

恒常所得仮説の共和分検定による検証

(財) 国際東アジア研究センター 一般研究員 野村淳一

Working Paper Series Vol. 98-05
1998年4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

恒常所得仮説の共和分検定による検証

(財) 国際東アジア研究センター
一般研究員
野村 淳一

概要

本稿は恒常所得仮説の共和分的含意である、消費と所得は共和分関係にあるということを日本のデータを用いて検証したものである。先行研究においては、所得として可処分所得を用い、いくつかの国においてこの共和分関係を否定している。本稿では、所得として純キャピタル・ゲインを含んだ概念であるヒックス流の可処分所得を用い、日本において消費と所得の共和分関係が認められることを示す。本稿においては、恒常所得仮説の共和分的含意を検証するために、様々な純キャピタル・ゲイン、したがって様々なヒックス流の可処分所得を計算している。純キャピタル・ゲインは正味金融資産を取得原価ベースで評価するとき、消費と共和分関係にあると考えられる。共和分分析の結果から判断すると、家計は資産を実現主義ベースで評価しているようである。この結果は、もし資産を時価ベースで評価するならば、消費における資産効果の存在と整合的ではないと思われる。

恒常所得仮説の共和分検定による検証

(財) 国際東アジア研究センター
一般研究員
野村 淳一

1. はじめに

本稿の目的は、Campbell(1987)が導き出した恒常所得仮説の含意の一つである、消費と所得の共和分関係を再検討することである。Campbell(1987)は、米国についてこの共和分関係を検証し、ある条件のもとで共和分関係が成立するという結論を得た。この検証は、MacDonald and Speight(1989), MacDonald and Kearney(1990), Attfield et al.(1990)などによって、イギリスをはじめいくつかの国々についても行われた。その結果は、消費と所得について共和分関係が認められるというものもある一方で、同じ国でも結論が変わるなど、あいまいなものであった。

Shintani(1994)は日本について同様な検証を行い、他の恒常所得仮説の含意を含めて総合的に判断すると、日本については消費と所得の共和分関係は成立しないという結論を得ている。そして、以前の他の国の研究についても、より小標本で正確な臨界値を用いれば、ほとんどの論文で共和分関係は認められないという結論を得ている。

Shintani(1994)をはじめ、これまでの論文では消費については耐久消費財を控除するなどの検討をしてきたが、所得については単純に可処分所得を用いてきた。しかし、Campbell(1987)のモデルでは財産所得をヒックス流の所得概念で定義しており、所得についても、純キャピタル・ゲイン（以下、本稿では特に断りがなければキャピタル・ゲインという用語にキャピタル・ロスの意味も含んでいることとする。）を含めた概念として再定義することが適当であると考えられる。本稿では、所得を純キャピタル・ゲインを考慮したヒックス流の所得概念で定義し、消費と所得の共和分関係を再検討している。また、家計が資産の価値をどのように評価しているかについていくつかの場合を想定し、純キャピタル・ゲインを計算している。したがって、消費と所得の共和分関係の検証に加えて、家計が純キャピタル・ゲインをどのように評価しているかについても分析している。

所得として可処分所得を用いることは、純キャピタル・ゲインは長期的には存在せず、消費と直接関係がないと想定していることになる。本稿の目的の一つは、どのような想定のもとで純キャピタル・ゲインが消費と関係するのかを明らかにすることである。そして、1980年代後半に始まる資産価格の急激な変動が消費にどのような影響を与えたのかについても考察する。

2. 恒常所得仮説と共和分

本稿で考察されるのは、実質消費(CNS)、実質貯蓄(SVG)、実質労働所得(YL)、実質財産所得(YK)、実質期末正味資産(NW)からの純キャピタル・ゲイン(KG_NW)の5つである。ただし、純キャピタル・ゲインは、一般物価水準を1と基準化したときの資産の価格をPとして、

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

のように定義されているとする。通常、『国民経済計算』（以下SNA）では、可処分所得(YD)は、

$$(2) \quad YD_t = CNS_t + SVG_t = YL_t + YK_t$$

と定義されている。財産所得は、利子所得・貸付料所得・配当所得・帰属家賃の純受取額であり、労働所得は可処分所得と財産所得の差分として計算されている。したがって、労働所得には移転所得が含まれている。ヒックス流の所得概念では、今期の所得は実質期末資産の期待価値を変化させることなしで消費できる最大の額に等しいものと定義されている。したがって、ヒックス流の所得概念で財産所得を定義すると、ヒックス流の財産所得は、財産所得と純キャピタル・ゲインの和に等しくなる。さらに、ヒックス流の財産所得(YK_H)は、資産の収益率(r)を使い、資産と次のような関係があるとする。

$$(3) \quad YK_H_t = YK_t + KG_NW_t = r_t \cdot NW_{t-1}$$

同様に、ヒックス流の可処分所得(YD_H)も定義でき、

$$(4) \quad YD_H_t = YL_t + YK_t + KG_NW_t$$

と表せる。したがって、ヒックス流の貯蓄(SVG_H)も、

$$(5) \quad SVG_H_t = SVG_t + KG_NW_t$$

と定義される。

Campbell(1987)は恒常所得仮説から消費と所得の共和分関係を次のようにして導き出した。まず、次のような無限期間生きる代表的個人を前提とする消費者の動学的最適化問題を仮定する。

$$(6) \quad \begin{aligned} \max U_t &= \sum_{i=0}^{\infty} E_t \beta^i u(CNS_{t+i}) \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} E_t \frac{1}{(1+\rho)^i} u(CNS_{t+i}) \end{aligned}$$

$$(7) \quad s.t. \quad NW_t = (1+r_t)NW_{t-1} + YL_t - CNS_t$$

$$(8) \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{NW_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})} = 0$$

