

研究

金融国際化の下での対外収支調整・ 為替レート形成について

——理論的・実証的検討

〔目 次〕

- | | |
|--|--|
| <ol style="list-style-type: none"> 1. はじめに 2. 国境を越えて活発化する民間資本移動 3. 国際資本移動と為替レート・対外収支の調整メカニズム <ol style="list-style-type: none"> (1) 金融グローバル化の下での調整メカニズム (2) 対外収支調整における実体経済面の諸問題 (3) 若干の含意 | <ol style="list-style-type: none"> 4. 国際資本移動と外国為替市場における期待形成 <ol style="list-style-type: none"> (1) 為替レート変動の特徴 (2) 為替レート期待の構造：
サーヴェイ・データによる分析 (3) オーヴァーシュOOTINGとその対応策 5. 結びに代えて
(補論)
Branson モデルによる為替レートの分析 |
|--|--|

1. はじめに

企業活動の国際化、国際金融取引の規制緩和、通貨オプション等の新たな金融技術の開発等を背景に、国際的な民間資本移動は近年目覚ましい拡大を示しており、世界各国の金融市場の一体化が進展しつつある。

もちろん、こうした国際資本移動の活発化は、基本的には金融市場の効率性、ひいては国際的な資源配分の効率化に資するものと考えられるが、同時に、為替レートが資産価格としての性格を強め、金利や期待の変化に対してより敏感に反応することとなる結果、実体経済面、政策運営面に種々の複雑な問題を投げかけていることも否定し難い。とりわけ、①為替レートが、対外収支より金利差に大きく影響されるようになると、為替レートと対外収支バランスとの間の調整メカニズムに少なからぬ障害が生じ得ること、②金利の国際的な連関が強まるために、各国の金融市場、ひいては金融政策への海外からの影響が強まること、など無視し得ぬ影響を及ぼしている。

本稿では、上記のような問題意識に立って、国際資本移動の活発化の現状とそれが対外収支や為替・金融市場に及ぼしている影響について検討することとした。まず、第2節では、近年における国際資本移動の活発化について簡単にサーヴェイするとともに、その背景の整理を試みる。

次いで第3節では、対外収支調整に対する為替レート役割の問題を採り上げる。そこでは、まず為替レートが対外収支より金利差に対してより敏感に反応するようになったという事実を実証的に確認するとともに、為替レート変動に対する対外収支調整の遅れに関しては、Jカーブ効果や「履歴効果」といった実体経済面での調整の遅れの影響も無視できないことを指摘する。また、対外収支問題の解決を急ぐあまり保護主義的な性急な対応を採ることは、決して有効な解決策でないことをも強調する。

第4節では、為替市場における期待形成の問題を考察する。ここでは、外国為替市場における為替レート期待の構造を現実のサーヴェイ・データを用いて分析し、短期的な期待が変動増幅的であるのに対して、中長期的な期待は安定化的であることを示す。こうした期待の期間構造が存在するために、①為替市場においてはオーバーシュートが生じ易いこと、一方、②インフレ防止と為替安定への中央銀行のコミットメントに対する市場の「信認」が確保される限り、主要国による為替市場への協調介入が、そうした為替レートの短期的な変動を抑える上で、相応の効果をもち得ること、を指摘する。

なお、第5節では、本稿の暫定的な結論をとりまとめ、「補論」では、為替レート決定と対外収支調整過程に関する簡単な理論モデルを提示する。

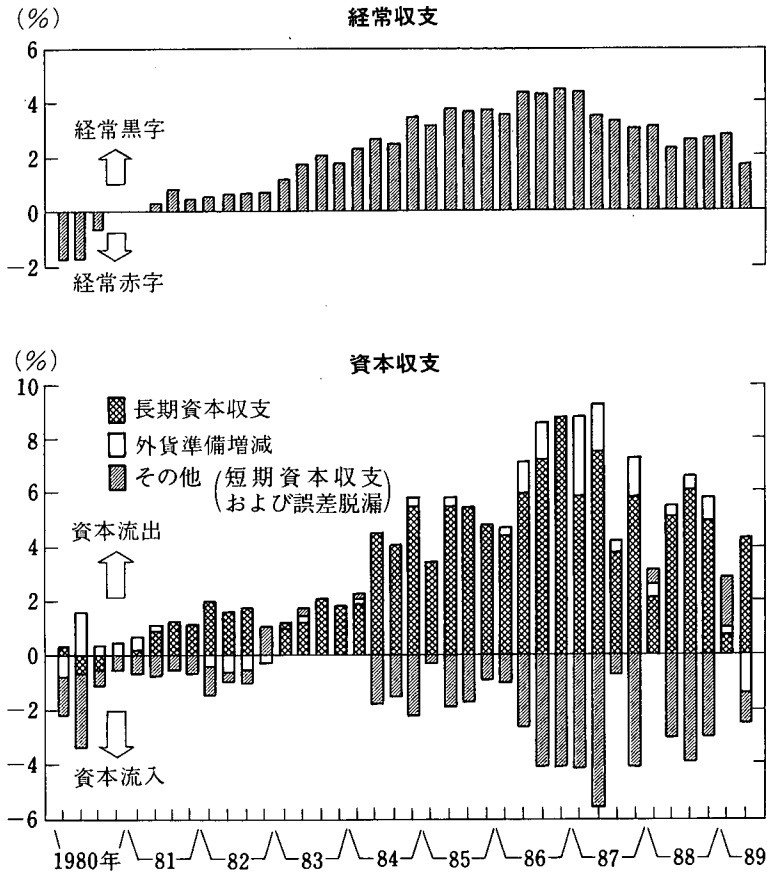
2. 国境を越えて活発化する民間資本移動

（対外資産・負債の累増）

わが国の国際収支表をみると(図表1)、経常収支の黒字と長期資本の流出超との間には大まかな連動関係がうかがわれるが、長期資本の流出超幅がむしろ経常黒字幅を上回り、短期資本は流入超となっている場合が多い。ここでとくに注目を要する点は、対外資産と対外負債が両建てで急速な拡大を続けている点であろう。実際、対外資産と対外負債の対名目G N P比率を計算すると(図表2)、過去10年間に前者が4倍、後者が5倍に急拡大している。言い換えれば、国際資本移動の活発化は、単なる経常黒字の累積の結果として生じているものではなく、国境を越えて資金の運用・調達活動が拡大していることを反映したものと考え

(図表 1)

わが国の経常収支および資本収支の推移(名目GNP比率)



(資料) 日本銀行「国際収支統計月報」

られる。

次に、わが国の対外資産・負債の構成をみると(図表3)、

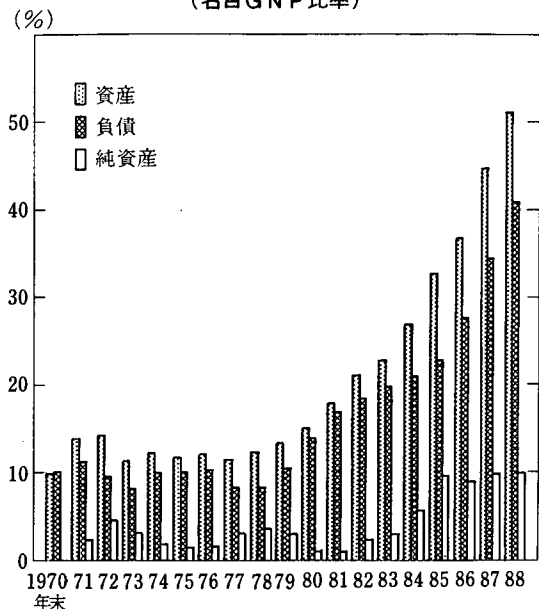
- ① (長期)資産サイドでは、対外証券投資が急拡大を示しているほか、対外直接投資も着実に増加していること、
- ② (長期)負債サイドでは、本邦企業による海外資本市場調達が増加していること、

といった特徴がうかがわれる。なお、過去2～3年の間に民間の短期資金取引も資産・負債の両面で顕著な増加を示しているが、これは相当程度、東京オフショア市場が拡大したことを反映したものとみられる^(注1)。

(注1) 東京オフショア市場は、86年12月に開設されたが、その市場規模は6,076億ドルに達している(89年12月末現在)。

(図表 2)

本邦対外資産・負債残高の推移(1) (名目GNP比率)



(資料) 日本銀行「国際収支統計月報」

(本邦金融機関の対外証券投資)

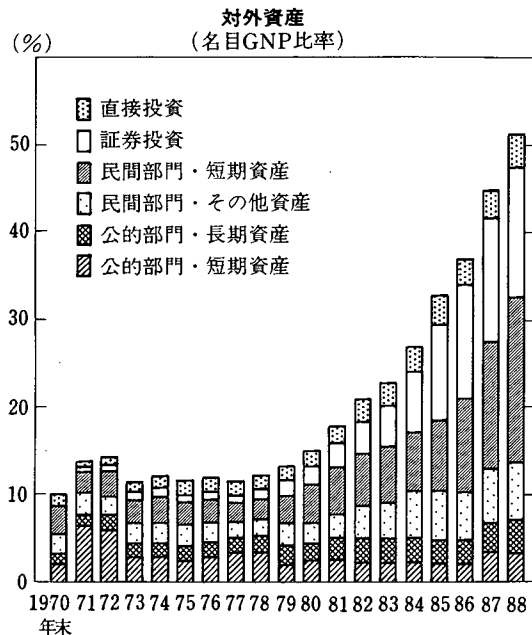
そこでまず、対外証券投資の増大についてその背景を考えてみると、近年の対外証券投資の急増は、そのほとんどが機関投資家による投資増であったことがわかる。なかでも、生保、商業銀行、信託、投信等の果たした役割が極めて大きい(図表4)。

