

家計消費とキャピタル・ゲインの 長期的関係と安定性

野村 淳 一

1. はじめに

本稿の目的は、家計消費とキャピタル・ゲイン¹⁾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、資産を通し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が、野村(1997)は共和分分析によって、このような経路はみせかけの相関の可能性が高く、特に土地を含む実物資産の効果は疑わしいと結論している。このことは1980年代後半からのバブル期の資産価格変動が消費へ与えた影響がある程度限定されたものであったことを意味している。

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、「今期の所得と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

1) 本稿ではキャピタル・ゲインを混乱がない限りキャピタル・ロスの意味を含んだものとして使用する。

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。このような Campbell (1987) の解釈は、Hall (1978) の消費のランダム・ウォーク仮説を拡張したものであり、恒常所得仮説の共和分的含意と呼ばれる。もっとも Campbell (1987) では、米国について共和分的含意が成立していると結論しているものの、キャピタル・ゲインを明示的に扱わず、検定も消費と可処分所得についてしか行っていない。Shintani (1994) は、より厳密な共和分検定を適用すれば Campbell の結論は支持できないことを示し、日本について共和分的含意を検証し、他国での検証結果との比較を踏まえて、共和分的含意はほとんどの国で成立していないと結論している。野村 (1999) では、恒常所得仮説の共和分的含意が示す所得はヒックス流の可処分所得と考えるのが適当であることを示し、様々なキャピタル・ゲインの概念を考察した結果、実物資産からのキャピタル・ゲインを含む概念では共和分的含意が否定されるものの、インフレによる実質金融資産価値の目減りを含む概念で共和分的含意が成立すると結論している。Okubo (2002) は、Campbell の共和分的含意の特殊ケースである、消費と所得が共和分ベクトル $(1, -1)$ で共和分するという含意について、Ogaki and Park (1998) の確率的共和分 (stochastic cointegration) と決定的共和分制約 (deterministic cointegration restriction) との違いに留意して検証し、決定的共和分制約の構造変化を考慮すれば、消費と所得の自然対数をとったものについて、共和分的含意が成立していると結論している。このことは恒常所得仮説の共和分的含意が成立しないのは、所得概念にキャピタル・ゲインを含んでいないためだけでなく、共和分ベクトルの構造変化のためであることを示唆している。したがって、本稿では所得としてヒックス流の可処分所得を用いるだけでなく、構造変化を考慮した共和分検定を行い、共和分関係の長期的安定性についても検証する。

2. 分析モデル

本節では Campbell (1987) が提唱した恒常所得仮説の共和分的含意について説明する。モデルを説明する前に、ヒックス流の所得概念について説明する必要がある。ヒックス流の所得概念で定義された資本所得は、来期の非人的資産の期待実質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。つまり、資産価格が変動する結果、非人的資産額の期待値も変動すると考えられるので、ヒックス流の資本所得 (YKH) には純キャピタル・ゲインが含まれることになる。純キャピタル・ゲインは以下のように定義される。

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

ここで、 $KGNW$ = 正味資産からの純キャピタル・ゲイン

NW = 正味資産 (非人的資産)

P = 資産価格 (一般物価との相対価格)

また、ヒックス流の資本所得 (YKH) は正味資産を用いて以下のように表される。

$$(2) \quad \begin{aligned} YKH_t &= YK_t + KGNW_t \\ &= r_t NW_{t-1} \end{aligned}$$

ここで、 r = 正味資産の収益率。

したがって、ヒックス流の可処分所得 (YDH) と貯蓄 ($SVGH$) は以下のようになる。

$$(3) \quad YDH_t = YD_t + KGNW_t$$

$$(4) \quad SVGH_t = SVG_t + KGNW_t$$

Campbell (1987) は Hall (1978) と同様、以下のような消費者の動学的最適化問題に基づいて議論している。

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

$$\text{s.t.} \quad NW_t = (1+r_t)NW_{t-1} + YL_t - CNS_t$$

$$(6) \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{NW_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})} = 0$$

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、

$$(7) \quad \beta = \frac{1}{1+\rho}$$

の関係がある。 CNS は消費、 YL は労働所得を表している。正味資産の収益率 (r) が一定で、相対的危険回避度一定の効用関数を用いると、最適化問題の解は以下のようなになる。

$$(8) \quad CNS_t = \gamma \left[r \cdot NW_{t-1} + \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \right]$$

ここで、 $[]$ 内は恒常所得を意味しており、 γ は恒常所得からの消費性向を示し、正味資産からの収益率と時間選好率、相対的危険回避度の関数となっている。したがって消費者は恒常所得に基づいて消費行動を決定していると考えられる。(8)式に $1/\gamma$ を掛けて、ヒックス流の可処分所得から引くと、以下のようなになる。

$$(9) \quad YDH_t - \left(\frac{1}{\gamma} \right) CNS_t = YL_t - \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j}$$

$$= - \sum_{i=1}^{\infty} \left[\frac{1}{1+r} \right]^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

もしヒックス流の可処分所得と消費，労働所得が差分定常過程（1 階の差分をとると定常になる）であれば，(9)式からヒックス流の可処分所得と消費は共和分ベクトル $(1, -1/\gamma)$ で共和分していることがわかる。これが Campbell の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。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。

