

家計消費への資産効果の再検討
—時系列分析による日本・韓国・台湾の比較—

(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. 2001-17
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

家計消費への資産効果の再検討

— 一時系列分析による日本・韓国・台湾の比較 —

(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

本稿の目的は日本の家計消費への資産効果を検討し、韓国と台湾の結果と比較することである。韓国と台湾は文化的に日本に類似した点が多いので、この3国間で比較することにより、家計消費の決定要因のうち、文化的要因以外の要因に焦点をあてることが可能となると考えられる。特にこれらの3国では他国に比べて高い貯蓄率を経験しており、高貯蓄率の決定要因の研究として興味深い。韓国と台湾では家計の資産データとして『資金循環勘定表』、つまり金融資産しか利用できない。しかしながら、野村(1999)によれば家計消費に影響を与えるのは総資産というよりも金融資産であると考えられるので、この問題はさほど深刻ではないと考えられる。本稿の主要な結論は以下の通りである。(1) 3国とも純キャピタルゲイン(ロス)の大きさはかなり大きい、日本以外の国では家計部門でバブルが発生していたとまでは言えない、(2) 消費関数ではキャピタルゲインを明示的に考慮したモデル、特にヒックス流の所得概念を用いたモデルが重要である、(3) Campbell(1987)の恒常所得仮説の共和分的含意は構造変化を考慮した共和分検定を用いれば、日本と韓国について成立している。

1. はじめに

本稿の目的は日本、韓国、台湾について家計消費への資産効果を再検証することである。資産効果は消費の動向や景気変動を予測する際に重要な働きをされると考えられる。しかしながら、従来の多くの研究では当期のキャピタルゲイン¹を資産から区別せず、どのような種類の資産がもっとも家計消費に影響するかという点も十分に検討されていない。本稿では、家計資産からのキャピタルゲインの大きさを推計し、家計消費に対する影響を分析する。多くの研究では、キャピタルゲインは資産蓄積過程に現われるのみで、その値は資産残高の一部として扱われるのが普通である。しかし、当期のキャピタルゲインは当期の所得と同様、当期の家計消費に影響を与えると考えられる。本稿では、消費関数の説明変数として当期のキャピタルゲインを考慮し、様々な定式化について共和分検定によって検討する。

日本では1980年代半ばから非常に大きなキャピタルゲイン（ロス）が、特に土地と株式について、発生したことが知られている。したがって、当期のキャピタルゲインを考慮するかどうかは大きな違いを生むことになる。また、どの種類の資産が家計消費にとって重要であるかどうか、特に実物資産を含むべきかどうかも重要である。野村（1997, 1999）はどの資産が日本の家計消費に影響を与えるかを議論し、実物資産は消費関数の中で有意とは考えられないと結論した。したがって、本稿では金融資産の効果に焦点をあてる。

本稿の構成は以下のようになっている。2節では使用したデータと分析手法について説明する。3節では従来の研究（ケインズ型消費関数や資産効果モデル）の結果を、日本、韓国、台湾で比較し、各国の特徴を検討する。4節ではCampbellの恒常所得仮説の共和分的含意について説明し、その実証分析結果を示す。最後に、いくつかの注意点と今後の課題を述べてまとめとする。

2. データと分析手法

2.1 データ

本稿で用いられるデータは基本的に各国の国民所得勘定である。家計部門は広義に定義されており、家計のほかに個人企業、対家計民間非営利団体を含んでいる。四半期データは全てKitagawa and Gersch (1984)において提案されているDECOMP法によって季節変動を調整している。DECOMP法は状態空間モデルを用いた季節変動調整法であり、Satoのweb site (<http://ssnt.ism.ac.jp/inets2/title.html>)において利用可能である。パラメータの選択は、以下の通りである。Log transformed: No, Seasonal frequency: 4, Trend order: 1, AR order: 0, Trading Day Effects: No, Missing or outlier: No。韓国と台湾では貯蓄・可処分所得は年次データしか利

¹ 本稿では特に断らない限り、キャピタルゲインの用語にキャピタルロスの意味を含めている。

用できないので、韓国の可処分所得の四半期データは『*Major Statistics of Korean Economy*』(National Statistical Office, Korea)の「Monthly Income and Expenditure per Household for Salary and Wage Earners' Household of all cities」の所得データの変化率から推計した。² 貯蓄データは以下の関係式から計算した。

$$(1) YD_t = CNS_t + SVG_t$$

ここで、YD = 可処分所得

CNS = 最終消費支出

SVG = 貯蓄

データは以下の資料による。日本：『*Annual Report on National Accounts (CD-ROM)*』(ARNA) (Economic Planning Agency, Japan)、韓国：the Bank of Korea web site (http://www.bok.or.kr/index_e.html)、台湾：『*National Income in Taiwan Area of the Republic of China 1997*』(NI) (Directorate-general of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, Taiwan)。

日本のARNAの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) ARNA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。

韓国と台湾では家計の資産データとして『*資金循環勘定表*』しか利用できないので、本稿では資産データとして金融資産のみを扱う。正味金融資産は以下のように分割して考える。

$$(2) NFIN_t = SEC_t + NMON_t$$

ここで、NFIN = 正味金融資産

SEC = 有価証券(株式, 債券, etc.)

NMON = 正味貨幣資産(通貨, 預金, 生命保険の持分, etc.)

データは以下の資料による。日本：『*Economic and Financial Data on CD-ROM*』(EFD) (Bank of Japan)、韓国：the Bank of Korea web site、台湾：Taiwan Economic Data Center (TEDC)、原典は『*Flow of Funds in Taiwan District, The Republic of China*』(The Central Bank of China)。日本の正味金融資産の年次データはARNAを用いた。したがって、年次データと四半期データは定義上異なる部分がある。また、台湾の資産データは年次のみである。

全ての変数は総人口と消費者物価指数を用いて、一人あたり実質値に変換している。消費者物価指数は月次の月平均値を利用しており、資産データを実質化する際は各期末の月の値を、その他の変数を実質化する際は各期間の平均値を用いている。

図1は3国の貯蓄率を示している。日本の貯蓄率は国際基準と比べて高いことが知られ

² 台湾では四半期の資産データも利用できない。したがって、台湾については年次データのみを用いることとする。

ているが、韓国と台湾の貯蓄率も日本と同じかあるいはより高い。ピークを迎える時期は異なるものの、3国の貯蓄率は逆U字型をしているようである。韓国の貯蓄率は日本や台湾と比べて変動が激しい。図2は3国のインフレ率を示している。インフレ率は2度の石油危機時において特に高い。日本は第2次石油危機時にはそれ程大きなインフレを経験していない。日本より韓国・台湾のインフレ率が一般に高いと考えられる。図3は正味金融資産の対可処分所得比を示している。日本と台湾はとてもよく似た傾向を示しているが、韓国は日本や台湾と比べて水準がかなり低い。これは韓国の人々が金融資産よりも実物資産を好むことを示唆しているかもしれない。図4は正味金融資産に占める株式資産の割合を示している。図3とは対照的に、日本と韓国は良く似た傾向を持つのに対して、台湾では日本や韓国と比べて水準がかなり高い。これは台湾が金融資産蓄積過程の初期段階にあることを示唆するかもしれない。金融資産蓄積の初期段階において、資産の所有者は高所得者階級に属しているものが多く、高所得者は金融資産に占める株式資産の割合が高いと考えられるからである。事実、台湾の株式資産の割合は低下傾向にある。しかしながら、図3でみたように、台湾の金融資産残高は可処分所得比で見れば日本に匹敵するほど高く、資産蓄積過程の初期と考えるのは難しい。

2.2 キャピタルゲインの大きさ

本節では家計資産からのキャピタルゲインの推計について説明する。一般的に、資産蓄積過程は以下のように表される。

$$(3) W_t = W_{t-1} + FLW_t + ADW_t$$

ここで、W = 資産

FLW = 資産の純購入または金融取引額

ADW = 資産の調整勘定

調整勘定には、資産価格の変動の効果、固定資本減耗の評価額調整、その他小さな項目（例えば、災害などによる資産のロス）が含まれている。日本では正味金融資産は市場価格で評価されているが、韓国と台湾については『資金循環勘定表』に明確な説明がない。したがって、本稿では先ず(3)式から正味金融資産からの調整勘定（ADNFIN）を計算し、有価証券資産からの調整勘定（ADSEC）と比較した。もしADNFINがADSECとほとんど同じでありゼロと異なれば、正味金融資産は市場価格で評価されていると判断される。韓国はこのケースに該当する。一方、もしADNFINとADSECの両方がほぼゼロであるならば、正味金融資産は取得原価に近い概念で評価されていると判断される。台湾はこのケースに該当する。取得原価で評価された資産の蓄積過程は以下のように表すことができる。

$$(4) WC_t = WC_{t-1} + FLW_t + RADW_t$$

ここで、WC = 取得原価で評価された資産、

RADW = 実現されたキャピタルゲイン

単純化のため、キャピタルゲイン以外の調整勘定の項目は無視している。3国ともにRADW

は利用できないので、次のような取得原価に近い概念で評価した資産蓄積過程を考える。

$$(5) WB_t = WB_{t-1} + FLW_t$$

ここで、WB = 取得原価に近い概念で評価された資産
定義により、正味貨幣資産はキャピタルゲインを発生しない資産なので(5)式に従うと考えられる。³

上記のような資産蓄積過程を考慮すれば、家計資産に対するインフレ率の影響を考慮した純キャピタルゲインは以下のように推計できる。

$$(6) KGW_t = \frac{W_t}{P_t} - \frac{W_{t-1}}{P_{t-1}} - \frac{FLW_t}{P_t}$$

ここで、KGW = 純キャピタルゲイン

PEND = 期末の月の CPI (月平均)

P = 期中の CPI (平均)

