

# 量的緩和政策下での 日本銀行当座預金残高と為替レートの関係

英 邦 広

- I はじめに
- II 量的緩和政策とその時代背景
  - 1. ゼロ金利政策とは
  - 2. 量的緩和政策とは
- III 先行研究の紹介
  - 1. 非伝統的金融政策運営に関して
  - 2. 量的緩和政策と為替レートに関して
- IV 分析手法
- V データ
- VI 結果の解釈
  - 1. A の場合
  - 2. B の場合
- VII おわりに

## I はじめに

1990年代前半の資産価格バブルの崩壊の影響で日本経済はかつてない程の経済危機を経験した。日本銀行は1990年代後半に起きた金融危機や深刻なデフレ経済からの打開策として、かつてない程の大規模な低金利政策を実行した。そうした金融緩和政策として、1999年2月にゼロ金利政策、2001年3月に量的緩和政策の実施が挙げられる。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<sup>1</sup>。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<sup>2</sup>。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。量的緩和政策は、2006年3月に解除され、同年7月にゼロ金利政策も解除された。しかし、その後、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、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は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<sup>3</sup>。非伝統的な金融政策を

- 
- 1 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）である。
  - 2 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が、単純に2つに分類すると、中央銀行の資産サイドに注目した「信用緩和政策」と負債サイドに注目した「量的緩和政策」になる。
  - 3 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ノ

採用するという事は、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。そうしたリスクを冒してまでも、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ることができたと考えられる。上記の内容からも判断できるように、1990年代後半から2000年代前半にかけて日本がゼロ金利政策や量的緩和政策といった非伝統的な金融政策運営を実施したことは、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いえる。

本稿では、2001年から2006年までの約5年間にも及ぶ量的緩和政策が導入された歴史的背景を振り返り、その効果として理論的にどのように考えられていたかを整理し、実際の効果を検証していく。具体的に検証することは、日本銀行が日本銀行当座預金残高目標を設定し、その目標に沿うように日本銀行当座預金残高はほぼ積まれることになったが、目標値と現実値の間に乖離が生じた場合に外国為替市場がどのように変動したのか、もしくは、変動しなかったかである。こうした日本銀行の政策運営の有効性を検証することの必要性として、現時点、もしくは今後の(非伝統的な金融政策を含む)政策運営を行う上で、その効果を把握しておくことが適切な判断を下す際の材料になると考えられるからである。非伝統的な金融政策の有効性に関しては、鶴飼(2006)のサーベイによると、必ずしも、意見の収斂が得られているわけではないが、「時間軸効果」に関してはほぼ統一した見解が述べられている(白塚・藤木(2001), Okina and Shiratsuka(2004), Oda and Ueda(2007))。その他の効果として、ポートフォリオ・リバランス効果、シグナル効果、金融市場安定化効果が挙げられる。これらに関しては先行研究の紹介の章で詳細に述べることにする。

量的緩和政策が実施されていた2003年1月から2004年3月にかけて、大規模な円売りドル買い介入が財務省により実行されていた。日本銀行によって不胎化オペレーションが行われた場合には為替介入と金融政策の間には独立の関係が存在すると考えられるが、渡辺・藪(2010)では日本銀行によって100%オフセットの不胎化オペレーションが行われていなかったことを検証した。そこで、本稿では量的緩和政策期間における日々の日本銀行当座預金残高の変動が外国為替市場に対してどのような影響を及ぼしたかを外国為替平衡操作による影響を考慮して分析する。こうした分析を行うことの重要な点として、日本銀行が大量の流動性を目標に向かって供給したことが外国為替市場でどのように受け止められたかを考察した文献がないこと、また、円高の進行が現時点(2011年8月)で多くのマスメディアを通じて報道されているように、為替レートの変

、 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。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は信用緩和と政策側、BOEは量的緩和と政策側に相当する。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いえない。

動が日本経済に及ぼす影響が大きいことが挙げられる。

本稿の構成は次のとおりである。まず、Ⅱ章で、量的緩和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。

## Ⅱ 量的緩和政策とその時代背景<sup>4</sup>

Ⅰ章でも触れたことであるが、量的緩和政策は非伝統的金融政策の一連の文献として昨今、研究の蓄積がなされている。日本における非伝統的金融政策開始は1990年代後半に採用されたゼロ金利政策である。しかし、本研究では日本銀行が段階的に日本銀行当座預金残高目標を引き上げたことが外国為替レートに対してどのようなシグナル効果を及ぼしたのかを検証するため、ゼロ金利政策の期間を省いて検証している。ただし、量的緩和政策がどのようなタイミングで導入され、解除されたかを説明する上で、ゼロ金利政策の紹介が必要であると考えたため、以下ではゼロ金利政策の紹介も行うことにする。

### 1. ゼロ金利政策とは

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で、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、国内では山一証券（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

4 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）、鶴飼（2006）、白川（2008）、英（2010, 2011 ab）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。

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慮しつつ、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。」<sup>5</sup>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。

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定例記者会見で、「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。<sup>6</sup>これは、日本銀行がゼロ金利政策に関してあ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いえる。

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。」<sup>7</sup>ことから、解除が決定された。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。ゼロ金利政策に関する政策決定のプロセスは第1表にまとめてある。

