

不胎化介入政策の有効性

—— 1985 ～ 1993 年 ——

松 本 直 樹

1 は じ め に

1973 年に日本を含めて各国は変動為替レート制に移行したが、その後も絶えず各国の通貨当局が外国為替市場に介入してきたことは、周知のことであろう。日本においても、通貨当局はたえず外国為替市場に介入してきた。さらに、外国為替市場への介入はほぼ完全に不胎化されており、これまでの日本の介入政策は不胎化介入政策であったといえよう。しかし介入政策の有効性に関しては、一般的には否定的な意見が多い。1983 年の「為替市場介入に関する作業部会報告書」においても、不胎化されない介入はある程度の効果が期待できるが、不胎化された介入は一般に持続的効果を持たないとされている。

小論の目的は、プラザ合意以後の期間について、この不胎化介入政策の有効性に関する実証分析を試みることである。一般に、もし介入政策が為替レートに影響をおよぼすとすれば、そこには二つの経路があるといわれる。一つはポートフォリオ・バランス効果であり、いま一つはシグナル効果である。ポートフォリオ・バランス効果とは、内外資産が不完全代替である場合、介入政策が投資家のポートフォリオの構成を変化させて為替レートに影響をおよぼすと

いう経路である。一方、シグナル効果とは、介入政策が期待為替レートを変化させることを通じて、現実の³⁾為替レートに影響をおよぼすという経路である。小論では、このうち前者のポートフォリオ・バランス効果のみを分析の対象とする。

以下では、まず第 2 節で、内外資産の代替性に関する実証分析を行う。このとき期待為替レートの扱いが問題となるが、ここでは期待為替レートについて合理的期待形成を仮定する。したがって実際の推定にあたっては、内外資産の完全代替の仮説と合理的期待仮説との、いわゆる複合仮説 (joint hypothesis) について実証分析を行うことになる。ついで第 3 節では、介入政策がリスク・プレミアムを通じて為替レートに影響を与えうるか否かについて実証分析を行う。

2 資産の完全代替性と合理的期待の複合仮説

不胎化介入政策が有効であるか否かを調べるためには、まず内外資産が完全代替であるかどうかについて実証分析を行わなければならない

3) Dominguez and Frankel (1993 a) および Edison (1993) 参照。

4) シグナル効果に関する実証研究のサーベイ、および日本に関する実証研究については、渡辺 (1994) を参照。

1) Takagi (1991) および松本 (1993) を参照。

2) Working Group on Exchange Market Intervention (1983) 参照。

⁵⁾ い。もし内外資産が完全代替であれば、すなわち資産保有者にとって自国通貨建て資産と外国通貨建て資産が無差別であれば、投資家のポートフォリオにおいて両者の保有比率がどのように変わろうと、為替レートに影響はないはずである。このとき、不胎化介入は無効ということになる。

内外資産が完全代替であれば、両者の収益率はつねに一致しなければならない。すなわち、自国通貨建て資産の収益率は、外貨建て資産の利子率と自国通貨の予想減価率の合計に等しくなるはずである。つまり、次式で示されるようなカバーなし金利平価が成立することになる。

$$i_t = i_t^F + \ln E_{t,t+1}^e - \ln E_t \quad (1)$$

i_t : 自国利子率, i_t^F : 外国利子率

$E_{t,t+1}^e$: t 期に形成される $t+1$ 期の直物為替レート (邦貨建て) の期待値

E_t : t 期の直物為替レート

しかし、(1)式を直接推定することはできない。なぜなら、真の期待為替レートのデータを入手することはできないからである。そこで、次のように考えよう。自国と外国の資産が完全代替であれば、カバーつき金利平価は成立すると考えてよいであろう。これは、次式のように表される。

