

<Part I>

## 経常収支黒字と内外の財政政策

### 1. はじめに

本稿ではPart I でのサーベイをイントロダクションとして、わが国の最近の経常収支黒字拡大に関する要因分析を行う。Part I でも述べたように、このような分析を行うに当たっては、対象となる経常収支黒字の増大が、60年代半ば過ぎ以降続いているような長期的なものなのか、ここ四、五年の短期ないし中期的なものなのかを区別することが重要である。本稿の分析対象は後者である。しかも、ここ数年の黒字増から短期の景気変動に伴って生じる部分を除いたものが、どのような要因によって発生しているかが、分析の焦点である。

分析に当たっては、Part I の 1.2 で展開されたような中期理論を日米の二カ国に拡張したモデルを用いる。この結果、両国での自律的な貯蓄・投資の動きが、均衡での経常収支の値を定めることになる。Part I からも明らかなように、このような見方は、より長期の経常収支のトレンドについての国際収支の発展段階説的な見方、或いは貿易財産業の競争力を重視する立場とも必ずしも矛盾しない。また、中期の理論は、完全雇用のモデルであるので、金融政策の経常収支に与える影響は否定される。しかし、短期的な景気変動や、それに伴って生じる経常

収支の動きに、金融政策が影響を与えるということを否定している訳ではもちろんない。

実証分析のポイントは、日米の民間及び政府部門の貯蓄・投資バランスのうち自律的な部分を推定し、これを用いてわが国の経常収支の動きを説明することである。自律的な部分の推定が重要であるのは、それなしでは貯蓄・投資バランスによる経常収支説明は恒等式による説明になってしまうからである。

分析結果によれば、最近では日米の民間、政府、全ての部門の貯蓄・投資バランスの動きが、わが国の経常収支黒字を増大させるように働いていた。なかでも、日米の財政政策の動きの違いが非常に重要である。このような分析結果によれば、経常収支黒字削減のためには財政政策の動きを逆転させる必要性があることがわかる。しかしながら、このような判断に当たっては、1.4 で指摘されるように、本稿の二国モデルによる分析の限界を意識することが重要である。すなわち、日米の財政政策の変更は、ともに日本の経常収支に大きな影響を与えるが、逆に日本の政策変更の米国に対する影響は小さい。

以下、1.2 で分析の理論的枠組みを説明し、それに基づいて 1.3 で実証分析を行う。

### 2. 理論的枠組み

本節では、以下の実証分析で用いる理論的枠組みを解説する。基本的な構造は、Part I の 1.2 で説明した中期理論と同じであるが、ここではそれを二国モデルに拡張したものをを用い

る。内外の純貯蓄を動かす変数のうち、金利を内生変数とし、所得は完全雇用における水準に等しく外生、また長期的な期待利潤率は一定とする。したがって、両国の純貯蓄は実質金利の

みの関数となり、均衡においては、実質為替レートと実質金利は貯蓄、投資及び経常収支の外生的な部分により決定される。Part で述べたように、本稿では、貯蓄と投資が資産残高を動かす、これがまた貯蓄・投資を動かすというメカニズムを無視している。これは、長期的均衡においては、資産ストックは最適水準にないかもしれないということを意味する。より長期的な現象の分析には、このような点の考慮が必要なことはいうまでもない。

このモデルの特徴は、純貯蓄が経常収支を決定するという因果関係を想定していることである。すなわち、両国の純貯蓄の外生的な部分が経常収支を決定する。これは、実質為替レートが純貯蓄に影響を及ぼさないと仮定したことによる。この仮定は非常に限定的なものであるが、経常収支の決定における貯蓄と投資の役割を強調するために有益なものである。

さて、財・サービス及び金融資産の取引によってリンクした二つの国からなる世界を考える。両国の財市場の均衡条件は次のように表される。

$$(1) \quad PS - f = NX$$

$$(2) \quad PS^* - f^* = -NX$$

ここで、 $PS$ 、 $f$ 及び $NX$ はそれぞれ完全雇用時の民間純貯蓄、財政赤字及び自国の経常収支である。外国の変数には\*印が付されている(注1)。民間純貯蓄は実質金利の関数であり、

$$(3) \quad PS = Sp + s_1 r$$

$$(4) \quad PS^* = Sp^* + s_1^* r$$

と書けると仮定しよう。ここで、 $r$ は実質金利、 $Sp$ は純貯蓄に与える外生的な要因を表したものである(注2)。パラメーター $s_1$ と $s_1^*$ は正と仮定する。また、本稿では、人々は流動性制約の存在又は時間的視野が有限であることにより、将来の税負担を市場利子率で完全に割り引くことはしないものと仮定している。したがっ

て、財政赤字の水準そのものが経済の均衡に影響を与えることになるのである。

経常収支は、

$$(5) \quad NX = c_0 + c_1 x$$

と書けるとしよう。 $c_1$ は正の定数、 $x$ は実質為替レート(外国の価格水準/自国の価格水準)、 $c_0$ はその他の経常収支決定要因をまとめて表している。また、(5)式では、対外資産に対する利子支払いの項目を無視している。

資産市場については、自国の資産と外国の資産は完全に代替的であると仮定しよう。モデルに動学的要素を導入しないとすれば、実質為替レートの期待変化率をゼロとするのが合理的期待形成となる。そこで、次式を得る。

$$(6) \quad r = r^*$$

(1)から(6)により内生変数 $r$ 、 $r^*$ 、 $x$ さらに $NX$ の均衡値が決定される。

$$(7) \quad r = r^* = \frac{1}{s_1 + s_1^*} [(f - Sp) + (f^* - Sp^*)]$$

$$(8) \quad x = \frac{1}{c} \left[ -\frac{s_1^*}{s_1 + s_1^*} (Sp - f) - \frac{s_1}{s_1 + s_1^*} (Sp^* - f^*) - c_0 \right]$$

$$(9) \quad NX = \frac{s_1^*}{s_1 + s_1^*} (Sp - f) - \frac{s_1}{s_1 + s_1^*} (Sp^* - f^*)$$