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、

$$(9) \quad \beta = \frac{1}{1+\rho}$$

の関係がある。(8)は終点条件である。ここで、資産の収益率 r_t を一定(=r)と仮定すると、制約条件(7)(8)から、

$$(10) \quad \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{CNS_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} = NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}}$$

が得られる。オイラー方程式は、

$$(11) \quad u'(CNS_t) = \beta E_t [(1+r)u'(CNS_{t+1})]$$

である。これを逐次代入して、t期とt+j期の消費の関係を求めると、

$$(12) \quad u'(CNS_t) = \beta^j E_t [(1+r)^j u'(CNS_{t+j})]$$

となる。さらに、u(CNS)が相対的危険回避度一定の効用関数であれば、現在の消費は、(10)(12)から、

$$(13) \quad CNS_t = \gamma \left[r \cdot NW_{t-1} + \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \right]$$

と解くことができる。ここで、恒常所得(YP)を人的資産と非人的資産からの収益とすると、

$$(14) \quad YP_t = r \left[NW_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} \right]$$

となるので、 γ は恒常所得からの消費性向であるといえる。 γ は、資産の収益率と時間選好率、相対的危険回避度の関数である。

消費に $1/\gamma$ を掛けて、ヒックス流の可処分所得から引くと、

$$(15) \quad \begin{aligned} YD - H_t - \left(\frac{1}{\gamma} \right) CNS_t &= YL_t - \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum_{j=0}^{\infty} E_t \frac{YL_{t+j}}{(1+r)^j} \\ &= - \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t \Delta YL_{t+i} \end{aligned}$$

となるので、ヒックス流の可処分所得と消費、労働所得がI(1)であれば、ヒックス流の可処分所得と消費は共和分関係にあるといえる。これがCampbell(1987)の導き出した恒常所得仮説の含意である。

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

$$(16) \quad CNS_t - \gamma \cdot YD_H = \gamma \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t \Delta YL_{t+i}$$

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。

消費とヒックス流の可処分所得の共和分関係を検証した論文として、Campbell(1987), MacDonald and Speight(1989), MacDonald and Kearney(1990), Attfield et al.(1990), Shintani(1994)がある。いずれも、ヒックス流の可処分所得として単純に可処分所得を用いて分析している。米国をはじめ、UK、オーストラリア、日本について分析しているが、Shintani(1994)によると、いずれの分析でも共和分関係はないと判断できる。これは、共和分検定の臨界値をより小標本で正確なMacKinnon(1994)で再評価した結果である。¹しかし、消費と可処分所得に共和分関係が認められないことは、必ずしも恒常所得仮説が成立しないことを意味しない。なぜなら、ヒックス流の可処分所得として可処分所得をそのまま使うことは、純キャピタル・ゲインをゼロと考えることを意味しており、これは明らかに現実的な仮定ではないからである。つまり、消費と可処分所得の共和分関係が認められないのは、可処分所得の定義に問題がある可能性がある。この所得の定義を厳密に検討し、消費とヒックス流の可処分所得の間の共和分関係を再検討することが、本稿の目的である。

本稿のモデルから考えると、消費について共和分分析をする際には、いくつか注意すべき点がある。例えば、日本の消費について共和分分析を行った論文、ホリオカ他(1992)、ホリオカ(1995)、野村(1997)について考える。これらの論文では、共和分関係を認める結果になっているが、いくつかの注意点がある。本稿のモデルで、もし、 $u(\cdot)$ が実質消費に対してquadraticで、 $\rho = r$ であれば、 $\gamma = 1$ となる。したがって、ヒックス流の貯蓄(SVG_H)は、

$$(17) \quad SVG_H_t = YD_H_t - CNS_t$$

となるので、I(0)である。また、今期末の資産は、期首の資産に貯蓄と純キャピタル・ゲインを加えたものなので、

$$(18) \quad \begin{aligned} NW_t &= NW_{t-1} + SVG_t + KG_NW_t \\ &= NW_{t-1} + SVG_H_t \end{aligned}$$

と表せる。したがって、資産はI(0)かI(1)であるといえる。逆に、資産がI(1)であるためには、消費とヒックス流の可処分所得が共和分ベクトル (1,-1) で共和分関係にあることを必要とする。ホリオカ(1995)や野村(1997)の定式化では、正味資産はI(1)であると考えており、暗黙のうちに消費とヒックス流の可処分所得の共和分関係を仮定していることになる。また、ホリオカ他(1992)の貯蓄率に関する共和分も同様な仮定のもとで、ヒックス流の貯蓄率はI(0)であることに留意する必要がある。実

¹ これは、Engle-Granger テストの結果から判断している。Johansen テストでは、いくつかのケースで共和分関係が認められる。ただし、合理的期待に基づく恒常所得仮説からの他の含意から判断すると、いずれの国でも恒常所得仮説は成立しているとはいえない。

際のデータでは、統計的不突合や一人当たり実質値に変換する過程で、上記のような理論的關係は失われるが、共和分關係の理論モデルを考察する際にはこれらフローとストックの關係を十分考慮する必要があると考えられる。

3. データ

3-1 資産と所得・消費

本稿では、主にSNAのデータを使用している。標本期間は、暦年データが1956-95年であり、四半期データが1966:1-1995:4である。本節では、使用したデータを、資産と所得・消費の概念とともに説明する。家計は概念的には、図1のような資産を持ち、所得を得ていると考えることができる。

