

外為介入のシグナル効果：日本に関する実証分析

渡 辺 努

1. はじめに——目的・構成・要旨
 2. シグナル仮説のインプリケーション
 3. 介入政策と金融政策の整合性
 4. 外為介入に関する市場の予想
 5. 結論
- 付論

1. はじめに——目的・構成・要旨

外為介入（とりわけ不胎化された介入）の効果を巡る議論を振り返ってみると、1970年代から80年代前半までは、Jurgensen 報告（1983年）に代表されるように、介入が為替相場に与える影響は小さいとする見方が大勢であった。ところが、1985年9月のプラザ合意以降、主要先進国の中央銀行が大規模な外為介入を行ったのを契機に、外為介入の有効性に関する議論が再び活発化してきている。¹⁾

外為介入の効果に関する最近の実証研究にほぼ共通して強調されているのは、介入のシ

グナル効果の重要性である。この考え方によれば、外為市場参加者は、外為介入から将来の金融政策に関する中央銀行の意図を読みとり、それに基づいて将来の金融政策に関する予想を改訂する。つまり、市場参加者にとってみれば、介入額は将来の金融政策に関する中央銀行の意図を表すシグナルである。将来の金融政策に関する予想の変化は将来の為替相場に関する予想を変化させ、効率的な外為市場では、これは直ちに現在の為替相場に影響を与える。例えば、中央銀行が円買い介入を行う場合、介入を観察した市場参加者は中央銀行が為替相場を円高方向へ誘導しようと

本論文は、1992年9月に開催されたサンフランシスコ連銀におけるコンファレンス（“Exchange Rate Policy in Pacific Basin Countries”）用に準備した筆者の論文をもとにしている。原論文に対してコンファレンス参加者から寄せられたコメントに感謝する。とりわけ、Reuven Glick（サンフランシスコ連銀）、Michael Hutchison（カリフォルニア大学）の両氏からは多くの有益なコメントを頂いた。

- 1) 例えば、Dominguez-Frankel [1990] は、1984年10月から87年12月までのドル-マルク相場を用いて、シグナル効果とポートフォリオ・バランス効果の双方を考察する2本の同時方程式体系を推定し、外為介入は為替相場の動きに対して統計的に有意な影響を及ぼしたと報告している。同様の方法は、Dominguez [1990] によって1985年1月から88年12月までの円-ドル相場についても適用されている。Humpage [1989] は1984年8月から87年8月までの米国における外為介入を検討し、少なくとも3つの局面で介入は為替相場に明確な影響を与えたと報告している。Klein-Rosengren [1991] は、1985年9月から89年10月までの米国およびドイツの介入に焦点をあてながら、協調介入は為替相場の変化に有意な影響を及ぼしたと報告している。

意図していることを読みとり、この政策の延長として将来の金融引締め、およびこれに伴う将来の円高を予想し、最終的にこれが直ちに円高を発生させる。

こうした外為介入のシグナル効果は、介入が外為市場における需給を通じて為替相場に与える影響（いわゆるポートフォリオ・バランス効果）とは区別されるものであり、したがって、Jurgensen 報告が主張したように仮にポートフォリオ・バランス効果が無視できる規模のものであるとしても、シグナル効果を通じて外為介入が有効性を持つ可能性は引き続き存在する。実際、最近の実証研究の多くは介入がシグナル効果を通じて為替相場に有意な影響を与えた可能性を示唆している。例えば、ドル・マルク相場を用いたDominguez-Frankel [1990] の研究では、1億ドルの外為介入がポートフォリオ・バランス効果を通じて為替相場に与える影響は高々0.1%の変化にとどまるのに対し、シグナル効果を通じる影響は4%以上との結果を得ている。また、Marston [1988] は、プラザ合意を1978年後半のカーター政権によるドル防衛策と比較しながら、不胎化介入の有効性は介入が将来の金融政策に関する市場の予想を変えることができるか否かに決定的に依存すると結論している。

シグナル効果に関する実証研究を行ううえで最も重要な問題は、将来の為替相場に関する市場参加者の予想の取扱いである。上述のDominguez-Frankelでは、為替相場予想に関するサーベイ・データを用いて、それと介入額との関係を直接チェックするという方法が

採られている。これは、シグナル効果（またはシグナル仮説）を直接検証できるという意味で魅力的なアプローチではあるが、サーベイ・データがどこまで信頼に足るものであるかは必ずしも明らかではなく、データの歪みを実証結果に影響を与えている可能性が常に否定できない。

そこで本論文では、市場参加者が中央銀行の介入行動に含まれる情報を効率的に読みとりながら将来の金融政策に関する予想を形成する（ベイジアン推定）との仮定を前提としてシグナル仮説を検証するという方法を用いる。²⁾すなわち、ベイジアン的予想形成の前提のもとで、円買い（売り）介入が「将来の金融引締め（緩和）→将来の円高（円安）」という連想を市場参加者に抱かせるためには次の2つの条件が必要である。第1に、ある時点における介入の方向とその時点以降における金融政策の変化方向とは密接に関連していなければならない。具体的には、円買い（売り）介入の後には中央銀行は金融引締め（緩和）に向かう傾向が観察されなければならない。逆に、過去において介入と金融政策が全く無関係に運営されていたことをベイジアンの意味で合理的な市場参加者が認識しているとすれば、彼らが中央銀行の介入から将来の金融政策の変化を連想することは決してないであろう。第2に、介入は市場参加者にとって予想外（surprise）でなければならない。仮に介入が事前に予想されたとおりのものであるとすれば、介入は市場参加者に何ら追加的な情報を与えず、したがって、金融政策に関する予想にも全く影響を及ぼさないであ

2) 市場参加者がベイジアン的に将来の金融政策に関する予想を形成するとの前提に基づき、中央銀行から市場参加者への情報伝達的手段として外為介入をモデル化した例としては、渡辺 [1992] 参照。

う。

本論文の目的は、円・ドル相場および外為市場の介入に関するデータ（「資金需給実績」の「外国為替資金」欄）を用いて、この2つの条件が満たされているかどうかをチェックし、それによりシグナル効果の有効性を検証することである。³⁾

本論文の構成は以下のとおりである。まず、2.においては、外為介入のシグナル効果を分析するための簡単な理論モデルを提示する。そこでは、シグナル効果が有効であるためには、①介入は金融政策の変更に先行しなければならない、②介入は市場参加者によって事前に予想されてはならない、という2つの検証可能な必要条件が導出される。第1の必要条件は3.で、第2の必要条件は4.でそれぞれ実証的に検討される。5.は本論文の結論である。

本論文の実証結果を予め要約すれば次のとおりである。

- [1] 1973年から92年5月の期間について日本銀行の介入政策と金融政策を比較すると、①外貨買い（売り）は一貫して公定歩合の引下げ（引上げ）に先行する、②外貨買い（売り）はマネーサプライ伸び率の上昇（低下）に先行する傾向がある、ことが確認される。これらはシグナル仮説の第1の必要条件と整合的である。
- [2] これまでの研究者が主張するように、日本銀行の外為介入額は為替相場の過去

の動きに依存している。しかしながら、両者の関係は単純な *leaning-against-the-wind* 型の介入行動とは異なる。例えば、1986年4月から89年3月に至る期間において、日本銀行は円高進行の局面で *leaning-against-the-wind* 型の外貨買い介入を行う一方、円安方向に振れる場面ではほとんど介入を実行しなかった。これと対照的に、1989年4月から92年5月に至る期間では、円安進行時に *leaning-against-the-wind* 型の外貨売り介入を行う一方、円高局面では介入を実行していない。

- [3] こうした日本銀行の介入行動を解釈するうえでは、日本銀行が為替相場について「望ましいと考える水準（ないしはレンジ）」が存在し、しかも、この「望ましい水準」が逐次変化するとの仮説が有効である。この仮説に沿って上の1986年4月から89年3月の期間における介入行動を解釈すると、この期間では足元の為替相場水準が「望ましい水準」に比べ円高であったため、日本銀行は、円高の一層の進行に対しては外貨買い介入を行うことにより「望ましい水準」がより円安の水準であることを市場参加者に対して意思表示する一方、円安化の動き、つまり足元の相場が「望ましい水準」に近づく場合には介入による抵抗を行わず、これによりこの方向での変化が望ましいものとの認識を市場に伝達したと解釈でき

3) 本論文の分析は市場参加者がベイジアン的に推定を行うという仮定に依存している点は留意する必要がある。すなわち、市場参加者がベイジアンの意味で合理的でないとすれば、仮に介入と金融政策との間にシステムティックな連関が存在したとしても、介入が将来の金融政策に関する市場参加者の予想を変化させる保証はない。

る。同様の解釈（方向は全く反対）は1989年4月から92年5月にかけての介入行動にもあてはまる。

- [4] これを外為市場参加者の観点からみれば、介入額を予想するためには、為替相場の過去の動きだけではなく、「望ましい水準」に関する知識も必要となる。為替相場の過去の動きは当然観察可能であるが、「望ましい水準」は市場参加者には原則として観察不可能である。したがって、日本銀行の介入は為替相場の過去の動きからある程度予想されていたかもしれないが、介入が完全に予想されていた可能性は極めて低いと考えられる。これはシグナル仮説の第2の必要条件と整合的である。
- [5] 以上から、日本銀行の介入データおよび為替相場は、シグナル仮説の2つの必要条件を満足しており、したがって、日本においてはシグナル仮説が成立していた可能性を否定できない。

