

日本の消費関数*

——1955年以降の暦年データによる分析——

平 田 純 一

目 次

1. はじめに
2. 基本的なデータの動向と単純な消費関数の問題点
3. 消費関数の基礎理論
 - 3-1 相対所得仮説
 - 3-2 ライフ・サイクル仮説
 - 3-3 恒常所得仮説
4. 各種の仮説に従った消費関数の推定結果
5. 結論と今後の課題

1. はじめに

消費関数の推定に関しては、限りなく多数の研究が存在し（比較的簡便なサーベイとして、古典的なものとしては、Bridge [1971] 等があり、最近のものとしては、Thomas [1993] 等がある）、日本経済を対象とした消費関数の推定に関しても多様な分析が行われている。最近では、計量経済分析の新たな展開に伴って開発された手法を用いて、古典的な消費関数の再評価も進められている（Thomas [1989], Spanos [1989] を参照）。しかしながら、1955年以降現在までの期間を対象として、日本の消費関数に関連する諸問題を包括的に分析した研究は必ずしも多くはない（斉藤 [1991] はこうした方向での代表的な分析である）。現在の筆者の問題意識は単にこの期間の消費関数を推定するばかりではなく、1955年以降の日本経済の推移を計量経済学的手法を用いて、総合的に分析することにある¹⁾。今後こうした問題意識に従って、マクロ経済の主要な構成要素に付いて順次検討を加えた上、この期間のマクロ経済の全体像をマクロ計量経済モデルによって捉えていくことを視野においている。ここではこうした問題意識の下で需要項目のうち最もウエイトの高い消費を取り上げて検討を加える。

消費関数を分析する上で検討を加えるべき問題としては：

- 1) 日本における消費関数を説明するための基本的な理論を選択すること。
- 2) 暦年データを用いた推定結果と四半期データを用いた推定結果との間に明確な相違が存在するか否かを評価すること。
- 3) 日本の消費関数は観測期間を通して安定した関数であると判断することが可能であるの

*本稿は、1992年度立命館大学個別研究助成による研究成果の一部である。

かを評価すること。

- 4) 消費品目を分割して推定した結果とマクロで集計して推定した結果とで、推定結果にどのような相違が存在するのかを評価すること。
- 5) 日本の貯蓄率は国際水準と比較して高いといわれているが、消費関数の分析を通してこの事実が説明されるのかに関して評価を加えること。
- 6) 消費関数を推定するための計量経済学的手法としてはどのような手法が望ましいのかに検討を加えること。

といった問題が考えられる。

本稿における検討は、この期間を対象とする消費関数の推定に関しては、筆者にとって最初の試みであるので、これまでの先行業績を整理しつつ順次基本的な問題から検討していくことにする²⁾。しかしながら、利用するデータを暦年データとするか四半期データとするか。あるいは、推定手法としてどのような計量経済学的手法を利用するのかに関しては、初めにある程度まで分析の枠組みを設定しておく必要がある。本稿においては、暦年データを用いた検討を行う。推定手法に関しては、伝統的な手法を中心に利用していく。基本的には直接最小2乗法を利用し、攪乱項の自己相関の問題が存在する場合には、条件に応じて最尤法か Coheran-Orcutt 法を利用する。しかしながら、こうした基本的な推定手法を利用した場合の問題点についても言及する³⁾。別稿で、四半期データを用い、最近の計量経済学の潮流に従った分析を展開する予定である。なお、暦年データを用いた、費目別の需要関数に関しても、マクロの消費関数とは理論的基礎付けが異なるので別稿に譲ることとする。

本稿の構成は、序に続く第2節で、ケインズ型の基本的で単純な消費関数を取りあげ、これを推定するために必要となる主要なデータの動向を検討した上で、いくつかの基本的な関数型を用いた推定結果を提示し、これらの問題点を検討する。第3節では、消費関数を推定する際の出発点として考えられ、伝統的に利用されてきた基本的な理論の検討と併せて、これ等から導かれる消費関数の特定化を提示する。第4節では、第3節で提示した消費関数の特定化を基本として、多様な形で定式化された消費関数の推定結果を提示しこれを評価する。これと併せて、消費関数の説明要因として考えられる、他のいくつかの経済変数を用いた推定結果も提示し、これらの結果をも評価する。最後の第5節で、本稿の議論を整理し、今後の展開方向を示す。

2. 基本的なデータの動向と単純な消費関数の問題点

本節では、単純なケインズ型の消費関数（消費水準は所得水準のみに依存し、限界消費性向は正で1以下であることを前提とする）を推定する際に最も標準的に利用される基本的なデータに関して、1955年以降の変動をグラフによって確認した上で、最も単純なケインズ型の消費関数を推定し、この関数の持っている問題点を検討していくことにする。

マクロ消費関数の従属変数⁴⁾として利用する可能性のあるデータとしては、民間最終消費支出と家計最終消費支出とがある。両者の相違は、民間最終消費支出のデータには、家計部門の消費支出ばかりではなく、対家計民間非営利団体の最終消費支出をも含んでいる点である。民間最終消

費支出に占める対家計民間非営利団体の最終消費支出のウエイトは比較的小さいので、実質的には、民間最終消費支出と家計最終消費支出との差は小さい。しかしながら、分析の統一性（基本的に均質な経済主体を分析の対象とする）を重視し、ここでは、家計最終消費支出を分析の対象と考える。家計最終消費支出といっても、いわゆる消費財と耐久消費財とはそれぞれに対する支出行動の基準が異なることが予想され、消費関数の特定化に関しても異なった関数型を利用すべきであると考えられる。しかしながら、日本の国民経済計算では、1955年までの長期遡及データについては、家計の消費支出項目を目的・形態別に分類した形では公表されていない。1988年の『季刊国民経済計算』に、暦年データに関して、1955年まで遡及した、目的・形態別の家計消費支出が補足として公表されているが、四半期データは公表されていない。ここではこうしたデータの制約により、全ての消費費目を合計したものを主要な対象として分析を行うが、参考として家計最終消費支出から耐久消費財に対する支出を控除した消費支出をも対象として推定結果を提示し比較を行う⁵⁾（最近の計量経済学の新しい潮流の一つの出発点であると考えられている、Hendry [1974] は耐久消費財を除くことを強調している）。

マクロ消費関数の従属変数として、家計最終消費支出〔CH〕を選択した場合には、説明変数として用いる所得変数としては、家計可処分所得〔YDH〕が最も自然な選択である。家計可処分所得を説明変数として用いる際の問題点は、現行の日本の国民経済計算体系においては、家計可処分所得に対応するデフレーターが作成されていないことである。よって家計可処分所得をどのデフレーターを利用して実質化するのかという選択の問題が発生する。これも本来は慎重に検討する必要がある問題であるが、ここではこうした場合に一般的に用いられる、従属変数と同一のデフレーターによって実質化するという方法に従い、家計可処分所得は家計最終消費支出デフレーターを用いて実質化する。

次ページに、実質家計最終消費支出と実質家計可処分所得との間の関係を3種類のグラフによって示している。図1に示したのは、両変数自身の相関図であり、図2に示したのは、両変数の対数値間の相関図である。図3に示したのは、両変数を人口で割った、一人当たり変数間の相関図である。

いずれのグラフを見ても、両変数間には極めて密接な直線的な関係が存在することが読み取れる。しかしながら、いずれのグラフにおいても観測期間のほぼ中央で実質家計最終消費支出が、実質家計可処分所得に比して低い増加率を示す期間の存在が認められる。また、こうした状況が発生した時機に関してはグラフごとに若干の相違が認められる。更に、その時機を境として、両変数間の傾き（限界消費性向ないし弾力性）には相違が発生していることも各グラフに共通しているが、その程度はグラフごとに相違が認められる。

通常消費関数の推定においては、実質値間の生の数値あるいは対数値を用いて関数が特定化されることが多い。しかしながら、われわれの分析で用いる程度の長期間を対象とする場合には、人口の変化も無視できない大きさである。更に、今後の日本経済を考える上では、人口の変動パターンが重要な役割を果たすと考えられるので、ここでは1人当たりの関係を基本的な関係として検討していくこととする。これらのグラフから明らかであるように、日本の家計最終消費支出は、家計可処分所得を説明変数として非常に説明力の高い関数を推定することが可能であろう。しかしながら、こうした関数を利用する場合には、図による検討から、何らかの形で限界消費性

図1 実質家計可処分所得と実質家計消費支出
実質値

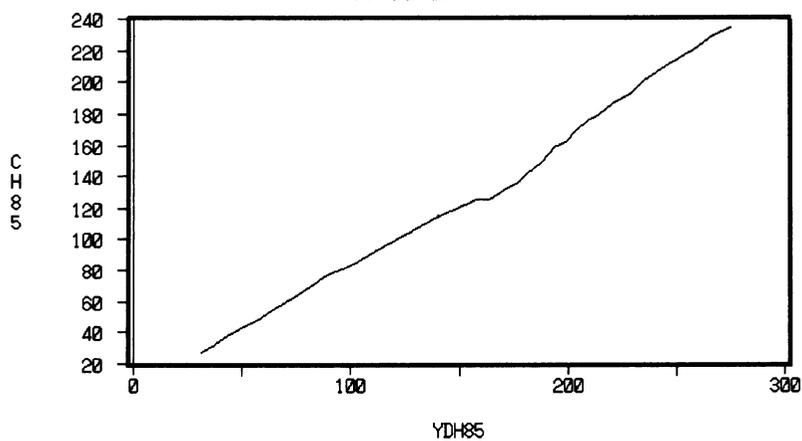


図2 実質家計可処分所得と実質家計消費支出
自然対数値

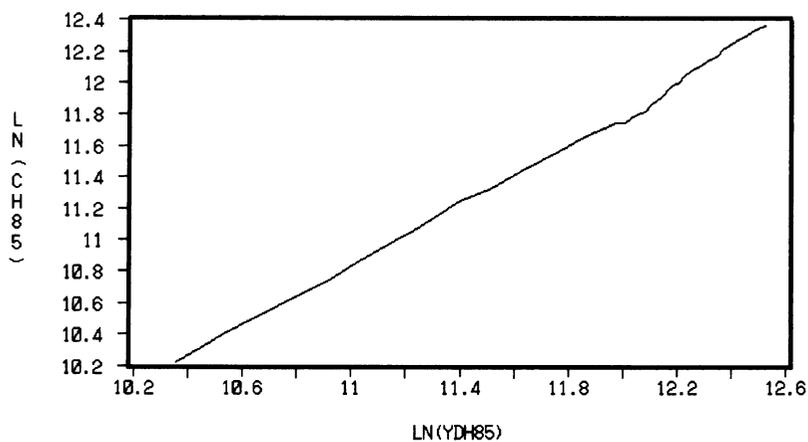
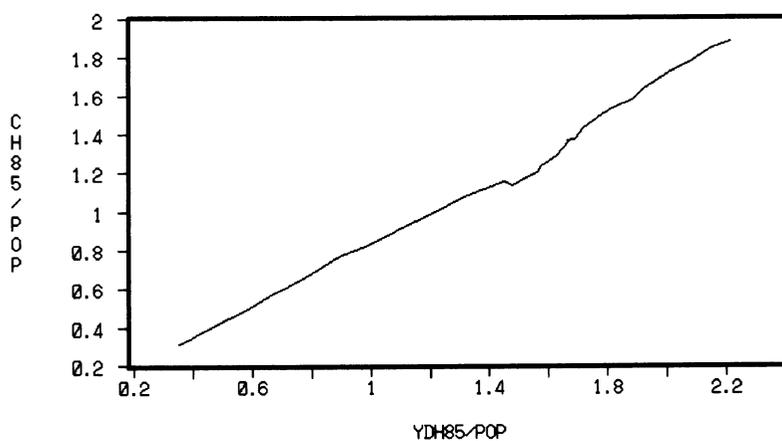


