

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*

英 邦 広

要旨

本稿では日本銀行が採用した量的緩和政策によって短期、中期、長期の金融市場での長短金利差のレベルとボラティリティがどのように影響を受けたかをAR-EGARCH (Autoregressive-Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルを利用して分析した。分析結果として、日銀当座預金残高目標を追加的に増加させることで長短金利差のボラティリティを低める効果が得られた。この結果は、ゼロ金利政策が解除されたときから量的緩和政策が解除されたときまでと量的緩和政策を実行したときから量的緩和政策が解除されたときまでの2つの分析期間でともに支持され、頑健的な結果であると判断できる。

1 はじめに

日本経済は1990年代前半から資産バブルの崩壊、景気低迷といった局面を迎えた。日本銀行は1999年2月に景気悪化への歯止めをかけるために、豊富で弾力的な資金供給を行い、無担保コールレート（オーバーナイト物金利）をできるだけ低めに誘導する政策、「ゼロ金利政策」を実行した。¹⁾ゼロ金利政策は2000年8月に一時的に解除され、その後の経済情勢の悪化に伴い、2001年3月には「量的緩和政策」が実行された。2006年3月、日本銀行はコアCPI前年比の先行きプラス基調が定着するとの判断をもって量的緩和政策を解除した。

量的緩和政策は過去に前例のない政策で、その効果に関する研究は現在、「非伝統的な金融政策」を採用している中央銀行にとっても重要な意味合いを持つと言える。量的緩和政策の効果に関して、コミットメントが将来の予想短期金利を引き下げる効果（時間軸効果）、日銀当座預金増加による

* 本稿は、博士論文第4章の一部を基に加筆・修正を行ったものである。本稿の作成にあたって、指導教員である地主敏樹先生（神戸大学）から熱心なご指導と有益なコメントを頂戴した。宮尾龍藏先生（神戸大学）、羽森茂之先生（神戸大学）からは本稿作成時からご指導を頂いた。また、第6回 Modern Monetary Economics Summer Institute in Kobeにおいて報告した際に討論者をお引き受け頂いた鎮目雅人先生（神戸大学）、2008年度日本金融学会秋季大会（広島大学）において報告した際に討論者をお引き受け頂いた伊藤隆康先生（新潟大学）、および本誌の匿名レフェリー2名の先生方から頂いたコメントは、論文を改訂する上で非常に有益であった。ここに記して、謝意を表したい。ただし、いうまでもないが、もし残された誤りがあるとすれば、それはすべて筆者の責任に帰すものである。なお、本研究は、平成19年度大阪銀行協会フォーラムと科学研究費補助金である若手研究（スタートアップ：課題番号21830142）から研究助成を受けている。

1) 日本銀行はゼロ金利政策導入2ヶ月後に、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで、ゼロ金利政策にコミットする」ことを公表した。Hanabusa（2008, 2009）ではゼロ金利政策が市場金利に及ぼした影響を分析している。

資金供給や長期国債オペの増額による日銀のバランスシート拡大の効果（ポートフォリオ・リバランス効果とシグナル効果）、金融市場安定の効果と考えられる。²⁾ 時間軸効果の実証分析ではその存在が確認され、ある一定のコンセンサスが得られている（Fujiki and Shiratsuka (2002), 小田・小林 (2003), Okina and Shiratsuka (2004), Oda and Ueda (2007)）。³⁾ しかし、ポートフォリオ・リバランス効果とシグナル効果に関しては一様の見解が存在していない（Baba *et al.* (2006), Kobayashi *et al.* (2006), Honda *et al.* (2007), Oda and Ueda (2007)）。⁴⁾ 最後に、金融市場安定の効果は、小田 (2002) では理論的に日銀当座預金に対する需要がどのように決定されるかを示し、実証的に2001年から2002年までの日銀当座預金残高の水準が高かったのは予期せぬ金融不安に備えていたことによるものが大きいと分析している。確かに、金融市場安定化の効果に関しては将来不安の低下や1997年から1998年までに起こっていた大規模なクレジットクランチを引き起こしていないことから、ある一定の効果が存在したと考えられる。

本稿では、こうした金融市場での安定化が図られたのは、日本銀行が日銀当座預金残高目標を設定し、その設定した目標値に近づけるように日銀当座預金を調節する過程が将来に対する不確実性の低下につながったと考え、分析する。⁵⁾ 具体的には、日本銀行が日銀当座預金残高目標を段階的に引き上げたこと（＝量の拡大）が長短金利差のレベルとボラティリティに影響を与えたか、否かで検証する。ここで長短金利差に着目する理由としては、長短金利差が将来の予想短期金利とリスクプレミアム（タームプレミアム）によって構成されているからである。もし、日本銀行が市場に大量の流動性を供給して、より緩和的な金融政策運営を継続していくことを市場に予想させることで、将来に対する不確実な要素を低下させることができていたのなら、量的緩和政策導入後に長短金利差のレベルとボラティリティが低下していたと考えられる。

したがって、本稿の分析では、政策金利がほぼゼロ%水準に達し、政策金利の調節で金融政策運営を行うことが困難な状況下で実行した量的緩和策、特に日銀当座預金残高目標を段階的に引き上げたことによる効果が存在していたかを検証する。量の拡大による効果の有無に関しては一定のコンセンサスが得られていないが、その効果に関して検証することは量的緩和策の政策評価を行う上で重要な課題であると言える。なお、分析に関しては、AR-EGARCH (Autoregressive-Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルを使用する。このモデルは推定式の誤差項に分散均一性 (homoskedasticity) を仮定せず、不均一性 (heteros-

2) 量的緩和策を説明している文献として、小宮他 (2002), Ugai (2006), 白川 (2008) が挙げられる。本稿の説明に関しても、これらの文献に負うところが多い。

3) Fujiki and Shiratsuka (2002) と Okina and Shiratsuka (2004) はコミットメントがイールドカーブをフラット化させたことを検証し、Oda and Ueda (2007) では量的緩和策の方がゼロ金利政策よりもコミットメントの効果（＝将来の予想短期金利の経路に働きかける効果）が大きいことを検証している。

4) Oda and Ueda (2007) では日銀当座預金が国債のリスクプレミアムに影響を与えたことは確認できていないが、将来の予想短期金利の経路に関しては確認している。ただし、日銀当座預金が引き上げられていく過程でのコミュニケーション（総裁の記者会見）が、金利の予想形成に影響を与えた可能性があることを述べている。Honda *et al.* (2007) では株価チャネルを通じたポートフォリオ・リバランス効果の検出を確認している。Baba *et al.* (2006) では量的緩和策がクレジットスプレッドを低下させたことを示し、Kobayashi *et al.* (2006) では日本銀行が長期国債の買い入れをし、日銀当座預金残高目標を引き上げたことで銀行の株価収益に正の影響を与えたことを示している。

5) 量による不確実性の低下となると、ポートフォリオ・リバランス効果とシグナル効果との区別が難しくなる。先行研究ではポートフォリオ・リバランス効果とは量の拡大による信用スプレッド（リスク）の低下、シグナル効果とは量の拡大による予想形成への影響と分析されることが多い。この2つはあくまでも、水準（レベル）に焦点を当てた分析である。本稿では分散（ボラティリティ）に対する分析をすることで、金融市場を安定化させる効果への意味合いを強めているが、時間軸効果を含めたこれらの効果はそれぞれが補完的な役割を果たしていると考えられる。

kedasticity) の場合でも推定することができる。また、通常は分散方程式を推定する際にパラメーターが負にならない仮定 (=非負制約) を課す必要があるが、その必要がない。以上の利点があるため、このモデルを採用する。

次節以降の構成は次のとおりである。第2節では量的緩和政策に関して説明する。第3節では実証方法に触れ、第4節ではデータの説明を行う。第5節では実証分析の結果、第6節では追加検証の結果を議論して、第7節でまとめとする。

2 量的緩和政策とは

量的緩和政策とは、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、日銀当座預金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持たせる政策のことである。この政策の目的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。従来の金融政策では短期の銀行間市場の金利である無担保コールレートを政策指標として調節し、政策運営を行ってきた。しかし、バブル経済崩壊後、日本は一貫して低金利の継続に努めてきたため、2001年の無担保コールレートはほぼゼロ%であった。こうした状況からもわかるように、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ものの、2001年2月には再び0.15%へと引き下げられていた。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状態にあった。無担保コールレートを誘導して金融政策運営を行うことは限界にあり、早急の景気刺激政策が求められている状況下で量的緩和政策は実行された。

量的緩和政策が施行された期間、日本銀行は日銀当座預金残高目標を数回にわたって引き上げた。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。図1は現実の日銀当座預金残高額とその目標値をプロットしたものである。量的緩和政策に関する政策決定のプロセスは表1にまとめられている。⁶⁾ また、量的緩和政策ではゼロ金利政策と異なり、政策を施行するとき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。

