

経済分析

第12号 昭和38年9月

- ★ わが国における個人消費（貯蓄）函数
の実証的研究について
- ★ わが国銀行の貸出行動について
—都市銀行を中心として—

経済企画庁経済研究所編集

経 済 分 析

第 12 号

1963. 9

経済企画庁経済研究所編集

目 次

わが国における個人消費(貯蓄)函数の実証的研究について	(2)
はしがき	(2)
第1節 総計量分析	(2)
第2節 家計調査分析	(7)
第3節 消費(貯蓄)函数の総合的理解について	(13)
付 録	(15)
わが国銀行の貸出行動について—都市銀行を中心として—	(23)
はしがき	(23)
第1節 わが国銀行貸出市場の基本的性格	(23)
第2節 銀行貸出と費用	(28)
第3節 最近の動向から見た都市銀行の貸出行動パターン	(35)
第4節 要 約	(41)

わが国における個人消費(貯蓄)函数 の実証的研究について

はしがき

わが国における個人消費(貯蓄)函数の実証的研究は数少なくない。これらの研究を通じてこれまでどれだけの事実が戦後の消費(貯蓄)について明らかにされてきたかを整理するのがこのノートの主な目的である。とりわけ、従来の研究は個別的に行われることが多く、関連のあるその他の研究にそれほど関心が払われなかったり、その個別研究が全体としての個人消費(貯蓄)函数にどのような意義をもつかという点について考慮がはられていない場合が多かった。したがって、これらの多くの研究から戦後の日本における消費(貯蓄)の問題をどう理解するのが正しいのか、あるいはまた、欧米で理論的にも実証的にも確立されたとみなされているいわゆる定説をもってわが国の消費・貯蓄構造がどこまで説明できるのかというような点が必ずしも明らかであるとはいえない。本稿ではこれらの研究をできるだけ整理して問題の総合的理解に役立つことが意図されている。

ここでは、整理の方法として分析方法による分類をとっている。すなわち、1 総計量分析、2 家計調査分析である。これは、マクロ分析およびミクロ分析に相当するもので、資料面からいえば前者は国民所得資料を、後者は家計調査資料を主として利用する。

総計量分析における個人消費(貯蓄)函数はその大部分がマクロ計量経済モデルのなかで扱われており、モデルのなかでは最も問題の少ない、つまり、相関係数がつねに高く、係数も有意に計測される変数としてあまり立ち入って考察されたことがなかったというのが実状である。

わが国における個人消費(貯蓄)函数の研究の焦点は家計調査分析にあり、従来の研究の過半数はこのミクロ分析に属している。これは、わが国において家計調査資料が相対的に豊富である事情を反映したものである。そこで、これらの諸研究を接近方法に応じてさらに分類してとりあげるのが便利であろう。

ここでは、つぎの3つの分析に分類した。すなわち、

1 時系列分析、2 クロス・セクション分析、3 時系列とクロス・セクションの総合的分析。このなかで、第3の時系列とクロス・セクション資料による総合的分析は比較的最近になって試みられたもので、資料の制約もあってまだ十分に研究されてはいないが、消費(貯蓄)函数の総合的理解の立場からは将来もっとも開発されなければならない方向であるとみられる。

クロス・セクション分析は家計調査分析のなかでもっとも研究の数も多く、それぞれ興味の焦点が異なるので、ここでは便宜上、取りあげられた主要な問題別につぎのように分類した。i) 経済主体別所得階層間分析、ii) 地域別所得階層間分析、iii) 家計特性別所得階層間分析。

以上のような分類をとった上で、第1節、第2節はそれぞれに代表的な研究を紹介しながらその主要な結論を要約することにあてられる。第3節では、これらの諸研究からひき出される結果が矛盾なく総合的に理解することができるかどうかをめぐって、いくつかの問題点を指摘して結論にかえる。

なお、個人消費(貯蓄)の主体間分析をすすめるためには、現状はまだ主体間で比較可能な概念による基礎資料の整備が必要な段階にある。したがって、この点に関する研究は、推計の問題にわたるので、ここでは付録としてとくにその主要な結果を推計方法とともにとりあげることにした。

第1節 総計量分析

わが国の個人消費(貯蓄)函数の総計量分析は、マクロ計量経済モデルの推計過程において従属的に取りあげられることが多かった。しかも、それらのモデルでは個人貯蓄函数を陽表的にとりいれたものは皆無であり、構造方程式としての消費函数だけが問題にされていたといえる。

計量経済モデルの構造方程式として採用された個人消費函数は、絶対所得を変数とする Keynes 型(たとえば

国際キリスト教大モデル〔11〕、通産省モデルIII〔9〕、企画庁モデル〔4〕）、過去の最高所得（あるいは前期所得）を導入した Modigliani-Duesenberry 型、過去の最高消費（または前期消費）をいれた Mack 型（Klein—新開〔5〕、上野〔1〕、東京経済研究センター〔10〕、日銀〔3〕、通産省モデルII〔8〕）など多彩である。

これまでに試みられたマクロ計量経済モデルのなかで個人消費函数がどのように推定されているかを比較するために、主要項目をまとめて第2表に示した。とりあげられた項目は、1) 観測期間、2) 用いられた基礎資料と推計法、3) 函数型、説明変数および推定結果などである。

ここで戦前・戦後を通じての長期モデルが1つ（Klein—新開〔5〕）だけ比較のために加えられている。その他はすべて戦後の比較的短期についてのモデルであり、したがって消費函数についても戦後の研究が主となっている。説明変数として所得のほか過去の最高消費（または前期消費）を導入したモデルが過半数をしめている。これらはすべて線型函数であり、各函数の特徴は導入された説明変数の差をぬきにすれば、それぞれにおいて計測された限界消費性向の値によって表わされるとみるこ

第1表 マクロ消費函数における限界消費性向の比較

モ デ ル	限界消費性向	
	短 期	長 期
1. Klein—新開モデル	.230 ²⁾	.542
2. 上野短期モデル	.346	.749
3. 東京経済研究センターモデルIII	.313	.616
4. 東京経済研究センターモデルV	.295	—
5. 日銀モデル	.373	.778
6. 通産省モデルI	.055 ²⁾	—
7. " モデルII	.555	.780 ³⁾
8. " モデルIII		.671 ¹⁾
9. 企画庁モデルV		.084 ⁵⁾
10. 阪大社研モデル	.302	—
11. 内田・渡部モデル	.553 ⁴⁾	—
12. 国際キリスト教大モデル	—	.718 ¹⁾

- 注 1) 所得だけを説明変数とした場合に計測されたものはそのまま長期限界消費性向をあらわすのみ。
 2) 国民所得を変数として用いたモデル。
 3) 通産省〔9〕における推計。
 4) 政府消費を含む。
 5) 差分モデル。

とができる。そこで、つぎに各モデルにおいて計測された限界消費性向をぬき出して比較検討してみよう（第1表）。第2欄の長期限界消費性向は $C=C_{-1}$ とおいて Klein—新開〔5〕において算出されているものを主として引用した。

この比較から明らかなことは、各モデル間の限界消費性向の値がかなり異なることである。また、同一モデルでも所得にたいする消費の遅れを考慮した長期限界消費性向のほうが高くなっている。

Klein—新開〔5〕では、その他の計測に比べて限界消費性向が低くなる理由について、1) 1人あたりの消費函数の形で推計したこと、2) 観測期間が長いためにマイナスの限界消費性向をもつ戦前の数年を含むことなどをあげている。1人あたりで推計するほうが（人口が増加している限り）総計量を用いた場合よりも限界消費性向は、算式上、いくらか低目になるであろう。第2の理由についてみると、たしかにこのモデルの観測期間中、実質額でみた消費の対前年増加率は昭和6,10年にマイナスになっている。しかし、限界消費性向が低く算出されるのはむしろほかの技術的な理由が大きいのではないだろうか。たとえば推計式に説明変数として所得のほかどのような要因がとりいれられたかとか、基礎資料の差あるいは、資料の取りあつかいかたの差などのほうが推計結果を大きく変化させるのではないかとみられる。すなわち、Klein—新開モデルでは大部分のその他のモデルと異なって分配率の効果をとりにいれており、したがって、個人所得ではなく国民所得が説明変数として用いられている。だから、そこで推計された限界消費性向は個人所得と個人消費のあいだで計測された限界消費性向と直接比較できないとみるべきであろう。したがって、Klein—新開のこの研究から、日本では戦前・戦後の長期をとると限界消費性向が戦後だけの場合よりも低くなる可能性はあるとしてもそれがどの程度かについてはこの結果から直ちに明らかとはいえない。限界消費性向の長期傾向についていっそう確実なことがいえるためには、(技術的ないみで) 比較可能なモデルを異なった期間について計測することが必要であろう。

以上のようにマクロ計量経済モデルにおいてとりあげられた消費函数は、いずれもあてはまりが良好なので、構造方程式としていずれを採用してもモデルの立場からはそれほど問題はなさそうである。しかし、ある特定の時期の日本についてどの消費函数がもっとも現実をよく説明するかを判断するためには、消費の因果関係に一そ

第2表 マ ク ロ 計 量 経 済 モ デ ル

モ デ ル	観 察 期 間	資 料 と 推 計 法
1. Klein—新開モデル	1930～1958（1937～50を除く）	国民所得年別推計 2段階最小2乗法 1934—36年不変価格 単位10億円
2. 上野短期モデル	1952. III～1957. IV	最小2乗法 1955年不変価格，支出項目については個別デフレーター
3. 東京経済研究センターモデル（モデルIII）	1951. I～1957. IV	直接最小2乗法および制限情報最尤法
4. 東京経済研究センターモデル（V—8—II 民間モデル）	1953. IV～1961. I	4半期別国民所得資料 季節変動未調整
5. 日銀モデル	1951. II～1957. IV	4半期別国民所得資料（1958年9月発表），季節調整未済，時価による
6. 通産省モデル（モデルI）	1951. I～1957. IV	制限情報最尤法
7. 通産省モデル（モデルII）	1952. I～1958. IV	制限情報最尤法
8. 通産省モデル（モデルIII）	1955. I～1960. IV	4半期別国民所得 昭和30年不変価格 連環比率法による季節調整済，逐次最小2乗法
9. 経済企画庁モデル（試案モデルV）	1951. I～1961. I	4半期別国民所得 30年度不変価格 季節変動未調整 直接最小2乗法（差分）
10. 阪大社研モデル	1952. I～1958. IV	2段階最小2乗法
11. 内田—渡部モデル	1952. III～1957. I	4半期別国民所得 季節変動調整済 制限情報最尤法および最小2乗法
12. 国際キリスト教大モデル	1953. III～1959. II	4半期別国民所得 1955年平均卸売物価指数でデフレート 季節変動調整（連環比率法） 直接最小2乗法

