

リーマン・ショック以降の米国金融市场の分析

英 邦 広[†]

概要

本稿は、FED の量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾が短期、中期、長期の金融市场に与えた影響を検証した。EGARCH モデルを使用し、2つの緩和政策が金利の水準とボラティリティに影響を与えたかを分析したことで、以下の2つの点が得られた。1つ目は、量的緩和政策第一弾が中期金利と長期金利の水準を引き下げ、短期金利と中期金利のボラティリティを引き下げていたことである。2つ目は、量的緩和政策第二弾が全ての金利の水準を引き下げることも、ボラティリティを引き下げることもなかったことである。したがって、量的緩和政策第一弾の方が、量的緩和政策第二弾よりも、より効果のある政策であったと言える。

I はじめに¹

米国のサブプライム（住宅）ローン（subprime lending/subprime mortgages）の不良債権化に端を発する今回の金融・経済危機は世界経済に対して深刻な経済不況を引き起した。² 現時点（2012年11月3日）ではある程度落ち着きを見せているものの、まだ楽観できる状態ではない。欧州地域では財務の脆弱にともなう問題が解決されず、残っている。³ 米国では財政の壁（fiscal cliff）と呼ばれる緊縮財政措置による景気悪化問題

[†] 本研究は、科学研究費補助金である若手研究（B）（課題番号：23730314）から研究助成を受けている。なお言うまでもなく、本稿のあり得るべき誤謬はすべて筆者の責任に帰するものである。

- 1 英（2010、2011a、2011b）に加筆・修正を行っている。サブプライム・ローン問題やその後の金融危機・中央銀行の対応策に関しては、地主他（2012）が詳しく述べていている。本稿の説明も地主他（2012）に負うところが大きい。
- 2 サブプライム（住宅）ローンとは、過去に延滞・破産履歴があるなどの信用力の低い債務者（顧客）向けの民間住宅ローンのことである。そのため、必ずしも、低所得者向けということではない。
- 3 財政問題に関しては、ポルトガル（Portugal）、イタリア（Italy）、アイルランド（Ireland）、ギリシャ（Greece）、スペイン（Spain）の5ヶ国が挙げられ、この5か国は、各国の頭文字をとり、PIIGS と総称されている。

が懸念されている。⁴ 日本では2011年3月11日の東北地方太平洋沖地震にともなって起きた東日本大震災による影響や財政の規律が問題となっている。こうした問題を適切に対応・処理していくことが主要先進国の課題である。それ以外にも、原油、鉄鉱石、石炭、レアメタルといった資源の国際価格の高騰、中国を含む新興国の物価・資産価格の高騰といった問題も、世界経済の不安定要素となっている。今次の金融危機では米国で生成された新しい金融商品（サブプライム（住宅）ローンを証券化した仕組み債）を米国だけではなく欧州の金融機関が安全かつ収益率の高いという予想のもとで購入し、世界中で取引が行われた。その結果、世界の金融市场では流動性リスクや信用リスクが低下し、米国、欧州、新興国の資産価格バブルを引き起こすこととなった。しかし、米国での住宅価格が低下すると、サブプライム（住宅）ローンの返済不能が起こり、新しい金融商品の安全性が低下することとなった。その結果、世界的に流動性リスクや信用リスクが高まり、資金フローが逆流し、米国、欧州、新興国の資産価格バブルが崩壊することとなった。その崩壊にともない、世界経済における総需要の低下や金融市场での機能麻痺が起こり、大規模な不況を招くこととなった。こうした金融危機を発端とした不況から脱却を図るために、世界の主要先進国の中央銀行では矢継ぎ早に金融緩和政策を実行し、対応した。

金融危機をより深刻化させる要因として考えられるのは、2008年9月のリーマン・ブラザーズ（Lehman Brothers Holdings Inc.）の破綻である。リーマン・ブラザーズの破綻により、信用市場では巨大な証券会社であれば政府支援により救済されるという期待感（too big to fail）が打ち碎かれ、また、投資に関して高い格付けを誇る企業であったとしても経営破綻が起き得るという信用不安を引き起こした。⁵ こうした信用市場の影響

4 米国の財政緊縮措置を引き起こす主の要因として3つ挙げられる。第一に、George W. Bush米国元大統領（43代）が2001年から2009年までの政権中に実施し、Barack Obama現大統領（44代）においても引き続き延長された所得税率引き下げを主とする大型減税（通称、ブッシュ減税）が2012年末に期限を迎えることである。所得税は最高が39.6%から35%までに引き下げられ、配当課税は一律15%までに引き下げられた。第二に、給与税に関する被雇用者負担税率の引き下げや失業による保険給付期間の延長といった政策が2012年末に期限を迎えることである。第三に、現行では債務上限額が16.3940兆ドルと法案で規定されているが現時点ではほぼ15兆ドルとなっているため、債務上限を引き上げなかった場合には自動的に2013年1月から国防費を中心に10年間で1.2兆ドルの削減が実施されることとなる。

5 リーマン・ブラザーズの破綻以前の出来事として、2007年4月、米国業界第2位のサブプライム向け住宅ローン提供会社のニューセンチュリー・ファイナンシャルによる破産申請、2007年7月、ペラー・スタンズ傘下のヘッジファンドの破綻、2007年8月、仏国大手銀行のBNPパリバによるABS関連ファンド（ペーベスト・ダイナミックABS、BNPパリバABSユーリボー、BNPパリバABSイオニア）の資産凍結、2008年2月、英国中堅銀行のノーザン・ロック銀行の経営破綻、2008年3月、米国大手証券会社のペラー・スタンズの経営破綻が挙げられる。

は、信用力に問題がない企業の資金繰りに対する不安、巨大企業の経営難や事実上の倒産、地方銀行の破綻といった形で波及した。日本の金融機関や企業にもそうした不況の波が押し寄せ、需要の減退による輸出量の落ち込みや株価の低下などの打撃を受けることとなった。⁶ 日本経済に及ぼした影響に関しては、2009年9月時点での（季節調整済み）完全失業率が5.3%（2008年9月時点では、4.0%）、（2005年を100とした季節調整済み）鉱工業生産指数が85.1（2008年9月時点では、103.6）から、推測できる。一方、米国経済に及ぼした影響に関しては、2009年9月時点での（季節調整済み）失業率が9.8%（2008年9月時点では、6.1%）、（2007年を100とした季節調整済み）鉱工業生産指数が85.7（2008年9月時点では、92.3）から、推測できる。

各国の中央銀行はリーマン・ショックにより引き起こされた金融危機や経済危機から回復するために、様々な政策を行う必要性に迫られた。主要な中央銀行が取り組んだ政策に関する指針としては、流動性供給の拡大を通じた金融機能と実体経済の回復である。具体的な政策として、政策金利の引き下げ、公開市場操作の頻度・規模の拡大、買入資産（Commercial Paper・社債等）の拡大が挙げられる。⁷ このような政策、特に、政策金利の引き下げと買入資産の拡大に関しては「非伝統的」な金融政策と呼ばれる。米国の中央銀行に相当する FED（Board of Governors of the Federal Reserve System）、欧州の中央銀行である ECB（European Central Bank）、英国の中央銀行である BOE（Bank of England）、日本銀行といった主要中央銀行では危機の後数回政策金利の引き下げを行い、その水準は1%以下となった。日本を例外にすれば、各国にとって歴史的な低水準である。⁸ また、各国中央銀行では安全資産だけでなくよりリスクのある資産を購入することで市場全体でのリスク軽減を行い、他のリスク資産に資金が回るようにした。こうした非伝統的な金融政策は研究者や国に応じてその定義が多少異なるため、本稿では、従来、考えられてきた「伝統的」な金融政策の枠組みを超えた政策と位置付けることとする。それでは、伝統的な金融政策とは何かというと、政策金利（金融機関同士が短期的な資金貸借を行う際に用いられる金利）をコントロールすることを通じて経済活

