

外国為替市場介入の頻度が為替相場に 与える効果について[□]

星河武志[△]

Graduate School of Economics, Kobe University

概要

わが国の介入の特徴として、介入を担当する財務官によって頻度が大きく異なることが挙げられる。本稿では、外国為替市場介入の頻度が、介入の為替相場水準を動かす効果と為替相場のボラティリティにどのような影響を与えるかについて分析している。1991年4月から2003年12月までの日次データを用いて、介入の頻度の影響を分析した結果、以下の2つの特徴が指摘できる。第一に、介入の頻度が少ない時期には、為替相場の水準を動かす介入の効果が大きくなる。これはサプライズな介入は効果が大きいという側面を表わしている。そのため、高頻度で介入を行う場合には為替相場水準を動かす効果が小さくなる。第二に、介入の頻度が多い時期には為替相場が安定化され、為替相場のボラティリティを小さくする。反対に、介入の頻度が少ない時期には、期間を通しての為替相場のボラティリティが高まり為替相場の安定性が失われる。つまり、介入の目的は二つあると考えられ、為替相場のボラティリティを小さくしたい場合には、高頻度で介入を行うほうが適切であり、為替相場水準を大きく動かしたい場合には、低頻度で介入を行うほうが適切であると考えられる。

Keywords: 介入の頻度, 管理フロート制度, 為替相場のボラティリティ.

JEL Classification Number: F31

はじめに

2001年7月13日に財務省から1991年4月以降の外国為替市場への介入日および介入額が公開された。その介入額は巨額であり、最大の介入は1998年6月18日の2兆6201億円である。また、わが国の介入政策の特徴は時期によって介入の頻度が著しく異なることである(図1)。1991年4月から1995年5月にかけては、非常に高頻度で介入が行われており、1995年6月から2002年12月の間は低頻度、2003年は高頻度となっている。このような頻度の違いは、介入を担当する財務官の方針によって異なる¹と考えられる。実際に2002年6月から2003年1月14日の溝口財務官の就任までの半年間は1度も介入が行われていないが、溝口財務官が就任した2003年1月14日以降では1月だけで8回介入が行われ、2003

[□]本稿の執筆にあたって、藤田誠一先生、宮尾龍蔵先生、建部和弘先生、春名章二先生、岩壺健太郎先生に有益なコメントをいただいた。本稿では随所に各先生方の助言が反映されている。ただし、本稿の誤謬は全て筆者の責任である。

[△]Correspondence to: Takeshi Hoshikawa, Graduate School of Economics, Kobe University, Rokkodai-cho 2-1, Nada-ku, Kobe 657-8501, JAPAN. E-mail: 026d261e@y04.kobe-u.ac.jp

¹財務官別の介入の効果を分析したものにIwatsubo and Shimizu(2005)がある。

年の1年間は約3営業日に1日のペースで介入が行われている²。本稿は、1991年から2003年のわが国の介入政策を対象として、介入の頻度が外国為替相場にどのような影響を与えるのかを目的として分析している³。わが国の為替相場制度は、介入が頻繁に行われるため管理フロート制度を採用しているといえる。よって、わが国に適合するような管理フロート制度のもとで、介入の頻度がどのような影響を持つかを考察する。これまで介入に関する様々な研究がされているが、介入の頻度について取り上げたものはあまり見られない。

財務省から新たに公表された介入のデータを用いて、介入は為替相場の水準を動かすことができたかを分析したものに伊藤(2003)がある。伊藤(2003)は、日米の介入が為替相場に影響を与えたかについて、2001年に公表された日本の介入額や米国の介入額などを用いて、介入が効果的であったかを検証している。そこでは日本の1000億円規模の介入は円ドル相場を0.08%動かし、アメリカの10億ドル規模の介入は円ドル相場を5%動かすと結論付けている。また介入日の前5日間に介入が行われた場合には「最初の介入」という変数を用いて、前5日間に介入が行われていないときの効果のほうが大きいと述べている。また、1ドル=125円が介入の基準となっており、125円より円安ならば円買いドル売り介入が、125円より円高ならば円売りドル買い介入が例外なく行われていることを指摘している。このような伊藤(2003)の指摘を2003年まで期間を延長し作図したものが図2である。過去12年間の介入が1ドル125円を境界として円売りドル買い介入と円買いドル売り介入に例外なく分かれていることは興味深い。伊藤(2003)は介入が為替相場を動かすことに成功していることを示しているが、1991年から1995年の間では介入の効果が見られなかったと述べている。この時期では介入の頻度の高かったことは注目に値する。また、現実には小額の介入も存在し、介入が必ずしも為替相場を動かすことを目的としているとは考えられない⁴。

また、介入が為替相場のボラティリティにどのような影響を与えたかに注目したものにDominguez(1998)がある。Dominguez(1998)では、1977年から1994年までの期間において一般的に介入は為替相場のボラティリティを増加させると結論付けている。また、米国の介入において市場参加者にわからないように介入する覆面介入もボラティリティを増加させたと述べている。しかし、介入がボラティリティを増加させるために行われているとも考えにくい。

よって、本稿では介入の頻度が介入の効果と為替相場のボラティリティへどのような影響を与えるかを見たものである。結論を先取りして言うならば、介入の頻度が高ければ為替相場を安定化させ、また同時に介入の為替相場水準を動かす効果は小さくなる。以下では、第二節で理論的に介入の頻度の影響について考察し、第三節では実際のデータを用いて介入の頻度の影響を考察する。第四節は結びである。

²2003年1月に行われた介入は、15日、16日、17日、20日、23日、24日、27日、29日である。2003年の1年間では、244営業日中79日介入が行われており、全営業日数の約32%にあたる。

³米国の介入は非常に低頻度であるため、本稿では取り上げない。

⁴2003年11月21日においては1億円の円売りドル買い介入が行われている。

管理フロート制度と介入の頻度の影響：理論的考察

本節では理論的に介入の頻度の影響を考察する。本稿はわが国の介入に焦点を当てているため、以下ではわが国の制度に適合するような管理フロート制度を想定し、その制度下における介入の頻度の影響および介入の為替相場を動かす効果を見ていく。本稿における管理フロート制度とは、介入の基準として「望ましい為替相場水準」が存在し、さらにわが国のような管理フロート制度に特有の裁量的な介入を扱うために、確率 $\frac{1}{4}$ で介入し、確率 $1 - \frac{1}{4}$ で介入しないという制度である。以下では一般的な伸縮マネタリーモデルを用いて管理フロート制度を取り上げる。本稿では、変動相場制度、固定相場制度、為替バンド制度については、本論の目的からそれるので以下では言及しない⁵。

このモデルは対称な2国経済を想定し、以下のことを仮定している。第1に、2国経済の規模は互いに等しく、両国のパラメーターは等しいと仮定する。第2に、財価格は伸縮的であり、完全雇用が達成される。そのため、国内総生産は完全雇用水準で所与とする。第3に、資本の完全移動を仮定する。第4に、危険中立的な投資家を想定し、自国通貨建て金融資産と外国通貨建て金融資産の完全代替を仮定する。第5に、経済主体の予想は合理的予想を仮定する。予想為替相場の変化率については、現在保有する情報の集合をもとに形成される合理的予想を反映すると仮定する。