これらの式によれば、実質金利、実質為替レート及び経常収支が主に貯蓄と投資によって決定され、モデルが古典派的性質を持っていることがわかる。特に、実質金利と経常収支は $Sp$ 、 $f$ 、 $Sp^*$ 及び $f^*$ 、つまり、民間及び政府の純貯蓄の自律的な部分のみにより決定される。すなわち、このモデルでは、貯蓄と投資から経常収支への因果関係がある。逆に、 $c_0$ の変化で表わされる経常収支へのショックは実質為替レートのみにはしか影響を与えず、金利や経常収支には影響を与えない。このような点については

(注1) ここでは、初期の経常収支はゼロであることが暗に仮定されている。これにより、2つの式において同じ $NX$ を用いることが可能になる。

(注2) これらは諸変数の内生性を考慮に入れた方法を用いて推定するのがより適当であるが、表1の推定式は簡単のために、OLS又はARIにより推定した。

Part , で詳しく検討した通りである。

この均衡については次のような解釈が可能である。いずれかの国における民間又は政府の貯蓄の増加は、均衡実質利子率を低下させる。その利子率水準で、一国の貯蓄の合計は投資に等しくないかもしれず、貯蓄過剰の国から不足の国へ国際的な資本移動が生じる必要がある。そのためには、同額の経常収支不均衡が発生しな

くてはならず、この条件から為替レートが決定されるのである。

このように、自国の純貯蓄が他国のそれに比べて増加したとき、均衡経常収支は改善される。純貯蓄の自律的な変化が経常収支に与える影響の大きさは、純貯蓄の利子弾力性に依存する。

## ．実証分析

経常収支の均衡値を表す(9)式に基づき、次のような手順で実証分析を行う。第一に、経常収支の均衡水準の主要な決定要因である  $Sp, f, Sp^*$  が及び  $f^*$  を推定する。これは、民間部門の貯蓄・投資関数及び政府部門の完全雇用財政赤字を推定することにより求められる。第二に、これらの変数と景気変動を表す変数を用いて、経常収支の回帰分析を行う。これにより、経常収支の変動を二つの部分に分解することができる。すなわち、一つは(9)式のように表せる均衡あるいは構造的部分、もう一つは残差あるいは循環的部分である。

### 1．民間及び政府部門の純貯蓄の推定

以下で用いるアメリカの完全雇用財政赤字の計数は de Leevu & Holloway [1983] により推定されたものと同じである。完全雇用 GNP も彼らと同じものを用いている。日本については、アメリカと同じ方法で完全雇用 GNP を計算した。日本の完全雇用財政赤字は、税関関数を計測し、推定結果に完全雇用 GNP を代入して求めた。詳しい内容については、付論 1 に説明されている。

次に、貯蓄・投資関数の推定結果は表 1 に示されている。

設備投資関数は、投資が生産水準、資本ス

tock 及び資本のユーザー・コストの関数であるという通常の Jorgenson 型のものである。資本のユーザー・コストは、投資財と産出物の相対価格、実質金利プラス減価償却率及び法人税により決定される<sup>(注3)</sup>。投資及び資本ストックの水準は、完全雇用 GNP で割ることにより、トレンドを調整している。結果は、日米双方について、ほとんどの変数が符号条件を満たし、かつ有意である。

住宅投資関数の説明変数は、金利（アメリカについては利子支払いの税額控除を調整したもの）と住宅価格・所得比率を用いている。理論的には、投資は実質金利の関数と考えるべきであるが、アメリカにおいては、実質金利よりも名目金利を用いた方が良い推定結果を得た。したがって、ここでは名目金利を用いた場合と実質金利を用いた場合の二種類の推定結果を示す。

貯蓄関数は、通常のライフ・サイクル型であるが、人々がどの程度の長さの時間的視野で行動しているかも推定している。特に、付論 2 に示すように、財政赤字変数の係数は人々が市場利子率よりどの程度高い率で将来の所得の流列を割り引いているかの指標となる。この係数が大きいほど、人々の行動は新古典派あるいはリカード派の行動に近くなる。他方、完全なケイ

(注3) アメリカの資本コストの定式化における租税要因については、Auerbach [1983] の実効税率の推定値を用いた。

表1 貯蓄・投資関数の推定結果

[米国]

| ① 設備投資<br>$I_f^*$               | 定数項                               | $y^*/\bar{y}^*$         | $p_I^*/p^*$                    | $C^*$            | $K^*/\bar{y}^*$                   | $\bar{R}^2$ | $s.e.$                | 従属変数の<br>平均値 |
|---------------------------------|-----------------------------------|-------------------------|--------------------------------|------------------|-----------------------------------|-------------|-----------------------|--------------|
| $\frac{I_f^*}{p_I^* \bar{y}^*}$ | $-.291 \times 10^{-3}$<br>(-.133) | .422<br>(7.47)          | -.253<br>(-2.03)               | -.118<br>(-2.74) | $-.443 \times 10^{-2}$<br>(-.039) | .754        | $.711 \times 10^{-2}$ | .108         |
| ② 住宅投資<br>$I_H^*$               | 定数項                               | $i^*(1-s^*)-n^*$        | $p^*y^*/p_H^*$                 |                  |                                   | $\bar{R}^2$ | $s.e.$                | 従属変数の<br>平均値 |
| $\frac{I_H^*}{p_H^*}$           | 8.80<br>(1.25)                    | -20.6<br>(-.271)        | .0358<br>(5.02)                |                  |                                   | .363        | 5.56                  | 43.9         |
| ②' 住宅投資<br>$I_H^*$              | 定数項                               | $i^*(1-s^*)$            | $p^*y^*/P_H^*$                 |                  |                                   | $\bar{R}^2$ | $s.e.$                | 従属変数の<br>平均値 |
| $\frac{I_H^*}{p_H^*}$           | -8.90<br>(-.803)                  | 571.8<br>(-5.29)        | .0888<br>(6.76)                |                  |                                   | .575        | 4.16                  | 43.9         |
| ③ 貯蓄<br>$S^*$                   | 定数項                               | $y^* - \frac{G^*}{p^*}$ | $(y^* - \frac{G^*}{p^*})^{-1}$ | $BuD^*/p^*$      |                                   | $\bar{R}^2$ | $s.e.$                | 従属変数の<br>平均値 |
| $\frac{S^*}{p^*}$               | -9.87<br>(-2.63)                  | .284<br>(7.88)          | -.0663<br>(-1.76)              | .294<br>(4.66)   |                                   | .991        | 5.69                  | 178.5        |