純キャピタルゲインは資産価格変動によるキャピタルゲインと消費者物価変動によるキャピタルゲインで構成されている。図 5 は日本と韓国について正味金融資産からの純キャピタルゲインの大きさを可処分所得との比率として示したものである。上記のように台湾に関しては市場価格評価の資産が利用できないため、資産価格変動によるキャピタルゲインを計算できない。日本と韓国において、純キャピタルゲインはかなりの大きさである。日本では、2つの期間において変動が激しい(1972-75年に-25%~14.5%、1986-92年に-37.5%~22.7%)。最初の期間は第1次石油危機の激しいインフレ率のためのキャピタルロスであり(図2参照)、2番目の期間は資産価格変動(いわゆるバブル経済)のためのキャピタルゲイン(ロス)である。韓国では1980年に消費者物価変動による大きなキャピタルロスが発生した(-14%)。韓国のキャピタルゲインは日本と比べると安定的であり、ほとんどの期間でロスが発生している。図6は取得原価に近い概念の正味金融資産(NFINB)からの純キャピタルゲインの可処分所得との比率を示している。この純キャピタルゲインの中には資産価格変動によるものが含まれていないので、期間のほとんどでキャピタルロスが発生している。いくつかの期間(日本:1973-74年の-15%、韓国:1979-80年の-10%~14%、台湾:1993年と1995年の-10%)ではキャピタルロスが比較的大きい。純キャピタルロスの可処分所得比の標本平均は、日本、韓国、台湾でそれぞれ-3.86、-4.97、-4.81、であり、無視できる大きさとはいえない。

2.3 推定方法

本稿では共和分アプローチを採用している。その一つの理由は、3国の時系列データを用

³ 実際には正味貨幣資産にも無視できない大きさの調整勘定が存在する。これは部門の定義がしばしば変更されるためである。『資金循環勘定表』においてはこのような変更が多い。本稿では正味貨幣資産については、(5)式に従い、このような調整勘定を金融取引と統合している。

いているので、単位根問題を考慮しなければならないからである。見せかけの回帰を避けるためには、共和分関係を見つける必要がある。もう一つの理由は、本稿では Campbell (1987) の恒常所得仮説の共和分的含意に焦点をあてており、その前提として可処分所得、消費、労働所得が差分定常過程、つまり $I(1)$ であることが求められる。

2.3.1 単位根検定

最初の段階として、データの時系列的特性を検討する。本稿では PP テスト(Phillips and Perron, 1988)と KPSS テスト(Kwiatkowski et al., 1992)の 2 つの検定方法を採用している。PP テストでは、帰無仮説は変数が非定常であるということであるが、KPSS テストでは帰無仮説は変数が定常であるということである。このように 2 つの異なるタイプの仮説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。単位根検定では 3 つのタイプ (TREND: with constant term and trend, CONST: with constant term, NOCONST: without constant term and trend) の検定が存在する。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。単位根検定の結果は表 1 にある。結果にはあいまいな点も多いが、日本の純キャピタルゲイン以外は全ての変数が単位根をもっていると考えられる。KGNFIN が $I(0)$ または $I(1)$ (これは差分定常を意味する) であり、NFIN が $I(1)$ または $I(2)$ (これは 2 回差分で定常であることを意味する) であることは、興味深い。実質の NFIN の蓄積過程は以下の通りである。

$$(7) \quad NFIN_t = NFIN_{t-1} + FLNFIN_t + KGNFIN_t$$

したがって、

$$(8) \quad \Delta NFIN_t = FLNFIN_t + KGNFIN_t$$

となる。FLNFIN は貯蓄投資差額、すなわち貯蓄から純固定資本形成、在庫品増加、土地の純購入を差し引いたもの、である。もし NFIN が $I(1)$ であるならば、FLNFIN と KGNFIN が両方とも $I(0)$ となるか、FLNFIN と KGNFIN が $I(1)$ という前提を加えれば、FLNFIN と KGNFIN が共和分ベクトル(1, 1)で共和分していることを意味する。その上、もし FLNFIN が $I(0)$ であれば、貯蓄と投資が $I(1)$ であるという前提のもとで、貯蓄と投資が共和分ベクトル(1, -1)で共和分していることを意味する。同様の議論は正味資産についても言える。もし正味資産(NW)が $I(1)$ ならば、貯蓄と正味資産からの純キャピタルゲイン(KGNW)が両方とも $I(0)$ となるか、貯蓄と KGNW が $I(1)$ という前提のもとで、貯蓄と KGNW が共和分ベクトル(1, 1)で共和分していることを意味する。貯蓄が $I(0)$ であるということは、Campbell の恒常所得仮説の共和分的含意が正しく、恒常所得からの消費性向が 1 であることを意味している。資産のようなストック変数が $I(1)$ であると仮定することは、暗黙的に関係するフローの変数 (資産効果モデルでは貯蓄) に制約をおいてしまうので、注意が必要である。

2.3.2 共和分検定

本節では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以下の 3

つ、EGテスト(Engle and Granger, 1987)、Joh テスト(Johansen, 1988 and Johansen and Juselius, 1990)、GH テスト(Gregory and Hansen, 1996) である。

EG テストは I (1) 変数間の回帰式から計算される残差に依存している。回帰式は共和分方程式と呼ばれる。

$$(9) y_t = \mu + \alpha'x_t + \varepsilon_t$$

ここで $y = 1 \times 1$ のスカラー、 $x = m \times 1$ ベクトル。

検定は以下の式に基づいて行われる。

$$(10) \Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + v_t$$

これが残差に対する ADF テスト(Dickey and Fuller, 1979)である。臨界値は独立変数の数 m と(9)式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。

$$(11) \Delta z_t = \mu + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

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

$z = m \times 1$ ベクトル, I(1) 変数,

$A = m \times m$ 行列,

$D =$ ダミーや非確率項

(11)式の左辺は I(0) なので、(11)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(11)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。

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

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

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

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

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

本稿では定数項なしのモデルでは Model 1 を、その他の場合は Model 3 を用いることとする。臨界値はこれらのモデルに依存しているが、本稿では Osterwald-Lenum (1992)の表を用いる。

GH テストは構造変化の可能性を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。

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

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

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

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

ここで、 $y_{1t} = 1 \times 1$ スカラー、 $y_{2t} = m \times 1$ ベクトル

$DU_{t\tau}$ 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 テストは以下のような式を推定する。

$$(12) \quad \Delta \hat{e}_{t\tau} = \rho \hat{e}_{t-1\tau} + \rho_1 \Delta \hat{e}_{t-1\tau} + \rho_2 \Delta \hat{e}_{t-2\tau} + \dots + \rho_p \Delta \hat{e}_{t-p\tau}$$

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。

$$(13) \quad ADF^*(\tau) = \inf_{\tau \in n} ADF(\tau)$$

GH テストの臨界値は Gregory and Hansen (1996)にある。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。

3. 従来の研究の再検討—日本、韓国、台湾の比較—

3.1 ケインズ型消費関数

ケインズ型消費関数は家計消費の最も基本となるモデルであるが、流動性制約や Campbell の恒常所得仮説の共和分的含意など、暗黙的にいくつかの含意を含んでいると考えられる。EG テストで用いた回帰式は最小 2 乗法の結果と同じものなので、先行研究との比較に用いることができる。本稿ではケインズ型消費関数として定数項を含まないモデルを用いた。これは、定数項を含めたモデルを推計すると、GH テストにおいて構造変化前(後)の可処分所得の係数がマイナスになるなど、理論と整合的でない結果が得られるためである。したがって本稿のケインズ型消費関数における可処分所得の係数は平均貯蓄率に対応する。表 2 はケインズ型消費関数の推定結果を示している。EG テストの結果から、可処分所得の係数はすべて強く有意であるといえるが、共和分関係は認められない。Joh テストによると、いくつかの回帰式において 1 本の共和分関係が認められるものの、日本の四半期データにおける可処分所得の係数が 1.2 になるなど、しばしば理論と整合的でない係数が得られる。このような不整合は定式化に誤りがあるためであると考えるのが自然である。したがって、本稿では次のような基準にしたがって共和分検定の結果を判断することとする。

(i) EG テストと Joh テストの両方で 1 本の共和分関係が認められること

(ii) 2 つのテストの係数が十分に近い数値をとること

GH テストは EG テストと同様、1 本の共和分関係が存在するときのみ有効な検定である。したがって、構造変化を考慮した共和分関係についても、Johansen タイプのテストを用いて、共和分関係の数を検討する必要がある。しかしながら、そのようなテストについてはまだ広く受け入れられている方法がないため、本稿では GH テストのみを実行した。3 つの共和分検定の結果から判断すると、ケインズ型消費関数では共和分関係は認められない。

3.2 資産効果

無限に生き続ける代表消費者の t 期の消費は、以下の最適化問題を解くことによって選択されると考えられる。

$$(14) \max \quad U_t = \sum_{i=0}^{\infty} E_t \frac{1}{(1+\rho)^i} u(CNS_{t+i})$$

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

$$(15) \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{NW_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})} = 0$$

ここで、 ρ は一定の時間選好率、 E_t は t 期の消費者の情報集合 I_t に基づく期待値演算子、 $u(\cdot)$ は消費から導かれる効用、を表している。(15)式は異時点間の予算制約であり、消費者が債

務の利子を支払うことによって永遠に借り続けるというポンジ・スキームを実行できないような制約も
おいている。もし、非人的資産からの収益率が一定で ρ と等しく ($r = \rho$)、効用関数が
 $u(CNS_t) = \ln(CNS_t)$ であれば、最適化問題(14)の解は、以下のように導かれる。

$$(16) \quad CNS_t = r[NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}]$$

ここで、YL = 労働所得である。

さらに労働所得の成長率が一定で、資産の収益率と等しい ($g < r$) ならば、

$$(17) \quad E_t(YL_{t+j}) = (1+g)^j YL_t$$

となるので、今期の消費は

$$(18) \quad CNS_t = \frac{r}{1+r} (1 - \frac{1+g}{1+r})^{-1} YL_t + rNW_{t-1}$$

と表される。(18)は家計消費に対する資産効果の基本モデルである。本稿では流動性制約を
考慮して、労働所得の代わりに可処分所得を用いることとする。

表3は共和分検定の結果を示している。野村(1997)は、株式資産が家計消費に有意な影
響を持たないと主張している。資産効果の資産として正味貨幣資産も用いることとす
る。EGテストの結果は従来の最小2乗法での検定の結果と対応している。したがって従来
のt値によって判断すると韓国と台湾の年次データでは、資産の係数が有意ではない。一方、
日本と韓国の四半期データを用いると資産の係数は強く有意である。韓国と台湾の年次デ
ータで、資産の係数が有意ではないのは、標本の少なさに原因があるのかもしれない。家
計資産からの消費性向を比較すると、韓国の方が日本よりも大きい。共和分検定につい
ては、3つの検定のいずれでも共和分関係は認められなかった。

