



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析： ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづくアプローチ

古賀麻衣子*

maiko.koga@boj.or.jp

No.04-J-12
2004 年 8 月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析:

ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづくアプローチ^{*}

古賀 麻衣子[†]

2004 年 8 月

概 要

近年、わが国の家計貯蓄率の低下傾向が顕著となっている。わが国の貯蓄率については、これまで「他の先進諸国と比較して高い」という認識が一般的であったため、この背景について、とりわけ関心が高まっている。しかし、この貯蓄率低下にどのような要因が寄与しているかについての時系列的な分析は十分ではない。こうしたことから、本稿では、貯蓄率の長期的な低下傾向に関する実証分析を行った。

分析手法の特徴をまとめると、次の通りである。ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづいて、所得の不確実性下での家計行動と人口動態の影響を考慮したモデルで貯蓄率を理論的に定式化した。まず、家計の最適な貯蓄率を導出し、次に、これを家計が年齢層に応じて異なるライフサイクル・カーブをもつことを考慮した上で集計し、マクロの貯蓄率を導出した。この過程で、マクロの貯蓄率と人口動態の影響を結び付けた。このモデルは、高齢化の効果以外の人口動態の影響についても綿密に考慮することが可能な方法であるとともに、統計から正確に把握することが困難な貯蓄率のライフサイクル・カーブを、これが山型に推移するという簡単な仮定を置くことで、分析に取り入れている。この 2 点において、本稿は、貯蓄率の分析における新しいアプローチを採用している。

上記の定式化にもとづき、貯蓄率とこれを決定する要因について実証分析を行った結果、統計的な長期均衡関係が確認された。また、そこからの乖離を修正し長期均衡水準に戻ろうとする短期的な調整メカニズムを誤差修正モデルで表現すると、その推計値は、貯蓄率の動きをフォローする良好なパフォーマンスを示した。推計結果から、人口動態要因は、特に 90 年以降は高齢化を背景として、貯蓄率に趨勢的な下落傾向をもたらしていること、将来所得の不確実性を背景とした予備的貯蓄要因は、足許の貯蓄率の下支え要因としてはたらいっていることが確認された。

^{*}本稿の作成にあたっては、福田慎一氏（東京大学）、チャールズ・ユウジ・ホリオカ氏（大阪大学）、八代尚宏氏（日本経済研究センター）及び、西崎健司氏（日本銀行調査統計局）、肥後雅博氏（同）をはじめ、多くの日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。この場を借りて、感謝の意を表したい。なお、本稿における意見などは、すべて執筆者の個人的な見解であり、日本銀行および調査統計局の公式見解ではない。

[†]日本銀行 調査統計局 経済分析担当 (E-mail:maiko.koga@boj.or.jp)

1 はじめに

(問題意識) 近年、わが国の貯蓄率¹の低下傾向が顕著になっている。SNA ベースの貯蓄率をみると、80 年代後半および 90 年代前半には、各々 5 年間で 2% ポイント程度低下したのに対し、1995 年から 2002 年度にかけては 4.6% ポイント低下しており、最近にかけて低下テンポが加速してきている (図表 1)。わが国の貯蓄率については、「他の先進諸国と比較して高い」という認識が一般的であったため、こうした動向の背景について、とりわけ関心が高まっている。このような貯蓄率低下には高齢化が影響しているとする議論が多い。実際、人々が「若年期にお金を蓄え、高齢期にこれを消費する」という、いわゆるライフサイクル・恒常所得仮説を前提とすれば、わが国の人口構成が高齢化する程、マクロの貯蓄率は低下するはずである。他方で、年金不安などを背景とした将来所得の不確実性の高まりが貯蓄率を下支えしている可能性も指摘されている。しかしながら、貯蓄率の決定要因について、時系列的な検証を行った分析は数少ない。さらに、最近では、景気回復に伴う所得の増加が家計の消費をどの程度増加させるかが景気動向を見る上での重要な論点となっている。そのため、貯蓄率 (裏を返せば、消費性向) の変動要因を把握することは、とりわけ重要な課題である。

(先行研究の枠組み) 家計の消費・貯蓄行動を分析する理論的枠組みとして、動学的側面を定式化したライフサイクル・恒常所得仮説が最も多用されている。わが国についても、80 年代から 90 年代の前半において観察された事実「高齢化が急速に進展しているにもかかわらず、貯蓄率の低下テンポは緩やかであり、かつその水準は他の先進諸国と比較しても高い」をどのように理解することが可能か、ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづく実証分析が数多く行われた。例えば、(a) 高齢者が貯蓄を取り崩しているか否かを焦点とする研究 (安藤・山下・村山 (1986) Hayashi, Ando, and Ferris(1988)、石川 (1988) 八代・前田 (1994) 等²)、(b) 貯蓄や遺産の目的や動機といった定性的な側面に着目する研究 (Horioka(1990a) 等) や、(c) ライフサイクルで消費される資産と世代間移転のための資産の割合の推定 (Hayashi(1986) 等) などが代表的な研究として挙げられる。最近では、ライフサ

¹本稿では、分析対象を一国全体の国民貯蓄率ではなく、家計部門の家計貯蓄率とし、以下では家計貯蓄率のことを貯蓄率と呼ぶ。本来、合理的な個人であれば、配当の源泉となる法人部門の貯蓄は、家計貯蓄と 1 対 1 の代替関係にあるはずであり、また、政府貯蓄についても、いわゆるリカードの中立命題が成立していれば、同様である。しかしここでは、これらを捨象し、議論の対象を家計の消費・貯蓄行動及び家計貯蓄率に限定する。

²一連の研究は、高齢者が貯蓄を取り崩していれば、ライフサイクル・恒常所得仮説は成立しているということができるという点に着目し、高齢者が居住形態 (家族と同居している場合と独立している場合) や職業に応じて、貯蓄の取り崩しの有無や時期が異なることを明らかにした。他方で、たとえ貯蓄率が負になり、資産が取り崩されたとしても、それは生前贈与や遺産などの世代間移転によるものであり、自らのために取り崩したのではない場合、ライフサイクル・恒常所得仮説を証明したことにはならないという指摘もある (Hayashi(1986))。本稿では、どの分析結果からも得られる共通の結果、すなわち貯蓄率は若年期には一旦上昇するが高齢になれば低下する、という定型化された事実のみを前提として議論を進める。

イクル・恒常所得仮説を基本としつつ、所得の不確実性の上昇に伴う予備的貯蓄の存在を考慮する研究が一般的となっている（村田（2003）、齊藤・白塚（2003）等³）。ただし、こうした研究の多くは、ミクロデータを用いて家計の消費・貯蓄行動を分析するものであり、マクロの貯蓄率の時系列的な変動について分析の力点を置いていない。ライフサイクル・恒常所得仮説の延長線上で、高齢化とマクロの貯蓄率との時系列的な関係を明示的に実証した研究としては、Horioka（1989, 1997）、経済企画庁（1990）が挙げられる。これらの研究では、人口動態の効果を単純に高齢者比率で近似するなど、他の年齢層がマクロの貯蓄率に与える影響や、ライフサイクル・恒常所得仮説の想定する年齢に応じた貯蓄行動の違いの影響を綿密には織り込んでいない。加えて、家計の予備的貯蓄動機を明示的に考慮していないという弱点もある。そこで、本稿では、改めて貯蓄率の決定要因として所得不確実性下の家計の消費・貯蓄行動や人口動態を明示的に定式化し、さらに予備的貯蓄要因を織り込んで、貯蓄率の時系列的な関係を分析する⁴。

（本稿の特徴と構成） 本稿の特徴を述べると、次の通りである。

第一に、近年における貯蓄率の趨勢的な低下について、所得不確実性下での家計の最適な行動と人口動態の変化を明示的に織り込んだモデルを用いて実証分析を行っている。まず、ミクロレベルにおける家計の最適貯蓄率を、ライフサイクル・恒常所得仮説および予備的貯蓄にもとづいて定式化する。次に、これを家計が年齢層に応じて異なる貯蓄率をもつというライフサイクル・カーブが存在することを考慮した上で、年齢層ごとの最適な貯蓄率を各々の人口構成比で集計してマクロの貯蓄率を導出する。この過程でマクロの貯蓄率と人口動態要因を結びつける。本稿の定式化では、高齢者の増加が貯蓄率低下に与える寄与のみを考慮するのではなく、若年層よりも高い貯蓄率を持つ中高年層の比率が増加することによる貯蓄率押し上げ効果も勘案する。その結果、人口動態要因がどの程度マクロの貯蓄率に影響を与えるのかを定量的に評価できる。

第二に、人口動態とマクロの貯蓄率の関係を定式化する際に、統計から正確に把握することが困難な貯蓄率のライフサイクル・カーブを、これが山型に推移するという簡単な仮定を置くことで、分析に取り入れている。そもそも、人口動態が貯蓄率に与える影響を考える際には、年齢別に貯蓄率の違いを考察する必要がある。しかし、わが国では、年齢ごとの家計貯蓄率を広いカバー率で統計から確認することは難しい。家計調査（総務省）、全国消費実態調査（同）共に、年齢別の貯蓄率が算出可能な世帯は、勤労者世帯に限られ、自営業者、無職者、などを含めたトータルの貯蓄率を算出するには、多数の仮定を置いた試算に頼らざるを得ない⁵。本稿では、こうした統計データの現状を踏まえ、年齢ごとの貯蓄率が山

³中川（1999）は、このような貯蓄率を予備的な意味で上昇させるようなリスクが特に中高年の低所得者層や高齢者層に偏在する可能性を指摘している。

⁴本稿で用いた貯蓄率のデータは、昨今新たに公表となった 93SNA ベースの 1980 年までの遡及系列である。これを用いた時系列分析を行っているという点でも、本稿は新しい分析である。

⁵肥後・須合・金谷（2001）の全国消費実態調査を用いた試算によれば、貯蓄率は年齢に応じて

型の形状をたどるといふ簡単な仮定を置くことにより、貯蓄率のライフサイクル・カーブを考慮した分析を行っている。

第三に、上記の定式化をもとに、貯蓄率と、貯蓄率を決定する要因との間に統計的な長期均衡関係である共和分関係を検証している。その存在を確認した上で、長期均衡からの乖離が生じた際に、これを修正し長期均衡水準に戻ろうとする短期的な調整メカニズムを誤差修正モデルで定式化している。この実証分析の結果、人口動態要因は、特に90年以降は高齢化を背景として、貯蓄率に趨勢的な下落傾向をもたらしていることが確認できた。また、将来所得の不確実性を背景とした予備的貯蓄要因は、足許の貯蓄率の下支え要因としてはたらいっている。さらに、本稿のモデルの推計値は長期的推移と短期的変動の双方について、貯蓄率の動きをフォローする良好なパフォーマンスであった。このように、わが国の貯蓄率の時系列的な推移はライフサイクル・恒常所得仮説にもとづく定式化と整合的に実証可能であることが示された。

予め本稿の構成を述べると以下の通りである。第2節では、予備的貯蓄の概念を導入したライフサイクル・恒常所得仮説にもとづき、貯蓄率を理論的に定式化する。第3節では、実証分析を行う。まず、推計に用いる変数の内容とその時系列的な特性を明らかにし、次に、貯蓄率の長期的な決定要因と短期的な決定要因を分けて定式化し、推計を行う。第4節では、結論を述べる。

2 理論的整理

2.1 理論モデルの概略

具体的な定式化を行う前に、貯蓄率の決定要因について考え方の概略を示す。本稿では、まず代表的家計の最適な貯蓄率を導出し、これを各家計が年齢層に応じて異質な行動をとる点を踏まえて集計する、という2段階に分けて考えている。

第1段階では、ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづく定式化を拡張し、予備的貯蓄動機が存在を考慮して、ミクロの家計の最適貯蓄率を導出する。この理論的な枠組みでは、一時所得（所得と恒常所得の差）と予備的貯蓄動機の2つが決定要因となる。家計は、ライフサイクル・恒常所得仮説に従い、消費は恒常所得に依存して決定され、可処分所得と恒常所得の差として定義される「一時所得」が貯蓄に回される。同時に、家計は将来所得の不確実性が高まると、いわゆる「予備的貯蓄」を増加させる。

第2段階では、このミクロレベルの家計の最適貯蓄率を、年齢層ごとに消費・貯蓄行動が異なることを考慮して集計し、マクロの貯蓄率を算出する。この過程で、マクロの貯蓄率の決定要因として人口動態要因が明示的に定式化される。家計行動におけるライフサイクルの存在を前提とすれば、家計は年齢層によって異質

山型の形状となっている。

(heterogeneous) であると考えられる。この異質性とは、家計がライフサイクルに応じて異なる所得に直面することに由来するものである。すなわち、家計は、若年期には所得が低く、その後年齢が増加するに従って所得は増加するが、ある一定の年齢を超えると再び所得は減少するため、所得は年齢に応じて山型 (hump-shape) の経路を辿る。これに対して、家計は消費水準を通時的に一定に保とうとするため、貯蓄率もまた年齢に応じて山型となる。この時、マクロの貯蓄率に影響を与える人口動態要因は、年齢層ごとに異なる山型の貯蓄率と各時点での年齢別の人口構成比率の積となる (図表 2)。

