

# ゼロ金利下における金融政策のアナウンスメント効果\* —金融政策当局による政策金利変更効果と声明効果—

千 田 隆

## 1. はじめに

中央銀行の政策スタンスは、しばしば、短期の名目金利の水準で判断される。例えば、現在の日銀の金融政策は、非常に低い短期金利により、「超緩和」状態にあるといわれる。しかしながら、政策スタンスを短期の名目金利の水準のみで判断すると、重大な過ちを犯してしまうことがある。少なくとも、名目短期金利と実質短期金利とは区別をしなければならない。例えば、かつてのデフレ状態の場合、たとえ名目金利がほぼゼロでも、実質金利が当時の経済にとって高すぎる水準にあった可能性がある。

政策金利（名目短期金利）の水準が必ずしも金融政策のスタンスを反映していないことの別の理由は、同じ政策金利の水準でも、資産価格や資産の収益率にはさまざまな可能性があり、したがって、政策の刺激効果もさまざまな可能性がありうることである。すなわち、短期の政策金利は、民間部門の借入決定や投資決定に対する直接的効果はほとんどない。むしろ、借入や投資の決定は、住宅ローンや社債の利回りといった長期の利回りや、住宅や株式といった長期資産の価格に反応する。よって、同じ短期金利の水準でも、緊縮的な金融状態（例えば、利回り曲線の傾きが急な右上がりで株価が低水準にある状態）にある場合もあれば、緩和的な状態（利回り曲線が水平か右下がり）で株価が高い水準にある状態）にある場合もある。

さらに、金利の期間構造理論によれば、民間の

投資・貯蓄決定に重要な長期資産の価格や利回りは、かなりの部分、将来の短期金利の動きに関する金融市場関係者の期待に依存する<sup>1</sup>。特に、期間プレミアム、リスク・プレミアム、および流動性プレミアムが一定の場合、短期金利が低水準で維持されるといふ期待は、長期債の利回りを引き下げ、（将来の企業収益期待一定の下で）株価を押し上げる。金融状態は現在の政策金利の水準だけでなく将来の金利水準の期待にも依存するため、中央銀行は自らの行動が民間の政策期待にどのような影響を及ぼすかについて注意しなければならない。

それでは、中央銀行はどのようにして民間部門の期待形成に影響を及ぼすことができるのだろうか。多くの先行理論研究は、中央銀行がある種の政策ルールに従うことを前もって公約することの重要性を強調する。たしかに、先行研究が主張するように、民間の政策期待形成にとって、中央銀行が予測可能なルールに基づいて政策行動することは重要である。近年、各国の中央銀行はその行動がより予測できるようになっており、そのことは透明性の上昇やインフレターゲットのようなより明確な政策の枠組みの適用を反映している。しかしながら、実際には、理論研究によって示されたような完全に指定された政策ルールを、中央銀行が明確に確約することには困難を伴う。理論家はある特定のモデルについて状態に応じた適切な政策を指定することができるかもしれないが、実際には中央銀行はゼロ金利制約のようなめったにない異常な状況に対する詳細な政策反応を示すこ

\* この研究は平成17-18年度科学研究費補助金「期待インフレ率と新しいニューケインジアン型フィリップス曲線の検証」（課題番号17530243）基盤研究（C）による助成を受けて行われたものである。

<sup>1</sup> 純粋期待理論によれば、 $n$ 年物長期債の利子率  $R_n$  は、

$$R_n = \frac{r_t + r_{t+1}^e + r_{t+2}^e + \dots + r_{t+n-1}^e}{n}$$

と表される。ここで、 $r_t$  は現在の1年物債券の利子率、 $r_{t+i}^e$  は  $i$  年先の1年物債券の期待利子率を示す。すなわち、この式は、 $n$ 年物債券の利子率は  $n$ 年間の1年物債券の期待利子率の平均に等しいことを意味する。

とは難しいと考えるだろう。

中央銀行は厳密に特定化されたルールを公約することには限界があるので、実際には政策行動を声明（経済や政策の見通しについて民間と定期的に対話すること）によって補足することが有用だと考えてきた。このことは声明が独立した政策手段であることを意味するわけではない。なぜなら、中央銀行の声明は、中央銀行が公約を遵守してきたという実績がある場合のみ民間によって信用されるからである。また、中央銀行が公約破棄による大きな評判コストを理解する場合には、事前の政策声明は中央銀行の政策行動を制約することになる。いずれにせよ、このような声明はいつでも、民間の政策期待と中央銀行の計画との間の緊密な調整をする助けとなりうる。

政策声明は常に重要であるが、その重要性は政策金利がゼロ制約を受けている時さらに高まると考えられる。特に、翌日物金利がゼロの場合でさえ、中央銀行は、民間に政策金利が以前より長い期間据え置かれると信じさせることによって、経済に追加的な刺激を与えることができる。そうすることのひとつの方法は、長期にわたる金融緩和政策を約束することによって、民間の利子率期待を下方にシフトさせることである。この公約は、もし信用に足るもので以前から予想されていたものでないのならば、長期金利を引き下げ、他の資産価格を押し上げ、そして総需要を増加させるはずである。

