# Research Center for Price Dynamics

A Research Project Concerning Prices and Household Behaviors

Based on Micro Transaction Data

Working Paper Series No.7

## Tomorrow Next を用いた金融政策の分析

## 青野幸平

June 14, 2012 4th draft version

Research Center for Price Dynamics
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN
Tel/Fax: +81-42-580-9138

E-mail: rcpd-sec@ier.hit-u.ac.jp http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/

## Tomorrow Next を用いた金融政策の分析\*

青野幸平†

2012年6月10日 4th draft version

<sup>\*</sup>本論文の作成にあたり,祝迫得夫教授(一橋大学)から多くの指導を受けるとともに,渡辺努教授(東京大学),本多佑三教授(関西大学)からも有益 なコメントを頂いた.また,MEW,SWET の参加者,特に小倉義明准教授(早稲田大学)と上田晃三氏(日本銀行)から多くのコメントを頂いた.落合勝昭氏(日本経済研究センター)には,共同研究で 利用しているデータの一部を本論文で使用することを承諾いただいた.本論文の作成にあたっては,日本経済研究奨励財団奨励金(現「日本経済研究 センター研究奨励金」)」と平成 24 年度科学研究費若手研究 B(「先物金利情報に着目した日本の金融政策の企業別・産業別への影響に関する実証研究」(24730255))からの援助を受け ており,一橋大学物価研究センターからも様々な形でサポートを受けている.記してこれらの方々に感謝を表したい.ただし、本文中に含まれる誤りは すべて著者の責任であることは言うまでもない.

<sup>&</sup>lt;sup>†</sup>立命館大学経営学部専任講師 . E-mail:aono@ba.ritsumei.ac.jp

#### 1 はじめに

1990 年代以降,日本経済の低迷は約20年間続いている.この間,金融政策として様々な政策が実行されてきた.それらの金融政策は経済に対してどのような影響を持っていたのだろうか,という問題について多くの研究者が研究を行っている.この問題に答えるためには,まず最初に「金融政策」を捉える変数を考える必要がある.多くの研究者によって金融政策変数として利用されてきたのは「金利」変数である.これは,2001年に量的緩和政策が実施されるまでは,日本銀行の政策変数は「金利」であったことを反映している.2006年に量的緩和政策が解除されて以降も日本銀行の政策変数は「金利」に戻っていたが,2010年後半以降実質的なゼロ金利/量的緩和政策を再度実施している.

また、学部レベルで学習する教科書には、経済に影響を与えることができる金融政策は「予期されない金融政策」であると書かれている、従って、金融政策の影響を実証的に分析する際には、何らかの方法で「予期されない金融政策」を捉える変数を作成することが重要になる、同時に金融政策の「アナウンスメント効果」を捉えるのであれば「予期されている金融政策」についての検討も重要になる、

そこで,本論文では,量的緩和期も含めて「金利」を金融政策を捉える変数として利用できるのか,について考察していきたい.さらに「金利」から「予期されない金融政策」に対応する変数を Kuttner(2001) や黒木 (2001),Honda and Kuroki(2005),青野 (2010)の様に先物金利の情報を利用することで作成し,この変数が経済に対して有意な影響を与えているかどうかについて考察して行くと同時に「予期される金融政策」に関連する変数を考察することで,近年の金融政策に関するアナウンスメント効果 $^1$ に関する考察をして行くことにする.

本論文の構成は以下のとおりである.2節で先行研究についてまとめたうえで,3節で本論文で利用するデータについて整理する.4節において,分析する枠組みを提示したうえで,実際の分析結果について議論をする.同時に,イベントの特定についても議論をしている.5節は本論文の結論である.

<sup>1</sup>本論文では,期待に働きかける金融政策の効果のことを金融政策に関するアナウンスメント効果と考える.

## 2 先行研究

金利の変化を「金融政策」として捉え、経済への影響を最初に実証的に分析したのは Cook and Hahn(1989) であろう. Cook and Hahn(1989) は Federal Funds Rate(以下, FF 金利) の翌日物の金利データを利用して,誘導水準の変更が様々な満期の市場金利に与え る影響を,誘導水準変更日に焦点を当てたイベントスタディにによって研究している.そ の結果,1970年代のデータではFF 金利翌日物の誘導水準の変更が市場金利(特に期近な 市場金利)に影響を与えている一方,1980年代のデータではその影響が有意ではなくなっ ていることを報告している. Kuttner(2001) は FF 金利の先物契約金利を利用して, FF 金 利翌日物の誘導水準の変化を「予測されている変化(以下,Expect)」と「予測されていな い変化(以下, Surprise)」という2つの要因に分割して分析を行っている. Kuttner(2001) のアイデアは,金利の変化を「金融政策」として扱うためには,理論の示すように「予測 されない」金利の変化を捉えることにある.その前提として,先物契約金利と FF 金利の 関係が重要になる.この点について,Kuttner(2001)では,Kruger and Kuttner(1996)が 示した「FF 金利の先物契約金利が将来の FF 金利を予測する上で重要であること」を利用 している. Kuttner(2001) の分析では, 1980 年代以降のデータを利用した場合, Cook and Hahn(1989) の示唆した通り, FF 金利翌日物の誘導水準の変更では市場金利に対して有意 な影響を与えないが「Expect」変数と「Surprise」変数を利用して分析を行うと「Surprise」 変数が市場金利に対して有意な影響を与えるという結果を報告している. Bernanke and Kuttner(2005) では,同じ「Expect」変数と「Surprise」変数を利用して,市場金利だけ でなく、マクロ経済学的要因や株式市場への影響について分析を行い、金融政策を捉える 代理変数として「Surprise」変数が有効であることを報告している.

日本において, Cook and Hahn(1989) の手法を踏襲した分析として, 伊藤 (2003) があ る. 伊藤 (2003) では,日本銀行が設定する無担保コールレートの翌日物を利用し,誘導 水準の変更を抽出した上で,市場金利への影響を分析している.日本経済新聞などの媒体 から金融政策の変化を特定し,金融政策が変化した日の LIBOR で捉えた市場金利への影 響を分析し,2000年までのデータでは有意な影響を与えていることを報告している.伊藤 (2003)では,無担保コールレートの変化にのみ着目していたが,日本における先物データ に着目し, Kuttner(2001) が行ったように,無担保コールレートの変化を「Expect」変数 と「Surprise」変数に分割して分析したものに黒木 (2001) や Honda and Kuroki(2005) が ある.黒木 (2001) は,無担保コールレートの翌日物の先物金利として「ユーロ円 3 ヶ月先 物金利」を利用することで,Kuttner(2001) と同様に,無担保コールレートの翌日物の誘 導水準の変化を「Expect」変数と「Surprise」変数<sup>2</sup>という2つの要因に分割して分析して いる . 黒木 (2001) では , CD レートと SWAP レートを利用し , 無担保コールレート翌日物 の変更日のみに着目したイベントスタディ分析を行い,その結果「Surprise」変数の方が, 「Expect」変数よりも有意な効果があることを報告している . Honda and Kuroki(2005) で は, Bernanke and Kuttner(2005) と同様に,同じ「Expect」変数と「Surprise」変数を利 用して,市場金利だけでなく,マクロ経済学的要因や株式市場への影響について分析を行 い,金融政策を捉える代理変数として「Surprise」変数が有効であることを報告している.

 $<sup>^2</sup>$ 黒木 (2001) では,この変数を「unexpect 変数」としているが,本質的には本論文での「Surprise」変数と同様であるので,以下では「Surprise」変数という用語を用いる.

他にも、「ユーロ円 3 ヶ月先物金利」の情報を利用し、無担保コールレート翌日物の変化を「Expect」変数と「Surprise」変数に分割して分析としては、青野 (2010) や Shibamoto and Tachibana(2009) がある。青野 (2010) では、「Expect」変数と「Surprise」変数を用いた株式市場・債券市場への影響をイベントスタディではなく時系列分析を行っている。 Shibamoto and Tachibana(2009) では、「Surprise」変数の影響を個別企業に拡張して分析している。

本論文では,先物金利として「無担保コールレート翌々日物」(TN データ)の情報を利用し,Kuttner(2001)のアイデアを援用する形で「Expect」変数と「Surprise」変数を作成し,日本の金融政策に関する分析に用いる「無担保コールレート翌々日物」は,日本銀行の政策変数³である「無担保コールレート翌日物」に対して,より直接的な先物金利のデータとして見なす事が出来る.その意味において,先行研究よりも厳密な先物金利のデータを利用している研究であると考えられる.その上で「Expect」変数と「Surprise」変数を利用し,市場金利や株式市場などへの金融政策の影響について分析していく.

## 3 データ

## 3.1 分析に利用するデータ

本小節では,本論文で利用するデータについて紹介する.

