

マイナス金利付き量的・質的金融緩和実施による 金融市場への影響に関する実証分析

英 邦 広[†]

I はじめに

2012年12月に第2次安倍内閣が誕生した。第2次安倍内閣での経済対策として「アベノミクス」が打ち出され、その後、実行されることとなった。アベノミクスは「3本の矢」から成り、その1つに、「大胆な金融政策」が掲げられていた¹⁾。2013年3月に白川方明日本銀行総裁(30代)が退任し、黒田東彦日本銀行総裁(31代)が新たに誕生することとなった。黒田総裁は日本銀行総裁に就任した後の2013年4月以降、アベノミクスで掲げられている大胆な金融政策と歩調を合わせるように大規模な金融緩和を実施した。日本銀行は2016年1月に「マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策」を実施する政策声明を発表するまで、「量的・質的金融緩和政策」を実施した。量的・質的金融緩和政策では、金融市場調節の主たる操作目標を無担保コールレート(オーバーナイト物)からマネタリーベースに変更し、資産買入れ方針を示し、CP(Commercial Paper)、社債、ETF(Exchange Traded Funds)、J-REIT(Japan-Real Estate Investment Trust)などの買入れも順次実施していった²⁾。その結果、大量の資金が市場に供給されることとなった。しかし、2%の「物価安定の目標」を実現することはできず、

[†]本研究は、公益財団法人全国銀行学術研究振興財団からの研究助成を受けた。また、JSPS科研費『非伝統的金融政策実施による所得・消費格差に関する研究』(16K17149)、『金融政策正常化を規定する社会経済的要因を考慮したマクロ経済分析：理論・実証・歴史』(16H03618)からも研究助成を一部受けた。本稿は、福田勝文先生(広島大学)から有益なコメントを頂いた。なお、筆者は、中京大学経済研究所の特任研究員でもある。本稿の説明は、英(2010, 2011a, 2011b, 2011c, 2018)に負う所が多い。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) 旧3本の矢は、デフレからの脱却と富の拡大を実現するための政策手段として打ち出され、残りの2つは、「機動的な財政政策」と「民間投資を喚起する成長戦略」である。
- 2) 2016年1月28日、29日に開催された日本銀行の政策委員会・金融政策決定会合で、「マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策」の導入が決定した。2016年9月20日、21日に開催された政策委員会・金融政策決定会合にて、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策」の導入を決定した。長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策はマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の効果を強化するための政策であり、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策開始から現時点(=2018年12月14日)に至るまで日本銀行当座預金残高にマイナスの金利を適用する政策が継続されている。

「量」と「質」だけではなく、「金利」の次元での金融緩和を追加したマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入を決定することとなった³⁾。マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策は、日本銀行当座預金残高に -0.1% の金利を適用する金融政策であり、それまで実施していた補完当座預金制度を改正することとなった⁴⁾。適用開始時期は2016年2月16日からである。ただし、 -0.1% の金利が適用されるのは日本銀行当座預金残高の一部だけで、その他に、 $+0.1\%$ の金利、 0% の金利が適用されるため、急激に民間金融機関の収益を低下させるとは限らない。しかし、マイナス金利の適用期間が長くなったり、マイナス金利の水準がさらに引き下げされたりするとその影響は大きくなることが予想される。

日本銀行は、1990年代初頭に資産価格バブル経済が崩壊した後、政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準を 0% 近辺まで引き下げ、市場に大量の流動性を供給する「非伝統的金融政策」を実行してきた⁵⁾。これにより、日本銀行はデフレ経済からの脱却と景気回復の実現を試みてきた。1990年代後半から現在までの日本経済を景気循環の面から観ると、「ITバブル（第13循環）」、「いざなぎ景気（第14循環）」、「デジャブ景気（第15循環）」、「アベノミクス景気（第16循環）」といった景気を経験してきていることが分かる。しかし、こうした景気を経験しても、現実には景気の良さを実感する人は少ないかもしれない⁶⁾。図1にはインフレ率、図2には経済成長率の推移を示している。この時期のインフレ率の推移を見ると、2001年から2013年にかけてデフレ基調であったが、2014年以降には物価が上昇傾向を示している。こうした現象が生じたのは、景気が回復して物価が上昇した可能性もあるが、2014年4月に消費税が 5% から 8% に引き上げられたことの影響の方が大きい。そこで、経済成長率の推移を見ることにする。2008年秋頃のサブプライムローン問題に端を発する金融経済危機と2011年3月に起きた東日本大震災の影響で一時的に下落をしているが、2001年から2012年にかけて 0% 近辺で推移している。2012年以降は、安定的なプラス成長で推移していることが分か

3) マイナス金利を付す政策（＝マイナス金利政策）は日本が初めて導入した政策ではなく、欧州地域ではすでに導入されている政策であった。デンマークでは2012年7月と2014年9月、スイスでは2014年12月、ユーロ圏では2014年6月、スウェーデンでは2015年2月に採用されていた。これらの国々では国内景気を回復させることを主とするのではなく、自国通貨高を防ぐことを主として導入していた。

