



量的緩和策の銀行貸出への効果

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2017-04-04 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 立花, 実, 井上, 仁, 本多, 佑三 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.24729/00002463

Discussion Paper New Series

量的緩和策の銀行貸出への効果

立花 実 (大阪府立大学)

井上 仁 (札幌学院大学)

本多 佑三 (関西大学)

Discussion Paper New Series No.2016-2

March 2016

School of Economics

Osaka Prefecture University

Sakai, Osaka 599-8531, Japan

量的緩和策の銀行貸出への効果*

立花 実・井上 仁・本多 佑三**

要旨

本稿の目的は、日本で実施された量的緩和策が銀行貸出に対し効果を持っていたか否かを実証分析することである。そのために、個別銀行の財務データを用いてパネルデータ分析を行った。分析の結果、次の点が明らかになった。まず、2000年代前半に実施された量的緩和策は銀行貸出に対し正の有意な効果を持っていた。とりわけ、時期としては2002年度、業態としては第二地方銀行、財務状況としては不良債権比率の高い銀行によく効いていた。一方、2010年に採用された包括的金融緩和策と2013年に採用された量的・質的金融緩和策の銀行貸出への効果については、一部に有意な結果が見られたものの、頑健な証拠とまでは言えなかった。以上の分析結果は、伝統的金融政策のもとで検出された“銀行貸出チャンネル”が量的緩和策のもとでも存在することを示唆している。最後に、銀行貸出チャンネル以外の経路として、ポートフォリオ・リバランス・チャンネル、総需要の喚起を通じたチャンネル、バランスシート・チャンネルの3経路を取り上げ、それらの効果について議論する。

JEL Classification: E51, E52, G21

キーワード：量的緩和、銀行貸出、銀行貸出チャンネル

* 本稿は平成27年度 ESRI 国際コンファレンス「経済の好循環と日本経済再生に向けた国際共同研究」の一環として取り組んだ研究の成果である。最終版は『経済分析』（内閣府経済社会総合研究所）に掲載される予定である。最終報告会の討論者である渡部和孝教授、主査である福田慎一教授、その他当報告会の参加者の方々より数多くの有益なコメントを頂いた。ここに深く感謝の意を表したい。なお、筆者の一人である立花は科研費・若手B（研究課題番号：24730249）からも助成を受けている。

** 立花実：大阪府立大学准教授、井上仁：札幌学院大学准教授、本多佑三：関西大学教授

1. はじめに

2008 年秋に発生したグローバル金融危機に対処するため、欧米の中央銀行は量的緩和策を含む非伝統的金融政策を導入した。その効果を巡り多くの実証研究がこれまでに蓄積されてきたが、主に金融市場やマクロ経済への効果に焦点が当てられてきた。¹ 日本においても欧米諸国に先立ち 2001 年から 2006 年まで量的緩和策が実施されたことからその効果に関する実証研究が進められてきたが、やはり多くは金融市場やマクロ経済への効果を測定することを目的としていた。²

本稿の目的は、まだ研究蓄積が比較的少ない分野である銀行貸出への効果を検証することである。とりわけ、日本で実施されてきた一連の量的緩和策 — 2000 年台前半の量的緩和策、2010 年に採用された包括的金融緩和策、そして 2013 年に始まった量的・質的金融緩和策 — の銀行貸出への影響を個別銀行のパネルデータを用いて回帰分析する。

既存の研究としては、Bowman et al. (2015)、Hosono and Miyakawa (2014)、塩路 (2016)、井上 (2013)、三谷 (2016) が挙げられる。³ Bowman et al. (2015) は 2000 年代前半に実施された量的緩和策を分析対象としており、量的緩和策下で増加した銀行の流動性ポジションが銀行貸出に正の影響を及ぼしていることを示した。ただし、その効果は小さく、また量的緩和期の前半にのみ効果があったとしている。Hosono and Miyakawa (2014) は景気循環や金融政策の銀行貸出への影響を調べるために、銀行と企業間の貸出マッチングデータを用いて回帰分析している。ここでは量的緩和策に関する結果のみを述べると、銀行が保有する流動性と貸出との間の正の関係が 2000 年代前半の量的緩和策によって弱められた、すなわち流動性制約を緩める効果を量的緩和策は持っていたという結果を得ている。また、2006 年の量的緩和策の終了が逆に流動性制約を強めたという結果も報告している。塩路 (2016) はより直接的に量的緩和と銀行貸出の関係を調べている。具体的には、銀行ごとに超過準備額を推計した上でその変数が銀行貸出に与える影響を回帰分析しており、ゼロ金利下では超過準備変数は銀行貸出に正の効果を及ぼしていることを示した。またその効果は不良債権を抱えている銀行ほど強く、さらに業態によっても差が現れるという異質性も確認している。井上 (2013) は、2000 年代前半の量的緩和期における日銀当座預金残高目標の拡大が銀行貸出に対し有意な効果を持っていたことを見出している。さらに資産規模が小さい銀行ほど、不良債権が少ない銀行ほどその効果は大きかったことも明らかにしている。三谷 (2016) はサンプル期間が 2009 年までだった Bowman

¹ 金融市場への影響に関しては Hamilton and Wu (2012) や Wright (2012) などが、マクロ経済への影響に関しては Baumeister and Benati (2013) や Gambacorta et al. (2014) などの実証分析がある。

² 日本の量的緩和策の効果については、金融市場を対象としたものとして Kimura and Small (2006) や Oda and Ueda (2007) などが、マクロ経済を対象としたものとして Honda et al. (2013)、Honda (2014)、Schenkelberg and Watzka (2013) などが挙げられる。

³ Joyce and Spaltro (2014) や Butt et al. (2015) では、英国における量的緩和策の銀行貸出への効果を分析している。

et al. (2015) の分析を 2014 年まで拡張し、さらに信用金庫のデータを加えて推定している。信用金庫のデータを用いた分析は本稿の研究結果を補強する可能性があり興味深い。ただし現時点では、被説明変数として貸出金額の変化率ではなく対数値が使われている点や、Bowman et al. (2015) の (1) 式のみでの推定にとどまり量的緩和策の効果を識別していない点などの課題も残されており、今後の改訂が待たれる。

本稿では以上の先行研究の中でも特に Bowman et al. (2015) の回帰モデルを参考にし、さらに以下の点で彼らの研究を発展させた。第一に、Bowman et al. (2015) では 2000 年代前半に実施された量的緩和策が分析対象であったのに対して、本稿ではサンプル期間を直近まで延長し、包括的金融緩和策と量的・質的金融緩和策の効果についても分析を行っている。

第二に、「量的緩和策は銀行貸出に対し効果があったか」という問いに直接答えられるモデルに修正した。Bowman et al. (2015) では、銀行貸出の変化率を被説明変数とし、ストック変数である流動性ポジション（現金預け金とコールローンの合計額を総資産額で除した変数）で回帰するモデルを推定している。このモデルのもとでは、もし係数の推定値が有意に正であれば、それは銀行が資金制約に陥っていることを意味する。しかしながら、量的緩和策によって貸出が増えたかという問いに直接答える定式化ではない。⁴ そこで本稿では、まず、日銀による量的緩和策の影響が直接反映される変数（「現金預け金」とその内訳である「預け金（うち日銀への預け金）」の 2 種類⁵）を分析に用いた。さらに、それらの変数の対資産比率だけでなく“変化率”も貸出式の説明変数として採用し結果の頑健性を探った。変化率をとることで、預け金の変化がどれくらい貸出を変化させたかを分析することができるため、従来の研究で使われている対資産比率と比べて、より自然な形で量的緩和策の銀行貸出への効果を検証できる。

第三に、Bowman et al. (2015)（や井上（2013））で示された“銀行貸出チャンネル”の証拠をより強固なものとした。⁶ Bowman et al. (2015) における銀行貸出チャンネルの証

⁴ Bowman et al. (2015) では量的緩和策が貸出に及ぼす効果を検証するために、2 種類のアプローチをとっている。一つは、流動性ポジションを日銀当座預金残高の目標値に回帰させ正の関係が見られたことで、上記モデルの推定結果と合わせて「日銀当座預金の増額 → 流動性ポジションの改善 → 貸出増加」という経路を示している。もう一つは、流動性ポジションと日銀当座預金残高目標の交差項を貸出の回帰式に追加し、負の係数が推定されたことから、量的緩和策が資金制約を弱めたことを示している。

⁵ 塩路（2016）は後者の「預け金（うち日銀への預け金）」の方を単体ベースの分析で採用している。後述するように 2 つの変数にはそれぞれ一長一短があり、よって本稿では両方を採用して結果の頑健性を見ている。

⁶ 銀行貸出チャンネルは銀行と投資家との間で情報の非対称性が存在することを前提とする。その下では、内部資金と外部資金の調達コストに乖離（外部資金プレミアム）が生じることから、金融政策が銀行の貸出行動の変化を通じて実体経済に効果を持ち得る。例えば、金融引締めによって預金量が減少した場合、銀行は追加的な費用（外部資金プレミアム）を負担することなく預金以外の外部資金から資金を調達することができないため貸出を減らさざるを得なくなる（Kashyap and Stein (1995)）。伝統的な金融政策のもとで銀行貸

拠としては、2001年～2006年の量的緩和期のうち特に2002年～2004年の時期に銀行は流動性制約に直面していたという点、自己資本比率が低い銀行や（自己資本比率と比べてやや弱い証拠だが）不良債権比率の高い銀行ほど流動性制約が深刻だったという点、2001年～2004年の期間でかつ流動性比率が低い銀行グループに対して日銀当座預金残高目標の増額が流動性制約を緩める形で効果を持っていたという点が挙げられる。一方、本稿では包括的金融緩和期や量的・質的金融緩和期にサンプルを延長してもなお、2001年～2006年に実施された量的緩和策の方により頑健な効果が観測された。とりわけ時期としては2002年度、業態としては第二地方銀行、財務状況としては不良債権比率の高い銀行によく効いていたことが分かった。2000年代初めは金融危機が再燃した時期にあたり、この時期に一部の銀行で資金制約がタイトになったものの、当時の量的緩和策はそのタイトになった資金制約を緩める形で銀行貸出を下支えしたと推察される。これら Bowman et al. (2015) や本稿の結果、さらに既述の井上 (2013) の結果は、量的緩和策のもとでも銀行貸出チャンネルが存在することを示唆している。

第四に、上述したように Bowman et al. (2015) や本稿の分析結果は銀行貸出チャンネルを示唆するものであるが、本稿ではさらに銀行貸出チャンネル以外の経路にも目を向けている。具体的には、ポートフォリオ・リバランス・チャンネル、総需要の喚起を通じたチャンネル、バランスシート・チャンネルの3経路を取り上げる。ただし、そこでは銀行貸出チャンネルの検証ほどフォーマルな実証分析は行っていない。量的緩和策の銀行貸出への効果について全体像を示し、論点を整理することを目的としている。

本稿の構成は次の通りである。第2節では回帰モデルとデータについて説明する。第3節では推定結果を報告する。具体的には、まず3.1でベースモデルの推定結果を示し、続く3.2では銀行貸出チャンネルを検証するためにベースモデルを拡張した各種モデルを推定する。第4節では銀行貸出チャンネル以外の経路について議論する。最後に第5節で結果をまとめる。

2. 推定モデルおよびデータ

本稿では、個別銀行の財務諸表データから年次パネルデータを構築し回帰分析を行う。個別銀行の財務データとしては、日経 NEEDS より入手した単独ベース・本決算のデータを用いる。⁷ 推定モデルは Bowman et al. (2015) に基本的には従う。具体的には以下の通りである。

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{it}) = & \alpha + \beta_1 \cdot QE1_t \cdot m_{i,t-1} + \beta_2 \cdot QE2_t \cdot m_{i,t-1} + \beta_3 \cdot QE3_t \cdot m_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \cdot NONQE_t \cdot m_{i,t-1} + \gamma' X_{i,t-1} + \tau_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

出チャンネルが存在することを、米国については Kashyap and Stein (1995, 2000) や Kishan and Opiela (2000) が、欧州諸国については Altunbas et al. (2002) が、日本については Hosono (2006) がそれぞれ示している。

⁷ データの詳細な説明については補論を参照されたい。

ここで、 i は個別銀行、 t は年度を表す。 L_{it} は t 年度末における銀行 i の貸出残高であり、その対数階差を被説明変数としている。 m_{it} 、 $QE1_t \sim QE3_t$ 、 $NONQE_t$ 、 X_{it} についてはすぐ後で詳述する。 τ_t は t 時点における時間固有の効果であり、年度ダミーを入れることで捉える。 μ_i は i 銀行固有の効果であり、固定効果モデルとして推定する。 ε_{it} は誤差項である。

m_{it} は個別銀行が保有する資産のうち日銀による量的緩和策の影響を直接受ける変数である。本稿の分析では最も重要な変数であることから、複数の指標を採用して頑健な結果が得られるか確かめる。具体的には、貸借対照表の資産項目に計上される「現金預け金」およびその内訳である「預け金（うち日銀への預け金）」をそれぞれ総資産額で除するか、あるいは対数階差をとった計4変数を m_{it} として用いる。以下、それらを「現金預け金比率」、「現金預け金変化率」、「日銀預け金比率」、「日銀預け金変化率」とそれぞれ呼ぶことにする。第1節で述べたように、とりわけ現金預け金（あるいは日銀預け金）の“変化率”をとったケースは「量的緩和策は銀行貸出に対し効果があったか」という問いを検証するためのより自然な形の回帰モデルと言える。

なお、「現金預け金」と「預け金（うち日銀への預け金）」のデータにはそれぞれ一長一短があり、その点について簡単に述べる。「現金預け金」には日銀への預け金以外にも現金および他の金融機関への預け金が含まれており、量的緩和策以外の要因が入りやすいことが難点ではあるが、継続的なデータが入手可能である点では好ましい。一方、「預け金（うち日銀への預け金）」は量的緩和策の影響が直に現れるため「現金預け金」よりも分析目的に適った項目である。しかし、2013年度以降ほとんどの銀行でその数値が公表されなくなったことから、2013年4月に導入された量的・質的金融緩和策の効果測定が難しくなる。

L_{it} と m_{it} の間には、Bowman et al. (2015) および塩路 (2006) が指摘しているように、同時決定に起因する内生性の問題が生じ得る。すなわち、もし銀行が貸出を増加させる場合に事前に流動性を確保するという行動をとるならば、 m_{it} と誤差項の間には正の相関が生じ、推定値は上方向にバイアスを持つことになる。また、観測できない変数を除外することから生じる内生性も考えられる。例えば、銀行が自身固有の負のショックに直面した際に、リスク回避の観点から貸出を減らすと同時に手元の流動性を高めるという行動をとるならば、推定値には下方向のバイアスが生じる。⁸ そこで、こういった内生性の問題を緩和するために、本稿では前年度の変数 $m_{i,t-1}$ を説明変数とした。⁹

