慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	家計の資産保有と貯蓄率の変動(I) : 流動資産仮説の再評価
Sub Title	Asset holding behavior of households and the fluctuation in the saving ratio (I) : new understanding of liquid asset hypothesis
Author	辻村, 和佑
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1978
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.71, No.6 (1978. 12) ,p.1014(102)- 1022(110)
JaLC DOI	10.14991/001.19781201-0102
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19781201-0102

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.

家計の資産保有と貯蓄率の変動（I）

——流動資産仮説の再評価——

辻　村　　和　佑

1. 序

永年にわたる幾多の実証分析の成果は，新古典派の経済理論が現実の経済を記述するきわめて有用な分析用具であることを示している。しかしながら，その貯蓄理論は実証分析に不可欠な実験計画を具備していないがために，経済システム全体を記述するモデルの完結を妨げてきた。したがって，従来この種のモデルでは消費と貯蓄の配分については，これを経験式にゆだねるのが一般的であった。

ところが近年における我が国の貯蓄率の変動は従来の経験式では記述困難なまでに複雑である。すなわち通常用いられるようなケインズ型消費関数から逆に導出された実質可処分所得のみを説明変数とするような貯蓄率関数では，もはやその変動を完全に記述することは不可能である。[1] このため種々の経験式が工夫されているが，その理論的意味づけは必ずしも明確とは言えない。

本稿の目的は従来の新古典派貯蓄理論に代替しうる，新しい貯蓄行動の位置づけ並びにその定式化の模索にある。その際特に次の3点に留意した。

1. 近年得られた貯蓄率の変動に関する種々の観察事実を矛盾なく説明すること。
2. 消費と貯蓄そして労働供給の同時決定という新古典派の家計の主体均衡図式の大枠をくずさずに，これに組み込み得るものであること。
3. 検証可能性の確保ならびに予測に利用しうるという見地から充分な実験計画を具備していること。

2. 新古典派貯蓄理論の再検討

新古典派貯蓄理論の中心をなすのは現在消費と将来消費との選好である。[2] したがってある基準時点が定められると，その時点から見た現在と将来の消費に関する無差別曲線群が描かれることを前提としている。これは将来を n 期に分割して（$n+1$）次元の空間を考えることとしても同様である。一方では基準時点における金融資産のストックと，現在ならびに将来のフローの収入の系列が与えられており，これを現在価値で評価したものが所得制約となる。こうして現在時点を含む各時点における消費の水準が最適化行動を通して決定されるわけである。これはあくまで基準時点における最適化であるわけだが，いずれにしても現在時点の収入フローから上記の最適化の結果決定された現在時点の消費を差し引いたものが通常の定義による理論上の貯蓄である。[3]

ところが実証分析の立場から見ると，以上の新古典派貯蓄理論には決定的な欠陥がある。それはこの理論が実験計画を具備していないということである。すなわち一般に理論仮説を検証するためには，まず理論変数を観測可能な変数に置き換える必要があるわけだが，新古典派貯蓄理論に登場する変数の多くは対応する観測可能変数を持たない。各個別主体が持つ将来の所得や物価変動に対する期待系列を直接観察するなどということは，とうてい不可能と言わざるを得ない。

そして重要なことは実験計画を具備しない理論を予測の目的に用いることはできないということである。

注（1）辻村，黒田〔8〕を参照。

（2）新古典派貯蓄理論はフィッシャーの体系に基づいている。フィッシャー〔1〕，pp. 231-322 を参照。ここでは同時にフリードマン〔2〕の pp. 7-10 を参照した。

（3）フリードマン〔2〕，p. 10 を参照。

理論の最終目的を条件つき予測に置く限り，これはおそらく新古典派貯蓄理論の最大の欠点である。

ところが一般に実験計画を具備しているかどうかと，その理論仮説が正しいか誤りであるかとは，まったく次元を異にした問題である。唯一我々に言えることは，理論仮説が実験計画を具備していない限り，これを検証することができないということだけである。したがって以下の理論の出発点も，新古典派貯蓄理論の否定にあるわけではなく，まったくの白紙状態から新しい理論を構築してゆくこととなる。この点に留意願いたい。

3. 貯蓄の主要動機

ミルトン・フリードマンは，家計の主要貯蓄動機として次の3つをあげている(4)。第1は支出のフローを一様にするという動機，第2は利子率が正であるならば，貸付の利子を稼ぐという動機，第3は予期せざる低収入あるいは高消費に備えるという動機である。

