

貯蓄、投資及び経常収支

—主要 7 か国の1965-84年に関する実証研究*

フィリップ P. ターナー

(訳者解説)

1. はじめに
2. Mundell-Fleming 型モデルにおける SI バランス
3. 各国の SI バランス概観
4. 部門別の貯蓄・投資関数
5. 経常収支の説明
6. 結論

補論

(訳者解説)

日米を中心とする経常収支の大幅な不均衡は、現下の世界経済における最大の問題の一つであろう。ここに訳出した OECD のフィリップ P. ターナーの論文 "Saving, Investment and Current Account: An Empirical Study of Seven Major Countries 1965-1984" は、OECD 加盟主要 7 か国の経常収支の趨勢を貯蓄投資バランス

の観点から分析したものである。

いわゆる貯蓄投資バランス・アプローチについては、事後的な貯蓄投資バランスで全てを説明しようとする誤った考え方が時に行われている一方、貯蓄投資バランスによっては何事も解明できないとする極端な考え方も存在するなど、必ずしもこのアプローチの有用性と限界が正しく理解されているとは言い難い。この点、ターナー論文は、貯蓄投資バランス・アプローチ

* 筆者は日本銀行金融研究所の鈴木淑夫所長をはじめ、同研究所のスタッフ、さらには日本銀行のその他各局の方々からご厚意を受けるとともに快適な研究環境を提供して頂いたことに対して厚くお礼申し上げたい。また草稿段階においてカール F. クリスト教授から多くの有益な助言を頂いたことにも謝意を表したい。さらに、日本銀行や慶應大学のセミナーの席で頂いたコメントや提言は本論文を改善する上で極めて有益であった。とりわけ、日本銀行金融研究所の内田真人氏（検討会を効率的にアレンジした上その取り纏めを引受けた）をはじめ、四方浩、岡部光明、折谷吉治、安孫子勇一、白川浩道、石原鈴（いずれも研究第 1 課）、木村みさ子（現研究第 2 課）の各氏から頂いたコメント及びご助力に感謝したい。また、浅子和美（横浜国立大学）、深尾京司（一橋大学）、翁邦雄（筑波大学、本行から出向中）、鬼塚雄丞（横浜国立大学）、植田和男（大阪大学、大蔵省出向中）、吉岡完治（慶應大学）の各先生方にも感謝したい。なお、本論文で述べられた意見はいうまでもなく全て筆者自身のものであり、必ずしも OECD の公式見解を反映したものではない。

[訳注] 本論文は OECD (経済協力開発機構) のフィリップ P. ターナー氏が日本銀行金融研究所の海外客員研究员として滞在中に執筆した英文ペーパー "Saving, Investment and Current Account: An Empirical Study of Seven Major Countries 1965-84," を著者の了解を得て訳出したものである（翻訳は安孫子勇一が担当）。

なお、原文は当研究所の英文機関誌 Monetary and Economic Studies に掲載予定。

チを理論的に精密なかたちで定式化することによって、その意義を明確なものとしており、示唆に富んでいる。また同時に、それは実証分析に基づいた具体的な政策的インプリケーションという点でも興味深い結果を提示している。このような視点に立って、予め論文の要旨ないし注目すべきポイントを訳者の責任において整理すると次の通りである。

① 1国の経常収支の動向を説明しようとする場合、さまざまなアプローチがあり得るが、経常収支黒字は民間部門の貯蓄超過と財政黒字の和に等しいという恒等式をもとに分析する方法（経常収支に対する貯蓄投資アプローチ〈SIアプローチ〉）が1つの有力なアプローチである。

② ただ、従来のSIアプローチでは、SIバランスが外生的に経常収支を決めるに単純に考える場合がしばしばあったが、こうした捉え方は適切ではない。なぜなら、SIバランス（すなわち貯蓄や投資）それ自体がとりわけ所得、金利、及び為替レートに大きく依存して内生的に決まるものであり、このため経常収支もこうした諸変数と明確に関係を持つつ決定されると考えられる必要があるからである。

③ SIバランスと所得、金利、及び為替レートの相互関係を考慮した理論モデル（Mundell-Fleming型モデル）によって分析すると、自律的な国内支出拡大（例えば財政支出拡大）の為替レートに対する短期的な影響は、国内面では①限界貯蓄性向が低いほど、②国内投資の金利弾力性が小さいほど、大きいことがわかる（貯蓄率が低く、投資の金利感応度が小さい場合には大幅な為替レートの増価が生ずる）。

また対外面では③資本移動の自由化度合いが大きいほど、④限界輸入性向が小さいほど、為替レート増価は起こりやすい。

しかし長期的には、このような需要面のショックは為替レートを減価させる公算が大きい。なぜならば、こうしたショックに伴う総貯蓄の減少は対外債務の増加と見合うことになるが、対外債務の増加は長期的には為替レートを減価させる方向に作用すると考えられるからである。

④ 貯蓄や投資は主として所得、実質為替レートによって決定されるとの立場に立ちつつ、法人部門及び家計部門の貯蓄・投資についての推計式を主要7か国について統一的に計測してみると、米国については、上記①～③の諸特性を顕著に備えていることが示され、このため財政赤字がドル相場の大幅上昇につながったことが実証的に確認される。なお、その他の国、とりわけ西独と日本では、貯蓄率及び投資の金利弾力性が米国よりもはるかに高く、従って、これらの国では財政拡大を行っても為替レートの増価は小幅なものに止まる可能性が大きい。

本論文の分析の注目すべき結果の1つは、国内の貯蓄超過は為替レートと直接的な負の相関を有すること、及びこのような効果が金利の効果よりも大きい場合もあることであり、これは為替レートの変動がSIバランスを変化させることを通じて経常収支に大きく影響し得ることを意味する。

⑤ 上記の貯蓄及び投資関数をもとに各国の1980年代前半の経常収支の変化の要因分析を行ってみた結果等によると、

- ① 一般的にSIバランスの中期的な変動は国際収支の基調をかなりよく説明することのほか、
- ② 米国の過去数年の経常収支悪化については、非循環的財政赤字の拡大の影響が極めて大きいと考えられること、
- ③ 日本の場合には、実質円相場の減価、実

質金利の上昇及び循環的所得変動に伴う民間 SI バランスの変化によって黒字拡大の半分以上が説明できるが、残りの部分は非循環的財政赤字幅減少によるものと理解されること、

- ② 経常収支動向の決定にはこうした諸要因のほか、より長期的な要因（人口構成等）も重要な意味を持っており、これが各国の経常収支パフォーマンスの「構造的」な相違をもたらしている面もあること、等がわかる。

- ⑥ 行き過ぎた財政赤字（または黒字）から生じた経常収支赤字（または黒字）は計算上は金利や為替レートを動かすことによって調整し得るが、その調整のために必要となる為替レートの変動幅等は極端に大幅なものとならざるを得ない。

その意味では、昨年9月のG5合意以降のドル相場ミスマッチメントの修正は、日欧と米国との間の経常収支不均衡を是正する方向に作用することになろうが、ドル下落だけによって米国の経常収支赤字を解消することは期待し難く、米国の財政赤字の縮小が基本的に重要である。

1. はじめに

過去十余年にわたる変動相場制の経験の中で、恐らく最も興味をそそられることの1つは、長期的にみても経常収支の不均衡が一向に解消しそうないことであろう。実際、変動相場制下にもかかわらず（あるいはそれがために？）1980年代の主要国間におけるマクロ経済情勢の

相違が記録的な経常収支不均衡を招来している。3大国間における現在の経常収支の構図——すなわち、米国における大幅赤字と、西独及び日本における大幅黒字——は決して目新しいものではない。事実、このパターンは、約20年にわたって続いている（2度にわたる厳しい石油危機とそれに伴う国際的な景気後退の際に途切れただけである）。

このような貿易パターンの持続性をマクロ経済学的に分析する際、典型的には、経常収支黒字（赤字）が次の2つの現象と表裏一体をなしているという認識から出発する。それは第1に資本流出（流入）、第2に国内貯蓄の国内投資に対する超過（不足）、である。¹⁾ すなわち、特に言及した項目を除き自国通貨建で表示すれば、

$$X - \frac{M}{e} = [S - I] + [T - G] = -F \quad (1)$$

但し、 S = 民間粗貯蓄、

T = 税収入、

I = 民間粗投資、

G = 政府支出、

X = 財・サービスの輸出（GNPデータの場合は海外からの要素所得を加える）、

M = 財・サービスの輸入（外国通貨建）、

F = 海外からの資本流入（負のときには流出）、

e = 為替レート（国内通貨1単位当たり外国通貨何単位というかたちで表示）。

この恒等式の3つの要素のうちどれに着目するかにより、経常収支決定理論の諸アプローチ

1) これは国民所得勘定の恒等式

$$Y = C + I + G + X - M$$

及び民間粗貯蓄の定義式

$$S = Y - T - C$$

から導ける。

を分類することができる。勿論、理論的にはどの要素をみることがより優れているということはできないし、どの1要素に着目するにしても、正しく定式化されたモデルであれば、他の2つの要素に対しても同様に当てはめることができよう。また、どんな簡単な経済理論によるにしても、ある特定の要素がいくらか外生的で、他の2つの要素は内生的に調整されるといった主張をすることはできない。むしろこうした問題はプラグマチックなものであり、この恒等式のある特定の要素に焦点を当てたとき、他のアプローチでは曖昧であった重要な側面を浮彫りにできる可能性もある訳である。

伝統的なアプローチは、 $(X - M)$ を直接説明しようとするものである。経常収支動向に関する殆どの誘導形推計式は、XとMを説明する貿易関数に基づいたものであり、そこでは所得と相対比価が中心的な役割を果たしている。多くの場合、長期にわたる対外不均衡は貿易構造の詳細に言及することで説明されてきた。1950年代における米国の黒字持続は、米国では輸出を促進し輸入を減少させる技術革新の能力が優れているからだとされた。現在、これと殆ど同じことが日本の黒字持続についてもいわれている。²⁾

第2に、国際収支の資本勘定（すなわち恒等式のF）から出発するアプローチにも長い歴史がある。ドイツの賠償金支払いに基づくいわゆる「移転問題」(transfer problem) を巡って戦間期に行われた論争は、ある意味ではF（賠償金）が決められたとき、いかにして $(X - M)$ が調整し得るのか、またそれに伴いどれだけのコストがかかるかを論じたものであった。より

新しい研究では、国際投資家のポートフォリオ選好の変化から生じたFのシフトに焦点が当てられている。1970年代初期及び中期にみられた英ポンドの下落圧力持続や、70年代後半のドイツ・マルク、円、スイス・フランの急騰、そして81年以後における米ドルの同程度に急激な相場の上昇等は、全てポートフォリオ選好のシフトから生じたものであり、それに伴って経常収支の調整がなされたに過ぎないとされた。

第3に、最近の多くの議論は恒等式のまん中の要素に着目しており、これによれば経常収支黒字は民間部門の貯蓄超過 [S - I] と財政黒字 [T - G]³⁾ の和に等しいということになる。これが経常収支に対する貯蓄投資アプローチであり、そこではいわゆる「貯蓄投資バランス」

(以下ではSIバランスと呼ぶ) はマクロ経済のあり方が各国間で決定的に異なっていることを反映したものであるとの見方が採られている。従って、経常収支の動向を理解するに当たっては、分析の上でも実証の上でも、貯蓄と投資を決定する要因から出発することになる。

貯蓄投資アプローチの1つの特殊ケースが、国際収支に関するマネタリー・アプローチである。これによれば、貯蓄は基本的には貨幣残高の実質価値に依存すると考える。為替レートの変化は物価水準の変化を意味し、名目通貨供給が一定に保たれている場合には、これによる実質貨幣残高の変化が国内貯蓄を決定することになる。例えば、平価切下げは実質貨幣残高を減少させることから国内貯蓄を増加させる。

最近の多くの国際収支理論は、これよりもっと具体的に国内総貯蓄と総投資のさまざまな要素に検討を加えている。多くの研究では国

2) Kindleberger (1976) は、当時の米国のパフォーマンスに影響を与えた主要な要因をまとめている。なお、近年の日本の経常収支パフォーマンスのうち、どの程度が急速な技術進歩や新製品の開発によって説明できるかについては、OECD (1985) pp. 64-77、及び日本銀行 (1985) を参照。

3) 本論文では、「貯蓄超過」という表現で貯蓄マイナス投資のことを指すこととする。これを「純貯蓄」と呼ぶ方が自然かも知れないが、貯蓄から減価償却を差し引いたものとの混同を避けるためこの表現を探ることにした。

内の貯蓄超過という単一の要素が経常収支の重要な決定要因であるとみなしている。英國では、70年代初頭、自称「新ケンブリッジ学派」が、民間部門の純貯蓄性向（上記の方程式では $S - I$ ）はかなり安定的であるため、経常収支は公共部門の赤字の変化により決定されると主張した。⁴⁾ これに対し Sachs (1981) は、総投資 (I) の変化が多くの国々での経常収支の主たる決定要因であると主張した。最近では Ueda (1985) が、米国の経常収支赤字と日本の経常収支黒字はかなりの程度両国の財政政策の違いを反映したものである、と論じている（すなわち $T - G$ の変化を重視）。植田は、そのモデルの中で、民間部門の粗貯蓄と政府の貯蓄超過によって内生的に決まる実質金利が民間投資に影響することを考慮にいれている——これは、全ての支出が金利に対して非弾力的だとする新ケンブリッジ学派より明らかに一步進んだ考え方である。 McKinnon (1980, 81) は、民間粗貯蓄 (S) は一定と仮定し、このため経常収支の変化は ($T - G$) 及び I の変化を反映する⁵⁾ と考えることにより、植田及びサックスの要因を結びつけている。

これらの理論は、国際収支動向の原因として、直接的とはいって皮相的なものから、より基礎的な要因へと注意を向けさせようと試みたものである。例えばサックスは、従来の常識論、すなわち各国間で輸入石油に対する依存度が異なっていることが70年代のまちまちな経常収支パフォーマンスの背後にある重要な要因である、

とする議論に挑戦しようとした。同様に、日米の貿易不均衡を巡る多くの議論は国際的開放度の違いを想定し、それに焦点を当てているが、植田はより根本的なマクロ経済諸要因を正当に強調している。通商政策は、このような根本的な諸要因に影響を与えることによってはじめて有効性を持ち得る。しかし、SI バランスの僅か 1 つの要素を経常収支の主因であると考えることはミスリーディングであろう。いうまでもなく、理論的にはどれか 1 つの要素を他のものに優先させるということはできない。確かに、経常収支をさまざまな SI 構成要素について回帰計算することにより、実証的にいくつかの規則性を見出すことができるが、これは単に観測期間における構成要素の相対的安定性を反映しているに過ぎないかも知れない。大きな変動を示した変数は経常収支の変動を「説明」しやすいのに対し、安定的な変数はそうではない。しかし、このような実証に基づく「事実」は、実際、各研究者はそれぞれ独自の変数を用いて分析を進めていることからもわかるように、殆ど頑健性を持たない (robust ではない) ようである。第 2 に考慮する必要があるのは、SI バランスそれ自身が内生的なものであるという点である。従って、基礎的ないし構造的な貯蓄ないし投資行動を論じようとするときには、現実の貯蓄・投資比率をそれらの重要な決定要因の変化に対応して何らかの方法で調整する必要が生じてくる。⁶⁾

本論文は、貯蓄投資バランスの観点から

4) この理論のレビューとしては、Brunner-Meltzer (1978) を参照。

5) McKinnon は、米国の民間粗貯蓄が1898-1968にかけてかなり安定的であったという David-Scadding の論文 (1974) を引用しているが、この安定性が成立するのは貯蓄の定義に耐久消費財支出を含めたときだけである。

6) SI アプローチに対する最も有効な実証的批判は、恐らく Feldstein と堀岡による有名な主張——長期的には国内貯蓄は国内投資に等しいというもの——であろう。もしこれが正しいとすれば、SI バランスから経常収支にアプローチすることの有効性はひどく損われる。しかしながら、補論 1 で詳しく検討したように、貯蓄と投資の間の少なからぬ開きが多くの国でかなりの期間持続していることがわかった。全 OECD 加盟国について単純なクロスセクションの回帰分析を行ったところ、1 ドルの貯蓄増加は短期的には 0.58 ドルの投資増加をもたらす（補論 1 表 6 式）に過ぎず、また長期的にもそれは 0.72 ドル（同 4 式）に止まり、残りは経常黒字の増加に回っている。

OECD 加盟主要 7 か国の経常収支の趨勢を簡単に実証分析したものである。但し、貯蓄投資バランスといつても、ここでは貯蓄自身、また投資自身内生的なものであると考えている。また、全ての国について同じ手法を適用したが、以下では特に日本についての含意を強調したい。本論文は基本的には、貯蓄や投資は主として所得、金利及び為替レートによって決まるとする立場に立っている。まず 2. では、簡単な Mundell-Fleming 型モデルを概説し、経常収支の決定に際しては上記の要因に対する SI バランスの反応が重要であることをみる。続いて 3. 以下では、国内の貯蓄超過全体を部門別——法人部門、家計部門、政府部門——に分割する。3. では、各国の過去20年間にわたるおおまかな趨勢をみるとことにより、主要な決定要因の相対的な重要性をまず印象論的に概観する。次いで 4. では、その計量経済学的手法による評価を試みる。特に、ここでは法人部門及び家計部門の貯蓄・投資についての推計式を導出し、それを用いて貯蓄・投資と景気循環要因さらには金利や為替レート（ともに実質ターム）との関連を見る。この分析結果によってはじめて明らかになった点は、国内の貯蓄超過は実質為替レートと負の相関があること、及び為替レートの直接的効果は定量的にみて金利の効果よりも大きい場合が多いこと、である。5. では、この計測式を用いて貯蓄・投資変数の「当てはめられた」(fitted) 値を算出し、これらが経常収支動向に対してどれだけの説明力を持つかをみる。一般的結論としては、SI バランスの中期的な変動は国際収支の基調をかなりよく説明する、といえる。

従って、こうした国際収支の動向は所得、金利及び為替レートの変動と明確に関連付けされることになる。また、各国間で財政赤字の趨勢が異なっていることも重要な役割を果たしている。これらの計測から得られる最も重要な政策

的含意は、過剰なまでの不均衡を解消するに際して為替レートのみに頼るとすれば、破滅的なほど大幅な為替レートの変更を要する可能性が強いということである。このため、実際には、他の政策的調整も必要となろう。

2. Mundell-Fleming 型モデルにおける SI バランス

Mundell-Fleming の枠組みは、SI バランスと所得水準、金利及び為替レートの相互関係を分析するのに便利な手法を提供するものである。以下でみると、この枠組みによれば所得、金利及び為替レートに対する SI バランスの感応度の如何は、各国の経済政策がもたらす国際的帰結に重要な意味を持っていることが示される。主要 7 か国の貯蓄関数、投資関数に関する実証結果によれば、金利、為替レートの変化が国内 SI バランスに与えるインパクトは各国間で大きく異なっている。

以下で述べるモデルでは、次の 2 つの単純化の仮定をおく。第 1 に、均衡条件として純粹にフロー均衡の条件を考える。ここではフロー変数がストック変数を変え、それが逆にフロー変数に影響を与えることを無視しており、その意味ではこのモデルは完全なものではない。例えば、経常収支の赤字は対外資産の減少を意味し、それは外国からの利子受取を減少させることになる。しかし、ストック変数が徐々にしか変化しないとすれば、短期の動向を分析する際にはそれを無視することもできよう。第 2 の単純化の仮定はインフレーションを無視し、国内支出デフレータを一定としていることである。しかし、このように極めて単純化されたモデルを組むことによって SI バランス決定に際しての国的な要因及び資本移動の重要性を浮彫りにすることができる。標準的な Mundell-Fleming 型モデルでは、次の 3 つの市場で均衡が成立して

いなければならない。すなわち、国内貨幣市場、財市場及び外国為替市場の3市場である。以下では、符号をわかりやすくするために小文字で示した全ての偏微係数は正であるとし、効果が負の場合にはマイナス符号をつける（ここで用いた全ての変数は、補論2で一表にまとめた）。

