

1980年代後半期と1990年代の為替介入効果の比較分析

— 1980年代後半期の為替調整における公的介入：観測介入と口先介入の比較—

小 卷 泰 之
竹 田 陽 介

1. はじめに

1980年代後半の為替調整に関する先行研究は、米国を中心に多くみられるものの、日本での介入効果を分析した先行研究はほとんどみられない¹⁾。斉藤・渡辺(2003)が指摘しているように、これは当時の為替介入の実施状況について情報公開されていないことが原因である。情報開示については、米国ではFRBの四半期報告“Federal Reserve Bulletin”の“Treasury and Federal Reserve Foreign Exchange Operations”で、為替介入オペレーションの実施日、通貨、金額、実施の背景等といった情報が公表されている。一方、日本では、2001年7月になってようやく1991年7月以降の介入状況(「外国為替平衡操作の実施状況」)が公表されており、それ以前の状況を分析しようにも、日本からの分析は困難である。このような為替介入の実施に関する情報開示の制約から、先行研究において介入の有効性については、一致をみた見解となっていない。

本論では、外国為替市場の相場状況に関する新聞報道(日本経済新聞、日経金融新聞)を基に、為替介入(以下、観測介入)と通貨当局者の発言(以下、口先介入)の効果について、イベント・スタディの観点から分析を行う。本論においては、新聞報道で得られた観測介入と口先介入を介入情報と呼び、通貨当局より公開された介入動向を公式情報として区別する。

新聞報道を用いた先行研究(Klein, 1993; Fren-

kel, Pierdzioch, and Stadtmann, 2002; Iwatsubo and Shimizu, 2005など)はこれまで多くみられるものの、いずれも公式情報としての介入実施状況が判明している時期の分析であり、この場合報道ベースの情報の正確性についても分析が可能である。本論で扱う推定期間は、公式情報がなく、報道ベースの介入情報が必ずしも実際に介入が行われたことを保証するものではない。しかし、現実には介入の事実が全てリアルタイムに伝わるとは限らず、仮に介入情報が誤報であるにせよ介入に関する情報が市場に伝われば、価格形成に影響を与えていると考えられる。

また、公式情報が入手できるとしても、介入効果に関する分析が十分になるとは限らない。公式情報では、介入の形態(自己勘定か委託かなど)及び実施された市場や時間が明らかではなく、一つの市場を基準とする分析では、その間に複数の市場で伝わった他の情報の効果が混在している可能性がある。新聞報道ベースの情報では、公開情報の問題点を改善できる。

本論では、介入効果をよりの確に推定するために、以下の3点について考慮している。

第1に、介入を実施した市場の特定である。先行研究では、為替市場について一つの市場での価格変動を基準とする場合がほとんどである²⁾。これでは、協調介入時などにみられる同日に複数の市場で介入が実施され場合や、その後の他の種々の情報が市場に伝わったことによる変動などが混在している可能性がある。新聞報道ベースの情報

では、介入情報が最初に伝わった市場を特定することが可能であり、介入効果そのものをより抽出することが可能である。本論では、介入に関する情報の「第1報」が伝わった市場を基準として介入効果の分析を行う³⁾。

第2に、即効的な介入効果の検証である。介入が実施される頻度については、一旦実施されると、同一日に複数回の介入あるいは、連続で数日にもわたって実施される場合が多く、過去には介入の実施と同時に、口先介入も増加する傾向がある。また、ドル円レートだからといって、東京市場で必ず最初に介入が実施されるとは限らない。24時間切れ目なく変動する為替相場の場合、相場の状況如何で他の市場で介入が実施されるからである。本論では、通貨当局関係者は介入直前の為替レート(各市場の始値)が当局の意図した状況と異なる場合に介入を実施すると仮定して、当該市場の始値と終値との比較により、即効的な介入効果を分析する。また、介入を実施した市場の特定が可能であるため、介入効果の持続性について介入を実施した市場から24時間をかけて巡る市場間での効果の持続性についても分析を行う。

第3に、口先介入の効果である。為替調整では、介入の実施や金融政策の変更を巡ってG7などの国際会議の開催や、その前後の通貨当局者の発言が注目される。観測介入の場合はその実施が単なる噂の場合もあるが、当局者発言の可否の正確性は高い。また、当局の発言では、最終決定権者である中央政府と実施責任者である中央銀行の発言に区分できる。さらに、大統領・財務省長官(日本の首相、蔵相)など政策決定者の場合や、実務的な担当者(例えば、米財務省次官や日本の財務官)に細分化も可能である。そこで、口先介入の効果については、その所属、役職別についても検証する。

本論の構成は以下の通りである。第1節で日本における介入の効果及び報道ベースの介入情報の正確性についての先行研究を整理する。第2節では本論で使用するデータについて紹介し、第3節

では1980年代後半の為替相場を巡る外部環境及び報道ベースの介入情報の属性について整理する。第4節で為替相場の価格形成に影響を与えた介入情報について実証分析を行う。第5節はまとめと課題である。

2. 日本の為替介入の効果と介入情報の正確性

公開情報を基にした日本の介入研究は、1990年代の為替介入状況が公開されることにより、これまでの月次データによる分析から high frequency データでの分析が可能となった。伊藤(2002)は、NY市場の終値を用いて、介入が一定の効果があつたと結論している。また、介入のタイプを「風に逆らう介入」と「風に乗る介入」に二分した上で、超短期(介入後当日)、短期(介入後3日間)、長期(介入後15日間)の効果について分析し、超短期より短期、長期の介入の方が成功率は高いことを示している⁴⁾。井澤・橋本(2004)では、日本銀行の自己勘定による介入の場合ほとんどが東京市場で介入したものであるとして、東京市場の終値をもとに分析を行っている。結果は、全サンプルで効果はあるものの、その程度は小さく、円高が急速に進行した1990年代前半にはその効果が見られなかったとしている。

新聞報道ベースの情報を用いた分析では、欧米での先行研究が多い。Klein(1993)では、1985年1月から1989年12月までのFRBの介入についてNew York TimesやWall Street Journalを用いて新聞報道における介入情報の正確性について検証している。新聞報道で介入が伝えられたうちの72%で実際に介入が実施されており、実際の介入については88%が新聞で報道されているとしている。1990年代の介入については、Ramawamy and Samiei(2000)が1995年から1999年の期間について、Financial Times及びWall Street Journalをもとに分析している(表1)。新聞報道と実際の介入を比較すると、ドル買い介入については、実際の介入の60%程度しか報道されておらず、ドル売り介入については逆に、実際よりも

表 1. 為替介入の実施状況

	新聞報道	実際
ドル買い(対円)	38	60
ドル売り(対円)	11	6

出所) Ramaswamy and Samiei (2000) より作成。

多い回数が報道されている。以上のように、先行研究から判断すれば、新聞報道による介入実施状況の捕捉は必ずしも正確なものとは言えないことを示している。しかしながら、現実の為替市場ではそれが噂された介入であっても、何かしら、外国為替市場の価格形成に影響を与えたと推察できる⁵⁾。

報道ベースの情報をういた日本の市場における先行研究では、Frenkel, Pierdzioch, and Stadtmann (2002) が1995年1月から1999年12月までの介入についてFinancial Pressで報道された介入との比較分析を行っている、実際に介入がなかったにも関わらず介入が実施されたとする報道は1.61%とかなり低いものの、実際に介入が行われたにもかかわらず報道されなかったのは55.55%と新聞報道による介入実施状況の把握は不十分となっている。また、異なった報道ソースを利用した分析にIwatsubo and Simizu (2005)がある。Iwatsubo and Simizu (2005)では、Bloombergでの報道情報をもとに1992年6月15日から2004年5月27日の期間の介入について、実際に介入がなかったにも関わらず介入が実施されたとする報道は1.2%とかなり低いものの、実際に介入が行われたにもかかわらず報道されなかったのは41.2%であり、必ずしも正確に介入状況が報道されているとは限らないと指摘している。ただし、これら2つの先行研究において、情報ソースにより結果が異なる可能性も示している。

口先介入と実際の介入の双方の効果についてはFratzcher (2005)が1990年から2003年までの期間について分析している。Fratzcher (2005)によれば、口先介入(Fratzcherでは、“communication”と表記)は、実際の介入や金融政策と独立し

て、為替市場における価格形成に影響を与えることを示している。また、口先介入と実際の介入との整合性が取れている場合、介入の効果は中長期的に持続すると指摘しており、口先介入が重要な要素であることを示している。

