

日本における家計貯蓄の決定要因とマル優廃止 の影響について*

都道府県庁所在都市別データによる分析を踏まえて

チャールズ・ユウジ・ホリオカ

要 約

本稿では都道府県庁所在都市別データによって家計貯蓄関数を推定し、その結果家計貯蓄率の都市別格差は主に可処分所得の実質伸び率と所得の種類別構成（特にボーナス収入、事業・内職収入、世帯主以外の世帯員の収入の割合）の格差によって説明するということが分かった。したがって、日本の高い家計貯蓄率は所得の伸び率の高さ、ボーナス制度、事業収入の割合の高さなどによるものであると考えられる。

貯蓄の利子弾力性の測定に関しては、消費者物価の上昇率と地価の上昇率を貯蓄に対する収益率の尺度として用い、貯蓄関数に導入してみた。しかしながら、いずれの係数も全体の貯蓄関数においては有意ではなく、日本では貯蓄の利子弾力性がゼロに近いということが示唆されている。そうだとすると、マル優制度を廃止したとしても、全体の家計貯蓄率はそれによってほとんど影響を受けないことになる。

ただし、例えば、地価の上昇率が高くなれば、金融資産から土地やその他の実物資産へのシフトが起こるというように、貯蓄の資産別配分（ポートフォリオ選択）は収益率に大きく依存しているという結果が出た。したがって、マル優制度の廃止によってマル優制度の対象になる金融資産の相対的税引き後収益率が低下すれば、貯蓄の全体の水準は変わらないとしても、マル優制度の対象になる金融資産からマル優制度の対象にならない金融資産（株式、社債、保険、海外資産など）、土地やその他の実物資産へのシフトが起こると予想される。

最後に、以上のような結果を踏まえてマル優制度廃止の経常収支の黒字に与える影響について考えてみると、いくつかの相反する効果が存在するため、経常収支の黒字が増加するか減少するかは断言できないという結論になる。したがって、マル優廃止による経常収支の黒字の解消をマル優廃止の根拠として用いるのは時期尚早であり、マル優廃止の根拠があるとすれば、税制の公正化や税収の確保などに求めなければならない。

* 本稿は、1986年10月16～17日に大蔵省財政金融研究所と National Bureau of Economic Research (NBER) の共催のもとに東京で開かれた第6回国際シンポジウム:「最近の日米経済における理論的・政策的課題」で報告したペーパーに手を加えたものである。当シンポジウムでは、石川経夫先生(東京大学)、吉田和男先生(大阪大学)、伊藤隆敏先生(ミネソタ大学)、その他の参加者より大変有益なコメントを頂いた。また、論文の作成に当たって、原陽子さん、福井雅君、藤井美佳さん、ルービー・ホリオカ、ヤスコ・ホリオカに大変お世話になった。心から謝意を表したい。

** 京都大学経済学部助教授

はじめに

マル優制度（少額貯蓄非課税制度）が税制改革の一環として廃止されることになったが、その根拠として次のような点が挙げられている：(1)マル優の不正利用の防止、(2)所得税減税などの財源の確保、(3)貯蓄率の引き下げによる経常収支の黒字削減。しかし、マル優制度の廃止によって果たしてこのような効果が期待できるであろうか。ここでは、特に3番目に焦点を当てて検討してみることにする。

本論文の概要を示すと、次のとおりである。まず第1節において、マル優制度の貯蓄率に与える影響を理論的に考察する。続く第2節～第

3節では、家計調査からの都道府県庁所在都市別データによる家計貯蓄関数の推定を試み、それによってマル優制度の家計貯蓄に与える影響を間接的に把握しようとする。具体的には、第2節では用いたデータについて述べ、第3節では推定モデルの特定化について説明し、第4節では推定結果を紹介する。第5節では、推定結果に基づき日本の高い家計貯蓄率の原因について検討し、最後に、第6節では、主な結果を要約し、政策上のインプリケーションについて考える。

理論的考察

マル優制度が貯蓄率に影響しているとすれば、税引き後実質収益率を通してである。税引き後実質収益率 r は $(1 - t)i - \rho$ に等しい(但し、 t は財産所得に対する限界税率、 i は名目利子率、 ρ は期待物価上昇率を表す)。マル優制度によって、多くの家計では t が0であり、そのため税引き後実質収益率が引き上げられている。しかしながら、それによって貯蓄率が引き上げられており、マル優廃止によって貯蓄率が低下するとは限らない。なぜならば、このようなことが起こるか否かは貯蓄の利子弾力

性にかかっているからである。貯蓄の利子弾力性が正であり、その値が大きくなれば上述のような効果は見られないはずである。従って、マル優制度と貯蓄率との間の関係を把握するためには貯蓄の利子弾力性の符号、大きさに関する情報が不可欠であるが、理論的な研究においても、実証的な研究においても、依然として、これらに関するコンセンサスは得られていない。そこで、貯蓄の利子弾力性を間接的に測定することがこの分析の一つの目的である。

データ

貯蓄の利子弾力性は、利子率（税引き後実質収益率）を導入した貯蓄関数を推定することによって得ることができるが、正確に測定するた

めには税引き後実質収益率において十分なばらつきがなければならない。前節で述べたように、税引き後実質収益率は名目利子率、限界税

率と期待物価上昇率の関数であり、これらにおけるばらつきが大きければ大きいほど税引き後実質収益率におけるばらつきも大きくなる。これを念頭に置きながら、どのようなデータが貯蓄の利子弾力性を測定するに最も適しているかを考えてみることにしたい。

