

*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research*  
*Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy*  
*Working Paper Series No.45*

## 量的緩和期の外為介入

渡辺 努  
藪 友良

August 24, 2009

Research Center for Price Dynamics  
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University  
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN  
Tel/Fax: +81-42-580-9138  
E-mail: [sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp](mailto:sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp)  
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

# 量的緩和期の外為介入

渡辺努\*

藪友良†

2009年8月23日

## 要旨

日本の通貨当局は2003年初から2004年春にかけて大量の円売りドル買い介入を行った。この時期の介入はJohn TaylorによってGreat interventionと命名されている。本稿では、このGreat interventionが、当時、日本銀行によって実施されていた量的緩和政策とどのように関係していたかを検討した。第1に、円売り介入により市場に供給された円資金のうち60%は日本銀行の金融調節によって直ちにオフセットされたものの残りの40%はオフセットされず、しばらくの間、市場に滞留した。この結果は、それ以前の時期にほぼ100%オフセットされていたという事実と対照的である。第2に、介入と介入以外の財政の支払いを比較すると、介入によって供給された円資金が日銀のオペによってオフセットされる度合いは低かった。この結果は日本銀行が介入とそれ以外の財政の支払いを区別して金融調節を行っていたことを示唆している。第3に、不胎化された介入と不胎化されない介入を比較すると、為替相場に与える効果は後者の方が強い傾向が見られ、ゼロ金利の下でも、介入が不胎化されたか否かによって為替への効果に違いがあることを示している。ただし、この結果は、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おり、必ずしも頑健でない。

---

\*一橋大学物価研究センター (tsutomu.w@srv.cc.hit-u.ac.jp)。本稿の作成に際してはJohn Taylor, 伊藤隆敏, 植田和男, John Leahyの各氏との議論が有益であった。記して感謝したい。本稿は、学術創成研究プロジェクト「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明」(JSPS 18GS0101)の一環として作成されたものである。本稿は、Tsutomu Watanabe and Tomoyoshi Yabu, “The Great Intervention and Massive Money Injection: The Japanese Experience 2003-2004.” をもとに加筆修正したものである。

†慶応義塾大学商学部 (tyabu@fbc.keio.ac.jp)

# 1 はじめに

2001年から2006年にかけて日本の通貨当局は2つの重要かつ興味深い政策を採用した。第1は、日本銀行によって2001年3月に導入された量的緩和政策である。この政策は、日本銀行がそれまで政策金利としていたコール翌日物金利を下限であるゼロまで引き下げても十分な景気刺激効果が得られなかったため、さらなる金融緩和策として政策変数を金利からマネー供給量に変更するというものである。量的緩和政策は日本経済が回復する2006年3月まで継続された。第2に、日本の財務省は2003年1月から2004年3月にかけて外国為替市場において大規模な円売り介入を実行した。Taylor (2006) はこれを Great intervention とよんでいる。この時期の介入は2日に一度という頻度で行われており、1日当りの介入金額は2700億円、総額で35兆円にのぼった。日本の通貨当局は活発な介入行動で知られるが、それにしてもこの頻度と金額は他の時期に例を見ないものである。

この2つの政策はどのように関係していたのだろうか。これが本稿の主たる関心である。一般に、金融政策と外為介入は独立の政策であり、相互関係はないと指摘されることが多い<sup>1</sup>。先進各国の金融政策は、超短期の金利（米国で言えば Federal fund rates, 日本で言えばコール翌日物）について目標水準を設定し、その水準を維持するようにベースマネーの量を日々調節するというかたちで行われている。したがって、外為介入によって市場に出回っている円資金が多くなったり少なくなったりすると、超短期の金利が目標水準から乖離してしまう。そうした事態を回避するために中央銀行は外為介入によって市場に供給、または市場から吸収された円資金を公開市場操作によってオフセットする。これが不胎化オペレーションである。先進各国の中央銀行は必ずこの不胎化を行うと言われており、実際多くの実証研究によってその事実が確認されている。不胎化が行われている限り、外為介入が金融政策に影響を及ぼすことはなく、その意味で両者は独立である。

Great intervention の時期もこの不胎化が行われたのだろうか。不胎化に関する上記のような標準的な理解をもとに考えると、少なくとも円売り介入については不胎化が行われなかった可能性がある。すなわち、この時期の翌日物金利はゼロであり、円売り介入によって円資金が市場に供給されたとしても翌日物金利がゼロよりさらに下がることはない。したがって円売り介

入によって供給された円資金を日本銀行が放置したとしてもそれによって金融政策が所期の目標を達成できなくなるわけではない。それどころか、円売り介入による円資金の供給はマネー供給量の目標を達成する上で有効な追い風になる可能性さえある。もしそうだとすれば、日本銀行は不胎化しない、すなわち非不胎化を積極的に選択する可能性がある。

Taylor (2006) は、日本の円売り介入に批判的な見方をしていた米国財務省がこの時期の円売り介入を是認したのは、日本銀行による量的緩和政策を介入によって援護射撃する意図があったためであると指摘している。つまり、日本の財務省が大規模介入を行い、それを日本銀行が敢えて不胎化しないことによってベースマネーを増加させ、それによって景気回復をはかるとの意図である。同様の指摘は当時、日本の内外でなされていた<sup>2</sup>。これに対して日本銀行は、大規模な外為介入と量的緩和の間に因果関係を認める立場をとっていない。例えば、2003年8月時点で年初来の介入金額と日銀当座預金残高の増加金額がともに約10兆円でほぼ見合っているとの報道に対して当時の岩田副総裁は「偶然」であるとの見方を示している<sup>3</sup>。

本稿では日銀当座預金残高と外為介入金額の日次データを用いて日本銀行の政策反応関数を推計することにより量的緩和政策と Great intervention の関係を調べる。本稿の主要な結論は、円売り介入により市場に供給された円資金のうち60%程度は日本銀行の金融調節によってオフセットされた（つまり不胎化された）ものの残りの40%はオフセットされなかったことである。しかも、オフセットされなかった資金はしばらくの間、市場に滞留した。この結果は、それ以前の時期にほぼ100%オフセットされていたという事実と対照的であり、量的緩和の時期に非不胎化の度合いが顕著に高まったことを示している。

Great intervention の期間には総計35兆円の介入が実施されたが、その一方で当座預金残高は約20兆円から33兆円へと増加した。興味深いことに、この間の当座預金残高の増加額13兆円は介入総額の約40%であり、本稿の推計結果と数字のオーダーがほぼ一致している。本稿の分析結果は、当座預金残高を高い水準に維持するという政策目標を実現するために日本銀行が意図的に円売りドル買い介入を不胎化しなかった可能性が高いことを示している。

<sup>2</sup>Svensson (2001), Hamada (2001)などを参照。

<sup>3</sup>ただし、1999年12月の総裁談話では「介入資金も利用して豊富で弾力的な資金供給を行っている」としており、円売り介入資金を市場に放置することによってベースマネーを増加させるという手法を日銀が採用していることを認めている。

