

Working Paper Series No.E-16

外国為替市場介入の株価に対する影響

星河 武志

2011年5月

*Faculty of Economics, Kinki University
3-4-1 Kowakae, Higashi-Osaka, Osaka 577-8502, Japan.*

近畿大学経済学部 〒577-8502 東大阪市小若江 3-4-1

外国為替市場介入の株価に対する影響*

星河武志[†]

Faculty of Economics, Kinki University

概要

2010年9月15日、日本は6年半ぶりの外国為替市場介入を行った。介入の実施後、為替相場が円安方向に動いたのみならず日経平均株価も急激に上昇した。為替介入の為替相場への効果を分析した研究は数多くみられるが、株価に対する影響を見たものは少ない。そこで、本稿では日経平均株価と為替市場介入の關係に焦点を当て、介入の株価に対する影響を考察した。本稿で得られた結論として、(1) 円売りドル買いの為替介入は為替相場を円安方向に動かし、日経平均株価に対してプラスの影響を与えている、(2) 自国の要因である日経平均株価の変動に反応して為替市場に介入しているわけではなく、他国の要因である米国の株価が下落(上昇)し、円高(円安)が発生した場合に円売りドル買い介入(円買いドル売り介入)が実施されるということが示された。

Keywords: 為替介入、株価。

JEL Classification Number: F31

はじめに

本稿は、日本の外国為替市場介入と株価の關係を考察したものである。2010年9月15日、日本は6年半ぶりに為替市場に2兆1249億円の円売りドル買い介入を行った。注目すべき点として、介入の実施に伴い為替相場のみならず日経平均株価も急激に上昇したことが挙げられる。もしも介入が実施されていなかった場合、このような株価の上昇はみられなかったはずである。為替市場介入の為替相場への効果を分析した研究は数多くみられるが、株価に対する影響を見たものは少ない。そこで、本稿では日経平均株価(Nikkei225)と為替市場介入の關係に焦点を当てる。

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2兆6201億円の円買いドル売り介入である。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。ここでは日本の1000

*本研究は科研費(20730210)の助成を受けています。記して感謝申し上げます。なお、本稿の誤謬は全て筆者の責任である。

[†]Correspondence to: Takeshi Hoshikawa, Faculty of Economics, Kinki University, Kowakae 3-4-1, Higashi-Osaka, 577-8502, Japan. E-mail: hoshikawa@kindai.ac.jp

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、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。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 Nagayasu(2004)、Hoshikawa (2008) がある。Nagayasu(2004) は介入が為替相場のボラティリティに影響を与えていたことを、Hoshikawa (2008) は頻繁に介入することによって、為替相場のボラティリティを小さくし、為替相場を安定化したことを指摘している。これまでも為替介入について多くの研究が行われてきたが、為替介入の効果の検証は現在でも重要なテーマである。為替介入の目的は、単に為替相場の水準を動かすことが目的ではなく、実体経済に対する良い影響を与える、または悪い影響を軽減することを狙っている可能性もあるはずである。そのため、為替市場介入という経済政策が為替相場以外の変数にどのような影響を与えるかを検証していく必要がある。本稿では、介入の株価に対する影響を考察する。

介入が株価に影響を与えている場合どのような経路が考えられるだろうか。本稿では以下の 3 つの経路を考えている。外国為替市場介入が株価に影響を与える経路として、(i) 為替相場を通じた経路、(ii) 輸出入産業への保護または補助政策による経路、(iii) 非不胎化介入に伴う金融緩和による経路である。為替相場を通じた経路は、介入によって為替相場が変動し、その為替相場の変動が株価の変動を引き起こすという二段階のステップを経た影響が考えられる。たとえば、円売りドル買い介入によって為替相場が円安になり、それを受けて輸出企業を中心とした株価に影響することで日経平均に影響を与えるといったストーリーである。輸出（輸入）産業への保護または補助政策による経路では、介入は輸出企業に有利な経済政策を採用することを示し、輸出産業に対する補助による介入の株価に対する直接的な効果が考えられる。非不胎化介入に伴う金融緩和の経路では、金融緩和を通じた影響である。渡辺・藪（2010）は、量的緩和期の介入について検証している。彼らは、2003 年における為替介入は非不胎化介入であり、円売り介入により市場に供給された資金のうち 40 %程度がしばらく流通していることを示した。このことは、金融緩和政策の実施と同様の効果を株価に対して持つ可能性がある。

本稿の目的は、外国為替市場介入の株価に対する影響を検証することである。これまでの研究では、株価と為替介入の関係に焦点を当てたものが見られないため、この点をまず検証する必要がある。本稿で得られた結論として、(1) 円売りドル買いの為替介入は為替相場を円安方向に動かし、日経平均株価に対してプラスの影響を与えている、(2) 自国の要因である日経平均株価の変動に反応して為替市場に介入しているわけではなく、他国の要因である米国の株価が下落（上昇）し、円高（円安）が発生した場合に円売りドル買い介入（円買いドル売り介入）が実施されるということが示された。

本稿の構成は、以下の通りである。次の第二節では、為替介入と日経平均株価の関係につ

いて概観する。第三節では介入が株価に与える影響について実証研究を行う。第四節は結論である。

為替介入と株価

6年半ぶりの介入

外国為替市場介入と株価の関係はそれほど明らかではないが、2010年9月15日に実施された介入と株価の変動は特徴的である。そこでまず、2010年9月および2011年3月に実施された介入と為替相場、株価の変動について取り上げる。

2010年9月15日午前10時半過ぎに、日本は6年半ぶりに外国為替市場介入を実施した。日本は2004年3月以降介入を実施していなかったが、2010年9月15日午前には15年ぶりに円相場が1ドル＝82円台まで円高が進行していた。そのような状況の中で、財務省は介入に踏み切った。介入後の緊急の記者会見で、野田佳彦財務相は「今後の為替マーケットの動向を注視しながら、必要な時には介入も含めて断固たる措置を取っていきたい」と述べている。興味深いことに、介入の実施について、野田財務相は「10時半に財務省から日銀に要請をし、(10時)35分には恐らく介入をしていると思う」と説明している¹。これまでの日本の介入については、介入を実施した日は特定できたものの、実施した時間は公表されていない。それに対し、今回の介入は介入時刻が判明しているという点でこれまでの介入とは重要な違いがある。突然の介入は市場参加者に驚きを与え、その介入の規模は2兆1249億円の米ドル買い円売り²であった。米ドル買い円売り介入の実施によって、為替相場は1ドル＝85円台後半まで押し戻されている(図1)。

介入が実施された直後の11時頃、日本銀行白川方明総裁が「財務省の行動が為替相場の安定的な形成に寄与することを期待する」と談話を発表した。為替介入によって市場に放出された円資金は吸収されず、市場に放置する「非不胎化」を行う姿勢を日銀が示した。日本の為替介入は、財務大臣が実施の決断、タイミングや金額等の決定を行う。介入が決定されると、財務大臣の代理人として、日本銀行が介入の実務を行う制度になっている。日本銀行が円売りドル買い介入によって、円を支払い、ドルを受け取ることによって、市場に円が供給され、金融緩和要因となる。通常、金融政策によって金利をコントロールしている場合、政策金利の変動を避けるため、市場に出回った円を吸収し、不胎化する。しかし、今回の介入に関しては不胎化しないと日銀が宣言することで、円安をサポートしていると言える。実際に、9月15日の新発10年物国債の利回りは介入に伴う金融緩和観測から前日比0.55%低

¹日本経済新聞 2010年9月15日夕刊1面

²2010年9月15日17:00の為替相場で2兆1249億円は約ドルである。Ministry of finance Japan: Foreign exchange intervention operations.

