

# 非伝統的金融政策と為替レート<sup>1)</sup>

細野 薫  
吉川 浩史  
磯部 昌吾

## 概要

グローバル金融危機以降、主要中央銀行は、極めて低い短期金利のもとで非伝統的金融政策を実施してきた。また、それ以前に日本銀行は量的緩和策を実施していた。本稿では、日本、米国、ユーロ圏、およびイギリスの4中央銀行が採用した非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす影響を、日次データを用いて分析した。

その結果、非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす影響は国・地域および時期によって異なることが明らかになった。特に有意な効果が見られたのは、日本銀行による量的緩和策とグローバル金融危機後の非伝統的緩和策、および、FRBによる2009年以降の量的緩和策である。これらの緩和策は自国通貨を0.3%から0.8%程度減価させるが、これは政策金利変更の1%ポイントの効果よりも総じて大きい。他方、効果の持続性をみると、有意な効果が観測される場合でも、その効果は総じて短命であり、日銀による量的緩和策を除き、前後3営業日を含むウィンドウでは有意な効果は観察されなかった。

## キーワード

非伝統的金融政策、為替レート、流動性の罫、コミットメント、ポートフォリオ・リバランス

## I. はじめに

グローバル金融危機以降、先進諸国の中央銀行は、金融システムの機能不全と実体経済の悪化に対応するため、政策金利の引き下げに加えて、購入対象とする金融資産の範囲あ

---

1) 本研究は、細野がYale大学に客員研究員として滞在していた時期に、浜田宏一氏の助言を受けて開始したものである。浜田氏の有益な助言に深く感謝する。なお、本稿は筆者の個人的見解であり、所属する組織の見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者個人に属する。

るいはその規模を拡大する、非伝統的な金融政策を実施してきた。また、これに先立ち、日本では2001年から2006年にかけて、デフレからの脱却を目指した量的緩和政策が実施された。本稿の目的は、こうした非伝統的な金融政策が為替レートに及ぼす影響について、実証的に分析することである。

伝統的な金融政策は、政策金利の変更によって行われており、金融政策は短期金利を通じて為替レートに影響を及ぼすと考えられてきた。他方、ゼロ近傍の金利のもとで実施される非伝統的な金融政策については、理論的にも実証的にも、明らかになっていない。たとえば、カバーなし金利平価仮説、あるいは、それを組み込んだオーバーシュート・モデル(Dornbush, 1976)や開放経済のニューケインジアン・モデル(Eggertsson and Woodford, 2003)に従えば、ゼロ金利下では、マネタリーベースの増加とその供給手段の多様化は、為替レートを含む経済の均衡に影響を及ぼさない。

しかし、流動性の罍のもとでの最適な金融政策に関する一連の研究は、こうした無効性の議論が必ずしも正しくないことを示している。第一に、将来の金融政策に関する民間の期待を通じた効果が考えられる(例えば、Svensson, 2001; Jeane and Svensson, 2007)。現在のマネタリーベースの増加は、将来的にマネタリーベースの縮小が無い限り(すなわち、金融緩和にコミットできる限り)、経済が流動性の罍から抜け出して金利が正の水準に戻った時点において、金利を引き下げる効果をもつ。この将来の金利低下効果は、将来時点のみならず、市場参加者の予想を通じて、現時点の為替を減価させる効果をもつ。第二に、民間が保有するポートフォリオのリスクの変化を通じた効果が考えられる(例えば、Bernanke and Reinhart, 2003)。民間が保有するリスク資産を中央銀行が購入すると、民間が新たなリスクを取る結果、マネタリーベースの一部がリスク資産に交換される効果が考えられる。この際、リスク資産の一部として外国資産が購入されれば、為替レートを減価させる効果を持つ。

もちろんこれらは、一定の前提に基づく理論的な仮説である。たとえば、中央銀行が金融緩和を継続することにコミットできなければ、期待を通じた為替レートへの効果は生じない。また、金融機関をはじめとする民間経済主体が不良資産を抱えていて、新たなリスク資産の購入に消極的な状況であれば、ポートフォリオのリバランス効果は生じないかもしれない。そこで、実際に非伝統的な金融政策が為替レートにどのような影響を及ぼしたかは、実証的に検証すべき問題となる。これが、本論文が取り組む課題である。

この課題は、理論的にも現実的にも重要である。現実的には、非伝統的な金融政策は、しばしば「切り下げ競争」(competitive devaluation)と呼ばれ、自国通貨の減価を狙っていると主張されることがあるが、実際にそうした影響があるかどうかを検証することは興味深い。理論的には、流動性の罍の下での金融政策の国際的波及経路について、洞察を得るこ

とができる。

非伝統的金融政策の為替レートへの効果に関する実証分析は、日本の2001年3月から2006年3月までの量的緩和政策に関するもの以外には、ほとんど存在しない<sup>2)</sup>。

我々は、日本銀行によるグローバル金融危機以前の量的緩和政策のみならず、グローバル金融危機以降に米国連邦準備制度理事会 (FRB)、欧州中央銀行 (ECB)、イングランド銀行 (BOE)、および日本銀行 (BOJ) が採用した非伝統的金融政策が各為替レートに与えた影響について、分析を行うこととする。手法としては、日次データを用いて、非伝統的金融政策をアナウンスした時点に着目し、その前後の為替レートの変化率を分析することとする。日次データを用いるのは、金融政策ショックのみを識別し、為替レートから金融政策変更への因果関係をできるだけ排除するためである。金融政策が当日の為替レートに反応して決定される蓋然性は低いため、逆の因果関係が生じる可能性は低い。また、実際の当座預金残高や資産購入額ではなく、アナウンス時点に着目するのは、期待を通じた効果が即座に為替レートに反映される可能性を考慮するためである。

なお、為替介入の効果に関する最近の実証分析では、取引毎の価格データ (ティックデータ) を使うことが多い (例えば、Payne and Vitale, 2003; Mizuno et al., 2005) が、これは、介入のタイミングや金額が当日の為替レートに反応して決定されることによる。金融政策の場合は、こうした蓋然性は低いことに加え、ティックデータを用いた場合には、アナウンスの前後数時間を超えた分析ができないというデメリットもあるため、我々は、ティックデータではなく日次データを用いる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で、既存研究をレビューする。第3節で手法とデータについて詳述し、第4節で結果を報告する。第5節はまとめである。

## II. 金融政策と為替レートに関する既存研究

政策金利を変更する伝統的な金融政策が為替レートに及ぼす影響については、多くの理論・実証分析が存在する。まず、カバーなし金利平価仮説によれば、無裁定条件から、外国の金利を所与とすると、国内金利の上昇は為替のスポットレートの減価を伴うはずである。Dornbunsh (1976) はカバーなし金利平価仮説と財価格の粘着性の仮定に基づき、金融引締めショックによって、為替レートは即座に上方ジャンプ (増価) し、その後、カバーなし金利平価仮説に沿って徐々に減価し、最終的に、購買力平価仮説と整合的な水準、

---

2) 既存研究については、2節で詳細に述べる。

すなわち、引き締め前よりも高い水準に動くことを主張する。

このように、Dornbunsh (1976) のオーバーシュート・モデルは理論的には明快だが、これを支持する実証結果はほとんど得られていない<sup>3)</sup>。初期の実証分析は、月次あるいは四半期データを用い、リカーブな同時点でのゼロ制約を課した構造 VAR を推定している (Eichenbaum and Evans, 1995; Grilli and Roubini, 1995; Kim and Roubini, 2000; Peersman and Smets 2003)。たとえば Eichenbaum and Evans (1995) は、アメリカの金融引締めショックは、他の先進諸国通貨に対する名目ドルおよび実質ドルに対し、有意に持続的な増価効果があることを見出している。より最近の研究は、動学的一般均衡 (DSGE) モデルを用いて、Eichenbaum and Evans (1995) 他によって見出された、金融政策ショックに対する為替レートの反応を複製することを試みている (Smets and Woters, 2002; Adolfson et al. 2008)。

