

## [調査]

## 日本の消費関数分析の展望\*

溝 口 敏 行

## (I) 問題の所在

わが国の消費関数研究は、多くの面で経済学の実証的研究を促進してきた。即ち、この分野は国際的にみても計量経済学の実証分析の中でもっとも長い歴史をもっているが、そのことはわが国でも例外ではない。需要関数についての計量分析は、戦前期においても逸早く見出すことができる。戦後における消費関数の計測をめぐる研究は、わが国の実証分析をリードしてきた。即ち、1950年代にアメリカを中心に行われた消費関数論争は、わが国経済学者の関心を誘発し、日本のデータを用いた研究が発表されるようになった<sup>1)</sup>。この経験は、外国文献の紹介に専念しがちであった当時のわが国経済学界の動向に大きな転機をもたらした点でも、重要な役割をはたしたといえよう。

ただ今日からこれらの研究の動向をみると、やや時々流行に流されていた面もみられる。例えば、1960年代の研究の多くが、高度経済成長とのかかわりから貯蓄率の上昇傾向と、わが国の貯蓄率の“高さ”の説明に集中しがちであったこともあって、貯蓄率の上昇が一時的に停止した同年代後半においては、消費関数研究も停滞済みであった。

1970年代になって、わが国を含む先進国において、インフレ下の貯蓄率の上昇がみられるようになると、マネー・イリュージョン効果などのインフレーションにたいする消費者の反応が興味の中心を占めるようになった。1970年代の後半から1980年代にかけては、サプライサイド・エコノミックスの影響もあって、社会保障制度や

税制と個人貯蓄との係わり方や、政府、企業、海外の貯蓄と個人貯蓄の代替関係などに関心が集中するようになった。この結果、消費関数分析は比較的短期のデータを利用してモデルの良否を判定するケースが、大多数をしめるようになっていた。

経済分析が時々の問題に答えるのは当然のことであるから、このような傾向は驚くに当たらない。しかし、消費関数の研究を推進させてきた重要な動機の一つは、長期にわたる貯蓄率の変動を、共通の仮説で説明しようとするにであったことも明記すべきであろう。このような視点からは40年にわたって蓄積されたわが国のデータに、従来提出された仮説がどの程度妥当するかを検討してみることは有意義なことである<sup>2)</sup>。

このためには、長年にわたる研究を展望し、そこからもたらされる共通の帰結を探るとともに、諸仮説の優劣を長期データに照らして判定してみることも必要であろう。後者は、実験をとまわらない社会科学の分野で行い得る仮説選択の方法としても重要な意味をもっている。

このような試みに進む第一歩は、過去の研究のサーベイを行うことである。1960年代初期までの研究については、大谷(1963)、溝口(1964)がある。またその後の研究に関しては堀江(1985)がみいだされる。これらは、それぞれの目的をもった独立の作業であるので、3者を単純に接続しても消費関数研究の全貌を把握するには必ずしも十分ではない。本論文では、これらを補充する意味で1950年代から最近までに発表された諸仮説展望を行うことにする。更に、可能な限り戦後の長期的な時系列データを利用することによって、諸仮説が日本の貯蓄率の変動をどの程度説明できたかを事後的にチェックしたい。

展望にあたっては、まず消費関数分析で利用できるデータの検討を行った後(II節)、以下のテーマを主題として節を分けて進めることにしたい。

(1) 1960年代中期までに、当時の消費関数論争の系

2) 戦前の日本の長期データに消費関数を適用した興味ある研究(たとえば Klein-Shinkai(1977)および尾高(1975))があるが、ここでは検討の対象としない。

\* この論文の草稿は一橋大学経済研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ No. 168 として作成され、引用論文の著者を中心にサキュレートされた。この間、多くのコメントを受け論文を改良することができた。コメントを賜った方々が多数にのぼるため、お名前をここに記すことはできないが、深い感謝を表したい。

1) 篠原(1958)は、後半の日本の消費関数分析のバイオニア的文献として評価されるだけでなく、1950年代の各国消費関数分析のサーベイにおいても大きな貢献をしている。

譜にもとづいて、日本のデータに当てはめられたモデル(以下“基本モデル”と名づける)で、1980年代までの貯蓄率変動がどの程度説明できるかをテストすること(III節)。

(2) 1970年代のインフレーションと1980年代の低成長にたいする消費者の反応など短期的変化に関する分析や、社会保障や税制の貯蓄率におよぼす効果の分析など、基本モデルの開発以後に登場した諸仮説の検討(IV節)。

(3) 特定世帯グループについての、消費・貯蓄行動の時系列分析と、クロス・セクション・データの時間的系列を利用したデータ・プール方法によるモデル分析(V節)。

(4) 世帯グループ間の貯蓄率差を説明するクロス・セクション分析(VI節)。

(5) 国際比較上みられる日本の高い貯蓄率水準の説明(VII節)。

## (II) 利用されるデータ

既発表の消費関数分析が利用している主要なデータは多種に及ぶが、代表的なものは国民経済計算(国民経済計算への移行以前の国民所得統計を含む)による家計(または個人)の収支勘定表、家計調査による勤労者家計の収支勘定表、農家経済調査による農家世帯の収支勘定表、貯蓄動向調査による「一般世帯」<sup>3)</sup>の収入および貯蓄表である。したがって、検討にさきだって、これらのデータが示す貯蓄率の長期的時系列変化を概観しておくことは有益であろう。またこれらのデータを連続した統計系列として利用するには若干の事前調整が必要になる。

周知のように、国民経済計算の数字は、年報の発表毎に時点をさかのぼって修正が行われてきている。特に、基準年の変更にあたっては、大幅な調整がみられることがある。やっかいな問題はこのような時点のさかのぼりが限定された時期にとどまることである。このため、改訂された新データと旧数字の間に断層が生じることになる。本論では、国民経済計算については1980年基準の1985年推計の数字を利用しているがこの数値も今後改訂される可能性を残している。また国民経済計算が行われていない1964年以前のデータとしては1969年に、過去の時点まで遡って再推計された1960年基準のものを

採用した<sup>4)</sup>。

問題は、1964年以前の国民所得統計の数字をどのようにして国民経済計算のデータにして接続するかということである。われわれのデータでは、1969年まで国民所得統計ベースの数字が得られており、1965年の家計の収支勘定をみると、家計所得については2者の間には大きな差はない。一方、家計貯蓄率では、国民所得統計の数字が3%程度大となっており、その相違を無視することはできない。また2種類の統計における推計方法の相違を重視して、接続に当たっては慎重な対応が必要であるとする立場にも配慮する必要がある。

以下の検討に際しては、2つの接近方法を併用しながら進めることにしたい。即ち、比率分析のような比較的簡単な分析では、特別の問題が発生しない限り一部時点の値を重複して記すにとどめるが、回帰分析などではダミー変数などによって接続の効果もチェックしていくことにしたい。ただ実質所得などを計算する場合デフレーターについて共通の基準時点を採用することが便利である。ここでは、1980年を基準共通に採用し、実質化に用いられる家計消費デフレーターは新旧データよりのものを1965-68年平均でリンクしたものを使用する。

家計調査データは、所得調査の対象が勤労者世帯に限られるという制約がある反面、詳細な収入構造や所得階層別の情報が得られることから多くの分析で利用されてきた。さらに、家計調査から得られる家計貯蓄率の時系列的動きが、1970年代までは国民経済計算よりの家計の貯蓄率類似したトレンドをもっていた。家計調査の貯蓄率は勤労者世帯についてのものであるが、勤労者世帯がわが国の全世帯数で大きなシェアを占めることからこの帰結は納得的である。このため、家計調査の詳細な所得や貯蓄の構成に関する情報を利用して国民経済計算よりの貯蓄率の変化を説明しようとの試みが行われてきた。

ところで、この統計については、1963年におこなわれた大改正による断層をどのようにして埋めるかという問題がある。この改正では、それまで人口5万人以上の都市居住の世帯を対象としていたのを全国総ての地域に拡大したことが主要なことである。この変更への適用方法としては、1963年以降のデータとして5万人以上の都市の数字を1962年以前の系列に接続することが考えられる<sup>5)</sup>。しかし、実際に計測をおこなった場合、1963年

3) 「一般世帯」とは、家計調査が調査対象としている非農家世帯(単身世帯をのぞく)のうち勤労者世帯以外をさす。具体的には、商人・職人などの非自営業者、自由業者、無業者がふくまれる。

4) 国民所得統計の数字の改訂はその後も行われたがここで採用したものとほぼ類似している。

5) 1962年前の調査と1963年後の調査における5万人以上の都市とは母集団としては一致しているが、

表 1 実質 1 人当たり可処分所得 (Y) と貯蓄率 (S/Y)

	国民経済計算		旧国民所得統計		家計調査(全国) (勤労者世帯)		家計調査(5万人以上の都市) (勤労者世帯)		農家経済調査 (農家世帯)		貯蓄動向調査 (一般世帯)	
	Y 円	S/Y %	Y 円	S/Y %	Y 円	S/Y %	Y 円	S/Y %	Y (1,000円)	S/Y %	Y (1,000円)	S/Y %
1952			240,010	10.3			238,881	4.4				
1953			261,976	7.8			271,281	5.8				
1954			276,570	9.6			275,686	7.4	192	3.4		
1955			308,116	13.4			294,541	9.2	215	10.0		
1956			330,020	13.7			327,684	11.8	199	3.7		
1957			355,172	15.6			347,274	12.5	217	6.2		
1958			375,505	15.0			370,672	12.6	229	7.3		
1959			408,370	16.7			398,494	13.9	222	9.5		
1960			450,363	17.4			426,899	14.9	237	12.1		
1961			496,830	19.2			466,206	16.5	258	12.1		
1962			534,097	18.6			496,509	16.2	325	13.6		
1963			576,308	18.0	467,428	16.2	511,857	15.7	354	13.6	497	25.5
1964			623,484	16.7	504,905	17.1	555,346	16.8	391	14.4	488	25.7
1965	664,938	15.1	657,396	17.8	517,797	17.2	561,774	16.8	430	15.6	530	30.7
1966	717,042	14.1	706,426	17.8	546,530	17.6	594,922	17.5	469	17.1	562	20.5
1967	774,234	13.5	774,806	19.4	588,434	18.4	637,635	17.9	447	23.3	616	30.7
1968	854,126	15.8			635,654	18.6	674,468	18.4	486	19.8	662	24.0
1969	928,851	15.6			687,712	19.2	730,974	19.1	539	18.8	675	27.1
1970	1,010,931	17.9			753,839	20.3	774,930	19.9	577	18.3	778	27.7
1971	1,055,610	17.8			787,379	20.1	807,445	19.6	625	17.2	918	28.4
1972	1,133,456	18.2			839,822	21.6	853,099	21.3	685	23.1	998	34.1
1973	1,257,744	20.4			897,799	22.5	917,408	22.2	890	22.0	1,033	32.4
1974	1,281,886	23.2			902,585	24.3	921,096	23.8	953	24.6	1,007	28.2
1975	1,317,735	22.8			928,658	23.0	933,771	22.6	1,070	25.8	1,023	26.0
1976	1,358,674	23.2			927,470	22.6	943,888	22.2	1,060	24.1	1,168	29.7
1977	1,375,045	21.8			942,661	22.8	948,969	22.0	1,077	22.5	1,206	23.8
1978	1,418,726	20.8			949,812	23.0	966,696	22.4	1,120	22.6	1,148	19.8
1979	1,447,810	18.2			970,495	22.4	989,898	22.2	1,310	19.3	1,324	20.1
1980	1,451,672	17.9			957,334	22.1	971,202	21.3	1,245	19.4	1,301	18.4
1981	1,465,561	18.3			955,132	20.8	969,909	20.6	1,256	19.4	1,385	18.6
1982	1,485,327	16.5			983,803	20.7	999,343	20.8			1,240	14.0
1983	1,518,246	16.3			993,199	20.9	1,008,155	20.6			1,260	12.4
1984	1,548,443	16.1			1,014,981	21.3	1,034,959	21.1			1,194	16.9
1985					1,034,263	22.5	1,057,276	22.2				

以降の結果が全国と 5 万人以上都市のデータ間で大きな差がないことが多い。このようなケースでは、連続性を考慮して、5 万人以上の都市についての結果のみを示すことにしたい。

家計調査の調査方法の変更の問題は、クロス・セクション分析でより深刻になる。消費関数研究の重要なテーマは、貯蓄率の時間的変化と所得階層間の相違を統合的に説明できる仮説を提示することにある。この目的に当たっては、家計調査の所得階層別データが重要な働きをすることになる。しかし、わが国の家計調査が特殊な標調査対象都市の拡大のため多少のギャップが生じている可能性がある。

本ローテーション・システムを採用しているために、年ベースの所得階層別表を標本よりの数字から直接計算することができない。更に、ボーナスの支給のために所得額の季節変動が大であることも問題を複雑にしている(溝口(1985)参照)。

家計調査年報では、1963 年以降について、(1)“年間”収入階級別表、(2)世帯主定期収入階級別表、(3)月間収入 5 分位階級表が得られるが、1962 年以前については(3)が発表されているにすぎない。このため、所得階層間の分析は、種々の制約を受けることになってきている。

1959 年から実施されてきた「全国消費実態調査」は、家計調査などにはみられない詳細な多重分類表が得られ

表 2 線型ケインズ型消費関数の推計

	期 間	A	B	R <sup>2</sup>	DW
国民 経済 計算	1954—64	30895 (7460)	0.7647 (0.0168)	0.9952	0.9504
	1964—74	97475 (24083)	0.7194 (0.0250)	0.9880	0.7792
	1974—84	-651605 (72199)	1.2634 (0.0506)	0.9841	1.4421
	1954—84	26871 (11946)	0.7741 (0.0205)	0.9943	0.2883
	E	22104	(18733)		
家 計(全 調)国 査	1964—74	73190 (10699)	0.6934 (0.0151)	0.9953	0.7931
	1974—84	-254536 (62676)	1.0446 (0.0655)	0.9621	1.1120
(五 万 人 以 上 の 都 市)	1954—64	47348 (3562)	0.7434 (0.0856)	0.9987	1.2490
	1964—74	87455 (11594)	0.6825 (0.0156)	0.9948	0.8505
	1974—84	-202578 (58267)	0.9909 (0.0599)	0.9646	1.3364
	1954—84	54296 (3860)	0.7278 (0.0518)	0.9985	0.4796