もっとも、こうした中で、都銀をはじめとする為銀の証券投資に関しては、持高規制によって多額の

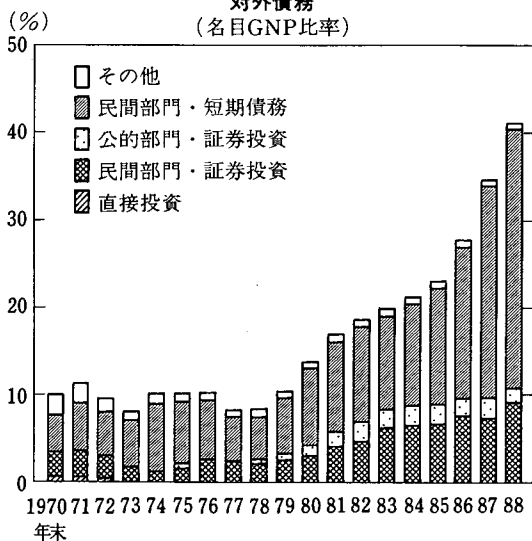
為替オープン・ポジションを採り得ないといった事情もあって、その原資のほとんどが外貨建て負債によってファイナンスされている。したがって、為銀の対外証券投資については、外貨による短期調達・長期運用という形での国際的な金融仲介として理解されるべきものであって、巨額の規模にもかかわらず、為替レートへの影響という面からは、相当に割引いて考えるべきであろう。これに対

(図表 3)

本邦対外資産・負債残高の推移(2)

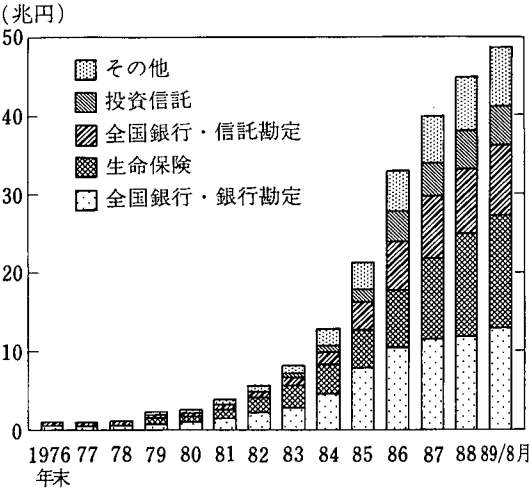


対外債務 (名目GNP比率)



(資料) 日本銀行「国際収支統計月報」

(図表 4)
本邦金融機関による対外証券投資残高の推移



(資料) 日本銀行「経済統計月報」

し、生保、信託(特金、金外信を含む)といった機関投資家による証券投資は、為替ポジションの変更を伴うものだけに、為替レートにも重要な影響を及ぼすとみられるが、それだけにとどまらず、米国の政府債市場等では、生保等本邦の機関投資家の投資態度が、市況の動向を左右する極めて重要な要因のひとつとされている。

ところで、このような本邦機関投資家による対外証券投資の急増は、かなりの程度外債投資に對する

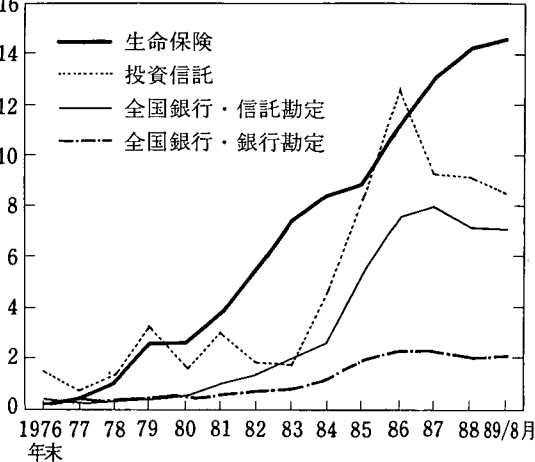
規制緩和を反映したものとみられる。すなわち、まず80年12月にわが国に新外為法が施行され、対外投資が大幅に自由化されたが、これは米国における折からの実質金利の高止まりと相まって、80年代前半における対外証券投資の急増に結びついた。また、86～87年の急激な円高の過程では、円高圧力緩和の意図もあって、機関投資家の外債投資にかかる上限規制の緩和が数次にわたって進められており、このことも機関投資家の対外証券投資拡大に大きく寄与したとみられる^(注2)(図表5)。

(図表 5)
機関投資家に対する対外証券投資規制
総資産に対する対外証券投資残高比率の上限規制

1988年度末の資産総額(兆円)	生命保険	損害保険	貸付信託	年金信託	簡易保険	資運用部
	97.1	20.7	38.4	18.3	41.5	214.8
80年の状況	10%	10%	0%	0%	0%	0%
81年1月	↓	↓	↓	10%	↓	↓
83年5月	↓	↓	↓	↓	10%	↓
86年2月	↓	↓	1%	↓	↓	↓
3月	25%	25%	↓	↓	↓	↓
4月	↓	↓	↓	25%	↓	↓
6月	↓	↓	3%	↓	↓	↓
8月	30%	30%	↓	30%	↓	↓
87年4月	↓	↓	↓	↓	↓	10%
6月	↓	↓	↓	↓	20%	↓
89年2月	↓	↓	5%	↓	↓	↓

上限規制により規制されている対外投資の種類は、機関投資家によって異なるため別の機関の間の数字は、必ずしも直接比較できない。

総資産残高に占める対外証券投資残高比率の推移 (%)



(資料) 日本銀行「経済統計月報」

(本邦企業の海外資本市場調達)

前述のように、商業銀行部門の海外短期資金取入れを別とすれば、本邦法人企業の海外資金調達が、わが国の対外負債の大宗を占めている。事実、図表6にみるように、わが国上場企業の資本市場調達のうち、過去5年余にわたって40～50%が海外市場での調達によって占められており、とりわけ本邦での発行実績の少なかったワラント債による調達は、同約30%を占めるに至っている。こうした点の背景としては、わが国の債券発行市場の事情もあるが、わが国企業の海外での活動が近年飛躍的に拡大し、その結果、海外資本市場での信用力が顕著に向上

(図表6)

上場企業の内外証券市場を通じる資金調達

(調 達 金 額)

(単位・10億円)

	1980年	81年	82年	83年	84年	85年	86年	87年	88年
国 内 市 場	2,072	3,156	2,814	2,094	2,820	2,938	3,920	6,945	7,417
普通社債	1,032	1,219	1,114	595	765	590	615	820	873
転換社債	104	364	444	827	1,148	1,790	2,564	4,571	4,134
ワラント債	0	20	44	10	13	10	84	33	0
増 資	935	1,553	1,213	662	894	548	658	1,521	2,410
海 外 市 場	695	846	1,112	1,786	2,336	3,269	3,739	4,578	4,821
普通社債	184	67	375	638	605	1,464	1,555	1,127	615
転換社債	511	779	638	1,043	1,285	1,133	278	394	658
ワラント債	0	0	98	105	446	672	1,906	3,057	3,548
内外市場合計	2,766	4,002	3,926	3,880	5,156	6,206	7,659	11,524	12,239

(構 成 比)

(単位・%)

	1980年	81年	82年	83年	84年	85年	86年	87年	88年
国 内 市 場	74.9	78.9	71.7	54.0	54.7	47.3	51.2	60.3	60.6
普通社債	37.3	30.5	28.4	15.3	14.8	9.5	8.0	7.1	7.1
転換社債	3.8	9.1	11.3	21.3	22.3	28.8	33.5	39.7	33.8
ワラント債	0.0	0.5	1.1	0.3	0.3	0.2	1.1	0.3	0.0
増 資	33.8	38.8	30.9	17.1	17.3	8.8	8.6	13.2	19.7
海 外 市 場	25.1	21.1	28.3	46.0	45.3	52.7	48.8	39.7	39.4
普通社債	6.7	1.7	9.6	16.4	11.7	23.6	20.3	9.8	5.0
転換社債	18.5	19.5	16.3	26.9	24.9	18.2	3.6	3.4	5.4
ワラント債	0.0	0.0	2.5	2.7	8.7	10.8	24.9	26.5	29.0
内外市場合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(注) 1. 金融・保険業による社債発行、増資は含まない。

2. 増資にはワラント権の行使による株式発行を含む。

(資料) 東京証券取引所「証券統計年報」

(注2) この点に関するより詳細な記述については、植田・藤井(1986)を参照。

したことによる部分も大きいとみられる。

その他、国際的な資本移動活発化の背景としては、24時間トレーディングの拡大等に示されるような「金融のグローバル化」や、通貨オプション等にみられる国際金融面での技術革新が、外貨による運用・調達の機会を拡大している点も、極めて重要と言えよう。こうした点を踏まえると、国際的に資本移動が活発化し、各国の金融市場が徐々に一体化されていくという傾向は、内外市場の構造的な変化を反映したものであり、最早逆戻りすることのないトレンドと考えるべきであろう。

3. 国際資本移動と為替レート・対外収支の調整メカニズム

(1) 金融グローバル化の下での調整メカニズム

(理論的な枠組み)

国際的な民間資本移動が活発化すると、為替レートが内外の金利により敏感に反応するようになることはよく知られているとおりである。また、そうした変化が為替レートと対外収支の間に存在する自動調整メカニズムを阻害する可能性については、各方面において懸念が表明されており、そのような点は、理論的な枠組の中で示すことも可能である。例えば、本稿の補論には①金融のグローバル化に伴い内外金利の変化に対する為替レートの変動が大きくなること、②そうした状況の下では、拡張的な財政政策により、対外収支の悪化と為替レートの上昇が同時に生じ得る(通常考えられている対外収支の悪化と為替レート下落という現象とは逆のことが生じ得る)ことが示されている^(注3)。

(実証分析)

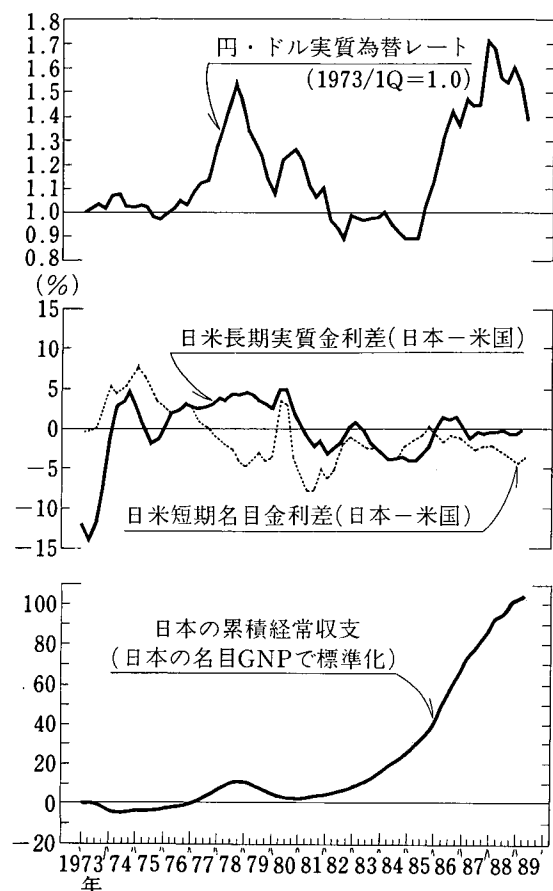
次に、以上の点を実証的に確認してみよう。図表7は、円・ドル実質為替レートと、標準的なポートフォリオ・バランス・モデルにおいて為替レートの主な決定要因と考えられている変数、すなわち日米間の実質長期金利差^(注4)とわが国の累積経常黒字を描いたものであるが、為替レートの動きがこれらの変数のみによって説明できるものでないことは、この図からも容易にみてとることができる。実際、為替レートの変動を通常の為替レート関数によって追跡することは

