



クロス・セクション・データによる貯蓄関数の計測 (家本秀太郎博士記念号)

斎藤, 光雄

(Citation)

国民経済雑誌, 124(5):82-102

(Issue Date)

1971-11

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00171467>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00171467>



クロス・セクション・データによる 貯蓄関数の計測*

齋 藤 光 雄

1. 序

経済学の実証研究で用いられるデータには、時系列データとクロス・セクション・データがあるが、現在計量経済学的研究の大半は時系列データによっている。その理由の一つとして、よいクロス・セクション・データが入手にくい点が挙げられよう。しかし、時系列データを用いて構造方程式を推定する場合、多重相関性 (Multicollinearity)、誤差の系列相関等の存在が推定値を不安定ならしめることがしばしばである。これに対し、十分な標本数からなるクロス・セクション・データを用いるならば、このような時系列特有の難点を回避できるため、数量的事実に関してはるかに確実な推定を下しうるのである。この意味で、筆者はクロス・セクション・データからえられる計量的結果を現状よりももっと重視する必要があると考えている。

本稿では昭和39年および40年の「貯蓄動向調査」によって貯蓄関数を計測した結果を報告する。計測方法に関しては、1950年代のアメリカで「消費者資金調査」¹を分析するさいクラインらによって発展させられた方法によっている。

* この研究のための貯蓄動向調査個票の利用にあたって、総理府統計局消費統計課の方々の御援助をうけた。また計算に関しては、大阪大学社会経済研究所の中川一也氏から多大の御助力をうけた。あわせて感謝申しあげたい。

1 これらの研究の総括的な著述は Klein, ed. [14] であるが、関連論文として Klein [9], [10], Klein and Morgan [11], Klein and Mooney [13] などが挙げられる。また、クロス・セクション・データによる貯蓄関数の計測としては、イギリスに関する Fisher [4] の研究とこれをテーマとするシンポジウム (Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics, May 1957 に掲載) の成果も参照すべきであろう。

2. 予 備 的 考 察

伝統的な家計の選択理論によれば、一定の効用関数が与えられたとき、家計の実質消費を決定するものは、実質所得、実質資産保有高、および各消費財の相対価格である。いま実質貯蓄をも家計の選択対象の中に加え、消費財と同様に扱うならば、実質貯蓄を決定するものも同じく実質所得、実質資産保有高、および相対価格となる。さらに、貯蓄が貨幣と証券からなる場合には、証券価格である利子率が貯蓄の決定要因として加わるであろう²。

さて、クロス・セクション・データを用いて貯蓄関数を計測する場合の基本的な仮定は、調査対象となる家計はすべて同一の効用関数を持つということである。われわれもまずこの仮定にしたがうこととする。つぎにクロス・セクション・データは特定の期間に関する調査であるから、各家計は同一の価格状況に直面していると考えて、相対価格および利子率の影響はこの計測では取扱わないことにする³。また、資産には実物資産と流動資産の二種が区別されるが、この調査では実物資産の保有高に関する調査を行っていないので、資産効果に関しては流動資産効果のみを計測の対象とする⁴。

大多数の貯蓄理論が、所得および資産を貯蓄額の主要な決定項であるとみなしている点では一致しているといえよう。ただ、その決定様式に関しては、きわめて多くの異説が提出されていることは周知のとおりである。また、これらの諸説の大半が貯蓄行動の分析に動学的な観点を導入しようとするものであることも周知に属する⁵。ここではその典型的な一例として、過去の消費の影響を

2 Hicks [7], Klein [12], pp. 192-96, Morishima [19], Patinkin [20] 等参照。

3 現実には、同一時点でも地域差にともなう価格の相違が存在することは事実である。しかしこのような地域間の価格差は、価格の時間的な変動にくらべればはるかに小さく、クロス・セクション・データから価格効果を計測することはあまり行なわれない。

4 土地家屋は流動性が低いため、その貨幣価値が購売力として消費を増加させる（したがって貯蓄を減少させる）効果は小さいと思われる。若干の試算結果では、住宅を所有する家計は所有しない家計よりも僅かながら貯蓄性向が高かった。

5 本稿では

とりあげることにした。したがって、結局、本稿で報告されるのは貯蓄に影響を与える三つの要因、すなわち所得、流動資産残高、および過去の消費に関する計測結果である。

各家計が同一の効用関数を持つという基本的仮定にできるだけ現実性を持たせるためには、各標本の同質性を確保することが必要となる。貯蓄行動に関して家計の同質性を問題にすると、世帯主の年齢、職業、性別、人種、世帯人数等が考慮されるべき要因として挙げられる。ここではこれらのいわゆる *socio-economic factors* のうち、とくに家計の世帯主の職業と世帯人数に注目することとした。すなわち職業に関しては「勤労者世帯」の標本のみをとりあげた。自由業、自営業主、法人役員、無職の家計の貯蓄行動が勤労者の貯蓄行動と異なることはほとんど疑いえないからである。また、世帯人数に関しては、方程式の独立変数に加えることによって、世帯人数の相違による貯蓄への影響を直接計測することにした。

