

JSPS Grants-in-Aid for Scientific Research (S)
Understanding Persistent Deflation in Japan

Working Paper Series

No. 075

September 2015

ゼロ金利下における日本の信用創造

塩路 悦朗

UTokyo Price Project
702 Faculty of Economics, The University of Tokyo,
7-3-1 Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo 113-0033, Japan
Tel: +81-3-5841-5595
E-mail: watlab@e.u-tokyo.ac.jp
<http://www.price.e.u-tokyo.ac.jp/english/>

Working Papers are a series of manuscripts in their draft form that are shared for discussion and comment purposes only. They are not intended for circulation or distribution, except as indicated by the author. For that reason, Working Papers may not be reproduced or distributed without the expressed consent of the author.

2015 年 9 月 2 日

ゼロ金利下における日本の信用創造

塩路悦朗（一橋大学）¹

¹ 本論文は日本経済学会 2015 年度春季大会（5 月 24 日、新潟大学）石川賞講演が基となっている。本稿を執筆するにあたり、左記大会参加者、および SWET2015「マクロ金融」セッション（8 月 8 日、北海道大学）参加者より多くの貴重な助言を頂いた。ここに記して感謝したい。本研究は科学研究費補助金基盤研究(S)「長期デフレの解明」(研究課題番号：24223003)並びに同補助金基盤研究(C)「量的緩和政策下の銀行行動と実体経済」(研究課題番号：15K03418)の資金援助を受けて行われたものである。

要旨

本研究は名目金利が下限に達した下での日本の銀行行動、特に貸出行動を実証的に分析する。日本は他国に先駆けて、金利に引き下げ余地がない下でマネタリーベースの量を拡大する政策を採用してきた。しかしそれに反応してマネーストックが増加した形跡はほとんど見られない。すなわち信用創造過程は弱体化し、貨幣乗数（限界的な意味での）は消失したかに見える。このことはマクロ経済学の標準的理論とも整合的である。

しかしながら、議論の余地はあるものの、これらの政策は生産や物価などに一定の効果を及ぼしてきたと見られる。その源泉は何だろうか。本研究は貨幣乗数が実は完全にゼロになってしまったわけではなく、マネタリーベースの大量供給がわずかながらマネーストックの増加に寄与してきた可能性を追求する。本研究では個別銀行の財務諸表を基にパネルデータを構築し、「前期末時点により多くの超過準備を抱えていた銀行ほど、今期中に貸出を増加させる傾向があるか」を検証する。その結果、ゼロ金利のもとでそのような傾向が平均的に観察されることが示される。さらに検討してみると、この傾向に関しては銀行間で異質性が認められた。すなわち、超過準備に貸出が反応する傾向は不良債権を多く抱えている銀行ほど強く、また業態によっても差異が認められる。よって、近年のマネタリーベースの急激な増加は銀行部門全体を通してと言うよりも、その一部を通じて信用創造過程に流れ出している可能性が示唆される。

1 はじめに

本研究では日本の個別銀行財務諸表を基にパネルデータを構築し銀行行動、特に貸出行動に関する実証分析を行う。主たる関心は、名目金利が下限に達した下で、超過準備の追加供給を受けた銀行がその一部でも貸出に回す傾向が認められるかである。

本研究の背景にあるのは近年の金融政策、中でも量的緩和政策の効果に関する論争である。現代の標準的な動学的マクロ経済理論においては、金利が下限に張り付いた下では、純粋にマネタリーベースの量を増大させる政策は効果を持たないと考えられている。しかし日本においては、議論の余地はあるものの、そうした政策が生産や物価に対して一定の効果を持ってきたと見ることは不可能ではない。そのような政策効果（もし本当にそれがあるとしたら）の源泉は何なのだろうか。

この議論との関連でしばしば取り上げられるのは、市場参加者の予想を経由した経路である。これは、マネタリーベースの増加は人々の頭の中にある金利の予想される将来経路（すなわちゼロ金利終了のタイミングや、「出口」後に予想される各時点の金利水準）を変えることで効果を持つという仮説である。そのような経路が重要となりうることは疑いを入れない。それでも、政策効果をもたらしているのは完全に予想「だけ」なのかは検証に値する。仮に政策そのものには実体効果を持つための裏付けが全くなく、それを見た民間の解釈一つで結果が決まるのだとしよう。そのような政策は頼りないものである。その効果は、民間がそのような予想を持つことをやめた瞬間に、消滅してしまうであろう。それに対し、政策そのものに（どんなに小さなものであっても）実体経済を変える力があるのだとしたら、たとえ民間の予想が変わっても、政策規模を十分に大きくすれば、それに抗うことができるはずである。

本研究ではそのような政策経路が存在している可能性を追求する。中でも、あえて、時代遅れの考えとして研究者があまり関心を払わなくなった経路を再検討する。それは伝統的なマネタリスト的波及経路、すなわちマネタリーベースの増大がマネーストックの増加をもたらし、それを通じて実体経済に影響して

いる可能性である。この経路が近年の論争の中であまり話題に上らなくなった背景には貨幣乗数の低下がある。ゼロ金利下の日本においては、第2節でみるように、マネタリーベースが急激に増加する中でマネーストックはほとんど増加していない。1 円の追加的なマネタリーベースの供給が何円のマネーストックの増加をもたらすかを「限界的」貨幣乗数と呼ぶならば、その値はゼロと見て差し支えない状況が続いてきた。事実、Shioji (2004)において筆者は、限界的貨幣乗数がゼロに落ちたとの認識を前提として、その原因を探る研究を展開した。しかし、本研究はその前提の正しさを疑うところからスタートする。すなわち、金利が下限に達したのちにも乗数は完全には消滅せず、ごく微小ながらもマネーストックが増加することを通じて実体経済に影響を与えている可能性を探る。

この疑問に答えるためにカギとなるのが、銀行の資産選択、中でも貸出行動である。金利水準と限界的貨幣乗数の大きさの間の関係に関する標準的な理解は次の通りである。まず市中金利が準備預金金利を上回っている通常の状態においては、銀行にとって超過準備の保有は機会費用を伴うので、これを最低限しか持とうとしないはずである。このため、追加的に超過準備が供給されると、素早くそれを貸出などの形で運用しようとする。これが信用創造過程の出発点となる。ところが市中金利（正確には、そこからリスクプレミアム分を差し引いたもの）が準備預金金利に張り付いてしまうと、銀行には超過準備を運用しようとする誘因は失われてしまう。このため、中央銀行が追加的に超過準備を供給してもそれは銀行システムの外に「浸み出す」ことなく、システム内に滞留してしまう。これが限界的貨幣乗数がゼロになると考えられる理由である。しかし実際には、銀行の準備預金需要にはこのような標準的理論では説明しきれない側面があるかもしれない。仮に銀行が大量の超過準備を保有し続けることに何らかのコスト（事務処理上の費用、心理的な負担など）がかかるとしよう。たとえリターンに差がなくても、銀行はそのようなコストが無視できる程度に縮小するところまで、超過準備を減らして市中での運用に回そうとするであろう。この場合、限界的貨幣乗数はゼロになるとは限らないことになる。本研究の目的は以上二つの見方のいずれが正しいかを検証することである。そのために個別銀行財務諸表をもとにパネルデータを構築し、銀行の資産選択、

特に貸出行動の決定要因を分析する。その焦点は、本研究では期初に多くの準備預金を抱えていた銀行ほどその後の貸出伸び率が高くなる傾向があるかどうかを検証することである。その結果、事実そのような関係がゼロ金利のもとで平均的に観察されることが示される。さらに、この傾向には銀行間で異質性が認められた。すなわち、超過準備に対する貸出の反応は不良債権を多く抱えている銀行ほど強く、また業態によっても差異が認められる。そのような要因をコントロールすると、平均的な銀行については超過準備に貸出が反応する傾向は認められなくなる。こうした結果より、近年のマネタリーベースの急激な増加は銀行部門全体を通してと言うよりも、その一部を通じて信用創造過程に流れ出している可能性が示唆される。

本章の構成は次の通りである。第2節では本研究の背景であるゼロ金利下の日本の金融政策について概観する。第3節ではこの間のマネタリーベースとマネーストックの関係の変容を時系列データをもとに跡付ける。その結果、ゼロ金利下で両者の関係は著しく弱まったものの、関係が完全に消滅してしまったかどうかは明らかではないことが示される。第4節では関連する銀行レベルのミクロデータを用いた先行研究を概観し、本研究との関連を述べる。第5節では本研究で用いる銀行パネルデータの概略を、焦点の一つとなる超過準備変数の構築を中心に紹介する。第6節は推定に用いる各変数の定義や推定モデルの定式化が説明される。第7節で推定結果を説明する。第8節で結論を述べる。

2 研究の背景：ゼロ金利下の金融政策

2.1 日本の量的緩和政策の変遷

本節では、研究の背景である近年の日本の金融政策を振り返る。日本は他の先進国に先駆けて、金利に引き下げ余地がない下で、マネタリーベースの量を拡大する政策を採用してきた。図1はマネタリーベースの残高の推移をプロットしたものである。1999年2月から2000年8月までの「ゼロ金利政策」の後、2001年3月から2006年3月までは「量的緩和政策」が採用された。グローバル金融危機後の2010年10月に「包括緩和政策」が、黒田東彦日銀総裁が就任した2013年4月以降は質的・量的緩和政策が採用された。

2.2 非伝統的金融政策の分類学

一連の非伝統的金融政策の複合的な性質は植田(2012, 2013, 2014)によって指摘されている。同研究においてゼロ金利制約周辺で金融政策が取りうる手段は次のように分類されている。(1)短期金利予想の誘導（時間軸政策）、(2)中央銀行が通常は購入しないような資産の購入（特定資産の購入）、(3)量的緩和、すなわち政府短期証券などの伝統的な資産を購入して（マネタリーベースの）量を増やす試み。さらに(2)は、(2-1)一時的に機能が麻痺してしまった市場で中央銀行がその資産を購入して市場流動性を回復させようという政策と(2-2)市場がそうした状況にはないにもかかわらず資産購入によって資産価格に影響を与え、それを通じて経済に好影響を与えようとする政策に分けることができる。現実に取りられてきた量的緩和政策は(3)の純粋な量的緩和政策（同研究ではこれを QE0 と呼んでいる）とそれ以外の政策の混合として理解できる²。質的・量的金融緩和政策については、純粋な量的緩和政策と、短期国債を長期国債に交換する政策を組み合わせたものとして理解できるものとしている。このうち後者、いわゆるオペレーション・ツイストは、標準的な金利の期間構造に関する期待仮説によれば、実体的な影響を持たないはずである。よって同政策の成否は純粋な量的緩和が効果を持つか否かに大きく依存することになる。