(注3) 補論は、Branson(1985)、Fukao-Okina(1989)の枠組みに基づくものであるが、このほか、深尾(1988)も参照。

(注4) 期待インフレ率および実質為替レートの算出にあたっては、GNPデフレータを用いており、かつ期待インフレ率は1年間の事後的なインフレ率に等しいものとみなした。

(図表 7)

円・ドル実質為替レートとその決定要因



になった、とする一般的な見方に対して、実証的な支持を与えるものと言える。

第2に、累積経常収支のパラメーターについてみると、このパラメーターは計測期間を通じて有意性は保っているものの、80年代前半に大きく低下したあと、小幅の上昇、下降を示すなど、かなり不安定な動きとなっている。この点は、為替リスク・プレミアムが累積経常収支(ネット対外ポジション)だけでなく、①軍事・外交面をも含めた国際緊張の状態、②米国経済やドルへの信認、といった心理的な要因をも反映するため、と解釈することもできよう。その意味で、為替レートの対外収支インバランスに対する反応が短期的には鈍くなっているようにうかが

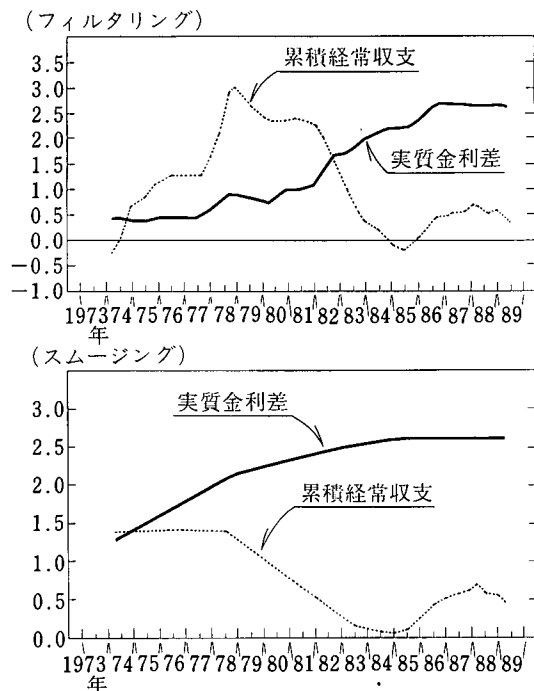
ほとんど不可能であることは、Meese-Rogoff (1983)以来よく知られている。したがって、以下ではそうした問題をも勘案して、パラメーターの時系列変化を許すカルマン・フィルタリングの手法(注5)を適用して、為替レート関数の推計を行うこととした。推計結果は、図表8に示すとおりであるが、その要点は以下のようにまとめられる。

まず第1に、実質金利差のパラメーターをみると、70年代後半以降、恒常的な上昇を示している。このことは、金融市場のグローバル化によって、為替レートの決定メカニズムに構造的な変化が生じ、その結果、為替レートが金利に対してより敏感に反応するよう

(注5) より正確には、フィルタリングとスムージングという2つの異なった手法を計測に用いている。すなわち、前者(通常のカマン・フィルタリング)では、パラメーター β_t を推計するのに際し、 t 時点までの情報に依拠しているのに対し、後者では、 β_t の推計に(t 時点以降を含む)計測期間全体の情報を用いており、後者の方法では時系列的によりスムーズなパラメーターが得られることが知られている。

(図表8)

カルマン・フィルタによる実質
為替レート関数パラメータの変化



われる。

もっとも、一昨年末からのドル高については、「実質」金利差と累積経常収支のみでは必ずしも十分に説明できず、しばしば指摘されているように、「名目」金利差が為替レートに無視し得ない影響を及ぼした可能性も完全には否定し切れない。その場合の理論的な説明としては、後に第4節でみるように、「名目」金利の変化がバブルないしオーバーシュートを引き起こした可能性が考えられる。

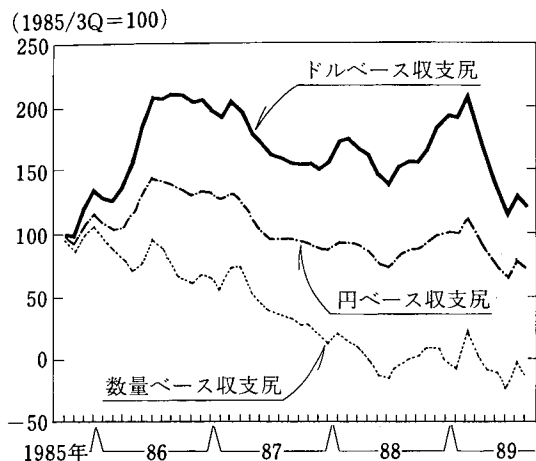
(2) 対外収支調整における实体经济面の諸問題

以上のように、為替レートが対外収支に対して短期的には反応しにくくなったという面があるとしても、85年9月のプラザ合意以降は現に大幅な為替レート調整がなされたことを考え併せると、現在に至るまで主要国間に大幅の対外収支インバランスが残存している理由を為替レートの反応の遅れに求めることは難しい。この点、需要面の問題、とくに赤字国における内需抑制が鍵となっていることは言うまでもないが、為替調整に対する实体经济の反応の遅れという面を見逃してはならないと思われる。

(Jカーブ効果)

そうした实体经济面での調整の遅れの要因として、最もよく知られているのは、言うまでもなくJカーブ効果である。例えば86～87年にかけては、逆Jカーブが顕著に現われたため、わが国の貿易黒字は数量ベースでは減少したにもかかわらず、ドル・ベースではむしろ急速な拡大を示したのであった(図表9)。これに対し、89年初からは円安に伴うJカーブ効果によって、数量ベースの黒字縮小を上回るテンポで黒字縮小が進んでいる。したがって、対外収支調整の進捗状況の評価する際には、常にJカーブ効果の存在に留意する必要がある。

(図表 9)
貿易収支の推移 (2 か月移動平均)



(注) 1. 通関ベース(輸出-輸入)。季節調整済み。
2. 記念硬貨用金を除くベース(日本銀行調査統計局推計)。

(資料) 大蔵省「外国貿易概況」「日本貿易月表」

(履歴効果)

対外収支インバランスがなかなか解消しないいまひとつの理由として、近年注目を集めているのが「履歴効果」(hysteresis)の存在である(注6)。この履歴効果とは、外生的なショックが経済の内生変数に対し、そのショックが消え去った後にも持続的な影響を及ぼすという現象を指すものであるが、その中でも生産要素の移動に伴うものが最も重要とされている。

例えば、長期にわたる為替レート
のミスアラインメントが、生産

設備や雇用の配分、企業行動に大きな変化を及ぼすことは言うまでもないが、そうした影響は、為替レートの再調整が行われた後にも、かなり長期間持続すると考えざるを得ない。それは、生産設備や雇用に再配分したり、さらにはマーケティング・ネットワークやR & D戦略を再構築するためには、多大のコストと時間を要するからである。事実、83～85年の中期的なドル高の過程では、日米両国においてそうした為替レートを前提として設備、雇用、企業戦略が構築された。すなわち、図表10にみるように、輸出ブームを経験した日本経済では、その時期に生産要素が輸出型の製造業に向けて移動し、それらの産業で生産能力が高まった一方、米国では正反対の現象がみられた。このように、80年代前半に、日米両国で、いわばドル高に対応した供給構造が形成されたという事実は、プラザ合意後の対外収支調整のテンポが、ドル高は正の規模に比べて相対的に緩やかなものとなっている点について、ひとつの重要な手掛りを与えるものと思われる。

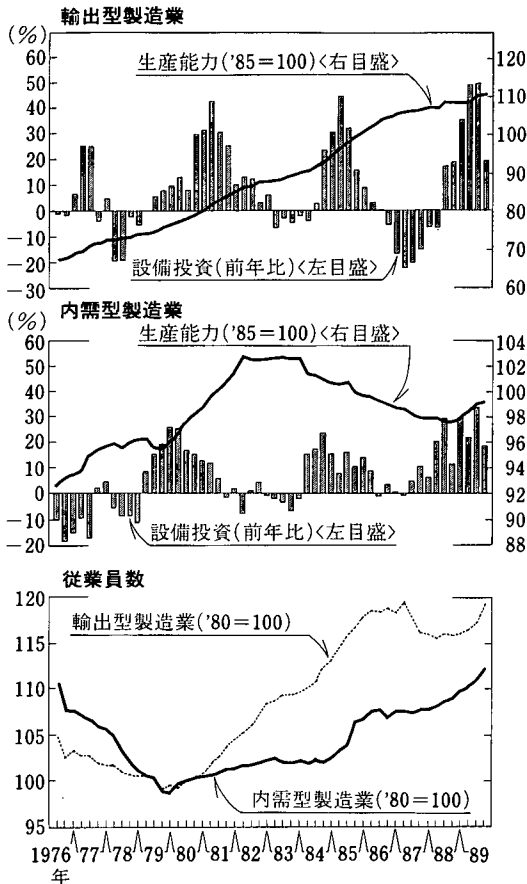
(誘発輸出)

実体面の調整の遅れの第3の理由としては、いわゆる「誘発輸出」の増加を指摘することができる。86年以降の急激な円高によって、海外生産のコストが大幅に低下したことや、貿易摩擦の激化から現地生産のメリットが増したことから、

(注6) 国際経済の文脈で「履歴効果」について分析した文献としては、Baldwin-Krugman (1986), Krugman (1988), Dixit (1989), Baldwin-Lyons (1989) 等を参照。

(図表10)

