

Title	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
Sub Title	Asset holding behavior of household and fluctuations in the saving rate (II) : household saving behavior under oil crisis
Author	辻村, 和佑
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1979
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.72, No.1 (1979. 2) ,p.84- 92
JaLC DOI	10.14991/001.19790201-0084
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19790201-0084

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 (II)

—最近の我が国の貯蓄動向について—

辻村 和 佑

1. 選好関数の新たな特定化

(1) 前稿⁽¹⁾においては金融資産ストックを「安心」とか「保障」という言葉に象徴される一種のサービス・フローの源泉としてとらえ、これをその保有動機とする理論展開が貯蓄率の変動をかなりの程度説明することを確認した。そこで本稿においては、この視点から近年の我が国の消費者行動を分析し検討してみることとしたい。

さて、前稿⁽²⁾においては選好関数を試みにギアリー型に特定化した。ところが我が国の「家計調査」ならびに「貯蓄動向調査」を資料として、この誘導型として得られる貯蓄率関数のパラメタを推定し、これから構造パラメタを逆算した結果、これらのパラメタにある種の傾向的変動が観察された。そこで今回は、過去の分析⁽³⁾で比較的良好な結果をもたらした次のような選好関数の特定化を採用することとした。

$$U = (a + \log C_t)^\alpha (b + \delta \log F_{t-1} + \log F_t)^\beta \quad \dots\dots\dots (II-1)$$

この選好関数は前稿のギアリー型を基本とした選好関数の消費量の数軸を単に対数変換することにより得られるものである。この利点⁽⁴⁾は、ギアリー型の特定化ではシフト・パラメタ δ の絶対値が大きくなるにつれて、べきのパラメタである β もまた大きくなる傾向があったが、これを回避できる点にある。すなわち(II-1)式の形の選好関数では、限界効用曲線が右にシフトすると同時に曲率が小さくなるため、前稿(I-1)式

の選好関数ではシフト・パラメタ(a, b, δ など)とべきのパラメタ(α, β など)の複合変動としてとらえていた変動をシフト・パラメタのみの変動としてとらえ得るわけである。

しかしながら、(II-1)式の選好関数からは貯蓄率関数を解析的に誘導することができないため、パラメタの推定には大きな困難を伴う。筆者は、原則的に次のような手順でパラメタ推定を試みた。

まず(II-1)式から兩財についての限界効用を導出すると、次のようになる。

$$\frac{\partial U}{\partial C_t} = \frac{\alpha}{C_t} (a + \log C_t)^{\alpha-1} (b + \delta \log F_{t-1} + \log F_t)^\beta \quad \dots\dots\dots (II-2)$$

$$\frac{\partial U}{\partial F_t} = \frac{\beta}{F_t} (a + \log C_t)^\alpha (b + \delta \log F_{t-1} + \log F_t)^{\beta-1} \quad \dots\dots\dots (II-3)$$

これを限界効用均等条件のもとで $\log F_t$ について解けば、

$$\log F_t = -b - \delta \log F_{t-1} + \frac{\beta}{\alpha} a \frac{C_t}{F_t} + \frac{\beta}{\alpha} \cdot \frac{C_t}{F_t} \log C_t \quad \dots\dots (II-4)$$

となる。この段階で通常の最小自乗法を用いれば構造パラメタは容易に逆算しうる。しかしながら実際には、マルチ・コリニアリティをはじめとする種々の推定上の困難がつきまとうため、安定したパラメタを得ることはむずかしい。その上、(II-4)式では金融資産のストックを従属変数としているため、これから貯蓄率の理論値を求めても観測値とのあいだに大きな乖離を生じてしまう。

注(1) 辻村〔6〕を指す。
 (2) ギアリー〔3〕を参照。
 (3) 辻村、黒田〔7〕を参照。
 (4) この選好関数の性質については、辻村、黒田〔7〕の補論に詳しいので参照されたい。

家計の資産保有と貯蓄率の変動(Ⅱ)

そこで貯蓄率の理論値と観測値の誤差の二乗和を最小にすべく、(Ⅱ-4)式で求めたパラメタの値を初期値として、以下の方法でパラメタ・リファインを行なう。まず収支均等制約

$$Y_t = P_t C_t + (P_t F_t - P_{t-1} F_{t-1}) \dots \dots \dots (Ⅱ-5)$$

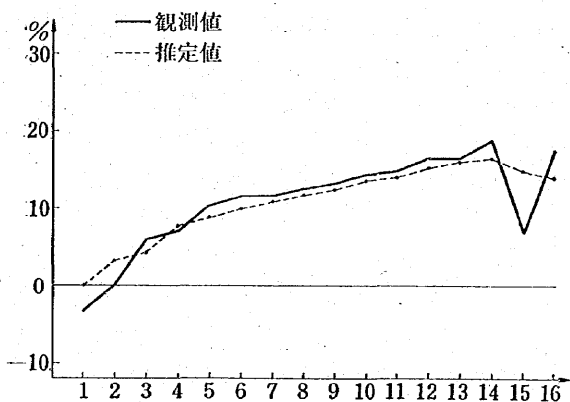
をC_tについて解き、これを(Ⅱ-4)式に代入すると次の式が得られる。

$$\frac{\beta}{\alpha} a \frac{Y_t - (F_t - \frac{P_{t-1}}{P_t} F_{t-1})}{F_t} + \frac{\beta}{\alpha} \cdot \frac{Y_t - (F_t - \frac{P_{t-1}}{P_t} F_{t-1})}{F_t} \log \left(\frac{Y_t}{P_t} - (F_t - \frac{P_{t-1}}{P_t} F_{t-1}) \right) - \delta \log F_{t-1} - \log F_t - b = 0 \dots \dots \dots (Ⅱ-6)$$

