

量的緩和政策期間における銀行貸出経路

Bank Lending Channel during the Quantitative Easing Monetary Policy in Japan

井 上 仁*

概要

本稿では、日本の量的緩和政策期間(2001年3月から2006年3月の期間)において銀行貸出経路が働いていたかどうかを検証する。この期間の日本の量的緩和政策の効果を評価することは、日本に限らず世界中の多くの国々にとっても重要な課題である。銀行財務データを用いたパネル実証分析の結果、日銀当座預金残高目標の拡大は銀行貸出成長率を有意に押し上げていた。また、資産規模が小さい銀行は大きい銀行に比べて貸出をより多く増加させており、不良債権が少ない銀行は多い銀行に比べて貸出をより多く増加させていたことも明らかになった。これは、マクロデータを用いた分析と対照的な結果である。しかし、個別銀行別のミクロデータによる分析の結果、量的緩和政策は資産規模が小さい銀行や不良債権が少ない銀行の貸出を下支えする効果があったことが示唆される。

(キーワード：金融政策，日本銀行，システム GMM，日銀当座預金)

1 はじめに

本稿では、日本の量的緩和政策期間(2001年3月から2006年3月の期間)において銀行貸出経路が働いていたかどうかを検証する。量的緩和期間において政策目標である日銀当座預金残高目標が変更されたとき、政策変更にもなって銀行は貸出を変化させていたのか、また、貸出を変化させる程度は銀行の財務状況によって異なっていたのかどうかを銀行財務データのパネルデータを用いて検証する。

* 本稿は、博士論文『銀行の財務状況がマクロ経済及び金融政策に与える影響』(大阪大学)の一章に加筆修正を加えたものである。本稿の研究にあたり、全国銀行学術研究振興財団から研究助成を受けた。記して謝意を表したい。

日本の量的緩和政策の効果を評価することは、日本に限らず多くの国々にとって重要な課題である。今般の全世界的金融危機に対応する金融政策として、米国においてはQE1からQE3と呼ばれる信用緩和もしくは量的緩和という非伝統的手段が取られた。英国においても量的緩和が実施された。日本においても2010年10月から包括緩和の名の下で資産買い入れ等基金が創設され、国債およびETF・REITなどのリスク資産の買入が実施された。米国の信用緩和は中央銀行のバランスシートの資産側の構成の変化を重視した政策である。日本の2010年開始の包括緩和はこれに類似している。それに対して、英国の量的緩和はバランスシートの負債側のマネタリーベースの規模の拡大を重視した政策である。日本の2001年開始の量的緩和政策はこちらに類似している。ただし、バランスシートの資産側を重視する信用緩和であっても、資産側と負債側は表裏一体であるため、実際には負債側のマネタリーベースの規模も拡大している。このような意味で、信用緩和も広義の量的緩和と捉えることができる¹。日本の2001年開始の量的緩和政策の効果を評価することは、信用緩和も含めた広義の量的緩和政策の効果を推し量ることにつながる重要な課題である。米国のフェデラルファンドレートや日本のコールレートなどの短期市場金利がゼロもしくはゼロ近傍にまで低下した状態で、信用緩和もしくは量的緩和という非伝統的手段が政策効果を有するかどうかという問題は、日米英の各国の中央銀行のみならず、今後ゼロ金利制約に直面する可能性のあるすべての中央銀行にとって重要な問題である。

日本の量的緩和政策の効果波及経路に関する実証研究のサーベイを行っている鶴飼(2006)によると、量的緩和政策の波及経路は以下の3つのタイプに分けられる。第1の経路は、量的緩和政策を継続するというコミットメントが将来の予想短期金利を引き下げることで現在の中長期金利を引き下げる効果で、時間軸効果とも言われる。第2の経路は、日銀当座預金供給増による日銀のバランスシート拡大（量の拡大）の効果で、ポートフォリオ・リバランス効果やシグナル効果が期待される。ポートフォリオ・リバランス効果とは、マネタリーベースを潤沢に供給することによって、マネタリーベースと不完全代替であるリスク資産への需要が高まり、それらの資産の価格変化を通じて経済を刺激する効果である。シグナル効果とは、量の拡大によって、量的緩和政策を継続するというコミットメントを強める効果である。第3の経路は、長期国債オペ増額によって日銀の資産構成が変化することによる効果である。米国の信用緩和や日本の包括緩和におけるリスク資産買入は、この効果が期待される。

鶴飼(2006)によるサーベイや白川(2008, 第18章)によると、日本の量的緩和政策の効果波及経路として重要な役割を果たしたのは時間軸効果であり、量の拡大はほとんど効果を発揮しなかったとされている。これは、ゼロ金利を継続すると約束することが重要であり、

¹ 信用緩和と量的緩和の関係に関する議論については、白塚(2010)が詳しい。

ゼロ金利を維持する目的以上に日銀当座預金を供給することには効果がなかったということの意味している。これに対して、Honda et al. (2007)；本多他 (2010) は日銀当座預金目標の増大という量の拡大が、株価の上昇を通じて生産高に影響を与えていたことをVAR分析(多変量自己回帰分析)によって示した。この結果は、量の拡大によるポートフォリオ・リバランス効果が存在していたことを意味している。本稿でも、Honda et al.(2007)；本多他(2010)と同様に、量の拡大による効果に焦点を当てる。

これまでの先行研究の多くは、時間軸効果やポートフォリオ・リバランス効果、シグナル効果に関する研究であり、銀行貸出経路に関する研究はほとんど見られないのが現状である。鶴飼 (2006) による波及経路の分類においては、そもそも銀行貸出経路は念頭に置かれていない印象がある²。Honda et al. (2007)；本多他 (2010) においても、量の拡大によってマクロ経済変数としての銀行貸出の総額はむしろ減少していたことを報告している。それでは、量的緩和政策期間において銀行貸出経路が存在する可能性は全く排除されてしまうのであろうか。Bernanke and Blinder (1988) や Kashyap and Stein (1995) によると、銀行貸出経路が存在するための2つの必要条件は、銀行借入に依存している企業が存在していることと、中央銀行が銀行貸出供給に直接的な影響を与えることができることである。この2つの条件は、短期市場金利がゼロもしくはゼロ近傍にまで低下し、政策目標が日銀当座預金残高に変更された量的緩和期間においても変わることはない。したがって、量的緩和期間においても銀行貸出経路は存在しうるはずである。

Honda et al. (2007)；本多他 (2010) がマクロデータによるVAR分析によって量的緩和政策のポートフォリオ・リバランス効果に接近を試みているのに対し、本稿では、銀行財務に関するパネルデータというマイクロデータを用いた分析によって接近を試みる。その結果、量的緩和政策は銀行貸出を増加させる効果があったことが示唆される。また、資産規模が小さい銀行は大きい銀行に比べて貸出をより多く増加させていたこと、不良債権が少ない銀行は多い銀行に比べて貸出をより多く増加させていたことが明らかになった。

次節以降の構成は以下の通りである。まず2節では、使用する銀行財務データを整理し、量的緩和期間における銀行行動を概観する。また、銀行の財務体質によって銀行行動が異なる可能性を指摘する。3節では、2節で概観したパネルデータを用いて実証分析を行う。4節で要約と結論を述べる。