2.3 量的緩和政策をめぐる論争

純粋な量的緩和政策の効果については研究者の間で意見が分かれ、論争の的となってきた。教科書的なマネタリストの立場に立てば、貨幣数量説のもとで貨幣供給量の増大は名目所得の増加を生むはずである。同じく学部レベルの教科書に依拠するとしても、金利が下限に張り付いている状況を流動性のわなと解釈するならば、マネタリーベースと短期国債は完全代替の関係になっているはずであり、中央銀行が民間と両者を交換しても効果はないはずである。この論争に一つの指針を与えたのが Eggertsson and Woodford (2003)の研究であった。

² 一方、福田（2010）は 1990 年代末から 2000 年代半ばまでの日本の金融政策の信用緩和政策としての側面に着目し、特にコール市場におけるスプレッドの圧縮とその波及効果を分析している。

彼らは現代の金融政策分析において標準的ツールとなっているニューケインジアンモデルの中で、やはり流動性のわなのもとでは純粋な量的緩和政策は無効となることを示した。この研究が量的緩和研究の理論的出発点となる。

しかしながら実際には、日本の量的緩和政策が実体経済に対してある程度の効果を持ったとみることは不可能ではない。特に量的・質的緩和政策導入当初は為替が大幅に円安に振れた(Fukuda (2015), Kano and Morita (2015))ことを背景に国内インフレ率が上昇した(Shioji (2015))。また株高が進行した（やはり Fukuda (2015)参照）ことは高額品消費の増加などを通じて景気刺激効果を持ったとみられる。より計量経済学的な分析の中では、Honda (2014)、本多(2014)、Honda, Kuroki and Tachibana (2013)が量的緩和が拡張的効果を持ったと結論付けている。これらの研究が VAR に内生変数とダミー変数の交差項を導入するというアプローチを取っていたのに対し、近年の研究は金利下限の存在とそれに伴う構造変化の可能性を明示的に考慮した新たな分析手法を開発しこれを日本経済に適用している(Iwata and Wu (2006), Hayashi and Koeda (2014), Kimura and Nakajima (2013), Morita (2015))。

2.4 予想形成と金融政策

理論的に効果を持ちえないはずのものが、もし仮に効果を持ったとしたら、それはどのような理由によるのだろうか。1 つの説明は予想を経由した経路が働いたというものである。すなわち金融政策当局が大胆な金融緩和に踏み切って見せることによって、たとえその政策自体に効果はなくても、民間が予想する将来のインフレ率や景気の状態に影響することができ、そこから実体経済の現況に影響を与えることができるという考え方である。事実、Eggertsson and Woodford (2003)の最大の主張は、ゼロ金利状態を抜け出した後の将来における金融緩和にコミットすることで、金融政策当局は民間の将来予想を変えてそこから現在の経済に影響できるというものであった。しかし、民間の予想形成に関してマクロ経済学者の持つ知識はいまだに限られている。足元の経済に影響を与えることができない政策当局が遠い将来の（しかも期日不確定の）政策についてアナウンスしたからと言って、それが民間の予想を変えるようなインパクトを持つと信じる確たる根拠は存在しない。（反対に、アナウンスメントだけ

で予想を変えられるならば、それに付随してわざわざ効果のないはずの行動を起こさなくてはならない理由は何だろうか)。また、仮に現時点でそのような経路を通じて政策が効果を持っていたとしても、それは民間の「気の持ち方ひとつ」でいかようにも変わりうる頼りないものであって、民間がそのような政策は効果がないと信じ込んだ瞬間に政策効果は消えてしまうことになる。塩路・雨宮・岩本・植田・本多(2012)では、この効果を「シグナリング効果」(何らかの実体的裏付けを伴ったもの)ととらえるべきか「プラシーボ(偽薬)効果」(予想の持ち方ひとつで変わりうるもの)ととらえるべきかという形で問題提起がなされている³。

2.5 予想だけなのか？

よって、たとえ予想経路の重要性を認めるとしても、金融政策当局が足元の实体经济に影響を与える効果の源となるいわば「種」を、小さいながらも持っており、そこを出発点として予想経路に働きかけることによって政策効果を膨らませているのか、それともまったく政策効果の種がないところで、もっぱら予想を膨らませることで政策運営をしているのかの違いは極めて大きいといえる。もし前者であるならば、政策効果が不十分と認められたときには効果の種を大きくしてやればよい。しかし後者であるならば、予想が崩れてしまえば後には何も残らない。本研究で問題にしているのはその種が存在するかどうかである。本研究はその「種」の役割をはたしているものの候補として、近年の論争では量的緩和有効論者からもあまり顧みられなくなったオールド・マネタリスト的政策波及経路を取り上げる。つまり筆者自身がかつての研究で絶滅を宣告した、マネタリーベースが信用創造を通じてマネーストックを増加させ、それが実体

³ この問題に理論的に取り組んだ数少ない論文として Bhattarai, Eggertsson and Gafarov (2014)を挙げることができる。同論文では中央銀行が長期国債と引き換えにマネタリーベースを供給することで統合政府の負債満期構造が短期化する。政府には自らの負債をロールオーバーすることのコストを下げるために、短期金利を長い期間に渡って低め誘導するインセンティブが生まれる。このことが、政府が低金利政策を継続することにコミットするための道具立てとなる。このように財政政策と金融政策の相互依存関係を明示的にモデルに取り入れることは、今後の重要な研究課題であろう。

経済を刺激するという経路が実は完全に絶滅していなかったのではないかという問いかけに答えようとするのが本論文である。そのような疑問を持つに至った理由は次節で論じる。

3 貨幣乗数の時系列分析

本節ではマクロデータをもとに、日本におけるマネタリーベースとマネーストックの関係の変化を概観する。マネーストックデータとしては M2 を用いる。これは同変数が最も長い期間、ほぼ同一の定義によりデータ利用可能だからである。図 2A は両変数の変化率（対数差分、対前年同月比）を 1994 年 12 月までについてプロットしたものである。明らかに両者の間には密接な相関関係を見て取ることができる。これは信用創造の議論と整合的である。ところが、そのあとの時期には様相が異なってくる。図 2B は先ほどと同じ 2 変数を 1995 年 1 月から 2015 年 6 月までの期間について図示したものである。ここでは両者の間の相関関係は失われてしまっているように見える。すなわち、マネタリーベースが大きく変動しているのに対して、M2 はほぼ無反応である。これがこの期間について、限界的貨幣乗数がゼロにおちいったと筆者が判断した理由である。

ところが同じ図を、少し縮尺を変えてみてみよう。図 2C は図 2B と全く同じ 2 変数を図示しているが、M2 変化率について右軸を用いることで、ズームインしてみたものである。図 2A のように両者がほぼ 1 対 1 で連動していた時代と比べると見る影もないが、それでも特に 2000 年以降について、いわば「顕微鏡で見れば」、両者には連動関係が残っているように見える。例えば質的・量的緩和政策下の 2012 年春から 2014 年春にかけて、マネタリーベース変化率が 60% 程度上昇すると同時に、M2 増加率も 2% 程度上昇したように見える。これは確かに数量的にはきわめて弱い関係であるが、そもそも M2 の平均増加率が 2% 程度であることを考えると、上昇幅としては決して無視できない。また日本銀行は別に大幅なインフレを目指しているわけではなく、CPI 上昇率 2% を念頭に置いていることからしても、名目数量の成長率が 2% 程度上昇するというのは大きな意味を持ちうる。

単純な時系列プロットから受ける印象を統計的に確認するため、筆者は塩路(2014)において日銀当座預金（準備率調整後）と銀行預金（M2 から現金を差し引いたもの）の2変数（対数値）を用いた時系列分析を行った。全サンプルは1970年1月から2014年6月であるが、これを2分割し、1994年12月までを「前期」、1995年1月以降を「後期」とした。まず共和分検定の結果、前期・後期ともに共和分関係の存在を確認したうえで、誤差修正モデルを推定した。前期・後期それぞれについて次のような長期的関係を検出した。

$$(\text{前期}) \log(\text{日銀当座預金}) = 1.05 \cdot \log(\text{銀行預金}) - 5.85$$

$$(\text{後期}) \log(\text{日銀当座預金}) = 6.75 \cdot \log(\text{銀行預金}) - 94.03$$

前期の係数はほぼ1であり、長期的に安定的な貨幣乗数という考え方と整合的である。これに対し後期は係数が非常に大きく、日銀当座預金の1%の増加は銀行預金の0.15%程度の増加と対応している。しかし、弱まったとはいえ両者の間に長期的に安定的な関係が存在するのであれば、マネタリーベースを充分大きく増やしてやれば、目的とするマネースtock増を政策的に達成することが可能かもしれない。

ただし、上記の関係は必ずしもマネタリーベースからマネースtockへという因果関係を意味しないことには注意する必要がある。また、量的緩和政策はこれまでに大きな政策変更があった回数が限られているため、仮に同じ時点に別の大きな政策変更やその他マクロ的ショックがあったとすると、マクロの時系列データによる分析では政策効果を正しく識別できない可能性がある。このため本研究ではミクロデータに着目し、実際により多くの準備預金の供給を受けた銀行が、その一部でも貸し出しに回す傾向が存在していたかを個別銀行レベルのデータをもとに検証する。

4 先行研究：銀行パネルデータの分析

日本の金融研究には銀行レベルデータの分析に関する長年の知見の蓄積がある。本研究と最も関連が深いのは小川(2004)、Ogawa(2007)と長田(2014)である。いずれも超過準備の保有動機を銀行レベルのパネルデータを用いて検証したものであり、小川論文・Ogawa論文はともに、不良債権比率の上昇が超過準備に対