$$i_t = i_t^F + \ln E_{t,t+1}^f - \ln E_t \quad (2)$$

$E_{t,t+1}^f$: t 期に成立する 1 期の先物為替レート

もし内外資産が完全代替であれば、すなわちカバーなし金利平価が成立するとすれば、このカバーつき金利平価の成立を前提として、次のような関係が成立することになる。

$$\ln E_{t,t+1}^e = \ln E_{t,t+1}^f \quad (3)$$

ここで為替レートの予想に関して合理的期待を仮定すれば、次式が成立するであろう。

$$\ln E_{t+1} = \ln E_{t,t+1}^e + u_{t+1} \quad (4)$$

u_{t+1} : 予測誤差

(3)および(4)式より、内外資産の完全代替の仮説と為替レートの予想に関する合理的期待の仮説が同時に成立するとすれば、次式が成り立つことになる。

$$\ln E_{t+1} = \ln E_{t,t+1}^f + u_{t+1} \quad (5)$$

これより、次のような推定式を考えることができる。

$$\ln E_{t+1} = a + b \ln E_{t,t+1}^f + u_{t+1} \quad (6)$$

(6)式は、完全代替の仮説と合理的期待の仮説を同時に検証することになるため、一般に複合仮説と呼ばれている。(6)式において、もし

$$a=0 \text{ かつ } b=1$$

という複合帰無仮説が棄却されなければ、完全代替と合理的期待の二つの仮説が同時に成立していることになり、このとき不胎化介入政策は無効であるということになる。一方、

$$a=0 \text{ かつ } b=1$$

が棄却された場合、複合仮説であるため、二つの仮説のうちどちらが成立していないのかはわからない。しかし、少なくとも不胎化介入政策が無効であるとはいえないであろう。

プラザ合意直後から 1993 年末までの期間について、月次データを用いて複合仮説の実証分析を行ったところ、表 1 に示すような結果が得られた。実証にあたっては、85 年 10 月から 93 年 12 月までの全期間、89 年 12 月以前および 90 年 1 月以後の 3 つの期間のそれぞれについて、1 か月を 1 期としたケースと 3 か月を 1 期としたケースの 2 つのケースの推定を行った。なお、推定はまず OLS を用いて行い、ダービ

5) 以下の議論は、植田 (1983)、深尾 (1983) および河合 (1986) を参考にしている。

6) ただし、このとき投資家の危険に対する中立性という強い仮定が必要である。

7) カバーつき金利平価説の実証分析については、松本 (1992) を参照。

表1 完全代替と合理的期待の複合仮説

式番号	被説明変数	const.	$\ln EFW 1$	$\ln EFW 3$	$\bar{R}^2/DW(\rho)$	複合帰無仮説のF値	備考
1985年10月～1993年12月							
(T1-1)	$\ln E(1)$	0.305 (2.674)**	0.937 (40.495)**		0.944 1.835	5.042	OLS
(T1-2)	$\ln E(3)$	4.434 (8.515)**		0.099 (0.988)	0.871 (0.985)	126.314	ML
1985年10月～1989年12月							
(T1-3)	$\ln E(1)$	0.575 (3.330)**	0.884 (25.533)**		0.929 2.099	6.127	OLS
(T1-4)	$\ln E(3)$	4.467 (6.388)**		0.114 (0.832)	0.968 (0.947)	60.945	ML
1990年1月～1993年12月							
(T1-5)	$\ln E(1)$	0.121 (0.654)	0.974 (25.457)**		0.932 1.610	1.242	OLS
(T1-6)	$\ln E(3)$	4.120 (5.707)**		0.150 (1.022)	0.960 (0.980)	65.044	ML

1) 係数の下の()内の数値はt値を示し、**は1%水準で有意であることを表している。

2) $\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数を、DWはダービン＝ワトソン比を示している。

3) 備考欄のOLSは最小自乗法、MLは最尤法で推定したことを示し、最尤法で推定した場合には、ダービン＝ワトソン比の代わりに ρ の値を()に入れて示した。

ン＝ワトソン比が悪いときは最尤法を用いた。また、用いられている変数の内容は、以下のとおりである。

変数

E ：邦貨建て直物為替レート（インターバンク、月末、円/ドル）

$E(n)$ は n か月先の直物為替レートを表す。

$EFW 1$ ：邦貨建て先物（1か月）為替レート

$EFW 3$ ：邦貨建て先物（3か月）為替レート

データの出所：日経 TELECOM

85年10月から93年12月までの全期間の推定結果をみると、1か月（式番号(T1-1)）と3か月（式番号(T1-2)）の双方のケースとも複合帰無仮説のF値が大きいため、完全代替性と合理的期待の複合仮説は棄却されることになる。ところが、全期間を2期間に分けて推定したところ、前半と後半で対照的な結果が得られた。まず、85年10月から89年12月までの期間については、1か月（式番号(T1-3)）と3か月（式番号(T1-4)）の双方のケースともF値が十