3.3 今期のキャピタルゲインを考慮した資産効果

Arena(1964)とBhatia(1972)は、資産効果のモデルの一種と解釈できるライフサイクル仮
説の検証に今期のキャピタルゲインを含めるべきであると議論している。彼らの結論は、
今期のキャピタルゲインは単独では有意ではないが、正味資産に加えられた形では有意で
あるというものであった。Muto(1989)は、日本についてキャピタルゲインの効果を計量経
済学的に分析した先達的研究である。Muto(1989)の結論は、Arena(1964)やBhatia(1972)と
よく似たものであった。しかし続けて行われた研究である、Muto et al.(1993)とHorioka
(1996)の結論は、キャピタルゲインは単独でも家計消費に有意に影響を及ぼすというもので
あった。両者の研究の違いは標本期間である。Muto(1989)の標本期間はバブル崩壊期を含
んでいないので、資産価格の下落局面を分析していない。本稿では、以下の3つのモデル
について共和分検定を行う。

$$(19) \quad CNS = a + b*YD + c*W(-1) + d*KGW$$

$$(20) \quad CNS = a + b*YD + c*(W(-1) + KGW)$$

$$(21) \text{CNS} = a + b*(\text{YD} + \text{KGW}) + c*W (-1)$$

検定結果は表4と表5にあるが、結果は非常にあいまいなものである。従来のt検定によると、今期のキャピタルゲインは日本で年次のNFINと四半期のNMONに対しては単独で有意に影響していると考えられる。今期のキャピタルゲインを資産や所得に加えた形では日本と韓国の多くで有意であった。しかしながら、台湾ではすべての定式化について資産もキャピタルゲインも有意ではなかった。

3つの共和分検定によると、いくつかの定式化で共和分関係が認められる。韓国(四半期、NFIN)の定式化(19)におけるC modelとC/S model、日本(年次、NMON)の定式化(21)におけるC model、韓国(四半期、NMON)の定式化(21)におけるC modelとC/S modelである。C/S modelの中には所得や資産の係数が構造変化前(後)にマイナスなるなど理論と整合的でないものもある。C modelでは、日本も韓国も比較的近い構造変化点(1987年)を持っていると考えられる。日本では構造変化後に消費水準が上昇したと考えられるが、一方韓国では低下したと考えられる。これは1987年以降になると日本では長期的な貯蓄率が低下したのに対して、韓国では上昇したことを示している。

4. Campbellの恒常所得仮説の共和分的含意

4.1 Campbellの共和分的含意

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額に等しい。つまり、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。純キャピタルゲインは以下のように定義される。

$$(22) \text{KGNW}_t = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \text{NW}_{t-1}$$

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は正味資産を用いて以下のように表される。

$$(23) \begin{aligned} \text{YKH}_t &= \text{YK}_t + \text{KGNW}_t \\ &= r_t \text{NW}_{t-1} \end{aligned}$$

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)は以下ようになる。

$$(24) \text{YDH}_t = \text{YD}_t + \text{KGNW}_t$$

$$(25) \text{SVGH}_t = \text{SVG}_t + \text{KGNW}_t$$

Campbell(1987)もまた最適化問題(14)に基づいている。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ようになる。

$$(26) \quad CNS_t = \gamma \left[r \cdot NW_{t-1} + \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \right]$$

ここで、 γ は恒常所得からの消費性向を示しており、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である。(26)式に $1/\gamma$ を掛けて、ヒックス流の可処分所得から引くと、以下のようになる。

$$(27) \quad YDH_t - \left(\frac{1}{\gamma} \right) CNS_t = YL_t - \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \\ = - \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

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であれば、(27)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。これが Campbell の恒常所得仮説の共和分的含意である。本稿では以下のように(27)式を変形したものを推定している。

$$(28) \quad CNS_t - \gamma YDH_t = \gamma \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

4.2 日本・韓国・台湾の比較

Campbell の恒常所得仮説の共和分的含意はいくつかの国について検証されている (United States, United Kingdom, Canada, Australia, Japan)。しかし Shintani (1994)によれば、ほとんどの先行研究でこの含意は認められていないと判断できる。その一つの理由は、先行研究ではヒックス流の可処分所得ではなく、通常の可処分所得を用いて検証しているためであると考えられる。上記で述べたように、Campbell の共和分的含意はヒックス流の可処分所得と消費の間の共和分関係を意味しており、通常の可処分所得ではキャピタルゲインに対して制約が強すぎると考えられる。本稿では、3種類の純キャピタルゲイン (NFIN、NFINB、NMON に基づくもの) を計算し、それに対応して3つのヒックス流の可処分所得を用いて恒常所得仮説の共和分的含意を検証している。検定の結果は表 6 にある。日本 (年次) の全ての C/S model、日本 (四半期、KGNFINB) と韓国 (四半期、KGNFINB) の C/S model、日本 (年次、KGNFINB) の basic model、などいくつかの定式化で共和分関係が認められた。したがって、恒常所得仮説は日本と韓国において成立していると考えられる。C/S model において、日本の構造変化時点は 1987 年または 1989 年である。一方、韓国の構造変化時点は 1981 年である。また、日本の恒常所得からの消費性向は構造変化時点以後高い水準に上昇しているが、韓国の恒常所得からの消費性向は構造変化時点以後低下している。これは表 4 や表 5 の結果と、韓国の構造変化時点がやや異なるものの、整合的な結果であると

考えられる。韓国は1981年以後アジア金融危機まで急速に成長を遂げており、表6の構造変化時点の方が現実の動きとより整合的であるとも考えられる。日本の恒常所得からの消費性向は、構造変化以前は85-89%であったが、構造変化以後91-92%へ上昇した。韓国の恒常所得からの消費性向は、構造変化以前は94%であったが、構造変化以後85%へ低下した。いずれの純キャピタルゲインがもっとも家計消費に影響を与えているかは判断できないが、もしKGNFINBが最も適切であるならば、日本については構造変化自体が存在しない可能性がある。純キャピタルゲインは通常マイナスの値をとっているため、恒常所得からの消費性向は現実の所得からの消費性向と比べて大きくなっている。

5. まとめ

日本、韓国、台湾について、家計消費への資産効果ははっきりしない。従来のt検定を用いた検定によると、資産は日本と韓国では有意に家計消費に影響を与えているが、台湾の年次データにおいては有意とはいえない。加えて、共和分分析によると、消費関数のほとんどの定式化は見せかけの回帰と見なされる。消費と資産の間にもいくつか共和分関係が認められるものの、その結果はデータの周期や共和分検定の種類に大きく左右される。資産の中では、消費者物価変動による純キャピタルロスと可処分所得に加えたものを使えば、正味貨幣資産がもっとも家計消費へ影響を与えている可能性が高い。恒常所得仮説の共和分的含意の検定の結果、日本と韓国ではヒックス流の所得（純キャピタルゲインを含む所得）が家計消費に大きな影響力をもっていると考えられる。また、資産効果では資産をI(1)と想定しているが、資産はストック変数なのでI(2)の可能性が高い。したがって、資産効果が明確に検証できない理由の一つは、このような重大な定式化の誤りにあるのかもしれない。

従来の検定でも共和分検定でも、今期のキャピタルゲインは単独では有意に家計消費に影響を与えているとはいえない。しかしながら、恒常所得仮説の共和分的含意の検定結果は、純キャピタルゲインが恒常所得の重要な構成要素であることを示唆している。日本の年次データでは共和分的含意の検定ではかなり頑健な結果が得られるが、四半期データではあまり頑健な結果は得られない。一方韓国では、年次データで共和分関係は認められないが四半期データではいくつかの共和分関係が認められる。台湾では全く共和分関係は認められなかった。台湾で共和分関係が認められないのは標本が少なすぎるのが原因と考えられる。また、台湾では資産価格変動による純キャピタルゲインが利用できないことも問題である。共和分的含意の検定の結果、日本では1987年または1989年に恒常所得からの消費性向が上昇、つまり恒常所得に基づく貯蓄率が低下したのに対して、韓国では1981年に恒常所得に基づく貯蓄率が上昇しているといえる。恒常所得に基づく貯蓄率が高成長期に高く、低成長期に低くなることは興味深い。本稿では純キャピタルゲインを用いることによってインフレの影響を考慮し、恒常所得仮説の共和分的含意が成り立つという結論

を得たが、共和分関係の構造変化の存在は経済成長率もまた恒常所得に基づく貯蓄率の重要な決定要因であることを示唆している⁴。したがって、今後の研究では経済成長を明示的に考慮したモデルを検証する必要がある。

⁴ 韓国で1981年に構造変化が認められる原因は、経済成長の加速というよりも経済体制の民主化の影響を反映していると考えた方が適切かもしれない。

参考文献

- Arena, J.J. (1964), "Capital Gains and the "Life Cycle" Hypothesis of Saving," *The American Economic Review*, Vol.54, pp.107-111.
- Bhatia, K.B. (1972), "Capital Gains and the Aggregate Consumption Function," *The American Economic Review*, Vol.62, pp.866-879.
- 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.
- 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.
- Horioka, C.Y. (1996), "Capital Gains in Japan: Their Magnitude and Impact on Consumption," *Economic Journal*, vol.106, no.436, pp.560-577.
- 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. 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.
- Kitagawa, G., and Gersch, W. (1984), "A smoothness priors - state space modeling of time series with trend and seasonality", *JASA*, Vol.79, No.386, pp.378-389.
- 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.
- Muto, Hiromichi (1989), "Shisan kakaku hendou to Kakei Syouhi [Assets Price Changes and Household Consumption]", *Nihon Keizai Kenkyu [Japan Economic Study]*, No.18, pp.60-78.
- Muto, H., K.Kawai and M.Sano (1993), "Syouchi to Gyaku Shisan Kouka [Consumption and Reverse Wealth Effects]", *Nihon Keizai Kenkyu [Japan Economic Study]*, No.26, pp.57-92.
- 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.
- Nomura, Junichi (1997), "Kyapitaru Gein to Kakei Shouhi Koudou [Capital Gains and Household Consumption]", *Keizai Kagaku [The Economic Science]* (Nagoya University), Vol. 45, No. 3 (December), pp. 95-108 (in Japanese).
- Nomura, Junichi (1999), "Koujou Shotoku Kasetu no Kyouwabun Kentei ni yoru Kensyou [Tests of the Cointegrating Implication of the Permanent Income Hypothesis in Japan]", *Keizai Kagaku [The Economic Science]*, Nagoya University, Vol. 46, No. 4 (March), pp. 73-87 (in Japanese).
- 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.
- 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.

