

世界金融危機と欧州中央銀行の対応

英 邦 広[†]

概要

本稿は、リーマン・ショック以前に欧州で起きた2つの金融ショック—ドイツ産業銀行・ショックとパリバ・ショック—がドイツ、フランス、イタリア、オランダ各国の株式市場に与えた影響を分析した。その結果、パリバ・ショックがドイツ、フランス、イタリアの株価を下落させることが確認できた。次に、欧州中央銀行がリーマン・ショックを含む金融危機に対して実行した金融緩和政策が各国の株式市場でどのように反応したかを分析した。その結果、政策金利の引き下げや市場に流動性を供給する金融緩和政策の実行により、各国の株価が上昇することを確認することはできなかった。

I はじめに¹

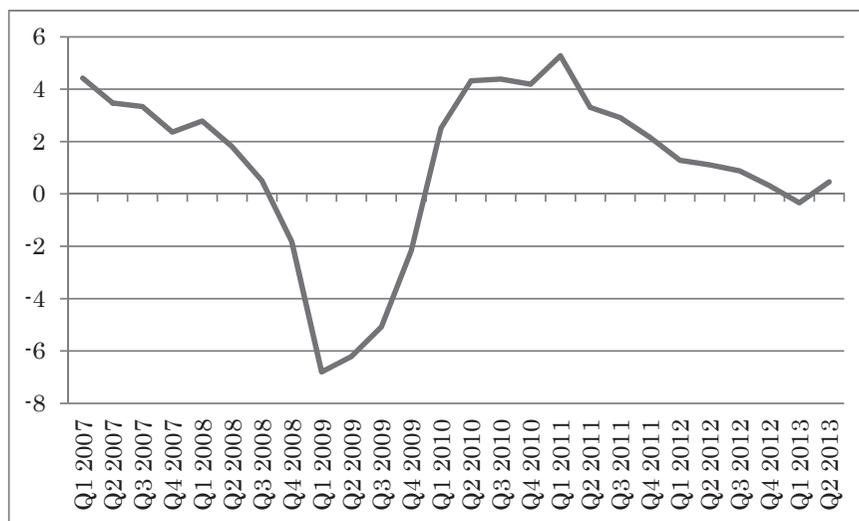
2000年代前半に起きた今次の世界金融危機の原因となったのは、米国住宅市場のバブル生成と崩壊の一連の出来事と考えられる。米国の住宅価格は1990年代後半から上昇し、2006年をピークに下落していった。当時の William Jefferson Clinton 元大統領（42代）の時代には、持ち家比率を上昇させることを重要な国内政策として掲げ、住宅ローンを組む上での審査の緩和を実行した。また、続く、George W. Bush 元大統領（43代）の時代にも、持ち家比率推進政策は続き、住宅減税、低所得者層向け住宅ローン頭金の政府融資等が実行された。こうした住宅推進政策に伴う規制緩和とサブプライム（住宅ローン（subprime lending/subprime mortgages））の推進により、住宅バブルが生成し

[†] 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, 2013) 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) が詳しく説明を行っている。本稿の説明も地主他 (2012) に負うところが大きい。

た。² 2006年頃になると、住宅価格の上昇が止まり、下落が起きると、サブプライム(住宅)ローンの破綻が懸念されるようになり、返済不能問題が現実化した。こうしたサブプライム(住宅)ローンを組み込んで組成した仕組債を購入していた多くの金融機関では打撃を受ける結果となった。特に、フランスのパリバ傘下のヘッジファンドではこのような仕組債を大量に購入していたため、多額の損失を理由に、顧客からの引き下ろし要求を停止することとなった。これが、2007年に欧州で起きたパリバ・ショックである。また、パリバ・ショックが起きる前に、IKB ドイツ産業銀行も仕組債による損失のため、経営危機を同年に公表した。第1図から第12図に、2007年から2013年までの欧州地域一部(ドイツ、フランス、イタリア、オランダ)のGDP成長率、インフレ率、貿易比率を載せてある。³ これらの図から、パリバ・ショックが起きた2007年からその後のリーマン・ブラザーズが破綻した2008年以降にかけて欧州地域ではかなりの経済的打撃を受けていたことが分かる。

金融危機をより深刻化させた要因として、2008年9月のリーマン・ブラザーズ(Lehman Brothers Holdings Inc.)の破綻が挙げられる。リーマン・ブラザーズの破綻



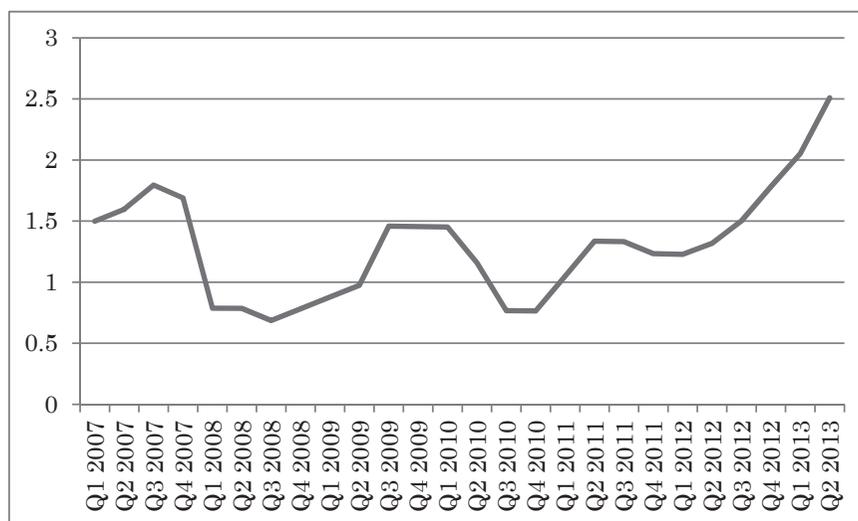
出所: Thomson Reuters Datastream

第1図 ドイツのGDP成長率

- 2 サブプライム(住宅)ローンとは、必ずしも、低所得者向けということではなく、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、返済初期の2~3年間の返済金額は低く抑えられているものの、その後は返済金額が上昇する形態であった。
- 3 貿易比率は輸出額と輸入額を足し、それをGDPで除して、作成している。