カバーなし金利平価自体を否定する実証分析も多い。Darvas (2009) および Burnside et al. (2011) はそれぞれ、月次データを用いて、低金利の通貨は高金利の通貨に対し減価する傾向を見出している<sup>4)</sup>。

他方、非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす効果については、1 節で述べたとおり、理論的には、政策コミットメントによる期待を通じた効果 (Svensson, 2001; Jeane and Svensson, 2007) やポートフォリオ・リバランス効果が指摘されている<sup>5)</sup>。しかし、実証研究については、日本のグローバル危機以前の量的緩和策を除き、まだほとんどない。

グローバル金融危機以前の日本の量的緩和政策 (2001 年 3 月から 2006 年 3 月まで) については、Kimura and Small (2006)、貞廣 (2005)、および本多他 (2010) がある。Kimura and Small (2006) は、2000 年 1 月から 2004 年 3 月までの日次データを用いて、円ドル先物為替のリスクプレミアム (先物為替レート収益率の、マーケット・ポートフォリオの収益率に対する感応度 (ベータ値)) を被説明変数とし、日本銀行当座預金残高を説明変数とする回帰分析を行っている。この結果、量的緩和政策はインプライド・ボラティリティーを通

---

3) オーバーシュート・モデルと整合的な結果を得ている数少ない研究は、Bjørnland (2009) であり、金融政策が長期的には実質為替レートに影響しないという長期的中立性の制約を置いた構造 VAR を 4 カ国の小国開放経済に適用し、金融引締めショックは有意な増価をもたらすが、その最大の影響は 1-2 四半期以内であることを見出している。

4) これは、キャリートレードが持続的な超過収益率を生むことを意味する。キャリートレードに関する理論分析については、例えば Plantin and Shin (2011) を参照。カバー付き金利平価を考慮すると、この事実は、為替の先物レートが将来のスポットレートに対するバイアスを持った予測値であるという、フォーワード・プレミアム・パズルと同値である (Lewis (1995), Engel (1996) によるレビューを参照)。

5) なお、本稿では、非伝統的金融政策の為替レートへの効果に焦点を絞るが、流動性の罫のもとでの金融政策については Eggertsson and Woodford (2003), Jung et al. (2005), 信用政策の効果については Gertler and Kiyotaki (2010), Gertler and Karadai (2011) 等を参照。

じて間接的に先物為替のリスクプレミアムに影響を及ぼす一方、直接的な影響は計測により区々であることを示している。貞廣（2005）は、2001年3月から2004年9月の月次データを用いて、円ドルレート（対数値）を被説明変数とし、マネタリーベースの日米比率を説明変数とする回帰分析を行っている。その結果、マネタリーベースの日米比率は為替レートに有意な影響を与えていないことを見出している。本多他（2010）は、2001年3月から2006年2月までの月次データを用い、鉱工業生産、コア消費者物価指数、日本銀行当座預金目標残高、および実効為替レートからなる4変数のVARモデルを推計している。その結果、日本銀行当座預金目標残高ショックは実効為替レートを減価させるものの、その効果は有意ではないことを示している。なお、量的緩和策の効果を直接検証したものではないが、Watanabe and Yabu（2012）は、量的緩和策の時期に行われた大規模介入を分析している。その結果、この時期の大規模介入額の40%は日本銀行の金融調節によって相殺（不胎化）されず、しばらくの間市場に滞留していたこと、不胎化されない介入は不胎化された介入よりも為替レートへの影響が強いことを見出している。不胎化されない介入というのは、準備預金の増大を伴う介入であり、この点で、彼らの結果は、ゼロ金利のもとで日本銀行当座預金残高が為替レートに影響を及ぼしているとも解釈できる。

このように、日本の2001年から2006年にかけての量的緩和政策の為替レートへの効果については、いくつかの先行研究が存在するが、グローバル金融危機以後の各中央銀行が採用した非伝統的金融政策については、我々が知る限り、Joyce et al.（2011）を除き、例がない。Joyce et al.（2011）は、イングランド銀行による量的緩和策の効果について検証している。彼らは、量的緩和策が国内金利に与えた影響から、カバーなし金利平価を用いて間接的に、為替レートへの影響を推計している。3年物OIS（翌日物金利スワップ）レートを用いた結果によれば、量的緩和策のアナウンスは、スターリング・ポンドを0.5%減価させた。

以上の先行研究に対し、本稿では、グローバル危機後に主要中央銀行が採用した非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす影響を包括的に分析している点に特徴がある。また、日次データを用いた分析である点も本稿の利点である。これまでの実証分析の多くは、月次あるいは四半期データを用い、1か月あるいは1四半期の間、金融政策が為替レートに反応しないという仮定を置かれているが、この仮定は必ずしも妥当ではないかもしれない<sup>6)</sup>。他方、上述のとおり、金融政策が当日の為替レートに反応して決定される蓋然性は低く、日次データを用いることで、内生性の問題は軽減される。

---

6) Bjornland（2010）は例外である。



### Ⅲ. 手法とデータ

#### 1. 非伝統的金融政策の識別

非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす影響について分析するためには、まず、非伝統的金融政策を識別する必要がある。本稿では、白塚（2010）に沿って、極めて低い金利のもとで、伝統的な政策手段を超えて、中央銀行が購入対象とする金融資産の範囲と購入数量を拡大する場合に、それを非伝統的金融政策と定義する。

実際の政策手段は、各中央銀行にとってさまざまである。日本銀行は、2001年3月から2006年3月までの間、日本銀行当座預金残高の目標値を掲げ、これを量的緩和策と呼んだ。また、グローバル金融危機後は、2010年10月に「包括的な金融緩和政策」と称して、コールレートの引き下げのほか、「中長期的な物価安定の理解」に基づく時間軸の明確化、資産買入等の基金の創設を決めるなど、さまざまな金融緩和策を講じている。FRBは2007年12月以降、信用危機に対応するため、高格付け証券を担保とした貸出、銀行以外の金融機関に対する貸出、コマーシャル・ペーパー、政府機関債、および不動産担保証券（MBS）を含む資産の買取、入札物ターム型資金供給（TAF）など、さまざまな信用・流動性対策を講じ、その後も、長期国債の買取など一連の量的緩和策（QE1: 2009年3月から2010年3月、QE2: 2010年11月から2011年6月、QE3: 2012年9月以降）と呼ばれる資産購入計画を実施している。BOEは2009年3月以降、量的緩和策と呼ばれる資産購入計画を実施し、ECBは長期ターム物リファイナンスオペ（LTRO）などの信用支援拡充策などを実施している。日本銀行企画局（2009）は、グローバル金融危機後の各国中央銀行の対応策について、①政策金利の引き下げ、②政策の先行きに関する表明、③流動性供給拡充策、④中央銀行のバランスシートの拡大、⑤準備預金の拡大、⑥買入対象資産の拡大、⑦個別金融機関に対する流動性支援、という7つの観点から分類している。