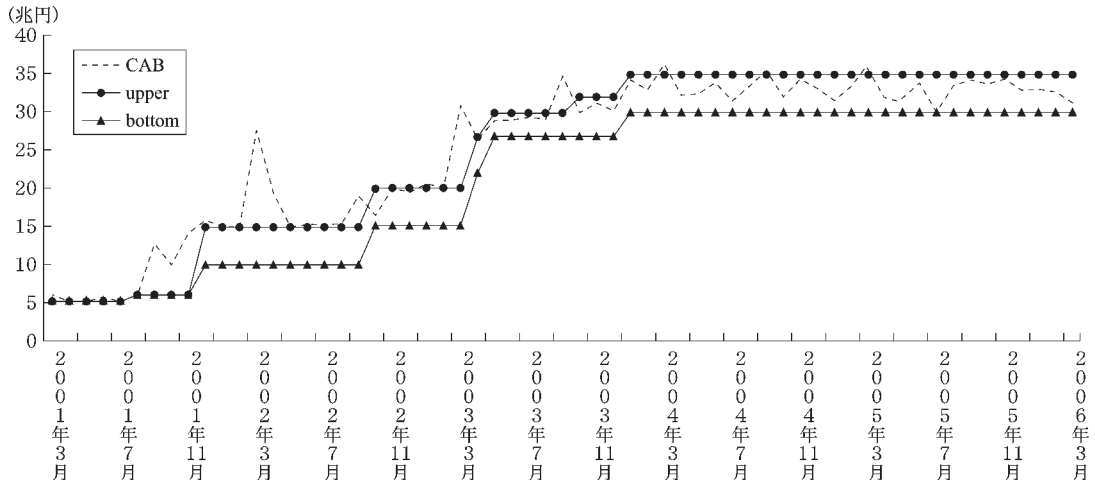
上記の内容からもわかるように、量的緩和政策の内容は以下の3つから構成されている。

- ・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銀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とコミットする。
- ・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、長期国債の買入れを用いて増大させることも行う。

第1点目に関して、日本銀行は日銀当座預金目標を経済情勢に応じ、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。第2点目に関して、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

6) 日本銀行は日銀当座預金残高目標を変更する際には、金融市場を安定化させるために必要な流動性を供給していると考えられる。例として、2003年の3月にイラク戦争が勃発したことによって目標額を同年の4月に引き上げている。

図1 日本銀行当座預金残高と目標



(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).
 (出所) 日本銀行.

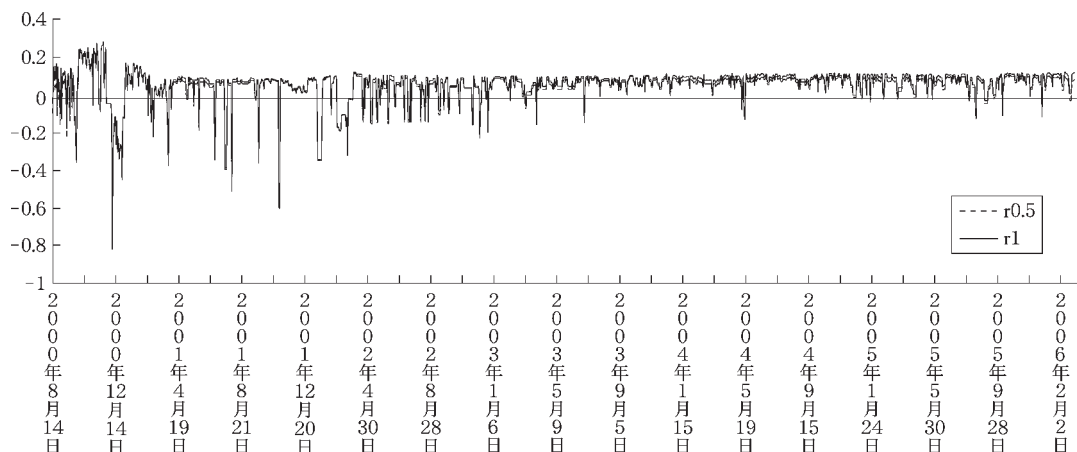
表1 政策イベント

日付	日銀当座預金	長期国債
2001/3/19	量的緩和政策の開始 日銀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4000億円)
2001/8/14	日銀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4000億円→月6000億円)
2001/9/18	日銀当座預金残高目標の増加 (6兆円→約6兆円)	—
2001/12/19	日銀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6000億円→月8000億円)
2002/2/28	—	長期国債購入額の増加 (月8000億円→月1兆円)
2002/10/30	日銀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)
2003/4/30	日銀当座預金残高目標の増加 (17~22兆円→22~27兆円)	—
2003/5/20	日銀当座預金残高目標の増加 (22~27兆円→27~30兆円)	—
2003/10/10	日銀当座預金残高目標の増加 (27~30兆円→27~32兆円)	—
2004/1/20	日銀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4月1日に日銀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.

緩和政策を継続することを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。第3点目に関して、日本銀行は長期国債の購入額を月額4000億円から月額1兆2000億円に引き上げた。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、長期国債の保有額は60兆円に達していた。また、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

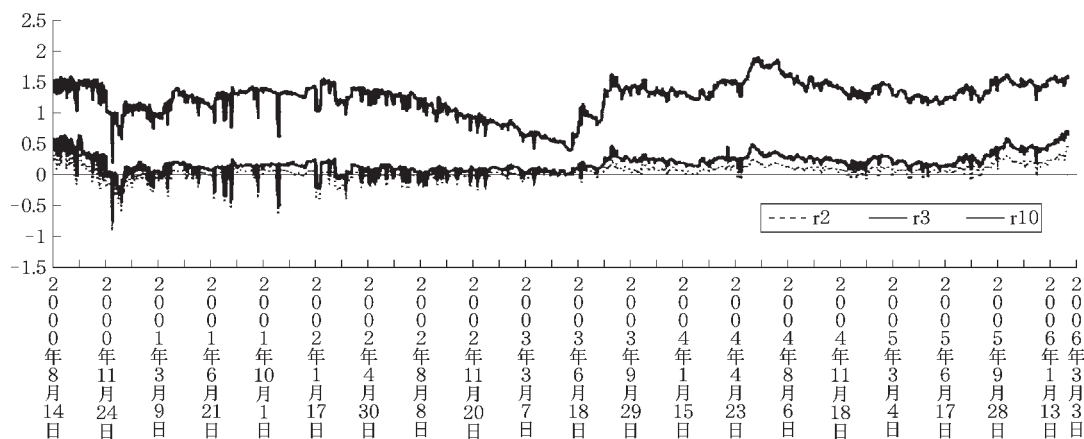
図2 長短金利差（短期金融市場）



(注) r0.5, r1はそれぞれ、6ヶ月、1年物の金利と1ヶ月物のコールレートとの長短金利差。

(出所) Thomson Reuters Datastream.

図3 長短金利差（中長期金融市場）



(注) r2, r3, r10はそれぞれ、2, 3, 10年物の金利と1ヶ月物のコールレートとの長短金利差。

(出所) Thomson Reuters Datastream.

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。さらに、2003年7月から2006年3月までの間、資産担保証券買入れを行った。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。

図2と図3は2000年8月14日から2006年3月9日までの長短金利差のデータをプロットしている。6ヶ月物、1年物、2年物、3年物、10年物の金利と1ヶ月物のコールレートとの長短金利差をそれぞれ、r0.5, r1, r2, r3, r10と表記している。

3 モデルの説明

本節では日本銀行によって市場に大量の流動性が供給されたことによる長短金利差のレベルとポ

ラティリティへの影響を検証する。使用するモデルは AR-EGARCH モデルで、EGARCH モデルは Nelson (1991) により提唱され、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、分散方程式に非負制約を仮定する必要がないという特性がある。⁷⁾ 以下が分析に用いる AR(q)-EGARCH (1, 1) モデルである。

$$r_{n,t} = c_{n,1} + d_{n,1}D_{j,t} + \gamma_{n,1}g_t + \gamma_{n,2}\pi_t + \gamma_{n,3}e_t + \gamma_{n,4}s_t + \sum_{p=1}^q \omega_{n,p}r_{n,t-p} + \varepsilon_{n,t},$$

$$\varepsilon_{n,t} = \sqrt{h_{n,t}} u_{n,t}, \quad n=0.5, 1, 2, 3, 10, \quad j=1, 2, \quad (1)$$

$$\log(h_{n,t}) = c_{n,2} + \alpha_{n,1} \left| \frac{\varepsilon_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} \right| + \alpha_{n,2} \frac{\varepsilon_{n,t-1}}{\sqrt{h_{n,t-1}}} + \beta_n \log(h_{n,t-1}) + d_{n,2}D_{2,t} + \tau_{n,1}g_t + \tau_{n,2}\pi_t$$

$$+ \tau_{n,3}e_t + \tau_{n,4}s_{n,t},$$

$$\varepsilon_{n,t} | \mathcal{Q}_{t-1} \sim N(0, h_{n,t}) \quad (2)$$

(1)式は平均方程式で、(2)式は分散方程式である。 $r_{n,t}$ は長短金利差(n 年物金利と1ヶ月物のコールレートの差)、 g_t 、 π_t 、 e_t 、 s_t はそれぞれ、経済成長率、インフレ率、外国為替レートの変化率、株価収益率である。 $D_{1,t}$ と $D_{2,t}(=CAB_{2,t})$ は量的緩和政策導入ダミーと日銀当座預金残高目標の上限値の変数である。平均方程式のラグの長さ q は赤池情報量基準(AIC)で選択する。誤差項は平均ゼロで、条件付き分散が $h_{n,t}$ に従う条件付き正規分布を仮定している。

$$D_{1,t} = \begin{cases} 0 & (t \leq 2001/3/19), \\ 1 & (t \geq 2001/3/21), \end{cases} \quad CAB_{2,t} = \begin{cases} \text{reserve} & (t \leq 2001/8/14), \\ 6 & (2001/8/15 \leq t < 2001/12/19), \\ 15 & (2001/12/19 \leq t \leq 2002/10/30), \\ 20 & (2002/10/31 \leq t \leq 2003/4/30), \\ 27 & (2003/4/31 \leq t \leq 2003/5/20), \\ 30 & (2003/5/21 \leq t \leq 2003/10/10), \\ 32 & (2003/10/14 \leq t \leq 2004/1/20), \\ 35 & (2004/1/21 \leq t). \end{cases}$$

