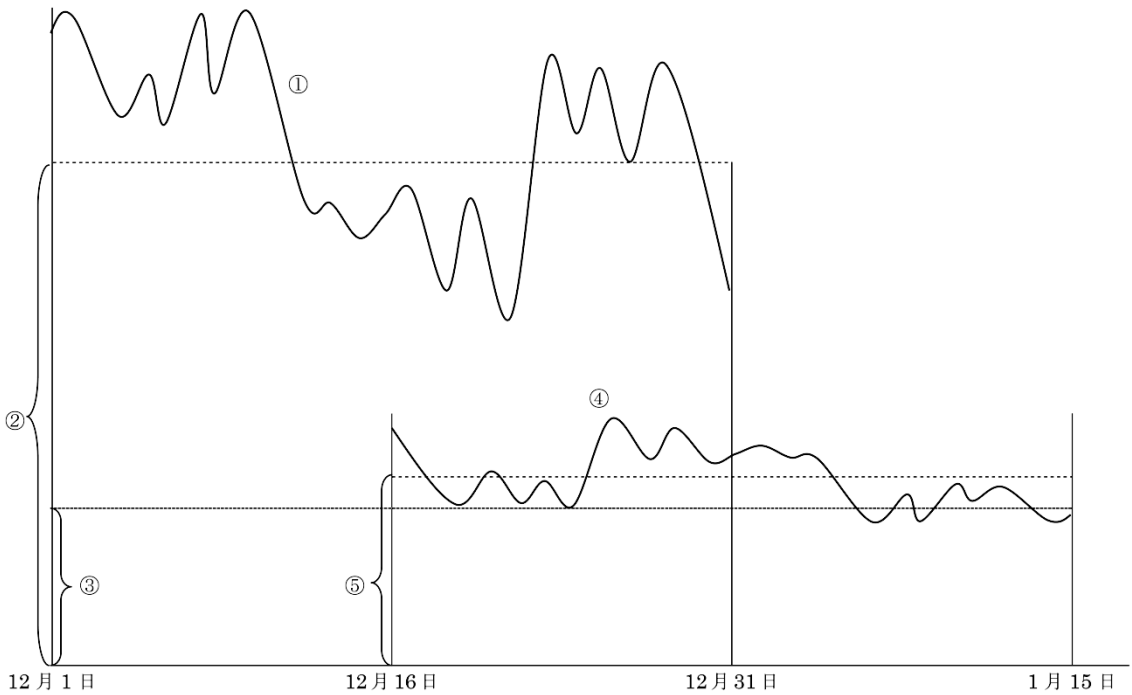


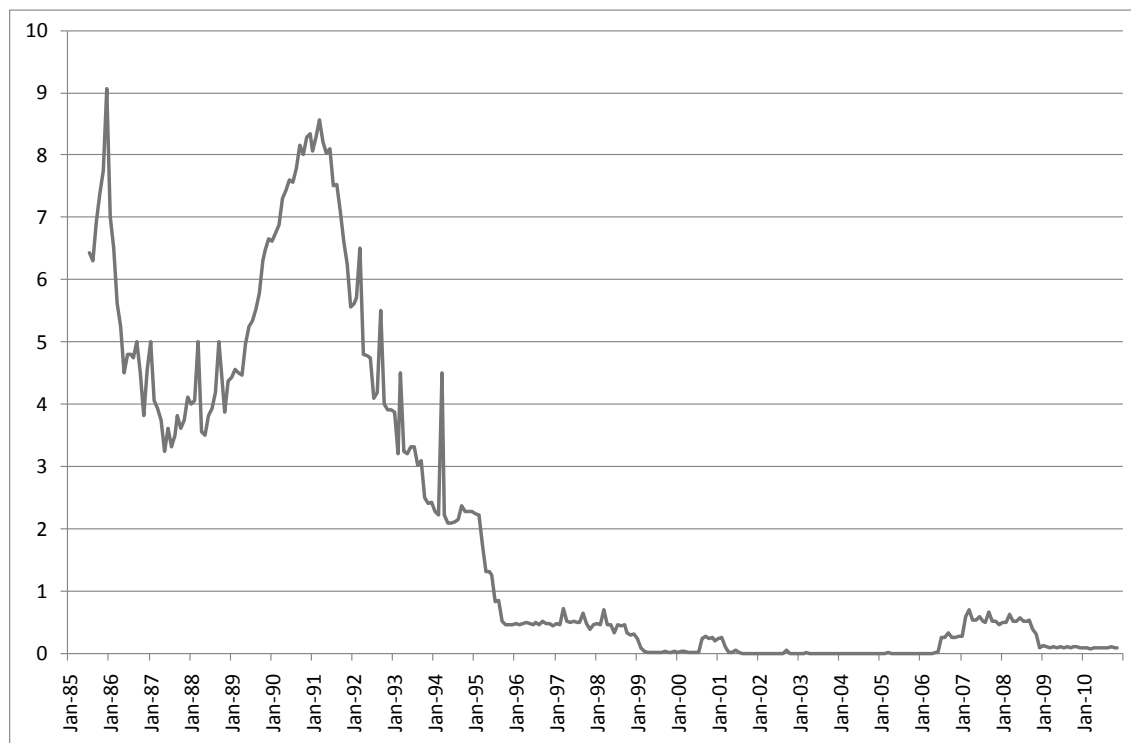
表1：残高区分と法定準備率（1991年10月16日以降）

残高区分	定期性預金 (譲渡性預金を含む)	その他預金	債券
2兆5,000億円超	1.2%	1.3%	0.1%
1兆2,000億円超 2兆5,000億円以下	0.9%		
5,000億円超 1兆2,000億円以下	0.05%	0.8%	
500億円超 5,000億円以下		0.1%	

表2：超過準備預金比率の記述統計量

年度末	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	銀行数
1991	1.298	0.160	20.345	-0.945	3.462	152
1992	1.196	0.127	16.039	-0.960	3.137	151
1993	1.190	0.098	17.093	-0.951	3.270	150
1994	0.557	0.011	24.088	-0.953	2.311	150
1995	1.487	0.099	44.815	-0.890	6.168	150
1996	2.136	0.126	62.906	-0.903	7.987	148
1997	2.187	0.157	95.659	-0.708	9.246	145
1998	5.726	0.293	358.905	-0.952	32.111	141
1999	16.620	2.746	419.604	-0.988	42.778	138
2000	9.385	0.308	161.769	-0.701	24.666	136
2001	30.330	11.353	176.470	-0.765	40.402	129
2002	35.754	11.588	284.707	-0.925	53.645	127
2003	27.520	9.476	342.460	-0.652	46.068	120
2004	24.692	7.304	253.185	-0.636	39.415	118
2005	19.297	4.909	215.158	-0.406	32.673	115
2006	15.310	1.583	143.592	-0.863	32.407	114
2007	14.771	0.528	265.157	-0.823	39.783	115
2008	16.629	2.623	271.848	-0.747	36.780	110
2009	12.867	2.000	153.245	-0.491	28.482	108

図3：無担保コール翌日物金利の推移（月末：％）



年度末	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
無担保コール翌日物 月末／金利（％）	5.625	3.938	5.000	4.500	6.875	8.563	6.500	4.500	4.500	1.750	0.490	0.720	0.700

年度末	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
無担保コール翌日物 月末／金利（％）	0.050	0.040	0.120	0.012	0.021	0.005	0.022	0.004	0.715	0.641	0.088	0.082