モデルは次の4本の方程式体系で表わされる。

$$m_t - i - p_t = ' y_t - i \textcircled{0} i_t + ''_t \quad (1)$$

$$m_t^* - i - p_t^* = ' y_t^* - i \textcircled{0} i_t^* + ''_t^* \quad (2)$$

$$q_t = s_t + p_t^* - i - p_t \quad (3)$$

$$i_t = i_t^* + \frac{E(ds_t | I_t)}{dt} \quad (4)$$

ただし、 m ：名目貨幣供給残高の対数、 p ：国内物価水準の対数、 y ：実質国内総生産の対数、 i ：自国通貨建て金融資産の名目利子率、 i^* ：外国通貨建て金融資産の名目利子率、 $''$ ：実質貨幣残高の攪乱項、 s ：名目為替相場（自国通貨表示の外国通貨の為替相場）の対数、 q ：実質為替相場の対数、 $'$ ：実質貨幣残高需要の所得弾力性、 $\textcircled{0}$ ：実質貨幣残高需要の利子半弾力性 ($\textcircled{0} > 0$)、 $E(\cdot | I_t)$ ：条件付期待値の演算子、 I ：情報の集合である。ここでの $E(ds_t | I_t) = dt$ は、 t 時点の情報 I_t を条件とした為替相場の変化率 $ds_t = dt$ の期待値を意味する。また、肩付のアスタリスク * は、外国の変数を表わす。

ここでの内生変数は、物価水準 ($p; p^*$) と名目利子率 ($i; i^*$)、為替相場 (s) であり、外生変数は名目貨幣残高 ($m; m^*$) と国内総生産 ($y; y^*$) と実質為替相場 (q) である。(1) 式は自国貨幣市場の均衡を意味し、左辺は自国貨幣の実質供給残高であり、右辺は自国貨幣の実質残高

⁵Krugman(1991)の確率過程を用いたモデルにおける変動相場制度、固定相場制度、為替バンド制度とその「ハネムーン効果」については、小川(1998)を参照されたい。

に対する需要である。実質貨幣残高需要は、所得の増加関数であり、利子率の減少関数である。(2)式は外国の貨幣市場の均衡を表わしている。(3)式は実質為替相場の定義式である。実質為替相場は、この体系の外にある実物的要因によって外生的に決定されると仮定する。(4)式はカバーなし金利平價式を表わす。

この(1)式から(4)式を t 時点の為替相場 s_t について整理すると、

$$s_t = f_t + \theta \frac{E(ds_t | I_t)}{dt} \quad (5)$$

となる⁶。ただし、

$$f_t = m_t - i_t - m_t^* + v_t \quad (6)$$

$$v_t = i_t - i_t^* + (y_t - y_t^*) + q_t - i_t + i_t^* \quad (7)$$

である。ここでの f_t は t 時点における為替相場の基礎的な決定要因であり、為替相場のファンダメンタルズ水準を意味している。また、第2項は為替相場の期待変化率である。したがって、為替相場はファンダメンタルズ水準と期待為替相場変化率によって決定される。

次にわが国のような管理フロート制度を考察する。ここでの管理フロート制度とは、通貨当局が“望ましい為替相場水準 s ”を持っており、この“望ましい為替相場水準 s ”を基準として介入を行うと仮定する。このような状況下では、望ましい為替相場水準 s から乖離すればするほど投資家は通貨当局が介入を行うものと予想するようになると考えられる。以下では、Garber and Svensson(1995)によって説明された介入方法を確率 $\frac{1}{4}$ で介入し、確率 $1 - \frac{1}{4}$ で介入をしないという介入方法に拡張する⁷。ここで、望ましい為替相場水準 s から乖離を

$$x_t = s_t - \hat{s}_t \quad (8)$$

と定義する。乖離の変化率と望ましい為替相場水準の変化率の情報集合が同一であるとすれば、為替相場の予想変化率は、

$$\frac{E(ds_t | I_t)}{dt} = \frac{E(dx_t | I_t)}{dt} + \frac{E(d\hat{s}_t | I_t)}{dt} \quad (9)$$

の2項に分離することができる。右辺第1項は乖離の予想変化率であり、右辺第2項は望ましい為替相場水準の変化率である。ここで(5)式に、(8)式と(9)式を代入すると、

$$x_t = f_t - \hat{s}_t + \theta \frac{E(ds_t | I_t)}{dt} + \theta \frac{E(dx_t | I_t)}{dt} \quad (10)$$

と変形することができる。

⁶このような形状は、小川(1998)、Krugman(1991)、Froot and Obstfeld(1991)に見られるものと同様である。

⁷Garber and Svensson(1995)においては、為替バンド内の介入を説明したものである。

次に通貨当局が、確率 $\frac{1}{4}$ でこの乖離に比例して「風に逆らう介入」を行うとし、確率 $1 - \frac{1}{4}$ で介入をしないものとする。この確率 $\frac{1}{4}$ は、通貨当局の介入の頻度や政策により異なるものとし、通貨当局が低頻度で介入するか高頻度で介入するかといった政策によって操作することができ、政策担当者が設定する外生的な一定値であると仮定する。ここで介入確率 $\frac{1}{4}$ と介入の頻度の関係を明らかにしておこう。介入があった場合を $i_t = 1$ 、介入がなかった場合を $i_t = 0$ という値をとる i_t に関して独立な確率変数 i_t を考える。ただし、 $i_t = 1; 2; \dots; n$ である。ここでは、 $P(i_t = 1) = \frac{1}{4} = 1 - P(i_t = 0)$ である。また、望ましい為替相場水準からの乖離がゼロでない、つまり $s_t \neq s_t^*$ という状況において、 $i_t = 1; 2; \dots; n$ は、起こるまたは起こらないということを表わすベルヌーイ確率変数数列である。このような n 回のベルヌーイ試行において、 g 回の介入が行われる期待値は、 $E(g) = n \frac{1}{4}$ となることが知られている。また事後的には $g = \sum_{i=1}^n i_t$ であり、 $\sum_{i=1}^n i_t$ は n 期間における介入の度数を表わしている。両辺を n で割ると、

$$\frac{1}{4} = \frac{E\left(\sum_{i=1}^n i_t\right)}{n} \quad (11)$$

となる。 $\sum_{i=1}^n i_t$ は 1 期あたりの介入度数を表わしており、その期待値は介入確率に等しい。このように通貨当局が介入確率 $\frac{1}{4}$ を持っているならば、介入確率は頻度となって現れることになる。つまり、 $\frac{1}{4}$ は通貨当局の外国為替市場への介入のスタンスを表わすものである。

為替相場が望ましい為替相場水準 s から乖離していくと、投資家は望ましい為替相場水準 s へ押し戻されると予想する。このとき、為替相場が望ましい為替相場水準 s_t からの為替相場の乖離幅 x_t に比例すると仮定すると、

$$\frac{E(dx_t | I_t)}{dt} = \begin{cases} -\frac{1}{2} x_t & \text{with probability } \frac{1}{4} \\ 0 & \text{with probability } (1 - \frac{1}{4}) \end{cases} \quad (12)$$

であり、整理すると

$$\frac{E(dx_t | I_t)}{dt} = -\frac{1}{4} x_t \quad (13)$$

のようになる。ただし、 $\frac{1}{2}$ は正の定数、 $0 < \frac{1}{4} \leq 1$ である。これを (5) 式に代入し、

$$x_t = \frac{1}{1 + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2}} \left(f_t - s_t + \frac{E(ds_t | I_t)}{dt} \right) \quad (14)$$

