



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	資産価格の変動が消費・貯蓄に及ぼす効果: コーホート・データによる分析
Author(s)	成田, 淳司
Citation	経済学研究, 48(4), 108-121
Issue Date	1999-03
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/32148
Type	departmental bulletin paper
File Information	48(4)_P108-121.pdf



資産価格の変動が消費・貯蓄に及ぼす効果*

——コーホート・データによる分析——

成 田 淳 司

1 はじめに

本稿は、総務庁統計局編『全国消費実態調査』（1984年、1989年、1994年調査）のマイクロ・データから世帯主の出生年次をもとに「出生コーホート・データ」¹⁾を作成し、それを使って資産価格の変動が消費・貯蓄行動に及ぼす影響を及ぼしたのかを分析することを目的とする。

*) 本稿は、文部省科学研究費特定領域研究「ミクロ統計データ」全体集会（1998年7月31日、於国際文化会館）で報告した内容のうち、コーホート・データによる分析の部分に加筆したものである。本稿作成にあたり、総務庁統計局編『全国消費実態調査』のマイクロデータを用いた（総務庁告示第165号（平成9年11月20日付け官報告示）、同第149号（平成10年10月2日付け官報告示））。このデータの利用に関して、特定領域研究代表の松田芳郎先生（一橋大学経済研究所）、松井博先生（東京大学社会科学研究所）に、また、実際のデータの取り扱いに関して岩永琢磨氏（一橋大学経済研究所）にお世話になった。とりわけ、中西泰夫氏（専修大学経済学部）にはデータの取り扱いでご協力いただいたばかりではなく、最終稿をお読みいただきいくつかの有益なコメントを頂戴した。これらの方々に対し、ここに記してお礼を申し上げます。なお、有り得べき誤りはもとより筆者の責任である。本稿は、平成9年度、平成10年度文部省科学研究費特定領域研究「ミクロ統計データ」の研究成果である（課題番号：09206114）。

1) Glenn (1977) によれば、「コーホート」とは「地理的にもしくは他のなんらかの方法で画された全住民のうち、一定の時期に人生における同一の重大な出来事を体験した人々」（邦訳p. 3）と定義されるという。そして、「人生における重要な出来事」として極めて頻繁に考慮されるのは出生であるから、出生を基準に作成したデータを「出生コーホート・データ」というと述べている（邦訳p. 3）。

われわれが今回実証分析の対象とした上記3回の調査時点には、土地、住宅、そして株などの資産価格の急騰と急落の時期が含まれる。すなわち、1980年代後半から資産価格は急騰し、そして、1990年代には資産価格の急落が生じた。従って、これらの時点のデータを用いることで、資産価格の変動が消費・貯蓄にどのような影響を及ぼしたのかを明らかにすることができると考えられる。

成田(1991)は、かつて、総務庁統計局編『家計調査年報』『世帯主の年齢階級別』データを使って、そこから世帯主の出生年次別にコーホート・データを作成し、それをもとに消費・貯蓄の実証分析を行ったことがある。前稿で実証分析に用いたデータには、資産残高、負債残高に関するデータが含まれていないため、前稿では資産価格の変動が消費・貯蓄に及ぼす効果の分析ができなかった。しかし、今回利用する『全国消費実態調査』には消費・所得のデータに加えて資産価格のデータが含まれているので、本稿では前稿をさらに発展させ、資産価格の変動が消費・貯蓄にどのような影響を及ぼしたのかについて分析を行うことが可能となった。

近年、マイクロデータを使った実証分析が盛んに行われるようになったにもかかわらず、本稿では、マイクロデータを基礎としつつも、コーホート分析を行ったのはつぎのような背景があったことである。筆者のここ数年の関心は、個々人が一生を通じてどのような貯蓄活動を行うか、言い換えれば個々人の貯蓄のライフサイクルはどのようなものかという点にあるが、そう

した研究を行うにはパネルデータ²⁾が利用可能であればよい。1968年以降、ミシガン大学がPanel Study of Income Dynamicsという調査を行っていることからわかるように、アメリカでは30年にもわたってパネル調査が行われてきた。これに対し、日本では、財団法人家計経済研究所が1993年以降行っている『消費生活に関するパネル調査』³⁾を除けば、家計行動に関するパネル調査はまったく存在しないといつてよい。このように家計行動に関するパネルデータの蓄積が浅い日本で、なんらかの形でそれを補完するような分析を行おうとすれば、コーホート・データを使った分析はその有力な候補の一つとなるであろう。そうしたこともあってか、ここ数年、コーホート・データは「疑似パネルデータ(pseudo panel data)」とも呼ばれ、その統計分析の特性が分析されるようになってきた⁴⁾。こうした疑似パネルデータが利用されるようになった背景には、パネル調査が容易に行えないこと、他の目的で集められたデータをなんらかの方法でつなぐ(マッチングする)ことで、パネルデータと同様の分析を行うことができるのではないかと考えられるようになってきたことがあげられる⁵⁾。こうした研究動向を考

慮すれば、コーホート・データによる分析はこれから有効な分析手法の一つといえよう⁶⁾。

以下では、まずはじめに、われわれが推計する消費・貯蓄関数とその理論的背景と、それを分析する際の統計手法についてみる(第2節)。ついで、分析に用いたデータの具体的な内容と、作成したコーホート・データの特徴について述べる(第3節)。そして、コーホート・データによる消費・貯蓄関数の計測結果とその含意を紹介し(第4節)、最後に、本稿の結論と残された研究課題とを述べることとする(第5節)。

2 分析のフレームワーク

—経済理論と統計分析の手法—

2-1 消費・貯蓄のライフサイクル仮説

本稿の分析のフレームワークは、消費・貯蓄のライフサイクル仮説である⁷⁾。

消費のライフサイクル仮説によれば、消費は生涯所得の割引現在価値と初期資産との合計である「富」に依存する⁸⁾。すなわち、これは

それによれば、マッチングとは「同じ母集団に属する個体を含んだ2つ以上のファイルの記録を連結すること」と定義されているという。日本では、美添・荒木(1998)が「家計調査」と「貯蓄動向調査」を使ってマッチングを行い、消費関数を推計するという実験を行っている。

- 2) パネルデータとは「同じ調査対象者に二時点以上に渡って調査したもの」をいう(Glenn (1977), 邦訳 p. 5)。これに対し、コーホート・データは、「時点1で研究対象となった個人が時点2でも標本に含まれる」ということはほとんどない(Glenn (1977))という点においてパネルデータとは異なる。
- 3) 財団法人家計経済研究所のパネルデータの詳細に関しては、財団法人家計経済研究所(1995)参照のこと。
- 4) 伴・高木(1998)は、疑似パネルデータに関してつぎのように述べている。「疑似パネルデータの作成は、個体属性が類似した標本であれば、同一個体と見なす統計的マッチング技法の応用である。すなわち、年齢や地域などの属性に基づいて標本データを集計し、それをコーホートデータと見なそうとするものである。」(伴・高木(1998), p. 9)。
- 5) 椿(1997)は、アメリカ合衆国統計手法に関する連邦委員会マッチング技法小委員会のレポート、Report on Exact and Statistical Matching Techniquesから「マッチング」の定義を紹介している。

- 6) 現在、「政府指定統計」のマイクロデータを個々の研究者が利用することは「統計法」の規定により極めて厳しい制約があるが、将来的には、公的な機関が利用者のニーズに合わせてマイクロデータを再集計し、それを研究者が利用するという、いわゆる、「オーダーメード集計」が広く行われるようになる可能性が大きい。こうした状況を総合的に勘案すれば、コーホート・データを用いた分析は、その使い方によっては、マイクロデータに負けず劣らずある種の有効性を発揮するものと思われる。
- 7) 消費のライフサイクル仮説の展望に、例えば、Modigliani (1986)がある。
- 8) ライフサイクル仮説に関するここでの説明はDeaton and Paxson (1994)による。Deaton and Paxsonはわれわれが「富」と表現したものを「一生涯で利用可能な資源」とでも訳すことが適切な「life time resources」と表現している。

$$CONS = g(a)W$$

で表すことができる。ここで、CONS, Wは、それぞれ、消費、富を表す。ここで、 $g(a)$ は、富と消費の割合を決定する関数で、それは家族数、年齢などに依存する。