本論文の一番の特徴は、先物金利として「Tomorrow Next」と呼ばれる無担保コールレート翌々日物を利用することにある.無担保コールレート翌々日物とは、無担保コールレート翌日物と同じコール市場で取引されており、約定日の翌営業日と2営業日後に決済する取引の金利である.先物データとして「ユーロ円3ヶ月先物金利」ではなく「Tomorrow Next」データ(以下、TN データ)を用いることの利点は、下記の2点である.1点目は、政策金利と先物金利の両方が、無担保コールレートという同じ契約を対象とした金利であることである.2点目は、政策金利と先物金利の関係が、厳密な意味で「1日」先の先物契約になっている点である.特に、本論文のように日次データを用いた時系列分析やイベントスタディを行う場合、厳密な意味で「1日」先の先物契約である TN データを利用することによって、より正確に「予期されない変化」を捉えることが出来る、という利点が生まれる.これらの点は、多くの先行研究が利用している「ユーロ円3ヶ月先物金利」を用いて分析を行う際よりも、理論に合致したデータであると言える4.

次に,本論文では市場金利のデータとして,伊藤 (2003) に倣って,英国銀行協会 $^5$ が集計し毎営業日公表している LIBOR ( London InterBank Offered Rate ) のデータを用いている.LIBOR とは,リファレンス・バンクが,毎営業日・午前 11 時時点における市場実勢レートを英国銀行協会に提示し,英国銀行協会が集計した値である.本論文では,LIBOR

 $<sup>^3</sup>$ 日本において量的緩和政策が実施された 2001 年 3 月 19 日から 2006 年 3 月 9 日までは , 政策目標は「当座預金残高」に変更になっている .

 $<sup>^42007</sup>$  年 12 月より無担保コールレート翌日物に対する先物取引が始まっている.Kuttner(2001) と同様の定義に基づくデータの作成は,この先物取引のデータを用いることで可能である.ただし,2010 年 4 月に商品仕様が変更されたことを受けて,2ヶ月間のデータが欠落することになる.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup>http://www.bba.org.uk/

のうち,1ヶ月から12ヶ月までが満期の金利を分析対象にした.また,伊藤 (2003) が利用しているスワップを用いたより長い満期を対象にした分析は本論文では行っていない.

最後に,金融政策の株式市場への影響を捉える為に,TOPIX と日経平均(日経 225)を用いている。また,企業規模の影響を考慮する為にTOPIX については,東京証券取引所が発表している規模別の大型・中型・小型をそれぞれのデータを利用した分析についても行っている。また,金融市場への影響として,為替レート(円・ドルレート)についての分析も行っている。

すべてのデータについて,日次データは 1995 年 1 月から 2011 年 12 月までの営業日を全サンプル期間として分析している.1995 年をサンプルの開始年にした理由は,TN データが 1995 年からしかデータが存在しないからである.また,LIBOR については,イギリスの祝日と日本の祝日が異なるために営業日が一致しない場合があるので,両国の営業日が一致している日だけをサンプルとして利用している.イベントスタディに関するサンプルについては 3.2 節で議論する.

#### 3.2 イベント日について

本論文では,無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更に焦点を当てたイベントスタディについて,先行研究に倣った分析を行うと同時に,政策決定に関する会議が開催される日程に着目したイベントスタディと日次データを用いた時系列分析を行う.そこで,本小節において,4節で行う2つのイベントスタディでのイベントの特定について議論する.

本論文におけるイベントスタディでは、3つのイベントサンプルを分析対象として考察していく、1つ目のイベントサンプルは、日本銀行の HP にある「金融市場調整方針に関する公表文」から無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更または量的緩和政策などの政策が実行された日を特定したサンプルである。伊藤 (2003) などの先行研究では、日本経済新聞などから政策変更に関する情報を抽出する方法をとっている。しかし、本論文で考察する最も長いサンプル期間である 1995 年以降だけを確認すると、どちらの方法で政策の実行に関する日付を特定しても、基本的には同じになる。この方法で特定化した政策変更の日付については表 1 にまとめられている。2006 年以降、公表文が発表された時刻まで特定できることから、株式市場等が閉まる 15 時以降に公表されている 2006 年 3 月 9 日と 2009 年 12 月 1 日については、次の日を政策変更日として分析を行っている。また、2003 年 4 月 1 日については、同年 3 月 25 日に開催された金融政策決定会合に基づき 4 月 1 日より政策が実施されている事を考慮し、2003 年 4 月 1 日

 $<sup>^6</sup>$ 伊藤 (2003) は 1990 年から 1999 年までのサンプルで考察している.そこで,本論文とサンプルの重なっている期間における政策変更の日付を比較すると,1995 年 4 月 4 日と 1999 年 3 月 3 日のみが異なっている.  $^7$ この日に郵政公社が発足している.

#### [ここに,表1を挿入]

2 つ目のイベントサンプルは,日本銀行の HP にある「金融市場調整方針に関する決定事項等」において,無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更または量的緩和政策などの政策などに限定せず,広く金融政策に何らかの関連がある決定事項を公表した日を特定したサンプルである.1 つ以上の公表がなされているすべての日を含むサンプルにしているため,同一の日に複数の公表が行われても,1 つの公表が行われた場合と同じ扱いをしている.ただし「(参考)」とされている公表については除くことにした.このイベントサンプルのサンプル数は 231 である.

3つ目のイベントサンプルは,無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更に直接焦点を当てたイベントサンプルではなく,無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更の「可能性」がある日付に焦点を当てたイベントサンプルを考えている.1998年以降,日本銀行は原則として毎月2回のペースで金融政策決定会合を開き,その会合の中で無担保コールレート翌日物の誘導水準や量的緩和の規模について決定しており,会議において決定した内容は,会議終了後すぐに発表される.従って,無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更が起こる可能性があるのは,事実上金融政策決定会合の開催日に限られる.つまり,ここでは,金融政策決定会合が開催された日付を,無担保コールレート翌日物の誘導水準の変更の「可能性」がある日付と考えて,イベントサンプルを特定した分析を行う事にする.この分析では,サンプル期間は1998年以降となる.金融政策決定会合の開催された日付についても日本銀行のHPで確認可能である.このイベントサンプルのサンプル数は347である.

## 4 実証分析

本節では,実証分析に関する枠組みを最初に提示した上で,3.2 節で特定したイベント 日のサンプルによる分析,日次データによる分析を行い,結果を提示する.

#### 4.1 実証分析の枠組み

本論文では,金融政策が市場金利や株式市場にどの様な影響を与えているかを分析する為に,3つの回帰式を利用してイベントスタディによる分析と日次データによる分析を行う.各満期の市場金利の(前日との)差分を  $\Delta R_t$  とする $^8$ とき,本論文で考察する1つ目の回帰式は, $Cook\ and\ Hahn(1989)$  や伊藤 (2003) において採用されている回帰式で,

$$\Delta R_t = const + b\Delta call_t + \epsilon_t \tag{1}$$

である.つまり,各満期の市場金利の(前日との)差分や株式市場における各株価指数の収益率に対して,無担保コールレート翌日物の前日との差分  $(\Delta call)$  を回帰させる回帰式である.この回帰式では,無担保コールレート翌日物が持っている情報だけで金融政策変

 $<sup>^8(1)</sup>$  式 , (4) 式では , 各満期の市場金利の ( 前日との ) 差分や株式市場における各株価指数の収益率を  $\Delta R$  としてまとめて記述している .

数を作成し,その影響を考察している.

2 つ目の回帰式は,最初に,Kuttner(2001)のアイデアに従い,政策金利の変化分を先物金利の情報を利用して 2 つの分割した変数を利用する.本論文では,先物金利として「TN データ」(無担保コールレート翌々日物)を利用し,この先物金利が持っている情報を利用することによって,無担保コールレート翌日物の前日との差分( $\Delta call$ )を前日に予測されていた変化(Expect 変数)と予測されていなかった変化(Surprise 変数)に分割し,これらの変数を利用した回帰式を分析する.具体的には, $\Delta i_t^u$  を t 期における「予期されない変化」(「Expect 変数)とし,

 $\Delta i_t^u = [t$  期の無担保コールレート翌日物]-[t-1 期の  $\mathrm{TN}$  データ (無担保コールレート翌々日物) ) (2)

また「予期された変化」(「Expect」変数)を  $\Delta i_t^e$  で表現する事にし,下記のように定義する.

 $\Delta i_t^e = [t-1]$  期の TN データ (無担保コールレート翌々日物) ]-[t-1] 期の無担保コールレート翌日物] (3)

その上で , これら ,  $\Delta i^u_t$  と  $\Delta i^e_t$  を利用して

$$\Delta R_t = const + b^e \Delta i_t^e + b^u \Delta i_t^u + \epsilon_t \tag{4}$$

を利用して分析を行う.従って,この(4)式では,無担保コールレート翌日物だけでなく,TN データ(無担保コールレート翌々日物)を先物金利として利用することによって,この先物金利が持っている情報も利用していることになる.その上で,これらの変数を,金融政策変数として利用する事で,その金融政策の影響を考察している.理論上は,一般的なマクロ経済学の教科書に記述されているように,金融政策が経済に影響を与えるのは,予期されない金融政策だけであるので,(4)式の枠組みでは「Surprise」変数だけが被説明変数に影響を与えることになる.また,近年の日本銀行が採用している「期待に働きかける政策」について考察するのであれば,「Expect」変数が被説明変数に与える影響を考察すればよいことになる.以下,これらの回帰式を利用した分析を,イベントスタディによる分析,日次データによる分析の順で行っていく.