図 4 : Power Function Distribution の確率密度関数

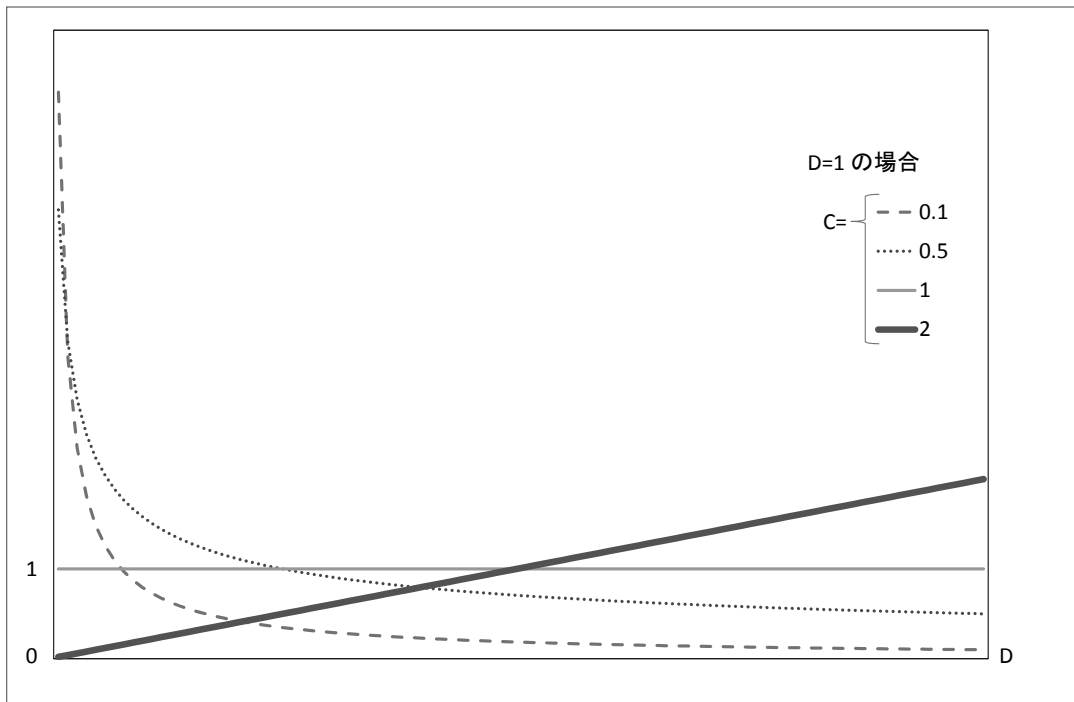


図 5 : Power Function Distribution の分布関数

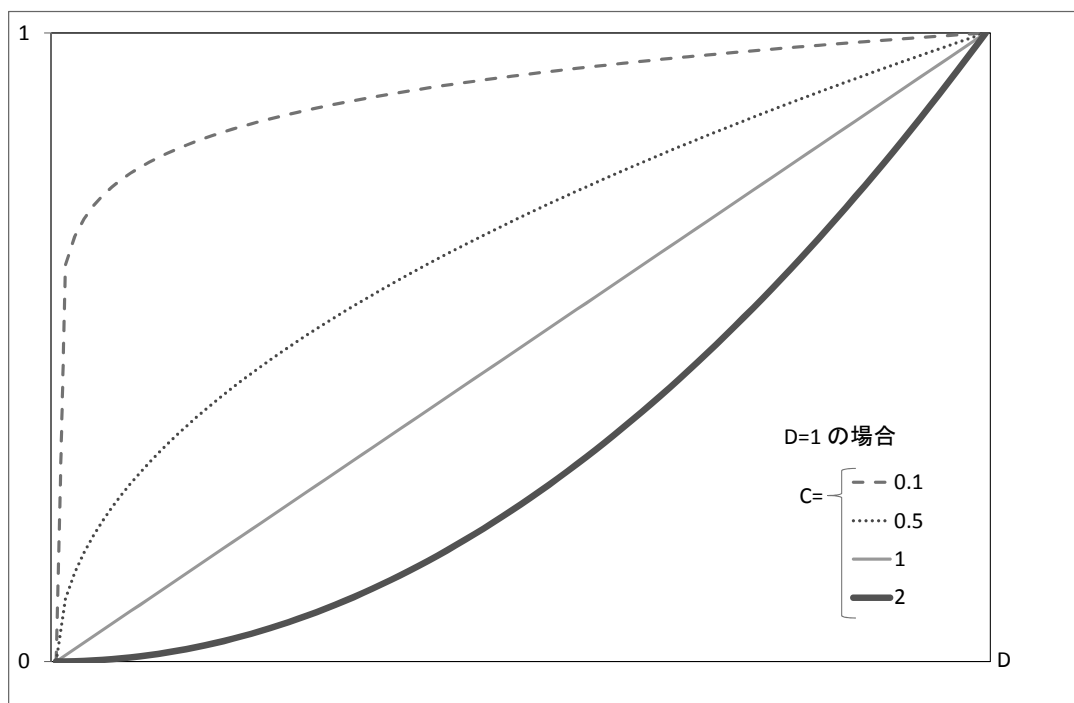


表3：推定結果：推定式(1)