分に大きく、複合仮説は棄却される。つまり、完全代替の仮説と合理的期待の仮説の双方またはいずれか一方が成立していないと考えられる。ところが、90年1月から93年12月までの期間においては、1か月のケース（式番号(T1-5)）についてはF値が十分に小さく、複合帰無仮説は棄却されない。すなわち、完全代替の仮説と合理的期待の仮説の双方が成立している可能性がある。ただ、3か月のケース（式番号(T1-6)）についてはF値が大きくなっている。そこで、もし1か月のケースに関する推定結果を重視するとすれば、期間の前半については複合仮説は棄却されるが、後半については棄却されない、つまり完全代替と合理的期待の双方の仮説が同時に成立しているということになる。言い換えれば、80年代後半については不胎化介入政策が有効である可能性があるが、90年代に入ってから不胎化介入の効果は期待できないということになる。

3 リスク・プレミアムの実証分析

前節では、85年10月から89年12月の期間については、複合仮説が棄却されるため、不胎化介入政策が無効であるとはいえないという結

8) 複合帰無仮説のF値については、河合(1986; pp. 227～228)を参照。

果が得られた。しかしながら、複合仮説のうち、完全代替の仮説が成立していないのか、それとも合理的期待の仮説が成立していないのかはわからない。本節では、一般にそうされているように、複合仮説のうち合理的期待が成立しているものと仮定し、内外資産の不完全代替を仮定して、不胎化介入政策の有効性について考える。そのために、まずリスク・プレミアムに関する議論を整理しておこう。

内外資産が不完全代替であると仮定した場合、投資家は外貨建て資産の保有に対しては自国資産の収益率を上回る収益率を要求するであろう。なぜなら、外貨建て資産の保有は、為替リスクを伴うからである。したがって、自国資産の収益率と外国資産の予想収益率の間には、次の関係が成立しているはずである。

$$i_t = i^F + \ln E_{t,t+1}^e - \ln E_t - \phi(\cdot) \quad (7)$$

$\phi(\cdot)$: リスク・プレミアム関数

外貨建て資産の予想収益率と自国資産の収益率の差が、リスク・プレミアムである。リスク・プレミアムに影響を与える変数のうち重要と思われるのは、対外資産残高、すなわち累積経常収支である。この点について、もう少し詳しく説明しておこう。日本の累積経常収支が黒字であるということは、日本の誰かが外貨建て資産を保有しているか、あるいは外国（たとえばアメリカ）の誰かが円建て負債を保有しているということである。外貨建て資産の保有については、自国資産の収益率より外貨建て資産の予想収益率の方が高くなければ、投資家は外貨建て資産を保有しないであろう。したがって

$$i_t < i^F + \ln E_{t,t+1}^e - \ln E_t \quad (8)$$

が成立するはずである。一方、円建て負債のコ

ストは外貨建て負債のコストを下回らなければならないから、

$$i_t - (\ln E_{t,t+1}^e - \ln E_t) < i^F \quad (9)$$

が成立する。いずれにしても、(7)式が成立するわけである。

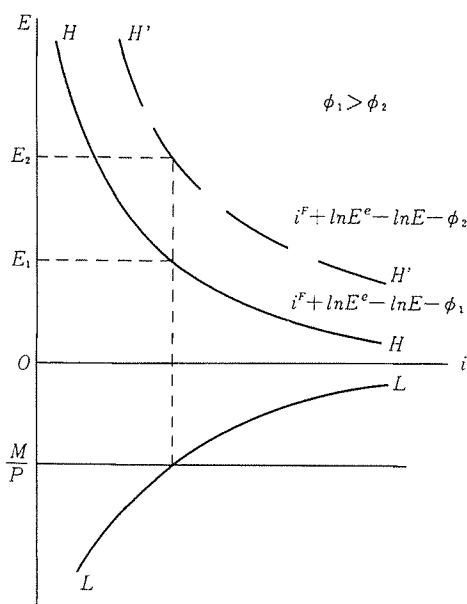
さて、累積経常収支の黒字が増加すると、その分外貨建て資産の保有についてリスク・プレミアムが要求されることになる。したがってリスク・プレミアムは、累積経常収支の増加関数ということになるろう。