下した³。翌日の16日にも、白川総裁は「日銀としては強力な金融緩和を推進しており、今後とも金融市場に潤沢な資金供給を行っていく」⁴と発言している。

2010年9月15日の介入は協調介入ではなく、日本単独の介入である。各国は日本の介入に賛成できない状況であったものの、日本の介入に対して反対を表明しない、黙認するという消極的な協力をしたといえる。今回の介入の特徴として、介入額も大規模であった⁵。そのため、今回の介入は円売り介入としては過去最大であった。また、為替介入のニュースが伝わると、東京株式市場では日経平均株価が約9200円から9500円台まで急騰した(図2)。例を挙げるならば、輸出関連のトヨタ自動車およびホンダの株価はそれぞれ約4%、前日比終値で上昇している。ブラジルのマンテガ財務相は通貨安政策と捉えて日本の為替介入について批判した⁶。

以上の点をまとめると、2010年9月15日の介入は研究上、次の6点が興味深い。それは、(i) アナウンスされた介入である、(ii) 介入時間が判明している、(iii) 過去最大の円売りドル買い介入である、(iv) 日銀が非不胎化を表明している、(v) 市場参加者にとっても驚きのタイミングで実施された、(vi) 株式市場にも大きな影響を与えたことである。

しばらく後の2010年9月24日に円が突然急落し、「為替介入の観測」⁷というニュースが流れた。この日の為替介入観測に対して、野田財務相は「ノーコメント」と発言している。実際には介入が実施されていなかったが、市場は介入に対してかなり神経質になっていることがわかる。つまり、介入が実施された後では、介入に対する警戒感が非常に強くなっている。

協調介入

2011年3月11日、東北地方で巨大地震が発生し、原子力発電所事故を伴った東日本大震災が発生した。為替市場では、急速に円高が進み、3月17日には1ドル=76円25銭という対ドルでの過去最高値を更新した。このような事態を受け、2011年3月18日に主要七カ国(G7)による電話会議の後、同日午前9時から日本政府・日本銀行による介入が実施された。この介入は協調介入であり、米国、欧州中央銀行、英国、カナダが協調介入に参加することを表明した。「G7財務大臣・中央銀行総裁の声明(2011年3月18日)」の全文は以下の内容である。

我々、G7の財務大臣・中央銀行総裁は、日本における最近の劇的な出来事を議

³2010年9月16日、日本経済新聞朝刊17面。

⁴2010年9月17日、日本経済新聞朝刊5面より。

⁵日本の介入の過去最高額は、1998年4月10日に行った2兆6201億円であるが、その際には円買いドル売り介入であった。

⁶2010年9月16日、日本経済新聞夕刊2面。

⁷2010年9月24日、日本経済新聞夕刊1面。

論し、我々の日本の同僚から、現在の状況、当局がとった経済・金融面での対応についての説明を受けた。

我々は、こうした困難な時における日本の人々との連帯意識、必要とされる如何なる協力も提供する用意があること、日本の経済と金融セクターの強靱さへの信認を表明する。

日本における悲劇的な出来事に関連した円相場の最近の動きへの対応として、日本当局からの要請に基づき、米国、英国、カナダ当局及び欧州中央銀行は、2011年3月18日に、日本とともに為替市場における協調介入に参加する。我々が長らく述べてきたとおり、為替レートの変動や無秩序な動きは、経済及び金融の安定に対して悪影響を与える。我々は、為替市場をよく注視し、適切に協力する。(出所) 財務省

この協調介入の実施によって、為替相場は1ドル=79円台から1ドル=81円後半まで押し戻された。この協調介入では、介入の規模は参加各国の判断に任されており⁸、日本は6925億円の円売りドル買い介入を実施している。また、G7電話会議後に日本銀行白川総裁は「日本銀行は、為替市場におけるG7各国との協調行動が、為替相場の安定的な形成に寄与することを強く期待している。日本銀行としては、強力な金融緩和を推進するとともに、金融市場の安定を確保するため、今後とも、潤沢な資金供給を行っていく方針である」⁹と談話を発表した。

協調介入の実施は、当日の日経平均株価にも影響を与えている。協調介入の報道に伴い、2011年3月18日の株式市場では「取引開始直後から幅広い銘柄が買われ、東証1部では全銘柄の約9割が上昇」¹⁰している。その結果、2011年3月17日の終値8962円67銭から2011年3月18日終値は9206円75銭に+2.72%上昇した。翌日の日本経済新聞には「日経平均大幅反発 為替介入を好感」という見出しで記事が掲載されている¹¹。

図3は、2010年以降に行われた介入のタイミングと為替相場の推移を図示したものである。2010年9月15日および2011年3月18日の介入はいずれも短期的に大きく為替相場を動かすことに成功している。2010年9月15日の介入によって押し戻された後も次第に円高が進行しているが、介入警戒感が強くなっているためか1ドル=80円あたりで円高の進行が弱まっているように見える。

⁸カナダのフレアティ財務相は介入規模について「参加各国が決める」と語っている(2011年3月19日、日本経済新聞夕刊2面を参照)。

⁹日本銀行、総裁談話(2011年3月18日)。日本銀行ホームページより。

¹⁰2011年3月18日、日本経済新聞夕刊6面より。

¹¹2011年3月19日、日本経済新聞5面。

為替介入と株価

最近実施された介入だけでなく、1991年以降の為替介入と日経平均株価の変動の関係を見てみよう。図4は、横軸に日本の介入額(億円)を、縦軸に円ドルレートの変化率(前日比、単位パーセント)をとり、図示したものである。1991年4月1日から2011年3月31日までの介入が実施された日のデータのみを用いている。介入額は円売りドル買い介入をプラス、円買いドル売り介入をマイナスで表示している。まず、標本が縦軸よりも右側に偏っている理由は、円買いドル売り介入が実施された回数が円売りドル買い介入と比較して少ないために右に偏っている。もしも右上がりの関係がある場合、円売りドル買い介入によって為替相場が円安となることを意味している。図4を目視すると、右上がりの関係があるように感じられる。介入が為替相場の変動に対して影響を与えているという多くの研究はこの図の関係を示しているといえる。