これを対数で表示すれば

$$\ln CONS = \ln g(a) + \ln W$$

と表すことができる。

Deaton and Paxson (1994) は、「富」の代理変数として「(当期の) 所得」を使って分析を行った。本稿では、「富」として「(当期の) 所得」⁹⁾と以下で定義する「純資産」とを考慮することにした¹⁰⁾。また、本稿で「純資産」として、「純金融資産残高(=金融資産残高-金融負債残高)」と「住宅・土地の評価額」とを考慮することにした。従って、われわれが推計しようとする消費関数は

$$\ln CONS = \alpha + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln FS + \beta_3 AGE + \beta_4 \ln W$$

である。ここで、Y, FS, AGE, Wは、それぞれ、所得(年間収入または可処分所得)、家族数、世帯主の年齢、純資産(純金融資産残高、住宅・土地の評価額)を表す。

2-2 コーホート・データによる分析

9) 「(当期の) 所得」を「富」の代理変数と考えることができるためには、それをもって将来所得の割引現在価値の代理変数であると考えられることと仮定が必要である。なお、Modiglianiのライフサイクル仮説に従って考えるならば、厳密には「(当期の) 所得」ではなく、「(当期の) 労働所得」を用いるべきであろう。しかし、本稿では、これらの問題についてはこれ以上立ち入らないことにする。

10) (当期の) 所得、純金融資産残高、住宅・土地の評価額をもって「富」の代理変数とすることには、つぎのような問題がある。すなわち、労働所得に関しては稼得収入の将来流列に関する割引現在価値を求めなければならないし、純金融資産残高、住宅・土地以外に、年金資産、遺産など、さまざまな資産を考慮しなければならない。

さて、ここでは上記の消費関数をコーホート・データを使って分析する場合について、和合・伴(1995)に従って考えることにしよう。すると、これは

$$\begin{aligned} \ln CONS_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln FS_{it} \\ & + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + u_{it} \\ i = & 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

で表される。ただし、 i, t は、それぞれ、コーホート、時間を示す。また、ここで、 α_i は家族数、世帯主の年齢、純資産残高で捉えることのできない家族属性を示す変数で、「個別効果(individual effect)」と呼ばれる。

実証分析を行うに際して、この α_i を確率変数として扱う場合と、非確率変数として扱う場合の二つが考えられる。前者を「変量効果(random effect)モデル」、後者を「固定効果(fixed effect)モデル」と呼ぶ。

さて、ここで、われわれが行おうとしていることの意味をより詳細に考えてみよう。これまで、マイクロデータを用いて消費関数の推計を行うことがしばしば行われてきた。しかし、その多くは、安藤・山下・村山(1986)がそうであるように、クロスセクション分析が中心であった。しかし、われわれがここで行おうとしているのは、まさに、個々のコーホートが時間の経過とともにどのような消費行動を行ったのかを跡づけようとするものであり、その意味でコーホート・データを使うことの意味を最大限に引き出すものとなっているといえる。

2-2-1 変量効果モデルの検証

以下では、変量効果モデルを検証する方法について、一般的なケースについてみてみることにしよう。

いま、推計しようとしている関数が

$$\begin{aligned} y_{it} = & X'_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \\ i = & 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

で表されるものとしよう。ここで、 α_i, u_{it} に関

して

$$\begin{aligned} E\alpha_i &= 0, E\alpha_i^2 = \sigma_a^2, E\alpha_i\alpha_j = 0, (i \neq j) \\ Eu_{it} &= 0, Eu_{it}^2 = \sigma_u^2, Eu_{it}u_{js} = 0, (i \neq j, t \neq s) \\ E\alpha_i u_{it} &= 0 \end{aligned}$$

が成り立つものとしよう。さて、いまここで、 $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ とすれば、その期待値と分散は

$$Ev_{it} = 0$$

$$Ev_{it}v_{js} = \begin{cases} \sigma_a^2 + \sigma_u^2 & (i = j, t = s) \\ \sigma_a^2 & (i = j, t \neq s) \\ 0 & (i \neq j) \end{cases}$$

となる。ここで、 $E(\alpha_i | X_{it}) = 0$ が満たされれば、これは「分散要素(Variance-Components)モデル」となる。このモデルを推計するには、各データを

$$\begin{aligned} y_{it} - (1 - \eta)\bar{y}_i \\ &= \beta[X_{it} - (1 - \eta)\bar{X}_i] + v_{it} - (1 - \eta)\bar{v}_i \\ &= \beta[X_{it} - (1 - \eta)\bar{X}_i] + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\eta^2 = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_a^2 + \sigma_u^2}$$

と変換すれば、変換後の確率的誤差項は標準線形回帰モデルの仮定を満たすことがわかる。従って、上述の関数を推計するにはこの形に変換してから推計を行うとよい。ただし、各変数の上についたバーはそれぞれの変数の平均値を示す。

2-2-2 固定効果モデルの検証

ここで、時系列の標本数 T が無限大のとき、 $\eta^2 = 0$ となる。従って、これは、 α_i を非確率モデルとして取り扱う固定モデルと一致する。すなわち、固定効果モデルを検証するには、各変数について経済主体ごとの平均からの乖離を計算し

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + \varepsilon_{it}$$

について β を最小二乗推定すればよい¹¹⁾。

3 コーホート・データの特徴

以上、われわれが検証しようとするモデル、およびその推計方法についてみてきた。ここでは、われわれが実際に用いたデータの特徴についてみてみよう。

3-1 総務庁統計局『全国消費実態調査』の概要

本稿で実証に用いたデータは総務庁統計局編『全国消費実態調査』(1984年, 1989年, 1994年)のマイクロデータである¹²⁾。この調査は、全国の二人以上の普通世帯と単身者世帯について、家計の収入、支出、主要耐久消費財の所有数量、住宅・土地の所有状況、および金融資産

11) 変量効果モデルと固定効果モデルとのどちらを採択すべきかという問題に関係して、ハウスマン・テストがある。和合・伴(1995)に従って、これをみてみよう。

かりに、 $E(\alpha_i | X_{it}) = 0$ が満たされれば、われわれは本文で示した関数を変量効果モデルで推計することができる。ところが、その仮定を満たさない、すなわち、 $E(\alpha_i | X_{it}) \neq 0$ のときには個別効果 α_i は X_{it} と相関関係をもつ。従って、 β の推計値はバイアスをもつことになってしまうのである。

これに対し、固定効果モデルは誤差項に個別効果 α_i が含まれていないので、こうして得られた推定量には一貫性がある。従って、変量効果から推計される β_R と固定効果から推計される β_F とを比較し、それらが大きく乖離しているときには、モデルに特定化の誤りがある可能性を否定できない。そこで、Hausman and Taylor(1981)は特定化の誤りを検定する統計量として

$$\chi^2 = (\beta_F - \beta_R)' [V(\beta_F) - V(\beta_R)]^{-1} (\beta_F - \beta_R)$$

を用いることを主張した。そして、いま、「特定化の誤りが無い」ということを帰無仮説とすれば、 χ^2 統計量はパラメータ β の個数を自由度とする χ^2 分布に従うということが一般に知られている。

