

経済研究

第28卷 第2号

Apr. 1977

Vol. 28 No. 2

特集 国民経済計算

資金循環の計量分析*

斎藤光雄

1. 計量経済モデルと勘定体系

計量経済モデルによる国民経済の数量的分析はつねに経済理論と勘定体系を基本的骨格として構成されている。たとえば、1940年代の後半から、クラインらを中心として展開したマクロ経済モデルは、ケインズの経済理論の実証的研究を目的としたものであり、その主要なデータは国民所得の勘定体系に基づく時系列統計であった。また、レオンティエフの産業連関分析は、ワルラスの経済理論の実証研究を意図したものであり、その基本的な勘定体系は産業連関表であった。

さらにいえば、勘定体系の作成そのものも経済理論を出発点にしているのであって、経済理論と現実の数量の間に厳密な対応関係を与えるために生まれたのが勘定体系であるといえる。たとえば、国民所得統計はケインズ経済学の中心的概念である所得の発生に焦点をおいて、財・サービスのフローができるかぎり統一的にとらえようとして構成された勘定体系である。また、産業連関表は一

般均衡理論の基本的概念である個々の財の需要・供給・価格に焦点をおいて、国民経済全体の取引を網羅的に記述することを意図した勘定体系である。もっとも、現実の多種多様な取引の中には、本来の経済理論によって解釈しにくいものもあるが勘定体系の普遍性という立場からは、*fictitious*な処理を講じたりして、これらの取引をもなんらかの形で統一的な勘定体系の枠にはめこむことが行なわれる。たとえば、国民所得統計では家賃・地代の取扱いにおいて、実際に借家・借地の取引の行なわれていない持家・持地についても帰属家賃・帰属地代を計上しているが、これなどはその著名な例であろう。いずれにせよ、勘定体系は何らかの経済理論を背景に持ち国民経済の経済活動を統一的に記述する図式を与えてくれるのである。

国民経済の勘定体系として、現在もっとも整備している統計は国民所得統計、産業連関表、資金循環表、および国富調査の4者である。しかも、これらの勘定体系は理論的スキームとしては、4者を統合して1個の勘定体系を構成することがすでに行なわれ、事実テキスト・ブックにおける説明などでは、むしろ4者を総合した勘定体系から説き起すものも多い。しかし、実際の統計的データは、これまで4者がそれぞれ別個の体系として

* 本稿は経済企画庁経済研究所の大鹿隆氏のすぐれた助力に負うところが大きい。また、貯蓄動向調査の利用に関しては総理府統計局消費統計課の方々の御助力をえた。ここに厚く感謝の意を表したい。尚、この研究は昭和51年度文部省科学研究費の援助を受けている。

推計され発表されてきたといつてよい。周知のように、国民所得統計および資金循環表は4半期時系列にまで発展しているが、産業連関表および国富調査は5年に1回の頻度で調査結果が報告される。しかも、重要なことは、同じ年度の同じ項目についてもこれらの4統計の数字は必ずしも一致しない。たとえば、国民総生産の値は国民所得統計と産業連関表の間で若干の食違いがあり、個人貯蓄は国民所得統計と資金循環勘定との間で食違っている。これは勘定体系の各項目の定義の仕方が同一でないため相違が生じていることもあるが、それ以上に推計の基礎となる資料、推計方法等の相違により、推計値の相違が生じているのである。

このように従来統計的データが4勘定体系の間で必ずしも齊合性を持たなかつたために、これらのデータに基づきおく計量経済モデルも、個々の経済勘定体系に即して別個に構成される傾向があった。現在、日本を含め世界各国で新SNAによる時系列の整備が進行中であるが、新SNAは上記4勘定体系を統一した勘定体系であるから、その完成によって将来計量経済モデルもこの統一的な勘定体系にもとづいて作成される途が開かることになるのである。この意味で新SNAデータの実現は非常に大きな意義をもつものといえる。

本稿はこの新SNAデータの整備により期待される計量経済モデル発展の方向を展望するとともに、この方向に沿って試みた実証的研究の結果の一部を報告する。まず次節では、新SNAデータの整備により計量経済モデルは「ストック量」と「金融変数」に関するモデル分析、とくに資金循環勘定のモデル・ビルディングにおいて新しい発展を示す可能性があることを論じる。計量モデルのこの方向への新展開は資産選択行動の実証研究を基礎としたモデルの構成を必要とするが、第3節ではこの点についてブレイナード・トーピンによって強調された問題点の説明を行なう。第4節では、ブレイナード・トーピンのいう pitfalls に陥ることなく資産選択モデルの推定を行なおうとするとき、「貯蓄動向調査」個票のようなすぐれたクロス・セクション・データが非常に有益であることを、金融資産選択モデルの推定結果によっ

て示すことにする。

2. 資金循環勘定と資産選択理論

国民経済計算のシェーマを対外関係を除外して非常に概括的に述べるならば、経済主体は

1. 家計 2. 企業 3. 銀行 4. 政府
- の4者からなり、かれらが扱う取引の対象は
1. 耐久財 2. 非耐久財(サービスを含む)
 3. 金融資産

の3者からなる。国民経済計算は一定期間内の財・サービス・金融資産の所有状況と取引状況を主体別・財別に記述するものといえる。国民所得統計は財の面では「一定期間内における」耐久財、および非耐久財の純生産量、すなわち生産国民所得の推計が中心課題である。この経済全体の生産額を需要側からみて、家計、企業、政府の3経済主体が消費、投資、政府支出としていかなる構成で生産物購入を行なったかという内訳が支出国民所得である。また、この生産額が所得としてまず家計と企業の間でいかに配分され、さらに政府を交えて3者の間でいかに再配分されているかは分配国民所得として記述されている。もっぱら耐久・非耐久財のフローを対象とする国民所得勘定では、金融資産の取引は勘定内にあらわれない。また、耐久財についてもストックの量は勘定の中に記されない。さらに、所得勘定の観点からは、銀行は単に帰属生産物を生産する主体として扱われているにすぎないのである。