同様に、介入と日経平均株価の関係をプロットしたものが図5である。図5は、横軸に日本の介入額(億円)を、縦軸に日経平均株価の変化率(前日比、単位パーセント)をとり、図示したものである。もしも右上がりの関係がある場合、円売りドル買い介入は日経平均株価にプラスとなることを意味している。図4、図5を見ると、非常に似た傾向がある。しかし、図4の介入と為替相場の関係ほどは明確な関係が弱いように感じられる。なお、図6は介入が実施された日の日経平均株価の変化率(横軸、前日比、単位パーセント)と円ドル相場の変化率(縦軸、前日比、単位パーセント)をプロットしたものである。図6については明確な関係は目視できないが、株価と為替相場の間に関係性があることが知られており(Ma and Kao 1990, Nieh and Lee 2000)、2変数の間に関係がある可能性がある。図1と図2で見たように、介入の実施を契機として為替相場と株価が同時に変動していることにも注意が必要である。

介入が株価に影響を与える経路

前述のように、介入が株価に影響を与える経路の一つとして、介入によって為替相場が変動し、その為替相場の変動が株価の変動を引き起こすという二段階のステップを経た影響が想定される。たとえば、円売りドル買い介入によって為替相場が円安になり、それを受けて輸出企業を中心とした株価に影響することで日経平均株価に影響を与えるといった経路である。次に、輸出産業への保護または補助政策による経路では、介入は輸出企業に有利な経済政策を採用することを示し、輸出産業に対する補助による介入の株価に対する直接的な効果が考えられる。ただし、国内には輸出企業と輸入企業の両方が存在するため、株価に対する影響は明らかではない。日経平均株価に輸出企業と輸入企業のどちらが多くの影響を持つかによって変わってくると考えられる。非不胎化介入に伴う金融緩和の経路では、金融緩和を通じた影響である。円売り介入により市場に供給された資金によって金融緩和政策の実施と

同様の効果を株価に対して持つ可能性がある。この場合には、輸入企業の株価に対してもプラスの効果がある可能性も否定できない。

実証研究

推定モデル

本稿では、外国為替市場介入が日経平均株価にどのような影響を与えたかを実証的に検証する。時差の関係で、前日のニューヨーク市場が終わった後に東京市場が開始するため、市場関係者はダウ平均株価（ダウ・ジョーンズ工業株 30 種平均）の動向に注目をしている。そこで、以下のような最もシンプルな推定モデルから考える。

$$N225_t = \beta_0 + \beta_1 INT_t + \beta_2 DJ_{t-1} + u_t \quad (1)$$

ただし、ここでの $N225_t$ は時点 t の日経平均株価の前日からの変化率（パーセント¹²）、 INT_t は介入額（億円）、 DJ_{t-1} は時点 $t-1$ のダウ平均株価の前日からの変化率（パーセント）である。介入が実施されていない日（ $INT_t=0$ ）は、日経平均株価の変動は前日のダウ平均株価の影響を受けると想定している。介入が日経平均株価に影響を与えている場合、係数 β_1 はゼロでない。係数 β_1 がプラスである場合は日経平均株価を上昇させ、マイナスである場合には日経平均株価を下落させると言える。

本稿で用いるデータは、1991 年 4 月 1 日から 2011 年 3 月 31 日までの日経平均株価、ダウ平均株価および円ドルレートを用いている¹³。この期間を用いた理由は、介入額のデータが 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。介入額は円売りドル買い介入をプラス、円買いドル売り介入をマイナスで表示している。介入が実施されない日はゼロである。また、東京市場が休場の場合は除いており¹⁴、介入額の単位は億円である。

この (1) 式の推定モデルの最小自乗法 (OLS) による推定結果は、表 1 の Model 1 である。なお、括弧内の数値は分散不均一・自己相関を考慮した Newey-West HAC 標準誤差であり、 $Q(10)$ および $Q^2(10)$ は残差およびその 2 乗に系列相関がないという帰無仮説に対するラグ 10 の Ljung-Box Q 統計量である。まず、前日のダウ平均株価の影響は有意に正である。つ

¹²ここでの各変数は $100 \times [(X_{t-1} - X_t)/X_t]$ として用いている。

¹³本稿で使用したデータは Reuters の日経平均株価（コード.N225）、ダウ平均株価（コード.DJI）、円ドルレート（.JPY）の日次データである。

¹⁴東京市場が開いているがニューヨーク市場が開まっている日については、ダウ平均株価は前日のデータを用いている。ただし、2001 年 9 月 11 日から 9 月 14 日は同時多発テロにより、ニューヨーク市場が休場していたためサンプルから除外している。

まり、前日のダウ平均株価が上昇した場合には翌日の日経平均株価が上昇し、反対にダウ平均株価が下落した場合には日経平均株価が下落することを示している。表1の Model 1 の介入 INT の係数は $4.00E - 05$ とプラスであり、5%水準で有意である。このことは、円売りドル買い介入が日経平均株価を有意に上昇させていることを示している。

株価や為替相場は、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 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) モデルによって扱われることが多い¹⁵。本稿では、GARCH モデルおよび Nelson(1991) によって展開された EGARCH (exponential GARCH) モデルを用いて推定した。平均方程式は (1) 式と同じであるが、さらに分散の変動を以下のモデルで表す。GARCH(1,1) モデルは、

$$\sigma_t^2 = \omega + \phi\sigma_{t-1}^2 + \psi u_{t-1}^2, \quad (2)$$

であり、EGARCH(1,1) モデルでは次の定式化を用いている。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \phi \log(\sigma_{t-1}^2) + \psi |\varepsilon_{t-1}| + \gamma \varepsilon_{t-1}, \quad (3)$$

ただし、 $u_t = \sigma_t \varepsilon_t$ であり、 $u_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ とする。

推定式 (1) 式および (2) 式を用いた GARCH モデルの推定結果は、表1の Model 2 に示している。また、分散方程式に (3) 式を用いた EGARCH モデルの推定結果は表1の Model 3 に示している。なお、Model 2 と Model 3 の括弧内は疑似最尤法の標準誤差 (Bollerslev and Wooldridge, 1992) である。表1の Model 2 および Model 3 の係数 $\omega, \phi, \psi, \gamma$ はいずれも有意であるため、GARCH モデルおよび EGARCH モデルを用いることが適切であると考えられる。Model 2 と Model 3 の介入 INT の係数を見ると、それぞれ $2.98E - 05, 3.54E - 05$ とプラスであり、GARCH モデル (Model 2) では10%水準、EGARCH モデル (Model 3) では5%水準で有意である。しかし、 $Q(10)$ を見るとラグ10のLjung-Box Q統計量は、残差に系列相関がないという帰無仮説を棄却しているため、残差は系列相関を持つ。残差の系列相関が残っているため適切なモデルであるとは言えない。

そこで、(1) 式に時点 $t - 1$ の日経平均株価と為替相場 JPY を加えた以下のような推定モデルも推定した。

$$N225_t = \beta_0 + \beta_1 INT_t + \beta_2 DJ_{t-1} + \beta_3 N225_{t-1} + \beta_4 JPY_{t-1} + u_t \quad (4)$$