サンプル数	1991-2007		1998-2007		1118			
	1705	1701	1697	1135				
定数項	3.252 *** (7.717)	1.893 *** (6.818)	0.487 ** (1.962)	6.142 *** (9.982)	3.760 *** (9.099)	0.028 (0.055)	2.030 *** (5.799)	1.740 *** (5.073)
自己資本比率	-0.187 *** (-5.277)			-0.356 *** (-7.524)				
Tier 1 比率		-0.099 *** (-3.160)						
市場評価自己資本比率			-0.006 (-0.273)				0.035 (1.067)	
不良債権比率1								0.029 * (1.756)
不良債権比率2								0.073 *** (3.723)
コールローン	-0.379 *** (-11.929)	-0.369 *** (-11.317)	-0.279 *** (-11.393)	-1.557 *** (-5.096)	-1.806 *** (-5.966)	-1.906 *** (-6.296)	-1.920 *** (-6.227)	-1.658 *** (-4.978)
長期信用銀行	3.433 *** (7.899)	3.414 *** (7.575)	1.454 *** (3.622)	6.925 *** (9.493)	6.849 *** (9.135)	1.939 ** (2.098)	5.121 *** (7.267)	5.025 *** (6.610)
地方銀行	0.047 (0.220)	0.282 (1.281)	0.801 *** (3.853)	-0.789 ** (-2.306)	0.059 (0.171)	1.539 *** (3.300)	-0.443 (-1.276)	-0.495 (-1.456)
第二地方銀行	0.652 *** (2.775)	1.077 *** (4.716)	1.359 *** (6.118)	-0.492 (-1.327)	0.641 * (1.851)	2.556 *** (5.329)	0.362 (1.019)	-0.055 (-1.459)
信託銀行	1.421 *** (4.572)	1.414 *** (4.503)	1.812 *** (6.292)	2.346 *** (4.766)	2.414 *** (4.855)	4.133 *** (6.714)	2.193 *** (4.396)	2.262 *** (4.513)
修正済み決定係数	0.138	0.129	0.111	0.171	0.157	0.115	0.130	0.128

(注1) 被説明変数：超過準備/預金合計

(注2) カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

表 4 : 推定結果 : 推定式 (2)

サンプリング数	1991-2007		1998-2007		1172	1118		
	1705	1701	1697	1135				
定数項	1.529 *** (3.718)	2.168 *** (7.186)	0.796 *** (6.349)	3.906 *** (5.795)	3.642 *** (6.866)	1.871 *** (9.670)	2.129 *** (13.943)	2.122 *** (10.754)
自己資本比率	-0.012 (-0.273)			-0.191 *** (-2.771)				
Tier 1 比率		-0.107 ** (-2510)			-0.214 *** (-3.029)			
市場評価自己資本比率			0.050 ** (2.260)			-0.013 (-0.355)		
不良債権比率1							-0.020 (-0.953)	
不良債権比率2								-0.039 (-1.356)
修正済み決定係数	0.440	0.447	0.462	0.449	0.450	0.488	0.446	0.453
モデル選択の検定								
Cross-Section F値	5.300 ***	5.411 ***	5.643 ***	5.725 ***	5.617 ***	6.072 ***	5.629 ***	5.101 ***
Period F値	37.564 ***	37.061 ***	47.345 ***	26.963 ***	28.085 ***	31.374 ***	31.575 ***	32.144 ***
Cross-Section/Period F値	9.389 ***	9.770 ***	11.108 ***	7.141 ***	7.089 ***	7.864 ***	7.189 ***	6.760 ***

(注1) 被説明変数・超過準備/預金合計

(注2) カッコ内はt値。***, **はそれぞれ1%, 5%の有意水準を表す。

(注3) モデル選択のF検定の結果から、いずれの推定も二元配置固定効果推定を採択。

表5：推定結果：推定式(3)