図1 資産と所得・消費

資産	所得
(1) 人的資産	・・・労働所得
(2) 再生産不可能有形固定資産（土地など）	・・・賃貸料
(3) 株式、債券	・・・配当
(4) 通貨・預金、保険金・年金	・・・利子
(5) 金、宝石類、美術品・骨董品、希少な耐久財	
(6) 住宅、耐久財、半耐久財	・・・帰属家賃など

SNAでは、資産として基本的に(2)(3)(4)(6)を推計している。ただし、年金や耐久財・半耐久財は含まれていない。一方、金は金融資産として資産の推計に含まれている。(5)や耐久財・半耐久財は、消費として推計されている。したがって、消費は、耐久財、非耐久財、サービスから構成されている。注意すべき点は、サービスの中に住宅からの帰属家賃が含まれていることである。所得は、労働所得と財産所得に分けられる。SNAでは、帰属家賃は個人企業の営業余剰として推計されているが、本稿では、住宅からの所得であることを考慮して、財産所得の一部として扱う。したがって、財産所得は賃貸料、利子所得、配当所得、帰属家賃で構成されており、図1のように資産と対応している。

3-2 純キャピタル・ゲインの推計

本稿の分析に使われるデータは1世帯当たり実質額（単位：万円）であり、次のように計算される。

$$(19) \text{ 変数} = \text{変数}_N / (\text{CPI} * \text{HHJ}_A) * 100000$$

ここで、変数_Nは変数の名目値（単位：10億円）を意味し、CPIは1990年=1とする消費者物価指数（総合指数（除く帰属家賃））を、HHJ_Aは核家族換算の世帯数²を表している。ただし、純キャピタル・ゲインについては次のように計算している。

² 核家族換算の世帯数は次のようにして求めた。まず、世帯を単身者世帯(HHJ_1)と核家族世帯(HHJ_2)と3世代世帯・その他(HHJ_3)の3つに区分し、その割合を調べ、各世帯区分の世帯数を計算した。そして、HHJ_A=0.5*HHJ_1+HHJ_2+1.5*HHJ_3として、核家族換算の世帯数とした。

$$(20) \quad KG_W_R_t = \frac{W_N_t}{CPI_END_t} - \frac{W_N_{t-1}}{CPI_END_{t-1}} - \frac{NI_W_N_t}{CPI_t}$$

$$KG_W_t = KG_W_R_t / HHJ_A_t * 100000$$

ここで、KG_変数は変数の純キャピタル・ゲインを、変数_Rは実質値を、Wは資産を、CPI_ENDはCPIの12月の値を、NI_変数は変数への純投資（資産の純購入）を表している。つまり、純キャピタル・ゲインは資産の実質額の変化から購入資産の実質額を引いたものと定義されている。したがって、純キャピタル・ゲインは、次のように分解できる。

$$(21) \quad \text{純キャピタル・ゲイン} = \left(\begin{array}{l} \text{資産価格変動} \\ \text{による部分} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{l} \text{消費者物価指数の} \\ \text{変動による部分} \end{array} \right)$$

図1の(1)(4)を除き、各資産は市場で取引され、価格が変動するので、キャピタル・ゲインが発生すると考えられる。(5)(6)は、実質資産価値が長期的には安定していると考えられるので、資産価格変動部分と物価変動部分が打ち消し合って、純キャピタル・ゲインはゼロとなると考えられる。したがって、SNAでこれらの資産を推計していないことの影響は小さいと考えられる。³ (4)は資産価格変動によるキャピタル・ゲインがないと考えられるので、物価の変動による部分だけとなる。日本では物価はほとんど下降する局面はないので、(4)の純キャピタル・ゲインは多くの場合、負である。(2)(3)は両方のキャピタル・ゲインが存在し、その大きさは生産活動によって影響されると考えられる。

SNAの資産から負債を引いて正味資産を求めるとその内訳は次のようになる。

$$(22) \quad \text{正味資産} = \text{実物資産} + \text{正味金融資産}$$

実物資産はほとんどが土地と住宅である。家計部門の負債に株式・債券はないとすると、正味金融資産は、株式・債券と正味の(4)の資産（貨幣資産）で構成されている。

純キャピタル・ゲインの計算は、家計が資産をどのように評価しているかによって、次の4つのケースに分けられる。

[ケース1]

純キャピタル・ゲインは理論的には正味資産（NW）について計算される。SNAでは、正味資産は蓄積式、

$$\text{タイプA} \quad W_N_t = W_N_{t-1} + ADJ_W_N_t + NI_W_N_t$$

を満たすように推計されている。ここで、W=NWであり、ADJ_変数はSNAにおける調整勘定である。タイプAはSNAで用いられている蓄積式であり、純キャピタル・ゲインを計算するときに資産価格変動部分も物価変動部分も考慮されることになる。正味資産の純購入は、貯蓄と統計上の不突合の

³ バブル期においては、絵画などの価格が大きく変動したことを考えると、こうした想定は適切でないかもしれない。

和に等しい。4もし、家計が土地・家屋や株式・債券の名目価格を購入時の価格のままで評価するとすると、正味資産の蓄積式は、

$$\text{タイプB} \quad W_N_t = W_N_{t-1} + NI_W_N_t$$

のようになる。タイプBは、資産価格変動部分はゼロであると仮定してる。したがって、純キャピタル・ゲインには物価変動部分しか含まれていない。正味資産の純キャピタル・ゲインの計算について、まとめると次のようになる。

ケース1A タイプAの蓄積式を使い、W=正味資産、NI=貯蓄+統計上の不突合

ケース1B タイプBの蓄積式を使い、W=正味資産、NI=貯蓄

ケース1Aで計算される正味資産をNW、ケース1Bで計算される正味資産をNWBと表すこととする。純キャピタル・ゲインはNW,NWBについて(20)より計算される。

[ケース2]