*reserve*は必要準備額である。⁸⁾日銀当座預金残高目標の詳細は図1と表1に記してある。⁹⁾

実証分析では、(1)式を経済成長率、インフレ率、外国為替レート・株価の変化率でコントロールし、量的緩和政策の導入と日銀当座預金残高目標の引き上げが長短金利差のレベルに与える影響を分析する。また、(2)式に関しては上記の4変数でコントロールする場合としない場合で長短金利差のボラティリティに与える影響を分析する。分析の流れとして最初に、量的緩和政策以前の期間を含む場合の分析を行う。その場合、(1)式の $D_{j,t}$ が $D_{1,t}$ と $D_{2,t}$ のそれぞれで分析する。(2)式では日銀当座預金残高の増加がボラティリティに与える分析を行うので、(1)式の $D_{j,t}$ が $D_{1,t}$ 、 $D_{2,t}$ であったとしても、 $D_{2,t}$ で分析する。次に、量的緩和政策期間のみの分析を行う。その場合、(1)式の $D_{j,t}$ は $D_{2,t}$ で、(2)式では $D_{2,t}$ で分析する。量的緩和政策以前の期間を含む分析ではゼロ金利政策が解除された2000年8月14日から2006年3月9日までの標本期間で、量的緩和政策期間のみの分析では量的緩和政策が採用された2001年3月19日から2006年3月9日までの標本期間とする。

EGARCH (1, 1) モデルではボラティリティの持続性は β_n の大きさに計られ、非対称性の大きさは $\alpha_{n,2}$ で示される。 β_n 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

7) 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。

8) 必要準備額は当月の16日から翌月の15日までの平均を使っている。

9) $D_{j,t}$ の値は政策開始もしくは変更日の次営業日で作成している。

きくなる。 $a_{n,2}$ の値が負かつ統計的に有意であれば ($\varepsilon_{n,t-1} < 0$)、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。標準誤差は Bollerslev and Wooldridge (1992) の推定量を使用する。

4 データの説明

以下では、実証分析で使用した各種のデータについて説明する。まず、期間に関しては、2000年8月14日から2006年3月9日までを利用した。長期金利には、6ヶ月物と1年物の Tokyo Interbank Offered Rates (TIBORs)、2年物、3年物、10年物の Japan Government Bonds (JGBs) を使用し、短期金利には1ヶ月物のコールレートを使用した。¹⁰⁾ 外国為替レートは円ドル(邦貨建て)、株価は東証株価指数を使用した。経済成長率とインフレ率に関しては、月次の鉱工業生産指数(季節調整済)と消費者物価指数(生鮮食品を除く総合、季節調整済)の前期比に100を乗じて作成した後、HPフィルタによって平滑化したものを使用した。金利と株価データの出所は Thomson Reuters Datastream である。鉱工業生産指数と消費者物価指数は、それぞれ、経済産業省と総務省のウェブページから入手した。外国為替レートと準備預金額、日銀当座預金残高目標値に関しては日本銀行のウェブページから入手した。外国為替レートの変化率、株価収益率、鉱工業生産指数、消費者物価指数はそれぞれ、図4、図5、図6に示している。長短金利差 ($r_{n,t}$) は以下のように計算した。

$$r_{n,t} = R_{n,t} - CR_t.$$

ここで、 $R_{n,t}$ は t 期での満期 n 年の長期金利のデータ系列 (TIBORs と JGBs) で、 CR_t は t 期での短期金利のデータ系列 (コールレート) である。¹¹⁾ 表2と表3は長短金利差の基本統計量を示している。

次に、長短金利差の単位根検定を行う。代表的な単位根検定として、Dickey and Fuller (1979, 1981) によって提唱された Dickey and Fuller 検定 (ADF 検定) がある。しかし、ADF 検定は検出力が低い場合、本稿では、より検出力の高い単位根検定として、Elliott, Rothenberg and Stock (1996) によって考案された検定 (DF-GLS 検定) を用いた。ラグの長さは AIC で選択した。検定結果は表2と表3に記している。これらの表から、それぞれの長短金利差は定常な変数であると判断できた。

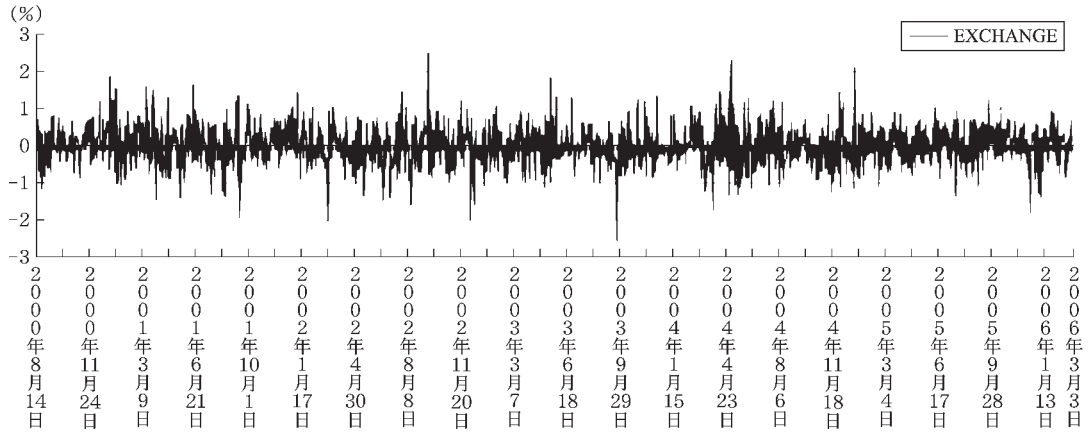
5 分析結果

本節では市場に大量の流動性が供給されたことによる影響を短期、中期、長期の長短金利差を使用し分析した。分析期間はゼロ金利政策が解除されたときから量的緩和政策が解除された時期まで (量的緩和政策以前の期間を含む場合) と量的緩和政策を実行したときから量的緩和政策が解除された時期まで (量的緩和政策期間のみの場合) の2つを対象とした。表4、表5、表6、表7は量的緩和政策以前の期間を含む分析結果で、表8、表9は量的緩和政策期間のみの分析結果である。

10) 金利構造に関する研究の多くは、1年物は短期金利、2年、3年物は中期金利、10年物は長期金利として扱うが、本稿では1ヶ月物金利以外は長短金利差の長期に相当するという意味で、長期金利と表記する。また、長短金利差の短期に相当する金利としてはコールレート (オーバーナイト物) が妥当と考えられるが、単位根検定を行った結果、「単位根を持つ」という帰無仮説を棄却しなかったため、1ヶ月物のコールレートを使用した。TIBOR は日本円を使用している。

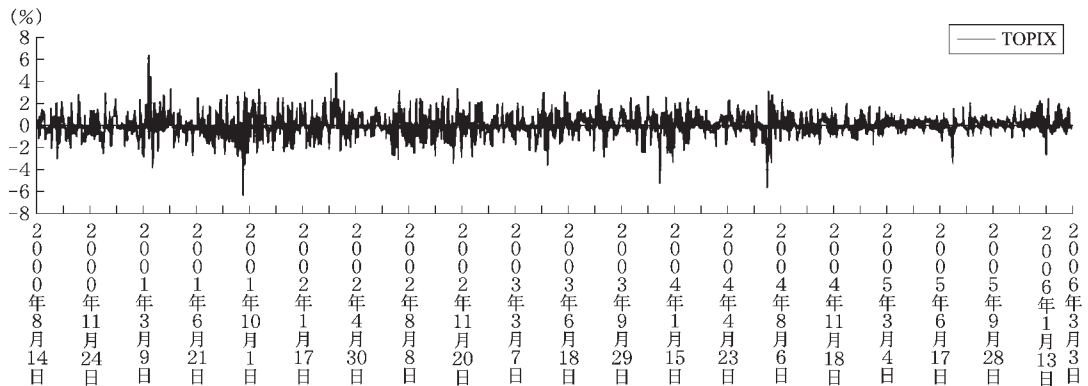
11) 金利の期間構造に関する期待仮説が成立している下で、 $r_{n,t}$ は将来の予想短期金利の流列とリスクプレミアムの情報を含んでいる。量的緩和政策期の金利の期間構造に関する期待仮説の成立を検証した論文として、Hanabusa (2007) が挙げられる。

図4 外国為替レート



(注) EXCHANGE は円ドルレートの変化率。
(出所) 日本銀行。

図5 株価



(注) TOPIX は東証株価指数の変化率。
(出所) Thomson Reuters Datastream。

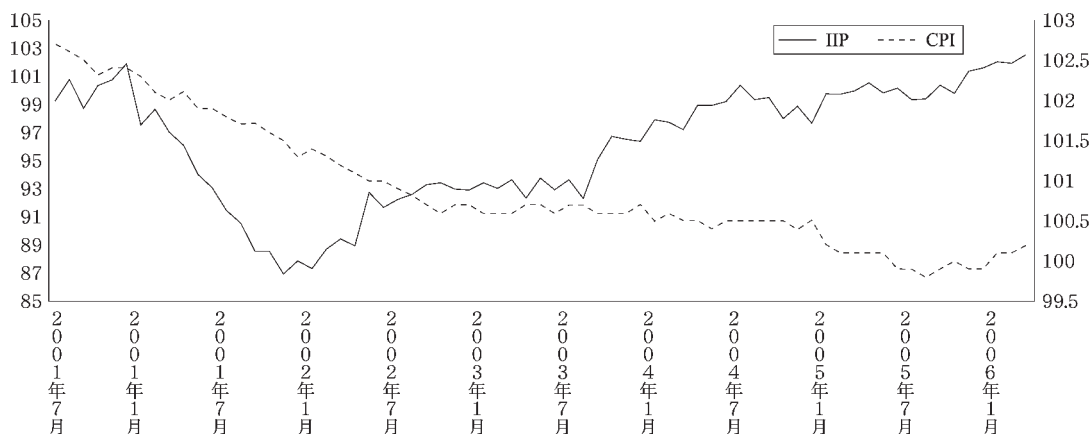
5.1 量的緩和政策以前の期間を含む場合

表4と表5は(1)式の $D_{j,t}$ に $D_{1,t}$ 、表6と表7は $D_{2,t}$ を使用し、推計した結果である。表4と表6は(2)式に g_t 、 π 、 e_t 、 s_t を含めず、表5と表7はこれら4変数を含め、推計した結果である。表4と表5では量的緩和政策の導入が長短金利差のレベルに、日銀当座預金残高目標の引き上げがボラティリティに影響を与えたかを分析し、表6と表7では日銀当座預金残高目標の段階的な引き上げが長短金利差のレベルとボラティリティの両方に影響を与えたかを分析した。