(9)式は，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 $(1, -1/\gamma)$ 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，

$$(10) \quad CNS_t - \gamma YDH_t = \gamma \sum_{i=1}^{\infty} \left[\frac{1}{1+r} \right]^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

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. 推定方法

3.1 単位根検定

本稿では時系列データを用いているので、始めにデータの時系列的特性を検討する。マクロ経済時系列データは多くの場合、単位根をもっていると考えられるため、みせかけの相関を避けるためにこのような単位根検定が必要となる。本稿で用いる単位根検定は、ADFテスト (Dickey and Fuller, 1979), PPテスト (Phillips and Perron, 1988), KPSSテスト (Kwiatkowski et al., 1992) の3つの検定方法である²⁾。ADFテストとPPテストでは、帰無仮説は「変数が単位根をもつ」であるが、KPSSテストでは帰無仮説は「変数が定常である」である。このように帰無仮説のタイプの異なる検定を用いることにより、より信頼性の高い結果を得ることができると考えられる。

単位根検定には3つの異なる対立仮説に対応する検定モデルがあるため、検定を行うためには帰無仮説と対立仮説にしたがってモデルを選択しなくてはならない。本稿では各変数のグラフの形状から判断してこれらのタイプを選択した。また誤差項に系列相関が残らないようにラグを選択する必要があるが、本稿では最大のラグの次数 (年次データで4, 四半期データで12) を決めて、SBIC (シュワルツ・ベイズ情報量基準) が最小になるラグの次数を選択した。

3.2 共和分検定

次に本稿で用いた共和分検定について説明する。本稿で用いた共和分検定は、EGテスト (Engle and Granger, 1987), Johテスト (Johansen, 1988, Johansen and Juselius, 1990), GHテスト (Gregory and Hansen, 1996) の3つである。Johテストは誤差項が正規分布にしたがうという仮定が満たされていないとしばしば符号条件 (係数の大きさを含む) を満たさない共和分関

2) 本稿の分析は Eviews 4 および TSP 4.5 を使用している。

係式を認める結果となるので、EG テストの結果と整合的なものだけを共和分関係と認めることとする。GH テストは変化時点が未知である構造変化を1度だけ含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、つまり共和分関係の安定性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。

EG テストは I(1)変数間の回帰式から計算される残差を用いた検定であり、以下の共和分方程式と呼ばれる回帰式を最小2乗法で推計して求める。

$$(1) \quad y_t = \mu + \alpha' x_t + \varepsilon_t$$

ここで、 y は 1×1 のスカラー、 x は $m \times 1$ のベクトルであり、 μ 、 α はパラメータ (のベクトル) である。また ε は誤差項を表している。EG テストは共和分方程式の最小2乗残差について、定数項のないモデル、

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

を ADF テストで検定する。臨界値は独立変数の数 m と共和分方程式(1)にトレンド項が含まれているか否かに依存している。本稿では、検定の臨界値として MacKinnon (1991) の表を用いる。

Joh テストは finite VAR Gaussian system に基づいており、Johansen (1988) で開発され、Johansen and Juselius (1990) で拡張された。この方法を理解するために、以下のような VAR system の誤差修正表現を考える。

$$(12) \quad \Delta z_t = \mu + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

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

z は $m \times 1$ のベクトルであり、I(1)変数、

A, Φ は $m \times m$ の係数行列,

D はダミー変数や非確率項

を示している。(12)式の左辺は $I(0)$ なので、(12)式が成立するためには Π は full rank であってはならない。 z を構成する変数が共和分している、すなわち $r = \text{rank}(\Pi) < m$, という仮説は、 $m \times r$ 行列 α, β を用いて $\Pi = \alpha \beta'$ と表現できる。 Π の階数は共和分行列 β の列の数、あるいは同等であるが共和分ベクトルの数に一致する。共和分の階数を決定するために、Johansen (1988, 1991) は(12)の最尤推定値に基づく2つの統計量を提案した。一つは trace テストであり、もう一つは最大固有値テストである。本稿では trace テストを採用している。Joh テストには、定数項やトレンド項に対する制約に依存して、以下の5つのモデルが存在する。

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

$$\text{(Model 2)} \quad \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0) (z'_{t-1}, 1)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

$$\text{(Model 3)} \quad \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0) (z'_{t-1}, 1)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

$$\text{(Model 4)} \quad \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0, \beta_1) (z'_{t-1}, 1, t)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

$$\text{(Model 5)} \quad \Delta z_t = \alpha (\beta', \beta_0, \beta_1) (z'_{t-1}, 1, t)' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

本稿では Model 3 を用い、臨界値として Osterwald-Lenum (1992) の表を用いた。

(12)と同様な VAR モデルに基づいて、Pesaran et al. (2001) は、変数が $I(0)$ であるか、 $I(1)$ であるか、互いに共和分しているかにかかわらず、変数間にレベルで関係式が存在するか否かを検定する方法を提案している (PSS テスト)。この方法の利点は単位根検定をせずにレベル変数間の関係を検定

することができることであり、共和分分析の第1次接近として非常に有用である。欠点は系列相関の検定であるダービン・ワトソン統計量と同様に判定不能領域があることである。PSS テストは、(12)で $z_t = (y_t, x_t)'$ と分割し、誤差項についても $\varepsilon_t = (\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt})'$ と分割し、その分散共分散行列を

$$\Omega = \begin{pmatrix} \omega_{yy} & \omega_{yx} \\ \omega_{xy} & \omega_{xx} \end{pmatrix} \text{としたときに, } \varepsilon_{yt} = \omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \varepsilon_{xt} + u_t,$$

