

Title	金融資産選択行動の国際比較
Sub Title	International Comparison of Portfolio Selection
Author	井原, 哲夫(Ihara, Tetsuo)
Publisher	
Publication year	1972
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.15, No.4 (1972. 10) ,p.79- 105
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19721030-03958918">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19721030-03958918</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

## 金融資産選択行動の国際比較

井 原 哲 夫

### 1. はじめに

今まで、個人の資産選択行動に関する分析をいくつか行って来た。本誌でも、[18], [21], [22] として報告して来た。この結果、個人の資産選択行動を決定するものとして次の要因を明らかにすることが出来た。

#### イ) 金融資産保有額の所得に対する比率

この値が大きければ大きいほど、個人の資産構成は長期化（有価証券の割合が大きくなる）することが理論的にも実証的にも明らかになった。

#### ロ) 預金と有価証券の相対的収益率の変化

この要因は、伝統的資産選択理論で主張されているものであり、われわれの分析でもこの効果は認められた。

#### ハ) 投資機会の有無

ここでいう投資機会とは有価証券の投資機会のことであり、投資機会の多い都市家計と投資機会の少ない地方家計ではかなり金融資産選択行動が異なることが明らかとなった。

#### ニ) 家計属性の相違

ここでの家計属性とは勤労者家計と個人業主家計の分類を意味し、これらの間では金融資産選択行動がかなり異なることが明らかとなった。

以上の4つの要因のうち、最も重要な要因はイ)の金融資産保有額/所得の値であり、他の要因は、イ)の法則の上にのって影響を与えるものである。

イ)の法則は長期的にも成立するものであるのかどうか、また、どこの国でも成立するものであるのかどうかをたしかめるために、金融資産選択行動の国際比較を行なうのがこの論文の目的の1つである。もう一つの目的は、金融資産選択行動を決定する最も重要な要因である金融資産保有額／所得はマクロ的に、どのようにして決定されるのかを明らかにすることである。

この国際比較による分析はあくまでも、わが国のデータによる詳細な分析結果の上にのって行なわれる。

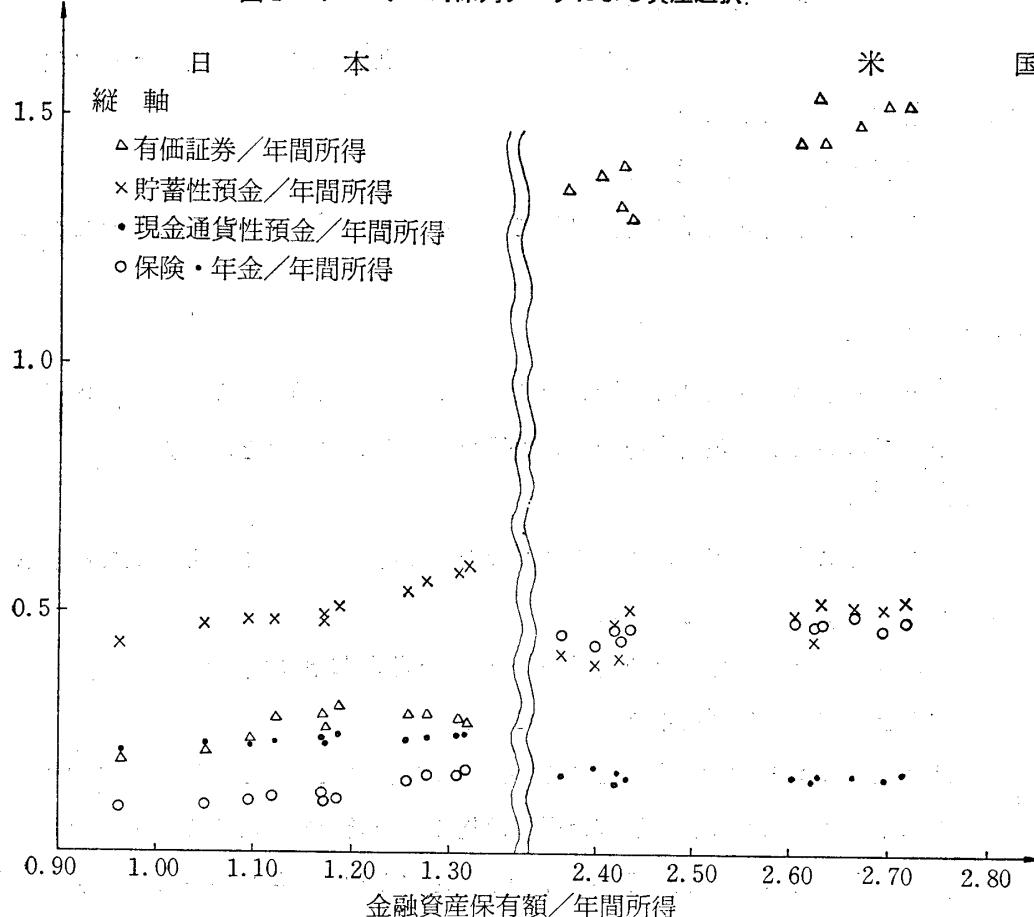
## 2. マクロデータによる日米比較

国際比較といつても、データの制約からここでは日本と米国の金融資産選択行動の比較にとどめる。

米国のデータに関しては、わが国の貯蓄動向調査に相当する調査が存在しない。わが国に関する今までの分析のような形で利用可能なのは資金循環表の個人部門の残高データだけである。したがって、これまでわが国の家計の金融資産選択行動について行なった詳細な分析は不可能である。ここで、可能なのはマイクロベースによる時系列分析である。

これまでの分析方法をそのまま採用するような形で、図2-1をえがいてみた。これは日本と米国の資金循環表の残高表からとった、現金通貨性預金、貯蓄性預金、保険・年金および有価証券の

図2-1 マクロ時系列データによる資産選択



おののおのを国民所得統計の個人所得で除した値と、個人部門の金融資産総額を個人所得で除した値の関係を1958年から1968年までの11年分の時系列データをサンプルとして示したものである。ただし、日米の金融資産の分類の内容は今までの分析（[21]参照）の分類基準とほぼ一致している。ただ、信託預金は有価証券に含めてあることだと注意しておく。

このような個人部門一本の比較にはいくつかの問題点が存在することはいうまでもない。すなわち、今までの分析で見て来たように、勤労者家計と一般家計、また都市家計と地方家計では金融資産選択行動が著しく異なることである。このことを考えながら結果を見よう。

まず、現金通貨性預金／個人所得の値を見ると、金融資産総額／個人所得の値にかかわらず、きわめて安定度が高いことがわかる。この結果は、クロスセクション分析の結果と齊合的である。しかし、日本の現金通貨性預金／個人所得の値は20%強の値を示し、貯蓄動向調査から得た勤労者家計の10%強よりもかなり高い値となっている。これは30%前後の値を示す一般家計が含まれていることと、現金通貨が合計されているためである。

一方、米国の現金通貨性預金／個人所得の値は日本のそれよりも0.05程度下回っている。この原因として、日本と米国とでは通貨性預金の範囲が異なるということもあるが、より大きな原因是個人に占める個人業主数の割合の相違であろう。現金通貨性預金／所得の大きい個人業主数の割合は米国よりも日本の方が圧倒的に大きい。

以上の結果からいって、将来、日本の金融資産総額／個人所得の値が増加しても、現金通貨性預金保有額が所得以上の率で増加することはありそうもない。

貯蓄性預金／個人所得の値は日米ともにほんのわずかの右上りの傾向を示しているが、値そのものにはほとんど相違がない。ここで右上りの傾向を示すのは貯蓄動向調査の結果と一致している。すなわち、投資機会が少ない地方の金融資産保有額／所得の値が増加すれば貯蓄性預金保有額／所得の値は大きくなるし、また、都市の場合でも、金融資産保有額／所得の30%に満たない家計のこの値が大きくなることによっても全体の貯蓄性預金保有額／所得の値は大きくなる。このように、マクロで見た時に、金融資産保有額／所得の値が大きくなれば、貯蓄性預金保有額／所得の値は大きくなるのであるが、金融資産保有額／所得の値が圧倒的に大きい米国とほとんど同じ値を示しているのはなぜであろうか。

その理由として、貯蓄性預金の定義の相違があろう。しかし、より重要な理由は、個人に占める個人業主数の割合の相違があろう。すなわち、貯蓄性預金／所得の大きい個人業主の割合は米国よりも日本の方がずっと大きい。さらに、同じ個人業主についても、日本の方が米国よりも貯蓄性預金保有額／所得の値が大きいと考えられる。すなわち、日本の個人業主の場合には観測期間において歩積両立預金等の拘束預金がかなりあると考えられるからである。このほかに、米国では貯蓄性預金と代替的で有価証券に含められる投資対象が豊富なことがあげられよう。

以上の結果から見て、日本の個人の金融資産保有額／所得の値が米国のように増加した時に、貯蓄性預金／所得の値がこれまでの傾向で増加するのであろうか。それとも、米国の水準のようにこれまでと変わらないのであろうか。これは、つぎの要因に依存しよう。

- (1) 個人業主の割合が減少するかどうか。
- (2) 個人業主の拘束預金が減少するかどうか。
- (3) 貯蓄性預金と代替的な有価証券が数多く作り出されるかどうか。
- (4) 有価証券の投資機会の乏しい地方に投資機会が与えられるかどうか。

経済発展にともなって個人業主の割合が減少するのは経験的に見られることである。また、拘束預金は実質金利を上昇させる役割を果しているのであるから、金利の自由化が行なわれれば解消の方向へ向う性質を持っているものであり、日本の金融市場は長期的にこの方向へすすむであろう。貯蓄性預金と代替的な有価証券は今後も作られていく。都市化は、投資機会の乏しい地方の人口を減少させる力として働くであろうし、情報の発達は地方の人々により多くの投資機会を与えることになるであろう。これらのことと総合して考えると、将来、日本の貯蓄性預金保有額／所得の値がこれまでの傾向で増加するというのは考えにくく、むしろ、米国の水準に近くなると考えた方が妥当のように思われる。

図4-1に見るように、有価証券保有額／所得の値は日本と米国ではまったく異なっている。1968年で見ると、有価証券保有額／所得の値は日本の0.27に対し米国は1.25と約5倍の値を示している。この差はまさしく金融資産保有額／所得の値の差から生じたものである。したがって、将来日本の有価証券保有額／所得の値がどうなるかは金融資産保有額／所得の値にかかっているといえよう。

