

量的・質的金融緩和と銀行株価

坂 井 功 治

1. はじめに

2012年12月の第46回衆議院議員総選挙の結果、自由民主党の安倍晋三政権が誕生し、同月の閣議決定において、デフレ脱却を旨とする経済政策アベノミクスが打ち出された。アベノミクスは、(1) 大胆な金融政策、(2) 機動的な財政政策、(3) 民間投資を喚起する成長戦略、の3本の矢を柱とし、中でも政策の目玉としてその中核的な役割を担うとされたのが、第1本目の矢である大胆な金融政策である。このような政治的な流れと意向を受け、日本銀行は2013年3月に黒田東彦新総裁体制へと移行し、2013年4月4日に量的・質的金融緩和(Quantitative and Qualitative Easing, 異次元金融緩和)の導入を発表することになる。

量的・質的金融緩和は、2年程度で消費者物価上昇率2%の物価安定目標を達成するため、日本銀行が、マネタリーベースおよび長期国債・ETFの保有額を2倍に拡大し、長期国債買入の平均残存期間を2倍以上に延長することなどを旨とし、量・質ともに過去に例をみない異次元の金融緩和政策であると謳われる。具体的なオペレーションには、マネタリーベースが年間約60兆円から70兆円のペースで増加するよう金融市場調節を行うこと、長期国債の保有残高が年間約50兆円のペースで増加するよう買入を行うこと、長期国債の買入対象を40年債を含む全ゾーンの国債とし、買入の平均残存期間を国債発行残高平均並みの7年程度に延長すること、ETFおよ

びJ-REITの保有残高が、それぞれ年間約1兆円、年間約300億円のペースで増加するよう買入を行うこと、などが含まれる。

量的・質的金融緩和の目的については、2013年4月4日の黒田東彦総裁の記者会見において、以下4点が挙げられている。(1) イールドカーブの押し下げ、あるいはフラット化を通じて、長期金利を低下させること、(2) 資産価格のプレミアムに働きかけ、株価や地価などの資産価格を上昇させること、(3) ポートフォリオ・リバランス効果によって、リスク資産や貸出への資金シフトを促すこと、(4) 市場・経済主体の期待を抜本的に転換させ、期待インフレ率を押し上げること、である。

そもそも量的・質的金融緩和は、日本銀行が2001年3月－2006年3月に実施した量的緩和と同様、そのベースは量的緩和政策である。量的緩和政策が実体経済に影響をおよぼす理論的な経路としては、Bernanke and Reinhart (2004)、Bernanke, Reinhart, and Sacks (2004)によるポートフォリオ・リバランス効果とシグナル効果の2つの経路が代表的なものとして挙げられる。ポートフォリオ・リバランス効果は、貨幣と他の金融資産が不完全代替の状況において、貨幣供給量の増加が投資家のポートフォリオ調整を引き起こし、その結果、金融資産の価格上昇と利回り低下を通じて実体経済が刺激されるというものである。シグナル効果は、中央銀行が準備預金を高水準で維持することを市場にコミットすることで、

目標達成までゼロ金利を維持することを明示的かつ説得的にコミットすることになり、短期金利の将来パスへの期待が変化し、イールドカーブ低下と資産価格上昇を通じて実体経済が刺激されるというものである（時間軸効果、フォワード・ガイダンス）。

しかしながら、量的緩和政策が実体経済に影響をおよぼす経路は上述の2つの経路だけでなく、金融システムの安定性を通じた経路も存在する。量的緩和政策の金融システムの安定性を通じた経路は、いまだ経済理論が確立されていない状況にあり、海外や国内の実証研究の蓄積も限られてはいるものの、その経路を大きくまとめると以下4点に分類される。

第一に、量的緩和政策は、金融機関の資金調達費用におけるリスクプレミアムを低下あるいはフラット化させることによって、金融機関の流動性制約を緩和し資金繰りを改善する可能性がある（Lambert and Ueda, 2014）。実際に、日本においては、2001年3月－2006年3月の量的緩和が、金融機関の流動性制約を緩和し資金繰りを改善することで、金融システムの安定性に寄与したことが指摘されている（Baba et al., 2005; Baba et al., 2006; Ugai, 2007; Kobayashi, Spiegel, and Yamori, 2006）。

第二に、量的緩和政策は、金融機関の総資金利鞘の低下を通じて、金融機関の収益性を低下させる可能性がある（IMF, 2003; Bauer and Rudebusch, 2013; Fawley and Neely, 2013; Gagnon et al., 2011; Mamatzakis and Bermpei, 2016）。上述のように、量的緩和政策は、金融機関の資金調達費用を低下させ、金融機関の流動性制約を緩和し資金繰りを改善する効果をもちうる。しかしながら、量的緩和政策は、イールドカーブの低下あるいはフラット化を通じて長期金利も同時に低下させることから、金融機関の貸出金利や有価証券利回りといった資金運用収益も同時に低下することになる。特に、(1) 金融機関は資産変換機能を通じて、おもに短期金利で資金調達を行い長期金利で資金運用

を行うこと、(2) 量的緩和政策においては、短期金利はすでに下限のゼロに達しておりそれ以上は低下の余地がないこと、をふまえると、長期金利の低下はただちに金融機関の総資金利鞘の低下に結びつくことがわかる。

