

家計消費とキャピタル・ゲインの
長期的関係と安定性

(財) 国際東アジア研究センター
上級研究員 野村 淳一

Working Paper Series Vol. 2001-16
2001年7月

この Working Paper の内容は著者によるものであり、必ずしも当センターの見解を反映したものではない。なお、一部といえども無断で引用、再録されてはならない。

財団法人 **国際東アジア研究センター**
ペンシルベニア大学協同研究施設

家計消費とキャピタル・ゲインの長期的関係と安定性

(財)国際東アジア研究センター
上級研究員 野村 淳一
(nomura@icsead.or.jp)

要約

バブル経済の崩壊後、家計消費は大きく冷え込み、日本経済の長期停滞の大きな要因となっている。家計消費が停滞している原因とされているのは、資産価格の下落による逆資産効果である。しかしながら、家計消費と資産との関係についてはあまり厳密な検証がなされているとは言えない。本稿では、資産効果をより詳細に検討するために、資産価格変動によるキャピタル・ゲインに着目し、キャピタル・ゲインが家計消費とどのような関係にあるかを分析した。その際、時系列分析の手法として近年発展してきた単位根・共和分検定を用い、長期的な関係とその安定性についても検討した。検定の結果、(1)家計の消費行動は恒常所得仮説に従っている、(2)家計消費の決定には実物資産(土地など)からのキャピタル・ゲインはあまり影響を与えていないが金融資産(株式など)からのキャピタル・ゲインは影響を与えている、(3)家計消費とキャピタル・ゲインの長期的関係は1989年に構造変化を経験している、と考えることができる。

1. はじめに

本稿の目的は、家計消費とキャピタル・ゲインが共和分分析でいう長期的関係をもつかどうかを検討することである。キャピタル・ゲインが家計消費に影響を与える経路としてまず考えられるのが、資産を通じての間接的な影響である。このような経路は資産効果と呼ばれ、金融資産仮説、ライフサイクル仮説、目標資産仮説などにより説明される。資産効果はマクロ時系列データでは、通常の t 検定によって広く確認されている。一方でライフサイクル仮説が生まれた当初から、Arena(1964)や Bhatia(1972)のように、今期のキャピタル・ゲインが何らかの形で今期の消費に影響する可能性を検討してきた論文もある。いずれにせよ資産効果が長期的関係であるかどうか重要である。野村(1997)は共和分分析によってこのような経路を検証している。

もう一つの経路は、所得の概念としてヒックス流の概念を用いることである。ヒックス流の所得概念では、「今期の所得は実質期末資産の期待価値を変化させることなしに消費できる最大の額に等しいもの」、と定義されている。したがって、ヒックス流の所得にはキャピタル・ゲインが含まれることになる。このヒックス流の所得を用いてケインズ型消費関数を推計したときに、これが共和分関係となるなら、そこには別の意味があることが Campbell(1987)によって示されている。つまり、消費とヒックス流の所得の共和分関係はケインズの短期的な消費関数を表しているのではなく、家計が恒常所得仮説にしたがって消費を決定している結果であると解釈できるのである。この恒常所得仮説の共和分的含意で重要なことは家計の予算制約の中でキャピタル・ゲインがどのような役割を果たしているかである。野村(1999)はバブル期に大きく変動した土地・株式のキャピタル・ゲインが家計の動学的最適化行動に影響をしていたかどうかをこの恒常所得仮説の共和分的含意を検証することによって考察している。

消費と所得が $I(1)$ であるとき、資産効果モデルにおいて資産が消費関数の説明変数であるためには、資産も $I(1)$ でなければならない。これは、貯蓄や貯蓄投資差額とキャピタル・ゲインに暗黙のうちにいくつかの仮定を置くことを意味している。つまり、貯蓄や貯蓄投資差額、キャピタル・ゲインがすべて $I(0)$ であるか、もし $I(1)$ であるなら貯蓄や貯蓄投資差額はキャピタル・ゲインと共和分関係にある必要があるのである。これは恒常所得仮説において効用関数に制約をおいた結果、恒常所得からの消費性向が 1 になることと対応していると考えられる。あるいは、貯蓄は消費の裏返しなので、消費とキャピタル・ゲインの関係として、目標資産仮説の誤差修正モデルを用いると、貯蓄や貯蓄投資差額とキャピタル・ゲインが共和分しているのは、家計が目標資産仮説にしたがって行動している結果であるとも考えられる。

したがって、本稿では(1)資産効果の検証、(2)恒常所得仮説の共和分的含意の検証、(3)目標資産仮説における誤差修正モデルの検証、の3つのアプローチによって家計消費とキャピタル・ゲインの長期的関係を考察する。

2. 消費行動の諸仮説と分析モデル

2.1 目標資産仮説

伝統的なケインズの消費関数では消費が当期の可処分所得によって決まるとされる。ケインズは、「総消費の量は主として総所得量に依存する」としている。さらに、「所得の絶対水準が高まると、通例、所得のより多くの割合が貯蓄される」と主張している。このような消費関数の分析モデルは、

$$(1) CNS_t = \alpha + \beta YD_t + \varepsilon_t$$

と表せる。ここで、 CNS は消費支出を、 YD は可処分所得を表している。ケインズの条件から、 $\alpha > 0$ 、 $0 < \beta < 1$ と想定されている。このケインズの消費関数モデルを実証的に研究する過程で、様々な論争が発生した。これが 1950 年代にアメリカを中心に行われた消費関数論争であり、実証研究によって明らかにされた短期やクロスセクションの消費関数と長期の消費関数との違いが主な論点であった。こうした論争の中から相対所得仮説やライフサイクル仮説、恒常所得仮説など様々な消費行動の諸仮説が生まれた。本稿の目的は家計の消費行動と資産価格変動との関係を分析することなので、消費行動の諸仮説の中でも資産やキャピタル・ゲインと消費との関係を分析する際に有用なモデルに絞って考察することとする。

(1)のような消費関数に資産の効果を導入したのは、ピグーの実質残高効果が始めである。ピグーはケインズの流動性のわなに対して、デフレによって資産の実質価値が増大することを指摘した。人々は将来の消費、あるいは彼らの子孫の消費のために貯蓄し資産を蓄積する。彼らの所有する資産の実質価値が増大するとき、このような貯蓄目的は十分達成されるため、人々は貯蓄する代わりに現在の消費を増加させると考えられる。これがピグー効果(実質残高効果)である。実証分析で重要な役割を果たしたのは Tobin(1951)の金融資産仮説である。消費者の所得が同じ場合、資産をより多く所有しているほうがより多く消費をしていると考えられる。特に、流動資産の大きさは消費に大きな影響を与えられとされる。したがって、金融資産仮説に基づく消費関数の分析モデルは、

$$(2) CNS_t = \alpha + \beta YD_t + \gamma NFIN_t + \varepsilon_t$$

と表せる。ここで、 $NFIN$ は正味金融資産であり、 $\gamma > 0$ を想定している。ピグー効果や金融資産仮説において、資産に何をを用いるべきかについては明確ではないようである。ピグー効果の本来の意味から考えると貨幣資産のほうが適切であるかもしれない。また、負債を差し引いた正味資産と総資産残高のいずれが適当であるかも明確ではない。

ケインズ型の消費関数も Tobin(1951)の金融資産仮説も現在の観点から考えると、流動性制約の効果を反映していると考えられる。恒常所得仮説などでは、個人はその借入をいずれは返済できる限りにおいて市場の利率で自由に貸し借りできることが前提となっている。しかし、実際の市場はこのような完全な市場ではなく、家計が流動性の制約に直面している可能性が高い。もし、ある期の家計所得がその恒常所得を下回っている状況で、その家計の借入が制約さ

れていれば、彼らの消費はその期の彼らの所得によって決まってくる。つまり、マクロな消費関数において全家計の何割かの家計が流動性制約に直面しているならば、ケインズ型の消費関数が妥当なモデルとなる。また、家計が流動資産を保有しているならば、借入に頼らず自らの資産を取り崩すことで消費を滑らかにできる。したがって流動性制約に直面している家計で流動資産を保有している場合にはその分消費を実現できる。したがって流動資産はマクロの消費を増加させる効果をもつと考えられる。

金融資産仮説のもう一つの解釈は、家計が目標資産を想定し貯蓄していると考えられることである。家計は将来の所得の流列を想定し、長期の消費・貯蓄計画を設定していると考えられる。そのとき同時に家計資産の蓄積経路も決定している。しかし、将来が遠くなるほど不確実性は増大し、有効な計画は困難になる。つまり、計画の基となる所得、物価、金利などの経済変数の将来経路は予見しがたいので、実際には家計は消費・貯蓄計画を設定する際に計画を比較的短い期間に限定すると考えられる。この計画期間後の将来は未定とされるが、家計はそれまでに達成されるべき資産目標をもつと想定される。この場合、家計の消費・貯蓄計画は2段階になる。まず、第1段階で目標資産 W^* を将来の所得系列、人口構成、予想インフレ率などにより決定する。そして第2段階で計画期間 T 年間で資産のギャップ ($=W^* - W_0$) を満たすように貯蓄を決めるのである。ここで W_0 は計画期間の期首の資産残高を表している。もっとも単純な貯蓄モデルであれば、貯蓄は T 年の計画期間に均等に分布されるので、

$$(3) \text{SVG}_t = \frac{1}{T} (W^* - W_0)$$

となる。これが佐藤(1995)の目標資産仮説である。佐藤(1995)では、この(3)をさらに一般化し、貯蓄率の決定式として目標資産仮説を定式化しているが、本稿では、キャピタル・ゲインを明示して現在資産と目標資産とのギャップの部分調整モデルとして、目標資産仮説を捉えることとする。つまり、貯蓄は目標資産と今期末に達成可能と予想される資産とのギャップの関数、

$$(4) \text{SVG}_t = \gamma \{W_t^* - (W_{t-1} + KGW_t^e)\}$$

と考える。ここで、 KGW_t^e は今期の予想キャピタル・ゲインである。さらに、

$$(5) W_t^* = \omega YD_t$$

$$(6) KGW_t^e = \alpha + \beta KGW_t$$

と仮定して導き出される消費関数は、

$$(7) \text{CNS}_t = \gamma\alpha + (1 - \omega\beta)YD_t + \gamma W_{t-1} + \gamma\beta KGW_t + \varepsilon_t$$

となる。ここで、資産を金融資産と考え、キャピタル・ゲインを無視すれば、(7)は金融資産仮説と同じ定式化となる。金融資産仮説は、ある目標資産に対して計画以上の資産の増加があるとき、貯蓄の一部を今期の消費に振り替えることに対応していると考えられる。

目標資産仮説をさらに一般化して、次のような誤差修正モデルとして表すこともできる。ここで、

資産の差分を以下のように表せるとする。

$$(8) \quad \begin{aligned} SVG_t + KGW_t &= (W_t - W_{t-1}) \\ &= \gamma(W_t^* - W_{t-1}) \end{aligned}$$

さらに、目標資産は、

$$(9) \quad W_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt}$$

という k 個の要因によって決められているとする。ここで、

$$(10) \quad \beta_i X_{it} = \beta_i \Delta X_{it} + \beta_i X_{it-1}$$

を考慮して、(9)を(8)に代入して整理すると、

$$(11) \quad \begin{aligned} SVG_t + KGW_t &= \gamma\beta_1 \Delta X_{1t} + \gamma\beta_2 \Delta X_{2t} + \cdots + \gamma\beta_k \Delta X_{kt} \\ &\quad - \gamma(W_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{1t-1} - \beta_2 X_{2t-1} - \cdots - \beta_k X_{kt-1}) \end{aligned}$$

となる。右辺の括弧の項は目標資産と今期の資産の差であり、長期均衡状態ではゼロになると考えられる。したがって、確かに(11)は誤差修正モデルとなっている。ただし、このような定式化は左辺が $I(0)$ となる場合に限られることに注意する必要がある。これは、(8)で資産が $I(1)$ であることと対応している。つまり、もし貯蓄とキャピタル・ゲインが $I(1)$ であれば、貯蓄とキャピタル・ゲインは共和分ベクトル(1,1)で共和分していなければならない。

2.2 消費者の動学的最適化行動

消費関数論争以後、有力になった消費者行動の諸仮説は基本的には次のような消費者の動学的な最適化行動のモデルに従っている。

$$(12) \quad \begin{aligned} \max \quad U_t &= \sum_{i=0}^{\infty} E_t \beta^i u(CNS_{t+i}) \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} E_t \frac{1}{(1+\rho)^i} u(CNS_{t+i}) \end{aligned}$$

$$(13) \quad \begin{aligned} \text{s.t.} \quad NW_t &= (1+r_t)NW_{t-1} + YL_t - CNS_t \\ \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{NW_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})} &= 0 \end{aligned}$$

ここで、 U は効用関数であり、 E_t は t 期に利用可能な情報に基づく期待値演算子である。また、 β は主観的割引率であり、時間選好率 ρ とは、

$$(14) \quad \beta = \frac{1}{1+\rho}$$

の関係がある。 CNS は消費、 NW は正味資産、 YL は労働所得を表している。 r は資産の収益率である。

制約条件(13)を逐次計算すれば、

$$(15) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{CNS_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})} = NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})}$$

が得られる。この消費者の動学的な最適化行動のオイラー方程式は、

$$(16) u'(CNS_t) = \beta E_t [(1+r_{t+1})u'(CNS_{t+1})]$$

であり、

$$(16') u'(CNS_t) = \beta^j E_t [\prod_{i=0}^{j-1} (1+r_{t+1+i})u'(CNS_{t+j})]$$

と変形できる。この式は CNS_t に対する CNS_{t+j} の相対的な水準が $\{r_{t+1}, r_{t+2}, \dots, r_{t+j}\}$ の関数とし

て表されることを示している。したがって、 $\{CNS_{t+j}\}_{j=1}^{\infty}$ と CNS_t の相対的關係が全て決まり、

(15)の左辺は CNS_t と $\{r_{t+1}, r_{t+2}, \dots, r_{t+j}\}$ の関数として表すことができる。したがって、(15)を CNS_t について解くことによって、今期の消費を以下のように現在から将来にかけての実質利率と生涯賃金の割引現在価値の関数として扱うことができる。

$$(17) CNS_t = f[\{r_{t+i}\}_{i=1}^{\infty}, NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})}]$$

これは、今期の消費が人的資産と非人的資産を合わせた総資産の関数であることを示しており、ライフサイクル仮説や恒常所得仮説のもっとも一般的な表現である。

2.3 ライフサイクル／恒常所得仮説

もっとも単純なライフサイクル仮説のモデルは、(12)(13)において、不確実性がなく、 $r = \rho = 0$ の場合である。ここで消費者があと T 年間生きるとする。このとき(16')は $u'(CNS_t) = u'(CNS_{t+j})$ となる。これは、消費が全ての期で一定、つまり $CNS_t = CNS_{t+1} = \dots = CNS_T$ を意味している。