ることから、消費行動などの要因分析に利用されてきた。この場合、同調査が9-11月を対象とし、ボーナスが貯蓄に及ぼす効果を無視している点に注意が必要である。

農家経済調査は、農家の経済行動を分析する上で、中心的に利用されてきた統計であるが、農業センサスが実施されるたびに、標本の交替が実施されその時点で時系列上の断層が生じることが指摘されている([V] 節参照)。また貯蓄動向調査の一般世帯についての年間収入調査はアンケート方式でおこなわれているために若干の誤差を含む可能性がある。本論の分析が家計調査による勤労者世帯を重視しているのはこのような事情にも配慮した結果である。

ここで、わが国の貯蓄率の時系列的な変化を示しておくことにしよう。表1は国民経済計算の家計部門勘定から得られる家計の1人当たり実質可処分所得および貯蓄率が示されている。前項で述べたように、国民経済計算の数字は1964年以降しか得られないから、同表には国民所得統計の数字も一部の年でダブル形で示されている。また、同表には家計調査などから求められる勤労者・農家・一般世帯の1人当たり実質可処分所得および貯蓄率が示されている。勤労者世帯の人口5万人以上の都市についての数字は1951年から継続して得られるが、全国ベースの値は1963年以降に限られている。これらの数字が取られた原資料は次の通りである。

経済企画庁「改訂国民所得統計(昭和26年度-昭和42年度)」

経済企画庁「昭和55年基準改訂 国民経済計算報告」

総務庁統計局「家計調査年報」

総務庁統計局「貯蓄動向調査報告」

農林水産省「農家経済調査報告」

ところで同表の結果をみると、1952年以降の33年は、家計の貯蓄率の時間的変動パターンから4つに区分できるように思われる。第1は、1952年から1960年にかけて貯蓄率が急上昇した時期であり、第2はそれに続く1960年代中期までの安定期間である。第3は1960年代後半からオイル・ショックが発生する1970年代中期までの貯蓄率の再上昇期であり、最後は安定成長下での貯蓄率の安定ないし下降期間である。この傾向は、第1-3期間については国民経済計算と家計調査の両方についてみられる。

一方、1980年代の国民経済計算からの貯

蓄率は明瞭な下降を示しているのにたいして家計調査のそれは比較的安定している。これにたいして、一般世帯および農家の貯蓄率は下降傾向を示しており国民経済計算の動向と一致している。経済成長の鈍化とともに勤労者家計の貯蓄における役割の低下ともみなしえよう。

### 〔III〕 基本モデルの当てはまりの検討

この節では、1960年代中期までに提出された仮説を検討する。ただ、紙数の制約を考慮して詳細な説明は、溝口(1964)にゆずり、ここでは長期系列への当てはまりを中心に論ずることとする。

これらの論文をレビューするまえに、最も単純な関数である線型ケインズ型消費関数

$$C(T) = A + B * Y(T) \quad (1)$$

の当てはめをおこなっておこう。ここで、 $Y, C$ は各々1人当たり実質可処分所得、消費支出である。この結果は改良された諸仮説の有効性を計る基準となりうる。表2の結果をみると、1954-64、1964-74の両期間についてはAが正、Bが0と1の間にあるという理論的要請を満たしている。ただダービン・ワットソン比が1を大幅に下回っているのが気になる。一方、1974-84についてはA、Bは明らかに異常な値を取っており、この関数の適用が不相当であることを示している。このことは、1954-84年の長期系列によるモデルの推計結果においても読み取る

表 3 習慣仮説模型消費関数の推計

		1954—64	1964—74	1974—84	1954—84
国民 経 済 計 算	A	-12578 (8827)	94447 (27382)	-471458 (86592)	32466 (7584)
	B	0.1502 (0.1139)	0.6355 (0.2840)	0.8810 (0.1466)	0.2023 (0.0878)
	D	0.9199 (0.1699)	0.1126 (0.3796)	0.3251 (0.1202)	0.7183 (0.1091)
	E				28236 (11856)
	R <sup>2</sup>	0.9988	0.9867	0.9907	0.9977
	DW	2.1960	0.8856	2.4717	1.5794
			<hr/>		
家 計 調 査 (全 国)	A		87948 (11620)	-230540 (65830)	
	B		0.9450 (0.1225)	0.8852 (0.1600)	
	D		-0.3587 (0.1737)	0.1746 (0.1603)	
	R <sup>2</sup>		0.9966	0.9628	
	DW		1.4063	1.3202	
		<hr/>			
(五 万 人 以 上 の 都 市)	A	32528 (4057)	99654 (14859)	-178715 (52177)	47936 (4875)
	B	0.5636 (0.0427)	0.8355 (0.1228)	0.7328 (0.1413)	0.5813 (0.0739)
	D	0.2657 (0.0623)	-0.2208 (0.1759)	0.3022 (0.1537)	0.1995 (0.1004)
	R <sup>2</sup>	0.9995	0.9951	0.9731	0.9986
	DW	1.9828	0.8789	1.5109	0.7789

ことができる(なお同表で国民経済計算欄に示したEは、国民経済計算と国民所得統計を接続して利用するためのダミー変数の係数である)。これらの回帰係数は理論的な制約を満たしているが、ダービン・ワットソン比は低い。このような傾向は、人口(または、世帯人員)の調整方法の改善によって、若干の変化もみられるが根本的な解決にはならない<sup>6)</sup>。

1950年代の貯蓄率上昇については、篠原(1958)による先駆的研究があげられる。当時の一般的風潮はアメリカ経済の動きをモデルとして、それより隔たった日本経済の動向を“日本経済の特殊性”と位置づける傾向があった。このような視点からすると、1950年代の貯蓄率の上昇もこのキャテゴリーに属することになる。ただ現在からみると、貯蓄率の上昇は第2次世界大戦直後のヨーロ

6) 人口(世帯人員)や物価の調整方法が消費関数におよぼす効果についての研究は、Ferber(1953)、小林(1960)などによって行われている。また、線形ケインズ型の消費関数が各国のデータにどの程度妥当するかについては、Johnson-Chiu(1968)などの一連の研究があるが、これらと対比すると我が国のデータは比較的良好な当てはまりを示しているといつてよい。

ッパ諸国にもみられており、この判断には問題があったことが明らかとなっている(溝口(1985)参照)。しかし、当時のアメリカなどの分析の直輸入でない形での研究が進められる切っ掛けをつくった篠原の貢献は大きい。

篠原の着想は、1950年代の貯蓄率の上昇を、戦後の復興期の一時的現象と考えたことに特色がある。1958年当時、勤労者世帯の実質消費水準は、1950年以降の急速な回復をみたとはいえ、なお戦前期の最高水準には達していなかった。篠原はこの点に注目して、デュゼンベリー型の消費関数、

$$C(T)/Y(T) = A - B * (Y(T)/Y(0)) \quad (2)$$

を利用しようとした。ここで、CおよびYはモデル(1)と同じであり、Y(0)はYの過去の最高値である。元来、この関数は短期的な消費率の変動を説明する目的で定式化されたものであるが[Duesenberry(1949)]、篠原はこの関数が中期的変化にも当てはまると考え、Y(0)として戦前の最高所得水準をとっている。

このような仮説が妥当するとすれば、YがY(0)をこえるまでは線型ケインズ型の消費関数となり、消費率は実質所得が戦前の最高水準に達するまで低下を続けた後、欧米型の変動パターンに戻ることになる。この論拠にたつて、篠原はちかいか将来貯蓄率の上昇は終わると予想した。表2でみられるように、1950年代にはケインズ型消費関数が当てはまっていたし、表1によれば貯蓄率の上昇は1960年代初期において一時停滞をみせ篠原仮説が妥当するようにも見えた。しかし、1960年代の中頃より貯蓄率の再上昇がみられるにおよんでこの仮説は放棄されざるをえなかった。

わが国の消費関数分析では、Brown(1952)によって開発された習慣仮説が有力な武器として使用されてきた。この種の接近としては比較的簡単なモデルを作成するものと、計測可能な効用関数を定式化してその中へ習慣効果を導入するものがある。後者の一連の研究は辻村(1958)の伝統を引き継ぐものであって、[V]節で展望することにしたい。前者の代表的なモデルは、

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * C(T-1) \quad (3)$$

で表される。ここでC、Yの定義は(1)式の場合と同様であり、C(T-1)は時差1をもつCの値である。もっとも

表 4 1954-79年データによる計測モデルの結果の補外

	実現値	線形ケインズ	習慣仮説	資産仮説
回帰係数				
A		52795	42420	108034
B		0.7138	0.4117	0.4182
D			0.4194	0.1483
E		51360	39705	62951
補外された貯蓄率				
1980	17.9	20.8	20.6	17.8
1981	18.3	20.8	20.8	16.2
1982	16.6	20.9	21.8	15.2
1983	16.3	21.1	20.8	13.6
1984	16.1	21.2	20.7	12.0
	恒常所得仮説 (移動平均)	インフレ期待 ・資産仮説	企業貯蓄 効果仮説	社会保障 効果仮説
回帰係数				
A	108953	84727	73236	95076
B	0.4155	0.5337	0.5297	0.4601
D	-0.5369	-0.4506	0.2856	-0.0129
F	0.0149	0.1045	0.5171	0.1708
G				-10964
E	63705	53476	51150	51521
補外された貯蓄率				
1980	17.9	18.5	18.8	18.1
1981	20.1	17.5	18.1	16.5
1982	17.8	16.4	17.0	15.5
1983	18.9	16.1	16.0	13.6
1984	20.1	13.6	14.5	11.6

この算式は習慣仮説と1対1対応しているわけではない。というのは後述のようにフリードマン流の恒常所得仮説にもとづく分布ラグを利用した定式化も同じ形になるからである。しかし、ここでは(3)を習慣仮説によるモデルとして取り扱う。

この算式は、多くの計量経済マクロ・モデルに採用されていることから推測できるように、国民経済計算のデータには比較的良好にあてはまってきた<sup>7)</sup>。ころみに、上述の国民経済計算の数字に回帰分析でモデルを適用してみると表3のようになる。

表3の国民経済計算を用いた大部分の結果は、B、Dが正であるとする理論的想定と一致している。問題は、高度成長期にあたる1950年代のDは大きい値を示しているのに対して、1960年代以降のDは小さな数値となっているため、この間に構造変動が生じたと考えざるを得ないことである。このような指摘は中村(1975)によってなされている。一方、1954-84年系列への当てはめ結果

7) この種のモデルによる分析は多いが、ここでは渋谷(1963)を挙げておく。

をみると、Dの値がかなり大きくなっているものの理論的制約は満足しており、ダービン・ワットソン比もそれほどには低くないことから一応評価の対象にはなりうるであろう。

このような、見方からして1つの興味あるテストは、貯蓄率が下降した1980年代の変化を1970年代までのデータから推計されたモデルより補外してみることでであろう。いま、1954-79年データを利用してモデル(3)を計算してみると、表4の習慣仮説欄のようになる。このモデルに1980-84年に対応する説明変数を代入して貯蓄率の理論値を求めると同じ表の補外欄の結果が得られる。これらの、数字は表1に示された観測値とは異なり、貯蓄率の下落を表していない(同表実現値欄参照)。換言すれば、モデル(3)は1950年代と1960-70年代の間に、構造変化を起こした可能性があるだけでなく、1980年代の貯蓄率下落の原因を説明する上でも問題があることになる。

モデル(3)は、マクロデータへの当てはめでは重要な役割を果たしてきたが、家計調査の時系列分析ではあまり使用されてこなかった。その理由は表3から読み取ること

ができる。同表では1964-74年についてのDがマイナスとなっているが、同様な結果は1960年、1970年代の家計調査の数字を利用した計算から得られる。

しかし習慣仮説を家計調査に応用しようとする試みがなかったわけではない。後述の慶応大学を中心とする効用関数を利用した分析では、効用関数のシフト要因として習慣効果の導入を試みている。これらの中で黒田(1983)は、1980年代の貯蓄率の下落を習慣仮説の効果を示すパラメータのシフトとしてとらえようとしていることは上記の帰結と相違している。

習慣仮説は元來消費行動について想定されるものであるが、井原(1976)では住宅取得のための準備として行われる貯蓄に習慣性を見出している。この仮説は住宅需要が増大した1960年代初期からオイル・ショック時までの貯蓄行動を説明する上できわめて魅力的なものであるが、1970年代以降の貯蓄パターンの分析には疑問が残る。

これにかわって登場してきた説明に「契約貯蓄」の役割を強調するものがある。すなわち家計調査から、家計の貯蓄を項目別に分解してみると、1980年代では、生命

表5 金融資産仮説による消費関数

		1954-64	1964-74	1974-84	1954-84
国民 経済 計算	A	41802 (66016)	149298 (32072)	-260600 (257182)	90974 (8068)
	B	0.7208 (0.3767)	0.3523 (0.1760)	0.8821 (0.2466)	0.5101 (0.0265)
	D	0.0330 (0.1985)	0.2077 (0.0988)	0.0564 (0.0358)	0.1020 (0.0096)
	E				59794 (9109)
	R <sup>2</sup>	0.9946	0.9913	0.9864	0.9989
	DW	0.8380	0.4664	1.5566	1.2780
		1954-64	1964-74	1974-84	1964-84
(五万人以上 の都市) 家計 調査	A		111764 (20055)	52648 (52177)	90283 (7178)
	B		0.5752 (0.0756)	0.6578 (0.0768)	0.6265 (0.0177)
	D		0.0767 (0.0530)	0.0556 (0.0120)	0.0516 (0.0090)
	R <sup>2</sup>		0.9963	0.9931	0.9981
	DW		1.3140	1.8562	1.0767

保険・消費者信用(特に住宅購入ローン)にかかわる貯蓄の純増の比重が増大していることから、契約貯蓄が貯蓄率の下支えとなっているとする経済企画庁(1985)などの主張が生じる<sup>8)</sup>。これらについては、家計調査の生命保険の受け入れ額が過小評価されていることや、近年の住宅ローン純減の主要な原因が新規借入れの低下にあり、契約貯蓄の変化とは必ずしも直結しないとする指摘が金子(1986)によってなされているが、それらを考慮に入れた上で今後の分析がつけられる必要があろう<sup>9)</sup>。

