

家計消費とキャピタル・ゲイン： 日本・韓国・台湾の比較研究

野村 淳 一

1. はじめに

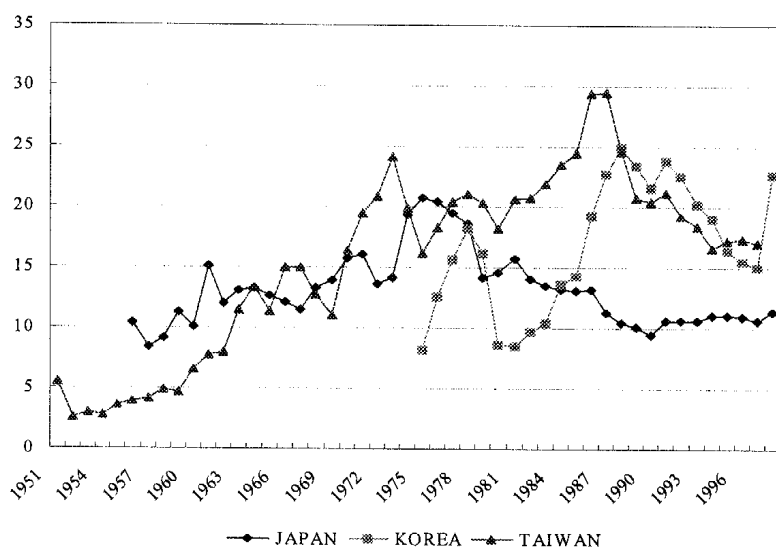
本稿の目的は、野村（2003）で検討した家計消費とキャピタル・ゲイン¹⁾が共和分分析でいう長期的関係をもつかどうかについて韓国・台湾について検証し、その結果を日本と比較することである。Campbell（1987）の恒常所得仮説の共和分的含意についてはいくつかの国ですでに検証されており、Shintani（1994）にまとめられている。そこでは、より厳密な共和分検定を適用すればCampbellの結論は支持できず、共和分的含意はほとんどの国で成立していないと結論している。しかしながら、野村（2003）のようにキャピタル・ゲインを明示的にモデルに組み込み、構造変化を考慮した上で、共和分的含意を検証した例はない。本稿では、野村（2003）で検証した方法を韓国・台湾のデータについて適用し、共和分的含意が他の国においても認められるか否かを考察する。

図1のように、日本・韓国・台湾は国際比較によると高い家計貯蓄率をもつ国として関心を集めてきた。日本の高貯蓄率については、Hayashi（1986）やホリオカ他（1992）など様々な分析が試みられてきた。そこでは貯蓄率の定義の違い以外に、高い経済成長率、インフレ率、若年層の多い人口構成などが大きな要因として挙げられている。また日本の持つ文化的要因も高貯蓄率をもたらしているとの指摘も有力である。本稿ではマクロ経済学においてもっとも一般的な消費理論である恒常所得仮説について、日本・韓国・台湾

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。

に関して検証し、各国の家計消費行動が基本的にどのような原理に従って決定されているかを考察する。日本・韓国・台湾は欧米諸国などと比較すると共通する文化的基盤があり、また急速な工業化による高度成長を経験してきたという共通の経済的経験を持っているので、この3国の比較によりそれらの要因を除いた部分の考察が可能となることが期待できる。

図1 家計貯蓄率 (%)



2. 分析モデルと検証方法

本稿ではCampbell (1987) が提唱した恒常所得仮説の共和分的含意について検証する。モデルの詳細な説明については、野村 (2003) を参照していただきたい。恒常所得仮説の共和分的含意とは、

$$(1) \text{CNS}_t = \gamma \left[r \cdot \text{NW}_{t-1} + \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum E_t \frac{Y_{t+j}}{(1+r)^j} \right]$$

で示される恒常所得仮説による消費関数を変形した、

$$(2) \quad YDH_t - \left(\frac{1}{\gamma}\right)CNS_t = YL_t - \left(\frac{r}{1+r}\right)\sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \\ = -\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