2. シグナル仮説のインプリケーション

(1) モデル

議論の出発点として、直物為替相場は、「ファンダメンタルズ」および直物為替相場の予想変化率によって決定されると仮定する。これを式で表現すれば、

$$s_t = f_t + \beta E(s_{t+1} - s_t \mid \Omega_t) \quad (1)$$

となる。ここで、 s_t は円・ドル直物相場の対数値、 f_t は「ファンダメンタルズ」のスカラ尺度、 Ω_t は時点 t において市場参加者に利用可能な情報の集合、 β は予想変化率に関する直物為替相場の弾力性を表すパラメータである。⁴⁾ バブル解の可能性を排除すればこの差分方程式の解は

$$s_t = (1 + \beta)^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} [\beta(1 + \beta)^{-1}]^j E(f_{t+j} \mid \Omega_t) \quad (2)$$

で与えられる。つまり、足元の為替相場は現時点で利用可能な情報に基づいて形成された将来のファンダメンタルズに関する予想によって決定される。

本論文では、分析の焦点をシグナル効果に絞るため、①外為介入は完全に不胎化される、②不胎化された介入に関するポートフォリオ・バランス効果は無効である、と仮定する。⁵⁾ この仮定の下で、時点 t において中央銀行が外為介入を実行し、これを市場参加者が観察したと想定しよう。介入を観察する前と後の情報集合を各々 Ω 、 Ω' で表すと、介入によって引き起こされた為替相場の変化率 Δs は

$$\Delta s = (1 + \beta)^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} [\beta(1 + \beta)^{-1}]^j [E(f_{t+j} \mid \Omega'_t) - E(f_{t+j} \mid \Omega_t)] \quad (3)$$

と表現できる。介入に伴い情報集合が変化し、それがファンダメンタルズに関する予想を変

4) Krugman [1990] は金融市場に関する均衡モデルから(1)式を導出しており、そこでは、 f_t はマネーサプライの対数値等、金融市場の均衡に関連する諸変数の線形関数となっている。

5) 第1の仮定に関連して、Takagi [1991] は、1973～89年の期間において日本銀行の外為介入はマネタリーベースに有意な影響を及ぼさず、したがって、ほぼ完全に不胎化されていたと報告しているほか、第2の仮定については、前述の Dominguez-Frankel 等一連の研究で不胎化された介入のポートフォリオ・バランス効果は極めて小さいとの結果が得られており、これら2つの仮定は無理のないものである。

化させる場合に限り、介入は足元の為替相場に影響を及ぼすことができる。

(3)式の意味を明らかにするために次のような仮定を追加する。

第1に、情報集合を以下のように特定する。時点 t において市場参加者が観察できる確率変数(n 次元ベクトル)を Y_t で表し、 Y はマルコフ性を持つと仮定すると、時点 t における経済の状態は $\{Y_t\}$ によって表現できる(Y は状態変数)。介入額、より正確には、外貨のネット買越額(円表示)を x_t で表せば、情報集合 Ω 、 Ω' は次のように表現できる。

$$\Omega = \{Y_t\}; \Omega' = \{Y_t, x_t\}$$

第2に、確率変数 $Z_{jt} = (f_{t+j}, Y_t, x_t)$ は多変量($n+2$)正規分布に従うと仮定する(期待値は μ_j 、分散共分散行列は Σ_j)。Zの構成に従って分散共分散行列 Σ_j を分割すると

$$\Sigma_j = \begin{pmatrix} \Sigma_{j11} & \Sigma_{j12} & \Sigma_{j13} \\ \Sigma_{j21} & \Sigma_{j22} & \Sigma_{j23} \\ \Sigma_{j31} & \Sigma_{j32} & \Sigma_{j33} \end{pmatrix} \quad (4)$$

となる。ただし、 Σ_{j11} 、 Σ_{j13} 、 Σ_{j31} 、 Σ_{j33} はスカラー、 Σ_{j21} 、 Σ_{j23} は $n \times 1$ ベクトル、 Σ_{j12} 、 Σ_{j32} は $1 \times n$ ベクトル、 Σ_{j22} は $n \times n$ 行列である。簡単化のため、 Σ_{j22} は対角行列であると仮定する。

最後に、市場参加者は Z_j の分布を知っているものと仮定する。

以上の設定の下では、(3)式の右辺を Y_t および x_t の関数として明示的に計算することが可能である。介入が為替相場に及ぼす効果という観点からとりわけ興味深いのは x_t の

係数である。そこで(3)式の $E(f_{t+j} | \Omega_t) = E(f_{t+j} | \{Y_t, x_t\})$ における x_t の係数を計算すると

$$(\Sigma_{j13} - \Sigma_{j12} \Sigma_{j22}^{-1} \Sigma_{j23}) / k_j \quad j > 0 \quad (5)$$

となる。⁶⁾ここで $k_j = \Sigma_{j33} - \Sigma_{j32} \Sigma_{j22}^{-1} \Sigma_{j23}$ は非負のスカラーである。(5)式で表現される項がゼロでない限り、時点 t の介入は、時点 $t+j$ におけるファンダメンタルズに関する予想値($E(f_{t+j} | \{Y_t, x_t\})$)に影響を及ぼす。したがって、シグナル効果を通じた介入の有効性をチェックするためには、この項が有意にゼロと異なるか否かを検証すればよい。3.以降の実証的な議論は基本的にこのアイデアに基づくものであるが、データを用いた検証に入る前に、(5)式の意味を項ごとにやや詳しくみておこう。

(2) 介入と将来の金融政策との共分散

(5)式における括弧内第1項(Σ_{j13})は、時点 t における介入額 x_t と時点 $t+j$ ($j > 0$)におけるファンダメンタルズ f_{t+j} との間の共分散を表している。説明の便宜上(5)式の他の項の存在をしばらく無視するとすれば、この共分散が正のとき、中央銀行のドル売り介入はシグナル効果を通じて円相場を上昇させる。

では、この共分散が正になる必然性は存在するであろうか。この点に関連して重要なことは、マネーサプライがファンダメンタルズの重要な構成要素になっているという点である。モデルに即して言えば、 $t+j$ 時点のマネーサプライの増加(減少)は、他の事情が一

6) 多変量正規分布の条件付き期待値の導出については、例えば Hoel [1962] 参照。

定のとき、 f_{t+j} を増加（減少）させる。⁷⁾

t 時点における介入額も $t+j$ 時点におけるマネーサプライもともに中央銀行によって決定されるのであるから、これら2つの政策が整合的であると考えるのはもっともなことのように見える。例えば、中央銀行が円の上昇を望んでいるときには、 t 時点の外為市場において円買いドル売りのオペレーションを行うと同時に、 $t+j$ 時点において金融引締めに向かうと推測するのは一見したところ合理的なように見える（例えば、Klein-Rosengren [1991]を参照）。この推論が正しいとすれば、(5)式の括弧内第1項の共分散は正になるはずである。

しかし、この推論には次のような問題点が指摘されている。⁸⁾すなわち、介入額の決定とマネーサプライの決定は異なる時点で行われるが、意思決定者（中央銀行）の直面する課題は両時点で一般に異なるはずであり、したがって、2つの意思決定は必ずしも整合的ではないかもしれないという点である。こうした現象は「動学的不整合性(dynamic inconsistency または time inconsistency)」と呼ばれ、Kydland-Prescott以降多くの研究者により様々なコンテキストで指摘された問題である。

これを例示するため、中央銀行が「介入と将来の金融政策は完全に整合的に運営する」と宣言し、市場参加者がこの宣言を信用すると想定しよう。また、中央銀行は目標為替相場を持つと仮定しこれを T で表す。この設定の下では、介入額と将来のマネーサプライに関する市場の予想との間には1対1の対応

関係が存在し、中央銀行は時点 t において適当な規模の円買い介入を行うことにより、「中央銀行は将来(時点 $t+j$)金融を引締め円相場を T まで上昇させる」との予想を市場参加者に抱かせることができる。このとき、効率的な外為市場では足元の為替相場は予想為替相場の変化を反映して直ちに T まで上昇するため、中央銀行は時点 t の為替相場を目標値 T に誘導することに成功する。さて、時間が経過し実際に $t+j$ 時点に至ったとき、中央銀行には予想されたとおりの金融政策を実行する誘因が存在するであろうか。仮に中央銀行が為替相場のコントロールのみを考えて金融政策を運営しているとすれば、時点 $t+j$ においても為替相場を T に保つべく市場の予想どおりの金融政策を実行するであろう。しかし実際には、中央銀行は為替相場だけをみて金融政策を運営している訳ではなく、景気やインフレの動向にも注意を払っているため、為替相場を T に保つような金融引締策を採用するとは限らない。例えば、景気への配慮から金利を引き下げる必要に迫られているとすれば、緩和気味の政策運営を行うはずであり、この場合には、 t 時点の為替相場は T よりも若干円安となる。つまり、 $t+j$ 時点での金融政策は市場参加者の予想から乖離し、この意味で不整合性が発生する。

こうした動学的不整合性の議論が正しいとすれば、合理的な市場参加者は不整合性の可能性を事前に認識するはずであり、この結果、中央銀行が介入を行っても、これを将来の金融政策に関するシグナルとは、もはやみなさないであろう。このとき、中央銀行の介入は

7) この点についての詳細はKrugman [1991] 参照。

8) 例えば、Mussa [1981, p.16] 参照。

足元の為替相場には何の影響も及ぼさないことになる。

将来の金融政策に関するシグナルとしての介入の役割を強調する立場からは、この種の不整合性を克服し介入シグナルの有効性を確保するためのメカニズムについてこれまでいくつもの仮説が提示されてきた。例えば、Mussa [1981] は、外貨の売り介入によって中央銀行が外貨のショートポジション（自国通貨のロングポジション）を形成した場合、中央銀行は自らの損益の観点から、売り介入と整合的な金融引締政策を採用する誘因を有しており、このため、不整合性は発生しないと主張した。また最近では中央銀行行動に関するゲーム理論的な分析の発展を背景として、Dominguez [1990] がBarro-Gordon 型の reputation モデルを用いて不整合性が回避される可能性を指摘しているほか、渡辺 [1992] は、介入が中央銀行にとってコストを伴う限り credible な情報伝達手段（シグナル）として機能しうると指摘した。