消費関数論争で重要な役割を果たしてきたものとしてTobin(1951)流の金融資産仮説がある。これを定式化すれば、

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * AS(T) \quad (4)$$

となる。ここで、ASは家計の1人当たり金融資産保有量を消費者物価などで実質化したものである。また実証分析では、ASの代わりに金融資産から負債を差し引いた“純金融資産”を利用することもある。

このモデルの時系列による分析は1970年代中期までは比較的少なかった。その1つの理由は、国民所得統計と金融統計が併用して利用されることがなかったことによると考えられる。幸いにして、この種の統計は近年充

8) この種の主張は民間調査機関のレポートなどにも多くみられる。

9) 後述の斎藤・大鹿(1979)では、住宅ローンの効果に肯定的な帰結を与えている。

実を見せている。国民経済統計への移行にともなって、家計の金融資産保有量は1971年以降について得られるようになった。しかし、より長期的な分析にあたってはこの推計の基礎統計である日本銀行の資金循環勘定表の利用が必要になる。この2系列は多くの年次で類似した変動を示しているが、1970年代の初期で食い違いがみられるのが気になる。しかし、この隔たりがみられる年が限られていることから、以下の分析では日本銀行の数字をそのまま利用していくことにする。

家計調査などのマイクロ・データに対応するものとしては、貯蓄動向調査がある。ただ、この調査の数字が安定するのは1961年以降であるので、マイクロ・データで分析する期間は1960年代以降に限定される。

このような状況下において、資産保有量をほかの説明変数とともに消費関数の時系

列モデルに導入する試みもみられるようになった。斎藤・大鹿(1979)は先駆的業績であって、資産効果が日本の分析でも重要であることを明らかにした<sup>10)</sup>。経済企画庁(1986)は、可処分所得及び所得の不安定性を示す変数とともに資産保有量を採用している。このほか、可測的効用関数を明示的に分析に利用する一連の研究も、金融資産量を1つの変数として利用しているものは少ない。また、次節で述べられる「新しい消費関数分析<sup>11)</sup>」においても他の変数とともに資産変数がモデルに利用されるようになってきている。しかし、ここで比較的純粋な形での資産仮説を検討しておくことは必要であろう。

表5には、モデル(4)にあてはめられた計測結果の一部が示されている。この検討で利用された所得および消費の統計は、モデル(1)の場合と同じであり、新旧国民経済計算と、全国及び人口5万人以上の都市についての家計調査の数字が取られる。

ところで、これらの資料には家計の負債についてのデータもふくんでいるから、既述のように、ASとして純金融資産(金融資産マイナス負債)を採用することもできる。本研究では、これらのすべての組み合わせについて

10) 同論では、モデル(4)の両辺をYで割った形で分析をおこなっている。また、説明変数としてYとASの外に世帯人員、ジニー係数、住宅ローンを用いている。

11) 香西(1981)の命名。

表 6 恒常所得仮説(移動平均)による消費関数

		1954-64	1964-74	1974-84	1954-84	
モデル(5)	国民 経済 計 算	A	29108 (8123)	94719 (26033)	659440 (70765)	25270 (12130)
		B	0.7679 (0.0180)	0.7224 (0.0271)	1.2687 (0.0496)	0.7768 (0.0208)
		D	-0.2874 (0.6982)	-0.5152 (0.4706)	-0.3568 (0.7549)	-0.2532 (0.5910)
		E				20506 (18896)
		R <sup>2</sup>	0.9949	0.9868	0.9849	0.9943
		DW	0.7352	0.8551	1.3399	0.3473
	(五 万 人 以 上 の 都 市) 家 計 調 査	A	45456 (3830)	87312 (12465)	-226930 (51079)	53727 (3857)
		B	0.7480 (0.0924)	0.6827 (0.0169)	1.0156 (0.0525)	0.7285 (0.0518)
		D	-0.5779 (0.1396)	-0.6659 (0.2552)	-0.4553 (0.2617)	-0.4957 (0.1912)
		R <sup>2</sup>	0.9987	0.9941	0.9742	0.9985
		DW	1.0049	0.8735	1.2049	0.6191
モデル(5・A)	国民 経 済 計 算	A	-5554 (94255)	147628 (35740)	-343965 (307882)	91397 (8787)
		B	0.9633 (0.5293)	0.3585 (0.1919)	0.9622 (0.2954)	0.5087 (0.0278)
		D	-0.2328 (0.3088)	-0.2926 (0.4241)	-0.4842 (0.7595)	-0.5633 (0.2701)
		F	-0.0102 (0.0276)	0.0204 (0.0107)	-0.0450 (0.0427)	0.0102 (0.0100)
		E				60113 (9412)
		R <sup>2</sup>	0.9943	0.9901	0.9851	0.9988
		DW	0.8695	0.4986	1.4665	1.2790
	(五 万 人 以 上 の 都 市) 家 計 調 査	A		112733 (22040)	59839 (95136)	85859 (18419)
		B		0.5720 (0.0826)	0.6488 (0.1188)	0.5863 (0.0406)
		D		-0.6174 (0.2450)	-0.6758 (0.1897)	-0.3879 (0.4552)
		F		-0.0786 (0.0575)	0.0564 (0.0178)	0.0854 (0.0160)
		R <sup>2</sup>		0.9947	0.9917	0.9949
		DW		1.2408	1.4616	0.4279

計算をおこなったが、得られた結論に大きな相違がみいだせなかったため、日本銀行の金融循環表と新旧国民経済計算を組み合わせた計測と、人口5万人以上の都市についての家計調査と貯蓄動向調査を利用した結果のみを示すことにした。またこの表ではASとして純金融資産ではなく金融資産を採用したものが示されている。

表5で家計調査などを利用した結果は比較的安定している。特に、1970年代の経済の混乱期においてもデータ

への当てはまりがよく、ダービン・ワットソン比もそれほど低くないことは注目に値しよう。これにたいして、国民経済計算を使用した計測では、ASの回帰係数はかならずしも安定しておらず、1954-64年および1974-84年ではASの係数は有意ではない。またこの係数が有意である1964-74年では、Yの係数が著しく小さくなっている(これらの問題はASとして、純金融資産を採用しても、変化はない)。このような、データ間の結論の相違がどのような原因によって発生するのかについては、今後の研究にまたなければならぬが、少なくともマイクロ・データに(4)が比較的良好な結果を示すことが興味をもたれる。

次に、このモデルを利用して習慣仮説モデルと同様に補外チェックをおこなうと、表4の金融資産仮説欄が得られる。この結果は習慣仮説の場合と著しいコントラストを示しており、補外された貯蓄率は実測値よりも低くなっている。このことは、金融資産仮説が1980年代の貯蓄率低下を説明する可能性を示唆している。同時に、同表はこの仮説のみでの説明では十分ではないことも明らかにしており、資産効果を他の仮説と結合して吟味することが期待されよう。

Friedman(1957)によって開発された恒常所得仮説を利用した分析も日本の消費関数分析で重要な役割を果たしてきた。いうまでもなく、恒常所得は直接観測できるものではないから、色々な工夫が行われてきた。それらのうちで代表的なものとして恒常所得を分布ラグ・モデルを利用して定義するものであり、これによれば計測されるモデルは(3)式と一致する。ただし、誤差

項についての仮定はことになってくる。近年、分布ラグモデルを前提として誤差項に自己相関が存在するとの仮定のもとで最小自乗推定法を適用する種々の方式が発達してきたため恒常所得仮説による(3)式の推定も可能になってきている。しかし、実際にこの方式をわれわれのデータに適用した結果は、同式に習慣仮説を仮定した場合と多きな差が見出せなかったためここでは詳論しない<sup>12)</sup>。

表 7 修正された定期収入による回帰分析

	1954-64	1964-74	1974-84	1954-84
家計調査(5万人以上の都市)				
A	16849 (8004)	46895 (17765)	-78428 (108182)	40473 (6586)
B	1.1840 (0.0279)	1.1150 (0.0362)	1.2827 (0.1653)	1.1100 (0.0132)
R <sup>2</sup>	0.9950	0.9895	0.8554	0.9957
DW	1.3700	1.1854	0.6569	0.4472

表 7.A ボーナス効果の分析

	1954-64	1964-74	1974-84	1954-84
国民経済計算				
A	45258 (43055)	11198 (72950)	-902584 (160187)	-7665 (12456)
B	1.1867 (0.4802)	1.0241 (0.0372)	1.1307 (0.0816)	1.0774 (0.0829)
D	0.5967 (1.1756)	-0.3477 (1.2076)	2.4226 (0.6674)	-0.5616 (0.2791)
F	0.2928 (0.4812)	1.0051 (0.2507)	1.4262 (0.1104)	0.9540 (0.2791)
E				41667 (15106)
R <sup>2</sup>	0.9947	0.9895	0.9869	0.9977
DW	0.7196	1.1521	2.3791	1.2058

恒常所得仮説によるいま1つのモデルは、移動平均を利用するものである<sup>13)</sup>。この場合移動平均の項数の定め方が当然問題になる。今、1つの試みとして3年移動平均値を恒常所得  $YP$  として残りを変動所得  $YT$  としてモデル、

$$C(T) = A + B * YP(T) + D * YT(T) \quad (5)$$

を計測すると表6が得られる。この表によれば、 $YP$ の係数は多くの期間でマイナス、 $YT$ のそれはプラスとなり、係数の価も比較的安定している。ただ、1974-84の期間では2係数が大きなぶれを示しており、オイル・ショックの時のような変化の激しい時期には恒常所得仮説的な接近は必ずしも有効ではないことを暗示している。

このモデルについての改良の試みは、モデルに資産効果を追加して、

$$C(T) = A + B * YP(T) + D * YT(T) + F * AS(T) \quad (5.A)$$

12) 習慣仮説と恒常所得仮説の妥当性のテストとしては、Hall(1976)によって提唱されたランダム・ウォーク・モデルを、パネル・データに利用する方法があり、林(1986)は家計調査の個票への適用を試みている。

13) このようなテストは諸国外のデータでおこなわれている。たとえば Friend-Taubman(1966)参照。

とすることである。その結果は表6に示めされているが、回帰係数はいぜんとして不安定である。しかし、表4に対応する補外チェックには若干の改善がみられる。

ここで恒常所得仮説の1つのバリエーションとして<sup>14)</sup>、勤労者貯蓄率の分析におけるボーナス効果をめぐる研究にふれておこう。家計調査によれば勤労者世帯の貯蓄率は、1950年代と1960年代後半から1970年代前半にかけて上昇したがこの時期には勤労者世帯の所得に占めるボーナスの比率が増加した時期に一致していた。

1950年代の傾向に注目した最初の研究は篠原(1961)である。ここでは、家計調査における世帯主の“臨時”的め先収入の家計収入に示める比率の増加が貯蓄率の上昇と相関をもっていることが指摘される。この主張は篠原(1982)にうけつがれており韓国、台湾の近年における貯蓄率の上昇を説明する要因として一般化されている。

ボーナス効果を、ややことなつた視点から捕らえたものに溝口(1968)がある。そこでは、世帯主の勤労収入(税調整済み)に対する消費支出の割合が、所得階層間(低所得層を除く)でも時系列的にも比較的安定していることに注目して勤労者世帯の消費行動が主たる所得を基準として計画されていると考えている。この立場にたてばボーナスの増加は貯蓄率の上昇につながる点で篠原説と一致している。このほか、溝口説では世帯主以外の勤労所得や、財産所得などの増加も貯蓄率の上昇につながることになる。

この法則は、1970年代初期までは比較的良好に妥当していたように思われる。しかし、オイルショック前後にはこの関係に乱れが生じる。古賀(1977)は、この乱れの原因を、妻の就業の増加に伴う‘主要な所得’の変化ととらえ、世帯主と妻の定期的勤労収入の消費支出に対する比率の分析が提唱される。勤労者世帯における就業構造の変化の影響については香西(1968)の指摘があるが、古

14) 以下の議論が、本来の恒常所得仮説と直接の関係をもっているかについては、見解の分かれるところである。しかし、所得の性格によって貯蓄に及ぼす効果が相違すると仮定していることでは、恒常所得仮説と接点をもっている。また恒常所得仮説から出発した日本を含む実証研究の広範なサーベイとして Mayer(1973)を挙げるができる。

賀の研究は妻の就業に注目した点に新しさがみられる。小野(1985)も恒常所得仮説を媒介にして、妻の就業と家計貯蓄の関連を考えている点では古賀と共通点がある。

これに加えて、1970年代から増加した住宅ローンの返済はこの種の接近に障害となっている。溝口(1988)は、世帯主と妻の勤労収入に世帯主定期収入/世帯主収入と世帯可処分所得/世帯総収入の2比率を乗じて古賀の提案の主要所得を推計したのち、定期的に所得からさしひかれるローン返済分をも除いた主要所得で消費支出を割ってみると、比較的安定した結果が得られるとしている。表7はこの経験的事実にもとづいて実施した時系列回帰分析であり、

$$C(T) = A + B * YP(T) \quad (6)$$

の計測が行われている。この結果によればAが0、Bが1という想定は1950年代を除けば大旨妥当している。

Ishikawa-Ueda(1984)は、ボーナスなどの所得と定期収入の形を取る所得の間に、消費に及ぼす効果に差があることを認めながらも、溝口説にみられる定期収入と消費の比例関係に疑問を提出している。このような立場から、同論では世帯主の定期収入(税調整済み)とその他の所得を分割して(6)式のYP, YTと定義した後、回帰分析をおこなっている。その結果によれば、1959-77年データより得られるYPの限界消費性向はYTのものより大きい点では溝口説と整合的であるがYTのそれは、0より正方向に有意にへだたっていることで相違している。更に、同論では国民経済計算に示された家計所得のなかからボーナス所得を分離して回帰分析を行いボーナス効果が篠原や溝口の主張するほどには大きくないことを指摘している。

Ishikawa-Uedaの作業における国民経済計算に関する推計をわれわれのデータ期間に完全な形で延長することは必ずしも容易ではないが、ほぼ同主旨の推計を利用してモデル

$$C(T) = A + B * YP(T) + D * YT(T) + F * O(T)$$

(6.A)

を計算すると、表7.Aが得られる。ここで、YTは勤労所得のボーナス部分YPはその他の勤労所得でOは勤労所得以外の家計所得を示す(税額調整済み)。

この結果をみると、1954-64年、1964-74年の数値ではYPの係数が1に近く、YTのそれが0より有意にへだたっていないという点で事前の想定と一致している。しかし、1974-84年の計測ではYTの係数は明らかに0ではない。家計調査によれば1970年代の後半から消費支出の季節型が小さくなったことがわかるが、この計測結