土地・家屋に代表される実物資産の実質価値が安定的なものであると考えると、土地・家屋からの純キャピタル・ゲインはゼロとなり、家計の純キャピタル・ゲインの計算対象の資産から除くことができる。したがって、

ケース2A タイプAの蓄積式を使い、

W=正味金融資産、NI=貯蓄投資差額+統計上の不突合

ケース2B タイプBの蓄積式を使い、

W=正味金融資産、NI=貯蓄投資差額

として、正味金融資産(NFINAS, NFINASB)を計算し、純キャピタル・ゲインを求める。

[ケース3]

株式・債券(有価証券)についてもその実質価値が安定的であると考え、有価証券も純キャピタル・ゲインの計算対象から除くことができる。したがって、

ケース3A タイプAの蓄積式を使い、

W=正味貨幣資産、

NI=貯蓄投資差額-有価証券の純購入+統計上の不突合

ケース3B タイプBの蓄積式を使い、

4 SNAの暦年データについては、次のような調整を行っている。

(1)固定資本減耗の評価を取得原価から再調達価格に調整している。

(2)1955-69年の株式の保有残高を額面価格から時価評価に調整している。

(3)貯蓄に資本移転を含めている。

調整方法の詳細は野村(1997)にある。SNAの四半期データはデータの制約からこのような調整は行っていないので、年と四半期でデータに違いが生じている。

W=正味貨幣資産、NI=貯蓄投資差額-有価証券の純購入
として、正味貨幣資産 (NMONEY, NMONEYB) を計算し、純キャピタル・ゲインを求める。

[ケース4]

ケース1 Bにおいて、初期値をゼロとしたものに対応している。貯蓄のデータのみで計算できる簡便な資産なので、比較のため計算した。この資産は、WSVGと表すこととする。第1次石油ショックのときの激しいインフレーションの結果、1975年以降実質値でNWBに近い水準となっている。

以上のように、純キャピタル・ゲインを7通りの想定のもとで計算し、ヒックス流の可処分所得を求めた。ただし、四半期データには、貸借対照表勘定も資本調達勘定もないので、NWBとWSVGの2つの資産についてしか分析していない。四半期データは、センサスX11法(加法型)によって季節変動を調整している。

4. 恒常所得仮説の検証

4-1 単位根検定

消費とヒックス流の可処分所得が共和分関係になるためには、消費が恒常所得仮説にしたがって決定されることのほかに、消費、ヒックス流の可処分所得、労働所得が I(1)である必要がある。本節では、可処分所得、労働所得、消費、純キャピタル・ゲインについて、単位根検定を行い、これらの条件を満たしているかどうかを検討する。また、 $\gamma=1$ となるかどうかについても、貯蓄の単位根検定によって検討する。

単位根検定は、ADF テスト、Phillips-Perron (PP) テスト、KPSS テストによって行った。ADF テストについては、Dickey and Fuller(1979)に、Phillips-Perron テストについてはPhillips(1987)と Phillips and Perron(1988)に、KPSS テストについては Kwiatkowski et al.(1992)に具体的な方法がある。タイプの選択は、各変数の形状から判断した。基本的には 5%の有意水準で単位根があるという帰無仮説が棄却できるかどうか (KPSS テストでは単位根がないという帰無仮説が棄却できるかどうか) によって、変数が I(0)であるか I(1)であるかを判断した。3つのテストで結果が異なるものについては、結果の欄に?が付加されている。

[表1挿入]

単位根検定の結果は、表1にまとめてある。上段は暦年データによる結果を、下段は四半期データによる結果を示している。いずれのデータでも消費と労働所得は I(1)、純キャピタル・ゲインは I(0)か I(1)であると考えられる。暦年データの可処分所得のみ I(2)の可能性もある。この結果は、ヒックス流の可処分所得が I(1)であることと矛盾する可能性がある。しかし、四半期データではそのような可能性はなく、暦年データでも純キャピタル・ゲインが I(1)で可処分所得と共和分ベクトル(1,1)で共和分されるならば、条件は満たされる。

貯蓄については、I(1)である可能性が高いので、 $\gamma=1$ ということは言えない。しかし、ここでも純キャピタル・ゲインがI(1)であれば、この二つが共和分して $\gamma=1$ を満たす可能性はある。

4-2 共和分検定

共和分検定は係数のどれを1に基準化するかによって、結果が変わる可能性はあるが、本稿では γ が直接計算できる2節の(16)の形で検定を行う。(16)からは、共和分方程式に定数項があるかどうかを決めることはできないので、本稿では定数項無しと有りの両方の定式化について検定を行う。

[表2挿入]

3節でみたように、家計が純キャピタル・ゲインをどう計算するかによつて、ヒックス流の可処分所得は8つのケースに分けられる。それぞれについて共和分検定を行ったのが、表2である。共和分検定は Engle-Granger (EG) テストと Johansen (Joh) テストの二つによって行った。Engle-Granger テストの詳細は、Engle and Granger(1987)に、Johansen テストの詳細は、Johansen(1988)と Johansen(1991)、Johansen and Juselius(1990)にある。Johansen テストは、定数項とトレンド項の扱いによつて、次の五つのケースに分かれる。

1. 系列はゼロでない平均を持ち、共和分方程式は定数項を持たない。
2. 系列はゼロでない平均を持ち、共和分方程式も定数項を持つ。
3. 系列はゼロでない平均と線形トレンドを持ち、共和分方程式は定数項のみを持つ。
4. 系列はゼロでない平均と線形トレンドを持ち、共和分方程式は定数項と線形トレンドを持つ。
5. 系列はゼロでない平均と線形トレンドと2次式のトレンドを持ち、共和分方程式は定数項と線形トレンドを持つ。