⁸ 例えば、不良債権が今後増加するかもしれないという懸念や、保有株式の価格変動リスクが高まるというケースなどが挙げられる。

⁹ Bowman et al. (2015) や塩路 (2006) では、さらに被説明変数の1期ラグを説明変数に加えた動学的パネルデータモデルを構築し、GMM推計を行っている（前者はベースライン・モデルのみGMM推計している）。ただし、両研究ともOLSとGMMの推定結果には大きな差が見られないことを示していることから、本研究では説明変数の1期ラグさえとれば内生性の問題をある程度は回避できると判断して分析を進めている。しかしながら、説明変数のラグをとるだけでは内生性の問題を完全に解決したことにはならず、理想としては同時点の m を説明変数に入れた上で適切な操作変数を見つけることが求められる。この点に関しては今後の課題とする。

(1) 式の $QE1_t \sim QE3_t$ および $NONQE_t$ はダミー変数であり、 $QE1_t$ は2000年代前半の量的緩和期(2001年度～2005年度)に1、 $QE2_t$ は包括的金融緩和期(2010年度～2012年度)に1、 $QE3_t$ は量的・質的金融緩和期(2013年度～2014年度)に1、 $NONQE_t$ は量的緩和策を実施していない時期(2006年度～2009年度)に1の値をとる。これらの各ダミー変数と $m_{i,t-1}$ との交差項を回帰式に含めることで、性質の異なる3種類の量的緩和策の効果を分けて推定することができる。なお以降では、3種類の量的緩和策の名称をQE1、QE2、QE3とそれぞれ呼ぶことにする。

X_{it} はコントロール変数ベクトルであり、総資産額の対数値、自己資本比率、不良債権比率、預金の対数階差、流動性資産比率から成る。流動性資産比率以外の4変数はBowman et al. (2015)でも採用されている。流動性資産比率は国債、地方債、コールローンの合計額を総資産額で除した変数であり、 m を構成する現金や日銀預け金よりも流動性は相対的に低い。¹⁰ 内生性の問題を緩和するために、 m と同様、コントロール変数もすべて1期前の数値を回帰式に入れている。

推定期間についてだが、 m として現金預け金を用いた場合は2001年度～2014年度、日銀預け金を用いた場合は先述した通り当データが2013年度以降ほとんど存在しないため2001年度～2013年度とする。推定期間の開始時点である2001年度は、初めて量的緩和策が導入された時期(2001年3月)にほぼ相当する。

[表1と図1の挿入]

表1は推定に用いられる各変数の記述統計である。また図1は、銀行貸出、現金預け金、日銀預け金の3変数について年度ごとに集計した時系列グラフである。推定期間は2001年度からだが、銀行貸出のより長期的な動きが把握できるように1990年代半ばからのデータを示す。銀行の貸出総額は、金融危機が発生した1997年度(図では1998/3)から下落し始め、2004年度(同2005/3)まで持続的にその下落傾向が続いた。それが2005年度からようやく上昇に転じた。2009年度から2010年度にかけて一旦下落したものの、直近の2014年度までは順調に回復している。現金預け金と日銀預け金に関してだが、両データ間の乖離が90年代に観察されるが、これは前者に含まれる他の金融機関への預け金が高い水準にあったためである。なお、現金預け金はその時期下落しているのも、他の金融機関への預け金の下落が原因である。一方、(本稿で分析対象となっている)2000年代以降の両データ間の乖離は限定的であり、かつほぼ平行に推移している。ただしQE1期にはやや異なった動きが見られる。日銀預け金の方はQE1の下で増加しているが、現金預け金の方は大きな増加が見られず、むしろQE1終了時点では開始時点よりも低い水準になっている。これも90年代と同様、QE1期(特に前半期)に他の金融機関への預け金が減少したことによる。また、データ不足のためQE3期の日銀預け金についてはグラ

¹⁰ Kashyap and Stein (2000)では流動性の指標として有価証券とフェデラル・ファンド市場での貸出の合計額を総資産で除した変数を用いているが、本稿の流動性資産比率はこの概念に近い。

フ化していないが、現金預け金の QE3 期を見るとその額は大幅に増加しており、QE3 がそれまでの QE1 や QE2 と比べてより積極的な量的緩和策であることが確認できる。

3. 推定結果

3.1 ベースモデル

(1) 式の推定結果を表 2 に記した。左から順に、(1) 現金預け金比率、(2) 現金預け金変化率、(3) 日銀預け金比率、(4) 日銀預け金変化率をそれぞれ $m_{i,t-1}$ として説明変数に含めた場合の結果を報告している。まず、一番上の行の QE1 の効果を見ると、(1) ~ (4) すべてのモデルで有意な正の効果が見られる。これは、QE1 の銀行貸出への効果を見出した Bowman et al. (2015) や井上 (2013) と整合的な結果である。

[表 2 の挿入]

ここで QE1 の効果の大きさを求める。 m が 1 標準偏差 (QE1 期中の 1 標準偏差 : それぞれ (1) 2.4% (2) 49% (3) 2.1% (4) 146%) だけ上昇した場合の銀行貸出への効果を計算すると、順に (1) 1.3% (2) 0.5% (3) 1.1% (4) 0.4% となった。特に変化率を用いたモデル (2)、(4) のケースでは、 m の増加率と比較して効果が小さいように思える。なお、 Bowman et al. (2015) でも効果は小さいと報告されている。ただし、現時点で QE1 の効果が小さいと判断するのは早計である。なぜなら、第一に、3.2 節で示すように同じ QE1 期内でもサンプル間で効果に差が見られる。ここでは QE1 期における平均的な効果を求めたが、3.2.4 では特に効果が現れたサンプルだけに絞って QE1 の効果を再計算している。そのケースでは当然のことながら、より大きな効果が得られている。第二に、我々の回帰モデルはあくまで量的緩和策の全体的な効果の一部分しか捉えていない。この点については第 4 節で詳説する。

表 2 に戻り、QE2 の効果を次に見ると、対資産比率を用いたモデル (1)、(3) では正で有意だが、変化率を用いたモデル (2)、(4) では有意ではない。QE3 の場合もモデル (1) のみが正で有意である。したがって、QE2 や QE3 の銀行貸出への効果は否定できないものの、QE1 のような頑健な証拠を提示できるほどではない。QE1 期と比べサンプルが少ないことが結果に影響しているかもしれないが、3.2.1 で確認するように、年度ごとに分けて推定しても QE1 期と比べ QE2 期や QE3 期は正で有意となるケースが少なく、サンプルの少なさが原因ではなさそうである。むしろ、以下の推定結果すべてを見通すと気付くことだが、変化率を用いたモデル (2)、(4) は対資産比率を用いたモデル (1)、(3) よりも量的緩和策の効果を測る上でより厳しい検証モデルとなっている。QE1 についてはその厳しいモデルのもとでも有意な推定結果が得られるくらい強い効果だったが、QE2 や QE3 については QE1 ほど強い効果ではなく、よって一部のモデルにのみ証拠が現れたと解釈できる。したがって、モデル (2)、(4) で有意な結果が得られないからと言って直ちに QE2 や QE3 に効果が全くないと主張するわけではない。QE2 や QE3 の効果についてさらに留意点を付け加えると、前段落でも触れたように、ここでは銀行貸出への部分的な効

果を見ているにすぎず、別のアプローチを採用すればこれまでとは異なった側面から QE2 や QE3 の効果が検出されるかもしれない。詳しくは第 4 節の議論を参照されたい。¹¹

QE1 期に特に頑健な効果が見られた理由だが、伝統的な金融政策のもとでも議論された“銀行貸出チャンネル”の理論を応用することで説明が可能になる。¹² もし何らかの理由で銀行が資金不足に陥った場合、その不足分を追加的な費用なしに代替することができなければ当該銀行は貸出を減少せざるを得ない。量的緩和策はそういった状況において銀行に割安な資金を提供することで、銀行貸出の減少を食い止める役割を發揮し得る。QE1 が採用された 2000 年代初めは金融危機が再燃した時期にもあたり、銀行部門では資金制約が強くなっていた可能性は十分にある。¹³ なお、この仮説がもし現実に当てはまっていれば、個別銀行の預け金の多寡に応じて当該銀行の貸出量が決まるという現象が現れ、(1) 式の m と QE ダミーの交差項にかかる係数の推定値が有意に正となるはずである。ただし、銀行貸出チャンネルが存在する証拠としては表 2 の結果だけでは不十分であり、より詳細に資金制約が強い時期・銀行とそうでない時期・銀行との間で効果を比較する必要がある。次の 3.2 節ではこの点を考慮した分析を行う。

最後にコントロール変数の推定結果についてだが、総資産額の係数はマイナス、自己資本比率の係数はプラス、不良債権比率の係数はマイナス、流動性資産比率の係数はプラス、預金変化率の係数はプラスで、ほとんど全てのケースで 1% の水準で有意である。自己資本比率、不良債権比率、流動性資産比率、預金変化率の結果は通常予想される符号と整合的である。また総資産額の推定結果は、(少なくとも推定期間中においては) 規模の大きな銀行ほど貸出増加率が平均的に低かったことを意味している。これらコントロール変数の推定結果については、以下の分析でもほとんど変わらない。

¹¹ 推定結果を図 1 と見比べると、貸出総額データと預け金総額データの間には正の関係が観測される QE2 期や QE3 期よりもむしろ QE1 期に有意な効果が検出されたことに驚くかもしれない。しかし図 1 はあくまで時系列のグラフであり、そこで観測される両データ間の相関は (1) 式のパネル推定では年度ダミーによってコントロールされてしまう。よって表 2 の推定結果には、時系列面での関係ではなく、銀行間の横断的な差異

(cross-sectional differences) が主に現れていると考えられる。なお、時系列面から捉えた効果については 4.2 節で議論している。

¹² 従来から議論されてきた銀行貸出チャンネルの説明については脚注 6 を参照されたい。以降では、日本の量的緩和策のケースに応用したものを結果の解釈に適用する。両者の違いは、前者の議論では銀行が資金不足に陥る原因が金融政策(金融引締め)であるのに対し、本稿の議論では金融政策以外の何らかの要因が銀行の資金不足を引き起こし、量的緩和策がその資金不足を補うことで効果を發揮するという点を想定している点である。

¹³ 2002 年 10 月には「金融再生プログラム」が策定された。また、2003 年 5 月には公的資金注入によるその銀行の実質国有化、同年 11 月には足利銀行が一時国有化された。日銀短観調査によると「金融機関の貸出態度」が 1998 年 9、12 月に続き 2002 年 12 月にも再び底を打っている(Honda (2014))。こういった事実は、当時、金融システムが深刻な状況にあったことを裏付けている。

3.2 詳細分析

3.1 節で議論したように、もし銀行貸出チャンネルが存在したならば、資金制約が強い時期・銀行ほど量的緩和策はその資金制約を緩める形で効果を発揮したはずである。その点を確認するために、ここではベースモデルを拡張した各種モデルの推定を行う。初めに年度ごとに、次に業態ごとに、さらに銀行の規模や財務状況といった銀行特性に応じ量的緩和策の効果が異なっていたかについて順次調べていく。最後に、これらの要素を同時に考慮した推定も行う。なお、図 2 は各変数の業態別時系列グラフ（各年度の中央値）であり、以下で適宜用いる。

[図 2 の挿入]

3.2.1 年度別の効果

年度ごとの量的緩和策の効果を推計するために、ベースモデル (1) の $QE1_t \sim QE3_t$ 、 $NONQE_t$ の各種ダミー変数を年度ダミーに置き換えて推定を行った。結果を表 3 に記す。¹⁴ 3.1 節ではいずれのモデルも QE1 期には有意な効果が検出されたが、年度別の効果を見るとモデルに依存して結果が異なることが分かる。(1) 現金預け金比率と (3) 日銀預け金比率のケースでは、QE1 期 (2001 年度～2005 年度) に含まれるほぼ全ての年度で正の有意な効果が見られる。一方、(2) 現金預け金変化率のケースでは 2002 年度と 2003 年度のみ、(4) 日銀預け金変化率のケースでは 2002 年度と 2005 年度のみ有意に正である。ベースモデルの推定の際に、モデル (2)、(4) はモデル (1)、(3) と比べて厳しい検証モデルであることが確認されたが、年度別の推定にも同様の特徴が見られる。¹⁵

[表 3 の挿入]

すべてのモデルに共通して言えることは、QE1 期の中でも特に 2002 年度に量的緩和策の有意な効果が見られるという点である。この結果は、銀行貸出チャンネルの理論によって説明が可能である。すなわち、2002 年度前後は金融危機が再燃した時期と重なる。¹⁶ この時期に多くの銀行が資金不足に陥った可能性はある。そして、量的緩和策による資金供給が銀行の資金不足を補い銀行貸出を下支えしたという解釈ができる。

図 2 の現金預け金変化率と日銀預け金変化率のグラフを見ると、2001 年度 (図では 2002/3) にいずれの業態においても現金預け金あるいは日銀預け金が大きく増加したことが分かる。一方、貸出変化率の 2002 年度 (同 2003/3) を見ると、地方銀行や第二地方銀行はほぼ横ばいだが都市銀行と信託銀行は大きく下げており、当時は銀行貸出に下落圧力がかかっていたことが推察される。実際、この下落圧力は図 1 で確認したように 1997 年度から続く長期にわたる下落圧力の一環とみなすことができる。したがって、QE1 導入当

¹⁴ モデル (3)、(4) の推定期間が 2013 年度までであることから、表 3 の「2014×預け金」の推定値は報告されていない。

¹⁵ Bowman et al. (2015) も期間ごとに分けて推定しており、QE1 期の中でも 2002 年 3 月期から 2004 年 9 月期にかけて銀行が資金制約に陥っていたという結果を報告している。

¹⁶ 脚注 13 を参照。

初の大幅な流動性供給の増加は、1997年度から続く銀行貸出への下落圧力を上回るほどの大きな成果を挙げるほどではなかったことになる。しかし、2002年度の量的緩和策の効果が正で有意なことから、もしQE1を実施していなければさらに貸出が下落していたことが予想され、その意味でQE1には銀行貸出に対しての下支え効果があったと言える。実際にどれくらいの規模の下支え効果があったかについては3.2.4で求める。