貯蓄動向調査で採用されている貯蓄の概念と調査方法、調査範囲等については「貯蓄動向調査年報」(総理府統計局[22])に詳細に記されている。貯蓄動向調査は全国より層化三段抽出法によって選ばれた家計について、一年間の期首および期末における項目別流動資産残高、土地住宅購入の総額、年間所得等を調査したものである。⁶ここで貯蓄とは流動資産の増分と土地住宅購入の合計であり、耐久消費財を含んでいない。

3. 方法上の問題点

まず、所得および流動資産残高の効果を計測する場合について考えよう。これらを説明変数とする貯蓄関数を一次式であらわせば、

$$\text{貯蓄} + \text{消費} = \text{所得}$$

なる恒等式がつねに成立していると考える。したがって消費関数に関する理論は必要な修正を加えることによってただちに貯蓄関数にも適用される。消費関数ないし貯蓄関数の実証的研究に関する展望としては、Ferber [2], [3], 篠原 [21], Suits [23] が挙げられる。

6 農林漁家および単身者世帯は調査対象から除かれている。

$$(1) \quad S_i = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 L_i + u_i,$$

となる。ここで S_i , Y_i , および L_i はそれぞれ i 番目の家計の貯蓄, 可処分所得, および期首の流動資産保有高であり, u_i は i 番目の家計の貯蓄行動に関する確率誤差項である。この場合, 最小二乗法推定値に対しつぎの定理が成立する。

「確率誤差項 u_i および p 番目の説明変数 x_{ip} が

$$E(u_i) = 0;$$

$$E(u_i u_j) = \sigma^2 \quad (i=j \text{ するとき}),$$

$$= 0 \quad (i \neq j \text{ するとき});$$

$$(2) \quad E\left(\sum_{i=1}^T x_{ip} u_i\right) = 0;$$

$$\text{plim} \left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T u_i^2 \right) = \sigma^2;$$

$$\text{plim} \left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T x_{ip} u_i \right) = 0;$$

$$\text{plim} \left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T x_{ip} x_{iq} \right) = m_{pq};$$

for all i, j, p , and q

なる確率分布にしたがうならば, α_0, α_1 , および α_2 の最小二乗法推定値は最良不偏 (best unbiased) 推定値でかつ一致 (consistent) 推定値である。ただし, T は標本数をあらわし, σ^2 および m_{pq} は確定した値をとるものとする。⁷

しかし, いま時系列データを用いて(1)式を推定しようとするならば, しばしばつぎのような問題点に直面する。

(a) 連立方程式システムの推定: 国民所得勘定のような経済全体の時系列データのなかには, 貯蓄関数を通じて Y_i が S_i を決定するという関係のみならず, Y_i 自体が全経済システムの一部として他の変数によって決定されるという関係が含まれている。このことは Y_i も間接的に u_i によって影響されることを意味するから, Y_i と u_i が独立に分布するという仮定が満たされなくなる。したがって最小二乗法推定値は不偏性と一致性を失い, 一致性を持つ推定値をうるた

7 たとえば, Goldberger [5], pp. 267-72 参照。

めには連立方程式システムに対する推定法を適用しなければならない。

(b) 少数標本：時系列データの標本数は通常年時系列で15～20程度，四半期時系列で40～60程度である。標本数が少ないことは係数推定値を不安定ならしめるおそれを含む。また，同時方程式システム推定法を適用した場合，推定値は一致性を有するだけであるが，少数標本を用いて一致推定値を求めることはあまり意味を持たない。

(c) 多重相関性：時系列データでは所得と流動資産残高の間に強い相関関係が存在する場合が多く，多重相関性の起る可能性が高い。この場合，係数の推定値は著しく不安定になる。

(d) 誤差項の系列相関：一般的にいて，誤差項は方程式において説明変数として明示的に示された要因以外の多数の要因の影響をあらわすものと解釈される。しかし，時系列データは通常かなり強いトレンドを有するため，誤差項に系列相関があらわれる可能性が高い。誤差項が系列相関を持つときは，推定値は最良性を失ない，かつ推定値の標本誤差が過少推定される傾向がある。⁸

このような問題点の多くが，クロス・セクション・データを用いた場合には解消することが知られている。まず，(a)の同時方程式推定の問題については，大多数の家計（とくに勤労者家計）の所得はほぼ確定しており，この所与の所得の中から支出ないし貯蓄を決意するのであるから，時系列データの場合のように貯蓄量が所得水準に影響するという逆の因果関係がデータの中に含まれる可能性はほとんどない。(b)の少数標本という点については，クロス・セクション・データの標本数は通常数百ないし数千に及ぶ。したがって推定値の有意性が低い場合には，それが標本数の過少によるのではなく，問題としている経済関係の現実性が弱いためであると断定しうるのである。

標本数の増大によって(c)の多重相関性の問題も著しく改善される場合が多い。この点を具体的に説明しよう。第1表は昭和39年の勤労者世帯に対する調査結果によって，貯蓄額を所得階層別と流動資産残高階層別に分類して表示したも