図3 実質家計可処分所得と実質家計消費支出
一人当たり



向あるいは弾力性が変化した理由を説明する必要が生じることになる。

これまで説明してきたように、実質家計最終消費支出と実質家計可処分所得との間には、若干今後検討すべき問題が残されているとはいえ、基本的には極めて強い正の直線的関係が存在している。しかしながら、マクロ経済の時系列データ（特に第2次世界大戦後の日本のデータ）を利用する場合にはデータ間の相関が高いことは極めて一般的な状況であるので、以下ではやや見方を変えて両データ系列の年当たり増加率の間に存在する関係を検討しておく。

実質家計最終消費支出と実質家計可処分所得との年当たり増加率間の関係を示したのが、下の2つの図である。これらの図から判断されるように、実質家計最終消費支出と実質家計可処分所得との増加率との間の関係に付いては、生のデータの間認められたほど強い正の相関は存在していない。図4の両変数の変化率の折れ線グラフから分かるように、両変数とも1974年以降（第1次オイル・ショック以降）増加率が大幅に低下している。また、1974年以前に比して1974年以降では両変数の増加率の対応関係が弱くなってきていることが分かる。特に、1974年における実質

図4 実質家計可処分所得と実質家計消費支出
年当たり変化率（%）

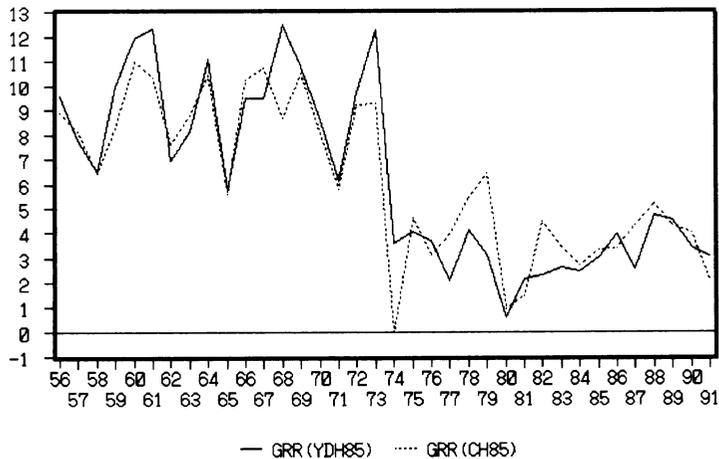
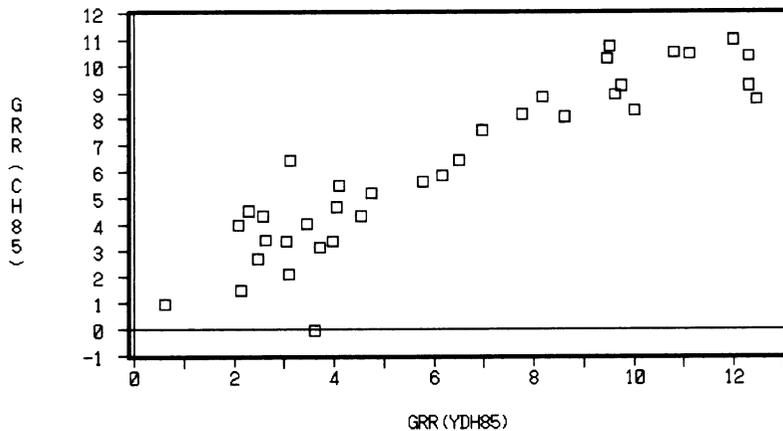


図5 実質家計可処分所得と実質家計消費支出
年当たり変化率（%）



家計最終消費支出の増加率が小さくなっており、それ以後の期間では実質家計可処分所得の増加率よりも実質家計最終消費支出の増加率の方が大きい年が多くなっていることに注意が必要である。

両変数の増加率の間に直線的な関係が存在するか否かに関しては、図5の相関図を見た方が分かりやすいが、ここでは生のデータによる相関図とは状況が異なり、拡散の程度が大きくなっている。特に図5の左側に対応する期間では、両変数の増加率の間には明確な直線関係が存在するとは言にくい。実質家計可処分所得の増加率が5%以下の年は全て1974年以降であるので、図の左側はこの期間に対応している。よって、第1次オイル・ショック以降両変数の増加率の相関関係に変化が生じていることを示唆している。

上記の関係を前提として考えると、日本のマクロ消費関数を実質家計可処分所得のみで推定する場合には、1974年を境としてそれ以前とそれ以後との間で、何らかの構造変化要因を探索する必要が存在するといえよう。あるいは、日本のマクロ消費関数の推定に当たっては、実質家計可処分所得に加えて他の説明変数をも利用する必要があることを示唆しているとも考えられる。ここでは、データの動向に関してこうした基本的な認識を持った上で、若干の単純な関数型に関して、直接最小2乗法によって、パラメータを推定し、これまで図的に確認してきた関係が各種の統計量によってどのように把握されるのかを検討することとする。

実質家計最終消費支出〔CH85〕関数を、生の数値と一人当たりの数値に関して、実質家計可処分所得〔YDH85〕を説明変数として、線形・対数線形の関数型で推定した結果は以下の通りである。

$$\text{CH85} = -742.74 + 0.83489 \text{ YDH} \quad (2-1)$$

(-0.4534) (82.720)

$$\widehat{R}^2 = 0.9949, \widehat{R}^2 = 0.9948, \text{D. W.} = 0.1515, \text{S. E.} = 4650.73.$$

$$\ln \text{CH 85} = 0.11259 + 0.97485 \ln \text{YDH 85} \quad (2-2)$$

(1.1950) (121.12)

$$\widehat{R}^2 = 0.9976, \widehat{R}^2 = 0.9976, \text{D. W.} = 0.1749, \text{S. E.} = 0.03246.$$

$$\text{CH 85/POP} = 0.001408 + 0.82865 \text{ YDH85/POP} \quad (2-3)$$

(0.0868) (71.168)

$$\widehat{R}^2 = 0.9931, \widehat{R}^2 = 0.9929, \text{D. W.} = 0.1536, \text{S. E.} = 0.04071.$$

$$\ln \text{CH 85/POP} = -0.17794 + 0.96849 \ln \text{YDH 85/POP} \quad (2-4)$$

(-33.073) (102.00)

$$\widehat{R}^2 = 0.9966, \widehat{R}^2 = 0.9966, \text{D. W.} = 0.1765, \text{S. E.} = 0.03217.$$

各推定式で用いている記号のうち変数名 POP は人口である。各パラメータ推定値の下の括弧内は、パラメータ推定値の t-統計量である。t-統計量以外の推定式の検定統計量は、 \widehat{R}^2 が決定係数値、 \widehat{R}^2 が自由度修正済みの決定係数値、D. W. は Durbin-Watson 統計量、S. E. は回帰式の標準偏差を示している。⁶⁾

ここに示した推定結果では、実質家計可処分所得のパラメータ推定値に関してみれば、いずれの推定結果をとっても、符号条件を満たしており、t-統計量も非常に大きな値を取っており、各パラメータ推定値は有意水準5%で有意に0と異なっている。一方、各推定式の切片は、推定式

ごとに正負の符号が異なっており、 t -統計量の値も推定式によっては小さな値となっている。消費関数の切片に関する通常の説明は、生存に必要な最低限の消費水準を表わすということであり、こうした考え方をする場合には、符号条件として正が望ましいが、ここで考えているような長期の消費関数を対象とする場合には、切片に対する経済学的意味付けは必ずしも容易ではなく、ここではこの結果を受け入れておくこととし、次節で消費関数に関して理論的な検討を行う際に再度この問題を検討する。ここでは関数によっては切片が正であっても、統計的に有意でない場合もあることに注意しておく必要がある。

ここに示した、各推定結果に共通する計量経済学的な問題点は、いずれの推定式においても、Durbin-Watson 統計量の値が非常に小さく、攪乱項に正の自己相関が存在することを示唆していることである。こうした状況を明示するために、人口一人当たりの消費関数である、(2-3)、(2-4) 式の現実値と理論値とのグラフを描くと下の図 6、7 のようになる。

図 6、7 から明らかであるように、ここで推定した消費関数の残差からは、2つの特徴を読み

図 6 一人当たり消費支出の現実値と理論値
生の値 (2-3)式

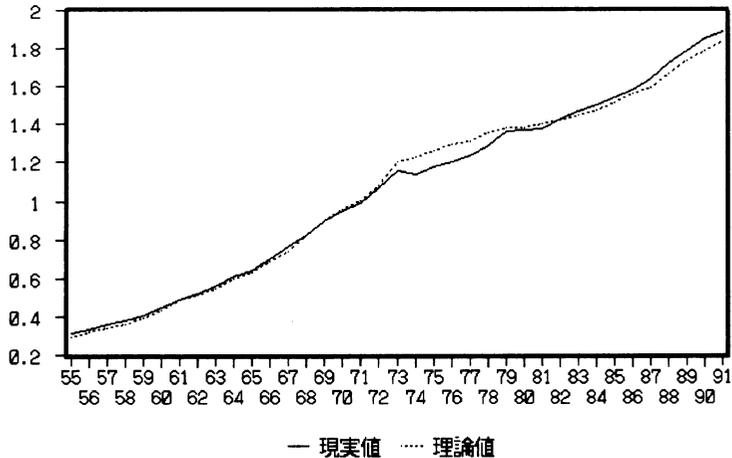
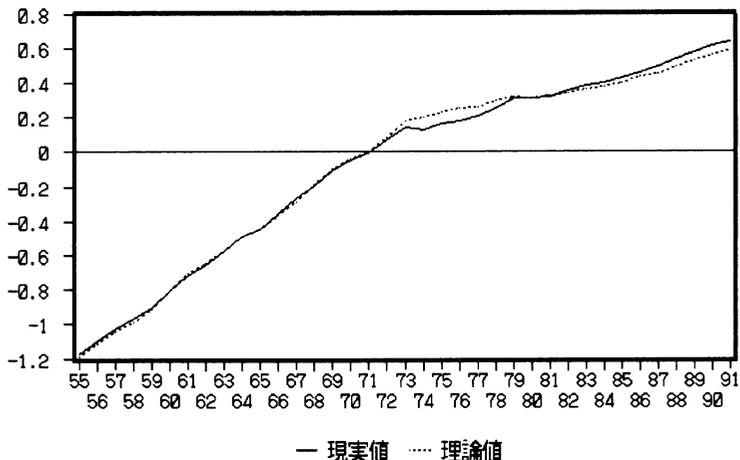


図 7 一人当たり消費支出の現定値と理論値
対数値 (2-4)式



とることができる。第1の特徴は、第1次オイル・ショックの発生した、1973年を境として、それ以後の方がそれ以前に比して残差の大きさが拡大していることである。この状況は、線形の関数型を用いた(2-3)式の残差においてより顕著であるが、対数線形の関数型を用いた(2-4)式の残差においても同様に観察される⁷⁾。このことが、データの値が大きくなったことによる、攪乱項分散の拡大を意味しているのか、1973年を境として、日本の消費関数の構造変化が発生し、1973年以前と1973年以後とは、異なった関数型を利用しなくてはならないことを示唆しているのかは、以下で一層の分析を行って明らかにすべき課題である。残差のグラフから明らかになる第2の特徴は、これも両関数に共通で、現実値が理論値よりも大きくなると、この傾向が継続し逆に現実値が理論値よりも小さくなった場合にもこの傾向が継続することである。このことが上で問題とした、Durbin-Watson 統計量の値が非常に小さいことに対応している。

