



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

低成長期待と消費者行動：Zeldes-Carroll 理論によるわが国消費・貯蓄行動の分析

岡田 敏裕*

toshihiro.okada@boj.or.jp

鎌田 康一郎**

kouichirou.kamada@boj.or.jp

No.04-J-2
2004 年 1 月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

* 調査統計局、** 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広報課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。

低成長期待と消費者行動：Zeldes-Carroll 理論による わが国消費・貯蓄行動の分析*

岡田 敏裕*・鎌田 康一郎**

2004 年 1 月

【要旨】

本稿では、不確実性下の最適消費理論として近年脚光を浴びつつある Zeldes-Carroll 理論のわが国消費・貯蓄動向に対する適用可能性を探る。同理論によると、1991 年以降の資産バブル崩壊期と 1997 年からの公的年金不安醸成期に貯蓄率が相対的に高まったのは、将来所得の見通しに悲観的になった家計が予備的動機に基づいて貯蓄を増やしたことが原因である。さらに、同理論を用いれば、将来の期待所得成長率が低下すると、消費の所得に対する反応度が低くなる点を理論的に導出することができる。本稿では、こうした Zeldes-Carroll 理論の含意を所得見通しの代理変数を用いて実証する。操作変数法による推計結果をみると、理論が予想するように、近年、所得見通しの悪化とともに、消費の所得反応度が低下している様子が確認された。

(JEL : E21、E27 ; キーワード : 不確実性、消費関数、予備的貯蓄)

*本稿の作成過程で、林文夫教授（東京大学）、村田啓子氏（内閣府）のほか、白塚重典氏（日本銀行金融研究所）、中川忍氏（日本銀行検査局）を含め、日本銀行の多くの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、深く感謝の意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者に属する。なお、本論文の内容や意見は筆者個人に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

* 日本銀行調査統計局 e-mail: toshihiro.okada@boj.or.jp

** 日本銀行調査統計局 e-mail: kouichirou.kamada@boj.or.jp

1. はじめに

わが国の家計貯蓄率は、1975 年以来、趨勢的に低下している。もっとも、仔細に眺めれば、資産バブル崩壊期（1991 年）と公的年金不安醸成期（1997 年）の 2 度にわたって、貯蓄率は一時的に上昇しているようだ（図表 1）¹。2000 年入り後、家計の貯蓄率は再び低下局面に復したが、最近、下落テンポが加速しているように見える。貯蓄率の低下は、消費活動が底堅いことの裏返しであり、厳しい所得環境が続く近年、パズリングな出来事として注目を集めた²。

わが国の家計貯蓄率が低下している背景には、様々な要因が考えられる³。とりわけ、わが国には高齢化の進展という構造的な問題があり、家計貯蓄率の低下を説明する上で無視することができない。高齢者世帯（60 歳以上）の貯蓄率はマイナスであり、その人口に占める割合が年々上昇していること（2002 年 25%）を考えれば、高齢化がわが国貯蓄率の趨勢的な低下の主因であることに間違いはない。しかも、高齢者はもともと所得が少ないため、食費や住居費といった容易に減額できない支出の割合が高く、これが近年の消費を下支えする要因となっている可能性がある。もっとも、貯蓄率の低下は勤労者世帯でも観察される現象であり、高齢化の進展のみでは、わが国貯蓄率の推移を語る上で

¹ 図表 1 は、68SNA ベース（旧基準）と 93SNA ベース（新基準）の家計貯蓄率を 1990 年で接続したものである。当図表には示されていないが、両ベースの家計貯蓄率を比べると、93SNA では、不良債権償却を可処分所得から控除している分、68SNA の場合より、消費性向が高くなり、逆に貯蓄率は低くなる。

² 従来の分析は、景気見通しの悪化や公的年金不安によって、貯蓄率が上昇したという点に議論が集中していた（例えば、小川 [1991]、中川 [1999]、土居 [2001]、肥後・須合・金谷 [2001]）。最近では、村田（2003）が、わが国の 30 歳代を中心とした家計のミクロ・データを用いて、1990 年代の終わりにかけて、年金不安が貯蓄率の上昇に寄与した可能性を実証している。残念なことに、これらの文献では、2000 年入り後、なぜ貯蓄率が下落しているのかという逆の問題については、直接触れられていない。この点、本稿で展開される理論は、一つの枠組みの中で、従来から取り上げられてきた貯蓄率の上昇という問題だけでなく、近年顕著に観察されている貯蓄率の下落という問題についても説明できるものとして、注目に値する。

³ 峯島（2003）は、1990 年代の末から所得の減少に比べて、消費が底堅く推移している原因を、高齢化の進展、若年層の消費意欲、年金給付・退職金の増加、住宅購入からの振替わり、消費の慣性効果、消費者心理の改善、需要の掘起こしという 7 仮説に整理している。いずれも、消費押上げ要因としての可能性を否定できないものばかりであり、以下本稿で展開する Zeldes-Carroll 流の不確実性下の消費行動は、これらの仮説を否定するものというよりは、むしろ、8 つ目の代替的仮説を与えるものと理解されたい。

十分とはいえない。

本稿では、家計の消費・貯蓄行動を説明する代替的な仮説として、Zeldes (1989) に始まり、Carroll (1992) によって更なる進化を遂げている不確実性下の最適消費行動に関する新たな理論を紹介する。Hall (1978) など、既存の不確実性下の最適消費理論は、消費関数を解析的に得るために、特殊な効用関数を仮定していたため、不確実性に固有の現象が分析から抜け落ちてしまうことが多かった⁴。これに対し、Zeldes と Carroll は、将来著しく所得が低下することを回避しようとする消費者は、不確実性下の合理的行動として、予備的貯蓄を行うことを理論的に導出し、これに基づいて、消費活動に関する様々なパズルを解くことに成功している⁵。ただし、消費関数を解析的に求めることができないので、理論のインプリケーションを引き出すには、カリブレーション・モデルを用いたシミュレーションに頼らざるを得ない。

Zeldes-Carroll 理論は、わが国における貯蓄率の低下を説明する上でも、有力な分析ツールを提供してくれる。同理論によれば、2000 年入り後、家計消費が比較的堅調に推移したのは、既に 1990 年代から将来の所得減少に備えて消費活動を抑制（予備的貯蓄）していた家計が、その後、実際に所得が減少する中で消費水準をフラットに維持してきたのが原因である。この理屈づけは、リタイアした高齢者よりも、むしろ、勤労者によく当てはまると考えられ、高齢化仮説に対する有力な代替仮説となりうる。本稿では、実際のデータに基づいて、

⁴ Hall (1978) の最適消費理論にしたがえば、計量的には、消費変化率は所得成長率によって説明できないはずである。しかし、実際には、Campbell and Mankiw (1989) が示したように、消費変化率は所得成長率と相関していることが多い。この結果は、従来、最適消費理論に対する反証、つまり、非合理的消費主体や流動性制約の存在証明とみなされてきた。しかしながら、Zeldes-Carroll 理論を用いれば、必ずしも、こうした現象が消費者の非合理性から生まれているとは限らないことを示すことができる。したがって、消費の所得に対する反応度が高かったとしても、それだけで最適消費理論を否定することはできない。

⁵ 予備的貯蓄に似て非なるものに、「待ちのオプションによる貯蓄」がある。予備的貯蓄は、将来所得の不確実性を削減するために行われるもので、不確実性の水準に依存して決まる（不確実性が大きいほど大きい）。これに対し、待ちのオプションによる貯蓄は、不確実性が減少するまで消費を見合わせる結果として生ずるもので、不確実性の变化によって決まる（不確実性が増加するほど大きい）。こうした性格の違いを利用して、斎藤・白塚 (2003) は、1990 年代以降のわが国では、予備的貯蓄に加えて、待ちのオプションによる貯蓄が発生していたと指摘している。彼らの議論は、非常に興味深いものではあるが、本稿での議論を超えるものなので、今回は割愛することとしたい。

Zeldes-Carroll 理論のわが国への適応可能性をテストすることとする。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、Zeldes-Carroll 理論のエッセンスを 2 期間モデルの枠組みで説明する。3 節では、同理論が、わが国の消費・貯蓄動向に対して、いかなる含意を有しているのかという点を議論する。4 節では、わが国のマクロ消費データに基づいて、Zeldes-Carroll 理論の適用可能性をテストする。あわせて、実証分析を行う際に生ずる計量経済学的な問題について言及する。5 節は結びである。

2 . 不確実性下の最適消費に関する Zeldes-Carroll 理論

本節では、不確実性下の最適消費理論として近年脚光を浴びつつある Zeldes-Carroll 理論を解説する。Zeldes (1989)、Carroll (1997) に始まる彼らの理論的展開は、伝統的な消費理論に、何かアド・ホックな仮定を付け加えて出来上がったわけではなく、あくまでスタンダードな仮定に基づいている。1 期間当りの効用関数を $u(C)$ 、主観的割引率を β とすると、

$$\text{Max} \quad E_t \sum_{s=t}^T \beta^{t-s} u(C_s) \quad (2-1)$$

$$\text{s.t.} \quad X_{s+1} = R(X_s - C_s) + Y_{s+1}. \quad (2-2)$$

ここで、 C は消費、 Y は労働所得、 R は金利（グロス・ベース、固定）で、 X は前期から持ち越した資産に今期の労働所得を併せたものであり、いわば、今期利用可能な手持ち資産である。

当モデルの唯一の不確実要因は、労働所得 Y である。ここでは、Carroll (2001) に倣って、労働所得の内容をもう少し詳しく設定しておこう。

$$Y_s = P_s \varepsilon_s, \quad (2-3)$$

$$P_{s+1} = G P_s. \quad (2-4)$$

(2-3)式は、労働所得が、潜在的な所得 P とそこからの乖離率 ε で表現できるという仮定である。 P は恒常所得、 ε は一時的な所得に対応していると考えられること