さて第1の支出のフローを一様にするという動機は，限界効用が常に逓減し，しかも家計の選好場が各期で等しいとすれば理論的には自明の理と言える。しかし不確実性が常に介在する現実の経済においては，少なくともこれが貯蓄行動を説明する主要な動機とはなりえないように思われる。事実，将来高所得が得られることがほぼ確実だとしても，家計はその所得のすべてを消費に振り向けることはしない。現に過去の我が国においては年功賃金体系が支配的であったにもかかわらず，貯蓄率は諸外国と比較して高いのが常であった。したがって，この動機の存在を否定する根拠はないにしても，これだけで貯蓄行動を説明することはできないだろう。

次に第2の利子獲得の動機であるが，これは観察事実から見てその説得力が疑わしい。なぜなら，もしこの動機が主要な貯蓄動機であるとすれば，物価上昇率が利子率を凌駕するような状況下では消費を繰り延べてまでも貯蓄をすることはあり得ないはずである。ところが観察によれば，このような状況のもとでも貯蓄率が正でありうるばかりか，かえって上昇することさえ珍しくない。

たとえば昭和49年の我が国の状況を例にとってみよう。この年，消費者物価は約24.5パーセントと史上最高の上昇率を示した。同時に同年9月24日以降，銀行の定期預金の利率も戦後の最高水準に設定されたが，それでも銀行預金金利としては最高の2年もの定期預金で年利8.0パーセント，普通預金では3.0パーセントである(5)。それにもかかわらず，同年の全国勤労者世帯の平均貯蓄率は24.2パーセントにも達しており，これまた史上最高である。このことから見ても，利子獲得を貯蓄の主たる動機と考えることは無理であろう。

最後に第3の動機，すなわち予期せざる低収入または高消費に備えるという動機はどうであろうか。少なくともこれを積極的に否定すべき根拠は見あたらない。しかも先に見たように，たとえば昭和49年を例にとった場合，消費者物価が24.5パーセントと急激に上昇した一方で貯蓄率は実質可処分所得がほぼ前年なみであったにもかかわらず，22.4パーセントから24.2パーセントと大幅に上昇した。このことは貯蓄の緊急度は予想外に高く，通念とは逆にむしろ必需財であることを示していると言えよう。第3の動機はこの事実を考える時には強い説得力を持つように思われる。ちなみに貯蓄に関する世論調査を見ても，大多数と言える約8割の家計が病気や不時の災害の備えをその目的としてあげている(6)。

そこで次節以下においては貯蓄の主たる動機を，広義の予備的動機とでも呼ぶべき，この第3の動機に限定して，その理論的位置づけを検討してみたい。

ただしこのことは，筆者が貯蓄の動機がただひとつだと考えていることを意味しはしない。たとえば我が国では，住宅購入のための貯蓄といったものの存在を無視できない。これは財の1消費単位が金額的にきわめて大きいため，物価上昇期においても繰り上げ購入することが困難なために必然的に発生するものである。

しかし本稿においては，次のような理由からあえてこの種の貯蓄動機を強調しなかった。まず第1に，この種の貯蓄動機は必ずしも全世帯に共通しているものではないこと。第2に，動機の如何を問わず，保有している金融資産は，すべて不時の災害への備えとなりうること。第3に，もっとも重要な点であるが，住宅購入や教育，結婚，老後のためといった将来の特定の支出を目的とした貯蓄については，後述のように予備的動機の貯蓄と理論的には同一に取り扱いうる面が大

注(4) フリードマン〔2〕，p. 7 および p. 16 を参照。
(5) 日本銀行のガイドライン利率を示す。
(6) 貯蓄増強中央委員会が行なっている『貯蓄に関する世論調査』による。

きいためである。

4. 金融資産保有の最適化行動

「病気や不時の災害の備えとして」という言葉に象徴される広義の予備的動機を貯蓄の主要動機と考える時，いかなる方法でその行動を記述しうるであろうか。

まず予備的動機に視点をおく場合には，金融資産の保有は，それ自体が目的となりうることに注目したい。この点貯蓄を消費の残余，あるいはその異時点間の移転にすぎないとする新古典派の貯蓄理論とは大きく相違している。むしろこの場合，金融資産の保有は「安心」とか「保障」といった一種のサーヴィスの購入であると考えられる(7)。もしこの考え方を推し進めるなら貯蓄は消費の特殊な一形態とも見なせるわけで，理論の世界でも貯蓄を独立した一分野と考える必然性はない。

しかしその際には，金融資産なる財がどのような形で選好場に関与しているかが問題の焦点となる。それでは「安心」とか「保障」というようなサーヴィス・フローの源泉は何であろうか。これは通常の定義によるような金融資産の増分（フロー）としての貯蓄であるとは考えにくい。ストックとしての保有金融資産そのものが源泉であろう。しかもそれは名目金融資産保有額というよりは，むしろ金融資産のもつ購買力で評価されるべきものと考えるのが的を得ていよう。

