

日銀為替介入は効果があったか

原田 喜美枝

目次

- 一、はじめに
- 二、為替レート変動と介入
- 三、為替レートの特徴
- 四、ボラティリティ変動モデルについて
- 五、為替介入の短期的・長期的効果
- 六、介入ダミー変数の特徴
- 七、おわりに

「大蔵省・日本銀行が円売り・ドル買いの市場介入に踏み切った。(中略)円は一カ月半ぶりの円高・ドル安水準となる一ドル＝一〇四円七五銭まで上昇した。介入を受けて円は急速に値を下げ、(中略)一ドル＝一〇六円四銭で取引を終えた。」

日経金融新聞、二〇〇〇年三月一六日

「大蔵省・日銀は(中略)円売り・ドル買い介入を開始した。(中略)介入を受けて円相場は一時一〇五円半ばに急落したが、(中略)結局、東京市場の終値は前週末比四二銭の円高・ドル安の

一〇四円八五―八八銭となった。」

日経金融新聞、二〇〇〇年四月四日

前者は、円売りドル買い介入によって誘導したい円安方向に為替が動き、介入効果があったことを報道している。後者は、反対に、円売りドル買い介入にも関わらず円高となり、介入が効かなかったことを報道している。

新聞報道では、半日、一日という期間で介入の効果をみている。誘導したい方向に為替相場を動かすことができれば成功、できなければ失敗ととられる。長期にみたときに、為替市場で「介入が効く」というのはどういう状況をさしているのだろうか。

一、はじめに

外国為替市場における中央銀行の介入が為替相

場に与える効果には二つのルートがある。第一は、介入が外国通貨の需給に影響を与え、それを反映して為替相場が変化するというルートである。第二は、将来の為替相場に関する市場参加者の予想の変化を通じるルートである。

前者は、たとえば、日銀がドルを購入したとき(ドル買い円売り介入)、その分だけドルへの需要が増え、円安ドル高になるというものである。

後者は介入のシグナル効果と呼ばれる。日銀の介入(あるいは介入額)は将来の金融政策に関する日銀の意図を表すシグナルとなる。市場が効率的であれば、「将来の金融政策に関する予想の変化」↓「将来の為替相場に関する予想の変化」↓「現在の為替相場を変化させる」という一連のルートが生じる(↘)は因果関係の方向を表している)。たとえば、日銀がドルを購入したとき、介入を知った市場参加者は日銀が円安方向に

誘導しようとしていることを読みとり、将来の金融緩和と円安を連想することにより、それに備え現時点で行動するのである。

ただし、現実の介入は「不胎化」されたものであることが多いため、第一のルートの影響は限定とされている。「不胎化」とは、介入による外国通貨の増減を国内信用の増減により相殺する操作のことをさす。具体例をあげて説明する。米国連邦準備制度（中央銀行）の介入にともなう外国通貨の増減は、完全に不胎化されることになっている。一億ドルのドル売り介入をすれば、自動的に一億ドルの財務省証券が売却される。財務省証券を売却することで、通貨当局である米国連邦準備制度の資産項目と負債項目を同額減少させ、介入によるマネタリー・ベース（現金＋法定準備率）の増加を相殺することができる。直感的にいうと、介入によって増加した現金が証券の購入に

まわれれば、現金通貨の総額は不変となる。厳密にいうと、通貨当局の勘定はドル売り介入により資産項目も負債項目も介入額分だけ増加するが、その増加額分だけの資産の売却をするのである。

日銀の場合、自動的に不胎化をおこなうのは難しい（政府証券の公開市場操作が中央銀行オペの中心的手段になっていないため）が、結果的に不胎化がおこなわれているとされている。

日銀は介入によって誘導したいように為替相場を変化させることができたか、介入の影響は一時的だったか、あるいは長期的に為替相場に影響したかなどの疑問について分析をおこない、その結果を報告する。⁽¹⁾