動学的不整合性の議論が正しければ、(5)式括弧内第1項の共分散はゼロに近いはずであり、逆に、Mussa 等の議論が正しければ、共分散は有意に正の値をとるはずである。これを実証的に検証するのが3.以降における第1の目的である。

(3) 介入と状態変数の共分散

(5)式の表現が正になるためには、括弧内第1項が正になるだけでは不十分であり、これに加えて括弧内第2項 ($\Sigma_{j,12}\Sigma_{j,22}^{-1}\Sigma_{j,23}$) が十分小さな値をとる必要がある。

第2項の意味を理解するため、極端なケースとして、中央銀行の介入・金融政策が過去の経済の動きに受動的に反応するかたちで決

定される場合を考えてみよう。これは、本論文のモデルに即して言えば、介入(t 時点)および将来の金融政策($t+j$ 時点)が Y_t だけの関数であることを意味する。このとき、 x_t と f_{t+j} は Y_t のみの関数であるから x_t と f_{t+j} の共分散はかなり大きいはずである(x_t と f_{t+j} が Y_t の1次関数であれば両者間の相関係数は1になる)。しかしそれにも拘わらず、(3)式の Δ_s はこのケースではゼロになる。なぜならば、市場参加者は Y_t を観察しただけで x_t の値を完全に予測することができ、この意味で介入はそれ自体では市場参加者に何ら追加的な情報を与えるものではなく、したがって、2つの情報集合 Ω と Ω' は完全に一致するからである。

この例が端的に示すように、 x_t と f_{t+j} の相関を考える際には、 $Y_t \rightarrow x_t$ および $Y_t \rightarrow f_{t+j}$ というかたちで Y を間にはさんだ間接的な相関と、 Y を介在しない直接的な相関を明確に区別する必要がある。間接的な相関関係は中央銀行の backward-looking な政策反応を反映したものであるため、介入は市場参加者に何らの驚き (surprise) も与えず、為替相場にも影響を及ぼさない。一方、直接的な相関関係は、市場参加者にとって利用可能な情報（モデルに即して言えば Y_t がこれに相当）からは予測不可能なものであり、市場参加者は中央銀行の介入政策を観察することにより新しい情報を入手することができ、これを反映して為替相場は変化することになる。(5)式によれば、介入のシグナル効果を評価するためには、 x_t と f_{t+j} の間の全体の共分散（括弧内第1項）から Y_t を通じた間接的な共分散（括弧内第2項）を差し引くことにより直接的な共分散を求める必要がある。

Hutchison [1984]、Takagi [1991] 等によ

る日本銀行の政策反応関数に関する研究結果によれば、日本銀行の外為介入は *leaning-against-the-wind* 型（円高進行時に外貨を買い、逆に円安時には外貨を売るというかたちで相場の動きに逆らって介入）であるとされている。このタイプの介入政策の重要な特徴は、介入が介入直前の為替相場の動向に大きく依存しているという点である。これは、モデルに即していえば、 t 期以前の為替相場の動きが Y_t の構成要素となっており、しかもこれが x_t の支配的な決定要因となっていることを意味する。したがって、仮に日本銀行の介入政策が完全に *leaning-against-the-wind* 型であったとすれば、介入は何ら新しい情報を市場参加者に提供しなかったことになり、シグナル効果も存在しなかったことになる。

3.以降の実証分析における第2の目的は、日本銀行の介入政策が Hutchison や Takagi の主張するように *backward-looking* なものであるかどうかをデータから確認することである。

(4) シグナル仮説に関する検証可能なインプリケーション

次の3.、4.では、1973年2月から92年5月までの期間における日本銀行の外為介入データを用いてシグナル効果の有効性を検証する。まず3.では、介入政策と為替相場のファンダメンタルズに影響を及ぼす他の経済政策との相関関係について検討する。具体的には、①介入政策と公定歩合政策およびマネーサプライ・コントロールとの関係、②介入政策と財政政策との関係、について議論する。4.では、市場参加者が過去の為替相場の動きに関

する情報を利用することによってどの程度日本銀行の介入を予想できたかという観点から、介入政策と過去の為替相場の動きの関連を検討する。

3. 介入政策と金融政策の整合性

(1) 介入と公定歩合政策

日本銀行の金融政策の方向性は公定歩合の動きにもっとも端的に反映される。そこでまず最初に、介入額と公定歩合の動きが時間を通じてどのような関係にあるかをみてみよう。

第1表は1973年4月から92年4月までの両者の関係を示したものである。表の最初の2列は当該期間における公定歩合の変更時期と変更幅を示し、3列目および4列目はそれぞれ公定歩合変更前の1か月間、3か月間における介入額を示している。⁹⁾なお、介入額は日本銀行が毎月公表する「資金需給実績」の「外国為替資金」欄の計数（外貨ネット買越額<円表示>）を用いている。¹⁰⁾

公定歩合の引下げはファンダメンタルズの変化を通じて円安を招くので、シグナル効果が有効であるためには、公定歩合の変化と介入額の間に負の相関が存在しなければならない。

この点を第1表でみると、まず第1に、公定歩合の変化方向を示す符号（第2列）と過去1か月ないしは3か月の介入の方向を示す符号（第3・4列）とが概ね逆になっていることが読みとれる。つまり、外貨買い（売り）が公定歩合の引下げ（引上げ）に先行していることが分かる。第2に、引締め（緩和）から緩和（引締め）への金融政策の転換点（第

9) 第3列および第4列の詳細については、第1表の(注)を参照。

10) 本論文で使用されるデータの詳細については付論を参照。

第1表 公定歩合政策と介入

公定歩合 変 更 日	変更幅 (%)	公定歩合変更前の 介入額 (兆円)		公定歩合変更に関する日銀政策委員会議長の 談話において言及された変更理由				
		変更前 1 か月間	変更前 3 か月間	有効需要	インフレ	国際収支	為替相場	マネー サプライ
04/02/73	+0.75	+0.05	+0.42		○			
05/30/73	+0.50	- 0.26	- 0.48		○			
07/02/73	+0.50	- 0.21	- 0.75		○			
08/29/73	+1.00	- 0.04	- 0.48		○			
12/22/73	+2.00	- 0.26	- 1.17		○			
04/16/75	- 0.50	+0.01	+0.15	○				
06/07/75	- 0.50	+0.02	+0.06	○				
08/13/75	- 0.50	- 0.21	- 0.21	○				
10/24/75	- 1.00	- 0.07	- 0.54	○				
03/12/77	- 0.50	+0.03	+0.12	○		○		
04/19/77	- 1.00	+0.09	+0.18	○		○		
09/05/77	- 0.75	+0.02	+0.12	○		○		
03/16/78	- 0.75	+1.33	+1.83	○		○	○	
04/17/79	+0.75	- 0.72	- 1.44		○	○	○	○
07/24/79	+1.00	+0.13	- 0.03		○			○
11/02/79	+1.00	- 0.53	- 0.48		○		○	
02/19/80	+1.00	- 0.12	- 0.06		○		○	
03/19/80	+1.75	- 0.89	- 0.93		○		○	
08/20/80	- 0.75	+0.01	+0.27	○			○	
11/06/80	- 1.00	+0.22	+0.42	○				
03/18/81	- 1.00	+0.00	+0.30	○				
12/11/81	- 0.75	- 0.13	- 0.15	○				
10/22/83	- 0.50	+0.03	- 0.12	○				
01/30/86	- 0.50	+0.00	- 0.06	○		○		
03/10/86	- 0.50	+0.06	+0.09	○		○	○	
04/21/86	- 0.50	+0.49	+0.57	○		○	○	
11/01/86	- 0.50	+0.01	+0.48	○			○	○
02/23/87	- 0.50	+0.01	+1.38	○		○	○	○
05/31/89	+0.75	- 0.68	- 0.69		○	○	○	○
10/11/89	+0.50	- 0.36	- 0.90		○		○	○
12/25/89	+0.50	- 0.06	- 0.48		○		○	○
03/20/90	+1.00	- 1.11	- 1.80		○		○	○
08/30/90	+0.75	+0.00	+0.01		○			○
07/01/91	- 0.50	- 0.04	- 0.09	○				
11/14/91	- 0.50	+0.00	+0.01	○				○
12/30/91	- 0.50	0.00	+0.00	○				
04/01/92	- 0.75	- 0.03	- 0.12	○				○

(注) 月次の介入データを使用。第3列の計数(変更前1か月間の介入額)は、公定歩合の変更が月の上旬に行われた場合には前月の介入額を示し、中・下旬に行われた場合には当該月の介入額を示す。第4列(変更前3か月間の介入額)についても同様の扱い。

1表でシャドーをつけた時期)は、ドル買い(売り)からドル売り(買い)への介入政策の転換点と概ね一致していることが読みとれる。サンプル期間において金融政策の転換点は、1975年4月、79年4月、80年8月、89年5月、91年7月の計5回であるが、このうち4回までは介入の方向も同時に変化している。^{11), 12)}