より得られる含意である。ここで、 CNS は消費、 NW は正味資産（非人的資産）、 r は正味資産からの収益率（一定と仮定）、 YL は労働所得を表している。(1)式の [] 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。ヒックス流の可処分所得（ YDH ）は、

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

（ YD ：可処分所得， $KGNW$ ：正味資産からの純キャピタル・ゲイン）と定義されている。(2)式において、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、(2)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。消費の係数を1に基準化すると、

$$(4) \quad CNS_t - \gamma YDH_t = \gamma \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

となり、これが本稿で検証する共和分的含意のモデルとなる。

本稿では時系列データを用いているので、野村（2003）と同様な分析方法を用いる。個別の計量経済学的手法についての説明は野村（2003）を参照していただきたい。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⁾。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つを用い

2) 本稿の分析はEviews 4 およびTSP4.5を使用している。

た。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係式を認める結果となる可能性があるので、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。

3. 分析データ

3.1 使用データ

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、北川（1986）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、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。韓国と台湾では貯蓄・可処分所得は年次データしか利用できないので、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⁴⁾。貯蓄データは以下の関係式から計算した。

$$(5) YD_t = CNS_t + SVG_t$$

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

4) 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。

ここで、 YD は可処分所得、 CNS は最終消費支出、 SVG は貯蓄である。

データは以下の資料による。日本：『国民経済計算年報（CD-ROM）』（ARNA）（内閣府），韓国：the Bank of Korea web site (<http://www.bok.or.kr>)，台湾：『National Income in Taiwan Area of the Republic of China』（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。野村 (2003)の結論では、家計消費と長期的な関係にあるのは正味金融資産からの純キャピタル・ゲインであり、実物資産が利用出来ないことは大きな問題とはならないと考えられる。日本については、年次データで標本期間：1956～98年，四半期データで標本期間：1965：1～98：4の期間しか整合的なデータが利用可能ではなかった⁵⁾，韓国・台湾のデータについても98年までのデータの分析に止めた。これはデータの利用可能性制約の他に、アジア通貨危機以後の急速な構造変化を含めることにより分析が困難となったり、結果の解釈があいまいになったりする恐れがあるためである。

正味金融資産は以下のように分割して考える。

$$(6) \quad NFIN_t = SEC_t + NMON_t$$

ここで、 $NFIN$ は正味金融資産、 SEC は有価証券（株式、債券、etc.），

5) 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。

NMONは正味貨幣資産（通貨、預金、生命保険の持分、etc.）を表している。データは以下の資料による。日本：『主要経済・金融データCD-ROM』（EFD）（日本銀行）、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国の家計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が日本は第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（バブル期を除くと）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られるかどうか疑問もある。

図2 インフレ率 (CPI, %)