できる。ここで、(2-4)式の G は確率変数ではなく、 P は每期確実に一定のスビードで成長すると仮定する。以下、標準化のために、第 1 期の恒常所得を $P_1 = 1$ とする。

Zeldes (1989) が、不確実性下の最適消費理論として、既存の研究と一線を描いているのは、マクロ経済学で標準的な相対的リスク回避度一定 (constant relative risk aversion: CRRA) の効用関数を用いている点である。すなわち、

$$u(C) = \frac{C^{1-\rho}}{1-\rho}. \quad (2-5)$$

この効用関数は、消費水準がゼロに近づくにつれて、限界効用が無限大になるのが特徴である。一見些細な性質のように思われるが、後に述べるように、これこそが Zeldes-Carroll 理論の核心である。ただし、この効用関数を用いると、もはや消費関数を解析的に解くことができなくなる。これが、従来、不確実性下の消費者行動を分析する際に、CRRA 型の効用関数が利用されなかった大きな理由である。実際、Zeldes は、理論的なインプリケーションを導出するために、コンピュータを用いた数値シミュレーションを用いている。

簡単化のために、2 期間モデルの枠組みで、最適化問題を解いてみよう。第 2 期から始めると、最終期を迎えた消費者は、当然、手持ち資産の全てを消費に振り向ける。したがって、 $C_2 = X_2$ となる。(2-2)式から、 $C_2 = R(X_1 - C_1) + Y_2$ なので、同式を(2-1)式に代入し、 C_1 で微分してゼロとおくと、第 1 期の最適な消費水準が得られる。計算結果は、次のようになる。

$$C_1 = [R\beta E_1\{R(X_1 - C_1) + G\varepsilon_2\}^{-\rho}]^{-1/\rho}. \quad (2-6)$$

当式は、第 1 期の最適消費水準を陰伏的 (implicit) に定義するものであり、 ε_2 が右辺に非線形的に含まれているため、解析的に解くことができない。

もっとも、第 2 期の労働所得に不確実性が全く無い完全予見のケース ($\varepsilon_2 = 1$) なら、最適消費水準を解析的に解くことができる。その場合の最適消費水準を C^{PF} とすると、

$$C_1^{PF} = \frac{R}{(R\beta)^{1/\rho} + R} X_1 + \frac{1}{(R\beta)^{1/\rho} + R} G. \quad (2-7)$$

ここで重要なのは、期待所得成長率 G が低下すると、それに合わせて、最適消

費水準 C^{PF} も低下する点である。

さて、(2-6)式は、そのままでは理解しづらいが、以下のようにすれば、極めて直感的に理解することができる。先に指摘したように、CRRA 型効用関数は、消費水準がゼロに近づくにつれて、限界効用が無限大になる。この性質は最適消費に関して重要なインプリケーションを持っている。すなわち、第 1 期の手持ち資産を全て消化してしまうと、仮に第 2 期の所得がゼロだったとき、著しい消費水準の低下に見舞われてしまうのだ。このようなケースでは、第 1 期に消費をある程度我慢して、第 2 期に資産を繰り越すことが最適な選択となる。つまり、次式が成立する。

$$C_1 < X_1. \quad (2-8)$$

これを「自己規律上限」と呼ぶことがある。

次に、不確実性下の消費を完全予見の下での消費と比較してみよう。不確実性が全くなければ、消費者は将来所得が著しく低下する可能性を警戒する必要がないので、不確実性に備えて予備的に貯蓄する必要がない。したがって、不確実性下の消費水準が完全予見の下での消費水準を上回ることはない⁶。すなわち、

$$C_1 < C_1^{PF}. \quad (2-9)$$

ここで、 $C_1^{PF} - C_1$ が「予備的貯蓄」と呼ばれるものに相当する。予備的貯蓄は、それ自体が利子を生むものではあるが、それによって、消費者は、今すぐに消費したいという欲求を抑えなければならないというコストを支払っている。これは、消費者が予備的貯蓄という保険商品を購入していると解釈することもできる。

(2-6)式で表される最適消費水準 C_1 は、(2-8)式と(2-9)式という 2 つの上限によって大まかに規定される。この点をカリブレーション・モデルによって確認しておこう。まず、パラメータ R 、 G 、 β 、 ρ に適当な値を与える⁷。次に、確率変数

⁶ 不確実性下の消費水準は完全予見を仮定した場合の消費水準に満たないという結果は、2 期間を超えるモデルの中でも、第 1 期については成立する。しかし、最終期に近づくにつれ、最適消費水準スケジュールは、完全予見水準を超えて、45 度線に近づいてゆく (Carroll [2001] を参照)。

⁷ 本稿では、 $R = 1.3$ 、 $G = 1.3$ 、 $\beta = 0.7$ 、 $\rho = 1.5$ を標準設定としている。本稿のモデルは 2 期間しかなく、もともと非現実的なものなので、これらの数値も、現実性を追求するというより

ε_2 を一定の確率分布にしたがって、ランダムに与える。ここでは、Carroll (2001) に倣って、基本的には対数正規分布にしたがうが、最小値のゼロ点で相対的に高い確率をとるように設定した⁸。このとき、最適消費水準 C_1 は、図表 2 のように、手持ち資産 X_1 の右上がりの凹関数となる。図中の 2 本の細線は、先に説明した消費水準に関する 2 つの上限を表している。

図表 2 をみると、手持ち資産 X_1 が小さいほど（大胆に単純化すると、 X_1 が a の左側にあるほど）、 C_1 は 45 度線で表される自己規律上限の影響を受け、逆に、手持ち資産 X_1 が大きいほど（ X_1 が a の右にあるほど）、完全予見の下での消費水準 C_1^{PF} に影響を受け易くなることがわかる。 X_1 が小さい家計は、将来の所得を当てにして現在の消費を増やしたいと思っはいるものの、将来の支出がゼロになる可能性を回避するためには、自己規律的に貯蓄を行う必要がある。一方、 X_1 が大きい家計は、既にリスクに備えて手持ち資産を来期へ持ち越す計画を立てており、完全予見の下での消費者と同じような支出パターンを取る傾向がある。こうした現象は、 X_1 が大きくなるほど、予備的貯蓄（ $= C_1^{PF} - C_1$ ）が縮小していることから確認できる。

3．わが国の消費・貯蓄動向に対する Zeldes-Carroll 理論の含意

本節では、これまでに説明された Zeldes-Carroll 理論が、わが国の消費・貯蓄を理解する上で、いかなるインプリケーションを有しているか、実例に基づいて解説してゆこう。

（1）資産バブル崩壊・公的年金不安と貯蓄率の上昇

1975 年以降、わが国の貯蓄率は趨勢的に低下してきた。その背景に、貯蓄性向が相対的に低い高齢者の人口シェア上昇があったことは間違いなく、高齢化

は、むしろ、理論の定性的なインプリケーションが鮮明に浮かび上がるように選択されている。

⁸ 具体的には、確率変数 ε について、次のような分布を仮定した。まず、ゼロに限りなく近い値が発生する確率を 0.5% とする。次に、それ以外の値をとる確率が 99.5% となるように、対数正規分布 $LN(-\sigma^2/2, \sigma^2)$ （ここでは、 $\sigma^2 = 0.04$ ）の密度を調整した。

の進展は、マクロの貯蓄率を趨勢的に低下させる構造的な要因として作用してきたと考えられる。こうした中、一時的に貯蓄率が上昇する局面が2度あった。第1の局面は、1991年以降であり、資産バブルの崩壊を引き金に、わが国経済は、後に「失われた10年」と呼ばれる長期停滞局面へ突入することとなる。

第2の局面は、1997年以降の公的年金不安の醸成期である。わが国では、財政均衡の観点から、少なくとも5年毎に「財政再計算」を行うことが法律によって定められている。前回の財政再計算は1999年に行われ、それを目指して1997年頃から公的年金制度改革に対する議論が深まりをみせ始めた。その中で、このまま少子高齢化が進展すれば、いずれ保険料負担の大幅な引上げ、あるいは、給付水準の引下げが避けられなくなることが明らかになった。1998年に厚生省の制度改革案がまとめられた頃には、家計の将来所得に対する不安感はピークに達していたと考えられる。

Zeldes-Carroll 理論を用いると、将来所得に対する不安と貯蓄率上昇の関係を、次のように説明することができる。所得の期待成長率の低下は、 G の下落で捉えられる⁹。これは、(2-9)式で表される消費の上限を下方へシフトさせる(図表3)。当然、これに伴って、最適消費水準を表す(2-6)式も下方へシフトするので、消費水準は下落する。仮に、所得を一定と仮定すれば、貯蓄率は上昇することとなる。

(2) 賃金下落と貯蓄率の低下

しかし、さらに貯蓄率のデータを追ってゆくと、2000年入り後、貯蓄率が急速に下落している様子が窺われる。貯蓄率の低下は、消費が底堅いことの裏返しであり、雇用者所得が前年を割り続ける厳しい所得環境が続く中、パズリングな出来事として少なからずエコノミストの注目を集めた。このまま個人消費

⁹ 文献では、「将来不安」という言葉を、将来の所得成長率に関する期待値の低下と分散の拡大という2つの異なる意味で使っている。の意味での将来不安の高まりは、本文で述べたとおり、 G の下落で捉えられる。この点、村田(2003)は、将来所得が変化する(「良くなる」と「悪くなる」)と答えた人は、変化しない(「変わらない」)と答えた人に比べ、主観的所得リスクが高いと定義しており、どちらかといえば、の意味での将来不安に対応していると考えられる。本稿のモデルでは、こうした不安は、 ε の分散の上昇によって捉えられる。もっとも、村田(2003)の実証研究を詳しくみると、所得が「良くなる」と答えたサンプルと「悪くなる」と答えたサンプルを分けており、分析結果の中から、の意味での将来不安を読み取ることも可能である。