ちなみに、このような所得プロファイルが家計行動のライフサイクル・カーブを生み出すという考え方は、Faruquee, Laxton, and Symansky(1997) 等と同様のアプローチである。Faruquee らの一連の研究では、Blanchard-Yaari-Weil 型の無限に生きる個人が死亡確率に直面するモデルに、年齢に応じた所得プロファイルを導入することにより、ライフサイクル・カーブを取り込んでいる⁶。このアプローチの前提とする所得プロファイル (age-earning profile) の形状については、Muhleisen and Faruquee(2001) がその山型の形状の安定性を日本についても確認している⁷。

2.2 ミクロレベルの家計の最適貯蓄率

まず、代表的家計の最適化行動から貯蓄率を定式化する。家計が直面する動学的最適化問題は生涯における効用の割引現在価値を最大化することであり、これは以下のように定式化される⁸。

$$\max_{\{C_{t+i}\}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} u(C_{t+i}), \quad (1)$$

$$\text{subject to } C_{t+i} = Y_{t+i} + (1+r)A_{t+i-1} - A_{t+i}, \quad (2)$$

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t (1+r)^{-i} A_{t+i} = 0. \quad (3)$$

ただし、 E_t は条件付期待値オペレーター、 C は実質消費、 Y は実質所得 (労働所得)、 A は、非人的資産、 r は時間選好率。但し、簡単化のため、 $r_t = r > 0$ とする。添え字 $t (t = 1, \dots, T)$ は時間を表し t は t 期を示す。

ここで、効用関数 $u(\cdot)$ は、絶対的リスク回避度一定型 (Constant Absolute Risk

⁶同様の研究として、Gertler(1999) は、Blanchard-Yaari-Weil 型のモデルを拡張し、退職者は資産の取り崩しによる消費も行うことを考慮した上で、年齢 (働いているか退職しているか) に応じて貯蓄率が異なることを定式化している。

⁷本稿では、これらの研究を受けて、所得のプロファイルに応じて、年齢ごとに貯蓄率が異なることを考慮した定式化を行っている。以降の節では、家計の最適な貯蓄率の選択は、無限視野のもとで生きる個人を前提として議論が進められ、個人の死亡確率の導入や一般均衡への拡張は行わないが、その家計行動の定性的な特徴は、Blanchard-Yaari-Weil 型のモデルと同様のものである。

⁸この節の定式化は、基本的に、Caballero(1990,1991)、Hahm and Steigerwald(1999) にもとづく。

Aversion, CARA 型、 $\theta > 0$ はリスク回避度のパラメータ) とする⁹。

$$u(C_t) = -\frac{1}{\theta} e^{-\theta C_t}. \quad (4)$$

この時、消費の最適経路 $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$ は、以下のオイラー方程式を満たす。

$$e^{-\theta C_t} = E_t e^{-\theta C_{t+1}}. \quad (5)$$

ここで、所得についての不確実性を導入する。所得はランダム・ウォークに従うとし、 $Y_{t+1} = Y_t + W_{t+1}$ が成立する。 W_{t+1} は、平均 0、分散 $E_t W_{t+1}^2$ の正規分布に従う所得のイノベーションである。また、消費 C_{t+1} の予測誤差を $V_{t+1} = C_{t+1} - E_t C_{t+1}$ と定義すると、 V_{t+1} は平均 0、分散 $E_t V_{t+1}^2$ の正規分布に従う消費のイノベーションである。この時、(5) 式のオイラー方程式をみたす式として、以下の式が提示できる¹⁰。

$$C_{t+1} = C_t + \frac{\theta}{2} E_t V_{t+1}^2 + V_{t+1}. \quad (6)$$

ここで、効用関数の形状により、限界効用が凸関数であるため、消費の 1 単位減少の不効用が消費の 1 単位増加の効用を上回ることから、人々は消費水準の減少に対してリスク回避的となる。このため、最適消費経路は、消費の不確実性とリスク回避度の影響を受ける。

最適消費経路と所得のイノベーションを結びつけるために、まず (2) の予算制約式を以下のような異時点間の予算制約式に書き換える。ただし、 $\beta = 1/(1+r)$ 。

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i C_{t+i} - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (Y_{t+i} - E_t Y_{t+i}) - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i} = A_t. \quad (7)$$

⁹本稿では、Caballero(1990,1991) の絶対的リスク回避度一定型 (Constant Absolute Risk Aversion, CARA 型) の効用関数をもとに分析している。

より最近の理論研究である Zeldes(1989)、Carroll(1992,1997) の消費に関する在庫緩衝型モデルでは、相対的リスク回避度一定型 (Constant Relative Risk Aversion, CRRA 型) の効用関数を用いることにより、個人が豊かになれば、所得の不確実性による予備的貯蓄動機が減少するという、よりもっともらしい現象を説明可能である。また、CARA 型の効用関数では説明できなかった、所得の予期された変動が消費の変動に影響を及ぼす、いわゆる「過剰感応」や、消費の変化が恒常所得の予期されない変化を下回る「過剰平滑」の概念についても説明できる可能性が示されている。しかしながら他方で、この CRRA 型関数は、解を陽表的に求めることが出来ないという短所をもつ。この在庫緩衝型モデルにおける研究成果の示唆については、鎌田・岡田 (2003) を参照。

なお、予備的貯蓄に関する理論的な定式化の基本的なエッセンスは、効用関数の形状により所得の不確実性が消費に与える影響が異なるという点にある。すなわち、効用関数の形状が 2 次関数であれば、個人の消費は恒常所得にのみ依存し、所得の不確実性に影響を受けず、不確実性のない場合の議論に帰着する (いわゆる certainty equivalent)。これに対して、効用関数の 3 階の導関数が定義域において常に正となる場合は、不確実性が mean-preserving-spread の意味で増加する時、個人は危機回避的な選好を示し、消費水準は不確実性の影響を受ける。

¹⁰導出の詳細は、Caballero(1990) の Proposition 1、Caballero(1991) の Appendix A を参照。

さらに、(6) 式と所得流れが $Y_{t+i} = E_t Y_{t+i} + \sum_{j=1}^i W_{t+j}$ に従うことを用いると、以下の式が導出できる。

$$C_t = \frac{1-\beta}{\beta} \left(A_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i} \right) - \frac{1-\beta}{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left(\sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 \right). \quad (8)$$

この時、可処分所得は $Y_t^d = Y_t + rA_{t-1}$ 、恒常所得を $Y_t^p = \frac{1-\beta}{\beta} (A_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i})$ として定義される。ここで、恒等式 $Y_t^d = C_t + S_t$ (可処分所得 = 消費 + 貯蓄) を用いると以下の式が得られる。

$$S_t = (Y_t^d - Y_t^p) + \frac{1-\beta}{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left(\sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 \right). \quad (9)$$

ただし、消費のイノベーション V_{t+j} は、もっぱら所得のイノベーションにより生じる¹¹。

$$V_{t+j} = W_{t+j} - \frac{\theta}{2} (E_{t+j-1} V_{t+j}^2 - E_t V_{t+j}^2). \quad (10)$$

これを貯蓄率に関する定式化に置き換えるため、(9) 式の両辺を Y_t^d で割り込む。

$$S_t/Y_t^d = (Y_t^d - Y_t^p)/Y_t^d + \frac{1-\beta}{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left(\sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 \right) / Y_t^d. \quad (11)$$

上式において、第一項では、標準的なライフサイクル・恒常所得仮説の想定通り、人々は可処分所得のうち恒常所得の分だけ、消費を行い、可処分所得から恒常所得を除いた部分として定義される「一時所得」を貯蓄に回すことが示されている。そのため、一時所得比率が貯蓄率に影響を与える。第二項は、将来所得の不確実性に由来する貯蓄、いわゆる「予備的貯蓄」の存在を示す。すなわち、人々は将来所得の不確実性が高まるほど、消費を控えてより多くの所得を貯蓄に回す。

2.3 マクロ貯蓄率の定式化 理論的含意を踏まえて

前節で導出された式は、どの家計にも共通のものである。次に、家計の「年齢層ごとの異質性」を考慮して集計することにより、マクロの貯蓄率を算出する¹²。今、家計が k ($k = 1, \dots, K$) の年齢層カテゴリーに分けられるとすると、カテゴリー k の貯蓄率 $SR_{t,k}$ は次のように定式化される。

$$SR_{t,k} = (Y_{t,k}^d - Y_{t,k}^p)/Y_{t,k}^d + \frac{1-\beta}{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left(\sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_{t,k} V_{t+j,k}^2 \right) / Y_{t,k}^d. \quad (12)$$

¹¹(8) 式と (10) 式の導出については、補論 1 を参照。

¹²このライフサイクル・カーブを取り入れる定式化は、Fair and Dominguez(1991) や Attfield and Canon(2003) の消費関数に関する定式化を参考としている。

ここで、それぞれのライフサイクルに応じた貯蓄率の水準は、所得水準が年齢に応じて異なることに由来する。このため、年齢層カテゴリー固有の効果 ψ_k は、時間によらず、それぞれの一時所得比率とマクロの平均的な一時所得比率との乖離として次のように定義する。

$$\psi_k = (Y_{t,k}^d - Y_{t,k}^p)/Y_{t,k}^d - (Y_t^d - Y_t^p)/Y_t^d. \quad (13)$$

すると、この年齢層カテゴリーの異質性がマクロの貯蓄率に与える影響 λ_t は、各年齢層の効果 ψ_k を年齢カテゴリー k の t 時点における人口構成比率 $P_{k,t}$ でウェイト付けした加重平均により算出される¹³。ここで将来所得の不確実性は年齢によらず一定 $E_{t,k}V_{t+j,k}^2 = E_tV_{t+j}^2$ と仮定すれば、 t 期の年齢層 k の貯蓄率 $SR_{t,k}$ は次の通りである。

$$SR_t = (Y_t^d - Y_t^p)/Y_t^d + \frac{1-\beta}{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left(\sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 \right) / Y_t^d + \lambda_t, \quad (14)$$

$$\lambda_t = \psi_1 P_{1,t} + \psi_2 P_{2,t} + \cdots + \psi_K P_{K,t}. \quad (15)$$

上記の通り、本稿では年齢層カテゴリーに応じて、貯蓄率は若年期には一旦上昇するが高齢になれば低下するという、山型のライフサイクル・カーブをもつと考える。具体的には、年齢層ごとの貯蓄率への効果は、年齢層カテゴリーの index k ($k = 1, \dots, K$) の 2 次関数で与えられると仮定する。 $\rho_1 > 0$ 、 $\rho_2 < 0$ であれば、貯蓄率は年齢に応じて山型をたどる。また、年齢ごとの人口構成比率が一樣であれば（どの年齢層の構成比も同一であれば）、この効果はマクロ全体に影響を及ぼさないはずであるから、各カテゴリーの効果を表すパラメータ ψ_k にゼロ和制約を課す。すると、マクロの貯蓄率は、以下の (16)(17) 式の制約をもつ (14)(15) 式で表現される。

$$\psi_k = \rho_0 + \rho_1 k + \rho_2 k^2, \quad (16)$$

$$\sum_{k=1}^K \psi_k = 0. \quad (17)$$

以上をまとめると、マクロ貯蓄率 SR_t は、(a) 一時所得比率（1-[恒常所得/可処分所得]）、(b) 所得の不確実性の影響（予備的貯蓄要因）、(c) 人口動態要因により決定される。このうち、人口動態要因は、年齢層カテゴリーの人口構成比率 ($P_{k,t}$) とそれぞれのカテゴリーの特徴を表すパラメータ ($\psi_{k,t}$) の積和で算出される。このパラメータは、若年層と高齢層がマクロの貯蓄率に異なった影響を及ぼす、年齢層の人口分布が一樣である場合にはマクロの貯蓄率への影響は生じない、という二つの特徴をもつ。

¹³ 家計の異質性の影響は、マクロの貯蓄率決定式における各変数のパラメータの値にも集約されるはずであるが、ここではそうした異質性の効果を λ_t に集約している。

3 実証分析

以下の実証分析では、推計に用いる変数の定義と特性を明らかにした後、変数間の共和分関係を検出し、貯蓄率を誤差修正モデル (Error Correction Model) 型の関数を用いて推計する。

3.1 推計に用いる変数

(1) 貯蓄率

貯蓄率は、93SNA ベースの貯蓄率を用いる。すなわち、貯蓄率 = $1 - \text{消費性向} = 1 - [\text{家計最終消費支出} / (\text{可処分所得} + \text{年金基金年金準備金の変動})]$ として定義される¹⁴。90年代までの先行研究で使用されていた 68SNA ベースの貯蓄率と本稿で使用する 93SNA ベースの貯蓄率とは、90年代入り後の動きが大きく異なる。すなわち、68SNA ベースの貯蓄率は90年代入り後横這いで推移しており（図表1）、この間の高齢化の進展との関連でパズルとされてきた。しかし、2002年に公表された93SNA ベースの貯蓄率は、90年代入り後も一貫して低下している。本稿ではこうした趨勢的な低下を分析の対象としている¹⁵。

(2) 一時所得要因

前節の理論モデルに従えば、ライフサイクル・恒常所得仮説のインプリケーションの通り、可処分所得と恒常所得の差が貯蓄となる。この結果、貯蓄率は、1 から恒常所得比率を引いた一時所得比率 $(Y_t^d - Y_t^p) / Y_t^d = 1 - [\text{恒常所得} / \text{可処分所得}] = \text{一時所得} / \text{可処分所得}$ 、の影響を受ける。