ここで、まず初期値として前述のパラメタ・セットを

(家計調査・貯蓄動向調査)

図Ⅱ-1 年間収入階級別クロス・セクション・貯蓄率の観測値の変化と表Ⅱ-1のパラメタによる推定値(昭和44年)



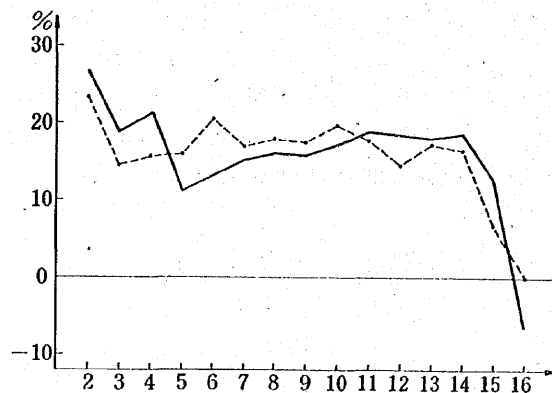
(家計調査・貯蓄動向調査)

与え、F_tの観測値を初期値として反復計算を行ないながら(Ⅱ-6)式を満足するF_tの値を求める。これがF_tの理論値である。これを用いて貯蓄率の理論値を求め、それと観測値との誤差を求めることができる。同様のことを、パラメタのセットを変えながら繰り返し、パターン法により誤差の二乗和が最小になるようなパラメタのセットを探索するわけである。

筆者は、かつて前稿で用いたのと同じ「家計調査」ならびに「貯蓄動向調査」を資料として、収入階級別クロス・セクションにつき、以上のような方法で(Ⅱ-1)式の型の選好関数のパラメタ推定を試みた。その経緯は別稿に詳しいのでここでは立ち入らないが、最終的には表Ⅱ-1に示したように、比較的安定したパラメタのセットを得ることに成功した。ここでβを全年共通としたのは、先に述べたような(Ⅱ-1)式の選好関数の性質を最大限に利用してパラメタの比較を容易にす

(家計調査・貯蓄動向調査)

図Ⅱ-2 年間収入階級別クロス・セクション・貯蓄率の観測値の変化と表Ⅱ-1のパラメタによる推定値(昭和49年)



表Ⅱ-1 年間収入階級別クロス・セクション、パターン法による(Ⅱ-1)式の構造パラメタ推定結果

	a	b	α	β	δ	相関係数	タイルのu
43年	-12.810060	0.000000	1.000000	.187000	-.994385	.901536	.094863
44年	-12.738247	0.000000	1.000000	.187000	-.991054	.905865	.107784
45年	-13.035315	0.000000	1.000000	.187000	-.994543	.945313	.090955
46年	-12.530917	0.000000	1.000000	.187000	-.989372	.814076	.102553
47年	-12.767107	0.000000	1.000000	.187000	-.992782	.877646	.141935
48年	-12.378156	0.000000	1.000000	.187000	-.983395	.856975	.090630
49年	- 8.703225	0.000000	1.000000	.187000	-.917237	.830847	.114360
50年	- 7.769294	0.000000	1.000000	.187000	-.921056	.733426	.137443

注(5) 岩田, 黒田〔5〕を参照。

(6) 辻村, 黒田〔7〕を参照。

るためである。また同式におけるパラメタ b は、いずれの年度においてもゼロから有意に離れた値を示さないため、これも全年ともゼロとして、残りのパラメタ a および δ を推定した。

推定結果を見ると、昭和43年から48年まででは、両パラメタともかなり安定している。これに対して昭和49年ならびに50年では、 a 、 δ の両パラメタとも絶対値では小さくなっている。ちなみに図Ⅱ-1と図Ⅱ-2にそれぞれ昭和44年と49年の内挿結果を掲げたが、各年とも統計的当嵌りの点ではまず良好と言って差支えなからう。このことは逆の見方をすれば昭和49年の段階で何らかの構造変化があったことを示唆していると言える。

そこで以下の各論においては、家計の消費行動に近年いかなる変化が生じたのかを限界効用曲線のシフトという観点から考察してゆくこととしたい。

2. 限界効用曲線の漸近線の位置の推定

さて、前節までの理論仮説とその定式化をここで一度振り返っておこう。前にも述べたように、今までの定式化では金融資産からのサービスについては心理的効果による限界効用曲線の漸近線のシフトを認めている。これに対して消費の側については、限界効用曲線のシフトを定式化上は取り入れていない。