6 輸出量が低下することの別の要因としては円高が考えられる。1990年後半から日本は低金利政策を打ち出しておらず、その時に外国の金融機関は円で資金を借りていたが、今回の不況でその時の資金を返済する動きがでた。そのため、日本では円高が起こることとなった。

7 Commercial Paperと社債は企業が資金調達のために発行する債券である。日本において、2009年10月の金融政策決定会合で、同年12月で買入を停止することが決定された。また、企業金融支援特別オペレーションに関しても、2010年3月で停止することが決定された。

8 かつて日本が経験したゼロ金利水準より各国が設定した政策金利の水準の方が高くなっている。これは、短期金融市场での機能低下を懸念したことである。

動に影響を及ぼす政策のことである。⁹ 非伝統的な金融政策を単純に2つに分類すると、中央銀行の負債サイドに注目した「信用緩和政策」と資産サイドに注目した「量的緩和政策」になる。¹⁰

日本銀行は、1999年2月にゼロ金利政策、2001年3月に量的緩和政策を実施した。ゼロ金利政策では、政策金利をゼロ%水準に誘導するために公開市場操作を行い、流動性供給を行った。これは、日本銀行が伝統的な金融政策から非伝統的な金融政策へ政策運営を移行する契機となった。この一連のプロセスからも分かるように、日本は他の国に先駆けて非伝統的な金融政策を採用したのである。その後、2006年3月に量的緩和政策が解除され、同年7月にゼロ金利政策も解除された。しかし、その後、金融危機を迎える、日本のみならず、米国、欧州、英国といった主要な中央銀行で非伝統的な金融政策運営を採用せざるを得ない状況となった。非伝統的な金融政策を採用するということは、従来と異なる政策運営を行う必要があるため、様々な面で支障をきたす可能性があることは言うまでもない。こうしたリスクを冒してまでも、主要な国々において矢継ぎ早に採用されたということは、過去に日本が採用したゼロ金利政策と量的緩和政策という前例があったからこそ踏み込めたと考えられる。2000年代の日本が量的緩和政策を実施したことは世界の金融政策運営の歴史をみても、前例のない政策への挑戦であったと言える。

本稿では、1999年から2006年までの約7年間日本で実施された非伝統的な金融政策の効果とリーマン・ショック後の2008年から2011年にかけて米国で実施された非伝統的な金融政策の効果を比較し、政策効果の検証を行う。具体的に検証することは、FEDが実施した量的緩和政策第一弾（Quantitative Easing Program 1）と量的緩和政策第二弾（Quantitative Easing Program 2）が金融市場に対して、想定された反応を示したのか、それとも、示さなかったかである。¹¹ 分析に使用するのは、EGARCH（Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity）モデルである。EGARCHモデルは金融市場（株式市場、外国為替市場）を分析する際に主に用いられる手法で、金融商

9 日本の政策金利は無担保コールレート（オーバーナイト物）、米国の政策金利はFederal Funds Rate、欧州の政策金利はMain Refinancing Operations Minimum Bid Rate、英国の政策金利はCurrent Bank Rateである。

10 今回の危機に対する各中央銀行の政策姿勢として、FEDとECBは信用緩和政策側、BOEは量的緩和政策側に相当する。しかし、BOEによる政策が信用緩和的な側面を持っていないとは言えない。

11 FEDのBen S. Bernanke議長は、FEDが実施している金融政策は量的緩和ではなく、信用緩和であるとの立場をとっているが、ここでは資産を購入するという点では量的緩和であるので、本稿では「量的緩和」という用語を用いて議論していく。

品の収益率や変化率の変動の大きさを捉えるのに適したモデルとなっている。¹² 金融データの特性を捉えたモデルを適用することや量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾が実施された時期を包括的に分析することで、先行研究との差別化を図る。米国の量的緩和政策を分析した研究は近年数が増えてきている。その中で代表的な論文として、Gagnon et al. (2011a, 2011b)、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)、Hamilton and Wu (2012) が挙げられる。これらの論文では、FED による緩和政策が市場金利に与えた影響を分析しているものの、量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾を区別して分析しているのは数が少ない。Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011) ではそうした研究の中でも、イベント・スタディの分析手法を用いて量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾の効果の比較検証を行っている。しかし、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)においても、量的緩和政策第二弾の実施期間を包括的に分析したり、ボラティリティの分析をしたりしているわけではないので、本稿の貢献はそれらの点を補足し、分析した点にあると言える。

FED の政策の有効性と日本銀行が実施したゼロ金利政策と量的緩和政策の有効性を比較検証することの必要性として、現時点、もしくは今後の(非伝統的金融政策を含む)金融政策運営を考える上で、効果の有無や程度を把握しておくことは適切な政策判断を下す際の判断材料になると考えられる点にある。このことも、本稿が先行研究と差別化を行っている点であると言える。

本稿の構成は次のとおりである。まず、Ⅱ章で、日本と米国の非伝統的金融政策がどのような政策であったかを振り返り、整理する。Ⅲ章では主要な先行研究を挙げ、その分析内容や結果に触れる。Ⅳ章では分析手法に関する説明を行い、Ⅴ章で分析に用いたデータの紹介をする。Ⅵ章では得られた結果を基に考察する。Ⅶ章で結語とする。

12 ファイナンスの分野では標準偏差もしくは、分散のことをボラティリティ (volatility) と言い、金融市场ではこのボラティリティが特徴的な動きをする。金融商品では価格が一度跳ね上がるとその後しばらくは高い水準が続いたり、低下するとその後しばらくは低水準が続いたりする、ボラティリティ・クラストリング (volatility clustering) という状況が存在する。

II 日本と米国の非伝統的金融政策

1. 日本の非伝統的金融政策とは¹³

日本の伝統的金融政策はゼロ金利政策の開始から量的緩和政策の解除までの前後数年間を含めることもあるが、ここではこの2つの金融緩和政策が実施された期間を非伝統的金融政策期間とする。ゼロ金利政策は、1999年2月12日から2000年8月11日の約1年半施行された金融緩和政策のこと、短期の銀行間市場での金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）をできるだけ低く誘導する政策のことである。この政策の目的は、先行きデフレ圧力への対応と景気悪化への歯止めである。ゼロ金利政策に突入するまでに、日本銀行は数度にも亘る公定歩合と誘導目標水準の引き下げを行ってきた。しかし、1997年代後半、国内では山一證券（1997年11月に自主廃業）、北海道拓殖銀行（1997年11月に経営破綻）、日本長期信用銀行（1998年10月に国有化）、日本債券信用銀行（1998年12月に国有化）が事実上の破綻をし、海外ではアジア通貨危機による金融不安が生じていた。相次ぐ国内の金融機関の破綻や海外での通貨危機により金融市場での信用・金融不安が生じ、銀行と企業間での資金繰りの問題（貸し渋り）や物価下落の問題が浮き彫りになっていた。こうした経済状況下で、日本銀行は銀行や企業に十分な資金供給を行うことで需要を刺激し、景気回復と物価下落の回避を目論んでいた。ゼロ金利政策はそうした中で実行された。また、1998年の秋以降の長期金利の上昇や円高の進行といった景気停滞要因を回避する狙いがあったことも大きな要因であると考えられる。