が持ちこたえて、経済成長を下支えできるのか、経済政策的にも難しい判断が要求される局面であった。もちろん、公的年金制度に対する不安が払拭されたわけではない。

実は、所得の低下に伴って貯蓄率が低下するという現象は、ホール流の不確実性下の最適消費理論でも説明できるし、さらに時代を遡って、デューゼンベリーのラチェット効果によっても説明がつく。もちろん、Zeldes-Carroll 理論でも、図表 2 の消費関数の傾きが 1 以下であることから説明可能である。むしろ、問題は、所得変化に対する消費の反応が、近年、従来に増して鈍化しているようにみえるという点であろう（峯島 [2003]）。この点の事実関係については、節を改めて確認することとして、ここでは、そうした現象が理論的にも正当化できるのかという点を検討してみよう。

高齢化仮説は、所得に対する消費反応の鈍化を説明する上でも有力である。高齢者は、基礎的支出の割合が高く、容易に支出を削ることができない。また、所得自体が小さいので、資産を取り崩して、支出にまわすのが普通である。したがって、マクロ・ベースで所得が減ったところで、高齢者層の消費支出は減少しにくいと考えられる。もっとも、所得変動に対する消費の反応鈍化は、勤労者世帯でも観察される事実であり、高齢者仮説だけで、完全にパズルを解くことはできない。

本稿では、Zeldes-Carroll 理論を援用して、勤労者世帯についても、期待所得成長率の低下によって、所得に対する消費の反応が鈍化することを示す。図表 5 は、先に用いたのと同じカリブレーション・モデルにランダム・ショック（ ε_1 と ε_2 ）を与えて、所得の伸び率と消費の伸び率の相関をみたものである¹⁰。図表 5（1）は G が高い場合に、図表 5（2）は低い場合に、それぞれ対応している¹¹。これをみてわかるように、将来所得の期待成長率が低いほど、所得に対する消費の反応が鈍くなることがわかる。

図表 3 を用いて、期待所得成長率と消費の所得反応度の関係について考慮して

¹⁰ 消費変化率は、第 0 期からの持越し資産（元利合計： $W_1 \equiv R(X_0 - C_0)$ ）にも依存している。図表 4 にみられるように、持越し資産が多い消費者の消費反応度は、持越し資産が少ない消費者の消費反応度よりも小さい。図表 5 では、様々な水準の W_1 を持った人が存在しており、それが正規分布 $N(0.5, 0.04)$ にしたがっていると仮定して散布図が描かれている。

¹¹ 上図で $G = 1.3$ 、下図では $G = 1.01$ と設定した。

おこう。一般に、不確実性が全くない状況では、家計は消費水準を現在から将来にわたって、できる限り平準化しようとする（消費スモーキング）。前節で指摘したように、手持ち資産 X_1 が大きいほど、最適消費水準 C_1 は、完全予見の下での消費水準 C_1^{PF} に規定される傾向が強くなる。したがって、たとえ不確実性があったとしても、手持ち資産が多い場合には、家計は消費経路をかなりの程度平準化していると考えられる。言い換えると、消費変化率は所得成長率とあまり連動しなくなる。

しかし、 X_1 が小さい場合はそうはいかない。いま、単純化のために、 $X_1 \cong Y_1$ と仮定しよう（(2-2)式で $R(X_0 - C_0) \cong 0$ とする）。このとき、第 1 期の最適消費水準は、45 度線で表される自己規律上限にかなりの程度規定され、 $C_1 \cong Y_1$ が成立する。さらに、第 2 期には、 $C_2 \cong Y_2$ が成立する（(2-2)式で $R(X_1 - C_1) \cong 0$ かつ $C_2 = X_2$ を代入）。したがって、第 1 期から第 2 期にかけての消費変化率は、所得成長率とほぼ等しい。こうした議論は、仮に X_1 と Y_1 が乖離しても、基本的には変わらない。このように、 X_1 が小さいほど、消費変化率と所得成長率の連動性が強まり、 X_1 が大きいほど、両者の連動性は弱まる。

いま、期待所得成長率 G が高いケースから出発しよう。確率変数 X_1 が a^H の左側に落ちれば、消費変化率と所得成長率の連動性は強くなる。逆に、 X_1 が a^H の右側に落ちれば、消費変化率と所得成長率の連動性は弱くなる。ここで、期待所得成長率 G が低下したとする。これによって、境界線が a^H から a^L へと左にシフトするので、消費変化率と所得成長率の連動が弱くなる確率は上昇する。これが、所得の期待成長率が低下すると、消費が所得に反応しなくなるメカニズムである。

4．期待所得の低下と消費動向

本節では、所得の増減に対する消費の反応が、近年、それまでに増して鈍くなっているという点を検証する。そのために、まず、所得変化に対する消費反応度を計る際の計量経済学的な留意点を Zeldes-Carroll 理論から導き出す。それを踏まえて、期待所得成長率の鈍化が、消費の所得に対する反応度を低下させることをわが国の消費データをもとに実証する。

(1) 計量経済学上の論点

所得変化に対する消費の反応度は、次式を回帰分析することによって推計することができる。

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln Y_t + \eta_t. \quad (4-1)$$

低成長期待が発生した時期を境にパラメータ α_1 の値が低下していれば、これまでの仮説の前提を実証することができるわけである¹²。

もう 1 点、回帰分析を実行する際の技術的な問題として、単純に OLS を用いて(4-1)式を推計すると、 α_1 の推計値にバイアスがかかる点を指摘しておこう。事後的に成立する消費変動 $\Delta \ln C_2$ 、所得変動 $\Delta \ln Y_2$ は、いずれもランダム・ショック ε_1 、 ε_2 とともに変動する。2 節で導出された最適消費水準(2-6)式を用いて、具体的に両者を書き出すと、若干の計算の後、次のような関係になっていることが分かる(補論参照)。

$$\Delta \ln C_2 = \ln(R\Phi_1 - RC_1(\Phi_1, \Gamma_1) + \exp(\Delta \ln Y_2)) - \ln C_1(\Phi_1, \Gamma_1). \quad (4-2)$$

ここで、 $\Phi_1 = W_1 / \varepsilon_1 + 1$ (W_1 は定数)、 $\Gamma_1 = G / \varepsilon_1$ であり、 $C_1(\Phi_1, \Gamma_1)$ は、最適消費水準 C_1 が、 Φ_1 と Γ_1 に依存していることを表している。

(4-2)式において重要な点は、理論的にみて、 $\Delta \ln C_2$ は $\Delta \ln Y_2$ のみの関数ではな

¹² これまで、(4-1)式は、様々な仮説を検証するために利用されてきた。 α_1 の値が有意にゼロと異なると推計された場合、ホール流の最適消費理論は棄却され、非合理的な消費者や流動性制約に直面している消費者が存在する証拠と考えられてきた(Campbell and Mankiw [1989]、Shea [1995])。こうした考え方にしたがうと、 α_1 の低下は、消費者の直面する流動性制約が緩くなったか、あるいは、消費者の非合理的行動が弱まったと解釈される。これに対し、Zeldes-Carroll 流の最適消費理論では、たとえ消費者が合理的であったとしても、低成長期待があれば、 α_1 の値は低下する。したがって、期待成長率を表す指標の下落とともに、 α_1 の値が低下していることを示せば、理論をデータで検証できたことになる。ただし、低成長期待が実際の低成長から生まれ、低成長下では流動性制約が緩くなるという状況下では、Zeldes-Carroll 流の最適消費理論と流動性制約仮説を識別することは非常に困難となろう。実際、米国データに基づいて α_1 を推計した Bacchetta and Gerlach (1997) は、1970 年～1995 年にかけて推計値が低下していることをもって、この時期流動性制約が緩和したと主張している。もっとも、マクロ・ベースではなく、資産階層別に α_1 を推計できて、流動性制約が小さいと考えられる富裕層で α_1 が低下しているようなら、Zeldes-Carroll 理論を流動性制約から識別して、検証することができると考えられる。この点については、将来の研究課題としたい。

く、必ず ε_1 に依存していることである。そこで仮に、(4-2)式が線形近似できた
としよう。すなわち、

$$\Delta \ln C_2 = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln Y_2 + \beta_2 \varepsilon_1. \quad (4-3)$$

ここから、 $\Delta \ln C_2$ を $\Delta \ln Y_2$ に回帰すると、 $\eta_2 = \beta_2 \varepsilon_1$ が誤差項として得られること
になる。一方、 $\Delta \ln Y_2 = \ln G + \ln \varepsilon_2 - \ln \varepsilon_1$ なので、説明変数 $\Delta \ln Y_2$ と誤差項 η_2 が、
相関関係にあることがわかる。計量経済学の入門書は、説明変数と誤差項が相
関している場合、OLS の仮定が満たされなくなり、 α_1 の推計値にバイアスがか
かることを教えている。

この種のバイアスを回避するには、OLS ではなく、操作変数 (instrumental
variable: IV) を用いた分析が有用である。本稿では、複数の操作変数セットを使
って、IV 推計を行う。具体的には、最初に、 $\Delta \ln Y$ をそれぞれの操作変数セッ
トに回帰して、その結果得られる内挿推計値を $\Delta \ln \hat{Y}$ とする。次に、これを $\Delta \ln Y$ の
代わりに用いて、(4-1)式を推計すれば、 α_1 の IV 推計値が得られる。

