

論文

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 分類コード：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

The Effects of Quantitative Easing on Bank Lending: The Case of Japan

Minoru TACHIBANA, Hitoshi INOUE, and Yuzo HONDA

Abstract

The purpose of this paper is to analyze the effects of Quantitative Easing (QE) on bank lending in Japan, using panel data on banks' financial statements. The results indicate that QE in the first half of the 2000s has a statistically significant effect on bank lending. In particular, the effect is highly and robustly significant in FY 2002, for member banks of the Second Association of Regional Banks, and for banks with a high non-performing loan ratio. Meanwhile, the effects of "Comprehensive Monetary Easing" introduced in 2010 and "Quantitative and Qualitative Monetary Easing" introduced in 2013 on bank lending appear less robust, though some results are statistically significant. These results imply that "bank lending channel" detected under conventional monetary policy can be also seen under QE. Finally, we discuss three transmission mechanisms other than bank lending channel, i. e. portfolio rebalancing channel, aggregate demand channel, and balance sheet channel, through which QE might have effects on bank lending.

JEL Codes : E51, E52, G21

Keywords : Quantitative Easing, Bank lending, Bank lending channel

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あてられてきた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年代前半の量的緩和策、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。量的緩和策に関する結果のみをここで挙げると、2000年代前半の量的緩和策は銀行が保有する流動性資産と貸出との間の正の関係を弱めた、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

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) 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。

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）は標本期間が2009年までだったBowman *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、本稿では標本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額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

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調べている。

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・質的金融緩和期に標本を延長してもなお、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強まったものの、当時の量的緩和策はその強ま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厳密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項でベースモデルの推定結果を示し、続く3.2項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。

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实体经济に効果を持ち得る。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。

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。

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

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。

⁷ データの詳しい説明については補論を参照されたい。

L_{it} と m_{it} との間には、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、(L_{it} と m_{it} の双方と相関する) 観測不可能な変数を除外することから生じる内生性の問題も考えられる。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。

(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、総資産額の対数值、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。

推定期間は、 m として現金預け金を用いた場合には 2001 年度～2014 年度、日銀預け金を用いた場合に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 (さらに m が 1 期前の値であることから) 2001 年度～2013 年度とする。なお、推定期間の開始時点を 2001 年度としているのは、初めて量的緩和策が導入された時期

⁸ 具体例としては、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は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。

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。

が2001年3月であることによる。

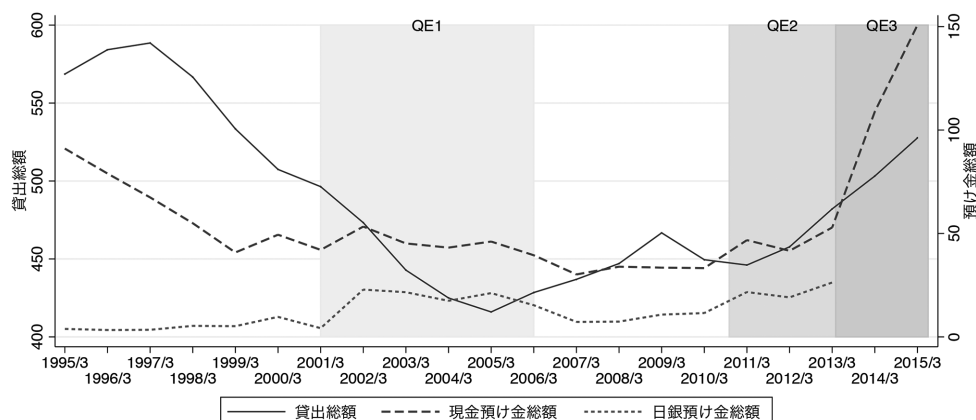
表1は推定に用いられる各変数の記述統計である。また図1は、銀行貸出、現金預け金、日銀預け金の3変数について年度ごとに集計した時系列グラフである。推定期間は2001年度からだが、銀行貸出のより長期的な動きが把握できるように1990年代半ばからのデータを示す。銀行の貸出総額は、金融危機が発生した1997年度（図では1998/3）から下降し始め、2004年度（同2005/3）まで持続的にその減少傾向が続いた。それが2005年度からようやく上昇に転じた。2009年度から2010年度にかけて一旦減少したものの、直近の2014年度までは順調に回復している。現金預け金と日銀預け金に関しては、両データ間の乖離が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、現金預け金とその時期下降しているのも、他の金融機関への預け金の減少が原因である。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、