図1. 貯蓄率 (%)

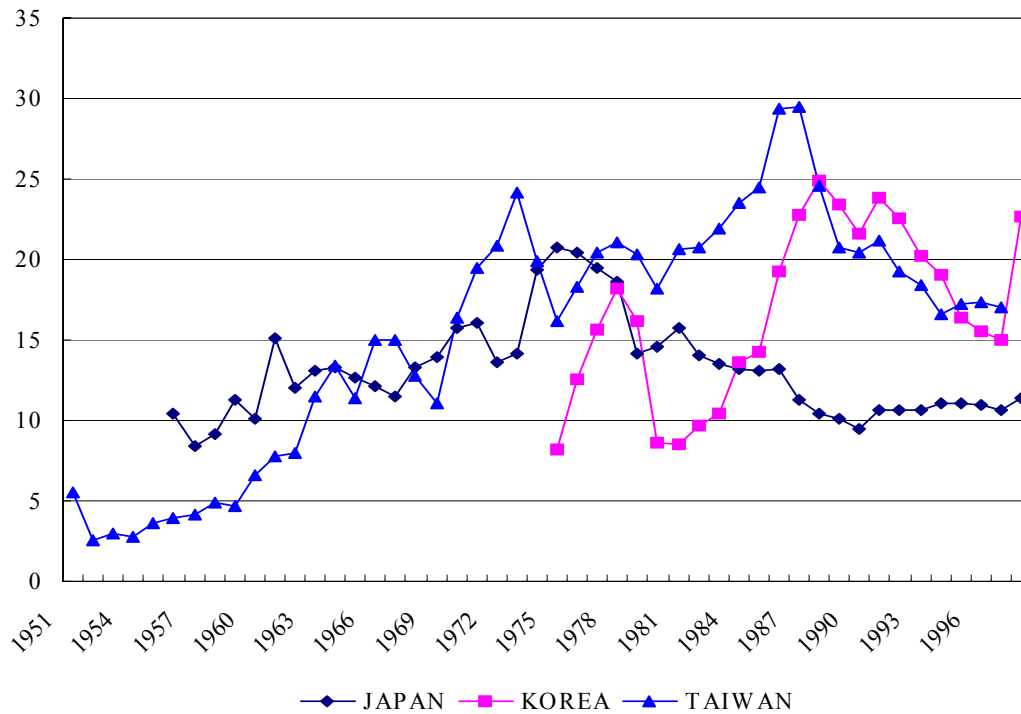


図2. インフレ率 (CPI, %)

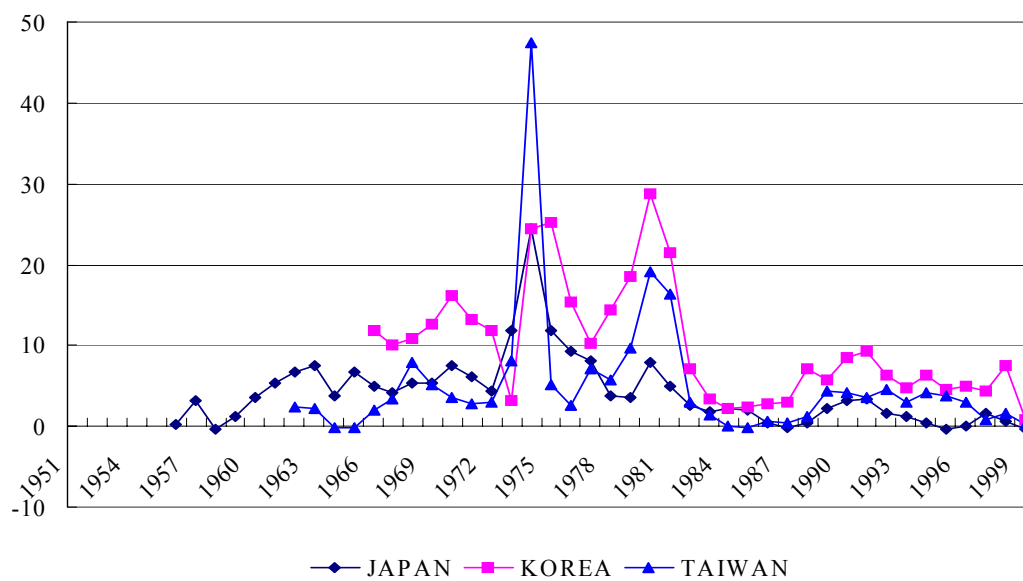


図 3. 正味金融資産の可処分所得比

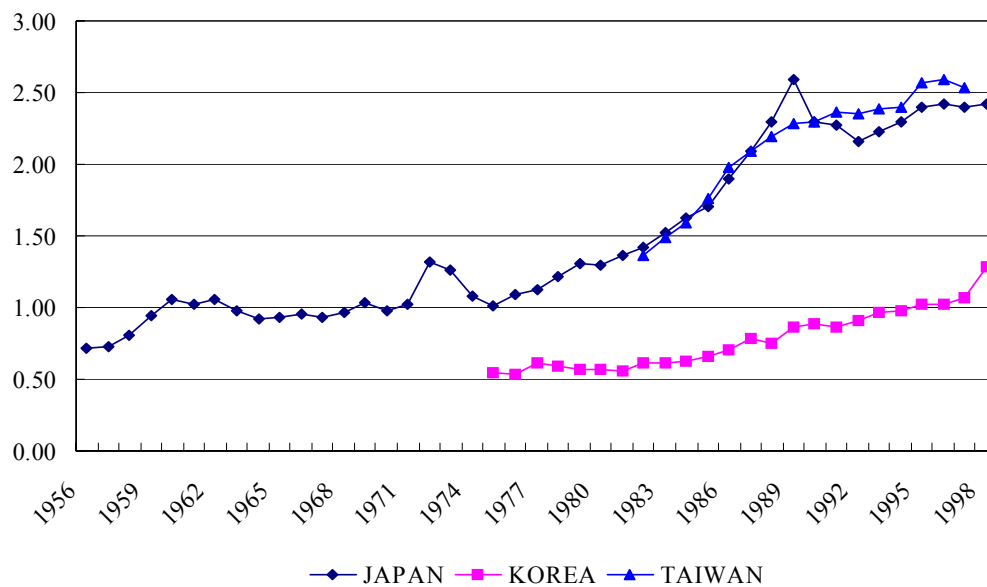


図 4. 株式資産 (正味金融資産に占める割合、%)

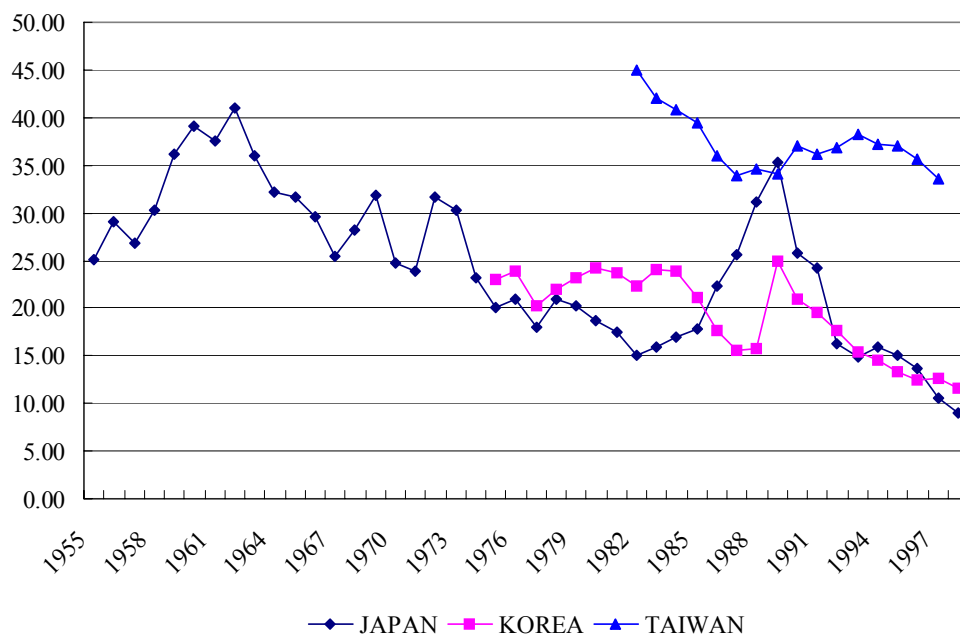


図 5.