生産要素を通じる「履歴効果」



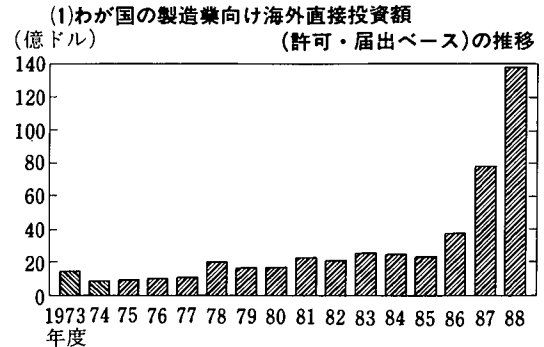
(注) 1. 輸出型製造業は、鉄鋼、一般機械、電気機械、輸送用機械、精密機械の各業種。

2. 内需型製造業は輸出型以外の製造業。

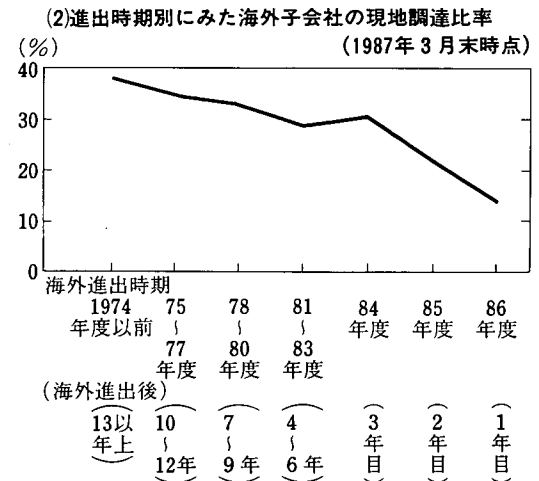
(資料) 大蔵省「法人企業統計季報」、通商産業省「鉱工業指数統計」

(図表11)

海外直接投資と現地調達比率



(資料) 大蔵省「対外直接投資届出実績」



(資料) 通商産業省「第3回海外事業活動基本調査」
(1988年4月)

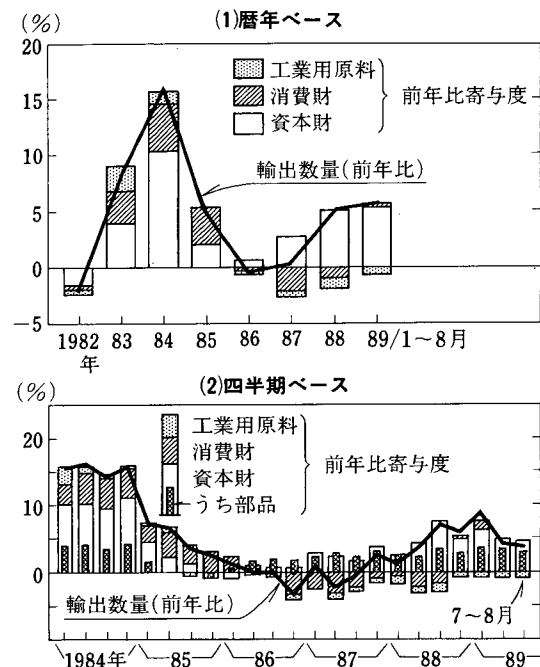
わが国製造業の海外直接投資が急増をみていることはよく知られて

いるところである(図表11)。無論、こうした日本企業による海外現地生産の拡大が、長期的には輸出代替や海外子会社からの「逆輸入」等を通じて、わが国の貿易黒字を縮小させていく効果をもつことは言うまでもなく、現にこのところの輸出の伸び鈍化には、こうした効果が顕現化しつつあることも影響しているものとみられる。しかしながら、工場開設の当初段階では、現地工場向けに生産設備が輸出されるほか、現地での部品調達が軌道に乗るまでの間は、本国からの部品供給が続けられるといった事情もあって、わが国の黒字をむしろ拡大する要因として働いた可能性が高い。

実際、87年以降のわが国の輸出数量をみると(図表12)、増加は専ら部品を含む

(図表12)

輸出数量の推移



(注) 1. 財別輸出数量は、財別輸出金額を財別輸出価格指数(60年基準)でデフレート。

2. 財別輸出価格指数は、各財の品目別構成を基に日本銀行調査統計局で推計。

3. 部品は、通関輸出・資本財のうち「部分品および付属品」等部品とみられるものを推計。

(資料) 大蔵省「外国貿易概況」「日本貿易月表」

資本財のみで生じていることがわかる。もちろん、資本財の輸出増加には、近年の世界的な設備投資主導型景気拡大による面も大きいとみられるが、87~88年にかけては上記のような誘発輸出の増加が無視できない影響を及ぼしたものと考えられる^(注7)。

(3) 若干の含意

上記では、国際資本移動が活発化するのに伴い、為替レートに対する対外収支の影響力が少なくとも短期的には鈍っており、したがって従来に比べ、目立った影響が出るまでに時間を要すること、また為替レートが変化しても、実体経済面の調整にかなりの時間を要することを検証した。こうした結果のもつひとつの重要な政策的含意は、対外収支インバランスの縮小

を急ぐあまり、保護主義的な急な策を用いることは決して有益でないということであろう。そこで以下では、この点に関連して若干の論点を付け加えておきたい。

まず、実体経済面での調整は、今なお進行中である点を見逃してはならない。事実、わが国において内需型産業への資源の再配分が進行中であること(前掲図表10)、また「誘発輸出」の増加にもピーク・アウトの兆しがうかがわれること(前掲図表12)等を考慮すれば、為替レートが経済のファンダメンタルズから乖離した円安に向かうといったことのない限り、対外収支の調整は緩やかながらも着実な進展を示すものとみられる^(注8)。

しかしながら、一方でそうした長期にわたる調整過程の下では、赤字国の側で保護主義的感情の高まりや、金融・資本市場の動揺といったリスクが生じ得るこ

(注7) 直接投資と「誘発輸出」の問題、およびわが国における経済構造調整に関するより詳細な分析については、日本銀行調査統計局(1988、1989)を参照。

とも考えておく必要があろう。ただし、その場合にも、赤字国において財政政策等貯蓄－投資($I - S$)バランスを変化させる政策を採用することが最も有効であると考えられる。これに関連して、本稿の補論で示すように、金融グローバル化の下では、①対外収支調整に対する財政政策の有効性が高まる(ちなみに、抑制的財政政策は、内需の抑制、および〈金利の低下を通じる〉為替レートの減価の双方を通じて対外収支の改善に寄与し得る)こと、および、②保護主義的政策の導入は、為替相場乱高下の原因となり(為替レート変動に対する対外収支の反応が小さくなるため、経済が種々のショックに直面した場合にその調整に要する為替レート変動の規模はむしろ拡大する)、長い目でみると対外収支調整をむしろ阻害するおそれがあること、は銘記されるべきである。

もっとも、以上述べたことは、日本を含む黒字国のサイドにおいて、対外収支問題に対し無策であってよいと主張するものでは決してない。わが国における経済構造の調整、市場開放の推進については、それが貿易黒字削減にどれ程寄与するかは別として、世界第2の購買力を有する市場を、国際的にみてより開放的で競争的なものにするとの観点から、今後さらに積極的に推進していく必要があると考えられる。また、市場開放、構造調整の推進は、物価の安定、ひいては安定成長の持続にとっても極めて重要な意義をもつものでもある。

4. 国際資本移動と外国為替市場における期待形成

前節で検討したように、金利変動の為替レートに対する影響力が高まってきているが、これは内外資本取引の自由化に伴い為替レートが資産価格としての性格を強めていることの側面を示すものである。こうした資産価格としてのいまひとつの重要な側面としては、為替レート決定に及ぼす市場参加者の予想や期待の影響力の高まりがある。

後者に関する大きな問題は、そうした予想や期待が、現在や将来予想されるファンダメンタルズだけでなく、政策に関する予想、そうしたものに無関係の情報、あるいは他の市場参加者がどのような為替レートを予想するかについての予想など、種々の要因を反映して形成されることにある。すなわち、現実の為替市場では、①必ずしもファンダメンタルズに沿った、あるいは対外収支の調整を促

(注8) 一昨年末からの円安・ドル高の中にあっても、これまでのところ対外収支調整の流れに大きな変化はないようにはうかがわれるが、内外の経済主体が、円安を中長期的なミスアラインメントを示すものと考え、設備投資、雇用、経営戦略の面での大幅変更を行うことになれば、対外収支の調整にも次第に影響が及ぶおそれがある。

進するような為替レートが実現するとは限らないばかりでなく、②バブルやバンドワゴン、オーヴァーシュootingといった現象が生じることがある。そうした為替変動は、対外収支や物価等実体経済面にも悪影響を及ぼすおそれがあるため、政策運営上も少なからぬ障害となることがあり得る。

こうした点を踏まえると、為替レートの変動状況、市場の期待形成について検討を加えておくことが極めて重要と考えられる。以下ではこうした観点から、ここ数年間における円・ドルレートの変動および為替レート期待の期間構造について実証的な分析を試みた。

(1) 為替レート変動の特徴

まず、為替レートのここ数年間における中期的な推移をみると(図表13-(1))、円・ドルレートに関する限り、87年2月のルーヴル合意以降は、それ以前に比べれば相対的に小幅な動きとなっている。

しかしながら、為替レートの短期的な変動についてみると、最近2～3年についても、到底安定したとは言い難い。実際、為替レートの日次変化率や、3か月移動平均線との乖離率をみても(図表13-(2)、(3))、これらが近年に至って安定化したという事実は見出し得ない。

この点を踏まえると、当然、こうした為替レートの短期的な変動が、政策運営に対しどの程度障害となるかが問題とされようが、その程度は短期的な変動の性質に依存すると考えられる。為替レートの変動に「投機的バブル」やオーヴァーシュootingが度々観察されるのであれば、そうした変動は、為替レートの乱高下を増幅することによって、為替安定への信認をそこなおそれがあり、政策運営にとって大きな問題である。一方、仮に為替レートの短期的な変動が系列相関をもたない単なるホワイト・ノイズにすぎない(換言すれば、変動がランダムである)とすれば、そうした変動が増幅されることはないという点において、前者と異なる。この点、一昨年末からのドル高局面は、前者のケースと考えられ、主要国の金融政策運営に対し、無視し得ない影響を及ぼしていることは、否定できないところである。