となる。これにもう一度 $x_t = s_t - s_t^*$ を代入し、 s_t について整理すると、

$$s_t = \frac{1}{1 + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2}} f_t + \dots \quad (15)$$

と表わせる。ただし、

$$\dots = \frac{\dots}{1 + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2}} \left(\frac{1}{2} s_t + \frac{E(ds_t | I_t)}{dt} \right) \quad (16)$$

である。介入の行われぬ純粋な変動相場制度と比べると $\frac{1}{4} = 0$ でない時、(14) 式のファンダメンタルズ水準 f_t の前の係数が $1 > 1 = (1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2})$ であることから、為替相場を安定化しているといえる (図3)。

このことから、通貨当局がまったく介入をしないと予想する場合、つまり $\frac{1}{4} = 0$ のとき、変動相場制度と同じになり、為替相場の安定化効果はなくなる。反対に通貨当局が介入をする確率が高い場合、為替相場が安定化される。このことから、通貨当局が頻りに介入を実施する場合としない場合の管理フロート制度における為替相場安定化効果は異なる。また、介入が実施される可能性が高いと市場参加者が予想する場合、為替相場は安定化されることになる。

次に為替相場の安定化を為替相場 s_t のボラティリティ $\frac{1}{4} s_t^2$ の側面から考える。通貨当局は望ましい為替相場水準 s_t を変更せず、市場参加者も望ましい為替相場水準 s_t が変更されないと予想すると仮定する。このとき、望ましい為替相場水準 s_t の予想変化率 $E(s_{t+1} | s_t) - s_t = 0$ となるため、(15) 式は、

$$s_t = \frac{1}{1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2}} (f_t + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2} s_t) \quad (17)$$

となる。ここで、 $\frac{1}{4}; \otimes; \frac{1}{2}; s_t$ は一定値である。為替相場 s_t の分散 $\frac{1}{4} s_t^2$ およびファンダメンタルズの分散 $\frac{1}{4} f_t^2$ をそれぞれ

$$\frac{1}{4} s_t^2 = E[(s_t - E[s_t])^2] \quad (18)$$

$$\frac{1}{4} f_t^2 = E[(f_t - E[f_t])^2] \quad (19)$$

とする。(18) 式に (17) 式を代入すると、

$$\begin{aligned} \frac{1}{4} s_t^2 &= E[(s_t - E[s_t])^2] \\ &= E\left[\left(\frac{1}{1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2}} (f_t + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2} s_t) - E\left[\frac{1}{1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2}} (f_t + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2} s_t)\right]\right)^2\right] \\ &= E\left[\left(\frac{1}{1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2}} (f_t - E[f_t])\right)^2\right] \\ &= \frac{1}{(1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2})^2} E[(f_t - E[f_t])^2] \\ &= \frac{\frac{1}{4} f_t^2}{(1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2})^2} \end{aligned}$$

が得られる。よって

$$\frac{1}{4} s_t^2 = \frac{\frac{1}{4} f_t^2}{(1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2})^2} \quad (20)$$

であり、為替相場の分散 $\frac{1}{4} s_t^2$ は $\frac{1}{4}$ に依存し、 $\frac{1}{4}$ が大きくなるにつれ為替相場の分散 $\frac{1}{4} s_t^2$ は小さくなる。介入の頻度が多くなると為替相場を安定化させるといえる。

また、介入はファンダメンタルズ内の m_t を動かすことによって表わされる⁸。このような管理フロート制度において、追加的な自国通貨売りの介入の為替相場水準を動かす効果は、(15) 式より、

$$\frac{ds_t}{dm_t} = \frac{1}{1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2}} \quad (21)$$

と求めることができる。このことから、自国通貨売り介入は自国通貨を減価させることがわかる。また、介入の効果は通貨当局が介入する確率によって異なる。まったく介入が予想されない $\frac{1}{4} = 0$ の下で介入した場合は 1 となり、確率 $\frac{1}{4}$ で介入する管理フロート制度における介入の効果 $1 = (1 + \frac{1}{4} \otimes \frac{1}{2})$ よりも大きくなる。

介入の頻度が高い場合は、ファンダメンタルズ水準の変化による為替相場の変動を小さくする。そのため、介入確率 $\frac{1}{4}$ が大きいと安定化効果も大きく、通貨当局が介入によってファンダメンタルズ内のマネーサプライ m_t を操作することで為替相場を動かそうとすると、それらの変化をも安定化することになる。このことから、介入が実施される確率が低いと予想されている場合のサプライズな介入の効果のほうが大きくなる。しかし、反対に介入が実施される確率が低いと予想されている場合ほど、為替相場の安定が損なわれる。同じ 1 単位の介入であっても、為替相場の変化は介入確率または介入の頻度によって異なることがわかる。このように介入確率の高低に左右される為替介入の効果と為替安定化効果との間にはトレードオフの関係が存在する。

このことは、ファンダメンタルズ水準の介入以外の項目 v_t の変動が大きい経済では、高頻度で介入を行うことによって、為替相場を安定化することが可能である。しかし、介入を含めたファンダメンタルズ水準の変化に対して為替相場の変動を小さくするため、介入の効果も小さくなる。反対に、介入の為替相場を動かす効果を大きくしたい場合には低頻度で介入することにより、同額の介入であってもより大きく為替相場を動かすことが出来る。

EGARCH モデルによる検証：実証分析

前節では管理フロート制度における理論的な介入の効果と為替相場安定化効果を見てきたが、それが現実のデータにおいても、同様の結論が得られるかを EGARCH モデルを用いて見ていく。そこで本節では、介入の為替相場を動かす効果は介入の頻度によって異なるか、また介入の頻度が高ければ為替相場を安定化させたかについて、実際のデータを用いて検証することが目的である。

本稿で用いるデータは、為替相場は 1991 年 4 月 1 日から 2003 年 12 月 30 日までの東京外国為替市場インターバンク直物の終値の対数値を用いている。この期間を用いた理由は、介

⁸ここでの介入は非不胎化介入である。不胎化介入はこのモデルでは無効である。不胎化介入の効果は、(4) 式にリスク項を追加し、危険回避的な投資家の仮定をおくならば有効となる。リスク項を追加してもファンダメンタルズ内に組み込まれるため、以下の議論は同じである。

入額のデータが1991年4月以降についてのみ公表されているからである。介入のデータは財務省 http://www.mof.go.jp/feio/034_133.htm において公表されているものを用いている。介入は大部分が円売りドル買いまたは円買いドル売り介入であるため、円売りドル買いまたは円買いドル売り介入のみを扱い、他の通貨に対する介入は除いている。また、東京市場が休場の場合は除いており、介入額の単位は億円である。東京市場のデータを用いたのは、わが国の介入は主に東京市場で行われるためである。

前節で示したように、介入によって為替相場水準を動かす効果は介入を行う頻度に依存し、介入を行う頻度が高ければ高いほど介入の効果は小さくなり、介入する頻度が低いほど効果が大きくなる。反対に介入が実施される頻度が高い場合ほど、為替相場は安定化される。また介入の頻度が低ければ低いほど、介入確率が小さいと考えられ為替相場の安定化効果は小さくなり、為替相場の変動は大きくなる。