8 たとえば Johnston [8], pp. 179-99 参照。

のである。各 cell には該当する所得階層と流動資産階層に属する家計の平均貯蓄額と家計数（括弧内の数字）を示した。このように所得と流動資産残高をと⁹もに等間隔で階層別に分類した表では、所得と流動資産の間に相関関係が強い場合、各所得階層での観察値が極端に 1, 2 の cell に集中し、しかもこのような cell が直線的につながるといふ形をとる。その結果、所得一定なとき流動資産残高の貯蓄への影響または流動資産残高一定なとき所得の貯蓄への影響¹⁰を測るべき情報が極端に不足し、結局(1)式の α_1 および α_2 に対して安定的な推定値がえられなくなる。この表で示されたデータでも、確かに観察値の多い cell が直線的につながっているという現象は見られるが、このような cell 以外の部分にも観察値がかなり多数存在するため、所得および流動資産の効果をそれぞれの分離した効果として安定的に推定することが期待されるのである。

最後に、(d)の誤差項の系列相関については、クロス・セクション・データでは時系列におけるような誤差項の系列相関はなくなる。しかし、高所得層の u_i の分散は低所得層の u_i の分散よりも大きいという不均一分散性 (heteroscedasticity) が起る場合が多い。高所得層の家計は低所得層の家計よりも多額の貯蓄を行なう余裕があるが、このことが一般に貯蓄額そのものが変動する範囲を拡大させ、したがって誤差の分散をも増大させる可能性が高い。現実には誤差の不均一分散性が存在するときに、単純に最小二乗法を行なうならば、推定値の有効性の減⁹じるおそれのあることが知られている。クライン-モルガンはクロス・セクション・データにおける誤差の不均一分散性を処理する一つの方法として、

$$(3) \quad v_i = \frac{1}{Y_i} u_i$$

とおき、この v_i が(2)で示したような均一分散性の仮定を満足していると想定した。これは u_i の分散が Y_i の 2 乗に比例して増大すると想定することになる。¹⁰その場合、(1)と(3)より

9 Johnston [8], pp. 207-11.

10 Klein and Morgan [11]. ただし、かれらは(4)式にさらに Y_i の非線型の効果を示す項をも加えて推定を行なった。

$$(4) \quad \frac{S_i}{Y_i} = \alpha_0 \left(\frac{1}{Y_i} \right) + \alpha_1 + \alpha_2 \left(\frac{L_i}{Y_i} \right) + v_i,$$

という線型統計モデルがえられるが、この式に対しては上述の最小二乗法の定理が適用できるのである。¹¹

4. 所得効果と流動資産効果

上記(4)式にさらに家計の世帯人数 N_i を変数として加えて最小二乗法推定を行ない、つぎの結果をえた。

$$(5) \quad \frac{S_i}{Y_i} = -63.9 \frac{1}{Y_i} + 0.319 - 0.075 \frac{L_i}{Y_i} - 0.015 N_i + v_i, \\ (9.1) \quad (0.032) (0.013) \quad (0.005)$$

$$\bar{R} = 0.232,$$

$$s = 0.228.$$

ここで、 $\bar{R}$ は自由度で調整された重相関係数、 s は標準推定誤差である。また係数の下の括弧内の数字は係数の標本誤差を示す。単位は第1表の数字と同じ1,000円単位である。

もとの全標本から所得に関する報告のないものおよび報告の一部が欠除しているものを除いた標本数は計1,627であったが、この方程式の推定では、さらに

(i) 家計人員1人当り年間消費が5万円以下の家計,

(ii) 年間所得が20万円以下の家計,

(iii) 年初流動資産残高が負または140万円以上の家計,

を除いた計1,383の標本を用いた。その理由は、1人当り年間消費が5万円以下の家計というのは報告自体に誤りのある可能性が高いためである。また、年間所得が20万円以下の家計は勤労者世帯とはいえ無職の家計に近く、貯蓄行動に関して他の家計と異質的であると考えられる。さらに、流動資産効果に関して

11 クライン-モルガンは上掲論文においてクロス・セクション・データを用いて統計式を推定するさいの問題点として、(1)抽出率の異なる観察値に対するウェイト、(2)不均一分散性、(3)関数の非線型性、(4)貯蓄概念の定義、および(5)観察誤差の5点を挙げ、そのうちとくに最初の4点について実証的検討を行なった。本稿は、(1)の点について特別の取扱いを行わず、各観察値に対して同一のウェイトを与えている。クライン-モルガン論文では、異なるウェイトを与えた場合も同一ウェイトを適用した場合と結果に大差がなかったと報告している。

は、まずその残高が負である家計と正である家計では影響の違うことが予想される。他方、流動資産効果は残高が一定限度を超えると効果が減少する傾向があるという事実が指摘されている。¹² 流動資産残高が負または 140 万円以上の家計を除外したのはこれらの点を考慮したためである。