#### 4.2 イベントスタディによる分析

本小節では , 3.2 節で議論した 3 つのイベントサンプルに基づき , (1) 式 , (4) 式を用いた分析を行っていく .

最初に,表 1 にある日本銀行が何らかの政策を実行したイベントに着目する.(1) 式を利用し,LIBOR で測定した各種満期の市場金利に対する影響を分析した結果が表 2 である.1990 年代のサンプルを用いた伊藤 (2003) での結果と同様に,今回考察した全ての満期の市場金利に対して,無担保コールレート翌日物の変化分は有意な結果を得ることができた.このことは 1970 年代のサンプルでは有意な説明力を持っていたが,1980 年代になると影響が希薄なると報告している Cook and Hahn(1989) におけるアメリカでの結果と

異なり、日本においては、無担保コールレート翌日物の変化分がある程度の説明力を持っていることが示唆される結果になった.

しかし, Cook and Hahn(1989) の結果を改善すべく Kuttne(2001) が先物金利の上を利用した分析を行うことは重要である.そこで本論文では, TN データを先物金利として利用することで,予測されていた変化(Expect 変数)と予測されていなかった変化(Surprise 変数)を作成し,これらの変数を利用した(4)式を用いた分析を行っている.結果は表3である.この表3を確認すると,本論文のサンプルでは,Surprise 変数は,有意水準に差はあるものの,すべての満期の市場金利に対して有意な影響を持っていることが確認でき,Expect 変数は満期の短い市場金利と長い市場金利に有意な影響を与えていることが確認できる.

次に,(4) 式を用いて,予測されていた変化(Expect 変数)と予測されていなかった変化(Surprise 変数)が株式市場に与える影響を分析した結果が表 4 である.表 4 を確認すると,市場金利への影響とは対照的に,Expect 変数もSurprise 変数も有意な説明力を持っていないことが確認できる.ただし,両変数ともに理論的に考えられる符号条件とは一致している.

## [ここに,表2・表3・表4を挿入]

今回の結果から,LIBORを用いた市場金利に対して,無担保コールレート翌日物の変化分とSurprise 変数は有意な影響を持っているにも拘らず,株式市場へは有意な影響を持っていないことが判明した.このような結果になった原因として2つの要因が考えられる.1つはTNデータを先物金利として利用して,株式市場を分析することに関する問題,もう1つが,イベントサンプルに量的緩和に関する政策をした日を加えている問題である.後者について,本論文のサンプルにおいて,量的緩和に関する政策実行日を除いても十分な数のサンプル数を確保できるようになった時点で再度検討することにしたい.また,本論文のサンプル期間において,直近を除くと,実際には政策が殆ど採られていないことが問題になっている可能性がある.

2つ目のイベントサンプルは,日本銀行が「金融市場調整方針に関する決定事項等」として何らかの公表しているイベントに着目したサンプルである.このサンプルには,金利政策の変更や量的緩和の規模の変更など1つ目のサンプルに含まれるイベント日はすべて含まれている.このサンプルを対象に(1)式を利用し,LIBORで測定した各種満期の市場金利に対する影響を分析した結果が表5である.ここでの結果は基本的に1つ目のイベントサンプルと同様である.

次に,予測されていた変化(Expect 変数)と予測されていなかった変化(Surprise 変数)を利用した (4) 式を用いた分析を行っている.LIBOR で測定した各種満期の市場金利に対する影響を分析した結果は表 6 である.ここでの結果は基本的に 1 つ目のイベントサンプルと同様であるが,1 つ目のイベントよりも Surprise 変数がより有意な影響を持っている事が確認できる.

さらに、(4) 式を用いて、予測されていた変化(Expect 変数)と予測されていなかった変化(Surprise 変数)が株式市場に与える影響を分析した結果が表7である.表7を確認すると、1つ目のイベントサンプルとは対照的に、Expect 変数も Surprise 変数も有意な説明力を持っていることが確認できる.ただし、理論的には Surprise 変数のみが有意な影響を持っておりはずであるが、今回の結果では Expect 変数の方が強く有意な結果になっている.このことは、近年の「期待に働きかける」政策に関するアナウンスメント効果を反映した可能性がある.この点については後述する.

#### [ここに,表5・表6・表7を挿入]

3つ目のイベントサンプルは,既に議論しているように,1998年以降に原則月2回開催されている金融政策決定会合の開催日に着目した分析である.政策実行のイベントサンプルを利用したときと同様に,(1) 式を利用した市場金利への影響に関する分析,(4) 式を利用した市場金利への影響に関する分析の3つを行った.結果は表8・表9・表10 にまとめられている.このサンプルを用いた場合,無担保コールレート翌日物の変化分は,LIBORを用いた比較的短い満期の市場金利について有意な結果になっている.この結果は,予測されていた変化(Expect 変数)と予測されていなかった変化(Surprise 変数)を利用した場合も同様である.また,Surprise 変数の方が比較的有意な影響を与えていることも確認できる.また,株式市場や為替市場への影響を見ると,TOPIX の小型株以外は有意な結果を得ることができなかった.

#### [ここに,表8・表9・表10を挿入]

ここまで、3つのイベントサンプルに着目し、金融政策の市場金利や株式市場への影響を分析してきた。市場金利への影響については概ね良い結果が得られている一方で、株式市場への影響については、2つ目のイベントサンプルを除いてあまり良い結果を得られていない。本論文が分析の対象としているサンプル期間に、ゼロ金利政策期、量的緩和政策期が含まれていることなどが影響などが影響し、少なくとも2つ目のイベントサンプル以外のイベントスタディを利用した分析では、金融政策(Surprise 変数)は株式市場にも影響していないという結果になった。また、同じことであるが、本論文のサンプル期間において、株式市場への影響について、イベントスタディを用いた分析を行うにあたって「無担保コールレート」に関連した変数だけを金融政策変数として扱うことが難しいことを示す結果が得られる事になった。マクロ変数などの影響を考慮する必要がある可能性がある。この点は、最後に言及するとともに、今後の課題にしたい。

#### 4.3 日次データによる分析

本小節では,(1) 式,(4) 式や Expect 変数・Surprise 変数を利用した日次データを利用した時系列分析を行うことにする.最初に,市場金利への影響として,今回利用できるもっとも長いサンプル期間である 1995 年 1 月 4 日から 2010 年 12 月 30 日までのサンプルをフルサンプルとし,このサンプルにおける(1) 式,(4) 式を用いた分析を行った.結果は表

11 と表 12 である.表 11 を確認すると,無担保コールレート翌日物の変化分が全ての満期の市場金利に対して有意な影響を与えていることが確認できた.さらに,表 12 を確認すると,Expect 変数・Surprise 変数ともに全ての満期の市場金利に対して有意な影響を与えていることが確認できた.理論上は,Surprise 変数のみが有意な影響を与えているはずであるが,今回の結果では Expect 変数も有意な影響を与えている.従って,日次データを利用した分析結果では,市場金利に対して予測された変化も予測されなかった変化もともに影響を与えていることが確認できた.これは,既に指摘していることではあるが,近年の「期待に働きかける」政策に関するアナウンスメント効果を反映した可能性がある.ただし,満期ごとに若干異なるが,概ね Surprise 変数のほうが大きな影響を与えていることも確認できる結果になっている.

#### [ここに , 表 11・表 12・表 13を挿入]

次に,株式市場への影響と為替市場への影響を,市場金利と同様に,今回利用できるもっとも長いサンプル期間である 1995 年 1 月 4 日から 2011 年 12 月 30 日までのサンプルをフルサンプルとして (4) 式を用いて分析を行った. 結果は表 13 である. この結果を見ると, Expect 変数・Surprise 変数ともに符号条件は満たしているものの,有意な影響を与えていない,という結果になった. 従って,株式市場に対して,このフルサンプル期間において,Expect 変数・Surprise 変数の両変数とも説明力がないという結果になる.

ここで,フルサンプルとして扱っている期間には「量的緩和政策」の時期が含まれていることを考慮し,量的緩和政策実施(2001 年 3 月 19 日)以前のサンプル,量的緩和政策期間中サンプル(2001 年 3 月 19 日から 2006 年 3 月 9 日)と,量的緩和政策解除(2006 年 3 月 9 日)以降の 3 つのサブサンプルについて,同様の 3 つの分析を行った.量的緩和政策実施前のサンプルに関する結果が表  $14 \cdot$  表  $15 \cdot$  表 16 で,量的緩和政策実施中のサンプルに関する結果が表  $17 \cdot$  表  $18 \cdot$  表  $19 \cdot$  量的緩和政策実施後のサンプルに関する結果が表  $20 \cdot$  表  $21 \cdot$  表  $22 \cdot$  である.市場金利への影響について確認すると,量的緩和政策実施前のサンプルでの結果(表  $14 \cdot$  表  $15 \cdot$  )は,フルサンプルでの結果とほぼ同じである事が分かる.量的緩和政策実施中のサンプルでの結果(表  $17 \cdot$  表  $18 \cdot$  )は,当然であるが,金利を用いた金融政策変数はすべて有意な影響を持っていないことが分かる.量的緩和政策解除後のサンプルの結果(表  $20 \cdot$  表  $21 \cdot$  )では,Expect 変数・Surprise 変数ともに,比較的満期の短い市場金利については一定程度有意な影響を与えていることがわかる.また,Surprise 変数よりも Expect 変数の方が有意な程度が大きいことも分かる.これは,量的緩和政策解除以降現在に至るまで,金融政策において,期待に働きかける政策が重視され,その結果としてのアナウンスメント効果の影響である可能性が高い.