結局、これまでに推定したケインズ型の極めて単純な特定化による消費関数は、一見非常に良好な推定結果を持つように見受けられるが、計量経済学的には受容することが不可能な推定結果

図8 実質家計可処分所得と実質家計消費支出

除耐久消費財：年当たり変化率(%)

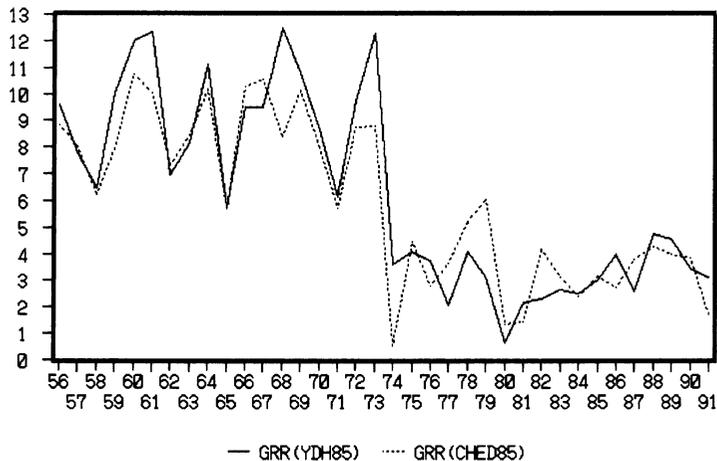
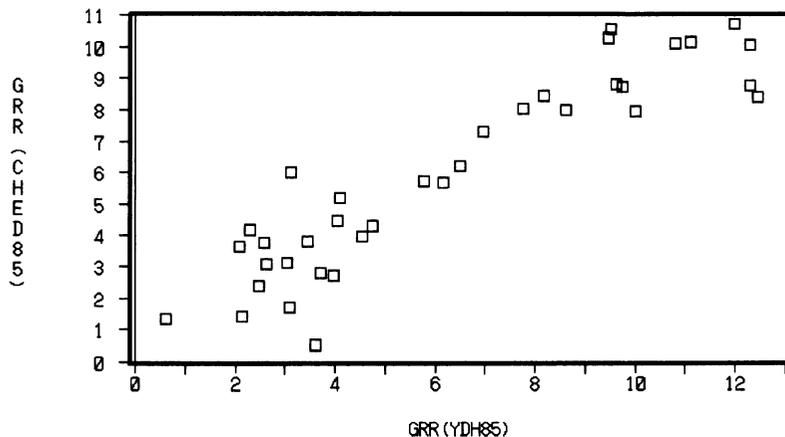


図9 実質家計可処分所得と実質家計消費支出

除耐久消費財：年当たり増加率



である。この問題は、Durbin-Watson 統計量と残差のグラフに明確に表われているとすることができる。

ところで、先に問題とした消費支出のうち耐久消費財に対する支出は他の消費財に対する支出と区別して考える必要があるという議論が、上の問題に関係があるかどうかを確認しておく（耐久消費財を控除した実質消費支出の年当たり増加率と実質家計可処分所得の増加率との間の関係を示したのが、前ページの図8，9である）。以下に示す2本の推定式は、耐久消費財を除く消費支出額を家計の可処分所得によって説明した推定式であり、人口一人当たりのデータを用いて、線形と対数線形の関数型によって推定した結果である。

$$\text{CHEND 85/POP} = 0.042521 + 0.753369 \text{ YDH 85/POP} \quad (2-5)$$

(3.84075) (94.8091)

$$\widehat{R}^2 = 0.9961, \widehat{R}^2 = 0.9960, \text{D. W.} = 0.2495, \text{S. E.} = 0.027785$$

$$\ln \text{CHEND 85/POP} = -0.216703 + 0.929588 \ln \text{YDH 85/POP} \quad (2-6)$$

(-57.5023) (125.167)

$$\widehat{R}^2 = 0.9978, \widehat{R}^2 = 0.9977, \text{D. W.} = 0.2481, \text{S. E.} = 0.025157$$

ここで、CHEND 85 は実質の耐久消費財を除く消費支出額である。ここでも変数の実質化に関して若干注意をしておく必要があるかも知れない。従属変数である、CHEND85 は、実質家計最終消費支出額から、実質の耐久消費財への支出額を控除したものとなっている。よって、CHEND 85 のデフレーターは、家計最終消費支出のデフレーターとは異なっている。ところで、先の説明にしたがうならば、上記の式においては、家計可処分所得も CHEND 85 と同じデフレーターを用いて実質化すべきである。しかしながら、実質の家計可処分所得が2系列存在することは不都合なので、ここではこれまで通り、家計最終消費デフレーターで実質化した家計可処分所得を用いた。

(2-5)，(2-6) 式を先の (2-3)，(2-4) 式と比較すると、パラメータ推定値に若干の相違が認められるが、基本的な点で大きな変化は認められない。上で問題とした、Durbin-Watson 統計量に関しても、(2-5)，(2-6) 式の方が若干大きな値を取っているが、この場合でも、攪乱項に正の自己相関が存在していることには間違いがない。結局、単純なケインズ型の消費関数を日本の1955年以降のデータに当てはめた場合の計量経済学上の問題は、消費項目として、耐久消費財を除く消費支出額を採用しても簡単に解決することはできない。よって、我々は以下の分析においても基本的には、家計消費支出額の合計を対象とする消費関数を推定することにする。

次節以降の本格的な消費関数の推定に進む前に、図4，5で、チェックした、消費支出の増加率と家計可処分所得との増加率との間の関係に直接最小2乗法を適用した場合にどのような推定結果が得られるのかを確認しておく。図4，5では両変数の増加率に関して示したが、以下では両変数の年当たり増分間の回帰式に関する推定結果を示す。

$$D1 [\text{CH 85/POP}] = 0.012510 + 0.604792 D1 [\text{YDH 85/POP}] \quad (2-7)$$

(2.14125) (6.86609)

$$\widehat{R}^2 = 0.5810, \widehat{R}^2 = 0.5687, \text{D. W.} = 1.7697, \text{S. E.} = 0.014763$$

$$D1 [\text{CHEND 85/POP}] = 0.011944 + 0.5271 D1 [\text{YDH 85/POP}] \quad (2-8)$$

(2.7252) (7.0753)

$$\widehat{R}^2=0.5955, \widehat{R}^2=0.5836, D.W.=1.9294, S.E.=0.01249$$

ここで、 $D1$ [] は、括弧内の変数の年当たりの増分を示しており、 $D1$ [CH85/POP]=CH85/POP-(CH85/POP)₋₁である。(2-7)式に示したのは、実質家計最終消費支出全体に関する年当たりの増分を、実質家計可処分所得の年当たり増分で説明した回帰式であり、(2-8)式に示したのは、耐久消費財を除く実質家計消費支出の増分を実質家計可処分所得の増分によって説明した回帰式である。予想されるようにこれらの推定結果は、これまで提示してきた各種の推定結果とは、状況が大きく異なっている。第1の相違点は、消費関数の傾きが大幅に異なっていることである。(2-3)式で、0.82865であった消費関数の傾きが、(2-7)式では0.6048に低下している。(2-3)式の消費関数が安定したものであれば、(2-3)式の傾きと、(2-7)式の傾きとはほぼ等しい値をとるはずであるが、この場合にはそうになっていない。これと関連して、(2-3)式と(2-7)式との間がきちっと対応していれば、(2-7)式の切片は、0にならなくてはならない。ここでは、パラメータ推定値が極めて小さな値を取っているとはいえ、有意水準5%で、有意に0とは異なっている⁸⁾ので、この点も明確に対応しているとは言えない。第2の相違点は、傾きのt値が大幅に低下していることである。しかしながら、これは統計的な有意水準として、5%を取る限りにおいては、いずれの場合でも、有意に0とは異なっている。その意味では、考慮する必要のない相違である。第3の相違点は、決定係数値が大幅に低下していることである。このことは、図の観察からも当然予想されることであるが、(2-7)式で推定した方が、消費関数の説明変数が十分に採用されていないことを明示していると考えことができよう。第4の相違点は、Durbin-Watson統計量が、攪乱項に1階の自己相関が存在しないことを示している点である。これまで示してきた推定結果の最大の問題点は、攪乱項の自己相関の問題であったので、この問題を回避するためには、説明変数、従属変数の増分を用いた回帰式を採用することに意味があることを示しているといえよう。(2-8)式に関しても(2-5)式と比較した場合に、(2-3)式と(2-7)式との間に存在するのと同様の関係が認められる。

上記の結果を総合すると、我々は消費関数として、ケインズ型の単純な関数型を用いた場合には、消費の絶対額を説明した場合にも、消費の年当たりの増分を説明した場合にも、関数の説明変数が十分に含まれていないと言う状況が指摘される。しかしながら関数の特定化によって、こうした状況の表われ方が異なっていることにも注意が必要である。我々は、次節で各種の消費関数に関する仮説に従って、可処分所得と消費との間の関係を調整し(単純なケインズ型の消費関数から離れる)、推定可能な特定化を導く。第4節でこうした特定化に従った推定結果を提示し、こうした特定化の変更によって、上記の問題がどこまで解消されるのかを検討する。

3. 消費関数の基礎理論

前節でみてきたように、1955年以降の日本のデータを用いて推定された、消費関数(家計最終消費支出関数)は、観測期間内のデータとの適合性という観点からは満足すべき推定結果を与えるが、計量経済学の理論的評価基準に照らした場合には必ずしも十分に満足すべき推定結果であ

ると言うことはできない。また、第1次オイル・ショック期を境として、消費関数には何らかの構造変化が発生した可能性を前提として考えていくべきことも明らかになった。

こうした観測事実は、新たに発生した問題ではない。第2次世界大戦後に、主として米国のデータによって第2次世界大戦以前を観測期間として推定した消費関数によって、第2次世界大戦後の消費水準を予測した場合に、非常に大きな下方バイアスが発生し、これを契機として消費関数論争がまきおこったことは、多くのマクロ経済学の教科書にも取り上げられている事実である。⁹⁾

米国における消費関数論争では、結果的に、Kuznets [1946] によって、観測された事実である、『消費関数を長期間にわたって観測した場合には、実質消費支出と実質可処分所得との間の比率は一定であり（Kuznets による値は、0.9）、消費関数は切片を含まない。よって、長期の消費関数では、平均消費性向と限界消費性向とは等しい。しかしながら、横断面データを用いたり、短期間（10～20年）の時系列データを用いて観測した消費関数（短期の消費関数）においては、限界消費性向は長期の値よりも小さく、消費関数には切片を含んでいる。また、短期の消費関数は継続的に上方へシフトしている』、という関係を受け入れた上で、こうした、長期と短期の消費関数及び横断面データを用いた消費関数の形状を統一的に説明するための基礎理論の開発が進められた。こうした、議論の中で開発され、今日でもマクロの消費者行動を考える場合に広く利用されている基礎理論としては、相対所得仮説、ライフサイクル仮説、恒常所得仮説が主要なものである。本節では、以下で各仮説の基本的なポイントを整理し、それぞれの仮説から導かれる消費関数の特定化を示した上で、次節において、1955年以降の日本における暦年データに当てはめて推定した場合に、各仮説から導かれた消費関数のパフォーマンスがどのような状況になるのかを検討することとする。