2 量的緩和期間における銀行行動

本節では、まず量的緩和期間における銀行財務データを概観しておく。使用する銀行財務

² あえて分類するとすれば、ポートフォリオ・リバランス効果に含まれると考えられる。

データは全国銀行協会のウェブサイト内の全国銀行財務諸表分析のデータを用いた。データ期間は2000年3月期から2006年3月期までの年度半期データであり、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、(旧)長期信用銀行の単独本決算、単独中間決算の財務諸表データである。期間内に吸収合併が行われた銀行については、吸収合併によって新設された銀行は旧銀行とは異なる新しい銀行として扱っている。

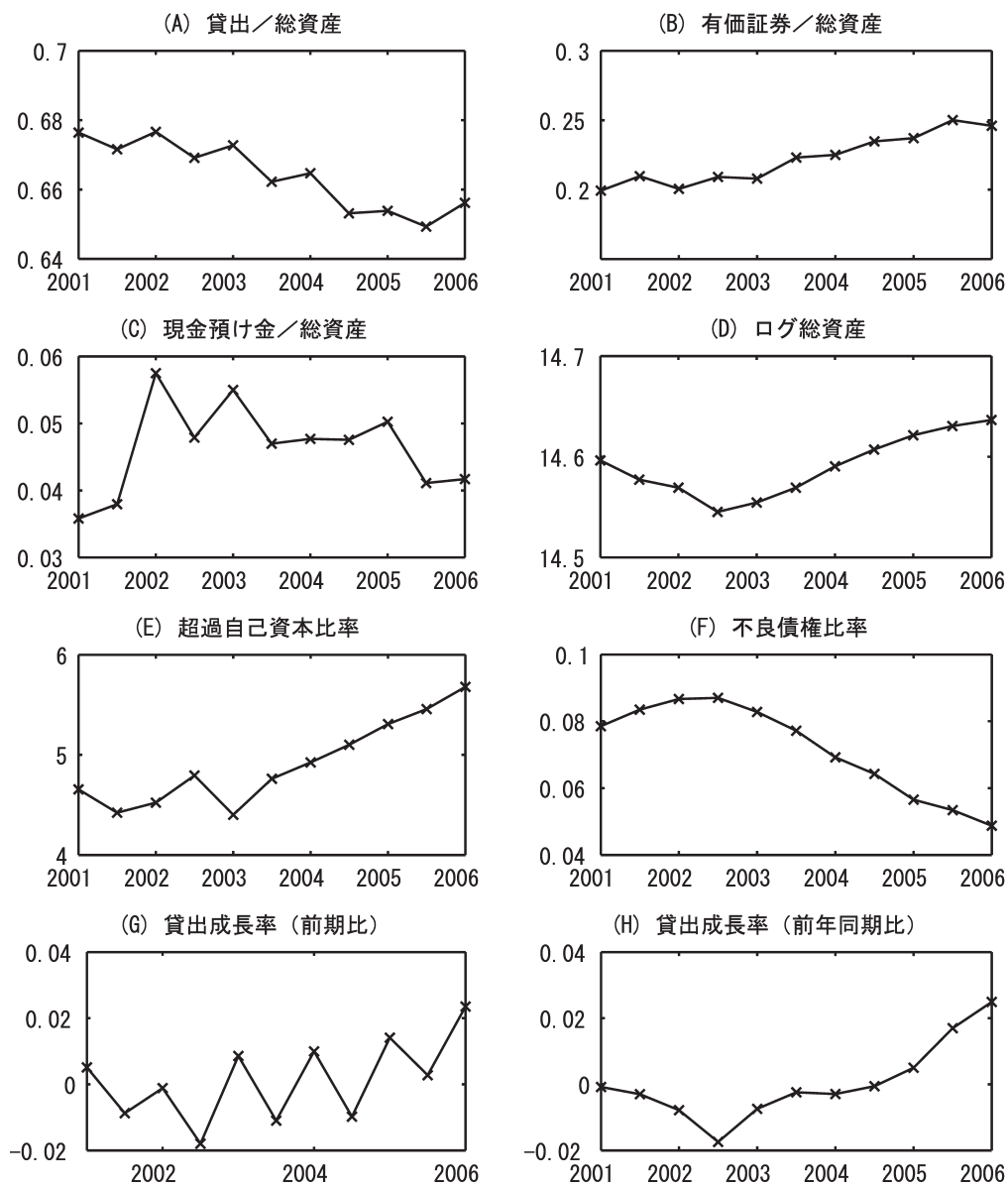
2.1 全銀行の平均値の推移

まずはじめに、財務データの主要な項目について、全銀行の平均値の推移を概観しておく。対象銀行は、2001年3月期については137行であるが、合併・破綻などによって2006年3月期には122行まで減少している³。図1は、国内銀行の財務諸表パネルデータを用いて、各半期決算毎の全銀行の平均値の推移を量的緩和政策期間(2001年3月期から2006年3月期)についてグラフ化したものである。パネル(A)は総資産に占める貸出の割合の推移を表しており、年々低下傾向にあることがわかる。これに対して、パネル(B)は総資産に占める有価証券の割合を表しており、こちらは年々増加傾向にあることがわかる。パネル(C)は総資産に占める現金預け金の割合である。2002年3月期から2005年3月期まではその他の期間に比べて高い水準にある。パネル(D)は総資産の対数値を表している。総資産の平均値は2002年9月期を機に低下傾向から増加傾向へと転じている。パネル(E)は超過自己資本比率の推移を表している。超過自己資本比率とは、各銀行が公表している自己資本比率の水準から自己資本比率規制によって要求される比率を差し引いたものである。具体的には、国際基準行は8%、国内基準行は4%をそれぞれ自己資本比率の水準から差し引いている。このようにすることによって、国際基準行、国内基準行を区別することなく自己資本の余力を測ることができる。超過自己資本比率は2003年9月期以降上昇傾向が続いている。パネル(F)は貸出総額に占める不良債権(リスク管理債権)の比率を表している⁴。不良債権比率は2003年3月期以降は下降傾向が続いている。パネル(G)は前期比貸出成長率の推移を表している。中間決算期は本決算期に比べて、総じて貸出残高が低い傾向があるため前期比貸出成長率はノコギリ状になっている。パネル(H)は前年同期比貸出成長率の推移を表している。季節調整のために前年同期比の成長率をとった。前年同期比貸出成長率は2001年3月期から2004年9月期まではマイナス成長であり、特に2002年9月期に落ち込みが見られるが、2005年3月期以降はプラス成長に転じてその後は上昇している。

³ 内訳は、2001年3月期については都市銀行9行、地方銀行64行、第二地方銀行55行、信託銀行6行、その他の銀行3行となっている。2006年3月期については、都市銀行6行、地方銀行63行、第二地方銀行47行、信託銀行4行、その他の銀行2行となっている。