4) 補完当座預金制度とは、日本銀行が金融機関等から受入れている当座預金のうち超過準備に利息を付す制度のことである。

5) 日本銀行は基準金利である公定歩合（現基準割引率または、基準貸付利率）の引き下げを1999年のゼロ金利政策以前に何度か実施している。また、日本銀行がこの間、採用したもしくは、採用中の政策として、ゼロ金利政策、量的緩和政策、包括的な金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策、長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策が挙げられる。非伝統的金融政策は、将来の予想短期金利の経路や将来の金融政策運営に関する市場の予想を変更する「時間軸政策」、中央銀行のバランスシートの規模を拡大する「量的緩和政策」、中央銀行が特定のリスク性資産を購入する「信用緩和政策」に分類される。

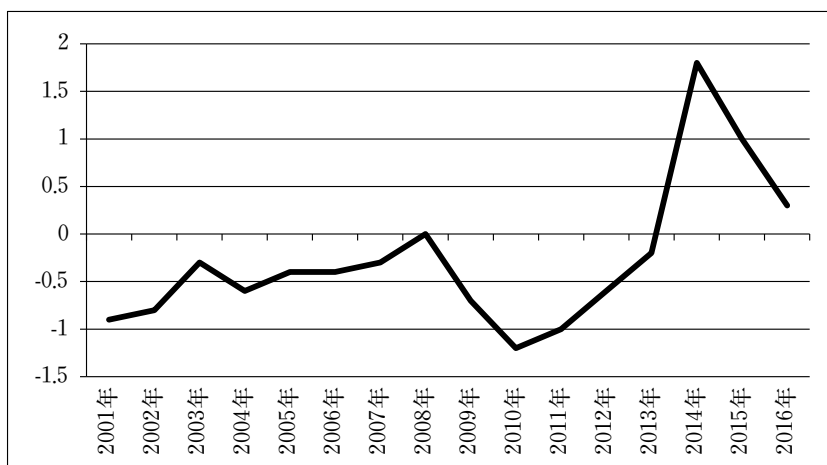
6) 理由の1つとして、非正規雇用が増加している、賃金上昇が行われない、などの雇用面と賃金面での先行き不安なことが挙げられる。

る。2013年以降の経済成長率の推移から、日本経済が転換したのは、アベノミクスと黒田総裁による大規模な金融緩和が少なからずとも、影響したのではないかと考えられる。

本稿では、日本銀行が2016年1月29日の政策委員会・金融政策決定会合の後に公表した、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入によって、金融市場（外国為替市場、国債市場、株式市場）がどのような反応を示したかをボラティリティ変動モデルを用いて検証することを目的とする。外国為替市場では取引量の多い円ドルレートを用いる。国債市場では20年物の金利を用いる。その理由は、分析期間中の短期（1年物まで）から中・長期（10年物まで）までが0%水準近辺までに低下しているため、より長期の金利を使用する必要が出てきたためである。株式市場では代表的な株価を示す、日経平均株価を用いる。マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の効果に着目をし、検証する理由としては、近年採用された政策であるため、研究の蓄積が少ないことである。また、1990年代後半以降市場に大量に流動性を供給してきた非伝統的金融政策に加え、マイナス金利を導入したことが金融市場でどのように受け入れられたか、期待に対する効果を明らかにするためである。マイナス金利政策に関する研究として、De Rezende (2017) と Kurowski and Rogowicz (2017) が挙げられる。De Rezende (2017) では、スウェーデンのマイナス金利政策導入に関する政策声明により、シグナル効果とポートフォリオ・リバランス効果が生じたことを検証している。Kurowski and Rogowicz (2017) では、欧州地域（ユーロ圏、スイス、デンマーク、スウェーデン）において、マイナス金利政策が導入されたことにより、システムック・リスク（Composite Indicator of Systemic Stress）が上昇してきていることを検証している。