しかしこの場合には，金融資産の購買力の評価は一見きわめて困難である。なぜなら「予期せざる」とか「不時の」という言葉に象徴されるように，いかなる時点での物価水準を基準に評価すべきかが定まらないためである。

さてここで想起せねばならないのは，この問題は個々の主体たる家計がいかなる意識を持って行動しているかを問うてはいないということである。すなわち，大切なのはいかなる分析視点に立てば家計行動を記述できるか，ただそれのみなのである。

そこでひとつの家計を例にとってみよう。その家計の意識としては，将来の不特定のある時期に起こりうるかもしれない何らかの災害に対しての漠然とした不安にかられて貯蓄しているとする。しかし実はこれだけでは特定の時点にその家計が保有している金融資産の保有量を説明することはできない。これを家計の最適化行動の結果として促えるためには次のように考える必要がある。

つまりある特定の時点における金融資産保有量は，たしかにそれが将来に引き継がれることによって将来の不特定の時点の保障となりうるわけであるが，それ以前にまさにその時点，その時点における保障となっているはずである。その金融資産は結果として当該時点で何事も発生しなかった場合にのみ次の時点に引き継がれて行くにすぎないわけである。

このような視点は，金融資産保有の家計行動理論を構築して行く上できわめて有効である。なぜならこの論理展開に従えば，特定時点における金融資産の保有額は常に当該時点における最適化行動の結果だからである。しかもここでは個々の家計が持つ選好場の形状は問題となっても，主体による将来の予想の差異はその主体の行動に何らの影響も及ぼすことはない。すなわち個々の家計はその意志決定の単位期間ごとに，期首における金融資産保有量やフローとしてのその期の所得，そしてその期の価格体系を所与として，当該期間においてどれだけの金額を各消費項目に配分し，どれだけを金融資産として保有すべきかを同時決定するわけである。

この理論設定はむしろ新古典派における消費理論の枠組をそのまま利用したものであり，消費と金融資産の保有量とが同時決定されるという点で，その貯蓄理論とは大きく異なる。新古典派貯蓄理論において最適化行動の結果決定されるのは，常に各期における消費の水準であり，金融資産の保有量は従属的にのみ決定されるに過ぎないことを想起されたい。

さて以上のような新しい金融資産保有の理論は，現実の経済との対比でどのような意味を持つであろうか。おそらくもっとも興味深いのは，この理論展開に従えば，従来その存在が指摘されながら理論的解明がなされなかった，いわゆる貯蓄の目減り効果の本質を明らかにできる点である。

一般に貯蓄の目減り効果とは物価上昇により金融資産の減価が生じ，これを補塡するために貯蓄率が上昇する現象を指す。しかし先に述べたような新古典派貯蓄理論の枠組の中では，金融資産保有額は常に消費の異時点間配分の結果として決まるものであるから，金融資産の減価は所得制約を通してのみ影響をもたらす

注(7) 一種の流動性選好と考えてもよい。ただし一般に流動性選好は貨幣を含む金融資産の種々の形態間における相対的な問題を指すものであり，この点を混同してはならない。ケインズ〔6〕，p. 166 を参照。

にすぎない。したがって，これによって貯蓄率の上昇を直接説明することはできない。むしろ実質的に利子率が低下したのと同様の結果となって貯蓄率は低下するはずである。

これに対して金融資産を一種のサーヴィスの源泉と考え，その保有目的を購買力の保持のためと見なせば目減り効果の存在は当然の帰結である。たとえば物価が上昇した場合，実質所得が一定となるように名目所得が増加したとしても，前期から繰り越された金融資産の購買力は小さくなっており，これを保持するためには，名目では金融資産保有量を増加させる必要がある。したがって，フローとしての金融資産の増分が名目所得に占める割合，すなわち貯蓄率は上昇することとなる。

ところで以上の理論展開の出発点は広義の予備的動機に貯蓄動機を限定することにより与えられた。しかし最終的な帰結を見る時，他のある種の貯蓄動機を容認したとしても類似の帰結が得られることに気づく。たとえば住宅購入を目的とした貯蓄を考えるとする。この種の貯蓄もまた利子率を上まわるような物価上昇のもとでさえ存在しうることはすでに述べた。つまり財の1消費単位がきわめて大きいため，その購入が実現されるまでの間，資金を一時的に金融資産の形で保持しておく必要がある。そして明らかにこの種の貯蓄もまた目減り効果の影響を受けるわけである。

このように貯蓄の動機を限定して理論を展開していくことは，結果的に必ずしもその理論の一般性をそこなうものではない。しかしながら，以上に述べた理論にも当然のことながら限界はある。つまりこの理論によって説明可能なのは従来の定義による貯蓄，すなわちフローとしての所得からフローとしての消費を差し引いた残余としての貯蓄の一部分でしかない。