なお、特定化の誤りに関するハウスマン統計量についての説明にMaddala(1988)がある。

12) この実態調査の詳しい内容に関しては、総務庁統計局編『全国消費実態調査』の「概要」、安藤・山下・村山(1986)、高山編(1992)などを参照のこと。

残高・負債残高¹³⁾を調査したものであり、1959年以降5年おきに行われている。1989年以降、これに住宅・土地の評価額が調査項目として加わった。今回、われわれが利用したのは、このうち二人以上の普通世帯に関する1984年、1989年、1994年の3回分のデータである。二人以上の普通世帯については、調査年の9月、10月、及び11月の3ヶ月間を調査対象とする。

3-2 各変数の概要

分析に先立ち、消費支出(CONS)、年間収入(YI)、あるいは可処分所得(YD)、金融資産残高(SVGS)、負債残高(L)、住宅・土地の評価額(HL)の具体的な内容をみておこう。

(1)消費支出(CONS)：ここでは1ヶ月間の消費支出(月額、単位：円)をいう。本稿では、消費に持家の帰属家賃、現物給与を含めないことにした。以下、年間収入のところで述べるが、消費関数を計測するとき、われわれは説明変数として「年間収入(YI)」あるいは「可処分所得(YD)」を用いた。従って、説明変数として年間収入を用いるときには、被説明変数は年間の消費金額を用いるべきであろう。しかし、われわれはそうしなかった。なぜなら、1ヶ月間の消費支出を年間消費支出に変えるための確たる情報がないためである。

(2)年間収入(YI)：年間収入とは、調査が行われた月を含む過去12ヶ月のすべての世帯員の収入合計をいう(単位：万円)。

(3)可処分所得(YD)：『全国消費実態調査』では、「年間収入」とは別に「可処分所得」も調査されている。この「可処分所得」は調査月1ヶ月間の可処分所得である(単位：円)。われ

われの今回の研究では「年間収入」のみならず「可処分所得」も用いた。上でみてきたように、『全国消費実態調査』は、9月、10月、11月の調査となっているため、夏、冬のボーナスが除かれたものとなっている。しかし、例えば、これらの月々の消費行動が調査年の夏のボーナスないしは年末に予想されるボーナスに依存していることは十分に考えられよう。従って、可処分所得を使って消費関数を推計したときと、年間収入を使ってそれを推計したときとは、その結果の比較には注意を要する¹⁴⁾。

(4)金融資産残高(SVGS)：預貯金、生命保険掛金、有価証券(信託、債券、株式など)の合計をいう。有価証券は11月末の時価で評価されている(単位：万円)。

(5)金融負債残高(L)：住宅の購入、建築、増改築、土地の購入のための借入金残高、それ以外の借入金残高などをいう。これも11月末の時価で評価されている(単位：万円)。

(6)住宅・土地の評価額(HL)：『全国消費実態調査』では、1989年調査以降、「住宅・宅地の評価額」が調査されるようになった。住宅資産の評価額は、住宅の延べ面積に建物の構造別1㎡当たり建築単価を掛けたものに、さらに建物の構造別・建築時期別残価率を掛けて求めたものである(単位：万円)。また、宅地資産の評価方法は、宅地敷地面積(㎡)に1㎡当たり宅地単価を掛けて求めたものである¹⁵⁾(単位：万円)。

(7)デフレーター：これらの名目変数を実質化するための物価指数としては、総務庁統計局編「消費者物価指数(除く生鮮食品)」(1995年基準)を用いた。住宅・土地を実質化するために、例えば、住宅については国民経済計算における「住宅投資デフレーター」、土地については日本不動

13) 『全国消費実態調査』では、これらに対し「貯蓄現在高」、「負債現在高」という言葉を用いている。しかし、経済分析で「貯蓄」という言葉は所得のうち消費しなかったものというフローの概念を意味するから、本稿では、上記の二つの概念がストックの概念であることを明示するために、「金融資産残高」、「金融負債残高」と記すことにする。

14) この問題は、総務庁統計局編『全国消費実態調査』や『家計調査』のマイクロデータを用いる場合にいつもついてまわることがらである。

15) 総務庁統計局編『平成6年全国消費実態調査報告(第6巻資料編、その2 家計資産)』、pp.21-23参照。

産研究所の「全国市街地価格指数」の利用が考えられよう。しかし、ここではそこまでの複雑化は行わずに、消費者物価指数でデフレートすることとした。

3-3 出生コホート・データの作成

本稿では、世帯主の出生年をもとに出生コホート・データを作成する。具体的には、1984年のマイクロデータから世帯主の年齢が25歳のコホート（1959年生まれのコホート、以下、これをヴィンテージ1959年のコホートと呼ぶ）を筆頭に、1歳刻みで、65歳までのコホート・データ（1919年生まれのコホート）を作成する。ついで、1989年のマイクロデータを使って、世帯主の年齢が30歳のコホート・データ（さきの1959年生まれのコホートに対応する）を筆頭に、1歳刻みで、70歳までのコホート・データを作成する。同様に、1994年のマイクロデータを使って、世帯主の年齢が35歳から75歳までのコホート・データを作成する。こうして、1919年生まれのコホートから1959年生まれのコホートまで全部で41個のコホートを作る。

附表-1には、例示として1984年のマイクロデータから作成された、世帯主の年齢が25歳（1959年生まれのコホート）、30歳（1954年生まれのコホート）というように、世帯主の年齢について5歳刻みで、65歳（1919年生まれのコホート）までのコホートについて、家族数(FS)、消費支出(CONS)、年間収入(YI)、可処分所得(YD)、金融資産残高(SVGS)、負債残高(L)の平均値、標準偏差、最大値、最小値が示されている（家族数以外の数字は総て名目値である）。同様に、附表-2には、1989年のコホート・データについて、附表-3には、1994年のコホート・データについて、上記の諸変数と、さらに1989年以降調査されるようになった住宅・土地の評価額(HL)が示されている。

こうして、われわれは、各年について41個のコホートを考えることにした。そして、1984

年、1989年、1994年の3回分のマイクロデータが利用可能であるので、全体で、 $41(\text{コホート}) \times 3(\text{調査回数}) = 123$ 個の観測値を使ってコホート分析を行うことにする。

3-4 コホート・データの特徴

さて、ここでは、こうして作成したコホート・データについてその特徴を各変数についてみてみたい。ここでは、消費支出、年間収入、可処分所得、金融資産残高、負債残高、住宅・土地の評価額について、その実質値の特徴をみることにする。

(1) 実質消費支出、年間収入および可処分所得の推移

実質消費支出(CONS)についてみてみよう。図1-1には、実質消費支出の動きが示されている。3つ丸い点が実線で結んであるが、それらの一つ一つの点が、それぞれ、各コホートの1984年、1989年、1994年の実質消費支出を示している。以下同様に、図1-2、図1-3には、各コホート別の実質年間収入、実質可処分所得の推移が示されている。