<sup>1</sup>例えば Craig and Humpage (2001) を参照。

本稿のもうひとつのファインディングは、介入の為替相場への効果に関するものである。介入が為替に与える効果は不胎化されているか否かに依存すると言われている。しかし多くの介入は事後的には不胎化されているので、不胎化されない介入の効果を実際に計測することは事実上不可能である。そのため「不胎化されない介入の方が効果が大きい」との主張は間接的な証拠をもとになされているに過ぎない。ところが、この時期の日本では、不胎化された介入と不胎化されない介入が混在しており、両者の効果の差を調べるには絶好の機会である。本稿の推計の結果、不胎化されない介入の方が不胎化された介入よりも為替に大きな効果をもつことがわかった。ただしこの結果は、推計式の定式化に依存しており、必ずしも頑健ではない。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では量的緩和政策と Great intervention の概要を説明する。第3節では、介入と当座預金残高の変化の同時点相関を調べる。第4節では、日本銀行が介入とそれ以外の政府支出の変動とを区別していたかを調べる。第5節では介入が為替相場に与える効果を推計する。第6節は本稿の結論である。

## 2 量的緩和政策と Great intervention

### 2.1 Great intervention

図1は2001年から2007年の期間に行われた外為介入の金額を示している。図からわかるように介入の頻度には顕著な特徴がある。介入が頻繁に行われたのは2003年1月15日から2004年3月16日の期間である。Ito (2003) や Ito and Yabu (2007) で強調されているように、介入行動はそのときどきの財務省の方針、とりわけ介入を担当する財務官の方針に左右されると言われているが、2003年1月から2004年3月の時期は溝口財務官の在任期間と重なっている。溝口財務官の前任の榊原・黒田財務官の時期(1995年6月から2002年1月)と比べると、介入頻度は40日に1度から2日に1度へと格段に増えており、頻繁な介入が溝口財務官の時代の重要な特徴であったことがわかる。介入総額は榊原・黒田財務官の時期が25兆円に対して溝口財務官の時期は35兆円であり、短期間に集中的に介入が実行されたことが確認できる<sup>4</sup>。

<sup>4</sup> 円を売ってドルを買うという外為介入を行うためには財務省は円資金を調達しなければならない。ひとつの方法は、介入の実行と

### 2.2 量的緩和政策

日本銀行は2001年3月19日に量的緩和政策の導入を決定した<sup>5</sup>。この政策は、ベースマネーを潤沢に供給することにより有効需要の喚起を図ろうとするものであった。日銀の当座預金残高について5兆円という目標水準が設定された。銀行の所要準備額は約4兆円であったから約1兆円の超過準備を供給することを意味していた。

本稿の主要な関心は、日銀が日々の当座預金残高をどのように決めていたのか、それは介入とどのような関係にあったのかという点であるが、その観点からは、量的緩和政策の次の2つの特徴が重要である。第1に、当座預金残高の目標水準は頻繁に変更された。量的緩和政策の導入から半年たった2001年8月には5兆円から6兆円へと引き上げられた後、12月には10-15兆円に引き上げられるなど、短い期間に次々と変更され、最終的には2004年1月に30-35兆円へと引き上げられた(図2を参照)。当座預金残高が単に高水準にあるというだけでなく、それが変化したということが重要である。

第2に、2001年12月以降、当座預金残高の目標はポイントではなくレンジで示されていた。例えば2004年1月の決定では「当座預金残高が30-35兆円程度となるよう金融市場調節を行う」としている。これは最大で5兆円の変動を認めていると読むことができる。なぜレンジにしたのか、さらには5兆円という幅がどのような根拠で決められたのかについて日銀は説明していないが、実際の日銀の金融調節行動をみると、このレンジ内での変動を実際に許容していることがわかる(図2を参照)。この傾向は、本稿の主たる関心である2003年以降、特に顕著である。

この点を詳しくみるために、図3では、当座預金残高の目標レンジが30-35兆円に設定されていた2004年1月から2006年3月までの期間について、日々の当座預金残高の実績値の分布を示している。分布の最頻値

同じ日に政府短期証券(FB)を発行することである。その場合には財務省はFBの発行によって得た円資金を直ちに介入によって市場に戻しているため市場に流通している円資金に変化はないとの議論がなされることが多い。しかし実際には介入とFBの発行は2ヶ月程度の時間差があり、そのため円売り介入を行うとその時点で市場に流通している円資金が増加する。本稿で分析しているのはこの円資金を日本銀行が直ちにオフセットしているか否かである。日本の外為介入の実務についてはIto (2003) が詳しい。

<sup>5</sup> 日本銀行の政策の変遷については表1を参照。日本銀行は1999年2月に翌日物金利の目標水準をゼロとするゼロ金利政策を採用し2000年8月まで継続した。ゼロ金利政策と量的緩和政策は翌日物金利の水準がゼロという点は共通しているものの、前者はベースマネーの量を増やすことそれ自体に金利チャネルとは異なる効果があるとしていた点に特徴がある。

は 33 兆円であり、ここを中心にレンジの縁にいくほど頻度が低下していることがわかる。つまり、日銀は日々の金融調節において 33 兆円を一応の目標値としつつも、財政資金の流入・流出などの外生的な変動が大きいときにはその水準から乖離することを容認するという方針を採っていたと推察される。

この 2 つの特徴はなぜ重要なのか。これらの特徴がなかった場合を想像してみれば明らかである。仮に当座預金残高の目標がピンポイントに設定されていて、しかもその目標水準が一切変更されなかったとすれば、円売り介入によって当座預金残高が増えると、日銀はそれを吸収せざるを得ない。そうしなければ目標を維持できないからである。したがってこの場合には円売り資金を放置しておくことは不可能である。しかし当座預金残高目標がレンジで設定されている、あるいは、目標が頻繁に変更される場合には非不胎化が可能である。目標がレンジで設定されていれば、円売り介入で市場に供給された資金が放置されたとしてもレンジ内に留まるかもしれない。そうであれば日銀は目標を維持しつつ非不胎化を行うことが可能である。また、目標水準が頻繁に変更される場合には、変更のタイミングと円売り介入のタイミングを合わせることで、介入による円資金の増加を市場に放置することが可能となる。この意味で、2 つの特徴は、日銀が非不胎化を行うための必要条件である。

### 3 介入と当座預金残高の変化の相関

#### 3.1 同時点相関

当座預金残高の変化と介入は相関しているのだろうか。両者の間に正の相関があれば介入が不胎化されていないことを意味する。逆に無相関であれば介入は不胎化されていることを意味する。この点を見るために、単純な散布図で両者の関係を確認するところから始めよう。図 4 では、横軸に介入金額を、縦軸に当座預金残高の変化をとり、日次データをプロットしている。サンプルは 1992 年以降であり、日銀が当座預金残高の目標を初めてレンジで示した 2001 年 12 月 19 日以前と以降でサンプルを 2 分割してある。 $t$  日の終わりにおける当座預金残高を  $R_t$ 、 $t$  日に実行された円売却ドル購入の金額を  $I_t$  と表記する。図の縦軸は  $\Delta R_t$  であり、横軸は  $I_{t-2}$  である。介入実施日の 2 営業日後に資金決済が行われるという慣行を踏まえ介入金額は  $t-2$  の値をとっている。