ここで、可処分所得は、SNA の可処分所得¹⁶を用いる。理論モデルから得られる $Y_t^d = Y_t + rA_{t-1}$ の定義に従えば、今期の可処分所得は、(a) 今期の労働所得と (b) 前期の資産から得られた所得（いわゆる今期の財産所得）の和であるが、ここではより現実性に則したデータを用いる。というのも、前節のモデルでは、家計部門のみを考えているため、所得税や社会保障給付などの政府からの移転の存在を考えていないが、現実の家計は社会給付を得て、税を支払った後の残りの可処分

¹⁴医療保険や教育といった現物社会移転を可処分所得に加えた、調整可処分所得を用いて貯蓄率を算出することも可能であるが、ここでは、消費・貯蓄の源泉としての所得は現金により得られる可処分所得と考えた。

¹⁵68SNA と 93SNA の推移の違いについては、68SNA では可処分所得に含まれていた不良債権償却が 93SNA では控除される影響が大きいと指摘されている。なお、高貯蓄率が議論となった背景には、SNA の貯蓄率に加えて、家計調査の貯蓄率が90年代一貫して上昇していたことがある。しかし、近年その2つの貯蓄率の乖離については研究が積み重ねられた。両者の乖離に関する一連の研究サーベイとそれにもとづく発展については、岩本、尾崎、前川 (1995、1996) を参照。

¹⁶制度部門別所得支出勘定における家計部門（個人企業を含む）の可処分所得を指す。その定義は、可処分所得 = 雇用者報酬 + 営業余剰・混合所得（純）+ 財産所得（受取 - 支払）+ 現物社会移転以外の社会給付 - 社会負担 - 所得・富等に課される経常税 - その他の経常移転（受取 - 支払）。

所得を消費と貯蓄に分割している。このような実際の情報にもとづき、SNA の可処分所得をそのまま用いる。

次に可処分所得から恒常所得を算出する。恒常所得の推計は、通例マイクロデータにもとづく研究が多く、マクロ全体の恒常所得系列を算出する研究は少ない。そこで、本稿では、マクロの恒常所得の一つの算出方法として、「ライフサイクル・恒常所得仮説に従えば消費は恒常所得により決定されるはずである」ことを前提として、可処分所得を構成する所得項目のうち、消費に影響を与える所得を恒常所得と想定する。具体的には、消費に影響を与える所得として雇用者報酬を想定し、恒常所得を雇用者報酬に時系列モデル（階差自己回帰 AR(3) モデル）をあてはめた予測値により推計する¹⁷。

このように、本稿では恒常所得を雇用者報酬にもとづいて算出している。これは、一般的に消費者が恒常所得流列として想定するのは、雇用者報酬に表現されるような企業部門からの所得であり、自営業者の所得である混合所得や財産所得、さらに社会給付（負担）や税の変動等に伴う可処分所得の変動は、恒常所得としてみなさないことを前提としている。以上の仮定は、それらの所得項目の変動によりマクロの可処分所得が変動しても、消費の変動がつかないことを示している。これは、一見すると大胆な仮定のように思われるが、混合所得、財産所得、社会給付（負担）、税が、企業が家計に支払う雇用者報酬と比較して、相対的に家計の恒常所得に与える影響が小さいことは、例えば以下の事実とも整合的である¹⁸。

まず、第 1 に、混合所得（自営業者の所得）については、従来、変動所得の割合が高いといわれてきたが、実際近年でも、勤労者と比較して、所得の変動幅が大きく（石川、矢嶋（2000））、恒常所得として認識される割合は低いと思われる。

第 2 に、SNA の財産所得のうち、保険契約者に帰属する財産所得（保険や年金の運用益を保険契約者である家計に帰属させたもの）が近年増加しており、2002 年度でみると財産所得のおよそ半分を占めている。しかしながら、実際にはこれを家計が自らの所得であると認識することは困難である。例えば、生命保険のように家計が死後に得られる所得は消費に結びつく所得の源泉とは考えづらい。このため、財産所得も恒常所得の推計から除外するのが望ましいと判断している。

¹⁷ そもそも恒常所得は、モデルの定義に従えば、 $Y^p = \frac{1-\beta}{\beta} A_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i}$ であり、意思決定を行う期の手持ち資産と将来に亘って得られる労働所得の割引現在価値の総額になる。Flavin(1981)の指摘に従えば、将来に亘って資産から得られる所得の割引現在価値を示す A_t の存在を考慮しなければならないが、ここで推計に用いる SNA 統計では、財産所得の変化により生じる保有資産の増減を統計からの確に把握できない。従って、ここでは、保有資産の増減が労働所得の増減と並行的に推移することを想定し、両者の動きを、労働所得の割引現在価値の推移で近似することにする。

¹⁸ ここでは持ち家の営業余剰も、恒常所得の推計に含めない。SNA 統計では、住宅自己所有者は住宅賃貸業を営んでいるものとされ、その帰属家賃は家計の生産額に含まれており、家計はその営業余剰を所得として得ている計算となっているが、これを家計が消費に割り当てる恒常所得の一部であると認識することは困難であると思われる。

第3に、税や社会保障給付といった政府移転についても、消費との関係が必ずしも明確ではない。そもそも消費が恒常所得によって決定されているという恒常所得仮説にもとづけば、政府から家計への移転は、恒常所得に影響を与えない限り、消費に影響を及ぼさず、政府からの移転で所得が増加しても、それがそのまま消費に結びつくという関係にはない。この点について、Watanabe,etal(2001)では、税や社会給付の一時的な制度変更と恒久的な制度変更とでは消費に与える効果が異なることを日本のデータを用いて実証するとともに、政府からの移転に対して消費が反応しない家計の存在も確認している。本来、家計が恒常所得を想定する上で、将来に亘っての所得の割引現在価値を算出する際には、所得の源泉に応じて別々の期待形成をしている可能性が高い。すなわち、ここで、企業から賃金として得られる所得と、政府からの移転により得られる所得とを同様に扱うことは適当とはいえない。また、他方、Bayoumi(1998,2001)、Saito(1997)等によれば、そもそも日本では、税や社会保障給付が、経済活動に与える影響が小さいことも知られている¹⁹。

こうしたことから、本稿では、税や社会給付の増加が恒常所得や消費に与える影響が必ずしも明確ではない所得の源泉を予め除外した上で、企業から家計への雇用者報酬をもとに恒常所得の算出を行うこととする。なお、この定式化の妥当性については、後の推計結果のパフォーマンスを確認することでも検証を行う。

(3) 人口動態要因

人口動態要因がマクロの消費・貯蓄動向に与える影響を考える際、一般的には、「(65歳以上の高齢者 + 20歳未満の年少者)/(20歳-64歳の生産年齢人口) = 従属人口指数 (dependency ratio)」や「高齢者/生産年齢人口 = 老年従属人口指数」を用いることが多い(Horioka (1989))。しかし本稿では、先述の通り、年齢層によって異なる貯蓄行動と人口の年齢別の構成比率の双方を加味した定式化を行っている。

具体的には、(15)式のように、年齢層カテゴリーの世帯分布 P_1, \dots, P_K と貯蓄行動の特徴 $\psi = \psi_1, \dots, \psi_K$ の積で人口動態要因を表現している。このカテゴリーは、24歳以下、25-29歳、30-34歳、35-39歳、40-44歳、45-59歳、50-54歳、55-59歳、60-64歳、65歳以上の合計10のカテゴリーで、それぞれに1から10の数字で $\text{index}(k)$ を与える。また、ここでは世帯分布として、家計調査の年齢別の世帯抽出率²⁰を用いた。図表2(2)でこの推移をみると、団塊世代の瘤が高齢層にシフ

¹⁹いわゆるリカーディアン家計が日本において存在することを指摘するものに、井堀(1986)、木村(1997)等がある。これらは、財政錯覚に関するリカード中立命題の実証分析として、家計が同命題に従う特性をもつことを確認しており、政府移転と家計の消費行動を結びつけたものではない。しかしながら、このような家計が多いことは、減税や社会給付の増加に直面しても、消費行動に影響が及ばない家計の存在を示唆し、税および社会給付負担に対する弾性値の低さを裏付けるひとつの証左となる。

²⁰家計調査の年齢別の世帯数分布(抽出率調整)とは、国勢調査をベンチマークとして推計された、家計調査の母集団の世帯数分布である。ただし、この世帯数分布は、その推計に調査の集計世帯数を用いているため、実際には、回答が得られた調査世帯数による変動の影響を受けるという問題

トしている点、高齢化の進展により 65 歳以上世帯（世帯主が 65 歳以上の世帯）が大幅に増加している点、の二つの特徴がみてとれる。なお、年齢ごとの人口分布ではなく世帯主の年齢に応じた世帯分布を用いるのは、典型的なライフサイクル・パターンをもつのは世帯主に限られるという考えにもとづいている²¹。

本稿では、人口動態要因 λ_t を、 Z_1 と Z_2 という貯蓄率のライフサイクル・カーブを示す 2 次関数の各項に相当する 2 つの変数に分解して、そのパラメータを推計する（変数変換については、補論 2 を参照）。すなわち、その形状が山形をたどるのか、フラットなのか、谷型なのかは、 Z_1 と Z_2 のパラメータの大きさ次第となる。もちろん貯蓄行動のライフサイクル・カーブについては、山型であることを前提にパラメータの符号に事前に制約を与えて推計することも可能ではあるが、本稿ではこの制約をつけずにモデルの中で内生的に推計し、その形状が一般的に予想されるライフサイクル・カーブと整合的であるか否かを事後的に検証する。

(4) 予備的貯蓄要因

予備的貯蓄に関する実証分析は数多いが、所得の不確実性を表す代理変数としてどの変数を用いるかは研究によって異なる。それらを大別すると、以下の 3 種類に分けられる。

第一に、消費者を対象とした主観的なサーベイ調査の結果を直接用いるものである。例えば、Carroll(1992) では、ミシガン大学の Surveys of Consumers を用いて、失業率に対する予想と貯蓄に対する態度との関係を検証している。またわが国では、齊藤・白塚(2003) は消費動向調査(内閣府)を、村田(2003) は消費生活に関するパネル調査(家計経済研究所)を用いている。二つ目は、サーベイ調査等から客観的に不確実性指標を推計するものである。例えば、小川(1991)、土居(2001) は消費動向調査にカールソン・パーキン法を適用して実質所得成長率予測値の世帯間分散を算出し、不確実性指標とみなしている。また、Carroll and Samwick(1998) では、PSID (Panel Study of Income Dynamics) のパネルデータから相対的等価予備的プレミアムとよばれる不確実性指標を推計している。もう一つは、実際の所得の時系列から算出される不確実性指標を用いる場合である。例えば、Banks, Blundell and Brugiavini(2001) は、所得の時系列変動過程の条件付分散を用いている。

本稿では、消費動向調査の消費者態度指数²²を用いる。この主観的なサーベイ調査を用いた理由は、前節の定式化と整合的に解釈することが可能であるからである。というのも、一般的に意識調査では、所得環境が悪化しかつ所得の不確実性

がある。このため、本稿ではこの点に留意し、データを移動平均により平滑化して用いた。なお、暦年データの四半期分割はリスマン・サンデー法で行った。

²¹ここでは世帯主としての高齢者数の変動を用いているため、同居高齢者数の変動については考慮していない。

²²消費動向調査は、2004 年 4 月より、物価に対する見方は除かれている。また、ここでは、その季節調整値に 3 期移動平均をかけたものを用いた。

が増大するような局面において、消費者態度が悪化し、指標が下落する性質をもつ。他方、前節のモデルに沿えば、予備的貯蓄要因は「所得ショックの分散/可処分所得」で表現され、所得が高水準ならば、所得の不確実性（分散）が貯蓄率に与える影響は減少し、逆に所得が低水準ならば、不確実性が貯蓄率に与える影響は増加する。したがって、この所得の不確実性が貯蓄率に与える影響の非対称性は、消費者に対するサーベイ調査から得られる情報と整合的であり、上記の定式化にもとづく予備的貯蓄要因として、この指数を用いることが妥当であると考えられる。

さて、ここで、マクロの消費者態度指数がどのような性質をもつ統計であるかについて、明らかにしておく。消費者態度指数の内訳項目をみると、雇用環境に対する見方は、景気の局面に応じて循環的に変動するのに対して、収入の増え方に対する見方は、比較的変動が少ない（図表3）。また収入の増え方に対する年齢層ごとの意識をみると、若い世代ほど楽観的、高齢層ほど悲観的という性質が見受けられるが、近年では特に、40代、50代の中高年層の悪化が目立っている。これには、いわゆる近年の賃金カーブのフラット化や年金問題を背景とした将来不安の増大などが影響している可能性が考えられる。

こうしたことから、消費者態度指数には、(a) 景気の山谷に応じて変化する循環的な要因、(b) 将来所得不安の傾向的な増大といった中期的なトレンドをもたらす要因の双方が反映されていると考えられる。そもそも、所得の不確実性の高まりを背景に予備的動機から貯蓄を行う場合、この二種類の動機が考えられることから、この両者を共に含む消費者態度指数は、ここで用いる変数として適切であろう。

3.2 各変数の時系列的特性

次節以降、変数間の長期均衡関係の検証を行うため、変数間の共和分関係の有無を検出する。その前の準備として各変数の時系列的特性を確認する。まず、図表4で各変数の推移をみると、どの変数もトレンドを持っている。次に、これらの変数の定常性を1980年1Q～2003年1Qの期間について、単位根検定により確かめる。一般的に広く用いられているADF検定とPhillips-Peron検定に従えば²³、どの変数も水準では非定常、一階差では定常のI(1)系列であることが確認できた。従って、もしこれらの変数の線形結合がI(0)であれば、共和分関係が成立することになる。