保険年金保有額／所得の値は米国の方がずっと大きい。これは、かならずしも米国の方が保険需要が大きいということを意味しない。ここでいう保険年金は契約高ではなく、払込残高であるからである。すなわち、所得に対する契約高の割合が等しい場合でも、所得の成長率が高いほど、払込残高／所得の値は小さくなるのである。<sup>[注1]</sup>したがって、日本よりも米国の方が払込残高／所得の値が小さいのは、日本の保険需要が小さいとはかならずしもいえない。この点に関しては、保険のより詳細な分析を必要としよう。

以上、見てきたように、日本と米国の個人の金融資産保有形態の顕著な差は有価証券保有額／所得の差にあらわれている。これを金融資産保有額／所得の差として説明してきたわけであるが、この日米間の格差を他の要因で説明しようとする説がある。その第1は、米国における金融資産は少數の高所得者または高資産保有者によって大きな割合が保有されており、この人々のポートフォリオが有価証券に偏っているため、平均として、図1に見られるような結果となるという説である。第2は、米国においては日本よりもはるかに証券市場が発展しており、そのため有価証券投資が普

及しているという説である。これらの説にも一理あると思うが、以下実際のデータによる検証を進めてみよう。

[注 1]

$t$  期の所得  $Y_t$  に対する生命保険契約残高  $D_t$  の割合を  $d$  とし、一定としよう。

$$\frac{D_t}{Y_t} = d$$

また、生命保険払込み金額  $A_t$  は生命保険契約残高  $D_t$  の一定割合  $e$  としよう。

$$A_t = \alpha D_t$$

この時、 $t$  期の所得に対する生命保険払込残高の割合は次のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{A_0 + A_1 + A_2 + \dots + A_t}{Y_t} &= \frac{ed Y_0 + ed Y_1 + ed Y_2 + \dots + ed Y_t}{Y_t} = \frac{ed Y_0 + ed Y_0(1+h) + \dots + ed Y_0(1+h)^t}{Y_0(1+h)^t} \\ &= \frac{(1+h)^t - 1}{h(1+h)^t} ed \end{aligned}$$

この  $\frac{(1+h)^t - 1}{h(1+h)^t}$  を、日本の米国の1953年から1968年までの所得増加率の平均を使用し、 $t$  が 10, 20, 30 について計算した結果が表Aである。

表A

$t$	日本 ( $h=0.139$ )	米国 ( $h=0.064$ )
10	5.24	7.22
20	6.66	11.11
30	7.05	13.20

表Aの結果を見ると、 $d, e$  が一定とした時、所得増加率の大小によって、所得に対する生命保険払込み残高の割合の値がかなりかわってくることがわかる。また、 $t$  の値が大きくなるにつれて差は拡大してゆく。

### 3. 米国の金融資産保有形態のクロスセクション分析

米国のデータとして、わが国の貯蓄動向調査または消費実態調査に匹敵するデータは利用可能ではないが、所得階層別金融資産保有形態および資産保有額階層別金融資産保有形態を調査した結果を別々にではあるが利用可能である。このデータをグラフで示したのが図3-1および図3-2である。

この2つの図を見くらべると、資産階層別の方が所得階層別よりも階層間の資産選択の差がはっきりでている。一般に、所得と金融資産保有額／所得の間には正の関係があるがそれほど強くない。そのため、所得を金融資産保有額／所得の指標としてとると関係が乱されるのである。

一方、所得の最高値は最低の約33倍（所得の最も高い階層の最低値を最も低い階層の最高値で除した値であるからこの調査の本来の意味の所得の最高値と最低値の比ではない）であるのに対し、資産の最高値は最低値の5,000倍もある。したがって、資産額の方が金融資産保有額／所得の指標としてはるかにすぐれている。これが、資産階層別の方が資産保有形態の差がはっきり出た理由である。

資産保有階層別金融資産保有形態を示した図3-2を見ると、今までの分析結果と同じ結論を得

## 金融資産選択行動の国際比較

図3-1 米国の所得階層別金融資産バランス（資料：アメリカ連邦準備制度月報1964年）

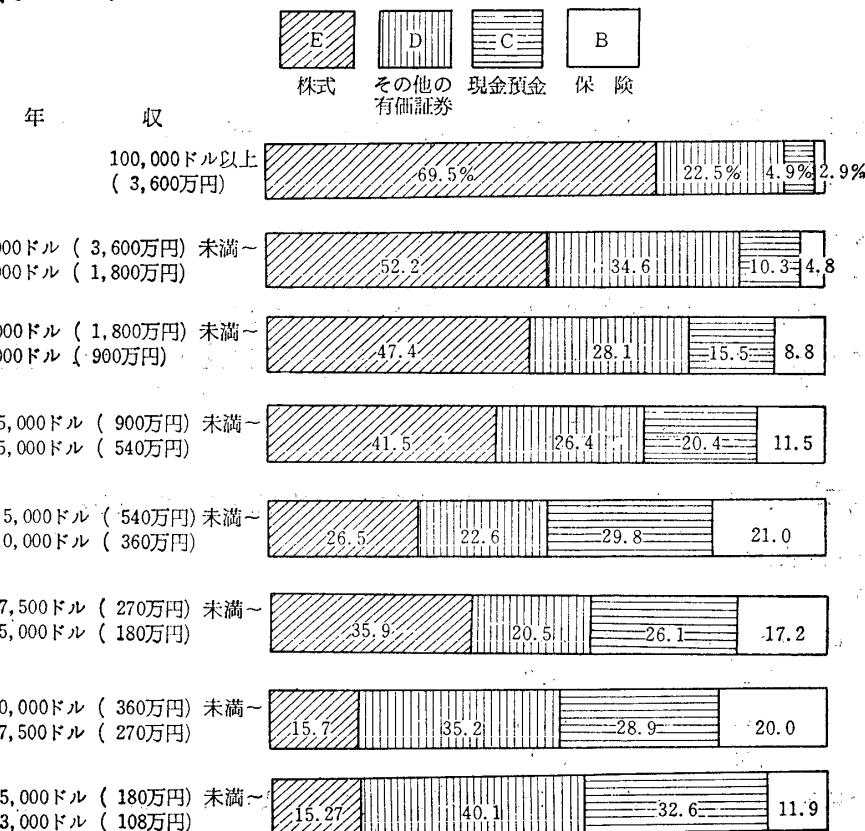


図3-2 米国の資産階層別金融資産バランス（資料：アメリカ連邦準備制度月報1964年）

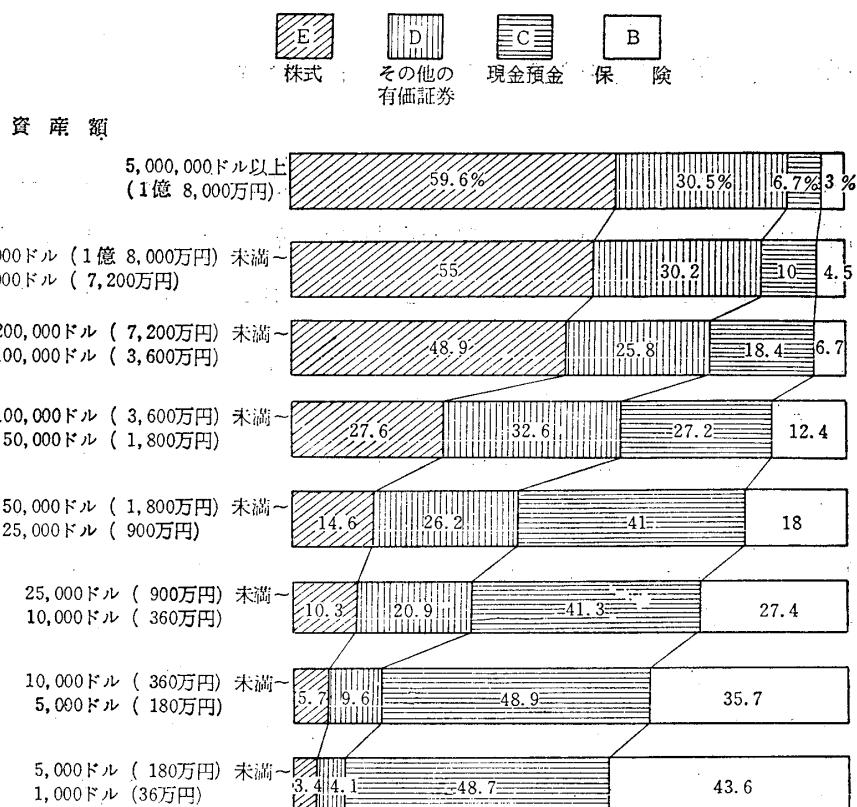
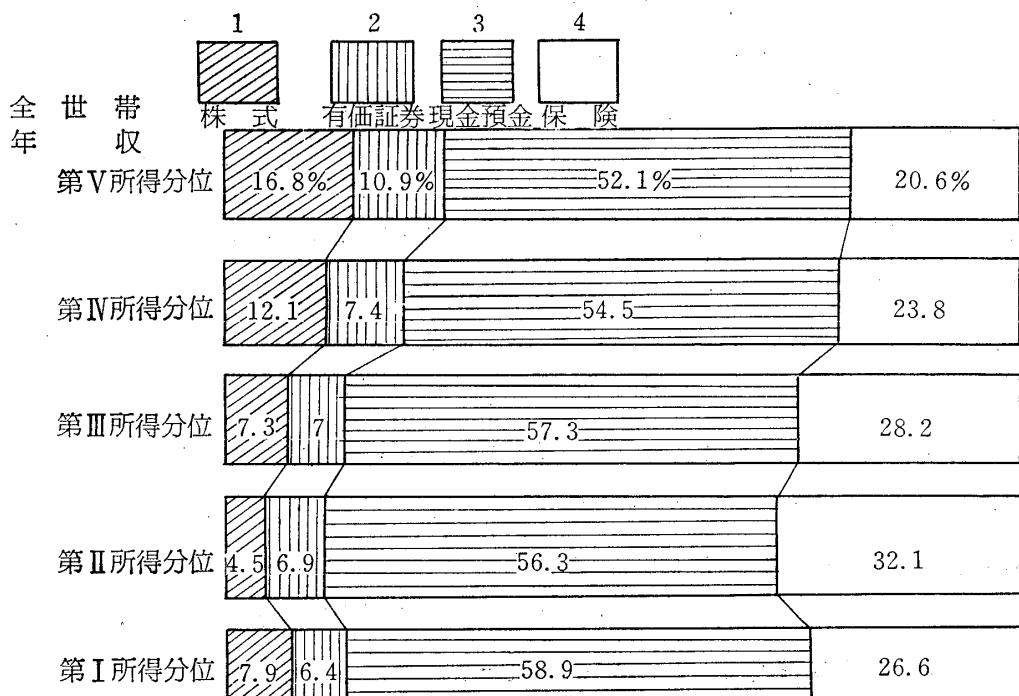
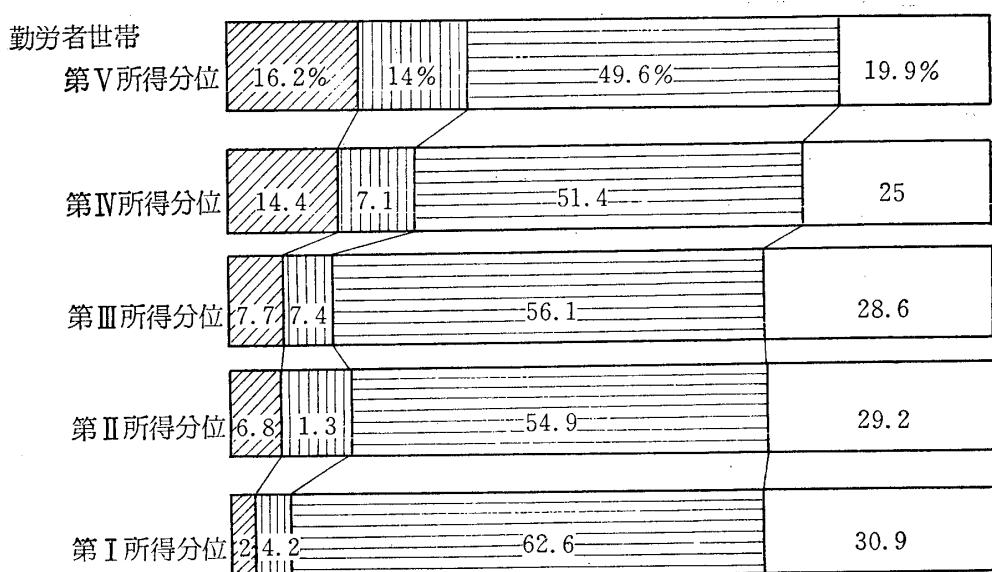