日次分析の最後に,サブサンプルにおける金融政策の株式市場への影響を考察しておく.量的緩和政策実施前のサンプルと量的緩和政策実施中のサンプル(表 16・表 19)において,金融政策変数は有意に株式市場に影響を与えていない.しかし,量的緩和政策実施後のサンプル(表 22)において,Expect 変数が,有意水準は低いものの,有意な影響を与えていることが確認できた.これは,株式市場に対するアナウンスメント効果として捉えることが出来るであろう.

これらから、日次分析では、金融政策は市場金利には強い影響を与えているものの、株式市場に影響を与えているという結果になった。さらに、先物の情報を利用することで若干当てはまりが改善していることがあるものの「金利」そのものを金融政策変数として利用しても問題ないということを示す結果でもある。しかし同時に、TNデータを先物金利として利用することについても一定の価値があることも示していると考えられる。ただし、理論上は予期されない変化だけが市場金利や株式市場に有意な影響を与えると考えられていたが、昨今の「非伝統的」な金融政策を含め、期待に働きかける政策の影響として、アナウンスメント効果が見られている。そのことが、予期される変化も市場金利や株式市場に有意な影響を持っていることにつながっていると考えられる。また、今日のように、情報が非常に素早く伝達する時代において、日次データを利用した場合「、1日先」の予期されない変化というものが実はほとんど存在しない可能性が影響しているかもしれない。その結果、市場金利自体への影響は認められるものの、株式市場への影響はほとんど観察されないことになる。

最後に,無担保コールレート翌日物に関する先物情報をもっている金利としては,多くの先行研究が利用している「ユーロ円3ヶ月先物」よりは本論文で利用してきた「TNデータ」の方が,理論上は合致している.そのデータを利用した分析を行った結果,少なくとも市場金利に対して,金融政策変数が有効であるということを確認したことは本論文の大きな貢献の一つである.最後に,2007年から取引が始まっている無担保コールレート翌日物の先物金利を利用することを含め,日次データにおいて「予期されない変化」を捉える変数についても今後の課題としておきたい.

#### 4.4 若干の考察

本小節では、本節で議論した実証分析について、簡単にまとめた上で議論をする.日次のフルサンプルを用いた結果では、政策金利の差分「Surprise 変数」ともに様々な満期の金利に対して、有意な結果になっている.ただし「Expect 変数」も有意になっている事から、事前の予測がそのまま影響している結果になっている.また、サンプルを分割した結果を見ても、量的緩和政策の前後では「Surprise 変数」も「Expect 変数」が有意になっている.また、これらの金融政策変数を利用した回帰式のほうが、政策金利の差分だけを用いた回帰式よりも概ね当てはまりが良いことが確認できる.しかし、量的緩和政策以前のサンプルでは「Surprise 変数」の方が相対的に有意水準が高いのに対し、量的緩和政策後のサンプルでは「Expect 変数」の方が相対的に有意水準になっている.従って、日本におけるこの時期の金融政策については、量的緩和政策の実施の前後で性質が変化し、量的緩和政策実施前は予測されない政策がある程度実施されていたものの、量的緩和政策終了後は、事前の予測通りの政策が採られている事が多いことを示唆している.

さらに、イベントスタディについて分析した結果は、多くの場合金融政策の影響を確認できる、という結果になった、これらの結果では、日本銀行が何らかの政策を実施した場合や何らかの決定事項を公表した場合は、「Surprise 変数」の方が相対的に大きな有意水準

になっていることから,政策の実施や公表については「予期されていない」事が多いことが示唆される.ただし,これらの考察については,今後より詳細な分析が必要であり,この点につても今後の課題にしたい.

## 5 結論

本論文では,無担保コールレート翌日物と TN データ(無担保コールレート翌々日物)を利用して「金融政策変数」を作成し,それらの変数が各種満期の市場金利や株式市場へどの様な影響を与えるかを,日本銀行が実際に政策を実行したイベント,金融政策に広く関係した決定事項を公表したイベント,さらに政策が実施される可能性がある金融政策決定会合イベントに着目したイベントスタディと,日次データによる時系列分析によって分析を行ってきた.イベントスタディについての分析結果は,政策実施日,公表日,金融政策決定会合のいずれについても,本論文におけるサンプル期間において,無担保コールレート翌日物や TN データ(無担保コールレート翌々日物)を利用して作成した「金融政策変数」は市場金利に対して有意な説明力をもっていた.しかし,株式市場への影響については,公表日サンプル以外では有意な影響を与えていないことが判明した.従って,これらの変数をイベントスタディを用いた分析において,市場金利を分析する上では「金融政策変数」として捉えることには大きな問題は内が,株式市場を対象にした場合,少なくとも,本論文が対象にした期間では若干難しいことが示唆された.

日次データを用いた分析結果では、フルサンプル(1995年1月から2011年12月)で影 響を捉えると,市場金利に対して無担保コールレート翌日物や TN データ(無担保コール レート翌々日物)を利用して作成した「金融政策変数」が有意な影響を与えていることが確 認できた.ただし,TNデータを先物金利として「Surprise」変数と「Expect」変数に分割 して分析した場合,理論が示唆する結論とは異なり「Surprise」変数のみならず「Expect」 変数も有意な影響を与えていた.これは近年のアナウンスメント効果を反映した結果であ ると考えられる.実際に,量的緩和政策実施後の一番直近のサンプルでは,Expect」変 数の方が有意な影響を持っていることが確認できる.また,株式市場への影響では,量的 緩和政策実施後の「Expect」変数だけが有意な影響を与える事が分かった.この結果は , 「Surprise」変数と「Expect」変数だけを「金融政策変数」として株式市場における金融政 策の影響を分析することは難しいことを示唆している.もっといえば,量的緩和政策解除 後については、予測されなかった政策に相当する部分がなかった、という事になるかもし れない、ゼロ金利、及び量的緩和政策を実施するにあたり、日本銀行は解除する時期につ いてある程度明確な基準を示さざるを得ない状況であった、その為に、市場参加者にこれ まで以上に多くの情報を提供する<sup>9</sup>ようになり,予測できないような政策に相当する部分が なくなっているのかもしれない、しかし、今回の分析ではその可能性について指摘できた に過ぎない.先物金利として,無担保コールレートの先物取引の情報や Overnight Index Swap などのデータを用いた検証する必要がある.さらには,月次データに戻った分析や, より細かいサンプルに分割した分析も必要である.これらの分析が今後の課題である.ま た同時に、新聞紙上を確認する事で、金融政策が予測された金融政策であったのかどうか

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup>この時期,金融政策運営の透明性や市場参加者の期待形成にも配慮することが期待されていた.

を個別に確認した分析や,マクロ経済に影響を与えるようなニュースの報道がどの様な影響を与えているのかについて,日次データを用いた分析を行う事も今後の課題として本論文を終える事にしたい.

## 参考文献

- [1] 青野幸平 (2010),「日本の株式市場・債券市場における金融政策の影響」,『金融経済研究』 31, pp.32-48.
- [2] 伊藤隆康 (2003), 「日銀の金融政策の分析-翌日物金利の誘導水準変更が市場金利に与える影響-」, 『金融経済研究』 20, pp.53-63.
- [3] 黒木祥弘 (2001),「1990 年代における日本の金融政策-金利先物市場の情報を用いた実証分析-」,『経済研究』, 大阪府立大学, 47(1), pp.1-38.
- [4] Bernanke, Ben and Kenneth Kuttner(2005), "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?", Journal of Finance 60(3), pp.1221-1257.
- [5] Cook, Timothy, and Thomas Hahn(1989), "The Effects of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970's ", Journal of Monetary Economic(24),pp.331-351
- [6] Honda, Yuzo and Yoshihiro Kuroki(2006), "Financial and Captital markets' responses to changes in the central bank's target interest rate: The case of Japan", *Economic Journal* 116, pp.812-842.
- [7] Krueger, Joel T., and Kenneth N. Kuttner(1996), "The Fed funds futures rate as a predictor of Federal Reserve policy", *Journal of Futures Markets* 16, pp.865-879
- [8] Kuttner, Kenneth N. (2001), "Monetary Policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market", Journal of Monetary Economics 47, pp.523-544.
- [9] Shibamoto, Masashiko and Minoru Tachibana(2010), "Individual Stock Returns and Monetary Policy: Evidence from Japanese Data", RIEB Discussion Paper Series No.DP2010-07, Kobe University