⁴ リスク管理債権は、破綻先債権額、延滞債権額、3ヶ月以上延滞債権額、貸出条件緩和債権額の総計である。

図1 全銀行の平均値の推移



注：パネル (E) 超過自己資本比率の縦軸の単位は%である。

総括すると、総資産に占める貸出の割合は低下傾向にあるものの、2002年から2003年を機に超過自己資本比率や不良債権比率といった健全性の指標は改善に向かい、総資産は拡大している。また貸出成長率も2003年以降は上昇しており量的緩和期間終盤にはプラス成長に転じている。これらのことから、国内銀行の行動は2003年前後を契機に快方に向かっていたようである。

2.2 銀行間の財務体質による相違

次に、全銀行を財務体質によってカテゴリー分けし、それぞれのカテゴリー間の平均値の差異を見ることによって、銀行行動の財務体質による相違を概観する。具体的には、超過自己資本比率、不良債権比率、総資産の対数値を基準としてそれぞれ3カテゴリーに分け、上位のカテゴリーと下位のカテゴリーの平均値に差異があるかどうかを検証した。

2.2.1 超過自己資本比率による相違

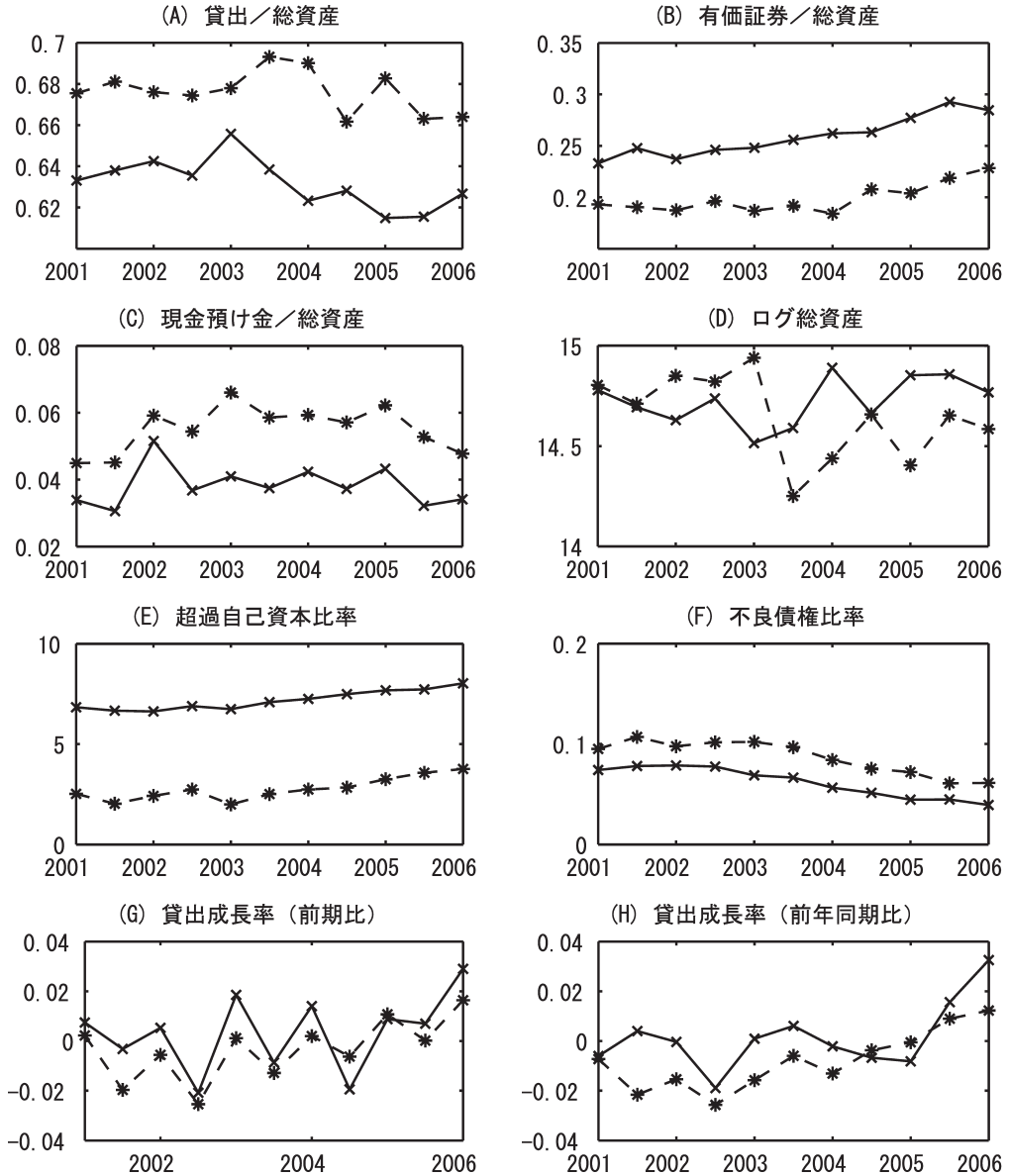
はじめに、全銀行を超過自己資本比率を基準にして、自己資本が豊富な銀行、標準的な銀行、自己資本が貧弱な銀行の3カテゴリーに分けた。図2は、図1と同項目について、自己資本が豊富な銀行の平均値と自己資本が貧弱な銀行の平均値の推移をグラフ化したものである。超過自己資本比率の第3四分位点（75パーセントイル）より超過自己資本比率が高い銀行を自己資本が豊富な銀行とし、第1四分位点（25パーセントイル）より低い銀行を自己資本が貧弱な銀行とした。その他の銀行は標準的な銀行とした⁵。実線は自己資本が豊富な銀行の平均値の推移を表しており、破線は自己資本が貧弱な銀行の平均値の推移を表している。各半期決算毎に、自己資本が豊富な銀行の平均値と貧弱な銀行の平均値の間に統計的に有意な差があるかどうかを調べるために、平均値の差の検定も行った。

パネル(A)より、総資産に占める貸出の割合は、自己資本が豊富な銀行の方が全期間に亘って低いことがわかる。また、平均値の差の検定を行ったところ、2003年3月期と2004年9月期の2期間以外の期では、平均値は有意に異なっていた⁶。反対に、パネル(B)より、自己資本が豊富な銀行の方が有価証券の割合は高いことがわかる。こちらは全期間で平均値の間には有意な差があった。パネル(C)より、自己資本が豊富な銀行の方が、現金預け金の割合は低い。こちらも、2002年3月期以外は全期間で有意な差があった。パネル(D)より、2003年

⁵ 銀行数は、2001年3月期においては、自己資本が豊富な銀行35行、標準的な銀行67行、自己資本が貧弱な銀行35行であった。2006年3月期においては、自己資本が豊富な銀行31行、標準的な銀行60行、自己資本が貧弱な銀行31行であった。

⁶ 有意水準5%。以後同水準とする。

図2 銀行間の財務体質による相違 1：超過自己資本比率による相違



注：実線は自己資本が豊富な銀行（超過自己資本比率が第3四分位点より高い銀行）の平均値であり、破線は自己資本が貧弱な銀行（超過自己資本比率が第1四分位点より低い銀行）の平均値を表している。