[日本]

| ① 設備投資<br>$I_f$           | 定数項                               | $y/\bar{y}$        | $p_I/p$                  | $C$              | $K/\bar{y}$      | $\bar{R}^2$ | $s.e.$ | 従属変数の<br>平均値 |
|---------------------------|-----------------------------------|--------------------|--------------------------|------------------|------------------|-------------|--------|--------------|
| $\frac{I_f}{p_I \bar{y}}$ | $-.628 \times 10^{-2}$<br>(-.029) | .660<br>(3.67)     | -.261<br>(-6.48)         | -.120<br>(-2.67) | -.133<br>(-3.22) | .637        | .0171  | .226         |
| ② 住宅投資<br>$I_H$           | 定数項                               | $i-n$              | $py/p_H$                 |                  |                  | $\bar{R}^2$ | $s.e.$ | 従属変数の<br>平均値 |
| $\frac{I_H}{p_H}$         | -150.7<br>(-.101)                 | -1614.7<br>(-.542) | .0598<br>(6.12)          |                  |                  | .282        | 575.9  | 6850.7       |
| ②' 住宅投資<br>$I_H$          | 定数項                               | $i$                | $py/p_H$                 |                  |                  | $\bar{R}^2$ | $s.e.$ | 従属変数の<br>平均値 |
| $\frac{I_H}{p_H}$         | -128.2<br>(-.0664)                | -370.5<br>(-.0437) | .0589<br>(5.56)          |                  |                  | .256        | 578.9  | 6850.7       |
| ③ 貯蓄<br>$S$               | 定数項                               | $y-G/p$            | $(y - \frac{G}{p})^{-1}$ | $BuD/p$          | $W/(B+W)$        | $\bar{R}^2$ | $s.e.$ | 従属変数の<br>平均値 |
| $\frac{S}{p}$             | 27588.3<br>(1.35)                 | .581<br>(7.35)     | -.249<br>(-2.95)         | .259<br>(1.21)   | -.434<br>(-1.48) | .954        | 1265.6 | 31427.5      |

(注) 1. 推定有間は1953年から1984年。

2. ( ) 内はt-値。

[変数名の定義] (金額は10億円(日本), 10億ドル(米国)。\*印は米国。)

$p$  : GNP デフレーター (日本1975=1, 米国1972=1)

$y$  : 実質GNP (日本1975年価格, 米国1972年価格)

$\bar{y}$  : 完全雇用実質 GNP ( " )

$I_f$  : 民間設備投資

$I_H$  : 民間住宅投資

$S$  : 民間総貯蓄

$G$  : 一般政府支出

$BuD$  : 一般政府赤字

$K$  : 資本ストック

$p_F$  : 民間設備投資デフレーター (日本 1975=

1, 米国 1972=1)

$p_H$  : 民間住宅投資デフレーター ( " )

$i$  : 電々債利回り(日本),  $Aaa$  格社債利回り(米国)

$n$  : GNP デフレーター上昇率

$s$  : 個人所得税率 [(個人所得税+税外負担)/ (個人所得)]

$W$  : 給与

$B$  : ボーナス

$C$  :  $\frac{(r+\delta)(1-k-uz)}{1-u}$

—  $r$  : 実質利子率 [ $i$ -(民間設備投資デフレーター)]

$\delta$  : 減価償却率

$K$  : 投資税額控除率

$u$  : 法人税率

—  $z$  : 減価償却の現在価値

ンジアン・ケースでは、この係数は1から現在の所得からの消費性向を引いたものに等しくなる。

推定結果によれば、この係数は両国とも.3に近い。このことは、消費者は、将来の所得及び税負担を極めて高い率で割り引いていることを示している。例えば、アメリカにおいて、消費性向を.9、実質金利を5%とすると、人々は将来の所得を350%で割り引いていることになる。言い換えれば、標準的な消費者の時間的視野は極めて短いということである。(注4)人々は、財政赤字があっても、それから発生する将来の増税の可能性についてはほとんど関心を払っていないようである。

日本の貯蓄関数においては、家計の貯蓄の長期的変動を説明するために重要なボーナス支払

いの変数を含んでいる。この変数は、日本の家計の貯蓄率に大きな影響を与えることが知られている。(例えば、石川・植田〔1984〕)

これらの推定作業により、民間及び政府部門の純貯蓄の自律的な部分を計算することができ

図3 民間部門の純貯蓄(米国)  
(住宅投資 式の場合)