3. 使用データ

3.1 新聞報道ベースの介入情報

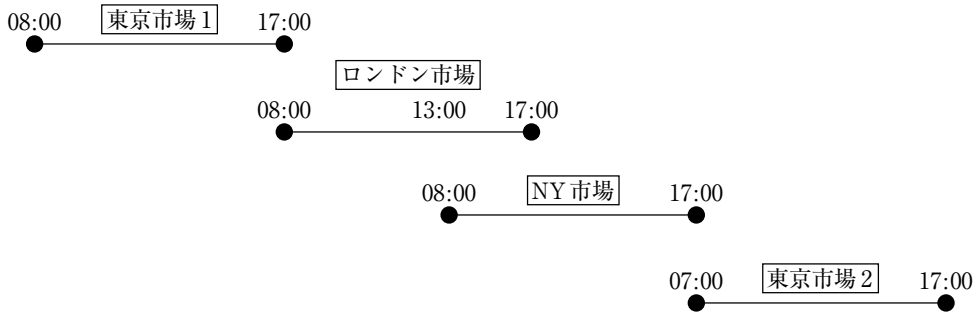
日本でも、1990年代以降の介入に情報開示が行われたとはいえ、介入を実施したタイミング及びその形態については非公表である。実際の介入はその効果を上げるため、同一日の同一市場(自国市場)だけでなく他国の市場(委託介入⁶⁾)で、しかもそれぞれの市場で1回ではなく複数回行われることが多くみられる。例えば、米国での委託介入は、同日の東京市場でさらに介入が必要と考えられるから、NY連銀に委託(あるいは自己勘定)されたものと考えられる。また、介入はこれまで、一日のみで終わることより、連続して実施される場合が多い。このように介入の実際は多様であるものの、公開情報では複数回にわたる介入かの区別はできず、また介入がどの市場で実施されたのかは不明である。

一方、新聞報道ベースの介入情報によれば、「寄付後、小出しに実施」など、同一日に複数回の介入が実施された様子や介入が行われた市場について記載されている。したがって、新聞報道ベースの情報をを用いることにより詳細な分析が可能になると考える。本論では、日本経済新聞及び日経金融新聞における外国為替の相場状況、アウトロク、外国為替に関する記事から、1985年1月から1987年12月までの観測介入及び口先介入について抽出する。

3.2 口先介入

1980年代後半の為替調整では、介入以外の他の要因も影響を与えた可能性が考えられる。そこで、金融政策の変更、政府関係者及び金融政策の当局担当者の発言(いわゆる口先介入)について

図1. 為替市場のつながり



も抽出を行った。当局担当者の発言については、新聞の為替関連の記事として掲載されたもののみを取り扱う。また、発言者の所属や地位などの属性により、同じ発言でもその効果は異なることが考えられる。そこで、各国における発言者の属性の差異による効果の違いについても検討を行うために、中央銀行は総裁及びその他、政府は大統領・首相の元首クラス・大蔵大臣(財務省長官)及びその他官僚に区分して、その効果を計測する。

3.3 為替レート(実績値)

本論では、通貨当局は介入直前の為替レート(各市場の始値)が当局の意図した状況と異なる場合に介入を実施すると仮定して、当該市場の終値との比較により、介入効果を検証する。特に、介入を実施した市場の特定が可能であるため、介入効果の持続性について介入を実施した市場から24時間をかけて巡る市場間での効果の持続性についても分析を行ため、東京、ロンドン、ニューヨークの各市場の始値及び終値を使用する。ロンドン市場については、フランクフルトやパリなどで伝わった介入情報も全てロンドン市場で反映されるとの前提を置いている。

具体的には、介入情報が伝わった市場の当日の始値を基準として、各国の市場での終値との変化を用いる。例えば、**東京市場1**で伝えられた介入情報は、**東京市場1**の実施日当日の始値と終値の変化を用いる。また、その後の効果を見るため、ロンドン市場の終値との比較、ニューヨーク

市場の終値の比較も行う。同様に、ニューヨーク市場で介入情報が伝わった場合には、**NY市場**の実施日当日の始値を基準として、翌日の各国市場の終値との変化を用いる(図1)。

4. 為替市場と介入報道

4.1 市場における介入形態の変化

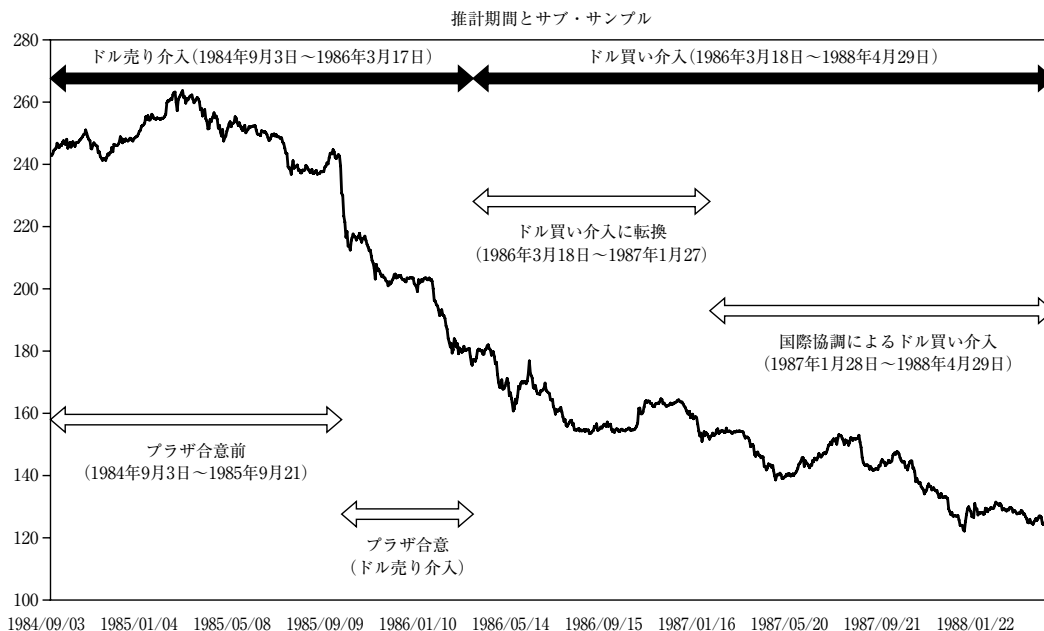
1985年以降の為替市場への介入の形態は、2つの期間に大別することができる(図2)。ここでは、為替介入の効果を検証する前に、新聞報道による場況をもとに当時の経済環境を概観する。

4.1.1 ドル売り介入期(1984年9月3日～1986年3月17日)

この時期は、米国の対外不均衡の是正を為替調整により行うことを目的として、各国間の協調体制が取られた時期である。一般的には、1985年9月のプラザ合意が有名であるが、協調介入の合意が得られたのは、1985年1月のG5である。G5での合意を受けて、1985年2月末まで19日間にわたって「ドル売り介入」が実施された。しかしながら、米国の実物経済が高成長を維持していたから、介入が効果を上げなかったとされている。そのため、為替介入は、1985年2月28日を最後に、プラザ合意による協調介入まで実施が見送られている。

一方、1985年3月中旬まで260円前後で推移した為替相場は、ドル安方向に動きを転じた。その契機は、1985年3月21日発表のGDPである。

図2. 本論の推計期間と為替変動



前月の公表値は4.9%であったが、約3%も下方修正されたことにある。1985年3月以降も、3ヵ月連続で米国のGDP成長率が予想を大きく下回る状況となり、為替レートはドル安円高へと動きを変え始めた。

しなしながら、米国経済に対する見方は、当時、未だ強いとの見方が体勢を占めており、GDPの上方修正(1985年6月)、失業率の堅調などを材料にドル安の動きは限定的なものであった。240円台であった為替相場を一気に、210円台半ばまで調整されたのは、プラザ合意(1985年9月22日)後のことである。

プラザ合意による大規模な協調介入もあって、為替は大幅なドル安円高となった。しかし、210円台半ば以降から調整が進まなかった。1985年10月の介入は、連続した協調介入について一旦は為替相場に影響を与えたものの持続性がなく、介入のみの効果の限界をみせることとなった。この動きを変えたのが、10月24日に実施された日銀による金利高め誘導措置である。この動きから、一気に円高が進み、1ドル=200円程度まで

ドルは下落した。その後、1986年1月24日の竹下蔵相による「為替190円容認」との発言から、円の急騰は加速した。為替相場は、175円台まで下落した。円高の急展開による国内経済への悪影響などから、日銀は1986年3月18日に「ドル買い介入」に転換した。

4.1.2 ドル買い介入期(1986年3月18日以降)

この時期は、ドル安円高の流れと、それを留めようとする日本単独のドル買い介入が頻繁に行われた時期である。介入の方法も、東京市場だけでなく、NY連銀への委託介入をセットした介入、ブローカーを通じず為替市場に直接介入をしかけるなど、介入手法の多様化も試みられた時期である。しかしながら、日本単独の介入では、大きな効果を得ることもなく、為替は150円台前半までドル安が続くこととなった。また、この時期は、米国当局者のドル・トークダウン発言が目立ち、発言のたびにドル安が進む事態もみられた。

このような状況を打破するため、1986年9月頃より、米国政府へ働きをかけ、日米蔵相会議が

実施され、1986年10月31日に米国より、「現水準を維持する」との合意を取り付け、その後160円台前半までドル高方向へ戻し、1986年年末頃まで同水準での状況となった。この日米の合意をもって、為替市場では「ブラザ合意以降のドル高修正路線にピリオドが打たれた」との見方が体勢となった。

1986年12月に入ると、米国経済の問題点が再び注目されるようになった。GDPの下方修正、貿易収支の大幅な悪化である。特に、1986年12月30日に発表された貿易収支の赤字幅は史上最大規模となり、再び、ドル安の動きを決定付けるものとなり、1987年年明け以降、150円台前半までドル安の動きは加速した。その動きを留めたのが、1987年2月21日のG5(ルーブル合意)である。為替市場での安定のため、協調介入などを行う旨を合意し、その後、米国を含む多くの国を交えた協調介入が実施された。