(2) 実証分析で用いられたマクロ・データ

ここでは、わが国の消費・所得のマクロ・データに基づいて、将来所得の成長鈍
化期待が、所得に対する消費の反応度を鈍化させていることを実証する。使用
データは、『家計調査報告』(総務省)の「可処分所得」と「消費」であり、い
ずれも、Zeldes-Carroll 理論がもっとも当てはまり易いと想定される「勤労者世
帯(除く農業従事者)」を用いた¹³。実質化には、『消費者物価指数』(総合、除
く生鮮食品、季調済み)を利用した。サンプルは、1975 年～2002 年の四半期デ
ータである(図表 6)。

所得の将来見通しを表す指標としては、既に英米で様々な統計の利用可能性が
探られてきたが¹⁴、わが国では『消費動向調査』(内閣府)を用いることが多い¹⁵。

¹³ 本稿では、先行研究で一般的に行われているように、非耐久財の消費活動に議論を限定する。
これは、自動車等の耐久財支出は、非耐久財支出と多少パターンが異なると考えられているから
である。

¹⁴ 所得不確実性の指標に関する英米の試みについては、齊藤・白塚 (2003)がコンパクトにまとめ
ているので参照されたい。なお、齊藤・白塚 (2003) では、『消費動向調査』に加え、「完全失業
率」(総務省)や「有効・新規求人倍率」(厚生労働省)なども利用されている。

同調査は、消費者のマインドに影響を及ぼすいくつかの項目について、今後半年間に現在よりも改善するか悪化するかを四半期毎にアンケートしたものである。本稿では、消費者の所得環境に対する見方を直接表しており、比較的長期の時系列データが存在する「暮らし向き」、「収入の増え方」、「雇用環境」という3つのDIに基づいて期待所得成長率を表す指標を作成する¹⁶。図表7はこれらDIと平均値の推移を描いたものである。ここから、1991年以降の資産バブル崩壊期と1997年からの公的年金不安醸成期を境に、将来所得に対する消費者のマインドが悲観的になっていったことを見て取れる。

（3）実証モデルと推計結果

（ケース1）バブル崩壊ダミーと年金不安ダミーを使用

まず、資産バブル崩壊期と公的年金不安醸成期に期待所得成長率が低下したと仮定して分析を行う¹⁷。いま、これら2つの時期に合わせて、次のようなダミー

¹⁵ 『消費動向調査』では、「暮らし向き」、「収入の増え方」、「雇用環境」、「物価の上がり方」、「耐久消費財の買い時」、「レジャー時間の増減」、「株式・土地などの資産価値」といった7つのDIを作成している。これらのうち、最初の5つのDIを単純平均したものは「消費者態度指数」と呼ばれ、消費マインドを計る代表的な指標として、景気見通しなどで利用されている。本稿の理論モデルの「期待」は年金不安など長期的な期待であり、この点、景気見通しという短期的な期待（今後半年間）を捉えた『消費動向調査』は、厳密に理論とマッチしているわけではない。しかし、先行研究でも利用されており、長期的な期待に関する代表的なデータが存在しないため、次善の策として同調査を利用することとした。

¹⁶ 『消費動向調査』の「収入の増え方」は、名目値での所得成長率に対応している可能性が高い。したがって、本稿のように実質の期待所得成長率を計るためには、本来は、小川（1991）と中川（1999）が行っているように、「物価の上がり方」を利用して、名目の期待所得成長率を実質化することが望ましい。本稿で「収入の増え方」をそのまま利用したのは、分析を簡便化するために過ぎない。別な方法として、土居（2001）のように、「雇用環境」だけを利用する方法もあるが、これを単独で用いると「収入の増え方」という最も直接的に期待所得成長率に関係しているDIを取り除くことになり、推計結果を歪めてしまう可能性がある。

¹⁷ ここでは、便宜上、1991年からの所得低下期待を資産バブル崩壊による賃金低下、1997年からの期待を公的年金不安による給付金低下と仮定しているが、年齢によって所得低下期待の原因が異なる可能性があり、こうした単純化はミスリーディングかもしれない。例えば、中川（1999）は、若年層（20～30歳代）は年金に対する不安、中高年層（40～60歳代前半）は雇用に対する不安、高齢層（60歳代後半～）は介護に対する不安という具合に、年齢毎に意識する所得リスクが違ふ可能性を指摘している。

変数を定義する。

D^{91} : 1991Q2 以前は 0、それ以降は - 1

D^{97} : 1997Q2 以前は 0、それ以降は - 1

ダミーの選択にはアド・ホックな面もあるが、多少異なる選択をしても、以下の分析結果は基本的に変わらない。次に、これらのデータを利用して、以下の関係式を推計する。

$$\Delta \ln C_t = \alpha_{01} + \alpha_{02} D_{t-1}^{91} + \alpha_{03} D_{t-1}^{97} + \alpha_{11} \Delta \ln Y_t + \alpha_{12} D_{t-1}^{91} \Delta \ln Y_t + \alpha_{13} D_{t-1}^{97} \Delta \ln Y_t + \eta_t. \quad (4-4)$$

α_{12} と α_{13} のいずれか、あるいは、いずれもが正の値をとれば、これまでの理論的考察が、実証されたことになる¹⁸。

図表 8 は、4 つの操作変数セット（図表注 1 を参照）のそれぞれを利用した場合の推計結果である^{19,20}。ダミー変数を 2 つとも利用したケース（推計式 1.1）をみると、操作変数セット B、C、D で、 α_{13} が有意に正の値をとり、 α_{12} も有意ではないが正の値となった。実験的に、年金ダミーだけ用いたケース（推計式 1.2）を推計したところ、やはり α_{13} は有意に正の値をとった。一方、バブル・ダミーだけを用いたケース（推計式 1.3）を推計してみたが、やはり α_{12} が有意に正の

¹⁸ 理論的には、期待所得成長率が低下すると、消費水準の低下と消費の所得反応度の低下という 2 つの現象が起こるはずである。この効果は、 α_{12} と α_{13} の推計値で確認できるのに対し、この効果は、期待所得成長率が低下するタイミングで、誤差項 η が負の値をとるという形で現れる。

¹⁹ 以下の理由から、本稿では操作変数として 2 期以上のラグ値を使用している。本稿では、月次データを 3 ヶ月毎に平均して、四半期データを作成している。この場合、四半期ベースでみた消費変化率の 1 期ラグは、(4-4)式の誤差項と系列相関している可能性があり、操作変数として相応しくない（詳しくは、Campbell and Mankiw [1989]を参照）。なお、ダミー変数が加えられた分だけ、操作変数の数も増やしていることに注意されたい。

²⁰ 図表 8 の下から 3 行に、 $\Delta \ln Y$ に対する操作変数の有効性についての統計量を掲載しておいた。操作変数と $\Delta \ln Y$ の相関をテストしたものとして、 \bar{R}^2 は $\Delta \ln Y$ を操作変数に回帰したときの修正決定係数であり、大きいほど望ましい。F テストの P 値は、操作変数全体の有意度を測ったものであり、小さいほど望ましい。最後の Sargan テストは、操作変数と誤差項の相関をテストしたもので、P 値が大きいと、両者は無相関という帰無仮説が棄却されなくなり、操作変数として望ましいことがわかる。

値をとることはなかった²¹。

これらの推計結果をまとめると、次のような解釈が可能になる。年金不安は、大幅に期待所得成長率を低下させ、その結果、消費の所得反応度が低下した可能性が高い。バブルの崩壊は、期待所得成長率を低下させた可能性はあるものの、低下幅は統計的に検出できるほど小さくなく、消費の所得反応度に与える影響も限定的であった。

(ケース 2) 期待所得成長率の平均からの乖離幅を使用

次に、ケース 1 で用いたアド・ホックなダミー変数ではなく、『消費動向調査報告』から得られた期待所得成長率の指標を用いて分析してみよう。まず、次のように、期待所得成長率の平均値からの乖離を D と定義する。

D^{dev} : 期待所得成長率指標の平均値からの乖離幅

これを利用して、次の式を推計する。

$$\Delta \ln C_t = \gamma_{01} + \gamma_{02} D_{t-1}^{dev} + \gamma_{11} \Delta \ln Y_t + \gamma_{12} D_{t-1}^{dev} \Delta \ln Y_t + \nu_t. \quad (4-5)$$

ここで、 γ_{12} が有意に正の値ならば、期待成長率の低下によって、消費の所得反応度が低下したと考えることができる²²。

図表 9 は、4 つの操作変数セットのそれぞれを利用した場合の推計結果である。推計式 2.1 では、期待所得成長率の指標として、「暮らし向き」、「収入の増え方」、「雇用環境」の 3 つを単純平均したものをを用いた。なお、この場合、「雇用環境」の時系列が短いため、サンプル期間が 1982Q3 以降になっていることに注意しよう。推計の結果、操作変数セット C と D で、 γ_{12} が有意に正の値をとることがわ

²¹ (4-4)式の α_{11} は、期待所得成長率の低下がなかった場合の消費の所得反応度を表しており、理論的には、正の値を取るはずである。この点に関して、全くダミー変数を使用しないケース(推計式 1.4)を推計すると、 α_{11} の推計値は有意に正とならなかった。この点は、Campbell and Mankiw (1991)による日本の分析(推計期間:1972~1988)でも報告されている。しかし、操作変数のパフォーマンスをチェックすると、こうした結果は信憑性に欠けることがわかる。なお、Hendry (1991)も、Campbell and Mankiw (1991)の英国の分析結果に疑問を呈し、操作変数に構造的変化を考慮した定数項ダミーを加えれば、 α_{11} が有意に正の値になりうると指摘している。