3月期までは自己資本が貧弱な銀行の方が総資産が多いが、2003年9月期以降は自己資本が豊富な銀行の方が総資産が多いことがわかる。ただし、全期間を通じて平均値の間には有意な差はなかった。パネル(F)より、自己資本が豊富な銀行の方が、不良債権比率は低い。これは全期間に亘って有意であった。パネル(G)(H)より、自己資本が豊富な銀行の方が貧弱な銀行よりもわずかに貸出成長率が高い期が多いが、数期間を除いて有意な差はなかった。

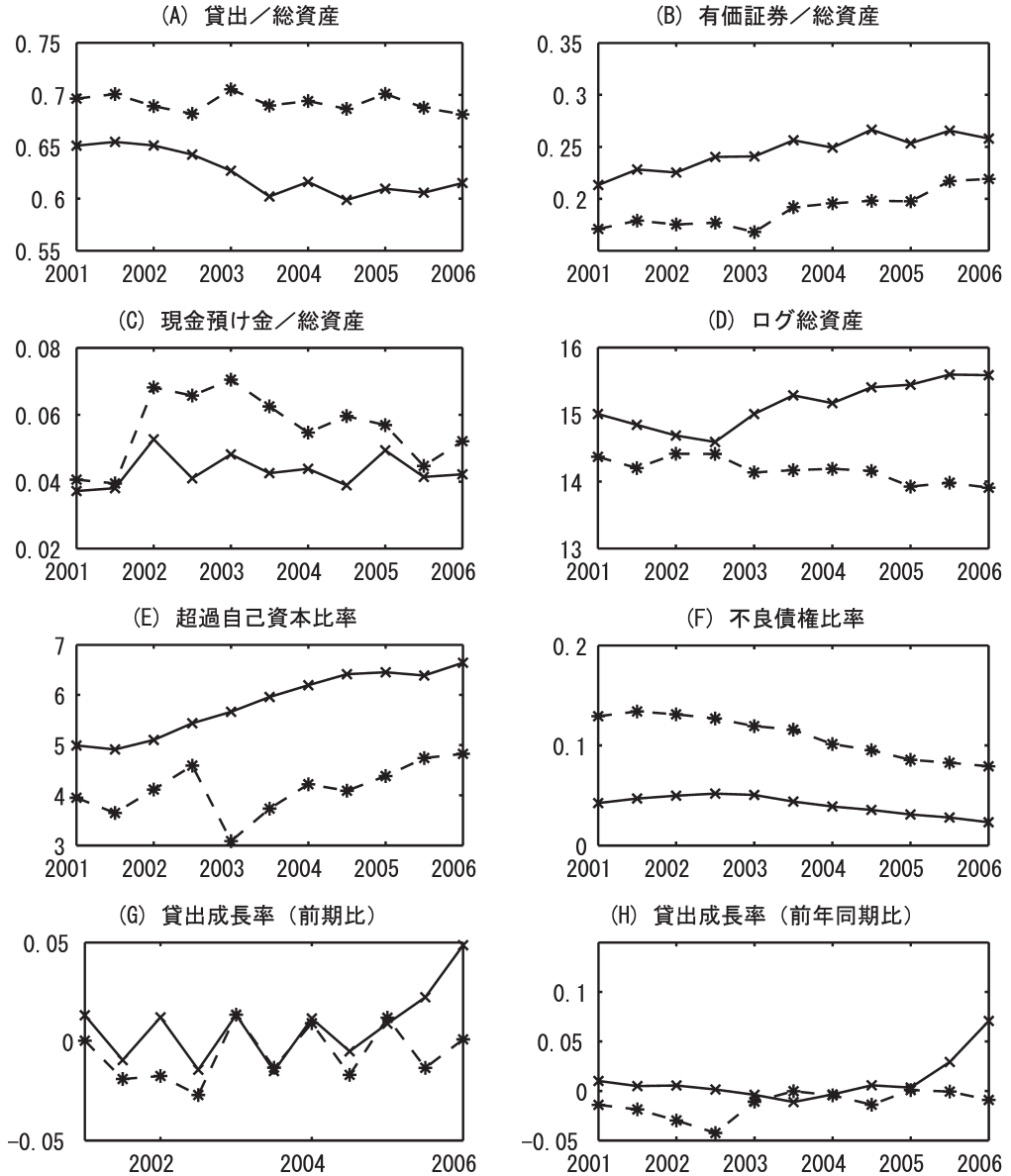
総括すると、自己資本が豊富な銀行の方が貸出や現金預け金よりも有価証券で資産を運用しており、不良債権比率は低く健全である。しかしながら、だからといって貸出成長率が高いわけではない。

2.2.2 不良債権比率による相違

同様にして、全銀行を不良債権比率を基準にして、不良債権が少ない銀行、標準的な銀行、不良債権が多い銀行の3カテゴリーに分け、不良債権が少ない銀行と多い銀行の平均値の間に差異があるかどうかを検証した。不良債権比率が第1四分位点より低い銀行を不良債権が少ない銀行とし、第3四分位点より高い銀行を不良債権が多い銀行とした。図3は、不良債権が少ない銀行と多い銀行のそれぞれの平均値の推移をグラフ化したものである。実線は不良債権が少ない銀行の平均値を表しており、破線は不良債権が多い銀行の平均値を表している。

パネル(A)より、不良債権が少ない銀行の方が全期間に亘って総資産に占める貸出の割合が低いことがわかる。また、不良債権が多い銀行の平均値は同水準を前後しているが、不良債権が少ない銀行の平均値は2003年9月期までは下落を続けており、貸出の割合を減らしていることがわかる。平均値の差の検定をしたところ、全期間で有意な差があった。これに対して、パネル(B)より、不良債権が少ない銀行の方が有価証券の割合は高い。また、不良債権が多い銀行は2003年3月期まで有価証券の割合を増やしていない。こちらも平均値の間には全期間で有意な差があった。パネル(C)より、2002年から2004年の期間では不良債権が少ない銀行の方が現金預け金の割合は少なく、統計的にも有意であった。パネル(D)より、不良債権が少ない銀行の方が資産規模が大きく、その差は2003年3月期以降拡大している。不良債権が少ない銀行の資産規模は2003年3月期以降大きくなっていったが、不良債権が多い銀行の資産規模は逆に小さくなっていった。両者の平均値の差は2002年3月期と同9月期を除いて有意であった。パネル(E)より、不良債権が少ない銀行の方が超過自己資本比率は高い。両者の平均値の差は全期間に亘って有意であった。不良債権が少ない銀行の超過自己資本比率は順調に上昇しているが、不良債権が多い銀行の超過自己資本比率は2003年3月期に落ち込みが見られる。パネル(H)より、不良債権が少ない銀行の貸出成長率は2005年3月期まではゼロ付近を前後しながら2005年9月期以降に上昇している。しかし、不良債

図3 銀行間の財務体質による相違2：不良債権比率による相違



注：実線は不良債権が少ない銀行（不良債権比率が第1四分位点より低い銀行）の平均値であり、破線は不良債権が多い銀行（不良債権比率が第3四分位点より高い銀行）の平均値を表している。