ただし、G5での合意内容は確固たるものではない⁷⁾として、1987年3月末には145円台までドル安が進むこととなった。

4.2 観測介入の状況

新聞報道をもとに抽出した観測介入は226件である。噂、レートチェックとあるのは、介入が実施されず、市場で介入の噂がでていたものや中央銀行が介入実施を伺わせる行動をとった場合の回数である。売買形態では、ドル買い152回、ドル売り74回と、急激に進む円高を緩和あるいは阻止しようとする介入が7割近い。また、その内の60%が対円の介入である。また、市場での介入の噂、レートチェックは12回行われた模様である(表2)。

介入の形態も75%程度が自国市場における自己勘定の取引である。また、為替介入に合わせて金融政策の変更も実施されている。金融政策につ

表2. 観測介入の状況

総括表(1985年1月1日～1987年3月31日)

為替介入の実施状況

	ドルと円	ドルと他通貨	他通貨間	噂, レート チェック	小計
ドル買い	107	30	7	8	152
ドル売り	29	38	3	4	74
合計	136	68	10	12	226

介入を実施した市場

	東京	欧州	NY	その他	小計
ドル買い	56	54	38	4	152
ドル売り	26	24	20	4	74
合計	82	78	58	8	226

介入の形態

	自己勘定	委託	自己勘定による 他通貨介入	小計
ドル買い	89	44	11	144
ドル売り	66	4	0	70
合計	155	48	11	214

金融政策の変更

	日本	米国	英国	ドイツ	その他	小計
ドル上昇(緩和)	7	0	4	4	5	20
ドル下落(引締)	1	7	0	2	0	10
合計	8	7	4	6	5	30

注) 米国の金融政策変更のみ、ドル上昇は「引締政策」、ドル下落は「緩和政策」とした。

表3. 口先介入の状況

為替市場における口先介入

日 本									米 国									欧 州				通貨 関連 会議	
総計									総計									総計					
ドル 高 方 向	ドル 安 方 向	中央銀行				政府			ドル 高 方 向	ドル 安 方 向	中央銀行				政府			ドル 高 方 向	ドル 安 方 向	中央 銀行	政 府		
		総 裁	そ れ 以 外	蔵 相	そ れ 以 外	総 裁	そ れ 以 外	財 務 長 官			そ れ 以 外												
162	121	41	82	72	10	80	62	18	134	72	62	36	23	13	100	53	47	30	14	16	13	17	21

注) 発言は、為替相場に関する新聞報道の中で掲載されたもののみを集計したもの。

いては、米国が金融引締によるドル下落を企図しているのに対して、他国の政策は自国通貨高への影響を緩和させる政策をとっている。

4.3 口先介入の状況

口先介入については、発言された市場、期待された効果、発言者の所属・職種についての区分が可能である。口先介入で期待された効果については、発言の中で為替の方向性を示してあれば問題ないが、示されていない場合もある。方向性が明示的でない場合には、発言時の相場環境、新聞紙上での解釈などをもとに、ドル高あるいはドル安のどちらかに振り分けている。また、バーグステンなどのように政府の役人ではないものの政府関連機関に所属することから、これらの発言は「その他」に含めている。

当局者の発言回数だけでみると、日本の口先介入の回数が最多となっている。所属機関別では日銀総裁、政府首脳が発言80%から90%を占めている。他方、米国では、FRB議長以外の発言が市場で取り上げられる場合や、政府関係者でも首脳以外の意見が相場に影響を与えたとの新聞報道がみられる。日本では、ドル高方向へ誘導する発言が多くみられるものの、米国、欧州では相場誘導には偏りはみられない(表3)。

5. 為替相場への影響(実証分析)

為替相場が効率的な市場であれば、為替レート
の価格形成に関する情報は既に織り込み済みであ

り、影響を与えないと解釈できる。しかしながら、市場の想定を上回るサプライズな情報については、為替相場の価格形成に影響を与えると考えられるため、ここでは観測介入及び口先介入は市場では予測不能なサプライズであると考え、ダミー変数として用い推計する。観測介入については、介入額は全てが明らかではないため、円売りドル買いは+1、円買いドル売りは-1、介入がない場合はゼロとする。また、口先介入についても、その意図を発言時期、当時の相場環境から為替の誘導方向を決定した上で、ドル方向(誘導)は+1、ドル安方向は-1、口先介入がない場合はゼロとする。

介入情報が為替相場に与える効果については、先行研究(井澤・橋本(2004))と同様以下の式についてOLSで推定する。

$$(S_t - S_{t-1}) = c + \alpha \cdot \text{介入情報} + \beta \cdot \text{日米短期金利差}$$

ここで、 ΔS は、市場毎に分析を行うため、介入情報がもたらされた市場毎に東京、ロンドン、ニューヨーク市場の始値及び終値の階差とした。介入情報として観測介入、口先介入を用いる。また、為替介入が実施されない場合の為替レートについては、短期的には日米の政策金利差で決定されると考え、日米の短期市場金利(米国はFFレート、日本は有担保コールレート)の金利差を用いる。

分析期間は、1984年9月3日から1988年4月29日までの月次データ用い、推計期間は4.1節をもとに、2つのサブサンプル期間の推計も行う。

- (1) 1984年9月3日から1988年4月29日(通期)
- (2) 1984年9月3日から1986年3月17日(ドル売り介入期)
- (3) 1986年3月18日から1988年4月29日(ドル買い介入期)

次に、観測介入のみを説明変数として用いると(表5)、ドル売り介入については東京市場では有意でないもの、欧州市場、NY市場での観測介入はともに有意となっており、プラザ合意時には東京市場での介入より、他市場での介入が有意であったことを示している。

5.1 介入の効果

表4は、介入情報として観測介入と口先介入を用いた推計結果である。全推計期間の場合、東京市場では観測介入は有意であるものの、他の市場では有意ではない。口先介入の方が有意となる局面が多い。特に、NY市場での口先介入が他の市場が開かれてからも有意となっており、影響力が大きいことを示唆している。

一方、ドル買い介入については欧州市場では有意でないものの、東京及びNY市場では有意であり、効果の持続性も認められる。東京市場で観測介入(ドル買い)が有意となっているのは、当時のドル安傾向を緩和する目的から協調介入の必要性が主張された時期であり、協調介入による複数の市場での同時に実施された介入効果がでているものとみられる。

表4. 観測介入と口先介入の効果

(1) Full Sample (9/3/1984-4/29/1988)

Tokyo Market					London Market					NewYork Market				
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒ TKYcl	c(2)	-0.12	0.03	0.00	LDNop ⇒ LDNcl	c(2)	0.00	0.07	0.98	NYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.05	0.08	0.51
	c(3)	0.00	0.04	1.00		c(3)	0.15	0.08	0.07		c(3)	0.18	0.05	0.00
	c(4)	0.01	0.01	0.32		c(4)	-0.02	0.03	0.58		c(4)	0.01	0.01	0.42
TKYop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.06	0.06	0.32	LDNop ⇒ NYcl	c(2)	0.01	0.08	0.86	NYop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.23	0.09	0.01
	c(3)	0.13	0.06	0.03		c(3)	0.22	0.17	0.21		c(3)	0.22	0.06	0.00
	c(4)	-0.01	0.03	0.70		c(4)	0.02	0.02	0.20		c(4)	0.02	0.02	0.33
TKYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.14	0.06	0.01	LDNop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.13	0.14	0.35	NYop ⇒ LDNcl(+1)	c(2)	-0.18	0.12	0.14
	c(3)	0.13	0.06	0.05		c(3)	0.38	0.22	0.09		c(3)	0.14	0.08	0.10
	c(4)	0.03	0.02	0.11		c(4)	0.03	0.02	0.20		c(4)	-0.02	0.04	0.67

(2) sell dollars (9/3/1984-3/17/1986)

Tokyo Market					London Market					NewYork Market				
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒ TKYcl	c(2)	-0.09	0.05	0.09	LDNop ⇒ LDNcl	c(2)	0.33	0.13	0.01	NYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.23	0.15	0.13
	c(3)	0.04	0.05	0.44		c(3)	0.08	0.20	0.70		c(3)	0.19	0.09	0.03
	c(4)	0.00	0.01	0.60		c(4)	0.02	0.02	0.27		c(4)	0.03	0.01	0.07
TKYop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.13	0.17	0.46	LDNop ⇒ NYcl	c(2)	0.33	0.16	0.03	NYop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	0.05	0.08	0.53
	c(3)	0.24	0.09	0.00		c(3)	-0.04	0.21	0.83		c(3)	0.28	0.08	0.00
	c(4)	0.02	0.02	0.25		c(4)	0.04	0.02	0.09		c(4)	0.04	0.01	0.01
TKYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.18	0.17	0.30	LDNop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	0.57	0.23	0.01	NYop ⇒ LDNcl(+1)	c(2)	0.23	0.15	0.12
	c(3)	0.23	0.10	0.02		c(3)	-0.03	0.22	0.87		c(3)	0.20	0.10	0.06
	c(4)	0.04	0.02	0.07		c(4)	0.05	0.02	0.02		c(4)	0.05	0.03	0.10

(3) buy dollars (3/18/1986-4/29/1988)