(2) 介入とマネーサプライ・コントロール

次に、介入額を実質マネーサプライ($M2 + CD$ をGNPデフレーターで割ったもの)と比較してみると、両者の間には密接な関係があることが分かる(第1図)。

第1図の上段の図は、累積介入額と実質マネーサプライの前年比伸び率を示したものである。¹³⁾これをみると、1973~75年の時期については明瞭な関係は読みとれないが、1976~92年の期間についてはほぼ一貫して介入額の変化が $M2 + CD$ の前年比伸び率の変化に先行している姿が読みとれる。両者の相関関係

をより詳しくみるために、第1図の下段の図では、月次介入額と実質マネーサプライの前期比伸び率を比較している。ここでは、①介入がマネーサプライの動きに先行すること、②外貨のネット買越額の大小に応じてマネーサプライの伸び率が変化する傾向にあること、が確認できる。

第2表はマネーサプライと介入額の時差相関係数を示している。これをみると、介入額と将来のマネーサプライ伸び率との間には正の相関があるが、介入額と過去のマネーサプライ伸び率は無相関(ないし負の相関関係)であることが観察され、ここからも介入額の変化がマネーサプライの変化に先行することが確認できる。¹⁴⁾

介入額とマネーサプライのダイナミックな関係を捉えるために、外貨買越額と実質化された $M2 + CD$ の対数値の2変数からなるVARモデルを推計し(推計期間は1974年第1四半期から92年第1四半期までとし、ラグの長さは4四半期)、1兆円の介入に対する

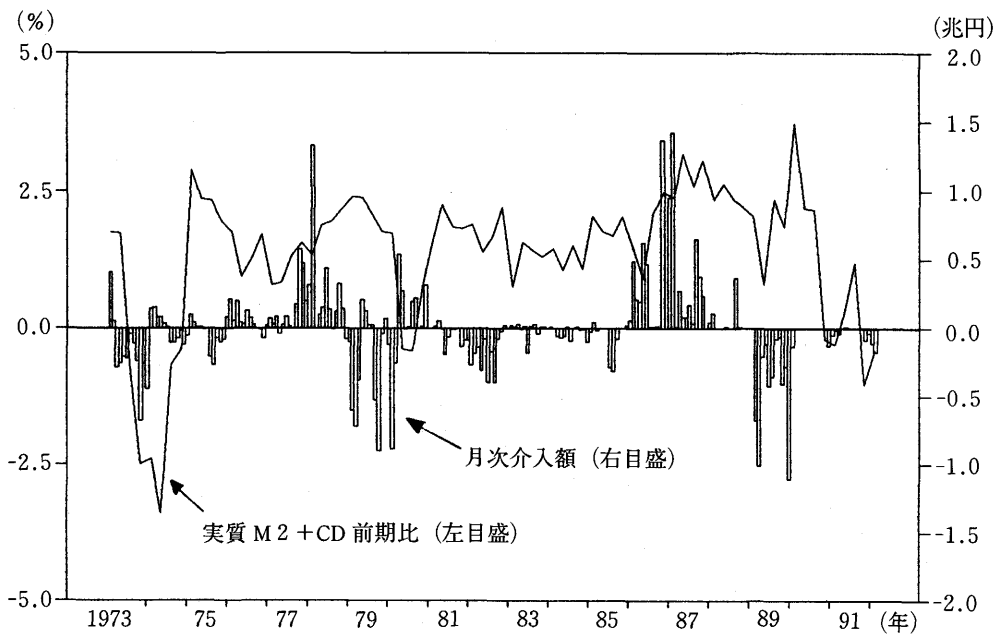
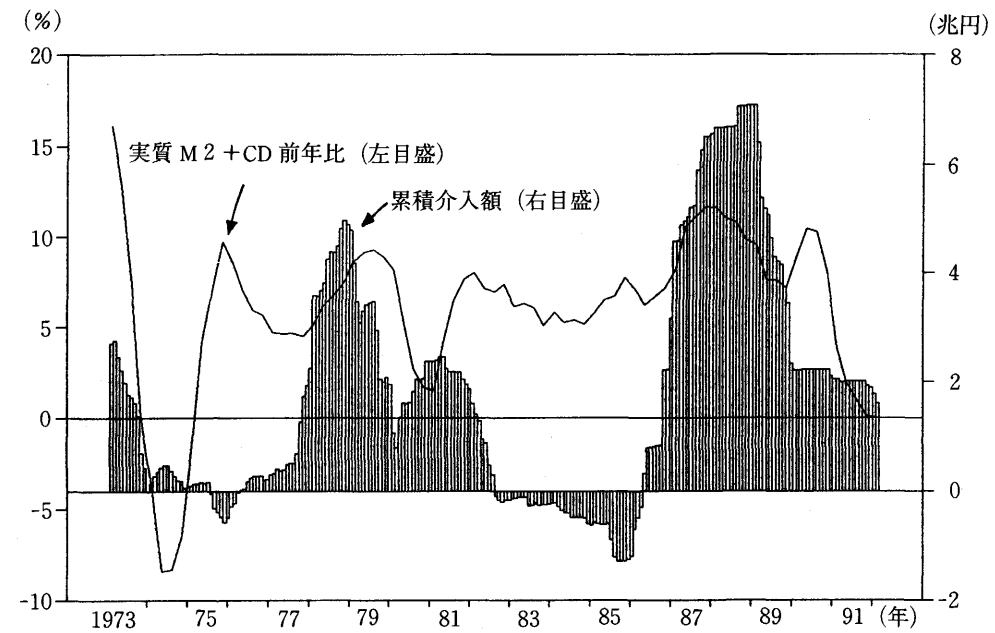
11) 唯一の例外は1991年7月である。この時、景気刺激を図るため金融政策は引締めから緩和へと転換されたが、円安を回避するためにドル売りが継続された。

12) この結果は、1985年9月(プラザ合意)から87年10月(株式市場クラッシュ)までの間、米・独において介入と公定歩合政策の間にシステマティックな関連は存在しなかったとする、Klein and Rosengren [1991]の主張とは著しい対照をなしている。この違いを理解するために、日本銀行による公定歩合変更と介入とが整合的でない時期(1973年4月2日、75年8月13日、同10月24日、81年12月11日、83年10月22日、86年1月30日、90年8月30日、91年7月1日、92年4月1日の9例)を拾ってみると、第1表の「公定歩合の変更に関する日銀政策委員会議長の談話において言及された変更理由」の欄にみられるように、これらの時期に共通しているのは、日本銀行が景気後退に陥った経済を刺激する必要に迫られていたという点である。換言すれば、為替相場の安定化に優先する政策目標が存在する場合には、公定歩合政策は介入政策と整合性を失う傾向がある。同様の議論を日本と米・独の比較に適用できるとすれば、日本銀行はFRBやブンデスバンクよりも為替相場の安定により重点をおいて金融政策を運営している可能性があり、この結果、日本では米・独以上に介入政策と金融政策の整合性が保たれていたとの解釈が可能である。

13) t 時点における累積介入額は、1975年初から t 時点までの期間における月間介入額の合計として定義される。

14) 介入額の先行性は、サンプル期間(プラザ合意の前か後か)やマネーサプライの定義(名目か実質か)に拘わらず観察される。

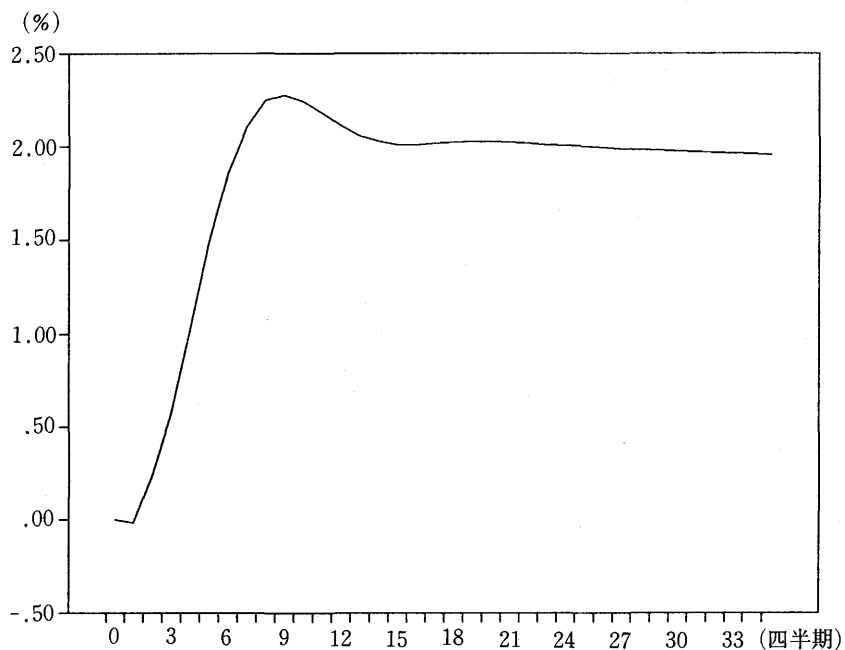
第1図 マネーサプライと介入



第2表 マネーサプライと介入の時差相関係数

時点0における マネーサプライの 四半期伸び率	介 入										
	-5Q	-4Q	-3Q	-2Q	-1Q	0	+1Q	+2Q	+3Q	+4Q	+5Q
実質マネーサプライ											
1973:2Q～1992:1Q	0.38	0.41	0.38	0.34	0.21	0.09	0.07	-0.02	-0.04	-0.02	0.03
1973:2Q～1985:2Q	0.32	0.44	0.43	0.44	0.21	0.01	-0.03	-0.16	-0.14	0.00	0.07
1985:3Q～1992:1Q	0.41	0.37	0.32	0.19	0.18	0.15	0.16	0.12	0.01	-0.18	-0.14
名目マネーサプライ											
1973:2Q～1992:1Q	0.26	0.26	0.22	0.14	0.02	-0.02	-0.02	-0.10	-0.07	-0.04	-0.02
1973:2Q～1985:2Q	0.15	0.20	0.37	0.27	0.09	-0.02	0.01	-0.16	-0.07	0.08	0.09
1985:3Q～1992:1Q	0.43	0.37	0.20	0.11	0.04	0.04	0.00	0.00	-0.04	-0.15	-0.14

