

金融の国際化が為替レートの変動および 国際収支に与える影響について*

深 尾 光 洋**

1. はじめに——要旨をかねて
2. 1973年以降の円・ドル、マルク・ドルレートの推移
3. 財政政策と為替レート、実質金利
4. 金融の国際化と為替レート変動、国際収支不均衡——理論的な分析
5. 円・ドル、マルク・ドルレート変動の実証分析
6. おわりに

補論：合理的期待形成を導入した2カ国モデル

1. はじめに——要旨をかねて

1980年代に入ってからのが替レートの変動や主要国間における経常収支の不均衡拡大は、国際経済における最も重要な問題のひとつになっている。その原因としては、米国における財政赤字の拡大と日本、西ドイツにおける財政赤字の縮小が取り上げられることが多い。例えば Branson (1985)、Ueda (1986) らは、米国の財政赤字の拡大が同国の実質金利の上昇を招き、これが海外からの資本流入を促すことによりドルの円、マルクに対する過大評価をもたらし、その結果、米国産業の国際競争力の低下と経常収支の大幅な悪化が生じたとしている。一方、日本と西ドイツにおいては、ちょうどこの時期に財政赤字の削減を進めていたが、これは両国の実質金利を

相対的に低め、円とマルクをドルに対して弱めるように働いたため、両国の経常黒字が拡大することになったとされる。

このような財政政策を起点と考える観点からの分析は、経済理論的にも説得力があり、今や学界の定説化した感がある。しかし経常収支の不均衡は、それに対応する資本の流れがどのような状態にあるかによって、その大きさや持続性の程度がかなり異なってくる。とくに近年は、為替レートの変動や国際収支の不均衡も従来に比べ拡大しやすくなっているように窺われるが、その原因を理解するためには、主要国の金融市場の国際化による国際資本移動の活発化に注目する必要がある。すなわち、先進各国における為替管理の緩和、通信技術の発達による金融取引コストの低下、金融機関や企業における国際的な資金運

* 本論文作成に当たっては、大阪大学・新開陽一教授、植田和男助教授、東京大学・河合正弘助教授及び神奈川大学・大滝雅之助教授から有益なコメントを頂いた。

** 日本銀行金融研究所研究第1課調査役

用・調達についてのノウハウの蓄積といった近年顕著にみられる現象は、資本の移動性を増すことにより国際的な金融取引を拡大し、外国為替市場の厚みを増してきたと考えられる。そこで本論文では、このような金融の国際化に注目し、それが為替レートの変動と経常収支不均衡の発生に与える影響を中心的テーマとして取り上げ分析する。

まず2.では、1973年以降の変動相場制下における、実質為替レート、実質金利、国際収支の動向を概観する。そして、円・ドルおよびマルク・ドル為替レートについては、実質金利差の影響が強まってきている反面、経常収支不均衡の影響は概して低下してきている様に窺えることを示す。

次に3.では、比較的簡単な理論モデル（2国モデル）により、一国の財政政策の変更の影響が、他の国に波及するメカニズムについて考察する。それによれば、米国の財政赤字の拡大は米国の実質金利を上昇させるとともに、ドルの円に対する実質為替レートを上昇させ、この結果、米国の経常収支を悪化させる。米国の財政政策の変更（赤字拡大）は、このようにドル高・円安をもたらすので、日本ではそれによって輸出が拡大するとともに、それがもたらす需要増大を通して実質金利を高める効果を持つ。

4.は、本論文の中核をなす部分である。ここでは、上記のような財政政策の国際波及のプロセスは国際的な資本の移動性の程度に大きく依存していることを示すとともに、とくに金融の国際化は為替レートの決定要因の相対的な重要性を変化させることを論ずる。すなわち、外国為替市場の厚みが増すにしたがって、為替リスクに対するプレミアムが縮小することにより経常収支不均衡の為替レ

トに与える影響が減少する一方、内外の実質金利差の影響が増大することが理論的に示される。国際金融・為替市場に、このような構造変化が生ずる場合には、ある国による拡張的な財政政策の発動は、①より大きな自国通貨の上昇、②より強い実質金利の均等化傾向、③より大きな、また、より長期間にわたる経常収支不均衡、を発生させることが予想される。こうした金融面での統合に対し、各国間の貿易を通じた財市場の統合が強まる場合には、財政政策の変更によって生ずる為替レートの変動幅は縮小することが示される。このため、国際貿易が増大する以上のテンポで国際金融市場が拡大するような場合には、財政政策の変更はより大きな為替レートの変動を発生させると考えられる。

5.では、以上で展開してきた理論に基づいて、1973年以降の変動相場制下における円・ドルおよびマルク・ドル実質為替レートの動きを実証的に分析する。すなわち、実質為替レートの動きを実質金利差と累積経常収支により説明する回帰式を計測するが、為替レート決定要因の時間的変化を捉えるため、通常回帰式の計測（係数値は計測期間中一定）とは異なり、計測期間中のパラメーターの変化を許す推定方法（カルマンフィルター）によって分析を行った。その結果は、理論から予想されるとおり、実質金利差の重要性が急速に拡大してきた反面、累積経常収支の影響力は低下してきていることを示している。

最後に6.では、本論文の分析から得られる政策的インプリケーションを示す。すなわち、金融が国際化し資本の移動性が高まった状況下における財政政策の変更は、実質為替レートや経常収支により大きな影響を与えるので、それが他国に与える影響も考慮に入れた

政策運営が要請される。とくに大国（例えば米国）が財政赤字を拡大させて経常収支の大幅な赤字が生ずるような場合、短期的にはそれは民間資本移動によってファイナンスされるものの、不均衡継続により生み出される為替レートへの下方圧力の発生は先延ばしされるにすぎず、その意味で国際収支不均衡に伴う問題自体が消え去るわけではない。この時、もし政策面での調整が同様に先延ばしされるならば不均衡は拡大し、その解決もより困難になって行く。そして結局は、市場の力が為替レートや金利を大幅に動かすことによって、国際収支不均衡の是正を各国経済に強制することになる。金融が国際化し、国際収支不均衡が容易に民間の資本移動によってファイナンスされるようになった先進主要国においても、過大な対外不均衡が発生しないように十分配慮して経済政策を運営して行くことが、より安定した為替レートを達成するために不可欠である。

2. 1973年以降の円・ドル、マルク・ドルレートの推移

円、マルクと米ドルの間の為替レートは、これら3カ国が変動相場制に移行して以来大幅な変動をみせてきた。第1図と第2図は、円・ドルおよびマルク・ドル実質為替レートの動きに加え、その決定要因と考えられる実質金利差、累積経常収支に付き各々1973年以降の推移を示している。実質為替レートは、名目為替レートを各国のGNPデフレーターで実質化したものである。実質金利差は、各国の名目金利から、それぞれの国のGNP（またはGDP）デフレーター・インフレ率（1年間の事後的なインフレ率）を差し引いて、それぞれの国の実質金利を計算した上、日本

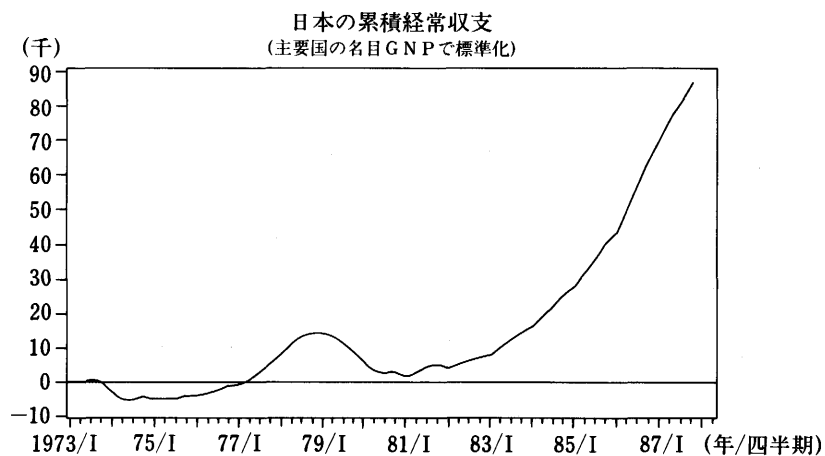
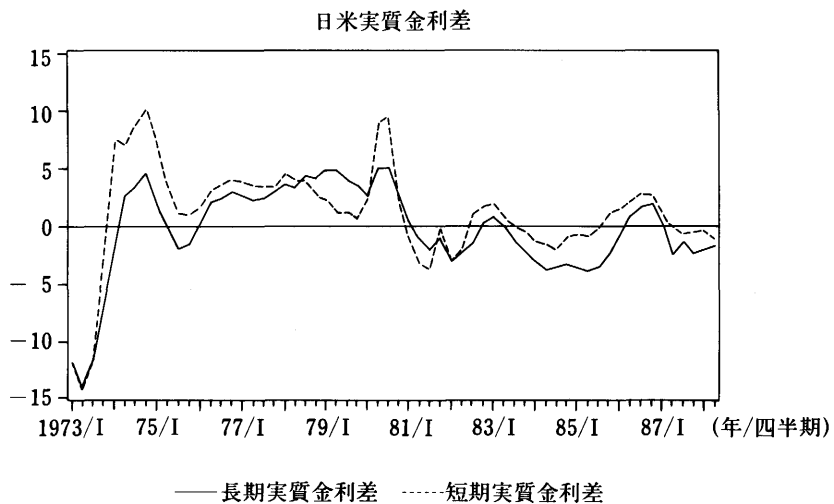
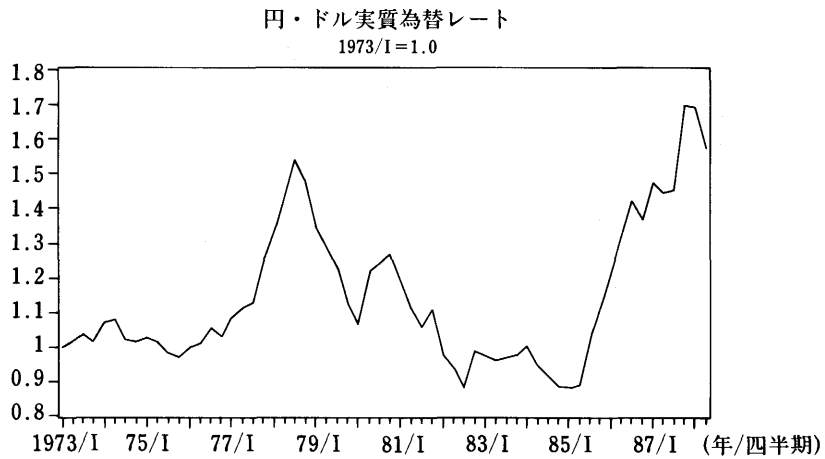
と米国、西独と米国の間の実質金利差を求めたものである。累積経常収支は、1973年以降の経常収支不均衡の累積が外国為替市場に与える圧力を示すものであり、経済規模拡大に伴って名目1ドル当りの影響力が低下することを考慮して、米国、日本、西独、英国の4カ国の名目GNPの合計の指数で割ることにより標準化してある。マルク・ドルレートを示した第2図には、西独の累積経常収支だけでなく、EMS参加主要国合計（西独、フランス、イタリア、オランダ、ベルギーの5カ国）の累積経常収支も併せて表示してある。これは、EMS諸国相互間の実質為替レートが、円・ドルやマルク・ドルレートに比較して安定しているため、EMS全体を実質的にマルク通貨圏と見なすことができるからである。

これら2つの図によれば、1980年代の初期までは、日本と西ドイツの実質為替レートは、それぞれの累積経常収支と比較的よく関連していた。とくに1978年の円の急激な上昇とその翌年の急速な下落は、累積経常収支の動きとよく対応している。また、1978年から80年のマルク高の時期も、EMSの累積経常収支の山とよく対応している（西独一国の累積収支よりもEMSの累積収支合計の方がよく対応）。

しかしながら、1981年以降、実質為替レートと累積経常収支の関係が弱まってきているように窺われる。すなわち、日本はその後経常収支黒字が続き、累積収支も急速に増加したが、実質円相場は1985年半ばまで低水準で推移した。また西独についても、累積経常収支は83年以降増加に転じたが、実質マルク相場は下落を続けた。これに対し1980年代前半には、実質金利差の実質為替レートに与える

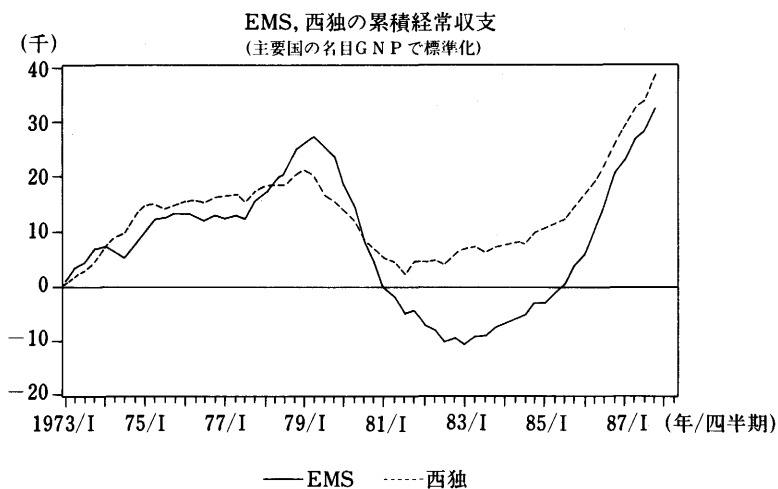
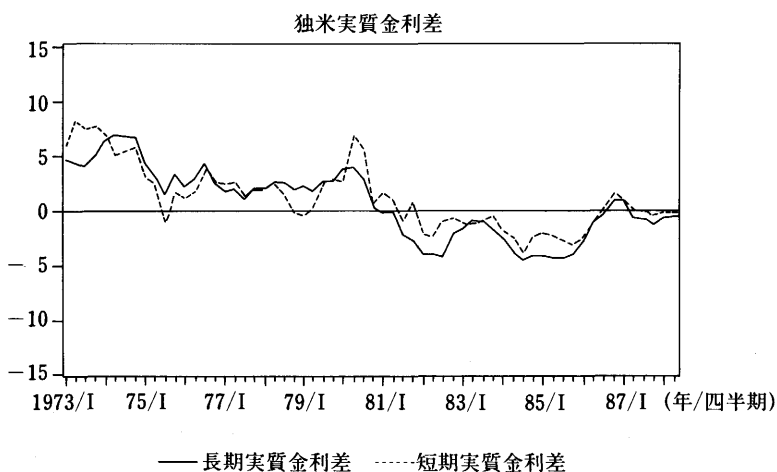
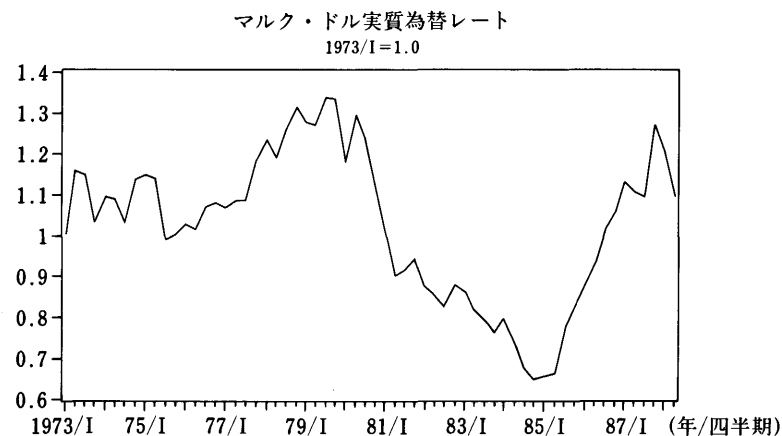
金融研究

第1図 円・ドル実質為替レートとその決定要因



金融の国際化が為替レートの変動および国際収支に与える影響について

第2図 マルク・ドル実質為替レートとその決定要因



影響が強まっているように窺える。そして、その影響の度合は、短期実質金利差よりも長期実質金利差の方が、実質為替レートとより密接な関係があるようにみえる。最後に1985年以降については、円、マルクのドルに対する急激な上昇は、実質金利差の縮小と累積経常収支の引き続く増大に対応している。

このように、過去の変動相場制下の経験を振り返ってみると、全般的に言って、実質金利差の為替レートへの影響が増大してきた反面、累積経常収支の変化に対応する実質為替レートの変化は、特に日本について、かなり低下しているように窺える。為替レートの決定要因の相対的な重要性の変化は、この間に起こった各国の金融市場の急速な国際化によって引き起こされた可能性がある。

まず制度面の変化を見ると、世界の主要国

が変動相場制に移行した1970年代前半以降、米国、西ドイツ、日本、英国等では、固定平価を維持する必要がなくなったこともあって、国際的な資本取引の規制が大幅に緩和されてきた。米国では、1963年以降ドル防衛のために課されていた金利平衡税が74年に廃止された。西ドイツも、1972年以降資本の流入を防ぐために課していた、海外からの借入れに対する無利子の中央銀行預け金（バルデボ制度）を74年に廃止した。またイギリスでは、1979年10月に為替管理を全廃した。わが国でも、一時的な為替管理の強化はあったものの、1970年代になると円高期には資本流出規制が弱められ、円安期には流入規制が弱められる形で徐々に自由化が進展してきた。そして1980年には、新外国為替管理法が施行され、旧法の為替取引に対する原則禁止が原則