Tokyo Market					London Market					NewYork Market				
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒ TKYcl	c(2)	-0.13	0.04	0.00	LDNop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.13	0.08	0.11	NYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.14	0.09	0.13
	c(3)	-0.05	0.05	0.36		c(3)	0.17	0.09	0.05		c(3)	0.16	0.06	0.01
	c(4)	0.00	0.01	0.95		c(4)	-0.06	0.05	0.16		c(4)	-0.01	0.02	0.69
TKYop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.05	0.08	0.56	LDNop ⇒ NYcl	c(2)	-0.11	0.09	0.22	NYop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.31	0.11	0.00
	c(3)	0.00	0.08	1.00		c(3)	0.26	0.19	0.17		c(3)	0.18	0.08	0.03
	c(4)	-0.06	0.05	0.23		c(4)	-0.01	0.03	0.83		c(4)	-0.01	0.02	0.67
TKYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.16	0.06	0.01	LDNop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.36	0.13	0.01	NYop ⇒ LDNcl(+1)	c(2)	-0.31	0.14	0.03
	c(3)	0.02	0.09	0.82		c(3)	0.46	0.24	0.06		c(3)	0.10	0.12	0.40
	c(4)	0.00	0.03	0.92		c(4)	-0.01	0.03	0.65		c(4)	-0.10	0.06	0.10

注1) ドル円レートの変動の起点は、各市場の始値。

注2) 変数は、TKYは東京市場、LDNはロンドン市場、NYはニューヨーク市場を示し、下付のopは始値、clは終値を示す。(+)は翌日を意味する。

注3) 説明変数は、以下の通り。c(2)は観測介入、c(3)は口先介入、c(4)は日米金利差を示す。

5.2 口先介入の効果

口先介入のみを説明変数として、介入の効果を検証したものが表6である。口先介入の効果に

ついては、NY市場で伝わった口先介入が有意となっている。しかも、その効果は持続性も高い。東京市場でも有意な結果は得られるものの、発言

表5. 観測介入の効果

(1) Full Sample (9/3/1984-4/29/1988)

Tokyo Market				London Market				NewYork Market						
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒	c(2)	-0.12	0.03	0.00	LDNop ⇒	c(2)	0.01	0.07	0.85	NYop ⇒	c(2)	-0.07	0.08	0.40
TKYcl	c(3)	0.01	0.01	0.32	LDNcl	c(3)	-0.02	0.03	0.58	NYcl	c(3)	0.01	0.01	0.38
TKYop ⇒	c(2)	-0.04	0.06	0.55	LDNop ⇒	c(2)	0.03	0.09	0.71	NYop ⇒	c(2)	-0.25	0.09	0.01
LDNcl	c(3)	-0.01	0.03	0.68	NYcl	c(3)	0.02	0.02	0.20	TKYcl(+1)	c(3)	0.02	0.02	0.30
TKYop ⇒	c(2)	-0.12	0.06	0.03	LDNop ⇒	c(2)	-0.10	0.14	0.47	NYop ⇒	c(2)	-0.19	0.12	0.11
NYcl	c(3)	0.03	0.02	0.13	TKYcl(+1)	c(3)	0.03	0.02	0.19	LDNcl(+1)	c(3)	-0.02	0.04	0.68

(2) sell dollars (9/3/1984-3/17/1986)

Tokyo Market				London Market				NewYork Market						
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒	c(2)	-0.08	0.05	0.13	LDNop ⇒	c(2)	0.33	0.13	0.01	NYop ⇒	c(2)	0.26	0.15	0.08
TKYcl	c(3)	0.00	0.01	0.57	LDNcl	c(3)	0.02	0.02	0.27	NYcl	c(3)	0.03	0.01	0.06
TKYop ⇒	c(2)	-0.03	0.17	0.86	LDNop ⇒	c(2)	0.34	0.16	0.03	NYop ⇒	c(2)	0.10	0.09	0.27
LDNcl	c(3)	0.02	0.02	0.20	NYcl	c(3)	0.04	0.02	0.08	TKYcl(+1)	c(3)	0.04	0.01	0.01
TKYop ⇒	c(2)	-0.09	0.17	0.59	LDNop ⇒	c(2)	0.57	0.23	0.01	NYop ⇒	c(2)	0.27	0.15	0.08
NYcl	c(3)	0.04	0.02	0.06	TKYcl(+1)	c(3)	0.05	0.02	0.02	LDNcl(+1)	c(3)	0.05	0.03	0.09

(3) buy dollars (3/18/1986-4/29/1988)

Tokyo Market				London Market				NewYork Market						
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒	c(2)	-0.14	0.04	0.00	LDNop ⇒	c(2)	-0.11	0.08	0.17	NYop ⇒	c(2)	-0.16	0.09	0.08
TKYcl	c(3)	0.00	0.01	0.76	LDNcl	c(3)	-0.06	0.05	0.16	NYcl	c(3)	-0.01	0.02	0.63
TKYop ⇒	c(2)	-0.05	0.09	0.57	LDNop ⇒	c(2)	-0.09	0.10	0.37	NYop ⇒	c(2)	-0.34	0.11	0.00
LDNcl	c(3)	-0.06	0.05	0.23	NYcl	c(3)	-0.01	0.03	0.83	TKYcl(+1)	c(3)	-0.01	0.02	0.61
TKYop ⇒	c(2)	-0.16	0.06	0.01	LDNop ⇒	c(2)	-0.32	0.14	0.02	NYop ⇒	c(2)	-0.33	0.14	0.02
NYcl	c(3)	0.00	0.03	0.95	TKYcl(+1)	c(3)	-0.01	0.03	0.65	LDNcl(+1)	c(3)	-0.10	0.06	0.10

注1) ドル円レートの変動の起点は、各市場の始値。

注2) 変数の意味は表4と同じ。

注3) 説明変数は、以下の通り。c(2)は観測介入，c(3)は日米金利差を示す。

表6. 口先介入の効果

(1) Full Sample (9/3/1984-4/29/1988)

Tokyo Market				London Market				NewYork Market						
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒	c(2)	-0.02	0.04	0.53	LDNop ⇒	c(2)	0.15	0.08	0.06	NYop ⇒	c(2)	0.18	0.05	0.00
TKYcl	c(3)	0.00	0.01	0.83	LDNcl	c(3)	-0.02	0.03	0.58	NYcl	c(3)	0.01	0.01	0.43
TKYop ⇒	c(2)	0.11	0.06	0.06	LDNop ⇒	c(2)	0.22	0.17	0.20	NYop ⇒	c(2)	0.23	0.06	0.00
LDNcl	c(3)	-0.01	0.03	0.63	NYcl	c(3)	0.02	0.02	0.20	TKYcl(+1)	c(3)	0.01	0.02	0.36
TKYop ⇒	c(2)	0.10	0.07	0.13	LDNop ⇒	c(2)	0.35	0.22	0.11	NYop ⇒	c(2)	0.15	0.08	0.08
NYcl	c(3)	0.02	0.02	0.20	TKYcl(+1)	c(3)	0.03	0.02	0.18	LDNcl(+1)	c(3)	-0.02	0.04	0.65

(2) sell dollars (9/3/1984-3/17/1986)

Tokyo Market				London Market				NewYork Market						
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒	c(2)	0.02	0.05	0.63	LDNop ⇒	c(2)	0.07	0.20	0.73	NYop ⇒	c(2)	0.20	0.09	0.02
TKYcl	c(3)	0.00	0.01	0.65	LDNcl	c(3)	0.02	0.02	0.27	NYcl	c(3)	0.03	0.01	0.06
TKYop ⇒	c(2)	0.22	0.07	0.00	LDNop ⇒	c(2)	-0.05	0.21	0.80	NYop ⇒	c(2)	0.28	0.08	0.00
LDNcl	c(3)	0.02	0.02	0.26	NYcl	c(3)	0.04	0.02	0.08	TKYcl(+1)	c(3)	0.04	0.01	0.01
TKYop ⇒	c(2)	0.20	0.09	0.02	LDNop ⇒	c(2)	-0.05	0.22	0.82	NYop ⇒	c(2)	0.21	0.10	0.04
NYcl	c(3)	0.04	0.02	0.08	TKYcl(+1)	c(3)	0.05	0.02	0.02	LDNcl(+1)	c(3)	0.05	0.03	0.09

(3) buy dollars (3/18/1986-4/29/1988)

Tokyo Market				London Market				NewYork Market						
	coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value		coefficient	S.E.	P-value			
TKYop ⇒	c(2)	-0.07	0.06	0.24	LDNop ⇒	c(2)	0.15	0.09	0.08	NYop ⇒	c(2)	0.17	0.06	0.00
TKYcl	c(3)	0.00	0.01	0.95	LDNcl	c(3)	-0.06	0.05	0.21	NYcl	c(3)	-0.01	0.02	0.83
TKYop ⇒	c(2)	-0.01	0.09	0.93	LDNop ⇒	c(2)	0.24	0.19	0.20	NYop ⇒	c(2)	0.21	0.08	0.01
LDNcl	c(3)	-0.06	0.05	0.22	NYcl	c(3)	0.00	0.03	0.99	TKYcl(+1)	c(3)	0.00	0.03	0.98
TKYop ⇒	c(2)	0.00	0.09	0.97	LDNop ⇒	c(2)	0.39	0.24	0.10	NYop ⇒	c(2)	0.13	0.11	0.26
NYcl	c(3)	0.00	0.03	0.97	TKYcl(+1)	c(3)	0.00	0.03	0.87	LDNcl(+1)	c(3)	-0.09	0.06	0.15