(15)の關係式から、

$$(18) CNS_t = \frac{1}{T} (NW_{t-1} + \sum_{j=t}^T YL_j)$$

となる。ここで、

$$(19) \bar{YL} = \frac{1}{T} \sum_{j=t}^T YL_j = \alpha + \beta YL_t$$

とすると、(18)は、

$$(20) CNS_t = \alpha + \beta YL_t + \frac{1}{T} NW_{t-1}$$

と変形できる。したがって、(20)のような消費者行動モデルにおいて、正味資産の係数を平均余命の逆数と解釈する場合がある。

より一般的なライフサイクル仮説のモデルは 2.2 節の通りである。このような一般的なモデルは通常恒常所得仮説と区別されず、ライフサイクル／恒常所得仮説、あるいは単に恒常所得仮説と呼ばれることが多い。このような一般的なモデルがライフサイクル仮説と呼ばれるのは、人口構成の変化の消費への影響を強調する場合であり、恒常所得仮説と呼ばれるのは現在の所得を恒常所得と変動所得に分解して考察する場合である。このような一般的なモデルを具体的に解くために、(12)(13)において、 $r = \rho$ 、 $u'(CNS_t) = \ln(CNS_t)$ とする。すると(15)(16)は、

$$(21) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{CNS_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} = NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}$$

$$(22) u'(CNS_t) = \beta^j E_t [(1+r)^j u'(CNS_{t+j})]$$

となる。したがって、

$$(23) CNS_t = r [NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}]$$

のように今期の消費について解ける。ここで、(23)の右辺はしばしば恒常所得と呼ばれる。労働所得の系列についてさらに、

$$(24) E_t(YL_{t+j}) = (1+g)^j YL_t$$

を仮定する。ここで、 $1+g < 1+r$ とすると、

$$(25) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} = \frac{1}{1+r} (1 - \frac{1+g}{1+r})^{-1} YL_t$$

となるので、(23)は、

$$(26) CNS_t = \frac{r}{1+r} (1 - \frac{1+g}{1+r})^{-1} YL_t + rNW_{t-1}$$

となる。したがって一般的なモデルにおいても今期の消費は労働所得と正味資産の関数となるが、単純なライフサイクル仮説とはパラメータの意味づけが異なる。また、(26)の結果も効用関数や労働所得の将来の流列についての仮定に大きく依存していることに注意する必要がある。

2.4 消費のランダム・ウォーク仮説

2.3 節では、ライフサイクル／恒常所得仮説の Closed form を得ることに力点が置かれていた。一方、Hall(1978)は動学的最適化モデル(12)(13)と合理的期待仮説を結びつけて次のようなインプリケーションを得ている。ここで、 $r = \rho$ 、 $u'(CNS_t) = CNS_t + \frac{a}{2} CNS_t^2$ とすると、(16)はさらに整理されて、

$$(27) CNS_t = E_t(CNS_{t+1})$$

となる。これは、今期に期待される次期の消費が今期の消費に等しいということの意味しており、消費の変化は予測不可能であるということである。期待値の定義より、

$$(28) \quad CNS_t = E_{t-1}(CNS_t) + \varepsilon_t$$

である。ここで、 ε はホワイトノイズである。(27)の時点をもとに(28)に代入すると、

$$(29) \quad CNS_t = CNS_{t-1} + \varepsilon_t$$

となる。したがって、ライフサイクル／恒常所得仮説によれば消費はランダム・ウォークするというインプリケーションが得られる。

Flavin(1981)はこのときの誤差 ε について、さらに詳細な分析をしている。上記の仮定の下では現在の消費は、

$$(30) \quad CNS_t = YP_t = r[NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}]$$

となる。ここで、 YP は恒常所得を表している。このとき、

$$(31) \quad YP_{t+1} = r[(1+r)NW_{t-1} + YL_t - YP_t + \sum_{j=0}^{\infty} E_{t+1} \frac{YL_{t+j+1}}{(1+r)^{j+1}}]$$

である。 $r[\sum_{j=0}^{\infty} E_{t+1} \frac{YL_{t+j+1}}{(1+r)^{j+1}}]$ を足して引くと、

$$(32) \quad YP_{t+1} = r[(1+r)\{NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_{t+1} \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}\} - YP_t] + r[\sum_{j=0}^{\infty} \frac{(E_{t+1} - E_t)YL_{t+j+1}}{(1+r)^{j+1}}]$$

となる。したがって、(32)の右辺の第1項は t 期までの情報で説明できる部分を、第2項は t 期から $t+1$ 期にかけて増えた情報で説明できる部分をあらわしていることがわかる。ここで、労働所得 YL の系列が定常な ARMA モデルに従っているとすると、労働所得は $MA(\infty)$ 表現で次のように表される。

$$(33) \quad YL_t = \eta_t + \theta_1 \eta_{t-1} + \theta_2 \eta_{t-2} + \dots$$

ここで、 η はホワイトノイズ、 θ は係数である。この場合、

$$(34) \quad (E_{t+1} - E_t)YL_{t+j+1} = \theta_j \eta_{t+1}$$

である。(32)はしたがって次のように書き換えられる。

$$(35) \quad YP_{t+1} = r(1+r)\{NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}\} - rYP_t + r[\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\theta_j}{(1+r)^{j+1}}] \eta_{t+1}$$

$\frac{YP_t}{r} = NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}$ を考慮して変形すると、

$$(36) \quad YP_{t+1} = YP_t + r[\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\theta_j}{(1+r)^{j+1}}] \eta_{t+1}$$

となる。 $E_t(\eta_{t+1}) = 0$ より、 $E_t(YP_{t+1}) = YP_t$ となるので、

$$(37) \quad \begin{aligned} YP_{t+1} &= YP_t + u_{t+1} \\ CNS_{t+1} &= CNS_t + u_{t+1} \end{aligned}$$

となる。ここで、

$$(38) \quad u_{t+1} = r \left[\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\theta_j}{(1+r)^{j+1}} \right] \eta_{t+1} = r \left[\sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{j+1}} \right] (E_{t+1} - E_t) YL_{t+j+1}$$

である。つまり、 u_{t+1} は t 期においては予測できない $t+1$ 期の労働所得のイノベーション η_{t+1} の定数倍である。したがって、合理的期待モデルでは労働所得の予測できない変動(イノベーション)のみが恒常所得と消費を変動させると考えられる。

2.5 恒常所得仮説の共和分的含意

Campbell(1987)も Hall(1978)と同様、恒常所得仮説(以下では、ライフサイクル/恒常所得仮説を単に恒常所得仮説と呼ぶこととする)の別のインプリケーションを検討している。

モデルの説明を明確にするために、まず、ヒックス流の所得概念を説明することとする。ヒックス流の所得概念では、「今期の所得は今期の実質期末資産の期待価値を変化させることなしに消費できる最大の額に等しいもの」、と定義されている。したがって、ヒックス流の所得概念で財産所得を定義すると、ヒックス流の財産所得(YKH)は通常の財産所得(YK)と純キャピタル・ゲイン(KGNW)の和に等しくなる。ここで、純キャピタル・ゲインは、一般物価水準を 1 に基準化したときの資産の価格を P として、

$$(39) \quad KGNW_t = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) NW_{t-1}$$

のように定義されているとする。さらに、ヒックス流の財産所得と資産の収益率には以下の関係がある。

$$(40) \quad \begin{aligned} YKH_t &= YK_t + KGNW_t \\ &= r_t NW_{t-1} \end{aligned}$$

同様にヒックス流の可処分所得と貯蓄はそれぞれ、

$$(41) \quad YDH_t = YD_t + KGNW_t$$

$$(42) \quad SVGH_t = SVG_t + KGNW_t$$

となる。

Campbell(1987)は消費者の動学的最適化モデル(12)(13)で、 r を一定と仮定する。そのときのオイラー方程式は、

$$(43) \quad u'(CNS_t) = \beta E_t [(1+r)u'(CNS_{t+1})]$$

となる。さらに、 $u(CNS)$ が相対的危険回避度一定の効用関数であれば、現在の消費は、

$$(44) \quad CNS_t = \gamma \left[r \cdot NW_{t-1} + \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \right]$$

と解くことができる。したがって、 γ は恒常所得からの消費性向であるといえる。 γ は、資産の収益率と時間選好率、相対的危険回避度の関数である。消費に $1/\gamma$ を掛けて、ヒックス流の可処分所得から引くと、

$$\begin{aligned}
(45) \quad YDH_t - \left(\frac{1}{\gamma}\right)CNS_t &= YL_t - \left(\frac{r}{1+r}\right)\sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \\
&= -\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t \Delta YL_{t+i}
\end{aligned}$$

となるので、ヒックス流の可処分所得と消費、労働所得がI(1)であれば、ヒックス流の可処分所得と消費は共和分関係にあるといえる。これがCampbell(1987)の導き出した恒常所得仮説の共和分的含意である。Hall(1978)では消費がランダム・ウォークにしたがうことを示しているが、Campbell(1987)では、単にI(1)を仮定しているにすぎない。ランダム・ウォークは差分をとるとホワイトノイズしか残らないが、I(1)変数では差分をとると定常な系列が残るという条件しかない。このような違いは効用関数や資産の収益率、時間選好率について、Campbell(1987)はHall(1978)に比べて緩やかな仮定しかおいていないことから生じている。

(45)は、家計が恒常所得仮説にしたがって消費を行うならば、ヒックス流の可処分所得と消費の間に、共和分ベクトル(1, -1/γ)で共和分関係が成立することを意味している。これは、ヒックス流の可処分所得と恒常所得に共和分ベクトル(1, -1)で共和分関係が成立しているとも解釈できる。同様に、消費の係数を1に基準化すると、

$$(46) \quad CNS_t - \gamma YDH_t = \gamma \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

となり、恒常所得仮説で決まる消費とヒックス流の可処分所得に恒常所得からの消費性向をかけて求めた消費にも共和分ベクトル(1, -1)で共和分関係があることがわかる。

3. 分析手法

本稿と野村(1997,1999)との違いは二つある。一つは、資金循環勘定表を用いることにより、四半期の金融資産データを利用していることである。以前の論文では暦年データを使用していたため共和分分析を行うには標本数が少なく、検定結果の信頼性に疑いがあった。しかし、1965年からの四半期データを用いることによって、標本数は100を超え、暦年データとの結果と合わせて分析すればより信頼性の高い結果が得られることが期待できる。しかし、データの制約のため、暦年データと四半期データには標本期間だけでなく概念上も無視できない違いがあり、結果の解釈は慎重に行う必要がある。

以前の研究とのもう一つの違いは、共和分検定の数を今までのEGテストとJohテストの2つから、GHテストを追加した3つにしたことである¹。GHテストは変化時点が未知である構造変化を含

¹ EGテスト、Johテスト、GHテストの詳細は3.2を参照。

めた共和分検定であり、第 1 次石油危機やバブル経済期に家計の消費行動に構造変化があったか否かの検討が可能となる。また、構造変化の存在のために共和分関係が認められなかったものを見つけることも可能となる。

3.1 単位根検定

経済時系列には非定常なものが多いので、普通何回かの階差を施した系列を定常とみなして、ARIMA(p,d,q)モデルを用いて分析を行う。ARIMA(p,d,q)モデルとは、d回の階差変換をした系列についてARMAモデルを適用したものであり、

$$(47) \phi(L)\{(1-L)^d y_t - \mu\} = \theta(L)\varepsilon_t$$

と表される。これは、

$$(48) \phi(L)(1-L)^d y_t = \phi(L)\mu + \theta(L)\varepsilon_t$$

とも表され、AR部分の特性方程式が1という解をd個もつことを暗黙に仮定している。このとき、モデルはAR部分にd個の単位根をもつという。単位根をもつかどうかは経済学の観点から重要な意味をもつ。例えば、定数項がゼロのAR(1)モデル、

$$(49) y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

を考える。ここで、誤差項 ε はホワイトノイズとする。後ろ向きに代入を繰り返すと、

$$(50) y_t = \phi^t y_0 + \phi^{t-1} \varepsilon_1 + \phi^{t-2} \varepsilon_2 + \dots + \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

となる。もしも ϕ の絶対値が1よりも小さければ、AR(1)は定常であり、初期値 y_0 と ε_0 の影響は消えてしまう。しかし単位根がある場合には、 $\phi = 1$ であり、

$$(51) y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

となる。したがって初期値の影響がいつまでたっても消えない。このときの系列はランダム・ウォークと呼ばれる。ランダム・ウォークの特徴は、分散が時間とともに増大することであり、したがって確率トレンドと呼ばれる。また、(49)に定数項(μ)を加えると、単位根がある場合には、

$$(52) y_t = t\mu + y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

となる。 $t\mu$ は確定トレンドと呼ばれる。このときの系列はドリフト付きのランダム・ウォークと呼ばれ、ホワイトノイズの和が含まれることから、確定トレンドを含む和分過程とも呼ばれる。いずれの系列も1次の差分をとれば定常になるので、階差定常過程と呼ばれる。

階差定常過程と異なり、確定トレンドを含むAR(1)モデル、

$$(53) y_t = \alpha + \beta t + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

は ϕ の絶対値が1より小であれば、確定トレンド定常過程と呼ばれる。これは確定トレンドの影響を除去すれば定常になるという意味からくる。確定トレンド定常過程と、階差定常過程あるいは確

率トレンド過程の意味合いは経済分析では大きく異なっている。経済変数に関する予測を例にとると、確定トレンド定常過程では予測が可能である。一方、確率トレンド過程ではランダム・ウォークを含むので予測は不可能と理解される。

単位根検定は、AR(1)モデルにおいては、 $\phi = 1$ かどうかを検定することである。対立仮説は $\phi < 1$ である。対立仮説として通常、次の3種類のモデルを考える。

$$(54) (1 - \phi L) y_t = \varepsilon_t$$

$$(55) (1 - \phi L)(y_t - \gamma_0) = \varepsilon_t$$

$$(56) (1 - \phi L)(y_t - \gamma_0 - \gamma_1 t) = \varepsilon_t$$

(54)は定数項がゼロのときのAR(1)モデルを、(56)は確定トレンド定常過程を表している。帰無仮説のもとでは、(54)(55)はランダム・ウォークに、(56)はドリフトつきランダム・ウォークになる。(54)から(56)はパラメータを変えて次のように表せる。

$$(54') \Delta y_t = (\phi - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(55') \Delta y_t = \mu + (\phi - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(56') \Delta y_t = \mu + \beta t + (\phi - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dickey and Fuller(1979)は(54')(55')(56')を最小2乗法で推計し、 $\phi = 1$ を検定する方法を提案した。これは、DFテストと呼ばれている。DFテストとしていくつかの検定方法が提案されているが、よく用いられているのはt値タイプの検定である。(54')のt統計量は、通常 τ と表され、

$$(57) \tau \xrightarrow{D} \int_0^1 B_\varepsilon(r) dB_\varepsilon(r) / \left\{ \int_0^1 B_\varepsilon(r)^2 dr \right\}^{1/2}$$

となり、通常のt分布には従わない。ここで、 $B(r)$ は標準ブラウン運動である。標準ブラウン運動は r を0と1に挟まれた実数とすると、以下の4条件を満たす確率変数である。

$$(i) B(0) = 0$$

$$(ii) \text{全ての } r \text{ について、} E(B(r)) = 0$$

$$(iii) \text{全ての } r \text{ について、} B(r) \text{ は } N(0, r)$$

$$(iv) r > r' \text{ ならば、} B(r) - B(r') \text{ は } B(r-r') \text{ と独立に分布する}$$

また、(55')(56')もそれぞれ通常とは異なる分布に従う。それぞれの臨界値はいくつかの論文にあるが、MacKinnon(1991)の表が便利である。

3.1.1 ADFテストとPPテスト

DFテストでは、AR(1)モデルで誤差項がホワイトノイズであると仮定したが、誤差項に高次の自己相関がある場合、単位根検定は修正されなければならない。修正の一つ目の方法は、ARモデルを定常な $\phi(L)$ を含んだモデルに拡張することである。これは、拡張された(Augmented)DFテスト(ADFテスト)と呼ばれている。ADFテストも以下の3種類のモデルを考える

$$(58) \phi(L)(1 - \rho L) y_t = \varepsilon_t$$

$$(59) \phi(L)(1 - \rho L)(y_t - \gamma_0) = \varepsilon_t$$

$$(60) \phi(L)(1 - \rho L)(y_t - \gamma_0 - \gamma_1 t) = \varepsilon_t$$

これらを変形すると、

$$(58') \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(59') \Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(60') \Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