期間(年度)	1991-2007		1998-2007		998	781	998	945
	1389	1342	968	968				
サンプル数								
定数項	0.783 *** (3.003)	-0.152 (-0.793)	1.806 *** (4.979)	1.470 *** (6.325)	-0.233 (-0.782)		0.674 *** (3.693)	0.551 *** (3.017)
自己資本比率	-0.066 *** (-3.006)		-0.101 *** (-3.559)					
Tier 1 比率	-0.051 *** (-2.659)			-0.128 *** (-5.075)				
市場評価自己資本比率		-0.034 ** (-2.254)			0.030 (1.281)			
不良債権比率1							-0.006 (-0.634)	
不良債権比率2								0.018 (1.646)
コーポレート	-0.269 *** (-12.024)	-0.237 *** (-11.075)	-0.947 *** (-5.448)	-0.951 *** (-5.507)	-1.049 *** (-5.450)		-1.006 *** (-5.874)	-0.775 *** (-4.096)
長期信用銀行	0.866 ** (3.359)	1.236 *** (4.104)	1.173 ** (2.540)	1.600 *** (3.317)	1.430 ** (2.103)		0.701 (1.562)	0.813 (1.475)
地方銀行	0.309 ** (2.422)	0.668 *** (3.994)	-0.026 (-0.140)	0.318 * (1.714)	0.798 *** (2.968)		0.095 (0.526)	0.014 (0.077)
第二地方銀行	0.703 *** (4.884)	0.776 *** (4.384)	0.168 (0.816)	0.526 *** (2.815)	1.181 *** (4.207)		0.399 ** (2.150)	0.094 (0.504)
信託銀行	0.631 *** (3.241)	0.955 *** (4.104)	0.529 * (1.843)	0.595 ** (2.081)	0.801 ** (2.170)		0.525 * (1.859)	0.357 (1.235)
McFadden R ²	0.130	0.107	0.070	0.083	0.056		0.045	0.028

(注1)被説明変数:「超過準備預金/預金合計」が全サンプル(1991-2007年度)の60%点以上の場合1、40%点以下の場合0を取る変数。Probit Model.

(注2)カッコ内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

補論

本論で分析してきたのは超過準備預金保有行動であるが、銀行が資金不足に備えて保有する資産は、準備預金に限らない。銀行窓口における現金引き出しに備えて保有する現金がその1つである。健全性の低下に伴う預金引き出し（銀行取付けなど）に備えて、銀行が保有するのは準備預金ではなく現金である。

この現金の機能を考慮し、本補論では超過準備預金に現金も含めた分析を行い、本論の頑健性を確認する。本論では推定式（1）（2）の被説明変数として超過準備預金を預金合計（負債の部）で除した値（ $\frac{ER_{it}}{D_{it}}$ ）を利用してきたが、ここでは新たに2つの値を用いる。「超過準備預金に現金を加えた値を預金合計で除した値（ $\frac{ER_{it}+Cash_{it}}{D_{it}}$ ）」と「現金を預金合計で除した値（ $\frac{Cash_{it}}{D_{it}}$ ）」である。

また、推定式（3）に関しても $\frac{ER_{it}+Cash_{it}}{D_{it}}$ 、 $\frac{Cash_{it}}{D_{it}}$ それぞれの60%点よりも高い銀行を「超過準備預金・現金を保有していた銀行」、40%点より低い銀行を「保有していなかった銀行」としProbit推定を行う。

まず、 $\frac{ER_{it}+Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合の推定結果を表6、7、8に示した。それぞれに対応する推定式は（1）、（2）、（3）である。推定結果は、 $\frac{ER_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合の結果とほぼ同じ結果を得た。興味深いのは推定式（2）における市場評価自己資本比率の推定結果である。本論では正に有意な値を取り、期待された符号と異なる（解釈が難しい）推定結果を得たが、本推定ではそのような結果は出なかった。また、推定式（3）において不良債権比率2を用いた推定結果であるが、表8では有意に正の値を取っており、現金を含めた場合は、不良債権比率2もまた「準備預金が不足する可能性の大きさ」を捉える指標として機能していた可能性が示唆され、Ogawa（2007）などの推定結果と一致する。

次に、 $\frac{Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合の推定結果を表9、10、11に示した。これらの結果も先の結果と同じく、自己資本比率（Tier 1比率）は有意な結果を示している。推定式（1）（3）を用いた推定では、いずれの健全性指標も有意な結果を得ている。推定式（2）の結果においても不良債権比率1が有意な結果を示している。注意が必要なのはコールローンの推定結果である。1991-2007年度の推定期間の結果はいずれも正に有意な結果を示しており、機会費用では説明が難しい推定結果である。更なる研究が必要とされる。

以上、「銀行が資金不足に備えて保有する資産」の1つである現金も含めた分析を行ったが、いずれの結果も自己資本不足（Tier 1比率の低さ）がその要因であった可能性を示唆する結果である。

表6：推定結果 ($\frac{ER_{it} + Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合)：推定式 (1)