(1) 国別データ

税引き後実質収益率の3つの構成要因のすべてが国によって大きく異なると考えられるため、一見して国別データが最適であるという印象を受けるが、少なくとも2つの問題がある。一つは、国によって多くの変数において定義上の相違があることであり、もう一つは、貯蓄率の国別格差の背後には様々な経済的、制度的、政策的、人口学的、社会的、文化的、歴史的な要因があるため、これらの独立の効果を測定するのが非常に困難であることである。事実、税引き後実質収益率を説明変数として導入した貯蓄関数を国別データによって推定している分析が少なくとも一つある(Kopits and Gotur (1980))が、税引き後実質収益率の係数が有意でない場合が多いし、貯蓄の利子弾力性が正ではあるが極めて小さいという結果となっている。

(2) 時系列データ

一国における時系列データを用いるのも一つの可能性であり、例えばMakin (1986)は時系列データによって日本における貯蓄の利子弾力性を測定しようとしている。Makinの分析においては収益率の係数はそれほど有意でないし、弾力性がゼロに近いという結果となっている。この結果は収益率におけるばらつきの不充足さに起因しているものであると考えられ、それには2つの原因があげられる。第1に、Makinはデータ上の制約のため限界税率の推移を完全に無視している。第2に、日本では金利が政府によって統制されているため、名目利率もそれほど推移していないというのがそれである。したがって、Makinの分析では税引

き後実質収益率のばらつきは主として期待物価上昇率に依存しているものである。

(3) ミクロ・レベルの横断面(cross-section)データ

この種のデータの場合でも税引き後実質収益率のばらつきの問題がある。というのは、一国内では同じ名目利率が国民全員に適用されるし、マル優制度やその他の貯蓄に対する税制面の優遇措置によって多くの家計の場合、財産所得に対する限界税率がゼロとなっているからである。しかし、幸いなことに日本の場合消費者物価上昇率に関する地域別データがあり、Makinの時系列データによる分析の場合と同様に、期待物価上昇率のばらつきによって税引き後実質収益率におけるばらつきを作ることができる。さらに、地価の上昇率に関する地域別データもあり、これを用いて地価の上昇率の地域別格差を考慮することによって貯蓄に対する収益率におけるばらつきをさらに増やすことができる。なぜならば、地価の上昇率は土地に対する収益率の尺度として考えることができ、土地やその他の実物資産への投資も貯蓄に含まれているためである。

したがって、ミクロ・レベルの横断面データを用いることによって貯蓄の利子弾力性をかなり正確に測定することができそうであるが、にもかかわらず、私が知る限り、このような分析はまだ一度も行われておらず、本分析が初めての試みである。

データとして、主に総務庁統計局が実施している家計調査からの都道府県庁所在都市別データを用いた。しかし、47の都道府県庁所在都市から地価にかんするデータが得られなかった那覇市を落し、10大都市に入りながら県庁所在都市でない川崎市と北九州市を加えたため、標本数は最終的には48となった。

分析を行った時点で最も新しかった1985年に関するデータを用い、また、家計調査においては一般世帯(勤労者世帯以外の世帯)の収入に

関するデータが一切ないため分析対象を勤労者世帯に限った。データは総務庁統計局（1986a, 第3表, 108~125ページ）から取った。

最後に, 消費者物価, 地価に関するデータはそれぞれ『消費者物価指数年報』（総務庁統計

局（1986b, 第5表, 60~63ページ）, 『住宅敷地価額調査報告』（住宅金融公庫宅地部（1983, 第7表, 34~63ページ）, 住宅金融公庫第2融資部（1986, 第7表, 34~63ページ）から取った。

・推定モデルの特定化

推定モデルの特定化はごく一般的なものであり, 被説明変数として, 次のようなものを用いた:

SY = 家計貯蓄割合 (黒字割合) = 貯蓄/可処分所得 (但し, 貯蓄 = 可処分所得 - 消費 = キャピタル・ゲイン以外の正味資産の純増)

SFY = 金融貯蓄割合 = (キャピタル・ゲイン以外の金融正味資産の純増)/可処分所得

SRY = 実物貯蓄割合 = (キャピタル・ゲイン以外の土地, 建物など実物資産の純増)/可処分所得

定義によって, $SY = SFY + SRY$ 。

基本的な変形においては, 次の説明変数を導入した:

$INVY = (1/YDA) * 100,000$ (但し, YDA = 可処分所得 / (平均消費者物価地域差指数^(注1) / 100); $INVY$ の単位は100,000/円, 年平均1ヶ月間の金額)

$CHYD$ = 可処分所得の平均年間実質伸びの割合, 1982~85年 = $[(YD$

$85 / (P85 / 100)) / (YD82 / (P82 / 100))]^{1/3} - 1$ (但し, $YD85$ と $YD82$ はそれぞれ1982年と1985年における(名目)可処分所得^(注2), $P82$ と $P85$ はそれぞれ1982年と1985年における消費者物価指数(1980年 = 100)を指す)。

AGE = 世帯主の平均年齢

E = 有業人員

CHP = 消費者物価指数の平均年間上昇割合, 1982~85年 = $(P85/P82)^{1/3} - 1$ (但し, $P85$ と $P82$ は $CHYD$ の場合と同じである)。

