

2024年1月18日

神戸大学経済学部

研究指導論文

# 卒業論文

## 日本の為替介入の実証分析

—歴代財務官別にみる為替介入の有効性と政策運営の差異—

研究室：宮尾龍蔵研究室

学籍番号：2052307E

氏名：相田 賢真

## 要旨

日本経済と為替レートには密接な関係があり、日本の通貨当局（財務省、日本銀行）は為替相場の急激な変動を抑制し、円相場の安定という目的を達成するべく「外国為替平行操作」、すなわち「為替介入」を実施してきた。

1991年4月に日本の為替介入に関する公式データが公開されて以来、為替介入に関連する研究が盛んに行われたと言える。しかしながら、為替介入政策の有効性についての分析は対象となる期間、推計モデル、解明したいテーマなどは論者の調査手法によって異なり、その効果については理論・実証のいずれの観点からも決定的なコンセンサスが得られていない。

そこで本稿では、ドル円相場を分析対象とし、日本の為替介入政策の有効性を「為替介入がドル円レートを意図した方向に変動させていること」ではなく、為替介入がドル円相場の急激な変動を抑制すること、すなわち「ドル円レートのボラティリティを低下させること」と定義した上で、為替介入政策における本来の目的である円相場の安定化が達成されているかどうかについて研究した。加えて、日本の為替介入は財務省の権限で実施し、日本銀行が財務大臣の代理人として、その指示に基づいて為替介入の実務を遂行するという制度を踏まえ、為替介入を実施した歴代財務官の任期に対応させたサンプル期間の設定をしたことは、本稿独自の特徴である。

序論では、筆者が本研究テーマを設定した経緯、ならびにより重点的に考察する論点について整理した。何より2022年9月、歴史的な円安水準に対して実施された為替介入は筆者が関心を抱く出来事であった。そして、本稿において日本の為替介入政策をどのような観点から分析していくのかという要点を3つ挙げている。

第1章では、為替介入の概要について説明している。主に為替介入の歴史、制度的背景や国際的な比較、為替介入の実務、そして、風に逆らう（Lean against the wind）タイプといった介入意図の分類について整理した。

第2章では、外貨準備と為替介入の関係性をまとめている。第1節で外国為替資金特別会計の概要を説明した。続く第2節、第3節では、介入実施時における資金フローを介入が不胎化介入の場合と非不胎化介入の場合とで比較した。そして、第4節では、日本の外貨準備における問題点についても言及した。

第3章では、国際マクロ経済学の観点から為替介入政策の理論的背景を整理した。ポートフォリオ・バランス・モデルに基づき、第4節では不胎化介入と非不胎化介入の比較、続く第5節では、不胎化介入の期待効果について、図解的分析を用いながら検討した。

第4章では、分析枠組みとデータについて説明する。具体的には、先行研究の要点整理、GARCH過程の概要、歴代財務官の任期と介入実績、使用する各変数の定義、ドル円レート変化率の記述統計、そして分析で用いるモデルについて、本稿独自の分析観点を併せてまとめている。

第5章では、ドル円レート、金利、日米の介入実績の日次データを用いた GARCH(1,1) 過程に基づく推計結果をまとめている。分析の結果、ドル円レートの水準もしくはボラティリティに対する影響を確認できない時期が各財務官の任期別で見れば存在していたものの、観察期間全体でみれば、日本の為替介入が一貫してドル円レートのボラティリティを有意に低下させていたことが確認された。したがって、為替介入がドル円レートのボラティリティ低下に寄与していたという点で、円相場の安定化を図るという本来の政策目的を達成していたことが確かめられた。

第6章では、為替介入の政策反応関数の推計結果をまとめている。介入がどのようなタイミングで実施されるのかについて焦点を置き、各財務官の任期と対応したサンプル期間において、重回帰モデルを用いた分析を併せて行った。分析の結果、各財務官によって長期的なドル円レート水準をターゲットとしているケースや短期的なドル円レートの変動に対応して介入するケースといった介入政策運営の方針に差異が顕著に確認された。

総じて、これらの分析を実施した結果、各財務官によって介入政策の運営方針やドル円レートに対するその影響度合いには差異が見られた。しかし、観察期間全体を通してみると、日本の通貨当局は、たとえどのような政策運営を行ったとしても為替介入によって、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させていたことが明らかとなった。

したがって、日本の為替介入は、その当時の円相場の安定化に寄与しており、本来の政策目的が果たされていたことを確認できた。

## 目次

序論.....	1
1. 外国為替平衡操作の歴史と概要.....	2
1.1 為替介入の制度的背景.....	4
1.2 日本における為替介入の実務.....	6
1.3 介入の意図の分類.....	7
2. 外貨準備と為替介入の仕組み.....	9
2.1 外為特会の存在意義.....	9
2.2 介入実施における資金フロー.....	10
2.3 外為特会からみる介入パターンの差異.....	11
2.4 日本の外国為替市場介入と外貨準備管理の問題点.....	13
3.1 外為市場介入に関する先行研究.....	15
3.2 不胎化介入と非不胎化介入の定義.....	15
3.3 為替介入のモデル分析.....	16
3.3.1 ポートフォリオ・バランス・モデル.....	17
3.4 不胎化介入と非不胎化介入の比較.....	18

3.5 期待変化による為替介入の効果 .....	19
4. 推定モデル及びデータ .....	22
4.1 先行研究 .....	22
4.2 GARCH 過程の概要 .....	25
4.3 データ .....	26
4.4 GARCH 過程に基づく推計モデル .....	28
5. 推定結果 .....	30
5.1 係数のインプリケーション .....	30
5.2 モデルの推定結果 .....	30
5.2.1 加藤・榊原財務官時代 .....	31
5.2.2 黒田・溝口財務官時代 .....	33
5.2.3 玉木・中尾財務官時代 .....	36
6. 政策反応関数の推計 .....	40
6.1 モデルの概要およびデータ .....	40
6-2 政策反応関数の推計結果 .....	41
結論 .....	45

謝辭..... 47

参考文献..... 47

## 序論

本稿では「日本の為替介入政策」に対する実証分析を試みる。筆者がこのテーマに関心を抱いた契機は昨年来、円安ドル高が加速し、本年10月には一時151円台と1990年以来となる円安水準を記録したことに対し、24年ぶりに円安是正を目的とした為替介入政策が実施されたことにある。歴史的なドル高および円安の原動力は、アメリカでのインフレ高進とそれに伴う米FRB（The Federal Reserve Board、連邦準備理事会）による大幅な利上げ、わが国における低インフレ下での日銀によるマイナス金利継続、その結果としての日米金利差拡大であると考えられている。このような状況下で、政府・日銀は、1ドル145円を突破した9月22日に2兆8,362億円の円買い介入を実施した。その後も151円台まで円安が加速した10月21日にも円買い介入を実施するなど、円安が加速するタイミングで円買い介入を行い、円安加速を阻止するような政策対応を行っている状況と見受けられた。また昨年9月のような円安是正に限らず日本の通貨当局は過去に何度も当時の経済情勢を踏まえ外国為替市場に介入し、為替レートの安定化を図ってきた。諸外国の経済情勢の影響がより日本経済に大きなインパクトをもたらしうるグローバルな国際経済環境であることは事実であり、その多くが為替レートを媒介していることは言うまでもないだろう。だからこそ、為替レートならびにそれを適切な水準に制御することで円相場の安定化を図るという目的で実施される「為替介入政策」が有するマクロ経済的な重要性には、研究の意義があると言えよう。しかしながら、為替介入政策の有効性や付随する論点に関する研究において決定的なエビデンスが確立しているとは言い難く、解明されていない部分があることも事実である。

本稿ではこのような流れを踏まえ、コンセンサスが未だに得られていない為替介入政策がもたらすドル円レートへの効果について筆者なりの定義を示した上でそのなかでも①財務官の任期に対応した観察期間における為替介入政策への評価、②GARCH(1,1)過程に基づく日米通貨当局による介入がもたらす為替レート水準への影響ならびにドル円レートのボラティリティに対する有効性、③各財務官の任期に対応する介入政策の反応関数の推計、の3点について主に焦点を当てて実証分析を行う。

## 1. 外国為替平衡操作の歴史と概要

主要通貨がフロート制に移行して以来、主要国の金融当局による外貨為替介入の効果について、数多くの理論的、実証的研究がなされてきた。しかし、介入のデータが、比較的最近まで、公表されなかったこともあり、精密な分析の研究はそれほど多く実施されていなかった。特に、日本の介入データについては、1991年4月1日以前のデータは公表されていなかったため、このようなテーマに関する研究は遅れてきたと言われている。

以下、図 1-1~1-3 は、1991年4月1日から2023年6月30日の為替レート (Spot Exchange Rate) の推移と日本銀行、アメリカによるドル円市場への介入実績の推移である<sup>1</sup>。

図 1-1 ドル円レートの推移 (1991/4/1~2023/6/30)

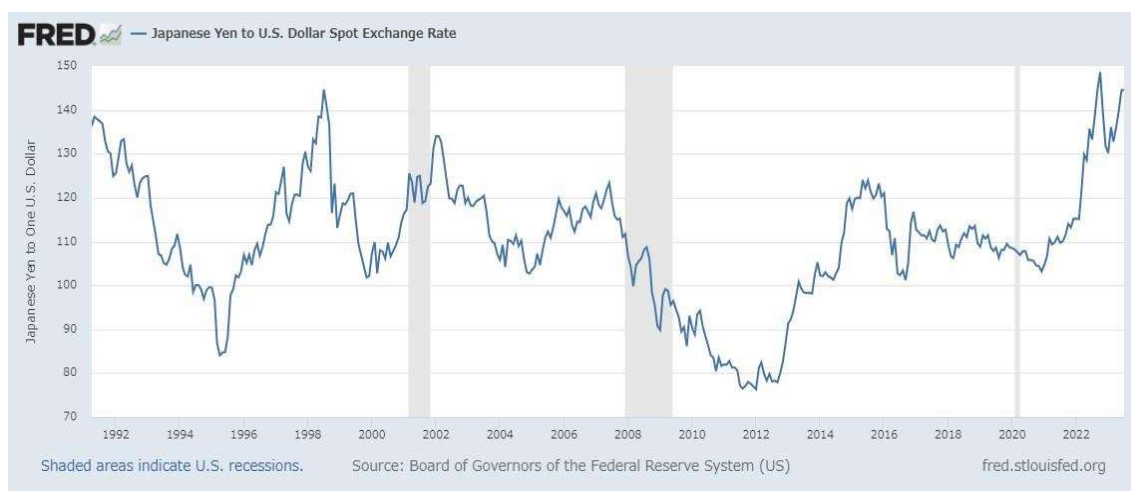
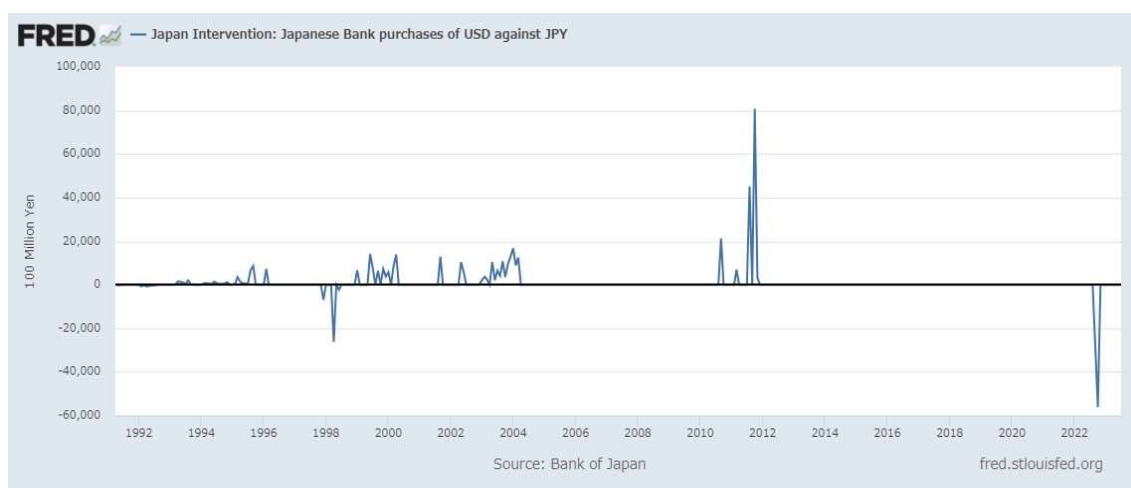


図 1-2 日本銀行によるドル円市場への介入実績 (1991/4/1~2023/6/30)



<sup>1</sup> FRED(最終閲覧 2024/1/13)<https://alfred.stlouisfed.org/>より作成。

図 1-3 アメリカによるドル円市場への介入実績 (1991/4/1~2011/5/31)

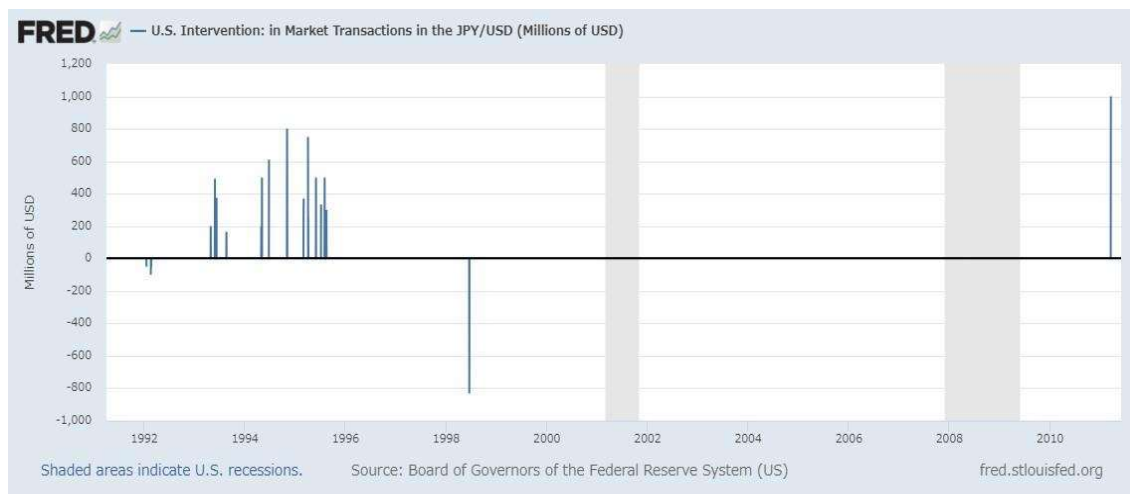


図 1~3 を踏まえ、1991 年 4 月からの公表データから 2023 年 6 月 30 日時点での期間において、四半期別に主な介入時期や当時の経済状況などを簡略に整理したものを表 1-1 にまとめた。

表 1-1 日本の通貨当局による為替介入の歴史

介入時期	介入内容	介入額 (億円)	当時の経済情勢
1955 年 Q1~Q3	円売り・ドル買い	4 兆 9589 億円	日米貿易摩擦 超円高期への対応
1997 年 Q4 ~1998 年 Q2	ドル売り・円買い	4 兆 1061 億円	円安阻止 米国との協調介入
2001 年 Q3	円売り・ドル買い	3 兆 2107 億円	アメリカ同時多発テロ等による円高防止
2003 年 Q1 ~2004 年 Q1	円売り・ドル買い	35 兆 2564 億円	デフレへの対応 非伝統的金融政策
2011 年 Q1~Q4	円売り・ドル買い	14 兆 2970 億円	強い円高トレンド 東日本大震災
2022 年 Q3~Q4	ドル売り・円買い	9 兆 1881 億円	歴史的な円安水準 日米金利差の拡大

このような過去および今後の介入データの公表は、政策についての情報公開・開示 (transparency, disclosure) を重視する最近の流れに沿ったものであると伊藤 (2002) は述べている。このような潮流を踏まえて学界や民間金融界においても、日々変化し続ける為替レートの動向、ひいては介入データへの関心が強く、今後もこの開示データを使って、多くの学術的な研究が日々進められているだろう。

これまでの歴史を踏まえて日本経済は、変動相場制度へ移行した1973年2月以降、為替相場の大幅な変動を経験してきたと言える。そしてわが国では、こうした為替相場変動がもたらす実体経済への悪影響を緩和するために、必要に応じて外国為替市場への介入（「外国為替平衡操作」とも言われる。以下、「為替介入」ないし「介入」）が実施されてきた。まず第1章では、為替介入について、その概要ならびに実務を中心に整理する。

本稿でも、このような実際の介入データを使用し、為替介入政策を評価するための基本となる実証分析の結果を提示したい。今後多く実施されるであろう研究の1頁になれば幸いである。

### 1.1 為替介入の制度的背景

通貨当局が為替相場に影響を与えるために、自ら自国通貨と特定通貨（通常は米ドル）の売買を外国為替市場で行うことを為替介入、正式には外国為替平衡操作と呼ぶ。理論上、資本取引に規制があるなど取引の量が限られている通貨であると、為替介入は比較的效果を上げやすいとされる。しかし、日本や欧州諸国のように資本取引が自由な国においては、為替介入は簡単ではない。例えば、市場参加者の間に、明らかに今の相場はオーバーシュート（経済の実態に合致した均衡水準から外れている状態）だという懸念がある場合は、均衡水準に戻そうという方向での当局の為替介入は効きやすいとされる。逆にそれまでの為替相場が均衡水準から離れており、今、均衡水準に向かって相場が動いている時、それに抗して為替介入しても効果は期待できないことが多い。為替介入はまた、為替需給に影響を与えるだけでなく、為替相場水準に対する通貨当局の見方を明らかにするため、市場参加者の予想形成に大きな影響を与えることになる。このため、当局は、為替介入を検討するときは、今の動きが均衡水準から離れたものなのか、それとも均衡水準に向かった動きなのかについて、実態と乖離した水準に期待を形成させてしまっただけではいけないため、あらゆる角度から慎重に分析すべきである。