果もボーナスに対する消費者の反応に変化があったことを示している。この原因としては色々なものが考えられる。たとえば、この期間に急速に普及した「ボーナス払いセール」の効果なども考えられるし、住宅ローンの効果などにも配慮が必要になろう。また、オイル・ショック後の低成長期におけるボーナスの家計消費に与える役割が、高度成長期と異なると解釈することも可能である。これらについては今後の検討にまづことにしたい。

次に、家計調査についての検討を行うことにしよう。同論の主旨は溝口(1988)が採用した調整を導入しても差し支えないと思われるので、YPとして世帯主及び妻の定期収入(税調整済み)からローン返済を差し引いた額、YTとして残りの可処分所得からローン返済分を除いた額として1954-84年についての回帰分析を行うと、

$$C(T) = 35340 + 1.0026 * YPT + 0.2816 * YT(T)$$

$$(7002) \quad (0.0682) \quad (0.1393)$$

$$R^2 = 0.9954$$

となる。この場合、YPの係数が1にちかいことでは溝口仮説に対応しているが定数項が有意に正であることと、YTの係数が0でない点ではIshikawa-Uedaと一致している。

#### [IV] 1970年代以降の課題

1970年代以降、日本の消費関数研究は新しい段階に入った。その第1の理由は、オイル・ショック前後に発生したインフレーションや、経済成長率の低下など、高度成長期にはみられなかった問題が発生し、それらと貯蓄率の関係などに関心が集まったからである。第2に、この年代にサブライサイド・エコノミスト等によって消費関数をめぐる新しい仮説が提示されたことである。その代表的なものは、個人貯蓄と他の経済変数との代替ないし補完関係にかんするものであり、例えば個人貯蓄と社会保障の関連などがこれにあたる。これらの新理論の大半は欧米諸国で開発されたものであるが、わが国のデータによるチェックも行われてきている。この節では、これらの一連の研究をみていくことにしたい。

消費者物価の変化が、日本の貯蓄率にどのように影響するかについては、実質利率の効果の分析の形で比較的古くから行われてきていた。すなわち、線形ケインズ型の消費関数に実質利率を導入すると

$$C(T) = A + B * Y(T) - D * [R(T) - (P(T) - P(T-1)) / P(T)] \quad (7)$$

となる。ここで、Rは名目利率、Pは消費者物価指数である。高度成長期においてはDが有意でなかったり、

表 8 実質利子率の効果の分析

		1954-64	1964-74	1974-84	1954-84
国民 経済 計算	A	29286 (11679)	48431 (16404)	-816918 (157502)	13554 (8919)
	B	0.7674 (0.0229)	0.7806 (0.0184)	1.3784 (0.1097)	0.7739 (0.0145)
	D	174 (953)	4665 (965)	-2105 (1792)	39420 (13706)
	E				5297 (993)
	R <sup>2</sup>	0.9946	0.9966	0.9848	0.9971
	DW	0.8952	1.1660	1.9312	0.7449
(五 万 人 以 上 の 都 市 ) 家 計 調 査	A	49193 (4953)	6539 (7752)	-61173 (83348)	48710 (3226)
	B	0.7399 (0.0108)	0.7163 (0.0109)	0.8467 (0.0853)	0.7354 (0.0434)
	D	-178 (318)	1305 (271)	1036 (491)	1149 (706)
	R <sup>2</sup>	0.9986	0.9984	0.9795	0.9991
	DW	1.2990	1.9851	1.2666	0.7011

マイナスになったりしたため実質利子率の効果については否定的な見方が強かった。しかし、IRAの導入効果についてのアメリカでの論争に刺激されて、わが国でもマル優の廃止を巡って利子課税が貯蓄率にどのような効果をもつかという形で1980年代に復活してくる(たとえば小椋(1984))。しかし、表8にみられるように実質利子率の影響を証明することは容易ではない<sup>15)</sup>。

1960年代の終わり頃から先進国では、インフレーションの進行がみられたが、同時に貯蓄率の上昇も観測された。この現象は実質利子率を利用する仮説とは逆の帰結となっている。このために、マネー・イレーションの効果などを想定する新しい接近法が提案されるようになった。この種の分析はわが国でも関心を集めた。というのは、オイル・ショックによる物価の急激な上昇期を含めて、1970年代の前半のインフレーション下で貯蓄率が上昇したからである。

このような現象を説明する1つの接近法は、金融資産保有額に実質値の減少にもとめるいわゆるピグー効果を利用するものである。金融資産仮説によれば、実質金融資産保有量は消費支出にたいしてプラス要因となってい

15) このことは、消費者が利子率の変化に関心であったと主張するものではない。1970年代以降高金利商品への消費者の関心の増大を示す多くの事実がある。ここで述べているのは金利の時間的変動が各年の貯蓄率には影響をおよぼさなかったということであり、利子率の効果を“ある程度”まで認めるMclure(1980)によるアメリカの結果とは相違している。

るから、物価上昇による実質保有金額の減少は貯蓄率に上昇作用をもつことになる。

このような指摘はすでに小宮(1963)にみられるが、日本銀行(1975)は、この線に沿ったものといえる。

舟岡(1978)は期待インフレの効果を積極的に導入したわが国で最初の論文である。

そこでは、過去における物価の期待上昇率と比較して予想以上の物価上昇が発生した場合、現在消費と将来消費の選択を決める効用関数面での予算線がシフトして消費性向が低下することをモデルで示した後、過去の物価上昇率の移動平均から求めた期待インフレ率の変化が消費にマイナスの効果をもつことを実証する。

舟岡の期待インフレについての帰結は、その後の諸研究によっても概ね支持されて

いる。ただこれらの研究では期待インフレ効果を示す変数の作成方法や、それと組み合わされる消費関数モデルにおいて大幅な改善がみられる。Howard(1978)は先進5カ国の消費関数における期待インフレ効果を分析しているが、日本についてはこの変数が有意なマイナスの係数をもつことを示している。豊田(1978)は基本モデルとして恒常所得仮説を採用するとともにインフレ期待変数としての過去の物価変動の移動平均および経済企画庁による消費動向調査の消費者による物価予測に関する態度を数量化した指標<sup>16)</sup>を利用して分析を行い、インフレ期待が消費性向を低下させる傾向があることを帰結している。

新飯田(1981)は従来開発されてきた消費関数にかんする各種のモデルをオイル・ショックによる物価上昇期間とそのほかの期間別に当てはめて、回帰係数に有意な差があることを検証した後、経済企画庁の行ったサンプル調査より得られる物価上昇率についての期待値を、これらのモデルに追加することによって、係数の安定がみられることを主張した。一方、内田(1983)は、基本的にはHowardのモデルにそいながら分析をおこない、インフレ期待が消費性向にマイナスに作用すること、消費者の不安感の指標と考えられる失業率の上昇も消費性向を引き下げ効果をもつことを検証した。以上の分析が期待インフレを表す変数を消費関数に直接導入しているのに

16) 同調査における「今後1年間に消費者物価が増大、不変、低下のいずれであるか」についての解答割合を数量化したもの。

表 9 インフレ期待の効果分析

		国民経済計算				家計調査(5万以上の都市)			
		1954-64	1964-74	1974-84	1954-84	1954-64	1964-74	1974-84	1964-84
モ デ ル ( $S$ )	A	41874 (70432)	37798 (14017)	-700712 (559790)	85994 (8580)		54084 (17872)	154376 (40556)	852540 (6372)
	B	0.7014 (0.4019)	0.9919 (0.2101)	1.2504 (0.4841)	0.5463 (0.0356)		0.7891 (0.0667)	0.5606 (0.0470)	0.6652 (0.0187)
	D	-173 (1027)	-5343 (860)	2023 (1425)	-1192 (924)		-1445 (344)	-701 (156)	-853 (253)
	F	0.0346 (0.2120)	-0.1107 (0.1085)	0.0199 (0.0548)	0.0882 (0.0132)		-0.0474 (0.0423)	0.0545 (0.0064)	0.0316 (0.0096)
	E				58184 (8980)				
	R <sup>2</sup>	0.9939	0.9965	0.9860	0.9989		0.9985	0.9970	0.9990
	DW	0.8226	1.9552	1.9968	1.1827		1.9280	2.5601	1.2396
モ デ ル ( $S \cdot A$ )	A	12389 (8046)	60125 (17122)	-555634 (312145)	19193 (7001)	48822 (3125)	67969 (7652)	-203119 (244763)	48123 (3031)
	B	0.8146 (0.0221)	0.7931 (0.0245)	1.2091 (0.1930)	0.8201 (0.0135)	0.7337 (0.0089)	0.7218 (0.0124)	0.9899 (0.2523)	0.7481 (0.0546)
	D	-1137 (4299)	-9381 (20109)	-7967 (6714)	-5352 (2985)	5497 (2190)	-2359 (5731)	-1332 (3425)	1110 (947)
	F	5725 (1719)	-1756 (11949)	4582 (3082)	-7081 (1976)	-2447 (1761)	-848 (3377)	-1082 (1334)	-1818 (816)
	E				23731 (10928)				
	R <sup>2</sup>	0.9976	0.9961	0.9905	0.9981	0.9991	0.9985	0.9586	0.9992
	DW	1.3067	1.2748	1.9202	1.0360	1.8731	2.0081	1.3974	1.1039
モ デ ル ( $S \cdot B$ )	A	19889 (63800)	49816 (36998)	-40968 (354610)	73612 (8990)		51389 (17872)	69089 (40556)	30438 (6372)
	B	0.8117 (0.3617)	0.8592 (0.1935)	0.7598 (0.2832)	0.5894 (0.0346)		0.7894 (0.0617)	0.6420 (0.1498)	0.7916 (0.0491)
	D	2267 (1572)	-13312 (4034)	-62314 (6847)	-4785 (1545)		-4514 (904)	-229 (1807)	-13214 (2615)
	F	-0.0243 (0.1965)	-0.0330 (0.0984)	0.0519 (0.0366)	0.0782 (0.0113)		-0.0422 (0.0384)	0.0565 (0.0127)	0.0224 (0.0164)
	E				50342 (8501)				
	R <sup>2</sup>	0.9952	0.9961	0.9861	0.9991		0.9987	0.9882	0.9978
	DW	1.1035	1.5355	1.4563	1.4180		1.9656	1.4790	0.8519

たいして成田(1982)は貨幣の超過残高を推計するという興味ある接近を試みている。

これらの諸研究は、石油危機時代の異常な消費行動を説明する上で有効なものであった。しかし、この種のモデルを物価が比較的安定している時期にあてはめるときにも妥当するかどうかについては別個の検討が必要になる。表9では3種の方程式についての計算が示されている<sup>17)</sup>。第1のそれは、

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * [P(T) - P(T-1)] + F * AS(T) \quad (8)$$

であり、物価変動と期待インフレを区分していない。第2のモデルでは期待インフレを表す変数として

$$Z(T) = 3 * [P(T) - P(T-1)] + 2 * [P(T-1) - P(T-2)] + [P(T-2) - P(T-3)]$$

を定義して、

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * Z(T) + F * [P(T) - P(T-1)] \quad (8. A)$$

および

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * Z(T) + F * AS(T)$$

17) このモデルで採用されたウエイトは恣意的に定められているが、ウエイトを変えて行ったテストでもほぼ同様な結論になる。

表 10 企業貯蓄・政府貯蓄の個人消費への効果の分析

	国民経済計算				家計調査(5万人以上の都市)			
	1954-64	1964-74	1974-84	1954-84	1964-74	1974-84	1964-84	
モデル (企業貯蓄)	A	2567 (31984)	96651 (23327)	-23320 (332975)	68196 (6345)	884425 (13353)	71491 (82396)	87076 (6581)
	B	0.9698 (0.2162)	0.6488 (0.1373)	0.6834 (0.3034)	0.5543 (0.0193)	0.6660 (0.0506)	0.6357 (0.1001)	0.6245 (0.0156)
	D	-0.3793 (0.3163)	0.3517 (0.1141)	0.3359 (0.2742)	0.2916 (0.0590)	0.1504 (0.0381)	0.0251 (0.0664)	0.0728 (0.0280)
	F	-0.1530 (0.2015)	-0.0494 (0.1343)	0.1118 (0.0572)	0.1397 (0.0110)	0.0004 (0.0371)	0.0576 (0.0130)	0.0528 (0.0080)
	E				48049 (8020)			
	R <sup>2</sup>	0.9961	0.9938	0.9992	0.9991	0.9983	0.9884	0.9989
	DW	1.9061	1.5363	1.6869	1.6822	3.1901	1.6731	1.5413
モデル (政府貯蓄)	A	-21953 (21155)	126056 (33359)	-954003 (38289)	72978 (8064)	136536 (17008)	93351 (36705)	60198 (19854)
	B	1.1119 (0.1434)	0.4365 (0.2215)	1.5094 (0.3432)	0.5331 (0.0250)	0.4696 (0.0644)	0.6147 (0.0449)	0.6061 (0.0356)
	G	-0.7108 (0.2431)	0.9102 (0.7253)	0.5309 (0.2749)	0.2073 (0.0915)	0.5652 (0.1980)	-0.1195 (0.0284)	0.3665 (0.1665)
	F	-0.2064 (0.1283)	0.1823 (0.1865)	0.0464 (0.0725)	0.1505 (0.0145)	0.0783 (0.0386)	0.0612 (0.0068)	0.1276 (0.0230)
	E				56664 (9856)			
	R <sup>2</sup>	0.9979	0.9881	0.9896	0.9988	0.9975	0.9967	0.9950
	DW	2.2478	1.7034	2.3876	1.3322	1.2757	2.8685	0.5248
モデル (企業・政府貯蓄)	A	-34765 (28931)	82361 (29863)	-829140 (706465)	68276 (6570)	102645 (22248)	84172 (47224)	87990 (6534)
	B	1.1911 (0.2401)	0.7644 (0.2082)	1.3975 (0.6296)	0.5547 (0.0208)	0.6074 (0.0890)	0.6280 (0.0573)	0.6295 (0.0164)
	D	0.2401 (0.3518)	0.4489 (0.1742)	0.0726 (0.3337)	0.2947 (0.0748)	0.1155 (0.0581)	-0.0166 (0.0394)	0.0931 (0.0343)
	G	-0.8923 (0.3670)	-0.6044 (0.7979)	0.4804 (0.3758)	-0.0064 (0.0912)	0.2007 (0.3480)	-0.1230 (0.0313)	-0.0478 (0.0467)
	F	-0.2685 (0.1616)	-0.0642 (0.1569)	-0.0262 (0.1211)	0.1393 (0.0120)	0.0187 (0.0442)	0.0605 (0.0074)	0.0496 (0.0085)
	E				48083 (8191)			
	R <sup>2</sup>	0.9977	0.9934	0.9878	0.9992	0.9983	0.9962	0.9918
DW	2.3208	2.2306	2.3590	1.8898	2.2637	2.6107	1.6560	