注 $\bar{R}^2$ ：自由度修正済み重相関係数
 $\bar{S}^2$ ：自由度修正済み標準偏差

に お け る 消 費 函 数

推 定 式 お よ び 結 果	R^2, S^2	発 表 機 関
C : 個人消費支出, $Y - T_d$: 可処分国民所得, W : 賃金所得, N : 人, P : 非賃金所得 $C/N = 0.055 + 0.230(Y - T_d)/N + 0.576(C/N)_{-1} - 0.0191(P/W)$ (0.072) (0.069) (0.0049)	$\bar{R}^2 = 0.96$	<i>International Economic Review</i> , Vol. 4, No. 1, Jan., 1963.
C : 個人消費, Y_d : 個人可処分所得, H : 個人住宅投資, C_0 : 過去の最高消費 $C + H = 87,203 + 0.346 Y_d + 0.564 C_0$ (50,275) (0.092) (0.119)	$\bar{R}^2 = 0.985$	上野裕也,『日本経済の計量経済学的分析』, 1961.
C_t : 個人消費, Sc : 法人留保, C_{Max} : 過去の最高消費, Y : 国民所得, Z : 個人・法人税その他 $C_t = 218.6 + 0.313(Y - Sc - Z)_t + 0.492 C_{Max}(t \leq -4)$ (0.059) (0.074)	$\bar{R}^2 = 0.986$ $\bar{S}^2 = 23.4$	TCER, Technical Report, No. 501(1958) 又は森敬,「日本経済の Simulation 分析」,『新しい経済分析』, 1960.
C : 個人消費, Y_d : 個人可処分所得 $C = 88.4 + 0.295 Y_d + 0.634 C_{Max}\{Av(C)\} - 281 Q_2 - 55.9 Q_3 + 29.5 Q_4$ (0.0661) (0.10) (13.2) (17.1) (45.5)	$\bar{R}^2 = 0.985$ $\bar{S}^2 = 20.8$	森敬,「民間・財政混合モデルによる日本経済の構造分析: 1953.4 ~ 1964.1」— TCER モデル V—8—I, II の作成とシミュレーション実験」,『季刊理論経済学』, 第13巻, 第3号, 1963年5月.
C : 個人消費, Sc : 季節調整変数, Y_d : 個人可処分所得, Uc : 攪乱項 $C = 878.55 + 0.373 Y_d + 0.520 C_{-2} + Sc + Uc$ (0.034) (0.048)	$\bar{R}^2 = 0.986$ $\bar{S}^2 = 0.268$	H. Eguchi, 'Econometric Model on Japanese Economy,' Nov., 1959, (Mimeographed)
C_t : 個人消費, C_{Max} : 過去の最高消費, Y_t : 分配国民所得 $C_t = 356 + 0.05571 Y_t + 0.9091 C_{Max}(t \leq 4)$ (0.07094) (0.1034)	$S^2 = 240$	通産省,『産業白書』, 1959.
C_t : 個人消費, Y_d : 個人可処分所得, C_{Max} : 過去の最高消費 $C_t = 1,399.4 + 0.2777 C_{Max}(t \leq -4) + 0.5553 Y_{d,t} + 250.8 Q_{0,t} + 111.6 Q_{1,t} - 891.0 Q_{2,t}$ (0.1099) (0.0963) (115.4) (94.9) (229.8)	$\bar{S}^2 = 348$	通産省,『産業白書』, 1960.
C_t : 個人消費, $Y_{d,t}$: 個人可処分所得 $C_t = 3,153.91 + 0.671592 Y_{d,t-1}$ (359.75) (0.020598)	$\bar{R}^2 = 0.989$ $\bar{S}^2 = 244$	通産省,『日本産業の計量経済分析』, 1963.
C : 個人消費, y : 個人可処分所得 $\Delta C = -130.99 + 0.083696 \Delta y + 139.24 Q_2 + 150.70 Q_3 + 329.33 Q_4$ (0.026111) (22.63) (22.83) (28.16)	$\bar{R}^2 = 0.973$ $\bar{S}^2 = 344$	経済企画庁経済研究所研究調査検討資料 No. 19,『短期予測モデルとその利用』(そのII), 1961年3月.
可処分所得, 人口, 所得分配率, 前期消費 C : 民間および政府消費支出, V : 国民総生産 $C = 218 + 0.553 V + 0.102 C_{Max}(t \leq -4)$		未公刊
C : 個人消費支出, Y : 個人可処分所得 $C = 2,144.16 + 0.718584 Y_{t-1}$ (0.009919)	$\bar{R}^2 = 0.998$ $\bar{S}^2 = 110.1$	東京経済研究センター・リプリント・シリーズ, No.20, 福地崇生,『マクロモデル・産業連関表・ミクロモデルによる日本経済の政策的予測 (1960—1970)』, 1961年7月.

う立ちいった研究が必要であろう。すなわち、わが国の消費（貯蓄）が当期所得ばかりでなく過去の最高所得（あるいは前期所得）によっても影響されるのか、または過去の最高消費（前期消費）のほうが重大な影響を与えるのか、あるいはその他要因によって動かされているのかをみなければならない。

そこで、マクロ計量モデルとは独立にマクロ消費・貯蓄関数の理論モデルを構成し、その因果連関を日本の資料で実証するような研究に注目してみよう。ここでは、最近におけるこのような試みの1つとして渋谷〔6〕をとりあげた。この研究の特徴は、消費関数を均衡値からの乖離を示す時の遅れを導入して動学的に構成していることおよび個人貯蓄関数を資産計画の立場から方式化して（残差としてではなく独立に）分析した点にあると考えられる。ここでは分析手づきとその主な帰結を要約しながら推計過程に含まれる問題にも触れておきたい。

はじめに、消費および貯蓄についての理論モデルをみよう。このモデルでは実際の消費・貯蓄が、過去のある時期に適正と考えられた均衡値がそれぞれある時の遅れをもって実現される過程において決定されるとする動学的構成をとっている。消費関数および貯蓄関数の一般形はそれぞれつぎの通りである。

$$1. \quad C = \lambda \sum_{\theta=0}^{\infty} (1-\lambda)^{\theta} E^{-\theta} C^* \text{ 又は } \Delta C = \lambda (C^* - E^{-1}C)$$

$$2. \quad (E-1)W = \gamma(EW^* - W) \text{ 又は } \Delta S = \gamma(S^* - E^{-1}S)$$

ここで C^* , W^* は均衡消費、初期均衡個人資産保有、*印のないものはそれぞれの実際値； λ および γ は実際消費の均衡消費への調整率、実際貯蓄の均衡貯蓄への調整率、 $\Delta \equiv (1-E^{-1})$ 。ただし、 $0 < \lambda < 1$, $\lambda \sum_{\theta=0}^{\infty} (1-\lambda)^{\theta} = 1$, および $\gamma > 1$, E は時点に関する shift operator。

もしも、時の遅れがある特定の過去の1時点に固定されれるとすると、その場合の消費、貯蓄関数は一般式の変形として導くことができる。いま、特定の過去の1時点として前期および過去の最高時をとるとすれば、消費関数、貯蓄関数はそれぞれ

$$3. \quad C = \lambda C^* + (1-\lambda)E^{-1}C^*$$

$$4. \quad C = \lambda C^* + (1-\lambda)C_0^*$$

$$5. \quad S = \gamma S^* + (1-\gamma)E^{-1}S^*$$

$$6. \quad S = \gamma S^* + (1-\gamma)S_0^*$$

であらわされる。ここで C_0^* , S_0^* はそれぞれ過去の最高均衡消費および貯蓄である。

以上のような理論モデルを設定したうえで、どのモデルが戦後日本の消費および貯蓄行動をよりよく説明するかを実証的に検討していく。ただし、理論モデルに用いられている均衡値は直接観察できないので、作業仮説として均衡値のかわりに現実値を代置する。すなわち、

$$Y^* = Y$$

$$C^* = a + kY$$

$$S^* = \sigma Y - a.$$

この仮定によって上の理論モデルは作業モデルに転化される。

その結果、実際に計測される消費関数および貯蓄関数はつぎのように書き換えられる。

$$1'. \quad \Delta C = \lambda(a + kY - E^{-1}C)$$

$$2'. \quad \Delta S = \gamma(\sigma Y - a - E^{-1}S)$$

$$3'. \quad C = \lambda(a + kY) + (1-\lambda)(a + kE^{-1}Y)$$

$$4'. \quad C = \lambda(a + kY) + (1-\lambda)(a + kY_0)$$

$$5'. \quad S = \gamma(\sigma Y - a) + (1-\gamma)(\sigma E^{-1}Y - a)$$

$$6'. \quad S = \gamma(\sigma Y - a) + (1-\gamma)(\sigma Y_0 - a)$$

これらは式から明らかなように、前期の実際所得、過去の最高所得、あるいは計算上の消費によって消費関数を計測し、貯蓄についても前期の実際所得、過去の最高所得、および計算上の貯蓄によって貯蓄水準をみたということになる。また、ここで計測された期間（昭和25～35年度）についての実質1人当り所得および消費は例外なしに毎年の上りであるので、年単位でみるかぎり、過去の最高水準は前期を意味するから少なくともこの期間について両者をわけるのは意味がない。したがって、ここでは関数(1'), (2'), (3'), (5'), (6')についての推計結果をみれば足りるであろう（第3表参照）。実際の推計には第1次階差がとられているので、マクロ計量経済モデル分析における消費関数の推計結果などと直接比較可能ではない。

この研究では消費関数よりも貯蓄関数のほうが相関係数がたかく、パラミターの値も安定的であることから貯蓄行動についてとられた「資産計画仮説」の正当性が立証されたとする（結論4）。しかし、ここで実際に計測された貯蓄関数にはこの仮説は痕跡をとどめていないことに注意しなければならない。

以上みてきたところから、わが国の消費（貯蓄）関数の総計量分析は研究の数から予想されるほど体系的には行われておらず、実証分析によって裏付けられた定説が確立されているとはいえないようである。とくに、個人貯蓄関数の研究はほとんど消費関数の残差として扱われ

第3表 マクロ限界消費および貯蓄性向

推 計 式	短期限界消費性向 λk	λ	長期限界消費性向 k	重相関係数 R^2
$1' \Delta^2 C = \lambda (k \Delta Y - \Delta E^{-1} C) + \varepsilon$	.31	.49	.63	.53
$3' \Delta C = \lambda k \Delta Y + (1 - \lambda) \Delta E^{-1} Y + \varepsilon$	.26	.40	.65	.42
	短期限界貯蓄性向 $\gamma \sigma$	γ	長期限界貯蓄性向 σ	R^2
$2' \Delta^2 S = \gamma (\sigma \Delta Y - \Delta E^{-1} S) + \varepsilon$	.52	1.15	.45	.76
$5' \Delta S = \gamma \sigma \Delta Y + (1 - \gamma) \sigma \Delta E^{-1} Y + \varepsilon$	.74	2.11	.35	.71
$6' \Delta S = \gamma \sigma \Delta Y + (1 - \gamma) \sigma \Delta Y_0 + \varepsilon$	.47	1.12	.42	.42