ゼロ金利政策の導入は1999年2月12日に開催された金融政策決定会合で決定された。その時の文言は、「より潤沢な資金供給を行い、無担保コールレート（オーバーナイト物）を、できるだけ低めに推移するよう促す。その際、短期金融市場に混乱の生じないよう、その機能の維持に十分配意しつつ、当初0.15%前後を目指し、その後市場の状況を踏まえながら、徐々に一層の低下を促す。」¹⁴と、なっている。無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準は、1998年9月9日に開催された金融政策決定会合で0.5%から0.25%へと引き下げられていた。その状況から0.1%の引き下げが追加的に行われ、ほぼゼロ%の状況になった。

13 英（2010、2011a、2011b）に加筆・修正を行っている。ゼロ金利政策以前から量的緩和政策までの期間の金融政策運営に関して解説している文献として、小宮他（2002）、植田（2005）、鵜飼（2006）、白川（2008）が挙げられる。本稿の説明に関して、これらの文献に負うところが多い。

14 日本銀行（1999a）を参照。

ゼロ金利政策開始から約2ヶ月後の4月13日、速水優日本銀行総裁は総裁例記者会見で、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策を継続することを明確化した。¹⁵ これは、日本銀行がゼロ金利政策に関する一定の条件を満たすまで継続すると公約（コミットメント）を付加することで市場の期待形成に働き掛け、オーバーナイト物金利からターム物金利、そして長期金利までを低位に安定させる狙いがあったと言える。

その後、ゼロ金利政策は2000年8月11日に開催された金融政策決定会合で、「無担保コールレート（オーバーナイト物）を、平均的にみて0.25%前後で推移するよう促す。」ことから、解除が決定された。¹⁶ これにより、約1年半継続されてきたゼロ金利政策から伝統的な金融政策へといったん移行されることになった。

量的緩和政策は、ゼロ金利政策がいったん解除された後の2001年3月19日から2006年3月9日の約5年間施行された金融緩和政策のこと、日本銀行当座預金の残高を調節することで、法律で定められている必要額以上の当座預金を銀行にもたせる政策のことである。¹⁷ この政策の目的としては、物価の下落を防止することと安定した経済成長の基盤整備である。伝統的な金融政策では短期の銀行間市場での金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）を政策指標として調節し、政策運営を行ってきた。しかし、2001年の無担保コールレートはゼロ金利政策の影響でほぼゼロ%であった。こうした状況からも分かるように、次なる政策として無担保コールレートを用いてより一層の金融緩和を行うことに限界があったと考えられる。ゼロ金利政策すでに無担保コールレートの水準が0.02%まで低下し、解除された後、その目標レート水準は0.25%へと一時的に引き上げられたが、2001年2月には再び0.15%へと引き下げられるという状況であった。また、日本経済は、アメリカで起こったITバブルとその崩壊による長期の景気後退、株価・物価の下落、銀行不安といった危機的な状態であった。こうした通常の金融政策運営を行うことができず、早急の景気刺激政策が求められている危機的状況の中で量的緩和政策は実行された。¹⁸

15 日本銀行（1999b）を参照。

16 日本銀行（2000）を参照。

17 ゼロ金利政策は1999年2月から2000年8月まで施行され、いったん解除されたが、量的緩和政策の解除とともにゼロ金利政策へ移行し、2006年7月に解除されることとなった。量的緩和政策導入に関しては、日本銀行（2001）を参照。

18 単純なIS-LMモデルによる分析で名目の金利がゼロになれば（流動性の罠に陥っている状況下）、金融政策によって総需要を刺激することはできないと考えられる。

量的緩和政策が施行された期間、日本銀行は日本銀行当座預金残高目標を数回に亘って引き上げた。最終的な上限目標は2004年1月に設定された35兆円である。¹⁹ 量的緩和政策ではゼロ金利政策よりもより緩和的な効果を及ぼすために、政策を実行する時にコミットメントを付け、将来の金融政策運営の透明化も図っていた。ただし、コミットメントの条件の明確化はしばらく経過して行っている（後述参照）。²⁰

上記の文章から分かるように、量的緩和政策の内容は以下の3つから構成されていると考えられている。

- ・金融調節の操作目標を従来用いられてきた無担保コールレート（＝金利）から日本銀行当座預金残高（＝量）に変更し、法定準備預金額を上回る日本銀行当座預金を金融機関に積み上げることで、市場に大量の資金を供給する。
- ・市場に潤沢な資金を供給する期間は、消費者物価指数（全国、除く、生鮮食品。コアCPI）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上になるまで継続することをコミットする。
- ・あらかじめ設定した日本銀行当座預金目標額を達成させるために必要であると判断された場合には銀行券の発行残高を上限とし、長期国債の買い入れを用いて増大させることも行う。

1に関して、日本銀行は日本銀行当座預金残高目標額を経済情勢に応じ、5兆円から30～35兆円に引き上げた。その間、無担保コールレートは0.001%まで低下し、ゼロ金利政策の0.02%を下回った。²¹

2に関して、日本銀行はコアCPIの前年比上昇率が安定的にゼロ%以上になるまで、量的緩和政策を継続するとコミットしているが、2003年10月にはさらにその内容を明確化した。その内容は以下に記す。以下の文章は、2003年10月9、10日開催分の『金融政策決定会合議事要旨』からの引用である。²²

- ・第1に、直近公表の消費者物価指数の前年比上昇率が、単月でゼロ%以上となるだけでなく、基調的な動きとしてゼロ%以上であると判断できることが必要である

19 日本銀行当座預金残高の引き上げに関しては主に、長期国債買い入れを含む資金供給のオペレーションによって達成された。Oda and Ueda (2007) を参照。

20 ゼロ金利政策では政策開始後しばらくしてコミットメントを付け加えているが、量的緩和政策では開始時にコミットメントを付けていた。

21 2001年9月にコール市場における取引の刻み幅が0.01%から0.001%に引き下げられた。

22 日本銀行（2003）を参照。

(具体的には数か月均してみて確認する)。

- ・第2に、消費者物価指数の前年比上昇率が、先行き再びマイナスとなると見込まれないことが必要である。この点は、「展望レポート」における記述や政策委員の見通し等により、明らかにしていくこととする。具体的には、政策委員の多くが、見通し期間において、消費者物価指数の前年比上昇率がゼロ%を超える見通しを有していることが必要である。
- ・こうした条件は必要条件であって、これが満たされたとしても、経済・物価情勢によっては、量的緩和政策を継続することが適当であると判断する場合も考えられる。

この金融政策決定会合議事要旨の内容から判断できるように、ゼロ金利政策と異なり、量的緩和政策ではCPIの実績にリンクしてコミットしていることが分かる。

3に関して、日本銀行は長期国債の購入額を月額4千億円から月額1兆2千億円に引き上げた。日本銀行はマネタリーベース（ハイパワードマネー、ベースマネー）の供給を増やすために、長期国債の保有額を増大していった。²³ 日本銀行は2002年11月から2004年9月末までの間、金融機関保有株式の買い入れを行った。これは、金融機関が持つ株式のリスクが金融機関経営の大きな不安定要因となっていることから、このリスクを軽減することで金融システムの安定を図ると同時に、不良債権問題の克服に取り組める環境を整備することを目的としていた。また、日本銀行は2003年7月から2006年3月までの間、資産担保証券買い入れを行った。これは、時限的な措置として資産担保証券市場の中長期的な発展を支援することを通じて企業金融の円滑化を図ると同時に、金融緩和の波及メカニズムを強化することを目的としていた。

量的緩和政策が2006年3月に解除されたのは、当初コミットしていた「消費者物価指数（全国、除く、生鮮食品。コアCPI）の前年比が安定的にゼロ%以上になるまで」の条件を満たしたと判断されたからである。²⁴ 景気が回復基調にのりCPIの下落も落ち着いた状況が確認された場合、このまま緩和政策を続けていけばファンダメンタル以上の投資や投機が起こり、株価や地価の上昇が引き起こされる。緩和政策を解除するタイミングによっては、こうした「バブル」発生を引き起こすことにもなり得る。解除条件