権が多い銀行は2002年9月期までマイナス成長が続き、その後もゼロ付近から抜け出すことはない。2001年9月期と2003年3月期から2004年3月期と2005年3月期以外の期間は平均値の間に有意な差がある。

総括すると、不良債権が少ない銀行の方が貸出や現金預け金よりも有価証券で資産を運用しており、超過自己資本比率は高く健全である。これらの特徴は自己資本が豊富な銀行の特徴と同じである。自己資本が豊富な銀行の特徴と異なる点は、不良債権が少ない銀行の方が資産規模が大きく、特定の期間において貸出成長率が高いことである。

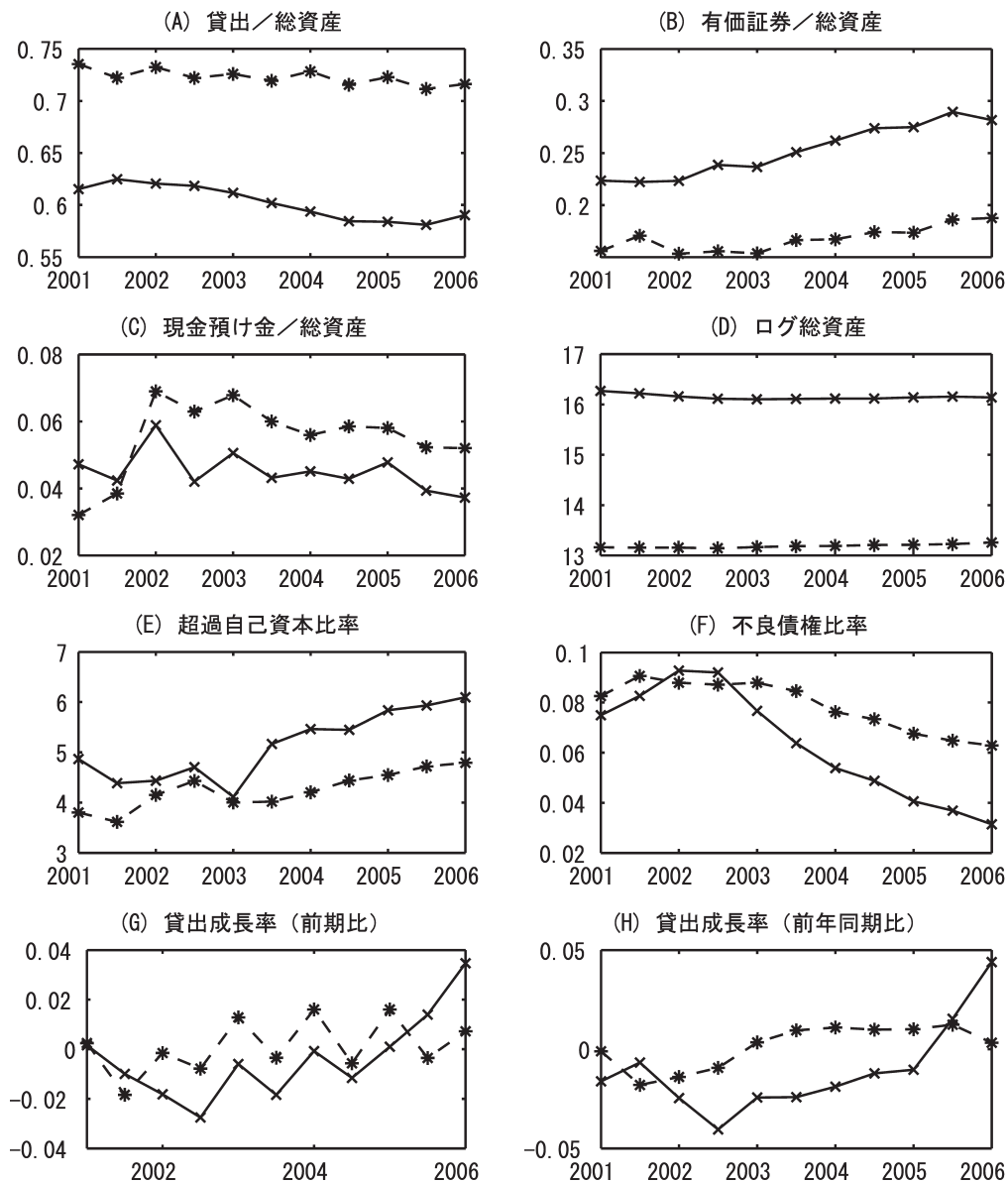
2.2.3 資産規模による相違

最後に、全銀行を総資産の対数値を基準にして、資産規模が大きい銀行、標準的な銀行、資産規模が小さい銀行の3カテゴリーに分け、資産規模が大きい銀行と小さい銀行の平均値の間に差異があるかどうかを検証した。総資産の対数値が第3四分位点より大きい銀行を資産規模が大きい銀行とし、第1四分位点より低い銀行を資産規模が小さい銀行とした。図4は、資産規模が大きい銀行と小さい銀行のそれぞれの平均値の推移をグラフ化したものである。実線は資産規模が大きい銀行の平均値を表しており、破線は資産規模が小さい銀行の平均値を表している。

パネル(A)より、資産規模が大きい銀行の方が全期間に亘って総資産に占める貸出の割合が低いことがわかる。また、資産規模が小さい銀行の平均値は同水準を前後しているが、資産規模が大きい銀行の平均値は2005年頃までなだらかに下落を続けており、貸出の割合を減らしていることがわかる。平均値の差の検定をしたところ、全期間で有意な差があった。これに対して、パネル(B)より資産規模が大きい銀行の方が有価証券の割合は高く、その差は次第に拡大している。こちらも平均値の間には全期間で有意な差があった。また、パネル(C)より、2002年9月期以降は資産規模が大きい銀行の方が現金預け金の割合は少なくなっており、統計的にもその差は有意である。パネル(E)より、2003年9月期以降は資産規模が大きい銀行の方が超過自己資本比率が高く、その差は有意である。また、パネル(F)より、2003年9月期以降は資産規模が大きい銀行の方が不良債権比率が低く、その差は有意となっている。最後に、パネル(G)(H)より、2002年から2004年あたりの期間については貸出成長率が高いのは資産規模が小さい銀行の方であるが、量的緩和期間終盤にはそれが逆転して、資産規模が大きい銀行の方が貸出成長率が高くなっていることがわかる。

総括すると、資産規模が大きい銀行の方が貸出や現金預け金よりも有価証券で資産を運用しており、2003年以降は、超過自己資本比率は高く不良債権比率は低く健全である。これらの特徴は自己資本が豊富な銀行や不良債権が少ない銀行の特徴と共通している。また、貸出成長率は量的緩和期間中盤は資産規模が小さい銀行の方が高いが、終盤になると逆転して資

図4 銀行間の財務体質による相違3：総資産の対数値による相違



注：実線は資産規模が大きい銀行（総資産の対数値が第3四分位点より高い銀行）の平均値であり，破線は資産規模が小さい銀行（総資産の対数値が第1四分位点より低い銀行）の平均値を表している。