表2は(4)式の推定結果である。表1と同様に、Model 4はOLS推定を行った結果であり、Model 5は分散方程式に(2)式を用いたGARCHモデルの推定結果であり、Model 6は(3)式を用いたEGARCHモデルの推定結果である。前日の日経平均株価と為替相場はどち

¹⁵ARCH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。

らも有意であり、統計量 $Q(10)$ は棄却されないため残差の系列相関も見られない。前日の日経平均株価と為替相場を加えても、介入 INT の係数はいずれも 5%水準で有意である。

以上の結果を踏まえると、円売り介入が実施された日の日経平均株価は上昇していると言える。しかし、これらの結果は、株価と為替相場の内生性の問題が依然として残っていることに注意が必要である。図 1 と図 2 を見る限り、介入の実施を契機として為替相場、株価が同時に変動しているため、為替相場の変動によって株価が反応して変動したのか、介入自体が直接株価に影響を与えたのかは識別できない。

インパルス反応

そこで、本節ではベクトル自己回帰モデル (vector autoregressive model, VAR) を用いて、実証研究を行った。VAR モデルとインパルス反応は、あるショックが経済変数にどのように波及するかを分析する際に広く用いられている。株価と為替相場、介入は相互に影響を与えていると考えられる。どちらの変数も内生変数として扱う方法として VAR モデルが考えられる。以下のような 4 変数 VAR(p) モデルを考える。

$$\mathbf{y}_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{y}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (5)$$

ただし、ここでの $\mathbf{y}_t = (DJ_t, INT_t, N225_t, JPY_t)'$ のデータベクトルであり、 ε_t について $E(\varepsilon_t) = \mathbf{0}$ 及び $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ である。本稿では、VAR モデルのラグ次数を SIC 基準 (Schwarz information criterion) によって 2 を選択した。

図 7 はコレスキー分解¹⁶を用いた累積インパルス反応を図示したものである。左の縦列から見ていこう。左最上段の Accumulated Response of DJ to DJ は、ダウ平均株価 DJ の正のショックがダウ平均株価自身に与える影響を表している。横軸は時間であり、ショック後の経過日数を表している。破線は信頼区間である。最左列の上から 3 番目の Accumulated Response of N225 to DJ の図は、ダウ平均株価 DJ の正のショックが翌日の日経平均株価 $N225$ に有意にプラスの影響を与えることを示している。その下の Accumulated Response of JPY to DJ の図は、ダウ平均株価が上昇すると円安ドル高が発生していることを示している。このことから、アメリカの株価が上昇すると、日本の株価が上昇し、為替相場はドルが買われて円安に反応すると言える。次に、日本の株価ショックの影響を見てみよう。図 7 の左から 3 列目を上から見ていくと、日経平均株価 $N225$ のショックは他の変数 (DJ, INT, JPY) に有意に影響を与えていない。そのため、日本の株価ショックはアメリカの株価や為替相場に対してそれほど影響を与えていない。

図 7 の最右列 (左から 4 列目) は為替相場の円安ショックが各変数にどのように波及するかを示している。最右列の上から 3 番目の Accumulated Response of N225 to JPY の図は、

¹⁶ コレスキー順序は $DJ_t, INT_t, N225_t, JPY_t$ の順にしている。

為替相場 *JPY* の正のショックが日経平均株価 *N225* に有意にプラスの影響を与えることを示している。一方、最右列の最上段の Accumulated Response of DJ to *JPY* の図をみると、為替相場のショックはアメリカの株価には有意な影響を与えていないことがわかる。

ここまでをまとめておくと (1) アメリカの株価が上昇すると日本の株価上昇と円安を引き起こす、(2) 円安ショックが起こると日本の株価が上昇する、(3) 為替相場と日本の株価はアメリカの株価に有意な影響を与えていないということである¹⁷。

本稿の目的である介入の効果を見ていこう。図 7 の左から 2 列目は介入のショックが発生した場合に各変数にどのような影響を与えるかを見たものである。図 7 の左から 2 列目の最下段 (Accumulated Response of *JPY* to *INT*) の図は円売りドル買いの介入ショック *INT* が発生した場合に、為替相場 *JPY* にどのような影響を与えるかを見たものである。円売りドル買い介入が実施されると、円ドル相場は円安方向に動くことが分かる。さらに、介入の日経平均株価に対する影響を見てみると、図 7 の Accumulated Response of *N225* to *INT* の図より、円売り (ドル買い) の介入ショック *INT* が発生した場合に、日経平均株価 *N225* が有意に上昇していることが分かる。

株価の変動ショックに対して、為替介入の反応は非常に興味深い結果が得られている。図 7 の上から 2 段目の左から 1 番目の Accumulated Response of *INT* to *DJ* の図を見ると、ダウ平均株価が上昇すると円買ドル売り介入が行われるという反応が見られる。同じことではあるが、ダウ平均株価が下落すると円売りドル買い介入が行われることを意味している。一方、日経平均株価のショックに対しては介入は有意に反応をしていない。このことは、図 7 の上から 2 段目の左から 3 番目の Accumulated Response of *INT* to *N225* の図に表れている。他国の要因である米国の株価が下落 (上昇) し、円高 (円安) が発生した場合に円売りドル買い介入 (円買ドル売り介入) が実施されると反応が考えられる。一方、自国の株価の上昇・下落に対して為替市場で介入を実施することは他国の理解を得にくいいため、このような結果が得られている可能性もある。

VAR モデルを推定し、コレスキー分解による直交化インパルス応答関数を用いて分析する場合、変数の並べ方により結果が異なることが知られている。それに対し、Pesaran and Shin (1998) の一般化インパルス応答関数 Generalized impulse response はコレスキー順序に依存しないという長所を持っている。そこで一般化インパルス応答関数を用いて介入ショックの為替相場と株価に対する影響を分析した。図 8 は、一般化インパルス応答関数を用いた場合の累積インパルス反応である。図 7 と同様に、図 8 は各変数のショックが他の変数にどのように波及するかを表している。基本的に図 7 のインパルス反応と同じような結果が得られている。図 8 の左から 2 列目は介入のショックが発生した場合に各変数にどのような影響を与えるかを見たものである。図 8 の左から 2 列目の最下段 (Accumulated Response of *JPY*

¹⁷ダウ平均株価と為替相場はニューヨーク市場のデータであるため、東京市場の日経平均株価と同日のデータであっても時差が含まれていることに注意が必要である。

to INT) の図から円売りドル買い介入が実施されると、円ドル相場は円安方向に動くことが分かる。介入の日経平均株価に対する影響を見てみると、図 8 の Accumulated Response of N225 to INT の図より、円売りドル買いの介入ショック *INT* が発生した場合に、日経平均株価 *N225* が有意に上昇していることが分かる。これらの結果から一般化インパルス応答関数を用いた場合でも同様の結論が得られる。

結び

本稿では、外国為替市場介入と株価の関係を実証的に考察したものである。本稿の結論として以下のような結果が得られた。(1) 円売りドル買いの為替介入は為替相場を円安方向に動かし、日経平均株価に対してプラスの影響を与えている、(2) 自国の要因である日経平均株価の変動に反応して為替市場に介入しているわけではなく、他国の要因である米国の株価が下落(上昇)し、円高(円安)が発生した場合に円売りドル買い介入(円買いドル売り介入)が実施されるということが示された。