こうした多様な緩和策を、数量的に把握するのは困難である。そこで我々は、各中央銀行のウェブサイトの情報をもとに、政策金利の変更以外の新たな政策をアナウンスした時点で1をとるQEダミーを作成する。ただし、QEダミーには、FRBと他の中央銀行とのスワップ協定の締結は含めない。スワップ協定は、為替市場にドルを供給することによって、他の非伝統的金融政策とは異なる効果をもつ可能性があるからである。非伝統的金融政策のアナウンス時点は、日本については2001年3月以降2012年3月末まで、FRB、ECB、BOEは2007年1月以降2012年3月までを対象に調べた。表1に、QEダミーの詳細を示す。

表 1 各中央銀行の非伝統的金融政策 (QE ダミー)

日本銀行	
日付	内容
2001/3/19	量的緩和政策の開始。日本銀行当座預金残高を5兆円程度に増額。
2001/8/14	日本銀行当座預金残高の目標値を「6兆円程度」に引き上げ。
2001/9/18	日本銀行当座預金残高が6兆円を上回ることを目標とする。
2001/12/19	長期国債の買い入れ額を年間2.4兆円増額し、7.2兆円に増額。 日本銀行当座預金残高の目標値を「10～15兆円程度」に引き上げ。
2002/2/28	長期国債の買い入れ額を年間2.4兆円増額し、9.6兆円に増額。
2002/10/30	長期国債の買い入れ額を年間2.4兆円増額し、12兆円に増額。 日本銀行当座預金残高の目標値を「15～20兆円程度」に引き上げ。
2003/3/25	長期国債の買い入れ額を年間2.4兆円増額し、14.4兆円に増額。 手形買入の期間を「6か月以内」から「1年以内」に延長。 日本銀行当座預金残高の目標値を、3月31日まで「15～20兆円程度」に引き上げ。 4月1日以後は、日本郵政公社の発足に伴い、「17～22兆円程度」に引き上げ。
2003/4/30	日本銀行当座預金残高の目標値を「22～27兆円程度」に引き上げ。
2003/5/20	日本銀行当座預金残高の目標値を「27～30兆円程度」に引き上げ。
2003/10/10	日本銀行当座預金残高の目標値を「27～32兆円程度」に引き上げ。
2004/1/20	日本銀行当座預金残高の目標値を「30～35兆円程度」に引き上げ。
2008/12/2	民間企業債務の適格担保について、社債と企業向け証券貸付債権の格付けに係る要件を「A格相当以上」から「BBB格相当以上」に緩和。
2008/12/19	長期国債の買い入れ額を年間2.4兆円増額し、16.8兆円に増額。買入対象に30年債、変動利付国債、物価連動国債を追加。
2009/2/19	企業金融支援特別オペレーションの強化・延長(3か月物の増額)。社債(A格相当以上、残存期間1年以内、1兆円以内)の買い入れを発表。
2009/3/18	長期国債の買い入れ額を年間4.8兆円増額し、21.6兆円に増額。
2009/12/1	固定金利資金供給オペレーション(期間3か月物)を導入(10兆円程度)。
2010/3/17	固定金利方式・共通担保資金供給オペレーションを10兆円程度増額し、20兆円程度に増額。
2010/5/21	成長基盤強化を支援するための資金供給の骨子素案を発表。
2010/8/30	固定金利方式・共通担保資金供給オペレーションについて、期間6か月物を新たに導入。
2010/10/5	金利誘導目標を0.1%前後から、0～0.1%程度に変更。資産買入等の基金を創設し、国債(残存期間1～2年程度)、社債(同)、ETF、J-REIT等の買い入れ(9兆円程度)及び、固定金利方式・共通担保資金供給オペレーション(30兆円程度)の実施を発表。
2011/3/14	資産買入等の基金を5兆円程度増額し、総額を40兆円程度に増額(長期国債買い入れは0.5兆円程度増額し、2兆円程度)。
2011/6/14	成長基盤強化を支援するための資金供給について、出資及びABL等を対象とする新たな貸付枠を5000億円設定。
2011/8/4	資産買入等の基金を10兆円程度増額し、総額を50兆円程度に増額(長期国債買い入れは5兆円程度増額)。
2011/10/27	資産買入等の基金による長期国債買い入れを5兆円程度増額し、総額を55兆円程度に増額。
2012/2/14	資産買入等の基金による長期国債買い入れを10兆円程度増額し、総額を65兆円程度に増額。 中長期的な物価安定の目標を1%とすることを発表。

FRB	
日付	内容
2007/12/12	Term Auction Facility (TAF)の導入の発表。預金取扱機関に対する融資。
2008/3/11	Term Securities Lending Facility (TSLF)の導入の発表。プライマリー・ディーラーに対する財務省証券の貸付け。
2008/3/16	Primary Dealer Credit Facility (PDCF)の導入の発表。プライマリー・ディーラーに対する融資。
2008/9/19	Asset-Backed Commercial Paper Money Market Mutual Fund Liquidity Facility (AMLF)の実施。預金取扱機関等による、MMF保有のABCP買取資金に係るノンリコース・ローンの提供。
2008/10/7	Commercial Paper Funding Facility (CPFF)の導入の発表。FEDによる実質的な発行体からのCPの買い入れ。
2008/10/21	Money Market Investor Funding Facility (MMIFF)の導入の発表。FEDによる実質的なMMF等からのCD・CP等の買い入れ。
2008/11/25	Term Asset-Backed Securities Loan Facility (TALF)の導入およびエージェンシー債とMBSの買い入れの発表。 前者は、プライマリー・ディーラー経由でのABS(後にCMBSを追加)保有者に対するノンリコース・ローンの提供。
2009/3/18	長期国債を6か月以内に最大3000億ドルを買い入れ、エージェンシー債とMBSの買い入れ額をそれぞれ最大で1000億ドルと750億ドル増加させると発表。
2010/8/10	エージェンシー債およびMBSの元本償還分の長期財務省証券への再投資、および保有国債のロールオーバーの発表。
2010/11/3	2011年6月末までに長期財務省証券を追加的に6000億ドル買い入れられることを発表。
2011/9/21	保有財務省証券の平均残存期間の長期化(2012年6月末までに、残存期間6～30年の財務省証券を4000億ドル買い入れ、残存期間3年以内の同証券を同額分売却)の発表。

BOE	
日付	内容
2009/1/19	Asset purchase programmeによる資産買い入れの発表。BOEの完全子会社であるファシリティによる一定の要件を満たす国債、CP、社債の購入。
2009/3/5	750億ポンドの英国債を買い入れることを発表。
2009/5/7	資産買入額を500億ポンド増額し、1250億ポンドに増額。
2009/6/8	Secured commercial paper facilityの導入を提案。資産の買入対象を売上債券のような資産に裏付けられた証券に拡大することを提案。
2009/8/6	資産買入額を500億ポンド増額し、1750億ポンドに増額。
2009/11/5	資産買入額を250億ポンド増額し、2000億ポンドに増額。
2011/10/6	資産買入額を750億ポンド増額し、2750億ポンドに増額。
2012/2/9	資産買入額を500億ポンド増額し、3250億ポンドに増額。

ECB	
日付	内容
2007/8/22	Longer-term refinancing operation (LTRO)を実施することを発表。期間3か月400億ユーロの長期オペレーション。
2008/3/28	LTROの期間を6か月に延長。
2008/9/29	Special term refinancing operation (STRO)を実施することを発表。
2008/10/15	オペレーションの適格担保の範囲を拡大すると発表。
2009/5/7	LTROの期間を1年に延長。カバードボンドの買い入れを決定。
2010/5/10	Securities Markets Program (SMP)を導入することを発表。
2011/10/6	New covered bond purchase programme (CBPP2)を実施することを発表。新たに400億ユーロのカバードボンドを買い入れるプログラム。
2011/12/8	LTROの期間を3年に延長。