3-1 相対所得仮説

相対所得仮説に基づく消費関数は、Duesenberry [1949] と Modigliani [1949] によって独立に導かれたと考えられているが、現在ではは Dusenberry の考え方に従って説明されることが多い。

Dusenberry は、時系列データよりもある一時点における所得階層ごとの消費支出パターンを前提として議論を始めた。ここで、各個人（あるいは家計）の消費支出パターンを導く上で前提となる効用関数は、自分自身の消費支出項目のみによって説明されるのではなく、自分以外の個人の消費支出パターン（あるいは社会的平均水準の消費支出）によっても影響を受けると考えた。これは、消費支出には外部性が存在していることを意味している。より具体的に考えると、相対的に所得の低い階層に属する個人は、自分よりも所得の高い階層（あるいは社会的平均水準の所得水準）に属している個人が購入する財・サービスの影響を受け、所得水準に比してより多くの財・サービスを購入する。この結果、所得水準の低い個人の平均消費性向の方が相対的に所得の高い個人の平均消費性向よりも大きくなると考えた。

Dusenberry の考え方は、横断面データを用いた消費関数の切片が正となり、所得水準が上昇するに従って、平均消費性向が低下するという観察事実と対応していることになる。この説明は、主として横断面データを用いた消費関数に対応するものであるが、時系列データを用いた消費関数に関しても一定の説明が可能である。個人の消費支出が、相対的所得水準に依存して決まるの

であれば、各時点における平均的な消費性向は、各個人の消費性向の平均に対応することになる。この結果、時間の経過に伴って、所得階層に関する相対的分布が変化しないのであれば、Dusenberryの説明によって、平均消費性向は一定水準を維持すると考えられる。

時系列データを用いた場合に、Kuznetsの観測事実のうち、Dusenberryの理論で説明されていないことは、時系列データを利用した場合の、短期の消費関数と長期の消費関数との相違に関する説明だけである。

ところで、時系列データを前提とした場合の相対所得の説明は、横断面データを前提とした場合の自分自身の消費水準と社会的に平均的な消費水準との比較とは異なった形で説明される。ここで取りあげる考え方は、一般に習慣形成仮説、あるいはラッシュェット効果という形で呼ばれている。習慣形成仮説（あるいはラッシュェット効果）では、消費者はひとたび高い消費水準を達成した場合には、それ未満の消費水準では満足しないと考える（ここでも横断面データを用いた場合と同様に所得の比較という考え方が取り入れられており、比較の対象が異なっていると考えることができよう）。この考え方に従えば、所得水準が継続的に上昇している場合には、今期の所得水準のみによって消費を説明することが可能であるが、不況が発生して、所得水準が低下した場合を考えると、相対所得効果あるいはラッシュェット効果が働くことによって、消費水準は所得水準が低下する程には低下しないという説明が可能となる。よって、平均消費性向は、所得の上昇期では相対的に小さく、所得の低下期に相対的に大きくなる。

これまでの理論に従って、時系列データを前提とした、相対所得仮説に従う消費関数は、以下のように定式化される。

$$\frac{C}{Y} = \alpha - \beta \frac{Y}{Y^0} \quad (3-1)$$

ここで、 Y^0 は過去における最高の所得水準を示している。(3-1)式と実質的に同じ内容は、以下の(3-2)式によっても示すことができる。

$$\frac{C}{Y} = \alpha + \beta \frac{Y - Y^0}{Y} \quad (3-2)$$

(3-2)式を変形すると、 $C = (\alpha + \beta)Y - \beta Y^0$ となり、前節で検討した、ケインズ型の消費関数との比較が容易になる。

Dusenberryは、(3-1)式を利用して、所得水準が毎年増加している状況考えれば、 $(Y/Y^0) = Y/Y_{t-1}$ となるので、所得の年当たり増加率を g として、平均消費性向は、 $\alpha - \beta x(1+g)$ によって求めることができるとした。この平均消費性向が、Kuznetsの言う、長期の平均消費性向に対応する。これに対して、 Y の値が、 Y^0 よりも小さい場合（不況によって所得が低下した場合）には、 (Y/Y^0) は1以下の値を取るため、この場合の平均消費性向は、 α よりも大きな値を取ることが確認される。これと同様の議論は、(3-2)式を利用して展開することができる。よって、Dusenberry及びModiglianiによって特定化された、相対所得仮説に従う消費関数の定式化を用いた推定作業によって、Kuznetsによる観察事実と対応した推定結果を導くことが可能である。

ところで、ここで示した所得水準の過去最高値を説明変数に含む、消費関数の特定化は、第2次世界大戦後の日本の消費関数を推定する場合には、必ずしも有効な特定化であるとは考えられない。その理由は、この期間の日本のデータでは、家計の実質可処分所得が過去最高値を下回った期間（実質家計可処分所得がマイナス成長した期間）が、図4から明かであるように、全く存

在していないからである。¹⁰⁾ Brown [1952] は、Dusenberry の考え方と極めて類似した考え方であるが、今期の所得水準が過去最高値を上回っているか下回っているかとは無関係に、今期の消費水準は今期の所得水準のみに依存するのではなく、過去の消費慣行の影響を受けると説明し、過去の消費慣行を表現するために、1期前の消費水準を説明変数として追加した、以下の消費関数の特定化を提示した。

$$C_t = \beta_0 Y_t + \beta_1 C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

ここで、 ε_t は攪乱項を示している。この消費関数で特徴的な点は、切片を含んでいないことである。これに対する Brown の説明は、もし消費関数を推定する際に、 C_{t-1} が説明変数として含まれていない場合には、切片が観測され、 C_t が大きくなるに従って、切片の値も大きくなる。しかしながら、消費水準が一定の成長率 g で増加している場合には、 $C_t = (1+g)C_{t-1}$ の関係が成り立つので、(3-3) 式を通して、

$$C_t = \beta_0 Y_t + \beta_1 \frac{C_t}{1+g} \quad (3-4)$$

の関係が導かれ、この式を C_t に関して解くと、

$$C_t = \left(\frac{\beta_0}{1 - (\beta_1 / (1+g))} \right) Y_t \quad (3-5)$$

となり、平均消費性向は一定の値を取っていることが分かる。(3-3) 式に従って推定した場合には、 β_0 が短期の限界消費性向となり、 $\beta_0 / (1 - \beta_1)$ が長期の限界消費性向となる。(3-5) 式の関係に従うと、 g が大きければ大きいほど、平均消費性向の値は小さくなる。逆に言えば、消費（所得といっても同じことになるが）の成長率が高ければ高いほど平均貯蓄性向が上昇する。この関係は、この期間の日本の成長率が相対的に高かったことから、日本の貯蓄率が高いことに対する一つの説明を与えていると考えることができよう。

これまで説明してきたことを理由として、我々は次節で (3-3) 式で示される、Brown 型の消費関数を利用して、日本における相対所得仮説の現実妥当性を評価することにする。この関数型に従った推定結果が、前節で検討した単純なケインズ型の消費関数の持つ問題点を解消しているのであれば、所得の増加率の大小と貯蓄率との間の関係に関して一定の議論が可能であろう。ただ、(3-3) 式に示した消費関数は、説明変数としてラグ付きの従属変数を含んでいるので、直接最小2乗法を適用する場合の前提条件を満たしていないことになる。よって、この場合には、推定手法に関する吟味が必要になる。

3-2 ライフ・サイクル仮説

前項で展開した、相対所得仮説の基礎理論では、通常のマクロ経済学で想定される、消費者とは異なって、自分が消費する財・サービスの量ばかりではなく、他の個人が消費する財・サービスの量が自己の効用水準に影響すると考えた。しかしながら、標準的な消費者行動を前提としても、Kzunets の観察事実に対応する消費関数を導出することは可能である。

こうした方向での消費関数の展開は、Modigliani-Brumberg [1954] を出発点とし、Ando-Modigliani [1963] 等によって展開された。Modigliani-Brumberg の考え方の基本的な点は、一

生を通しての消費計画が、一生を通して稼得することのできる所得に応じて決定されるということである。こうした考え方に従うと、消費者の行動は異時点間の消費水準に依存する効用関数に従って決定されることになる。この場合には、各消費者は、自分の人生のある時期には収入以上に消費を行い（借金をしたり、過去の貯蓄を食いつぶす）、他の時期には収入以下の消費を行う（貯蓄を行う）という行動が可能となる。

こうした消費者の行動を定式化する。現在の年齢が T 才である消費者が、 L 才まで生存することを想定した場合の現時点における効用関数は、

$$U=U(C_T, C_{T+1}, C_{T+2}, \dots, C_L) \quad (3-6)$$

と表わすことができる。この消費者が生存している間に自分で蓄積した資産をすべて使い尽くすと考えた場合の現時点の所得制約式は、

$$A_{T-1} + Y_T + \sum_{i=T+1}^N \frac{Y_i^e}{(1+r)^{i-T}} = \sum_{i=T}^L \frac{C_i}{(1+r)^{i-T}} \quad (3-7)$$

となる。ここで、 A_{T-1} は、 $T-1$ 才までに蓄積された、物的・金融的資産の残高である。また、 Y_i^e は将来 (i 時点における) の期待所得であり、 N はこの消費者の定年年齢である。ここで、(3-7) 式の左辺を W_T とおく。この W_T は、各家計の T 才時点での今後に予想される生涯資産 (死亡時までに出すことが想定されている金額の割引現在価値) を表している。Modigliani-Brunberg [1954] では、(3-6) 式の効用関数が、Homothetic であることを仮定して、 T 才の時点の消費は、

$$C_T = \gamma_T W_T \quad (3-8)$$

として表わすことができるとした。

消費関数における基本的な関係が、(3-8) 式で与えられているとするならば、前節で検討した、単純なケインズ型の消費関数とは異なり、今期の所得 Y_T が増加した場合の影響は、これが W_T を変化させることを通してのみ消費水準に影響を与えることになる。よって、 Y_T の変化が、将来所得の流列をすべて上昇させるのでなければ、今期の消費に与える影響は大きなものにはならない (1 回限りの減税が消費水準に与える影響は小さいということになる)。

ところで、これまでの説明から明らかであるように、(3-8) 式で示される消費関数は、個人ベースの消費関数である。この関係を前提として、時系列データを利用した社会全体で集計した消費関数を導く場合に、経済成長率及び人口の成長率が正の経済を考える場合と経済成長率あるいは人口の成長率が存在しない (静態的) 経済を考える場合とでは、マクロレベルでの意味付けが異なってくる。

経済成長の存在しない静態的な経済で、人口も年齢構成も変化しないことを前提とした場合には、社会全体での貯蓄は 0 になる。年齢階層によって、貯蓄している家計も存在するが、過去に蓄えた貯蓄を引き下ろして生活している家計も存在しているからである。もし、一人当たりの所得が、一定である場合でも、人口が成長することによって、経済成長を達成している経済においては、貯蓄をする世代の方が貯蓄を引き下ろしている世代よりも多くなることから、社会全体での貯蓄は正となる。同様に、人口の成長が存在しない経済においても、技術進歩等によって経済成長が達成されている場合には、引退して退職し、貯蓄を引き下ろして生活している世代に比し