第1、2図（注）

1. 実質為替レート：四半期末の名目円・ドル、マルク・ドル為替レートを日本、西独、米国のGNP（またはGDP）デフレーターで実質化。
2. 実質金利差：名目金利は、まずそれぞれの国の1年間の事後的なインフレ率で実質化し、その後で日本、西ドイツと米国の間の実質金利差（パーセント）を求めた。

＜短期金利＞ 米国：3カ月物TBレート； 日本：3カ月物現先レート； 西独：3カ月物インターバンク・レート

＜長期金利＞ 米国：10年物財務省証券； 日本：10年物国債最長期物市場利回り； 西独：長期債利回り
事後的な1年間のインフレ率 = $[(P_{t+4}/P_t) - 1] * 100$

ここで P_t は t 時点でのGNP（またはGDP）デフレーター

3. 累積経常収支：経常収支（百万ドル）は1973年第1四半期から累積。これを米国、日本、西独、英国の4カ国の名目GNP合計の指数で割って標準化。名目GNP指数の計算に当たっては、為替レート変動からの影響を避けるために、次のような変動ウエイトを用いた計算式を使った。

$$W_i(t) = E_i(t) * Y_i(t) / [\sum_i E_i(t) * Y_i(t)]$$

$$I(t)/I(t-1) = \sum_i W_i(t) * [Y_i(t)/Y_i(t-1)]$$

ここで、

$I(t)$: t 時点の名目GNP合計の指数 (1973/I=1.0)

$W_i(t)$: t 時点の i 国の名目GNPのウエイト

$Y_i(t)$: t 時点の i 国の名目GNP額

$E_i(t)$: t 時点の対ドル名目為替レート（各国通貨のドル価格）

上の2番目の式により、各時点の指数の伸びが求まるのでそれを掛け合わせて指数の水準を求めた。

自由に転換されたほか、その後も機関投資家に対する対外証券投資規制が緩和されるなど、現在では国際的な資本取引はほぼ自由に行えるに至っている。¹⁾

このような為替管理の緩和、国際資本取引の自由化に加え、近年の通信技術の発達による取引コストの低下も、国際資本移動を活発化した重要な要因である。制度、技術面でのこうした展開は、金融機関、企業にとって次第に国際的な資金運用・調達を魅力的なものとし、国際資本取引に必要なノウハウの蓄積を促した。この結果、国際的な金融取引は、きわめて急速に拡大してきた。国際金融取引の拡大は、市場への参加者を増やすことにより、外国為替市場の底を深くする効果があると考えられる。すなわち、為替管理の実施などにより外国為替市場に参加できる投資家が限られている場合には、この限られた投資家が保有するポートフォリオによって市場の厚みが制約され、市場全体のリスク許容度が小さいものとなる。しかし規制の緩和や通信技術の発達による取引コストの低下により市場参加者が増大すると、市場に動員される資産の額が増加し、市場全体のリスク許容度が増大する。理論的には、市場の深みが増大すれば、ポートフォリオのシフトや経常収支不均衡に伴う為替レートの上昇ないし下落圧力は、より小さな為替レートの変動によって吸収できるようになることが示される（深尾光洋1983, p.76）。

この国際金融市場の構造変化が、為替レートの決定要因の相対的な重要性に与える効果

については、深尾京司（1983）が、合理的期待形成を仮定した理論モデルにより詳細に分析している。以下では、その分析をより分かりやすい形で示すとともに、国際金融市場の構造変化が、財政政策の国際波及過程に、どのような影響を及ぼすかについて考察してみよう。

3. 財政政策と為替レート、実質金利

ここでは、Branson（1985）の小国モデルを拡張した簡単な2カ国モデルにより、財政政策変更の為替レートへの影響と、その国際的な波及効果を分析する。このモデルでは分析を単純化するため、すべての変数と関係式を物価指数で割ることにより実質化して表示してある。このため、インフレーションについては明示的に分析できない点に、留意する必要がある。なおこの2カ国モデルのグラフによる解法は、翁（1986）によっている。

(1) 理論モデルによる分析

分析を単純化するために、日米2カ国しかない世界を想定しよう。米国についての国民所得の恒等式は次のように書くことができる。

$$Y = C + I + G + X = C + S + T$$

ここで、

Y	: GNP
C	: 民間消費支出
I	: 粗民間投資
G	: 政府の財貨サービスの購入
X	: 財貨サービスの純輸出

1) Fukao and Hanazaki (1987) は、為替管理の自由化による国際金融市場の統合の効果についての分析を行っている。また、近年の日本からの長期資本の流出増大と機関投資家の動向については Fukao and Okina (1988) を参照。

S : 粗民間貯蓄

T : 税収マイナス政府から民間への
移転

ここで、Xは財貨サービスの輸出ではなく純輸出（すなわち経常収支）を表していることに注意を要する。上の恒等式のうち右側の等式を整理して、次のような恒等式が得られる。

$$(G - T) = S - I - X$$

循環的な所得と税収の変動を捨象すると、財政赤字（G-T）は外生と見なすことができる。さらに貯蓄（S）、投資（I）、経常収支（X）の決定要因からも所得（Y）を落とすことができる。この結果、上の式はSとIの実質金利rへの依存関係と、Xの実質為替レートe（1円のドル建て為替レート）への依存関係を明示して、次のように書き直すことができる。²⁾

$$(G - T) = S(r) - I(r) - X(e) \quad (1)$$

ここで、

$$S' > 0 \quad I' < 0 \quad X' > 0$$

これは、米国の財市場の均衡条件（I-S式）を示しているとみることができる。同様に日本についても、日本の実質金利を r^* とおいて、次のようなI-S式を書くことができる。

$$(G^* - T^*) = S^*(r^*) - I^*(r^*) - X^*(e) \quad (2)$$

これらのI-S式の中の実質金利は、循環を捨象した中長期的な貯蓄・投資を決定する要因として捉えられているので、長期実質金利

と解釈すべきである。

ここで想定している2カ国の世界では、日本の純輸出は米国の純輸入なので、次の恒等式が成立する。

$$X(e) = -eX^*(e)$$

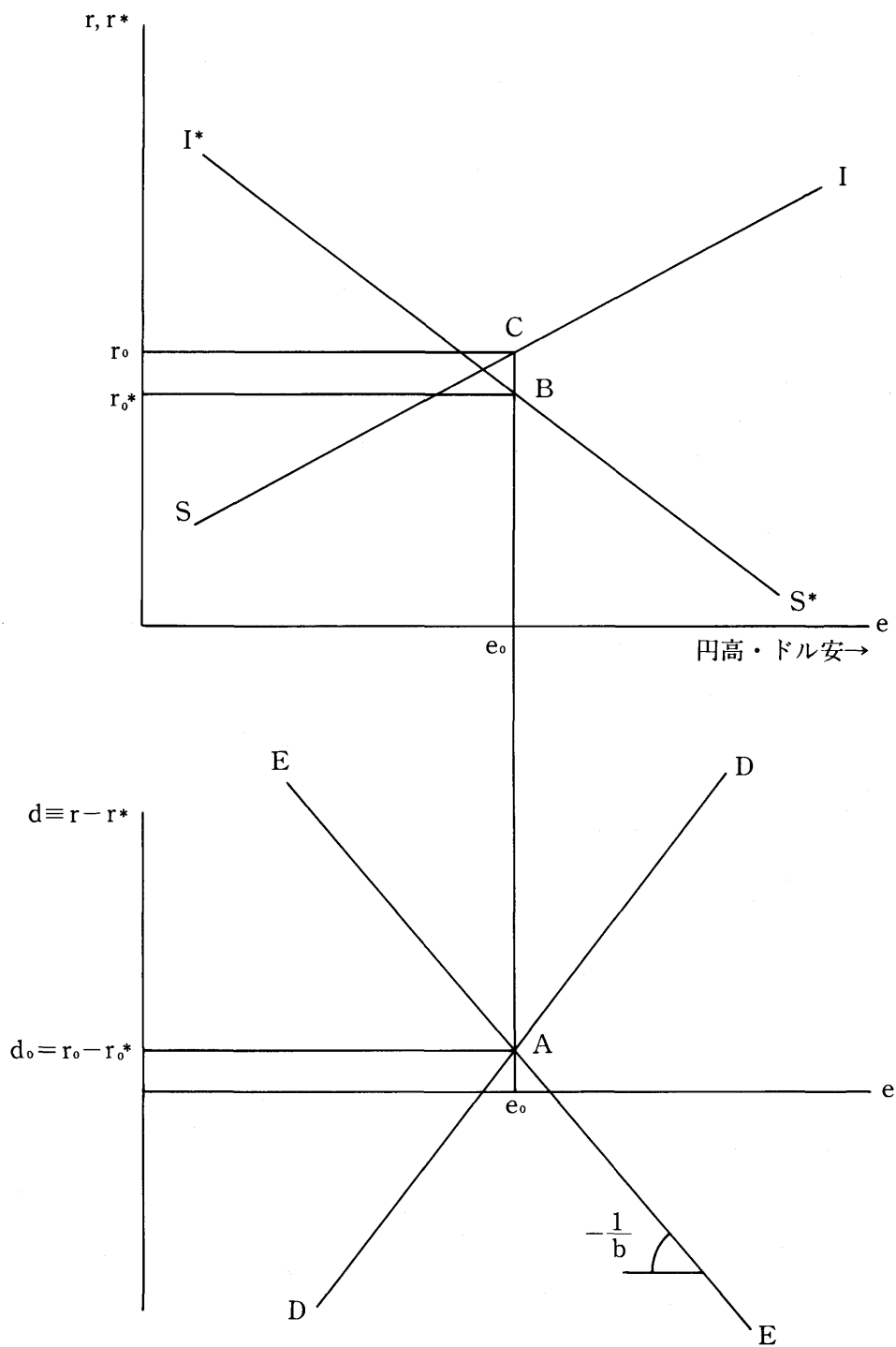
上の2つのI-S式から、米国の実質金利（r）と実質為替レート（e）の関係を示す米国のI-S曲線と、日本の実質金利（ r^* ）と実質為替レート（e）の関係を示す日本のI-S曲線を描くことができる。第3図の上のパネルはこれらの2本のI-S曲線を同時に示している。ここで、縦軸はそれぞれの曲線について異なる実質金利を表していることに注意する必要がある。米国のI-S曲線は右上がりとなっているが、これは同国の財市場を均衡させるためには、より大きなe（弱いドル、従ってより大きな純輸出）の下では、より高い米国の実質金利（r）を必要とするからである。一方日本のI-S曲線は右下がりとなっているが、これは日本の財市場を均衡させるためには、より大きなe（強い円、従ってより小さな純輸出）の下では、より低い日本の実質金利 r^* を必要とするからである。これらの2つの曲線から、所与の実質為替レートに対し、2つのI-S式を満足する日米それぞれの実質金利水準と、日米間の実質金利差を求めることができる。この日米間の実質金利差と実質為替レートの間の関係は、第3図の下のパネルのDD曲線により示

2) 正確には、貯蓄Sは所得Yではなく可処分所得（Y-T）に依存しているので、所得の循環的な変動を捨象しても、貯蓄は租税Tに、なお依存している。このため財政政策の効果は、財政赤字額（G-T）ではなく、税金の貯蓄に与える影響を考慮した次の値に依存している。

$$(\text{財政政策のインパクト}) = G - (1 + S_T) T$$

ここで S_T は貯蓄関数の租税Tに関する偏導関数で $0 > S_T > -1$ である。しかし以下では、説明の単純化のために貯蓄の租税に対する依存性を無視し、財政政策の効果を専ら財政赤字額で示すことにする。

第3図 基本モデル



されている。

なお以上の分析では、実質金利は財市場の均衡だけで決まり、金融政策は明示的に入っていなかった。もちろん、金融政策は短期名目金利に影響を与え、これを通して長短の実質金利に影響を与えることができる。しかしここで考察しているような循環的な変動をならした中長期には、長期の実質金利は金融政策によってはあまり影響を受けず、主に財市場の均衡で決定されると考えられる。

これまでの財市場の均衡条件に注目してきたが、次に資産市場の均衡条件をみてみよう。ここでは円建ての債券とドル建ての債券は、将来の為替レートの不確実性により、完全な代替資産ではないと仮定する。また、将来の為替レート変動に対する期待は回帰的であると仮定する。すなわち、現在の為替レートが長期的な均衡レートを上回っていれば、為替レートは将来下落すると予想され、均衡レートを下回っていれば、為替レートは将来上昇すると予想される。こうした条件の下では、次のような円建ての資産とドル建ての資産の間の先物カバーなしでの裁定条件式が成立する。

$$r^* = r - (1/b) (\bar{e} - e) - RP \quad (3)$$

ここで、

$\bar{e}$: 長期的に均衡すると予想される円・ドル実質為替レート

b : 実質為替レートがその均衡値に収束すると予想される期間の長さ

RP : 円建て債券とドル建て債券が不完全な代替資産であることから生じるリスク・プレミアム

この式は、日本の実質金利 r^* は、米国の実質金利 r から、ドルの円に対する実質為替レートの期待下落率（第2項）と、将来の為替変動リスクを補償するリスク・プレミアム RP（第3項）を引いたものに等しいことを示している。³⁾

もし日米の投資家達が自国通貨建ての資産にはリスクがないが、外貨建ての資産にはリスクがあると考えている場合には、外貨建ての資産の保有（ないし負債の保有）は、それが自国通貨建ての資産（ないし負債）に比較して有利な場合だけにしか行われぬ。このリスクを伴う外貨建て資産・負債の保有を促す、実質利回りの格差がリスク・プレミアムである。通常の平均・分散分析によれば、このリスク・プレミアムは次のように表される。⁴⁾

$$RP = (s^2/c) B^* \quad (4)$$

ここで、

3) インフレ率がゼロの場合には、この(3)式が成立することは明かであろう。一般には、日米の名目金利をそれぞれ i^* 、 i 、ドルの円に対する名目レートの期待上昇率を x で表わすと、次のような名目での裁定条件が書ける。本文の(3)式はこれと同じであることを示す。

$$i^* = i + x - RP$$

ここで日米の期待インフレ率をそれぞれ π^* 、 π 、とおくと、次のように変形される。

$$r^* = r + (x + \pi - \pi^*) - RP$$

この式の第2項は、名目為替レートの期待変化率 x を日米のインフレ率格差で調整してあり、実質為替レートの期待変化率に等しい。よって、本文の(3)式はこの式と同じである。

4) リスク・プレミアムがこのように定式化されることについては、深尾光洋（1983、第4章）、Branson and Henderson（1985）、Frankel（1985）等を参照。

s^2 : 実質為替レートの予想分散

c : 日米の金融資産市場に参加している投資家達を、全体としてみたときのリスク許容度 (risk tolerance) で正の定数

B^* : 日本の累積経常黒字

(3)式と(4)式からわかるように、日本が累積経常黒字を保有しているときには ($B^* > 0$)、日本の実質金利 r^* は、円・ドル実質為替レートの期待変化率を調整した米国の実質金利 r を、リスク・プレミアム分 (RP) だけ下回る必要があると想定されている。そして、このリスク・プレミアムは s^2 で表される為替リスクが大きいほど大きく、逆にリスク許容度、 c 、が大きいほど小さい。

s^2 は為替レート変動のヴォラティリティに依存しており、為替レートが不安定な時期が続く、投資家が将来も為替変動からのリスクが大きいと予想する場合には、 s^2 は大きくなると考えられる。一方 c は、国際的な資金運用・調達をしている投資家たちを全体としてみたときのリスク許容度を表す。これは、リスクのない資産に比較して、リスクは伴うが予想される収益率も高い資産があるとき、市場全体として、どれだけこの資産に投資が行われるかを示すパラメーターである。大きな c は、一定の収益率の較差にたいして、リスクのある資産により大きな投資が行われることを意味する。内外の金融市場を全体としてみたとき、対内・対外投資に対する規制(広い意味での為替管理)が存在すると、一定の収益較差に対して行われる、リスクのある外貨建て資産への投資が小さくなるため、 c は小さくなると考えられる。これに対し、為替管理の自由化や、コミュニケーションの発達による金融取引コストの低下(いずれも金融

の国際化を促進する要因)は、 c の上昇をもたらすと考えられる。よって、このモデルの枠組みの中では、金融の国際化は c の上昇として表現できる。このようにパラメーターである s^2 と c は、金融市場の状態によって変化しうると考えられるが、以下では当面これらは所与であるとして分析を進める。