二、為替レート変動と介入

「介入が効いた」かどうか調べるためには、日

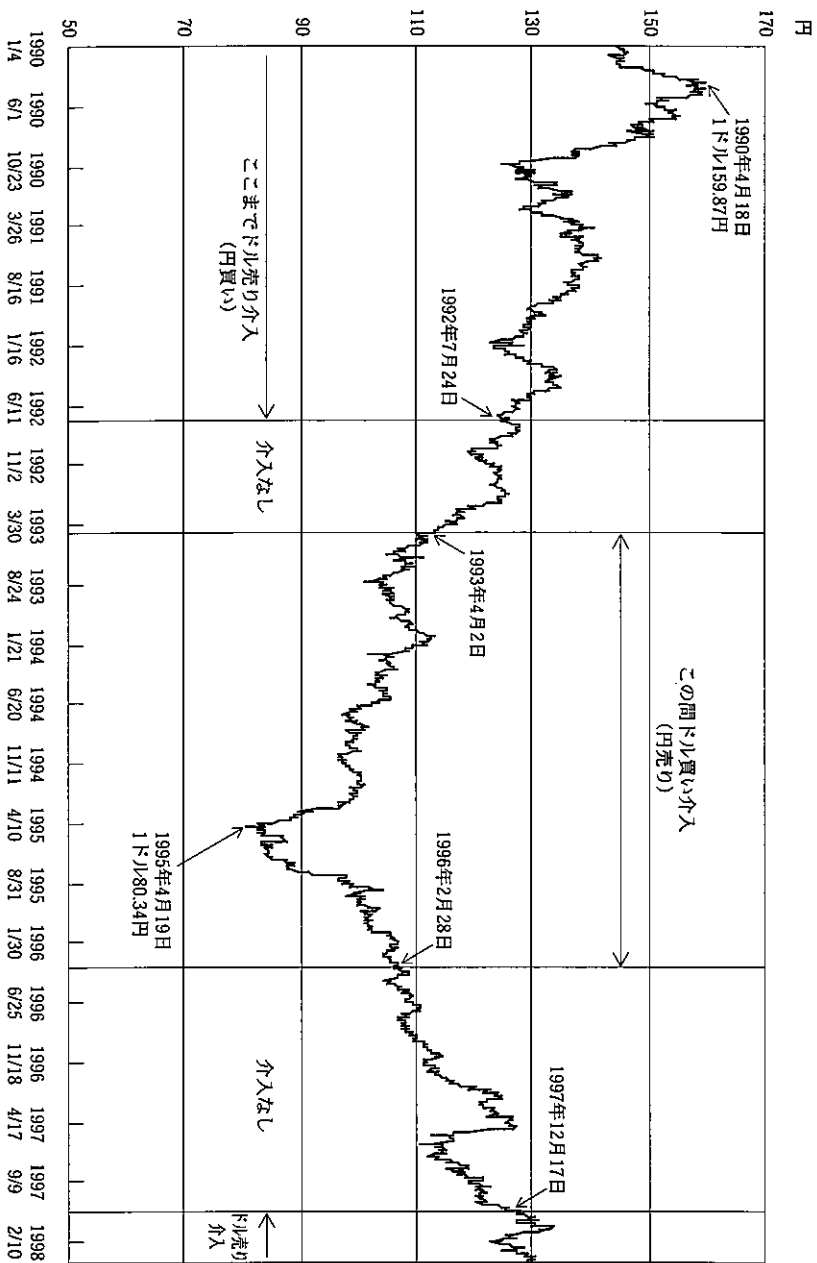
銀の介入データを利用して検証しなければならぬが、日銀介入の有無や介入額については公表されていない。⁽²⁾しかし、介入があると新聞や情報ベンダーの電子端末で報道されることが多いため、公式な介入データは存在しないが、非公式なデータは複数存在する。そこで、この非公式の情報を利用して介入データを作成した。

データ作成の手順として、まず、日本経済新聞CD-ROMから単語検索により、記事中に「介入」の文字列を含む該当記事を探し、通貨介入に関する情報を拾う。次に、介入を時系列で整理し、日銀単独のドル買い（円売り）介入、日銀単独のドル売り（円買い）介入、日銀も参加したドル買い協調介入、日銀も参加したドル売り協調介入の四種類に介入を分類した。日銀以外の通貨当局（おもにニューヨーク連銀）による円ドル相場への介入はその他として分類した。

このようにして得た介入データを集計すると、一九九〇年一月五日から一九九八年三月三十一日までの日銀単独のドル買い（円売り）介入は九三〇日、日銀単独のドル売り（円買い）介入は三二二日、日銀も参加したドル買い協調介入は九日、ドル売り協調介入は一日となり、九〇年代はドル買い介入が圧倒的に多いという結果になった。