推定値の意味を検討してみよう。(5)式より限界貯蓄性向は

$$\frac{\partial S_i}{\partial Y_i} = 0.319 - 0.015 N_i$$

であらわされる。 N_i の平均を4人にとれば、4人家族の世帯で限界貯蓄性向は0.259となる。標本誤差を考慮すれば、5%の有意水準での信頼区間は(0.332, 0.186)と計算される。

流動資産残高1単位の増大にともなう貯蓄の減少額は、点推定値では

$$\frac{\partial S_i}{\partial L_i} = -0.075$$

として与えられる。またその信頼区間は(-0.050, -0.100)である。点推定値の値はクライン-モルガンがアメリカでえた推定値 -0.093 よりも若干小さい。¹³

所得および流動資産残高が同一の家計では世帯人員数が多い家計ほど貯蓄は減少すると考えられる。世帯人数の係数の点推定値 -0.015 は、世帯人数が1人増加すると貯蓄率が1.5%低下することを示している。

前節で述べた推定法との問題に即して上記の結果を評価してみよう。まず、いま分散不均一性を考慮せず、単に(1)式に N_i を加えた形の方程式に最小二乗法を行なうならば、

$$(6) \quad S_i = -42.4 + 0.253Y_i - 0.021L_i - 9.00N_i + u_i, \\ (14.5)(0.018) \quad (0.014) \quad (3.31)$$

$$\bar{R} = 0.376,$$

$$s = 146.4,$$

をうる。この式をさきの(5)式と比較した場合、流動資産効果が点推定値で -0.021, 信頼区間で (-0.048, 0.006) となり、効果が相当に小さく推定さ

¹² Klein [15], pp. 205-06 および p. 219.

¹³ Klein and Morgan [11], p. 450 の (3. 2. e) 式参照。ただしかれらの場合、説明変数として所得の非線型効果を示す項が加えられているが、世帯人数ははいっていない。

れた点が注目される。¹⁴ クライン・モルガンの推定においても、分散不均一性を考慮しないで最小二乗法推定を行なった場合は、点推定値が（前掲の -0.093 に対して） 0.057 と正の値となったことが報告されている。¹⁵ このように流動資産効果の推定に関し、分散不均一性に対する処置の有無が日本とアメリカのいずれのデータを用いた場合にも、推定結果に大きく影響することは興味ある事実と思われる。

つぎに、クロス・セクション・データの個票が与える情報が少数標本および多重相関性の問題を回避するうえで非常に重要なデータであることを例示しよう。通常、貯蓄動向調査の結果は第1表のような所得と流動資産の二重分類によって発表されず、第2表のような集計された形で示されるに過ぎない。もしも、第2表のデータから最小二乗法を行なうならば

$$(7) \quad \frac{S_i}{Y_i} = -60.5 \frac{1}{Y_i} + 0.368 - 0.311 \frac{L_i}{Y_i} + v_i,$$

(20.6) (0.074) (0.195)

$$\bar{R} = 0.901,$$

$$s = 0.102,$$

となり、流動資産効果の推定値は個票による(5)式の推定結果と大幅に相違するのである。¹⁶

また、参考のため昭和30—43年の時系列データを用いて推定した結果を掲げるならば、

$$(8) \quad \frac{S_t}{\dot{p}_t} = -12.3 + 0.326 \frac{Y_t}{\dot{p}_t} - 0.097 \frac{L_t}{\dot{p}_t} + u_t,$$

(10.4) (0.214) (0.189)

$$\bar{R} = 0.991,$$

$$s = 2.335,$$

14 限界貯蓄性向は点推定値で 0.253 、信頼区間が $(0.288, 0.218)$ であるから、二つの推定値の相違はほとんどない。

15 Klein and Morgan [11], p. 450 (3. 1. e) 式参照。

16 (5)式は家計人数 N_i を含んでいるが、この変数を除いた推定結果でも、所得効果と流動資産効果はほとんど変わらない。

となる。ここで S_i および Y_i は国民所得統計の貯蓄および可処分所得であり、 L_i はマネー・フロー表より求めた流動資産保有高、 p_i は消費財デフレーターである。¹⁷ これらはすべて個人部門の集計であるから、勤労者のみならず個人業主、農家等を含んでおり、(5)式の推定結果と直接比較はできない。しかし、係数の標本誤差の大きさからみて、1、2の標本の追加脱落が点推定値を大きく変化させることは十分想像されるのである。

5. 過去の消費の影響

もしも現実の貯蓄関数が単純な所得の一次式であるならば、経済成長にともなう所得の増大とともに貯蓄率は上昇傾向を持つはずである。クズネッツがアメリカの1869—1929年の時系列について発見した貯蓄率の長期的安定性の事実は、単純な一次式の貯蓄関数に対する有力な反証となった。この事実を説明するために貯蓄行動に関する種々の仮説が提出されたが、関数の形式面から見た場合、仮説の多くは一次式の貯蓄関数になんらかのシフト要因を加えようとするものであったといえよう。たとえば、トービンの流動資産仮説は流動資産の蓄積が消費関数を上方にシフトさせる（貯蓄関数を下方にシフトさせる）という観点から、黒人と白人の間の貯蓄率の相違、長期的な貯蓄率の安定性を説明しようと試みたものである。このような消費関数のシフト要因の一つとして、過去の消費の影響を重視した研究者も相当多数にのぼっている。いま、この立場に立って前期の消費を貯蓄関数の説明変数の中に加えるならば、

$$(9) \quad S_i = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 L_i + \alpha_3 C_{-1, i} + u_i,$$