$$\phi = \phi(ACA) \quad \phi' > 0 \quad (10)$$

ACA: 累積経常収支

通貨当局の介入政策は、民間部門の保有する対外資産残高（累積経常収支）を変化させる。したがって、介入政策が民間部門保有の対外資産残高の変化を通じて為替レートに影響をおよぼすことができるのであれば、介入政策は有効であるということになるろう。

これを、ドル買い不胎化介入政策を例にとって、図1を用いて考えてみよう。図のHH線



出所: Krugman=Obstfeld (1988; p. 477) の図を援用

図1 為替レートとリスク・プレミアム

9) 以下の議論については、深尾 (1983), Rogoff (1984), Frankel (1982) および小宮 (1984) を参照。

10) 深尾 (1983; pp. 24-26) および小宮 (1984; p. 11) を参照。

は、外国利子率、期待為替レートおよびリスク・プレミアムを一定として(7)式を成立させる自国利子率と為替レートの組み合わせを、 LL 線は貨幣需要関数をそれぞれ表している。介入を行っても不胎化が実施されるので、国内の実質貨幣量 (M/P) は変化せず、その結果利子率は不変である。また、外国利子率と期待為替レートは不変と仮定しておこう。通貨当局のドル買いによって、民間部門が保有する対外資産は減少するので、リスク・プレミアムは低下するはずである。このため HH 線は $H' H'$ 線までシフトし、邦貨建て為替レートは上昇するであろう。つまりドル買い不胎化介入が円安をもたらしており、不胎化介入政策は有効ということになる。

ここで、リスク・プレミアムを累積経常収支で説明できるかどうか、実証分析を行ってみよう。¹¹⁾ (7)および(10)式より、

$$i_t^f + \ln E_{t,t+1} - \ln E_t - i_t = \alpha + \beta ACA_t + v_t \quad (11)$$

v_t : 誤差項

という推定式を考えることができるが、(4)式を考慮すると、実際の推定式は次式のようなになる。

$$RP_t = \alpha + \beta ACA_t + v_t + u_{t+1} \quad (12)$$

ただし、

$$RP_t = i_t^f + \ln E_{t+1} - \ln E_t - i_t$$

である。この推定式において、理論的に予想される符号は、

$$\beta > 0$$

である。(12)式を、1か月を1期としたケースと3か月を1期としたケースについて推定したところ、表2aおよび表2bに示すような結果が得られた。なお、各変数の内容は以下に示すと

表2a リスク・プレミアムと累積経常収支
推定期間：1985年10月～1993年12月

式番号	被説明変数	const.	$\ln ACA$	$\bar{R}^2/DW(\rho)$	備考
(T2-1)	$RP1$	-0.103 (-1.291)	0.008 (1.223)	0.005 1.863	OLS
(T2-2)	$RP3$	-0.241 (-1.642)	0.018 (1.531)	0.014 0.568	OLS ※
(T2-3)	$RP3A$	-0.227 (-0.697)	0.016 (0.630)	0.0005 (0.712)	ML
(T2-4)	$RP3B$	-0.228 (-0.697)	0.016 (0.633)	0.0002 (0.714)	ML
(T2-5)	$RP3C$	-0.242 (-1.648)	0.018 (1.544)	0.014 0.564	OLS ※

- 1) 係数の下の () 内の数値は t 値を示している。
- 2) $\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数を、 DW はダービン=ワトソン比を示している。
- 3) 備考欄の OLS は最小自乗法、 ML は最尤法で推定したことを示し、最尤法で推定した場合には、ダービン=ワトソン比の代わりに ρ の値を () に入れて示した。
- 4) 備考欄の※は、最尤法の推定結果が劣悪であったため、 OLS による推定結果を表示したことを表している。