為替介入の方法には、一国のみが行う単独介入と、関係国が協力して行う協調介入という2つがある。協調介入は過去、主要通貨の相場の変動がとりわけ大幅かつ急速であったり、経済の基礎的条件からの乖離が非常に大きいと判断されたりした場合に実施された。

そして、日本では、為替介入は財務省が権限を持つと定められている。日本銀行は、特別会計に関する法律および日本銀行法に基づき、財務大臣の代理人として、その指示に基づいて為替介入の実務を遂行しているのである。すなわち、為替介入財務大臣が円相場の安定を実現するために用いる手段として位置付けられており、『外国為替及び外国貿易法』第7条第3項（「財務大臣は、対外支払手段の売買等所要の措置を講ずることにより、本邦通貨の外国為替相場の安定に努めるものとする」）を踏まえ、財務大臣の権限により政策運営がなされるのである。なお、為替介入の実施状況については、財務省統計表一覧（外国為替均衡

操作の実施状況)に月次で公表されている<sup>2</sup>。

そして、日本銀行は、財務大臣の代理人として、財務大臣の指示に基づき、財務省所管の「外国為替資金特別会計」(第2章で後述。以下、「外為特会」)の資金によって為替介入を実施する<sup>3</sup>。また、財務大臣の代理人としての日本銀行が、海外の通貨当局に為替介入を委託することもある(「委託介入」)<sup>4</sup>。こうした場合も、財務大臣の指示に基づき、外為特会の資金によって介入が実施されるのである。なお、分析の中では、財務省と日本銀行を「通貨当局」として統合して考える事にする。これらの他に、海外の通貨当局から日本銀行が委託を受けて為替介入を行うこともある(「逆委託介入」)ほか、複数の通貨当局が協議のうえ、各通貨当局の資金を用いて同時ないし連続的に為替介入を実施することもある(「協調介入」)<sup>5</sup>。

なお伊藤(2002)、Dominguez and Frankel (1993)らによれば、アメリカにおいても、介入については、財務省が所管しており、通常はアメリカ連邦準備制度と協議のうえ決定し、ニューヨーク連邦準備銀行が、介入を実施する。しかし、時には、連邦準備制度の反対を押し切って財務省が単独で介入することもあるという。

表 1-2 通貨当局による介入の制度的仕組みの国際比較

介入	日本	米国	ユーロ圏	英国
決定権	財務省	財務省/FRB	ECB	財務省/BOE
実務の遂行	日本銀行	NY 連銀	ECB	BOE
情報開示	公表	公表	非公表	公表

なお、伊藤(2002)によれば、日本の通貨当局の資金をつかった介入の多くは、東京市場で実行されるが、しばしば「委託介入」として、他の市場(ロンドン、またはニューヨーク)で実行されることがある。このような、日本の通貨当局から外国の通貨当局に「委託」しておこなった介入も、この「介入データ」に含まれている。委託介入実行の年月日には、介入

<sup>2</sup> 詳細は、財務省のサイト(最終閲覧 2024/1/13)を参照。

[https://www.mof.go.jp/policy/international\\_policy/reference/feio/data/index.html](https://www.mof.go.jp/policy/international_policy/reference/feio/data/index.html)

<sup>3</sup> 『日本銀行法』では、日本銀行は、「本邦通貨の外国為替相場の安定を目的とするものについては、(中略)国の事務の取扱いをする者として行うものとする」(第40条第2項)と規定されている。また、『特別会計に関する法律』は、「財務大臣は、前条の規定による外国為替資金の運営に関する事務を、日本銀行に取り扱わせることができる」(第77条)と定めている。

<sup>4</sup> 「委託介入」はあくまで日本の資金が用いられているという意味で、海外の通貨当局が自己の資金を用いて行う介入とは異なる。

<sup>5</sup> 逆委託介入では、委託した海外通貨当局の資金を用いて行われることになる。

の行われた市場の現地時間の年月日を使用されている。また、介入データは、日次データであるので、一日の中で、介入にからむ取引が何回行われたかはわからない。そこで、一日のなかで何回介入が行われても、一日の介入の合計金額のみを示し、介入回数は一回とみなす。つまり、本稿の分析でも伊藤（2002）と同様に介入回数とは、介入が行われた日の日数と同義であるとする。

そして『日本銀行法』では、日本銀行は、「本邦通貨の外国為替相場の安定を目的とするものについては、（中略）国の事務の取扱いをする者として行うものとする」（第40条第2項）と規定されている。また、『特別会計に関する法律』は、「財務大臣は、前条の規定による外国為替資金の運営に関する事務を、日本銀行に取り扱わせることができる」（第77条）と定めている。すなわち、日本の通貨当局（財務省、日本銀行）によって実施される為替介入は、円相場の安定を主たる目的としていることが考えられる。

## 1.2 日本における為替介入の実務

前節の通り、日本銀行は、財務大臣の代理人として為替介入を実行するが、そのフロント事務を担うのが金融市場局為替課（以下、日銀為替課）、バック事務を担うのが国際局国際業務課バックオフィスグループである。日銀為替課では、為替ディーラー等の市場参加者や、日本銀行の海外事務所および海外中銀と緊密にコンタクトをとる一方、内外の情報提供サービス会社の情報も利用することによって、為替相場動向を注意深く把握・分析しているとされる。さらに、海外における債券・株式市場の動向、商品市況等についての情報収集・調査も行っており、為替相場を軸にした多面的なモニタリング体制を敷いている。このようにして収集された情報は、日本銀行内において金融経済情勢に関する判断材料の一つとして政策委員会等に報告を行っているほか、介入に関する財務大臣の代理人としての立場から、毎日、財務省の為替介入担当部署である国際局為替市場課（以下、財務省為市課）に報告されているのである。そして、日本銀行 HP によれば、為替介入の決定プロセスにおいては以下の通りである。何らかの経済ショックなどにより為替相場が急激に変動し、財務大臣が為替介入の必要があると決断すると、財務省為市課は日銀為替課にその旨の連絡を行う。日銀為替課は、為替相場の変動要因や、介入決定の判断に資するようなマーケット情報を財務省為市課に提供している。これを受けて財務省為市課は、日銀為替課に対し介入実行の具体的指示を行い、日銀為替課によって介入が実施される。日銀為替課は、介入の実行と平行してマーケット情報を集め、市場の反応等を財務省為市課へ提供し、これを基に実施方法が見直されることもある<sup>6</sup>。

---

<sup>6</sup> 日本銀行 Web ページ <https://www.boj.or.jp/about/education/oshiete/intl/g19.htm>（最終閲覧 2024/1/13）に基づく。

### 1.3 介入の意図の分類

本節では、実際の為替介入政策は、円相場の安定という本来の目的を達成するために、どのような政策意図を持って実施されるのかという点に着目する。伊藤（2002）によれば、外国為替介入は、為替レートの変化率に対して影響を与えることで円相場の安定を図ることにあるとされる。加えて、実際に介入が実施されるタイミングについては、直近の為替の動きを止めようとする「風に逆らう」（Lean against the wind）タイプのもの（円高傾向の時に円を売る、あるいは、円安傾向の時に円を買う）と、直近の為替の動きを助長するような「風に乗る」（Lean in the wind）タイプのもの（円高傾向の時に円を買う、あるいは、円安傾向の時に円を売る）に大別される。後者の場合、通貨当局は為替レート水準については、望ましい水準への回復を早めるために実施される介入と考えられる。さらに、それぞれのタイプのなかで、どこまで強力な介入を目指すかという区別も同様に考えられる。まず「風に逆らう」タイプの介入の中には、通貨の急激な変動を避けるための「円滑化介入」（Smoothing）と、通貨の変化の方向を変える「反転介入」（Reversing）の二つに分けて考えることができる。すなわち「円滑化介入」では、直近の円ドルレートの変化が急すぎる場合の介入となる。なお、円滑化介入として成功したかどうかの判断の基準は、介入後の円ドルレートの動きが、介入前と同じではあっても、変化率で見ると、介入前より介入後の方が小さくなっているかどうかによって判断できる。同じく、より積極的に円ドルレートの動きの反転を目指す介入、つまり「反転介入」の場合の成功の判断基準は、介入後の為替レートの動きが、介入前とは反対になる、つまり、介入の方向から予想される方向と一致する（円売り介入は円安、円買い介入は円高）となることである。総じて、介入が為替レートの変化率に対して効果をもったかどうかを判断するにあたっては、その介入がそもそもどのような意図で行われたかを、明確にする必要があるといえる。ただし介入効果の分析にとって重要な考察観点とは、介入があった場合となかった場合の比較であると伊藤（2002）は指摘する。しかしながら、為替レートの動向のモデル化そのものが難しいことに加え、実際の為替介入がなかったならばという Counterfactual（反実仮想）の設定も困難を極める。このような問題に直面している為替介入政策の有効性に対する分析であるが、介入目的と意図の分類は、表 1-3 にまとめることができる。

このような観点に着目しながら、本稿では「円高是正」を目的とした為替介入政策が大半を占めるため、直近の為替レートの動向も踏まえ、適宜、介入政策の有効性を整理することにする。

また、伊藤（2002）によれば、評価の対象とする介入意図以外にも、Target zone 維持を目的とする介入も存在する。すなわち、通貨当局が、ある一定の水準以上の円高にならない（円安にならない）ということを目的に介入するケースである。しかし、ある時点における Target zone を事前に知ることはできない。（Target zone があったかなかったか、あるいは、あったとしても公表されていなかった。1985年9月のプラザ合意以降、1986年2月

表 1-3 介入の目的、意図による分類

目的・手段	直前の状況		介入意図
円高是正 円売り・ドル買い	風に逆らう介入 (直前：円高)	円滑化	円高圧力の抑制
		反転	円安へのシフト
	風に乗る介入 (直前：円安)	押上げ	円安のさらなる加速
		駄目押し	円高への転換阻止
円安是正 円買い・ドル売り	風に逆らう介入 (直前：円安)	円滑化	円安圧力の抑制
		反転	円高へのシフト
	風に乗る介入 (直前：円高)	押上げ	円高のさらなる加速
		駄目押し	円安への転換阻止

のルーブル合意を経て、1986年の10月ころまでは、ある種の Target zone があったとの見解が、学界や市場ウォッチャーの間では有力な見解であるが、1990年代については、このような指摘はない。)ある介入ある時点ここでは、Target Zone の維持介入については、Target zone の水準がわからなくては評価できない<sup>7</sup>。したがって、Target zone 維持を目的として介入は、それが Smoothing か Reversing かどうか観察者にとっては同義となってしまう。そこで、本稿でも伊藤(2002)と同じく、Target zone の維持という介入政策の意図に対する評価は省略した。

---

<sup>7</sup> Ito, Yabu(2020)では順序プロビットモデルにて介入の政策反応関数を推計し、介入が実施されない為替レートの水準(中立帯)について言及している。

## 2. 外貨準備と為替介入の仕組み

外貨準備と為替介入には密接な関係にある。なぜならば、為替介入を実施する際に使われる資金であるからである。もし外貨準備高が不足していたとしたら、外国為替市場で自国通貨が急激に変動した場合においても為替介入が困難となり、為替介入の主たる目的である自国通貨の安定化が達成できない状況になりかねない。つまり、外貨準備は外国為替市場での自国通貨の安定化のためのセーフティーネットとしての役割を果たしていると言っても過言ではない。この点を踏まえ、本章では外貨準備と為替介入の関係について整理する。

### 2.1 外為特会の存在意義

財務省によれば、外国為替資金特別会計(以下、外為特会)は、外国為替相場の安定(為替相場の急激な変動の際の為替介入など)のために設置されている。昭和24年、外貨管理権がGHQから日本に委譲されたことに伴って創設された外国為替特別会計を前身とし、その後、昭和26年に正式に外国為替資金特別会計となった経緯がある<sup>8</sup>。

なお特別会計法によれば「(目的)第七十一条外国為替資金特別会計は、政府の行う外国為替等の売買等を円滑にするために外国為替資金を置き、その運営に関する経理を明確にすることを目的とする。」とされている。外国為替資金特別会計は、円売り・外貨買い介入に伴って取得した外貨を資産、円を調達するために発行した政府短期証券を負債として保有している。また、保有外貨資産の利子収入等を歳入とし、政府短期証券の利払い等を歳出として経理している。歳入と歳出の差額である毎年度の利益(決算上剰余金)は、一部を外国為替資金特別会計の運用資金である外国為替資金に組み入れ、残りを一般会計や翌年度の外国為替資金特別会計の歳入に繰り入れている。そして外国為替資金特別会計が保有する外貨資産は安全性及び流動性に最大限留意した運用を行うこととし、この制約の範囲内で可能な限り収益性を追求するものと述べられている。また伊藤、藪(2017)によれば、通貨当局は外国為替市場にとっては比較的規模の大きな「投資家」である。外貨を市場で売買することで需給バランスに影響を与え、為替レートを動かすことも多い。さらに通貨当局は必要があれば、為替介入以外の金融政策や財政政策も使う(というシグナルを発する)ことで為替相場に影響を与えることができる。理論的には、為替レート変動がある一定の均衡レートの周りを長期的な周期を描いて循環している中では、(均衡レートに対して)大きく円高のときに円売り介入、大きく円安のときに円買い介入を行えば、極端な円高、円安を防ぐことができる。さらにドルを安く買い、高く売ることになるため売買益が出る。売買損益をみ

---

<sup>8</sup> 財務省 HP 外国資金特別会計(最終閲覧 2024/1/13)より。

[https://www.mof.go.jp/policy/international\\_policy/gaitame\\_kawase/foreign\\_exchange\\_fund\\_special\\_account/index.html](https://www.mof.go.jp/policy/international_policy/gaitame_kawase/foreign_exchange_fund_special_account/index.html)

ることで、介入が平均的に相場安定化の手法で行われていたかが分かる。この視点はミルトン・フリードマン(Friedman (1953))が指摘したことで有名である。

なお、Taylor(1982)は、70年代における先進国の中央銀行は為替介入によって有意な損失を生じさせており、為替介入は相場を不安定化させていたと指摘した。しかし、その後の研究において、為替介入による利益は観察期間の選択によって変わり得るが、一般的には、為替介入は長期的に利益を生じさせていたことが判明している。

## 2.2 介入実施における資金フロー

本節では、外為特会の仕組み、ならびに為替介入時の資金の流れについて整理する。伊藤、藪(2017)に基づけば、日本の通貨当局の具体的な介入、外貨準備の保有は、次のような制度的な仕組みによっている。円売り・ドル買い介入のためには、円建てのFBを発行して、円を調達、それによってドルを購入する。外国為替特別会計(以後、外為特会)には、負債としてFB、資産として外国債が計上される。後者が外貨準備となる。

表 2-1 介入による外為特会と日銀のバランスシートの変化

外為特会と日銀のバランスシート			
外為特会		日本銀行	
資産	負債	資産	負債
外貨資産	円債券(為券)	為券 他の短期債券 長期国債	日銀券  準備預金

そして、このバランスシート上にある外貨準備からの利益は、次の3項目に分解される。外国債から得られる金利収入からFBの金利支払いを引いた「運用差益(損)」、円売り・ドル買い介入により取得したドルの取得資金(円建て)から円買い・ドル売り介入により売却したドルの売却収入(円建て)の差である「売買差益(損)」、保有する外貨準備の取得コストと現在の市場レートでの評価の差である「評価差益(損)」である。

また通貨当局によって実施される為替介入は、以下の2つのパターンとそれに準ずる資金の流れがある。①円売り・外貨買い介入の場合は、政府短期証券の発行により円貨を調達し、外国為替市場における為替介入により円貨を売却し、外貨を購入する。一方で、②円買い・外貨売り介入の場合は、外貨建債券の売却等により外貨を調達し、外国為替市場における為替介入により外貨を売却し、円貨を購入するという操作となる。なお、一般的に通貨安を阻止するための自国通貨買い(日本の場合は円買い)の介入は各国が保有する外貨準備が原資となる。しかし、外貨準備の残高という上限があるため、通貨当局にとっては難しい選択を迫られているのである。

外為特会の具体的な事業内容は、以下の通りである。外為特会は、円売り・外貨買い介入に伴って取得した外貨を資産、円を調達するために発行した政府短期証券(FB)を負債として保有している。また、保有外貨資産の利子収入等を歳入とし、政府短期証券の利払い等を歳出として経理している。そして、歳入と歳出の差額である毎年度の利益(決算上剰余金)は、一部を外為特会の運用資金である外国為替資金に組み入れ、残りを一般会計や翌年度の外為特会の歳入に繰り入れている。ただし、谷内(2008)によれば「外貨準備として保有する外貨資産には当然為替リスクがあるが、政府は先物取引などでヘッジしていない。したがって、外貨準備保有は、政府による円キャリートレードであるとも言える。円キャリートレードとは、内外の金利差に着目して、低金利の日本で融資を受けその資金を外貨に転換して、高金利の国でヘッジなしで運用する取引であり、外国のヘッジファンドなどが行うリスクを伴う投資手法である。」と外貨準備の政策の在り方についても提言している。

### 2.3 外為特会からみる介入パターンの差異

鈴木(2010)によれば、実際の為替介入は、政府の外国為替資金特別会計(外為特会)で管理される外為資金を用いて、日本銀行が市中の金融機関を相手に外貨の売買を行うことで行われる。例えば、円高時の為替介入(円売りドル買い)では、政府が政府短期証券の発行によって、日銀もしくは国内金融市場(市中の金融機関)から調達した円貨資金で、外国為替市場(市中の金融機関)が保有している外貨(ドル)を購入する。このとき、各金融機関にはドル売却代金として円貨が支払われることになる。実際の円貨の支払いは日銀の当座預金を利用されるため、日銀から金融市場へ円貨の資金が供給されることを意味する。この通貨供給量の増加は、その他の条件が一定ならば、金利低下を促す(量的緩和政策下では日銀当座預金残高を増加させる)。このように為替介入は金融政策運営に影響することになると考えられている。このように為替介入による金融市場の資金需給の変化に対して、日銀が金融調節(円売りドル買い介入の場合は、資金吸収オペ)によって変化を相殺するものが「不胎化された介入」(不胎化政策)と呼ばれ、反対に相殺しないものは「不胎化しない介入」(非不胎化政策)と呼ばれる。金利の一層の低下もしくは量的緩和拡充策として非不胎化政策が求められたのは、為替介入が金融政策運営にも関係していることが理由にあると考えられる。