3.3 長期均衡関係

前節の定式化にもとづけば、家計の貯蓄率は、(a) 一時所得要因、(b) 予備的貯蓄要因、(c) 人口動態要因によって決定される。本稿では、このメカニズムを貯蓄

²³ ラグの長さは、AIC基準にもとづき、General to specificに決定している。

率の長期的な決定要因と考え、これらの変数が時系列データとして共和分関係にあることを確認し、長期均衡関係として位置付ける。ここでは、Engle-Grangerの方法により共和分関係を検証するため、まず長期決定式を推計し、その残差に対する単位根検定を行う。

実際の推計にあたっては、前節の定式化において、一時所得要因の貯蓄率に与える影響が1対1であった仮定を緩め、(a)一時所得要因、(b)予備的貯蓄要因、(c)人口動態要因、3つの要因の全てについてパラメータを推計する²⁴。ここで、各変数は(14)式の第1項、2項、3項に該当し、それぞれ $1 - Y_t^p/Y_t^d$ 、 ω_t 、 λ_t である。また、推計期間は、1982年3Qを始期として、SNAの貯蓄率を公表値で算出することができる2003年1Qを終期とする。

理論的に予想される符号条件は、まず、 $\gamma_1 > 0$ (a)一時所得要因)、 $\gamma_2 < 0$ (b)予備的貯蓄要因)である。加えて、(c)人口動態要因(λ_t)については、前節(16)(17)式で示されたような制約をかけた形で推計するため、事前に $Z_{1,t}$ と $Z_{2,t}$ に変数変換を行った上で、パラメータ γ_3 、 γ_4 を推計する。このようなパラメータに多項式の制約をかける手法は、アーム・ラグの推計と同様である。ここで、 $Z_{1,t}$ と $Z_{2,t}$ は、それぞれ貯蓄率のライフサイクル・カーブを2次関数で示したときの1次項と2次項に対応するので、このカーブが山型ならば、想定される符号条件は、 $\gamma_3 > 0$ 、 $\gamma_4 < 0$ である。(なお、この変数変換の詳細については補論2を参照。)

$$SR_t = \gamma_1(1 - \frac{Y_t^p}{Y_t^d}) + \gamma_2 E_t \omega_t + \gamma_3 Z_{1,t} + \gamma_4 Z_{2,t}.$$

推計結果を図表5に、推計値と実績値の比較を図表6(1)に示している。ここでは、推計期間を変更することにより、推計結果の頑健性を確認しているが、推計期間によらず、結果には概ね変化がないことが確認できる。以降では、1982年3Q～2003年1Qの推計結果(図表5のシャドー部分)を用いて、説明を進める。

まず、Engle-Grangerの方法により共和分関係の有無を検証すると、上記の長期均衡推計式の誤差項に定常性が確認でき、4変数間が長期均衡関係にあることが示される。次に、この長期均衡式の推計結果をみると、各変数は理論的に予想される符号条件を満たし、かつ有意に貯蓄率に影響を与えている。すなわち、一時所得要因は、貯蓄率の上昇に寄与し、予備的貯蓄要因は、消費者態度指数で表現される所得の不確実性が高まると貯蓄率が上昇する結果となっている。加えて、人口動態要因を表す Z_1 と Z_2 の係数は、それぞれ有意に正と負($\gamma_3 > 0, \gamma_4 < 0$)であることが確認された。このことから、年齢に応じて貯蓄率が山型のカーブを持つことが明らかとなり、年齢の上昇に伴い貯蓄率が上昇し、一定の年齢を超えると年齢とともに貯蓄率が低下するというライフサイクル・パターンが検出された。

²⁴ここでは代理変数を用いた誘導型推計である。このため、推計する定式化は理論的定式化とは厳密には異なり、推計結果から構造パラメータを識別することはできない。

またこのライフサイクル・パターンを前提とすると、家計全体に占める高齢世帯の割合が増えるほど、貯蓄率は低下するはずである。

続いて、図表 7 と図表 8 で長期均衡式におけるそれぞれの変数の寄与と貯蓄率の推移とを比較する。

第一に、人口動態要因は、特に 1990 年頃からの貯蓄率の長期的低下傾向を作り出している²⁵。この時期の人口動態要因には、高齢化の進展にともない高齢者が増加し貯蓄率が低下する効果と人数の多い団塊世代の存在により、中高年層が増加し貯蓄率が押し上げられる効果という逆向きの 2 つの効果が存在するが、そのうち前者の効果が勝っていたため、趨勢的な下落寄与を生みだしたことを示している²⁶。

さらに、長期均衡式の推計において推計された貯蓄率のライフサイクル・カーブをみると（図表 7 の (2)）、家計は、年齢の上昇に伴い貯蓄率を上昇させるが、高齢者になると貯蓄率が低下する、というライフサイクル・カーブをもつことが確認できる。こうした結果は、貯蓄率の時系列的な推移がライフサイクル・恒常所得仮説にもとづくインプリケーションと整合的に実証可能であることを示している。

第二に、一時所得要因が、貯蓄率の上下の動きを的確にとらえながら、貯蓄率を趨勢的に押し下げていることが確認できる（図表 8 の (1)）。この上下変動の背景を本稿の変数選択にもとづいて考えれば、一時所得要因とみなしている税や社会給付（負担）等が変動しても、それに応じて消費が変動していないため、結果として、貯蓄率を変動させる要因になっていることを裏付けている。また、自営業の衰退によって可処分所得に占める混合所得の割合がトレンド的に減少していることが、マクロにおける一時所得比率を減少させて、趨勢的な貯蓄率の低下要因となっていることを示している²⁷。

最後に、予備的貯蓄要因は、全体的なトレンドとして貯蓄率を下支えしている（図表 8 の (2)）。特に 1997、1998 年や 2001 年の景気後退局面には、予備的貯蓄を増加させる方向に寄与している姿が見受けられる。いわゆる将来不安といわれる

²⁵ここでは、人口動態要因のよりスムーズな変動を示すため、変数 Z_1 、 Z_2 を 3 次関数で近似してグラフ化している。

²⁶ここでは、ライフサイクル・カーブ（年齢階層別の貯蓄率の推移）を通時的に一定と仮定しているため、コーホートによって貯蓄性向が異なる可能性や、経済構造の変化に伴う年齢ごとの貯蓄性向の変容などの影響は取り込まれていない。また、家計のライフサイクル・カーブが年齢ではなく、むしろ退職年齢によって決定されるとすると、高齢者の労働供給の変化が貯蓄率に与える影響を考慮することが必要である（Yashiro(2003)）。本稿には、こうした限界がありながらも、世帯数の変動のみで人口動態の貯蓄率への寄与を算出することにより議論のベンチマークを作るという意味で一定の意義があると思われる。

²⁷このように一時所得要因の趨勢的な寄与が大きいことの背景の一つとして、本稿の定式化における人口動態要因に含まれていない高齢化に関わる要因の一部が、一時所得要因に含まれていることが考えられる。例えば、一時所得要因に伴う貯蓄率低下には、高齢期にも高い貯蓄率を維持する傾向のある自営業者のシェアが高齢層で顕著に低下していることによる効果が含まれている可能性がある。ちなみに、自営業者の貯蓄率が高水準であるのは、高齢期における年金給付水準が低く、引退時に私的貯蓄を必要であることや、自営業の跡継ぎとなる子孫への遺産動機が強いことが挙げられる。

ような 90 年代後半以降のトレンド的な消費者マインドの悪化がわずかながら貯蓄率を上昇に寄与しているとともに、特に不況期には貯蓄率の下支え要因としてはたらいっている。

3.4 短期調整メカニズム

ここでは、長期均衡関係が検出された貯蓄率、一時所得要因、予備的貯蓄要因、人口動態要因を誤差修正モデルで表現する。一般に、共和分関係は誤差修正モデルに書き換えられることが知られている。すなわち、長期均衡にある変数同士は、何らかのショックにより長期均衡関係からの乖離が生じた場合にも、長期均衡水準に戻っていくような短期調整メカニズムをもつ。

まず、長期均衡関係を誤差修正モデルに書き換える。ただし、人口動態要因は、その階差が短期的に貯蓄率に影響を与えとは考えづらいことから、短期調整メカニズムに対して外生性が満たされるものと仮定する。また、短期変動要因として、新たに 89 年と 97 年 1Q の消費税増税前の駆け込みによる消費支出の増加、および各年 2Q の増税後の反動、が貯蓄率に与えた影響を操作するため、ダミー変数を追加する（それぞれ、 Dum_{891} 、 Dum_{892} 、 Dum_{971} 、 Dum_{972} と表記）。すると、貯蓄率に関する短期調整メカニズムの推計式は、貯蓄率の前期差を (a) 一時所得要因の前期差、(b) 予備的貯蓄要因の前期差、(c) 長期均衡からの誤差修正項、(d) ダミー変数で説明する誤差修正型 (Error Correction Model 型) の関数となる。これは以下のような式で表現できる。ただし、 Δ は階差オペレーター。また、ここで理論的に予想される符号条件は、 $\delta_1 > 0$ 、 $\delta_2 < 0$ 、 $\delta_3 < 0$ 、 $\delta_4 < 0$ 、 $\delta_5 > 0$ 、 $\delta_6 < 0$ 、 $\delta_7 > 0$ である。

$$\begin{aligned}\Delta SR_t = & \delta_1 \Delta \left(1 - \frac{Y_t^p}{Y_t^d}\right) + \delta_2 \Delta E_t \omega_t \\ & + \delta_3 (SR_t - \gamma_1 \left(1 - \frac{Y_t^p}{Y_t^d}\right) - \gamma_2 E_t \omega_t - \gamma_3 Z_{1,t} - \gamma_4 Z_{2,t}) \\ & + \delta_4 Dum_{891} + \delta_5 Dum_{892} + \delta_6 Dum_{971} + \delta_7 Dum_{972}.\end{aligned}$$

推計結果を図表 5 に示している²⁸。各変数ともに短期調整メカニズム式に有意に寄与しており、符号条件もみたしている。また、長期均衡からの乖離を修正する調整速度を示す δ_3 は、 -0.28 であり、均衡からの 1 % ポイントの乖離は、4 四半期 ($1/0.28 \simeq 3.6$ 四半期) 程度で調整されるとの結果が得られた。さらに、この推計結果を用いて、過去の貯蓄率の前期差を寄与度分解してみると、まず、一時所得要因が、一時的に貯蓄率を増減させていることが確認できる (図表 6 の (2))。具体的には、例えば、貯蓄率が 2000 年から 2001 年頃に低下しているのは、定額郵

²⁸ 階差変数については、当期を含む 8 期以下のラグ次数から有意性のある変数を General to specific に決定したが、上記の通り、当期の変数のみの定式化が選ばれた。

便貯金の大量満期に伴う利子課税が増加し可処分所得が圧迫されたことが寄与しているものであると予想される²⁹。また、景気後退期には予備的貯蓄要因が前期差でも貯蓄率を幾分押し上げている。さらに、この定式化にもとづく短期調整メカニズムは、過去のパフォーマンスも良好であり、実績をよくフォローしている点を確認できる。

こうしてみると、貯蓄率の短期的変動を説明する上で、一時所得要因の寄与は、実績をよくフォローしている。このことは、社会給付や税の変動、自営業者の所得等の変動は、マクロの可処分所得に寄与しても消費は即座にはこれに反応しないため、結果として一時的な貯蓄率の変動要因となることを示しており、家計の恒常所得を、企業から家計への雇用者報酬をもとに算出するという本稿の定式化に一定の妥当性を与えている。

また、改めて貯蓄率の実績値と長期均衡推計値や短期調整推計値とを比較すると、推計値は、過去の実績値をフォローしており（図表6）、推計誤差も、長期均衡式で1.0%ポイント程度、短期調整式で0.7%ポイント程度、と低い値に止まっている（図表5）³⁰。なお、2002年前半の乖離が幾分目立ってはいるが、短期調整メカニズムが迅速に働いているため、2003年1Qにかけて、誤差修正項による長期均衡への回帰が進んでおり、この関数のパフォーマンスを大きく劣らせるものではない。

4 おわりに

近年わが国の貯蓄率の低下傾向が顕著になっている。この背景には、高齢化の進展があると指摘する声が多いが、家計の消費・貯蓄行動に関する時系列的な検証を行った分析は数少ない。

こうしたことを受けて、本稿では、貯蓄率の長期的な低下傾向の背景について考察した。その分析手法の特徴と結果をまとめると、次の3点に集約される。

²⁹2000年から2001年にかけて、1990年初頭に預け入れられた定額郵便貯金が大量に満期になった。この時、家計は多額の利子所得を受け取るとともに、多額の利子に対する源泉所得税を支払ったはずである。しかしSNA統計上は、利子所得は、家計がそれを受け取った時点ではなく、90年頃から毎年一貫して利子所得が支払われていたとして計上される（発生主義）一方で、税は実際に税が支払われた時期に計上している（現金主義）。このため、この時点の可処分所得は、財産所得による増加が統計上あまり寄与しない一方で、所得税による減少が大きく寄与したため、マイナス方向に圧迫された。