また、非伝統的金融政策の効果を、政策金利を変更する伝統的な金融政策の効果と比較するため、政策金利のデータについても、Bloomberg および各中央銀行のウェブサイトから入手する。日本の政策金利は、1975年1月1日から1998年9月8日までは公定歩合、1998年9月9日から2012年3月31日までは無担保コール翌日物金利の誘導目標値である。アメリカの政策金利はフェデラル・ファンド・レートの誘導目標値、ECBの政策金利は短期オペ最低応札価格、BOEの政策金利は2006年6月7日まではオフィシャル・レポ・レート、同年6月8日以降はオフィシャル・バンク・レートである。政策金利データに関する詳細は、付論参照のこと。

## 2. 為替レートのデータ

分析対象とする通貨は円 (JPY)、ドル (USD)、ポンド (GBP)、ユーロ (EURO) であり、この2通貨間の全6種類の為替レート (JPY-USD, JPY-GBP, JPY-EURO, GBP-USD, GBP-EURO, EURO-USD) を対象とする。

分析期間は、為替レートによって異なる。円と他通貨との為替レートについては、日本銀行の量的緩和がグローバル金融危機以前と以後に実施されたことを踏まえ、2001年1月1日から2006年12月31日までと、2007年1月1日から2012年3月31日までの2パターンを推計する。また、ドルと他の通貨の為替レートについては、FRBによる信用緩和策を含む時期 (2007年1月1日から2008年12月31日まで) と、FRBによる量的緩和策を含む時期 (2009年1月1日から2012年3月31日まで) に分けて推計する。他の通貨間の為替レートについては、2007年1月1日から2012年3月31日までを推計期間とする。

為替レートのデータソースはBloombergである。Bloombergには、米国東部時間帯 (EST) 17時の為替レートに加えて、日本時間帯 (JST) 20時 (EST6時あるいは7時) の為替レートが記録されている。そこで、これらを組み合わせることにより、できるだけ high frequency のデータを使うこととする。具体的には、Ⅲ.3節で説明する。

## 3. 分析手法

日次データを用いることのメリットは、上述のとおり、金融政策と為替レートの同時性の懸念が少ないことにある。他方、金融政策の決定は通常、月に1、2度の頻度なので、VARなどの手法を用いて金融政策ショックと物価、生産、為替レートなどとの相互作用を分析しようとしても、日次データでは、意味のある結果を得にくい。そこで我々は、為替レートの決定式のみを推計する。具体的には、Ito (2003, 2004) および Watanabe and



Yabu (2012) の為替決定式を修正した次式を推計する.

$$\Delta s_t \equiv \phi_0 + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 (s_{t-1} - s_{t-1}^T) + \phi_3 QE_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 $\Delta s_t$  は後述の為替レートの変化率である。Ito (2003, 2004) および Watanabe and Yabu (2012) にならって、バンドワゴン効果を表す項として  $\Delta s_{t-1}$  を、また中期的な mean-reversion 効果を表す項として  $s_{t-1} - s_{t-1}^T$  ( $s_{t-1}$  は前日の為替レート (円と他通貨のレートは JST20 時、円以外の通貨間のレートは、EST17 時) の対数、 $s_{t-1}^T$  は過去 250 営業日の為替レート ( $s_{t-1}$  と同じ時点) の移動平均の対数) を説明変数として加えている。 $\phi_1$ 、 $\phi_2$  の予想される符号はそれぞれプラス、マイナスである。我々が新たに追加した変数は、非伝統的緩和政策をアナウンスした日に 1 をとる  $QE_t$  ダミー (の組み合わせ) である。具体的には、以下の 3 種類の定式化を行う。

- ① 日本銀行による非伝統的金融政策が円レートに及ぼす影響を検証する際には、日本銀行が政策アナウンスメントを行う時刻をはさむ、EST 前日 17 時から JST 当日 20 時までの為替レートの変化率を被説明変数とし、日本銀行による  $QE_t$  ダミーのみを説明変数として用いる。
- ② 日本銀行以外の中央銀行による非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす影響を検証する際には、各中央銀行が政策アナウンスメントを行う時刻をはさむ、JST 当日の 20 時 (EST6 時あるいは 7 時) から EST17 時までの為替レート変化率を被説明変数として用い、当該 2 中央銀行による 2 種類の  $QE_t$  ダミーを説明変数として用いる。

(1) 式では、非伝統的金融政策のアナウンスメントが当日にのみ影響を与えると想定している。しかし現実には、決定会合が開催される前からある程度の緩和策が予想され、それが為替レートに織り込まれている可能性もある。逆に、非伝統的金融政策は、前例のない政策が多く、その効果が為替レートに織り込まれるまで時間がかかる可能性もある。こうした可能性を考慮するため、 $QE_t$  ダミーの前後 3 営業日をウィンドウとし、これを説明変数に加えた (2) 式の推計も行う。

$$\Delta s_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 (s_{t-1} - s_{t-1}^T) + \sum_{j=-3}^3 \phi_{3j} QE_{t+j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

用いる為替レート変化率と  $QE_t$  ダミーの組み合わせについては、(1) 式と同じである。

(1) 式、(2) 式とも、誤差項の分散が時間を通じて変化することを考慮するため、Ito (2004) にならい、誤差項については、以下の GARCH (1,1) モデルを推計する。

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}, \text{ with } v_t \sim N(0,1), h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}, \alpha_0 > 0, \alpha_1, \alpha_2 \geq 0 \quad (3)$$

## IV. 分析結果

### 1. 非伝統的金融政策の推計結果

表2は、(1)式の推計結果をもとに、 $\phi_3$ の推計値をまとめたものである。まずAは、グローバル危機以前の日本の量的緩和策に対する円の各通貨に対する為替レートの反応を示している。これによると、量的緩和策はいずれの為替レートに対しても、有意な効果をもっていない。なお、コントロール変数は表からは省略しているが、 $\phi_1$ はポンド/円で予想通りプラスで有意、 $\phi_2$ はユーロ/円およびポンド/円で予想通りマイナスで有意である。

次にBは、グローバル危機以後の日本銀行の非伝統的金融政策の効果を示している。これを見ると、円は対ドル、対ユーロ、対ポンドいずれも有意に減価しており、減価の幅はそれぞれ0.69%、0.60%、0.74%である。CとDはそれぞれ、FRBの信用緩和策と量的緩和策に対するドルの各通貨に対する為替レートの反応を示している。信用緩和策はドルレートに有意な影響を及ぼしていないのに対し、量的緩和策はドルの対円、対ユーロレートに有意に減価させている。減価の幅はそれぞれ、0.34%、0.73%である。EはECBの信用支援拡充策等の効果を示しているが、ユーロレートは有意に減価していない。最後に、FはBOEの量的緩和策によるポンドレートの変化を示しており、これによると、ポンドはユーロに対し10%水準で有意に減価している。その減価の幅は0.28%である。