図3-3 所得階層別金融資産バランス



資料：昭和43年貯蓄動向調査

図3-4 所得階層別金融資産バランス



資料：昭和43年貯蓄動向調査

る。すなわち、株式の保有割合は資産額が大きいほど大きくなり、現金預金の保有割合は資産額が大きいほど小さくなる。一方、株式を除いた有価証券の保有割合は資産額が大きくなるにしたがってある程度まで増加するが、資産額がある程度以上になるとほぼ一定となる傾向がある。

貯蓄動向調査から日本の場合について、所得階層別の金融資産保有割合の図を全世帯と勤労者世帯についてえがいてみると、図3—3および図3—4のようになる。これを図3—1の米国の場合と比較すると、日本の家計がいかに大きな割合で現金預金を保有しているかが明らかとなろう。日本の最高所得の第V所得分位さえも米国の最低所得階層よりもはるかに現金預金の保有割合が大きく、株式およびその他有価証券の保有割合は小さい。これはまさしく金融資産保有額／所得の日米差である。

このように、所得水準を固定しても、米国の個人有価証券の保有割合は日本よりもはるかに大きい。この結果は、平均としての有価証券保有額／所得の値が米国で大きいことを少数の高所得者または金持に帰することが出来ないことを示している。また、たとえ、少数の金持（金融資産保有額／所得の値が大きいという意味でとらえる）のポートフォリオが有価証券に偏っているのが原因であったとしても、この金持の資産構成はわれわれの仮説と一致している。

#### 4. 金融資産形態別保有比率の日米比較

表4—1と表4—2は日本と米国の個人が金融資産を保有しているかどうかの比率を表したものである。表4—1で注意すべきことは、米国の場合には年間所得1万ドル以上の高所得階層だけについての調査である点である。したがって、日本の最高所得階層よりも米国の最低所得階層の方が、為替レート換算で2倍ほど所得が大きい。

この点を頭において、表4—1および表4—2を比較すると、通貨性預金、貯蓄性預金および生命保険の保有比率は日米間でほとんど差がないとともに、両国の所得階層間でもほとんど差がない。この結果は今までの分析から当然といえる。すなわち、これらの金融資産は、金融資産保有額／所得の値が小さい家計でも保有されるからである。

これに対して、株式およびその他有価証券の保有比率は日米間でかなり差があるとともに、所得階層が大になるほど保有比率が上昇してゆく傾向が見られる。この比較からきわめて興味ある結果が読みとれる。すなわち、所得階層別データによる金融資産形態別保有割合の比較で認められたほどの差が、日米間の株式およびその他有価証券の保有比率の差にはあらわれてこないことである。所得を固定すれば、その他有価証券に関しては明らかに日本の方が保有比率は高い。株式に関しても、日本の保有比率は米国の所得と株式保有比率の関係式の上にちようど載っているように見える。

表4-1 米国の所得階層別金融資産保有比率

	\$10,000— 15,000	\$15,000— 30,000	\$30,000— 75,000	\$75,000— 150,000	\$150,000— 300,000	\$300,000 以上
株式債券	49	77	85	96	99	99
地方債券	10	17	24	31	36	35
財務省証券	10	8	23	48	52	65
時蓄債券	1	6	9	14	20	29
当座性預金	46	53	50	51	46	45
時蓄性預金	81	94	99	99	99	100
生命保険	67	79	84	78	74	70
	9	90	90	91	85	79

資料：(Economic Behavior of the Affluent) The Brookings Institution, 1966.

単位 %

表4-2 日本の所得階層別（相対5分位）資産保有比率

	I	II	III	IV	V
株式債券	6.9	9.5	14.7	25.9	34.0
株式投資信託	5.3	8.8	10.8	15.2	24.3
公社債投資信託	1.3	2.2	3.1	3.9	11.5
貸付信託金銭信託	1.0	2.2	2.8	3.6	9.7
通貨性預金	2.7	5.8	7.3	9.7	13.9
時蓄性預金	79.5	87.0	90.2	91.3	93.3
生命保険	62.4	71.5	75.1	79.9	83.4
	80.4	89.9	91.0	93.1	95.6

資料：貯蓄動向調査 昭和43年全世帯

単位 %

このように、米国の個人の有価証券の保有割合が日本よりも圧倒的に大きい理由として有価証券市場の発展の差および有価証券の普及率の差をあげることはあたらないことがわかる。

以上の分析によって、わが国のクロスセクションデータによる分析から得た結果と、日米比較による結果は金融資産保有額／所得の重要性という意味でまったく同じ結論を得る。

## 5. 金融資産保有額／所得の日米比較

すでに、金融資産選択行動の日米比較を行った。ここで、日米の個人の金融資産構成の差は金融資産保有額／所得の値の差で説明出来ることが明らかになった。すなわち、米国の金融資産保有額／所得の値は日本のそれよりも圧倒的に大きいために、米国の金融資産保有構成は有価証券にかたよっているのである。それでは、なぜ米国の金融資産保有額／所得の値は日本のそれより圧倒的に大きいのであろうか。この問題を解決するのが、ここでの主な目的である。この1つの説明として、日本では戦後のインフレのため個人の金融資産のストックが無になってしまったが、米国では

そうではなかったということがある。これはどのくらいの説明力を持っているのであろうか。この説明の検証を含めて、以下分析を進めてゆく。

今、記号を次のように定めよう。

$F_t = t$  期末における金融資産保有額

$Y_t = t$  期における所得

$S_t = t$  期における金融資産貯蓄率…… $\Delta F_t/Y$

$h_t = t$  期における所得増加率

所得増加率  $h_t$  が毎期同じであるとすれば次の式が成立する。

$$\frac{F_t}{Y_t} = \frac{F_{t-1} + s_t Y_{t-1} (1+h)}{Y_{t-1} (1+h)} = \frac{F_0 + s_1 Y_0 (1+h) + s_2 Y_0 (1+h)^2 + \dots + s_t Y_0 (1+h)^t}{Y_0 (1+h)^t} \quad (5-1)$$

ここでは、国際比較というマクロベースの  $F_t/Y_t$  の決定を扱うこと、米国の長期時系列データで見ると貯蓄率はほぼ一定であるし、日本の最近の貯蓄率もほぼ横ばいに推移していることから、金融資産貯蓄率を一定として展開してもよいであろう。

この時、(5-1) 式は次のように書きかえられる。

$$\begin{aligned} \frac{F_t}{Y_t} &= \frac{F_0}{Y_0 (1+h)^t} + \frac{s \{ (1+h) + (1+h)^2 + \dots + (1+h)^t \}}{(1+h)^t} \\ &= \frac{F_0}{Y_0 (1+h)^t} + \frac{(1+h) s \{ (1+h)^t - 1 \}}{h (1+h)^t} \end{aligned} \quad (5-2)$$

この式を、 $h > 0$  のもとで  $t \rightarrow \infty$  とすると、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{F_t}{Y_t} = \frac{(1+h)s}{h}$$

となり、ある値に単調に収れんする性質を持っている。図5-1に示すように、 $\frac{F_0}{Y_0} < \frac{(1+h)s}{h}$  ならば、下から  $\frac{(1+h)s}{h}$  に収れんするし、また  $\frac{F_0}{Y_0} > \frac{(1+h)s}{h}$  ならば、上から  $\frac{(1+h)s}{h}$  に収れんする。したがって、ある国の金融資産保有額／所得の値の水準を決定するものは収れん値である  $\frac{(1+h)s}{h}$  が基本的なものとしてあり、この収れん値にどれだけ近づいているのかということが第2の条件としてある。わが国の金融資産保有額／所得の相対的低さの説明としての戦後インフレ説は後者を強調したものである。

そこで、これらの関係をより明らかにするために、日米の実際のデータで、 $\frac{(1+h)s}{h}$  の値と収れんの程度を見ることにしよう。

表5-1は日米両国1955年から1968年までの個人の金融資産保有額／所得、所得増加率、金融資産貯蓄率および  $(1+h)s/h$  の値を示したものである。また、1956年から1968までの所得増加率  $h$  および金融資産貯蓄率  $s$  の平均値に見合った  $(1+h)s/h$  も計算してある。さらに、日本の1956～1958年の金融資産貯蓄率は1959～1968年の金融資産貯蓄率にくらべてかなり低めであるので、

1959～1968年平均の所得増加率と金

融資産貯蓄率に見合った  $(1+h)s/h$  も計算してある。この結果を見ると、米国の  $(1+h)s/h$  は日本のそれにくらべて 2 倍ほど大きいのがわかる。すなわち、日本の1956～68年平均の 14.7, 1959～68年平均の 14.2 に対して、米国の1956～1968年平均の  $(1+h)s/h$  は 3.05 となっている。この差は所得増加率と金融資産貯蓄率のどちらによってひきおこさ