(家計調査・貯蓄動向調査)

表Ⅱ-2 年間収入階級別クロス・セクションによる(Ⅱ-1)式の構造パラメタ推定結果

	ステップ1	ステップ2	ステップ3-I	ステップ3-II	
a_{43}	-12.263692	-12.455360	-12.341021	-12.548676	
a_{44}		-12.648448	-12.404678	-12.495132	
a_{45}		-12.627401	-11.967449	-12.654479	
a_{46}		-12.411374	-12.391112	-12.609470	
a_{47}		-12.807995	-12.451081	-12.499115	
a_{48}		-12.870111	-12.498280	-12.807347	
a_{49}		-13.198047	-12.968525	-13.093833	
a_{50}		-12.609649	-12.570461	-12.744854	
b		0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α ⁽⁹⁾		1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
β	0.187000	0.187000	0.497617	0.497617	
δ	-0.983213	-0.984980	-0.956668	-0.956668	

注(7) ブラウン〔1〕を参照。

(8) これらの文献リストはフリプス〔2〕に詳しいので参照されたい。

(9) ここではパラメタ α を1とノーマライズしている。

しかしながら、消費の側にもこの種の心理的効果⁽⁷⁾、すなわち習慣形成効果が存在することは、ブラウン⁽⁸⁾をはじめとして幾多の研究者により指摘されており、これを無視することはできない。そこで仮説として前節で見られた年度間によるパラメタの差異や、階層間によるフィットの差は、この消費の限界効用曲線のシフトを無視したために生じたと考えて以下の分析を進めてゆく。

まずそのためには(Ⅱ-1)式における金融資産側の限界効用曲線の漸近線のシフト・パラメタである δ の値を、各年各階層共通の文字通りのパラメタとして確定する必要がある。そこで最初に一般的な方法として各年各階層をプールしたデータにより、前節に述べた方法で β を所与として a と δ を推定した。これを仮に<ステップ1>と呼ぶことにしよう。推定結果は表Ⅱ-2に示した通りである。容易に想像されるように、この推定結果は、前節の年度別推定結果の昭和43年から48年までのものにかかなり類似している。言い換えれば、昭和49年、50年では、当然フィットが悪いということである。

先の仮説に従うなら、これは消費の限界効用曲線のシフトとしてとらえられるはずである。この場合、(Ⅱ-1)式の a が消費の限界効用曲線の位置を決めるパラメタであるから、限界効用均等条件を用いて各年各階層の a が逆算できるはずである。ところが個々のサンプル・セットについて見てゆくと、特に昭和49年と50年を中心として δ が理論制約を満たしていないケースが散見される。すなわち、いま観測誤差がないものとするれば、金融資産ストックの観測値は、当然その限界効用曲線の漸近線の位置より右側になければならない。この場合で言えば、

$$-\delta \log F_{t-1} < \log F_t \dots \dots (Ⅱ-7)$$

が理論制約となるわけである。これを満たすためには、 δ がどれほどの大きさである必要があるかをサンプルごとに示したのが表Ⅱ-3である。要するに、この表のいかなる δ の値の絶対値よりも真の δ の絶対値は小

家計の資産保有と貯蓄率の変動 (II)

表II-3 各サンプルごとのパラメタ δ に関する制約

所得階層	43年	44年	45年	46年	47年	48年	49年	50年
1	— ⁽¹⁰⁾	-.982016	-.990377	-1.020276	-1.001327	-.993509	— ⁽¹¹⁾	-1.009224
2	— ⁽¹⁰⁾	-.991648	-.988589	-.999855	-.951255	-.989838	-1.061306	-1.018904
3	-.995160	-.997407	-.993388	-.996067	-1.013001	-.990044	-.985250	-1.006205
4	-.995496	-1.003052	-.996411	-.998645	-.998192	-.991061	-.987790	-1.008110
5	-1.009523	-1.004110	-1.001616	-1.000289	-1.002733	-.992297	-.979076	-1.002900
6	-1.004702	-1.005874	-1.000609	-1.002307	-.998028	-.998969	-.985882	-1.001189
7	-1.008637	-1.004486	-1.004553	-.997170	-1.005567	-.995467	-.983232	-.999992
8	-1.005855	-1.005345	-1.004328	-1.000907	-1.004914	-1.000569	-.984683	-1.002137
9	-1.005115	-1.003597	-1.003580	-1.004164	-1.004698	-1.000533	-.983886	-1.000546
10	-1.002777	-1.005358	-1.002128	-1.004888	-1.006106	-.998396	-.987239	-.999019
11	-1.005192	-1.002740	-1.005354	-1.005343	-1.008323	-.997372	-.985871	-.993630
12	-1.004432	-1.005384	-1.002860	-1.004976	-1.006936	-.996924	-.983534	-.995184
13	-1.003143	-1.004952	-1.002755	-1.003999	-1.006206	-1.000754	-.984498	-.996458
14	-1.005762	-1.003124	-.998831	-1.002130	-1.005017	-.996052	-.984151	-.998096
15	-1.003274	-.995549	-.999769	-1.004055	-1.005678	-.994556	-.977592	-.997131
16	-1.004054	-.998425	-.997791	-1.001279	-1.000233	-.992403	-.969680	-.982355