となる。ラグの次数 p は誤差項が自己相関をもたないように決められるARの次数によって決まる。具体的には、ある最大のラグの次数(例えば年次データで4、四半期データで12など)を決めて、そのラグの項の係数 α_p が有意であるかどうかを t 検定により調べ、有意となる最高次のラグを選択する方法がよく用いられる。このときの t 統計量は帰無仮説のもとで漸近的に標準正規分布に従う。ラグの次数を決める際によく用いられるもう一つの方法は、AIC(赤池情報量基準)やSBIC(シュワルツ・ベイズ情報量基準)である。ラグは各情報量基準が最小になる次数で決定される。 $\delta = \phi(1)(\rho - 1)$ 、 $\phi(1) = 1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p$ となるので、単位根検定は帰無仮説「 $\delta = 0$ 」を対立仮説「 $\delta < 0$ 」に対して検定することである。ADFテストでは、(58')(59')(60')を最小2乗法により推計し、 δ の有意性を t 統計量により検定する方法がよく用いられる。そのときの t 統計量の臨界値は、ラグの次数に影響されず、DFテストと同じ分布に従う。

誤差項の自己相関の影響を修正するもう一つの方法は、Phillips and Perron(1988)が提案したPPテストである。PPテストはDFテストの統計量をノン・パラメトリックな方法で修正したものである。具体的に、PPテストの t 統計量 Z_t は、

$$(61) Z_t = (\hat{\gamma}_0 / \hat{\lambda}^2)^{1/2} (\hat{\phi} - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\phi}} - (1/2)(\hat{\lambda}^2 - \hat{\gamma}_0)(1/\hat{\lambda})(T\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}/S)$$

として計算される。ここで、

$$(62) \hat{\gamma}_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}$$

$$(63) \hat{\lambda}^2 = \hat{\gamma}_0 + 2 \sum_{j=1}^q [1 - j/(q+1)] \hat{\gamma}_j$$

$$(64) S^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$$

である。ただし、 $\hat{\varepsilon}_t$ は最小2乗推定量の残差を、 k は説明変数の数を、 $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$ は $(\phi - 1)$ の標準誤差を表している。ラグ q はNewey and West(1994)で提案されたものがよく用いられる。PPテストの t 統計量もDFテストと同じ分布である。

3.1.2 KPSS テスト

Kwiatkowski et al.(1992)の提案している単位根検定はKPSSテストと呼ばれる。ADFテスト

や PP テストが帰無仮説を「単位根がある」としているのに対して、KPSS テストは帰無仮説を「定常な時系列である」としているところに特徴がある。具体的には、モデル

$$(65) y_t = \beta t + \xi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$(66) \xi_t = \xi_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2), \quad \xi_0 \text{ は定数}$$

において y が確定トレンド定常過程であるかどうか、つまり $\sigma_u^2 = 0$ が成り立つかどうかを検定する。

ここで、 $\beta = 0$ の時は y がレベル定常過程であるかどうかの検定となる。

$\sigma_u^2 = 0$ を検定するには LM 統計量を用いる。LM 統計量は以下ようになる。

$$(67) LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$$

ここで、帰無仮説がレベル定常過程の場合は残差 e として、

$$(68) e_t = y_t - \bar{y}$$

を用い、帰無仮説が確定トレンド定常過程の場合は残差 e として y を定数項とトレンドに回帰した OLS 残差、

$$(69) e_t = y_t - \hat{y} = y_t - c - bt$$

を用いる(ここで c, b は最小 2 乗推定量である)。残差の部分積和は、

$$(70) S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

となり、 $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2$ である。ここで ε の仮定を弱めて、時間軸に依存した誤差項を考えると、その分散の一致推定量は、

$$(71) s^2(q) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^q w(j, q) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$$

となる。ここで、 $w(j, q)$ は選択的加重関数を表しており、Newey and West(1987)にある Bartlett Window、 $w(j, q) = 1 - j/(q+1)$ を用いる。ラグ q は Newey and West(1994)で提案されたラグを用いる。

帰無仮説がレベル定常過程の LM 統計量は、

$$(72) \hat{\eta}_\mu = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(q) \rightarrow \int_0^1 V(r)^2 dr$$

となる。ここで $V(r)$ は標準ブラウン・ブリッジであり、 $V(r) = B(r) - rB(1)$ である。

帰無仮説が確定トレンド定常過程の LM 統計量は、

$$(73) \hat{\eta}_\tau = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(q) \rightarrow \int_0^1 V_2(r)^2 dr$$

となる。ここで、 $V_2(r)$ はセカンド・レベル・ブラウン・ブリッジであり、

$$V_2(r) = B(r) + (2r - 3r^2)B(1) + (-6r + 6r^2) \int_0^1 B(s) ds$$

である。 $\hat{\eta}_\mu$ と $\hat{\eta}_\tau$ の臨界値はそれぞれ Kwiatkowski et al.(1992)の表1にある。

3.2 共和分検定

3.2.1 EG テストと 2 段階推定

共和分関係があるか否かを検定する方法の一つは、Engle and Granger(1987)の提案した EG テストである。EG テストは共和分関係を確認するために、その残差の系列に単位根検定を応用する。ただし、回帰残差を求めるために未知係数が最小 2 乗法で推定されているので、検定統計量の臨界値は単位根検定の場合とは異なる。さらに、共和分関係が次のいずれであるかによっても臨界値は異なる。

$$(74) y_t = \mu + \alpha'x_t + \varepsilon_t$$

$$(75) y_t = \mu + \beta t + \alpha'x_t + \varepsilon_t$$

つまり、共和分関係が定数項のみを含むモデルか、トレンドも含むモデルかによって臨界値が異なるのである。 x は $m \times 1$ のベクトルであるが、 m の値によっても臨界値が異なることにも注意する必要がある。残差の単位根検定は通常、定数項もトレンドもないモデルの ADF テスト、

$$(76) \Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + v_t$$

として行われる。この検定統計量の臨界値もいくつかの論文にあるが、MacKinnon(1991)が便利である。

Engle and Granger(1987)は、系列間に共和分関係が存在すれば誤差修正メカニズムが働いており、短期モデルは例えば、

$$(77) \Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta x_t + \lambda(y_{t-1} - \mu - \alpha'x_{t-1}) + v_t$$

と表すことができることを示した。これは Granger の Representation theorem として知られており、このモデルは誤差修正モデルと呼ばれる。誤差修正モデルでは、 $(y_{t-1} - \mu - \alpha'x_{t-1})$ を長期均衡式と呼ぶ。長期均衡式が 0 でなければ、 Δy_t により調整し、長期均衡式の誤差が 0 に近づくように修正するのである。長期均衡式は誤差修正項とも呼ばれる。したがって、誤差修正項にかかる係数 λ は長期均衡からの乖離が小さくなるような符号をもたなければならない。このように λ は外れを小さくするという働きをもつので調整係数と呼ばれる。誤差修正モデルを推計するには、第 1 段階として、共和分関係式を推計し、それが共和分関係であることを検定しなければならない。第 1 段階で共和分関係が認められれば、第 2 段階でその共和分残差を誤差修正項として代入し、誤差修正モデルを最小 2 乗法により推計する。この誤差修正モデルでは、 y, x は $I(1)$ なので、差分の項は $I(0)$ であり、共和分残差も超一貫性により定常になるので、このような推計が可能となる。このような誤差修正モデルの推計方法は Engle and Granger の 2 段階推定法と呼ばれる。

3.2.2 誤差修正モデルと Johansen テスト

より一般的な誤差修正モデルは次のような VAR モデルから導き出される。m 個の I(1)変数からなるベクトル z について、その VAR モデルは、

$$(78) z_t = \mu + \sum_{i=1}^k A_i z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

である。ここで、 μ は定数ベクトル、 A_i は $m \times m$ の母数行列、 D は平均 0 に調整した季節ダミーやトレンド項、 ε は独立で平均 0、共分散 Σ の正規確率変数ベクトルである。この VAR モデルはラグ変数を階差に書きかえるように変形して、

$$(79) \Delta z_t = \mu + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

ここで、

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j$$

と表すことができる。ここで、1 つの式に含まれる変数はすべて同じ和分次数をもたねばならず、この条件が満たされていれば、その式は和分次数についてバランスがとれているといわれる。上式では左変数と差分の項は I(0)、誤差項も I(0)なので、 Πz_{t-1} が I(0)にならないとバランスがとれない。したがって、 Π が 0 であるか、 z が共和分しているかのいずれかでなくてはならない。 z が共和分関係にないなら、 Π が 0 になり、差分の VAR モデルになる。しかし、 r 個 ($r < m$) の共和分関係が存在し、 Πz_{t-1} が I(0)になるなら、 Π のランクは m より小の r となり、かつ $\alpha \beta'$ のように分解できる。ここで、 α と β はともに $m \times r$ で、 α を調整係数行列、 β を共和分係数行列と呼ぶ。このように共和分関係 $\beta' z_{t-1}$ が含まれるとき、VAR モデルは誤差修正モデルとなる。

Johansen(1991)とJohansen(1995)、Johansen and Juselius(1990)は Π のランク r の大きさから共和分関係が何個あるかを検定する方法を提案した。これを Johansen (Joh) テストと呼ぶこととする。Joh テストは具体的には次のような方法である。第 1 段階として、

$$(80) \Delta z_t = \pi + \sum_{i=1}^{k-1} B_i \Delta z_{t-i} + u_t$$

$$(81) z_{t-1} = \theta + \sum_{i=1}^{k-1} C_i \Delta z_{t-i} + v_t$$

を最小 2 乗法で推計し、その残差から、

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma}_{vv} &= T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t \hat{v}_t', & \hat{\Sigma}_{uu} &= T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \\ \hat{\Sigma}_{uv} &= T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{v}_t', & \hat{\Sigma}_{vu} &= \hat{\Sigma}_{uv}' \end{aligned}$$

を計算する。さらに、行列、 $\hat{\Sigma}_{vv}^{-1} \hat{\Sigma}_{vu} \hat{\Sigma}_{uu}^{-1} \hat{\Sigma}_{uv}$ の固有値を計算し、大きい順に $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_m$ と

並べる。

最大固有値検定は、「共和分階数 $r=0$ 」という帰無仮説から出発する。対立仮説は「 $r=1$ 」である。

検定には最大固有値だけを利用し、検定統計量は、 $-T\{\ln(1-\hat{\lambda}_1)\}$ である。最大固有値が 0 であれば階数は 0 であることから、帰無仮説が正しければ最大固有値は 0 に近いはずである。そのとき、検定統計量も 0 に近い値をとる。しかし、対立仮説が正しければ、最大固有値は 0 から離れ、帰無仮説は棄却される。帰無仮説が棄却されなければ検定はそこで終わり、 Π は 0 行列と判断される。もし帰無仮説が棄却されれば検定は次のステップに移り、2 番目に大きな固有値を用いて帰無仮説「 $r=1$ 」を対立仮説「 $r=2$ 」に対して検定する。帰無仮説が棄却されなければ階数は 1 と判断される。もし帰無仮説が棄却されれば、同様の手続きを繰り返す。

トレース検定も「共和分階数 $r=0$ 」という帰無仮説から出発する。帰無仮説が正しければ理論的には固有値 λ は全て 0 であり、検定統計量 $-T\{\sum_{i=r+1}^m \ln(1-\hat{\lambda}_i)\}$ も 0 に近い値をとると考えられる。

しかし、対立仮説「 $r>0$ 」が正しければ、検定統計量は 0 から離れると考えられる。帰無仮説が棄却されなければ、 Π は 0 行列と判断される。もし帰無仮説が棄却されれば検定は次のステップに移る。次のステップでは、帰無仮説が「 $r \leq 1$ 」であり、対立仮説は「 $r>1$ 」である。帰無仮説が正しければ、 $r=1$ とした検定統計量は 0 に近い値をとると考えられる。帰無仮説が棄却されなければ階数は 1 と判断される。もし帰無仮説が棄却されれば、同様の手続きを繰り返す。

Joh テストは定数項とトレンドの仮定によって、次の 5 つのモデルが考えられる。

モデル 1: VAR は確定トレンドをもたず、共和分方程式(CE)は定数項をもたない。

$$(82) \Delta z_t = \alpha \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

モデル 2: VAR は確定トレンドをもたず、CE は定数項をもつ。

$$(83) \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0) (z'_{t-1}, 1)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

モデル 3: VAR は確定トレンドをもち、CE は定数項をもつ。

$$(84) \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0) (z'_{t-1}, 1)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

モデル 4: VAR は確定トレンドをもち、CE は定数項と確定トレンドをもつ。

$$(85) \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0, \beta_1) (z'_{t-1}, 1, t)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

モデル 5: VAR は 2 次の確定トレンドをもち、CE は定数項と確定トレンドをもつ。

$$(86) \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0, \beta_1) (z'_{t-1}, 1, t)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

どのモデルを想定するかによって、検定の方法や臨界値は異なることに注意する必要がある。各モデルの臨界値は、Osterwald-Lenum(1992)にある。

3.2.3 GH テスト

構造変化を含んだ共和分検定として、Gregory and Hansen(1996)が提案しているのが GH テストである。通常の共和分検定では、共和分関係は長期的関係であり係数は安定していると考えられているが、GH テストは共和分関係の係数に構造変化が一度だけあり、その時期が未知な場合の共和分検定である。

GH テストで想定する共和分モデルは次の 4 つである。

モデル 1: 通常の共和分関係

$$(87) y_{1t} = \mu + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

モデル 2: 定数項のみ変化する共和分関係 (C モデル)

$$(88) y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_{1\tau} + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

モデル 3: 定数項のみ変化する共和分関係 (トレンド項を含む) (C/T モデル)

$$(89) y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_{1\tau} + \beta t + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

モデル 4: 定数項と傾きの両方が変化する共和分関係 (C/S モデル)

$$(90) y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_{1\tau} + \alpha' y_{2t} + \alpha' y_{2t} DU_{1\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

ここで、 y_{2t} は $m \times 1$ のベクトルであり、上記モデルが $m+1$ 変数の共和分関係であることを示している。 $DU_{1\tau}$ は、

$$\begin{aligned} DU_{1\tau} &= 0 && t \leq [T\tau] \text{の時} \\ &= 1 && t > [T\tau] \text{の時} \end{aligned}$$

を表すダミー変数である。ここで、 τ は $\tau \in (0, 1)$ に、 t は $n \in ([0.15T], [0.85T])$ に属しているとす。 $[]$ は整数部分を表している。

GH テストの具体的な方法は以下の通りである。モデル 2 から 4 で n の範囲で τ を決め、各 τ についてモデルを推計する。その結果から、

$$(91) Z_\alpha(\tau) = T(\hat{\rho}_\tau^* - 1)$$

$$(92) Z_t(\tau) = (\hat{\rho}_\tau^* - 1) / \hat{s}_\tau$$

を計算する。ここで、

$$\begin{aligned} \hat{\rho}_\tau^* &= \sum_{t=1}^{T-1} (\hat{e}_{1t} \hat{e}_{1t+\tau} - \hat{\lambda}_\tau) / \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{1t}^2, & \hat{\lambda}_\tau &= \sum_{j=1}^M w\left(\frac{j}{M}\right) \hat{\gamma}_\tau(j) \\ \hat{\gamma}_\tau(j) &= \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{v}_{t-j\tau} \hat{v}_{t\tau}, & \hat{v}_{t\tau} &= \hat{e}_{1t} - \hat{\rho}_\tau \hat{e}_{1t-\tau}, & \hat{\rho}_\tau &= \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{1t} \hat{e}_{1t+\tau} / \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{1t}^2 \end{aligned}$$

$$\hat{s}_{t\tau}^2 = \hat{\sigma}_\tau^2 / \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{t\tau}^2, \quad \hat{\sigma}_\tau^2 = \hat{\gamma}_\tau(0) + 2\hat{\lambda}_\tau$$

