



管理為替レート制度下における日本経済の巨視的行動

天野, 明弘

(Citation)

国民経済雑誌, 141(6):20-38

(Issue Date)

1980-06

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00172504>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00172504>



管理為替レート制度下における 日本経済の巨視的行動^{*}

天 野 明 弘

第Ⅰ節 序 論

本稿は、相互に関連する次の三つの問題を解明することを目的とする。第一に、現行管理フロート制度の下で生じる円の対ドル為替レートの変動を、われわれはどのように説明すればよいのであろうか。とくに、マクロ経済予測や政策シミュレーション分析等に通常用いられるマクロ計量モデルの中へ、為替レート決定のメカニズムをどのようにして導入することができるか。第二に、為替レートの伸縮性は、しばしば主張されるように、経常収支の不均衡を調整するのにきわめて限られた役割しか果たさないものであろうか。たとえば、もし実際に生じた為替レートの変動がなかったとすれば、わが国の経常収支はどのようになっていたであろうか。第三に、変動為替レート制度によって、個々の国民経済はそうでない場合と比べて独立性を高めることが期待されるであろうか。あるいは、もっと一般的にいて、為替レートの伸縮性が増大したことは、外生的攪乱に対するマクロ経済の反応様式にどのような差異をもたらすことになったのであろうか。

以下では、日本経済の四半期計量モデル¹を用いて、これらの問題を順次検討する。

第Ⅱ節 為替レートの決定

円の対ドル為替レートの決定要因を分析する方法として、筆者は「需給バラ

^{*} 本稿は文部省科学研究費による研究の一部である。

ンス法」と呼ばれるものが有効であることを示したが、それによれば、国際収支の個々の構成項目の変動をマクロ計量モデルによって十分な程度に説明できるならば、管理変動レート制度下の為替レートの変動をかなり良く説明することができる²。一言でいえば、需給バランス法というのは、マクロ計量モデルを用いて外国為替に対する需要と供給を均衡させるような各期の為替レートの水準を繰返し計算によって求める方法である。そのため、モデルの中には為替レートを直接決定する方程式は含まれておらず、その代りに、商品・サービスの輸出入、長期・短期の国際資本移動、および特定の為替レートの水準を防衛するためになされるもの以外の公的介入等、外国為替の需給に反映される国際収支諸項目を決定する方程式が含まれている。これらの諸項目は、一般に為替レートの関数であるから、それがある水準に与えられれば、その水準の下での外国為替の超過供給は、モデルを解くことによって求められる。したがって、試行錯誤の方法によって、外国為替の需給をほぼ均衡させる当期の為替レートの水準を見出すことができるのである³。また、このような「均衡為替レート」を探索する過程において、われわれは為替レートの期間当り変動幅が通貨当局の許容可能と考える一定の変動幅を越えないように制約条件を課すこともできる。すなわち、この制約条件に低触するような場合には、超過供給をゼロとするような為替レートではなく、許容可能な変動幅の上限もしくは下限にレートが設定され、その水準で生じる外国為替の超過供給はすべて外貨準備高の変動に反映させられる。われわれは、このような状況下で行われる通貨当局の介入を「消極的介入」と呼び、為替レートの平滑化操作や、公的対外流動性ポジションの維持のために行われる「積極的介入」と区別することとする。

本節では、上記の需給バランス法と、直接推定された為替レート決定方程式を用いる代替的な方法（「直接推定法」）との間で、標本期間内における為替レ

1 本稿で用いたモデルは、神戸大学フレックス・モデル 2-A である。紙幅の関係で、同モデルの構造方程式を本稿に含めることはできないが、参照を希望される読者は、著者に直接照会されたい。

2 天野〔1〕、〔2〕、〔3〕参照。

3 同様な方法は、TRACE モデル (Carr, *et al.* [7])、FED-MCM モデル (Berner, *et al.* [4])、Bonn モデル (Conrad and Kohnert [8])、および MPS モデル (Urdang [14]) においても用いられている。

ート変動の説明力がどのように異なるかを比較しよう。ここでは、直接推定法の代表的なものとして、以下のような貨幣的接近法による推定結果を採用した。

貨幣的接近法による為替レート決定式

$$(1) \ln FXS - \ln (M1/M1US) = 0.57911 - 0.95798 \ln O \quad (2.11)$$

$$+ 1.33974 \ln OUS + 0.17903 \ln RDC \quad (2.25) \quad (3.67)$$

$$- 0.37562 \ln RTBUS - 0.024980 T601 \quad (6.52) \quad (9.07)$$

$$+ 0.058345 Q1 + 0.031682 Q2 + 0.069005 Q3 \quad (2.33) \quad (1.25) \quad (2.79)$$

$$\bar{R}^2 = 0.958, \quad SE = 0.04230, \quad DW = 1.94 \quad (1973.I-1979.I)$$

ここで、 FXS = 邦貨建直物為替レート (円/ドル)、 $M1, M1US$ = 日本および米国の貨幣供給、 O, OUS = 日本および米国の鉱工業生産指数、 RDC = 手形売買レート、 $RTBUS$ = 米国財務省証券金利、 $T601$ = 1 次のタイム・トレンド、そして、 Q_i = 第 i 四半期の季節ダミー変数であり、係数の下の数字は t 値、 $\bar{R}^2$ は自由度修正済決定係数、 SE は推定値の標準誤差、 DW はダービン・ワトソン統計量、また、推定式の最後の括弧内は推定期間を表わす。(1)式で用いた貨幣的接近法の特定化については、現在では既に標準的なものとなっていると思われるので、詳しい説明は不必要であろう。