れているのであろうか。まず、金融資産貯蓄率は、米国の1956～68年平均 18.5% に対し、日本では 1956～68 年平均 17.9%, 1959～68 年平均 18.8% であり、等しいといってよい。これに対し、個人所得増加率は、米国の1956～68年平均 6.4% に対し、日本の1956～68年平均の 13.9%, 1959～68年平均 15.3 で、倍以上の高さである。これから、わが国の所得増加率の高いことが金融資産保有額／所得の収れん値  $(1+h)s/h$  の値を低くしていることがわかる。

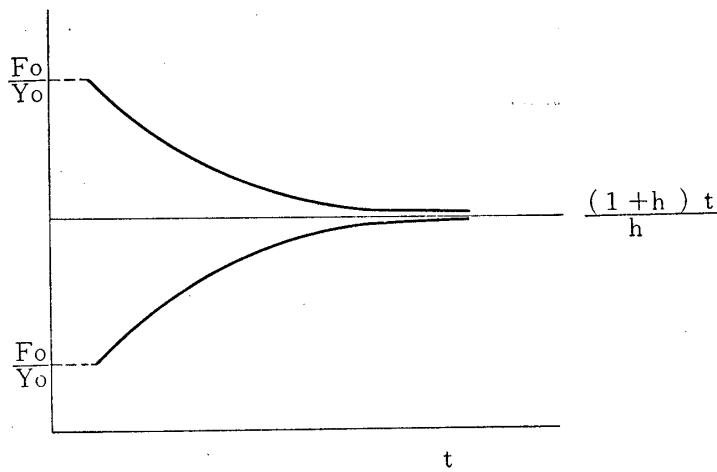
次に、日米の金融資産保有額／所得の値が収れん過程のどの位置にあるかを見よう。これは、図 5-2 にえがいてある。図 5-2 を見ると、日米の金融資産保有額／所得の値が、平均的な値に近づきつつあるのがよくわかる。そして、日本の平均的な  $(1+h)h/s$  と実際の  $F/Y$  のへだたりは、米国のへだたりとほとんど同じであるということもわかるであろう。これから、日本の金融資産保有額／所得の低くさを戦後のインフレのせいにすることは出来ない。すなわち、それは  $(1+h)h/s$  の低さをもたらす、所得増加率  $h$  が高いためなのである。

図 5-1 を見ると、米国の実際の金融資産保有額／所得 ( $F/Y$ ) は日本の場合のようにスムーズな上昇を示しておらず、かなり変動が激しい。この理由を明らかにするために金融資産保有額／所得を次のように書き表わそう。

$$\frac{F_t}{Y_t} = \frac{F_{t-1} + s(h+1)Y_{t-1}}{(h+1)Y_{t-1}} = \frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} \left( \frac{1}{1+h} \right) + s \quad (5-3)$$

この式から前年の  $F/Y$  にくらべて今年の  $F/Y$  が上昇するか下降するかは、所得増加率  $h$  と金融資産貯蓄率  $s$  に依存することがわかる。表 5-1 から明らかなように、米国の所得増加率は比較的安定しているのに対し、金融資産貯蓄率はきわめて変動が激しい。一方、日本の場合には所得増加率、金融資産貯蓄率ともに比較的安定している。これから、米国の金融資産保有額／所得の変動の激しさは金融資産貯蓄率の変動が激しいためであるということが出来よう。それでは、な

図 5-1



日本

表 5-1

	個人所得 Y	金融資産 保有額F	F Y	個人所得 伸び率h	金融資産 貯蓄率S	(1+h) S h
1955	7,009	5,374	0.77			
56	7,651	6,638	0.87	0.092	0.165	1.96
57	8,535	7,785	0.91	0.116	0.134	1.29
58	9,065	9,311	1.03	0.062	0.168	2.88
59	10,074	11,750	1.17	0.111	0.242	2.42
60	11,679	14,603	1.25	0.159	0.244	1.79
61	13,749	17,135	1.25	0.177	0.184	1.22
62	16,001	20,631	1.29	0.164	0.218	1.55
63	18,692	24,036	1.29	0.168	0.182	1.27
64	21,434	27,254	1.27	0.147	0.150	1.17
65	24,544	33,399	1.36	0.145	0.250	1.97
66	27,937	38,594	1.38	0.138	0.186	1.53
67	32,398	45,057	1.39	0.160	0.199	1.44
68	37,649	53,971	1.43	0.162	0.237	1.70
56~68平均			1.12	0.139	0.197	1.61
59~68平均			1.31	0.153	0.229	1.73

米国

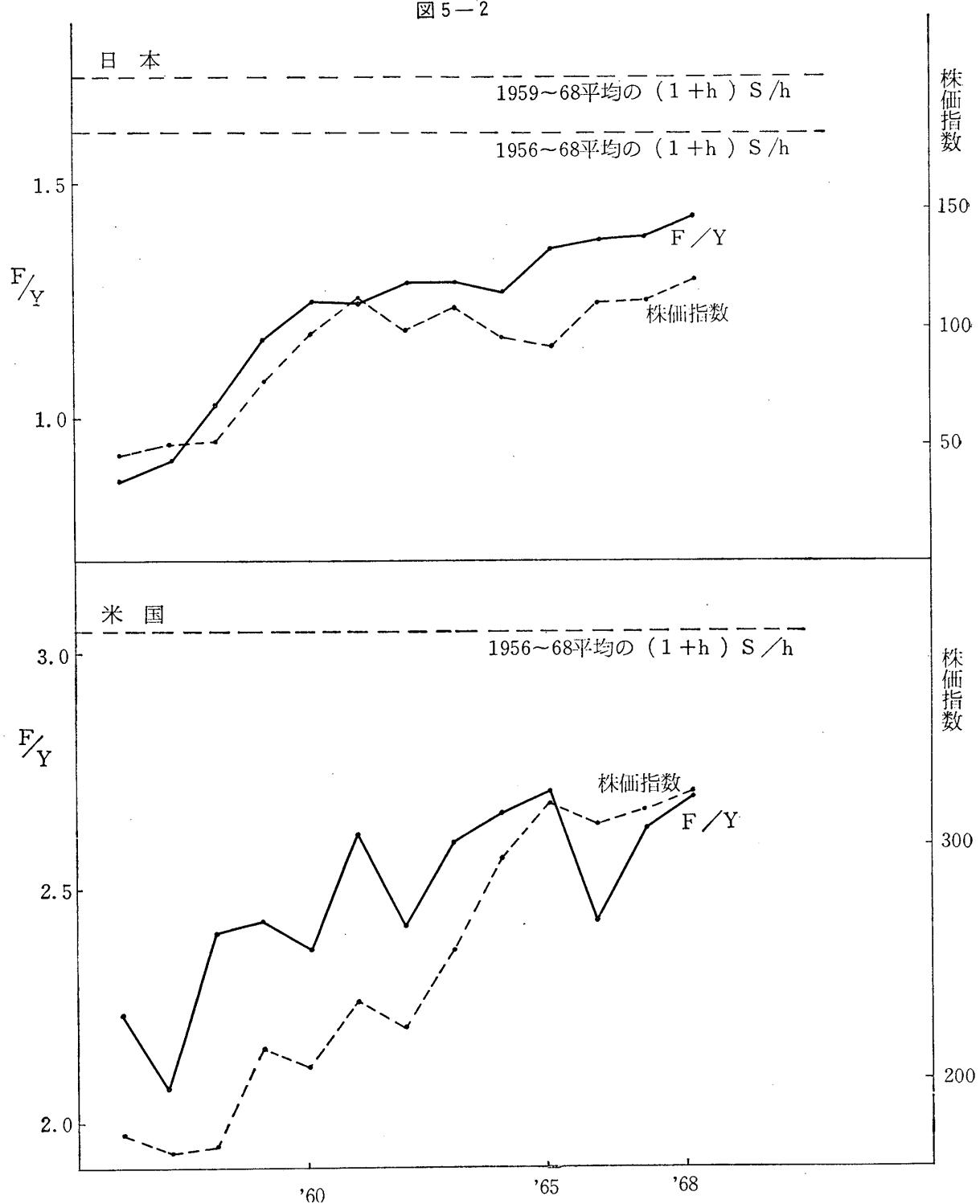
	個人所得 Y	金融資産 保有額F	F Y	個人所得 伸び率h	金融資産 貯蓄率S	(1+h) S h
1955	3,102	6,956	2.24			
56	3,329	7,407	2.23	0.073	0.136	1.99
57	3,514	7,287	2.07	0.056	-0.034	—
58	3,603	8,648	2.40	0.025	0.378	15.31
59	3,809	9,313	2.43	0.066	0.173	2.79
60	4,013	9,495	2.37	0.045	0.045	1.05
61	4,176	10,956	2.62	0.041	0.350	8.97
62	4,424	10,714	2.42	0.059	-0.055	—
63	4,641	12,083	2.60	0.049	0.295	6.30
64	4,999	13,302	2.66	0.077	0.244	3.41
65	5,410	14,684	2.71	0.082	0.256	3.36
66	5,925	14,433	2.44	0.095	-0.042	—
67	6,370	16,761	2.63	0.075	0.366	5.23
68	6,963	18,774	2.70	0.093	0.289	3.39
56~68平均			2.48	0.064	0.185	3.05

ぜ、米国の金融資産貯蓄率はこのように変動が激しいのであろうか。その1つは、株式の評価を時価でとっているため、株価が変動すれば、金融資産保有残高が変動し、金融資産保有残高の増加を所得で除したものとして定義される金融資産貯蓄率は大きく変動するためであろう。それならば、株価が米国同様に変動する日本の個人の金融資産貯蓄率はなぜ比較的安定しているのであろうか。これらの点を以下明らかにしてゆこう。

今、金融資産貯蓄率を次のように展開しよう。

$$S = \frac{\Delta F_t}{Y_t} = \frac{F_t kr + SY_t - F_{t-1}}{Y_t} = \frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} \left( \frac{kr}{1+h} \right) + S \quad (5-4)$$

図 5-2



ここで、記号は次の意味である。

$F_t = t$  期末における金融資産保有額

$Y_t = t$  期における所得

$k =$  金融資産保有額に対する株式保有の割合

$s =$  金融資産貯蓄率

$S =$  株価を固定した場合の金融資産貯蓄率

$r =$  株価上昇率

$h =$  所得増加率

(5-4) 式は金融資産貯蓄率を株価の値上がりによる部分と株価を固定した場合の貯蓄率にわけたものである。これを見ると、 $S$  を一定とした時、前期末の株式保有割合および前期の金融資産保有額／所得が高いほど、また、所得増加率が低いほど、株価変動の金融資産貯蓄率に与える影響は大きいということがわかる。日米間のこれらの値を1956年～1968年の平均値で比べると次のようになる。