出所：渋谷行雄〔6〕，p.73

ているにすぎず今後の研究が要請されていることがわかる。

戦後日本の個人消費についてのマクロ計量経済モデル分析は主として個人所得（当期）を説明変数とする線型消費函数（定数項はプラス）があてはまることを示している。当期所得以外の説明要因としては、1) 過去の最高所得（または前期所得）、2) 過去の最高消費（または前期消費）、3) 人口、4) 所得分配率など諸外国で有意度がたかいとみられている要因が同様にいい適合をもつことが明らかとされた。このうち、過去の最高消費を導入した函数型がもっともしばしばとられているが、この変数をとりいれたモデルの数が多いことは必ずしも、この要因が他の要因よりもより高い説明力を有することを意味しないであろう。どの函数型がわが国の消費函数として最も説得力をもつかをマクロ計量経済モデルの立場からみるためには、説明変数、期間、資料などをすべて比較可能に整理したうえで推定結果を検討しなければならない。しかし、さらに、このように体系的に整理された比較可能な函数間で推計結果の良否が判定できないような場合がありうるであろう。消費（貯蓄）の因果関係をマクロ計量モデルのわくを離れて独立の函数として追求するマクロ消費（貯蓄）函数の研究はこのような場合に一そう理論的な判断の根拠を与えるうえに有用であろう。同時に、家計調査資料による主体別および主体間の行動分析もまたこの関連で一そう重要性をもつと考えられる。

第2節 家計調査分析

個人消費（貯蓄）の家計調査分析は経済主体の特性別に動機にさかのぼった分析が可能であるという長所をもつが、一方では主要な経済主体をすべて網羅した資料に

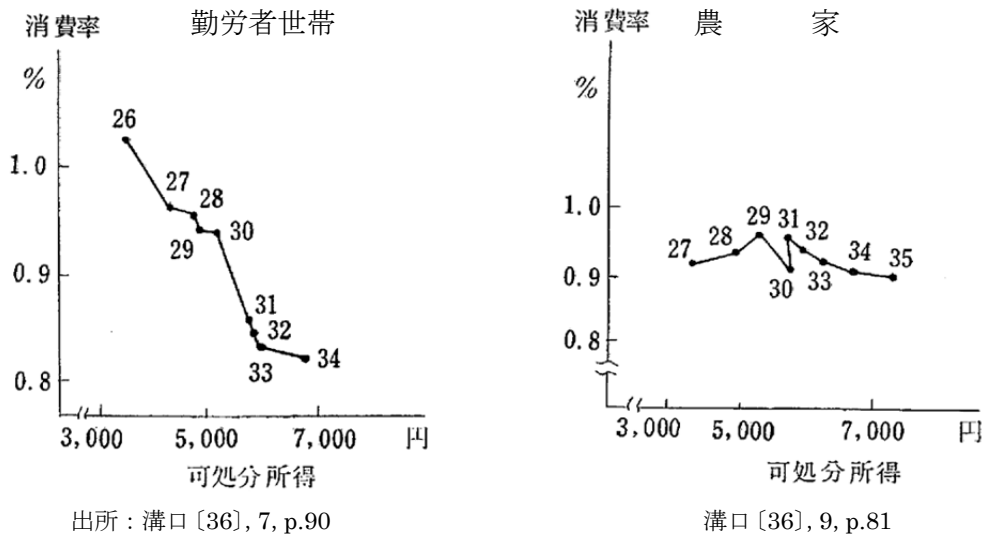
乏しいという欠点をもっている。家計調査資料による個人消費（貯蓄）の分析には上述のように3つの異なった接近法が可能なので、この分類にしたがって主要な実証研究の結果を整理していく。

1. 時系列分析

まず、経済主体別（勤労者世帯および農家）消費（貯蓄）函数を時系列資料によって推理した場合をみよう。（篠原〔24, 28〕、川口〔19〕、溝口〔38〕などが主な研究である。）第1図でみると勤労者世帯および農家世帯の所得水準と消費率の間には異なった関係が働いており、したがって、別の分析方法が適用されなければならないことを示唆しているようである。実際、従来の研究はいずれも勤労者世帯と農家には別の時系列消費（貯蓄）函数があてはまることを示している。たとえば、勤労者世帯については絶対所得水準を説明変数とする Keynes 型の消費函数があてはまる（篠原〔24, 28〕1951—56年, $C_t = 4,036 + .726 Y_t$ ；川口〔19〕1951—58年, $S_t = -53.2 + .296 Y_t$ ）が、農家については前年所得を用いた準 Duesenberry 型消費（貯蓄）函数が適合する。（1951—59年について $S_t / Y_t = .4031(Y_t / Y_{t-1}) - .3448$, 篠原〔28〕）

このような異なった消費行動が観察される理由を篠原〔24〕ではつぎのようにみている。農家の消費水準は戦後比較的早期に戦前め水準に復帰し、その後の農家消費は所得が着実にのびているため前年の所得水準によって決定されるとみられる。一方、勤労者世帯では、消費の戦前水準への復帰がおくれて昭和32（1957）年ごろにやっと戦前水準が到達されたので、この時期までは戦前の最高所得が消費水準の決定に影響を与えるとみる。これは、Modigliani 型貯蓄函数（ $S_t / Y_t = a\{(Y_t - Y_0) / Y_t\} + b$ ）において過去の最高所得 Y_0 が一定の場合

第1図 個人可処分所得と消費率の関係（1人当り）



出所：溝口 [36], 7, p.90

溝口 [36], 9, p.81

資料：労働者世帯については統計局「家計調査年報」の実収入別5分位データによる。農家は農林省「農家経済調査報告」、可処分所得と家計支出をとる。ここで可処分所得は農家所得、農外所得、被贈扶助収入から租税公課負担を差しひいたもの、ただし、この資料では昭和27、32年度に大改正が行われたので、時系列資料として用いるのには問題がある。

いずれも家族世帯人員でわって1人当りを求めた。また実質化のためには労働者世帯は統計局「消費者物価指数」を農家は「農村消費者物価指数」を用いている。

とみることができる。したがって、消費が戦前水準を回復した後は農家と同一の貯蓄函数があてはまること、つまり、実質所得の増加率の低下に伴って平均貯蓄率は上昇を止めるだろうということを示唆した。

しかし、実際にはその後も労働者家計の平均貯蓄率は年々上昇を続けているので、この説明は後に修正を加えられた。(篠原[28]第10章)その主な点は、戦前の正常な水準として消費だけでなく流動資産保有についても考慮しなければならず、流動資産保有率がまだ戦前の水準に復帰していないことが依然として労働者世帯の貯蓄率を高めている点がまずあげられる。この流動資産仮説を裏づけるために、そこでは流動資産保有率として現金・預金の国民所得にたいする比率をとり、その戦前、戦後の比較を試みた。さらに、第2点とし恒常所得仮説にもとづく説明が加えられている。すなわち、1) 昭和26—35 (1951—1960) 年までの貯蓄率の急激な上昇と変動所得の可処分所得に占める比率の上昇はちょうど対応している。2) 1955 (昭和30) 年以降は貯蓄率と変動所得率のうごきはほぼ平行しているとする。

恒常所得仮説の立場から労働者世帯の時系列消費函数をより立ち入って分析したものとして溝口[38]がある。この研究は「家計調査」の5分位階級別データによって、

階層別の消費・定期収入比率の時間的動きをみた結果、昭和26—35年について、つぎのことが明らかであるとす。1) 第I分位を除いた場合、消費率の差は定期収入比率（定期収入の総収入に占める割合）の年間差および階層差によって説明することができる。2) 階層差は主としてII—IVとV階層の差とみることができる。3) 消費・定期収入比率の時間的変動はあまり大きくない。かくて、「もし税引き世帯主定期収入が Friedman 流の恒常所得に対応せしめることができるとすれば、現在までの消費率の減少は成長過程に附随した収入構造の変化で説明することができる」とする ([38] 132頁)。そうして、以上のことから将来の貯蓄率の上昇は（予想を上まわる）ボーナスの増加が制約されている限りそれほど大ではないとみる ([38] p.134)。

川口[19]は労働者世帯と農家を全体として時系列的にみるだけでなく、さらに、労働者世帯については都市別に、農家については耕地面積別に分析している。農家の耕地面積別分析の結果は、5反以下の農家では労働者家計と同様に、Keynes 型の貯蓄函数がよく適合するが、耕地面積の大きいその他農家については篠原[24]におけると同様、過去の最高所得を変数とする函数がよくあてはまるとする。また、労働者世帯については都市グループ

わが国における個人消費（貯蓄）函数の実証的研究について

別（東京都，東京を除く都市）に可処分所得だけを変数とする線型貯蓄函数（1951—58年）をあてはめいずれも高い相関係数をもつことを示している。これらの時系列分析による主な計測結果はクロス・セクション分析の結果と対比して第4，5表に掲げてある。

勤労者世帯および農家を除くその他一般世帯についての時系列分析は資料の制約からまだ十分に行われていない。間接推計が一応篠原〔24，25〕，川口〔19〕などで行われているが，一般世帯の時系列貯蓄函数の推計の基礎として利用すること（たとえば篠原〔24〕）は資料の精度からみて無理のようである。

2. クロス・セクション分析

以上のような時系列資料による消費（貯蓄）函数の分析は，各時点におけるさまざまな変動要因の異なった組合せによって最終的に到達された結果を時間を通じて見たものである。したがって，各時点における横断面をみ

るクロス・セクション分析は時系列分析と補完的な役割をもつものとみることができる。個人消費（貯蓄）函数を横断面からみるこの分析にはさまざまな角度からの接近が可能だが，従来，もっとも多く研究されたものは勤労者および農家についての所得階層間のクロス・セクション分析である。

所得階層間のクロス・セクション分析はさらに都市別，府県別，農区別のような地域ごとにわけて適用されたり（地域分析），各経済主体の特性をさらに細分して，職業別にみたり，家計収入構造，有業率，年令などの世帯構成別に分析される。そこで，ここではクロス・セクション分析を，i) 主体別所得階層間分析，ii) 地域別所得階層間分析，iii) 家計特性別所得階層間分析にわけて展望することにしよう。

i) 経済主体別所得階層間分析〔篠原〔24，28〕，川口〔19〕，安永〔41〕，安永外〔43〕，通産省〔9〕，溝

第4表 家計調査資料による消費（貯蓄）函数

（勤労者世帯）

		篠原〔24〕		川口〔19〕		安永外〔43〕			通産省〔9〕		
		α	β	α'	β'	α	β	R^2	α	β	R^2
〔クロス・セクション〕		千円		千円		千円			千円		
昭和26	1951	.690	4.116	.366	-5.3	—	—	—	—	—	—
27	1952	.681	4.858	.349	-5.6	—	—	—	—	—	—
28	1953	.683	5.906	.332	-6.8	—	—	—	.541	7.453	.962
29	1954	.705	5.653	.245	-4.8	—	—	—	.533	7.917	.996
30	1955	.695	5.737	.247	-5.4	.788	2.849	.996	.534	7.912	.996
31	1956	.650	6.719	.284	-5.4	.725	4.548	.980	.507	8.693	.992
32	1957	—	—	.336	-6.9	.745	3.706	.995	.567	7.799	.995
33	1958	—	—	.277	-6.4	.749	4.027	.997	.601	7.392	.997
34	1959	—	—	—	—	—	—	—	.581	8.841	.996
全都市		$Ct = \alpha Yt + \beta$		$St = \alpha' Yt + \beta'$		$Ct = \alpha Yt + \beta$			$Ct = \alpha Yt + \beta$		
〔時系列〕		昭.26—31年		昭.26—33年		昭.26—33年			昭.28—35年		
		全都市 $Ct = 4,036 + .726 Yt$ $R^2 = .982$		全都市 $St = -53.2 + .296 Yt$ $R^2 = .94$		$C = 5,223.68 + .704 Yt$ $R^2 = .994$			$C = 1,703 + .7775 Yt$ $R^2 = .99$		
		東京都 $Ct = 3,295 + .785 Yt$ $R^2 = .988$		東京都 $St = 44.2 + .234 Yt$ $R^2 = .93$							
資料	「家計調査報告」1—11月資料.		東京都，「家計調査報告」1—11月資料. 現金実収入階級別資料，最高，最低所得層を除外，貯蓄函数.		「家計調査報告」12月を含む世帯追跡の再集計収入階層別資料，収入階層の世帯ウェイトを付さない場合，最高・最低層を除いて計算. 時系列推計については「家計調査報告」1—11月資料.			「家計調査報告」所得階層別消費支出。ただし，最高所得層10万円以上最低所得層5千円未満は除いて推定.			