期間(年度)	1991-2007			1998-2007			1118
	1705	1697	1701	1135	928	1172	
サンプル数							
定数項	7.414 *** (16.804)	3.337 *** (11.804)	4.688 *** (15.904)	9.626 *** (15.164)	2.515 *** (4.675)	3.702 *** (10.113)	3.447 *** (9.686)
自己資本比率	-0.378 *** (-10.184)			-0.494 *** (-10.106)			
Tier 1 比率			-0.201 *** (-6.048)	-0.345 *** (-7.977)			
市場評価自己資本比率		-0.056 ** (-2.394)			0.001 (0.029)		
不良債権比率1						0.070 *** (4.066)	
不良債権比率2							0.128 *** (6.330)
コーポレート	-0.112 *** (-3.367)	-0.005 (-0.185)	-0.100 *** (-2.881)	-1.715 *** (-5.441)	-2.220 *** (-6.796)	-2.136 *** (-6.622)	-1.841 *** (-5.329)
長期信用銀行	4.102 *** (9.014)	1.837 *** (4.019)	3.795 *** (7.935)	6.854 *** (9.106)	0.876 (0.878)	4.420 *** (5.998)	4.264 *** (5.405)
地方銀行	-0.727 *** (-3.270)	-0.279 (-1.177)	-0.251 (-1.075)	-1.224 *** (-3.468)	0.868 * (1.724)	-0.695 * (-1.914)	-0.897 ** (-2.542)
第二地方銀行	0.121 (0.492)	0.615 ** (2.433)	0.973 *** (4.016)	-0.755 ** (-1.975)	2.209 *** (4.266)	0.458 (1.234)	-0.098 (-0.270)
信託銀行	1.547 *** (4.757)	1.926 *** (5.873)	1.535 *** (4.606)	1.716 *** (3.379)	3.492 *** (5.254)	1.480 *** (2.837)	1.354 *** (2.604)
修正済み決定係数	0.152	0.116	0.116	0.203	0.121	0.142	0.149

(注1)被説明変数：(超過準備+現金)/預金合計

(注2)カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

表7：推定結果 ($\frac{ER_{it} + Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合)：推定式 (2)

期間(年度)	1991-2007			1998-2007		
	1705	1701	1697	1135	928	1172
サンプル数						
定数項	4.851 *** (11.523)	4.498 *** (14.471)	3.171 *** (22.780)	6.189 *** (9.035)	5.826 *** (10.808)	3.748 *** (24.146)
自己資本比率	-0.142 *** (-3.263)			-0.244 *** (-3.472)		
Tier 1 比率		-0.145 *** (-3.305)			-0.268 *** (-3.746)	
市場評価自己資本比率			0.000 (-0.004)		-0.023 (-0.599)	
不良債権比率1					0.004 (0.174)	
不良債権比率2						0.014 (0.499)
修正済み決定係数	0.473	0.471	0.464	0.487	0.488	0.483
モデル選択の検定						
Cross-Section F値	7.026 ***	6.847 ***	8.287 ***	5.920 ***	5.830 ***	5.935 ***
Period F値	33.563 ***	34.773 ***	35.988 ***	32.939 ***	34.354 ***	38.112 ***
Cross-Section/Period F値	9.849 ***	10.262 ***	11.357 ***	7.623 ***	7.684 ***	7.860 ***
(注1)被説明変数:(超過準備+現金)/預金合計						
(注2)カッコ内はt値。***は1%の有意水準を表す。						
(注3)モデル選択のF検定の結果から、いずれの推定も二元配置固定効果推定を採択。						

表 8：推定結果 ($\frac{ER_{it} + Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合)：推定式 (3)