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）が打ち砕かれ、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。⁴ そうした信用市場の影響は、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。

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、世界の金融市場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り、新しい金融商品の安全性が低下することとなり、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



出所：Thomson Reuters Datastream

第2図 ドイツのインフレ率

4 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、ベアー・スター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（パーベスト・ダイナミックABS、BNPパリバABSユーリポー、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ベアー・スターンズの経営破綻が挙げられる。

融市場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。

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。⁵ 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。⁶ 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。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、金融緩和を実行した政策と位置付けることにする。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動に影響を及ぼす政策のことである。⁷ 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。⁸ 第13図に、欧州中央銀行の政策金利と為替レート推移を載せてある。

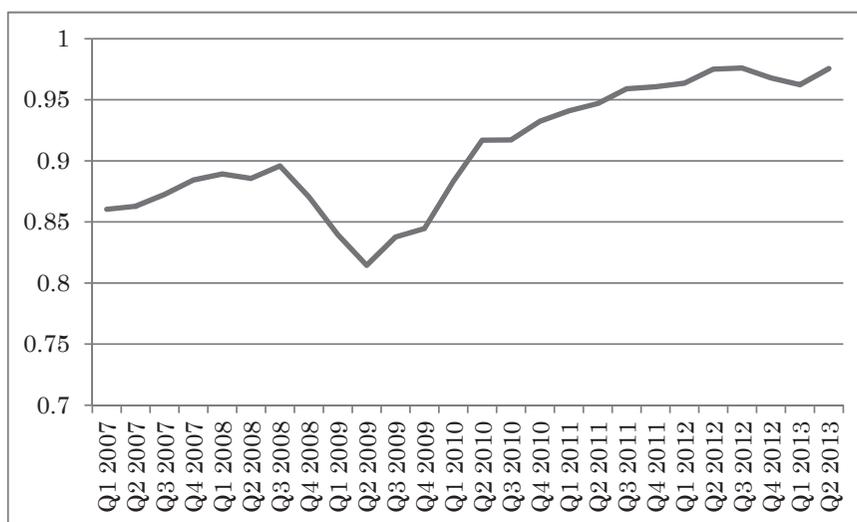
本稿では、2000年代前半に起きた世界的な金融危機の発端となった、サブプライム

5 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。

6 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、短期金融市場での機能低下を懸念してのことである。

7 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。

8 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。



出所：Thomson Reuters Datastream

第3図 ドイツの貿易比率

(住宅)ローンの返済不能問題とその後の金融機関への影響－IKB ドイツ産業銀行の経営危機の公表、パリバ傘下のヘッジファンドの顧客からの引き下ろし要求の停止、リーマン・ブラザーズの破綻－がドイツ、フランス、イタリア、オランダといった国々の株価に及ぼした影響を整理し、分析していく。最初に、IKB ドイツ産業銀行の経営危機の公表とパリバ傘下のヘッジファンドの顧客からの引き下ろし要求の停止によるニュースが各国の株価に対してどの程度影響を与えたかを、EGARCH (Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルで分析する。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。⁹ 次に、2007年から2009年にかけて起きた金融ショックに対して、欧州中央銀行が実行した政策金利の引き下げや資金供給といった金融緩和政策が、株価に対してどの程度影響を与えたかを、EGARCH モデルを使って分析する。先行研究との差別化は、金融データの特徴を捉えたモデルを適用することや緩和政策が実施された時期を包括的に分析することで図る。

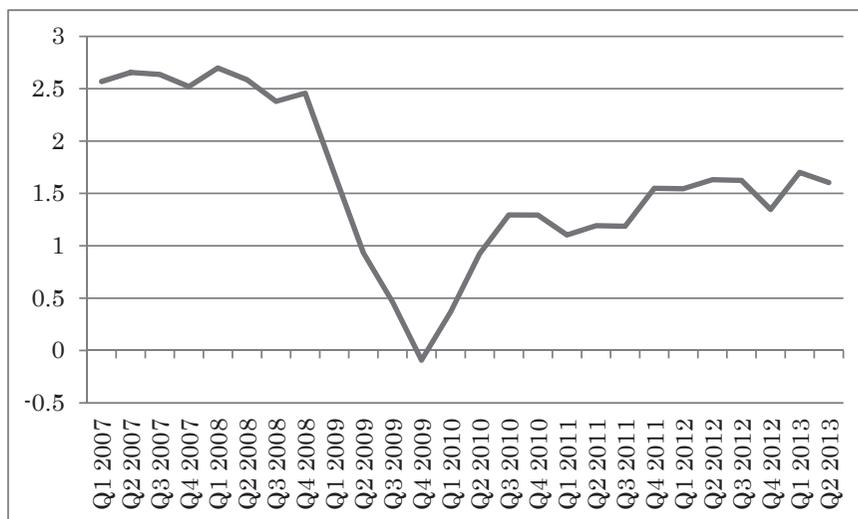
9 ファイナンスの分野では標準偏差もしくは、分散のことをボラティリティ (volatility) と言い、金融市場ではこのボラティリティが特徴的な動きをする。金融商品では価格が一度跳ね上がるとその後しばらくは高い水準が続いたり、低下するとその後しばらくは低水準が続いたりする、ボラティリティ・クラスタリング (volatility clustering) という状況が存在する。

本稿の構成は次のとおりである。まず、Ⅱ章で、主要な先行研究を挙げ、その分析内容や結果に触れる。Ⅲ章では2つの金融ショックの分析を行い、Ⅳ章では欧州中央銀行の政策効果を分析する。Ⅴ章で結語とする。