それでは、最初に、表4と表5の結果から考察する。量的緩和政策の導入による長短金利差のレベルへの影響は $d_{n,1}$ の推計値とその有意性をもって判断する。短期、中期、長期におけるこれらの値は正であるが、統計的に有意でない。したがって、この分析結果からでは、Fujiki and Shiratsuka (2002), Okina and Shiratsuka (2004), Oda and Ueda (2007) で支持されている時間軸効果の確認ができなかった。

次に、日銀当座預金残高目標の引き上げが長短金利差のボラティリティを引き下げたかを $d_{n,2}$ の

図6 鉱工業生産指数と消費者物価指数



(注) 鉱工業生産指数 (IIP: 左軸) と消費者物価指数 (CPI: 右軸).

(出所) 経済産業省と総務省.

表2 長短金利差の基本統計量 (量的緩和政策以前からの期間)

	$r_{0.5,t}$	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$	$r_{10,t}$
平均	0.046	0.060	0.047	0.176	1.230
標準偏差	0.090	0.091	0.126	0.158	0.274
歪度	-3.188	-3.250	-1.140	-0.050	-0.845
尖度	19.822	19.983	8.905	5.337	3.688
Jarque-Bera	18474.800	18876.390	2287.361	312.338	190.079
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DF-GLS	-4.118***	-5.317***	-3.892***	-2.572***	-2.883***
ラグ次数	5	5	5	5	5

(注) 長短金利差に関する平均, 標準偏差, 歪度, 尖度, Jarque-Bera 統計量についての表である。標本期間は, 2000年8月14日から2006年3月9日までである。*, **, ***は, それぞれ, 10%, 5%, 1%の有意水準で棄却されることを表している。P 値は Jarque-Bera 検定統計量についての値である。DF-GLS は定数項のみの単位根検定である。

表3 長短金利差の基本統計量 (量的緩和政策期間)

	$r_{0.5,t}$	$r_{1,t}$	$r_{2,t}$	$r_{3,t}$	$r_{10,t}$
平均	0.048	0.062	0.051	0.176	1.236
標準偏差	0.075	0.076	0.108	0.143	0.275
歪度	-3.945	-3.938	-1.140	0.052	-0.896
尖度	23.881	23.736	8.869	5.242	3.804
Jarque-Bera	25411.190	25092.640	2021.698	257.005	196.812
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DF-GLS	-12.484***	-11.160***	-3.456***	-1.961**	-1.708*
ラグ次数	3	3	5	5	5

(注) 長短金利差に関する平均, 標準偏差, 歪度, 尖度, Jarque-Bera 統計量についての表である。標本期間は, 2000年8月14日から2006年3月9日までである。*, **, ***は, それぞれ, 10%, 5%, 1%の有意水準で棄却されることを表している。P 値は Jarque-Bera 検定統計量についての値である。DF-GLS は定数項のみの単位根検定である。

推計値を用いて検証する。短期, 中期, 長期の長短金利差において, これらの値は負で統計的に有意である。この分析結果から, 市場に大量の流動性を供給することで長短金利差のボラティリティを低下させる効果が確認できた。

最後に, 長短金利差の持続性の尺度 (β_n) と非対称性効果の尺度 ($a_{n,2}$) をそれぞれ見ていく。

表4 量的緩和政策以前の期間を含む場合（2000年8月14日から2006年3月9日まで）

	$r_{0.5,t}$	(P 値)	$r_{1,t}$	(P 値)	$r_{2,t}$	(P 値)	$r_{3,t}$	(P 値)	$r_{10,t}$	(P 値)
$c_{n,1}$	0.024	(0.012)	0.025	(0.009)	0.006	(0.506)	0.010	(0.329)	0.003	(0.784)
$d_{n,1}$	0.000	(0.994)	0.004	(0.674)	0.003	(0.700)	0.001	(0.914)	0.002	(0.848)
$\gamma_{n,1}$	0.001	(0.706)	0.000	(0.833)	0.000	(0.980)	0.002	(0.681)	0.005	(0.296)
$\gamma_{n,2}$	0.072	(0.003)	0.072	(0.004)	0.197	(0.000)	0.159	(0.002)	0.024	(0.579)
$\gamma_{n,3}$	0.001	(0.546)	0.001	(0.464)	0.003	(0.164)	0.006	(0.016)	0.010	(0.001)
$\gamma_{n,4}$	0.000	(0.712)	0.000	(0.804)	0.000	(0.946)	0.000	(0.785)	0.000	(0.730)
$\omega_{n,1}$	0.536	(0.000)	0.541	(0.000)	0.669	(0.000)	0.712	(0.000)	0.802	(0.000)
$\omega_{n,2}$	-0.008	(0.788)	-0.007	(0.824)	0.033	(0.307)	0.038	(0.221)	0.028	(0.406)
$\omega_{n,3}$	0.063	(0.071)	0.067	(0.059)	0.089	(0.004)	0.085	(0.004)	0.086	(0.005)
$\omega_{n,4}$	0.032	(0.185)	0.033	(0.191)	0.068	(0.012)	0.062	(0.030)	0.060	(0.037)
$\omega_{n,5}$	—	—	—	—	0.045	(0.074)	0.056	(0.041)	0.017	(0.500)
$c_{n,2}$	-1.926	(0.002)	-1.792	(0.001)	-2.031	(0.000)	-2.421	(0.000)	-2.336	(0.002)
$a_{n,1}$	0.139	(0.220)	0.113	(0.294)	0.313	(0.000)	0.405	(0.000)	0.349	(0.000)
$a_{n,2}$	-0.246	(0.012)	-0.256	(0.006)	-0.168	(0.004)	-0.122	(0.027)	-0.096	(0.109)
$\beta_{n,1}$	0.545	(0.001)	0.576	(0.000)	0.534	(0.000)	0.451	(0.006)	0.461	(0.019)
$d_{n,2}$	-0.038	(0.011)	-0.035	(0.006)	-0.037	(0.012)	-0.041	(0.006)	-0.035	(0.018)
ARCH-LM(5)	175.865	(0.000)	186.452	(0.000)	315.637	(0.000)	352.271	(0.000)	1159.338	(0.000)
$Q(30)$	25.098	(0.720)	26.315	(0.659)	34.482	(0.262)	29.790	(0.476)	31.585	(0.387)
$Q^2(30)$	10.608	(1.000)	10.470	(1.000)	9.781	(1.000)	10.961	(0.999)	19.298	(0.934)
$Q(50)$	36.371	(0.925)	38.188	(0.889)	44.147	(0.706)	44.010	(0.711)	51.568	(0.412)
$Q^2(50)$	29.561	(0.991)	28.848	(0.993)	22.538	(1.000)	22.551	(1.000)	33.204	(0.968)

(注) (1)式は $D_{i,t} = D1_{i,t}$ で、(2)式には g_t , π_t , e_t , s_t を含めず推計した結果である。ARCH-LM(5)は、残差に対してラグを5とした場合のARCH検定統計量である。 $Q(30)$ と $Q(50)$ ($Q^2(30)$ と $Q^2(50)$)は標準化された残差（標準化された残差の自乗）に対してラグをそれぞれ、30と50をとった場合のLjung-Box統計量である。

短期、中期、長期のすべてにおいて β_n の推計値は正で統計的に有意である。このことから、持続性は見られたが、それぞれの値自体は大きくない。 $a_{n,2}$ の推計値は長期の一部を除いて、負で統計的に有意である。この結果から、短期の長短金利差の方が中期の長短金利差よりも効果が大きいことが確認できた。これは、マイナスのショック（長短金利差を低下させるショック）が起きた場合には中期の長短金利差のボラティリティよりも短期の長短金利差のボラティリティの方を高めることを意味している。

それでは、次に、表6と表7の結果を考察する。日銀当座預金残高目標が引き上げられたことによる長短金利差のレベルへの影響を $d_{n,1}$ の推計値とその有意性で判断する。短期、中期、長期におけるこれらの値は正で統計的に有意である。この結果からでは長短金利差が縮小することによる時間軸効果の存在が確認できなかった。¹²⁾ Honda *et al.* (2007) では量的緩和により長期金利の上昇をもたらしたことを検証し、時間軸効果に疑問を呈している。しかし、本稿では分析にコールレート（オーバーナイト物）と予想インフレ率を使用して長短金利差の動きをコントロールしていないこともあり、この分析から時間軸効果の存在を否定することはできない。また、Baba *et al.* (2006) では日銀当座預金残高が譲渡性預金金利とコールレートの差であるクレジットスプレッド（30日、60日、90日未満）に影響を与えていないことを検証した。ただし、Baba *et al.* でもより長期の金利に対しては日銀当座預金残高の増加による影響の可能性を示唆している。Oda and Ueda

12) 本稿の分析では短期金利に1ヶ月物コールレートを使用しているため、大量の流動性供給により、長期金利の低下幅よりも短期金利の低下幅の方が大きければ長短金利差が拡大することも有り得る。また、将来の予想短期金利の上昇を当期のインフレ率では捉えきれないことも有り得る。この場合、長短金利差は拡大しているが時間軸効果を否定することはできない。