第1表は、需給バランス法と貨幣的接近法に基づく直接推定法とについて、標本期間内における直物為替レートの事後予測誤差を比較したものである。需給バランス法については、フレックス2—Aと呼んでいるモデルを用いたが、これは66個の方程式（うち34個は国際収支部門、32個は国内部門）を持つケインズ型の四半期マクロ計量モデルである。⁵そして、第1表の予測誤差率は、通常「ファイナル・テスト」と呼ばれている、体系の動学的シミュレーションの結果である。他方、貨幣的接近法については、(1)式の FXS 以外のすべての変数に現実値を代入して計算された予測誤差率が示されている。⁶

4 たとえば、Magee [11], Bilson [5], [6] 等を参照。

5 脚注1参照。なおフレックス・モデルの以前の型については、天野 [2], [3] を参照されたい。

第1表 直物為替レートの予測誤差率(%)

四 半 期		需給バランス法		直接推定法 (貨幣的接近法)		推定子としての一期 前の先物為替レート	
'75	I	4.8		4.5		3.5	
	II	4.0		-0.9		0.4	
	III	-0.5		-4.1		-0.8	
	IV	0.1		0.5		1.2	
'76	I	-1.0		1.4		1.3	
	II	0.1		-3.5		1.2	
	III	0.3		0.1		2.5	
	IV	-2.0		3.4		-1.8	
'77	I	-1.8	0.5	3.8	3.8	2.8	2.8
	II	-4.5	1.4	-2.7	-2.7	1.2	1.2
	III	-9.0	-3.5	-4.7	-4.7	0.2	0.2
	IV	-2.0	1.2	0.2	0.2	7.5	7.5
'78	I	-6.2	-3.2	-5.6	-5.6	-0.3	-0.3
	II		8.5		-3.3		-0.2
	III		9.3		12.0		4.6
	IV		17.8		1.8		-2.4
'79	I		2.7		-1.9		-5.8
	II		0.3		-15.9		-7.6
平均絶対 誤 差 率		2.8	4.8	2.7	5.2	1.9	3.3

(注) 正の数は、円の対ドル為替レート(円/ドル)の過大推定、負の数は過小推定を示す。

第1表では、二つの期間に分けてこれらの方法の比較を行ってみたが、最初の期間(1975. I—1978. I)は、当初の2年間比較的安定的に推移していた円レートがその後急速かつ着実に増価した期間であり、一方後者(1977. I—1979. II)は、円レートが連続的増価の後、反転して減価に向かう転回点をを含む期間である。なお、第1表の最後の欄は、外国為替市場参加者の予想を反映して

6 本稿で用いた貨幣的接近法の為替レート決定式は、それ自体いくつかの重要な仮定を背景に持っているため、単純にそれを通常のケインズ型マクロ計量モデルに導入することはできない。もちろん、国際収支接近法(需給バランス法もその一つである)と貨幣的接近法とは、共通の仮定の下で一般均衡理論の枠組の中で定式化されるのであれば、相互に整合的である。(小宮・天野[10], 第12章, Stevens [13] 参照。)

決定される1期前の3か月先物為替レートを当期の直物レートの子測値と考へたときの誤差率を参考までに示したものである。

まず、最初のシミュレーション期間については、需給バランス法も直接推定法も平均絶対誤差率は3%弱で、ほぼ同じ子測成績を示している。(先物レートのそれは約2%であった。)しかし、第二のシミュレーション期間については、いずれの方法でも子測誤差率は顕著に増大している。このことは、先物レートについても同様である。ただ、子測誤差率が増大した理由は一様ではなく、直接推定法および先物レートが1979年における為替レートの反転を追い切れずに、円の増価が持続すると子測していることから誤差が大きくなっているのに対して、需給バランス法では逆に為替レートの反転時期を1期早く子測したことから誤差の増大が生じているのである。

第2表 標本期間内の動学的シミュレーション・テスト

変	数	需給バランス法		為替レート外生	
		平均絶対誤差率 (%)			
		(a)	(b)	(a)	(b)
実質国民総生産		0.8	1.6	1.3	1.2
GNPデフレーター		0.7	1.1	0.7	0.9
卸売物価指数		1.4	2.0	1.0	1.1
商品輸出額		3.4	4.0	3.4	5.3
商品輸入額		3.5	3.1	3.8	3.0
外貨準備高		10.0	9.0	12.3	12.9
直物為替レート		2.8	4.8	—	—
		平方平均二乗誤差 (10億ドル)			
		(a)	(b)	(a)	(b)
貿易収支		1.5	1.8	1.3	1.9
経常収支		1.6	1.8	1.5	2.0
長期資本収支		0.5	1.0	0.4	0.9
基礎収支		1.9	2.2	1.7	2.2
総合収支		1.8	2.1	1.6	2.2
公的決済収支		1.7	2.3	1.7	2.7