注1) ドル円レートの変動の起点は、各市場の始値。

注2) 変数の意味は表4と同じ。

注3) 説明変数は、以下の通り。c(2)は口先介入，c(3)は日米金利差を示す。

時の市場では効果が有意ではない。NY市場での口先介入の影響があるかもしれない。

一方、口先介入の所属別効果として、中央銀行総裁、中央銀行その他、政府首脳、及び政府その他を説明変数として推定すると(表7)、中央銀行より政府関係者の発言が為替市場に有意な影響

を与えていることがわかる。特に、日本の政府関係者では、責任者の地位にある者の発言が有意となっている。これは、当時の竹下蔵相や宮沢蔵相の発言が相場に影響を与えたといえる。ただし、符号がマイナスとなっており、日本の蔵相発言が為替相場の急激なドル安円高を抑えたというより

表7. 口先介入の効果(所属機関別)

(1) Full Sample (9/3/1984-4/29/1988)

	Tokyo Market					London Market					NewYork Market			
		coefficient	S.E.	P-value			coefficient	S.E.	P-value			coefficient	S.E.	P-value
TKYop ⇒ TKYcl	c(2)	0.04	0.04	0.32	LDNop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.10	0.11	0.36	NYop ⇒ NYcl	c(2)	0.17	0.10	0.11
	c(3)	-0.11	0.11	0.33		c(3)	0.02	0.13	0.86		c(3)	0.06	0.12	0.62
	c(4)	-0.12	0.06	0.06		c(4)	-0.02	0.03	0.57		c(4)	0.06	0.10	0.52
	c(5)	0.20	0.11	0.06							c(5)	-0.13	0.08	0.09
	c(6)	0.00	0.01	0.63							c(6)	0.01	0.01	0.39
TKYop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.07	0.08	0.34	LDNop ⇒ NYcl	c(2)	-0.05	0.11	0.64	NYop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	0.09	0.15	0.56
	c(3)	-0.02	0.20	0.92		c(3)	-0.31	0.27	0.25		c(3)	0.02	0.17	0.89
	c(4)	-0.01	0.10	0.92		c(4)	0.02	0.02	0.22		c(4)	0.13	0.11	0.25
	c(5)	0.40	0.14	0.00							c(5)	-0.20	0.10	0.05
	c(6)	-0.01	0.03	0.65							c(6)	0.02	0.02	0.36
TKYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.06	0.09	0.50	LDNop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.03	0.26	0.91	NYop ⇒ LDNcl(+1)	c(2)	0.11	0.20	0.56
	c(3)	-0.08	0.13	0.53		c(3)	-0.48	0.30	0.11		c(3)	0.06	0.24	0.80
	c(4)	0.04	0.10	0.67		c(4)	0.03	0.02	0.19		c(4)	0.17	0.14	0.22
	c(5)	0.41	0.15	0.01							c(5)	-0.12	0.12	0.30
	c(6)	0.03	0.02	0.20							c(6)	-0.02	0.04	0.66

(2) sell dollars (9/3/1984-3/17/1986)

	Tokyo Market					London Market					NewYork Market			
		coefficient	S.E.	P-value			coefficient	S.E.	P-value			coefficient	S.E.	P-value
TKYop ⇒ TKYcl	c(2)	0.03	0.05	0.48	LDNop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.35	0.03	0.00	NYop ⇒ NYcl	c(2)	0.29	0.19	0.12
	c(3)	-0.49	0.18	0.01		c(3)	-0.27	0.21	0.21		c(3)	0.27	0.23	0.25
	c(4)	-0.07	0.09	0.45		c(4)	0.02	0.02	0.28		c(4)	-0.35	0.24	0.15
	c(5)	0.24	0.11	0.03							c(5)	-0.09	0.15	0.55
	c(6)	0.01	0.01	0.48							c(6)	0.03	0.01	0.05
TKYop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.13	0.09	0.17	LDNop ⇒ NYcl	c(2)	-0.24	0.04	0.00	NYop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	0.31	0.29	0.29
	c(3)	-0.35	0.27	0.20		c(3)	-0.45	0.34	0.18		c(3)	0.21	0.30	0.48
	c(4)	-0.02	0.23	0.94		c(4)	0.04	0.02	0.09		c(4)	-0.16	0.29	0.58
	c(5)	0.49	0.15	0.00							c(5)	-0.13	0.14	0.34
	c(6)	0.02	0.02	0.22							c(6)	0.04	0.01	0.01
TKYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.08	0.12	0.50	LDNop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.27	0.04	0.00	NYop ⇒ LDNcl(+1)	c(2)	0.51	0.33	0.12
	c(3)	-0.46	0.27	0.09		c(3)	-0.59	0.45	0.19		c(3)	0.40	0.26	0.13
	c(4)	0.02	0.22	0.91		c(4)	0.05	0.02	0.02		c(4)	-0.01	0.32	0.97
	c(5)	0.48	0.18	0.01							c(5)	0.02	0.12	0.88
	c(6)	0.04	0.02	0.06							c(6)	0.05	0.03	0.08

(3) buy dollars (3/18/1986-4/29/1988)

	Tokyo Market					London Market					NewYork Market			
		coefficient	S.E.	P-value			coefficient	S.E.	P-value			coefficient	S.E.	P-value
TKYop ⇒ TKYcl	c(2)	0.03	0.07	0.66	LDNop ⇒ LDNcl	c(2)	-0.10	0.12	0.39	NYop ⇒ NYcl	c(2)	0.08	0.13	0.54
	c(3)	0.03	0.06	0.58		c(3)	0.09	0.16	0.57		c(3)	-0.01	0.11	0.94
	c(4)	-0.13	0.08	0.09		c(4)	-0.06	0.05	0.20		c(4)	0.16	0.10	0.13
	c(5)	0.11	0.01	0.00							c(5)	-0.16	0.09	0.08
	c(6)	0.00	0.01	0.98							c(6)	-0.01	0.02	0.82
TKYop ⇒ LDNcl	c(2)	0.00	0.12	0.97	LDNop ⇒ NYcl	c(2)	-0.06	0.12	0.63	NYop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.09	0.15	0.55
	c(3)	0.09	0.23	0.70		c(3)	-0.28	0.34	0.41		c(3)	0.02	0.20	0.91
	c(4)	-0.02	0.11	0.87		c(4)	0.00	0.03	0.87		c(4)	0.20	0.12	0.09
	c(5)	0.27	0.08	0.00							c(5)	-0.23	0.13	0.08
	c(6)	-0.06	0.05	0.22							c(6)	0.00	0.03	0.87
TKYop ⇒ NYcl	c(2)	-0.02	0.15	0.88	LDNop ⇒ TKYcl(+1)	c(2)	-0.02	0.29	0.94	NYop ⇒ LDNcl(+1)	c(2)	-0.26	0.17	0.13
	c(3)	0.04	0.07	0.57		c(3)	-0.46	0.37	0.21		c(3)	-0.01	0.33	0.97
	c(4)	0.05	0.11	0.63		c(4)	0.00	0.03	0.97		c(4)	0.19	0.16	0.24
	c(5)	0.26	0.04	0.00							c(5)	-0.21	0.16	0.19
	c(6)	0.00	0.03	0.95							c(6)	-0.09	0.06	0.12

注1) ドル円レートの変動の起点は、各市場の始値。

注2) 変数の意味は表4と同じ。

注3) 説明変数は、以下の通り。c(2)は中央銀行・総裁、c(3)は中央銀行・その他、c(4)は政府・首脳、財務長官(大臣)、c(5)は政府・その他、c(6)は日米金利差を示す。ただし、欧州のみ、口先介入のサンプルが少ないため、中央銀行、政府の2つしか細分化を行っていない。

も、かえって円高を引き起こす原因ともなったことが伺える。

欧州市場に伝わった発言では、ドル売り介入時には中央銀行関係者の発言が有意となっている。しかし、NY市場での発言については、口先介入の効果はほとんど有意ではない。当時の新聞紙上では、アメリカのベーカー長官（当時）の発言が相場を動かすものとして注目されたとあるが、ドル円の場合には有意ではない。有意なのは、政府・その他である。特に、バーグステンなど政府関連機関の発言で為替相場が変動している状況が伺える。

6. 今後の課題

本論では、観測介入及び口先介入の為替市場への影響について分析した。1980年代後半の為替市場への影響について、本論で明らかとなったことを整理すると以下の通り。

- 1) 観測介入の効果は認められるものの、口先介入の効果の方が有意である場合が多く、効果も持続性が高い。
- 2) 観測介入は、東京市場ではドル買い介入の場

合有意であるものの、ドル売り介入は有意ではない。プラザ合意を含む介入は、他国での市場で効果が有意である。

- 3) 口先介入の効果については、NY市場で伝わった発言が有意である。しかも、その効果は持続性が高い。口先介入の所属別の効果は、中央銀行より政府当局者の発言が為替市場に影響を与えている。

東京市場で伝わる介入情報が最も多いにも関わらず、また、実際の為替介入も多数実施されたにも関わらず、東京市場における観測介入は常に有意でない。有意なのはNY市場など他国の市場での介入情報であり、特に、NY市場発の口先介入がドル円相場に影響を及ぼしていることを示している。観測介入はなぜ、効果を持たなかったのだろうか。観測介入と口先介入のダミー変数を絶対値にした上で累積したものが図3である。