第2図 1兆円の介入に対するマネーサプライの反応



(注) 介入額および実質M2+CDの対数値からなるVARモデルの推計(計測期間は1974年第1四半期から92年第1四半期、ラグは4四半期)に基づく。

マネーサプライのインパルス応答関数を計算すると（第2図）、次のことが分かる。¹⁵⁾ 第1に、介入が行われた当初はマネーサプライはほとんど反応を示さない。換言すれば、日本銀行による介入は完全に不胎化されている。これは、1973年第2四半期から89年第2四半期の期間において日本銀行の介入がほぼ完全に不胎化されていたとする Takagi [1991] の結果とも整合的である。第2に、マネーサプライは、介入のショックに反応して単調に増加し9四半期後にピークに達する（ピーク時には当初のマネーサプライ水準に比較して2.2%増加）。この2つの点をあわせ考えると、計測期間の平均的な姿としては、介入は初期時点ではほぼ完全に不胎化されるものの、その後は徐々にアコモデートされる傾向にある。サンプル期間のM2 + CDの平均残高は270兆円であるので、2.2%の乖離は5.9兆円に相当する。信用乗数（計測期間中の平均は10.7）が一定であると仮定すれば、当初の外貨買越額の55%は時間を通じてアコモデートされる計算になる。¹⁶⁾

第2点に関連して、プラザ合意以降に観察されたマネーサプライの変動がどの程度介入によって説明されるかという点は興味深い論点である。同じVARモデルを用いてマネー

サプライの変化を要因分解してみると（第3表）、¹⁷⁾ ①1986年から88年までの間におけるマネーサプライのプラスの予測誤差の大半は介入のイノベーションによって説明され、②同様に1991年のマイナスの予測誤差もまた介入のイノベーションによって説明される、ということが読みとれる。換言すれば、介入のイノベーションを観察した市場参加者は、1987年から89年までの金融緩和や91年の金融引締めをかなりの程度予想できたことになる。

(3) 財政政策との整合性

Humpage [1991] は、先進諸国の多くにおいて、外為介入が中央銀行単独ではなく財務省ないし大蔵省との協調により行われているという事実に基づき、介入は将来における財政政策の変更のシグナルにもなり得るのではないかと指摘している。日本のケースでも、外為介入は外為特会を通じて行われており、同会計を管轄している大蔵省は同時に財政政策にも責任を負っているため、介入が将来の財政政策のシグナルとして機能する可能性が存在する。

政府支出の増加は自国通貨の価値を上昇させるから、¹⁸⁾ Humpage の仮説が正しいとすれば、外貨のネット買い越しと政府支出の間

15) マネーサプライの対数値ではなく伸び率を用いてVARモデルを推計することも可能である。この場合には、インパルス応答関数は1兆円の介入に対するマネーサプライの伸び率の反応を計算することになり、これを累積することにより第2図と類似のグラフを得ることができる。

16) Glick and Hutchison [1992] は、本論文と同一の問題意識から日本についてアコモデーションの比率を計算している。VECM (vector error correction modeling) の手法を用いた彼らの計算結果によれば（計測期間は1978年12月から90年12月）、介入に伴うハイ・パワード・マネーの増分のうち40%は最終的にアコモデートされている。

17) 要因分解 (historical decomposition) の方法については第3表の(注)を参照。

18) 例えば、伝統的なマンデル＝フレミング・モデルでは、政府支出の増加は国内金利を上昇させ、これが自国通貨高を招来する。一方、ミクロ的基礎を持つ動学モデル（例えば Rogoff [1992]）によれば、政府需

第3表 マネーサプライ伸び率の要因分解

暦 年	実質 M2 + CD 伸び 率の予測誤差 (%)	要 因 分 解	
		介入額	実質 M2 + CD
1985	0.48	- 0.14	+0.62
1986	0.56	- 0.57	+1.13
1987	3.89	+1.45	+2.44
1988	4.33	+4.60	- 0.27
1989	1.64	+1.49	+0.15
1990	3.00	- 2.45	+5.45
1991	- 4.24	- 2.61	- 1.63

(注) 第2図と同様の四半期 VAR モデルを使用。要因分解は以下の移動平均表現の分割に基づいている。

$$Z_{T+j} - \sum_{s=j}^{\infty} A_s u_{T+j-s} = \sum_{s=0}^{j-1} A_s u_{T+j-s}$$

ここで Z は介入額と実質 M2 + CD 伸び率からなるベクトル、 u は対応するイノベーション・ベクトルである。上式の左辺は予測誤差（時点 $T+j$ における Z の実際の値から時点 T における情報に基づく予測値を差し引いたもの）を表し、右辺に示されているように、これは2変数のイノベーションに分解できる。 T は1980年第1四半期に設定。

には負の相関関係が存在するはずである。これをみるため、第3図は介入と政府投資の動きを比較している。この図から明確に読みとれるように、介入と政府支出の間にはかなり強い相関関係がみられるが、これは正の相関であり、Humpage の仮説が示唆する負の相関は確認できない。したがって、日本の場合、介入が将来の財政政策に関するシグナルとして機能するという仮説は棄却される。

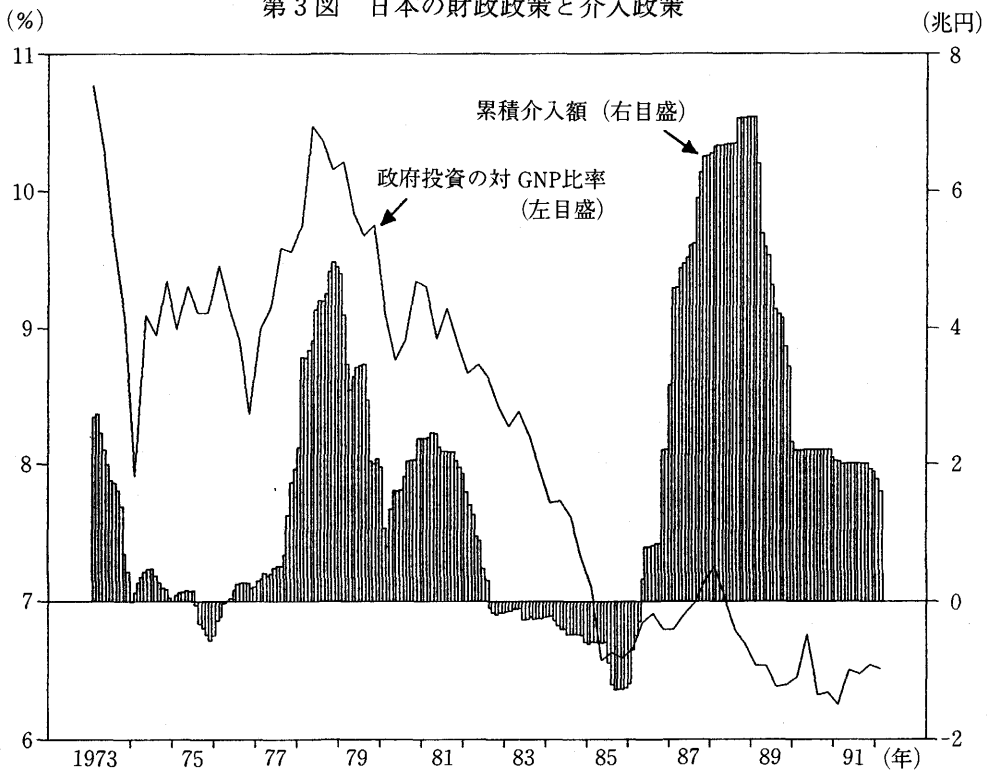
4. 外為介入に関する市場の予想

3. でみた金融政策と介入の間の正の相関は、金融政策と介入政策が共通の要因によ

て決定される可能性を示唆している。次に確認すべきは、この共通要因が市場参加者にとって観察可能かどうかという点である。仮に、共通要因が市場参加者に観察可能であれば、介入は新たな情報を市場参加者にもたらず、したがって、為替相場にも全く影響を及ぼさない。逆に、市場参加者の直接観察することのできない共通要因によって介入・金融政策が決定される場合には、介入はシグナル効果を通じて為替相場に影響を及ぼす。こうした観点から、4. では、外為介入に関する日本銀行の政策反応関数を特定することにより、日本銀行による介入がどの程度事前に予