(注) (a)欄および(b)欄のシミュレーション期間は、それぞれ1975. I—1978. Iおよび1977. I—1979. IIである。

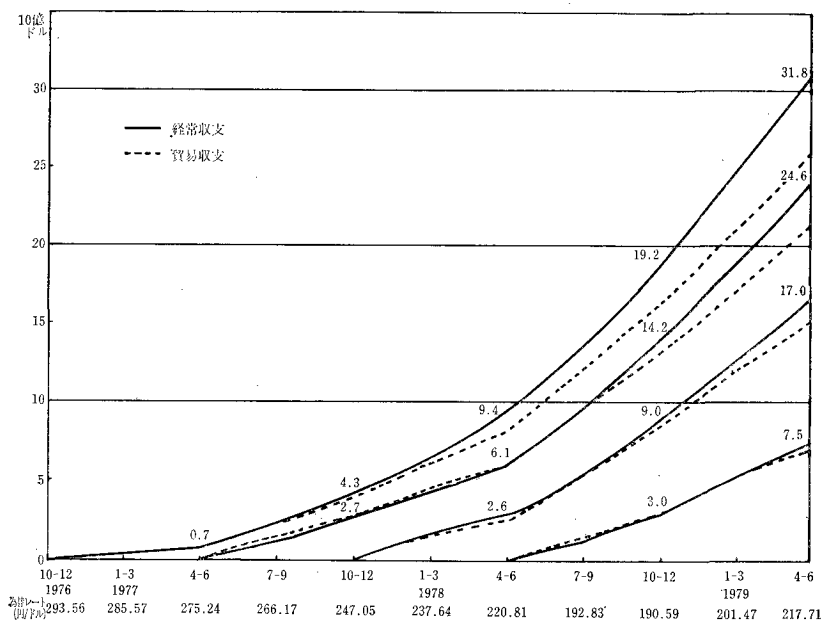
以上の結果から判断するかぎり、需給バランス法は、為替レートを直接決定する推定式を持っていないにもかかわらず、むしろ貨幣的接近法に基づく直接推定法よりも為替レートの基本的決定要因をよりよく捉えたものといえることができるであろう。

第2表は、需給バランス法を用いた標本期間内の動学的シミュレーション・テストにおける主要内生変数の予測誤差を要約したもので、同表の第2欄には、比較の基準として、為替レートの現実値を外生変数として与えた場合の結果が掲げられている。両者の比較から明らかなように、需給バランス法による為替レートの内生化によって、主要内生変数の予測誤差が大きく増大するようなことはなく、両者はほぼ同程度か、むしろ為替レートを内生化した場合のほうがやや良好な結果が得られているとさえいえる。また、実質GNPおよび物価の誤差率が1～2%，商品貿易額（名目）のそれが3～4%，そして各種の国際収支尻の平方平均二乗誤差が約20億ドルという結果は、通常のマクロ計量モデルの基準からみて、ほぼ満足できるものといえるであろう。

第III節 為替レートの変化と経常収支

変動レート制度が貿易収支あるいは経常収支の大幅な不均衡（アンバランス）の解消に有効に機能するか否かについては、これまでにもしばしば懐疑的な意見が出されていたが、過去3年ほどの間に見られたように、主要諸国の中には相当大幅の為替レートの変動を経験しながらも、経常収支の不均衡が継続する国が少なくないことを根拠として、悲観的な見解が力を得てきたように思われる。確かに、為替レートは、財・サービスの輸出入以外の多くの要因によって影響される一方、経常収支もまた為替レート以外のさまざまな決定因を持っているから、これら二つの変数の間に直截な関係が存在することは期待できないという主張も成立つかもしいない。

しかし、少なくとも日本の経常収支に関するかぎり、1977年および1978年における急激な円レートの増価がわが国の経常収支にほとんど影響しなかったと



第 1 図 為替レートが初期時点の水準に釘付された場合の
経常収支および貿易収支の累積変化額

考えるのはきわめて非現実的であるように思われる。事実、われわれのシミュレーション実験によれば、為替レートの変化は、貿易収支および経常収支に対して中期的には強い影響を及ぼし得ることが示されている。第 1 図は、このことを確かめるために行った四つのシミュレーションの結果を図示したもので、各曲線は、為替レートを出発時点の値で固定し、他の外生諸変数に標準シミュレーションと同じ時間経路を与えた場合の貿易収支および経常収支の変化額の累積値を示している。横軸の下には、参考までに各期における為替レートの現実値を掲げておいたが、それからわかるように、当該期間内に円レートは 1976 年第 4 四半期の 293.56 円/ドル から 1978 年第 4 四半期の 190.59 円/ドル へとほぼ一様に増価し、その後 1979 年第 2 四半期までに 217.71 円/ドル へと反転している。したがって、当該期間中における為替レートの最大変化幅は 102.97 円/ドル、最大変化率は 54% (IMF 方式) に達している。第 1 図から直ちに

明らかなように、もしこのような為替レートの変動が仮になかったと想定すれば、わが国の経常収支黒字幅は、残余の諸国に対してはもちろん、わが国自身にとっても深刻な経済的混乱をもたらす水準にまで加速化されたであろう。モリス・ゴールドシュタインは、「伸縮為替レートの経験には、相対価格の変化が窮極的には輸出入数量に強い影響を及ぼし、また為替レートの変化が対外調整過程に対して重要な寄与をするという命題と矛盾するものは何もない。」と述べているが、⁷ 上記の結果もこの結論を明確に支持している。