(ここで、 $u_t \sim IN(0, \omega_{uu})$, $\omega_{uu} \equiv \omega_{yy} - \omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \omega_{xy}$, u_t は ε_{xt} と独立) と表せることを利用して、conditional ECM,

$$(13) \quad \Delta z_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yx} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

を導く。ここで、 y 以外の変数である x の今期の差分が加わっていることに注意しよう。このようなモデルは ARDL (autoregressive distributed lag) モデル・アプローチと呼ばれている。さらに

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{yy} & \pi_{yx} \\ \pi_{xy} & \Pi_{xx} \end{pmatrix} \text{において, } \pi_{xy} = 0 \text{ という仮定}$$

(y を含む共和分関係式が多くても1本しかない) を追加して、

$$(14) \quad \Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

(ここで、 $\pi_{yxx} \equiv \pi_{yx} - \omega' \Pi_{xx}$) と変形する。PSS テストは、(14)において、 $\pi_{yy} = 0$, $\pi_{yxx} = 0$ を同時に満たすか否かを F 統計量により検定する。この F 統計量は全ての変数が I(0) であっても通常の分布にはならないが、全ての変数が I(0) の場合を下限、全ての変数が I(1) の場合を上限とする分布へ収束する。したがって、F 統計量が下限よりも小さいとき、帰無仮説：「変数間にレベルで関係式が存在しない」は棄却できず、上限よりも大きいとき

棄却する。F 統計量が下限と上限の間へ入った場合は判別不能である。Joh テストと同様、定数項やトレンド項に対する制約に依存して、以下の5つのモデルが存在する。

$$\text{(Model I)} \quad \Delta y_t = \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

$$\text{(Model II)} \quad \Delta y_t = \pi_{yy} (y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx} (x_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

$$\text{(Model III)} \quad \Delta y_t = c_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

$$\text{(Model IV)} \quad \Delta y_t = c_0 + \pi_{yy} (y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yx} (x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

$$\text{(Model V)} \quad \Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

本稿では、Model III, IV, V について検討する。F 統計量の臨界値は Pesaran et al. (2001) を用いる。

GH テストは構造変化の可能性を1度だけ認めた共和分検定である。帰無仮説を「共和分関係がない」、対立仮説を「1回だけ構造変化が存在する共和分関係がある」とした GH テストにはいくつかのタイプが存在するが、本稿では ADF タイプの検定を用いることとする。GH テストには以下の4つのモデルがある。

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

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

$$\text{(C/T Model)} \quad y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_{1t} + \beta t + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

$$(C/S \text{ Model}) \quad y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 DU_{t\tau} + \alpha' y_{2t} + \alpha' y_{2t} DU_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

(ここで、 y_{1t} は 1×1 のスカラー、 y_{2t} は $m \times 1$ のベクトルである。) $DU_{t\tau}$ は以下のようなダミー変数である。

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

ここで、 $\tau \in (0, 1)$, $T\tau \in ([0.15T], [0.85T])$ 。各モデルについて、GH テストは各構造変化時点 (τ) について、以下のような式を推定する。

$$(15) \quad \Delta \hat{e}_{t\tau} = \rho \hat{e}_{t-1\tau} + \rho_1 \Delta \hat{e}_{t-1\tau} + \rho_2 \Delta \hat{e}_{t-2\tau} + \dots + \rho_p \Delta \hat{e}_{t-p\tau}$$

ρ の t 統計量を $ADF(\tau)$ と表すと、GH テストの統計量は以下のように $ADF(\tau)$ を最小にした値として計算される。

$$(16) \quad ADF^*(\tau) = \inf_{\tau \in \tau_n} ADF(\tau)$$

GH テストの臨界値は Gregory and Hansen (1996) にある。 $ADF(\tau)$ の最小値において、帰無仮説：「共和分関係はない」が棄却されれば、その時点において構造変化をもつ共和分関係が存在すると考えられる。また、もし Basic Model では共和分関係がないという帰無仮説を棄却できず、他のモデルで棄却できた場合は、構造変化を伴う共和分関係が存在すると考えられる。しかしながら、Basic Model を含めたいくつかの複数のモデルで帰無仮説が棄却された場合は、どのモデルが真のモデルであるかは明確ではない。このような場合は、Hansen (1992) の $I(1)$ 変数を含んだ回帰式の構造変化テストが有用であると考えられる。

4. 分析データ

4.1 使用データ

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、年次データ(標本期間:1956~98年)と四半期データ(標本期間:1965:1~98:4)の両方を用いて検証する³⁾。各データは一人当たり実質値(単位:万円)であり、次のように計算される。

$$(17) \text{ 変数} = \text{変数 } N / (\text{CPI} * \text{POP}) * 100000$$

ここで、変数 N は変数の名目値(単位:10億円)を意味し、CPI は1995年=1とする消費者物価指数(総合指数(除く帰属家賃))を、POP は総人口(単位:千人)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。SNAの年次データについては以下のような2つの調整を行っている。(1)SNAの貯蓄では固定資本減耗が取得原価で評価されており、資本移転も含まれていないので、これをHayashi(1986)の方法を用いて再調達価格評価の固定資本減耗に調整し、資本移転も含むものにした。(2)1954~68年の株式資産データは簿価で評価されているので、野村(1997)の方法を用いて市場価格評価に調整した。しかしながら四半期データは資料が不足しているため、上記の調整は行っていない。