23 マネタリーベースとは、現金通貨（日本銀行券、流通貨幣高）と、民間金融機関の法定準備預金（日本銀行当座預金）の合計である。量的緩和政策が解除された2008年9月末時点では、マネタリーベースは93兆円で、長期国債の保有額は42兆円である。

24 日本銀行（2006）を参照。

を満たした際に、通常の金融政策運営に戻すことは妥当な判断である。ただし、日本銀行は量的緩和政策を解除し通常の金融政策に戻しても、緩和的な金融政策運営として、ゼロ金利の継続を強調して実行し、長期金利の上昇を抑制するために長期国債の買い入れ額を月1兆2千億円に据え置いた。これは、解除条件を満たしたと判断して通常の金融政策に戻すことで、市場が過敏に反応をしてしまい、景気後退を引き起こすことを防ぐための政策である。

2. 米国の非伝統的金融政策とは

米国経済は、日本が資産価格バブル崩壊後の景気低迷期で伸び悩み、低成長・デフレ経済で経済危機を経験していた時にもある程度の成長を続けていた。米国経済が鈍化し、マイナス成長の懸念が危ぶまれ始めたのはリーマン・ショック以降であるが、実はそれ以前から米国経済の先行き動向は問題となっていた。連邦公開市場委員会（Federal Open Market Committee）では、政策金利である Federal Funds Rate の目標値を2007年9月18日に開催された委員会で、5.25% から4.75% へと引き下げた。その後、小幅ではあるものの、4.50%、4.25%、3.50%、3.00%、2.25%、2.00%、1.00% へと目標値を引き下げ、現在では0.00～0.25% の水準にまで低下していった。リーマン・ショックが起こる前の2008年8月の Federal Funds Rate の目標値は、2.00% であった。このことから、米国経済の先行きが不透明になっていたのは、2007年頃から始まっていたと分かる。

FED は2008年11月25日に、消費者や中小企業向けの諸貸付け（student loans、auto loans、credit card loans、and loans）を裏付けとした証券市場を救済するために、Term Asset-Backed Securities Loan Facility を創設することを発表した。²⁵ また、同じ日に、政府系住宅金融機関（housing-related government-sponsored enterprises）の債券であるエージェンシー債を1000億ドル購入するオペと政府系住宅金融機関に保証された不動産担保証券（mortgage-backed securities）であるエージェンシー MBS を5000億ドル購入するオペを発表した。²⁶ これにより、量的緩和政策第一弾が開始された。その後、2008年12月15、16日に開催された連邦公開市場委員会で、Federal Funds Rate の目標値が1.00% から0.00～0.25% の水準に引き下げられ、2009年3月17、18日に開催された連邦公開市場委員会で、エージェンシー MBS を追加的に7500億ドル購入するオペ、エージェンシー

25 Board of Governors of the Federal Reserve System (2008a) を参照。

26 Board of Governors of the Federal Reserve System (2008b) を参照。また、政府住宅系金融機関とは、Fannie Mae、Freddie Mac、the Federal Home Loan Banks を指す。

債を追加的に1000億ドル購入するオペ、6か月間で長期国債を3000億ドル購入するオペを発表した。²⁷ 量的緩和政策第一弾は、2010年3月16日に開催された連邦公開市場委員会で、解除することを決定した。²⁸

FEDは2010年11月2、3日に開催された連邦公開市場委員会で、長期国債を2011年6月までに追加的に6000億ドル購入するオペを発表した。²⁹ 長期国債の購入計画は月750億ドルであるが、雇用状況や物価動向に応じて定期的に購入計画を見直しすることを決定した。これにより、量的緩和政策第二弾が開始された。その後、定期的に長期国債の購入計画を点検しながら、月750億ドルを購入した。2011年4月26、27日に開催された連邦公開市場委員会で計画通りに長期国債を2011年6月までに完了することを確認し、2011年6月21、22日に開催された連邦公開市場委員会で、量的緩和政策第二弾を解除することを決定した。³⁰

III 先行研究の紹介³¹

II章で日米の非伝統的金融政策の内容に関して触れてきた。ここでは、非伝統的政策の効果について紹介していく。鶴飼（2006）では日本の非伝統的金融政策について詳細にまとめてあるので、それを参考に紹介していく。非伝統的金融政策の期待される効果として、「時間軸効果」、「ポートフォリオ・リバランスマ効果（資産再配置効果）」、「シグナル効果」、「金融システム安定化に関する効果」が挙げられる。時間軸効果とは、政策金利がほぼゼロ%に達した状況で、中央銀行が将来にわたる金融政策運営をあらかじめ公約することで短期金利の予想形成に影響を与え、より長期の金利を低下させることを通じて緩和効果を生み出すことである。ポートフォリオ・リバランスマ効果とは、中央銀行が長期国債や資産担保証券等を購入することで、不完全代替資産の利回りに含まれる（リスク）プレミアムの部分に対して影響を与えることである。シグナル効果とは、中央銀行が長期国債や資産担保証券等を購入することで、ゼロ金利の継続期間が将来的に長く続くことを市場参加者に信頼させることである。金融システム安定化に関する効果とは、中央銀行が市場に大量の資金を供給したことで、金融市場のリスク（流動性リスクや信用リスク）を低下させることである。

27 Board of Governors of the Federal Reserve System (2008c, 2009) を参照。

28 Board of Governors of the Federal Reserve System (2010a) を参照。

29 Board of Governors of the Federal Reserve System (2010b) を参照。

30 Board of Governors of the Federal Reserve System (2011a, 2011b) を参照。

31 英（2010、2011a、2011b）の説明に負うところが多い。

日本における非伝統的金融政策の効果として、時間軸効果、ただし、短期金利の予想形成に影響を与える、より長期の金利を低下させることは存在していたと言える（Okina and Shiratsuka, 2004; Oda and Ueda, 2007）。また、1997年や1998年に起きた金融・信用不安が再発しなかったことからも、金融安定化の効果に関しては存在していたと言える（Baba et al., 2006; 福田, 2010; 英, 2011c）。しかしながら、他の3つの効果に関しては、効果の有無に関する意見が割れている。³²

米国における非伝統的金融政策に関する研究として代表的なものに、Gagnon et al. (2011a, 2011b)、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)、Hamilton and Wu (2012) がある。Gagnon et al. (2011a, 2011b) では、大規模資産買入れ計画（Large-Scale Asset Purchases）によって金利がどのように反応したかをイベント・スタディの手法や最小二乗法を用いて分析している。その結果、大規模資産買入れ計画は長期のエージェンシー債やエージェンシー MBS のタームプレミアムを低下させるのに有効であったことが確認された。Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011) では量的緩和政策第一弾や量的緩和政策第二弾に関する連邦公開市場委員会のアナウンスメントにより、金利がどのように影響を受けたかをそれぞれの政策期間で分割して、イベント・スタディの手法を用いて分析している。その結果、量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾の両方が緩和効果を示していたことが確認された。³³ Hamilton and Wu (2012) では、金利の期間構造に関するモデルを用いて、FED が短期国債を売り、長期国債を購入した場合の影響を分析している。

IV 分析手法

本分析では、リーマン・ショック以降の金融政策である量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾が、市場金利に与えた影響を分析する。使用する分析手法は EGARCH モデルである。EGARCH モデルは、Nelson (1991) によって提唱されたモデルであり、GARCH (General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルではボラティリティの非対称性を明示的に取り扱うことができないが、EGARCH モデルでは取り扱