表 1: 1	日本銀行の HP から特定した政策変更日
政策変更日	採られた政策など
1995.3.31	短期金利の引下げ
1995.4.14	公定歩合の引下げ
1995.7.7	短期金利の引下げ
1995.9.8	公定歩合の引下げ / 市場金利引下げ
1998.9.9	短期金利の引下げ
1999.2.12	短期金利の引下げ(ゼロ金利)
2000.8.11	短期金利引上げ(ゼロ金利解除)
2001.2.9	公定歩合の引下げ
2001.3.19	短期金利引下げ(ゼロ金利)
	量的緩和政策(日本銀行当座預金残高を 5 兆円に増額)
2001.8.14	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 6 兆円に増額)
2001.9.18	公定歩合引下げ/(日本銀行当座預金残高を6兆円超に増額)
2001.12.19	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 10 兆から 15 兆に増額)
2002.2.28	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 10 兆から 15 兆超に増額)
2002.10.30	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 15 兆から 20 兆超に増額)
2003.4.1	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 17 兆から 22 兆に増額)
2003.4.30	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 22 兆から 27 兆に増額)
2003.5.20	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 27 兆から 30 兆に増額)
2003.10.10	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 27 兆から 32 兆に増額)
2004.1.20	量的追加緩和(日本銀行当座預金残高を 30 兆から 35 兆に増額)
2005.5.20	量的若干の引締(尚書きに「上記目標を下回ることがありうる」言及)
2006.3.9(15 時 15 分)	量的緩和政策解除 / ゼロ金利
2006.7.14(13 時 40 分)	短期金利引上げ(ゼロ金利解除)
2007.2.21(14時19分)	短期金利引上げ
2008.10.31(13時58分)	短期金利引下げ
2008.12.19(14時05分)	短期金利引下げ
2009.12.1(15 時 38 分)	金融追加緩和(長期金利の引下げ誘導)
2010.3.17 ( 12 時 49 分 )	やや長めの金利の低下を促す措置の拡充
2010.6.15 (12時 56分)	現状維持(成長基盤強化を支援するための資金供給の導入)
2010.8.30 (12時11分)	短期金利引下げ
2010.10.5 (13時38分)	「包括的な金融緩和政策」( 実質ゼロ金利 )
2010.10.28 (13時31分)	現状維持(成長基盤強化を支援するための資金供給の導入)
2010.11.5 ( 11 時 36 分 )	現状維持(指数連動型上場投資信託等の買入)
2011.3.14 ( 14 時 48 分 )	量的追加緩和(リスク性資産買入額を 40 兆円程度に増額)
2011.4.7 (13時10分)	現状維持(議長から執行部への指示)
2011.6.14 (12 時 42 分)	現状維持(成長基盤強化支援資金供給における新たな貸付枠の設定)
2011.8.4 (14 時 00 分)	量的追加緩和(リスク性資産買入額を50兆円程度に増額)
2011.10.27 (13 時 31 分)	量的追加緩和(リスク性資産買入額を 55 兆円程度に増額(長期国債購入))
76空金玉口にるいるは日上の	v= a rrb l= + 2 [ A st + 18 m m + A l = 80 + 2 l + 2 l + 4 l =

政策変更日については日本銀行の HP にある「金融市場調整方針に関する公表文」を利用して作成している。2006年以降,公表文が発表された時刻まで特定できることから,株式市場等が閉まる 15 時以降に公表されてい段 2006年 3 月 9 日と 2009年 12 月 1 日については,次の日を政策変更日として分析を行っている。また,2003年 4 月 1 日については,同年 3 月 25 日に開催された金融政策決定会合に基づき 4 月 1 日より政策が実施されている事を考慮し,2003年 4 月 1 日とした。また,2010年以降については,政策判断において「現状維持」であっても,その他に何らかの施策を行った日については加えた.

表 2: 日本銀行の政策実行日における市場金利への影響 無担保コールレート翌日物の差分を利用

maturity	const		$\operatorname{CALL}$		ADJ $R^2$
1 Month	-0.014		0.683	***	0.559
	(-1.675)		(4.307)		
2 Months	-0.015	*	0.617	***	0.569
	(-1.921)		(5.091)		
3 Months	-0.015	*	0.549	***	0.482
	(-1.908)		(3.737)		
4 Months	-0.131	*	0.464	***	0.489
	(-1.985)		(4.079)		
5 Months	-0.012	*	0.433	***	0.534
	(-2.009)		(4.568)		
6 Months	-0.012	*	0.421	***	0.516
	(-1.958)		(4.080)		
7 Months	-0.012	*	0.363	***	0.447
	(-2.015)		(4.215)		
8 Months	-0.011	*	0.344	***	0.508
	(-1.996)		(5.956)		
9 Months	-0.011	*	0.342	***	0.499
	(-1.974)		(5.970)		
10 Months	-0.011	**	0.343	***	0.526
	(-2.054)		(6.010)		
11 Months	-0.011	**	0.343	***	0.534
	(-2.038)		(6.026)		
12 Months	-0.011	**	0.339	***	0.537
	(-2.158)		(5.945)		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL).サンプルは日本銀行が政策を取ったイベント日(表 1 参照のこと.)を利用している.イギリスの祝日において LIBOR の日次データが抜けているために,表 1 のサンプルから 2 つの除外されている.従って,全ての回帰式においてサンプル数は 38 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 3: 日本銀行の政策実行日における市場金利への影響「Expect」変数と「Surprise」変数を利用

maturity	const		Expect		Surprise		$ADJ R^2$
1 Month	-0.015	*	1.074	**	0.857	***	0.586
	(-1.745)		(2.219)		(2.930)		
2 Months	-0.015	*	0.763	*	0.682	**	0.564
	(-1.891)		(1.797)		(2.657)		
3 Months	-0.014	*	0.487		0.521	*	0.469
	(-1.776)		(0.974)		(1.723)		
4 Months	-0.013	*	0.461		0.463	*	0.475
	(-1.886)		(1.157)		(1.919)		
5 Months	-0.012	*	0.349		0.395	**	0.525
	(-1.905)		(1.132)		(2.120)		
6 Months	-0.011	*	0.310		0.371	*	0.510
	(-1.832)		(0.955)		(1.889)		
7 Months	-0.012	*	0.414		0.386	**	0.433
	(-1.968)		(1.360)		(2.096)		
8 Months	-0.011	*	0.344	*	0.344	***	0.494
	(-1.965)		(1.715)		(2.842)		
9 Months	-0.011	*	0.338	*	0.340	***	0.484
	(-1.942)		(1.694)		(2.836)		
10 Months	-0.011	*	0.340	*	0.342	***	0.512
	(-2.014)		(1.715)		(2.858)		
11 Months	-0.011	*	0.341	*	0.342	***	0.521
	(-1.996)		(1.722)		(2.867)		
12 Months	-0.011	**	0.340	*	0.341	***	0.524
	(-2.114)		(1.716)		(2.862)		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物 (TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプルは日本銀行が政策を取ったイベント日 (表 1 参照のこと.)を利用している.イギリスの祝日において LIBOR の日次データが抜けているために,表 1 のサンプルから 2 つの除外されている.従って,全ての回帰式においてサンプル数は 38 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 4: 日本銀行の政策実行日における株価指数への影響

	-	D /	о ·	ADI D <sup>2</sup>
	const	Expect	Surprise	ADJ $R^2$
TOPIX	0.003	-0.100	-0.046	0.007
	(1.054)	(-1.515)	(-1.128)	
TOPIX(SMALL)	-0.0004	-0.090	-0.057	0.031
	(-0.103)	(-1.623)	(-1.626)	
TOPIX(MEDIUM)	0.002	-0.073	-0.038	-0.016
	(0.582)	(-1.341)	(-1.144)	
TOPIX(BIG)	0.004	-0.106	-0.047	0.013
	(1.165)	(-1.527)	(-1.100)	
Nikkei225	0.005	-0.144	-0.060	0.057
	(1.352)	(-1.668)	(-1.132)	
Exchange Rate	0.289	-4.690	* -0.835	0.095
	(1.639)	(-1.716)	(-0.532)	

被説明変数は 5 種類(順に,TOPIX の総合指数,TOPIX 規模別指数小型,TOPIX 規模別指数中型,TOPIX 規模別指数大型,日経平均(NIKKEI225))の株価指数と為替レート(円・ドル)の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプルは日本銀行が政策を取ったイベント日(表 1 参照のこと.)を利用している.従って,全ての回帰式においてサンプル数は 40 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 5: 日本銀行の政策公表日における市場金利への影響無担保コールレート翌日物の差分を利用

maturity	const		CALL		$ADJ R^2$
1 Month	-0.002		0.638	***	0.511
	(-1.211)		(4.907)		
2 Months	-0.002	*	0.572	***	0.514
	(-1.714)		(5.563)		
3 Months	-0.003	*	0.511	***	0.449
	(-1.917)		(3.960)		
4 Months	-0.002		0.433	***	0.451
	(-1.633)		(4.358)		
5 Months	-0.002		0.403	***	0.481
	(-1.559)		(4.740)		
6 Months	-0.002		0.389	***	0.466
	(-1.622)		(4.217)		
7 Months	-0.002	*	0.338	***	0.409
	(-1.802)		(4.573)		
8 Months	-0.002	*	0.319	***	0.452
	(-1.729)		(6.172)		
9 Months	-0.002		0.321	***	0.450
	(-1.611)		(6.238)		
10 Months	-0.001		0.321	***	0.469
	(-1.503)		(6.249)		
11 Months	-0.001		0.322	***	0.473
	(-1.313)		(6.232)		
12 Months	-0.001		0.322	***	0.474
	(-1.415)		(6.239)		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL).サンプルは日本銀行の HP にある「金融市場調整方針に関する決定事項等」において,広く金融政策に何らかの関連がある決定事項を公表した日を特定したイベント日を利用している.このイベント数は 231 であるが,イギリスの祝日における LIBOR のデータが存在しないために,すべての回帰式においてサンプル数は 218 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 6: 日本銀行の政策公表日における市場金利への影響「Expect」変数と「Surprise」変数を利用