第1表 ゼロ金利政策の政策行動

日付	政策変更
1998/4/1	新日本銀行法の施行
1998/9/9	無担保コールレート（オーバーナイト物）の引き下げ（0.5%→0.25%）
1999/2/12	ゼロ金利政策の開始
	無担保コールレート（オーバーナイト物）の引き下げ（0.25%→0.15%）
1999/4/13	ゼロ金利政策へのコミットメントの付加
1999/10/13	金融市場調整手段の機能強化の決定
2000/8/11	ゼロ金利政策の解除
	無担保コールレート（オーバーナイト物）の引き上げ（0.15%→0.25%）
2001/2/9	公定歩合（基準割引率、基準貸付利率）の引き下げ（0.5%→0.35%）
	ロンバート型貸出の導入を決定
2001/2/28	無担保コールレート（オーバーナイト物）の引き下げ（0.25%→0.15%）
	公定歩合（基準割引率、基準貸付利率）の引き下げ（0.35%→0.25%）

出所：日本銀行

5 日本銀行（1999 a）を参照。

6 日本銀行（1999 b）を参照。

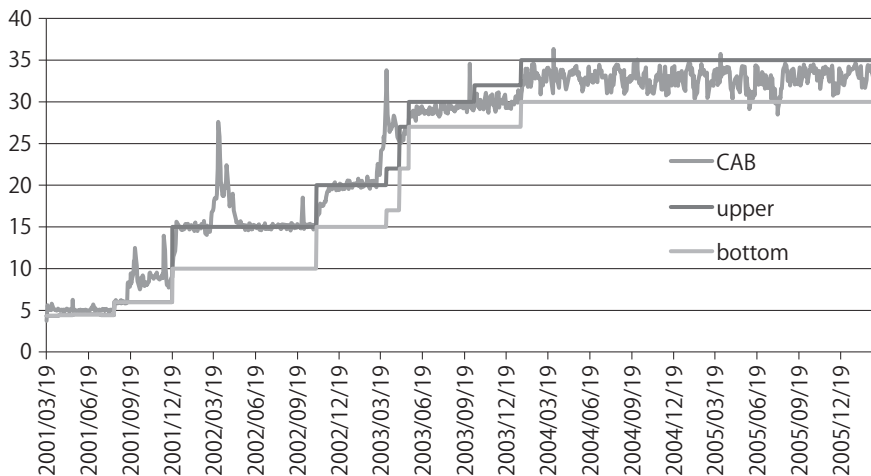
7 日本銀行（2000）を参照。

## 2. 量的緩和政策とは

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で、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<sup>8</sup>。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はほぼゼロ%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。ゼロ金利政策で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况の中で量的緩和政策は実行された<sup>9</sup>。

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

第1図 日本銀行当座預金残高とその目標額



注：日本銀行当座預金残高の実現値（CAB）とその上限目標値（upper）と下限目標値（bottom）（兆円）。  
出所：日本銀行

- 8 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。
- 9 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。

第2表 量的緩和政策の政策行動

日付	日本銀行当座預金	長期国債
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)	量的緩和政策開始 長期国債購入額の増加 (月4千億円)
2001/8/14	日本銀行当座預金残高目標の増加 (5兆円→6兆円)	長期国債購入額の増加 (月4千億円→月6千億円)
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)	長期国債購入額の増加 (月6千億円→月8千億円)
2002/2/28	-	長期国債購入額の増加 (月8千億円→月1兆円)
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)	長期国債購入額の増加 (月1兆円→月1.2兆円)
2003/3/20	福井日本銀行総裁の誕生	-
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：この表には、量的緩和政策の流れが報告されている。

2003年の4月1日に日本銀行当座預金残高目標が15-20兆円から17-22兆円へと変更されたが、これは日本郵政公社設立による影響である。

出所：日本銀行

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。第1図は現実の日本銀行当座預金残高とその目標値をプロットしたものである。<sup>10</sup>量的緩和政策に関する政策決定のプロセスは第2表にまとめてある。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、政策を施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）。<sup>11</sup>

上記の文章や第1図、第2表から分かるように、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

10 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。

11 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。

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<sup>12</sup>。

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<sup>13</sup>。

- ・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（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。

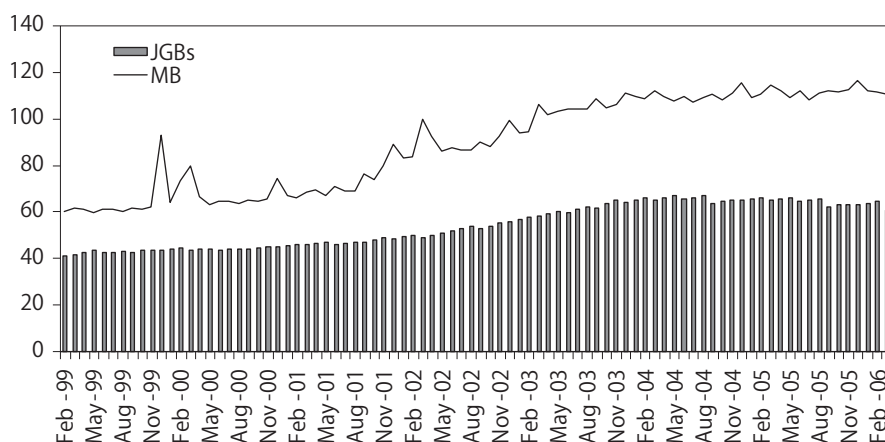
この金融政策決定会合議事要旨の内容から判断できるように、ゼロ金利政策と異なり、量的緩和政策では CPI の実績にリンクしてコミットしていることが分かる。

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。2006年3月末時点で、日本銀行はマネタリーベースを合計111兆円供給し、

12 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。

13 日本銀行（2003）を参照。

第2図 マネタリーベースと長期国債買い入れ



注：マネタリーベース（MB）と長期国債買い入れ（JGBs）（兆円）。  
出所：日本銀行

長期国債の保有額は60兆円に達していた<sup>14</sup>。第2図はマネタリーベースと長期国債買い入れをプロットしたものである。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。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れば、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