本稿の主な結論を述べると、1番目に、外国為替市場において、マイナス金利付き量的・質

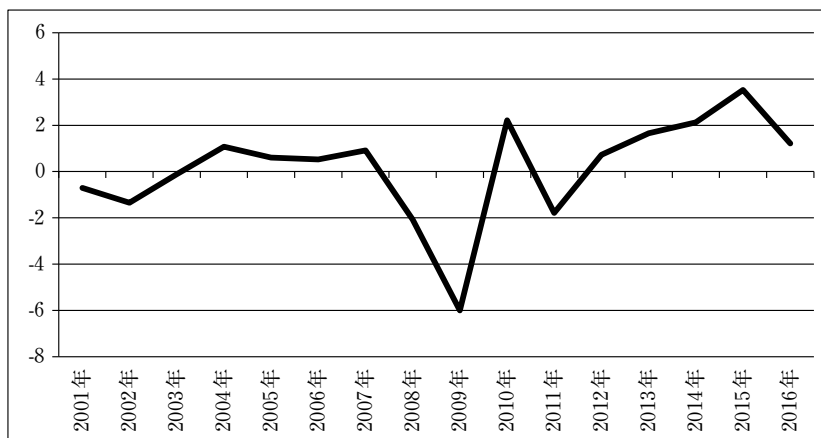
図1：インフレ率の推移



注：消費者物価指数（食料（酒類を除く）及びエネルギーを除く総合）の変化率（単位：%）である。

出所：内閣府

図2：経済成長率の推移



注：名目GDPの変化率（単位：%）である。
出所：内閣府

的金融緩和政策の導入に関する政策声明が発表されたことで、円安ドル高方向に誘導されたことが確認された。2番目に、国債市場において、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明が発表されたことで、金利水準の引き下げが確認された。3番目に、株式市場において、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明が発表されたことで、株価の上昇が確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。II節で、量的緩和に関する内容を説明する。III節で、実証分析で使用する、AR(1) - EGARCH(1,1) (Autoregressive(1) - Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity(1,1)) モデル分析の説明を行う。IV節で、分析に用いるデータの説明を行う。V節で、分析結果の解釈をする。VI節で、まとめとする。

II 量的緩和の流れ⁷⁾

日本銀行は、2000年8月11日の政策委員会・金融政策決定会合で「ゼロ金利政策」を解除することを決め、政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準を0.25%に変更した。その後、無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準を0.15%に引き下げ、2001年3月19日の政策委員会・金融政策決定会合で「量的緩和政策」を採用することを決めた。

7) 量的緩和の内容は、日本銀行が公表している金融政策決定会合議事要旨と金融政策決定会合議事録を参考にしている。詳細に関しては、日本銀行のホームページを参照。非伝統的金融政策の内容や効果の検証に関しては、鶴飼(2006)、竹田・矢嶋(2013)、Hanabusa(2010)、Baba *et al.*(2006)、福田(2010)、本多他(2010)、本多・立花(2011)を参照。

表1：日本銀行当座預金残高目標水準の変化

日付	政策内容
2001/3/19	量的緩和政策の開始 日本銀行当座預金残高目標の増加（4兆円→5兆円程度）
2001/8/14	日本銀行当座預金残高目標の増加（5兆円→6兆円）
2001/9/18	日本銀行当座預金残高目標の増加（6兆円→約6兆円）
2001/12/19	日本銀行当座預金残高目標の増加（約6兆円→10-15兆円）
2002/10/30	日本銀行当座預金残高目標の増加（10-15兆円→15-20兆円）
2003/3/20	福井日銀総裁の誕生
2003/4/30	日本銀行当座預金残高目標の増加（17-22兆円→22-27兆円）
2003/5/20	日本銀行当座預金残高目標の増加（22-27兆円→27-30兆円）
2003/10/10	日本銀行当座預金残高目標の増加（27-30兆円→27-32兆円）
2004/1/20	日本銀行当座預金残高目標の増加（27-32兆円→30-35兆円）
2006/3/9	量的緩和政策の解除

注：日本銀行のホームページを参照して作成している。

これにより、金融市場調節の操作目標が無担保コールレート（オーバーナイト物）から日本銀行当座預金残高に変更になり、その金額が5兆円程度に増額された。日本銀行当座預金残高の目標額は2006年3月8、9日の金融政策決定会合で量的緩和政策を解除することを決めるまで、数度引き上げられ、解除時点では30～35兆円程度までに引き上げられていた。開始時点で5兆円程度であった金額が、解除時点で6～7倍程度の30～35兆円程度までに増額されることとなり、市場に大量の流動性が供給されていたことが分かる。表1に日本銀行当座預金残高目標の引き上げの流れを示している。また、資産買入れに関して、長期国債の購入額は当初の月額4千億円から引き上げられ、2002年10月以降は月額1兆2千億円に引き上げられた。2003年7月から2006年3月にかけて、時限的な措置として資産担保証券の購入も行われた。不良債権問題への対応と金融システムの安定化を目的として、2002年10月に金融機関保有株式の買入れを2003年9月まで実施することも決定された。

量的緩和政策が解除された後、世界的な金融危機が発生し、その影響等もあり、2010年10月4、5日開催の政策委員会・金融政策決定会合で「包括的な金融緩和政策」が採用されることとなり、資産買入れの対象が、長期国債、国庫短期証券、CP、資産担保CP、社債、ETF、J-REITとされ、基金の規模が35兆円程度に設定されることとなった⁸⁾。

2013年4月3、4日開催の政策委員会・金融政策決定会合で、日本銀行は「量的・質的金融緩和政策」を採用することを決めた。金融市場調節の操作目標が無担保コールレート（オーバーナイト物）からマネタリーベースに変更され、マネタリーベースの金額が年間約60～70兆円増加するように決定された。長期国債買入れの拡大と年限長期化として、長期国債の保有残高

8) 内訳は、買入資産（5兆円程度）と固定金利方式・共通担保資金供給オペレーション（30兆円程度）となっている。また、買入れの開始から1年後を用途に、長期国債および国庫短期証券の買入合計を3.5兆円程度、CP、資産担保CPおよび社債の買入合計を1兆円程度となるように決めている。