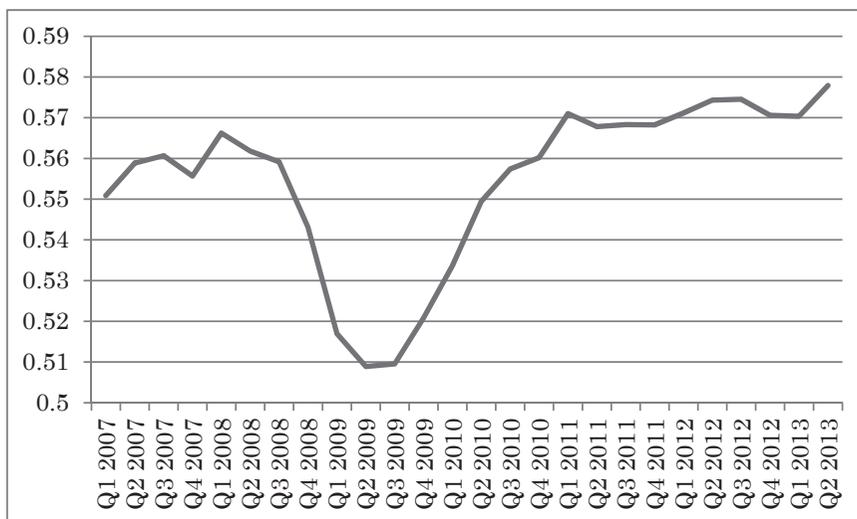
出所：Thomson Reuters Datastream

第4図 フランスのGDP成長率



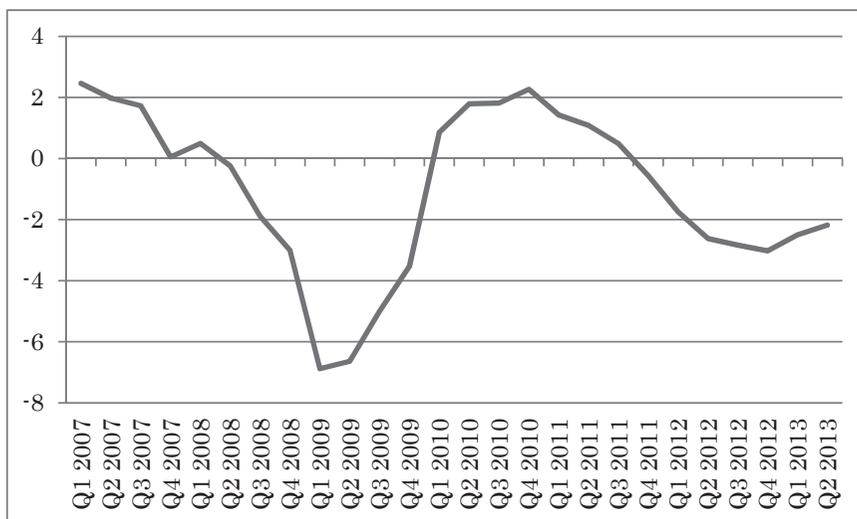
出所：Thomson Reuters Datastream

第5図 フランスのインフレ率



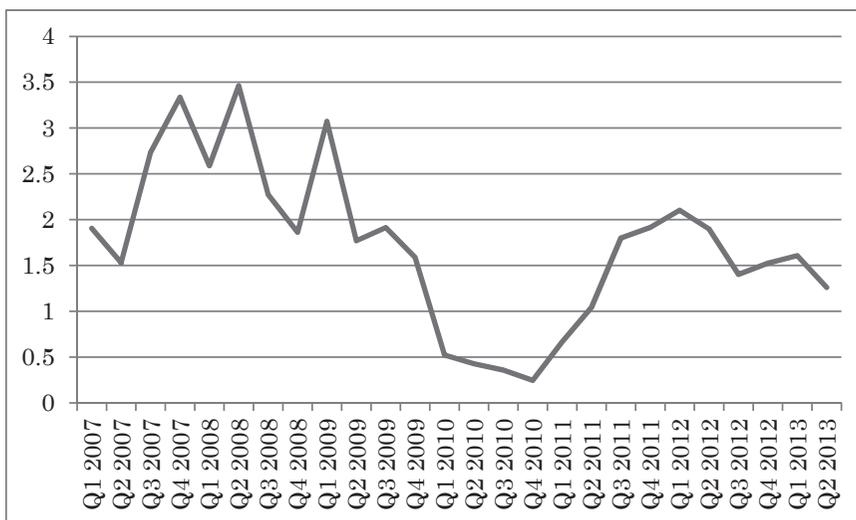
出所：Thomson Reuters Datastream

第6図 フランスの貿易比率



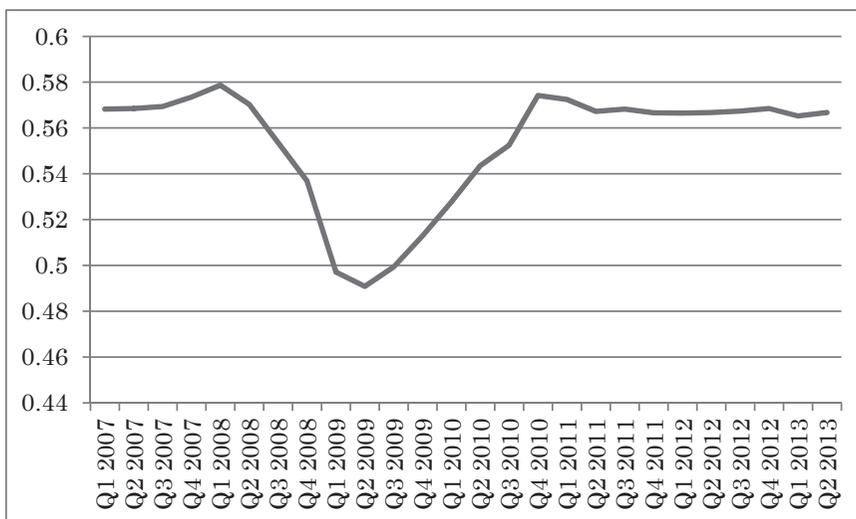
出所：Thomson Reuters Datastream

第7図 イタリアのGDP成長率



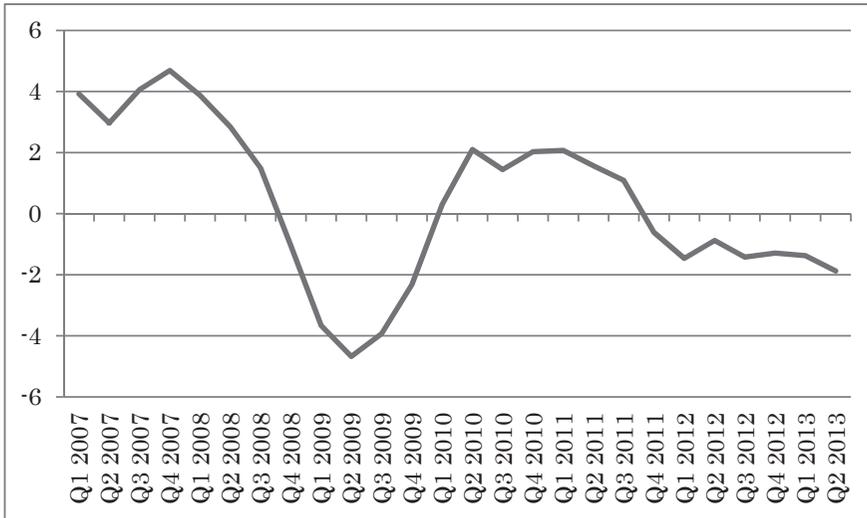
出所：Thomson Reuters Datastream

第8図 イタリアのインフレ率



出所：Thomson Reuters Datastream

第9図 イタリアの貿易比率



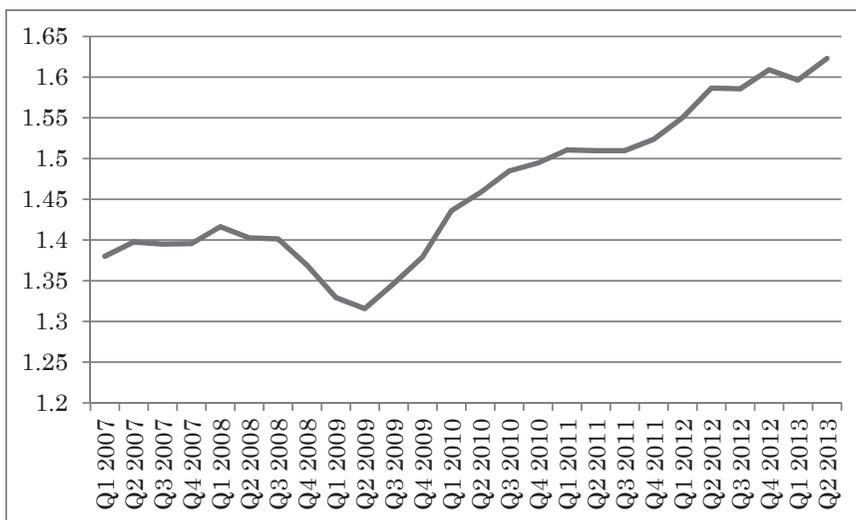
出所：Thomson Reuters Datastream

第10図 オランダの GDP 成長率



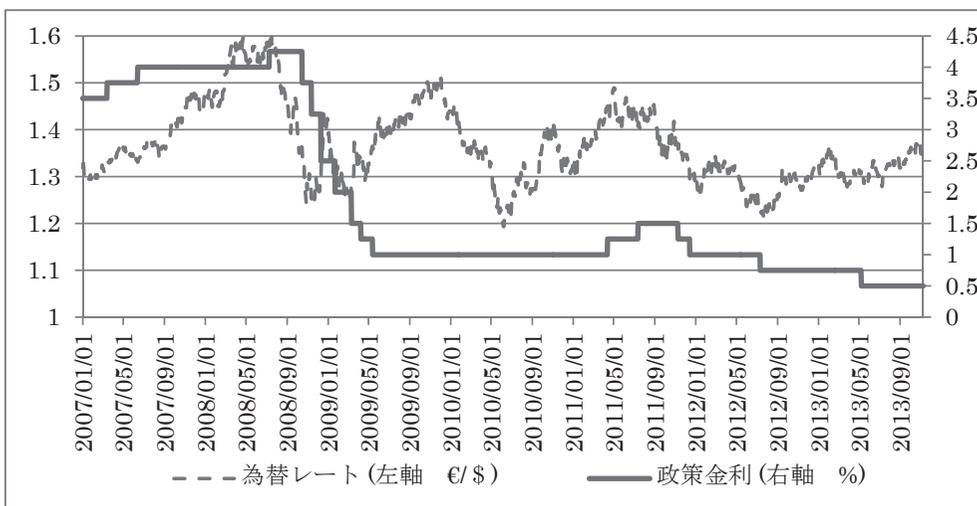
出所：Thomson Reuters Datastream

第11図 オランダのインフレ率



出所：Thomson Reuters Datastream

第12図 オランダの貿易比率



出所：Thomson Reuters Datastream

第13図 欧州中央銀行の政策金利と為替レートの推移

II 非伝統的金融政策に関する先行研究の紹介¹⁰

本節では、非伝統的政策の先行研究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いるので、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。

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、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、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。¹¹

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)、Baumeister and Benati (2013)、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

10 英 (2010, 2011a, 2011b, 2013) の説明に負うところが多い。

11 ポートフォリオ・リバランス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。

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。¹² Baumeister and Benati (2013) では、時変係数構造 VAR モデルを用いて、FED と BOE が実施した大規模な債券購入プログラムが長期国債の利回りに与えた影響を分析している。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。

Ⅲ 2つの金融ショックの影響¹³

本節では、リーマン・ショック以前の金融ショックである、ドイツ産業銀行・ショックとパリバ・ショックがドイツ、フランス、イタリア、オランダ各国の株価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使用し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。¹⁴

$$st_{n,t} = c + \varphi_1 \Delta r_{n,t} + \varphi_2 ex_t + \varphi_3 D_{1,t} + \varphi_4 D_{2,t} + u_{n,t}, \quad (1)$$