$CHPL$ = 地価の平均年間上昇割合, 1981~84年度 = $(LP84/LP81)^{1/3} - 1$ (但し, $LP81$ と $LP84$ はそれぞれ1981年度と1984年度における住宅敷地の1平方メートル当たりの平均価額を指す)^(注3)。

H (世帯人員)も回帰式に導入してみたが, 全く有意でなかったため, 最終的には落した。

以上の特定化に爵いては, 定数項は限界貯蓄性向を示しているが, ある変形においては定数

(注1) 1984年における平均消費者物価地域差指数(全国平均 = 100)のデータは総務庁統計局(1986b, 第2表, 292ページ)から取った。各々の都市における1984年の指数をその都市における1984~85年間の消費者物価上昇率で乗じ, 同じ期間における消費者物価上昇率の全国平均で除することによって1985年の指数を計算した。

(注2) $YD82$ のデータは総務庁統計局(1983, 第3表, 118~135ページ)から取った。

(注3) これらの上昇率は静学的期待, 都市間の情報の独立性という仮定に基づいて計算されているが, これらの仮定が妥当であるかどうかを検証すべきであり, もし妥当でなければより現実的な仮定を置くべきである。これは今後の研究課題として残されている。

項を落し、その代わりに所得を種類別に区分し、各種の所得の全所得に占める割合を回帰式に導入してみた。すなわち、次のような変数を説明変数に加えた：

$YRY = (\text{世帯主の定期収入}) / \text{実収入}$ (但し、実収入は税込み収入の総額を指す)

$YBY = (\text{世帯主の賞与(ボーナス)}) / \text{実収入}$

$YTY = (\text{世帯主の賞与以外の臨時収入}) / \text{実収入}$ (但し、賞与以外の臨時収入は奨励金、報奨金、昇給差額、給与ベース改定差額を含む)

$YNHY = (\text{世帯主以外の世帯員の勤め先収入}) / \text{実収入}$

$YTRY = \text{移転所得} / \text{実収入}$ (但し、移転所得は社会保障給付と仕送り金を含む)

$YPY = \text{財産収入} / \text{実収入}$

$YBSY = \text{事業・内職収入} / \text{実収入}$

$YSY = \text{特別収入} / \text{実収入}$ (但し、特別収入は受贈金などを含む)

こうすることによって各種の所得からの限界貯蓄性向が互いに等しいか否かを検定することができる。

YPY は、主に財産収入が収入の一種であるから回帰式に導入したのであるが、別の理由もある。というのは、貯蓄のフローは貯蓄のストック(すなわち、財産保有額)に依存していると考えられ、財産収入が財産保有額に比例しているはずであるため後者の代理変数と見なすことができるからである(家計調査では、財産保有額に関する直接的な情報は一切ない。)

さらに、 $LRY = \text{借金返済} / \text{実収入}$ も説明変数として用いた。なぜならば、借金の返済は貯蓄の一種であるからである。また、借金の返済額は借金の残高に比例していると考えられ、借金の残高は財産保有額とともに家計の正味資産の決定要因である(すなわち、正味資産 = 財産保有額 - 借金残高)。したがって、貯蓄のフロー

第1表 各変数の平均値、標準偏差、最低値、最高値

	平均値	標準偏差	最低値	最高値
SY	0.2196	0.0332	0.1263	0.2683
SFY	0.1917	0.0504	0.0137	0.2641
SRY	0.0279	0.0365	0.0000	0.1641
$INVY$	0.2727	0.0221	0.2297	0.3345
$CHYD$	0.0143	0.0238	-0.0388	0.0726
AGE	43.008	1.632	39.600	45.900
E	1.509	0.145	1.180	1.770
CHP	0.0205	0.0024	0.0143	0.0249
$CHPL$	0.0504	0.0422	-0.0394	0.1341
YRY	0.6386	0.0439	0.5445	0.7263
YBY	0.1783	0.0159	0.1351	0.2228
YTY	0.0143	0.0049	0.0069	0.0336
$YNHY$	0.1114	0.0430	0.0267	0.1923
$YTRY$	0.0154	0.0076	0.0037	0.0384
YPY	0.0032	0.0016	0.0011	0.0090
$YBSY$	0.0137	0.0062	0.0055	0.0325
YSY	0.0251	0.0058	0.0140	0.0377
LRY	0.0519	0.0155	0.0244	0.0900

が正味資産に依存していると仮定すれば、借金の返済額を借金残高の代理変数として回帰式に導入する根拠があるわけである。

各変数の平均値、標準偏差、最低値、最高値が第1表に示されている。第1表を見れば分かるように、貯蓄率(SY)においてはかなりのばらつきがあり、盛岡市の12.6%が最低であり、浦和市の26.8%が最高である。また、金融貯蓄率、実物貯蓄率においては、これ以上のばらつきがあり、ほとんどの説明変数においてもかなりのばらつきがある。一番肝心の価格変数に関しては、 CHP の変動幅は札幌市の1.4%から鹿児島市の2.5%までであり、比較的小さなものであるのに対し、 $CHPL$ の変動幅は山形市の-3.9%から京都市の13.4%までであり、大幅なものである。

最後に記しておきたいことは、加重回帰の手法を使い、各都市におけるウェイトとして集計世帯数を用いたということである。

. 推 定 結 果

本節では推定結果を簡単に紹介したい。まず最初に、所得の合計を用いた場合の変形の推定結果が第2表に示されている。第2表を見れば分かるように、*SY*方程式全体の適合度は（特にデータが横断面データであるということ考慮すれば）非常に高い。*SFY*方程式の適合度は若干劣り、*SRY*方程式の適合度は最も低い、それでも満足できるものである。