ドル買い介入はドル売り介入の約三倍の日数になっているが、この時期の現実の為替相場と照らし合わせると（図1）、一九九〇年四月一八日にドル一五九・八七円の最安値をつけて以降、円安基調は影を薄め、一九九五年四月一九日にドル八〇・三四円の最高値をつけるまで円は増値した。その後、不良債権問題、戦後初の上場金融機関の破綻などを背景として再び円が売られる傾向が続き、一九九六年七月三日に一一〇・三七円をつけて一一〇円台に突入してからは、一九九八年

図1 日次為替レートの変動(1990/1/4-1998/3/31)



日銀為替介入は効果があったか

三月末までは、一一〇円から一三〇円の範囲内で概ね変動していた。
 一九九〇年四月一八日までの介入日数は八日、すべてドル売り円買い介入である。翌四月一九日から一九九五年四月一九日までの介入日数は七五日(協調介入を入れると八一日)のドル買い介入と二〇日(協調介入を入れると二二日)のドル売り介入があった。その後の介入は、ドル買い介入が一七日(協調介入を入れると二〇日)、ドル売り介入が四日となっている。
 以上から、現実の為替相場は過去八年の間に最大で約八〇円(正確には七九・五三円)変動していること、この間報道された介入日数は一三五日あったこと、ドルを買い支える介入が圧倒的に多かったことが確認できた。

三、為替レートの特徴

次に為替レートの変化率をとる(図2)。変化率をみることにより、為替相場の変動の特徴をつかむことができる。一九九〇年一月四日から一九九八年三月三十一日までの営業日は二〇三六日あるが、為替レート(東京外為市場の終値)の自然対数の差で変化率を表しているため、標本数は二〇三五となる。

表1はこの期間の為替レート変化率の平均などをあらかず基本統計量である。平均はマイナス〇・〇〇四二%であり、変化率がマイナス、つまり円は平均で増価する傾向があったことを物語っている。平均を括弧内の標準誤差で割ると〇・二八という小さな値になり、統計的に有意な値ではない。変化率で最大のものは三・四%、負の変化率

表1 円ドル為替レートの変化率 (%)

標本数	2035
平均	-0.0042 (0.015)
標準偏差	0.6747
最大値	3.3996
最小値	-3.6268
歪度	-0.361 (0.0543)
尖度	6.3127 (0.1086)
L B (12)	12.23

括弧内は標準誤差。

表2 介入報道のあった日となかった日の円ドル為替レートの変化率 (%)

	介入報道のあった日	介入報道のなかった日
標本数	135	1900
平均	-0.1976 (0.0842)	0.0096 (0.0148)
標準偏差	0.9789	0.6458
最大値	3.3996	3.0813
最小値	-2.9466	-3.6268
歪度	0.4256 (0.2108)	-0.4613 (0.0562)
尖度	4.0084 (0.4216)	6.6446 (0.1124)

括弧内は標準誤差。

表3 介入の方向で分けた円ドル為替レートの変化率 (%)

	ドル買い介入の報道	ドル売り介入の報道
標本数	102	33
平均	-0.2405 (0.0977)	-0.0651 (0.1663)
標準偏差	0.9870	0.9558
最大値	3.3996	1.4774
最小値	-2.3933	-2.9466
歪度	0.7784 (0.2425)	-0.7620 (0.4264)
尖度	4.3210 (0.4851)	3.8303 (0.8528)