第IV節 固定レート制度および変動レート制度の下での日本経済の巨視的行動

1973年における変動レート制度の導入は、それ以前に採用されていた調整可能釘付制度 (the adjustable peg system) の下と比べて、主要先進諸国経済の巨視的行動（すなわち、各種の外生的衝撃に対するマクロ経済の反応）にかなりの相違をもたらしたものと思われる。というのは、為替レートの伸縮性が大幅に増大させられた場合、外生的衝撃が開放経済に及ぼす影響は、単にその直接効果だけではなく、それが為替レートに与える影響を通してマクロ経済に及ぼす間接効果をも考慮しなければならないからである。そして、この分野における理論的分析が強く示唆しているように、この間接効果は決して無視できるようなものではなく、場合によっては直接効果を大部分相殺し、あるいはその方向を逆転させることさえあり得る。しかも、直接効果と間接効果の相互関係は、外生的衝撃の性質によっても、また、考察の対象とされている国民経済の持つ諸特徴（国際資本移動性の程度、国内物価水準の輸入財価格への依存度、賃金伸縮性の程度等）によっても異なるので、一般的な結論を導くことができないのである。⁸

本節では、フレックス・モデル (FLEX 2-A) を用いることによって、変動レート制度の導入が日本経済の巨視的行動にどのような変化をもたらしたかを明

⁷ Goldstein [9], p. 78.

⁸ たとえば、Mussa [12] 参照。

らかにしよう。そのために、われわれは以下のようなシミュレーション分析を行った。すなわち、まず第2表で示した標本期間内の動学的シミュレーション・テストの結果を標準解とする。このシミュレーションで仮定された為替レートの許容変動幅は、1977年第1四半期について $\pm 2.5\%$ 、1977年第2四半期～1978年第2四半期について $\pm 8.0\%$ 、そして、1978年第3四半期～1979年第2四半期について $\pm 12.5\%$ である。そして、一つないし二つの外生変数の時間経路を、標準解におけるそれと比べて一定パーセント変化させてシミュレーションを行い、その解と標準解とを比較するのである。固定レート制度の場合については、標準解で得られた為替レートの時間経路と全く同じものを外生的に与えてシミュレーションを行っている。したがって、外生変数の変化が為替レートへの影響を通して体系に及ぼす間接効果はすべて除去されることになる。他方、変動レート制度の場合については、標準解を求めた時と同じ為替レート制度を想定してシミュレーションを行った。

シミュレーション実験の結果は、第3～7表に要約されている。⁹これらの表は、(i) 実質政府投資支出の増加、(ii) 公定歩合の引き上げ、(iii) 名目世界輸出額の増加、(iv) ドル建輸入価格の上昇、および(v) 海外長期・短期利利率の上昇という5つの外生的擾乱に対応したものである。各表では、主要内生変数の標準解からの乖離の大きさが、経常収支については百万ドル単位、その他の変数についてはパーセントで示されており、また変動レート制度の場合には、為替レートの標準解からの百分比乖離率も掲げられている。

まず、実質政府支出増加の影響(第3表)について考察しよう。固定レート制度の下では、実質GNPの増加と経常収支の悪化という周知の影響が現われる。外貨準備高は継続的に減少し、貨幣供給の削減と実質産出高の増加によって、物価には軽微な下降圧力が加わる。

9 Amano [3], Section IV においても、同様なシミュレーション分析が行われているが、そこで用いられたフレックス・モデル2における民間設備投資関数の性質が、経済活動の循環的変動の振幅をやや過大に表わす傾向を持っていたため、固定レート制度および変動レート制度における巨視的行動の差も誇張して示されていたように思われる。

第3表 実質政府固定投資支出1%増加の効果

四半期	為替レート (%)	ドル表示名目商 品輸出額 (%)		ドル表示名目商 品輸入額 (%)		経常収支 (100万ドル)		外貨準備高 (%)	
	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	.010	.022	.028	.010	.011	1	2	-.020	-.014
2	.031	.044	.064	.076	.081	-5	-1	-.053	-.025
3	.031	.051	.072	.137	.145	-14	-11	-.105	-.059
4	.113	.039	.105	.174	.189	-24	-12	-.184	-.075
5	.113	.026	.100	.205	.230	-37	-26	-.259	-.102
6	.211	.013	.139	.218	.252	-45	-20	-.433	-.140
7	.212	.008	.147	.216	.264	-52	-24	-.585	-.162
8	.299	.012	.200	.217	.274	-57	-10	-.673	-.122
9	.271	.018	.207	.214	.281	-65	-26	-.795	-.112
10	.378	.012	.267	.212	.288	-71	-11	-1.000	-.094

第3表 (つづき)

四半期	実質輸出等 (%)		実質輸入等 (%)		実質GNP (%)		卸売物価 (%)	
	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	.042	.056	.013	.014	.120	.123	-.064	-.063
2	.081	.122	.070	.073	.154	.165	-.018	-.013
3	.093	.132	.124	.129	.183	.194	-.015	-.006
4	.070	.210	.159	.170	.198	.232	-.007	.015
5	.045	.181	.189	.206	.210	.247	-.006	.026
6	.015	.265	.205	.228	.208	.280	-.000	.045
7	-.005	.241	.208	.240	.218	.295	-.011	.051
8	-.012	.336	.212	.251	.217	.330	-.010	.062
9	-.018	.292	.212	.258	.222	.375	-.022	.063
10	-.026	.420	.210	.266	.217	.375	-.025	.071

