

1 はじめに

財務省は2000年の8月7日に2000年度から四半期毎の外国為替平衡操作の実績を公表し始めた。さらに、2001年7月13日に1991年4月から2000年3月に遡って同データを公表した。これにより10年間に、いつ、どれだけの介入をしたかがわかるようになった。ただし、何時何分にどこの市場で介入したのかについては明記されていない。興味深いことに、東京市場で一時1ドル=79円75銭の史上最高値をつけた1995年4月19日に政府・日銀は介入を実施していないことなどもわかった。伊藤隆敏氏（前財務省副財務官）は、日経新聞の経済教室(2001年8月2日)において、NY市場の終値を使って一定の効果があつたと結論している。しかし、日本の東京市場における単独介入である場合には適切ではないように思われる。なぜなら、日銀のNY市場での介入や協調介入を除けば、東京市場で介入したと考えられ、東京市場の終値を用いる方が望ましいからである。米国側の協調介入（この間に22回）の場合にしても、米財務省・連銀がNY市場で介入する場合に限ってNY市場の終値を用いるのがよい。Federal Reserve Bulletin (July, 1992, p.485) の Treasury and Federal Reserve Foreign Exchange Operations には、例えば1992年2月17日および20日の協調介入に際して、東京市場で介入したと記載されている。このような場合には、NY市場の終値を用いることは適切ではない。したがって、われわれは東京市場の終値を用いて1991年5月13日から2000年4月3日までの為替介入が有効であったかどうかを東京外為市場の日次データを用いて実証分析を行う。

以下、第2節において、最近の文献のサーベイをしたあと、第3節において、実証分析の方法と結果を示し、最後に、第4節において結論と今後の課題を述べる。

2 介入に関する最近の研究のサーベイ

Marston(1988)によれば、為替介入は3つのチャンネルを通じて為替レートに影響する。第1は、ポートフォリオ・バランス・チャンネルである。自国債券と外国債券が不完全代替であれば、不胎化された介入であっても有効である。第2に、市場参加者がすべての利用可能な情報を用いて期待形成をしないで市場が効率的でないときには、介入はアナウンスメント効果を持つ。第3に、介入は将来の金融政策について市場にシグナルを提供する。これは、市場が効率的であったとしても働く。

Ramaswamy and Samiei (2000) は、新聞報道を基に1995年から1999年の間の分析を行っている。今回公表された財務省報告によると、この期間に円売り・ドル買い介入が計60回、円買い・ドル売り介入が6回である。一方、Ramaswamy and Samiei が FT や WSJ で報道されたとしている回数は、円売り・ドル買い介入が38回、円買い・ドル売り介入が11回である。円売り・ドル買い介入については報道がなされなかったケースがかなり多く、円買い・ドル売り介入については、実際には介入が行われなかったケースが、介入回数とほぼ同じだけ「介入」と報道された事になる。

Numbers and Types of Intervention
(weak to weaken the yen, strong to strengthen the yen)

		1995	1996	1997	1998	1999
MDF Report	weak	43	5	0	0	12
	strong	0	0	3	3	0
Ramaswamy and Sanie (2000)	weak	32(BOJ single)+6(coordination with FED)				
	strong	9(BOJ single)+2(coordination with FED)				

Chang and Taylor (1998) は、1992年10月1日から1993年9月30日までの Reuter の intraday データを用いた ARCH モデルに基づいて、日本銀行の介入は5分、10分という短いインターバルで円/ドル・レートのボラティリティーに正の有意な効果をもっていたことを示している。また、Galati and Melick (1999) も1993年9月13日から1996年4月23日までの Reuter の press report を用いて、トレーダーによって perceived された介入が予想される将来の為替レートの分散、すなわち不確実性を高めたことを示している。

わが国の為替介入を取り扱った従来の研究では、外貨準備の増減分から米財務省証券からの利子収入を差し引いた月次データを用いたり(中村・山田など)、あるいは日銀当座預金増減要因(以前の「資金需給実績」を改称)のうちの外為(これは介入のみを反映しない)の月次データを用いて介入額を推計していたが、公式の介入日と額が日次データで利用可能となった。