て、現在貯蓄を行っている世代の方が、同年齢の場合に予想される将来所得が多くなるので、引退後に計画する消費支出も大きくなると考えられる。この場合には、貯蓄額も大きくなり、社会全体では正の貯蓄が行われることになる。こうした関係を通して、社会全体で所得の増加率が大きくなればなるほど、貯蓄率が増加することが予想される。

上記の考え方を用いて、日本経済における高貯蓄率を説明することも可能であろう。この観測期間においては、日本の人口は着実に増加しており、特に相対的に若く貯蓄が消費を上回る年齢層が比較的多かった。よって、この観測期間の間には日本の貯蓄率は高い水準を維持していたということになる。しかしながら、この説明が正しいとするならば、今後の日本では急速に高年齢層の人口が増大することが想定されているので、貯蓄率も急激に減少していくことになる。

これまで、説明してきた、ライフ・サイクル仮説を前提として、時系列データを用いた消費関数を推定したのは、Ando-Modigliani である。しかしながら、現実にはデータを用いて推定を行う場合には、将来の予想所得の流列を求めることが困難であるので、実際には、Ando-Modigliani は、

$$C_t = \alpha A_{t-1} + \beta Y_t \quad (3-9)$$

という形の消費関数を推定している。(3-9)式から明らかであるように、資産の蓄積が進めばそれに従って、現在の消費水準が増加することを示している。よって、もし消費関数の推定において、資産残高を説明変数として用いず、所得のみによって説明した場合には、資産の蓄積につれて消費関数は次第に上方にシフトしていくことになる。このことから、ライフ・サイクル仮説によっても、Kuznets [1946] による観測事実は整合的に説明されることになる。

3-3 恒常所得仮説

恒常所得仮説は、実際の推定作業も考え方も、前項のライフ・サイクル仮説と類似したものであるが、Friedman [1957] によって独立に展開された。Friedman の議論においても、分析の対象は将来を見通した消費計画である。この場合にも、消費水準を決定する所得は、将来所得の割引現在価値であると考えた。Friedman は、将来所得（金融資産、人的資本からのからの収入をも含む）の割引現在価値を、資産（W）で表わし、これと今期の金利水準（r）とによって、t 期の恒常的消費支出（C^p）が決定されると考えた。ここでいう恒常消費とは、以下で説明する恒常所得に対応する概念である。よって、恒常消費は、

$$C^p = C^p(W, r) \quad (3-10)$$

と表すことができる。ところで、Friedman の資産を数式で表すと、

$$W = Y_t + \frac{Y_{t+1}}{(1+r)} + \frac{Y_{t+2}}{(1+r)^2} + \frac{Y_{t+3}}{(1+r)^3} + \dots \quad (3-11)$$

となる。ここで Y_t は、t 期に期待される所得の合計である。Friedman も Modigliani-Brumberg と同様に、消費者の効用関数が、Homothetic であることを仮定して、(3-10) 式を、

$$C^p = qW \quad (3-12)$$

という形に書き直す。ここで q は、消費者の嗜好や金利水準に影響されるパラメータである。

以上の準備のもとに Friedman は、恒常所得（Y^p）の概念を導入する。恒常所得というのは抽象的な概念で、資産の保有額を一定に保った上で、支出することが可能な所得水準を表わしてい

これは結果的には、資産から得られる収益に対応することになる。よって恒常所得は、 $Y^P = rW$ 、と示すことができる。これを書き直すと、 $W = Y^P/r$ となり、これを(3-12)式に代入することによって、恒常消費が恒常所得の一定割合であるという関係を導くことができる。

$$C^P = q\left(\frac{Y^P}{r}\right) = kY^P \quad (3-13)$$

なお、(3-13)式の関係では、恒常消費がフロー変数である所得水準と関係して説明されていることに注意しておく必要がある。ところで、Friedmanの恒常所得は、(3-11)式によって、資産残高が与えられていることを前提とすれば、

$$\begin{aligned} W &= Y^P + \frac{Y^P}{1+r} + \frac{Y^P}{(1+r)^2} + \frac{Y^P}{(1+r)^3} + \dots \\ &= Y^P \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{t-1}} = Y^P \frac{1}{r} \end{aligned} \quad (3-14)$$

という関係を満たしていると考えられるので、先に記した、 $Y^P = rW$ の関係が成り立つことが明らかになろう。

ところで、恒常所得仮説を前提にして、実際の消費関数を推定する場合には、明らかな問題に直面する。先に述べたように、恒常所得は抽象的な概念であり、現実の所得のデータと対応しているわけではない。この問題を解決するために、Friedmanは、観測される所得(Y)を、恒常所得(Y^P)と一時所得(Y^T)とに分解した。同時に消費についても、恒常消費(C^P)と一時消費(C^T)とに分解した。よって、

$$Y = Y^P + Y^T \quad \text{及び} \quad C = C^P + C^T \quad (3-15)$$

の関係が成り立っている。恒常所得を現実のデータと対応するように解釈を加えれば、正常な状態で得られる所得、期待される所得といった表現が適当であろう。日本の給与の支払方法を前提として考えれば、恒常所得は所定内労働時間を前提として得られる所得であり、一時所得は残業手当であると考えることができよう。日本の場合には、ボーナスをどのように考えるかが若干やっかいな問題となろう。制度的にはボーナスも確実に支払われるが、その金額は個別企業のその期の経営状態に応じて増減が有り得るからである。

これまで考えてきた、モデルを操作可能な状態にするために、Friedmanは、恒常所得は一時所得と独立であり、恒常消費も一時消費とは独立であり、一時所得と一時消費とも独立であるという仮定を追加した。前者の仮定に関しては、各所得の定義から考えて問題のないものであると考えることができるが、最後の仮定に関しては議論の余地があり得よう。ここでは、Friedmanの前提を受け入れて考えていくことにする。結局これまでの議論から、観察可能な所得を用いて理論的に想定されている、恒常所得と一時所得とをどのように区別するのか、あるいは観察可能なデータを用いた推定結果を、Friedman流の考え方に従って解釈した場合にどのような推定誤差を含むのかの評価が問題となる。

Friedmanの想定した、基本的関係である、 $C^P = kY^P$ の關係に(3-15)式の定義的な關係を代入することにより、われわれは以下の關係式を導くことができる。

$$C = kY + (C^T - kY^T) \quad (3-16)$$

この式では、観察可能なデータを用いた推定式の攪乱項として、 $(C^T - kY^T)$ が与えられている

ことになる。こうした考え方に従った場合には、攪乱項と消費関数の説明変数である、観察可能な所得との間には、負の相関関係が存在する。こうした状況で、(3-16) 式を推定した場合には、推定された消費関数の傾きは、下方にバイアスを持つことが知られている（観測誤差を含むデータの推定問題と言われる¹¹⁾）。

以上で考えてきた、恒常所得に従った消費関数を時系列データを用いて推定する場合には、いくつかの問題が発生する。最大の問題点は、上でも述べたように、恒常所得というデータが観察可能ではなく、推定に用いるデータは観察可能な現実の消費と所得のデータであることである。Friedman によって示唆された、恒常所得の推定方法は、以下の式によって計算することである。

$$Y_t^* = \lambda Y_t + \lambda(1-\lambda)Y_{t-1} + \lambda(1-\lambda)^2 Y_{t-2} \dots \quad (3-17)$$

ここで、 $0 < \lambda < 1$ である。これは、良く知られた、分布ラグ型の関数であり、左辺の値を決定する場合に、最近のデータにより高いウェイトをおいて推定するという考え方に従っている。この定式化は、恒常所得が一種の期待変数であることを示している。Friedman は、(3-17) 式の λ に各種の値を与えた上で、観測された現実の所得を利用して、恒常所得を各種計算するという方法を提示した。しかしながらこの方法よりも、分布関数の Koyck 変換を用いればより容易に定式化を導くことができる。この定式化に従うと、

$$C_t = k\lambda Y_t + (1-\lambda)C_{t-1} + C_t^* - (1-\lambda)C_{t-1} + \varepsilon_t - (1-\lambda)\varepsilon_{t-1} \quad (3-18)$$

という形の定式化となる。ここでは、攪乱項が複雑な形となり、

$$u_t = C_t^* - (1-\lambda)C_{t-1} + \varepsilon_t - (1-\lambda)\varepsilon_{t-1} \quad (3-19)$$

の全てが攪乱項であると考えなくてはならなくなる。よって実際に推定する関数は、

$$C_t = k\lambda Y_t + (1-\lambda)C_{t-1} + u_t \quad (3-20)$$

となる。

しかしながら、ここで導かれた関数型は、攪乱項の形状を除けば、Brown によって導かれた、(3-3) 式と同じものになってしまう。よって、推定結果から、習慣形成仮説と、恒常所得仮説とを識別することが非常にむずかしくなる。それと同時に、(3-20) 式に攪乱項の形状が非常に複雑になり、これに対応した最適な推定方法を見つけることも容易ではなくなってしまう。

恒常所得仮説は、先に説明した、ライフ・サイクル仮説とも極めて密接な関係があり、ここで導出してきた過程の途中で定式化を行えば、(3-9) 式と同一の特定化を導くことも可能である。よって、恒常所得仮説を Brown 型の関数ともライフ・サイクル型の関数とも推定の段階で明確に区別することができにくい。最近の消費関数の基礎理論においては、Hall [1978] の議論に従って、合理的期待理論を前提として、恒常所得仮説とライフ・サイクル仮説とを統一的に説明し、現実に観察されるデータが恒常所得仮説を前提として導かれるデータと対応しているかどうかを確認するという議論の展開が行われている。ここでの観測期間を利用して、こうした方向での議論の展開は今後の課題とする。

4. 各種の仮説に従った消費関数の推定結果

第3節で、消費関数を定式化する上で基本的なものとなる、マクロの消費者行動理論を概観し、

これらから、推定作業に用いられるいくつかの基本的な消費関数の特定化を導いた。もちろん消費に影響を与える要因はここで取りあげられた範囲に限定される訳ではなく、他にも多数の要因を指摘することが可能である。こうした要因のなかでも、物価水準、インフレーション、金利変数といったものは非常にしばしば問題とされる要因である。しかしながら、こういった要因を消費関数の説明変数に取り入れる理由付けに関しては、直感的な説明を与えることが可能であるので、以下では、これまでに説明してきた基本的な関数型を利用した、推定結果を提示し、これらに関して、第2節でケインズ型の基本的な消費関数に対して行ったような評価を与え、この中のいくつかの関数型を用いて、消費関数に関する他の説明要因を取り入れた推定結果を併せて提示し、評価することにする。

本稿で取り上げる基本的な消費関数の特定化は、第3節で示されたものに帰着するが、以下の2種類の関数型である。

$$CH85_t = \alpha + \beta YDH85_t + \gamma A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4-1)$$

$$CH85_t = \alpha + \beta YDH85_t + \gamma CH85_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4-2)$$

両関数型とも切片に関しては、理論的には必ずしも含まれる必要のないものである。しかしながらここでは一応、切片も含めて推定し、その結果から切片の状況を判断することにする。推定に当たっては、線形の関数型と対数線形の関数型とをともに推定し、両者の結果を比較することにする。(4-1)式の A_{t-1} は、家計部門の保有する前期末の金融資産残高を示しているが、Friedmanの恒常所得仮説においては、これは必ずしも金融資産に限定される必要はなく、人的資本、物的資本をも含めて解釈することが可能である。しかしながら、ここでは基本的に金融資産残高に限定して議論を進めることとしたい。データの的には、『長期週及国民経済計算』によって、われわれの観測期間を通した、家計部門の金融資産の保有額が公表されているので、このデータを利用する。¹²⁾