再び表3に戻りQE2とQE3の年度別効果を確認すると、QE2期（2010～2012年度）に関してはモデル（1）の2010年度と2011年度およびモデル（3）の2012年度のみに正の有意な結果が得られ、QE3期（2013～2014年度）に関してはモデル（1）の2014年度のみに正の有意な結果が得られた。以上の結果は、QE2期やQE3期にはすでに銀行は流動性不足から脱しており、銀行貸出チャネルが発揮されにくい環境に変化したことを示唆している。

3.2.2 業態別の効果

次に、量的緩和策の貸出への効果が業態によって異なっていたかを検証する。そのために、5つの業態ダミー変数（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、新たな形態の銀行に対応するダミー変数）を作成し、それら業態ダミー変数を（1）式の m とQE(NONQE)ダミーの交差項にさらに掛け合わせた上で推定を行った。

[表4の挿入]

結果は表4の通りである。¹⁷最も注目すべき点は、QE1期の第二地方銀行について全てのモデルで正の有意な結果が得られていることである。これは、QE1期の第二地方銀行は厳しい資金制約に直面しており、日銀の量的緩和がその資金制約を緩めるのに効果的だったことを示唆している。第二地方銀行は（新たな形態の銀行を除けば）他の業態と比べて規模が小さく、営業地域や収益源も限られていることから、金融危機の時期を含むQE1期では市場からの資金調達により困難になっていたかもしれない。ただし、これらの解釈は表4の推定結果に基づいており暫定的なものである。より詳細に分析した3.2.3や3.2.4では追加的な結果が得られており、それに伴って解釈も修正する。

同じ第二地方銀行への効果でもQE2やQE3ではQE1ほど頑健な結果は得られていない。QE2に関してはモデル（1）と（3）において、QE3に関してはモデル（1）において有意な結果が得られていることから、第二地方銀行に対するQE2やQE3の効果を否定はしないが、QE1期と比較した場合にはそれほど明確な効果ではなかったことが分かる。

地方銀行に目を向けると、QE1期においてモデル（1）と（3）では有意な結果だが、モデル（2）と（4）では有意ではない。この時期には地方銀行もタイトな資金制約に直面し量的緩和策が有効であったかもしれないが、第二地方銀行と比べるとその効果は小さかったと言える。QE2期やQE3期についてはモデル（1）を除けば有意ではない。

¹⁷ QE1期の新たな形態の銀行についてはサンプルが存在しないため、表には該当する推定結果が報告されていない。

都市銀行、信託銀行、新たな形態の銀行に関しても、時期やモデルによっては正の有意な結果が見られるケースもあるが、頑健ではなく、またこれらの業態のサンプル数が少ないことから結果の解釈には慎重な判断が求められる。¹⁸

図2の貸出変化率のグラフより、(3.2.1では2002年度のみ確認したが)QE1期には都市銀行や信託銀行は大きく貸出を下げた一方で、地方銀行や第二地方銀行は貸出水準をほぼ維持していたことが分かる。第二地方銀行にQE1の頑健な効果が見られた(加えて地方銀行についても第二地方銀行ほど頑健ではないが、ある程度の効果が見られた)という先ほどの推定結果も合わせて考えると、当時、銀行貸出に下落圧力がかかっていた中で、第二地方銀行(や地方銀行)に対しては量的緩和策がある程度の下支え効果を発揮したことが推察される。なお、3.2.4ではQE1の中でも特に効果があった時期に絞り、第二地方銀行に対する下支え効果の大きさを測定している。

3.2.3 銀行特性に応じた効果

これまでの分析では年度別あるいは業態別の量的緩和策の効果を推定し、銀行貸出チャネルを示唆する結果が得られた。しかし、伝統的金融政策のもとでの銀行貸出チャネルを検証した従来の研究(Kashyap and Stein (1995, 2000)、Kishan and Opiela (2000)、Altunbas et al. (2002)、Hosono (2006))では、銀行の規模や財務内容の違いといった銀行ごとの特性を表す変数を資金制約の指標として採用し、それらの値に応じて金融政策の貸出への影響が異なるか否かを調べている。ここではそれらの文献に従い、銀行貸出チャネルを検証する。

資金制約の指標としては、コントロール変数ベクトルに含まれる変数のうち、総資産額、自己資本比率、不良債権比率、流動性資産比率の4つの銀行特性変数を採用する。¹⁹ 当該4変数は、銀行が何らかの理由で資金不足に陥った際に他の手段(外部資金の調達や保有資産の売却など)で代替することが難しいかどうかを表す指標である。また自己資本比率や不良債権比率については、これら2変数への悪化ショック自体が資金不足を引き起こす要因になり得る。以下では、それらの点について確認する。²⁰

¹⁸ 塩路(2016)では単体ベースの財務データを用いた場合には新たな形態の銀行が、連結ベースの財務データを用いた場合には信託銀行と第二地方銀行が、それぞれ超過準備に対する貸出の反応度が強くなるという結果を報告している。また、前者のケースでは新たな形態の銀行はサンプルが少ないことから異常値として取り扱った方がよいかもしれないと述べている。本稿とは違いQEのステージごとに推定していないため単純に比較はできないが、結果に違いが出た理由についてはさらなる検討が必要である。

¹⁹ 上で紹介した文献のうち、総資産額はすべての文献で、流動性資産比率はKashyap and Stein(2000)とHosono(2006)で、自己資本比率はKishan and Opiela(2000)、Altunbas et al.(2002)、Hosono(2006)でそれぞれ使用されている。なおBowman et al.(2015)は、総資産額、自己資本比率、不良債権比率の3変数を資金制約の指標として用いている。

²⁰ 銀行の規模に関する仮説はHosono(2006)を、流動性資産に関する仮説はKashyap and Stein(2000)とHosono(2006)を参考にした。ここでは紹介していないが、Hosono(2006)

まず総資産額についてだが、規模の大きい銀行ほどリスク分散がしやすく名声もあるため、情報の非対称性に起因する問題を緩和できると考えられる。また、大手行はいわゆる“大きくて潰せない (too-big-to-fail)”政策で守られているかもしれないし、有価証券の発行にかかる固定費用を節約できるかもしれない。これらがもし真実ならば、規模の小さい銀行ほど外部資金プレミアムが高くなり外部資金の調達が難しくなる。次に流動性資産比率についてだが、流動性資産を多く保有していれば、資金不足に直面しても債券を売却するなど流動性資産を取り崩すことで、その資金不足を補うことができる。一方、流動性資産が著しく低い場合は、資金不足に直面した際に流動性資産の取り崩しで対応することが難しい。次に自己資本比率についてだが、自己資本には不良債権の償却など損失を吸収する役割があることから、自己資本比率は投資家にとって銀行の健全性を測る指標となり得る。よって、自己資本比率が低い銀行ほど外部資金プレミアムが高くなり、外部資金の調達が困難になる。また自己資本比率への低下ショックは、上の理由により外部資金プレミアムを上昇させ資金不足を引き起こす。最後に不良債権比率についてだが、不良債権の処理には費用への計上ならびに自己資本の取り崩しが最終的に必要となる。したがって不良債権比率は投資家にとって銀行の将来の収益性や健全性を測る指標となり得ることから、不良債権比率が高い銀行ほど外部資金プレミアムが高くなり外部資金の調達が難しくなる。また不良債権比率への上昇ショックは、上の理由により外部資金プレミアムを上昇させ資金不足を引き起こす。

以上より、規模の小さい銀行ほど、流動性資産比率の低い銀行ほど、自己資本比率の低い銀行ほど、そして不良債権比率の高い銀行ほど、量的緩和策の貸出への影響がより強くなると予想される。上述したように、そのような性質を持つ銀行は何らかの理由で資金不足に陥った際に他の手段によって不足分を補うことが難しい。また自己資本比率や不良債権比率が悪化した銀行は資金不足に陥りやすい。したがって、量的緩和策のもとで供給される資金は当該銀行にとっては資金不足を補うための安価な資金調達手段となり、当該銀行の貸出の減少を抑えることができると考えられる。

推定するモデルは (1) 式のモデルに「(各種) $QE(NONQE)$ ダミー変数 $\times m_{i,t-1} \times$ 前期の (各種) 銀行特性変数」の交差項を全て加えたものである。もし各種の銀行特性変数が実際に資金制約を表す指標となっており、それを通じて銀行貸出チャンネルが機能したならば、予想される符号はそれぞれ総資産額が負、流動性資産比率が負、自己資本比率が負、不良債権比率が正となる。

[表 5 の挿入]

表 5 が推定結果である。最も顕著な結果が QE1 期の不良債権比率の交差項に見られた。該当する推定値の符号は全てのモデルにおいて事前の予想通り正で有意である。すなわち、QE1 が銀行貸出に及ぼす効果は不良債権比率が高い銀行ほど大きかったことを意味している。また、そのような結果は QE2 期や QE3 期には見られなかった。不良債権比率以外

では自己資本比率に関する仮説も提示している。

の銀行特性変数に関しても、一部の時期・モデルで事前に予想される符号でかつ有意な推定値が得られたケースもあるが、QE1 期の不良債権比率ほど頑健な結果ではない。

以上の結果より、銀行貸出チャンネルは QE1 期の特に不良債権比率の高い銀行を通じて機能したことが示唆される。その背景には、QE1 期に不良債権比率が悪化したことで外部資金プレミアムが上昇し、銀行部門が資金不足に陥った可能性がある。そういった状況下では銀行に貸出を減らす誘因が生じるが、量的緩和策による安価な資金供給がその誘因を抑えたという解釈ができる。当時の不良債権比率が他の時期や同時期の他の変数と比べ深刻であったことは図 2 より伺い知れる。不良債権比率の時系列データを見ると、QE1 期には他の時期と比べどの業態においても不良債権比率は平均的に高く推移している。また、他の 3 つの銀行特性データと比べても、不良債権比率は QE1 の時期に最も悪化していた指標である。これらの事実、QE1 期には不良債権比率が悪化したことで銀行の資金制約が強まったという解釈と整合的である。

先行研究との結果の違いは次の通りである。まず、Bowman et al. (2015) は 2 種類のモデルで分析しており、モデルによってやや異なる結果を報告しているが、一つ目のモデルでは自己資本比率が低い銀行ほど、二つ目のモデルでは自己資本比率が低い銀行に加え不良債権比率が高い銀行ほど、流動性ポジションが貸出に及ぼす影響が強くなることを示している。したがって彼らの研究では不良債権比率よりもむしろ自己資本比率の方が銀行貸出チャンネルを捉える上で重要な変数として検出されており、本論の結果とは異なる。²¹次に、塩路 (2016) は不良債権比率の高い銀行ほど超過準備に対する貸出の反応度が強くなるという結果を得ており、本稿の結果と整合的である。しかも、財務諸表の単体データだけでなく、本稿が取り扱っていない連結データについても同様の結果が示されている。ただし塩路 (2016) では、QE のステージごとに分けて推定していないため本稿とは違い QE1 期に限定した結論ではない点、そして銀行貸出チャンネルとしては結果を解釈していない点には注意を要する。最後に、井上 (2013) は資産規模が小さい銀行ほど、そして不良債権比率が低い銀行ほど QE1 期における日銀当座預金目標の引き上げ効果が大きかったことを示しており、本稿の結果とは異なる。本稿では個別銀行の預け金データを金融政策変数として用いているが、井上 (2013) では全ての銀行に共通の日銀当座預金目標を採用していることが結果に違いが生じた原因だと思われる。²²

²¹ Hosono and Miyakawa (2014) の Table 3 では自己資本比率の定義やモデルの違いによって 6 ケースを推定しているが、そのうち 3 ケースで自己資本比率の銀行貸出への影響が QE1 の下では有意に下がったという結果を報告している。一方、井上 (2013) では、QE1 期の日銀当座預金目標額と自己資本比率の交差項の推定値は有意ではない。なお Watanabe (2007) は、(QE1 期は分析対象外であるが) 1995 年度～2000 年度のうち 1997 年度と 1998 年度のみ自己資本比率が銀行貸出に対し制約的であったが、それ以外の期間では制約的ではなかったという結果を報告している。

²² Kobayashi et al. (2006) は銀行株式収益率への QE1 の影響を分析しており、株式市場では (不良債権比率や定期預金の変化率などで測った) 財務内容が脆弱な銀行ほど QE1 の効果が高まるという評価をしていたことを示している。

3.2.4 年度、業態、銀行特性を同時に考慮

これまでの分析では年度、業態、銀行特性による量的緩和策の効果の違いをそれぞれ独立に検証していたため、得られた結果の関連性までは明らかではなかった。そこでここでは、年度、業態、銀行特性を同時に考慮したモデルを推定する。ただし、推定するパラメーターの数を節約するため同時に考慮する要因を絞る。まず、これまでの分析で頑健な効果が得られた QE1 期のみを年度別に分割する。次に、業態に関しては都市銀行と信託銀行の年度ごとのサンプルが少ないため両者を統合する。さらに、銀行特性については頑健な結果が得られた不良債権比率のみを考慮する。

[表 6 の挿入]

推定結果を表 6 に記した。全てのモデルで正の有意な推定値が得られたのは、2002 年度と 2003 年度における第二地方銀行と不良債権比率の交差項である。同時期の（不良債権比率を乗じていない）第二地方銀行のみの結果については有意な効果が見られないことから、第二地方銀行というだけで一律に量的緩和策の効果があったわけではなく、不良債権比率の水準が第二地方銀行における量的緩和策の効果を決めていたことが分かる。

第二地方銀行以外の業態についても結果を確認する。まず地方銀行についてだが、2002 年度における不良債権比率との交差項を見ると、モデル (2) 以外は正で有意な結果となった。第二地方銀行のケースほど頑健ではないが、地方銀行に対しても 2002 年度に限れば量的緩和策は効果があり、かつ不良債権比率に応じてその効果に差異があった可能性が高い。次に、都市銀行と信託銀行に関してだが、不良債権比率との交差項の係数が 2002 年度のモデル (2) と (4) で正の有意な結果となった。また、2003 年度の（不良債権比率を乗じていない）都市・信託銀行ダミーのみのケースではモデル (2) 以外は正で有意である。したがって、これまでの解釈に従えば効果を否定することはできないが、都市銀行と信託銀行を統合してもなお年度別ではサンプル数が少ないため、結果の信頼性は高いとは言えない。