国民所得統計を基礎データとするマクロ・モデルは、耐久財・非耐久財のフローの総量およびその内訳の決定を説明するモデルとして構成されている。近年、マクロ・モデルの研究成果の蓄積は実に著しく、実証的エコノメトリックスの分野で戦後最大の成果を挙げた分野といつてよいであろう¹⁾。マクロ・モデルの主たる関心はフローの量にあると述べたが、固定・在庫投資の需要関数、または生産関数の推定のため、設備・在庫ストックが必要となり、これらが追加的なデータとしてマクロ・モデルで使用されていることも事実であ

1) 国民経済モデルをはじめとする近年の計量経済学の発展については Klein [6] 参照。

る。また、マクロ・モデルが金融セクターを持つ場合、金融資産ストックをモデルの中の変数として使用するようになる。しかし、これらのストック量は、通常マクロ・モデルの補足的データとして推計・利用されているに過ぎないといえよう。

産業連関表も一定期間内における生産額のフローを中心として構成された勘定体系であるという点では国民所得統計と同様である。ただし、2つの点で国民所得統計より詳細になっている。第1に、財・サービスの種類が各産業の生産物として細分化され、これに応じて企業がその生産者として細分化されている。第2に、国民所得計算では2重勘定として除外されていた中間生産物に対する企業間の取引がすべて勘定の中にとり入れられている。ただし、産業連関表では、国民所得勘定において詳細な移転収支、とくに租税などを含む政府勘定に当たるものが記載されていない。この点を除けば、産業連関表は国民所得統計を含むより詳細な勘定体系であるといふことができる。

産業連関表に関するモデル・ビルディングはいうまでもなくレオンティエフの産業連関分析である。すなわち、いわゆる最終需要が与えられたならば、これを調達する各産業の生産額は線型の連立方程式を解くという方法により決定されるのである。産業連関表は、上記のように勘定体系としては国民所得勘定と密接な関連を持ちこれを包括するより詳細な体系でありながら、モデル・ビルディングではむしろマクロ・モデルからはやや離れた立場で研究が進められてきたといえる。

これには、産業連関表の作成が日本のようにかなり発達した国でも5年に1回くらいの頻度でしか作成されないため、これを時系列として使用しエコノメトリック・メソドを適用するには難点があったこと、および計算量がすべてに關しマクロ・モデルよりもはるかに大量になること、などが理由としてあげられる。しかし、近年になってようやく産業連関分析が単純なレオンティエフ・タイプから発展して、マクロ・エコノメトリック・モデルと結合する傾向があらわれている。両者の結合は二つの経路から発展したとみなされる。第1に、アメリカのブルッキンズ・モデル²⁾(1965

年)のようにマクロ・モデルが大規模化し、企業セクターが産業別に disaggregate されるという方向である。すなわち、生産物の産業別が進むにともない、モデルの構成において産業連関分析の方法を導入する試みが始まり、それと同時に、データ面でも産業連関表の持つ情報を大幅にとりいれていくことが試みられた。最近のアメリカのプレストン・モデル[10]は30余の産業部門から構成されるまでに至っている。

第2に、レオンティエフ・タイプの産業連関分析に対する批判から、最終需要を内生化した実証的モデルが登場しはじめた。すなわち、レオンティエフの産業連関分析は消費、投資、政府支出、輸出、輸入という最終需要を外生変数とみなし、所与の最終需要に対応する各産業の生産物を計算するものである。これに対し、ケインズ・タイプのマクロ・モデルはまさにこの消費、投資等の決定を明らかにしようとするものである。そこで、マクロ・モデルにおけるこれまでの成果をとりいれて、産業連関表の最終需要を内生化するという、ケインズ・レオンティエフ型モデルの実証研究が展開してきた。この型のモデルの研究はわが国ではむしろ早くより進められ、宮沢[8]、市村[4]の先駆的業績以降一そう精密なモデルの作成が継続し、計量委員会[5]、斎藤[11]、辻村・黒田[16]、上野・武藤[17]などが発表されて現在に至っている。

上記のように、これまで国民所得統計および産業連関表を基礎データとするモデルの作成は顕著な発展をとげてきたのであるが、資金循環勘定に関する本格的モデルの作成はむしろ遅れているといえる。しかし、国民所得統計も産業連関表もその対象は「一定期間内における財・サービスのフロー」であり、もし取引対象を一步「金融資産」にまで拡大するならば、当然資金循環表を基礎データとするモデル・ビルディングに進むことが要請されるのである。この場合、まず経済主体としてこれまで付属的にしか扱われなかつた「銀行」が重要な役割を持つ主体として登場する。また、金融資産に対する需給は非耐久財に対する選択と

2) Duesenberry, et al. [2].

異なり、資産であるかぎりつねにストックとして存在するのであるから、「ストック量」の選択の問題が経済主体の行動の基礎をなすことになる。すでにマクロ・モデルにおいても、耐久財需要(固定・在庫投資)の分析においてストック変数が必要であると記したが、新SNAにより、すべての耐久財および金融資産のストックが齊合的な勘定体系による時系列として利用可能になるのである。ストック量の選択においては、耐久財需要と金融資産需要は相互に関連を持ち、両者を同時に決定するシステムを考えることによってはじめて、ストック需要を正当に分析することができるのであるから、新SNAはこれにデータ上の基礎を与えることになる。

つぎに、このような金融資産の残高決定の背後にいかなる理論を求めるべきかという点が問題になる。筆者はさきに産業連関表と国民所得統計を基礎データとして多部門経済モデルを作成したさい、その基本的理論としてヒックス・タイプの一般均衡理論を採用し、これによって経済変動を説明することを試みた³⁾。ヒックスの一般均衡理論は証券、貨幣等金融資産に関する選択を含めた分析であり、この意味では、金融資産選択モデルの基礎を提供しているといえる。しかし、いくつかの点でその後の学界の研究成果をとり入れて、「価値と資本」の世界を一そう発展させた経済図式を構成しておく必要がある。