伊藤(2001)は、前述のようにNY市場における終値の日次データを用いて、通貨当局は為替レートの変化率に影響を与えることを目的に介入すると仮定している。「風に逆らう」(leaning against the wind) タイプの介入と「風に乗る」(leaning with the wind) タイプの介入に二分し、前者のタイプの介入を急激な変動を避けるための「円滑化介入」と、変化の方向を変える「反転介入」に分け、後者のタイプの介入を直近の円高(ないし円安)を促進するための「押し上げ」と、直近の円高(ないし円安)傾向の逆転だけは防ぎたいという「駄目押し」の場合に分けている。計200日の介入について成功率を求め、おおむね達成していたと結論している。ただし、回帰分析の結果は新聞記事には示されていない。

3 実証分析

為替介入の効果について、以下の式について推計する。

$$S = c + \alpha \cdot \text{介入} + \beta \cdot (i^* - i) \quad (1)$$

$$S^{\wedge} = c + \alpha \cdot \text{介入} + \beta \cdot (i^* - i) \quad (2)$$

$$S^{\wedge} = c + \cdot \text{介入} + \cdot (i^* - i) \quad (3)$$

ここで、 S ：円/ドルのインターバンク・レートの東京外国為替市場における終値、 S^{\wedge} は前日からの変化率、 \cdot は階差で、 c は定数項である。介入には、 F と $Interv$ の2つの場合を考える。まず、 F は、介入をインデックス化し、円売り・ドル買いは+1、円買い・ドル売りの場合は-1、介入無しはゼロで表す。次に $Interv$ は介入額(億円)を用いる。介入額は財務省のホームページ (<http://www.mof.go.jp/1c021.htm>) より入手可能である。円売り・ドル買い介入の場合には円表示の介入額をそのまま用い、円買い・ドル売りの場合には介入額にマイナスの符号を付け、介入のない場合はゼロとおく。 i^* は米国のフェデラルファンドレート、 i は日本のコールレート。

分析期間は、1991年5月13日から2000年4月3日までで日次データを用いる。全分析期間を介入のタイプに応じて次の4つに区分する。

- (i) ドル売り・円買い 1991年5月13日から1992年8月11日まで
- (ii) ドル買い・円売り 1993年4月2日から1996年2月27日まで
- (iii) ドル売り・円買い 1997年12月17日から1998年6月17日まで
- (iv) ドル買い・円売り 1999年1月12日から2000年4月3日まで

東京市場が休場の日の介入をデータから除くと、サンプル数は2196であり、この期間の介入は193回あった。図1にはこの期間の円/ドル・レートと介入額が描かれている。伊藤(2001)も指摘しているように、図2より、1ドル=125円が、ドル売りまたはドル買いの境界ラインである。すなわち、

$$Interv = \cdot (S - 125) < 0 \quad (4)$$

ここでの S は、介入直前の為替レート

(4)式の反応関数は、介入直前の為替レートが当局の暗黙のターゲット・レートから乖離した時に介入を行うことを表している。他方、(1)(2)(3)式の左辺の為替レートは介入後の為替レート、ここでは介入日の終値を用いているので、同時方程式バイアスはないものと仮定する。

(1)式は、ドル売り(買い)・円買い(売り)介入は、円安(円高)方向に進行しすぎているのを反転させることが目的と考え、終値が前日よりも円高(円安)になっていれば、介入の効果があったと判断する。よって、 \cdot が正で有意であれば、介入は効果があったといえる。また、為替レートが一旦ターゲット・レートの方へ向かったとしてもその動きを速めるための介入もある。前者は、「風に逆らう」介入であり、後者は「風に乗る」介入と呼ばれる。(2)式は、介入が為替レートの変化率に効果を及ぼすかどうかを見るものである。(3)式では、介入日、前日、前々日の終値から介入が変化率の変化分に影響を及ぼしていれば効果があったと考える。伊藤(2001)はこれを判断基準に用いて