以上の結果もやはり銀行貸出チャネルが存在していた証左と言える。すなわち、2002 年度と 2003 年度の第二地方銀行でも特に不良債権比率の高い銀行ほど資金制約が強まり、量的緩和策がその強まった資金制約を緩める形で当該銀行の貸出を下支えしたということの結果は示唆している。図 2 の不良債権比率のグラフを見ると、第二地方銀行の不良債権比率は 2002 年度（図では 2003/3）にピークに達しており、また他の業態と比べて最も高い水準にあった。この事実は、当時の第二地方銀行は不良債権比率が原因で資金制約に陥っていたという上記の解釈と整合的である。^{23, 24}

²³ Watanabe (2015) では 2002 年の金融環境実態調査（中小企業庁）のデータと銀行の財務データをマッチングさせ、地域金融機関（地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合）に関しては不良債権比率が高いほど中小企業向け貸出の金利が高く設定されたことを見出している。これは当時、不良債権が地域金融機関にとって制約的であったことの一つの証左である。

²⁴ 2003 年 3 月に「リレーションシップバンキングの機能強化に関するアクションプログ

最後に効果の大きさを推計する。モデルや時期・業態によって効果は異なり得るが、ここでは最も効果の解釈が容易なモデル（4）を用いて、さらに有意な結果が（表 6 だけでなく表 3 や表 4 でも）得られた 2002 年度の第二地方銀行に限定して効果を求める。前年度の 2001 年度において第二地方銀行は平均して 178%の日銀預け金の増加を経験した。これがすべて日銀による量的緩和策によるものだと仮定すると、平均的な不良債権比率（6.3%）を持つ第二地方銀行に対して量的緩和策は 2.5%ポイントの貸出効果を持っていたことになる。²⁵ この値は 3.1 節で求めたベースモデルのモデル（4）の効果と比べて格段に大きくなる。具体的には、同じ 178%の日銀預け金の増加で再計算した場合でも 0.5%ポイントの貸出効果にとどまり、効果の差は約 5 倍になる。また、効果の分布についても以下で求める。同じ 2002 年度の第二地方銀行でも前年度の日銀預け金の変化率と不良債権比率のそれぞれの値に応じて銀行間で効果に差が生じるが、ここでは一方を平均値で固定し、他方を±1 標準偏差だけ変化させたケースを計算する。日銀預け金の変化率が平均値で共通でも不良債権比率が±1 標準偏差（2.5%）だけ差がある銀行間については、効果に 1.5~3.4%ポイントのばらつきが生じる。一方、不良債権比率が平均値で共通でも日銀預け金変化率が±1 標準偏差（159%）だけ差がある場合、効果に 0.3~4.6%ポイントのばらつきが生じる。なお、第二地方銀行の 2002 年度における実際の貸出変化率は平均で-0.8%（±1 標準偏差区間が-3.7~3.7%）であったことから、当時の量的緩和策が貸出への下落圧力を上回り貸出変化率をプラスに反転させるほどではなかったが、もし量的緩和策を実施していなければさらに平均して 2.5%ポイント下がることになり、下支え効果としては十分にあったと言える。

4. ディスカッション：銀行貸出チャンネル以外の経路

前節の分析より、銀行貸出チャンネルが量的緩和策のもとでも存在することを示唆する結果が得られた。本節では、その他の経路について検討する。具体的には、ポートフォリオ・リバランス・チャンネル、総需要の喚起を通じたチャンネル、バランスシート・チャンネルの 3 経路を取り上げ、それらの効果について議論する。ただし本節の目的は、前節のようにフォーマルな実証分析を行い効果の有無の証拠を提示することではない。本節の目的は、量的緩和策の銀行貸出への効果について全体像を示し、論点を整理することにある。また、各経路の検証に適切だと思われるアプローチも提示する。

ラム」が公表されたが、このプログラムの影響を考慮していないことが本稿の推定結果を生じさせたかもしれない。そこで当プログラムの影響をコントロールするために、簡易的な方法ではあるが、2003 年度~2004 年度の地方銀行もしくは第二地方銀行のサンプルに対し 1 の値をとるダミー変数一つを、表 6 の回帰モデルに加え再推定を行った。ここでダミー変数の定義は、当プログラムが 2004 年度までの 2 年間で地域金融に関する「集中改善期間」と位置付けていたことによる。推定の結果、表 6 の主要な結論が再び得られ、結果の頑健性が示された。（推定結果の送付については要望があれば応じる。）

²⁵ 2002 年度の（不良債権比率を乗じていない）第二地方銀行のみの推定値は有意でないことから、この項を通じた量的緩和の効果はゼロと仮定している。

4.1 ポートフォリオ・リバランス・チャネル

量的緩和策の効果が実体経済に波及する経路の一つに、ポートフォリオ・リバランス・チャネルが挙げられる。²⁶ この経路は、金融資産の間に不完全な代替性が存在することを前提とする。量的緩和策のもとで中央銀行が貨幣と不完全代替な資産を購入すると、投資家がポートフォリオ・リバランスを起こす。結果として様々な資産の利回りが低下（価格が上昇）し、それが家計や企業の借り入れコストを下げたり、資産を保有する主体の富を高めたりすることで実体経済に影響を及ぼす。

ポートフォリオ・リバランス・チャネルが想定している投資家は資産を保有している主体全般であり、銀行部門だけに限定しているわけではない。しかしここでは、銀行部門で生じるポートフォリオ・リバランス、特に国債保有から貸出へのポートフォリオ・リバランスに着目する。誤解を避けるために、ここでは前者を「広義のポートフォリオ・リバランス」、後者を「狭義のポートフォリオ・リバランス」と呼び区別する。狭義のポートフォリオ・リバランスの考えに立脚すれば、もし中央銀行が銀行から購入する資産（主に国債）と準備預金が不完全代替であるならば、銀行は貸出やその他の資産保有を量的緩和策のもとで増加させることになる。

斎藤・法眼（2014）は資金循環統計を主に用いて、国内銀行をはじめとする様々な金融機関のポートフォリオ・リバランスの動向を検証した。彼らの結果は多岐にわたるが、国内銀行貸出に限定した結果のみここで紹介する。まず、包括的金融緩和策以降の期間においては日銀による長期国債の買入れが貸出を有意に増加させたことを明らかにしている。さらに、日銀の長期国債買入に伴って銀行が保有する国債の金利リスク量が低下したことが、貸出増加の要因であることも示している。一方で、短期国債買入れの貸出への効果や、長期国債の買入れでも包括的金融緩和策以前における貸出への効果は見出されないという結果も得ている。最後に、回帰分析は行っていないものの、近年は中小企業向け貸出が大企業向け貸出に近い伸びになっている点、製造業向け貸出と非製造業向け貸出がバランスよく増加している点、海外向け貸出が国内向け貸出よりも早いペースで増加している点などをグラフで示している。

[表 7 の挿入]

以下では 3 節で用いた個別銀行のサンプルを用いて、狭義のポートフォリオ・リバランスに関係すると思われるデータを提示する。表 7 のパネル A は、貸出と国債保有の変化率（平均値）を年度ごとに比較したものである。最も注目すべき点は、2014 年度における平均の差（3 列目）が正、相関係数（4 列目）が負であり、ともに 1% の水準で有意であることである。この時期に貸出が平均的に増加している一方で国債保有は平均的に減少している点も合わせて考えると、2014 年度に国債から貸出へのシフトが起こったことが分かる。

²⁶ 例えば Bernanke（2012）を参照。また Joyce et al.（2014）は近年研究の進んだ“preferred-habitat theory”にも触れながら、ポートフォリオ・リバランス・チャネルを簡潔に説明している。

ただし、この現象が量的緩和策によって引き起こされたか否かは明らかではない。斎藤・法眼（2014）の図表 1 にも示されている通り、2013 年 4 月の量的・質的金融緩和策の導入後は日銀による国債買入れ額が大幅に増加している。これが表 7 に見られた 2014 年度（および 2013 年度）における銀行部門の国債保有減少の主因であることは間違いないだろう。しかし、2014 年度の貸出の増加要因が量的緩和策によるものかは明確ではないことから、表 7 の結果が狭義のポートフォリオ・リバランスが生じた証拠であるとまでは言い切れない。

2012 年度についても（2014 年度と比べ国債保有の減少率は大きくなく、また検定の有意性は下がるが）銀行の資産構成が国債から貸出にシフトしたことが確認できる。また 2013 年度については、相関係数は負ではないものの平均の差は正で有意であることから、国債保有よりも貸出の方が伸びていたことになる。

以上のことから、2012 年度～2014 年度（特に 2014 年度）は、量的緩和策の影響であるかまでは明確ではないが、銀行部門で国債から貸出へのシフトが生じていたことが分かる。狭義のポートフォリオ・リバランスをフォーマルに検証する際には、これらの時期により着目した方がよいかもしれない。

考えられる分析手法としては、銀行の貸出行動だけでなく国債保有行動もモデル化し同時推定するというアプローチが挙げられる。Ogawa and Imai（2014）では銀行の貸出関数と国債需要関数を定式化し、1998 年度から 2010 年度までの期間を対象として両資産間のシフトの要因を検証している。この研究は量的緩和策のポートフォリオ・リバランス・チャンネルを分析したものではないが、そこで用いられている回帰モデルは参考になるかもしれない。なお先述したように、斎藤・法眼（2014）でもポートフォリオ・リバランス・チャンネルをフォーマルに検証しているが、そこで使用されているデータは部門別の集計データである。よって、Ogawa and Imai（2014）や本稿で使われている個別銀行のパネルデータを用いて分析ができれば、斎藤・法眼（2014）の研究をさらに発展させることになるだろう。

[図 3 の挿入]

最後に、斎藤・法眼（2014）でも指摘された海外貸出の近年における増加を本稿のデータセットでも確認する。図 3 の上のパネルには、海外支店による貸出額とその比率の時系列グラフを掲載している。²⁷ 2011 年度（図では 2012/3）より海外支店貸出額が増加しており、近年の水準は 2000 年以降では最高額を更新している。この時期には国内向け貸出も増加しているが、海外支店貸出の増加ペースの方が早く、結果として貸出総額（対象行のみ）に対する比率も上昇している。図 3 の下のパネルには業態別の海外支店貸出額とその比率を表しているが、先述した近年の海外支店貸出の伸びは都市銀行によるところが大きいことが分かる。ただし、都市銀行ほどではないが信託銀行も近年は海外支店貸出が増加しており、貸出総額に占める比率は 10%を超えている。なお、近年ほど顕著ではない

²⁷ 海外支店貸出の作成方法については補論を参照されたい。

ものの、2004年度から2008年度にかけても海外支店貸出の増加が観察される（図3の上のパネル）。

表7のパネルBでは、海外支店貸出のある銀行だけにサンプルを絞って、貸出の変化率と国債保有の変化率を比較している。相関係数が有意に負となるケースはないが、平均の差ベースでは2011年度から2014年度にかけて国債から海外貸出へのシフトが有意に生じている。さらにQE1期のうち2004年度と2005年度、そしてQE1終了直後ではあるが2006年度も平均の差ベースでは国債から海外貸出への有意なシフトが観察される。

ただし、海外向け貸出に関する以上の情報についてもやはり、量的緩和策の影響によるものなのか、あるいは他の要因によるものなのかについて判断できるほどの証拠ではない。海外貸出データのサンプル数が少ないことから、この点を実証的に明らかにするのは難しいかもしれない。

4.2 総需要の喚起を通じたチャネル

伝統的金融政策が総需要を刺激することを通じて主に効果を発揮すると考えられているように、量的緩和策も長期金利の一層の低下や、期待インフレの上昇を通じた実質金利の低下、為替レートの減価、株価の上昇といった多様なチャネルを通じて総需要を喚起するかもしれない。もしそのような総需要効果が量的緩和策にもあれば、結果として銀行借入需要が増加することで銀行貸出は増加することになる。本項では、そのような総需要の喚起を通じた経路に焦点をあてる。なお、他の経路との違いについてだが、銀行貸出チャネル（3節）や狭義のポートフォリオ・リバランス・チャネル（4.1節）は銀行行動に直接働きかける効果、すなわち貸出の供給側への効果であり、ここで議論する貸出の需要側を通じた効果とは異なる。ただし、広義のポートフォリオ・リバランスによって生じた資産価格の上昇や利回りの低下が総需要を刺激し借入需要を増加させることは考えられるので、広義のポートフォリオ・リバランスを通じた効果は本項で議論する経路の対象となる。

ここでは3節で用いたデータセットとモデルの微修正にとどまる範囲内で回帰分析を行った。推定モデルは、(1)式の年度ダミーに替えて、マネタリーベースの対数階差、実質GDPの対数階差、GDPデフレーターの前年対比の対数階差のそれぞれ1期ラグを入れたものである。もし量的緩和策が需要面から銀行貸出に影響を与えるならば、個別銀行に注入された資金の多寡にかかわらずどの銀行も一様にその影響を受けるはずである。よって、どの銀行にとっても共通の値であるマネタリーベース（対数階差）の係数が、需要面の効果を測ると期待される。なお、マネタリーベース（対数階差）には各種QE(NONQE)ダミーを乗じて、QEのステージごとに効果を測定する。ただしQE2期とQE3期はそれぞれ期間が短く、したがってマネタリーベースの時系列面でのサンプル数が少ないことから、QE2とQE3を統合したダミー変数を交差項に用いる。

[表8と図4の挿入]

表 8 が推定結果である。²⁸ まず、QE1 期におけるマネタリーベースの係数は (1) ~ (4) の全てのモデルで負でありかつ有意となった。一方、QE2・3 期では全てのモデルで正の有意な結果が得られた。この結果を額面通り受け取ると、銀行貸出の需要面への効果に関しては、QE2 期や QE3 期では量的緩和策に効果があったが、QE1 期にはかえってマイナスの効果を持っていたということになる。

しかしながら、表 8 の推定結果には内生性の問題が生じている恐れがある。QE1 に需要面を通じた効果がないということはあっても、貸出を減少させるとまでは考えにくいからである。図 4 は銀行貸出総額とマネタリーベースの時系列グラフを表示しているが、QE1 期にはマネタリーベースが増加する中で銀行貸出が減少しており、この負の相関が推定結果に現れたと思われる。QE1 期の貸出の減少は 1997 年度から続くものであるが、その主な原因は 1997 年と 2000 年代初めの 2 度にわたる金融危機や、バブル崩壊後の長期不況（具体的には、例えば、いわゆる「3つの過剰」（設備、雇用、債務の過剰）の調整）のようなマクロ経済環境の悪化に求められるだろう。そういった銀行貸出にネガティブな影響を与えたであろうマクロ要因を、当モデルに含めた実質 GDP 成長率とインフレ率のマクロ 2 変数が十分に捉えられない場合、その残部が誤差項に含まれてしまう。その結果、QE1 ダミーとマネタリーベースの交差項の推定値に下方向のバイアスが生じ、負の推定結果が得られたと推察される。なお、内生性の問題を緩和するために当モデルではマクロ 3 変数についても 1 期ラグの値を説明変数として入れているが、推定結果を見る限り、それだけでは内生性の問題を十分には解決できないようである。理由としては、QE1 期に生じたであろうネガティブなマクロ・ショックは持続的であり、自己相関が高かった可能性が指摘できる。