四半期データは全てDECOMP法により季節変動を調整している。DECOMP法は北川(1986)で提案された状態空間モデルを用いた季節変動

3) SNAは現在2001年までのデータが公表されているが、2000年10月に大幅な基準改定(93SNA)が行われたため、現在利用可能な長期の系列は改定前の基準(68SNA)で作成された1998年までのデータである。93SNAは部門別所得支出勘定が1990~2001年までしかなく、消費・貯蓄とも概念が大きく変わっている。

調整法であり、佐藤整尚氏のホームページ⁴⁾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。

4. 2 純キャピタル・ゲインの計算

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に表せる。

$$(18) \quad W_t = W_{t-1} + FLW_t + ADW_t$$

ここで、 W は資産（期末値、時価）を、 FLW は資産の純購入額を、 ADW は資産の調整勘定を表している。つまり、期末の資産は期首の資産に今期の資産の純購入額と今期のキャピタル・ゲインを加えた額に等しい⁵⁾。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（現金など）との交換の意味しかない。

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、以下のような実質値の差によって計算される。

4) <http://alpha1.ism.ac.jp/inets2/JapaneseVersion/title.html>

5) 実際にはキャピタル・ゲインの他に災害等による資産の減少や部門調整に伴う資産額の調整が含まれている。

$$(19) \quad KGWR_t = \frac{W_t}{P_{END,t}} - \frac{W_{t-1}}{P_{END,t-1}} - \frac{FLW_t}{P_t}$$

ここで、KGWR 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、KGWR 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しよう。一人当たりの純キャピタル・ゲイン (単位：万円) は、

$$(20) \quad KGW = KGWR / POP * 100000$$

として計算される。

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。正味資産は次のように分割できる。

$$\begin{aligned} \text{正味資産} &= \text{実物資産} + \text{正味金融資産} \\ (\text{NW}) & \quad (\text{TAN}) \quad (\text{NFIN}) \end{aligned}$$

実物資産は、

$$\begin{aligned} \text{実物資産} &= \text{土地} + \text{純固定資産} + \text{在庫} \\ (\text{TAN}) & \quad (\text{LAND}) \quad (\text{NFIN}) \quad (\text{STOCK}) \end{aligned}$$

で構成されている。ここで、再生産不可能有形固定資産を、総称して土地と呼ぶこととする。また純固定資産の大半は住宅であると考えられる。正味金融資産は、

$$\begin{aligned} \text{正味金融資産} &= \text{有価証券資産} + \text{正味貨幣資産} \\ (\text{NFIN}) & \quad (\text{SEC}) \quad (\text{NMON}) \end{aligned}$$

で構成されている。ここで、有価証券資産とは株式と長期債券のことであり、正味貨幣資産とは正味金融資産から有価証券資産を控除したものである現金・

預金と保険資産などである。この分割は正味金融資産をキャピタル・ゲインが発生するか否かで分割したものである。したがって、キャピタル・ゲインを考慮すると正味資産は、

$$\begin{aligned} \text{正味資産} &= \text{実物資産} + \text{有価証券資産} + \text{正味貨幣資産} \\ (\text{NW}) & \quad (\text{TAN}) \quad (\text{SEC}) \quad (\text{NMON}) \end{aligned}$$

と3種類に分割できる。つまり、正味資産から実物資産を控除したのが正味金融資産であり、正味金融資産から有価証券資産を控除したのが、正味貨幣資産である。したがって、これら3つの資産について検討することによって、資産価格変動によるキャピタル・ゲインの効果の有無が考察できる。

固定資本減耗は純固定資産の減耗分であり、正味資産の総蓄積は貯蓄と資本移転の和である。本稿では貯蓄を、資本移転を含んだ概念として定義するので、以降これらをまとめて貯蓄と呼ぶこととする。期末貸借対照表勘定は資本調達勘定の金融取引と整合的な統計なので、正味資産の総蓄積は貯蓄に統計上の不突合を加えたものとなる。この正味資産の総蓄積はさらに以下のように分割できる。

$$\begin{aligned} \text{貯蓄} + \text{統計上の不突合} &= (\text{総固定資本形成} - \text{固定資本減耗}) \\ (\text{SVG}) \quad (\text{DISC}) & \quad (\text{GINV}) \quad (\text{DEP}) \\ & + \text{土地の純購入} + \text{在庫品増加} \\ & \quad (\text{FLLAND}) \quad (\text{FLSTOCK}) \\ & + \text{貯蓄投資差額} + \text{統計上の不突合} \\ & \quad (\text{SIB}) \quad (\text{DISC}) \end{aligned}$$