括弧内は標準誤差。

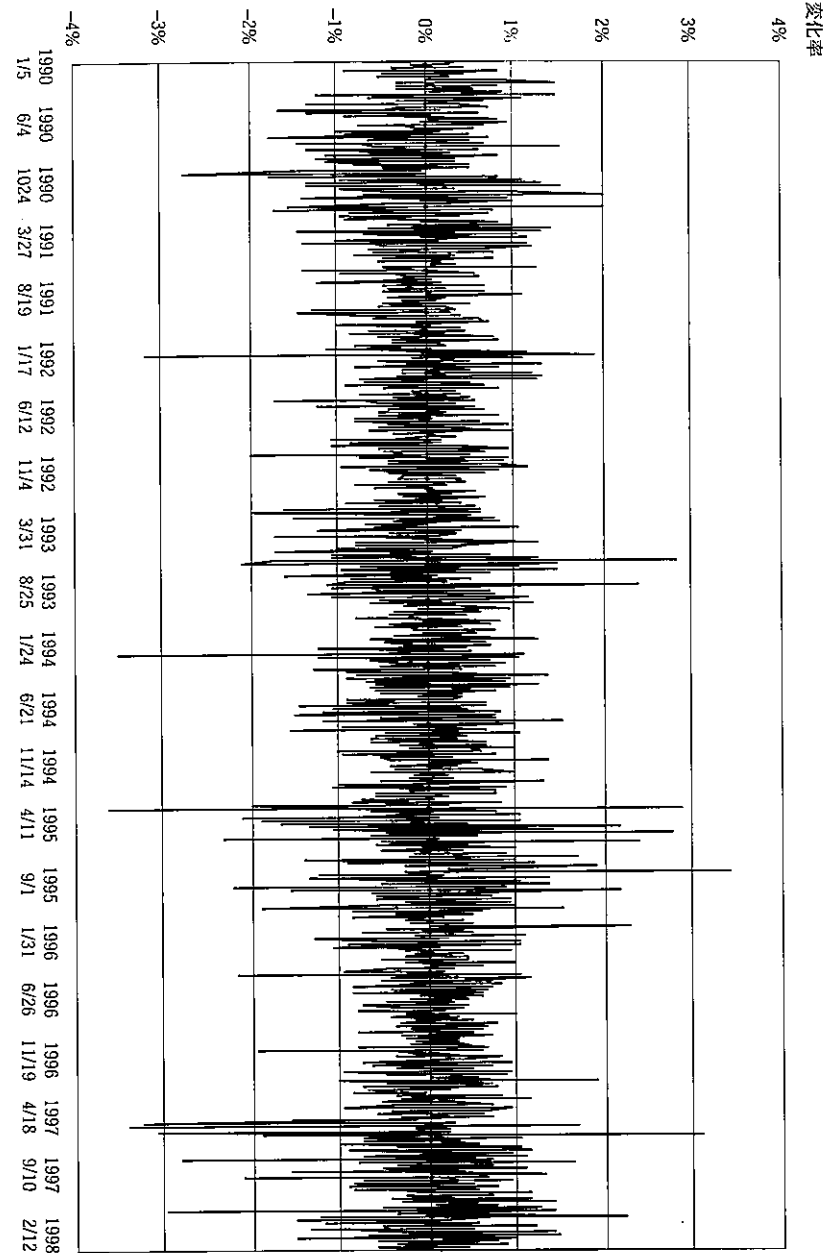


図2 日次為替レートの変化率 (1990/1/1-1998/3/31)

で最大のものはマイナス三・六%であるが、これは図2からも伺うことができる。図2をみると、全般に変化率が負にふれているときのほうが、変動が大きいことも観察できる。

歪度は分布の歪みを表す統計量であり、正規分布という左右対称の分布であればこの数値はゼロになる。表1では歪度はマイナス〇・三六で負の値をとっていることから、左の裾が厚い分布であるといえる。為替レートが下がった(為替レートは一ドル幾らで表している)ので、為替レートが下がるとは円高になることをさす)ときの変化のほうが大きくことを表している。図2で負の変化率のほうが大きくみえることは、この数値から統計的に確認できた。さらに、歪度を括弧内の標準誤差〇・〇五四三で割ると六・六三となり、統計的に有意な値でもある。

次に、尖度は分布の裾の厚さを表している。正

ら、帰無仮説は受容され、為替レート変化率には統計的に有意な自己相関が存在しないということを表している。

以上から、為替相場の変動は、円高にふれるときの変化率のほうが大きくこと、変化率はゼロ近辺から外れることが少なからずある、といったことがわかった。

四、ボラティリティ変動モデルについて

では、次に、介入が為替レート変化率にどのような影響を与えていたか、日銀は誘導したいようになら為替相場を動かすことができたか、介入が相場に有効に影響したときの効果は長期的に持続するものだったかを明らかにする。

分析では、ボラティリティ変動モデルという分

規分布では三、正規分布より裾が厚い分布では三より大きな値となる。表1から尖度は六・三一であり、為替レート変化率は正規分布よりも裾の厚い分布であることがわかった。変化率はゼロ近辺になることが多いが、大きく変動することも珍しくないといえる。しかも、負の変化が大きいということは円高にふれるときのほうが変化率はより大きくなることを表している。