前節では、介入確率が一定ならば介入の頻度を期間の数で割ったものが介入確率となることを述べたが、現実には当局の介入確率は一定でないと考えられる。わが国の介入政策は、極少数の担当者によって決定されるため、担当者によって介入の方針が大きく異なる。そこで、財務官によって介入確率が異なり、同一財務官の在任期間では介入確率が一定であると仮定する。各財務官の在任期間内の介入日数を同期間の営業日数で割ったものを「介入率」と定義し、 $\frac{1}{4}^A$ とおく。介入率は期間の取り方によって異なるため、頑健性を確かめるために1年間の介入日数を1年間の営業日数で割ったものを $\frac{1}{4}^B$ 、半年間の介入日数を半年間の営業日数で割ったものを $\frac{1}{4}^C$ とする⁹。このようにして求めた介入率を在任期間中は一定値をとり続けるデータとして用いた¹⁰。こうすることにより、毎日介入するならば1、まったく介入しないならば0となる頻度を表わす変数をもって介入確率の代理変数とする。当然、ここで定義した「介入率」と介入確率は異なるものであることに注意が必要がある。実際に用いた変数は、表2から表4で示している。表2の左から1列目は財務官の名であり、2列目は在任期間、3列目はその期間の東京市場が開場していた日数である。4列目はその期間に行われた介入日数、5列目は介入日数を期間の日数で割った「介入率 $\frac{1}{4}$ 」である。

介入率の特徴は、1991年4月から1995年6月の期間では、介入日数が多いために介入率が高く、1995年7月から2002年6月では低い傾向がある。また、2003年では非常に高くなっている。そのため、90年代前半の期間および2003年では介入が頻繁に行われているために介入確率が高いと考えられ、為替相場は安定化されていると推測される。また、介入によって為替相場を動かす効果は小さいと思われる。反対に、後者の期間では介入日数が少ないために介入確率が低いと考えられ、為替相場のボラティリティが大きくなっていると考えられる。さらに介入の頻度が多い時期に比べて介入はより大きく為替相場を動かしたはず

⁹ただし、91年は4月から12月末までは1期間とした。

¹⁰介入率は期間内に一定値を取り続けるため、公定歩合のような階段状のデータとなっている。

である。図5は為替相場のボラティリティ¹¹と実際に用いた財務官別の介入率の関係の図である。

各データの基本統計量は表1に示している。また、為替相場の対数値の階差および介入額は単位根検定の結果定常であることを確認している。以下では為替相場の対数値の階差 $s_{tj} - s_{tj-1}$ を用いているが、 $s_{tj} - s_{tj-1}$ の尖度は6.937であり、正規分布の3を大きく上回っているため正規分布よりも裾の広い分布をしている。このことからボラティリティが変動している可能性が考えられ、ボラティリティ変動モデルでは代表的なものとしてGARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)モデルがある。為替相場のボラティリティは、大きな変動の後には大きな変動が、小さな変動の後には小さな変動が続くという性質があり、ボラティリティに対するショックは持続的であることが知られている。このような性質を持つ為替相場の日次における変動は、一般にGARCHモデルによって扱われることが多い¹²。本稿では、Nelson(1991)によって展開されたEGARCH(exponential GARCH)モデルを用いて分析する。GARCHモデルは、分散が負になる可能性を排除するため、分散に対し負の影響を与える変数を入れることが出来ない。それに対し、EGARCHモデルは分散方程式が対数を用いて定式化されるため、パラメーターの非負制約がないという長所を持っている。

以下のようなEGARCH(1,1)を用いて、介入の効果および介入頻度が為替相場を安定化させるかどうかを検証する。前節(21)式の結果を考慮すると、介入の為替相場水準を動かす効果は介入の頻度に依存し、介入の頻度が高ければ介入の効果は小さくなる。そこで以下のような推定式を考える。

$$s_{tj} - s_{tj-1} = \alpha_0 + \alpha_1(s_{tj-1} - s_{tj-2}) + \alpha_2(s_{tj-1} - s_{tj-1}^T) + (\alpha_3 + \alpha_4 I_{tj})INT_t + \epsilon_t \quad (22)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta |s_{tj-1}| + \gamma s_{tj-1} + \delta \log(\sigma_{tj-1}^2) + \bar{\alpha}_1 I_{tj} + \bar{\alpha}_2 |INT_{tj}| \quad (23)$$

ただし、 $\epsilon_t = \sigma_t \eta_t$ であり、 $\eta_t \sim N(0, 1)$ とする。ここでの s_t は東京外国為替市場における円ドルのインターバンク・レートの終値の対数値、 $s_{tj} - s_{tj-1}$ は前日終値との階差であり、 INT_t は介入額である。また、 s^T は為替相場の一年間の移動平均の対数値である¹³。介入 INT_t は介入額(単位: 億円)を用い、円売りドル買いの介入は円表示の介入額を、円買いドル売り介入は介入額にマイナスを付して用いている。また介入のない場合はゼロとおく。 α は表2から表4に示してある3種類の介入率のいずれかを用いている。介入率は同一財務官の任期の間は同じ値を取り続ける変数であり、 $|INT_{tj}|$ は介入額の絶対値である。

(22)式は平均方程式であり、為替相場水準を動かすことが出来たかについて、伊藤(2003)の推定式の介入の係数に介入の頻度の項を追加したものである。この推定式の介入の係数

¹¹ここでの為替相場のボラティリティは、AR(2)-GARCH(1,1)モデルによって得られた条件付分散である。

¹²ARCHモデルについてはEngle(1982)、GARCHモデルについてはBollerslev(1986)を参照されたい。

¹³ここでの為替相場の一年間の移動平均 s^T は、1990年4月1日からのデータで算出し、1991年4月1日から用いている。

$(\tau_3 + \tau_4 \gamma_t)$ は、介入率 γ_t が大きくなるならば介入の為替相場を動かす効果が小さくなると考えられるため、 $\tau_3 > 0$; $\tau_4 < 0$ を想定している。 τ_3 が有意に正ならば介入は為替相場の水準を動かすことに成功しているといえる¹⁴。この τ_3 は、前節 (21) 式の介入確率がゼロの場合の介入の効果に相当すると考えられる。また、 τ_4 が有意に負であるならば、介入の為替相場を動かす効果は介入率 γ_t が大きくなるにつれ小さくなると考えられる。このように定式化することで、介入の為替相場水準を動かす効果が介入の頻度によって異なることを示すことが出来る。

(23) 式は分散方程式であり、Dominguez(1998) と同様の手法を用いて、介入の頻度が為替相場のボラティリティを減少させたかについて、分散方程式に以下のように介入の頻度等を追加したものである。前節の (20) 式から介入の頻度が高いならば為替相場のボラティリティを小さくする。介入の頻度が大きくなることで為替相場のボラティリティを減少させたのであれば、介入率 γ_t の係数 \bar{A}_1 は負であるはずである。