期間(年度)	1991-2007			1998-2007			
	1401	1397	1388	962	797	991	940
サンプル数							
定数項	2.961 *** (9.890)	1.252 *** (6.980)	0.547 *** (2.866)	3.189 *** (8.309)	0.056 (0.178)	0.508 *** (2.642)	0.354 * (1.816)
自己資本比率	-0.247 *** (-9.767)			-0.230 *** (-7.731)			
Tier 1 比率		-0.150 *** (-7.287)		-0.191 *** (-7.604)			
市場評価自己資本比率			-0.050 *** (-3.368)		-0.007 (-0.370)		
不良債権比率1						0.010 (1.252)	
不良債権比率2							0.045 *** (3.913)
コーポレート	0.013 (0.638)	0.019 (0.919)	0.075 *** (3.977)	-1.200 *** (-6.671)	-1.239 *** (-6.429)	-1.389 *** (-7.970)	-1.190 *** (-6.202)
長期信用銀行	1.675 *** (4.577)	1.322 *** (3.860)	0.966 *** (2.804)	1.357 *** (3.276)	0.583 (1.064)	0.147 (0.398)	0.096 (0.237)
地方銀行	-0.768 *** (-5.572)	-0.394 *** (-2.855)	-0.652 *** (-4.007)	-0.741 *** (-3.745)	0.021 (0.070)	-0.465 ** (-2.451)	-0.566 *** (-2.954)
第二地方銀行	-0.257 * (-1.668)	0.350 ** (2.417)	-0.134 (-0.775)	-0.434 ** (-1.997)	0.638 ** (2.102)	0.194 (1.003)	-0.103 (-0.527)
信託銀行	0.045 (0.231)	0.071 (0.372)	0.191 (0.869)	-0.268 (-0.964)	0.285 (0.745)	-0.296 (-1.101)	-0.435 (-1.573)
McFadden R ²	0.133	0.105	0.059	0.156	0.073	0.098	0.090

(注1) 被説明変数：(超過準備預金+現金)/預金合計がサンプル(1991-2007年度)の60%点以上の場合1、40%点以下の場合0を取る変数。Probit Model。

(注2) カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

表9：推定結果 ($\frac{ER_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合)：推定式 (1)

期間(年度)	1991-2007			1998-2007			1132
	1717	1711	1700	1145	931	1182	
サンプル数							
定数項	4.162 *** (25.168)	2.776 *** (25.024)	2.848 *** (22.375)	3.476 *** (22.628)	2.487 *** (18.106)	1.651 *** (18.554)	1.643 *** (16.878)
自己資本比率	-0.192 *** (-13.841)			-0.139 *** (-11.773)			
Tier 1 比率		-0.102 *** (-8.132)		-0.091 *** (-8.579)			
市場評価自己資本比率			-0.050 *** (-4.786)		-0.034 *** (-3.767)		
不良債権比率1					0.040 *** (9.635)		0.062 *** (11.444)
不良債権比率2							
コーポレーション	0.268 *** (21.468)	0.271 *** (20.755)	0.274 *** (21.867)	-0.151 ** (-1.980)	-0.314 *** (-3.768)	-0.213 *** (-2.694)	-0.147 (-1.543)
長期信用銀行	0.641 *** (3.855)	0.375 ** (2.100)	0.383 * (1.857)	-0.025 (-0.144)	-1.064 *** (-4.175)	-0.737 *** (-4.168)	-0.383 ** (-1.963)
地方銀行	-0.764 *** (-9.172)	-0.519 *** (-5.912)	-1.079 *** (-10.111)	-0.416 *** (-4.880)	-0.094 (-0.671)	-0.227 ** (-2.570)	-0.382 *** (-3.937)
第二地方銀行	-0.523 *** (-5.674)	-0.090 (-0.983)	-0.744 *** (-6.526)	-0.248 *** (-2.678)	-0.349 *** (-2.635)	0.122 (1.349)	-0.031 (-0.316)
信託銀行	0.121 (0.998)	0.116 (0.931)	0.108 (0.735)	-0.606 *** (-4.980)	-0.582 *** (-3.716)	-0.678 *** (-5.373)	-0.915 *** (-6.416)
修正済み決定係数	0.365	0.315	0.306	0.214	0.113	0.187	0.195