上記を踏まえて、本節では、不胎化および非不胎化政策における資金フローの差異について、円高是正として行われる円売りドル買い介入のケースを想定した上で、日本銀行、政府(外国為替資金)、民間金融機関の三者について、為替介入にかかるバランスシートの変動を考察する。

まず、為替介入(ドル買い)に要する円貨資金については、基本的には政府が保有している政府短期証券を売却して調達することとなり、実際の決済は為替介入が実施された2営

業日になる<sup>9</sup>。しかし、予期できない為替介入については、市場から調達するまでの間、一時的に日本銀行が引き受けることもある<sup>10</sup>。この場合には、日銀のバランスシートは、資産に政府短期証券、負債に政府預金が増加する。外国為替資金は、この逆であり円貨が調達される。次に、政府はこの円貨資金を用いて民間金融機関から外貨を購入するが、その代金の円貨については、日本銀行の負債上の、政府預金から民間銀行の当座預金に振り込まれることになる。この時点で、日銀の当座預金は増加するので、金融政策運営に影響することになる。よって、日本銀行による円売り介入に伴う資金吸収オペレーションが行われなければ、現状の実質ゼロ金利政策のもとでは追加的な量的緩和の状態になる。しかし、民間金融機関サイドでは外貨が円貨に振り替わったにすぎず、円貨だけでなく他の資産や与信を含めた広義の資金という視点からは、市場における資金の量は増えていない。そして、政府は日銀引受けの政府短期証券を償還するため、市場で政府短期証券を発行し円貨を調達する。政府短期証券の購入に当たっては、民間金融機関は政府に円貨代金を支払うが、これは日銀負債上の、民間金融機関の当座預金から政府預金に振り込まれることになる。最終的には、その円貨資金で日銀引受けの政府短期証券が現金償還される。これら為替介入に関する一連の動きについて最終的には次のようになる。つまり、外国為替資金は政府短期証券を調達して外貨（ドル）を購入する一方、民間金融機関は外貨（ドル）が政府短期証券に振り替わっただけである。

表 2-2 不胎化介入(Sterilized intervention)によるバランスシートの変化

外為特会		日本銀行	
資産	負債	資産	節 A
外貨資産 △外貨資産 (介入)	円債券 (為券) △為券	為券 △為券 ▲他の短期債券 長期国債	日銀券 (不変)  準備預金 (不変)

表 2-3 非不胎化介入(Unsterilized intervention)によるバランスシートの変化

外為特会		日本銀行	
資産	負債	資産	節 A
外貨資産 △外貨資産 (介入)	円債券 (為券) △為券	為券 △為券 他の短期債券 (不変) 長期国債	日銀券 △日銀券 △準備預金 準備預金

<sup>9</sup> なお本稿の分析では、決済に関する  $t + 2$  日ルールを厳密に考慮していない。

<sup>10</sup> 国庫余裕金を使用する。詳細は「対政府取引に関する基本要領」(1999)を参照。

総じて、円売りドル買い介入の資金フローを整理してきたが、日本銀行のバランスシートは、表 2-2 のように一時的な増減が存在して金融政策運営に影響を与えるものの、最終的には変化はないと考えられる。このように、広義の資金全体としてみれば、不胎化された為替介入は中立であるとみることもできる。もちろん金融政策が、ある程度のプラスの金利を誘導するという通常状態の金融政策である場合には、昨年実施された 24 年ぶりの円安是正を目的とした為替介入は、最終的に中立であったとしても、その過程における資金移動で金融政策運営に影響を与えることになるだろう（法定上必要な当座預金残高は 7 兆円程度）。しかし、現在のような実質ゼロ金利政策の場合には、金利への影響はほとんどないと考えられる。また、為替介入にかつての当座預金残高を政策目標とする量的緩和効果を期待するならば、当座預金に対して最終的には中立的な為替介入に求めるのではなく、金融政策運営自体の変更を求めるものでなければならないだろうと鈴木（2010）は指摘している。

## 2.4 日本の外国為替市場介入と外貨準備管理の問題点

熊倉(2013)によれば「わが国と他の先進諸国の通貨政策の違いには政策運営上の制度環境の違いが無視できない影響を与えている。わが国の外為特会では経済原理と相容れない経理が行われ、それが円売り一辺倒の為替介入を行いやすくしている。また、外貨準備の巨額化にも関わらず情報開示が乏しく、そのことも無計画な為替介入や不透明な外貨準備の利用の一因になっていると思われる。さらに、わが国では政府の通貨政策に対して日銀が受動的に行動せざるをえず、それが日銀の財務環境を悪化させているだけでなく、巨額の為替介入や外貨準備の財政コストに対する国民の関心を低下させている。」という。

なお以下、図 2-1 に月次介入総額と外貨準備、マネタリーベース平均残高の推移（2000 年 4 月～2023 年 6 月）を記載した<sup>11</sup>。右軸は、月次介入合計額（単位：億円）を表しており、左軸は外貨準備、ならびマネタリーベース平均残高（単位：億円）を示している。

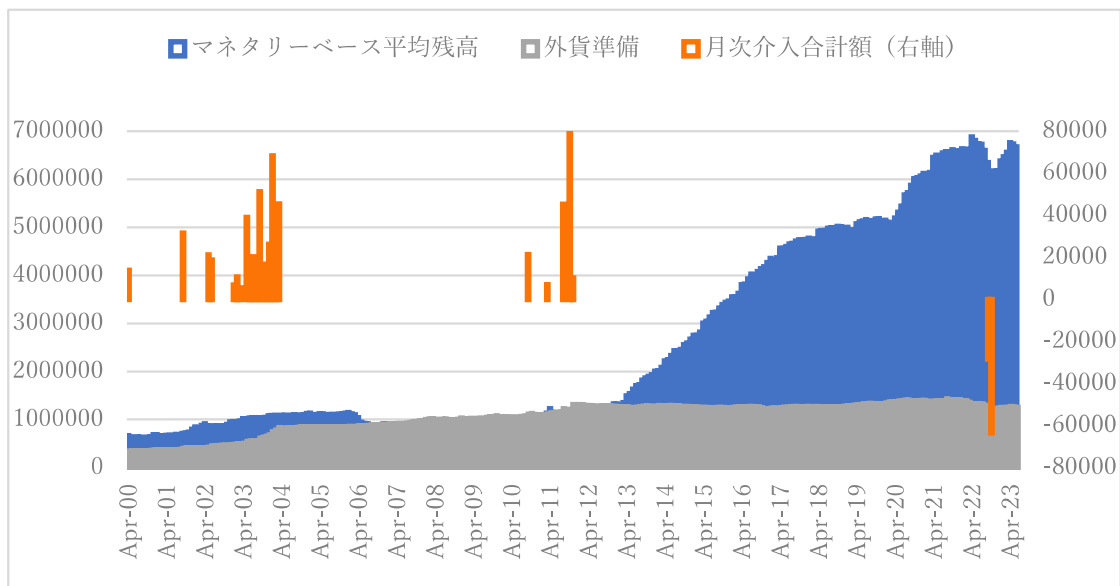
また「現行の外国為替資金特別会計では経済原理と相容れない経理が行われ、短期債務と純負債を増加させながら他の政府会計に資金が融通されている。また、介入による外貨準備の巨額化にも関わらず、その運用状況の情報開示が十分でなく、国民の資産が望ましくない目的に利用されるリスクが高まっている。さらに、わが国では政府が独自に為替介入の判断を行っているにも関わらず、その費用の相当部分が日銀によってファイナンスされ、後者の財務環境の不安定化や政府との関係悪化をもたらしている。わが国において他の先進国並みのガバナンス体制が確立された場合、現行のような円売り偏重の巨額介入は困難になる可能性が高い。」と言及していることから我が国の外貨準備の政策分析には改善の余地があるように見受けられる。加えて、藤井(2014)によれば、外為特会は、剰余金を発生させ

---

<sup>11</sup> データの出所は、日本銀行時系列データ検索サイト（2024/01/14 最終閲覧）

<https://www.stat-search.boj.or.jp/>より。

図 2-1 マネタリーベース、外貨準備、月次介入総額の推移 (2000.4~2023.6) (単位：億円)



出所：日本銀行時系列データ検索サイトより筆者作成。

やすい構造を内在している。剰余金はその一部が一般会計歳入の財源として充当され、その他は積立金として積み立てられてきた。平成 26 年度から積立金制度は廃止されたものの、積立金に相当する額の規模は示されている。外為特会の健全な運営の確保に係る要請と、一般会計の財源として果たす重要な役割とのバランスを考えながら、予算編成過程において一般会計歳入への適正な繰入の規模を探っていく必要があるとされる。

### 3. 為替介入の効果の理論的検討

外国為替介入に対する研究の主な課題は、通貨当局による自国通貨建ての通貨建て資産とその資産交換の実際の影響を解明することにある。Popper(2022)によれば介入の意味は主に、介入がどのように混合されるかによって決まるとされる。すなわち、重要なことは国内の金融調節、資本収支規制などの他の政策ツール、そしてマクロプルーデンス政策などの状況によって、外為市場介入の効果は異なる可能性があるということだ。たとえ機械的な意味であっても、他の貸借対照表の運用と組み合わせることで金融政策の側面を有する。なぜならば、外国為替介入は、運用上、中央銀行の国内バランスシート取引に匹敵する以上、中央銀行の通貨を限られた範囲の短期証券と交換する国内の公開市場操作に類似するからだ。同様に、これは、中央銀行の負債を長期債やリスク資産と交換する非伝統的な金融政策運営に共通点があり、マネーサプライにも影響を与え、ひいては通常時に対応する政策金利にも影響を与える可能性がある。このような経緯を踏まえ、第3章では国際マクロ経済学の観点から外為市場介入の理論的背景について考えていく。

#### 3.1 外為市場介入に関する先行研究

主要各国が1973年に変動為替レート制に移行してから、すでに20年以上が経過した。しかし、これまでの変動レート制度は通貨当局が為替市場にまったく介入しないというクリーンフロート制度ではなかった。序章で言及した通り過去に通貨当局が外国為替市場に頻繁に介入してきたこと、また介入額もときには相当な額にのぼっていたことは事実であることから現在の変動レート制は管理フロートと呼ぶ方がふさわしいだろう。

なお為替市場介入がマクロ経済に及ぼす長期的な効果の実証分析、ならびに為替市場介入の理論全般に関する分析を行ったものとして代表的な先行研究は、Boyer (1978)、Kenen (1981)、Genberg (1981) および Pilbeam (1991) などがある。また介入政策のうち内外資産が不完全代替で介入が不胎化されるケースを扱った研究には、Marston (1980)、Black (1985)、Blundell-Wignall = Masson (1985) などがある。また Coes (1987) は内外資産の不完全代替であるが、介入が不胎化されないケースを、Natividad = Stone (1990) は、内外資産の不完全代替を仮定し、部分的にしか不胎化が行われないケースを扱っている。一方で、内外資産の完全代替性を想定し不胎化が行われないケースを扱った研究としては Dornbusch (1980)、Mussa (1985)、Turnovsky (1985)などを参照されたい。

#### 3.2 不胎化介入と非不胎化介入の定義

谷内(2008)によれば、為替介入が為替レート決定に影響を持つかどうかの理論的検討に当たっては、介入が不胎化されるか否かの区別が重要となる。したがって、本稿における不

胎化介入(Sterilized Intervention)の定義は、マネタリーベース（したがって、マネーサプライ）の変化を伴わない形で行われる為替介入であるとする。その一方で、非不胎化介入(Unsterilized Intervention)の解釈は、マネタリーベースの変化を伴うといった金融政策の側面を有する介入であるとしよう。

典型的な不胎化介入の例は、中央銀行が外貨買い介入を実施し、同時に（国内通貨で見 て）同額の国債の売りオペを実施するものである（外貨売り介入の場合は、国債の買いオペが行われる）。この場合、外貨買い介入により、民間銀行の銀行準備（日本の場合「日銀当座預金」と呼ばれる）が増加するが、同時に国債の売りオペによって、民間銀行の銀行準備は同額だけ減少し、結局銀行準備の変化はゼロとなる。銀行準備はマネタリーベースの重要な一部なので、不胎化介入の場合は、マネタリーベースは不変に保たれる。一方、非不胎化介入は、中央銀行による国債の反対売買が行われないため、銀行準備が増減し、マネタリーベースも増減することになる。なお、マネタリーベースの増減は、民間銀行の与信行動の変化を通じてマネーサプライの増減につながるため、非不胎化の外貨買い介入は、マネーサプライを増加させ、金融緩和の効果を併せ持つことになる。逆に、非不胎化の外貨売り介入は、金融引締め効果を持つ<sup>12</sup>。このように非不胎化介入は、第2章で述べたようにバランスシートの変化を伴うことから自動的に金融政策の変更をもたらすことになる。ここで留意すべきは、民間銀行（部門全体）のバランスシートの変化である。なお外貨買いの不胎化介入が行われると、民間銀行のバランスシートの資産サイドでは、外貨資産が減少し、同額の国内資産（国債）が増加する。外貨売りの不胎化介入の場合は、当然逆の資金フローが起こる。つまり、不胎化介入とは、民間銀行の外貨資産と国内資産をスイッチさせる操作であると言える。反対に、非不胎化介入ならば、外貨資産と銀行準備が同額だけ変動し、外貨買い介入のケースにおいては、外貨資産の減少額と銀行準備の増加額が等しくなる。なお、外国為替市場介入の効果については、一般的には不胎化介入よりも非不胎化介入の方が、為替レートに与えるインパクトが大きいという経済学的なコンセンサスは存在している。

### 3.3 為替介入のモデル分析

本節では、国際マクロ経済学のフレームワークに基づいて為替介入政策の効果をモデル分析する。具体的には、為替レートの決定に関する資産市場アプローチ（ポートフォリオ・バランス・モデル）に基づく不胎化介入および非不胎化介入のモデル分析、ならびに介入の有するアナウンスメント（シグナル）効果の波及経路を考察する。そして今日のような管理フロート下での政策当局の介入の必要性、ならびに介入政策の在り方について述べていきたい。本章の説明におけるモデルの Notation は、以下の通りである。

---

<sup>12</sup> 詳細は、Kumhof (2010)参照。

## Notation

$e$  : 名目為替レート (本国通貨建て)  $E(e)$  : 期待為替レート  
 $i$  : 本国の名目利子率 (年率)  $i^*$  : 外国の名目利子率  
 $r$  : 実質金利  $\pi$  : インフレ率 (物価上昇率)  $\beta$  : リスクプレミアム  
 $P$  : 本国の物価水準  $P^*$  : 外国の物価水準  $B$  : 本国債権 (公債) 残高  $F$  : 対外純資産  
 $A^S$  : 外国債券 (債権) 保有残高  $A^D$  : 外国債券 (債権) 需要残高  $D$  : 外国債務保有残高  
 $M$  : マネーサプライ  $L$  : 実質貨幣需要量  $Y$  : 国民所得

なお、このモデル分析における仮定は (1)物価( $P = 1$ )、所得( $Y$ )は不変である短期的均衡を想定していること。(2)本国に対して外国変数(\*)は所与であるという小国の仮定を置いていること。(3)将来の期待為替レートは所与であることであること、という3つである。

加えて、投資家は、保有する金融資産の総額を本国通貨 $M$ 、国内債券 $D$ (本国通貨建て) 外国債券 $F$ (外国通貨建て)の形で、分散して保有するものとする。ここまでをモデル分析の前提とし、以下では、本稿の実証分析の対象である「日銀による円ドル市場への介入」を例に、政策当局の介入がドル円レートにもたらす効果について、為替相場の決定に関する資産市場のアプローチであるポートフォリオ・バランス・モデルに基づく理論的背景の整理をしていく。

### 3.3.1 ポートフォリオ・バランス・モデル

徳島(2009)によれば、このモデルは、国際的な資本移動が完全であるという仮定のもと、民間非銀行部門の資産需給均衡で為替レートが決定されるとするものである。ただし、ここで本国債権と外国債券は不完全代替の関係にある点が要点である。また、国際的な資本移動が完全であるならば、経常収支の不均衡をカバーする国際資本移動があるため、外貨需給をはじめ国際収支の均衡が持続することになる。そのため、本節のポートフォリオ・バランス・モデルの分析においては、内生的な為替レートの風向きは存在しない。

まず、このモデルにおける外国為替市場の均衡式は、リスクプレミアムを含むカバー無し金利平価(UIP)となる。

$$\text{外国為替市場の均衡式} : i = i^* + \frac{E(e) - e}{e} - \beta \left( \frac{eF}{B} \right) ; 0 < \beta' \quad (1)$$

ここで、リスクプレミアム( $\beta$ )は、独立変数の増加関数である。なお $F$ は本来、外国債券残高とすることが通常であるが、徳島(2009)に従い、本稿でも対外純資産と定義している。その理由は、債権国のケースと債務国のケースを統一的に分析できるからである<sup>13</sup>。

次に、本国貨幣市場の均衡式は(2)式、外国債券 (債権) 市場の均衡式は(3)式のように定

---

<sup>13</sup>  $0 < \beta$ ならば、本国は債権国( $0 < F, 0 < B$ )、 $\beta < 0$ ならば、本国は債務国( $F < 0, 0 < B$ )となる。

式化される<sup>14</sup>。

$$\text{自国貨幣市場の均衡式：} \frac{M}{P} = L(i, Y) \quad ; \quad L_1 < 0, L_2 > 0 \quad (2)$$

$$\text{外国債券（債権）市場の均衡式：} A^S = A^D \left( i^* + \frac{E(e)-e}{e} - \beta - i \right) \quad ; \quad 0 < A^{D'} \quad (3)$$