口 [33], 野田 [32])

主要経済主体としては勤労者世帯、農家、その他一般世帯（非農業個人業主を含む）にわけるのが普通である。このうちその他一般世帯については「全国消費実態調査」の行われた昭和34年について資料がはじめて利用可能になったという事情もあって、従来の分析は主として勤労者世帯および農家について行われてきた。

両主体についての従来の分析の結果は、いずれも可処分所得だけを変数とする線型消費（貯蓄）函数があてはまることを示している。第4表は勤労者世帯についての家計調査資料による消費（貯蓄）函数を年々の所得階層間クロス・セクション資料によって推計した場合と、時系列資料によって推計した場合を対比させる目的で整理したものである。ここでは、限界消費（貯蓄）性向 α 、絶対消費水準 β 、重相関係数 R^2 などが比較のためにとりあげられた。農家については同じく第5表に整理して示されて

いる。

限界消費性向の値についてみると勤労者世帯では昭和29年（1954）のような不況において相対的に高くなり、好況（たとえば昭和31（1956）年）には低くなる。このことは、好不況による変動所得の中が高所得階層ほど大きいためと考えられる。（篠原 [24]）。農家については、豊作の年（昭和26, 30（1951, 1955）年）には限界消費性向が低くなり、不作の年には比較的たかくなる傾向がみられる。これについて川口 [19] では推計した年々の貯蓄函数のパラミターの値を整理した結果、つぎのような関係が支配的に働くためであるとする（第6表参照）。すなわち、実質可処分所得の対前年比が増加する場合には限界貯蓄性向が上昇し、収支均衡点上昇・截片低下・分散度上昇という一連のパラミターの変動がみられる。ここで分散度は平均所得の標準偏差を平均所得で割ったものとして定義されている。

第5表 家計調査資料による消費（貯蓄）函数

（農家）

		篠原 [24, 28]			川口 [19]			安永外 [43]			通産省 [9]		
(年 度)		α	β	R^2	α'	β'	R^2	α	β	R^2	α	β	R^2
〔クロス・セクション〕		千円			千円						千円		
昭和26	1951	.621	62.361	.982	.47	70.9	.95	—	—	—	—	—	—
27	1952	—	—	—	.31	37.7	.78	.730	—	—	—	—	—
28	1953	.686	99.520	.992	.42	70.5	.81	.687	—	—	—	—	—
29	1954	—	—	—	.32	41.3	.84	.708	—	—	—	—	—
30	1955	.622	115.463	.986	.43	62.4	.97	.495	—	—	—	—	—
31	1956	—	—	—	.31	41.1	.78	.639	—	—	—	—	—
32	1957	—	—	—	.35	51.3	.73	.640	—	—	7.315	11.535	.942
33	1958	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
34	1959	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7.285	11.535	.961
		$Ct = \alpha Yt + \beta$			$St = \alpha' Y + \beta'$						$Ct = \alpha Y^t + \beta$		
〔時系列〕		昭.26—31年			昭.26—32年								
		$St/Yt = .4015(Yt/Y_{t-1})$			$St/Yt = .3337(Yt/Y_{t-1})$								
		— .3458			— .2847								
		限界消費性向.452～.592			平均.411								
		平均.512 $R^2 = .8917$			$R^2 = .8504$								
		昭.26—34年											
		$St/Yt = .4031(Yt/Y_{t-1})$											
		— .3448 $R^2 = .8768$											
資 料		全国「農家生計費調査報告」(26年),「農家の租税公課諸負担に関する調査」(28, 30年). 税引所得: 農家総所得—租税公課. 家族家計費: 農家の全世帯員の生計費から, 年雇または日雇の食事費部分を食数で按分計算して控除した家族員のための生計費.			耕地面積別. 粗貯蓄函数, 1951年度価格. Y_t : 可処分実質粗所得=農家可処分所得+農業・農外事業用減価償却費. St : 農家実質粗貯蓄= Y_t —家族家計費+家計向減価償却費. 近畿および山陰の2町以上層を除いた資料. 限界貯蓄性向は篠原 [24]と同様の方法で算出.			「農家の租税公課諸負担に関する調査」. 消費函数, 算式不明.			「農家経済調査」1人当り, 自給分も含む.		

わが国における個人消費（貯蓄）函数の実証的研究について

このような変動パターンが支配的である理由をそこでは所得の全般的上昇にたいして所得階層に応じて異なった消費（貯蓄）反応を示すためであるとする。すなわち、低所得層における所得上昇の消費（貯蓄）に与える効果は、この層の平均消費性向をたかめ、一方、中・高所得

層における所得上昇は平均消費性向をひくめる。このことはクロス・セクションでみた限界消費性向上を低める（限界貯蓄性向の勾配を急ににする）ことを意味する。これは、耕地面積別の時系列粗貯蓄函数(1951—57年)をみた際に、5反以下層と以上で異なった貯蓄函数があてはま

第6表 農家、所得階層間貯蓄函数の変動

年 度	実質可処分所得 対前年比率得	限界貯蓄性向	収支均衡点 (千円)	截 片 (千円)	分 散 度	
					世帯当り	1人当り
昭和24年 1949	—	.15	118.0	—17.7	26.5	14.4
25 1950	1.277	.32	100.0	—32.0	28.8	16.9
26 1951	1.112	.47	150.9	—70.9	29.0	18.0
27 1952	1.092	.31	121.6	—37.7	28.5	15.1
28 1953	1.026	.42	167.9	—70.5	27.2	15.4
29 1954	0.970	.32	129.1	—41.3	26.3	14.6
30 1955	1.082	.43	145.1	—62.4	29.3	18.1
31 1956	0.964	.31	132.6	—41.1	26.0	14.4
32 1957	1.060	.35	146.6	—51.3	27.0	17.9
33 1958	1.041	—	—	—	—	—

出所：川口〔19〕, p.100

収支均衡点 B は $S = \alpha + \beta Y$ から $B = \frac{\alpha}{\beta}$ として算出

ったことから裏付けられるとする。

ii) 地域別所得階層間分析

地域別にみた所得階層間分析は資料の制約もあってまだ十分には行われていない。しかし、地域差の問題は経済全体の所得—消費構造を考える場合に無視できず、とくに、農家については一層重大な問題であると考えられる（倉林・江口〔23〕, 溝口〔34, 35, 36〕, 篠原〔27〕）。

まず、勤労者世帯について。地域別所得階層間資料がえやすい統計局「全国消費実態調査」を用いた昭和34年についての分析をみよう。この調査における都道府県別の平均値について、可処分所得と消費率の関係をみると非常にちがりが大きい。これを篠原〔27〕は工業化された地域と低工業地域にわけて、工業化された都市のほうにむしろ消費率が低いことを示して Keynes 型消費函数とは逆の場合があてはまるとする。

同一の資料によって溝口〔36〕は府県別に実収入5分位階層に分けた貯蓄率（物的貯蓄を含む）を算出し、府県間差がいちぢるしく狭められること、および、府県をさらに地域にまとめた場合に貯蓄率に有意な差がみとめられるという事実からつぎのことを主張する。すなわち、

消費者行動は各人のおかれている地域における相対的所得によって決定される、つまり、地域別消費函数には相対所得仮説があてはまるとする。

農家についての地域別所得階層間分析は「農家生計費調査」「農家租税公課負担調査」などによることもできるが、耕地面積別階層を実収入階層にほぼ対応すると想定すると、「農家経済調査報告」の農区別資料を代用することができる。そこで耕地面積別資料による農区間貯蓄函数の推計結果を溝口〔35〕でみてみよう。

この研究では北海道を除く10農区について線型貯蓄函数 $S = \alpha + \beta Y$ をあてはめて計測する。ここで、可処分所得 Y および貯蓄 S （可処分所得マイナス家計支出プラス現物家計住居費）についての情報は耕地面積別に昭和32—35年について、プールしたものである。この結果、上のような貯蓄函数は農区間ではかなり分散が大きいこと、したがって、農区間貯蓄函数を線型函数とみることにはかなりの無理があることが明らかとされた。また所得係数の水準が時点間や耕地面積間でみた場合にくらべて最も高いことなどもわかった。この農区間分析の結果の分析もふくめて地域分析については、後に時系列分析との

総合を考察する際にさらに立ちいてみることにする。

iii) 家計特性別所得階層間分析

所得—消費パターンを家計の特性別に分析しようとする場合に、とりあげるべき家計特性は種々考えられる。たとえば勤労者世帯について家計の収入構造・有業率と消費の関連をみようとする立場（小尾・佐野〔17〕）、景気循環と消費の係に重点をおく立場（尾崎〔18〕）、家族人員の調整をとくに考慮した研究（小林〔21〕）、世帯主の職業別分析（溝口・神田〔40〕、倉林・江口〔23〕、山田〔46〕）など。農家についても農業経営の形態別に消費函数を計測したもの（唯是〔47〕、山沢〔45〕、久保・村上〔22〕）などのほかに、貯蓄の構成を分析した篠原〔24〕、川口〔19〕、野田〔31〕および市岡〔15〕などがある。後の2者は農家が経営および消費の混合世帯である点に着目して、家計用貯蓄と農業用貯蓄の分離を試みたものである。

それぞれ、個別研究として興味ある結果がでているが、ここでは、非農業世帯についての職業別貯蓄函数を分析した溝口・神田〔40〕が主体間（勤労者世帯、一般世帯）の職業効果を統一的に理解するために役立つこと、また一般世帯の研究は従来あまり行われていなかったなどの理由から、とくにこの研究をとりあげてみることにする。

この研究は「昭和34年全国消費実態調査」によっている。まず、そこでとられている職業分類のそれぞれについて同一の線型貯蓄函数（ $S/y = a + by$ ）が基本的にあてはまると仮定する。つまり、世帯主の職業による貯蓄率の差は定数項 a の大きさによって表わされ（職業効果）、所得効果をあらわす b は各職業について一定であるとみる。これは職業別貯蓄は職業間の所得差よりもむしろ同一職業内での所得分布の相対的地位によって決定される（分位効果）という考え方である。そこで、全職業について上の基本方程式に職業効果と分位効果を組みあわせた貯蓄函数をあてはめ、上の仮定がうけいれられることを統計的に確める。

