

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

金融政策アナウンスメントとアルゴリズム取引： ウェブページへのアクセス情報を用いた検証

くまの ゆうすけ ごし まけい いち
熊野雄介・五島圭一

Discussion Paper No. 2018-J-11

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<https://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

金融政策アナウンスメントとアルゴリズム取引： ウェブページへのアクセス情報を用いた検証

くまの ゆうすけ ごしま けいいち
熊野雄介*・五島圭一**

要 旨

本研究では、金融政策アナウンスメントというニュース・イベントに焦点を当て、アルゴリズム取引が外国為替市場に与える影響を分析する。最初に、金融政策決定会合の結果公表日における日本銀行のウェブページへのアクセス情報を基に、アルゴリズム取引の活発度合いを捉える新しい指標を提案する。次に、この指標を、金融政策決定会合の結果公表日における外国為替市場の日中の取引データと照らし合わせることで分析を行う。分析の結果、提案したアルゴリズム取引指標が、アルゴリズム取引の1つである「ニュース・トレーディング」戦略の活発度合いを適切に捉えられていることが確認された。そして、金融政策アナウンスメントにおいて、アルゴリズム取引が外国為替市場のボラティリティの上昇に寄与し、さらに、こうしたボラティリティの上昇を通じて、間接的に市場流動性の低下をもたらした可能性が示された。また、ANTは、文書の表面的な変化に反応している可能性が示唆された。

キーワード：アルゴリズム取引、金融政策、高頻度データ、外国為替市場、ニュース・トレーディング、マーケット・マイクロストラクチャー、アクセス履歴

JEL classification: E58、F31、G14

* 日本銀行金融研究所企画役補佐 (E-mail: yuusuke.kumano@boj.or.jp)

** 日本銀行金融研究所 (E-mail: keiichi.goshima@boj.or.jp)

本稿の作成に当たっては、仲田泰祐氏（米国連邦準備制度理事会）、林高樹教授（慶應義塾大学）、山本庸平教授（一橋大学）、渡部敏明教授（一橋大学）、日本銀行金融研究所ファイナンス・ワークショップ「ビッグデータと人工知能を用いたファイナンス研究の展開」および第4回カナダ銀行・日本銀行共催ワークショップの参加者、ならびに金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。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、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。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

1. はじめに

アルゴリズム取引（Algorithmic Trading、以下、AT）は、金融商品の電子取引の拡大や情報通信技術の高度化を背景に、世界中の金融市場において広く普及しており、日本の金融市場においても同様に広がりをみせている。AT とは、コンピュータ・プログラムが人手を介さずに自動的に売買注文のタイミングや数量、価格等を決めて注文を繰り返す取引を指す。また、この間、量的な観点だけでなく、質的にも、近年のビッグデータの蓄積やハードウェアの性能向上、コンピュータ・サイエンスの発展等に伴って、AT 戦略の多様化が一層進展している。

こうした AT が金融市場に与える影響については、市場参加者や取引所、金融当局等から多くの関心を集めている。これは、市場参加者にとっては、AT を利用することで、アルファの探索や取引コストの削減等につながる可能性があるためである。また、AT の普及は、市場の情報効率性や市場の価格発見機能への影響等を通じて、金融システムの安定性や持続性に影響を与える可能性もあるため、取引所や金融当局にとっても関心事となっている。

AT や高頻度取引（High Frequency Trading、以下、HFT）が市場に与える影響に関しては、平均的には市場の流動性や価格発見機能の向上に貢献しているとの実証研究報告が多く、一定程度の評価が定まりつつある（Hendershott, Jones, and Menkveld [2011]、Hasbrouck and Saar [2013]、Brogaard, Hendershott, and Riordan [2014]、Chaboud *et al.* [2014]）¹。一方、市場環境が平時と異なる場合の AT が市場に与える影響に関する分析は限定的であり、統一的な結論が未だ得られていない。例えば、市場環境の悪化時やイベント発生時には、AT が価格の変動を増幅する可能性（Bank for International Settlements [2017]）が指摘されているほか、「フラッシュ・クラッシュ」のような価格急落時に市場の流動性が急減する中においても、一部の高頻度取引業者は、伝統的なマーケットメイカーとは異なり、売買を活発化させていたとする報告（Kirilenko *et al.* [2017]）もある。また、マクロ経済ニュース発表時には、AT の増加により、最良気配値の注文金額は増える一方で、板全体の注文金額は減ることが示されている（Scholtus, Dijk, and Frijns [2014]）。

こうした報告の差異は、何に起因するものだろうか。この理由としては、AT

¹ ミリ秒あるいはマイクロ秒レベルでの高速な取引を行うために、人手を介することなく（もしくは最小化して）コンピューターが計算・処理手続きを行い、自動的に注文の開始、タイミング、価格、数量や発注後の管理（指値の変更、キャンセル）を行う高頻度取引（HFT）も、AT の一部だとみなされる（U.S. Securities and Exchange Commission [2010]、Bank for International Settlements [2011]）。

が市場に与える影響は、市場環境やその AT が採る取引戦略ごとに異なり得ることが考えられる。一般的な投資家と同様に、AT の中でも多種多様な取引の動機および戦略が存在する。例えば、アルゴリズムを用いた取引の主な戦略としては、マーケットメイク、アービトラージ、ディレクショナル等が挙げられるが、これらはそれぞれ全く異なる売買行動を取ることが知られている。市場環境が異なれば、取引を活発化させる AT の種類も異なってくることから、AT が金融市場に与える影響は、市場の局面や取引戦略に応じて異なり得る。このため、今後、AT が金融市場に与える影響に関して更なる理解を得るためには、特定の状況下における、特定の AT 戦略が与える影響を、より細分化して検証していく必要がある。

そこで本研究では、金融政策アナウンスメントという特定のニュース・イベント時に焦点を当て、AT の中でも「ニュース・トレーディング (Algorithmic News Trading、以下、ANT)」戦略が金融市場に及ぼす影響を分析する²。ANT とは、スクレイピングと呼ばれるコンピュータ・ソフトウェア技術により、ウェブページや情報端末から機械的にマクロ経済ニュース等の情報を抽出し、その情報を利用してアルゴリズムに基づいた自動売買を行う AT の 1 つである。中央銀行による金融政策アナウンスメントを例にとると、ANT 業者は金融政策アナウンスメントに関する情報をウェブ等から瞬時に取得して、政策変更の有無等を機械的に判断し、「買い（または売り）」等の取引を自動的に行うことが考えられる。ANT は、金融政策アナウンスメントに対して最も直接的な形で影響を及ぼしうる AT の一つであることが想定される。なお、一部では、金融政策アナウンスメント直後の市場変動の拡大について、ANT の影響を指摘する報道もみられていた³。

ANT の活発度合いの測定には、日本銀行のウェブページへのアクセス履歴データを利用する。これは、市場参加者が、ANT により取引を執行する際には、金融政策会合の結果に関する一次情報を日本銀行のウェブページから公表直後に直接的かつ機械的に取得することを試みている可能性が高いと考えたためである。そして、金融政策会合の結果公表日における外国為替市場の日中の取引データと照らし合わせることで、高速取引化に伴うアルゴリズム取引の金融市

² 日本では近年、経済統計指標の発表よりも中央銀行による政策アナウンスメントの方が、市場の注目度が高く、またその反応も大きいことが指摘されている (Kamada *et al.* [2018])。

³ 下記報道を参照。

「玉石混交アルゴリズム、単語に誤反応か」（日本経済新聞・2016/6/17）」

(https://www.nikkei.com/article/DGXLASFL17H7S_X10C16A6000000/)

「日経平均先物、荒い値動き 日銀会合前にアルゴリズム取引が反応か（日本経済新聞・2016/7/29）」(https://www.nikkei.com/article/DGXLASFL29HJO_Z20C16A7000000/)

場への影響を定量的に評価することを試みる。

以下、2 節では、関連研究を示す。3 節では分析に用いる概念整理とデータの説明、4～6 節では実証分析を示す。7 節は、結論および今後の課題である。

2. 関連研究

(1) AT に関する実証研究

AT に関する研究では、それらが普及することで金融市場における情報効率性や価格発見機能に対してどのような影響をもたらすかが焦点となってきた。研究報告として例えば、Hendershott *et al.* [2011]は、ニューヨーク証券取引所の電子メッセージ量を利用して AT の活発度合いを測定し、AT は気配スプレッドを縮小し、逆選択コストを低下させ、裁定取引機会を減少させることを報告している。また、Hendershott and Riordan [2013]は、ドイツ証券取引所を対象とし、AT による取引が識別可能なデータセットを利用して分析を行った結果、AT は市場の流動性が不足しているときは供給を、十分なときは需要することによって、市場の流動性の平準化に貢献していると報告している。Chaboud *et al.* [2014]は、コンピュータと人間のどちらが取引の指図をしたかが記録されている EBS (Electronic Broking Service Limited) 社の取引データを利用し、外国為替市場の三角裁定機会とリターンの自己相関を分析した結果、AT の増加により裁定取引機会が減少したことを報告している。すなわち、AT は市場の価格発見機能の速度向上に寄与し、市場の情報効率性を向上させていると指摘している。Boehmer, Fong, and Wu [2015]は、世界 42 カ所の株式市場について、電子メッセージ量を利用して AT との関連性を分析したところ、AT は市場の流動性を向上させることを報告している。このように、先行研究では、AT 全体を捕捉して、それらが金融市場に与えた影響を評価している。また、その結果として、AT は全体としては市場の質向上に寄与していることを報告している。

しかしながら、先行研究において、AT の取引戦略まで識別して分析を行っているものは限定的である。これは、アルゴリズムに基づく取引および取引戦略を識別することが難しいためである。すなわち、一般的に入手可能な金融市場の取引データには、アルゴリズムに基づく取引を識別する属性情報は含まれていない。このため、先行研究の多くは、観察可能なマーケット・データから、AT が執行される際の特性を観察することで、間接的にその活発度合いを計測することを試みている⁴。ただし、こうしたアプローチにより、より詳細な AT の

⁴ HFT に関する研究も、HFT の特徴に基づき、市場データから間接的に HFT の参入を推定する方法が多くみられる。代表的な例としては、「注文／約定比率」、「一定時間内の注文回

取引戦略まで識別することは難しい。もちろん、一部の研究では、参加者 ID 付きの取引データや取引指図者（人間あるいはコンピュータ）が判別可能な取引データ等の独自のデータセットを用いることで直接 AT を検出し、分析を行うことに成功しているものの、これらのリッチな情報を含んだデータセットであつてもなお、AT の取引戦略に関する情報までは記録されていない (Menkveld [2013]、Chaboud *et al.* [2014]、Brogaard, Hendershott, and Riordan [2014])。このため、AT の取引戦略を識別するためには、新しいアプローチが必要となる。

そこで、本研究では、日本銀行ウェブページへのアクセス情報を用いることによって、AT の中でも特定の戦略である ANT の活発度合いの検出を行う。ANT が執行される際の特性に基づき、アクセス履歴データを加工することで、特定のアルゴリズム取引戦略である ANT の代理変数を作成する。そして、外国為替市場の日中の取引データと照らし合わせることで、金融政策アナウンスメント時における ANT が金融市場に与える影響を明らかにする。このため、本研究は実証研究に対して、AT に関する新たな分析アプローチを提示するとともに、ANT の影響を実証的に明らかにするものでもあるといえる。