一般に貯蓄と呼ばれるものはストック概念との対応で，金融資産，固定資産，負債の3種に大別できる。そして以上の理論仮説が包括しうるのは，このうち金融資産に対応する部分のみである。しかも住宅購入のような固定資産への投資の行動が明らかにならない限り，金融資産保有についてさえ，すべてが解明し尽されたことにはならない。金融資産，固定資産，そして負債の3者は個々独立なものではなく，むしろ相互依存的なものなのである。

しかしながら金融資産貯蓄は貯蓄の大部分を占める重要なものであり，貯蓄率を決定する大きな要素となっていることは見過せない事実である。そこで次節以下において，本節において提示された理論仮説が現実にどの程度金融資産貯蓄率の変動を説明しうるかをテストすることとする。

5. 選好関数と貯蓄率関数

さて，それでは前節に述べた理論仮説を忠実に定式化するとすればどのようになるであろうか。この際にまず問題となるのは選好関数に関与すべき消費量の把握である。もし金融資産が「安心」とか「保障」といったサーヴィスをもたらすとすれば，いかにしてその消費量を観測変数と対応させうるであろうか。一般的にはサーヴィスの消費量はそれに費やした財の量で計測される。たとえば食べるということから得られるサーヴィスのフローは，それに費した食料品の数量をもって示される。しかし現実には財の消費量ですら資料として得ることは困難であるから，通常これは購入量で代用される。

しかしながら「安心」とか「保障」といったサーヴィスの源泉は，前節でも述べたように金融資産のストックそのものである。これがその購買力を通して効用を生ずると考えられる。そしてその際の購買力の評価は，当該時点における物価水準を指標としうることも，前節において確認したとおりである。したがって金融資産が生ずるサーヴィスの量は，名目金融資産保有額を，その時点の物価水準で除した実質金融資産保有額とでも呼ぶべきもので代用するのが適当と思われる。

ここで過去の分析結果をも考慮し[8]，ギアリー型の選好関数[9]を用いて，次のように消費と金融資産の2財モデルを定式化した。

$$U=(a+C_t)^{\alpha}(b+\delta F_{t-1}+F_t)^{\beta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(\text{I-1})$$

ただしUは効用指標，C_tはt期の消費量，F_tならびにF_{t-1}はそれぞれt期，$t-1$期に観測された金融資産保有額を当該期の物価水準P_tおよびP_{t-1}で除した実質金融資産保有額である。またa, b, α, β, δはパラメタである。すなわち，ここではある期の金融資産の限界効用曲線の漸近線の位置は期首における金融資

注(8) 辻村，黒田〔8〕を参照。
(9) ギアリー〔3〕を参照。

産保有額により決定される，言いかえれば各家計ごと各期ごとに，その金融資産の限界効用曲線の位置が異なりうる設定となっている。[10] ここで限界効用は，

$$\frac{\partial U}{\partial C_t}=\alpha(a+C_t)^{\alpha-1}(b+\delta F_{t-1}+F_t)^{\beta}\cdots\cdots(\text{I-2})$$

$$\frac{\partial U}{\partial F_t}=\beta(a+C_t)^{\alpha}(b+\delta F_{t-1}+F_t)^{\beta-1}\cdots\cdots(\text{I-3})$$

と示される。これを限界効用均等条件と収支均等制約，

$$Y_t=P_tC_t+P_t\Delta F_t\cdots\cdots(\text{I-4})$$

ただし

$$P_t\Delta F_t\equiv P_tF_t-P_{t-1}F_{t-1}\cdots\cdots(\text{I-5})$$

のもとで解けば次のような貯蓄率関数が得られる。

$$\frac{P_t\Delta F_t}{Y_t}=\frac{\beta}{\alpha+\beta}+\frac{\beta a-\alpha b}{\alpha+\beta}\cdot\frac{P_t}{Y_t}-\frac{\alpha\left(\delta+\frac{P_{t-1}}{P_t}\right)}{\alpha+\beta}\cdot\frac{P_tF_{t-1}}{Y_t}\cdots\cdots(\text{I-6})$$

ここで Y_t は所得を示すから，左辺は金融資産貯蓄率となる。また右辺第3項において P_t ならびに P_{t-1} は本来変数であるからこれを2項に分離しうる。しかし本稿においてはクロスセクション・データのみを取り扱うため，これをパラメタ扱いしておくこととする。