第三に、上述の量的緩和政策による金融機関の総資金利鞘や収益性の低下は、合理的な最適化行動の結果として、金融機関の過度なリスクテイクを誘発する可能性がある（Borio and Zhu, 2012; Chodorow-Reich, 2014; Lambert and Ueda, 2014）。もちろん、量的緩和政策の主要な経路のひとつであるポートフォリオ・リバランス効果は、貨幣供給量を増加させることで、投資家や金融機関によるリスク資産への資金シフトを促すものであり、本来的に金融機関のリスクテイクを企図している。しかしながら、そのリスクテイクが金融機関の預金者や株主といったステークホルダーの利益を毀損する過度なものであるならば、金融システムの安定性は毀損されることになる。

第四に、量的緩和政策は金融機関の保有する債券や株式をはじめとする有価証券の価格上昇を通じて、金融機関の収益性を向上させる可能性がある（Brunnermeier and Sannikov, 2014; Montecino and Epstein, 2014; Chodorow-Reich, 2014）。この有価証券の価格上昇を通じた経路には、直接的な経路と間接的な経路の2つの経路が存在する（Montecino and Epstein, 2014）。直接的な経路は、量的緩和政策において、中央銀行が金融機関の保有する国債や有価証券を金融機関にとって有利な条件で買入れる場合には、買入れオペに参加している金融機関には直接的なプレミアムが発生し、収益性が向上するというものである。日本の量的・質的金融緩和においても、日本銀行は金融機関から国債だけでなく、社債やCP（コマーシャルペーパー）等の金融資産も買入れていることから、これらの買入れ資産のプレミアムを通じて金融機関の収益性を向上させる可能性がある。間接的な経路は、量的緩和政策によって金融資産全般の価格が上昇し、これらを保有している金融機関

に間接的なプレミアムが発生し、収益性が向上するというものである。日本の量的・質的金融緩和においては、日本銀行は国債だけでなく、ETFやJ-REITも買入れていることから、金融資産価格の上昇は、国債にとどまらず、株式、不動産関連証券といった幅広い金融資産に及ぶ可能性がある。

以上のように、量的緩和政策が金融システムの安定性におよぼす影響は多様であり、正負両様の効果が混在しているものの、日本における2001年3月－2006年3月の量的緩和については、先述のとおり、金融機関の流動性制約を緩和し資金繰りを改善することを通じて金融システムの安定性に寄与したとする評価が多い（Baba et al., 2005; Baba et al., 2006; Ugai, 2006; Kobayashi, Spiegel, and Yamori, 2006）。

実際に、2001年3月－2006年3月の量的緩和を振り返ってみると、日本銀行が量的緩和の導入を決定した2001年3月19日の金融政策決定会合議事要旨（日本銀行、2001）には、金融システムの問題として、株価下落による金融機関の含み益減少、景気鈍化を通じた金融システム不安の再燃、格付会社による邦銀19行への格下げ検討の動きなどが懸念材料として挙げられており、金融機関の不良債権の抜本的な処理と信用創造機能の回復が喫緊の課題であると述べられている。また、日本銀行が2005年10月に公表した「経済・物価情勢の展望」（日本銀行、2005）においても、金融システムに対する不安感が強かった時期に、量的緩和が、潤沢な資金供給によって金融機関の流動性需要に応え、金融市場の安定や緩和的な金融環境を維持することで、経済活動の収縮を回避することに大きな効果を発揮したと述べられている。これらは、2001年3月－2006年3月の量的緩和の重要な目的のひとつが、金融機関の資金繰りを改善し、金融システムを安定化することにあったことを示唆している。

一方で、2013年4月の量的・質的金融緩和については、その目的の中に金融システムの安定性

に関するものは一切見あたらない。たとえば、日本銀行が量的・質的金融緩和の導入を決定した2013年4月4日の金融政策決定会合議事要旨（日本銀行、2013）には、金融機関の資金繰りや金融システムの不安定性に関する記述は一切存在しない。また、日本銀行が2013年4月に公表した「金融システムレポート」（日本銀行、2013）においても、金融システムのリスク耐性は全体として相応に強い状態にあり、金融システムは全体として安定性を維持していることが述べられている。つまり、2013年4月の量的・質的金融緩和においては、実体経済における総需要拡大やデフレ脱却といったマクロ経済状況の好転が最も重要な目的として位置づけられ、金融システムの安定性については、そもそもその視野に入っていなかったことがわかる。

しかしながら、このような日本銀行の意図に反して、量的・質的金融緩和は、実際には金融システムの安定性に多大な影響をおよぼしたことが知られている。たとえば、一部の銀行においては、量的・質的金融緩和によって預金金利がほぼゼロに張り付く一方で、貸出金利や国債利回りなどをはじめとする資金運用利回りが低下したことで、総資金利鞘や収益性が急激に悪化した。また、量的・質的金融緩和による貸出金利や国債利回りの低下によって、下位の地方銀行を中心に、外国債券・ファンド・仕組債といった高リスク金融資産への資金シフトが生じ、地方銀行の過度なリスクテイクが懸念されるようになった。このように、2013年4月の量的・質的金融緩和は、金融システムの安定性をその視野に入れていなかったものの、実際には、金融システムの安定性に対して意図せざる多大な影響をおよぼしていたと考えられる。

以上の事実をふまえ、本稿では、2013年4月4日に導入された量的・質的金融緩和が金融システムの安定性におよぼした影響について検証を行う。検証にあたっては、金融機関のうち銀行に焦点を当て、銀行業株価指数および個別銀行の株価の系列を用いたイベントスタディの手法を採用す

る。仮に、量的・質的金融緩和の導入が、銀行の将来キャッシュフローに対して何らかの恩恵をもたらすのであれば、量的・質的金融緩和の導入は、ただちに銀行の企業価値の上昇を通じて銀行株価の上昇をもたらすはずであり、この場合、銀行の株式リターンには超過リターンが発生するはずである¹⁾。