表5 量的緩和政策以前の期間を含む場合(2000年8月14日から2006年3月9日まで)

	$\gamma_{0.5,t}$	(P 値)	$\gamma_{1,t}$	(P 値)	$\gamma_{2,t}$	(P 値)	$\gamma_{3,t}$	(P 値)	$\gamma_{10,t}$	(P 値)
$c_{n,1}$	0.024	(0.008)	0.026	(0.005)	0.005	(0.575)	0.009	(0.386)	0.005	(0.695)
$d_{n,1}$	0.000	(0.975)	0.004	(0.638)	0.005	(0.603)	0.001	(0.918)	0.001	(0.901)
$\gamma_{n,1}$	0.001	(0.859)	-0.001	(0.807)	0.000	(0.932)	0.004	(0.445)	0.006	(0.254)
$\gamma_{n,2}$	0.072	(0.022)	0.078	(0.012)	0.190	(0.000)	0.148	(0.003)	0.033	(0.460)
$\gamma_{n,3}$	0.001	(0.556)	0.001	(0.538)	0.003	(0.192)	0.006	(0.024)	0.009	(0.002)
$\gamma_{n,4}$	0.000	(0.991)	0.000	(0.962)	0.000	(0.723)	0.001	(0.551)	0.001	(0.676)
$\omega_{n,1}$	0.555	(0.000)	0.558	(0.000)	0.684	(0.000)	0.726	(0.000)	0.808	(0.000)
$\omega_{n,2}$	-0.015	(0.606)	-0.013	(0.660)	0.027	(0.414)	0.031	(0.331)	0.025	(0.472)
$\omega_{n,3}$	0.057	(0.052)	0.059	(0.048)	0.086	(0.005)	0.082	(0.006)	0.080	(0.010)
$\omega_{n,4}$	0.025	(0.278)	0.025	(0.278)	0.057	(0.033)	0.059	(0.035)	0.062	(0.029)
$\omega_{n,5}$	—	—	—	—	0.053	(0.030)	0.060	(0.024)	0.018	(0.484)
$c_{n,2}$	-2.175	(0.000)	-2.104	(0.000)	-1.983	(0.000)	-2.222	(0.000)	-2.151	(0.000)
$a_{n,1}$	0.132	(0.342)	0.119	(0.368)	0.295	(0.000)	0.368	(0.000)	0.332	(0.000)
$a_{n,2}$	-0.275	(0.017)	-0.282	(0.010)	-0.189	(0.003)	-0.142	(0.014)	-0.100	(0.092)
$\beta_{n,1}$	0.490	(0.000)	0.509	(0.000)	0.539	(0.000)	0.492	(0.000)	0.489	(0.002)
$d_{n,2}$	-0.044	(0.001)	-0.042	(0.001)	-0.039	(0.003)	-0.040	(0.002)	-0.037	(0.004)
$\tau_{n,1}$	0.100	(0.395)	0.098	(0.375)	0.094	(0.387)	0.112	(0.322)	0.141	(0.214)
$\tau_{n,2}$	-1.053	(0.665)	-1.127	(0.631)	-0.455	(0.815)	-0.676	(0.735)	-0.216	(0.887)
$\tau_{n,3}$	-0.351	(0.022)	-0.342	(0.024)	-0.231	(0.089)	-0.196	(0.135)	-0.205	(0.088)
$\tau_{n,4}$	0.059	(0.337)	0.059	(0.327)	0.065	(0.273)	0.068	(0.237)	0.042	(0.451)
ARCH-LM(5)	175.865	(0.000)	186.452	(0.000)	315.637	(0.000)	352.271	(0.000)	1159.338	(0.000)
$Q(30)$	25.632	(0.694)	27.344	(0.605)	34.684	(0.254)	30.048	(0.463)	30.141	(0.458)
$Q^2(30)$	12.919	(0.997)	12.695	(0.998)	11.457	(0.999)	12.180	(0.998)	20.640	(0.899)
$Q(50)$	38.022	(0.893)	40.088	(0.841)	44.107	(0.708)	43.790	(0.719)	48.712	(0.525)
$Q^2(50)$	37.323	(0.908)	36.540	(0.922)	27.965	(0.995)	27.691	(0.996)	38.854	(0.873)

(注) (1)式は $D_{i,t} = D_{i,t}$ で、(2)式には g_t , π_t , e_t , s_t を含めて推計した結果である。ARCH-LM(5)は、残差に対してラグを5とった場合のARCH検定統計量である。 $Q(30)$ と $Q(50)$ ($Q^2(30)$ と $Q^2(50)$)は標準化された残差(標準化された残差の自乗)に対してラグをそれぞれ、30と50をとった場合のLjung-Box統計量である。

(2007)ではBaba *et al.*よりも長期の金利(3年, 5年, 10年物)を使用し, 日銀当座預金残高がそれら金利の予想短期金利の経路を引き下げたことを検証した。本稿では時間軸効果の存在は確認できなかったが, 短期, 中期, 長期の長短金利差に影響を与えていたことから, 日銀当座預金残高の増加が将来の予想短期金利に影響を与えていたと考えられる。

日銀当座預金残高目標の引き上げによる長短金利差のボラティリティへの影響は, 短期, 中期, 長期のすべてで負で統計的に有意である。この結果は表4と表5の分析結果と整合的である。したがって, 大量の流動性を市場に供給することで長短金利差のボラティリティを低下させる効果が存在していたと確認できた。また, その効果としては, 0.03から0.05の間であると考えられる。

長短金利差の持続性と非対称性効果に関して表4と表5を比較すると, 持続性は0.45から0.6の範囲内で, 非対称性効果は短期の方が長期よりも大きく存在していたと考えられる。

したがって, 量的緩和政策以前の期間を含む場合の分析結果から, 以下の3点が得られた。第1に, 金融市場に大量の資金を供給することによって長短金利差のレベルに影響を与え, ボラティリティを低下させる効果が存在していた。¹³⁾ 第2に, 長短金利差の持続性は存在していたが, その値

13) 日銀当座預金残高目標の引き上げによる影響を目標値ごとに1(それ以外の時期は0)をとるダミー変数を作り, そのすべてのダミー変数を(2)式の説明変数として分析した結果, 2002年10月31日からの引き上げはすべての長短金利差のボラティリティにマイナスの影響を与えていた。ただし, 逡減的な影響ではない。

表6 量的緩和政策以前の期間を含む場合（2000年8月14日から2006年3月9日まで）

	$\gamma_{0.5,t}$	(P 値)	$\gamma_{1,t}$	(P 値)	$\gamma_{2,t}$	(P 値)	$\gamma_{3,t}$	(P 値)	$\gamma_{10,t}$	(P 値)
$c_{n,1}$	0.005	(0.404)	0.007	(0.226)	-0.007	(0.254)	-0.001	(0.934)	-0.001	(0.865)
$d_{n,1}$	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)	0.001	(0.006)	0.0005	(0.056)	0.0005	(0.065)
$\gamma_{n,1}$	-0.004	(0.151)	-0.004	(0.089)	-0.004	(0.361)	-0.001	(0.781)	0.002	(0.753)
$\gamma_{n,2}$	0.047	(0.066)	0.044	(0.088)	0.174	(0.001)	0.145	(0.004)	0.008	(0.866)
$\gamma_{n,3}$	0.001	(0.475)	0.001	(0.465)	0.004	(0.135)	0.006	(0.018)	0.010	(0.001)
$\gamma_{n,4}$	0.000	(0.621)	0.000	(0.672)	0.000	(0.916)	0.000	(0.783)	0.000	(0.778)
$\omega_{n,1}$	0.518	(0.000)	0.514	(0.000)	0.658	(0.000)	0.714	(0.000)	0.800	(0.000)
$\omega_{n,2}$	-0.013	(0.664)	-0.015	(0.623)	0.032	(0.328)	0.034	(0.285)	0.027	(0.430)
$\omega_{n,3}$	0.053	(0.115)	0.054	(0.117)	0.089	(0.005)	0.084	(0.005)	0.087	(0.005)
$\omega_{n,4}$	0.024	(0.314)	0.022	(0.366)	0.051	(0.080)	0.059	(0.042)	0.059	(0.039)
$\omega_{n,5}$	—	—	—	—	0.049	(0.066)	0.053	(0.055)	0.015	(0.575)
$c_{n,2}$	-2.025	(0.003)	-1.948	(0.002)	-2.090	(0.000)	-2.337	(0.000)	-2.274	(0.001)
$a_{n,1}$	0.172	(0.158)	0.161	(0.164)	0.343	(0.000)	0.407	(0.000)	0.355	(0.000)
$a_{n,2}$	-0.230	(0.031)	-0.235	(0.023)	-0.160	(0.009)	-0.128	(0.022)	-0.102	(0.080)
$\beta_{n,1}$	0.517	(0.003)	0.535	(0.001)	0.525	(0.000)	0.473	(0.002)	0.478	(0.009)
$d_{n,2}$	-0.042	(0.010)	-0.040	(0.007)	-0.038	(0.006)	-0.040	(0.004)	-0.034	(0.013)
ARCH-LM(5)	175.018	(0.000)	183.891	(0.000)	353.061	(0.000)	508.134	(0.000)	1137.275	(0.000)
$Q(30)$	26.466	(0.651)	25.870	(0.682)	31.740	(0.380)	30.085	(0.461)	32.520	(0.344)
$Q^2(30)$	10.145	(1.000)	10.016	(1.000)	8.269	(1.000)	9.639	(1.000)	17.633	(0.964)
$Q(50)$	41.944	(0.784)	40.147	(0.839)	41.069	(0.812)	43.928	(0.714)	51.910	(0.399)
$Q^2(50)$	29.776	(0.990)	29.128	(0.992)	20.650	(1.000)	21.295	(1.000)	31.167	(0.983)