である。また、

$$(93) \Delta \hat{e}_{t\tau} = \rho \hat{e}_{t-1\tau} + \rho_1 \Delta \hat{e}_{t-1\tau} + \rho_2 \Delta \hat{e}_{t-2\tau} + \dots + \rho_p \Delta \hat{e}_{t-p\tau}$$

を最小 2 乗法で推定したときの ρ の t 値、 $ADF(\tau)$ を計算する。

次に上記のように求めた各統計量 $Z_\alpha(\tau)$ 、 $Z_t(\tau)$ 、 $ADF(\tau)$ の最小値、

$$(94) Z_\alpha^*(\tau) = \inf_{\tau \in n} Z_\alpha(\tau)$$

$$(95) Z_t^*(\tau) = \inf_{\tau \in n} Z_t(\tau)$$

$$(96) ADF^*(\tau) = \inf_{\tau \in n} ADF(\tau)$$

を求め、それらと各モデルの臨界値を比べて共和分関係が成り立つかどうかを検定する。臨界値は Gregory and Hansen(1996)の表 1 にある。構造変化時点は各統計量が最小になる τ の値により決められる。

モデル 1 で共和分関係が認められず、モデル 2 から 4 で認められる場合は、構造変化を含む共和分関係があると判断される。ただし、モデル 2 から 4 で複数のモデルの共和分関係が認められる場合には、いずれのモデルであるかを判断することはできない。また、モデル 1 でもモデル 2 から 4 でも共和分関係が認められる場合にも構造変化を含むか否かの判断はできない。この場合、Hansen(1992)の構造変化テストが有効であると考えられる。

4. 消費行動の諸仮説の検証

4.1 分析データ

本稿の分析で使用するデータは、主に『国民経済計算』(SNA)と『資金循環表勘定』(FOF)に基づくものであり、暦年データ(標本期間:1956-97年)と四半期データ(標本期間:1965:1-97:4)の両方を用いて検証する²。各データは一世帯当たり実質値であり、単位は万円である。四半期データは全て DECOMP により季節変動を調整している。DECOMP は北川(1986)で提案された季節変動調整の方法であり、佐藤整尚氏のホームページ³上のプログラムにより実行した。オプションは、対数変換:無、季節周期:四半期、トレンド次数:1、AR 次数:0、曜日効果:無、欠損値・異常値:なし、である。表中の変数名のリストは巻末付録 1 にある。

² SNA の四半期データの標本期間は 1955:2-97:4 である。

³ http://www.ism.ac.jp/~sato/index_J.html/

4.1.1 発生主義と実現主義

SNA、FOFとも、資産額は時価評価である。このことは、家計がキャピタル・ゲインを発生主義に基づいて認識することと対応していると考えられる。SNAの資産蓄積式は、一般的に以下のよう表せる。

$$(97) \quad \begin{aligned} W_t &= W_{t-1} + FLBW_t - FLSW_t + ADW_t \\ &= W_{t-1} + FLW_t + ADW_t \end{aligned}$$

ここで、 W は資産(時価)を、 $FLBW$ は資産の購入額を、 $FLSW$ は資産の売却額を、 ADW は資産の調整勘定を表している。つまり、期末の資産(時価)は期首の資産(時価)に今期の資産の純購入額(FLW)と今期のキャピタル・ゲインを加えた額に等しい。このことは、家計が毎期末に資産を時価で評価し、資産の評価損益を計算していることに対応している。この場合、資産の売却は他の資産(現金)との交換の意味しかない。

一方、家計がキャピタル・ゲインを実現主義に基づいて認識しているとする、今期のキャピタル・ゲインと資産蓄積式は以下のようになる。

$$(98) \quad RADW_t = FLSW_t - FLSWB_t$$

$$(99) \quad WB_t = WB_{t-1} + FLBW_t - FLSWB_t$$

ここで、 $RADW$ は実現されたキャピタル・ゲインを、 $FLSWB$ は今期に売却した資産の取得価格額を、 WB は今期末の資産の取得価格額を表している。 $FLW = FLBW - FLSW$ を考慮すると、

$$(100) \quad WB_t = WB_{t-1} + FLW_t + RADW_t$$

と表せる。したがって、実現主義に基づくキャピタル・ゲインと発生主義に基づくキャピタル・ゲインの違いは、資産を時価評価ベースで認識しているか、取得価格ベースで認識しているか、の違いである。また、キャピタル・ゲインを発生主義で認識している場合は、資産の売却益(損)を所得支出勘定に計上する必要がある。

発生主義と実現主義の最大の違いは、保有資産からのキャピタル・ゲインの扱いである。発生主義の場合、資産価格が変動すれば必ずキャピタル・ゲインが発生する。一方、実現主義の場合、資産価格が変動したとしても実際に資産を売却しない限りはキャピタル・ゲインは発生しない。家計が保有している土地・家屋の場合、保有している主な目的は住居として利用することであり、短期的な利潤を考えて買い換えなどをするとは考えにくい。したがって家計のキャピタル・ゲインの多くは保有資産に関するものであり、家計が発生主義に基づいているのか、実現主義に基づいているのか、によってバブル期のキャピタル・ゲインの大きさに大きな違いが生じると考えられる。

家計が消費を考える場合、考慮するのは実質可処分所得である。同様に、資産やキャピタル・ゲインについても一般物価の変動を考慮する必要があると考えられる。本稿では、資産変数につ

いては期末の物価指数によりデフレートしているのので、一般物価水準の変動を考慮した実質的なキャピタル・ゲイン(純キャピタル・ゲイン)は、発生主義の場合、以下のような実質値の差によって計算される。

$$(101) KGW_t = \frac{W_t}{P_{END_t}} - \frac{W_{t-1}}{P_{END_{t-1}}} - \frac{FLW_t}{P_t}$$

ここで、KGW は純キャピタル・ゲインを、PEND は期末の一般物価を、P は期中平均の一般物価を表している。したがって、純キャピタル・ゲインは、

(a) 資産価格の変動による部分

(b) 一般物価の変動による部分

の2つにより構成されていることが分かる。ここで、KGWはADWを単純に期中平均の一般物価でデフレートしたものとは異なることに注意する。

一般に自分の保有している資産の時価を、特に実物資産の時価を、正確に知っている人は少ないと考えられるので、家計の持つ資産価値としては実現主義に基づいたものが適当であるように思われる。しかし、一般物価の変動については、タイムラグはあるにしても通常認識していると考えられるので、純キャピタル・ゲインのうち、一般物価の変動による部分だけは考慮している可能性がある。とくに、資産価格変動のない現金・預金などについては、このような純キャピタル・ロスの存在は重要である。このように一般物価の変動によるキャピタル・ゲインを每期認識する家計の実現主義に基づく純キャピタル・ゲインは、

$$(102) RKGW_t = \frac{WB_t}{P_{END_t}} - \frac{WB_{t-1}}{P_{END_{t-1}}} - \frac{FLW_t}{P_t}$$

と考えることができる。ここで、RKGW は実現された純キャピタル・ゲインを表している。本稿ではデータの制約のため、資産価格の変動によるキャピタル・ゲインを生じない貨幣資産以外はこの実現された純キャピタル・ゲインを利用することはできない。したがって、次のように取得価格評価に近い資産(WC)を計算する。ただし、初期値はSNAのデータを用いた。

$$(103) WC_t = WC_{t-1} + FLW_t$$

(100)と比較すると分かるように、この資産と実現主義に基づく資産との違いは、(i) 初期値が時価であるか取得価格であるか、(ii) 実現されたキャピタル・ゲインを加えているかどうか、である。初期値は第1次石油危機時のインフレーションの影響もあり、あまり問題にならない。しかしインフレーションを考慮すると、実現されたキャピタル・ゲインの分だけWCの方が過小に推計されていると考えられる。逆に一般物価水準の変動を考慮した純キャピタル・ゲインの推計では、同じくインフレーションを考慮すると、一般物価水準の変動による純キャピタル・ロスの大きさは過小に推計されていると考えられる。

4.1.2 純キャピタル・ゲインの推計

本稿の分析に使われるデータは一世帯当たり実質額(単位:万円)であり、次のように計算される。

$$(104) \text{ 変数} = \text{変数 } N / (\text{CPI} * \text{HHJ}) * 100000$$

ここで、変数 N は変数の名目値(単位:10 億円)を意味し、CPI は 1990 年=1 とする消費者物価指数(総合指数(除く帰属家賃))を、HHJ は核家族換算の世帯数⁴を表している。ただし、所得などのフロー変数は期中平均の CPI を、資産などのストック変数は期末値の CPI を用いる。

純キャピタル・ゲインは、発生主義か実現主義かによって 2 通りの計算方法がある。まず、発生主義に基づく純キャピタル・ゲイン(KGWR)は、物価として消費者物価指数を用いて、

$$(105) \text{ KGWR}_t = \frac{W_t}{\text{CPIEND}_t} - \frac{W_{t-1}}{\text{CPIEND}_{t-1}} - \frac{FLW_t}{\text{CPI}_t}$$

と計算できる。さらに、1 世帯当たりの純キャピタル・ゲインは、

$$(106) \text{ KGW} = \text{KGWR} / \text{HHJ} * 100000$$

である。実現主義に近い概念の純キャピタル・ゲイン(KGWCR)は、資産を取得価格評価に近い概念の資産に置き換えて、

$$(107) \text{ KGWCR}_t = \frac{WC_t}{\text{CPIEND}_t} - \frac{WC_{t-1}}{\text{CPIEND}_{t-1}} - \frac{FLW_t}{\text{CPI}_t}$$

と計算できる。

本稿では正味資産、正味金融資産、正味貨幣資産の 3 通りの資産を考えるので、発生主義と実現主義の違いを考慮すると、全部で以下の 6 通りの純キャピタル・ゲインを計算することになる。

⁴ 世帯数の正確な統計は、『国勢調査』(総務庁)であるが、年次で利用可能なものは、『住民基本台帳人口要覧』(自治省)である。本稿の基本的なモデルでは、永遠に生存する代表的家計を仮定するので、行動主体の概念としては核家族世帯が近いと考えられる。

世帯を構造別に分けると、(1)構成要員が一人である単身者世帯、(2)親と未成年者のみで構成される核家族世帯、(3)3 世代が同居する 3 世代世帯、(4)その他世帯、とまとめることができる。これらの構成比も正確な統計は『国勢調査』であるが、年次で利用可能なものは、『国民生活基礎調査』(厚生省)である。(3)(4)を一つにまとめて、3 世代その他世帯と呼ぶこととする。また、それぞれの構成比を、単身者世帯は SETAI1、核家族世帯は SETAI2、3 世代・その他世帯は SETAI3、と表すとすると、核家族世帯換算の世帯数(HHJ)は、

$$\text{HHJ} = (0.5 * \text{SETAI1} + \text{SETAI2} + 1.5 * \text{SETAI3}) * \text{世帯数}$$

として計算した。ここで、世帯構成比の加重については恣意的なものであり、さらなる検討が必要であると考えられる。

(i) W = 正味資産(発生)、 (NW)	FLW = 貯蓄 + DISC (SVG)
(ii) W = 正味資産(実現)、 (NWC)	FLW = 貯蓄 + DISC (SVG)
(iii) W = 正味金融資産(発生)、 (NFIN)	FLW = 貯蓄投資差額 + DISC (SIB)
(iv) W = 正味金融資産(実現)、 (NFINC)	FLW = 貯蓄投資差額 + DISC (SIB)
(v) W = 正味貨幣資産(発生)、 (NMON)	FLW = SIB + DISC - 有価証券資産の純増 (FLSEC)
(vi) W = 正味貨幣資産(実現)、 (NMONC)	FLW = SIB + DISC - 有価証券資産の純増 (FLSEC)

各資産の取得価格評価に近い概念の資産は(103)式を用いて逐次的に計算されたものである。(v)と(vi)は概念的には同じものであるが、キャピタル・ゲインとして調整勘定を用いているため、実際のデータでは若干異なる。つまり調整勘定には部門変更等の調整が含まれているため、正味貨幣資産の調整勘定はゼロにはならない。したがって、正味貨幣資産についても取得価格評価に近い概念の資産を用いることとする。

4.2 単位根検定

単位根検定は ADF テスト、PP テスト、KPSS テストにより行った。単位根検定のタイプの選択は、変数をプロットしてみてトレンドがあるか否かを目でみて判断した。差分をとるとトレンドを持つ変数は定数項をもつ変数に、定数項を持つ変数は定数項無しの変数へと変化するので、差分をとるたび毎にタイプは TREND→CONST→NOCONST と変化すると考えられる。単位根検定は全てのテストで 5%の有意水準で判断して「変数は単位根をもつ」という仮説を棄却するかどうかで判断した。一つのテストでも単位根をもつと判断された場合は、全てのテストで定常であるという結果がでるまで、変数の差分をとった。変数の前の Δ はその変数の 1 回差分をとった系列を示している。表 1 と表 2 において、2 列目は検定の結果を表しており、「?」はいずれかのテストで結果より前の段階で単位根の存在が棄却されていることを示している。表中の括弧内の数字はラグの次数を表し、ADF テストでは SBIC(Schwarz Bayes Information Criterion)を最小にするラグを、PP テストと KPSS テストでは Newey and West(1994)の提案するラグを採用した。各検定統計量の臨界値は、ADF テストと PP テストが MacKinnon(1991)を、KPSS テストが Kwiatkowski et al.(1992)を用いている。

表 1 より暦年データでは消費と貯蓄は I(1)変数であると判断できる。しかし、可処分所得は PP テストでは I(1)となるが、残り 2 つのテストでは I(2)である。消費行動の諸仮説における分析モデルの変数は基本的に I(1)変数である必要があるため、可処分所得はこのような前提を満たさない可能性が高い。可処分所得は消費関数において不可欠な変数であり、このような結果は分析モデルの定式化に対して問題を提起していると考えられる。しかし、本稿ではこのような I(2)変数も I

(1) 変数であると想定して分析を進める。この想定は、単位根検定の検出力は弱く、定常な系列であってもしばしば単位根があるという結果を導くことを考えると、それほど強い想定ではないと考えられる。

純キャピタル・ゲインは、正味資産、正味金融資産、正味貨幣資産のそれぞれについて、発生主義でも実現主義に近い概念でも $I(0)$ であると判断できる。また、資産は正味資産(発生主義)と正味金融資産(発生主義)を除くと $I(2)$ である可能性が高い。特に実現主義に近い概念の資産はいずれも $I(2)$ である可能性が高い。実現主義に近い概念の資産は、例えば正味資産の場合、貯蓄と正味資産からの純キャピタル・ゲインの蓄積である。単位根の定義から、 $I(1)$ 変数の蓄積は $I(2)$ 変数になるので、もし貯蓄が $I(1)$ であり、純キャピタル・ゲインが $I(0)$ であれば、正味資産(実現主義近似)は $I(2)$ となる。したがって、むしろ興味深いのは $I(1)$ 変数と判断された正味資産(発生主義)と正味金融資産(発生主義)についてである。正味資産(発生主義)の場合、正味資産(発生主義)は同様に貯蓄と正味資産(発生主義)からの純キャピタル・ゲインの和の蓄積である。この場合もやはり、純キャピタル・ゲインは $I(0)$ 、貯蓄は $I(1)$ であると考えられるので、正味資産(発生主義)は $I(2)$ とならなくてはならない。このように資産蓄積過程と単位根検定の結果が矛盾するのは、単位根検定で用いた変数は一世帯当たり実質値であり、名目値で保たれていた資産蓄積過程の関係式が成立していないことに原因があると考えられる。ただし、どちらの結果が有効であるかは判断が難しいので、単位根検定から各変数が単位根をもっているか否かを決めると資産蓄積過程と矛盾が生じる場合が多い。したがって、実際には単位根検定の結果のみではなく、理論的な含意についても注意して単位根問題を考察することが必要であると考えられる。