(3)式の RP に(4)式の右辺を代入して整理すると次のような為替レート決定式が得られる。

$$e = e_0 + b(r^* - r) + (bs^2/c)B^* \quad (5)$$

この式は、日本(米国)の実質金利の上昇が、円をドルに対して上昇(下落)させることを示している。また、日本の累積経常黒字の増加は、円をドルに対して上昇させる。短期的には累積経常黒字の残高は一定と見なせるので、上の式は、日米間の実質金利差 ($r^* - r$) と実質為替レート (e) の間の関係を表している。この関係は、第3図の下のパネルにおいては EE 曲線のように右下がりの曲線となる。この曲線の傾きは $(1/b)$ で与えられ、現在の実質為替レートが、その長期均衡値へ収束してゆく調整速度に依存する。もし投資家達が調整が早いと予想している場合には、 b は小さく EE 曲線の傾きは急である。

短期には、財市場と金融資産市場の同時均衡は、DD 曲線と EE 曲線の交点 A で達成される。この均衡では、実質為替レートは e_0 、実質金利差は $d_0 (= r_0 - r^*)$ となる。この実質金利差は、第3図の上のパネルの B 点と C 点の間の距離に対応している。

上の(5)式はやや恣意的な回帰的期待形成という仮定の下で導かれた。しかしこの仮定は、長期的な合理的期待形成と整合的であるという点で他のアドホックな仮定よりも優れている。もしある国の実質為替レートがその

長期均衡レートを上回っている場合には、その国の経常収支は赤字がちとなろう。この経常赤字はその国の対外資産を減少させ、実質為替レートを減価させる。このように、実質為替レートがその均衡値に収束するとの期待は、長期的には実現されるという意味で合理的である（補論は合理的期待形成モデルによりこの点を証明している）。

(2) 財政政策の効果

先にみた単純なモデルにより、2カ国のうちの一方による拡張的な財政政策が、両国の実質金利、実質為替レート、経常収支に与える影響を分析することができる。以下では日米2カ国の世界で、米国が拡張的な財政政策をとる場合を分析する。

米国の財政赤字の拡大は、第4図の上のパネルにみるように米国のI-S曲線をISからI'S'へと上方へシフトさせる。このシフトにともない、当初の実質為替レート e_0 のもとで、米国の実質金利は r_0 から r' へと上昇する。このI-S曲線のシフトは、DD曲線をD'D'へとシフトさせる。均衡点は第4図の下のパネルのG点からH点へと移動し、ドルは円に対し e_0 から e_1 へと上昇する。また、実質金利差は、 d_0 から d_1 へと拡大する。この実質金利差の変化は、図の上のパネルを使って、日本と米国のそれぞれの実質金利水準の変化に分解することができる。すなわちドルが円に対して上昇するにしたがって、日本の実質金利は r_0^* から r_1^* へと上昇する。これに対し、米国の実質金利は r_0 から r_1 へ

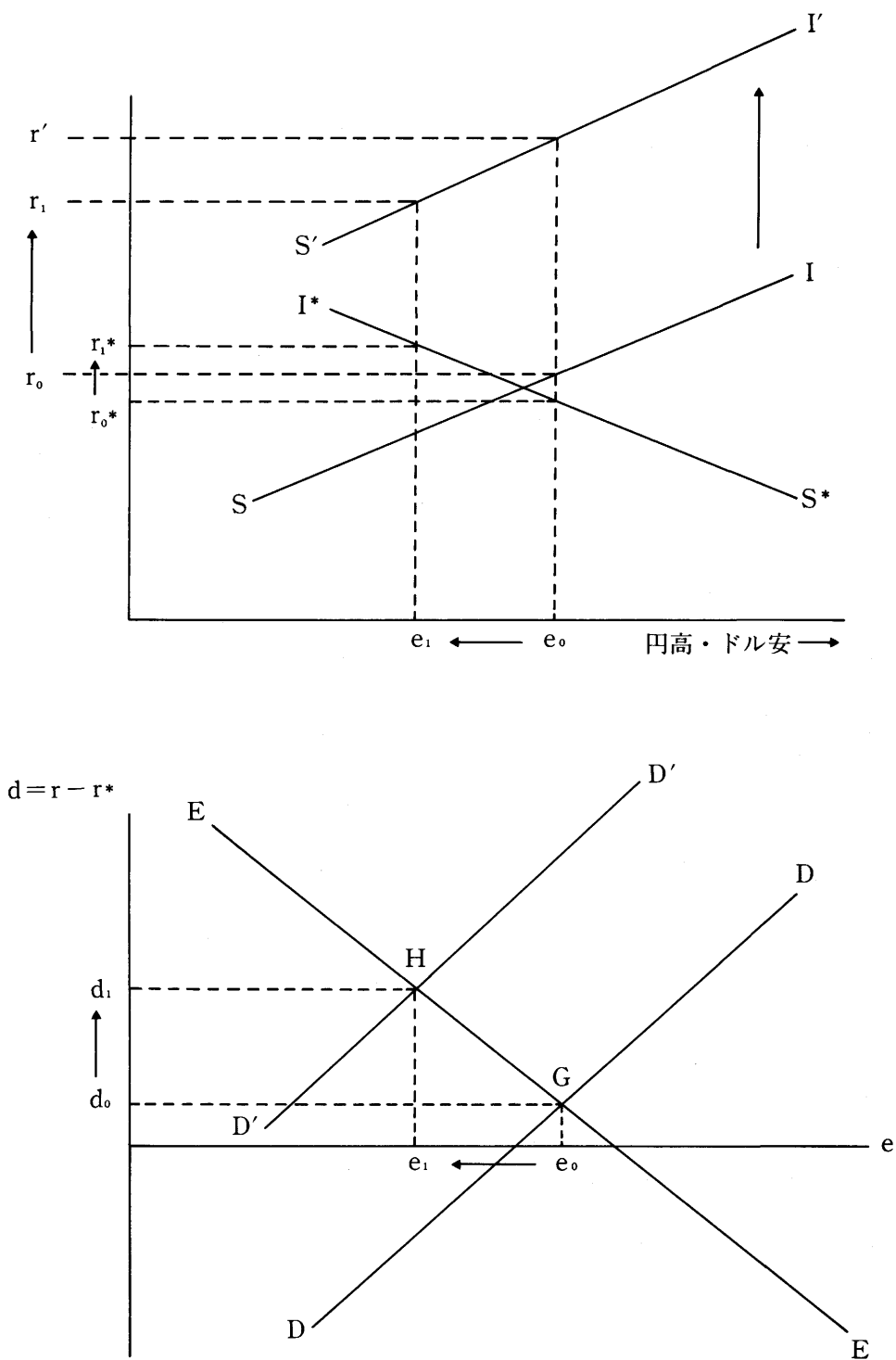
と上昇するが、この上昇幅は米国のI-S曲線の上方へのシフト幅よりは小さいものとなっている。これは、ドルの上昇により米国の純輸出が減少し、財市場の需給を緩めるためである。このような米国の財政政策の国際波及は、日本の実質金利をも上昇させるので、国際的なクラウディングアウト現象として理解することができる。

1980年代前半には、米国は拡張的な財政政策だけでなく緊縮的な金融政策を採用した。このポリシーミックスは、米国の実質金利を非常に高い水準へと押し上げた。⁵⁾ この実質高金利は、引締め気味の財政政策をとった日本とドイツにも波及した。日本とドイツでは上の第4図でみた波及過程（純輸出の変化を通じた実質高金利の波及）に加えて、その通貨当局は、自国通貨に強い売り圧力が生じたときには、短期金利を引き上げることで対抗した。このような通貨当局による金融市場の操作も、主要国間の実質金利差を小さく保つように働いたと考えられる。

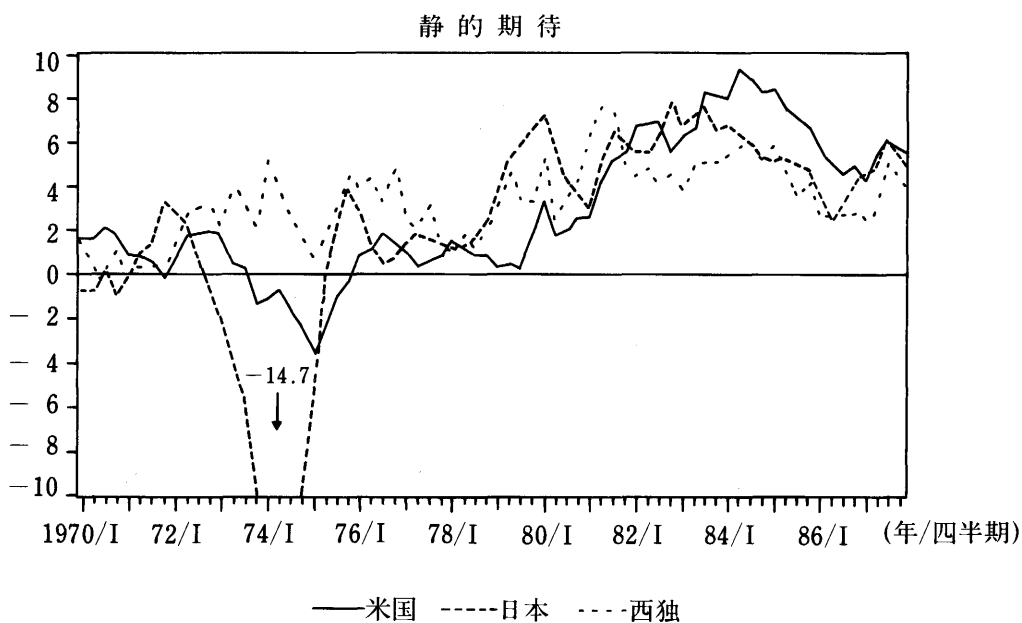
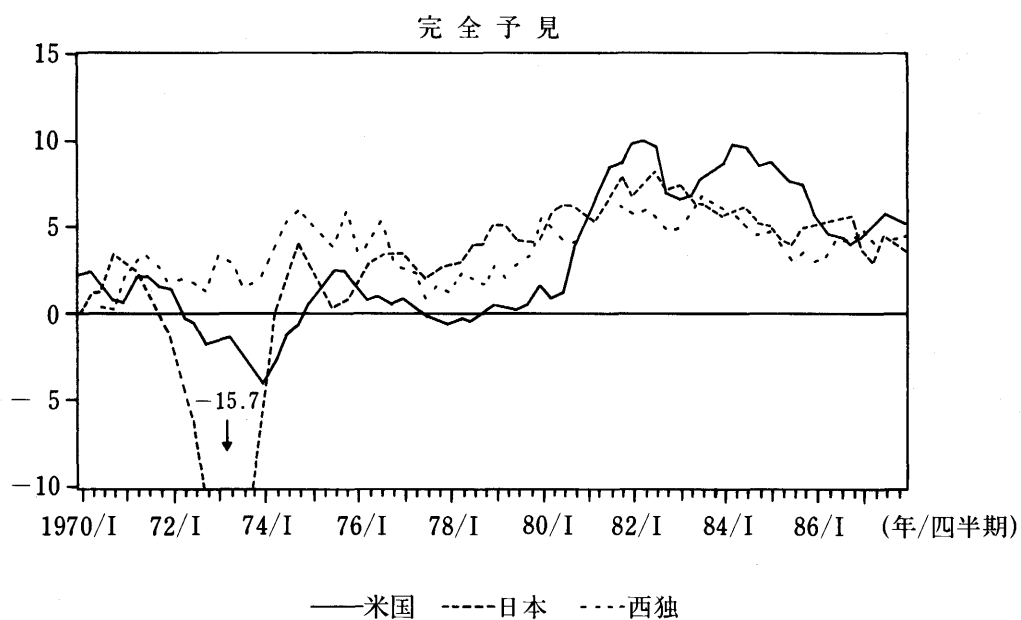
このようなメカニズムにより、1980年代前半には世界経済は非常に高い実質金利を経験した。第5図は、2つの異なる方法で算出された、主要3カ国の長期実質金利を示している。ひとつは、ある時点の名目金利からその時点までの一年間のインフレ率を差し引くことで求めた、静的な期待を仮定した実質金利である。もうひとつは、ある時点の名目金利から、その時点以後一年間のインフレ率を差し引くことで求めた、完全予見を仮定した実質金利である（最近時点については、OECD

5) 米国のポリシーミックスと実質金利高の関係については、多くの論文がある。Krugman (1983)、Blanchard and Summers (1984)、Frankel (1985)、Tanzi (1985) 等を参照。

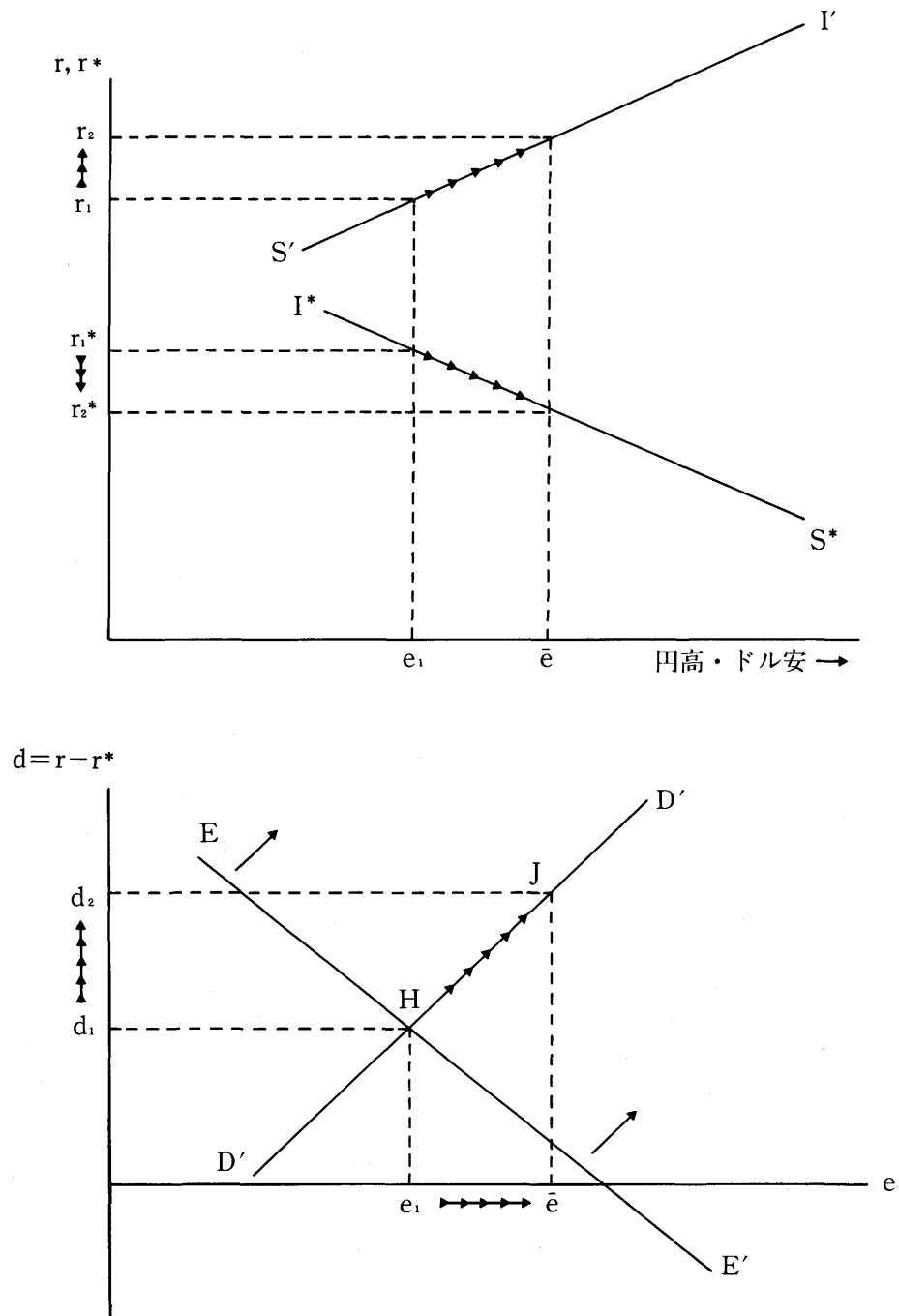
第4図 米国の財政赤字拡大の効果



第5図 主要国の長期実質金利



第6図 動的調整過程



の見通しを使用)。図から明らかなように、1980年代前半の実質金利は、どちらの指標でも70年代を大幅に上回っていたことがわかる。⁶⁾

このように、貿易を通じて財市場で、また国際金融取引を通じて金融市場で結ばれた国の間では、一方の国による拡張的な財政政策は、為替レートを変化させ、他方の国の実質金利と経常収支に大きな影響を与えうる。しかし、上の第4図でみた均衡は短期的なものでしかない。長期的にみた場合には、米国の拡張的な財政政策により引き起こされたドル高・円安は、日本の経常収支を黒字化し累積経常黒字 B^* を増大させる。これはリスク・プレミアムの変化を通じて、徐々に均衡点を変化させて行く。第6図に示されているように、 B^* の増大はEE曲線を徐々に上方にシフトさせる。これにともなう、ドルの円に対する実質為替レートは減価して行き、また日米間の実質金利差は拡大して行く。この図の上のパネルに示されているように、この調整過程の間、米国の実質金利は上昇、日本の実質金利は下落して行く。これは、ドルが円に対して下落するに伴って米国の経常収支が改善して行くため、米国の財市場が引き締まり実質金利が上昇する反面、経常黒字が縮小して行く日本では、財市場が引き緩んで実質金利が低下するからである。