さらに、全職業を個人業主（商人・職人、個人経営者）と非個人業主家計（その他全世帯）に分けて、それぞれのグループ内では職業効果は有意ではないことをたしかめ、つぎに各グループについて、分位効果が有意であることを示している。それぞれについて計測された貯蓄函数はつぎの通りである。

$$\text{非個人業主 } S/y = -.069 + .237 \cdot 10^{-4} y + \delta_{j1} \quad R^2 = .8803 \quad (.118 \cdot 10^{-5})$$

$$\text{個人業主 } S/y = .070 + .184 \cdot 10^{-4} y + \delta_{j2} \quad R^2 = .9987$$

ここで分位効果をあらわす δ_j はそれぞれつぎのように推計されている。

第7表 職業別分位効果

分 位	δ_{j1}	δ_{j2}	δ_{j3}
I	-.043	-.145	-.102
II	.013	-.047	-.060
III	.019	.006	-.013
IV	.012	.052	.040
V	.001	.134	.133

δ_{j3} は個人業主の営業用貯蓄についての分位効果である。ここで、個人業主の営業用貯蓄は、個人業主の家計用貯蓄がその他の家計と同様にして決定されると仮定して非個人業主貯蓄函数によって家計用貯蓄を推計し、この推計された家計用貯蓄を個人業主貯蓄からさしひいて求められたものである。

以上の分析からつぎの3点が明らかにされたとみる。すなわち、

- 1) 非個人業主家計の消費行動は絶対所得水準と所得分布によって説明できる。
- 2) 個人業主の貯蓄函数はその他家計の貯蓄函数と同型があてはまり、その定数項と分位効果のみの差として処理される。
- 3) 営業用貯蓄は所得分位と密接な関係をもつ。

3. クロス・セクション資料と時系列資料による総合的分析

家計調査資料による消費（貯蓄）函数の研究はクロス・セクション資料と時系列資料をプールして分析することによって—そう総合的に接近することが可能となるであろう。ここでは、このような試みの先駆的業績である溝口〔34, 35〕をとりあげる。

まず勤労者世帯についての溝口〔34〕の結果をみよう。使用された資料は「家計調査年報」の28都市別資料を昭和28—34年間についてプールしたものである。同資料には都市別の所得階層別資料がないので、研究は専ら平均所得と貯蓄の都市間および時点間の分析に限られる。まず、この資料に貯蓄率函数 $S/y = a_i + b_i y$ をあてはめ、パラミターの値に都市間で有意な差をもつかどうかを共分散分析によってたしかめる。その結果、 a は1%、 b は5%で有意であることが示された。さらに、このあて

はめを都市間と時点間にそれぞれ行った結果、どちらも有意であるが、時点間効果が都市間効果よりも大きいことが明らかにされた。

そこで都市を地理的条件と平均貯蓄率によって12ブロックにまとめた場合について、前式の b_i が同一であると仮定して、地域、時間に関して a_i に有意差が認められるかどうかをみた。その結果、地域内では有意ではないが、地域間効果は1%で有意であり、時点間効果も有意である。また、 a_i の値は所得の高い府県ほど小であることもたしかめられた。

以上のことから、同一時点における地域間の貯蓄率にはあまり差がないが、地域ごとに時点間の値はかなり異なっていることがわかる。かくて、勤労者世帯の全国平均時点間貯蓄函数はつぎのように計測されるとする。

$$S/y = -0.083 + 0.3847 \times 10^{-4} y \quad R^2 = 0.713$$

ここでは資料の制約からではあるが、所得階層間効果が考慮されず、貯蓄率はおぼろ各地域における平均の絶対所得水準に依存すると仮定されていることは注意を要する。つまり、各地域における相対的所得水準よりも全国平均の絶対所得水準が消費（貯蓄）の決定要因として作用するとみていることになる。

農家については耕地面積別資料が地域別に時系列で利用できるからクロス・セクション分析と時系列分析の総合には一そう好都合である。

溝口[35]では「農家経済調査報告」の農区別、耕地面積別資料を昭和32—35年の4年分プールしたものが基礎資料（北海道を除く10農区）として使用されている。まず、全資料をつぎの3つのグループにわけた線型貯蓄函数 $S = \alpha + \beta y$ にあてはめる。i) 農区別、時点別、耕地面積間、ii) 農区別、耕地面積別、時点間、iii) 時点別、耕地面積別、農区間貯蓄函数（ここで、貯蓄は粗概念）。その結果、耕地面積間の回帰係数が最も安定しており、農区間がそれにつぎ、時点間でみた場合のばらつきが一番大きいことが示された。回帰係数の大きさは農区間、耕地面積間、時点間の順である。

以上のことから、線型貯蓄函数でみる限り耕地面積間ではシフトがほとんど認められないが、時点間、農区間ではシフトがあることがわかる。また時点間貯蓄函数の分散が相対的に大きいことは農家の時系列貯蓄函数として線型函数があてはまらないとする立場を裏付けるものであるとする。

かくて、耕地面積間でシフトが相対的に小さいという

性質を利用して、つぎに、時点間効果および農区間効果をこの耕地面積間貯蓄函数における定数項差として表すことの有意性を検定する。結果はいずれも有意なので、農家の貯蓄行動を示す（耕地面積間）貯蓄函数としては、

$$S = \alpha + \beta y + \lambda_i + \lambda_t$$

があてはまるとする。ここで、 λ_i は農区間、 λ_t は時点間の差を示すダミー変数であり、各々の平均が0となるように定義されている。

さらに、 λ_i および λ_t の値を検討して、1) 都市近郊の性格を有する農区の貯蓄函数の位置は低い、2) 貯蓄函数には時点間で下方へのシフトがみられることなどが指摘されている。そうして、(1)については“デモンストレーション効果”とか農区内の農家所得比率（農区内総所得にしめる農家所得の割合）によって説明できるとする。(2)の時間的下方シフトについては、より長期の資料によらなければ確実なことはまだいえないとみる。

第3節 消費（貯蓄）函数の総合的理解について

以上においてわが国における戦後の消費（貯蓄）函数の主要な実証的研究を展望してきたわけであるが、そのほとんどがそれぞれ独自の立場から特定の個別問題を取りあげた研究であったといえる。したがって、個々の研究間の関連が必ずしも明らかではなく、時には矛盾した結論が導かれる場合さえ生じている。そこで、ここでは消費（貯蓄）函数の総合的理解のために、これまで展望してきたところから主な問題点を取りだし、その問題の性質を明らかにすることを試みる。

第1の問題点は家計調査資料によるクロス・セクション分析と時系列分析の結果が矛盾なく理解できるかという点である。

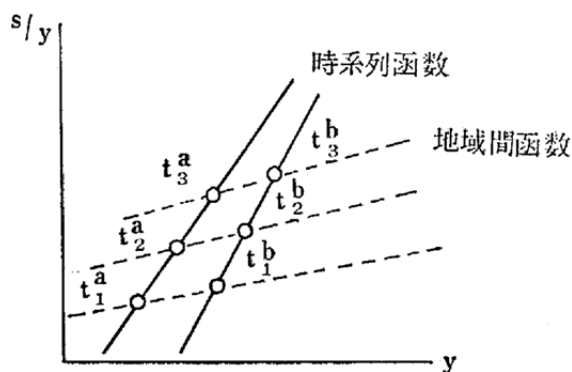
この問題を考える際に最も注意しなければならない点は、家計調査資料を用いた推計はいずれも統計的厳密性を欠いているということである。もちろん、推計に用いられた基礎資料の信頼度そのものが高いとはいえないので、統計技術上の正確性ばかりを問題にすることは不当であろう。しかし、サンプル間のあるいはサンプル内の標本誤差の問題をはじめ、その他この種の家計調査資料による計測に基本的に要求されているような手づきや殆んどとられていないことは実証的研究にとって致命的な欠陥であろう。(L. R. Klein, *A Textbook of Econometrics*, 1953, p.312 参照)

したがって、勤労者世帯と農家で消費（貯蓄）函数が

異なるとか、時系列資料でみた場合とクロス・セクション資料の場合では限界消費性向の値に規則的な関係があるとか、あるいはないとか、いった判断はこの段階ではほとんどできないものとみなしなければならない。時系列資料とクロス・セクション資料をプールして計測した溝口[34, 35]では統計操作上かなり改善が行われているけれども、これまでに提出されてきた問題点、たとえば、勤労者世帯の消費函数には戦後2つあるいは3つの屈折点があった(篠原[28], 川口[19])とか、時系列資料で推計した限界消費性向が所得階層間のクロス・セクション資料で推計した場合よりも高いとか(篠原[24]), まったく逆に推計されるとか(安永外[43]), 農家については勤労者世帯の場合と逆の関係が計測される,(篠原[24], ただし5反歩以下では勤労者世帯と同じ, 川口[19])というような議論をすべて整理できるまでにはいたっていない。

そこでは勤労者世帯について線型時系列貯蓄函数が地域ごとにあてはまり、その地域間でみた勾配差はそれほど大きくないこと、大都市を含む地域ほど定数項が小であること、地域効果よりも時点間効果が大きいことなどが示されていた。このことは、消費函数の側からいえば地域間函数の勾配よりも各地域についての時点間消費函数の勾配が小であり、したがって、これだけの研究からみると勤労者世帯についての時系列消費函数の勾配が地域間でみたクロス・セクション消費函数の勾配よりも小であるとする立場を支持するようである。ただしこ、

第 2 図



こでは所得階層間消費函数が同時に考慮されていないので、これを直ちに全体としてのクロス・セクション消費函数とみることはできない。もしも、地域内におけるデモンストレーション効果が地域間における効果よりも大

であるならば、地域内所得階層間消費率の差は地域間の消費率の差より小さいと考えられるから所得階層間消費函数の勾配はこの効果を考慮しない場合よりはゆるやかになるであろう。したがって、クロス・セクションの要因を地域間だけでなく所得階層間についてみた場合には全体としてのクロス・セクション消費函数の勾配は地域間だけでみる場合よりはひくくなることが予想される。全体についてのクロス・セクション消費函数を時系列でみた場合に両者の関係がどのようになるかはこの段階ではまだ十分にたしかめられてはいない。しかし、全体としてのクロス・セクション消費函数が時間とともに上方へシフトするような、相対所得仮説を裏づけるような事実が作用しているとしたら、時系列消費函数の勾配のほうがクロス・セクション函数の勾配より急になる可能性があると予想される。

農家については、クロス・セクション資料と時系列資料の総合的分析は、時系列消費函数として Keynes 型があてはまらないとする従来の研究結果をさらに裏付けたものとみることができる。すなわち、溝口[35]では農区別、耕地面積別資料を用いて $S = \alpha + \beta y$ の形の貯蓄函数を時点間で計測した結果、その分散が大きくこの函数のあてはまりがよくないことが示されているからである。さらに、この研究では時点間回帰係数の集合が農区間、耕地面積間の係数のなかで最も低い水準にあることも示されている。これはクロス・セクション貯蓄函数をあらわす農区間函数をとっても耕地面積間函数をとっても、時系列函数の勾配のほうが低くなることを意味する。これを消費函数の面からみれば時系列消費函数の勾配がクロス・セクション函数よりも大であることになり、農家については勤労者世帯とちょうど逆になるとする篠原[24]の結果とは相いれない。