(注) (1)式は $D_{1,t}=D_{2,t}$ で、(2)式には g_t, π_t, e_t, s_t を含めず推計した結果である。ARCH-LM(5)は、残差に対してラグを5とした場合のARCH検定統計量である。 $Q(30)$ と $Q(50)$ ($Q^2(30)$ と $Q^2(50)$)は標準化された残差（標準化された残差の自乗）に対してラグをそれぞれ、30と50をとった場合のLjung-Box統計量である。

自体は大きくなかった。第3に、短期の長短金利差の方が中期、長期の長短金利差よりも非対称性効果が大きいことから、予期されないような長短期金利差を縮小、もしくは、拡大させるショックが生じた場合には、より直近の予想短期金利のボラティリティに影響を及ぼしていた。

5.2 量的緩和政策期間のみの場合

表8と表9は(1)式と(2)式の $D_{2,t}$ を使用して推計した結果である。表8は(2)式に g_t, π_t, e_t, s_t を含めず、表9はこれら4変数を含め、推計している。表8と表9では表6と表7の分析と同様に、日銀当座預金残高目標の段階的な引き上げが長短金利差のレベルとボラティリティに影響を与えたかを分析した。

$d_{n,1}$ の推計値が、短期、中期、長期のすべての長短金利差に対して正で統計的に有意である。この結果は表6と表7と整合的である。この分析から、長短金利差が縮小する時間軸効果は検証されなかった。これに関しては、5.1の分析でも述べたように、長短金利差に含まれる将来に対する不確実性の要素をコントロールして分析する必要がある。

次に、 $d_{n,2}$ の推計値を見ると、すべての分析において負で統計的に有意な結果が得られた。この結果は量的緩和政策以前の期間を含む場合の分析と整合的で、日銀当座預金残高目標を引き上げたことで長短金利差のボラティリティを低下させていたことが確認された。¹⁴⁾ その効果は、0.03から0.05の間である。この分析結果から、小田(2002)で議論されているように、日本銀行が従来と異なり、市場に大量の流動性を供給したことで金融機関が予期せぬ資金繰りに対するリスクを軽減していた効果が働いていたと考えられる。

14) 注13)と同じ結果が得られた。

表7 量的緩和政策以前の期間を含む場合(2000年8月14日から2006年3月9日まで)

	$r_{0.5,t}$	(P 値)	$r_{1,t}$	(P 値)	$r_{2,t}$	(P 値)	$r_{3,t}$	(P 値)	$r_{10,t}$	(P 値)
$c_{n,1}$	0.003	(0.622)	0.005	(0.331)	-0.008	(0.216)	-0.001	(0.865)	-0.001	(0.930)
$d_{n,1}$	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)	0.001	(0.002)	0.0005	(0.039)	0.0005	(0.059)
$\gamma_{n,1}$	-0.005	(0.171)	-0.006	(0.101)	-0.004	(0.309)	-0.001	(0.886)	0.003	(0.650)
$\gamma_{n,2}$	0.041	(0.194)	0.045	(0.153)	0.178	(0.000)	0.144	(0.003)	0.014	(0.768)
$\gamma_{n,3}$	0.001	(0.613)	0.001	(0.564)	0.003	(0.130)	0.006	(0.021)	0.009	(0.001)
$\gamma_{n,4}$	0.000	(0.901)	0.000	(0.963)	0.000	(0.739)	0.001	(0.540)	0.001	(0.665)
$\omega_{n,1}$	0.551	(0.000)	0.547	(0.000)	0.677	(0.000)	0.725	(0.000)	0.808	(0.000)
$\omega_{n,2}$	-0.029	(0.322)	-0.031	(0.290)	0.024	(0.469)	0.025	(0.432)	0.022	(0.519)
$\omega_{n,3}$	0.052	(0.084)	0.053	(0.088)	0.084	(0.006)	0.082	(0.006)	0.082	(0.009)
$\omega_{n,4}$	0.011	(0.623)	0.008	(0.749)	0.043	(0.137)	0.057	(0.046)	0.059	(0.038)
$\omega_{n,5}$	—	—	—	—	0.052	(0.041)	0.058	(0.030)	0.015	(0.568)
$c_{n,2}$	-2.152	(0.001)	-2.086	(0.001)	-1.967	(0.000)	-2.156	(0.000)	-2.082	(0.000)
$a_{n,1}$	0.115	(0.402)	0.104	(0.419)	0.311	(0.000)	0.368	(0.000)	0.333	(0.000)
$a_{n,2}$	-0.290	(0.010)	-0.296	(0.006)	-0.189	(0.003)	-0.145	(0.012)	-0.109	(0.062)
$\beta_{n,1}$	0.470	(0.000)	0.485	(0.000)	0.534	(0.000)	0.504	(0.000)	0.506	(0.001)
$d_{n,2}$	-0.049	(0.000)	-0.048	(0.000)	-0.041	(0.001)	-0.040	(0.001)	-0.036	(0.003)
$\tau_{n,1}$	0.134	(0.243)	0.134	(0.227)	0.103	(0.329)	0.112	(0.299)	0.137	(0.191)
$\tau_{n,2}$	-0.657	(0.789)	-0.696	(0.770)	-0.044	(0.982)	-0.476	(0.807)	-0.162	(0.913)
$\tau_{n,3}$	-0.360	(0.015)	-0.357	(0.014)	-0.225	(0.087)	-0.188	(0.140)	-0.199	(0.089)
$\tau_{n,4}$	0.067	(0.268)	0.067	(0.256)	0.074	(0.201)	0.074	(0.187)	0.045	(0.410)
ARCH-LM(5)	175.018	(0.000)	183.891	(0.000)	353.061	(0.000)	508.134	(0.000)	1137.275	(0.000)
$Q(30)$	26.749	(0.636)	26.051	(0.673)	32.020	(0.367)	30.143	(0.458)	31.048	(0.413)
$Q^2(30)$	12.953	(0.997)	12.938	(0.997)	9.982	(1.000)	10.921	(0.999)	19.269	(0.934)
$Q(50)$	44.160	(0.706)	42.194	(0.776)	41.066	(0.812)	43.655	(0.724)	49.005	(0.513)
$Q^2(50)$	38.749	(0.876)	38.180	(0.889)	26.127	(0.998)	26.515	(0.997)	36.962	(0.915)

(注) (1)式は $D_{i,t} = D_{2,t}$ で、(2)式には g_t , π_t , e_t , s_t を含めて推計した結果である。ARCH-LM(5)は、残差に対してラグを5とった場合のARCH検定統計量である。 $Q(30)$ と $Q(50)$ ($Q^2(30)$ と $Q^2(50)$)は標準化された残差(標準化された残差の自乗)に対してラグをそれぞれ、30と50をとった場合のLjung-Box統計量である。

最後に、 β_n と $a_{n,2}$ の推計値とその有意性を見ると、長短金利差の持続性は量的緩和政策以前の期間を含む場合の分析と同様に、0.45から0.6であると考えられる。しかし、非対称性効果は、中長期の一部では観察されなくなった。これは、推計期間を量的緩和政策期間にしぼったために、それ以前の標本期間(2000年8月14日から2001年3月16日)の影響が低下したためであると考えられる。

したがって、以上の量的緩和政策以前の期間を含む場合と量的緩和政策期間のみの場合の2つの分析結果から以下の点が確認できた。まず1点目、日銀当座預金残高目標を段階的に引き上げることが長短金利差のレベルに影響を及ぼしていた。2点目、日銀当座預金残高目標を引き上げることによって長短金利差のボラティリティを低下させる効果が存在していた。¹⁵⁾3点目、長短金利差には持続性が存在しているが、その値は0.45から0.6の範囲でそれほど大きくなかった。4点目、長短金利差の非対称性効果は量的緩和政策が実行される以前までは短期、中期、長期で存在していたが、実行された後、長期に関しては観察されなくなった。

15) (1)式において、長短金利差と各変数間で同時性のバイアスが生じていることも考慮し、長短金利差の自己回帰のみで推定したボラティリティを用いて同様の分析をした結果、短期、中期、長期のすべての場合で、ボラティリティを低下させる効果は得られた。