表 5 は、介入が為替相場水準を動かす効果を見た (22) 式およびボラティリティへの影響を見た (23) 式の推定結果である。表 5 の左から第 1 列が係数、左から 2 列目は介入率として財務官の任期別による介入率を用いた場合、つまり $\gamma_t = \gamma_t^A$ とした場合の推定結果である。3 列目は介入率に一年間の介入率 γ_t^B を用いた場合、4 列目は半年間の介入率 γ_t^C を用いた場合である。また、 τ_3 ; τ_4 ; ρ ; \bar{A}_1 は EGARCH 項であり、いずれも有意であるため、EGARCH モデルを用いることが適切であると考えられる。Q(20) は Diebold(1988) の方法によって分散不均一性を調整したラグ 20 の Ljung-Box Q-statistics¹⁵ であり、残差に系列相関がないという帰無仮説を受け入れるため、残差は系列相関を持たない。

介入の係数 $(\tau_3 + \tau_4 \gamma_t)$ 内の τ_3 は、財務官の任期別による介入率 γ_t^A を用いた場合には 5%水準で有意に正であり、1 年間および半年間の介入率を用いた場合も 1%水準で有意に正であり、介入は為替相場の水準を動かすことに成功しているといえる。また、いずれの介入率 γ_t を用いても、 τ_4 は 1%水準で有意に負である。そのため、介入の為替相場を動かす効果は介入率 γ_t が大きくなるにつれ小さくなる。この結果は、介入によって為替相場の水準をより大きく動かすためには介入率を下げることで同額の介入であってもより大きく為替相場を動かすことが可能であることを示している。伊藤 (2003) において 1990 年代の後半に介入が効果的であったのは、介入率が低かったためであると考えられる。反対に 1990 年代前半においては、介入率が高かったために効果が見られないのである。

高頻度の介入がボラティリティを減少させたかについては、財務官の任期別による介入率 γ_t^A を用いた場合、介入率の係数 \bar{A}_1 については、1%水準で有意に正である。また、1 年間の介入率 γ_t^B を用いた場合には 5%水準で有意に正となっている。このことは、介入の頻度

¹⁴このような定式化は、宮尾龍蔵先生のアドバイスを頂いた。

¹⁵Diebold(1988) は ARCH 型のモデルに従う時系列データの場合、系列相関がないという帰無仮説を過剰に棄却してしまうことを明らかにしており、そのような場合には、 $LB(m) = T(T+2) \sum_{k=1}^m [\gamma_k^4 - (\gamma_k^4 + \rho_{\gamma^2}(k))] / 2(k) = (T+2) \sum_{k=1}^m \rho_{\gamma^2}(k)$ を用いることを提唱している。

の増加によって為替相場のボラティリティを減少させ、為替相場を安定化させたことを意味する。つまり、介入の効果の一つとして、高頻度の介入がボラティリティを減少させ、為替相場を安定化することを意味している。また、介入額のボラティリティに与える影響を示す介入の係数 A_2 は、1%水準で有意に正である。これは介入は為替相場のボラティリティを増加させることを意味しており、先行研究と同様である。

ここで注目すべき点として、介入 $JINT_{jt}$ の項は介入があった日以外は0であるが、介入率 $\frac{1}{4}_t$ はすべての日に一定値を取っているところである。また、為替相場を動かしボラティリティを増加させるという意味での介入の効果は、介入の頻度が高く介入率が高い場合、介入の頻度による為替相場の安定化効果によって相殺される。そのため、介入頻度が高い場合、介入によって為替相場を動かす効果が小さくなると考えられる。そのため、介入によって為替相場の水準をより大きく動かすためには、介入の頻度を下げなければならない、為替相場の安定化を望むのであれば高頻度で介入することが望ましいと考えられる。

また、これまでの分析では ρ_t が標準正規分布に従うと仮定していたが、標準正規分布を仮定しない擬似最尤法 (quasi-maximum likelihood estimation) による標準誤差を用いた結果を表6に示してある。擬似最尤法を用いた場合には標準誤差のみが変わり、パラメータの推定値は同じである。推定結果を見ると、(22) 式の平均方程式のパラメータは、5%水準でいずれも有意でなくなる。そのため、必ずしも頑健であるとはいえない¹⁶。また、(23) 式の分散方程式は $\frac{1}{4}^A$ を用いた場合のみ1%水準で有意となっている。そのため、長期においては介入の頻度が高いとき分散を小さくしていると考えられる。

以上の結果から、いずれも係数の符号条件はすべて整合的であり、介入の頻度を表わす介入率 $\frac{1}{4}$ は為替相場のボラティリティを小さくし、介入の効果はその頻度に依存すると言えよう。

結び

本稿では、介入の頻度が為替相場にどのような影響を与えたかについて、1991年から2003年のわが国の介入政策について考察した。主な結果をまとめると、介入の頻度が高いならば為替相場のボラティリティを小さくし、為替相場を安定化させる。また、為替相場の水準を介入によってより大きく動かしたいのであれば、介入の頻度を下げることにより可能である。このような結果は、わが国に適合するように従来モデルに管理フロート制度を導入し、通貨当局が外国為替市場に裁量的に介入する制度を想定した場合の結果と整合的である。本稿の分析では、介入の基準として通貨当局が望ましい為替相場水準を持っているという仮定をおいていることに留意しなければならない。また、介入の頻度および介入の確率にのみ焦点を当てたが、現実には介入の比例定数 $\frac{1}{2}$ も変化すると考えられ、さらに介入確率は

¹⁶分散方程式に介入額および介入率の変数を入れなければ、擬似最尤法を用いても有意となる。

同一財務官の任期中でも経済状況や他国の圧力、方針の転換等により変化しうる。以上のような点を考慮したとしても、わが国の介入政策を考察する上で本稿の想定は無理のないものといえよう。

介入の頻度が多く、介入確率が高いと考えられる 1990 年代前半と 2003 年においては、介入によって為替相場の水準をあまり動かすことが出来なかったが、為替相場を安定化させていたといえる。また、介入の頻度が小さい 1990 年代後半は介入によって為替相場を動かすことが出来た反面、為替相場のボラティリティは大きくなっている。このような結果は伊藤 (2003) の分析を補足するものとなっている。

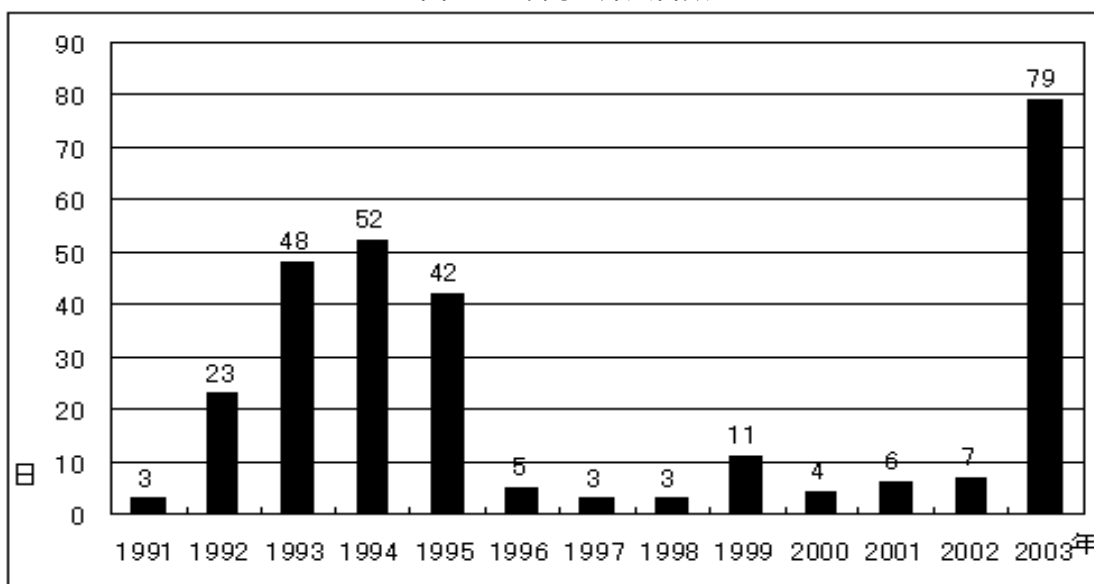
このことから、介入政策を行う場合に政策担当者は為替相場の安定化と介入による為替相場水準を動かす効果を同時に追求することは困難であるといえる。高頻度に介入を行っている場合、介入によって為替相場をほとんど動かすことが出来なくとも、介入の効果はないのではなく、為替相場を安定化させるという意味においては効果があると言える。