本稿の結論には、いくつかの留意点がある。まず、本稿の分析は日次データを用いた非常に短期的な株価に対する効果を見たものである。宮尾(2003)が指摘しているように、為替政策が実体経済に影響を与えていない可能性もある。為替介入の目的は、単に為替相場の水準を動かすことが目的ではなく、実体経済に対する良い影響を与える、または悪い影響を軽減することを狙っている可能性もあるはずである。そのため、今後も為替市場介入という経済政策が株価および実体経済にどのような影響を与えるかを検証していく必要がある。本稿では、初期の研究として為替介入と株価の間に関係があるのかどうかを検証したが、今後さらにサンプル期間を分割し詳細な検証を行うことや、各個別企業の株価に対する介入の効果、為替相場と株価の同時決定の問題、さらなる計量的手法の改善などが挙げられる。さらに介入が株価に影響を与える (i) 為替相場を通じた経路、(ii) 輸出入産業への保護または補助政策による経路、(iii) 非不胎化介入に伴う金融緩和による経路といった経路の特定など発展的研究課題が残っており、今後の課題としたい。

参考文献

- [1] 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。
- [2] 宮尾龍蔵 (2003) 「円安政策の効果」、経済研究、第 54 巻第 2 号、114-125。
- [3] 渡辺努・藪友良 (2010) 「量的緩和期の外為介入」、フィナンシャル・レビュー、第 99 号。
- [4] Bollerslev, T.(1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics 31, 307-327.

- [5] 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.
- [6] Engle, R. F.(1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, 987-1007.
- [7] Hoshikawa, T. (2008). The Effect of Intervention Frequency on the Foreign Exchange Market: The Japanese experience. *Journal of International Money and Finance* 27, 547-559.
- [8] Ma, K. C. and W. Kao (1990). On exchange rate changes and stock price reactions. *Journal of Business Finance and Accounting* 17, 441-449.
- [9] Nagayasu, J. (2004). The effectiveness of Japanese foreign exchange interventions during 1991-2001. *Economics Letters* 84, 377-381.
- [10] Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59, 347-370.
- [11] Nieh, C. C. and C. F. Lee (2000). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance* 41, 447-490.
- [12] 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* 39, 839-863.
- [13] Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998). Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters* 58, 17-29.

表 1: 推定結果

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS		GARCH		EGARCH	
定数項	-0.03085	*	0.007476		-0.038242	**
	(0.017943)		(0.016771)		(0.016582)	
INT_t	4.00E-05	**	2.98E-05	*	3.54E-05	**
	(1.85E-05)		(1.70E-05)		(1.70E-05)	
DJ_{t-1}	0.496612	***	0.478404	**	0.461598	***
	(0.025141)		(0.014056)		(0.013979)	
ω	-		0.044957	***	-0.129714	***
			(0.004938)		(0.008004)	
ϕ	-		0.879693	***	0.968973	***
			(0.006915)		(0.003081)	
ψ	-		0.101236	***	0.189264	***
			(0.005849)		(0.010625)	
γ	-		-		-0.099929	***
					(0.0061)	
$Q(10)$	57.013	[0]	25.034	[0.023]	19.427	[0.035]
$Q^2(10)$	1706.2	[0]	7.8819	[0.64]	5.5057	[0.855]
\bar{R}^2	0.131		0.130		0.130	
$\ln L$	-8779		-8251		-8190	

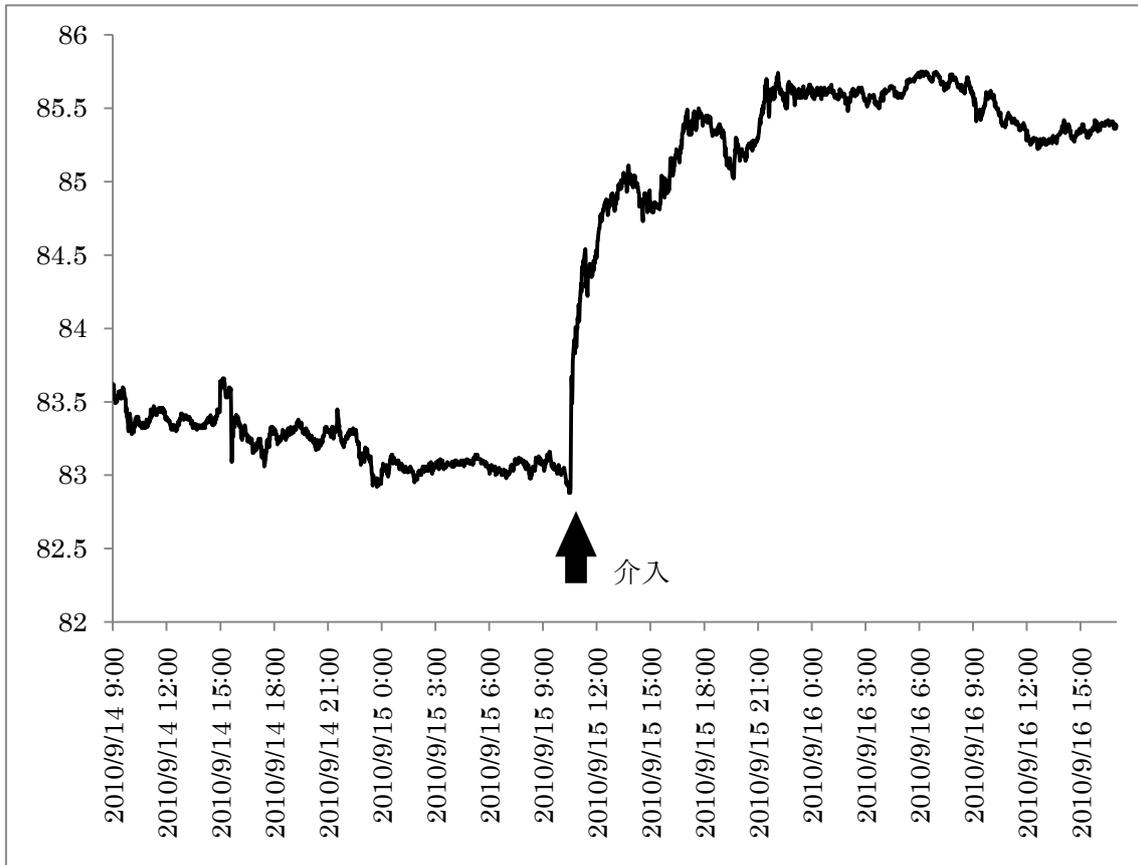
注) Model 1 の括弧内の数値は Newey-West HAC 標準誤差であり、Model 2 と Model 3 の括弧内は Bollerslev and Wooldridge (1992) の robust standard errors である。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意である事を示す。 $Q(10)$ 、 $Q^2(10)$ はラグ 10 の Ljung-Box Q-statistics であり、[] 内は p 値である。なお、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、 $\ln L$ は対数尤度である。