これに対して、変動レート制度の下では、円の対ドルレートが持続的に減価し、それが経常収支の悪化を抑制するので、総需要を一層刺激する効果を持つことになる。これは、変動レート制度の下で、国内的攪乱要因の影響が国内に封じ込められるという周知の“bottling-up effect”によるものである。われわれのモデルでは、国内利子率をもっぱら公定歩合の分布ラグによって決定されているため、資本移動の利子率に対する反応はかなり大きいにもかかわらず、有効需要の拡大が利子率の上昇を通じて資本流入をもたらし、それが円レートを増価させるという波及経路が存在せず、したがって、上記の封じ込め効果が

現われるのである。ただし、タイム・ラグの存在のため、当初はこの効果は小さく、時間の経過とともにその影響が明瞭となる。この過程を通常の乗数値の時間経路で示せば、下記のとおりである。初年次および第2年次における乗数

為替レート制度	四半期									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
固定レート	1.43	1.77	1.98	2.14	2.21	2.15	2.15	2.17	2.21	2.32
変動レート	1.47	1.89	2.10	2.50	2.61	2.90	2.91	3.30	3.35	4.02

値は、固定レート制度の下ではそれぞれ1.84および2.17であるのに対して、変動レート制度の下では2.01および2.74である。したがって、為替レートの変動を通じる間接的拡張効果は、初年次において、直接効果の約10%、第2年次においては、その35%となっていることがわかる。なお、変動レート制度の下では、為替レートの減価のために、物価水準は第4四半期から上昇へと転じている。

つぎに、公定歩合の引き上げ（第4表）については固定レート制度の下では国内投資が抑制されるため実質GNPは低下し、それに伴って経常収支は改善する。また、資本流入も生じることから、外貨準備高は通増する。物価水準は、稼働率の低下による生産性の低下を反映して最初の数四半期は軽微な上昇を示

第4表 公定歩合10%（対標準シミュレーション比）引上げの効果

四半期	為替レート (%)	ドル表示名目商品輸出額 (%)		ドル表示名目商品輸入額 (%)		経常収支 (100万ドル)		外貨準備高 (%)	
	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	-.075	-.008	-.050	-.003	-.010	-1	-7	.162	.118
2	-.227	-.050	-.192	-.072	-.103	1	-23	.575	.367
3	-.227	-.157	-.315	-.336	-.394	22	-4	1.053	.708
4	-.761	-.215	-.656	-.566	-.670	48	-38	1.594	.834
5	-.761	-.176	-.677	-.757	-.926	102	25	2.170	1.091
6	-1.361	-.072	-.892	-.911	-1.136	158	-6	3.322	1.349
7	-1.488	.035	-.926	-1.015	-1.328	222	27	4.401	1.518
8	-2.028	.117	-1.177	-1.041	-1.423	282	-44	5.072	1.286
9	-2.033	.157	-1.247	-.992	-1.454	314	27	6.128	1.311
10	-2.585	.167	-1.614	-.931	-1.474	333	-80	7.650	1.234

第4表 (つづき)

四半期	実質輸出等 (%)		実質輸入等 (%)		実質GNP (%)		卸売物価 (%)	
	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	-.014	-.110	-.003	-.008	-.040	-.064	.021	.012
2	-.093	-.390	-.057	-.080	-.156	-.232	.062	.021
3	-.289	-.576	-.262	-.303	-.296	-.377	.085	.019
4	-.381	-1.314	-.451	-.524	-.420	-.649	.093	-.059
5	-.289	-1.199	-.594	-.707	-.496	-.750	.028	-.190
6	-.091	-1.700	-.716	-.870	-.533	-.996	-.125	-.427
7	.131	-1.597	-.788	-.997	-.557	-1.081	-.242	-.665
8	.329	-2.047	-.827	-1.089	-.530	-1.293	-.312	-.812
9	.514	-1.847	-.771	-1.086	-.513	-1.342	-.299	-.905
10	.574	-2.488	-.728	-1.123	-.507	-1.594	-.263	-.954

すが、利子率の上昇に伴って貨幣供給が圧縮されるにつれて、相当急激に低下する。他方、変動レート制度の下では、資本流入が円レートを増価させるため、固定レートの場合のように経常収支の改善が見られず、ドル表示の経常収支は、ほぼバランスした状態で推移する。その結果、財・サービスの実質輸出の減少が、その実質輸入の減少を上回り、公定歩合の有効需要削減効果は、固定レートの場合よりも強力なものとなる。つまり、変動レート制度の封じ込め効果がここでも見られるわけであり、マンデル＝フレミング・モデルが強調したように、金融政策が変動レート制度の下で一層有効となるのは、為替レート変動による間接効果が強力に働くためであるという結論は、少なくとも中期的にはわれわれのモデルにもそのまま妥当する。また、変動レートの場合には、円レートの増価が物価水準を一層押下げるため、物価対策としての効果も増大する。

以上のように、われわれのモデルでは、財政政策も金融政策もともに変動レート制度の下で固定レート制度の場合よりも有効性が高められるが、それでは対内外均衡および失業とインフレのトレード・オフに対する両政策手段の比較優位関係はどのようになっているであろうか。このことを確かめるために、上記二つのシミュレーションの結果から、各政策手段が二つの目標変数に及ぼす効果の比率を比較すると、次ページの表のようになる。ここで、GNP は実質