以上のように家計調査資料による分析は勤労者世帯についても農家についてもクロス・セクション分析と時系列分析の結果が統一的に整理されておらず、実際にはまだ殆んどなにも確実なことは実証されていないといっても過言ではないであろう。クロス・セクション資料と時系列資料による総合的分析もこのような現状にたいしてまだ積極的な解決策を与えるところまでいっていない。しかし、これは主として資料の制約によるものであるから、今後もこのような総合的分析の方向により重点をおき、統計的操作に一そう留意すると同時に、基礎資料についても個票の再集計などによってその信頼度をたかめていくことによって以上に指摘した問題点は解消される

であろう。

第2点はこれまで行われた家計調査資料による主体別消費（貯蓄）函数についての諸研究が各主体ごとに独立に研究されることが多く、主体間の関連について殆んど関心がはられなかったことである。とくに、非農業個人業主については資料の制約もあって主体間分析はおろか、主体分析そのものが極めて困難であるという現状であった。そこで、この問題に接近するためには主体間の比較を可能とするような基礎資料を整えることがまず必要である。このような観点からとくに個人貯蓄の主体別推計を試みたものがいくつかある。それを推計法からみるとつぎの2つにわけることができる。その1は、国民所得統計と家計調査資料を補完的に利用して資料の得がたい非農業個人業主世帯の貯蓄および貯蓄率を間接的に推計するものである（篠原〔24, 25〕, 川口〔19〕）。第2は、非農業個人業主について個別資料のえられる年度に行いて、個別資料から直接的に主体別個人貯蓄の推計をつつものである（安藤〔13, 14〕, 安永〔42〕, 中村〔29, 30〕）。後者の推計法は家計調査資料が主要な家計について網羅的に利用できる年についてのみ可能であるという制約をもつ。しかし、前者は推計過程において国民所得資料と家計調査資料のあいだの概念上の不斉合を無視しているので、大まかな応急的推計とみるべきであろう。これらの研究は主として、推計の問題にわたるので、ここでは付録としてその推計方法および結果を掲げることにする。

第3の問題点は家計調査資料による個人消費（貯蓄）函数の分析とマクロ分析との関係である。両者は分析上補完的な関係にあるとみられるが、これまでのところこのような観点からそれぞれの分析の結果を総合的に理解することは困難である。なぜなら、家計調査資料による分析についていえば、第2の問題点としてすでに指摘したように、その分析が各主体別に独立に行われており、各主体間の相互関係にほとんど関心が払われなかった上、主要経済主体の1つである非農業個人業主についての分析が十分に行われなかったからである。したがって、個人部門全体としての消費（貯蓄）函数がこれらの家計調査分析からどのように形成されるかを明らかにすることが困難であった。一方、総計量分析の立場からは消費函数をデイスアグリゲートする方法が考えられるべきであるが、資料の制約もあってこれまでほとんど試みられていないという現状である。

とりわけ従来のマクロ計量経済モデル分析においては

主としてモデルの予測性に重点がおかれて、1つ1つの造構方程式の理論的有意性にはそれほど関心が払われない傾向があった。なかでも消費函数についてはその理論的性質を立ち入って問題にしくともいいほど、どの推計も同じ程度に高い相関度を示しているためにとくにこの傾向が強かったといえる。しかし、マクロ消費函数それ自体としてもっと十分に理論的にも実証的にも研究を進める必要があることはこれまでみて来たところからも明らかである。

これまでは、たとえば、マクロ分析における消費（貯蓄）函数として主として所得および前期消費を変数とする線型函数が採られてきたが、このことと、家計調査分析による時系列消費（貯蓄）函数をめぐる論争とは全く独立の問題であるような扱いかたがなされてきた。この点については将来もっと関心が払われるべきであり、マクロ消費函数の研究は（マクロ計量モデルの枠内で行われるにしろ、それとは独立にしろ）家計調査資料による経済主体の動機にさかのぼった分析の結果をとりいれていくことが必要である。

このような総合的分析が可能であるためには、家計調査資料によるクロス・セクション分析および時系列分析が主要経済主体ごとに十分に行われることがまず必要である。主体別にみたクロス・セクション分析の年々の動向に法則性が確立されれば、その総合としてのマクロ消費函数の動きが一そう明確になるとみられるからである。

付 録

この付録の目的は本論において問題点の1つとしてとりあげたように個人消費および貯蓄の主体間分析が重要であるにもかかわらず非常におくれた段階にあることから、とくに、これまで試みられた主体別個人貯蓄推計の結果をその推計法とともに要約して示し、今後の研究のための基礎を提供することである。

まず、はじめに、従来行われた推計結果をその推計法とともに比較検討する（付録1）。付録2は個人貯蓄の主体別構造をたちいって検討した安藤〔14〕の研究結果を要約したものである。

〔付録 1〕

国民所得統計と家計調査資料を補完的に利用する推計法たよる結果は第8表のとおりである。そこでは、個人部門を勤労者、個人業主（農業、非農業）の3主体にわけ、それぞれが分配面では勤労所得、個人業主（農業）所得、個人業主（非農業）所得プラス個人財産所得その

第8表 主 体 別 平 均 (純) 貯 蓄 性 向

暦 年		個人部門〔1〕	勤労者世帯〔2〕	農家〔3〕	個人業主（非農業）	
					〔4〕	〔5〕
		%	%			
昭和26年	1951	18.7	2.0	9.9	52.0	56.3
	27 1952	17.5	4.4	7.6	47.3	43.1
	28 1953	11.7	5.8	6.1	27.6	23.7
	29 1954	11.1	7.4	3.4	26.0(28.4)	25.2
	30 1955	13.4	9.2	11.5	28.5(26.8)	30.6
	31 1956	14.4	11.8	4.1	39.0(28.0)	32.1
	32 1957	15.7	12.5	6.2	—(30.6)	32.7
	33 1958	15.2	12.6	7.3	—(27.9)	33.0
	34 1959	18.5	13.9	8.6	—(35.3)	—
	35 1960	20.2	14.9	10.8	—(36.9)	—
	36 1961	22.3	16.5	10.8	—	—
	37 1962	—	16.2	—	—	—

注〔1〕：国民所得統計における個人部門平均貯蓄率

〔2〕：全都市勤労者世帯，統計局「家計調査報告」

〔3〕：全府県農家世帯，農林省「農家経済調査報告」

〔4〕：財産所得，一般業主所得からの貯蓄率，篠原〔24〕

〔5〕：〃 川口〔19〕

可処分所得にたいする貯蓄率

〔4〕および〔5〕は税込み実収入にたいする比率であり，（ ）内は篠原〔24〕と同様の推計法で筆者が推計したもの。

他（残差）を稼得していると想定される。勤労者世帯および農家についてはそれぞれ家計収支調査があるので（家計当り）平均貯蓄性向をとることができるから，これを各主体の所得に乗じて勤労者貯蓄および農家貯蓄を推計する。個人業主（非農業）貯蓄は上で推計された勤労者貯蓄および農家貯蓄の計を国民所得推計における個人貯蓄からさしひいて求められる。

第8表は個人業主（非農業）の貯蓄率がいちぢるしく高いばかりでなく急激に変動することを示しているようであるが，これをただちに個人業主（非農業）の特性とみることに問題がある。なぜなら上にとられている推計法では国民所得資料と家計調査資料の間の概念上の差に考慮がはられていないからである。したがって，たとえば，家計調査資料においてとられている家計所得の範囲と国民所得資料における分配個人所得の範囲が対応していないことから，それを用いて推計される貯蓄についても同じ問題がおきる。その他考えられる国民所得資料と家計調査資料の間の不斉合はすべて残差として推計される個人業主（非農業）貯蓄にしわよせされることになっている。したがって，この推計からえられる結果は変動

が大きいのとは当然であり，その貯蓄率の水準についても信頼度が高いとはいえない。

この点に関しては小宮〔20〕が「貯蓄動向調査」（昭和34年）の結果を基礎に，両資料の概念間の不斉合を検討しながら疑問を呈している。「貯蓄動向調査」にもその他家計調査および国民所得資料の間に概念上の不斉合があるので，これらを直接比較することは困難である。したがって，「貯蓄動向調査」の結果だけから上の推計結果を批判するわけにはいかない。このことは，その後の「貯蓄動向調査」に年度間で概念上に不斉合がみられるために一そう注意しなければならない。

もうひとつの推計法による個人貯蓄の主体別推計の結果（昭和34年）はつぎの3表（第9—11表）のとおりである。いずれも基本的には個別家計調査資料における家計当り貯蓄に世帯数を乗じる方法によるが，基礎資料が異なるので推計結果はかなり異なっている。たとえば，非農業個人業主貯蓄の個人貯蓄全体に占める比率でみると，中村〔40〕ではほぼ3割程度であるのに，安永〔42〕，安藤〔14〕では約半分ぐらいに推計されていることなどである。これらの推計はそれぞれ基礎資料が異なり，した

第9表 主 体 別 個 人 貯 蓄 の 構 成 (I)

昭和34年度月額

	勤労者世帯	個 人 業 主 世 帯			計
		非 農 業	農 業	業	
1世帯当り貯蓄額（月額，円）	5,660	9,470	5,080		—
世 帯 数（万 戸）	1,270	482	623		—
総 額（億 円）	716	456	310		1,488
構 成 比（ % ）	48.2	30.6	21.2		100.0

出所：中村〔40〕，p.21

注：世帯数は昭和34年7月「就業構造基本調査」による。

各世帯の貯蓄額は昭和34年9—11月の「全国消費実態調査」と昭和34年度「農家経済調査」による。

第10表 主 体 別 個 人 貯 蓄 の 構 成 (II)

昭 和 3 4 年

	勤 労 者 世 帯	農 家	そ の 他 一 般 世 帯					計
			小 計	個人営業	法 経 営 者	自由業・ その他	無 職	
1世帯当りの貯蓄額 （年額円）	64,002	32,359	—	100,947	162,969	176,361	48,697	—
世 帯 数（千戸）	8,444	5,791	5,869	4,580	286	430	573	20,103
総 額（百万円）	540,433	187,391	612,684	462,337	46,609	75,835	27,903	1,340,508
構 成 比（ % ）	40.3	14.0	45.7	34.5	3.5	5.6	2.1	100.0

出所：安永〔42〕

注：主体別世帯数は30年，35年国勢調査より推定された総世帯数より，25年，30年，35年，農家センサスより推定された推定農家戸数（除関東以西1反以下）を差引き，これを総理府統計局「全国消費実態調査」の非農家の主体別構成比によって割り振った。

1世帯当り貯蓄額は総理府統計局「貯蓄動向調査」。

第11表 主 体 別 個 人 貯 蓄 の 構 成 (III)