この図からわかるように、前半の期間では両者の相関はほとんど認められない。これに対して後半の期間では緩やかな正の相関が見てとれる。この違いは単純な回帰分析でも確認できる。すなわち、前半と後半の期間について、それぞれ

$$\Delta R_t = \mu + \beta I_{t-2} + u_t \quad (1)$$

を推計すると、表 2 の推計結果が得られた。前半の期間については、 $\beta$  の推計値は -0.004 と非常に小さく  $\beta = 0$  の帰無仮説を棄却できなかった。つまり、介入が完全に不胎化されていたことを棄却できない。これに対して、後半の期間では  $\beta$  は 0.389 と正であり、しかも統計的に有意である。これは介入額の約 60% は不胎化されたものの残りの 40% は不胎化されなかったということを示している。

表 2 の結果は介入と当座預金残高変化の間の相関が時期によって変化している可能性を示唆している。そこで、(1) 式を rolling regression によって推計し、係数  $\beta$  の時間的な推移を見ることにする。図 5 はその結果を示している。rolling regression の window は過去 750 日である。図には  $\beta$  の推計値と 90% 信頼区間を示してある。この図をみると、2000 年までは  $\beta$  の値は 0 または 0 を下回って推移していたが、2001 年 9 月に正に転じた後、2003 年 3 月からはさらに値が大きくなり、有意にゼロと異なっている。2003 年以後  $\beta$  の値は 0.4 の周りで安定的に推移している。

#### 3.2 恒久的な非不胎化

(1) 式は不胎化の度合いを計測する手法として広く先行研究で採用されている推計式である。例えば、この時期の日本については Fatum and Hutchison (2005) と Ito (2004) が同様の定式化を用いて推計を行っている。この定式化では、 $R_{t-1}$  の係数は 1 と仮定されている。これは、円売り介入によって供給された円資金が恒久的に市場に残る、つまり介入の恒久的な非不胎化が想定されている。恒久的な不胎化が行われたか否かを詳しく調べてみよう。

まず最初に当座預金残高が定常か非定常化を調べる。当座預金残高が AR(1) に従うとして

$$R_t = \mu + \rho R_{t-1} + u_t \quad (2)$$

を推計した。推計期間内では当座預金目標が 6 回変更された。推計に際しては各変更に対応するダミー変数を加えている。具体的には、目標変更の時点

は、2002/10/30, 2003/4/1/, 2003/4/30, 2003/5/20, 2003/10/10, 2004/1/20 である。推計結果は  $\hat{\rho} = 0.819$  であり、 $\rho = 1$  という帰無仮説に対応する  $t$  値は 6.48 であった。しかし  $\rho = 1$  のとき  $\hat{\rho}$  は non-standard distribution に従うので、棄却限界値は -1.96 ではない。そのためモンテカルロ実験で新たに棄却限界値を求めた結果、 $\rho = 1$  という帰無仮説は 1% の有意水準で棄却できることがわかった。この結果は、そもそも (1) の定式化が適切でないことを示すとともに、円売り介入によって供給された資金が恒久的に市場に残るという意味での非不胎化が行われたわけではないことを示している。

しかし、これで恒久的な非不胎化の可能性を完全に消し去れたかというところではない<sup>6</sup>。当座預金残高が目標レンジの中ではランダムウォークで、レンジの外に出ると急速にレンジ内に戻る動きがあり、その結果、当座預金残高が定常になっているという可能性がある。そうであるとすれば、少なくともレンジ内では介入の効果が恒久的に残ることになり、恒久的な非不胎化が起きる。この可能性について調べるため

$$R_t = \mu + \rho R_{t-1} + \rho^* R_{t-1}^* + \beta I_{t-2} + u_t \quad (3)$$

を推計する。ここで  $R^*$  は当座預金残高が目標レンジの中にあるときには  $R$  に等しく、目標レンジからはずれているときにはゼロをとる変数である。パラメータ  $\rho$  は当座預金残高がレンジの中にあるときに中心的な値に収束する速さを示すものであり、 $\rho + \rho^*$  は当座預金残高がレンジの外にあるときの収束速度を示す。表 3 に示した推計結果によると、 $\rho$  は 0.646 であり、1 を有意に下回っている。これは、レンジ内でもランダムウォークではないことを示しており、レンジ内でも恒久的な非不胎化が起きていないことを示している。なお、 $\rho^*$  の推計値はゼロと有意に異ならず、レンジの内と外で収束速度はほぼ同じである。

### 3.3 一時的な非不胎化

(2) 式および (3) 式の推計結果は、介入資金が市場に恒久的に放置されるという意味での非不胎化が行われた可能性を棄却するものである。しかし恒久的ではな

<sup>6</sup>(1) 式による非定常性の検定では当座預金残高目標の変更に対応するダミー変数を入れているので、そこでの結果は、当座預金残高が平均の変化を伴う定常過程である可能性を排除していない。これは、円売り介入のタイミングに合わせて目標水準の改定が行われた可能性を消していないことを意味する。しかし Watanabe and Yabu (2009) によれば、介入の時期と目標水準の改定の時期は重なっていない。

いにしても不胎化の速度が通常よりも遅かったのも事実である。図 6 では (3) 式の推計結果をもとに 1 兆円の円売り介入が不胎化される速度を示している。介入の 2 日後に行われる資金決済の時点では、介入によってもたらされた 1 兆円のうち 6000 億円が不胎化され、市場に残るのは 4000 億円となる。市場に滞留する資金は 4 日後には 2500 億円、6 日後には 1700 億円と減少し、20 日後にはほぼゼロになる。ここからわかるように、資金滞留は一時的ではあるが、それでも通常の時期には 2 日後にほぼ 100% 不胎化されることと比較すれば、市場への滞留時間はこの時期、長かったといえる。

## 4 介入とその他の政府支出の区別

円売り介入資金が通常よりも長い期間、市場に滞留したという事実は、日銀が円売り介入の資金を特別扱いしていたことを直ちに意味するものではない。政府は民間部門に対して年金の支払いなどのかたちで資金を支払う一方、税金などのかたちで資金の受け取りを行っている。円売りドル買い介入に伴って円資金を市場に供給するのは政府による財政支払いの一部である。もし介入を含む財政支払い全般について中央銀行が一時的な非不胎化を行っているのであれば、それはさほど興味深い事実ではない。我々が関心があるのは、中央銀行が介入とそれ以外の財政支払いを区別した上で、介入について非不胎化の度合いを高くしているか否かである。この点について詳しく調べてみよう。

$t$  日における政府の純支払（外為介入分を除く）を  $G_t$  と表記する。また、政府の資金支払いを  $GP_t$ 、政府の資金受け取りを  $GR_t$  を表記する（いずれも外為介入分を除く）。このように変数を定義した上で、(3) 式を次のように拡張する。

$$R_t = \mu + \rho R_{t-1} + \beta I_{t-2} + \gamma G_t + u_t \quad (4)$$

$$R_t = \mu + \rho R_{t-1} + \beta I_{t-2} + \gamma_P GP_t + \gamma_R GR_t + u_t \quad (5)$$

(3) 式との違いは、介入以外の財政資金支払いと受け取りを明示的に説明変数に加えていることである。日銀が介入とそれ以外の財政資金支払いを区別していなければ、 $\beta$  と  $\gamma$  (あるいは  $\gamma_P$ ) は同じ値をとるはずである。反対に、介入とその他の財政支払いを区別して介入だけについて非不胎化していれば、 $\beta$  は正、 $\gamma$  や  $\gamma_P$  は 0 となるはずである。