表 2 は四半期データにおける単位根検定の結果である。暦年データによる検定結果との違いは、それほどない。ただし、暦年データではすべて $I(0)$ であった純キャピタル・ゲインのうち、正味資産(実現主義近似)と正味金融資産(実現主義近似)が $I(1)$ である可能性が高い。これは実現主義に近い概念の資産が $I(2)$ であるという結果と併せて考えると、貯蓄と純キャピタル・ゲインの間に共和分関係が存在しないことを示唆していると考えられる。

全体的にみると、フロー変数は $I(1)$ であり、ストック変数は $I(2)$ であるということが言える。ただし、純キャピタル・ゲインに関しては $I(0)$ である可能性が高い。 $I(0)$ 変数が共和分関係式に入るとは理論的には問題ないようである。しかし、Joh テストでは VAR モデルが基本にあるので、全ての変数が $I(1)$ である方が解釈しやすいと考えられる。ただし、このような $I(0)$ 変数が外生変数と考えられるのであれば、このような定式化も可能であると考えられる。

4.3 消費行動の諸仮説の検証

消費行動の諸仮説の検証としてまず従来型のモデルをみってみる。表 3 はケインズ型消費関数である。ここでは、パラメータに起こる構造変化の解釈の困難さから定数項を除いたモデルを考えている。したがって正確にはケインズ型消費関数とはいえない。四半期データの Joh テストで、共和分関係が 1 本認められるものの、可処分所得の係数の推定値は 1.5 を超えており、理論とは矛盾する値である。Joh テストにおいては、しばしばこのような奇妙な係数推定値が得られるので注

意が必要である。したがって、本稿では共和分関係の有無については、Joh テストのみでの判断を行わず、EG テストと合わせて判断する。具体的には、

(i) 両方のテストで一つの共和分関係が認められること。

(ii) 両方のテストで係数の推定値が近い数値をとること。

の2つを判断基準とする。EG テストの問題点は複数の共和分関係が存在するときに起こるので、以上の方法は頑健な結果を得るために有効であると思われる。同様に GH テストについても Joh テストタイプの構造変化を含めた共和分テストと合わせて判断すべきであるが、今後の課題としたい。

表4から表6は資産効果を単純に検証したものである。表4は単純なライフサイクル仮説に対応している。3つのテストいずれも共和分関係は認められず、ケインズ型消費関数と同様、長期的関係は認められない。表5は金融資産仮説に対応しており、資産として正味金融資産を用いた場合である。四半期データのJoh テストで共和分関係が認められるもののEG テストでは認められず、係数推定値もおかしい。表6も同様に金融資産仮説に対応しており、資産として正味貨幣資産を用いている。暦年・四半期ともにJoh テストで共和分関係が認められるが、やはりEG テストでは認められないので、共和分関係はないと判断される。

表7は恒常所得仮説の共和分的含意で唯一暦年データと四半期データで共和分関係が認められた正味金融資産(発生主義)の結果である。暦年データと四半期データでは係数推定値も近く、しかも構造変化時点も1989年ごろで一致している。この構造変化時点の結果から家計消費はバブル形成期にバブルを主導する形で増加したわけではなく、むしろバブル崩壊直前になってやっと恒常所得からの消費性向が上昇する形で増加したといえる。この恒常所得からの消費性向の上昇は5~6%ポイントにおよび、バブル崩壊後の消費性向の落ち込みとは対照的である。GH テストでは、構造変化は1回しか扱えず、また直近の構造変化は検出できないので、バブル崩壊後も恒常所得からの消費性向が上昇したままであったかどうかはわからない。

表8は目標資産仮説における長期均衡式の検証の結果である。恒常所得仮説の共和分的含意の検証結果を勘案して、資産として正味金融資産を用いた。暦年データと四半期データ両方においてJoh テストで1本の共和分関係が認められるものの、EG テストでもGH テストでも共和分関係は認められない。目標資産仮説については、目標資産を長期的に決定する要因について人口要因(高齢者比率)しか考慮しておらず、このことが目標資産仮説における長期均衡式の検出に失敗した原因である可能性がある。目標資産の長期的決定要因については、今後さらに研究をする必要がある。

4.4 誤差修正モデル

暦年データと四半期データの両方で共和分関係が認められたのは、Campbell(1987)の恒常所得仮説の共和分的含意である。ただし、恒常所得仮説の共和分的含意が成立するためには、(1)可処分所得として、正味金融資産(発生主義)からの純キャピタル・ゲインを含むヒックス流の可処分所得を考え、(2)1989年頃に恒常所得からの消費性向が5~6%ポイント上昇するという

構造変化を認める、という必要がある。この時の共和分関係式(暦年の結果)の適合度を貯蓄率ベースにして見たものが図 1 である。適合度を貯蓄率ベースで見るのは、消費ベースで見る場合と比べてわずかな誤差でも容易に観察できるためである。図 1 からこの共和分関係式の適合度は非常に悪いといえることができる。これは正味金融資産、特に株式資産からの純キャピタル・ゲインが大きく変動し、ヒックス流の可処分所得が大きく変動した結果である。したがって、第1次石油危機前後とバブル期に大きな誤差が生じている。しかし、傾向的には貯蓄率ベースで見てヒックス流の可処分所得に恒常所得からの消費性向を掛けて求めた消費と実際の消費との間には互いに何らかの関係があるように思われる。

この共和分関係式を長期均衡式とする誤差修正モデルを Engle-Granger の 2 段階推定法によって推計すると、以下のようになる。

$$\begin{aligned}
 D(\text{CNS}) &= 12.913 - 0.159 \cdot \text{ECT}(-1) + 0.069 \cdot D(\text{YD} + \text{KG_NFIN}) \\
 &\quad (10.428) \quad (-5.230) \quad (3.644) \\
 \text{Sample: } &1958-97 \quad \text{adjR}^2 = 0.394 \quad \text{DW} = 1.599831 \\
 \text{ECT} &= \text{CNS} - (0.857 \cdot (\text{YD} + \text{KG_NFIN}) + 0.063 \cdot (\text{YD} + \text{KG_NFIN}) \cdot \text{D89}) \\
 &\quad (40.645) \quad (1.830)
 \end{aligned}$$

ここで、誤差修正モデルの推計はラグを一つ含むモデルから出発し、係数の有意性から出来るだけ簡潔になるように変数を落とした。誤差修正項の係数は-0.16であり、調整速度は比較的遅いと考えられる。

この誤差修正モデルの適合度は図 2 と図 3 のようになる。図 2 はラグ変数について実績値を用いた Static な解の適合度を、図 3 はラグ変数に計算値を用いた Dynamic な解の適合度を表している。図 2 から共和分関係式の大きな誤差の存在にもかかわらず、Static な解は現実の貯蓄率をかなり上手く説明しているといえる。ただし、1965-73 年の高度成長期とバブル崩壊後の最近時に少しだけ乖離が存在する。また、図 3 からこの誤差修正モデルは貯蓄率の 1974 年を頂点とする山型の動きを比較的よく捉えているといえる。ただし、1964-74 年については、傾向は追っているものの、やや水準に乖離が見られる。また、1994 年以降についても誤差が生じ始めており、最近の消費不振にモデル外の要因が働いている可能性を示唆している。

5. まとめ

共和分検定の結果、暦年データでも四半期データでも共和分関係が認められたのは表 7 の正味金融資産(発生主義)を用いた場合のみである。この結果は恒常所得仮説の共和分的含意が成立するためには、家計は実物資産からのキャピタル・ゲインを考慮せず、発生主義に基づく正味金融資産からのキャピタル・ゲインの流列から恒常所得を計算しているという仮定が必要であることを意味する。この結果は野村(1997, 1999)とは大きく異なっている。これは、検証のために四半期データを採り入れたことと、構造変化を考慮した GH テストを採用したためである。ただし、暦年データの結果だけから判断するとこのような違いは生まれない。

以前と変わらず頑健な結果としては、実物資産は構造変化を考慮してもやはり家計消費には資産効果としても共和分的含意で判断しても影響しないということが挙げられる。このことは、以前の研究結果と変わらずバブル期の純キャピタル・ゲインの大部分を占めている土地からのキャピタル・ゲインは消費の変動にあまり影響を与えていない可能性が高いことを意味している。

これまでの野村(1997, 1999)の結論と違い、正味金融資産には株式資産を含んでいるので、バブルによる株価の変動は消費にかなりの影響を与えていると考えられる。本稿で用いた正味金融資産の純キャピタル・ゲインの大きさはバブル期には可処分所得の 20~30%に及び、決して無視できる大きさではない。つまり、バブル期の地価変動は家計消費にあまり影響しなかったと考えられるが、株価変動に関してはかなり大きな影響をもったと考えられる。ただし、構造変化時点はバブル崩壊直前の 1989 年であり、恒常所得からの消費性向が 5~6%ポイント上昇したとは言っても、消費がバブルを煽ったということは考えられず、むしろバブルの後を追って楽観的な行動をとったと考えられる。つまり、株価上昇によるキャピタル・ゲインはその分だけ家計消費を増加させたとは考えられるが、それが消費者の将来期待を楽観させて、恒常所得からの消費性向を上昇させたのはバブルが崩壊する直前になってからである。したがって、バブル崩壊後、株価の下落による純キャピタル・ロスによる消費の落ち込みは恒常所得からの消費性向の上昇により緩和されたと考えられる。つまり、バブル崩壊後の消費の落ち込みは激しいもののそれは本来よりは緩和されたものであると考えられる。

表 1 単位根検定の結果(暦年データ)

Annual 変数	結果	Level				Difference			
		ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
56-97									
YD	I(2)?	-1.11 (1)	-1.00 (3)	0.24 (3) ***	TREND	-2.45 (1)	-5.04 (3) ***	0.47 (3) **	CONST
ΔYD		-2.45 (1)	-5.04 (3) ***	0.47 (3) **	CONST	-7.54 (1) ***	-13.89 (3) ***	0.08 (3)	NOCONST
CNS	I(1)	-2.17 (1)	-1.78 (3)	0.16 (3) **	TREND	-4.73 (1) ***	-4.77 (3) ***	0.21 (3)	CONST
SVG	I(1)	-1.42 (0)	-1.47 (3)	0.24 (3) ***	TREND	-5.72 (0) ***	-5.71 (3) ***	0.26 (3)	CONST
KGNW	I(0)	-3.13 (0) **	-3.22 (3) **	0.08 (3)	CONST				
KGNWB	I(0)	-3.11 (0) **	-3.07 (3) **	0.23 (3)	CONST				
KGNFIN	I(0)	-5.60 (0) ***	-5.61 (3) ***	0.06 (3)	CONST				
KGNFINB	I(0)	-3.01 (0) **	-2.98 (3) **	0.16 (3)	CONST				
KGNMON	I(0)	-3.98 (0) ***	-3.97 (3) ***	0.17 (3)	CONST				
KGNMONB	I(0)	-2.99 (0) **	-2.97 (3) **	0.17 (3)	CONST				
NW	I(1)	-3.11 (1)	-2.12 (3)	0.10 (3)	TREND	-3.61 (1) ***	-3.24 (3) **	0.08 (3)	CONST
NWB	I(2)	-0.88 (2)	-0.65 (3)	0.28 (3) ***	TREND	-2.01 (2)	-2.98 (3) **	0.78 (3) ***	CONST
ΔNWB		-2.01 (2)	-2.98 (3) **	0.78 (3) ***	CONST	-4.68 (2) ***	-6.78 (3) ***	0.07 (3)	NOCONST
NFIN	I(1)	-1.61 (0)	-1.71 (3)	0.23 (3) ***	TREND	-5.36 (0) ***	-5.36 (3) ***	0.19 (3)	CONST
NFINB	I(2)?	-0.20 (0)	-0.25 (3)	0.28 (3) ***	TREND	-3.32 (0) **	-3.22 (3) **	0.80 (3) ***	CONST
ΔNFINB		-3.32 (0) **	-3.22 (3) **	0.80 (3) ***	CONST	-7.45 (0) ***	-8.48 (3) ***	0.10 (3)	NOCONST
NMON	I(2)	1.84 (0)	2.24 (3)	0.28 (3) ***	TREND	-2.71 (0) *	-2.48 (3)	0.94 (3) ***	CONST
ΔNMON		-2.71 (0) *	-2.48 (3)	0.94 (3) ***	CONST	-9.14 (0) ***	-11.51 (3) ***	0.06 (3)	NOCONST
NMONB	I(2)	1.52 (0)	1.64 (3)	0.28 (3) ***	TREND	-2.66 (0) *	-2.46 (3)	0.92 (3) ***	CONST
ΔNMONB		-2.66 (0) *	-2.46 (3)	0.92 (3) ***	CONST	-8.30 (0) ***	-9.73 (3) ***	0.07 (3)	NOCONST
AGE	I(2)	1.35 (1)	2.54 (3)	0.27 (3) ***	TREND	0.28 (1)	0.55 (3)	0.96 (3) ***	CONST
ΔAGE		0.28 (1)	0.55 (3)	0.96 (3) ***	CONST	-3.82 (1) ***	-6.03 (3) ***	0.20 (3)	NOCONST
YOUNG	I(2)?	-2.29 (2)	-2.41 (3)	0.12 (3)	TREND	-2.08 (2)	-1.98 (3)	0.23 (3)	CONST
ΔYOUNG		-2.08 (2)	-1.98 (3)	0.23 (3)	CONST	-4.15 (2) ***	-4.81 (3) ***	0.11 (3)	NOCONST

- 1) 表中の数字は、ADF, PP test は($\rho - 1$) に対する t 値を、KPSS test は LM 統計量を表している。
- 2) 表中の括弧内の数字はラグの次数を表し、ADF test は SBIC を最小にするラグで決定し、PP, KPSS test は Newey and West (1994) の提案するラグで決定した。
- 3) KPSS test の選択的加重関数は Bartlett window、 $W(j, q) = 1 - j/(q+1)$ を用いた。
- 4) *印はそれぞれ、***...1%、**...5%、*...10%の有意水準で棄却されることを示している。
- 5) 各統計量の臨界値は、ADF, PP test は MacKinnon(1991)を、KPSS test は Kwiatkowski et al. (1992)を用いた。
- 6) 5%の臨界値は、MacKinnon(1991)で、標本数 40 の場合、TREND が-3.52、CONST が-2.94、NOCONST が-1.95、標本数 130 の場合、TREND が-3.44、CONST が-2.88、NOCONST が-1.94 であり、Kwiatkowski et al. (1992)で、TREND が 0.146、CONST が 0.463 である。
- 7) 単位根検定は次のタイプのモデルに従って行った。

タイプ:TREND	[ADF, PP test]	$X(t) = \mu + \beta \cdot \text{TIME} + \rho \cdot X(t-1) + u(t)$
(Estimated regression)	[KPSS test]	$X(t) = \mu + \beta \cdot \text{TIME} + u(t)$
タイプ:CONST	[ADF, PP test]	$X(t) = \mu + \rho \cdot X(t-1) + u(t)$
(Estimated regression)	[KPSS test]	$X(t) = \mu + u(t)$
タイプ:NOCONST	[ADF, PP test]	$X(t) = \rho \cdot X(t-1) + u(t)$
(Estimated regression)	[KPSS test]	$X(t) = \mu + u(t)$

表 2 単位根検定の結果(四半期データ)