14 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、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。

15 日本銀行（2006）を参照。



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。

### Ⅲ 先行研究の紹介

#### 1. 非伝統的金融政策運営に関して<sup>16</sup>

Ⅱ章でゼロ金利政策と量的緩和政策の内容や導入されることとなった要因・時代背景に関して触れてきた。ここでは、具体的にそれぞれの政策の効果がどのように評価されているかを紹介していく。最初に、「時間軸効果」に関して解説する。時間軸効果というのは、政策金利がほぼゼロ%の水準に達した状況下で、中央銀行が将来にわたる金融政策運営をあらかじめコミット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より一層の緩和効果を生み出すことと定義される。時間軸効果を分析した代表的な研究として、Okina and Shiratsuka (2004)、Oda and Ueda (2007)、宮尾 (2007) が挙げられる。<sup>17</sup> Okina and Shiratsuka (2004) は、Nelson and Siegel (1987) モデル（瞬間的フォワードレートが指数分布と定数項に依存するモデル）にU字型（こぶ型）を作りだす項を追加したモデルを用いて、（満期15年までの）利回り曲線を推計している。<sup>18</sup> Oda and Ueda (2007) は、マクロファイナンスモデル（IS曲線、AS曲線、金融政策ルールからなるマクロモデルにファイナンス理論の無裁定条件からなる金利の期間構造モデルを組み合わせたモデル）を用いて、長期の国債利回り（3年物、5年物、10年物）のリスクプレミアムの部分と期待仮説の部分（将来の予想短期金利）の推計を行っている。<sup>19</sup> 宮尾 (2007) は、時間軸効果政策の定義が（a）ゼロ金利を継続していくとコミットすることによる将来の予想金利への影響、（b）そのコミットメントによってもたらされる金融緩和の効果（景気や物価への影響）から構成されることを明記し、（b）の効果の分析の重要性について議論している。以上の先行研究から判断すると、「中央銀行が将来にわたる金融政策運営をあらかじめコミット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」までの効果に関しては發揮していたと考えられる。しかし、その一方で、「より一層の緩和効果を生み出す」効

16 英 (2011 ab) の説明に負うところが多い。

17 その他の先行研究として、Hanabusa (2009, 2010) や英 (2011 b) が挙げられる。

18 白塚・藤木 (2001) も同様の手法を用いて時間軸効果を検証しているが、使用したデータが異なるため、短期（金利の満期）の分析になっている。

19 IS曲線はGDPギャップが過去のGDPギャップ、過去のインフレ率、過去の名目短期金利、過去の自然利子率、自己相関のある需要ショックによって決定しているバックワード型である。AS曲線はインフレ率が過去のインフレ率、過去のGDPギャップ、自己相関のある供給ショックによって決定しているバックワード型である。金融政策ルールは過去の名目短期金利、現在のインフレ率、現在のGDPギャップ、現在の自然利子率によって決定する修正型テラールールを用いている。

果に関しては明確な分析が行われていないため議論の余地が残っていると見える。これは、宮尾 (2007) で記述されていることと同じ考えである。

2番目に、「ポートフォリオ・リバランス効果 (資産再配置効果)」に関して解説する。ポートフォリオ・リバランス効果というのは、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と定義される。ポートフォリオ・リバランス効果を分析した代表的な研究として、竹田他 (2005), Oda and Ueda (2007) が挙げられる。竹田他 (2005) は、国債利回りの要素である流動性プレミアムの部分を用いて検証している。また、Oda and Ueda (2007) では、マクローファイナンスモデルを用いて、長期の国債利回りのリスクプレミアムの部分を推計している。また、これらの実証結果を比較した結果、ポートフォリオ・リバランス効果に関する意見が統一されていないことが分かる。

3番目に、「シグナル効果」に関して解説する。シグナル効果というのは、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と定義される。シグナル効果を分析した代表的な研究として、Oda and Ueda (2007) が挙げられる。Oda and Ueda (2007) は、マクローファイナンスモデルを用いて、長期の国債利回りに含まれている期待仮説の部分を推計し、そうして得られた将来の予想短期金利が日本銀行当座預金残高や長期国債の購入の増大によって影響を受けているかを検証している。実証結果から、長期金利に対して影響を与えていることを示しているが、シグナル効果の強さに関しては日本銀行当座預金残高の増加だけではなく、それに付随するコミュニケーション (日本銀行総裁による定例記者会見) による影響も考えられると述べられている。そのため、そうした影響を排除したシグナル効果のみに焦点を当てた更なる分析が必要であると考えられる。

最後に、「金融システム安定化に関する効果」に関して解説する。金融システム安定化に関する効果というのは、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) を低下させることと定義される。金融システム安定化に関する効果を分析した代表的な研究として、Baba et al. (2006), 福田 (2010) が挙げられる。<sup>20</sup> Baba et al. (2006) では、量的緩和政策期間において金融機関別にみた譲渡可能預金証書発行市場金利のばらつきと、個別金融機関の信用力の差 (各個別金融機関に要求されるリスクプレミアム) を推計している。<sup>21</sup> また、譲渡可能預金証書発行市場金利のクレジットスプレッド (各金融機関の譲渡可能預金証書発行市場金利とコール

20 その他の先行研究として、英 (2011b) が挙げられる。

21 譲渡可能預金証書発行市場の規模は約30兆円で、その発行額の約80%は都銀や信託銀行が占めている。また、都銀や信託銀行は短期資金調達<sup>20</sup>の30%程譲渡可能預金証書発行市場に頼っている。