実際に、中央銀行の公式声明は、将来において緩和政策が拙速に変更されるという懸念を払拭し、公約に沿った形で民間の期待形成を促す可能性がある。名目短期金利がデフレを避けるのに十分なほど長期間低水準で維持されるという期待は、インフレ期待が下落するのを防ぐことにもなるはずである。本稿の実証分析の目的は、中央銀行の声明に中長期の金利（満期2年から10年の金利）が反応するかどうかを検証することである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) の実証研究を彼等とは出所の異なるデータで再構成し、さらに第3節で円金利スワップレートを用いて Bernanke, Reinhart, and Sack論文の拡張を試みる。

そして、第4節で関連する先行研究の展望を行う。第5節は結論である。

## 2. 日本銀行の政策についてのイベント・スタディ<sup>2</sup>

### 2.1 日本銀行独立以降の金融政策

政策公約の重要な最近の例として、日本銀行によるゼロ金利政策および量的緩和政策がある。1999年2月、日銀はコール金利を「できるだけ低め」の水準へ（事実上ゼロへ）引き下げた。1999年4月に当時の日銀総裁である速水優氏は、日銀は「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」政策金利をゼロに保つと発表した。しかしながら、「公約の中断」とも言うべき事態において、当時の日銀は2000年8月にコール金利を0.25%引き上げた。その後の経済状況の悪化を受けて、2001年2月、金利引き上げは一部撤回された。そして、2001年3月、日銀は、今後、銀行の準備がコール金利をゼロにするのに必要な金額を大きく上回る水準になるように目標を置く（量的緩和政策）と発表し、金利は事実上元のゼロに戻された。その時以来、日銀は、量的緩和政策はデフレが続く限り維持されるだろうというメッセージを市場に送り続けた。実際、速水氏の後継者である日銀総裁福井俊彦氏の下で、日銀は、量的緩和政策は「コア・インフレの前年比上昇率が数ヶ月に渡ってゼロ%以上であり」かつ「コア・インフレの前年比上昇率が、先行き再びマイナスとなると見込まれない」までは解除されないと断言することにより、量的緩和が解除されるのに必要な条件を提示した。

本節では、まず、イベント・スタディによって日本の金融政策を分析することから始める。目的は、（異なった満期の金利によって測られた）異なった期間における金融政策期待が中央銀行の声明に対してどのように反応するかを分析することである。近年日本銀行は声明を期待誘導のためだけでなく、量的緩和や特定資産の購入といった政策についての情報を提供することにも用いているので、理論上は、イベント・スタディは、ゼロ金

<sup>2</sup> 本節は、Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) に拠っている。

利制約近傍における非伝統的金融政策の有効性を解明するのに用いることもできるはずである。実際上は、本稿における日銀の政策声明の標本数が小さいため、実証結果は明確なものとはなっていない。

イベント・スタディの詳細に進む前に、2つの予備的な問題について指摘しなければならない。第1に、日銀は1998年4月になるまで独立性を得ることができず、そのため利用可能な標本期間が非常に短くなることである。標本に日銀独立から2004年6月までのすべての金融政策決定会合と日銀の政策決定日を含めることにより、標本数は110となる。注意すべきことは、標本期間の大部分において、翌日物金利がほぼゼロであるということである。第2に、日銀声明は、ある時には金融市場取引が終了する直前に発表され、またある時には金融市場が終了する直後に発表されることである。すべての声明発表の正確なタイミングを確認することは容易ではないので、実証結果の混成を避けるために、本稿では対象となる金融市場変数の2日間の変化（各政策会合の前日から翌日まで）を検討する。非常に長いイベント・ウィンドウを使用するため、金融変数に影響を与える政策声明以外の要因が入り込む余地が大きくなる。この追加的なノイズは推定値の有効性を低下させるが偏りは生じさせない。

## 2. 2 金融政策の要因分解

本稿では、政策期待の変化を期間の異なる3つの市場から測定する。第一の測度は、政策金利であるコール翌日物金利の変化のうち予想されなかった部分である。残念ながら、わが国のコール金利の先物市場では活発な取引が行われていない。そこで、本稿では、現時点での予想外の政策を、最も決済日が近いユーロ円先物契約のイベント・ウィンドウ内での変化で測ることにする。この変化は、数ヶ月先の予想されなかった政策金利の変化を反映している<sup>3</sup>。

1年先および5年先の政策期待ショックは、1年先のユーロ円金利先物と5年物国債利回りのイベント・ウィンドウ内での変化でそれぞれ測られる。ユーロ円先物契約および5年物国債利回りのデータはReuters EcoWinから取った。

日銀政策決定日前後の市場金利の動きを説明する3つの要因（ファクター）を求めるために、Cholesky分解を行う。前提として、第1の要因は日銀政策決定日時点での予想外の政策の変化に対応し、最も決済日が近いユーロ円先物契約の変化で測られるものとする。第2の要因は、1年先の先物契約の変化のうち第1の要因と直交する部分で測られ、それは1年先の政策期待のうち現在の政策変更では説明されない部分である。最後に、

表1. 金融政策指標の要因分解

効果もしくは標準偏差	要因1	要因2	要因3
要因の荷重			
現在の政策設定	1.00	0.00	0.00
1年先の金利先物	0.69	1.00	0.00
5年物利回り	0.30	0.49	1.00
要因の効果の標準偏差			
現在の政策設定	3.9	0	0
1年先の金利先物	2.7	3.0	0
5年物利回り	1.2	1.5	4.0

<sup>3</sup> このユーロ円先物契約は、決済日における3ヶ月物ユーロ円預金金利で書かれている。実際には、投資家は短期金融市場の資産間で乗り換えることが容易にできるため、ユーロ円金利先物はユーロ円預金が存在する期間の平均予想政策金利と密接な関係がある。この直近のユーロ円先物契約の決済日は平均して1ヶ月半先であるので、金利先物はおおよそ1ヶ月半先から4ヶ月半先までの予想コール金利に相当する。