³⁰2002年前半の乖離が幾分目立っていることを、推計式の定式化に沿って解釈すれば、現実には家計が想定した恒常所得が、本稿の計測よりも過大であったため、一時所得要因を押し下げ、貯蓄率の低下をもたらしたという理由が考えられる。この時期には、雇用者報酬が減少した一方で、これに伴い税負担も軽減されたことで可処分所得は下支えされた。この動きが、家計にとって、一時所得の下支えではなく、恒常所得が持ちこたえたと解釈されたために、税軽減による可処分所得の増加分は、貯蓄ではなく、消費にまわされた可能性がある。他方で、2002年の7-9月期の貯蓄率が下落している背景は、GDPの消費支出推計が過大であったためという解釈も可能である。この時期には、GDPの基礎統計である家計調査における消費支出が調査サンプルによる攪乱的要因により一時的に増加した可能性が指摘されている。

第一に、本稿では、近年における貯蓄率の趨勢的な低下について、所得不確実性下での家計の最適な行動と人口動態の変化を明示的に織り込んだモデルを用いて実証分析を行った。まず、ミクロレベルにおける家計の最適貯蓄率を、ライフサイクル・恒常所得仮説および予備的貯蓄にもとづいて定式化した。次に、年齢層ごとに貯蓄率が異なるというライフサイクル・カーブを持つことを踏まえ、貯蓄率を各年齢層の人口構成比で集計してマクロの貯蓄率を導出した。この過程でマクロの貯蓄率と人口動態要因を結びつけた。本稿の定式化では、高齢者の増加が貯蓄率低下に与える寄与のみを考慮するのではなく、若年層よりも高い貯蓄率を持つ中高年層の比率が増加することによる貯蓄率押し上げ効果も勘案している。

第二に、人口動態とマクロの貯蓄率の関係を定式化する際に、わが国では年齢ごとの家計貯蓄率を広いカバー率で統計から確認することは難しいという現状を踏まえ、貯蓄率は年齢に応じて山型に推移するという仮定を置くことによって、貯蓄率のライフサイクル・カーブを分析に取り入れている。

第三に、上記の定式化をもとに、貯蓄率と、貯蓄率を決定する要因にとの間に統計的な長期均衡関係である共和分関係を検証した。その存在を確認した上で、長期均衡からの乖離が生じた際に、これを修正し長期均衡水準に戻ろうとする短期的な調整メカニズムを誤差修正モデルで表現した。この実証分析の結果、この人口動態要因は、特に90年以降は高齢化を背景として、貯蓄率に趨勢的な下落傾向をもたらしていることが確認できた。また、将来所得の不確実性を背景とした予備的貯蓄要因は、足許の貯蓄率の下支え要因としてはたらいっている。さらに、本稿のモデルの推計値は長期的推移と短期的変動の双方について、貯蓄率の動きをフォローする良好なパフォーマンスであった。このように、わが国の貯蓄率の時系列的な推移はライフサイクル・恒常所得仮説にもとづく定式化と整合的に実証可能であることが示された。

以上の分析結果を踏まえると、先行きについても、高齢化の進展にともなって、構造的な要因である人口動態要因がマクロの家計貯蓄率をトレンド的に低下させることが予想される。他方で、所得の不確実性の増大や、一時所得の増加が、貯蓄率の増加に寄与する可能性もあり、短期的な動向は、こうした幾つかの要因の綱引きによって決定されるといえよう。

今後、高齢化の更なる進展が予想されているわが国の経済において、貯蓄率の動向および家計の消費・貯蓄行動を議論する際には、このような構造的な要因と循環的な要因の双方の影響を整理した上で、判断していくことがより一層重要になると考えられる。

補論 1 (8)、(10) 式の導出

本文では、(8)、(10) 式の導出を簡略化しているため、以下により詳細に記述しておく。

本文 (7) 式は、以下の通り。

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i C_{t+i} - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (Y_{t+i} - E_t Y_{t+i}) - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i} = A_t.$$

ここで、所得流れはランダム・ウォークに従うことから、 $Y_{t+i} - E_t Y_{t+i} = \sum_{j=1}^i W_{t+j}$ を代入すると、

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i C_{t+i} - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \sum_{j=1}^i W_{t+j} - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i} = A_t. \quad \dots\dots (A)$$

次に、本文 (6) 式より、

$$C_{t+i} = C_{t+i-1} + \frac{\theta}{2} E_{t+i-1} V_{t+i}^2 + V_{t+i},$$

$$C_{t+i} = C_t + \sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 + \sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} (E_{t+j-1} V_{t+j}^2 + E_t V_{t+j}^2) + \sum_{j=1}^i V_{t+j}.$$

この右辺を、上記 (A) 式に代入すると、

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left[C_t + \sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 + \sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} (E_{t+j-1} V_{t+j}^2 - E_t V_{t+j}^2) + \sum_{j=1}^i V_{t+j} - \sum_{j=1}^i W_{t+j} - E_t Y_{t+i} \right] = A_t. \quad \dots\dots (B)$$

両辺の期待値をとると、

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left[C_t + \sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 - E_t Y_{t+j} \right] = A_t.$$

等比数列であることを用いれば、以下の本文 (8) 式が導出できる。

$$C_t = \frac{1-\beta}{\beta} \left(A_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t Y_{t+i} \right) - \frac{1-\beta}{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left(\sum_{j=1}^i \frac{\theta}{2} E_t V_{t+j}^2 \right). \quad \dots\dots (C)$$

次に、(C) 式を (B) 式に代入すると、

$$V_{t+j} + X_{t+j} - W_{t+j} = 0 \quad \forall j, \quad \text{ただし、} X_{t+j} = \frac{\theta}{2} (E_{t+j-1} V_{t+j}^2 - E_t V_{t+j}^2),$$

が得られ、消費のイノベーションが所得のイノベーションと消費のイノベーションに対する条件付期待値の変更により決定されることを示す本文 (10) 式が導出できる。

$$V_{t+j} = W_{t+j} - \frac{\theta}{2} (E_{t+j-1} V_{t+j}^2 - E_t V_{t+j}^2).$$

補論2 ライフサイクル・カーブを内生的に推計する手法

マクロの貯蓄率に影響を与える人口動態要因 λ_t を

(a) 年齢層カテゴリーにより異なる貯蓄率水準の影響

(b) 年齢層カテゴリーの人口構成分布の影響

の積和として表現した上で、(a) の効果が年齢に応じてどのように異なるか、のパラメータを推計式の中で内生的に決定する手法を以下に示す。

$P_{k,t}$ を t 時点における年齢層カテゴリー k の人口構成比率とすると、

$$\lambda_t = \psi_1 P_{1,t} + \psi_2 P_{2,t} + \cdots + \psi_K P_{K,t}.$$

ここで、

(1) 年齢層カテゴリーごとに異なる効果はカテゴリーの index ($k = 1, \dots, K$) の 2 次関数で近似できる、

(2) 年齢分布が一様である時はマクロへの影響はないことから、係数はゼロ和となる、

という制約を置く。

$$\psi_k = \rho_0 + \rho_1 k + \rho_2 k^2,$$

$$\sum_k^K \psi_k = 0.$$

この時、 $\psi = C J \rho$ と表現できる。

ただし、

$$\begin{aligned} \psi &= [\psi_1, \dots, \psi_K], \\ C &= [I_K, \dots, K^{-1} i i'], \\ \rho &= [\rho_1, \rho_2]', \\ J &= \begin{bmatrix} 1 & 1^2 \\ \vdots & \vdots \\ K & K^2 \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

(I_k は単位行列、 i は 1 のベクトル)

すると、 $\lambda_t = Z_{1,t} \rho_1 + Z_{2,t} \rho_2$ と表現され、 $[Z_{1,t}, Z_{2,t}] = P C J$ となる。

ただし、

$$P = \begin{bmatrix} P_{1,1} & \cdots & P_{K,1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1,T} & \cdots & P_{K,T} \end{bmatrix}.$$

参考文献

- [1] 安藤, アルバート、山下道子、村山淳喜 (1986)、「ライフサイクル恒常所得仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」、『経済分析』第 101 号、一橋経済研究所
- [2] 石川達哉、矢嶋康次 (2001)、「家計部門の金融資産と実物資産の関係」、『ニッセイ基礎研 REPORT』2001 年 10 月号、ニッセイ基礎研究所
- [3] 石川経夫 (1988)、「高齢者世帯の就業行動と貯蓄行動」岩田規久男、石川経夫 編『日本経済研究』、東京大学出版会
- [4] 石原秀彦 (2001)、「ライフサイクル/恒常所得仮説と予備的貯蓄：理論的合意と実証上の問題点」、『ESRI Discussion Paper Series No.2、内閣府経済社会総合研究所
- [5] 井堀利宏 (1986)、『日本の財政赤字構造 中長期の実証・規範分析』、東洋経済新報社
- [6] 岩本康志、尾崎哲、前川裕貴 (1995)、「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率動向の乖離について (1) 概念の相違と標本の偏りの問題の検討」、『フィナンシャル・レビュー』第 35 号、大蔵省財政金融研究所
- [7] 岩本康志、尾崎哲、前川裕貴 (1996)、「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率動向の乖離について (2) ミクロデータとマクロデータの整合性」、『フィナンシャル・レビュー』第 37 号、大蔵省財政金融研究所
- [8] 岡田敏裕、鎌田康一郎 (2004)、「低成長期待と消費者行動：Zeldes-Carroll 理論によるわが国消費点貯蓄行動の分析」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.04-J-2
- [9] 小川一夫 (1991)、「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』第 42 号、一橋経済研究所
- [10] 小川一夫 (1992) 「わが国における家計行動の計量分析」、『フィナンシャル・レビュー』、第 25 号、大蔵省財政金融研究所
- [11] 木村武 (1997)、「消費の季節性と中立命題」、『日本統計学会誌』第 27 巻第 3 号、日本統計学会誌
- [12] 経済企画庁 (1990)、『平成 2 年度版 経済白書』、経済企画庁
- [13] 土居丈郎 (2001)、「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」、『ESRI Discussion Paper Series No.1、内閣府経済社会総合研究所

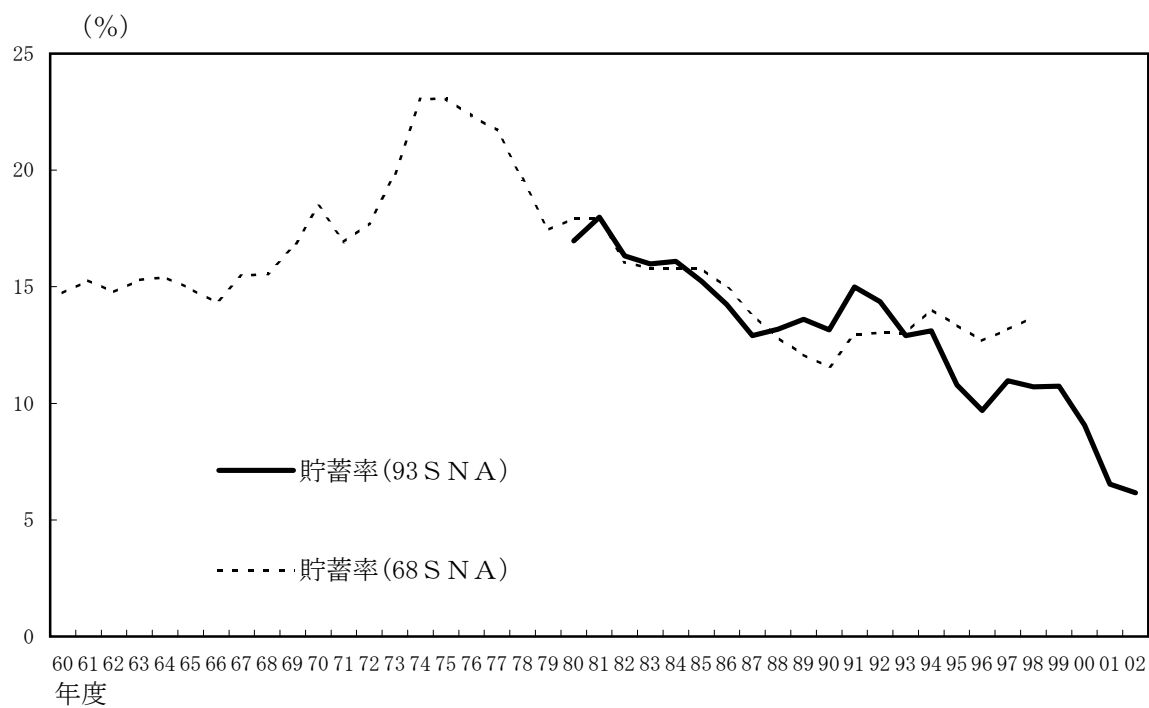
- [14] 齊藤誠、白塚重典 (2003)、「予備的動機と待ちのオプション：わが国のマクロ家計貯蓄データによる検証」、『金融研究』第22巻第3号、日本銀行金融研究所
- [15] 中川忍 (1999)、「90年代入り後も日本の家計貯蓄率はなぜ高いのか？ 家計属性別にみた「リスク」の偏在に関する実証分析」、『日本銀行調査月報』1999年4月号、日本銀行
- [16] 肥後雅博、須合智広、金谷信 (2001)、「最近の家計貯蓄率とその変動要因について - 総務省「全国消費実態調査報告」(1999年)・日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」(第11回・2000年9月)の分析から - 」、日本銀行調査統計局ワーキングペーパー 2001-4
- [17] 村田啓子 (2003)、「ミクロデータによる家計行動分析：将来不安と予備的貯蓄」、『金融研究』第22巻第3号、日本銀行金融研究所
- [18] 八代尚宏、前田芳昭 (1994)、「日本における貯蓄のライフサイクル恒常所得仮説の妥当性」、『日本経済研究』No.27、日本経済研究センター
- [19] Attfield, C.L.F., and Canon, E., (2003) “The Impact of Age Distribution Variables on the Long Run Consumption Function,” *Department of Economics, University of Bristol, Discussion Paper*, No03/546.
- [20] Banks, J, Blundell, R., and Brugiavini, A., (2001) “Risk pooling, precautionary saving and consumption Growth,” *Review of Economic Studies*, 68(4), pp.757-79.
- [21] Bayoumi, T., (1998) “Fiscal Policy Issues in Japan: Selected Issues,” *IMF Staff Country Report*, pp. 98-113.
- [22] , (2001) “The morning after the slowdown: explaining the slowdown in Japanese growth in the 1990s,” *Journal of International Economics*, Vol.53, pp.241-259.
- [23] Caballero, R. J., (1990) “Consumption Puzzles and Precautionary Savings,” *Journal of Monetary Economics*, 25, pp.113-136.
- [24] , (1991) “Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation,” *The American Economic Review*, Vol.81, No.4, pp.859-871.
- [25] Carroll, C. D., (1992) “The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence,” *Brookings papers on Economic Activity*, pp. 61-156.