どのケースであるかによつて推定するモデルも臨界値も違うことに注意する必要がある。本稿では、変数の形状から判断して、定数項無しのケースは1.のテストを、定数項有りのケースは3.のテストを行った。⁵

本稿では、共和分関係があると判断する基準として、

- (1)両方のテストで一つの共和分関係が認められること。
- (2)両方のテストで c 、 γ の値が近い数値であること。

の二つの条件を考えている。これは、Johansen テストで推定される係数が、共和分関係を示すにもかかわらず、しばしば理論的には認められない値をとるためである。例えば、表2の四半期データにおいて、従来通りの可処分所得を用いた結果(定数項無し)によると、Johansen テストで1本の共和分関係が認められる一方で、 γ の値は13.7となっており、理論の想定する値($\gamma < 1$)と大きく異なっている。

このような条件で判断すれば、Shintani(1994)の結果は、EG テストで共和分関係が認められない

⁵ Johansen テストには、トレース・テストと最大固有値テストの2つがあるが、本稿ではトレース・テストのみを行っている。表中の r は帰無仮説が共和分関係が高々 r 本であることを示している。

ので、やはり共和分関係があるとは考えられない。表2の四半期データにおいて、従来型の可処分所得を用いた結果（定数項有り）は、Shintani(1994)に対応しているが、EG テストでは共和分関係はなく、Johansen テストでは共和分関係がある、という結論に変化はない。⁶表2で網掛けをしているのは、(1)の条件を満たすものである。さらに(2)の条件を満たしていると思われるのは、SNA の暦年データについてのケース1Bとケース2B（定数項無し）とケース4（定数項無し）である。四半期データではEG テストを満たすものはいくつかあるものの、Johansen テストで2本の共和分関係が認められるので上記の条件を満たすものはない。Johansen テストで2本の共和分関係が認められることは、消費とヒックス流の可処分所得が $I(0)$ であることを意味しており、単位根検定の結果と矛盾する。また、標本数が多い四半期データを使った検定で共和分関係が認められないのは、暦年データではサンプル数が足りないことを示唆するのかもしれない。あるいは、四半期データについては、Engle et al.(1993)の行った季節共和分や Hall et al.(1997)の行った構造変化を考慮した季節共和分などを行う必要があるのかもしれない。⁷

暦年データにおいて共和分関係が認められるのは、結局資産価格変動部分のキャピタル・ゲインを考慮しない定式化のみである。このことは、家計が保有資産について時価で評価するのではなく、取得価格で評価して消費計画を行っていることを示している。したがって、バブル期のように資産価格が大きく変動しても、消費は大きく動くことはないと考えられる。家計の資産の大部分は土地・家屋であり、地価が上昇したとしてもそれを売ることや担保にしてお金を借りることによって消費を増やすとはあまり考えられないことから、この結果はそれほど奇妙なものではないと考えられる。

4-3 安定性の検定と誤差修正モデル

消費とヒックス流の可処分所得が本当に共和分関係にあるとすると、それは長期均衡関係の一つだと考えることができる。したがって、共和分関係は安定的な関係式であるのが望ましいと考えられる。⁸各ケースの共和分関係の安定性の検定を行い、もっともその結果が良好であった正味金融資産（NFINASB）の結果を示したのが、図2である。

【図2挿入】

安定性の検定の詳細は蓑谷(1996)にある。⁹図2の(a)は推定された γ とそのヒックス流の可処分所得から消費（CNSF）を推計し、貯蓄率の形でプロットしたものである。傾向は良く捉えられているが、1973-80年と1990-92年に実際の値と大きなギャップが生じていることが分かる。(b)は逐次

⁶ Shintani(1994)では、 $r=0$ のテストしかしていないので、 $r=1$ を棄却する可能性はある。

⁷ Engle et al.(1993)は、annual frequency で消費（ログ）と可処分所得（ログ）の共和分関係が認められるが、bi-annual frequency では共和分関係は認められないとしている。Hall et al.(1997)では、構造変化を考慮すれば、いずれのfrequency でも共和分関係が認められるとしている。

⁸ Gregory and Hansen(1996)のような、共和分関係を保ちつつ、係数が変化するケースの可能性もある。

⁹ ここでは、変数が定常である場合の安定性のテストを行っている。より望ましいテストとしては、Hansen(1992)が挙げられるが、今後の課題としたい。

CHOW テストの結果 (SCHOW) であり、予測誤差に対するテストである。(c)は各期でサンプルを二分して、係数が前と後で変化しているかどうかのテストの結果 (CHOW_GQ) である。二つの期で分散が異なるかどうかもテストし、異なる場合には Wald 検定を行っている。(b)(c)とも、1%の有意水準で構造変化が認められるものが1であるよう調整されているので、1より小さい数値は構造変化がないと判断される。逐次 CHOW テストでは 1971,73,90 年に構造変化の可能性が認められるが、対応する CHOW テストでは、全期間にわたって構造変化の可能性はないので、この共和分関係式は安定的であると考えられる。

正味金融資産の純キャピタル・ゲインを使ったケース 2 B の OLS の結果から、Engle and Granger の 2 段階法によって誤差修正モデル (ECM) を推定した結果が図 3 である。

図 3 誤差修正モデル

$$\begin{aligned}
 D(\text{CNS}) = & -0.407 - 0.302 \cdot \text{ECT}(-1) + 0.316 \cdot D(\text{YD} + \text{KG_NFINASB}) \\
 & (-0.127) \quad (-3.299) \quad (3.398) \\
 & + 0.507 \cdot D(\text{CNS}(-1)) + 0.147 \cdot D(\text{YD}(-1) + \text{KG_NFINASB}(-1)) \\
 & (3.399) \quad (1.610) \\
 \text{sample : } & 1959-95 \quad \text{adjR}^2 = 0.498 \quad \text{DW} = 2.202 \\
 \text{ECT} = & \text{CNS} - 0.902 \cdot (\text{YD} + \text{KG_NFINASB}) \\
 & (171.8)
 \end{aligned}$$