第3の要因は、5年物国債利回りの変化のうち第1と第2の要因では説明されない部分とする。

表1の上のパネルは、3つの要因と3つの政策期待（市場金利）との間の関係を示す<sup>4</sup>。まず、第1の要因の市場金利に対する効果が満期が長くなるにつれて減少していること、そして5年物利回りの第2の要因に対する荷重が第1の要因に対する荷重を大きく上回っていることは注目に値する。

また、表1に、第2の要因（1年先の金利の変化のうち第1の要因と直交する部分）の政策期待に対する効果を見ることができる。表1の下のパネルは、3つの金利に対する各要因の効果の標準偏差を表す。第2の要因で説明される1年先の金利先物の標準偏差（3.0）は、第1の要因で説明される1年先の金利先物の標準偏差（2.7）と比べてやや大きい。この結果を分散で考えると、表1の下のパネルより、1年先の金利先物の分散の45パーセントが現時点での政策ショック（第1の要因）で説明されること、そして残りの55パーセントが第2の要因で捉えられることがわかる。

さらに、第2の要因は、政策決定日前後における5年物国債利回りの変動についても若干の説明力を有している。標準偏差で考えると、5年物利回りの変動に対する第2の要因の貢献度は、第1の要因の1.2倍、第3の要因の0.4倍である。分散で考えると、第2の要因はイベント・ウィンドウ内での5年物利回りの変動の11パーセントを説明し、第1の要因は分散の7パーセント、第3の要因は81パーセントを説明する。

表1にみられる日本での第2の要因の限られた効果とは対照的に、米国に関する先行研究（Bernanke, Reinhart, and Sack, 2004）では、第2の要因が政策期待において大きな役割を果たしている。第2の要因について、日本の結果が米国と異なるのは、ゼロ金利制約の影響のためと考えられる。すなわち、現在と1年先の金利先物の両方が標本期間の大部分ではほぼゼロであったため、金利の特に下方への変化が制限されたことが原因であると考えられる。

## 2. 3 日本銀行による声明効果

本稿における関心は、政策期待の変化を表す3つの要因と中央銀行によって発表される声明との関係を分析することにある。まず、ダミー変数 STATEMENT を、日銀が政策声明を発表した日に1をとり、それ以外の日に0をとる変数と定義する。また、ダミー変数 STATEMENT SURPRISE を、日銀の政策声明のうち市場関係者を驚かしたと考えられる声明を示す変数と定義する。どの声明がサプライズであるかは、いくつかの事後的書類（ニューヨーク連銀のスタッフによって準備された内部記事やウォールストリート紙の記事）と事前的書類（各日銀会合の直前に日興シティグループによって準備された解説記録）をもとに決められている<sup>5</sup>。

標本の110の観察値のうち、19が経済もしくは金融政策についての声明発表を含んでいる。金融政策運営の技術的側面のみに関するもので経済や政策の見通しを含まない10の声明は（STATEMENT = 0）とした。19の声明のうち、10が前述の手法でショックとして認定された。

要因の2乗を声明および声明ショックを示すダミー変数で回帰する。Kohn and Sack（2003）と同様に、要因の2乗を被説明変数として用いることにより、声明の「方向性」を特定化することなく、声明が政策期待の変化（要因の変動）の大きさと関連しているかどうかを分析することができる。

表2に回帰の結果を示す。まず、第1の要因の2乗は STATEMENT SURPRISE と統計的に有意な関係にあるが、STATEMENT とはそのような関係にない。ひとつの解釈は、日銀はしばしば、1つの会合において政策金利設定と声明の両方で市場を驚かすというものである。実際、記録を再検討してみると、日銀は何度か大きな予想外の政策発表と政策金利の予想外の変更とを同時に行っている。例えば、1999年2月12日にはゼロ金利政策実施の発表と同時にコール金利を0.25%から「できるだけ低め」の値（当初0.15%）に引き下げた。このとき、本稿の測度で0.04%の政策金利ショッ

<sup>4</sup> 本節と Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) との実証結果に若干の差が生じているのは、ユーロ円先物契約および5年物国債利回りのデータの出所が異なるためと考えられる。

<sup>5</sup> 本節で用いるダミー変数は Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) と同じもので、Sack氏より提供を受けた。

表2. 要因の2乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数		
	要因1	要因2	要因3
定数	12.0* (1.84)	9.7*** (4.73)	13.6*** (4.60)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	-1.3 (-0.20)	-3.4 (-0.34)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	-7.0 (-0.77)	28.2** (2.18)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	-.00	.05

かっこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。

クが生じている。

つぎに、第2の要因と予想された（もしくは予想外の）日銀の声明発表との間に関係は見出されなかった。これは、1年先の金利先物が標本期間中ほぼゼロであったためと考えられる。

さらに、第3の要因は中央銀行による予想外の声明発表と関連している。しかしながら、この関係は、主として1つの観察値（1999年2月12日のゼロ金利政策導入の声明）によって生じたものである。