そして、 $D$ を外国債務保有残高とすると $F = A^S - D$ という関係を示すことができる。なお、 $D$ は一定であるため、介入による外国債券（債権）保有残高 $A^S$ の増減は、そのまま対外純資産 $F$ の増減となる。また、バランスシートの資産制約式は、以下(4)式のように定義される。

$$\text{資産制約式：} W_0 = M + e_0 A^S \quad (4)$$

なお、右下添え字の0は所与の初期値であり、(4)式は介入により自国貨幣と外国債券が完全に代替されることを意味している。また日本銀行が保有する自国債権を $B^C$ 、外国債券を $A^{SC}$ とすれば、日本銀行のバランスシートは、(5)式のようになる。

$$\text{日本銀行のバランスシート：} B^C + e_0 A^{SC} = M \quad (5)$$

そして、(5)式を資産制約式(4)に代入すれば、介入に伴い日本銀行が実施するオペレーションの関係を $W_0 = B^C + e_0 (A^{SC} + A^S)$ のように定式化することができる。ここで、日本銀行が保有するドル債権 $A^{SC}$ と外国債券保有残高 $A^S$ は完全に代替し、合計は一定であることから介入に伴う日本銀行のオペレーションによる $B^C$ の増減は、 $W_0$ を同じ方向に増減させることが考えられる。

### 3.4 不胎化介入と非不胎化介入の比較

本節では、前節で述べたポートフォリオ・バランス・モデルをベースに、不胎化介入が為替レートに与える効果を非不胎化介入のそれと比較しながら考察していく。

なお、以下図 3-1 において外国為替市場の均衡式(1)は第1象限、自国貨幣市場の均衡式(2)は第4象限、外国債券（債権）市場の均衡式(3)は第2象限、そして、資産制約式(4)は第3象限に図示しており、介入前の初期値( $e_0, i_0, M_0, A_0^S$ )が決まっている状況である。

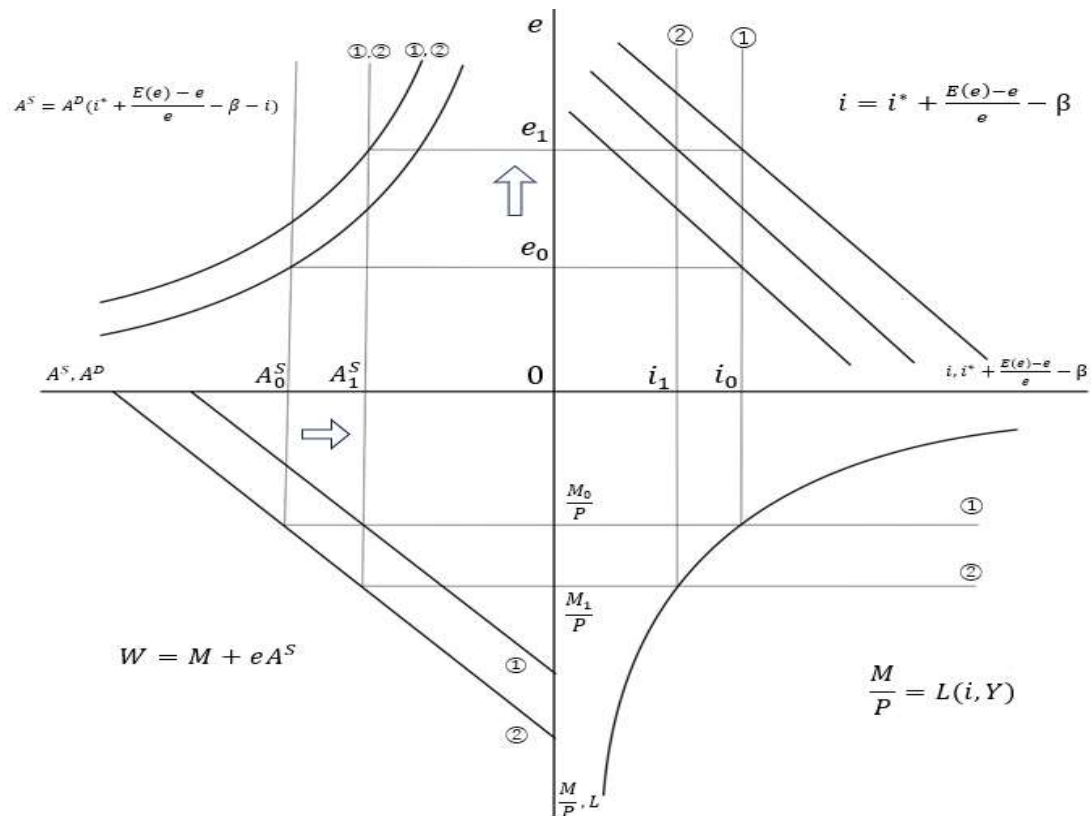
図 3-1 は、円売り・ドル買い介入のケースを分析している。そして、①は不胎化介入、②は非不胎化介入のケースをそれぞれ示している。①不胎化介入のケースでは、 $M = M_0, i = i_0$ と貨幣供給量、自国金利水準が不変であることから自国の貨幣市場の影響はない。ただし、円売り介入に伴う日本銀行の売りオペにより自国債券（公債）残高 $B$ が増加することで、リスクプレミアム $\beta$ の減少、加えて、総資産 $W_0$ をも減少させることにより、ドル円レートを

---

<sup>14</sup> 貨幣需要関数は、宮尾(2017)に基づく一般的な性質を持つと想定している。

減価( $e_0 \rightarrow e_1$ )させている。

図 3-1 不胎化介入と非不胎化介入の図解的分析



(出所：徳島(2009) 一部筆者加筆)

一方で、②非不胎化介入のケースでは、まずドル債券（債権）残高 $A^S$ の減少による対外純資産 $F$ の減少が、リスクプレミアム $\beta$ を減少させることにつながる。そして、理論上、それが貨幣供給量 $M$ の増加に伴う、自国金利 $i$ の下落によって、ドル円レートを減価させていることになる。なお徳島（2009）によれば、本節で分析に使用したポートフォリオ・バランス・モデルでは、自国債券（公債）残高 $B$ に対するホーム・バイアスが強く、リスクプレミアム $\beta$ が十分に反応するような状況であれば、①不胎化介入は②非不胎化介入と同等またはそれ以上に為替レートに大きな効果をもたらし得ることが考えられる<sup>15</sup>。

### 3.5 期待変化による為替介入の効果

本節では、不胎化された介入が為替レートに影響しうるもう一つの経路として考えられ

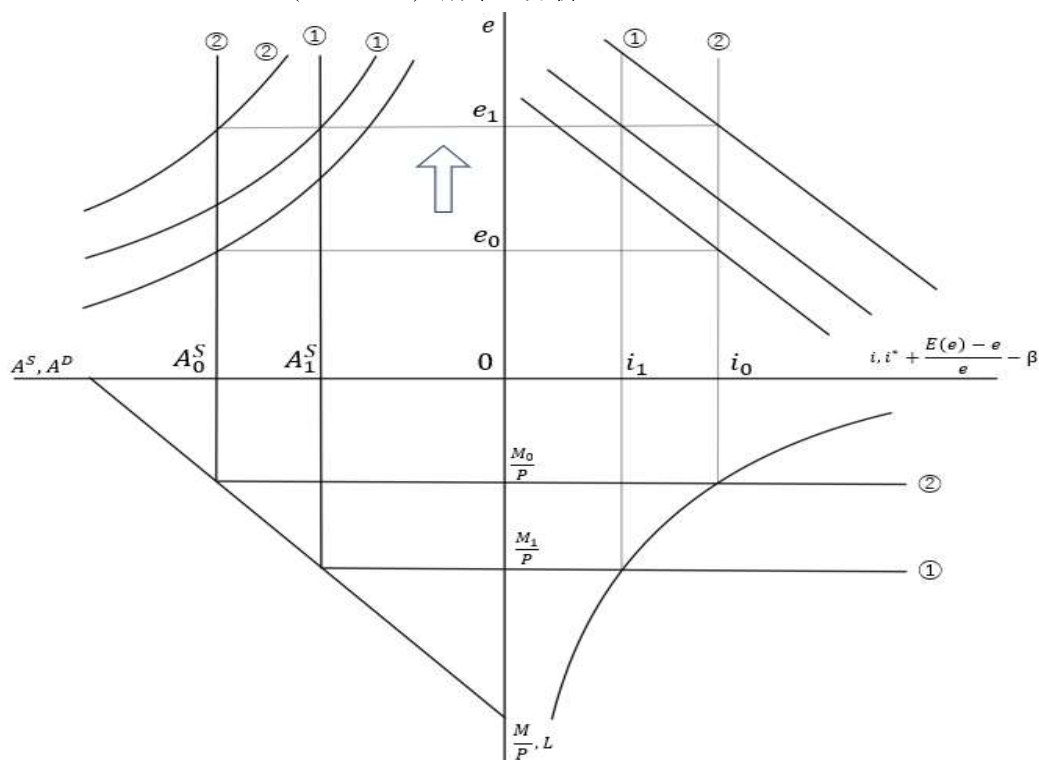
<sup>15</sup> 徳島(2009)によれば、フロー・アプローチ・モデルに基づく分析では、不胎化介入よりも非不胎化介入の方が、為替レートにもたらす効果が大きいと述べている。

ている期待変化による効果についてその理論的背景を整理する。通貨当局（財務省および日本銀行）による外国為替市場での公的介入は、經常面における通貨需給を調整するという効果以外に、当局の意図を市場に公表することによる「アナウンスメント効果」を狙って実施されることもある。なぜならば、また為替レートの決定理論においても期待の変化が重要な役割を果たしていると考えられているからである。加えて、谷内（2008）によれば、中央銀行が介入政策の実務を担うことが、たとえ現行の金融政策の変更を伴わなくとも、将来的な金融政策の変更を示唆するというシグナルを市場に送るケースも考えられるという。また不胎化介入のシグナル効果についての代表的な研究は、渡辺（1999）があげられるが、完全情報の仮定や介入の情報伝達機能はモデルが示唆するほどものではないという点で今後の研究課題も残されていることは事実である。

以下では、簡略ながら前節と同様のポートフォリオ・バランス・モデルに基づき、外国為替市場介入と期待変化の関係がもたらす為替レートへの影響について整理していく。

まず図3-2は、円売り・ドル買い介入のパターンを想定している。なお図中の①は将来の期待為替レート $E(e)$ が一定であるケースを、②はリスクプレミアム $\beta$ が一定であるケースを分析している。

図3-2 アナウンスメント（シグナル）効果の分析



(出所：徳島(2008) 一部筆者加筆)

図3-2での分析から、将来の期待為替レート $E(e)$ を所与としたケース①では、円売り介入によりドル建て債券保有残高の減少に伴う対外純資産の減少により、リスクプレミアム

$\beta$ が下落した結果、それがドル円レートを減価させていると考えられる。対照的に、一定のリスクプレミアム $\beta$ を仮定したケース②では、円売り・ドル買い介入による将来的な円安・ドル高期待により $E(e)$ が上昇することによって、現行のドル円レートが減価( $e_0 \rightarrow e_1$ )することになるといえる。なお、徳島(2008)によれば、②のようなケースにおいて、市場の期待の変化が均衡レートを目標とするレートに近づけた結果、必要な介入額が減少することが明らかになっている<sup>16</sup>。

このような分析を踏まえると、理論上、介入政策が市場の期待を変化させることで現在の為替レートに影響を与えるチャネルは存在しうると考えられる。加えて、前節で取り上げたように、非不胎化介入は金融市場の変化(マネタリーベース、マネーサプライ、自国の金利)の変化を通じて為替レートに影響を与え得る。しかし、日本の制度上、通貨当局による市場介入はほぼ確実に不胎化(介入額と同額の政府債券を売却(購入)し、市場の余剰(不足)資金を解消する操作)されるため、市場介入の実質的な効果は概ねアナウンスメント効果に限定されることとなるだろう<sup>17</sup>。

ただし、本節で述べた不胎化介入におけるシグナル効果は、国内資産と外国資産の完全代替性の有無によらず為替レートに影響をもたらしうる点に留意する必要があると言える。したがって、また実際の介入を伴うことなく、口先介入などのアナウンスで市場参加者の将来の為替レートを変化させることで介入が実施されない時点で現行の為替レートに影響を与える経路をアナウンスメント効果として区別できるのではないだろうか<sup>18</sup>。

なお、丹波(1980)によれば市場介入のアナウンスメント効果およびシグナル効果が有効に機能するためには、それによって将来の金融政策が変わることを市場参加者が信じる必要がある点だ。ここでポイントとなるのは、①介入が日本の通貨当局のみによる単独介入なのか、他国(米・EU)の通貨当局と連携した協調介入なのか、②市場参加者による円高(円安)期待がどの程度の高まりを持っているか、③通貨当局がどの程度の規模の介入を行う意思を表明しているか、といった点である。

総じて、国際金融市場の高度化や金融政策の変化も考慮すれば、一概に決定的な結論を導き出すことは困難かと思われるが、さまざまなモデルに基づく為替レートの決定理論や介入政策の有効性に関する理論的な背景を整理することは有意義なことであると考えられる。そして、今日における管理フロート制のもとでは、明確な政策運営ルールが存在しないからこそ、為替相場の安定化を目的とした介入政策ならびに政策当局の意思決定の重要性は高まっているのではないだろうか。

---

<sup>16</sup> 徳島(2008)より、必要介入額の減少はフロー・アプローチ・モデルでも同様に説明可能である。

<sup>17</sup> 内外資産が完全代替的である場合を想定している。

<sup>18</sup> 日本経済新聞によれば2023年11月に神田財務官が「介入はスタンバイ状態にある」という発言を公にされた等、「口先介入」の実例もある。

## 4. 推定モデル及びデータ

### 4.1 先行研究

まずは、本稿で観察対象期間として設定した時期において、日本銀行の為替介入の影響を分析した代表的な先行研究について取り上げ整理したい<sup>19</sup>。該当期間における日本の通貨当局による介入に関する先行研究では、以下のような結果がそれぞれ導かれることとなった。特に、Dominguez (2003)、Ito (2003、2004)、および Fatum and Hutchison (2004、2003)らは日銀の公式介入データを毎日の頻度で分析している。そして各研究者がそれぞれ非常に異なる分析手法を採用しているのにも関わらず、どの先行研究からも同様の結論に達していることが、特に興味深い点であると考察できる。

なお、以下表 4-1 は、日本銀行による為替介入の有効性を評価することに関連する代表的な実証研究とその結果の概要をまとめたものである。

表 4-1 日本銀行による為替介入に関する代表的な実証研究一覧

研究者	観察対象期間	分析手法	重要な発見
Dominguez (2003)	1991年6月 ～2002年6月	イベントスタディ 時系列分析	<ul style="list-style-type: none"><li>・短期的には有効かつ「正しい」方向へ使用</li><li>・5つのエピソードのうち3つで48時間、有効性が持続</li><li>・エピソードが持続している間は有効ではない</li><li>・最後の介入操作から3ヶ月以内に有効</li></ul>
Fatum and Hutchison (2003)	1991年4月 ～2001年3月	イベントスタディ	<ul style="list-style-type: none"><li>・短期的には有効（1ヶ月未満）</li><li>・金利変動による有無に関わらず有効</li><li>・覆面介入か公表かに寄らず有効</li><li>・FRB と日銀の両方による大規模な介入は最も成功する可能性が高い</li></ul>
Fatum and Hutchison (2004)	1991年1月 ～2004年3月	マッチング分析	<ul style="list-style-type: none"><li>・介入が低頻度であった 1999～2002年のサブサンプル中で有効(営業日の3%)</li></ul>

<sup>19</sup> Fatum, Hutchison(2005) Table 3 を参照。加えて Dominguez (2003) Dominguez and Frankel (1993); Edison 1993,Sarno and Taylor (2001)なども参照されたい。

			<ul style="list-style-type: none"> <li>・介入頻度が高かった 2003 年のサブサンプルでは有意な影響はなし (営業日の 35%)</li> <li>・介入が非常に頻繁であった 2004 年の第 1 四半期の間は効果無し (営業日の 85%)</li> </ul>
伊藤(2002)	1991 年 4 月 ～2001 年 3 月	重回帰分析	<ul style="list-style-type: none"> <li>・1991 年～1995 年前半で有効</li> <li>・1995 年後半～2001 年で有効</li> <li>・日米協調介入による効果の増進</li> <li>・連続的な介入の効果は逡減傾向</li> </ul>
Ito(2003)	1991 年 4 月 ～2001 年 3 月	時系列分析 GARCH(1,1)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・前半(1991 年 4 月 1 日～1995 年 6 月 20 日)では、より頻繁かつ予測可能な介入</li> <li>・前半での介入効果は無効</li> <li>・後半(1995 年 6 月 21 日～2003 年 3 月 31 日)での介入は有効</li> <li>・日米の協調介入はより効果的</li> </ul>
Ito(2004)	2003 年 1 月 ～2004 年 3 月	時系列分析 GARCH(1,1) Ito(2003)と同様	<ul style="list-style-type: none"> <li>・2003～04 年のサンプル期間中で有効</li> <li>・最初の介入はその後に続く介入よりも効果的</li> <li>・介入の影響の程度は 1995 年～2003 年の期間よりも小さい</li> </ul>
Watanabe and Harada (2004)	1991 年 4 月 ～2003 年 3 月	時系列分析 GARCH(1,1)  Component GARCH(1,1)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・1991 年～1995 年 5 月は無効</li> <li>・1995 年 6 月～2003 年は有効</li> <li>・日米協調介入は円を減価させる効果を高める</li> <li>・前期と後期で介入政策運営に差異</li> </ul>
Fatum and Hutchison (2009)	1991 年 1 月 ～2006 年 10 月	時系列分析 5 分単位のデータ WLS	<ul style="list-style-type: none"> <li>・1999 年～2002 年の介入は有効</li> <li>・2003 年～2004 年の介入は無効</li> <li>・2003 年以降に介入頻度が急激に高まったことによる影響も考慮</li> </ul>
渡辺、藪 (2009)	2003 年 1 月 ～2004 年 4 月	時系列分析 AR(1)他	<ul style="list-style-type: none"> <li>・不胎化された介入は無効</li> <li>・非不胎化された介入は効果あり</li> <li>・量的緩和期における対応</li> </ul>