貨幣需要関数を L とし、マネーサプライを MS とすると、貨幣市場の均衡条件は次のように書ける。

$$MS = L(y, r) \quad (2)$$

ここで $L_y = 1$ （すなわち貨幣需要の所得弾力性は1）、 $L_r = -h$ とすると、

$$dMS = dy - h \cdot dr \quad (2)'$$

財市場の均衡条件は、国内の貯蓄超過が輸出マイナス輸入に等しいことである。

$$S - I + T - G = X - \frac{M}{e} \quad (3)$$

但し、国内支出デフレータは一定とする。

$$\text{ここで、 } X - \frac{M}{e} = B(y, e),$$

$$I = I(r),$$

$$T = T(y),$$

$$S = S(y - T, e) \text{ とする。}$$

但し $B_y = -m$ （ m は限界輸入性向）、 $B_e = -q$ （ e は為替レートであり、国内通貨1単位当たり外国通貨何単位というかたちで表示）、 $I_r =$

$-i$ 、 $T = ty$ （ t は限界税率）、 $S_{y-T} = s_p$ （ s_p は民間部門の限界貯蓄性向）、従って $S_y = s = s_p(1-t)$ 、 $S_e = -u$ （但し $u < q$ ）である。（3式を微分することにより、次式が得られる。

$$(s + m) dy + i \cdot dr + (q - u) de = dG \quad (3)'$$

上記のように定式化した貯蓄関数及び投資関数の形状は、（国内所得が一定の下では）国内貯蓄は実質為替レートと負の相関を持つと前提した点を除けば、全く標準的なものである。なお、上記の前提は複雑なものであり、議論の余地が残されている。⁷⁾ 本論文では、実質為替レートの上昇が国内総貯蓄を減少させる経路として主として次の2つを想定する。第1の要因は消費について資産効果が存在することである。すなわち、為替レートの上昇がその国全体の保有金融資産の実質価値を増大させることを通じて消費を刺激する可能性があることである。第2の要因は、為替レートの上昇は法人部門の貯蓄（言い換えれば利潤）を減少させることである。後述の推定結果によれば、推定の対象となった殆どの国で第2の効果の方がより強力であるものと考えられる。⁸⁾ ここでは、為替レート上昇が国内貯蓄に与える直接的効果は、それが純輸出に与える効果よりも小さい（すなわち $u < q$ ）

-
- 7) 家計部門の総貯蓄が為替レートの変動に対しどのように反応するかという問題は複雑であり、かなり古くから議論されている。古典的なLaursen-Metzler効果は為替レート増価が実質所得を、従って実質貯蓄（ともに国内財で測ったもの）を上昇させるというものである。しかしながら、この結果はかなり特殊なかたちの消費関数を前提してはじめて妥当性があるものであり、資産効果を考慮したときにはこれが成立する必然性はない。この点について特にObstfeld(1982)は、永続的な増価は実質資産を増加させ、従って、実質貯蓄を減少させるという、Laursen-Metzler効果とはまさに逆の結果をもたらすことを示した。また、永続的な増価は将来の期待所得を上昇させる（この場合、ライフサイクル・モデルでは貯蓄を増大させる明らかな理由はない）のに対し、一時的な増価は現在の所得及び（時間を通じた消費平準化の結果として）貯蓄を増加させるだけであるという指摘もみられる（Sachs(1981), Persson-Svensson(1985)参照）。
- 8) McKinnon(1981)は、為替レートの増価は実際に国内の貯蓄超過（ひいては経常収支黒字）を増大させる可能性もあると論じた。彼の議論は、為替レートの増価は国内投資を減少させるものの国内貯蓄（所得のみに依存する）には直接影響することはないとした仮定した、簡単なケインジアン・モデルに基づくものである。彼はこれらの仮定の下で、為替レートの国内貯蓄に対する影響度が十分大きければ、その増価は経常収支黒字を拡大することを示した。確かに、もし投資の減少が貯蓄の減少（増価に伴い所得が減少することによる）を上回れば、経常収支の黒字は増大するであろう。しかしながら、本論文の実証結果によれば、為替レート増価は貯蓄性向に影響を与えないとするMcKinnonの基本的な仮定は非現実的であるように思われる。4. 以下を参照。

と仮定する。

外国為替市場における均衡条件は、経常収支赤字を十分ファイナンスするだけ資本が流入することである。海外の金利と将来の期待為替レートを一定とすると、資本流出入は現在の為替レートと国内金利に依存することになる⁹⁾

(将来の期待為替レートを所与とするこの仮定は、短期には正しいかも知れないが、余りにきつい仮定である。この点については、後で取り上げる)。

$$F(r, e) + \left(X - \frac{M}{e}\right) = 0 \quad (4)$$

但し、 $F > 0$ は資本流入(債券の流出)を意味するものとし、 $F_r = f$ 、 $F_e = -f$ (ここでは為替レートの単位はこの式が成り立つように適当にとる)とする。従って微分することにより、次式が得られる。

$$-(f+q) de + f \cdot dr - m \cdot dy = 0 \quad (4)'$$

(2)'式、(3)'式及び(4)'式を行列のかたちにまとめると、

$$\begin{bmatrix} -h & 1 & 0 \\ -i & -(s+m) & -(q-u) \\ f & -m & -(f+q) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dr \\ dy \\ de \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} dMS \\ -dG \\ 0 \end{bmatrix}$$

係数行列の行列式を $|A|$ とすると、

$$\begin{aligned} |A| &= h[(s+m)(-1)(f+q) + m(q-u)] + i[-(f+q)] - f(q-u) \\ &= -h[(s+m)(f+q) - m(q-u)] - i(f+q) - f(q-u) < 0 \quad (5) \end{aligned}$$

G の変化は、総需要に対する「ショック」の効果を代表するものとみなし得る。そこで $dMS = 0$ と仮定しつつ dr 、 dy 及び de について

解くと、

$$dr = \frac{(f+q)}{|A|} dG > 0 \quad (6)$$

$$dy = \frac{h(f+q)}{|A|} dG > 0 \quad (7)$$

$$de = \frac{(f-hm)}{|A|} dG \quad (8)$$

最後の式の符号は一意的には定まらない。 $f > hm$ のときは同式は正、逆のときは負である。この不等式は基本的には次の 2 つの要素に依存している。

- (i) 國際的側面では、 f (金融市場の開放度) と m (輸入依存度) の比率。 f が比較的高いときには、 $de/dG > 0$ となる。¹⁰⁾
- (ii) 国内的側面では、貨幣需要の金利に対する感応度 (これは、要すれば閉鎖経済における LM 曲線の勾配)。

この結果が曖昧なのは、 G が増大したときには、金利(為替レートを増価させる要因)も所得(為替レートを減価させる要因)もともに上昇するからである。

この不等式は現状を理解する上で重要な意味を持っている。第 1 に、資本移動の自由化が進展したことから f の値が大きくなり、自律的な支出拡大が為替レートの増価につながりやすくなつたと考えられることである。同様に、限界輸入性向を引下げるような変化もこうした傾向に拍車をかけているであろう(例えば、日本で 1980 年以降生じた原材料の限界輸入性向の低下は、この方向に働いたものと考えられる)。第 2 に、各国間で重要な差異がありそうなことである。米国のように f が高く、 m が小さい国で

9) この定式化は Fleming (1962) に従つたものである。最近の議論では資産の(変化分ではなく)ストックが金利の関数であるべきだとされているが、本論文で考える短期では Fleming 流の単純化は有益なものである。

10) 純粹にマンデル的な世界では、 f は無限大であり、このため資本移動が支配的な影響力を持つことになる。このケースでは、 dy/dG は 0 に限りなく近くなり、財政政策は無効となる。このとき金利は変化せず、為替レートは、 G の上昇による拡張的な影響を対外バランスの悪化がちょうど打ち消すまで増価する。すなわち為替レートを通じて「クラウディング・アウト」が生ずることになる。

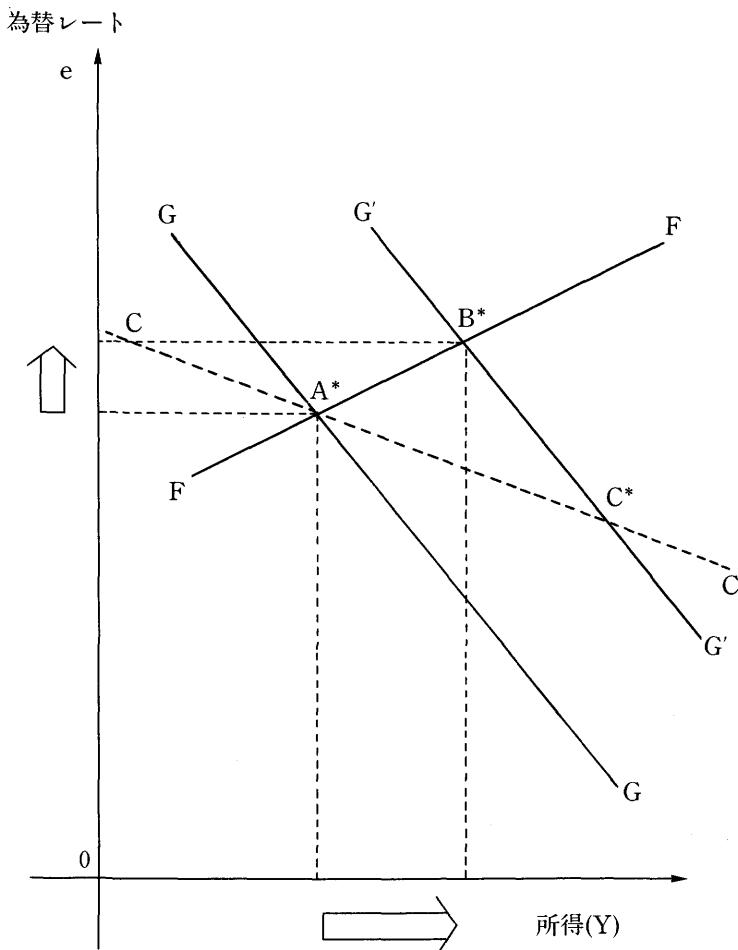
貯蓄、投資及び経常収支

は、財政支出拡大が為替レートを増価させやすいと考えられる。¹¹⁾ これに対して、開放度の高い小国では m が大きく、一方（自国通貨建の）資本流入出が生ずる余地は自己充足的な大国と比べずっと小さいであろう。従ってこのような国では、支出拡大は当初の効果としても為替

レートを減価させるであろう。

ここで、 $f > hm$ のケースを簡単に図示したのが第1図である。ここでは、金利の変動を考慮した場合の、各市場を均衡させるような産出量と為替レートの関係が示されている。GG 曲線は、G と MS を所与としたときに財市場と貨

第1図 貯蓄投資バランス (Mundell-Fleming の場合)



11) Ouditz-Sachs (1984) では、米国で f が特別に高いと考えられる理由としてこれとは別のものを挙げている。彼等のモデルでは、財政赤字をファイナンスするための債券発行は民間部門の富を増大させる。従ってこの場合、債券供給が増加する一方、富の増加により誘発された分だけ国内債券需要も増加することから、債券の超過供給は両者の差異に相当する額だけ生ずることになる。後者の債券需要は、富のうち債券を保有しようとする限界的な性向によって決まるものであるが、ドル建債券の場合には、この値は比較的大きいと考えられる。従って米国が財政拡大を行う場合には、債券の超過供給は比較的小幅に止まりやすく、必要とされる金利上昇幅も小幅ですむことになる。

幣市場が均衡するための条件である。(2)'式を用いて(3)'式の dr を消去すると、

$$de/dy = \frac{s + m + i/h}{u - q} < 0$$

また FF 曲線は、外国為替市場と貨幣市場が均衡するための条件である。再び(2)'式を用いて(4)'式の dr を消去すると、

$$de/dy = \frac{mh - f}{-h(f + q)}$$

この項は、 f の値が直接的な貿易効果 (m) を上回るのに十分大きな場合、正の値をとる。このときには FF 曲線の傾きは右上がりとなる。最後に、CC 曲線は経常収支を一定に保つための条件 ($B(y, e) = \text{一定}$ を微分することにより得られる)

$$de/dy = \frac{-m}{q}$$

を示したものである。

この分析の結論、すなわち正の需要ショックが(貯蓄超過を減少させることにより)為替レートを増価させる可能性があるということが妥当するのは、短期においてだけである。なぜなら、この議論では、現在負の貯蓄を行ったとしても将来の期待為替レートは変わらないとする仮定が重要な役割を果たしているからである。しかし、総貯蓄の減少は負債を増加(あるいは正味資産を減少)させ、ひいては将来の為替レートを低下させるであろう。このことが期待に織込まれれば、仮に事前的な貯蓄の不均衡が継続的に存在しているとしても為替レートは減価するであろう。第1図は為替レートに対する最終的な影響を説明する上で便利なものである。自律的な支出 (G) の拡大は、GG 曲線を $G'G'$ 曲線にシフトさせる。このときの一時的な均衡は、 B^* 点——ここでは経常収支が赤字である——で示される。このときの赤字は資本流入によってファイナンスされるが、このことは海外に金利を支払わねばならないことを意味する。従っ

て、CC 曲線が下方にシフトすることになり、このことから将来の為替レートも低下する。資本流入がない場合(このとき経常収支は常に均衡していかなければならない)には、自律的な支出の拡大は直ちに為替レートの減価(図では C^* 点への移動)をもたらす。これに対し、資本流入がある場合には、経常収支が直ちに調整されるケースに比べ、最終的な為替レートはより低いものとなるであろう。こうした考察は、1985年9月以前の為替レートのミスマッチメント(misalignment)を考えるに際して示唆に富んでいる。そこでみられたようなミスマッチメントは SI インバランスが続く限りにおいて持続しがちであるとする見方があったが、これは、短期に成り立つ結論を無限の将来にわたって一般化するという誤りを犯したものである。

また、上記の分析から短期の為替レート増価の重要な要因は何かを考えることができる。(8)式から明らかのように、係数行列の行列式 $|A|$ が小さければ小さいほど短期の為替レート増価はより大幅になる。すなわち、(f と m を所与とすると)

- 限界総貯蓄性向 (s) が小さいほど、
- 国内投資の金利に対する感応度 (i) が小さいほど、
- 経常収支の為替レートに対する直接的な感応度 (q) が小さいほど、
- 国内貯蓄の為替レートに対する直接的な感応度 (u) が大きいほど、

短期の為替レート増価は大きくなるのである。最初の 2 つを経済学的に考えると、正の需要ショック(事前的な国内貯蓄超過の縮小)はまず所得と金利を引上げる。ここで、もし国内の SI バランスが所得や金利に非常に敏感であるとすれば、かなりの貯蓄超過が生み出され、海外から流入しなければならない資本は少なくなく

すむであろう。このため、為替レートの増価圧力は相対的に小さくなる。この意味では、所得及び金利の効果はともにSIバランスを安定化させるものであるといえよう。しかし、為替レートが増価すれば国内貯蓄は一段と減少することになり、その結果、一層為替レートが増価する。なぜなら、為替レートの増価が国内消費を刺激するため所得が一段と拡大し、このため（マネーサプライが一定の下では）金利が上昇圧力を受けることに伴い、為替レートが一層増価することになるからである。

こうした要因が働いた具体的な事例としては、米国における大幅な財政赤字の発生及び通貨量重視の金融政策が、1984年にかけて急速なドル高をもたらしたことが挙げられる。このドル高は米国の民間貯蓄超過を減少させ、貯蓄と投資の間の不均衡を格別大きなものにしたと考えられる。この間、金利が非常に大幅に上昇しているが、このために民間貯蓄が顕著に増大した訳ではなかったように見受けられる。これは、少なくとも1つには、為替レートが反対方向に作用したからだと推察される（この効果の数量的な大きさについては5.で詳細に検討する）。

以下の4.で推計した方程式は、国内貯蓄及び投資の金利及び為替レートに対する感応度が各国間で大きく異なっていることを浮彫りにしている。これらに関する各国間の差異は為替レートの決定に当たって重要な意味を持っている。また、次章で概観するように各国間では総貯蓄性向も多分に異なっており、これも為替レートに影響している。

3. 各国のSIバランス概観

総貯蓄と総投資の各構成要素別の検討に入る前に、主要OECD加盟国のSIバランスとその

主要構成要素の歴史的な動きを大ざまにみておくことは有益なことである（第2図から第8図）。米国の貯蓄動向をみると、最も特徴的なことは家計の貯蓄超過幅が極めて小さいことであり、1965年から80年の間ではGNPのおよそ $2\frac{1}{2}$ パーセントに過ぎない。実際、1983年までのうちで米国の経常収支が大幅な赤字となつた3か年（1972年、77年及び78年）は、いずれも家計貯蓄がとりわけ低かった（いずれの年もGNPの $1\frac{1}{2}$ パーセント以下）年である。そして、経常収支の黒字幅が一番大きかったのは、家計貯蓄がピークを記録した1975年であった。確かに法人部門の資金需要も比較的低いが、¹²⁾非政府部門全体の特色は概していえば貯蓄性向が低いことである。こうした特徴から推察すると、通常の環境では、大幅な財政赤字が国内資金でファイナンスされる余地は限られていると考えられる。事実、最近の財政赤字拡大（第2図上段の色つき部分の棒グラフ参照）は一部経常収支の赤字幅拡大につながったが、また非政府部門の貯蓄超過幅拡大をも招來したのである。カナダではこれとはやや異なった様相を呈している（第3図参照）。ここでは最近まで大幅な財政赤字が経常収支の黒字と並存していた。カナダの金融市场は米国の金融市场と密接に統合されており、このためカナダの金利は米国の金利と非常に近いものであった。しかし、カナダでは、米国の経験とは全く対照的に、金利の一段の上昇が家計部門の貯蓄を増大させるとともに、法人部門及び家計部門の投資を減少させたようである。

日本の特徴は、例外的なほど家計貯蓄率が高いということである（第4図参照）。最近では、家計部門の貯蓄超過はGDPの8-9パーセントにも達している。おそらく日本の貯蓄投資バ

12) これは一部には、非法人企業部門（OECDの国民所得統計では家計部門として分類される）の重要性を反映したものである。同じことがイタリアについてもいえる。

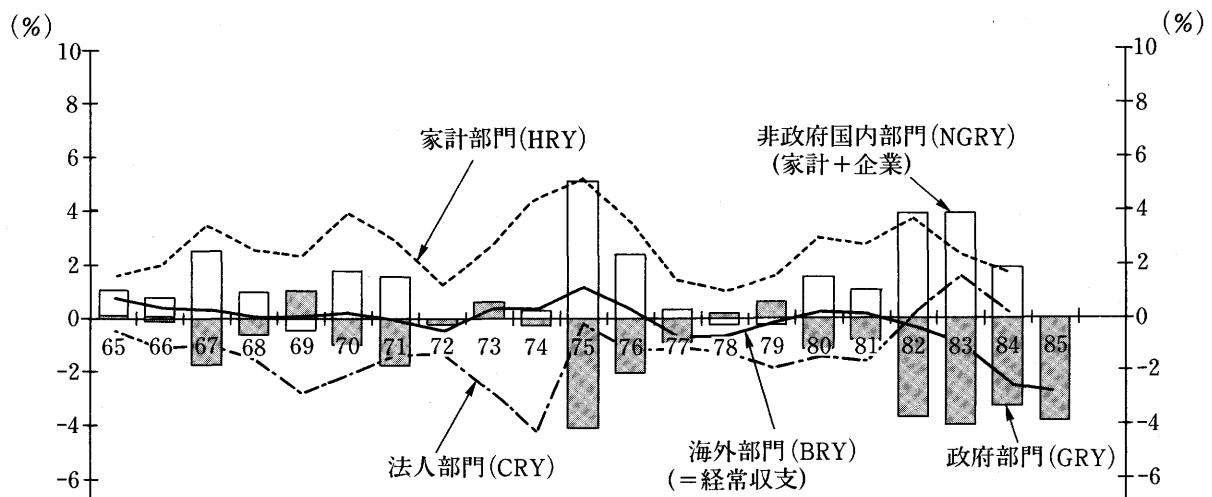
貯蓄、投資及び経常収支

ランスに最も大きな影響を与えたと思われる構造的变化は、1970年代初頭に高度成長時代が終ったことであろう。1973年までは潜在GDPが年率10パーセントで成長したのに対し、その後は潜在成長率が5パーセント以下に低下して