第1に、ストックに関する選択の理論は、1950年代後半より1960年代にかけていわゆる資産選択(portfolio selection)の理論として著しい進展を見せている。とりわけ、ヒックス・タイプの基本的概念構成をとり、「変化の法則」を重視する方向での重要な貢献はトービン[14]、マーコヴィッチ[7]に端を発する平均分散分析であるといえる。すなわち、ヒックスは将来に対する予想の問題を予想の弾力性という概念により展開したのであるが、トービン・マーコヴィッチはこの予想の内容を将来の価格・利子率についての確率分布であるとして具体的に規定した。そして、そ

の確率分布を平均値と分散という2つのパラメーターで特徴づけることによって、資産選択における危険の問題を分析したのであった。この方向に沿って、実物財および金融資産の選択問題を拡充発展させることは、資金循環モデルの基礎理論の重要な部分をなすと考えられる。森嶋ほか[9]はヒックスの選択理論に平均分散分析の考え方をとりいれ、選択理論の再構成を綿密明瞭に行なっている。

第2に、ヒックスの体系であらわれなかつた経済主体として「銀行」とくに市中銀行の行動をモデルの中に導入する必要がある。ヒックス・タイプの一般均衡理論の拡大を意図したと思われるトービンの論文「貨幣理論への一般均衡論的接近」[15]はこの点に關し重要な指針を与える。この論文の主眼は、経済主体を「公衆」、「銀行」、「政府」の3者にとり、資産も「財」、「貨幣」、「証券」の3者にとって、単純なモデルの中で金融資産を含む一般均衡の本質的特徴を明らかにする点にある。このモデルでは、公衆および銀行の行動はともに資産の収益率を指標とする資産選択方程式であらわされ、政策当局の貨幣供給の増大がいかにして実物投資の増大、経済の拡大を導くかが比較静学により示されている。この論文およびこれにつづくブレイナードとの共同論文[1]において、トービンは銀行を含む一般均衡図式を描いているが、いずれの場合にも資産選択方程式は現在の収益率のみの関数として示されている。トービン自身は平均分散分析の先駆者であり、これらのモデルの背後には平均分散分析を含んだ図式も考えているとみてよいであろう。

以上のような観点からヒックス・タイプの一般均衡システムを再構成したものを、われわれは新しい実証的モデルの基礎理論に与えることにしたいと考える。

3. 資産選択方程式の推定上の問題点

上記のように、資金循環勘定を包含する計量経済モデルを構成するさい、新たに加わった資金循環セクターにおいて基礎的な役割をはたすものは、家計、企業、および銀行の資産選択に関する行動

3) Hicks [3], 斎藤 [11] 参照。

方程式である。われわれはこの行動方程式の基礎理論として、ヒックス、トーピン、森嶋らの諸業績をとりあげることにした。そこで、つきの課題はこのような理論を実証的モデルとして展開することである。本節はこの意味で、資産選択の実証的モデル作成のうえでの問題点について考察することにする。まずこの問題を考えるために出発点として、家計の資産選択を例にとり、つきのような資産選択システムを考えることにする。

$$(3.1) \quad A_i = f_i(W, Y, R_1, R_2, \dots, R_n), \\ i=1, 2, \dots, n$$

$$(3.2) \quad \sum_{i=1}^n A_i = W$$

ここで

A_i =第*i*番目の資産の期末保有量

R_i =第*i*番目の資産の収益率

W =資産総額、または正味資産

Y =所得

である。なお、 A_i は資産であるときは正、負債であるときは負の値をとるものと仮定する。したがって、 W は金融資産についての正味資産(または純資産)である。

ヒックス・トーピン・森嶋らが展開した資産選択理論はきわめて一般的な構成をとっている。すなわち各資産に対する需要を決定する基本的要因としては、まず、正味資産およびすべての資産の収益率が挙げられる。とくに、将来の多期間にわたる資産選択計画を考える場合には、現在のみならず将来の収益率が資産需要の決定要因となる。さらに、平均分散分析の方法をとるならば、各資産の将来の予想収益率は確率変数としてあらわされるから、この確率分布の平均および分散が資産選択に影響を及ぼすことになる。しかし、ここでは将来の各期の予想収益率の平均および分散をすべて独立変数の中に含めるということはやめ、簡単化のためトーピン[15], [1]と同様、各資産の今期の予想収益率のみをとりあげることにした。他方、家計においては、伝統的に所得動機による貨幣需要が重視されている。また、借入金の需要においても、正味資産のみならず家計の所得獲得能力が大きな影響を与えると考えられる。この意

味で所得を上記関数の独立変数に加えている。

ブレイナード・トーピン[1]はこのようなタイプの資産需要関数を計測する場合の問題点としてつきの点を強調した。第1に、(3.1)式のように、かなり簡単化した方程式でも、個々の資産需要に対して数多くの要因が影響を与えている。しかも、個々の方程式は他の方程式から完全に独立しているのではなく、全体としての資産需要システムの一部を構成しているのである。したがって個々の方程式はそれぞれ多数の独立変数を含みながらも、連立方程式システムとして(3.2)式、すなわち adding-up restraint を満足するよう定式化されなければならない。

第2に、(3.1)式は、独立変数の影響に対して家計が完全に適応した状態を示しており、その意味で「均衡」方程式または「静学的」方程式といってよい。しかし、現実の経済においては、このような均衡状態が短期間に実現することはほとんどないといってよい。資産需要方程式にあらわされている独立変数である総資産、所得、利子率等は各期各期に変化を続けていくのであるから、家計は前期の独立変数の値に対して十分適応しつくさないうちに、今期の新しい状況に対面しそれに応じた資産構成の変更を行なわねばならない。現実のデータで観察されるのはこのように絶えず変動しつつある状態であるから、資産選択方程式もこの状態を描写しうる「動学的」方程式でなければならない。ところが、このような動学的方程式においても、個々の資産需要は多数の独立変数によって影響を受ける。しかも、これらの資産需要方程式もやはり動学的变化の各期ごとに adding-up restraint を満足していかなければならないのである。