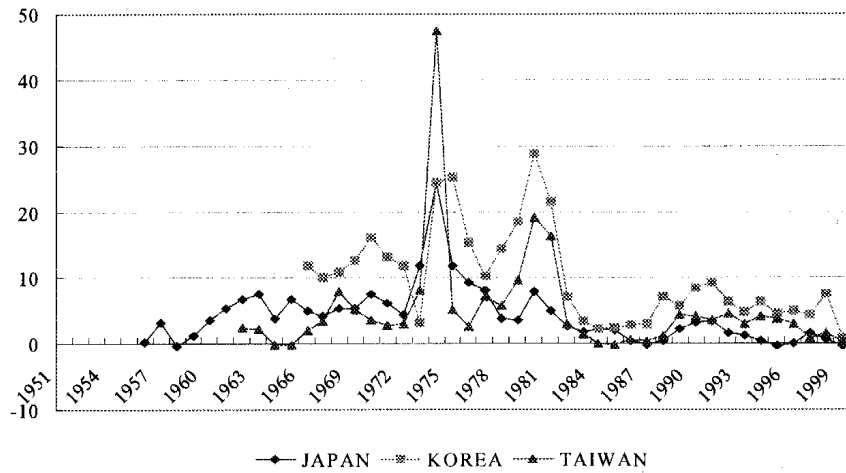


図3 正味金融資産の可処分所得比

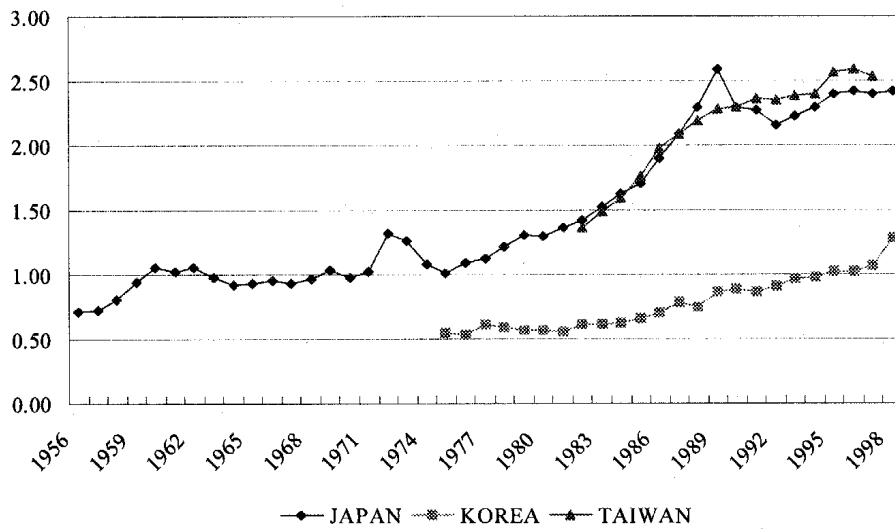
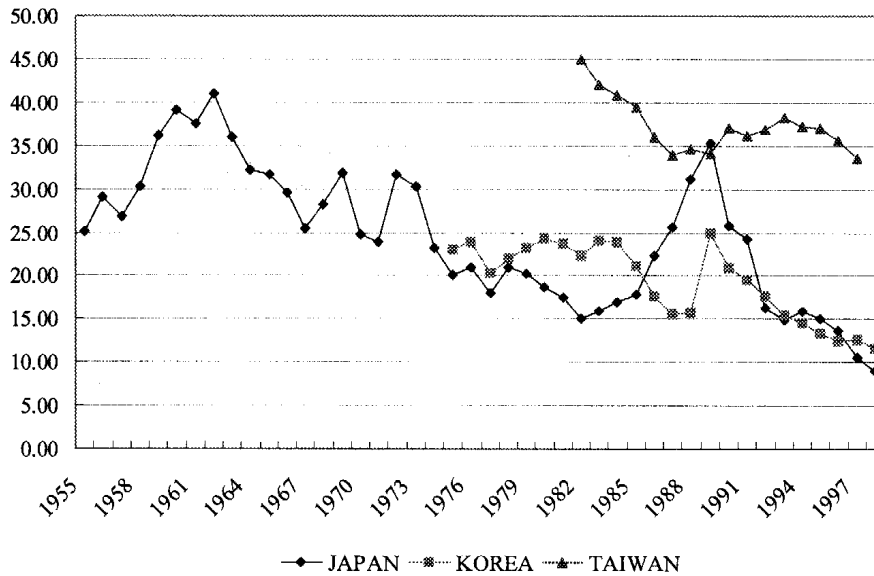


図4 株式資産（正味金融資産に占める割合，％）



3.2 純キャピタル・ゲインの計算

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。

$$(7) W_t = W_{t-1} + FLW_t + ADW_t$$

ここで、 W は資産、 FLW は資産の純購入または金融取引額、 ADW は資産の調整勘定を表している。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(7)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。

$$(8) WC_t = WC_{t-1} + FLW_t + RADW_t$$

ここで、 WC は取得原価で評価された資産、 $RADW$ は実現されたキャピタル・ゲインを表している。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。

$$(9) WB_t = WB_{t-1} + FLW_t$$

ここで、 WB は取得原価に近い概念で評価された資産を表している。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(9)式に従うと考えられる⁶⁾。

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。

$$(10) KGW_t = \frac{W_t}{P_t} - \frac{W_{t-1}}{P_{t-1}} - \frac{FLW_t}{P_t}$$

ここで、 KGW は純キャピタル・ゲイン、 $PEND$ は期末の月のCPI（月平均）、 P は期中のCPI（平均）を表している。

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

6) 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、(9)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 (SNAは国民所得勘定, FOFは資金循環勘定表のデータを意味する)。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。