次にパラメタ推定を考慮して (I-6)式の変数を観測変数，

$$\Delta F_t^*=P_t\Delta F_t\cdots\cdots(\text{I-7})$$

$$F_{t-1}^*=P_{t-1}F_{t-1}\cdots\cdots(\text{I-8})$$

で置きかえると次式を得る。

$$\frac{\Delta F_t^*}{Y_t}=\frac{\beta}{\alpha+\beta}+\frac{\beta a-\alpha b}{\alpha+\beta}\cdot\frac{P_t}{Y_t}-\frac{\alpha\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\delta+1\right)}{\alpha+\beta}\cdot\frac{F_{t-1}^*}{Y_t}\cdots\cdots(\text{I-9})$$

ここで

$$A_0=\frac{\beta}{\alpha+\beta}\cdots\cdots(\text{I-10})$$

$$A_1=\frac{\beta a-\alpha b}{\alpha+\beta}\cdots\cdots(\text{I-11})$$

$$A_2=\frac{\alpha\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\delta+1\right)}{\alpha+\beta}\cdots\cdots(\text{I-12})$$

として，

$$\frac{\Delta F_t^*}{Y_t}=A_0+A_1\frac{P_t}{Y_t}-A_2\frac{F_{t-1}^*}{Y_t}\cdots\cdots(\text{I-13})$$

とすれば誘導形パラメタ A_0, A_1, A_2 は通常の最小自乗法により推定可能である。

6. 貯蓄率決定要因としての金融資産

家計における資産の保有量，とりわけ金融資産の保有量がその貯蓄率決定の大きな要因となっていることは，かなり以前から指摘されている。これについての理論仮説もいくつかあるが，むしろ現実のデータを分析した人々によりその重要性が明らかにされた。

この事実を種々のデータにより初めて包括的に指摘したのは，ジェームス・トービンである。ここでは家計調査データによる2種の分析を招介しておく。[11] まず最初はクロスセクションの分析で，1935年から36年にかけてノース・キャロライナ，サウス・キャロライナ両州で行なわれた調査によっている。彼はこのうち農家世帯のみを抽出し，これを地主と小作に分割して，それぞれ貨幣所得階級別に貯蓄額を算出した。その結果，同一所得においては小作人の貯蓄率が地主のそれをはるかに上まわることが確認された。いま資産保有額では明らかに地主が優っていると思われるから，同一の所得を得ている時の資産所得比率は地主に大きく小作に小さいはずである。すなわちこの場合は，資産所得比率が高いほど貯蓄率は低くなっていることがわかる。

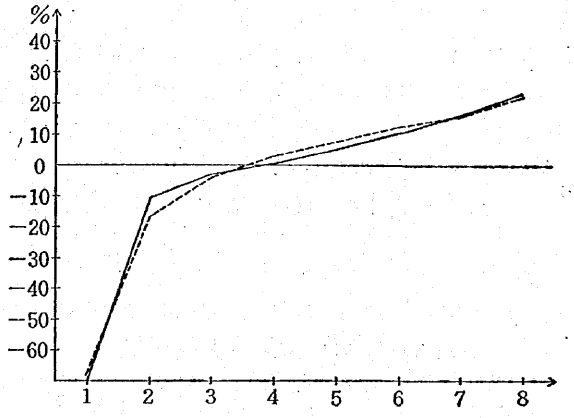
もうひとつは時系列の分析である。これは合衆国の比較的長期の時系列データを用いて貯蓄率関数を測定しようとする際に生ずる有名な事実にもとづいている。すなわち貯蓄率の変動を実質可処分所得のみで説明するような単純なケインズ型の関数[12]を用いると，第1次世界大戦以前のデータに関しては常に貯蓄率が過小に，第2次大戦以後のデータでは過大に推計されるという事実である。トービンはこの結果を説明するために1941年，47年，48年の3年度の家計調査データを準備した。これによると，たとえば1941年と48年を比較すると，48年価格の実質所得は1,117ドルから1,295ドルに増加したにもかかわらず，貯蓄率は逆に31.8パーセントから18.5パーセントに下落している。ところがこの間に金融資産の保有量は，やはり48年価格で650ド

注(10) これは一般に「志望水準仮説」と呼ばれている。井原〔5〕, pp. 142-7 を参照。
(11) トービン〔7〕を参照。
(12) ケインズ〔6〕, pp. 114-5 を参照。