以上の論点はつきのような例がその意味をもっとも明瞭に示すと思われる。(3.1)式を1次式であらわすならば、

$$(3.3) \quad A_i = \alpha_i W + \beta_i Y + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} R_j + \varepsilon_i, \\ i=1, 2, \dots, n$$

となる。ここでもし、パラメター $\alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}, \varepsilon_i$ の間に

$$(3.4) \quad \begin{aligned} \sum_{i=1}^n \alpha_i &= 1, \\ \sum_{i=1}^n \beta_i &= 0, \\ \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} &= 0, \quad j = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \varepsilon_i &= 0 \end{aligned}$$

なる関係が存在するならば、(3.3)式は、adding-up restraint (3.2)式を満足することになる。

いま、(3.3)式を静学的資産需要関数とみなし、これに基づきおく動学的資産需要関数をストック調整原理によってあらわすならばつきのようになるであろう。

$$(3.5) \quad A_{i,t}^* = \alpha_i W_t + \beta_i Y_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} R_{j,t} + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$(3.6) \quad A_{i,t} - A_{i,t-1} = \sum_{j=1}^n \theta_{ij} (A_{j,t}^* - A_{j,t-1}), \quad i = 1, 2, \dots, n$$

ここで、 $A_{i,t}^*$ は t 期末における第 i 資産の望ましい保有高をあらわす。(3.5)式における $\alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}$ 、および ε_i が条件(3.4)式を満足し、かつ(3.6)式における θ_{ij} に

$$(3.7) \quad \sum_{i=1}^n \theta_{ij} = 1, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

なる関係が存在するならば、この資産需要システムにおいて

$$(3.8) \quad \sum_{i=1}^n A_{i,t} = \sum_{i=1}^n A_{i,t}^* = W_t$$

が成立し、各期ごとに adding-up restraint が満足されることになるのである。

さて、(3.5)および(3.6)よりなるシステムを実証的に推定する場合、つきの 2 点を指摘しておく必要がある。第 1 は、もし観察されたデータが各期ごとに(3.8)式を満足しているならば、これらのデータを用いて(3.5)式および(3.6)式を最小 2 乗法推定した場合、その推定値はつねに条件(3.4)および(3.7)を満足しているという点である。このことは adding-up restraint を満たす推定値をえるうえで、非常に有益な最小 2 乗法の性質であるといえる⁴⁾。

第 2 は、実際に(3.5)式および(3.6)式を推定する場合、独立変数の数は資産の数が増加するとともに増加するのであるから、通常の時系列を扱うかぎりただちに多重相関性の問題に直面せざるをえないという点である。多重相関性はほとんどすべての実証的研究につきまとい、実証分析家を悩ませる最大の問題の一つに数えられる。ことに資産選択モデルの推定にはこれが特別の意味を持っている。すなわち、説明変数において多重相関性が顕著と思われるとき、通常採られる方法は説明変数の数を減少させることである。上記の資産需要関数の例でいおう。一般的にいって第 i 番目の資産需要には、第 i 番目の資産の収益率のみならず他のすべての資産の収益率もなんらかの影響を持つと考えられるが、そのうち効果の数量的な大きさという点で重要なのは、第 i 番目の資産およびそれとともに代替的な資産の収益率であろう。そこで、実際の需要関数の推定にあたっては、その資産とあまり関係が強くないと思われる資産の収益率等を独立変数から除くということがしばしば行なわれる。ところが、上記のように、adding-up restraint を満足させなければならぬという観点からすれば、最小 2 乗法の独立変数はすべての方程式に対して共通でなければならない。したがって、もし第 j 番目の資産の収益率を第 i 番目の資産の需要関数から除くならば、これを第 j 番目の資産の需要関数も除かなければ adding-up restraint は満足されないのである。これは明らかに第 j 番目の資産の需要関数の定式化としては不適切であろう。

また、動学的方程式においても、第 i 番目の資産需要にとって最も重要な変数は、第 i 番目の資産の望ましい水準と前期の水準の差である。しかし、もし第 j 番目の資産における望ましい水準と前期の水準の差を第 i 番目の資産需要方程式から除くならば、これを第 j 番目の資産需要方程式からも除かなければ、adding-up restraint は満足されないのである。明らかにこれは第 j 番目の資産需要方程式の定式化として不適切である。

4) 斎藤 [12], pp. 18-20 参照。

さて、多重相関性の本質的な問題点は、推定しようとするパラメーターの数に対して、これを推定するために利用しうる情報が不足している点にあるといえる。したがって、この問題を処理するための有効な手段としてつぎの2つが重要である。第1は、情報の不足を時系列以外の他の情報から求めることである。たとえば、パラメーターの推定値が技術的ないし制度的状況から確かめうるものがあれば、その値は時系列からの推定によらず、技術ないし制度に関する直接的な情報によって与える。また、パラメーターの一部にクロス・セクション・データにより推定しうるものがあるならば、これらのパラメーターの値はクロス・セクション・データからの推定値を用い、その他のパラメーターのみを時系列データより推定する。すなわち、いわゆる pooling method の適用である。このように何らかの他の情報からパラメーターの一部を推定しておくならば、時系列の情報はすべてのパラメーターを時系列から推定する時よりも、数少ないパラメーターの推定にあてられるのであるから、多重相関性の難点はそれだけ回避されることになるのである。

第2に、方程式の関数型を定める場合、可能ならばパラメーターの数の少ない型を選ぶようにする方法である。もとより、パラメーターの数の少ないとすることは、それだけ関数になんらかの制約を課していることになるが、多重相関性の観点からはこの方が望ましいのである。本来、関数型の選択は経済理論からの要請、データに対する適合度の状態等によって定めなければならない。しかし、これらの観点とともに、パラメーターの数を減ずることによりえられる利点も考慮から逸してはならない。

上記のような資産需要関数推定上の問題点を考慮して、筆者はさきにアメリカの家計の金融資産需要関数を推定した。推定結果の詳細は Saito [13] に記されているので、ここでは推定方法上の要点のみを記しておく。