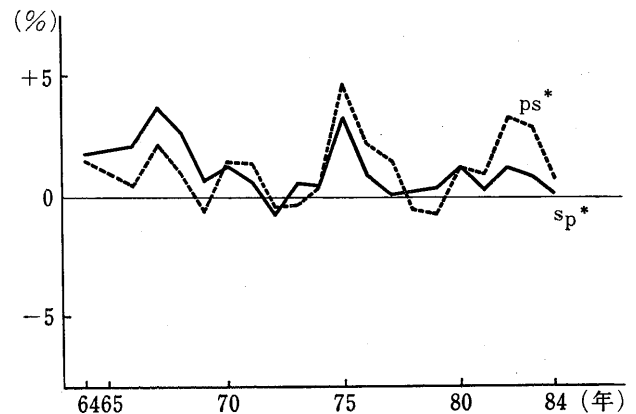


図3A 民間部門の純貯蓄(米国)  
(住宅投資 '式の場合)

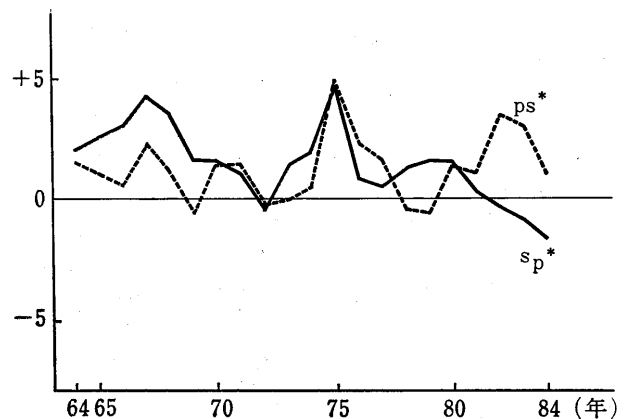


図1 民間部門の純貯蓄(日本)  
(住宅投資 式の場合)

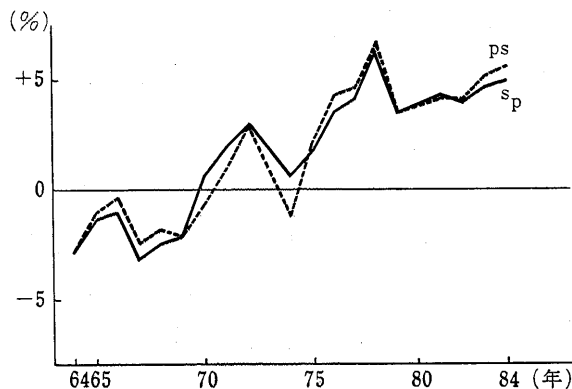


図2 民間部門の純貯蓄(日本)  
(住宅投資 '式の場合)

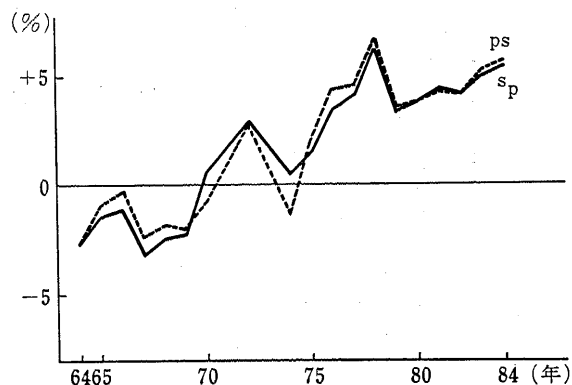
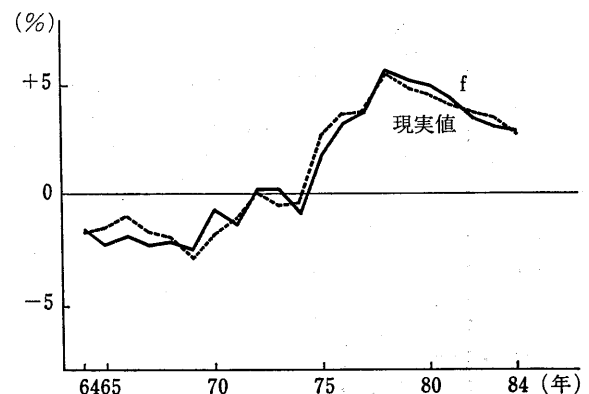
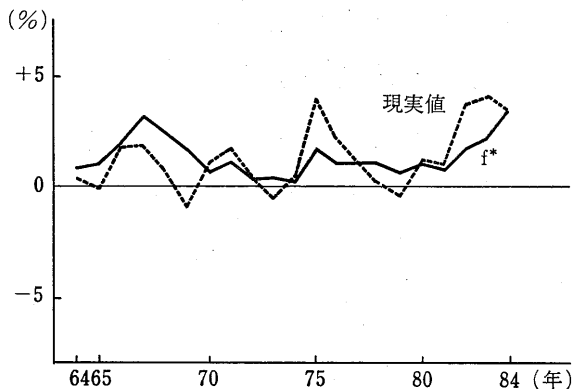


図4 日本の財政赤字



(注4) 石川・植田〔1984〕でも、やや異なるデータとより精緻な推定方法を用いて、同様の結果を得ている。

図5 米国の財政赤字



る。 $Sp$ と $Sp^*$ を計算するため、貯蓄関数における現実の $GNP$ に完全雇用 $GNP$ を代入する。実質金利は3.1%とした。これは過去10年間の日米の実質金利の平均である。結果は対完全雇用 $GNP$ 比の単位で図1～5に示されている。

アメリカにおいては、 $Sp^*$ は現実の純貯蓄よりもかなり小さい。アメリカの純貯蓄の変動の大部分は循環的なもののようである。もちろん、これは二種類の定式化における利子弾力性の違いによるものである。名目金利を用いた定式化によれば、アメリカの純貯蓄は、最近の数年間で急減するが、実質金利を用いた定式化ではそれほどの減少は見せない。