これらの曲線の推移の大きな特徴を述べればつぎのようになる。

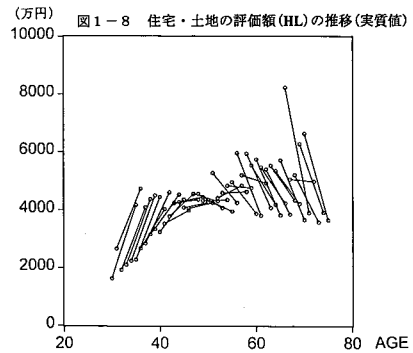
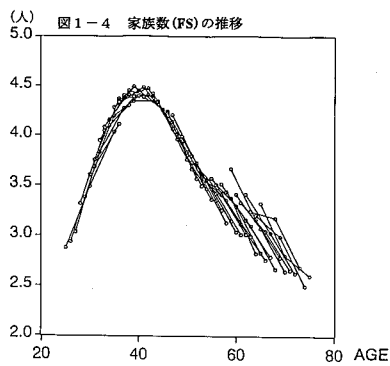
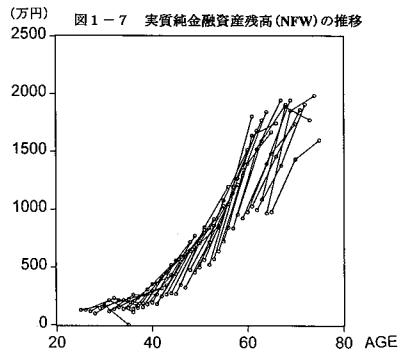
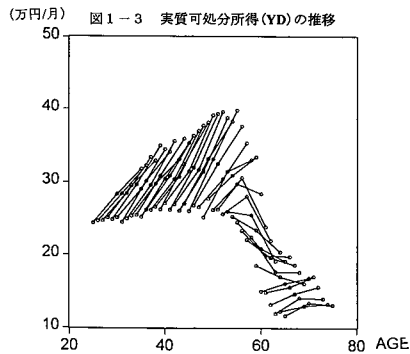
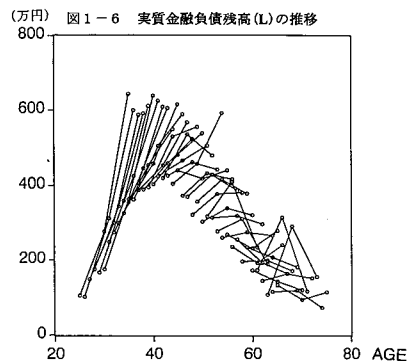
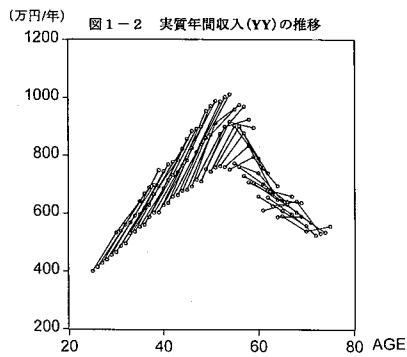
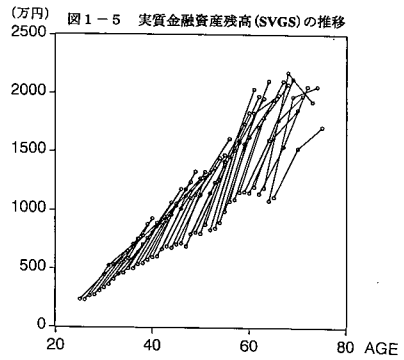
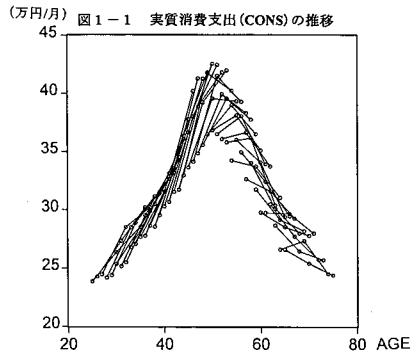
1) ヴィンテージが古いコホートの曲線ほど右に位置し、ヴィンテージが若くなるほどこの曲線は左上方にシフトする。

2) ヴィンテージの若いコホートのなかには、それぞれのコホートの曲線がまだ山型の頂点を迎えていないものもあるが、総じていえば、それらは山型を描いている。

3) 1984年から1989年にかけての上昇のスピードは、1989年から1994年にかけての上昇のスピードほどには高くない。逆に、低下のスピードは後者の方が早い傾向がみられる。

(2) 家族数の推移

図1-4には、コホート別に家族数の推移が示されている。この図から、ヴィンテージが



古いコーホートについていえば、家族数は多かったが、比較的若いヴィンテージや若いコーホートについていえば、家族数は40代半ばにピークに達し、その後、家族数は減っていくことがわかる。

(3)実質金融資産残高、実質金融負債残高および実質純金融資産残高

図1—5には、コーホート別に実質金融資産残高の推移が示されている。この図から、ヴィンテージが古いコーホートについていえば、実質金融資産残高は世帯主の年齢が高くなるにつれて大きくなっていることがわかる。そして、1989年には資産価格は急騰し、従って、1984年から1989年にかけて実質金融資産残高は急角度で上昇し、その後、増加のテンポを緩めたことがわかる。ヴィンテージが若いコーホートについても同様の傾向がみられる。

また、この図から若いコーホートは年齢が高まるにつれてより多くの実質金融資産残高を保有していることがわかる。また、その実質金融資産残高はヴィンテージが若ければ若いほど、古いヴィンテージの人々よりも、(例えば、40歳ならば40歳という同じ年齢で比較して)その金額が大きいかともこの図からよみとれる。

図1—6は、コーホート別にみた実質金融負債残高の推移である。ヴィンテージが古いコーホートについてみてみれば、年齢が高くなるにつれて負債残高が減っているのがわかる。ただし、いくつかのコーホートについていえば、負債残高の推移が山型を示していることから、資産価格の高騰期に負債を増やした人々がいることが読みとれる。また、若いコーホートは年齢が高まるにつれてより多くの金融負債を抱えていることがわかる。また、その金融負債残高はヴィンテージが若ければ若いほど、その金額が大きいかともこの図からよみとれる。

図1—7は、実質金融資産残高と実質金融負債残高の差額である「実質純金融資産残高」の推移をコーホート別にみたものである。各コーホートについて、年齢が高くなればなるほど実

質金融資産残高が多く、実質負債残高が少ないので、この曲線は右上がりの傾向をもつ。また、ヴィンテージが新しいほど保有する実質純金融資産残高が多くなるため、この曲線は左側にシフトする傾向を有する。

(4)住宅・土地の評価額(実質値)

図1—8は、コーホート別にみた住宅・土地の評価額(実質値)の推移が示されている。この図はこれまでの他の図と違って、調査年が1989年と1994年の2時点しかないため、各ヴィンテージについて2つ丸い点の実線で結んであるが、それらの点は、それぞれ、各コーホートの1989年、1994年の住宅・土地の評価額(実質値)を示している。

ヴィンテージの古いコーホートについてみてみれば、1989年から1994年にかけて、住宅・土地の評価額が下がったことがわかる。また、若いコーホートについてみてみれば、世帯主の年齢が高くなるにつれて、住宅・土地の取得が増えたことを受けてこの曲線は右上がりとなっている。また、若いコーホートほどこの曲線は左側にあり、住宅・土地の取得が世帯主の年齢が若いときに移っていることがわかる。

4 資産価格の変動が消費・貯蓄に及ぼす効果

4—1 消費関数の推計

以下では、上で見てきたデータを使って、実際に、消費関数の推計を行ってみることにしよう。ここでは、つぎの消費関数を固定効果モデルと変動効果モデルとで推計した。すなわち

$$\begin{aligned} \ln \text{CONS}_{it} &= \alpha_i + \beta_1 \ln Y_{it} \\ &+ \beta_2 \ln \text{FS}_{it} + \beta_3 \text{AGE}_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + u_{it} \\ i &= 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

である。われわれは、所得として、①可処分所得(YD)と②年間収入(YY)、資産として、①純金融資産残高(NFW)と、②それに住宅・土地の評価額を加えたもの(NW=NFW+HL)をそれぞれ

れ組み合わせ、消費関数の推計を行った。すなわち、所得として可処分所得を用いる場合には

$$\ln CONS_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln YD_{it} + \beta_2 \ln FS_{it} + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 \ln NW_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$\ln CONS_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln YD_{it} + \beta_2 \ln FS_{it} + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 \ln NFW_{it} + u_{it} \quad (2)$$

を推計した。

また、われわれは、資産を、純金融資産残高(NFW)と住宅・土地の評価額(HL)とに分けることも試みた。すなわち、所得として可処分所得を用いる場合には

$$\ln CONS_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln YD_{it} + \beta_2 \ln FS_{it} + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 \ln NFW_{it} + \beta_5 \ln HL_{it} + u_{it} \quad (3)$$