推定には、直接最小2乗法と、攪乱項に1階の系列相関を想定した、最尤法及びCoherent-Orcutt法を併用する。特に、(4-2)式の推定においては、攪乱項の形状が複雑であり、推定手法の選択に関しても注意を払う必要が存在するが、ここで利用しているのが暦年データであり、サンプル数の制約もあるので、余り複雑な推定手法を利用することは適当ではないと判断した。

また、第2節に示した単純なKeynes型の消費関数において、1年間の増分を用いて推定した結果は、毎年のフローの値を用いて推定した結果と明確な相違が認められたので、ここでもこうした形の関数型を用いた推定結果をも提示し、評価する。

以上に述べてきただけでも、推定すべき関数型は相当数にのぼるので、このうちのいくつかに限定して、利子率、インフレーション等が消費関数に与える影響に関して検討を加える。

まず、(4-1)、(4-2)に示した推定式を線形の関数型によって推定した結果を示すと以下の通りである。

$$CH85 = 2786.81 + 0.8407CH85_{-1} + 0.146 YDH85 \quad (4-3)$$

(2.9003) (9.9020) (2.0885)

$$\widehat{R}^2 = 0.9986, \widehat{R}^2 = 0.9986, D.W. = 1.3845, D.H. = 2.111, S.E. = 2395.68.$$

$$\text{CH } 85 = 5682.14 + 0.7008 \text{ YDH } 85 + 0.0416(\text{FNWH/PCH}85)_{-1} \quad (4-4)$$

(4.3557) (39.4859) (8.1281)

$$\widehat{R}^2 = 0.9982, \widehat{R}^2 = 0.9981, \text{D. W.} = 0.4197, \text{S. E.} = 2755.39$$

ここで、FNWHは家計金融資産残高を示しており、(4-3)式の下でのD. H.は、Durbinのh-統計量の値を示している。両推定式とも、得られたパラメータ推定値は、全て符号条件を満たしている。また、各パラメータ推定値のt-値もいずれのパラメータにおいても、有意水準5%で有意に0と異なっていることを示している。また、両式に共通で、決定係数値も非常に大きな値となっている。第2節に示した、単純なケインズ型の消費関数の推定結果と比較した場合に、自由度修正済みの決定係数値で比較しても、ここに示した推定結果における値の方が大きな値となっており、ラグ付きの実質家計最終消費支出も実質家計金融資産残高も消費関数の説明変数として有意な役割を果たしていることは明らかである。

しかしながら、第2節に示した単純なケインズ型の消費関数も、上の基準に照らして見る限りは問題のない推定結果であり、そこで問題になったことは、Durbin-Watson 統計量の値が極めて低く、攪乱項に正の自己相関が存在することであった。上の2本の推定式においてこの問題を検討する。(4-3)式では説明変数に、ラグ付きの従属変数を含んでいるので、Durbin-Watson 統計量によって、攪乱項における自己相関の存在を判定することは適当ではない。一応ここでの、Durbin-Watson 統計量を見ると、第2節の推定式における値よりは、大きな値となっている。しかしながら、こうした場合に攪乱項における自己相関が存在するかどうかを判定する為の検定統計量である、Durbinのh-統計量の値は、2.111になっているので、有意水準5%で、 $\rho = 0$ という帰無仮説は棄却される。一方、(4-4)式では、Durbin-Watson 統計量によって攪乱項の自己相関の存在を判定することが可能であるが、ここでのDurbin-Watson 統計量は、0.4197であるので、依然として正の自己相関が存在することが、有意水準5%で確認される。よって、上に示した推定結果では、単純なケインズ型の消費関数と比較すれば、攪乱項の自己相関の程度に若干の改善は認めらるとしても、計量経済学の判定基準に照らした場合には、採用可能な推定結果であるということとはできない。

以下では、(4-1)、(4-2)式を基本としつつ、対数線形の関数型を生の数値と人口一人当たりの数値とに関して推定した結果を示す。

$$\ln \text{CH } 85 = 0.3374 + 0.7184 \ln \text{CH } 85_{-1} + 0.2521 \ln \text{YDH } 85 \quad (4-5)$$

(5.1094) (8.2112) (2.8525)

$$\widehat{R}^2 = 0.9991, \widehat{R}^2 = 0.9991, \text{D. W.} = 1.2582, \text{D. H.} = 2.6048, \text{S. E.} = 0.01199.$$

$$\ln (\text{CH } 85/\text{POP}) = -0.0053 + 0.7421 \ln (\text{CH } 85/\text{POP})_{-1} + 0.2242 \ln (\text{YDH } 85/\text{POP}) \quad (4-6)$$

(-0.2344) (7.7638) (2.3265)

$$\widehat{R}^2 = 0.9987, \widehat{R}^2 = 0.9986, \text{D. W.} = 1.2732, \text{D. H.} = 2.6501, \text{S. E.} = 0.01959.$$

$$\ln \text{CH } 85 = 1.1488 + 0.6879 \ln \text{YDH } 85 + 0.19011 \ln (\text{FNWH/PCH}85)_{-1} \quad (4-7)$$

(8.2616) (19.7452) (8.3710)

$$\widehat{R}^2 = 0.9992, \widehat{R}^2 = 0.9991, \text{D. W.} = 0.6571, \text{S. E.} = 0.0181.$$

$$\ln (\text{CH } 85/\text{POP}) = -0.2859 + 0.6715 \ln (\text{YDH}85/\text{POP}) \quad (4-8)$$

(-25.2778) (19.1901)

$$+ 0.1856 \ln ((\text{FNWH/PCH } 85)/\text{POP})_{-1}$$

(8.6713)

$$\widehat{R}^2=0.9989, \widehat{R}^2=0.9988, D. W.=0.6887, S. E.=0.0182.$$

ここに示した推定結果も、計量経済学的な評価の点に関していえば、(4-3)、(4-4)式の推定結果と大きく異なるものではない。いずれの推定式においても、各パラメータ推定値は、全て符号条件を満たしており、有意水準5%で有意に、0と異なっている。また、いずれの推定式においても決定係数値は非常に大きなものとなっている。しかしながら、ラグ付きの従属変数を説明変数として含んでいる、(4-5)、(4-6)式においては、Durbinのh-統計量の値が大きく、攪乱項に正の自己相関が存在している。また、説明変数にラグ付き従属変数を含まない、(4-7)、(4-8)式においては、Durbin-Watson統計量の値が小さくやはり攪乱項に正の自己相関が存在している。よって、関数型を線形から対数線形に変えて推定することは、データが経年的に大幅に大きくなっていることから、一般的には望ましい推定方法であると考えられるが、われわれの問題に対する解決を与えるものではない。

ところで、攪乱項に系列相関の存在が想定される場合の最も標準的な解決方法は、推定手法をこれまで利用してきた、直接最小2乗法から、攪乱項に1階の自己相関を仮定して、一般化最小2乗法に変更して推定することである。但し、(4-1)式の関数型を用いた推定の場合には、前節で、恒常所得仮説を説明する際に述べた通り、攪乱項に対する想定が複雑なものとなる上に、ラグ付きの説明変数と攪乱項との間の独立性も保障されていないので、単純な一般化最小2乗法の適用も必ずしも望ましいものではない可能性もある。このことを認識した上で、(4-1)式の関数型に関しては、Coheran-Orcutt法を適用し(4-2)式の関数型に関しては、最尤法を適用して推定した結果を以下に示す。ここでは、人口一人当たりで対数線形の関数型を用いる。

$$\ln(\text{CH } 85/\text{POP})=0.1764 - 0.1020 \ln(\text{CH } 85/\text{POP})_{-1} + 0.7808 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP})$$

$$(0.8671) \quad (-0.8645) \quad (7.3569) \quad (4-9)$$

$$\widehat{R}^2=0.6566, \widehat{R}^2=0.6351, D. W.=1.6285, S. E.=0.01269, \rho_1=0.9552.$$

$$\ln(\text{CH } 85/\text{POP})=-0.2227 + 0.8013 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP})$$

$$(-17.6328) \quad (12.4134)$$

$$+0.1010 \ln((\text{FNWH}/\text{PCH } 85)/\text{POP})_{-1} \quad (4-10)$$

$$(2.6601)$$

$$\widehat{R}^2=0.9923, \widehat{R}^2=0.9919, D. W.=1.6645, S. E.=0.01304, \rho_1=0.7981.$$

各式の下の ρ_1 は、攪乱項の1階の自己相関係数の推定値である。(4-9)に示した推定結果は、やや奇妙なものとなっている。この推定式における問題は、ラグ付き従属変数のパラメータ推定値が負になっていることである。また、決定係数値も非常に小さな値となっている。こうした推定結果を生じている理由は、攪乱項の自己相関係数の推定値が非常に大きな値を示しているように、自己相関の影響が非常に大きいことに起因していると考えられる。しかしながら、われわれは、Friedmanの定式化に従って導かれた、攪乱項の形状を充分に取り入れることなしに、単純に1階の自己相関を仮定して、Coheran-Orcutt法を当てはめているので、理論モデルそれ自身に問題を含んでいるかどうかを一概に判定することは困難である。いずれにしても、この特定化を採用した場合には、計量経済学的な評価が非常に面倒になるので、計量経済学的な意味での本格的な検討は、サンプル数の問題もあり、四半期データを用いた場合に別途考えることとする。

一方、(4-10)式に示された推定結果は、比較的良好なものであると考えることができる。各

パラメータ推定値は符号条件を満たしており、いずれも有意水準、1%で有意に0と異なっており、決定係数値も十分に大きくなっている。また、Durbin-Watson 統計量にも改善が顕著に認められる。ここで、若干疑問が残るのは、切片のパラメータ推定値が、負で十分に有意となっていることである。前節に示した、理論的な定式化に従えば、切片は0であることが想定されている。また、ケインズ型の単純な消費関数の定式化を前提に考えるならば、切片は正でなくてはならない。よって、今後は(4-10)式を基本的な関数型であるとして議論を進めるが、その過程で、切片の値が推定結果に応じてどのように変化するのかに注意しながら検討していくこととしたい。

ところで、今後四半期データを利用して、より詳細な分析を展開する場合には、(4-10)式の定式化をそのまま採用することはできない。その理由は、現行の国民経済計算体系において、経済部門別の金融資産残高のデータは暦年単位（あるいは年度単位）でのみ公表されており、四半期別のデータは公表されていないからである。こうした場合の解決策としては、家計金融資産残高の代理変数とみなすことができ、四半期ベースで入手することが可能なデータ系列を用いることがある。代理変数の候補として考えられるのは、貨幣ストック統計である。これは、月別にデータが公表されており、家計金融資産残高のうち相当の割合が貨幣ストック項目に含まれていると考えられるからである。しかしながら、貨幣ストック項目は、家計部門によってのみ保有されている訳ではなく、他の経済部門によっても保有されているという問題点が指摘される。ここでは、他に代替案がないので、貨幣ストック項目を代理変数とした推定を行ってみる。利用可能なデータとしては、M1とM2CDの2系列が存在する。カバーしている範囲が広いという点では、M2CDのほうが望ましいが、M1は1955年からデータの利用が可能であるのに対して、M2CDは1957年からのみ利用が可能である。実際に、両データを利用して、(4-2)式に従った推定を行ったが、M1を利用した場合には、同変数のパラメータ推定値の有意水準が十分に満たされなかったため、以下では、M2CDを利用した推定結果を、直接最小2乗法を用いた場合と攪乱項に1階の自己相関を仮定して、最尤法を用いた場合とを併せて提示する。

$$\begin{aligned} \ln(\text{CH } 85/\text{POP}) = & -0.2009 + 0.5854 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP}) \\ & (-33.0050) (7.5106) \\ & + 0.2810 \ln((\text{M } 2 \text{ CD}/\text{PCH } 85)/\text{POP})_{-1} \\ & (5.0448) \end{aligned} \quad (4-11)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.9974, \widehat{R}^2 = 0.9972, D. W. = 0.4201, S. E. = 0.02487.$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{CH } 85/\text{POP}) = & -0.1775 + 0.8154 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP}) \\ & (-10.0038) (8.5002) \\ & + 0.1010 \ln((\text{M } 2 \text{ CD}/\text{PCH } 85)/\text{POP})_{-1} \\ & (1.5677) \end{aligned} \quad (4-12)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.9807, \widehat{R}^2 = 0.9794, D. W. = 1.6599, S. E. = 0.01365, \rho_1 = 0.88822$$