1980年代における実際の調整過程では、累積経常収支が変化して行く中で、日米両国の

財政政策も変化してきた。米国の財政赤字は86年以降減少してきた反面、日本の財政政策は87年以降、より拡張的になっている。こうした点を考慮すると、ここで展開してきた理論的な分析は、80年代における現実の経済の動きによく対応していると考えられる。

4. 金融の国際化と為替レート変動、国際収支不均衡——理論的な分析

これまで展開してきた、財政政策とドル高や世界的な実質金利高の間の関係の理論的な分析は、最近の学界における標準的な説明である。しかし経常収支の不均衡は、それに対応する資本の流れがなければ起こり得ないわけであり、その意味で近年の国際金融市場の構造変化に注目する必要がある。⁷⁾ ここでは、金融市場の国際化が実質金利や実質為替レートの動向に及ぼす影響を理論的に分析する。

(1) 金融国際化の影響

3.で展開したモデルの枠組では、金融の国際化は(4)式の説明でみた通り、(5)式のリスク許容度パラメーター、 c の増加として表現できる。

$$e = e + b(r^* - r) + (bs^2/c)B^* \quad (5)$$

この式からわかるように、パラメーター c の増加は、日本の累積経常黒字の変化が為替レートに与える影響を低下させる (B^* のパラメーターの低下)。一方、国際的な資本取引を行う投資家たちの、将来の為替レートの

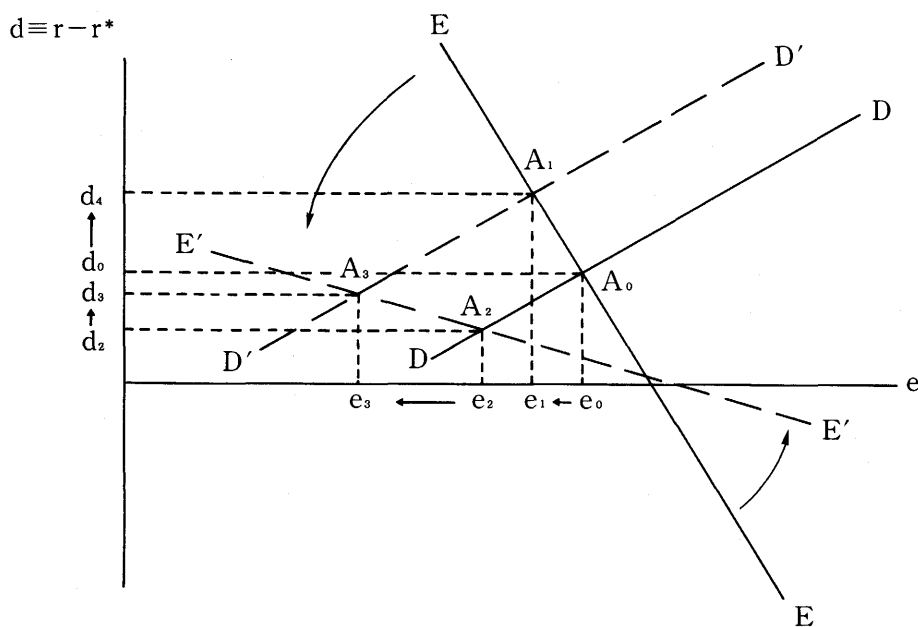
6) OECD 主要国間の実質金利の均等化現象については Fukao and Hanazaki (1987, 第1節) を参照。この論文の Annex A は、実質金利の均等化についての文献の展望を行っている。

7) 1987年の日本銀行主催の国際コンファレンスにおいては、近年の為替レートの大きな変動と経常収支の大幅な不均衡を生んだのは、各国間の財政政策の相違に金融の国際化が相俟ったためであるとする認識が一般的であった。Suzuki and Okabe (1987, p. vii) の討議の要約を参照。

変化についての期待が合理的に形成されている場合には、 c の増加は、実質金利差が為替レートに与える影響を増大させる (b の上昇)。このうち b が上昇する理由は以下のように説明できる。ここでは自国の実質金利が上昇する場合の調整過程を考えてみよう。まず自国の実質金利の上昇は、自国の実質為替レートを上昇させ、同時に経常収支を悪化させる。 c が増大し、経常収支不均衡が B^* の変化を通して為替レートに与える影響が低下した状態の下では、自国の実質金利の上昇によってもたらされた、自国通貨の長期均衡為替レート (e) に対する過大評価が、経常収支の赤字によって修正される速度が遅くなる。換言すれば、経常収支不均衡の為替レートに与える効果が弱まった状態の下では、為替レートの長期均衡為替レートに対する大幅な過大評価ないし過小評価が、より持続的なものになる。これが、投資家たちの期待形成に織り込まれると、実質為替レートがその均

衡値に収束すると予想される期間、 b 、が長くなる。この b の上昇が、実質金利差の為替レートに与える影響を強めるわけである。これらの効果を総合すると、 c と b はともに増加するものの、累積経常収支の効果を決める (b/c) は低下すると考えられる。これは、当初のリスク許容度、 c 、の増加が累積経常収支の影響を低下させる効果は、それが二次的に引き起こした b の増加が累積経常収支の影響を拡大する効果を、上回っていないからである。なぜなら、もしそうでなければ、 c の上昇にともなって、累積経常収支の為替レートに対する影響がむしろ強まることになり、そもそも b が増加しないからである。よって、金融市場の国際化が進展するにしたがって、実質金利が為替レートに与える影響が拡大する反面、一定額の累積経常収支の変化が為替レートに与える影響は弱まって行くと考えられる (以上のようなパラメーターの変化の数値分析については補論：

第7図 金融国際化の効果



(2)を参照)。

このような国際金融市場の構造変化は、財政政策の国際的な波及効果を変化させる。上記のような(5)式のパラメーターの変化(c の増大によって b も増大すること)は、第4図のEE曲線の傾きを低下させる。これは、第7図に示されているようにEE曲線を反時計回りに $E'E'$ へと回転させる。米国による拡張的な財政政策は、DD曲線を $D'D'$ へと上方へシフトさせるが、EE曲線が $E'E'$ のように回転している場合には、その回転前に比べて、より大きなドル相場の上昇とより小さな実質金利差の拡大を生み出す。すなわち回転前には、ドルは e_0 から e_1 へと上昇し、また実質金利差は d_0 から d_1 へと拡大する。一方EE曲線の回転の後には、ドルは e_2 から e_3 へと上昇し、実質金利差は d_2 から d_3 へと拡大する。

この構造変化は、また第6図に示された動的な調整過程を変化させる。先に説明したように、金融の国際化は一定金額の経常収支不均衡が為替レートに与える影響を弱め、実質為替レートが均衡値から乖離した場合に、その均衡値へ収束する速度を遅くする効果がある。より大幅なドルレートの上昇と、より遅い調整過程は、経常収支不均衡の大きさを拡大し、また長期化する効果がある。このため、金融が国際化し国際金融市場の厚みが増すと、一方で一定金額の経常収支不均衡が為替レートに与える影響は弱まるものの、もう一方では、経常収支不均衡の大きさそのものは拡大する。つまり経常収支不均衡が為替レート変動に及ぼす影響全体は、この打ち消し合う2つの要因の積として決ってくるわけであり、従って、為替レート決定要因としての経常収支不均衡の重要性は必ずしも低下

しない。

(2) 金融取引拡大と貿易取引拡大の効果の違い

以上では、国際金融市場の厚みの増大が、為替レート決定要因の相対的な重要性を変化させること、すなわち内外実質金利差の影響を増大させるとともに、一定金額の累積経常収支の影響を低下させることをみた。そこで以下では、国際貿易の拡大が、為替レート決定要因をどのように変化させるかについて考察してみよう。

日米2カ国の世界で、両国経済の相互依存関係が増大し、水平分業的な貿易の流れが拡大すると、実質為替レートがその均衡値からある一定幅だけ乖離した時に生ずる、経常収支の不均衡幅が拡大する。このため、日本の累積経常黒字 B^* は、より早く変化するようになる。例えば、米国が拡張的な財政政策を採った場合には、米国の実質金利の上昇から、ドル高・円安が生ずるが、日米間の貿易の流れが大きなものになっている場合には、それに伴う経常収支不均衡もより大きなものとなる。この結果、第6図に示された調整過程のスピードもより早いものとなる。この、より早い調整過程が投資家たちによって正しく見通される(合理的期待形成の場合)と、(5)式の為替レート決定式のパラメーター、 b 、が縮小する。これは、同式から明らかなように、実質金利差の為替レートに与える影響を低下させる。さらに、この b の縮小は、累積経常収支の影響も低下させる。これは、リスク許容度のパラメーター、 c 、が一定の下では、累積経常収支の係数、 bs^2/c 、は、 b の低下にともなって縮小するからである。

このように、貿易を通じた各国経済間のパ

イブが太くなると、為替レートの決定要因である、内外実質金利差と累積経常収支の両方の影響度合が低下する。近年、貿易取引に比較して国際資金移動の活発化がきわめて急速に進んでいることが、為替レート変動幅の増大をもたらしているのではないかとの見方があるが、これは以上の理論的検討からも裏付けられるといえよう。

5. 円・ドル、マルク・ドルレート変動の実証分析

為替レートは経済成長・雇用の維持や物価の安定という、経済政策運営上の重要な目標に大きな影響を与えることから、最も重要な経済変数のひとつである。しかし、実証分析においては、為替レートはその変動の説明が困難とされる変数でもある。⁸⁾ほとんどの為替レートの理論モデルでは、実質為替レートは実質金利差、国際収支に加え、市場の期待に影響を与えるその他の経済変数により決定されるとしている。ただ、こうした理論的なモデル分析に基づいて実証分析を行おうとする場合、そこで遭遇するひとつの問題は、時期によって為替レート決定要因の重要度合が変化してきているように見えることである。

すでに2.でみたように、1970年代の円、マルクのドルに対する急速な上昇は、日本とドイツの経常黒字に対応していた。しかし、1980年代前半のドル高は、日本が急速に経常

黒字を拡大する中で発生した。そして、その当時の市場関係者の関心は、米国の金利の動きに集中していた。さらに85年以降のドルの急落局面は、金利差の動きだけで説明することは困難であり、市場関係者の関心も米国の国際収支に集まっている。

これまでの理論的な分析でみたように、為替レート決定要因の相対的な重要性の変化は、金融取引の国際化に伴う実質金利要因の増大と、累積経常収支要因の低下によると考えるのが自然である。すなわち、1970年代のわが国では、為替管理の自由化がなお十分でなく、外国為替市場の厚みが薄いところへ、当時としては巨額な経常黒字が発生し、強い円高圧力が発生したものと考えられる。これに対し80年代に入ってから、新外国為替管理法の下で通貨当局の機関投資家に対する対外証券投資に対する態度も柔軟なものとなっていた上、金融機関、事業法人等の対外投資に関するノウハウの蓄積が進んでいた。こうした中で、米国の拡張的な財政政策と厳しい金融引締めは米国の実質金利を大幅に上昇させ、これによってわが国の長期資本の激しい流出圧力を生み出すこととなり、その結果、円安ドル高を長期化させたと見るができる。⁹⁾最後に1985年以降について見ると、金融の国際化による外国為替市場の厚みの増大も、もちろん市場の底を無限に深くしたものではないため、市場規模の拡大をさらに上回

8) Meese and Rogoff (1983) は、計測期間の外側については、いくつかの代表的な経済理論に基づく為替レートの計量経済モデルを用いて為替レートの予測をするよりも、ランダムウォークを仮定して現在の為替レートを予測に用いた方が、よりよい予測を与えることを示した。なお最近の為替レート実証分析のサーベイは Isard (1988) を参照。

9) 1980年代における、日本の期間投資家の対外証券投資動向と、通貨当局による規制緩和については、Fukao and Okina (1988) を参照。

る巨額の経常収支不均衡により、急速な円高、ドル安が発生したものと考えられる（補論：(2)では、リスク許容度がたとえどれだけ上昇しても、為替レートの水準を決める要因としての累積経常収支の重要性は必ずしも消え去らないことを示している）。

ここでは、このような考察に基づいて、1973年以降の変動相場制下における、円・ドルおよびマルク・ドル実質為替レートの動きを実証的に分析する。すなわち、実質為替レートの説明変数として実質金利差と累積経常収支を用い、計測期間中のパラメーターの変化を許す推定方法（カルマンフィルター）で回帰することにより、為替レート決定要因の時間的変化を捉えることを試みる。

(1) 計測式の特定化

ここでは、筆者が1981年以降継続して計測を続けてきたリスク・プレミアム・モデル（M. Fukao, 1981, 1985, 1987; 深尾光洋1983）について、そのパラメーターの変化を許す手法を適用して再計測を行う。この計測式は、基本的に本論文3.で導かれた為替レート決定式（(5)式）のリスク・プレミアム項に、第3国の累積経常収支を導入したものである。すなわち、次のような円・ドル、マルク・ドルの2本の実質為替レート関数を計測する。

$$\begin{aligned} e_t^j &= \alpha^j + \beta_t^j (r_t^j - r_t^u) + \gamma_t^j (M^{jj}B_t^j + M^{jg}B_t^g) + \varepsilon_t^j \\ e_t^g &= \alpha^g + \beta_t^g (r_t^g - r_t^u) + \gamma_t^g (M^{gg}B_t^g + M^{gj}B_t^j) + \varepsilon_t^g \end{aligned}$$

ここで、

e^j, e^g ：円・ドル、マルク・ドル実質為替レートの指数（1973/Iに1.0）

r^j, r^g, r^u ：日本、西独、米国の長期実質金利（例えば年率5%は0.05と表示）

M^{jj}, M^{gg}, M^{jg} ：それぞれ、円・ドル実質レートの前期比変化率の分散、マルク・ドル実質レートの前期比変化率の分散、円・ドル実質レートの前期比変化率とマルク・ドル実質レートの前期比変化率の間の共分散

B^j, B^g ：それぞれ日本、EMSの累積経常収支（単位10億ドル）を主要国の名目GNPを合成した指数（1973/Iに1.0）で割って標準化したもの

α^j, α^g ：円・ドル、マルク・ドル関数の定数項

β^j, β^g ：円・ドル、マルク・ドル関数の可変的な実質金利の係数

γ^j, γ^g ：円・ドル、マルク・ドル関数の可変的なリスク・プレミアムの係数

$\varepsilon^j, \varepsilon^g$ ：円・ドル、マルク・ドル関数の誤差項

この計測式の右辺第1項は定数項であり、理論式である(5)式の均衡実質為替レートに対応するが、後で述べるように累積経常収支の変数にバイアスがあるため、これから均衡レートを求めることはできない。第2項は日米、独米間の実質金利差で、可変的な係数 β を乗じてある。第3項は、同じく可変的な係数 γ を持つリスク・プレミアムで、理論式と異なり自国の累積経常収支だけでなく、第3国の累積経常収支を含んでいる。すなわち、円・ドル式について見ると、日本の累積経常収支に円・ドル実質為替レートの変化率の分散を乗じた項に加え、EMS諸国の累積経常収支に円・ドルレートの変化率とマルク・ドルレートの変化率の間の共分散を乗じた項を含んでいる。これは、上記の理論的な分析では、便宜上日米2カ国、円・ドル2通貨の世界を想定したが、現実には円・ドル為替レ

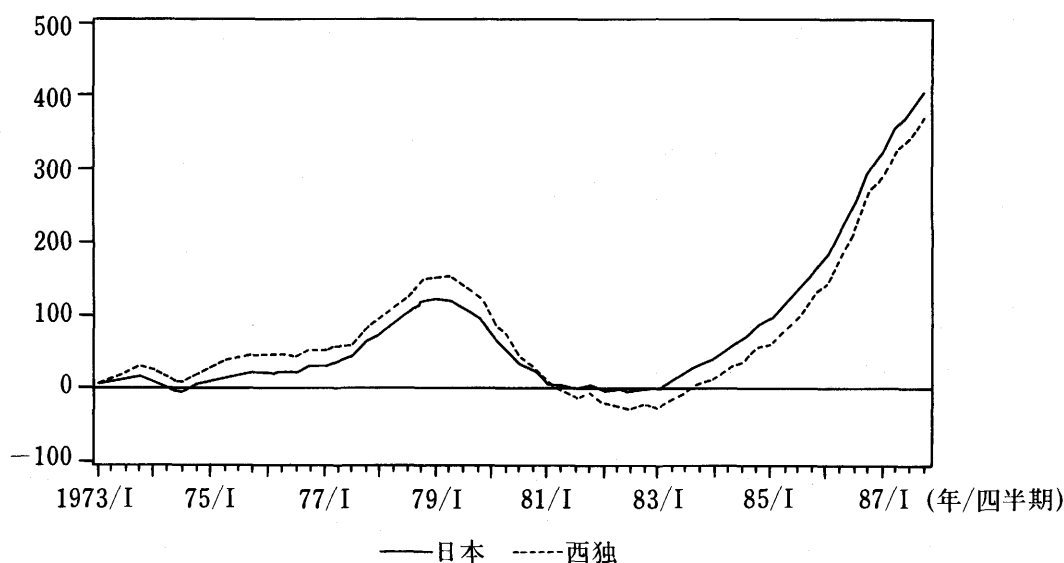
トに重要な影響を与える第3国（EC）が存在しているため（ECの国際収支の動向が円・ドルレートに与える影響を考慮する必要があるため）である。具体的には、円、ドル、マルクからなる3通貨の世界を考え、この内の円とマルクとの間の代替関係を共分散の値で考慮してある（この定式化の理論的基礎付けについては、深尾光洋（1983、第4章）ないし M. Fukao（1987）を参照）。