さいはずである。

先の〈ステップ1〉の場合、昭和44年の第1階層(最低所得階層)をはじめ、47年の第2所得階層、49年では第5、第15、第16(最高所得階層)の各所得階層、そして昭和50年の第16階層(最高所得階層)でそれぞれ上記の制約を満たしていないことがわかる。

このことは、逆に上記のパラメタ推定方法には疑問があることを示していると言える。つまり、消費の限界効用曲線の漸近線の位置が各年度各階層ごとに異なっていることを前提としながら、これが一定であることを δ を推定する段階で先取りしているからである。この矛盾を多少でも回避するため、 a については各年度毎に各階層間では共通とし、 δ については従来どお

り各年度各階層共通とするような推定を試みた。この基本的方法は、次のようなものである。

まずパターン法に入る前の初期値の設定は次のように行なった。いま(II-4)式の変数を標示簡略化のために次のように置き換える。

$$X_0 = \log F_t \dots \dots \dots (II-8)$$

$$X_1 = \log F_{t-1} \dots \dots \dots (II-9)$$

$$X_2 = \frac{C_t}{F_t} \dots \dots \dots (II-10)$$

$$X_3 = \frac{C_t}{F_t} \log C_t \dots \dots \dots (II-11)$$

これを用いて行列表示すれば次のようである。ただし上添字は年ならびに階層を示す。

$$\begin{pmatrix} X_0^{43.1} \\ X_0^{43.743} \\ \vdots \\ X_0^{44.1} \\ X_0^{44.744} \\ \vdots \\ X_0^{50.1} \\ X_0^{50.750} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & X_1^{43.1} & X_2^{43.1} & 0 & \dots & 0 \\ 1 & X_1^{43.743} & X_2^{43.743} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_1^{44.1} & 0 & X_2^{44.1} & \dots & \dots & \dots \\ X_1^{44.744} & 0 & X_2^{44.744} & \dots & \dots & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \dots & \dots & \dots \\ X_1^{50.1} & \dots & X_2^{50.1} & \dots & \dots & \dots \\ X_1^{50.750} & 0 & X_2^{50.750} & \dots & \dots & \dots \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_3^{43.1} \\ X_3^{43.743} \\ X_3^{44.1} \\ X_3^{44.744} \\ \vdots \\ X_3^{50.1} \\ X_3^{50.750} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -b \\ -\delta \\ \beta a_{43} \\ \beta a_{44} \\ \vdots \\ \beta a_{50} \\ \beta \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u^{43.1} \\ \vdots \\ u^{50.750} \end{pmatrix} \dots \dots \dots (II-12)$$

注(10) 「貯蓄動向調査」に該当するサンプルがない。

(11) 「貯蓄動向調査」による資料から期首の金融資産保有量を逆算すると負になるため、ここではこのサンプルを除外した。

ここで u は攪乱項であり、通常の最小自乗法を適用すれば $a_{43} \cdots a_{50}$ を含む各パラメタが決定できるわけである。

さてここで本来なら前節に述べた方法で、パラメタ $a_{43} \cdots a_{50}$ ならびに δ を(ここでは一応 β は固定すると考えて)⁽¹²⁾パターン法により探索することとなる。しかしながら、周知のごとくパターン法はパラメタのセットを種々変化させながら目的関数を最大または最小にするセットを探索する方法であるため、この場合のように決定すべきパラメタの数がふえるとサンプル・サイズが比較的大きいことと相まって、反復計算のために膨大な演算時間を必要とする。そこで今回は第1次接近として、先に最小自乗法で $a_{43} \cdots a_{50}$ とともに求めた δ を先取りして $a_{43} \cdots a_{50}$ のみにつきパターン法によるパラメタ・リファインを実施することにした。この場合には各年毎のサンプルに対して、 δ を先決として a のみを決定するわけであるから作業としては極めて容易である。

以上の方法を先のプール・データに適用したのが<ステップ2>である。ただし δ の値が先の<ステップ1>の場合よりさらに大きく、多くのサンプルについて理論制約を満たさないことは明らかである。このためパターン法によるパラメタ・リファインは実施しておらず、表II-2にも最小自乗法による推定結果そのままを掲げた。いずれにしても、ここで注目されるのはパラメタ a の経時変化であるわけだが、予想通り消費の漸近線(e^{-a})はほぼ毎年右へシフトしているのが観察される。やはり異常なのは昭和49年で、この年だけ消費の漸近線が極端に右にシフトしているのがわかる。

しかしながら、パラメタ δ が理論制約を満たさないサンプルが多い以上、これとセットになるべきパラメタ a の大小を論ずるのは尚早であろう。そこで δ の値が一応すべてのサンプルについて理論制約を満たすようなパラメタ・セットを得るにはどうすればよいかを再度検討することとした。<ステップ1>あるいは<ステップ2>で用いた β の値をそのままに δ に制約を課して再度パラメタ・セットを推定することも検討したが、技術上の困難も多く良いパラメタ・セットが得られる可能性は先の推定結果から見る限り小さい。そ