（２） マクロ経済ニュースが金融市場に与える影響に関する関連研究

本研究は、金融政策アナウンスメントや経済指標発表をはじめとしたマクロ経済ニュースが金融市場に与える影響に関する研究とも関連している (Andersen *et al.* [2003]、Bauwens, Omrane, and Giot [2005]、Andersen *et al.* [2007]、Cheung, Fatum, and Yamamoto [2017])。近年、高頻度データが利用可能となったことで、日中における資産価格変動への影響分析の精緻化が進んでいる (Conrad and Lamla [2010]、Demir [2014])。マクロ経済ニュースに関する研究では、公表された情報が金融市場にどのような影響を与えているかという観点や、公開情報がどのように資産価格に織り込まれるかという市場の情報効率性の観点に焦点が当てられている⁵。本研究の目的は、前者の問題意識に沿ったものとなる。

先行研究において、マクロ経済ニュースの発表は、発表された実績値と事前の市場の予想値との乖離幅であるサプライズ成分を通じて、市場のボラティリティや市場流動性に影響を与えることが、実証分析によって示されてきている (Fatum and Scholnick [2008]、Rosa [2011]、Neely [2011]、Tsuchida, Watanabe, and Yoshida [2016]等)。もっとも、サプライズ成分を中心とした説明変数により資産価格変動を説明する先行研究の枠組みにおいては、その変動を部分的にしか

数」、「キャンセル／約定比率」等が挙げられる。

⁵ とりわけ、Fama [1970]により効率的市場仮説が体系化されて以降、仮説を支持あるいは反証する形で、数多くの報告がなされてきた。

説明できないことが、この分野の抱える 1 つのパズルである。この問題に対して、Rigobon and Sack [2008]では、マクロ経済統計データのサプライズ成分を測定する際に、市場の予想値（サーベイ・データ）が含む誤差を考慮できていない点に問題があるとし、主成分分析等の統計的手続きを利用した改善手法を提案している。また、Rosa [2011]は、金融政策アナウンスメントに着目し、伝統的なサプライズ指標である政策金利の発表値と事前予想の乖離以外に、声明文のリスク項目のバランスに関するサプライズ指標を追加することで、米金融政策アナウンスメントが米ドルの為替レート水準およびボラティリティに与える影響について実証分析を行った。これらのアプローチにより、上述のパズルを部分的に説明できることが示されたが、依然として完全には解明されておらず、重要な変数が欠落している可能性が考えられる⁶。

本研究は、金融政策アナウンスメントに関するサプライズ指数だけでは説明が困難であった資産価格変動を、ANT の活発度合いを示す指標を利用することで、より精緻に分析できる可能性を示している。すなわち、マクロ経済ニュースの市場への影響に関する研究分野においても、ANT の活発度合いを示す指標を取り込む必要性を示唆していると考えられる。

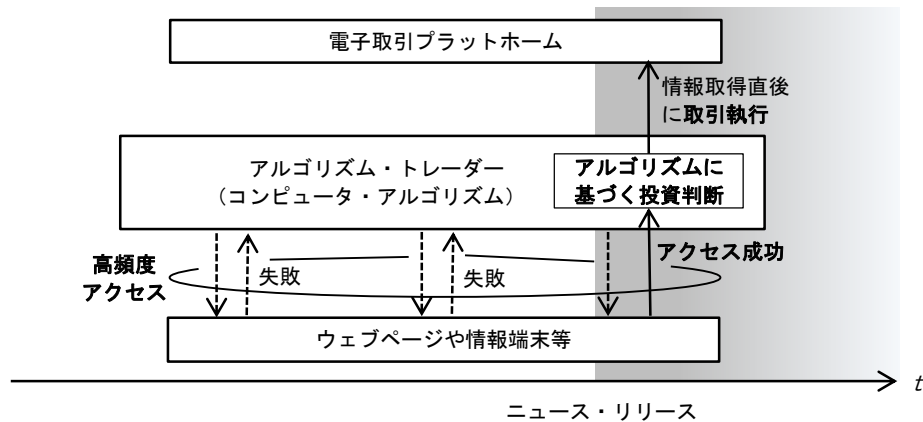
3. 概念整理とデータ

（1） ニュース・トレーディング

初めに、本研究で取り扱う ANT について詳細を記述する。ANT は、アルゴリズムを用いた高速な取引で利用される投資戦略、ディレクショナルの 1 つであり、ニュース（経済指標や金融政策アナウンスメント、企業の決算発表等）に対して、過去の市場の反応パターンを踏まえて、いち早く売買を行うことで利益を上げる戦略である。最近ではニュースの解析に自然言語処理や計算言語学等のコンピュータ・サイエンスの技術を用いることで、人間による判断を介さない高速売買が行われることも多くなっている。ANT を実行する投資家は、「価格に影響を与えるがまだ価格を動かしていない（市場に織り込まれていない）情報」を利用して利益を上げようとする、利益追求型投資家の一種であるニュース投資家が、主であることが考えられる（Harris [2003]）。図 1 は、ANT の概念図である。

⁶ このほか、Andersen *et al.* [2003]や Swanson and Williams [2014]では、マクロ経済ニュースが資産価格に与える効果は経時変化することが指摘されている。この経時変化は、アルゴリズム取引の多様化などによる金融市場の情報効率性の変化によってもたらされている可能性が考えられる。この点については、分析の射程を超えているため本稿では立ち入らないが、今後の課題としたい。

図 1: ニュース・トレーディングの概念図



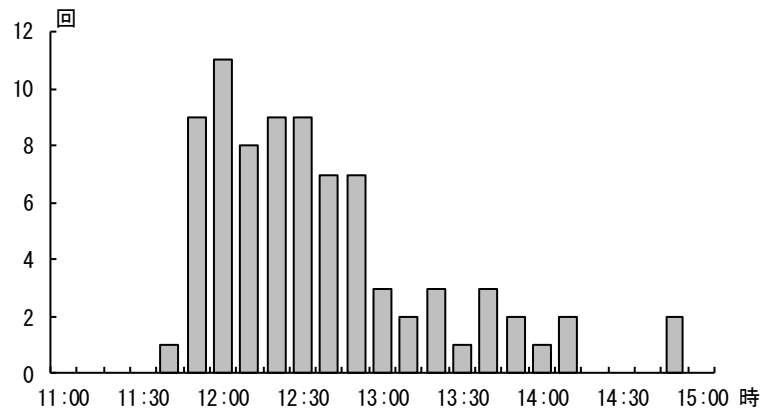
ANT では、ニュースが発表される前からウェブページや情報端末に対して継続的なアクセスを行い、発表された瞬間に機械的にニュース情報を抽出、解析することでアルゴリズムに基づいた自動売買を行う。

本研究のテーマとなる金融政策イベントに着目した ANT では、他の投資家より少しでも早く、金融政策決定に関する一次情報である金融政策決定会合公表文を入手するために、公表が予想される時刻の少し前から機械的かつ高頻度に日本銀行ウェブページへアクセスしている。特に、本研究の分析対象である日本銀行は、米連邦準備理事会や欧州中央銀行とは異なり、金融政策決定会合の結果の公表時刻が、事前には告知されない。図 2 は、2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）の結果の公表時刻のヒストグラムであり、会合ごとに公表時刻にばらつきがあることがわかる⁷。

ANT を行う場合、公表時刻以前からある特定のユーザーによる日本銀行ウェブページへの継続的なアクセスが観測されると想定されることから、本研究では日本銀行ウェブページへのアクセス情報に着目した。

⁷ 現在、米連邦準備制度理事会は米東部標準時間（あるいは米東部夏時間）午後 2 時、欧州中央銀行はヨーロッパ中央時間午後 1 時 45 分に公表している。

図 2: 日本銀行による金融政策決定会合の結果公表時刻



(注) 2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）。
(資料) 日本銀行

(2) ニュース・トレーディング指標

ANT の活発度合いを観測するため、日本銀行ウェブページへのアクセス履歴データを利用して、金融政策運営に関する公表文へアクセスする訪問者（以下、ビジター）の中でも、機械的に政策公表文にアクセスしていると考えられるビジターを抽出することを試みる⁸。ANT が執行されるときの特徴に基づき、アクセス履歴データを加工することで代理変数を作成する。具体的には、(1) 政策アナウンスメント前 2 時間において、(2) 直接公表文の URL を指定する機械的な経路で、(3) 英語公表文へアクセスする、(4) 重複を除いたビジター数（以下、「ユニーク・ビジター数」）を抽出する。以下では、各抽出基準の根拠となる考え方について説明する。

まず、第 1 の基準について、本研究では政策アナウンスメント前 2 時間のアクセスに焦点を当てる。これは、前述のとおり、公表時刻以前の政策公表文への機械的なアクセスは ANT 業者によるものである可能性が高いと考えられるためである。なお、金融政策公表の時刻に関しては、金融政策公表文に分単位まで記載されているものの、秒単位での特定はできないため、当該記載時刻丁度に公表されたものとみなしている。

⁸ 一般的なアクセス履歴データには、ビジターがアクセスしてきた日時やアクセス元 IP アドレス、アクセス先 URL、リンク元 URL（ユーザーが直前に閲覧していたサイトの URL）情報等が記録されている。詳細については、米国立スーパーコンピュータ応用研究所の「Common Log Format」と「Combined Log Format」について詳述した下記サイトを参照。
http://publib.boulder.ibm.com/tividd/td/ITWSA/ITWSA_info45/en_US/HTML/guide/c-logs.html#common

次に、第2の基準は、ビジターが「日本銀行ウェブページの政策公表文の URL にアクセスする前に、別のウェブサイトを開いていたかどうか」である。ビジターがウェブ・スクレイピングを利用している場合、政策公表文が掲載されるウェブページの URL を事前に予想して、直接指定している可能性が高い。このため、本研究では、リンク元 URL 情報を利用して、政策公表文が公表される前に、日本銀行ウェブサイトのトップページ等のウェブサイトを経由せずに直接政策公表文にアクセスを試みているビジターは、ANT 業者に分類される可能性が高いと想定した。

次に、第3の基準は、ビジターが「日本語文書にアクセスしているのか、英語文書にアクセスしているのか」である。日本銀行は、金融政策決定会合の結果に関して、日本語と英語による文書をそれぞれ作成し、同時に公表している。ANT 業者は日本よりも海外に本拠地を置く事業者が多いほか、日本語よりも英語の方が計算言語学や自然言語処理のツールが豊富であること等から、公表前に英語文書の URL へのアクセスを試みるビジターが ANT 業者である可能性が高いと想定した⁹。

最後に、第4の基準について、本研究では「どのくらいの業者数が ANT 戦略を行っているか」を観測する目的から、日本銀行の政策公表文に対するユニーク・ビジター数に焦点を当てる。ユニーク・ビジター数は、ある特定の期間内にウェブページを訪問した重複を除いたユーザー数を表しており、本研究では、日本銀行の政策公表文へのアクセス履歴データから、重複を除いた接続元 IP アドレス数を集計して算出する。