となる。¹⁸ この方程式の推定に関しても、これまで述べてきた時系列データとク

17 時系列ではクロス・セクション・データでいうような不均一分散性はないと思われるから、方程式(1)の形を推定した。(3)式の場合では流動資産効果は正となった。

18 前期の消費を説明変数とする消費関数には3種の解釈が可能であろう。第1は単純に前年の消費が今年の消費に影響を与えるという考え方であり、Brown [1], Klein and Goldberger [16] などはこれに属する。第2に過去の所得が分布ラグでもって消費に影響し、しかもその影響が幾何級数的に減少するときその方程式を変形すれば(9)の形になるという考え方である。第3に、フリードマンの恒常所得仮説の一変型ともみなされる。Liviatan [18]参照。

ロス・セクション・データの長短に関する議論がそのまま妥当する。そこで、 u_i の分数が Y_i の 2 乗に比例するものと仮定し、かつ世帯人数の影響をも加えることによって、

$$(10) \quad \frac{S'_i}{Y_i} = -\frac{34.7}{(27.8)} \frac{1}{Y_i} + \frac{0.301}{(0.064)} - \frac{0.064}{(0.052)} \frac{L_i}{Y_i} - \frac{0.124}{(0.032)} \frac{C_{-1,i}}{Y_i} - \frac{0.008 N_i}{(0.010)},$$

$$\bar{R} = 0.299,$$

$$s = 0.181,$$

をえた。この場合、クロス・セクション・データは同一家計を二年にわたって調査するいわゆる追跡調査が必要となる。利用可能なデータとして、昭和39年に調査された家計の一部で40年に再度調査を受けた家計の調査結果がえられたので、これによって方程式が推定された。ただし、この追跡調査分の家計については住宅購入費用が貯蓄額の中に含まれていない。(住宅購入費用を含んだ貯蓄額 S_i と区別するため、これを含まない貯蓄額を S'_i であらわしている。) またこの標本の中には前と同じ理由で1人当り年間消費5万円以下の家計を除いた。さらに年間所得が20万円以下または160万円以上の家計および年初流動資産残高が15万円以下または80万円以上の家計をも除外したが、これは標本の同質化をはかるためである。その結果240の標本数で推定が行なわれた。

さて、限界貯蓄性向は家計人数4人の場合0.269であり、方程式(4)の昭和39¹⁹年の値とほぼ等しい。流動資産効果に関しては、点推定値が-0.064でさきの昭和39年の値よりもやや低い点とこの推定では標本誤差が大きいため信頼区間が拡大して(-0.166, 0.038)と正の値を含んでいる点が注目される。

過去の消費の係数は点推定値で-0.124、信頼区間で(-0.187, 0.061)と推定された。消費関数の形になおしていえば、限界消費性向が0.731、一年のラグを持った消費の係数が0.124であるが、これらの値は通常の時系列による推定値と比べると前者は非常に高く後者は相当に低いと感じられる。たとえ

19 ただし、昭和40年データでは所得は可処分所得でない。したがって可処分所得からの限界貯蓄性向は0.269より10%程度高い値となるであろう。

ば前節で用いた同じ年時系列を用いて

$$(11) \quad \frac{S_t}{p_t} = -3.86 + 0.498 \frac{Y_t}{p_t} - 0.395 \frac{C_{t-1}}{p_{t-1}} + u_t,$$

$$\bar{R} = 0.995,$$

$$s = 1.332,$$

$$D. W. = 2.30,$$

および

$$(12) \quad \frac{S_t}{p_t} = -3.00 + 0.483 \frac{Y_t}{p_t} + 0.015 \frac{L_t}{p_t} - 0.398 \frac{C_{t-1}}{p_{t-1}} + u_t,$$

$$\bar{R} = 0.994,$$

$$s = 1.396,$$

$$D. W. = 2.33,$$

をうる。所得および過去の消費の係数は二方程式ともほぼ等しいが、かりに方程式(11)をとった場合、クロス・セクション・データによる推定値とくらべて、所得の係数は0.229高く(限界消費性向では0.229だけ低く)、過去の消費の係数は絶対値で0.271だけ高い。時系列データの貯蓄は勤労者家計の貯蓄以外に個人業主家計およびその他家計の貯蓄を含んでいるから、勤労者家計のみの限界消費性向はこれよりやや高いと思われる。しかし、 $\frac{C_{t-1}}{p_{t-1}}$ を除いた場合の限界消費性向はクロス・セクション・データによる方程式(5)の推定値0.741と時系列データによる方程式(8)の推定値0.674の差は0.067程度であるから、上記の0.229という大きな差が生じたのは、変数 $\frac{C_{t-1}}{p_{t-1}}$ が加わったことにもとづくものと考えられるのである。