表3は(2)式の推計結果をもとに、 $\phi_{3j}$ の推計値をアナウンス前 ( $\sum_{j=3}^{-1} \phi_{3j}$ )、アナウンス当日 ( $\phi_{30}$ )、およびアナウンス後 ( $\sum_{j=1}^3 \phi_{3j}$ ) に要約して示したものである。まずA (グローバル危機以前の日本銀行の量的緩和策に対する円レートの反応) によると、アナウンス以前あるいは当日には有意な効果が見られず、アナウンス後に円は対ユーロに対してのみ有意に減価している。対ユーロに対しては、ウィンドウ全期間 (当日および前後3営業日の7営業日) において有意に減価しており、減価幅は0.73%である。

次にB (グローバル危機以後の日本銀行の非伝統的金融政策に対する円レートの反応) を見ると、円は対ドル、対ユーロのいずれに対しても、事前に有意に減価しており、また当日はいずれの通貨に対しても減価している。他方、事後には対ドルで有意に増価している。全ウィンドウ期間の効果を合計すると、円はいずれの通貨に対してもマイナス (減価) の符号をとるものの、有意ではなくなる。これは、グローバル危機以後の日本銀行の非伝統的金融政策の効果は、数日間で元の水準に戻る短命なものであることを示唆している。CとDをみると、FRBの信用緩和策については、アナウンス当日にドルの対円レートが10%

表2 非伝統的金融政策のアナウンス当日の為替レートへの効果

被説明変数	説明変数	係数	標準誤差	(***, **, *)
A. グローバル金融危機以前の日銀の量的緩和策の効果				
△ドル/円	QE_BOJ	0.2079	0.1397	
△ユーロ/円	QE_BOJ	-0.0107	0.1221	
△ポンド/円	QE_BOJ	0.1546	0.0969	
B. グローバル金融危機以後の日銀の非伝統的金融政策の効果				
△ドル/円	QE_BOJ	-0.6908	0.0464	***
△ユーロ/円	QE_BOJ	-0.6013	0.1318	***
△ポンド/円	QE_BOJ	-0.7417	0.1000	***
C. FRBの信用緩和策の効果				
△円/ドル	QE_FRB	0.3159	0.2263	
△ユーロ/ドル	QE_FRB	0.1285	0.1417	
△ポンド/ドル	QE_FRB	0.0043	0.1514	
D. FRBの量的緩和策の効果				
△円/ドル	QE_FRB	-0.3380	0.1244	***
△ユーロ/ドル	QE_FRB	-0.7259	0.1302	***
△ポンド/ドル	QE_FRB	0.0542	0.1205	
E. ECBの信用支援拡充策等の効果				
△円/ユーロ	QE_ECB	-0.2677	0.0130	
△ドル/ユーロ	QE_ECB	-0.0043	0.1327	
△ポンド/ユーロ	QE_ECB	0.2401	0.2019	
F. BOEによる量的緩和策の効果				
△円/ポンド	QE_BOE	-0.1131	0.1532	
△ドル/ポンド	QE_BOE	-0.2147	0.1624	
△ユーロ/ポンド	QE_BOE	-0.2830	0.1538	*

注1. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準有意を示す。

注2. 説明変数には、各QEダミーに加えて、バンドワゴン効果およびmean reversion効果を示す変数を含む。

注3. 推計期間は、以下のとおり。

A: 2001年1月1日から2006年12月31日, B: 2007年1月1日から2012年3月31日

C: 2007年1月1日から2008年12月31日, D: 2009年1月1日から2012年3月31日

E: 2007年1月1日から2012年3月31日, F: 2007年1月1日から2012年3月31日

表3 非伝統的金融政策のアナウンスの前後3日間を含む為替レートへの効果

被説明変数	説明変数	$\sum_{j=1}^3 \phi_{jt}$ (***, **, *)	$\phi_{30}$ (***, **, *)	$\sum_{j=1}^3 \phi_{jt}$ (***, **, *)	$\sum_{j=1}^3 \phi_{jt}$ (***, **, *)
A. グローバル金融危機以前の日銀の量的緩和策の効果					
△ドル/円	QE_BOJ	0.0458	0.2121	0.1881	0.4461
△ユーロ/円	QE_BOJ	-0.2181	-0.0172	-0.4981 ***	-0.7334 **
△ポンド/円	QE_BOJ	0.0359	0.1579	-0.1028	0.0910
B. グローバル金融危機以後の日銀の非伝統的金融政策の効果					
△ドル/円	QE_BOJ	-0.5247 **	-0.5775 ***	0.3646 **	-0.7376
△ユーロ/円	QE_BOJ	-0.5846 ***	-0.6522 ***	0.0269	-1.2100
△ポンド/円	QE_BOJ	-0.1025	-0.7796 ***	-0.0018	-0.8839
C. FRBの信用緩和策の効果					
△円/ドル	QE_FRB	0.6652	0.4273 *	-0.7256	0.3669
△ユーロ/ドル	QE_FRB	0.6462	0.1507	-0.4141	0.3828
△ポンド/ドル	QE_FRB	0.4716	0.0512	0.0376	0.5605
D. FRBの量的緩和策の効果					
△円/ドル	QE_FRB	0.3554	-0.3395 ***	-0.5397	-0.5237
△ユーロ/ドル	QE_FRB	0.4588	-0.6667 ***	-0.2841	-0.4921
△ポンド/ドル	QE_FRB	-0.0662	0.0672	0.0422	0.0432
E. ECBの信用支援拡充策等の効果					
△円/ユーロ	QE_ECB	-0.6262	-0.2373	-0.5269	-1.3904
△ドル/ユーロ	QE_ECB	-0.3218	-0.0104	-0.2679	-0.6001
△ポンド/ユーロ	QE_ECB	-0.1766	0.2311	-0.3965 *	-0.3420
F. BOEによる量的緩和策の効果					
△円/ポンド	QE_BOE	-0.5276	-0.1234	0.1653	-0.4857
△ドル/ポンド	QE_BOE	-0.4831	-0.2179	0.1077	-0.5932
△ユーロ/ポンド	QE_BOE	0.1087	-0.2906 *	-0.5418	-0.7237

注1. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準有意を示す。

注2. 説明変数には、各QEダミーに加えて、バンドワゴン効果およびmean reversion効果を示す変数を含む。

注3. 推計期間は、以下のとおり。

A: 2001年1月1日から2006年12月31日, B: 2007年1月1日から2012年3月31日

C: 2007年1月1日から2008年12月31日, D: 2009年1月1日から2012年3月31日

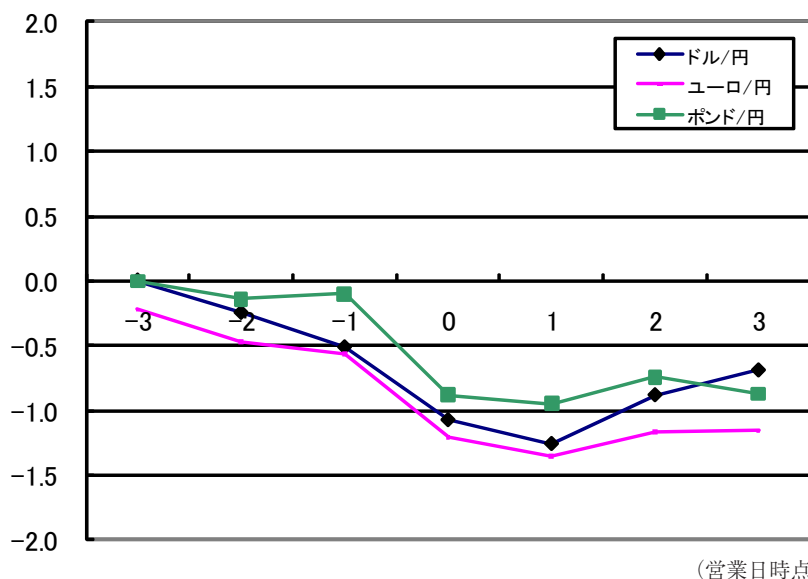
E: 2007年1月1日から2012年3月31日, F: 2007年1月1日から2012年3月31日