2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合について、結果の公表表前 2 時間の平均的な 1 分間のアクセス数を、経路別（直接あるいは間接）および媒体別（日本語文書あるいは英語文書）に区分して比較すると、「（直接・英語）：（直接・日本語）：（間接・英語）：（間接・日本語）＝22：12：1：4」となっている。このことから、政策公表文への直接アクセスを試みているビジターは、平均的にアクセス数が多いことがみて取れる。特に、英語文書に直接アクセスするビジターは、間接的なアクセスに比べ非常に高い平均アクセス回数になっていることがわかる。実際、この中の任意の 1 ビジターのアクセス動向を観察しても、公表の 1～2 時間前から等間隔のペースで高頻度の機械的なアクセスを繰り返していることが確認できた¹⁰。これらの事実から、本研究で

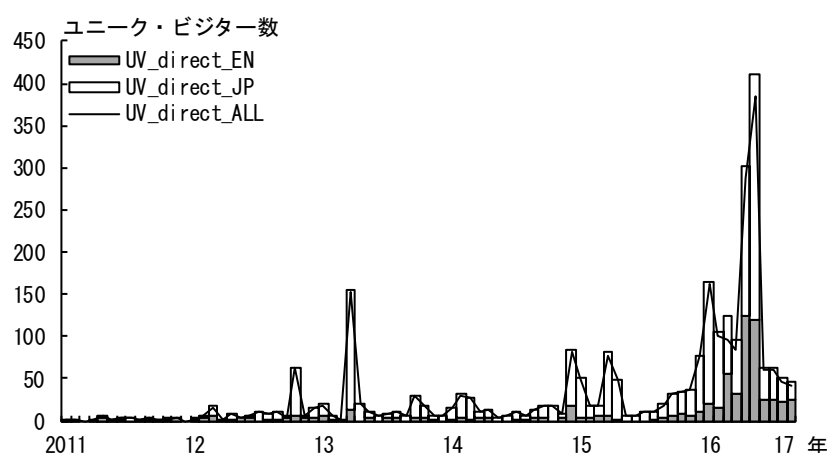
⁹ なお、金融政策決定会合によっては、会合終了後、複数の文書が公表される場合もあるが、本研究では 1 つ目の文書（「当面の金融市場調節に関する運営方針」）へのアクセスのみを対象としている。

¹⁰ 特に 2015～16 年にかけて、外国為替市場では、金融政策アナウンスメント前の 1～2 時間

は「政策アナウンスメント前 2 時間において、直接 URL を入力する経路で、英語の政策公表文へアクセスするユニーク・ビジター数 (UV_{direct_EN})」を、ANT 戦略の活発度合いの代理変数である ANT 指標 (ANT) として定義する。

図 3 は会合ごとの結果公表前 2 時間において、直接 URL を入力する経路で、英語の政策公表文にアクセスする「ユニーク・ビジター数」 (UV_{direct_EN}) の推移を図示したものである。また、ここでは UV_{direct_EN} のほかに、言語媒体を限定せずに政策公表文に直接的にアクセスしている「ユニーク・ビジター数」 (UV_{direct_ALL}) と日本語の政策公表文に直接的にアクセスしている「ユニーク・ビジター数」 (UV_{direct_JP}) もあわせて図示する。

図 3: ユニーク・ビジター数の推移



(注) 横軸は会合ごと (除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合)。縦軸は政策アナウンスメント前 2 時間の合計。direct_EN と direct_JP によるユニーク・ビジターは重複することがあるため、両者の合計値は direct_ALL と一致しない。直近は 2017 年 3 月 16 日。

(資料) 日本銀行

図 3 をみると、ユニーク・ビジター数全体 (UV_{direct_ALL}) は、足許幾分減少しているものの、趨勢的には増加傾向にあることがわかる。そして、 UV_{direct_EN} 、 UV_{direct_JP} とともに同じように増加傾向にある。次節では、平均的なアクセス数が多い UV_{direct_EN} 、 UV_{direct_JP} 、 UV_{direct_ALL} の 3 系列について、市場データと照らし合わせて比較することで、 UV_{direct_EN} が特に適切にニュース・トレーディングの活発度合いを捉えられていることを検証する。

前から、ビッド・オファー・スプレッドが拡大する様子が観察されていた。こうした市場動向は、発表直後のマーケットに影響を与えと考えられる ANT とは直接的に関係しない動きだと考えられるものの、マーケット全体として 1~2 時間前から金融政策アナウンスメントに備えた動きが観測されることが示唆される。

（３） 外国為替レート

本研究では、政策アナウンスメント直前および直後の市場の動きを捉えるため、昼休みのある債券先物や現物株式ではなく、24 時間取引が行われている外国為替レート（ドル／円）を分析対象とした。外国為替レートの取引データには EBS 社のドル／円の高頻度データを用いた¹¹。EBS 社が提供する、電子取引ディーラー間プラットフォーム（Inter-Dealer Platform: IDP）である EBS market は、インターバンク取引にも広く用いられている。また、AT が利用できるインターフェイスが提供されている。

利用した高頻度データは、100 ミリ秒間隔の約定情報および気配値情報が記録されている。約定情報は 100 ミリ秒間に取引があった場合にはその間に成立した全約定数量がまとめて記録され、なかった場合には記録されない。また、気配値情報は 100 ミリ秒間に気配値が更新されない場合には記録がされない形となっており、ビッド・サイドとオファー・サイドが別々に記録されている。

４．イベント・スタディ分析による ANT の影響分析

（１） 分析方法

本研究では、金融政策アナウンスメントというマクロ経済ニュースに対する ANT の影響を分析する目的から、マクロ経済ニュースが市場へ与えた影響を分析する研究を参考にしている。先行研究における主要な分析の枠組みの 1 つとして、イベント・スタディ分析が用いられる（Cook and Hahn [1989]、Andersen *et al.* [2003]、Andersen *et al.* [2007]、Cheung, Fatum, and Yamamoto [2017]等）¹²。基本的な回帰分析式は、この研究分野において代表的なものである Andersen *et al.* [2007]等の手法に従うこととする。イベント・スタディ分析による回帰分析式は、(1)式のとおりである。

$$MQ_i = \alpha + \beta ANT_i + \gamma S_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 MQ_i （Market Quality）は、外国為替市場の状態を表す変数（ボラティリティや流動性指標等）、 ANT_i は日本銀行ウェブページへのアクセス情報から抽出した ANT の活発度合いを表す代理変数、 S_i は金融政策サプライズ指数、

¹¹ 外国為替市場における AT の実証研究を行った Chaboud *et al.* [2014]においても、EBS 社のデータベースを利用している。

¹² Cook and Hahn [1989]、Andersen *et al.* [2003]、Andersen *et al.* [2007]、Cheung, Fatum, and Yamamoto [2017]等では、イベント・スタディ分析と自己回帰モデルによる分析を併せて行うことで、分析結果の頑健性を確認している。本稿でも、補論において自己回帰モデルによる検証を行い、得られた分析結果が頑健であることを確認している。

X_i はコントロール変数、 ε_i は誤差項を表す¹³。ここで、添え字*i*は、各会合時点を表している。

コントロール変数として、金融政策サプライズ指数を導入する。一般的にマクロ経済ニュースの発表は、発表された実績値と事前の市場の予想値との乖離幅（サプライズ成分）を通じて、外国為替市場のボラティリティや市場流動性に有意に影響を与えることが知られている（Fatum and Scholnick [2008]、Rosa [2011]、Neely [2011]、Tsuchida, Watanabe, and Yoshida [2016]等）。特に金融政策アナウンスメントにおいては、政策金利の誘導目標の発表値と、サーベイデータや先物レートに基づく事前の市場予想値との乖離幅が、サプライズとして定義されることが多い。もっとも、日本では、2016年1月にマイナス金利付き量的・質的金融緩和を導入する以前の時期において、金利が長期間に亘って実質的なゼロ下限制約に服していた中、マネタリーベースの拡大による金融緩和手段が採られていた。このことを考慮すると、政策金利のサプライズ指数では、金融政策変更のサプライズを表現しきれていない可能性がある。そこで本研究では、金融政策変更に関するエコノミスト予想データを利用して、下式のとおりに金融政策変更に関するサプライズ指数（ S_i ）を作成する。

$$S_i = |dummy_{change,i} - forecast_i| \quad (2)$$

$dummy_{change,i}$ は、政策変更ダミーを表しており、会合*i*において実際に政策が変更された場合は1、現状維持であった場合は0を取る変数である。 $forecast_i$ は次回会合における政策変更（金融緩和）を事前（金融政策決定会合月の月初付近）に予想するエコノミストの割合を表しており、各会合日直前のESPフォーキャスト調査データ（日本経済研究センター）を利用して作成した¹⁴。なお、分析対象期間において、次回会合における金融引締め実施を予想するエコノミストは存在しなかったため、金融政策変更の方向（引締めまたは緩和）は考慮していない。

このほか、マクロ経済ニュースによる外国為替市場の反応は、市場の状態によって変化する可能性があるため、コントロール変数を追加することにより市

¹³ 本研究では、ANT業者の多さの概念であるANT指標は、約定回数やボラティリティ指標といった外国為替市場の状態を表す各種変数に対して、線形的に影響を及ぼすとのモデルの想定を置いている。このため、ANT指標は対数変換を行わず、原系列を用いている。なお、対数変換や99%ウィンザライズドを施したANT指標を用いて推計を行った場合でも、概ね同様の結果が得られることのほか、原系列を用いたほうが、決定係数が高いことを確認している。ここで、99%ウィンザライズドとは、99%以上の水準となるサンプル値を、99%未満のサンプル内の最大値で置換する処理を指す。

¹⁴ なお、ANT指標と $forecast_i$ の間には相関関係がみられる。この理由として、金融政策変更予想が高まる場合には、ANTを試みる投機家が増加している可能性が考えられる。

場の状態の影響を除去する。具体的には、長期的な市場の状態を調整するコントロール変数 $Control_{long,i}$ と発表直前の市場の状態をコントロールする変数 $Control_{pre,i}$ を導入する。最後に、金融政策決定会合の結果公表時刻が平均的な公表時刻よりもはつきりと遅くなる場合、そのこと自体が情報として市場に影響を与え得る可能性があるため、公表時間が直前の 50 会合における発表時間の第 3 四分位よりも遅い場合には 1、早い場合には 0 を取るコントロール変数 ($dummy_{delay,i}$) を追加している。各市場変数については、付録に一覧を記載している。

線形回帰モデルの推計においては、最小二乗法を利用した。t 値の算出においては、誤差項の不均一分散に頑健な White の標準誤差 (White [1980]) によって補正している¹⁵。

(2) ANT 指標の検証

初めに、ANT 指標 (UV_{direct_EN}) と、金融政策アナウンスメント直後 1 分間における気配値更新回数 ($MQ_{quote,i}$)、約定回数 ($MQ_{deal,i}$) および約定数量 ($MQ_{volume,i}$) との関連性を通じて、作成した ANT 指標が ANT 戦略の活発化度合いを捉えられているかを検証する¹⁶。日本語の政策公表文にアクセスしている「ユニーク・ビジター数」(UV_{direct_JP}) と、日本語または英語の政策公表文にアクセスしている合計のユニーク・ビジター数 (UV_{direct_ALL}) を、比較対象として検証する。

