

新日銀法 10 年間における 情報発信の影響に関する一考察

なかじまじょうち はっとりまさずみ
中島上智 / 服部正純

要 旨

1998 年 4 月に施行された新日本銀行法（以下、新日銀法）では、日本銀行は自主性を持って金融政策を行い、金融政策運営の透明性を高めるように努力しなければならないことが明記されている。同法のもと、日本銀行は、金融政策運営の透明性向上を図るため、さまざまな情報発信の拡充に向けた取組みを行ってきた。本稿では、新日銀法施行後の 10 年間について、日本銀行によるさまざまな情報発信が市場金利のボラティリティに与えた影響を推計した。市場金利としてユーロ円 3 ヶ月金利先物の日次データを用いた推計からは、展望レポートや金融政策決定会合の議事要旨の公表は市場金利のボラティリティを低下させ、政策金利の変更や決定会合における採決反対者の増加はボラティリティを上昇させるとの結果が得られた。また、講演や記者会見による情報発信の影響は、そのタイプによって異なる推計結果が得られた。さらに、ゼロ金利政策、量的緩和政策のもとで、強いコミットメント効果が機能していた時期には、こうした情報発信による市場金利のボラティリティへの影響が顕著に低下していたことも確認された。これらの分析結果は、委員会制度やコミットメントのもとでの情報発信の影響を理解するために有用な結果と考えられる。

キーワード：中央銀行コミュニケーション、新日銀法、ボラティリティ、
コミットメント、委員会制度

本稿の作成に当たっては、Michael Ehrmann、Hyun Song Shin、塩路悦朗、福田慎一、渡部敏明の各氏ならびに日本銀行スタッフから有益なコメントを頂いた。また、天野憲哉氏からは一部データの提供を受けた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、すべて筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

中島上智 日本銀行金融研究所（現 総務人事局〈デューク大学留学中〉、
E-mail: jouchi.nakajima@stat.duke.edu）

服部正純 日本銀行金融研究所企画役（E-mail: masazumi.hattori@boj.or.jp）

1. はじめに

本稿では、1998年4月から2008年3月までの新日銀法施行後10年を対象期間として、日本銀行の情報発信が金利形成に与えた影響について、市場金利の分散指標であるボラティリティを中心に検証する。

1998年4月1日、金融政策に関する日本銀行の自主性の尊重と、意思決定の内容および過程に関する透明性の確保を明記した新しい日本銀行法（以下、新日銀法）が施行された。この法律のもとで、日本銀行は自主性を持って金融政策を行うとともに、金融政策運営の内容を国民に明らかにすることが求められており、日本銀行は透明性を高めるためのさまざまな取組みを行ってきた¹。

この間、日本銀行の金融政策は、金融政策を決定する「金融政策決定会合」において、総裁・副総裁・審議委員からなる9名の委員による合議制によって運営されてきた。金融政策決定会合は、毎月1、2回程度の頻度で定期的で開催され、予め先行き1年程度までの日程が公表される。決定会合終了後は、決定された金融市場調節方針（以下、調節方針）が速やかに発表されるほか、政策委員会議長である総裁の記者会見が行われる。また、同会合の議事要旨が概ね1ヵ月後に公表される。さらに、年に2回、4月と10月には、「経済・物価情勢の展望（展望レポート）」²が公表され、先行きの物価・経済情勢についての見通しが示されるほか、同レポート公表から3ヵ月後の1月と7月には、その中間評価が行われ、見通しがアップデートされる。このほか、政策委員会メンバーは随時、全国各地で講演や記者会見を行っている。このほかにもさまざまな情報発信を行っており、その多くがマスコミを通じて報道されたり、ホームページや刊行物で公表されている。

日本銀行は、こうした多岐に亘る情報発信について、金融政策における透明性向上を図るため、情報発信の早期化や内容の拡充等を段階的に進めてきた（表1参照）。例えば、金融市場の日中取引時間内に調節方針を公表することが可能になることも念頭に置き、金融政策決定会合の開催日数を1日間から2日間に変更しているほか³、議事要旨公表の早期化、展望レポート対象期間の長期化等、情報発信のタイミングと内容の両面に配慮して、透明性向上を目指してきた⁴。

中央銀行のコミュニケーションの拡充は、世界的に大きな潮流となっている。実

1 新日銀法第3条では、「日本銀行の通貨及び金融の調節における自主性は、尊重されなければならない（第1項）」、「日本銀行は、通貨及び金融の調節に関する意思決定の内容及び過程を国民に明らかにするよう努めなければならない（第2項）」と規定されている。

2 2003年10月までは「経済・物価の将来展望とリスク評価」として公表されていた。

3 金融政策決定会合が2回開催される月があり、この場合は2回目の会合の開催日数は1日間である。

4 なお、2008年4月以降も情報発信の充実を目的とした措置が導入されている。具体的には、2008年4月30日の展望レポートで、各政策委員が見通しが上振れまたは下振れる可能性について想定した確率分布を集計したもの（「リスク・バランス・チャート」）を公表したほか、同年7月15日の政策委員会・金融政策決定会合においては、(1) 毎回の決定会合後に2つの柱に基づく点検結果を公表、(2) 展望レポートの見通し期間を延長、(3) 政策委員会の見通し計数、リスク・バランス・チャートを四半期ごとに公表、(4) 議事要旨を次回会合で承認のうえ公表することで、議事要旨公表の早期化を図るといった措置の実施を決定している。

表 1 新日銀法施行後 10 年間における情報発信の早期化、内容の拡充の例

事項	変更開始日	概要
金融政策決定会合開催予定日の公表	当初	3、6、9、12月の会合日に先行き6ヵ月分を公表
	2007年6月15日	6、12月の会合日に先行き1年分を公表
『金融経済月報』の公表	当初	毎月1回目の会合の2営業日後、8時50分に公表
	2000年9月18日	毎月1回目の会合の翌営業日、14時に公表
	2003年11月21日	「基本的見解」部分については、毎月1回目の会合日に即日、15時に公表
金融政策決定会合後総裁定例記者会見	当初	毎月1回目の会合の2営業日後に実施
	2003年10月10日	全ての会合日の当日中に実施
金融政策決定会合の議事要旨の公表	当初	次々回の会合で承認、その3営業日後に公表
	2000年9月20日	概ね1ヵ月程度を目処に次回または次々回の会合で承認、その3営業日後、14時に公表
	2007年6月20日	公表時間を8時50分に変更
「経済・物価情勢の展望(展望レポート)」の公表	2000年10月31日	公表開始
	2001年4月26日	4、10月の2回目の会合の翌営業日、14時に公表
	2001年10月29日	4、10月の2回目の会合日に即日、15時に公表
	2004年1月20日	1、7月公表の『金融経済月報』にて展望レポートの「中間評価」を公表
	2005年4月28日	4月公表分の「対象期間」について「当該年度のみ」から「当該年度および翌年度」に変更

備考：「当初」は1998年4月以降を指す。

際、各国の中央銀行は、金融政策の目標や運営枠組み、経済・物価の先行きの見通し、具体的な政策決定の背景、将来の金融政策の方向性などについて、多様な情報を発信している。こうした中央銀行のコミュニケーション戦略は、中央銀行によって異なっているが、近年では、そうした情報発信の内容や頻度など、質的な側面での拡充が大きく進展している。こうしたコミュニケーションの拡充の流れの背景として次の2点が指摘される。第1に、金融政策の独立性を高めていくことは、同時に、中央銀行の説明責任 (accountability)——つまり、政策行動やその背後にある考え方を説明する責務——が求められることになるという点である。そして第2に、金融政策の有効性を高めていくために、中央銀行のコミュニケーションの拡充を通じ、人々の期待に有効かつ積極的に働き掛けていくことが重要であるという理解が広がっている点である。こうした流れを受けて、「中央銀行コミュニケーション (central bank communication)」という研究分野が学界では確立されている⁵。

中央銀行の情報発信が市場金利等の水準に与える影響を推計した論文として、Kohn and Sack [2004]、Gürkaynak, Sack, and Swanson [2005a, b]、Bernanke and Kuttner [2005]、Ehrmann and Fratzcher [2007a, b]、Swiston [2007] 等がある。これ

5 中央銀行コミュニケーションに関する理論や実証研究について最近の研究を俯瞰したものとして、Geraats [2006] や Blinder *et al.* [2008] 等がある。

らは、中央銀行による情報発信は市場参加者の政策金利に関する予測精度の向上に寄与するとの結果を報告している。

また、金融市場の不確実性に与える影響に焦点を当て、市場金利等のボラティリティと中央銀行の情報発信の関係を考察したものとして、Gropp and Kadareja [2006]、Andersson [2007]、Ehrmann and Fratzcher [2007a, b] 等があり、中央銀行の情報発信は、政策発表時や経済統計の公表時に市場金利のボラティリティが高まることを抑制するという結果を報告している。わが国での研究をみると、日本銀行の情報発信が市場での期待形成に与える影響の分析として、黒木 [2001]、Honda and Kuroki [2006]、竹田・矢嶋 [2008] 等がある。この中で、竹田・矢嶋 [2008] は、1990年代末以降、時間軸効果と呼ばれるコミットメント政策のもとで、市場参加者の期待形成が同質化していたことを指摘している。なお、日本銀行がコミットメントによって金融緩和政策を行っていた時期のいわゆる時間軸効果の実証分析については、白塚・藤木 [2001]、翁・白塚 [2003]、Okina and Shiratsuka [2004] が詳しい。また、政策当局者の視点から、須田 [2004]、Iwata [2008] が論点整理をしている。