図5 NFINからの純キャピタル・ゲイン (可処分所得比、%)

(1) 日本

(2) 韓国

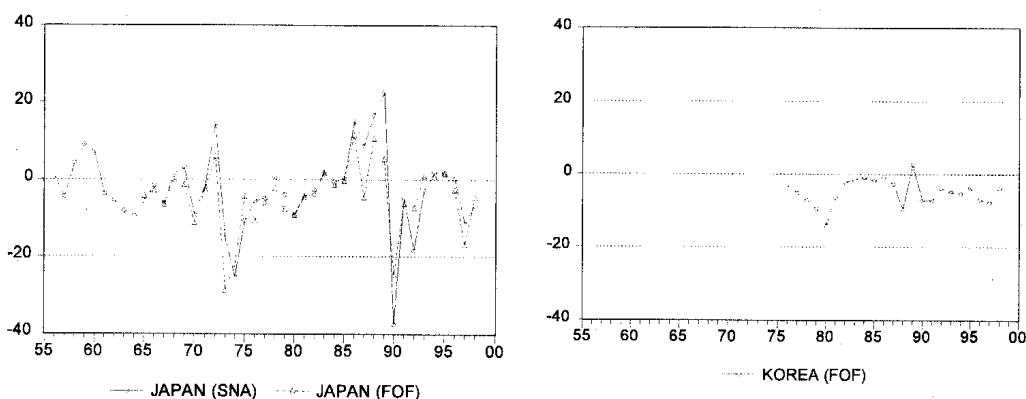
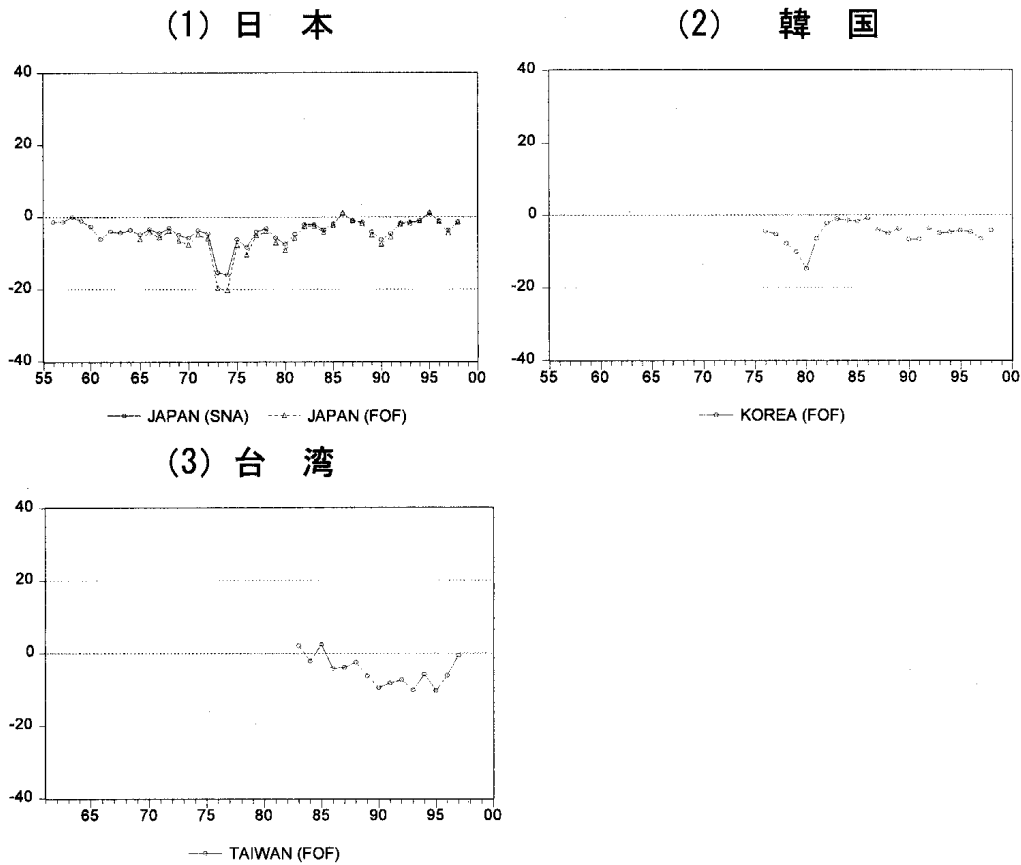