表 8 量的緩和と政策期間のみの場合（2001年3月19日から2006年3月9日まで）

	$\gamma_{0.5,t}$	(P 値)	$\gamma_{1,t}$	(P 値)	$\gamma_{2,t}$	(P 値)	$\gamma_{3,t}$	(P 値)	$\gamma_{10,t}$	(P 値)
$c_{n,1}$	0.001	(0.821)	0.005	(0.421)	-0.010	(0.149)	-0.003	(0.686)	-0.004	(0.618)
$d_{n,1}$	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)	0.001	(0.004)	0.001	(0.046)	0.001	(0.078)
$\gamma_{n,1}$	-0.005	(0.174)	-0.007	(0.077)	-0.005	(0.299)	-0.001	(0.798)	0.001	(0.867)
$\gamma_{n,2}$	0.048	(0.180)	0.045	(0.240)	0.190	(0.001)	0.156	(0.004)	0.018	(0.700)
$\gamma_{n,3}$	0.002	(0.248)	0.003	(0.153)	0.004	(0.133)	0.006	(0.017)	0.010	(0.001)
$\gamma_{n,4}$	0.000	(0.634)	0.000	(0.620)	0.000	(0.967)	0.000	(0.895)	0.000	(0.854)
$\omega_{n,1}$	0.479	(0.000)	0.465	(0.000)	0.650	(0.000)	0.719	(0.000)	0.821	(0.000)
$\omega_{n,2}$	—	—	—	—	0.023	(0.512)	0.013	(0.705)	0.005	(0.888)
$\omega_{n,3}$	—	—	—	—	0.094	(0.008)	0.093	(0.004)	0.096	(0.004)
$\omega_{n,4}$	—	—	—	—	0.047	(0.144)	0.058	(0.067)	0.053	(0.095)
$\omega_{n,5}$	—	—	—	—	0.055	(0.064)	0.059	(0.054)	0.013	(0.634)
$c_{n,2}$	-2.297	(0.010)	-2.331	(0.008)	-1.928	(0.001)	-2.128	(0.001)	-1.997	(0.003)
$a_{n,1}$	0.274	(0.124)	0.294	(0.112)	0.350	(0.000)	0.404	(0.000)	0.348	(0.000)
$a_{n,2}$	-0.147	(0.312)	-0.137	(0.361)	-0.117	(0.060)	-0.090	(0.110)	-0.065	(0.260)
$\beta_{n,1}$	0.467	(0.035)	0.462	(0.033)	0.565	(0.000)	0.526	(0.001)	0.543	(0.002)
$d_{n,2}$	-0.046	(0.033)	-0.047	(0.028)	-0.035	(0.014)	-0.036	(0.008)	-0.030	(0.021)
ARCH-LM(5)	263.934	(0.000)	268.210	(0.000)	277.117	(0.000)	376.969	(0.000)	1112.220	(0.000)
$Q(30)$	27.972	(0.572)	28.124	(0.564)	27.754	(0.583)	25.305	(0.710)	30.084	(0.461)
$Q^2(30)$	12.468	(0.998)	12.594	(0.998)	7.504	(1.000)	9.132	(1.000)	17.959	(0.959)
$Q(50)$	44.992	(0.674)	44.788	(0.682)	36.410	(0.925)	37.177	(0.910)	44.141	(0.706)
$Q^2(50)$	34.535	(0.953)	34.795	(0.950)	20.572	(1.000)	20.974	(1.000)	30.935	(0.984)

(注) (1)式は $D_{i,t} = D_{n,t}$ で、(2)式には g_t, π_t, e_t, s_t を含めず推計した結果である。ARCH-LM(5)は、残差に対してラグを5とった場合の ARCH 検定統計量である。 $Q(30)$ と $Q(50)$ ($Q^2(30)$ と $Q^2(50)$)は標準化された残差（標準化された残差の自乗）に対してラグをそれぞれ、30と50をとった場合の Ljung-Box 統計量である。

6 追加検証

前節の分析から、日本銀行が量的緩和と政策期間中に大量の流動性を市場に供給する際の目標として設定した日銀当座預金残高目標の引き上げが、短期、中期、長期の長短金利差のボラティリティを低下させていたことを検証した。しかし、前節までの分析では分散方程式に非負制約を課す必要のない EGARCH モデルを使用したため、ボラティリティに対数をとって分析した。本節では、前節で得られた分析結果の追加検証として、ボラティリティに対数をとらず、日銀当座預金残高目標の増加の影響を分析する。以下の回帰式を推定する。

$$h_{n,t} = c + d_{n,3}CAB_t + \lambda_{n,1}g_t + \lambda_{n,2}\pi_{n,t} + \lambda_{n,3}e_t + \lambda_{n,4}s_{n,t} + z_t, \quad (3)$$

$CAB_t, g_t, \pi_t, e_t, s_t$ は、(1)式と(2)式で使用した変数と同じであり、 Z_t は誤差項である。(3)式の被説明変数は前節の分析で推計したボラティリティである。

分析結果は表10に示している。上段は表4と表5で、中段は表6と表7で、下段は表8と表9で推定したボラティリティを被説明変数として使用した。推計期間は上段と中段は2000年8月14日から2006年3月9日までで、下段は2001年3月19日から2006年3月9日までである。日銀当座預金残高目標の引き上げが長短金利差のボラティリティを引き下げた影響を $d_{n,3}$ の推計値と有意性から検証する。その結果、短期、中期、長期の長短金利差のボラティリティを引き下げることが確認できた。¹⁶⁾

16) (3)式において、長短金利差のボラティリティと各変数間で同時性のバイアスが生じていることも考慮し、一般化積率法 (Generalized Method of Moments) で推定した結果、短期、中期、長期のすべての場合で、日銀当座預金残高目標の引き上げがボラティリティを低下させることが確認できた。

表9 量的緩和と政策期間のみの場合 (2001年3月19日から2006年3月9日まで)

	$\gamma_{0.5,t}$	(P 値)	$\gamma_{1,t}$	(P 値)	$\gamma_{2,t}$	(P 値)	$\gamma_{3,t}$	(P 値)	$\gamma_{10,t}$	(P 値)
$c_{n,1}$	0.000	(0.981)	0.004	(0.534)	-0.010	(0.138)	-0.003	(0.648)	-0.005	(0.583)
$d_{n,1}$	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)	0.001	(0.002)	0.001	(0.037)	0.000	(0.081)
$\gamma_{n,1}$	-0.005	(0.125)	-0.007	(0.044)	-0.005	(0.250)	0.000	(0.931)	0.002	(0.702)
$\gamma_{n,2}$	0.048	(0.127)	0.058	(0.064)	0.188	(0.001)	0.149	(0.003)	0.024	(0.599)
$\gamma_{n,3}$	0.001	(0.642)	0.001	(0.569)	0.004	(0.118)	0.006	(0.023)	0.009	(0.002)
$\gamma_{n,4}$	0.000	(0.816)	0.000	(0.844)	0.000	(0.790)	0.001	(0.553)	0.000	(0.831)
$\omega_{n,1}$	0.509	(0.000)	0.498	(0.000)	0.673	(0.000)	0.729	(0.000)	0.833	(0.000)
$\omega_{n,2}$	—	—	—	—	0.015	(0.672)	0.006	(0.856)	-0.005	(0.900)
$\omega_{n,3}$	—	—	—	—	0.088	(0.009)	0.090	(0.005)	0.091	(0.006)
$\omega_{n,4}$	—	—	—	—	0.040	(0.194)	0.056	(0.068)	0.055	(0.075)
$\omega_{n,5}$	—	—	—	—	0.058	(0.032)	0.067	(0.023)	0.015	(0.586)
$c_{n,2}$	-2.336	(0.000)	-2.273	(0.000)	-1.920	(0.000)	-2.052	(0.000)	-1.931	(0.000)
$d_{n,1}$	0.138	(0.431)	0.123	(0.467)	0.328	(0.000)	0.376	(0.000)	0.334	(0.000)
$d_{n,2}$	-0.255	(0.076)	-0.264	(0.059)	-0.151	(0.019)	-0.111	(0.060)	-0.076	(0.200)
$\beta_{n,1}$	0.449	(0.002)	0.463	(0.001)	0.559	(0.000)	0.545	(0.000)	0.554	(0.000)
$d_{n,2}$	-0.048	(0.001)	-0.047	(0.001)	-0.038	(0.002)	-0.036	(0.002)	-0.032	(0.003)
$\tau_{n,1}$	0.108	(0.361)	0.109	(0.343)	0.081	(0.414)	0.083	(0.402)	0.109	(0.239)
$\tau_{n,2}$	-1.152	(0.648)	-1.215	(0.621)	-0.436	(0.816)	-0.846	(0.646)	-0.513	(0.714)
$\tau_{n,3}$	-0.401	(0.016)	-0.402	(0.015)	-0.227	(0.107)	-0.199	(0.147)	-0.222	(0.074)
$\tau_{n,4}$	0.091	(0.211)	0.092	(0.200)	0.097	(0.146)	0.093	(0.147)	0.062	(0.317)
ARCH-LM(5)	263.934	(0.000)	268.210	(0.000)	277.117	(0.000)	376.969	(0.000)	1112.220	(0.000)
$Q(30)$	28.796	(0.528)	28.271	(0.556)	29.219	(0.506)	26.728	(0.638)	30.080	(0.462)
$Q^2(30)$	14.554	(0.992)	14.346	(0.993)	9.480	(1.000)	10.634	(1.000)	21.033	(0.887)
$Q(50)$	46.530	(0.613)	45.246	(0.664)	38.011	(0.893)	38.816	(0.874)	43.810	(0.719)
$Q^2(50)$	41.036	(0.813)	40.057	(0.842)	26.137	(0.998)	26.967	(0.997)	38.341	(0.886)

(注) (1)式は $D_{j,t}=D_{2,t}$ で、(2)式には g_t, π_t, e_t, s_t を含めて推計した結果である。ARCH-LM(5)は、残差に対してラグを5とった場合の ARCH 検定統計量である。 $Q(30)$ と $Q(50)$ ($Q^2(30)$ と $Q^2(50)$)は標準化された残差(標準化された残差の自乗)に対してラグをそれぞれ、30と50をとった場合の Ljung-Box 統計量である。

7 おわりに

本稿では、量的緩和と政策期間のみの場合、長短金利差に及ぼした効果を推計するために AR(q)-EGARCH (1, 1) モデルによる分析を試みた。長短金利差は将来の予想短期金利とリスクプレミアムから構成されていると考えられる。そのため、長短金利差を用いて分析することで、量的緩和と政策で採用されたコミットメントと日銀当座預金残高目標の引き上げが、将来の予想短期金利とリスクプレミアムのレベルとそのボラティリティに対する効果を検証することができる。最初に、ゼロ金利政策が解除された時期から量的緩和と政策が解除された時期の分析を行い、それから、量的緩和と政策が実行された時期のみの分析を行った。以上のように分割して分析した理由として、前者では後者と異なり、日銀当座預金残高目標の引き上げが金融市場に与えた影響だけでなく、量的緩和と政策が実行されたことによる影響をコントロールするためである。長短金利差には日々データを用いて、長期金利に半年、1年、2年、3年、10年物の金利を使用し、短期金利に1ヶ月物のコールレートを使用した。