本稿の構成は以下である。第 2 章では、集計データによる検証を行う。第 3 章では、個別銀行データによる検証を行う。第 4 章では、効果の異質性の要因について検証を行う。第 5 章では、結論を示す。

2. 集計データによる検証

本節では、2013 年 4 月 4 日の量的・質的金融緩和の導入が銀行業全体におよぼした影響について、集計レベルのデータを用いた検証を行う。検証にあたっては、銀行業株価指数と市場株価指数の系列を用いたイベントスタディの手法をとる。推定式は、標準的な資本資産価格モデル (CAPM) にもとづき、以下の定式化を行う。

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \gamma D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 R_t は t 期における銀行業株価指数の株式リターン、 R_{mt} は t 期における市場ポートフォリオの株式リターンを示し、 D_t は量的・質的金融緩和が導入されたイベント日を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。また、 ε_t は誤差項を示し、独立同一分布 (i.i.d.) にしたがうとする。

推定モデルには White の修正標準誤差による最小二乗法 (OLS) を用いる。

仮に、量的・質的金融緩和が銀行業の将来キャッシュフローに対して何らかの恩恵をもたらすのであれば、量的・質的金融緩和の導入は、銀行業全体の企業価値の上昇を通じてただちに銀行業株価指数の上昇をもたらすはずであり、銀行業株価指数の株式リターン R_t には超過リターンが発生することになる。この場合、(1) 式における係数 γ は統計的に有意に正の値をとるはずである。

データには、日経 NEEDS「株価指数データ」における 2013 年 2 月 1 日 - 2014 年 9 月 30 日の株価指数を用い、 R_t には東証 33 業種別株価指数の銀行業株価指数の株式リターン (日次ベース)、 R_{mt} には TOPIX (東証株価指数) の株式リターン (日次ベース) を用いる。また、 D_t におけるイベント日は、日本銀行が量的・質的金融緩和の導入をアナウンスした 2013 年 4 月 4 日とする²⁾。

推定結果は表 1 に示す。まず、表 1 におけるイベント日の原数値を見ると、TOPIX のリターン R_{mt} が 2.7% であるのに対して、銀行業株価指数のリターン R_t は 5.0% であり、量的・質的金融緩和が導入された 2013 年 4 月 4 日には、銀行業全体の株式リターンが市場ポートフォリオの株式リターンを大きく上回っていることがわかる。また、表 1 における推定結果を見ると、 γ の推定値は 0.020 と正で有意であり、量的・質的金融緩和の導入が発表されたイベント日において、銀行業

表 1 集計データによる推定結果

イベント日	原数値		推定結果				
	R_t	R_{mt}	α	β	γ	R^2	# Obs.
2013/4/4	0.050	0.027	0.000 (0.000)	1.131 *** (0.036)	0.020 *** (0.001)	0.832	408

注：(1) 推定方法は最小二乗法 (OLS) による。

(2) 括弧内は White の修正標準誤差を示す。

(3) *** は有意水準 1 % を示す。

全体で2.0%というかなり大きな超過リターンが生じていたことがわかる。

以上の結果は、量的・質的金融緩和の導入は、銀行業全体の将来キャッシュフローを増加させる効果をもったことを示している。この背景では、量的緩和政策が金融システムの安定性に影響をおよぼす経路のうち、銀行のリスクプレミアムの低下・フラット化によって、銀行の資金繰りを改善する経路、銀行の保有する金融資産の価格上昇を通じて、金融機関の収益性を向上させる経路などが支配的に作用していた可能性がある。

3. 個別銀行データによる検証

第2節の検証によって、量的・質的金融緩和の導入が、銀行業全体の将来キャッシュフローを増加させる効果をもったことが明らかとなった。しかしながら、その効果は個々の銀行の固有要因に強く依存しており、そもそも銀行間で非常に異質であることが予想される。本節では、個別銀行レベルのデータを用いて、量的・質的金融緩和の個々の銀行に対する異質的な効果について検証を行う。

検証にあたっては、個別銀行レベルの株式リターンの系列について、(1)式と同様に、資産価格モデル(CAPM)にもとづく以下の推定式を定式化する。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \gamma_i D_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、 R_{it} は銀行*i*の*t*期における株式リターン、 R_{mt} は市場ポートフォリオの*t*期における株式リターン、 D_t は量的・質的金融緩和が導入されたイベント日を1、それ以外を0とするダミー変数である。また、係数 γ_i はイベント日における銀行*i*の超過リターンを示し、仮に、量的・質的金融緩和が個々の銀行*i*の将来キャッシュフローに対して何らかの恩恵をもたらすのであれば、 γ_i は統計的に有意に正の値をとるはずである。

データには、日経NEEDS「銀行株価データ」を用いる。サンプル期間は2013年2月1日－

2014年9月30日とし、サンプル対象は都市銀行、地方銀行、第二地方銀行の3業態（計87行）の株価を用いる³⁾。変数については、 R_{it} には個別銀行の株式リターン（日次ベース）、 R_{mt} にはTOPIX（東証株価指数）の株式リターン（日次ベース）を用いる。また、 D_t におけるイベント日は、日本銀行が量的・質的金融緩和の導入をアナウンスした2013年4月4日とする。