maturity	const	Expect		Surprise		$ADJ R^2$
1 Month	-0.003	0.887	***	0.745	***	0.532
	(-1.614)	(3.010)		(3.875)		
2 Months	-0.003	0.657	**	0.609	***	0.515
	(-1.577)	(2.511)		(3.563)		
3 Months	-0.002	0.457		0.488	**	0.448
	(-1.168)	(1.468)		(2.398)		
4 Months	-0.002	0.429	*	0.431	***	0.449
	(-1.171)	(1.727)		(2.659)		
5 Months	-0.001	0.351	*	0.381	***	0.481
	(-1.031)	(1.801)		(2.993)		
6 Months	-0.001	0.318		0.359	***	0.468
	(-0.953)	(1.554)		(2.684)		
7 Months	-0.002	0.372	*	0.353	***	0.408
	(-1.576)	(1.961)		(2.851)		
8 Months	-0.002	0.322	**	0.321	***	0.449
	(-1.592)	(2.506)		(3.837)		
9 Months	-0.002	0.326	**	0.323	***	0.447
	(-1.506)	(2.533)		(3.872)		
10 Months	-0.002	0.328	**	0.324	***	0.467
	(-1.388)	(2.550)		(3.886)		
11 Months	-0.001	0.327	**	0.324	***	0.471
	(-1.205)	(2.546)		(3.880)		
12 Months	-0.001	0.328	**	0.324	***	0.471
	(-1.299)	(2.548)		(3.881)		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプルは日本銀行の HP にある「金融市場調整方針に関する決定事項等」において,広く金融政策に何らかの関連がある決定事項を公表した日を特定したイベント日を利用している.このイベント数は 231 であるが,イギリスの祝日における LIBOR のデータが存在しないために,すべての回帰式においてサンプル数は 218 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 7: 日本銀行の政策公表日における株価指数への影響

			D /		о ·		ADI D <sup>9</sup>
	const		Expect		Surprise		ADJ $R^2$
TOPIX	0.002	*	-0.187	**	-0.104	**	0.045
	(1.738)		(-2.456)		(-2.021)		
TOPIX(SMALL)	0.002		-0.169	**	-0.105	**	0.050
	(1.426)		(-2.297)		(-2.116)		
TOPIX(MEDIUM)	0.002	*	-0.162	**	-0.093	**	0.040
	(1.796)		(-2.342)		(-1.987)		
TOPIX(BIG)	0.002	*	-0.194	**	-0.107	**	0.044
	(1.669)		(-2.419)		(-1.993)		
Nikkei225	0.003	**	-0.214	***	-0.112	**	0.052
	(2.211)		(-2.644)		(-2.042)		
Exchange Rate	0.049		-5.548	**	-2.175		0.023
	(0.855)		(-2.310)		(-1.591)		

被説明変数は 5 種類(順に,TOPIX の総合指数,TOPIX 規模別指数小型,TOPIX 規模別指数中型,TOPIX 規模別指数大型,日経平均(NIKKEI225))の株価指数と為替レート(円・ドル)の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプルは日本銀行の HP にある「金融市場調整方針に関する決定事項等」において,広く金融政策に何らかの関連がある決定事項を公表した日を特定したイベント日を利用している.従って,すべての回帰式においてサンプル数は 231 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 8: 金融政策決定会合開催日における市場金利への影響 無担保コールレート翌日物の差分を利用

-					
maturity	const		CALL		ADJ $R^2$
1 Month	-0.001		0.301	***	0.063
	(-1.133)		(2.833)		
2 Months	-0.001		0.209	**	0.026
	(-0.916)		(2.587)		
3 Months	-0.001	*	0.154	**	0.024
	(-1.703)		(2.370)		
4 Months	-0.001		0.123	**	0.019
	(-1.543)		(2.059)		
5 Months	-0.001	*	0.120	**	0.020
	(-1.710)		(2.088)		
6 Months	-0.001		0.118	*	0.019
	(-1.229)		(1.943)		
7 Months	-0.001	*	0.096		0.012
	(-1.653)		(1.604)		
8 Months	-0.001		0.081		0.009
	(-1.529)		(1.455)		
9 Months	-0.001		0.083		0.009
	(-1.594)		(1.629)		
10 Months	-0.001		0.083		0.010
	(-1.380)		(1.612)		
11 Months	-0.001		0.076		0.009
	(-1.254)		(1.521)		
12 Months	-0.001		0.072		0.007
	(-1.432)		(1.356)		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL).サンプルは日本銀行が金融政策決定会合を開催した日を利用している.このイベント数は 355 であるが,イギリスの祝日における LIBOR のデータが存在しないために,すべての回帰式においてサンプル数は 347 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 9: 金融政策決定会合開催日における市場金利への影響「Expect」変数と「Surprise」変数を利用

					~ .		
maturity	const		Expect		Surprise		$ADJ R^2$
1 Month	-0.001	*	0.319	***	0.302	***	0.060
	(-1.848)		(2.750)		(2.853)		
2 Months	-0.001		0.211	**	0.209	**	0.023
	(-1.365)		(2.132)		(2.585)		
3 Months	-0.001	**	0.143	*	0.154	**	0.022
	(-2.281)		(1.755)		(2.344)		
4 Months	-0.001	*	0.108		0.123	**	0.017
	(-1.873)		(1.465)		(2.034)		
5 Months	-0.001	**	0.111		0.120	**	0.017
	(-2.241)		(1.529)		(2.074)		
6 Months	-0.001		0.103		0.117	*	0.017
	(-1.434)		(1.425)		(1.925)		
7 Months	-0.001	*	0.078		0.095		0.011
	(-1.953)		(1.096)		(1.580)		
8 Months	-0.001	*	0.065		0.081		0.007
	(-1.758)		(0.963)		(1.430)		
9 Months	-0.001	*	0.071		0.083		0.007
	(-1.966)		(1.136)		(1.603)		
10 Months	-0.001	*	0.076		0.082		0.007
	(-1.761)		(1.234)		(1.596)		
11 Months	-0.001		0.071		0.076		0.006
	(-1.632)		(1.176)		(1.509)		
12 Months	-0.001	*	0.068		0.072		0.004
	(-1.910)		(1.066)		(1.347)		
	- /		( )				

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物 (TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプルは日本銀行が金融政策決定会合を開催した日を利用している.このイベント数は 355 であるが,イギリスの祝日における LIBOR のデータが存在しないために,すべての回帰式においてサンプル数は 347 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 10: 金融政策決定会合開催日における株価指数への影響

	const	Expect		Surprise		ADJ $R^2$
TOPIX	0.001	-0.286	*	-0.254		0.051
	(1.175)	(-1.787)		(-1.416)		
TOPIX(SMALL)	0.001	-0.289	**	-0.299	**	0.086
	(0.698)	(-2.231)		(-2.058)		
TOPIX(MEDIUM)	0.001	-0.233		-0.228		0.046
	(1.149)	(-1.567)		(-1.366)		
TOPIX(BIG)	0.001	-0.302	*	-0.258		0.049
	(1.047)	(-1.775)		(-1.355)		
Nikkei225	0.002	-0.290	*	-0.250		0.040
	(1.616)	(-1.650)		(-1.285)		
Exchange Rate	0.038	-4.716		-3.275		-0.001
	(0.850)	(-0.861)		(-0.638)		