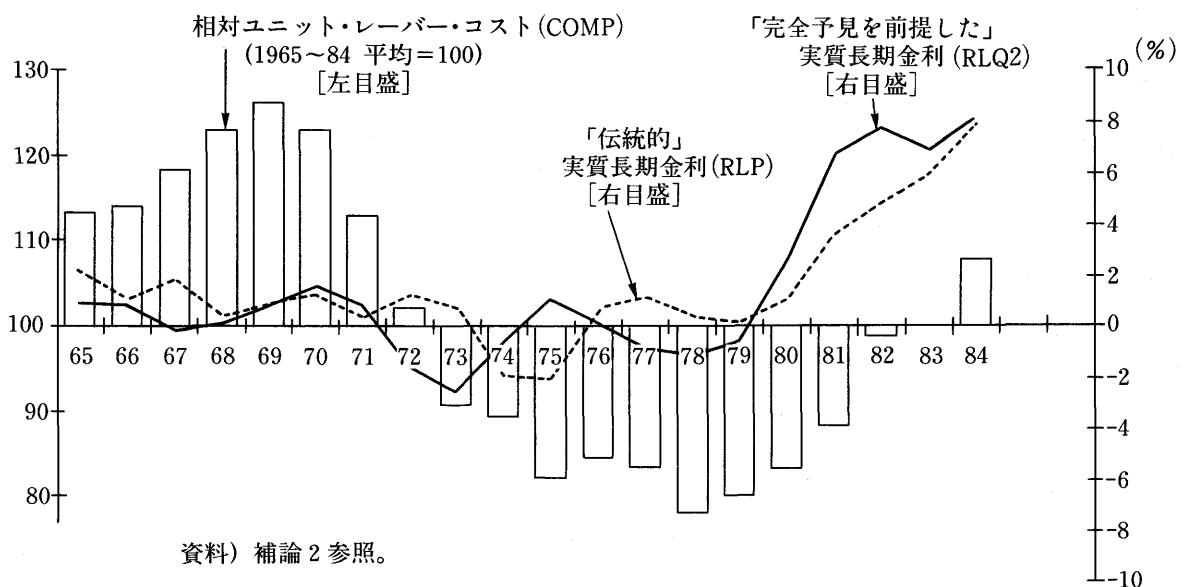
いる。このような急激な变化により法人部門の資金需要は1965-74年の対GDP比8パーセント弱から、1976年以降の同 $4\frac{1}{2}$ パーセント以下へと低下している。この時期に、家計部門の貯蓄超過は実際に拡大しているのであるが、こ

第2図 米国

1. 部門別貯蓄投資バランス (対GDP比率)



2. 金利及び為替レート(実質ベース)



資料) 補論2参照。

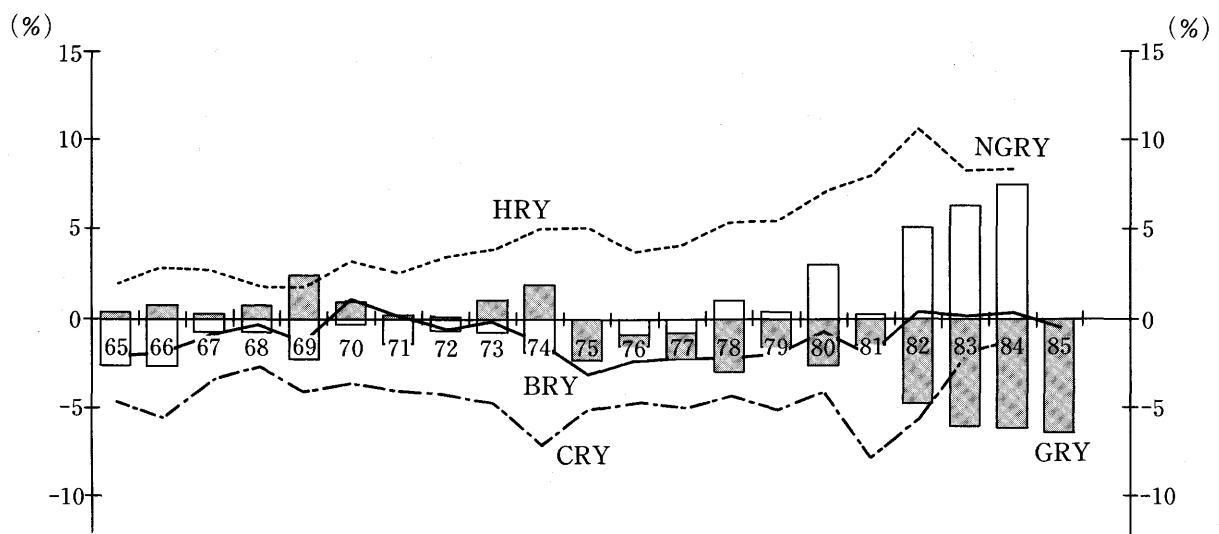
貯蓄、投資及び経常収支

れはそれまでの住宅ブームが終ったことや、粗貯蓄も増大したこと等によるものである。この結果、1975年以前にはほどほどの貯蓄供給者に過ぎなかった非政府部門が、近年ではGDPの約6パーセントに及ぶ純貯蓄を行っているので

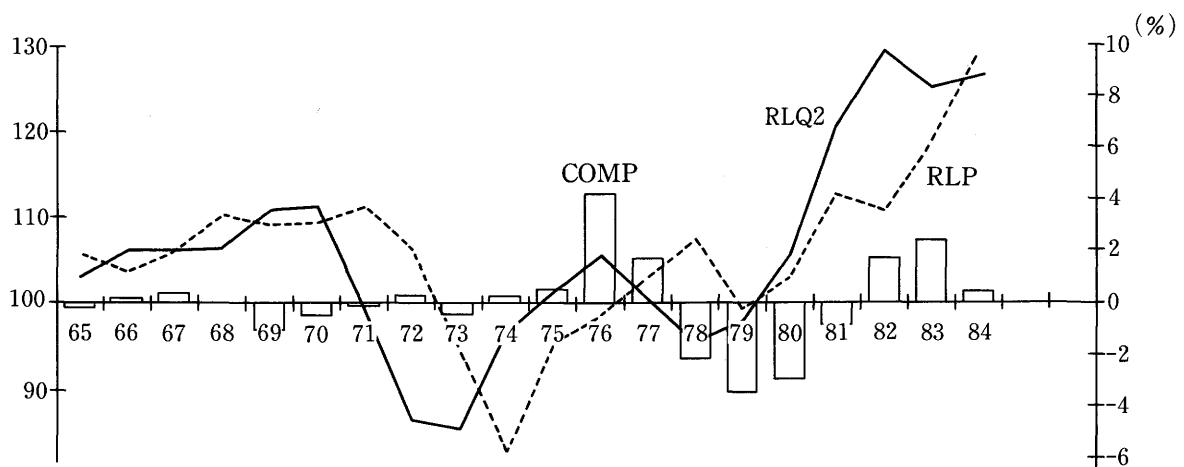
ある。この間、政府部门の借入は、1970年代終盤にはGDPの4パーセント以上であったものが、1984年には約2パーセントにまで低下している。このように国内総貯蓄の超過が拡大するとともに、大幅な経常収支黒字（貯蓄の海外流

第3図 カナダ

1. 部門別貯蓄投資バランス
(対GDP比率)



2. 金利及び為替レート(実質ベース)



注) 項目名は第2図参照。

貯蓄、投資及び経常収支

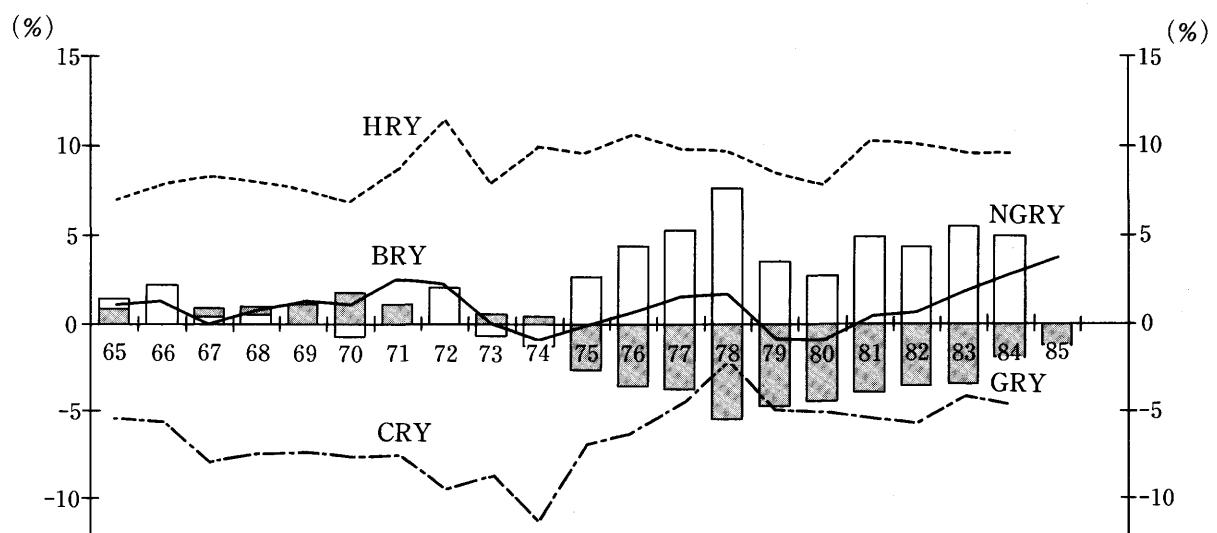
出) が生じている。

西独でも、これほど顕著ではないようであるが、よく似たパターンがみられる。特に、法人

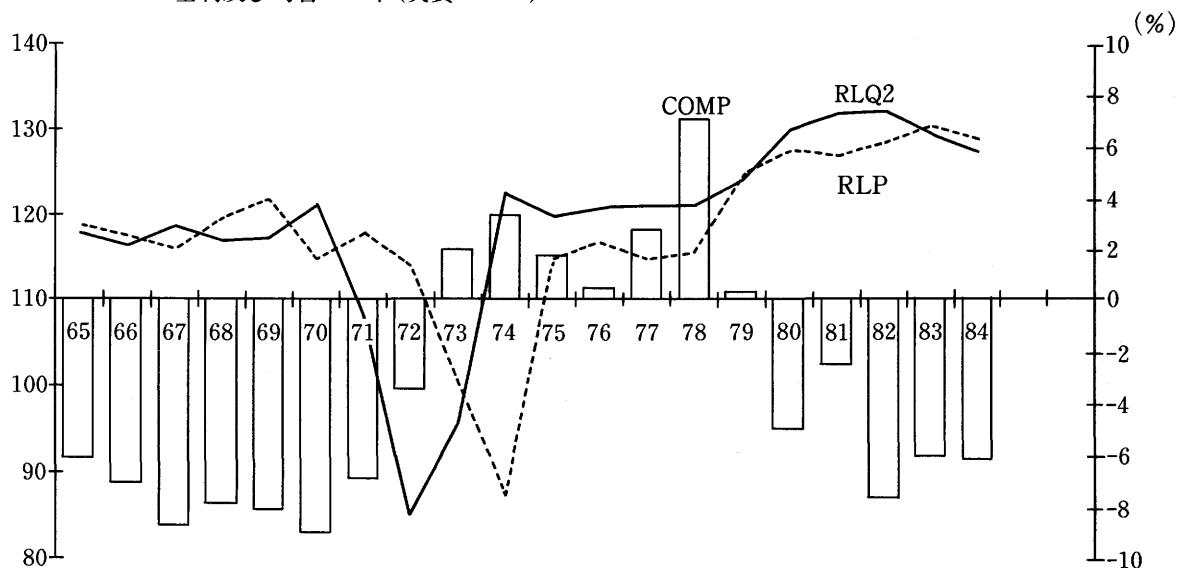
部門でネットの資金需要が冷え込んでいる点が似ている(第5図上段参照)。¹³⁾しかし、日独の間では、家計部門における貯蓄の趨勢は大き

第4図 日 本

1. 部門別貯蓄投資バランス (対GDP比率)



2. 金利及び為替レート(実質ベース)



注) 項目名は第2図参照。

13) 西独の国民所得統計では、住宅投資が企業部門に含まれることには注意を要する。

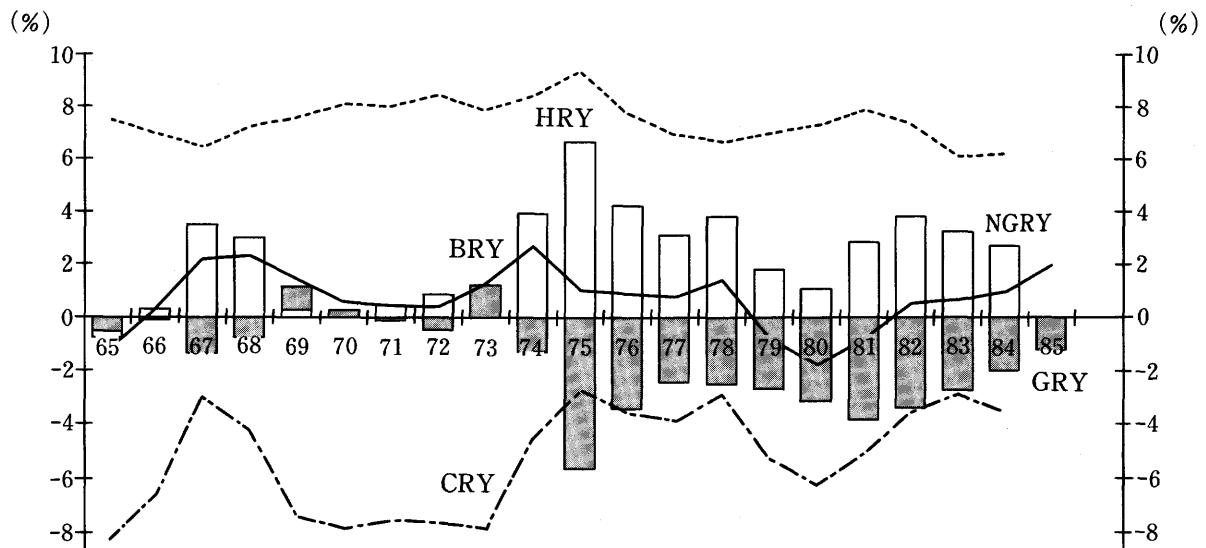
貯蓄、投資及び経常収支

く異なっている。すなわち西独では、日本とは違って、家計部門の貯蓄は60年代半から着実に

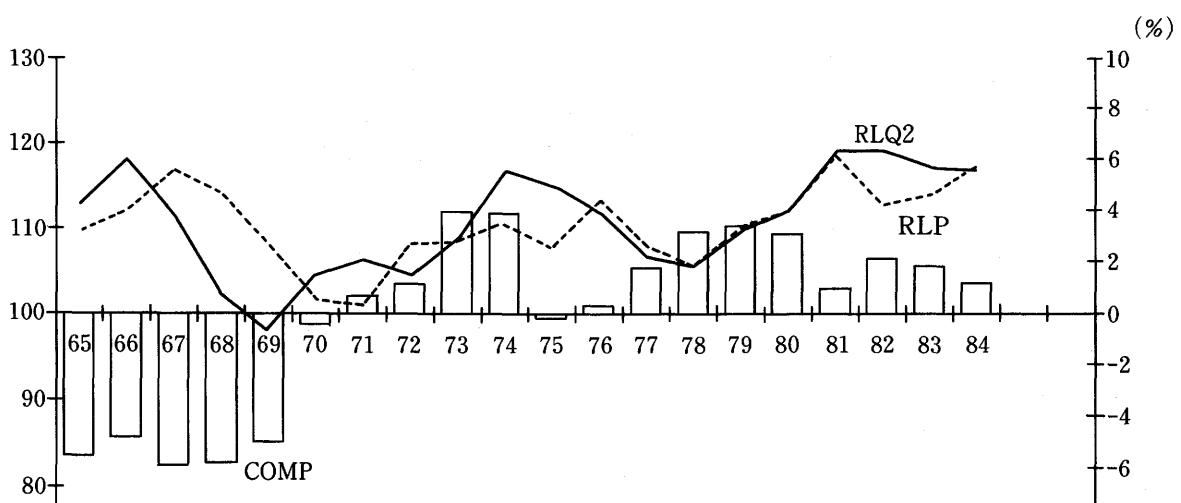
増大した後、1975年にピークに達し、その後は減少傾向にある。¹⁴⁾

第5図 西 独

1. 部門別貯蓄投資バランス (対GDP比率)



2. 金利及び為替レート(実質ベース)



注) 項目名は第2図参照。

14) 1965年の経常収支が異常であったため、第5図はややミスリーディングである。50年代及び60年代前半に、西独では大幅で持続的な経常収支黒字を記録したが、この黒字は輸入自由化やドイツ・マルクの増価には殆ど影響されなかったようである (Kindleberger (1976) 参照)。

貯蓄、投資及び経常収支

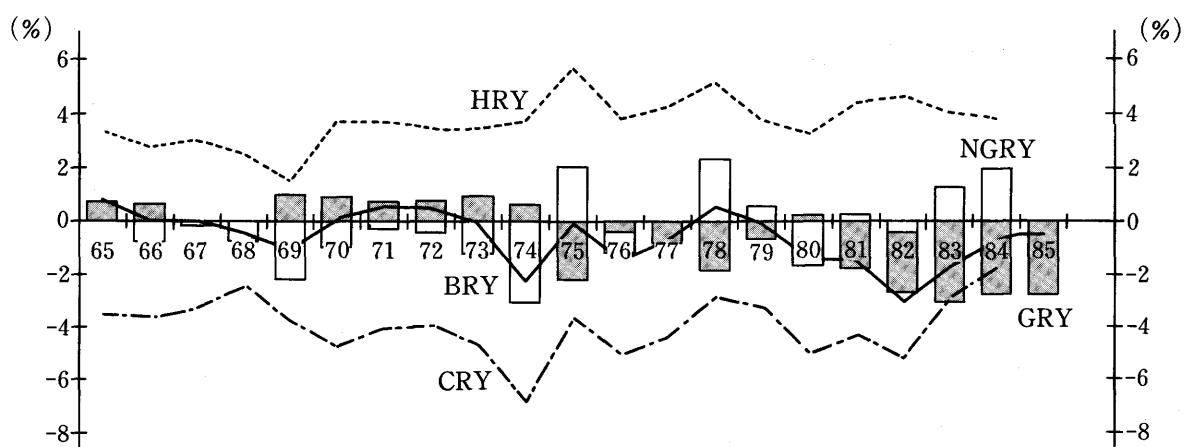
フランスは1980年代初頭、短期間ながら財政拡大を試みたところ、これに伴い経常収支がそれにはほぼ匹敵するだけ悪化した（1981年と82年の財政収支及び経常収支の動向については第6図上段参照）。この結果、かなりの実質金利上

昇と為替レートの減価が生じたのである。その後、非政府部門の国内投資が減少するのに伴い、経常収支は均衡に近づいた。

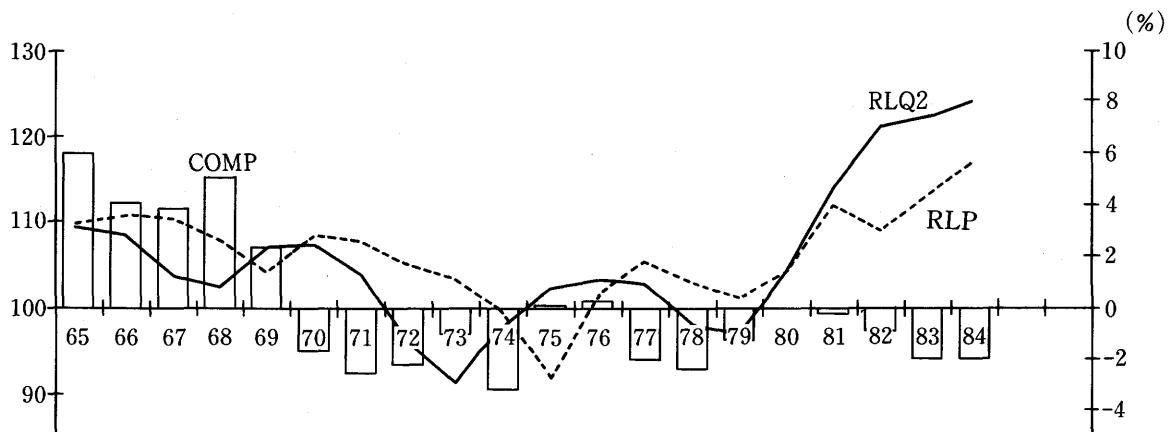
イタリアのSIバランスは、大幅でかつ持続的な財政赤字（1981年以降、GDPの平均 $12\frac{1}{2}$

第6図 フランス

1. 部門別貯蓄投資バランス
(対GDP比率)