いる。 > 0 の場合、介入によって、必ずしも為替レートが思い通りに反転しなくても変化率を抑えることができれば効果があったということになる。

推計は OLS でおこない、DW 比をチェックしたあと、White の一致推定量に基づいて標準偏差 (s.e.) を求めた。

まず、為替レート、介入額、および日米金利差について Dicky-Fuller による単位根検定を行った。結果は Table 1-1 から Table 1-3 に示されている。定数項およびタイム・トレンドを含めた場合の検定結果を載せている。タイム・トレンドが有意でない場合にはそれを省き、定数項を含めたテストを行い、それも有意でない場合にはそれも省くといった手順をとった。

為替レートは、レベル (S)、レベルの階差 (ΔS) および変化率 ($\Delta^2 S$) について単位根を検定した。それらの結果が Table 1-1 である。レベルと変化率では 10% 有意水準で単位根が存在するが、1 階差をとることによって定常となることから、為替レートは $I(1)$ である。次に、介入額の単位根検定の結果が Table 1-2 である。全期間および 4 区分での介入額のレベルについて検定をおこなった。単位根が存在せずレベルで定常である。日米金利差の単位根検定の結果は Table 1-3 に示されるように、定常である。

次に、為替介入の効果について、上の(1)-(3)式について、それぞれ 2 種類の推定をおこなう。

<1> インデックス化して、為替レートに対する影響を分析する。円売り・ドル買いは $+1$ 、円買い・ドル売りの場合は -1 、介入無しはゼロで表す。

<2> 円売り・ドル買い介入の場合には円表示の介入額をそのまま用い、円買い・ドル売りの場合には介入額にマイナスの符号を付ける。介入のない場合はゼロである。

推計結果は、(1) 式について Table 2-1 から Table 2-4、(2) 式について Table 3-1 から Table 3-4、(3) 式について Table 4-1 から Table 4-4 にまとめてある。日米金利差の係数は、全ての推計式において有意ではない。また、日米金利差を入れるケースと入れないケースを比較すると、大きな違いはみられない。

まず、レベル階差 (Table 2-1) の (1) 式の分析では、介入 (インデックス) の効果は有意に負の結果となっている。全サンプル期間および、90 年代前半における介入は、為替レートの水準の変化に有意な影響をおよぼしたものの、その効果は期待された方向とは逆である結果となった。介入のインデックス化による分析では、介入したか、しなかったか、またどのようなタイプの介入をしたかのみ情報に基づくものであり、介入額の情報が入っていないためである。1 億円の介入も 1 兆円の介入も同じ 1 として取り扱われる。添付した資料で示しているように、計 193 回の介入 (東京市場が休みの日は除く) のうち、介入日と介入前営業日の終値で比較すると、効果があった (印で示され

ている)のは、69回(約36%)にすぎない。そのうち、ドル売り・円買い介入32回のうち13回に効果があり、ドル買い・円売り介入161回のうち56回に効果があった。ただし、ドル売り・円買い(ないしドル買い・円売り)介入がかりに介入日の最安値(ないし最高値)において行われたとした場合には、介入日の終値と比べてすべての場合に効果があったといえる。

次に、介入額を用いた推計結果がTable2-2である。この場合は、上の推計結果とは逆に、係数は有意にプラスとなった。インデックスを用いた場合に有意にマイナスとなった1991-1992年と1993年-1996年の期間の係数は、マイナスであるが有意ではない。有意となった全期間および1997年以降の介入の係数の符号も、インデックス化による推計とは反対になっており、ダミー変数のような分析はミスリーディングであることがわかる。介入は全期間を通してみると、効果は小さいものの効果があったといえる。前半の2区間では介入はマイナスの符号で有意ではないが、後半の2区間ではプラスの符号で有意である。

被説明変数を変化率とした(2)式の推計結果が、Table3-1からTable3-4にまとめである。推計結果は、(1)式の場合とほぼ同じで、インデックス化を行った場合は係数が有意にマイナス、介入額を用いた場合には有意にプラスとなっている。また、インデックス化による推計では1991-1992年と1993年-1996年の介入は有意であるが、介入額による推計では、この期間の介入の効果が有意にゼロとは異なる結果となっている点も、同じである。