目標変数	政策手段	第1年次	第2年次
ΔGNP	財政政策	-10.3	-18.4
ΔGFX	金融政策	-1.7	-6.6
ΔPW	財政政策	-0.1	1.5
ΔGNP	金融政策	0.1	4.8

GNP, GFX は外貨準備高, PW

は卸売物価指数を表わす。同表から

明らかなように、対内外均衡につい

ては、財政政策が総需要管理に、ま

た金融政策が対外均衡に対して明確な比較優位を持ち、他方、雇用とインフレの問題に関しては、金融政策がインフレ対策に比較優位を持っている。

さて、残りの三つのシミュレーションは、対外的攪乱要因に関するものである。まず、世界輸出額の増加（第5表参照）については、固定レート制度の場

第5表 世界名目輸出額1%増加の効果

四半期	為替レート (%)	ドル表示名目商 品輸出額 (%)		ドル表示名目商 品輸入額 (%)		経常収支 (100万ドル)		外貨準備高 (%)	
		固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	- .248	1.548	1.403	.028	.006	267	245	.674	.527
2	- .645	1.610	1.195	.210	.111	295	225	1.903	1.274
3	- .645	1.626	1.172	.373	.205	287	213	2.627	1.612
4	-1.188	1.594	.879	.457	.240	296	161	3.230	1.612
5	-1.188	1.555	.805	.533	.261	225	109	3.458	1.425
6	-1.443	1.523	.636	.567	.281	266	87	4.561	1.574
7	-1.453	1.501	.533	.574	.264	269	62	5.205	1.483
8	-1.622	1.504	.327	.574	.243	331	21	5.484	1.223
9	-1.510	1.499	.224	.585	.211	259	-18	6.048	1.086
10	-1.673	1.457	.005	.599	.165	274	-73	7.011	.973

第5表 (つづき)

四半期	実質輸出等 (%)		実質輸入等 (%)		実質GNP (%)		卸売物価 (%)	
	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	1.373	1.051	.036	.020	.331	.251	-.177	-.209
2	1.534	.676	.191	.119	.424	.205	-.050	-.172
3	1.585	.758	.338	.219	.470	.235	-.027	-.215
4	1.565	.133	.427	.274	.514	.123	-.026	-.304
5	1.514	.161	.502	.318	.530	.113	-.005	-.354
6	1.469	-.146	.562	.365	.546	.011	.011	-.371
7	1.429	-.187	.592	.379	.528	-.034	.049	-.393
8	1.433	-.477	.615	.377	.565	-.136	.045	-.405
9	1.467	-.409	.632	.358	.569	-.166	.092	-.400
10	1.419	-.741	.669	.327	.577	-.287	.130	-.391

合、わが国の輸出額は着実に増加し、名目輸出額の平均弾力性は1.45である。經常収支は改善し、外貨準備高は時とともに増大する。財・サービスの実貨輸出の誘発的増加分と実質GNPのそれとの比率として擬似乗数を求めると、第1年次において1.62、第2年次において2.11であった。しかし、変動レート制度の下では、円レートの増価が早晩經常収支の改善に歯止をかけ、実質GNPの増加傾向は第6期を境に逆転する。為替レートは、經常収支の黒字が消滅した後も増価を続けるが、これは、(i) 輸出減少に伴って短期資本の流れが逆転すること、および(ii) 通貨当局が初期の期間に蓄積した過大な外貨準備高を削減しようとする行動することに起因している。このように、対外的攪乱要因が国内経済活動水準に及ぼす影響は、(若干のタイム・ラグはあるが) 為替レートの変動によって中和されることになる。ただし、国内物価水準に及ぼす影響は、それよりも永続的である。

対外的攪乱の第二のタイプは、輸入価格の上昇である(第6表参照)。固定レート制度の下では、外国通貨表示の輸入価格の上昇は、(i) わが国の輸入需要が価格非弾力的であること、および(ii) 輸入価格上昇に誘発される国内物価の上昇がわが国の輸出を抑制することを通して、ドル表示の經常収支を悪化させる。ちなみに、外貨表示の輸入価格に関する国内卸売物価の弾力性は、第1

第6表 ドル建輸入価格1%上昇の効果

四半期	為替レート (%)	ドル表示名目商 品輸出額 (%)		ドル表示名目商 品輸入額 (%)		経 常 収 支 (100万ドル)		外貨準備高 (%)	
		固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	.089	-.072	-.020	.726	.734	-120	-112	.096	.148
2	.443	-.172	.095	1.413	1.468	-255	-210	-.372	-.007
3	.443	-.344	-.034	1.472	1.584	-314	-263	-.946	-.312
4	1.109	-.440	.211	1.274	1.447	-322	-198	-1.738	-.512
5	1.109	-.467	.242	.966	1.217	-279	-171	-2.159	-.502
6	1.576	-.460	.479	.751	1.038	-264	-77	-3.401	-.723
7	1.442	-.464	.460	.714	1.044	-277	-86	-4.168	-.698
8	1.849	-.523	.666	.729	1.077	-330	-24	-4.558	-.480
9	1.594	-.616	.599	.726	1.117	-361	-102	-5.137	-.358
10	2.142	-.691	.930	.710	1.166	-405	-21	-6.338	-.303

第6表 (つづき)