図6 NF1NBからの純キャピタル・ゲイン（可処分所得比，%）



4. 推定結果

単位根検定の結果は、表1、表2である。日本においては、年次データでも四半期データでも、所得、消費、貯蓄が $I(1)$ であり、純キャピタル・ゲインが $I(0)$ であるという結果が得られていたが、韓国や台湾の年次データではそのような結果は観察されない。韓国については、四半期データでは上記の特徴があいまいではあるが見られるので、標本数の不足がこのような結果を招いていると解釈できる。台湾については、所得、消費、貯蓄については日本と同様の標本期間であり、所得、消費についてより高次の単位根の存在が示唆されていることは興味深い。Campbell (1987) のように、単位根の数は経済理論とある程度対応すると考えられ、それが国によって異なるのであれば、消費者行動について異なった原理に従って決定されている可能性があり、

十分に注意して解釈する必要がある。しかしながら、今回は Campbell (1987) の枠組みで恒常所得仮説の共和分的含意を検証することに重点を置くこととし、単位根については検討する各変数について、 $I(1)$ であるとして議論を進める。

いくつかの純キャピタル・ゲインを想定して、共和分的含意が認められるか否かを検討した結果が、表3から表6である。表3は Campbell (1987) で提起されたモデルに対応しており、いくつかの国について検証されているモデルである。Joh テストについては韓国・台湾で1本の共和分関係が認められているが、恒常所得からの消費性向 (γ) がほぼ1であり、かつ EG テストで推計された係数と大きく異なっていることから、この結果は採用しないこととする。つまり、標本数の不足などから最尤法的前提である誤差項の正規性が満たされていない可能性があり、結果の信頼性が低いと考える。実際に、資産価格変動によるキャピタル・ゲインを考慮しない正味金融資産を前提とした表5では、台湾について Joh テストで1本の共和分関係が認められているが、その係数は2.8と恒常所得仮説で想定される範囲を大きく外れており、このような判断基準の正当性が確認できる。したがって、従来の共和分的含意はやはり認められない。

日本については、年次データではいずれの正味金融資産を前提としても (表4, 表5), また正味貨幣資産を前提にしても (表6), 1本の共和分関係が認められる。このことは恒常所得仮説の共和分的含意が認められることを意味している。しかしながら四半期データでは表4の時価評価に基づく正味金融資産を前提としたモデル以外では共和分関係が認められないので、本稿では日本について表4のケースでのみ共和分的含意が認められたと解釈する。構造変化については、1度もないというケースと1989年に1度あるというケースの両方で共和分関係が認められるので、はっきりとした結論は導けない。ただ恒常所得からの貯蓄性向はほぼ10~15%の間の数値でありそうなことと、構造変化があったとすると、1989年にその消費性向が5~7%上昇したことが、年次データでも四半期データでも確認できる。野村 (2003) で

見たように、このような構造変化はバブル経済の崩壊直前と対応しており、消費者行動がバブル経済の影響を受けて変化したことを示唆している。しかしながらその変化は一般に消費不況として考えられる方向とは逆であり、資産価格変動と家計消費の関係についての興味深い発見である。

韓国については、年次データではいずれも共和分関係が認められなかったが、四半期データでは、日本と同様に時価評価した正味金融資産を前提としたケース（表4）で1度の構造変化を仮定すれば共和分関係が認められており、頑健な結果ではないが、恒常所得仮説の共和分的含意が認められる。ただし恒常所得からの貯蓄性向は6%と日本と比較して低く、構造変化の方向も9%上昇となっており、日本と逆である。構造変化時点である1981年前後は韓国において民主化が始まった時期であり、経済成長についてもより高度な工業化が成功しつつあった時期にあたり、このような構造変化の存在は、家計消費と経済成長との関係で興味深い。