表 4 は (4) 式と (5) 式の推計結果を示している。まず (4) 式の推計結果をみると、 $\beta$  の推計値は 0.473 であ

り、95%信頼区間は  $0.294 < \beta < 0.651$  である。一方、 $\gamma$  の推計値は 0.206 であり、95%信頼区間は  $0.169 < \delta < 0.242$  である。 $\beta$  と  $\gamma$  の信頼区間は重なっていない。その意味で日銀は円売り介入とそれ以外の財政資金の支払いを区別しているといえる。円売り介入によって供給された円資金をオフセットする割合はその他の財政資金の支払いと比べて有意に低いといえる。次に (5) 式の推計結果をみると、 $\beta$  の推計値は 0.481 であり、95%信頼区間は  $0.304 < \beta < 0.657$  である。一方、 $\gamma_P$  の推計値は 0.240 であり、95%信頼区間は  $0.166 < \gamma_P < 0.313$  である。円売り介入がオフセットされる割合はその他の財政支払と比較するとやはり小さく、日銀が円売り介入とその他の財政支払を区別したことを示している。ただし、二つの推計値の信頼区間はわずかではあるが重なっており、両者の差は統計的には有意ではない。

## 5 非不胎化介入の為替相場への効果

### 5.1 不胎化されない介入の期待チャネル

不胎化された円売り介入は、通貨当局（外為特会 + 日銀）と民間部門との間で円建て債券とドル建て債券を交換することに他ならない。一方、不胎化されない円売り介入は、不胎化された介入と追加的な円資金の供給を結合させたオペレーションである。追加的な円資金の供給が為替に対して追加的な効果をもつとすれば、不胎化されない円売り介入の方が不胎化された介入より大きな効果をもつはずである（詳細は例えば Sarno and Taylor (2001) を参照）。

しかしこの議論は金利が正の水準にあるときの話である。金利がゼロであれば、さらに追加的な円資金を供給しても金利がゼロより下がるわけではないので、追加的な円資金供給の効果はない。別な言い方をすると、金利がゼロの状況では円資金の限界効用はゼロで、円資金の供給量は飽和点に達している。したがってそれ以上円資金を供給しても均衡に影響を及ぼすことはあり得ない。このときには、円売り介入が不胎化されているか否かは、均衡に影響せず、したがって為替相場への効果も不胎化されているか否かに依存しない。Okina and Shiratsuka (2000) や Spiegel (2003) などはゼロ金利下では介入が不胎化されているか否かは関係ないと主張しているがその論拠はこれに沿ったものである。

しかし流動性の罫の下での最適な金融政策に関する一連の研究は、上の議論が必ずしも正しくないことを

示している。いま経済が流動性の罫にあり短期金利がゼロであるとする。このとき通貨当局が円売り介入を行い、その介入が不胎化されないとする。議論をわかりやすくするために、ここでは、介入によって供給された円資金は恒久的に市場に残ると仮定する。恒久的に市場に残るということは、経済が流動性の罫から抜け出して正常化した遠い将来の時点でもその資金が市場に残っていることを意味する。経済が正常化した時点では金利は正の水準に戻っているはずだから、円売り介入による円資金の追加供給はこの将来時点の金利を下げる効果をもつ。この金利低下は将来時点で円安を発生させるはずであり、そのことが現時点で市場参加者の予想に織り込まれると現時点での為替が円安方向に変化する。このような期待チャネルは円売り介入が直ちに不胎化されてしまう場合には働かない。その意味で、現在の金利がゼロであったとしても、介入が不胎化されているか否かによって為替相場への効果が異なる。

上の議論は次のように整理することができる。まず円売り介入と当座預金残高の関係を次式で表す。

$$R_t = \rho R_{t-1} + \beta I_{t-2} \quad (6)$$

パラメータ  $\beta$  がゼロであれば円売り介入が完全に不胎化されていることを意味する。しかし  $\beta$  が正であれば円売り介入は完全には不胎化されていない。その場合には、 $\rho$  の値が重要な意味をもつ。仮に  $\beta > 0$  ではあるものの  $\rho = 0$  の場合には、円売り介入は介入当日の（正確には介入の決済日当日の）当座預金残高を増加させるが、その翌日の当座預金残高には影響しない。これは非不胎化が瞬間的なケースである。この場合には、不胎化か否かの違いは介入当日の当座預金残高にしか現れない。将来時点の当座預金残高について異なる含意をもつことはないので不胎化されてもされなくても為替相場への影響は同じである。

これに対して  $\beta > 0$  で、なおかつ  $\rho = 1$  の場合には不胎化か否かの差は大きい。この場合には、円売り介入は介入当日の当座預金残高だけでなく、その翌日、翌々日...と、遠い将来時点の当座預金残高にも影響を及ぼす。その意味で非不胎化は恒久的である。この場合には、不胎化されない介入は遠い将来時点の金利に影響を及ぼし、それを通じて今日の為替相場にも影響を及ぼす。したがって不胎化か否かは今日の為替相場に異なる影響を及ぼす。これは Svensson (2000) や Jeanne and Svensson (2007) などが念頭においていた状況である。

しかしながら前節までの分析で明らかになったよう

に、 $\rho$  はゼロでもなければ 1 でもなく、その中間である。その場合には、 $t-2$  日に行われた円売り介入によって、 $t$  日の当座預金残高  $R_t$  は  $\beta I_{t-2}$  だけ増加し、 $t+1$  日の当座預金残高  $R_{t+1}$  は  $\beta \rho I_{t-2}$  だけ増加する。同様に、 $R_{t+j}$  は  $\beta \rho^j I_{t-2}$  だけ増加する。このケースでは、不胎化と非不胎化の差が今日の為替相場に現れるか否かは、(1) $\rho$  の値がどれだけ 1 に近いか、(2) 市場参加者が流動性の罫の終わりをいつ頃と予想しているのかに依存する。この点で興味深いのは、Great Intervention が行われた 2003 年初から 2004 年 3 月にかけての時期は、日本経済に回復の兆しが見られた時期で、量的緩和が近い将来解除されるとの見方も少なくなかった。つまり、市場参加者はそう遠くない将来、金利が正の水準に戻ると予想していた可能性があり、そうであるとすれば、円売り介入によってその将来金利の予想値が低下した可能性がある。以下では、介入に対する為替相場の反応を推計することにより、不胎化されない介入が為替相場に追加的な影響を及ぼしたか否かを調べることにする。

## 5.2 実証結果

Great Intervention 期の為替介入の効果については、Ito (2004) が GARCH 型の為替決定式を推計し、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。それ以前の時期 (June 1995 to January 2003) においては 1 兆円の介入が 0.70% の効果をもったとの結果と比較すると、Great Intervention 期には介入の効果が半減していたことを示している。Fatum and Hutchison (2005) はマッチングアルゴリズムを用いて Great Intervention 期における介入の効果を推計した結果、介入は為替相場に対して有意な効果をもたなかったと報告している。これらの結果は、Great Intervention 期の介入の効果が小さいことを示唆するものである。しかしこれらの研究では、介入が不胎化されていたか否かは区別しておらず、不胎化か否かでどのように効果が異なるのかも検討されていない。以下ではこの点を明らかにする。

Ito (2003, 2004) の為替決定式を修正した次式を推計する。

$$\Delta s_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta s_{t-1} + \phi_2 (s_{t-1} - s_{t-1}^T) + \phi_3 (1 - B_t) I_t + \phi_4 B_t I_t + \epsilon_t \quad (7)$$