表2b リスク・プレミアムと累積経常収支
推定期間：1985年10月～1989年12月

式番号	被説明変数	const.	$\ln ACA$	$\bar{R}^2/DW(\rho)$	備考
(T2-6)	$RP1$	-0.433 (-2.694)**	0.035 (2.663)*	0.109 2.230	OLS
(T2-7)	$RP3$	-1.357 (-3.091)**	0.110 (3.068)**	0.148 (0.548)	ML
(T2-8)	$RP3A$	-1.350 (-3.063)**	0.109 (3.034)**	0.146 (0.551)	ML
(T2-9)	$RP3B$	-1.367 (-3.114)**	0.111 (3.087)**	0.150 (0.549)	ML
(T2-10)	$RP3C$	-1.373 (-3.142)**	0.111 (3.122)**	0.152 (0.547)	ML

- 1) 係数の下の () 内の数値は t 値を示し、* は5%水準で有意、** は1%水準で有意であることを表している。
- 2) $\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数を、 DW はダービン=ワトソン比を示している。
- 3) 備考欄の OLS は最小自乗法、 ML は最尤法で推定したことを示し、最尤法で推定した場合には、ダービン=ワトソン比の代わりに ρ の値を () に入れて示した。

おりであるが、金利については、日本の金利として CD レートと現先レートを、外国の金利としてユーロ・レートと TB レートを用いた。

変数：月次データ

$RP1$: リスク・プレミアム (1か月)

$RP1 = EUD1 + \ln E(1) - \ln E - CD1$

$EUD1$: ユーロ・달러金利 (1か月：月末)

$CD1$: CD 新発気配レート (1か月：月末)

$RP3$: リスク・プレミアム (3か月)

11) リスク・プレミアムの実証分析を行った文献は枚挙にいとまがないが、ここでは Rogoff (1984) と Frankel (1982) を参考にした。

$$RP3 = EUD3 + \ln E(3) - \ln E - CD3$$

$EUD3$: ユーロ・ダラー金利 (3 か月 : 月末)

$CD3$: CD 新発気配レート (3 か月 : 月末)

$RP3A$: リスク・プレミアム (3 か月)

$$RP3A = TB3 + \ln E(3) - \ln E - CD3$$

$TB3$: $TB(US)$ 流通利回り (3 か月 : 月末)

$RP3B$: リスク・プレミアム (3 か月)

$$RP3B = TB3 + \ln E(3) - \ln E - GS3$$

$GS3$: 公社債現先利回り (3 か月 : 月末)

$RP3C$: リスク・プレミアム (3 か月)

$$RP3C = EUD3 + \ln E(3) - \ln E - GS3$$

ACA : 累積経常収支 (100 万ドル)

累積経常収支の算出に際しては、経常収支から外貨準備の増加額 (これを介入額とみなす) を控除して累積額を求めた (1974 年 1 月を起点に計算)

データの出所 : 「国際収支統計月報」, 「経済統計月報」(日経 TELECOM)

表 2a は、85 年 10 月から 93 年 12 月までの全期間について推定を行った結果をまとめたものである。1 か月と 3 か月の双方とも、係数の t 値と決定係数が低く、有意な結果は得られなかった。そこで前節の実証分析の結果から、期間を二つに分けて、前半に関する結果を示したのが表 2b である。この期間 (85 年 10 月～89 年 12 月) については、累積経常収支 $\ln ACA$ の係数は理論的に予想された正の値をとり t 値も高いため、帰無仮説は棄却される。すなわち、累積経常収支の動きがリスク・プレミアムに影響を与えていたと考えられる。したがって、不胎化介入が、ポートフォリオ・バランス効果を通じて為替レートに影響を与える、¹²⁾ という意味で有効であった可能性は否定できない。

12) Dominguez and Frankel (1993b) は、1980 年代なかばの期間について、アメリカとドイツの介入政策のポートフォリオ・バランス効果に関して、有意な実証結果を得ており、介入政策は有効であったとしている。ただし、期待為替レートはサーベイ・データを用いている。