(2) 為替レート期待の構造：サーヴェイ・データによる分析

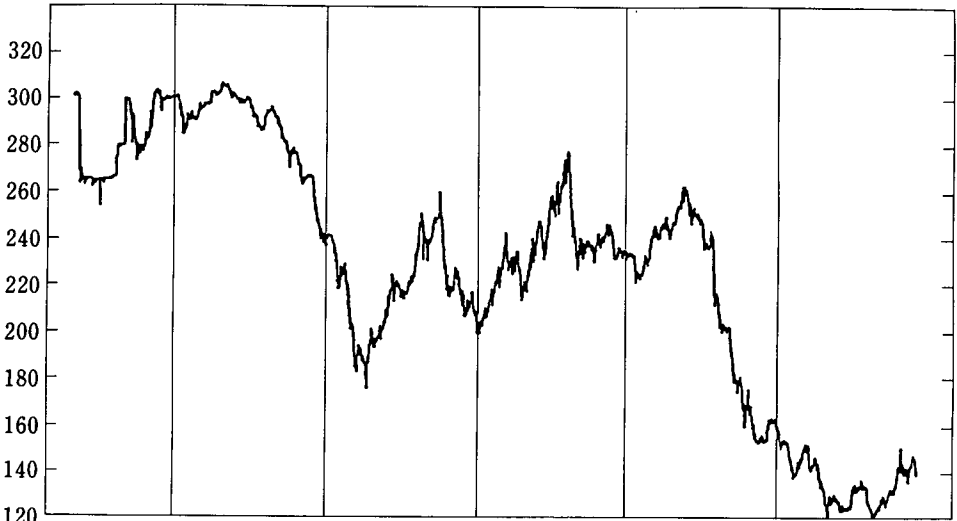
次に、こうしたオーヴァーシュootingの原因について考えてみよう。バブルに関する経済理論^(注9)は、この問題に十分な解答を与えるものではないが、一

(注9) Blanchard-Watson (1982), Tirole (1982), Cass-Shell (1983) [邦文では、翁(1985)]等を参照。

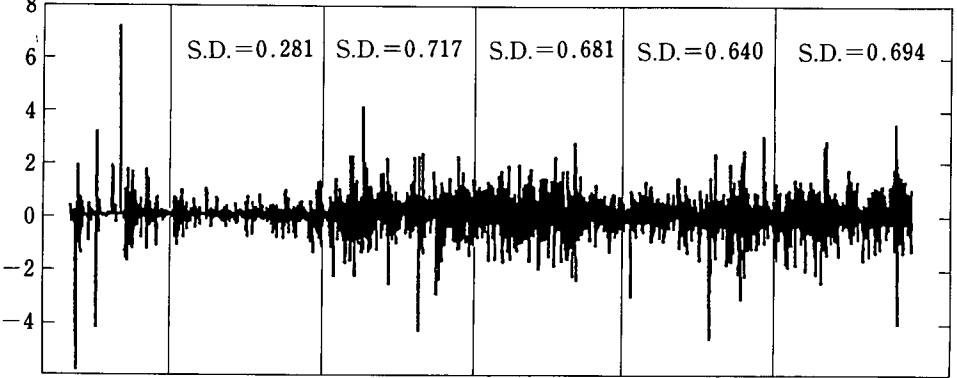
(図表13)

円ドル為替レートの短期的変動

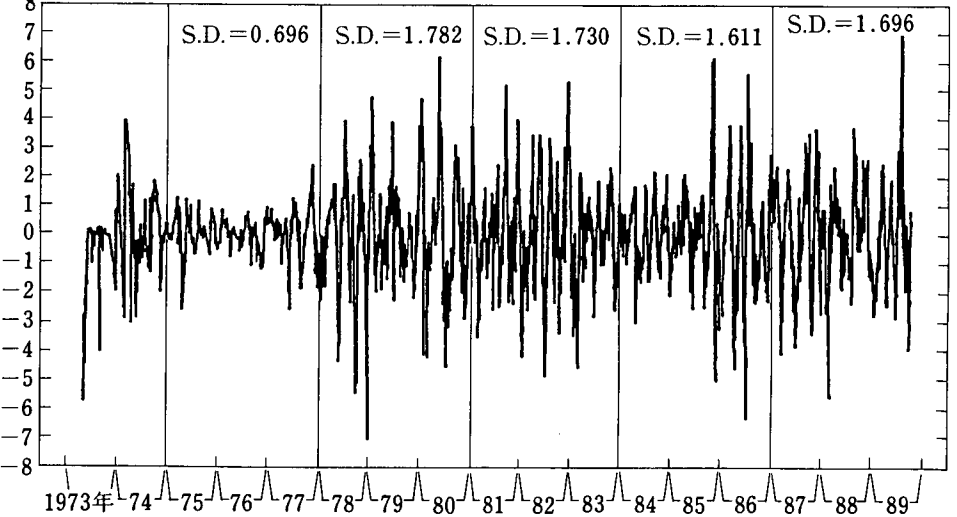
(円/ドル) (1) 為替レート水準



(2) 前日比変化率



(3) 前後3か月移動平均からの乖離率



(注) S.D.は期中の変化率、乖離率の標準偏差(%)。

般には、市場の「思惑」がバンドワゴン効果を生み出すと言われることが多い。したがって、為替市場にそうした変動を自動的に増幅するようなメカニズムが内在しているか否かを調べるのが重要となるが、この点、Frankel-Froot (1986、1987)に倣って、為替レートに対する期待形成の構造を分析することが、有用な視点を提供すると思われる。

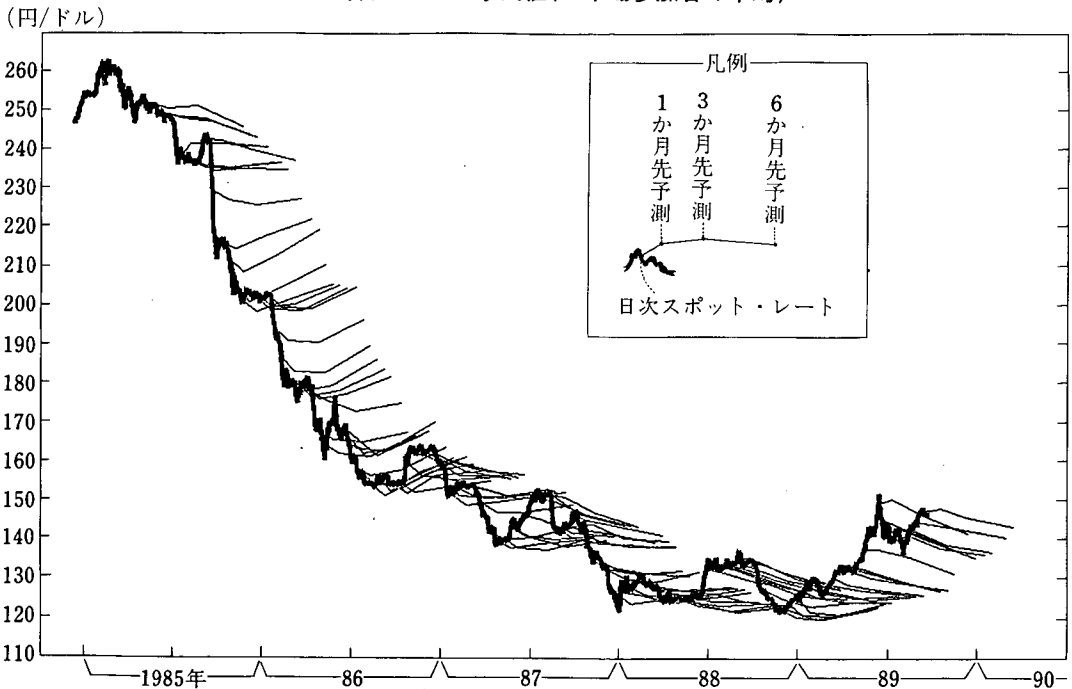
そこで、以下では、国際金融情報センター(以下、JCIF)が収集している為替予想に関するサーヴェイ・データを用いて、為替市場における期待形成の構造を分析してみよう^(注10)。このデータは、JCIFが毎月2回ずつ、東京外国為替市場の代表的な参加者44社に対して、1か月、3か月、6か月先の為替予想をアンケート聴取したものであり、聴取先に銀行、外為ブローカー、証券会社、生保、商社、輸出入企業等の幅広い業種が含まれている点が特徴である。

まず、このデータによって85年5月から89年9月までの平均予想為替レートの推移をみると(図表14、15)、

- ① 85～86年の急激な円高局面では、「目先(1～3か月後)はさらに円高が進むが、先行き(6か月後)はいずれ円安に反転する」との見方が一般的であったのに対し、

(図表14)

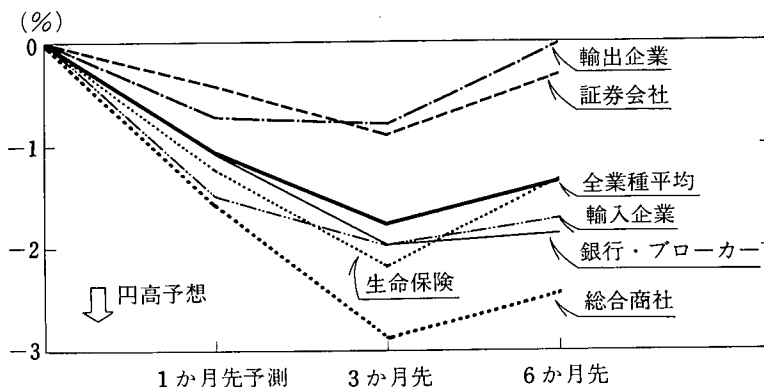
円・ドル為替レートの予測値(44市場参加者の平均)



(資料) 国際金融情報センター

(図表15)

円・ドル為替レートの期待変化率



(為替レート期待変化率)

(＋は円安、－は円高期待、単位・％)