ここで改めて、本稿での分析対象である次の2点を確認しておく。第1の焦点は、日本の為替介入政策が為替レートのボラティリティを低下させることで、外国為替市場の安定という本来の政策目的の達成に寄与しているのかを評価するということである。第2の焦点は、観察対象となる期間を、実際に介入政策の実行を意思決定したことがある歴代財務官の任期に対応させることで、より詳細に各サンプルで実施された為替介入の有効性を検討することにある。上記で言及した先行研究のうち、GARCH(1,1)仕様を備えた時系列フレームワークを使用した介入の有効性に関する問題については、Ito(2003)が1991年4月から2001年3月までを対象に調査している。Ito(2003)によれば、観察期間前半の1991年4月から1995年6月20日までは、介入がより頻繁で予測可能であることを示し、このサブサンプルでは介入の有効性が見られなかったことを発見した。実際、このサブサンプルに対するIto(2003)の結果は、おそらく介入が意図したものとは反対の方向に為替レートが変化するという事象と系統的に関連していることを示唆している。つまり、日銀による米ドルの購入（円高是正のための円売り）介入は、かえって米ドルの減価に寄与してしまっていたのである。しかしながら、観察期間後半として設定した第2のサブサンプルである1995年6月21日から2001年3月までに実施された介入は、前半（1991年4月から1995年6月20日）と異なり、為替レートの変動に対して効果的であったと述べている。つまり、推定されたモデルの係数は統計的に有意であり、かつ為替レートを意図した方向に動かしているという点で正しい符号であった。加えて、Ito(2003)はFRBと日本の通貨当局の両方による協調的な介入にも言及し、日銀のみの一方的な介入より効果的であることも発見した<sup>20</sup>。またIto(2004)では2003年1月から2004年3月までの期間を対象に日銀介入の有効性についても研究されていた。そしてIto(2003)と同様の時系列モデルを使用し、2003年から2004年の介入が為替レートに対して効果的であることを発見した。しかし、Ito(2004)の係数推定は、介入が為替レートに及ぼす影響の程度が1995年から2003年のサブサンプル中に実施された介入と比較すると、そのレベルは1/5にまで減少していたことを示した。さらに、Ito(2004)では最初の介入（つまり、事前5日間の介入を実施がなかった場合）が、その後数日間に及んで実施される介入よりも為替レートに与える効果が大きいことを実証した。

加えて、本稿の目的と非常に類似点が多い先行研究であるWatanabe, Harada(2004)の結果も整理しておく。Watanabe, Harada(2004)では、日本銀行(BOJ)の介入が円/ドル為替レートの水準、ひいてはそのボラティリティに及ぼす影響を以下のように検証した。日銀と連邦準備制度(FRB)の公式介入データを使用し、Bollerslevによって提案された従来のGARCHモデル、またEngle and Lee(1999)によって提案されたボラティリティを短期成分と長期成分に分解し推定するというComponent GARCHモデルを使用している。なおWatanabe and Harada(2004)における結論として、日銀の介入は観察期間の後半に該当する1990年代後半から2003年までにおける短期的なボラティリティ成分を減らすだけであっ

---

<sup>20</sup> 協調介入の有効性に関する詳細は、Ito(2003)を参照。

た。加えて、観察期間の前半にあたる 1990 年代初頭から 1995 年 6 月までの期間においては、短期および長期のボラティリティ成分両方に対して、為替介入の影響はまったく観察されなかったと述べている。そして、1990 年代後半と 2000 年代の最初の数年間における日銀の介入の安定化効果は、FRB の協調的な介入によって強化されることはなかったと述べた。このように為替介入の効果については様々な研究がなされているが、為替介入はおおむね急激な自国通貨の増価を減速させる点では効果があるとしている。加えて、海外当局との協調介入や、介入資金を市場に残す非不胎化介入を行うことで介入の効果が高まるとの指摘が多い点は言及しておきたい。

以上にまとめた先行研究ならびに結果に対し、本稿における実証分析の新たな貢献は 3 つある。1 つ目は、定式化の異なる GARCH モデルの使用による推計である。4.4 節で詳しく言及するが Ito(2003)で使用されていたモデルとは異なる推計式を用いて重複する観察期間を分析している。具体的には、Watanabe, Harada(2004)でも使用されていたモデルであり、GARCH モデルを構成する分散方程式にまで介入額の絶対値を追加することでドル円レートのボラティリティに対する為替介入の影響を詳しく解明しようと試みている点である。2 点目は、日本の歴代財務官の任期に対応した観察対象期間の設定である。これまでの先行研究では観察期間の設定に対して具体的な言及は見られなかった。また、Watanabe, Harada(2004)においても観察期間の設定は、為替介入に関するデータが公開された 1991 年 4 月から 2003 年 3 月末としているが、財務官の任期等については特に言及されていないわけではなかった。したがって、本稿の分析においては、介入が実施された時期を財務官の任期と対応させている点で新たな発見が得られる可能性がある<sup>21</sup>。なお、本稿でこのような観察期間を設定した理由は、第 1 章で言及した通り、為替介入の政策意志決定の権限は財務省に委ねられており、当時の財務官によるドル円レートや経済状況を踏まえた意志決定による介入政策運営が政策の有効性などに関わっているからと推察したからである。3 点目は、観察対象となる期間の拡張である。前述の通り、Watanabe, Harada(2004)では 1991 年 4 月 1 日から 2003 年 3 月 31 日までを観察対象期間としていたものの、本稿は 2003 年 4 月以降の期間に実施された為替介入についても観察対象として実証分析をしている点で新たな発見が期待できる。

## 4.2 GARCH 過程の概要

本節では、簡略ながら本稿で使用する時系列分析モデルの概要を計量経済学の観点から整理する。新谷・藪(2019)によれば、伝統的計量モデルでは、誤差項の分散は一定と仮定される。しかし、現実には、ボラティリティがいったん上昇すると、ボラティリティの高い状態がしばらく続いたりする。このような状況において、均一分散の仮定は不適切であると言

---

<sup>21</sup> 歴代の財務官は財務省HP、日経 QUICK ニュースを参照。

える。したがって、条件付き分散(conditional variance)を適切にモデル化し、その動きを予測することが肝心となる。

またエンゲル(Engle 1982)は独立変数 $x_t$ を選択することなく、系列の平均と分散を同時にモデル化する方法となる自己回帰条件付き不均一分散 (autoregressive conditional heteroskedastic: ARCH)モデル示している。そして、エンゲルの弟子であるボルフレス (Bollerslev 1986)は、条件付き分散が ARMA 過程に従うとし、ARCH 過程を一般化している。ここで誤差項は $\varepsilon_t = v_t\sqrt{h_t}$ であり、以下のような定式化によって示している。

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

なお、ここで $v_t$ は相互に独立なホワイトノイズとする (ただし、 $\sigma_v^2 = 1$ )。このように条件付き分散を適切かつ一般的にモデル化したものは GARCH(Generalized ARCH)過程と呼ばれ、GARCH(p,q)と示される。ただし、パラメータは $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta \geq 0$ は条件付き分散 $h_t$ が正であるための条件であり、 $\sum \alpha_i + \sum \beta_i < 1$ は分散が有限であるための定常条件である<sup>22</sup>。

### 4.3 データ

本稿の実証分析で使用する時系列データについての概要は、以下の通りである。まず全体の推定期間は、大きく3つのサンプル期間から構成される。サンプル期間①：1995年6月21日～1999年7月8日、サンプル期間②：1999年7月8日～2004年7月2日、サンプル期間③：2009年7月14日～2013年3月29日の3つであり、実証分析ではさらに財務官の任期ごとに細分化し、合計6つのサブサンプルを設定する。なお4.1節で言及した通り、本稿では財務官の任期に対応した観察期間を設定することが大きな特徴であり、実際に外国為替市場への介入が実施されたこの期間では主に6人の財務官(加藤、榊原、黒田、溝口、玉木、中尾)を筆頭に外為市場介入の政策運営が決定されてきたと考えられる<sup>23</sup>。

そして、観察対象期間における歴代財務官の任期、実際の介入日ならびに対ドル介入実施額(単位：億円)の合計を以下、表4-2に整理した。加えて、該当期間においてアメリカによる(協調)介入があった場合、その協調介入の日数とアメリカ側の介入額(単位：millions of USD)も併せて記載している<sup>24</sup>。

---

<sup>22</sup> GARCH 過程の追加的性質については新谷・藪(2019)の147頁以降を参照。

<sup>23</sup> 財務省HP、日経 QUICK ニュースより抜粋。

<sup>24</sup> 観察対象期間において、米国単独での介入はなかった。したがって、全ての米国による介入は日本の実施日と対応した協調介入であることがわかる。

表 4-2 観察対象期間における歴代財務官と対ドル介入実施額

代	氏名	在任期間	介入実施日	合計介入額（対ドルのみ）
13	加藤隆俊	1995年6月21日～ 1997年7月15日	13日 協調介入：3日	4兆2021億円（円売り） 米国介入額（ドル買い） 1133 millions of USD
14	榊原英資	1997年7月15日～ 1999年7月8日	11日 協調介入：1日	4兆1061億円（円売り） -3兆9396億円（円買い） 米国介入額（ドル売り） -833 millions of USD
15	黒田東彦	1999年7月8日～ 2003年1月14日	25日	13兆2046億円（円売り）
16	溝口善兵衛	2003年1月14日～ 2004年7月2日	129日	35兆778億円（円売り）
17	渡辺博史	2004年7月2日～ 2007年7月10日	0日	0円
18	篠原尚之	2007年7月10日～ 2009年7月14日	0日	0円
19	玉木林太郎	2009年7月14日～ 2011年8月2日	2日 協調介入：1日	2兆8174億円（円売り） 米国介入額（ドル買い） 1000 millions of USD
20	中尾武彦	2011年8月2日～ 2013年3月29日	6日	13兆6046億円（円売り）

また、本稿の推計モデルを構成する各変数のデータの定義は、表 4-3 の通りである。

表 4-3 変数の定義

$rate_t$	Japanese Yen to One U.S. Dollar Spot Exchange Rate, Not Seasonally Adjusted, Daily
$i_t^{JPN}$	無担保コール O/N 物レート / 平均値 日次 / 金利 単位：年%
$i_t^{US}$	Federal Funds Effective Rate(DFE), Percent, Not Seasonally Adjusted, Daily
$Int_t^{BOJ}$	Japan Intervention: Japanese Bank purchases of USD against JPY 100 Million Yen, Not Seasonally Adjusted, Daily, 7-Day <sup>25</sup>
$Int_t^{FRB}$	U.S. Intervention: in Market Transaction in the JPY/USD Millions of USD, Not Seasonally Adjusted, Daily, 7-Day

<sup>25</sup> 財務省 統計表一覧（外国為替均衡操作の実施状況）過去の介入実績全データも参照。

そして、為替レートの収益率(%)を示す $\Delta rate_t$ に関する記述統計は、表 4-4 の通りである<sup>26</sup>。

表 4-4 3つの大サンプル期間における為替レート収益率(%)の記述統計

$\Delta rate_t$	1995年6月21日～ 1999年7月8日	1999年7月8日～ 2004年7月2日	2009年7月14日～ 2013年3月29日
観察数	1015	1245	931
平均	0.000365	-9.41E-05	1.63E-05
標準偏差	0.008357	0.0006386	0.006041
歪度	-0.709189 (0.076885)	-0.295977 (0.06942)	0.4433692 (0.08027)
尖度	8.068 (0.15377)	4.6218 (0.13884)	5.662979 (0.160557)
LB(12)	11.32	3.5546	13.961

・括弧内の数値は標準誤差である。  
 ・歪度と尖度の標準誤差の漸近推定値はそれぞれ  $\sqrt{6/T}$  と  $\sqrt{24/T}$  により算出した<sup>27</sup>。  
 ・LB(12)は、12 ラグを使用して計算されたリターン系列の不均一分散補正済み Ljung-Box 統計量である。また、補正済み Ljung-Box 統計量は Diebold (1988)に従って計算される。  
 なお帰無仮説の下での LB(12) の漸近分布は  $\chi^2(12)$ で、臨界値は 18.55 (10%)、21.03 (5%)、および 26.22 (1%)。

#### 4.4 GARCH 過程に基づく推計モデル

本節では、Bollerslev(1986)が提案した GARCH モデルを使用し、日本の通貨当局による介入の効果を推定するためのモデルを検討する。具体的には、4.2 節で示した GARCH(p,q) 過程を踏まえ、ファイナンス・データに比較的当てはまりの良いとされる次のような GARCH(1,1)モデルを構築し推定を試みる<sup>28</sup>。そして、前節で言及した日銀と FRB の公式介入データ等を用いると、本稿での分析に用いる次のような推計モデルが定式化される。

$$\Delta rate_t = a + b(i_t^{JPN} - i_t^{US}) + c_1 Int_t^{BoJ} + c_2 Int_t^{FRB} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} z_t \quad z_t \sim i.i.d. N(0,1) \quad (7)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_1 |Int_t^{BoJ}| + \theta_2 |Int_t^{FRB}| \quad (8)$$

<sup>26</sup>  $\Delta rate_t$ は円/ドル為替レートの変化率(収益率)であり、2日連続する為替レートの対数値の差として計算される。

<sup>27</sup> 詳細は Jarque and Bera(1987)を参照。

<sup>28</sup> 詳細は、Brooks and Burke(1998)等を参照。

ここで、GARCH モデルにおける平均方程式を示す(6)式に日米金利差( $i_t^{JPN} - i_t^{US}$ )を説明変数として含める理由は、非説明変数であるドル円レートの変化率に対して、同時期における両国の金融政策の影響を相対的に反映させている点、ひいては、第 3 章のモデル分析で言及した金利平価に基づく為替レートの決定理論の影響も考慮することができるからであるといえる<sup>29</sup>。そして、 $Int_t^{BOJ}$ と $Int_t^{FRB}$ はそれぞれ日銀と FRB のドルの純購入額を示す項であり、 $Int_t^{BOJ} > 0 (< 0)$  の場合は、期間 $t$ に日銀がドルを購入(売却)したことを意味する。

また、Dominguez(1998)および Beine et al.(2002)によれば、週末と祝日の翌日は 1、それ以外は 0 となる週末ダミー変数を式(8)に組み込んだモデルを構築し分析を実施していた。しかし、このダミーは統計的に有意ではなかったことから、本稿でもこのようなダミー変数を用いた分析を省略している。なお、(8)式の右辺に、 $\Delta rate_t$ のラグ $\Delta rate_{t-1}$ が含まれない理由は、前節において、ドル円レートのリターンに系列相関がないことが判明したためである。以下では、(6)~(8)式を、 $z_t$ が標準正規分布に従うと仮定した上で、準最尤法を使用して同時に推定を実行することになるが、実際のところ $z_t$ の分布は標準正規分布に従わない可能性が懸念される。したがって、本稿の実証分析では Bollerslev and Wooldridge(1992)によって提案された $z_t$ の非正規性に対して頑健的である方法を計量ソフトである EViews の推計オプションに適用し、その標準誤差を計算することにする<sup>30</sup>。

---

<sup>29</sup> 金利平価など為替レートの決定理論については、宮尾(2017)を参照。

<sup>30</sup> Watanabe, Harada(2004)によれば、 $z_t$ の分散が 1 に正規化された Student's-t 分布に従うと仮定して同様にモデルを推計したが、その結果は定性的に変わることはなかった。

## 5. 推定結果

### 5.1 係数のインプリケーション

本節では、前章で述べた推計モデルにおける係数の解釈、理論との関係性から期待される符号について整理したものは、表 5-1 の通りである。

表5-1 GARCHモデルにおける重要なパラメータの解釈

モデル上の表記	パラメータのもつ経済的意味	期待される符号
$b$	金利差による日米金融政策の反映	マイナス
$c_1$	為替レート水準に対する日銀介入の効果	プラス
$c_2$	為替レート水準へのFRB介入の効果	プラス
$\alpha$	新しい情報に対する $h_t$ の反応度合い	プラス
$\beta$	$h_t$ の持続性に対する度合い	プラス
$\theta_1$	ボラティリティに対する日銀介入の効果	マイナス
$\theta_2$	ボラティリティに対するFRB介入の効果	マイナス

まず、(6)式に含まれる日本とアメリカの翌日物金利の спреッド ( $i_t^{JPN} - i_t^{US}$ ) の係数  $b$  であるが、 $b < 0$  と想定される。この理由は、本稿でも Domingues(1998) に従い 二国間の相対的な金融政策運営の効果を反映させており、金利平価説に基づけば国内外金利差が正であれば、為替レートは増価する方向に動くと考えられるからである。また日本銀行と FRB による介入がドル円レートの水準に及ぼす影響は、それぞれ  $c_1$  と  $c_2$  で計測される。そして、 $c_1 > 0$  ( $c_2 > 0$ ) となったならば、日本銀行（または、FRB）の介入はドル円レートの変化率に対して有効であったと評価できる。加えて、日米通貨当局による協調介入の効果は、FRB による介入が実施された時のみを対象となるが、その効果は係数の和である  $c_1 + c_2$  によって計測される<sup>31</sup>。また GARCH モデルの分散方程式である(8)式において、日本銀行と FRB の介入による円ドル為替レートのボラティリティに対する影響は、それぞれ  $\theta_1, \theta_2$  で計測される。また、この係数の符号は為替介入政策が為替レートの安定化を目的に実施されていることを考慮すれば、マイナスであることが望ましいと言えるだろう。そして、分散方程式における条件付き分散の持続性の度合いは  $\alpha + \beta$  によって測定される点をあらかじめ確認しておく。