したがって、正味資産の蓄積は以下ようになる。

$$(21) \quad NW_t = NW_{t-1} + (\text{SVG}_t + \text{DISC}_t) + \text{ADNW}_t$$

ここで、資産変数の頭にADが付いたものは期末貸借対照表の調整勘定を表している。同様に正味金融資産の内訳の蓄積式も以下ようになる。

$$(22) \quad NFIN_t = NFIN_{t-1} + (SIB_t + DISC_t) + ADNFIN_t$$

また正味金融資産をさらに2つに分割したものの蓄積式は以下のようになる。

$$(23) \quad SEC_t = SEC_{t-1} + FLSEC_t + ADSEC_t$$

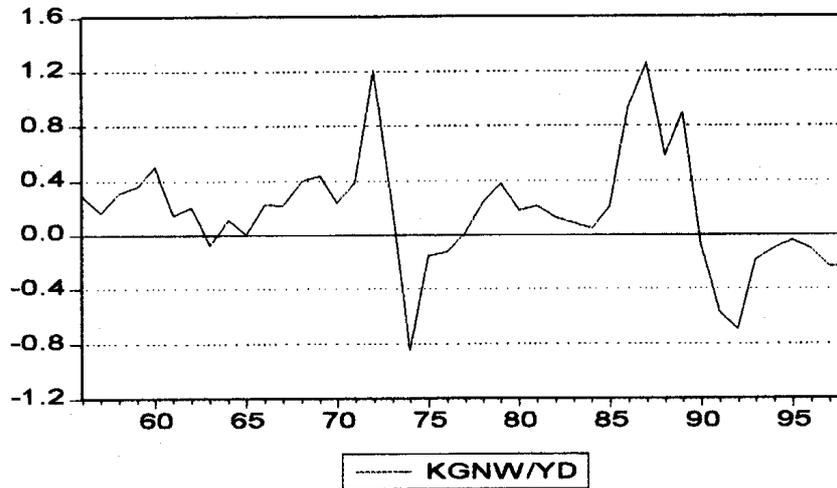
$$(24) \quad NMON_t = NMON_{t-1} + (SIB_t + DISC_t - FLSEC_t) + ADNMON_t$$

ここで、FLSECは有価証券資産の純増を表している。この関係式を利用して、各資産からの純キャピタル・ゲインが推計される。資金循環表勘定(FOF)のデータでは調整勘定が利用できないが、資産残高と各期の資産購入額(純)が掲載されているので、上記の関係が成り立つとして、純キャピタル・ゲインを計算している。またFOFは実物資産を含んでいないので、正味資産は四半期では利用できない。

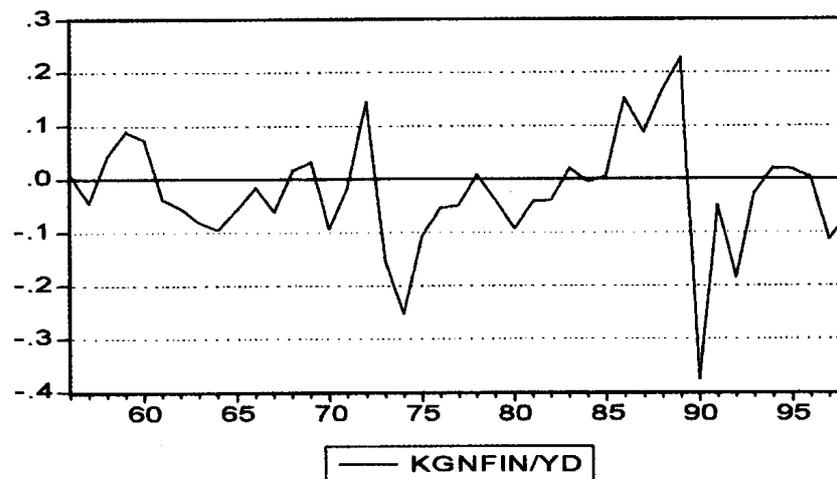
図1は各資産の純キャピタル・ゲインの大きさを示している。正味資産からの純キャピタル・ゲイン(KGNW)の大きさは可処分所得(YD)との比率で、平均0.17、最大1.26、最小-0.84である。正味金融資産からの純キャピタル・ゲイン(KGNFIN)の大きさは同様に、平均-0.03、最大0.23、最小-0.38である。正味貨幣資産からの純キャピタル・ゲイン(KGNMON)の大きさは同様に、平均-0.03、最大0.01、最小-0.13である。第1次石油危機前後とバブル経済期に大きなキャピタル・ゲインやロスが発生していたことが確かめられる。

図1 純キャピタル・ゲインの大きさ (可処分所得比, 小数点表示)