する需要を高めるとしている。長田論文は自己資本比率が超過準備需要に与える影響を分析している。本研究では彼らの手法を踏襲して各行の超過準備の額を推定する。ただし、上記の先行研究が超過準備を被説明変数とした分析を行っていたのに対し、本研究ではある時点における超過準備の金額がその後の銀行行動をどのように変えるか、すなわち超過準備を説明変数とした分析に関心がある点が異なる。

本研究における主要な被説明変数である銀行貸出の決定要因の研究としては、Ito and Sasaki (2002)が銀行の自己資本比率規制（BIS 規制）の影響を分析している。Hosono (2006)は銀行貸出の政策金利に対する反応が当該銀行の財務状況によってどのように変化するかを分析している。そこでの主要な回帰式は次のようなものであった。

$$\begin{aligned} (\text{銀行貸出増加率})_{i,t} = & a (\text{銀行貸出増加率})_{i,t-1} + b (\text{銀行財務変数})_{i,t} \\ & + c (\text{銀行財務変数})_{i,t} \times (\text{コールレート})_t \\ & + (\text{その他のコントロール変数}) + (\text{個別銀行固定効果})_i + (\text{年固定効果})_t \end{aligned}$$

上記において下付の i は個別銀行を、 t は年を表している。銀行財務変数としては自己資本比率と不良債権比率が用いられている。推定結果は銀行の自己資本比率が高いほど、また不良債権比率が低いほど、貸出は金融政策に強く反応することを示している。

Hosono (2006)に触発されて行った筆者の過去の研究(Shioji (2004))は前節でみた貨幣乗数低下の要因を探ることが目的であった。背景としては当時、これが低金利によるものという考えと不良債権問題を重視する考え（小林(2005)など）があり、各説の妥当性を検証することが急務であった（このほか、飯田・原田・浜田（2003）は時系列分析に基づき、デフレ期待の役割を強調している）。そこで同論文では、銀行貸出のマネタリーベースに対する反応が金利水準と銀行の財務状況によってどのように変化するかを分析した。同論文での主要な回帰式は次のようなものであった。

$$\begin{aligned} (\text{銀行貸出増加率})_{i,t} = & a (\text{銀行貸出増加率})_{i,t-1} + b (\text{MB 成長率})_t \\ & + c (\text{コールレート})_t + d (\text{銀行財務変数})_{i,t} \\ & + e (\text{コールレート})_t \times (\text{MB 成長率})_t + f (\text{銀行財務変数})_{i,t} \times (\text{MB 成長率})_t \\ & + (\text{個別銀行固定効果})_i \end{aligned}$$

ここで MB はマネタリーベースを表している。銀行財務変数としてはやはり自己資本比率や不良債権比率を用いた。同研究で注目したのは上式の MB 成長率との交差項の係数、e と f であった。推定の結果、貸出増加率の MB 成長率に対する反応はコールレートの水準が低くなるほど弱まり、銀行財務状況が悪化するほど弱まることが示された。本研究の弱点は最も重要な説明変数である(コールレート) \times (MB 成長率)がマクロ変数であり、もし右辺に年次ダミーが導入されたらその効果を推定できなくなってしまう点である。すなわち、この研究ではマイクロデータの特質が十分に生かされていなかった。この弱点を克服することが、本研究の一つの大きな目的である。

なお、銀行レベルのデータを用いた分析ではないが、齋藤・法眼(2014)及び齋藤・法眼・西口(2014)は本論文と近い問題意識を持った研究として注目される。これらの研究では日本の金融市場における部門別のデータを用いて、日本銀行が国債を購入したときに各部門がどのように資産選択を変化させるかという問題を扱っている。その結果、国内銀行部門は日本銀行が長期国債を購入した場合に、貸出を増加させる傾向が(特に質的・量的緩和開始後に明確に)見られるとしている。同研究は、本研究がデータの限界から国内銀行のみに焦点を当てているのに対し、外銀、生損保、公的年金など幅広い市場参加者を分析の射程に含んでいる点でも注目される。

5 データセットについて

本研究は「日経 Financial Quest」に収納された銀行財務諸表データに依拠している。対象となるのは国内銀行のみであり、信用組合や信用金庫などは除かれる(ただし信金中央金庫はデータに入っている)。また外国銀行は必要な情報が取れなかったために除かれている。銀行財務諸表は単体ベースのものと連結ベースのものに大別され、それぞれから得られる情報には一長一短ある。そのためここでは、その両方を分析して結果を比較することにする。以下、それぞれのデータの、本研究にとっての長所・短所を述べる。

5.1 単体ベースデータ

より詳細な情報が得られるのは単体ベースデータである。ただしそのメリットは3月決算期の情報に限定される。すなわち、3月に限れば、貸借対照表資産面の「現金預け金」のうち「預け金（うち日銀への預け金）」という、本分析にとって最重要の変数が利用可能である。同表負債面では「預金」の内訳、つまり「当座預金」「普通預金」「定期預金」などの情報が提供されている。これらはのちに見るように法定準備額の推定に不可欠である。単体ベースのもう一つの利点として、より長い期間の情報が利用可能であることが挙げられる。本研究ではデータが利用可能となった1975年3月期以降を分析対象としているが、このようにゼロ金利期間以前についても十分な長さを確保できることは、ゼロ金利下の銀行行動をそれ以前と比較して議論できるためには重要である。一方で、年次データでは1つの分析時点と次の時点の間の経過時間が長くなるため、多額の準備預金を供給された銀行がただちに(たとえば数週間以内に)それを貸出に回してしまうとすると、そういった行動を充分にとらえられない危険がある。また、上に本データの長所として掲げた「預け金（うち日銀への預け金）」であるが、2014年3月期から突然、ほとんどの銀行がこれを報告しなくなった。したがって最も興味深い質的・量的緩和期の分析が本データでは行えなくなってしまうのも大きな限界である。

なお、サンプルに含まれる銀行個体数は年によって異なるが、例えば1980年3月期時点では157、2010年3月期では135だった。

5.2 連結ベースデータ

連結ベースデータの利点は1999年度から、9月期と3月期でほぼ同程度の情報が利用可能となっている点である。よって半年次のデータセットを構築可能であり、銀行の短期的行動をより正確にとらえることができると期待される。また、同じ情報が（本研究のための推定作業を開始した2015年春の時点で）2014年9月期まで利用可能であったので、質的・量的緩和期を含めた推定が可能である。一方で連結ベースだと、貸借対照表資産側からは「現金預け金」の内訳を知ることができない。その代わり、キャッシュフロー計算書より、「現金及び現金同等物の期末残高」を利用可能である。現金同等物とは日銀への預け金である。したがって、現金預け金から日銀以外に預けた額を差し引いた額は知る

ことができる。また、貸借対照表負債側には預金の内訳が報告されていないため、法定準備額の推計も不可能である。こういった理由から超過準備(比率)を説明変数として使用できないことが、大きな限界となる。

やはりサンプルに含まれる銀行個体数は年によって異なるが、例えば 2000 年 3 月期時点では 134、2010 年 3 月期では 125 だった。

5.3 超過準備額の推計(単体ベースのみ)

超過準備額の推計は上に論じた理由から、単体ベース、各年度 3 月期のみ可能である。その手法は小川(2004)、Ogawa(2007)、長田(2014)に倣っている。ただし小川論文の推計が 1998 年度以降、Ogawa 論文と長田論文のそれが現在まで続く準備率体系が始まった 1991 年度以降について行われているのに対し、本研究では 1975 年 3 月期までさかのぼって推計を行った点が違いである。

法定準備率は普通預金など預金のタイプにより異なり、また預金残高によっても適用される率が異なる。また 1991 年 10 月までは準備率の変更も珍しくなかった（特に 1986 年 6 月には算出方式の重要な変更があった）。所要準備額の計算は貸借対照表負債サイドにある各タイプの預金の 3 月末残高を基に、その時期において当該預金に適用されていた算出式に基づいて推計し、その合計を取ることで行われた。この計算は 2 つの理由で不正確である。第 1 に、日本の制度において、月末は所要準備額の計算が行われる、いわゆる「積みの最終日」ではない。第 2 に、準備預金制度における各種預金の定義と、貸借対照表におけるそれとが完全に一致している保証がない。また、一部の預金タイプについては両者の間の完全な一致を得ることが不可能である。そこで、実際の推計結果を確認することが重要になる。図 3 は貸借対照表で各銀行が報告する「預け金(日銀への預け金)」と上記の手続きで推計した所要準備の比率（これを以下では「超過準備変数」と呼ぶことにする）を取った結果を基にしたヒストグラムである。図 3A は 1985 年 3 月期、図 3B は 2013 年 3 月期の結果を図示している。横軸の刻みはともに 0.5 であるが、後者は分布範囲が広く見づらいため、図 3C に比率 10 までのサンプルに限定した結果を示している。ゼロ金利以前の日本では銀行はほとんど超過準備を持たなかったとされている。したがって 1985 年についてはこの比率は 1 付近に集中することが予想される。図 3A で見

る限り、推計された比率は1を中心としつつも一定の散らばりが認められる。しかも1を下回る(つまり本来ないはずの)結果も多く見られる。これは推計結果が誤差を伴う不完全なものであることを示唆している。一方、事実上のゼロ金利下の2013年の結果を示す図3B、3Cははるかに散らばりが大きく、1を大きく上回るものが多い。これは事実上のゼロ金利下で多くの銀行が多額の超過準備を抱えるに至ったという通常の理解と整合的である。これらの結果より、本研究の推計結果は誤差はあるものの、ある程度正確に実態を捉えているという前提で以下の分析を展開する。

6 推定式の定式化

6.1 単体ベースの分析

銀行の資産選択を表す変数について

単体ベースの分析における分析対象は銀行の資産選択にかかわる3つの変数、貸出、国債・地方債合計、銀行準備(「日銀への預け金」)である。このうち前2者については銀行勘定だけでなく信託勘定も含んだ合計である。本研究はこれらの変数をすべて前年度末における銀行の資産総額で割って基準化することとした。まず推定式における被説明変数は、当該変数について前年度末から今年度末にかけての変化額を計算し、これを前年度末の銀行資産総額(信託勘定を含む)で割ったものである。よって、いわゆる増加率とは異なることには注意が必要である。説明変数には上記被説明変数の1期ラグ、2期ラグに加え、3期前における当該変数の対資産総額比率(いわば初期値水準)を用いた。