台湾については、時価評価の資産が利用できなかったことと標本数が極端に不足しているために、十分な検証が出来なかったため、結論については保留する。ただ所得と消費がI(2)である可能性があるなど、興味深い結果も観察されており、今後ともデータの充実を図り、分析を進めていきたい。

表1 単位根検定の結果 (年次データ)

Annual	結果	Level				Difference			
		ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
日本									
1956-98年									
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) ***	0.13 (1)	CONST
SVG	I(1)	-1.47 (0)	-1.55 (1)	0.17 (5) **	TREND	-5.59 (0) ***	-5.59 (0) ***	0.17 (1)	CONST
KGNFIN	I(0)	-5.69 (0) ***	-5.71 (2) ***	0.08 (1)	CONST				
KGNFINB	I(0)	-3.11 (0) **	-3.07 (3) **	0.17 (3)	CONST				
KGNMON	I(0)	-3.13 (0) **	-3.24 (1) **	0.18 (4)	CONST				
韓国									
1976-98									
YD	I(1) ?	-1.92 (5)	-1.71 (0)	0.16 (3) **	TREND	-2.92 (8) *	-1.78 (2)	0.24 (2)	CONST
CNS	I(2) >	-3.27 (8)	-1.75 (1)	0.16 (3) **	TREND	-1.95 (2)	-1.04 (1)	0.15 (1)	CONST
SVG	I(1) ?	-3.71 (7) *	-1.80 (0)	0.08 (3)	TREND	-2.62 (0)	-2.64 (1) *	0.13 (0)	CONST
KGNFIN	I(1) ?	-0.49 (2)	-3.13 (0) **	0.54 (2) **	CONST	-6.02 (1) ***	-10.37 (20) ***	0.32 (13)	NOCONST
KGNFINB	I(1)	-1.04 (2)	-1.86 (1)	0.44 (3) *	CONST	-4.68 (0) ***	-4.67 (4) ***	0.18 (8)	NOCONST
KGNMON	I(1)	-0.94 (2)	-1.76 (0)	0.41 (3) *	CONST	-4.92 (0) ***	-4.94 (2) ***	0.13 (6)	NOCONST
台湾									
1961-98									
YD	I(2) >	1.00 (0)	1.18 (4)	0.19 (5) **	TREND	-2.39 (0)	-2.14 (2)	0.75 (4) ***	CONST
CNS	I(2) >	1.09 (1)	1.81 (1)	0.19 (5) **	TREND	-1.31 (0)	-0.97 (9)	0.62 (5) **	CONST
SVG	I(1)	-3.00 (1)	-2.28 (6)	0.12 (4)	TREND	-4.73 (0) ***	-5.62 (22) ***	0.24 (12)	CONST
KGNFINB	I(0)	---	---	---		---	---	---	
KGNMON	I(0)	---	---	---		---	---	---	

- 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、 $W(j,q)=1-j/(q+1)$ 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(1994)を、KPSS testはKwiatkoski et al.(1992)を用いた。
- 6) 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] $X(t)=\mu+u(t)$
- 7) 台湾の純キャピタル・ゲインについては、標本数が少なすぎて検定不能であった。

表2 単位根検定の結果（四半期データ）

Quarterly	SA	Level				Difference			
		ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
日本	結果								
1965:01-1998:04									
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) ***	0.16 (5)	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				
KGNFINB	I(0)	-3.31 (2) **	-9.24 (7) ***	0.29 (8)	CONST				
KGNMON	I(0)	-3.15 (2) **	-9.50 (7) ***	0.31 (8)	CONST				
韓国	結果								
1977:01-1998:04									
YD	I(1) ?	-1.98 (4)	-1.84 (4)	0.29 (7) ***	TREND	-2.53 (3)	-12.97 (5) ***	0.24 (4)	CONST
CNS	I(1)	-2.60 (4)	-1.80 (2)	0.28 (7) ***	TREND	-2.97 (11) **	-8.04 (2) ***	0.22 (2)	CONST
SVG	I(1)	-2.17 (3)	-2.11 (5)	0.13 (7) *	TREND	-4.58 (2) ***	-11.33 (4) ***	0.13 (5)	CONST
KGNFIN	I(0) ?	-8.30 (0) ***	-8.28 (2) ***	0.68 (3) **	CONST	-7.67 (4) ***	-63.25 (79) ***	0.13 (20)	NOCONST
KGNFINB	I(0) ?	-5.27 (0) ***	-5.33 (4) ***	0.70 (6) **	CONST	-6.30 (4) ***	-19.12 (11) ***	0.07 (5)	NOCONST
KGNMON	I(0) ?	-5.13 (0) ***	-5.18 (4) ***	0.68 (6) **	CONST	-6.34 (4) ***	-18.73 (11) ***	0.07 (6)	NOCONST