ここで  $\Delta s_t \equiv s_t - s_{t-1}$  であり、 $s_t$  は NY 市場での円ドル相場の終値である。Ito (2003, 2004) 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  $s_{t-1} - s_{t-1}^T$  (ただし  $s^T$  は過去の移動平均値) を説明変数として加えている。本稿で新たに追加した変数は  $B_t$  であり、これは  $t$  日に行われた介入が決済日である  $t+2$  日にどれだけの割合、不胎化されないかを表す変数である。 $B_t = 1$  であれば全く不胎化されないことを表し、0 であれば全て不胎化されることを意味する。 $B_t$  は 2 日後の中央銀行の行動に依存して決まる変数であり、 $t$  日の時点では市場参加者はこれを観察できない。したがって  $B_t$  は市場参加者の予測値である。

変数  $B_t$  を次の 2 つの方法で作成する。第 1 の方法では、非不胎化の比率を予想する際に市場参加者は backward-looking に予想を形成すると仮定する。具体的には、 $B_t$  を過去 3 ヶ月における介入と当座預金残高の変化の相関係数として定義する。例えば、過去 3 ヶ月間に両者が高い相関にある (つまり非不胎化率が高い) 場合は先行きについても同様の高い相関が続くと市場参加者は予想する。

第 2 の方法では完全予見を仮定する。事後的な非不胎化率である  $\Delta R_{t+2}/I_t$  を市場参加者は  $t$  日の時点で知っていると仮定する。具体的には、事後的な非不胎化率が一定値  $k$  よりも大きいときには市場参加者は  $t$  日の時点で完全な非不胎化が行われると予想していたと考える。反対に事後的な非不胎化率が  $k$  より小さいときには市場参加者は完全な不胎化が行われると予想していたと考える。すなわち、 $B_t$  を次のように定義する。

$$B_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta R_{t+2}/I_t \geq k \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases} \quad (8)$$

ここで  $k$  は 0 から 1 の間のパラメーターである。

推計結果は表 5 に示してある。表 5 の第 2 列は  $B_t$  を過去 3 ヶ月間の相関係数と定義した場合の結果であり、第 3 列と第 4 列は  $B_t$  を (8) 式のように定義した場合の結果である。第 3 列では  $k = 0.5$  としてあり第 4 列では  $k = 0.6$  としている。最初に、第 2 列の結果をみると、 $\phi_3$  と  $\phi_4$  の推計値はそれぞれ  $-0.0005$  と  $0.0195$  であり、完全に不胎化された介入は為替に対してほとんど効果がないのに対して不胎化されない介入は統計的に有意な効果があることを示している。この結果によれば、全く不胎化されない介入を 1 兆円行うと為替は 1.9% 変化する。また、60% だけ不胎化される介入が為替相場に与える影響は約 0.7% である。 $\phi_3$  と  $\phi_4$  の推計値は統計的に有意に異なっており、為替相場への効



果は不胎化か否かに依存することを示している<sup>7</sup>。

(8) 式で  $B_t$  を定義した場合の推計結果をみると、 $\phi_3$  と  $\phi_4$  はそれぞれ 0.0014 と 0.0027 であり、ここでもやはり不胎化されない介入は統計的に有意な効果があるが不胎化された介入は効果がないとの結果になっている。ただし、 $\phi_3$  と  $\phi_4$  の差は統計的には有意でない。4 列目に示した  $k = 0.6$  の場合でも結果はほぼ同じである。

推計結果を要約すると、Great Intervention 期の介入が為替相場に及ぼした影響は介入が不胎化されていたか否かに依存している。これは、市場参加者が、不胎化されない円売り介入を観察した際に、将来のマネー量に関する予想を上方に修正していた可能性を示唆している。

## 6 おわりに

本稿では、外為介入と日銀当座預金残高の日次データを用いて、Great intervention の期間（2003 年 1 月から 2004 年 3 月）における介入と金融政策の関係を分析した結果、次のファインディングを得た。第 1 に、円売り介入により市場に供給された円資金のうち 60%程度は日本銀行の金融調節によってオフセットされた（つまり不胎化された）ものの残りの 40%はオフセットされなかった。しかも、オフセットされなかった資金はしばらくの間、市場に滞留した。この結果は、それ以前の時期にほぼ 100%オフセットされていたという事実と対照的である。量的緩和の時期に非不胎化の度合いが顕著に高まったことを示している。第 2 に、介入によって供給された円資金と介入以外の財政資金の支払いによって供給された円資金（例えば公的年金の支払いなど）を比較すると、前者が市場に滞留する度合いは高く、滞留期間も長いことが確認された。これは、日本銀行が介入とそれ以外の財政資金の支払いを区別して金融調節を行っていたことを示唆している。第 3 に、不胎化された介入と不胎化されない介入を比較すると、為替相場に与える効果は後者の方が強い傾向が見られ、ゼロ金利の下でも、介入が不胎化されたか否かによって為替への効果に違いがあることを示している。ただし、この結果は、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おり、必ずしも頑健でない。

<sup>7</sup> この結果の頑健性を確認するため相関係数をとる期間を過去 3 か月ではなく過去 1 ヶ月とする推計も行った。定性的には同じであったが  $\phi_3$  と  $\phi_4$  の差が統計的に有意でないとの結果になった。

## 参考文献

- [1] Craig, Ben and Owen Humpage (2001). “Sterilized Intervention, Nonsterilized Intervention, and Monetary Policy,” Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper 01-10.
- [2] Eggertsson, Gauti (2006). “The Deflation Bias and Committing to Being Irresponsible,” *Journal of Money, Credit and Banking* 38, 283-322.
- [3] Fatum, Rasmus and Michael M. Hutchison (2005). “Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy in Japan, 2003-04,” EPRU Working Paper Series, University of Copenhagen.
- [4] Hamada, Koichi (1999). “Nichigin no Futaika Seisaku wa Machigatte Iru” (The Bank of Japan is Wrong to Take Sterilized Intervention), *Shukan Toyo Keizai*, November 13, 1999 (in Japanese).
- [5] Ito, Takatoshi (2003). “Is Foreign Exchange Intervention Effective? The Japanese Experiences in the 1990s,” in Mizen, P. (eds.) *Monetary History, Exchange Rates and Financial Markets, Essays in Honor of Charles Goodhart*, Cheltenham, U.K., Edward Elgar Pub.
- [6] Ito, Takatoshi (2004). “The Yen and the Japanese Economy, 2004,” in C. F. Bergsten and J. Williamson (eds.) *Dollar Adjustment: How Far? Against What?*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- [7] Ito, Takatoshi (2007). “Myths and Reality of Foreign Exchange Interventions: An Application to Japan,” *International Journal of Finance and Economics* 12, 133-154.
- [8] Ito, Takatoshi and Tomoyoshi Yabu (2007). “What Prompts Japan to Intervene in the Forex Market: A New Approach to a Reaction Function,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, pp. 193-212.