NFIN からの純キャピタルゲイン
(可処分所得比、%)

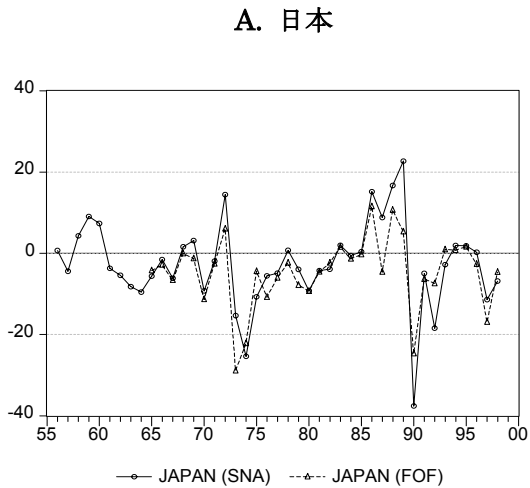
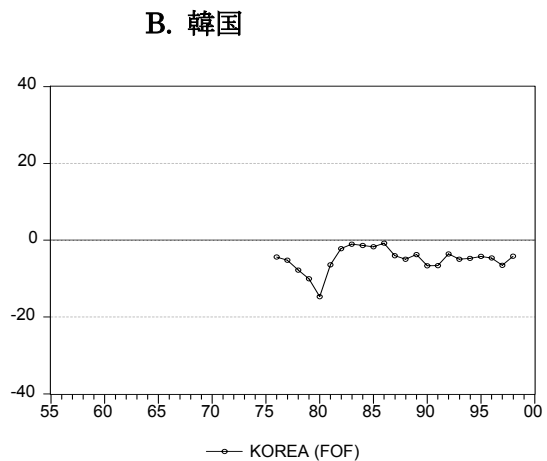
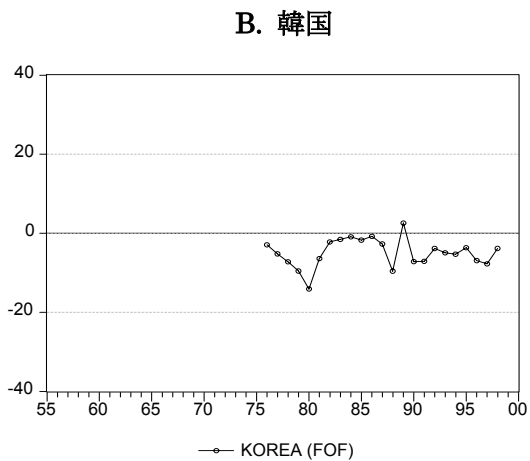
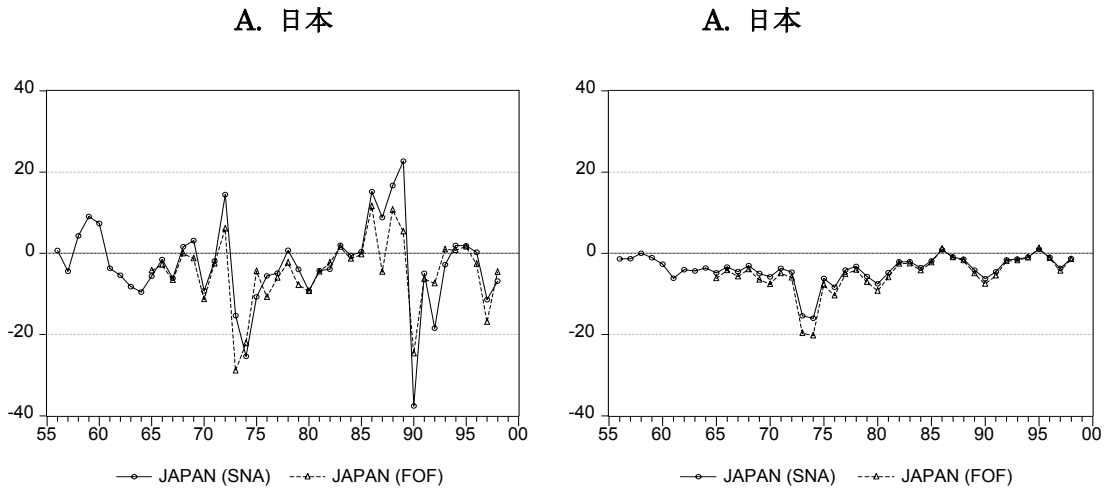


図 6.

NFINB からの純キャピタルゲイン
(可処分所得比、%)



C. 台湾

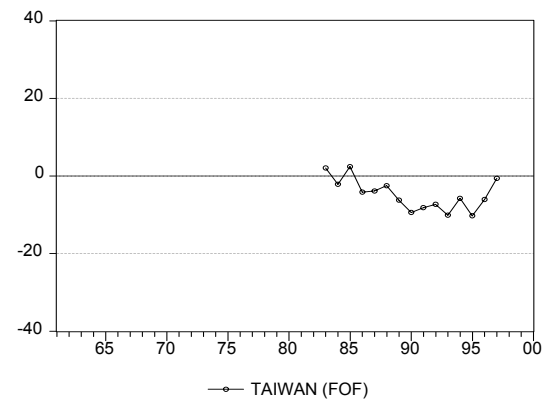


表 1. 単位根検定

Annual variables	results	Level				Difference			
		PP test	KPSS test	type	PP test	KPSS test	type		
JAPAN Sample: 1956-98									
YD	I(1)	-0.94 (3)	0.21 (3) **	TREND	-4.88 (3) ***	0.30 (3)	CONST		
CNS	I(1) ?	-1.87 (3)	0.09 (3)	TREND	-4.29 (3) ***	0.14 (3)	CONST		
SVG	I(1)	-1.59 (3)	0.23 (3) ***	TREND	-5.82 (3) ***	0.19 (3)	CONST		
KGNFIN	I(0)	-5.69 (3) ***	0.07 (3)	CONST	-12.10 (3) ***	0.04 (3)	NOCONST		
KGNFINB	I(0)	-3.07 (3) **	0.17 (3)	CONST	-6.51 (3) ***	0.08 (3)	NOCONST		
KGNMON	I(0)	-3.10 (3) **	0.18 (3)	CONST	-6.44 (3) ***	0.07 (3)	NOCONST		
NFIN	I(1)	-1.70 (3)	0.25 (3) ***	TREND	-5.43 (3) ***	0.25 (3)	CONST		
NFINB	I(2) <	-0.16 (3)	0.29 (3) ***	TREND	-2.66 (3) *	0.91 (3) ***	CONST		
NMON	I(2) <	1.33 (3)	0.28 (3) ***	TREND	-2.10 (3)	0.95 (3) ***	CONST		
KOREA Sample: 1976-98									
YD	I(2) ?	-1.76 (2)	0.24 (2) ***	TREND	-1.78 (2)	0.20 (2)	CONST		
CNS	I(2) ?	-1.78 (2)	0.19 (2) **	TREND	-1.32 (2)	0.14 (2)	CONST		
SVG	I(1) ?	-1.95 (2)	0.09 (2)	TREND	-2.59 (2)	0.14 (2)	CONST		
KGNFIN	I(0) ?	-3.09 (2) **	0.51 (2) **	CONST	-8.76 (2) ***	0.10 (2)	NOCONST		
KGNFINB	I(1)	-1.82 (2)	0.49 (2) **	CONST	-4.67 (2) ***	0.08 (2)	NOCONST		
KGNMON	I(1)	-1.73 (2)	0.46 (2) *	CONST	-4.94 (2) ***	0.09 (2)	NOCONST		
NFIN	I(2) <	1.33 (2)	0.22 (2) ***	TREND	-0.92 (2)	0.76 (2) ***	CONST		
NFINB	I(2) <	1.91 (2)	0.22 (2) ***	TREND	0.66 (2)	0.77 (2) ***	CONST		
NMON	I(2) <	1.24 (2)	0.22 (2) **	TREND	-1.50 (2)	0.73 (2) **	CONST		
TAIWAN Sample: 1983-97 (1961-97 for YD, CNS and SVG)									
YD	I(2) <	1.01 (3)	0.26 (3) ***	TREND	-2.20 (3)	0.85 (3) ***	CONST		
CNS	I(2) <	1.75 (3)	0.25 (3) ***	TREND	-0.81 (3)	0.84 (3) ***	CONST		
SVG	I(1) ?	-2.42 (3)	0.12 (3)	TREND	-4.61 (3) ***	0.09 (3)	CONST		
KGNFINB	I(1) ?	-1.87 (2)	0.36 (2) *	CONST	-4.32 (2) ***	0.31 (2)	NONCONST		
KGNMON	I(1) ?	-1.88 (2)	0.35 (2)	CONST	-4.26 (2) ***	0.33 (2)	NONCONST		
NFINB	I(1)	-2.29 (2)	0.58 (2) **	TREND	-3.42 (2) **	0.11 (2)	CONST		
NMON	I(1) ?	-1.86 (2)	0.10 (2)	TREND	-3.39 (2) **	0.16 (2)	CONST		

Notes:

- 1) PP テストは Phillips and Perron (1988)により、KPSS テストは Kwiatkowski et al. (1992)により提案された。
- 2) 表中の検定統計量は、PP test は t 統計量、KPSS test. は M 統計量である。
- 3) 表中の括弧内の数字は Newey and West (1994)で提唱されているラグ次数を示している。
- 4) ***, **, * はそれぞれ検定統計量が 1%, 5%, 10%で有意であることを示している。
- 5) KPSS テストにおいて、選択的加重関数として Bartlett window, $w(j, q) = 1 - j/(q+1)$ を用いた (Newey and West (1987)を参照のこと)。
- 6) 臨界値は PP テストについては MacKinnon (1991)、KPSS テストについては Kwiatkowski et al. (1992)の表を用いた。
- 7) 5% 臨界値は以下の通り。
 [MacKinnon] 標本数 40 について、TREND: -3.52, CONST: -2.94, NOCONST: -1.95
 標本数 130 について、TREND: -3.44, CONST: -2.88, NOCONST: -1.94
 [Kwiatkowski et al] TREND: 0.146, CONST: 0.463

表 1. 単位根検定 (つづき)