政策アナウンスメント直後の ANT が増加 (減少) した場合、市場の反応速度は上昇 (下降) していることが考えられる。これは、ANT で利益を得ようとする場合、成行き注文または即座に約定可能な指値注文によって¹⁷、入手した情報が陳腐化する前に即座に約定に結びつける必要がある。Foucault, Hombert, and Rosu [2016]では、取引スピードの速い投機家 (speculator) は、約定数量の増加に寄与していることを理論的に示している。そこで、作成した ANT 戦略の代理変数である ANT 指標が、各会合日の気配値更新回数、約定回数および約定数量に与えた影響を上手く捉えられているかを、(1)式のイベント・スタディ分析により考察する。ここでは、被説明変数 MQ_i に、 $MQ_{quote,i}$ 、 $MQ_{deal,i}$ 、 $MQ_{volume,i}$ をそれぞれ用いる。そして、 $Control_{long,i}$ は各会合日の 5 営業日前から前営業日までの 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時ま

¹⁵ より正確には、自由度調整済みの White の標準誤差 (HC1) を利用している。

¹⁶ 前述のとおり、金融政策の結果公表の時刻は分単位までしか特定できないため、本研究では 1 分または 5 分ごとの計測データを用いることとした。

¹⁷ より具体的には、最良気配よりさらに仲値に近い呈示価格による指値注文を指す。

での1分ごとの平均値を算出し、さらにその1営業日当たりの平均値を算出したものである。 $Control_{pre,i}$ は会合当日の発表直前10分間における1分間当たりの平均値を用いる。ここで重要な係数は、(1)式の β である。 β が有意にプラスの値を取るならば、ANTの増加が有意に市場の反応速度を上昇させていることになる。

表1～3は、(1)式のイベント・スタディ分析の推定結果をまとめたものである。以下の回帰分析結果の表の括弧内は t 値であり、**、*はそれぞれ、両側確率1%、5%で回帰係数が有意であることを示している。表1は気配値更新回数に関する推計結果であり、 $UV_{direct_EN} \cdot UV_{direct_JP} \cdot UV_{direct}$ は全て1%水準で有意に正となっている。次に、表2は約定回数に関する結果であり、気配根更新回数と同様に $UV_{direct_EN} \cdot UV_{direct_JP} \cdot UV_{direct_ALL}$ ともに1%水準で有意に正となっている。最後に、表3は約定数量に関する結果であり、 UV_{direct_EN} のみが5%水準で有意に正となっている。

これらの結果をまとめると、特に UV_{direct_EN} は各被説明変数に対して大きな影響を持っており、ANTの活発度合いを最も適切に捉えられている可能性が高いといえる¹⁸。以下では、 UV_{direct_EN} をANT指標として利用して、ANTが金融市場に与える影響を分析していく。

¹⁸ なお、英語または日本語の政策公表文に「間接的に」アクセスしているユニーク・ビジター数($UV_{indirect_EN}$ および $UV_{indirect_JP}$)を用いて、同様の検証を行ったところ、全て有意な値を取らず、ANT指標の代理変数とはならないことを確認している。

表 1: ANT 指標が気配値更新回数に与える影響

	<i>quote</i>			
UV_{direct_EN} (= ANT)	2.64 ** (2.82)			
UV_{direct_JP}		1.88 ** (2.94)		
UV_{direct_ALL}			1.33 ** (3.04)	
S	401.74 ** (3.44)	368.86 ** (3.17)	381.21 ** (3.31)	390.09 ** (3.18)
$control_{long}$	1.71 ** (2.84)	1.44 * (2.29)	1.49 * (2.39)	2.07 ** (3.42)
$control_{pre}$	1.13 * (2.25)	1.10 * (2.33)	1.11 * (2.33)	1.15 * (2.10)
$dummy_{delay}$	0.00 (-0.35)	0.00 (-0.61)	0.00 (-0.61)	0.00 (0.07)
$Constant$	0.00 (1.30)	0.00 (1.52)	0.00 (1.47)	0.00 (0.99)
observations	80	80	80	80
adjusted R^2	0.35	0.39	0.38	0.33

(注) 2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合の結果公表日（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）におけるドル／円の気配値更新回数、ANT 指標、金融政策アナウンスメントのサブライズ指数、コントロール変数を用いて最小二乗法によって回帰モデルを推計した結果である。表の括弧内は t 値であり、**、*はそれぞれ、両側確率 1%、5%で回帰係数が有意であることを示している。 t 値は White の標準誤差で補正したものである。各変数は日本銀行、日本経済研究センター、EBS Service Company Ltd.のデータを利用して算出している。以降、表 2～6 にかけて同じ。

表 2: ANT 指標が約定回数に与える影響

	<i>deal</i>			
UV_{direct_EN} (= ANT)	2.35 ** (3.61)			
UV_{direct_JP}		1.35 ** (2.89)		
UV_{direct_ALL}			0.99 ** (2.95)	
S	201.24 ** (3.50)	176.97 ** (3.67)	185.33 ** (3.78)	188.54 ** (2.96)
$control_{long}$	8.21 * (2.41)	8.03 * (2.41)	8.09 * (2.44)	7.44 * (2.06)
$control_{pre}$	2.62 (0.84)	2.27 (0.91)	2.37 (0.91)	2.85 (0.81)
$dummy_{delay}$	-32.25 (-0.74)	-42.31 (-1.11)	-43.45 (-1.10)	0.35 (0.01)
$Constant$	-12.86 (-0.42)	-16.06 (-0.56)	-16.62 (-0.57)	7.16 (0.22)
observations	80	80	80	80
adjusted R^2	0.39	0.47	0.46	0.27

表 3: ANT 指標が約定数量に与える影響

	<i>volume</i> (USD in millions)			
UV_{direct_EN} (= ANT)	5.28 * (2.31)			
UV_{direct_JP}		3.43 (1.92)		
UV_{direct_ALL}			2.45 (1.94)	
S	634.00 * (2.60)	569.00 ** (2.75)	592.00 ** (2.74)	610.00 * (2.41)
$control_{long}$	8.62 (1.80)	8.08 (1.66)	8.29 (1.72)	7.44 (1.44)
$control_{pre}$	0.62 (0.18)	0.80 (0.27)	0.78 (0.25)	0.42 (0.11)
$dummy_{delay}$	-72.71 (-0.42)	-114.00 (-0.68)	-112.00 (-0.65)	4.39 (0.03)
$Constant$	-7.20 (-0.10)	-22.33 (-0.29)	-22.26 (-0.29)	46.69 (0.60)
observations	80	80	80	80
adjusted R^2	0.27	0.35	0.33	0.20

(3) ANT がボラティリティに与える影響

ここでは、ANT がボラティリティに与える影響を分析する。金融政策決定会合の結果公表直後に一方向への価格変動を予測した ANT が成行き注文を一斉に入れることで価格を増幅させ、ボラティリティを増幅させる可能性が考えられる。Bank for International Settlements [2017]では、ATが増加した場合、似通った取引戦略の偏りが、発表直後の値動きを増幅させている可能性を指摘している。また、Scholtus, Dijk, and Frijns [2014]では、マクロ経済ニュースが発表されたとき、ATの活発度合いを示す代理変数として電子メッセージ量を利用して、電子メッセージ量が増えるとボラティリティが高くなることを報告している。

そこで、金融政策アナウンスメントに対する ANT が増えたときの発表直後のボラティリティへの影響を、イベント・スタディ分析式である(1)式により検証する。被説明変数 MQ_i には、発表直後から5分後までの5分間におけるドル／円の絶対リターン（Absolute Return、以下、AR）と、同様に5分間における最高値と最安値の差（値幅）（High price Minus Low price、以下、HML）をボラティリティの代理変数として利用する。ここでは、マーケット・マイクロストラクチャー・ノイズを考慮して、5分間隔でボラティリティを観測している。それぞれ変数は、以下の数式のように表される。

$$MQ_{AR,i} = |\ln Mid_Price_{i,t=5min} - \ln Mid_Price_{i,t=0min}| \quad (3)$$

$$MQ_{HML,i} = High_Price_{i,0min:5min} - Low_Price_{i,0min:5min} \quad (4)$$

ここで、 $Mid_Price_{i,t}$ は会合 i の政策アナウンスメント後 t 分において更新された全ての最良気配値の平均値を用いて、算出した仲値を表す。また、 $High_Price_{i,t:t+h}$ は会合 i の政策アナウンスメント後 t 分から $t+h$ 分後までの h 分間における約定価格の最高値、 $Low_Price_{i,t:t+h}$ は会合 i の政策アナウンスメント後 t 分から $t+h$ 分後までの h 分間における約定価格の最安値を表す。公表時刻は $t=0$ である。 $Control_{long,i}$ は、各会合日の5営業日前から前営業日までの5営業日間において、営業日ごとに日本時間9時から15時までの5分ごとの絶対リターンおよび値幅の平均値を算出し、さらにその1営業日当たりの平均値を算出したものである。 $Control_{pre,i}$ は会合当日の発表直前10分間における5分ごとの絶対リターンおよび値幅の平均値を用いる。そして、ここでも重要なのが、(1)式の β である。 β が有意にプラスの値を取るならば、ANTの増加がボラティリティを有意に上昇させていることになる。表4は、推定結果である。

表 4: ANT 指標がボラティリティに与える影響

	AR		HML	
$UV_{direct_EN} (= ANT)$	0.008 *		0.013 *	
	(2.05)		(2.36)	
S	0.444 **	0.425 *	0.610 *	0.549 *
	(2.84)	(2.46)	(2.43)	(2.21)
$control_{long}$	7.144 *	14.317 **	2.739	4.326
	(2.56)	(2.69)	(1.21)	(1.47)
$control_{pre}$	1.257	0.984	3.754	6.315 **
	(0.46)	(0.30)	(1.64)	(3.35)
$dummy_{delay}$	-0.112	-0.009	-0.205	-0.119
	(-0.88)	(-0.07)	(-1.04)	(-0.62)
$Constant$	-0.111	-0.201 *	-0.115	-0.197 *
	(-1.92)	(-2.23)	(-1.50)	(-2.31)
observations	80	80	80	80
adjusted R^2	0.40	0.21	0.61	0.48

表 4 をみると、ANT 指標の係数は有意に正となっていることから、ANT は、金融政策決定会合の結果公表直後のボラティリティの増大に寄与している可能性がある。また、自由度調整済み決定係数も大幅に上がっていることから、ANT 指標はボラティリティを説明するうえで重要な変数であることが示唆される。

(4) ANT が市場流動性に与える影響

ここでは、ANT が市場流動性に与える影響を分析する。多くの先行研究では、AT の活発度合いが高まると、市場の流動性が高まることを報告している。この場合、具体的には、市場の流動性を供給するメイク系戦略を採る AT の活発度合いが高まっていると想定される。一方、市場の流動性を需要するテイク系戦略を採る AT の活発度合いが高まった場合には、必ずしも市場流動性が向上するとは限らない。Scholtus, Dijk, and Frijns [2014]では、マクロ経済ニュースがアナウンスされたとき、AT の増加は、最良気配値のオーダー金額は増える一方で、板全体のオーダー金額は減ることを示している。

本研究で分析対象とする ANT は、一般にテイク系戦略を採っていると考えられる。このため、本研究では、テイク系戦略を採る ANT を想定する。ANT が成行き注文あるいはマーケットابلな指値注文によって、市場の流動性を需要したとき、それと同じあるいは上回るだけの指値注文による流動性を供給できないときには、市場全体の流動性は低下する可能性がある。そこで、ANT が市場流動性に与える影響について、(1)式のイベント・スタディ分析を行う。流動

性指標としては、ドル／円のビッド・オファー・スプレッド（Bid-Offer Spread、以下、BOS）と、最良買い気配と最良売り気配の合計オーダー金額（depth）を利用する。