- [9] Jeanne, Olivier, and Lars E.O. Svensson (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.
- [10] Okina, Kunio and Shigenori Shiratsuka (2000). "The Illusion of Unsterilized Intervention," *Shukan Toyo Keizai*, January 15, 2000. English version is available at <http://www.imes.boj.or.jp/japanese/kouen/ki0001en.html>
- [11] Sarno, Lucio, and 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, 839-868.
- [12] Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, New York, Chapman and Hall.
- [13] Spiegel, Mark (2003). "Japanese Foreign Exchange Intervention," *FRBSF Economic Letter* No. 2003-36.
- [14] Svensson, Lars 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.
- [15] Taylor, John (2006). "Lessons from the Recovery from the 'Lost Decade' in Japan: The Case of the Great Intervention and Money Injection," Paper presented at the ESRI International Conference, Cabinet Office, Government of Japan, September 14, 2006. Available at <http://www.stanford.edu/johntayl/JapanCabinetOfficePresentation.pdf>
- [16] Watanabe, Tsutomu, and Tomoyoshi Yabu (2009). "The Great Intervention and Massive Money Injection: The Japanese Experience 2003-2004," Research Center for Price Dynamics Working Paper Series No.12.

表 1: Chronology of Monetary Policy Decisions in 1999–2006

Dates	Events
09/09/98	The BOJ reduces the target O/N rate to 0.25 from 0.50 percent
02/12/99	The BOJ introduces a zero interest rate policy (ZIRP)
04/13/99	Governor Hayami announces the BOJ will continue the ZIRP until “deflationary concerns are dispelled”
10/13/99	The BOJ expands the range of money market operations
08/11/00	The BOJ terminates the ZIRP. The target O/N rate is set at 0.25 percent
02/09/01	The BOJ introduces Lombard-type lending facility and reduces the official discount rate to 0.375 from 0.5 percent
02/28/01	The BOJ reduces the target O/N rate to 0.125 percent and the official discount rate to 0.25 percent
03/19/01	The BOJ announces to introduce a quantitative easing policy and continue it until “the core CPI records a year-on-year increase of zero percent or more on a stable basis.” The target current account balance (CAB) is set at 5 trillion yen
08/14/01	The BOJ raises the target CAB to 6 trillion yen
09/18/01	The BOJ raises the target CAB to above 6 trillion yen
12/19/01	The BOJ raises the target CAB to 10–15 trillion yen
10/30/02	The BOJ raises the target CAB to 15–20 trillion yen
04/01/03	The BOJ raises the target CAB to 17–22 trillion yen
04/30/03	The BOJ raises the target CAB to 22–27 trillion yen
05/20/03	The BOJ raises the target CAB to 27–30 trillion yen
10/10/03	The BOJ raises the target CAB to 27–32 trillion yen. The BOJ announces more detailed description of its commitment regarding the timing to terminate quantitative easing policy
01/20/04	The BOJ raises the target CAB to 30–35 trillion yen
03/09/06	The BOJ terminates quantitative easing policy
07/14/06	The BOJ terminates the ZIRP. The target O/N rate is set at 0.25 percent

表 2: 介入と当座預金残高変化の同時点相関

推計期間	Entire sample period	1992/1/1-2001/12/18	2001/12/19-2006/3/9
Constant	-0.016 (0.009)*	-0.006 (0.011)	-0.046 (0.020)**
$I_{t-2}$	0.188 (0.103)*	-0.004 (0.151)	0.389 (0.116)***
$\overline{R^2}$	0.052	0.016	0.162
OBS	3496	2461	1035

Notes: Heteroskedasticity-and-autocorrelation-consistent (HAC) standard errors are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* represent statistically significant at the 10-percent level, at the 5-percent level, and at the 1-percent level.

表 3: 目標レンジの内と外での収束速度

推計期間 : 2003/5/20-2006/3/9	
Constant	10.226 (0.966)***
$R_{t-1}$	0.646 (0.033)***
$R_{t-1}^*$	-0.012 (0.007)*
$I_{t-2}$	0.459 (0.091)***
$\overline{R^2}$	0.832
OBS	690

Notes: Heteroskedasticity-and-autocorrelation-consistent (HAC) standard errors are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* represent statistically significant at the 10-percent level, at the 5-percent level, and at the 1-percent level.

表 4: 介入とそれ以外の財政支払いの比較

	Eq. (4)	Eq. (5)
Sample period	2001/12/19-2006/3/9	2001/12/19-2006/3/9
Constant	2.653 (0.369)***	2.647 (0.368)***
$R_{t-1}$	0.834 (0.025)***	0.833 (0.025)***
$I_{t-2}$	0.473 (0.092)***	0.481 (0.091)***
$G_t$	0.206 (0.019)***	
$GP_t$		0.240 (0.038)***
$GR_t$		0.191 (0.023)***
$\overline{R^2}$	0.992	0.992
OBS	1034	1034

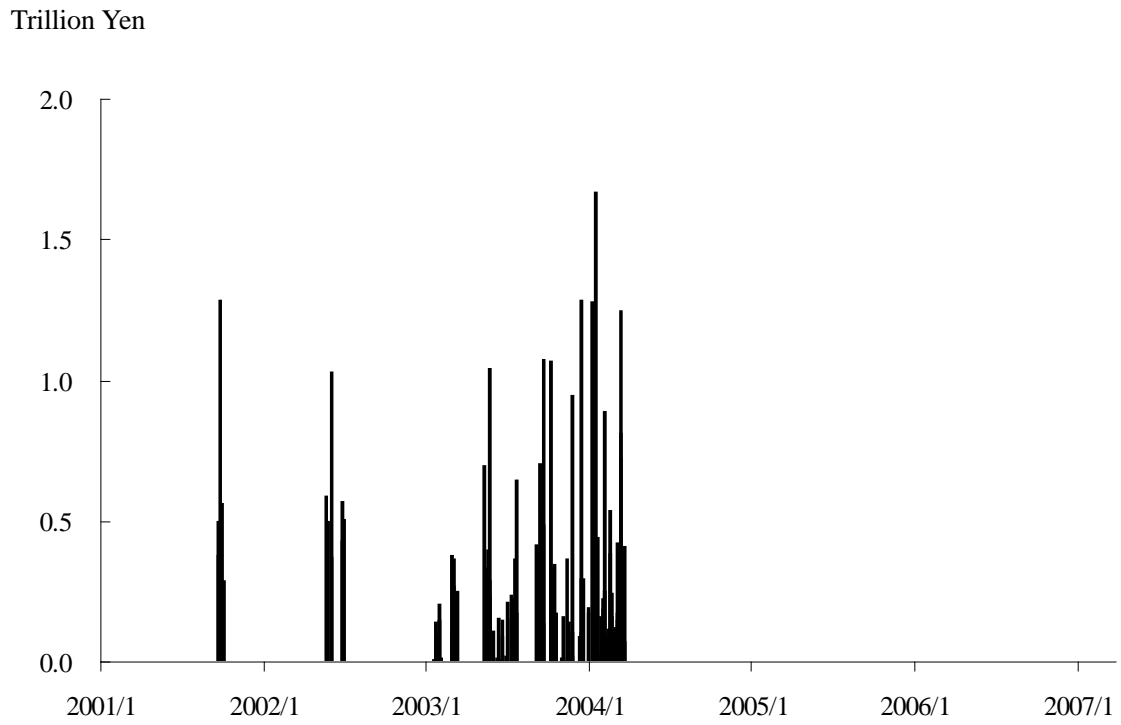
Notes: Heteroskedasticity-and-autocorrelation-consistent (HAC) standard errors are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* represent statistically significant at the 10-percent level, at the 5-percent level, and at the 1-percent level.