Quarterly variables	SA results	Level			Difference		
		PP test	KPSS test	type	PP test	KPSS test	type
JAPAN Sample: 1965:01-1998:04 (1952:02-1998:04 for YD, CNS, and SVG)							
YD	I(1)	-0.42 (4)	0.59 (4) ***	TREND	-17.87 (4) ***	0.38 (4) *	CONST
CNS	I(1)	-1.68 (4)	0.21 (4) **	TREND	-15.72 (4) ***	0.16 (4)	CONST
SVG	I(1)	-1.19 (4)	0.70 (4) ***	TREND	-17.09 (4) ***	0.28 (4)	CONST
KGNFIN	I(0)	-11.00 (4) ***	0.10 (4)	CONST	-30.18 (4) ***	0.02 (4)	NOCONST
KGNFINB	I(0)	-8.74 (4) ***	0.41 (4) *	CONST	-25.91 (4) ***	0.03 (4)	NOCONST
KGNMON	I(0)	-8.98 (4) ***	0.37 (4) *	CONST	-26.26 (4) ***	0.03 (4)	NOCONST
NFIN	I(1)	-1.74 (4)	0.60 (4) ***	TREND	-10.90 (4) ***	0.35 (4) *	CONST
NFINB	I(1) ?	-1.22 (4)	0.69 (4) ***	TREND	-10.61 (4) ***	1.34 (4) ***	CONST
NMON	I(1) ?	0.41 (4)	0.68 (4) ***	TREND	-10.47 (4) ***	1.79 (4) ***	CONST
KOREA Sample: 1977:01-1998:04 (1975:01-1998:04 for YD, CNS, and SVG)							
YD	I(1)	-1.79 (3)	0.53 (3) ***	TREND	-13.21 (3) ***	0.26 (3)	CONST
CNS	I(1)	-1.82 (3)	0.51 (3) ***	TREND	-8.02 (3) ***	0.21 (3)	CONST
SVG	I(1)	-2.08 (3)	0.22 (3) ***	TREND	-11.32 (3) ***	0.12 (3)	CONST
KGNFIN	I(1) ?	-8.29 (3) ***	0.65 (3) **	CONST	-18.83 (3) ***	0.03 (3)	NOCONST
KGNFINB	I(1) ?	-5.27 (3) ***	0.97 (3) ***	CONST	-14.64 (3) ***	0.04 (3)	NOCONST
KGNMON	I(1) ?	-5.12 (3) ***	0.95 (3) ***	CONST	-14.37 (3) ***	0.04 (3)	NOCONST
NFIN	I(1) ?	0.82 (3)	0.55 (3) ***	TREND	-6.72 (3) ***	1.39 (3) ***	CONST
NFINB	I(1) ?	2.04 (3)	0.55 (3) ***	TREND	-4.76 (3) ***	1.71 (3) ***	CONST
NMON	I(1) ?	0.89 (3)	0.53 (3) ***	TREND	-6.93 (3) ***	1.37 (3) ***	CONST

Notes (つづき)

8) 単位根検定において推計された回帰式は以下の通り。

Type : TREND [PP test] $X(t) = \mu + \beta \cdot \text{TIME} + \rho \cdot X(t-1) + u(t)$

[KPSS test] $X(t) = \mu + \beta \cdot \text{TIME} + u(t)$

Type : CONST [PP test] $X(t) = \mu + \rho \cdot X(t-1) + u(t)$

[KPSS test] $X(t) = \mu + u(t)$

Type : NOCONST [PP test] $X(t) = \rho \cdot X(t-1) + u(t)$

[KPSS test] $X(t) = \mu + u(t)$

9) 全ての四半期データは DECOMP 法 (Kitagawa and Gersch, 1984) によって季節変動を調整している。

表 2. ケインズ型消費関数: $X1=YD$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-98	1959-98	1956-98	1955:2-98:4	1955:4-98:4	1955:2-98:4
lag	0	3	0	1	2	1
X1	0.872 ***	0.937 ***	0.846 ***	0.847 ***	1.207 ***	0.816 ***
X1*D			0.046 ***			0.050 ***
adjR ²	0.993		0.997	0.992		0.997
DW/ r=	0.221	r=0	0.674	0.132	r=0	0.386
coint test	-1.484	5.370	-2.943	-1.341	39.185 ***	-2.935
break point			1986			1984.01

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1976-98	1977-98	1976-98	1975:1-98:4	1975:4-98:4	1975:1-98:4
lag	0	1	0	4	3	4
X1	0.812 ***	0.984 ***	0.874 ***	0.812 ***	1.234	0.875 ***
X1*D			-0.069 **			-0.070 ***
adjR ²	0.987		0.990	0.986		0.988
DW/ r=	0.661	r=0	0.984	0.705	r=1	0.914
coint test	-1.769	24.924 ***	-2.447	-1.863	5.216 **	-2.535
break point			1985			1984.02

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model
sample	1961-97	1962-97	1961-97
lag	1	1	1
X1	0.803 ***	1.045 ***	0.778 ***
X1*D			0.046 ***
adjR ²	0.994		0.997
DW/ r=	0.292	r=0	0.527
coint test	-2.204	96.630 ***	-3.561
break point			1992

Notes:

- 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 model and 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、構造変化時点以降は 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) ***, **, *はそれぞれ、検定統計量が 1%, 5%, 10%で有意であ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。

表 3a. 資産効果モデル: 正味金融資産

X1=YD, X2=NFIN (-1)

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	7.387 ***	8.139	8.389 ***	8.634 ***	3.889 ***	-13.028	4.241 ***	4.301 ***
C*D			4.486 ***	8.042			-1.583 ***	5.339
X1	0.727 ***	0.718 ***	0.720 ***	0.707 ***	0.620 ***	1.118 **	0.591 ***	0.587 ***
X1*D				-0.013				-0.009
X2	0.061 ***	0.064 ***	0.053 ***	0.065	0.020 ***	-0.001	0.023 ***	0.024 ***
X2*D				-0.006				-0.010
adjR ²	0.998		0.998	0.998	0.997		0.998	0.998
DW/ r=	0.620	r=0	0.904	0.877	0.530	r=0	0.875	0.842
coint test	-2.560	25.518	-3.446	-3.380	-2.723	31.541 **	-4.251	-4.112
break point			1980	1980			1993.04	1993.03

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0	4	1	4	4
C	33.595 ***	291.873	24.133 *	32.335	7.541 ***	2.378	7.412 ***	17.397 ***
C*D			36.719 ***	-188.626 ***			9.263 ***	16.234
X1	0.566 ***	-1.622 ***	0.741 ***	0.748 **	0.609 ***	0.536 ***	0.701 ***	0.259 ***
X1*D				0.642				0.476 ***
X2	0.194 *	2.079 ***	-0.027	-0.109	0.037 ***	0.081 ***	0.001	0.112 ***
X2*D				-0.194				-0.147 ***
adjR ²	0.988		0.991	0.994	0.985		0.989	0.992
DW/ r=	1.014	r=2	1.549	1.467	0.619	r=1	1.060	1.305
coint test	-2.135	4.554 **	-3.501	-3.603	-2.284	24.312 ***	-3.339	-3.554
break point			1994	1990			1994.01	1995.01

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	0	1	0	0
C	0.770	-2.498	4.860 *	9.345 ***
C*D			1.147 **	-13.357 ***
X1	0.462	0.821 ***	-0.085	-0.716 **
X1*D				1.903 ***
X2	0.140	0.055	0.288 **	0.463 ***
X2*D				-0.548 ***
adjR ²	0.991		0.995	0.998
DW/ r=	0.665	r=0	1.578	2.510
coint test	-2.040	37.790 ***	-3.076	-4.792
break point			1993	1991

表 3b. 資産効果モデル: 正味貨幣資産

X1=YD, X2=NMON (-1)

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-97:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0	2	2	2	2
C	5.229 **	47.556	5.507 ***	4.267	1.682 ***	117.034	3.494 ***	5.048 ***
C*D			8.572 ***	-60.997 ***			-3.492 ***	1.844
X1	0.772 ***	0.746 ***	0.785 ***	0.899 ***	0.720 ***	-0.451	0.622 ***	0.538 ***
X1*D				0.301 **				0.195
X2	0.060 ***	-0.166	0.031 ***	-0.160	0.018 ***	-0.231	0.033 ***	0.045 ***
X2*D				0.110				-0.041 ***
adjR ²	0.996		0.997	0.998	0.992		0.996	0.998
DW/ r=	0.426	r=0	0.772	1.305	0.265	r=0	0.597	0.943
coint test	-1.813	93.639 ***	-3.034	-4.477	-1.477	82.833 ***	-3.341	-4.675
break point			1986	1978			1993.04	1991.04

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0	4	1	4	4
C	25.439 **	-137.781	23.684 **	25.484 **	6.882 ***	-4.233	6.853 ***	7.839 ***
C*D			39.962 ***	-222.366 ***			10.064 ***	-15.105
X1	0.656 ***	3.935	0.748 ***	0.860 ***	0.651 ***	0.725 **	0.724 ***	0.688 ***
X1*D				0.549 **				0.262 *
X2	0.205 *	-6.794	-0.070	-0.475	0.050 ***	0.086 **	-0.010	0.007
X2*D				0.042				-0.041
adjR ²	0.988		0.992	0.995	0.986		0.990	0.990
DW/ r=	0.983	r=1	1.617	1.826	0.691	r=2	1.123	1.433
coint test	-2.131	21.474 ***	-3.673	-4.308	-2.229	6.075 **	-3.488	-3.035
break point			1994	1990			1994.01	1993.04

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	0	1	0	0
C	-3.108 ***	-3.535	-3.454 ***	8.081
C*D			1.247 ***	-10.599
X1	1.112 ***	1.040 ***	1.244 ***	-0.180
X1*D				1.212
X2	-0.183 *	-0.062	-0.380 ***	0.451
X2*D				-0.569
adjR ²	0.993		0.996	0.999
DW/ r=	1.093	r=0	2.099	2.501
coint test	-2.307	38.987 ***	-4.130	-5.057
break point			1988	1988

表 4a. 今期のキャピタルゲインを含んだ資産効果モデル:

正味金融資産 $X1=YD, X2=NFIN (-1), X3=KGNFIN$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-97	1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	7.569 ***	873.244	8.386 ***	3.103	3.891 ***	13.577	4.239 ***	4.296 ***
C*D			3.904 **	14.065 *			-1.572 ***	8.088
X1	0.725 ***	-7.082 ***	0.720 ***	0.870 ***	0.621 ***	0.248 **	0.591 ***	0.588 ***
X1*D				-0.223				-0.109
X2	0.062 ***	0.784	0.055 ***	-0.045	0.020 ***	0.034 ***	0.024 ***	0.024 ***
X2*D				0.124				-0.004
X3	0.040 **	-48.799	0.028	0.017	0.014	-1.581 ***	0.012	0.005
X3*D				0.030				0.025
adjR ²	0.998		0.999	0.998	0.997		0.998	0.998
DW/ r=	0.743	r=0	0.940	0.912	0.514	r=1	0.826	0.751
coint test	-2.897	196.241 **	-3.544	-3.350	-2.860	29.872 **	-4.368	-4.246
break point			1980	1966			1993.03	1993.03

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0	0	1	0	0
C	31.527 *	31.662	-11.541	49.645	7.416 ***	4.436	0.685	15.548 ***
C*D			-40.197 ***	-201.826 ***			-8.049 ***	-37.300 ***
X1	0.579 ***	1.090 ***	0.936 ***	0.536	0.611 ***	0.464 ***	0.823 ***	0.378 ***
X1*D				0.785				0.644 ***
X2	0.173	-0.008	-0.047	0.139	0.036 ***	0.122 ***	0.010	0.077 **
X2*D				-0.423				-0.092 **
X3	-0.200	3.348 ***	-0.323	0.253	-0.062	1.588 ***	-0.072	0.048
X3*D				-1.037				-0.299 **
adjR ²	0.988		0.993	0.995	0.985		0.989	0.991
DW/ r=	0.986	r=2	1.605	1.567	0.617	r=2	1.222	1.569
coint test	-2.160	20.468 ***	-3.653	-4.115	-3.537	23.566 ***	-6.034 **	-7.509 ***
break point			1987	1990			1987.01	1991.04

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	0	1	0	0
C	0.755	-2.512	0.010	6.338
C*D			-1.266 ***	-9.286
X1	0.464	0.802 ***	0.621 **	-0.124
X1*D				1.109
X2	0.140	0.071	0.105	0.232
X2*D				-0.251
X3	0.014	0.223	-0.202	-0.064
X3*D				-0.044
adjR ²	0.991		0.997	0.998
DW/ r=	0.662	r=0	1.996	2.560
coint test	-2.031	43.889	-4.078	-4.941
break point			1986	1988

表 4b. 今期のキャピタルゲインを含んだ資産効果モデル:

正味金融資産: $X1=YD$, $X2=NFIN(-1)+KGNFIN$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-98		1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0		1	2	1	1
C	7.336 ***	5.074	8.435 ***	4.057		3.870 ***	-11.217	4.185 ***	4.211 ***
C*D			4.281 **	11.554 **				-1.539 ***	9.248
X1	0.729 ***	0.744 ***	0.686 ***	0.836 ***		0.622 ***	1.067 **	0.595 ***	0.593 ***
X1*D				-0.173					-0.139
X2	0.061 ***	0.061 ***	0.071 ***	-0.022		0.020 ***	0.001	0.023 ***	0.023 ***
X2*D				0.098					-0.002
adjR ²	0.998		0.998	0.998		0.997		0.998	0.998
DW/ r=	0.918	r=0	1.141	1.196		0.523	r=0	0.833	0.810
coint test	-3.370	21.620	-3.985	-4.120		-2.936	31.027 **	-4.527	-4.514
break point			1964	1966				1993.03	1993.03

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98		1977:1-98:4	1977:3-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0		4	2	4	4
C	28.597 *	-173.027	19.078	56.029 **		7.152 ***	0.426	7.113 ***	17.854 ***
C*D			39.950 ***	-223.979 ***				9.486 ***	15.704
X1	0.618 ***	-0.316	0.793 ***	0.442		0.624 ***	0.455 *	0.713 ***	0.248 ***
X1*D				0.988 ***					0.490 ***
X2	0.157	2.339	-0.083	0.251		0.035 ***	0.116 **	-0.002	0.116 ***
X2*D				-0.594					-0.152 ***
adjR ²	0.987		0.992	0.995		0.985		0.989	0.992
DW/ r=	1.004	r=1	1.567	1.551		0.652	r=0	1.086	1.384
coint test	-2.176	25.273 ***	-3.574	-4.046		-3.671 *	34.713 **	-3.373	-3.710
break point			1994	1990				1994.01	1995.01

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	2	1	2	2
C	-0.085	-1.108	1.391	6.220 ***
C*D			0.832 *	-8.994 ***
X1	0.595 *	0.580 ***	0.435	-0.188
X1*D				1.208 ***
X2	0.101	0.139 **	0.132	0.284 ***
X2*D				-0.320 ***
adjR ²	0.991		0.993	0.999
DW/ r=	0.645	r=0	1.114	2.456
coint test	-1.787	36.992 ***	-3.341	-5.375 *
break point			1992	1989

表 4c. 今期のキャピタルゲインを含んだ資産効果モデル:

正味金融資産: $X1=YD+KGNFIN$, $X2=NFIN$ (-1)

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-98		1965:1-98:4	1965:4-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0		2	3	2	2
C	30.758 ***	-7.830	24.939 ***	15.606 ***		16.294 ***	-21.168	16.266 ***	7.523 ***
C*D			-32.203 ***	97.558 **				5.998 ***	18.466 ***
X1	0.437 ***	0.867 ***	0.420 ***	0.731 ***		0.171 ***	1.433	0.066 ***	0.082 ***
X1*D				-0.592 ***					-0.066 **
X2	0.161 ***	0.047 ***	0.235 ***	0.012		0.048 ***	-0.013	0.048 ***	0.118 ***
X2*D				0.128					-0.072 ***
adjR ²	0.966		0.977	0.977		0.965		0.997	0.996
DW/ r=	0.961	r=0	1.335	1.135		0.384	r=0	0.512	0.565
coint test	-3.788 *	148.672 ***	-4.627	-4.141		-2.692	43.773 ***	-3.645	-3.589
break point			1985	1990				1971.02	1978.03

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98		1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0		0	1	0	0
C	50.062 ***	-1421.264	46.867 ***	63.315 **		16.974 ***	-0.107	17.751 ***	21.196 ***
C*D			26.500 *	-283.497 ***				5.673 **	115.730 ***
X1	0.433 ***	10.043	0.529 ***	0.334 *		0.310 ***	0.704 ***	0.339 ***	0.097 **
X1*D				1.224 **					-0.036
X2	0.331 ***	-5.930	0.202	0.388 **		0.102 ***	0.048 ***	0.085 ***	0.153 ***
X2*D				-0.657 **					-0.197 ***
adjR ²	0.985		0.987	0.989		0.974		0.975	0.990
DW/ r=	1.268	r=1	1.591	1.787		0.590	r=1	0.744	0.798
coint test	-2.578	20.602 ***	-3.682	-4.352		-2.746	27.990 ***	-3.578	-4.666
break point			1994	1992				1993.04	1995.03

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	0	1	0	0
C	3.096 **	0.514	4.047 ***	7.637 **
C*D			-1.009 **	-3.568
X1	0.090	0.310 *	-0.031	-0.431
X1*D				0.577
X2	0.262 ***	0.232 ***	0.314	0.363 ***
X2*D				-0.139
adjR ²	0.990		0.994	0.993
DW/ r=	0.786	r=0	1.755	2.360
coint test	-2.109	27.711	-3.263	-4.388
break point			1986	1992

表 5a. 今期のキャピタルゲインを含んだ資産効果モデル:

正味貨幣資産 $X1=YD$, $X2=NMON (-1)$, $X3=KGNMON$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0	1	2	1	1
C	4.777 **	151.3686	5.288 ***	3.748	1.645 ***	54.221	3.455 ***	5.001 ***
C*D			8.297 ***	-61.154 ***			-3.484 ***	2.860
X1	0.785 ***	0.049	0.791 ***	0.936 ***	0.730 ***	-0.701	0.631 ***	0.543 ***
X1*D				0.261 *				0.175
X2	0.055 ***	-0.278	0.030 **	-0.229 *	0.017 ***	0.021	0.032 ***	0.045 ***
X2*D				0.181				-0.041 ***
X3	0.161	-5.742	0.075	-0.172	0.105 **	-9.951	0.102 ***	0.042
X3*D				-0.015				-0.040
adjR ²	0.996		0.997	0.998	0.993		0.996	0.998
DW/ r=	0.518	r=1	0.822	1.399	0.284	r=1	0.578	0.971
coint test	-2.133	58.015 ***	-3.167	-4.713	-1.863	57.125 ***	-3.654	-4.391
break point			1986	1978			1993.04	1991.03

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0	4	1	4	4
C	25.101 **	41.501	21.665 **	12.207	6.723 ***	-8.199	6.694 ***	7.385 ***
C*D			41.344 ***	-220.849 ***			10.062 ***	-28.099 ***
X1	0.657 ***	0.544 ***	0.756 ***	0.985 ***	0.651 ***	1.148 ***	0.724 ***	0.813 ***
X1*D				0.412 *				0.171
X2	0.201	0.648 ***	-0.105	-0.764 **	0.048 ***	0.018 ***	-0.012	-0.093 **
X2*D				0.282				0.079
X3	-0.073	4.073 ***	-0.427	-0.913	-0.200	10.063 ***	-0.199	0.044
X3*D				-1.224				-0.531
adjR ²	0.988		0.991	0.996	0.986		0.990	0.991
DW/ r=	0.967	r=2	1.544	2.106	0.663	r=3	1.089	1.648
coint test	-2.105	28.293 ***	-3.515	-4.900	-2.318	3.896 **	-3.498	-3.273
break point			1994	1990			1994.01	1990.03