被説明変数は 5 種類(順に,TOPIX の総合指数,TOPIX 規模別指数小型,TOPIX 規模別指数中型,TOPIX 規模別指数大型,日経平均(NIKKEI225))の株価指数と為替レート(円・ドル)の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプルは日本銀行が金融政策決定会合を開催した日を利用している.従って,すべての回帰式においてサンプル数は 330 である.括弧内は White 修正踏みの標準偏差を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 11: 日次データによる分析 (全サンプル)市場金利への影響 1

maturity	const	CALL		$ADJ R^2$
1 Month	-0.000	0.197	***	0.043
	(-0.323)	(3.762)		
2 Months	-0.000	0.179	***	0.041
	(-0.618)	(3.543)		
3 Months	-0.000	0.157	***	0.075
	(-1.262)	(3.156)		
4 Months	-0.000	0.132	***	0.065
	(-1.240)	(3.170)		
5 Months	-0.000	0.124	***	0.047
	(-1.391)	(3.096)		
6 Months	-0.000	0.123	***	0.058
	(-1.444)	(3.015)		
7 Months	-0.000	0.106	***	0.042
	(-1.472)	(3.547)		
8 Months	-0.000	0.098	***	0.036
	(-1.396)	(3.490)		
9 Months	-0.000	0.092	***	0.028
	(-1.481)	(3.181)		
10 Months	-0.000	0.093	***	0.028
	(-1.424)	(3.280)		
11 Months	-0.000	0.096	***	0.015
	(-1.408)	(3.438)		
12 Months	-0.000	0.097	***	0.028
	(-1.500)	(3.500)		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL).サンプル数は 1995 年 1 月 4 日 ~ 2011 年 12 月 30 日までにおいて取引が行われた日数である 4179 の 1 うち,LIBOR のデータが存在する 3930 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択) を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 12: 日次データによる分析 (全サンプル)市場金利への影響 2

maturity	const		Expect		Surprise		$ADJ R^2$
1 Month	0.001	*	0.155	***	0.218	***	0.053
	(1.778)		(3.796)		(4.442)		
2 Months	0.001		0.147	***	0.194	***	0.048
	(1.378)		(4.057)		(3.919)		
3 Months	0.000		0.128	***	0.172	***	0.089
	(0.809)		(3.965)		(3.424)		
4 Months	0.000		0.106	***	0.144	***	0.079
	(0.778)		(3.638)		(3.527)		
5 Months	0.000		0.100	***	0.135	***	0.056
	(0.457)		(3.738)		(3.381)		
6 Months	0.000		0.098	***	0.134	***	0.070
	(0.456)		(3.737)		(3.309)		
7 Months	0.000		0.086	***	0.116	***	0.050
	(0.117)		(3.628)		(3.980)		
8 Months	0.000		0.078	***	0.108	***	0.044
	(0.185)		(3.479)		(4.002)		
9 Months	-0.000		0.073	***	0.101	***	0.034
	(-0.053)		(3.189)		(3.565)		
10 Months	0.000		0.074	***	0.102	***	0.035
	(0.031)		(3.275)		(3.705)		
11 Months	-0.000		0.076	***	0.105	***	0.034
	(-0.001)		(3.433)		(3.908)		
12 Months	-0.000		0.076	***	0.107	***	0.034
	(-0.042)		(3.460)		(4.021)		
	<u> </u>				<u> </u>		

被説明変数は LIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は 1995 年 1 月 4 日 ~ 2010 年 12 月 30 日までにおいて取引が行われた日数である 4179 のうち,LIBOR のデータが存在する 3930 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択) を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 13: 日次データ(全サンプル)における株価指数への影響

	const	Expect	Surprise	ADJ $R^2$
TOPIX	-0.000	-0.026	-0.020	0.002
	(-0.075)	(-1.561)	(-1.387)	
TOPIX(SMALL)	0.000	-0.020	-0.015	0.001
	(0.081)	(-1.418)	(-1.104)	
TOPIX(MEDIUM)	0.000	-0.020	-0.014	0.001
	(0.300)	(-1.297)	(-0.983)	
TOPIX(BIG)	-0.000	-0.028	-0.022	0.002
	(-0.078)	(-1.621)	(-1.467)	
Nikkei225	0.000	-0.030	-0.021	0.002
	(0.136)	(-1.492)	(-1.204)	
Exchange Rate	-0.006	-0.407	-0.019	-0.000
	(-0.446)	(-0.460)	(-0.022)	

被説明変数は 5 種類(順に,TOPIX の総合指数,TOPIX 規模別指数小型,TOPIX 規模別指数中型,TOPIX 規模別指数大型,日経平均(NIKKEI225))の株価指数と為替レート(円・ドル)の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は 1995 年 1 月 4 日 ~ 2011年 12 月 30 日までにおいて取引が行われた日数の 4179 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択)を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 14: 日次データによる分析 (量的緩和政策前サンプル)市場金利への影響 1

maturity	$\operatorname{const}$		$\operatorname{CALL}$		$ADJ R^2$
1 Month	-0.000		0.244	***	0.053
	(-0.450)		(3.738)		
2 Months	-0.001		0.226	***	0.049
	(-0.760)		(3.626)		
3 Months	-0.001		0.199	***	0.094
	(-1.513)		(3.159)		
4 Months	-0.001		0.165	***	0.081
	(-1.565)		(3.134)		
5 Months	-0.001	*	0.156	***	0.057
	(-1.817)		(3.094)		
6 Months	-0.001	**	0.155	***	0.073
	(-1.998)		(3.018)		
7 Months	-0.001	**	0.133	***	0.052
	(-2.030)		(3.543)		
8 Months	-0.001	*	0.125	***	0.046
	(-1.937)		(3.587)		
9 Months	-0.001	**	0.116	***	0.034
	(-2.049)		(3.169)		
10 Months	-0.001	**	0.117	***	0.035
	(-2.007)		(3.269)		
11 Months	-0.001	**	0.123	***	0.036
	(-1.990)		(3.563)		
12 Months	-0.002	**	0.125	***	0.036
	(-2.103)		(3.652)		
	. ,		• /		

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL).サンプル数は 1995 年 1 月 4 日から,量的緩和政策が実行されることになった 2001 年 3 月 19 日までにおいて取引が行われた日数である 1532 のうち,LIBOR のデータが存在する 1428 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択)を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 15: 日次データによる分析 (量的緩和政策前サンプル)市場金利への影響 2

-						
maturity	const	Expect		Surprise		$ADJ R^2$
1 Month	0.002	0.185	***	0.260	***	0.066
	(1.392)	(3.460)		(4.482)		
2 Months	0.001	0.181	***	0.239	***	0.056
	(1.125)	(3.865)		(4.245)		
3 Months	0.001	0.157	***	0.211	***	0.110
	(0.599)	(3.761)		(3.686)		
4 Months	0.000	0.129	***	0.175	***	0.096
	(0.448)	(3.325)		(3.711)		
5 Months	0.000	0.124	***	0.165	***	0.067
	(0.045)	(3.496)		(3.618)		
6 Months	-0.000	0.121	***	0.164	***	0.087
	(-0.058)	(3.543)		(3.538)		
7 Months	-0.000	0.106	***	0.140	***	0.060
	(-0.530)	(3.271)		(4.145)		
8 Months	-0.000	0.097	***	0.132	***	0.054
	(-0.459)	(3.200)		(4.316)		
9 Months	-0.001	0.091	***	0.122	***	0.040
	(-0.708)	(2.874)		(3.689)		
10 Months	-0.001	0.092	***	0.124	***	0.041
	(-0.639)	(2.944)		(3.840)		
11 Months	-0.001	0.099	***	0.130	***	0.041
	(-0.742)	(3.252)		(4.173)		
12 Months	-0.001	0.100	***	0.132	***	0.041
	(-0.843)	(3.313)		(4.292)		

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は 1995 年 1 月 4 日から,量的緩和政策が実行されることになった 2001 年 3 月 19 日までに おいて取引が行われた日数である 1532 のうち,LIBOR のデータが存在する 1428 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択) を用いて 計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 16: 日次データ (量的緩和政策前サンプル)における株価指数への影響

maturity	const	Expect	Surprise	ADJ $R^2$
TOPIX	-0.000	-0.002	-0.003	-0.001
	(-0.226)	(-0.142)	(-0.222)	
TOPIX(SMALL)	-0.000	0.003	0.002	-0.001
	(-1.100)	(0.278)	(0.229)	
TOPIX(MEDIUM)	-0.000	0.004	0.005	-0.001
	(-0.498)	(0.397)	(0.437)	
TOPIX(BIG)	-0.000	-0.003	-0.004	-0.001
	(-0.154)	(-0.199)	(-0.299)	
Nikkei225	-0.000	-0.005	-0.004	-0.001
	(-0.304)	(-0.326)	(-0.248)	
Exchange Rate	0.008	0.664	0.810	-0.000
	(0.278)	(0.619)	(0.804)	

被説明変数は6種類(順に,TOPIXの総合指数,TOPIX規模別指数小型,TOPIX規模別指数中型,TOPIX規模別指数大型,日経平均(NIKKEI225),為替レート(円・ドル))の株価指数,為替の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TNデータ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は1995年1月4日から,量的緩和政策が実行されることになった2001年3月19日までにおいて取引が行われた日数の1532である.括弧内はNewey-West修正踏みの標準偏差(LagはEviewsのデフォルトで選択)を用いて計算したt値になっている.\*は10%水準,\*\*は5%水準,\*\*\*は1%水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 17: 日次データによる分析 (量的緩和政策中サンプル)市場金利への影響 1

maturity	const	CALL	ADJ $R^2$
1 Month	-0.000	-0.022	0.004
	(-0.703)	(-0.772)	
2 Months	-0.000	-0.015	0.003
	(-0.482)	(-0.715)	
3 Months	-0.000	0.002	-0.001
	(-1.077)	(0.298)	
4 Months	-0.000	-0.001	-0.001
	(-0.525)	(-0.089)	
5 Months	-0.000	-0.013	0.003
	(-0.329)	(-1.534)	
6 Months	0.000	-0.007	0.000
	(0.250)	(-0.860)	
7 Months	0.000	-0.003	-0.001
	(0.402)	(-0.373)	
8 Months	0.000	-0.014	0.004
	(0.613)	(-1.389)	
9 Months	0.000	-0.004	-0.001
	(0.816)	(-0.496)	
10 Months	0.000	-0.004	0.000
	(1.015)	(-0.541)	
11 Months	0.000	-0.004	-0.001
	(1.307)	(-0.647)	
12 Months	0.000	-0.002	-0.001
	(1.474)	(-0.374)	