両推定式とも、得られたパラメータ推定値に関する情報はこれまでに示してきた推定結果と大きく異なるものではなく、符号条件、パラメータ推定値の有意性を満たしている(4-12式における、M2CDのパラメータ推定値の有意水準がやや低くなっている)。また、決定係数値も十分に大きなものとなっている。しかしながら、直接最小2乗法で推定を行った、(4-11)式ではDurbin-Watson 統計量の値が非常に低いものとなっている。一方、攪乱項に1階の自己相関を前提とした最尤法による推定結果である、(4-12)式においては、Durbin-Watson 統計量の値も改善され

ている。よって、家計金融資産残高の代理変数として、M2CDを用いた場合にも、推定された消費関数は基本的な点に関しては大きな影響を受けることがないことが明らかになった。

基本的な関数型の選択の最後に、各変数の一年当たりの増分を用いた結果を示す。(4-1)式の特定化を用いた場合には、増分を用いた推定式は、やや見にくい形となるが、増分を増分のラグを用いて説明することとする。ここでは、直接最小2乗法を用いた推定結果を示す。

$$D1[CH85/POP] = 0.0164 - 0.1291 D1[CH85/POP]_{-1} + 0.6435 D1[YDH85/POP] \\ (2.6112) (-1.1336) \quad (6.4797) \quad (4-13)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.5878, \widehat{R}^2 = 0.5602, D.W. = 1.6021, D.H. = 1.6500, S.E. = 0.01493.$$

$$D1[CH85/POP] = 0.0113 + 0.5414 D1[YDH85/POP] + 0.0226 D1[FNWH85/POP]_{-1} \\ (2.222) (6.8909) \quad (2.2303) \quad (4-14)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.6313, \widehat{R}^2 = 0.6082, D.W. = 1.9924, S.E. = 0.01411.$$

ここに示した推定結果では、(4-13)式では、先の(4-9)式の推定結果と同様に、ラグ付き従属変数のパラメータ推定値が負で、有意水準も非常に低いものとなっている。この結果、他のパラメータ推定値は、2節の(2-7)式において得られたパラメータ推定値と類似したものになっており、(4-13)式の特定化は、何等有益な情報をもたらしていないと判断される。これに対して、(4-14)式の推定結果では、実質家計金融資産残高変数のパラメータ推定値が十分に有意水準を満たしており、2節の(2-8)式の推定結果と比較すると改善が認められる。ここでの主要な改善点は、決定係数値が上昇した上、Durbin-Watson統計量も、(2-8)式同様に攪乱項に1階の自己相関が存在しないことを示す領域の値を取っていることである。

これまでに示してきた各種の推定結果を整理すると、(4-1)式と(4-2)式という2種類の特定化に関する比較では、少なくともここで用いた推定手法による推定結果に関する限り、(4-2)式の特定化を用いた方が計量経済学的に望ましい推定結果であるということが出来る。しかしながら、このことが単純に、ライフ・サイクル仮説の方が恒常所得仮説よりも日本のデータによりよく対応していることにはならないことは、前節の議論から明らかであろう。また、(4-2)式の特定化を用いた場合にも、第2節に示した単純なケインズ型の消費関数の推定において問題となった、攪乱項の系列相関の問題が回避されている訳ではない。この結果、攪乱項に1階の自己相関を仮定して最尤法を用いた推定を行うか、1年分の増分の形にデータを変換して推定することが必要になる。最尤法を用いた推定結果では、特に問題となる点は認められないが、定数項の符号が必ずしも安定していないという問題と、理論的な特定化にこれ以上の工夫を加えることを放棄していることになることが気になる点である。一方、1年分の増分にデータを変換して推定した結果では、攪乱項の自己相関の問題は回避されるが、決定係数値が相当に低下してしまうという問題がある。

上記のことを総合して考えるならば、我々は本節で、第2節で示した単純なケインズ型の消費関数に1種類の説明変数を追加するという形の関数の推定作業と結果の評価を続けてきたが、より一層説明変数を追加することによってより安定した推定結果が得られるかどうかの評価が必要な段階に達したことになる。ここでは、金利変数(利付き電電債の利回り)と消費者物価指数による年当たりの物価上昇率を用いた推定結果を検討することにする。ここで、我々が評価の基準とするのは、切片の符号条件、Durbin-Watson統計量ということになる。以下では、(4-1)式と

(4-2) 式に、金利変数と物価上昇率変数を追加して説明した結果を提示する。ここに提示するのは全て直接最小2乗法による推定結果である。

$$\begin{aligned} \ln(\text{CH } 85/\text{POP}) &= 0.0962 + 0.6318 \ln(\text{CH } 85/\text{POP})_{-1} + 0.3185 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP}) \\ &\quad (2.8885) \quad (7.1507) \quad (3.6213) \\ &\quad - 0.5983 \ln \text{RBDD} \\ &\quad (-3.7250) \end{aligned} \quad (4-15)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.9990, \quad \widehat{R}^2 = 0.9989, \quad D. W. = 1.2617, \quad D. H. = 2.5072, \quad S. E. = 0.01677.$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{CH } 85/\text{POP}) &= -0.0451 + 0.5067 \ln(\text{CH } 85/\text{POP})_{-1} + 0.4628 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP}) \\ &\quad (-2.0879) \quad (5.0905) \quad (4.5875) \\ &\quad - 0.2889 \text{GRR}(\text{CPI}85) \\ &\quad (-4.0853) \end{aligned} \quad (4-16)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.990, \quad \widehat{R}^2 = 0.9989, \quad D. W. = 1.0340, \quad D. H. = 3.5333, \quad S. E. = 0.01627.$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{CH } 85/\text{POP}) &= -0.1402 + 0.7007 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP}) \\ &\quad (-3.8741) \quad (22.9583) \\ &\quad + 0.599 \ln((\text{FNWH}/\text{PCH } 85)/\text{POP})_{-1} - 0.05399 \ln \text{RBDD} \\ &\quad (8.1987) \quad (-3.6334) \end{aligned} \quad (4-17)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.9991, \quad \widehat{R}^2 = 0.9991, \quad D. W. = 0.6468, \quad S. E. = 0.01534.$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{CH } 85/\text{POP}) &= -0.2500 + 0.7500 \ln(\text{YDH } 85/\text{POP}) \\ &\quad (-24.1727) \quad (28.2308) \\ &\quad + 0.1438 \ln((\text{FNWH}/\text{PCH } 85)/\text{POP})_{-1} - 0.2305 \text{GRR}(\text{CPI}) \\ &\quad (8.4321) \quad (-6.2824) \end{aligned} \quad (4-18)$$

$$\widehat{R}^2 = 0.9995, \quad \widehat{R}^2 = 0.9994, \quad D. W. = 0.8381, \quad S. E. = 0.01215.$$

ここで、GRR(CPI)は消費者物価指数の対前年比増加率であり、RBDDは利付き電電債の利回りである。ここでは先ず、(4-15)、(4-17)式から検討する。いずれの式においても、新たに追加した金利変数のパラメータ推定値は符号条件を満たし、有意水準1%で有意となっている。もっとも金利変数の符号条件が負であることに関しても若干の補足が必要であろう。ここで符号条件が負であると考えるのは、金利が消費と貯蓄の間の選択を行う際のパラメータであるという考え方に従ったものである。しかしながら、前節の議論にもあったように、金利変数と金融資産残高とをかけたものが、今期の金融資産からの収益であるという考え方をした場合には、このパラメータの符号条件は正となろう。ここで、符号条件を負としては、金融資産からの収益も家計可処分所得にすでに含まれていると考えたからである。(4-15)、(4-17)式では、金利変数が符号条件を満たして有意ではあるが、攪乱項の系列相関に関しては何等有効な効果を与えてはいない。Durbinのh-統計量による判定では、依然として攪乱項に1階の正の系列相関の存在が指摘されている。よって、金利変数を説明変数に加えることはここでは、いずれの特定化を採用した場合にもある程度までは有効であると言えるがこれだけで問題が解決するわけではない。

次に、1年間の消費者物価上昇率を説明変数に追加した、(4-16)、(4-18)式を検討する。物価上昇率に関するパラメータ推定値では、いずれの推定結果においても、符号条件を満たし、有意水準1%で有意となっている。ここでも、符号条件に関して注意しておく必要がある。経済理論に従って合理的な行動をする消費者を考えた場合には、インフレが予想される場合には、貯蓄をして金融資産の保有を増加させるよりも、物価上昇が始まる前に財を購入する方が有利であると判断するであろう。よって、この場合には想定される符号条件は正となる。ところが日本の場

合には、第1次オイル・ショック期に貯蓄率が上昇したように、ここで考える合理的行動とは対応がとれていない。そこで、日本の消費関数を推定する場合にはこの変数の符号条件は負であることが想定される。

上に述べたように、物価上昇率を説明変数に加えることは、意味のある特定化であるということができる。しかしながら、これも攪乱項の系列相関に関しては、少なくとも(4-17)式に関する限り効果が認められない。Durbinのh-統計量でみる限り、(4-15)式よりも(4-17)式における方が攪乱項の系列相関の程度が大きくなっていると判断される。(4-18)式においては、物価上昇率を説明変数に加えたことによって、Durbin-Watson 統計量の値は若干上昇している。しかしながら、この場合にも依然として系列相関の影響があるという領域から抜け出してはいない。

切片の符号条件もここに示した4本の推定式においても必ずしも安定してはいない。よって、金利変数あるいは物価上昇率を説明変数に追加することは、消費関数の推定において一定の効果を持つことは確認されたが、これだけで我々の消費関数が、計量経済学的に十分に望ましい関数になったということとはできない。消費関数を推定する場合にはここに示した方法以外にも工夫が可能であると思われるが、暦年データを用いた分析には一定の制約もあるので、本稿における分析はここまでとする。

5. 結論と今後の課題

本稿では、1955年以降の日本の暦年データを用いて、各種の消費関数を推定し、これらの推定結果における計量経済学的な問題点を検討してきた。この過程で我々は、ケインズ型の単純な消費関数の特定化を用いた場合の問題点を指摘した。ここでの最も基本的な問題点は、攪乱項に正の自己相関の存在が確認されることである。よって、推定されたパラメータが符号条件を満たし有意であり、決定係数値も十分に大きな場合でも我々は推定結果をそのままの形で受け入れることができないことを明らかにした。