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

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

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

(1) 式における平均方程式の変数は次のようになる。 $st_{n,t}$ は n (ドイツ、フランス、イタリア、オランダ) 国の株価の変化率である。 $\Delta r_{n,t}$ は n 国の長期金利の変化である。

12 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。

13 英 (2013) の説明に負うところが多い。

14 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。

ex_t は外国為替レートの変化率である。 $D_{1,t}$ はドイツ産業銀行・ショックを示すダミー変数である。 $D_{2,t}$ はパリバ・ショックを示すダミー変数である。上記の2つのダミー変数のうち、ドイツ産業銀行・ショックは、IKB ドイツ産業銀行が経営危機を公表した2007年7月30日を1とし、それ以外を0とした変数である。また、パリバ・ショックは、BNPパリバが傘下のファンド3つについて、新規募集と解約の凍結を公表した2007年8月9日を1とし、それ以外を0とした変数である。 $u_{n,t}$ 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を仮定している。

(2) 式における分散方程式に関しては、ボラティリティの持続性が c_3 の大きさに計られ、非対称性の大きさが c_2 で計られる。¹⁵ 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。

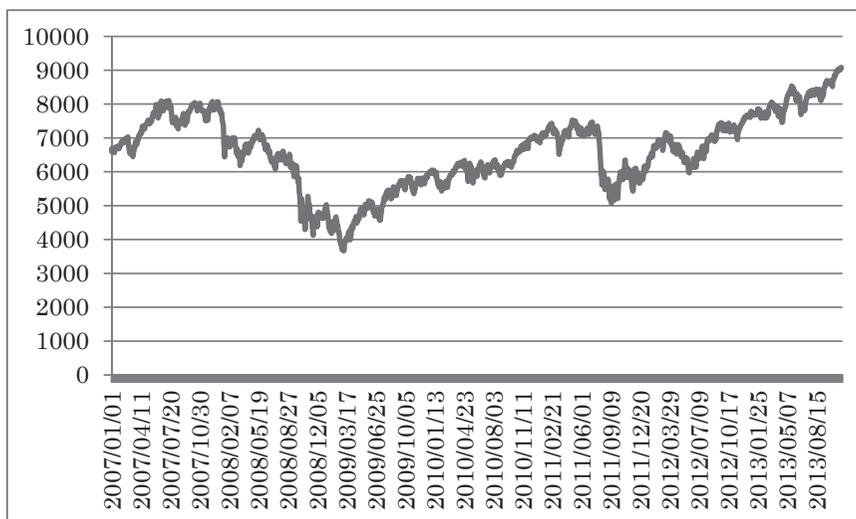
データの期間は2007年1月1日から2007年12月31日までの1年間としている。これは、ドイツ産業銀行・ショックとパリバ・ショックが同年の7月と8月に起こっているため、この年一年間を分析対象とした。ドイツの株価として DAX 指数を使用し、フランスの株価として CAC40 指数を使用し、イタリアの株価として FTSE MIB 指数を使用し、オランダの株価として AEX 指数を使用している。長期金利は各国の国債10年物金利を使用している。外国為替レートはユーロ・ドルを使用している。上記のデータはいずれも、日次データとなっている。第14図から第17図には、ドイツ、フランス、イタリア、オランダの株価を載せている。

分析結果は第1表に示してある。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。平均方程式の結果にのみ着目していくことにする。 ϕ_1 の係数はドイツ、フランス、イタリア、オランダのすべての国に関して正で統計的に有意である。これにより、長期金利の上昇(下落)が株価に対して0.1-0.2程度引き上げる(引き下げる)ことが確認できた。 ϕ_2 の係数はフランス、イタリア、オランダに関して正で統計的に有意である。これにより、為替レートの上昇(下落)が株価に対して0.3-0.4程度引き上げる(引き下げる)ことが確認できた。ただし、ドイツに関しては統計的に有意な結果が得られなかった。これは、他の3か国と比較してドイツが輸出主導型の国であることが原因かもしれない。為替レートの上昇、ここではユーロ高を示すため、輸出の減少が考えられる。

15 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 $\alpha_1 + \alpha_2$ の大きさに計られる。

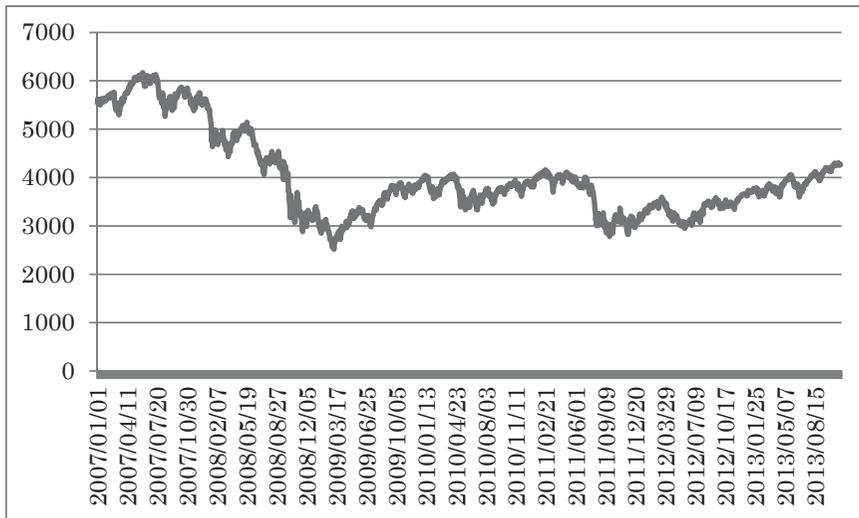
ϕ_3 の係数はフランスとイタリアに関して正で統計的有意であるが、ドイツとイタリアに関して正で統計的有意でない。これにより、ドイツ産業銀行・ショックはフランスとイタリアの株価を引き上げることが確認できた。 ϕ_4 の係数はドイツ、フランス、イタリアに関して負で統計的有意であるが、オランダに関して負で統計的有意でない。これにより、パリバ・ショックはドイツ、フランス、イタリアの株価を0.01程度引き下げることが確認できた。