の有意水準ながら増価しているのに対し、FRBの量的緩和策については、当日のドルの対円、対ユーロレートが有意に減価しており、その幅はそれぞれ0.34%、0.67%である。E、Fをみると、ECBの信用支援拡充策等に対しユーロが対ポンドで、BOEの量的緩和策に対しポンドが対ユーロで、それぞれ事後、当日に減価しているが、いずれも有意水準は10%である。また、グローバル金融危機後では、どの中央銀行の緩和策も、全ウィンドウ期間では、有意ではない。

以上まとめると、まず、グローバル金融危機以前の日本銀行の量的緩和策は、円を対ユーロで有意に減価させる効果が見られた。また、グローバル金融危機後の日本銀行による非伝統的金融政策によって、円は全主要通貨に対して減価した。FRBの政策については、初期の信用緩和策はドルレートに対して有意な効果を持たなかったが、2009年以降の量的緩和策はドルを対円、対ユーロで減価させた。また、ECBとBOEは相互に自国通貨を減価させる効果を持ったが、その効果は統計的には限界的にしか有意ではない。さらに、グローバル金融危機後の非伝統的金融政策の効果は、いずれも短命で、前後3日を含めると統計的に有意な効果は見られない。

図1は、グローバル金融危機以後の日本銀行の量的緩和策がドル/円、ユーロ/円、およびポンド/円（いずれも対数値）に及ぼす累積的な効果を図示したものである<sup>7)</sup>。これによると、いずれの通貨に対しても、アナウンス以前の下落幅は小さく、アナウンス当日お

図1 グローバル金融危機以降の日本銀行の非伝統的金融政策の累積効果

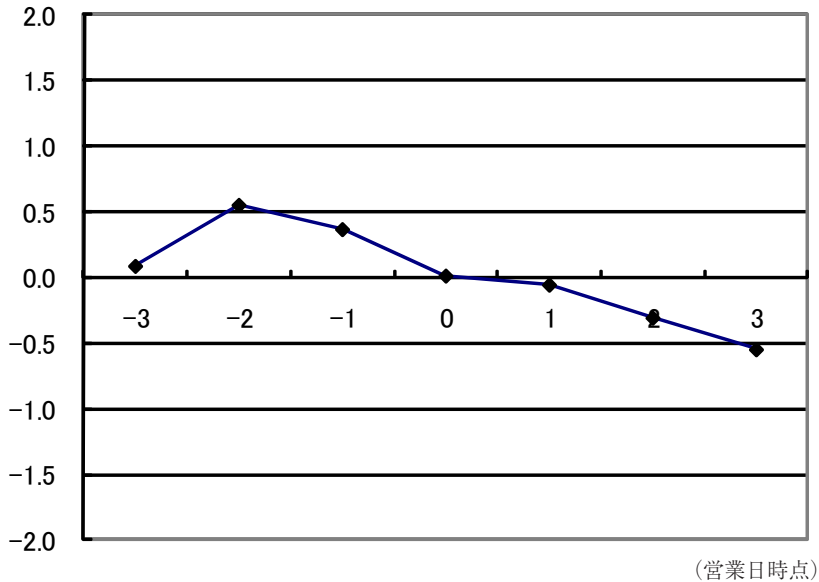


7)  $s_{-5}=s_{-4}=0$ ,  $s_{t-1}^r$  は不変と仮定して,  $s_t=s_{t-1}+\phi_1(s_{t-1}-s_{t-2})+\phi_2s_{t-1}+\phi_{3,t}$  を逐次的に計算した。図2も同時計算方法による。

よび翌日の下落幅が最も大きく、翌日ではおよそ0.9%から1.4%程度下落しているが、2日後以降に反転する傾向にあり、3日後には0.7%から1.2%程度下落幅となる。

図2は、比較的大きな効果が見られた、FRBによる量的緩和策が円/ドル（対数値）に及ぼす累積的な効果を図示している。アナウンス2日以前にドルは上昇しているが、その後一貫して下落し、3日後には、0.5%の下落幅となっている。

図2 FRBの量的緩和策（2009年1月1日～2012年3月31日）の累積効果（円/ドル）



## 2. 伝統的金融政策との比較

前節の非伝統的金融政策の結果を、政策金利を変更する伝統的金融政策の効果と比較するために、政策金利変更の効果を、以下の二つの式で推計する。(4)式は政策金利変更のアナウンス日のみ、(5)式は前後3営業日の効果を含めて把握するものである。

$$\Delta s_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 (s_{t-1} - s_{t-1}^T) + \phi_3 \Delta RATE_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta s_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 (s_{t-1} - s_{t-1}^T) + \sum_{j=-3}^3 \phi_{3j} \Delta RATE_{t+j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

ここで、 $\Delta RATE_t$ は政策金利の前日からの変化幅の組み合わせであり、円ドルレートであれば日本銀行とFRBの2つの政策金利を用いる。政策金利の引き上げは、当該国の為替レートを増価させると予想される。推計期間は、ドル/円、ユーロ/円、ポンド/円については、日本が量的緩和策を講じる前の1976年1月1日から2001年3月18日に限る。



ポンド/ドルについては、グローバル金融危機後の非伝統的金融政策が2007年以降講じられたことから、1976年1月1日から2006年12月31日に限る。また、ユーロ/ドル、ポンド/ユーロについては、ユーロレートが1999年1月1日からしかデータがないことから、2000年1月1日から2006年12月31日とする。Bloombergで取得できるデータの制約から、(4)式および(5)式の推計に用いる為替レートの時点はすべてEST17時とする。推計にあたっては、誤差項が(3)式のGARCH(1,1)モデルに従うものと仮定する。

まず、(4)式の推計結果を表4に示す。 $\phi_3$ の符号をみると、政策金利の引き上げは自国通貨の増価をもたらすケースが多いが(例外は、FRBによる政策金利引き上げに伴うドルの対円・対ユーロ、ECBによる政策金利引き上げに伴うユーロの対円・対ドル)、このうち有意なものは、FRBによる政策金利引き上げに伴うドルの対ポンドのみであり、政策金利1%ポイントの引き上げに伴い、ドルは対ポンドで0.07%増価している。

表4 伝統的金融政策(政策金利変更)の当日の為替レートへの効果

被説明変数	説明変数	係数	標準誤差	(***, **, *)
△ドル/円	△RATE_BOJ	0.1665	0.1497	
△ユーロ/円	△RATE_BOJ	5.2763	5.7942	
△ポンド/円	△RATE_BOJ	0.1221	0.1366	
△円/ドル	△RATE_FRB	-0.0243	0.0151	
△ユーロ/ドル	△RATE_FRB	-0.0213	0.3147	
△ポンド/ドル	△RATE_FRB	0.0745	0.0176	***
△円/ユーロ	△RATE_ECB	-0.9550	1.9698	
△ドル/ユーロ	△RATE_ECB	-0.6208	0.3734	
△ポンド/ユーロ	△RATE_ECB	0.0504	0.2592	
△円/ポンド	△RATE_BOE	0.0992	0.0604	
△ドル/ポンド	△RATE_BOE	0.0005	0.0504	
△ユーロ/ポンド	△RATE_BOE	0.3401	0.2904	