➤ 銀行の負債側変数

第1に、当該銀行が受け入れる預金総額の対前年度増加額を前年度資産総額(銀行勘定と信託勘定の合計)で割って基準化したものを説明変数に加えた。預金総額には長期信用銀行などが発行してきた「債券」も含められている⁴。さらに、上記変数の1期ラグも説明変数に含めた。第2に、本研究で最も注目する、前

⁴ 本来ならば信託銀行の負債中、金銭信託等のうち、元本補てん契約のあるものも預金に加えるべきであろう。しかし同変数については十分なデータが得られなかったため、これを断念している。

節で詳しく紹介した超過準備変数、すなわち（実際の準備預金額）／（推計された所要法定準備額）の前年度末の値を説明変数に加えている。

➤ 銀行の財務状況

銀行の期初における財務状況、すなわち自己資本比率や不良債権比率は期中における資産選択行動に影響を及ぼすと考えられ、これらの変数はできる限り説明変数に加えられべきである。ただし、データの利用可能性が壁になる。後に見るように、単体ベースの分析についてはサンプルを前半と後半に分割する。前半はゼロ金利以前であり 1976 年 3 月期から 1999 年 3 月期までである。後半は 2000 年 3 月期から 2014 年 3 月期である。このうち前半についてはこうした情報を充分にとることができなかった。そこで、1976 年以降の全サンプルを用いる場合と前半サンプルを用いる場合には、代理変数として、貸借対照表における「資本」の同「資産」に対する比率を用いることとした。後半のサンプルについては「自己資本比率」のデータを取ることができた⁵。また、「リスク管理債権」（銀行勘定と信託勘定の合計）を「資産」（やはり両勘定の合計）で割った比率を不良債権比率として用いた。

➤ 貸出金利

貸出金利は資産選択行動の重要な決定要因であるが、各行レベルでデータを取ることはできない。そこで損益計算書の「貸出金利息」を前期末の「貸出」で割ったものをその代理変数とした。

➤ その他の変数

全ての推定において年ダミーが加えられている。また、後に見るように、推定モデルによってゼロ金利期間ダミー（1999 年 3 月期から 2006 年 3 月期まで、及び 2009 年 3 月期以降に 1 を取る変数）や各種の交差項が加えられている。

⁵ ただし、BIS 基準による自己資本比率を報告している銀行、国内基準に寄っている銀行が混在している（一部は両方報告している）うえ、単体ベースで報告しているところと連結ベースによるところがある。本研究では BIS 基準・連結ベースの比率を最優先し、それが取れない場合には、BIS 基準・単体ベースを、それも利用できなければ国内基準・連結ベース、以上のいずれも取れない場合は国内基準・単体ベースを使うこととした。本研究では個別銀行の固定効果を考慮した推定方法を用いているので、各行が時間を通じて同一の基準を用いている限りは、大きな問題は生じないと考えられる。

6.2 連結ベースの分析

ほとんどの変数の定義は単体ベースの分析（後半サンプル）と共通している。ただし変化額を取るときには半期前の値との差を取っている。また、年ダミーに代わって半期ダミーが導入されている。

大きく異なるのは、所要法定準備の推計値が取れないため、単体ベースの分析においてカギとされた超過準備変数、つまり実際の準備額と法定準備の比率を用いることができない点である。これに代わるものとして、前出の「現金及び現金同等物の期末残高」を資産総額（銀行勘定と信託勘定の合計）で割って基準化したものを代理変数とした。これを以下では「現金・準備変数」と呼ぶことにする。

6.3 銀行合併（分割）・異常値の取り扱いについて

銀行合併については、明らかな合併の事実が認められ、かつ（貸出変化額）／（前期末資産総額）が以上に大きいと見なされた場合（当該年度のサンプル中位数よりも 10%以上高かった場合と定義した）に、それまでの個体が消滅して新たな個体がサンプルに登場したものとして取り扱った。一方、銀行分割の事実が認められ、上記変数が当該年度のサンプル中位数よりも 10%以上低かった場合にも、新たな個体の成立として取り扱った。

また、被説明変数の絶対値が基準値（0.2 とした）を上回った場合には、異常値として機械的にサンプルから除外した。

6.4 推定方法

2 つの方法を用いた。第 1 の推定法は単純な固定効果モデルである。ただし上記のように、推定されるのは被説明変数のラグを説明変数に含んだ動学的モデルであるので、固定効果モデルによる推定にはバイアスが発生する。また、説明変数の一部が内生性を持つ可能性がある。まず本研究の焦点である超過準備変数（連結ベースの分析においては現金・準備変数）であるが、前期末に準備預金を増やした銀行は今期中に何らかの手段でこれを運用することを考えて（例えば貸出に回すつもりで）これを増額した可能性がある。次に預金増加率

については、銀行から貸出を受けた企業がこれをすぐに使用する予定がないために、同じ銀行の預金口座に預け入れるといった行動をとっている可能性がある⁶。こうした点を考慮に入れるために、第2の推定法として Arellano and Bond (1991)による動学的パネルデータの一般化積率法（Generalized Method of Moments、GMM）を採用した。説明変数は、年度ダミーをのぞいては、内生変数として取り扱った。すなわち説明変数の2期以降のラグを操作変数として用いた^{7,8}。

7 推定結果

7.1 単体ベース・年次データによる貸出行動の分析結果①銀行の異質性を考慮しない場合

表1は単体ベース・年次データを用いて銀行貸出の決定要因を分析した結果で

⁶ 説明変数の内生性をめぐる一連の議論についてはSWET2015「マクロ金融」セッション参加者、特に植田和男氏より貴重な助言を受けた。

⁷ 本研究では1段階GMMを採用した。GMMは通常の場合、2段階で推定される。第1段階ではウェイト行列として単位行列を用いる。ここで推定された操作変数間の共分散行列を基に新たなウェイト行列を作成し、第2段階の推定が行われる。しかし実際には、操作変数の数が非常に多い場合、第2段階でパラメーターの標準誤差が過小推定される。その結果、推定された係数は統計的に有意となりやすく、またSarganの過剰識別検定を通りやすくなる。事実、本研究における推定でもそのような傾向が認められた。この問題は操作変数の数を限定することで回避できる。しかしこれを許容すると、操作変数のリストを変えることで事実上、係数の有意性について「出したい」結果を出せるような状態になってしまう。こうした問題への適切な対処法が見当たらなかったため、本稿では2段階推定をあきらめ、第1段階の推定結果を示している。ただしその結果として、Sargan検定は全てのケースで棄却された。なお、標準誤差はArellano and Bond (1991)が開発した、分散不均一性に対して頑健なものを用いた。

⁸ 誤差項の系列相関の有無を検定した結果、ほとんどの場合、1階の自己相関の存在を棄却できなかった。このため、被説明変数の2期ラグを操作変数として用いることを避け、3期以降のラグを用いた。また、説明変数のうち、「3期前における当該変数の対資産総額比率（初期値水準）」については、その過去の値を操作変数に含めなかった。これは、それらの差分が操作変数リストに含まれているためである。推定は統計ソフトSTATAのコマンドxtddpによって行った。

ある。パネル A は固定効果モデル、パネル B は GMM の結果をそれぞれ示している。各パネルの第 1 列に、全サンプルを用いた結果が掲げられている。主な結果は推定手法によってあまり違いがない。これは動学的パネルデータモデル固有のバイアス問題や説明変数の内生性が結果にあまり深刻な影響を与えていないことを示唆している。

結果を順番に見ていくと、まず被説明変数のラグ項は、少なくとも 1 期ラグについては有意に正である。被説明変数のいわば初期値、つまり 3 期前の「銀行貸出／総資産」は有意に負である。「預金増加額／前期末総資産」は今期の変数も、1 期ラグも有意に正であり、預け入れられた預金が増加した銀行はこれを貸出に回す傾向があることが分かる。また銀行の財務状況を表す前期末の「資本／総資産」の係数も、固定効果モデルでは有意に正である。ただし GMM では有意ではなくなっている。

最も注目されるのが超過準備変数、すなわち「実際の準備預金／推計された所要準備額」であるが、係数は有意に正である。これは前期末に超過準備を多く抱えていた銀行ほど、貸し出しを伸ばす傾向があるという仮説と整合的である。なお、「貸出金利」の係数は予想通り有意に正となっている。

もしゼロ金利下で信用創造が消滅したのであれば、超過準備変数は金利が正の時のみ貸出にプラスの影響を与え、ゼロ金利下では有意な影響を与えないという結果が得られるはずである。そこで表 1、パネル A と B の第 2 列では第 1 列の分析に超過準備変数とゼロ金利期間ダミー（前小節で定義済み）の交差項を加えてみた。すると事前の予想とは反対に、超過準備はゼロ金利下においてこそ貸出に正の影響を与える（超過準備変数単独の係数はむしろ負に転じる）という結果が得られた。次に、表 1 パネル A、B の第 3 列、第 4 列ではサンプルを前半(1999 年度まで)と後半(2000 年度以降)に分割した場合の推定を行っている。その結果、推定方法に関わらず、やはり超過準備変数は前半では有意でなく、後半において有意に正となった。

このうち、前半において超過準備が貸出に影響していないという結果は、それなりに納得できるものである。正の金利のもとでは銀行はほとんど超過準備を持たないという認識は半ば常識化していた。もしこの認識が正しければ、データ上推計された超過準備はほとんどが計測誤差と考えられる。これは貸出行動

に影響を与えないと考えるのが自然である。一方、ゼロ金利下で超過準備が貸出を増加させるという後半サンプルの分析結果は意外なものであり、さらに精査が必要である。そこで以下では後半サンプルに的を絞って分析を深めていくことにする。