(8. B)

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * AS(T)$$

$$+ E * GC(T) + H * ES(T) \quad (9)$$

としている。この場合 B, F の符号はプラス, D はマイナスと想定されるが, 表9の結果はこのような条件を必ずしも満足していない。しかし表4に対応したチェックではモデル(8. B)は良好な結果を示す。これはオイル・ショック時のような異常期間を含む分析ではインフレ期待変数が有効に作用するが, 平常時ではこの種のモデルの利用は必ずしも適当でないことを示唆している。

1970年代に発生した新しい接近方法は, 個人貯蓄を国

民経済全体の貯蓄の構成要素としての性格を考慮して分析を進めようとするものである。この考え方を発展させたのが, 企業ないし政府貯蓄の個人貯蓄への影響に関するものである。この種の議論の出発点となったのはデニソンの法則と呼ばれるものであって, 民間総貯蓄率の変動と法人貯蓄率と個人貯蓄率の変動を比較した場合後者のほうが大きいことが発見された。このことは民間貯蓄を構成している経済主体別の貯蓄に代替関係が存在していることを暗示している。このような見方によって個人消費関数に法人貯蓄や政府貯蓄を組み込む試みが進められてきた。このような理論の背景には, 消費行動が自分の周囲の情報のみにもとづいて行われるとしたケインズ流の消費者観を否定し, 広範な情報によって行動する合理的な消費者像を描くことがあげられる。

この種のモデルを最初にわが国のデータに適用したのは石川(1978)であった。同論では, 個人消費関数として,

を想定した<sup>18)</sup>。ここで, GC, ES は各々キャピタル・ゲイン, 法人貯蓄である。石川の帰結は個人消費にたいして ES の作用はマイナスになり理論的仮説に反するものである。

18) 石川は, Cとして通常の個人消費に家計の住宅投資を加算するなどの工夫をおこなっている。

これに対して香西(1981)は、法人貯蓄と個人貯蓄の間の関係を認めている。ここで一般的なモデルとして、

$$C(T) = A + B * Y(T) + F * AS(T) + E * ES(T) + G * GS(T) \quad (10)$$

を導入しておこう。GSは政府貯蓄である。香西は政府貯蓄の効果には否定的であるが法人貯蓄と個人消費の間の関係を認めている点で石川見解とことにする。この解釈にあたって香西はフェルドシュタイン流の“企業のベールをとうしてみる”能力をもつ超合理的期待行動を消費者に想定するのではなく、ボーナスなどを通しての影響を考えているのは興味もたれる。また、跡田(1985)では政府貯蓄の個人消費におよぼす効果については否定的であり、この点では香西論文と一致している。

これにたいして、落合(1982)は、法人貯蓄だけでなく政府貯蓄にたいしても個人消費への影響力を主張している。すなわち消費関数(10)において、Furstenberg(1980)の仮説、すなわち政府支出と個人消費の完全代替性の仮説にそって、

$$B = E = G \quad (11)$$

を想定して仮説検定をおこなった結果、(11)式が否定されないとして石川の主張に疑問を呈しているとともに、政府貯蓄の役割の検討がわが国のデータについても必要なことを強調する<sup>19)</sup>。ただ、計測結果の相違の一部は、石川が1950-70年代を対象としているのに対して、香西、落合が1970年代を分析しているということにも由来していることにも注目する必要がある。

表10は、方程式(9)を期間別に推定したものである。この表では法人貯蓄と政府貯蓄の効果を別々に検証した後、両方の変数を同時に追加する試みが行われている。計測区間別の推定結果をみると、法人貯蓄は1950年代を除けば比較的安定した形で消費に影響を与えているのにたいして、政府貯蓄の係数は不安定である。さらに、注目されるのは表4の補外テストが良好な結果を示していることである。このような帰結の解釈については今後の検討にまっとうしても、法人貯蓄と個人消費の関係については十分検討にあたいしよう。

基本的な考えは同一でありながら、より直接的な形で政府活動の個人消費への影響を論じたものに、直接税や年金の効果の分析がある。年金の充実がわが国の貯蓄率にどのような効果をもつかについては、比較的是やい時期から関心がもたれてきた<sup>20)</sup>。しかし、モデルを利用し

て積極的に年金と貯蓄の代替関係の分析が行われるようになるのは1970年代後半からである。

年金水準と個人の消費行動との関係は2つの異なる効果をもっていることが、ライフサイクル分析にもとづいたFeldstein-Pellechio(1979)によって指摘された。いま実質年金資産をRPとすると個人の消費関数は

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * F(T) + G * RP(T) \quad (12)$$

で、定式化できる。ここで、GはRPがFと同じ役割を果たしていると考えればプラスになるはずである。しかし、年金の水準が上昇すると高齢者の引退を促進する効果をもつことになり、Gがマイナスになることも考えられる。フェルドシュタインによるアメリカについての分析ではGがプラスとなり年金制度がアメリカの貯蓄率を低めていることが帰結された。

吉川(1982)は我が国のデータを利用して計算をおこなった最初の研究である。同論では、国民経済計算の1970-79年の数字を使用して分析をおこなっているが、Gの値はマイナスとなっておりアメリカの経験と逆になっていることを確認した。さらに吉川は貯蓄動向調査の数字も利用して分析を進めているが、結果はほぼ同様であった。この種の研究の1つのポイントは、年金資金の推計にある。特に、我が国の場合には、年金発足の時期から十分な時間の経過を経ていないために、世代によって資金量に相違があることが問題になる。このためその後の分析は、貯蓄動向調査などのマイクロデータを使用して、世帯主年齢階層別の方程式が推計されるようになった。

野口(1982)は、年齢階層別のデータによって(1)年金の積み立て金と家計の保有の金融資産との間には代替関係がある。(2)退職金積み立て金も家計の金融資産と代替関係にある。(3)しかし年金資産の重要な部分である移転部分と家計金融資産の間には代替関係がないことを帰結した。

佐々木・橘木(1985)は、コーホート分析によって世帯主年齢間の相違をより厳密に表すことをこころみるとともに、厚生年金と国民年金の間に存在する制度上相違の効果にも着目した。この結果(1)年金資金の効果は厚生年金のほうが大である。(2)しかし厚生年金の場合でも、家計金融資産と完全に代替しているわけではない。(3)年齢の高いほど代替関係は明瞭になる、ことを明らかにした。

年金資産の効果をわが国の時系列消費関数分析に導入

年金水準にたいする知識と貯蓄率の関係を調査している。

19) この仮定はFurstenberg(1980)が行っている第2のモデルに対応している。

20) たとえば日本リサーチ総合研究所(1978)では年

表 11 社会保障の個人消費への効果の分析

		国民経済計算				家計調査(5万人以上の都市)		
		1954-64	1964-74	1974-84	1954-84	1964-74	1974-84	1964-84
モデル(12)	A	34570 (84580)	124352 (57199)	-152049 (350142)	17042 (10417)	70276 (345903)	65283 (48155)	79817 (9169)
	B	0.7392 (0.4684)	0.4572 (0.2681)	0.7505 (0.3741)	0.5538 (0.0290)	0.7095 (0.1178)	0.6197 (0.0613)	0.6412 (0.0191)
	D	0.0194 (0.2296)	0.1683 (0.1266)	0.0590 (0.0380)	0.1152 (0.0100)	-0.0070 (0.0381)	0.0104 (0.0664)	-0.0033 (0.0280)
	F	-0.0479 (0.3102)	-0.0456 (0.1437)	0.0121 (0.0248)	-0.0121 (0.0045)	0.0202 (0.0636)	0.0257 (0.0151)	0.0633 (0.0110)
	E				51213 (8822)			
	R <sup>2</sup>	0.9938	0.9904	0.9850	0.9991	0.9959	0.9938	0.9986
	DW	0.8378	0.6820	1.7355	1.4457	2.0721	2.2753	1.4641
モデル(12・A)	A	53879 (99109)	105107 (41618)	-344815 (357881)	87044 (16016)	70138 (40019)	124060 (57252)	79432 (10784)
	B	0.7169 (0.4996)	0.4576 (0.1924)	0.9778 (0.3386)	0.5394 (0.0306)	0.7032 (0.1525)	0.5426 (0.0738)	0.6421 (0.0204)
	D	0.0042 (0.0383)	-0.0093 (0.0101)	0.0293 (0.0243)	-0.0087 (0.0111)	-0.0068 (0.0585)	0.0097 (0.0373)	-0.0033 (0.0225)
	F	0.0167 (0.2438)	0.1602 (0.0909)	0.0574 (0.0358)	0.1219 (0.0111)	0.0223 (0.0742)	0.0742 (0.0137)	0.0630 (0.0124)
	G	-13046 (28353)	-37965 (13767)	-34033 (24661)	-15376 (11787)	1404 (18644)	8791 (5497)	439 (6020)
	E				49641 (8787)			
	R <sup>2</sup>	0.9938	0.9904	0.9991	0.9992	0.9952	0.9949	0.9986
DW	0.8704	1.6813	2.4540	1.5314	2.1141	3.0600	1.4684	

ている。このモデルでは、理論的にGの符号を定めることができないからこの結果からモデルの良否を判定することはできない。ただ、これらのモデルのパラメータはかなり不安定であり、他の仮説にたいして優位な地位を占めるものとは主張しがたい。また表4に示したように(12.A)式の予測力についても他の仮説を上回っているとはいえず以上のような単純な形では社会保障効果の導入は有効な帰結をもたらしていないといえてよい。

[V] 家計類型別消費関数の時系列分析と時系列・クロスセクション・プール法によるモデル分析

前節まででは、国民経済計算による全家計と、家計調査による勤労者家計の消

費関数が問題にされてきた。これらは、国民経済的な分析にとって重要なものであるが、これら以外のデータを利用した興味ある時系列分析も見出される。

その第1は農家の消費関数分析である。この領域にかなりの論文が見出せるのはそれなりの理由がある。わが国の農家戸数は戦後急速に減少したが、1950年代から1960年代にかけては、勤労者世帯と並んで総世帯数に大きなシェアを占めていた。一方、農林水産省は農家経済調査を毎年実施してきており、これを利用すれば時系列分析が可能であった。

以上の研究を念頭におきながら若干のテストをおこなってみよう。これまで取り扱った他のモデルは比較的単純な形であったことを考慮して年金資産の推計は吉川(1982)の方法に準拠するとともに、コーホート分析などにはよらず、通常の時系列分析によることにする。検討されたモデルは(12)式と、これに失業率Uを加えた、

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * F(T) + G * RP(T) + H * U(T) \quad (12.A)$$

の2種であり、その結果が表11に示されている。

最初に農家世帯の消費関数を分析したのは、篠原(1958)であった。同論文では、勤労者世帯の消費関数として線形ケインズ型が妥当することと、その原因の説明が行われているが、農家については相対所得仮説型の関数

$$C(T)/Y(T) = A + B * [Y(T)/Y(T-1)] \quad (13)$$

同表によれば、国民経済計算の推定では(12)式のGがマイナスになるのにたいして(12.A)のそれがプラスとなっている。一方、家計調査ではいずれもプラスになっ

があてはまることが指摘された。この背景としては、戦前の日本の農家の消費水準が低く、1950年代には戦前の最高水準を越えた消費が行われていたことが挙げられていた。

これにたいして安永(1960)は、農家についても線形ケインズ型の消費関数が妥当することを主張した。ただ、農家の消費は前年の所得からも支出されることを考慮して説明変数に加えて

$$C(T) = A + B * Y(T) + D * Y(T-1) \quad (14)$$

とした。一方、篠原が農家の貯蓄率が勤労者世帯に比較して高いことを指摘したのにたいして、市岡(1960)はその主たる原因が農家の実物投資にあり、農家の金融資産に関連する貯蓄率は低いことを主張した。

農家世帯の消費関数分析に利用される農家経済調査の吟味では、長谷部(1960)、川口(1961)の貢献が大きい。農家経済調査は農業センサスの結果にもとづいて5年毎に標本変更が行われるが、この時点で経営規模の世帯ウェイトが変わるため、平均値を時系列とみなすと断層が生じることになる。両論文はこの点について調整をおこなった結果を発表している。この指摘は、その後の多くの論文で生かされている。一方、川口は経営面積5反未満の小規模農家には線形ケインズ型の消費関数が、またそれ以上の規模をもつ農家には相対所得型の関数が妥当するとして篠原と安永の中間的見解をとっている。

日本の農家の1つの特色は、小規模経営を補うために兼業収入が農家所得で大きな比重を占めることである。この効果を消費関数に最初に導入したのは久保・村上(1960-61)である。同論で採用されたモデルは

$$C(T) = A + B * [F(T) + F(T-1)] + D * O(T) + E * Y(T-1) \quad (15)$$

である。なお、 $F, O$ は各々農業所得、農外所得である。農業所得が2年分合計してあるのは安永の考えに沿ったものであり、また所得源泉別に限界消費性向が異なるとするのは前節までの勤労者消費関数の接近法とちがいのがある。唯是(1961)は、ほぼ同じ問題意識から出発して、農家の消費関数を専業農家、兼業家別のデータを利用して計測を行い2者間に相違があることが確認されている。農家数がその後減少したこともあって、1960年代後半以降の農家の消費関数分析は少ない。ここでは、野田・荻開津(1965)と加藤(1981)によって、これらの手法がその後のデータにも妥当することが明らかにされている。なお、後者においては、インフレーションの農家におよぼした効果についての分析も行っている。

農家が生産活動と消費行動をもつ複雑な経済活動を営んでいることに着目して、消費・貯蓄行動もその一環として記述する目的で、農家の行動モデルを作成する試みも行われてきた。野田(1956)は先駆的業績であり、鳥居(1966)、溝口(1970)などがある。