注1. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準有意を示す。

注2. 説明変数には、各QEダミーに加えて、バンドワゴン効果およびmean reversion効果を示す変数を含む。

注3. 推定期間は、円と外貨の為替レートについては1976年1月1日から2001年3月18日、ユーロ/ドルおよびポンド/ユーロについては2000年1月1日から2006年12月31日、ポンド/ドルについては1976年1月1日から2006年12月31日。

次に、(5)式の推計結果を表5に示す。まず、日本銀行による政策金利の変更は、円の対ドルレートを事後的に増価させているが、10%水準でのみ有意である。また、事後3日間の増加幅は、1%ポイントの政策金利の上昇に対して0.03%と極めて小さい。FRBによる政策金利の変更は、ドルの対ポンドレートを当日有意に増価させる。その幅は、政策金利1%ポイントの引き上げに伴い0.07%と、(4)式の推計結果とほぼ同じである。ECBによる政策金利の変更は、事前、当日、事後に、有意にユーロを増価させる効果は見られない。政策金利の引き上げによって当日ユーロは対ドルで減価しているが、これは、10%水準で限界的に有意なものである。BOEによる政策金利の変更は、ポンドの対円レートを

表5 伝統的金融政策（政策金利変更）の前後3日間の為替レートへの効果

被説明変数	説明変数	$\sum_{j=1}^3 \phi_{1j}$ (***, **, *)	$\phi_{30}$ (***, **, *)	$\sum_{j=1}^3 \phi_{2j}$ (***, **, *)	$\sum_{j=1}^3 \phi_{3j}$ (***, **, *)
△ドル/円	△RATE_BOJ	-0.1176	0.1666	0.0272 *	0.0762
△ユーロ/円	△RATE_BOJ	-3.1562	4.7032	2.3354	3.8825
△ポンド/円	△RATE_BOJ	0.1166	0.1517	0.2319	0.5002
△円/ドル	△RATE_FRB	0.0062	-0.0254	0.0624	0.0432
△ユーロ/ドル	△RATE_FRB	0.4303	-0.0178	0.1345	0.5469
△ポンド/ドル	△RATE_FRB	0.0242	0.0748 ***	0.0703	0.1692
△円/ユーロ	△RATE_ECB	2.0987	-1.0390	-1.6439	-0.5842
△ドル/ユーロ	△RATE_ECB	0.0487	-0.6324 *	0.0411	-0.5426
△ポンド/ユーロ	△RATE_ECB	-0.7170	0.0573	0.3695	-0.2902
△円/ポンド	△RATE_BOE	0.2088 *	0.0949 *	-0.2555 ***	0.0482
△ドル/ポンド	△RATE_BOE	-0.0196	-0.0041	-0.0235	-0.0472
△ユーロ/ポンド	△RATE_BOE	-0.6653	0.3222	1.2862	0.9431

注1. \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ1%, 5%, 10%水準有意を示す。

注2. 説明変数には、各QEダミーに加えて、バンドワゴン効果およびmean reversion効果を示す変数を含む。

注3. 推定期間は、円と外貨の為替レートについては1976年1月1日から2001年3月18日、ユーロ/ドルおよびポンド/ユーロについては2000年1月1日から2006年12月31日、ポンド/ドルについては1976年1月1日から2006年12月31日。

事前、当日に10%水準で有意に増価させている。しかし、事後3日間では、逆に1%の有意水準で、ポンドは対円で減価している。ウィンドウ全7日間の係数の合計は、いずれのケースにおいても、ゼロであるとの帰無仮説を棄却できない。

以上まとめると、政策金利の変更は、定性的にはほぼ予想通りの影響が見られるものの、統計的な有意性は限られ、またその効果は、比較的小さい。これを、非伝統的な金融政策と比べると、非伝統的金融政策の効果のほうが統計的な有意水準、経済的な効果の両面で、比較的有意であると言える。ただし、いずれの政策も全ウィンドウ期間でみれば、有意なケースは存在しない。例えば、非伝統的金融政策で有意な効果が見られた0.3%から0.8%という大きさを、伝統的金融政策で観測された最も大きい政策効果（FRBによる政策金利の変更がドルレート（対ポンド）に及ぼす影響：0.07%）と比較すると、およそ5%ポイントから10%ポイントの政策金利の上昇に相当する。

なお、構造VARを用いた代表的な研究であるEichenbaum and Evans (1995)では、FEDによるフェデラル・ファンド・レートの0.6%ポイントの引き上げショックが、ドルの対円レートを最大0.31%、対ポンドレートを最大0.15%増価させるとの結果を得ている。彼らの結果に比べると、我々の伝統的金融政策の効果に関する推計結果はかなり小さい。これは、用いるデータ（日次と月次、1975年から2001年と1974年から1990年）および手法（GARCHモデルと構造VARモデル）の違いによるものと推測される。ただ、彼らの伝統的な金融政策に関する推計結果と比べても、本稿で推計した非伝統的緩和策の定量的効果は、有意なケースに絞ってみると、比較的大きいことが分かる。

## V. 結論

グローバル金融危機以降、主要中央銀行は、極めて低い短期金利のもとで非伝統的金融政策を実施してきた。また、日本銀行は2001年から2006年にかけて、量的緩和策と呼ばれる非伝統的金融政策を実施した。本稿では、日本、米国、ユーロ圏、およびイギリスの4中央銀行が採用した非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす影響を、日次データを用いて分析した。主要なファインディングは以下のとおりである。

第一に、非伝統的金融政策の効果は、国・地域および時期によって異なる。2001年から2006年にかけての日本銀行の量的緩和策は、円対ユーロレートを減価させる効果があり、グローバル金融危機後の日本銀行の緩和策は、事前あるいは当日に円レート（対ドル、対ユーロ、対ポンド）を減価させる効果が見られた。これらの効果は、およそ0.5%から0.8%である。また、グローバル金融危機直後のFRBの信用緩和策はドルレートに有意な影響を及ぼさなかったが、2009年以降の量的緩和策はドルを対円、対ユーロでそれぞれ0.3%、0.7%程度減価させる効果があった。ECB、BOEによる緩和策については、減価させる効果が見られる場合でも、統計的な有意性は低く、定量的にも小さい。

第二に、非伝統的金融政策の効果が見られる場合、その定量的な大きさは、伝統的な金融政策（政策金利の変更）の効果よりも総じて大きい。例えば、非伝統的金融政策で有意な効果が見られた0.3%から0.8%という大きさを、伝統的金融政策で観測された最も大きい政策効果（FRBによる政策金利の変更がドルレート（対ポンド）に及ぼす影響）と比較すると、およそ5%ポイントから10%ポイントの政策金利の上昇に相当する。

最後に、効果の持続性をみると、非伝統的金融緩和策が為替レートに及ぼす効果が観測される場合でも、その効果は総じて短命であり、2001年から2006年に日銀が採用した量的緩和策を除き、前後3営業日を含むウィンドウでは有意な効果は観察されない。

本稿では、さまざまな非伝統的金融政策について、その区別をせずに、平均的な効果を観察したにとどまっている。具体的な措置の内容や経済の状況によって、どのように為替レートへの効果が異なるかは、今後の研究課題である。

## 付論 政策金利のデータ

本付論では、各中央銀行の政策金利のデータの作成方法について、詳述する。

### 1. 日本銀行

日本銀行の政策金利は、1975年1月1日から1998年9月8日までは公定歩合、1998年9月9日から2012年3月31日までは無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標とし、日本銀行のウェブサイトデータをデータソースとする。ただし、以下の例外がある。