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL). サンプル数は量的緩和政策が実行されることになった 2001 年 3 月 19 日から,量的緩和政策が終了した 2006 年 3 月 9 日までにおいて取引が行われた日数である 1224 のうち,LIBOR のデータが存在する 1149 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択) を用いて計算した t 値になっている.\* は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 18: 日次データによる分析 (量的緩和政策中サンプル)市場金利への影響 2

maturity	const	Expect	Surprise	ADJ $R^2$
1 Month	-0.000	-0.025	-0.020	0.004
	(-0.639)	(-0.871)	(-0.659)	
2 Months	-0.000	-0.017	-0.013	0.003
	(-0.406)	(-0.816)	(-0.600)	
3 Months	-0.000	0.001	0.004	-0.001
	(-1.043)	(0.166)	(0.405)	
4 Months	-0.000	-0.002	0.001	-0.001
	(-0.458)	(-0.225)	(0.060)	
5 Months	-0.000	-0.014	-0.013	0.002
	(-0.311)	(-1.515)	(-1.493)	
6 Months	0.000	-0.008	-0.007	0.000
	(0.303)	(-0.921)	(-0.757)	
7 Months	0.000	-0.004	-0.002	-0.001
	(0.475)	(-0.443)	(-0.273)	
8 Months	0.000	-0.014	-0.014	0.003
	(0.615)	(-1.264)	(-1.492)	
9 Months	0.000	-0.004	-0.003	-0.001
	(0.846)	(-0.524)	(-0.431)	
10 Months	0.000	-0.005	-0.004	-0.001
	(1.053)	(-0.583)	(-0.469)	
11 Months	0.000	-0.005	-0.003	-0.001
	(1.332)	(-0.680)	(-0.558)	
12 Months	0.000	-0.002	-0.001	-0.001
	(1.510)	(-0.527)	(-0.160)	

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物 (TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は量的緩和政策が実行されることになった 2001 年 3 月 19 日から,量的緩和政策が終了した2006 年 3 月 9 日までにおいて取引が行われた日数である 1224 のうち,LIBOR のデータが存在する 1149 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択)を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 19: 日次データ(量的緩和政策中サンプル)における株価指数への影響

	const		Expect	Surprise	ADJ $R^2$
TOPIX	0.000		-0.078	-0.062	0.001
	(1.005)		(-0.778)	(-0.600)	
TOPIX(SMALL)	0.001	**	-0.047	-0.048	0.000
	(2.171)		(-0.776)	(-0.762)	
TOPIX(MEDIUM)	0.001	*	-0.085	-0.081	0.002
	(1.816)		(-1.041)	(-0.960)	
TOPIX(BIG)	0.000		-0.079	-0.061	0.001
	(0.941)		(-0.759)	(-0.573)	
Nikkei225	0.000		-0.067	-0.045	0.000
	(0.928)		(-0.561)	(-0.373)	
Exchange Rate	-0.003		-0.803	1.257	0.000
	(-0.134)		(-0.221)	(0.363)	

被説明変数は6種類 (順に, TOPIX の総合指数, TOPIX 規模別指数小型, TOPIX 規模別指数中型, TOPIX 規模別指数大型, 日経平均 (NIKKEI225), 為替レート (円・ドル)) の株価指数, 為替の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物 (TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は量的緩和政策が実行されることになった 2001 年 3 月 19 日から, 量的緩和政策が終了した 2006 年 3 月 9 日までにおいて取引が行われた日数の 1224 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択)を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 20: 日次データによる分析 (量的緩和政策後サンプル)市場金利への影響 1

maturity	const	CALL		$ADJ R^2$
1 Month	0.000	0.090	***	0.016
	(0.385)	(2.770)		
2 Months	0.000	0.067	***	0.029
	(0.425)	(3.071)		
3 Months	0.000	0.057	**	0.030
	(0.469)	(2.430)		
4 Months	0.000	0.052	**	0.029
	(0.500)	(2.313)		
5 Months	0.000	0.046	**	0.023
	(0.620)	(2.332)		
6 Months	0.000	0.044	**	0.019
	(0.742)	(2.070)		
7 Months	0.000	0.042	**	0.018
	(0.800)	(2.040)		
8 Months	0.000	0.033	*	0.011
	(0.830)	(1.671)		
9 Months	0.000	0.033	*	0.011
	(0.871)	(1.732)		
10 Months	0.000	0.035	*	0.012
	(0.883)	(1.744)		
11 Months	0.000	0.029		0.008
	(0.934)	(1.337)		
12 Months	0.000	0.028		0.007
	(0.915)	(1.262)		

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌日物の差分( CALL). サンプル数は量的緩和政策が終了することになった 2006 年 3 月 9 日から,本論文の全サンプルの最後である 2010 年 12 月 30 日までにおいて取引が行われた日数である 1355 のうち,LIBOR のデータが存在する 1124 である.括弧内は Newey-West修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択) を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 21: 日次データによる分析 (量的緩和政策後サンプル)市場金利への影響 2

maturity         const         Expect         Surprise           1 Month         0.000         0.084         **         0.099           (0.702)         (2.513)         (2.460)           2 Months         0.000         0.069         ***         0.062           (0.197)         (3.021)         (2.173)	**	ADJ R <sup>2</sup> 0.016 0.028
1 Month 0.000 0.084 0.099 (0.702) (2.513) (2.460) 2 Months 0.000 0.069 *** 0.062	**	
2 Months 0.000 0.069 *** 0.062		0.028
2 Months 0.000 0.009 0.002		0.028
$(0.197) \qquad (3.021) \qquad (2.173)$	*	
(====)	*	
3 Months -0.000 0.062 ** 0.046		0.033
$(-0.157) \qquad (2.446) \qquad (1.717)$		
4 Months -0.000 0.057 ** 0.044	*	0.031
(-0.007) $(2.355)$ $(1.671)$		
5 Months -0.000 0.052 ** 0.036		0.027
(-0.005) $(2.421)$ $(1.523)$		
6 Months 0.000 0.050 ** 0.035		0.022
$(0.186) \qquad (2.223) \qquad (1.315)$		
7 Months 0.000 0.048 ** 0.032		0.021
$(0.188) \qquad (2.198) \qquad (1.242)$		
8 Months 0.000 0.038 * 0.025		0.013
$(0.322) \qquad (1.822) \qquad (1.001)$		
9 Months 0.000 0.038 * 0.025		0.013
$(0.386) \qquad (1.905) \qquad (1.038)$		
10 Months 0.000 0.039 * 0.027		0.014
$(0.412) \qquad (1.898) \qquad (1.082)$		
11 Months 0.000 0.032 0.023		0.008
$(0.636) \qquad (1.470) \qquad (0.887)$		
12 Months 0.000 0.029 0.026		0.006
$(0.822) \qquad (1.369) \qquad (0.941)$		

被説明変数は TIOBR の各満期の利子率の差分.説明変数は無担保コールレートの翌々日物 (TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は量的緩和政策が終了することになった 2006 年 3 月 9 日から,本論文の全サンプルの最後である 2011 年 12 月 30 日までにおいて取引が行われた日数である 1180 のうち,LIBOR のデータが存在する 1355 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択)を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 22: 日次データ (量的緩和政策後サンプル)における株価指数への影響

	const	Expect		Surprise		$ADJ R^2$
TOPIX	-0.000	-0.086	*	-0.075		0.012
	(-0.756)	(-1.835)		(-1.559)		
TOPIX(SMALL)	-0.000	-0.075	*	-0.071		0.011
	(-0.837)	(-1.795)		(-1.542)		
TOPIX(MEDIUM)	-0.000	-0.076	*	-0.069		0.010
	(-0.793)	(-1.678)		(-1.456)		
TOPIX(BIG)	-0.000	-0.093	*	-0.078		0.012
	(-0.692)	(-1.896)		(-1.599)		
Nikkei225	-0.000	-0.094	*	-0.079		0.012
	(-0.281)	(-1.727)		(-1.470)		
Exchange Rate	-0.023	-3.157	**	-2.512	*	0.007
	(-1.186)	(-2.247)		(-1.736)		

被説明変数は6種類(順に,TOPIXの総合指数,TOPIX規模別指数小型,TOPIX規模別指数中型,TOPIX規模別指数大型,日経平均(NIKKEI225),為替レート(円・ドル))の株価指数,為替の収益率.説明変数は無担保コールレートの翌々日物(TN データ)を利用して作成した「Expect」変数と「Surprise」変数.サンプル数は量的緩和政策が終了することになった 2006 年 3 月 9 日から,本論文の全サンプルの最後である 2011 年 12 月 30 日までにおいて取引が行われた日数の 1425 である.括弧内は Newey-West 修正踏みの標準偏差 (Lag は Eviews のデフォルトで選択)を用いて計算した t 値になっている.\*は 10% 水準,\*\*は 5% 水準,\*\*\*は 1% 水準でそれぞれ有意であることを示す.