上記の分析結果から、ドイツ産業銀行・ショックにより、ドイツ、フランス、イタリア、オランダの株価が下落することを確認することはできなかった。しかし、パリバ・ショックに関してはドイツ、フランス、イタリアの株価を下落させることを確認できた。これにより、パリバ・ショックはドイツ産業銀行・ショックよりも欧州経済に影響を与えるような金融ショックであることが確認された。



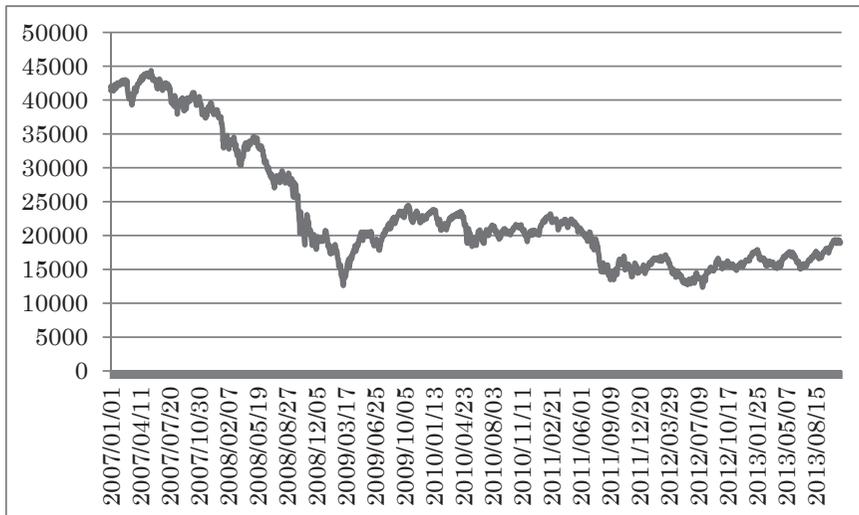
出所：Thomson Reuters Datastream

第14図 ドイツの株価



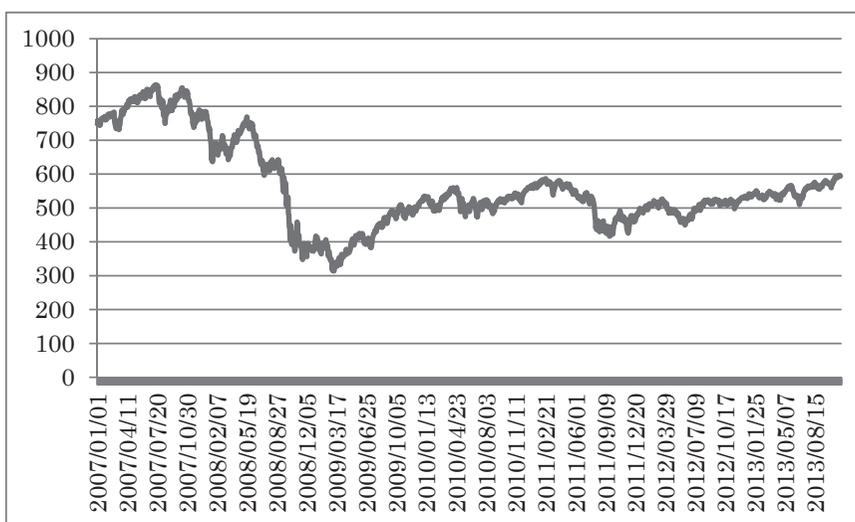
出所：Thomson Reuters Datastream

第15図 フランスの株価



出所：Thomson Reuters Datastream

第16図 イタリアの株価



出所：Thomson Reuters Datastream

第17図 オランダの株価

第1表 パリバ・ショックの推定結果

	ドイツ	フランス	イタリア	オランダ
平均方程式				
c	0.001 (0.292)	0.000 (0.682)	-0.001 (0.351)	0.000 (0.412)
φ_1	0.134 (0.000)	0.154 (0.000)	0.128 (0.000)	0.094 (0.000)
φ_2	0.224 (0.096)	0.335 (0.029)	0.314 (0.034)	0.360 (0.003)
φ_3	0.004 (0.070)	0.003 (0.001)	-0.001 (0.011)	0.007 (0.277)
φ_4	-0.012 (0.000)	-0.016 (0.000)	-0.007 (0.000)	-0.009 (0.436)
分散方程式				
c_0	-2.841 (0.238)	-9.392 (0.503)	-9.547 (0.876)	-0.597 (0.031)
c_1	0.141 (0.285)	0.100 (0.482)	0.010 (0.954)	0.042 (0.407)
c_2	-0.141 (0.137)	-0.010 (0.918)	0.010 (0.930)	-0.170 (0.001)
c_3	0.717 (0.004)	0.010 (0.995)	0.010 (0.999)	0.941 (0.000)

注：() はP値である。

IV 金融ショックに対する欧州中央銀行の政策対応

本節では、前節で分析した金融ショック以後（リーマン・ショック期を含む）の欧州中央銀行の対応策がドイツ、フランス、イタリア、オランダ各国の株価に与えた影響を分析する。使用する分析手法は前節と同じ、EGARCH モデルである。ただし、2つのタイプで分析する。2つのタイプの違いは、説明変数が異なることである。1つは、前節で使用した説明変数を基に分析する。2つ目は、1つ目で用いた長期金利を長短金利差に変更して分析する。長短金利差を使用することで将来の予想形成を明示的に含む形となる。

第1：長期金利を使用したモデル

$$st_{n,t} = c + \varphi_1 \Delta r_{n,t} + \varphi_2 ex_t + \varphi_3 pr_{1,t} + \varphi_4 pr_{2,t} + \varphi_5 m_t + u_{n,t}, \quad (3)$$

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

$$\log(h_{n,t}) = c_0 + c_1 \left| \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} \right| + c_2 \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} + c_3 \log(h_{n,t-1}), \quad (4)$$

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

第2：長短金利差を使用したモデル

$$st_{n,t} = c + \varphi_1 \Delta sp_{n,t} + \varphi_2 ex_t + \varphi_3 pr_{1,t} + \varphi_4 pr_{2,t} + \varphi_5 m_t + u_{n,t}, \quad (5)$$