- 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, $W(j,q)=1-j/(q+1)$ 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(1994)を、KPSS testはKwiatkoski et al.(1992)を用いた。
- 6) 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 共和分分析の結果 (可処分所得のみ, $X1=YD$)

(a) 日本

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) 韓国

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
標本	1976-98	1977-98	1976-98	1975:1-98:4	1975:4-98:4	1975:1-98:4
ラグ	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
共和分検定	-1.769	24.924 ***	-2.447	-1.863	5.216 **	-2.535
構造変化			1985			1984:02:00

(c) 台湾

CNS	EG test	Joh test	C/S model
標本	1961-97	1962-97	1961-97
ラグ	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
共和分検定	-2.204	96.630 ***	-3.561
構造変化			1992

- 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) *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。

表4 共和分分析の結果（正味金融資産、 $X1 = YD + KGNF IN$ ）

(a) 日本

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

(b) 韓国

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
標本	1976-98	1977-98	1976-98	1977.1-98.4	1977.2-98.4	1977.1-98.4
ラグ	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
共和分検定	-2.665	6.301 **	-3.308	-7.415 ***	12.102 ***	-8.011 ***
構造変化			1985			1981.02

- 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) *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。

表5 共和分分析の結果

(正味金融資産 (名目キャピタル・ゲインなし), $X1=YD+KGNFNB$)

(a) 日本

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

(b) 韓国

CNS	EG test	Joh test	C/S model	EG test	Joh test	C/S model
標本	1976-98	1977-98	1976-98	1977:1-98:4	1977:3-98:4	1977:1-98:4
ラグ	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
共和分検定	-1.965	4.081 **	-2.719	-1.584	11.505 ***	-2.163
構造変化			1985			1984.03

(c) 台湾

CNS	EG test	Joh test	C/S model
標本	1983-97	1983-97	1983-97
ラグ	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
共和分検定	-1.792	19.270 ***	-2.076
構造変化			1990

- 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) *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。

表6 共和分分析の結果（正味貨幣資産， $X1 = YD + KGNMON$ ）

(a) 日本

CNS	EG test			Joh test			C/S model		
標本	1956-98			1959-98			1956-98		
ラグ	1			3			1		
X1	0.902	***		0.886	***		0.890	***	
X1*D							0.022	**	
adjR ²	0.992						0.994		
DW/r	1.060			r=0			1.151		
共和分検定	-4.751	***		15.414	**		-5.229	**	
構造変化							1987		
							1987.02		

(b) 韓国

CNS	EG test			Joh test			C/S model		
標本	1976-98			1977-98			1976-98		
ラグ	0			1			0		
X1	0.853	***		0.981	***		0.924	***	
X1*D							-0.078	**	
adjR ²	0.984						0.987		
DW/r	0.872			r=1			-0.078		
共和分検定	-2.180			4.776	**		-2.971		
構造変化							1985		
							1977:01		

(c) 台湾

CNS	EG test			Joh test			C/S model		
標本	1983-97			1985-97			1983-97		
ラグ	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		
共和分検定	-1.251			15.384	**		-2.765		
構造変化							1989		

- 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。
- 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。
- 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。
- 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。
- rは共和分ベクトルの数を示している。
- *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。
- 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。