株式保有割合	日本 0.182	米国 0.423
--------	----------	----------

金融資産保有額／所得	日本 1.171	米国 2.248
------------	----------	----------

所得増加率	日本 0.139	米国 0.064
-------	----------	----------

すなわち、株式保有割合および金融資産保有額／所得は米国の方がはるかに大きく、また所得増加率は日本の方がはるかに高いのであるから、株価変動の金融資産貯蓄率に与える影響は米国の方がずっと大きいのは当然である。これらの数字を使って株価変動の影響力ともいえる  $\frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} \left( \frac{k}{1+h} \right)$  を計算してみると、日本の0.186に対し、米国の値は0.894にもなる。これは、株価が10%変化した時、日本では金融資産貯蓄率が1.86%しか変化しないのに、米国では8.94%も変化することを意味している。このように、米国では株価の変動が金融資産貯蓄率を大きく変動させ、また、金融資産保有額／所得の値を変動させることになるのである。

## 6. 金融資産保有額／所得の決定

前節では、日米の残高データから日米の金融資産保有額／所得の決定の分析を行なって来た。その結果、金融資産保有額／所得は各国である收れん値を持っていることが明らかとなつた。しかも、この收れん値は金融資産貯蓄率および所得増加率からなっているためこの値の計算には金融資産の残高データを必要としないのである。よって、金融連関表のフロー表が存在するイギリス、フランス、西ドイツについてもこの收れん値の計算が可能である。金融資産保有額／所得の日米比較分析から明らかになったように、金融資産保有額／所得の收れん値は、その国の金融資産保有額／所得の現実値をかなりよく反映している。そこで、イギリス、フランス、西ドイツの3カ国について

1963年から1968年までの6カ年の金融資産貯蓄率  $S$  と所得増加率  $h$  から金融資産保有額／所得の収れん値  $(1+h)s/h$  を計算して見た。このデータと結果は表6-1に示してある。これ見ると、イギリスが1.072、フランスが0.783、西ドイツが1.133というかなり低い収れん値を持っていることがわかった。

しかし、これらの値を前節で求めた日米の収れん値と直接比較することは出来ない。なぜなら、前節の日本と米国の金融資産貯蓄率には株価上昇の影響が含まれているのに対し、イギリス、フランス、西ドイツの3カ国の金融資産貯蓄率には株価上昇の影響が含まれていないからである。そこで、日本についても、西欧3国と同じ次元で、金融資産保有額／所得の収れん値を計算してみた。この

表6-1 イギリス、西ドイツおよびフランスの  $(1+h)S/h$   
イギリス (億ポンド)

	個人所得	金融資産貯蓄	金融資産貯蓄率	所得増加率	$(1+h)S/h$
1963	25604	1736			
64	27670	2054	0.074	0.081	
65	30090	2030	0.067	0.087	
66	32092	1972	0.061	0.067	
67	33653	2747	0.082	0.049	
68	36232	2717	0.075	0.077	
平均値			0.072	0.072	1.072

西ドイツ (億マルク)

1963	3281	224			
64	3601	284	0.079	0.098	
65	3985	345	0.089	0.107	
66	4270	328	0.077	0.072	
67	4337	321	0.074	0.016	
68	4719	375	0.079	0.088	
平均値			0.080	0.076	1.133

フランス (億フラン)

1963	3566	259			
64	3927	262	0.067	0.101	
65	4253	242	0.057	0.083	
66	4597	313	0.068	0.081	
67	4997	348	0.070	0.087	
68	5547	372	0.067	0.110	
平均値			0.066	0.092	0.783

データと結果は表6-2に示してある。これを見ると、日本の収れん値は1.380と株価上昇を含めた場合の収れん値1.61とそれほど異なるが、米国の収れん値は1.187というきわめて低い数値になる。また、所得増加率が1964以後よりもかなり低かった1954年から1963年の平均値で計算した場合でも1.755であり、株価上昇率を含めた場合の収れん値である3.05よりもずっと低い。これから、株価上昇率がいかに金融資産保有額／所得の値に重大な影響を与えていたかということが明らかとなった。

そこで、金融資産保有額／所得を決定するための式には株価上昇率を陽表的に導入しなければならないことになる。この目的のためには貯蓄率を次のように定義しなおすことが必要であろう。

$$S_t = \frac{k_{t-1}rF_{t-1} + SY_t}{Y_t} \quad (6-1)$$

ここで各記号は次のことを意味する

$S$  = 株価上昇を含めた場合の金融資産貯蓄率

表6-2 日本と米国の  $(1+h)S/h$  (金融資産貯蓄率に株価上昇率を含めない場合)

日本 (10億円)

	個人所得	金融資産貯蓄	金融資産貯蓄率	所得増加率	$(1+h)S/h$
1963	18692	3222.5			
64	21434	3721.9	0.174	0.147	
65	24544	4033.1	0.164	0.145	
66	27937	5231.3	0.187	0.138	
67	32398	6083.0	0.188	0.160	
68	37649	7004.1	0.186	0.162	
			0.180	0.150	1.380

米国 (億ドル)

1963	4641	411			
64	4999	472	0.094	0.077	
65	5410	530	0.098	0.082	
66	5925	482	0.081	0.095	
67	6370	609	0.096	0.075	
68	6963	619	0.089	0.093	
			0.092	0.084	1.187

米国 (億ドル)

1953	2883				
54	2898	206	0.071	0.005	
55	3102	258	0.083	0.070	
56	3329	273	0.082	0.073	
57	3514	272	0.077	0.056	
58	3603	303	0.084	0.025	
59	3839	330	0.086	0.066	
60	4013	234	0.058	0.045	
61	4176	351	0.084	0.041	
62	4424	441	0.100	0.059	
63	4641	437	0.094	0.049	
			0.082	0.049	1.755

る。したがって、 $F_t - aY_t$  は有価証券および生命保険保有額を示す。また、 $F_t - aY_t$  に  $b$  を乗ずれば株式保有額になることは定義的に明らかである。ただし、 $F_t - aY_t \geq 0$  でなければならない。有価証券のなかの選択の問題および生命保険に関する行動の分析はほとんど行なっていないので、ここでは有価証券と生命保険の合計に対する株式の割合は一定として処理しておく。

(6-2) 式を (6-1) 式に代入すると、金融資産貯蓄率は次のようになる。

$$S_t = \frac{rb}{(1+h)} \cdot \frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{abr}{(1+h)} + S \quad (6-3)$$

ここで、再び (5-1) 式を示そう。

$S$ =株価上昇を含めない場合の金融資産貯蓄率

$k_t=t$  期における金融資産に占める株式の保有割合

$r$ =株価上昇率

すなわち、 $k_{t-1}F_{t-1}$  は前期末における株式保有額であり、 $rk_{t-1}F_{t-1}$  は  $t$  期における株価変動による金融資産の変動額である。したがって、この式には、 $t$  期中に投資した株式の変動は含めていない。

株式保有割合  $k_t$  は次のようにあらわされる。

$$k_t = \frac{E_t}{F_t} = \frac{(F_t - aY_t)b}{F_t} \quad (6-2)$$

ここで、記号は次のことを意味している。

$E_t$ =株式保有額

$a$ =預金の所得に対する割合

$b$ =有価証券および生命保険の合計に占める株式の割合

預金の所得に対する割合がほぼ一定であることは、理論的にも明らかになっている。すなわち、 $aY_t$  は  $t$  期における預金保有額を示している

$$\frac{F_t}{Y_t} = \frac{F_0 + s_1 Y_0 (1+h) + s_2 Y_0 (1+h)^2 + \dots + s_t Y_0 (1+h)^t}{Y_0 (1+h)^t} \quad (5-1)$$

(6-3) 式を (5-1) 式に代入して整理すると、次のようになる。

$$\frac{F_t}{Y_t} = \left( S - \frac{abr}{1+h} \right) \left[ 1 + \frac{(1+rb)\{(1+rb)^{t-1} - (1+h)^{t-1}\}}{(rb-h)(1+h)^{t-1}} \right] + \frac{F_0 (1+rb)^t}{Y_0 (1+h)^t} \quad (6-4)$$

以上によって、 $t$  期の金融資産保有額／所得の値を株価変動を含めない金融資産貯蓄率  $\bar{S}$ 、株価変動率  $r$ 、所得増加率  $h$ 、初期値の金融資産保有額／所得の関係として表わすことが出来た。

また、この極限値をとると、

$$Z = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{F_t}{Y_t} = \infty \quad rb > h$$

$$Z = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{F_t}{Y_t} = \left( S - \frac{abr}{1+h} \right) \left( \frac{1+h}{h-rb} \right) \quad rb < h \quad (6-5)$$

となる。ここで、 $\frac{1+h}{h-rb} > 0$  であるから、 $S - \frac{abr}{1+h} < 0$  であれば、 $Z$  は負になってしまふ。この分析では、極限値が負である場合は考えないので、 $S - \frac{abr}{1+h} > 0$  でなければならない。

この式に、日本および米国の1956年から1968年までの各値の平均値（表 5-1）を代入して両国の収れん値を求めるとき、米国が3.161、日本が1.811となる。この値は貯蓄率に株価上昇率を含めた前のモデルで計算した収れん値である米国の3.05、日本の1.47とかなり似かよった数値となる。

日本と米国の収れん値の差はどの変数の差によって引き越されているのかを見るために、(6-5) 式を各変数で偏微分してみる。

$$\frac{\partial Z}{\partial S} = \left( 1 - \frac{1+rb}{rb-h} \right)$$

$rb-h \geq 0$  であるから、

$$\frac{\partial Z}{\partial S} > 0$$

$$\frac{\partial Z}{\partial r} = -\frac{r}{1+h} < 0$$

(6-5) 式で、 $br$  はいつも対になっているから、これを一つの変数とみなして、

$$\frac{\partial Z}{\partial br} = \frac{\bar{S}(1+h)-ah}{(rb-h)^2}$$

ここでは、下方から極限値に収れんすることだけを考えているから、

$$R_0 < \bar{S} - \left( \frac{abr}{1+h} \right) \left( \frac{1+h}{h-rb} \right) \quad \text{ただし, } R_0 = \frac{F_0}{Y_0}$$