限界貯蓄性向を指す定数項は有意でない場合もあるが、その値は妥当であり、可処分所得が1円増えると、貯蓄が0.51~0.58円増えるということを示している。このうち、0.44~0.50円

は金融資産に配分され、0.06~0.07円は実物資産に配分される。また、貯蓄関数の縦軸切片に当たる*INVY*の係数は有意でない場合もあるが、予想通り負である。

CHYD（可処分所得の実質伸びの割合）の係数に関しては、ライフ・サイクル仮説、恒常所得仮説、消費習慣の継続性に関する仮説のいずれも、場合によっては所得の伸びが貯蓄率を増加させると予測しているが、予想通り、*CHYD*の係数は*SY*方程式においては有意に正であり、*SFY*方程式においては限界的に有意に正である。*SRY*方程式においては、*CHYD*の係

第2表 所得の合計を用いた場合の変形の推定結果

被説明変数 説明変数	<i>SY</i>	<i>SY</i>	<i>SY</i>	<i>SFY</i>	<i>SFY</i>	<i>SRY</i>	<i>SRY</i>
定数項	0.5592 0.1112 5.028	0.5100 0.1092 4.672	0.5845 0.1072 5.451	0.4964 0.2288 2.169	0.4445 0.2337 1.902	0.06279 0.17913 0.351	0.06553 0.18542 0.353
<i>INVY</i>	-0.7501 0.1817 -4.128	-0.5534 0.1970 -2.809	-0.8037 0.1736 -4.630	-0.5917 0.3739 -1.583	-0.3840 0.4217 -0.911	-0.1584 0.2927 -0.541	-0.1694 0.3346 -0.506
<i>CHYD</i>	0.4808 0.1652 2.910	0.4829 0.1585 3.046	0.4742 0.1574 3.013	0.5534 0.3398 1.628	0.5557 0.3394 1.637	-0.07262 0.26604 -0.273	-0.07274 0.26925 -0.270
<i>CHP</i>	-0.9578 1.5010 -0.638	-0.9812 1.4403 -0.681	/	2.8850 3.0879 0.934	2.8603 3.0835 0.928	-3.8428 2.4173 -1.590	-3.8415 2.4465 -1.570
<i>CHPL</i>	-0.05756 0.08331 -0.691	-0.03939 0.08039 -0.490	/	-0.3428 0.1714 -2.000	-0.3236 0.1721 -1.881	0.2853 0.1342 2.126	0.2843 0.1365 2.082
<i>AGE</i>	-0.002782 0.002151 -1.294	-0.005148 0.002340 -2.200	-0.003556 0.002004 -1.774	-0.004537 0.004425 -1.025	-0.007034 0.005009 -1.404	0.001755 0.003464 0.506	0.001886 0.003974 0.475
<i>E</i>	/	0.06435 0.02996 2.148	/	/	0.06793 0.06414 1.059	/	-0.003581 0.050892 -0.070
R^2	0.5820	0.6243	0.5698	0.2435	0.2637	0.1390	0.1391
\bar{R}^2	0.5322	0.5693	0.5405	0.1535	0.1559	0.0365	0.0131
標本数	48	48	48	48	48	48	48

注：上の数字は係数を示し、真中の数字は標準誤差を示し、下の数字は*t*値を示す。

数は負であり、有意でないが、この結果はそう驚くにはあたらない。なぜならば、実物資産への投資は分割不可能であり、計画や準備ののちに行われることが多いため、所得の伸びが予期されない、一時的な、または小幅なものであれば、それに伴う貯蓄の増加が実物資産への投資の形を取る可能性は低い。

次に、人口学的な変数の影響を考えてみる。 AGE (世帯主の平均年齢)の係数は SY 方程式においては負であり、時には有意であるが、 SFY 方程式、 SRY 方程式のいずれにおいても有意ではない。この変数が人口の年齢構成の尺度としてあまりにも粗いものであるためこのような結果になったということも考えられる。

E (有業人員)の係数は SY 方程式においては有意に正であるが、 SFY 方程式、 SRY 方程式のいずれにおいても有意ではない。 SY 方程式における正の係数は、副次的な稼ぎ手の所得が変動所得として見なされ、主として貯蓄されることを反映しているという可能性もあるし、因果関係が逆であるという可能性もある。すなわち、住宅購入や子供の教育などに備えている家計や他の理由で貯蓄の必要性が高い家計において、貯蓄を行う余裕を増やすために世帯主の妻などが働きに出ているのだということも考えられる。

最後に、一番興味深い変数、すなわち価格変数(CHP と $CHPL$)に関していえば、いずれも SY 方程式においては負であり、全く有意でない。つまり、貯蓄に対する収益率は貯蓄の全体の水準にあまり影響しておらず、貯蓄の利子弾力性はゼロに近いようである。これは価格効果と所得効果が互いにほぼ相殺するからである。