表 2: 推定結果

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS		GARCH		EGARCH	
定数項	-0.031238 (0.019381)		7.24E-03 (0.016822)		-0.039072 (0.016546)	**
INT_t	4.71E-05 ** (1.88E-05)		3.81E-05 ** (1.71E-05)		4.33E-05 ** (1.72E-05)	**
DJ_{t-1}	0.495411 *** (0.026343)		0.471869 *** (0.014285)		0.457231 *** (0.014247)	***
$N225_{t-1}$	-0.088972 *** (0.020513)		-0.060395 *** (0.013877)		-0.065357 *** (0.013636)	***
JPY_{t-1}	0.144201 *** (0.034936)		0.152843 *** (0.02265)		0.142548 *** (0.022178)	***
ω	-		4.27E-02 *** (4.83E-03)		-0.130189 *** (0.007615)	***
ϕ	-		0.882181 *** (0.006652)		0.969986 *** (0.002986)	***
ψ	-		0.099788 *** (0.005621)		0.189448 *** (0.010054)	***
γ	-		-		-0.096585 *** (0.005895)	***
$Q(10)$	12.311 [0.265]		5.6376 [0.845]		3.8052 [0.956]	
$Q^2(10)$	1857.3 [0]		7.4238 [0.685]		5.2176 [0.876]	
\bar{R}^2	0.142		0.142		0.142	
$\ln L$	-8746		-8225		-8164	

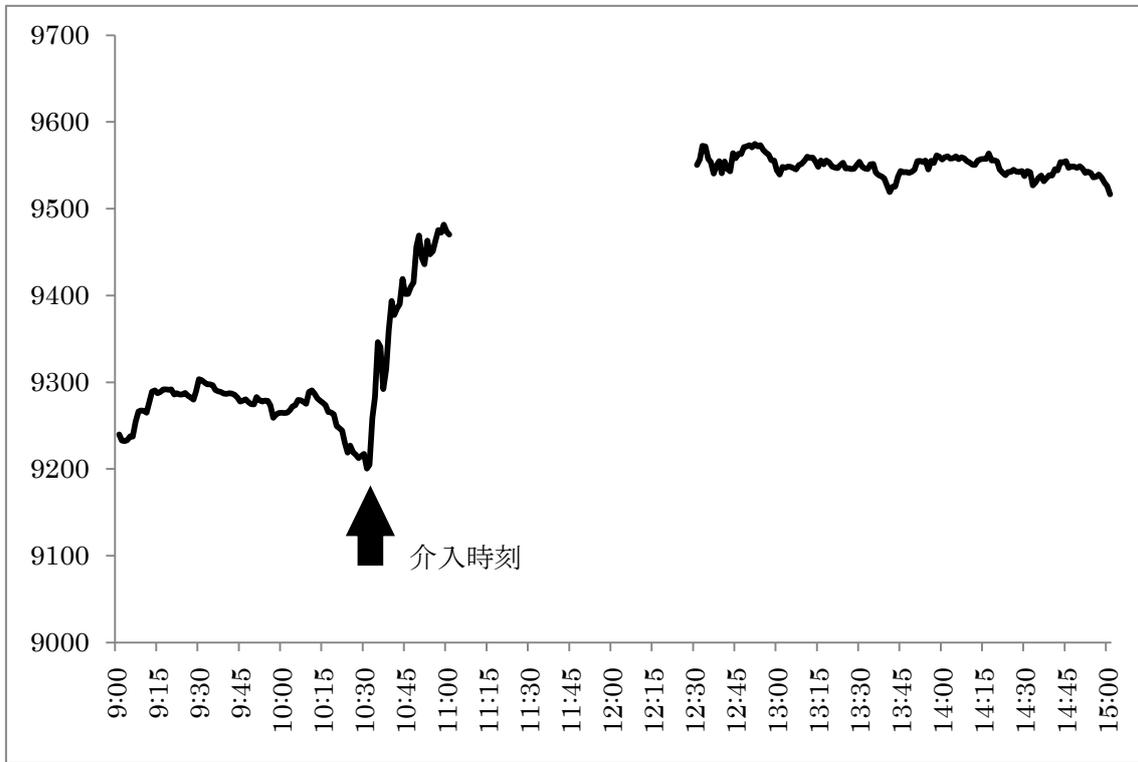
注) Model 4 の括弧内の数値は Newey-West HAC 標準誤差であり、Model 5 と Model 6 の括弧内は Bollerslev and Wooldridge (1992) の robust standard errors である。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意である事を示す。 $Q(10)$ 、 $Q^2(10)$ はラグ 10 の Ljung-Box Q-statistics であり、[] 内は p 値である。なお、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、 $\ln L$ は対数尤度である。

図1. 円ドルレートと介入



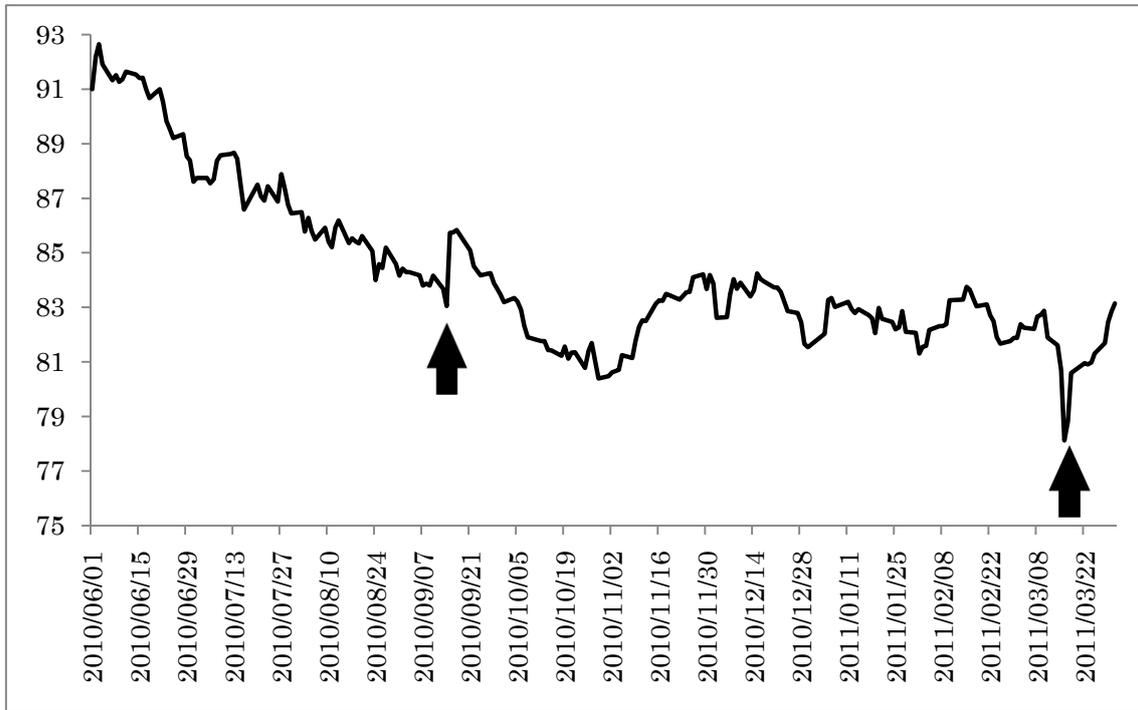
出所：Reuters. 横軸は日本時間、縦軸は円ドルレート (Bid, 1分足)。矢印は介入実施時点を示す。