このほか、中央銀行のコミュニケーションと民間主体のマクロ経済予測との関係について、Romer and Romer [2000] は、先行きのインフレーションに関して米国連邦制度準備理事会 (Federal Reserve Board; FRB) は市場参加者よりも優れた情報を持っており、市場参加者は FRB が持つ情報を政策変更というアクションから間接的に入手していることを示唆する結果を報告している。また、Fujiwara [2005] は、わが国においても日本銀行が公表する経済変数に関する予測が市場参加者による予測の精度を高めているといった分析結果を報告している。

また、委員会制度に注目した研究の中で、Blinder [2004] や藤木 [2005] 等は、金融政策委員個人の投票結果の公表の是非について、透明性の向上と委員個人に対する外部からの圧力の可能性といった視点から議論している。これに関連して、投票結果の情報価値といった観点から、Gerlach-Kristen [2004] は、イングランド銀行 (Bank of England; BOE) の金融政策委員会の投票結果の詳細が、将来の政策金利変更の予測にとって有用な情報となっているとの分析結果を報告している。そのうえで、そのような情報の公表は金融政策の透明性の向上につながると論じている。

もっとも、上述した先行研究の中では、FRB や BOE、欧州中央銀行 (European Central Bank; ECB) のコミュニケーションを対象として、情報発信が金融市場における種々の価格形成に与える影響を考察しているものが多いようにうかがわれる。わが国においても新日銀法施行後、日本銀行は情報発信を積極化させており、その影響への関心が高まっている。また、先行研究の中には、短期金利の引下げ余地が少ない低金利環境では、中央銀行コミュニケーションによって市場金利の期待形成に働き掛けることの重要性が高いことも指摘されている⁶。この観点からもわが国に

6 Blinder [1998]、Bernanke, Reinhart, and Sack [2004] 等を参照。また、Morris and Shin [2002, 2005, 2007] は、個々の市場参加者が持っている私的情報と、市場参加者が共有している公的情報が、市場参加者の期待形成および意思決定に与える影響を中央銀行コミュニケーションとの関連で理論的に分析している。

における中央銀行コミュニケーションを金融市場での期待形成との関連で実証的に分析することは重要と思われる。

本稿では、市場金利のボラティリティが日々変動する計量モデルを仮定し、情報発信の有無によるボラティリティの動きの違いを推計するとともに、各種情報発信がボラティリティに与える影響の差異を考察する。先行研究との比較では、分析対象とする情報発信の種類が多く、それらの影響の差異を定量的に分析している点が特徴となっている。具体的には、新日銀法で導入された委員会制度のもとでの決定会合における採決結果や政策委員会メンバーの講演による情報発信を分析の対象としているほか、ゼロ金利政策、量的緩和政策のもとで強いコミットメント効果が機能していた時期とそれ以外の時期における情報発信の影響の差異を分析している。

分析結果を要約すると以下のとおりである。市場金利としてユーロ円 3 ヶ月金利先物の日次データを用いて情報発信の影響を推計したところ、展望レポートや金融政策決定会合の議事要旨の公表は市場金利のボラティリティを低下させ、政策金利の変更や決定会合における採決反対者の増加はボラティリティを上昇させるとの結果が得られた。また、講演や記者会見による情報発信の影響は、そのタイプによって異なる推計結果が得られた。さらに、ゼロ金利政策、量的緩和政策のもとで、強いコミットメント効果が機能していた時期には、こうした情報発信による市場金利のボラティリティへの影響が顕著に低下していたことも確認された。これらの分析結果は、委員会制度やコミットメントのもとでの情報発信の影響を理解するために有用な結果といえる。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、日本銀行による各種情報発信の影響を推計する手法について解説する。この際、情報発信がユーロ円 3 ヶ月金利先物の金利形成におけるボラティリティに与える影響を考える。3 節では、推計結果とそれらに関する考える解釈について解説するとともに、推計の頑健性の確認を行う。また、同節では、政策委員会メンバーの講演による情報発信が中長期金利に与える影響についても若干の考察を行う。4 節は本稿での分析結果を総括する。

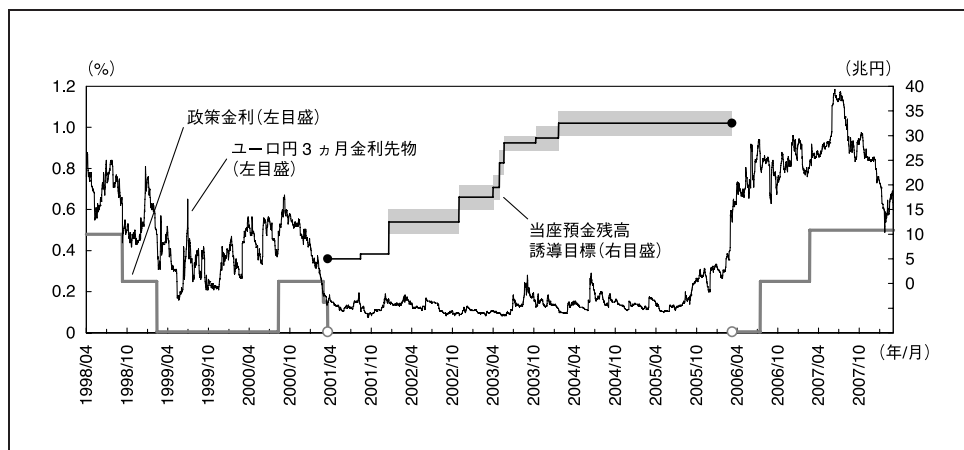
2. 分析の枠組み

本節では、日本銀行による主として金融政策に関する情報発信が金利形成に与えた影響を推計する手法について説明する。

(1) 分析枠組みの概要

以下の分析では、対象期間を新日銀法施行後 10 年間の 1998 年 4 月から 2008 年 3 月までとし、日本銀行の情報発信の影響を、市場金利の分散指標であるボラティリティを中心に検証する。

図1 日本銀行の金融政策とユーロ円3ヵ月金利先物の推移



- 備考：1) 「当座預金残高」のシャドーは目標残高の幅全体を表し、実線はその中心値を示している。
- 2) 1998年9月8日までは金融市場調節方針で「無担保コールレート（オーバーナイト物）を平均的にみて公定歩合水準をやや下回って推移するように促す」とし、目標金利を明示していないため、この期間の政策金利については、当時の公定歩合（0.5%）を考慮して0.48%とした。
- 3) 「ユーロ円3ヵ月金利先物」は中心限月に関して、金利（100－取引指数価格）で表したものの。

資料：日本銀行、ブルームバーグ。

金融政策に対する市場の見方が反映されていると考えることができる市場金利にはさまざまなものがあるが⁷、本稿では市場流動性の比較的高いユーロ円3ヵ月金利先物（中心限月）を採用した。ユーロ円3ヵ月金利先物は、3ヵ月物ユーロ円TIBORを原資産とした先物取引であり、東京金融取引所に上場されている。その中心限月は、取引状況などをもとに東京金融取引所が決定するが、概ね数ヵ月から1年程度先の限月となっている。このため、利用しているデータには、中心限月から3ヵ月先までの政策金利に対する市場の予測が反映されていると考えられる⁸。ユーロ円3ヵ月金利先物は金利見通しの指標として参照されてきたが、本稿が分析対象としている期間（1998年4月～2008年3月）における情報発信の影響を推計する際、政策金利が極めて低い水準にあったうえに、その金利変更の回数が少なかったという制約がある（図1参照）。特に、日本銀行が政策金利をほぼゼロに維持することにコミッ

7 詳しくは、原ほか[2006]を参照。また、翌日物コールレートを取引対象とする OIS (overnight index swap) があるが（大岡・長野・馬場[2006]）、本稿の分析対象としている期間のデータが揃わないため、分析の対象外としている。

8 本稿で利用したユーロ円3ヵ月金利先物の中心限月データは、限月交代の前後で、各限月の金利差に相当する変化が発生する。こうした変化の存在は、分析結果について幾らかの幅を持って評価することを必要とさせる。しかし、本稿での分析は各種情報発信が持続性を持つボラティリティに与える影響を対象としており、新旧中心限月の金利は限月交代の前後でほぼ同様の動きをしていることを勘案すると、分析結果の解釈に大きな問題はないと考えられる。

トし、追加的な緩和効果（いわゆる「時間軸効果」）を狙った政策が行われた時期も含まれる（翁・白塚 [2003]、白塚・藤木 [2001] 等）。これらの点については、ゼロ金利政策や量的緩和政策による時間軸効果の存在が予想される時期については、その効果を織り込んだ推計を行うなどの方法で対応した。

日本銀行が発信する情報は多岐に亘っている。それらの中でも、金利形成のボラティリティに影響を与えると考えられる情報発信を推計における説明変数として、データを作成した。また、同説明変数の作成に当たっては、各営業日における情報発信の有無のみに焦点を絞っている。先行研究の中には、中央銀行が発信する情報の内容について利上げを織り込ませる発言等、金融政策や経済情勢の認識に関して方向性を評価したうえで分析を行っている例もある。しかし、それぞれの情報の持つ意味合いについて方向性を割り当てる作業は客観性を持って行うことが難しいため、本稿ではそのようなアプローチを採用しない。