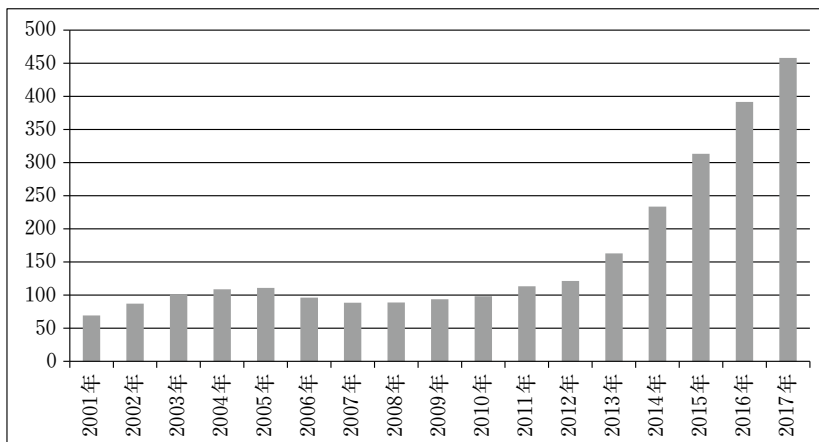
を年間約50兆円に相当するペースで増加させ、長期国債の買入れ対象を全ゾーンの国債とし、買入れの平均残存期間を3年弱から7年程度に変更した。ETFとJ-REITに関して、保有残高がそれぞれ、年間約1兆円、年間約300億円に相当するペースで増加するように買入れを行うことを決定した。その後、2014年10月31日開催の政策委員会・金融政策決定会合で、日本銀行は「量的・質的金融緩和政策」を継続、強化するために、マネタリーベースの金額を年間約80兆円増加させるように決定した。長期国債の保有残高を年間約80兆円に相当するペースで増加するよう買入れを行うように変更し、買入れの平均残存期間を7年～10年程度に変更し、2016年には7年～12年程度に変更した。ETFとJ-REITに関して、保有残高がそれぞれ、年間約3兆円、年間約900億円に相当するペースで増加するよう買入れを変更し、新たにJPX日経400に連動するETFを買入れの対象に加えた。CP等と社債等はそれぞれ、2013年末に約2.2兆円、約3.2兆円までに買入れた後は、その残高を維持することを決定した。

2016年1月28、29日開催の政策委員会・金融政策決定会合で、日本銀行は「マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策」を採用することを決め、マネタリーベースの金額は年間約80兆円増加する従来の方針を維持することとなった。さらに、その数ヶ月後の2016年7月28、29日開催の政策委員会・金融政策決定会合で、ETFの保有残高が、年間約6兆円に相当するペースで増加するよう買入れを行うように決定した。

2016年9月20、21日開催の政策委員会・金融政策決定会合で、日本銀行は「長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策」を採用することを決めた。なお、長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策は現時点で継続中の政策である。

上記で、2001年の量的緩和政策から現時点採用中の長短金利操作付き量的・質的金融緩和策での量的拡大を説明してきた。マネタリーベースの金額は、2014年10月31日開催の政策委員

図3：マネタリーベースの推移



注：平均残高 (単位：兆円) である。

出所：日本銀行

会・金融政策決定会合後、年間約80兆円増加するようになり、市場に大量の資金が供給されている。図3は、2001年から2017年までのマネタリーベースの推移を示している。2016年の7月には、その金額が400兆円を超え、現時点では約500兆円になっている。

Ⅲ 実証分析

日本銀行は2016年の初めにマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を開始した。本節では、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を開始する政策声明を発表したことで、金融市場（外国為替市場、国債市場、株式市場）がどのように反応したかを分析する。分析手法として、Ito (2003, 2004), Watanabe and Yabu (2013), 細野他. (2013) の為替決定式を修正した式に対し、EGARCHモデルを用いる。EGARCHモデルは、価格変動が激しい金融商品の特性を分析するのに適したモデルである。以下が、分析に用いるAR(1)-EGARCH(1,1)モデルである⁹⁾。EGARCHモデルは、Nelson (1991) によって開発されたモデルである。GARCHモデルではボラティリティの非対称性の効果を考慮することができないが、EGARCHモデルではボラティリティの非対称性の効果を考慮することができる。さらに、EGARCHモデルは対数化されたボラティリティを使用しているため、分散方程式に非負制約を仮定しなくてよい利点がある。

$$\Delta s_t = c + \varphi_1 \Delta s_{t-1} + \varphi_2 X_{t-1} + \varphi_3 N_t + u_t, \quad (1)$$

$$u_t = v_t \sqrt{h_t},$$

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

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

上記の(1)式は平均方程式で、(2)式は分散方程式である。ボラティリティの持続性は c_3 の値で、非対称性の大きさは c_2 の値で計測される。 c_3 の値が1に近くなると、ボラティリティに対するショックの持続性はその分大きくなる。 c_2 の値が負かつ統計的有意であれば、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ことになる。