日銀声明の効果をさらに分析するために、予想外の声明を3つのタイプに分ける。すなわち、政策の軌道見通しについて新しい情報を提供した声明（PATH SURPRISE）、日銀による国債購入目標金額の予想外の変化を発表した声明（JGB SURPRISE）、および日本銀行当座預金残高の目標金額の予想外の変化を発表した声明（CAB SURPRISE）である。理論上は、この分類により、政策期待、国債購入目標金額、および量的緩和の変化の相対的な効果について分析できるはずである。必要であれば、1つの声明が2つ以上のカテゴリーに分類されることを認めるものとする。

実際には、各カテゴリーの声明の数が小さいことから、小標本による問題が生じている。軌道ショックの候補としては2つの声明（1999年2月のゼロ金利政策の導入と2001年3月の量的緩和政策の導入）しか確認できなかった。5つの日銀声明が国債購入目標金額の変更（量的緩和政策の実施を含める）を発表し、そのうち3つが市場にとっ

て予想外のものであったと確認された。標本期間中の10の声明が日本銀行当座預金残高の目標金額の変更（量的緩和と政策提案の声明を含める）を発表し、そのうち6つが市場にとって予想外のものであったと確認された。

声明の効果の大きさと同様にその方向性も重要であるので、ここでは「符号付き」ダミー変数による結果を報告する。具体的には、予想外の声明に対応する各ダミー変数について、利子率の上昇を期待させる声明には1を、利子率の低下を期待させる声明には-1を割り当てることにする。また、予想された声明には0を割り当てる。したがって、3つの要因のそれぞれの値を符号付きダミー変数で回帰することによって、単に声明が期待に影響を及ぼしているかだけでなく、期待が予想される方向へ影響を受けているかも判断できるようになる。

ここで、分析にもうひとつ新しい金融市場を加える。これまで本稿の関心は、「中央銀行の政策行動や声明」と「利子率」との間の関連にあった。しかしながら、量的緩和や資産購入目標といった政策の最も重要な効果は、国債以外の資産の価格に表れる可能性がある。この可能性を検討するために、第4の要因候補として、イベント・ウインドウ内での日経平均株価指数の変化のうち他の3つの要因と直交する部分を分析に含める。すなわち、第4の要因は、現在および将来の利子率に関する市場の期待が一定の下での、日銀の声明の株式価格に対する効果を反映する。もし日銀の政策

表3. 要因の日本銀行の政策声明についての符号付きダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数							
	要因1		要因2		要因3		要因4	
	3-1	3-2	3-3	3-4	3-5	3-6	3-7	3-8
SIGNED STATEMENT SURPRISE	3.3*** (2.73)		0.6 (0.58)		0.3 (0.21)		0.6 (0.80)	
SIGNED PATH SURPRISE		1.9 (0.63)		0.1 (0.03)		-4.8* (-1.69)		0.7 (0.41)
SIGNED JGB SURPRISE		-1.0 (-0.46)		-0.0 (-0.03)		4.2* (1.97)		-0.2 (-0.17)
SIGNED CAB SURPRISE		0.3 (1.88)		0.5 (0.39)		-2.6 (-1.42)		0.8 (0.81)
Adjusted R <sup>2</sup>	.06	-.02	.00	-.02	.00	.06	.01	-.01

かつこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。

決定が金利期待チャンネル以外の経路から資産価格に影響を与えているのならば、この第4の要因がそれをキャッチするはずである。

計算により、イベント・ウインドウ内での株価の分散のうち98.2パーセントが最初の3つの要因と直交していることがわかった。すなわち、株価の変化のほとんど全てが、利子率と関係のない第4の要因によって説明されている。

表3の結果は、表2の結果を拡張するものであり、また再確認するものである。上述のように、わが国では予想外の政策設定（第1の要因）と予想外の声明発表とが同時に行われる傾向にある。表3の3-1列では、これらのショックが同じ方向（すなわち、ともに緊縮、もしくはともに緩和）にある傾向が示され、先の議論と整合的である。

3-3列および3-4列に示されるように、第2の要因（1年先の政策期待のショック）と日銀声明とは有意な関係がみられない。

第3の要因（イベント・ウインドウ内での国債利回りの変動のうち現時点もしくは1年先の政策期待では説明されない部分）は、ある特定のタイプの声明と関連があるようである。まず、3-6列にみられるように、将来の緊縮政策という市場が予想していなかった声明（つまり、正の軌道ショック）は5年物利回りを有意に下落させている。将来の緊縮政策が金利を引き下げるといふ一見逆説的なこの結果は、「近い将来の金融引き締めは

期待インフレ率を引き下げ、よって長期の名目利子率を引き下げる」という理屈で説明できる（Gürkaynak, Sack, and Swanson, 2005a）。つぎに、おそらくより興味深いことは、第3の要因が国債購入ショックと統計的に有意な関係にあることである。すなわち、予想外に大きな国債購入目標金額を発表する日銀声明（金融緩和であるので-1が割り当てられる）は5年物国債利回りの低下を伴っている。この結果は、中央銀行が国債購入によって国債利回りを引き下げるといふ目的を達成していることを示唆する。しかしながら、推定された効果は、統計的に有意ではあるが、大きなものではなく（0.04%）、また、わずかな数の観察値に基づいている。

第4の要因（主としてイベント・ウインドウ内での株価の変化）と日銀声明の間には有意な関係を見出すことはできなかった。

日銀のイベント・スタディから3つの結論が得られる。第1に、この標本期間において、日銀の声明により1年先の政策期待が変化したという証拠はあまりない。これは、ゼロ金利政策および量的緩和政策が政策期待を変化させるのであれば、それは1年先の政策期待ではなく、2年以上先の政策期待についてであることを示唆する。第2に、本稿の結果は、国債価格が量的緩和や資産購入目標に反応するという見解をとりあえず支持する。特に、日銀による国債購入目標金額引き上げの発