実際の計測に当たっては、前掲の第1図、第2図に示されている円・ドル、マルク・ドルの実質為替レートと、日・米、独・米間の長期実質金利差、および日本とEMSの累積

経常黒字を主要国の名目GNPを合成した指数で割って標準化した変数を用いた（詳しくは第1図、第2図の注を参照）。なお、計測に用いたリスク・プレミアム変数と実質為替レートの分散共分散行列（上の式の第3項）は、ともに第8図に示されている。

本来は、累積経常収支を計算する上では、それぞれの国ないし地域の対外純資産高を求める必要があるため、十分遡った過去からの累積計算を行う必要があるが、データの制約から1973年以降についての累積計算を行った（これにより累積経常収支は必ずしも対外純資産に対応しなくなるため、定数項にバイア

第8図 日本、西独のリスク・プレミアム
（主要国の名目GNPで標準化）



円・ドル、マルク・ドル実質為替レート
の変化率の分散共分散

計測期間 1973/I ~ 87/IV

	円・ドル	マルク・ドル
円・ドル	0.003721	0.002719
マルク・ドル	0.002719	0.004370

スが入る)。また、通貨当局ないし政府の保有する外貨建ての対外資産・負債（外貨準備など）についても、介入や政府による外貨借入れが、為替レート変動に対して外生的に行われている場合には、累積経常収支の額からその金額を調整するのが望ましい。しかしこの調整に必要な、各国政府の外貨建て借入れ額や、EMS 諸国の持つ外貨準備の通貨別構成比などは公表されていない。また過去に筆者が行った、外貨準備の通貨別構成比や政府の外貨借入れを無視して、累積経常収支から外貨準備のみを差し引いて行った、ここでの分析と同様の実証分析でも、介入額が実質為替レートと強い相関を持っていた（介入が内生的）ことなどからよい結果が得られなかった。そこでここでは、政府による介入や外貨借入れを捨象して実証分析を行う。¹⁰⁾

リスク・プレミアムを計算するための分散・共分散の値については、全計測期間である1973年第1四半期から87年第4四半期における、実質為替レートの前期比変化率から計算した値を用い、計測期間中は不変と仮定し

た。¹¹⁾

計測式中の可変パラメーター、 β 、 γ 、の変化については、次のような2つの定式化を行った。

ランダムウォークを仮定した場合

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \nu_t^1$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \nu_t^2$$

ここでは、パラメーターの1階差分が確率的な誤差項 ν に等しい、すなわち係数はランダムウォーク的に変化しうると仮定して定式化。

スムーズな変化を仮定した場合

$$\beta_t = 2\beta_{t-1} - \beta_{t-2} + \nu_t^1$$

$$\gamma_t = 2\gamma_{t-1} - \gamma_{t-2} + \nu_t^2$$

この定式化では、パラメーターの2階差分が確率的な誤差項に等しいと仮定されているので、2つのパラメーターはスムーズに変化する。

(2) 計測結果

計測は、カルマンフィルターの方法により

10) この点については、深尾光洋（1983、第7、8章）、M. Fukao（1987、pp. 90-91）を参照。なお理論的には、一定の条件の下では、政府による介入や外貨借入れを実質為替レートの計測式から捨象することができる。例えば次のような場合を考えよう。

(1) 政府は常に、国際収支不均衡による外国為替市場に対する圧力の一定割合を、介入や外貨借入れで吸収している。

(2) 民間部門は、通貨当局の保有する外貨建ての債券債務についても、あたかも自ら保有しているかのように行動する（リカーディアン仮説）。

この第1の場合には、政府の外貨建ての資産・負債構成は常に民間と同じとなる。第2の場合には、政府は独立の主体ではなく民間部門の代理人に過ぎない。これらの場合には、計測において政府の行動を捨象してもよい。

11) この分散・共分散の値についても、理論的には外国為替市場に参加する投資家達の持つ、将来の実質為替レートの変動率に対する予想値であり、計測期間中にも当然変化することが考えられる。ここで計測している式とはほぼ同じで、この変化を織り込んだ実証分析としては、翁・鈴木（1987）がある。しかし、過去に筆者が行った実証分析（M. Fukao 1987）では、分散共分散の期中変化を考慮すると、分散共分散行列が不安定になりすぎむしろ悪い結果が得られたので、今回は試みなかった。

行った。¹²⁾ 計測期間は1973年の第1四半期から87年の第4四半期であるが、可変パラメーターの初期値は、73年初から74年の第4四半期までのデータによって最尤法で決定した。この方法により可変パラメーターモデルを計測すると、それぞれのパラメーターに対し、2つの計測値の組（計測期間中の変化するパラメーターの時系列）が得られる。その一つは filtering による計測値、もう一つは smoothing による計測値である。この違いは、filtering では計測期間内のある時点のパラメーターの計測値には、その時点までのデータの情報しか用いないのに対し、smoothing では計測期間中のデータの全ての情報を用いる点である。¹³⁾ ここでは、変動相場制下の動きを事後的にみるとの立場から、smoothing による計測値を見てみよう。

イ. 円・ドルレート

第9図はカルマンの方法で推定された、円・ドル実質為替レート関数の実質金利差とリスク・プレミアムのパラメーター（それぞれ β と γ ）の計測期間中の動きを図示したものである。このうち上のパネルは、パラメーターがランダムウォークすると仮定した場合の推定値であり、また下のパネ

ルはパラメーターがスムーズに変化すると仮定した場合の推定値である。このグラフから分かるように、実質金利差の係数はかなり大幅に上昇している一方、リスク・プレミアムの係数はやや低下しており、4. でみた金融が国際化する場合の理論的なパラメーターの変化方向と整合的である（補論：付-2図の上のパネルとその説明を参照）。なお第1表は、推定されたパラメーターの値を表にしたものである。

（パラメーターのランダムウォークを仮定した場合）

まずランダムウォークの場合を見ると（第9図および第1表の上のパネル）、実質金利差の係数は74年末の0.8から87年末の3.3へと大幅に上昇している。これに対しリスク・プレミアムの係数は、当初の2.1から横ばいで推移した後、84年には1.0にまで低下しその後やや上昇している。¹⁴⁾ ここで計測されたパラメーターから、為替レート決定要因の重要性の相対的な変化を見ることができる。実質金利差の係数は、実質金利差が1パーセント変化したときの実質為替レートのパーセントで計った変化率を示している。このため、74年末には実

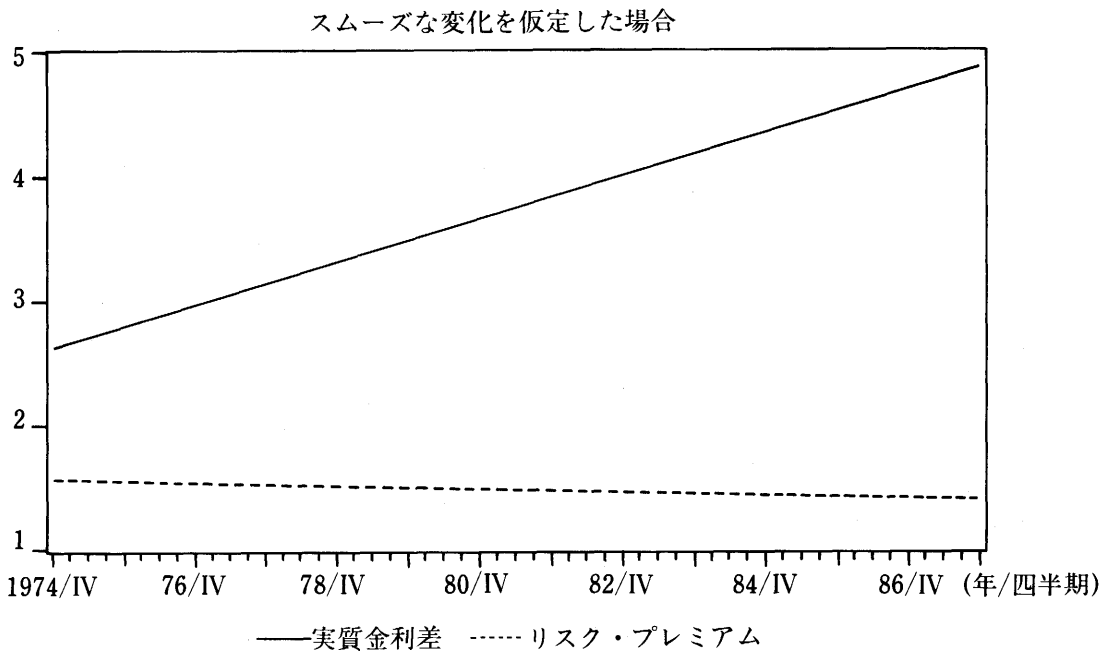
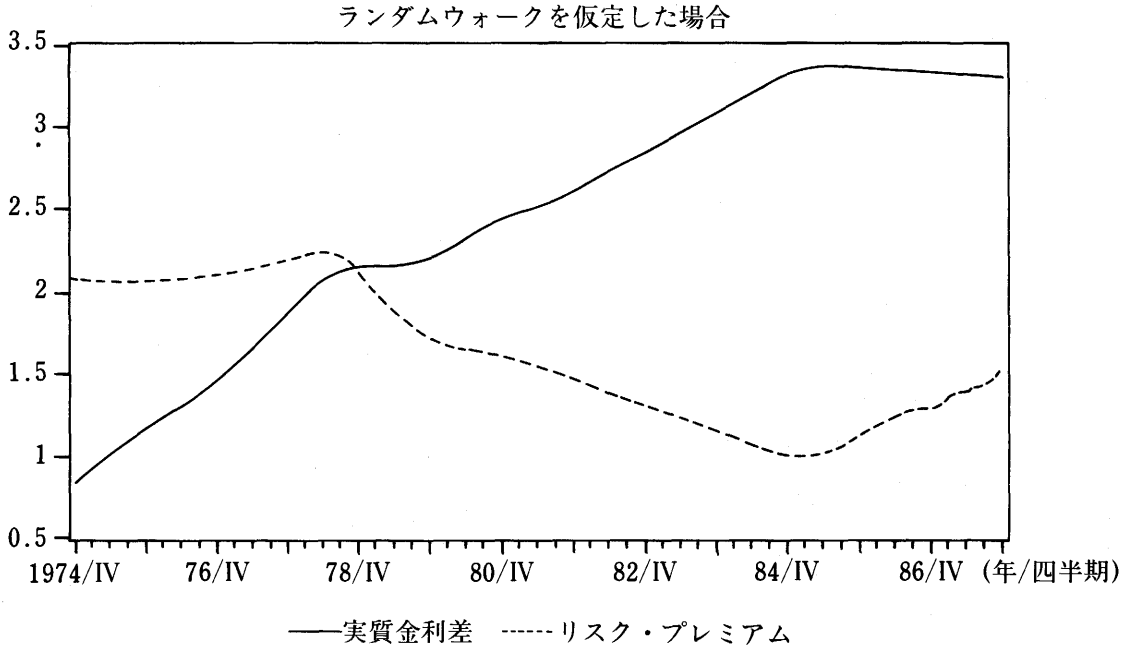
12) 具体的には、日本銀行調査統計局計量分析係の持つ KALMAN と呼ばれるプログラムを使用した。カルマンフィルターについては、Chow (1983, Chap. 10)、日本銀行調査統計局計量分析係 (1983) などを参照。

13) この違いは、ある変数の季節調整を行って2年前の変動を分析するのに、2年前までのデータだけで季節調整するのと最近時点までのデータを全て使って季節調整するの違いに対応している。この2つの方法のうちの前者が filtering にあたり、後者が smoothing にあたる。

14) このように実質為替レートの関数において、リスク・プレミアムのパラメーターが1984年以降円・ドルで上昇、またマルク・ドルでも横ばいに転じた原因として考えられるのは、このころからドルの急速な下落が始まり、市場参加者の予想する将来の為替レートのヴォラティリティが上昇した可能性である。このヴォラティリティは、計測式の上では、計測期間中一定の分散共分散で表されているが、もしこれが実際には上昇していると、リスク・プレミアムのパラメーターである γ の増大として計測されることになる。なおここでの結果に近いカルマンフィルターによる計測を、日本銀行調査統計局 (1987, p. 31) が示している。

第9図 円ドル関数パラメーターの変化

——カルマンフィルターによる計測結果



金融の国際化が為替レートの変動および国際収支に与える影響について

第1表 円・ドル実質為替レート関数のパラメーターの値

カルマンフィルターによる実質為替レート関数の計測結果

計測期間 1973/I ~ 87/IV

ランダムウォークを仮定した場合

時 点	実質金利差	リスク・プレミアム
1974/IV	0.832	2.069
1980/IV	2.445	1.608
1987/IV	3.295	1.540

スムーズな変化を仮定した場合

時 点	実質金利差	リスク・プレミアム
1974/IV	2.624	1.578
1980/IV	3.665	1.476
1987/IV	4.881	1.414

(注) 実質金利差の係数は実質金利差が1%変化したときの実質為替レートの変化率を表す。

第2表 経常収支不均衡の実質為替レートに与える影響

(ランダムウォークを仮定した場合の計測結果)

円・ドル為替レートに与える影響

(数値は円のドルに対する上昇率)

時 点	日本の黒字100億ドル	EMS の黒字100億ドル
1974/IV	7.70%	5.63%
1980/IV	2.73	1.99
1987/IV	1.68	1.23

マルク・ドル為替レートに与える影響

(数値はマルクのドルに対する上昇率)

時 点	日本の黒字100億ドル	EMS の黒字100億
1974/IV	3.97%	6.39%
1980/IV	1.84	2.96
1987/IV	0.62	0.99

質金利差が1パーセント変化したときに実質為替レートは0.83パーセントしか変化しなかったのに対し、87年末には3.3パーセントも変化するようになったことが分かる。

次に累積経常収支の効果を見てみよう。この計測結果と、計測に使用された分散・共分散の値、累積経常収支、実質為替レートの単位等から、日本とEMSの累積経常収支が名目値で100億ドル増加したときの、円・ドル実質為替レートの変化幅を計算したのが第2表の上のパネルである。この表からわかるように、同じ名目金額の累積経常収支の変化が実質為替レートに与える影響は、87年末には74年末に比較して大幅に低下している。すなわち、日本の100億ドルの黒字は、74年には円を7.7パーセント上昇させたのに対し、87年には、円を1.68パーセントしか上昇させなくなっている。この理由は、計測式のパラメーター値が徐々に低下しているのに加えて、米国のインフレーションと各国の経済成長により、世界経済の規模に対する名目100億ドルのウエイトが相対的に大幅に低下してきていることによる。主要国の名目GNPの指数は、73年初を1.0として、80年末には2.2、87年末には3.4に達しており、名目のドル金額の持つウエイトは3分の1以下にまで

低下している。なお、EMS諸国の黒字も円を上昇させるが、これは円とマルクが代替資産であることによる「連れ高効果」である（深尾光洋1983, pp. 100-103）。

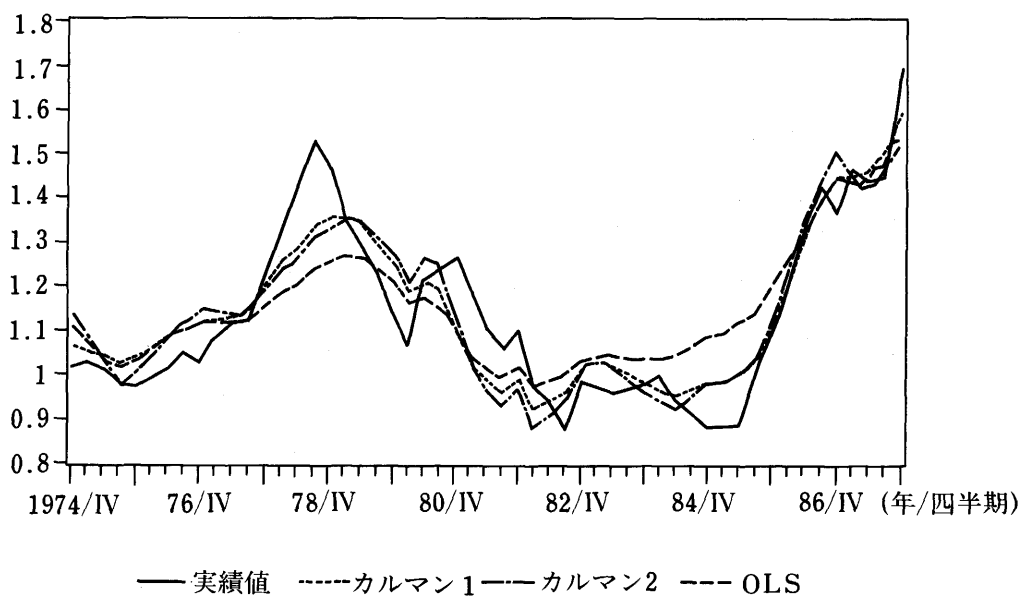
以上で求められたパラメーターの値から、外国為替市場に参加している投資家全体が経常収支不均衡をファイナンスするときに要求する、リスク・プレミアムの大きさを推計することができる。ここでは、日本のGNP比1パーセントの累積経常黒字に対応するリスク・プレミアムを計算してみる。日本の87年のGNPは、約2.6兆ドル、その1パーセントは260億ドルになる。これは、上の計算では、実質円レートを約4.4パーセント ($1.68 \times 260 / 100$) 変化させる。3.の(4)式と(5)式の比較から、リスク・プレミアムは、これを β の値(パラメーターbの推定値)で割ったものに等しいので、年率1.3パーセント ($4.4 / 3.3$) になる。¹⁵⁾ (パラメーターがスムーズに変化すると仮定した場合)