2. 金利及び為替レート(実質ベース)



注) 項目名は第2図参照。

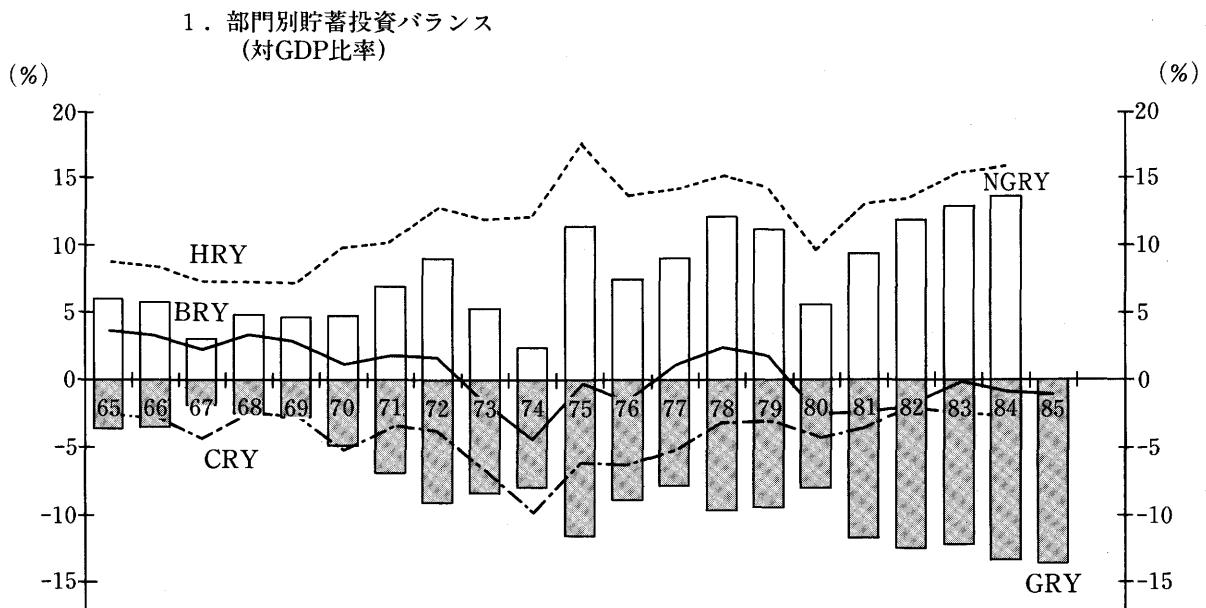
貯蓄、投資及び経常収支

パーセント)に左右されてきた。しかし、これらの赤字は、幸い家計部門の貯蓄率が日本よりも高いほどの状況にあるので、主として国内的にファイナンスされてきている(第7図参照)。

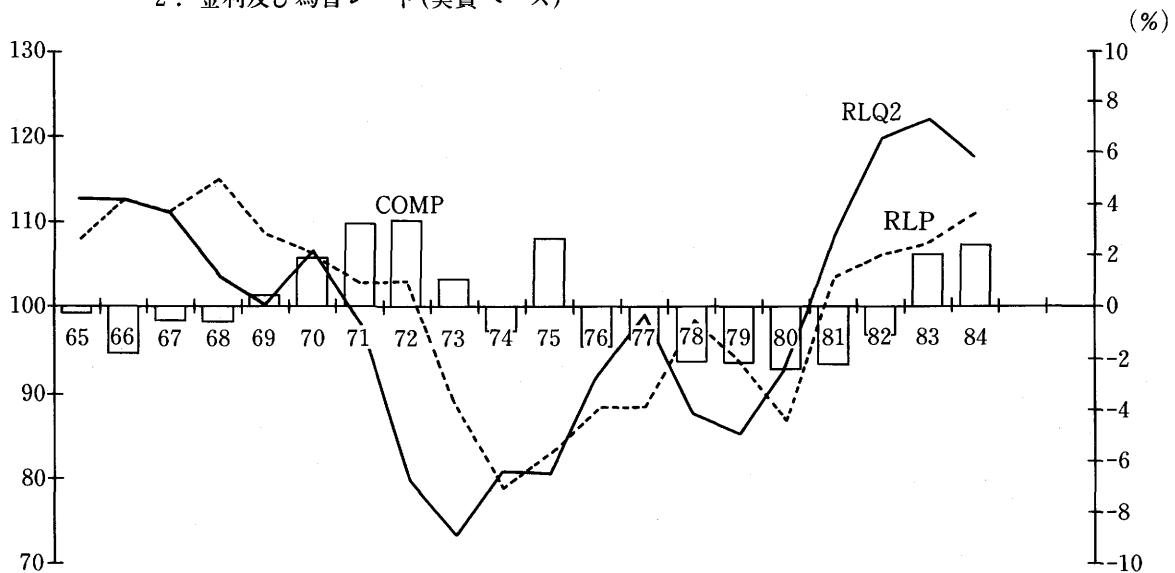
英国では、北海油田の出現により、法人部門

がほぼ家計部門と並ぶほどの貯蓄を行うようになった。1974年から82年の間の経常収支は、ほぼ法人部門のSIバランスのトレンドを反映したものとなっていた。

第7図 イタリア



2. 金利及び為替レート(実質ベース)

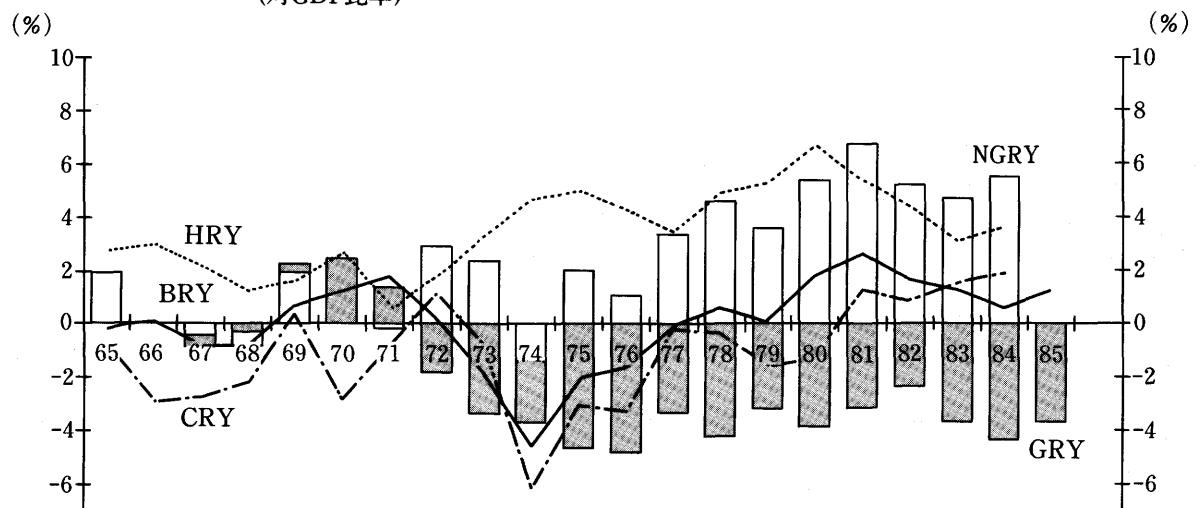


注) 項目名は第2図参照。

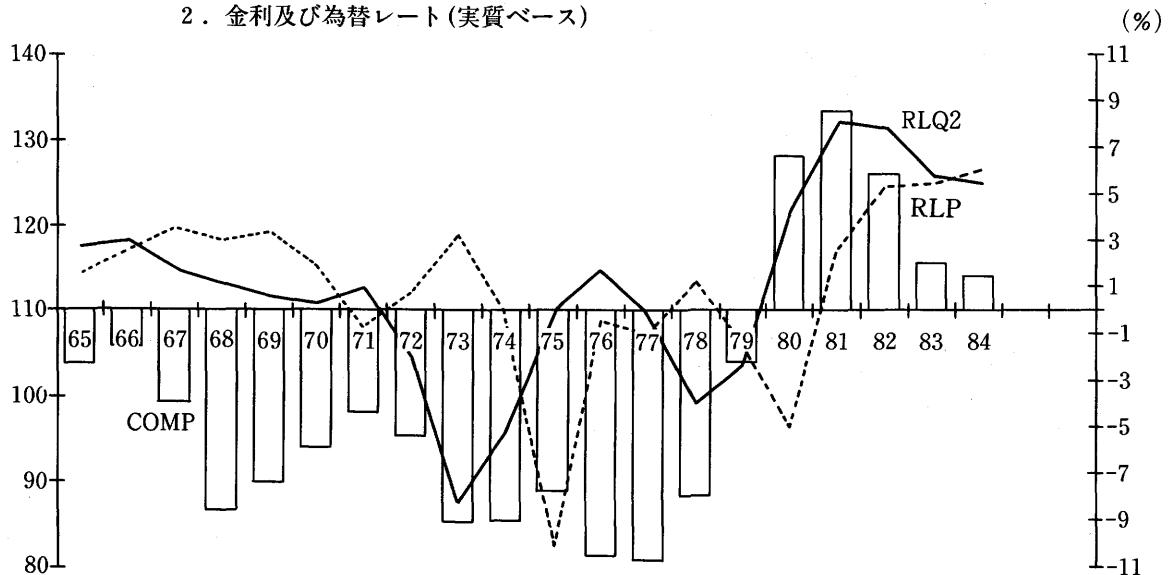
貯蓄、投資及び経常収支

第8図 英 国

1. 部門別貯蓄投資バランス
(対GDP比率)



2. 金利及び為替レート(実質ベース)



注) 項目名は第2図参照。

4. 部門別の貯蓄・投資関数

以下で述べる統計的テストは、OECD公表の年次国民経済計算データに基づいたものである。¹⁵⁾ 貯蓄及び投資は3つの部門、すなわち一般政府部門、法人部門及び家計部門（非法人企業を含む）に大別できる。¹⁶⁾ 民間部門の貯蓄超過の表現を展開することにより1.の(1)式は次のように書き直すことができる。

$$X - \frac{M}{e} = CS - CI - HS - HI + T - G - ST \\ [+STAT] \quad (9)$$

但し、CS=法人部門の粗貯蓄

CI=法人部門の粗固定資本形成

HS=家計部門の粗貯蓄

HI=家計部門の粗固定資本形成

T-G=一般政府の財政黒字

ST=在庫投資

STAT=統計的不突合（貯蓄に加算）

なお統計的不突合は、カナダ、米国、日本及び英国の統計では明らかにされている。他の3国では、SIバランスの構成要素のうち少なくとも1つか2つは残差のかたちで算出されているものと思われる。また、利用可能なのは年次データのみである。

以下で用いた基本的なアプローチは、CS、CI及び(HS-HI)の各関数を推計することである。¹⁷⁾ ここでの主目的は、全ての国に適用できる関数を推計することであり、その式には可能な限り景気循環や金利、為替レートの効果を捉えるための項¹⁸⁾を入れることとした。但

し、比較可能な関数を直接推計しようとしたため、用い得る変数が限定されたことは否めない。個々の計測式を詳しく検討する前に、定式化に当たって問題になった点について述べておかねばならない。それは実質長期金利をどのように算出すればよいかという問題である。

期待実質金利は、観察不可能な将来のインフレーションに対する期待に基づいているため、一般的には測定できない。もちろん、期待形成を巡って多くの理論が展開されており、期待インフレ率の系列を作成するさまざまな手法がある。最も簡単な方法は、金利を現在のインフレ率でデフレートすることである。これは「伝統的」実質金利といえよう。この場合には、将来のインフレ率の予想値として単純に当該時点のインフレ率を用いる訳である。他方の極としては、借入期間中の実際のインフレ率を用いて「事後的」実質金利を計算する方法がよく使われる。これは、将来のインフレ率は完全に予見されることを暗黙のうちに仮定している。例えば1973年に発行された10年もの債券の実質金利は、1973年から83年の間の実際のインフレ率を勘案して定義される。明らかにいずれの方法も不完全であるが、この2つの極端な手法をどのように結び付けるのが最も良いかを決めるのは難しい。そこで本論文では、これら2つの実質金利の概念を並行的に用いて検討することにした。

第1に、「伝統的」実質金利は名目金利(RL)をGDPデフレータの年間変化率(DPY)で割ったものと定義した。具体的には、

15) データの出所については、補論2により詳細に述べる。

16) いくつかの国については、法人部門をさらに民間法人と公共法人に分けている。こうしたケースでは、公共法人部門は一般政府部門に加えることにした（両者を合わせて公共部門と定義する）。

17) HSとHIを合計した理由は、後で詳しく述べる。

18) 所得と金利の効果を取り込むとした試みについては、von Furstenberg (1980) 及び Ueda (1985) 参照。前者は、米国について完全に定式化した同時方程式モデルを用いたものである。これに対し後者は、ずっと簡単なアプローチながら、2国モデル（米国と日本）を採用したものである。しかし、どちらも為替レートの直接的効果を考えていないようである。

$$RLP = [1 + RL / 100] / DPY$$

但し、RL=名目長期金利

$$DPY = PY / PY (-1)$$

(PY は GDP デフレータ)

GDP デフレータは一国の基調的インフレーションを計測するための最も広い概念である。GDP デフレータは輸入価格——これがインフレ率に与える影響は、過去十余年の経験によれば、かなり大きいものの一時的なものに止まる——を含んでいないことから、以下では消費支出デフレータのような支出デフレータではなく GDP デフレータを用いることとした訳である。

第 2 に、「完全予見を前提した」実質金利は次のように定義した。

$$RLQ2 = [1 + RL / 100] / [DPY (+1) \cdot DPY (+2)]^{\frac{1}{2}}$$

ここでは期待インフレ率の代理変数として実際に生じた GDP デフレータの上昇率を用いることにした。その理由は、インフレーションが一時に上昇（例えば 1974 年から 75 年にかけての上昇や 1980 年における再度の上昇）しても、それが持続するとは期待されなかったからである。しかし、インフレーションを 1-2 年前から正しく予測し得るからといって、より長い期間にわたって予測できると考えるのもやはり非現実的であろう。

さて、このような 2 つの実質金利は過去十余年の間にかなりの乖離をみせている（第 2 図から第 8 図の下段参照）。例えば日本の場合、第 1 次石油ショック後のインフレーションは深刻であり、政策対応の遅れや労働者のインフレ的対応が目立った。このため、1974 年には GDP デフレータの上昇率は 20 パーセントを超えていた。その年には長期金利は名目で 11-12 パーセントに達したが、「伝統的」実質金利は約マイナス 7 パーセントに過ぎなかった。しかし、1975 年と 1976 年にはインフレ率は約 7 パーセン

トに低下した。従って、1974 年に長期債を買った人は 4 パーセントを超える実質金利——本論文の言葉でいえば「完全予見を前提した」実質金利——を得たのである。2 つの実質金利の格差は 11 パーセント・ポイントにも達していた。その後一段とインフレ率が低下したことから、事後的な収益率はさらに大きなものとなった。

実際に推計してみて驚いたこと（詳細は以下で検討する）には、全ての国において家計部門の貯蓄超過関数の推計結果は「完全予見を前提した」実質金利を用いた場合の方が、「伝統的」実質金利を用いた場合よりも良好であった（第 3 表参照・後出）。これに対し、法人部門の投資関数についてはほぼ逆の結果が得られた（第 1 表参照・後出）。全体としてみると、「完全予見を前提した」実質金利はほぼ全てのケースで統計的に有意であったのに対し、「伝統的」実質金利はそうではなかった。

なお、この計算結果は第 1 次石油ショック時における金利の影響に関し「事実」と考えられてきたものの 1 つに疑問を投げかけるものである。すなわち一般的な見方によれば、1970 年代央の世界的な貯蓄超過（これは所得が低貯蓄国から高貯蓄国に移転したことによる）が世界的な金利低下圧力となったとされている。しかし、これは「伝統的」実質金利についてのみいえることである。「完全予見を前提した」実質金利は 1973 年以降、主要国全てにおいて着実に上昇しており、1975 年にはイタリアを除く全ての国で正の値となっていた。

(1) 法人部門の貯蓄関数

2. の貯蓄投資バランスの分析では、為替レートが国内総貯蓄に直接影響し得る 1 つの重要な経路として法人部門の収益を挙げておいた。すなわち、実質為替レートが減価したとき、貿易財生産の収益性が増し、法人部門の収益を増大

貯蓄、投資及び経常収支

させるというルートである。これは基本的には短期的な効果である。長期均衡では、収益は資本のコストと企業家が必要とする収益率によって決まる。なぜなら、為替レートが増価したときを考えると、一時的には収益が減少するが、それが持続した場合には、企業はその産業から退出せざるを得ないからである。他方、収益は景気変動にも左右される。従って、CS の関数は次のように定式化した。

$$CS/YN = a + bCOMP + cCU + dRSP$$

但し、 $YN = \text{要素価格表示の GDP}$

$COMP = \text{共通通貨表示による製造業の相対ユニット・レーバー・コスト}$

(1 国の ULC と諸外国の ULC 加重平均の比率 : 1980年 = 100)

$CU = \text{現実の GDP と潜在 GDP の比率}$

$RSP = \text{実質短期金利}$

本論文では、COMP を実質為替レートの指標とみなしている。この値は名目為替レートの変化のみならずインフレ動向の差異も反映しているからである。最後の項は、企業部門が銀行借入（そのコストは国内短期金利と連動）に大きく依存している国に適用するために加えたものである。さらに、いくつかのケースでは収益の対GDP 比率は明らかに趨勢的な動きを示しており、これはタイム・トレンドを加えることによって捉えることができる。最後に、第 1 次石油ショック直後には、各国毎にその程度は異なるものの賃金が爆発的に上昇するなど企業家にとって将来を見通し難い状況にあったことなどから、収益は異常なまでに低下している。そこで、この時期についてはダミー変数を入れ、明らかに特別だと思われる事態が回帰式に不当な影響を与えないように配慮した。回帰計算の結果は第 1 表で示した通りである。

国際競争力が法人部門の貯蓄に対して有意に正の影響を与えている国は研究対象の 7 か国の

うち 5 か国あった。中でも、日本とカナダでのインパクトが大きい。これは、これらの国は米国の輸入に依存するところが比較的大きく、輸出が多くの場合ドル建になっていることを反映したものであろう。日本では、実質為替レート（すなわち相対ユニット・レーバー・コスト）が 10 パーセント上昇すると、法人部門の収益（法人部門粗貯蓄で測定）は GDP 比 1.32 パーセントだけ減る。これは明らかに経常収支に大きなインパクトを与えるものであろう。日本に次いで収益の感応度が高かったのは西独であり、さらに英国（非石油会社のみ）及びイタリアがこれに続いている。フランスでも、その係数は有意な値ではないものの、イタリアとほぼ同じ大きさであった。これに対し、予想されることかも知れないが、米国の収益はいくらかの影響が認められるとはいへ国際競争力の影響を受ける度合いは最も小さい。しかし、こうした競争力の影響の現われ方は線形ではないと考えられる節もある。とりわけ日本では、実質為替レートがピークを記録した 1978 年に、大きな説明し得ない推計残差が生じている。大幅なかつ突然の国際競争力の変化は収益に反映しないのかも知れない。むしろ、こうした場合には、収益率の悪い分野が生産を中止し産出量が減ることから平均収益率が底支えされたものと考えられる（為替レートの変動がそれほど突然ではない場合には、輸出産業における構造的な適応の余地が残されている。日本におけるこの過程を巡る議論については、Onitsuka (1983) を参照）。

(2) 法人部門の投資関数

法人部門の投資は収益率に対して敏感に反応するものであり、実質為替レートとやはり負の相関があると考えられる。実質為替レートが増価すると、限界的な投資は魅力を失う可能性がある。また、多国籍企業は自国の実質為替レー