勤労者世帯、農家世帯以外の世帯グループに、個人業主や無業世帯よりなる「一般世帯」がある。1959年に全国消費実態調査が行われるまでには、これらの世帯の消費関数を直接計測するためのデータが存在しなかった。

これを補う目的で、国民所得統計よりえられる全家計の情報と、家計調査、農家経済調査より得られるデータから推計を行う試みが篠原(1958)、川口(1961)によって行われ、これらの世帯グループの貯蓄率が高いことが主張された。1960年代になって、これらの世帯の情報が貯蓄動向調査などから得られるようになると、これらの国民所得統計と整合性をもつかどうかのテストが行われた。

この種の試みとしては、安藤(1961)、中村(1962)、安永(1960)、野田・荻開津(1965)がある。これらの推計間には、若干の相違があるが、サーベイ・データと国民経済計算の間に比較的良好な整合性がある点では一致している。

一般世帯についての時系列分析は比較的少ない。このことは、1980年代の貯蓄率の動向に一般世帯が重要な役割を果たしていることからみれば意外な感がある。おそらくは、信頼できる詳細なデータの不足が原因であろう。ただ、近年になって、勤労者世帯と一般世帯の両方に含まれる高齢者世帯の研究にかなりの関心が集まっていることは注目される。

勤労者世帯のクロスセクション・データの系列によるブル分析を利用したものに、可測的効用関数による消費分析がある。この先駆的研究として辻村(1968)がある。ここで想定されている効用関数は、消費数量の2次式であらわされるベルヌーイ・ラプラス型であらわされる。簡単化のために2財のケースについて示すと、

$$U = A(T) * Q(1, T) + B * Q(2, T) + [C * Q(1, T) * * 2 + D : Q(2, T)]^2 \quad (16)$$

となる。ここで $U$ は効用、 $Q(I, T)$ は $T$ 時点の第 $I$ 財の消費量である。この式を、 $Q$ で偏微分して限界効用均等の条件に代入し、さらに収支均等条件を加えると、連立方程式として消費行動を表すことができる。辻村の貢献は、パラメータ $A(T), B(T)$ のシフト要因を陽表的に追加したことであって、具体的には世帯人員と生活慣習を示す過去からの累積消費量の一次式が代理変数として想定されている。この型式による新しいデータによる分析は、辻村・黒田(1974)に引き継がれている。

この種のモデルの難点は、分析対象の財の数が増加すると連立方程式が複雑になり、計測が困難になることである。牧(1983)は特殊な推計方法を開発することによ

表 12 修正された消費・定期収入比率

分位階級	I	II	III	IV	V
1953	1.758	1.339	1.315	1.322	1.349
1955	1.633	1.232	1.205	1.215	1.277
1960	1.480	1.225	1.217	1.223	1.274
1965	1.417	1.181	1.200	1.205	1.215
1970	1.184	1.211	1.226	1.245	1.289
1975	0.946	1.048	1.099	1.139	1.422
1980	1.145	1.139	1.147	1.162	1.214

て、この難問にある程度の解決を与え、100品目を上回る分類についての需要関数を求めている。また牧は、辻村が利用した2次式で表される効用関数に代わって対数線形のトランス・ログ型の効用関数を利用して、成功をおさめている。

上記の2研究をはじめとして、慶応大学グループによる分析の主たる関心は品目グループ別の需要関数の導出にあった。これにたいして、堀江(1985)は、対象の品目グループを、(1)一般消費支出、(2)耐久消費財を保有することによる帰属サービス、(3)住宅、土地の保有することによる帰属サービス、(4)予備的動機による金融資産貯蓄に分割して、実質的に消費関数分析を行っている。分析のフレームは、牧などと同様であるが、効用関数をシフトさせる変数として、(1)妻の収入、(2)臨時・賞与収入、(3)厚生年金支給額の世帯所得にたいする比率を導入して最近の関心に答えようとしている。これらの研究は比較的簡単な分析手法による推論を、厳密な手法でうらづけた点で評価されよう。

#### 〔VI〕 クロス・セクション分析による諸仮説の検討

既述のように、わが国では1950年代以降家計調査と農家経済調査が毎年実施されるなど消費・貯蓄行動の分析のためのサーベイ・データは比較的豊富であった。さらに、1959年以降全国消費実態調査と貯蓄動向調査が得られるようになったために、クロス・セクション分析は大幅な進歩をとげた。この過程で前節までに論じた諸仮説の吟味も並行して進められた。

クロス・セクション分析で、最初に関心がもたれたのは家計調査に示された所得階層別データである。家計調査は毎年所得階層別データを発表してきているが、これに線形ケインズ型消費関数をあてはめると年毎にシフトが発生し、そのシフトを物価水準などの通常の経済変数で説明することが困難であることが判っている(たとえば篠原(1964)参照)。このデータの動きを相対所得仮説で説明することも困難である。というのは、相対所得仮

説にもとづいて、同一の所得分布上の位置を示す5分位階級データによっても、貯蓄率の年毎のシフトが観察されるからである(溝口(1988))。

所得階層間の変化と、時間的変化を統一的に説明を試みたものに溝口(1964)があることは〔III〕でのべた。同論では税額調整ずみの世帯主定期収入にたいする消費支出の比率が第2-5分位において比較的安定しており、時系列的にみても一定水準を保つことを発見した<sup>21)</sup>。野田・荻開津(1965)は、この原理を労働者世帯と職員世帯間の貯蓄率の差などの外のクロスセクション分析へも適用して統一的な説明体系の整備を試みている。

勤労者世帯の貯蓄・消費行動が世帯の収入構造によって相違するであろうことは、尾崎(1962)、小尾・佐野(1962)によって指摘されていた。消費と世帯主定期収入の間の関数が1970年代で乱れを示したのにたいして古賀(1977)が妻の就業効果を導入して改良を加えたことはすでに述べたが、これは上記の2論文の延長線上にあるともいえる。表12には古賀の提案に加えて住宅ローンを考慮した表7に対応した比率が示されているが、階層間、時系列間でかなりの安定性を示している。

1959年の全国消費実態調査が発表されて域府県別の貯蓄率が計測されるようになると、その差を相対所得仮説で説明しようとする試みが行われた。篠原(1964)では、府県をいくつかのグループ分けをおこなった後、グループ内では府県の平均貯蓄率と平均所得が逆相関をもつとした。この論文では、相対所得仮説と、この発見の関係には言及していないが、消費関数論争の流れからは相対所得仮説分析にちかいかいものといえよう。一方、溝口(1965)では府県別の所得階層別データから、府県別の実収入5分位データを作成して、分位の貯蓄率がことなつた府県間で類似していることを主張した。同じような試みは、職業別統計について溝口・神田(1962)によって行われている。ただ、これらの分析は9-11月のデータで進められているため、上記の家計調査などを利用した年ペースの分析とは対比できない。さらに、1960年代以降の経済発展の結果消費者間の交流が活発化し上記の意味での地域差や職業差が縮小してきたことから、この種の分析もみられなくなっている。

21) 第1分位で、この比率が時系列として不安定な動きを示したのは、5分位階級別データが1963年までは月間実収入をベースに作成されていたために同階級に一時的に所得が下落した世帯が多くなったためと考えられる。1963年以降の年間収入による5分位データでは、第1分位の比率も時系列的に安定している。

次に、クロス・セグション・データによる流動資産仮説の検討にふれておこう。すでに述べたように、流動資産仮説を利用した時系列分析は、わが国では比較的遅れて試みられた。クロス・セグション分析においても、金融資産保有額をふくんだサーベイ・データが存在しなかったために、1960年代後半までは、この種の研究は進められなかった。溝口(1971)は、貯蓄動向調査の個票を利用して、金融資産保有額が貯蓄にたいして、マイナスの効果をもつことを示し、また辻村(1978-9)は、流動資産仮説は再評価されるべきであるとの主張から金融資産を可測的効用関数に導入を試みている。このような研究経過を経て金融資産の貯蓄行動におよぼす効果は大旨は認められたように思われる。同時に、その後の分析では流動資産仮説が単独で利用されることは少なく、他の仮説と結合された形を取ることが多い。

貯蓄率のクロスセグション分析の中で注目されるものとして、ライフ・サイクル分析を挙げることができる。このモデルによれば、年齢の増加とともに貯蓄率が上昇し、退職年齢に達すると貯蓄率は下落することになる。小宮(1963)は家計調査から得られる世帯主年齢別の貯蓄率を観察した結果として、高齢者世帯においても貯蓄率が高く、日本ではこのモデルは妥当しないと主張した。

この帰結は、世帯主年齢別世帯グループ間にみられる所得差を調整していないという問題を残していた。この点に接近する目的で溝口(1971)は貯蓄動向調査の個票を利用して、貯蓄を(1)可処分所得、(2)金融資産保有額、(3)世帯主年齢を示すダミー変数によって説明を試み、ダミー変数の値がライフ・サイクル仮説と矛盾すると帰結した。これにたいして斎藤(1973)は、溝口に結果は、(1)、(2)に連続変数を利用し、(3)に不連続変数を推定に用いた見掛け上のものであり、この点を修正すれば、ライフ・サイクル仮説は成立するとした。

安藤・山下・山村(1986)およびHayashi-Ando-Ferris(1988)は、全国消費実態調査の個票を利用して、ライフ・サイクル・モデルのあてはめを試みた大規模な研究である。全国消費実態調査は、9-11月データであるので年データへの個票レベルでの転換が必要である。さらに、同論では個々の世帯別に世帯主の生涯所得の推計をかなり大胆な手続でおこない、それを利用してライフ・サイクル・モデルの検証をおこなっている。従って、その評価はこれらの手法の詳細な吟味を経て進められる必要がある、ここでは結論を留保したい。しかし、同論文で指摘されている2世代同居世帯の効果についての研究は従来みのがされていた重要な要素であり、住宅を中心とし

た遺産の貯蓄行動におよぼす効果の分析とともに今後の検討課題となろう。

ライフ・サイクル的接近方法の1つにコーホート分析がある。この分析はある特定の世代の時間的変化の経緯を追っていくものであり、その先駆的研究は国民生活研究所(1963)などに見出される。家計調査などでは5歳刻みの階層データが与えられていることから、5年毎の報告書を連結していけば同じ世代の変化を読み取ることができる。

家計調査が本格的に実施されてから40年が経過したことから、データの蓄積もおこなわれ各種の研究も、より積極的に発表されるようになった。御船(1986)、馬場(1987)は、世代別の貯蓄行動を詳細に記述した論文として評価される。一方成田(1986)は、Ghez-Becker(1975)によって開発された家計内生産関数を前提として導出されたライフ・サイクル・モデル、

$$LN(C) = A + B * LN(W) + D * LN(FS) + E * AG \quad (17)$$

をコーホート・データから計測している。ここで、 $LN$ は( )内の変数の自然対数、 $W$ は稼得所得、 $FS$ は世帯人数、 $AG$ は年齢である。このモデルでは、年齢の変化に伴って発生する経済要因としての所得と、デモグラフィックな要因である家族構成の変動をふくんでいることが注目される。このほかコーホート分析としては、すでに述べた佐々木・橋木(1985)の年金の貯蓄におよぼす影響の分析がある。やや特殊なものとして大谷(1987)、森(1987)などの高齢者世帯の分析も挙げるべきであろう。

貯蓄行動を心理学や社会学的接近方法と結合して分析する試みはアメリカのミシガン大学のグループなどで進められてきた。わが国では経済学者による、この種の分析は少ない。この意味で、東京大学富永研究室による研究は注目されよう(郵便貯金に関する研究会(1982)、(1984)参照)。これらは後述のSato(1986)の資産目標仮説を検討する場合などに有効な役割を果たすことが予想される。

#### 〔VII〕 日本の高貯蓄率をめぐる説明

1960年代になって日本の貯蓄が15%近くになると、貯蓄率の高さに関心が向かうようになった。特に、当時の日本の高度経済成長の重要な要因として貯蓄の役割が強調されたこともあって多くの論文が発表されてきた。もっとも、貯蓄率の国際比較は珍しいものではなく、消費関数論争の過程でも種々の試みが行われてきた。このような場合でも、日本の貯蓄率はあまりにも高いので、

国際比較のための法則からはずれた“例外”として処理されるケースが多い。このため、日本の高い貯蓄率の説明は主として日本研究者によって行われてきている。これらの論争を最初にテーマ別の形で整理したものとして小宮(1963)があり、その後の検討にも大きな影響を与えた。この節でも、基本的にはこの手法にそいながら、展望を行っていくことにしたい<sup>22)</sup>。

消費関数の研究の結果、貯蓄行動は世帯特性によって相違することが明らかにされた。これまで見てきたように、わが国では統計資料の関係もあって、全世帯を、勤労者世帯、農家世帯および一般世帯に分割して研究が進められることが多かった。高貯蓄率の原因追求にもこの手法が利用されたのも、自然のなりゆきといえよう。

日本の非農個人業主世帯(一般世帯の一部)の貯蓄率が高い水準にあったことは、1950年代後半の研究で明らかにされていた。これにもとづいて、篠原(1958)は日本の貯蓄率の高さをこの世帯グループに求めようとした。すなわち、(1)これらの世帯の貯蓄率は他国の同じ世帯グループより大きい、(2)全世帯にしまられるこれらの世帯の比重が先進国のなかでは大きい。

この主張は、当時においてはある程度妥当していた。

(1)については、江見・溝口(1968)によれば、日本のこれらの世帯グループの貯蓄率に対応する他国の値よりも大であったし、(2)についても統計的にうらづけが得られた。ただ、この要因のみで日本の高貯蓄率を説明するには、明らかに限界がある。とくに、1960年代以降、これらの世帯の全世帯にしまる比重が低下したこと、また1980年代になって、このグループの貯蓄率が下落したことにも注目される必要がある。

日本の高貯蓄率論争で重要な発見は、勤労者世帯の貯蓄率の‘高さ’の確認であった。初期の消費関数研究では、勤労者世帯の貯蓄率が農家や非農個人業主世帯の値よりも低かったために高貯蓄率の原因としては注目されなかった。

篠原(1961)は、日本の家計調査から得られる勤労者世帯の貯蓄率とFriedman(1957)にたまたま引用されていた勤労者世帯についての結果を比較して、日本の勤労者世帯の貯蓄率が他の先進国の勤労者世帯の値よりも大きいのではないかとの推論を展開した。