四半期	実質輸出等 (%)		実質輸入等 (%)		実質GNP (%)		卸売物価 (%)	
	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	-.136	-.021	-.466	-.461	.053	.082	.440	.451
2	-.307	.267	.071	.111	-.066	.076	.533	.606
3	-.618	-.051	.128	.207	-.174	-.019	.526	.654
4	-.790	.557	-.013	.107	-.239	.103	.505	.740
5	-.845	.445	-.250	-.084	-.286	.087	.496	.816
6	-.823	.966	-.441	-.247	-.297	.255	.474	.856
7	-.810	.762	-.498	-.277	-.281	.260	.450	.900
8	-.842	1.242	-.508	-.264	-.304	.428	.456	.931
9	-.969	.882	-.513	-.237	-.321	.406	.429	.953
10	-1.019	1.603	-.545	-.195	-.304	.632	.395	.974

年次で0.50, 第2年次で0.47ときわめて高い。このように, 実質輸出の減少と, インフレ率の上昇によって生じる実質民間消費の減少とによって, 実質GNPは減退する。最後に, 名目輸入額の増大が外貨準備高に加える圧力は, 一時的には相殺的な短期資本流入によって吸収されるが, 短期資本移動の緩衝効果が働くのは1四半期だけであり, 第2期以降は外貨準備高は通減する。このように, 固定レート制度の下では, 輸入価格の上昇は, インフレ率の上昇, 失業の増大, 対外準備ポジションの悪化という三つの主要な側面のすべてにわたって, 経済に打撃を与えるわけである。

変動レート制度の下では, この三つの負担のうちの二つは, 為替レートの変動によって緩和される。第一に, 為替レートの減価は, 財・サービスの実質輸出を増加させるため, ドル表示の経常収支の悪化にもかかわらず, GNPの低下を緩和し, 後の期間では, むしろGNPを増加させる傾向を持つ。いい換えれば, 変動レート制度は, 今の場合100%以上の遮断効果を持っていることになる。第二に, 為替レートの減価は, 輸入価格の上昇が外貨準備高に及ぼす不利な影響を緩和する。しかし, これらの好影響に対して, 為替レートの減価は国内での物価上昇圧力を加重するという側面も持っている。輸入物価に関する卸売物価の平均的弾力性は, 固定レート制度の場合第1年次で0.50, 第2年次

で0.47であるのに比べ、変動レート制度の下ではそれぞれ0.61および0.88と著しく高くなり、第10期にはほとんど1に近くなっている。したがって、外国からの影響によって輸入価格の上昇と交易条件の悪化が生じたとき、変動レート制度はその国内物価への影響を遮断するよりもむしろ加重する傾向を持つ点に注意しなければならない。

最後に、外国における利子率の上昇の効果が第7表に示されている。われわれのモデルでは、外国利子率の変化は、主として資本移動への影響を通して国内経済に影響を及ぼす。先にも述べたように、国内利子率は、もっぱら公定歩合の現在および過去の水準によって決定されるというわれわれのモデルの特徴から、公定歩合を外生変数としてシミュレーションを行えば、国内利子率は外国利子率から完全に隔離された状態を考察していることになる。このような状況は、銀行の貸出および預金金利が公定歩合の水準ときわめて密接な関係にコントロールされているわが国の金融制度の下では必ずしも非現実的とはいえないが、下記の推定結果が示すように、公定歩合自体が外国の金融情勢によって直接影響を受ける可能性もある。

$$\begin{aligned} \ln ROD = & 0.24045 + 1.33782 \ln(PW/PW_{-1}) \\ & (2.80) \\ & + 0.70312 \ln(PW/PW_{-1})_{-1} \\ & (1.39) \\ & + 0.0040678 \{ (1 + RED/400) \cdot (FXF/FXS) - 1 \} \cdot 400 \\ & (3.56) \\ & + 0.83095 \ln ROD_{-1} \\ & (19.82) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.957, \quad SE = 0.05800, \quad DW = 1.69 \quad (1969. II - 1979. II)$$

ここで、 ROD は公定歩合、 PW は卸売物価指数（総平均）、 RED は3か月ものユーロ・ダラー預金金利（ロンドン）、 FXF は3か月先物為替レート、 FXS は直物為替レートである。そこで、上式を用いて公定歩合を内生化したモデルについて、同様なシミュレーションを行ってみたが、その結果は第7表のものと僅かに異なるだけであった。したがって、以下では公定歩合を外生変数とした第7表の結果について議論を進めることにする。

第7表 外国長・短期金利10% (対標準シミュレーション比) 上昇の効果

四半期	為替レ ート (%)	ドル表示名目商 品輸出額 (%)		ドル表示名目商 品輸入額 (%)		経 常 収 支 (100万ドル)		外貨準備高 (%)	
	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	.623	-.003	.356	.002	.058	-26	28	-1.361	-.998
2	1.031	.002	.687	-.005	.190	6	117	-3.177	-2.033
3	1.031	-.002	.695	-.003	.273	12	124	-4.530	-2.816
4	2.134	-.002	1.227	.026	.387	9	243	-5.510	-2.771
5	2.134	.002	1.337	.044	.521	4	211	-6.402	-2.936
6	2.738	.002	1.674	.038	.559	16	353	-8.210	-2.989
7	4.398	.016	2.770	.041	.772	36	612	-9.459	-1.792
8	2.740	.039	2.262	.034	.868	48	615	-9.464	-.935
9	4.333	.086	3.079	.043	.854	46	688	-10.655	-.205
10	2.730	.135	2.588	.040	1.001	68	646	-12.027	.121