表 5: 介入が為替相場に及ぼす効果

	$B_t$ を過去 3 ヲ月の相関係数 と定義	$B_t$ を (8) 式で定義 $k = 0.5$	$B_t$ を (8) 式で定義 $k = 0.6$
推計期間	2003/1/15-2006/3/9	2003/1/15-2006/3/9	2003/1/15-2006/3/9
Constant	-0.0000 (0.0004)	-0.0003 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
$s_{t-1} - s_{t-2}$	-0.0599 (0.0358)*	-0.0429 (0.0365)	-0.0431 (0.0365)
$s_{t-1} - s_{t-1}^T$	0.0071 (0.0052)	-0.0050 (0.0041)	-0.0050 (0.0041)
$(1 - B_t)I_t$	-0.0005 (0.0001)***	0.0014 (0.0020)	0.0013 (0.0020)
$B_t I_t$	0.0195 (0.0064)***	0.0027 (0.0011)**	0.0029 (0.0012)**
OBS	752	752	752

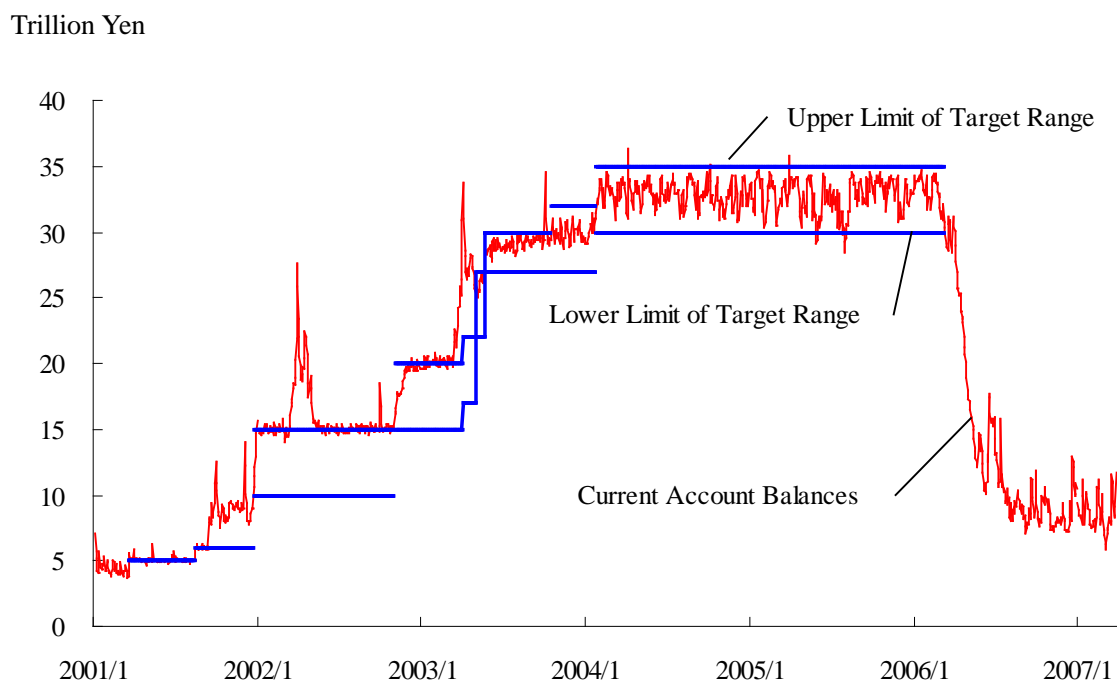
Notes: Heteroskedasticity-and-autocorrelation-consistent (HAC) standard errors are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* represent statistically significant at the 10-percent level, at the 5-percent level, and at the 1-percent level.

図1： 日次介入金額の推移



Note: The sample period is from January 1, 2001 to March 31, 2007.  
Source: Ministry of Finance.

図2: 当座預金残高と目標水準の推移



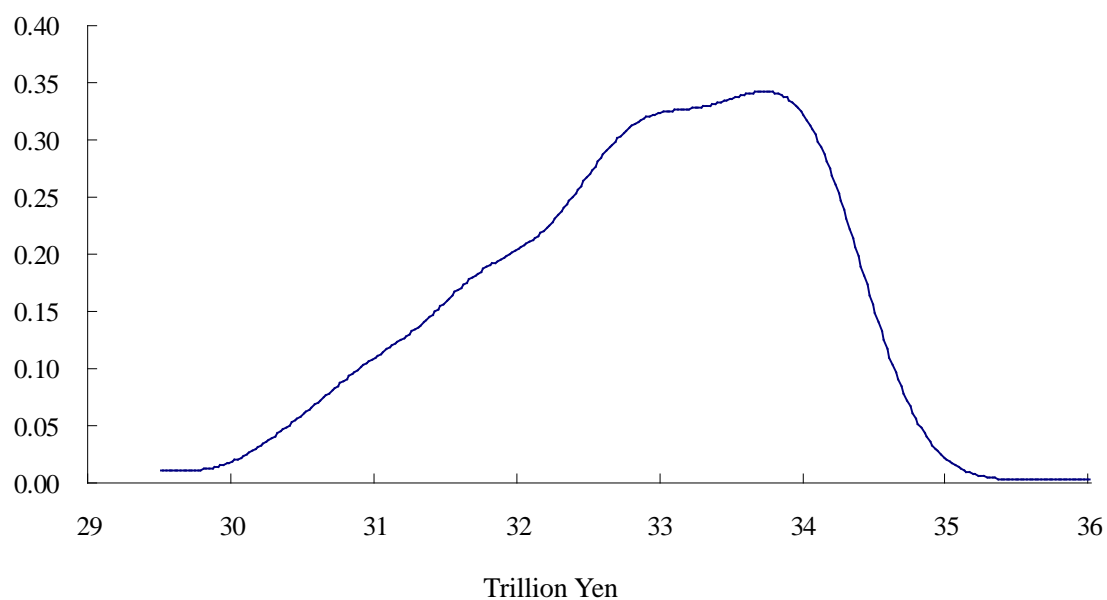
Notes: The BOJ decided to introduce its quantitative easing policy on March 19, 2001. The target level of current account balances at the BOJ was initially set at ¥5 trillion. After the initial level had been set at ¥5 trillion in March 2001, this was raised to ¥6 trillion in August 2001. By December of that year, the target level was further increased to a range of ¥10-15 trillion, and this range continued to be raised at relatively short intervals until it finally reached ¥30-35 trillion in January 2004. See also Table 1 for chronology of monetary policy events.

Source: Bank of Japan.