²² (4-4)式を分析したときと同じく、(4-5)式でも γ_{11} が有意に正の値をとることが、理論的に望ましい。

かった。なお、A と B と比べ、C と D は、操作変数としての質が高く、それらを用いた結果も信憑性が高いと考えられる。

推計式 2.2 では、「暮し向き」と「収入の増え方」だけを用い、同じサンプル期間で推計してみたが、結果は同じであった。推計式 2.3 では、「暮し向き」と「収入の増え方」の平均を使って、サンプル期間を標準の 1976Q4 以降にした結果が掲載されている。これをみると、操作変数セット C と D で、 γ_{12} が有意に正の値をとることがわかった。

これらの結果は、総じて、期待所得成長率の低下が消費の所得反応度を低下させるという Zeldes-Carroll 理論のインプリケーションを支持するものであり、間接的に同理論の正当性を実証したものと解釈することができる。また、ここで得られた結果は、1997 年からの貯蓄率上昇を説明するに当たって、公的年金不安は有意な説明変数である可能性が高く、1990 年代前半の景気見通しの悪化は、貯蓄率上昇の有意な説明変数となりにくいというこれまでの実証研究（例えば、村田 [2003]）とも整合的である。後者について、村田（2003）は、1990 年代前半にマクロの景気が悪くなると答えた人も、こと自分の所得に関しては、さして低下しないと予想していた可能性があり、その場合には、マクロの景気見通しが主観的な所得低下期待を表す指標として上手く機能しないと説明している

²³。

5 . むすび

本稿では、不確実性下の最適消費理論として近年脚光を浴びつつある Zeldes-Carroll 理論を紹介し、わが国の消費・貯蓄動向に対する含意について検討してきた。同理論によると、1975 年以降、趨勢的にわが国の貯蓄率が低下する中、1991 年の資産バブル崩壊期と 1997 年の公的年金不安醸成期に貯蓄率が一時的に上昇

²³ 齊藤・白塚（2003）は、その補論で、(4-5)式で $\gamma_{12} = 0$ とおいて、 γ_{02} と γ_{11} を推計すると、前者については理論的な符号条件が満たされず、後者については推計値が有意にならないことが多いと報告している。この点、本稿の推計式を用いれば、少なくとも γ_{11} については、理論的に正しい符号で、しかも、有意に推計することができる。もっとも、たとえ本稿の手法を用いても、予備的貯蓄と流動性制約を識別することが難しい点については、脚注 12 で触れたとおりである。

したのは、将来所得の見通しに悲観的になった家計が予備的動機に基づいて貯蓄を引き上げたことが原因である。もっとも、この点については、特に Zeldes-Carroll 理論を持ち出すまでもなく、常識の範囲内で説明が可能である。

わが国の消費・貯蓄動向として興味深い仮説は、特に近年、消費の所得に対する反応度が低下したのではないかというものである。この点について、Zeldes-Carroll 理論を用いれば、将来の所得成長期待の低下が消費の所得反応度を鈍化させる点を理論的に導出することができる。本稿では、こうした理論的含意をわが国の消費・所得データとともに、先行き所得見通しの代理変数を用いることによって実証してみた。また、実証に先立って、消費変化率を被説明変数、所得変化率を説明変数として回帰分析を場合、説明変数と誤差項の間に相関関係が存在することを理論的に説明し、OLS ではなく IV 推計が必要とされる点を指摘した。実証結果は、理論が予想するとおりとなり、近年所得に対する消費反応度が低下している点が確認された。

本稿での議論を踏まえて、貯蓄率の今後を占ってみよう。長期的にみれば、貯蓄率は、高齢化の進展を反映して、趨勢的な低下パスを辿ることは避けられない。短期的には、景気の回復とともに所得が増加に転じれば、消費の反応が鈍い現状では、貯蓄率は上昇することとなる。また、家計の期待所得成長率が上方修正されるようなことになれば、貯蓄率が下方シフトすることもあるが、厚生労働省が提示した 2004 年年金改革案の内容をみる限り、保険料率の引上げと給付水準の大幅カットが見込まれており、家計の期待所得成長率が下方修正されるかもしれない。後者の場合は、さらに貯蓄率が上昇する可能性が高まる。

補論．(4-2)式の導出

ここでは、本文の(4-2)式の導出法について述べる。まず、(2-3)式と(2-4)式を用いれば、所得の成長率が次式で与えられることは容易に分かる。

$$\Delta \ln Y_2 = \ln G + \ln \varepsilon_2 - \ln \varepsilon_1. \quad (\text{A-1})$$

次に、第2期では、 $C_2 = X_2$ が成立していることを想起されたい。したがって、(2-2)式より、

$$C_2 = R(X_1 - C_1) + G\varepsilon_2. \quad (\text{A-2})$$

ここで、 $Y_2 = G\varepsilon_2$ という関係を用いた。両辺を ε_1 で割ってやると、

$$C_2 / \varepsilon_1 = R(\Phi_1 - C_1 / \varepsilon_1) + \exp(\Delta \ln Y_2). \quad (\text{A-3})$$

ここで、 $\Phi_1 \equiv X_1 / \varepsilon_1$ 、 $\Gamma_1 \equiv G / \varepsilon_1$ である。さらに、 W_1 を第0期から第1期に持ち越された手持ち資産（元利合計）とすると、 $\Phi_1 = W_1 / \varepsilon_1 + 1$ と書くこともできる。

(2-6)式から、第1期の最適消費水準 C_1 は X_1 と G の関数となっている。すなわち、 $C_1 = C_1(X_1, G)$ である。この両辺を ε_1 で割ってやると、やはり(2-6)式から、次のように変形できる。

$$C_1 / \varepsilon_1 = C_1(\Phi_1, \Gamma_1). \quad (\text{A-4})$$

第1期から第2期への消費成長率を求めるには、(A-3)式と(A-4)式の両辺について対数をとって辺々引けばよい。こうして得られたのが(4-2)式である。

【参考文献】

- 小川 一夫 (1991) 「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』第 42 巻、一橋大学経済研究所、139～52 頁
- 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、1～22 頁
- 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
- 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』、1994 年 4 月号、69～100 頁
- 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、No. 2001-4
- 峯島 愛子 (2003) 「個人消費は底割れしない？ - 所得の減少に比べて消費活動が底固く推移してきた 7 つの理由 - 」、『経済点描』、February 2003-01、日本銀行調査統計局
- 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、23～58 頁
- Bacchetta, P., and S. Gerlach (1997), “Consumption and Credit Constraints: International Evidence,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, No. 2, pp. 207-38.
- Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1989), “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” *NBER Macroeconomic Annual* 4, pp. 185-216.
- Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1991), “The Response of Consumption to Income—A Cross-Country Investigation,” *European Economic Review*, Vol. 35, No. 4, pp. 723-

56.

Carroll, C. D. (1997), "Buffer Stock Saving: Some Macroeconomic Evidence," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp. 61-156.

Carroll, C. D. (2001), "A Theory of the Consumption Function, with and without Liquidity Constraints (Expanded Version)," NBER Working Paper, No. 8387.

Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, December, pp. 971-87.

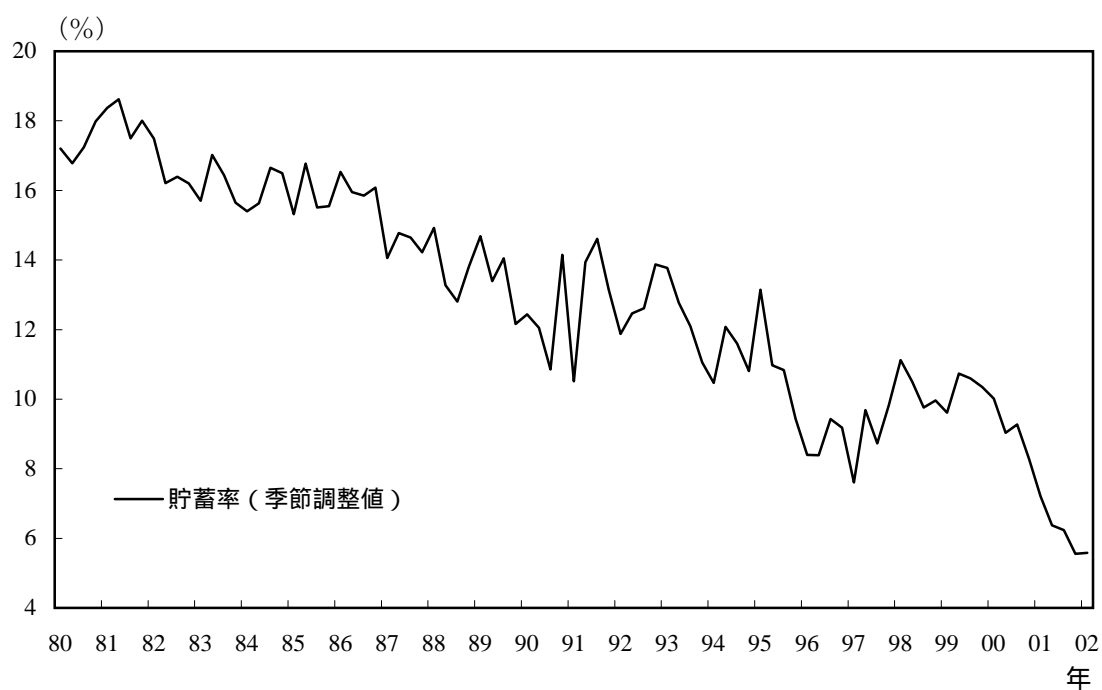
Hendry, D. F. (1991), "The Response of Consumption to Income - A Cross-country Investigation: Comments," *European Economic Review*, Vol. 35, No.4, pp. 764-67.