日本銀行から発信された情報が金利形成のボラティリティに与える影響を考える際、ボラティリティを押し上げる影響と押し下げる影響の両者について、さまざまな解釈が可能である。ボラティリティを不確実性の代理変数とみなすと、ボラティリティを押し上げることは金利市場の不確実性を増幅させると解釈できるが、一方で、将来の金利パスを模索する過程において取引が活発化することでボラティリティが高まっていると解釈することも可能である⁹。また、ボラティリティが押し下げられた場合、将来の金融政策に関する期待が市場において安定することで不確実性が小さくなったと考えられる一方、金利パスの模索活動が停滞した結果と解釈することもできる。本稿では、この点について解釈の幅を狭めることなく推計結果を考察する¹⁰。

さらに、情報発信の影響はその時点での経済環境や市場を取り巻く条件によって左右されると考えられ、推計上、各時点での経済環境を完全にコントロールすることはできない。このため、推計結果の考察や解釈には幅を持つてみる必要があるほか、報告する推計結果はあくまでサンプル期間通期でみた場合の平均的な影響を表していることには注意が必要である。

(2) 推計モデル

本稿では、日本銀行による情報発信が金利形成のボラティリティに与える影響を推計するため、EGARCH (exponential generalized ARCH) 型のボラティリティ変

9 また別の観点からは、新しい情報が市場参加者に伝わることによってボラティリティが大きくなる場合、市場金利に与えるショックの分布の裾が広がり、市場金利の大きな変化が実現する確率が高くなると解釈することもできる。

10 先行研究の中には中央銀行からの情報発信が経済厚生に与える影響について議論しているものもある (Morris and Shin [2002]、Svensson [2006]、Morris, Shin, and Tong [2006]、Geraats [2007])。ただし、経済厚生への影響を実証的に検証したものはなく、本稿も経済厚生に関する議論は行わない。

動モデル¹¹を基にした次の式により推計を行う。

$$\Delta r_t = c + \alpha \Delta r_t^c + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (1)$$

$$\log \sigma_t^2 = x_t' \beta + \phi \log \sigma_{t-1}^2 + \eta_{t-1}, \quad t = 1, \dots, n. \quad (2)$$

ただし、 $\eta_{t-1} = \theta(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) + \gamma(|\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}| - \sqrt{2/\pi})$ である。変数はすべて日次データであり、 r_t はユーロ円3ヵ月金利先物の利率、 r_t^c は政策目標金利、 x_t は日本銀行から発信された情報に関する変数である。そして、 $\{\sigma_t^2\}_{t=1}^n$ はパラメータ (c 、 α 、 β 、 ϕ 、 θ 、 γ) と同時に推計されるボラティリティである。

(1) 式は t 日における市場金利の変動 (Δr_t) を、定数項 (c) と政策目標金利変更の影響 ($\alpha \Delta r_t^c$) およびそれ以外の影響が含まれたショック (ε_t) に分解しており、ショック (ε_t) は日々変動するボラティリティ (σ_t^2) の正規分布にしたがっている。(2) 式は σ_t^2 の変動を1日ラグのAR (自己回帰) 過程で定式化している。すなわち、 $(t-1)$ 日のボラティリティが持続性を持って t 日のボラティリティに影響を与える。

金利や株価等の資産価格の変動に関して、ボラティリティが上昇 (低下) した後はボラティリティが高い (低い) 期間がしばらく続く現象 (volatility clustering) が知られている。(2) 式の定式化では、日本銀行から発信された情報が当日のボラティリティに影響を与えるばかりでなく、持続性を持ってその日以降のボラティリティにも影響を与える。その影響度に関しては、 β_i (β の i 番目の要素) が正であれば該当する情報 (x_t の i 番目の変数である x_{it}) が当日以降のボラティリティを高め、負であればボラティリティを下げる影響を持つと考えられる¹²。 x_t を構成する変数となる種々の情報発信については次の小節 (3) で説明する。

情報発信の影響を推計する際、因果性の問題に注意する必要がある。情報発信と市場の動きの関係について、(i) 中央銀行から発信された情報に対してその当日に市場が反応する場合と、(ii) 当日の市場の動きをみて中央銀行が情報を発信する場合の全く逆方向の因果性が考えられる。両方向の因果性が併存する場合には推計上の

11 EGARCH モデルは Nelson [1991] によって提案されたモデルであり、ボラティリティに関するさまざまな実証分析に使われている (渡部 [2000] を参照)。GARCH モデルもボラティリティ変動モデルとして EGARCH モデルと並んで頻繁に使われているが、GARCH モデルは σ_t^2 が AR 過程にしたがうような定式化をしているためボラティリティの推移式に非負制約があり、本稿のように推移式に説明変数が加わる場合は $\log \sigma_t^2$ を定式化している EGARCH モデルの方が推計しやすい。中央銀行コミュニケーションに関する先行研究の中にも、Ehrmann and Fratzcher [2007a] 等、金利の日次データを対象として EGARCH モデルを分析している例がいくつかある。

12 Ehrmann and Fratzcher [2007a, b] 等は本稿と類似した EGARCH モデルを用いて、観測方程式 (1) 式の説明変数にも情報発信変数を入れたうえで、市場金利の水準およびボラティリティへの影響を推計している。彼らは、情報発信の変数に関して利上げや利下げ等の方向性を割り当て、それぞれの方向への誘導を意図した情報発信が金利の水準に与える影響を推計している。一方、本稿では情報発信の有無に焦点を絞っており、ボラティリティの推移式 (2) 式のみ情報発信の変数を入れて推計した結果を報告した。ただし、観測方程式 (1) 式に各種の情報発信の変数を入れて推計したところ、誘導目標金利変更の発表のほかは、金利の水準の変化に有意な影響を与える変数がないことを確認している。推計期間における日本銀行の情報発信が金利の「水準」を常に一方向に動かすような影響を持っていたとは考えにくく、この結果は妥当と思われる。

問題が生じることが知られているが、本稿で対象としている期間について日本銀行の情報発信をみると、本稿で扱っている情報に関する変数については情報発信当日中の市場金利動向を強く意識する必要があるものではないと考えることができる¹³。このため、本稿では発信された情報が市場金利に影響を与える方向の因果性のみを考慮して定式化された (1)、(2) 式を用いて、情報発信の影響について推計を行う¹⁴。

(3) データ

推計で用いた変数はすべて営業日ベースの日次データであり、以下の定義に基づき作成した。推計期間は特に断りがない限り新日銀法が施行された 1998 年 4 月 1 日から、2008 年 3 月 19 日までの約 10 年間、計 2,453 営業日である。市場金利および経済統計ニュース（市場予測誤差）はブルームバーグより入手し、それ以外の変数はすべて日本銀行ホームページに掲載されている資料から筆者たちが作成した。

市場金利としてユーロ円 3 ヶ月金利先物の日中取引終値を用いているため、市場の日中取引終了時刻（同商品を扱う東京金融取引所の場合、15 時 30 分）までに市場が取得可能であった情報に関しては、その影響が当日の終値に反映されると考える。一方、同時刻を過ぎてから取得可能となった情報に関しては翌営業日の終値に反映されると考える。具体的には、 t 日に発信された情報の公表時刻が 15 時 29 分までの場合は当日 (x_{it}) の情報発信とみなし、公表時刻が 15 時 30 分以降の場合は翌営業日 ($x_{i,t+1}$) の情報発信とみなす¹⁵。各変数の詳しい定義は以下のとおりである。

市場金利 r_t 市場金利としては、ユーロ円 3 ヶ月金利先物の日中取引終値（中心限月）の金利（100 - 取引指数価格）を用いた。なお、推計においては、階差 ($\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$) を被説明変数としている¹⁶。

政策金利 r_t^c 政策金利としては、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標を利用した。政策金利の変更は公表後直ちに実施されるため、例えば t 日に金融政策決定会合が終了し調節方針が公表されたとすると、その公表時刻が 15 時 29 分より前の場合は r_t^c を変更後の水準とし、15 時 30 分以降の場合は r_t^c を変更前、 r_{t+1}^c を変更後の水準とする。1998 年 4 月 1 日から同年 9 月 8 日までの調節方針は「無担保コールレート（オーバーナイト物）を平均的にみて公定

13 本稿で扱っている情報に関する変数についてはすべて発信予定日が予め公表されている。ただし、2001 年 9 月に起きた米国テロ事件に対する総裁談話等、市場が危機的な状況に直面した場合には市場の動きをみながら、予め予定されていない日に情報発信することも考えられるが、このような緊急の情報発信に関しては本稿の分析の対象外としている。

14 推計はパラメータおよびボラティリティの系列 $\{\sigma_t^2\}_{t=1}^n$ を最尤法により推計した。ボラティリティの初期値 σ_0^2 に関しては、便宜上、 $\sigma_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\Delta r_t)^2$ として推計している。また、本稿の推計は Ox 4.1 (Doornik [2006]) による。

15 本稿で対象としている変数の中で公表時刻が 15 時 26 分から 15 時 29 分までに該当するものはないため、情報の発信から情報の取得や売買取引にかかる時間を 1~4 分間考慮したとしても、推計結果は変わらない。