それぞれ変数は、以下の数式のように表される。

$$MQ_{BOS,i} = \frac{1}{5} \sum_{t=0min}^{t=4min} (Best_Offer_Price_{i,t} - Best_Bid_Price_{i,t}) \quad (5)$$

$$MQ_{depth,i} = \frac{1}{5} \sum_{t=0min}^{t=4min} (depth_{Best_Offer_Price_{i,t}} + depth_{Best_Bid_Price_{i,t}}) \quad (6)$$

ここで、 $Best_Offer_Price_{i,t}$ と $Best_Bid_Price_{i,t}$ は、会合 i の政策アナウンスメント後 t 分において最初に更新された最良売り気配と最良買い気配を表す。また、 $depth_{Best_Offer_Price_{i,t}}$ と $depth_{Best_Bid_Price_{i,t}}$ は、会合 i の政策アナウンスメント後 t 分の最良売り気配と最良買い気配の注文金額であり、 t 分において更新されるごとに観測した注文金額の平均値を表している。例えば、 t 分において、10 回板情報が更新された場合、デプスは 10 回の平均値を表している。

$Control_{long,i}$ は、各会合日の 5 営業日前から前営業日までの 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 1 分ごとのビッド・オファー・スプレッドおよびデプスの平均値を算出し、さらに 1 営業日当たりの平均値を算出したものである。 $Control_{pre,i}$ は会合当日の発表直前 10 分間における 1 分ごとに観測したビッド・オファー・スプレッドおよびデプスの平均値を用いる。(1)式の β が有意な値であれば、ANT の増加が市場流動性に対して、有意な影響を与えていることになる。符号条件はプラス・マイナス双方の可能性が考えられる。表 5 は、推定結果をまとめたものである。

表 5: ANT 指標が市場流動性指標に与える影響

	BOS		depth (USD in thousands)	
UV_{direct_EN} (= ANT)	0.000 (1.82)		1.063 (0.09)	
S	0.012 (1.81)	0.014 * (2.02)	2798.772 (1.35)	2791.855 (1.38)
$control_{long}$	1.914 ** (3.81)	2.214 ** (3.63)	0.432 ** (3.43)	0.432 ** (3.46)
$control_{pre}$	0.109 (0.87)	0.291 ** (3.55)	0.379 * (2.38)	0.378 * (2.37)
$dummy_{delay}$	-0.006 (-1.29)	-0.005 (-1.17)	-358.282 (-0.30)	-343.924 (-0.32)
Constant	-0.009 (-1.74)	-0.013 * (-2.22)	609.781 (1.00)	625.033 (1.02)
observations	80	80	80	80
adjusted R^2	0.64	0.57	0.38	0.39

これらの結果をみると、ANT 指標は、金融政策決定会合の結果公表直後 0～4 分の市場流動性に対しては、有意な影響を与えていないこととなる。

5. 時系列分析による ANT の影響分析

(1) 分析方法

次に、ベクトル自己回帰モデル (Vector Auto Regression、以下、VAR) による時系列分析によって、ANT の統合的な影響分析を行う。前節の結果から、ANT は金融政策決定会合の結果公表直後の約定数量およびボラティリティへの影響を与えている一方で、市場流動性には直接的には影響を与えていない可能性が示された。もっとも、ANT による約定数量やボラティリティの上昇を通じて、他の投資家の行動に影響を与えることで、一定時間経過後に、市場流動性に影響を与えている可能性がある。例えば、公表直後にボラティリティが高まれば、リスク回避的なマーケットメイカーは、在庫リスクを抱えることを嫌い、仲値から離れたところに気配値を提示したり、アグレッシブな呈示オーダー金額を小口化したりすることで、スプレッドの拡大および板の厚さの低下につながる可能性が考えられる。一方で、公表された金融政策決定の内容が市場に織り込まれる過程で、取引の活発化に伴う影響（約定数量の増加等）を相対的に強く受けるような場合には、市場流動性が向上する可能性も考えられる。

そこで、約定数量、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの 4 変数により、VAR 分析を行うこととする。基本となる推計式は、日次デ

ータを用いて絶対リターンや流動性指標等の 4 変数 VAR を構築した Chordia [2005]を参考にし、以下のとおりとした¹⁹。

$$MQ_t = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j MQ_{t-j} + \gamma ANT_t + \delta S_t + \rho dummy_{release,t} + \varepsilon_t \quad (7)$$

ここで、 MQ_t は上述の外国為替市場の状態を表すベクトル変数、 ANT_t は ANT 指標、 S_t は金融政策サプライズ指数、 $dummy_{release,t}$ は金融政策アナウンスメントの瞬間に 1、そうでないときに 0 を取るコントロール変数、 J はラグ次数である。係数 α 、 γ 、 δ 、 ρ や誤差項 ε_t はベクトル、係数 β_j は行列で与えられる。添え字 t は、5 分間隔の時間を表している。ANT 指標と金融政策アナウンスメントのサプライズ指数は、外生変数としている。ラグ次数 J は SIC (Schwarz Information Criteria) により 2 期とし、金融政策サプライズ指数および ANT 指標は、発表直後の金融変数へのみ影響を与えると仮定した。

本研究では金融政策アナウンスメント前後に焦点を当てているため、各金融政策アナウンスメント前後 100 分（発表前 10 分、発表後 90 分）の 5 分間隔データをつなぎ合わせることで、時系列データを作成し、(7)式による推計を行っている。こうした標本データの取扱いについて、Andersen *et al.* [2007]や Cheung, Fatum, and Yamamoto [2017]では、フルサンプルを使用した場合と、標本サイズをマクロ経済ニュースの発表前後 100 分に絞った場合とで、得られる結果に本質的な差異は生じないことが確認されている²⁰。 ANT_t および S_t は、会合 i における政策アナウンスメントの瞬間を含む時間 $t(i)$ に、 $ANT_{t(i)} = ANT_i$ 、 $S_{t(i)} = S_i$ を取り、それ以外の時間においては $ANT_t = 0$ 、 $S_t = 0$ を取るものとする。

ここでの興味は、ANT 指標が金融市場に与えた影響をみることにある。このため、外生変数である ANT_t にショックを与えたときの各内生変数のインパルス

¹⁹ Chordia [2005]では、注文不均衡、リターン（またはボラティリティ）、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの 4 変数 VAR を、日次ベースで推計している。本研究でも、約定数量ではなく注文不均衡を利用した推計を実施したが、先行研究と異なり、リターンと注文不均衡の間に有意な正の関係性を確認できなかったため約定数量を採用した。この理由としては、本研究では先行研究と異なり高頻度データを利用している中、近年の外国為替市場のマルチ・プラットフォーム化の進展を受けて、注文不均衡とリターンの関係性に変化が生じている可能性が指摘できる。なお、注文不均衡を採用した場合にも、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの 3 変数間の関係性は、概ね同様の結果が得られることを確認している。

²⁰ なお、本研究でも、金融政策アナウンスメント前後 240 分（発表前 120 分、発表後 120 分）の 5 分間隔データでも同様の分析を行い、得られる結論が頑健であることを確認している。

応答を計測する。具体的には、(7)式によって推計された 4 変数 VAR モデルに対して、推計した ANT 指標の係数ベクトルと 1 標準偏差との乗算値 ($\gamma \times \sqrt{\text{Var}(\text{ANT}_{t(i)})}$) のショックを同時に与えて、(8)式で示される $IRF(k)$ を逐次的に計算していくことで、インパルス応答を算出することができる。

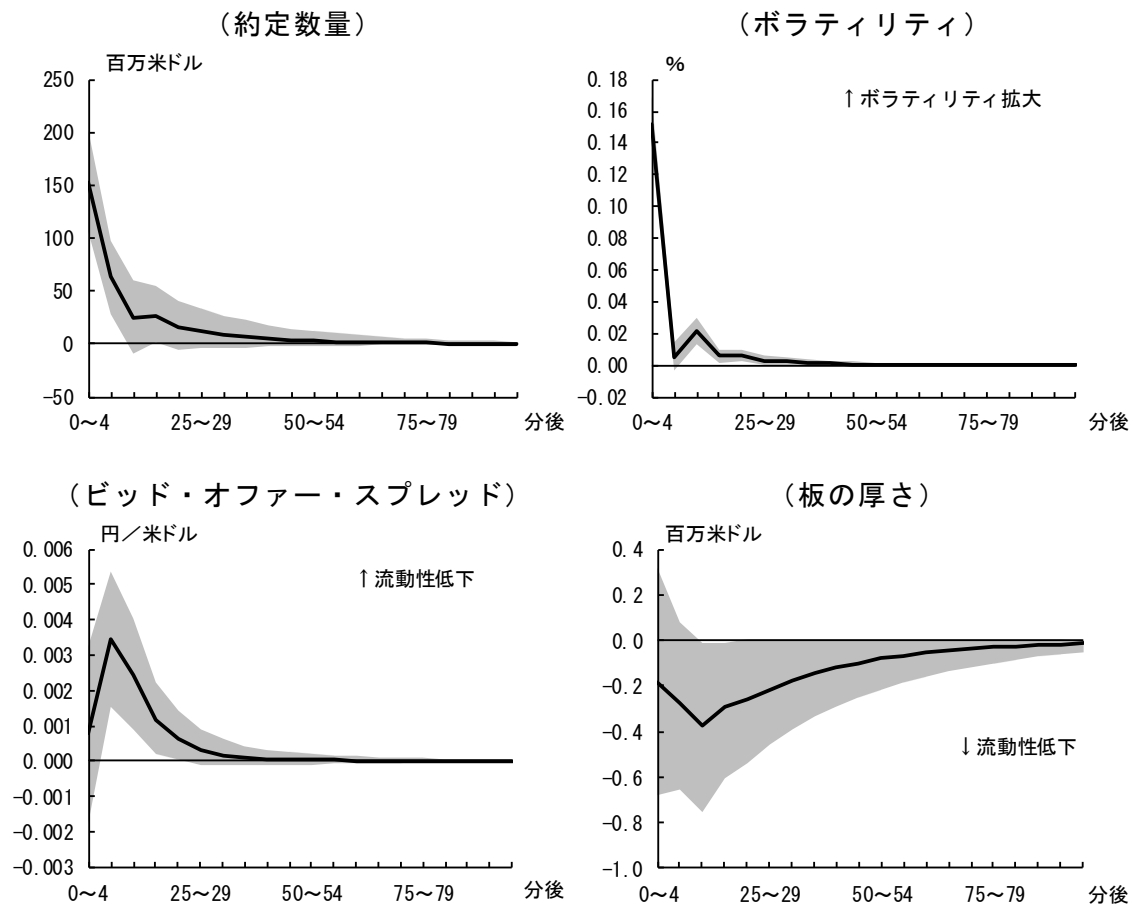
$$IRF(k) = \frac{\partial MQ_{t+k}}{\partial \text{ANT}_t}, \quad k = 0, 1, \dots, 19 \quad (8)$$