誤差修正項(ECT)の係数はマイナスで有意であり、誤差修正メカニズムが働いていることが分かる。調整速度は年に30%である。図4はECMのダイナミック・シミュレーションの結果と安定性のテストの結果である。(a)のダイナミック・シミュレーションの結果から、第1次石油ショックの頃のエラーは小さくなっているが、1966-69年頃にエラーが発生している。また、バブル期には相変わらず大きなエラーが残っている。安定性のテストの結果からは、1969年頃に構造変化の可能性が認められる。したがって、ECMについては更なる検討が必要であると考えられる。

[図4を挿入]

5. まとめ

家計が恒常所得仮説にしたがって消費を行っているとすれば、消費とヒックス流の可処分所得は共和分関係にある、という Campbell(1987)の含意はこれまで日本のデータでは否定されてきた。しかし、本稿の分析によれば、それは純キャピタル・ゲインに関する不適切な仮定に原因があったと考えられる。

共和分分析の結果、消費と共和分関係にある純キャピタル・ゲインは資産価格変動によるキャピタル・ゲインを考慮しない正味金融資産からのものであり、その共和分関係は安定的なものであると考

えられる。日本の家計は、土地・家屋に代表される実物資産をサービスを得るために保有しているのであり、そこからの純キャピタル・ゲインはゼロと考えていると思われる。また、有価証券についても名目価値は購入した価格で評価し、物価変動によるキャピタル・ゲインのみを認識していると考えられる。これは、未実現のキャピタル・ゲインは評価しないという行動と対応している。

このように資産価値を評価している家計は、地価や株価の変動には影響されないと考えられるので、80年代後半から始まる資産価格の急激な上昇と下落は長期的には消費行動にほとんど影響しなかったと考えられる。しかし、推定された恒常所得からの消費性向から計算される貯蓄率をみると、共和分方程式でも誤差修正モデルでもバブル期の1988-93年に大きなエラーが残る。つまり、インフレーションが比較的高いにも関わらず、実際の貯蓄率はあまり上昇しなかったのである。このことは、本稿のモデルがあまりにもインフレーションの効果を大きく推計してしまうことを示している可能性はあるが、バブル期に本稿のモデルが想定していないような要因によって消費がモデルに比べて増えた結果であるとも考えられる。その要因の一つとして、バブル期にはいくらかの家計でキャピタル・ゲインが他の期間より多く実現し、そのことが消費を引き上げたことが挙げられるかもしれない。つまり、何らかの資産を売却すると、ほとんどの場合、家計が想定している価格より高く売れるので、その差額を売却益として認識し、消費にまわす可能性は高いと思われる。

一方、第一次石油ショック時のような消費者物価の変動は、大きな純キャピタル・ロスを生じさせるので、消費に大きな影響をあたえると考えられる。つまり、インフレーションはヒックス流の可処分所得を減少させるので、消費は減少し、SNAの可処分所得でみた貯蓄率を上昇させると考えられる。この効果は金融資産の蓄積が進むほど大きくなるが、大規模なインフレーションは実質正味金融資産を急速に減少させるので、この効果がいつまでも持続することはない。

本稿の分析の結果、家計は純キャピタル・ゲインを発生ベースではなく実現ベースで評価しているということが出来る。したがって、実際に所有している資産を売却しない限りは、資産価格変動によるキャピタル・ゲインは認識されない。このことは、バブルは資産効果を通じて消費に影響しているという主張を否定するものである。したがって、資産の売却の効果がバブル期に特別大きくなければ、資産価格の変動は消費にほとんど影響していないといえる。

参考文献

- ホリオカ,チャールズ ユウジ (1995),「キャピタル・ゲインの家計消費・貯蓄に与える影響」,
『日本の景気』 (本多祐三編,有斐閣), 第4章, pp.93-108。
ホリオカ,チャールズ ユウジ・井原一麿・越智田邦史・南部一雄 (1992),「日本の貯蓄率の水
準と決定要因について」,『フィナンシャル・レビュー』, Vol.25, pp.135-146。
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。
蓑谷千風彦 (1996),『計量経済学の理論と応用』,日本評論社。

- Attfield,C.L.F., D.Demery, and N.W.Duck(1990), "Saving and Rational Expectations : Evidence for the U.K.," *Economic Journal*, Vol.100, pp.1269-1276.
- 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.
- Engle,R.F., C.W.J.Granger, S.Hylleberg, and H.S.Lee(1993), "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function," *Journal of Econometrics*, Vol.55, pp.275-298.
- 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,S.G. ,Z.Psaradakis, and M.Sola(1997), "Cointegration and Changes in Regime : The Japanese Consumption Function," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.12 ,pp.151-168.
- 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.
- 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.
- 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.
- Kwiatkowski,D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt, and Y.Shin(1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- MacDonald,R. and C.Kearney(1990), "Consumption, Cointegration and Rational Expectations : Some Australian Evidence," *Australian Economic Papers*, Vol.29, pp.40-52.
- MacDonald,R. and A.E.H.Speight(1989), "Consumption, Saving and Rational Expectations : Some Further Evidence for the U.K. ," *Economic Journal*, Vol.99, pp.83-91.
- MacKinnon,J.G.(1994), "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *Journal of Business and Economic Statistics*, pp.167-176.
- 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.