Quarterly (SA)		Level				Difference			
変数	結果	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
55:2-97:4									
YD	I(2)?	-0.57 (3)	-0.64 (4)	0.73 (4) ***	TREND	-5.23 (3) ***	-17.93 (4) ***	0.62 (4) **	CONST
ΔYD		-5.23 (3) ***	-17.93 (4) ***	0.62 (4) **	CONST	-11.69 (3) ***	-47.86 (4) ***	0.02 (4)	NOCONST
CNS	I(1)	-1.25 (1)	-1.58 (4)	0.45 (4) ***	TREND	-10.09 (1) ***	-15.55 (4) ***	0.27 (4)	CONST
SVG	I(1)	-1.42 (7)	-1.13 (4)	0.72 (4) ***	TREND	-3.82 (7) ***	-16.35 (4) ***	0.35 (4)	CONST
AGE	I(2)	1.39 (1)	3.97 (4)	0.77 (4) ***	TREND	-0.45 (1)	-0.04 (4)	2.92 (4) ***	CONST
ΔAGE		-0.45 (1)	-0.04 (4)	2.92 (4) ***	CONST	-9.34 (1) ***	-13.58 (4) ***	0.09 (4)	NOCONST
YOUNG	I(2)	-3.40 (1) *	-2.58 (4)	0.39 (4) ***	TREND	-2.26 (1)	-2.11 (4)	0.79 (4) ***	CONST
ΔYOUNG		-2.26 (1)	-2.11 (4)	0.79 (4) ***	CONST	-9.27 (1) ***	-13.50 (4) ***	0.08 (4)	NOCONST
65:1-97:4									
KGNWB	I(1)?	-3.49 (2) ***	-8.88 (4) ***	0.66 (4) **	CONST	-10.69 (2) ***	-27.48 (4) ***	0.04 (4)	NOCONST
KGNFIN	I(0)	-4.35 (2) ***	-10.73 (4) ***	0.14 (4)	CONST				
KGNFINB	I(1)?	-2.88 (2) *	-8.05 (4) ***	0.47 (4) **	CONST	-8.90 (2) ***	-24.44 (4) ***	0.04 (4)	NOCONST
KGNMON	I(0)	-3.44 (2) **	-9.13 (4) ***	0.37 (4)	CONST				
KGNMONB	I(0)	-2.94 (2) **	-8.38 (4) ***	0.39 (4)	CONST				
NWB	I(2)?	-0.80 (2)	-0.60 (4)	0.55 (4) ***	TREND	-3.79 (2) ***	-11.25 (4) ***	1.02 (4) ***	CONST
ΔNWB		-3.79 (2) ***	-11.25 (4) ***	1.02 (4) ***	CONST	-15.05 (2) ***	-39.78 (4) ***	0.03 (4)	NOCONST
NFIN	I(1)	-1.58 (0)	-1.66 (4)	0.58 (4) ***	TREND	-10.71 (0) ***	-10.94 (4) ***	0.35 (4)	CONST
NFINB	I(2)?	-1.22 (6)	-1.28 (4)	0.66 (4) ***	TREND	-3.87 (6) ***	-9.42 (4) ***	1.04 (4) ***	CONST
ΔNFINB		-3.87 (6) ***	-9.42 (4) ***	1.04 (4) ***	CONST	-6.20 (6) ***	-25.06 (4) ***	0.04 (4)	NOCONST
NMON	I(2)?	-0.98 (5)	-0.71 (4)	0.67 (4) ***	TREND	-3.15 (5) **	-9.94 (4) ***	1.37 (4) ***	CONST
ΔNMON		-3.15 (5) **	-9.94 (4) ***	1.37 (4) ***	CONST	-5.38 (5) ***	-28.93 (4) ***	0.04 (4)	NOCONST
NMONB	I(2)?	-0.66 (7)	-0.64 (4)	0.67 (4) ***	TREND	-2.49 (7)	-9.76 (4) ***	1.39 (4) ***	CONST
ΔNMONB		-2.49 (7)	-9.76 (4) ***	1.39 (4) ***	CONST	-6.48 (7) ***	-28.49 (4) ***	0.04 (4)	NOCONST

注は表 5.1 と同様。

表 3 ケインズ型消費関数 X1=YD

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1959-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4
lag	0	3	0	1	2	1
X1	0.870	0.941	0.848	0.843	1.554	0.811
t-value	(182.350)	(13.762)	(180.613)	(292.053)	(.572)	(288.798)
X1*D			0.044			0.053
t-value			(6.547)			(14.685)
adjR ²	0.989		0.995	0.975		0.988
DW/ r=	0.229	r=0	0.612	0.116	r=0	0.378
coint test	-1.389	6.148	-2.758	-1.070	26.252***	-2.647
構造変化			1986			1983:2

表 4 ライフサイクル・モデル X1=YD, X2=NW(-1)

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1958-97	1956-97	1956-97
lag	0	2	0	0
C	30.091	-58.951	13.897	27.936
t-value	(4.227)		(1.715)	(3.890)
C*D			-21.071	-79.526
t-value			(-3.245)	(-2.515)
X1	0.700	0.944	0.763	0.801
t-value	(27.682)	(5.107)	(25.462)	(16.338)
X1*D				0.099
t-value				(1.210)
X2	0.020	0.006	0.019	-0.005
t-value	(7.861)	(.505)	(8.026)	(-.595)
X2*D				0.014
t-value				(1.426)
adjR ²	0.995		0.996	0.997
DW/ r=	0.577	r=0	0.999	1.143
coint test	-2.425	23.827	-3.565	-4.096
構造変化			1972	1980

表 5 金融資産仮説(1) X1=YD, X2=NFIN(-1)

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	34.472	32.160	37.579	15.618	68.677	-287.885	73.681	95.508
t-value	(5.907)		(6.748)	(1.732)	(10.858)		(13.694)	(16.252)
C*D			12.574	65.844			-17.790	-26.944
t-value			(2.620)	(.928)			(-7.294)	(-.669)
X1	0.707	0.714	0.704	0.865	0.584	1.339	0.558	0.391
t-value	(38.487)	(25.430)	(40.995)	(12.800)	(36.252)	(1.284)	(39.636)	(13.518)
X1*D				-0.265				0.239
t-value				(-1.641)				(2.607)
X2	0.062	0.061	0.054	-0.048	0.082	-0.013	0.094	0.200
t-value	(10.615)	(6.627)	(8.393)	(-.942)	(22.210)	(-.093)	(26.537)	(11.465)
X2*D				0.130				-0.139
t-value				(2.317)				(-6.157)
adjR ²	0.997		0.997	0.997	0.995		0.996	0.997
DW/ r=	0.691	r=0	0.917	1.006	0.513	r=0	0.783	0.851
coint test	-2.896	27.896	-3.548	-3.652	-2.784	31.531**	-4.082	-4.044
構造変化			1980	1975			1993:4	1981:3

表 6 金融資産仮説(2) $X1=YD, X2=NMON(-1)$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	29.119 (3.859)	136.210	38.710 (5.726)	19.039 (1.743)	56.088 (6.959)	381.018	74.408 (11.774)	98.017 (14.293)
t-value			-33.206 (-4.134)	-244.205 (-3.284)			-31.912 (-10.045)	-266.338 (-5.938)
C*D			0.692 (31.201)	0.888 (10.928)	0.635 (32.443)	0.138 (.300)	0.566 (34.847)	0.430 (14.685)
t-value	0.740 (33.149)	0.718 (9.068)		0.384 (2.280)				0.722 (7.640)
X1			0.107 (8.892)	-0.151 (-1.534)	0.081 (15.626)	0.050 (.923)	0.114 (22.339)	0.212 (10.313)
t-value				0.106 (1.027)				-0.241 (-9.345)
X2	0.071 (7.188)	-0.118 (-1.015)						
t-value								
X2*D								
t-value								
adjR ²	0.995		0.996	0.997	0.991		0.995	0.996
DW/ r=	0.471	r=0	0.787	1.267	0.326	r=0	0.680	1.041
coint test	-2.118	76.537***	-3.185	-4.372	-1.919	63.482***	-3.954	-4.098
構造変化			1994	1978			1993:3	1982:2

表 7 共和分の含意 $X1=YD+KGNFIN$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:2-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	0
X1	0.880 (51.182)	0.938 (32.555)	0.857 (40.645)	0.863 (86.738)	0.927 (63.459)	0.844 (68.878)
t-value			0.063 (1.830)			0.052 (2.571)
X1*D						
t-value						
adjR ²	0.867		0.885	0.715		0.756
DW/ r=	1.807	r=1	2.129	1.821	r=1	1.958
coint test	-5.720***	14.810***	-6.756***	-10.419***	15.142***	-11.171***
構造変化			1989			1989:4

表 8 目標資産仮説 $X1=YD, X2=AGE$

NFIN	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1958-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	2	0	0	3	2	3	3
C	-956.388 (-14.008)	-2752.633	-530.876 (-8.045)	-796.432 (-9.253)	-1014.230 (-20.432)	-4019.194	-671.679 (-17.375)	-648.189 (-17.289)
t-value			437.278 (8.272)	69.279 (.082)			308.267 (14.521)	-1290.570 (-7.787)
C*D			0.883 (5.037)	0.328 (1.486)	0.446 (2.151)	1.696 (1.224)	0.533 (4.160)	0.200 (1.386)
t-value	0.454 (1.641)	1.320 (2.548)		2.984 (1.606)				4.218 (10.058)
X1			59.433 (5.782)	106.669 (7.119)	126.066 (18.773)	284.086 (3.040)	89.925 (18.605)	102.752 (13.514)
t-value				-106.787 (-3.218)				-80.024 (-7.425)
X2	118.587 (9.723)	222.680 (6.518)						
t-value								
X2*D								
t-value								
adjR ²	0.948		0.981	0.984	0.964		0.986	0.992
DW/ r=	0.357	r=0	1.258	1.287	0.042	r=0	0.281	0.436
coint test	-1.603	33.104**	-4.231	-4.435	-1.520	44.388***	-3.758	-4.055
構造変化			1986	1987			1985:1	1984:4

図1 共和分関係式の適合度

貯蓄率ベース

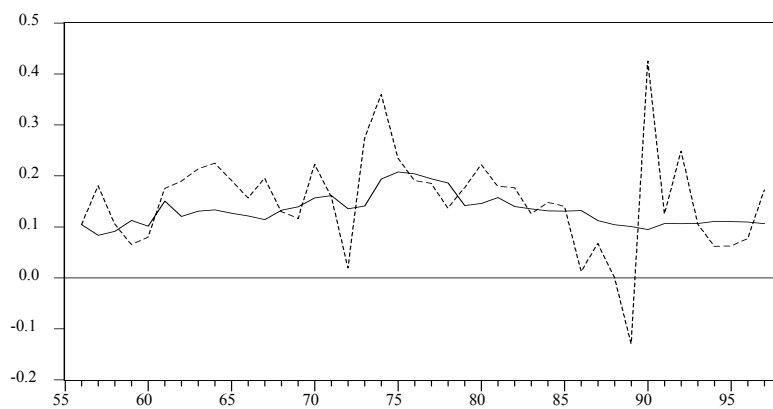


図2 誤差修正モデルの適合度

貯蓄率ベース(Static)

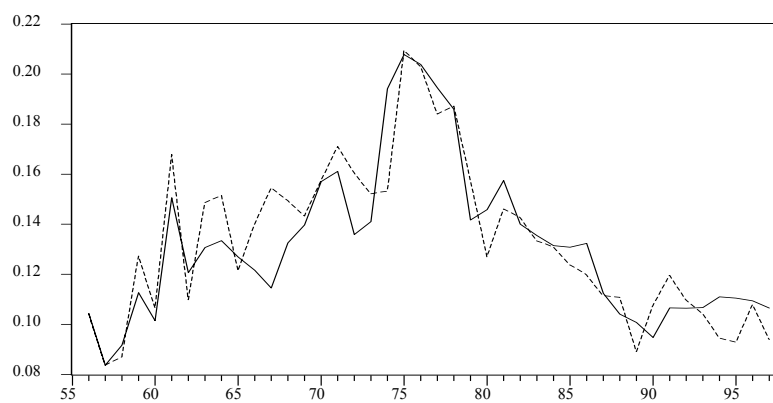
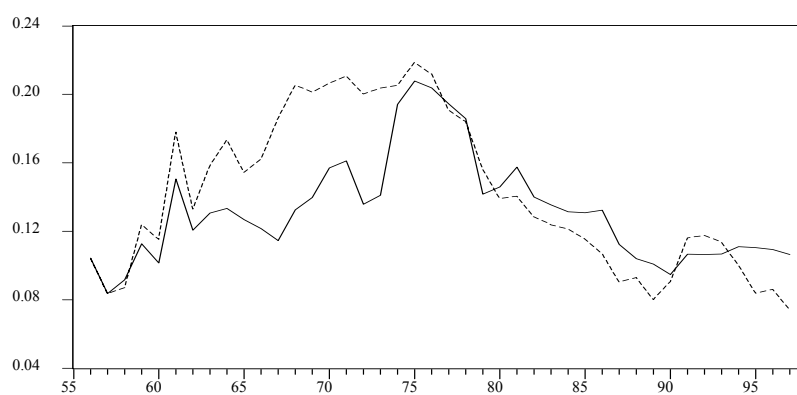


図3 誤差修正モデルの適合度

貯蓄率ベース(Dynamic)



参考文献

- 岩田一政(1990),「資産価格変動の経済効果 —日本と米国の比較—」,『金融研究』,第9巻, pp.17-26。
- 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』,Vo.25, pp.112-134。
- 小川一夫・北坂真一(1998),『資産市場と景気変動』,日本経済新聞社。
- 北川源四郎(1986),「時系列の分解 —プログラム DECOMP の紹介—」,『統計数理』,第34巻 第2号, pp.255-271。
- 経済企画庁(1989年),『経済白書』,第4章。
- 経済企画庁(1991年),『経済白書』,第2章。
- 経済企画庁(1992年),『経済白書』,第2章。
- 佐藤和夫(1995),「目的資産仮説と日本の家計貯蓄」,『日本経済研究』,No.30, pp.25-50。
- 高木新太郎(1984),「資本利得(キャピタル・ゲイン)の推計と国際比較」,『日本経済研究』,N0.13, pp.49-63。
- 田中勝人(1998),『計量経済学』,岩波書店。
- 羽森茂之(1996),『消費者行動と日本の資産市場』,東洋経済新報社。
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ(1995),「キャピタル・ゲインの家計消費・貯蓄に与える影響」,『日本の景気』(本多祐三編,有斐閣),第4章, pp.93-108。
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ・井原一麿・越智田邦史・南部一雄(1992),「日本の貯蓄率の水準と決定要因について」,『フィナンシャル・レビュー』,Vol.25, pp.135-146。
- マッケンジー, コリン(1992),「貯蓄とボーナス制度との関係:再検討」,『フィナンシャル・レビュー』,Vol.25, pp.135-146。
- 武藤博道(1989),「資産価格変動と家計消費」,『日本経済研究』,No.18, pp.60-78。
- 武藤博道(1999),『消費不況の経済学』,日本経済新聞社。
- 武藤博道・河井啓希・佐野美智子(1993),「消費と逆資産効果」,『日本経済研究』,No.26, pp.57-92。
- 村岸慶應(1993),「SNA と家計調査の貯蓄率の比較」,『季刊国民経済計算』,No.99, pp.18-79。
- 野村淳一(1997),「キャピタル・ゲインと家計消費行動」,『経済科学』,第45巻 第3号, pp.95-108。
- 野村淳一(1999),「恒常所得仮説の共和分検定による検証」,『経済科学』,第46巻 第4号, pp.73-87。
- 蓑谷千鳳彦(1996),『計量経済学の理論と応用』,日本評論社。
- 蓑谷千鳳彦(1997),『計量経済学』,多賀出版。
- 森棟公夫(1999),『計量経済学』,東洋経済新報社。