を推計した。

4-1-1 資産として「純金融資産残高」を用いる場合

(1)式、すなわち、消費支出を、可処分所得、家族数、世帯主の年齢、それに純金融資産残高で説明したときの消費関数の推計結果をみてみよう。ここには示さなかったが、同じ推計式を変量効果モデルで推計し、ハウスマン・テストを行うと、特定化の誤りがあるという帰無仮説を棄却することで誤る確率が0.0%となる。従って、固定効果モデルが採択される。そこで、表1-1には固定効果モデルの推計結果が示されている¹⁶⁾。表1-1の推計結果からすれば、世帯主の年齢のt値は低い。そこで、世帯主の年齢を除いて推計したものが表1-2に示されている¹⁷⁾。この推計結果からすれば、消費支出は、年間収入、家族数、純金融資産残高に依存しているといえる。

ここで、所得を可処分所得から年間収入に代

えた場合の推計を行ったが、純金融資産残高の係数が有意となる推計結果は得られなかった。

4-1-2 資産として「純資産残高」を用いる場合

ついで、資産として「純資産残高」、すなわち、純金融資産残高に住宅・土地の評価額を加えたものを使って消費関数の推計を行った((2)式)¹⁸⁾。表2-1には固定効果モデルの推計結果が示されている。しかし、この推計式によれば家族数も世帯主の年齢とともにその係数のt値が低い。そこで、世帯主の年齢を説明変数から除いた式を固定効果モデルで推計してみた(表2-2)¹⁹⁾。この場合、純金融資産残高の係数のt値は低いという推計結果が得られた。

説明変数の一つである可処分所得を年間収入に変えて、年間収入、家族数、それに世帯主の年齢を説明変数として消費関数を推計したが、その場合には、家族数や世帯主の年齢の係数のt値が低かったり、あるいは、年間収入と純資産残高とだけを説明変数としたときには純資産残高の係数のt値が低いという計測結果しか得られなかった。

4-1-3 資産を「純金融資産残高」と「住宅・土地の評価額」とに分けた場合

ついで、所得として可処分所得を用い、純資産残高を純金融資産残高と住宅・土地の評価額とに分けて推計することを試みた((3)式)。表3-1、表3-2にはその推計結果が示されている。いずれの場合も、固定効果モデルが採択されたので、ここでも固定効果モデルの推計結果を表示することにする。

表3-1は、説明変数として、可処分所得、家族数、世帯主の年齢、それに純金融資産残高、住宅・土地の評価額が含まれている。家族数、

16) ここでは、簡単化のため、固定効果モデルにおける固定効果の大きさは表に示していない。以下、同様である。

17) ここでも、ハウスマン・テストの結果、固定効果モデルが採択された。

18) ここでも、ハウスマン・テストの結果、固定効果モデルが採択された。

19) ここでも、固定効果モデルが採択された。

表 1—1 消費関数の推計

Dependent Variable: LCONS				
Mdel:Fixed Effect Model				
Total panel observations 123				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD	0.597683	0.052728	11.33516	0.0000
LFS	0.341751	0.063762	5.359758	0.0000
AGE	-0.000647	0.001767	-0.366160	0.7147
LNFW	0.045080	0.012218	3.689521	0.0003
Adjusted R-squared	0.719092	S. D. dependent var		0.092745
S. E. of regression	0.049156	Sum squared resid		0.188470

表 1—2 消費関数の推計

Dependent Variable: LCONS				
Mdel:Fixed Effect Model				
Total panel observations 123				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD	0.586722	0.043169	13.59132	0.0000
LFS	0.350479	0.058815	5.959060	0.0000
LNFW	0.043665	0.011528	3.787899	0.0002
Adjusted R-squared	0.722171	S. D. dependent var		0.092745
S. E. of regression	0.048886	Sum squared resid		0.188794

表 2—1 消費関数の推計

Dependent Variable: LCONS				
Mdel:Fixed Effect Model				
Total panel observations 82				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD	0.486074	0.090191	5.389415	0.0000
LFS	0.064288	0.245261	0.262120	0.7937
AGE	-0.003533	0.005321	-0.663937	0.5080
LNW	0.096766	0.070363	1.375239	0.1716
Adjusted R-squared	0.304469	S. D. dependent var		0.053964
S. E. of regression	0.045005	Sum squared resid		0.074942

表 2—2 消費関数の推計

Dependent Variable: LCONS				
Mdel:Fixed Effect Model				
Total panel observations 82				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD	0.488962	0.089420	5.468135	0.0000
LFS	0.211691	0.103455	2.046209	0.0429
LNW	0.060327	0.043706	1.380296	0.1701
Adjusted R-squared	0.314704	S. D. dependent var		0.053964
S. E. of regression	0.044673	Sum squared resid		0.075835

表 3—1 消費関数の推計

Dependent Variable: LCONS				
Mdel:Fixed Effect Model				
Total panel observations 82				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD	0.457882	0.092729	4.937831	0.0000
LFS	0.199783	0.259528	0.769794	0.4430
AGE	-0.000232	0.004624	-0.050207	0.9600
LNFW	0.025229	0.016623	1.517735	0.1318
LHL	0.078576	0.057381	1.369367	0.1735
Adjusted R-squared	0.331066	S. D. dependent var		0.053964
S. E. of regression	0.044136	Sum squared resid		0.070129

表 3—2 消費関数の推計

Dependent Variable: LCONS				
Mdel:Fixed Effect Model				
Total panel observations 82				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD	0.457782	0.091450	5.005833	0.0000
LFS	0.211092	0.127160	1.660052	0.0995
LNFW	0.025465	0.015732	1.618649	0.1082
LHL	0.076660	0.042284	1.812971	0.0724
Adjusted R-squared	0.349099	S. D. dependent var		0.053964
S.E. of regression	0.043537	Sum squared resid		0.070134

世帯主の年齢の t 値が低いことから、表3—2では世帯主の年齢を取り除くことにした。この推計結果からすれば、純金融資産残高も、住宅・土地の評価額も、いずれの係数もその有意性が高いことがわかる²⁰⁾。

4—2 コーホート・データからみた消費変動

4—2—1 推計結果のまとめ

さて、以上の推計結果からおおよそつぎのようなことがいえる。

(1)消費支出は、可処分所得、家族数、そして純金融資産残高の関数であるといえる(表1—2)。可処分所得を年間収入に代えると、ほぼ同様の計測結果が得られるが、その場合、純金融資産残高の係数の有意性はあまり高くない。

(2)純金融資産残高に住宅・土地の評価額を加えた純資産残高を使って消費関数を推計すると、消費支出は、可処分所得、家族数、純資産残高の関数であるといえる(表2—2)。しかし、この場合、純資産残高の係数の t 値は必ずしも高いものではなかった。また、可処分所得を年間収入に代えた場合には、純資産残高の係数は予想される符号条件を満たさなかった。

(3)純資産残高を二つに分けて、純金融資産残高と住宅・土地の評価額とを消費関数の説明変数に加えると、これら二つの変数の計数は予想される符号条件を満たし、かつ、有意であった。この計測結果から純金融資産の消費弾力性と住宅・土地の評価額のそれとの間に違いがみられた(表3—2)。すなわち、住宅・土地の評価額の消費弾力性は、純金融資産残高のその約3倍の大きさである。

純金融資産残高と住宅・土地の評価額とを合

計したもので、消費関数を推計した場合の推計結果(表2—2)をみると、その係数の有意性が必ずしも高いものではないことが明らかとなった。そうした推計結果が得られたのは、純金融資産残高と住宅・土地の評価額の推移とが異なった動きを示したからであると考えられる。実際、すでに図1—7と図1—8でみたように、多くのコーホートについて純金融資産残高は世帯主の年齢が高くなっても減っていないが、住宅・土地の評価額は1989年から1994年にかけて急落したため、いくつかのコーホートについて住宅・土地の評価額は下がっているのである。