同様に、QE2 や QE3 に関しても内生性の問題が生じている可能性があり、正の有意な推定値が得られたからと言って効果があった証拠だとまでは言い切れない。図 4 より QE2 期や QE3 期にはマネタリーベースと銀行貸出総額の間には正の相関があることが確認できるが、恐らく推定結果はこの時系列面での正の相関を捉えている。もし、QE2 期や QE3 期にマクロ 3 変数では十分に捉えられないマクロ・ショックが発生し銀行貸出を引き上げたならば、QE2・3 ダミーとマネタリーベースの交差項の推定値には上方向のバイアスが生じ、効果は過大に推計される。反対に、銀行貸出を引き下げるようなネガティブなマクロ・ショックが QE2 期や QE3 期に支配的ならば効果は過小に推計される。

量的緩和策の総需要を通じた銀行貸出への効果を測定するには、VAR モデルなど時系列モデルの手法を採用した方が望ましいかもしれない。第一に、上述した内生性の問題にある程度は対処できる。例えば、VAR モデルでは全てのマクロ・ショックを識別する必要は

²⁸ 海外への貸出についても日本の金利低下が円建ての借入需要を増加させることが予想されることから、ここでの回帰分析では海外貸出も含めた貸出データ（つまり 3 節と同じ貸出データ）を用いている。ただし、国内向け貸出データを用いたケースでも結果が大きく変わることはなかった。

なく、(何らかの制約は必要だが) 金融政策ショックのみを識別できれば内生性を取り除いた量的緩和策の効果を測定できる。第二に、インパルス応答関数を推計することで、動学的な効果も明らかにできる。仮に量的緩和策が総需要に効果を及ぼすことができるとしても、伝統的金融政策と同様にその効果は時間をかけて徐々に浸透していくと考えられる。したがって銀行貸出への効果も時間的なラグが生じ得る。銀行貸出への動学的な効果が明らかになれば、政策運営や政策評価の観点からも有益であろう。

4.3 バランスシート・チャネル

Bernanke and Gertler (1989) や Bernanke et al. (1996, 1999) によると、貸し手と借り手の間に情報の非対称性がある場合、借り手の正味価値と外部資金プレミアムが負の関係になる。²⁹ バランスシート・チャネルとは、金融政策が借り手のバランスシートに影響を及ぼすことで(例えば企業の担保価値や金利支払いへの影響を通じて)その正味価値を変え、外部資金プレミアムならびに資金調達行動を変化させ、最終的に実体経済に波及する経路を指す。このバランスシート・チャネルは量的緩和策のもとでも存在し得る。すなわち、情報の非対称性が存在するもとの、量的緩和策が(企業の担保価値を上げたり、金利支払いを減らしたりすることで)企業の正味価値を高めることができれば、外部資金プレミアムが低下することで資金調達が増加し実体経済が刺激される。なお、これまで議論してきた他の経路との関係を整理すると、バランスシート・チャネルは銀行貸出の需要面を通じた経路であるという点で、供給面に影響を及ぼす銀行貸出チャネル(3節)や狭義のポートフォリオ・リバランス(4.1節)とは異なる。さらに、同じ需要面からの効果でも4.2節で議論した経路では情報の非対称性は前提とはされていない。したがって、バランスシート・チャネルは銀行と企業の間で情報の非対称性がある場合に追加的に生じる需要面からの効果として位置付けられる。

伝統的金融政策のもとでのバランスシート・チャネルの存在を検証した文献では、銀行の貸出関数を推定するというよりも、企業の設備投資関数や在庫投資関数を推定するアプローチが主に採用されてきた。³⁰ バランスシート・チャネルは企業の資金調達行動へ働きかける経路であり必ずしも銀行借入だけを対象としていない点、また設備投資や在庫投資は最終需要項目の一つでありバランスシート・チャネルは金融政策が最終需要に及ぼす効果の一経路である点を考えると当然とられるべきアプローチである。そのような先行研究において推定されてきたモデルを量的緩和策にも適用し、量的緩和策のバランスシ-

²⁹ 3節で議論した銀行貸出チャネルもこの理論があてはまるが、その場合、銀行は資金の借り手側になる。一般にはバランスシート・チャネルと銀行貸出チャネルを合わせて“信用チャネル”と呼んでいる。

³⁰ 例えば Gertler and Gilchrist (1994) や Oliner and Rudebusch (1996) を参照されたい。また、日本を対象とした研究には Ogawa (2000) や 細野・渡辺 (2002) がある。Shibamoto and Tachibana (2014) は、個別企業の株価収益率を用いて伝統的金融政策のもとでのバランスシート・チャネルを検証している。

ト・チャンネルを検証することは可能であろう。また本稿のように銀行貸出への効果に着目するならば、企業の財務データを使用して銀行借入関数を推定したり、企業側の情報を表すデータと銀行側のデータをマッチングさせた上で銀行貸出チャンネルと識別したりするなどの工夫が必要になるだろう。

5. おわりに

本稿は、日銀が実施した一連の量的緩和策が銀行貸出にどのような影響を持っていたかについてパネルデータ分析を行って明らかにした。3 節で得られた結果は以下のようにまとめられる。まず、QE1 については推定した全てのモデルでその効果が検出されるほど頑健なものだった。一方、QE2 と QE3 に関しては一部のモデルで有意な推定値が得られたものの、頑健な証拠とまでは言えなかった。このような結果が得られた背景として、QE1 の前半期は金融危機が再燃した時期であり、よって銀行貸出チャンネルを通じて量的緩和の効果が機能した可能性が考えられる。この仮説を詳細に検証するために、次に年度別、業態別、銀行特性格別の推定を試みた。その結果、QE1 は特に時期としては 2002 年度、業態としては第二地方銀行、銀行特性としては不良債権比率の高い銀行に顕著な効果があったことが分かった。さらに、年度、業態、銀行特性の諸要因を同時に考慮して推定した結果、2002 年度と 2003 年度において不良債権比率の高い第二地方銀行ほど量的緩和策がより効いていたことが明らかになった。また 2002 年度の地方銀行についても、第二地方銀行ほど頑健ではないもののある程度の効果が確認された。以上の結果は、量的緩和策のもとでも銀行貸出チャンネルが機能したことを示唆する証拠である。すなわち、2002 年度前後の金融危機下で不良債権比率の高い第二地方銀行(や地方銀行)は資金制約に直面したものの、量的緩和策がその資金制約を緩める形で当該銀行の貸出を下支えしたと推察される。

ただし上記の分析結果は、量的緩和策の貸出への効果の一側面を捉えただけにすぎない。異なる分析アプローチを採用すれば、銀行貸出チャンネルを通じた経路以外の効果も検出されるかもしれない。4 節では、ポートフォリオ・リバランス・チャンネル、総需要の喚起を通じたチャンネル、バランスシート・チャンネルの 3 経路を取り上げ、それらの効果について論点を整理した。また各経路の検証に適切だと思われるアプローチも提示した。今後さらに研究を深めていく際には、どの経路を検証したいか明確な認識を持った上で、その経路に応じて適切な分析手法を開発・選択していくという視点が役立つだろう。

参考文献

- 井上仁 (2013) 「量的緩和政策期間における銀行貸出経路」札幌学院大学経済論集, 第6号, 41-58.
- 齋藤雅士・法眼吉彦 (2014) 「日本銀行の国債買入れ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.
- 塩路悦朗 (2016) 「ゼロ金利下における日本の信用創造」『現代経済学の潮流 2016』東洋経済新報社, 提出論文第4稿 (2016年1月7日) .
- 細野薫・渡辺努 (2002) 「企業バランスシートと金融政策」経済研究, 53 (2), 117-113.
- 三谷信彦 (2016) 「非伝統金融政策と銀行貸出」OSIPP Discussion Paper: DP-2016-J-001, 大阪大学大学院国際公共政策研究科.
- Altunbas, Yener, Otabek Fazylov, and Philip Molyneux (2002). "Evidence on the Bank Lending Channel in Europe" *Journal of Banking and Finance*, 26(11), 2093-2110.
- Baumeister, Christiane and Luca Benati (2013). "Unconventional Monetary Policy and the Great Recession: Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound" *International Journal of Central Banking*, *International Journal of Central Banking*, 9(2), 165-212.
- Bernanke, Ben and Mark Gertler (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations" *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality" *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework" in: John. B. Taylor and Michael Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, 1C, 1341-1393, Elsevier.
- Bernanke, Ben (2012). "Monetary Policy since the Onset of the Crisis" Remarks at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming.
- Bowman, David, Fang Cai, Sally Davies, and Steven Kamin (2015). "Quantitative Easing and Bank Lending: Evidence from Japan" *Journal of International Money and Finance*, 57, 15-30.
- Butt, Nick, Rohan Churm, Michael McMahon, Arpad Morotz, and Jochen Schanz (2015). "QE and the Bank Lending Channel in the United Kingdom" Bank of England Working Paper No.511.
- Gambacorta, Leonardo, Boris Hofmann, and Gert Peersman (2014). "The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross - Country Analysis" *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), 615-642.
- Gertler, Mark and Simon Gilchrist (1994). "Monetary Policy, Business Cycles, and

the Behavior of Small Manufacturing Firms” *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-340.

Hamilton, James D. and Jing C. Wu (2012). "The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44 (s1), 3-46.

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.

Honda, Yuzo (2014). “The Effectiveness of Nontraditional Monetary Policy: The Case of Japan” *Japanese Economic Review*, 65(1), 1-23.

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.

Hosono, Kaoru and Miyakawa Daisuke (2014). "Business Cycles, Monetary Policy, and Bank Lending: Identifying the Bank Balance Sheet Channel with Firm-Bank Match-Level Loan Data" *RIETI Discussion Papers* 14-E-026.

Joyce, Michael A S and Marco Spaltro (2014). “Quantitative Easing and Bank Lending: a Panel Data Approach” *Bank of England Working Paper* No.504.

Joyce, Michael A S, Zhuoshi Liu, and Ian Tonks (2014) “Institutional Investor Portfolio Allocation, Quantitative Easing and the Global Financial Crisis” *Bank of England Working Paper* No.510.

Kashyap, Anil K and Jeremy C. Stein (1995). "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42(1), 151-195.

Kashyap, Anil K and Jeremy C. Stein (2000). "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review*, 90(3), 407-428.

Kimura, Takeshi and David H. Small (2006). “Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 6(1), 1-54.

Kishan, Ruby P. and Timothy P. Opiela (2000). “Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel” *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-141.

Kobayashi, Takeshi, Mark Spiegel, and Nobuyoshi Yamori (2006). “Quantitative Easing and Japanese Bank Equity Values” *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(4), 699-721.

Oda, Nobuyuki and Kazuo Ueda (2007). "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A

Macro-Finance Approach," Japanese Economic Review, 58(3), 303-328.

Ogawa, Kazuo (2000). "Monetary Policy, Credit, and Real Activity: Evidence from the Balance Sheet of Japanese Firms" Journal of the Japanese and International Economies, 14(4), 385-407.

Ogawa, Kazuo and Kentaro Imai (2014). "Why Do Commercial Banks Hold Government Bonds? The Case of Japan" Journal of the Japanese and International Economies, 34, 201-216.

Oliner, Stephen D. and Glenn D. Rudebush (1994). "Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?" Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, 1, 3-13.

Schenkelberg, Heike and Sebastian Watzka (2013). "Real Effects of Quantitative Easing at the Zero Lower Bound: Structural VAR-Based Evidence from Japan," Journal of International Money and Finance, 33, 327-357.

Shibamoto, Masahiko and Minoru Tachibana (2014). "Individual Stock Returns and Monetary Policy: Evidence from Japanese Data" Japanese Economic Review, 65(3), 375-396.

Watanabe, Wako (2007). "Prudential Regulation and the "Credit Crunch": Evidence from Japan" Journal of Money, Credit and Banking, 39(2-3), 639-665.

Watanabe, Wako (2015). "The Bank Balance Sheet Effect on Loan Pricing and the Bank Size Evidence from Main Bank-SME Relationships in Japan" mimeo.

Wright, Jonathan H. (2012). "What Does Monetary Policy Do to Long-Term Interest Rates at the Zero Lower Bound?" Economic Journal, 122, F447-F466.