以上で為替レート変化率のおおまかな特徴を調べた。さらに統計的にみたのがLB(一一)である。ここでは計量経済学の知識が多少必要となる。LB(一一)は、為替レート変化率の一階から二階までの自己相関係数がすべてゼロという帰無仮説を検定するための統計量(Ljung/Box統計量)の値である。表1にある一一・二三という値は、自由度一一のカイ二乗分布の一〇%有意水準における臨界値一八・五五を下回るることか

類に入るARCH型モデルに属するGARCHモデルから発展したComponent GARCHモデルを利用して分析している。ここでは、分析の推定結果を理解するために必要なボラティリティ変動モデルの知識だけ説明する。この節は統計的手法の話になる。

今日の為替レート変化率は、昨日の時点で予測できる変動部分と予測不可能なショックの二つの部分に分割できる(このような性質をもつモデルの一つがARモデルである)。さらに、予測不可能なショックは二つの変数の積として表すとしてしよう。ひとつが必ず正の値をとる変数、もう一つは平均がゼロで分散が一の変数(標準正規分布に従う)である。前者を ε_t 、後者を η_t とおくと、予測不可能なショック ε_t は、

$$\varepsilon_t = \alpha \eta_t$$

と表される。この必ず正の値をとる変数を二乗

したが、 t 期の為替レート変化率のボラティリティと呼ばれるものである。誤解を恐れないでいえば、昨日の時点で予測した今日の為替レート変化率の中で、予測できなかった部分の二乗をとったものがボラティリティにあたる。

ARCH型モデルのポイントは、今日のボラティリティを昨日までに値がわかっている変数だけで定式化できる点にある。たとえば、今日(t 期)のボラティリティを q 日前から昨日($t-1$)までの為替レート変化率の予測不可能なショックの二乗で表すと、

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

となる(これがARCH(p)モデルと呼ばれる)。この基本的なARCH型モデルを発展させたモデルのひとつがGARCHモデルである。

日銀の為替介入効果を分析するために使ったのはcomponent GARCHモデルと呼ばれるモデル

であるので、GARCHモデルの形を簡単に紹介する。ボラティリティを過去の予測不可能な

ショックだけでなく、過去のボラティリティの値を加えて説明するのがGARCHモデル(Generalized ARCH)である。昨日のボラティリ

ティと昨日の予測不可能なショックで定式化されるGARCH(1, 1)は次の形となる。

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2$$

component GARCHモデルのcomponentとは、強いて訳せば「成分」にあたる。ボラティリティを二つの成分、長期のボラティリティと短期のボラティリティに分けてモデル化したのがcomponent GARCHである。長期のボラティリティのコンポーネントはショックが持続するが、短期のボラティリティのコンポーネントは一時的なショックを表すように定式化されている。モデルの形を少し変えて、幾つかの仮定を置き、長期

日銀が替介入は効果があったか

のボラティリティ q_t と短期のボラティリティ s_t の和が為替レート変化率のボラティリティをあらわす(長期と短期のボラティリティはそれぞれ別の式であらわされるが、ここでは省略する)。

$$\sigma_t^2 = q_t + s_t$$

五、為替介入の短期的・長期的効果

日銀の為替介入と長期・短期のボラティリティの関係を調べるために、次のような工夫をする。

日銀のドル買い介入が報道された日に一、日銀のドル売り介入が報道された日にマイナス一、介入報道がなかった日に〇をとるダミー変数(データを時系列に並べたときに、マイナス一、〇、一だけが並ぶデータ)を作る。このような形にしておくと、為替レート変化率の動きと介入の関係を確かむことができる。

その理由を説明しよう。二、でみたように為替レートは一ドル幾らで表されている。日銀がドル買い介入をおこなない、現実には日銀が誘導したいように為替レートがドル高円安に動くなら、たとえば、一ドル一〇〇円から一ドル一一〇円に増値する。一〇〇円から一一〇円への変化はプラスの変率となる($(110-100)/100=0.1$)、つまり一〇%の円安。逆に、日銀がドル売り介入をおこなない、現実の為替レートもドル高円安に動くなら、為替レートは一ドル一一〇円から一ドル一〇〇円へと変化する。この変化はマイナスの変率となる($(100-110)/110=-0.09$)、つまり九%の円高。結果として、マイナス一、〇、一という形でダミー変数を定義すると、ドル買い介入のときに為替レートが円安に動いているか、ドル売り介入のときに為替レートが円高に動いているか、という二つのことが同時にチェックできる。