4—2—2 コーホート別にみた消費の変動要因

ここでは上で得られた推計結果をもとにして、1984年から1989年にかけての5年間と1989年から1994年にかけての5年間とについて、コーホート別にみた消費の変動がどのように説明されるかをみてみることにしよう。

図2—1は、表1—2の推計結果をもとに、1984年から1989年にかけての各コーホート別にみた消費の変化率が、可処分所得、家族数、純金融資産残高の変動によってどの程度説明されるのかをみたものである。図の折れ線グラフは、この5年間の消費の実際の変動(変化率)を示したものである。図2—2には、同じく、1989年から1994年に関してのそれを示したものである。それぞれの図の横軸に示してある数字は各コーホートの出生年次を示したものである。従って、例えば1921と書いてあるところは、それが1921年生まれのコホートであることを示している。

図2—1から、可処分所得、家族数、そして純金融資産残高の変化率と消費支出の変化率との関係についてみておこう。

可処分所得の伸び率は、1925年生まれのコホートから1931年生まれのコホートに関しマイナスとなっている。これは、これらのコホ

20) 可処分所得の代わりに年間収入を用いて同様の式を固定効果モデルで推計したが、この場合、家族数、純金融資産残高、住宅・土地の評価額について、いずれの係数もその t 値が低かった(ここでも、ハウスマン・テストの結果、固定効果モデルが採択された)。そこで、世帯主の年齢を取り除いて再び推計してみたが、その二つの変数の有意性に関して大きな違いはみられなかった。

ートがこの期間に60歳代に入り、それまでの仕事から離れたためであると考えられる。それよりも出生年次の早いコーホート、具体的には、1919年生まれのコーホートから1924年生まれのコーホートに関しては、可処分所得の伸びはプラスとなっている。これは、これらのコーホートに属する人々がこの期間に年金など社会保障給付を受けたこと、その他の収入があったためだと考えられる。また、1933年生まれ以降のコーホートについていえば、可処分所得の伸び率は10%に近い。

基本的に、消費支出の伸びはこの可処分所得の伸びに規定されているようにみえる。

家族数は、1945年と1946年生まれのコーホートを境にして、それよりも高齢のコーホートについて消費支出に対しマイナスに作用した。これに対し、これより若いコーホートについては消費支出に対してプラスに作用した。

純金融資産残高は、いずれのコーホートについても消費支出に対してプラスに作用した。従って、1931年生まれよりも高齢のコーホートについていえば、家族数の減少などによって本来減少するはずの消費支出が資産価格の急騰によってそのマイナス幅を小さくしたと考えられるのである。また、資産価格の上昇によって、可処分所得の伸びを上回る消費の伸びが生じたといえる。

ついで、1989年から1994年の消費支出の伸び率についてみていこう（図2—2）。

図2—1と比較して、可処分所得の伸び率がマイナスであるコーホートの数が増えている。また、1931年から1933年生まれのコーホートに関してはそのマイナス幅も大きい。可処分所得の伸び率がプラスのコーホートについても、その伸び率が10%以下のコーホートがいくつか出現するようになってきた。

家族数は、図2—1と比較して5年経過したため1952年と1953年生まれのコーホートを境にしてプラス、マイナスが分かれるようになってきた。それよりも高齢のコーホートについて家

族数は消費支出に対しマイナスに作用している。また、これより若いコーホートについて家族数は消費支出に対してプラスに作用している。

純金融資産残高の伸び率は、図2—1に比較して伸び率が総じて低くなっている。従って、5年前の時点と比較して、これは消費支出の伸びを抑える方向に作用していると考えられる。また、1956年生まれのコーホートより若いコーホートについては純金融資産残高の伸びはマイナスとなっている。こうしたなかで、消費支出の伸びはその前の5年間に比して総じて低くなっていると考えられるのである。

5 本稿で得られた結論と今後の研究課題

5—1 本稿で得られた結論

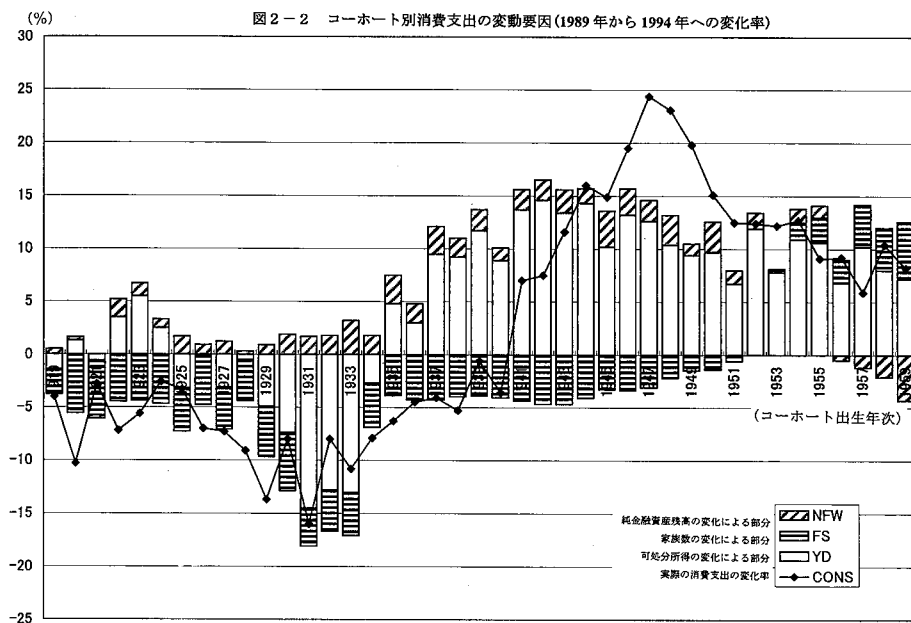
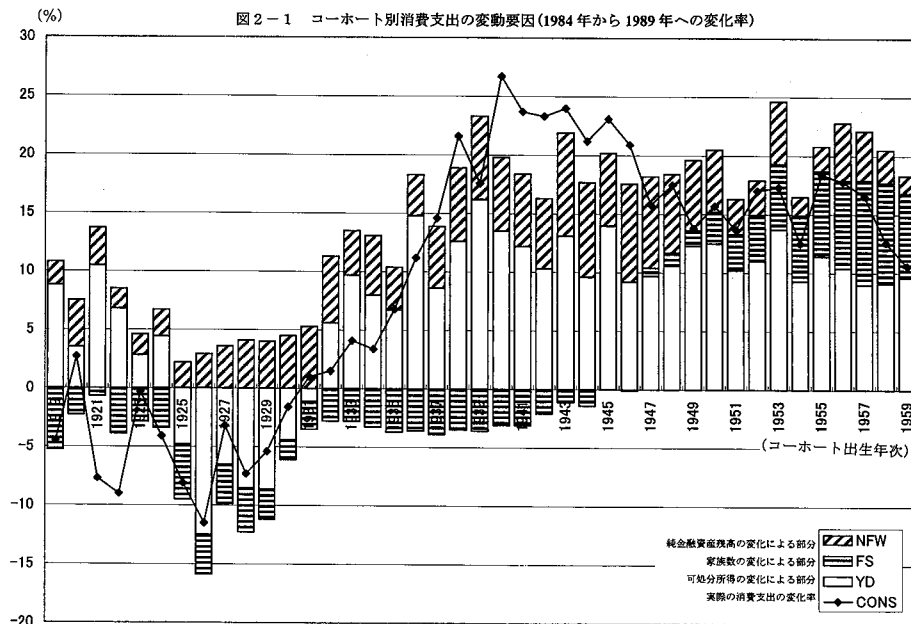
本稿で得られた結論と残された研究課題とを述べて本稿を閉じることとしよう。