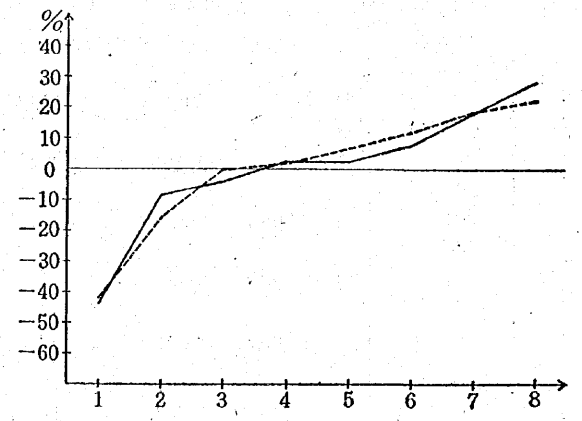
ルから1,170ドルに増加しているというのである。これを資産所得比率になおすと，1941年が0.581948年が0.90となる。以上の2例は，いずれも実質所得と同様，資産所得比率が貯蓄率の変動の主要要因であるとする（I-13）式の貯蓄率関数に象徴される前節までの理論展開を支持しているように見える。

そこでトービンが用いているのと同じ調査にもとづくデータ[13]を用いて筆者自身でも（I-13）式の形の貯蓄率関数を推定してみることとした。使用したデータは1935年から36年にかけてと，1941年の非農家世帯の所得階層別のものである[14]。ただし金融資産の保有量はグロスの数字が得られないため，やむをえず資産から負債を差し引いた差額を用いている。トービンが用いた金融資産のデータも同様のものである。

図I-1　米国非農家世帯における所得階層別クロス・セクション，貯蓄率の観測値と（I-14）式のパラメタによる推定値　（1935-36年）



図I-2　米国非農家世帯における所得階層別クロス・セクション，貯蓄率観の測値と（I-15）式のパラメタによる推定値　（1941年）



さて以下が推定結果である。（I-14）式が1935年から36年，（I-15）式が1941年を示す。ただしカッコ内はt値，$\bar{R}^2$は自由度調整済の決定係数である。

$$\frac{\Delta F_t^*}{Y_t} = \underset{(3.01)}{0.134250} - \underset{(8.41)}{374.697}\frac{P_t}{Y_t} + \underset{(1.88)}{0.305253}\frac{F_{t-1}^*}{Y_t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (I\text{-}14)$$

$$\bar{R}^2 = 0.98529$$

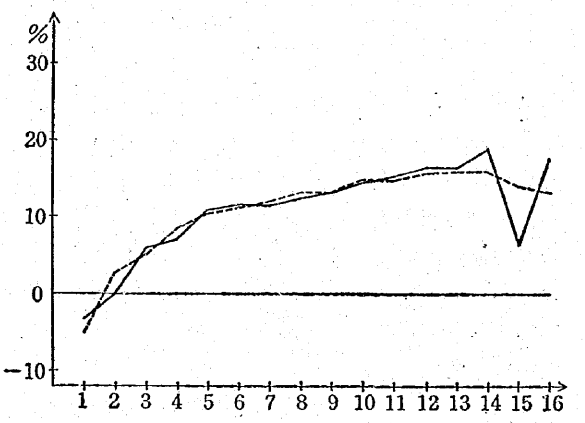
$$\frac{\Delta F_t^*}{Y_t} = \underset{(0.27)}{0.022466} - \underset{(2.65)}{199.248}\frac{P_t}{Y_t} + \underset{(1.97)}{0.670260}\frac{F_{t-1}^*}{Y_t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (I\text{-}15)$$