32 ポートフォリオ・リバランスマート効果を分析した研究として、竹田他 (2005)、Oda and Ueda (2007) があり、Oda and Ueda (2007) ではシグナル効果に関しても分析をしている。

33 日本の非伝統的金融緩和政策時期のアナウンスメント効果の分析をしている研究として、伊藤 (2005)、Honda and Kuroki (2006)、千田 (2006)、中島・服部 (2010) が挙げられ、米国の金融政策に関する声明を分析した論文として、Cook and Hahn (1989)、Kuttner (2001)、Bernanke et al. (2004)、Bernanke and Kuttner (2005) が挙げられる。

うことが可能となる。さらに、EGARCH モデルでは対数化されたボラティリティを用いているので分散方程式に非負制約を仮定する必要がない。以下が、分析に用いる EGARCH モデルである。³⁴

$$\Delta r_{n,t} = c + \varphi_1 q_t + \varphi_2 p g_{t-1} + \varphi_3 \Delta s t_{t-1} + u_{n,t}, \quad (1)$$

$$u_{n,t} = v_t \sqrt{h_{n,t}},$$

$$\log(h_{n,t}) = c_0 + c_1 \left| \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} \right| + c_2 \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} + c_3 \log(h_{n,t-1}) + c_4 d_{it}, \quad (2)$$

$$v_t \sim N(0,1).$$

(1) 式における平均方程式の変数は次のようになる。 $\Delta r_{n,t} \equiv r_{n,t} - r_{n,t-1}$ で、 $r_{n,t}$ は米国の $n=1,5,10$ 年満期の国債金利である。 q_t は量的緩和政策ダミーである。量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾が開始され国債金利に影響を及ぼした日を 1 (=2008/11/26, 2010/11/3) とし、それ以外を 0 とした変数である。 $p g_t$ は連邦公開市場委員会によって決定された政策金利目標とその実現値との乖離である。 $\Delta s t_t \equiv s t_t - s t_{t-1}$ で、 $s t_t$ は、米国の株式指数の値である。 $u_{n,t}$ は誤差項で不均一分散を仮定し、 v_t は標準正規分布に従うことと仮定している。

(2) 式における分散方程式の変数は次のようになる。 d_{it} ($i=1,2$) は量的緩和政策実行ダミーである。 d_{1t} は量的緩和政策第一弾実行ダミーで、量的緩和政策第一弾が実施されている期間 (=2008/11/26～2010/3/31) を 1 とし、それ以外の期間を 0 とする。また、 d_{2t} は量的緩和政策第二弾実行ダミーで、量的緩和政策第二弾が実施されている期間 (=2010/11/3～2011/6/30) を 1 とし、それ以外の期間を 0 とする。EGARCH モデルではボラティリティの持続性は c_3 の大きさで計られ、非対称性の大きさは c_2 で示される。³⁵ c_3 の大きさが 1 に近いと、ボラティリティに対するショックの持続性は大きくなる。 c_2 の値が負かつ統計的に有意であれば、負のショックはボラティリティに対して大きく影響を与える。なお、標準誤差は Bollerslev and Wooldridge (1992) の推定量を使用する。

34 ARCH モデルは Engle (1982) によって構築され、その後、Bollerslev (1986) によって GARCH モデルと拡張された。詳細は Bollerslev et al. (1992, 1994) を参照。

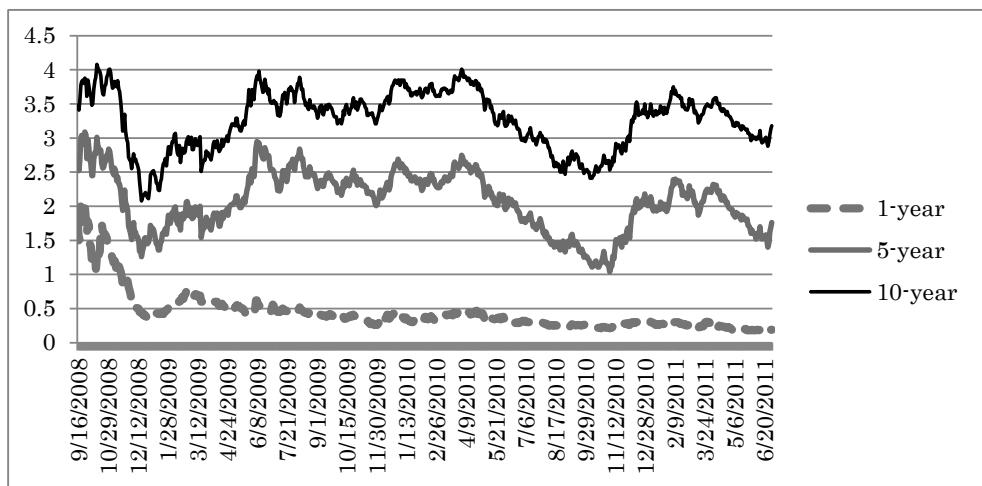
35 GARCH モデルでは分散方程式が、 $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}$ となり、ボラティリティの持続性は $\alpha_1 + \alpha_2$ の大きさで計られる。

V データ

FEDはリーマン・ショック後に、大規模な金融緩和政策を3回実行している。第1回目は2008年11月26日から2010年3月31日までに実行された、量的緩和政策第一弾である。第2回目は2010年11月3日から2011年6月30日までに実行された、量的緩和政策第二弾である。そして、第3回目は2012年9月13日から現在まで継続されている、量的緩和政策第三弾である。本分析の対象は2008年9月15日のリーマン・ブラザーズの破綻後にFEDによって実施された非伝統的金融政策となっているため、量的緩和政策第一弾(A)と量的緩和政策第二弾(B)が対象であり、分析期間は、(A)は、2008年9月16日から2010年3月31日までであり、(B)は、2010年4月1日から2011年6月30日までである。サンプルサイズは、(A)の場合は384、(B)の場合は315である。用いたデータは、1年物、5年物、10年物の米国国債金利(U.S. government securities, Treasury constant maturities)、米国の政策金利(Effective federal funds rate)、米国の株式指数(Dow Jones industrial-price index)の日次データである。データの出所は、1年物、5年物、10年物の米国国債金利と米国の政策金利は、Board of Governors of the Federal Reserve Systemのホームページである。米国の株式指数は、Thomson Reuters Datastreamである。