第7表 (つづき)

四半期	実質輸出等 (%)		実質輸入等 (%)		実質GNP (%)		卸売物価 (%)	
	固定	変動	固定	変動	固定	変動	固定	変動
1	-.005	.796	.127	.166	-.019	.181	.010	.092
2	.405	1.771	.434	.577	.034	.397	-.028	.196
3	.397	1.669	.405	.604	.040	.418	.002	.304
4	.322	2.855	.348	.606	.042	.731	.006	.480
5	.443	2.880	.427	.757	.059	.799	-.014	.604
6	.372	3.471	.352	.719	.070	1.070	-.048	.645
7	.423	5.627	.307	.824	.084	1.600	-.097	.964
8	.383	3.624	.242	.830	.104	1.412	-.164	.819
9	.602	5.740	.341	.950	.145	1.993	-.251	.838
10	.592	3.944	.253	1.008	.182	1.782	-.346	.745

さて、固定レート制度の下では、外国金利の上昇の主たる効果は、外貨準備高の減少として現われる。短期利子率の差異は、先物プレミアムの変化によって急速に埋められるため、資本の純流出は主して長期資本勘定で生じるが、その結果準備貨幣の内生的な減少が継続する。そして、体系の反応は、大部分がこの貨幣供給の減少から派生したものである。すなわち、国内物価の低下、経常勘定の軽微な改善、実質GNPの若干の増大等がそれである。しかし、これらの影響はきわめて緩慢にしか現われない。

これに対して、変動レート制度の下では、外国金利上昇の衝撃は一層直接的

かつ顕著である。すなわち、円レートの減価は相当程度に達し、それが経常収支の改善を通じて実質GNPを増大させる一方、国内インフレ率をも上昇させる。しかも、変動レート制度の下では、後の期になって長期資本の純流出が増大する傾向がある。これは、為替レートの減価率が、名目純資産の代理変数としての名目GNPの増加率よりもつねに大きく、したがって対外借入に対する純需要が減少するためである。しかし、資本純流出の拡大が為替市場にかかる圧力は、経常収支の改善によって緩和され、準備貨幣の変化を通して波及する金融面への攪乱的影響もそれだけ小さくなる。にもかかわらず、為替レートの変化の直接的影響はきわめて強力であり、われわれのモデルでは、変動レート制度の遮断機能は、この種の対外的攪乱に対してはまったく期待できないのである。

上述のような強い結論は、いうまでもなく、国内利子率が外国利子率とまったく連関を持っていないというモデルの性格に大きく依存している。しかし、わが国の金融市場がどの程度開放的であるかという点は、経験的な問題であって、上記のシミュレーション結果は、変動レート制度の下において、外国の金融情勢の変化が国内経済に攪乱を引き起こす重要な波及経路の存在を示唆しているといえよう。

引用文献

- [1] 天野明弘, 「マクロ・モデルにおける為替レート内生化の試み」, 『季刊現代経済』, No. 33 (1978年冬季号)。
- [2] Amano, A., "FLEX 1: A Quarterly Model of the Japanese Flexible Exchange Rates System," *Annals of the School of Business Administration*, Kobe University, No. 23, 1979.
- [3] ———, "Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Management: A Study of the Japanese Experience, 1973-78," *Annals of the School of Business Administration*, Kobe University, No. 24, 1980.
- [4] Berner, Richard, Peter Clark, Ernesto Hernández-Catá, Howard Howe, Sung Kwack, and Guy Stevens, "A Multi-Country Model of the International Influence on the U. S. Economy: Preliminary Results," *International Finance Discussion Papers*, No. 115, December 1977.

- [5] Bilson, J. F. O., "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence," *IMF Staff Papers*, Vol. 25, No. 1, March 1978.
- [6] ———, "Recent Developments in Monetary Models of Exchange Rate Determination," *IMF Staff Papers*, Vol. 26, No. 2, June 1979.
- [7] Carr, J. L., G. V. Jump, and J. A. Sawyer, "The Operation of the Canadian Economy under Fixed and Flexible Exchange Rate: Simulation Results from the TRACE Model," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 9, No. 1, February 1976.
- [8] Conrad, Klaus, and Peter Kohnert, "Economic Activity, Interest Rates and the Exchange Rate in the Bonn Forecasting System No. 10," The University of Bonn, February 1979.
- [9] Goldstein, Morris, "Have Flexible Exchange Rates Made Macroeconomic Policy More Difficult: A Survey of the Issues and the Evidence," a paper read at the Conference on Macroeconomics under Flexible Exchange Rates, Madrid, Spain, September 6-8, 1979.
- [10] 小宮隆太郎・天野明弘, 『国際経済学』, 岩波書店, 1972年。
- [11] Magee, Stephen P., "The Empirical Evidence on the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rates," *American Economic Review*, Vol. 66, No. 2, May 1976.
- [12] Mussa, Michael, "Macroeconomic Interdependence and the Exchange Rate Regime," in R. Dornbusch and J. A. Frenkel, eds., *International Economic Policy: Theory and Evidence* (Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1979).
- [13] Stevens, Guy V. G., "Balance of Payments Equations and Exchange Rate Determination," *International Finance Discussion Papers*, No. 95, December 1976.
- [14] Urdang, E. Scott, "An International Flow of Funds Model with an Endogenous Exchange Rate," mimeographed, April 1978.