日本の民間純貯蓄には正のトレンドがある。1960年代には、 $Sp$ は負であったが、70年代初頭以来正となっている。ここで、 $Sp$ が70年代の後半にピークとなり、1979年に急減したことに注意する必要がある。以来、徐々に増加してきているものの、 $Sp$ の動きのみで最近数年間の経常収支の急増を説明できるとは思えない。

図4, 5により日米の(完全雇用)財政赤字を見ると、過去数年間における両国の財政赤字が全く逆方向に動いてきたことがわかる。日本の財政赤字は、70年代の後半にピークに達した後、現在まで着実に減少してきている。他方、アメリカの財政赤字は過去数年間に急激に増加している。このことから、日米の財政赤字の逆方向の動きが日本の経常黒字に大きなインパクトを与えてきたであろうことは容易に想像できよう。

## 2. 経常収支関数の推定

次に、この節の始めの部分で説明した経常収支関数を推定する。

$$(10) \quad NX = .0911 + .529(Sp - f) - .136(Sp^* - f^*) + .234 \frac{y^*}{y} - .321 \frac{y}{y^*}, \quad \bar{R}^2 = .851, \\ (1.07) \quad (5.09) \quad (-5.28) \quad (2.94) \quad (-2.72) \quad (1.77)$$

$$s.e. = .631 \times 10^{-2}, \quad \rho = -.501 \quad (-1.77)$$

$$(11) \quad NX = .128 + .407(Sp - f) - .264(Sp^* - f^*) \\ (1.24) \quad (3.02) \quad (-4.23)$$

図6 構造的・循環的要因による  
経常収支の変動(式)

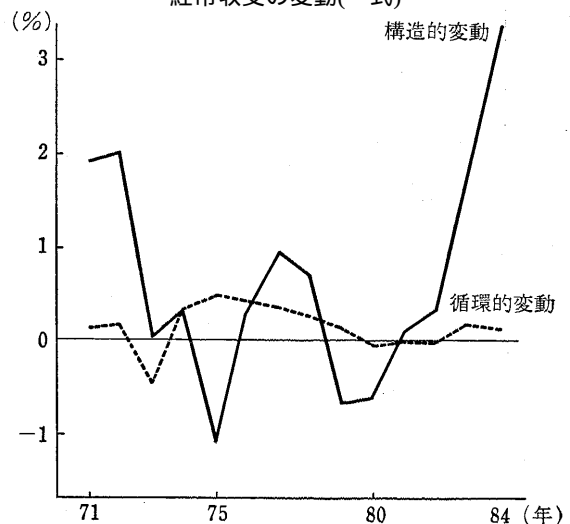


図7 構造的・循環的要因による  
経常収支の変動(式)

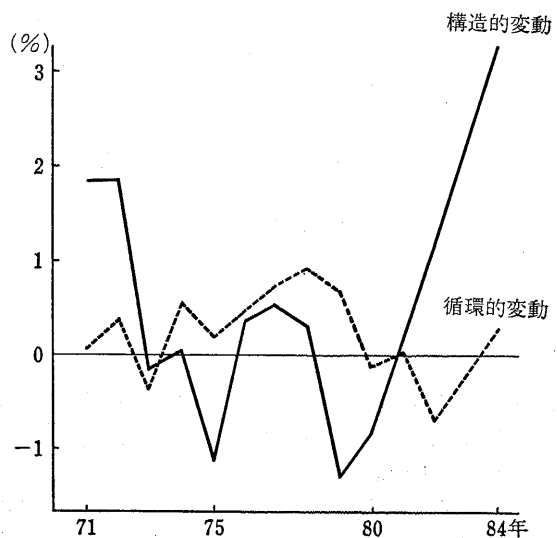


図8 経常収支の変動要因

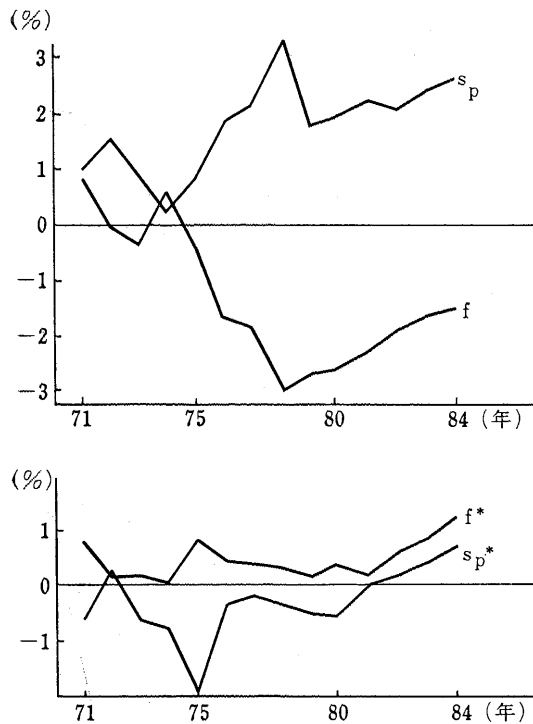
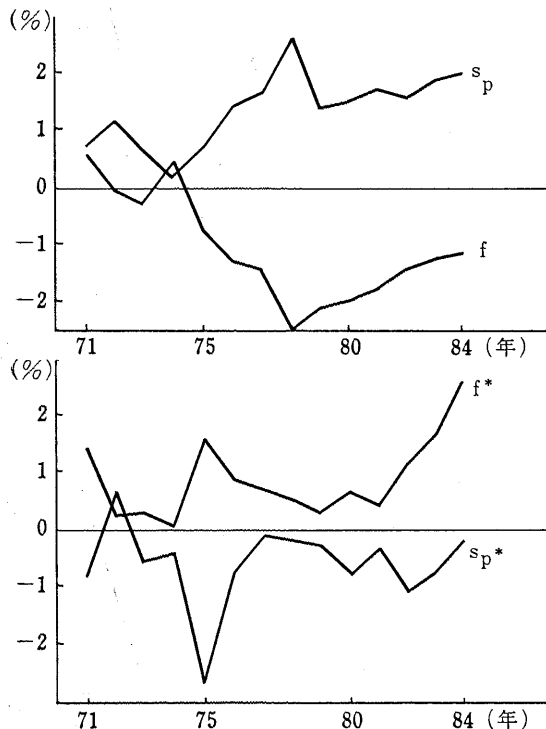