昭 和 3 4 年

	勤 労 者 世 帯		個 人 業 主 世 帯		計
	普 通 世 帯	単身者世帯	非 農 業	農 業	
1世帯当り貯蓄額（年額）	53,284	22,850	137,519	32,154	—
世 帯 数（千戸）	7,167	1,757	5,020	6,158	20,102
総 額（10億）		422.0	690.3	198.0	1,310.3
構 成 比（ % ）		32.2	52.7	15.1	100.0

出所：安藤〔14〕，詳細は付録2参照

がって，用いられた概念も別なのでこのような差の生ずる理由をみるためには，基礎資料にまでたちいってそれぞれの概念を検討しなければならない。ここではそのような検討をするかわりに付録2として第11表（安藤〔14〕）

の推計の過程をやや立ち入って説明する。

〔付録 2〕

この研究（安藤〔14〕）は「全国消費実態調査」を主要な資料として，この調査が行われた昭和34年に関する個

人貯蓄の主体別推計およびその構造の分析を試みたものである。

推計方法としては、家計調査資料から得られる家計平均所得マイナス消費によって家計平均貯蓄を求め、別の資料から推計した世帯構成数を乗じる方法をとる。このような推計手続きにおいては平均貯蓄が推計された範囲とそれが適用される世帯数の範囲にそごがないように調整を加える必要がある。ここでは可及的にこの点の調整に努めたが資料の制約もあって必ずしも十分に果したとはいえない。しかし、主体間貯蓄構造分析の第1次接近としての目的にはたえうるであろう。

まず、われわれの個人貯蓄の推計結果と国民所得統計を比較してみよう。昭和34年（暦年）について第12表のとおりである。

第12表 個人所得および貯蓄推計の比較

昭和34年				
	本推計 結 果	国民所 得資料	誤 差	
	(10億円)		(%)	
個人所得(10億円)	7,862.8	8,674.1	811.3	9.4
個 人 貯 蓄	1,310.3	1,522.0	211.7	13.9
平均貯蓄率(%)	16.7	17.5	—	—

家計調査資料に基くわれわれの推計は個人所得についても貯蓄についても国民所得資料と比較して低水準にあるが、相対的には個人貯蓄のひらきのほうが大きい。われわれの推計において用いられた基礎資料は農家については「農家経済調査報告」、非農家については「昭和34年全国消費実態調査」であるが、この2資料間では採用されている概念がやや異なり、また、国民所得資料との間にも概念の相異がみられる。これらの概念の差については

推計過程において可能なかぎり調整を加えたが、まだ十分でないと考えられる点が2つある。その第1は「消費実態調査」では在庫投資増がどの程度計上されているかが不明なので、非農業個人業主の所得および貯蓄が低く推計される可能性があること。第2は、「消費実態調査」の調査期間が9、10、11月の3ヵ月に限られているので年間単位にひきなおすための調整が必要である。この点の調整は勤労者世帯についてはほぼ十分であるが、個人業主(非農業)所得および貯蓄については間接的調整しかできないので、推計結果はまだ低目であるかもしれないこと。(調整の詳細については安藤[14] 統計付録D参照)

以上の点を考慮するとわれわれの推計結果と国民所得資料との差は一そうちぢまる可能性があると考ええる。したがって、両者はこれらの留保条件を付した上ではあるが斉合的であるとみることができであろう。

つぎに、われわれの推計からえられる主要経済主体別の所得—貯蓄構造をみると第13表のとおりである。ここでは主要な経済主体として、勤労者世帯、農家(漁家を含む)、非農業個人業主世帯の3つを区別した。ここで

第13表 主体別個人貯蓄の構成

昭 和 3 4 年					
	個 人 所 得		個 人 貯 蓄		貯蓄率 %
	10 億	%	10 億	%	
勤労者世帯	3,343.2	42.5	422.0	32.2	12.6
個人業主					
農 業	2,247.4	28.6	198.0	15.1	8.8
非 農 業	2,272.2	28.9	690.3	52.7	30.4
計	7,862.8	100.0	1,310.3	100.0	16.7

第14表 主体別世帯数、平均所得および貯蓄

	世 帯 数		個 人 所 得		個 人 貯 蓄	
	(千 戸)	(%)	家計当り(円)	1人当り	家計当り(円)	1人当り
勤 労 者 世 帯	8,924	44.4				
普 通 世 帯	7,167	35.7	417,556	96,403	53,284	12,306
単 身 者	1,757	8.7	199,508		22,850	
個 人 業 主						
農 業	6,158	30.6	364,958	62,280	32,154	5,487
非 農 業	5,020	25.0	452,654	94,303	137,519	28,650
計	20,102	100.0				

個人貯蓄に対する非農業個人業主世帯の割合が全貯蓄の半分以上を占めていること、貯蓄率でみても30%以上という高率であることがもっとも目立っている。

推計手づきとしては国勢調査その他の資料から主要3経済主体の世帯構成を推計し、それぞれにみあった世帯の平均所得・貯蓄を家計調査資料を基礎に、必要な概念上の調整を加えて推計したうえで、両者を乗じる方法がとられている。各種の調整のあとで最終的に採用された世帯構成および平均家計所得、貯蓄は第14表に掲げている。ここで、勤労者世帯については家族数2人以上の普通世帯と単身者世帯をわけて推計した。両者の行動が同表でみても明瞭に異なっていることがわかるので、このような手続きがぜひ必要であるが、単身者世帯についての情報は勤労者だけに限られていてその他非勤労者については資料が利用可能でない。しかし、非農業世帯数は全体として調査範囲が拡張の方向に調整されているから、非勤労者単身者世帯の脱漏による過少推計は最終的にはある程度相殺されるとみなしてさしつかえないであろう。

その他、数多くの調整がこの第14表の作成過程でとられている。（詳細については、安藤〔14〕、付録C、D参照）これらの調整は大部分が資料の制約あるいは資料間の概念の差などから必要が生じたものである。したがって、家計調査に用いられる概念、範囲が各調査間で整合的になり、その信頼度が一層高くなると同時に、世帯数に関する資料が整備されてくればこのような間接的調整の必要度は著しく減少するであろう。このことは同時に、以上のような家計調査資料による総計量推計の精度を改善することでもある。

これまでの考察はもっぱら純貯蓄の主体別構成に関するものであったが、粗貯蓄についてはどうなっているであろうか。国民所得統計における減価償却費の推計は個人部門をさらに主体別にわけて推計していないので粗貯蓄の構成をみるためには特にその内訳を推計する必要がある。われわれの推計結果およびそれを用いて推計された粗貯蓄の構成は第15表のとおりである。ここで粗貯蓄の主体別構成は純貯蓄の場合とかなり異なった比率を示していることが注目されなければならない。したがって、全体としての個人貯蓄の動きを考慮する場合には純概念によるばかりでなく、粗概念による貯蓄の動きにも留意することが重要である。とくに、農家については「農家経済調査」に計上された減価償却費が実物純投資をマイナスにしているほど大であるという点からみると、粗概

第15表 主体別粗貯蓄および減価償却費

昭和34年，単位10億円

	粗 貯 蓄		純貯蓄	減価償却費
	%			
勤労者世帯	467.7	27.6	422.0	45.7
個人業主				
農 業	454.5	26.8	198.0	256.5
非 農 業	772.6	45.6	690.3	82.3
計	1,694.8	100.0	1,310.3	384.5

念の貯蓄のほうが一そう有用であるといえる。（減価償却費の主体別推計の詳細については安藤〔14〕付録E参照。結果は第16表）

第16表 主体別減価償却費（個人部門）

昭和34年，単位100万円

	個人住宅		生産者耐久施設		計	
	%		%			%
勤労者世帯	45,703	33.1	—	—	45,703	11.9
個人業主						
農 業	67,316	48.8	189,180	76.7	256,496	66.7
非 農 業	24,936	18.1	57,320	23.3	82,256	21.4
計	137,955	100.0	246,500	100.0	384,455	100.0

出所：安藤〔14〕

つぎに主体別貯蓄の内わけを種類別構成によってみていこう。ここで農家については「農家経済調査報告」が、非農家については「貯蓄動向調査」が基礎資料として利用される。この両資料間では貯蓄の概念がいくらか異なりその種類の分けかたもちがうので、あとう限り国民所得勘定の貯蓄概念に近いものに両者を調整して比較することに努めた。しかし、これらの差を十分に調整するのは困難なのでここでの実際の比較はできるだけ大きな分類で、しかも、その構成比だけで行うことにする。

まず、個人貯蓄を金融的な貯蓄（預金、生命保険、株式、債券、投資信託など）と実物投資（住宅購入、新增築、土地購入、その他事業用投資）の構成でみると第17表の通りである。ここで、非農業が勤労者世帯と個人業主に分けられているのは資料の利用可能性からであるがその他一般世帯のうち個人業主の比重が高い（77%）ので、これをもってその他一般世帯全体が代表されることができるとみることができる。この比較から非農業個人業主の貯蓄構成が他の主体にくらべて実物貯蓄が大きいこと、なかん

第17表 主体別貯蓄の構成

昭和34年

	非 農 業 *		農 業
	勤労者世帯	個人業主	
	%	%	%
金融貯蓄	68.9	45.1	61.2
実物貯蓄	31.1	54.9	38.8
家計用	28.9	18.0	15.7
事業用	2.3	36.9	23.1
計	100.0	100.0	100.0

注 * 非農業については在庫投資を含まない。

ずく、事業用の実物投資として自己投資される比率が高いことがわかる。この比率は在庫投資を十分に考慮した場合には一そう高められるであろう。

金融貯蓄に関しては各経済主体ともほぼ同様な構成を示している。(注1および第18表参照) ここで農業と非農業世帯で

注 (1) 勤労者世帯と個人営業世帯の金融的貯蓄性向を企画庁「消費者動向予測調査」を利用して比較した研究(安永・荒井[44])は、貯蓄を金融的目的についてみると両世帯でそれほど差がないことを示している。「消費者動向予測調査」と「貯蓄動向調査」における主体別金融貯蓄率はつぎの表のとおりである。ここで「貯蓄動向調査」には昭和34年とそれ以降では調査に用いられた概念に不斉合があることに注意を要する。

主体別金融貯蓄率

(%)

	消費者動向 予測調査			貯蓄動向調査		
	33.9	34.2	34.8	34	35**	36**
全 世 帯	6.8	7.6	8.5	10.0	10.6	10.8
勤 労 者 世 帯	6.1	7.7	7.6	9.9	8.8	10.8
常用労務者	4.2	5.2	5.4	6.6	2.8	9.2
臨時・日雇				—	2.2	3.8
民間職員	6.9	8.7	3.4	12.4	10.3	12.6
官公職員				10.0	9.6	9.4
一 般 世 帯	8.2	9.6	10.0	10.2	13.6	10.7
個 人 営 業	6.8	7.8	8.8	9.4	13.5	10.8
会社団体役員 *	15.3	16.7	14.9	13.1	17.7	10.5
自由業・その他	6.7	8.7	9.3	14.1	13.4	13.0
無 職				9.7	3.4	8.2