$$\bar{R}^2 = 0.92971$$

（I-15）式の場合，前出（I-13）式における誘導形パ

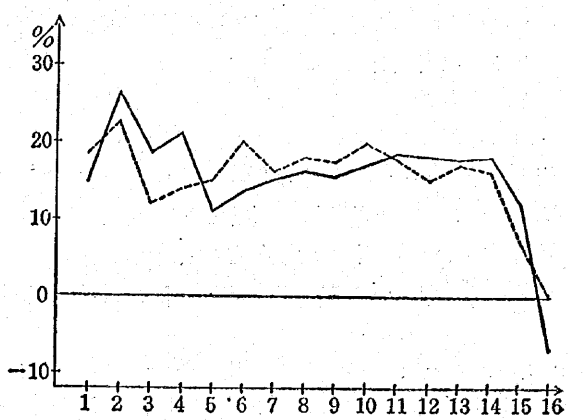
（家計調査・貯蓄動向調査）

図I-3　年間収入階級別クロス・セクション，貯蓄率の観測値と表1-1のパラメタによる推定値（1969年＜昭和44年＞）



（家計調査・貯蓄動向調査）

図I-4　年間収入階級別クロス・セクション，貯蓄率の観測値と表1-1のパラメタによる推定値（1974年＜昭和49年＞）



注(13)　ゴールドスミス〔4〕を参照。

(14)　農家世帯では金融資産保有に関するデータが得られないためである。

（家計調査・貯蓄動向調査）

表I-1　年間収入階級別クロス・セクションによる（I-13）式のパラメタ推定結果

	A_0 （t 値）	A_1 （t 値）	A_2 （t 値）	自由度調整済決定係数	相関係数	タイルの u
1968年（昭和43）	.143363 (6.76)	−65,965 (7.11)	.067189 (3.16)	.84217	.93084	.07055
1969年（昭和44）	.240923 (8.47)	−96,644 (7.24)	−.031326 (1.69)	.81171	.91478	.09868
1970年（昭和45）	.197030 (24.84)	−91,003 (12.83)	.020685 (3.13)	.92435	.96666	.05334
1971年（昭和46）	.161173 (4.54)	−57,294 (3.73)	.028910 (0.93)	.58846	.80208	.09735
1972年（昭和47）	.225982 (4.22)	−86,828 (4.60)	−.020460 (0.45)	.72176	.87112	.14375
1973年（昭和48）	.158431 (4.20)	−46,540 (3.24)	.037984 (1.20)	.54803	.77993	.10752
1974年（昭和49）	.367174 (6.30)	−61,551 (2.38)	−.211673 (4.35)	.56350	.78848	.12329
1975年（昭和50）	.250429 (3.08)	40,689 (0.92)	−.163651 (2.40)	.52061	.76454	.13029

ラメタ A_0 の t 値が低く，パラメタの統計的有意性には若干の疑問が残る。しかし両式とも自由度調整済決定係数はかなり高く一応満足のいく水準と言えよう。内挿結果を図I-1および図I-2に示したが，各階層別の貯蓄率の異同をまずは大過なく追っている。特に1935年から36年については，パラメタの有意性ならびに内挿テストの結果の双方から見て充分な説明力と信頼性を持っている。

次に我が国のデータを用いて同様の計測を試みた。主として総理府統計局の『家計調査年報』を用いたが，同資料では資産保有に関する調査が欠如しているため，同じく総理府統計局の『貯蓄動向調査報告』にある金融資産保有額に関するデータを併用することとした。これは後者の標本世帯の約半数は前者のそれと重複しており，収支項目の定義にも一応の統一が保たれているためである。

両調査の収入階級別クロスセクション・データには相対5分位と絶対16分位の2種があるが，変数の変動域が広いことが理論検証上重要であるため，今回は後者を用いている。また金融資産の定義であるが，ここでは貯蓄動向調査に従って，貯金，生命保険，有価証券の3種に限定することとした。

以上のデータを用いて（I-13）式のパラメタを推定した結果が表I-1である。パラメタ A_2 に t 値が有意水準以下のものが散見されるが，ストックとフローのデータを別々の資料から得ていることを考慮すればやむを得ないところであろう。図I-3と図I-4は上記のパラメタを用いて1969年，1974年につき内挿テストを行なった結果である。1969年では貯蓄率が低所得階層に低く高所得階層に高いという先の合衆国のデータにも見られる標準的なパターンなのに対し，1974年で

表I-2　表I-1ならびに（I-14），（I-15）式から逆算された（I-1）式の構造パラメタ

		α	β	δ
日本	1968年（昭和43）	1.000000	.168529	−.875182
	1969年（昭和44）	1.000000	.317391	−.988859
	1970年（昭和45）	1.000000	.245377	−.910144
	1971年（昭和46）	1.000000	.192141	−.910024
	1972年（昭和47）	1.000000	.291961	−.982233
	1973年（昭和48）	1.000000	.188257	−.854847
	1974年（昭和49）	1.000000	.580213	−1.071878
	1975年（昭和50）	1.000000	.334096	−1.089737
米国	1935-36年	1.000000	.155068	−1.241647
	1941年	1.000000	.022983	−1.576258

はこの関係が逆転している。[15] しかしながら，内挿結果は双方とも一応満足すべきものであり，前節までに提示された理論がかなり普遍的な説明力を持つことを示している。

表 I-2 には戦前の合衆国におけるデータをも含めた誘導形パラメタの推定値から逆算された構造パラメタ β および δ が示されている。ここで α は 1 にノーマライズされており，a と b については識別不能である。価格評価の問題や前述の金融資産の定義の相違から，合衆国のデータから推定されたパラメタと日本のそれとを直接比較することはできないが，少なくとも両者のパラメタの間にさほど大きな差異が見られないことは注目される。特に合衆国の 1935-36 年のデータから得られたパラメタ・セットは近年の我が国のデータのそれと著しい類似を示している。むしろ問題なのは我が国のデータから得られた構造パラメタ，とりわけ β が今一歩安定性を欠いていることであろう。この点については次稿に詳しいので，ここでは立ち入らないこととする。[16]