平均方程式の変数は次のようになる。 $\Delta s_t \equiv s_t - s_{t-1}$ で、 s_t は外国為替レートの対数値、20年物利回りの対数値、日経平均株価の対数値である。 Δs_{t-1} は、 s_t の1期前の各金融市場におけるデータ（外国為替レートの対数値、20年物利回りの対数値、日経平均株価の対数値）の階差で

9) Engle (1982) によってARCHモデルは構築され、その後、Bollerslev (1986) によってGARCHモデルと拡張、そして、応用されることとなった。詳細に関しては、Bollerslev et al. (1994) とBollerslev and Wooldridge (1992) を参照。

ある。 ϕ_1 の符号は正であることが期待され、バンドワゴン効果を示す¹⁰⁾。 $X_{t-1} \equiv s_{t-1} - s_{t-1}^F$ で、 s_{t-1}^F は各変数における過去1年間分の移動平均の対数値である。 ϕ_2 の符号は負であることが期待され、これは中期的なmean-reversion効果を示す¹¹⁾。 N_t はマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策に関する政策声明ダミーである。マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の政策声明が発表された日を1 (=2016年1月29日)とし、それ以外を0とした変数である。さらに、政策声明による効果が持続する可能性もあるため、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策に関する政策声明が発表された当日と翌営業日を1 (=2016年1月29日, 2016年2月1日)とし、それ以外を0とした変数、また、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策に関する政策声明が発表された当日、翌営業日、翌々営業日を含め、3日間を1 (=2016年1月29日, 2016年2月1日, 2016年2月2日)とし、それ以外を0とした変数の3タイプのダミー変数を作り、各金融市場における影響を考察する。政策声明と金融市場との関係进行分析のために作成したダミー変数が日本銀行による政策声明が発表された当日を含み、1としている理由は、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入の公表が、2016年1月29日の12時38分で、当日中の取引に影響を与えたことが十分に考えられるからである。さらに、政策声明が与えた影響の持続性を分析するために、3日間という期間を設定した。次に、分散方程式に関して、 $u_{n,t}$ 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する。なお、標準誤差に関しては、Bollerslev and Wooldridge (1992)の推定量を使用する。

IV データの説明

本稿では、2013年4月以降、黒田総裁が実施した一連の金融緩和政策の中で、2016年1月に日本銀行が初めて導入したマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の効果を検証する。そのため、分析期間は、黒田総裁が日本銀行の総裁として金融政策決定会合を開催した2013年4月4日から長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策の開始を決定した2016年9月21日の金融政策決定会合の前日までとする。サンプルサイズは、849である。用いたデータは、外国為替レート(円ドルレートの終値)、20年物利回り(日本国債)、日経平均株価(日経225)の日次データである。表2には分析で使用する、外国為替レート、20年物利回り、日経平均株価に関する記述統計量を示している。歪度、尖度、Jarque-Bera統計量から、各データが正規分布に従っていないことが分かる。また、ADFから、各データが定常であることが分かる。ADF (Augmented Dickey-Fuller) はDickey and Fuller検定のことで、Dickey and Fuller (1979, 1981)によって提唱された。この結果から、EGARCHモデルで分析するのに適していると言える。

10) Ito (2003, 2004)を参照。

11) Ito (2003, 2004)を参照。

データの出所に関して、外国為替レートは、日本銀行のホームページである¹²⁾。20年物利回りは、財務省のホームページである¹³⁾。日経平均株価はYahoo!ファイナンスのホームページである¹⁴⁾。

表2：記述統計量

	外国為替レート	20年物利回り	日経平均株価
平均	0.00010	-0.00146	0.00034
標準偏差	0.00624	0.06700	0.01531
中央値	0.00035	0.00000	0.00078
歪度	-0.13603	-0.77967	-0.40803
尖度	6.09633	38.44270	6.51185
Jarque-Bera統計量	341.76710**	44523.57000**	459.84190**
P値	0.00000	0.00000	0.00000
ADF	-28.57529** (0)	-9.74599** (9)	-16.19117** (3)
サンプルサイズ	849	849	849

注：分析データ (Δs_t) に関する平均、標準偏差、中央値、歪度、尖度、Jarque-Bera統計量、ADF、サンプルサイズに関する表である。

P値はJarque-Bera検定統計量の値である。

ADFは定数項のみの単位根検定を示し、() の中の数字はラグ次数を示している。

*, ** は、それぞれ、5%、1%の有意水準で棄却されることを表している。

V 分析結果

V-1 外国為替レートの分析結果

表3には、AR(1) - EGARCH(1,1) モデルを使用し、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明を発表したことによる外国為替市場への影響を分析した結果が報告されている。表中の[A]は、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の政策声明を発表した日を1 (=2016年1月29日) とし、それ以外を0としたダミー変数を N_t とした場合の分析結果である。[B]は、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の政策声明を発表した日と翌営業日を1 (=2016年1月29日、2016年2月1日) とし、それ以外を0としたダミー変数を N_t とした場合の分析結果である。[C]は、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の政策声明を発表した日、翌営業日、翌々営業日を1 (=2016年1月29日、2016年2月1日、2016年2月2日) とし、それ以外を0としたダミー変数を N_t とした場合の分析結果である。