図9 経常収支の変動要因



$$-f^*) + .0418 \frac{y^*}{y} - .169 \frac{y}{y^*}, \bar{R}^2 = .788, \\ (.467) \quad (-1.25) \\ s.e. = .698 \times 10^{-2}, \rho = -.328 \\ (-1.05)$$

(10)式は、住宅投資関数の説明変数に名目金利を用いた場合であり、(11)式は実質金利を用いた場合である。カッコ内は  $t$ -値である。NX,  $Sp$ ,  $f$ ,  $Sp^*$ ,  $f^*$  はすべて日本の完全雇用 GNP 比で示されている。推定期間は、1950年代から60年代にかけては強力な為替管理が行われていたことに鑑み、1971年から1984年とした<sup>(注5)</sup>。

推定結果は、(11)式において循環的要因の影響が弱いものの、我々の理論的枠組みと一致するものである<sup>(注6)</sup>。4つの純貯蓄変数は、日本の経常収支に強い影響を与えている。推定されたパラメータの値を用いて、経常収支の動きを構造的な部分と循環的な部分とに分解することができる。循環的な部分は、定数項、第4項及び第5項の和、構造的な部分は第2項と第3項の和である。これらを図6、7に示している。両図は、構造的要因による経常収支黒字が過去数年間に於いて急増していることを示している。1984年でそれはGNPの約2%である。残りの1%は循環的なものか、あるいは誤差項によるものである。以上のことから、ごく最近の経常収支黒字の大部分は非循環的なものであることがわかる。

次に、構造的な黒字を4つに分解しよう。 $Sp$ ,  $Sp^*$ ,  $f$ ,  $f^*$  それぞれに(10), (11)式の係数をかけたものが図8, 9に示されている。

構造的な経常収支の決定要因のうち、日本の民間純貯蓄とアメリカの財政赤字は黒字要因であり、日本の財政赤字は黒字を減少させる。アメリカの民間純貯蓄は、70年代半ばを除いては、日本の経常収支にそれほど強い影響を与えていない。このように、日本は、民間貯蓄が投

(注5) 実際には、1980年に新外為法が制定されるまでは、国際的資本移動に関する様々な規制が存在したが、1980年以降の期間だけでは計量経済学的分析のためには短かすぎるので、それ以前の期間も計測に含めることにした。

(注6) 変数  $y$  が内生的であって同時方程式バイアスが発生する可能性を修正するために、 $y$  にいろいろな変数を用いて操作変数法による推定を行ったが、結果は(10), (11)と大差なかった。

資を大きく上回っているため、経常黒字を発生させている。

しかし、構造的な経常収支黒字の最近の急増（過去4、5年間でGNP比で3%程度）の理由はやや異なっている。図8、9からは、アメリカの財政赤字の増加と日本の財政赤字の減少が経常黒字の増加の主因であることが読み取れる。図8によれば、81年から84年の間の変化のうち1.6%がこの2つの要因によるものであり、図9によればそれは2.8%となる。アメリカの財政赤字の拡大と日本の財政赤字の縮小のどちらが経常収支黒字の急増の主因であるかは、2つの計測結果により大きく異なり、判断し難い。しかし、いずれにしても、日米の財政政策の逆方向への動きが日本の経常収支黒字の拡大の主因であったといえよう。

さらに、日米の民間純貯蓄も過去数年間においては経常黒字の増大要因であった。しかし、その影響の大きさは財政赤字の影響の大きさには及ばない。

### 3. 政策シミュレーション

このセクションでは、日本の構造的な黒字を  
表2 経常黒字削減策の効果

|     | $\Delta NX$ |      | $\Delta BuD$ |       |
|-----|-------------|------|--------------|-------|
|     | I           | II   | I            | II    |
| (a) | -1.0        | -1.0 | -2.67        | -1.38 |
| (b) | -1.0        | -1.0 | 1.77         | 2.29  |
| (c) | -1.07       | -.84 | 1.85         | 1.85  |
| (d) | -.61        | -.48 | .58          | .58   |

(a) 米国の財政支出削減。（ $\Delta BuD$  は米国のGNP比）

(b) 日本の財政支出拡大。

(c) 日本の投資減税（10%投資税額控除）導入。

(d) 日本の住宅減税（住宅購入額の10%税額控除）導入。

（注） ケース I、II はそれぞれ(10)式、(11)式に対応している。

減少させるようないくつかの政策について、シミュレーション分析を行う。このため、既に推定した民間貯蓄・投資関数及び経常収支関数の係数を用いる。このシミュレーションの結果の解釈には注意が必要である。なぜなら、以下の結果は、政策変化の経常収支に与える影響のうち、第2節で与えられたモデルの均衡におけるものしか見ていないからである。短期においては、財政拡大は、金利の変化を通じてだけでなく、循環的な所得の変化を通じて経常収支を動かすであろう<sup>(注7)</sup>。これが以下では無視されている。

政策シミュレーションの結果が表2に示されている。日米の財政政策の逆方向の動きに着目し、財政政策の経常収支に与える影響を計算した。まず、日本の経常黒字を日本のGNP比1%減少させるために必要なアメリカの財政赤字縮小幅を計算した。その結果は、かなり大きなものである。しかし、アメリカの財政赤字を完全に無くしてしまえば、日本の経常黒字の構造的な部分もほとんどゼロとなることも事実である。