7. まとめ

前節においては第 4 節に提示した金融資産保有に関する新しい理論仮説を，第 5 節の特定化にのっとって検証しようと試みた。その結果，同仮説は戦前の合衆国ならびに近年の我が国の収入階級別クロスセクション・データにおける貯蓄率の異同を大過なく説明することが確認された。双方のパラメタも異なった地域，異なった時代のデータから得られたパラメタとしてはきわめて類似したものであった。反面，両国のデータから得られたパラメタにはまだ年度によるばらつきが観察される。

このことは金融資産保有額が家計の貯蓄率を決定する重要な要因であるとする仮説は一応支持されるが，その定式化にはまだ考慮の余地があることを示していると言えよう。言いかえれば，金融資産保有額以外の重要な要素を取り落している可能性をまだ否定できないわけである。また本稿のモデルでは金融資産の側にのみ限界効用曲線のシフトを認めているわけだが，消費に関してもこれを認めるような定式化が本来必要なのかもしれない。

しかし，いずれにしても金融資産ストックから得られるサーヴィス・フローをその保有動機とする理論展開が考慮に値するものであることだけは確認されたわけである。前にも述べたように，この理論仮説にはふたつの大きな特徴がある。第 1 は，この新しい理論仮説が新古典派貯蓄理論が持たない実験計画を具備していること。したがって予測等の目的への応用の可能性が残されている。そして第 2 に，この理論仮説は新古典派の消費理論の拡張という形式をとっているために従来のモデル全体の体系をくずさずに容易にこれに組み込み得ることである。ただし消費と貯蓄そして労働供給という家計の主体均衡図式を完結させるためには，まだ固定資産ならびに負債というふたつの重要な環が欠如している。これが完結した時点で，はじめて本稿に述べた金融資産保有の理論も完結することになる。真の検証もこの相互依存関係の中ではじめて可能になるものと考えられる。

<参考文献>

〔1〕 I. Fisher, *The Theory of Interest*, Macmillan, 1930.

〔2〕 M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.

〔3〕 R. C. Geary, "A Note on a Constant-Utility Index of the Cost of Living," *Review of Economic Studies*, 18, 1950-51.

〔4〕 R. W. Goldsmith, D. S. Brady and H. Mendershausen, *A Study of Saving in the United States*, Princeton University Press, 1956.

〔5〕 井原哲夫『個人貯蓄の決定理論』東洋経済新報社，1976.

〔6〕 J. M. Keynes, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, 1936.

〔7〕 J. Tobin, "Relative Income, Absolute Income and Saving," in *Money, Trade and Economic Growth* (*Essays in Honor of Jhon Henry Williams*), Macmillan, 1951.

注(15) 同年に総理府統計局が実施した『全国消費実態調査』によれば，このような逆転は観察されない。辻村，黒田〔8〕を参照。

(16) 本稿の続編，辻村〔9〕を参照。

〔8〕 辻村和佑，黒田昌裕「金融資産貯蓄率の変動と家計行動」『三田商学研究』第20巻第4号。

〔9〕 辻村和佑「家計の資産保有と貯蓄率の変動(Ⅱ)——最近の我が国の貯蓄動向について——」『三田学会雑誌』72巻1号掲載予定。

（慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程）

シンポジウム叢書　　慶應義塾経済学会編				
書名	発行年月	発行所	定価	備考
経済学方法論の諸問題	'67. 9.	東洋経済新報社	800円	
日本経済の近代化	'67.12.	〃	850	
後進地域の経済開発	'68. 9.	〃	1,100	

経済学研究叢書						
	著者・訳者	書名	発行年月	発行所	定価	備考
1	高村象平	ドイツ・ハンザの研究	'59.12.	日本評論新社	470円	
2	気賀健三	ソビエト経済の研究	'60. 1.	〃	280	
3	加藤寛	ソ連の経済成長と経済計画	'60. 4.	〃	320	
4	富田重夫	正統学派、限界主義およびマルクシズムの体系的理解	'61.12.	〃	380	
5	大熊一郎	フィスカル・ポリシーの理論構造	'63. 3.	〃	400	品切
6	中村勝已	アメリカ資本主義の成立	'66. 2.	日本評論社	1,200	
7	矢内原勝	金融的従属と輸出経済——ガーナ経済研究——	'65.12.	〃	1,000	
8	ゴッシェン 町田義一郎訳	外国為替の理論	'68. 3.	〃	650	品切
9	スリッヘル・ファン・バート 速水融訳	西ヨーロッパ農業発達史	'69.11.	〃	3,200	
10	松浦保	イタリア経済分析	'70. 5.	〃	2,300	
11	尾城太郎丸	日本中小工業史論	'70. 9.	〃	1,800	
12	岡田泰男	アメリカ公有地制度史の研究	'73. 5.	陽樹社	2,800	
13	ウィリアム・ゴドウィン 白井厚訳	政治的正義(財産論)	'73. 7.	〃	2,200	