最後に、(3)式のように被説明変数に変化率の階差をとった結果が、Table4-1からTable4-4である。上の2つの分析とは若干異なり、ほとんどの分析期間で、係数が有意ではない。

4 結 論

以上より、わが国における1991年5月から2001年4月までのドル介入は日次の終値を判断基準にして一定の効果があったといえる。円高(ないし円安)に行き過ぎている時に、介入は為替レートを円安(ないし円高)方向に向かわせることが可能であったといえる。しかし、その効果は非常に小さい。為替レートを大きく動かそうと思えば、それだけ大規模に介入すればよいといえるが、1兆円規模の介入(この期間に3回のみ)についても為替レートを終値で約70銭あまり(変化率で約0.6%)動かすだけにとどまる。また、193回の介入のうち、終値で比較してうまくいったケースが69回にすぎなかったことから、つねに成功したとはいえない。

91年度以降の介入は、1ドル=125円をはさんで、ドルが安い時に買う一方で、高い時に売ることによって利益をあげたようであるが、外国為替資金特別会計の貸借対照表によれば、平成12年度末の外貨準備の為替評価損は、長期的な円高基調のため、

10兆円あまりにのぼっていることも指摘しておかなければいけない。さらに、70年代、80年代の介入データも情報開示されることを要望したい。

インプライド・ボラティリティの東京市場の日次データを用いて、これで表わされる外為市場参加者の期待に介入がどのような効果を及ぼしたかを分析することを今後の課題とする。

参 考 文 献

Chang Y. and S. Taylor, "Intraday Effects of Foreign Exchange Intervention by the Bank of Japan," *Journal of International Money and Finance*, vol.17, no.1 (February, 1998) pp.191-210

Galati G. and W. Melick, "Perceived Central Bank Intervention and Market Expectations: An Empirical Study of the Yen/Dollar Exchange Rate, 1993-96" *BIS Working Papers*, no.77 (October, 1999)

Marston R., "Exchange Rate Policy Reconsidered," in M. Feldstein ed., *International Economic Cooperation*, University of Chicago Press (1988) pp.79-136