(1) 静学的資産需要関数として、LES(Linear Expenditure System)型方程式を採用する。この定式化では、パラメーターは全方程式に共通のものとなるため、その数が(3.3)式とくらべて著

しく少なくなる。すなわち、上記の第2の点が考慮されている。しかも、すべての資産需要方程式を連立方程式システムとして推定するため自由度が非常に増加する。

(2) LES型方程式において総資産 W および所得 Y の効果をあらわすパラメーターはクロス・セクション・データにより推定する。すなわち、pooling method を適用している。

(3) 各資産の利子率の影響をあらわすパラメーターは3年間の移動平均時系列から推定する。これは静学的関数関係はこのようにやや長期間の平均的な値(ここでは3年平均)において観察しうると考えたからである。

(4) 動学的方程式は(3.6)と同じ型の方程式を、4半期時系列を用いて推定した。そのさい、 t 期における望ましい資産保有高 $A_{t,t}^*$ は、すでに推定した静学的方程式の独立変数に同じく t 期の値を代入して算出した。

4. 金融資産需要関数の計測例

筆者は現在日本の家計の金融資産需要関数の計測作業を行なっている。この作業ではデータの利用等に関しアメリカのデータによる計測とは若干異なった方法をとっているので、本節でその方法と推定結果の一部を報告しておきたい。

日本の家計の金融資産の選択に関して、もっとも詳細かつ包括的なデータは貯蓄動向調査である。そこでこの貯蓄動向調査の個票を用いて(3.5)および(3.6)式を推定することとした。すでに繰返し述べたように、ブレイナード・トービン・タイプの資産需要方程式推定の最大の障害は多重相関性の問題であり、これは通常時系列データが推定に必要なだけ情報を与えてくれないことに起因している。したがって貯蓄動向調査の個票という非常にはう大な情報をできるかぎり生かして推定を試みることにした。

(3.5)式および(3.6)式に、個々の家計を示す添字 s を付すとともに、各方程式に確率誤差項を加え、方程式システム全体を行列記号を用いてあらわすことにする。

$$(4.1) \quad A_t^* = BZ_t + u_t$$

第1表 金融資産需要関数推定結果

	(1) 正味資産 <i>W</i>	(2) 所得 <i>Y</i>	(3) 定期預金利子率 <i>R</i> ₂	(4) 株収益率 <i>R</i> ₅	(5) 債券利回り <i>R</i> ₆	(6) 貸利子率 <i>R</i> ₇	(7) 定数項	(8) <i>A</i> _{1,-1}	(9) <i>A</i> _{2,-1}	(10) <i>A</i> _{3,-1}	(11) <i>A</i> _{4,-1}
<i>A</i> ₁ : 通貨性預金	0.0507 (20.0)	0.0441 (10.8)	32.7964 (2.29)	-0.0267 (0.10)	-8.7220 (0.66)	-27.4410 (1.42)	89.7691 (1.43)	0.4178 (41.5)	0.0084 (1.98)	-0.0601 (5.75)	-0.0309 (3.27)
<i>A</i> ₂ : 定期性預金	0.2255 (47.8)	0.0739 (9.69)	102.5212 (3.84)	0.0650 (0.13)	3.2187 (0.13)	-93.4385 (2.61)	52.4395 (0.45)	-0.0210 (1.12)	0.5937 (74.8)	-0.1746 (8.98)	-0.1463 (8.33)
<i>A</i> ₃ : 金融機関外預金	0.0308 (14.1)	0.0236 (6.70)	-1.9548 (0.16)	0.0320 (0.14)	2.6766 (0.24)	4.0623 (0.25)	-55.4743 (1.03)	-0.0284 (3.29)	-0.0298 (8.13)	0.8080 (90.0)	-0.0275 (3.40)
<i>A</i> ₄ : 生命保険	0.0393 (15.5)	0.0539 (13.2)	-26.9459 (1.88)	0.2602 (0.96)	18.9493 (1.44)	-7.1470 (0.37)	81.6408 (1.30)	-0.0030 (0.30)	-0.0200 (4.70)	-0.0586 (5.62)	0.5576 (59.1)
<i>A</i> ₅ : 株式	0.1110 (31.7)	0.0149 (2.64)	-47.5574 (2.40)	0.4494 (1.20)	-25.7108 (1.41)	97.4122 (3.66)	-315.8115 (3.63)	-0.0157 (1.13)	-0.1140 (19.3)	-0.0321 (2.22)	-0.0651 (4.99)
<i>A</i> ₆ : 債券	0.0691 (23.3)	0.0296 (6.18)	-25.3253 (1.51)	0.1002 (0.32)	15.9374 (1.03)	12.6631 (0.56)	-122.6386 (1.67)	0.0280 (2.38)	-0.0676 (13.6)	-0.0719 (5.88)	-0.0485 (4.39)
<i>A</i> ₇ : 金融機関からの借入金	0.3152 (57.8)	-0.1589 (18.0)	-34.7446 (1.13)	-1.1573 (1.99)	-23.3965 (0.82)	33.2736 (0.80)	241.8355 (1.79)	-0.2190 (10.1)	-0.2441 (26.6)	-0.2244 (9.98)	-0.1994 (9.82)
<i>A</i> ₈ : その他借入金	0.1584 (40.2)	-0.0811 (12.7)	1.2105 (0.05)	0.2772 (0.66)	17.0473 (0.83)	-19.3848 (0.65)	28.2395 (0.29)	-0.1587 (10.1)	-0.1266 (19.1)	-0.1862 (11.5)	-0.0399 (2.72)

$$(4.2) \quad A_t - A_{t-1} = \Theta (A_t^* - A_{t-1}) + v_t$$

$$(4.3) \quad eB = [1, 0, 0, \dots, 0]$$

$$(4.4) \quad e\Theta = e$$

$$A_t^* = [A_{is}^*]_t : (n \times m)$$

$$B = [\alpha_i, \beta_i, \gamma_{i1}, \gamma_{i2}, \dots, \gamma_{in}, \varepsilon_i]$$