参考文献

- [1] Bollerslev, T.(1986) "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- [2] Bollerslev, T. and J. M. Wooldridge (1992) "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances", *Econometric Reviews*, 11, 143-172.
- [3] Diebold, F. X.(1988) *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, Springer-Verlag.
- [4] Dominguez, K. M. and J. Frankel (1990) "Does Foreign Exchange Intervention Matter? Disentangling the portfolio and expectations effects for the Mark", NBER working paper 3299.
- [5] Dominguez, K. M. and P. M. Kenen (1992) "Intermarginal intervention in the EMS and the target-zone model of exchange-rate behavior", *European Economic Review* 36.
- [6] Dominguez, K. M.(1998) "Central bank intervention and exchange rate volatility", *Journal of International Money and Finance*, 17, 161-190.
- [7] Dominguez, K. M. (1999) "The Market Microstructure Of Central Bank Intervention", NBER working paper 7337.

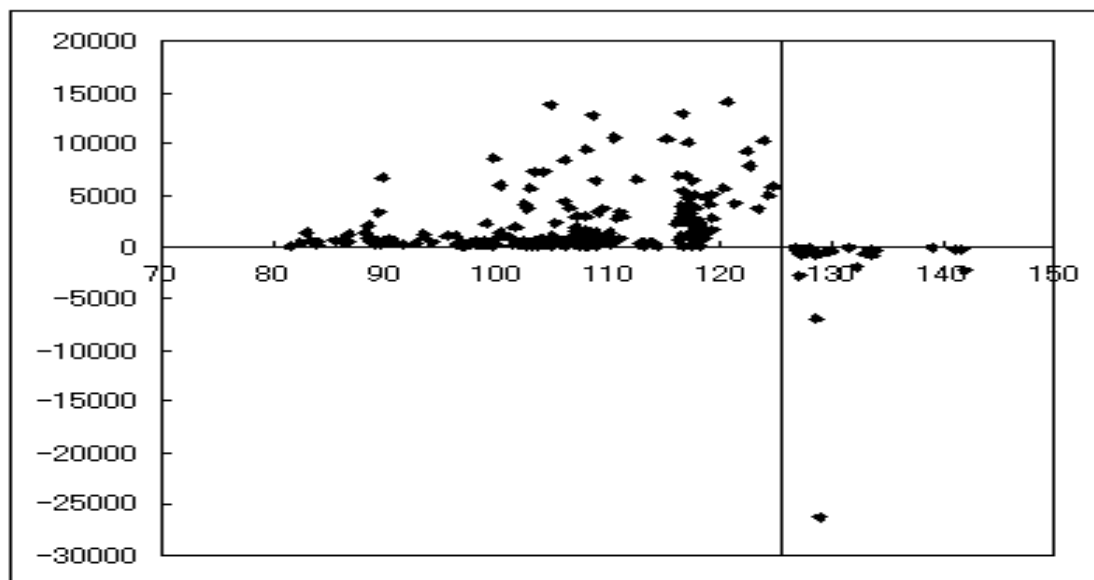
- [8] Engle, R. F.(1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50, 987-1007.
- [9] Flood, R. P. and P. M. Garber (1991)"The linkage between speculative attack and target zone models of exchange rates", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, Issue 4, pp.1367-1372.
- [10] Froot, K. A. and M. Obstfeld (1991) "Exchange-rate dynamics under stochastic regime shifts", *Journal of International Economics*, Vol.31, No3/4, pp203-229.
- [11] Garber, P. M. and L. E. O. Svensson (1995) "The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes,"in G.Grossman and K.Rogo®, eds., *Handbook of International economics*, Vol.III, Amsterdam: North-Holland, pp.1865-1911.
- [12] Ito, T (2002)"Is Foreign Exchange Intervention Effective?:The Japanese Experiences In The 1990s", NBER working paper 8914.
- [13] Iwatsubo, K. and J. Shimizu (2005) "Signaling Effects of Foreign Exchange Intervention and Expectation Heterogeneity among Traders".
- [14] Krugman, P. R. (1991)"Target Zones and Exchange Rate Dynamics,"*Quarterly Journal of Economics*,Vol.106,Issue 3,pp.669-682.
- [15] Nelson, D. B. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica* 59, 347-370.
- [16] Ramaswamy, R. and H. Samiei (2000) "The Yen-Dollar Rate:Have Interventions Mattered?", IMF working paper, WP/00/95.
- [17] Sarno, L. and M. 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.39, pp.839-863.
- [18] 伊藤隆敏 (2003) 「日本の為替介入の分析」, 経済研究、第 54 巻第 2 号。
- [19] 小川英治 (1998) 『国際通貨システムの安定性』、東洋経済新報社、1998 年。
- [20] 中村・山田 (2000) 「外国為替介入の効果と収益 (7 章)」, 深尾光洋編 『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社。

図 1: 1 年間の介入日数



注) 横軸は年次であり、縦軸は 1 年間の介入日数である。介入日数のデータは財務省 [http : ==www.mof.go.jp=feio=034_133.htm](http://www.mof.go.jp=feio=034_133.htm) において公表されているものを用いて筆者が作成した。ただし、休日の介入を除く。

図 2: 介入実施日の為替相場 (終値) と介入額



注) 横軸は介入当日の為替相場の終値である。縦軸の介入額の単位は億円であり、円売りドル買い介入はプラス、円買いドル売り介入はマイナスの値で表わしている。また、介入額がゼロの日は除いている。介入は円売りドル買いまたは円買いドル売り介入のみを扱っている。期間は 1991 年 4 月 1 日から 2003 年 12 月 30 日であり、休日の介入を除く。