第2に、日本の経常黒字をGNP比1%縮小させるために必要な日本の財政赤字の拡大幅を計算した。この額も非常に大きい。日本の財政政策だけで構造的な経常黒字を削減するためには、財政赤字の拡大幅はGNPの6、7%も必要となる。また、3行目は、日本における10%の投資減税の効果を示している。この減税の経常収支及び財政赤字に与える効果は、財政支出の拡大の効果とそれほど変わらない。

最後の行は、日本における10%の住宅減税の効果を示している。すなわち、住宅取得価格の10%を課税額から控除するということである。この住宅減税は、比較的わずかな財政赤字の拡大で経常黒字を減少させることができるという意味で効率的である。しかし、住宅投資関数の推定結果がそれほど良くないので、この計算結果はあまり重視すべきではないと考えられる。

（注7） 政策変更のより短期的効果のシミュレーションとしては、例えば、Ishii, McKibbin & Sachs [1985] を参照。

#### 4. 日米の非対称性

前節では、経常収支関数の推定結果を用いて、日米の政策変更が日本の経常収支に与える影響を試算した。試算結果は、日本と米国におけるある程度大規模な財政政策変更は、どちらも日本の経常収支に大きな影響を与えることを示している。この結果は、日本の経常収支を動かすための政策的対応の判断材料としては有用であるが、米国の経常収支赤字に対する政策的対応の材料としては、必ずしも適当でないことに注意が必要であろう。

もちろん、我々の用いてきたモデルでは、日本の経常収支黒字はアメリカの赤字に等しい。しかしながら、現実には両国とも多数の国と貿易、資本取引を行っているので、このような対称性は成立しない。この非対称性を正面から扱うには、世界経済モデルを構築する必要があるが、以下では(10)、(11)式と同じ説明変数で米国の経常収支を説明する式を推定し、非対称性の程度をチェックしてみることにしよう。

推定結果は以下のとおりである。(推定期間は1971年から84年)

$$(12) \quad NX^* = .0324 + .346(Sp^* - f^*) - .1518(Sp - f) + .197\frac{y}{y} - .231\frac{y^*}{y^*}, \quad \bar{R}^2 = .958, \\ (1.37) \quad (15.4) \quad (-1.59) \quad (6.01) \quad (10.3)$$

$$s.e. = .00210, \quad \rho = -.887 \\ (-6.58)$$

$$(13) \quad NX^* = -.00520 + .695(Sp^* - f^*) + .0487(Sp - f) + .0725\frac{y}{y} - .0665\frac{y^*}{y^*}, \\ (-.228) \quad (16.5) \quad (.523) \quad (2.48) \quad (-3.47) \\ \bar{R}^2 = .963, \quad s.e. = .00195, \quad \rho = -.838 \\ (-5.00)$$

(12)式は住宅投資関数に名目金利を、(13)式は実質金利を用いた場合である。両式とも米国の自律的な貯蓄・投資バランスの変化は、米国の経常収支に大きくしかも有意な影響を与えるが、日本のそれはほとんど目立った影響を与えないことを示している。したがって、日本の完全雇用赤字を拡大するような財政政策の変策は、日本の経常収支黒字削減には役立つが、米国の経常収支赤字の削減にはほとんど無効であることになる。

ただし、日本のGNPギャップについては両方の推定式において有意な効果が認められるので、日本の財政政策の変更が日本の景気変動を通じて、米国の経常収支に影響を与えることは可能である。しかし、この場合も展開されたようなモデルとは違うメカニズムで影響が発生することになる<sup>(注8)</sup>。このような意味で、本稿の分析結果の政策的解釈に当たっては十分な注意が必要である。

## . お わ り に

最後に、本稿の分析の問題点について簡単に触れておこう。第一に、(10)、(11)式が経常収支黒字の要因分析の基礎となっているのであるが、これはある意味では誘導型の推定である。したがって、例えば米国の財政赤字増大が日本の経常収支黒字を増大させるという結果が得られたとしても、それが示されたようなメカニズ

ムによるものかどうかははっきりしない。この点をよりはっきりとさせるような分析やテストが必要と考えられる。

第二に、Part Iでの議論との関係から言えば、短期の分析、長期の分析と本稿の分析の関係をはっきりとさせることが望ましい。経常収支の短期的な変動は、本稿ではGNPギャップ

(注8) 深尾[1985]は、米国の貯蓄・投資バランスがわが国の経常収支に影響を与えるメカニズムとして、交易条件の変化の影響を重視している。

の変数を導入することで簡単に扱われているが、より綿密に短期から中期への調整過程をモデル化し、財政・金融政策の効果をより正確に分析することが必要であろう。また、より長期的な視野からは、本稿で自律的な貯蓄・投資バ

ランスの動きと考え、外生変数として扱った部分をPart I の - 3 で展開されたような資産ストックとフローの変数の相互作用として内生的に説明することが重要であろう。

## < 付論 1 > 完全雇用財政赤字の推定

### (1) アメリカ

de Leevu & Holloway [1983] はアメリカ連邦政府の完全雇用財政赤字を推定している。

これに加えて、我々は、以下の式を推定することにより、州・地方政府の完全雇用財政赤字を推定した。

(1952~1971)

$$\frac{BuDL^*}{p^*y} = -.0243 + .0214 \frac{y}{y^*} \\ (-1.83) (1.73)$$

$$+.000208Time \\ (3.51)$$

$$\bar{R}^2 = .416 \quad s.e. = .00153 \quad D.W. = 1.00$$

(1972~1984)

$$\frac{BuDL^*}{p^*y} = -.0929 + .0881 \frac{y}{y^*} \\ (-3.34) (3.35)$$

$$+.000611Time \\ (3.48)$$

$$\bar{R}^2 = .575 \quad s.e. = .00227 \quad D.W. = 1.30$$

ここで、 $BuDL^*$ は現実の州・地方政府の財政赤字、 $Time$ は線型のタイム・トレンドである。両式の $y^*$ に $\bar{y}^*$ を代入することによって、州・地方政府の完全雇用財政赤字を計算した。