(2) ANT 指標の影響

図 4 は、上述した手順に従って導出した ANT 指標に 1 標準偏差のショックを与えたときの各内生変数のインパルス応答とその 90%信頼区間である。信頼区間の推定には、モンテカルロ法を採用した²¹。横軸は、金融政策決定会合の発表時刻からの時間であり、1 期間の単位は 5 分間である。まず、約定数量への影響をみると、前節のイベント・スタディ分析の結果同様、ANT 指標の上昇ショックは、特にショックが生じた直後において、約定数量の増加に寄与していることがわかる。次に、ボラティリティ（絶対リターン）への影響をみると、同じく前節のイベント・スタディ分析の結果同様、ANT 指標の上昇ショックは、ショックが生じた直後から 5 分後までのボラティリティの拡大に寄与していることがわかる。もっとも、10 分後以降はゼロ近辺の推移となっており、統合的な影響は大きくない。次に、ビッド・オファー・スプレッドへの影響をみると、2～5 期（結果公表 5 分～25 分後）程度に亘って、スプレッド拡大方向に寄与していることがわかる。また、ANT 指標の上昇ショックは、板の厚さに対しては、統計的に常に有意とはいえないものの、3 期（結果公表 10 分後）以降一貫して押下げ方向に寄与していることが示されている。すなわち、市場流動性の観点からみると、ANT 指標の上昇ショックは、流動性低下方向に寄与する結果となった。

²¹ 試行回数は 2,000 回とした。

図 4: ANT 指標にショックを与えたときのインパルス応答

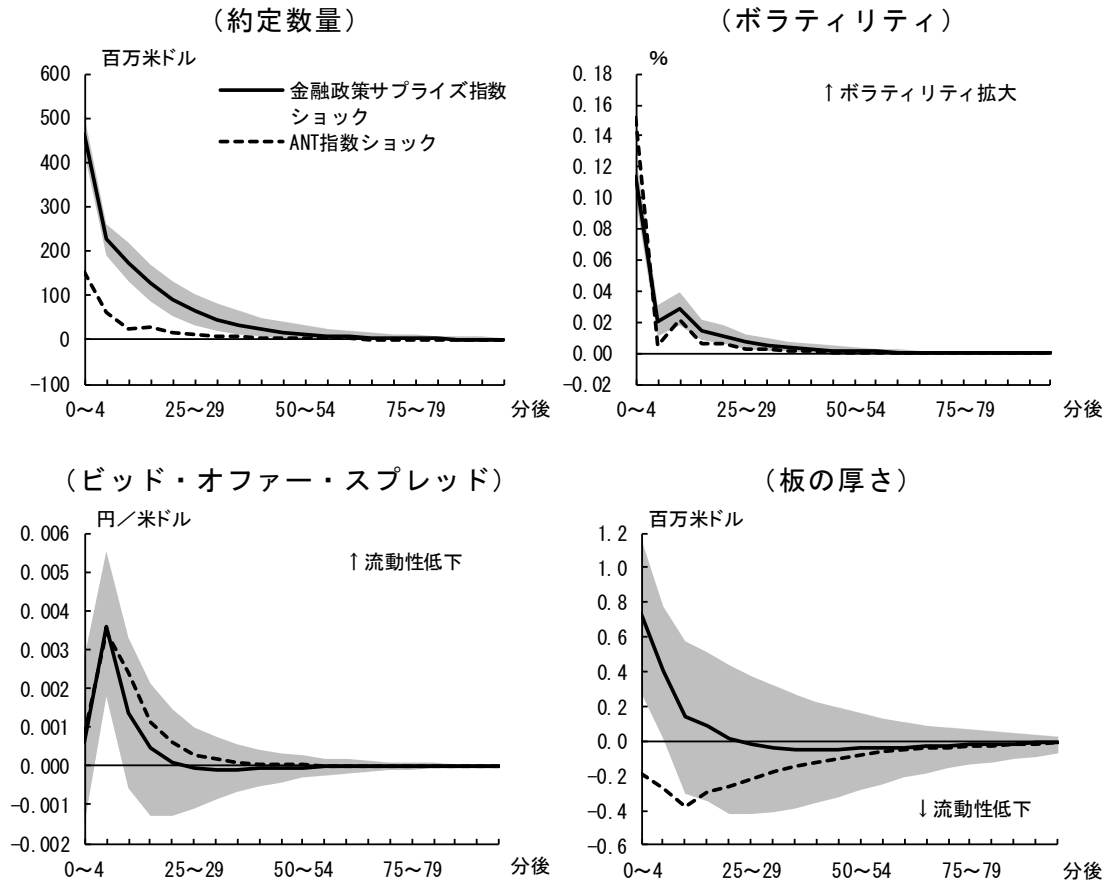


(注) 2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）結果公表日の、政策アナウンスメント前後 100 分間の 5 分足データについて、約定数量、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの 4 変数を内生変数、ANT 指標、金融政策アナウンスメントのサプライズ指数を外生変数とした VAR を推計し、ANT 指標に 1 標準偏差分のショックを与えたときのインパルス応答を導出したものである。シャドーは、90%信頼区間を表す。各変数は、日本銀行、日本経済研究センター、EBS Service Company Ltd.のデータを利用して算出している。以降、図 5～7 にかけて同じ。

(3) 金融政策サプライズ指数の影響

次に、金融政策サプライズ指数に 1 標準偏差分のショック ($\sqrt{\text{Var}(S_{t(i)})}$) を与えたときのインパルス応答について算出し、ANT 指標に 1 標準偏差分のショックを与えたときのインパルス応答の比較を行う。その結果が図 5 である。

図 5: ANT 指標または金融政策サプライズ指数に
ショックを与えたときのインパルス応答の比較

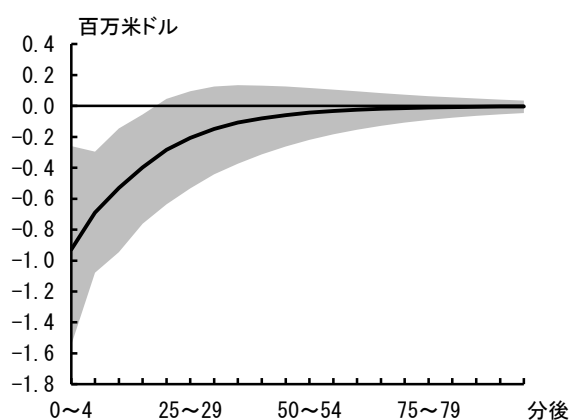


(注) 2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）結果公表日の、政策アナウンスメント前後 100 分間の 5 分足データについて、約定数量、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの 4 変数を内生変数、ANT 指標、金融政策アナウンスメントのサプライズ指数を外生変数とした VAR を推計し、ANT 指標または金融政策サプライズ指数に 1 標準偏差分のショックを与えたときのインパルス応答を導出したものである。シャドーは、金融政策サプライズ指数ショックのインパルス応答の 90%信頼区間を表す。

まず、約定数量およびボラティリティへの影響をみると、金融政策サプライズ指数の上昇ショックは、ANT 指標の上昇ショックと同じように、約定数量の増加およびボラティリティの拡大に寄与していることがわかる。ただし、ANT 指標の上昇ショックと金融政策サプライズ指数の上昇ショックは、2 変数へ与える相対的な影響の大小関係が異なっており、ANT 指標の上昇ショックは、約定数量よりボラティリティに対して相対的に大きな影響を与えていることがわかる。次に、市場の流動性指標に与えた影響を比較すると、ビッド・オファー・スプレッドへの影響について、金融政策サプライズ指数の上昇ショックは、ANT 指標の上昇ショックと概ね同様にスプレッド拡大に寄与していることが

わかる。他方、板の厚さに対しては、ANT 指標ショックは押下げ方向に寄与していた一方で、金融政策サプライズ指数ショックは 1～4 期目には押上げ方向に寄与し、その後は概ねゼロ近辺の推移となっており、傾向が大きく異なっていることがわかる。図 6 では、ANT 指標または金融政策サプライズ指数にショックを与えたときのそれぞれのインパルス応答の差とその 90%信頼区間を描画したものである。この結果から、両者に統計的に有意な差が存在することがわかる。

図 6: ANT 指標または金融政策サプライズ指数に
ショックを与えたときのインパルス応答の差の検定



(注) ANT 指標または金融政策サプライズ指数にショックを与えたときのインパルス応答の差とその 90%信頼区間を表す。それぞれのインパルス応答は、図 4 および図 5 と同様の手法で推定した。

(4) ANT 指標と金融政策サプライズ指数の影響の差異に関する分析

こうしたビッド・オファー・スプレッドや板の厚さに対する反応の差異は、どのような要因によって生じているのだろうか。ここでは、内生変数間のダイナミクスを検証することを目的に、4 内生変数のインパルス応答を確認する。具体的には、(7)式の 4 変数 VAR の直交化攪乱項に対して、ショックを与える。本研究では、Chordia [2005]を参考として、外生性が高いと考えられる順で、約定数量、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの順番でコレスキー分解を行うことにより、ショックの識別を行う²²。推計した 4 変数 VAR

²² 本研究では変数の順序は Chordia [2005]を参考にした。Chordia [2005]では、取引の活発度合いを示す代理変数（注文不均衡や約定数量）は、市場における需給の動向で決定されると考えられるため、最も外生的な変数として最初に置いている。その次に、市場流動性に影響を及ぼす先決変数として、約定に伴う価格変動（ボラティリティやリターン）を置き、最後に流動性指標を置いている。本研究では、頑健性チェックのため、流動性指標であるビッド・オファー・スプレッドと板の厚さの順序を入れ替えて推計を行ったが、結果に大きな影響はみられなかった。