Phillips,P.C.B.(1987), "Time Series Regression with a Unit Root," Econometrica, Vol.55, pp.277-
301.

Shintani,M.(1994), "Cointegration and Tests of the Permanent Income Hypothesis : Japanese
Evidence with International Comparisons ," Journal of the Japanese and International
Economies, Vol.8, pp.144-172.

図2 安定的な共和分関係 : $CNS = \gamma * (YD + KG_NFINASB)$

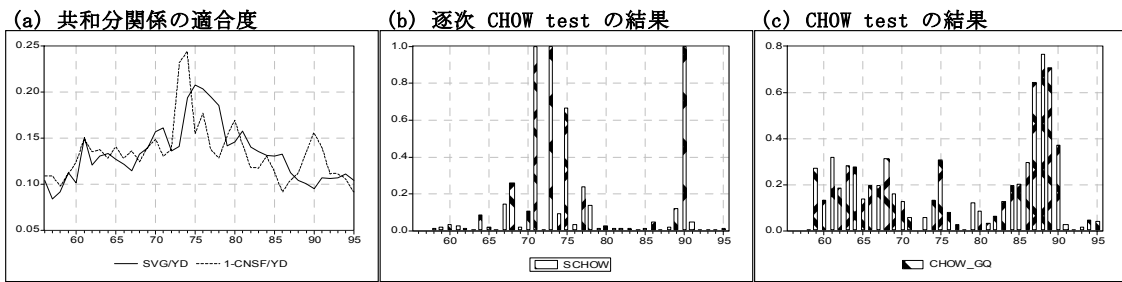


図4 ECMの結果

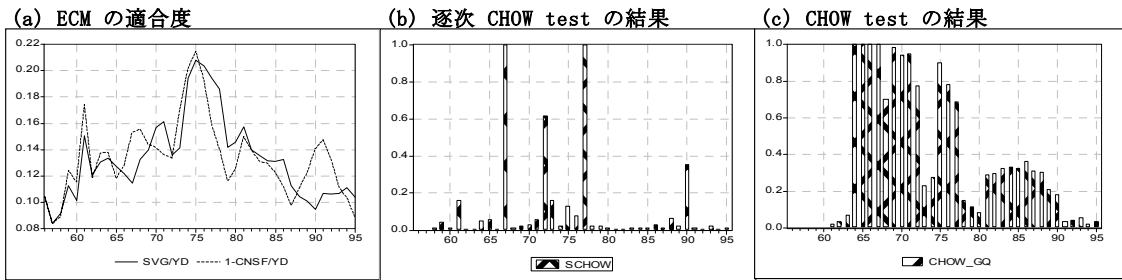


表1 単位根検定

SNA_A		最大標本期間： 1957-95				最大標本期間： 1958-95			
変数	結果	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
YD	I(2)?	-1.07 (1)	-1.19 (3)	0.24 (3) ***	TREND	-2.26 (1)	-5.43 ## ***	0.47 (3) **	CONST
(YDの2回差分)		-7.77 (1) ***	-13.39 (3) ***	0.07 (3)	NOCONST				
YL	I(1)	-1.17 (0)	-1.37 (3)	0.23 (3) ***	TREND	-4.90 (0) ***	-5.03 ## ***	0.32 (3)	CONST
CNS	I(1)	-2.20 (1)	-1.73 (3)	0.16 (3) **	TREND	-4.81 (0) ***	-4.66 ## ***	0.20 (3)	CONST
SVG	I(1)	-1.86 (0)	-1.87 (3)	0.61 (3) **	CONST	-5.51 (0) ***	-5.56 ## ***	0.28 (3)	NOCONST
KG_NW	I(0)	-3.17 (0) **	-3.15 (3) ***	0.06 (3)	CONST				
KG_NWB	I(1)?	-2.82 (0) *	-2.68 (3) *	0.22 (3)	CONST	-6.25 (1) ***	-8.19 ## ***	0.13 (3)	NOCONST
KG_NFINAS	I(0)	-5.58 (0) ***	-5.58 (3) ***	0.06 (3)	CONST				
KG_NFINASB	I(1)?	-2.76 (0) *	-2.66 (3) *	0.17 (3)	CONST	-6.18 (1) ***	-7.08 ## ***	0.14 (3)	NOCONST
KG_NMONEY	I(0)	-3.96 (0) ***	-4.15 (3) ***	0.17 (3)	CONST				
KG_NMONEYB	I(1)?	-2.72 (0) *	-2.63 (3) *	0.18 (3)	CONST	-6.12 (1) ***	-6.91 ## ***	0.14 (3)	NOCONST
KG_WSVG	I(1)?	-2.61 (0)	-2.51 (3)	0.21 (3)	CONST	-6.09 (1) ***	-6.82 ## ***	0.15 (3)	NOCONST

SNA_Q		最大標本期間： 1966:1-95:4				最大標本期間： 1966:2-95:4			
変数	結果	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ	ADF test	PP test	KPSS test	タイプ
YD_SA	I(1)	-2.26 (2)	-3.23 (4) *	0.31 (4) ***	TREND	-12.35 (1) ***	-18.94 ## ***	0.35 (4)	CONST
YL_SA	I(1)	-2.50 (1)	-3.36 (4) *	0.32 (4) ***	TREND	-11.70 (1) ***	-19.26 ## ***	0.26 (4)	CONST
CNS_SA	I(1)	-3.12 (3)	-2.73 (4)	0.15 (4) **	TREND	-4.50 (2) ***	-12.15 ## ***	0.13 (4)	CONST
SVG_SA	I(1)?	-2.33 (1)	-3.17 (4) **	0.47 (4) **	CONST	-11.97 (1) ***	-23.77 ## ***	0.23 (4)	NOCONST
KG_NWB_SA	I(1)?	-2.47 (2)	-7.81 (4) ***	0.49 (4) **	CONST	-14.69 (1) ***	-26.07 ## ***	0.05 (4)	NOCONST
KG_WSVG_SA	I(0)	-3.41 (2) **	-7.90 (4) ***	0.44 (4) *	CONST				