本稿で得られた主要な結論はつぎの通りである。

- (1)日本の消費行動は、可処分所得、家族数、純金融資産残高に影響を受けているといえる。
- (2)同じく、住宅・土地の評価額からも影響を受けている。
- (3)消費支出の純金融資産残高に対する弾力性と、その住宅・土地に対する弾力性を比較すれば、後者は前者の3倍の大きさである。
- (4)本稿で得られた推計結果からすれば、1989年から1994年消費の伸び率の低下は、ヴィンテージが古いコーホートについていえば、可処分所得の減少、家族数の減少、そして純金融資産残高の伸び率の低下で説明される。
- (5)このように、コーホート分析を行うことで消費分析に関して集計データでは得られないようないくつかの特徴を明らかにすることができる。

5—2 今後の研究課題

さて、残された研究課題としてはつぎのよう



なものが考えられる。

(1)ここでは分析のフレームワークとしてライフサイクル仮説を使って実証分析を行ったが、ライフサイクル・モデルに関しても「富」をどのように定義するかでさまざまなバリエーションが

ありうる。そうしたさまざまなライフサイクル仮説を検証してみることも必要であろう。

(2)図1-7に示したように、純金融資産残高は世帯主の年齢が高くなるにつれて大きくなっているが、このことは古典的なライフサイクル仮

説の仮定と異なっている。このこととライフサイクル仮説とをいかに整合的に説明するか考える必要があるだろう。

(3)また、ライフサイクル仮説に代わる、例えば、「王朝モデル」などを使って、消費・貯蓄行動を分析してみる必要があるだろう。

(4)ここでは、名目の変数を実質化するために消費者物価指数を用いた。しかし、住宅、土地を実質化するには、他のデフレータを用いた方がよいかもしれない。デフレータを変えることで、本稿で得られた結論がどのように変わるのかについて調べてみることも重要であろう。

(5)ここでは、金融資産残高、負債残高、住宅・土地の評価額など資産価格について各コーホートの平均値で分析を行ってきた。しかし、資産データに関してはフロー変数以上に平均値と最頻値が乖離することが知られている(成田(1999))。こうした点に注意し、資産価格の変動と消費・貯蓄行動の関係を明らかにする必要があるだろう。

(6)本稿では、マイクロデータからコーホート・データを作成し、それを使って実証分析を行ったが、マイクロデータを使って直接実証分析を行った場合と、コーホート・データを使った場合とで、分析結果にどのような違いがみられるのかについて比較してみることも有益であろう。

参考文献

- 安藤アルバート・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析—全国消費実態調査に基づく日本の家計の高貯蓄の分析—」経済企画庁経済研究所編『経済分析』第101号, pp. 25-139。
- 伴金美・高木真吾(1998)「疑似パネルデータの作成実験」伴金美編著『ネットワーク型パネルデータベースの構築と統計分析の研究』(平成9年度科学研究費補助金(重点領域研究)研究成果報告書), pp. 7-27。
- Deaton, Angus, and Christina H. Paxson(1994)“Saving, Growth and Aging in Taiwan,” in David A. Wise, ed., *Studies in the Economics of Aging*, Chicago University Press for the National Bureau of Economic Research, pp. 331-361.
- Glenn, Norval D. (1977) *Cohort Analysis, Quantitative Applications in the Social Science*, Sage Publications (藤田英典訳(1984)『コーホート分析法』人間科学の統計学10, 朝倉書店)。
- Hausman, J. and W. Taylor(1981)“Panel Data and Individual Effects,” *Econometrica*, 49, pp. 1377-1398.
- 家計経済研究所編(1995)『消費生活に関するパネル調査(第1年度)』大蔵省印刷局。
- Maddala, G. S. (1977) *Econometrics*, McGraw-Hill.
- (1988) *Introduction to Econometrics*, Macmillan Publishing Company (和合肇訳(1992)『計量経済分析の方法』マグローヒル)。
- Modigliani, F. (1986)“Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 3, pp. 297-313.
- 成田淳司(1991)「コーホート・データによる消費のライフサイクル仮説の検証」理論・計量経済学会編『季刊理論経済学』第42巻第1号, pp. 62-71。
- (1999)「コーホート・データによる日本の家計部門における金融資産残高および負債残高の推移—『貯蓄動向調査』の利用—」青山学院大学経済学会編『青山経済論集』第50巻第4号, pp. 165-192。
- 総務庁統計局編(1997)『平成6年全国消費実態調査報告(第6巻)資料編(その2)家計資産』。
- 高山憲之編著(1992)『ストック・エコノミー—資産形成と貯蓄・年金の経済分析—』東洋経済新報社。
- 椿広計(1997)「統計的マッチングの意義と問題点」美添泰人編著『マイクロデータ分析の統計的手法』平成8年度科学研究費補助金重点領域研究研究成果報告書, pp. 25-44。
- 和合肇・伴金美(1995)『TSPによる経済データの分析(第2版)』東京大学出版会。
- 美添泰人・荒木万寿夫(1998)「家計調査および貯蓄動向調査の統計的マッチングと消費関数の推計」日本統計学会1998年度大会発表論文。

附表-1 コーホートデータの概要(1984年)

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	206	2.9	0.9	2.0	6.0
YY	206	343.3	134.6	110.0	1,314.0
YD	206	208,547.1	90,566.0	-26,866.7	654,157.0
CONS	206	204,235.0	85,718.1	87,975.3	609,860.3
SVGS	206	201.7	326.3	0.0	3,372.0
L	206	90.5	259.7	0.0	2,000.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	859	3.8	1.1	2.0	8.0
YY	859	398.8	161.7	25.0	1,740.0
YD	859	214,724.3	108,786.7	-119,000.0	871,895.0
CONS	859	217,129.5	87,819.1	42,323.7	864,470.5
SVGS	859	289.8	301.5	0.0	2,850.0
L	859	150.0	333.9	0.0	2,313.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1861	4.3	1.2	2.0	9.0
YY	1861	473.9	214.3	62.0	2,835.0
YD	1861	215,493.3	152,895.5	-132,665.0	1,342,514.7
CONS	1861	237,069.0	98,144.8	62,842.3	1,011,068.7
SVGS	1861	431.3	572.4	0.0	10,610.0
L	1861	303.7	534.9	0.0	8,000.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1641	4.3	1.1	2.0	10.0
YY	1641	538.1	216.3	22.0	2,050.0
YD	1641	231,738.8	164,463.9	-143,368.7	1,293,044.0
CONS	1641	259,019.5	104,492.5	35,458.0	1,054,501.3
SVGS	1641	512.3	628.0	0.0	10,892.0
L	1641	345.5	563.5	0.0	9,280.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1361	4.5	1.1	2.0	9.0
YY	1361	593.7	280.0	20.0	3,697.0
YD	1361	222,274.2	191,056.1	-1,338,000.0	931,596.0
CONS	1361	287,824.9	129,171.5	54,520.0	1,140,518.3
SVGS	1361	607.0	762.7	0.0	9,250.0
L	1361	377.0	709.6	0.0	13,036.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1350	3.8	1.2	2.0	10.0
YY	1350	637.9	348.0	55.0	5,147.0
YD	1350	224,005.2	218,114.1	-569,123.7	1,075,204.3
CONS	1350	315,386.8	182,260.9	33,879.0	1,973,596.7
SVGS	1350	695.6	896.3	0.0	10,768.0
L	1350	259.5	440.5	0.0	3,400.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1135	3.6	1.4	2.0	9.0
YY	1135	661.3	365.0	50.0	3,764.0
YD	1135	208,911.4	258,806.9	-305,640.0	3,911,410.0
CONS	1135	308,120.1	218,228.9	13,522.0	3,395,438.7
SVGS	1135	848.4	1,179.1	0.0	13,800.0
L	1135	229.9	491.5	0.0	9,600.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	868	3.4	1.7	2.0	10.0
YY	868	554.1	378.5	30.0	4,500.0
YD	868	128,044.2	225,243.0	-308,783.3	2,988,903.3
CONS	868	254,633.6	161,883.4	32,265.7	1,863,440.7
SVGS	868	983.8	1,002.3	0.0	9,011.0
L	868	147.8	379.6	0.0	4,050.0
HL	-	-	-	-	-