推定にあたっては、個々の銀行ごとに(2)式の γ_i を推定することになる。しかしながら、銀行業は業務の類似性や相関が極めて高い業種であること、量的・質的金融緩和の導入というイベントはすべての銀行に同時に影響をおよぼすことから、イベント発生時の誤差項は銀行間で強い相関をもつことが予想され、誤差項の銀行間（クロスセクション方向）の独立性が満たされない可能性が高い。また、イベント発生時の誤差項の分散は他時点よりも大きいこと、個々の銀行属性の違いから、イベント発生時の誤差項の分散は銀行間で大きく異なることから、誤差項の分散は、異時点間（時系列方向）と銀行間（クロスセクション方向）のいずれにおいても、均一性を満たさない可能性が高い⁴⁾。したがって、本節では、誤差項の相関および不均一分散を考慮したうえで、同時方程式体系で推定するSUR（Seemingly Unrelated Regression）と呼ばれる推定モデルを用いる⁵⁾。

以上の推定によって、個々の銀行*i*の超過リターン γ_i を推定したうえで、以下2つの帰無仮説についてWald検定を行う。まず、第一は、量的・質的金融緩和の導入が銀行業全体に対して正の効果をおよぼしたか否かを検証するものであり、以下の帰無仮説 H_0 に関するWald検定である。

$$H_0: \sum_{i=1}^N \gamma_i = 0 \quad (3)$$

本帰無仮説は、推定された個々の銀行*i*の超過リターン γ_i の総和がゼロであるとするものであり、仮に量的・質的金融緩和の導入が銀行業全体に対して正の効果をおよぼしたのであれば、本帰

無仮説は棄却されるはずである。検定にあたっては、銀行業全体に加えて、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行の業態別にも検定を行う。

第二は、量的・質的金融緩和の効果が個々の銀行間において異質的なものであったのか否かを検証するものであり、以下の帰無仮説 H_0 に関する Wald 検定である。

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_N \quad (4)$$

本帰無仮説は、推定された個々の銀行 i の超過リターン γ_i が互いにすべて等しいとするものであり、仮に量的・質的金融緩和が個々の銀行に対して異質な効果をもったのであれば、本帰無仮説は棄却されるはずである。本検定においても、銀行業全体に加えて、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行の業態別の検定を行う。

表2、図1、図2は、以上の推定によって得られた個々の銀行 i の超過リターン γ_i の推定値について、その統計量と分布を示したものである。まず、表2の全業態を見ると、超過リターン γ_i の平均は全業態で1.5%であり、銀行業全体における超過リターン γ_i の総和がゼロであるとする帰無仮説は有意水準5%で棄却される (Wald $\chi^2 = 4.95$)。つまり、量的・質的金融緩和は、銀行業全体において正の効果をおよぼしたとする結果は、集計データを用いた検証だけでなく、個別銀

行データを用いた検証においても同様に支持されることがわかる。しかしながら、図1を見ると、 γ_i の分布は負の領域の裾野が厚く長い形状をしており、表1においても、全87行中、超過リターン γ_i が正の銀行が76行 (87.4%) 存在する一方で、負の銀行も11行 (12.6%) 存在しており、量的・質的金融緩和の効果が銀行間で異質的なものであることがわかる。実際に、超過リターン γ_i が銀行間で互いに等しいとする帰無仮説は有意水準1%で棄却されており (Wald $\chi^2 = 198.54$)、量的・質的金融緩和の効果の異質性は検定においても支持される。

次に、業態別に見てみると、超過リターン γ_i の平均値は、いずれの業態においても正であり、 γ_i の総和がゼロであるとする帰無仮説はすべての業態で棄却されている。しかしながら、 γ_i の平均値を比較すると、都市銀行が2.1%、地方銀行が1.5%、第二地方銀行が1.3%と業態ごとに差があり、業態が小さくなるほど超過リターンが小さいことがわかる。また、表1においては、都市銀行ではすべての銀行の γ_i が正であるのに対して、地方銀行では γ_i が負の銀行が5行 (9.1%)、第二地方銀行では6行 (23.1%) 存在しており、図2からも、特に第二地方銀行において、分布の負の領域の裾野が大きいことがわかる。以上から、規模の小さい下位の業態においては、量的・質的金融