限界消費性向および過去の消費の影響の推定値におけるこのような相違に關し、考える理由として次の諸点があげられる。まず、時系列データによる推定値では、係数推定値の標本誤差がかなり大きく、第1節で記したように多重相関性および小標本数という点を考慮すれば、これらの点推定値の信頼性はクロス・セクション・データのそれよりも低いといわねばならない。さらに、も

し誤差項において系列相関が存在するならば、過去の消費を説明変数とする消費関数の場合、単純最小二乗法はその係数推定値を過大推定する傾向のあることが知られている。²¹たとえば、グリリカスは(10)式の消費関数形の場合、過去の消費の係数の漸近的偏りは少なくとも次の値に達すると述べた。²²

$$\rho(1-R^2)/(1-r^2)$$

ここでは R 重相関係数、 r は 2 つの説明変数の間の相関係数、 ρ は誤差項の自己相関係数である。いまかりに ρ を 0.5 にとり、 R^2 と r^2 に(11)式の結果を代入すれば、上式の値は 0.280 と計算されるのである。

一方、クロス・セクション・データによる推定値の場合でも、方程式が過去の消費を説明変数として含むとき、もし誤差に系列相関があるならば、最小二乗法推定値が一致性を失うことは時系列の場合と同じである。この点に関しリビェタンは、前年の所得を操作変数 (instrumental variable) として用いるならば一致推定値がえられることを示すとともに、実際にアメリカの Surveys of Consumers Finances, アメリカの Ford Panel Study, およびイスラエルの Israel Reinterview Savings Survey の 3 種のクロス・セクション・データを用いて消費関数の推定を試みた。²³彼の推定結果では、過去の消費の係数の最小二乗法推定値は、3 種のデータに対しそれぞれ 0.108 (0.032), 0.085 (0.040), および 0.082 (0.035) であり、操作変数法推定値はそれぞれ 0.073 (0.056), 0.106 (0.062), および 0.064 (0.062) である。(括弧内の数字は標本誤差を示す)。方程式(10)の推定値 0.124 が、リビェタンの各最小二乗法推定値に近いことは、

20 同時方程式推定法を用いないことによる偏りも考えられるが、このような形の消費関数の場合、二段階最小二乗法推定値と単純最小二乗法推定値の差はそれほど大きくないことが、多くの計測例で見られる。

21 方程式(10)および(11)は貯蓄関数であるが、第 2 節註 4 でも記したように

$$\frac{C_t}{p_t} + \frac{S_t}{p_t} = \frac{Y_t}{p_t}$$

という関係が存在する。このように一次式の場合、被説明変数を $\frac{C_t}{p_t}$ にとっても推定結果は同一であることが知られている。

22 Griliches [6], p. 67.

23 Liviatan [17], [18].

この値がクロス・セクション・データによる推定値としては決して特殊な値でないことが知られる。リビェタンの操作変数法推定値は3例のうち2例について最小二乗法推定値より若干低い。しかし、彼は1つのテストを試みて、操作変数法推定値と最小二乗法推定値の間の相違は有意ではなく、したがって前者が後者よりよい推定値であると考えるべき強力な理由は存在しないと記している。われわれの研究では操作変数法推定は行なわなかったが、かりにリビェタンのテスト結果が日本のデータについても妥当とするならば、上記の最小二乗法推定値はかなり信頼性の高い値であるといえよう。

以上クロス・セクション・データによる貯蓄関数の推定結果を報告するとともに、時系列データによる推定値との比較を行なった。時系列データによる計測にともなう若干の問題点を指摘したが、それだけでクロス・セクション・データによる推定結果の方が確実にすぐれているという根拠にはなりがたい。しかし、ここで報告した事実にもとづいて、クロス・セクション・データと時系列データの両推定値の間の関係を矛盾なく連結する理論的説明を見出すことが、この種の研究の次の課題であると思う。

参 考 文 献

- [1] Brown, T. M., "Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour," *Econometrica*, XX (July, 1952), pp. 355-71.
- [2] Ferber, R., *A Study of Aggregate Consumption Functions* (New York: National Bureau of Economic Research, 1953).
- [3] Ferber, R., "Research on Household Behavior," *American Economic Review*, LII (March, 1962), pp. 19-63.
- [4] Fisher, M. R., "Exploration in Savings Behaviour," *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, XVIII (August, 1956), pp. 201-77.
- [5] Goldberger, A. S., *Econometric Theory* (New York: John Wiley, 1964).
- [6] Griliches, Z., "A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags," *Econometrica*, XXIX (January, 1961), pp. 65-73.