計測期間	1985/5月～1989/9月 (サンプル数=103)			1985/5月～1987/6月 (サンプル数=51)			1987/7月～1989/9月 (サンプル数=52)		
	1か月先	3か月先	6か月先	1か月先	3か月先	6か月先	1か月先	3か月先	6か月先
全業種平均	-1.09	-1.79	-1.40	-1.34	-1.35	0.04	-0.83	-2.23	-2.81
銀行・ブローカー	-1.10	-1.98	-1.89	-1.33	-1.58	-0.82	-0.87	-2.37	-2.94
証券会社	-0.43	-0.91	-0.33	-1.02	-0.75	0.74	0.15	-1.07	-1.37
総合商社	-1.60	-2.91	-2.49	-1.87	-2.35	-0.86	-1.33	-3.46	-4.10
輸出企業	-0.73	-0.80	-0.02	-0.71	-0.06	1.85	-0.75	-1.53	-1.86
生命保険	-1.24	-2.21	-1.39	-1.66	-2.21	-0.41	-0.82	-2.21	-3.14
輸入業者	-1.51	-2.00	-1.75	-1.85	-1.47	-0.33	-1.17	-2.52	-3.13
先物相場	-0.24	-0.71	-1.41	-0.15	-0.46	-0.95	-0.33	-0.95	-1.87
実績	-1.00	-3.03	-5.93	-1.92	-5.55	-10.79	-0.09	-0.30	0.13

(資料) 国際金融情報センター

② 87～89年では、総じて円高期待が支配的となり、

③ 一昨年末以降の円安局面では、「一時的に円安が進行した後、円高に反転する」との見方が大勢を占めるようになる、

といった具合に、為替相場の局面変化に応じて、予想形成のパターンも変化してきたことがわかる。

(注10) 同データは、JCIFの厚意により利用することを許されたものであり、ここに記して謝意を表する。なお、JCIFのサーヴェイ・データによる分析は、一橋大学の伊藤隆敏助教授の先例(Ito, 1988)に倣ったものであるが、

①伊藤氏が個票データを用いているのに対し、本稿の分析は、業種別の集計値のみを用いている点、

②本稿の分析対象期間は、伊藤論文の約2倍の長さをもつ点、の2点が異なる。

次に、Frankel-Froot (1987)および Ito(1988)に従い、計量的手法によって為替レート期待の性質について分析してみよう。具体的には、次のような推計式を用いる。

$$\underbrace{S^e(t, k) - S(t)}_{k \text{ 期先の為替レートの期待変化幅}} = a + b \underbrace{\{S(t) - S(t-2)\}}_{\text{現実の為替レートの前月比変化幅}} + \varepsilon(t)$$

ただし、 $S^e(t, k)$ ： t 期における k 期先の期待円・ドル為替レート
(JCIF のサーヴェイ・データによる平均値)

$S(t)$ ： t 期における円・ドル為替レート

a, b ：最小自乗法により推計されるパラメーター

$\varepsilon(t)$ ：誤差項(1階の自己回帰を仮定)

この推計式では、為替の期待変化幅($S^e(t, k) - S(t)$)が、現実の為替レートの前月比変化幅($S(t) - S(t-2)$)に対して反応するという定式化になっているため(JCIF のデータは毎月2回づつの調査のため、 $S(t-2)$ は1か月前の為替レートとなる)、ここで推計されたパラメーター b の符号によって、期待形成の安定性を判断することができる。すなわち、 b が正であれば、足もとの為替レートが1か月前に比べ円高になった時、市場参加者が更なる円高を期待するという意味で、期待は不安定化的(変動増幅的)といえるのに対し、 b が負であれば、期待は安定化的(変動抑制的)ということになる。

実際の計測にあたっては、円高が急速に進んだ前半期(85/5～87/6月)と、相対的に為替レートが安定していた後半期(87/7～89/9月)に分けて計測を行ったが(図表16)、最も重要な結果は、後半期において、1か月先予測のパラメーター b が有意に正である一方、6か月先予測のパラメーター b は有意に負となっている点であろう。このことは、後半期において、短期(1か月)の期待は不安定化的である反面、中長期(6か月)の期待は安定化的であることを意味している。これは、米国で同様のサーヴェイ・データにより為替予想の分析を行った Frankel-Froot(1987)の結果ともよく一致するものである^(注11)。

さらに、為替期待は「過去数か月間の平均為替レートと直近レートとの乖離に反応する」との仮定を置き、

(注11) なお、Ito(1988)の計測期間であった前半期については、1か月先予測のパラメーターが有意でなく、後半期と同様の結果を得ることができなかったが、これは前半期が急速に円高の進行した異常な時期であったため、と考えられる。

(図表16)

為替レート期待の安定性の検定(1)

$$\text{モデル: } s^e(t, k) - s(t) = a + b |s(t) - s(t-2)| + \varepsilon(t)$$

(パラメーター b、()内は t 値)

計測期間	1985/5月～1989/9月 (自由度=100)			1985/5月～1987/6月 (自由度=48)			1987/7月～1989/9月 (自由度=49)		
予測時点	1か月先	3か月先	6か月先	1か月先	3か月先	6か月先	1か月先	3か月先	6か月先
全業種平均	0.029 (1.3)	-0.122** (-5.0)	-0.249** (-7.8)	-0.009 (-0.3)	-0.163** (-4.2)	-0.280** (-5.8)	0.080* (2.7)	-0.035 (-1.4)	-0.186** (-4.5)
銀行・ブローカー	0.038 (1.5)	-0.065* (-2.0)	-0.215** (-5.1)	0.004 (0.1)	-0.099* (-2.0)	-0.247** (-3.9)	0.069 (1.8)	0.049 (1.3)	-0.147* (-2.7)
証券会社	0.097** (2.8)	-0.126** (-2.7)	-0.307** (-4.5)	0.060 (1.3)	-0.162* (-2.3)	-0.290** (-2.8)	0.121* (2.4)	-0.073 (-1.1)	-0.306** (-3.3)
総合商社	0.064 (1.8)	-0.102* (-2.5)	-0.293** (-5.6)	-0.009 (-0.2)	-0.168** (-2.8)	-0.309** (-4.3)	0.155** (3.1)	0.040 (0.1)	-0.204* (-2.6)
輸出業社	-0.037 (-1.7)	-0.200** (-6.7)	-0.272** (-5.9)	-0.051 (-1.6)	-0.222** (-5.1)	-0.287** (-4.4)	-0.019 (-0.7)	-0.138** (-3.4)	-0.227** (-3.4)
生命保険	0.017 (0.5)	-0.128** (-3.5)	-0.306** (-6.1)	-0.048 (-1.0)	-0.192** (-3.7)	-0.362** (-4.5)	0.098* (2.3)	-0.064 (-1.2)	-0.190** (-3.3)
輸入業者	0.119** (3.6)	-0.090 (-1.8)	-0.306** (-5.6)	0.072 (1.4)	-0.169* (-2.3)	-0.356** (-4.8)	0.189** (5.3)	0.078 (1.2)	-0.181* (-2.2)
先物相場	0.000 (0.3)	0.000 (0.1)	-0.002 (-0.4)	0.000 (0.0)	0.002 (0.6)	0.002 (0.2)	-0.001 (-0.6)	-0.005 (-1.5)	-0.008 (-1.5)

(注) * : 5%水準で有意。

** : 1%水準で有意。

(図表17)

為替レート期待の安定性の検定(2)

$$\text{モデル: } s^e(t, k) - s(t) = a + b |s(t) - s(t)| + \varepsilon(t)$$

(パラメーター b、()内は t 値)

計測期間	1985/5月～1989/9月 (自由度=100)			1985/5月～1987/6月 (自由度=48)			1987/7月～1989/9月 (自由度=49)		
予測時点	1か月先	3か月先	6か月先	1か月先	3か月先	6か月先	1か月先	3か月先	6か月先
全業種平均	0.085** (6.0)	-0.088** (-3.4)	-0.374** (-12.1)	0.051 (2.0)	-0.142** (-3.0)	-0.426** (-8.4)	0.122** (5.9)	-0.020 (-0.8)	-0.318** (-7.8)
銀行・ブローカー	0.092** (5.9)	-0.034 (-1.2)	-0.298** (-8.3)	0.058* (2.3)	-0.099 (-1.9)	-0.397** (-7.3)	0.147** (5.6)	0.090** (3.1)	-0.191** (-3.6)
証券会社	0.139** (6.5)	-0.103** (-2.8)	-0.369** (-8.5)	0.097* (2.3)	-0.176** (-2.8)	-0.450** (-6.0)	0.155** (5.6)	-0.088 (-1.7)	-0.379** (-5.6)
総合商社	0.115** (5.5)	-0.015 (-0.5)	-0.287** (-6.6)	0.067* (2.1)	-0.042 (-0.7)	-0.267** (-3.5)	0.195** (5.0)	0.084 (1.9)	-0.273** (-4.8)
輸出業社	0.004 (0.2)	-0.191** (-6.1)	-0.458** (-10.0)	-0.003 (-0.1)	-0.181** (-3.4)	-0.430** (-5.7)	0.008 (0.3)	-0.207** (-5.8)	-0.542** (-14.6)
生命保険	0.099** (4.1)	0.010 (0.3)	-0.375** (-6.5)	0.051 (1.1)	-0.039 (-0.7)	-0.439** (-4.7)	0.115** (3.6)	-0.001 (-0.0)	-0.200** (-2.8)
輸入業者	0.120** (5.4)	-0.090* (-2.1)	-0.346** (-7.9)	0.095* (2.3)	-0.184* (-2.3)	-0.420** (-5.4)	0.134** (5.2)	-0.022 (-0.4)	-0.301** (-4.9)
先物相場	-0.004** (-2.9)	-0.008* (-2.3)	-0.015* (-2.3)	-0.004* (-2.3)	-0.009 (-1.6)	-0.016 (-1.6)	-0.001 (-0.5)	-0.005 (-1.0)	-0.010 (-1.2)

(注) * : 5%水準で有意。

** : 1%水準で有意。

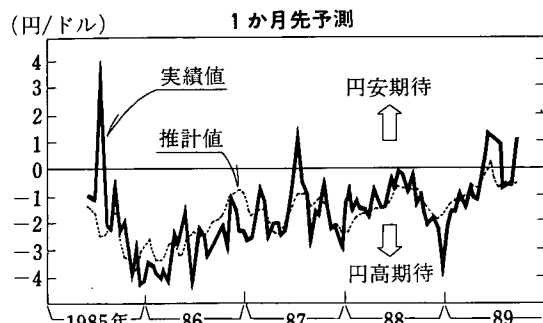
$$\underbrace{S^e(t, k) - S(t)}_{k \text{ 期先の為替レートの期待変化幅}} = a + b \underbrace{\{S(t) - \overline{S(t)}\}}_{\text{現実の為替レートの過去 6 か月移動平均からの乖離幅}} + \epsilon(t)$$

k 期先の為替レートの
期待変化幅

現実の為替レートの
過去 6 か月移動平均からの乖離幅

(図表18)