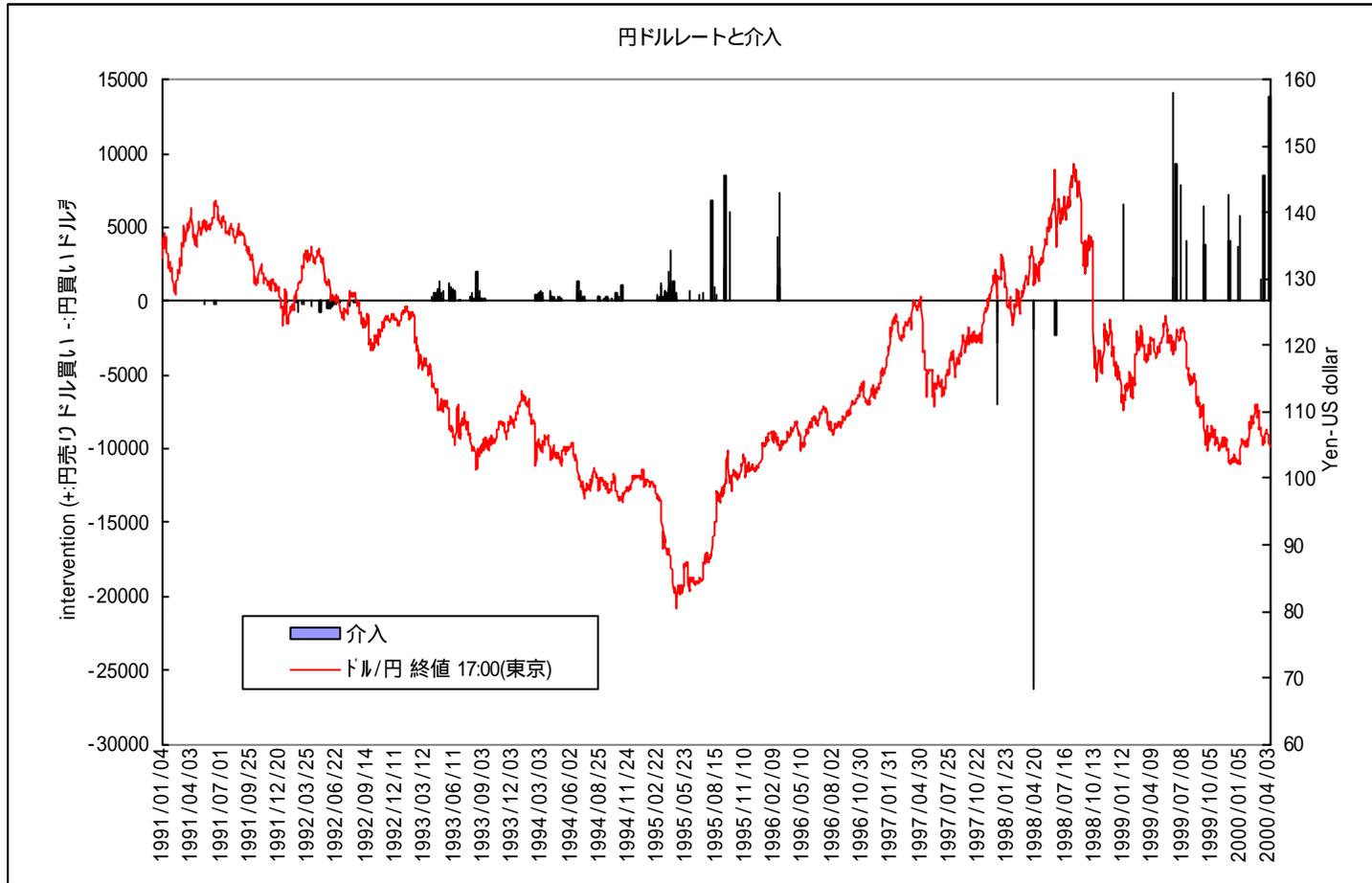
Ramaswamy R. and H. Samiei, "The Yen-Dollar Rate: Have Interventions Mattered?" *IMF working paper*, WP/00/95 (June, 2000)

Sarno L. and M. Taylor, "Official Intervention in the Foreign Exchange Markets: Is it Effective and, If So, How does it work?," *Journal of Economic Literature*, vol.39, no.3 (September, 2001) pp.839-868

伊藤隆敏、日本経済新聞 経済教室 (2001年8月2日)

中村明弘・山田良平、「外国為替介入の効果と収益」、深尾光弘・日本経済研究センター編『金融不況の実証分析』第7章

財務省主計局編、平成13年度特別会計予算、外国為替資金特別会計 貸借対照表 p.210 (2001年4月5日発行)