16 ユーロ円 3 ヶ月金利先物 r_t に関して単位根検定 (augmented Dickey-Fuller test) を行ったところ、単位根ありという帰無仮説は有意水準 10% でも棄却されなかった。

歩合水準をやや下回って推移するように促す」と目標金利を明示していないため、この期間の r_t^c については当時の公定歩合(0.5%)を考慮して0.48%に設定した。ただし、ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用されていた期間(それぞれ1999年2月12日~2000年8月10日と2001年3月20日~2006年3月8日)は $r_t^c = 0$ とする。また、推計では、被説明変数の市場金利と同様、階差($\Delta r_t^c = r_t^c - r_{t-1}^c$)を用いている¹⁷。

金融政策発表 D_t^{PR} 金融政策決定会合によって決定された調節方針が発表された日に1(政策変更の有無を問わない)、それ以外の日に0をとるダミー変数である。 t 日に調節方針が公表されたとすると、公表時刻が15時29分より前の場合は $D_t^{PR} = 1$ 、15時30分以降の場合は翌営業日の市場取引に政策発表の影響が出ると考え、 $D_t^{PR} = 0$ 、 $D_{t+1}^{PR} = 1$ とする。なお、2006年6月15日以前の調節方針については、その公表時刻が日本銀行ホームページに掲載されていない(一方、決定会合の終了時刻は掲載されている)ため、同年7月14日以降の決定会合終了時刻と調節方針の公表時刻の差を平均した時間(5分)を同年6月15日以前の決定会合終了時刻に加えた時刻を公表時刻とみなした。

政策金利変更 D_t^{CR} 金融政策発表ダミー D_t^{PR} が1をとる日のうち、政策金利が変更された日のみ1をとり、それ以外の日は0をとるダミー変数である¹⁸。

当座預金目標残高変更 D_t^{CC} 量的緩和政策が採用されていた期間において、金融政策発表ダミー D_t^{PR} が1をとる日のうち、当座預金残高の目標水準が変更された日のみ1をとり、それ以外の日は0をとるダミー変数である。ただし、2003年3月5日および3月25日に決定された調節方針は「3月31日までは、日本銀行当座預金残高が15~20兆円程度となるよう金融市場調節を行う。4月1日以後は、日本郵政公社の発足に伴い、日本銀行当座預金残高が17~22兆円程度となるよう金融市場調節を行う」としており、それまでの調節方針と異なる文言であるが、総裁記者会見等を通じて、日本郵政公社の発足に伴う技術的な変更であることが明確にされていたため、該当日の D_t^{CC} は0(政策変更なし)とした。

時間軸時期ダミー ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用されていた期間において、時間軸効果によるゼロ金利継続期待が堅固であったとみなされる期間に関するダミー変数である。

具体的には、ゼロ金利政策期のうち1999年4月14日から2000年2月28日まで、量的緩和政策期のうち2001年3月20日から2005年4月5日までの期間に1をとり、それ以外の日に0をとる。ゼロ金利政策期については、1999年4月13日の金融政策決定会合後の記者会見で、速水総裁(当時)が「デフレ懸念が払拭されるまでゼロ金利を継続すること」を表明したことから、この翌日を起点とした。終点については、ゼロ金利解除の期待形成に関して、2000年1月

17 Δr_t^c は政策金利の変化分を表すため、政策金利変更日以外の日には0となる。

18 D_t^{CR} は定義より、 Δr_t^c が0以外の値をとる t について1を代入し、それ以外の t には0を代入したものである。 Δr_t^c の係数が(1)式で政策金利の変化分が当日の変動に与える影響を推計しているのに対し、 D_t^{CR} の係数は(2)式で政策金利を変更した影響が当日以降のボラティリティに与える影響を推計している。

表 2 政策委員会メンバーによる講演回数
(1998 年 4 月 1 日～2008 年 3 月 19 日)

講演総数	320
初講演	22
総裁講演	152
総裁以外講演	168

備考：本文中で定義された講演に限る。推計に用いた日数ベースであり、1 日に 2 回の講演が行われた場合は 1 回とカウントしている。

17 日開催の金融政策決定会合において初めて「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢」の判断に関する具体的な議論が行われたことが、同年 2 月 29 日に公表された議事要旨で明らかになったことから、同年 2 月 28 日とした。終点の時期については、白塚・藤木 [2001]、翁・白塚 [2003] の分析結果より、市場においてゼロ金利解除の期待形成が醸成され始めたと思われる時期とほぼ一致している。

量的緩和政策期については、金融政策決定会合の調節方針で量的緩和政策が開始された 2001 年 3 月 20 日を起点とした。終点については、量的緩和政策の解除自体は 2006 年 3 月 9 日であるが、市場ではこれよりも前の時点から量的緩和政策解除に向けた期待が形成されていったと考えられる。この点について、解除 1 年前頃からの決定会合での政策方針の採決結果をみると、2005 年 3 月 15、16 日の決定会合までは量的緩和政策の現状維持方針を全員一致で可決していたが、同年 4 月 5、6 日の決定会合で初めて、採決結果が賛成 8 人、反対 1 人と賛成多数となった。そこで、同年 4 月 5 日を終点とした。

講演ダミー D_t^{Sp} 政策委員会メンバー（正副総裁、審議委員）が講演した日に 1、それ以外の日に 0 をとるダミー変数である。本稿で分析の対象とする講演は日本銀行ホームページに掲載されている講演のうち経済情勢または金融政策に触れているものに限り、記念行事等における挨拶のみの講演や金融システムに関する講演、大学での講義は除いた。また、日本銀行ホームページには各講演の時刻が記載されていないため、講演の影響は当日中にあるものとみなしている。推計期間における講演回数は表 2 のとおりである。

なお、講演ダミー D_t^{Sp} が 1 をとる日のうち、次のそれぞれの条件を満たす日のみ 1 をとるダミー変数も作成した。(1) 初講演ダミーは政策委員会メンバーの就任後初となる講演、(2) 総裁講演ダミーは総裁が講演したもの、(3) 総裁以外講演ダミーは総裁以外の政策委員会メンバーが講演したものである。

展望レポート公表ダミー D_t^{OR} 「経済・物価情勢の展望（展望レポート）」が公表された日に 1、それ以外の日に 0 をとるダミー変数である¹⁹。

19 中央銀行コミュニケーションを考えるうえで日本銀行から発信される情報としては、「展望レポート」のほ

議事要旨公表ダミー D_t^{Mi} 金融政策決定会合の議事要旨が公表された日に 1、それ以外の日に 0 をとるダミー変数である。

採決反対者増加ダミー D_t^{Op} 議事要旨公表ダミー D_t^{Mi} が 1 をとる日のうち、該当する金融政策決定会合によって決定された政策方針が前回と同じであり、かつ、政策方針の採決において最終案に反対した政策委員会メンバーの人数が前回よりも増加していた場合にのみ 1、それ以外の場合は 0 をとるダミー変数である²⁰。2005 年 7 月 13 日までは政策発表時に同時公表される採決結果に関しては、「全員一致」あるいは「賛成多数」とのみ記載されていたため、例えば前回の会合も今回の会合も「賛成多数」と発表された場合は、反対者の数が増えたかどうかは議事要旨が公表されるまで判別できなかった。同年 7 月 27 日以降は賛成者および反対者の数が政策発表時に公表文に記載されることになり、さらに 2007 年 2 月 21 日以降は政策発表時に反対者の名前を公表文に記載することとなった。2005 年 7 月 27 日以降は政策発表時に反対者が前回と比べて増えたかどうかという情報を得ることができるため、採決の反対者数に関して議事要旨公表時に新しく得られる情報はなく、同日以降の D_t^{Op} はすべて 0 とした²¹。

経済統計ニュース（市場予測誤差） w_t^e 経済統計ニュースが発表された日については、 $w_t^e = (\text{公表された実際の統計値}) - (\text{市場予測値})$ と定義される予測誤差の値をとり、それ以外の日は 0 をとる変数である。推計では金融政策にかかわりの深い経済統計として、消費者物価指数（全国、総合、前年比）の月次公表計数に注目する。市場予測値に関しては、ブルームバーグが作成している予測値（30 人前後のエコノミストや予測機関が統計発表の前日までに予測した値の中央値）を用いた。また、推計結果の頑健性を確認するため、消費者物価指数のほかに、鉱工業生産指数（季節調整済み、前月比）の月次公表計数、短観（『全国企業短期経済観測調査』、大企業製造業、業況判断「最近」）の四半期公表計数を加えた推計も行った。なお、消費者物価指数および鉱工業生産指数を入れた推計は、市場予測値に関するデータ入手の制約上、2001 年 9 月以降をサンプル期間としている。

経済統計ニュース後総裁講演・記者会見ダミー D_t^{SN} w_t^e に該当する経済統計が公表された日以降で最も早い日に行われた総裁講演ダミーに該当する日または金融政策決定会合後の記者会見が行われた日に 1、それ以外の日に 0 をとるダミー変数である。

政策時期ダミー 中長期金利を使った推計では、政策目標の違いに注目して、期間に関する時期ダミーを用いた。これは、該当する期間中の日に 1、それ以外の日

かに『金融経済月報』の公表も重要と考えられるが、『金融経済月報』の公表のタイミングが調節方針の発表日と重なることが多いため、識別性の観点から本稿では分析の対象に含めていない。