Shea, J. (1995), "Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test," *Journal of Money, Credit, Banking*, Vol. 27, No.3, pp. 799-805.

Zeldes, S. P. (1989), "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence," *Quarterly Journal of Economics*, May 1989, pp. 273-98.

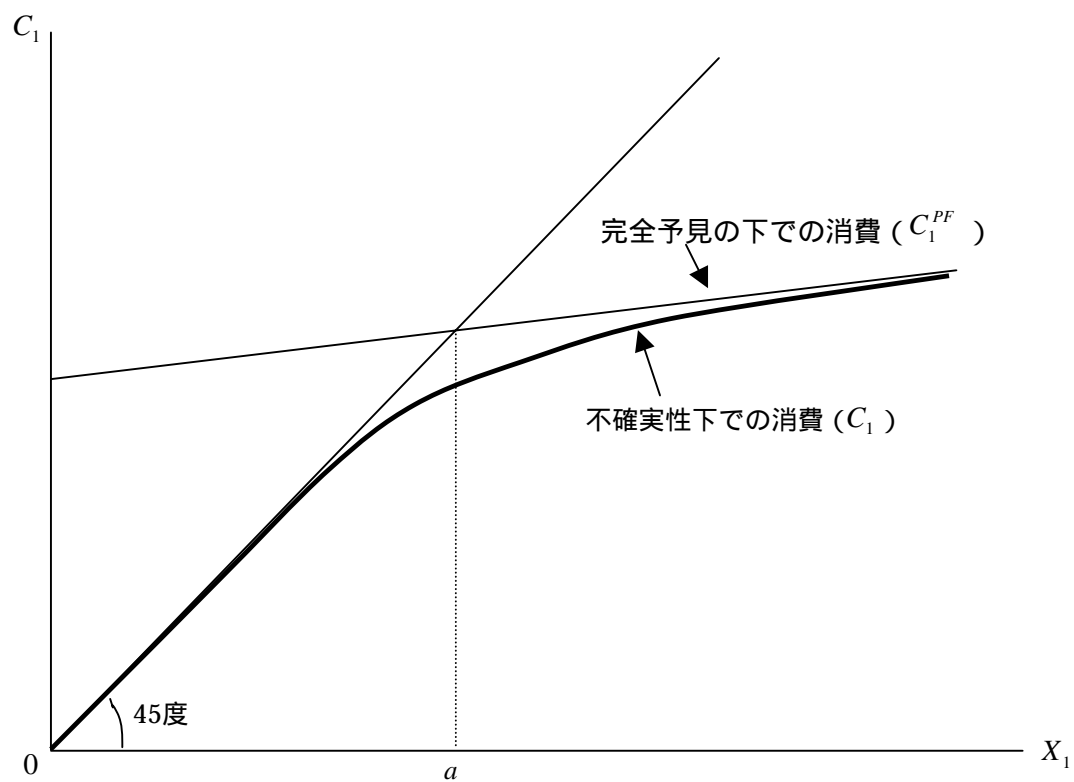
(図表 1)

わが国の貯蓄率の推移



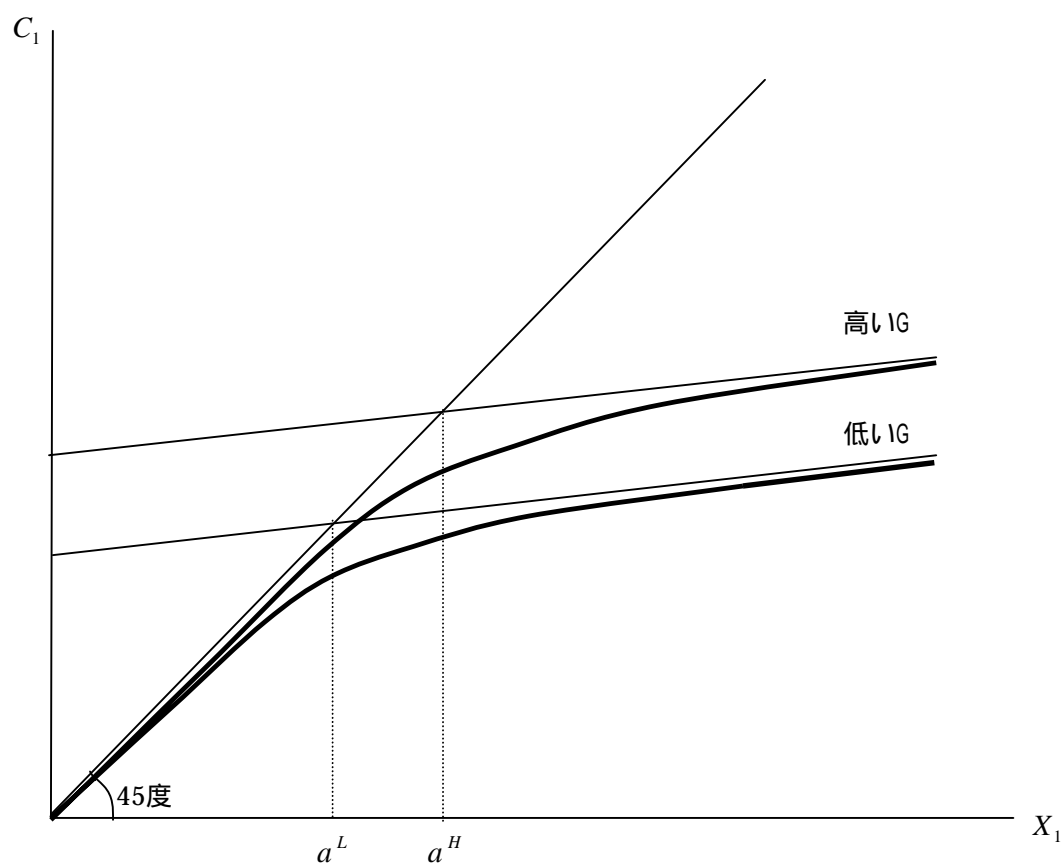
(資料) 内閣府「国民経済計算」

不確実性下での最適消費水準



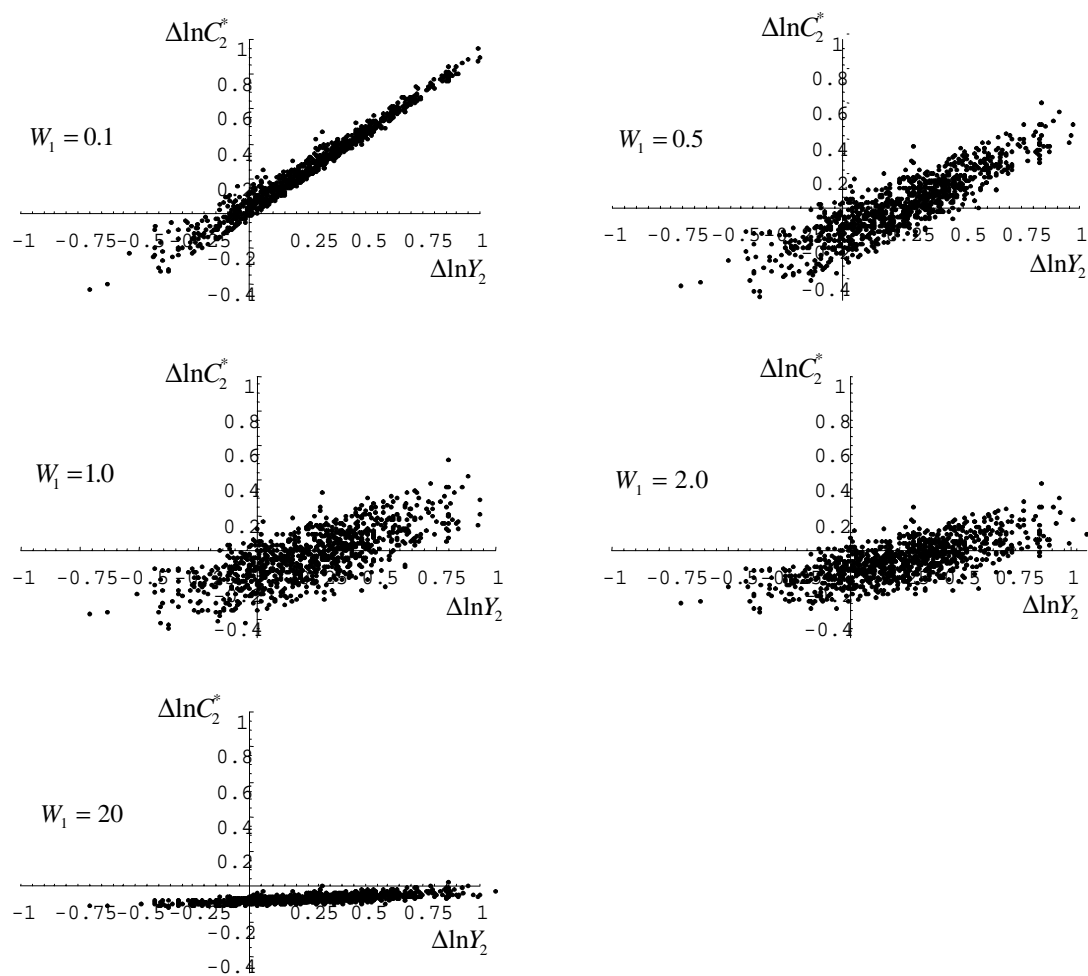
(図表 3)