よって

$$(1+h)\bar{S} - abr + R_0(rb-h) > 0 \quad (6-6)$$

すると、

$$\bar{S}(1+h) - ah = \bar{S}(1+h) - abr + a(br-h)$$

(6-6)式の条件から

$$\bar{S}(1+h) - abr + a(br-h) > \bar{S}(1+h) - abr + R(br-h) > 0 \quad (6-7)$$

したがって、

$$\frac{\partial Z}{\partial rb} > 0$$

$$\frac{\partial Z}{\partial h} = \frac{abr - (1+rb)\bar{S}}{(rb-h)^2}$$

$$abr - (1+rb)\bar{S} = abr - \bar{S}(1+h) - \bar{S}(rb-h)$$

現実には  $\bar{S}$  は  $a$  よりも小であるから、

$$abr - \bar{S}(1+h) - (rb-h) < abr - \bar{S} - \bar{S}(rb-h) > 0$$

したがって

$$\frac{\partial Z}{\partial h} < 0$$

である。

以上の結果から、金融資産貯蓄率  $\bar{S}$  が高いほど所得に対する預金の割合が小さいほど、有価証券および生命保険の合計に占める株式の割合  $b$  が大きいほど、株価の上昇率  $r$  が高いほど、また、所得増加率  $h$  が低いほど、金融資産保有額／所得の収れん値は大きくなる。これらの値を日米間で比較することは表 6-3 で出来る。これを見ると、 $a$  は日米ともに同じ、 $br$  は米国の方が大きく、 $h$  は日本の方が大きく、また  $\bar{S}$  は日本の方が大きい。

表 6-3

		日本	米国
預金の所得に対する割合	$a$	0.600	0.600
有価証券と生命保険合計に占める株式の割合	$b$	0.341	0.601
株価上昇を含めない場合の貯蓄率	$\bar{S}$	0.179	0.086
株価上昇率	$r$	0.116	0.072
所得増加率	$h$	0.139	0.064

すなわち、 $\bar{S}$  は日本の方が大きいのであるが、 $br$  と  $h$  がこれを相殺して、結果として米国の収れん値の方をはるかに高くしているのである。

ここで、もう 1 度、前節の図 5-2 にもどってみよう。図 5-2 では、日本の金融資産保有額／所得の値は比較的安定していたのに対して、米国の金融資産保有額／所得はきわめて変動が激しかった事実を見た。これを前節では米国の金融資産貯蓄率の変動によって説明して来た。しかし、株価上昇率を分離したモデルでは、他の説明が可能なはずである。1 つの方法はここで、変数として使用されている  $a$ ,  $b$ ,  $r$ ,  $\bar{S}$ ,  $h$  の変動の程度を日米間で比較することであろう。ところが、これら

の変動の程度を比較してみると、米国の方が変動が激しいといえるものは見あたらない。すると、他の要因に原因をもとめなければならない。

(6-5) 式を各変数で偏微分した偏微係数の実際の値を求めてみよう。この結果は表 6-2 に示している。表 6-2 を見ると、 $\partial Y / \partial a$  を除いて、偏微係数の絶対値は米国の方が圧倒的に大きいことがわかる。特に、株価上昇率の偏微係数は日本より米国の方が 17 倍も大きい。すなわち、株価上昇率が 1 % ポイント上昇した時に、日本の金融資産保有額／所得の収れん値は 0.0431 しか上昇しないのに対して、米国のそれは 0.74 も上昇することを意味している。これから、米国の金融資産保有額／所得の値がなぜ株価変動とともに変動するのかという理由をうまく説明出来る。

それでは、なぜ、日本の金融資産保有額／所得の値は各変数の変動に対して安定的であり、米国のは敏感なのであろうか。これを明らかにするために、次のような作業を行なってみた。すなわち、任意の 1 つの変数が米国と同じ値をとった時に、日本の各変数の偏微係数はどのように変化するかという計算である。

この計算結果は表 6-5 に示してある。

表 6-3 を見ると、米国の有価証券と生命保険の合計に占める株式の割合  $b$  と、所得増加率  $h$  を日本の場合に使用した時、日本の偏微係数の絶対値は大幅に増加する。特に、米国の所得増加率を使用した時には、各偏微係数の絶対値は数十倍にまで高まる。一方、米国の株価上昇率  $r$  を使った時にはほとんど変化がない。また、米国の金融資産貯蓄率を使った場合には、逆に各偏微係数の絶対値が下落する。以上の結果を見ると、米国の金融資産保有額／所得の収れん値が、各変数の変動に対して敏感に反応するのは、有価証券と生命保険の合計に対する株式の割合  $b$  が大きく、そして、所得増加率  $h$  が低いためということが出来る。そして、これらは金融資産貯蓄率  $S$  の低さをおぎなってあまりあるのである。

以上の分析は、金融資産保有額／所得の収れん値に対する各変数の影響力の分析であった。したがって、各年の金融資産保有額／所得の実際値の変動を説明するものではない。このためには、金融資産保有額／所得を次のように定式化しなければならない。

表 6-4

	日 本	米 国
$\frac{\partial Y}{\partial a}$	- 0.102	- 0.068
$\frac{\partial Y}{\partial S}$	11.45	51.33
$\frac{\partial Y}{\partial b}$	1.47	8.90
$\frac{\partial Y}{\partial r}$	4.31	74.28
$\frac{\partial Y}{\partial h}$	-16.42	-148.51

表 6-5

	$\partial Y / \partial b$	$\partial Y / \partial r$	$\partial Y / \partial h$	$\partial Y / \partial S$
日本の場合	1.47	4.31	-16.42	11.45
米国の $b$ を使った時	2.91	15.09	-31.17	16.44
" " $r$ "	1.17	5.53	-12.88	10.05
" " $h$ "	29.52	86.78	-271.76	43.54
" " $S$ "	0.17	0.50	-10.51	-

$$\frac{F_t}{Y_t} = \frac{F_{t-1} + S_t Y_{t-1} (1+h)}{Y_{t-1} (1+h)} \quad (6-7)$$

この式に、(6-3) 式を代入して整理すると、

$$\frac{F_t}{Y_t} = \left( \frac{1+br}{1+h} \right) \frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{abr}{1+h} + S \quad (6-8)$$

となる。

これを、各変数でそれぞれ偏微分してみよう。

$$\frac{\partial F_t / Y_t}{\partial h} = \frac{abr}{(1+h)^2} - \frac{(1+br) F_{t-1}}{(1+h)^2 Y_{t-1}} \quad (6-9)$$

$$\frac{\partial F_t / Y_t}{\partial r} = -\frac{ab}{1+h} + \left( \frac{b}{1+h} \right) \frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} \quad (6-10)$$

$$\frac{\partial F_t / Y_t}{\partial S} = 1$$

ここで、 $a$  および  $b$  で偏微分することは意味がない。なぜなら、(6-1) 式からわかるとおり、 $a$ 、 $b$  は前期に決定されてしまった値であり、今期の  $a$ 、 $b$  の変化は来期に影響を与えるものである。

さて、(6-9)、(6-10) を見れば明らかなように、偏微係数は前期の金融資産保有額／所得の値によって影響をうける。したがって、偏微係数の実際値を計算する時には、前期の金融資産保有額／所得のいくつかのケースについて計算しなければならない。この計算結果は表 6-6 に示してある。

表 6-6 からいくつかの特徴が読みとれる。第 1 に、前期の金融資産保有額／所得の値が大きければ大きほど偏微係数の値は大きくなる。この傾向は変化率にした場合でもいえる。特に株価上昇率の場合にはこの傾向は著しい。第 2 に、所得増加率  $h$  の偏微係数の方が、株価上昇率の偏微係数よりも絶対値でかなり大きい。この結果は、金融資産保有額／所得の収れん値に対する偏微係数と齊合的である。第 3 に、日本の偏微係数よりも米国の偏微係数の方が大きい。しかし、その差は所得増加率で 1.3 倍、株価上昇率で 2 倍程度であり、収れん値に対する偏微係数の日米差ほど大きくはない。しかし、これは、前期の金融資産保有額／所得の値を同一にした時の話であって、日本と米国の最近の金融資産保有額／所得の水準で比較すると日米の偏微係数の差はかなり大きくなる。すなわち、前期の金融資産保有額／所得が 1.2 の日本の  $h$  の偏微係数は -0.88 であるのに対し、前期の金融資産保有額／所得が 2.7 の  $h$  の偏微係数は -2.47 と約 3 倍の大きさである。また、上の前期の金融資産保有額／所得に対応する日本の  $r$  の偏微係数は 0.17 であるのに対し、米国のそれは 1.18 で、約 7 倍の大きさである。これから、米国では、各変数の変動に対して、金融資産保有額／所得の値がいかに敏感に変動するかが理解出来るであろう。

次に、金融資産保有額／所得の収れん値の分析のところで行なったと同じ計算を行なおう。すな

表 6-6

$$F_t/Y_t = \left( \frac{1+br}{1+h} \right) \frac{F_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{abr}{1+h} + \bar{S}$$

の各変数の偏微係数

$F_{t-1}/Y_{t-1}$	日本 $\partial R/\partial h$	米国 $\partial R/\partial h$	日本 $\partial R/\partial r$	米国 $\partial R/\partial r$
0.3	-0.20	-0.25	—	—
0.6	-0.43	-0.52	0.00	0.00
0.9	-0.65	-0.80	0.08	0.16
1.2	-0.88	-1.08	0.17	0.33
1.5	-1.10	-1.35	0.26	0.50
1.8	-1.32	-1.63	0.34	0.67
2.1	-1.55	-1.91	0.43	0.84
2.4	-1.77	-2.18	0.52	1.01
2.7	-2.00	-2.46	0.60	1.18
3.0	-2.22	-2.74	0.69	1.35
3.3	-2.45	-3.01	0.78	1.52
3.6	-2.67	-3.29	0.86	1.69

表 6-7

米国の変数の各々を日本の場合に使用した時の偏微係数

$F_{t-1}/Y_{t-1}$	米国の b を とった時 $\partial R/\partial h$	米国の r を とった時 $\partial R/\partial h$	米国の h を とった時 $\partial R/\partial h$	米国の b を とった時 $\partial R/\partial r$	米国の r を とった時 $\partial R/\partial r$	米国の h を とった時 $\partial R/\partial r$
0.3	-0.20	-0.21	-0.25	—	—	—
0.6	-0.43	-0.43	-0.52	0.00	0.00	0.00
0.9	-0.66	-0.65	-0.80	0.15	0.08	0.09
1.2	-0.89	-0.87	-1.08	0.30	0.17	0.19
1.5	-1.12	-1.09	-1.35	0.45	0.26	0.28
1.8	-1.35	-1.31	-1.63	0.61	0.34	0.38
2.1	-1.58	-1.53	-1.90	0.76	0.43	0.48
2.4	-1.81	-1.75	-2.18	0.91	0.52	0.57
2.7	-2.04	-1.97	-2.45	1.07	0.60	0.67
3.0	-2.27	-2.20	-2.73	1.22	0.69	0.76
3.3	-2.50	-2.42	-3.00	1.37	0.78	0.86
3.6	-2.74	-2.64	-3.28	1.52	0.86	0.96