次に、パラメーターがスムーズに変化すると仮定した場合(第9図と第1表の下のパネル)を見ると、実質金利差の係数は当初の2.6から計測期末の4.9へと継続的に上昇する一方、リスク・プレミアムの係数は1.6から1.4へとやや低下しており、実質金利のパラメーターの値がやや大きい外

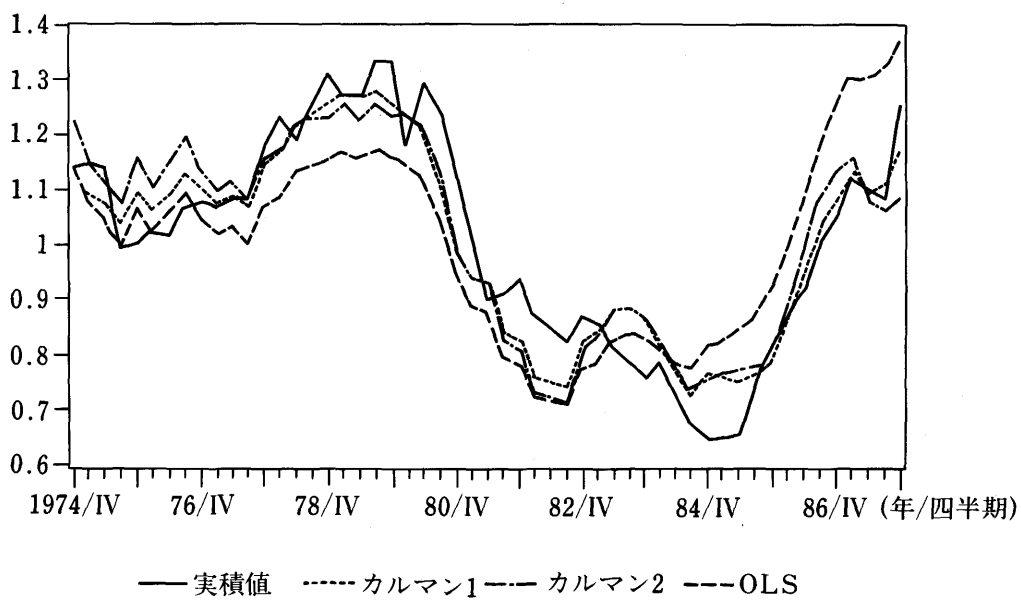
15) Krugman (1981) と Frankel (1985) は、実証的に求められた相対的危険回避度(2程度)から計算すると、経常収支の不均衡をファイナンスするために必要なリスク・プレミアムの大きさは、理論的に無視しうる程度であると論じている。Krugman (1981) は同時に、この小さなリスク・プレミアムの下で得られる、国際的な分散投資による純収入は非常に小さいため、比較的小さな取引コストが存在すると、国際的な分散投資は行われないと論じている。しかし、これらの二つの先験的な命題は相互に矛盾している。もし国際的な分散投資からの収入が、取引コストに比べて小さければ、多くの小さな投資家たちは、外国為替市場に参加しなくなろう。これは市場の厚みを減少させ、リスク・プレミアムを増加させる。そして、この増大したリスク・プレミアムが、取引コストと危険負担の報酬に見合ったところで市場は均衡する。

第10図 推計式のパフォーマンスの比較

円・ドル為替レート関数の比較



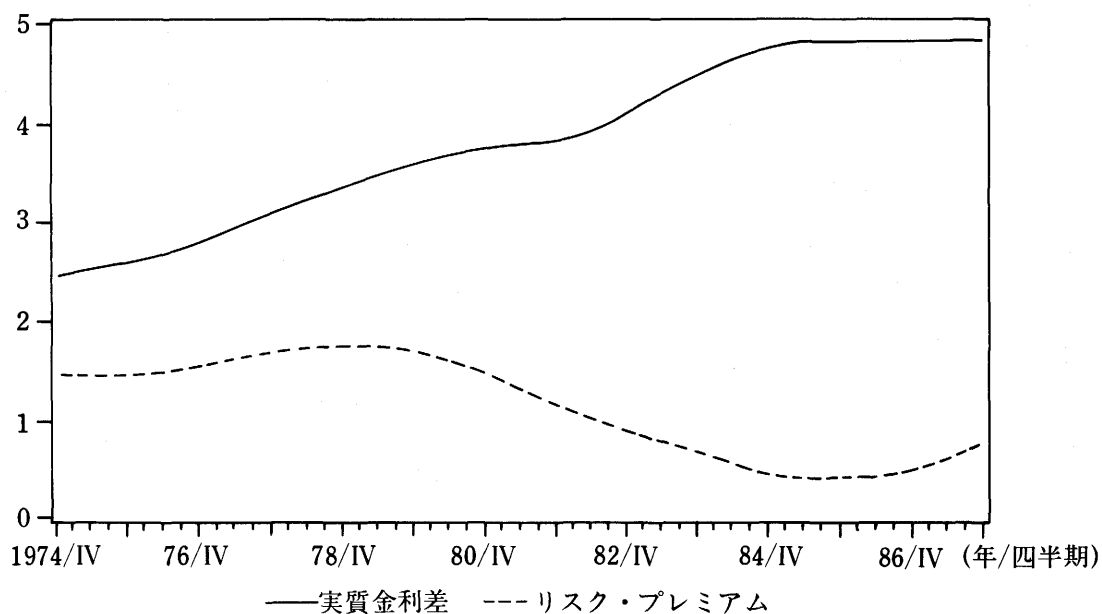
マルク・ドル為替レート関数の比較



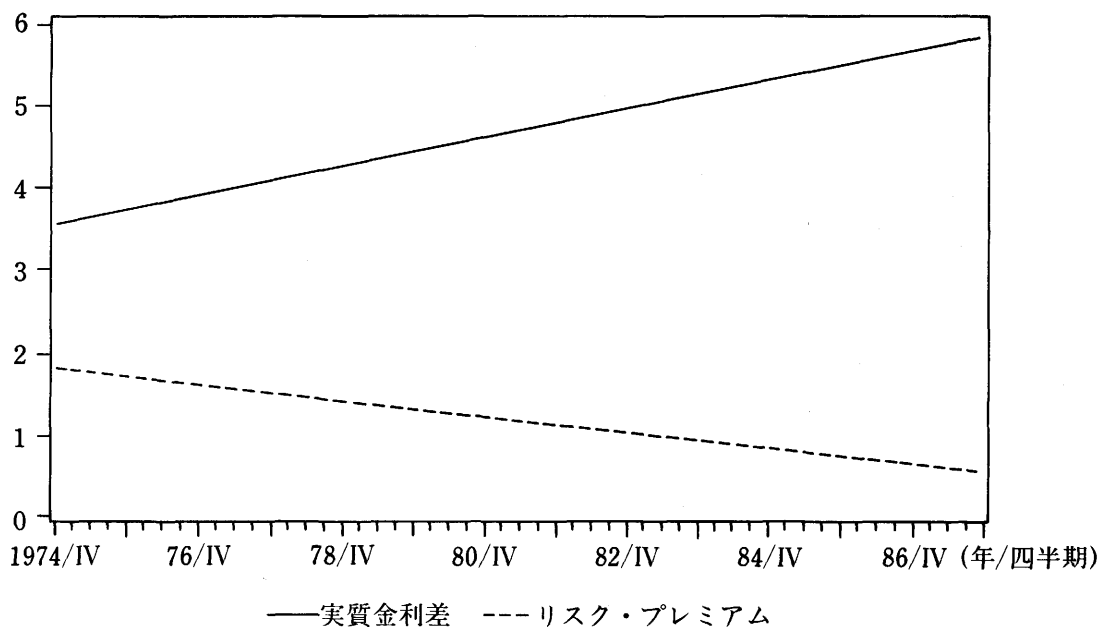
第11図 マルク・ドル関数のパラメーターの変化

——カルマンフィルターによる計測結果

ランダムウォークを仮定した場合



スムーズな変化を仮定した場合



第3表 マルク・ドル実質為替レート関数のパラメーターの値

カルマンフィルターによる実質為替レート関数の計測結果

計測期間 1973/Ⅰ～87/Ⅳ

ランダムウォークを仮定した場合

時 点	実質金利差	リスク・プレミアム
1974/Ⅳ	2.454	1.463
1980/Ⅳ	3.768	1.486
1987/Ⅳ	4.835	0.778

スムーズな変化を仮定した場合

時 点	実質金利差	リスク・プレミアム
1974/Ⅳ	3.578	1.809
1980/Ⅳ	4.608	1.231
1987/Ⅳ	5.811	0.559

(注) 実質金利差の係数は実質金利差が1%変化したときの実質為替レートの変化率を表す。

は、上のランダムウォークの場合と同じ傾向を示す結果となっている。

(カルマンフィルターによる計測式と通常の回帰式との比較)

カルマンフィルターによる計測式のパフォーマンスを見るために、上の2つの可変パラメーターによる実質為替レートの推計値と通常の単回帰による実質為替レートの推計値を、円・ドル実質為替レートの実績値と比較したのが第10図の上のパネルである。この図でカルマン1としてあるのがランダムウォークに、カルマン2としてあるのがスムーズな変化に、OLSとしてあるのが単回帰に、それぞれ対応している。この図から分かるように、単回帰の場合に比べ2つのカルマンフィルターによる実質為替レートの推計値は、かなり改善されていることが分かる。また、2つのカルマン

フィルターによる実質為替レートの推計値の間の差は比較的小さい。このことから、カルマンフィルターによる2つの推計結果の間で、優劣をつけるのは難しいといえる。

ロ. マルク・ドルレート

次に第11図は、マルク・ドル実質為替レート関数に関し、その実質金利差とリスク・プレミアムのパラメーター（それぞれ β と γ ）の計測期間中の動きを図示したものである。この図も前掲第9図と同様、上のパネルはランダムウォーク、下の図はスムーズにパラメーターが動くとは仮定した場合の計測結果である。また第3表はこのパラメーターを表にしたものである。この場合も、先の円・ドルの場合と同じように、実質金利差の係数は計測期間を通して上昇を続け、リスク・プレミアムの係数は低下傾向にあったことが分かる。ランダム

ウォークの場合の結果からみると、実質金利差の1パーセントの変化は、74年末には、為替レートを2.5パーセント変化させていたのに対し、87年末には、4.8パーセントも変化させるようになったことがわかる。これに対し、EMS 諸国の100億ドルの累積経常収支の増加は、第2表の下のパネルから、74年末にはマルクをドルに対して6.4パーセント上昇させたが、87年末には、1.0パーセントしか上昇させないことがわかる。

可変パラメーターによるマルク・ドル関数と単回帰との比較を見ると（第10図下のパネル）、円・ドル関数の場合と同様、可変パラメーターを採用することで、単回帰に比較してフィットがかなり改善されていることが分かる。¹⁶⁾

6. おわりに

過去の変動相場制下の経験を振り返ってみると、全般的に言って、実質金利差の為替レートへの影響が増大してきた反面、累積経常収支の変化に対応する実質為替レートの変化は、低下しているように窺える。このような、実質為替レートの決定要因の相対的な重要性の変化は、本論文で展開してきた理論的分析と整合的である。1980年代前半の、長期間にわたるドルの過大評価と大幅な経常収支不均衡の持続は、主要国間の財政政策の違いと金融市場の急速な国際化という二つの要因によって説明しうる。このうちの後者の要因は、米国の拡張的な財政政策のドルに与える影響を従来よりも拡大するとともに、巨額の経常収支不均衡のファイナンスを可能にするもの

16) 5. での実証分析においては、定数項は一定であると仮定してカルマンフィルターを適用した。ここでは、実質為替レートを計算する上でGNPデフレーターを用いているので、定数項一定の仮定は、GNPデフレーターで実質化した為替レートは、長期的には一定の水準に収束する傾向があると想定していることになる。しかしここでは、計測期間が15年間とやや長いので、実質為替レートが一定の水準に収束すると想定するのは問題があるかも知れない。

そこで、定数項 α も可変的なパラメーターであると想定した計測も行ってみた。すなわちこの計測では、定数項はランダムウォークすると想定したうえで、本文の2種類の計測をそれぞれ円・ドルとマルク・ドルについて行った。それによれば、 α 、 β 、 γ がランダムウォークすると想定するケースでは、 β と γ は円・ドル、マルク・ドル関数共にほとんど変化せず、定数項 α のみが変化する結果となった。またこの定数項は、円・ドル、マルク・ドル関数共に、ドル高・円マルク安方向へと変化した。次に α はランダムウォーク、 β と γ がスムーズに動くとの想定の下では、円・ドル、マルク・ドル関数共に、ランダムウォークすると想定した α はほとんど変化せず、 β と γ の推計値は本文の結果ときわめて近いものとなった。

これらの結果は相互に矛盾しており、その解釈は難しい。しかし、まず β と γ がランダムウォークすると想定するケースでは、計測式の3つのパラメーターすべての変化を許すと、この推定方法では、それぞれの変化を分離することが困難であることを示しているようである。この結果、実質金利差、リスク・プレミアムに係数は、ほぼ一定と計測され、定数項だけが変化してしまう。しかし、定数項が長期的には円・マルク安、ドル高を示すのは、最近の各国の産業の競争力比較により、長期的にはむしろ円の実質的な切り上がりを当然視する見方と矛盾しており、やや不可解な結果である。また β と γ がスムーズに変化するとの想定では、本文とはほぼ同じ結果となっている。以上の結果から考えると、データは定数項が変化するとの仮説より、金融国際化により為替レート決定要因の相対的な重要性が変化しているとの仮説を支持しているように窺われる。

でもあった。

国際的な資本の移動性が高いことは、外国為替市場の厚みを増し国際収支不均衡のファイナンスを容易にする、としばしば論じられることがある。¹⁷⁾しかし以上でみてきたように、金融の国際化によって資本の移動性が高まる場合には、財政政策の変更が実質為替レートに与える影響をより大きなものにするので、主要国間の財政政策のスタンスに違いがあれば、それはより大きな為替レートの変動と、より大きな経常収支不均衡を生み出す。大きな経常収支不均衡は、短期的には民間資本移動によってファイナンスされるものの、長期的には、外国為替市場に強い圧力を与え、為替レートの大きな変動要因となって行く。このように、金融の国際化は国際収支不均衡の問題を解決するわけではなく、不均衡により生み出される為替レートへの圧力発生を先延ばしにするにすぎない。もし政策調整（とりわけ財政政策の調整）が同様に先延ばしされるならば、不均衡は一層拡大し、その解決もより困難になって行く。そして結局は、市場に現れる圧力が為替レートや金利を動かして、不均衡の是正を各国経済に強制することになる。

金融国際化が進展することによって発生しやすくなった、為替レートの長期間にわたる大幅な過大評価ないし過小評価は、為替レートに長い周期を持ったスウィングを発生させる可能性がある。理論的な分析で明らかになったように、「累積された」経常収支は実質為替レートの「水準」に影響を与えるので、累積経常黒字を持った国は、その黒字が経常

赤字の継続的な「流れ」によってなくなるまで、長い間に亘り過大評価された通貨を持つことになる。このため、為替レートの過大評価がようやく是正され、長期的にみた均衡水準に近づく状態になったとしても、それまでに生じた産業の国際競争力低下（いわゆる履歴効果）から、その国は経常収支面ではなお赤字を発生し続けている可能性が高い。こうした経常赤字は、その国の為替レートを均衡水準以下に押し下げ、今度は為替レートの過小評価を発生させることになる。このように、経常収支のストックとフローの相互作用は、実質為替レートに対し周期の長いスウィングを生み出し、各国間の資源配分を乱す可能性がある。