図 2. 介入直後の日経平均株価の動き



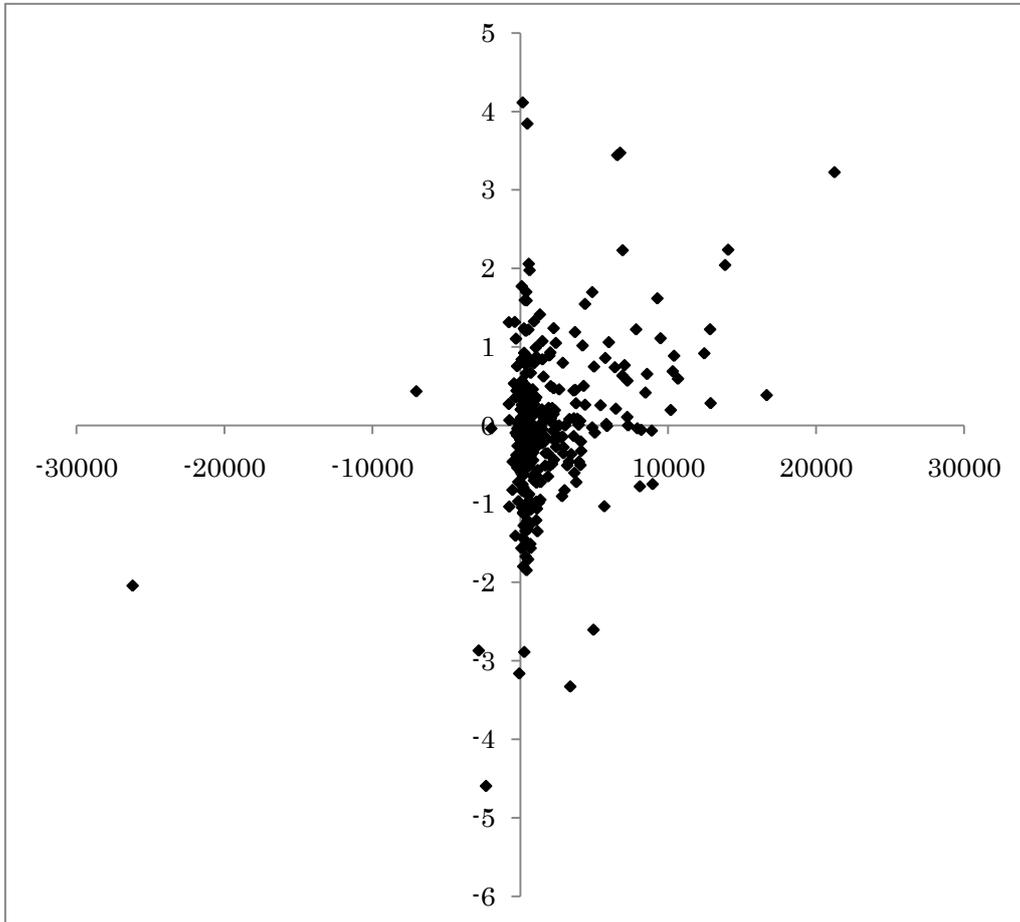
出所：Reuters. 図は 2010 年 9 月 15 日の日経平均株価の推移。横軸は日本時間、縦軸は日経平均株価(Nikkei 225, 1 分足). 東京市場の取引時間は 9:00 から 11:00 および 12:30 から 15:00 である。矢印は介入実施時点を示す。

図 3. 2010 年 6 月以降の為替相場と介入



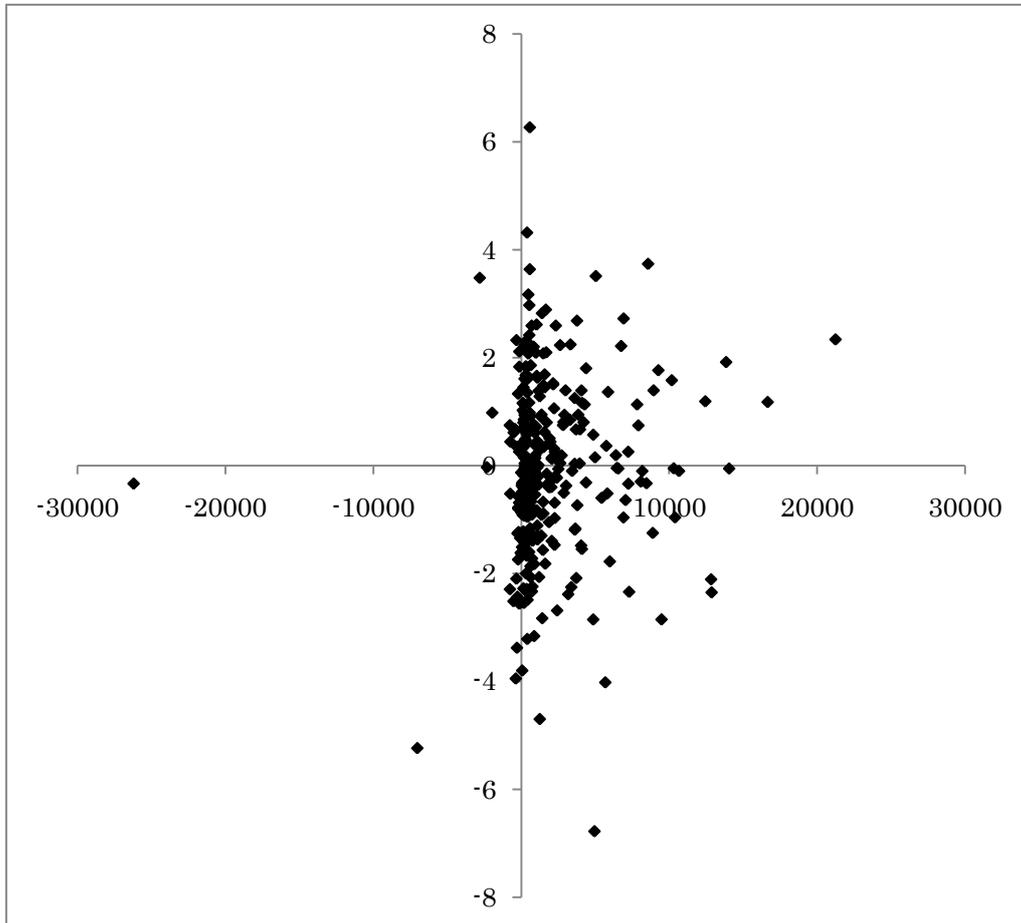
出所：Reuters. 横軸は日付、縦軸は円ドルレート（日次）。矢印は介入実施時点を示す。