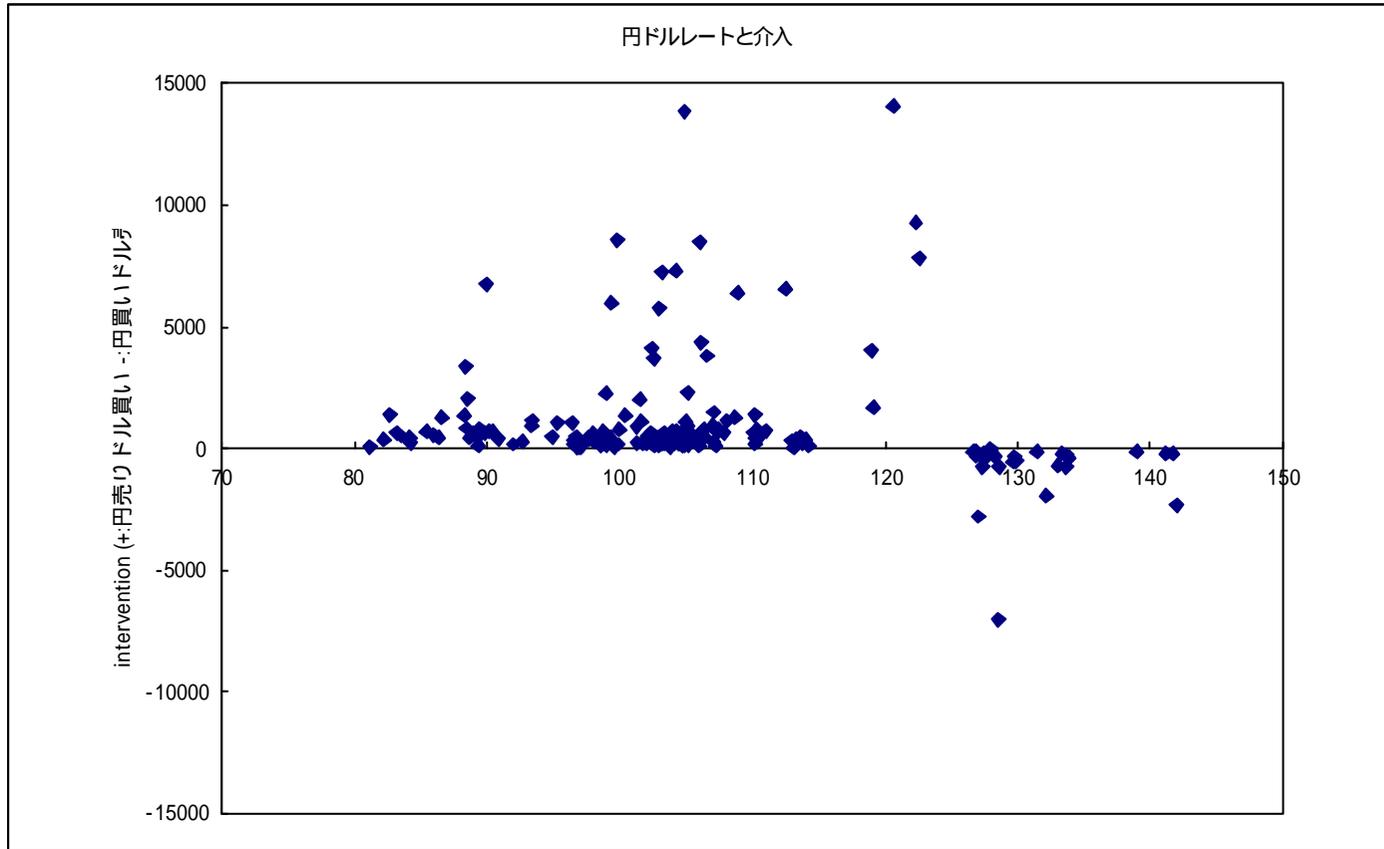


Table 1-1 Unitroot test of Yen-US dollar exchange rate

$y = \text{const} + \text{time} + b * y(-1)$

Dickey-Fuller Test statistic of b

sample period	nob	level		first difference	
		S	changeS	S	changeS
91/5/13-00/4/3	2196	-1.86	-45.36	-44.68	-
91/5/13-92/8/11	312	-0.93	-17.30	-17.33	-
93/4/2-96/2/27	717	-1.24	-26.33	-26.25	-
97/12/17-98/6/17	122	0.87	-9.50	-9.34	-
99/1/12-00/4/3	301	-2.68	-18.08	-18.12	-

$\text{changeS} = (S - S(-1)) / S(-1)$

Table 1-2 Unitroot test of Intervention

$y = \text{const} + \text{time} + b * y(-1)$

Dickey-Fuller Test statistic of b

sample period	nob	intervention level
91/5/13-00/4/3	2196	-41.37
91/5/13-92/8/11	312	-12.78
93/4/2-96/2/27	717	-21.51
97/12/17-98/6/17	122	-10.22
99/1/12-00/4/3	301	-15.18