この推論は、江見・溝口(1968)による、広範な国をカ

パーした国際比較によってうらづけられた。勤労者世帯は、先進国では世帯数において大きなシェアを占めるグループであることから、日本の高貯蓄率の説明にはより本格的な分析が要請されることになった。さらに、同論では勤労者世帯の貯蓄率の差が主として金融資産純増によるものであることが指摘されている(もっともこの傾向は、近年においてはかならずしも妥当しないことに注意されたい)。

この場合、注目される事実には、貯蓄率と所得の成長率の間に見出される正相関である。すなわち、国民経済計算の数字から個人貯蓄率と実質所得の成長率を求めてグラフ上の両軸に配し、各国の数値をグラフにプロットしてみると、2変数には正の相関関係がみられる。この事実はLeff(1969)などによって指摘されているが、同様の現象が勤労者世帯についても成立することが江見・溝口(1968)で示されている。しかし、この発見は問題解決のための出発点であって、終着地ではないことに注意が必要である。新古典派の理論によれば高貯蓄率は高成長率の要因となっており、貯蓄率と成長率の間の因果関係の方向は単純ではないからである。従って、この関係を説明に利用するには、理論的検討が追加される必要がある。

第1の接近方法、経済成長と消費パターンの変化の間にみられる時差に注目するものであって、消費慣習仮説を取る時系列分析と同じ考えにたっている(篠原(1961)、金森(1961)参照)。この接近方法は、高度経済成長下の日本の高貯蓄率を説明するうえで魅力的なものであった。しかしこのモデルでは、1980年代における低成長下でなおかなりの水準を維持しているわが国の貯蓄率の説明が困難になる。

第2の仮説は、金融資産の不足を理由とするものである。わが国の貯蓄率は1960年代初期から国際比較上高い水準にあることが知られていたが、金融資産・所得比率は1970年代初期においても、欧米諸国の水準よりも低い値を示していた。

その原因としては、敗戦後のインフレーションの結果金融資産保有額の実質価値が低下したこと、その後分子の名目所得が急成長したため高い貯蓄率がもたらす分子の増加も比率の上昇に大きな効果とはならなかったことが考えられる。溝口(1973)は高貯蓄率の主因をここにもとめている。ただ、1980年代になると、日本の比率は国際比較上最高の値となっていることから、この理由による説明は1970年代と1980年代の個人貯蓄率の差である10%程度に限定されることになる。

この理由に関連あるものとして、消費者金融が未発達

22) 高貯蓄率をめぐる論争では、わが国の国民性に関するものがある。筆者はこの要素を否定するつもりはないが、その検証は著しく困難であるとの理由で、以下の議論ではふれないことにしたい。

であったとの指摘もある。経済成長の結果消費水準がかなりのレベルにたった1960年代からは、住宅への潜在需要は大きいと考えられたが、土地価格の上昇と消費者金融制度の未発達が発達が住宅投資への制約となってきたとするのである(たとえば篠原(1964)参照)。高度成長下の日本では企業の資金需要が多く、消費者金融が軽視されてきたことは否定できない。このため、住宅購入計画をもつ世帯の貯蓄率は非常に高くなる傾向があり(井原(1976))、高貯蓄率の1つの原因であったことは事実であろう。

皮肉なことに消費者金融が緩んできた、1970年代後半になると家計所得の成長率が鈍化したことから、ローンの返済能力に制約が生じ住宅需要を制約するようになった。このことから、住宅需要にかんするかぎり、高貯蓄率の原因としては消費者金融よりも住宅取得価格の高さを上げるべきかもしれない。牧(1986)、(1987)は住宅取得意欲がわが国貯蓄率を高めている原因であるとしており、事情が類似しているイタリアでも貯蓄率が高いという興味ある事実を指摘している。Sato(1988)は、日本銀行の「貯蓄に関する世論調査」の貯蓄目標額が増加していることに着目して、その原因を住宅取得価格の増加と関連づけている。ただ、消費者金融には住宅建設以外の面でも消費促進効果をもっているから、1970年代中頃までは高貯蓄率の部分的要因であったといつてよい。なお住宅取得にある土地についての国民経済計算の数字を利用するにあたっては高木(1980)の参照が望ましい。

第3にボーナス効果をめぐる主張がある。ボーナス制度は日本や韓国、台湾にみられるが、これらの国の近年の個人貯蓄率は高い。篠原(1982)はこの事実をもとに、ボーナスの効果を強調している。既に述べたように、ボーナスの変動は日本の貯蓄率上昇を説明する有力な要因であったから、この主張はきわめて魅力的である。ただ、この説明を完結させるには、韓国、台湾についての消費関数分析との対比が必要になる。

高貯蓄率をデモグラフィックなファクターと関連づけようとする試みも注目される。1950年代から1960年代にかけての、日本の人口構成は先進国の中では高齢者の比率が低いという特色があった。篠原(1961)ではこれを高貯蓄率の1つの要因と考えたが、小宮(1963)は、世帯主年齢別のデータを利用して高年齢世帯ほど貯蓄率が高いとして、この仮説に否定的な見解を示した。貯蓄率にたいする年齢効果については、既に述べたように斎藤(1973)などの異なった立場もあり、小宮の反論だけでは十分ではない。ただ、溝口(1985)で指摘されているよう

に、1970年代の日本の従属人口比率(高齢者と15歳以下の人口の全人口に占める比率)が著しく低下した時期であり、貯蓄率を高める作用があったことは十分予想される。この点については、石川(1987)にみられるような追加的分析が必要になろう。また篠原(1982)は、日本人が遺産を重視する傾向があることも指摘しており今後の検討課題にはなりうると考えられる。

日本の社会保障水準の「低さ」が高貯蓄率の原因であるとする主張は1960年代の多くの論文に見出された。これにたいして、小宮(1963)は、国際比較データを利用して社会保障の水準と貯蓄率の間にはほとんど相関が見出せないと反論した。江見は、江見・溝口(1968)において社会保障費の内容まで立ちいって国際比較を行い、当時のわが国の社会保障が医療に偏っていることに原因を求めている。この帰結は、近年分析が進行している年金の貯蓄におよぼす効果の分析が、高貯蓄率の説明にも重要であることを示唆している。

以上にみられるように、日本の高い貯蓄率の説明は、時系列分析やクロス・セクション分析と比較すれば、かなり木目の荒い水準に止まっているといわれてもやむを得ない面をもっている。これを強化するには、時系列分析の帰結と結合を計るなどより積極的な接近を試みる必要があるであろう。

(一橋大学経済研究所)

#### 日本の消費関数分析の関連文献

- [1] 安藤アルバート・山下道子・村山淳喜「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」『経済分析』101, 1986.
- [2] 安藤洋「個人貯蓄の主体別推計」『経済分析』6, 1961.
- [3] 麻生良文「公的年金制度の貯蓄・労働供給に与える影響」一橋大学経済学修士論文, 1986.
- [4] 跡田直澄「財政と貯蓄」貯蓄経済研究センター(1986).
- [5] 馬場紀子「コーホート分析でみた勤労者世帯の貯蓄行動」『生活経済学会会報』3, 1987.
- [6] 貯蓄増強中央委員会『貯蓄白書——安定成長のために・貯蓄の理論と実際』同委員会, 1963.
- [7] 貯蓄経済研究センター『貯蓄と日本経済』同センター, 1986.
- [8] 江見康一・溝口敏行『個人貯蓄行動の国際比較』岩波書店, 1968.
- [9] 深谷昌弘「社会保障と個人貯蓄率」『社会保障研究』13-2, 1976.
- [10] 藤野正三郎『富の構造』日本経済新聞社, 1969.
- [11] 舟岡史雄「物価上昇と個人消費」『経済評論』27-2, 1978.

- [12] 浜田文雅『企業と金融』筑摩書房, 1971.
- [13] 林文雄「恒常所得仮説の拡張とその検証」『経済分析』101, 1986.
- [14] 長谷部亮一「農家消費函数の計測について」『(立正大学)経済学季報』10-3, 1960.
- [15] 樋口美雄「既婚女性の労働共給と資産形成」『三田商学研究』23-3, 1980.
- [16] 一橋大学経済研究所『地域構造の計量分析』岩波書店, 1965.
- [17] 本間正明・武藤恭介(他)「公債の中立命題」『経済分析』1986.
- [18] 堀江康熙「家計貯蓄率の動向」『金融研究』4-3, 1985.
- [19] ———『現代日本経済の研究』東洋経済新報社, 1985.
- [20] 市岡幸三「農家の貯蓄構造」『農業総合研究』14-3, 1960.
- [21] 井原哲夫『個人貯蓄の決定理論』東洋経済新報社, 1976.
- [22] 伊大知良太郎・江見康一「所得分布と貯蓄函数」『経済研究』10-2, 1959.
- [23] 石川経夫「貯蓄の諸形態に関する一考察」『貯蓄時報』118, 1978.
- [24] ———「家計貯蓄の構造要因と金融税制」浜田宏一(等編)『日本経済のマクロ分析』東大出版会, 1987.
- [25] 伊藤秋子「戦後日本の家族経済における貯蓄分析」『家政学雑誌』13-2, 1959.
- [26] 飯塚重威・飯田朝子「高齢化社会における貯蓄と消費の展望」『生活経済学会会報』3, 1987.
- [27] 金森久雄「日本の貯蓄率はなぜ高いか」『(経済企画庁)経済月報』1961年11月.
- [28] ———『日本経済をどう見るか』日本経済新聞社, 1967.
- [29] 金子雄一「契約貯蓄」の検証』『日本経済研究』15, 1986.
- [30] 加藤諱「農家の貯蓄行動」『農業経済研究』53-1, 1981.
- [31] 川口弘「非農家個人貯蓄の推計についての覚書」『(立正大学)経済学季報』10-3, 1960.
- [32] ———「貯蓄構造の動向」『金融ジャーナル』2-8, 1963.
- [33] ———『貯蓄の構造の分析』全国地方銀行協会, 1960.
- [34] ———『貯蓄と経済』東洋経済新報社, 1971.
- [35] 経済企画庁『経済白書昭和59年版』1985.
- [36] ———『国民生活白書昭和60年版』1986.
- [37] 木下宗七「家計貯蓄の要因分析」『経済科学』10-4, 1963.
- [38] 小林雅男「勤労者世帯消費函数の物価調整と人員調整」統計研究会『国民生活の階層別変動に関する研究』1960.
- [39] 古賀誠「絶対所得および恒常所得と勤労者家計消費」『(佐賀大学)経済論集』10-1, 1977.
- [40] ———・藤中章三・原孝祐「勤労者家計の消費関数の分析」『経済分析』65, 1977.
- [41] 小宮隆太郎「個人貯蓄の供給」小宮(編)『戦後日本の経済成長』岩波書店, 1963.
- [42] 国民生活研究所『国民生活の構造分析』同研究所, 1963.
- [43] ———『家計におけるライフ・サイクルの実態研究』同研究所, 1963.
- [44] ———『世帯変動と生活構造——日本のライフ・サイクル』東洋経済新報社, 1968.
- [45] 香西泰「高率家計貯蓄の社会的背景」『貯蓄時報』78, 1968.
- [46] ———「個人貯蓄とその他貯蓄との関係」『貯蓄時報』127, 1981.
- [47] 小藤康夫「金利自由化と我が国の貯蓄動向」貯蓄経済研究センター(1986).
- [48] 久保まち子・村上泰亮「農家経済における消費パターンの動向」『フェビアン研究』11-5・10, 12-7, 1960-61.
- [49] 倉林義正・江口英一「消費実態調査における家計の貯蓄函数および現金需要函数」『統計研究会財政金融研究資料』32, 1962.
- [50] 黒田昌裕「貯蓄率の低下と消費構造の変化」『貯蓄と経済』137, 1983.
- [51] ———『実証経済学入門』日本評論社, 1984.
- [52] 黒坂佳央・浜田宏一『マクロ経済学と日本経済』日本評論社, 1984.
- [53] 牧厚志『消費選好と需要測定』有斐閣, 1983.
- [54] ———「日本の高い貯蓄率事情」『EPS』1986.2.
- [55] ———「勤労者の資産形成」労働省(編)『人生80年時代の勤労者生活』大蔵省印刷局, 1987.
- [56] 御船美智子「家計の貯蓄行動」貯蓄経済研究センター, 1986.
- [57] 三上芙美子「高齢化社会における家計貯蓄と社会保障」『現代経済』57, 1984.
- [58] ———「社会保障と個人消費」社会保障研究所(編)『福祉政策の基本問題』東京大学出版会, 1985.
- [59] 南亮進『日本の経済発展』東洋経済新報社, 1981.
- [60] 溝口敏行「家計消費の動向(1)-(4)」『金融ジャーナル』3-7・8・9・10, 1962.
- [61] ———『消費関数の統計的研究』岩波書店, 1964.
- [62] ———「消費支出の地域差」篠原三代平(編)『地域経済構造の計量分析』岩波書店, 1965.
- [63] ———「農家経済行動の計量モデル作成」『経済研究』21-4, 1970.
- [64] ———「都市世帯貯蓄行動の分析」『季刊理論経済学』22-2, 1971.
- [65] ———『貯蓄の経済学』勁草書房, 1973.
- [66] ———『経済統計論(第3版)』東洋経済新報社, 1985.
- [67] ———「世帯ベース統計による女子就業行動の経済効果」統計研究会編『女性のライフサイクルはこうかわる』同会, 1988.
- [68] ———・神田祐一「職業別貯蓄行動の統計分析」『季刊理論経済学』12-3, 1962.
- [69] ———・木下宗七『消費者のための日本経済論』

有斐閣, 1977.

[70] 森 映雄「引退期を迎える高齢者世帯の貯蓄行動」『生活経済学会会報』3, 1987.

[71] 中村隆英「所得分配と消費構造」篠原三代平・船橋尚道(編)『日本型賃金構造の研究』労働経済研究所, 1962.

[72] ——「物価騰貴と貯蓄行動」木村健康(等編)『日本経済の統計分析』岩波書店, 1967.

[73] ——「消費者行動としての貯蓄」『貯蓄時報』88, 1971.

[74] ——『日本経済の進路』東京大学出版会, 1975.

[75] 成田淳司「日本の消費者支出関数」『北大経済学研究』31-5, 1982.

[76] ——「消費のライフサイクル仮説再考」日本理論・計量経済学会報告論文, 1986.

[77] 日本銀行貯蓄推進局『貨幣・貯蓄の基礎理論』同局, 1976.