(注1) 被説明変数: 現金/預金合計

(注2) カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

表 10：推定結果（ $\frac{Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合）：推定式（2）

期間(年度)	1991-2007			1998-2007		
	1717	1711	1700	1147	1145	931
サンプル数						
定数項	3.332 *** (20.935)	2.312 *** (19.814)	2.375 *** (36.928)	2.376 *** (17.490)	2.170 *** (19.813)	1.763 *** (40.014)
自己資本比率	-0.132 *** (-8.014)			-0.062 *** (-4.477)		
Tier 1 比率		-0.036 ** (-2.190)		-0.053 *** (-3.668)		
市場評価自己資本比率			-0.050 *** (-4.427)			-0.010 (-1.119)
不良債権比率1						0.023 *** (5.331)
不良債権比率2						0.082 (11.635)
修正済み決定係数	0.596	0.592	0.579	0.635	0.637	0.648
モデル選択の検定						
Cross-Section F値	9.762 ***	10.049 ***	11.913 ***	10.702 ***	12.432 ***	13.821 ***
Period F値	46.106 ***	47.766 ***	49.241 ***	14.240 ***	15.077 ***	12.718 ***
Cross-Section/Period F値	14.645 ***	14.005 ***	17.098 ***	10.810 ***	12.455 ***	13.696 ***
(注1)被説明変数:現金/預金合計						
(注2)カッコ内はt値。***, **はそれぞれ1%, 5%の有意水準を表す。						
(注3)モデル選択のF検定の結果から、いずれの推定も二元配置固定効果推定を採択。						

表 11：推定結果 ($\frac{Cash_{it}}{D_{it}}$ を用いた場合)：推定式 (3)

	1991-2007		1998-2007		906
	1393	1388	1384	742	
サンプル数					
定数項	4.281 *** (11.556)	1.808 *** (8.593)	2.001 *** (6.696)	1.707 *** (4.302)	-0.326 (-1.500)
自己資本比率	-0.335 *** (-11.493)		3.964 *** (8.979)		
Tier 1 比率			-0.314 *** (-9.387)		
市場評価自己資本比率			-0.198 *** (-7.525)		
不良債権比率1			-0.100 *** (-3.433)		0.125 *** (7.951)
不良債権比率2					0.112 *** (7.332)
コーポレートン	0.299 *** (11.748)	0.290 *** (11.535)	0.341 *** (14.905)	-0.704 *** (-3.110)	-0.157 (-0.804)
長期信用銀行	-0.536 (-1.458)	-0.389 (-1.118)	-1.334 *** (-3.500)	-1.130 * (-1.747)	-1.446 *** (-3.257)
地方銀行	-1.843 *** (-9.840)	-1.152 *** (-6.807)	-2.421 *** (9.022)	-2.026 *** (-5.674)	-1.222 *** (-5.645)
第二地方銀行	-1.528 *** (-7.620)	-0.552 *** (-3.219)	-1.920 *** (-6.955)	-1.447 *** (-3.981)	-0.617 *** (-2.799)
信託銀行	-1.218 *** (-5.124)	-0.969 *** (-4.413)	-1.658 *** (-5.389)	-1.911 *** (-4.202)	-1.974 *** (-5.723)
McFadden R ²	0.276	0.239	0.238	0.103	0.153

(注1) 被説明変数：現金/預金合計が全サンプル(1991-2007年度)の60%点以上の場合1、40%点以下の場合0を取る変数。Probit Model。
(注2) カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準を表す。

参考文献

- 小川一夫 (2004) 「銀行による流動性需要と金融政策」『資産デフレと政策対応』金融調査研究会
- 白川方明 (2008), 『現代の金融政策 - 理論と実際 - 』日本経済新聞社出版社
- 日本銀行金融研究所 編 (2004) 『新しい日本銀行－その機能と業務(増補版)』有斐閣
- Berger, A. N., and C. H. S. Bouwman (2009) “Bank liquidity creation,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 9, pp. 3779-3837.
- Distinguin, I, C. Roulet, and A. Tarazi (2013), “Bank regulatory capital and liquidity: Evidence from US and European publicly traded banks,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37, pp.3295-3317.
- Evans, M., Hastings, N. and Peacock, B.(2000) “Statistical Distributions” 3rd edition, Wiley-Interscience
- Freixas, X. and J.-C. Rochet (2008) “Microeconomics of Banking” 2nd edition, The MIT Press
- Mishkin, F. S. (2007) “The Economics of Money, Banking, and Financial Markets”, 8th edition, Pearson
- Mishkin, F. S. (2009) “The Economics of Money, Banking, and Financial Markets”, 9th edition, Pearson
- Ogawa, K. (2007) “Why Commercial Banks Held Excess Reserves: The Japanese Experience of the Late 1990s,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 1, pp.241-257.
- Shimizu, Y. (2007) “Impacts of the BIS regulation on the Japanese economy,” *Journal of Asian Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 42-62.
- Shioji, E. (2003) “Who killed the Japanese Money Multiplier? A Micro-data Analysis of Banks,” mimeo