期待所得成長率の低下が最適消費水準に与える効果



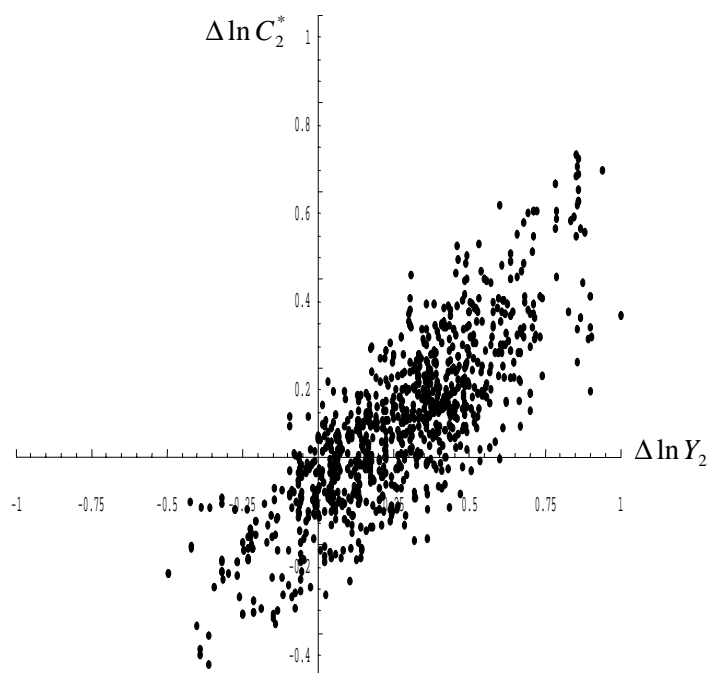
(図表 4)

持越し資産が消費の所得反応度を与える効果

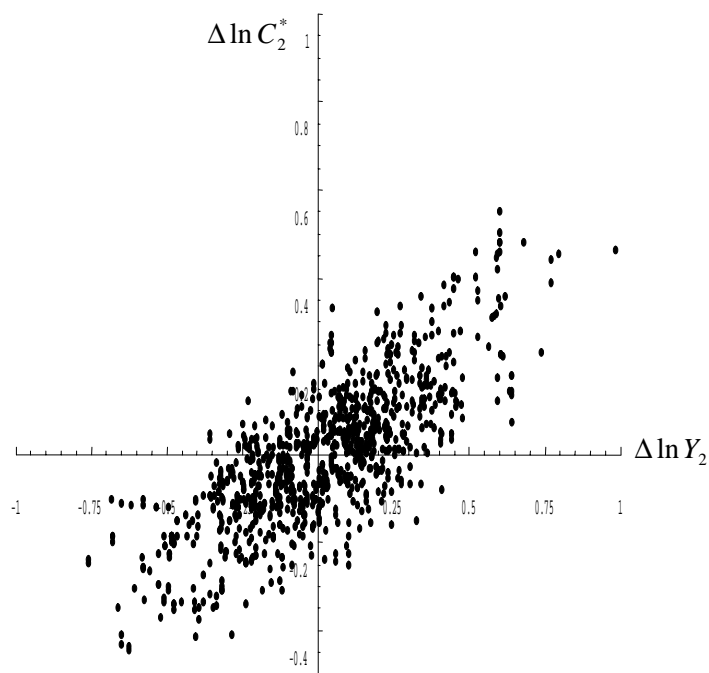


期待所得成長率の低下が消費の所得反応度に与える効果

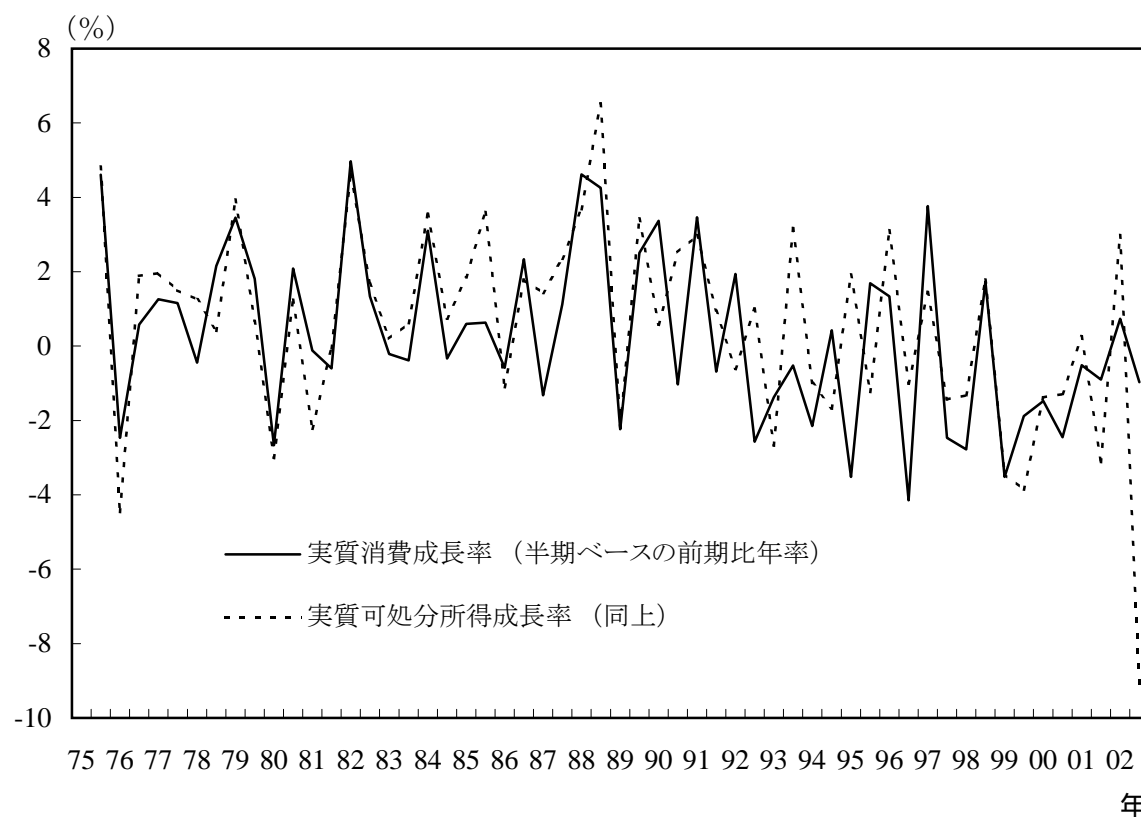
(1) 期待所得成長率 (G) が高い場合



(2) 期待所得成長率 (G) が低い場合



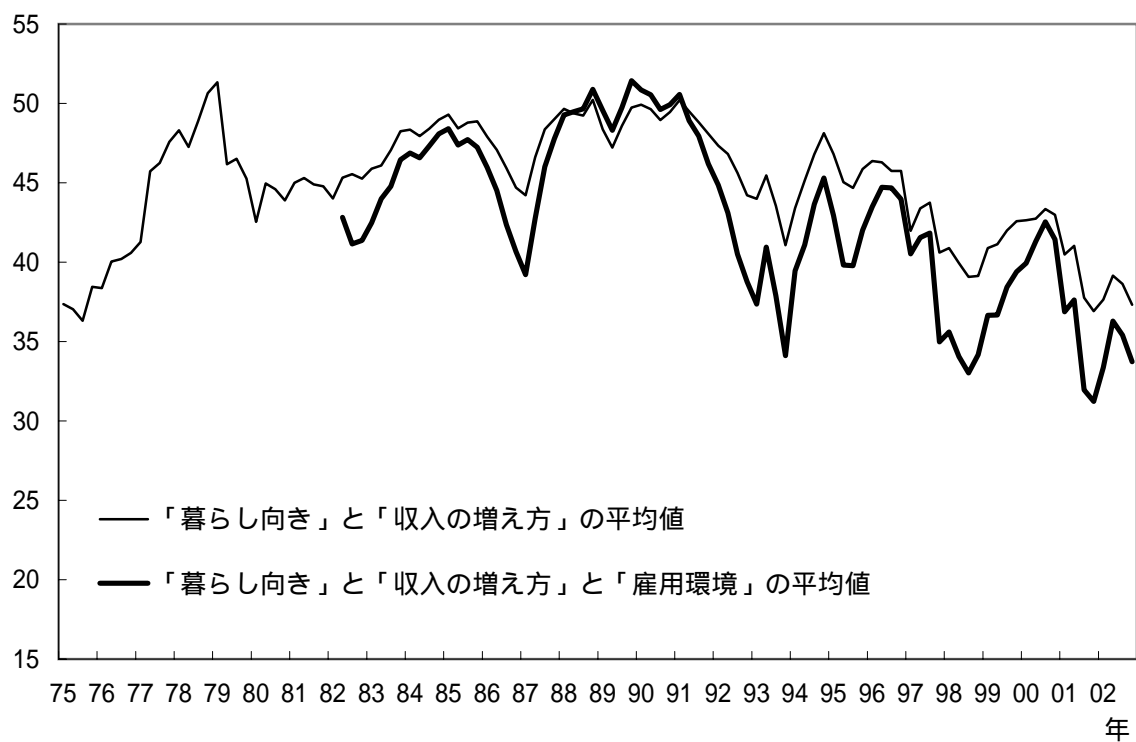
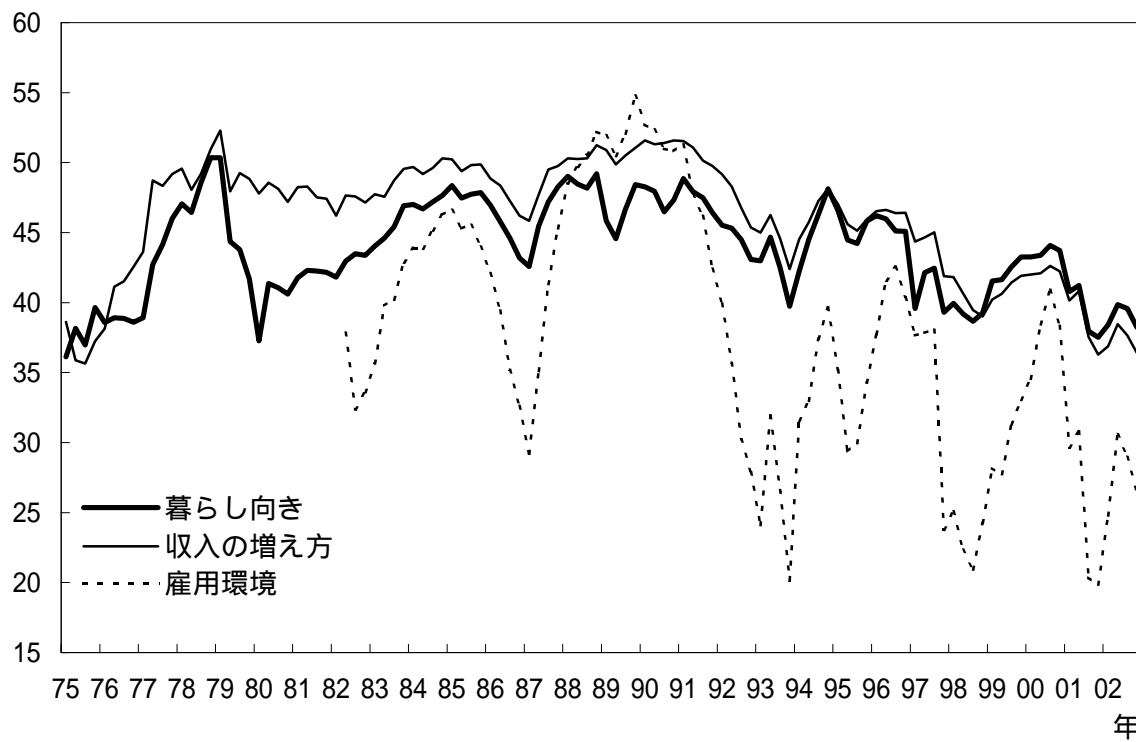
わが国の消費成長率と所得成長率の推移