本稿で得られた重要な結論として、日本銀行が2001年から2006年まで採用した量的緩和と政策で市場に潤沢な資金供給をしたことが長短金利差のボラティリティを低下させていたことである。これは、潤沢な資金供給が流動性懸念を払拭し、金利の予想形成に影響を与えたことを意味する。本稿の分析では、長短金利差を構成する将来の予想短期金利の要素とリスクプレミアムの要素が区別さ

表10 追加検証（OLS 推定）

	$r_{0.5,t}$	(P 値)	$r_{1,t}$	(P 値)	$r_{2,t}$	(P 値)	$r_{3,t}$	(P 値)	$r_{10,t}$	(P 値)
c	0.0134	(0.0000)	0.0133	(0.0000)	0.0152	(0.0000)	0.0157	(0.0000)	0.0163	(0.0000)
$d_{n,3}$	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)
$\lambda_{n,1}$	0.0003	(0.5066)	0.0003	(0.5214)	0.0004	(0.5713)	0.0007	(0.3118)	0.0015	(0.0047)
$\lambda_{n,2}$	-0.0142	(0.0032)	-0.0142	(0.0026)	-0.0121	(0.0325)	-0.0141	(0.0194)	-0.0121	(0.0100)
$\lambda_{n,3}$	-0.0016	(0.0000)	-0.0015	(0.0000)	-0.0011	(0.0004)	-0.0009	(0.0029)	-0.0012	(0.0000)
$\lambda_{n,4}$	0.0006	(0.0004)	0.0006	(0.0003)	0.0008	(0.0011)	0.0009	(0.0006)	0.0006	(0.0001)
c	0.0132	(0.0000)	0.0132	(0.0000)	0.0152	(0.0000)	0.0156	(0.0000)	0.0162	(0.0000)
$d_{n,3}$	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)	-0.0004	(0.0000)
$\lambda_{n,1}$	0.0004	(0.3985)	0.0004	(0.3907)	0.0003	(0.6962)	0.0006	(0.3744)	0.0015	(0.0087)
$\lambda_{n,2}$	-0.0141	(0.0034)	-0.0141	(0.0032)	-0.0110	(0.0560)	-0.0134	(0.0255)	-0.0118	(0.0132)
$\lambda_{n,3}$	-0.0016	(0.0000)	-0.0016	(0.0000)	-0.0010	(0.0013)	-0.0009	(0.0050)	-0.0011	(0.0000)
$\lambda_{n,4}$	0.0007	(0.0001)	0.0007	(0.0001)	0.0009	(0.0008)	0.0009	(0.0004)	0.0007	(0.0001)
c	0.0106	(0.0000)	0.0106	(0.0000)	0.0123	(0.0000)	0.0124	(0.0000)	0.0136	(0.0000)
$d_{n,3}$	-0.0003	(0.0000)	-0.0003	(0.0000)	-0.0003	(0.0000)	-0.0003	(0.0000)	-0.0003	(0.0000)
$\lambda_{n,1}$	-0.0004	(0.3777)	-0.0003	(0.4617)	-0.0006	(0.3123)	-0.0004	(0.5485)	0.0004	(0.3452)
$\lambda_{n,2}$	-0.0150	(0.0002)	-0.0153	(0.0002)	-0.0147	(0.0052)	-0.0166	(0.0023)	-0.0140	(0.0010)
$\lambda_{n,3}$	-0.0017	(0.0000)	-0.0017	(0.0000)	-0.0011	(0.0000)	-0.0010	(0.0001)	-0.0013	(0.0000)
$\lambda_{n,4}$	0.0006	(0.0000)	0.0006	(0.0000)	0.0007	(0.0000)	0.0008	(0.0000)	0.0006	(0.0000)

(注) 上段と中段の推計期間は、2000年8月14日から2006年3月9日までである。下段の推計期間は、2001年3月19日から2006年3月9日までである。上段は(1)式に $D_{j,t} = D_{1,t}$ を使用して推計したボラティリティを被説明変数としている。中段は(1)式に $D_{j,t} = D_{2,t}$ を使用して推計したボラティリティを被説明変数としている。下段は(1)式に $D_{j,t} = D_{2,t}$ を使用して推計したボラティリティを被説明変数としている。P 値は標準誤差を Newy-West の方法で修正した場合を報告している。

れていないので、これら個別の要素に対する影響を厳密に分解して論じることができない。ただし、Hanabusa (2007) ではリスクプレミアム（タームプレミアム）のマイナスのシフトが起きた時期としてゼロ金利政策後と判断している。このことから、量的緩和政策の導入後リスクプレミアムの低下が起これり、リスクプレミアムの変動がある一定の範囲に収まったことを通じて長短金利差のボラティリティが低下した可能性も考えられる。

今後の課題として次の3点が挙げられる。第1の課題は、使用データ面での拡充（予想インフレ率、割引短期国債）を図るとともに、さらなる精緻な分析を行うことである。将来に対する不確実性の要素をコントロールすることと、短期の分析においても長期と同様に国債を使用することが必要であると考えられる。第2の課題は、量的緩和政策が解除された後の分析である。本稿では日銀当座預金残高の増加に対する分析であり、解除後に引き下げられていく点に関しては触れられていない。このことも量的緩和政策を分析するのに必要なことである。そして最後に、量的緩和政策の出口による分析が挙げられる。量的緩和政策を解除することが出口であると考え、どのタイミングで解除すればよいか問題になる。早く解除してしまうとデフレ経済に回帰してしまうおそれがあり、遅く解除するとインフレ経済を引き起こしてしまう可能性がある。日本銀行は量的緩和政策の解除タイミングを2003年10月に明確化し、出口の必要条件として公表している。出口の必要条件が公表されたことで、市場の予想形成がどのように変化したかに関してより詳細な実証研究が行われておらず、議論の余地が残されている。

(同志社大学)

投稿受付2009年4月20日、最終稿受理2010年6月8日

[参考文献]

- 小田信之 (2002) 「量的緩和下での短期金融市場と金融政策」『フィナンシャル・レビュー』8月。
- 小田信之・小林洋史 (2003) 「長期金利の変動をどう理解するか? マクロ経済モデルを利用した期待短期金利成分とリスクプレミアム成分への分解」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.03-J-4。
- 小宮隆太郎・日本経済研究センター編 (2002) 『金融政策論議の争点——日銀批判とその反論』日本経済新聞社。
- 白川方明 (2008) 『現代の金融政策——理論と実際』日本経済新聞出版社。
- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemi and K. Ueda (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.
- Bollerslev, T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.
- Bollerslev, T., R.Y. Chou and K.F. Kroner (1992) “ARCH Modeling in Finance,” *Journal of Econometrics*, Vol.52, pp.5-59.
- Bollerslev, T., R.F. Engle and D.B. Nelson (1994) “ARCH Models,” In: Engle, R.F. and D.M. McFadden (eds.), *The Handbook of Econometrics*, Vol.4, North-Holland, Amsterdam.
- Bollerslev, T. and J.M. Wooldridge (1992) “Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances,” *Econometric Reviews*, Vol.11, pp.143-172.
- Dickey, D. and W.A. Fuller (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.
- Dickey, D. and W.A. Fuller (1981) “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol.49, No.4, pp.1057-1072.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg and J. Stock (1996) “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica*, Vol.64, No.4, pp.813-836.
- Engle, R.F. (1982) “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation,” *Econometrica*, Vol.50, No.4, pp.987-1007.
- Fujiki, H. and S. Shiratsuka (2002) “Policy Duration Effect under the Zero Interest Rate Policy in 1999-2000: Evidence from Japan’s Money Market Data,” *Monetary and Economic Studies*, Vol. 20, No.1, pp.1-31.
- Hanabusa, K. (2007) “Term Structure of Interest Rates in Japan under Zero Interest Rate and Quantitative Easing Policies,” Rokko Forum Working Paper, Graduate School of Economics, Kobe University, No.0704, pp.1-14.
- Hanabusa, K. (2008) “The Zero Interest Rate Policy: A Re-examination Using EGARCH-M Model,” *The Empirical Economics Letters*, Vol.8, No.1, pp.45-51.
- Hanabusa, K. (2009) “The Effects of Zero Interest Rate Commitment in Japan,” *Applied Economics Letters*, forthcoming.
- Honda, Y., Y. Kuroki and M. Tachibana (2007) “An injection of base money at zero interest rates: empirical evidence from the Japanese experience 2001-2006,” Discussion Papers in Economics and Business, Osaka University, No.198, pp.1-38.
- Kobayashi, T., M.H. Spiegel and N. Yamori (2006) “Quantitative Easing and Japanese Bank Equity Values,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.20, pp.699-721.
- Nelson, D.B. (1991) “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, Vol.59, No.2, pp.347-370.
- Oda, N. and K. Ueda (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.303-328.
- Okina, K. and S. Shiratsuka (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.

Ugai, H. (2006) “Effects of the Quantitative Easing Policy: A Survey of Empirical Analyses,” Bank of Japan Working Paper Series, No.06-E-10.

《SUMMARY》

THE EFFECT OF YIELD SPREADS ON INCREASE IN THE TARGET
CURRENT ACCOUNT BALANCE

By KUNIHIRO HANABUSA

In this paper, we investigate the effect of the Bank of Japan’s quantitative monetary easing policy on yield spreads in short-, medium-, and long-term financial markets. Using an exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model, we present an empirical analysis of the level and volatility of yield spreads. We find that the expansion of the current account balances target lowers the volatility of yield spreads. This empirical result is supported with two analysis periods, from the termination of the zero interest rate policy to the termination of the quantitative monetary easing policy and from the introduction of the quantitative monetary easing policy to the termination of this policy. Therefore, we conclude that this result is robustness.

(Doshisha University)