- [26] , (1997) "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, 112, pp.1-55.
- [27] , and Andrew A. Samwick, (1998) "How important is precautionary saving?" *Review of Economics and Statistics*, 80(3), pp.410-19.
- [28] Fair, R. C., and Dominguez, K. M., (1991) "Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations," *The American Economic Review*, 81(5), pp.1276-1294.
- [29] Faruquee, H., and Muehleisen, M., (2003) "Population Aging in Japan: Demographic Shock and Fiscal Sustainability," *Japan and the World Economy*, 15, pp.185-210.
- [30] , Laxton, D., and Symansky, S., (1997) "Government Debt, Life-Cycle Income and Liquidity Constraints: Beyond Approximate Ricardian Equivalence," *IMF Staff Papers*, Vol. 44, pp.374-382.
- [31] Flavin, M. A., (1981) "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income," *Journal of Political Economy*, 89, pp.974-1009.
- [32] Gertler, M., (1999) "Government Debt and Social Security in a Life-cycle Economy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 50, pp.61-110.
- [33] Hahm, J-H., and Steigerwald, D. G., (1999) "Consumption Adjustment under Time-Varying Income Uncertainty," *The Review of Economics and Statistics*, 80(1).
- [34] Hayashi, F., (1982) "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy*, 90, pp.895-916.
- [35] , (1997) *Understanding Saving: evidence from the United States and Japan*, The MIT Press, London.
- [36] , Ando, A., and Ferris, R., (1988) "Life cycle and bequest savings: A study of Japanese and U.S. households based on data from the 1984 NSFIE and the 1983 Survey of Consumer Finances," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.2, pp.450-491.
- [37] Horioka, Y. C., (1989) "Why Is Japan's Private Saving Rate So High?," in Ryuzo Sato, R., and Negishi, T., eds., *Developments in Japanese Economics*, Academic Press / Harcourt Brace Jovanovich Japan, Inc., Tokyo, pp.145-178.

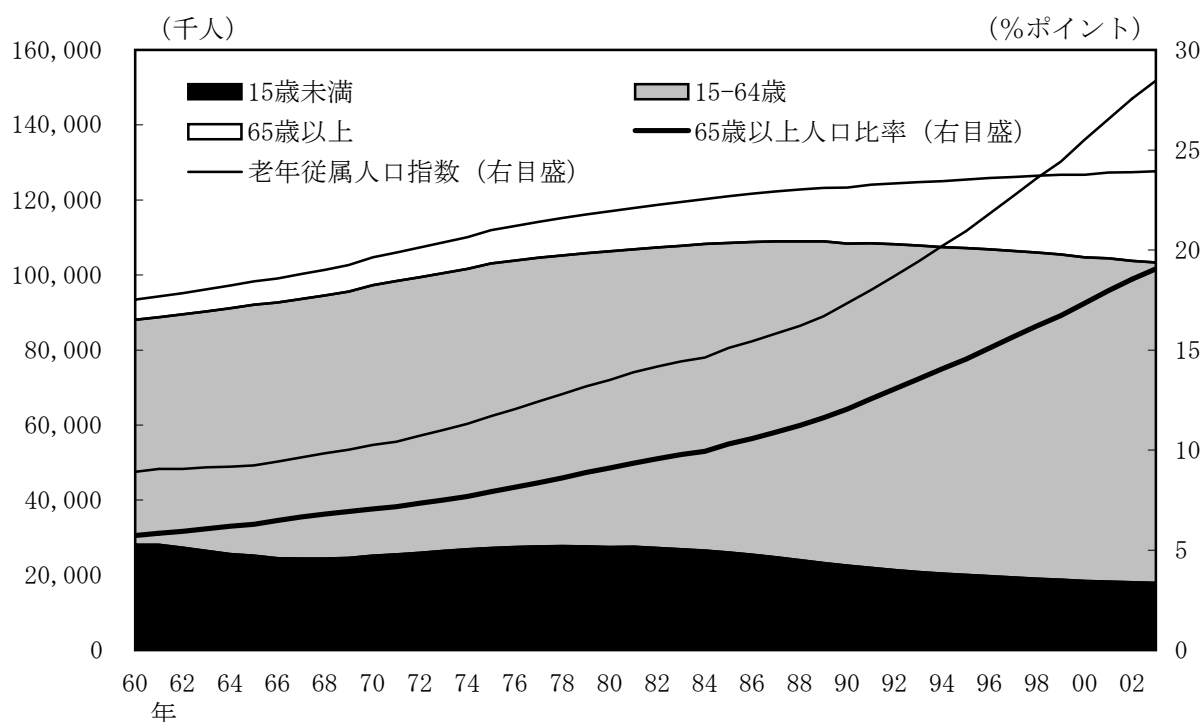
- [38] , (1990a) “The Importance of Life Cycle Saving in Japan: A Novel Estimation Method,” Discussion Paper No.225, The Institute of Social Economic Research, Osaka University.
- [39] , (1990b) “Why Is Japan’s Household Saving Rate So High? A Literature Survey,” *Journal of the Japanese and International Economics*, 4, pp.49-92.
- [40] , (1997) “A Cointegration Analysis of the Impact of the Age Structure of the Population on the Household Saving Rate in Japan,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.79, No.3, pp.511-16.
- [41] Maddala, G. S., (1999) *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [42] Muhleisen, M., and Hamid Faruquee (2001) “Population Aging in Japan: Demographic Shock and Fiscal Sustainability,” *IMF Working Paper*, No. WP/01/40.
- [43] Saito, J., (1997) “The Japanese Business Cycle After 1991,” *Journal of Asian Economics*, Vol.8:2, pp.263-293.
- [44] Watanabe, K., Watanabe, T., and Watanabe, T., (2001) “Tax policy and consumer spending: evidence from Japanese fiscal experiments,” *Journal of International Economics*, Vol.53, pp.261-281.
- [45] Yashiro, N., (2003) “Demographic Changes and Their Implications for Japanese Household Savings,” in Stern, R.M., eds., *Japan’s Economic Recovery: Commercial Policy, Monetary Policy, and Corporate Governance*, Edward Elgar Publishing.
- [46] Zeldes, S. P., (1989) “Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.29, pp.275-298.

貯蓄率の長期的な推移と人口構成

(1) 貯蓄率の推移



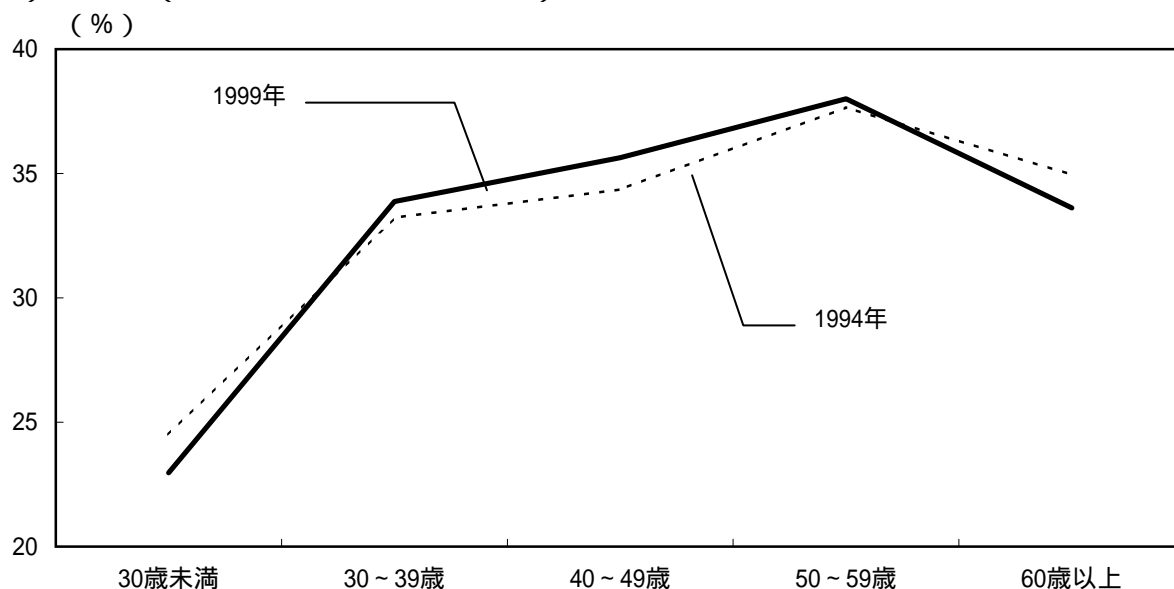
(2) 人口構成



(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「家計調査報告」「人口推計月報」

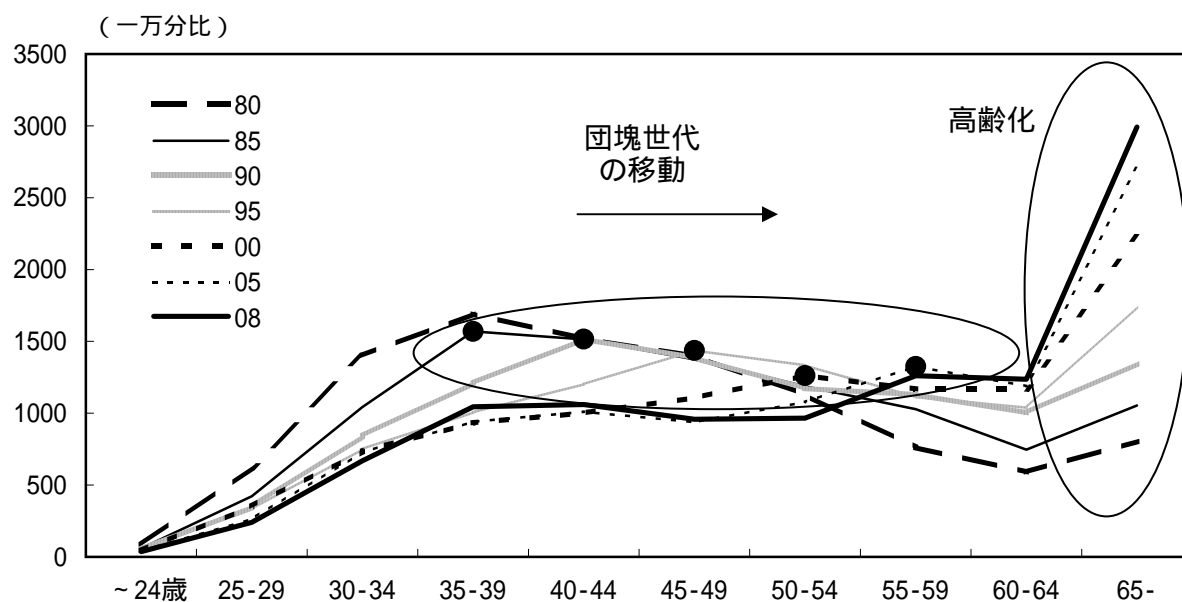
年齢別の貯蓄率の世帯分布

(1) 全世帯（勤労者以外の世帯を含む）



(資料) 肥後・須合・金谷(2001)「最近の家計貯蓄率とその変動要因について」
調査統計局WP01-4より転載。全国消費実態調査(総務省)にもとづく推計値。

(2) 世帯数分布の推移(全世帯)