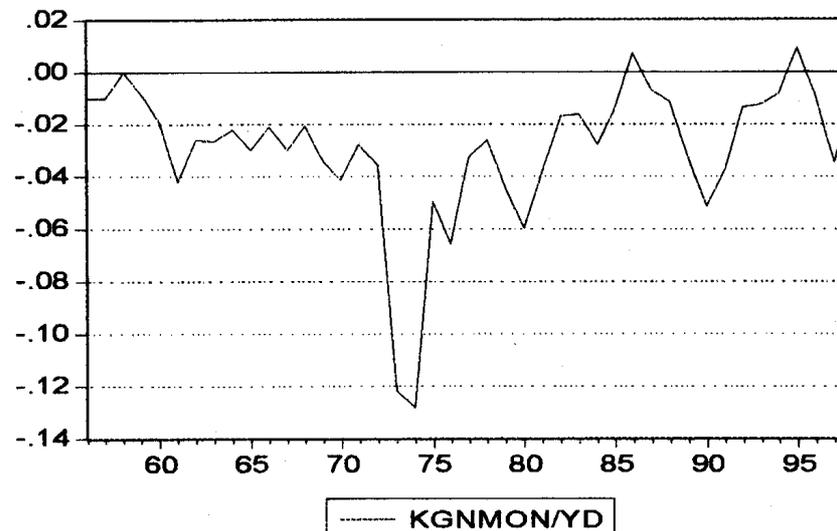
(a) 正味資産からの純キャピタル・ゲイン



(b) 正味金融資産からの純キャピタル・ゲイン



(c) 正味貨幣資産からの純キャピタル・ゲイン



5. 推定結果

表1はPSSテストの結果をまとめたものである。消費と各可処分所得(ヒックス流の定義による)の間にレベルにおいて関係式が存在するか否かはdeterministic trendsに対してどのような制約を課すかに依存するので、検定モデルとしてModel III, IV, Vの3つを検討した。通常の可処分所得については、年次データでは関係式が認められるものの、四半期データでは認められない。逆に正味貨幣資産からの純キャピタル・ゲインを考慮したものでは、四半期データでは関係式が認められるものの、年次データでは認められない。正味資産からの純キャピタル・ゲインを考慮したものでは、年次データしか利用できないのではっきりとした結論は出せないが、トレンドの制約にかかわらず関係式が認められる。もっとも安定的に関係式が認められたのは正味金融資産からの純キャピタル・ゲインを考慮したものであり、トレンド制約の有無、年次・四半期の違いを超えて関係式が認められる。

表2は単位根検定を行った結果をまとめたものである。ADFテスト, PPテスト, KPSSテストの全てについて必ずしも整合的な結論とならなかったものにはクエッションマーク(?)を付している。推定モデルの選択には恣意的な要素も多く、検定の信頼性には問題もあるが、おおむね以下のような結論が得られる。可処分所得, 消費, 貯蓄は年次データでも四半期データでもI(1)である。一方, 純キャピタル・ゲインは年次データでも四半期データでもI(0)である。本稿では純キャピタル・ゲインはヒックス流の可処分所得の一部として含まれており, これを単独で回帰式に用いることはないので, 純キャピタル・ゲインが定常であっても分析に問題はない。つまり, 分析に用いる変数は, はっきりしないものもあるが, 全てI(1)であると想定できる。

表3は共和分検定を行った結果をまとめたものである。定数項のあるモデルではGHテストの解釈が複雑になり, 必ずしも理論と整合的ではなくなるので, 恒常所得仮説の共和分的含意の検定はすべて定数項なしのモデルで行った。これは理論モデルと整合的な定式化であり, 定数項を含めても結果に本

質的な違いはなかった。正味資産からの純キャピタル・ゲインを用いた場合、Joh テストでは1本の共和分関係が認められ、その係数も0.87と EG テストや GH テストの0.60～0.88と整合的である。したがって、Joh テストの検出力を考えると、Basic Model での共和分関係は否定できない。

正味貨幣資産からの純キャピタル・ゲインについては、恒常所得からの消費性向の大きさはどれも妥当なものであり、かつ1本の共和分関係が認められるが、四半期データについては共和分関係を見つけることはできなかった。年次データでは、すべての係数は0.88～0.91の範囲であり問題ないが、Basic Model と C/S Model の両方で共和分関係が認められるので、構造変化については明確な結論を出せないものの、1987年時点で共和分関係が変化した可能性を示唆している。関係の安定性については Hansen (1992) などにより構造変化テストをして確認する必要があるが、今後の課題としたい。GH テストの結果、恒常所得からの消費性向は1987年を境に0.88から0.91へ大きくなっており、長期的な貯蓄率が12%から9%へと低下したと解釈できる。これらは資産の実質収益率、相対的危険回避度、時間選好率の複雑な関数となっており、係数の変化からはこれらのパラメータがどのように変化したかは特定できない。全てが同時に動いた可能性もあり、さらなる分析が必要である。1987年はバブル形成の半ばにあたり、この分析結果が正しければ、消費者がバブル形成に一定の役割を果たしたと考えられる。

正味金融資産からの純キャピタル・ゲインについては、年次・四半期データとも、Joh テストでも EG テスト、GH テストでも1本の共和分関係が認められた。しかも年次・四半期データとも結果は良好であり、変数の概念や推計期間に違いがあるにもかかわらず、いずれも整合的な値となっている。恒常所得からの消費性向は0.84～0.93と妥当な大きさの範囲であり、構造変化時点も年次、四半期とも1989年で一致している。構造変化についてみると、係数は0.84～0.85から0.90～0.93へと大きくなっており、やはり長期的な貯蓄率が15%前後から10%前後へと低下したことを示している。1989年はバブル経済が崩壊する直前にあたるので、正味貨幣資産からの純キャピタル・ゲイ

ンの場合と異なり、このような消費者の行動がバブル形成に果たした役割は小さいと考えられる。むしろこのような構造変化が正しければ、消費はバブル崩壊の影響を緩和する役割を果たしてきたことになり、現在議論されているような消費不況とは逆の解釈となる。もちろん本稿では純キャピタル・ゲインの影響に焦点を当てて恒常所得仮説を検討しただけなので、例えば将来の不確実性の増大を考慮した予備的貯蓄の考え方を考慮しておらず、実際にバブル期に消費者が果たした役割についての分析は不十分であり、さらなる検討が必要である。