* 「貯蓄動向調査」では法人経営者

** 毎月調査都市

は基礎資料の項目分類が異なるのでこの比較は大まかにしか妥当しないことに注意しなければならないが、農家では他の世帯に比べて預貯金や積立金のようなもっとも流動性の高い形で貯蓄を保有する性向があるといえそうである。また個人業主世帯が勤労者世帯よりも預貯金の

第18表 金融的貯蓄の主体別構成

昭和34年

	非 農 業			農 業
	勤労者世帯	一般世帯	個人業主	
	%	%	%	%
預 貯 金	34.6	38.1	39.9	55.7 ¹⁾
定期	26.9	31.6	33.0	—
普通	7.7	6.6	6.9	—
生 命 保 険	35.9	35.5	39.3	31.6 ²⁾
株 式	13.6	9.2	6.2	7.0
債 権	4.1	5.3	5.8	
投 資 信 託	6.8	7.5	6.3	5.6 ³⁾
貸付金・信託	5.0	4.4	2.5	
計	100.0	100.0	100.0	100.0

注 1. 借入金を増をさしひいて算出。

2. ほかに頼母子講、簡易保険郵便年金、農業協同組合等の共済、目的貯金等の積立金を含む。

3. 貸付金、売掛金未収金など。

比率が高いのは預金を担保にして資金を借り受けようとする動機が大きく働いているためとみられる。これは職業別金融機関の選定理由別世帯数調査によってもある程度裏付けられるであろう。(「貯蓄動向調査」参照)

つぎに、実物貯蓄の構成を比較してみよう。個人業主と農家は家計と営業単位の混合であるという共通した性格をもつが、第19表はこの点を一そう明らかにしている。すなわち、実物貯蓄を家計用と事業用にわけると事業用がいずれも過半数を占めている。事業用の内訳も目的別に大きくわけると構成はほぼ共通していることがわかる。かくて、個人業主の貯蓄率を高める動機の1つとして事業用自己投資の要因を重視しなければならないことが明らかである。

勤労者世帯と明確に区別される個人業主の貯蓄動機を貯蓄の構成から分析してきたが、それでは、個人業主はどのようにしてその必要貯蓄を達成しているのだろうか。そこでつぎに、われわれは主体別所得と消費の関係から個人業主家計の特性をみることにする(第20表)。ま

第19表 主体別実物貯蓄の構成 昭和34年

	非 農 業		農 業
	勤労者 世 帯	個 人 業 主	
	%	%	%
家 計 用	92.6	32.9	40.5
住宅の購入，新築，増改築	76.0	26.1	—
住宅の付帯設備	16.6	6.8	—
事 業 用	7.4	67.2	59.5
店舗の購入，新築，増改築	—	21.8	10.1
諸設備の新增設，改造	—	14.3	49.4
器具・備品購入	—	31.1	—

第20表 主体別平均所得および消費（円）

	非 農 業			農 業
	勤労者 世 帯	一 般 世 帯	単身者 世 帯	
家 族 数(人)	4.33	4.80	1	5.86
所 得	30,794	35,586	14,713	30,413
(1 人 当 り)	7,112	7,414	—	5,190
消 費	25,409	25,495	12,487	28,500
(1 人 当 り)	5,868	5,311	—	4,864
非 消 費 支 出	2,258	620	852	1,599
(所得にたいする比 率)	7.3%	1.7%	5.8%	5.2%

ず、家計所得では非農業個人業主が最も高水準にあり、このことは家族1人当りの所得についてもあてはまる。しかし、これを支出側からみると、農家がかなり高く（実物支出を含む）、非農家間では差があまりない。1人当り支出でみると逆に農家は最低で個人業主（非農業）がこれにつぎ、勤労者世帯が最も高い。さらに非消費支出（租税その他）についてみると、非農業個人業主の比率がいちぢるしく低いのが目立っている。

以上のことから非農業個人業主の貯蓄性向を高めている理由をつぎのように要約することができよう。まず、積極的理由としては、1) 営業動機にもとづく自己金融による実物投資が行われること、消極的理由として、2) 家計所得の水準がその他の主体に比べて高水準にあるにも拘らず1人当り消費支出が勤労者世帯よりも低く農家よりはいくらか高い。このことは非農業個人業主の性格から景気変動による所得水準の変化が他の主体よりも大きいと考えられるが、その消費水準は勤労者世帯と農家

に上限と下限を画されていてそれほど変動しないことを示すと考えられる。したがって、好況期における所得上昇部分は主として営業用自己投資を金融する形態で貯蓄されるとみることができる。3) 非農業個人業主の可処分所得率（可処分所得 / 総所得）が高いため、手どり額でみた所得が高い。

以上のようにして昭和34年における主体別個人貯蓄の構成が明らかにされ、したがって、全経済においてそれぞれの経済主体が占める重要度が明らかとなった。しかし、ここでは主体間における貯蓄概念の差を調整して、主体間の貯蓄行動の差が分析できるように資料を検討することに主力がそそがれて、分析そのものにはあまり触れられていない。したがって、今後はこのような主体間分析がもっと多くの時点について試みられるだけでなく、主体間の消費（貯蓄）行動の相互連関がより分析的にとりあげられなければならないと考える。つまり、これまで各主体ごとにばらばらに試みられて来た分析を主体間における波及効果も考慮にいれて個人部門全体として統一的に理解できるような方向に分析をおし進めるべきである。

引用文献

I マクロ分析

- [1] 上野裕也、『日本経済の計量経済学的分析』，東洋経済新報社，1961。
- [2] 内田忠夫・渡部経彦，「日本経済の変動，1951—56」，『季刊理論経済学』，第9巻，第3・4号，1959年6月。
- [3] H. Eguchi, “Econometric Model on Japanese Economy”, Nov., 1959 (Mimeographed),
- [4] 経済企画庁経済研究所，『短期予測モデルとその利用』（そのII），研究調査検討資料，No.19，1961年3月。
- [5] L. R. Klein and Y. Shinkai, “An Econometric Model of Japan, 1930—59,” *International Economic Review*, Vol. 4, No. 1, Jan. 1963.
- [6] 渋谷行雄，「戦後日本経済におけるアグリゲート消費関数と貯蓄関数」，『経済研究』，第14巻，第1号，1963年1月。
- [7] 通産省調査統計部，『産業白書』，1959。
- [8] 通産省調査統計部，『産業白書』，1960。
- [9] 通産省調査統計部，『日本産業の計量経済分析』，1963。
- [10] 森敬，「民間・財政混合モデルによる日本経済の構造分析：1953.4～1964.1」，『季刊理論経済学』，第13巻，

第3号, 1963年5月。

- [11] 福地崇生,『マクロモデル・産業連関表・ミクロモデルによる日本経済の政策的予測(1960—1970)』, 1961年7月,(東京経済研究センター・リプリント・シリーズ, No. 20)。
- [12] 内田忠夫・森敬,「日本経済の Simulation 分析」,『新しい経済分析』,(森嶋・内田・篠原編), 1960。

II ミクロ分析

- [13] 安藤洋,「個人貯蓄の主体別推計」,『経済分析』, 第6号, 1961年12月。
- [14] 安藤洋,“Structure of Personal Savings in Japan, 1959”, Dec., 1962, (Mimeographed)。
- [15] 市岡幸三,「農家の貯蓄構造」,『農業総合研究』, 第14巻, 第3号, 1960年7月。
- [16] 伊大知良太郎・江見康一,「所得分布と貯蓄函数」,『経済研究』, 第10巻, 第2号, 1959年4月。
- [17] 小尾恵一郎・佐野陽子,「勤労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。
- [18] 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。
- [19] 川口弘,『貯蓄の構造分析』,(銀行叢書No. 87, 全国地方銀行協会), 1960。
- [20] 小宮隆太郎,「戦後日本の資本蓄積」,(東京経済研究センター, 戦後日本の経済成長に関するコンファレンス検討資料), 1963。
- [21] 小林雅男,「勤労者世帯消費函数の物価調整と人員調整」,(統計研究会生活水準研究資料13,『国民生活の階層別変動に関する研究』), 1960。
- [22] 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」(一)~(三),『フエビアン研究』,第11巻,第5号,第10号;第12巻,第7号,1960年5月,10月;1961年7月。
- [23] 倉林義正・江口英一,「消費実態調査報告によ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。
- [24] 篠原三代平,『消費函数』,勁草書房, 1958。
- [25] 篠原三代平,“The Structure of Saving and Consumption Function in Postwar Japan”, *Journal of Political Economy*, Vol. 67, No. 6, Dec., 1959。
- [26] 篠原三代平,『高度成長の秘密』,日本経済新聞社, 1961。
- [27] 篠原三代平,「貯蓄率の高さとその将来」,『貯蓄

時報』(日銀), 第51号, 1962年3月。.

- [28] 篠原三代平, *Growth and Cycles in Japanese Economy*, Kinokuniya, 1962。
- [29] 中村隆英,「所得分配と消費構造」,篠原三代平・舟橋尚道編,『日本型賃金構造の研究』,労働法研究所, 1962。
- [30] 中村隆英,「戦後における資本蓄積と貯蓄」,『貯蓄時報』,(日銀), 第52号, 1962年4月。
- [31] 野田孜,「農家の貯蓄行動」,『経済研究』, 第7巻, 第2号, 1956年4月。
- [32] 野田孜,「農家の所得階層別消費に関する分析」,(統計研究会生活水準研究資料13), 1960。
- [33] 溝口敏行,「共分散分析による家計消費支出の分析」,『経済研究』第12巻, 第1号, 1961年1月。
- [34] 溝口敏行,「貯蓄行動の地域差の1分析」,『経済研究』, 第13巻, 第3号, 1962年7月。
- [35] 溝口敏行,「農家貯蓄行動の地域差」,『経済研究』, 第13巻, 第4号, 1962年10月。
- [36] 溝口敏行,「家計消費の動向」1~4,『金融ジャーナル』, 第3巻, 第7~10号, 1962年7~10月。
- [37] 溝口敏行,「我が国における消費函数の実証研究のサーベイ」,一橋大学計量経済学研究報告, No.4, 1962年11月。
- [38] 溝口敏行「勤労者消費函数の再検討」,『経済研究』, 第14巻, 第2号, 1963年4月。
- [39] 溝口敏行,「消費函数の問題点」,(計量経済学シンポジウム(名古屋)検討資料), 1963。
- [40] 溝口敏行・神田祐一,「職業別貯蓄行動統計分析」,『季刊理論経済学』, 第12巻, 第3号, 1962年6月。
- [41] 安永武己,『消費経済学』,至誠堂, 1960。
- [42] 安永武己,「日本の貯蓄性向をめぐって」,『国民生活研究』, 第2巻, 第1号, 1963年1月。
- [43] 安永武己・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』, 第2号, 1960年2月。
- [44] 安永武己・荒井豊,「流動性貯蓄性向に関する分析」,『経済分析』, 第2号, 1960年2月。
- [45] 山沢逸平,「農家の消費行動の計量経済学的分析」,『一橋研究』, 第8号, 1962年3月。
- [46] 山田三郎,「業種別消費函数の計測」,『農業経済研究』, 第33巻, 第1号, 1961年8月。
- [47] 唯是康彦,「業態別農家の消費函数」,『農業総合研究』, 第15巻, 第2号, 1961年4月。(大谷 洋)