[78] ——『貯蓄の論理: 貯蓄に関する論説第2集』1980.

[79] ——『貯蓄の論理: 貯蓄に関する論説第3集』1980.

[80] 日本銀行調査局「最近における個人消費の動向」『調査月報』50-11, 1975.

[81] 日本リサーチ総合研究所『安定成長下における貯蓄・消費の規定要因に関する委託調査結果報告書』1978.

[82] 新飯田宏「インフレ下の個人消費(貯蓄)行動の変化」貝塚啓明・兼光秀郎(編)『現代日本の経済政策』日本経済新聞社, 1981.

[83] 野田孜「農家の貯蓄行動」『経済研究』7-2, 1956.

[84] ——「農家の所得階層別消費に関する分析」『統計研究生活水準研究資料』13, 1960

[85] ——・荏開津典夫「消費構造と消費性向」『経済分析』15, 1965.

[86] 野口悠紀雄「わが国公的年金の諸問題」『季刊現代経済』50, 1982.

[87] ——「公的年金の問題点とその貯蓄に及ぼす影響に関する調査研究」経済政策研究所, 1983.

[88] 小尾恵一郎・佐野陽子「勤労者家計における収入構造と限界消費性向」『統計研究会国民経済計算資料』4, 1962.

[89] 落合仁司「個人貯蓄, 企業留保及び政府赤字」『経済研究』33-4, 1982.

[90] 尾高煌之助「個人消費」大川一司・南亮進(編)『近代日本の経済発展』東洋経済新報社, 1975.

[91] 大谷洋「わが国における個人消費(貯蓄)関数の実証的研究について」『経済分析』12, 1963.

[92] 大谷陽子「高齢化における貯蓄と消費の展望」『生活経済学会会報』3, 1987.

[93] 小椋正立「マル優制度の経済効果」『経済セミナー』1984-1.

[94] 小野旭「家計貯蓄と女子労働力の動向」中村隆英(等編)『現代日本の経済システム』東京大学出版会, 1985.

[95] 尾崎巖「勤労者家計における収入構造の変化と

消費行動」『統計研究会財政金融研究資料』33, 1962.

[96] 小沢雅子『新「階層消費」の時代』日本経済新聞社, 1980.

[97] 斎藤光雄『一般均衡と価格』創文社, 1973.

[98] ——・大鹿隆「貯蓄行動の要因分析」『経済分析』79, 1979.

[99] 佐々木基彦・橋本俊昭「公的年金制度が世代別貯蓄率と資産形成に与えた影響」『社会保障研究』21-1, 1985.

[100] 清家篤「公的年金と労働供給」貯蓄経済センター(1986).

[101] 渋谷行雄「戦後日本におけるアグリゲート消費関数と貯蓄関数」『経済研究』14-1, 1963.

[102] ——「勤労者世帯の消費関数と貯蓄関数」『国民生活研究』3-2, 1964.

[103] ——『消費者需要の分析』東洋経済新報社, 1971.

[104] 篠原三代平『消費関数』勁草書房, 1958.

[105] ——『高度成長の秘密』日本経済新聞社, 1961.

[106] ——『経済成長の構造』国元書房, 1964.

[107] ——『経済大国の盛衰』東洋経済新報社, 1982.

[108] 宍戸寿雄『応用経済学』至誠堂, 1960.

[109] 高木新太郎「新SNAの土地推計とキャピタルゲイン」『成蹊大学経済学部論集』11-1, 1980.

[110] 鳥居康彦「経済発展理論と労働供給主体の均衡図式」『慶応大学経済年報』9, 1966.

[111] 豊田利久「インフレ期待と家計消費」『国民経済雑誌』138-2, 1978.

[112] 辻村和祐「家計の資産保有と貯蓄率の変動」(1)-(3)『三田学会雑誌』71-6, 72-1, 5, 1978-9.

[113] ——・黒田昌裕「金融資産貯蓄率変動と家計行動」『三田商学研究』20-5, 1977.

[114] 辻村江太郎「クロス・セクション消費線の非直線性と習慣仮説」『三田学会誌』50-9, 1957.

[115] ——「消費の基礎理論における習慣仮説について」『経済研究』12-2, 1961.

[116] ——『消費構造と物価』勁草書房, 1968.

[117] ——・黒田昌裕『日本経済の一般均衡分析』筑摩書房, 1974.

[118] 内田滋「不確実性と家計貯蓄行動——マクロデータに基づく失業, インフレーション効果の計測」『経済論叢』132-5・6, 1983.

[119] ——「家計貯蓄と金融自由化」『金融ジャーナル』84-1, 1984.

[120] 渡辺利夫「所得・消費分布に関する一考察」『経済情勢』385, 1962.

[121] ——「家計貯蓄に関する若干の分析」『調査と研究』2-2, 1963.

[122] 山田三郎「業種別消費関数の計測」『農業経済研究』33-1, 1961.

[123] 安永武己『消費経済学』至誠堂, 1960.

[124] ——「日本の貯蓄性向をめぐって」『国民生活研究』2-1, 1963.

[125] ——・野田孜・荒井豊「消費のクロス・セクションデータに関する若干の吟味」『経済分析』2, 1960.

- [126] ——・荒井豊「流動性貯蓄性向に関する分析」『経済分析』2, 1960.
- [127] 吉川薫「公的年金は個人貯蓄を減少させるか」『ESP』1982.
- [128] ——「公的年金が個人貯蓄に及ぼす影響」『NIRA OUTPUT』83-1, 1984.
- [129] 吉野直行「日本の貯蓄構造について」『現代経済』59, 1984.
- [130] 郵便貯金に関する調査研究会「日本人の貯蓄行動・貯蓄意識と郵便貯金」『同研究会調査報告書』1978.
- [131] ——「貯蓄行動・貯蓄意識と郵便貯金」『同研究会調査報告書』1983.
- [132] 唯是康彦「業態別農家の消費関数」『農業総合研究』15-2, 1961.
- [133] Allen, R. G. D., and A. L. Bowley, *Family Expenditure*, Staple, 1935.
- [134] Ando, A., and F. Modigliani, "Test of Life Cycle Hypothesis of Saving," *Bulletin of Institute of Economics and Statistics*, Oxford University, 19-2, 1957.
- [135] Barro, J. B., *The Impact of Social Security on Private Saving: Evidence from the U. S. Time Series*, American Enterprise Institute, 1978.
- [136] Blumenthal, Tuvia, *Saving in Postwar Japan*, Harvard East Asian Monographs, 1970.
- [137] Brown, T. M., "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior," *Econometrica*, 20-3, 1952.
- [138] Burch, S., and D. Werneke, "The Stock of Consumer Durables, Inflation and Personal Saving Decision," *Review of Economics and Statistics*, 57-1, 1975.
- [139] Cagan, P., *The Effect of Pension Plan on Aggregate Saving*, NBER, 1965.
- [140] Durby, M. R., *The Effect of Social Security on Income and the Capital Stock*, American Enterprise Institute, 1979.
- [141] Duesenberry, J. S., *Income, Saving and Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press, 1949.
- [142] Farrell, Michael, "The New Theory of Consumption Function," *Economic Journal*, 69-4, 1959.
- [143] Feldstein, M. S., "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 82-3, 1974.
- [144] ——, and George Fane, "Taxes, Corporate Dividened Policy and Personal Saving: the British Experiences," *Review of Economics and Statistics*, 55-4, 1973.
- [145] ——, and A. Pellechio, "Social Security and Household Wealth Accumulation," *Review of Economics and Statistics*, 61-3, 1979.
- [146] Ferber, Robert, *A Study of Aggregate Consumption Functions*, NBER, 1953.
- [147] Fischer, S., "A Life Cycle of Life Insurance Purchase," *International Economic Review*, 14-1, 1973.
- [148] Fisher, I., *Theory of Interest*, Macmillan, 1930.
- [149] Freebairn, J. W., "Inflation and Stability of the Household Consumption-Savings Function," *Economic Record*, 53-1, 1977.
- [150] Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- [151] Friend, I., and P. Taubman, "Aggregate Propensity to Save: Some Concepts and their Application to International Data," *Review of Economics and Statistics*, 48-2, 1966.
- [152] Furstenberg, George M. von., "Private Saving," *American Economic Review*, 70-2, 1980.
- [153] Ghez, G. R., and G. S. Becker, *Allocation of Time and Goods over Life Cycle*, Columbia University Press, 1975.
- [154] Hadjematheon, G., *Consumer Economics after Keynes: Theory and Evidence of the Consumption Function*, St. Martin's, 1987.
- [155] Hall, R. E., "Stochastic Implication of Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86-1, 1978.
- [156] Hayashi, Fumio, "Why is Japan's Saving Ratio so Apparently High," *NBER Annual*, 1986.
- [157] ——, A. Ando and R. Ferris, "Life Cycle and Bequest Savings," TCER-NBER (1988).
- [158] Henderson, James, M., and Richard E. Quandt, *Micro Economic Theory: A Mathematical Approach*, McGraw Hill, 1971.
- [159] Horioka, Charles Y., "Housing Demand and Saving for Housing in Japan," TCER-NBER (1988).
- [160] Houthakker, H. S., "Some Problems in the International Comparison of Consumption Patterns," in R. Morce (ed.), *Le Role et L'evaluation des Besoins de Bien de Consommation*, CNRS, 1963.
- [161] ——, and L. D. Taylor, *Consumer Demand in the United States, 1929-1970*, Cambridge University Press, 1966.
- [162] Howard, H. Davis, "Personal Saving Behavior and the Rate of Inflation," *The Review of Economics and Statistics*, 60-4, 1978.
- [163] Ishikawa, Tsuneo, "Saving and Labor Supply Behavior of Aged Households," TCER-NBER (1988).
- [164] ——, and K. Ueda, "The Bonus Payment System and Japanese Personal Savings," in Masao Aoki (ed.), *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, North Holland, 1984.
- [165] Johnson, D. W., and J. Chiu, "Saving-Income Relation on the Under-Developed and Developed Countries," *Economic Journal*, 78-2, 1968.
- [166] Juster, F., and P. Wachtel, "Anticipatory and Objective Models of Durable Demand," *American Economic Review*, 62-3, 1972.
- [167] Katona, G., *Private Pension and Individual Saving*, Survey Research Center, University of Michigan, 1965.
- [168] ——, L. R. Klein, J. B. Lansing, and J. M. Morgan, *Contribution of Survey Method to Econometrics*, Columbia University Press, 1954.
- [169] Keynes, J. M., *General Theory of Employment,*

*Interest and Money*, Harcourt, Brace and Co., 1936.

[170] King, M. A., and L. Dick-Mireaux, "Assets Holding and the Life Cycle," *Economic Journal*, 69, (366), 1982.

[171] Klein, L. R., and Y. Shinkai, "An Econometric Model of Japan, 1930-1959," in R. Kosobud and R. Minami(eds.), *Econometric Studies of Japan*, University of Illinois Press, 1977.

[172] Kuznets, Simon, *National Income and Capital Formation*, NBER, 1939.

[173] —, *Modern Economic Growth—Rate, Structure and Speed*, Yale University Press, 1965.

[174] Mayer, T., *Permanent Income, Wealth and Consumption*, University of California Press, 1973.

[175] Laumas, P. S., "A Text of Permanent Income Hypothesis," *Journal of Political Economy*, 77-5, 1969.

[176] Leff, N. H., "Dependency Rates and Saving Rates," *American Economic Review*, 59-5, 1969.

[177] Miller, T. W., "The Wealth-Age Relation among Aged," *American Economic Review*, 69-3, 1979.

[178] Mizoguchi, T., *Personal Savings and Consumption in Postwar Japan*, Kinokuniya Bookstore, 1970.

[179] Niida, Hiroshi, "Changes in Personal Behavior under Inflationary Process in Japan," *Economia*(Yokohama National University), 84, 1984.

[180] Modigliani F., "Life Cycle Hypothesis of Savings, the Demand for Wealth and Supply of Capital," a paper presented to the Rome Congress of Econometric Society, 1965.

[181] —, and R. Brunburg, "Utility Analysis and Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," in K. K. Kurihara(ed), *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 1954.

[182] —, and R. Hemming (eds.), *The Determinants of National Saving and Wealth*, Macmillan, 1983.

[183] Mclure, JR., C. E., "Taxes, Saving and Welfare: Theory and Evidence," *National Tax Journal*, 33-3, 1980.

[184] Munnell, A. H., "Impact of Social Security on Personal Saving," *National Tax Journal*, 1974.

[185] Ramsey, A., "Mathematical Theory of Saving," *Economic Journal*, 38-4, 1928.

[186] Sato, Kazuo, "Saving and Investment," in Murakami, K. and Y. Yasuba (eds.), *The Political Economy of Japan*, Stanford University Press, Vol. 1, 1987.

[187] —, "The Role of the IS Balance and its Macroeconomic Implication," TCER-NBER(1988).

[188] Shinohara, M., "The Structure of Saving and Consumption Function in Postwar Japan," *Journal of Political Economy*, 67-6, 1959.

[189] —, *Growth and Cycles in Japanese Economy*, Kinokuniya, 1962.

[190] —, "The Determinants of Postwar Saving Behavior in Japan," in Modigliani-Hemming(1983).

[191] —, *Industrial Growth, Trade and Dynamic Patterns in Japanese Economy*, University of Tokyo Press, 1982.

[192] Springer, W. L., "Consumer Spending and the Rate of Inflation," *Review of Economics and Statistics*, 59-3, 1977.

[193] Stone, R., "Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, 64(255), 1954.

[194] Tachibanaki, T., and K. Shimono, "Saving and the Life-Cycle: A Cohort Analysis," *Journal of Public Economics*, 31, 1986.

[195] TCER-NBER, *Papers and Proceedings of the Conference on Savings: Its Determinants and Macro Economic Implication held in January 1988 at the International House in Tokyo*(to be published).

[196] Tobin, J., "Relative Income, Absolute Income and Saving," in *Money, Trade and Economic Growth: Essays in Honor of John Henry Williams*, Macmillan, 1951.

[197] Williamson, J., "Personal Saving in Developing Nations: An International Cross-Section from Asia," *Economic Record*, 44(106), 1968.

[198] Yang, C. Y., "An International Comparison of Consumption Function," *Review of Economics and Statistics*, 46-3, 1964.

[199] Yarri, M. E., "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer," *Review of Economic Studies*, 37-2, 1965.