表は国債利回りを引き下げる効果があった可能性がある。第3に、この標本期間において、日銀の声明により株価が変化したという明確な証拠はない。

### 3. Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) 論文の拡張：円金利スワップレート

最近の利回り曲線を見ると、満期1年以内の金利はほぼゼロとなっている。金利の非負制約で1

年先の金利先物の変動幅が小さくなっているため、第2節の結果で見たように、1年先の金利先物と政策声明との間に関係を見出せなかった可能性がある。そこで、第2節で用いた1年先の金利先物の代わりに、より満期の長い円金利スワップレートを用いて同様の分析を行う。

分析に利用するデータは、ユーロ円金利先物の期近物、1年物、および円金利スワップレート2年物、3年物、4年物、5年物、7年物、10年物の合計8種類の日次データである。円金利スワップレートについては、『日経金融新聞』から取っ

表4 a. 要因の2乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数	
	要因1 (直近)	要因2 (1年)
定数	12.0* (1.84)	9.7*** (4.73)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	-1.3 (-0.20)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	-7.0 (-0.77)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	-.00

カッコ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因1は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因2 (1年)は、1年先のユーロ円金利先物の変化のうち要因1と直交する部分である。

表4 b. 要因の2乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数	
	要因1 (直近)	要因2 (2年)
定数	12.0* (1.84)	4.7*** (3.95)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	-0.2 (-0.04)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	5.4 (1.04)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	-.00

カッコ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因1は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因2 (2年)は、円金利スワップレート2年物の変化のうち要因1と直交する部分である。

表 4 c. 要因の 2 乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数	
	要因 1 (直近)	要因 2 (3 年)
定数	12.0* (1.84)	6.7*** (4.23)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	3.4 (0.65)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	-0.02 (-0.00)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	-.01

かっこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因 1 は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因 2 (3 年) は、円金利スワップレート 3 年物の変化のうち要因 1 と直交する部分である。

表 4 d. 要因の 2 乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数	
	要因 1 (直近)	要因 2 (4 年)
定数	12.0* (1.84)	8.5*** (5.14)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	2.9 (0.53)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	5.5 (0.76)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	.01

かっこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因 1 は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因 2 (4 年) は、円金利スワップレート 4 年物の変化のうち要因 1 と直交する部分である。



表 4 e. 要因の 2 乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数	
	要因 1 (直近)	要因 2 (5 年)
定数	12.0* (1.84)	10.6*** (5.11)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	4.0 (0.59)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	20.1** (2.21)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	.10

かっこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因 1 は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因 2 (5 年) は、円金利スワップレート 5 年物の変化のうち要因 1 と直交する部分である。

表 4 f. 要因の 2 乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数		
	要因 1 (直近)	要因 2 (5 年)	要因 3 (7 年)
定数	12.0* (1.84)	10.6*** (5.11)	2.2*** (3.51)
STATEMENT	-8.7 (-0.40)	4.0 (0.59)	-0.9 (-0.45)
STATEMENT SURPRISE	54.6* (1.91)	20.1** (2.21)	4.7* (1.72)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	.10	.02

かっこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因 1 は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因 2 (5 年) は、円金利スワップレート 5 年物の変化のうち要因 1 と直交する部分である。要因 3 (7 年) は、円金利スワップレート 7 年物の変化のうち要因 1 と要因 2 (5 年) とに直交する部分である。

表 4 g. 要因の 2 乗の日本銀行の政策声明についてのダミー変数に対する回帰

説明変数	被説明変数			
	要因 1 (直近)	要因 2 (5年)	要因 3 (7年)	要因 4 (10年)
定数	12.0*	10.6***	2.2***	1.4***
	(1.84)	(5.11)	(3.51)	(6.62)
STATEMENT	-8.7	4.0	-0.9	1.1
	(-0.40)	(0.59)	(-0.45)	(1.52)
STATEMENT SURPRISE	54.6*	20.1**	4.7*	-1.4
	(1.91)	(2.21)	(1.72)	(-1.54)
Adjusted R <sup>2</sup>	.03	.10	.02	.01

かっこ内の数値は  $t$  値である。\*\*\*、\*\*、および\*は、それぞれ0.01、0.05、0.10の水準で統計的に有意であることを示す。要因 1 は最も決済日が近いユーロ円金利先物の変化である。要因 2 (5年) は、円金利スワップレート 5年物の変化のうち要因 1 と直交する部分である。要因 3 (7年) は、円金利スワップレート 7年物の変化のうち要因 1 と要因 2 (5年) とに直交する部分である。要因 4 (10年) は、円金利スワップレート 10年物の変化のうち要因 1、要因 2 (5年)、および要因 3 (7年) に直交する部分である。

た。

表 4 a は、表 2 の一部を再掲したものである。ユーロ円金利先物の期近物 (「要因 1 (直近)」) の変動と政策声明ショックとの間に有意な関係が見られるが、ユーロ円金利先物 1 年物に関する「要因 2 (1年)」と政策声明ショックとの間には有意な関係は見出せない。同様に、表 4 b から表 4 d に示されているように、円金利スワップレート 2 年物、3 年物、および 4 年物に関する要因 2 と政策声明ショックとの間に有意な関係を見出すことはできない。このことは、政策声明が 1 年先から 4 年先の間の金利期待に影響を及ぼすことができなかつたことを示唆する。