表 2 は後半サンプルに限った推定結果である。サンプルを限ることの利点は、本研究にとってより適切と思われる銀行財務変数を説明変数として利用できるようになることである。再び、同表のパネル A が固定効果モデル、パネル B が GMM の推定結果に対応している。各パネルとも、第 1 列の推定モデルは表 1 の第 4 列のそれと大きく変わらないが、資本・資産比率に代わり自己資本比率を説明変数に用いている点、及び不良債権比率を説明変数に加えた点が違いである。このうち自己資本比率は固定効果モデルでは非有意、GMM では事前の予想に反して負で有意となっている。この結果はのちに見る連結データのそれとも異なっており、このようなことが生じる理由については今後の研究で調査したい。不良債権比率は予想通り有意に負となった。これらの影響をコントロールしても、超過準備変数の係数は有意に正である。

7.2 単体ベース・年次データによる貸出行動の分析結果②銀行の異質性を考慮した分析

以上の結果はゼロ金利下における信用創造の停止という標準理論における仮説とは整合的ではない。考えられる理由としては、標準理論における、銀行間の短期資金市場ではコストや制約なしで自由に資金の取引が行われるという想定が現実には当てはまらないという可能性が挙げられる。実際には金融機関は異質であって、中には信用力の欠如などによって自由に資金調達できない金融機関が存在し、市場は分断されている可能性がある。そういった金融機関はコストの低い準備預金が供給されると資金制約が緩み、行動を変化させるのかもしれない⁹。

⁹ マクロ経済理論の研究では金融市場分断仮説に基づいた金融政策効果の研究が徐々に進みつつあるところである。Chen, Curdia and Gertler (2012)の動学的マクロモデルでは短期債と長期債をともに保有できる（ただし長期債を売買する際は金融機関に手数料を払わなくてはならない）家計と、仮定により長期債し

本研究では以上のような仮説を直接検証することはできないが、銀行によって超過準備に対する反応に異質性があるかどうかを検証することにする。表 2 パネル A、B の第 2 列は、各行の不良債権比率（前期末の）と超過準備変数（やはり前期末の）の交差項を右辺に加えた結果である。交差項の係数は両パネルにおいて有意に正となっており、不良債権比率の高い、いわば信用力の低い銀行ほど、超過準備の供給に反応して貸出を増やす傾向があることを示している。また、この影響をコントロールした後では、超過準備変数の係数は非有意となっていることも分かる。したがって貸出が超過準備に依存して変化するというのは財務状況の悪い銀行特有の現象と見ることができる。

同表パネル A、B の第 3 列では各行の業務形態別ダミーと超過準備変数の交差項を加えている。ダミーは都市銀行、信託銀行、第二地銀、長信銀、新たな業態の銀行のそれぞれに対応しており、通常の地方銀行が参照グループとなっている。これによると新たな業態の銀行ダミーとの交差項のみが非常に強く有意となっており、超過準備変数そのものは非有意となっている（パネル B の GMM においては、長信銀ダミーとの交差項が有意に負となっている）。

このことは 2 つの解釈が可能である。1 つ目は、この結果が確かに銀行行動の異質性を反映しており、第 1 列の結果（平均的な銀行は超過準備が増えたとこれを貸し出しに回す）は一部銀行の行動パターンを反映したものだという解釈である。2 つ目は、この結果は一部の異常値の反映にすぎないというものである。

当該サンプルに含まれる新たな業態の銀行は 2 行だけ、サンプル数ものべ 9 期分だけ（ソニー銀行が 7 期分、セブン銀行が 2 期分）であり、どちらの解釈が妥当かを知ることは困難である。そこで表 2 パネル A、B の第 4 列では、試みにこれら 9 つの観測値を除いたうえで第 1 列と同じモデルを推定した結果を示している。パネル A では超過準備変数が非有意に転じており、第 1 列の結果が

か保有できない家計が導入されている。この設定のもとでは中央銀行による長期債の購入は総需要刺激効果を持つことが示される。Alvarez and Lippi (2014) は中央銀行の公開市場操作に参加できる家計とできない家計をモデルに導入し、金融政策が家計間の再分配を通じて実質効果を持つことを示している。Ragot (2015) は債券と貨幣を保有できる家計と貨幣しか保有できない家計をモデルに導入し、ゼロ金利のもとでの貨幣供給増加の効果を分析している。

(理由はどうあれ) ソニー銀行とセブン銀行に引きずられたものであり、あまり頑健でないことを示唆している。ただし、同サンプルを用いて第 2 列の推定をやり直したところ(結果は省略)、超過準備変数と不良債権比率の交差項は有意性を保つことが分かった。一方、パネル B 第 4 列においては、超過準備変数は有意であり続けている。また、第 2 列と同様のモデルを推定したところ、超過準備変数と不良債権比率の交差項は有意のままであった。

以上のように、平均的な傾向として、超過準備を持った銀行が貸出を増やすという結果は、あまり頑健なものではない可能性がある。しかしながら、財務状況が悪い銀行にそのような傾向が見られるということは、本データから確かに言えるようである。

7.3 連結ベース・半期データに基づく貸出行動の分析結果

表 3 は連結ベース・半期データを用いて 2000 年以降の銀行貸出の決定要因を分析した結果である。やはりパネル A が固定効果モデル、パネル B が GMM に対応する。各パネルとも、第 1 列は交差項を含まない場合の結果である。被説明変数の 2 期ラグの係数が正に転じていること、自己資本比率(前期末)が事前の予想通りの正でしかも有意となっていること以外は大きな違いはない。本研究で最も注目する現金・準備変数、つまり「現金及び現金同等物の期末残高」／「資産総額」(前期末)は有意に正である。第 2 列で不良債権比率(前期末)との交差項を含めたところ、表 2 の結果と同じく、交差項は有意に正、現金・準備変数単独は非有意となった。第 3 列で業態別ダミーとの交差項を含めたところ、信託銀行ダミー及び第二地銀ダミーとの交差項が有意に正となった。一方で、新たな業態の銀行については、単体データとは含まれる銀行の顔ぶれが違うとはいえ、今回は一転して有意に負となり、係数の絶対値も極端に大きくなっている。この結果を見る限り、この種の銀行はやはり異常値と見なしたほうがよいのかもしれない。

以上の結果を総合すると、連結データの方が、業態間の異質性をより明確に支持する結果を生むようである。この印象を確認するため、表 3 パネル A、B の第 4 列・第 5 列では、全サンプルを都市銀行・地方銀行・長信銀等からなるグループと第二地銀・信託銀行・新たな業態の銀行からなるグループに分割し、

グループごとに推定を行った。2つの列を比較してみると、パネル A、B とも、後者のグループのみ現金・準備変数の係数は有意に正であることが確認できる。このように、連結データの結果は超過準備に対する銀行の反応が異質であるという仮説を支持するものである。

7.3 単体ベース・年次データの分析結果（国債・地方債と銀行準備保有行動について）

最後に表 4 では被説明変数を変え、国債・地方債保有行動（第 1 列）と銀行準備需要（第 2 列）を分析している。データは表 2 と同じく、単体ベース・年次データの後半サンプルである。スペースの節約のため、固定効果モデルの結果のみを示している。第 1 列より、超過準備を供給された銀行は国債・地方債保有に向かう傾向が強くあることがわかる。第 2 列において過去の銀行準備・総資産比率の係数が負になっていることから、超過準備を供給された銀行は、翌期にいわば余分な準備を削ろうとする傾向があることが強くうかがわれる（超過準備変数の係数は有意ではないが、これはこの変数が過去の銀行準備・総資産比率と強く相関しているためではないかと思われる）。

8 結論

標準的な理論では、ゼロ金利下では銀行は超過準備を運用するインセンティブを持たないので、貸出行動には影響しないと予想される。しかし本研究におけるミクロデータを用いた分析では、前期末において超過準備が増加すると銀行は当期中に貸出を増加させる傾向があることが示された。その効果はあまり大きなものではなく、表 3 パネル A、B 第 1 列の推定結果を例にとるならば、1 円の現金＋準備の増加は 0.03~0.04 円の貸出増加をもたらすにすぎない。それでもこの結果は、銀行準備を極端に積み増すことを厭わなければ大きな貸出増加を得ることは可能だということを意味しており、重要である。さらなる分析の結果、このような平均的な傾向はすべての銀行に共通にみられるものではなく、一部の財務状況の悪い銀行や、ある種の業態の銀行に引きずられたものであることが明らかになった。

ただし、これらの銀行がなぜそのような異質な、しかも標準的理論から外れた行動を取るのかは、本研究で明らかにすることはできなかった。よって今後の研究課題は、各個別銀行のどのような性質が、超過準備が貸出に与える影響を決定する上で最も重要な要因となっているかを突き止めることである。そのうえで、そのような銀行間の異質性が、本研究で仮説として提出したように、銀行間市場の分断によって引き起こされているのかを検証する必要がある。仮にそのような仮説が立証されれば、中央銀行は金融市場のどのようなセグメントにマネタリーベースを供給すればマネーストックを増加させることができるかを知ることができ、我々の金融政策に対する理解も一層進むことになるであろう。

【参考文献リスト】

- Alvarez, Fernando and Francesco Lippi (2014). "Persistent liquidity effects and long-run money demand." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(2): 71–107.
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *The Review of Economic Studies* 58.2: 277-297.
- Bhattarai, Saroj, Gauti B. Eggertsson, and Bulat Gafarov (2014). "Time consistency and the duration of government debt: A signalling theory of quantitative easing." Unpublished Working Paper.
- Chen, Han, Vasco Cúrdia, and Andrea Ferrero (2012). "The Macroeconomic Effects of Large - scale Asset Purchase Programmes." *The Economic Journal* 122.564: F289-F315.
- Eggertsson, Gauti B. and Michael Woodford (2003). Zero bound on interest rates and optimal monetary policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(1), 139-233.
- 福田慎一 (2010). 「金融危機と中央銀行の役割：ゼロ金利政策、量的緩和政策、および信用緩和政策」池田新介・大垣昌夫・柴田章久・田淵隆俊・前田康男・宮尾龍蔵編『現代経済学の潮流 2010』第2章（55-88 ページ）東洋経済新報

社.