要は主に非貿易財に向けられるため、政府支出の増加は非貿易財に対する需要を増加させ、これが自国通貨高をもたらす。

第3図 日本の財政政策と介入政策



想されていたかを検証する。

(1) 非対称的な leaning-against-the-wind 政策

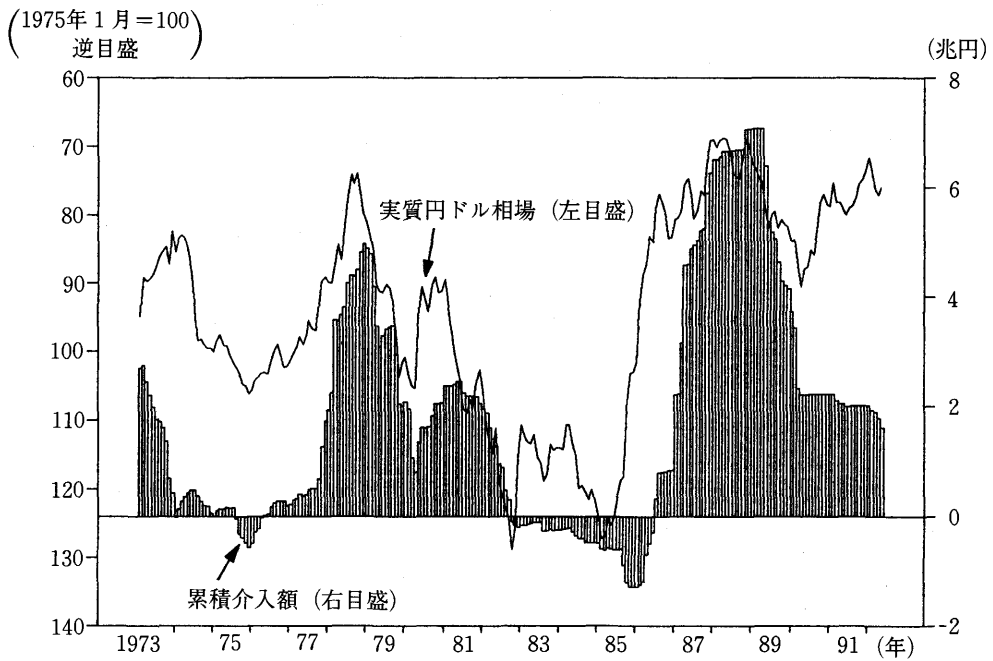
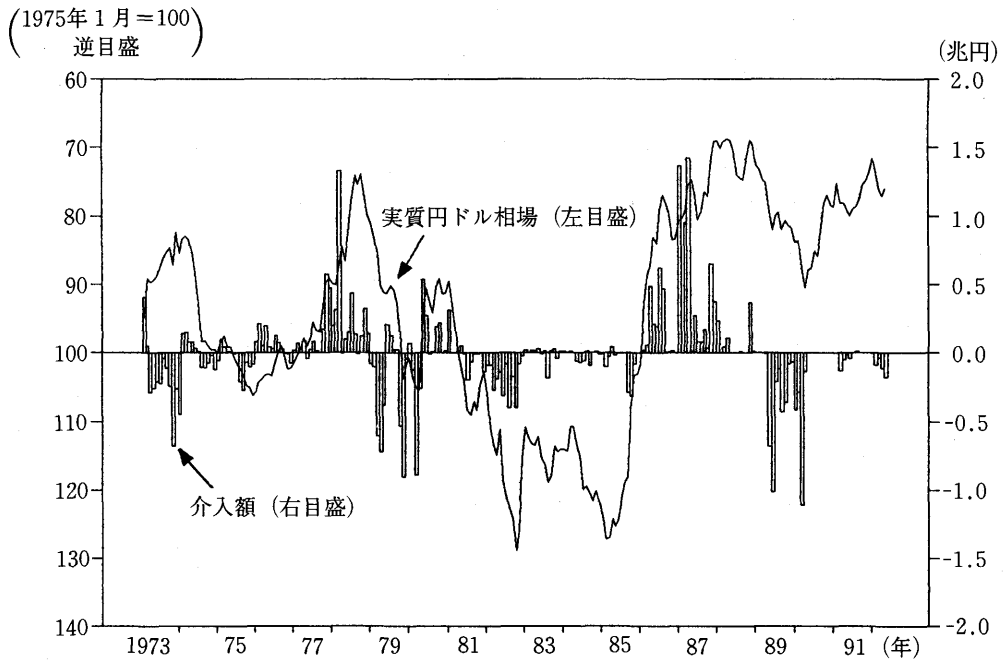
Hutchison [1984]、Takagi [1991] 等は、日本銀行の介入が leaning-against-the-wind 型の政策として特徴づけられると指摘している。これは、日本銀行の介入が過去の為替相場の動きからある程度予測できた可能性を示唆している。

もし日本銀行が leaning-against-the-wind 型の介入政策に従っているとすると、円高進行時に外貨を買い、円安進行時に外貨を売るというシステムティックなルールがデータから観察されるはずである。円相場の変化方向に応じて介入の方向が対称的に異なるという意味でこのルールを以下では「対称的な leaning-

against-the-wind 政策」と呼ぶ。

第4図の上段の図を見ると、1973年から80年初めにかけては、円相場の変化方向と介入の方向との間に上のルールが観察される。しかし、その他の期間については、必ずしもこのルールに従って介入が行われていたわけではない。すなわち、80年以降については、①円高の進行に対しては外貨買いで対応する一方、円安の進行に対しては介入を行わず放置する、②円安の進行に対しては外貨売りで対応する一方、円高の進行に対しては介入を行わず放置する、という2つの介入パターンが観察される。介入額が為替相場の過去の動きに依存して決定されるという点ではこれらの介入パターンも leaning-against-the-wind 型とみなせるが、円高の進行（または円安の進行）にのみ反応して介入が行われるという意

第 4 図 実質為替相場と介入



味で非対称であるので、この種の介入政策を以下では「非対称的な leaning-against-the-wind 政策」と呼ぶ。

日本銀行の採った介入政策を詳しくみるために、まず、leaning-against-the-wind 型の介入政策を次のように定式化する。

$$\begin{aligned} x_t &= a \cdot \Delta q_{t-1} + v_t & \text{if } \Delta q_{t-1} \geq 0 ; \\ x_t &= b \cdot \Delta q_{t-1} + v_t & \text{if } \Delta q_{t-1} < 0 \end{aligned} \quad (6)$$

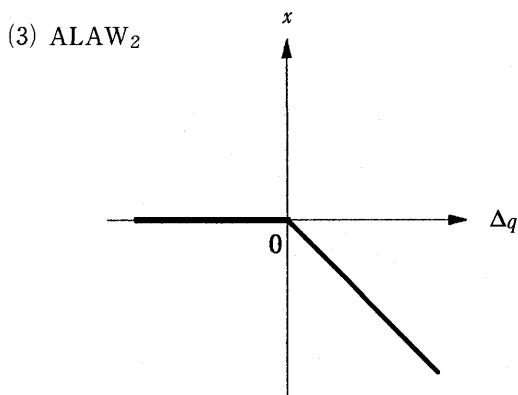
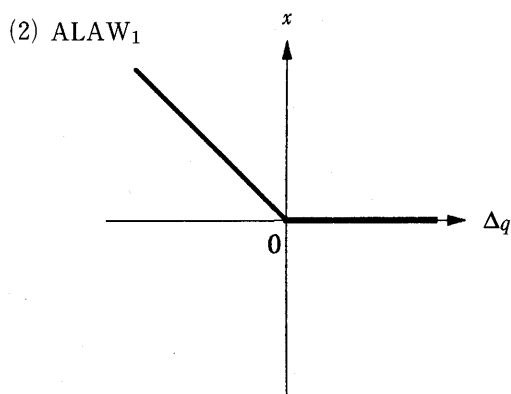
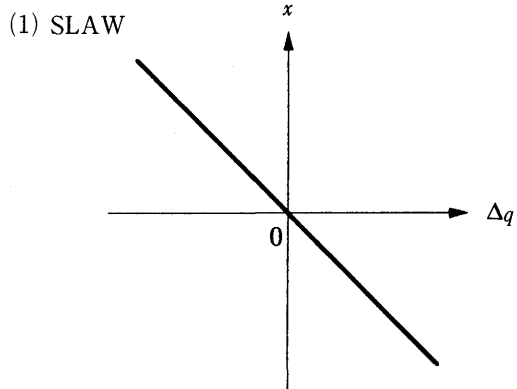
ここで x は外貨のネット買越額、 Δq は円—ドル相場の変化率、 a および b は非正のパラメーター、 v は攪乱項である。

日本銀行の採った介入政策は(6)式を用いて次のように分類できる。第1のタイプである対称的な (symmetric) leaning-against-the-wind 政策 (SLAW) は、