図 4. 為替相場の変動と介入額



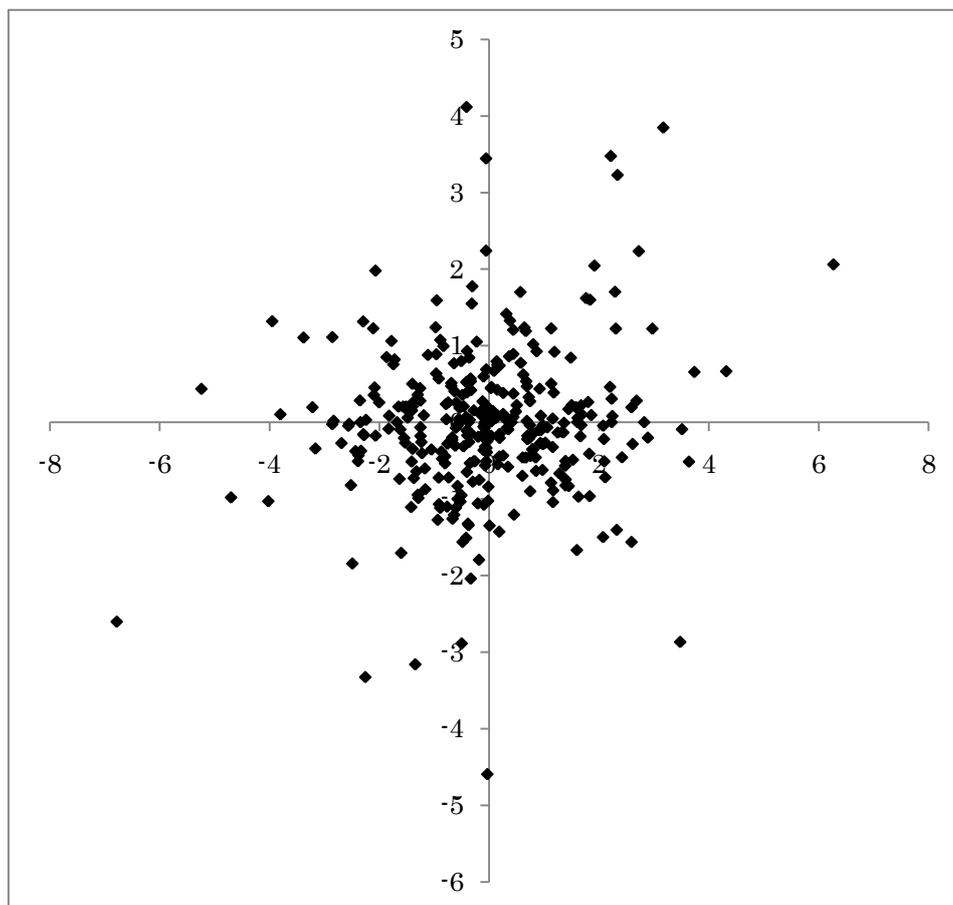
注) 横軸は介入額(億円)、縦軸は円ドル相場の変化率(前日比、単位パーセント)。介入が実施された日のデータのみを用いている。

図 5. 日経平均株価の変動と介入額



注) 横軸は介入額(億円)、縦軸は日経平均株価の変化率(前日比、単位パーセント)。介入が実施された日のデータのみを用いている。

図 6. 日経平均株価の変動と為替相場の変動



注) 横軸は日経平均株価の変化率 (前日比、単位パーセント)、縦軸は円ドル相場の変化率 (前日比、単位パーセント)。介入が実施された日のデータのみを用いている。

図7 累積インパルス反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

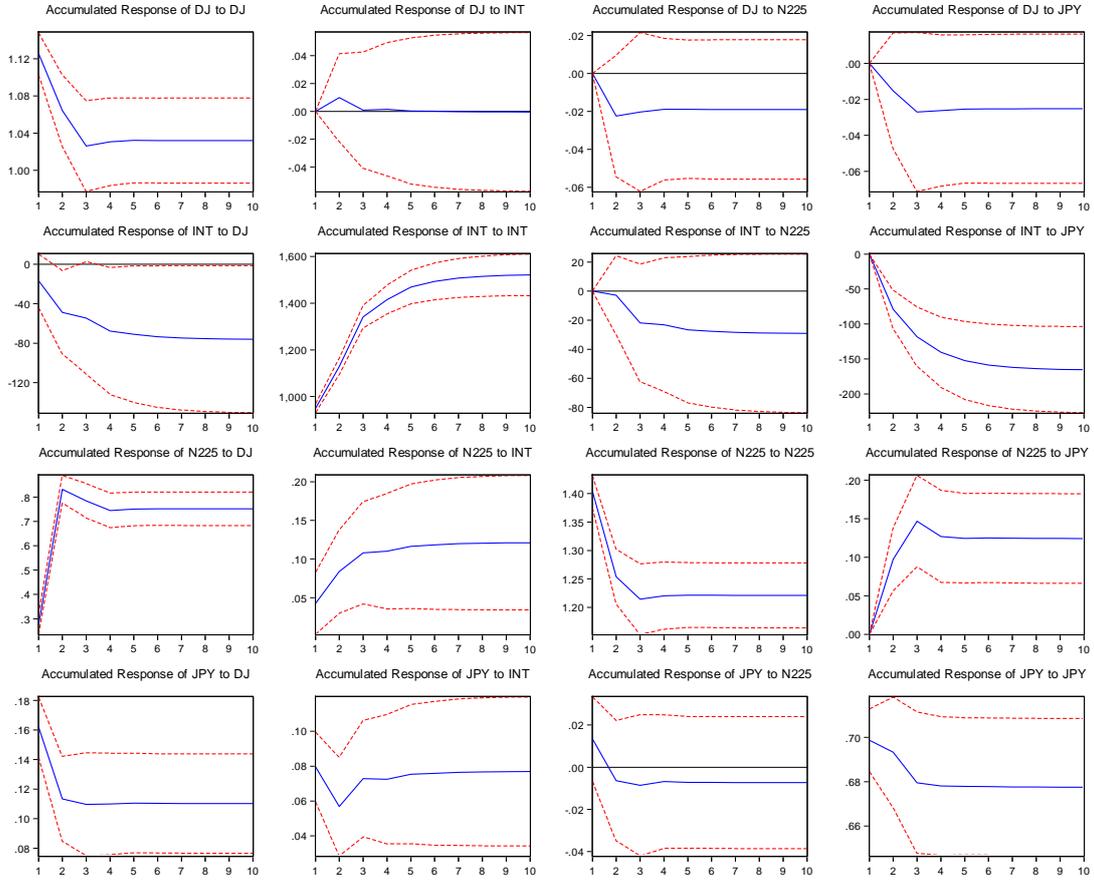


図8 累積一般化インパルス反応