産規模が大きい銀行の方が高くなっている。

2.3 小括

本節の分析から推測されることは以下の通りである。図4の各パネルより、資産規模が大きい銀行は、量的緩和期間中盤まで貸出を減らし有価証券で運用することによって、自己資本比率や不良債権比率を徐々に改善させることに成功し、そのことによって量的緩和期間終盤に貸出を大幅に増加させることができたと推測される。このことは、図2のパネル(H)で見られるように自己資本が豊富な銀行の貸出成長率が終盤に上昇していることや、図3のパネル(D)で見られるように不良債権が少ない銀行の資産規模が徐々に大きくなっていることや、パネル(H)で見られるように不良債権が少ない銀行の貸出成長率が終盤に上昇していることなどと整合的である。これに対して、資産規模が小さい銀行は、急激に貸出を減少させるようなことはなかったが、自己資本比率や不良債権比率の改善は遅く、終盤の貸出成長率の伸びは見られない。これらのことより、図1のパネル(G)(H)で観察される2005年以降の全銀行の貸出成長率平均の上昇は資産規模が大きく不良債権が少ない銀行の貸出の増加によって牽引されていたことが示唆される。

3 パネルデータ計量分析

前節で概観したように、銀行の財務体質によって貸出成長率の変化に違いがある可能性がある。例えば、自己資本が豊富な銀行、不良債権が少ない銀行、資産規模が小さい銀行の方が貸出成長率が高い傾向にあった。本節では、量的緩和期間の日銀当座預金残高目標の引き上げに反応して貸出額を変化させる度合いが、これらの銀行の財務体質によって異なるのかどうかをパネルデータ推定によって検証する。

3.1 推定モデル

ベースラインの推定モデルは以下の通りである。これは、Hosono (2006) のモデルを改良した井上 (2011) のモデルと同様である。

$$\begin{aligned}
 \Delta LOAN_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta LOAN_{it-1} + \beta_2 \Delta DEPOSIT_{it} + \beta_3 \Delta DEPOSIT_{it-1} + \beta_4 \Delta LIQUID_{it} \\
 & + \beta_5 \Delta LIQUID_{it-1} + \beta_6 \Delta EQUITY_{it} + \beta_7 \Delta EQUITY_{it-1} + \beta_8 \Delta NPL_{it} \\
 & + \beta_9 \Delta NPL_{it-1} + TARGET_{t-1} (\beta_{10} + \beta_{11} SIZE_{it-1} + \beta_{12} RLIQ_{it-1} \\
 & + \beta_{13} EXCESS_{it-1} + \beta_{14} RNPL_{it-1}) + \beta_{15} \Delta GDP_{t-1} + \beta_{16} \Delta INF_{t-1} \\
 & + \beta_{17} \Delta TOP_{t-1} + \beta_{18} \Delta LAN_{t-1} + f_i + v_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$\Delta LOAN_{it}$ は各銀行の前年同期比貸出成長率、 $\Delta DEPOSIT_{it}$ は定期性預金(定期預金+定期積金)成長率、 $\Delta LIQUID_{it}$ は流動性資産(コールローン+国債)成長率、 $\Delta EQUITY_{it}$ は自己資本成長率、 ΔNPL_{it} は不良債権(リスク管理債権)成長率をそれぞれ表している。年度半期データを使用しているため、季節性を考慮するために成長率はすべて前年同期比の成長率としている。定期預金、定期積金、国債のデータは中間決算期では公表されていないため、代理変数として前後の本決算時のデータから線形補間した値を用いる。定期性預金成長率と流動性資産成長率は、Kishan and Opiela (2000) に従って資金効果(funding effect)を捉えるために説明変数に加えた。定期性預金や流動性預金は貸出を行うための準備資金となりうる。定期預金などのある程度長期間にわたって運用できる資金が増えれば、その資金を貸出にまわすことができる。また、国債などを購入すれば、その分貸出にまわすことができる資金は減少してしまう。このような効果が資金効果と呼ばれている。自己資本成長率と不良債権成長率は銀行の健全性を捉えるために説明変数に加えた。健全な銀行ほど貸出を抑制せざるを得ない制約は少ないと考えられる。

$TARGET_t$ は日本銀行の金融政策決定会合で決められた日銀当座預金残高目標の t 時点における金額(100兆円単位)を表している。実際には、決算期の直近で政策変更が行われた際の残高目標の数値を用いている。2001年3月期は3月19日の残高目標0.05(100兆円)であり、2001年9月期は0.08とした。直近の9月18日の残高目標は「6兆円を上回る」というものであったが、実際の当座預金残高平均を用いている Honda et al.(2007)；本多他(2010)に従って0.08とした。2002年3月期は直近の12月19日の「10~15兆円程度」の中間値をとって0.125とした。Honda et al. (2007)；本多他(2010)も同様に中間値を用いている。2002年9月期は、それまでに政策変更が行われなかったので0.125のままである。2003年3月期は、直近の10月30日の「15~20兆円程度」の中間値をとって0.175とした。2003年9月期は、直近の5月20日の「27~30兆円程度」の中間値をとって0.285とした。2004年3月期は直近の1月20日の「30~35兆円程度」の中間値をとって0.325とした。それ以降は政策変更は行われていないので、2006年3月期まで0.325のままである。

$TARGET_{t-1}$ との交差項として、 $SIZE_{it-1}$ 、 $RLIQ_{it-1}$ 、 $EXCESS_{it-1}$ 、 $RNPL_{it-1}$ を考える。 $SIZE_{it-1}$ は資産合計の対数値で銀行資産規模を表わしている。 $RLIQ_{it-1}$ は流動性資産を資産合計で割った流動資産比率を表している。 $EXCESS_{it-1}$ は各銀行の自己資本比率から国際基準行は0.08を、国内基準行は0.04を差し引いた超過自己資本比率を表している。 $RNPL_{it-1}$ は不良債権額を貸出額で割った不良債権比率を表している。これらの交差項の係数が有意であれば、日銀当座預金残高目標の引き上げに反応して貸出額を変化させる度合いが銀行間の財務状況によって異なるということになる。本稿では、これらの係数推定値が最も重要となる。

ΔGDP は実質GDP成長率、 ΔINF はCPIインフレ率、 ΔTOP はTOPIX成長率、 ΔLAN

は地価成長率を表している。成長率はすべて前年同期比の成長率である。実質 GDP については内閣府から得られた四半期データを年度半期データに直している。CPI(生鮮食品を除く総合)については総務省統計局から得られた月次データを期間内で平均して年度半期データを作成した。TOPIX については東証統計月報から得られた月次データを期間内で平均して年度半期データを作成した。地価については日本不動産研究所から得られた全国市街地価格指数(全用途平均)を使用した。これらの変数はマクロ経済動向や借入需要をコントロールするために説明変数に加えている。