本節では、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明を発表

12) 日本銀行のホームページウェブアドレス：<https://www.boj.or.jp/> を参照。

13) 財務省のホームページウェブアドレス：<https://www.mof.go.jp/> を参照。

14) Yahoo!ファイナンスのホームページウェブアドレス：<https://finance.yahoo.co.jp/> を参照。

したことで、外国為替市場が統計的有意に反応したか、否かを分析する。さらに、統計的有意に反応した場合には、円安ドル高、もしくは、円高ドル安方向のどちらに誘導されたかを明らかにしていく。そのため、AR(1) - EGARCH(1, 1) モデルの平均方程式に着目をして、分析結果を見ていく。分析を行う前に事前検定として、ARCH-LM検定を行った。この検定はARCH効果が存在するかを分析する検定手法である。その結果、[A]、[B]、[C]の全てにおいて、ARCH効果が確認され、EGARCHモデルを使用する準備が整った。

最初に、 N_t の係数を見る。[A]では0.01925、[B]では0.01066、[C]では0.00687となっている。[A]と[B]は有意水準1%で有意な結果であるが、[C]は有意な結果でないことが分かった。これにより、外国為替市場は、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明により、2016年1月29日と2016年2月1日の2営業日間にわたって反応をし、円安ドル高方向に誘導されたことが確認された。

次に、 Δs_{t-1} の係数を見る。[A]では0.01444、[B]では0.01360、[C]では0.01519となっている。[A]、[B]、[C]の全てにおいて、統計的有意な結果でないことが分かった。これにより、バンドワゴン効果が支持されなかった。

最後に、 X_{t-1} の係数を見る。[A]では0.00012、[B]では0.00012、[C]では0.00012となっている。

表3：AR(1) - GARCH(1, 1) モデルの推計結果

	[A]	[B]	[C]
	平均方程式		
c	-0.00028 (0.00020)	-0.00028 (0.00020)	-0.00028 (0.00020)
Δs_{t-1}	0.01444 (0.03863)	0.01360 (0.03879)	0.01519 (0.03875)
X_{t-1}	0.00012** (0.00003)	0.00012** (0.00003)	0.00012** (0.00003)
N_t	0.01925** (0.00431)	0.01066** (0.00378)	0.00687 (0.00494)
	分散方程式		
c_0	-0.29666** (0.11017)	-0.29576** (0.10966)	-0.29473** (0.10900)
$\left \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $	0.14420** (0.03334)	0.14388** (0.03329)	0.14477** (0.03329)
$\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0.00782 (0.03184)	-0.00783 (0.03177)	-0.00627 (0.03179)
$\log(h_{t-1})$	0.98207** (0.00941)	0.98214** (0.00937)	0.98230** (0.00931)
ARCH-LM	11.77330**	11.85047**	12.03549**

注：表は外国為替レートの分析結果を報告している。

ARCH-LMは、残差に対してラグの長さを5とった場合のARCH検定統計量である。

()の中の数字は修正された標準誤差を示している。

*, ** は、それぞれ、5%、1%の有意水準で棄却されることを表している。

[A], [B], [C] の全てにおいて、符号が正で、有意水準 1% で有意な結果であることが分かった。しかし、この結果は、期待された符号と異なるため、mean-reversion 効果は支持されなかった。

V-2 20年物利回りの分析結果

表 4 には、AR (1) - EGARCH (1, 1) モデルを使用し、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明を発表したことによる国債市場への影響を分析した結果が報告されている。表中の [A], [B], [C] は、外国為替市場の分析と同様の意味を示している。

本節では、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明を発表したことで、国債市場が統計的に有意に反応したか、否かを分析する。さらに、統計的に有意に反応した場合には、金利水準を引き下げた、もしくは、金利水準を引き上げたかのどちらかに誘導されたかを明らかにしていく。そのため、AR (1) - EGARCH (1, 1) モデルの平均方程式に着目して、分析結果を見ていく。分析を行う前に事前検定として、ARCH-LM 検定を行った。その結果、[A], [B], [C] の全てにおいて、ARCH 効果が確認され、EGARCH モデルを使用