しかし、 SFY 方程式と SRY 方程式における CHP と $CHPL$ の係数は、収益率が貯蓄の金融資産と実物資産との間の配分、すなわちポートフォリオ選択には影響しているということを示している。まず最初に $CHPL$ の係数を見ると、 SRY 方程式においては、予想通り有意に正であり、 SFY 方程式においては、有意に負である。これは、実物資産に対する収益率が上昇すれば、家計は実物資産へ配分する貯蓄の割合を増やし、金融資産へ配分する割合を減らすということを示唆している。しかも、 SFP 方程式と SRY 方程式における $CHPL$ の係数の絶対値はほぼ等しく、2つの効果がほぼ互いに相殺するようであり、この結果は、貯蓄の全体の水準は実物資産に対する収益率の変化によってほとんど影響を受けないという上述の結果と整合的である。

CHP に関しては、消費者物価の上昇は金融資産に対する実質収益率を低下させ、金融資産から実物資産へのシフトをもたらすはずであるため、 CHP の係数は SFY 方程式においては負であり、 SRY 方程式においては正であるはずである。いずれの方程式においても結果は予想に反するものであるが、係数の有意度はそれほど高くなく、しかもインフレが貯蓄に与える影響は収益率による効果以外にも考えられる。例えば、日本の家計は金融資産と実物資産との間の割合を一定に保つと仮定すれば、インフレが発生した場合にはそれによる金融資産の目減りを相殺するために金融貯蓄を増やすはずである^(注4)。また、インフレは不確実性を増加させ、そのため家計が流動性の比較的高い金融資産の形で保有する貯蓄の割合を増やそうとすると考えられる^(注5)。

(注4) この説明が正しければ、 SFY 方程式における $CHPL$ の係数は正であるはずであり、 SRY 方程式における $CHPL$ の係数は負であるはずであるが、推定結果はこの逆である。

(注5) CHP が金融資産に対する実質収益率の尺度であり、 $CHPL - CHP$ が実物資産に対する実質収益率の尺度であるため、 CHP と $CHPL$ ではなく、 CHP と $CHPL - CHP$ を回帰式に導入した方が妥当であったかも知れないが、幸い、さらに妥当と思われる特定化における CHP と $CHPL - CHP$ の係数はそれぞれ実際に用いた特定化における CHP と $CHPL$ の係数の和と $CHPL$ の係数に等しい。結果は示されていないが、結論の本質は変わらない。

第3表 所得が種類別に区分された場合の変形の推定結果

被説明変数 説明変数	被説明変数			被説明変数 説明変数	被説明変数		
	SY	SFY	SRY		SY	SFY	SRY
INVY	-0.4306	-0.05258	-0.3780	YBSY	1.0632	-0.7459	1.8091
	0.2503	0.50502	0.3900		0.7325	1.4782	1.1415
	-1.721	-0.104	-0.969		1.451	-0.505	1.585
CHYD	0.5135	0.8500	-0.3365	YSY	0.1048	-0.8209	0.9258
	0.1827	0.3688	0.2848		0.6038	1.2184	0.9409
	2.810	2.305	-1.182		0.174	-0.674	0.984
YRY	0.4442	0.1974	0.2468	LRY	0.1174	-0.6226	0.7399
	0.1821	0.3676	0.2838		0.2424	0.4892	0.3778
	2.439	0.537	0.870		0.484	-1.273	1.959
YBY	0.6579	0.6480	0.009863	CHP	-0.9763	5.9298	-6.9062
	0.2166	0.4370	0.337490		1.9461	3.9272	3.0326
	3.038	1.483	0.029		-0.502	1.510	-2.277
YTY	-0.02436	0.06176	-0.08612	CHPL	-0.02005	-0.3891	0.3690
	0.73372	1.48064	1.14338		0.09104	0.1837	0.1419
	-0.033	0.042	-0.075		-0.220	-2.118	2.601
YNHY	0.6852	0.7774	-0.09224	AGE	-0.003661	-0.004231	0.0005699
	0.1490	0.3007	0.23218		0.002514	0.005073	0.0039176
	4.599	2.586	-0.397		-1.456	-0.834	0.145
YTRY	0.3648	-0.2033	0.5681	R ²	0.9932	0.9646	0.6080
	0.5597	1.1295	0.8722	\bar{R}^2	0.9906	0.9510	0.4581
	0.652	-0.180	0.651	標本数	48	48	48
YPY	0.7072	3.1046	-2.3974				
	2.1480	4.3346	3.3473				
	0.329	0.716	-0.716				

* * *

次に所得が種類別に区分された場合の変形の推定結果を紹介したい。結果は第3表に示されている。予想通り、 E (有業人員)と $YNHY$ (世帯主以外の世帯員の勤め先収入の割合)との間に強い相関があるため、 E を回帰式から落した。

第2表と第3表を比較すれば分かるように、所得が区分されていても、区分されていなくても、推定結果は非常に類似したものとなっている。所得が区分されている場合に SFY 方程式、 SRY 方程式のいずれにおいても $CHYD$ 、 CHP と $CHPL$ の係数の絶対値が大きくなり、有意度が高くなるのが数少ない違いの一つである。

所得関係の変数に関しては、 YRY 、 YBY と $YNHY$ の係数は SY 方程式においては正であり、非常に有意である。所得変数の係数は各種

の所得からの限界貯蓄性向を表わしているが、推定結果によれば、世帯主の定期収入、世帯主の賞与(ボーナス収入)、世帯主以外の世帯員の勤め先収入からの限界貯蓄性向はそれぞれ0.44、0.66と0.69である。これらの間の格差は有意なものではないとはいえ、3つの内、後の2つの方が高くなっており、これはもっともな結果である。なぜならば、ボーナス収入は変動所得とみなされているため主として貯蓄に回されているのだという可能性があるし、予期されたものであるとしても、日本の家計はボーナス収入の約半分を貯蓄するという習慣(rule of thumb)に従っているからである(Ishikawa and Ueda (1984))。また、世帯主以外の世帯員の勤め先収入の割合の影響については、上述の E (有業人員)の係数に関する説明を参照されたい。