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

表2 共和分検定: $CNS=c+\gamma \cdot YD_H$

従来型 YD	SNA_A				ケース1A NW	SNA_A			
	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test		EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test
sample	1956-95	1958-95	1956-95	1958-95	sample	1956-95	1958-95	1956-95	1958-95
lag	0	1	0	1	lag	0	1	0	1
定数項			-5.983	-92.128	定数項			267.053	32.772
t-value			-0.73		t-value			6.31	
γ	0.867	0.994	0.879	1.054	γ	0.641	1.727	0.269	0.675
t-value	172.60	5.37	54.80	9.61	t-value	15.03	2.07	4.07	4.08
adjR ²	0.988		0.987		adjR ²	0.303		0.285	
DW/r=	0.242	r=0	0.247	r=0	DW/r=	0.714	r=1	0.257	r=0
coint-test	-1.337	6.898	-1.433	12.027	coint-test	-2.755	7.888***	-1.591	13.857
ケース1B	SNA_A				ケース2A	SNA_A			
NWB	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test	NFINAS	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test
sample	1956-95	1959-95	1956-95	1959-95	sample	1956-95	1958-95	1956-95	1958-95
lag	1	2	1	2	lag	0	1	0	1
定数項			23.127	21.369	定数項			52.375	17.145
t-value			2.59		t-value			2.02	
γ	0.914	0.881	0.869	0.874	γ	0.876	0.928	0.778	0.852
t-value	138.40	70.76	47.25	45.63	t-value	48.36	30.78	15.06	16.39
adjR ²	0.983		0.983		adjR ²	0.856		0.853	
DW/r=	1.034	r=0	1.127	r=0	DW/r=	1.835	r=1	1.611	r=0
coint-test	-4.337***	21.075***	-4.775***	18.172**	coint-test	-5.675***	6.515**	-5.102***	16.755**
ケース2B	SNA_A				ケース3A	SNA_A			
NFINASB	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test	NMONEY	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test
sample	1956-95	1959-95	1956-95	1959-95	sample	1956-95	1959-95	1956-95	1959-95
lag	1	2	1	2	lag	0	2	0	2
定数項			2.893	-6.456	定数項			1.196	-19.780
t-value			0.36		t-value			0.16	
γ	0.902	0.892	0.897	0.917	γ	0.896	0.884	0.894	0.937
t-value	171.77	79.75	54.24	45.59	t-value	187.50	70.65	59.18	34.16
adjR ²	0.987		0.987		adjR ²	0.989		0.989	
DW/r=	1.049	r=0	1.043	r=0	DW/r=	1.231	r=1	1.226	r=0
coint-test	-4.617***	16.200***	-4.590**	17.639**	coint-test	-4.124**	3.876**	-4.110**	14.237
ケース3B	SNA_A				ケース4	SNA_A			
NMONEYB	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test	WSVG	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test
sample	1956-95	1959-95	1956-95	1959-95	sample	1956-95	1959-95	1956-95	1959-95
lag	1	2	1	2	lag	3	2	0	2
定数項			-1.243	-18.714	定数項			-1.186	-11.299
t-value			-0.17		t-value			-0.14	
γ	0.895	0.888	0.897	0.934	γ	0.903	0.901	0.906	0.927
t-value	188.09	70.56	59.37	40.41	t-value	170.35	86.03	51.37	47.74
adjR ²	0.989		0.989		adjR ²	0.986		0.986	
DW/r=	0.911	r=0	0.915	r=0	DW/r=	1.105	r=0	1.109	r=0
coint-test	-4.102**	12.044	-4.122**	16.348**	coint-test	-4.459***	16.831***	-4.507**	17.949**
従来型 YD	SNA_Q				ケース1B	SNA_Q			
NWB	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test	NWB	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test
sample	1966:1-95:4	1966:4-95:4	1966:1-95:4	1966:4-95:4	sample	1966:1-95:4	1967:1-95:4	1966:1-95:4	1967:1-95:4
lag	1	2	1	2	lag	2	3	2	3
定数項			-50.788	-149.054	定数項			32.006	8.235
t-value			-5.49		t-value			2.59	
γ	0.840	13.679	0.926	1.097	γ	0.883	0.925	0.826	0.871
t-value	266.72	0.01	58.04	14.02	t-value	188.78	58.75	36.81	20.13
adjR ²	0.966		0.966		adjR ²	0.920		0.919	
DW/r=	0.209	r=0	0.321	r=0	DW/r=	1.514	r=1	1.392	r=0
coint-test	-1.149	18.483***	-1.901	15.446**	coint-test	-3.198**	11.319***	-3.070	15.002
ケース4	SNA_Q								
WSVG	EG-test	Joh-test	EG-test	Joh-test					
sample	1966:1-95:4	1967:1-95:4	1966:1-95:4	1967:1-95:4					
lag	2	3	2	3					
定数項			25.312	1.248					
t-value			2.06						
γ	0.882	0.923	0.837	0.882					
t-value	193.97	60.84	37.50	20.44					
adjR ²	0.923		0.922						
DW/r=	1.521	r=1	1.412	r=0					
coint-test	-3.219**	10.971***	-3.093*	14.953					

ラグの次数は、SBICを最小にするラグで決定した。

*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。

各統計量の臨界値は、EG test はMacKinnon(1994)を、Joh testはOsterwald-Lenum(1992)を用いた。