- Fukuda, Shin-ichi (2015). "Abenomics: Why was it so successful in changing market expectations?" *Journal of the Japanese and International Economies* 37, 1-20.
- Hayashi, Fumio, and Junko Koeda (2014). "Exiting from QE". No. w19938. National Bureau of Economic Research Working Paper Series.
- Honda, Yuzo (2014). "The Effectiveness of Nontraditional Monetary Policy: The Case of Japan." *Japanese Economic Review* 65(1): 1-23.
- 本多佑三 (2014).「非伝統的金融政策の効果：日本の場合」岩本康志・神取道宏・塩路悦朗・照山博司編『現代経済学の潮流 2014』第 1 章 (3-38 ページ)、東洋経済新報社.
- Honda, Yuzo, Yoshihiro Kuroki, and Minoru Tachibana (2013). "An injection of base money at zero interest rates: Empirical evidence from the Japanese experience 2001-2006." *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics* 1(1): 1-24.
- Hosono, Kaoru (2006). "The transmission mechanism of monetary policy in Japan: Evidence from banks' balance sheets." *Journal of the Japanese and International Economies* 20(3): 380-405.
- 飯田康之・原田泰・浜田宏一 (2003).「信用乗数の変化はいかに説明できるか」『経済分析』第 171 号 (49-68 ページ).
- Ito, Takatoshi, and Yuri Nagataki Sasaki (2002). "Impacts of the Basle capital standard on Japanese banks' behavior." *Journal of the Japanese and International Economies* 16(3): 372-397.
- Iwata, Shigeru, and Shu Wu (2006). "Estimating monetary policy effects when interest rates are close to zero." *Journal of Monetary Economics* 53(7): 1395-1408.
- Kano, Takashi and Hiroshi Morita (2015). "An equilibrium foundation of the Soros chart" *Journal of the Japanese and International Economies* 37, 21-42.
- Kimura, Takeshi and Jouchi Nakajima (2013). "Identifying Conventional and Unconventional Monetary Policy Shocks: A Latent Threshold Approach," Bank of Japan Working Paper Series, 13-E-7.
- 小林慶一郎 (2005).「金融システム不安低下による信用乗数の低下」ESRI Discussion Paper Series No.137.

- Morita, Hiroshi (2015). "Japanese Fiscal Policy under the Zero Lower Bound of Nominal Interest Rates: Time-Varying Parameters Vector Autoregression," IER Discussion Paper A No.627, Institute of Economic Research Hitotsubashi University.
- 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.
- Ogawa, Kazuo (2007). "Why Commercial Banks Held Excess Reserves: The Japanese Experience of the Late 1990s," *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1) 241-257.
- 長田健(2014)「自己資本比率が邦銀の流動性需要に与えた影響」金融調査研究会報告書(第1研究グループ)『金融規制の新展開－金融危機後のグローバルな金融規制改革の実体経済・金融市場への影響分析－』第2章(61-88ページ).
- Ragot, Xavier (2015). "The optimal quantity of money over the business cycle and at the zero lower bound." The 30th Annual Congress of the European Economic Association (8月27日、マンハイム大学)報告論文.
- 齋藤雅士・法眼吉彦(2014)「日本銀行の国債買入に伴うポートフォリオ・リバランス：銀行貸出と証券投資フローのデータを用いた実証分析」日本銀行調査論文.
- 齋藤雅士・法眼吉彦・西口周作(2014)「日本銀行の国債買入に伴うポートフォリオ・リバランス：資金循環統計を用いた事実整理」日銀レビュー2014-J-4.
- Shioji, Etsuro (2004). "Who killed the Japanese money multiplier? A micro-data analysis of banks". the Econometric Society Far Eastern Meeting (東京大学)報告論文.
- 塩路悦朗(2014).「異次元の金融政策」『日経研月報』(シリーズ「検証・アベノミクス」第2回) 436、2014年10月、16-25.
- Shioji, Etsuro (2015). "Time varying pass-through: will the yen depreciation help Japan hit the inflation target?" *Journal of the Japanese and International Economies* 37, 43-57.
- 塩路悦朗・雨宮正佳・岩本康志・植田和男・本多佑三 (2012).「非伝統的金融政策の評価(パネル討論II)」大垣昌夫・小川一夫・小西秀樹・田渕隆俊編『現

代経済学の潮流 2012』第 7 章 (193-235 ページ)、東洋経済新報社.

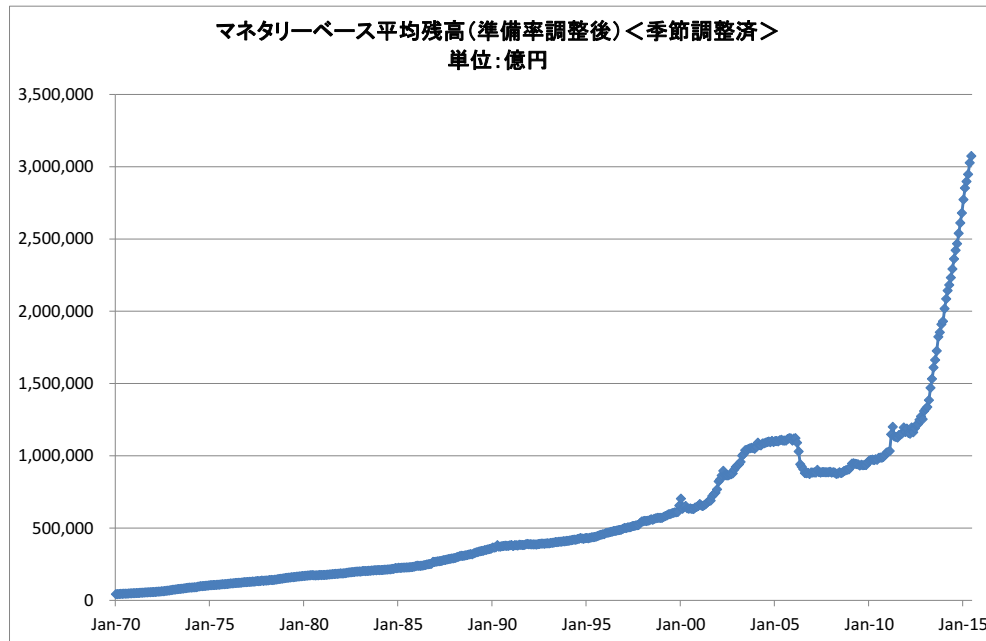
植田和男(2012)「非伝統的金融政策の有効性:日本銀行の経験」大垣昌夫・小川一夫・小西秀樹・田渕隆俊編『現代経済学の潮流 2012』第 1 章 (3-32 ページ)、東洋経済新報社.

植田和男(2013)「異次元の金融緩和：中間評価」東大・金融教育研究センターワーキングペーパー2013 年 9 月.

植田和男(2014)「非伝統的金融政策、1998 年-2014 年:重要な金融的摩擦と「期待」の役割」日本金融学会会長講演・講演資料(慶應義塾大学、5 月 24 日).