- [7] Hicks, J. R., *Value and Capital*, 2nd ed. (Oxford: Oxford University Press, 1946).
- [8] Johnston, J., *Econometric Methods* (New York: McGraw-Hill, 1963).
- [9] Klein, L. R., "Assets, Debts, and Economic Behavior," *Studies in Income and Wealth*, XIV (New York: National Bureau of Economic Research, 1951), pp. 195-227.
- [10] Klein, L. R., "Estimating Patterns of Savings Behavior from Sample Survey Date," *Econometrica*, XIX (October, 1951), pp. 438-54.
- [11] Klein, L. R., and J. N. Morgan, "Results of Alternative Statistical Treatments of Sample Survey Date," *Journal of the American Statistical Association*, XLVI (December, 1951), pp. 442-60.
- [12] Klein, L. R., *The Keynesian Revolution* (London: Macmillan, 1952).
- [13] Klein, L. R., and H. W. Mooney, "Negro-White Savings Differentials and the Consumption Function Problem," *Econometrica*, XXI (July, 1953), pp. 425-56.
- [14] Klein, L. R., ed., *Contributions of Survey Methods to Economics* (New York: Columbia University Press, 1954).
- [15] Klein, L. R., "Statistical Estimation of Economic Relations from Survey Data," in [14].
- [16] Klein, L. R., and A. S. Goldberger, *An Econometric Model of the United States, 1929-1952* (Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1955).
- [17] Liviatan, N., "Consistent Estimation of Distributed Lags," *International Economic Review*, IV (January, 1963), pp. 44-52.
- [18] Liviatan, N., "Estimates of Distributed Lag Consumption Functions from Cross Section Data," *Review of Economics and Statistics*, XLVII (February, 1965), pp. 44-53.
- [19] Morishima, M., "Consumer's Behaviour and Liquidity Preference," *Econometrica*, XX (April, 1952), pp. 223-46.
- [20] Patinkin, D., *Money, Interest, and Prices*, 2nd ed. (Evanston: Row, Peterson and Co., 1965).
- [21] 篠原三代平, 消費関数 (東京: 勁草書房, 1958)。
- [22] 総理府統計局, 貯蓄動向調査年報, 昭和39年 (東京: 総理府統計局, 1965)。
- [23] Suits, D. B., "The Determinants of Consumer Expenditure: A Review of Present Knowledge," in D. B. Suits, et. al., *Impacts of Monetary Policy* (Englewood Cliffs N. J.: Prentice-Hall, 1963), pp. 1-57.

第1表 所得階層別流動資産残高階層別貯蓄額（昭和39年勤労者世帯）

（単位）1000円

所得 流動資産残高	(1) ～ 0	(2) 1～199	(3) 200～399	(4) 400～599	(5) 600～799	(6) 800～999
(1) ～-1000				*(1)	*(1)	
(2) -999～-800				*(1)		
(3) -799～-600						
(4) -599～-400			*(1)	138(2)	166(4)	*(1)
(5) -399～-200				122(6)	198(5)	243(6)
(6) -199～ 0		4(3)	3(20)	41(57)	106(24)	91(9)
(7) 1～ 199		*(1)	23(128)	47(284)	61(159)	100(41)
(8) 200～ 399			18(25)	50(115)	85(107)	65(58)
(9) 400～ 599			-107(6)	60(31)	92(58)	75(35)
(10) 600～ 799			-2(2)	-134(17)	126(32)	150(20)
(11) 800～ 999			-24(3)	-33(7)	96(13)	146(15)
(12) 1000～1199			-281(2)	180(5)	-25(14)	30(14)
(13) 1200～1399			*(1)	-194(5)	-10(7)	346(6)
(14) 1400～1599					145(4)	59(4)
(15) 1600～1799				*(1)	189(2)	*(1)
(16) 1800～1999				*(1)	*(1)	-19(3)
(17) 2000～2199						48(2)
(18) 2200～2399					*(1)	101(3)
(19) 2400～2599						
(20) 2600～2799						
(21) 2800～2999				*(1)		
(22) 3000～				*(1)	44(2)	206(3)
計		*(4)	11(188)	41(535)	79(434)	94(221)

* 1 観察値のみの貯蓄額（または合計欄の数字で1 観察値の貯蓄額を逆算できるもの）は個票の秘密保持の観点から掲載しない。

第 1 表 (続 き)

所得 流動資産残高	(7) 1000～1199	(8) 1200～1399	(9) 1400～1599	(10) 1600～1799	(11) 1800～1999	(12) 2000～2199
(1) ～-1000	*(1)					
(2) -999～-800						
(3) -799～-600	*(1)	126(2)	*(1)			
(4) -599～-400	*(1)		*(1)			
(5) -399～-200	*(1)	*(1)				
(6) -199～ 0	237(6)	326(2)	*(1)		*(1)	
(7) 1～ 199	105(19)	78(6)	175(4)			
(8) 200～ 399	145(33)	211(4)		*(1)		*(1)
(9) 400～ 599	157(19)	126(7)	299(9)	64(2)		*(1)
(10) 600～ 799	294(7)	237(6)	350(3)	*(1)	*(1)	
(11) 800～ 999	113(7)	240(9)	411(2)	470(4)		
(12) 1000～1199	135(7)		178(3)		*(1)	
(13) 1200～1399	164(5)	9(3)		*(1)		*(1)
(14) 1400～1599	86(2)	-18(4)		394(2)	*(1)	
(15) 1600～1799	271(9)	228(2)	381(2)	*(1)		*(1)
(16) 1800～1999	205(6)	*(1)				*(1)
(17) 2000～2199		211(2)	*(1)			
(18) 2200～2399	*(1)	*(1)		*(1)	*(1)	
(19) 2400～2599	*(1)	116(2)				
(20) 2600～2799				*(1)	*(1)	
(21) 2800～2999						
(22) 3000～	170(3)		246(2)			*(1)
計	164(129)	157(52)	295(29)	374(14)	432(6)	534(6)