こでパラメタ β の試験的変化が他のパラメタの推定値に対して比較的の不感応であるという性質を利用して、 β の変更をも認めた上で新しいパラメタ・セットを探索することとした。

これを行なうには、まずパラメタ β を確定してしまう必要があることは前節で述べたとおりである。もちろん β を単独で決めることはできないわけであるが、少なくとも最終的にパターン法を利用する際には、このパラメタを所与としたほうが取り扱いが容易である。そこで β の決定をする方法をまず確定せねばならない。しかも今回は最終的に得られる δ の値が理論制約を満たすべく考慮する必要がある。このために次のような手順で作業を行なった。まず先の表II-3を見ると、 $-0.951255 < \delta$ が条件となることがわかる。しかしながら、従来計測された δ はいずれの場合も -1 にかなり近かった。そこでまず δ を -0.95 と置いて最小自乗法により β ならびに a を推定し、この β をのちの推定の基礎とすることとした。あとの手続については先に<ステップ2>で述べたとおりである。

これらの結果は表II-2に<ステップ3>として紹介されている。今回はパターン法実施段階で、目的関数(理論値と観測値の誤差の二乗和)を世帯数分布でウェイト付けした場合としない場合の2種を併せて掲載した。ウェイト付けしない場合を<ステップ3-I>、ウェイト付けした場合を<ステップ3-II>として区別している。一見して気づくことはパラメタ δ が先に示した制約の範囲内でないことである。しかし表II-3を見ると新たに推定された δ が理論制約を満たさないのは、わずかに昭和47年の第2所得階層のみである。そこで一応ここまでの段階で得られたパラメタ・セットを最終的に採用することにした。以後本稿で使用するのは、このうちウェイト付の目的関数を採用した<ステップ3-II>である。

表II-4には<ステップ3-II>の内挿の統計的フィットが示されている。昭和49年と50年を除けば各年とも相関係数0.6以上を示しており、まずまずの当嵌りと言えよう。これに対して昭和49年、50年の両年ではフィットが極めて悪い。昭和44年と49年の内挿結果を図II-3と図II-4に示してあるので参照されたい。次節においては、以上の問題点を家計の消費行動の構造変

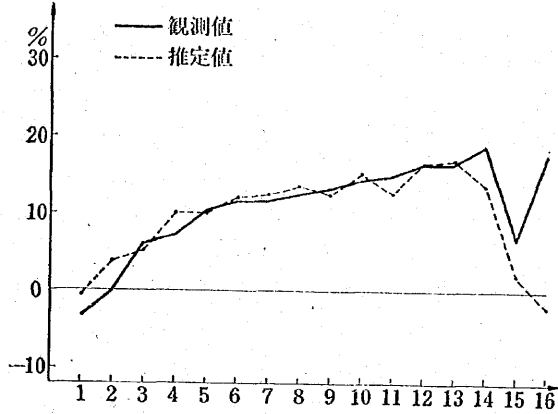
注(12) のちにも述べるように β の試験的変化が他のパラメタの推定値に対して比較的の不感応であるため、推定の際にはこれを先決として扱っている。

(13) δ が制約下限界にはりつく恐れが強いからである。

家計の資産保有と貯蓄率の変動 (II)

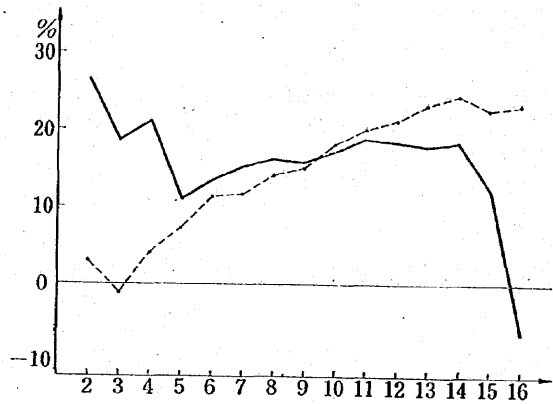
(家計調査・貯蓄動向調査)

図II-3 年間収入階級別クロス・セクション・貯蓄率の観測値とステップ 3-II のパラメタによる推定値 (昭和44年)



(家計調査・貯蓄動向調査)

図II-4 年間収入階級別クロス・セクション・貯蓄率の観測値とステップ 3-II のパラメタによる推定値 (昭和49年)



化という視点からとらえ、その漸近線の位置の変化を追うこととしたい。

3. 限界効用曲線の変位に関する考察

表II-4 <ステップ3-II>のパラメタによる内挿結果

	相 関 係 数	タ イ ル の u
43年	.607322	.287192
44年	.607717	.238804
45年	.693006	.558138
46年	.630847	.258999
47年	.757487	.204780
48年	.764500	.265489
49年	.386668	.374343
50年	.439370	.318516