表 4 : AR (1) - GARCH (1, 1) モデルの推計結果

	[A]	[B]	[C]
	平均方程式		
c	-0.00110 (0.00083)	-0.00105 (0.00082)	-0.00113 (0.00083)
Δs_{t-1}	0.01815 (0.04701)	-0.00435 (0.04140)	0.00921 (0.04156)
X_{t-1}	0.00239 (0.00856)	0.00251 (0.00846)	0.00223 (0.00853)
N_t	-0.08757** (0.02951)	-0.08472** (0.02068)	-0.05621 (0.05041)
	分散方程式		
c_0	-0.35295** (0.04689)	-0.36825** (0.04879)	-0.36412** (0.04814)
$\frac{ u_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.36188** (0.04935)	0.37908** (0.05110)	0.37563** (0.05066)
$\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0.12333* (0.04876)	-0.11615* (0.04871)	-0.12693* (0.04980)
$\log(h_{t-1})$	0.98976** (0.00436)	0.98945** (0.00458)	0.98934** (0.00448)
ARCH-LM	58.89268**	59.02918**	58.94460**

注：表は20年物利回りの分析結果を報告している。

ARCH-LMは、残差に対してラグの長さを5 とった場合のARCH検定統計量である。

() 中の数字は修正された標準誤差を示している。

*, ** は、それぞれ、5%、1%の有意水準で棄却されることを表している。

する準備が整った。

最初に、 N_t の係数を見る。[A]では-0.08757, [B]では-0.08472, [C]では-0.05621となっている。[A]と[B]は有意水準1%で有意な結果であるが, [C]は有意な結果でないことが分かった。これにより, 外国為替市場と同様に, マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明が, 2016年1月29日と2016年2月1日の2営業日間にわたって影響を与え, 金利の水準を引き下げよう誘導されたことが確認された。

次に、 Δs_{t-1} の係数を見る。[A]では0.01815, [B]では-0.00435, [C]では0.00921となっている。[A], [B], [C]の全てにおいて, 統計的有意な結果でないことが分かった。これにより, バンドワゴン効果が支持されなかった。

最後に、 X_{t-1} の係数を見る。[A]では0.00239, [B]では0.00251, [C]では0.00223となっている。[A], [B], [C]の全てにおいて, 統計的有意な結果でないことが分かった。これにより, mean-reversion効果が支持されなかった。

V-3 日経平均株価の分析結果

表5には, AR(1) - EGARCH(1,1)モデルを使用し, 日本銀行がマイナス金利付き量的・

表5 : AR(1) - GARCH(1,1)モデルの推計結果

	[A]	[B]	[C]
	平均方程式		
c	-0.00073 (0.00057)	-0.00078 (0.00058)	-0.00074 (0.00058)
Δs_{t-1}	-0.02841 (0.03489)	-0.02844 (0.03486)	-0.03022 (0.03490)
X_{t-1}	0.00000** (0.00000)	0.00000** (0.00000)	0.00000** (0.00000)
N_t	0.03777** (0.01152)	0.03243** (0.00977)	0.01659 (0.00919)
	分散方程式		
c_0	-0.47088** (0.15511)	-0.47250** (0.15299)	-0.47414** (0.15489)
$\left \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $	0.18839* (0.07712)	0.18637* (0.07640)	0.18818* (0.07671)
$\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0.10767 (0.06383)	-0.10924 (0.06294)	-0.10806 (0.06331)
$\log(h_{t-1})$	0.96159** (0.01395)	0.96122** (0.01380)	0.96121** (0.01396)
ARCH-LM	6.823388**	6.810526**	6.970551**

注：表は日経平均株価の分析結果を報告している。

ARCH-LMは, 残差に対してラグの長さを5とった場合のARCH検定統計量である。

()の中の数字は修正された標準誤差を示している。

*, ** は, それぞれ, 5%, 1%の有意水準で棄却されることを表している。

質的金融緩和政策を実施する政策声明を発表したことによる株式市場への影響を分析した結果が報告されている。表中の [A], [B], [C] は、外国為替市場や国債市場の分析と同様の意味を示している。

本節では、日本銀行がマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明を発表したことで、株式市場が統計的に有意に反応したか、否かを分析する。さらに、統計的に有意に反応した場合には、株価を引き上げた、もしくは、株価を引き下げたかのどちらかに誘導されたかを明らかにしていく。そのため、AR (1) - EGARCH (1, 1) モデルの平均方程式に着目をして、分析結果を見ていく。分析を行う前に事前検定として、ARCH-LM検定を行った。その結果、[A], [B], [C] の全てにおいて、ARCH効果が確認され、EGARCHモデルを使用する準備が整った。

最初に、 N_t の係数を見る。[A]では0.03777, [B]では0.03243, [C]では0.01659となっている。[A]と[B]は有意水準1%で有意な結果であるが、[C]は有意な結果でないことが分かった。これにより、外国為替市場や国債市場と同様に、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を実施する政策声明が、2016年1月29日と2016年2月1日の2営業日間にわたって影響を与え、株価を引き上げるように誘導されたことが確認された。

次に、 Δs_{t-1} の係数を見る。[A]では-0.02841, [B]では-0.02844, [C]では-0.03022となっている。[A], [B], [C]の全てにおいて、統計的に有意な結果でないことが分かった。これにより、バンドワゴン効果が支持されなかった。