レートとの差)と信用格付けダミーからクレジットカーブを推計している。実証結果から、量的緩和政策が実施されていた期間では1997年から1998年にかけて起こった流動性危機を引き起こすことがなかったと判断できる。これは、日本銀行が過去の経験を生かし、不良債権が金融機関に与える影響を削減するために金融機関保有株式や資産担保証券買い入れといった措置を行ったことによる影響もあるといえる。このことから、金融システム安定化に関する効果は金融不安を払拭するように流動性を供給しただけではなく、追加的な措置によって働いていたと考えられる。福田(2010)では、ゼロ金利政策と量的緩和政策期の無担保コールレート(オーバーナイト物)の日中の最高値と最小値の差(スプレッド)がどの程度縮小したかを分析している。このスプレッドは個別金融機関のリスクプレミアムに応じて変化すると考えられるので、この値が縮小したということは個別金融機関が抱える流動性リスクや信用リスクを減少させることができたといえる。実証結果から、量的緩和政策の方がスプレッドを縮小させる度合いが高かったと判断できる。しかし、量的緩和政策のような超金融緩和はマーケットメカニズムで本来淘汰されるべき金融機関に対してモラルハザードを生んでいたことも指摘している。

## 2. 量的緩和政策と為替レートに関して

1では日本で採用された非伝統的金融政策運営に関する先行研究を紹介した。ここでは、量的緩和政策と外国為替市場との関連を分析した文献を紹介する。代表的な先行研究として、渡辺・藪(2010)が挙げられる。渡辺・藪(2010)では、Ito(2003, 2004)の分析手法を拡張して、2003年1月15日から2006年3月9日までの為替介入、特にGreat Interventionが円ドルレートに対して影響を与えたか、否かを考察している。実証結果から、不胎化された為替介入は効果がないが、不胎化されなかった為替介入は効果があるという結論を導いている。

## IV 分析手法

日本銀行は日本銀行当座預金残高目標を引き上げ、その実績額が目標額もしくは範囲内に収まるように誘導してきた。目標額は量的緩和政策期間減額されることなく、約5年間増額されてきた。本章では、こうした政策が為替レートに与えた影響を分析する。Ito(2003, 2004)の為替決定式を修正した式に対し、GARCHモデルを用いて推定する。具体的な推定式は以下になる。

22 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。

$$\begin{aligned} \Delta s_t &= c + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 X_{t-1} + \phi_3 INT_{t-1} + \phi_4 U_{t-1} + \phi_5 O_{t-1} + u_t, \\ u_t &= v_t \sqrt{h_t}, \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}, \\ v_t &\sim N(0, 1). \end{aligned} \quad (1)$$

$\Delta s_t \equiv s_t - s_{t-1}$  で、 $s_t$  は東京市場での円ドルレートの終値の対数値である。 $\Delta s_t$  はバンドワゴン効果を示す項である。<sup>23</sup>  $X_{t-1} \equiv s_{t-1}^T - s_{t-1}$  で、 $s_{t-1}^T$  は過去の円ドルレート1年間分の移動平均の対数値である。これは中期的な mean-reversion 効果を示す項である。<sup>24</sup>  $INT_t$  は円売却ドル購入の金額である。 $U_t$  は日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた日本銀行当座預金額で、 $O_t$  は日本銀行当座預金残高目標よりも過剰に積まれた日本銀行当座預金額である。 $u_t$  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。

(1) 式の  $\phi_4$  が正 (負) の場合は日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた日本銀行当座預金額が円ドルレートに対して正 (負) の影響を与えることになる。 $U_t$  は最大値がゼロの変数となっているので、金融機関が日本銀行当座預金残高目標よりも日本銀行当座預金を低く積むと、 $\phi_4$  が正 (負) の場合には円高 (円安) になることを意味している。また、 $\phi_5$  についても同様のことがいえる。ただし、 $O_t$  は最小値がゼロの変数となっている。もし、 $\phi_5$  が正の場合は日本銀行当座預金残高目標よりも過剰に積まれた日本銀行当座預金額が円ドルレートを引き上げる (減価する) ことになるので、円安効果が確認されることになる。しかし、 $\phi_5$  が負の場合は日本銀行当座預金残高目標よりも過剰に積まれた日本銀行当座預金額が円ドルレートを引き下げる (増価する) ことになるので、円高効果が確認されることになる。

(1) 式では GARCH モデルの場合を分析しているが、頑健性を確認するために、EGARCH モデルでも推定することにする。EGARCH モデルは、Nelson (1991) によって提唱されたモデルであり、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るモデルである。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。

$$\begin{aligned} \Delta s_t &= c + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 X_{t-1} + \phi_3 INT_{t-1} + \phi_4 U_{t-1} + \phi_5 O_{t-1} + u_t, \\ u_t &= v_t \sqrt{h_t}, \end{aligned} \quad (2)$$

23 Ito (2003, 2004) を参照。

24 Ito (2003, 2004) を参照。

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

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

(2) 式における平均方程式の変数と符号の意味は (1) 式と同じである。ただし、分散方程式に関しては GARCH モデルと異なるため、少し補足しておく。EGARCH モデルではボラティリティの持続性は  $c_3$  の大きさを計られ、非対称性の大きさは  $c_2$  で示される。<sup>25</sup>  $c_3$  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。

## V データ

分析の対象とする期間は、2001年3月19日から2006年3月9日までの量的緩和政策が実行された期間である。用いたデータは、外国為替レートとして東京市場におけるドル・円スポットレート (17時時点)、為替介入額として米ドル買い・日本円売りの金額 (兆円)、日本銀行当座預金残高目標額 (兆円)、実際に積まれた日本銀行当座預金額 (兆円) である。データの出所は、財務省と日本銀行のウェブページである。