5. まとめ

日本・韓国・台湾について、家計消費関連のデータを比較すると、様々な共通点があることが分かった。まず、貯蓄率の水準は国際比較で高く、ある時点をピークとする山型であることである。このことは貯蓄率決定の要因としてこれら3国に共通するものが多いことを示唆していると思われる。次に比較的高いインフレ率の影響を受けて、資産価格変動を考慮しない純キャピタル・ゲインが基本的に可処分所得比で4～5%のマイナスであり、高い貯蓄率の一部はこのような実質金融資産の目減り分の補填の意味があるということである。本稿では、純キャピタル・ゲインの効果を明示的にモデルに取り入れることによって、資産価格や物価の変動が消費・貯蓄に与える影響を分析可能にしており、インフレ率の上昇の効果のうち、こうした実質金融資産の目減りの効果がどのくらいであるかを考察できる。インフレ率が貯蓄率に与える効果としてはこの他に将来に対する不確実性の向上などが考えられており、より詳細に要因を考察するためには、本稿のようなモデルの有効性は高いと考えられる。

一方、日本・韓国・台湾で異なる特徴もいくつか見られた。一つは、可処分所得比で見た正味金融資産額が韓国で低いことである。実物資産に関するデータが利用できないので、このことが単純に韓国の資産蓄積額の低さを意味する訳ではないが、消費・貯蓄の選択行動について、日本・台湾と韓国で異なる特徴がある可能性があり、興味深い。もう一つは、正味金融資産に占める株式資産の割合が台湾において高いことである。台湾については資産のデータが長期間は利用できないので、この結果がどの程度普遍的なものであるか不明であるが、日本の1958～63年の水準と近いことなどから、経済の発展段階との関連で興味深い。最後に、統計資料の制約もあり、十分な検討は出来なかったが、純キャピタル・ゲインの測定の結果、可処分所得比で20～40%のゲインやロスが生じるような資産市場のバブル現象は、韓国・台湾では観察できなかった。これは韓国・台湾ではインフレ率が日本に比べて高く、

資産価格の上昇の効果を打ち消している部分もあるが、日本のバブル期の資産価格変動がやはり異常な現象であったことを示唆していると考えられる。

共和分検定の結果、日本と韓国について恒常所得仮説の共和分的含意が成立していることが確認された。このことは日本と韓国の消費者がマクロ経済学で一般に仮定される恒常所得仮説に基づいた消費行動を行っていることを示唆している。台湾については上記の結論は確認されなかったが、それは標本数の不足とデータ利用の制約のためであると考えられる。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)予算制約において時価評価された正味金融資産を考慮すること、(2)所得概念として純キャピタル・ゲインを考慮したヒックス流の概念を用いること、(3)構造変化を1度認めること、という条件が必要であり、韓国については必ずしも頑健な結果は得られていない。

構造変化の時点と変化の方向については、日本と韓国で大きく異なっている。日本ではバブル崩壊直前（1989年）に恒常所得からの貯蓄性向が5～7%低下したのに対して、韓国では1981年に貯蓄性向が9%上昇した。恒常所得からの貯蓄性向は、資産からの実質収益率、時間選好率、相対的危険回避度の関数であり、その変化はいずれかの要因の変化に対応しているはずである。残念ながら各要因の変化が貯蓄性向をどのように変化させるかは明確ではなく、上昇・低下の効果を容易には分解できない。ただ資産からの実質収益率は経済成長率やインフレ率と密接に関連していると考えられるので、1981年の韓国の構造変化の背景にこれらの要因が影響した可能性は高い。もっともこの時期は同時に韓国の民主化が進んだ時期であり、制度的にも大きな変化があったため、消費者のリスクや将来見通しについても大きな変化があったと考えられるので、全ての要因が同時に変化した可能性も大きい。日本についてもバブルの崩壊は大きな社会的・精神的変化をもたらしており、この構造変化を単純には分解できないと考えられる。さらなる詳細な分析のためには、資産からの実質収益率や時間選好率、相対的危険回避度といった消費者の基本的な特徴（パラメータ）を直接推計することが有効であると考えら

れるが、これは今後の課題としたい。

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・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。
- 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。
- 野村淳一 (2003) 「家計消費とキャピタル・ゲインの長期的関係と安定性」, 『山口経済学雑誌』, 第51巻第6号, pp.1-27。
- 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.
- 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. 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.
- 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.