3.2 推定結果

(1)式を Blundell and Bond (1998) 等で提唱されたシステム GMM で推定する。システム GMM は Arellano and Bond (1991) 等が用いた階差式と、階差を取らない水準式をシステムで同時に GMM 推定することによって動学パネルモデルを推定する方法であり、推定量は一致推定量となる。システム GMM はすべて 2 段階 GMM で行った⁷。2 段階 GMM の標準誤差には下方バイアスがあることが知られているため、Windmeijer (2005) のバイアス修正済標準誤差を用いている⁸。定期性預金成長率、流動性資産成長率、自己資本成長率、不良債権成長率は内生変数として扱い、その他の変数は外生変数として扱っている。

まず始めに、誤差項 v_{it} に t に関する系列相関がないと仮定し、操作変数として、階差式には貸出成長率、定期性預金成長率、流動性資産成長率、自己資本成長率、不良債権成長率の水準値の 2 期ラグを用い、水準式には同変数の階差値の 1 期ラグを用いてシステム GMM 推定を行った。推定期間は 2001 年 9 月期から 2006 年 3 月期までの 10 期間である。その結果、階差式の誤差項 $v_{it} - v_{it-1}$ に 2 次の系列相関があるかどうかを検定する Arellano and Bond (1991) の系列相関検定 AR2 (p 値) が 0.000 となり系列相関がないという帰無仮説が棄却された。そのため、誤差項 v_{it} に 1 次の系列相関が疑われた⁹。誤差項 v_{it} に 1 次の系列相関があると操作変数と誤差項に相関が生じてしまうため推定量が一致性を持たないという問題がある。そこで、誤差項に 1 次の系列相関があることを仮定し、操作変数として、階差式には同変数の水準値の 3 期ラグを用い、水準式には同変数の階差値の 2 期ラグを用いて推定した結果が表 1 の左列 (ベースライン) である。階差式の誤差項に 3 次の系列相関があるかどうかを検定した結果、AR3 (p 値) が 0.527 となって系列相関がないという帰無仮説は棄却されない。また、過剰識別条件検定でも J (p 値) が 0.157 となりモーメント条件が有効であると

⁷ システム GMM と 2 段階 GMM の詳細については Roodman (2006) を参照せよ。

⁸ システム GMM の推定は Roodman (2006) の Stata プログラムを使用した。

⁹ 誤差項 v_{it} に系列相関がないと仮定した場合の推定結果は、紙面制約のためここでは報告しない。

いう帰無仮説が棄却されないので、この推定結果は妥当であると判断できる。

この結果を見ると、日銀当座預金目標の係数推定値が0.460となっており、有意水準1%で有意にプラスとなっている。また、日銀当座預金目標と資産合計の交差項の係数推定値が-0.015となっており、有意水準5%で有意にマイナスとなっている。よって、資産規模の大小によって日銀当座預金目標が引き上げられたことに反応して貸出額を増加させる度合いが銀行間で有意に異なっていたと結論できる。交差項の係数がマイナスであることから、資産規模が小さい銀行の方が大きい銀行に比べて、量的緩和政策に反応して貸出額を増加させていたことになる。この結果は、Hosono (2006) や井上 (2011) のゼロ金利政策以前の結果と同様である。前節では、資産規模が大きい銀行の方が終盤に貸出を大幅に増加させていたこと

表1 推定結果

	ベースライン		変換後		頑健性	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
貸出成長率($t-1$)	0.321***	(0.103)	0.319***	(0.103)	0.384***	(0.093)
定期性預金成長率	0.056	(0.046)	0.052	(0.046)	0.084***	(0.031)
定期性預金成長率($t-1$)	0.124***	(0.035)	0.131***	(0.035)	0.069*	(0.038)
流動性資産成長率	-0.001	(0.015)	-0.001	(0.015)	-0.008	(0.010)
流動性資産成長率($t-1$)	0.012	(0.008)	0.012	(0.008)	0.010	(0.006)
自己資本成長率	0.055**	(0.026)	0.055**	(0.026)	0.054***	(0.020)
自己資本成長率($t-1$)	0.008	(0.013)	0.010	(0.013)	0.010	(0.010)
不良債権成長率	0.003	(0.020)	0.003	(0.020)	0.003	(0.018)
不良債権成長率($t-1$)	0.005	(0.014)	0.005	(0.014)	0.005	(0.014)
日銀当座預金目標×						
資産合計	-0.015**	(0.006)	-0.015**	(0.006)	-0.017***	(0.005)
流動性資産比率	0.053	(0.124)	0.056	(0.123)	0.064	(0.118)
自己資本比率	-0.003	(0.003)	-0.004	(0.003)	-0.004	(0.002)
不良債権比率	-1.316***	(0.336)	-1.300***	(0.342)	-1.394***	(0.315)
日銀当座預金目標	0.460***	(0.128)	0.155**	(0.075)	0.495***	(0.125)
実質GDP成長率	-0.093	(0.146)	-0.118	(0.144)	0.030	(0.151)
インフレ率	-4.222**	(2.101)	-4.009*	(2.133)	-3.865**	(1.786)
TOPIX成長率	0.009	(0.017)	0.020	(0.016)	-0.001	(0.017)
地価成長率	0.547***	(0.196)	0.923***	(0.187)	0.489**	(0.198)
定数項	-0.005	(0.029)	0.021	(0.028)	-0.010	(0.027)
J(p値)	0.151		0.130		1.000	
AR2(p値)	0.000		0.000		0.000	
AR3(p値)	0.528		0.544		0.420	
操作変数 [ラグ]	99[3]		99[3]		239[3-]	
サンプル数	1213		1213		1213	

注：推定方法は2段階システムGMMである。括弧内はWindmeijer (2005) のバイアス修正済標準誤差である。*, **, ***はそれぞれ、10%、5%、1%で有意であることを表す。Jは過剰識別条件検定のJ統計量のp値、AR2 (AR3)は階差式の誤差項についての2次 (3次)の系列相関検定のp値、[ラグ]は階差式に用いた操作変数のラグ次数を表す。誤差項に一次の系列相関があることを仮定している。「変換後」の列は、交差項に含まれる変数についてGambacorta (2005)の変換をした上での推定結果である。「頑健性」の列は、操作変数の数を制限せずに推定した結果である。

を見たが、日銀当座預金目標の引き上げに反応して貸出を増加させていたのは、資産規模が小さい銀行の方であったということになる。

次に、日銀当座預金目標と流動性資産比率の交差項は 0.053 であるが、有意にゼロから離れていない。よって、量的緩和政策に反応して貸出額を増加させる程度は、流動性資産比率の大小によって銀行間で異なることはない。この結果は、ゼロ金利以前では流動性資産が乏しい銀行の方が金融政策に反応しやすいという Hosono (2006) や井上 (2011) の結果とは異なっている。同様に、日銀当座預金目標と自己資本比率の交差項は -0.003 で有意にゼロから離れていないため、量的緩和政策に反応して貸出額を増加させる程度は、自己資本比率の大小によって銀行間で異なることはない。この結果も、自己資本が豊富な銀行ほど金融政策に反応しやすいとした Hosono (2006) や井上 (2011) の結果と異なっている。

最後に、日銀当座預金目標と不良債権比率の交差項は -1.316 となっており、有意水準 1% で有意にマイナスとなっている。よって、自己資本が少ない銀行の方が多い銀行に比べて、量的緩和政策に反応して貸出額を増加させていたことになる。この結果は、Hosono (2006) のゼロ金利以前の結果と同様である。