補論

この補論ではデータに関するより詳しい情報を記載する。個別銀行のパネルデータは、日経 NEEDS より入手した銀行財務データの単独ベース・本決算のデータを用いて作成した。対象銀行は都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、新たな形態の銀行のいずれかの業態に属する。³¹ 銀行の個体数はモデルや時期によって異なるが、モデル (1) の 2014 年度に限ると都市銀行 6 行、地方銀行 63 行、第二地方銀行 41 行、信託銀行 3 行、新たな形態の銀行 3 行の計 116 行である。合併、分割、国有化の処理については以下のように行った。

³¹ 地方銀行は全国地方銀行協会に加盟している銀行、第二地方銀行は第二地方銀行協会に加盟している銀行からそれぞれ成る。都市銀行には大手行に加え、りそな銀行、埼玉りそな銀行、新生銀行、あおぞら銀行を含めている。(なお 2014 年度の都市銀行が 6 行というのは、2013 年にみずほ銀行とみずほコーポレート銀行が合併して当該サンプルが除外されたためである。) 新たな形態の銀行に関しては、セブン銀行、ソニー銀行、住信 SBI ネット銀行の 3 行のみのサンプルを使っている。

<合併>

合併して誕生した銀行は新たな銀行として合併前の銀行とは別に扱う。ただし例外は、2003年3月の三井住友銀行とわかしお銀行との合併である。このケースでは合併前後で資産規模などにギャップが生じていないため、三井住友銀行が継続しているものとして扱う。

<分割>

山口銀行は分割されて北九州銀行が生まれた。分割以降の山口銀行は別の新たな銀行として扱う。

<国有化>

一時国有化された銀行は、国有化から脱した後に別の新たな銀行として扱う。

A. 第3節で用いられる変数

第3節の推定で用いられる変数の作成方法は以下の通りである（かぎ括弧内は財務諸表の項目名）。なお、信託銀行をはじめ「兼営信託金融機関」に認可されている銀行に関しては、以下の銀行勘定に信託勘定の数値も加算した（該当する信託勘定項目がある場合）。

- ・ $\Delta \log(L_{it})$: 「貸出金合計」の対数階差
- ・ m_{it}
 - (1) 現金預け金比率 : 「現金預け金」を同時期の「資産合計」で除する
 - (2) 現金預け金変化率 : 「現金預け金」の対数階差
 - (3) 日銀預け金比率 : 「預け金（うち日銀への預け金）」を同時期の「資産合計」で除する
 - (4) 日銀預け金変化率 : 「預け金（うち日銀への預け金）」の対数階差
- ・ 総資産額の対数値 : 「資産合計」の対数値
- ・ 自己資本比率 : 「自己資本」を同時期の「資産合計」で除する
- ・ 不良債権比率 : 「【リスク管理債権】破綻先債権額（合計）」と「【リスク管理債権】延滞債権額（合計）」の合計額を同時期の「貸出金合計」で除する
- ・ 流動性資産比率 : 「(国債)」、「(地方債)」、「(コールローン)」の合計額を同時期の「資産合計」で除する
- ・ 預金の対数階差 : 「預金」の対数階差
- ・ $QE1_t$: 2001年度～2005年度を1、それ以外は0
- ・ $QE2_t$: 2010年度～2012年度を1、それ以外は0
- ・ $QE3_t$: 2013年度～2014年度を1、それ以外は0
- ・ $NONQE_t$: 2006年度～2009年度を1、それ以外は0

B. 海外支店貸出（4.1節）

日経NEEDSの銀行財務データには海外向け貸出に関する項目がない。したがって、本

稿では以下の式に基づいて「海外支店貸出」を推計した。

$$\text{海外支店貸出}_{it} = \text{貸出金合計}_{it} - \text{国内支店貸出}_{it}$$

ここで、貸出金合計としては第3節で使用したデータ、国内支店貸出としては財務諸表の「【業種別貸出状況】合計」のデータを用いている。³² ただし、定義上、この海外支店貸出データにはオフショア勘定や誤差が一定程度は含まれる。³³ なお4.1節の図表に掲載されている各種数値は、海外支店を有しかつ海外支店貸出残高がプラスのサンプルのみを対象として求めたものである。³⁴ 例えば2014年度では、都市銀行3行、信託銀行2行、地方銀行8行、第二地方銀行1行の計14行が対象となる。

C. マクロ経済変数（4.2節）

- ・マネタリーベースの対数階差：（日本銀行 HP）「マネタリーベース平均残高（準備率調整後）＜季節調整済＞」の月次データを年度平均した上で対数階差をとる
- ・実質 GDP の対数階差：（内閣府 HP）実質年度ファイルの「国内総生産（支出側）」の対数階差
- ・GDP デフレーター の対数階差：（内閣府 HP）年度デフレーターファイルの「国内総生産（支出側）」の対数階差

³² 「【業種別貸出状況】合計」には欠損データがあるが、そのうち海外支店を有する銀行は三井住友銀行と新生銀行だけである。これら2行の欠損データについては各行が公表するディスクロージャー誌から補足した。また、「【業種別貸出状況】合計」の単位を億円で公表している銀行のサンプルについては単位を百万円に換算した。

³³ 「【業種別貸出状況】合計」ではオフショア勘定が除かれているため、海外支店貸出にはオフショア勘定が含まれることになる。ただし、オフショア勘定（特別国際金融取引勘定）は非居住者を取引の相手方として国外から調達した資金を国外で運用する「外-外取引」を計上したものであるため（財務省 HP より）、海外支店貸出に含まれること自体はそれほど大きな問題ではないと思われる。また誤差が生じ得る原因としては、「【業種別貸出状況】合計」に信託勘定が含まれていないサンプルが一部ある、「【業種別貸出状況】合計」の単位換算（前の脚注を参照）の際に生じる誤差、その他申告上の誤差が考えられる。

³⁴ 海外支店数のデータは全国銀行協会が公表する全国銀行財務諸表分析による。

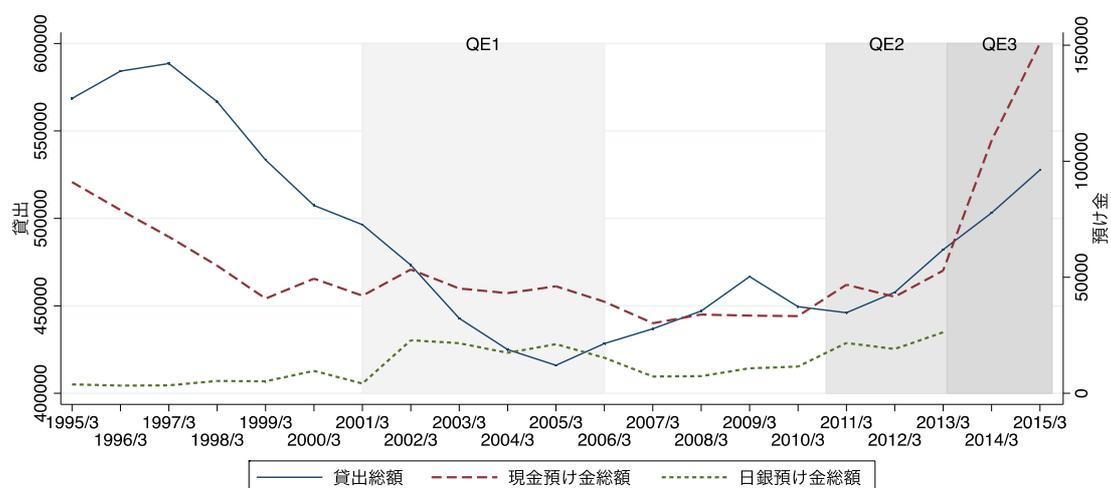


図 1：貸出総額と預け金総額の時系列推移

注：各時系列グラフは、個別銀行データの年度末における集計値を表している。貸出総額は左軸、現金預け金総額と日銀預け金総額は右軸に対応している。共に単位は10億円である。影を付けた期間は量的緩和の各期間をそれぞれ表している。日銀預け金のデータは2014年3月以降ほとんどの銀行で公表されていないため、それ以前の期間までとした。

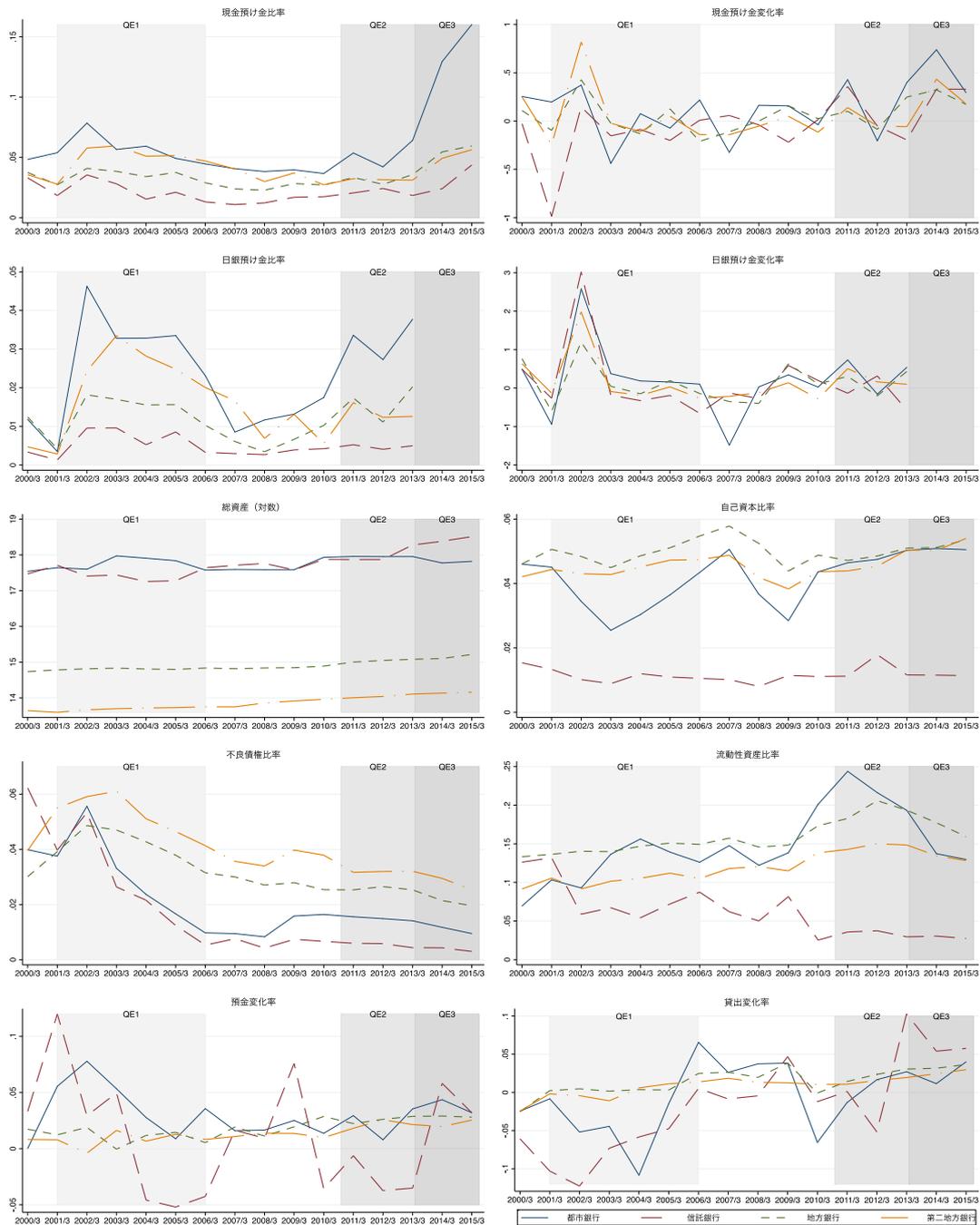


図 2：各変数の業態別時系列推移（中央値）

注：各時系列グラフは、業態別（都市銀行，信託銀行，地方銀行，第二地方銀行）の年度末における中央値を表している。新しい形態の銀行については、期間によってサンプルが存在しないか少数であるため表示していない。

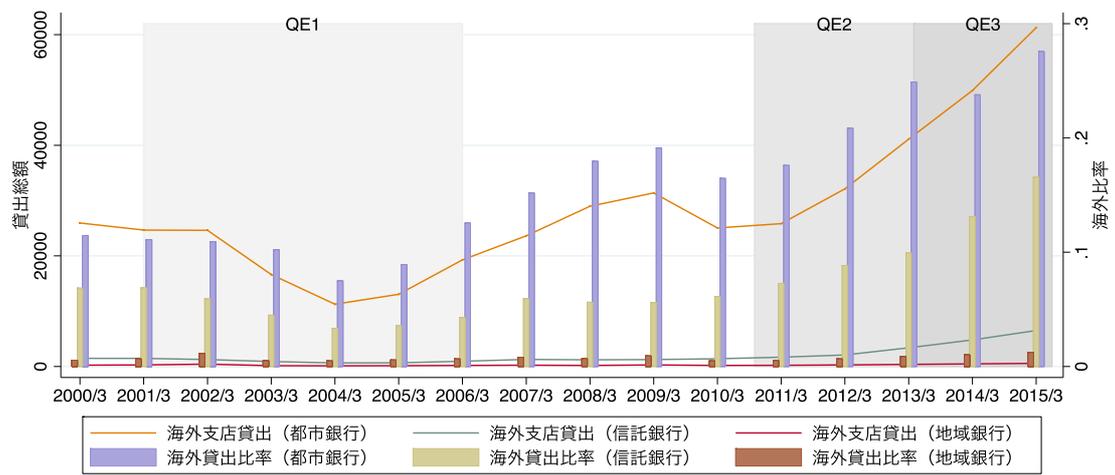
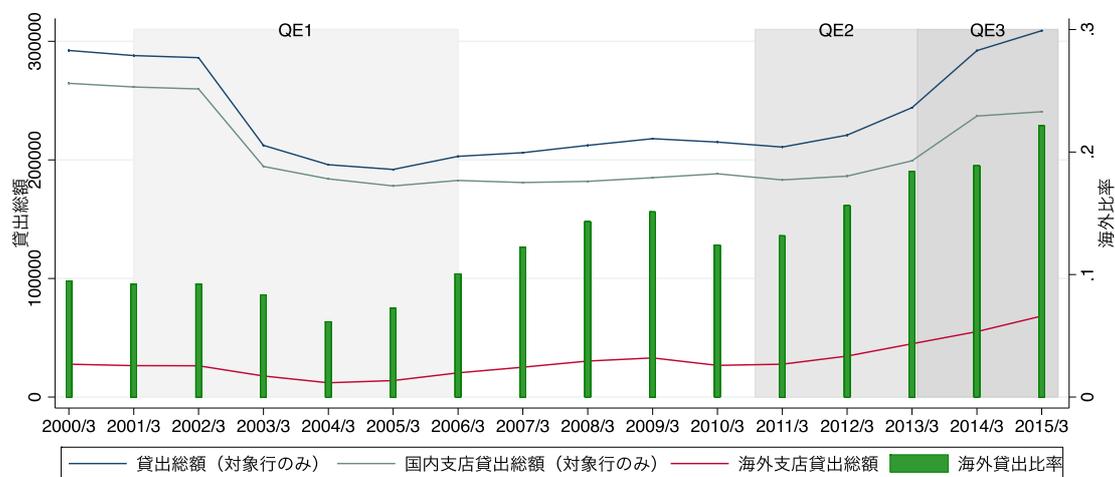


図 3：海外支店貸出の時系列推移

注：対象行は、海外支店を有し、海外支店貸出残高がプラスの銀行である。例えば 2015 年 3 月では、都市銀行 3 行、信託銀行 2 行、地方銀行 8 行、第二地方銀行 1 行の計 14 行が対象である。海外貸出比率は対象行の貸出総額に占める海外支店貸出総額の比率である。地域銀行とは地方銀行と第二地方銀行を指す。貸出額の単位は 10 億円である。