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	2	1	2	2
C	-3.184 ***	-3.787	-2.848 **	12.129 **
C*D			0.199	-14.369 ***
X1	1.131 ***	1.042 ***	1.090 ***	-0.729
X1*D				1.736
X2	-0.209 *	-0.028	-0.185	0.830 **
X2*D				-0.936 **
X3	-0.272	0.650	-0.191	0.415
X3*D				-0.520
adjR ²	0.992		0.992	0.999
DW/ r=	1.261	r=0	1.276	2.583
coint test	-3.390	50.949 **	-3.722	-4.145
break point			1991	1989

表 5b. 今期のキャピタルゲインを含んだ資産効果モデル:

正味貨幣資産 $X1=YD$, $X2=NMON (-1)+KGNMON$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-98	1956-98		1965:1-98:4	1965:3-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	0		2	2	2	2
C	5.128 **	-175.436	5.441 ***	4.075 *		1.708 ***	205.251	3.479 ***	4.968 ***
C*D			8.409 ***	-62.675 ***				-3.488 ***	2.094
X1	0.776 ***	1.078	0.787 ***	0.929 ***		0.721 ***	-1.449	0.624 ***	0.545 ***
X1*D				0.282 **					0.185
X2	0.059 ***	0.866	0.031 ***	-0.226 *		0.018 ***	-0.402	0.033 ***	0.044 ***
X2*D				0.173					-0.040 ***
adjR ²	0.997		0.997	0.998		0.993		0.996	0.998
DW/ r=	0.454	r=0	0.790	1.450		0.261	r=0	0.563	0.931
coint test	-1.905	88.856 ***	-3.079	-4.849		-1.501	87.116 ***	-3.470	-4.702
break point			1986	1978				1993.03	1991.04

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1979-98	1976-98	1976-98		1977:1-98:4	1977:3-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	3	0	0		4	2	4	4
C	25.980 **	48.293	22.708 **	14.633		6.852 ***	110.712	6.792 ***	9.248 ***
C*D			41.185 ***	-226.965 ***				10.145 ***	17.863
X1	0.657 ***	1.703 ***	0.756 ***	0.965 ***		0.654 ***	-0.760	0.726 ***	0.603 ***
X1*D				0.488 **					0.158
X2	0.212 *	-2.761 ***	-0.091	-0.717 **		0.050 ***	0.167	-0.011	0.058 **
X2*D				0.229					-0.112 ***
adjR ²	0.988		0.992	0.996		0.986		0.990	0.990
DW/ r=	1.026	r=1	1.619	1.955		0.702	r=0	1.127	1.155
coint test	-2.211	22.480 ***	-3.681	-4.533		-2.206	38.687 ***	-3.504	-3.046
break point			1994	1990				1994.01	1995.01

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	2	1	0	0
C	-3.184 ***	-3.659	-3.429 ***	6.994
C*D			1.097 **	-9.586 *
X1	1.130 ***	1.063 ***	1.238 ***	-0.053
X1*D				1.102 *
X2	-0.206 *	-0.084	-0.378 ***	0.388
X2*D				-0.527
adjR ²	0.993		0.996	0.999
DW/ r=	1.224	r=0	1.979	2.911
coint test	-3.314	41.554 ***	-3.985	-6.399 ***
break point			1988	1988

表 5c. 今期のキャピタルゲインを含んだ資産効果モデル:

正味貨幣資産 $X1=YD+KGNMON$, $X2=NMON$ (-1)

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1956-98	1958-98	1956-98	1956-98		1965:1-98:4	1965:4-98:4	1965:1-98:4	1965:1-98:4
lag	3	2	3	3		2	3	2	2
C	4.226 *	-76.912	4.087	6.613 **		4.555 ***	-37.490	6.420 ***	6.149 ***
C*D			8.851 ***	104.684 ***				-4.736 ***	30.250 ***
X1	0.825 ***	0.906 ***	0.847 ***	0.782 ***		0.672 ***	1.286 **	0.548 ***	0.547 ***
X1*D				-0.455 **					-0.400 ***
X2	0.038 ***	0.437 ***	0.006 *	0.065 **		0.020 ***	0.076	0.040 ***	0.042 ***
X2*D				0.014					-0.019 ***
adjR ²	0.995		0.995	0.996		0.983		0.989	0.994
DW/ r=	0.983	r=1	1.201	1.264		0.980	r=0	1.068	0.781
coint test	-4.196 **	22.093 ***	-5.120 **	-4.392		-2.837	56.406 ***	-3.948	-3.551
break point			1987	1988				1993.03	1989.02

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model		EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1976-98	1977-98	1976-98	1976-98		1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	1	0	0		0	1	0	0
C	29.158 **	307.926	28.340 ***	32.738 ***		8.124 ***	-4.400	3.783 **	9.032 ***
C*D			36.660 **	-324.255 ***				-6.247 ***	-23.244 **
X1	0.643 ***	-1.190	0.723 ***	0.772 ***		0.631 ***	0.893 ***	0.771 ***	0.725 ***
X1*D				0.928 ***					0.186
X2	0.251 **	2.576	0.008	-0.221		0.063 ***	-0.001	0.037 **	-0.027
X2*D				-0.347					0.042
adjR ²	0.988		0.990	0.995		0.984		0.986	0.986
DW/ r=	1.136	r=0	1.687	1.872		0.804	r=1	1.269	1.541
coint test	-2.409	32.613 **	-3.856	-4.505		-4.207 **	28.608 ***	-6.064 ***	-7.231 ***
break point			1994	1991				1986.02	1991.02

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C model	C/S model
sample	1983-97	1984-97	1983-97	1983-97
lag	1	1	1	1
C	-2.467 **	-3.784	-1.650 *	-3.955
C*D			1.063 **	4.493
X1	0.980 ***	1.007 ***	0.932 ***	1.183 **
X1*D				-0.321
X2	-0.037	0.026	-0.074	-0.178
X2*D				0.132
adjR ²	0.988		0.992	0.988
DW/ r=	0.759	r=0	1.321	0.936
coint test	-3.194	39.902 ***	-4.680	-5.125
break point			1990	1992

表 6a. Campbell の共和分的含意:

正味金融資産 $X1=YD+KGNFIN$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-98	1957-98	1956-97	1965:1-98:4	1965:2-98:4	1965:1-98:4
lag	0	1	0	1	1	1
X1	0.885 ***	1.039 ***	0.852 ***	0.868 ***	0.917 ***	0.844 ***
X1*D			0.072 **			0.053 **
adjR ²	0.905		0.919	0.785		0.813
DW/ r=	1.798	r=1	2.188	1.797	r=1	1.961
coint test	-5.709 ***	16.763 ***	-7.041 ***	-6.241 ***	21.170 ***	-6.953 ***
break point			1989			1989.01

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1976-98	1977-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:2-98:4	1977:1-98:4
lag	0	1	0	0	1	0
X1	0.855 ***	0.963 ***	0.921 ***	0.849 ***	0.879 ***	0.939 ***
X1*D			-0.073 *			-0.094 **
adjR ²	0.979		0.981	0.947		0.946
DW/ r=	1.126	r=1	1.418	1.576	r=1	1.708
coint test	-2.665	6.301 **	-3.308	-7.415 ***	12.102 ***	-8.011 ***
break point			1985			1981.02

表 6b. Campbell の共和分的含意:

正味金融資産 (キャピタルゲインなし)

$$X1=YD+KGNFINB$$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-98	1959-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:4-98:4	1965:1-98:4
lag	1	3	1	2	3	2
X1	0.902 ***	0.886 ***	0.890 ***	0.880 ***	1.014 ***	0.869 ***
X1*D			0.022 **			0.021 **
adjR ²	0.992		0.994	0.963		0.967
DW/ r=	1.060	r=0	1.151	1.420	r=1	1.508
coint test	-4.751 ***	15.414 **	-5.229 **	-3.630 **	12.654 ***	-3.896
break point			1987			1987.02

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1976-98	1977-98	1976-98	1977:1-98:4	1978:1-98:4	1977:1-98:4
lag	0	1	0	2	5	2
X1	0.853 ***	0.981 ***	0.924 ***	0.851 ***	0.602 ***	0.887 ***
X1*D			-0.078 **			-0.037
adjR ²	0.984		0.987	0.975		0.975
DW/ r=	0.872	r=1	-0.078	1.065	r=0	1.068
coint test	-2.180	4.776 **	-2.971	-2.416	22.625 ***	-2.420
break point			1985			1977.01

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model
sample	1983-97	1985-97	1983-97
lag	0	2	0
X1	0.850 ***	2.800	0.754 ***
X1*D			0.121 ***
adjR ²	0.974		0.989
DW/ r=	0.382	r=0	1.578
coint test	-1.251	15.384 **	-2.765
break point			1989

表 6c. Campbell の共和分的含意:

正味貨幣資産 $X1=YD+KGNMON$

JAPAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1956-98	1959-98	1956-98	1965:1-98:4	1965:4-98:4	1965:1-98:4
lag	1	3	1	2	3	2
X1	0.896 ***	0.887 ***	0.880 ***	0.871 ***	0.975 ***	0.855 ***
X1*D			0.029 ***			0.030 ***
adjR ²	0.994		0.995	0.975		0.980
DW/ r=	0.914	r=0	1.145	1.232	r=1	1.483
coint test	-4.200 ***	10.833	-5.326 **	-3.258 *	10.456 ***	-4.004
break point			1987			1987.02

KOREA

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
sample	1976-98	1977-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:3-98:4	1977:1-98:4
lag	0	1	0	3	2	3
X1	0.834 ***	0.970 ***	0.902 ***	0.832 ***	1.491	0.899 ***
X1*D			-0.075 **			-0.074 ***
adjR ²	0.986		0.989	0.980		0.983
DW/ r=	0.749	r=1	1.121	0.888	r=1	1.098
coint test	-1.965	4.081 **	-2.719	-1.584	11.505 ***	-2.163
break point			1985			1984.03

TAIWAN

CNS	EG test	Joh test	C/S model
sample	1983-97	1983-97	1983-97
lag	1	2	1
X1	0.820 ***	1.335 ***	0.749 ***
X1*D			0.080 **
adjR ²	0.990		0.984
DW/ r=	0.231	r=0	0.625
coint test	-1.792	19.270 ***	-2.076
break point			1990