変動相場制15年間の経験からも、市場の働きだけでは、為替レートの安定を達成することができないのは明らかである。実質為替レートの大幅な変動が、実質金利差と累積経常収支によってある程度説明されることから、為替レートの安定には、これらの為替レート決定要因の大幅な変動を避ける必要があると考えられる。このため、主要国がこのような点に十分配慮して経済政策を運営して行くことが、為替レートの大幅な変動を避け、国際経済の長期的な安定を達成するために不可欠である。

17) McKinnon (1976) はこのような立場からの議論をしている。

補論：合理的期待形成を導入した2カ国モデル

この補論では、本文の2.で展開された2カ国モデルを、合理的に将来の為替レート変動に対する期待が形成される場合について拡張し、数学的に解を求める。またその解の性質を分析することによって、本文中で証明無しで与えられたいくつかの命題にたいして、厳密な証明を与える。

(1) 理論モデルの解

本文の2.で示されたモデルは、以下の3本の式で表される。

$$(G-T) = S(r_t) - I(r_t) - X(e_t) \quad (A-1)$$

$$(G^* - T^*) = S^*(r_t^*) - I^*(r_t^*) - X^*(e_t) \quad (A-2)$$

$$r_t^* = r_t - (1/b)(\bar{e} - e_t) - (s^2/c)B_t^* \quad (A-3)$$

このうち上の2本は、それぞれ米国と日本のI-S式であり、(A-3)式は、内外金融市場の裁定条件式である(本文の(3)式と(4)式からRPを消去)。上の裁定条件式では、為替レートの期待形成メカニズムとして、回帰的期待が仮定されている。すなわち、(A-3)式の右辺第2項にあるように、為替レートの期待変化率は、現在の実質為替レートの均衡レートからの乖離に反比例すると仮定されている。この式を、投資家たちは将来の為替レートの動きを正しく見通せる(合理的期待形成)と仮定して、次のように定式化しなおす。

$$\dot{r}_t^* = \dot{r}_t - \dot{e}_t - (s^2/c)B_t^* \quad (A-4)$$

ここで実質為替レート、 e 、の上のドットは、時間微分を表す。

次に、経常収支不均衡と実質為替レートの

間の関係を次のように定式化する。

$$\dot{B}_t^* = -\psi(e_t - \bar{e}) \quad (A-5)$$

ここで

ψ ：経常収支の実質為替レートに対する感応度を表す正の定数

すなわち、円の対ドル実質レート(1円のドル建て価格の対数値)、 e 、がその均衡レート、 $\bar{e}$ 、を上回っている場合(円の過大評価)には、日本の経常収支はその乖離幅に比例して赤字になり、日本の累積経常収支、 B^* 、は減少すると仮定されている。なおこの式では、対外資産・負債の保有に伴う、投資収益の受取ないし支払が考慮されていない。しかし、実質金利が実質経済成長率に近く、また累積経常収支、 B^* 、がGNPに対する比率として標準化して表示されている場合には、投資収益収支は(A-4)式に明示的に入れる必要がない。なぜなら、投資収益による累積経常収支の増加は、それを標準化しているGNPの成長によって、ちょうど打ち消されるからである。

ここで(A-1、2)、(A-4、5)式を線形近似すれば、容易にモデルの解を求めることができる。しかし、上の式を多少変形することによって、解を単純化することが可能である。(A-1)と(A-2)式は、所与の財政赤字の下での実質為替レートと実質金利の間の関係を表している。そこでこれらの式から、実質為替レートがその均衡値に等しくなるような実質金利の水準を、日米それぞれについて求めることができる。この実質金利水準は、長期均衡実質金利と呼ぶことができる。例えば、(A-1)式を e が $\bar{e}$ に等しいと置いて、 r について解くことで、米国の長期均衡実質金利、 $\bar{r}$ 、を求めることができる。この米国の長期均衡実質金利は、米国の財政

赤字の水準にのみ依存している。米国の財政赤字の増加は、米国の長期均衡実質金利を上昇させる。しかし日本の財政赤字の増加は、この金利に影響しない。この性質から、 $\bar{r}$ を、米国の財政政策のスタンスの指標として用いることができる。同様に、日本の長期均衡実質金利 $\bar{r}^*$ を日本の財政政策の指標として用いることができる。

(A-1) 式と (A-2) 式を、これらの長期均衡実質金利と長期均衡実質為替レートの周りで線形近似することにより、次のような関係式を導くことができる。

$$(r_t - \bar{r}) = \alpha (e_t - \bar{e}) \quad (A-6)$$

$$(r_t^* - \bar{r}^*) = -\beta (e_t - \bar{e}) \quad (A-7)$$

α, β : 正の定数

(A-4) 式の中の r_t と r_t^* を (A-6, 7) 式を使って消去すると、次の式が得られる。

$$\dot{e}_t = (\alpha + \beta) (e_t - \bar{e}) - (s^2/c) (B_t^* - \bar{B}^*) \quad (A-8)$$

ここで、 $\bar{B}^*$ は次のように定義される。

$$\bar{B}^* = c(\bar{r} - \bar{r}^*)/s^2 \quad (A-9)$$

(A-5)、(A-8) 式は、モデルの動学的な性質を決定する微分方程式体系である。これらの方程式の特性方程式を解くことにより、次の二つの特性根が求まる。

$$\lambda_1 = [(\alpha + \beta) + \sqrt{(\alpha + \beta)^2 + 4\psi s^2/c}] / 2 > 0 \quad (A-10)$$

$$\lambda_2 = [(\alpha + \beta) - \sqrt{(\alpha + \beta)^2 + 4\psi s^2/c}] / 2 < 0 \quad (A-11)$$

これらの二つの根のうち、 λ_1 は不安定な解に対応している。以下では通例の合理的期待モデルの解法により、安定な解に対応する負の根である λ_2 のみを用いることにする。

(A-11) 式から明らかなように、リスク許容度のパラメーター、 c 、が大きくなると、

λ_2 の絶対値を小さくする。

(A-5)、(A-8) 式から、モデルは次の解を持つことがわかる。

$$e_t = C_1 \exp(\lambda_2 t) + \bar{e} \quad (A-12)$$

$$B_t^* = C_2 \exp(\lambda_2 t) + \bar{B}^* \quad (A-13)$$

ここで、 C_1 と C_2 は $\bar{B}^*$ についての初期条件と、解が長期均衡点に向かう収束経路上にある (saddle path) という条件から決まる定数である。ここで、 $t=0$ における日本の累積経常収支が B_0^* であると仮定すると、この初期条件から

$$C_2 = B_0^* - \bar{B}^* \quad (A-14)$$

が求まる。さらに、(A-12, 13) 式を (A-5) 式に代入して、実質為替レートの当初の水準が求まる。

$$C_1 = -(\lambda_2 / \psi) (B_0^* - \bar{B}^*) \quad (A-15)$$

これらの定数を (A-12, 13) 式に代入することにより、合理的期待形成モデルの動学的解が求まる。

(2) 解の特性

以上で得られた解から、いくつかの重要な特性が明らかになる。まず長期的な動学的性質について検討してみよう。このモデルの解である (A-12, 13) 式は実質為替レート e_t は $\bar{e}$ へ、また B_t^* は $\bar{B}^*$ へ収束することを示している。このため、 $\bar{B}^*$ は長期均衡累積経常収支とみることができる。(A-9) 式が示すように、長期均衡累積経常収支は、リスク許容度のパラメーター、 c 、長期均衡実質金利差、 $\bar{r} - \bar{r}^*$ 、および予想される将来の実質為替レートの分散、 s^2 、に依存している。そして国際金融取引の厚みがましてリスク許容度が増加するか、財政政策の変更により長期均衡実質金利差が拡大すると、 $\bar{B}^*$ が増大し累積経常収支の不均衡幅が拡大する。一方

s^2 が増大して、将来の為替レート水準に対する不確実性が高まると、円資産とドル資産の間の代替性が低下し、 $\bar{B}^*$ は低下する。

この長期均衡では、日本の対外資産 $\bar{B}^*$ は一般にゼロではない。このため、対外資産からの利子収入、ないし対外負債に対する利子支払が発生する。しかし、対外資産の変化を決める(A-5)式の説明で述べたように、実質金利水準が実質経済成長率に等しい場合には、利子収入による資産の増加率、ないし利子支払による負債の増加率は、ちょうど経済成長率に等しい。このため、このモデルの長期均衡は、GNPに対する対外資産ないし負債が一定値に収束するという意味で、維持可能(sustainable)である。

次にモデルの解の短期的な動きを見てみよう。米国の拡張的な財政政策は、それが発動されると直ちに、ドルの対円実質為替レートを上昇させる。すなわち、モデルの解である(A-12)式を、米国の均衡実質金利 $\bar{r}$ について微分し、(A-9)、(A-15)式を使うと、

$$\frac{de_t}{dr} = \lambda_2 c / \psi s^2 = 1 / [\lambda_2 - (\alpha + \beta)] < 0 \quad (A-16)$$

ここで、右側の等式は(A-11)式により証明できる。上の式からわかるように、米国の財政赤字の拡大は米国の長期均衡実質金利、 $\bar{r}$ 、を上昇させ、短期的には円をドルに対して減価させる。また、リスク許容度、 c 、の増加は、 λ_2 の絶対値を減少させるので、上の微分係数の絶対値を増加させる。つまり、リスク許容度の増加は、財政政策の実質為替レートに与える短期的な影響を強める。

しかし、前にみたように、このドルの上昇は一時的なもので、長期的には円・ドル実質為替レート、 e 、は長期均衡値である $\bar{e}$ に近づいて行く。一方、米国の拡張的な財政政策は、 $\bar{r}$ を上昇させ日本の長期均衡累積経常収支、 $\bar{B}^*$ 、を増加させる。これに伴い、日本の実際の経常収支は黒字化し、円をドルに対して徐々に上昇させるとともに、累積収支もその均衡値に近づいて行く。

この合理的期待形成モデルの枠組みでは、本文の(3)式にある回帰的期待形成は、同時に合理的であることが示される。すなわち、実質為替レートについてのモデルの解は次のように書けるので、

$$e_t = C_1 \exp(\lambda_2 t) + \bar{e}$$

その時間微分は次のようになる。

$$\dot{e}_t = \lambda_2 C_1 \exp(\lambda_2 t) = \lambda_2 (e_t - \bar{e}) \quad (A-17)$$

よって、合理的期待形成の下では、円・ドル実質為替レートの期待変化率は、実質為替レートの均衡値からの乖離幅に反比例する。 λ_2 は負なので、円が過大評価されているときには($e_t > \bar{e}$)、円は下落すると予想されることになる。

(3) 解の特性の数値例による分析

ここでは、この補論で見てきた合理的期待形成に基づく理論モデルの解の性質をより具体的に見るために、数値例を使って分析しよう。¹⁸⁾

以下では、変数は次の計測単位(次元)を使って計ることにする。

18) 天野(1985)、Ishii, et. al.(1985)は、この補論に似た理論的観点から、金融の国際化が為替レート、実質金利、経常収支などに及ぼす影響について、シミュレーション分析を行っている。

時間	：年	て資産の利回りが円建て資産の利回りを年率2パーセント上回る必要
実質為替レート	：均衡レートに対する比の自然対数値	$s^2/c=1.0$ (リスク許容度小)：上と同じ
経常収支	：年率のGNPに対する比率	累積黒字を保有するのに年率10パーセントの利回り格差が必要
累積経常収支	：年率のGNPに対する比率	
実質金利差	：年率のパーセント表示の金利、 R 、を100で割り1を足したものの自然対数値 ($\log(1+R/100)$)	

まず、国際金融市場の厚みが増して、リスク許容度が増加する場合のモデルの解の変化を見てみよう。付-1図はリスク許容度が大きい場合と小さい場合の、2つのケースについて、それ以外のパラメーターが同じとの仮定の下でのモデルの解を図示したものである。パラメーターについては以下のように仮定した。

$\alpha + \beta = 0.1$ ：2カ国がまったく同じパラメーターを持つ場合には、 $\alpha = \beta = 0.05$ となり、実質為替レートが10パーセント切り下がると、実質金利は0.5パーセント上昇する程度のI-Sカーブの傾き

$\psi = 0.1$ ：実質為替レートが10パーセント切り下がると経常収支はGNP比1パーセント改善
 $\Delta(\bar{r} - \bar{r}^*) = 0.05$ ：米国の長期均衡実質金利が日本に比べて5パーセント上昇する規模の米国の財政赤字の拡大を行い、それを持続する

$s^2/c = 0.2$ (リスク許容度大)：GNP比10パーセントの累積経常黒字を日米の投資家が自発的に保有するためには、ドル建

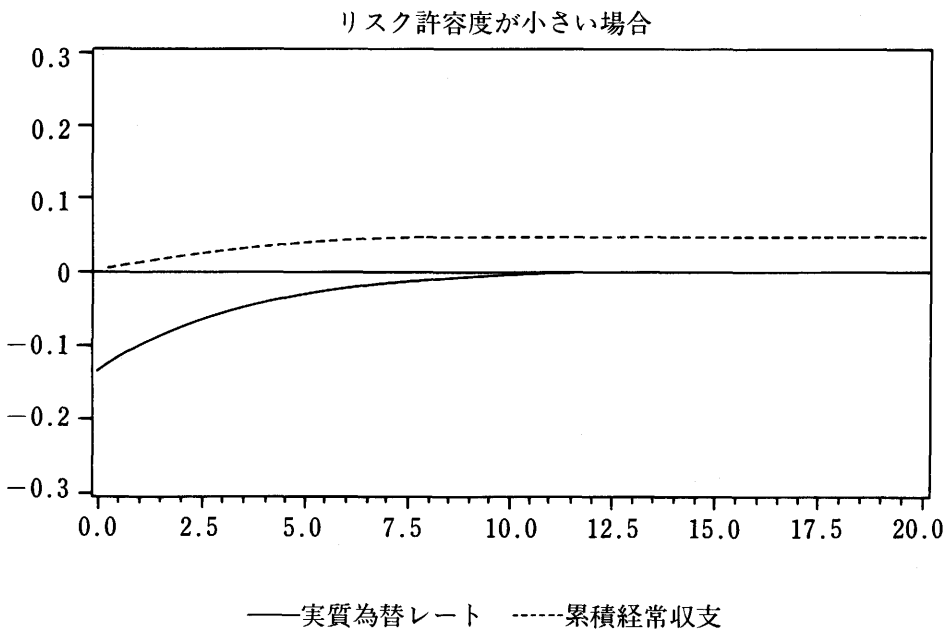
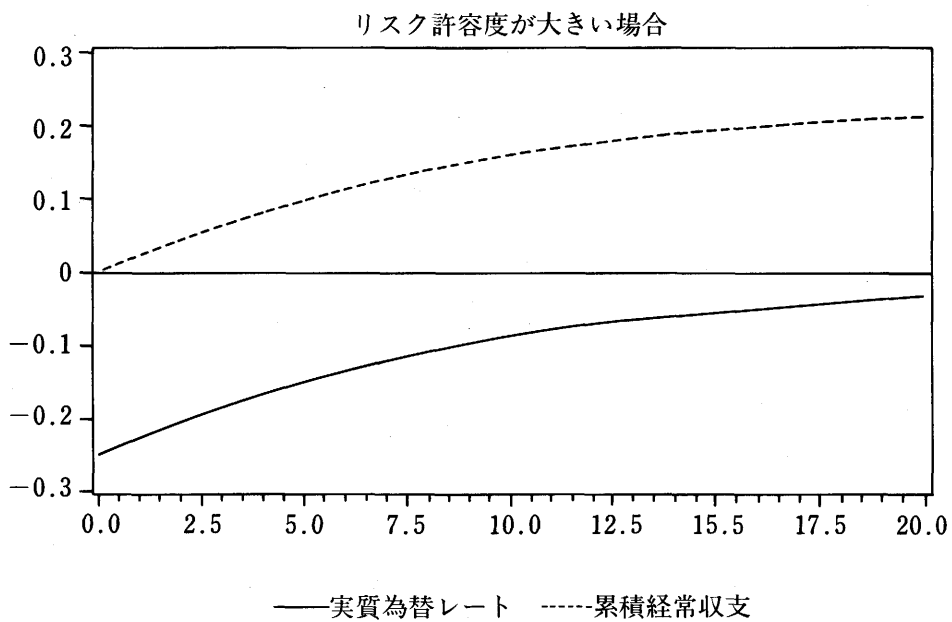
上のようなパラメーターの下で、モデルを数値的に解いたのが付-1図である。横軸の数字は年、縦軸は累積経常黒字はGNPに対する比率、実質為替レートは均衡レートからの乖離である。上のパネルは、リスク許容度が大きく、累積経常収支不均衡をファイナンスするのに、小さいリスク・プレミアムですむ場合である。この場合には、米国が拡張的な財政政策を採用したとき、当初円はドルに対し25パーセント下落し、その後はゆっくりと切り上がって均衡レートへ近づいて行く。日本の累積経常黒字は徐々にGNP比25パーセントの水準に近づく。

一方リスク許容度が小さい場合には、下のパネルにあるように、米国が上と同じ規模の財政政策をとっても、当初円は14パーセントしか切り上がらず、その後の均衡レートへの収束も急速である。累積経常黒字もGNP比5パーセントに近づくにとどまる。このように、リスク許容度が小さい場合には、大きい場合に比べて為替レートと累積経常収支の変動が小さくなるとともに、均衡値への収束も速くなる。