- 山本拓(1988),『経済の時系列分析』, 創文社。
- Arena, J.J. (1964), "Capital Gains and the "Life Cycle" Hypothesis of Saving," *The American Economic Review*, Vol.54, pp.107-111.
- Attfield, C.L.F., D.Demery, and N.W.Duck (1990), "Saving and Rational Expectations: Evidence for the U.K.," *Economic Journal*, Vol.100, pp.1269-1276.
- Banerjee, A., J.J.Dolado, J.W.Galbraith and D.F.Hendry (1993), *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press.
- Bhatia, K.B. (1972), "Capital Gains and the Aggregate Consumption Function," *The American Economic Review*, Vol.62, pp.866-879.
- Bhatia, K.B. (1975), "Capital Gains and the Aggregate Consumption Function: Reply," *The American Economic Review*, Vol.65, pp.704-707.
- Bhatia, K.B. (1975), "Capital Gains and the Aggregate Consumption Function: Reply," *The American Economic Review*, Vol.65, pp.704-707.
- Campbell,J.Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, Vol.55, pp.1249-1273.
- Charemza, W.W. and D.F.Deadman (1997), *New Directions in Econometric Practice*, 2nd Edition, Edward Elgar.
- Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, Oxford University Press.
- Dekle, R. (1994),"Market Value Estimates of Japanese Saving and Comparisons with the U.S.: Can the Capital Gains to Land be Included in Saving? ," *Japan and the World Economy*, vol.6, pp.27-44.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Eisner, R. (1980), "Capital Gains and Income: Real Changes in the Value of Capital in the United States, 1946-77," in D. Usher, ed., *The Measurement of Capital* (Chicago: The University of Chicago Press), pp.175-342.
- Engle, R.F., and C.W.J.Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Engle, R.F., C.W.J.Granger, S.Hylleberg, and H.S.Lee (1993), "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function," *Journal of Econometrics*, Vol.55, pp.275-298.
- Evans, M.K. (1969), *Macroeconomic Activity*, Harper & Row Publishers.
- Flavin, M.A. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations

- about Future Income," *Journal of Political Economy*, Vol.89, pp.974-1009.
- Gregory, A.W. and B.E.Hansen (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol.70, pp.99-126.
- Hall, R.E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp.971-987.
- Hall,S.G., Z.Psaradakis, and M.Sola (1997), "Cointegration and Changes in Regime: The Japanese Consumption Function," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.12, pp.151-168.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, B.E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) process," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, pp.321-335.
- Hatanaka, M. (1996), *Time-Series-Based Econometrics*, Oxford University Press.
- Hayashi, F. (1982), "The Parmanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy*, vol.90, pp895-916.
- Hayashi, F. (1986),"Why Is Japan's Saving Rate So Apparently High? " In S. Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual 1986*, Vol.1 (Cambridge, Massachusetts: MIT Press), pp.147-210.
- Hayashi, F. (1997), *Understanding Saving*, The MIT Press.
- Hendry, D. F. and T. von Ungern-Sternberg (1981), "Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure," In A.S. Deaton, ed. *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, in Honour of Sir Richard Stone, Cambridge University Press, pp.237-260.
- Horioka, C.Y. (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, pp. 511-516.
- Iwamoto, Y. (1996), "Japan's Saving rate is indeed lower than Professor Hayashi revealed," *Japan and the World Economy*, Vol.8, pp.35-41.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol.59, pp.1551-1580.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Johansen, S. and K.Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money, " *Oxford*

- Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Kwiatkowski, D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt, and Y.Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- MacDonald, R. and A.E.H.Speight (1989), "Consumption, Saving and Rational Expectations: Some Further Evidence for the U.K.," *Economic Journal*, Vol.99, pp.83-91.
- MacDonald, R. and C.Kearney (1990), "Consumption, Cointegration and Rational Expectations: Some Australian Evidence," *Australian Economic Papers*, Vol.29, pp.40-52.
- MacKinnon, J.G. (1991), "Critical Values for Cointegration tests," Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.
- Maddala, G.S. and In-Moo Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press.
- McElroy, M.B. and J.C.Poindexter (1975), "Capital Gains and the Aggregate Consumption Function: Comment," *The American Economic Review*, Vol.65, pp.700-703.
- Newey, W. and K. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, pp.703-708.
- Newey, W. and K. West (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, Vol.61, pp.631-653.
- Ogawa, K., S.Kitasaka, H.Yamaoka and Y.Iwata (1996), "An Empirical Re-evaluation of Wealth Effect in Japanese Household behavior," *Japan and the World Economy*, Vol.8, pp.423-442.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, pp.461-472.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol.57, pp.1361-1401.
- Phillips, P.C.B. (1987), "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.55, pp.277-301.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, pp.335-346.
- Shintani, M. (1994), "A Cointegration Test of the Permanent Income Hypothesis:

- Japanese Evidence and Comparisons with Other Countries," *Journal of the Japanese and international Economies*, Vol.8, pp.144-172.
- Stock, J.H. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica*, Vol.55, pp.1035-1056.
- Tobin, J. (1951), "Relative Income, Absolute Income and Saving," in *Money, Trade and Economic Growth*, in honour of J.H.Williams.

付録1 変数の定義

◎データの出所

日本銀行	資金循環勘定表	FOF
経済企画庁	国民経済計算	SNA
総務庁	消費者物価指数	CPI
総務庁	人口推計資料	PE
総務庁	家計調査年報	FIES
総務庁	全国消費実態調査報告	NSFIE
厚生省	国民生活基礎調査	KSK
自治省	住民基本台帳人口要覧	JKD

記号	名称	単位	出所
AD変数	変数の調整勘定	10億円	SNA
AGE	POPAGE/POPWRK*100	%	Estimate
BOND	債券	10億円	SNA,FOF
CNS	民間最終消費支出	10億円	SNA
CPI	消費者物価指数<総合指数(除く帰属家賃), 暦年平均>	1995=100	CPI
CPIEND	消費者物価指数<総合指数(除く帰属家賃), 12月の平均>	1995=100	CPI
CTAN	資本移転(純)	10億円	SNA
DEP	固定資本減耗	10億円	SNA
DISC	統計上の不突合<資金過不足-貯蓄投資差額>	10億円	SNA
FIN	金融資産	10億円	SNA,FOF
FLBW	資産の購入額		
FLLAND	土地の購入(純)	10億円	SNA
FLSHARE	株式の増加	10億円	SNA,FOF
FLSTOCK	在庫品増加	10億円	SNA
FLSW	資産の売却額		
FLW	資産の純購入額		
GINV	総固定資本形成	10億円	SNA
HHJ	核家族換算の世帯数	世帯	KSK,JKD
KG変数	変数のキャピタル・ゲイン	10億円	Estimate
LAND	再生産不可能有形資産	10億円	SNA
LIAB	負債	10億円	SNA,FOF
MON	貨幣資産<現金・預金+生命保険の掛け金等>	10億円	SNA,FOF
NFIN	正味金融資産	10億円	SNA,FOF
NFIX	純固定資産	10億円	SNA
NMON	正味貨幣資産<現金・預金+生命保険掛け金等-負債>	10億円	SNA,FOF
NW	正味資産	10億円	SNA
POP	総人口(線形補間により7月1日現在に変換)	千人	PE
POPAGE	65歳以上の人口(7月1日現在換算)	千人	PE
POPDEP	15歳未満の人口(7月1日現在換算)	千人	PE
POPWRK	15歳以上64歳未満の人口(7月1日現在換算)	千人	PE
P変数	変数のデフレーター	1990=100	SNA
RADW	実現されたキャピタル・ゲイン		
SEC	有価証券資産<株式+長期債券等>	10億円	SNA,FOF
SHARE	株式資産	10億円	SNA,FOF
SIB	貯蓄投資差額	10億円	SNA
STOCK	在庫	10億円	SNA
SVG	貯蓄	10億円	SNA
TAN	実物資産	10億円	SNA
W	資産		
WB	取得価格評価の資産		
WC	取得価格評価に近い概念の資産		
YD	可処分所得	10億円	SNA
YDIV	配当所得	10億円	SNA
YIMPUTE	帰属家賃	10億円	SNA
YINT	利子所得(純)	10億円	SNA
YK	財産所得	10億円	SNA
YL	労働所得	10億円	SNA
YOUNG	POPDEP/POPWRK*100	%	Estimate
YRENT	賃貸料所得(純)	10億円	SNA

付録2 基本統計量

Variable	Unit	Mean	Median	Max	Min	Std. Dev.
YD	万円	521.14	570.06	770.90	185.63	178.48
CNS	万円	452.26	458.86	688.18	166.27	158.71
SVG	万円	68.88	76.27	115.77	16.51	26.61
KGNW	万円	77.96	62.42	823.39	-512.88	257.81
KGNFIN	万円	-13.72	-10.05	158.97	-268.95	67.83
KGNMON	万円	-16.38	-14.42	12.05	-67.99	15.99
KGNWB	万円	-29.02	-27.23	8.04	-109.33	24.07
KGNFINB	万円	-20.37	-15.18	7.63	-85.95	19.28
KGNMONB	万円	-16.13	-10.91	6.98	-67.83	15.48
KGLAND	万円	90.36	73.25	754.64	-373.96	208.68
KGSEC	万円	2.66	1.82	160.79	-227.07	61.10
KGSHARE	万円	5.15	3.12	162.62	-220.03	60.14
NW	万円	2,982.62	2,702.21	6,277.80	649.12	1,765.26
TAN	万円	2,150.66	2,022.93	4,634.40	516.74	1,215.59
NFIN	万円	831.96	643.44	1,865.58	132.38	569.18
NMON	万円	562.46	417.18	1,545.28	88.67	427.32
LAND	万円	1,712.46	1,515.32	3,952.13	373.80	1,022.50
SEC	万円	269.51	238.09	820.37	43.71	173.04
SHARE	万円	182.04	139.30	636.10	38.45	123.92
POP	千万人	11.06	11.33	12.61	9.00	1.21
AGE	%	13.09	12.14	22.48	8.63	4.05
YOUNG	%	34.90	34.99	53.00	22.33	7.84

可処分所得との比

Variable	Unit	Mean	Median	Max	Min	Std. Dev.
CNS/YD	%	86.84	86.93	91.63	79.22	3.07
SVG/YD	%	13.16	13.07	20.78	8.37	3.07
KGNW/YD	%	17.59	19.19	125.88	-84.53	41.77
KGNFIN/YD	%	-2.43	-3.27	22.73	-37.57	10.70
KGNMON/YD	%	-3.28	-2.92	1.56	-12.65	2.91
KGNWB/YD	%	-6.22	-5.94	1.07	-20.55	4.90
KGNFINB/YD	%	-3.95	-3.70	1.01	-15.99	3.43
KGNMONB/YD	%	-3.08	-2.80	0.93	-12.62	2.70
KGLAND/YD	%	19.63	22.60	115.37	-53.22	33.33
KGSEC/YD	%	0.84	0.52	22.99	-31.72	9.43
KGSHARE/YD	%	1.33	0.77	23.25	-30.73	9.26
NW/YD	%	525.82	475.39	897.69	344.90	165.35
TAN/YD	%	383.00	357.34	647.30	253.16	111.37
NFIN/YD	%	142.82	118.21	257.35	71.31	58.43
NMON/YD	%	94.44	76.03	200.64	47.77	46.14
LAND/YD	%	303.40	270.56	552.01	198.87	99.42
SEC/YD	%	48.38	42.05	117.31	23.20	19.00
SHARE/YD	%	33.38	29.00	90.96	19.63	14.48

各資産に占める割合

Variable	Unit	Mean	Median	Max	Min	Std. Dev.
TAN/NW	%	73.45	73.89	79.61	63.56	3.64
NFIN/NW	%	26.55	26.11	36.44	20.39	3.64
NMON/NW	%	17.30	15.97	30.64	12.91	4.20
LAND/NW	%	57.71	57.96	63.24	49.70	3.10
SEC/NW	%	9.25	8.87	13.63	5.80	1.95
SHARE/NW	%	6.46	5.86	10.88	3.78	1.93
NMON/NFIN	%	64.65	65.16	84.10	48.64	7.85
SEC/NFIN	%	35.35	34.84	51.36	15.90	7.85
SHARE/NFIN	%	24.81	24.53	41.01	10.54	7.84

付録 3 共和分分析の結果

表 A.3.1 X1=YD, X2=NW(-1)

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1958-97	1956-97	1956-97
lag	0	2	0	0
C	30.091	-58.951	13.897	27.936
t-value	(4.227)		(1.715)	(3.890)
C*D			-21.071	-79.526
t-value			(-3.245)	(-2.515)
X1	0.700	0.944	0.763	0.801
t-value	(27.682)	(5.107)	(25.462)	(16.338)
X1*D				0.099
t-value				(1.210)
X2	0.020	0.006	0.019	-0.005
t-value	(7.861)	(.505)	(8.026)	(-.595)
X2*D				0.014
t-value				(1.426)
adjR ²	0.995		0.996	0.997
DW/ r=	0.577	r=0	0.999	1.143
coint test	-2.425	23.827	-3.565	-4.096
構造変化			1972	1980

表 A.3.2 X1=YD, X2=NW(-1), X3=KGNW

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1958-97	1956-97	1956-97
lag	0	1	0	0
C	30.150	-496.358	32.447	33.018
t-value	(4.495)		(5.868)	(5.929)
C*D			24.126	-96.476
t-value			(4.406)	(-3.766)
X1	0.692	1.347	0.698	0.719
t-value	(28.766)	(1.564)	(35.273)	(17.686)
X1*D				0.198
t-value				(3.016)
X2	0.021	-0.028	0.017	0.010
t-value	(8.640)	(-.432)	(8.002)	(1.329)
X2*D				-0.002
t-value				(-.196)
X3	0.015	3.909	0.030	0.043
t-value	(2.436)	(.787)	(4.883)	(5.095)
X3*D				-0.036
t-value				(-3.671)
adjR ²	0.996		0.997	0.998
DW/ r=	0.462	r=0	0.938	1.232
coint test	-1.915	232.242***	-3.508	-4.458
構造変化			1991	1980

表 A.3.3 $X1=YD, X2=NW(-1)+KGNW$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97
lag	0	1	0	0
C	28.502	-138.184	9.415	18.112
t-value	(4.408)		(1.374)	(2.428)
C*D			-25.497	-91.045
t-value			(-4.420)	(-4.525)
X1	0.697	1.203	0.776	0.806
t-value	(29.783)	(1.723)	(29.421)	(14.571)
X1*D				0.089
t-value				(1.282)
X2	0.021	-0.012	0.018	0.003
t-value	(8.653)	(-257)	(9.198)	(.255)
X2*D				0.011
t-value				(1.020)
adjR ²	0.996		0.997	0.998
DW/ r=	0.439	r=0	0.868	1.142
coint test	-1.779	15.817	-3.131	-3.999
構造変化			1971	1973

表 A.3.4 $X1=YD+KGNW, X2=NW(-1)$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97
lag	1	1	1	1
C	177.441	-96.983	153.521	149.027
t-value	(11.008)		(8.272)	(11.562)
C*D			-62.561	694.345
t-value			(-2.282)	(4.598)
X1	0.076	0.871	0.083	0.042
t-value	(18.591)	(15.687)	(3.476)	(1.515)
X1*D				-0.094
t-value				(-2.125)
X2	0.080	0.008	0.094	0.106
t-value	(3.036)	(1.463)	(12.716)	(13.684)
X2*D				-0.133
t-value				(-5.029)
adjR ²	0.924		0.932	0.961
DW/ r=	0.154	r=0	0.303	0.377
coint test	-2.533	214.510***	-3.178	-3.232
構造変化			1984	1988