図3で示されるとおり、日本に比較して口先介入のペースは緩やかなものの、口先介入が日米で相当程度でいた様子が窺える。しかし、観測介入及び口先介入が目指すべき方向性が一致していないのである。ここで、介入情報のダミー変数を

図3. 介入情報の累積 (ダミー変数の絶対値による累積)

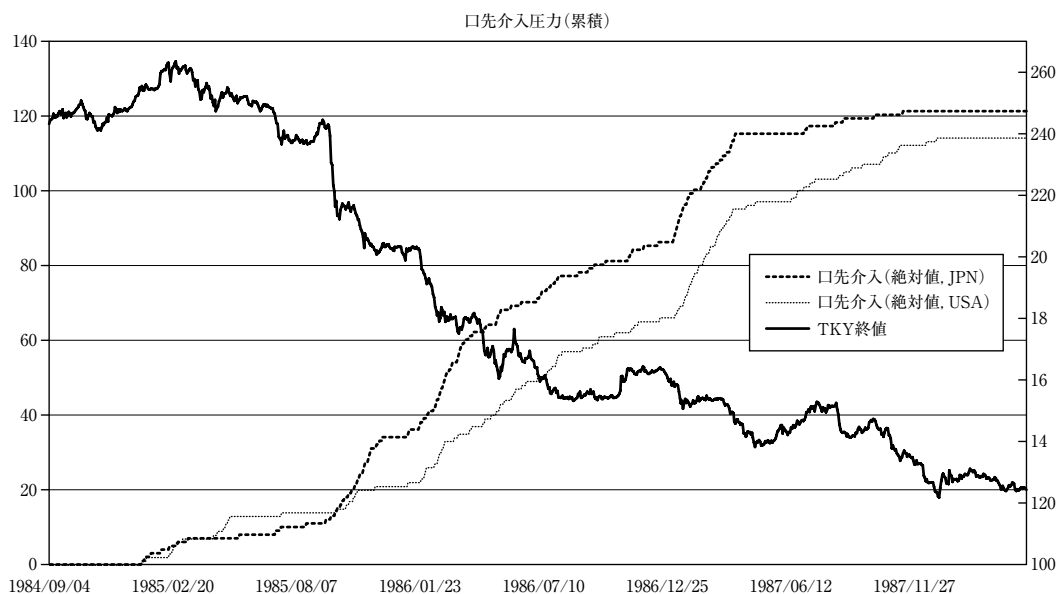
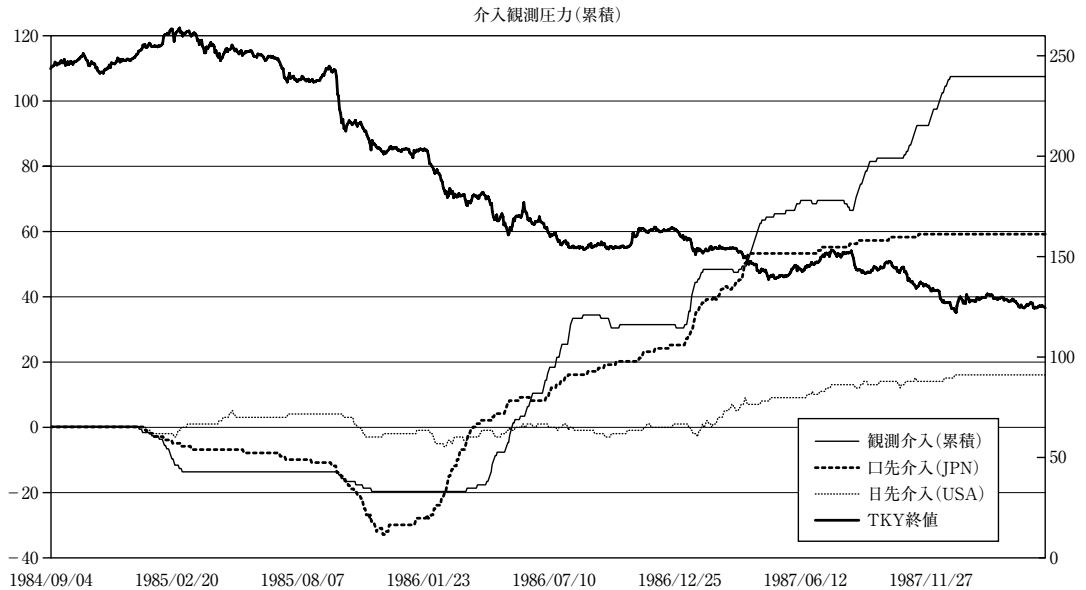


図4. 介入情報の累積



そのまま累積すると、図4のようになる。NY市場発の口先介入は、ドル売り介入時には整合性がとれていないのである。ある中央銀行関係者がドル売り支持発言をした後に、他の関係者がドル買い支持発言をするなどにより、市場における為替相場の方向性を不安定なものとしているのではないだろうか。

Fratzcher (2005) が指摘したように、口先介入と実際の介入との整合性が取れている場合、実際の介入には中長期的な効果が認められる。東京市場で伝えられた介入情報は多いにも関わらず、NY市場で伝えられた口先介入がドル円相場の価格形成に大きな影響を及ぼしている。また、実際の為替介入も多数実施されたにも関わらず、為替相場は当局の意図とは異なり、一方向の大きな変動を引き起こすこととなった。1980年代後半における実際の為替介入の効果を弱めた要因は、中央銀行と政府間、及び国際間における非整合な政策の結果といえるのではなからうか。実際の介入を実施しても、それを否定するような発言がでていることが原因ではなからうか。

今後の課題としては、報道ベースの介入情報

では介入が実施された時点についても、多くの場合、情報が入手可能である。High frequency データをもとに、1990年代まで拡張した分析により1980年代の介入と1990年代の介入の比較検討を行いたい。

(日本大学経済学部教授, 上智大学経済学部教授)

注

- 1) Ito (1987) は、1985年以降の為替介入を分析している先駆的な研究であるものの、介入実施時期を特定したものではない。
- 2) NY市場の終値(伊藤, 2002; Iwatsubo and Shimizu, 2005)あるいは、東京市場の終値(井澤・橋本, 2004)。
- 3) もちろん、市場では当初は実際の介入について正確な情報を持ち合わせていない場合がある。例えば、実際の介入においても覆面介入など、出来る限り介入の事実が市場にわからない形で行う場合もあるからである。また、一方で、仮に介入情報が市場にもたらされた場合でも、市場ではその解釈や判断を誤って受け取られ、通貨当局の意図しない形で価格形成される場合も起こりうる。この

ような状況を踏まえた上で、各市場で伝えられた「第1報」に対する市場の反応を検証する。

- 4) 伊藤(2002)によれば1990年代以降の為替介入の成功率は60%程度。同様の方法で、1980年代後半の為替介入の成功率を計測すると40%程度と1980年代の方が介入効果は低いとみられる(参考図表を参照)。
- 5) 新聞報道による介入と実際の介入の差異は、介入が行われたとの噂を示すものとも考えられる。
- 6) 為替介入には、当該国が自国通貨を自国市場で取引する場合がほとんどであるが、他国の通貨を用いた介入が行われる場合もある。為替市場は世界各国において24時間休みなしに取引されるものであることから、自国市場が終わった後も、他国の中央銀行に委託して行われるのが委託介入である。取引形態では、通常は、ブローカーを通じた取引で、中央銀行が直接市場で取引することは稀となっている。
- 7) 例えば、市場では「G7では、大幅な為替変動は経済成長を妨げるとの認識で一致しているが、為替相場に特定の目標を設定することには反対」など、目標相場圏の設定の当否、是非で為替相場は大きく混乱した。

参考文献

- 井澤秀記, 橋本優子(2004)「わが国の為替介入の効果に関する実証研究—1991年5月から2000年4月まで」『国民経済雑誌』第190巻第4号, pp.9-74.
- 伊藤隆敏(2002)「日本の通貨当局による為替介入の分析」一橋大学経済研究所DP, No.429.
- 齊藤有希子, 渡辺 努(2003)「為替介入の効果について—ティックデータを用いた実証分析」, 富士通総研, 調査レポートNo.188.
- 日本経済新聞, 日経金融新聞(各縮刷版).
- Dominguez, K. (1998) “Central bank intervention and exchange rate volatility,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.17, pp. 161-190.
- (2003) “Foreign Exchange Intervention: Did it Work in the 1990s?” in F. Bergsten and J. Wil-

liamson (eds.), *Dollar Overvaluation and the World Economy*, Special Report Vol. 15, Washington D.C.: Institute for International Economics, pp. 217-245.

Frankel, J. A., and K. A. Froot (1995) “Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations,” *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp. 133-53.

Frenkel, M., C. Pierdzioch and G. Stadtmann (2004) “The accuracy of press reports regarding the foreign exchange interventions of the Bank of Japan,” *International Financial Markets, Institutions, and Money*, 14 (1), pp. 25-36.

Fratzscher, M (2005) “How successful are exchange rate communication and interventions? Evidence from Time-Series and Event-Study approaches,” *European Central Bank Working Paper Series*, No.528, September 2005.

Ito, T (2002) “Is Foreign Exchange Intervention Effective?,” NBER Working Paper, March 2002.

Iwatsubo, K and J. Shimizu (2005) “Signaling Effects of Foreign Exchange Interventions and Expectation Heterogeneity among Traders,” *CEI Working Paper Series*, No. 2005-18.