(4) 為替レート決定要因の相対的な重要性

以上では、理論的な合理的期待形成モデルを解くことにより、財政政策の変化が為替レートや累積経常収支に与える影響を分析してきた。この枠組みの中では、為替レートの

付-1図 財政政策の効果



変動は、モデルの中の究極的な外生変数である日米の長期均衡実質金利と初期条件である当初の累積経常収支によって、完全に決定されている（(A-12, 13) 式を参照）。しかし本文中でみたように、為替レートの直接的な決定要因は、内外の実質金利差や累積経常収支である（本文(5)式参照）。そこで以下では、金融の国際化や国際貿易関係の深まりが、為替レートと、その直接の決定要因である内外の実質金利差や累積経常収支との関係に与える影響について理論的に分析する。

この補論の理論モデルの解は当然、為替レート決定式（A-4）式を満足する。これと合理的期待形成の下での為替レート期待の式（A-17）から、本文中の(5)式に対応する次の式が求められる。

$$e = \bar{e} - (1/\lambda_2)(r^* - r) - [s^2/(c\lambda_2)]B^* \quad (A-18)$$

まず金融の国際化は、リスク許容度を増大させる。リスク許容度のパラメーターが変化したときの実質金利要因の重要性の変化を見るために、(A-18) 式と本文の(5)式を比較すると、次のような対応関係にあることがわかる。

$$b = -1/\lambda_2 \quad (A-19)$$

リスク許容度のパラメーター、 c 、が増加するにしたがって、 λ_2 の絶対値が減少し、 b を増加させる。この b の増加は実質金利差の実質為替レートに与える影響を大きくする。

(A-11) 式から分かるように、 c が大きくなると λ_2 の絶対値はゼロに近づくので、 b は限りなく大きくなる。これは、為替レート決定式（本文(5)式）の上では、実質金利差の係数が無限大になることを意味するが、こ

れは必ずしも、実際の為替レートの変動が無限大になることを意味しない。なぜなら、為替レートの実質金利に対する反応が大きくなると、経常収支のふれを通して実質金利の均等化現象が強まり、実質金利差そのものが減少するからである。すなわち、米国が拡張的な財政政策を採用すると、米国の実質金利が上昇し円が大幅に下落することになるが、これは日本の経常黒字を拡大し、日本の実質金利を上昇させるので、実質金利差そのものが小さいものとなるわけである。

これに対し、リスク許容度の増大は一定額の累積経常収支の変化が実質為替レートに与える影響を小さくする。(A-18) 式からわかるように、この影響の強さは $[-s^2/(c\lambda_2)]$ の大きさに依存しているが(A-16)式を使って、

$$-s^2/(c\lambda_2) = -[\lambda_2 - (\alpha + \beta)]/\psi \quad (A-20)$$

が成立することが示せる。この右辺では、 λ_2 を除きすべての係数が (α, β, ψ) が正であり、また λ_2 だけがリスク許容度のパラメーター、 c 、に依存している。リスク許容度の増加は λ_2 の絶対値を減少させるので、この右辺全体は常に正であるが、その絶対値は小さくなる。このように、累積経常収支の影響は、国際金融市場の厚みが増すにしたがって低下して行く。

しかし、国際金融市場の厚みがいくら増しても、累積経常収支の影響はゼロには近づかない。これは、(A-20) 式の値がゼロには近づかず有限の正の値に収束することが示せるからである。すなわち、(A-20) 式の右辺の c が無限に近づくときの極限を取ると、

$$\lim_{c \rightarrow \infty} [-s^2/(c\lambda_2)] = (\alpha + \beta)/\psi \quad (A-21)$$

となることが示せる。これは c が大きくなるときには、同時に λ_2 も小さくなるため、この二つの動きが打ち消し合うためであるが、次のように直観的に説明することができる。すなわち、国際金融市場の厚みが増すと、一定の累積経常黒字の不均衡をファイナンスするために投資家達が要求する、リスク・プレミアムの幅（年率、パーセント表示、本文(4)式参照）は減少する。しかし同時に、累積経常収支不均衡が実質為替レートの均衡値からの乖離を修正する効果も低下する（ λ_2 の絶対値の低下）。合理的期待形成仮説の下では、これが正しく見通されるため、ある一定の、実質レートの均衡レートからの乖離（ $e - \bar{e}$ ）が存在する下での、実質レートの期待変化率は小さくなる。この結果、リスク・プレミアムを生み出すのに必要な、実質為替レートの均衡値からの乖離幅も増加しなくてはならない。このため、 c の上昇は、年率パーセントで計った累積経常収支からのリスク・プレミアムを減少させるものの、為替レートの水準をその均衡レートから乖離させる要因としては、累積経常収支の重要性はある一定限度以下に低下しない。

一方、国際貿易関係の深まりは、為替レートの変動を小さくするように働く。日米2カ国の世界での国際貿易の拡大は、経常収支の実質為替レートに対する感応度、 ψ 、の増大で表すことができる。これは、実質為替レートがその均衡値から乖離した場合の経常収支不均衡を拡大し、実質為替レートをより速くその均衡値へ近づけるように働く。これは λ_2 の絶対値を増加させ、実質金利差の実質為替レートに与える影響の大きさを決める b を小さくする（(A-19) 式）。また ψ の拡大は、累積経常収支の実質為替レートへの影響

も小さくする。これも、経常収支の調整速度の上昇により、 b が小さくなるため、一定のリスク・プレミアムを生むために必要な、実質為替レートの均衡値からの乖離幅が小さくてすむからである。

(5) 為替レート決定要因の相対的な重要性の数値例による分析

次に、金融市場の国際化が進み、外国為替市場の厚みが増す場合、および国際貿易の拡大により財市場の統合が進む場合に、為替レートの決定要因である実質金利差と累積経常収支の相対的な重要性がそれぞれどう変化するかを見てみよう。

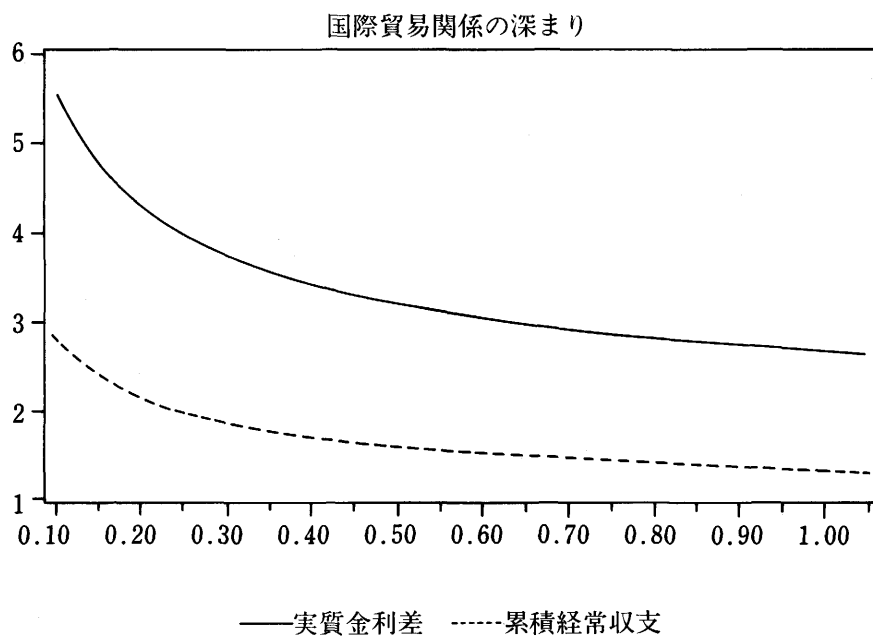
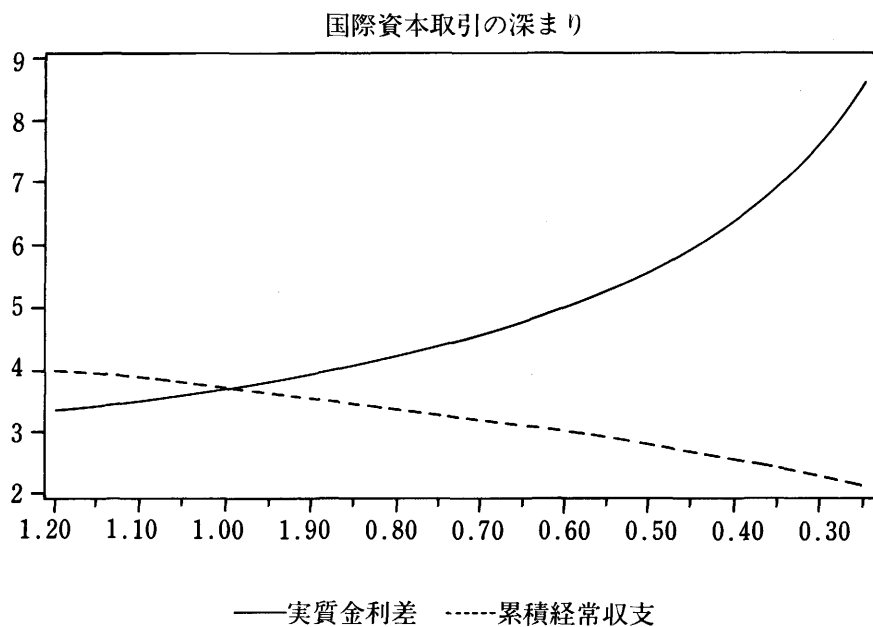
付-2図の上のパネルには、リスク許容度が増加する場合の、為替レート決定要因の相対的な重要性の変化が図示してある。横軸にはリスク許容度を取り、前にみた付-1図の s^2/c で計って、0.3から1.2の間で変化させてある。またそのほかのパラメーターについては、前と同じ値を仮定してある。この図では、右へ行くほど s^2/c が小さくなり、リスク許容度、 c 、が大きくなる（危険回避的でなくなる）ことに注意が必要である。

この図から明らかなように、リスク許容度が増加すると、実質金利差の重要性が急速に高まる。 s^2/c で計って1とリスク許容度が小さいときには（外国為替市場の厚みが薄いとき）には、1パーセントの実質金利差の変化に対して、実質為替レートは3.7パーセントしか変化しなかったのに対し、リスク許容度が高まり、 s^2/c が0.3に低下すると、実質為替レートは7.7パーセントも変化するようになる。

一方、累積経常収支については、リスク許容度の高まりにより、その重要性は徐々に低

金融の国際化が為替レートの変動および国際収支に与える影響について

付-2図 為替レート決定要因の相対的重要性



下する。 s^2/c が1.0の時には、累積経常収支のGNP比1パーセントの変化に対し、実質為替レートが3.7パーセント変化したのに対し、 s^2/c が0.3になると、実質為替レートの反応は2.3パーセントへと低下する。しかし、累積経常収支の影響は(A-21)式で決まる最小値、1.0パーセント以下には低下しない。¹⁹⁾

最後に、国際貿易が拡大し、財市場の統合が進む場合に、為替レートの決定要因の相対的重要性がどのように変化するかを見てみよう。付-2図の下のパネルには、経常収支の実質為替レートに対する感応度が変化する場合の、実質金利差と累積経常収支の相対的重要性の変化が図示してある。横軸にはこの感応度、 ψ 、を0.1から1.0まで変化させてある。一方リスク許容度は s^2/c で計って0.5に固定してある。なおここで注意を要するのは、 α と β が ψ の変化に対して独立でないことである。実質為替レートに対して経常収支がより敏感に反応するようになると、それぞれの国の実質金利は、実質為替レートに対しより敏

感に反応するようになる((A-1、2)式と(A-6、7)式を参照)。そこでこの図の計算では、 α と β は ψ に正比例して変化させてある(実際には $\alpha + \beta = \psi$ とおいた)。またその他のパラメーターについては、付-1図と同じ値を想定した。

財市場の統合が進むにつれて(ψ が増加)、実質金利差、累積経常収支ともに実質為替レートへの影響度が低下する。 ψ が0.1と財市場の統合が弱いときには、実質金利差1パーセントの変化は5.6パーセントの実質為替レートの変動を引き起こしたのに対し、 ψ が1.0に増加すると、2.7パーセントの変動しか起きなくなる。また累積経常収支の変化についても、 ψ が0.1のとき2.8パーセントの実質為替レートの変化を引き起こしたのに対し、 ψ が1.0になると、1.4パーセントの変化しか発生しなくなる。

このように、財市場の統合は、為替レートの変動を小さくする効果があると考えられる。

以 上

19) ここでの分析は、為替レートの直接の決定要因としての累積経常収支が、為替レートの水準に与える影響はゼロに収束しないことを示している((A-18)式参照)。しかし、モデル全体の解である(A-12)、(A-15)式をみると、累積経常収支の初期値 β_0^* が為替レートの当初の水準に与える影響は、 $(-\lambda_2/\psi)$ で決まり、リスク許容度 c が増加するにしたがって、ゼロに収束する。これは、 β_0^* が変化することにより、内外の実質金利差が変化し、有限のリスク・プレミアム効果を打ち消すように働くからである。

【参考文献】

- 天野明弘、「経常収支、資本収支、および為替レート」、『国民経済雑誌』、第151巻第6号、1985年6月
- 大滝雅之・山崎福寿・深尾京司、「金融の国際化と最適金融政策」、1987年秋期、理論計量学会発表論文、1987年7月
- 翁 邦雄、「国際通貨問題の現状と展望」、『ESP』、1986年5月
- ・鈴木俊之、「為替レートとリスクプレミアム」、『経済研究』、第38巻第3号、1987年7月
- 日本銀行調査統計局、「昭和61年度の金融および経済の動向」、『調査月報』、1987年5月
- 日本銀行調査統計局計量分析係、「可変パラメーターモデルとカルマンフィルターについて」、1983年12月6日
- 深尾京司、「為替レートの決定要因と為替投機需要」、『金融研究』、第2巻第4号、1983年12月
- 深尾光洋、『為替レートと金融市場』、東洋経済新報社、1983年
- Blanchard, Olivier J. and Summers, Lawrence H., "Why are World Real Interest Rates So High?", mimeo, 1984.
- Branson, William H., "Causes of Appreciation and Volatility of the Dollar", proceedings of a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, *The Dollar—Recent Developments, Outlook, and Policy Options*, Jackson Hole, Wyoming, August 21-23, 1985.
- and Henderson, D. W., "The Specification and Influence of Asset Markets", in R. W. Jones and P. B. Kenen, eds., *Handbook of International Economics* 2, 1985.
- Chow, G. C., *Econometrics*, McGraw-Hill, 1983.
- Frankel, Jeffrey, "The Dazzling Dollar", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1985.
- Fukao, Mitsuhiro, "The Risk Premium in the Foreign Exchange Market", unpublished doctoral dissertation, University of Michigan, 1981.
- , "The Effectiveness of Coordinated Intervention", *Japan Center for International Finance Policy Study Series* 3, April 1985.
- , "A Risk Premium Model of the Yen-Dollar and the DM-Dollar Exchange Rates", *OECD Economic Studies* 9, Autumn 1987.
- and Masaharu Hanazaki, "Internationalisation of Financial Markets and the Allocation of Capital", *OECD Economic Studies* 8, Spring 1987.
- and Okina, Kunio, "Internationalization of Financial Markets and Balance of Payments Imbalances: A Japanese Perspective", paper for Carnegie-Rochester Conference, April 22-23, 1988.
- Isard, Peter, "Exchange Rate Modeling: An Assessment of Alternative Approaches", in R. C. Bryant, D. W. Henderson, G. Holtham, P. Hooper and S. A. Symansky, eds., *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, Washington: Brookings Institution, 1988.
- Ishii, Naoko, McKibbin, W. and Sachs, Jeffrey, "The Economic Policy Mix, Policy Cooperation and Protectionism: Some Aspects of Macroeconomic Interdependence Among the United States, Japan and Other OECD Countries", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 7, No. 4, 1985.
- Krugman, Paul, "International Aspects of U.S. Monetary and Fiscal Policy", paper for the Bald Peak Conference sponsored by the Federal Reserve Bank of Boston, October 5-7, 1983.
- , "Consumption Preferences, Asset Demands and Distribution Effects in International Financial Markets", NBER Working Paper No. 651, July 1981.
- McKinnon, Ronald., "Floating Foreign Exchange Rates 1973-74: The Emperor's New Clothes", in Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, supplement 3 to the *Journal of Monetary Economics*, 1976, pp. 79-144.
- Meese, Richard and Rogoff, Kenneth, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics* 14, 1983.

金 融 研 究

Suzuki, Yoshio and Okabe, Mitsuaki, eds., *Toward a World of Economic Stability: Optimal Monetary Framework and Policy*, University of Tokyo Press, 1987.

Tanzi, Vito., "Fiscal Deficits and Interest Rates in the United States", *IMF Staff Papers*, Vol. 32, No. 4, December 1985.

Ueda, Kazuo, "Japanese Capital Outflows: 1970 to 1986", mimeo, October 1986.