pg_t の加工は以下のように行った。

$$pg_t = ff_t - ft_t$$

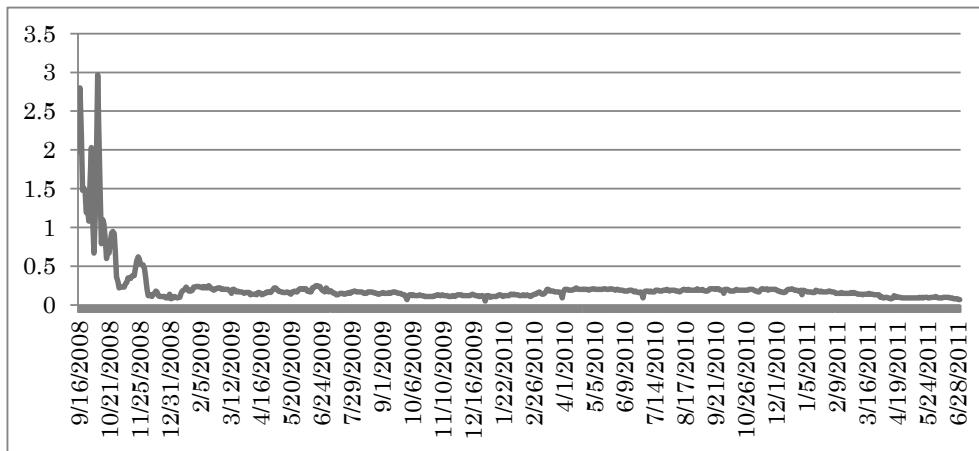


注: 2008年11月26日から2011年6月30日までの推移(%)。

出所: Board of Governors of the Federal Reserve System

第1図 金利の推移

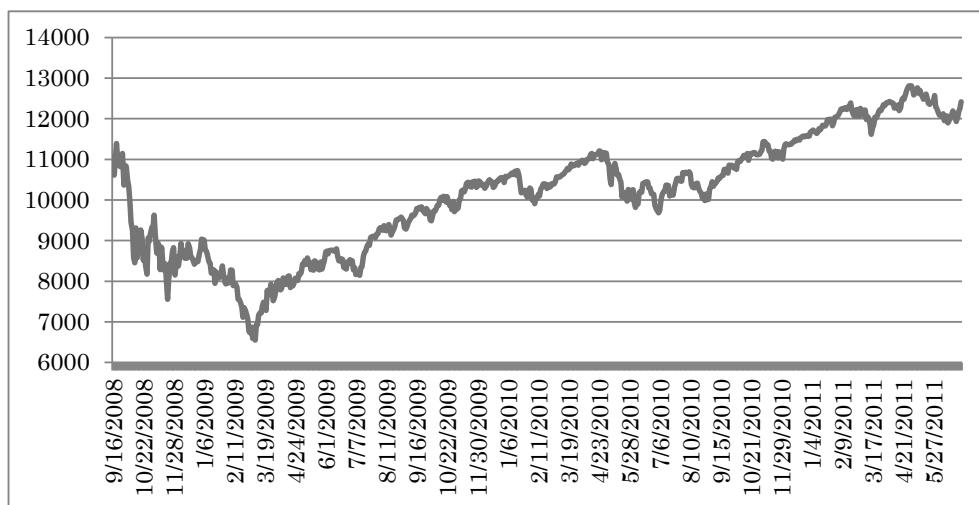
ただし、 ff_t は t 期の米国の政策金利の値であり、 f_{t*} は t 期の米国の政策金利目標の値である。第 1 図には、1 年物、5 年物、10 年物の米国国債金利をプロットしている。第 2 図には、米国の政策金利をプロットしている。第 3 図には、米国の株価をプロットしている。



注：2008年11月26日から2011年6月30日までの推移（%）。

出所：Board of Governors of the Federal Reserve System

第 2 図 政策金利の推移



注：2008年11月26日から2011年6月30日までの推移（%）。

出所：Thomson Reuters Datastream

第 3 図 株価の推移

VI 結果の解釈

本章では、分析手法の章で紹介した EGARCH モデルの分析手法を用いて、量的緩和政策第一弾（A）と量的緩和政策第二弾（B）に関する政策が短期、中期、長期の金利に対して及ぼした影響を検証し、得られた結果について考察する。

1.A の場合

量的緩和政策第一弾が短期金利、中期金利、長期金利に与えた影響を考察する。検定結果は第 1 表に示されている。第 1 表の上段は平均方程式の結果で、下段は分散方程式の結果である。最初に、平均方程式の結果から見ていくことにする。5 年物と 10 年物金利は q_t の係数が負で統計的に有意である。このことから 5 年物と 10 年物金利に対しては、量的緩和政策第一弾が実行されたことにより、金利水準が低下したことが確認された。 pg_{t-1} の係数は 1 年物金利、5 年物金利、10 年物金利の全てにおいて正で統計的有意な結果が得られた。これにより、政策金利が政策目標値よりも上回った（下回った）場合、次の期では金利水準が上昇（下落）することが確認された。 Δst_{t-1} の係数は 1 年物金利、5 年物金利、10 年物金利の全てにおいて統計的有意な結果が得られなかった。

次に、分散方程式の結果を見ていくことにする。10 年物金利では EGARCH モデルにおけるボラティリティの非対称性の効果が確認されたが、1 年物と 5 年物金利では確認されなかった。また、ボラティリティの持続性に関しては、1 年物と 10 年物金利は 0.9 を上回るが、5 年物金利は 0.1 である。1 年物と 5 年物金利は d_{1t} の係数が負で統計的に有意であるが、10 年物金利は正で統計的に有意である。このことから 1 年物と 5 年物金利に対しては、量的緩和政策第一弾が実行されたことにより、1 年物と 5 年物金利のボラティリティは低下し、10 年物金利のボラティリティは逆に上昇したことが確認された。

したがって、上記の結果をまとめると以下のようないくつかの結果が得られる。量的緩和政策第一弾は中期と長期金利の水準を下落させることに成功し、また、短期と中期金利のボラティリティを下落させることにも成功した政策だと判断できる。ただし、短期金利の水準の低下と長期金利のボラティリティの引き下げに関してまでは誘導できていない。金融市場と FED との関係については、インターバンク内での金利水準が高くなると次の期には市場金利も上昇し、逆に下がると市場金利も上昇することから、市場金利が FED の政策動向に対して敏感に反応していると判断できる。これは、市場参加者が中央銀行の政策に対して信用を置き、予想通りの行動で反応していることを意味する。

2.B の場合

次に、量的緩和政策第二弾が短期金利、中期金利、長期金利に与えた影響を考察する。

第1表 量的緩和政策の推定結果

	1-year	5-year	10-year
	平均方程式		
c	0.005*** (0.002)	0.010* (0.005)	0.018*** (0.004)
q_t	-0.005 (0.008)	-0.029*** (0.009)	-0.129*** (0.031)
pg_{t-1}	0.051*** (0.013)	0.075*** (0.027)	0.090*** (0.019)
Δst_{t-1}	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	分散方程式		
c_0	-0.536*** (0.167)	-3.858*** (0.916)	-0.020 (0.033)
$\left \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} \right $	0.160** (0.063)	0.278** (0.127)	-0.013 (0.052)
$\frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}}$	-0.036 (0.052)	0.186* (0.101)	0.075*** (0.025)
$\log(h_{n,t-1})$	0.915*** (0.033)	0.102 (0.215)	0.998*** (0.004)
d_u	-0.233** (0.112)	-0.980*** (0.332)	0.019* (0.011)

注：この表には、量的緩和政策第一弾の推定結果が報告されている。

() は標準誤差である。

***、**、* は、それぞれ、1%、5%、10% の水準で統計的に有意であることを示している。

検定結果は第2表に示されている。第2表の上段は平均方程式の結果で、下段は分散方程式の結果である。最初に、平均方程式の結果から見ていくことにする。5年物金利は q_t の係数が負で統計的に有意である。このことから中期金利に対しては、量的緩和政策第二弾が実行されたことにより、金利水準が低下したことが確認された。しかし、1年物と10年物金利は統計的有意な結果ではなかったため、効果が確認されなかった。 pg_{t-1} の係数は1年物金利、5年物金利、10年物金利の全てにおいて統計的有意な結果が得られなかった。 Δst_{t-1} の係数は1年物金利、5年物金利、10年物金利の全てにおいて負で統計的有意な結果が得られた。これにより、株価が上昇した（下回った）場合、次の期では金利水準が下落（上昇）することが確認された。

次に、分散方程式の結果を見ていくことにする。1年物金利、5年物金利、10年物金利の全てにおいて、EGARCH モデルにおけるボラティリティの非対称性の効果が確認されなかった。また、ボラティリティの持続性に関しては、1年物と10年物金利は0.9を上回るが、5年物金利は0.05である。1年物金利、5年物金利、10年物金利の全て