20 Gerlach-Kristen [2004] は、BOE の政策決定に関する投票における意見の不一致度合いが、将来の政策決定に関する予測の追加的情報となっているとの結果を報告している。

21 同日以降に 2 回観察された反対者増加の影響は金融政策発表ダミーの係数に含まれると考えられる。そこで、同日以降の金融政策発表時において反対者が増加した場合のみに 1 をとるダミー変数を追加することで、その影響を調整した推計も行ったところ、結果は変わらなかった。

に 0 をとるダミー変数である。ダミーの種類と期間はそれぞれ、(i) 量的緩和政策期ダミー (2001 年 3 月 20 日～2006 年 3 月 8 日)、(ii) 量的緩和政策解除後ダミー (2006 年 3 月 9 日～2008 年 3 月 19 日) である。変数 x_i は定数項を含んでいることから、量的緩和政策開始以前の期間 (1998 年 4 月 1 日～2001 年 3 月 19 日) を基準として (i) および (ii) の時期に特有の影響を推計することになる。

3. 推計結果

本節では、上記のデータを用いてボラティリティ変動モデルの推計結果を示す。日本銀行から発信された情報が市場のボラティリティに与える影響を推計するために、市場金利のボラティリティへの影響 ((2) 式における係数 β の推計値) に注目し、どのような情報がボラティリティの押上げ要因 (β_i が有意に正)、または押下げ要因 (β_i が有意に負) となっていたかを検証する。

(1) ベースライン推計結果

前節で示したボラティリティ変動モデルについて、以下では、日本銀行から発信された情報が当日以降数日間の短期市場金利のボラティリティに与える影響 ((2) 式における係数 β_i の推計値) を考察する。

全サンプルを用い、ベースラインとなる定式化を推計した結果が表 3 (定式化 1～3) である。ここで、定式化 1 は、ボラティリティ変動モデルに、金融政策発表に関連するダミー変数および政策委員の行う講演のダミー変数を組み込んだものである。定式化 2 は定式化 1 に展望レポート公表に関するダミー変数、定式化 3 はこれに議事要旨公表に関するダミー変数を加えたものである。

なお、推計結果において、(1) 式の係数 α は、金融政策決定会合で決定された政策目標金利の変更 (Δr_t^c) がその日の市場金利を変化させる (Δr_t) 効果を表している。定式化 1～3 の結果をみると、係数は有意でなく、政策金利変更の当日の影響は確認されない。これは、市場が政策目標金利の変更を政策変更発表までにかかなりの程度織り込んでいたケースが多かったことを示唆している。また、ボラティリティの持続性を表す AR 係数 (ϕ) の推計値をみると、ベースラインとなる定式化では、0.76～0.77 と 1 に近い値になっている。このため、説明変数が当日のボラティリティに対して有意な影響を及ぼす場合、その影響は持続性を持つと考えられる²²。

日本銀行による情報発信のボラティリティに与える影響をみると、まず、金融政策発表ダミーについては、通常時期と時間軸時期に分けて推計している。時間軸時期については時間軸時期ダミーと各種情報発信変数の交叉項を推計することで、時間軸効果の影響を考慮した。推計結果をみると、通常時期の係数について定式化 1 は

22 例えば $\phi = 0.8$ のとき、 $\log \sigma_t^2$ に加わる影響が 5 割以下に減衰するまで 4 営業日かかる。

表3 推計結果1

ユーロ円3ヵ月金利先物 (1998年4月1日~2008年3月19日)			
	定式化1	定式化2	定式化3
[(1)式 $\Delta r_t = c + \alpha \Delta r_t^c + \varepsilon_t$]			
1. 政策金利変更利率 (α)	0.105 (0.087)	0.103 (0.087)	0.092 (0.087)
[(2)式 $\log \sigma_t^2 = x_t' \beta + \phi \log \sigma_{t-1}^2 + \eta_{t-1}$]			
2. 金融政策発表 (d: ダミー)			
(通常時期)	0.280 (0.156)*	0.371 (0.158)**	0.369 (0.165)**
(時間軸時期)	-0.213 (0.146)	-0.114 (0.149)	-0.115 (0.154)
政策金利変更 (d)	1.430 (0.384)***	1.304 (0.377)***	1.245 (0.385)***
当座預金目標残高変更 (d)	0.194 (0.338)	0.321 (0.338)	0.327 (0.347)
3. 講演 (d)			
(通常時期)	0.541 (0.098)***	0.512 (0.099)***	0.569 (0.099)***
(時間軸時期)	0.100 (0.094)	0.130 (0.091)	0.153 (0.094)
4. 展望レポート公表 (d)			
(通常時期)		-0.902 (0.429)**	-0.958 (0.440)**
(時間軸時期)		-1.785 (0.379)***	-1.796 (0.391)***
5. 議事要旨公表 (d)			
(通常時期)			-0.549 (0.150)***
(時間軸時期)			-0.491 (0.149)***
採決反対者増加 (d)			1.041 (0.318)***
AR係数 (ϕ)	0.758 (0.026)***	0.773 (0.028)***	0.759 (0.024)***

備考: 1) 最尤法による推計。定数項、時期ダミー係数、 θ および γ の推計値は掲載省略。

2) () 内の数値は標準偏差。「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを表す。

3) 変数はすべて営業日ベースの日次データで、サンプル数は2,453。

10%水準、定式化2および3は5%水準でそれぞれ有意に正となっており、金融政策の発表がボラティリティに有意な影響を与えていたことが示唆される。一方、時間軸時期には係数が有意でなく、時間軸効果のもとで、ユーロ円金利先物取引の中心限月を超える期間まで、イールドカーブが低位安定していた時期においては、金融政策の発表が短期市場金利のボラティリティに有意な影響を及ぼしていなかったと考えられる。

さらに、金融政策の発表に関して政策変更が行われた時の影響を政策金利変更ダミーの係数でみると、推計値は1%水準で有意に正の値となっており、政策金利変更の発表は他の金融政策発表（現状維持または量的緩和時期の政策発表）と比べて相対的に市場金利のボラティリティに与える影響が大きいことがわかる。一方、当座預金目標残高変更ダミーの係数は有意でなく、量的緩和時期における政策変更（当座預金目標残高の変更）は、上述した金融政策発表ダミー同様、時間軸効果によりイールドカーブが低位安定していたもとで、短期市場金利のボラティリティに有意な影響を及ぼしていなかったとみられる。

次に、政策委員会メンバーが行う経済情勢や金融政策に関する講演をみると、講

演ダミーの係数は、通常時期にはどの定式化でも 1% 水準で有意に正となっている。おのおの講演によって市場に与える影響はさまざまであると考えられるが、平均的にみると市場金利のボラティリティを高める方向で有意な影響を及ぼしていたとみられる。もっとも、こうした講演ダミーの係数は、時間軸時期には有意でない。つまり、日本銀行のコミットメントが有効であったと考えられる時期には、平均的にみて、講演により短期市場金利のボラティリティが有意には上昇しなかったと考えられる。

また、日本銀行は 2000 年 10 月 31 日より半年ごとに「経済・物価情勢の展望（展望レポート）」を公表している。展望レポートには足もとおよび将来の経済情勢や物価に関する日本銀行の見方とともに、政策委員会のメンバーが考える実質 GDP や消費者物価指数等の見通しが公表されるため、展望レポートによる情報発信は将来の金融政策についての市場の期待形成に関してアンカー役となることが考えられる。定式化 2、3 における展望レポート公表ダミーの推計結果をみると、通常時期は 5% 水準、時間軸時期は 1% 水準でそれぞれ有意に負となっており、市場金利のボラティリティを押し下げる影響があったと考えることができる。

この間、定式化 3 の推計結果から議事要旨公表の影響をみると、議事要旨公表ダミーの係数は、通常時期、時間軸時期ともに 1% 水準で有意に負となっている。議事要旨には金融政策決定会合で行われた議論の内容が記載されており、金融政策発表時の公表文や会合後記者会見の内容よりも一段と詳しい情報が公表されることになる。議事要旨公表ダミーに関する結果から、日本銀行における最近の政策決定プロセスに関する情報の開示が、将来の金利パスに関する期待を安定化させる影響を持っていたと解釈することができる。

なお、前述のとおり、2005 年 7 月 27 日の金融政策発表以前においては、議事要旨の公表により、調節方針の決定における政策委員会メンバーの採決の結果が明らかにされていた。この期間において反対者数が増加したという情報が市場金利に与える影響を捉えた採決反対者増加ダミーについて、係数の推計結果をみると、1% 水準で有意に正となっている。約 1 ヶ月前の金融政策決定会合で調節方針の現状維持が決定されていても、その採決において反対者が増えていたという情報は市場金利のボラティリティを有意に押し上げていたことになる²³。

(2) 講演のタイプによる影響の違い

政策委員会メンバーの行う講演は市場との対話において重要な役割を担っている。ベースラインの定式化による推計結果では、講演ダミーの係数が有意に正となっていたが、講演にはさまざまなタイプがあり影響が異なる可能性も考えられる。

23 既に述べたとおり、ボラティリティが高まることについてはさまざまな解釈が可能である。例えば、Ehrmann and Fratzcher [2007a] では情報発信によってボラティリティが高まることは、将来の金利パスを模索する行動の現れであり、そのことが予測精度の向上につながる可能性もあると指摘している。