Table 1-3 UnitRoot Test of US- Japan interest rate differentials

$y = \text{const} + \text{time} + b * y(-1)$

Dickey-Fuller Test statistic of b

sample period	nob	differentials
91/5/13-00/4/3	2196	-7.38
91/5/13-92/8/11	312	-12.64
93/4/2-96/2/27	717	-14.96
97/12/17-98/6/17	122	-8.37
99/1/12-00/4/3	301	-11.50

Table 2-1

dS=c+F				
sample period	nob	intervention		(se)
91/5/13-00/4/3	2196	-0.173	a	0.063
91/5/13-92/8/11	312	-0.346	a	0.140
93/4/2-96/2/27	717	-0.345	a	0.066
97/12/17-98/6/17	122	1.789	a	0.453
99/1/12-00/4/3	301	0.423	b	0.230

$dS=S(t)-S(t-1)$

F=1 iff intervention>0, (F=0 iff intervention=0), F=-1 iff intervention<0

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 2-2

dS=c+ intervention				
sample period	nob	intervention		(se)
91/5/13-00/4/3	2196	7.78E-05	a	2.0E-05
91/5/13-92/8/11	312	-4.71E-04		3.9E-04
93/4/2-96/2/27	717	-5.50E-05		4.3E-05
97/12/17-98/6/17	122	1.30E-04	a	4.1E-05
99/1/12-00/4/3	301	8.92E-05	b	3.0E-05

$dS=S(t)-S(t-1)$

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 2-3

dS=c+ F+ interest rate differentials						
sample period	nob	intervention		(se)	dfferentials	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	-0.197	a	0.06	0.774	0.69
91/5/13-92/8/11	312	-0.419	a	0.14	-9.142	6.75
93/4/2-96/2/27	717	-0.349	a	0.07	1.341	1.38
97/12/17-98/6/17	122	1.832	a	0.46	105.296	77.74
99/1/12-00/4/3	301	0.345		0.25	-8.271	11.34

$dS=S(t)-S(t-1)$

F=1 iff intervention>0, (F=0 iff intervention=0), F=-1 iff intervention<0

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 2-4

dS=c+ intervention+ interest rate differentials						
sample period	nob	intervention		(se)	dfferentials	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	7.24E-05	a	2.02E-05	0.694	0.69
91/5/13-92/8/11	312	-5.60E-04		3.79E-04	-7.433	6.87
93/4/2-96/2/27	717	-6.22E-05		4.31E-05	2.539	1.39
97/12/17-98/6/17	122	1.27E-04	a	4.10E-05	60.084	79.40
99/1/12-00/4/3	301	8.23E-05	b	3.20E-05	-9.451	11.25

$dS=S(t)-S(t-1)$

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 3-1

changeS=c+ F

sample period	nob	intervention	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	-1.83E-03 a	5.44E-04
91/5/13-92/8/11	312	-2.61E-03 b	1.07E-03
93/4/2-96/2/27	717	-3.44E-03 a	6.68E-04
97/12/17-98/6/17	122	1.31E-02 a	3.45E-03
99/1/12-00/4/3	301	3.57E-03 c	2.04E-03

changeS=[S-S(-1)]/S(-1)

F=1 iff intervention>0, (F=0 iff intervention=0), F=-1 iff intervention<0

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 3-2

changeS=c+ intervention

sample period	nob	intervention	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	6.04E-07 a	1.70E-07
91/5/13-92/8/11	312	-3.61E-06	2.97E-06
93/4/2-96/2/27	717	-5.03E-07	4.34E-07
97/12/17-98/6/17	122	9.77E-07 a	3.08E-07
99/1/12-00/4/3	301	7.54E-07 b	2.68E-07

changeS=[S-S(-1)]/S(-1)