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：貸出変化率は2001年度から2014年度までの年次データである。その他の(t-1)が付された変数は2000年度から2013年度までの年次データである。ただし、日銀預け金比率と日銀預け金変化率については2012年度までとした。

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。共に単位は兆円である。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。

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 に記す。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。

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、モデルやデータがやや異なるものの、Bowman *et al.*

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。推定期間は (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。

(2015)でもQE1の貸出への効果は小さいと報告している。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項で示すように同じQE1期でも標本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標本だけに絞り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期と比べ標本数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、よって標本数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については、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

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ある程度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項で議論している。

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発揮するという点を想定している点である。

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 項ではこの点を考慮した分析を行う。

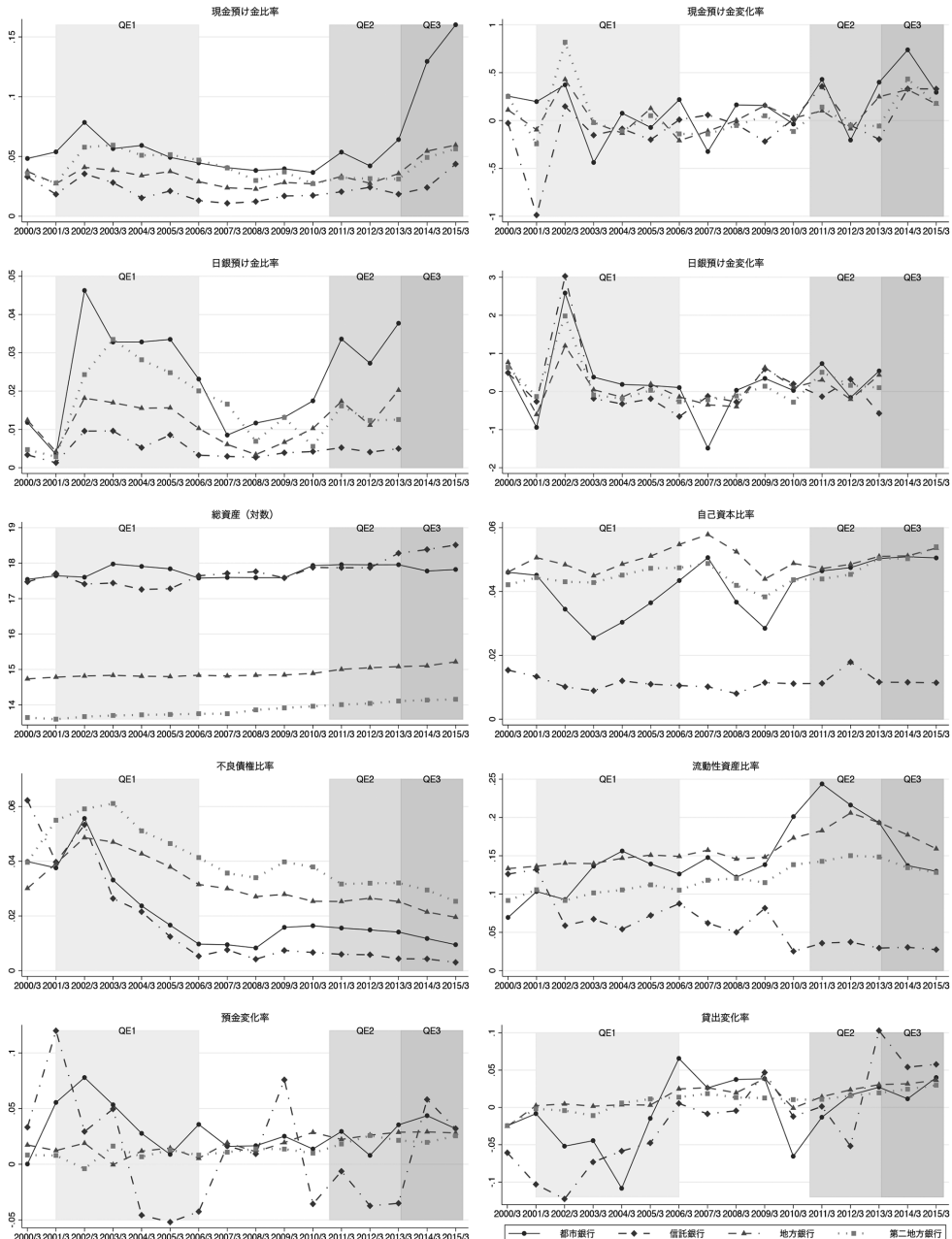
最後にコントロール変数の推定結果については、総資産額の係数が負、自己資本比率の係数が正、不良債権比率の係数が負、流動性資産比率の係数が正、預金変化率の係数が正で、ほとんど全てのケースで 1% の水準で有意である。自己資本比率、不良債権比率、流動性資産比率、預金変化率の結果は通常予想される符号と整合的である。また総資産額の推定結果は、(少なくとも推定期間中においては) 規模の大きな銀行ほど貸出増加率が平均的に低かったことを意味している。これらコントロール変数の推定結果については、以下の分析でもほとんど変わらない。