さて本節の主眼は消費の限界効用曲線の変位を事後的にとらえることにより、昭和49年を中心として家計行動にいかなる構造変化があったのかを明らかにすることである。そこでまず先の<ステップ3>⁽¹⁴⁾のパラメタを用いて各年各階層のパラメタ a を限界効用均等条件を用いて逆算した。しかしながら、ここで使用しているデータは絶対所得分位のものであるため列年比較には不適当と言わざるを得ない。そこで世帯数分布をウェイトとして上記で求められた消費の限界効用曲線の漸近線(e^{-a})の加重平均を作り、列年比較の容易な相対5分位の形にして示したのが表II-5である。そこ

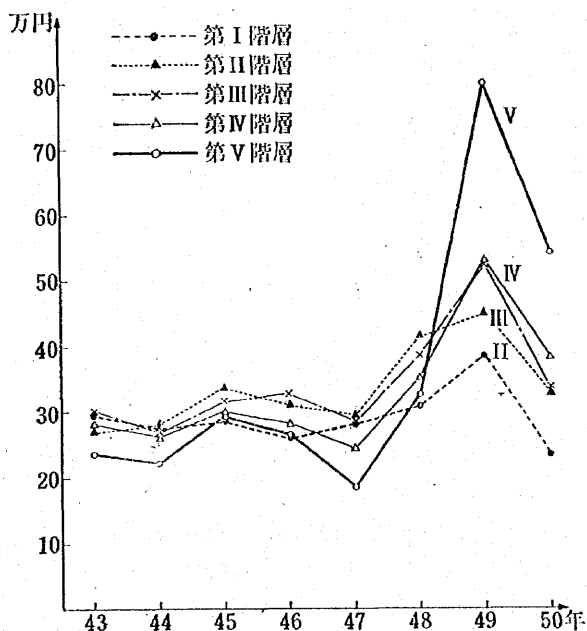
表II-5 <ステップ3>のパラメタから推定された消費ならびに金融資産の限界効用曲線の漸近線の位置 (昭和45年価格)

	所得階層	43年	44年	45年	46年	47年	48年	49年	50年
消 費	I	294867	275155	283970	259526	282036	308554	386691	236278
	II	274383	278838	338261	310451	294712	401473	449812	331808
	III	299294	269273	314565	329063	282888	386867	522487	335534
	IV	279975	268934	299826	281892	242996	351921	537289	378073
	V	234947	221962	295247	263997	185570	326121	799486	542049
金 融 資 産	I	192129	261494	307712	372247	329145	497465	420372	321920
	II	305574	361628	360498	413691	446230	498144	623336	475445
	III	425410	499702	503022	493527	531176	596920	711762	604350
	IV	553171	589137	625492	669951	760913	836850	896193	896768
	V	975487	1100359	1108495	1132707	1398279	1418383	1834606	1613724

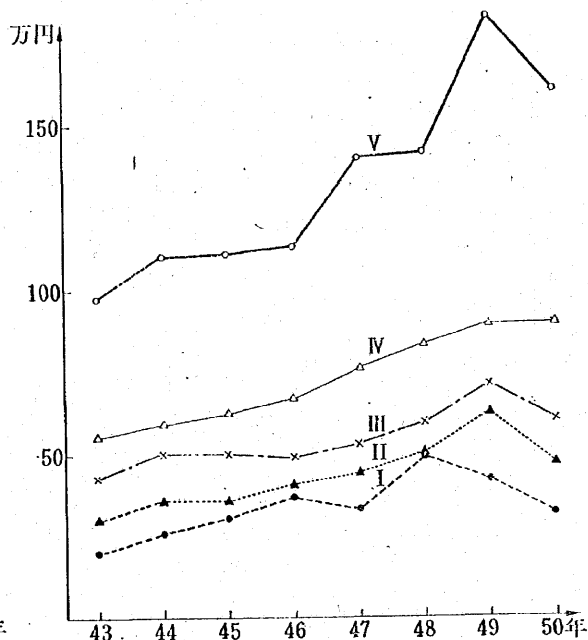
注(14) パラメタ α , β , δ は<ステップ3-I>と<ステップ3-II>で共通である。

(15) もちろん、これは相対5分位の資料を用いて漸近線の位置を推定するのは基本的に異なる。

図II-5 <ステップ3>のパラメタから逆算された消費の限界効用曲線の漸近線の位置の所得階層ごとの変位(昭和45年価格)



図II-6 <ステップ3>のパラメタから推定された金融資産の限界効用曲線の漸近線の位置の所得階層ごとの変位(昭和45年価格)



には同時に金融資産ストックの限界効用曲線の漸近線の位置も示されている。

この列年変化を図の形で図II-5と図II-6に示してある。まず消費について全体の特徴を大づかみに見るなら次のように言えよう。昭和43年から47年までは各階層共、漸近線の位置が比較的安定している。昭和48年の場合、漸近線の位置は平均して右に寄り始めている。しかし、むしろ注目されるのは、昭和43年から48年までは所得階層間による限界効用曲線の漸近線の位置の差異が極めて小さいことである。結果的にこのことが先の<ステップ3>における内挿結果を良くしたとも解釈できよう。またこのことは、将来、新たにパラメタの推定が必要となった際にも有効である。もし階層間により漸近線の位置が大きく異なっているとすると、先に<ステップ3>で行なったように、一度階層間で漸近線の位置に差異がないとして残りのパラメタを確定することの危険が増大するからである。同時にこの結果は<ステップ3>により得たパラメタ・セットがかなり高い信頼性を持つことを保証しているわけである。