$$: (n \times (n+3))$$

$$Z_t = [W_s, Y_s, R_1, R_2, \dots, R_n, 1]'_t$$

$$: ((n+3) \times m)$$

$$u_t = [u_{is}]_t : (n \times m)$$

$$A_t = [A_{is}]_t : (n \times m)$$

$$\Theta = [\theta_{ij}] : (n \times n)$$

$$v_t = [v_{is}]_t : (n \times m)$$

$$e = [1, 1, \dots, 1] : (1 \times n)$$

ここで、 n は資産および負債の数、 m は家計数をあらわす。 Z_t の各行は静学的方程式の各独立変数(定数項に対する 1 を含めて計 $(n+3)$ 個)に対応し、各列は個々の家計に対応する。(記号' は転置行列を示す)。 Z_t の要素のうち W および Y には家計をあらわす添字 s があるのに対し、 $R_1, R_2, \dots, R_n, 1$ についてこれがないのは、各年の利子率はすべての家計に対し共通の値であると考えられるからである。また、 u_t および v_t の各要素は確率誤差項である。

(4.1) を (4.2) に代入すれば

$$(4.5) \quad A_t = CZ_t + DA_{t-1} + w_t$$

$$w_t = \Theta u_t + v_t$$

$$C = \Theta B$$

$$D = I - \Theta$$

をうる。 w_t は確率誤差項である。

いま、貯蓄動向調査の個票を用いて (4.5) 式を最小 2 乗法により推定するならば、 C と D に対する推定値がえられる。後者より Θ に対する推定値がえられるから、この Θ の逆行列を C に前から乗ずるならば

$$\Theta^{-1} C = \Theta^{-1} (\Theta B) = B$$

の関係から B に対する推定値を求めることができる。

この方法は、さきに記したアメリカのデータによる資産需要方程式の推定のときよりも、つぎの 2 点ですぐれていると考えられる。第 1 に、アメリカの場合には、pooling method の第 2 段階、すなわち時系列データを用いて静学的方程式における利子率の効果を推定したとき、3 年の平均値を標本として用いた。後に動学的方程式を推定した結果、独立変数に変化がない場合、ほぼ 3 年で均衡方程式の状態にかなり接近することがわかつたので、この方法もある程度まで正当化される。しかし、現実に観察されるのは、動学的過程における各家計の行動であり、また 3 年平均という最初の定め方にも恣意性をともなうから、明らかに (4.5) 式の推定から出発する方がまさっている。

第 2 に動学的方程式の推定にも多数の独立変数を扱わねばならないから、アメリカの場合のようにこの推定に時系列データを用いることは、多重

第2表 金融資産需要弾力性推定値

(12)	(13)	(14)	(15)	(16) \bar{R}^2
$A_{5,-1}$	$A_{6,-1}$	$A_{7,-1}$	$A_{8,-1}$	(S_e)
-0.0044 (1.01)	-0.0516 (7.99)	-0.0359 (4.70)	-0.0290 (3.79)	0.4150 (213.1)
-0.1867 (23.2)	-0.2246 (18.7)	-0.1029 (7.24)	-0.1238 (8.70)	0.7576 (396.5)
-0.0216 (5.80)	-0.0452 (8.16)	-0.0343 (5.23)	-0.0238 (3.62)	0.6208 (183.0)
-0.0136 (3.14)	-0.0309 (4.79)	-0.0419 (5.50)	-0.0321 (4.20)	0.4891 (212.9)
0.6552 (109.6)	-0.0727 (8.16)	-0.0914 (8.66)	-0.1158 (11.0)	0.7988 (294.3)
-0.0662 (13.1)	0.7925 (105.1)	-0.0319 (3.57)	-0.0406 (4.54)	0.7337 (249.1)
-0.2484 (26.7)	-0.2291 (16.5)	0.4900 (29.8)	-0.2774 (16.8)	0.5140 (458.7)
-0.1143 (17.0)	-0.1383 (13.8)	-0.1518 (12.8)	0.6424 (54.0)	0.5385 (331.4)

	(1) 正味 資 W	(2) 所 得 Y	(3) 定期預 金利子 率 R ₂	(4) 株 式 収益率 R ₅	(5) 債券利 廻り R ₆	(6) 貸 出 利子 率 R ₇
A_1 : 通貨性預金	0.282 0.310	0.321 0.653	0.723 2.028	-0.000 0.000	-0.239 -0.688	-0.808 -2.004
A_2 : 定期性預金	0.503 0.743	0.215 0.421	0.905 4.410	0.000 -0.003	0.035 -0.224	-1.102 -5.498
A_3 : 金融機関外 預金	0.333 -0.073	0.334 2.126	-0.084 -0.188	0.001 0.009	0.142 0.441	0.233 1.907
A_4 : 生命保険	0.148 0.108	0.266 0.750	-0.403 -0.769	0.002 0.005	0.352 0.761	-0.143 -0.436
A_5 : 株式	0.704 0.417	0.124 1.319	-1.196 -5.579	0.005 0.019	-0.802 -3.198	3.272 14.233
A_6 : 債券	0.565 1.174	0.316 1.115	-0.820 -5.325	0.001 0.001	0.640 3.862	0.548 2.577
A_7 : 金融機関か らの借入金	2.347 2.013	-1.548 -5.000	-1.025 -3.978	-0.014 -0.054	-0.856 -3.185	1.311 4.913
A_8 : その他借入 金	1.203 0.829	-0.806 -2.842	0.036 -0.436	0.003 0.024	0.636 3.349	-0.779 -3.428

上段は短期弾力性。

下段は長期弾力性。

相関性により推定値が不安定になる可能性をはらんでいる。これに対し、多数の標本数を持つクロス・セクション・データにより動学的方程式を推定しうることは、結果の信頼性をえるうえで非常に有利である。

本来、クロス・セクション・データは資産効果および所得効果の推定に利用される。特定のクロス・セクション・データでは、すべての家計は同一の利子率に直面していると考えられるからである。しかし、われわれの場合、昭和45年より昭和49年まで、同一の標本設計による5年分のクロス・セクション・データの利用が可能であった。したがって、この5年分の標本をすべてpoolして、資産効果・所得効果とともに、資産収益率の効果をも推定することとした。