表 4 e は、円金利スワップレート 5 年物に関する「要因 2 (5年)」と政策声明ショックとの間に有意な関係があることを示している。また、表 4 f は、円金利スワップレート 7 年物に関する「要因 3 (7年)」と政策声明ショックとの間に有意な関係があることを示している。このことは、政策声明ショックは 5 年先および 7 年先の金利期待に対して効果があったことを示唆する。これに対して、表 4 g で示されているように、円金利スワップレート 10 年物に関する「要因 4 (10年)」については、政策声明ショックと有意な関係があるとはいえない。

以上のことから、本稿の標本期間内では、政策声明ショックは 1 年先から 4 年先の間の金利期待

に有意な影響を及ぼすことはできなかつたが、5 年先・7 年先の金利期待に対しては有意な効果があったことが示唆される。また、政策声明ショックと 10 年先の金利期待との間に有意な関係を見出すことはできなかつた。

## 4. 先行研究

### 4. 1 予想されなかつた金融政策と予想された金融政策とが資産価格に及ぼす効果

Kuttner (2001) は、フェデラルファンドレートの先物市場のデータを用いて政策金利の変化を予想された部分と予想されなかつた部分とに分け、様々な満期の金利に対する金融政策の効果を推定した。中央銀行の政策変更に関する民間の予想を直接観察することはできない。そこで、政策予想についての自然で市場に基づいた近似として、フェデラルファンドレートの先物価格を考える。フェデラルファンドレートの先物市場はシカゴ商品取引所に 1989 年に設立され、現在取引されているものとしては、当月のフェデラルファンドレートに基づく「当限」契約に加えて、1 ヶ月先から 5 ヶ月先までのフェデラルファンドレートに基づく先物契約がある。

フェデラルファンドレートの目標金利の変化のうちの予想されなかつた部分は、政策金利変更の

前日から当日までの先物金利の変化より求めることができる。目標政策金利が $m$ 月 $d$ 日に変更されたとすると、予想されなかった政策金利の変化は、当限先物金利の変化から計算することができる。しかし、先物契約の清算価格はフェデラルファンドレートの当月平均値を基準としているので、先物金利の変化に、その先物金利の変化の影響を受ける月の日数に関する乗数を掛けて調整する必要がある。すなわち、

$$\Delta i^* = \frac{D}{D-d} (f_{m,d}^0 - f_{m,d-1}^0)$$

ここで、 $\Delta i^*$ は予想されなかった目標金利の変化、 $f_{m,d}^0$ は当限先物金利、そして $D$ はその月の日数である。金利変化のうち予想された部分は、実際の金利変化から予想されなかった金利変化を差し引いたもの、すなわち、

$$\Delta i^* = \Delta i - \Delta i^*$$

と定義される。

先物データを用いて予想された金融政策を測ることに、他の計量モデルによる計測に比べて多くの優れた点がある。まず第1に、モデル選択(model selection)の問題がない。第2に、予測を行う際に用いられるデータの標本期間の違いを問題にする必要がない。第3に、推定された変数の問題(generated-regressor problems)がない。これに対して、先物データを用いる問題点は、分析が1989年以降に限定されてしまうことである。

Kuttnerは、予想された政策金利の変化に対する利子率の反応は小さいが、予想されなかった政策金利の変化に対する利子率の反応は大きく、統計的に有意であることを明らかにした。

Bernanke and Kuttner (2005) は、Kuttner (2001) の手法を用いて政策金利の変化を予想された部分と予想されなかった部分とに分け、金融政策の変更が株値にどのような影響を及ぼすかについて分析した。Bernanke等が得た結果は、株式市場は予想されなかった政策金利の変化に対してかなり強く反応するというものであった。具体的には、政策金利の目標値が変更された日と連邦公開市場委員会(FOMC)が開催された日とからなる標本について、0.25%の予想されなかった政策金利の引き下げに対して、CRSP value-weighted indexは当日だけでおよそ1%上昇するという推定結果が得られた。それに対して、株式市場は、政策金利の

変化のうち先物市場参加者によって予想されていた部分に対してはほとんど反応しなかった。

#### 4. 2 誤差項と説明変数との直交性について

4. 1節で取り上げられた、予想されなかった金融政策の資産価格に及ぼす効果は、しばしば、つぎのような回帰式を推定することによって測られる。

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \varepsilon_t$$

ここで、 $\Delta x_t$ は予想されなかった政策金利の変化、そして、 $\Delta y_t$ は政策変更前後における債券利回りの変化もしくは株値指数の変化である。また、 $\varepsilon_t$ は誤差項で、資産価格に影響を与える他の要因の効果を捉えている。

Gürkaynak, Sack, and Swanson (2005b) は、この回帰式を推定する際の問題を2点指摘している。第1点目は、内生性の問題である。すなわち、金融政策の変更に反応して資産価格が変化するだけではなく、資産価格の変化に反応して金融政策が変更される可能性があることである。例えば、株値の下落に反応して、中央銀行が政策金利を引き下げの場合である。第2点目は、同時的反応(joint-response)の問題である。これは、重要なマクロ経済指標の発表( $\varepsilon_t$ で捉えられる)に反応して、金融政策と資産価格とが共に変化する可能性があることである。例えば、失業率上昇の発表により、株値が下落し、同時に政策金利が引き下げられる場合である。いずれの場合も、誤差項と説明変数とが直交するという古典的回帰モデルの仮定が満たされないことになる。Gürkaynak等は、これらの問題を解決するために、日次データよりもより高頻度の日内(intraday)データによる分析を提案している。