貯蓄、投資及び経常収支

第1表 法人部門貯蓄の回帰式

被説明変数は要素価格表示GDPに対する法人部門貯蓄の比率	国際競争力	景気循環要因	実質短期金利	タイムトレンード	ダミー変数	定数項	自由度修正済R ²	ダービン・ワットソン比(括弧内はρ)	計測期間	計測の方式
C S / YN	COMP x 10 ³	CU(またはDG) (DG × 100)	RSP	x 10 ¹⁰						
米 国	-0.0207 (2.4)	0.167DG (3.9)		0.224 (2.2)	-0.0122D7374 (3.4)	0.109 (15.4)	0.69	1.08	1965-84	O L S
	-0.0252 (1.7)	0.129DG (3.8)		0.188 (1.6)	-0.0110D7374 (3.3)	0.113 (9.3)	0.88 (3.0)	(0.61) (3.0)	1965-84	A R 1
日 本	-0.132 (7.4)	0.356 (3.4)	-0.707 (6.0)		-0.0648D74 (4.1)	0.643 (3.2)	0.85	1.78	1965-84	O L S
カ ナ ダ	-0.128 (3.2)	0.299 (3.0)	-0.199 (2.1)	0.414 (1.7)		0.154 (0.9)	0.60	2.20	1965-84	O L S
フ ラ ン ス	-0.054 (1.0)	0.493 (6.6)	-0.107 (1.6)	0.641 (3.8)	-0.0147D74 (2.5)	-0.244 (1.8)	0.84	1.62	1970-84	O L S
西 独	-0.0955 (4.6)	0.157 (1.9)		0.398 (2.1)		0.075 (0.8)	0.66	1.91	1965-84	O L S
イ タ リ ア	-0.0532 (3.1)	0.290 (9.1)				-0.183 (4.8)	0.85	1.76	1965-84	O L S
英 国	-0.0733 (5.7)	0.0019DG (2.2)	-0.070 (1.1)	0.272 (1.4)	-0.0317D(74-76) (4.7)	0.226 (3.7)	0.69	1.11	1965-84	O L S
(北海油田関連会社の利益を除く)	-0.0738 (4.7)	0.0015DG (2.1)	-0.010 (0.2)	0.218 (1.2)	-0.0319D(74-76) (5.9)	0.147 (3.0)	0.83 (0.64) (3.5)	1965-84	1965-84	A R 1

注) 括弧内の数字はt値。

トが増価すれば「海外」('offshore') に工場を進出させようとするかも知れない——こうした現象は、近年、米国で顕著となっていたとみられる。このほか、投資は稼働率や実質金利にも影響される。また一般に法人部門の投資関数の場合、貯蓄関数と比べてタイム・ラグがより重要な役割を果たしていると思われる。従って、以下で使用する関数の一般的なかたちは次のように表わせる（ラグの取り方は第2表を参照）。

$$CI/Y = a + \sum_i b_i COMP_{t-i} + \sum_j c_j CU_{t-j} + \sum_k d_k R_{t-k} + e POTG$$

但し、R=長期実質金利（「伝統的」なものと「完全予見を前提した」ものの両者で計測）

POTG=その国の潜在成長率

潜在成長率を考慮したのは、1973年以降殆どの国で経済成長率が減速したことに伴って、投資がGDPに占める比率は低下したと思われるところからである。計測結果は第2表で示した通りである。

ここで、いずれの実質金利の定義によるにしても殆ど全てのケースにおいて金利が投資に対して有意なかつ非常に強い影響を与えていたことは注目に値する。例えば日本の場合、実質金利の1パーセントの上昇は、投資の対GDP比率を0.212パーセント・ポイント低下させる。この値は投資の1.56パーセントの減少に相当する。¹⁹⁾ 金利の直接的効果は、西独のケースが最も強力だったようである。カナダやイタリアでも金利の効果はやはり大きく、これらの国では近年急速に金利が上昇したこと（第3図及び第7図参照）から、金利変化がもたらした効果は特に大きいものであった。

金利に対する投資の感応度が高いという構図の顕著な例外が米国であった。「伝統的」実質金利にしても「完全予見を前提した」実質金利にしてもその係数は小さく、また有意でない。この理由についていろいろ検討してみたところ、米国では課税前と課税後で金利コストが大きく乖離していることを反映したものだと思われる。このような米国の特性は2つの重要な国際的帰結をもたらす。第1に、世界的な金利上昇が起こる場合、それがいかにして生ずるかの如何にかかわらず、米国の経常収支に対する影響は、投資が金利に対してより弾力的な国の場合に比べて相対的に黒字を減らす（赤字を増やす）方向で現われることになる。第2に、既に2.のMundell-Fleming型モデルの分析でみたように、国内投資の金利弾力性が低いときには正の需要ショックが為替レート増価に与える影響を大きくする。米国の金利に対する投資の感応度が低いことをもって、1980年代初頭になぜあれだけのドル高が生じたのか、ひいてはなぜ近年の経常収支不均衡が生じたのかを説明することもできよう。²⁰⁾

為替レートの増価が投資を抑制している国は、研究対象の7か国の中4か国あった。しかし、殆どのケースではその影響力は法人部門貯蓄の場合に比べ小さなものに止まっている（第1表と第2表のCOMPの係数を比較してみよ）。従って、マッキノンのいう逆説的なケース（脚注8で引用）は成立していない。為替レートが増価したとき、法人部門の粗貯蓄は粗投資よりも大幅に減少することから、その貯蓄超過幅は縮小（投資超過幅は拡大）する。

19) この回帰式の計測期間を通じた投資対GNPの平均的な比率は0.136である。従って、0.212/0.136より1.56となる。

20) 1958年から78年までの研究から、von Furstenbergは米国の基調的な貯蓄率低下のうち約半分は対外投資の減少というかたちで現われており、国内投資の減少にはなっていないことを見出した。このことは、近年の米国の大幅な貯蓄不足にも大体当てはまることがある。すなわち米国では、純輸出は急速に減少している反面、投資は高金利にもかかわらず好調である。

貯蓄、投資及び経常収支

第2表 法人部門投資の回帰式

被説明変数はGDPに 対する法人部門の粗固 定投資の比率 C I/GDP	国際競争力 COMP $\times 10^3$	景気循環要因 CU	実質成長率		潜在GNP 成長率	定数項	自由度 修正済 R^2	ダービン・ ワトソン比 (括弧内は ρ)	計測期間	計測の方式
			「伝統的な」 概念の場合	「完全予見を前 提した」場合						
米 国 (a)	-0.0285(0+1) (3.2)	0.084 (1) (2.8)	0.0421(1) (0.7)	-0.070(1) (1.1)	POTG $\times 10^2$	-0.019 (0.4)	0.47	1.47	1966-84	OLS
	(b)	-0.0147(0+1) (1.3)	0.020 (1) (0.4)	-0.070(1) (1.1)		0.148 (1.5)	0.43	1.60	1966-84	OLS
日 本 (a)	-0.0595 (0) (4.5)	0.518(0+1) (10.1)	-0.212(0+1) (3.4)	0.31 (3.2)	-0.112 (1.0)	0.95	1.79	1966-84	OLS	
	(b)	-0.0340 (0) (2.5)	0.542(0+1) (7.5)	-0.0671 (1.1)	0.43 (3.6)	-0.323 (2.5)	0.91	1.25	1966-84	OLS
カナダ (a)	-0.171(0+1+2) (5.3)	-0.089 (0) (1.6)	-0.330(1+2) (5.6)	-0.271(1+2) (4.0)	0.733 (7.0)	0.74	1.73	1967-84	OLS	
	(b)	-0.0755(0+1+2) (1.8)	-0.247 (0) (2.7)	-0.271(1+2) (2.7)	0.737 (5.2)	0.60	1.55	1967-84	OLS	
フランス (a)	-0.0083 (0.9)	0.209 (1) (7.8)	-0.115 (1) (3.0)	-0.052 (1) (1.5)	0.026 (0.6)	0.79	2.05	1966-84	OLS	
	(b)	-0.0095 (0.9)	0.175 (1) (4.7)	-0.052 (1) (1.5)	-0.003 (0.03)	0.71	1.84	1966-84	OLS	
西 独 (a)	-0.0494(1+2) (2.6)	0.198 (1) (2.7)	-0.484(0+1) (3.7)	-0.282(0+1) (2.8)	0.509 (2.7)	0.78	0.92	1966-84	OLS	
	(a)	-0.0521(1+2) (2.2)	0.169 (1) (2.4)	-0.561(0+1) (3.9)		0.92 (2.7)	(0.55)	1966-84	AR1	
(b)	-0.0321(1+2) (1.5)	0.232 (1) (2.9)	-0.282(0+1) (2.8)		0.249 (1.6)	0.73	1.20	1966-84	OLS	
イタリア (a)	0.0139 (0) (0.8)	0.035 (1) (0.8)	-0.243(0+1) (7.4)	0.66 (6.4)	0.250 (4.3)	0.84	1.71	1966-84	OLS	
	(b)	0.0031 (0) (0.1)	0.076 (1) (1.4)	-0.132(0+1) (5.2)	0.13 (1.1)	0.126 (2.0)	0.73	1.24	1966-84	OLS
英 国 (a)	0.0081 (0.9)	0.168DG(1) (2.2)	-0.187(0+1+2) (3.0)	0.260 (4.1)	0.30	1.81	1967-84	OLS		
	(b)	0.022 (2.1)	0.074DG(1) (1.1)	-0.174(0+1+2) (3.3)	0.232 (4.9)	0.36	1.07	1967-84	OLS	

注) 係数の下の括弧内の数字はt値。係数右の括弧内はラグ・パーションを示す——(0) はラグなし、(1) は1年のラグ、(2) は2年のラグ。
加算で示したもののは、単純平均が用いられたことを示す。

フランスとイタリアの COMP の係数は有意ではなかった。英国の場合はもっと曖昧で、定式化如何に大きく左右された。日本に目を転じると、10パーセントの実質為替レート増価は投資の対 GDP 比率を 0.581 パーセント・ポイント（既述の投資対 GDP の平均的な比率を使用すれば、投資の 4.27 パーセント）低下させた。金利及び為替レートそれぞれの効果の相対的な大きさに関しては、最近の日本の経験、すなわち投資が一方では実質為替レート減価によって刺激され、他方では実質金利上昇により抑制されていたという事例をみると示唆に富んでいる。1982/84 年を 1975/79 年と比較すると、実質金利は 5 パーセント上昇し、投資の対 GDP 比率を 1.1 パーセント・ポイント低下させた。

しかし、この間、実質為替レートは 25 パーセント減価しており、これが投資の対 GDP 比率を 1.9 パーセント・ポイント上昇させたと推計される。結局、為替レートの効果が金利の効果を上回ったのである。主要国通貨間では、過去 15 年の間に実質為替レートの大幅な変動が見られた。投資関数の為替レートの項の影響度がかなり大きいことからみて、一般的には法人部門はこうした変動が一時的なものだとは考えなかつたものと思われる。実質為替レートが投資水準、ひいては潜在産出量に影響を持つことを考えると、為替レートのミスマッチメントは長期的な影響をもたらしたと考えられる。

低成長への移行が投資を低下させたかどうかをみるために POTG の項を入れたところ、日本とイタリアではっきりした結果が得られた。日本では 1970 年代初頭、潜在成長率が特に急激に低下したが、このシフト（経済成長率は約 9 パーセントから $4\frac{1}{2}$ パーセントへ低下）は投資の対 GNP 比率を $1\frac{1}{2}$ パーセント・ポイント低下させている。イタリアもほぼ同様の影響を受けている。こうした変化は、貯蓄投資バランス

の構造的シフトを考えるに当たって重要な意味を持っている（後述）。

(3) 家計部門の貯蓄超過関数

家計部門の貯蓄超過関数の説明変数としては、景気循環の影響を捉える変数、実質金利のほか、インフレーションに伴う資産効果の代理変数を加えた。これまでの統計的諸研究、特に第 1 次石油ショック後になされた研究によれば、インフレ率が上昇したときに家計部門は一般に貯蓄率を引上げる。その理由としては通常、インフレが家計保有の金融資産の実質価値を減価させるため、元の水準を回復するには貯蓄を増大させねばならないからだ、と考えられている。理論的にいえばこれを捉えるための変数は、家計が保有している金融資産の平均名目收益率からインフレ率を引いたものである。しかし実際に、名目收益率の代理変数として短期金利を用いてこの変数を作成して使用した場合と、インフレ率のみを考慮した場合とを比べてみると、前者の場合がよい結果となったのは英國だけであった。従って、英國を除き、回帰式は次のものを用いた。

$$(HS - HI)/YDH = a + b[PC/PC(-1)] + cCU + dRLQ + \text{その他変数}$$

但し、 $YDH =$ 家計部門の可処分所得

$PC =$ 民間消費デフレータ

$RLQ =$ 「完全予見を前提した」実質金利

$RS =$ 名目短期金利

英國については、資産効果を表わす代理変数として次のものを用いた。

$$[PC/PC(-1)] / [1 + RS(-1) / 100]$$

金利として長期金利をとるか短期金利をとるかの選択は統計的に決めるに至った。家計部門が短期金利しか享受し得ない場合（家計が短期金融資産しか保有しないときとか、例えば日本の定期預貯金の場合のように家計部門の保

有できる金融資産の收益率が短期金利に影響されがちであるとき)には、短期金利の方が適切だということになろう。日本及びフランスについては実質短期金利の説明力の方が大きいという結果が得られた。その場合の実質金利は、

$$RSPF = [1 + RS/100] / DPY (+1)$$

というかたちで、翌年の実際のインフレ率を用いてその年の短期金利を実質化した。その他の国では、上記のようなかたちで長期金利を用いた。英国については名目金利を実質化するために、その後4年間の平均インフレ率を用いることにした。すなわち、次式によった。

$$RLQ4 = [1 + RL/100] / [DPY(+1) \cdot DPY(+2)]$$

$$\cdot DPY(+3) \cdot DPY(+4)]^{\frac{1}{4}}$$

統計的にはこの実質金利の定義を用いたとき説明力が最も高かったが、より短い期間の平均をとった場合でも、金利の効果は有意であった。

実質金利の上昇が粗貯蓄に与える影響は理論的には不確定である²¹⁾が、貯蓄超過に与える

影響は金利上昇が実質家計部門投資を減少させる²²⁾ことから正であると思われる。日本、カナダ及び英国では、明らかにそうであった。米国の場合、推計された係数の符号は予想通りであったが、統計的には有意でなかった(第3表参照)。米国で金利上昇が必ずしも貯蓄超過幅を拡大しない理由としては、家計の利子支払が所得控除されていることが考えられる。このような控除はカナダではみられないし、最も家計貯蓄が金利の影響を受けやすいという推計結果の得られた日本の場合もそうした控除は実際存在しない。²³⁾西独では、粗貯蓄のデータしか利用できないが、金利の上昇は貯蓄を減少させる。イタリアやそれより程度が小さいもののフランスでは、金利上昇は純貯蓄を減少させた。イタリアについてこのように説明し難い結果が得られたのは、インフレ率が非常に高かったため測定上の問題が生じたことによるのかも知れない。なぜなら貯蓄は、インフレによる金融資

21) 個々の家計の場合、次の2つのケースを考えることができる。

i) もし消費者が将来の消費をファイナンスするために借入を行うことができるとすれば、貯蓄は将来にわたる総消費の現在価値を最大化することによって求められることになる。この場合、高金利が貯蓄に与える影響は理論的に決めることはできない。なぜなら、所得効果と代替効果が反対方向に働くからである。

しかし、金利の上昇が一時的だとすれば、将来のライフ・サイクル全体を通じてみられる所得効果は小さなものに止まるため、代替効果の影響の方が上回る(すなわち、金利の上昇は貯蓄率を高める)こととなろう。このことは、家計部門の機関投資家(特に年金基金)を通じた貯蓄にも当てはまるであろう。なぜなら、金利が恒常に上昇する場合には、一定の年金契約を「購入」するための払込金額は小さくなる(すなわち、貯蓄は所得効果によって減少する)が、一時的な金利の変化に対しては払込金額は一般的には変わるものではない(すなわち、短期的な金利の変化によっては所得効果が働かない)からである。

ii) もし消費者が将来の大きな買い物のために貯蓄する必要があるとしたら(すなわち、借入が制限されているとしたら)、金利が上昇すればこのような買い物を「前倒しに」行うことができる。

家計部門を集計したときには、所得効果と代替効果の比重はグループ間で根本的に異なり得るものであり、こうしたグループ間の差異は金利の変化に対する貯蓄の集計された反応に重大な影響を与える可能性がある。例えば、金融資産の大部分が、引退して貯蓄率が低いないしマイナスの人々により保有されている場合(米国の現状か?)には、金利の上昇は貯蓄を低下させる。

22) 家計は金融資産のみならず実物資産によっても将来の消費に備えることができる。仮に貯蓄(これは、実物資産であれ、金融資産であれ、資産総額の増加である)の総額が一定であったとしても、金利上昇は、金融資産の相対的魅力を増すことによって実物資産から金融資産への代替を引き起こすことになる。

23) 日本では、家計の金利収入の大半は事実上、非課税となっている。また、住宅取得に対する税額控除——住宅ローンに対する金利支払に関するものではない——は、どちらかといえば小規模のものに止まっている。

貯蓄、投資及び経常収支

第3表 家計部門の貯蓄超過関数

被説明変数は粗貯蓄から粗投資をひいたもののが家計の可処分所得に対する比率	資産効果	景気循環要因	実質金利				その他の変数		定数項	自由度修正済 R^2	ダービン・ワトソン比 (括弧内は ρ)	計測期間	計測の方法
			係數	変数名	係數	変数名	係數	変数名					
(HS-HI)/YDH	PC/PC(-1) =P2 P2/RS(-1)	CU											
米国	0.343(1) (2.4)	0.320(1) (2.7)	0.215 (1.4)	RLQ2(-1)			-0.858 (2.4)		0.28	1.01	1967-84	OLS	
	0.367(1) (2.5)	0.315(1) (2.5)	0.245 (1.3)	RLQ2(-1)			-0.908 (2.6)		0.43	(0.48) (2.1)	1967-84	AR1	
日本	0.091(1) (2.3)		0.130 (3.3)	RSPF	-0.0091 (9.9)	POTG	-0.075 (1.2)		0.89	1.73	1967-84	OLS	
カナダ	0.668(0) (6.0)	-0.597(1) (3.6)	0.301 (3.1)	RLQ2			-0.347 (1.5)		0.82	2.12	1967-84	OLS	
フランス (a)	0.212(1) (3.6)		-0.127 (1.8)	RSPF			-0.052 (0.6)		0.41	2.15	1967-84	OLS	
(b)	0.193(1) (4.6)		-0.095 (1.8)	RSPF	-0.017 (3.9)	D6980	-0.063 (1.1)		0.70	2.64	1967-84	OLS	
西独 (a)	0.556(0) (6.5)		-0.161 (2.2)	RLQ2			-0.292 (3.1)		0.69	1.56	1966-84	OLS	
(粗貯蓄) (b)	0.511(0) (7.1)		-0.176 (3.0)	RLQ2	0.015 (2.9)	D75	-0.231 (2.8)		0.79	1.95	1966-84	OLS	
イタリア	0.299(1) (5.9)		-0.268 (3.7)	RLQ2			0.062 (0.7)		0.72	1.94	1967-84	OLS	
英國	0.440 (4.2)		0.102 (3.8)	RLQ4			0.341 (4.2)		0.49	1.72	1966-84	OLS	

注) 括弧内は t 値。

産の目減りを考慮するかしないかで異なってくるし、また金利もインフレ率が高い場合には実質金利と税引後の実質金利の乖離が拡大するからである。これらの点を考慮した計測によれば、イタリアでも税引後の実質金利上昇は貯蓄を増大させるという結果となっている (Lecaldano Sasso La Terza 等 (1985年) 参照)。²⁴⁾

家計部門の場合には、法人部門の場合とは全く逆に、「完全予見を前提した」実質金利の方が、「伝統的」実質金利(一般的には有意ではなかった)に比べて明らかに優れた指標であった。その理由としては、通常、住宅ローンの金利が全貸付期間にわたって固定されていることが挙げられる。このため家計部門は一定の名目金利に「閉じ込め」('locked-in') られやすく、金利コスト計算に当たって将来のインフレ率を予想することが中心的課題となる。他方、法人部門は短期の資金に依存するところが大きく、長期貸出金利も短期金利の変動に伴って改訂されることが多い。従って、法人部門は「閉じ込め」られにくく、期待の重要性はそれほど大きくなないのである。このほか、家計部門がインフレ期待を形成するに当たっては将来の住宅価格の動きに対する予想が重要な役割を果たしていると思われるが、その住宅価格が1974-75年及び1980年の2つのインフレ期にピークに達したと多くの人に認識されたという事情も与かっていたと思われる。これに対し、法人部門の投資に大きな影響を与えると考えられる生産物の価格は、全体としては一般的にそれほど急速に上昇した訳ではなく、従って、その原則に関してもむしろ見通し難かった訳である。