以下の第3表には、各変数の基本統計量を示す。また、第3図には円・ドルレートの

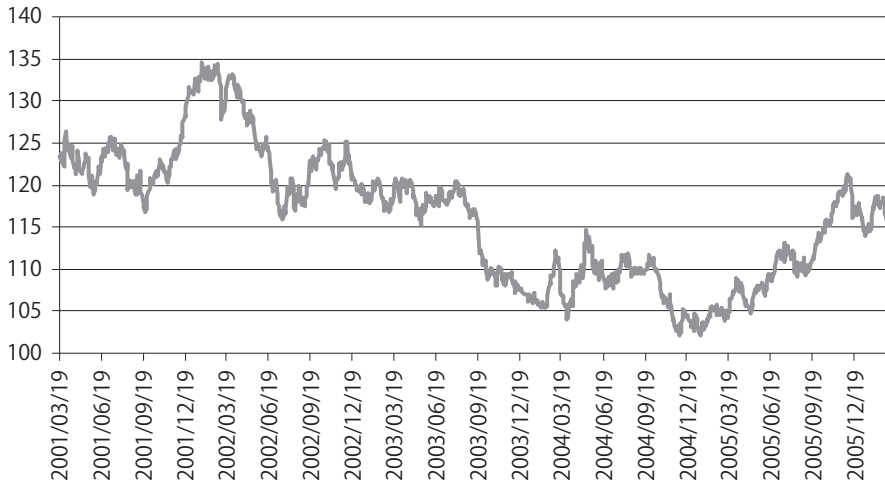
第3表 変数の基本統計量

	$\Delta s_t$	$U_t$	$O_t$
平均	-0.00004	-0.00662	0.55486
標準誤差	0.00016	0.00211	0.04419
中央値	0.00000	0.00000	0.00000
最頻値	0.00000	0.00000	0.00000
標準偏差	0.00571	0.07368	1.54600
分散	0.00003	0.00543	2.39013
尖度	1.00180	237.76241	18.93933
歪度	-0.02685	-14.49569	4.01232
範囲	0.05055	1.54000	13.78000
最小	-0.02575	-1.54000	0.00000
最大	0.02479	0.00000	13.78000
合計	-0.04578	-8.10730	679.14690
標本数	1223	1224	1224

注：この表には、変数の基本統計量が報告されている。  
標本期間は2001年3月19日から2006年3月9日までである。  
出所：日本銀行

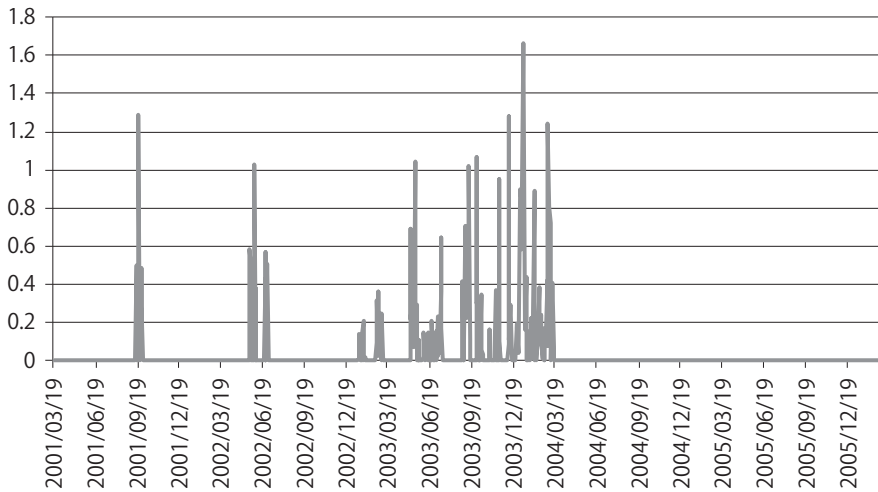
25 GARCH モデルではボラティリティの持続性は  $\alpha_1 + \alpha_2$  の大きさを計られる。

第3図 外国為替レート



注：東京市場におけるドル・円スポットレート（17時時点）の邦貨建て（円）。  
出所：日本銀行

第4図 為替介入額



注：米ドル買い・日本円売りの金額（兆円）。  
出所：財務省

推移をプロットし、第4図には米ドル買い・日本円売りの金額の推移をプロットしている。

## VI 結果の解釈

本章ではIV章で紹介した為替決定式を GARCH モデルと EGARCH モデルで推定する。推定する際には、最初に、(A) GARCH モデルでの分析結果、(B) EGARCH モデ

ルでの分析結果の2つを検証し、得られた結果について考察していく。

### 1. A の場合

量的緩和政策期間中の日本銀行当座預金残高の増減が外国為替レートに与えた影響を考察する。検定結果は第4表に示されている。 $INT_{t-1}$ の推計値は0.002で統計的に有意でないことが確認された。Ito (2004)で推計された値は0.0038であるが、その値よりも小さいことが分かる。この分析結果から、財務省によって決定される外国為替平衡操作が量的緩和政策時期には統計的に有意な影響を及ぼしていないことが確認された。こうした結果が得られた理由として、本研究で含まれている標本期間(2004年以降)が影響していることが挙げられる。量的緩和政策によって金融緩和がかなり進行し、金利の低下幅もかなり限定的になったことで日米に金利差が2004年以降の標本で安定したことが考えられる。この当時の短期金利は下限にはりつき、長期金利もかなり低下していた。しかしながら、渡辺・藪(2010)において述べられているように不胎化される介入と不胎化されない介入を識別して分析することで、この標本期間においても為替介入の効果が観察されることは有り得る<sup>26</sup>。