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

$$\log(h_{n,t}) = c_0 + c_1 \left| \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} \right| + c_2 \frac{u_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} + c_3 \log(h_{n,t-1}), \quad (6)$$

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

(3) 式と (5) 式の説明変数は (1) 式と同じ変数を使用しているが、(1) 式では使用していなかった変数として、 $\Delta sp_{n,t}$ 、 $pr_{1,t}$ 、 $pr_{2,t}$ 、 m_t が挙げられる。 $\Delta sp_{n,t}$ は n (ドイツ、フランス、イタリア、オランダ) 国の長短金利差の変化である。長期金利は前節で使用した10年物金利を使用し、短期金利には n 国の1ヶ月物金利を使用している。 $pr_{1,t}$ は政策金利を引き上げた際のショックを示すダミー変数である。 $pr_{2,t}$ は政策金利を引き下げた際のショックを示すダミー変数である。上記の2つのダミー変数のうち、政策金利引き上げ・ショックは、政策金利の引き上げを実行した2008年7月9日を1とし、それ以外を0とした変数である。また、政策金利引き下げ・ショックは、政策金利の引き下げを実行した2008年10月15日、2008年11月12日、2008年12月10日、2009年1月21日、2009年3月11日、2009年4月8日、2009年5月13日を-1とし、それ以外を0とした変数である。 m_t は欧州中央銀行が金融緩和策を公表した際のショックを示すダミー変数であ

る。金融緩和策・ショックは、金融緩和策を公表した2007年8月10日、2007年8月13日、2007年8月22日、2008年3月20日、2008年9月15日、2008年9月16日、2008年9月18日、2008年9月18日、2008年9月29日、2008年10月7日、2008年10月8日、2008年10月13日、2009年5月7日を1とし、それ以外を0とした変数である。なお、(4)式と(6)式における分散方程式に関しては、(2)式と同じである。

データの期間は2007年8月9日から2009年12月31日までの約2年間としている。これは、パリバ・ショック以降の金融危機であるリーマン・ショックも含め、欧州中央銀行の対応とその効果を分析するためである。データはいずれも、日次データとなっている。

分析結果は第2表と第3表に示してある。各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、第1の長期金利を使用したモデルの結果を見ていくことにする。 φ_1 の係数はドイツ、フランス、イタリア、オランダのすべての国に関して正で統計的有意である。これにより、長期金利の上昇(下落)が株価に対して0.1-0.2程度引き上げる(引き下げる)ことが確認できた。 φ_2 の係数はドイツ、フランス、イタリア、オランダのすべての国に関して正で統計的有意である。これにより、為替レートの上昇(下落)が株価に対して0.3-0.6程度引き上げる(引き下げる)ことが確認できた。 φ_3 の係数はすべての国に関して正で統計的有意である。これにより、政策金利の上昇が株価を引き上げることが確認できた。欧州中央銀行は景気の過熱を見越してこの時期、政策金利を4%から4.25%へと0.25%引き上げたが、その効果としては正の方向へと反応した。このことは、欧州中央銀行の政策声明では、短期的に景気過熱を冷やすための政策効果が株価に波及していなかったと判断できる。 φ_4 の係数は正であるが、どの国においても統計的有意でない。これにより、政策金利の下落が株価を引き上げることが確認できなかった。欧州中央銀行は金融危機後数度にわたる政策金利の引き下げ、4.25%から3.75%へ、3.75%から3.25%へ、3.25%から2.5%へ、2.5%から2%へ、2%から1.5%へ、1.5%から1.25%へ、1.25%から1%へ実行したが、その効果としては、株価を有意に引き上げる方向には働かなかったと判断できる。 φ_5 の係数は負であるが、どの国においても統計的有意でない。これにより、欧州中央銀行が市場に流動性を供給したことで株価を引き上げる効果が得られなかったことが確認できた。欧州中央銀行は金融危機後数度にわたる金融緩和策(2007年8月10日に610億5000万ユーロ、2007年8月13日に476億6500万ユーロ、2007年8月22日に400億ユーロ、2008年3月20日に150億ドル、2008年9月15日に300億ユーロ、2008年9月16日に700億ユーロ、2008年9月18日に日米欧主要6中銀によるドル供給、2008年9月18日に日米欧主要6中銀によるドル供給、2008年9

月29日に日米欧主要10中銀によるドル供給、2008年10月7日に年末越えのためのドル供給、2008年10月8日に短期金融市場への資金供給拡大、2008年10月13日に日米欧主要5中銀による短期市場へのドル供給無制限、2009年5月7日に資金貸付期間を1年延長する緩和政策)を実行したが、その効果としては、株価を有意に引き上げる方向には働かなかったと判断できる。

次に、第2の長短金利差を使用したモデルの結果を見ていくことにする。 φ_1 の係数はドイツ、フランス、イタリア、オランダのすべての国に関して正で統計的有意である。これにより、長短金利差の上昇（下落）が株価に対して0.05-0.1程度引き上げる（引き下げる）ことが確認できた。 φ_2 の係数はドイツ、フランス、イタリア、オランダのすべての国に関して正で統計的有意である。これにより、為替レートの上昇（下落）が株価に対して0.3-0.5程度引き上げる（引き下げる）ことが確認できた。この結果は、第1のモデルの係数の値とほぼ同じである。 φ_3 の係数はすべての国に関して正で統計的有意である。これにより、政策金利の上昇が株価を引き上げることが確認できた。この結果も、第1のモデルの結果と同じであり、欧州中央銀行の景気過熱を抑制させる政策声明の効果として不十分であったと判断できる。 φ_4 の係数は正であるが、どの国においても統計的有意でない。これにより、政策金利の下落が株価を引き上げることが確認できなかった。この結果も、第1のモデルの結果と同じであり、欧州中央銀行が景気刺激のために行った政策声明の効果として不十分であったと判断できる。 φ_5 の係数はドイツに関して正であるが、フランス、イタリア、オランダに関しては負である。ただし、どの国においても統計的有意でない。これにより、欧州中央銀行が市場に流動性を供給したことで株価を引き上げる効果が得られなかったことが確認できた。この結果も、第1のモデルの結果と同じである。