さて次に昭和49年、50年に目を移してみると、この段階で家計の消費行動にかなり大きな構造変化があっ

たことが示唆されている。すなわち、各所得階層の漸近線とも右に極めて大きくシフトしているのである。しかもその大きさは階層間で非常に異なっている。中でももっとも大きなシフトを示したのが最高所得階層である第V階層である。これに比べれば、低所得階層である第I階層や第II階層の漸近線のシフトはずっと小さい。すなわち、第V階層では昭和48年の漸近線が同45年価格で32万6,000円だったものが、昭和49年にはなんと79万9,000円にも達している。これに対して第I階層の場合には同時期に、わずかに30万9,000円から38万7,000円にと小幅な変位を見せたに過ぎない。

昭和50年になると、各所得階層とも漸近線の位置は、ほぼ昭和48年の水準にまで戻っている。しかしながら、昭和49年で一度拡大した階層間格差は依然縮小していない。第I階層と第V階層では昭和45年価格にしてまだ30万円を超える差があり、昭和48年以前とはその様相を全く異にしている。以上の結果を見る限り、昭和49年前後の家計行動における構造変化は低所得階層よりもむしろ高所得階層を中心に生じたと考えるのが妥当であろう。

さてこの問題をひとまずおいて、次に金融資産ストックの限界効用曲線の漸近線の位置の動きを見てみよ

う。消費の場合との大きな相違は、階層ごとにその漸近線の位置の差異が歴然としていることである。昭和43年から46年までは、各階層の漸近線ともほぼ平行して右にシフトしている。昭和47年で階層間の漸近線の位置の差異が一度拡大するが、昭和48年では再び縮小している。そして昭和49年では先の消費の場合と同様、金融資産ストックの限界効用曲線の漸近線についても高所得階層を中心にかなり大きな右へのシフトが観察される。特に第Ⅴ階層の漸近線のシフト幅が大きいのがここでも注目される。ただ第Ⅰ階層のみは多少動きを異にしており、昭和48年に比べて漸近線はむしろ左に寄っている。昭和50年になると、やはり消費の場合と同様、金融資産ストックの漸近線の位置も多少左へ戻って行く。例外は第Ⅳ階層のみで、この階層の金融資産ストックの漸近線だけは毎年コンスタントに右にシフトしている。

以上の観察事実を総合すると、次のように言えるだろう。⁽¹⁶⁾まず明白なのは、昭和49年の前後で我が国の家計行動にかなり大きな構造変化があったということである。しかし本稿の分析結果は、これが昭和49年に突然に起ったものではなく、すでに昭和48年から構造変化が序々に進行していたことを示している。このことは、従来の個別財に関する分析と符合しており興味深い⁽¹⁷⁾が、問題はその構造変化の本質である。

前述のように、家計の選好場が内生的にシフトするという指摘はかなり以前からなされている⁽¹⁸⁾。しかし、これらの仮説はいずれも習慣形成をその要因として掲げており⁽¹⁹⁾、本稿で指摘したような一時的、しかもかなり突発的な構造変化を説明しうるような仮説は見あたらない⁽²⁰⁾。そこで次節においては、本稿においてすでに示した分析視点をもう一步進めて、本節に述べた計測結果がなにを意味するのかを考え、今後の分析の指針としたい。

4. 最近の我が国の家計行動と市場の状況

前節の計測結果を考える時にまず注目したいのは、

注(16) 以上の推定結果が推定上の偶然でないことは<ステップ2>をはじめとする他のパラメタ・セットにより確認されている。

(17) 続〔8〕ならびに同〔9〕を参照。

(18) 本稿(注8)を参照。

(19) はかにハウタッカー、テイラー〔4〕に代表されるような耐久消費財のストックを明示的に導入しようとする仮説もある。しかしながら、これは選好関数中の消費量を購入量で代用させる際に派生する問題なのでここでは区別しておく。

(20) 先の続〔8〕、同〔9〕はこれを取りあげた数少ない例である。

(21) のちに述べるように過剰流動性そのものを原因と考えているわけではない。

この時期の市場の動向である。昭和48年から50年までの3年間は、消費者物価上昇率がいずれも2桁で、インフレーションが異常に進行した時期に相当する。換言すれば、消費財市場はそれ以前に比してかなりタイトになっていたわけである。おそらく供給サイドから見れば、石油危機に象徴されるようにキャパシティの拡大が限界に達し、供給曲線がもはや右へシフトできない状況であったと推測される。これはマクロ的に見れば、消費者がいきなり右上りの供給曲線に直面したことを意味している。つまり名目所得の増加による需要曲線のシフトがそのまま価格上昇を引き起こすことになる。このような状況下では必然的に個々の消費者にも買い急ぎの傾向が強まる可能性が大きく、これが消費の漸近線の位置を見かけ上極端に右にシフトさせたと考えられるわけである。したがってこのシフトは、本来の選好場のシフトと、市場条件を反映した見かけ上のシフトとの合成物と考えるべきであろう。