次に、日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた日本銀行当座預金額が外国為替レートに影響を与えたかを考察する。 $U_{t-1}$ の推計値は0.0034で統計的に有意であることが確認された。これより、日本銀行が設定した目標値よりも下回った額が当座預金に積まれることで、外国為替レートが円高方向に働いていたと判断できる。

最後に、日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた日本銀行当座預金額が外国為替レートに影響を与えたかを考察する。 $O_{t-1}$ の推計値は0.0001で統計的に有意でないことが確認された。これより、日本銀行が設定した目標値よりも上回った額が当座預金に積まれたとしても、外国為替レートは円高もしくは円安方向に働いていたとはいえない

第4表 推定結果 (GARCH モデルで推定)

平均方程式			分散方程式		
変数	係数	p 値	変数	係数	p 値
$c$	-0.0001	0.5287	$\alpha_0$	0.0000	0.2742
$\Delta s_{t-1}$	-0.0084	0.7923	$u_{t-1}^2$	0.0257	0.1082
$X_{t-1}$	0.0001	0.9723	$h_{t-1}$	0.9218	0.0000
$INT_{t-1}$	0.0020	0.1400			
$U_{t-1}$	0.0034	0.0651			
$O_{t-1}$	0.0001	0.3110			

注：この表には、日本銀行当座預金残高の変化が外国為替レートに与える効果が報告されている。標本期間は2001年3月19日から2006年3月9日までである。

26 渡辺・藪(2010)においては2003年1月15日から2006年3月9日までの標本期間を分析対象にして、為替介入が外国為替レートに及ぼした影響を分析している。

い。

したがって、上記の分析結果から日本銀行当座預金残高目標値から実現された日本銀行当座預金残高値との間に乖離が生じた場合、外国為替レートは変化することが確認された。しかし、その効果は日本銀行当座預金額が日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた場合のみ市場が反応していたことが分かった。

## 2. B の場合

A の場合と同様に、量的緩和政策期間中の日本銀行当座預金残高の増減が外国為替レートに与えた影響を考察する。検定結果は第5表に示されている。最初に、外国為替平衡操作が量的緩和政策時期に、外国為替レートに対して統計的に有意な影響を及ぼしているかを考察する。 $INT_{t-1}$  の推計値は 0.0018 で統計的に有意でないことが確認された。この推計値は A の場合の分析結果とほぼ同じであることが確認された。したがって、外国為替平衡操作が外国為替レートに対して統計的に有意な効果を及ぼしていたことは確認できなかった。

次に、日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた日本銀行当座預金額が外国為替レートに影響を与えたかを考察する。 $U_{t-1}$  の推計値は 0.0034 で統計的に有意であることが確認された。これより、日本銀行が設定した目標値よりも下回った額が当座預金に積まれることで、外国為替レートが円高方向に働いていたと判断できた。

最後に、日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた日本銀行当座預金額が外国為替レートに影響を与えたかを考察する。 $O_{t-1}$  の推計値は 0.0001 で統計的に有意でないことが確認された。これより、日本銀行が設定した目標値よりも上回った額が当座預金に積まれたとしても、外国為替レートが変動していたとはいえないと判断できた。

したがって、上記の分析結果から、日本銀行当座預金額が日本銀行当座預金残高目標よりも過少に積まれた場合、外国為替市場では円高方向に反応することが分かった。

上記の 1 と 2 の分析結果を基に、経済学的な解釈を考えていく。量的緩和政策では操

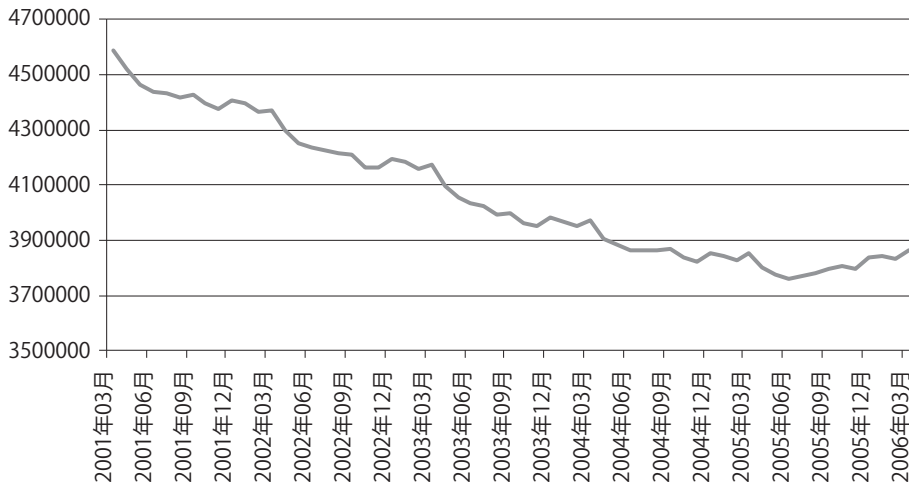
第5表 推定結果 (EGARCH モデルで推定)

平均方程式			分散方程式		
変数	係数	p 値	変数	係数	p 値
$c$	-0.0001	0.4876	$c_0$	-0.6257	0.2191
$\Delta s_{t-1}$	-0.0090	0.7766	$\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.0770	0.0668
$X_{t-1}$	0.0007	0.8256	$\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0.0149	0.4988
$INT_{t-1}$	0.0018	0.1821	$\log(h_{t-1})$	0.9454	0.0000
$U_{t-1}$	0.0034	0.0556			
$O_{t-1}$	0.0001	0.3520			