(注) 世帯数分布とは、各年の世帯数の合計が10000となるように調整した数字。

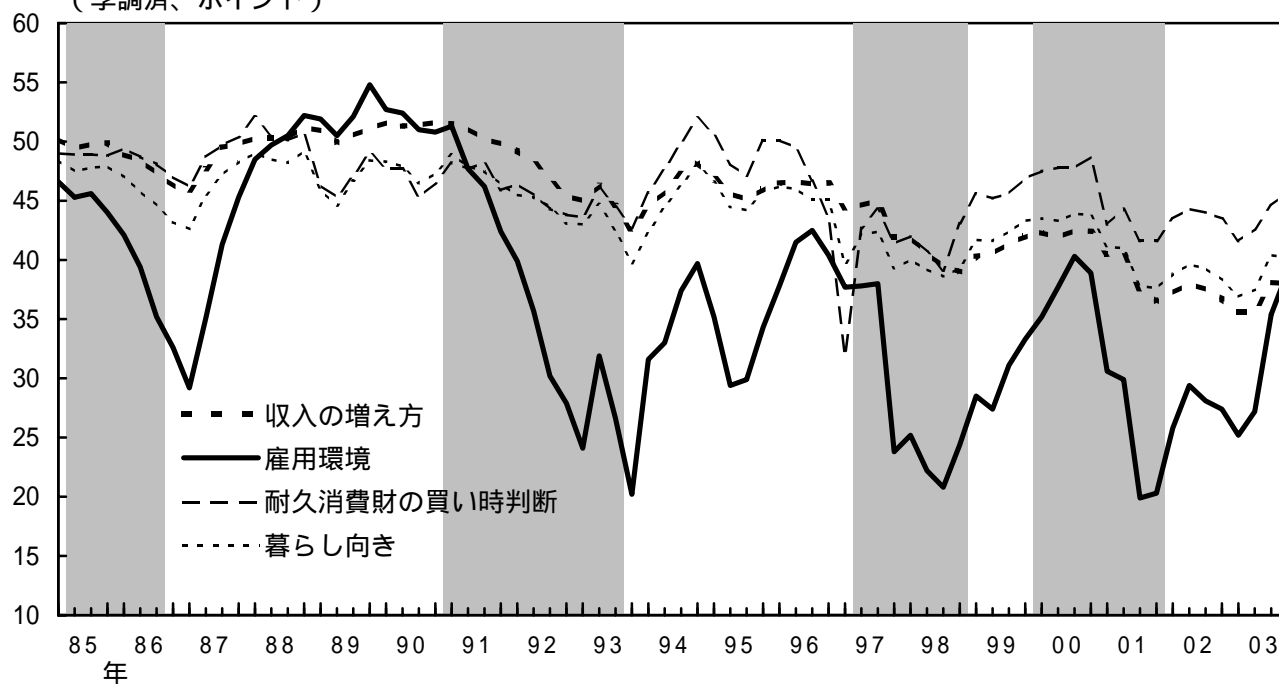
2000年までは、家計調査・全世帯による。2005年以降は、将来推計世帯数の前年比で延長。

(資料) 総務省「家計調査報告」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来世帯推計」

消費者態度指数と予備的貯蓄動機

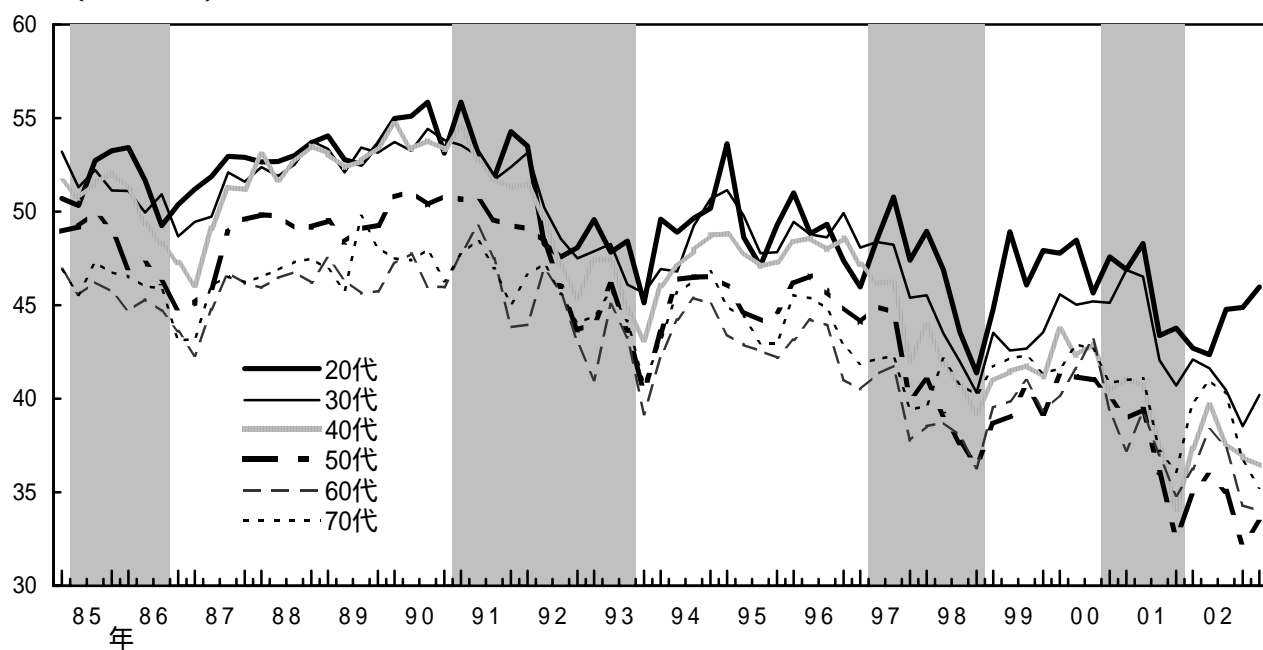
(1) 消費者態度指数の内訳

(季調済、ポイント)



(2) 今後半年間の収入の増え方に対する意識

(ポイント)

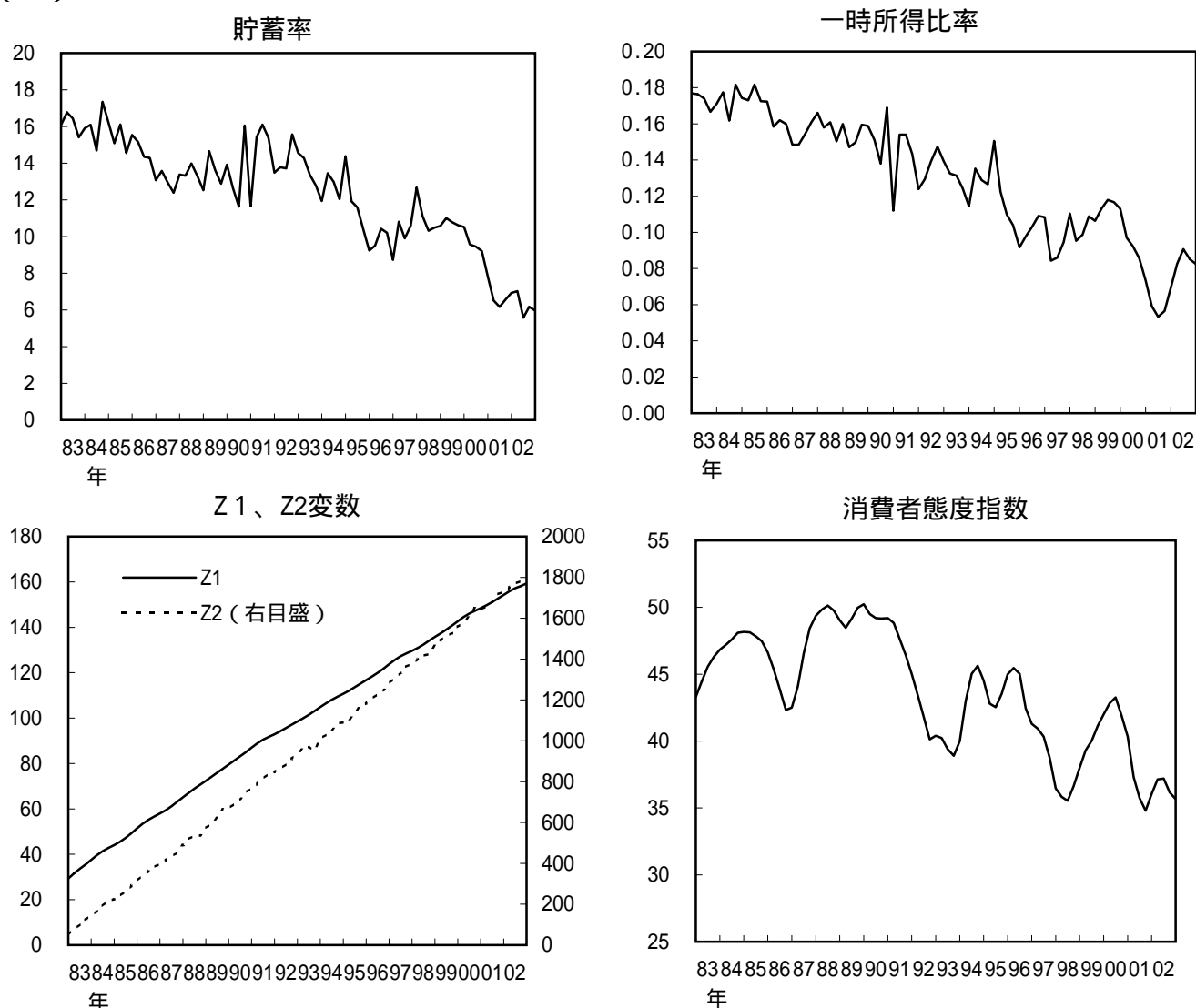


(注) シャドーは景気後退局面。

(資料) 内閣府「消費動向調査」

変数の時系列的特性

(1) 変数の推移



(2) 単位根検定

水準	A D F テスト		P P テスト	
		p-値		p-値
貯蓄率	-1.88	0.06	-1.61	0.10
一時所得比率	-1.55	0.11	-1.58	0.11
Z 1	-1.06	0.26	5.84	1.00
Z 2	-1.42	0.57	-0.25	0.93
消費者態度指数	-0.87	0.34	-0.24	0.60

1階差	A D F テスト		P P テスト	
		p-値		p-値
貯蓄率	-9.56	0.00	-15.37	0.00
一時所得比率	-13.49	0.00	-13.89	0.00
Z 1	-1.98	0.05	-0.58	0.46
Z 2	-2.89	0.05	-11.66	0.00
消費者態度指数	-4.59	0.00	-2.99	0.00

推計結果

(1) 長期均衡式

推計期間	82:3Q—2003:1Q		85:1—2003:1Q		87:1Q—2003:1Q		90:1Q—2003:1Q		82:3Q—1999:1Q		82:3Q—2001:1Q	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
γ_1	74.22	8.44	66.89	7.06	65.90	6.32	71.60	7.26	85.64	9.76	86.31	10.79
γ_2	-0.11	-2.62	-0.13	-2.83	-0.14	-2.87	-0.08	-1.74	-0.13	-2.98	-0.12	-3.14
γ_3	0.30	4.07	0.36	4.62	0.38	4.50	0.30	3.59	0.25	3.08	0.22	3.33
γ_4	-0.02	-3.98	-0.03	-4.52	-0.03	-4.41	-0.02	-3.65	-0.02	-2.84	-0.02	-3.06
ADJ R^2	0.87		0.85		0.82		0.86		0.79		0.87	
S. E.	1.09		1.10		1.15		1.06		0.99		0.95	
D. W.	0.81		0.83		0.82		0.85		1.03		1.02	

(2) 共和分検定

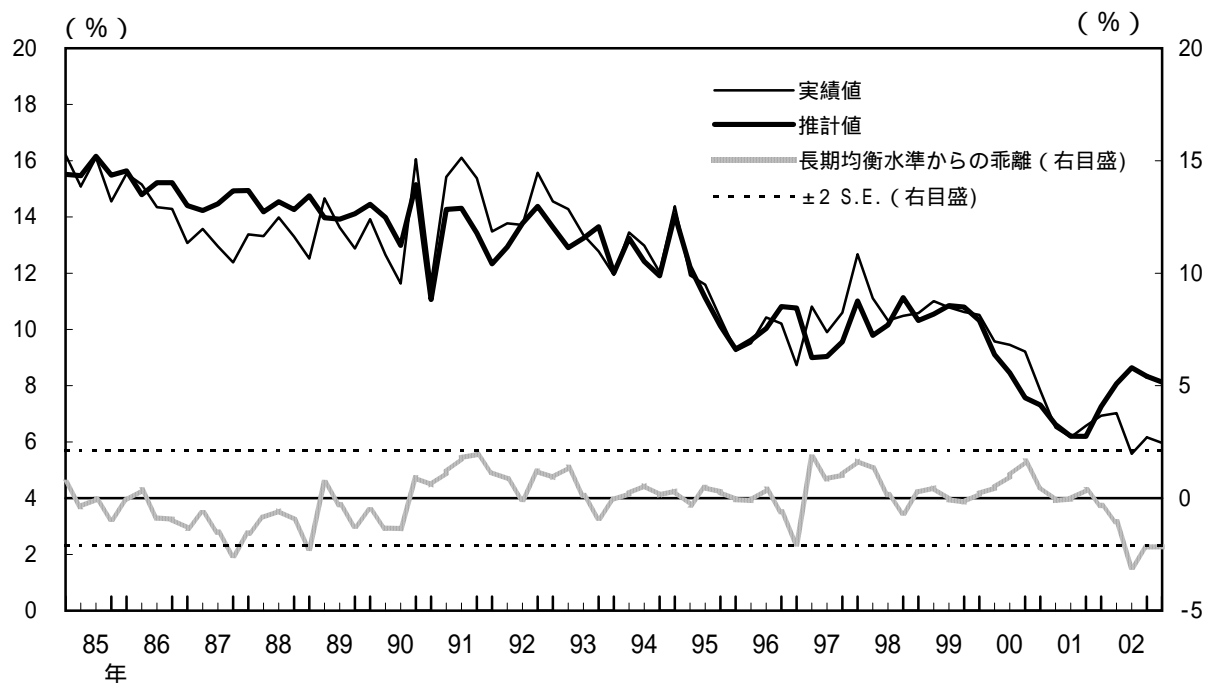
推計期間	82:3Q—2003:1Q		85:1—2003:1Q		87:1Q—2003:1Q		90:1Q—2003:1Q		82:3Q—1999:1Q		82:3Q—2001:1Q	
	統計量	p値	係数	p値	係数	p値	係数	p値	係数	p値	係数	p値
ADFテスト	-4.48	0.00	-4.19	0.00	-3.90	0.00	-3.66	0.00	-5.00	0.00	-5.29	0.00
PPテスト	-4.49	0.00	-4.20	0.00	-3.81	0.00	-3.66	0.00	-5.04	0.00	-5.33	0.00