$$a = b < 0 \quad (7.a)$$

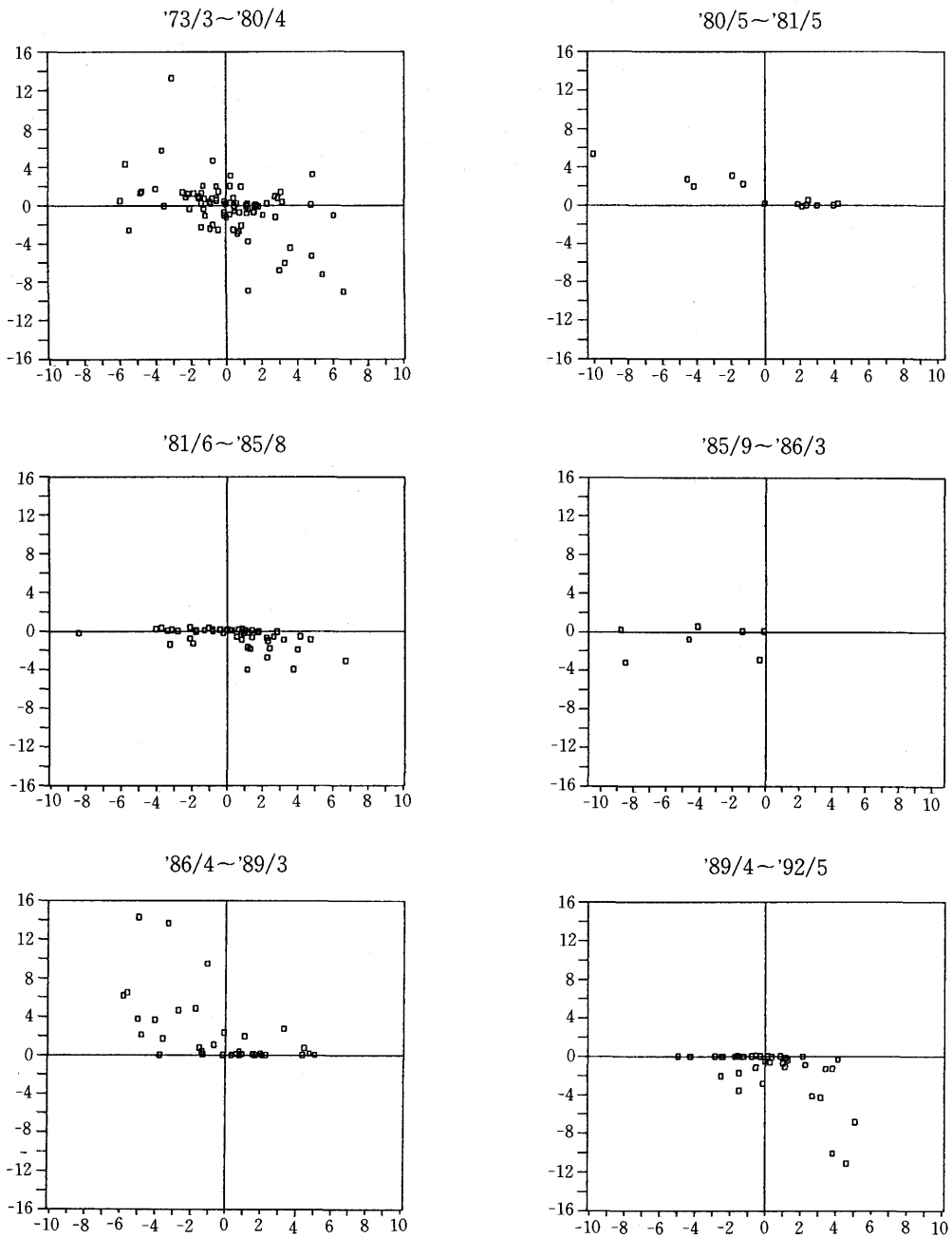
と特徴づけられ、これを図に表すと、第5図の最初のグラフのようになる。日本銀行が円高の進行に対してのみ介入（外貨買い）したか、それとも円安の進行に対してのみ介入（外貨売り）したかに応じて、①1973年3月～80年4月、②1980年5月～81年5月、③1981年6月～85年8月、④1985年9月～86年3月、⑤1986年4月～89年3月、⑥1989年4月～92年5月、の6期間に分割し、そのうえで月次の介入額を実質為替相場の前月からの変化率に対してプロットした散布図を描いてみると（第6図）、第1期には SLAW 型の介入政策が採用されたことが分かる。¹⁹⁾ 第1期のパラ

第5図 Leaning-against-the-wind 政策の分類



19) 第6図では、ある月の介入額と同月の為替相場変化率をプロットしている。つまり、我々は2変数の同時点における相関を観察しているわけであり、ここには同時性 (simultaneity) の問題が存在する。介入が同時点の為替相場に与える影響を考慮すれば、為替相場から介入への因果関係は第6図で観察されるものよりさらに強いかもしれない。

第 6 図 介入額と為替相場変化率



(注) いずれも横軸は実質為替相場の前月比、縦軸は月次介入額 (単位: 千億円)

メーター推定値（第4表最後の2列参照）は、 $a = -0.0636$ 、 $b = -0.0465$ となり、この時期日本銀行は、為替相場が1%円安に振れると636億円分の外貨を売り、逆に1%円高に振れると465億円分の外貨を買っていたことを意味している。

第2のタイプは非対称的な (asymmetric) leaning-against-the-wind 政策の第1種 (ALAW₁) で、

$$a = 0 ; b < 0 \quad (7.b)$$

と特徴づけられる。これを図に示すと第5図の中段のグラフのようになる。第6図によれば、第2期および第5期にこの政策が採用されたことが分かる。単純回帰によれば（第4表）、この両方の期間で、 a の推定値はゼロである可能性を棄却できない（有意水準は1%）のに対し、 b の推定値はゼロと有意に

異なり負の値をとる。

第3のタイプは非対称的な leaning-against-the-wind 政策の第2種 (ALAW₂) で、

$$a < 0 ; b = 0 \quad (7.c)$$

と特徴づけられる。これを図に示すと第5図の下段のグラフのようになる。第3期および第6期における介入政策はこの分類にあてはまる（第6図参照）。 b の推定値は両期ともゼロである可能性を棄却できないのに対し、 a の推定値は負であり、ゼロと有意に異なる（第4表参照）。

(2) 目標為替相場仮説

介入に関する日本銀行の政策反応関数を用いて日本銀行の介入が市場参加者に予想されていたかどうかを判断するためには、ある時期の介入政策が為替相場の過去の動きにどう

第4表 介入パターンの変化

期 間	円売り介入			円買い介入			(6)式のパラメーター推定値	
	月数	総額 (兆円)	月平均 (兆円)	月数	総額 (兆円)	月平均 (兆円)	a	b
'73/3~'80/4	47	6.84	0.15	39	8.73	0.22	- 0.0636** (4.216)	- 0.0465** (2.811)
'80/5~'81/5	12	1.65	0.14	1	0.01	0.01	0.0039 (1.444)	- 0.0579** (6.094)
'81/6~'85/8	19	0.28	0.01	32	3.32	0.10	- 0.0439** (5.613)	0.0041 (1.081)
'85/9~'86/3	4	0.09	0.02	3	0.69	0.23	--	0.0145 (1.232)
'86/4~'89/3	36	8.27	0.23	0	0.00	0.00	0.0143 (1.997)	- 0.1297** (4.651)
'89/4~'92/5	13	0.04	0.00	22	5.51	0.25	- 0.1198** (5.363)	0.0121 (1.052)

(注) 1. 各期間における a および b の推定方法は以下のとおり。

- 実質為替レート前月比の正負に応じて各期間のサンプルを2つのグループに分類する。
- 各グループにおいて介入額を実質為替レートの前月比に回帰する。 a および b は各々正のグループと負のグループのパラメーターの推定値。

2. () 内の数値は t 値を表す。**はパラメーターの値が1%水準で有意であることを示す。

依存していたかということに加え、介入政策が時間を追って変化するのとはなぜか、また、介入政策の変更は市場参加者にとって予測可能なものか、といった点について考える必要がある。

この点に関連して本論文では次に述べるような「目標為替相場仮説」を採用する。すなわち、 t 時点における日本銀行の目標為替相場を T_t で表せば (T_t は時間の関数)、日本銀行は次のような基準により介入政策を選択する。²⁰⁾

$$\begin{aligned} \text{ALAW}_1 & \quad \text{if } q_{t-1} < T_{t-1}; \\ \text{ALAW}_2 & \quad \text{if } q_{t-1} \geq T_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

つまり、足元の円相場の水準が目標値に比べ円高のときには、円高の進行に対してのみ介入を行い円安の進行は放置する。他方、足元の円相場の水準が目標値に比べ円安のときには、円安の進行に対してのみ反応する。別の言い方をすると、目標値からの乖離幅（絶対値）が拡大するような為替相場の動きに対しては、日本銀行は介入の実行によりその方向での為替相場の動きが望ましくないというメッセージを送る一方、目標値からの乖離幅が縮小するような為替相場の動きに対してはこれを静観することにより、その方向での為替相場の動きが望ましいものであるとのシグナルを市場参加者に送る。²¹⁾

目標為替相場仮説の重要なインプリケー

ションは、 t 時点における介入額が、為替相場変化率 (Δq_{t-1}) だけでなく、 $t-1$ 時点における目標為替相場 (T_{t-1}) にも依存するという点である。したがって、市場参加者が翌日の介入額を正確に推測するためには目標為替相場を知る必要がある。もし、目標為替相場が市場参加者にとって観察可能であれば、市場参加者は、日本銀行が介入政策を切り替えるタイミング (例えば ALAW_1 から ALAW_2 への変更) を正確に知ることができる。一方、目標為替相場が観察できない場合には、市場参加者は翌日にどの介入政策が採られるのか知り得ない。したがって、日本銀行の介入が予想されていたかどうかを判断する際には、目標為替相場が市場参加者にとって観察可能かどうか重要なポイントとなる。