Jurgensen, P. (1983) “Report of the Working Group on Exchange Market Intervention,” Washington D.C.: US Treasury Department.

Klein, M.(1993) “The accuracy of reports of foreign exchange intervention,” *Journal of International Economics*, Vol. 12, pp. 644-653.

Ramaswamy, R. and H. Samiei (2000) “The Yen-Dollar Rate: Have Interventions Mattered?,” *IMF Working Paper*.

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. XXXIX, September, pp. 839-868.

(参考図表：1980年代後半の為替介入の成功率)

ここでは、為替介入が、当時の為替レートに所期の

影響を及ぼしたのかについて、検証を行う。介入には、
 ② 直近の動きを加速するもの
 介入前の為替レートとの関係から、
 ① 直近の動きに逆らったもの
 ② 直近の動きを加速するもの
 に分けられる。為替レートの変動だけでみれば、介入
 の成功率は即日の反転効果こそ欧米市場での介入の成

為替介入の効果

<介入全体>

		東京市場				欧米市場				24時間 (東京寄付～ NY終値)
		即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	
介入回数		81				74				122
成功した回数	安定化	—	24	26	24	—	17	25	18	—
	反転	31	15	23	27	33	17	15	17	56
成功率	安定化	—	29.6%	32.1%	29.6%	—	21.0%	30.9%	22.2%	—
	反転	38.3%	18.5%	28.4%	33.3%	44.6%	21.0%	18.5%	21.0%	45.9%

<ドル売り介入>

		東京市場				欧米市場				24時間 (東京寄付～ NY終値)
		即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	
介入回数		26				27				42
成功した回数	安定化	—	9	9	8	—	4	6	9	—
	反転	11	3	4	8	15	7	8	5	23
成功率	安定化	—	34.6%	34.6%	30.8%	—	15.4%	23.1%	34.6%	—
	反転	42.3%	11.5%	15.4%	30.8%	57.7%	26.9%	30.8%	19.2%	54.8%

<ドル買い介入>

		東京市場				欧米市場				24時間 (東京寄付～ NY終値)
		即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	
介入回数		55				47				122
成功した回数	安定化	—	15	17	16	—	13	19	9	—
	反転	20	12	19	19	18	10	7	12	33
成功率	安定化	—	27.3%	30.9%	29.1%	—	23.6%	34.5%	16.4%	—
	反転	36.4%	21.8%	34.5%	34.5%	32.7%	18.2%	12.7%	21.8%	27.0%

<委託介入全体>

		東京市場				欧米市場				24時間 (東京寄付～ NY終値)
		即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	即日	前後1日	前後3日間	前後7日間	
介入回数		81				74				122
成功した回数	安定化	—	24	26	24	—	17	25	18	—
	反転	31	15	23	27	33	17	15	17	56
成功率	安定化	—	29.6%	32.1%	29.6%	—	21.0%	30.9%	22.2%	—
	反転	38.3%	18.5%	28.4%	33.3%	44.6%	21.0%	18.5%	21.0%	45.9%

注1) 介入の効果を測る期間については、以下の通り。

- ① 即日：これは、介入が実施された市場での即効性を判断することが目的である。
- ② たとえば、東京市場で介入が実施されれば、東京市場の寄付と17:00時点レートの変動と為替介入を比較したもの。
- ③ 前後3日間：介入実施日を含まない前3日間の変動(平均変動率)と、介入が実施された日を含む後3日間の変動を比較したもの。
- ④ 前後7日間：介入実施日を含まない前7日間の変動(平均変動率)と、介入が実施された日を含む後7日間の変動を比較したもの。
- ⑤ 24時間：同一日の東京市場の始値と同一日のNY市場の終値を比較したもの。

注2) 介入の成功状況については、以下の通り。

- ① 安定化：介入実施以前より、介入が意図する方向にあり、この状況を介入により、さらに意図した方向に、為替レートが変動しているかどうかをみたもの。
- ② 反転：介入実施以前から、介入が意図する反対方向にあり、この状況を介入により、さらに意図した方向に、為替レートが変動しているかどうかをみたもの。

成功率が高いものの、日本市場での介入の方が総じて成功率が高い。しかしながら、その成功率は30%前後にとどまっている。これは、1990年代以降の介入での成功率が概ね60%前後（伊藤（2002））より、低いものとどまっている。

外国為替市場に関するデータベースの概要

1. 期間，期種

1980年1月から2000年12月までの日次データ

2. データの概要

(1) 為替介入に関する観測情報

日本経済新聞及び日経金融新聞における外国為替の相場状況，アウトルック，外国為替に関する記事から，為替介入に関する観測記事（本論では観測介入と呼ぶ），政府及び中央銀行による為替市場に関する発言（本論では口先介入と呼ぶ）について抽出。

観測介入については，為替市場に関するコメントを全て抽出。ただし，日本経済新聞及び日経金融新聞に掲載された記事のみ。発言は，発言者の当局内における地位でも分類をおこなっている。中央政府については，首脳（大統領，首相，財務長官，財務大臣），その他で区分，中央銀行は総裁，その他に区分している。

<参考>

従来の先行研究では，為替介入のデータとして財務大臣が管理する政府の「外国為替資金特別会計（外為会計）の対民間収支」あるいは，外貨準備高が利用さ

れてきた。外為会計のデータについては，「為券・公募発行市中消化調整」を行うことにより，1991年以降の介入（公表実績値）とほぼ一致していることが確認できる。ただし，年度末を挟む数ヶ月は乖離がみられる。

(2) 為替市場，金融市場の変更に関するデータ

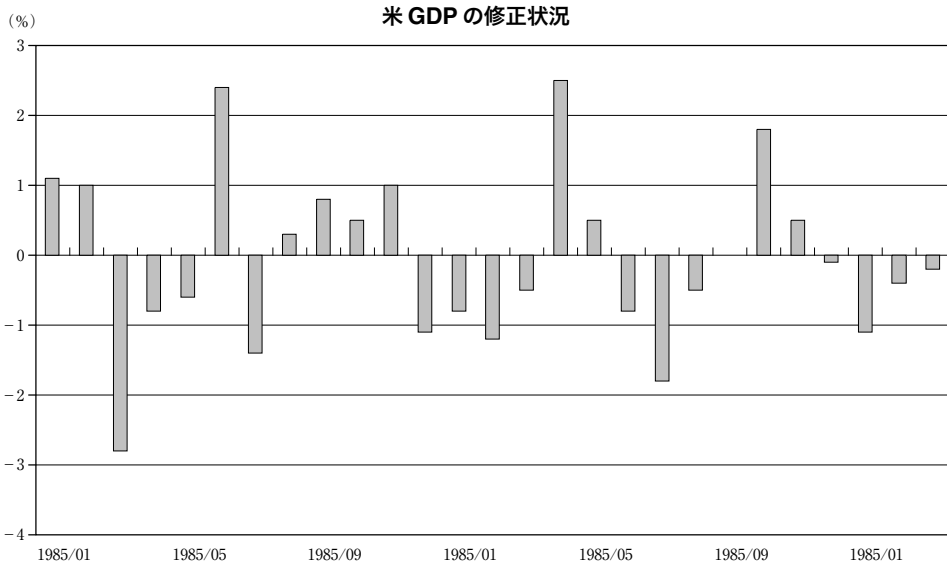
為替市場のデータについては，円ドル相場に関連するデータが中心。東京市場だけでなく，ロンドン市場及びニューヨーク市場の為替レート（始値，終値，高値，安値）についても収集。この結果，ほぼ24時間の為替市場でのドル円相場の動きをカバーできることになる。

(3) 経済のファンダメンタルズに関するデータ

アメリカの経済指標の中から，GDP（一部期間はGNP），貿易収支，失業率，小売売上高を収集。当時の経済指標に関する予測データが利用可能であることから，アメリカのみとしている。日本の予測値については，1990年代後半以降しか，時系列データとして利用できない。経済指標の予測データとしては，日本経済新聞及び日経金融新聞に掲載されたものの他，アメリカ・DRI社が作成する経済予測の中から当該データの予測値を利用。

為替市場には，当局の介入の他，月々発表される経済指標も大きな影響を与えていることが確認できる。米国では，GDPをはじめ，多くの経済指標が毎月公表されており，為替に関する新聞報道でも，その影響

	対民間収支	外貨準備高	資金需給実績
内容	外為会計 外為資金 為券の公募発行，償還額の合計	・外貨運用残高	基本的に，対民間収支と同じ
介入で得た外貨	全て対象 但し，明確でない	全てが対象となっているのか 不明	
介入で得た外貨の運用益	含まない 別掲されている	介入で得た外貨の運用益を含む	
速報性	翌月初	翌々月初	
作成方法	・「為券・公募発行市中消化調整」を除く	前月と当月の残高との差額	



の大きさが伺える。特に、米国の場合、GDP、失業率(非農業部門雇用者数増減も含む)、貿易収支、小売売上高については、発表のたびに為替相場に影響を与えた状況が報道されている。一方、米国以外の経済指標については、日本のGDPが87年に入って若干の報道があるのみで、ほとんど市場での判断材料とされていない様子が窺える。たとえば、新聞報道によれば、米国のGDP(当時はGNPベース)は、本論対象期間(27カ月)では、過半を超える15回(55.5%)が下方修正となっている。特に、86年前半の下方修正のたびに、為替市場は「ドル売り」が強まり、当時のドル安円高