注、ここで  $R = F_t/Y_t$  である。

わち、日本のケースに、米国の各変数を 1 つづとりかえて使用した時の各変数の偏微係数を計算する。この計算結果は表 6-5 に示してある。表 6-7 からは次のような特徴を読みとれる。まず、所得増加率  $h$  の偏微係数は、米国の  $b$  あるいは  $r$  を使用してもほとんど変化がないが、米国の  $h$  を使用すると絶対値はかなり大きくなり、米国の  $h$  の偏微係数の値とほとんど同じとなる。一方、株価上昇率の偏微係数は、米国の  $r$  あるいは  $h$  を使用した時にはほとんど変化がないが、米国の  $b$  を使用した時には倍近い上昇を示す。以上の結果から、米国の金融資産保有額／所得の変動が激しい原因としては、所得増加率が低いこと、有価証券と生命保険の合計に占める株式の割合が高いこと、および金融資産保有額／所得の値が高水準にあることをあげることが出来る。

もう 1 つの問題として、米国の金融資産保有額／所得の値が高いのは日本のような激しいインフレがなかったためなのかどうかというのである。前の株価上昇を考えないモデルでは金融資産保有額／所得の値はかなり急速に収れん値に近づくという結論を得ていた。すなわち、米国の金融資産

保有額／所得の値が日本と比して現在高水準にあるのは戦後のインフレがなかったためではなく、収れん値自身が日本よりもかなり高い水準にあるためということであった。この結論は株価上昇率を導入したモデルではどのように変わるのか、または変わらないのかの検討を行なってみよう。このために、(6-8)式を使って、 $F_0/Y_0$  をゼロとし、 $a, b, h, r, S$  の日本と米国の値を使用して、両国の  $F_t/Y_t$  の推移を計算してみた。この結果は表 6-8 および図 6-1 に示してある。図 6-1 を見ると、日本と米国はまったく対照的であるのがわかる。すなわち、最初は日本の方が金融資産保有額／所得の伸び率が高いが、まもなく、急速な伸び率のてい減状態に入る。一方、米国の金融資産保有額／所得は、最初は日本よりもゆるやかに上昇するけれども、伸び率はあまりてい減しない。その結果、42年後には米国の金融資産保有額／所得は日本の水準を追い越してしまう。この状態を別の言葉で表現すれば、日本の金融資産保有額／所得は急速に収れん値に収れんしてゆくけれども、米国の金融資産保有額／所得の収れん速度はきわめておそい。表 6-5 には株価上昇率を金融資産貯蓄率に含めたモデルの  $F/Y$  の推移も出ているが、収れん値の80%水準に到達するための必要な年数は株価上昇率を考えないモデルでは米国が27年、日本が14年である。一方、今回の株価上昇率を考えたモデルでは、80%水準に到達するために必要な年数は日本19年とあまり変化がないのに対して、米国は90年も必要とする。このことから、現在の日本の金融資産保有額／所得の水準は戦後のインフレの影響をあまり受けないが、米国の金融資産保有額／所得の値は戦後の悪性インフレがなかったからこそ、日本より2倍も高い水準を現在保っていることが出来る。すなわ

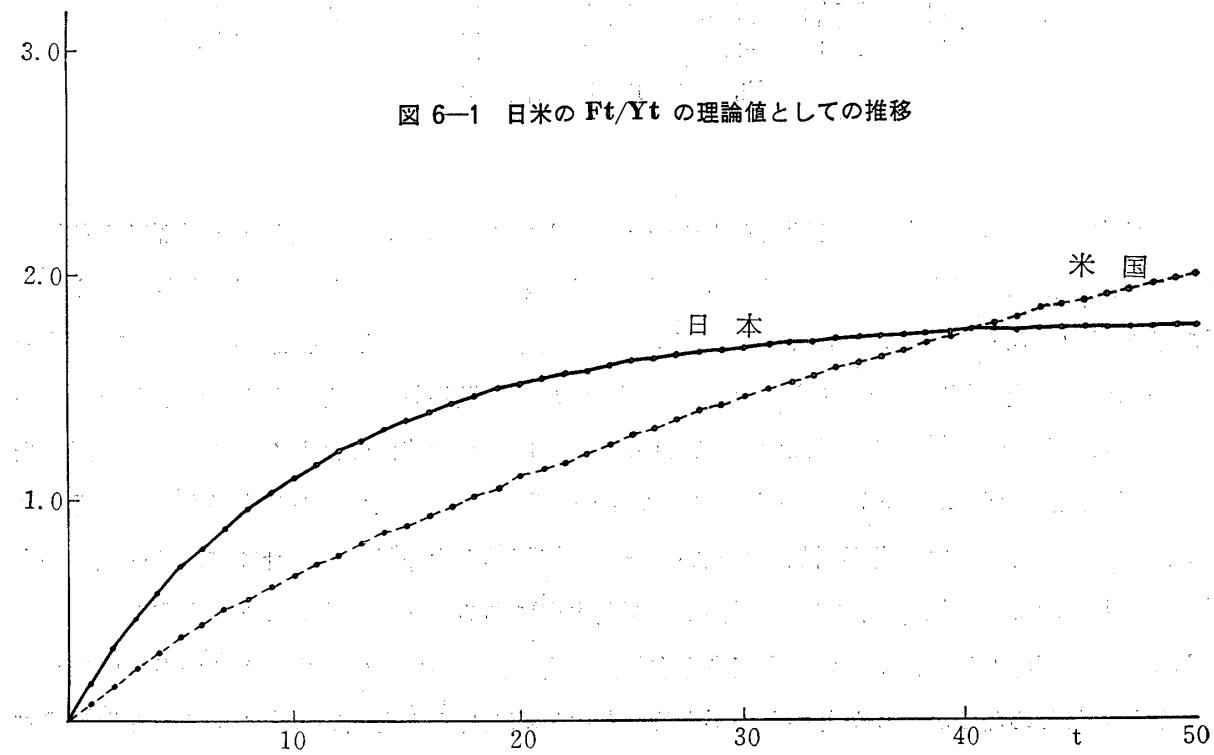
図 6-1 日米の  $F_t/Y_t$  の理論値としての推移

表6-8  
日米の $F_t/Y_t$ の理論値としての推移

年	株価上昇率を金融資産貯蓄率に含めたモデルの場合				株価上昇率を陽表的に導入したモデルの場合				日本の $F/Y$ の 実際値
	米国の $F/Y$	収れん値 に対する 割合	日本の $F/Y$	収れん値 に対する 割合	米国の $F/Y$	収れん値 に対する 割合	日本の $F/Y$	収れん値 に対する 割合	
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
2	0.185	0.060	0.197	0.122	0.086	0.027	0.179	0.098	
3	0.358	0.116	0.369	0.229	0.166	0.052	0.336	0.185	
4	0.522	0.169	0.521	0.323	0.242	0.076	0.474	0.261	
5	0.675	0.219	0.655	0.405	0.314	0.099	0.595	0.328	
6	0.820	0.266	0.772	0.478	0.381	0.120	0.701	0.387	
7	0.955	0.319	0.874	0.542	0.444	0.140	0.798	0.440	0.77
8	1.083	0.352	0.965	0.597	0.503	0.159	0.886	0.489	0.87
9	1.203	0.391	1.044	0.646	0.559	0.176	0.967	0.534	0.91
10	1.315	0.427	1.113	0.690	0.611	0.193	1.041	0.574	1.03
11	1.421	0.462	1.174	0.727	0.661	0.209	1.108	0.611	1.17
12	1.521	0.494	1.228	0.761	0.710	0.224	1.169	0.645	1.25
13	1.614	0.524	1.275	0.790	0.757	0.239	1.225	0.676	1.25
14	1.702	0.553	1.316	0.815	0.804	0.254	1.277	0.704	1.29
15	1.785	0.580	1.353	0.838	0.850	0.269	1.323	0.730	1.29
16	1.862	0.605	1.385	0.858	0.895	0.283	1.366	0.754	1.27
17	1.935	0.629	1.413	0.875	0.939	0.297	1.405	0.775	1.36
18	2.004	0.651	1.437	0.890	0.983	0.310	1.440	0.795	1.38
19	2.068	0.672	1.459	0.903	1.025	0.324	1.473	0.813	1.39
20	2.129	0.692	1.478	0.915	1.067	0.337	1.502	0.829	1.43
21	2.186	0.710	1.494	0.925	1.107	0.350	1.529	0.844	
22	2.239	0.728	1.509	0.934	1.147	0.363	1.554	0.857	
23	2.289	0.744	1.522	0.942	1.187	0.375	1.576	0.870	
24	2.337	0.759	1.533	0.949	1.225	0.387	1.597	0.881	
25	2.381	0.774	1.543	0.956	1.263	0.399	1.615	0.892	
26	2.423	0.787	1.551	0.961	1.300	0.411	1.632	0.901	
27	2.462	0.800	1.559	0.966	1.336	0.422	1.648	0.910	
28	2.499	0.812	1.566	0.970	1.372	0.433	1.662	0.917	
29	2.534	0.823	1.572	0.973	1.407	0.445	1.675	0.925	
30	2.566	0.834	1.577	0.977	1.441	0.455	1.687	0.931	
35	2.702	0.878	1.594	0.988	1.602	0.506	1.733	0.956	
40	2.801	0.911	1.604	0.993	1.748	0.552	1.761	0.972	
45	2.874	0.934	1.609	0.996	1.880	0.594	1.780	0.982	
50	2.928	0.952	1.611	0.998	2.000	0.632	1.790	0.988	
55	2.967	0.964	1.612	0.999	2.109	0.667	1.798	0.993	
60	2.996	0.974	1.613	0.999	2.208	0.698	1.803	0.995	
70	3.033	0.986	1.614	1.000	2.378	0.752	1.808	0.998	
80	3.052	0.992	1.614	1.000	2.518	0.796	1.810	0.999	
90	3.063	0.995	1.614	1.000	2.633	0.832	1.811	0.999	

ち、日本の金融資産保有額／所得の値が米国よりかなり低い水準にあるのは、戦後のインフレのためではなく、モデルに使用した各変数の構造によるのに対し、米国の金融資産保有額／所得が高水準にあるのは、戦後のインフレがなく、長期間にわたって金融資産蓄積を行なったためということが出来る。もし、米国では日本並みの戦後のインフレが生じ、各変数の値が現在と変わらないとすれば、現在の米国の金融資産保有額／所得は1を下まわっているであろう。

参考のために、表6—5には、株価上昇率を考えたモデルの  $F/Y$  の理論値の推移にちょうど一致するような位置に日本の  $F/Y$  の実際値が記入してある。この2つの系列はおどろくほど似ているとともに、戦後のインフレがおさまった年を基点とした時の時間的位置も一致している。