日銀当座預金目標単体の係数推定値は 0.460 となって有意にプラスであったが、この推定モデルでは、だからといって、残高目標が引き上げられたことによって国内銀行が有意に貸出を増加させていたと結論づけることはできない。なぜなら、日銀当座預金目標の交差項があるからである。残高目標が引き上げられたことによって国内銀行が有意に貸出を増加させていたかどうかは、交差項を含めた日銀当座預金目標全体の係数で測る必要がある。そこで、Gambacorta (2005) と同様の方法を用いて、交差項に含まれる $SIZE_{it-1}$ 、 $RLIQ_{it-1}$ 、 $EXCESS_{it-1}$ 、 $RNPL_{it-1}$ を、各期間内の平均値がゼロになるように変換して同じモデルを推定する。具体的には、それぞれの変数について原数値から各 t 期内の平均値を差し引くという変換を行った。交差項に含まれる変数にこのような変換を施すことによって、日銀当座預金目標単体の係数推定値によって、量的緩和政策が平均的な銀行（交差項に含まれる変数がゼロとなるような銀行）の貸出成長率に与えた影響を測ることができる。

Gambacorta (2005) の変換をした上で(1)式をシステム GMM 推定した結果が表 1 の中列（変換後）である。ここでも、誤差項 v_{it} に一次の系列相関があることを仮定している。日銀当座預金目標単体の推定値以外は左列（ベースライン）の結果とあまり異なることはない。中列（変換後）の結果より、日銀当座預金目標の係数推定値は 0.155 となっており、有意水準 5% で有意にプラスである。このことは、日銀当座預金目標を 1 単位 (100 兆円) 増加させることは、資産規模、流動性資産比率、超過自己資本比率、不良債権比率が平均的な銀行に対して、貸出成長率を 15.5% ポイント増加させる効果を持っていたことを意味している。より現実的な数字に直すと、日銀当座預金残高目標の 10 兆円の増加は、平均的な銀行の貸出成

長率を1.55%ポイント増加させる効果があったことになる。また、日銀当座預金目標が1単位(100兆円)増加したとき、1期前(半期前決算時)において、資産規模が平均より1標準偏差(1.1244)低い銀行は、 $-0.015 \times (-1.1244) \times 100 = 1.69\%$ ポイント平均的な銀行に比べて貸出成長率を増加させていた。また、1期前において、不良債権比率が平均より1標準偏差(0.0279)低い銀行は $-1.300 \times (-0.0279) \times 100 = 3.63\%$ ポイント平均的な銀行に比べて貸出成長率を増加させていた。

これまでの推定では、操作変数として使用する過去ラグを1期間だけとして操作変数の数を制限していた。これはBowsher(2002)が指摘しているように、操作変数の数が多くなり過ぎると過剰識別条件検定の検出力が低下してしまうためにモーメント条件の妥当性を正しく検定できないからである。しかし、モーメント条件が有効であれば、操作変数の数が多いほど効率的な推定になる。

そこで、操作変数の数を制限せずに推定した結果が表1の右列(頑健性)である。ここでも同様に、1次の系列相関を仮定している。過剰識別条件検定は検出力が低下しているため有意性の判断が難しいが、3次の系列相関は認められないのでこの推定結果もある程度妥当であると考えられる。右列(頑健性)の推定値は左列(ベースライン)の推定値と大きく異なることはなく頑健である。

4 要約と結論

本稿では、量的緩和政策の効果波及経路の中でも日銀当座預金目標の増大という量の拡大による効果に焦点を当てた。そして、量の拡大は銀行貸出成長率に有意な影響を与えていたことを銀行財務データを用いたパネル実証分析によって示した。具体的には、日銀当座預金残高目標を10兆円増加させたとき、平均的な銀行の貸出成長率を1.55%ポイント増加させる効果を持っていた。また、資産規模が小さい銀行は大きい銀行に比べて貸出をより多く増加させており、不良債権が少ない銀行は多い銀行に比べて貸出をより多く増加させていたことも明らかになった。これらの結果は、量的緩和期間中において、日銀当座預金目標の増大という量の拡大による銀行貸出経路が存在していたことを示唆している。

国内銀行全体で見たマクロデータである銀行貸出の総額は、2005年中盤まで低下の一途をたどっており、一見すると量的緩和政策期間中に銀行貸出経路が存在していたという結論は信じ難いかもしれない。しかし、ミクロデータである個別銀行ごとの貸出成長率で見ると、量的緩和政策は資産規模が小さい銀行や不良債権が少ない銀行の貸出を下支えする効果があったことがわかる。反対に、貸出額を大幅に減少させていたのは資産規模が大きい銀行や不良債権が多い銀行であり、これらの銀行の貸出の減少が国内銀行全体で見た銀行貸出の減少を引き起こしていたと考えられる。ただし、本稿の実証分析は銀行パネルデータを用いた実証

分析である以上、量的緩和政策がマクロ経済に与えた影響については言及できないことを付け加えておく。

参考文献

- Arellano, M. and S. Bond (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277-297.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1988) "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp. 435-439.
- Blundell, R. and S. Bond (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143.
- Bowsher, C. G. (2002) "On Testing Overidentifying Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Economics Letters*, Vol. 77, No. 2, pp. 211-220.
- Gambacorta, L. (2005) "Inside the Bank Lending Channel," *European Economic Review*, Vol. 49, No. 7, pp. 1737-1759.
- Honda, Y., Y. Kuroki, and M. Tachibana (2007) "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006." Discussion Papers in Economics and Business 07-08, Osaka University.
- Hosono, K. (2006) "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks' Balance Sheets," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, No. 3, pp. 380-405.
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein (1995) "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 42, pp. 151-195.
- Kishan, R. P. and T. P. Opiela (2000) "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, No. 1, pp. 121-141.
- Roodman, D. (2006) "How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata." Working Paper 103. Center for Global Development, Washington.
- Windmeijer, F. (2005) "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 126, No. 1, pp. 25-51.
- 井上 仁 (2011) 「金融政策波及経路における銀行資本の役割」, 博士論文『銀行の財務状況がマクロ経済及び金融政策に与える影響』(大阪大学)。
- 鶴飼博史 (2006) 「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No. 06-J-14。
- 白川方明 (2008) 『現代の金融政策：理論と実際』, 日本経済新聞出版社。
- 白塚重典 (2010) 「わが国の量的緩和政策の経験——中央銀行バランスシートの規模と構成を巡る再検証——」, 『フィナンシャル・レビュー』, 平成 22 年第 1 号(通巻第 99 号), 財務省財務総合政策研究所, 35-58 頁。
- 本多佑三・黒木祥弘・立花 実 (2010) 「量的緩和政策——2001 年から 2006 年にかけての日本の経験に基づく実証分析——」, 『フィナンシャル・レビュー』, 平成 22 年第 1 号(通巻第 99 号), 財務省財務総合政策研究所, 59-81 頁。

(いのうえ ひとし 金融論専攻)