この計算結果とde Leevu & Hoilowayの推定値を加えて、アメリカの一般政府部門の完全雇用財政赤字を得る。

### (2) 日 本

まず、日本の完全雇用GNPは、de Leevu & Hollowayがアメリカの完全雇用GNPを計算したのと同様の方法によって求められる。ただし、de Leevu & Hollowayが四半

期データによるmiddle expansion pathをとっているのに対して、我々は年次データによっている点で異なる。

日本の完全雇用財政赤字を推定するために、以下の税収関数を推定した。

$$\frac{Tc}{py} = -166.8 \frac{1}{py} + .315 \\ (-2.75) (5.21)$$

$$tc - .232 \frac{tcp_{-1} \cdot y_{-1}}{py} - .00015d \\ (-3.12) (-2.84)$$

$$+.0290tcD78 - .00179tc_{-1} \cdot D78_{-1} \\ (4.29) (-.280)$$

$$D.W. = 1.68 \quad s.e. = .0022$$

ここで、 $Tc$ ：法人税額、 $tc$ ：法人税率、 $d$ ：赤字法人比率、 $D78$ ：1978年以降の法人税制の変更のダミーである。特に、 $d$ は現行の税制では、企業が赤字を出した時、全額をrefundすることを認めないために含まれている。

次に、法人税以外の税収の推定結果は以下のとおりである。

$$\frac{Tnc}{py} = -.0652 + 1392.7 \frac{1}{py} \\ (-1.07) (1.41)$$

$$+.000690tp + .0157ts \\ (.836) (3.96)$$

$$\bar{R}^2 = .898 \quad D.W. = 1.52 \quad s.e. = .012$$

ここで、 $Tnc$ ：一般政府の法人税額以外の受取、 $tp$ ：所得税の累進構造を表す変数、 $ts$ ：社会保障及び医療保険料率である。

これらの方程式に完全雇用GNPを代入し、一般政府の支出を外生とすると、完全雇用財政赤字の推定値が得られる。

## < 付論 2 > 貯蓄関数の定式化

表 1 に示した貯蓄関数は、以下のような考え方に基づいている。通常の恒常所得理論型の消費関数を考えると、

$$(A-1) \quad C = k Y_p$$

ここで、 $C$  と  $Y_p$  は消費及び恒常可処分所得である。人々は将来の所得を市場利子率より高い利子率で割り引くとしよう (Blanchard [1985] 参照)。仮に 2 期間の世界を考えれば、 $Y_p$  は、

$$(A-2) \quad Y_p = y_1 + T_1 + rB_1 + \frac{y_2 - T_2 + rB_2 + B_2}{1+r+\rho}$$

ここで、 $y$ ：公債の利子以外の税引前所得、 $T$ ：税、 $B$ ：期首の公債残高、 $r$ ：利子率、 $\rho$ ：人々が将来の所得を利子率  $r$  より高い率で割り引く程度を示す値である。政府の予算制約条件は、

$$(A-3) \quad T_1 - G_1 - rB_1 + \frac{T_2 - G_2 - (1+r)B_2}{1+r} = 0$$

ここで、 $G$  は政府支出である。(A-3) より (A-2) を次のように書き換えることができる。

$$(A-4) \quad Y_p = y_1 - G_1 + \frac{y_2 - G_2}{1+r+\rho}$$

$$+ \frac{r+\rho}{1+r+\rho} (G_1 + rB_1 - T_1)$$

従って、

$$(A-5) \quad S = Y_1 - rB_1 - T_1 - C \\ = (-K)(y_1 - G_1) - K \frac{y_2 - G_2}{1+r+\rho} \\ + (1-K) \frac{r+\rho}{1+r+\rho} (G_1 + rB_1 - T_1)$$

この式は、 $y_2 - G_2$  (将来の所得と政府支出の差の期待値) を現在と過去の  $y - G$  の加重平均に置き換えた以外は、表 1 で推定した式と同じである。 $\rho = 0$  であるような極端な新古典派的ケースにおいては、財政赤字の係数は最大となり、 $1 - (Kr / (1+r))$  となる。

他方、もし人々が将来のことを全く考慮しないとすると (即ち  $\rho = \infty$ )、係数は  $(1 - K)$  となり、(A-5) 式は通常のケインジアン型貯蓄関数となる。この定式化は、2 つの仮説の検証ができることになる。

## 参 考 文 献

- 深尾京司 [1985] 「マクロ経済政策と為替レート」11 月 mimeo  
Auerbach, Alan. "Corporation in the U.S.," Brookings Papers on Economics Activity, 1983 :  
Blanchard, Olivier J. "Debt, Deficits and Finite Horizons," Journal of Political Economy, Feb. 1985  
de Leevu, Frank & Thomas M. Holloway. "Cyclical Adjustment of the Federal Budget and Federal Debt,"

- Survey of Current Business (Dec. 1983) ,25-40  
Ishii, Naoko, McKibbin, Warwick & Jeffrey Sachs. "Macroeconomic Interdependence of Japan and the United States : Some Simulation Results," NBER Working Paper No. 1637, June 1985  
Ishikawa, Tsuneo & Kazuo Ueda. "The Bonus Payment System and Japanese Personal Savings," in The Economic Analysis of the Japanese Firm, M. Aoki ed. North-Holland 1984