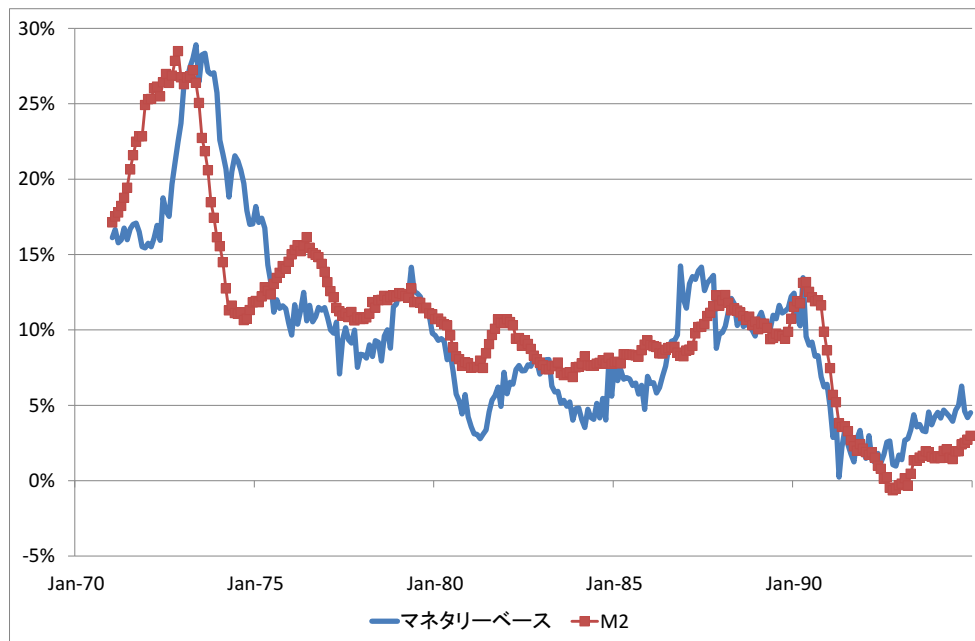
【図表】

図 1



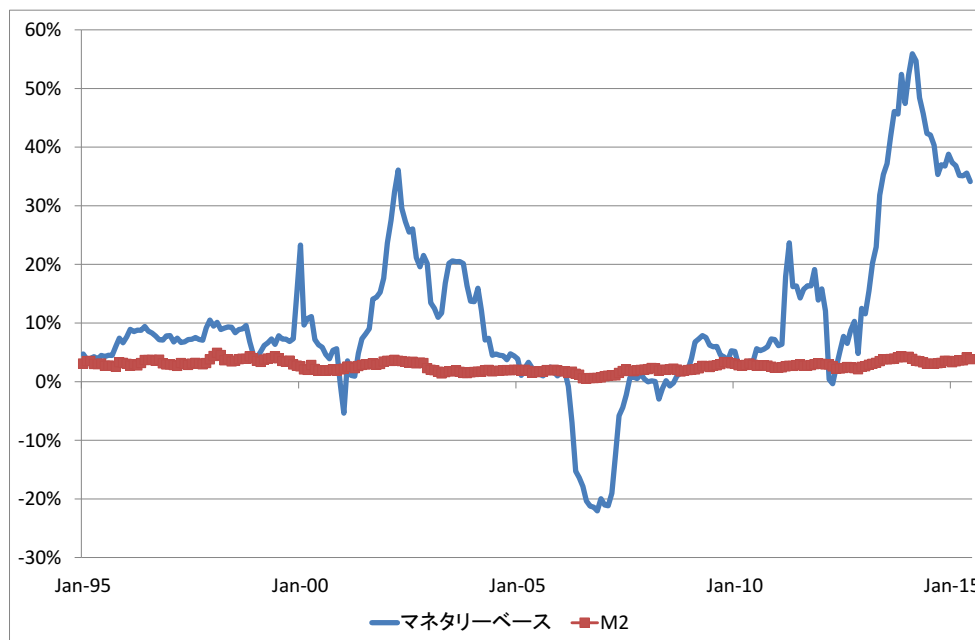
(出所) 日銀統計をもとに筆者作成

図 2A マネタリーベースとマネースток (M2) 対前年同月比、1994 年 12 月まで



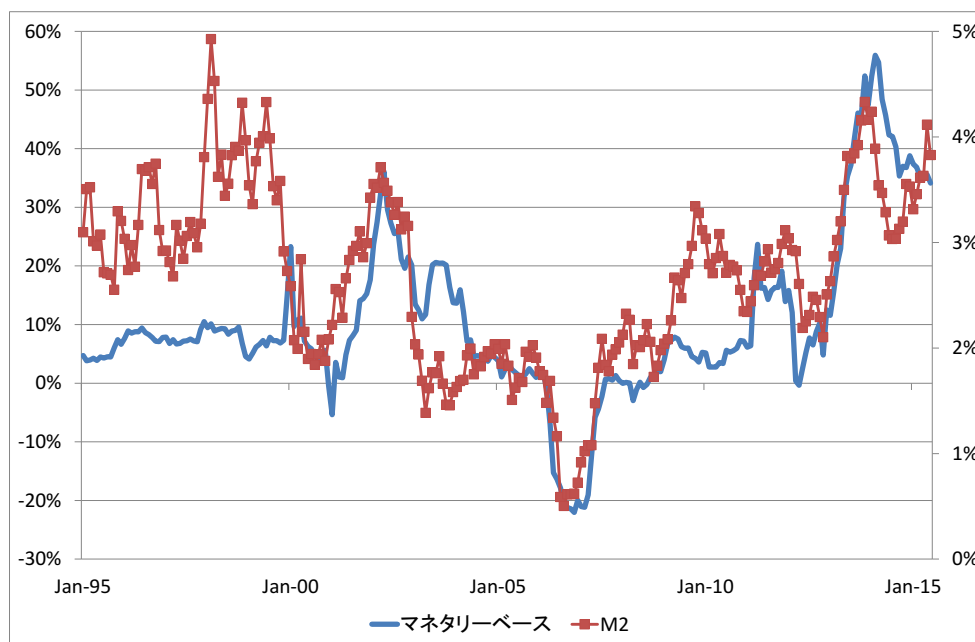
(出所) 日銀統計をもとに筆者作成

図 2B マネタリーベースとマネーストック（M2）対前年同月比、1995 年 1 月以降



(出所) 日銀統計をもとに筆者作成

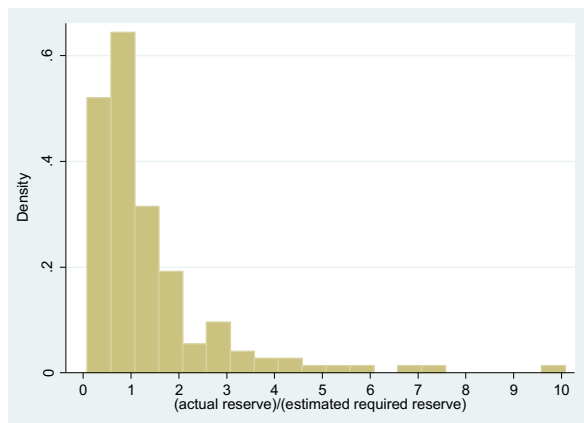
図 2C マネタリーベースとマネーストック（M2）対前年同月比、1995 年 1 月以降（ただし M2 については右軸を使用）



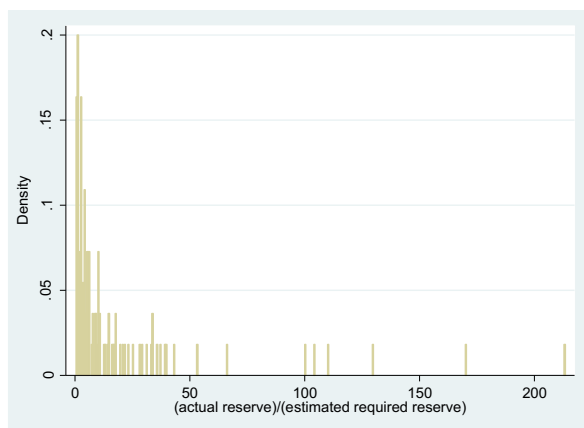
(出所) 日銀統計をもとに筆者作成

図3 (実際の準備預金残高)/(推計された法定所要準備)のヒストグラム

(A) 1985年3月期



(B) 2013年3月期



(C) 2013年3月期、比率が10以下の銀行に限った場合

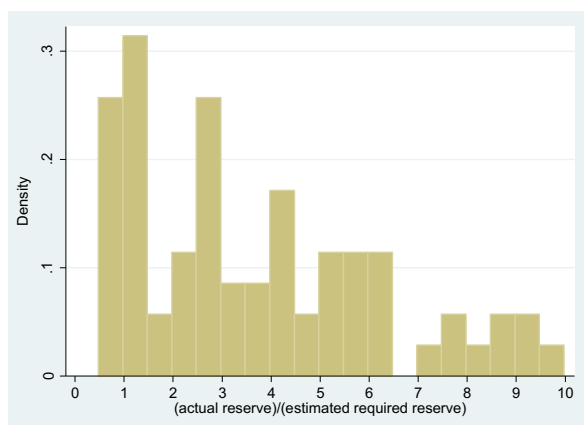


表1 単体・年次データに基づく推定結果(1)

長期のデータによる結果

(A) 固定効果モデルによる結果

	△貸出(t)/総資産(t-1)							
	全サンプル		全サンプル		前半サンプル		後半サンプル	
	1976年3月—2013年3月		同左		1976年3月-1999年3月		2000年3月-2013年3月	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
△貸出(t-1)/総資産(t-2)	0.1800	12.45	0.1798	12.45	0.2249	12.41	-0.0056	-0.23
△貸出(t-2)/総資産(t-3)	0.0240	1.94	0.0234	1.89	0.0430	2.76	-0.0962	-4.49
貸出(t-3)/総資産(t-3)	-0.0549	-9.42	-0.0543	-9.31	-0.0488	-6.25	-0.1005	-7.23
△預金(t)/総資産(t-1)	0.2767	39.61	0.2768	39.66	0.2786	34.3	0.2704	16.93
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.0343	3.89	0.0341	3.87	0.0161	1.60	0.0825	4.51
資本(t-1)/総資産(t-1)	0.0918	2.81	0.0890	2.72	0.0239	0.34	0.4440	6.0
銀行準備(t-1)/法定準備(t-1)=BR	0.000029	1.99	-0.000057	-1.73	0.000034	0.32	0.000054	2.57
(ゼロ金利期間ダミー)×BR			0.000100	2.89				
貸出金利	1.2677	15.33	1.2563	15.19	1.1824	13.27	2.6222	7.17
時間ダミー	YES		YES		YES		YES	
決定係数(within)	0.7661		0.7665		0.7711		0.3870	
決定係数(between)	0.2253		0.2290		0.7178		0.2485	
決定係数(overall)	0.7292		0.7303		0.7527		0.1818	
サンプル個体数	193		193		163		166	
サンプル数	4941		4941		3220		1721	

(B) GMM による結果

	△貸出(t)/総資産(t-1)							
	全サンプル		全サンプル		前半サンプル		後半サンプル	
	1976年3月—2013年3月		同左		1976年3月-1999年3月		2000年3月-2013年3月	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
△貸出(t-1)/総資産(t-2)	0.1595	6.46	0.1564	6.28	0.2309	7.02	0.0044	0.1
△貸出(t-2)/総資産(t-3)	0.0252	1.51	0.0257	1.54	0.0588	3.16	-0.0959	-3.66
貸出(t-3)/総資産(t-3)	-0.0503	-3.35	-0.0482	-3.16	-0.0320	-1.73	-0.1146	-3.93
△預金(t)/総資産(t-1)	0.2814	15.47	0.2832	15.94	0.2866	11.85	0.2685	8.52
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.0485	2.86	0.0496	2.97	0.0223	1.02	0.1015	3.31
資本(t-1)/総資産(t-1)	0.0789	1	0.0650	0.9	-0.0374	-0.36	0.3660	2.9
銀行準備(t-1)/法定準備(t-1)=BR	0.000042	1.86	-0.000061	-1.56	0.000120	0.93	0.000076	3.15
(ゼロ金利期間ダミー)×BR			0.000117	2.73				
貸出金利	1.0635	7.62	1.0280	6.96	0.7989	7.85	0.7365	2.61
時間ダミー	YES		YES		YES		YES	
残差項の自己相関(2階)検定 p値	0.7661		0.3056		0.0327		0.0850	
サンプル個体数	193		193		163		166	
サンプル数	4941		4941		3220		1721	

注：総資産及び貸出は銀行勘定・信託勘定含む。預金は債券（おもに長信銀の）含む。貸出金利は貸出金利収入/期初の貸出。異常値処理：被説明変数の絶対値が0.2を上回るものは異常値としてサンプルから除外した。GMM定式化の詳細については本文脚注7、8参照のこと。

表2 単体・年次データに基づく推定結果(2)