第 1 表 (続 き)

所得 流動資産残高	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	2200～2399	2400～2599	2600～2799	2800～2999	3000～3199	3200～3399
(1) ～-1000		*(1)				
(2) -999～-800						
(3) -799～-600						
(4) -599～-400						
(5) -399～-200						
(6) -199～ 0						
(7) 1～ 199						
(8) 200～ 399				*(1)		
(9) 400～ 599		*(1)				
(10) 600～ 799			*(1)			
(11) 800～ 999						
(12) 1000～1199	224(2)					
(13) 1200～1399						
(14) 1400～1599						
(15) 1600～1799						
(16) 1800～1999		*(1)				
(17) 2000～2199						
(18) 2200～2399						
(19) 2400～2599						
(20) 2600～2799						
(21) 2800～2999						
(22) 3000～						
計	224(2)	453(3)	*(1)	*(1)		

第 1 表 (続 き)

所得 流動資産残高	(19) 3400～3599	(20) 3600～3799	(21) 3800～3999	(22) 4000～	計
(1) ～-1000					137 (4)
(2) -999～-800					* (1)
(3) -799～-600					231 (4)
(4) -599～-400					179 (10)
(5) -399～-200					189 (19)
(6) -199～ 0					64 (123)
(7) 1～ 199					* (642)
(8) 200～ 399			* (1)		78 (346)
(9) 400～ 599					99 (169)
(10) 600～ 799					106 (90)
(11) 800～ 999					146 (60)
(12) 1000～1199					* (48)
(13) 1200～1399					95 (29)
(14) 1400～1599					* (17)
(15) 1600～1799					195 (19)
(16) 1800～1999					177 (14)
(17) 2000～2199					* (5)
(18) 2200～2399					220 (8)
(19) 2400～2599					* (3)
(20) 2600～2799		* (1)			720 (3)
(21) 2800～2999					* (1)
(22) 3000～					187 (12)
計		* (1)	* (1)		81(1627)

第2表 所得階層別貯蓄額（昭和39年勤労者世帯）

（単位）1000円

所得階層	(1) ～ 0	(2) 1～199	(3) 200～399	(4) 400～599	(5) 600～799	(6) 800～999
可処分所得		*	314.9	473.4	635.8	804.2
貯蓄		*	12.1	39.5	74.1	96.1
流動資産残高		*	161.2	226.1	345.6	467.4
家計数		1	167	464	390	189

註）第1表より流動資産残高1～1400（千円）の家計を集計して計算された。

所得階層	(7) 1000～1199	(8) 1200～1399	(9) 1400～1599	(10) 1600～1799	(11) 1800～1999	(12) 2000～2199
可処分所得	966.8	1133.6	1277.4	1425.9	1558.5	1711.3
貯蓄	148.4	165.7	276.0	306.8	297.0	434.0
流動資産残高	477.7	616.1	567.1	758.9	883.0	725.7
家計数	97	35	21	9	2	3

所得階層	(13) 2200～2399	(14) 2400～2599	(15) 2600～2799	(16) 2800～2999	(17) 3000～3199	(18) 3200～3399
可処分所得	1830.0	*	*	*		
貯蓄	224.0	*	*	*		
流動資産残高	1047.5	*	*	*		
家計数	2	1	1	1		

所得階層	(19) 3400～3599	(20) 3600～3799	(21) 3800～3999	(22) 4000～	計
可処分所得			*		626.4
貯蓄			*		72.8
流動資産残高			*		325.0
家計数			1		1384

付 録

資料出処

1. 可処分所得

貯蓄動向調査には所得の報告のみで、可処分所得の報告がない。したがって、昭和39年家計調査年報の全国勤労者家計所得階級別消費支出のデータを用いて、回帰方程式

$$Y_d = 7.997 + 0.960Y - 0.00006534Y^2,$$

Y_d = 可処分所得,

Y = 所得（実収入），（ともに単位 1,000 円）；

を推定し、この式に各家計の年間所得を代入することによって推定可処分所得を計算した。ただし、昭和40年のデータについては、貯蓄動向調査の所得をそのまま用いた。

2. 時系列データ

個人貯蓄および個人可処分所得は「国氏所得統計年報、昭和45年版」におけるそれぞれの数字を、消費支出のインプリシット・デフレーターによってデフレートした系列を用いた（単位は昭和40年価格10億円）。流動資産残高は「資金循環勘定応用表」（日本銀行、昭和45年）の pp. 36-37 に掲載されている個人部門の「金融資産一借入金」を上記と同じデフレーターでデフレートした。