なお、ここに結果を示すことはしなかったが、期間の後半 (90 年 1 月～93 年 12 月) についても同様の推定を行った。しかし係数の符号が理論的な予想とは逆になるなど、結果はきわめて劣悪であった。これは前節で、この期間については複合仮説が成立している可能性があるという結果が得られたことを考えれば、当然のことと言えよう。

4 む す び

小論で得られた結果を、まとめておこう。内外資産の完全代替に関する仮説と、期待為替レートに関する合理的期待仮説との複合仮説について実証分析を行ったところ、プラザ合意直後から 89 年末までについては、複合仮説は成立していないという結果が得られた。しかし 90 年初めから 93 年末までについては、少なくとも 1 か月物のデータを用いた実証分析においては、複合仮説が成立している可能性がある。そして期間の前半について累積経常収支を使ってリスク・プレミアムの推定を行ったところ、決定係数は低いものの有意な結果が得られた。すなわち、80 年代後半においては、不胎化介入政策がポートフォリオ・バランス効果を通じて為替レートに有効に作用した可能性は否定できない。しかし 90 年代に入ってから、不胎化介入政策が、少なくともポートフォリオ・バランス効果を通じて為替レートを動かすことはできなかったと考えるのが妥当であろう。

それでは、なぜ通貨当局は外国為替市場での介入を行い続けているのであろうか。それは、当局がシグナル効果を期待していると考えざるを得ない。しかしシグナル効果に関しては、真の期待為替レートのデータを入手することがきわめて困難であるので、実証分析を行うことが¹³⁾できるかどうかは疑問であるように思われる。

13) Dominguez and Frankel (1993a) と渡辺 (1992, 1994) はシグナル効果の実証分析を試みている。ただし前者は、期待為替レートにサーベイ・データを用いている。

参 考 文 献

- Dominguez, K. M. and J. A. Frankel (1993 a), *Does Foreign Exchange Intervention Work?*, Institute for International Economics.
- Dominguez, K. M. and J. A. Frankel (1993 b), "Does Foreign-Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 5, December: 1356-1369.
- Edison, H. J. (1993), "The Effectiveness of Central-Bank Intervention: A Survey of the Literature after 1982," *Special Papers in International Economics* (Princeton University), No. 18, July.
- Frankel, J. A. (1982), "A Test of Perfect Substitutability in the Foreign Exchange Market," *Southern Economic Journal*, Vol. 49, No. 2, October: 406-416.
- 深尾光洋 (1983) 『為替レートと金融市場』東洋経済新報社
- 河合正弘 (1986) 『国際金融と開放マクロ経済学』東洋経済新報社
- 小宮隆太郎 (1984) 「フロート制の回顧と為替理論の展望」『季刊理論経済学』Vol. 35, No. 1, pp. 1-20
- Krugman, P. R. and M. Obstfeld (1988), *International Economics: Theory and Policy*, Scott, Foresman and Company; 石井・浦田・竹中・千田・松井共訳 (1990) 『国際経済: 理論と政策 I・II』新世社
- 松本直樹 (1992) 「カバーつき金利平価説の実証分析—1985～1990年—」『追手門経済論集』第27巻第2号, 8月: pp. 106-122
- 松本直樹 (1993) 「日本の外国為替市場介入政策—1974～1992年—」『追手門経済論集』第28巻第3号, 12月: pp. 24-41
- Rogoff, K. (1984), "On the Effects of Sterilized Intervention: An Analysis of Weekly Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, No. 2, September: 133-150.
- Takagi, S. (1991), "Foreign Exchange Market Intervention and Domestic Monetary Control in Japan, 1973-89," *Japan and the World Economy*, Vol. 3: 147-180.
- 植田和男 (1983) 『国際マクロ経済学と日本経済』東洋経済新報社
- 渡辺 努 (1992) 「外為介入のシグナル効果: 日本に関する実証分析」『金融研究』第11巻第4号, pp. 27-49
- 渡辺 努 (1994) 『市場の予想と経済政策の有効性』東洋経済新報社
- Working Group on Exchange Market Intervention (1983), "Report of the Working Group on Exchange Market Intervention,"; 邦訳「為替市場介入に関する作業部会報告書」『エコノミスト』1983年5月24日号所収

(平成7年10月31日受理)