事業・内職収入からの限界貯蓄性向を表わす $YBSY$ の係数は SY 方程式においては非常に高

い(1.06)が限界的にしか有意でない。事業収入の変動の激しさと事業を営んでいる家計はそのためにも貯蓄をしなければならないということを考慮すれば、これはもっともな結果である。

他の種類の所得、すなわち世帯主の臨時収入、移転収入(社会保障給付、仕送り金)、財産収入、特別収入(受贈金など)の割合の係数は全く有意でない。その理由として、一つには、真の係数がゼロであるということ、もう一つには、それぞれの変数におけるばらつきが不充分であるため係数を正確に推定することができないということが考えられる。世帯主の臨時収入と特別収入は変動所得と見なされているため、主として貯蓄されているのだという可能性がかなり高く、これらの場合は2つ目の説明が該当すると考えられる。一方、移転所得(年金など)は比較的安定しているし、主として高齢者が受けているため、限界貯蓄性向の真の値はゼロに近いと考えられる。さらに、財産収入の場合も真の係数はゼロに近いと考えられる。なぜならば、財産収入は比較的安定しているため主として消費に回されているのだという可能性があるし、上述の通り、財産収入を財産保有額の代理変数と見なすことができ、貯蓄のフローは財産保有額の減少関数であると考えられるからである。

次に、 SFY 方程式、 SRY 方程式の各々における所得関係の変数の係数を見てみたい。ほとんどの係数は全く有意でなく、少なくとも限界的に有意な係数は SFY 方程式における YBY と $YNHY$ の係数と SRY 方程式における $YBSY$ の係数のみである。 SFY 方程式において YBY と $YNHY$ の係数が少なくとも限界的に有意であり、係数の大きさが SY 方程式にお

ける同じ変数の係数とほとんど変わらないということは、ボーナス収入、世帯主以外の世帯員の勤め先収入の割合の増加に伴う貯蓄の増加は主に金融貯蓄の形を取るのだということを示唆しており、 SRY 方程式において、 YBY と $YNHY$ の係数が全く有意でないということもこの結論と整合的である。 SRY 方程式における $YBSY$ の非常に大きい係数(1.81)に関しては、これはおそらく事業を営むと事業関係の実物資産(設備、建物など)への投資が必要となってくるということを反映しているのであろう。

最後に、 LRV (借金返済の実収入に占める割合)について述べると、この変数の係数は SY 方程式、 SFY 方程式のいずれにおいても有意ではないが、 SRY 方程式においては正であり、限界的に有意である。上述の如く、借金の返済は2つの理由から貯蓄に影響を及ぼすと考えられるが、貯蓄のフローが正味資産の減少関数であると仮定すれば、いずれの効果によっても、借金の返済は貯蓄を増加させるはずである。したがって、 SY 方程式、 SFY 方程式のいずれにおいても LRV の係数が有意でないことは、 LRV におけるばらつきの不充分さに起因すると考えられる。 SRY 方程式における LRV の有意に正な係数は次のように説明できる。実物貯蓄率の高い家計は当年に住宅やその他の実物資産を購入した家計であり、このような家計の多くは、実物資産の購入を少なくとも部分的には借金によって賄ったと考えられる。したがって、実物資産を購入した家計の方が借金を返済している確率が高いわけであり、そのため実物貯蓄と借金返済との間に正の相関が生じるのかも知れない。

以上が主な推定結果の紹介と解釈である。

．日本の高い家計貯蓄率の原因

家計調査によれば、日本全国の平均家計貯蓄率は1985年においては22.5%であった。本節で

は、上述の推定結果に基づき、この非常に高い家計貯蓄率を説明し、各々の要因の貢献度を推

定する。

(1) *CHYD* (可処分所得の実質伸びの割合)

この変数の1982～85年における全国平均は1.59%であった。また、この変数の推定係数は変形によって0.4742から0.5135の間であった。したがって、この要因は日本の家計貯蓄率の内0.75から0.82ポイントを説明している。すなわち、もし日本の可処分所得の実質伸び率が1982～85年の水準からゼロへ低下したとしたら、家計貯蓄率はこれだけ下がったはずである。また、高度成長期においては、可処分所得の実質伸び率が7%を上回った年もあったが、このような年においては、所得の伸びが家計貯蓄率の内3.32から3.59ポイントを説明しえるということになる。

(2) *YBY* (世帯主のボーナス収入の割合)

この変数の1985年における全国平均は17.07%であった。また、世帯主のボーナス収入からの限界貯蓄性向 (*YBY*の係数) は0.6579であり、これは世帯主の定期収入からの限界貯蓄性向 (0.4442) を0.2137上回っている。したがって、もし、1985年に世帯主のボーナスの形で支給された金額の全てが世帯主の定期収入として支給されたとしたら、家計貯蓄率は $0.2137 \times 17.07 = 3.65$ ポイント低かったはずである^(注6)。しかも、家計調査では世帯主以外の世帯員の勤め先収入が定期収入、ボーナス収入などに区分されていないため世帯主以外の世帯員のボーナスの影響を推定することができないが、もしそのような計算が可能であったとしたら、ボーナス制度の家計貯蓄率に与える影響がより大きく出るであろう。