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 3-3

changeS=c+ F+ interest rate differentials

sample period	nob	intervention	(se)	differentials	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	-2.03E-03 a	5.53E-04	7.22E-03	5.98E-03
91/5/13-92/8/11	312	-3.16E-03 a	1.05E-03	-6.75E-02	5.15E-02
93/4/2-96/2/27	717	-3.48E-03 a	6.86E-04	1.34E-02	1.40E-02
97/12/17-98/6/17	122	1.34E-02 a	3.49E-03	7.40E-01	5.92E-01
99/1/12-00/4/3	301	2.89E-03	2.22E-03	-7.40E-02	1.01E-01

changeS=[S-S(-1)]/S(-1)

F=1 iff intervention>0, (F=0 iff intervention=0), F=-1 iff intervention<0

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 3-4

changeS=c+ intervention+ interest rate differentials

sample period	nob	intervention	(se)	differentials	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	5.55E-07 a	1.74E-07	6.61E-03	5.98E-03
91/5/13-92/8/11	312	-4.27E-06	2.89E-06	-5.47E-02	5.24E-02
93/4/2-96/2/27	717	-5.76E-07	4.36E-07	2.53E-02	1.41E-02
97/12/17-98/6/17	122	9.57E-07 a	3.11E-07	4.06E-01	6.03E-01
99/1/12-00/4/3	301	6.96E-07 b	2.84E-07	-8.41E-02	9.98E-02

changeS=[S-S(-1)]/S(-1)

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 4-1

dchangeS=c+ F

sample period	nob	intervention	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	1.16E-03	7.58E-04
91/5/13-92/8/11	312	-5.19E-04	1.52E-03
93/4/2-96/2/27	717	5.30E-04	9.54E-04
97/12/17-98/6/17	122	2.91E-03	4.80E-03
99/1/12-00/4/3	301	1.03E-02 a	2.90E-03

dchangeS=(S(t)-S(t-1))/S(-1) - (S(t-1)-S(t-2))/S(t-2)

F=1 iff intervention>0, F=0 iff intervention=0, F=-1 iff intervention<0

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 4-2

dchangeS=c+ intervention

sample period	nob	intervention	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	9.93E-07 a	2.37E-07
91/5/13-92/8/11	312	-5.63E-08	4.17E-06
93/4/2-96/2/27	717	1.05E-06 c	6.07E-07
97/12/17-98/6/17	122	5.70E-07	4.19E-07
99/1/12-00/4/3	301	1.41E-06 a	3.83E-07

dchangeS=(S(t)-S(t-1))/S(-1) - (S(t-1)-S(t-2))/S(t-2)

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 4-3

dchangeS=c+ F+ interest rate differentials

sample period	nob	intervention	(se)	differentials	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	1.03E-03 c	7.70E-04	-2.25E-03	8.33E-03
91/5/13-92/8/11	312	-8.11E-04	1.55E-03	2.72E-02	7.62E-02
93/4/2-96/2/27	717	5.49E-04	9.85E-04	2.67E-03	2.01E-02
97/12/17-98/6/17	122	3.04E-03	4.87E-03	5.54E-01	8.27E-01
99/1/12-00/4/3	301	1.03E-02 a	3.12E-03	4.26E-02	1.42E-01

dchangeS=(S(t)-S(t-1))/S(-1) - (S(t-1)-S(t-2))/S(t-2)

F=1 iff intervention>0, F=0 iff intervention=0, F=-1 iff intervention<0

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%

Table 4-4

dchangeS=c+ intervention+ interest rate differentials

sample period	nob	intervention	(se)	differentials	(se)
91/5/13-00/4/3	2196	9.73E-07 a	2.41E-07	-3.37E-03	8.30E-03
91/5/13-92/8/11	312	2.61E-07	4.22E-06	3.59E-02	7.66E-02
93/4/2-96/2/27	717	1.04E-06 c	6.15E-07	-9.46E-04	1.99E-02
97/12/17-98/6/17	122	5.47E-07	4.23E-07	4.44E-01	8.20E-01
99/1/12-00/4/3	301	1.40E-06 a	4.03E-07	3.85E-02	1.41E-01

dchangeS=(S(t)-S(t-1))/S(-1) - (S(t-1)-S(t-2))/S(t-2)

a: significant at the 1% b: 5% c: 10%