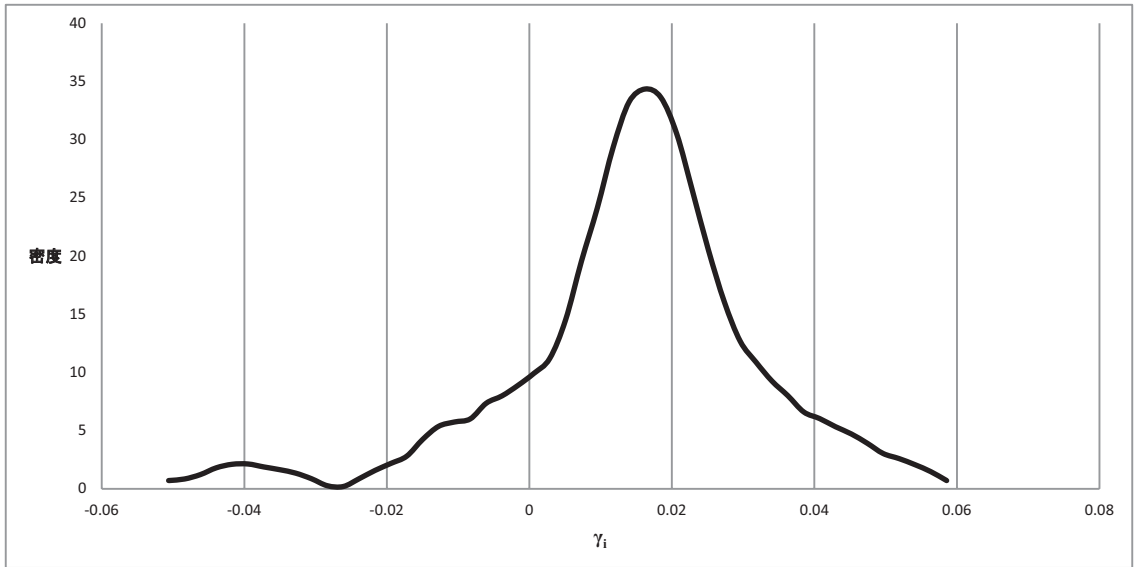
表2 γ_i の統計量

	γ_i			
	全業態	都市銀行	地方銀行	第二地方銀行
Mean	0.015	0.021	0.015	0.013
Std. Dev.	0.017	0.017	0.013	0.025
Freq. (+/-)	76/11	6/0	50/5	20/6
Percent (+/-)	87.4/12.6	100/0	90.9/9.1	76.9/23.1
# Obs.	87	6	55	26
Wald χ^2 $H_0: \sum_{i=1}^N \gamma_i = 0$	4.95**	6.59**	3.78*	4.2**
Wald χ^2 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_N$	198.54***	11.73**	85.42***	64.8***

注：(1) 推定方法はSUR (Seemingly Unrelated Regression) による。

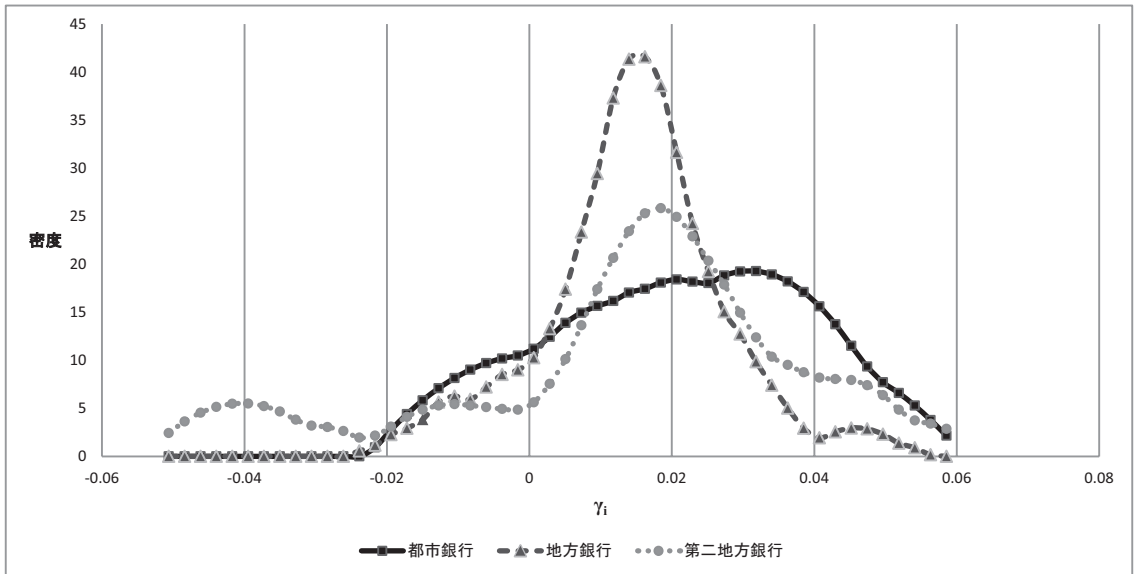
(2) ***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を示す。

図1 γ_i の分布



注：カーネル密度推定による。

図2 γ_i の分布（業態別）



注：カーネル密度推定による。

緩和の効果の異質性が大きく、 γ_i が負の銀行が数多く存在していることがわかる。

以上の結果は、量的・質的金融緩和の導入は総じて銀行業全体の将来キャッシュフローを押し上げる正の効果をおよぼしているものの、その効果

は極めて異質的であり、業態が小さくなるほど正の効果は小さくなることを示している。また、量的・質的金融緩和の効果の異質性は、特に地方銀行や第二地方銀行など下位の業態で大きく、これらの業態では、量的・質的金融緩和の導入によっ

て、むしろ将来キャッシュフローが押し下げられている銀行が数多く存在していることがわかる。

4. 効果の異質性の要因

第3節の検証からは、量的・質的金融緩和は、銀行業に対して総じて正の効果をおよぼしていたものの、その効果は銀行間で非常に異質であることが示された。量的・質的金融緩和の効果の異質性は、特に地方銀行や第二地方銀行などの下位の業態において大きく、これらの業態においては、量的・質的金融緩和が負の効果をおよぼしている銀行が数多く存在している。

本節では、この量的・質的金融緩和の異質的な効果の要因について検証を行う。検証にあたっては、第3節で推定された個々の銀行*i*の超過リターン γ_i を従属変数、個々の銀行*i*の属性変数 X_i を独立変数とする以下の推定式を定式化する。

$$\gamma_i = a + bX_i + e_i \quad (5)$$

ここで、 γ_i は第3節で推定された個々の銀行*i*の超過リターンの推定値、 X_i は各銀行の属性変数を示す。データには日経 NEEDS「銀行財務データ」を用い、量的・質的金融緩和導入の直近決算である2003年3月期決算における財務変数を用いる。