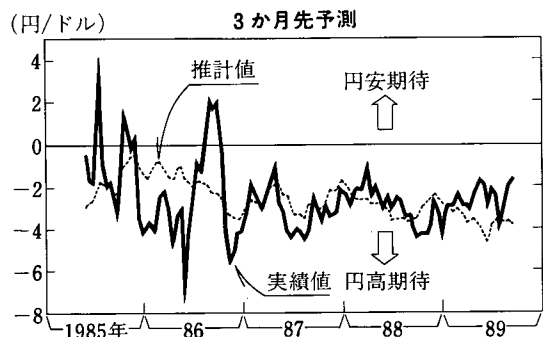
為替レート期待変化幅の推計結果



$$\text{推計値} = -1.141 + 0.085 \cdot [s(t) - \overline{s(t)}]$$

(t-値) (-6.5) (6.0)

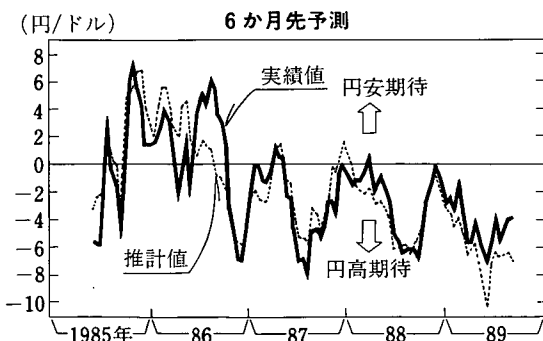
$R^2 = 0.262$, 推計期間=1985/5月~1989/9月、自由度100、誤差項に1次の自己回帰を仮定($\rho = 0.328$)。



$$\text{推計値} = -3.131 - 0.088 \cdot [s(t) - \overline{s(t)}]$$

(t-値) (-8.9) (-3.4)

$R^2 = 0.105$, 推計期間=1985/5月~1989/9月、自由度100、誤差項に1次の自己回帰を仮定($\rho = 0.593$)。



$$\text{推計値} = -4.271 - 0.374 \cdot [s(t) - \overline{s(t)}]$$

(t-値) (-8.7) (-12.1)

$R^2 = 0.594$, 推計期間=1985/5月~1989/9月、自由度100、誤差項に1次の自己回帰を仮定($\rho = 0.710$)。

ただし、 $\overline{S(t)}$: t 期より過

去 6 か月間の為替

レートの移動平均

他の記号は前記の定

式化と同じ

という形の推計式を計測してみると(図表17)、「短期の期待は不安定化的である一方、中長期の期待は安定化的である」との結論をよりはっきりと確認することができる。また、この定式化による推計値が、市場の期待(とくに6か月先予測)を比較的良好に追跡している点(図表18)を勘案すると、6か月程度の中長期的な市場の期待は、回帰的期待(regressive expectation)によって、かなりよく説明できることを示唆するものと考えることができる(注12)。

(3) オーヴァーシューティングとその対応策

(オーヴァーシューティング)

以上みたような外国為替市場の期待構造を前提とするならば、為替レートにバブルやオーヴァーシューティングが発生したとしても、決して驚くにはあたらないであろう。オーヴァーシューティング等を引き起こす「引き金」の

ひとつとしては、例えば名目金利を考えることもできよう。もっとも、「引き金」の役割を果たすものは名目金利に限られる訳ではなく、政治情勢の変化であれ何であれ、ひと度為替レートに一方向への勢いがついてしまえば、不安定化的な短期期待によって、オーバーシュートが容易に生み出されてしまうのである。したがって、為替レートの期待構造の中に、少なくとも短期的には、レート変動を増幅させるようなメカニズムが存在していることを認めざるを得ないと思われる。しかも、上記の点は、最近のわが国における為替、物価動向を理解する上でも、有用な視点を提供するものと思われる。すなわち、為替レートは円安傾向を示しているが、これは、外為市場において、短期の円安(ドル高)期待が支配的であることを反映したものとみられる。反面、為替円安にもかかわらず、物価上昇率の目立った加速を回避し得ているのは、中長期的な円高期待の下で企業の価格設定姿勢が慎重であることを反映したものと解釈することができよう。

(対 応 策)

以上の分析結果は、為替レートが物価や経常収支等の基礎的諸要因に関係なく不規則な変動を示す場合には、外国為替市場への国際的な協調介入によって対抗し得るとの考え方に、ひとつの根拠を与えるものとみることができる。

まず、為替レートの短期的な変動に対してまで金利政策を割り当てることは、国内目標に関する金利政策の運営を不必要に制約することは言うまでもない。また、物価・経常収支等の基礎的諸要因に合致しない方向での協調介入を実施したとしても、その効力は限定的なものにとどまるとの研究結果もみられる^(注13)。しかし、先にみたように、短期の期待が変動増幅的であるのに対して、中長期の期待は安定化的であるという為替期待の構造を見逃すべきではない。実際、ルーヴル合意以降、当局による協調介入が為替レートに対して比較的大きな影響を与えてきたことの背景のひとつとして、こうした為替期待の構造があったとみることができよう。

しかしながら、国際的な協調が有効であるためには、

(注12) あるいは、Frankel-Froot(1986)が示唆するように、市場の期待と為替レートの移動平均との密接な関係は、投資家の「チャート分析家」(chartist)的な行動の結果によるものとも解釈できよう。

(注13) この点はサミット参加主要7か国「為替市場介入に関する作業部会」の報告書(1983)に詳しい。なお、外為市場への不胎化介入の効果については、Rogoff(1984)、Kenen(1987)等を参照。

- ① 各国通貨当局が一致して反インフレ姿勢を堅持し(これにより、各国のファンダメンタルズが長期的に安定化の方向にあることを明確にする)、
 - ② 各国の為替安定へのコミットメントが市場の信認を得ている、
- ということが不可欠の条件であることを忘れてはならない。こうした条件が満たされる(インフレ防止と為替安定への中央銀行のコミットメントに対する市場の「信認」が確保される)ならば、主要国による協調介入は、為替レート of 短期的な変動を抑える上で、相応の効果をもつと考えられよう。

5. 結びに代えて

本稿では、国際的な資本移動が活発化する状況の下で生じている為替レート変動ならびに国際収支調整メカニズムに関わる問題について議論を進めてきた。主要な検討結果を取りまとめれば、以下のとおりである。

- ① 国際資本移動の活発化に伴い、内外の金利や各種の予想の変化に対する為替レート変動が増大する一方、経常収支が為替レートに及ぼす影響力は相対的に低下している。
- ② この結果、為替レートの変化を通じる対外収支調整のメカニズムが長期的には作動すると考えられるものの、短期的には弱められたり、逆方向に作用することがある。
- ③ また、最近の対外インバランス調整の遅れには履歴効果等も大きく寄与していることを見過ごしてはならない。長い目でみれば、プラザ合意以降の為替レート調整の効果は、経済構造面で徐々に結実しつつある。
- ④ この点、対外収支インバランスの表面的な縮小を急ぐあまり、保護主義的な性急な策に訴えることは建設的ではない。また、国際資本移動が自由化された状況において保護主義的政策を導入すると、為替相場の乱高下をもたらし易い(種々のショックに直面した場合にその調整に要する為替レート変動の規模は拡大する)ばかりでなく、長期的にみて対外収支調整をむしろ阻害する(保護産業から川下の産業の競争力に悪影響)おそれがある。
- ⑤ 国際資本移動の活発化の下で、為替レートに対する予想や期待の影響が強まっているため、為替レートの短期的変動は近年においても縮小していない。そうした為替市場における為替レート期待をみると、「短期の期待は変動増幅的であり、中長期の期待は安定化的である」という期間構造が一般に見いだされる。こうした短期の為替期待が存在する結果、為替市場では短期的にはオー

ヴァーシュエーティングが生じ易くなっている。

- ⑥ もっとも、やや長い目でみると、ルーヴル合意の下では、それ以前に比べて中期的な変動幅は相対的に縮小しているようにうかがわれる。これは、①インフレ防止と為替安定への中央銀行のコミットメントに対する市場の信認、ならびに②上記のような期待の期間構造、の存在の下で、外国為替市場への協調介入が相応の効果をもち得ることを示唆するものと考えられる。
- ⑦ わが国の物価や経済構造調整は、ここ1年余の円安にもかかわらず、これまでのところ軌道を外すには至っていない。この背景には、先に述べた中長期的な円高観の存在が、企業の価格政策や投資・経営姿勢を安定的なものとしていることによるところが大きいと考えられる。ただし、こうした為替レートに対する市場の認識が変化した場合のリスクを考慮すると、現在の状況について決して楽観は許されない。もし、このところの円安が中期的なミスアラインメントの再現の兆しと受け止められることになれば、それは日米両国の対外収支調整だけでなく、わが国の物価安定に対しても、大きな悪影響を及ぼすおそれがある。また、そうした為替観の変化が急激な形で生じるならば国際資本市場の混乱の引き金ともなりかねない点にも留意すべきである。

このように国際資本移動の活発化は、為替レートに対する金利や予想の影響力の強まりを通じて、対外収支と為替レート間の調整メカニズムを弱めたり、各国の金融市場・政策に対する海外からの影響を大きなものとしている。これは、本稿の冒頭でも指摘したように、各国の政策運営にも種々の影響を投げかけていることは否定し難い。もちろん、その程度は経済の規模や他国との依存関係の深さ、直面する経済情勢等によって、国ごとに異なっているが、経済の開放度の高い国では、為替安定と他の政策目標との間にディレンマを抱えるケースもみられてきたところである。例えば、為替安定のために金融政策を割り当てると、国内の政策目標（インフレの抑制や持続的成長の確保）や対外収支の調整等の面で制約とならざるを得ない状況がしばしば生じ得ることは、よく知られているとおりである。ただ、金融のグローバル化は、少なくとも原理的には、国際的にみて一層効率的な資源配分を達成する筋合いのものであり、また、であるからこそ、不可逆的な歴史的潮流であると位置づけるべきであろう。こうした点を総合的に勘案すると、上記のようなディレンマを克服していく方途は、各国が一致・協調して反インフレ姿勢を貫徹し、これによって、各国のファンダメンタルズが長期的に