単純なケインズ型の消費関数による特定化の問題点を概観した上で我々は、消費関数を説明するための基本的な仮説である、相対所得仮説、ライフ・サイクル仮説、恒常所得仮説の内容を説明し、それぞれに見合った、消費関数の特定化を提示した。ここで、ライフ・サイクル仮説に従った場合の関数の特定化と恒常所得仮説に従った場合の関数の特定化とを区別することが困難であることに関して説明した。また、相対所得仮説から導かれる、消費関数の1種類である、Brown型の消費関数と恒常所得仮説から導かれる消費関数とを区別することも困難であることを説明した。よって、消費関数をいろいろな形で推定してみても、その推定結果から消費者行動に関するいずれの仮説が正しいのかを一概に判定することができないことになる。そういう観点からは、消費関数の推定においては、理論的には恣意性を排除することができないことを述べた。

上記の説明の後に、我々は各種の理論的検討の結果導かれた、消費関数の特定化を用いた推定結果を提示し、これを評価した。上に述べたように、消費関数の特定化に関しては、理論的な恣

意性が存在するので、ここでの評価は主として計量経済学的に良好な推定結果が導かれるかどうかを中心に行った。その結果、理論的検討の結果導かれた関数型によって、ケインズ型の単純な消費関数を用いる場合に比べれば、計量経済学的にやや望ましい推定結果を導くことが可能であることが示された。しかしながら、こうした推定結果でも計量経済学的基準に照らして十分に満足のいく推定結果であるということができないことも明らかとなった。そこで、我々はさらに新たな説明変数を追加した消費関数を推定して、計量経済学的により望ましい推定結果が得られるかどうかを検討した。

本稿で推定した各種の消費関数からは、最終的に計量経済学的基準に照らして十分に満足のいくものを導くことはできなかった。しかしながら、消費関数に対する基本的な説明要因として考えられる経済変数に関して、幅広く検討したので、今後一層検討を加えていく際の足がかりを構築することはできたのではないかと考えている。序に記した、消費関数に関連する問題のうち、2)の四半期モデルの比較対象となる、暦年モデルの構築に関しては一応整ったと考えている。

ところで、消費関数の推定に関しては、1970年代の後半以降それまでの考え方とは大幅に接近の方法が異なる考え方が幅広く展開されている。本稿で行った検討を一層進める為にはこうした展開と対応した形で分析を進める必要がある。ここで、言っている新しい展開というのは、Dev-idson等[1978]を出発点とする、データの持つ性質を統計学的に厳密に評価し、計量経済学的に望ましい関数の特定化を導くという分析方法である。こうした方向での分析は、消費関数ばかりではなく、計量経済学全体に大きな影響を与えており、時系列解析の手法を応用して多様な計量経済学の理論的な発展を伴っている。消費関数に関するこうした方向での展開は、Hendry等[1990]に整理されている。この方向での分析は、経済理論的には、我々がここで考えたのと同様に恣意性を残しつつ、データ解析の方法をより緻密に展開したものであると言えよう。

一方、Hall[1978]によって展開された消費関数分析の方法は、合理的期待仮説を前提として、恒常所得仮説（Hallの分析においては、恒常所得仮説もライフ・サイクル仮説も区別する必要がない）に対応するデータ系列の存在が導かれるかどうかで、データ系列の妥当性を評価しようとするもので、これは基本的には理論的な検討をデータの的に実証するという形での分析である。こうした方向での分析の展開に関しては、Hall[1989]による整理がある。

我々が、今後四半期データを用いて日本の消費関数の分析を行うのであれば、上記のいずれかの方向に従って議論を展開する必要があるだろう。こうした分析と併せて、本稿ではマクロの消費関数のみを取り上げたが、品目別の消費関数（需要関数）の検討も必要であろう。

脚 注

- 1) 筆者の本来の問題意識は、第2次世界大戦以降の日本経済の発展過程を総合的に分析することである。本稿において1955年以降を対象とする第1の理由は、計量経済学的手法を用いて分析するためには、利用するデータの整合性と各種のデータの利用可能性を考慮する必要があり、こうした基準からは、1955年以降が整合的で豊富なデータが利用可能になる限界と判断したことである。第2の理由は、1955年に日本の国民所得水準が第2次世界大戦前の最高水準を越え、高度経済成長の出発点となった年であるからである。終戦からこの時期までの間の日本経済は、計量経済モデルの対象となるような均質性を持っておらず、この時期に関しては、別途の方法で分析することが適当であると考えている。
- 2) 本稿には、学生・院生諸君がマクロ経済の実証分析を行う際に参考となる事例を提供するという目

的もある。そのため、通常の論文に比べてより初歩的な点から検討を加え、解説的な内容も含ませながら議論を展開していく。

- 3) 最近の計量経済学の潮流においては、データ、モデルの特定化の吟味において、非常に厳密な統計学的議論を展開することが要求されている。筆者もこうした方向に従った議論の展開を準備しているが、本稿では古典的な方法に従った分析結果を提示し、次稿で四半期データを中心にこうした最近の潮流に従った分析を展開する。こうした、比較を通して、分析の方法論的相違が分析の結果にどのような影響を与えるのかを見極めたいからである。
- 4) これらのデータは、国民経済計算年報に記載されているが、1955年以降現在までのデータを利用する場合には、実質値の基準年の取り方の変更が必要がある。日本の価格指数の体系は5年ごとに変更されている。こうした基準年の変更が発生した場合には、過去に遡って国民経済計算体系のデータを改訂したものが公表されている。これをまとめたのが、『〇〇年基準改訂国民経済計算報告』である。しかしながら、ここで公表されるデータは1965年あるいは1970年以降のデータに限られている。1964年以前のデータをも利用する場合には、基準改訂に合わせた、『長期週及主要系列国民経済計算報告』を利用する必要がある。しかしながら、『長期週及主要系列国民経済計算報告』には、現行の『国民経済計算年報』に含まれているデータが、全て含まれている訳ではない。
- 5) 本文にも記したように、現行のSNA体系では、消費費目別あるいは目的別の消費支出のデータは、1970年以降についてのみしか公表されていない。よって1955年から1969年の期間に関してこうしたデータを利用する為には、旧SNAのデータと新SNAのデータとを併せて用いる必要があり、このためには若干注意深い検討が必要である（特に四半期データを利用する場合には）。
- 6) ここでの推定には、パーソナル・コンピュータ用の計量経済分析用パッケージである、TSPのバージョン4.2B版を用いた。TSP4.1B版の利用方法に関しては、和合・伴 [1988] による解説がある。本稿で、われわれが利用する範囲の手法に関しては、両者の間に大きな相違は存在しない。TSPを用いて推定を行うと、ここに示した検定統計量以外にも多数の検定統計量が出力される。しかしながら、回帰分析の結果の概略を知る上ではここに示した検定統計量で充分であるので、標準的には以下でもここで示したものと同様の検定統計量を提示し、必要に応じて他の統計量にも言及していく。
- 7) 経済モデルで利用する時系列データにおいては、観測期間の初めと終わりとは、各データの大きさに大幅な相違が存在する場合の方が一般的である。しかしながら、このことは、OLS推定における基本的な前提である、攪乱項の分散の均一性に反する可能性を指摘しておく。そこで、こうした問題への簡便な解決策として、線形の関数型ではなく、対数線形の関数型を利用することが示唆される。ここに示した推定結果においても、対数線形の関数型から導かれた残差の方が相対的には小さくなっていると判断されるが、攪乱項の分散の均一性を保証する程に小さくなっているとまでは言いきれない。
- 8) 消費関数が、 $C_t = \alpha + \beta Y_t$ であるとすれば、1年前のデータに対応する消費関数は、 $C_{t-1} = \alpha + \beta Y_{t-1}$ となる。ここで、両者の差を取れば、 $C_t - C_{t-1} = \beta(Y_t - Y_{t-1})$ となる。よって、(2-7)、(2-8)式では、この関数型を推定していることになるので、 β の値は通常の線形の消費関数の傾きと同じ値であることになる。また、線形の消費関数に切片があってもなくても、増分の関数においては切片が存在しないことになる。
- 9) たとえば、中谷 [1993]、Branson [1989] 等がある。消費関数論争を整理し、日本のデータを用いて分析を加えた古典的な文献として、篠原 [1958] がある。
- 10) 第1次オイル・ショック後の1974年に日本経済は、第2次世界大戦後ではじめてのマイナス成長を経験したが、実質家計可処分所得はこのときにもマイナス成長になっていないことに注意する必要がある。
- 11) これに関しては、計量経済学の適当な教科書を参照、たとえば、Maddala [1992]、Thomas [1993] 等がある。
- 12) 日本の長期週及国民経済計算では、1970年までは、部門別の金融資産残高の統計では、家計部門と

対家計民間非営利団体とを区別していない。よって、ここでもやや非整合的であるが、ここで用いる金融資産残高としては家計と対家計民間非営利団体の金融資産残高との合計を用いる。

参 考 文 献

- Ando, A. and Modigliani, F. [1963], 'The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Tests', *American Economic Review*, vol. 53, no. 1, pp. 55-84.
- Branson, William H. [1989], "*Macroeconomic Theory and Policy 3rd ed.*", Harper & Row.
- Brown, T. M. [1952], 'Habit Persistence and lags in Cosumer Behavior,' *Econometrica*, Vol. 20, pp. 355-71.
- Bridge, J. L. [1971], "*Applied Econometrics*", Noerth-Holland.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba, S. Yoo [1978], 'Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom,' *Economic Journal*, Vol. 88, 661-92.
- Duesenberry, J. S. [1949], "*Income, Savings and the Theory of Cosumer Behaviour*," Harverd University Press.
- Friedman, Milton [1957], "*A Theory of Consumption Function*," Princeton University Press.
- Hall, R. E. [1978], 'Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence,' *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-87.
- Hall, R. E. [1989], 'Consumption,' in Robert J. Barro ed, "*Modern Business Cycle Theory*," Harverd University Press.
- Hendry, D. F. [1974], 'Stochastic Specification in an Aggregate Demand Model of the United Kingdom,' *Econometrica*, Vol. 42, pp. 559-78.
- Hendry, D. F., John N. J. Mullbauer and Anthony Murphy [1990], 'The Econometrics of DHSY' In John D. Hey and Donald Winch ed., "*A Century of Economics : 100 Years of the Royal Economic Society and the Economic Journal*" Basic Blackwell.
- Kuznets, S [1946], "*National Product Since 1869*," National Bureau of Economic Research.
- Maddala, G. S. [1992], "*Intoroduction to Econometrics 2nd ed.*" Macmillan.
- Modigliani, F. [1949], 'Fluctuations in the Savings Income Ratio : A Problem in Economic Forecasting,' *Studies in Income and Wealth*, Vol. 11, National Bureau of Economic Research.
- Modigliani, F. and Brumberg, R [1954], 'Utility analysis and the consumption function', in Kurihara, K. ed., "*Post-Keynesian Economics*", Rutgers Universiry Press.
- 中谷 巖 [1993], 『入門マクロ経済学 第3版』, 日本評論社。
- 齊藤光雄 [1991], 『国民経済計算』, 創文社。
- 篠原三代平 [1958], 『消費関数』, 勁草書房。
- Spanos, Aris [1989], 'Early Empilical Findings on the Consumption Function', *Oxford Economic Paper*, vol. 41, pp. 150-169.
- Thomas, J. J. [1989], 'The Early Econometric History of the Consumption Function', *Oxford Economic Paper*, vol. 41, pp. 131-149.
- Thomas, R. L. [1993], "*Introductory Econometrics : Theory and Applications 2nd ed.*", Longman.
- 和合 肇・伴 金美 [1988], 『TSPによる経済データの分析』, 東京大学出版会。