ところで、日本においては低成長に移行したため貯蓄率が上昇したとの結果 (第3表の

POTG の符号が負) が得られているが、これはやや理解し難い。なぜなら消費関数を巡る多くの理論では、成長率の低下は貯蓄率の低下をもたらすと考えられているからである (この点のより詳しい議論については例えば Sturm (1983) pp.153-155 参照)。Horiye (1985) は高度成長期には貯蓄率がほぼ安定した上昇トレンド上にあったことを指摘している。こうした傾向は、経済成長が貯蓄率に正の相関を持つとする観点からは予想されることではあるが、1980年代初頭に所得の伸びが大きく減速したにもかかわらず貯蓄率が (1970年以前の水準に比べ) なぜ高留まりしたかを説明することは難しい。

金融資産効果の代理変数であるインフレ率は全ての国で理論的に予想された通りの符号となっている。すなわち、インフレは金融資産の実質価値を低下させることから、家計は元の水準を回復しようとして家計貯蓄を増大させる。従って、為替レートの増加は消費財価格を引下げ、標準的な資産効果を通じて家計部門の貯蓄率を低下させる訳である。こうした効果は近年どの程度重要なものであつただろうか。米国では1982年以降、家計部門の貯蓄率が低下したことが、財政赤字拡大とほぼ同程度に経常収支赤字拡大の重要な要因になったと思われる。こうした家計貯蓄率低下の背後には、1980年代初頭の急速なインフレ鎮静化が重要な影響を与えたのである。このような物価の趨勢は輸入物価の大きな変動 (年変化率、パーセント) によって影響を受けている (第4表参照)。

本来、インフレ率のモデルがなければ国内的影響と国際的影響とを分けることはできないが、1979年及び80年には輸入物価の急騰から消費者物価が GDP デフレータ上昇率を上回って

24) Strauss-Kahn (1983) は、フランスでは名目金利が上昇すれば、金融資産の貯蓄が減少することを見出した。この結果は、本論文でみたものと整合的である。

第4表 貯蓄率と物価の趨勢

貯蓄率	PC/PC(-1)	PY/PY(-1)	PM/PM(-1)
1979	2.9	9.0	8.5
1980	4.2	10.4	9.6
1981	4.7	9.1	8.9
1982	5.4	5.9	6.9
1983	3.2	3.8	4.5
1984	3.6	3.2	3.7
			-2.0

上昇したことは明らかである。こうした中で貯蓄率は上昇し、経常収支赤字は縮小した。その後、インフレが鎮静化してくるにつれて事態は逆転した。第3表P2(すなわちPC/PC(-1))の係数をみれば、1984年に至る貯蓄率低下は1981年から1983年にかけてインフレ率が5.3パーセント・ポイント低下したということによってほぼ全て説明できることがわかる。他の国々でも(意外なことに日本は例外であるが)、こうした資産効果は非常に強いものであり、国際商品市況の低下に伴う輸入物価下落によって消費が刺激されている。日本について得られた結果は、日本では高貯蓄率をもたらす強力な力が働いており、またその力は交易条件の好転にはさほど反応しないことを示しているようである。

(4) 財政赤字とドル

次に、これらの関数を手掛りにして、1980年代前半のドルの過大評価は米国の財政拡大の行き過ぎから説明できるかどうかを考えてみたい。かつては、多くの一国計量モデルでは財政拡大は経常収支の悪化と為替レートの減価をもたらすとされてきた。いいかえれば、金融取引ではなく、貿易為替レート決定の主因であると

されてきた。最近では、日本の経済企画庁が多国モデルの枠組みでこの問題を分析し、財政拡大によって為替レート増価が生ずるのは米国のみであるとの結論を得ている。そして他の国々では、若干の例外を除き、為替レートは減価するとされている。²⁵⁾ しかしながら、この結論はIshii, McKibbin and Sachs(1985)によって批判されている。すなわち彼等は、近年の資本移動の活発化から過去についての実証結果は無意味になっていると論じる。特に彼等は、日本では正の需要ショックがあったとき、現在では為替レートはむしろ持続的に増価することになる、と述べている。

2.で述べたモデルによれば、資本移動の活発化—モデルではfで捉えられている—が生ずれば、財政拡大の結果として為替レートが増価しやすくなる。さらにこのモデルから、限界総貯蓄性向が低いほど、また国内投資の金利弾力性が小さいほど為替レートの増価幅は大きくなることがわかる。米国はこうした特性を顕著に備えており、このことはドルの反応が大きかったことを説明する一助となろう。

また、ドルの上昇圧力は他の経済大国(西独及び日本)で財政赤字が縮小したことによって強められた。これらの国では貯蓄超過幅が拡大し、米国への資本流出を増大させる傾向があった。第1図に即していえば、米国が直面するFF曲線がシフトした訳である。こうした重要な相互連関は、植田による日米不均衡に関する最近の分析でも捉えられている。

このように、いくつかの特別な要因が重なったために近年ドルが増価したものと考えられる。これらの条件を他の国で再現することは難しい。とりわけ西独と日本では、貯蓄率及び貯

25) 米国のケースでも、財政拡大によって誘発される為替レート増価はかなり小さい。これらのシミュレーションを巡る議論についてはEPA(1984)参照。

蓄・投資の金利弾力性が米国よりもずっと高い。従ってこれらの国では、財政拡大を行っても為替レートの増価は小幅なものに止まると考えられる。

5. 経常収支の説明

(1) SI バランス：金利、為替レート及び所得のインパクト

次の段階として、上記の関数で捉えた貯蓄・投資の趨勢により、どこまで現実の経常収支動向を説明し得るかを検討することにしよう。個々の関数の統計的性格は前章で既に述べた通りである。さて、全体としてみたとき各関数の誤差が累積するかどうかをチェックするために、ここではまず3本の関数により得られた値を足し合わせて「当てはめられた」(fitted) 総貯蓄超過幅を求めた。次いで、経常収支をこの「当てはめられた」値に対して回帰させてみた。このとき、総貯蓄におけるその他の構成要素についても考慮した。それは財政収支のうち非循環的な部分 (GOVT) と循環的な部分 (T-G - GOVT、但し T-G は実際の財政黒字幅)、そして在庫投資 (ST) である。²⁶⁾ 前記4.(9)式から、各貯蓄超過の項目の計数は1でなければならず (但し在庫投資の項はマイナス1)、また定数項は0でなければならない。

年次データのみを使用したことから自由度がかなり厳しく制約されており、このため独立変数の数も限定されることになる。そこで、以下の2つのかたちで各構成要素を集計したもの用いたことにした。

(i) 「当てはめられた」民間部門貯蓄超過に

循環的な財政収支を加えたものを第1の変数とする。その他の変数としては、非循環的な財政収支と在庫投資を用いる。(9)式を書き直すと、国内貯蓄超過の要素は次のようなグループに分けられる。

$$[CS - CI + HS - HI + T - G - GOVT] + GOVT - ST \quad (10)$$

これによる結果は第5表に示されている。ここで、国内貯蓄の各項目の係数に付されたt値は、各係数が1と異なっていないという帰無仮説を検定するためのものである。

(ii) 「当てはめられた」民間貯蓄を企業部門と家計部門に分ける。その他の変数としては、政府部門の現実の赤字と在庫投資を用いる。このとき国内貯蓄超過の要素は次のようになる。

$$[CS - CI] + [HS - HI] + [T - G] - ST \quad (11)$$

これによる結果は第6表で示されている。ここで、経常収支と国内貯蓄超過との間に統計的不整合がある場合、これをどのように扱うかが問題となる。もし測定誤差が国内貯蓄のある特定の項目から生ずるとすれば、統計的不整合をその項目に加えることが正当化できよう。この手法は、例えば von Furstenberg (1980) が米国についての研究において用いているものである。²⁷⁾ しかし、この方法が他の国にも当てはまるといえる一般的な理由は存在しない。

そこで、第5、第6表では、国内の各貯蓄項目の値を歪めずに統計的不整合の影響をなくすため、それを左辺の経常収支に加えることにした。このため、この関数の「ノイズ」の一部は明らかに小さくなっている。ここで、いくつか

26) 循環的なものと、非循環的なものとの分割は、OECD の推計に従った（その詳細と、それを巡る議論については、OECD (1983)、Muller-Price (1984) 参照）。なお OECD の National Accounts に、公共法人企業と民間法人企業の計数がそれぞれ出ている国では、公共企業の純貯蓄を構造的な財政赤字に加えた。

27) 彼の結論は、米国の統計的不整合は主として家計部門の貯蓄が正確に測られていないために生ずる、というものである。

貯蓄、投資及び経常収支

第5表 経常収支と貯蓄投資バランス

被説明変数は全て対GDP比率为 民間部門の純貯蓄('当てはめられた')値) + 循環的財政収支	SUMI/GDP	GOVT/GDP	S/GDP	在庫投資	ダミー変数	定数項	自由度修正R ²	ダービン・ワトソン比(括弧内はρ)	計測期間	計測の方式
米国 (a)	0.335 (3.9)	0.203 (4.7)	-0.640 (1.1)			-0.0011 (0.3)	0.13	0.79	1967-84	OLS
	0.111 (4.0)	0.414 (2.8)	-0.562 (0.7)			0.0032 (0.8)	0.22	1.03	1970-84	OLS
	0.172 (4.3)	0.523 (2.6)	-0.425 (2.0)	0.015D75 (2.2)		0.0018 (0.5)	0.42	1.36	1970-84	OLS
日本 (a)	0.294 (3.8)	0.742 (1.3)	-1.140 (3.1)			0.0294 (2.1)	0.47	1.67	1967-84	OLS
	0.560 (2.5)	1.156 (0.9)	-1.388 (1.4)	-0.021D73+0.027D78 (2.2) (3.3)		0.0334 (3.1)	0.72	1.54	1967-84	OLS
	0.927 (0.3)	0.780 (1.2)	-0.991 (0.03)			-0.0016 (0.6)	0.53	1.93	1967-84	OLS
カナダ	0.995 (0.02)	0.605 (1.2)	-0.808 (0.5)			0.0002 (0.06)	0.52	1.92	1970-84	OLS
	0.636 (1.3)	0.794 (0.8)	-0.715 (0.8)			0.0024 (0.6)	0.25	1.25	1967-84	OLS
	0.791 (0.7)	0.929 (0.3)	-0.838 (0.5)	0.017D78 (1.7)		0.00008 (0.02)	0.34	1.35	1967-84	OLS
西独 (a)	0.772 (0.9)	0.832 (1.1)	-1.145 (0.6)			0.0094 (0.7)	0.71	1.90	1967-84	OLS
	0.705 (1.5)	0.809 (1.8)	-0.748 (0.8)			0.0026 (0.5)	0.78	1.11	1967-84	OLS

注) 被説明変数は経常収支から統計的不整合(仮にあれば)をひいた値の対GDP比率。ダミー変数と定数項の下の括弧内は通常のt値。他の変数の下に付した括弧内は係数が1(資産の増加の項についてはマイナス1)という仮説を検定するためのt値。

貯蓄、投資及び経常収支

第6表 家計部門及び法人部門の貯蓄超過と経常収支

被説明変数は全て対GDP比率	貯蓄超過（「当てはめられた」値）		在庫投資	ダミー変数	定数項	自由度修正済R ²	ダービン・ワトソン比（括弧内はρ）	計測期間	計測の方式
	家計部門	法人部門							
米国	(a) 0.472 (2.0)	-0.285 (6.4)	CNS/GDP	P/GDP	S/GDP	-0.015 (1.5)	0.62	1.97	1967-84 OLS
	(b) 0.367 (2.1)	-0.287 (5.8)	0.110 (9.0)	0.124 (7.4)	-0.217 (2.7)	-0.011 (1.0)	0.61	2.08	1970-84 OLS
	(c) 0.257 (2.9)	-0.229 (6.5)	0.225 (7.1)	-0.278 (2.9)	0.011D75 (2.3)	-0.004 (0.5)	0.72	2.37	1970-84 OLS
日本	(a) -0.214 (3.0)	0.245 (4.5)	0.489 (2.9)	-1.447 (1.4)	0.067 (3.1)	0.067 (3.1)	0.61	2.50	1967-84 OLS
	(b) 0.205 (3.7)	0.516 (3.3)	0.937 (0.4)	-1.624 (6.3)	-0.023D73+0.022D78 (3.0)	0.058 (4.2)	0.78	1.82	1967-84 OLS
	(c) 0.884 (0.6)	1.100 (0.3)	0.741 (1.4)	-1.011 (0.3)	-0.004 (0.6)	-0.004 (0.6)	0.56	2.03	1967-84 OLS
カナダ	(a) 0.614 (0.5)	1.010 (0.03)	0.761 (0.8)	-0.889 (0.2)	0.015 (0.5)	0.015 (0.5)	0.47	1.99	1970-84 OLS
	(b) 0.289 (1.7)	0.729 (0.9)	0.820 (0.7)	-0.922 (0.2)	0.042 (1.4)	0.042 (1.4)	0.26	1.26	1967-84 OLS
	(c) 0.500 (1.2)	0.884 (0.4)	0.933 (0.3)	-0.996 (0.01)	0.016D78 (1.6)	0.034 (1.2)	0.34	1.42	1967-84 OLS
西独	(a) 0.965 (0.1)	0.412 (1.8)	0.933 (0.4)	-1.309 (1.2)	-0.012 (0.7)	-0.012 (0.7)	0.75	2.32	1967-84 OLS
	(b) 0.162 (2.1)	0.956 (0.3)	0.567 (3.1)	-1.135 (0.5)	0.018 (1.4)	0.018 (1.4)	0.83	1.28	1967-84 OLS
	(c) 0.276 (2.3)	-0.284 (5.6)	0.214 (6.0)	-0.228 (2.6)	0.0138*D75 (2.3)	-0.0052 (0.4)	0.68	2.11	1970-84 OLS
イタリア	(a) 0.0136 (4.3)	0.442 (3.6)	0.716 (1.6)	-1.278 (1.1)	-0.034D73+0.023D78 (4.1)	0.0629 (3.0)	0.74 (4.3)	1.60	1967-84 OLS
	(b) 0.701 (1.5)	1.054 (0.2)	0.692 (1.7)	-1.398 (1.2)	0.011 (1.5)	0.011 (1.5)	0.54	2.18	1967-84 OLS
	(c) -0.154 (2.7)	0.481 (2.9)	0.352 (4.3)	-1.182 (0.6)	0.0218 (1.5)	0.0218 (1.5)	0.67	0.94	1967-84 OLS

注) 被説明変数は経常収支から統計的不整合(仮にあれば)をひいた値の対GDP比率。ダミー変数と定数項の下の括弧内は通常のt値。他の変数の下に付した括弧内は通常のt値。

第6表への付表 家計部門及び法人部門の貯蓄超過、経常収支及び統計的不整合

被説明変数は全て対GDP比率	貯蓄超過（「当てはめられた」値）		在庫投資	ダミー変数	定数項	自由度修正済R ²	ダービン・ワトソン比（括弧内はρ）	計測期間	計測の方式
	家計部門	法人部門							
米国	(c) 0.276 (2.3)	-0.284 (5.6)	0.214 (6.0)	-0.228 (2.6)	0.0138*D75 (2.3)	-0.0052 (0.4)	0.68	2.11	1970-84 OLS
	(b) 0.0136 (4.3)	0.442 (3.6)	0.716 (1.6)	-1.278 (1.1)	-0.034D73+0.023D78 (4.1)	0.0629 (3.0)	0.74 (4.3)	1.60	1967-84 OLS
	(a) 0.701 (1.5)	1.054 (0.2)	0.692 (1.7)	-1.398 (1.2)	0.011 (1.5)	0.011 (1.5)	0.54	2.18	1967-84 OLS
カナダ	(c) -0.154 (2.7)	0.481 (2.9)	0.352 (4.3)	-1.182 (0.6)	0.0218 (1.5)	0.0218 (1.5)	0.67	0.94	1967-84 OLS
	(b) 0.701 (1.5)	1.054 (0.2)	0.692 (1.7)	-1.398 (1.2)	0.011 (1.5)	0.011 (1.5)	0.54	2.18	1967-84 OLS
	(a) 0.0136 (4.3)	0.442 (3.6)	0.716 (1.6)	-1.278 (1.1)	-0.034D73+0.023D78 (4.1)	0.0629 (3.0)	0.74 (4.3)	1.60	1967-84 OLS

注) 被説明変数は経常収支から統計的不整合(仮にあれば)をひいた値の対GDP比率。ダミー変数と定数項の下の括弧内は通常のt値。他の変数の下に付した括弧内は通常のt値。

の国ではある時期、統計的不突合が極めて大きく、このため短期的な経常収支予測に貯蓄投資アプローチを用いることの有用性が損われるこことになっている点に留意する必要がある。統計的不突合を除くことによってここで得られた結論にどれだけ影響が出るかをみるために、統計的不突合を残差項に含めるかたちで第6表の式を計測し直すことも試みた（後述）。

第5表をみると、カナダ、フランス、イタリア及び英国の計測結果は満足できるものであった。純貯蓄の係数は1から（在庫投資の場合はマイナス1から）それほど離れておらず、これらの国々では1から有意に離れている係数はみられなかった（係数が1であるという帰無仮説を検定したt値を参照）。式の説明力も全般的に高かった。日本の計測結果は1973年と78年の当てはまりの悪さによって大きな影響を受けた。ダミー変数を入れることによってこの両年の影響を除いてやると、その計測結果は他の4か国とほぼ肩を並べるところまで改善した。しかし「当てはめられた」民間純貯蓄の係数は有意に1と異なっており、定数項も有意に正となつた。このことは、現在の日本の経常収支黒字は貯蓄・投資関数だけでは捉えられないものであることを意味している。西独では1から有意に異なる係数はみられなかったが、関数の説明力は各国平均よりも低くなっている。これは主として、家計部門の貯蓄が経常収支動向とさほど相関していない（第6表）からであろう。米国の関数の説明力が最も悪いように思われた。ただ、1960年代後半（この時期には非循環的財政赤字が大きかったが、経常収支はほぼ均衡していた）と1975年（第1次石油ショック後の大幅な景気後退がみられた）を除くと結果は幾分改善した。これは、民間部門の純貯蓄の動きが関数によってうまく捉えられなかった（民間部門の貯蓄行動が比較的安定的だからであろ

うか）ため、経常収支に影響を与える要因の中では非循環的な財政赤字の影響がことさら大きくなつたことによるものと思われる（第5表の(c)式参照）。これは、現在の米国マクロ経済における不均衡を議論する際、しばしば論じられる問題でもある。但し、国内貯蓄の全ての項は有意に1と異なつていた。

多くの国々では、経常収支は家計の貯蓄超過よりも企業の貯蓄超過と密接に相關している（第6表参照）。カナダとフランスでは、その連動はほぼ1対1の関係にある。西独や英国でも、密接な関係がみられる。4か国とも法人部門の純貯蓄の項は1と有意に異なつてはいない（第6表参照）。家計部門と経常収支の連動がはっきりみられるのはイタリアとカナダに限られていた。こうした結果は、法人部門非住宅投資の変動幅がより大きいことを反映したものかも知れず、また、投資が経常収支動向を大きく左右するというサックスのファインディングに近いものかも知れない。しかし、法人部門の収益性が実質為替レートの動きによって大きな影響を受け、それが経常収支動向に大きな役割を果たしているということはここで新たに見出したことである。

ところで、統計的不突合を残差項に含めてみても殆どの場合、係数の推計値に大きな影響はみられなかつた。主たる例外は英国の法人部門貯蓄超過の係数であり、第6表の0.956から第6表の付表の僅か0.481へと低下している。このことから、英国の国民所得統計で生じている測定誤差は法人部門の所得、貯蓄及び投資の測定誤差を反映したものだといえるかも知れない。

第1表から第3表で示した基本的な関数が経常収支の短期予測の上ではあまり役に立たなかつたということはさほど驚くには当たらない。なぜなら、

——ここでは関数を計測しなかった在庫投資が非常に大きく変動しており、これがSIバランスの短期的な変動の多くの部分を説明している、

——統計的不突合の年毎の変化は、ときには非常に大きい、

——関数の残差項が目立つ年が少なくない、からである。しかしながら、2-3年以上の期間でみれば結果はずっと良くなり、それを用いてそれぞれの要素の相対的重要性について考察することができる。