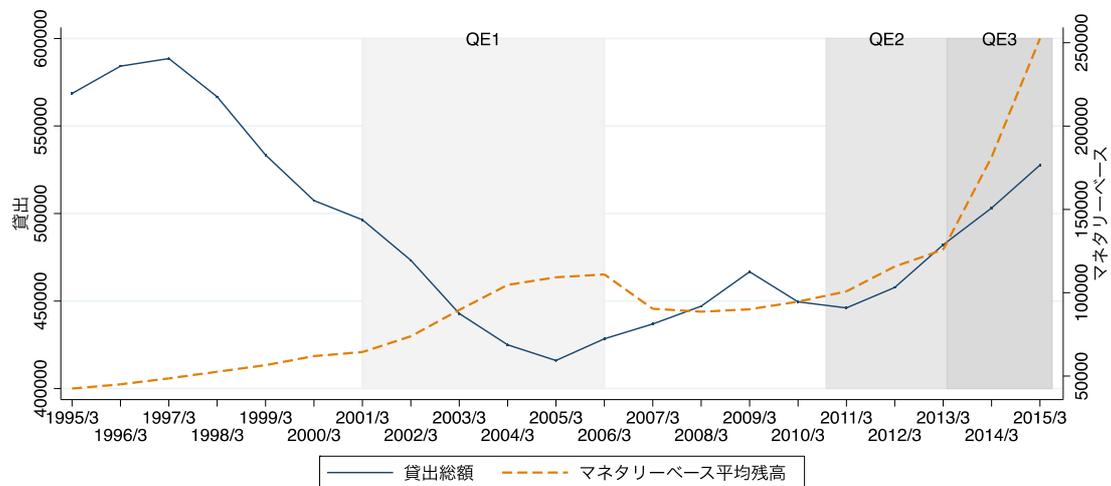


図 4：貸出総額とマネタリーベースの時系列推移

注：貸出総額のグラフは図 1 と同じである。マネタリーベース平均残高は月次の平均残高を年度ごとに平均した値である。貸出総額は左軸、マネタリーベース平均残高は右軸に対応している。共に単位は 10 億円である。影を付けた期間は量的緩和の各期間をそれぞれ表している。

表1:記述統計

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
貸出変化率	1632	0.01539	0.05976	-0.31082	1.27386
現金預け金比率(t-1)	1632	0.04300	0.03790	0.00607	0.64232
現金預け金変化率(t-1)	1632	0.04068	0.48247	-1.71256	2.16065
日銀預け金比率(t-1)	1469	0.01946	0.02017	0.00003	0.10492
日銀預け金変化率(t-1)	1451	0.07945	1.28192	-4.84685	5.75590
総資産(対数)(t-1)	1632	14.68488	1.23356	12.08321	19.01782
自己資本比率(t-1)	1632	0.04739	0.01649	0.00382	0.19206
不良債権比率(t-1)	1632	0.03721	0.02170	0.00000	0.28834
流動性資産比率(t-1)	1632	0.14559	0.05924	0.00903	0.43247
預金変化率(t-1)	1632	0.01912	0.04134	-0.26945	0.41941

注: サンプル期間は2002年3月から2015年3月の年次データである。ただし、日銀預け金比率(t-1)と日銀預け金変化率(t-1)については2014年3月までとした。

表2: ベースモデルの推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	現金預け金比率	現金預け金変化率	日銀預け金比率	日銀預け金変化率
QE1×預け金(t-1)	0.555*** (0.0802)	0.0102*** (0.00367)	0.497*** (0.0984)	0.00269** (0.00127)
QE2×預け金(t-1)	0.705*** (0.0768)	0.00817 (0.00517)	0.233* (0.130)	0.00110 (0.00197)
QE3×預け金(t-1)	0.201*** (0.0692)	0.00207 (0.00510)	0.242 (0.154)	-0.00882** (0.00357)
NONQE×預け金(t-1)	0.269*** (0.0950)	0.00134 (0.00435)	0.191 (0.125)	0.000196 (0.00173)
総資産(t-1)	-0.117*** (0.0137)	-0.113*** (0.0142)	-0.130*** (0.0165)	-0.123*** (0.0172)
自己資本比率(t-1)	1.188*** (0.168)	1.151*** (0.174)	1.356*** (0.187)	1.321*** (0.186)
不良債権比率(t-1)	-0.312*** (0.0773)	-0.240*** (0.0802)	-0.222*** (0.0846)	-0.183** (0.0840)
流動性資産比率(t-1)	0.170*** (0.0346)	0.110*** (0.0346)	0.158*** (0.0390)	0.140*** (0.0379)
預金変化率(t-1)	0.146*** (0.0266)	0.193*** (0.0275)	0.153*** (0.0296)	0.175*** (0.0295)
定数項	1.617*** (0.201)	1.584*** (0.208)	1.813*** (0.241)	1.716*** (0.252)
決定係数 (within)	0.2834	0.2181	0.2047	0.203
決定係数 (between)	0.1375	0.0871	0.0952	0.0996
決定係数 (overall)	0.0456	0.0253	0.0199	0.0214
サンプル個体数	159	159	154	153
サンプル数	1632	1632	1469	1451

注: 被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。説明変数には他に年度ダミーが含まれている。サンプル期間は(1)と(2)については2001年度(2002年3月)から2014年度(2015年3月)であるが、(3)と(4)については2001年度(2002年3月)から2013年度(2014年3月)である。これは2013年度以降ほとんどの銀行が日銀預け金の数値を公表しなくなったことによる。括弧内は標準誤差である。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表3: 年度別の推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	現金預け金比率		現金預け金変化率		日銀預け金比率		日銀預け金変化率	
2001×預け金(t-1)	0.462**	(0.190)	0.00107	(0.00817)	0.241	(0.344)	-0.00183	(0.00264)
2002×預け金(t-1)	0.616***	(0.135)	0.0167***	(0.00611)	0.457***	(0.162)	0.00590**	(0.00240)
2003×預け金(t-1)	0.715***	(0.133)	0.0200**	(0.00995)	0.608***	(0.167)	0.00301	(0.00309)
2004×預け金(t-1)	0.554***	(0.146)	-0.000155	(0.0100)	0.482**	(0.191)	-0.0000288	(0.00366)
2005×預け金(t-1)	0.316**	(0.150)	0.00625	(0.0105)	0.501**	(0.195)	0.00582*	(0.00353)
2006×預け金(t-1)	0.349**	(0.153)	0.0129	(0.00963)	0.453**	(0.212)	0.00513	(0.00411)
2007×預け金(t-1)	0.288*	(0.170)	-0.00973	(0.00852)	0.101	(0.244)	-0.00360	(0.00350)
2008×預け金(t-1)	0.0353	(0.150)	-0.00267	(0.00980)	-0.155	(0.230)	0.000269	(0.00316)
2009×預け金(t-1)	0.296*	(0.160)	0.00573	(0.00796)	0.281	(0.212)	0.000656	(0.00359)
2010×預け金(t-1)	0.365*	(0.200)	0.00755	(0.00960)	0.261	(0.246)	0.00105	(0.00377)
2011×預け金(t-1)	1.095***	(0.0842)	0.00556	(0.00860)	0.0986	(0.221)	0.000605	(0.00310)
2012×預け金(t-1)	0.116	(0.0905)	0.0113	(0.00908)	0.300*	(0.174)	0.00175	(0.00378)
2013×預け金(t-1)	-0.0208	(0.0876)	0.00515	(0.00759)	0.242	(0.155)	-0.00867**	(0.00358)
2014×預け金(t-1)	0.248***	(0.0693)	-0.000742	(0.00710)				
総資産(t-1)	-0.111***	(0.0130)	-0.111***	(0.0143)	-0.130***	(0.0165)	-0.125***	(0.0174)
自己資本比率(t-1)	1.129***	(0.161)	1.150***	(0.175)	1.364***	(0.188)	1.314***	(0.187)
不良債権比率(t-1)	-0.349***	(0.0737)	-0.239***	(0.0805)	-0.228***	(0.0850)	-0.190**	(0.0844)
流動性資産比率(t-1)	0.162***	(0.0329)	0.107***	(0.0351)	0.158***	(0.0391)	0.144***	(0.0381)
預金変化率(t-1)	0.0977***	(0.0257)	0.191***	(0.0277)	0.150***	(0.0298)	0.174***	(0.0296)
定数項	1.544***	(0.191)	1.557***	(0.210)	1.814***	(0.242)	1.748***	(0.254)
決定係数(within)	0.3592		0.2227		0.2086		0.2084	
決定係数(between)	0.1308		0.0892		0.0964		0.0990	
決定係数(overall)	0.0498		0.0261		0.0203		0.0212	
サンプル個体数	159		159		154		153	
サンプル数	1632		1632		1469		1451	

注: 被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。2001は2001年度ダミーを表す。説明変数には他に年度ダミーが含まれている。サンプル期間は表2の注の通りである。(3)と(4)についてはサンプル期間が2013年度までであるため、「2014×預け金(t-1)」の結果は報告されていない。括弧内は標準誤差を示す。***は1%, **は5%, *は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表4:業態別の推定結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
		現金預け金比率	現金預け金変化率	日銀預け金比率	日銀預け金変化率
QE1 × 預け金 (t-1) ×	都市銀行	0.340 (0.244)	0.0570** (0.0261)	0.416 (0.316)	0.00219 (0.00719)
	信託銀行	-2.803*** (1.038)	0.00839 (0.0187)	-1.859 (1.456)	-0.00658 (0.00566)
	地方銀行	0.411*** (0.100)	0.00515 (0.00471)	0.301** (0.124)	0.00159 (0.00165)
	第二地方銀行	0.707*** (0.0920)	0.0142*** (0.00516)	0.636*** (0.118)	0.00423*** (0.00160)
QE2 × 預け金 (t-1) ×	都市銀行	0.304 (0.284)	0.0229 (0.0207)	-0.0723 (0.406)	0.00914 (0.0130)
	信託銀行	-4.378*** (1.321)	-0.191*** (0.0487)	-4.713* (2.508)	-0.00129 (0.0216)
	地方銀行	0.328*** (0.124)	0.00328 (0.00649)	0.204 (0.150)	0.000445 (0.00261)
	第二地方銀行	0.565*** (0.144)	0.00712 (0.00892)	0.406** (0.182)	-0.000756 (0.00267)
	新たな形態の銀行	3.849*** (0.371)	0.106*** (0.0251)	-3.974*** (1.275)	0.112*** (0.0201)
QE3 × 預け金 (t-1) ×	都市銀行	0.265** (0.124)	0.0146 (0.0174)	-0.0625 (0.305)	-0.00626 (0.0235)
	信託銀行	-5.610*** (1.580)	-0.0584 (0.0700)	-336.8*** (84.53)	0.237*** (0.0654)
	地方銀行	0.206** (0.0945)	0.00344 (0.00667)	0.164 (0.191)	0.00338 (0.00475)
	第二地方銀行	0.436*** (0.111)	0.000705 (0.00684)	0.335 (0.212)	0.00492 (0.00589)
	新たな形態の銀行	3.263*** (0.365)	-0.0191 (0.0340)	-10.24*** (1.256)	-0.0695*** (0.00758)
NONQE × 預け金 (t-1) ×	都市銀行	0.516* (0.278)	-0.0165 (0.0116)	0.702* (0.395)	-0.0110** (0.00534)
	信託銀行	-3.134** (1.406)	-0.144*** (0.0337)	0.778 (3.211)	-0.0683*** (0.0151)
	地方銀行	0.100 (0.147)	0.00628 (0.00569)	0.115 (0.199)	0.00193 (0.00218)
	第二地方銀行	0.341*** (0.106)	0.00542 (0.00733)	0.238 (0.146)	0.00122 (0.00255)
	新たな形態の銀行	0.776 (1.242)	0.0408 (0.0288)	-35.50*** (9.956)	0.0408 (0.0297)
総資産 (t-1)		-0.148*** (0.0141)	-0.121*** (0.0142)	-0.124*** (0.0169)	-0.131*** (0.0164)
自己資本比率 (t-1)		1.084*** (0.166)	1.135*** (0.172)	1.201*** (0.185)	1.155*** (0.178)
不良債権比率 (t-1)		-0.323*** (0.0751)	-0.236*** (0.0790)	-0.242*** (0.0826)	-0.194** (0.0804)
流動性資産比率 (t-1)		0.213*** (0.0355)	0.114*** (0.0344)	0.107*** (0.0401)	0.122*** (0.0362)
預金変化率 (t-1)		0.149*** (0.0263)	0.206*** (0.0275)	0.115*** (0.0300)	0.183*** (0.0285)
定数項		2.065*** (0.207)	1.705*** (0.209)	1.743*** (0.247)	1.849*** (0.240)
決定係数 (within)		0.3427	0.2520	0.2672	0.2916
決定係数 (between)		0.4046	0.0817	0.0540	0.0718
決定係数 (overall)		0.1684	0.0256	0.0127	0.0185
サンプル個体数		159	159	154	153
サンプル数		1632	1632	1469	1451