後半サンプルのみを用い、不良債権変数を含んだ場合

(A) 固定効果モデルによる結果

	△貸出(t)/総資産(t-1)							
	後半サンプル 2000年3月-2013年3月		同左		同左		同左 新たな業態の銀行除く	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
△貸出(t-1)/総資産(t-2)	-0.0007	-0.03	-0.0014	-0.05	-0.0133	-0.54	-0.0281	-1.12
△貸出(t-2)/総資産(t-3)	-0.1122	-5.18	-0.1145	-5.29	-0.1148	-5.35	-0.1065	-4.99
貸出(t-3)/総資産(t-3)	-0.0904	-6.54	-0.0903	-6.54	-0.0951	-6.88	-0.1019	-7.4
△預金(t)/総資産(t-1)	0.2731	17.09	0.2717	17.02	0.2835	17.85	0.3104	18.46
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.0565	3.07	0.0522	2.83	0.0677	3.68	0.0752	3.8
自己資本比率(t-1)	0.0000	-0.83	0.0000	-0.83	0.0000	-0.88	0.0000	-0.89
リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1)	-0.2701	-6.39	-0.3307	-6.85	-0.2805	-6.69	-0.2707	-6.50
銀行準備(t-1)/法定準備(t-1)=BR	0.000057	2.63	-0.000007	-0.22	0.000026	0.54	0.000030	1.38
(リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1))×BR			0.001241	2.59				
(都銀ダミー)×BR					0.000175	0.16		
(信託銀行ダミー)×BR					0.000120	0.62		
(第二地銀ダミー)×BR					0.000007	0.13		
(長信銀ダミー)×BR					-0.000300	-1.21		
(新たな業態の銀行ダミー)×BR					0.001510	6.35		
貸出金利	3.1721	8.59	3.0940	8.37	4.2989	10.46	4.0739	9.81
時間ダミー	YES		YES		YES		YES	
決定係数(within)	0.3853		0.3880		0.4028		0.4114	
決定係数(between)	0.0688		0.0714		0.0429		0.4818	
決定係数(overall)	0.1285		0.1325		0.0889		0.3085	
サンプル個体数	162		162		162		160	
サンプル数	1689		1689		1689		1680	

(B) GMM による推定結果

	△貸出(t)/総資産(t-1)							
	後半サンプル 2000年3月-2013年3月		同左		同左		同左 新たな業態の銀行除く	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
△貸出(t-1)/総資産(t-2)	0.0049	0.11	0.0044	0.10	-0.0071	-0.18	-0.0374	-0.87
△貸出(t-2)/総資産(t-3)	-0.1104	-3.93	-0.1122	-4.05	-0.1127	-3.73	-0.1121	-3.98
貸出(t-3)/総資産(t-3)	-0.0908	-3.01	-0.0899	-2.97	-0.0952	-3.42	-0.1275	-3.91
△預金(t)/総資産(t-1)	0.2697	6.83	0.2694	6.85	0.2824	8.77	0.3389	13.51
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.0506	1.66	0.0465	1.59	0.0631	2.43	0.0972	3.12
自己資本比率(t-1)	0.0000	-4.72	0.0000	-4.66	0.0000	-4.24	0.0000	-6.60
リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1)	-0.2864	-5.27	-0.3500	-4.67	-0.2948	-5.56	-0.2350	-4.40
銀行準備(t-1)/法定準備(t-1)=BR	0.000064	2.14	-0.000006	-0.16	0.000026	0.62	0.000063	2.50
(リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1))×BR			0.001317	2.22				
(都銀ダミー)×BR					0.000287	0.48		
(信託銀行ダミー)×BR					0.000148	0.31		
(第二地銀ダミー)×BR					0.000011	0.24		
(長信銀ダミー)×BR					-0.000295	-4.04		
(新たな業態の銀行ダミー)×BR					0.001544	8.68		
貸出金利	3.3176	4.05	3.2438	3.82	4.4478	8.27	1.3047	3.99
時間ダミー	YES		YES		YES		YES	
残差項の自己相関(2階)検定 p値	0.0559		0.0579		0.0602		0.1508	
サンプル個体数	162		162		162		160	
サンプル数	1689		1689		1689		1680	

(注) 詳細は表1の注参照のこと

表3 連結・半期データに基づく推定結果

(A) 固定効果モデルによる結果

	△貸出(t)/総資産(t-1)									
	2000年3月-2014年9月		同左		同左		同左、都銀・地銀・長 信銀		同左、第二地銀・信託銀 行・新たな業態の銀行	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
△貸出(t-1)/総資産(t-2)	-0.1649	-10.53	-0.1636	-10.44	-0.1623	-10.35	-0.2352	-11.28	-0.0941	-3.89
△貸出(t-2)/総資産(t-3)	0.1730	12.14	0.1736	12.18	0.1764	12.39	0.1314	7.05	0.1893	8.16
貸出(t-3)/総資産(t-3)	-0.0423	-6.24	-0.0430	-6.33	-0.0438	-6.47	-0.0652	-7.12	-0.0237	-2.23
△預金(t)/総資産(t-1)	0.2762	22.83	0.2742	22.59	0.2723	22.53	0.2834	19.53	0.2646	11.97
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.1573	12.21	0.1567	12.17	0.1532	11.89	0.1730	11.14	0.1572	6.85
自己資本比率(t-1)	0.0004	2.16	0.0005	2.33	0.0004	2.28	0.0006	2.59	-0.0002	-0.45
リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1)	-0.0611	-2.57	-0.1056	-3.34	-0.0663	-2.79	-0.1603	-5.22	0.0301	0.81
(現金+銀行準備)(t-1)/総資産(t-1)=BR2	0.031904	2.25	-0.0024	-0.11	0.0089	0.50	-0.0069	-0.4	0.0826	3.44
(リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1))×BR2			0.9954	2.13						
(都銀ダミー)×BR2					-0.1028	-1.89				
(信託銀行ダミー)×BR2					0.2029	2.42				
(第二地銀ダミー)×BR2					0.0717	2.68				
(長信銀ダミー)×BR2					-0.0127	-0.18				
(新たな業態の銀行ダミー)×BR2					-38.7437	-3.53				
貸出金利	0.7172	4.49	0.7195	4.50	0.8910	5.30	0.9472	4.19	0.739382	2.94
時間ダミー	YES		YES		YES		YES		YES	
決定係数(within)	0.3913		0.3921		0.3966		0.4581		0.3328	
決定係数(between)	0.3971		0.4486		0.0003		0.0496		0.2755	
決定係数(overall)	0.3231		0.3199		0.0002		0.2805		0.3458	
サンプル個体数	182		182		182		110		72	
サンプル数	3325		3325		3325		2135		1190	

(B) GMM による推定結果

	△貸出(t)/総資産(t-1)									
	2000年3月-2014年9月		同左		同左		同左、都銀・地銀・長 信銀		同左、第二地銀・信託銀 行・新たな業態の銀行	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
△貸出(t-1)/総資産(t-2)	-0.1836	-6.62	-0.1841	-6.58	-0.1772	-5.36	-0.2515	-8.37	-0.0998	-2.46
△貸出(t-2)/総資産(t-3)	0.1749	4.40	0.1746	4.35	0.1786	4.44	0.1281	4.41	0.1950	2.61
貸出(t-3)/総資産(t-3)	-0.0359	-2.33	-0.0367	-2.34	-0.0394	-2.81	-0.0656	-3.97	-0.0185	-1.18
△預金(t)/総資産(t-1)	0.2738	8.25	0.2709	8.15	0.2696	8.29	0.2843	6.49	0.2589	7.58
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.1633	6.03	0.1631	6.09	0.1503	5.65	0.1733	4.77	0.1516	4.34
自己資本比率(t-1)	0.0008	3.19	0.0009	3.36	0.0007	2.85	0.0007	3.04	0.0000	0.02
リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1)	-0.1009	-2.40	-0.1716	-3.01	-0.0998	-2.57	-0.1902	-3.58	-0.0142	-0.35
(現金+銀行準備)(t-1)/総資産(t-1)=BR2	0.0431	2.63	-0.0032	-0.13	0.0177	1.17	0.0070	0.44	0.1159	3.97
(リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1))×BR2			1.4757	2.27						
(都銀ダミー)×BR2					-0.0903	-1.52				
(信託銀行ダミー)×BR2					0.2149	1.53				
(第二地銀ダミー)×BR2					0.0941	2.85				
(長信銀ダミー)×BR2					-0.0140	-0.36				
(新たな業態の銀行ダミー)×BR2					-35.9209	-4.43				
貸出金利	0.5997	1.63	0.6142	1.67	0.7547	2.03	0.7988	1.27	0.625474	1.31
時間ダミー	YES		YES		YES		YES		YES	
残差項の自己相関(2階)検定 p値	0.2831		0.2756		0.2799		0.5093		0.0831	
サンプル個体数	182		182		182		110		72	
サンプル数	3325		3325		3325		2135		1190	

(注) 詳細は表1の注参照のこと

表 4 単体・年次データに基づく推定結果(3)

被説明変数＝国債・地方債 または 銀行準備

後半サンプルのみを用い、不良債権変数を含んだ場合

固定効果モデルによる推定結果

	△国債地方債(t)/ 総資産(t-1)		△銀行準備(t)/ 総資産(t-1)	
	後半サンプル 2000年3月-2013年3月		同左	
	係数	t値	係数	t値
△国債地方債(t-1)/総資産(t-2)	-0.2516	-9.59		
△国債地方債(t-2)/総資産(t-3)	-0.2304	-8.27		
国債地方債(t-3)/総資産(t-3)	-0.3771	-14.14		
△銀行準備(t-1)/総資産(t-2)			-0.5556	-12.95
△銀行準備(t-2)/総資産(t-3)			-0.5244	-10.56
銀行準備(t-3)/総資産(t-3)			-0.5209	-9.94
△預金(t)/総資産(t-1)	0.1493	7.28	0.1105	7.39
△預金(t-1)/総資産(t-2)	0.0576	2.64	0.0502	3.04
自己資本比率(t-1)	0.0000	-0.49	0.0000	0.09
リスク管理債権(t-1)/総資産(t-1)	-0.1021	-1.93	0.1312	3.52
銀行準備(t-1)/法定準備(t-1)	0.000108	3.80	-0.000035	-1.17
貸出金利	-1.8565	-3.62	-0.176472	-0.94
時間ダミー	YES		YES	
決定係数(within)	0.2788		0.3693	
決定係数(between)	0.0122		0.2377	
決定係数(overall)	0.0728		0.2601	
サンプル個体数	160		160	
サンプル数	1639		1541	

(注) 詳細は表 1 の注参照のこと。国債・地方債保有額は銀行勘定・信託勘定の合算。