### 5.2 モデルの推定結果

前章で述べた GARCH モデルに基づく(6)~(8)式の推定結果は、以下の通りである。なお以下の結果は、本稿での分析で使用した計量ソフトである EViews に基づく結果であり、

<sup>31</sup> アメリカ単独での介入は一度もなく、全て日本の同日に実施されているため。

標準誤差は Bollerslev-Wooldridge のロバスト標準誤差を採用した<sup>32</sup>。

### 5.2.1 加藤・榊原財務官時代

第 1 の観察期間に該当する加藤・榊原財務官時代(1995/6/21~1999/7/8)に実施された為替介入に対する推計結果は表 5-2 の通りである。

表 5-2 加藤・榊原財務官時代の推計結果

パラメータ	期間全体	1995/6/21~1997/7/15	1997/7/16~1999/7/8
$a$	0.00054 (0.003464)	0.00312 (0.003597)	-0.00947 (0.006753)
$b$	1.63E-05 (0.00007)	0.000544 (0.000734)	-0.00204 (0.001355)
$c_1$	7.64E-07*** (1.07E07)	6.54E-09 (3.87E-07)	9.39E-07*** (1.46E-07)
$c_2$	5.39E-05*** (1.51E-05)	6.09E-05*** (9.58E-06)	5.28E-05 (6.13E-05)
$\omega$	4.41E-07*** (1.26E-07)	2.81E-07 (2.41E-07)	5.06E-06*** (1.45E-06)
$\alpha$	0.03489*** (0.00591)	0.01546 (0.01451)	0.09678*** (0.02294)
$\beta$	0.9572*** (0.006914)	0.9782*** (0.01711)	0.8471*** (0.032823)
$\theta_1$	-1.01E-09*** (3.31E-10)	-1.81E-09*** (6.16E-10)	-1.30E-09 (1.20E-09)
$\theta_2$	7.71E-08*** (2.48E-08)	7.56E-08** (3.37E-08)	2.49E-07 (2.91E-07)
OBS	1015	520	495
Log-likelihood	3556.425	1928.935	1634.155
<p>・係数の下の括弧内の数値は Bollerslev and Wooldridge(1992)により計算された漸近標準誤差である。          ・「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。</p>			

まず、加藤財務官時代(1995/6/21~1999/7/15)において実施された日本の為替介入(総額

<sup>32</sup> EViews 12 User's Guide II を参照。

4兆2021億円)であるが、為替レートの水準に対する係数は正( $c_1 > 0$ )であるものの、その統計的な有意性は見られなかった。その一方で、総額1133億米ドルに及んだアメリカの介入による効果( $c_2$ )は、為替レートの変動に対して統計的に有意に有効であったと言える。また合計3回実施された米国との協調介入の効果( $c_1 + c_2$ )を見ると、日本の単独介入よりも米国との協調介入は為替レートの水準に対してより有効であると考えられる。なお、日米金利差の影響を反映する係数 $b$ であるが、この値には経済理論との整合性も統計的な有意性も見られなかった。

しかし、本稿では、日米による介入がもたらすドル円レートのボラティリティへの影響に対して、新しい発見があったと言える。それはこの期間において日本の介入が円ドル為替レートのボラティリティを有意に低下させていたことである。その一方で、アメリカによる介入はドル円レートのボラティリティを有意に高めてしまっていたという結果となった。通貨当局による介入が果たすべき目的の一つである外国為替相場の安定化という視点から見れば日本銀行による(単独)介入は本来果たすべき政策の役割を果たすことができていたと言える。しかしながら、アメリカとの協調介入においては、ドル円レートの水準への効果が大きい反面、その分、ドル円レートのボラティリティを高めてしまうという可能性も否めないのかもしれない。

また1995年代は「緊急円高・経済対策」が打ち出されるレベルで日本経済は急激な円高と闘っていた時期である。金融緩和政策として2度の公定歩合の引き下げ(1.75%→1.0%→0.5%)が実施されるだけでなく、内需振興策や経済構造改革の推進などのあらゆる経済政策が円高に負けない経済構造を目指し実施されたのであった<sup>33</sup>。

続いて、榊原財務官時代(1997/7/16~1999/7/8)において実施された日本の為替介入は、ドル円レートの水準に対して、統計的に有効であったと評価できる。これは加藤財務官時代とは対照的な結果であり、介入の方法(円買い・円売り)によらず為替レートを意図した方向へと動かしていた点で、介入政策の有効性は評価できる。対照的に、米国の介入による有効性は喪失していた。この期間において一度だけ実施されたドル売り・円買いの協調介入であったが、アメリカによる介入の有効性の観点から見れば、その効果はなかったことになる。また、この時期は1997年11月の旧北海道拓殖銀行、旧山一証券の経営破たんを受けて金融システム不安が信用収縮へと波及したような金融危機に乗じて海外の投機筋が「日本売り」の攻勢を強めていたという背景があったという。総額4兆円超の追加減税発表直後からの市場介入で、政府として投機筋との対決姿勢を鮮明にしたように見受けられる<sup>34</sup>。ここで、榊原時代に実施された介入が有効であった理由は、加藤時代と比較した際、一回あたりの介入額が大幅に増加していることにあると考えられる。具体的には、加藤氏が13日間で総額4兆円程度(全て円売り・ドル買い介入)なのに対して、榊原氏は11日間で総額8兆

<sup>33</sup> 詳細は、内閣府 経済対策閣僚会議(平成7年4月14日)を参照。

<sup>34</sup> 2001/07/14 日本経済新聞 朝刊 5ページより抜粋。

円（円買い：4兆1061億円、円売り：3兆9396億円）にも及んでおり、為替介入の規模そのものが大きくなったと見受けられる。すなわち、財務官によって介入の方針や実際の政策運営などが変わっていることを反映している結果と解釈できるだろう。

ただし、榊原時代においても日本の介入はドル円レートのボラティリティを有意に低下させていることはなかったということは、本稿における新たな発見である。すなわち、大規模な介入を実施したとしても外国為替市場の安定化には寄与していなかったことになる。なお、アメリカによる介入はボラティリティを低下させる方向へ係数の値が推計されているものの、その統計的な有意性は見られなかったことから、1度だけ実施された協調介入はボラティリティに対して影響を及ぼすこともなかったということになる。

加えて、日米金利差の影響であるが、 $b = -0.000904$ と理論上の整合性は見られるが、統計的に有意な結果とはならなかった。総じて、この期間において日米金利差は、為替レートの変動要因であるとは考え難い。

また(7)式によって計測される条件付き分散の持続度合いであるが、加藤・榊原時代においてそれぞれ $\alpha + \beta = 0.9936, 0.9439$ であった。これらは、ファイナンス・データによく見受けられるボラティリティ・クラスタリングのような非常に高い持続性を反映していると言える。そして、このような傾向は過去の GARCH モデルを用いた先行研究における結果と一致していることが判明した。

総じて、加藤・榊原財務官時代において、日本の介入がドル円レートの水準にもたらす影響は差異が見られたものの、期間全体を通してボラティリティを有意に低下させていたという点においては、介入政策の目的である外国為替市場の安定化に寄与していたと評価できる。

なお、前章で取り上げた代表的な先行研究の結果と比較しても、本稿独自による観察対象期間を財務官の任期で区別したことでより詳細な議論ができたと考える。ただし厳密に言えば、榊原氏が財務官を務めていた時に実施された高頻度かつ比較的大規模な為替介入は、ドル円レートの水準に対しては有効である反面、ドル円市場におけるボラティリティを低下させることはなかったという点は、介入頻度などその他の考察観点からもより詳細に議論される余地があると考えられる。

## 5.2.2 黒田・溝口財務官時代

第2の観察期間に該当する黒田・溝口財務官時代（1999年7月8日～2004年7月2日）に実施された為替介入に対する推計結果は表5-3の通りである。

この期間では、日本による介入（全て円売り・ドル買い）のみが実施されていた。まず、前半にあたる黒田財務官時代(1999/7/8～2003/1/13)において、日本の介入はドル円レートの水準において、円を有意に減価させていることが判明した。しかしながら、介入がドル円レートのボラティリティを統計的に有意に低下させているとは断言できなかった。

表 5-3 黒田・溝口財務官時代の推計結果

パラメータ	期間全体	1999/7/8~2003/1/13	2003/1/14~2004/7/2
$a$	-0.00047 (0.000822)	-0.00039 (0.000549)	-0.00012 (0.00557)
$b$	-9.18E-05 (0.000205)	-7.84E-05 (0.000121)	-0.00096 (0.004836)
$c_1$	2.38E-07 (1.61E-07)	7.25E-07*** (2.18E-07)	1.92E-08 (1.81E-05)
$\omega$	3.26E-05** (1.49E-05)	2.13E-06* (1.11E-06)	2.75E-05* (1.67E-05)
$\alpha$	0.15* (0.08144)	0.02718*** (0.01054)	0.15 (0.12913)
$\beta$	0.6*** (0.17476)	0.9239*** (0.02639)	0.6** (0.25971)
$\theta_1$	-2.99E-09*** (6.31E-19)	-2.54E-10 (3.96E-10)	-2.55E-09*** (2.42E-18)
OBS	1246	882	364
Log-likelihood	4369.56	3193.37	1299.89
<p>・係数の下の括弧内の数値は Bollerslev and Wooldridge(1992)により計算された漸近標準誤差である。</p> <p>・「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。</p> <p>・この観察期間では、全体を通してアメリカの介入額 <math>Int_t^{FRB} = 0</math> であった。</p>			

この推計結果は、過去の実証分析とも共通点があり、観察期間を財務官の任期で区切ることによって得られた帰結であると筆者は考えている。総じて、黒田氏によって運営された介入政策（計 25 日、総額 13 兆 2046 億円）はドル円レートを有意に減価させることはできていた点で意図した通りの影響を与えることができているが、ドル円レートのボラティリティを低下させるような介入ではなかったため、本来の目的である円相場の安定化には寄与していなかったと評価できる。これは前項で述べた榊原時代とも類似する点があり、介入額や頻度が大きくなることは為替レートの水準に対してより大きな影響を与えることができる反面、そのボラティリティを低下させることによって外国為替市場の安定化を図るという本来の目的を達成することができていないことになる。

一方で、後半にあたる溝口財務官時代(2003/1/13~2004/7/2)では、ドル円レートに対する日本の介入の有効性が消失しており、これは Fatum and Hutchison(2009)の結果と整合的である。すなわち、溝口氏によって実施された高頻度かつ大規模な為替介入である

が、ドル円レートの水準に対しての有効性は見られなかった。また驚くべきことに、溝口氏の任期のうち実に 129 日にわたって介入を実施し、その総額は 35 兆 778 億円に及んだのである。そして、Watanabe, Yabu(2013)によれば、この時期の介入は John Taylor によって Great Intervention と命名されているという。なお、この期間の介入政策の効果については、Ito (2004) が本稿で使用したモデルとは異なる GARCH 型の為替決定式モデルを推計し、1 兆円の介入が為替相場を 0.38% 変化させるとの結果を得ている。しかし、本稿における実証分析の結果からでは、その影響に対する統計的な有意性を確認するには至らなかった。これは推計モデルに為替介入額と当座預金残高の関係性を示す項を含めなかったことにより、この時期における大規模な介入と当時の金融政策運営の特徴と大きく関与する当座預金残高の変化についての関係を捨象している点が原因として挙げられるのではないかと推察している。

なお、渡辺、藪(2009)によれば、2001 年から 2006 年にかけて日本の通貨当局が実施した量的緩和政策と溝口時代によって実施された大規模な円売り介入について、詳しく調査しており、以下のような結論を得ている。①この期間での円売り介入による市場に供給された円資金の 40% はオフセットされず、しばらくの間、市場に滞留していたことから量的緩和の時期には一時的に非不胎化介入が実施されていたこと。②日本銀行が介入による円資金とそれ以外の財政資金の支払いを区別して金融調整を行っていたこと。③不胎化介入と非不胎化介入を比較すると為替相場に与える効果は後者の方が強い傾向にあり、ゼロ金利下でも介入が不胎化されたか否かによって為替レートに与える効果に差異がある。しかし、これは不胎化されるか否かに関する市場参加者の予想の定式化に依存しているため必ずしも頑健的ではないこと、などである。

ただし、本稿における分析対象の要旨である日本の介入がもたらすドル円レートのボラティリティに対する影響という観点に戻ると、溝口時代に実施された介入は、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させていることが判明し、円相場の安定に寄与していたという新たな発見を得た。過去には見られないほどの高頻度かつ大規模な介入が実施されたとしても、当時の外国為替市場の安定化に寄与するという本来の政策目的は果たしていたという点において、溝口時代における介入政策にも、一定の評価ができるだろう。

なお、この期間における日米金利差の影響は、全体を通して係数がマイナスと理論的な整合性はあるものの、統計的に有意ではないことから為替レートの変動を説明する要因とは至らなかった。

そして条件付き分散の持続性度合いにおいては、前半（黒田時代）で  $\alpha + \beta = 0.7493$ 、後半（溝口時代）では 0.7499 であったことから、どの期間においてもボラティリティの持続性は強いといえる。また、溝口時代における係数  $\alpha$  の統計的な有意性が消失している理由としては、高い介入頻度が関係していると考察する。なぜならば、GARCH モデルの分散方程式における係数  $\alpha$  は、新しい情報に対する条件付き分散  $h_t$  の反応度合いを示しているからである。すなわち、高頻度の介入によって、次の介入が実施される予測可能性など

も含め、ドル円市場において介入そのものが有する情報の新しさが低下したことによる結果ではないかと考えている<sup>35</sup>。

総じて、この期間においてドル円レートの水準に対する介入の有効性は、前半(黒田時代)には有効、後半(溝口時代)には有効性なしという結果であった。ただし、この期間において実施された介入は、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させ、円相場の安定化に寄与していたことが明らかとなった点から、通貨当局が望む本来の介入政策の目的は果たされていたと認識できる。

### 5.2.3 玉木・中尾財務官時代

第3の観察期間にあたる玉木・中尾財務官時代(2009/7/14~2013/3/29)に実施された為替介入に対する推計結果は表5-4の通りである。

この期間においても、実施された介入は全て円高是正を目的とした円売り・ドル買い介入であった。まず、観察期間前半にあたる玉木財務官時代(2009/7/14~2011/8/2)において、約6年ぶりに実施された日本の介入は、ドル円レートを有意に減価させていたとは言えなかった。しかしその一方で、2011年3月18日に一度だけ実施されたアメリカによる介入の効果は、ドル円レートに対して有意に有効であったと言える。なお、加藤・榊原時代にも日米協調介入が実施されたことは前述のとおりであるが、日米協調介入の有効性( $c_1 + c_2$ )は本稿の推計結果に共通して見て取れ、これも過去の先行研究との整合性も見られる結果である。なお2011年当時、元財務官であった榊原氏は都内で開かれたブルームバーグ主催の会議に出席し、急激な円高進行を阻止するために政府・日銀が実施してきた為替介入に関して「うまくいくのは協調介入のときのみだ」と指摘していたという<sup>36</sup>。ただし、この期間における日本の介入は、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させていることが判明したことは新たな発見と言える。よって、玉木時代に実施された介入も円相場の安定化に寄与していた点で、本来の政策目的を達成することができたと評価できる。

また、この期間においても、実施された介入は全て円高是正を目的とした円売り・ドル買い介入であった。まず、観察期間前半にあたる玉木財務官時代(2009/7/14~2011/8/2)において、約6年ぶりに実施された日本の介入は、ドル円レートを有意に減価させていたとは言えなかった。しかしその一方で、2011年3月18日に一度だけ実施されたアメリカによる介入の効果は、ドル円レートに対して有意に有効であったと言える。加えて、加藤・榊原時代にも日米協調介入が実施されたことは前述のとおりであるが、日米協調介入の有効性( $c_1 + c_2$ )は本稿の推計結果に共通して見て取れ、これも過去の先行研究との整合性も見られる結果であると言えよう。

---

<sup>35</sup> 介入の頻度がもたらす影響については、Hoshikawa(2008)を参照。

<sup>36</sup> 2011/10/19 12:05 日経速報ニュースアーカイブより引用。

表 5-4 玉木・中尾財務官時代の推計結果

パラメータ	期間全体	2009/7/14~2011/8/2	2011/8/2~2013/3/29
$a$	-0.00025 (0.00055)	-0.00058 (0.0008)	-0.00015 (0.00043)
$b$	-0.003 (0.0008)	-0.00174 (0.0113)	-0.00666 (0.0071)
$c_1$	4.67E-07*** (4.57E-10)	1.66E-06 (1.13E-06)	3.88E-07*** (1.06E-07)
$c_2$	2.68E-05 (0.00086)	1.93E-05** (8.85E-06)	—
$\omega$	1.57E-05 (9.63E-06)	1.82E-05 (1.57E-05)	6.65E-06*** (2.51E-06)
$\alpha$	0.15** (0.0764)	0.15 (0.1024)	0.1498** (0.064)
$\beta$	0.6*** (0.2112)	0.6* (0.2972)	0.6*** (0.1209)
$\theta_1$	-1.47E-10 (4.57E-10)	-2.52E-09* (1.48E-09)	-9.11E-11 (5.25E-10)
$\theta_2$	-1.02E-07 (7.65E-08)	-8.85E-08 (7.3E-08)	—
OBS	931	516	416
Log-likelihood	3449.43	1870.91	1617.63
<p>・係数の下の括弧内の数値は Bollerslev and Wooldridge(1992)により計算された漸近標準誤差である。</p> <p>・「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。</p> <p>・中尾財務官時代では、アメリカの介入額<math>Int_t^{FRB} = 0</math>であった。</p>			

なお 2011 年当時、元財務官であった榊原氏は都内で開かれたブルームバーグ主催の会議に出席し、急激な円高進行を阻止するために政府・日銀が実施してきた為替介入に関して「うまくいくのは協調介入のときのみだ」と指摘していたという<sup>37</sup>。ただし、この期間における日本の介入は、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させていることが判明したことは新たな発見と言える。よって、玉木時代に実施された介入も円相場の安定化に寄与していた点で、本来の政策目的を達成することができたと評価できる。