このように工夫して分析した結果から、介入ダミー変数の特徴はマイナスで有意な値であることがわかった。マイナスで有意とは一方がプラスならもう一方はマイナスといったように反対の動きをすることである。日銀がドル買い介入をおこなった日(ダミーがプラスをとる)には為替レート変化率はマイナスとなり、日銀がドル売り介入をおこなった日(ダミーがマイナスをとる)には為替レート変化率はプラスとなることをあらわしている。この結果は二通りに解釈できる。

第一に、日銀が介入をおこない、望ましい方向に誘導しようとしても、現実の為替レートはそのようには動かなかつたとする解釈である。ドル買い介入のときにはさらに円高が、ドル売り介入のときはさらに円安が加速される結果となったと考ええる。

特徴をみたのが表2である。この表の標準偏差をみると、介入があったと報道された日のほうが標準偏差は高まる(つまりボラティリティが高まる)ことがわかる。

表3は、表2を発展させ、介入があったと報道された日について、ドル買い(円売り)介入とドル売り(円買い)介入に分けて基本統計量を計算したものである。ドル買い介入をしたと報道された日の平均をみると、マイナス〇・二四〇五とマイナスで有意な値になっている($-0.2405/0.0842=2.86$)。ただし、ドル買い介入をおこなった日の平均はマイナスで有意な値をとっていることから、円高になったときドル買い(円売り)介入をおこなっていたことがわかる。

しかし、依然として、ドル買い介入をおこなった日に円高が進んだのか、円高が進んだ日に日銀がドル買い介入をおこない介入の効果はある程度

第二の解釈としては、介入ダミー変数がマイナスで有意な値であるとしても、ドル買い介入が円を増価させているとはいえないとする解釈である。事実として言えることは、日銀がドル買い介入をしたと報道された日には円高が進んだこと、日銀がドル売り介入をしたと報道された日には円安が進んだことだけである。ここでは、円高が進んだ結果としてドル買い介入がおこなわれ、円安が進んだ結果としてドル売り介入がおこなわれたと考える。介入ダミー変数の性質を調べて、どちらの考えのほうが正しいか次に考察した。

六、介入ダミー変数の特徴

一九九〇年一月五日から一九九八年三月三十一日までの間で、日銀による介入があったと報道された日と報道がなかった日に分けて、基本統計量の

あったにも関わらずそれほど大きくなかったために、結果として前日終値と比べるとマイナスの变化率(つまり円高がすすむ)となったのかはつきりしない。

反対に、ドル売り(円買い)介入をしたと報道された日の平均をみると、マイナス〇・〇六五一と小さく有意な値となっていない($-0.0651/0.1663=0.39$)。これはドル売り介入日数が三三三日と少なく、有意に出いていないという可能性が否定できないが、介入と為替市場への影響としては次のことがいえる。ドル売り介入をおこなった日の平均はマイナスであることから、円が減価したときにドル売り(円買い)介入をおこなっていた、つまり、円安が進んだ日に日銀がドル売り介入をおこない、結果として円高となったという方向は確認できる。

ここまでの結論をまとめる。ドル買い介入をお

こなった日には結果として円高が進み、ドル売り介入をおこなった日には結果として円安が進んだということが明らかになった。しかし、為替レートの変動が大きくなったために日銀が介入したのか、あるいは日銀が介入したために為替レートの変動が大きくなったのかという「ニワトリと卵」のような漠然としない関係が残っている。

そこで、ボラティリティを長期と短期のコンポーネントに分けてその影響をみたところ、⁽⁸⁾介入は短期のボラティリティのコンポーネントには有意に効いているが、長期のボラティリティのコンポーネントには統計的に有意な影響はなかったということがわかった。別の言い方をすれば、日銀が介入を成功させたいときは長期のボラティリティが上昇したときに行動すればよいのだが（長期のボラティリティは持続性が高いので介入のショックが長い間続き、誘導したい方向に為替