3.2 詳細分析

前項で議論したように、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發揮したはずである。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。

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りそな銀行の実質国有化、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。

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、期間によって標本が存在しないか少数であるため表示していない。

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）式の $QE1_t \sim QE3_t$ 、 $NONQE_t$ 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 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。推定期間は表2の注の通りである。(3)と(4)については推定期間が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3に記す¹⁴。前項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。

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

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。

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、当時は銀行貸出に減少圧力がかかっていたことが推察される。実際、この減少圧力は図1で確認したように1997年度から続く長期にわたる減少圧力の一環とみなすことができる。したがって、QE1導入当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減少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減少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、銀行貸出チャン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。

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が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

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

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
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)
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)
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)
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。推定期間は表2の注の通りである。QE1期には新たな形態の銀行の標本が存在しないため、「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。

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厳しい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。

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推定値が得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標本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。

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

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、銀行貸出に減少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。

まず総資産額については、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

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標本数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も述べている。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)では自己資本比率に関して本稿とは異なる仮説も提示している。

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は、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は、不良債権の償却など損失を吸収する役割が自己資本にはあることから、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述べると、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、そのような頑健な結果はQE2期やQE3期には見られなかった。不良債権比率以外の銀行特性変数に関しても、一部の時期・モデルで

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。推定期間は表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。

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。これらの事実は、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残高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残高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。

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標本数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。

推定結果を表6に記す。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つたわけではなく、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、

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。

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。推定期間は表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。

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標本数が少ないため、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ン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たということを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}。

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、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項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い。具体的には、3.1項では日銀預け金の146%の増加に対し貸出額が0.4%増加するという結果が得られたが、（上記推計と同じ条件にするために）178%の日銀預け金の増加に対して効果を再計算しても0.5%ポイントの貸出効果にとどまる。このベースモデルから得られた効果の推計値は、QE1期を通じた全ての銀行の平均的な効果である。一方、既に求めたように、2002年度の第二地方銀行に標本を絞った場合には2.5%ポイントの貸出効果となり、QE1期・全銀行の平均的な効果と比べ約5倍も大きな推計値が得られる。

また、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%であったことから、当時の量的緩和策は貸出への減少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。しかし、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。

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

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年度の地方銀行および第二地方銀行の標本に対し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年間を地域金融に関する「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。

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。以上のことから、当時の量的緩和策は第二地方銀行に対しある程度の幅をもって異なった効果を発揮していたことが確認できる。

4. 展望：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、前節のように詳細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く、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併せて提示する。

4.1 ポートフォリオ・リバランス・チャンネル

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・チャンネルが挙げられる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・チャン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

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-habit theory” にも触れながら、ポートフォリオ・リバランス・チャンネルを簡潔に説明している。