<sup>37</sup> 2011/10/19 12:05 日経速報ニュースアーカイブより引用。

そして、後半にあたる中尾財務官時代(2011/8/2~2013/3/29)には日本の介入のみが実施されていたが、ドル円レートを有意に減価させていた点で有効な介入政策であったと判断できる。なお、この期間では計6日、総額13兆6046億円に及ぶ大規模な介入が行われており、強い円高圧力に対抗するような介入が定期的実施されていたと考えられている。しかしながら、これらの介入がドル円レートのボラティリティを有意に低下させ、外国為替市場の安定化に寄与していたとは断言できない結果となった。

なお、玉木・中尾時代には、「緊急円高・経済対策」が講じられた1995年代以上の厳しい円高水準に直面していた。当時の経済情勢を踏まえると2008年に発生したリーマンショック、2010年以降のギリシャに端を発する欧州の政府債務問題といった世界的な危機が繰り返される中で、再び円高傾向が顕在化してきたと言われている。さらに2011年3月11日には東日本大震災もあり経済情勢や為替相場は大きく乱高下する事態であったように思われる。そしてこのような厳しい円高水準に対して日本政府から「円高への総合的対応策〜リスクに強靱な社会の構築を目指して〜」という要綱が打ち出された。この具体的な政策としては「包括的な金融緩和政策」として総額110兆円にも及ぶ資産買入等の政策が実施されたことやリスクに負けない強靱な経済の構築を目的に需要喚起や国際競争力の強化を目指す施策が為替介入と合わせて行われた点を踏まえると非常に重要な期間であったと考えられる<sup>38</sup>。

また、内閣府(2011)によれば約6年ぶりとなる2010年9月の外国為替平衡操作(為替介入)の後、2011年に入ると、10月までに三度の為替介入が実施されたが、これらの介入前後の動きは、以下のように整理できる<sup>39</sup>。まず、3月11日の東日本大震災直後では震災により外貨資産を円に戻すとの思惑等を背景に円高が進んだとされる。そして3月17日には、1ドル=76円25銭という歴史的な円高水準を記録したが、翌18日に日本銀行他、アメリカ、英国、カナダ当局及び欧州中央銀行との協調介入が実施された。この結果、1ドル=85円台まで円安方向に戻すことに成功したと言われている。これは玉木財務官時代に対応しており、ドル円レートに対する日本の介入による有効性そのものは決して有意でなかったものの、アメリカだけとの協調ではない介入であったことを考慮すれば、ドル円レートを一日で約10円も減価させた点で、この介入の有効性は大きなインパクトがあったと言える。そして、同年8月には日本経済を取り巻く海外経済の不安定化が加速することになった。具体的には、アメリカの景気や欧州債務問題に対する市場の懸念が高まり、8月3日には再び76円台後半まで円高が進行してしまったのである。すなわち、アメリカの財政不安として連邦債務の上限をめぐる民主・共和両党の対立から、米国債が債務不履行に陥る懸念が発生した。そして、欧州もギリシャなど南欧諸国の債務危機を抱えていたことから、通常なら

---

<sup>38</sup> 包括的な金融緩和政策の導入時の内容については、2010年10月5日 日本銀行『「包括的な金融緩和政策」の実施について』を参照。

<sup>39</sup> 内閣府 日本経済2011-2012 第1章 第2節コラム1-3を参照。

米ドルの代替になるユーロに資金が流れにくい状況下においてマネーが米ドルから逃避した結果、円が逃避した資金の受け皿となったことで、円相場にこれまでにないほどの強い増価圧力がかかっていると見られている。この際、各国当局は協調介入に慎重であったものの翌4日に日本単独での介入が実施されている。なお、これは中尾財務官が就任された翌日の出来事であった。この介入により、一時80円台まで円安に振れることとなったが、翌5日にアメリカ国債の格付けが引き下げられたこともあり、円買いが続いたことで円高圧力を抑制することに難航していたと考えられる。さらに同年10月末には世界的にドル下落が進むことになった。この契機は10月後半に欧州当局が債務問題への包括策に合意したことなどにあり、ドルが主要通貨に対して売られる動きが加速したことにある。この結果、ドル円レートは戦後最高値を更新し、一時、75円32銭をつけることになった。そこで中尾財務官時代の後半にあたる10月31日から11月4日の5日間では過去最大レベルである総額9兆917億円の大規模な円売り・ドル買い介入を日本が単独で実施している。なお、10月31日の介入とは異なり、財務省は11月には介入実施を公式に発表しておらず、いわゆる「覆面介入」が実施されたことが確認された<sup>40</sup>。この介入を契機として79円台半ばまで円安方向に振れた後は、おおむね78円台前半で推移していたというドル円レートの動向を見れば、本稿の推計結果とも整合性があると考えられる。また過去の介入実績と比較すると、溝口財務官時代に該当する2003年1月からの介入ケースを除けば、中尾財務官による介入のケースはやや金額が大きいことが介入政策の有効性につながっていると考えられる。

また、この期間における日米金利差はドル円レートの変動を説明する要因とは考えられず、日米の金融政策の相対的な効果を反映できているとは言えない結果となっている。そして、条件付き分散の持続性度合いはサンプル期間を通して、概ね $\alpha + \beta = 0.75$ とその他の観察期間と比較しても同様に高い持続性があるということがわかった。

総じて、玉木・中尾財務官時代に実施された介入は、ドル円レートを有意に減価させていた点で、意図した通りの介入政策であったと評価できる。しかしながら、全体を通してドル円レートのボラティリティに対しては影響がなく、円相場の安定化という本来の政策目的は達成できていなかったことになる。

---

<sup>40</sup> 2012/02/08 日経産業新聞 20 ページを参照。

## 6. 政策反応関数の推計

### 6.1 モデルの概要およびデータ

本節では、前章での推計に加え、どのようなときに通貨当局が介入を行うか、という政策の反応関数の推計を行う。ここで本稿の特徴である財務官の任期を観察期間とし、それらに対応した月次のデータセットを作成した。なお介入（額）は、前日におけるドル円レートの変化率（対数差）、長期的なドル円レートのターゲット値（過去5年のドル円レート移動平均）との乖離によって決定されると考えられる。さらに、いったん介入がおきると、連続的に介入が実施される傾向がある点を考慮し、介入には自己相関があるかもしれない。そこで本稿では Ito and Yabu (2007) より以前の論文で頻繁に使用されている以下のような簡略な重回帰モデルを用いて推定を試みる。なお、このモデルは Ito and Yabu(2020) で使用されている順序プロビットモデルを線形化したバージョンとみなされていることから同様の議論ができると考えられる。ただし、本稿で推計するモデルには協調介入が実施された期間には日本の介入額も増加するという仮説のもと、従来の推計式に新たに月次のアメリカによる介入総額を示すダミー変数を導入している点が追加的な分析要素である。

$$Int_t^{BoJ} = \varphi_0 + \varphi_1(rate_{t-1} - rate_{t-2}) + \varphi_2(rate_{t-1} - rate_{t-1}^{MA}) + \varphi_3 Int_{t-1}^{BoJ} + \varphi_4 Int_t^{FRB} + v_t \text{ with } v_t \sim i.i.d(0, \sigma^2) \quad (9)$$

なお、このモデルの Notation は、表 6-1 に整理した通りである。

表 6-1 介入政策の反応関数を推計するモデルの Notation

$Int_t^{BoJ}$	日本の介入額：億円（対数値）
$Int_t^{FRB}$	アメリカとの（協調）介入ダミー：有 = 1 無 = 0
$rate$	月次のドル円レート（対数値） <sup>41</sup>
$rate^{MA}$	過去5年間のドル円レートの移動平均（対数値） <sup>42</sup>
$\varphi_1$	$\varphi_1 < 0$ ならば、風に逆らうパターン介入
$\varphi_2$	$\varphi_2 < 0$ ならば、政策当局がドル円レートの長期的な目標を念頭においた介入の実施
$\varphi_3$	$\varphi_3 > 0$ ならば、介入に正の自己相関
$\varphi_4$	$\varphi_4 > 0$ ならば、協調介入のある月における介入額の増加

また、日本の介入政策の反応関数に関する代表的な実証分析として Ito and Yabu(2007)は

<sup>41</sup> 1991年4月以降の月次ドル円レートは、ニューヨーク終値レートを使用。

<sup>42</sup> Excel のデータ分析による算出。

1991年4月から12月までのデータを分析しているなかで、加藤、榊原らが介入を担当した1995年6月以降の反応関数に構造的な変化があることを発見している。加えて、伊藤(2007)およびWatanabe and Yabu(2013)による結果では、2003年1月から2004年7月の期間において溝口氏が介入を担当した際より頻繁かつ大規模な介入パターンは独特であったと主張している。そして、Ito and Yabu(2020)では、1971年から2018年を対象に介入額の代理変数を用いるなど長期間にわたって介入政策の反応関数の推計を試みている。しかし、通貨当局の介入政策の反応関数は全ての期間で安定していたわけではなく、いくつかの構造変化が確認されている。また介入が実施されないドル円レートの中立帯が存在する期間とそうでない期間が存在しており、介入政策の運営に差異が見られたこと、そして、日本の政策当局は円安よりも円高に抵抗する傾向が強いことを指摘していた。

本稿では、これらの知見を踏まえ、前章で述べた各財務官の任期と対応させた期間を対象に、日本の介入における政策反応関数を推計することにする。

## 6-2 政策反応関数の推計結果

各財務官の任期に対応したサンプル期間に実施された為替介入に対する反応関数の推計結果は、以下表6-2の通りである。

まず、加藤・榊原財務官時代には風に逆らう介入が実施される傾向があったものの係数 $\varphi_1$ の統計的な有意性は確認できなかった。前章の結果において、この期間の介入はドル円レートを有意に動かしていた点で有効な介入政策であったが、これらの介入が風に逆らう介入を意図して実施されていたとは断言できない。しかし、着目すべき点は、当時の介入政策がドル円レートの長期的な目標を念頭においた上で実施されていたということである。すなわち、円の前日の動きといった短期的なドル円レートの変動に対抗するような介入というより、どちらかと言えば中長期的なドル円レートの水準との乖離を重視し、その水準を維持しようとするために介入が実施されていたと解釈できるだろう。この点について伊藤(2002)は、1ドル125円の水準から乖離するほど大規模な介入が起きやすくなっていたことを示しており、政策当局があるドル円レートの長期的な水準を意識して介入政策を運営していたことが見受けられる。また係数 $\varphi_3$ が統計的に有意でないことからこの期間の介入に正の自己相関は見られなかった。なお、アメリカとの協調介入によって日本の介入額も有意に変化するような傾向はみられなかった。

次に、黒田・溝口財務官時代について考察する。この期間は、加藤・榊原時代とは対照的な結果となった点が特筆すべきポイントである。すなわち、係数 $\varphi_1$ が統計的に有意にマイナスであったことから、この期間の介入政策運営は、風に逆らうという政策意図対してより重点を置いていたことがわかる。その一方で、係数 $\varphi_2$ は負であるものの、統計的な有意性は消失していた。すなわち、前の観察期間(加藤・榊原時代)とは対照的に、中長期的なドル円レートとの乖離よりも短期的なドル円レートの変動に対して重点を置き、円高是正の介入

表 6-2 各財務官の任期に対応する政策反応関数の推計結果

	加藤・榊原時代 1995/6~1999/7	黒田・溝口時代 1999/7~2004/7	溝口時代(Great Intervention) 2003/1~2004/7	玉木・中尾時代 2009/7~2013/3
$\varphi_0$	1.2382** (0.4897)	2.1958*** (0.7739)	4.9125** (2.1299)	-1.8304 (1.754)
$\varphi_1$	-11.374 (13.363)	-34.92** (17.666)	-11.5416 (34.822)	0.1714 (12.382)
$\varphi_2$	-12.225** (5.5084)	-8.3625 (9.2568)	28.43 (26.166)	-14.759 (11.361)
$\varphi_3$	0.1382 (0.2037)	0.3788** (0.1515)	0.4906* (0.2856)	0.04 (0.1406)
$\varphi_4$	-0.6201 (2.441)	—	—	7.2485*** (0.9897)
Adj $R^2$	0.1971	0.2645	0.127	0.1504
OBS	50	61	19	45
<ul style="list-style-type: none"> <li>・係数の下の括弧内の数値は HAC 標準誤差である。</li> <li>・「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。</li> <li>・黒田・溝口時代では、アメリカとの協調介入は実施されなかった。</li> </ul>				

を実施していたことになる。加えて、係数 $\varphi_3$ が有意に正であった点は、この期間での高頻度な介入政策の運営を反映していると考えられる。なお、前章の結果を踏まえるとこの期間全体で実施された介入は、ドル円レート的水準を有意に減価させていたという結果は見られなかったものの、黒田財務官時代に実施された介入は、ドル円レート的水準を有意に減価させていた点で有効であったことは再度言及しておきたい。

まず、加藤・榊原財務官時代には風に逆らう介入が実施される傾向があったものの係数 $\varphi_1$ の統計的な有意性は確認できなかった。前章の結果において、この期間の介入はドル円レートを有意に動かしていた点で有効な介入政策であったが、これらの介入が風に逆らう介入を意図して実施されていたとは断言できない。しかし、着目すべき点は、当時の介入政策がドル円レートの長期的な目標を念頭においた上で実施されていたということである。すなわち、円の前日の動きといった短期的なドル円レートの変動に対抗するような介入というより、どちらかと言えば中長期的なドル円レート的水準との乖離を重視し、その水準を維持しようとするために介入が実施されていたと解釈できるだろう。この点について伊藤(2002)は、1ドル125円の水準から乖離するほど大規模な介入が起きやすくなっていたことを示しており、政策当局があるドル円レートの水準を意識して介入政策を運営していたことが見受けられる。また係数 $\varphi_3$ が統計的に有意でないことからこの期間の介入

に正の自己相関は見られなかった。なお、アメリカとの協調介入によって日本の介入額も有意に変化するような傾向はみられなかった。

次に、黒田・溝口財務官時代について考察する。この期間は、加藤・榊原時代とは対照的な結果となった点が特筆すべきポイントである。すなわち、係数 $\varphi_1$ が統計的に有意にマイナスであったことから、この期間の介入政策運営は、風に逆らうという政策意図対してより重点を置いていたことがわかる。その一方で、係数 $\varphi_2$ は負であるものの、統計的な有意性は消失していた。すなわち、前の観察期間（加藤・榊原時代）とは対照的に、中長期的なドル円レートとの乖離よりも短期的なドル円レートの変動に対して重点を置き、円高是正の介入を実施していたことになる。加えて、係数 $\varphi_3$ が有意に正であった点は、この期間での高頻度な介入政策の運営を反映していると考えられる。なお、前章の結果を踏まえるとこの期間全体で実施された介入は、ドル円レートの水準を有意に減価させていたという結果は見られなかったものの、黒田財務官時代に実施された介入は、ドル円レートの水準を有意に減価させていた点で有効であったことは再度言及しておきたい。そこで、溝口財務官時代は、Great Intervention の期間と一致する点が多いことを踏まえ、本稿では追加的分析として Great Intervention の期間（2003年1月～2004年7月）に対しても同様に介入政策の反応関数を推計した。なお、この結果は、Ito, Yabu(2020)によって推計された結果と同様の帰結を得たという点で整合性があり、この期間の介入政策は、介入頻度、一日あたりの介入額などを他の財務官と比較しても、溝口氏によって独特な政策運営がされていたことがわかる<sup>43</sup>。

最後に、玉木・中尾財務官時代（2009/7～2013/3）に実施された介入政策は、中長期的なドル円レートの水準を念頭に介入が実施されていたように思われるが、係数 $\varphi_2$ は統計的に有意ではないため、必ずしも政策運営の傾向に対する評価ができない結果となった。ただし、加藤・榊原時代とは異なり、アメリカとの協調介入が実施された場合、それが有意に日本の介入額を高めることになっていることがわかる。これは前章で言及した通り、東日本大震災後の2011年3月18日に唯一実施されたアメリカとの協調介入時において、日本の政策当局も意図的に当時の急激な円高水準に対して、大きく反応した可能性が考えられる。

そして、モデルの説明力を自由度修正済み決定係数で見ると、全体的に説明力が低いことがわかる。通常、これはモデルの定式化が悪く、好ましくない兆候である。しかし、ここでは、予測可能な介入の有効性は小さいという榊原氏の持論や財務官が公にアナウンスすることなく覆面で介入を実施するケースなどを想定すれば、介入が予測不可能なことによる効果も政策当局が念頭においていた、とも解釈することができる。

総じて、これまでの介入政策運営のなかで、すでに介入がどのようなときに発生しやすいか、ということについて検討した。そして、風に逆らう介入を誘発するのは、急激なドル円レートの変動であり、すなわち、本稿の要旨と関連するドル円相場のボラティリティが高まった場合であると考えられる。また急激に円高が進行すると、円売り介入が誘発されやすく、

---

<sup>43</sup> 詳細は Ito, Yabu(2020)p.27 Table5 の推計結果を参照されたい。

急激に円安が進行すると、円買い介入が誘発されやすい点は、円相場の安定化を目指す介入政策の目的と整合性がある。また、日本は主に円高・ドル安が急速に進んだ場面で円売り・ドル買い介入に動いてきたように見受けられる。この傾向も Ito, Yabu(2020)の結果や 1995 年、2011 年に政府から打ち出された円高対策のための施策などを踏まえて、日本は円安よりも円高に対してより警戒感をもっていたと考えられる。ただし、本稿における分析からも日本の通貨当局による介入政策の反応関数は、時間を通じて一定であるとは解釈し難い結果となった。したがって、当時のドル円レート水準をはじめとした経済情勢を考慮した各財務官の対応によって介入政策の方針並びに実際の運営にも差異が生じるということが確認された。