推定結果を示す前にデータの処理について若干付記しておく。標本として、二年連続調査を行なった勤労者世帯をとるが、このうちから所得の報告のないものは除くこととした。標本数は5年分で6,235世帯、1年平均1,247世帯である。資産は貯蓄動向調査の分類にしたがい、「通貨性預金(A_1)」、「貯蓄性預金(A_2)」、「金融機関外預金(A_3)」、「生命保険(A_4)」、「株式(株式投資信託をふくむ)(A_5)」、「債券(債券投資信託をふくむ)(A_6)」、「金融機関負債(A_7)」、「その他負債(A_8)」の8項目に分類した。単位はいずれも45年価格の1,000円である。また、各年ごとに資産、負債、前年の資

産、および前年の負債をその年の一般消費者物価指数でデフレートした⁵⁾。資産の収益率については「定期預金利子率(R_2)」、「株式収益率(R_5)」、「債券利廻り(R_6)」、「銀行貸出利子率(R_7)」の4種を用いた。単位はいずれもパーセントである。

すでに Z_t の説明でも記したように、収益率変数は一定の年においてすべての家計に共通の値をとるものであるから収益率効果の推定に用いることのできる情報はきわめて限られている。われわれの場合、5年分のクロス・セクション・データを利用するのであるから収益率変数は4変数以上用いることはできない。すなわち、4個の収益率変数と定数項で5年分の標本に対する自由度はちょうど0になるからである。このような限定された形での推定であるから、収益率変数の効果の計測結果についてはあまり多くを期待しない。しかしこれによって資産効果・所得効果の推定結果までが影響を受けるわけではないことは指摘しておく必要がある。収益率変数に関して自由度が0である場合の推定結果というのは、他の変数に関してはちょうど昭和45年を基準年として昭和46年以降各年に定数項に対するダミー変数を加えたときと同じ結果になるのである。

(4.5)式の推定結果は、第1表に掲げた。表の各行に沿って各資産に対応する推定結果を示して

5) このことは前年の資産および負債は今年の実質価値で評価されていることを意味する。

ある。表の各列は、1列から7列までが Z_t マトリックスの各行(独立変数)に対応し、(4.5)式の D マトリックスの推定値を示す⁶⁾。8列から15列までは、各資産の前期末における保有高に対応し、(4.5)式の D マトリックスの推定値を示している。なお、これらの各推定値の下の括弧内の数字は t -値である。最後の16列は上段が自由度調整ずみの決定係数、下段の括弧内の数字は方程式の標準推定誤差である。

推定結果の検討に進むこととする。まず、方程式のフィットの状態を決定係数 \bar{R}^2 から観察するならば、クロス・セクション・データの個票による推定結果としてはフィットは良好であるといえる。 \bar{R}^2 は8資産で0.80から0.42の範囲にある。このような結果がえられたことは、前年の資産保有高を説明変数に加えたことに負うところが多いと思われる。同じ説明変数を用いて前年の資産保有高を除いた方程式、すなわち(4.5)式から DA_{t-1} の項を除いた場合の推定結果では \bar{R}^2 の範囲は(0.08, 0.44)とかなり低下するのである。

前年末の資産保有高の効果、すなわち D の推定結果では、 D の対角要素(その資産自身の前年末保有高の効果)の推定値はすべての資産について1より小さい正の値をとっている。また、 t -値は非常に高く、各点推定値を中心とする信頼区間の幅も点推定値の大体10分の1以下(負債の場合のみ10分の1を若干越える)である。1からこの D の対角要素を引いた値が Θ の対角要素、すなわち自己調整係数の推定値となる。これは、理論的には正であり、かつ動学的資産選択システムが安定的であるためには1より小さい値をとることが予想されるが、 Θ の対角要素の推定値が例外なく1より小さい正の値であることは表より直ちに知ることができる⁷⁾。このように多数の独立変数を含みながら、すべての資産について理論的に妥当と考えられる推定値のえられたことは、クロス・セクション・データが与える豊富な情報を利用し

6) ただし、収益率変数は8資産についてでなく、4資産についてのみ用いられているから Z_t の行の数はそれだけ減じている。

7) 推定値による Θ は安定行列である。

えたためであるといえよう。自己調整係数の大きさは、通貨性預金(0.58)、定期性預金(0.41)、生命保険(0.44)、金融機関負債(0.51)、が比較的大きい値であり、金融機関外預金(0.19)、株式(0.34)、債券(0.21)、金融機関外負債(0.36)がやや低い部類に属している。

D マトリックス推定値の非対角要素は、大多数が負であり(D の非対角要素56のうち正の値は2つだけ)，絶対値では0.28が最大であって0.1以下の値が半数以上をしめる。 D の非対角要素の符号を逆にした値が、これに対応する Θ の非対角要素の推定値となるのであるから、上記の事実は Θ の非対角要素の大多数が正の小さな値をとっていることを示す。これは、たとえば定期性預金の場合、望ましい保有高が前年の保有高を越えているならば、1年目にはその差額の41%だけ定期性預金の保有高を増加させるが、残りの59%は差当り少しずつ他の資産の保有高の増加にあてられることを意味する。

資産効果は表の第1列に示されている。どの資産に対しても、正味資産 W は有意な正の効果を持っている。すでに記したように、短期の資産効果を示す係数にマトリックス Θ の逆行列を前から乗じることにより、長期の資産効果を示す係数(B の第1列)を算出することが出来る。これら短期および長期の資産効果の大きさを弾力性であらわしたものが、第2表第1列である。それぞれの資産について、上段の数字が短期弾力性、下段の数字が長期弾力性である。なお、弾力性の計算には、昭和47年の勤労者家計の資産の平均保有高を用いた。