を加速させる要因となった。また、86年10月に発表されたGDPは上方修正となり、155円から159円に4円ものドル急騰の要因ともなった。

(4) 日本銀行の金融調節に関するデータ

日本銀行の金融政策として実施される資金需給調節の日次データ。ただし、その多くが、1990年代後半からの公表にとどまっている。公表値以外に、日本銀行に金融政策の変更シグナルとして市場が重視している指標を独自に作成している。「準備預金進捗率」とは、以下の方法により推計したもの。

$$\text{準備預金の積み進捗率} = \frac{\text{積立期間の}\alpha\text{日目までの準備預金残高の累積値}}{\alpha \times \text{所要準備額}}$$

日本銀行の金融政策の基本的スタンスを伝達するシグナル



- ① 長期的シグナル=公定歩合の変更、② 短期的シグナル=積み進捗率の調整
- 緩和経路=積みの進捗率が100%以上になるように準備預金を積ませる。
- 引締経路=積みの進捗率が100%以下になるように準備預金を積ませる。

1980年代後半期と1990年代の為替介入効果の比較分析（小巻・竹田）

	変数名	データ始期	単位	出所	備考
為替介入関連	観測介入	1980年1月1日	億円	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入(実施市場別) 東京	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入(実施市場別) 欧州	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入(実施市場別) ニューヨーク	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入(形態別) 自己勘定	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入(形態別) 委託介入	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	観測介入(形態別) 連続介入	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	ドル高(円安)方向を意図する操作, 発言は「1」, ドル安(円高)方向を意図する操作, 発言は「-1」とするダミー変数. 観測介入には「市場での介入実施の噂」, 「レートチェック」も含む. アメリカの口先介入・中央政府・その他には「バーグステンなど政府関連機関の発言も含む」.
	口先介入(日本・中央政府・首脳)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(日本・中央政府・その他)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(日本・中央銀行・総裁)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(日本・中央銀行・その他)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(欧州・中央政府)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(欧州・中央銀行)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(アメリカ・中央政府・首脳)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(アメリカ・中央政府・その他)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(アメリカ・中央銀行・総裁)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	口先介入(アメリカ・中央銀行・その他)	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	通貨関連会議	1980年1月1日	指数	日本経済新聞, 日経金融新聞	
為替	円・ドル相場 銀行間直物(東京・始値)	1982年2月1日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(東京・終値)	1982年2月1日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(東京・高値)	1982年2月1日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(東京・安値)	1982年2月1日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(東京・出来高)	1980年1月4日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(ロンドン・始値)	1980年1月1日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(ロンドン・終値)	1980年1月1日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	円・ドル相場 銀行間直物(ニューヨーク・始値)	1980年1月1日	円	FRB・Web	
	円・ドル相場 銀行間直物(ニューヨーク・終値)	1980年1月1日	円	FRB・Web	
	円・ドル相場 銀行間直物(ニューヨーク・高値)	1980年1月1日	円	FRB・Web	
	円・ドル相場 銀行間直物(ニューヨーク・安値)	1980年1月1日	円	FRB・Web	
	為替予測(1カ月先)	1985年5月29日	円	国際金融情報センター	公表は月2回
	為替予測(3カ月先)	1985年5月29日	円	国際金融情報センター	
	為替予測(6カ月先)	1985年5月29日	円	国際金融情報センター	
	ドル通貨先物 期近 始値(TIFFE)	1991年3月19日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	ドル通貨先物 期近 高値(TIFFE)	1991年3月19日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	ドル通貨先物 期近 安値(TIFFE)	1991年3月19日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	ドル通貨先物 期近 清算値(TIFFE)	1991年3月19日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	ドル通貨先物 期近 出来高(TIFFE)	1991年3月19日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
	ドル通貨先物 期近 建玉(TIFFE)	1991年3月19日	円	日経 Needs (民間機関データベース)	
円・ドル ボラティリティ等 3カ月	1991年2月28日	%	日経 Needs (民間機関データベース)		
介入金額(日本・実績公表値)	1991年5月13日	億円	財務省・Webページ		
介入金額(アメリカ・実績公表値)	1980年1月1日~	百万ドル	"Federal Reserve Bulletin", NY連銀・Webページ		
対民間収支・外国為替資金収支戻	1980年1月	億円	財務省・Webページ	月次データ, 為券・公券発行市中償還調整後のデータ	
外貨準備高	1980年1月	百万ドル	財務省・Webページ	月次データ	
金利	無担保コール翌日物	1985年7月31日	%	日経 Needs (民間機関データベース)	
	有担保コール翌日物	1985年7月31日	%	日経 Needs (民間機関データベース)	
	無担保コール1週間物	1985年8月1日	%	日経 Needs (民間機関データベース)	
	単利利回り 長期国債: 指標銘柄/新発10年国債	1983年1月4日	%	日経 Needs (民間機関データベース)	
	アメリカ・FFレート	1975年1月4日	%	FRB・Web	
経済指標関連	アメリカ・T-bill3Ms	1975年1月4日	%	FRB・Web	
	アメリカ・10Ys国債	1975年1月4日	%	FRB・Web	
	アメリカ・GDP(フラッシュ, 実績公表値)	1980年1月	%	BEA・Web	
	アメリカ・GDP(1次推計値, 実績公表値)	1980年1月	%	BEA・Web	
	アメリカ・GDP(2次推計値, 実績公表値)	1980年1月	%	BEA・Web	
	アメリカ・貿易収支(実績公表値)	1980年1月	億ドル	米商務省・Web	
	アメリカ・失業率(実績公表値)	1980年1月	%	米商務省・Web	
	アメリカ・小売売上高(実績公表値)	1980年1月	%	米商務省・Web	
	アメリカ・GDP(予測値)	1980年1月	%	日本経済新聞, 日経金融新聞	月次データであるものの, 公表日ベースの日次データとして使用. 実績公表値は公表時点のリアルタイム・データを利用.
	アメリカ・GDP(予測値)	1980年1月	億ドル	DRI(民間調査機関)作成の予測値	
	アメリカ・貿易収支(予測値)	1980年1月	億ドル	日本経済新聞, 日経金融新聞	
	アメリカ・貿易収支(予測値)	1980年1月	%	DRI(民間調査機関)作成の予測値	
アメリカ・失業率(予測値)	1980年1月	%	日本経済新聞, 日経金融新聞		
アメリカ・失業率(予測値)	1980年1月	%	DRI(民間調査機関)作成の予測値		
アメリカ・小売売上高(予測値)	1980年1月	%	日本経済新聞, 日経金融新聞		
アメリカ・小売売上高(予測値)	1980年1月	%	DRI(民間調査機関)作成の予測値		

変数名	データ始期	単位	出所	備考
積み非離隔	1995年1月4日	億円	東京短資 Web	
資金需給 資金過不足 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 日銀資金過不足 実績	1988年1月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節合計 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
準備預金進捗率(1日当たり)	1990年8月16日	%		
準備預金進捗率(乖離)	1990年8月16日	%		筆者作成値
政策変更(ダミー変数)	1975年1月4日	指数		
金融政策決定会合日(ダミー変数)	1998年1月5日	指数		
準備預金残高 実績	1990年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
当座預金残高	2004年1月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
CALL 誘導目標	1994年8月1日	%		
当座預金誘導	2001年3月19日	億円		筆者作成値
当座預金誘導(上限)	2001年12月20日	億円		
資金需給 準備預金 確報	1989年8月2日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残 積終了先 超過準備	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 確報	1990年7月31日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 実績	1990年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 積み終了先	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 積み未了先	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 予想	1990年8月2日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 所要準備額(1日当たり) 確報	1999年3月9日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 所要準備額(1日当たり) 実績	1999年3月10日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 所要準備額(1日当たり) 予想	1999年3月11日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 日銀資金過不足	1988年1月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 日銀券 予想	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 日銀券 実績	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 財政 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 財政 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 資金過不足 予想	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 資金過不足 実績	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節 貸し出し 予想	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節 貸し出し 実績	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 手形買入 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 手形買入 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節手形買入(仕債等担保) 予想	2000年3月17日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節手形買入(仕債等担保) 実績	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 手形売出 予想	1994年5月30日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 手形売出 実績	1994年5月27日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 CP買現先 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 CP買現先 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 短国買現先 予想	1990年1月12日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 短国買現先 実績	1990年1月11日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 短国売現先 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 短国売現先 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節 短国買入 予想	1999年11月25日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節 短国買入 実績	1999年11月24日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節 短国売却 予想	1999年11月25日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節 短国売却 実績	1999年11月24日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 国債借入 予想	1997年11月28日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 国債借入 実績	1997年11月27日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 国債買現先 予想	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 国債買現先 実績	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 国債買入 予想	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 国債買入 実績	1989年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節合計 予想	1989年8月4日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 調節合計 実績	1989年8月3日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 当座預金増減 予想	2000年3月17日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 当座預金増減 実績	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 当座預金残高 実績	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 実績	1990年8月1日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 積み終了先	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 準備預金残高 積み未了先	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 非準備預金残高	2000年3月16日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	
資金需給 所要準備額(1日当たり) 実績	1999年3月10日	億円	日経 Needs (民間機関データベース)	

金融調節関連