特に上記の貯蓄・投資関数を用いれば、経常収支の変化を循環的なもの、為替レートによるもの及び金利によるものに分解することができる。このことは、これら諸国における近年の経常収支の趨勢を政策との絡みで分析する際に非常に有益と思われる。これらの関数を計測した目的は、実際の所得、金利及び為替レート動向に基づいて興味深い政策問題に光を当てることにある（もちろん、もしこれらの要因のうちどれか1つが動いたとき何が生ずるかという分析は、これら自身が内生変数であることからずっと込み入ったものとなる）。

以下では、全ての国で同じようにして求められた次のような推計値を用いて議論を進める。

(i) 所得。これは、所得の循環的変動が法人部門投資、同貯蓄及び家計部門貯蓄超過に与えた影響（第2、3、5表参照）に循環的財政収支及び在庫投資を加えたものである。

(ii) 金利。これは、法人部門投資と家計部門貯蓄に与えた影響の和である。

(iii) 為替レート。これは、競争力効果が法人部門貯蓄と同投資に与えた影響の和である。さらに、輸入価格の変化により直接的に生じた家計部門貯蓄に対する資産効果も加えた。²⁸⁾ なお、競争力効果の中では、法人部門貯蓄に与える影響が数量的に最も重要であった。

(iv) 財政赤字。非循環的財政収支を財政政策の指標として採用。

それぞれの国についてある期間の経常収支の変動をこれら4つの構成要素別にみたのが第7表である。

過去数年にわたる米国の経常収支悪化は、まさに非循環的財政赤字の拡大を反映したものである。この間における実質金利の上昇（1980年の2-3パーセントから、1982年以降の7-8パーセントへと上昇。第2図上段参照）は、民間部門の純貯蓄を増加させる方向に働いたが、その程度は対GNP比率でみて0.8パーセントに過ぎず、財政赤字拡大をファイナンスするには足りなかった。他方、為替レートの効果は、貯蓄と投資に対する実質為替レートの影響がほぼ相殺されたためむしろ小さなものであった。

カナダでは、1970年代後半の特徴であった経常収支の大幅かつ持続的な赤字が解消している。これは1981年以降、金利が急速に上昇したことによるところが大きいと考えられる。なお、こうした経常収支の改善は、構造的財政赤字が拡大し、また実質為替レートが若干なりとも増価したにもかかわらず生じた点が特に注目される。1980年代央に至っては民間部門の貯蓄超

28) こうした分割は、単純に支出全体に占める輸入の比率をもとに行った。この場合、暗黙のうちに、
 $DPC = mDPM + \dots$

（但し、mは支出全体に占める輸入の比率）

を前提していることになる。実際には、輸入価格の影響度は、これよりもずっと大きなものと思われる。なぜなら、(i)国内の競争財の価格への効果、(ii)賃金への効果があるからである。このため、インフレについての完全なモデルがなければこの効果を捉えることはできない。

貯蓄、投資及び経常収支

第7表 主要国における近年の経常収支動向の背後にある諸要因(対GDP比)

経常収支 うち	米 国			日 本			カナダ			フランス		
	1980/81	1983/84	変化幅	1979/80	1983/84	変化幅	1975/79	1983/84	変化幅	1980	1982	変化幅
為替レート要因		0.23			0.89			-0.07		0.01		
金利要因		0.80			0.45			3.54		-0.09		
循環要因		-1.80			0.44			-0.97		-0.24		
小計		-0.77			1.78			2.50		-0.32		
(参考)												
財政黒字 (景気循環調整済)		-2.67			1.85			-0.90		-1.98		
経常収支 うち	西 独			イタリア			英國			米 国		
	1979/80	1983/84	変化幅	1977/79	1981/83	変化幅	1978/79	1980/82	変化幅	1980	1982	変化幅
為替レート要因		-1.33	0.87	2.20	1.75	-1.27	-3.02	0.34	2.07	1.73		
金利要因					0.50		-0.37			-2.19		
循環要因					0.55		-1.53			2.03		
小計					-1.37		0.62			-2.86		
(参考)					-0.32		-1.28			-3.02		
財政黒字 (景気循環調整済)					3.08					5.44		

過幅は GNP の $6\frac{1}{2}$ パーセントに達している。ちなみにこの数字は1960年代及び1970年代には負の値であった。

日本の場合には、円の実質価値減価（1979年から84年の間に17パーセント減価。4図下段参照）により日本の経常収支黒字増加幅の約3分の1を直接説明することができる。金利は上昇しているが、1970年代後半から1980年代前半にかけてのその上昇幅は米国ほど劇的なものではなかった。このように、実際の経常収支変動のうち半分以上が為替レート、金利及び循環的要因によって説明することができる。残りの部分は、民間の貯蓄超過傾向が第1次石油ショックのときから続く中で政府部門の支出超過が減少していることにより説明できる。²⁹⁾

西独では、財政赤字の縮小とほぼ平行して経常収支の黒字が再現している。もっとも、為替レートの減価と金利低下により全体の変動幅の約半分を説明することができる。ところが、西独の場合には、欧州の景気が一段と弱くなったことから、これが西独の経常収支の足を大きく引張ることになり、このため為替レート及び金利の経常収支に対する効果は埋没してしまうことになった。このことは、西独が日本と同じような政策をとったにもかかわらず、少なくとも1984年までは経常収支黒字が日本ほど拡大しなかった一因であると考えられる。

近年のフランスをみると、1981年以降、拡張的な財政政策が採られたことが目立っている。この政策変更によりそれとほぼ対応する幅の経常収支悪化が生じた。イタリアも同様な経験をしてきているが、赤字幅はより大きく、またそれが増大する傾向にある。

近年の英国の経験は、石油情勢及び緊縮的な財政・金融政策運営に大きく影響されている。

第7表で示した期間における非循環的財政赤字は、対GDP比率でみて5パーセント以上も減少している。これは1つには石油生産に伴って税収が増えたことによるものである。また同時に、実質金利の上昇が国内の民間純貯蓄をGDPの約2パーセント分増大させている。この間、英ポンドの実質価値は、その後かなり減価したといえ1978年から81年にかけて50パーセント以上増価した。この結果生じた経常収支の悪化はGDPの2パーセントを超えるものと推計される。

(2) 民間部門のSIバランス：構造的要因

以上では、貯蓄投資アプローチを用いることにより近年の経常収支動向を、金利、為替レート及び循環的要因の効果に分解してきた。以下では、「構造的」貯蓄超過（または不足）という考え方方が意味を持つかどうかを検討していきたい。単純に考えればその答えは否である。なぜなら金利や為替レートさらには所得がこの超過を縮小する方向に働くからである。実際、景気後退や為替レート上昇または低金利といった理由から、全ての国で貯蓄超過幅が負になった時期がみられる（各図の図、第2図－第8図を参照）。しかし、より基調的な意味では、SIバランスは将来にわたる選択及び制約条件を反映したものであり、各国間で大きな違いが何年も続き得ると考えられる。実際、中には一步議論を進めて歴史的長期にわたる貯蓄超過の決定理論を唱える研究者もみられる。1つの考え方には国際収支の発展段階論である。この理論によれば、一国はその発展に伴ってSIバランス（従って国際収支バランス）のさまざまな段階を辿るとされる。経済発展の初期の段階では、（所得が低いため）貯蓄率が低く、（資本の限界生産

29) Bergsten-Cline (1985) の推計によれば、ドルが円に対して20パーセント減価すれば、日米両国間の不均衡を約3分の1削減できるという。これは、本論文における推計値とは整合的といえる。

性が遞減する状況において資本蓄積が小さいため) 投資の收益率は高いことから、この発展段階の国は資本を輸入（経常収支を赤字化）して当然と考えられる。所得や資本蓄積が高まるにつれて資本を輸入する必要性は減少し、資本輸出国に転じる段階で経常収支は黒字へと移行する。この段階では、過去の負債の利払い資金を調達するために貿易収支も黒字となっている。時がたつにつれ、負債は次第に減少し、対外資産が蓄積されてくる。利子受払の流れはやがて逆転し、利子受取がついには資本輸出を上回る。この最後の段階では貿易収支は再び赤字となる。³⁰⁾

これとは別の考え方として、人口構成の変化を重要な要因と考えるものがある。簡単な消費のライフサイクル理論によれば、家計は若いときに老年期に備えて貯蓄を行う。従って、人口の老齢化が進めば全体の貯蓄率は低下する。この議論の国際版では、「若い」国は経常収支の黒字を出して対外資産を蓄え、「老齢な」国は経常収支の赤字を出して対外資産を消費していくことになる。³¹⁾ こうした議論——その例外を考えることは難しくない——はその長所を何と考えるにせよ、経常収支に対して長期的な貯蓄投資の決定が重要な意味を持っていることを確かに示唆するものである。

のことから重要かつ一般的な結論として、一国内で貯蓄が投資と等しくなくてはならないとする理由はないといえる。消費の将来にわ

たっての最適化は、通常の場合、各期の貯蓄と投資の、ひいては経常収支の不均衡を意味している。過去20年以上の主要国の貯蓄投資行動からみても、経常収支がゼロに向かっていくはっきりした傾向がみられないことは明らかである。主要7か国における非政府部門の貯蓄の動向は第2図から第8図までで示しておいた。この中で最も異色なのは米国で、長年にわたり民間部門の貯蓄超過は非常に小さく、これが増大したのは景気後退のときだけであった。他の6か国中の日本、西独及びイタリアの3か国では、特に1974年以降、貯蓄超過のパターンが持続している。第1次石油危機前後に到来した低成長は日本及びイタリアの投資率を引下げ（第2表POTGの係数参照）、日本の家計貯蓄率を引上げてきた。こうした貯蓄パターンが長年にわたって続いたことからみると、経常収支パフォーマンスを説明する大きな「構造的」な相違があったといえるかも知れない。

こうしたパターンの効率性を評価する場合には、ミクロ経済学に基づいてそれを行うことになる。現実には貯蓄投資行動は税制に大きく影響されているが、税制は各国間で非常に大きく異なっているため、各国でみられるSIバランスのパターンがこれによって歪められている可能性がある。実際、SIバランスの実質金利に対する感応度は各国間で大きく異なっているが、この一部は税制の差異と関連しているようと思われる。こうした重要な論点は今後一層研

30) この「段階論」を応用したものとしては、EPA (1985) 及び Yoshitomi (1985) を参照。後者によれば、日本は経常収支が赤字の未成熟債務国（段階Ⅰ、1945-64年）から、経常収支が黒字の成熟した債務国（段階Ⅱ、1965-71年）に移り、ついに経常収支が黒字の未成熟債権国（段階Ⅲ、1972-現在）に移ったという。簡単な成長モデルで国際収支の発展段階論を展開したものとしては、Akiyama-Onitsuka (1985) を参照。

31) このような人口学的な要因が日本の場合重要であるといわれている（例えば、OECD (1983 b) 参照）。この理論の重大な問題点は、若くて動態的な国は、投資率も高いとされているが、そうした場合、貯蓄超過がどのような影響を受けるかがはっきりしないことである。Noguchi (1986) は、人口の老齢化が国内投資の限界生産性を低下させるという興味深い分析を行っている。これは、老齢化とともに貯蓄超過が実際に増大することを意味するものかも知れない。

究するに値するが、本論文の守備範囲を超えている。³²⁾

(3) 公共部門の SI バランス：調整の必要性

ところで、公共部門の SI バランスは政策決定を反映したものであるが、必ずしも常にそれが最適だという訳ではない。とりわけ、不適当なシバランスを失したマクロ経済政策は、最適な貯蓄・投資行動からは正当化できないような経常収支の赤字をもたらし得るのである。

民間部門の貯蓄超過が金利や為替レートに影響されないとみなしてもよいという極端なケースにおいては、「不適当な」経常収支不均衡はその国の財政赤字を変えることによって調整するしかない。これはマッキノンの見解の大筋である。³³⁾ 本論文の議論によれば、金利と為替レートは民間の貯蓄超過に影響を与えていたため、こうした極端な見解は正当化し得ない。しかし、行き過ぎた財政赤字（または黒字）から生じた経常収支赤字（黒字）を金利や為替レートによって調整し得るとしても、そのコストは非常に大きなものとなろう。

この点をみるために、各國間の貯蓄超過（あるいは貯蓄不足）の差異を解消するとしたら金利及び為替レートをどの程度調整せねばならないかを上記の貯蓄投資関数を用いて試算してみよう。このためには、為替レートは非常に大き

く動かねばならないものと思われる。³⁴⁾ これを例証するためには、いうまでもなく完全な計量モデルを用いなければならぬが、モデルを使ったとしてもモデルが違えば、質的にはともかく、量的には全く異なる解答が出るものである。そこで、非常にラフなやり方であるが、純粹に循環的な要因を捨象し、所得水準は何らかの理由で固定されていると仮定した上で、この点をみてみよう。このとき貯蓄と投資は金利と為替レートのみに依存することになる。いま、外国為替市場の期待は一定とし、資本市場が国際的に開放されているとすれば、一国は金利ないし為替レートの値のうちどちらか一方を選択することはできるが、通常、両方を選択することはできない。そこで、ここでは実質長期金利（典型的には10年もの金利）が1パーセント上昇すれば、直物レートが10パーセント増価するものと仮定しよう³⁵⁾（第8表の2つの列に異なるウエイトを掛けければ別の仮定を適用することもできる）。金利の上昇は民間部門の貯蓄超過を増大させる。この効果の推計値は、第8表の(a)列で示した。一方、為替レートの増価は反対の方向に働き、民間部門の貯蓄を減少させる((b)列参照)。この表によれば、5か国においては貯蓄——従って経常収支黒字——を予想通り縮小させる。上記の計算結果は、所得を一定とすると実際の SI バランスを大幅に縮小さ

32) Corden (第12章、1986) はこれらの問題をうまく要約している。Salop-Spitaller (1980) も、SI バランスとの対応において経常収支の不均衡を捉え、「持続性」及び「最適性」の概念を適用しようとしている。彼等の論文の pp.123-34 では公的部門が用いるべき経常収支目標について興味深い要約を行っている。

33) McKinnon (1981) は、いかに「不適当な」貿易黒字や赤字でも、それはその国の財政の不適当な黒字や赤字を反映したものであると論じるとともに、「このような環境下では、公的部門が為替レートを調整しようとしてどんなことを試みても、それは金融面で深刻な不安定化を招来するだけであり、貿易バランスに対しては予想し得るような効果はもたらし得ない」という結論を下している。

34) Artus (1980) は数年前、円と DM が強い上昇圧力を受けていたときにはほぼ同じことを主張した。彼の議論の説得力はその後の石油危機によって薄れてしまったが、同様な不均衡が再び現れたこと——経常収支の観点からは逆の為替レートの動きを伴っているが——は、彼の議論にみるべきものがあったことを示唆している。

35) これは、将来の為替レートの期待が変わらないとして、2つの通貨で表示された10年もの債券を選択するときに当てはまるであろう。

貯蓄、投資及び経常収支

せるためには為替レートを非常に大きく動かさねばならず、その変化は破壊的かつインフレ的なものになることを示唆している。なお、本論文では明示的に取り上げなかったが、第3表の家計部門の貯蓄超過関数から、インフレ率が上昇すれば家計部門の貯蓄率が上昇することが読み取れる。例えば、米国ではインフレ率が10パーセント上昇すれば、家計部門の貯蓄がGNP対比で3パーセント上昇する。これは経常収支の赤字を殆ど解消してしまう大きさである。このようなインフレの危険を避けるためには、他の政策が必要であるように思われる。

具体的な政策としては、為替レートを変えるために各国の中央銀行が協調的行動をとることが考えられる。1985年のG5合意は最近におけるこの行動の一例である。その結果、為替レートが大きく変化し、金利が低下傾向を示した。為替レートが増価した国（日本、欧州）では、これらの変化により国内の貯蓄超過は減少するため経常収支黒字は縮小する方向に動くであろ

う。G5の会合以降1986年第1四半期までの円の増価は実質でみて20パーセントを超える。同時に金利は恐らく1パーセント以上下落したと思われる。これらの2つの効果を加える（ここでは第8表の推計値を用いる）と、国内の貯蓄超過はGNP比約2パーセント縮小することになる。これは、対外バランスが顕著に修正されることを意味している。もっとも、この試算は所得が所与だとしている点には注意を要する。すなわち、実質為替レートのデフレ的効果は他の政策変更によって相殺されると考えているのである。

これに対し、米国の場合には金利低下が貯蓄超過を縮小させるため、金利と為替レートの効果は反対方向に働く。さらに、米国では為替レート減価の貯蓄増大効果は他の殆どの国と比べずっと弱い。従って、ドルの下落は、それだけでは米国の経常収支赤字を解消する効果を持つ可能性は小さいと思われる。

このほか、財政赤字の縮小もまた必要である。

第8表 S I バランスの金利、為替レートに対する感応度(対GDP比率)

民間貯蓄超過に対する影響度

	金利の1%上昇 (a)	実質為替レートの10%増価 (b)	合計 (a)+(b)
米 国	0.12	-0.16	-0.05
日 本	0.32	-0.87	-0.55
カ ナ ダ	0.53	-0.43	0.10
フ ラ ン ス	0.01	-0.84	-0.82
西 独	0.36	-1.34	-0.98
イ タ リ ア	0.01	-1.16	-1.15
英 国	0.27	0.05	0.31

資料) 第1、第2、第3表のC I、C S、(H S - H I) 関数に基づく。

一般的にいって、SI バランスに基づく分析からわかるように、適切な財政赤字幅を考えるに当たっては、とりわけ民間貯蓄の大きさをみた上で評価しなければならない。例えば米国の財政赤字は、他の国に比べて対 GNP 比率では高くないが、民間貯蓄が非常に低い上（第 9 表参照）、貯蓄・投資の金利に対する反応も比較的小さいことから、対外バランスに大きな歪みをもたらしている。これらの特性を考えれば、多くの計量モデルにおいて、米国における財政政策の変更が他の主要 OECD 加盟国の場合に比べて大きな影響を自国の国内金利に与えていること³⁶⁾ が理解できる。

6. 結論

貯蓄投資アプローチは経常収支を理解する上で役に立つであろうか。また経済政策について何か意味を持つものであろうか。

SI バランスが外生的に経常収支を決めると考えるのは明らかに単純過ぎる。しかし、経常収支をより基礎的な決定要因に基づいて捉えるとすれば、貯蓄投資アプローチは経常収支動向を分析するための有益な枠組みを提供し得る。なぜなら所得、金利及び為替レートを直接分析に組み込むからである。また、貯蓄－投資選択の長期的な性格に光を当てることもできる。さらに、この方法はいくつかの重要な政策選択を簡単に表わすにも有益である。確かに本論文の関数は単純過ぎるものであり、各国の特徴を加味してもっと洗練された推計を行えば予測力を高めることができよう。しかし、これらの関数は伝統的に用いられてきた貿易関数以上に単純化されているという訳ではない。本論文で行った貯蓄・投資関数を推計するという貿易関

数の推計に代わる（理想としては補完的な）アプローチは、経常収支決定を巡る実証分析においてこれまで以上に注目されて然るべきである。

貯蓄投資アプローチを用いた多くの実証研究において悩みの種であったことの 1 つは、伝統的分析（貿易関数に基づく）では実質為替レートが重要な役割を果たしているのに対し、この考え方の下では為替レートが表面的には全く影響しないということにあった。本論文の重要な結論は、SI バランス自体が為替レートに非常に大きく影響されているということである。³⁷⁾ これまでのところ、貯蓄投資アプローチと実質為替レートを強調する他の国際収支アプローチとの間には、線がはっきりと引かれ過ぎていたのである。

ところで、各国の貯蓄投資行動の間には重要な構造的差異がみられ、経常収支の上にもこれが反映している。しかし、ときには長期的にも構造的に正当化できないような不均衡が（特に政府部門で）生ずるかも知れない。こうした不均衡は短期的には為替レートを均衡とは逆方向に動かす可能性があり、このため調整の究極的なプロセスは込み入ったものになる。実際、財政赤字は為替レートを増価させ、従ってこれによって民間部門の貯蓄超過が一層低下する可能性もあるのである。

過去 15 年間をみると、実質為替レートは大幅な（そして明らかに不規則な）変動を示している。もし、経済の意志決定主体が意志決定に当たってこのような為替レート変動を割引いて考えているのであれば、このことを心配する必要は殆どあるまい。ところが、現実の為替レート——長期の平均レートということではなく——

36) 例えば、EPA (1984) 参照。Ishii, McKibbin and Sachs (1985) は、国別にみた違いは幾分少ないものの、大体同じ結論に達している。