属性変数 X_i には下記の変数を用いる。まず、銀行の収益性・健全性・規模を示す変数として、ROA、自己資本比率、 $\ln$ (総資産)の3つの変数を用いる⁶⁾。次に、銀行の資産構成を示す変数として、貸出比率、有価証券比率、預貸率、預証率の4つの変数を用いる⁷⁾。最後に、銀行の収益構造を示す変数として、貸出業務比率、有価証券業務比率、手数料業務比率、業務分散化指標の4つの変数を用いる⁸⁾。

表3は推定結果を示す。表3を見ると、 γ_i の銀行間の異質性を説明するうえで、銀行の収益性・健全性・規模を示す変数はほとんど説明力をもたない一方で、銀行の資産構成や収益構造を示す変数は強い説明力をもっていることがわかる。ま

ず、資産構成について見てみると、貸出比率は全業態・第二地方銀行において負で有意であり、資産構成に占める貸出の比率が高い銀行ほど超過リターン γ_i が小さく、この傾向は特に第二地方銀行において顕著であることがわかる。また、預貸率においてもこれとほぼ同様の傾向が見られる。この結果は、資産構成に占める貸出の比率の高い銀行においては、量的・質的金融緩和が銀行の総資金利鞘や収益性の低下を通じて、銀行の将来キャッシュフローを押し下げる負の効果が支配的に働いていることを示している。また、この負の効果は、地方経済の疲弊による資金需要の低迷、オーバーバンキングによる貸出競争の激化といった厳しい貸出環境にさらされている第二地方銀行において特に顕著に働いていることを示している。

また、有価証券比率は全業態・第二地方銀行において正で有意であり、総資産に占める有価証券の比率が高い銀行ほど超過リターン γ_i が大きく、この傾向は特に第二地方銀行において顕著であることがわかる。これと同様の傾向は、預証率においても強くみられる。この結果は、資産構成に占める有価証券の比率の高い銀行においては、量的・質的金融緩和が、有価証券の価格上昇を通じて、銀行の将来キャッシュフローを押し上げる正の効果が支配的に働いていることを示している。また、この正の効果は、やはり厳しい貸出環境にさらされ、貸出以外の有価証券の重要性が増している第二地方銀行においてより顕著に働いていることを示している。

次に、収益構造について見てみると、貸出業務比率は全業態において負で有意であり、収益構造に占める貸出業務の比率が高い銀行ほど超過リターン γ_i が小さいことがわかる。この結果は、先ほどの資産構成の結果と同様に、収益構造に占める貸出業務の比率の高い銀行においては、量的・質的金融緩和が銀行の総資金利鞘や収益性の低下を通じて、銀行の将来キャッシュフローを押し下げる負の効果が支配的に働いていることを示して

表 3 γ_i の異質性に関する推定結果

Xi	全業銀					都市銀行					地方銀行					第二地方銀行				
	a	b	Adj R ²	# Obs.		a	b	Adj R ²	# Obs.		a	b	Adj R ²	# Obs.		a	b	Adj R ²	# Obs.	
収益性 健全性 規模	ROA	0.014 *** (0.004)	0.108 (1.002)	87	-0.005 (0.038)	4.129 (5.828)	0.016 (0.004)	6 (0.004)	-0.111 (0.887)	-0.014 (0.887)	0.016 (0.004)	-0.446 (0.887)	-0.014 (0.887)	55		0.016 (0.013)	-0.981 (3.942)	-0.039 (0.013)	26	
	自己資本比率	-0.001 (0.011)	0.132 (0.087)	87	-0.071 (0.068)	0.627 (0.463)	0.017 (0.011)	6 (0.011)	0.143 (0.463)	-0.018 (0.084)	-0.082 * (0.040)	0.922 ** (0.389)	-0.018 (0.084)	55		-0.082 * (0.040)	0.922 ** (0.389)	0.156 (0.040)	26	
	ln（総資産）	-0.014 (0.024)	0.002 (0.002)	87	0.000 (0.090)	0.001 (0.005)	0.058 (0.035)	6 (0.035)	-0.233 (0.005)	-0.003 (0.002)	-0.139 (0.091)	0.011 (0.006)	-0.003 (0.002)	55		-0.139 (0.091)	0.011 (0.006)	0.068 (0.006)	26	
	貸出比率	0.051 *** (0.014)	-0.059 *** (0.022)	87	0.051 (0.042)	-0.063 (0.087)	0.033 ** (0.015)	6 (0.015)	-0.105 (0.087)	0.008 (0.024)	0.137 ** (0.052)	-0.184 ** (0.077)	0.008 (0.024)	55		0.137 ** (0.052)	-0.184 ** (0.077)	0.159 (0.052)	26	
資産構成	有価証券比率	-0.003 (0.007)	0.064 ** (0.025)	87	-0.031 (0.040)	0.192 (0.147)	0.008 (0.007)	6 (0.007)	0.124 (0.147)	0.004 (0.022)	-0.036 * (0.019)	0.193 ** (0.072)	0.004 (0.022)	55		-0.036 * (0.019)	0.193 ** (0.072)	0.198 (0.072)	26	
	預貸率	0.045 *** (0.017)	-0.042 * (0.023)	87	-0.027 (0.056)	0.060 (0.070)	0.043 *** (0.016)	6 (0.016)	-0.057 (0.070)	-0.040 * (0.022)	0.114 ** (0.053)	-0.136 * (0.070)	0.041 (0.022)	55		0.114 ** (0.053)	-0.136 * (0.070)	0.098 (0.070)	26	
	預証率	-0.002 (0.006)	0.049 *** (0.018)	87	-0.016 (0.023)	0.078 (0.048)	0.009 (0.006)	6 (0.006)	0.254 (0.048)	0.016 (0.018)	-0.038 ** (0.019)	0.185 *** (0.065)	-0.004 (0.018)	55		-0.038 ** (0.019)	0.185 *** (0.065)	0.223 (0.065)	26	
	貸出業務比率	0.034 *** (0.010)	-0.037 ** (0.018)	87	0.055 (0.036)	-0.093 (0.098)	0.017 (0.011)	6 (0.011)	-0.019 (0.098)	-0.005 (0.022)	0.066 ** (0.032)	-0.089 (0.052)	-0.018 (0.022)	55		0.066 ** (0.032)	-0.089 (0.052)	0.070 (0.052)	26	
収益構造	有価証券業務比率	0.009 * (0.005)	0.039 (0.033)	87	-0.001 (0.020)	0.218 (0.183)	0.012 ** (0.005)	6 (0.005)	0.078 (0.183)	0.018 (0.028)	-0.001 (0.014)	0.119 (0.107)	-0.012 (0.028)	55		-0.001 (0.014)	0.119 (0.107)	0.009 (0.107)	26	
	手数料業務比率	0.011 (0.007)	0.028 (0.045)	87	0.020 (0.023)	0.004 (0.118)	0.015 * (0.008)	6 (0.008)	-0.250 (0.118)	-0.005 (0.051)	0.007 (0.017)	0.050 (0.131)	-0.019 (0.051)	55		0.007 (0.017)	0.050 (0.131)	-0.036 (0.131)	26	
	業務分散化指標	-0.0181 (0.015)	0.0518 ** (0.023)	87	-0.1168 (0.086)	0.1966 (0.122)	0.0065 (0.018)	6 (0.018)	0.2412 (0.122)	0.0125 (0.027)	-0.0479 (0.034)	0.1068 * (0.060)	-0.0147 (0.027)	55		-0.0479 (0.034)	0.1068 * (0.060)	0.081 (0.060)	26	