表1 PSS テストの結果

Annual	Without trends	With trends	
	Model III (F _{III})	Model IV (F _{IV})	Model V (F _V)
YD	0.89 (1) a	7.22 (2) c	10.79 (2) c
YD+KGNW	11.01 (1) c	7.14 (1) c	9.52 (1) c
YD+KGNFIN	12.81 (1) c	8.32 (1) c	11.09 (1) c
YD+KGNMON	4.85 (2) a	3.59 (2) a	5.36 (2) a

Quarterly	Without trends	With trends	
	Model III (F _{III})	Model IV (F _{IV})	Model V (F _V)
YD	0.57 (2) a	2.51 (2) a	3.76 (2) a
YD+KGNFIN	8.06 (1) c	5.48 (1) c	7.39 (1) c
YD+KGNMON	13.84 (1) c	10.38 (1) c	14.81 (1) c

1) 検定は以下のモデルに従う。

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t$$

- 2) F_{III}は $c_1=0$ のもとで、 $\pi_{yy}=0$ 、 $\pi_{yxx}=0$ を検定する F 統計量を、F_{IV}は $c_1=0$ 、 $\pi_{yy}=0$ 、 $\pi_{yxx}=0$ を検定する F 統計量を、F_Vは $\pi_{yy}=0$ 、 $\pi_{yxx}=0$ を検定する F 統計量を表している。
- 3) 臨界値は Pesaran et al. (2001) の表を用いており、説明変数1つでは有意水準5%で、判定不能区間が、F_{III}が [4.94, 5.73]、F_{IV}が [4.68, 5.15]、F_Vが [6.56, 7.30] である。
- 4) a は検定統計量の変数が I (0) のときの臨界値より小さいことを、b は判定不能区間にあることを、c は変数が I (1) のときの臨界値より大きいことを示しており、a のとき、帰無仮説「変数間に関係がある」は棄却できず、c のとき、帰無仮説を棄却する。

表2 単位根検定の結果

Annual		Level				Difference			
変数	結果	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
56-98									
YD	I(1)	-2.04 (3)	-1.02 (4)	0.15 (4) **	TREND	-4.22 (0) ***	-4.49 (4) ***	0.22 (4)	CONST
CNS	I(1) ?	-1.38 (0)	-1.75 (2)	0.08 (4)	TREND	-4.43 (0) ***	-4.43 (0) ***		CONST
SVG	I(1)	-1.47 (0)	-1.55 (1)	0.17 (5) **	TREND	-5.59 (0) ***	-5.59 (0) ***	0.17 (1)	CONST
KGNW	I(0)	-3.04 (0) **	-3.19 (2) **	0.09 (3)	CONST				
KGNFIN	I(0)	-5.69 (0) ***	-5.71 (2) ***	0.08 (1)	CONST				
KGNMON	I(0)	-3.13 (0) **	-3.24 (1) **	0.18 (4)	CONST				

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
65:1-98:4									
YD	I(1)	-2.23 (3)	-2.09 (0)	0.17 (9) **	TREND	-6.02 (2) ***	-16.08 (6) ***	0.25 (0)	CONST
CNS	I(1) ?	-1.66 (1)	-2.25 (6)	0.09 (9)	TREND	-14.63 (0) ***	-14.41 (6) ***		CONST
SVG	I(1)	-2.82 (7)	-2.00 (19)	0.23 (9) **	TREND	-2.98 (6) **	-14.97 (10) ***	0.17 (26)	CONST
KGNFIN	I(0)	-10.53 (0) ***	-10.80 (4) ***	0.09 (5)	CONST				
KGNMON	I(0)	-3.15 (2) **	-9.50 (7) ***	0.31 (8)	CONST				

- 1) 表中の数字は、ADF, PP test は $(\rho - 1)$ に対する t 値を表し、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-West 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, $W(i, q) = 1 - i/(q+1)$ 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 Kwiatkoski 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119の場合、TREND が -3.45 , CONST が -2.89 , NOCONST が -1.94 であり、Kwiatkoski 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3 共和分検定の結果

(a) 可処分所得のみ (X1=YD)

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
標本	1956-98	1957-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-98:4
ラグ	0	1	0	1	2	1
X1	0.872 ***	0.962	0.847 ***	0.846 ***	1.016	0.810 ***
X1*D			0.045 ***			0.054 ***
adjR ²	0.993		0.997	0.982		0.994
DW/r	0.213	r=0	0.666	0.137	r=0	0.467
共和分検定	-1.446	6.431	-2.895	-1.164	14.820	-2.854
構造変化			1986			1983.02

(b) 正味資産 (X1=YD+KGNW)

CNS	EG test	Joh test	C/S model
標本	1956-98	1957-98	1956-98
ラグ	0	1	0
X1	0.676 ***	0.868	0.593 ***
X1*D			0.285 ***
adjR ²	0.029		0.531
DW/r	0.626	r=0	1.072
共和分検定	-2.547	27.939 ***	-3.820
構造変化			1989

(c) 正味金融資産 (X1=YD+KGNFIN)