資産効果の短期弾力性は、通貨性預金(0.28)、生命保険(0.15)、金融機関外預金(0.33)が低く、定期性預金(0.50)、株式(0.70)、債券(0.57)がこれらより若干高く、金融機関借入金(2.35)、その他借入金(1.20)がさらに高い。このことは金融資産の正味資産が増加したときは、借入金の返済にあてられる割合が非常に大きく、通貨性預金、生命保険等にむけられる割合が小さいことを意味する。資産効果の長期の弾力性についても、ほぼ同様の傾向が認められるが、定期性預金、債券など

は短期より長期の方が弾力性が増大する傾向があるのに対し、株式、負債などはむしろ減少する傾向が認められる点、および金融機関外預金の弾力性が小さいが負の値にすら転じている点などが注目される。アメリカのクロス・セクション・データの推定値が、ここでいう長期の弾力性に対応すると考えられるが、アメリカの場合、現金・要求払預金(0.18)、定期預金(0.34)などは日本の値よりかなり低く、生命保険・年金積立金(0.32)、株式(1.09)などが日本の値よりかなり高い点を指摘しうる。これらは、日米両国の資産保有の習慣の相違を反映していると考えられる。

所得効果も同様にして、短期および長期の弾力性の値を計算することができる。それが第2表第2列の数字である。所得効果は通貨性預金の弾力性(長期0.65)の方が定期性預金の弾力性(長期0.42)よりも大きい。これは前者の方が取引残高需要としてより多く保有されることを示す。資産効果の場合は貯蓄性の強い定期性預金の方が通貨性預金より弾力性が高かった事実と対照をなしている。金融機関外預金(2.13)、生命保険(0.75)、株式(1.32)、債券(1.12)の長期弾力性が比較的高いが、これらは大体において所得獲得能力に強く結びついているから当然のことといえよう。金融機関借入金、その他借入金の弾力性が絶対値で非常に高いのも、所得が高いほど借入能力が高いという事実を示している。アメリカの推定値との比較でいえば、生命保険・年金積立金(0.82)、借入金(-2.19)などが日本の値と類似した傾向を示しているが、他の資産ではアメリカの所得弾力性は日本のそれよりかなり低い推定値を示している。

さきに記したように、利子弹力性の値については、結果にあまり重きをおくことは出来ないが、定期性預金の定期預金利子率弾力性は短期で0.91、長期で4.41とかなり高い値に推定されている。これに対応するアメリカの長期弾力性推定値は0.82であった。株式収益率はほとんどの資産に対しても効果を与えていない。これに対し、債券利廻りは債券需要に対して短期0.64、長期3.86とかなり強い影響を与えているのみならず、代替資産とみなされる株式需要に対しても弾力性が短

期-0.80、長期-3.20と強い影響を持っている。

最後に、利子率ないし収益率から物価上昇率を引いた実質利子率についても推定を試みたことを付記しておく。ただし、その結果は、 R_2, R_5, R_6 の実質利子率の影響は物価上昇率で割引かない場合とあまりかわらず、 R_7 の実質利子率の影響は借入金に対し期待とは逆符号の係数推定値を示した。

5. 結 語

家計の資産選択の行動方程式の推定は、資産効果、所得効果、および動学的調整係数の推定に関するかぎり、貯蓄動向調査の使用により、きわめて安定した推定結果のえられることがわかった。収益率の効果、ないしその平均・分散の効果の計測に関しては、すでにえられたパラメーター推定値と資金循環表時系列を利用して pooling method による推定を行なう予定である。

一般均衡分析は主体の行動分析と市場の需給分析よりなる。主体分析において、家計は市場の変化に対しほぼ受動的に行動するだけであるから、その行動には比較的高い規則性が観察される。これに対し、金融市場は外生的ないし制度的要因によって需給法則が歪められることが多い。利子率決定モデルへの実証的接近がつきの大きな課題となるであろう。

(神戸大学経済学部)

引用文献

- [1] Brainard, W. C., and J. Tobin, "Pitfalls in Financial Model Building," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. LVIII (May 1968), pp. 810-34.
- [2] Duesenberry, D. S., G. Fromm, L. R. Klein and E. Kuh, ed., *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1965.
- [3] Hicks, J. R., *Value and Capital*, 2nd ed., Oxford: Oxford University Press, 1946.
- [4] 市村真一「日本経済の構造と成長」森嶋通夫・篠原三代平・内田忠夫編『新しい経済分析』創文社, 1960年, 第8章。
- [5] 経済審議会計量委員会(編)『計量委員会第4次報告』大蔵省, 1973年。

- [6] Klein, L. R., "Whither Econometrics?", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. LXVI (June 1971), pp. 415-21.
- [7] Markowitz, H. M., *Portfolio Selection*, New York: John Wiley, 1959 (鈴木雪夫監訳『ポートフォリオ選択論』東洋経済新報社, 1969)。
- [8] 宮沢健一「国民所得乗数と産業連関」篠原三代平・宮沢健一・水野正一『国民所得乗数論の拡充』有斐閣, 1959年, 第8章。
- [9] Morishima, M., et al., *Theory of Demand: Real and Monetary*, Oxford: Oxford University Press, 1973.
- [10] Preston, R. S., *The Wharton Annual and Industry Forecasting Model*, Philadelphia: Economics Research Unit, University of Pennsylvania, 1972.
- [11] 斎藤光雄『一般均衡と価格』創文社, 1973年。
- [12] 斎藤光雄「家計の資産選択」『国民経済雑誌』第131巻第3号(1975年3月), pp. 16-32.
- [13] Saito, M., "Household Flow-of-Funds Equations: Specification and Estimation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, forthcoming.
- [14] Tobin, J., "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk," *Review of Economic Studies*, Vol. 25, No. 67 (February 1958), pp. 65-86 (水野正一・山下邦男監訳『現代の金融理論』勁草書房, 1965)。
- [15] Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 1 (February 1969), pp. 15-29.
- [16] 辻村江太郎・黒田昌裕『日本経済の一般均衡分析』筑摩書房, 1974年。
- [17] 上野裕也・武藤博通「日本経済の産業間連動モデル」上野裕也・村上泰亮編『日本経済の計量分析』岩波書店, 1975年。