上記の分析結果から、欧州中央銀行が想定した株価への影響に関しては短期的には実現することができなかったと考えられる。

第2表 パリバ・ショックの推定結果

	ドイツ	フランス	イタリア	オランダ
平均方程式				
c	0.000 (0.671)	0.000 (0.403)	-0.001 (0.072)	0.000 (0.744)
φ_1	0.141 (0.000)	0.149 (0.000)	0.118 (0.000)	0.146 (0.000)
φ_2	0.352 (0.000)	0.456 (0.000)	0.525 (0.000)	0.444 (0.000)
φ_3	0.012 (0.000)	0.020 (0.004)	0.019 (0.005)	0.018 (0.000)
φ_4	0.004 (0.500)	0.006 (0.259)	0.019 (0.075)	0.006 (0.235)
φ_5	-0.002 (0.729)	-0.005 (0.568)	-0.004 (0.577)	-0.005 (0.424)
分散方程式				
c_0	-0.215 (0.011)	-0.347 (0.006)	-0.189 (0.011)	-0.191 (0.009)
c_1	0.116 (0.001)	0.191 (0.000)	0.150 (0.000)	0.129 (0.001)
c_2	-0.136 (0.001)	-0.116 (0.002)	-0.101 (0.000)	-0.098 (0.000)
c_3	0.985 (0.000)	0.977 (0.000)	0.991 (0.000)	0.990 (0.000)

注：長期金利を使用したモデルの分析結果である。

() は P 値である。

第3表 パリバ・ショックの推定結果

	ドイツ	フランス	イタリア	オランダ
平均方程式				
c	0.000 (0.499)	-0.001 (0.261)	-0.001 (0.094)	0.000 (0.836)
φ_1	0.083 (0.000)	0.087 (0.000)	0.054 (0.005)	0.091 (0.000)
φ_2	0.384 (0.000)	0.483 (0.000)	0.493 (0.000)	0.452 (0.000)
φ_3	0.012 (0.000)	0.018 (0.004)	0.017 (0.009)	0.018 (0.000)
φ_4	0.008 (0.233)	0.011 (0.097)	0.022 (0.061)	0.009 (0.080)
φ_5	0.000 (0.956)	-0.002 (0.851)	-0.003 (0.770)	-0.003 (0.656)
分散方程式				
c_0	-0.297 (0.005)	-0.399 (0.001)	-0.227 (0.004)	-0.244 (0.000)
c_1	0.123 (0.004)	0.176 (0.000)	0.153 (0.000)	0.105 (0.021)
c_2	-0.144 (0.000)	-0.139 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0.130 (0.000)
c_3	0.976 (0.000)	0.969 (0.000)	0.987 (0.000)	0.981 (0.000)

注：長短金利差を使用したモデルの分析結果である。
() はP値である。

V まとめ

本稿では、リーマン・ショック以前に欧州で起きた2つの金融ショック - ドイツ産業銀行・ショックとパリバ・ショック - がドイツ、フランス、イタリア、オランダ各国の株式市場に与えた影響を最初に測定し、それから、欧州中央銀行がリーマン・ショックを含む金融危機に対して対応した金融緩和政策が各国の株式市場でどのように受け入れられたかを EGARCH モデルを使用して分析した。得られた分析結果をまとめると以下になる。

1：ドイツで起きたドイツ産業銀行・ショックにより、ドイツ、フランス、イタリア、オランダ各国の株価が下落することは確認できなかった。しかし、フランスで起きたパリバ・ショックに関してはドイツ、フランス、イタリアの株価を下落させることを確認できた。各国の株式市場では、パリバ・ショックの方がドイツ産業銀行・ショックよりも欧州経済を抑制させる金融ショックであると認識されていたことが確認できた。

2：欧州中央銀行による金融ショック発生後数度にわたる政策金利の引き下げが各国

の株価を引き上げる状況を生み出したことを確認することはできなかった。また、欧州中央銀行では政策金利の引き下げだけではなく、市場に流動性を供給する金融緩和政策を実行したが、各国の株価を引き上げる効果は得られなかったことが確認できた。

上記の結果から、欧州中央銀行が政策金利をほぼゼロの状態まで引き下げる政策を実行しながら、市場に大量の流動性を供給するという非伝統的金融政策を実行したが、各国の株式市場ではより緩和的な効果を生むまでには至っていな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、政策金利の一時的な効果や資金供給を公表した時点での効果を分析したため、政策が浸透していく効果が分析されていないこと、各国の中央銀行による政策行動が分析されていないこと、株式市場のみを対象として分析していることが挙げられる。上記のような課題を克服するための分析手法、使用データ、理論的根拠面での拡充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] Baumeister, C. and Benati, L., (2012) Unconventional Monetary Policy and the Great Recession: Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound, *Bank of Canada Working Paper*, 2012-21.
- [3] 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.
- [4] Bernanke, B. and Kuttner, KN., (2003) What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?, *Journal of Financ*, Vol.60, No.3, PP. 1221-57.
- [5] Bollerslev, T., (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, Issue 3, PP. 307-327.
- [6] 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.
- [7] 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.

- [8] 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.
- [9] Engle, R.F., (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, PP. 987-1007.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] Nelson, D.B., (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns:A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, PP. 347-370.
- [18] 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.

- [19] 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.
- [20] 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。
- [21] 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。
- [22] 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。
- [23] 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。
- [24] 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。
- [25] 英邦広「リーマン・ショック以降の米国金融市場の分析」『中京大学経済学論叢』（中京大学）第24号，2013年，119-142ページ。
- [26] 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。
- [27] 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。
- [28] 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巻第2号，2010年，1-26ページ。
- [29] 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」『広島大学経済論叢』（広島大学）第30巻第1号，2006年，11-24ページ。
- [30] 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。
- [31] 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巻第3号，2006年，1-54ページ。