注：この表には、日本銀行当座預金残高の変化が外国為替レートに与える効果が報告されている。標本期間は 2001 年 3 月 19 日から 2006 年 3 月 9 日までである。



第5図 銀行貸出

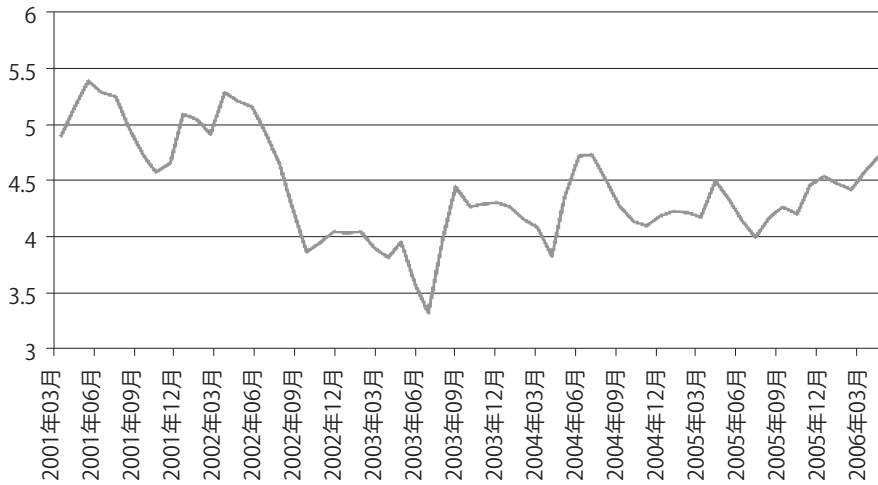


注：総貸出平残（銀行計）単位：億円。

出所：日本銀行

作指標を従来のコールレート（オーバーナイト物）から日本銀行当座預金残高へと変更した。日本銀行当座預金残高が増加することで、銀行貸出が増え、実体経済を刺激するという波及経路が考えられる。そこで、銀行貸出の推移を第5図でみると、銀行貸出が量的金融政策期間で顕著に増加していないと判断できる。本多他（2010）でも量的緩和ショックが銀行貸出を増やしたという経路が働いていないことを支持している。ただし、量的緩和ショックが株価を上昇させ、その後、鉱工業生産指数を増加させたという株価チャネルを支持している。次に、時間軸効果の観点から考えていくことにする。日本銀行が大量に流動性を供給することと将来にわたる金融政策運営に関する透明性を高めたことにより、将来の予想短期金利の低下を通じて長期金利が低下するという時間軸効果が生じたといえる。こうしたことで日本の長期金利が低下し、米国との金利差が拡大したと考えられる。第6図では日米の長期金利差を示している。第6図から、2001年から2006年までの期間、金利差は4.5%の水準を推移しており、特に2002年前半までは5%の水準で推移していたことが分かる。福田（2010）では量的緩和政策期には短期市場でのリスクプレミアムが低下したことを検証している。このことから、量的緩和政策時期には将来の予想短期金利の低下とリスクプレミアムの低下が起こっていたと考えられる。したがって、日米の金利差に伴い外国資産の購入・売却がおり、円が変動したと考えられる。むしろ、こうした外国為替レートに対する影響として、ポートフォリオ・リバランス効果やシグナル効果も影響を与えた可能性はある。なぜなら、金融市場に大量に流動性が供給されたことで、貨幣と不完全代替の関係にある中長期金利が低下し、あらゆる満期においても日米間の金利差が拡大することで円安・ドル高が基調となることも考えられからである。また、日本銀行が日本銀行当座預金残高目標に達する