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
標本	1956-98	1957-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:2-98:4	1965:1-98:4
ラグ	0	1	0	1	1	1
X1	0.885 ***	0.898	0.853 ***	0.868 ***	0.923	0.844 ***
X1*D			0.072 **			0.052 ***
adjR ²	0.902		0.920	0.759		0.814
DW/r	1.795	r=0	2.181	1.795	r=0	1.957
共和分検定	-5.767 ***	42.996 ***	-7.015 ***	-6.258 ***	95.858 ***	-6.877 ***
構造変化			1989			1989.03

(d) 正味貨幣資産 (X1=YD+KGNMON)

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
標本	1956-98	1958-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:4-98:4	1965:1-98:4
ラグ	1	2	1	2	3	2
X1	0.896 ***	0.913	0.881 ***	0.871 ***	0.874	0.855 ***
X1*D			0.028 ***			0.029 ***
adjR ²	0.994		0.995	0.976		0.980
DW/r	0.918	r=0	1.142	1.240	r=1	1.490
共和分検定	-4.265 ***	17.623 **	-5.381 **	-3.176	4.093 **	-3.856
構造変化			1987			1987.04

- 1) EG テストは Engle and Granger (1987) により, Joh テストは Johansen (1988, 1991) により, GH テスト (C/S model) は Gregory and Hansen (1996) により提案された。
- 2) ラグの長さは SBIC の値が最小になる時点にしたがって選択した。
- 3) D は構造変化時点以降 1, その他の時点は 0 の値をとるダミー変数を意味する。
- 4) adjR² は自由度調整済み決定係数を, DW は Durbin-Watson 統計量を示している。
- 5) r は共和分ベクトルの数を示している。
- 6) *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。EG テスト, GH テストの係数の有意性は従来の t 検定の結果を参照のため示した。
- 7) 臨界値として, EG テストが MacKinnon (1991) を, Joh テストが Osterwald-Lenum (1992) を, GH テストが Gregory and Hansen (1996) を用いている。

6. まとめ

PSS テストと共和分検定の結果, 変数が I (0) であるか I (1) であるか, あ
るいは年次データであるか四半期データであるかにかかわらず, 安定的に共
和分関係が認められたのは正味金融資産からの純キャピタル・ゲインを用い
た場合のみであり, 消費者の消費・貯蓄選択行動において, 正味金融資産の
果たす役割が重要であると考えられる。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(1)実物資産からのキャピタル・ゲインを考
慮せず, (2)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
れは野村 (1997, 1999) とは大きく異なっており, 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 テストを採用したことが影

響している。つまり、以前の研究で恒常所得仮説の共和分的含意が認められなかったのは、標本数が少なかったことと、構造変化を無視していたことに原因があると考えられる。ただし、最尤法に基づく構造変化を許容した検定を行っていない点は不十分であり、今後の課題としたい。また、Hansen (1992) をはじめとする共和分関係の構造変化の検定を行い、実際に構造変化が起こっているか否かを確認することも今後の課題である。

以前と変わらず頑健な結果としては、従来の可処分所得では Campbell の共和分的含意は認められず、また実物資産は構造変化を考慮してもやはり家計消費には影響しないということが挙げられる⁶⁾。このことは、以前の研究結果と変わっておらず、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。つまり家計の消費・貯蓄の決定とは別に実物資産の売買行動があると考えられる。実物資産の大半は住宅用の土地・家屋なので、発生主義的な資産価値増加に反応して、実物資産を売却し、消費を増やすとは考えにくく、このような結果はそれ程意外なものではない。したがってキャピタル・ゲインを実現主義で計算したり、実物資産を担保とする個人向け貸出が活発化したりすれば、また異なった結果となり得ると考えられる。このような点については、米国のデータで検証し、比較することが有用であると考えられる。

野村 (1997, 1999) の結論では、有価証券資産 (株式資産) からのキャピタル・ゲインも消費行動へあまり影響を与えていないとしていた。しかし今回の結果からは、正味金融資産に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それ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20~40%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が家計消費にあまり影響しなかったと考えられる一方で、株価変動

6) Joh テストでは共和分関係が認められるが、係数推計値は EG テストのものと0.2近く異なっており、検定結果の信頼性には疑問が残る。

に関してはある程度大きな影響をもったと考えられるのである。このことは、家計消費がバブル形成期の好景気を下支えし、バブルを招いた遠因となったことを意味している。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5～7%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、むしろバブルの発生・崩壊を受けて、資産からの実質収益率の想定値や相対的危険回避度、時間選好率を変化させたと考えられる。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り、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。したがって、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。しかしながら恒常所得仮説では、将来の所得の流列に対する予想の影響の方が、純キャピタル・ゲインの短期的な変動よりも大きいと考えられるので、現在の消費不況と言われる状況については予備的貯蓄を含めてより包括的に検討する必要がある。

参考文献

- 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。
- 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。
- 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。
- 山本拓 (1988), 『経済の時系列分析』, 創文社。

- Campbell, J.Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, Vol.55, pp.1249-1273.
- 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.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.

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.

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.

Ogaki, M., and J. Y. Park (1998), "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters," *Journal of Econometrics*, Vol.82, pp.107-134.

Okubo, K. (2002), "Long-Run Relationship between Consumption and Income in Japan: Tests of the Deterministic Cointegration Restriction," *Journal of the Japanese and international Economies*, Vol.16, pp.253-278.

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.

Pesaran, M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, pp.289-326.

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.