37) 括弧付きでいえば、直接の競争力効果を投資関数に入れたことは間違っていたようである。

貯蓄、投資及び経常収支

が貯蓄と投資に有意な影響を与えていたという明確な証拠がある。このため、その経済の潜在成長率も影響され得るのである。こうした危険は近年大きくなっており、国内的または国際的にみた経済政策のあり方に重大な疑問を提起している。

G 5 合意後に生じた為替レートの再調整は、主要国間の経常収支不均衡を修正する方向に作

用するであろう。しかし、為替レートだけでは不十分だと思われる。特に本論文の実証的推計値からみると、最近のドル安によって米国の民間貯蓄が大幅な財政赤字を国内的にファイナンスし得るほど増大するとは思えない。これは、米国の貯蓄率が低いこと、為替レートの変動に対し貯蓄が比較的非感応的であることによるものであり、また金利が下落していること（これ

第9表 財政赤字の国際比較

一般政府の財政収支¹⁾

A. 名目GNPないしGDPに対する黒字(+)ないし赤字(-)の比率

	1980年	1985年 ²⁾
米 国	- 1.2%	- 3.9%
日 本	- 4.5	- 1.7
西 独	- 2.9	- 1.2
フ ラ ン ス	+ 0.2	- 3.3
英 国	- 3.5	- 3.4
イ タ リ ア	- 8.0	-13.4
カ ナ ダ	- 2.7	- 6.5
合 計 ³⁾	- 2.4	- 3.8

1) 米国、英国（ともに国民所得ベース）を除きSNAベース。

2) OECDの推計値。

3) 1982年のGNPないしGDPと為替レートを用いて加重平均した値。

B. 財政赤字の民間貯蓄超過に対する比率²⁾

	1980年	1985年 ¹⁾
米 国	21.6%	75.9%
日 本	28.2	12.7
西 独	35.0	15.3
フ ラ ン ス	- 2.6	47.7
英 国	43.4	34.2
イ タ リ ア	48.5	92.7
カ ナ ダ	21.8	55.5
合 計 ³⁾	27.6	47.8

1) OECDの推計値。

2) 一般政府の財政赤字の民間貯蓄に対する比率。マイナスは財政黒字を示す。民間粗貯蓄=家計部門及び企業部門の粗貯蓄。但し、資産評価調整額のデータが存在する米国、英国、カナダについてはこれを調整したもの（資本減耗調整前）。民間部門純貯蓄=粗貯蓄マイナス資本減耗。

3) 合計の計数は各年の為替レートを用いてそれぞれ集計。

資料) OECD Economic Outlook, 1985年12月。

は民間貯蓄を減少させる) も一因である。従って、米国の財政赤字が大幅に減少しない限り、経常収支の大幅な不均衡は持続するものと思われる。³⁸⁾

補論 1. 国内貯蓄は国内投資と等しいか? —Feldstein-Horioka テストの検討

Feldstein-Horioka の有名な論文 (1980) は、各国間の資本移動の程度を非常に簡単なかたちでテストしようとしたものである。³⁹⁾ 彼等は OECD 諸国間の貯蓄と投資の関係を次の簡単な関数で計測した (以下では FH テストと呼ぶ)。

$$\frac{I}{Y} = a + b \frac{S}{Y}$$

(但し、I = 国内粗投資)

S = 国内粗貯蓄

Y = 国内総生産

彼等は1960年から74年の年次データを平均したもの用いて計測し、b の推計値は通常 1 に近い (実際には約 0.9) ことを見出した。この事実は「貯蓄の増加分は貯蓄の生じた国の内部に留まることを示している。従って、実際に存在するかなりの資本移動は国際的な貯蓄率の違いを反映したものではないように思われる」と彼等は結論付けた。Feldstein (1983) は、このテストを1975年から79年——国際的な資本移動が一段と拡大した時期——についても実施した結果、0.865 という b の推計値を得て、「貯蓄率の国際的な違いは殆ど同じだけの投資率の違いに伴うものである、という以前のファインディングは再び確認された」と結論付けている。

しかしこの強い結論は、本来のデータ集合の中からいくつかの国を、主として長期にわたる

包括的データに欠けるという理由から除いたことに依存している。このよう包括的なデータが必要とされたのは Feldstein がより詳細なテストも行ったためである。しかしながら 集計されたデータならば、新 SNA の採用に伴う小さな不連続性がときにはみられるとはいえ、全ての OECD 加盟国のが存在している。この補論では、全 OECD 加盟国を標本に入れたときに Feldstein の結論がどれだけ変わるかをみるとしたい。

まず、OECD 加盟国の中 6 か国、すなわちアイスランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スイス及びトルコを除いてみた。これらの国は国内貯蓄と投資の間で非常に大きな差異がみられ、大きな経常収支不均衡が存在した国である。このように限定されたデータの集合に基づいて回帰した結果は補論 1 表 1 式である。これは、データの改訂を踏まえているとはいえ、大まかにいえば Feldstein (1983) の第 2 表 1 式と同じである。上記 6 か国を加えると、S/Y の係数は 0.718 に低下する。国内貯蓄率の説明力は劇的に低下するのである。

短期資本の移動の程度をみるために、時系列についてプールしたクロスセクションの年次データを用いた FH テストの方程式を推計したところ、興味深い結果が得られた。早い時期 (1960 年から 74 年) の推計結果は補論 1 表 5 式で示した。短期の 0.753 という係数は、15 年間平均についての 0.813 という係数 (3 式) に比べ低くなっている。その後の期間には、短期の係数は 0.583 にまで低下する。換言すれば、現在では短期的にみると、OECD 加盟国の国内投

38) Marris (1985) のシナリオ——為替レートは1985年3月までの6ヶ月の水準が持続することを想定した見通し——によれば、米国は1986年までに世界最大の対外債務国になり、1990年までにはその対外債務は1.3兆ドルに上るという。

39) Feldstein-Horioka (1980) により提起された問題 (及びその後の、国際的資本移動性の正確な意味に関する議論を含む) のレビューとしては、Frankel (1985) を参照。

貯蓄、投資及び経常収支

資の平均からすれば僅か58パーセントがその国の国内貯蓄によって「賄われて」いるに過ぎない。かつては、この数字は75パーセントであった。これをもっと厳密にテストするために、1975年以降にダミー変数を入れて（S/Y比率に乗ずるかたち）回帰式を計測してみた。その結果、

$$\frac{I}{Y} = 0.056 + 0.045 * D + 0.735 \frac{S}{Y} - 0.152 \frac{S}{Y} * D$$

(0.008) (0.012) (0.031) (0.053)

$$\text{自由度修正済 } R^2 = 0.573$$

但し、Dは1975年以降は1という値をとり、それまではゼロという値をとる。この式から国内貯蓄率が国内投資率の決定要因としての重要性を1975年以降失いつつあり、従って外国からの資金調達が重要性を増しつつあることが窺われる。

中期における資本移動の重要性をみるために、最近の年次データを2年、3年さらに4年平均した場合をみてみよう。このとき S/Y の係数は上昇するが、それでも約0.65にとどまる（7、8、9式参照）。国内投資比率が国内貯蓄率から有意に乖離したままの状態を数年にわたって維持することができるのは資本移動の存在によるようである。

もっと長い期間にわたって平均したとき、国際的な資本移動について何か新しいことがいえるかどうかははっきりしない。例えば、もともと国際的な借手であった国（すなわち国内投資が国内貯蓄を上回る国）が次第にその負債を返済していった（このとき国内貯蓄が国内投資を上回る）とすれば、長期的な平均をとったときにはその間になされた資本移動が隠れてしまう

補論1表 国内貯蓄率と投資率の関係

推計式	定数項	S/Y	R ²	計測期間	計測の対象国
1	0.044 (0.035)	0.820 (0.153)	0.64	1975-1979	n=17; アイスランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スイス及びトルコを除く。
2	0.073 (0.045)	0.718 (0.201)	0.35	1975-1979	n=23;
3	0.033 (0.018)	0.831 (0.073)	0.85	1960-1974	n=23;
4	0.073 (0.034)	0.715 (0.153)	0.48	1975-1983	n=23;
5	0.056 (0.006)	0.735 (0.026)	0.70	1960, 1961-1974	n=345; (15年分のデータをプール)
6	0.102 (0.012)	0.583 (0.054)	0.36	1975, 1976-1983	n=207; (9年分のデータをプール)
7	0.093 (0.016)	0.611 (0.068)	0.47	2年間の平均 1976-77-1982-83	n=92;
8	0.082 (0.018)	0.667 (0.079)	0.51	3年間の平均 1975-77-1981-83	n=69;
9	0.090 (0.025)	0.642 (0.113)	0.41	4年間の平均 1976-79-1980-83	n=46;

資料) OECD National Accounts。なお、括弧内は標準誤差。

ことになる。それでも、4式によれば1975年から83年の期間全体では、国内貯蓄が1ドル増加したときに国内投資は0.715ドルしか増加していないことがわかる。国内貯蓄率は、各国間で投資率が持続的に異なっていることの半分弱を説明するに過ぎないのである。多くの小国では資本流入によって貯蓄不足が補填されており、対外負債の対GNP比率は急速に上昇した。全OECD加盟国に関するクロス・セクションのデータは、ときには数年にわたる貯蓄投資インバランスが経常収支不均衡を説明し得ることを示しているといえる。

補論2. データの出所と変数一覧表

1. 貯蓄と投資

これらのデータは OECD National Accounts 第2巻第1表 「国別資本取引」からとった。貯蓄としては粗貯蓄（すなわち純貯蓄プラス固定資本減耗）を終始用いた。投資は粗固定資本形成と定義した。カナダについては、家計部門の粗貯蓄は同巻第8表からとった。この他、次の3つの特殊なケースでは別のデータを用いた。

i) 英国の法人部門収益のデータは、北海油田から得られる例外的に大きな収益により支配されている。そこで、北海油田関連会社の粗売買利益と、全体の利益との比率を、英国の工業及び商業会社の利益の統計から算出した（資料：Financial Statistics）。

1964-75	0	1980	0.309
1976	0.049	1981	0.372
1977	0.113	1982	0.375
1978	0.124	1983	0.387
1979	0.224	1984	0.381

次いで、1からこの比率を引いたものをOECDの法人部門粗貯蓄に掛けた。こうして得られた系列が本論文第1表の被説明変数で

ある。

- ii) イタリアの家計部門貯蓄超過の推計値は、家計部門の在庫投資を差引いたものとした。イタリアの家計部門在庫投資は、多額でかつ変動幅が大きく、殆どのOECD加盟国（在庫投資は典型的にはかなり小さい）と比べてかなり異なるパターンを示している。これは、恐らく自営業部門の重要性を反映したものであろう。
- iii) 西独では、住宅投資（OECD National Accounts 第4表）を除いた粗固定資本形成を用いた。

1984年のデータは、フランスを除いてそれぞれの国のデータとOECDのEconomic Outlookの予測値を用いた。各国データの主要なデータ源は次の通りである。

米国：Survey of Current Business

日本：国民所得統計年報

カナダ：Bank of Canada Review

西独：Monthly Report of Deutsche Bundesbank

イタリア：Bank of Italy Annual Report

英国：Economic Trends; Financial Statistics

1983年のイタリアについてはOECDデータがないため、上記のデータを用いざるを得なかった。しかしながら、それぞれの構成要素の推計値を加えてみると、統計的不整合が大きなものとなり、かつそれが拡大しつつあることがわかる。このことは、データに何らかの誤りがあることを示唆している（イタリアの国民所得統計は、明示的なかたちでは統計的不整合が出ないように定義されている）。

2. 純貸出

第2図から第8図で示したそれぞれの国のSIバランスは、居住者についての部門別純貸出を OECD National Accounts 第7、8表からとったものである。これは、粗貯蓄マイナス粗

貯蓄、投資及び経常収支

投資（在庫投資を含む）マイナス純資本移転支
払マイナス土地及び無形資産購入である。

3. 金利

本論文で用いた金利は、OECD が半年毎に出している Economic Outlook で用いられているものである。-

長 期	短 期
米 国：10年もの国債	
日 本：電電加入者債	コールマネー
カ ナ ダ：長期国債	90日もの金融会社証書
フ ラ ン ス：政府及び公共部門債	コールマネー
西 独：公共部門債	
イタリア：特別信用機関債	
英 国：20年もの国債	3か月もの政府短期証券

GDP デフレータとしては、OECD National Accounts 第2巻の数字を Economic Outlook に基づいてアップデートしたものを用いた。

4. 非循環的一般政府収支

これは、OECD が Economic Outlook で用いるために算出したものである。簡単にいえば、この財政収支はビルトイン・スタビライザーとして変化した分を差し引いたものである。その変化分は実際の GNP 成長率と潜在 GNP 成長率の差をもとに限界税率と失業保険給付率を考慮することにより求めた。より詳細な説明や時系列データは Muller - Price (1984) を参照。潜在 GNP 成長率の推計値については次のものに従った。米国—Survey of Current Business、日本—経済企画庁、西独—ブンデス銀行、カナダ—大蔵省。なお、英国、フランス及びイタリアについては（また他の国々でもアップデートした部分については）OECD により算出されたものによる。

5. 相対ユニット・レーバー・コスト

これは、OECD によって計算され Economic Outlook の中で発表されるものである。詳細については、OECD の Economic Outlook Occasional Studies (June 1978) を参照。

6. 変数一覧表

2. で用いられた集計量は次の通りである。

$$B = X - \frac{M}{e} = \text{経常収支黒字} \quad (\text{負の値ならば赤字})$$

F = 海外からの資本流入 (負の値ならば流出)、
G = 政府支出、

I = 民間粗投資、

L = 貨幣需要、

M = 財及びサービスの輸入 (外国通貨建)、

S = 民間粗貯蓄、

T = 税収総額、

X = 財及びサービスの輸出、

e = 為替レート (自国通貨 1 単位当たりの外国通貨単位)、

r = 金利、

y = 所得。

2. で用いた偏微係数は全て正と定義されている。

$$f = \partial F / \partial r$$

$$h = -\partial L / \partial r$$

$$i = -\partial I / \partial r$$

$$m = -\partial B / \partial y$$

$$q = -\partial B / \partial e$$

$$s = s_p (1 - t) = \partial S / \partial y$$

$$s_p = \partial S / \partial (y - T)$$

$$t = \partial T / \partial y$$

$$u = -\partial S / \partial e$$

用いられたデータの定義は次の通り。

CI 法人部門の粗固定資本形成、

貯蓄、投資及び経常収支

COMP	共通通貨表示による製造業のユニット・レーバー・コスト、	$= [1 + RL/100] / [DPY (+1) \cdot DPY (+2)]^{1/2}$
CS	法人部門の粗貯蓄、	RS 名目短期金利、
CU	現実の GDP の潜在 GDP に対する比率、	RSP 実質短期金利 $= [1 + RS/100] / DPY$
DPY	PY/PY (-1)、	RSPF 「完全予見を前提した」実質短期金利 $= [1 + RS/100] / DPY (+1)$
GOVT	財政黒字（景気循環調整済）、	ST 在庫投資、
HI	家計部門の粗固定資本形成、	STAT 統計的不突合、
HS	家計部門の粗貯蓄、	T-G 財政黒字、
PC	民間消費デフレータ、	Y 市場価格表示の GDP、
POTG	潜在 GDP 成長率、	YDH 家計部門の可処分所得、
PY	GDP デフレータ	YN 要素価格表示の GDP。
RL	実質長期金利、	
RLP	「伝統的」実質長期金利 $= [1 + RL/100] / [DPY]$	
RLQ2	「完全予見を前提した」実質長期金利	以上

【参考文献】

- Akiyama, Taro and Onitsuka, Yusuke, "Current Account, Capital Exports and Optimal Patterns of Development Stages of the Balance of Payments," Mimeo, October 1985.
- Artus, Jaques R., "Persistent Surpluses and Deficits on Current Account among Major Industrial Countries," in John A. Sargent ed., Europe and the Dollar in Worldwide Disequilibrium, 1980.
- Bank of Japan, "On the Present Payment Disequilibrium," Special Paper No. 124, Research and Statistics Department, July 1985.
- Bergsten, C. Fred and Cline, William R., "The United States-Japan Economic Problem," Policy Analysis Series No. 13, Institute for International Economics, October 1985.
- Brunner, Karl, and Meltzer, Allan H., Public Policies in Open Economies, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Volume 9, 1978.
- Corden, W. Max, Inflation, Exchange Rates and the World Economy, 3rd Edition, 1986.
- David, Paul A., and Scadding, John L., "Private Savings : Ultrarationality, Aggregation, and Denison's Law," Journal of Political Economy, March/April 1974.
- Economic Planning Agency, "EPA World Economic Model : vol. 1", Discussion Paper, No. 16, Economic Research Institute, July 1984.
- _____, Economic Survey of Japan (1983-84), English edition, 1985.
- Feldstein, Martin, "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run," European Economic Review 21, 1983.
- _____, and Horioka, Charles, "Domestic Saving and International Capital Flows," Economic Journal 90, 1980.
- Fleming, J. Marcus, "Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates," IMF Staff Papers, November 1962.
- Frankel, Jeffrey, "International Capital Mobility and Crowding Out in the U. S. Economy : Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?," Paper Presented at a Conference on Economic Policy at the FRB of St. Louis, October 1985.
- Horiye, Yasuhiro, "Saving Behavior of Japanese Households," Bank of Japan Monetary and Economic Studies, Vol. 3, No. 3, December 1985.
- Ishii, Naoko, McKibbin, Warwick and Sachs, Jeffrey, "Macroeconomic Interdependence of Japan and the United States : the Simulation Results," NBER Working Paper No. 1637, June 1985.
- Lecaldano Sasso La Terza, E., Marrota, Giuseppe and Masera, Rainer S., "Households' Saving and the Real Rate of Interest : the Italian Experience, 1970-83," Bank of Italy, 1985.
- Kindleberger, Charles P., "Germany's Persistent Balance-of-Payments Disequilibrium Revisited," Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review No. 117, June 1976.
- Marris, Stephen, "Deficits and the Dollar : the World Economy at Risk," Institute for International Economics, Policy Analysis Series No. 14 November 1985.
- McKinnon, Ronald I., "Exchange-Rate Instability, Trade Imbalances and Monetary Policies in Japan and the United States," in P. Oppenheimer, ed. Issues in International Economics, 1980.
- _____, "The Exchange Rate and Economic Policy : Changing Post War Perceptions," Journal of Economic Literature, June 1981.
- Muller, Patrice and Price, Robert W. R., "Structural Budget Deficits and the Fiscal Stance," OECD Working Paper Series No. 15, 1984.
- Noguchi, Yukio, "Demographic Conditions, Social Security and the Capital Accumulation," Mimeo, January 1986.
- Obstfeld, Maurice, "Aggregate Spending and the Terms of Trade : Is There a Laursen-Metzler Effect?," Quarterly Journal of Economics Vol. 97, May 1982.
- Onitsuka, Yusuke, "The Oil Crisis and Japan's Internal-External Adjustment Mechanism," Mimeo, September 1983.

貯蓄、投資及び経常収支

- Oudiz, Gilles and Sachs, Jeffrey, "Macroeconomic Policy Co-ordination among the Industrial Economies," Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1983.
- OECD a "Public Sector Deficits," in OECD Economic Outlook Occasional Studies, 1, 1984.
- b Economic Surveys 1982/83 : Japan, July 1983.
- Economic Surveys 1984/85: Japan, August 1985.
- Persson, Torsten and Svensson, Lars, "Current Account Dynamics and the Terms of Trade : Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later," Journal of Political Economy, February 1985.
- Sachs, Jeffrey D., "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in 1970s," Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1981.
- Salop, Joanne and Spitaler, Erich, "Why Does the Current Account Matter?" IMF Staff Papers, March 1980.
- Strauss-Kahn, Dominique, "Explaining the Composition of Household Saving Flows and Their Relationship to Aggregate Saving in France," in Franco Modigliani and Richard Hemming, ed., The Determinants of National Saving and Wealth, 1983.
- Sturm, Peter H., "Determinants of Saving : Theory and Evidence," OECD Economic Studies, Vol. 1, Autumn 1983.
- Ueda, Kazuo, "The Japanese Current Account Surplus and Fiscal Policy in Japan and the United States," Paper Presented at NBER-MOF's Joint International Symposium on Current Policy Issues in the United States and Japan, October 1985.
- von Furstenberg, George M., "Domestic Determinants of Net U. S. Foreign Investment," IMF Staff Papers, December 1980.
- Yoshitomi, Masaru, "Japan as Capital Exporter and the World Economy," Group of Thirty, Occasional Paper, No. 18, 1985.