表 4 推計結果 2

ユーロ円3ヵ月金利先物 (1998年4月1日~2008年3月19日)		
	定式化4	定式化5
[(1)式 $\Delta r_t = c + \alpha \Delta r_t^c + \varepsilon_t$]		
1. 政策金利変更利率 (α)	0.085 (0.085)	0.088 (0.085)
[(2)式 $\log \sigma_t^2 = x_t' \beta + \phi \log \sigma_{t-1}^2 + \eta_{t-1}$]		
2. 金融政策発表 (d: ダミー)		
(通常時期)	0.410 (0.166)**	0.623 (0.168)***
(時間軸時期)	-0.144 (0.152)	-0.147 (0.153)
政策金利変更 (d)	1.157 (0.389)***	1.088 (0.386)***
当座預金目標残高変更 (d)	0.296 (0.344)	0.384 (0.347)
3. 講演 (d)		
(通常時期)	0.478 (0.099)***	
(時間軸時期)	0.103 (0.094)	
初講演 (d)	0.636 (0.228)***	
総裁講演 (d)		
(通常時期)		-1.543 (0.336)***
(時間軸時期)		0.528 (0.363)
総裁以外講演 (d)		
(通常時期)		1.399 (0.151)***
(時間軸時期)		-0.270 (0.245)
4. 展望レポート公表 (d)		
(通常時期)	-0.971 (0.439)**	-0.906 (0.446)**
(時間軸時期)	-1.773 (0.386)***	-1.865 (0.402)***
5. 議事要旨公表 (d)		
(通常時期)	-0.658 (0.151)***	-0.656 (0.144)***
(時間軸時期)	-0.486 (0.148)***	-0.429 (0.148)***
採決反対者増加 (d)	1.056 (0.316)***	1.143 (0.328)***
AR 係数 (ϕ)	0.766 (0.024)***	0.760 (0.024)***

備考：表3と同じ。

例えば、政策委員会メンバーが就任後初めて行う講演は、新メンバーの考えを知る機会として注目されることが多い。表4の定式化4は、ベースラインの定式化に初講演ダミーを加えて推計したものである。この点について、初講演ダミーの係数は1%水準で有意に正となっており、政策委員会メンバーが就任後に初めて行う講演は、他の講演と比べて相対的に市場金利のボラティリティを高める影響を持つとの結果が得られた。すなわち、初講演では、新しく加わったメンバーの金融政策に関する見方が初めて体系立って解説されることが多く、その内容から新たに得られる情報量は、他の講演と比べて豊富であると考えられる。このため、市場参加者が初講演の内容を材料として新メンバーの金融政策に対する考え方を判断し、将来の金融政策に関する予想を修正するといった行動をとっていた可能性が示唆される。

さらに、ベースラインの定式化における講演ダミーについて、総裁による講演と総裁以外の政策委員会メンバーによる講演に分けた推計が表 4 の定式化 5 である。推計結果をみると、通常時期に関して総裁講演ダミーは 1% 水準で有意に負となっている一方、総裁以外講演ダミーは 1% 水準で有意に正となっている。ただし、時間軸時期にはどちらの変数も係数は有意とならなかった。これらの結果を踏まえると、総裁による講演と他の政策委員会メンバーによる講演で、短期市場金利のボラティリティへの影響に違いがみられることになる。

この点について、「総裁であるが故に特別な存在」と当然視することも可能であるが、Morris and Shin [2002, 2005, 2007] のフレームワークにおける公的情報としての影響力に差があるとの理解も可能である。彼らによれば、ある公的情報の影響力はその情報がどれだけ多くの市場参加者によって共有されているかに依存して差が出てくる。政策委員会メンバーによる講演の中で、総裁講演は他のメンバーによる講演と比べてより多くの市場参加者が注意を払っており、その事実が個々の市場参加者によって確信を持って共有されている場合、総裁講演の内容は市場参加者の意思決定により強い影響を及ぼすと考えることができる。また、総裁は政策委員会全体の意見を代表して金融政策について説明し、市場参加者の理解を深めるといった役割を持っていることから、総裁講演がボラティリティを下げるとの解釈も可能かもしれない。

次に、別の側面から総裁による情報発信の影響について考察する。ベースラインの定式化に経済統計ニュースに関する変数およびニュース後総裁講演・記者会見ダミーを入れた次式により推計する。

$$\Delta r_t = c + \alpha \Delta r_t^e + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (3)$$

$$\log \sigma_t^2 = x_t' \beta + \lambda |w_t^e| + \phi \log \sigma_{t-1}^2 + \eta_{t-1}, \quad t = 1, \dots, n. \quad (4)$$

ただし、 $|w_t^e|$ は経済統計ニュース（消費者物価指数）に関する市場予測値と実際の公表値の差（市場予測誤差の絶対値）である。ここで、変数 x_t には、ベースラインの定式化での変数のみを含む定式化 6 と、これに経済統計ニュース後総裁講演・記者会見ダミーを加えた定式化 7 の 2 つの定式化による推計結果を比較する。なお、経済統計ニュースに関するデータの制約から、推計期間は量的緩和と政策開始後の 2001 年 9 月 1 日から 2008 年 3 月 19 日までとしている。

推計結果は表 5 に整理したとおりである。まず、推計期間変更の影響を確認するため、表 3 に示したベースライン推計の中で定式化 3 について、再度推計した結果を定式化 3' として示している。推計結果は、表 3 の定式化 3 と概ね同様の結果となっている。ただし、金融政策発表ダミーの係数は、通常時期が有意でなくなる一方、時間軸時期は 1% 水準で有意に負となっている。また、展望レポート公表ダミーは、時間軸時期は引き続き 1% 水準で有意に負であるが、通常時期が有意でなくなってい

表5 推計結果3

ユーロ円3ヵ月金利先物 (2001年9月1日~2008年3月19日)			
	定式化3'	定式化6	定式化7
[(3)式 $\Delta r_t = c + \alpha \Delta r_t^c + \varepsilon_t$]			
1. 政策金利変更利率 (α)	-0.089 (0.097)	-0.110 (0.106)	-0.098 (0.100)
[(4)式 $\log \sigma_t^2 = x_t' \beta + \lambda w_t + \phi \log \sigma_{t-1}^2 + \eta_{t-1}$]			
2. 金融政策発表 (d: ダミー)			
(通常時期)	-0.300 (0.197)	-0.128 (0.193)	-0.125 (0.193)
(時間軸時期)	-0.535 (0.177)***	-0.657 (0.175)***	-0.661 (0.177)***
政策金利変更 (d)	1.030 (0.767)	1.236 (0.810)	1.118 (0.782)
当座預金目標残高変更 (d)	0.241 (0.369)	0.502 (0.358)	0.548 (0.363)
3. 講演 (d)			
(通常時期)	0.362 (0.118)***	0.388 (0.121)***	0.447 (0.122)***
(時間軸時期)	-0.052 (0.101)	-0.080 (0.095)	-0.081 (0.097)
4. 展望レポート公表 (d)			
(通常時期)	-0.333 (0.456)	-0.367 (0.441)	-0.365 (0.452)
(時間軸時期)	-1.539 (0.396)***	-2.242 (0.396)***	-2.246 (0.418)***
5. 議事要旨公表 (d)			
(通常時期)	-0.906 (0.203)***	-0.793 (0.196)***	-0.793 (0.198)***
(時間軸時期)	-1.290 (0.211)***	-0.986 (0.200)***	-0.997 (0.202)***
採決反対者増加 (d)	2.186 (0.391)***	1.808 (0.382)***	1.822 (0.388)***
6. 経済統計ニュース (消費者物価指数)			
市場予測誤差 (λ)			
(通常時期)		6.834 (1.402)***	6.577 (1.389)***
(時間軸時期)		12.850 (1.803)***	12.901 (1.832)***
ニュース後総裁講演・記者会見 (d)			
(通常時期)			-2.071 (0.487)***
(時間軸時期)			-0.009 (0.264)
AR係数 (ϕ)	0.798 (0.023)***	0.836 (0.018)***	0.831 (0.018)***

備考：表3と同じ。ただし、サンプル数は1,608。

る²⁴。この結果を踏まえると、時間軸時期にボラティリティを安定化させる効果は、ゼロ金利政策時期よりも量的緩和政策時期の方が高かった可能性が考えられる。また、推計期間が量的緩和政策開始後となったため、通常時期には、量的緩和政策の解除期待が高まった時期および解除後にコールレートが段階的に引き上げられていった時期のみが含まれるようになっている。この時期には、政策運営の方向性が明らかであり、政策決定の発表や展望レポートの公表は、短期市場金利のボラティリティ

24 なお、推計期間をフルサンプルでの1998年4月からとしたうえで、時間軸時期をゼロ金利政策、量的緩和政策が採用されていた時期とに分割してダミー変数を作成して推計を行うと、金融政策発表ダミーの係数は、量的緩和政策時期には有意に負となる。また、定式化3'と同様に、推計期間を2001年9月以降として、定式化1、2を推計すると、金融政策発表ダミーの係数が通常時期で有意でなくなる一方、時間軸時期で有意に負となっている。