注：(1) 推定方法は最小二乗法（OLS）による。

(2) 括弧内は標準誤差を示す。

(3) **、*、. はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

いる。

また、業務分散化指標は、全業態・第二地方銀行において正で有意であり、収益構造において業務の分散化が進んでいる銀行ほど超過リターン γ_i が大きく、この傾向は特に第二地方銀行において顕著であることがわかる。この結果は、収益構造が貸出業務に偏重しており、業務の分散化が進んでいない銀行においては、量的・質的金融緩和が銀行の総資金利鞘や収益性の低下を通じて、銀行の将来キャッシュフローを押し下げる負の効果が支配的に働いていることを示している。そして、この負の効果もまた、厳しい貸出環境にさらされ、収益構造における業務分散化の喫緊性が最も高い第二地方銀行においてより顕著に働いていることを示している。

5. 結論

本稿では、2013年4月4日に導入された量的・質的金融緩和が金融システムの安定性におよぼした影響について検証を行った。検証にあたっては、金融機関のうち、特に銀行に焦点を当て、銀行業株価指数および個別銀行の株価の系列を用いたイベントスタディの手法をとった。本稿のおもな結論は以下3点である。

第一に、量的・質的金融緩和は、銀行業全体に総じて正の効果をもたらしており、銀行業全体の将来キャッシュフローを押し上げる効果をもった。第二に、量的・質的金融緩和の効果は、銀行間で異質であり、都市銀行においてはすべての銀行に正の効果をもたらしているものの、地方銀行や第二地方銀行においては数多くの銀行に負の効果をもたらしている。第三に、量的・質的金融緩和は、貸出業務への依存度が高く業務分散化が進んでいない銀行には負の効果をおよぼしており、このような傾向は特に第二地方銀行において顕著である。

以上の結果は、量的・質的金融緩和の導入は、資金調達費用の低下や有価証券価格の上昇といった経路を通じて、銀行業全体の将来キャッシュフ

ローを押し上げ、総じて金融システムの安定性に寄与したことを示している。しかしながら、その効果は非常に異質であり、都市銀行などの大手銀行がこのような恩恵を等しく享受する一方で、地方銀行や第二地方銀行の一部銀行においては、むしろ、総資金利鞘の低下の経路を通じて将来キャッシュフローが押し下げられるといった弊害が生じている。特に、第二地方銀行においては、このような選別的な効果が強く働いており、量的・質的金融緩和の導入は約23%の銀行に対して負の効果をもたらしており、貸出業務への依存度が高く業務の分散化が進んでいない銀行において特に負の効果が強く働いている。

第二地方銀行は、地方経済の疲弊による資金需要の低迷やオーバーバンキングによる貸出競争の激化によって、非常に厳しい経営環境にさらされている。量的・質的金融緩和の導入は、総資金利鞘や収益性の低下といった経路を通じて、このような厳しい立場にある銀行に対して真っ先に負の効果をおよぼしていることがわかる。このことは、量的・質的金融緩和のさらなる長期化や拡大は、第二地方銀行の経営状況をさらに悪化させ、最終的には地域金融システムの不安定化という深刻な結果をまねきかねないことを示唆している。政策運営においては、量的緩和政策が金融システムの安定性におよぼす異質な効果の把握と、資金需要の低迷や貸出競争の激化といった厳しい経営環境にさらされる第二地方銀行の経営状況、および地域金融システムの安定性に対する十分な配慮が必要とされる。