(3) 短期調整式

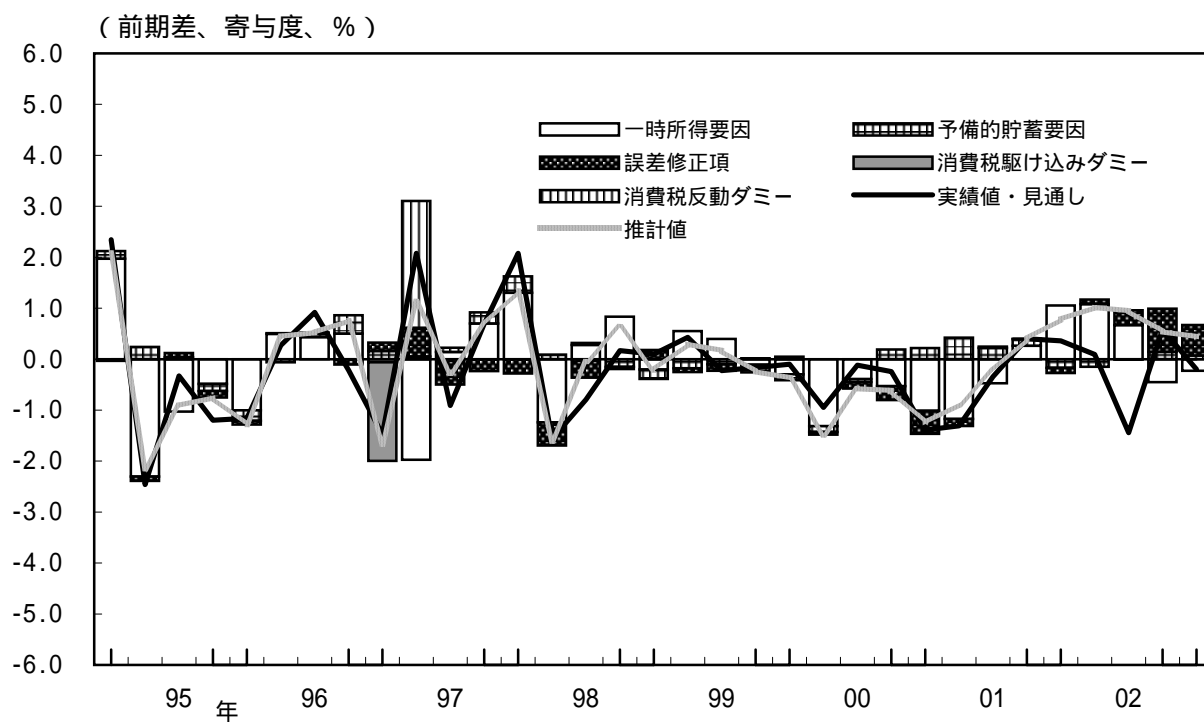
推計期間	82:3Q—2003:1Q		85:1—2003:1Q		87:1Q—2003:1Q		90:1Q—2003:1Q		82:3Q—1999:1Q		82:3Q—2001:1Q	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
δ_1	81.95	13.87	79.14	12.66	79.02	12.32	82.30	13.91	86.43	14.89	86.47	16.07
δ_2	-0.14	-2.09	-0.16	-2.29	-0.16	-2.24	-0.10	-1.45	-0.17	-2.38	-0.14	-2.28
δ_3	-0.28	-3.52	-0.27	-3.13	-0.25	-2.74	-0.28	-2.93	-0.37	-4.04	-0.37	-4.28
δ_4	-1.74	-2.58	-1.77	-2.59	-1.76	-2.56			-1.99	-3.11	-1.96	-3.21
δ_5	3.44	4.88	3.36	4.64	3.41	4.67			2.35	3.49	2.37	3.72
δ_6	-1.94	-2.86	-1.88	-2.74	-1.85	-2.70	-1.75	-2.76	-1.90	-2.95	-1.87	-3.05
δ_7	2.49	3.57	2.52	3.56	2.59	3.64	3.42	5.05	3.25	4.74	3.27	5.03
ADJ R^2	0.74		0.74		0.76		0.82		0.80		0.80	
S. E.	0.67		0.68		0.68		0.62		0.63		0.60	
D. W.	1.81		1.86		1.82		1.77		1.81		1.78	

推計結果 -過去のパフォーマンス-

(1) 長期均衡関係

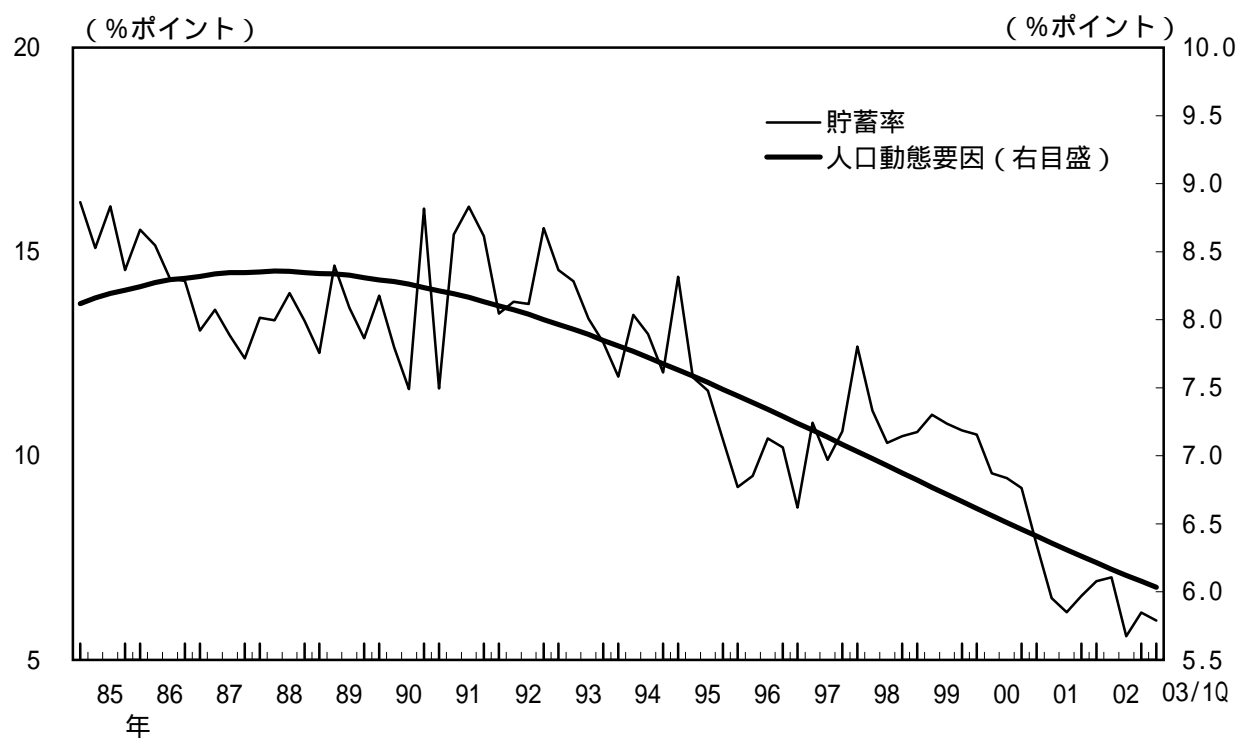


(2) 短期調整メカニズム

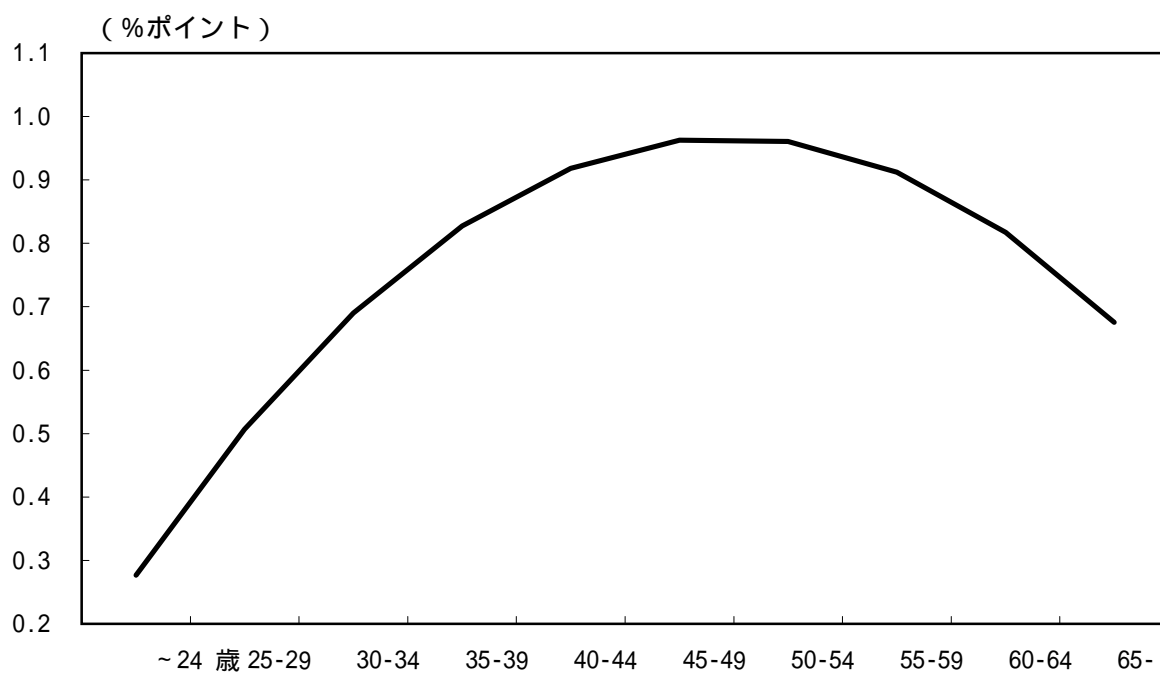


貯蓄率の決定要因とライフサイクル・カーブ

(1) 人口動態要因

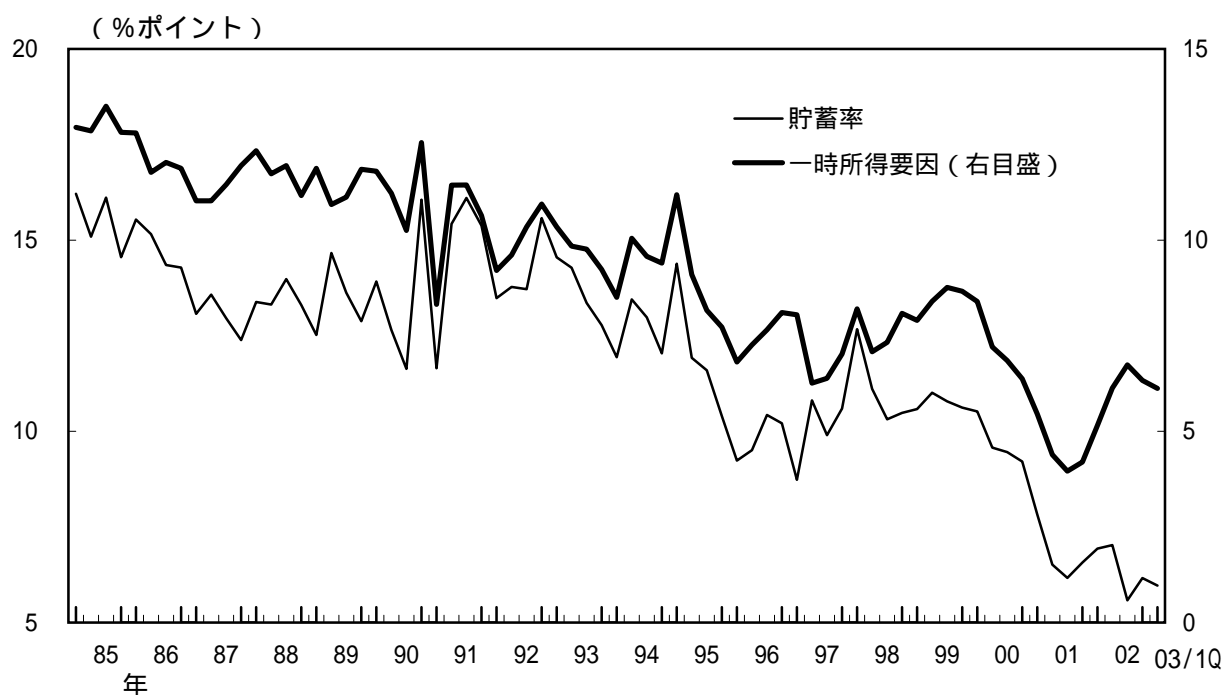


(2) 貯蓄率のライフサイクル・カーブ



貯蓄率の決定要因

(1) 一時所得要因



(2) 予備的貯蓄要因