(3) *YNHY* (世帯主以外の世帯員の勤め先収入の割合)

この変数の1985年における全国平均は11.82%であった。また、世帯主以外の世帯員の勤め先収入からの限界貯蓄性向は0.6852であると推

定され、これは世帯主の定期収入からの限界貯蓄性向 (0.4442) を0.2410上回っている。したがって、もし1985年に世帯主以外の世帯員の勤め先収入として支給された金額の全てが世帯主の定期収入として支給されたとしたら、家計貯蓄率は $0.2410 \times 11.82 = 2.85$ ポイント低かったはずである。

(4) *YBSY* (事業・内職収入の割合)

この変数の1985年における全国平均は1.44%であった。また、事業・内職収入からの限界貯蓄性向は1.0632であると推定され、これは世帯主の定期収入からの限界貯蓄性向 (0.4442) を0.6190上回っている。したがって、もし1985年に事業・内職収入として生じた金額の全てが世帯主の定期収入として支給されたとしたら、家計貯蓄率は $0.6190 \times 1.44 = 0.89$ ポイント低かったであろう。

以上の4つの要因をあわせて日本の家計貯蓄率の内8.21ポイント (すなわち36.4%) を説明している。また、ボーナス制度と世帯主以外の世帯員の勤め先収入の貢献度が特に高いようであるが、高度成長期においては、所得の伸びの貢献度はボーナス制度のそれとほぼ同等なものであった。

本分析において検討した他の要因の貢献度は、係数が有意でなかったため正確に推定することができなかったが、これらの貢献度が実際に低いものであるという可能性も充分ある。したがって、日本の家計貯蓄率の内、上述の4つの要因によって説明できなかった部分はおそらく、本分析において考慮できなかった要因によるものであると考えられる。

Modigliani and Sterling (1983) は国別データによって貯蓄関数を推定し、日本の高い民間貯蓄率 (但し、民間貯蓄は家計貯蓄と法人貯蓄の和として定義されている) は主として(1)所得の伸び率の高さ、(2)高齢者の全人口に占める

(注6) Ishikawa and Ueda (1984) はボーナス制度によって日本の個人貯蓄率の約3ポイントを説明することができるという結果を時系列データによる分析から得ているが、この結果と本分析の結果はほぼ整合的である。

割合の低さと(3)公的年金の給付水準の低さによるものであると結論付けている^(注7)。

本分析に基づいて同じように日本と他国との間の貯蓄率の格差を説明するためには、他国における各々の説明変数の値が必要となる。(1)可処分所得の実質伸び率に関するデータは多くの国において存在し、日本のそれが(特に高度成長期において)他国よりも高かったということが示されている。(2)ボーナス収入、(3)事業・内職収入、(4)世帯主以外の世帯員の勤め先収入の割合に関する国際比較データはないようであるが、ボーナス収入の割合が日本と同じくらい高いのは韓国ぐらいのようであるし、個人企業を営んでいる家計の割合(したがって、事業収入の家計所得に占める割合)が日本の場合の方が高いとよくいわれている。したがって、上の4つの要因のうち少なくとも最初の3つは日本の場合の方が高いと思われる。したがって、これ

らの要因によって日本と他国との間の貯蓄率の格差を説明しようということになる。3つの要因のうち所得の伸びはModigliani and Sterlingの分析と共通しているが、それ以外の要因はデータ上の制約のため片方の分析でしか考慮されていない。したがって、彼らの国別データによる分析の結果と都市別データによる本分析の結果をあわせて考えると、日本と他国との間の貯蓄率の格差がかなりの程度説明しうられる。とはいえ、説明されていない部分も大きいし、充分検討されていない要因(例えば、国民性、消費者信用の未発達、金融機関の間の預金獲得競争の激しさ、政府の貯蓄増強運動など)が数多くある^(注8)。日本における家計貯蓄行動に対する理解をさらに高めるためには、様々なデータ、様々な分析手法による新たな分析が必要とされている。

・ 結論と政策上のインプリケーション

本稿では都道府県庁所在都市別データによって家計貯蓄関数を推定し、その結果家計貯蓄率の都市別格差は主に可処分所得の実質伸び率と所得の種類別構成(特にボーナス収入、事業・内職収入、世帯主以外の世帯員の収入の割合)の格差によって説明しようということが分かった。従って、日本の高い家計貯蓄率は所得の伸び率の高さ、ボーナス制度、事業収入の割合の高さなどによるものであると考えられる。

貯蓄の利子弾力性の測定に関しては、消費者物価の上昇率と地価の上昇率を貯蓄に対する収益率の尺度として用い、貯蓄関数に導入してみた。しかしながら、いずれの係数も全体の貯蓄関数においては有意ではなく、日本では貯蓄の利子弾力性がゼロに近いということが示唆され

ている。そうだとすると、マル優制度を廃止したとしても、全体の家計貯蓄率はそれによってほとんど影響を受けないことになる。

ただし、例えば、地価の上昇率が高くなれば、金融資産から土地やその他の実物資産へのシフトが起るといのように、貯蓄の資産別配分(ポートフォリオ選択)は収益率に大きく依存しているという結果が出た。したがって、マル優制度の廃止によってマル優制度の対象になる金融資産の相対的税引き後収益率が低下すれば、貯蓄の全体の水準は変わらないとしても、マル優制度の対象になる金融資産からマル優制度の対象にならない金融資産(株式、社債、保険、海外資産など)、土地やその他の実物資産へのシフトが起こり、それによって少なくとも