これに対して、Bernanke and Kuttner (2005) は、(1)日次データを用いる限りにおいて、実際上は、誤差項と説明変数との相関の問題は深刻なものとは思われないこと、(2)日次データにもとづく推定結果と日内データにもとづく推定結果との間にほとんど差がないこと、(3)誤差項と説明変数との相関によって生じる結果の偏りは、推定値を真の値より小さめに出すことを指摘している。以上のことから、日内データの代わりに日次データを用いて金融政策の効果を分析しても大き

な支障はないとしている。ただし、金融政策に対する資産価格の反応の推定値が、日次データを用いた場合、真の値より小さめになることに注意する必要がある。

#### 4. 3 金融政策当局によるアナウンスメント効果（政策金利変更効果と声明効果）

さて、Kuttner (2001) や Bernanke and Kuttner (2005) は、主に、金融政策が資産価格や利回りに対して及ぼす効果のうち、予想されなかった政策金利変更の部分のみを対象にして考察している。これらの研究は、暗に、金融政策当局のアナウンスメント効果は「単一の要因」によって説明できると想定されている。もしこの想定が正しいのならば、民間の政策予想や資産価格に対して、金融政策当局の声明が独立した効果を持つなどとは言えなくなる。

金融政策当局の声明が独立した効果を持った例として、2004年1月28日のFOMCの声明が挙げられる。この日、FOMCは市場の予想通りフェデラルファンドレートを変更しなかった。しかし、FOMCは当日発表した声明の中で、「金融緩和政策はかなりの期間維持される可能性がある」という従来の表現を削除し、新たに「金融緩和政策の解除には慎重であるべきだと、連邦公開市場委員会は考えている」という表現に置き換えた。これをみて、市場は、FOMCが金融引き締めに転換する時期が以前予想していた時期よりも早まったと考えた。その結果、声明発表の前後30分の間に、2年物国債の利回りが0.2%、5年物国債の利回りは0.25%ジャンプした。

Gürkaynak, Sack, and Swanson (2005b) は、この2004年1月28日の事例が一般に観察される現象かどうかを検証した。すなわち、資産価格に対する金融政策のアナウンスメント効果は単一の要因（つまり、予想されなかった政策金利変更の部分）だけで適切にとらえることができるのかどうかを検討した。彼等は、この仮説をCragg-Donaldの階数テストを用いて検定し、単一の要因であるという仮説を明確に棄却するという結果を得た。これ

に対して、資産価格に対する金融政策の効果が2つの要因によって特徴づけられるという仮説は棄却されなかった。また、彼等は、これら観察できない要因を適当に回転することにより、2つの要因に「現在の目標フェデラルファンドレート」要因と「将来の政策軌道」要因という構造的解釈を与えることが可能であることを示した<sup>6</sup>。また、後者の「軌道」要因はFOMC声明の大きな変化と密接な関係があることを明らかにした。彼等の貢献は、従来の単一の要因に基づく資産価格に対する金融政策効果の分析を一般化し改良したことに求められる。

さらに、Gürkaynak等は、債券利回りや株価に対するこれら2つの要因の効果を測定した。彼等の推定によれば、政策金利変更と声明とは資産価格に対して共に重大な効果を持つが、その効果の内容は異なっている。すなわち、政策金利変更よりも、FOMCの声明の方が、長期国債の利回りに対してより大きな影響を与えている。

つぎに、中央銀行の声明と金融政策についての諸要因との間の関係を分析するという問題に移る。投資家は、中央銀行が計画している近い将来の政策についての情報を得るために、中央銀行の声明文を読み分析するだろう。中央銀行の声明には、近い将来の政策について民間が知り得なかった情報や金融市場に影響を与える新たな情報が含まれているかもしれない。さらに、中央銀行の声明から、中央銀行が経済の見通しやそれに伴うリスクをどのように評価しているかを知ることができる。そして、その情報を基にして、投資家は自身の経済見通しを再検討する。しかし、中央銀行にとって利用可能な経済情報はほとんど民間にとっても利用可能であることを考えると、中央銀行の声明の効果がはたしてどの程度大きいのかは明らかでない。

Kohn and Sack (2003) は、中央銀行声明の効果に焦点をあて、1989年以降の連邦準備銀行による3つの対話手段—FOMCの声明、グリーンズパン議長による議会証言、およびグリーンズパン議長による講演—の効果を検討した。彼等は、連邦準備銀行による対話により市場利子率の変動が大

<sup>6</sup> 「現在の目標フェデラルファンドレート」要因は目標政策金利の予想外の変更に対応し、「将来の政策軌道」要因は1年先の先物金利の変化のうち現在の目標政策金利の変更と直交している部分に対応する。

きくなるかどうかを調べた。結果として、FOMC 声明とグリーンズパン議長による議会証言は、短期および中期の利子率に対して大きな影響を及ぼすことが示された。

また、Kohn等は、なぜ声明に効果があるかについても検討した。彼等は、声明に効果があるのは、声明がFOMCの近い将来の政策についての情報だけでなく、中央銀行による経済の見通しについての情報を提供するためであることを明らかにした。