図3: 2004年1月から2006年3月の期間における当座預金残高の分布

Density Estimate

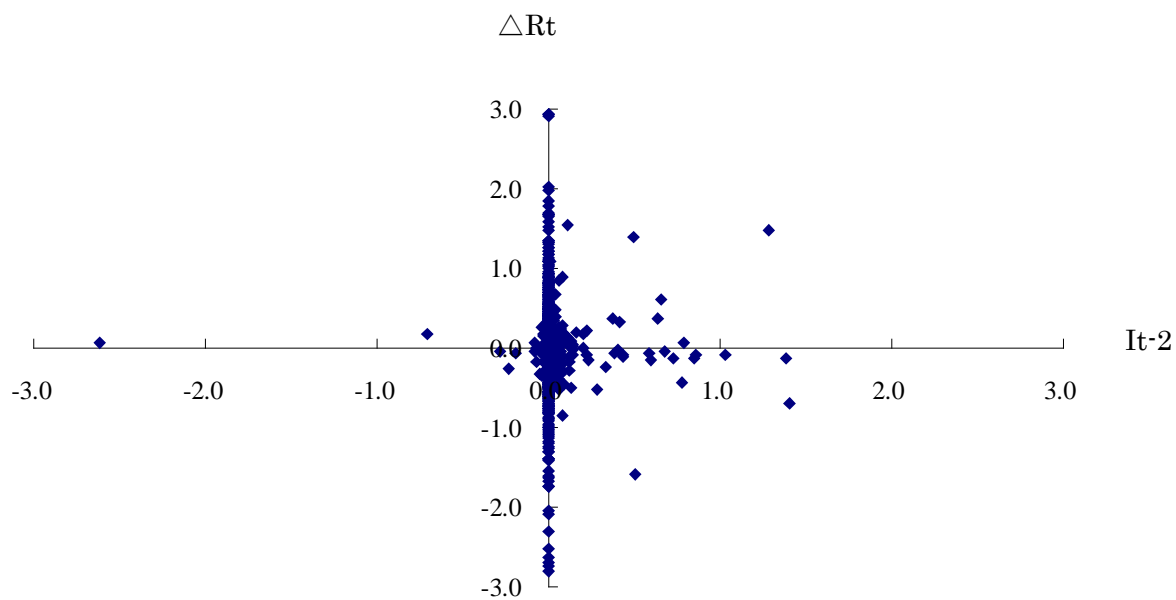


Notes This figure shows the distribution of the actual values of daily current account balances during the period when the target range was ¥30-35 trillion, i.e., from January 20, 2004 to March 9, 2006. To compute the probability density function, we use a normal kernel and the likelihood cross-validation method to select the bandwidth (See Silverman (1986)).

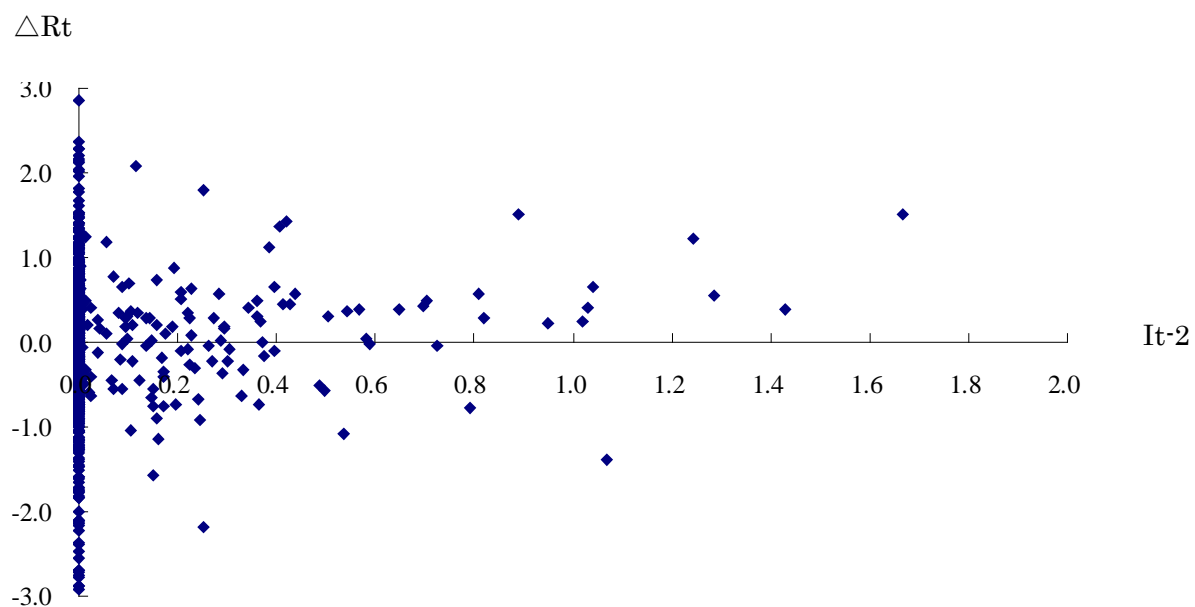
Source: Bank of Japan.

図4： 介入金額と当座預金残高の同時点相関

1992/1/1-2001/12/18

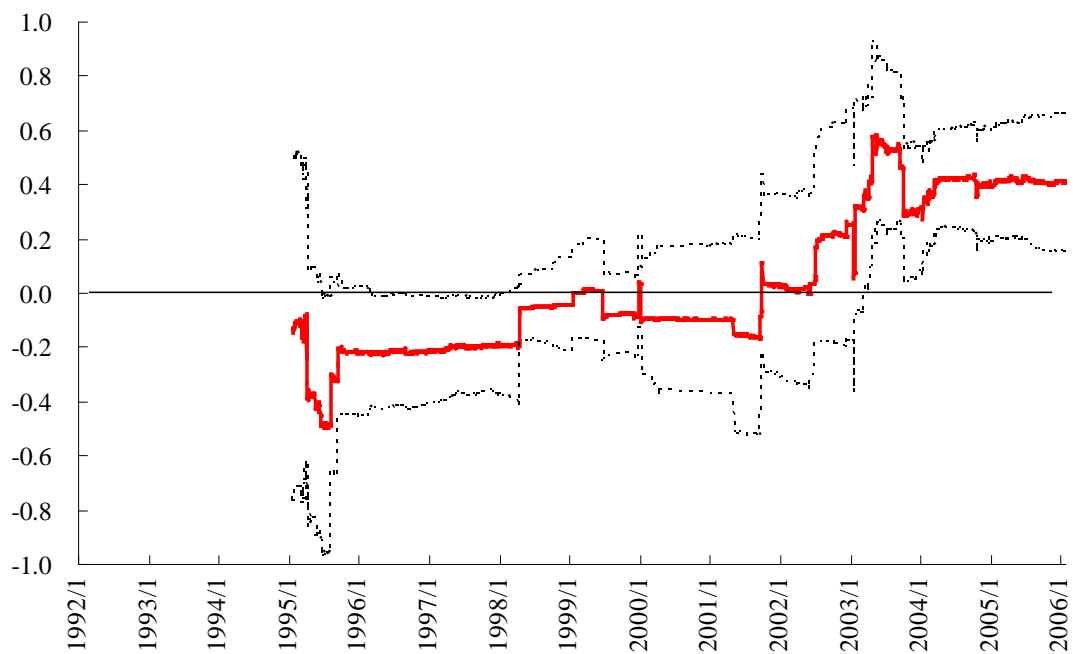


2001/12/19-2006/3/9



Note: We compare  $\Delta R_t$  with  $I_{t-2}$  to take into account the two day time-lag between implementation of intervention and its settlement.

図5: 非不胎化率の推計



Notes: Bold line is the estimated value of  $\beta$  and the dotted lines are the upper and lower bound of the 90% confidence interval. The window of the rolling regression is the preceding 750 business days.

図6: 円売り介入資金の滞留時間