(資料) 総務省「家計調査報告」

(図表 7)

所得見通し指数



ケース 1 : バブル崩壊ダミーと年金不安ダミーを用いた推計結果

推計式 ダミー 操作変数セット	1.1 バブル崩壊 + 年金不安				1.2 年金不安				1.3 バブル崩壊				1.4 ダミーなし			
	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
α_{01}	0.0027 (0.0027) [0.32]	-0.00079 (0.0028) [0.78]	0.0013 (0.0019) [0.48]	0.0010 (0.0018) [0.57]	0.0017 (0.0021) [0.42]	0.0018 (0.0023) [0.44]	0.00068 (0.0015) [0.64]	0.00051 (0.0014) [0.72]	0.0027 (0.0022) [0.23]	-0.00079 (0.0025) [0.71]	0.0013 (0.0018) [0.47]	0.0010 (0.0018) [0.56]	0.00048 (0.0012) [0.68]	0.0014 (0.0018) [0.43]	0.00074 (0.0012) [0.54]	0.00038 (0.0011) [0.73]
α_{02}	0.0051 (0.0039) [0.20]	0.0016 (0.0039) [0.69]	0.0038 (0.0030) [0.20]	0.0035 (0.0029) [0.23]	- - -	- - -	- - -	- - -	0.0045 (0.0028) [0.12]	0.0014 (0.0031) [0.64]	0.0035 (0.0024) [0.16]	0.0031 (0.0024) [0.19]	- - -	- - -	- - -	- - -
α_{03}	0.0048 (0.058) [0.40]	0.0035 (0.0042) [0.41]	0.0018 (0.0034) [0.61]	0.0014 (0.0034) [0.69]	0.0090 (0.0057) [0.12]	0.0076* (0.0041) [0.07]	0.0049* (0.0030) [0.10]	0.0043 (0.0029) [0.14]	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -
α_{11}	0.095 (0.53) [0.86]	0.96* (0.57) [0.10]	0.44 (0.31) [0.17]	0.51* (0.29) [0.08]	0.024 (0.47) [0.96]	-0.039 (0.57) [0.95]	0.31 (0.26) [0.24]	0.36 (0.25) [0.16]	0.095 (0.43) [0.83]	0.96* (0.51) [0.07]	0.44 (0.30) [0.15]	0.51* (0.29) [0.08]	0.18 (0.32) [0.57]	-0.41 (0.62) [0.51]	0.015 (0.29) [0.96]	0.25 (0.23) [0.28]
α_{12}	-0.068 (0.60) [0.91]	0.84 (0.61) [0.17]	0.18 (0.34) [0.61]	0.24 (0.32) [0.45]	- - -	- - -	- - -	- - -	-0.25 (0.52) [0.64]	0.86 (0.59) [0.15]	0.29 (0.36) [0.42]	0.35 (0.34) [0.31]	- - -	- - -	- - -	- - -
α_{13}	1.20 (0.97) [0.22]	0.84* (0.48) [0.08]	0.63** (0.30) [0.04]	0.54* (0.28) [0.06]	1.01 (1.07) [0.35]	0.69 (0.72) [0.34]	0.68* (0.37) [0.07]	0.64* (0.35) [0.08]	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -
操作変数のパフォーマンス																
\overline{R}^2	0.05	0.15	0.22	0.22	0.00	0.02	0.03	0.02	0.04	0.04	0.07	0.05	0.009	-0.01	-0.01	0.00
Fテスト (P値)	0.19	0.01	0.01	0.01	0.42	0.30	0.28	0.36	0.16	0.19	0.14	0.20	0.31	0.63	0.55	0.43
Sargan テスト(P値)	0.44	0.23	0.08	0.09	0.65	0.40	0.41	0.30	0.45	0.05	0.01	0.02	0.33	0.34	0.12	0.03

注 1 . 操作変数セットは、A=所得成長率の伸び率のラグ(2～5)、B=消費成長率の伸び率のラグ(2～5)、C=所得成長率の伸び率のラグ(2～5)+消費成長率の伸び率のラグ(2～5)、D=所得成長率の伸び率のラグ(2～5) + 消費成長率の伸び率のラグ(2～5) + 平均消費性向の自然対数値のラグ(2)を基本セットとして、それにダミー変数とダミー変数との積を加えたもの。

2 . () 内は標準誤差。[]内はP値。*、**、***は10%、5%、1%で有意であることを示す。

3 . 「操作変数のパフォーマンス」の修正決定係数とFテストは、所得成長率を操作変数セットに回帰したときのもの。Sargan テストは、過剰識別制約テストを示す。

(図表 9)

ケース 2：消費動向調査に基づく所得見通し指標を用いた推計結果

推計式 サンプル期間 期待所得成長率の指標 操作変数セット	2.1 1982Q3～2002Q4 暮らし向き + 収入の増え方 + 雇用環境				2.2 1982Q3～2002Q4 暮らし向き + 収入の増え方				2.3 1976Q4～2002Q4 暮らし向き + 収入の増え方			
	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
γ_{01}	-0.00045 (0.0014) [0.75]	-0.0022 (0.0021) [0.29]	-0.0014 (0.0013) [0.31]	-0.0014 (0.0013) [0.30]	-0.00056 (0.0014) [0.69]	-0.0014 (0.0018) [0.42]	-0.0013 (0.0014) [0.032]	-0.0014 (0.0014) [0.31]	0.00020 (0.0012) [0.87]	-0.00036 (0.0015) [0.81]	-0.00043 (0.0012) [0.71]	-0.00041 (0.0011) [0.72]
γ_{02}	0.00023 (0.00029) [0.44]	0.00016 (0.00044) [0.71]	0.00021 (0.00026) [0.43]	0.00020 (0.00026) [0.43]	0.00047 (0.00047) [0.32]	0.00066 (0.00050) [0.20]	0.00041 (0.00039) [0.31]	0.00041 (0.00044) [0.30]	0.00045 (0.00042) [0.28]	0.00045 (0.00044) [0.31]	0.00039 (0.00035) [0.27]	0.00032 (0.00034) [0.36]
γ_{11}	0.32 (0.23) [0.17]	0.44 (0.49) [0.37]	0.36*** (0.14) [0.01]	0.37** (0.14) [0.01]	0.20 (0.24) [0.41]	0.14 (0.34) [0.68]	0.33** (0.15) [0.03]	0.33*** (0.15) [0.03]	0.14 (0.29) [0.64]	0.15 (0.33) [0.65]	0.22 (0.16) [0.18]	0.30** (0.15) [0.05]
γ_{12}	0.0073 (0.036) [0.84]	0.095 (0.060) [0.12]	0.054** (0.024) [0.03]	0.055** (0.024) [0.02]	0.032 (0.050) [0.53]	0.10 (0.065) [0.12]	0.079** (0.034) [0.02]	0.083*** (0.033) [0.01]	0.034 (0.065) [0.60]	0.086 (0.064) [0.18]	0.083** (0.036) [0.02]	0.067** (0.031) [0.04]
操作変数のパフォーマンス												
\bar{R}^2	0.06	0.02	0.22	0.20	0.05	0.04	0.18	0.16	0.03	0.06	0.12	0.13
Fテスト (P値)	0.16	0.30	0.01	0.02	0.17	0.21	0.02	0.05	0.21	0.09	0.04	0.04
Sargan テスト (P値)	0.62	0.74	0.50	0.62	0.57	0.53	0.56	0.69	0.41	0.46	0.70	0.42

注． 図表8を参照。