第2表 量的緩和政策の推定結果

	1-year	5-year	10-year
平均方程式			
c	0.000 (0.002)	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.008)
q_t	0.008 (0.007)	-0.031*** (0.005)	0.011 (0.042)
Pg_{t-1}	0.007 (0.018)	-0.013 (0.080)	-0.018 (0.076)
Δst_{t-1}	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)
分散方程式			
c_0	-0.514 (0.365)	-5.520 (3.728)	-0.448 (0.282)
$\left \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} \right $	0.195** (0.078)	0.114 (0.144)	0.124** (0.063)
$\frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}}$	-0.027 (0.071)	0.089 (0.096)	0.054 (0.047)
$\log(h_{n,t-1})$	0.958*** (0.040)	0.051 (0.643)	0.935*** (0.048)
d_u	0.007 (0.026)	0.301 (0.289)	-0.016 (0.020)

注：この表には、量的緩和政策第二弾の推定結果が報告されている。

() は標準誤差である。

***、**、* は、それぞれ、1%、5%、10% の水準で統計的に有意であることを示している。

において、 d_u の係数が統計的に有意でなかった。このことから、量的緩和政策第二弾が実行されたことにより、1年物金利、5年物金利、10年物金利の全ての金利のボラティリティを変化させるという効果が確認されなかった。

したがって、上記の結果をまとめると以下のようないくつかの結果が得られる。量的緩和政策第二弾は中期金利の水準を下落させることに成功させたが、短期金利、中期金利、長期金利のボラティリティを下落させることには成功させることができなかつたと判断できる。金融市場と FED との関係については、市場金利が FED の政策動向に対して反応していることが確認できなかつた。しかしながら、金融市場と資産市場との関係に着目すると、株価の変化と金利の変化が逆の関係にあることから、金融市場では株価が上昇し、景気の先行きが明るいと短期的に予想されても、FED が量的緩和を継続する限りにおいては、金融緩和策を継続することで低金利期間が持続すると予測したと考えられる。

上記の分析結果を基に、経済学的な解釈を考えていく。FED はリーマン・ショック

後に大規模な金融緩和政策を2度実行し、終了した。3度目の金融緩和政策は現在も継続中である。米国の政策金利である Federal funds rate は、リーマン・ショック後の2008年10月7日に開催された連邦公開市場委員会で緊急利下げが決定され、1.5%へと、その後、2008年10月28、29日に開催された連邦公開市場委員会でさらに0.5%の引き下げにより1%へと、そして現在では、2008年12月15、16日に開催された連邦公開市場委員会でさらに引き下げられ、0-0.25%の水準となっている。もちろん、FED では伝統的な政策金利の引き下げによる金融緩和だけではなく、流動性の大量供給も並行して行った。それが量的緩和第一弾と量的緩和第二弾である。かつて、日本が1999年から2006年にかけて実行した非伝統的金融政策（ゼロ金利政策と量的緩和政策）と酷似した政策である。日本の非伝統的金融政策では政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）をほぼ0%の水準に誘導し、日本銀行当座預金残高目標額を経済情勢に応じ、30~35兆円まで引き上げ、政策金利の低下と流動性の供給の両方を行った。非伝統的金融政策では、「時間軸効果」、「ポートフォリオ・リバランス効果（資産再配置効果）」、「シグナル効果」、「金融システム安定化に関する効果」が期待される効果として挙げられ、それらの効果に関する研究論文が理論的・実証的に考察されてきた。その中で、意見の収斂が取れている効果として時間軸効果、金融システム安定化に関する効果が挙げられる。FEDにおいても大規模な金融緩和と金利との関係に着目をし、景気刺激を実施している。

本研究の分析では日次データを使用し、日々の政策行動所与として2度の大規模な金融緩和が市場に及ぼした影響を比較分析した。その結果、量的緩和政策第一弾の方が中長期的に市場金利の水準を低下させたことが確認できた。Gagnon et al. (2011a, 2011b)、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)においても、量的緩和政策第一弾が緩和効果をもたらした実証結果を示しているので、整合的な結果であると言える。また、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)においては、量的緩和政策第一弾の方が量的緩和政策第二弾よりも緩和効果が大きいことを確認しているので、本稿の結果と整合性が取れる。これらのことから、量的緩和政策第一弾は量的緩和政策第二弾と異なり、過去に前例がなく最初の政策であることのインパクトが大きく反応した可能性が大きいと考えられる。日本の量的緩和政策と比較しても、量的緩和政策の導入は市場金利を十分に低下させる効果を持つと言える。

次に、市場金利のボラティリティに関しては、量的緩和政策第一弾は引き下げているが、量的緩和政策第二弾ではそうした効果が確認できなかった。この結果に関して

も、市場金利の水準と同じように、最初のインパクトがあるか、否かで効果が異なっていると考えられるが、量的緩和政策第一弾では長期金利のボラティリティを上昇させている。これは短期金利と中期金利の反応と異なっている。こうした現象が生じた理由として、市場の将来予想における不確実性が影響していると考えられる。市場では、FED が大規模な金融緩和を行うことで中長期的な金利水準の低下を予想したもの、長期的なリスクをカバーしたとまでは考えられていないことが予想できる。この結果と日本の量的緩和政策の結果とを比較すると、英 (2011c) では日銀当座預金残高の目標値を引き上げることで長期金利のボラティリティを引き下げる結果を示していた。よって、米国では長期のリスクを取るような政策がさらに必要であったと言える。

以上より、米国の量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾の効果を比較した結果、量的緩和政策第一弾の方が市場金利の水準とボラティリティの両方に対して、FED が想定した効果を生んでいたと考えられる。

VII おわりに

本稿では、リーマン・ショック後に FED が採用した量的緩和政策第一弾と量的緩和政策第二弾によって市場金利がどのように反応したかを、EGARCH モデルの手法を用いて分析した。その際、金利のデータとして短期金利として 1 年物の米国国債金利、中期金利として 5 年物の米国国債金利、長期金利として 10 年物の米国国債金利の日次データを用いた。得られた分析結果をまとめると以下になる。

- 1 : 量的緩和政策第一弾は、中期金利と長期金利の水準を引き下げるとともに、短期金利と中期金利のボラティリティを引き下げることが確認できた。
- 2 : 量的緩和政策第二弾は、すべての金利である短期金利、中期金利、長期金利の水準を引き下げることも、また、それぞれの金利のボラティリティを引き下げることも確認できなかった。

上記の結果から、FED が非伝統的金融政策として、市場に対して大規模に流動性を提供したことで最初の量的緩和政策は市場に対して有意な影響を与えていたことが分かった。しかしながら、2 度目の量的緩和政策は市場に関しては、予想と異なる結果を示した。このことから、量的緩和政策第二弾に関する政策効果として、市場に対してより緩和的な効果を生むまでには至っていないかったと結論付けられる。

本稿の分析を通じて、幾つかの欠点も存在する。今回の分析では、金利の変化をより詳細に考察するために必要なリスク（流動性プレミアムや信用プレミアム）への影響が

分析されていないこと、将来予測に関する変数の選択に関する分析が十分にされていないことが挙げられる。それら使用データ面での拡充とともに、更なる精微な分析が将来の課題である。