レートを誘導できるから）、上昇したボラティリティが短期のものか長期のものか区別がつかないときは、どちらに対しても行動する。分析の結果からは、短期のボラティリティと日銀の介入に関係があったことがわかっている。このことは、日銀は長期のボラティリティが上昇したときに介入しているということを支持しない。

一時的に為替レートが変動し、日銀が介入していたという図式が表されたことになる。長期のボラティリティが上昇したときに日銀が介入していたという仮説が正しくなかったことから、介入は短期的には為替レートの変動を大きくするが、長期的には為替相場に影響を及ぼさないという結論が導きだされた。

七、おわりに

「為替市場での介入の成功率を上げるには、他国の中央銀行と協調するか介入の回数を絞ることだ」という内容のリポートを、欧州中央銀行（ECB）は二〇〇〇年二月に発表している。このリポートは、「介入を頻発する日本を暗に批判している」と読むこともできる」といわれている。⁽⁹⁾

一九九〇年一月五日から一九九八年三月三十一日の間に報道された日銀による介入は合計一三五日あったが、このうち協調介入は一〇回だけだった。この介入日数が多すぎるかどうかは別として、一三五日の日銀介入のうち、何割が成功といえるものだったのだろうか。

今回の分析から得られた結論をまとめると次のようになる。①Component GARCH モデルに

よる分析から、日銀介入は短期のボラティリティにプラスで有意な影響をもたらしていたが、長期のボラティリティに影響はなかった。②介入があったために円ドル為替レートボラティリティが高まったこと、介入からボラティリティへの因果性があったこと。③円安が進んだ日に日銀がドル売り介入をおこない、結果として誘導したい円高方向に為替レートの水準は変化したが、逆方向の介入の効果ははっきりしなかった。

分析期間中に日銀も参加した協調介入の日数は少なく一〇日しかなかったために、協調介入の効果だけを取り出してみることができなかった。介入の成功率を上げるには本当に他国の中央銀行と協調するのが望ましいのか、日銀は介入を頻発しているのかなどの点については、今後さらに分析する必要がある。

(注)

- (1) この原稿の分析結果は、Watanabe and Harada (2000), "Effects of the Bank of Japan's Intervention on Yen/Dollar Exchange Rate Volatility" (Memograph) の分析結果を利用している。論文では統計的に厳密に分析している。
- (2) 介入に関する秘密主義は、日銀だけに特有のものではない。中央銀行による介入の効果を実証分析する際には、介入データの不備が問題となる。Klein (1992), "The Accuracy of Reports of Foreign Exchange Intervention", NBER Working Paper #4165, によると、新聞報道された米國通貨当局の介入は、実際の介入の七十二%であったこと、報道された介入の一二%は誤報であったことが明らかにしている。
- (3) 二〇〇〇年八月七日、大蔵省は四半期ごとの為替市場への介入額の公表を始めた。現在のところ、過去にさかのぼった介入額の公表は行なわれていない。
- (4) 海外市場で介入があった場合の日付は現地時間で報道されているため、日本時間で統一するための工夫をおこなった。たとえば、一九九二年三月五日に日銀がNY外為市場で介入した場合は、日本時間では三月六日、介入を行ったのが三月五日の東京市場が開まった後の介入であるから、日付としては三月六日の介入として記録している。
- (5) ただし、同日に日銀単独介入と協調介入がカウントされ

る(たとえば、NY市場で協調介入がおこなわれた日に、東京市場で日銀が単独介入をおこなうといった)場合は、協調介入を優先し単独介入をカウントしなかった。このケースが四件あった。

- (6) 一九九〇年一月四日に介入があるため、一九九〇年一月四日から一九九八年三月三十一日までの間をとれば介入日数は二二六日となる。為替レートの変動率を計算するとき、自然対数の差をとるため、最初のデータは落とされ、一月四日は介入は分析期間に入っていない。
- (7) 変化率を自然対数の差の形で表すのは、連続複利計算で表したいからである。連続複利計算の便利な点は、 t 期から $t+s$ 期までの為替レート変化率(r であらわす)を、 $(1+r)^s$ として和で表すことができる点である。
- (8) ボラティリティは二乗をとっているため非負の値であるから、為替介入のダミーの影響をみるために、介入ダミーは絶対値で評価されている。
- (9) 日本経済新聞、二〇〇〇年四月二二日。
(はらだ きみえ・当研究所研究員)