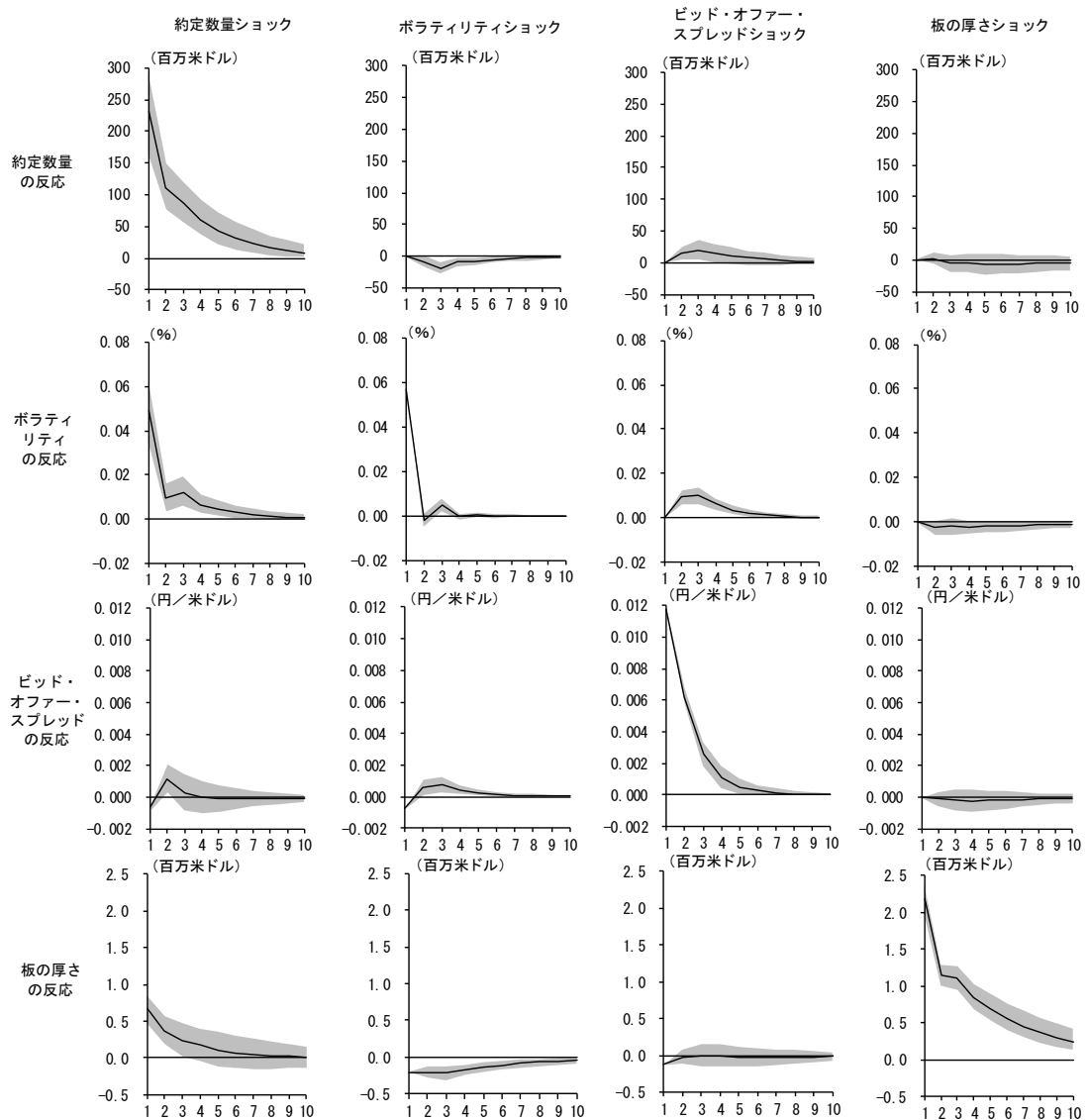
に基づくインパルス応答の結果は、図7に示されている。ここでは、各列において、それぞれ約定数量ショック、ボラティリティショック、ビッド・オファー・スプレッドショック、板の厚さショックが各変数に及ぼす動学的影響を示している。その際、ショックの大きさは全て1標準偏差であり、実線が推計されたインパルス応答、シャドーは90%信頼区間である。信頼区間は、モンテカルロ法で算出を行った。

約定数量の影響をみると、約定数量の増加ショックは、板の厚さに対して、ショックが生じた直後の時間を中心に、統計的に有意に押上げ方向に寄与していることがわかる。一方、ボラティリティの上昇ショックは、板の厚さに対して、全期間に亘って押下げ方向に寄与していることが示されている。

こうした変数間のダイナミクスを踏まえて、ANT指標と金融政策サプライズ指数の上昇ショックの影響の仕方の差異について解釈すると、ANT指標の上昇ショックは、相対的に約定数量よりボラティリティの拡大に強く影響することから、ボラティリティの拡大を通じた間接的なチャネルの影響をより強く受けることが考えられる。この結果、上述のチャネルを通じて、板の厚さの押下げに、より強く影響していると解釈することができる。

これらの結果をまとめると、前述の仮説と整合的である。すなわち、ANTは、政策アナウンスメント直後において、直接的には市場流動性に影響を及ぼさない。もっともその後は、ANTによるボラティリティの高まりを受けて、マーケットメイカー等のその他の投資家行動の変化に影響を与えることを通じて、市場の流動性低下につながっている可能性がある。

図 7: インパルス応答



(注) 2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）結果公表日の、政策アナウンスメント前後 100 分間の 5 分足データについて、約定数量、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さを内生変数、ANT 指標、金融政策アナウンスメントのサプライズ指数を外生変数とした VAR を推計し、約定数量、絶対リターン、ビッド・オファー・スプレッド、板の厚さの順番でコレスキー分解を行って導出されたインパルス応答である。シャドーはインパルス応答の 90%信頼区間を表す。

6. ANT で採用されている取引戦略に関する検証

最後に、どのような条件下で ANT が活発になっているかについて、いくつかの仮説を立てて追加検証を行う。本研究では、ANT 指標の増加、すなわちニュース・トレーダーの数の増加に比例する形で、取引が実行されるとの前提のもとで分析してきた。もっとも、実際には、金融政策アナウンスメントに伴って執行される ANT は、金融政策変更や金融政策アナウンスメント文書の記載文章の変化の有無等、特定の条件下において、アルゴリズムに基づく取引判断を下している可能性がある。HFT が市場に与える影響を分析した Jiang, Lo, and Valente [2014]では、AT は、マクロ経済ニュースのアナウンスメント時に、市場予想と異なる場合に実行されるような取引アルゴリズムを想定し、HFT の活発度合いを示す指標に対してに関するサプライズ成分を掛け合わせた値を用いて、分析を行っている。そこで、(1)式を、下記の(9)から(11)式までのように拡張して追加検証を行う。ここでは、 MQ_i に約定数量 ($MQ_{volume,i}$) とボラティリティ ($MQ_{AR,i}$) を用いる。

$$MQ_i = \alpha + \beta ANT_i + \psi ANT_i \times S_i + \gamma S_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$MQ_i = \alpha + \beta ANT_i + \psi ANT_i \times dummy_{change,i} + \gamma S_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$MQ_i = \alpha + \beta ANT_i + \psi ANT_i \times Tone_i + \gamma S_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

(9)式では、ANT 指標 (UV_{direct_EN}) とサプライズ指数 (S_i) との交差項を考慮している。これは、政策アナウンスメントが市場予想と異なる場合に、ANT が用いられるとの仮説に基づいている。(10)式では、ANT 指標と金融政策変更のダミー変数 ($dummy_{change,i}$) との交差項を考慮している。これは、政策変更が起こった場合に、ANT が実施されるような取引アルゴリズムを想定している。(11)式では、ANT 指標と、発表された英文の金融政策アナウンスメント文書のトーン ($Tone_i$) との交差項を採用している。金融政策アナウンスメント文書のトーンの計量に関しては、Loughran and McDonald Sentiment Word Lists を用いて、文書に出現するポジティブ・ワードとネガティブ・ワードを数え上げることによって、算出している (Loughran and McDonald [2011])。具体的には(12)式によって算出した。

$$Tone_i = -\frac{P_i - N_i}{P_i + N_i} \quad (12)$$

ここで、 i は金融政策決定会合、 P_i はポジティブ・ワード数、 N_i はネガティブ・ワード数を表す。トーンが弱気化するほど政策変更（追加緩和）が実施される可能性が高まるとの考え方から、符号がマイナスになるようにしている。(9)か

ら(11)式の ψ が正に有意な値を取れば、特定の条件の下で取引が活発になっている可能性がある。これらの推計結果は表 6 のとおりである。

推計結果をみると、いずれの MQ_i についても、(11)式の ψ は正に有意な値を取っている一方で、(9)式と(10)式の ψ は有意な値を取らないことが示された。この結果は、ANT は、金融政策サプライズの大きさや政策変更の有無のように、市場の事前期待や文書の内容を正確に把握しないと判断することが難しい変化ではなく、文書の表面的な変化に反応している可能性を示唆している²³。

表 6: ANT において採用されている取引戦略に関する検証

	Volume			AR		
	eq.(9)	eq.(10)	eq.(11)	eq.(9)	eq.(10)	eq.(11)
<i>ANT * S</i>	14.005 (0.586)			0.009 (0.343)		
<i>ANT * dummy_{change}</i>		-9.194 (-1.695)			-0.014 (-1.401)	
<i>ANT * Tone</i>			23.185 ** (3.844)			0.042 ** (4.473)
<i>ANT</i>	1.609 (1.609)	10.890 ** (2.704)	7.321 ** (3.844)	0.006 (0.006)	0.019 * (2.003)	0.013 ** (5.777)
<i>S</i>	556.337 * (2.525)	244.755 (0.999)	587.184 * (2.519)	0.402 * (2.377)	0.319 * (2.109)	0.328 ** (3.254)
<i>dummy_{change}</i>		410.429 (2.182)			0.140 (1.534)	
<i>Tone</i>			26.945 (0.210)			-0.030 (-0.343)
<i>control_{long}</i>	8.720 (1.838)	7.837 * (2.090)	8.066 (1.595)	7.621 ** (3.372)	6.388 * (2.023)	2.835 (0.879)
<i>control_{pre}</i>	0.580 (0.176)	0.202 (0.058)	0.099 (0.031)	1.015 (0.398)	1.394 (0.484)	1.890 (0.823)
<i>dummy_{delay}</i>	-61.890 (-0.385)	-32.651 (-0.180)	-12.200 (-0.075)	-0.105 (-0.854)	-0.044 (-0.406)	-0.013 (-0.163)
<i>Constant</i>	8.679 (0.114)	-6.479 (-0.116)	-15.557 (-0.193)	-0.107 (-1.780)	-0.151 * (-2.020)	-0.071 (-0.966)
observations	80	80	80	80	80	80
adjusted R^2	0.27	0.27	0.35	0.40	0.48	0.71

²³ ただし、(9)式において、いずれの MQ_i についても、交差項を加えることにより ANT 指標の係数 β が有意でなくなっている点には注意が必要である。これは、変数間の相関が高く、正しくパラメータを推定できていない可能性を示している。このため、結果については幅を持ってみる必要がある。

7. まとめと今後の課題

近年、わが国でも AT を利用した取引が広く普及している。AT の増大が金融市場に与える影響に関して、研究報告は平均的な影響を分析したものが主であり、特定の戦略の AT や特定の局面を分析した研究報告は限定的である。そこで、本研究では金融政策というニュース・イベントに焦点を当てて、ATの中でも特に ANT 戦略が金融市場に及ぼす影響を分析した。具体的には、日本銀行のウェブページへのアクセス情報を利用することによって、ANT 戦略の活発度合いを表す ANT 指標を測定し、外国為替市場に与える影響の分析を行った。分析の結果、日本銀行のウェブページへのアクセス情報から測定した ANT 指標は、AT の活発度合いを適切に捉えていることが示された。そして、金融政策アナウンスメントにおいて、AT が、ボラティリティの上昇に寄与し、こうしたボラティリティの上昇を通じ、間接的に市場の流動性の低下をもたらした可能性が示された。また、ANT は、文書の表面的な変化に反応している可能性が示唆された。本研究は、金融政策アナウンスメント時における NT が金融市場に与える影響を実証的に明らかにするものである。また、本研究で考案した手法は市場モニタリングのツールとして、活用できる可能性がある。

こうした ANT 戦略を含めた AT の手法は、技術の進歩とともに今後も変化を続ける可能性が高いため、取引手法や市場構造の変化を留意する必要がある。今後の課題として、他国の中央銀行の分析や金融政策アナウンスメント以外のマクロ経済ニュースの分析、外国為替市場以外の金融市場の分析、より適切なサプライズ指標の作成、ANT 指標の変動の決定要因の解明等が挙げられる。

補論. ANT 指標の検証の頑健性チェック

頑健性確認のため、気配値更新回数・約定回数・約定数量の各変量に関する自己回帰モデル(A-1)式を用いて、ANT 指標 (UV_{direct_EN}) が気配値更新回数 ($MQ_{quote,t}$)・約定回数 ($MQ_{deal,t}$)・約定数量 ($MQ_{volume,t}$) に有意に正の影響を与えていることを確認する。

$$MQ_t = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j MQ_{t-j} + \gamma ANT_t + \delta S_t + \varepsilon_t \quad (A-1)$$