表 A.3.5 $X1=YD, X2=NFIN(-1)$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	34.472	32.160	37.579	15.618	68.677	-287.885	73.681	95.508
t-value	(5.907)		(6.748)	(1.732)	(10.858)		(13.694)	(16.252)
C*D			12.574	65.844			-17.790	-26.944
t-value			(2.620)	(.928)			(-7.294)	(-.669)
X1	0.707	0.714	0.704	0.865	0.584	1.339	0.558	0.391
t-value	(38.487)	(25.430)	(40.995)	(12.800)	(36.252)	(1.284)	(39.636)	(13.518)
X1*D				-0.265				0.239
t-value				(-1.641)				(2.607)
X2	0.062	0.061	0.054	-0.048	0.082	-0.013	0.094	0.200
t-value	(10.615)	(6.627)	(8.393)	(-.942)	(22.210)	(-.093)	(26.537)	(11.465)
X2*D				0.130				-0.139
t-value				(2.317)				(-6.157)
adjR ²	0.997		0.997	0.997	0.995		0.996	0.997
DW/ r=	0.691	r=0	0.917	1.006	0.513	r=0	0.783	0.851
coint test	-2.896	27.896	-3.548	-3.652	-2.784	31.531**	-4.082	-4.044
構造変化			1980	1975			1993:4	1981:3

表 A.3.6 $X1=YD, X2=NFIN(-1), X3=KGNFIN$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:2-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	1	1	1
C	34.884 (6.337)	-3957.190	45.944 (7.152)	16.745 (.616)	68.421 (10.825)	225.615	73.546 (13.739)	88.458 (15.229)
t-value			16.781 (2.801)	61.067 (1.994)			-17.797 (-7.384)	-48.274 (-1.123)
C*D			0.641 (22.846)	0.821 (3.551)	0.586 (36.271)	0.104 (.406)	0.558 (39.710)	0.452 (19.481)
X1	0.706 (40.768)	11.823 (.072)	0.075 (11.265)	-0.215 (-.921)				0.253 (2.570)
t-value			0.081 (22.048)	0.163 (3.600)	0.081 (22.048)	0.163 (3.600)	0.095 (26.431)	0.160 (13.713)
X1*D			0.085 (.510)	-0.003 (-.016)				-0.114 (-5.639)
X2	0.063 (11.380)	-1.064 (-.064)	0.049 (2.795)	0.042 (.220)	0.011 (1.152)	-1.964 (-1.995)	0.010 (1.279)	0.017 (1.014)
t-value			0.010 (.055)	0.010 (.055)				-0.029 (-1.550)
X3	0.046 (2.423)	71.758 (.068)	0.998 (.998)	0.998 (.998)	0.995 (.995)		0.996 (.996)	0.997 (.997)
t-value			0.965 (1.014)	1.014 (1.014)	0.500 (-2.868)	r=1 (30.008**)	0.746 (-4.152)	0.938 (-4.071)
adjR ²	0.997		0.998	0.998	0.995		0.996	0.997
DW/ r=	0.772	r=0	0.965	1.014	0.500	r=1	0.746	0.938
coint test	-3.147	183.331***	-3.645	-3.670	-2.868	30.008**	-4.152	-4.071
構造変化			1965	1966			1993:3	1983:4

表 A.3.7 $X1=YD, X2=NFIN(-1)+KGNFIN$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	34.073 (6.297)	-2.515	43.729 (6.915)	20.696 (1.257)	54.428 (7.824)	111.564	56.145 (8.562)	57.203 (8.811)
t-value			15.246 (2.551)	51.197 (2.386)			-12.928 (-4.211)	-21.559 (-1.159)
C*D			0.653 (23.895)	0.790 (5.121)	0.630 (36.720)	0.488 (8.338)	0.617 (37.463)	0.612 (37.351)
X1	0.710 (11.516)	0.797 (14.559)	0.016 (11.171)	0.016 (.126)	0.070 (18.218)	0.098 (7.890)	0.078 (19.106)	0.081 (19.398)
t-value			0.062 (42.348)	0.062 (.475)				-0.046 (-1.370)
X1*D			0.998 (.998)	0.998 (.998)	0.993 (.993)		0.994 (.994)	0.994 (.994)
X2	0.062 (42.348)	0.052 (3.556)	0.073 (11.171)	0.016 (.126)	0.070 (18.218)	0.098 (7.890)	0.078 (19.106)	0.081 (19.398)
t-value			0.062 (.475)	0.062 (.475)				-0.046 (-1.370)
adjR ²	0.997		0.998	0.998	0.993		0.994	0.994
DW/ r=	0.883	r=0	1.132	1.220	0.850	r=1	1.107	1.184
coint test	-3.429	24.103	-4.059	-4.200	-3.916**	15.557**	-4.870*	-4.812*
構造変化			1965	1966			1993:3	1993:1

表 A.3.8 $X1=YD+KGNFIN, X2=NFIN(-1)$

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:4-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	2	3	2	2
C	123.430 (6.915)	-12.006	100.562 (6.803)	75.077 (3.616)	240.173 (24.171)	-338.931	247.619 (41.894)	125.163 (18.276)
t-value			-103.766 (-4.992)	328.659 (1.529)			65.562 (15.460)	232.618 (24.868)
C*D			0.382 (9.073)	0.648 (7.085)	0.144 (5.775)	1.566 (2.856)	0.050 (3.147)	0.076 (3.290)
X1	0.407 (7.649)	0.841 (28.656)	0.071 (10.900)	0.043 (.969)	0.175 (25.841)	-0.060 (-.684)	0.169 (41.856)	0.435 (26.716)
t-value			0.071 (.591)	0.071 (.591)				-0.275 (-16.617)
X2	0.155 (8.752)	0.047 (5.510)	0.240 (10.900)	0.043 (.969)	0.175 (25.841)	-0.060 (-.684)	0.169 (41.856)	0.435 (26.716)
t-value			0.071 (.591)	0.071 (.591)				-0.275 (-16.617)
adjR ²	0.953		0.971	0.965	0.953		0.984	0.994
DW/ r=	0.868	r=0	1.288	0.972	0.308	r=0	0.353	0.595
coint test	-3.599	143.866***	-4.515*	-3.767	-2.738	302.218***	-3.731	-3.569
構造変化			1985	1990			1971:2	1978:3

表 A.3.9 X1=YD, X2=NMON(-1)

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	29.119	136.210	38.710	19.039	56.088	381.018	74.408	98.017
t-value	(3.859)		(5.726)	(1.743)	(6.959)		(11.774)	(14.293)
C*D			-33.206	-244.205			-31.912	-266.338
t-value			(-4.134)	(-3.284)			(-10.045)	(-5.938)
X1	0.740	0.718	0.692	0.888	0.635	0.138	0.566	0.430
t-value	(33.149)	(9.068)	(31.201)	(10.928)	(32.443)	(.300)	(34.847)	(14.685)
X1*D				0.384				0.722
t-value				(2.280)				(7.640)
X2	0.071	-0.118	0.107	-0.151	0.081	0.050	0.114	0.212
t-value	(7.188)	(-1.015)	(8.892)	(-1.534)	(15.626)	(.923)	(22.339)	(10.313)
X2*D				0.106				-0.241
t-value				(1.027)				(-9.345)
adjR ²	0.995		0.996	0.997	0.991		0.995	0.996
DW/ r=	0.471	r=0	0.787	1.267	0.326	r=0	0.680	1.041
coint test	-2.118	76.537***	-3.185	-4.372	-1.919	63.482***	-3.954	-4.098
構造変化			1994	1978			1993:3	1982:2

表 A.3.10 X1=YD, X2=NMON(-1), X3=KGNMON

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:2-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	1	1	1
C	26.725	541.000	36.552	20.314	53.914	290.465	72.342	97.237
t-value	(3.494)		(5.302)	(1.755)	(6.774)		(11.636)	(13.166)
C*D			-32.330	-245.085			-31.446	-265.639
t-value			(-4.049)	(-3.201)			(-10.123)	(-5.871)
X1	0.758	-0.353	0.707	0.872	0.647	-0.132	0.577	0.434
t-value	(29.620)	(-.206)	(28.282)	(9.665)	(32.619)	(-.252)	(35.235)	(13.343)
X1*D				0.398				0.718
t-value				(2.241)				(7.465)
X2	0.063	-0.131	0.099	-0.124	0.077	0.230	0.110	0.210
t-value	(5.589)	(-.394)	(7.592)	(-1.048)	(14.491)	(2.175)	(21.376)	(9.593)
X2*D				0.079				-0.238
t-value				(.648)				(-8.873)
X3	0.178	-9.338	0.141	0.076	0.077	-4.064	0.064	0.011
t-value	(1.399)	(-.637)	(1.315)	(.439)	(2.441)	(-1.503)	(2.701)	(.298)
X3*D				-0.087				-0.022
t-value				(-.370)				(-.473)
adjR ²	0.995		0.996	0.997	0.992		0.995	0.996
DW/ r=	0.568	r=1	0.893	1.229	0.308	r=1	0.630	1.066
coint test	-2.456	56.043***	-3.462	-4.277	-2.062	54.373***	-4.047	-4.095
構造変化			1994	1978			1993:3	1982:2

表 A.3.11 X1=YD, X2=NMON(-1)+KGNMON

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	28.524	-347.116	37.335	25.742	53.955	-134.813	69.566	74.028
t-value	(3.888)		(5.757)	(2.384)	(6.996)		(11.714)	(13.523)
C*D			-32.796	-246.688			-31.048	66.326
t-value			(-4.208)	(-3.341)			(-10.242)	(.526)
X1	0.746	0.995	0.702	0.834	0.647	0.990	0.587	0.569
t-value	(35.363)	(1.744)	(34.272)	(9.786)	(35.417)	(4.023)	(39.685)	(40.967)
X1*D				0.427				0.046
t-value				(2.542)				(.220)
X2	0.068	0.576	0.102	-0.095	0.077	0.055	0.108	0.118
t-value	(7.383)	(.579)	(9.170)	(-.818)	(16.172)	(1.543)	(23.188)	(25.414)
X2*D				0.053				-0.085
t-value				(.441)				(-3.502)
adjR ²	0.995		0.997	0.997	0.992		0.995	0.996
DW/ r=	0.493	r=0	0.858	1.145	0.307	r=0	0.660	0.757
coint test	-2.201	66.684***	-3.374	-4.104	-2.059	35.358**	-4.182	-4.193
構造変化			1994	1978			1993:2	1992:1

表 A.3.12 X1=YD+KGNMON, X2=NMON(-1)

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1956-97	1965:1-97:4	1966:2-97:4	1965:1-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	2	5	2	2
C	24.872	-1166.480	35.269	37.811	118.899	703.252	136.159	113.627
t-value	(2.561)		(3.762)	(4.095)	(9.312)		(12.361)	(10.047)
C*D			-34.042	410.805			-45.537	360.942
t-value			(-3.136)	(1.874)			(-7.325)	(9.680)
X1	0.801	1.208	0.746	0.731	0.523	-0.407	0.439	0.502
t-value	(26.123)	(.654)	(22.777)	(21.840)	(15.542)	(-.333)	(14.355)	(14.038)
X1*D				-0.576				-0.415
t-value				(-1.532)				(-5.792)
X2	0.043	2.004	0.082	0.095	0.102	0.053	0.147	0.129
t-value	(3.236)	(.254)	(4.747)	(5.068)	(10.980)	(.640)	(14.772)	(8.843)
X2*D				-0.013				-0.054
t-value				(-.172)				(-2.432)
adjR ²	0.992		0.994	0.994	0.972		0.980	0.985
DW/ r=	1.279	r=1	1.552	1.489	0.861	r=0	0.881	0.726
coint test	-4.348**	20.251***	-5.107**	-4.965	-2.896	39.388***	-3.685	-3.482
構造変化			1994	1993			1993:3	1989:2

表 A.3.13 $X1=YD$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1959-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4
lag	0	3	0	1	2	1
X1	0.870	0.941	0.848	0.843	1.554	0.811
t-value	(182.350)	(13.762)	(180.613)	(292.053)	(.572)	(288.798)
X1*D			0.044			0.053
t-value			(6.547)			(14.685)
adjR ²	0.989		0.995	0.975		0.988
DW/ r=	0.229	r=0	0.612	0.116	r=0	0.378
coint test	-1.389	6.148	-2.758	-1.070	26.252***	-2.647
構造変化			1986			1983:2

表 A.3.14 $X1=YD+KGNW$

CNS	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97
lag	0	1	0
X1	0.660	1.873	0.601
t-value	(15.417)	(1.980)	(13.092)
X1*D			0.245
t-value			(2.616)
adjR ²	0.288		0.429
DW/ r=	0.678	r=1	1.040
coint test	-2.648	5.041**	-3.683
構造変化			1989

表 A.3.15 $X1=YD+KGNWB$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1958-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4
lag	1	2	1	2	3	2
X1	0.913	0.873	0.941	0.889	0.978	0.920
t-value	(145.281)	(67.579)	(76.297)	(178.989)	(26.674)	(76.734)
X1*D			-0.036			-0.037
t-value			(-2.549)			(-2.825)
adjR ²	0.985		0.984	0.927		0.923
DW/ r=	1.029	r=0	1.198	1.416	r=1	1.527
coint test	-4.540***	34.478***	-5.426**	-3.385**	11.103***	-3.671
構造変化			1977			1975:4

表 A.3.16 $X1=YD+KGNFIN$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1957-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:2-97:4	1965:1-97:4
lag	0	1	0	0	1	0
X1	0.880	0.938	0.857	0.863	0.927	0.844
t-value	(51.182)	(32.555)	(40.645)	(86.738)	(63.459)	(68.878)
X1*D			0.063			0.052
t-value			(1.830)			(2.571)
adjR ²	0.867		0.885	0.715		0.756
DW/ r=	1.807	r=1	2.129	1.821	r=1	1.958
coint test	-5.720***	14.810***	-6.756***	-10.419***	15.142***	-11.171***
構造変化			1989			1989:4

表 A.3.17 $X1=YD+KGNFINB$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1959-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4
lag	1	3	1	2	3	2
X1	0.902	0.893	0.892	0.880	0.944	0.870
t-value	(178.310)	(84.478)	(134.203)	(209.657)	(43.052)	(154.438)
X1*D			0.021			0.022
t-value			(2.208)			(2.627)
adjR ²	0.988		0.990	0.941		0.948
DW/ r=	1.041	r=0	1.115	1.364	r=1	1.453
coint test	-4.762***	15.327**	-5.353**	-3.187*	9.806***	-3.466
構造変化			1987			1987:4

表 A.3.18 $X1=YD+KGNMON$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1958-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:3-97:4	1965:1-97:4
lag	0	2	0	2	2	2
X1	0.896	0.875	0.888	0.876	0.912	0.863
t-value	(199.066)	(73.146)	(160.007)	(224.554)	(97.162)	(169.796)
X1*D			0.019			0.028
t-value			(2.193)			(3.768)
adjR ²	0.990		0.992	0.947		0.955
DW/ r=	1.270	r=1	1.495	1.430	r=1	1.619
coint test	-4.303***	5.026**	-4.914*	-3.483**	16.919***	-4.141
構造変化			1989			1987:4

表 A.3.19 $X1=YD+KGNMONB$

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-97	1959-97	1956-97	1965:1-97:4	1965:4-97:4	1965:1-97:4
lag	1	3	1	2	3	2
X1	0.896	0.892	0.883	0.875	0.934	0.862
t-value	(193.436)	(72.988)	(155.850)	(231.193)	(45.228)	(175.361)
X1*D			0.028			0.028
t-value			(3.378)			(3.886)
adjR ²	0.990		0.992	0.950		0.958
DW/ r=	0.899	r=0	1.089	1.304	r=1	1.484
coint test	-4.147***	10.783	-5.393**	-2.988	8.930***	-3.537
構造変化			1987			1987:4