このような視点に立てば、昭和48年にすでに市場の逼迫の萌芽があったわけで、これに起因する買い急ぎ傾向が市場を一層タイトにする結果になったことがわかる。しかも高所得階層における消費の漸近線のシフトが低所得階層に比して極端に大きいことは、このような買い急ぎ行動の背景には過剰流動性の裏付けが必要であったことを窺わせる。⁽²¹⁾おそらく昭和49年をピークとして市場が鎮静化に向ったのは、同年の年率24.5パーセントという異常な消費者物価の上昇が過剰流動性を一気に解消してしまったためであろう。

これを金融資産ストックの面から見るとまた一層興味深い。すなわち、金融資産ストックの漸近線の時系列的変位を追って行くと、昭和49年に高所得階層に大きな手許流動性を与えた原因は、昭和46年から47年にかけての当該漸近線の大幅なシフトにまで遡ることができる。昭和46年という年は、いわゆる景気停滞期によく見られるような所得格差の縮小を経験した年である。特に高所得階層では、6.1パーセントという消費者物価の上昇にもかかわらず、所得は名目でもほとんど増加していない。これが同年における高所得階層に

における貯蓄率を上昇させ、ひいては金融資産ストックの漸近線を右に押しやってしまったわけである。⁽²²⁾

かくして昭和46年と49年とでは兩年とも所得格差が縮小しているという事実とはうらはらに、所得階層間における金融資産貯蓄率の異同に関しては、全く逆の観察事実が得られるという結果になっている。昭和49年の場合には、手許流動性の小さかった低所得階層では物価上昇による目減り効果が貯蓄率を大幅に押し上げたのに対し、手許流動性が大きい高所得階層では、市場の逼迫を反映した消費の限界効用曲線の大幅なシフトが貯蓄率を逆に引き下げる要因となって現われたのである。

しかしながら、昭和49年の第V階層に見られるような極端な消費の限界効用曲線の漸近線のシフトを単なる価格上昇期待の反映と読むことには多少とも無理があらう。なぜなら価格上昇期待に関する限り、低所得階層と高所得階層でそれほど大きな差異があるとは考えられないからである。むしろ市場における価格調整の遅れやある種の統制価格が財の不足、すなわち所与の価格で家計がその選好場に照らして消費しようとする財の量が供給を上まわるような状態を生じ、これがかえって買い急ぎを助長したと見るべきだろう。このように考えれば、もともと財の消費量が多い高所得階層で当該漸近線が大きくシフトしたのも当然の帰結と言える。

以上が前節までの計測結果をふまえた昭和49年を中心とする我が国の家計行動の構造変化の筆者としての解釈である。その当否については今後の検討に委ねるほかはないが、ここでは一応手許流動性に裏づけされた市場要因による買い急ぎ行動を取りあげてみたわけである。これは従来の選好場変位の理論が主として内生要因をとりあげたのに対し、外生要因を強調するものであり、これをあくまでも選好場の見かけ上の変位としてとらえているに過ぎない点を確認しておきたい。

5. むすび

前稿の冒頭にも述べたように、以上の家計貯蓄に関するモデルは、本来貯蓄率変動の予測を意図して開発されたものである。遺憾ながらその意味では未だ目的に到達したとは言えまい。むしろその過程で明らかになったことは、消費と貯蓄のあいだに密接な相互依存関係が存在するという事実であった。そしてこれはま

注(22) 辻村〔6〕の(I-13)式を想起されたい

だ推論の域を出ないが、市場の状況そのものが価格系列とは別個に見かけ上の選好場変位という形で消費者行動に影響を与えている可能性も同時に指摘された。

本モデルは、基本的には新古典派消費理論の拡張であるから、将来上記の問題点をも明示的に導入した貯蓄モデルに発展させうる可能性だけは確保されている。本稿の真の目的は、今後の仮説設定の際の情報の一助としてのファクト・ファインディングにあることを付言しておきたい。

<参考文献>

- [1] T. M. Brown, "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior," *Econometrica*, vol. 20, no. 3, June, 1952.
- [2] L. Philips, *Applied Consumption Analysis*, North-Holland, 1974.
- [3] R. C. Geary, "A Note on a Constant-Utility Index of the Cost of Living," *Review of Economic Studies*, 18, 1950-51.
- [4] H. S. Houthakker and L. D. Taylor, *Consumer Demand in the United States, 1929-1970*, Harvard University Press, 1966.
- [5] 岩田暁一, 黒田昌裕「最適値探索プログラム」『三田商学研究』第11巻第3号。
- [6] 辻村和佑「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」『三田学会雑誌』第71巻第6号。
- [7] 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。
- [8] 続幸子「スタグフレーション期におけるトイレット・ペーパー市場の分析」, *K. E. O. Review*, no. 1, 1975.
- [9] 続幸子「スタグフレーション期における洗剤市場の需要分析」『最近における消費財の需要関数の推論』慶應義塾大学産業研究所, 1976.
(慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程)