## 結論

本稿では、財務官の任期に対応した観察期間を設定し、GARCH(1,1)過程に基づく推計モデルによる日本の為替介入の実証分析、ならびに従来の重回帰モデルによる日本の介入政策における反応関数の推計を実施した。中でも、財務大臣の権限において為替介入が実施されるという日本特有の制度や円相場の安定化を実現するという本来の政策目的を念頭に置き、日本の通貨当局によって実施される為替介入がドル円レートのボラティリティにもたらす影響についてより焦点を当てて分析をした。ドル円レート、金利、日米の介入実績の日次データならびに月次データを用いた複数の推定の結果、当時の財務官による介入政策運営の方針によって、ドル円レートの変化率にもたらす効果やボラティリティへの影響に対する統計的な有意性に差異が見られることが確認された。しかし、どの時代においても日本の通貨当局は、ドル円レートのボラティリティを低下させることで円相場の安定化に寄与するという本来の政策の目的を達成すべく為替介入していたことは事実であると言える。加えて、本稿独自の取り組みである財務官の任期に対応した観察期間を設けたことによる新しい発見は、以下のようにまとめられる。

①加藤・榊原財務官時代(1995/6/21~1999/7/8)に実施された介入はドル円レートを有意に変動させ、かつドル円レートのボラティリティを有意に低下させることで円相場の安定にも寄与していたこと。

②黒田・溝口財務官時代(1999/7/8~2004/7/2)における介入は全体を通してはドル円レートの変動に対して有効ではなかったものの、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させていたこと。

③玉木・中尾財務官時代(2009/7/14~2013/3/29)に行われた介入は、ドル円レートを有意に減価させていたものの、期間全体ではボラティリティを有意に低下させているとは断言できなかったこと。

④各財務官によって介入政策運営が異なり、榊原・黒田・中尾氏の期間ではドル円レートを意図した方向へ有意に変動させていたが、円相場のボラティリティを低下させることはできていなかった。その一方で、加藤・溝口・玉木氏の期間における介入は、ドル円水準に対して影響が見られなかったものの、ドル円レートのボラティリティを有意に低下させていたという点で円相場の安定化を図るという本来の政策目的を達成していたこと。

⑤比較的大規模かつ高頻度な為替介入は、ドル円レートの水準に対して有効である反面、そのボラティリティを低下させるという円相場の安定化には寄与できていなかったこと。

⑥アメリカとの協調介入が実施された期間では、ドル円レートを意図した方向へ有意に影響を与えており、日本の単独での介入よりもその効果が大きいことがわかった。ただし、協調介入がドル円レートのボラティリティを低下させるという本来期待される影響をもたらしていたのかという点では疑問が残ること。

⑦日本の通貨当局による介入政策の反応関数は、時間を通じて一定であるとは解釈でき

ず、当時のドル円レートの水準ならびに経済情勢に対する財務官の対応や実際の政策運営によって差異が生じるということ。

最後に、残された課題を挙げる。本稿における分析は日本の制度上、全て不胎化された介入を想定し、ドル円レートならびにボラティリティへの影響を分析しているため、日銀当座預金ならびにマネタリーベースとの関係性については捨象していることにある。すなわち、不胎化された為替介入政策は通貨政策を金利や当座預金を操作する金融政策と完全に独立であるという立場から分析しているということである。よって、完全には不胎化されなかった場合の介入の効果や実際に日本銀行が介入によって供給された資金を完全に不胎化するまでに要するラグによる影響を正しく測定できていないことが挙げられる。これは溝口財務官時代における介入がドル円レートに対して有意に影響を与えていなかった点を踏まえると、量的緩和政策という金融緩和政策に伴う円安圧力がかかり続けた当時の経済情勢において、高頻度かつ完全には不胎化されない介入政策そのものの有効性が消失しているという可能性も否めない。また、政策反応関数においても、より詳細な分析をするために、財務官の発言などによる口先介入のみで金額ベースの介入は実施されない場合や覆面介入のケースなども考慮することができれば、モデルの当てはまりを示す自由度修正済み決定係数を少しでも高めることができたのかもしれない。

そして、今回は対象期間から除いた 2022 年 9 月に実施された 24 年ぶりの円安是正介入ならびに、足元の日本経済が直面している歴史的な円安水準に対して、為替介入の必要性が高まっている状況を考慮すれば、より円相場の安定化、ひいては日本経済の安定化に寄与するような為替介入政策の分析が、今後より一層重要性になるとと思われる。

## 謝辞

本稿の作成にあたり、多くのご指導・ご協力を賜りました。この場をお借りして厚く御礼を申し上げます。

指導教員の宮尾龍蔵教授からは、ゼミや講義を通して為替レートの決定理論、為替介入政策と金融政策の繋がり等について分かりやすくご教授いただき、それが本稿の問題意識へとつながりました。そして、ご多忙にもかかわらず、モデルから実証結果に至るまで丁寧なご指導を何度もいただきました。また、宮尾龍蔵ゼミの学友達からは、ゼミでの発表の際に本稿の改善につながる有益なコメントをいただきました。

なお、本稿においてありうべき誤りは全て筆者の責に帰すべきものであります。

## 参考文献

### 1. 著作・論文

Beine, Michel(2003), "Volatility expectations and asymmetric effects of direct interventions in the FX market", *J. Japanese Int. Economies* 17 (2003) 55–80.

Beine, Michel, Oscar Bernal(2007), "Why do central banks intervene secretly? Preliminary evidence from the BoJ" *Int. Fin. Markets, Inst. and Money* 17 (2007) 291–306.

Black, Stanley W.(2014), "The Portfolio Theory of Exchange Rates—Then and Now", *Review of International Economics*, 2014.

Boew, Lukas(2019), "Measuring the effect of foreign exchange intervention policies on exchange rates" Department of International Economics at DIW Berlin April 25, 2019.

Bollerslev, T.,(1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity." *J. Econometrics* 31, 307–327.

Bollerslev, T., Wooldridge, J.M.,(1992), Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Rev.* 11, 143–172.

Brooks, Chris, Simon P. Burke(1998), "Forecasting exchange rate volatility using conditional variance models selected by information criteria" *Economics Letters* 61 (1998) 273–278.

Chang, Y., Taylor, S.J., (1998), "Intraday effects of foreign exchange intervention by the Bank of Japan" *J. Int. Money Finance* 17, 191–210.

Dominguez, Kathryn M.(1998), "Central bank intervention and exchange rate volatility" *Journal of International Money and Finance* 17 (1998),161-190.

Dominguez, Kathryn M., Jeffrey A. Frankel(1993), "Does Foreign-Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect" *The American Economic Review*, Dec. 1993, Vol. 83, No. 5 (Dec., 1993), pp. 1356- 1369.

Engle, Robert(2001), "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied

- Econometrics” JOURNAL OF ECONOMIC PERSPECTIVES VOL. 15, NO. 4, FALL 2001(pp. 157-168).
- Fanelli, Sebastián, Ludwig Straub(2020), “ A THEORY OF FOREIGN EXCHANGE INTERVENTIONS” NBER WORKING PAPER SERIES, Working Paper 27872.
- Fatum, Rasmus(2009), “Official Japanese Intervention in the JPY/USD Exchange Rate Market: Is It Effective and Through Which Channel Does It Work?” IMES Discussion Paper Series 2009-E-12.
- Fatum, Rasmus(2015), “Foreign exchange intervention when interest rates are zero: Does the portfolio balance channel matter after all?” Journal of International Money and Finance 57 (2015) 185–199.
- Fatum, Rasmus, Michael M. Hutchison(2005), “ Foreign exchange intervention and monetary policy in Japan, 2003–04” Discussion Paper Series No.93 June 2005.
- Fatum, Rasmus, Michael Hutchison(2006), “Effectiveness of official daily foreign exchange market intervention operations in Japan” Journal of International Money and Finance 25 (2006) 199-219.
- Fatum, Rasmus, Yohei Yamamoto, Binwei Chen(2023), “The Trend Effect of Foreign Exchange Intervention”, HIAS-E-132.
- Frenkel, Michael, Christian Pierdzioch, Georg Stadtmanna(2005), “The effects of Japanese foreign exchange market interventions on the yen/U.S. dollar exchange rate volatility” International Review of Economics and Finance 14 (2005) 27–39.
- Grauwe, Paul De, Marianna Grimaldi(2002), “ THE EXCHANGE RATE AND ITS FUNDAMENTALS” A CHAOTIC PERSPECTIVE” CESifo Working Paper No. 639 January 2002.
- Hillebrand, Eric T., Gunther Schnabl(2003), “The Effects of Japanese Foreign Exchange Intervention: GARCH Estimation and Change Point Detection” JBICI Discussion Paper Series, Discussion Paper No.6 October 2003.
- Hoshikawa, Takeshi(2008),” The effect of intervention frequency on the foreign exchange market: The Japanese experience” Journal of International Money and Finance 27 (2008) 547-559.
- Hoshikawa, Takeshi(2017), “Exchange rate rebounds after foreign exchange market interventions” Physica A 469 (2017) 102–110.
- International Monetary Fund(2007), “Asia and Pacific Dept, III. Sterilized Intervention in Emerging Asia: Is It Effective?”, pp.31-40.
- Ito, T., (2002), “Is foreign exchange intervention effective? The Japanese experiences in the 1990s” Working paper 8914. NBER
- Ito, T., T.Yabu(2007), “What prompts Japan to intervene in the Forex market? A new

- approach to a reaction function” *Journal of International Money and Finance*, 26 (2007), pp. 193-212.
- Ito, Takatoshi, Tomoyoshi Yabu(2017), “Forex Intervention and Foreign Reserves: Long-term Estimate of Profits/losses from Interventions.” *JCER Economic Journal*, 2017, Pages 98-127 (in Japanese).
- Ito, Takatoshi, Tomoyoshi Yabu(2020), “Japanese Foreign Exchange Interventions, 1971-2018:Estimating a Reaction Function Using the Best Proxy“ *Journal of The Japanese and International Economies* 58 (2020) 10110.
- Kitamura, Yoshihiro(2020), “A lesson from the four recent large public Japanese FX interventions” *Journal of The Japanese and International Economies* 57 (2020) 101087.
- Kumhof, Michael(2010), “On the theory of sterilized foreign exchange intervention” *Journal of Economic Dynamics & Control* 34 (2010) 1403–1420.
- Neely, Christopher J. (2005), “An Analysis of Recent Studies of the Effect of Foreign Exchange Intervention” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November/December 2005, 87(6), pp. 685-717.
- Popper, Helen (2022), “Foreign Exchange Intervention A Survey of the Literature” Department of Economics Santa Clara University.
- Quirk, Peter J., Staff Papers (International Monetary Fund),” *Exchange Rate Policy in Japan: Leaning against the Wind*” Vol. 24, No. 3 (Nov., 1977), pp. 642-664 (23 pages).
- ROGOFF, Kenneth (1984), “ON THE EFFECTS OF STERILIZED INTERVENTION An Analysis of Weekly Data” *Journal of Monetary Economics* 14 (1984) 133-150. North-Holland.
- Sarno, Lucio, Mark P. Taylor(2001), “Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?” *Journal of Economic Literature* Vol. XXXIX (September 2001), pp. 839–868.
- Taylor, Mark P.(2002), “Is Official Exchange Rate Intervention Effective?” *Economica* (2004) 71, 1-11.
- Watanabe, Tsutomu, Tomoyoshi Yabu(2013), “The great intervention and massive money injection: The Japanese experience 2003–2004”, *Journal of International Money and Finance* 32 (2013) 428–443.
- Watanabe, Toshiaki, Kimie Harada(2004), “Effects of the Bank of Japan’s intervention on yen/dollar exchange rate volatility” *J. Japanese Int. Economies* 20 (2006) 99–111.
- Yang, Lijian(2005), “A semiparametric GARCH model for foreign exchange volatility” *Journal of Econometrics* 130 (2006) 365–384.
- 池本賢悟(2007)「近年の円安傾向の背景と「円高構造」の再考」『平和研レポート』IIPS Policy Paper 325J,Aplil 2007。

- 伊藤隆敏(2001)「日本の通貨当局による為替介入の分析」Discussion Paper Series A No.429。
- 伊藤隆敏(2003)「日本の為替介入の分析」『経済研究』Vol.54,No.2,Apr.2003。
- 上野剛志(2022)「「24年ぶりの円買い介入」、その効果と限界をどう見るか?」『Weeklyエコノミスト・レター』ニッセイ基礎研究所 2022-10-07。
- 奥田宏司(2004)「1995年の「協調的為替・金融政策」と日本の対外投資(1995-97年) — 90年代後半の世界的資金循環のなかで —」『立命館国際研究』16-3, March 2004。
- 北岡孝義、高橋青天、溜川健一、矢野順治(2013)『EViewsで学ぶ実証分析の方法』日本評論社。
- 小巻泰之、竹田陽介(2006)「1980年代後半期と1990年代の為替介入効果の比較分析」日本大学経済学部経済科学研究所研究会【第156回】2006年7月21日。
- 榊原英資(1996)「今後の国際金融情勢について」『証券レビュー』第36巻第5号。
- 笹山茂(1997)「ARCHとGARCHの円レートへの適用可能性:シミュレーション分析」熊本学園大学『経済論集』第3巻3/4号1997年5月。
- 谷内満(2008)「日本の外貨準備の政策分析」『開発金融研究所報』2008年3月第36号。
- 内閣府、経済対策閣僚会議「緊急円高・経済対策」1995年4月14日。
- 内閣府、「円高への総合的対応策」～リスクに強靱な経済の構築を目指して～、2011年10月21日。
- 日本政策投資銀行(DBJ)経済調査室「歴史的な円安をどうみるか」DBJ Research No.369-1(2022年5月17日)。
- 日本銀行『「包括的な金融緩和政策」の実施について』2010年10月5日。
- 広瀬純夫(2003)「市場の効率性と介入の役割 —ドル・円外為市場での介入効果の実証分析—」『開発金融研究所報』2003年6月第16号。
- 藤井亮二(2014)「外国為替資金特別会計剰余金の発生と一般会計繰入」『経済のプリズム』No129 2014.9。
- 宮尾龍蔵(2016)『非伝統的金融政策 政策当事者としての視点』有斐閣。
- 宮尾龍蔵(2017)『コア・テキストマクロ経済学 第2版』新世社。
- 山形浩生、守岡桜 訳(2017)クルーグマン国際経済学 理論と政策〔原書第10版〕下:金融編 “International Economics: Theory and Policy Tenth Edition” 丸善出版。
- 郵政省 郵政研究所(2000)『為替レートの決定メカニズム及び予測の理論に関する調査研究』報告所 調-00-III-02。
- 渡瀬義男(2006)「外国為替資金特別会計の現状と課題 —日米比較の視点から—」『レファレンス』2006.12。
- 渡辺努、藪友良(2009)「量的緩和期の外為介入」Working Paper Series No.45。
- ウォルター・エンダース(著)新谷元嗣、藪友良(訳)(2019『実証のための計量時系列分析』有斐閣。

## 2. 新聞記事

円安進行 神田財務官、為替介入含め「スタンバイ」

2023/11/01 09:09 日経速報ニュース。

為替介入の金庫「外為特会」 外貨準備の元手は国の借金

2022/11/08 10:28 日経速報ニュースアーカイブ。

円、32年ぶり安値 一時147円台後半 戦後外為市場の主な出来事一覧

2022/10/14 07:25 日経速報ニュースアーカイブ。

円、再び150円台 近づく1990年以来の安値・主な節目一覧

2023/10/04 06:52 日経速報ニュースアーカイブ。

24年ぶり円買い介入 歴代財務官と為替介入額の一覧

2022/09/22 日経速報ニュースアーカイブ。

巨額介入から1年(1)高値更新のけん制持続 政治は「日銀頼み」

2012/10/29 10:15 日経速報ニュースアーカイブ。

円、6カ月半ぶり80円台に下落 11年以降の歩みと主な出来事

2012/02/22 13:37 日経速報ニュースアーカイブ。

9兆円介入、円高続く、過去最大1日8兆円、「覆面」4日で1兆円。

2012/02/08 日本経済新聞 朝刊 5ページ。

「超円高」長期化に危機感、政府・日銀、緊密に連携、断続的に単独円売り介入。

2011/08/04 日本経済新聞 夕刊 3ページ。

「非不胎化」宣言、総裁の本音は？ BOJウオッチャー

2010/09/16 01:01 日経速報ニュースアーカイブ。

日銀当預付利(2)「不胎化・非不胎化」を巡る過去の主な出来事

2008/10/31 14:45 日経速報ニュースアーカイブ。

新財務官、問われる力量——円高圧力、介入姿勢試す。

2003/01/18 日本経済新聞 朝刊 4ページ。

脱デフレ策で円安「誘導」を——東京大学伊藤隆敏氏（経済教室）

2002/12/16 日本経済新聞 朝刊 22ページ。

為替介入10年で27兆円、財務省公表、日本売りに大規模円買い。

2001/07/14 日本経済新聞 朝刊 5ページ。

## 3. データ出所

FRED (最終閲覧 2024/1/13) <https://alfred.stlouisfed.org/>

財務省 HP 外国資金特別会計 (最終閲覧 2024/1/13)

[https://www.mof.go.jp/policy/international\\_policy/gaitame\\_kawase/foreign\\_exchange\\_fund\\_special\\_account/index.html](https://www.mof.go.jp/policy/international_policy/gaitame_kawase/foreign_exchange_fund_special_account/index.html)

財務省 統計表一覧 (最終閲覧 2024/1/13)

[https://www.mof.go.jp/policy/international\\_policy/reference/feio/data/index.html](https://www.mof.go.jp/policy/international_policy/reference/feio/data/index.html)

日本銀行 時系列統計データ 検索サイト (最終閲覧 2024/1/14)

<https://www.stat-search.boj.or.jp/>

日本銀行 Web ページ (最終閲覧 2024/1/13)

<https://www.boj.or.jp/about/education/oshiete/intl/g19.htm>