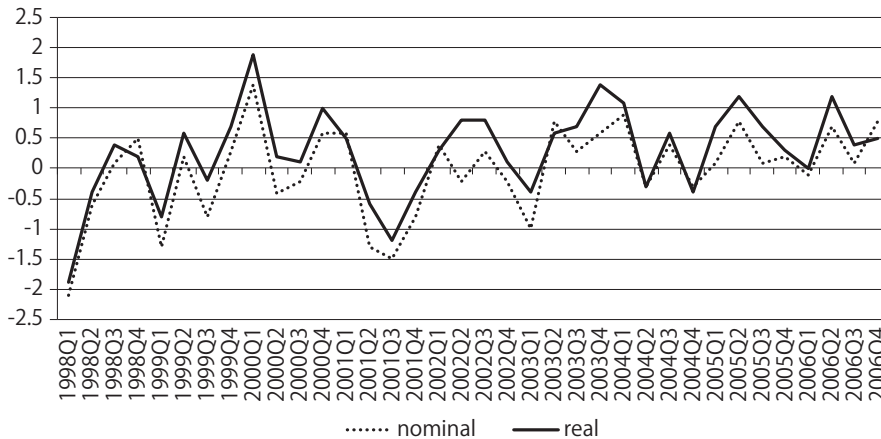
第6図 日米の長期金利差



注：アメリカの長期金利と日本の長期金利の差。

出所：International Financial Statistics

第7図 GDP の推移

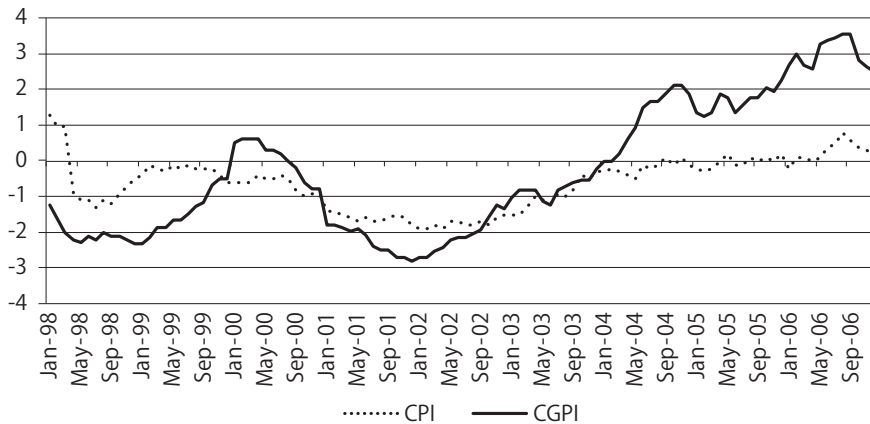


注：GDP の成長率 (対前年同月比)

出所：内閣府

ように日本銀行当座預金残高を引き上げていくことに月次単位で成功することで、将来の予想短期金利やリスクプレミアムの低下を通じて、長期金利の低下を安定的に促すこともできるからである。

本稿の分析結果では、量的緩和政策が実行されている期間、日本銀行当座預金残高目標よりも現実値が過少の場合は円高が起こっていたことを明らかにした。これは上記した日米の金利差が日次データにおいて反映したことによる影響が考えられる。日本銀行当座預金が日本銀行当座預金残高目標よりも下回ったのは2005年以降がほとんどであり、その時の日米の長短金利差は縮小傾向にあることが分かる。2005年以降札割れが



注：CPI（除く、生鮮食品）とCGPIの成長率（対前年同月比）

出所：総務省，日本銀行

頻繁に起こっていることから、市場には十分な資金が供給されていたことが分かる。第7図にはGDPの推移をプロットしている。この図からも2005年以降、景気回復傾向にあることが分かる。また、第8図は物価の推移をプロットしている。この図からも2005年以降、デフレを脱出していくことが予想できる状態にあったことが分かる。こうしたマクロ経済指標の推移から、外国為替市場では日本経済の反転が今後続くのではないかという予想のもと、日本銀行当座預金が日本銀行当座預金残高目標を下回ったことで円高に動いたと判断できる。

## VII おわりに

本稿では、量的緩和政策が採用されていた期間で、日本銀行当座預金残高が目標値から乖離することによる外国為替レートへの影響を、Ito（2003，2004）で提示されている為替決定式モデルを修正してGARCHモデルとEGARCHモデルの2つを用いて推定した。その際、外国為替レートのデータとして東京市場におけるドル・円スポットレート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：量的緩和政策開始から量的緩和政策解除までの期間において、外国為替平衡操作が円ドルレートを変化させる効果は生じていなかった。
- 2：量的緩和政策開始から量的緩和政策解除までの期間において、日本銀行当座預金残高目標よりも日本銀行当座預金額残高が過少に積まれた場合、円ドルレートは増価する方向に反応した。

上記の結果から、為替介入を実行したことで円ドルレートを減価する方向に誘導できていなかったことが分かった。また、日本銀行が設定した日本銀行当座預金残高目標か

ら日本銀行当座預金残高が乖離することにより、円ドルレートが変動し、日本銀行当座預金額残高が過少に積まれた場合には円ドルレートが増価する方向に市場では反応した。

本稿の分析の欠点として、外国為替レートの変化をより詳細に考察するために、円ドルレート以外の分析されていないこと（例えば、ユーロ）、2001年12月以降の日本銀行当座預金弾高目標には上限値と下限値が設定されていたがそれ以前では設定されていないことを考慮した分析が行わ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。

#### 謝辞

本稿は、高内一宏先生（尾道大学）と水野倫理先生（長崎県立大学）から有益なコメントを頂戴した。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。

#### 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] Bollerslev, T., (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol.31, Issue 3, PP.307-327.
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] Engle, R. F., (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation, *Econometrica*, Vol.50, No.4, PP.987-1007.
- [7] Hanabusa, K., (2009) The Zero Interest Rate Policy : A Re-Examination Using EGARCH - M Model, *The Empirical Economics Letters*, Volume 8, No.1, PP.45-51.
- [8] Hanabusa, K., (2010) The Effects of Zero Interest Rate Commitment in Japan, *Applied Economics Letters*, Volume 17, Issue 13, PP.1273-1277.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] Nelson, D. B., (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach, *Econometrica*, Vol.59, No.2, PP.347-370.
- [12] Nelson, C. R. and Siegel, A. F., (1987) Parsimonious Modeling of Yield Curves, *The Journal of Business*, Vol.60, No.4, PP.473-489.
- [13] 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 Re-*

view, Vol.58, No.3, PP.473-489.

- [14] 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.
- [15] 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。
- [16] 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。
- [17] 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。
- [18] 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，2011b年，78-95ページ。
- [19] 本多佑三・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。
- [20] 宮尾龍蔵「量的緩和政策と時間軸効果」『国民経済雑誌』（神戸大学）第195巻第2号，2007年，79-94ページ。
- [21] 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）。
- [22] 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）。
- [23] 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）。
- [24] 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）。
- [25] 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）。
- [26] 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）。
- [27] 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。
- [28] 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。
- [29] 白塚重典・藤木裕「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999-2000年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』（日本銀行金融研究所）第20巻第4号，2001年，1-34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] 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。
- [32] 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。
- [33] 渡辺努・藪友良「量的緩和政策の外為介入」『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，97-114ページ。