- ・1999年2月12日、日本銀行は、無担保コールレート（オーバーナイト物）をできるだけ低めに推移するよう促すこと、その際、当初0.15%前後を目指し、その後市場の状況を踏まえながら徐々に一層の低下を促すことを決定した。そこで我々は、1999年2月12日から同年2月24日までの政策金利を0.15%、1999年2月25日から2000年8月10日までの政策金利を0%に設定した。1999年2月25日は、Bloombergのターゲットレート（変数名 *DYENCALLM*）が0%となる最初の日であり、2000年8月10日は、日本銀行がゼロ金利政策の解除を決定した日（8月11日）の前日である。

### 2. FRB

FRBの政策金利は、フェデラル・ファンド・レートのターゲット値であり、データソースはBloomberg（変数名 *FDTR*）を用いる。*FDTR*が欠損している日については、当日にFRBが政策変更のアナウンスメントをしたかどうかを確認した。この結果、以下の例外を除き、政策変更のアナウンスはなされていなかった。

- ・1987年10月19日から同年11月3日までの間、FRBはフェデラル・ファンド・レートのターゲットを公表していない。この時期は、ブラックマンデーによる株式市場の暴落に対応するため、積極的な流動性供給が行われていた時期である。我々は、1987年10月19日の政策金利を7.25%、同年10月20日から11月3日の政策金利を6.875%に設定した。これは、実際のフェデラル・ファンド・レートの推移（Carlson (2006), Figure 5）に基づき、1987年10月20日を政策変更の実施された日と特定化したものである。

### 3. ECB

ECBの政策金利は、短期オペ最低応札価格（the minimum bid rate on the main refinancing operations）であり、データソースはBloomberg（変数名 *EURR002W*）である。*EURR002W*が欠損している日については、当日にECBが政策変更をアナウンスしているかどうかを

確認した。この結果、政策変更のアナウンスはされていなかった。なお、EURR002W は、ECB による政策変更のアナウンス日に基づくデータである<sup>8)</sup>。

#### 4. BOE

BOE の政策金利は、2006 年 6 月 7 日以前はオフィシャル・レポ・レート、同年 6 月 8 日以降は商業銀行の準備に支払われるオフィシャル・バンク・レートであり、データソースは Bloomberg (変数名 *BPBR*) である。*BPBR* が欠損している日については、当日に BOE が政策変更をアナウンスしているかどうかを確認した。この結果、政策変更のアナウンスはされていなかった。

#### 参考文献

- 真廣彰, 2005. 『戦後日本のマクロ経済分析』東洋経済新報社.
- 白塚重典, 2010. 「わが国の量的緩和政策の経験—中央銀行バランスシートの規模と構成を巡る再検証—」『フィナンシャル・レビュー』99号, 35-58.
- 日本銀行企画局, 2009. 「今次金融経済危機における主要中央銀行の政策運営について」日本銀行調査論文.
- 本多佑三・黒木祥弘・立花実, 2010. 「量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析—」『フィナンシャル・レビュー』99号, 59-81.
- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., Villani, M., 2008. Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model. *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 2690-2721.
- Bernanke, B. S., Reinhart, V.R., 2004. Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates. *American Economic Review* 94 (2), 85-90.
- Bjørnland, H.C., 2008. Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting: Dornbusch Was Right after All. *Journal of International Economics* 79 (1), 64-77.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., Kleshchelski, I., Rebelo, S., 2011. Do Peso Problems Explain the Returns to the Carry Trade? *Review of Financial Studies* 24 (3), 853-891.
- Carlson, M., 2006. "A Brief History of the 1987 Stock Market Crash with a Discussion of Federal Reserve Response," *Federal Reserve Board Working Paper*, 2007-13.
- Darvas, Z., 2009. Leveraged Carry Trade Portfolios. *Journal of Banking and Finance* 33, 944-957.
- Dornbusch, R., 1976. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* 84, 1161-1176.
- Eggertsson, G.B., Woodford, M., 2003. The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 139-211.
- Eichenbaum, M., Evans, C., 1995. Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates. *Quarterly Journal of Economics* 110, 975-1010.
- Engel, C., 1996. The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance* 3, 123-192.
- Gertler, M., Karadi, P., 2011. A Model of Unconventional Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 58, 17-34.
- Gertler, M., Kiyotaki, N., 2010. Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis. Friedman, B., Woodford, M. (eds.) *Handbook of Monetary Economics* 3A.
- Grilli, V. Roubini, N., 1995. Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G7 Countries. Working Paper, New York University.

---

8) ECB は、新しい金利が適用されるオペの決済日は公表するが、新しい金利が適用されるオペの実施日は公表されない。なお、メインリファイナンスは通常は1週間の満期である。



- Ito, T., 2003. Is Foreign Exchange Intervention Effective? The Japanese Experiences in the 1990s. Mizen, P. (ed.) *Monetary History, Exchange Rates and Financial Markets: Essays in Honor of Charles Goodhart*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing.
- Ito, T., 2004. The Yen and the Japanese Economy, 2004. Bergsten, C. F. and Williamson, J. (eds.) *Dollar Adjustment: How Far? Against What?*, Institute for International Economics, Washington, D. C.
- Joyce, M.A.S., Lasaosa, A., Stevens, I., Tong, M., 2011. The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom. *International Journal of Central Banking* 7(3), 113-161.
- Jung, T., Teranishi, Y., Watanabe, T., 2005. Optimal Monetary Policy at the Zero-Interest-Rate Bound. *Journal of Money, Credit, and Banking* 37(5), 813-835.
- Kim, S., Roubini, N., 2000. Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics* 45, 561-586.
- Kimura, T., Small, D., 2006. Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets. B. E. *Journal of Macroeconomics: Topics in Macroeconomics* 6 (1).
- Lewis, K. K., 1995. Puzzles in International Financial Markets. Grossman, G. and Rogoff, K. (eds.) *Handbook of International Economics* 3, 1913-1971, Elsevier Science B.V.
- Minuzo, T., Saito, Y.U., Watanabe, T., Takayasu, H., 2005. Characteristic Market Behaviors Caused by Intervention in a Foreign Exchange Market. H. Takayasu (Ed.) *Practical Fruits of Econophysics: Proceedings of the Third Nikkei Econophysics Symposium*, Springer, 33-37.
- Payne, R., Vitale, P. 2003. A Transaction Level Study of the Effects of Central Bank Intervention on Exchange Rates. *Journal of International Economics* 61 (2), 331-352.
- Peersman, G., Smets, F., 2003. The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis. in: Angeloni, I., Kashyap, A., Mojon, B. (Eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Part 1. Cambridge University Press, Cambridge, 36-55.
- Plantin, G., Shin, H. S., 2011. Carry Trades, Monetary Policy and Speculative Dynamics. <http://www.princeton.edu/~hsshin/www/carry.pdf>.
- Smets, F., Wouters, R. 2002. Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 49, 947-981.
- Svensson, L.E.O., 2001. The Zero Bound in an Open-Economy: A Foolproof Way of Escaping from a Liquidity Trap. *Monetary and Economic Studies* 19, 277-312.
- Jeanne, O., Svensson, L.E.O., 2007. Credible Commitment to Optimal Escape from a Liquidity Trap: The Role of the Balance Sheet of an Independent Central Bank. *American Economic Review* 97, 474-490.
- Watanabe, T., Yabu, T., 2012. The Great Intervention and Massive Money Injection: The Japanese Experience 2003-2004. *Journal of International Money and Finance*, forthcoming.