に対し、有意な影響を及ぼしていなかったとみられる。

ここで、市場予測誤差の係数をみると、定式化 6、7 ともに、1% 水準で有意に正となっている。これは、消費者物価指数の実際の値が市場の予測から乖離するほど、統計発表後の市場金利のボラティリティは高まる傾向が存在することを示している。事前の予測と公表された統計の値に乖離がみられた場合、その情報はサプライズとなり、市場参加者が形成する先行きの金融政策運営に関する期待にも影響を及ぼしていた可能性が考えられる。さらに、通常時期と時間軸時期の係数の違いをみると、時間軸時期の方が大きい。これは、量的緩和政策のもとにおいて、日本銀行は消費者物価指数の上昇率が安定的にゼロ以上になるまで量的緩和政策を維持することにコミットしていたため、このコミットメントが信認を確保していたとみられる時間軸時期においては、消費者物価指数に関する情報の影響度が高くなっていたと推測される。

この間、定式化 7 において経済統計ニュース後総裁講演・記者会見ダミーの推計値をみると、通常時期には 1% 水準で有意に負となっている一方、時間軸時期には係数が有意となっていない。消費者物価指数が発表された後の総裁による講演や金融政策決定会合後の記者会見は、そのニュースに関する情報を前提としていると考えられる。新しい情報を考慮したうえでの経済情勢の評価等について、日本銀行が情報を発信することにより、期待の収斂が促され、市場金利形成における不確実性を縮小させた可能性が考えられる。

(3) 頑健性の確認

ここまでの推計結果について、追加的な変数を加えることで、頑健性を検証する。

まず、短期市場金利の変動を捉える (1) 式は、政策目標金利変更の影響 ($\alpha \Delta r_t^c$) のみを説明変数とする極めてシンプルなものを使っている。しかしながら、短期市場金利の変動には粘着性が存在する可能性が考えられるほか、短期金融市場以外の金融市場の変動が影響を及ぼす可能性も考えられる。これらの点を踏まえ、(1) 式について、 Δr_t の 1 期ラグを加えた次式

$$\Delta r_t = c + \rho \Delta r_{t-1} + \alpha \Delta r_t^c + \varepsilon_t, \quad (5)$$

を使った定式化のほか、 $(t-1)$ 日におけるユーロ円 3 ヶ月金利先物の取引終了時刻から翌営業日 (t 日) の取引開始までの間における円ドルレートの変化率²⁵を (1) 式の右辺に加えた定式化を使い同様の推計を行ったところ、各種情報発信に関する係数の符号条件や有意性について、上記の結果とほぼ同様の結果が得られた。

25 具体的には、日本時間 20 時における東京市場の円ドルレートと翌日の日本時間 7 時（サマータイムの場合は 6 時）のニューヨーク市場の円ドルレートの変化率を説明変数として加えた。

また、定式化6、7のほかに、定式化1~5について、経済統計ニュースとして消費者物価指数、鉱工業生産指数、短観をそれぞれ加えたケースを試した。これらの推計結果でも、係数の符号条件および有意性は上記の結果とほとんど変わらなかった。

以上で確認したように、各種の追加的な変数を加えても、主要な変数の影響については頑健な結果が得られている。

(4) 中長期金利への影響

ここまでの推計はすべて、ユーロ円3ヵ月金利先物を用いて分析を行ってきたが、最後に日本銀行から発信された情報が中長期金利に与える影響を考察する。具体的には、2年物、5年物、10年物の日本国債利回りを用いて、日本銀行の情報発信がこれらの金利に与える影響を推計した。

以下では、 r_t を国債利回り（bp）とし、その日次変化幅（ $|\Delta r_t|$ ）を次のトービット・モデルで推計した²⁶。

$$|\Delta r_t| = \begin{cases} y_t^* & (y_t^* \geq 0), \\ 0 & (y_t^* < 0), \end{cases}$$

$$y_t^* = x_t' \beta + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2).$$

(6)

ただし、 x_t は既に説明した日本銀行による各種の情報発信を表す変数および金利の平均的な変動を表す定数項である²⁷。係数が有意に正の場合はその変数が、情報発信が行われた当日に金利の平均的な変動よりも大きな変動を与えていると考えることができる。

最尤法による推計結果は表6のとおりである。この結果をみると、政策時期ダミーのみが有意であり、他の変数はすべて有意ではない。また、各情報発信変数と時間軸時期ダミーの交叉項を加えた推計を行ってもほぼ同様の結果が得られた。これらの結果を踏まえると、中長期金利は、量的緩和政策のもとでは、時間軸効果によって変動が安定化されていたと考えられるが、日本銀行による情報発信は、平均的にみると、中長期金利の変動に影響を及ぼしていなかったと解釈できる。

もっとも、上記のような結果が得られたのは、情報発信を行う環境や情報発信の内容がその時々によって多岐に亘っていることが原因とも考えられる。上記推計で有

26 金利変化率の絶対値を被説明変数としているため、非負制約のある回帰分析に適しているトービット・モデルを用いた。具体的には、潜在変数 y_t^* に説明変数 x_t を回帰し、 y_t^* が負となった場合は、被説明変数 $|\Delta r_t|$ が0となると仮定する。

27 推計に用いた変数はすべて日次データであり、推計期間は前節までの分析と同じ約10年間である。使用した国債利回りのデータはブルームバーグより入手した日本時間19時における終値を使用している。このため、日本銀行から発信された情報に関して、18時59分までに発信された情報は当日に該当する変数とみなし、19時以降に発信された情報については翌営業日に影響が出る変数と再定義したデータを推計に用いている。

表 6 推計結果 4

	日本国債中長期金利 (1998 年 4 月 1 日～2008 年 3 月 19 日)		
	2 年物	5 年物	10 年物
[(6) 式トービット・モデル]			
1. 金融政策発表 (d: ダミー)	-0.043 (0.139)	-0.205 (0.205)	-0.315 (0.241)
政策金利変更 (d)	0.072 (0.607)	0.809 (0.893)	0.790 (1.051)
当座預金目標残高変更 (d)	0.262 (0.504)	-0.581 (0.769)	-0.452 (0.903)
2. 講演 (d)	0.147 (0.095)	0.169 (0.140)	-0.051 (0.165)
3. 展望レポート公表 (d)	-0.091 (0.426)	0.045 (0.626)	-0.240 (0.732)
4. 議事要旨公表 (d)	-0.038 (0.143)	-0.284 (0.211)	-0.207 (0.247)
採決反対者増加 (d)	0.125 (0.462)	1.062 (0.671)	1.348 (0.789)
5. 政策時期			
量的緩和時期 (d)	-1.426 (0.074)***	-1.254 (0.109)***	-1.181 (0.128)***
量的緩和後 (d)	-0.055 (0.090)	-0.519 (0.134)***	-1.058 (0.158)***

備考：1) 最尤法による推計。定数項、 σ^2 の推計値は掲載省略。
 2、3) 表 3 と同じ。

意とならなかった変数も、その時々によっては中長期の金利に影響を与えるケースがあるかもしれない。そこで、上記推計式を一部の係数に関して変量モデル (random coefficient model) に拡張し、日本銀行から発信された個々の情報が持つ影響度を検証する。具体的なモデルは以下のとおりである。

$$|\Delta r_t| = \begin{cases} y_t^* & (y_t^* \geq 0), \\ 0 & (y_t^* < 0), \end{cases}$$

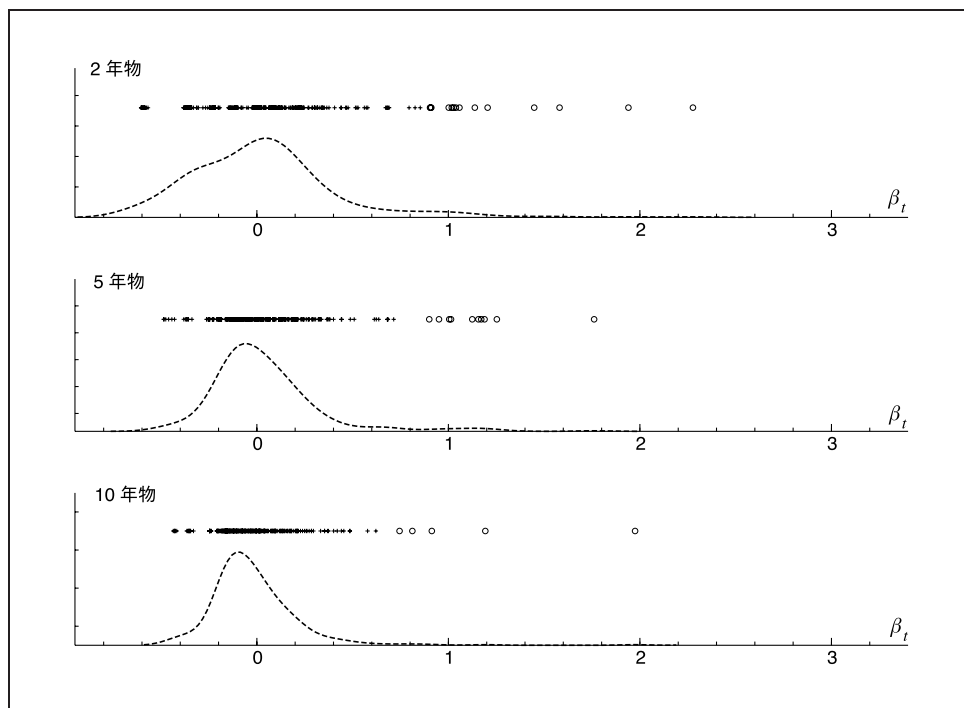
$$y_t^* = z_t' \beta_c + w_t \beta_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad \beta_t \sim N(\mu_\beta, \sigma_\beta^2). \tag{7}$$