注

- 1) 推定モデルは異なるものの、Kobayashi, Spiegel, and Yamori (2006) は、2001年3月 - 2006年3月の量的緩和政策が金融システムの安定性におよぼした影響を検証するにあたり、銀行株価の系列を用いたイベントスタディの手法を採用している。
- 2) 量的・質的金融緩和導入の発表時間は、2013年

4月4日13時40分であり、同日の東京証券取引所の取引時間内に行われている。

- 3) 信託銀行，ゆうちょ銀行，セブン銀行については，その業務内容が通常の銀行とは大きく異なることから，サンプルには含まない。
- 4) イベントスタディにおける系列相関や不均一分散の問題については，Binder（1998）で詳細に述べられている。
- 5) イベントスタディにSUR（Seemingly Unrelated Regression）を用いた先駆的な研究として，Binder（1985）などがある。
- 6) ROA＝経常利益／総資産。自己資本比率には国際統一基準および国内基準の数値を用いる。
- 7) 貸出比率＝貸出／総資産。有価証券比率＝有価証券／総資産。預貸率＝貸出／預金。預証率＝有価証券／預金。
- 8) 貸出業務比率＝貸出金利息／経常収益。有価証券業務比率＝（有価証券利息配当金＋国債等債券売却益＋国債等債券償還益＋株式等売却益）／経常収益。手数料業務比率＝役務取引等収益／経常収益。

業務分散化指標は，Stiroh and Rumble（2006），立花・畠田（2009）と同様に下記のように算出する。まず，上述の収益構造変数に加えて，その他資金運用業務比率＝（資金運用収益－貸出金利息－有価証券利息配当金）／経常収益，その他収益比率＝（経常収益－貸出金利息－有価証券利息配当金－国債等債券売却益－国債等債券償還－株式等売却益－役務取引等収益－資金運用収益＋貸出金利息＋有価証券利息配当金）／経常収益を定義する。そして， w_1 ＝貸出業務比率， w_2 ＝有価証券業務比率， w_3 ＝その他資金運用業務比率， w_4 ＝手数料業務比率， w_5 ＝その他収益比率，としたうえで，以下のハーフィンダール・ハーシュマン指数（HHI）を算出する。

$$HHI = 1 - \sum_{j=1}^J w_j^2$$

本指標は，業務分散化が進んでいるほど大きな値をとることになる。

参考文献

- 立花実・畠田敬（2009）「分散化が銀行のパフォーマンスに及ぼす影響」『国民経済雑誌』200（2），23-37。
- 日本銀行（2001）「金融政策決定会合議事要旨（2001年3月19日開催分）」
- 日本銀行（2005）「経済・物価情勢の展望（2005年10月）」
- 日本銀行（2013）「金融政策決定会合議事要旨（2013年4月3，4日開催分）」
- 日本銀行（2013）「金融システムレポート（2013年4月号）」
- Baba, N., S. Nishioka, N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda, and H. Ugai（2005）“Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy,” *Monetary and Economic Studies* 23（1），47-112。
- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemitsu, K. Ueda（2006）“The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market,” *International Journal of Central Banking* 1, 105-135。
- Bauer, M. D. and G. D. Rudebusch（2016）“Monetary Policy Expectations at the Zero Lower Bound,” *Journal of Money, Credit and Banking* 48（7），1439-1465。
- Bernanke, B. S. and V. R. Reinhart（2004）“Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates,” *American Economic Review* 94（2），85-90。
- Bernanke, B. S., V. R. Reinhart, and B. P. Sack（2004）“Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment,” *Brooking Papers on Economic Activity* 2004（2），1-78。
- Binder, J. J.（1998）“The Event Study Methodology Since 1969,” *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11（2），111-137。
- Binder, J. J.（1985）“Measuring the Effects of Regulation with Stock Price Data,” *RAND Journal of Economics* 16（2），167-183。
- Borio, C. and H. Zhu（2012）“Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?” *Journal of Financial*

- Stability* 8 (4), 236-251.
- Brunnermeier, M. and Y. Sannikov (2016) "The I Theory of Money," *NBER Working Paper* 22533.
- Chodorow-Reich, G. (2014) "Effects of Unconventional Monetary Policy on Financial Institutions," *NBER Working Paper* 20230.
- Fawley, B. W. and C. J. Neely (2013) "Four Stories of Quantitative Easing," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 95 (1), 51-88.
- Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache, and B. Sack (2011) "The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases," *International Journal of Central Banking* 7 (1), 3-43.
- International Monetary Fund (2003) "Japan: Financial System Stability Assessment and Supplementary Information," IMF Country Report 03/287.
- Kobayashi, T., M. M. Spiegel, and N. Yamori (2006) "Quantitative Easing and Japanese Bank Equity Values," *Journal of the Japanese and International Economies* 20 (4), 699-721.
- Lambert, F. and K. Ueda (2014) "The Effects of Unconventional Monetary Policies on Bank Soundness," *IMF Working Paper* 14 (152).
- Mamatzakis, E. and T. Bermpel (2016) "What is the Effect of Unconventional Monetary Policy on Bank Performance?" *Journal of International Money and Finance* 67, 239-263.
- Montecino, J. and G. Epstein (2014) "Have Large Scale Asset Purchases Increased Bank Profits?" *Institute for New Economic Thinking Working Paper Series* 5.
- Stiroh, K. J. and A. Rumble (2006) "The Dark Side of Diversification: The Case of US Financial Holding Companies," *Journal of Banking & Finance* 30 (8), 2131-2161.
- Ugai, H. (2007) "Effects of the Quantitative Easing Policy: A Survey of Empirical Analyses," *Monetary and Economic Studies* 25 (1), 1-48.