図 3: 各為替相場制度における為替相場 s_t とファンダメンタルズ水準 f_t

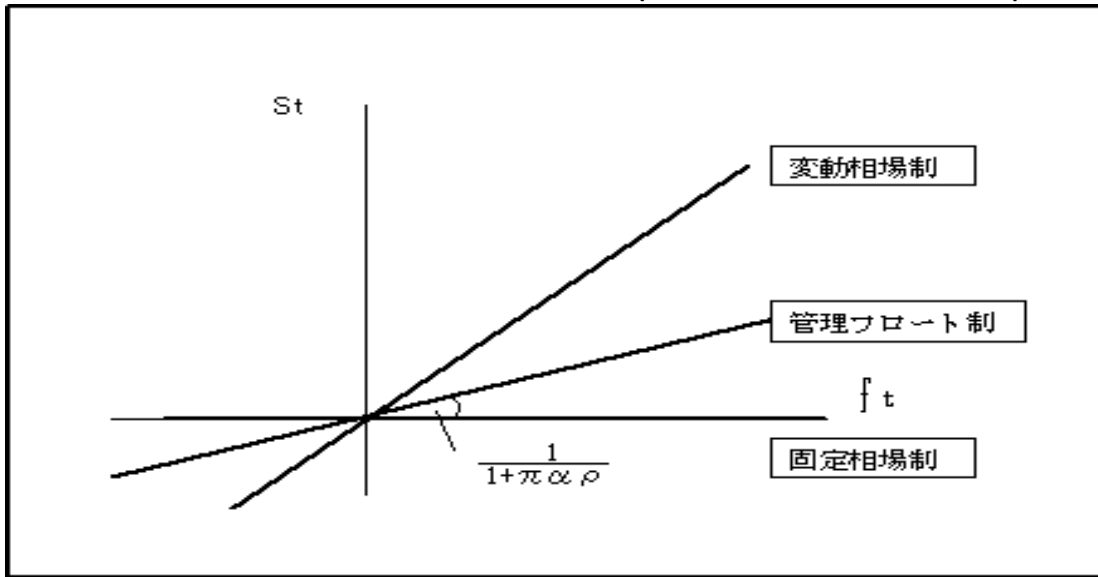
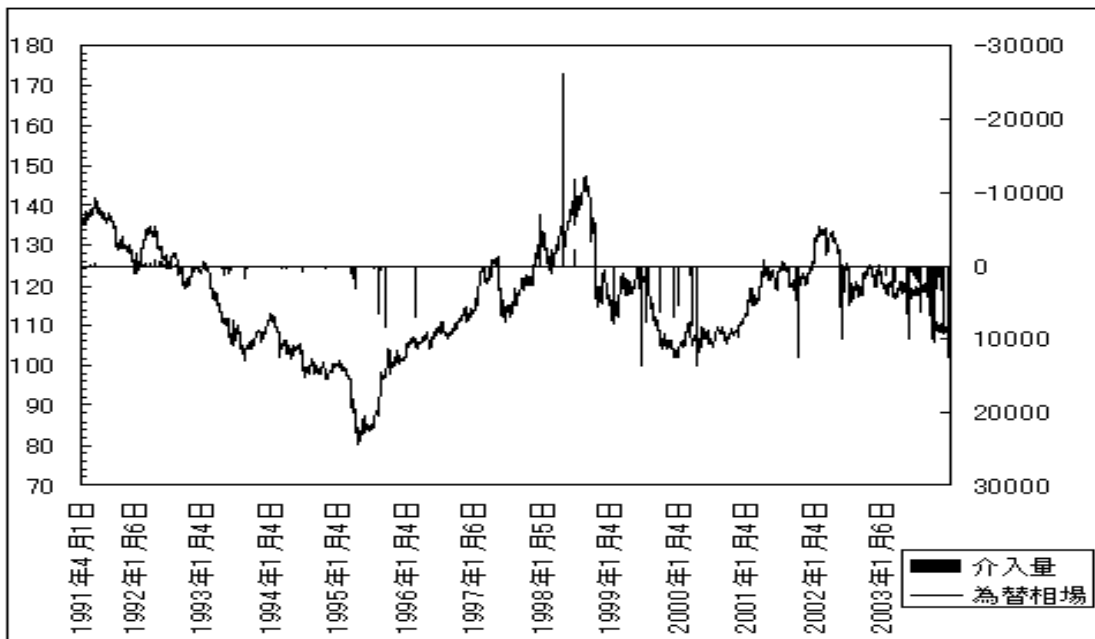
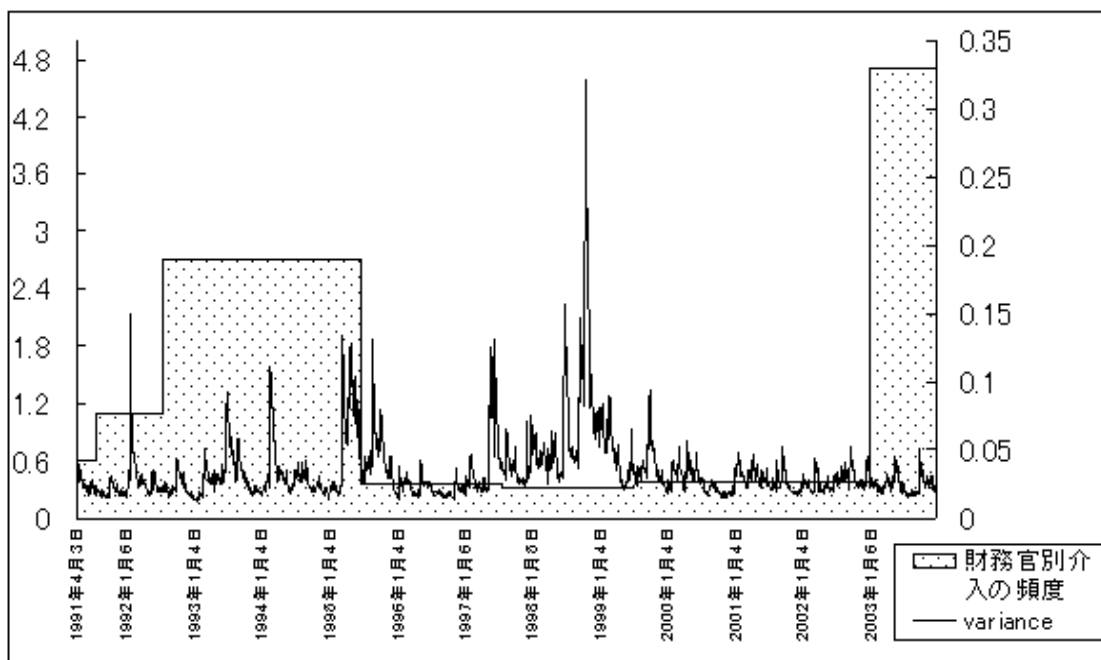


図 4: 為替相場の推移と介入額



注) 為替相場 (左軸, 折線) は東京外国為替市場インターバンク直物の日次データの終値である。縦軸の介入額の単位は億円であり、円売りドル買い介入はプラス、円買いドル売り介入はマイナスの値で表わしている。また、下横軸は暦年表示であり、期間は1991年4月1日から2003年12月30日までである。

図 5: 介入の頻度と為替のボラティリティ



注) また、下横軸は暦年表示であり、期間は1991年4月1日から2003年12月30日までである。ここでの為替相場のボラティリティは、AR(2)-GARCH(1,1)モデルによって得られた条件付分散である。

表 1: 基本統計

標本期間：1991/4/1-2003/12/30

	$S_{t_j} - S_{t_{j-1}}$	INT	$\frac{1}{4}^A$	$\frac{1}{4}^B$	$\frac{1}{4}^C$
平均	-8.69E-05	136.2827	0.090925	0.090508	0.090483
最大値	0.042095	14059	0.329167	0.316872	0.349593
最小値	-0.046464	-26201	0.022587	0.012146	0
標準偏差	0.007085	1040.631	0.09607	0.096859	0.106423
歪度	-0.385799	0.965803	1.22539	1.055748	1.102337
尖度	6.937311	192.6115	3.2817	2.821482	2.784359
標本数	3145				