安定化の方向にあることを明確にするとともに、為替安定への各国のコミットメントに対する市場の信認を確保していくことにあると考えられる。

補論 Branson モデルによる為替レートの分析

(モデルの枠組み)

この補論では、Branson モデルに基づき、為替レートが財政政策の変更と金融の国際化からどのような影響を受けるかを図解によって分析する。Branson モデルとは、財市場と外為市場の均衡によって、為替レートと金利を同時決定するモデルであり、次のように定式化することができる。

まず、財市場における均衡（貯蓄投資バランス）は、次式で表わされる。

$$I(r) + G - S(r) = -NE(e) \dots \dots \dots (1)$$

ただし、 r : 実質金利

e : 当該国の実質為替レート

I : 投資

G : 財政支出

S : 貯蓄

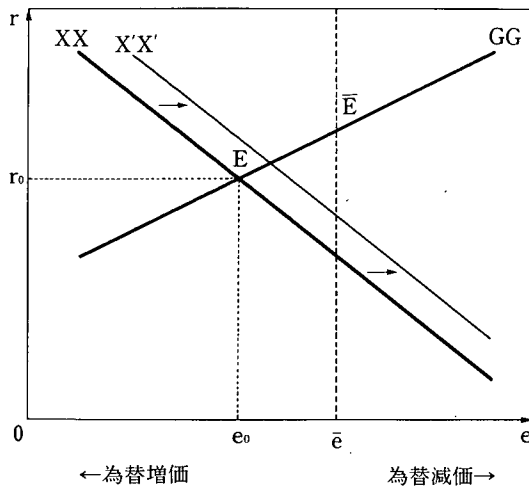
NE : 純輸出

また、外為市場における市場均衡は、通常のポートフォリオ・バランス型のモデルとなっており、次式で表わされる。

$$e = \bar{e} + \psi(r^* - r) - \phi \cdot B \dots \dots \dots (2)$$

(図表 A 1)

ブランソン・モデルにおける市場均衡



ただし、 \bar{e} : 長期均衡実質
為替レート

r^* : 海外の実質金利

B : 当該国の累積
経常収支

ψ, ϕ : 正の定数

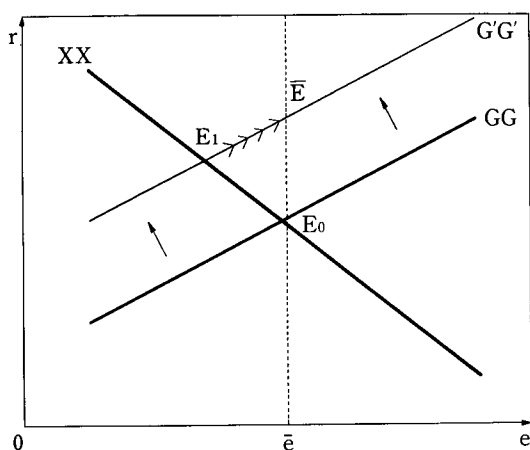
図表 A 1 において、財市場の均衡条件を満たす(e, r)の組み合わせは GG 曲線によって、外為市場の均衡条件を満たす組み合わせは XX 曲線によって示されるた

め、このモデルの短期均衡は両曲線の交点であるE点(e_0, r_0)で得られる。しかしながら、E点では $e_0 < \bar{e}$ であるため、当該国の経常収支は赤字となり、長期的にはBが減少することによってXX曲線が右にシフトする。この結果、長期的均衡は図の \bar{E} 点で得られることとなる。

(財政政策の効果)

上記のモデルを用いて、財政政策の効果进行分析してみよう。(1)式から明らかとおり、当該国における財政支出の拡大は、まずGG曲線を図表A 2のG'G'曲線(図表A 2)

財政政策の効果



線のように上方にシフトさせる。このシフトに伴って、短期均衡は E_0 から E_1 へ移るため、当該国の実質為替レートは増価し、実質金利は上昇することとなる。しかし、長期的には為替増価に伴う経常収支の悪化が、累積経常収支の赤字方向への変化を引き起こし、XX曲線が右にシフトするため、均衡点は徐々に \bar{E} に移動する。以上の点からみて、このモデルは大

幅な財政赤字を背景に、ドル高と実質金利高が同時発生した1980年代前半の米国経済の経験を的確に説明するものといえよう。

(金融グローバル化の効果)

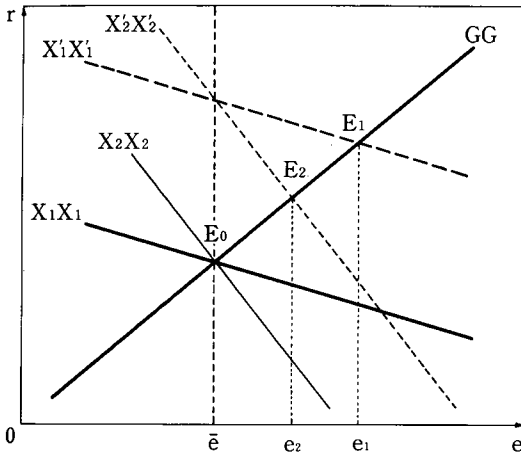
金融のグローバル化は、XX曲線がよりフラットになることを意味する(詳細はFukao-Okina(1988)参照)が、図表A 3(a)に図示されるように、海外金利が変化した場合の国内への影響は、金融グローバル化の程度によって大きく異なるものとなる。すなわち、海外金利が上昇したとき、XX曲線は上方にシフトするが、この時、国際的な資本移動が活発でXX曲線がフラットな場合には、短期均衡点は E_1 となるのに対し、資本移動が活発でない場合の均衡点は E_2 となるため、為替レートの減価幅と国内金利の上昇幅は、前者の場合により大きい(注1)。したがって、国際的な資本移動が活発な下では、政策の相互依存関係がより重要となることは明らかであろう。

(注1) もっとも、長期的には累積経常収支の黒字方向への変化がXX曲線のシフト・バックを引き起こすため、経済は長期均衡点 E_0 に復帰する。

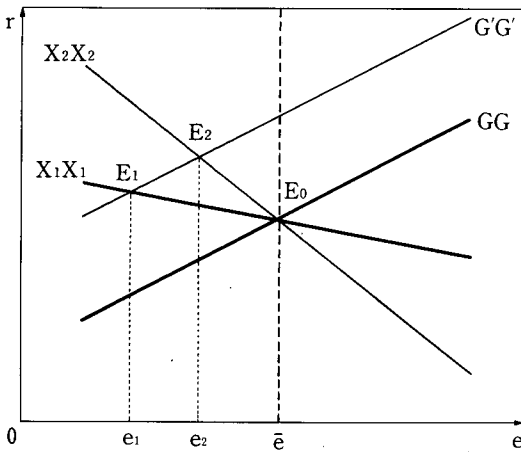
(図表 A 3)

金融国際化の効果

(a) 海外金利の変化



(b) 財政拡大



また、財政政策の効果も、金融グローバル化の程度に依存する。財政赤字の拡大は、 GG 曲線のシフトにより、短期的には為替レートの増価と金利の上昇をもたらし、これが経常収支を悪化させることはすでに述べたが、この時、図表 A 3(b) にみるとおり、金融のグローバル化が進んだ経済においては、短期均衡点は E_1 となり、そうでない場合の E_2 に比べ、為替レートの増価幅が大きく、同額の財政赤字がより大きな経常収支の悪化をもたらすこととなる。

最後に、保護主義的な政策の導入が為替レートの変動を増幅する可能性があることを指摘しておきたい。保護貿易主義は、 GG 曲線をよりフラットにするが、このことは、為替レートの安定性を損ない、対外収支の着実な是正をむしろ阻害するおそれがある^(注2)。

(注2) GG 曲線と XX 曲線が共に水平になると、均衡為替レートは不安定となり、わずかなショックが極めて大幅の為替変動を引き起こすようになる。

【参考文献】

- Baldwin, R. and P. Krugman "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", NBER Working Paper No. 2017, September 1986.
- Baldwin, R. and R. Lyons "Exchange Rate Hysteresis: The Real Effect of Large vs Small Policy Misalignments", NBER Working Paper No. 2828, January 1989.
- 日本銀行調査統計局 「日本、米国の対外収支調整過程について」、『調査月報』、1988年3月
「わが国の対外不均衡の現状と今後の展望」、『調査月報』、1989年4月
- Blanchard, O. J. and M. W. Watson "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets", NBER Working Paper No. 945, July 1982.
- Branson, W. H. "Causes of Appreciation and Volatility of the Dollar" in: *The Dollar—Recent Developments Outlook and Policy Options*, F. R. B. of Kansas City, 1985.
- Cass, D. and K. Shell "Do Sunspots Matter?" *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 2, 1983.
- Dixit, A. "Entry and Exit Decisions under Uncertainty", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3, June 1989.
- Frankel, J. and K. Froot "The Dollar as a Speculative Bubble: A Tale of Fundamentalists and Chartists", NBER Working Paper No. 1854, 1986.
and "Short-Term and Long-Term Expectations of Yen/Dollar Exchange Rate: Evidence from Survey Data", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 1, No. 3, September 1987.
- 深尾 光洋 「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」、『金融研究』、1988年12月
- Fukao, M. and K. Okina "Internationalization of Financial Markets and Balance of Payments Imbalances: A Japanese Perspective", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Spring 1989.
- G 7 作業部会 「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
- Ito, T. "Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data", NBER Working Paper No. 2679, August 1988.
- Kenen, P. "Exchange Rate Management: What Role for Intervention?" *American Economic Review*, May 1987.
- Krugman, P. "Deindustrialization, Reindustrialization, and the Real Exchange Rate", NBER Working Paper No. 2586, May 1988.
- Meese, R. and K. Rogoff "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample?" *Journal of International Economics*, February 1983.

-
- 翁 邦雄 『期待と投機の経済分析』、東洋経済新報社、1985年
- Rogoff, K. "On the Effect of Sterilized Intervention", *Journal of Monetary Economics*, September 1984.
- Tirole, J. "On the Possibility of Speculation under Rational Expectations", *Econometrica*, Vol. 59, No. 5, 1982.
- 植田 和男、藤井 真理子 「最近におけるわが国の資本流出について」、『フィナンシャル・レビュー』、1986年12月