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	524	3.3	1.8	2.0	9.0
YY	524	505.7	381.2	47.0	3,950.0
YD	524	96,652.5	188,923.3	-282,276.7	1,194,066.0
CONS	524	227,643.8	163,578.1	38,831.7	1,557,683.3
SVGS	524	951.9	1,136.0	0.0	11,200.0
L	524	114.2	345.2	0.0	3,420.0
HL	-	-	-	-	-

附表-2 コーホートデータの概要(1989年)

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	785	3.5	1.1	2.0	8.0
YY	785	483.1	262.1	115.0	3,824.0
YD	785	258,989.7	127,369.5	-149,333.3	816,500.3
CONS	785	239,301.8	111,289.0	23,940.0	1,462,348.0
SVGS	785	406.1	547.3	0.0	6,210.0
L	785	251.0	892.3	0.0	20,176.0
HL	785	1,476.7	7,656.2	0.0	210,546.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1245	4.2	1.2	2.0	10.0
YY	1245	541.0	237.9	60.0	3,600.0
YD	1245	263,699.8	192,804.8	-103,600.0	870,573.7
CONS	1245	256,704.1	121,413.4	36,415.0	1,487,156.7
SVGS	1245	532.4	688.5	0.0	12,366.0
L	1245	328.4	653.2	0.0	10,000.0
HL	1245	2,070.6	4,044.7	0.0	67,665.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	2038	4.5	1.2	2.0	10.0
YY	2038	623.6	280.8	53.0	4,054.0
YD	2038	276,374.9	194,972.9	-1,820,704.7	1,407,513.7
CONS	2038	285,918.4	120,045.0	46,367.3	1,844,151.3
SVGS	2038	736.2	1,437.3	0.0	10,944.0
L	2038	415.8	740.2	0.0	10,300.0
HL	2038	2,935.6	5,804.1	0.0	121,835.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1684	4.3	1.1	2.0	9.0
YY	1684	711.2	467.4	15.0	10,326.0
YD	1684	285,797.2	211,953.4	-478,956.7	1,146,356.0
CONS	1684	332,530.6	161,195.6	43,984.7	1,590,050.7
SVGS	1684	942.5	1,597.2	0.0	35,800.0
L	1684	436.1	919.2	0.0	20,000.0
HL	1684	3,700.5	7,620.1	0.0	162,476.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1238	3.8	1.2	2.0	9.0
YY	1238	790.0	412.1	1.0	4,860.0
YD	1238	300,688.1	251,532.2	-289,833.3	1,855,429.3
CONS	1238	358,687.4	210,718.1	42,390.7	3,342,548.0
SVGS	1238	1,022.1	2,085.3	0.0	45,505.0
L	1238	379.4	971.4	0.0	18,010.0
HL	1238	3,944.0	6,765.2	0.0	76,513.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1215	3.5	1.2	2.0	11.0
YY	1215	917.5	495.5	33.0	8,260.0
YD	1215	289,829.3	267,595.8	-693,266.7	1,226,601.5
CONS	1215	345,621.9	230,071.8	30,146.3	2,447,098.7
SVGS	1215	1,284.2	2,132.9	0.0	37,830.0
L	1215	307.7	746.3	0.0	10,000.0
HL	1215	4,489.3	8,129.3	0.0	129,412.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1188	3.7	1.4	2.0	9.0
YY	1188	671.0	460.6	64.0	4,151.0
YD	1188	186,928.6	457,848.2	-748,466.7	13,531,260.0
CONS	1188	308,708.7	227,269.4	35,110.3	2,463,699.3
SVGS	1188	1,472.7	1,922.0	0.0	22,000.0
L	1188	210.1	998.3	0.0	19,149.0
HL	1188	5,201.3	14,443.0	0.0	229,647.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	844	3.1	1.6	2.0	8.0
YY	844	592.5	417.2	60.0	5,920.0
YD	844	145,784.0	224,501.9	-399,553.3	2,123,192.0
CONS	844	258,715.5	187,053.4	13,679.0	3,374,507.0
SVGS	844	1,472.9	1,843.4	0.0	16,255.0
L	844	130.0	698.9	0.0	16,500.0
HL	844	5,174.1	13,223.0	0.0	311,691.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	461	2.8	1.4	2.0	8.0
YY	461	489.3	356.1	46.0	2,726.0
YD	461	121,379.0	177,464.5	-253,666.7	1,188,074.0
CONS	461	230,394.3	156,287.2	23,579.0	1,696,217.0
SVGS	461	1,384.7	1,852.9	0.0	13,272.0
L	461	86.5	435.4	0.0	7,000.0
HL	461	6,012.8	15,441.4	0.0	203,191.0

附表-3 コーホートデータの概要(1994年)

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1159	4.0	1.1	2.0	8.0
YY	1159	641.7	282.8	96.0	3,900.0
YD	1159	318,259.0	172,075.3	-271,820.0	1,098,761.3
CONS	1159	285,519.4	124,594.8	52,237.3	1,361,821.0
SVGS	1159	846.0	726.0	0.0	7,278.0
L	1159	643.3	1,271.6	0.0	18,440.0
HL	1159	4,161.2	9,531.6	0.0	242,742.9

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1400	4.4	1.2	2.0	8.0
YY	1400	746.0	401.9	20.0	6,953.0
YD	1400	344,812.0	204,201.3	-205,033.3	1,594,024.3
CONS	1400	321,600.4	156,381.7	44,091.0	2,534,372.3
SVGS	1400	530.8	1,070.0	0.0	11,799.0
L	1400	838.1	1,344.1	0.0	30,003.0
HL	1400	4,439.4	15,122.4	0.0	320,308.8

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1927	4.3	1.2	2.0	9.0
YY	1927	857.2	719.2	3.0	24,715.0
YD	1927	353,294.3	246,483.2	-479,033.3	1,497,472.5
CONS	1927	377,785.5	194,416.9	57,804.5	2,898,253.0
SVGS	1927	1,055.7	1,431.0	0.0	20,502.0
L	1927	615.6	1,359.9	0.0	29,200.0
HL	1927	4,353.9	8,352.5	0.0	145,620.0

Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1588	3.8	1.2	2.0	9.0
YY	1588	971.9	476.6	52.0	7,215.0
YD	1588	391,749.4	292,861.0	-345,323.3	2,963,500.7
CONS	1588	425,260.6	217,670.6	41,175.3	2,418,165.7
SVGS	1588	1,269.5	1,407.0	0.0	11,233.9
L	1588	538.1	1,121.3	0.0	17,000.0
HL	1588	4,242.8	8,121.0	0.0	129,078.0

AGE=55					
Variable	N	Mean	Std. Dev	Minimum	Maximum
FS	1094	3.4	1.2	2.0	8.0
YY	1094	959.3	543.8	75.0	7,270.0
YD	1094	397,638.6	726,754.5	-411,133.3	2,190,380.0
CONS	1094	393,049.1	236,217.5	62,947.0	2,059,719.5
SVGS	1094	1,467.5	3,139.0	0.0	90,458.0
L	1094	439.9	1,120.3	0.0	20,000.0
HL	1094	3,942.7	7,444.3	0.0	118,322.0