ただし、 β_c は推計期間を通じて一定の固定係数、 β_t は正規分布にしたがう変量係数である。変数としては、上記推計で用いた x_t のうち、変量係数として推計するものを w_t として、それ以外をベクトル z_t とした。具体的には、講演ダミーを w_t として、個々の講演が中長期の国債利回りに与える影響を係数 β_t により推計した²⁸。

講演が金利に与える影響 β_t を個々の講演日ごとに示したものが図 2 である。上記推計で講演ダミーの平均的な影響が有意となっていないことから、 β_t の推計値は 0 のまわりに分布しているが、分布の右裾に注目すると、金利変動に対して有意な影響を与えた講演もあったことがわかる。また、5% 水準で有意となっている講演の数を比較すると、10 年物より 5 年物、2 年物の方が多く、政策委員会メンバーによる講演は期間のより短い金利により強く影響していた可能性が示唆される。

28 各種長期金利に対する講演ダミーの影響を比較するため、 r_t については、その標本標準偏差で正規化したものを推計に用いた。

図2 変量モデルによる推計結果（講演ダミーに対応する係数）



備考： $w_t = 1$ となる t （講演が行われた日）について推計された β_t を「+」および「o」で点描した。描かれている分布はこれら β_t のヒストグラムを近似したもの。「o」は5%水準で有意となる β_t を表す。

4. 結び

本稿では、中央銀行コミュニケーションの影響について、日本銀行の情報発信と短期金融市場のボラティリティに焦点を当て、新日銀法施行後の10年間に日本銀行から発信された情報が金利ボラティリティに与えた影響を推計した。

市場金利としてユーロ円3ヵ月金利先物の日次データを用いた推計からは、展望レポートや金融政策決定会合の議事要旨の公表は市場金利のボラティリティを低下させ、政策金利の変更や決定会合における採決反対者の増加はボラティリティを上昇させるとの結果が得られた。また、講演や記者会見による情報発信の影響は、そのタイプによって異なる推計結果が得られた。さらに、ゼロ金利政策、量的緩和政策のもとで、強いコミットメント効果が機能していた時期には、こうした情報発信による市場金利のボラティリティへの影響が顕著に低下していたことも確認された。これらの分析結果は、委員会制度やコミットメントのもとでの情報発信の影響を理解するために有用な結果といえる。

中央銀行の政策運営における自主性・独立性の確立と透明性の向上が国際的な潮流となる中、中央銀行コミュニケーションの影響に関する実証面での分析が学術的にも実務的にも求められている。本稿では新日銀法施行後 10 年間を分析の対象としたが、時間の経過とともにデータを追加して分析を行うことは有用であると考えられる。また、本稿では比較的長期のデータが利用可能なユーロ円 3 ヶ月金利先物を利用したが、今後は OIS 等、さまざまな市場取引価格や数分ごとの高頻度取引データを対象とした研究などを進めていくことも有用と考えられる。

参考文献

- 大岡英興・長野哲平・馬場直彦、「わが国 OIS (Overnight Index Swap) 市場の現状」、日銀レビュー No. 2006-J-15、日本銀行、2006 年
- 翁 邦雄・白塚重典、「コミットメントが期待形成に与える効果：時間軸効果の実証的検討」、『金融研究』第 22 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、2003 年、255～292 頁
- 黒木祥弘、「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、大阪府立大学、2001 年、1～38 頁
- 白塚重典・藤木 裕、「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999–2000 年の短期金融市場データによる検証」、『金融研究』第 20 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、2001 年、137～170 頁
- 須田美矢子、「中央銀行の情報発信と金融政策」、日本金融学会 2004 年度春季大会における講演、2004 年 (<http://www.boj.or.jp/type/press/koen/ko0405c.htm>)
- 竹田陽介・矢嶋康次、「金融市場との対話—新法下の日本銀行のケース」、香西 泰・宮川 努・日本経済研究センター編『日本経済グローバル競争力の再生 ヒト・モノ・カネの歪みの実証分析』、日本経済新聞出版社、2008 年、第 8 章
- 原 尚子・長野哲平・上原博人・木村 武・清水季子、「経済見通しの作成における政策金利の前提」、日銀レビュー No. 2006-J-9、日本銀行、2006 年
- 藤木 裕、「金融政策における委員会制とインセンティブ問題」、『金融研究』第 24 巻第 3 号、日本銀行金融研究所、2005 年、69～120 頁
- 渡部敏明、『ボラティリティ変動モデル』、朝倉書店、2000 年
- Andersson, Magnus, “Using Intraday Data Market Responses to FED and ECB Monetary Policy Decisions,” ECB Working Paper Series No. 726, European Central Bank, 2007.
- Bernanke, Ben, and Kenneth N. Kuttner, “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” *Journal of Finance*, 60 (3), 2005, pp. 1221–1257.
- , Vincent R. Reinhart, and Brian P. Sack, “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 35 (2), 2004, pp. 1–100.
- Blinder, Alan S., *Central Banking in Theory and Practice*, Cambridge, MA, MIT Press, 1998.
- , *The Quiet Revolution: Central Banking Goes Modern*, New Haven, CN, Yale University Press, 2004.
- , Michael Ehrmann, Marcel Fratzscher, Jacob Da Haan, and David-Jan Jansen, “Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence,” NBER Working Paper No. 13932, 2008.
- Doornik, Jurgen A., *Ox: Object Oriented Matrix Programming*, London, Timberlake Consultants Press, 2006.

- Ehrmann, Michael, and Marcel Fratzcher, “Communication by Central Bank Committee Members: Different Strategies, Same Effectiveness?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (2–3), 2007a, pp. 509–541.
- , and ———, “Transparency, Disclosure, and the Federal Reserve,” *International Journal of Central Banking*, 3 (1), 2007b, pp. 179–225.
- Fujiwara, Ippei, “Is the Central Bank’s Publication of Economic Forecasts Influential?” *Economic Letters*, 89 (3), 2005, pp. 255–261.
- Geraats, Peter M., “Transparency of Monetary Policy: Theory and Practice,” *Economic Journal*, 52, 2006, pp. 111–152.
- , “The Mystique of Central Bank Speak,” *International Journal of Central Banking*, 3 (1), 2007, pp. 37–80.
- Gerlach-Kristen, Petra, “Is the MPC’s Voting Record Informative about Future UK Monetary Policy?” *Scandinavian Journal of Economics*, 106 (2), 2004, pp. 299–313.
- Gropp, Reint, and Arjan Kadareja, “Stale Information, Shocks and Volatility,” ECB Working Paper No. 686, European Central Bank, 2006.
- Gürkaynak, Refet S., Brian Sack, and Eric T. Swanson, “Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements,” *International Journal of Central Banking*, 1 (1), 2005a, pp. 55–93.
- , ———, and ———, “The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models,” *American Economic Review*, 95 (1), 2005b, pp. 425–436.
- Honda, Yuzo, and Yoshihiro Kuroki, “Financial and Capital Markets’ Responses to Changes in the Central Bank’s Target Interest Rate: The Case of Japan,” *Economic Journal*, 116, 2006, pp. 812–842.
- Iwata, Kazumasa, “Transparency and Communication Policy in Japan,” Speech at the Allied Social Science Associations Annual Meeting, January 5, 2008 (available at <http://www.boj.or.jp/en/type/press/koen07/ko0801a.htm>).
- Kohn, Donald L., and Brian P. Sack, “Central Bank Talk: Does It Matter and Why?” *Macroeconomics, Monetary Policy, and Financial Stability*, Ottawa: Bank of Canada, 2004, pp. 65–83.
- Morris, Stephen, and Hyun Song Shin, “Social Value of Public Information,” *American Economic Review*, 92 (5), 2002, pp. 1521–1534.
- , and ———, “Central Bank Transparency and the Signal Value of Prices,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 2005, pp. 1–66.
- , and ———, “Optimal Communication,” *Journal of the European Economic Association*, 5 (2–3), 2007, pp. 594–602.
- , ———, and Hui Tong, “Social Value of Public Information: Morris and Shin (2002) Is Actually Pro-transparency, Not Con: Reply,” *American Economic Review*, 96 (1), 2006, pp. 453–455.

- Nelson, Daniel B., “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, 79 (2), 1991, pp. 347–370.
- Okina, Kunio, and Shigenori Shiratsuka, “Policy Commitment and Expectation Formation: Japan’s Experience under Zero Interest Rates,” *North American Journal of Economics and Finance*, 15 (1), 2004, pp. 75–100.
- Romer, Christina D., and David H. Romer, “Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates,” *American Economic Review*, 90 (3), 2000, pp. 429–457.
- Svensson, Lars E. O., “Social Value of Public Information: Comment: Morris and Shin (2002) Is Actually Pro Transparency, Not Con,” *American Economic Review*, 96 (1), 2006, pp. 448–452.
- Swiston, Andrew J., “Where Have the Monetary Surprises Gone? The Effects of FOMC Statements,” IMF Working Paper No. 185, International Monetary Fund, 2007.