(3) 予想されない介入

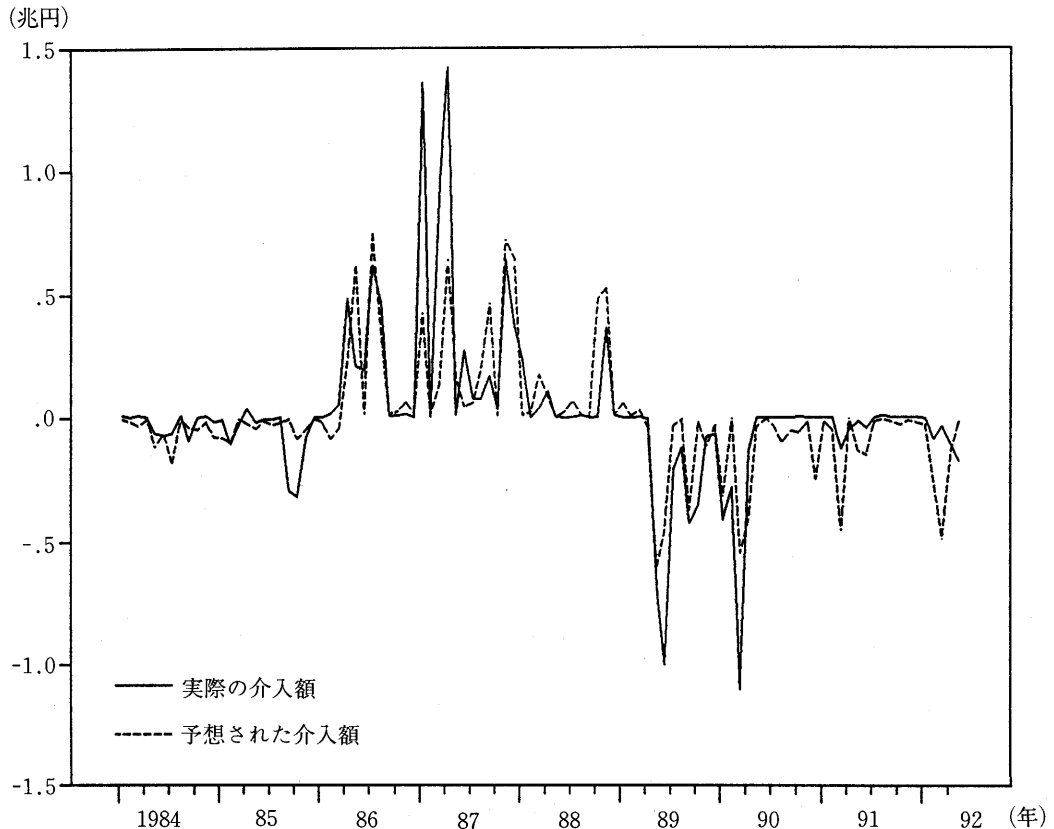
市場参加者が日本銀行の目標為替相場を観察できる場合には、市場参加者は各時点においてどのタイプの介入政策が採用されるかを正確に知っているため、(6)式の攪乱項 v がゼロと異なった場合に限り、日本銀行の介入は市場参加者にとって予想外なものとなる。したがって、介入がどの程度予想されていたかを評価するためには、まず、各期別々に(6)式を推定し、そこから攪乱項の時系列を算出すればよい。²²⁾

20) (8)式で示した介入政策は、Lewis [1990] 型のターゲット・ゾーン・モデル (バンドの上・下端だけではなくバンド内でも介入が行われることを勧奨) とかなり類似している。

21) SLAW はこうしたシグナル機能を持たないことに注意。

22) 攪乱項の推定に際して問題となるのは、第4期には leaning-against-the-wind 型の政策が採られていなかったため、1985年9月の政策変更が市場参加者によって予期されたかどうかが明らかでないという点である。しかしながら、第3期と第4期を通じて、円は目標レベルを一貫して下回っていたので、(8)式で示された介入政策を信じる市場参加者には、日本銀行が第3、4期を通じて、 ALAW_1 からはずれると予測する理

第7図 予想された介入額の推計（1984～92年）



第7図は、こうして得られた予想介入額を介入実績と対比したものである（両者の差が攪乱項に相当）。これをみると、全体としては、介入実績と予想介入額との間にはかなり高い相関が存在するが、日本銀行が他のG-5諸国の中央銀行と協調してドル売り介入を行った1985年の第4四半期を含めて、攪乱項が有意にゼロと異なるケースがいくつか存在する

ことが分かる。²³⁾

ただし、1973年に変動相場制を採用して以来、日本銀行は一貫して目標為替相場ないしターゲット・ゾーンの存在を否定しており、具体的な計数について公式に言及したことは一度もないことを勘案すると、目標為替相場が完全に観察可能という仮定は必ずしも現実的ではなく、ここで算出された予想介入額の

由はない。こうした観点から、第3期と第4期については両期間の合成期間（1981年6月から1986年3月）で(6)式を推計する。

- 23) プラザ合意の時期を除けば、①外貨の大量購入が過小予測された1987年初頭、②外貨の大量売却が過小予測された1989年6月から1990年3月、の2つの時期で攪乱項が有意にゼロから乖離している。しかしながら、これらの2つのケースは、介入の額は誤って予想されたものの、介入の方向性については正しく予想されており、この点でプラザ合意直後の例とは異なる。

解釈については次の点を留保する必要がある。すなわち、介入政策の変更後ある程度の時間を経た後ならばともかく、介入政策が変更された瞬間およびその直後では、新しい介入ルールを市場参加者が熟知していると考えるのはやや非現実的である。したがって、介入政策が変更された時点（1981年6月、85年9月、86年4月、89年4月）においては、上の算出方法で得られた予想値は実際以上に精度の高いものとなっている可能性があり、この点を勘案すれば、これらの時点における攪乱項の値（介入の予測誤差）は第7図に示されるよりも大きかった可能性を否定できない。

5. 結論

本論文では、簡単な理論モデルに基づき、シグナル効果が有効であるためには、①介入政策は金融政策の変更に先行しなければならない、②介入は市場参加者によって事前に予想されてはならない、という2つの直観的なインプリケーションを得た。これらを実証的に検証するため、第1に、日本銀行の介入政策と金融政策のダイナミックな関係をチェックした結果、外為介入は公定歩合操作やマネーサプライ・コントロールに先行する傾向が確認された。第2に、外為介入に関する日本銀行の政策反応関数を特定し、それに基づいて、市場参加者が日本銀行の介入をどの程度予想していたかを分析した結果、プラザ合意直後を含むいくつかの局面で日本銀行の介入は市場参加者の予想外のものであった公算が大きいことが分かった。これらの事実を総合すると、1973年から92年5月の期間において、上の2つの条件を満たす局面が少なくとも数回存在したとみられ、これらの局面においてはシグナル効果が有効であった可能性を

否定できない。

付論. 使用データの定義と出所

- 実質為替相場（1975年1月を100とする指数）

$$\equiv 1n(\text{円-ドル相場}) + 1n(\text{米国 WPI}) - 1n(\text{日本 WPI})$$

円-ドル相場：東京市場直物・ 月末終値
米国 WPI：生産者物価指数 (工業製品)
日本 WPI：国内卸売物価指数 (工業製品)

- 累積介入額≡1975年1月から当該月までの
月次介入額の合計値

介入額：資金需給「外国為替資金」 の計数

- 実質マネーサプライ

$$\equiv 1n(\text{名目マネーサプライ}) - 1n(\text{GNP
デフレーター})$$

名目マネーサプライ：M2 + CD (平残ベース)
GNP デフレーター：国民所得統計

- 政府投資の対 GNP 比率

$$\equiv \text{公的総固定資本形成} / \text{国民総生産}$$

公的総固定資本形成：国民所得統計
国民総生産：国民所得統計

- 米国 WPI を除くデータの出所は日本銀行
『経済統計月報』。米国 WPI は米国労働省。

以 上

〔日本銀行金融研究所研究第1課副調査役〕
〔現信用機構局決済システム課副調査役〕

【参考文献】

- 渡辺 努、「不胎化介入のシグナル効果について」、『金融研究』第11巻第1号、日本銀行金融研究所、1992年3月、pp.61-88.
- Cook, Timothy, and Thomas Hahn, "The Information Content of Discount Rate Announcements and Their Effects on Market Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 20, No. 2, 1988, pp. 167-180.
- Dominguez, Kathryn M., "Market Responses to Coordinated Central Bank Intervention," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 32, 1990, pp. 121-164.
- , and Jeffrey Frankel, "Does Foreign Exchange Market Intervention Matter? Disentangling the Portfolio and Expectations Effects for the Mark," NBER Working Paper, No. 3299, 1990.
- Glick, Reuven, and Michael Hutchison, "Monetary Policy, Intervention, and Exchange Rates in Japan," mimeo, 1992.
- Hoel, P. G., *Introduction to Mathematical Statistics*, New York, 1962.
- Humpage, Owen F., "Intervention and the Dollar's Decline," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, Vol. 24, No. 2, 1988, pp. 2-16.
- , "Central-Bank Intervention: Recent Literature, Continuing Controversy," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, Vol. 27, No. 2, 1991, pp. 12-26.
- Hutchison, Michael M., "Official Japanese Intervention in Foreign Exchange Markets: Leaning against the Wind?" *Economics Letters* 15, 1984, pp. 115-120.
- Klein, Michael W., and Eric Rosengren, "Foreign Exchange Intervention as a Signal of Monetary Policy," *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, May/June, 1991, pp. 39-50.
- Krugman, Paul, "Target Zones and Exchange Rate Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991, pp. 669-682.
- Lewis, Karen K., "Occasional Interventions to Target Rates," NBER Working Paper No. 3398.
- Marston, Richard C., "Exchange Rate Policy Reconsidered." in Martin Feldstein, ed., *International Economic Cooperation*, Chicago: University of Chicago Press, 1988.
- Mussa, Michael, "The Role of Official Intervention," Occasional Paper, No. 6, New York, Group of Thirty.
- Obstfeld, Maurice, "The Effectiveness of Foreign-Exchange Intervention: Recent Experience 1985-88," H.I.E.R. Discussion Paper No. 1452, 1989.
- Rogoff, Kenneth, "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate," mimeo, 1992.
- Spence, Michael, *Market Signaling*, Cambridge: Harvard University Press, 1974.
- Takagi, Shinji, "Foreign Exchange Market Intervention and Domestic Monetary Control in Japan, 1973-1989," *Japan and the World Economy* 3, 1991, pp. 147-180.
- Wakita, Shigeru, "Tests of Rational Expectations in the Tokyo Foreign Exchange Market," *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 42, No. 3, 1991, pp. 275-286.
- Watanabe, Tsutomu, "Essays on the Sterilized Intervention Signaling and the Currency Composition of Government Debt," Ph. D. dissertation, Harvard University, 1991.