注:被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。都市銀行は都市銀行ダミーを表す。説明変数には他に年度ダミーが含まれている。サンプル期間は表2の注の通りである。QE1期には新たな形態の銀行のサンプルが存在しないため、「QE1 × 預け金 (t-1) × 新たな形態の銀行」の結果は報告されていない。括弧内は標準誤差である。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表5: 銀行特性別の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	現金預け金比率	現金預け金変化率	日銀預け金比率	日銀預け金変化率
QE1 × 預け金 (t-1)	0.604 (0.806)	0.0159 (0.0526)	0.795 (1.154)	0.0215 (0.0154)
QE2 × 預け金 (t-1)	2.633** (1.038)	0.173** (0.0832)	0.788 (1.620)	-0.0177 (0.0357)
QE3 × 預け金 (t-1)	1.882*** (0.720)	0.00288 (0.0843)	-1.332 (1.865)	0.0206 (0.0804)
NONQE × 預け金 (t-1)	-0.295 (0.950)	0.113* (0.0667)	-1.341 (1.676)	0.0205 (0.0245)
QE1 × 預け金 (t-1) ×				
総資産 (t-1)	-0.0523 (0.0536)	-0.000820 (0.00309)	-0.0173 (0.0778)	-0.00152 (0.00102)
自己資本比率 (t-1)	7.881** (3.299)	-0.0763 (0.250)	-8.219 (5.339)	-0.0560 (0.0784)
不良債権比率 (t-1)	8.316*** (2.281)	0.398*** (0.154)	9.584*** (3.057)	0.155*** (0.0435)
流動性資産比率 (t-1)	-1.179 (0.989)	-0.0834 (0.0655)	-1.948 (1.510)	-0.0226 (0.0237)
QE2 × 預け金 (t-1) ×				
総資産 (t-1)	-0.166** (0.0658)	-0.0197*** (0.00541)	0.0402 (0.115)	-0.00106 (0.00228)
自己資本比率 (t-1)	14.29*** (2.298)	2.163*** (0.334)	-20.54*** (6.900)	0.603*** (0.157)
不良債権比率 (t-1)	-3.759 (5.170)	-0.221 (0.399)	2.057 (8.144)	0.141 (0.167)
流動性資産比率 (t-1)	-1.708 (1.150)	0.200** (0.0867)	-1.590 (1.772)	0.0179 (0.0353)
QE3 × 預け金 (t-1) ×				
総資産 (t-1)	-0.125*** (0.0422)	0.00228 (0.00506)	0.214 (0.135)	0.00168 (0.00492)
自己資本比率 (t-1)	11.45*** (1.811)	-0.640** (0.317)	-39.88*** (6.610)	-0.649*** (0.128)
不良債権比率 (t-1)	-10.93** (4.839)	-0.332 (0.487)	19.49* (10.88)	-0.0909 (0.327)
流動性資産比率 (t-1)	0.114 (0.815)	0.0328 (0.0721)	-1.863 (1.918)	-0.0359 (0.0851)
NONQE × 預け金 (t-1) ×				
総資産 (t-1)	-0.00933 (0.0660)	-0.00927** (0.00408)	0.123 (0.127)	-0.00271* (0.00155)
自己資本比率 (t-1)	16.81*** (3.919)	0.116 (0.207)	-0.326 (6.682)	0.0645 (0.0843)
不良債権比率 (t-1)	7.452*** (2.884)	0.245 (0.281)	5.419 (4.603)	0.308** (0.124)
流動性資産比率 (t-1)	-3.179** (1.357)	0.0840 (0.0723)	-3.039 (2.354)	0.0387 (0.0301)
総資産 (t-1)	-0.127*** (0.0140)	-0.117*** (0.0141)	-0.142*** (0.0169)	-0.129*** (0.0165)
自己資本比率 (t-1)	0.563*** (0.207)	1.092*** (0.171)	1.349*** (0.207)	1.142*** (0.180)
不良債権比率 (t-1)	-0.662*** (0.131)	-0.238*** (0.0791)	-0.398*** (0.109)	-0.220*** (0.0813)
流動性資産比率 (t-1)	0.224*** (0.0463)	0.110*** (0.0347)	0.187*** (0.0439)	0.120*** (0.0364)
預金変化率 (t-1)	0.124*** (0.0262)	0.190*** (0.0273)	0.125*** (0.0296)	0.177*** (0.0287)
定数項	1.801*** (0.207)	1.651*** (0.207)	1.992*** (0.248)	1.810*** (0.242)
決定係数 (within)	0.3338	0.2612	0.2435	0.2854
決定係数 (between)	0.3549	0.0828	0.0755	0.0670
決定係数 (overall)	0.1442	0.0266	0.0168	0.0171
サンプル個体数	159	159	154	153
サンプル数	1632	1632	1469	1451

注: 被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。説明変数には他に年度ダミーが含まれている。サンプル期間は表2の注の通りである。括弧内は標準誤差である。***は1%, **は5%, *は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表6: 年度, 業態, 不良債権比率を同時に考慮したモデルの推定結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
		現金預け金比率	現金預け金変化率	日銀預け金比率	日銀預け金変化率
2001 × 預け金 ×	都市銀行・信託銀行	-4.056 (6.130)	-0.174 (0.179)	59.29 (478.4)	1.055* (0.625)
	地方銀行	0.0767 (0.288)	0.00441 (0.0265)	-0.325 (0.590)	-0.000351 (0.00717)
	第二地方銀行	-0.400 (0.553)	0.0158 (0.0326)	-0.821 (1.266)	0.00846 (0.0115)
2002 × 預け金 ×	都市銀行・信託銀行	2.014** (0.820)	-0.303 (0.207)	-4.783 (7.120)	-0.0387 (0.0246)
	地方銀行	-0.0500 (0.254)	-0.00171 (0.0181)	-0.292 (0.346)	-0.00537 (0.00610)
	第二地方銀行	-0.0656 (0.278)	-0.0280 (0.0181)	-0.938* (0.494)	-0.00831 (0.00634)
2003 × 預け金 ×	都市銀行・信託銀行	4.038*** (1.566)	0.126 (0.224)	8.383* (4.284)	0.165*** (0.0639)
	地方銀行	0.431 (0.313)	-0.0178 (0.0428)	0.554 (0.452)	-0.00336 (0.0160)
	第二地方銀行	0.0728 (0.289)	-0.0660 (0.0406)	-0.0739 (0.467)	-0.0161 (0.0101)
2004 × 預け金 ×	都市銀行・信託銀行	0.483 (0.485)	-0.0204 (0.141)	-0.165 (1.446)	-0.112** (0.0534)
	地方銀行	-0.273 (0.415)	0.00648 (0.0346)	-0.300 (0.644)	-0.000299 (0.0100)
	第二地方銀行	-0.0186 (0.350)	0.0476 (0.0546)	-0.0571 (0.560)	-0.00424 (0.0174)
2005 × 預け金 ×	都市銀行・信託銀行	-0.252 (0.763)	0.0124 (0.0760)	-1.833 (1.357)	0.0630* (0.0325)
	地方銀行	0.398 (0.324)	0.0369 (0.0363)	0.556 (0.461)	0.0210 (0.0162)
	第二地方銀行	0.352 (0.268)	0.0614 (0.0579)	0.462 (0.435)	-0.0288** (0.0131)
2001 × 預け金 × 不良債権比率 ×	都市銀行・信託銀行	113.5 (137.1)	4.535 (4.158)	-1025.2 (10521.9)	-31.46* (18.58)
	地方銀行	7.334 (5.558)	-0.288 (0.553)	8.237 (14.51)	-0.125 (0.155)
	第二地方銀行	14.74** (7.309)	-0.131 (0.541)	26.39 (17.66)	-0.145 (0.204)
2002 × 預け金 × 不良債権比率 ×	都市銀行・信託銀行	-19.59** (8.784)	6.069*** (1.857)	56.40 (71.09)	0.553* (0.293)
	地方銀行	13.13*** (4.240)	0.246 (0.347)	12.85* (6.819)	0.201* (0.103)
	第二地方銀行	11.79*** (3.304)	0.716*** (0.270)	21.47*** (6.593)	0.219** (0.0896)
2003 × 預け金 × 不良債権比率 ×	都市銀行・信託銀行	-134.9*** (49.84)	1.854 (6.197)	-290.2** (133.4)	-5.456*** (2.113)
	地方銀行	1.378 (5.450)	0.218 (0.741)	-3.255 (8.595)	0.00528 (0.294)
	第二地方銀行	8.874*** (3.293)	1.259** (0.535)	11.05* (5.978)	0.410** (0.172)
2004 × 預け金 × 不良債権比率 ×	都市銀行・信託銀行	-36.18** (16.51)	0.131 (5.351)	-23.58 (47.73)	6.683*** (2.412)
	地方銀行	12.21* (7.293)	-0.104 (0.734)	13.32 (12.81)	0.00882 (0.244)
	第二地方銀行	10.30** (4.311)	-0.887 (0.914)	13.15* (7.861)	0.0902 (0.340)
2005 × 預け金 × 不良債権比率 ×	都市銀行・信託銀行	79.84** (38.53)	-8.196** (3.465)	186.1*** (67.45)	-7.815*** (2.164)
	地方銀行	-0.612 (5.433)	-0.357 (0.929)	-3.088 (10.03)	-0.317 (0.363)
	第二地方銀行	0.292 (4.106)	-0.988 (1.361)	0.261 (7.727)	0.798** (0.248)
QE2 × 預け金 (t-1)		0.694*** (0.0754)	0.00807 (0.00505)	0.226* (0.128)	0.00105 (0.00193)
QE3 × 預け金 (t-1)		0.187*** (0.0680)	0.00178 (0.00498)	0.224 (0.152)	-0.00887** (0.00351)
NONQE × 預け金 (t-1)		0.325*** (0.0959)	0.000929 (0.00425)	0.246** (0.125)	0.000327 (0.00170)
総資産 (t-1)		-0.120*** (0.0137)	-0.110*** (0.0141)	-0.137*** (0.0166)	-0.126*** (0.0173)
自己資本比率 (t-1)		0.964*** (0.169)	0.968*** (0.173)	1.136*** (0.190)	1.215*** (0.186)
不良債権比率 (t-1)		-0.587*** (0.107)	-0.237*** (0.0847)	-0.431*** (0.102)	-0.263*** (0.0898)
流動性資産比率 (t-1)		0.181*** (0.0342)	0.123*** (0.0341)	0.174*** (0.0391)	0.146*** (0.0377)
預金変化率 (t-1)		0.143*** (0.0273)	0.210*** (0.0282)	0.155*** (0.0305)	0.193*** (0.0302)
定数項		1.687*** (0.202)	1.554*** (0.208)	1.931*** (0.243)	1.769*** (0.253)
決定係数 (within)		0.3297	0.2695	0.2453	0.2508
決定係数 (between)		0.1196	0.0873	0.0651	0.0848
決定係数 (overall)		0.0460	0.0279	0.0178	0.0223
サンプル個体数		159	159	154	153
サンプル数		1632	1632	1469	1451

注: 被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。2001は2001年度ダミーを表す。都市銀行・信託銀行は都市銀行または信託銀行であれば1をとるダミー変数を表す。説明変数には他に年度ダミーが含まれている。サンプル期間は表2の注の通りである。括弧内は標準誤差を示す。***は1%, **は5%, *は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表7:貸出変化率と国債保有変化率

年度	(A) 全銀行				(B) うち海外支店貸出のある銀行			
	貸出の変化率(%)	国債保有の変化率(%)	平均値の差	相関係数	海外支店貸出の変化率(%)	国債保有の変化率(%)	平均値の差	相関係数
2001	-1.272	2.872	-4.144	0.377***	3.235	10.715	-7.480	0.541**
2002	-0.980	3.941	-4.921*	0.060	-48.351	10.758	-59.108*	-0.055
2003	0.095	9.968	-9.872***	0.080	-32.409	14.708	-47.117***	0.017
2004	0.802	8.405	-7.602***	-0.003	17.191	-3.677	20.868**	-0.047
2005	2.717	4.431	-1.714	0.018	26.817	-1.185	28.002**	-0.069
2006	2.544	1.428	1.116	0.148	28.403	-11.981	40.384***	0.202
2007	1.990	-6.873	8.863***	-0.156*	-10.825	-8.183	-2.642	0.335
2008	2.544	5.001	-2.457	0.116	20.177	8.221	11.956	0.442
2009	-0.098	17.908	-18.006***	-0.087	-18.040	26.499	-44.539	-0.358
2010	2.181	9.470	-7.289***	0.057	12.207	15.265	-3.058	-0.345
2011	3.106	9.217	-6.111**	-0.005	24.513	11.673	12.840**	0.656
2012	3.501	-0.576	4.077*	-0.238**	40.004	1.660	38.343***	0.108
2013	3.329	-7.297	10.626***	0.017	22.139	-17.616	39.755***	-0.179
2014	4.356	-3.700	8.056***	-0.286***	27.052	-3.138	30.190**	-0.271

注: パネル(A)における貸出の変化率および国債保有の変化率は、本稿の推定で用いられている個別銀行データの平均値である。パネル(B)では特に海外支店を有し、海外支店貸出残高がプラスの銀行を対象としている。例えば2014年度では、都市銀行3行、信託銀行2行、地方銀行8行、第二地方銀行1行の計14行が対象である。平均値の差および相関係数の*はゼロであることを帰無仮説とした両側検定の有意水準を表す。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表8: マクロ変数を加えたモデルの推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	現金預け金比率		現金預け金変化率		日銀預け金比率		日銀預け金変化率	
QE1×預け金(t-1)	0.461***	(0.0707)	0.0116***	(0.00330)	0.504***	(0.0924)	0.00314***	(0.00114)
QE2×預け金(t-1)	0.689***	(0.0743)	0.00719	(0.00511)	0.164	(0.127)	0.00112	(0.00195)
QE3×預け金(t-1)	0.255***	(0.0653)	0.00277	(0.00513)	0.362***	(0.138)	-0.00776**	(0.00359)
NONQE×預け金(t-1)	0.510***	(0.0758)	0.00117	(0.00428)	0.342***	(0.114)	-0.000278	(0.00171)
総資産(t-1)	-0.0924***	(0.0133)	-0.0954***	(0.0134)	-0.113***	(0.0161)	-0.0974***	(0.0167)
自己資本比率(t-1)	1.220***	(0.162)	1.106***	(0.167)	1.267***	(0.179)	1.241***	(0.179)
不良債権比率(t-1)	-0.385***	(0.0768)	-0.336***	(0.0783)	-0.312***	(0.0832)	-0.285***	(0.0826)
流動性資産比率(t-1)	0.204***	(0.0340)	0.126***	(0.0334)	0.164***	(0.0390)	0.144***	(0.0381)
預金変化率(t-1)	0.144***	(0.0270)	0.187***	(0.0276)	0.144***	(0.0298)	0.164***	(0.0297)
QE1×MB(t-1)	-0.0703***	(0.0250)	-0.0892***	(0.0194)	-0.146***	(0.0275)	-0.0797***	(0.0224)
QE2&3×MB(t-1)	0.0483***	(0.0185)	0.0761***	(0.0160)	0.0940**	(0.0441)	0.110***	(0.0394)
NONQE×MB(t-1)	0.0425**	(0.0199)	0.0288	(0.0203)	0.0185	(0.0214)	0.0353*	(0.0211)
実質GDP成長率(t-1)	0.290***	(0.0629)	0.224***	(0.0644)	0.147*	(0.0763)	0.217***	(0.0735)
インフレ率(t-1)	0.865**	(0.369)	-0.436	(0.312)	-0.801	(0.566)	-0.144	(0.468)
定数項	1.285***	(0.195)	1.347***	(0.197)	1.573***	(0.238)	1.366***	(0.246)
決定係数(within)	0.2511		0.1956		0.1824		0.1750	
決定係数(between)	0.1735		0.0956		0.1009		0.1126	
決定係数(overall)	0.0622		0.0296		0.0220		0.0264	
サンプル個体数	159		159		154		153	
サンプル数	1632		1632		1469		1451	

注: 被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。MBはマネタリーベース変化率を表す。サンプル期間は表2の注の通りである。括弧内は標準誤差である。***は1%, **は5%, *は10%の水準で統計的に有意であることを示す。