(注7) Horioka(1986)も似たような分析を行なっている。

(注8) 日本の高い家計貯蓄率の原因として挙げられている要因のサーベイに関しては、Horioka(1985)を参照されたい。

3つの効果が見られる。第1に、株式に対する需要が増えれば株価とである。第2に、住宅が上がり、民間設備投資が刺激されるはずである。これは内需拡大につながるのでもっと好ましいことに対する需要が増えれば、住宅投資が活性化し、これも内需拡大につながる。第3に、土地に対する需要が増えれば地価が上昇し、もうすでに見られている大都市の中心部における地価の高騰が更に激化し、有効な地価対策の必要性が増すであろう。したがって、マル優廃止の国内経済に与える影響にはよい面も悪い面もある。

次に、この分析の結果に基づいて、マル優制度の廃止が経常収支にどのような影響をもたらすかについて考えてみたいと思う。もしこの分析が示唆しているように、マル優廃止によって、貯蓄の全体の水準がほとんど変化しないとすれば、貯蓄率の低下によって資本の流出ならびに経常収支の黒字が減少するという定説は間違っていることになる。

さらに、上述の通りマル優廃止によってマル優制度の対象になる資産の相対的税引き後収益率が低下し、これらの資産から海外資産などマル優制度の対象にならない資産へのシフトが起こるはずである。したがって、貯蓄の全体の水準が変わらないとしても、資本の流出が増加し、経常収支の黒字が拡大する可能性がある。

他方では、上述の通り、マル優廃止が間接的に設備投資、住宅投資を刺激する可能性があり、そのようなことが起これば、貯蓄が減少しなくても $S-I$ インバランスが縮小し、資本の流出量ならびに経常収支の黒字が減少する可

性がある。

したがって、これらの効果の相対的重要性が明らかにされない限り、マル優廃止によって資本の流出量ならびに経常収支の黒字が増加するか、減少するかは断言できない。しかし、相反する効果が存在するため、マル優廃止によって経常収支の黒字がそれほど変化しない可能性が大きいといえよう。したがって、現在の段階では、マル優廃止による経常収支の黒字の解消をマル優廃止の根拠として用いるのは時期尚早であると思われる。マル優廃止の根拠があるとすれば、税制の公正化や税収の確保などに求めなければならない。

最後に、マル優廃止以外の税制改革の構成要因について触れておきたい。マル優廃止とほとんど同時に所得税減税、法人税減税、売上税の導入が行なわれる予定であり、これらも貯蓄または投資に影響を及ぼすと考えられる。例えば、法人税減税は投資を刺激し、所得税減税は消費を刺激し、貯蓄を抑制すると考えられる。したがって、いずれも $S-I$ インバランスの縮小、経常収支の黒字削減に役立つはずであり、マル優廃止によって貯蓄がほとんど抑制されないとしても、 $S-I$ インバランスの縮小が期待できる。しかし、他方では、売上税の導入によって消費が抑制され、貯蓄が刺激されると考えられ、それによって $S-I$ インバランスと経常収支の黒字が悪化する可能性がある。したがって、税制改革全体を見ても、経常収支の黒字が増加するか減少するかは断言できない。

参 考 文 献

1. Horioka, Charles Yuji (1985), "A Survey of the Literature on Household Saving in Japan: Why Is the Household Saving Rate So High in Japan?" mimeo.
2. Horioka, Charles Yuji (1986), "Why Is Japan's Private Saving Rate So High? A Cross-Country Analysis," mimeo.
3. Ishikawa, Tsuneo, and Ueda, Kazuo (1984), "The Bonus Payment System and Japanese Personal Savings," in Masahiko Aoki, ed., *The Economic Analysis of the Japanese Firm* (Amsterdam: North-Holland) (Contributions to Economic Analysis, No. 151), pp. 133-192.
4. Kopits, George, and Gotur, Padma (1980), "The Influence of Social Security on Household Saving: A Cross-Country Investigation," in *International*

- Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 27, No. 1 (March), pp. 161-190.
5. Makin, John H. (1986), "Savings Rates in Japan and the United States: The Roles of Tax Policy and Other Factors," in F. Gerard Adams and Susan M. Wachter, eds., *Savings and Capital Formation: The Policy Options* (Lexington, Massachusetts: Lexington Books/D. C. Heath and Company), pp. 91-126.
 6. Modigliani, Franco, and Sterling, Arlie (1983), "Determinants of Private Saving with Special Reference to the Role of Social Security - Cross-country Tests," in Franco Modigliani and Richard Hemming, eds., *The Determinants of National Saving and Wealth* (Proceedings of a Conference held by the International Economic Association at Bergamo, Italy) (London: The Macmillan Press Ltd.), pp. 24-55.

データの出所

1. 住宅金融公庫宅地部(1983), 『住宅敷地価額調査報告』(昭和57年度版)。住宅金融公庫。
2. 住宅金融公庫第2融資部(1986), 『住宅敷地価額調査報告』(昭和60年度版)。住宅金融公庫。
3. 総務庁統計局(1986a), 『家計調査年報』(昭和60年版)。日本統計協会。
4. 総務庁統計局(1986b), 『消費者物価指数年報』(昭和60年版)。日本統計協会。
5. 総理府統計局(1983), 『家計調査年報』(昭和57年版)。日本統計協会。