参考文献

- [1] Baba, N., Nakashima, M., Shigemi, Y. and Ueda, K., (2006) The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market, *International Journal of Central Banking*, Vol.2, No.1, PP.105-135.
- [2] Bernanke, B., Reinhart, V. and Sack, B., (2004) Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment, *Bookings Papers on Economic Activity*, Vol.35, No.2, PP.1-78.
- [3] Bernanke, B. and Kuttner, KN., (2003) What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?, *Journal of Finance*, Vol.60, No.3, PP. 1221-57.
- [4] Board of Governors of the Federal Reserve System (2008a) 「Monetary Policy Releases (2008年11月25日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ , <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20081125a.htm> (2012/11/23)。
- [5] Board of Governors of the Federal Reserve System (2008b) 「Monetary Policy Releases (2008年11月25日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ , <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20081125b.htm> (2012/11/23)。
- [6] Board of Governors of the Federal Reserve System (2008c) 「2008 FOMC Meetings Monetary Policy Releases (2008年12月15、16日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ , <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20081216b.htm> (2012/11/23)。
- [7] Board of Governors of the Federal Reserve System (2009) 「2009 FOMC Meetings Monetary Policy Releases (2009年3月17、18日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ , <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20090318a.htm> (2012/11/23)。
- [8] Board of Governors of the Federal Reserve System (2010a) 「2010 FOMC Meetings Monetary Policy Releases (2010年3月16日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ , <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20100316a.htm> (2012/11/23)。

- [9] Board of Governors of the Federal Reserve System (2010b) 「2010 FOMC Meetings Monetary Policy Releases (2010年11月2、3日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ, <http://www.federalreserve.gov/news/press/monetary/20101103a.htm> (2012/11/23)。
- [10] Board of Governors of the Federal Reserve System (2011a) 「2011 FOMC Meetings Monetary Policy Releases (2011年4月26、27日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ, <http://www.federalreserve.gov/news/press/monetary/20110427a.htm> (2012/11/23)。
- [11] Board of Governors of the Federal Reserve System (2011b) 「2011 FOMC Meetings Monetary Policy Releases (2011年6月21、22日)」 Board of Governors of the Federal Reserve System ホームページ, <http://www.federalreserve.gov/news/press/monetary/20110622a.htm> (2012/11/23)。
- [12] Bollerslev, T., (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, Issue 3, PP. 307-327.
- [13] Bollerslev, T., Chou, R.Y., and Kroner, K.F., (1992) ARCH Modeling in Finance, *Journal of Econometrics*, Vol. 52, Issues 1-2, PP. 5-59.
- [14] Bollerslev, T., Engle, R.F., and Nelson, D.B., (1994) ARCH Models, in Engle, R.F. and McFadden, D.M. (eds.), *The Handbook of Econometrics*, Vol. 4. North-Holland, Amsterdam.
- [15] Bollerslev, T. and Wooldridge, J.M., (1992) Quasi Maximum Likelihood Estimation. and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances, *Econometric Reviews*, Vol. 11, Issues 2, PP. 143-172.
- [16] Engle, R.F., (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, PP. 987-1007.
- [17] Cook, T. and Hahn, T., (1989) The Effects of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970's, *Journal of Monetary Economics*, Vol.24, No.3, PP.331-351.
- [18] Gagnon, J.E., Raskin, M., Remache, J. and Sack., (2011a) The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases, *International Journal of Central Banking*, March, PP.3-43.
- [19] Gagnon, J.E., Raskin, M., Remache, J. and Sack., (2011b) Large-Scale Asset Purchases by

- the Federal Reserve: Did They Work?, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, Vol.17, No.1, PP.41-59.
- [20] Hamilton, J.D. and Wu, J.C., (2012) The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.44, No.1, PP.3-46.
- [21] Honda, Y. and Kuroki, Y., (2006) Financial and Capital Markets' Responses to Changes in the Central Bank's Target Interest Rate: The Case of Japan, *Economic Journal*, Vol.116, Issue.513, PP.812-842.
- [22] Krishnamurthy, A and Vissing-Jorgensen, A., (2011) The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy, *NBER Working Paper* No. 17555, PP.1-47.
- [23] Kuttner, KN., (2001) Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market, *Journal of Monetary Economics*, Vol.47, No.3, PP.523-544.
- [24] Nelson, D.B., (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns:A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, PP. 347-370.
- [25] Oda, N. and Ueda, K., (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*, Vol.58, No.3, PP. 473-489.
- [26] Okina, K. and Shiratsuka, S., (2004) Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates, *North American Journal of Economics and Finance*, Vol.15, PP.75-100.
- [27] 福田慎一「非伝統的金融政策－ゼロ金利政策と量的緩和政策－」『フィナンシャル・レビュー』（財務省財務総合政策研究所）第99号, 2010年, 9-34ページ。
- [28] 英邦広「量的緩和政策下でのコミットメント条件の明確化と市場の予想形成」『同志社商学』（同志社大学）第61巻第4・5号, 2010年, 90-107ページ。
- [29] 英邦広「ゼロ金利政策と量的緩和政策のアナウンスメント効果の検証」『同志社商学』（同志社大学）第62巻第5・6号, 2011a年, 105-137ページ。
- [30] 英邦広「量的緩和政策下での日銀当座預金残高と為替レートの関係」『同志社商学』（同志社大学）第63巻第3号, 2011b年, 91-111ページ。
- [31] 英邦広「日銀当座預金残高目標の引き上げによる長短金利差への影響」『金融経済研究』第32号, 2011c年, 78-95ページ。

- [32] 伊藤隆康『長期金利と中央銀行－日本における金利の期間構造分析－』日本評論社, 2005年, 11-31ページ。
- [33] 地主敏樹・小巻泰之・奥山英司『世界金融危機と欧米主要中央銀行－リアルタイム・データと公表文章による分析－』晃洋書房, 2012年, 1-221ページ。
- [34] 中島上智・服部正純「新日銀法10年間における情報発信の影響に関する一考察」『金融研究』(日本銀行金融研究所) 第29卷第2号, 2010年, 1-26ページ。
- [35] 日本銀行 (1999a) 「金融政策決定会合議事要旨 (1999年2月12日開催分)」日本銀行ホームページ, <http://www.boj.or.jp/type/release/teiki/giji/g990212.htm> (2010/6/24)。
- [36] 日本銀行 (1999b) 「総裁定例記者会見 (1999年4月13日) 要旨」日本銀行ホームページ, <http://www.boj.or.jp/type/press/kaiken/kako/kk9904a.htm> (2010/6/24)。
- [37] 日本銀行 (2000) 「金融政策決定会合議事要旨 (2000年8月11日開催分)」日本銀行ホームページ, <http://www.boj.or.jp/type/release/teiki/giji/index.htm> (2009/11/18)。
- [38] 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)」日本銀行ホームページ, <http://www.boj.or.jp/type/release/teiki/giji/index.htm> (2009/11/18)。
- [39] 日本銀行 (2003) 「金融政策決定会合議事要旨 (2003年10月9日、10日開催分)」日本銀行ホームページ, <http://www.boj.or.jp/type/release/teiki/giji/index.htm> (2009/11/18)。
- [40] 日本銀行 (2006) 「金融政策決定会合議事要旨 (2006年3月9日開催分)」日本銀行ホームページ, <http://www.boj.or.jp/type/release/teiki/giji/index.htm> (2009/11/18)。
- [41] 小宮隆太郎・日本経済研究センター編『金融政策論議の争点』日本経済新聞社, 2002年, 181-206ページ。
- [42] 千田隆「ゼロ金利下における金融政策のアナウンスメント効果：金融政策当局による政策金利変更効果と声明効果」『廣島大學經濟論叢』(広島大学)第30卷第1号, 2006年, 11-24ページ。
- [43] 白川方明『現代の金融政策－理論と実際－』日本経済新聞出版社, 2008年, 343-392ページ。
- [44] 竹田陽介・小巻康幸・矢島康次『期待形成の異質性とマクロ経済政策：経済主体はどこまで合理的か』東洋経済新報社, 2005, 231-261ページ。
- [45] 植田和男『ゼロ金利との闘い』日本経済新聞社, 2005年, 13-196ページ。
- [46] 鵜飼博史「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』(日本銀行金融研究所) 第25卷第3号, 2006年, 1-54ページ。