最後に、 X_{t-1} の係数を見る。[A]では0.00000, [B]では0.00000, [C]では0.00000となっている¹⁵⁾。[A], [B], [C]の全てにおいて、符号が正で、有意水準1%で有意な結果であることが分かった。しかし、この結果は、期待された符号と異なるため、mean-reversion効果は支持されなかった。

VI まとめ

本稿では、2016年1月29日の金融政策決定会合の後に、日本銀行によって公表された、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明の効果に注目して検証を行った。分析対象は、外国為替市場、国債市場、株式市場である。金融市場に焦点を当て検証する理由としては、政策声明によって、金融市場が即座に反応するからである。また、金融市場のデータは日次で入手することが可能で、分析するのに適したサンプルサイズを得ることができるからである。分析期間は2013年4月4日から2016年9月20日までである。この期間は、黒田総裁の任期期間であり、かつてない規模の量的緩和が行われた。分析手法として、AR (1) -

15) 小数点5桁までを表記しているため、0.00000になっているが、この先の桁で数値がでる。

EGARCH (1, 1) モデルを用いた。得られた結果を以下にまとめる。

1：外国為替市場において、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明が発表されたことで、円安ドル高方向に誘導されたことが確認された。さらに、その効果は2営業日間にわたって継続したことも分析から得られた。また、バンドワゴン効果とmean-reversion効果は支持されないことが確認された。

2：国債市場において、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明が発表されたことで、金利水準の引き下げが確認された。さらに、その効果は2営業日間にわたって継続したことも分析から得られた。また、バンドワゴン効果とmean-reversion効果は支持されないことが確認された。

3：株式市場において、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明が発表されたことで、株価の上昇が確認された。さらに、その効果は2営業日間にわたって継続したことも分析から得られた。また、バンドワゴン効果とmean-reversion効果は支持されないことが確認された。

上記の分析結果から、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入に関する政策声明によって、金融市場は日本銀行が期待した方向に誘導されていることが分かった。しかし、その効果は一時的であることも分かった。金融政策には中長期的に需要を刺激し、安定した経済成長を実現させることが期待される。そうした観点から考えると、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策とその後に実施されている、長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策によって十分な効果が得られているかについては今回の分析からは十分に議論ができていない。そのため、中長期的な効果に関して検証することは、今後の課題となる。また、金融市場への効果を検証する際には、より頻度の高いデータでの分析や使用データに適した分析モデルを用いることでより頑健的な分析結果を得ることができる。そのため、頻度の高いデータや他のモデルを使用して得られた分析結果と今回の分析結果を比較することも、将来の課題として挙げられる。

参考文献

- [1] 鶴飼博史「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。
- [2] 竹田陽介・矢嶋康次『非伝統的金融政策の経済分析:資産価格からみた効果の検証』日本経済新聞出版社, 2013。
- [3] 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。
- [4] 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。
- [5] 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。
- [6] 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。

- [7] 英邦広「近年の期待インフレ率と流動性供給に関する研究」『商学論集』（関西大学）第62巻4号，2018年，75-93ページ。
- [8] 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。
- [9] 細野薫・吉川浩史・磯部昌吾「非伝統的金融政策と為替レート」『社会科学研究』（東京大学）第64巻3号，2013年，131-149ページ。
- [10] 本多祐三・黒木祥弘・立花実「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』（財務省財務総合政策研究所）第99号，2010年，59-81ページ。
- [11] 本多祐三・立花実「金融危機と日本の量的緩和政策」『大阪大学ディスカッションペーパー』（大阪大学）Discussion Paper 11-18, 2011年5月。
- [12] 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.
- [13] Bollerslev, T., (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, Issue 3, PP. 307-327.
- [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] De Rezende, R. B., (2017) The Interest Rate Effects of Government Bond Purchases Away from the Lower Bound, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 74, PP.165-186.
- [17] Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979) Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Society*, Vol. 74, No.366, PP.427-431.
- [18] Dickey, D. and Fuller, W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, PP. 1057-1072.
- [19] Engle, R.F., (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, PP. 987-1007.
- [20] Hanabusa, K., (2010) The Effects of Zero Interest Rate Commitment in Japan, *Applied Economics Letters*, Volume 17, Issue 13, PP. 1273-1277.
- [21] Ito, T., (2003) Is Foreign Exchange Intervention Effective? The Japanese Experiences in the 1990s, in Mizen, P. (eds.) *Monetary History, Exchange Rates and Financial Markets, Essays in Honor of Charles Goodhart*, Cheltenham, U. K., Edward Elgar Pub.
- [22] Ito, T., (2004) The Yen and the Japanese Economy, 2004, in C. F. Bergsten and J. Williamson (eds.) *Dollar Adjustment: How Far? Against What?*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- [23] Kurowski, L.K. and Rogowicz, K., (2017) Negative Interest Rates as Systemic Risk event, *Finance Research Letters*, Vol.22, PP.153-157.
- [24] Nelson, D.B., (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, PP. 347-370.
- [25] Watanabe, T. and Yabu, T., (2012) The Great Intervention and Massive Money Injection: The Japanese Experience 2003-2004, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 32, PP.428-443.