注) $S_{t_j} - S_{t_{j-1}}$ は為替相場の対数値の階差である。 $\frac{1}{4}$ は表 2 から表 4 で表わしている。

表 2: 財務官任期別の介入率 $\frac{1}{4}^A$

財務官	交代日	営業日数	介入日数	一日あたりの介入率 ($\frac{1}{4}^A$)
内海 孚	89.7.18	72	3	0.0417
千野忠夫	91.7.13	246	19	0.0772
中平幸典	92.7.14	726	138	0.1901
加藤隆俊	95.6.21	511	13	0.0254
榊原英資	97.7.15	487	11	0.0226
黒田東彦	99.7.8	864	23	0.0266
溝口善兵衛	03.1.14	240	79	0.3292

注) $\frac{1}{4}^A$ は、介入回数を日数で割ったものである。内海孚氏は 89 年 7 月 18 日の就任であるが、91 年 4 月 1 日から 91 年 7 月 12 日までの期間で介入率を計算している。

表 3: 1 年間の介入率 $\frac{1}{4}^B$

年	営業日数	介入日数	一日あたりの介入率 ($\frac{1}{4}^B$)
1991	188	3	0.0160
1992	248	23	0.0927
1993	246	48	0.1951
1994	247	52	0.2105
1995	249	42	0.1687
1996	246	5	0.0203
1997	245	3	0.0122
1998	247	3	0.0121
1999	245	11	0.0449
2000	248	4	0.0161
2001	246	6	0.0244
2002	246	7	0.0285
2003	244	79	0.3238

注) $\frac{1}{4}^B$ は、介入回数を営業日数で割ったものである。1991 年は 4 月 1 日から 12 月末までを 1 期間として計算している。

表 4: 半年間の介入率 $\frac{1}{4}^C$

期間	営業日数	介入日数	一日あたりの介入率 ($\frac{1}{4}^C$)
1991年 4.1-12.30	188	3	0.0160
1992年 1.6-6.30	121	19	0.1570
1992年 7.1-12.31	127	4	0.0315
1993年 1.4-6.30	121	30	0.2479
1993年 7.1-12.30	125	18	0.1440
1994年 1.4-6.30	122	30	0.2459
1994年 7.1-12.30	125	22	0.1760
1995年 1.4-6.30	123	35	0.2846
1995年 7.3-12.30	126	7	0.0556
1996年 1.4-6.28	121	5	0.0413
1996年 7.1-12.27	125	0	0.0000
1997年 1.6-6.30	121	0	0.0000
1997年 7.1-12.30	124	3	0.0246
1998年 1.4-6.30	122	3	0.0242
1998年 7.1-12.30	125	0	0.0000
1999年 1.4-6.30	121	4	0.0331
1999年 7.1-12.30	124	7	0.0565
2000年 1.4-6.30	123	4	0.0325
2000年 7.3-12.29	125	0	0.0000
2001年 1.4-6.29	121	0	0.0000
2001年 7.2-12.28	125	6	0.0480
2002年 1.4-6.28	120	7	0.0583
2002年 7.1-12.30	126	0	0.0000
2003年 1.6-6.30	120	35	0.2917
2003年 7.1-12.3	124	44	0.3548

注) $\frac{1}{4}^C$ は、介入回数を営業日数で割ったものである。ただし、1991年は4月から12月までを1期間としている。

表 5: 推定式 (22)(23) の推定結果

	財務官別介入率 ($\frac{1}{4}^A$)	1年間介入率 ($\frac{1}{4}^B$)	半年間介入率 ($\frac{1}{4}^C$)
$\bar{0}$	-0.000111 (0.000113)	-9.89E-05 (0.000114)	-0.000101 (0.000113)
$\bar{1}$	-0.032543 (0.017712)+	-0.033746 (0.017647)+	-0.034219 (0.017586)+
$\bar{2}$	0.000899 (0.001727)	0.00125 (0.00171)	0.00124 (0.001709)
$\bar{3}$	3.28E-07 (1.34E-07)*	3.47E-07 (1.29E-07)**	4.05E-07 (1.25E-07)**
$\bar{4}$	-2.06E-06 (5.70E-07)**	-2.10E-06 (5.87E-07)**	-2.28E-06 (5.29E-07)**
!	-0.625998 (0.064116)**	-0.553035 (0.057711)**	-0.556919 (0.057877)**
®	0.174064 (0.011249)**	0.170848 (0.010728)**	0.172436 (0.01077)**
°	-0.042428 (0.006433)**	-0.034387 (0.005448)**	-0.036031 (0.005835)**
Á	0.949967 (0.006115)**	0.9575 (0.005416)**	0.957347 (0.005435)**
\bar{A}_1	-0.125796 (0.031145)**	-0.056194 (0.024282)*	-0.041145 (0.023042)+
\bar{A}_2	2.19E-05 (6.08E-06)**	1.65E-05 (5.66E-06)**	1.53E-05 (5.72E-06)**
Q(20)	23.615	23.648	23.313
Q ² (20)	28.557	29.071	28.53

注) 括弧内は標準誤差であり、**は1%水準、*は5%水準、+は10%水準で有意である事を示す。Q(20)、Q²(20)はDiebold(1988)の方法によって分散不均一性を調整したラグ20のLjung-Box Q-statisticsである。

表 6: 推定式 (22)(23) の擬似最尤法による推定結果

	財務官別介入率 ($\frac{1}{4}^A$)	1年間介入率 ($\frac{1}{4}^B$)	半年間介入率 ($\frac{1}{4}^C$)
$\bar{\alpha}_0$	-0.000111 (0.000113)	-9.89E-05 (0.000113)	-0.000101 (0.000113)
$\bar{\alpha}_1$	-0.0325 (0.0212)	-0.0337 (0.0213)	-0.0342 (0.0213)
$\bar{\alpha}_2$	0.000899 (0.0195)	0.00125 (0.00196)	0.00124 (0.00195)
$\bar{\alpha}_3$	3.28E-07 (2.53E-07)	3.47E-07 (2.51E-07)	4.05E-07 (2.59E-07)
$\bar{\alpha}_4$	-2.06E-06 (1.22E-06)+	-2.10E-06 (1.24E-06)+	-2.28E-06 (1.27E-06)+
!	-0.626 (0.162)**	-0.553 (0.1475)**	-0.557 (0.1501)**
®	0.174 (0.0387)**	0.1708 (0.0392)**	0.1724 (0.0395)**
°	-0.0424 (0.0244)+	-0.0344 (0.0248)	-0.036 (0.0242)
Á	0.9499 (0.014)**	0.9575 (0.0128)**	0.957 (0.0129)**
\bar{A}_1	-0.1258 (0.0469)**	-0.0562 (0.0389)	-0.0411 (0.036)
\bar{A}_2	2.19E-05 (1.22E-05)+	1.65E-05 (1.14E-05)	1.53E-05 (1.16E-05)
Q(20)	23.615	23.648	23.313
Q ² (20)	28.557	29.071	28.53

注) 括弧内は Bollerslev-Wooldrige (1992) の robust standard errors であり、**は1%水準、*は5%水準、+は10%水準で有意である事を示す。Q(20)、Q²(20) は Diebold(1988) の方法によって分散不均一性を調整したラグ 20 の Ljung-Box Q-statistics である。