それではなぜ、日本の金融資産保有額／所得の値は急速に收れんし、米国とのそれの收れん速度はおそいのであろうか。この原因を明らかにするために次のことを行なってみた。まず、金融資産保有額／所得の收れん値に対する割合  $B$  を計算する。これは、(6—4)式を(6—5)式で除せばよい。すなわち

$$\begin{aligned} B &= \frac{\left(\frac{S}{1+h} - \frac{abr}{1+h}\right) \left[ 1 + \frac{(1+rb)\{(1+rb)^{t-1} - (1+h)^{t-1}\}}{(rb-h)(1+h)^{t-1}} \right] + \frac{F_0(1+rb)}{Y_0(1+h)}^t}{\left(\frac{S}{1+h} - \frac{abr}{1+h}\right) \left(1 - \frac{1+rb}{rb-h}\right)} \\ &= 1 - \left(\frac{1+rb}{1+h}\right)^t \left(1 + \frac{\frac{F_0}{Y_0} rb}{\frac{S}{1+h} - abr}\right) \end{aligned} \quad (6-11)$$

$\beta$  が、ある値  $\alpha$  に到達するのに何年かかるか計算するために、 $\beta=\alpha$  とおき、この時の  $t$  の値を求めよう。

$$\begin{aligned} 1 - \left(\frac{1+rb}{1+h}\right)^t \left(1 + \frac{\frac{F_0}{Y_0} rb}{\frac{S}{1+h} - abr}\right) &= \alpha \\ \left(\frac{1+rb}{1+h}\right)^t &= \frac{1-\alpha}{\left(1 + \frac{\frac{F_0}{Y_0} rb}{\frac{S}{1+h} - abr}\right)} \end{aligned}$$

両辺の対数をとって、 $t$  を求めると

$$t = \frac{\log \left[ \frac{(1-\alpha)(S(1+h)-abr)}{S(1+h)+\left(\frac{F_0}{Y_0}-a\right)br} \right]}{\log \left(\frac{1+rb}{1+h}\right)} \quad (6-12)$$

$t$  の値が小さければ小さいほど、收れんが速いことになるから、この式から結論を出すことは可能である。(6—12)式を  $h$  および  $br$  で偏微分すると、

$$\frac{\partial t}{\partial h} = \frac{R_0 \{ S(1+rb) - abr \}}{\{ S(1+h) - abr \} \{ S(1+h) - abr + R(br-h) \}} \log \left( \frac{1+rb}{1+h} \right)$$

$$+ \frac{1}{1+h} \log \left[ \frac{(1-\alpha) \{ S(1+h) - abr \}}{S(1+h) + abr + R_0(br-h)} \right]$$

$$\frac{\partial t}{\partial br} = \frac{-(a(1+h) - abr + R(br-h)) + (R-a) \{ S(1+h) - abr \}}{\{ S(1+h) - abr \} \{ S(1+h) - abr + R_0(br-h) \}} \log \left( \frac{1+rb}{1+h} \right)$$

$$+ \frac{1}{1+rb} \log \left[ \frac{(1-\alpha) \{ S(1+h) - abr \}}{S(1+h) + (R_0-a)br} \right]$$

ただし  $R_0 = F_0/Y_0$

ここでは、 $F_t/Y_t$  が下から極限値に収れんすることを考えているから、 $R_0$  は極限値より小でなければならない。すると、

$$R_0 < \left( S - \frac{abr}{1+h} \right) \left( \frac{1+h}{h-rb} \right)$$

よって、

$$R_0(h-rb) - \{ (1+h)S - abr \} < 0$$

$$(1+h)S - abr + R_0(br-h) > 0$$

また、極限値が正である条件および極限値を持つための条件から

$$S(1+h) - abr > 0$$

$$\log \left( \frac{1+rb}{1+h} \right) < 0$$

したがって、 $\frac{\partial t}{\partial h}$  および  $\frac{\partial t}{\partial br}$  の分子の第1項は負および正である。

また、

$$0 < S(1+h) - abr + R_0(br-h) < S(1+h) - abr$$

であるから、

$$\frac{S(1+h) - abr}{S(1+h) - abr + R_0(br-h)} > 1$$

となる。

したがって、 $\log \left[ \frac{(1-\alpha) \{ S(1+h) - abr \}}{S(1+h) - abr + R_0(br-h)} \right]$  の符号条件は  $\alpha$  および  $R_0$  の大小に依存する。すなわち、 $\alpha$  が十分に 0 に近ければ、正であるし、また  $\alpha$  が十分に 1 に近ければ、この値は負となる。

このように、 $\partial t/\partial h$ ,  $\partial t/\partial br$  の符号についてはこの結果からはなにもいえない。この符号をたし

かめるために、日本と米国の  $a, b, r$  および  $h$  を使用してこの点における偏微係数を計算することとする。この時、偏微係数は  $\alpha$  と  $R_0$  に依存するから、 $\alpha$  を 0.1 から 0.9 まで 0.1 おきに分割し、また  $R_0$  を日本については 0.6 から 1.8 まで、米国については 0.6 から 3.0 までの間を 12 等分したものについて偏微係数を計算した。この結果、 $\partial t/\partial h$  はすべての組合せについて負であることが明らかとなった。一方、 $\partial t/\partial rb$  はほとんどの組合せにおいて正であるけれども、日本の場合には  $R_0$  が 0.6 で  $\alpha$  が 0.6 以上、 $R_0$  が 0.7 で  $\alpha$  が 0.6 以上、 $R_0$  が 0.8 で  $\alpha$  が 0.7 以上、 $R_0$  が 0.9 で  $\alpha$  が 0.8 以上、 $R_0$  が 1.0 で  $\alpha$  が 0.8 以上、 $R_0$  が 1.1 で  $\alpha$  が 0.9 の時、また米国の場合には、 $R_0$  が 0.6 で  $\alpha$  が 0.4 以上、 $R_0$  が 0.8 で  $\alpha$  が 0.5 以上、 $R_0$  が 1.0 で  $\alpha$  が 0.6 以上、 $R_0$  が 1.2 で  $\alpha$  が 0.7 以上、 $R_0$  が 1.4 で  $\alpha$  が 0.8 以上、 $R_0$  が 1.6 で  $\alpha$  が 0.8 以上、 $R_0$  が 1.8 で  $\alpha$  が 0.9 の時に、 $\partial t/\partial rb$  は負になる。すなわち、 $R_0$  が小さく、 $\alpha$  が大きい場合に、 $\partial t/\partial rb$  は負になる傾向があるということである。また、これから日本と米国の金融資産保有額／所得の極限値への収れん速度を考えるときは、 $t/\partial rb$  は正としてもよい。なぜなら、日米の  $F/Y$  の現在の値以上では  $t/\partial rb < 0$  はありえないからである。

また、(6-12) 式を  $S$  で偏微分すると

$$\frac{\partial t}{\partial S} = \frac{(1+h)R_0(rb-h)}{\{S(1+h)-abr\}\{S(1+h)-abr+R_0(rb-h)\} \log\left(\frac{1+rb}{1+h}\right)}$$

ここで、

$$S(1+h)-abr > 0$$

$$S(1+h)+abr+R_0(rb-h) > 0$$

$$(1+h)R_0(rb-h) < 0$$

$$\log\left(\frac{1+rb}{1+h}\right) > 0$$

であるから、

$$\frac{\partial t}{\partial S} > 0$$

以上の結果を総合すると、所得増加率  $h$  が高いほど、金融資産貯蓄率  $S$  が低いほど、また条件つきで株価上昇率  $r$  および有価証券保有額と生命保険の合計に占める株式の割合  $b$  が低いほど収れん速度は速くなるという結果を得た。これは、極限値の高さに与える各変数の影響の方向とはまったく反対である。したがって、極限値のが高ければ高いほど、その値に対する収れん速度はおそらくなる傾向があるということが出来る。

日本は極限値の値が小さいが収れん速度は早く、また米国は極限値の値が大きいが収れん速度がおそいという現象はこれで一応の説明が出来たと思う。

## &lt;参考文献表&gt;

- (1) J. Tobin, "Liquidity Preference as Behavior Towards Risks," "The Review of Economic Studies," Feb. 1958.邦訳(現代の金融理論I)第2章,勁草書房。
- (2) J. Lintner, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets" "The Review of Economics and Statistics," Feb. 1965.
- (3) H. M. Markowitz, "Portfolio Selection, Efficient Diversification of Investment," Cowles Foundation Monograph 16. John Wiley & Sons, 1959.
- (4) J. S. Duesenberry, "The Portfolio Approach to the Demand for Money and Other Assets" "The Review of Economics and Statistics," Feb. 1963.邦訳(現代の金融理論I)勁草書房。
- (5) J. S. Duesenberry, "Business Cycles and Economic Growth" 1958.邦訳(景気循環と経済成長)馬場正雄訳,好学社,1960.
- (6) W. T. Newlyn, "Theory of Money" 1962.邦訳(貨幣の理論)小泉明監修,東洋経済,1964.
- (7) C. F. Christ, "Interest Rates and Portfolio Selection among Liquid Assets in the U. S." Stanford Univ. Press 1963.
- (8) Edgar L. Feige, "The Demand for Liquid Assets: A Temporal Cross, Section Analysis" 1963.
- (9) D. Meiselman, "The Term Structure of Interest Rates" The Ford Foundation Doctoral Dissertation Series. 1961.
- (10) J. Q. Meyer and Q. R. Glauber, "Investment Decisions Economic Forecasting and Public Policy", 1964.
- (11) Assar Lindbeck, "The New Theory of Credit Control in the United States" 1961. (邦訳現代の金融理論,II,第5章) 1966.
- (12) 川口弘(金融論)筑摩書房,経済学全集17,1966.
- (13) 総理府統計局(貯蓄動向調査)昭和35年~昭和40年。
- (14) 日本銀行(マネーフロー表)。
- (15) J. S. Duesenberry, "Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior" 1949.邦訳(所得 貯蓄 消費者行為の理論)大熊一郎訳,巖松堂。1955.
- (16) J. G. Gurley and E. S. Shaw, "Money in a Theory of Finance" 1960.邦訳(貨幣と金融)桜井欣一郎訳,至誠堂。
- (17) Hart, Kenen, "Money Debt and Economic Activity" 1948.
- (18) 井原哲夫(家計のポートフォリオセレクションの分析)三田商学研究 第10巻,第4号。
- (19) 井原哲夫(家計の貨幣需要とポートフォリオセレクション)三田学会雑誌 第60巻,第10号。
- (20) 井原哲夫(個人の資産選択行動と資金市場)金融ジャーナル,1968.3月号
- (21) 井原哲夫(個人の資産選択行動(続))三田商学研究,第13巻,第3号
- (22) 井原哲夫(個人の金融資産選択行動の地域格差)三田商学研究 第14巻,第5号