#### 4. 4 日本の金融政策運営について

わが国における政策金利変更や政策声明が市場金利に与える影響を分析した研究として、黒木 (2001)、黒木・本多 (2003)、伊藤 (2003, 2005)、Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) などが挙げられる。

例えば、伊藤 (2003) は、Cook and Hahn (1989) の手法を用いて、無担保コールレート翌日物の誘導水準が市場金利に与える影響を検証した。分析に利用したデータは、無担保コール翌日物に加えて、LIBRO (London Interbank Offered Rate) 1ヶ月物から12ヶ月物までの12種類のユーロ円金利、円金利スワップレート2年物、3年物、4年物、5年物、7年物、10年物の6種類で、合計19種類の日次データである。標本期間は1990年2月8日から1999年4月30日の約10年分が対象で、実際の分析には金融政策変更時の37日分のデータを用いている。

検証の結果、無担保コール翌日物の誘導水準の変更は、期近の金利に与える影響が大きいことが明らかになった。1ヶ月物から5年物までの各金利の変化と無担保コール翌日物の変化との関係は統計的に有意であったが、7年物以上の金利に関しては統計的有意性を見出すことはできなかった。ただし、伊藤は、政策金利の変更幅を予想された部分と予想されなかった部分に分けて分析はしていない。

黒木 (2001) は、金融政策ショックの影響をみるために、ユーロ円先物金利 (3ヶ月) の情報を用いて、コール誘導水準の変更幅を事前に予想された部分と予想せざる部分に分けて推定を行った。標本期間は1989年7月から2001年3月まで、

日本銀行による53回のコール誘導水準変更が対象である。

結果は、理論が示唆する通り、金融政策ショックは、長短金利全般に有意な影響を及ぼしているが、予想された部分 (織り込み済の部分) については、ごく短い金利を除いてほとんど有意な影響を及ぼさないというものであった。また、金融政策ショックに対する市場金利の反応は、誘導水準の変化幅そのものを説明変数とした場合と比較してかなり大きいということが明らかになった。こうした推定結果は、米国と同様に、わが国においても金融政策の効果がサプライズの部分を通じて及ぶという仮説を支持するものとなっている。

日本銀行の声明、講演、およびそれ以外の対話形式が民間の政策期待にどの程度影響を及ぼすかについての実証研究はまだ多くない。米国については、前述のように、Kohn and Sack (2003) が、連邦公開市場委員会 (FOMC) の声明発表が声明の日の市場利子率の変動を大きくしているという証拠を提示した。ここから、Kohn等は、FOMCの声明が政策金利変更に伴う情報以上の情報を金融市場に伝えていると結論付けている。しかしながら、Kohn等は、FOMCの政策声明効果の方向性や金利の満期については特に問題にしなかった。Bernanke, Reinhart, and Sack (2004) は、Kohn and Sackの研究を拡張させて、FOMCの声明の政策期待や資産価格に対する効果について新たな実証結果を提供した。また、Bernanke等は、この実証の手法を用いて、日本銀行の声明効果についても分析を行った。

## 5. 結論

本稿で得られたわが国の金融政策のイベント・スタディからの結論は以下の通りである。第1に、本稿の標本期間において、1年先から4年先の政策期待を変化させるのに日銀の声明が有効であったという証拠はあまりない。これは、ゼロ金利下において、満期の短い金利の特に下方への変化が制限されたため、金利の変動幅が小さくなったことが原因と考えられる。第2に、ゼロ金利下においても、金融政策に関する声明と5年先・7年先の政策期待との間に統計的に有意な関係を見出すことができた。このことは、ゼロ金利下であって

も、日銀の声明は中長期の政策期待や中長期金利を変化させるのに有効であることを意味し、また、ゼロ金利政策および量的緩和政策の有効性を示唆したものとなっている。第3に、本稿の結果は、国債価格が量的緩和や国債購入目標に反応するという見解をとりあえず支持する。特に、日銀による国債購入目標金額引き上げの発表によって、国債利回りが下落した可能性を示す結果が得られた。第4に、この標本期間において、日銀の声明により株価が変化したという明確な証拠はない。

## 参考文献

- 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』第20号：53-63.
- 伊藤隆康. 2005. 『長期金利と中央銀行—日本における金利の期間構造分析』日本評論社.
- 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を用いた実証分析—」『大阪府立大学経済研究』第47巻第1号：1-38.
- 黒木祥弘・本多佑三. 2003. 「第4章 金融—金融制度と金融政策」橋本俊詔編『戦後日本経済を検証する』東京大学出版会：227-352.
- Bernanke, Ben, and Kenneth Kuttner. 2005. “What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?” *Journal of Finance* 60, no. 3: 1221-57.
- Bernanke, Ben, Vincent Reinhart, and Brian Sack. 2004. “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment.” *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2: 1-78.
- 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 Economics* 24, no. 3: 331-351.
- Gürkaynak, Refet, Brian Sack, and Eric Swanson. 2005a. “The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models.” *American Economic Review* 95, no. 1: 425-36.
- Gürkaynak, Refet, Brian Sack, and Eric Swanson. 2005b. “Do Actions Speak Louder Than Words?

The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements.” *International Journal of Central Banking* 1, no. 1: 55-93.

- Kuttner, Kenneth N. 2001. “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market.” *Journal of Monetary Economics* 47, no. 3: 523-44.
- Kohn, Donald L., and Brian P. Sack. 2003. “Central Bank Talk: Does It Matter and Why?” Finance and Economics Discussion Series 2003-55. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System (August).