ラグ次数 J は SIC により 2 期を選択する²⁴。ANT 指標および金融政策サプライズ指数は発表直後の金融変数へのみ影響を与えると仮定した。この推計結果は表 A-1 のとおりである。結果をみると、時系列分析の枠組みにおいても、 UV_{direct_EN} が各被説明変数に対して 1～5%水準で有意に正の影響を与えていることが確認できる。

表 A-1: 時系列分析を用いた ANT 指標の検証

	<i>quote</i>	<i>deal</i>	<i>volume</i> (USD in millions)
$UV_{direct_EN} (= ANT)$	31.17 ** (4.60)	8.22 ** (4.83)	12.85 * (2.34)
MQ_{t-1}	0.67 ** (25.41)	0.50 ** (20.05)	0.49 ** (9.48)
MQ_{t-2}	0.12 ** (5.75)	0.14 ** (6.09)	0.14 ** (3.08)
S	3318.80 ** (6.58)	481.66 ** (3.47)	1987.21 ** (3.84)
<i>Constant</i>	147.52 ** (8.97)	27.03 ** (8.45)	44.87 ** (8.22)
observations	1598	1598	1598
adjusted R^2	0.70	0.49	0.56

(注) 2011 年 1 月から 2017 年 3 月までの金融政策決定会合（除く 2011 年 11 月 30 日の臨時会合）結果公表日の、政策アナウンスメント前後 100 分間の 5 分足データから算出した気配値更新回数・約定回数・約定金額、ANT 指標、金融政策アナウンスメントのサプライズ指数を用いて(A-1)式を推計した結果である。表の括弧内は t 値であり、**、*はそれぞれ、両側確率 1%、5%で回帰係数が有意であることを示している。 t 値は Newey-West の標準誤差で補正している。各変数は日本銀行、日本経済研究センター、EBS Service Company Ltd.のデータを利用して算出している。

²⁴ 正確には、各被説明変数に応じて SIC による最適なラグ数は異なるが、ここでは最小のラグ数を選択し統一した。ラグ数を 3 以上にした場合にも、SIC の値は微細な差であり、推計結果に大きな変化がないことを確認している。

付録. 市場変数一覧

(1) イベント・スタディ分析

変数名	定義
$MQ_{quote,i}$	公表直後 1 分間の合計気配値更新回数
$MQ_{deal,i}$	公表直後 1 分間の合計約定回数
$MQ_{volume,i}$	公表直後 1 分間の合計約定数量
$MQ_{AR,i}$	公表直後 5 分間隔の絶対リターン (仲値)
$MQ_{HML,i}$	公表直後 5 分間隔の約定価格の値幅 (高値マイナス安値)
$MQ_{BOS,i}$	公表直後 5 分間における 1 分間隔のビッド・オファー・スプレッドの平均値
MQ_{depth}	公表直後 5 分間における 1 分間隔の最良気配値の注文金額の平均値。各時刻の注文金額は更新されるごとに観測した値の平均値
$Control_{long,quote}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 1 分間ごとの合計気配値更新回数の平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{long,deal}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 1 分間ごとの合計約定回数の平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{long,volume}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 1 分間ごとの合計約定数量の平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{long,AR}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 5 分間隔の絶対リターンの平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{long,HML}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 5 分間隔の値幅の平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{long,BOS}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から

	15 時までの 1 分間隔のビッド・オファー・スプレッドの平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{long,depth}$	会合日前 5 営業日間において、営業日ごとに日本時間 9 時から 15 時までの 1 分間隔の注文金額の平均値を算出した後の 1 営業日当たりの平均値
$Control_{pre,quote}$	公表直前 10 分間における 1 分当たりの合計気配値更新回数
$Control_{pre,deal}$	公表直前 10 分間における 1 分当たりの合計約定回数
$Control_{pre,volume}$	公表直前 10 分間における 1 分当たりの合計約定数量数
$Control_{pre,AR}$	公表直前 10 分間における 5 分間隔の絶対リターンの平均値
$Control_{pre,HML}$	公表直前 10 分間における 5 分間隔の約定価格の値幅の平均値
$Control_{pre,BOS}$	公表直前 10 分間における 1 分間隔のビッド・オファー・スプレッドの平均値
$Control_{pre,depth}$	公表直前 10 分間における 1 分間隔の注文金額の平均値

(2) 時系列分析

変数名	定義
$MQ_{volume,t}$	公表前後 100 分（前 10 分、後 90 分）の 5 分間隔で集計した合計約定数量
$MQ_{AR,t}$	公表前後 100 分の 5 分間隔で観測した絶対リターン（仲値）
$MQ_{BOS,t}$	公表前後 100 分の 5 分間隔で観測したビッド・オファー・スプレッド
$MQ_{depth,t}$	公表前後 100 分の 5 分間隔で観測した最良気配値の注文金額。各時刻の注文金額は更新されるごとに観測した値の平均値
$MQ_{quote,t}$	公表前後 100 分の 5 分間隔で集計した合計気配根更新回数
$MQ_{deal,t}$	公表前後 100 分の 5 分間隔で集計した合計約定回数

参考文献

- Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and Clara Vega, "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange," *American Economic Review*, **93**(1), 2003, pp. 38–62.
- Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and Clara Vega, "Real-time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets," *Journal of International Economics*, **73**(2), 2007, pp. 251–277.
- Bauwens, Luc, Walid Ben Omrane, and Pierre Giot, "News Announcements, Market Activity and Volatility in the Euro/dollar Foreign Exchange Market," *Journal of International Money and Finance*, **24**(7), 2005, pp. 1108–1125.
- Bank for International Settlements, "High-frequency trading in the foreign exchange market," report submitted by a Study Group established by the Markets Committee, 2011 (available at <https://www.bis.org/publ/mktc05.htm>).
- Bank for International Settlements, "Foreign exchange liquidity in the Americas," *BIS Papers* No. 90, Monetary and Economic Department, 2017.
- Boehmer, Ekkehart, Kingsley Y. L. Fong, and J. Wu, "International of Evidence on Algorithm Trading," 2015 (available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2022034).
- Brogaard, Jonathan, Terrence Hendershott, and Ryan Riordan, "High-Frequency Trading and Price Discovery," *Review of Financial Studies*, **27**(8), 2014, pp. 2267–2306.
- Chaboud, Alain P., Benjamin Chiquoine, Erik Hjalmarsson, and Clara Vega, "Rise of the Machines: Algorithmic Trading in the Foreign Exchange Market," *Journal of Finance*, **69**(5), 2014, pp. 2045–2084.
- Cheung, Yin-Wong, Rasmus Fatum, and Yohei Yamamoto, "The Exchange Rate Effects of Macro News after the Global Financial Crisis," Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 305, Federal Reserve Bank of Dallas, 2017.
- Chordia, Tarun, "An Empirical Analysis of Stock and Bond Market Liquidity," *Review of Financial Studies*, **18**(1), 2005, pp. 85–129.
- Cook, Timothy, and Thomas Hahn, "The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s," *Journal of Monetary Economics*, **24**(3), 1989, pp. 331–351.

- Conrad, Christian and Michael J. Lamla, "The High-Frequency Response of EUR-USD Exchange Rate to ECB Communication," *Journal of Money, Credit and Banking*, **42**(7), 2010, pp. 1391–1417.
- Demir, İshak, "Monetary Policy Responses to the Exchange Rate: Empirical Evidence from the ECB," *Economic Modelling*, **39**, 2014, pp. 63–70.
- Fama, Eugene, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, **25**(2), 1970, pp. 383–417.
- Fatum, Rasmus, and Barry Scholnick, "Monetary policy news and exchange rate responses: Do only surprises matter?" *Journal of Banking and Finance*, **32**(6), 2008, pp. 1076–1086.
- Fatum, Rasmus, Michael Hutchison, and Thomas Wu, "Asymmetries and state dependence: The impact of macro surprises on intraday exchange rates," *Journal of the Japanese and International Economies*, **26**(4), 2012, pp. 542–560.
- Foucault, Thierry, Johan Hombert, and Ioanid Rosu, "News Trading and Speed," *Journal of Finance*, **71**(1), 2016, pp. 335–382.
- Harris, L., "Trading and Exchanges: Market Microstructure for Practitioners," Oxford University Press, 2003.
- Hasbrouck, Joel, and Gidenon Saar, "Low-latency Trading," *Journal of Financial Markets*, **16**(4), 2013, pp. 646–679.
- Hendershott, Terrence, Charles M. Jones, and Albert J. Menkveld, "Does Algorithmic Trading Improve Liquidity?" *Journal of Finance*, **66**(1), 2011, pp. 1–33.
- Hendershott, Terrence, and Ryan Riordan, "Algorithmic Trading and the Market for Liquidity," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **48**(4), 2013, pp. 1001–1024.
- Jiang, George J., Ingrid Lo, and Giorgio Valente, "High-Frequency Trading around Macroeconomic News Announcements: Evidence from the U.S. Treasury Market," *Staff Working Papers*, Bank of Canada, 2014, pp. 14–56.
- Kamada, Koichiro, Tetsuo Kurosaki, Ko Miura, and Tetsuya Yamada, "Central Bank Policy Announcement and Changes in Investment Behavior: Evidence from Micro Data in Bond Futures Markets," IMES Discussion Paper, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2018 (forthcoming).
- Kirilenko, Andrei, Albert S. Kyle, Mehrdad Samadi, and Tugkan Tuzun, "The Flash

- Crash: High-Frequency Trading in an Electronic Market," *Journal of Finance*, **72**(3), 2017, pp. 967–998.
- Loughran, Tim and Bill McDonald, "When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks," *Journal of Finance*, **66**(1), 2011, pp. 35–65.
- Menkveld, Albert J., "High Frequency Trading and The New Market Makers," *Journal of Financial Markets*, **16**(4), 2013, pp. 712–740.
- Neely, Christopher J., "A Survey of Announcement Effects on Foreign Exchange Volatility and Jumps," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **93**(5), 2011, pp. 361–407.
- Rigobon, Roberto, and Brian Sack, "Noisy Macroeconomic Announcements, Monetary Policy, and Asset Prices," in Campbell, John Y. ed. *Asset Prices and Monetary Policy*, NBER Books, Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2008, pp. 335–370.
- Rosa, Carlo, "The High-frequency Response of Exchange Rates to Monetary Policy Actions and Statements," *Journal of Banking and Finance*, **35**(2), 2011, pp. 478–489.
- Scholtus, Martin, Dick V. Dijk and Bart Frijns, "Speed, Algorithmic Trading, and Market Quality around Macroeconomic News Announcements," *Journal of Banking and Finance*, **38**, 2014, pp. 89–105.
- Swanson, Eric T. and John C. Williams, "Measuring the Effect of the Zero Lower Bound on Medium- and Longer-term Interest Rates," *American Economic Review*, **104**(10), 2014, pp. 3154–3185.
- Tsuchida, Naoshi, Toshiaki Watanabe, and Toshinao Yoshiba, "The Intraday Market Liquidity of Japanese Government Bond Futures," *Monetary and Economic Studies*, **34**, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2016, pp. 67–96.
- U.S. Securities and Exchange Commission, "Concept Release on Equity Market Structure", Federal Register, **75**(13), 2010 (available at <https://www.gpo.gov/fdsys/granule/FR-2010-01-21/2010-1045>).
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, **48**(4), 1980, pp. 817–838.