

日本における消費関数の構造変化*

平 山 健二郎

This paper tests for a structural break in Japanese consumption function for the period from 1975 to 1996. First, I could not obtain evidence to support the empirical relevance of the permanent income hypothesis. Second, there is a cointegration relation among consumption, income, real financial wealth, and real interest rate. Applying Hansen's structural break test, I found no evidence of a structural break in Japanese consumption function. In other words, the parameters of the consumption function were stable over the 22-year period.

JEL : E21

Key Words : consumption, structural break, cointegration

1. イントロダクション

本稿では日本経済における消費関数の構造変化を分析する。いわゆるバブル崩壊後の日本経済の低迷は長期にわたっており、消費関数のシフトないしパラメータに変化が起きている可能性があり、それを検証することが本稿の目的である。消費支出は国内総生産の6割弱を占め（1996年で58.0%）、有効需要の構成要因の中で最大のシェアを持っている。したがって、それ自身がGDPの動向を左右する影響力を持つし、さらに消費の先行き見通しが企業の投資活動にも影響を及ぼすため、一

* この研究は「マクロ経済の構造変化に関する調査研究会」（建設省道路局の委託研究、主査：一橋大学・浅子和美教授）において発表されたものである。研究助成を支給された建設省に謝意を表します。データの選択ならびに抽出に際しては関西学院大学経済学部・豊原法彦教授のご協力を頂いた。また、関西学院大学経済学部・田中敦助教授、大阪大学経済学部・筒井義郎教授には詳細なコメントを頂いた。記して感謝します。残された誤りはすべて筆者のものであります。

国経済の景気循環に果たす役割は大きい。また、周知のように財政支出の乗数効果は、限界消費性向に依存するので、政策効果を測る上でも消費関数を分析することは重要な政策的含意を持つといえる。

消費関数の具体的な定式化としては、現在および過去の可処分所得に依存すると考えるケインズ型のものと、現在および将来の可処分所得から決定される恒常所得に依存すると考える恒常所得仮説がある。後者の考え方は、ライフサイクルモデルとも密接に関係しており、恒常所得・ライフサイクル・モデルとも呼ばれ、統合して扱われることも多い。前者のケインズ型の消費関数は消費者の最適化行動によって説明されるものではないのに対し、後者は以下でみるように将来期間にわたる効用の割引現在価値を最大化するという最適化行動を扱っているため、近年の実証研究はこの理論を対象としたものが多い。

消費関数の実証研究をサーベイした Deaton(1987, 1992) あるいは Molana(1993) によれば、恒常所得・ライフサイクル・モデルは必ずしも期待通りの実証結果をもたらしていない¹⁾。理論的に整合的なモデルを前提としていても、観測されない変数が多いため（たとえば、実質利子率や恒常所得）、実証テストに制約が多いためであろう。とくに恒常所得の推計値を得るため、過去の所得データを利用せざるを得ず、そのような過去の所得に依存する消費関数は従来のケインズ型の消費関数と形式的には区別がつかないという問題が発生する。そこで本稿では恒常所得仮説を出発点にとりながらも、時系列分析の方法によって長期の関係を見出すことを主な目的としたい。

多くのマクロ変数が非定常であり、単位根を持つことはよく知られている (Nelson and Plosser 1982)。そして単位根を持つ非定常な変数間に存在する共和分 (cointegration) と言われる長期均衡関係に注目した時系列分析が 1980 年代から盛んに行われている (Engle and Granger 1987)。しかし、構造変化が存在する場合には誤って単位根を認定してしまう傾向があると指摘されている (Perron 1989, 国友 1996)。

1) 日本の消費に関する恒常所得仮説を共和分検定した Shintani (1994) も、恒常所得仮説に関して否定的な実証結果を報告している。

このことを裏付けるように、Takeuchi (1991) は第一次石油危機を含んだ長期のテストでは、たとえば実質 GNP に単位根が見つかるのに対し、サンプルを分割し、石油危機後だけをとると単位根が見つからないという研究を発表している。図 1 は、本稿で使う消費と可処分所得のデータ（自然対数をとったもの）を 1955 年から 1996 年までの約 40 年間にわたってプロットしたものである。1974 年あたりを境にトレンドに大きなブレイクが存在することが明瞭である。この 40 年間全体について時系列分析の対象とすると、誤った単位根検定をする危険があるので、本稿では 1975 年から 1996 年までをサンプル期間として分析することにしたい。

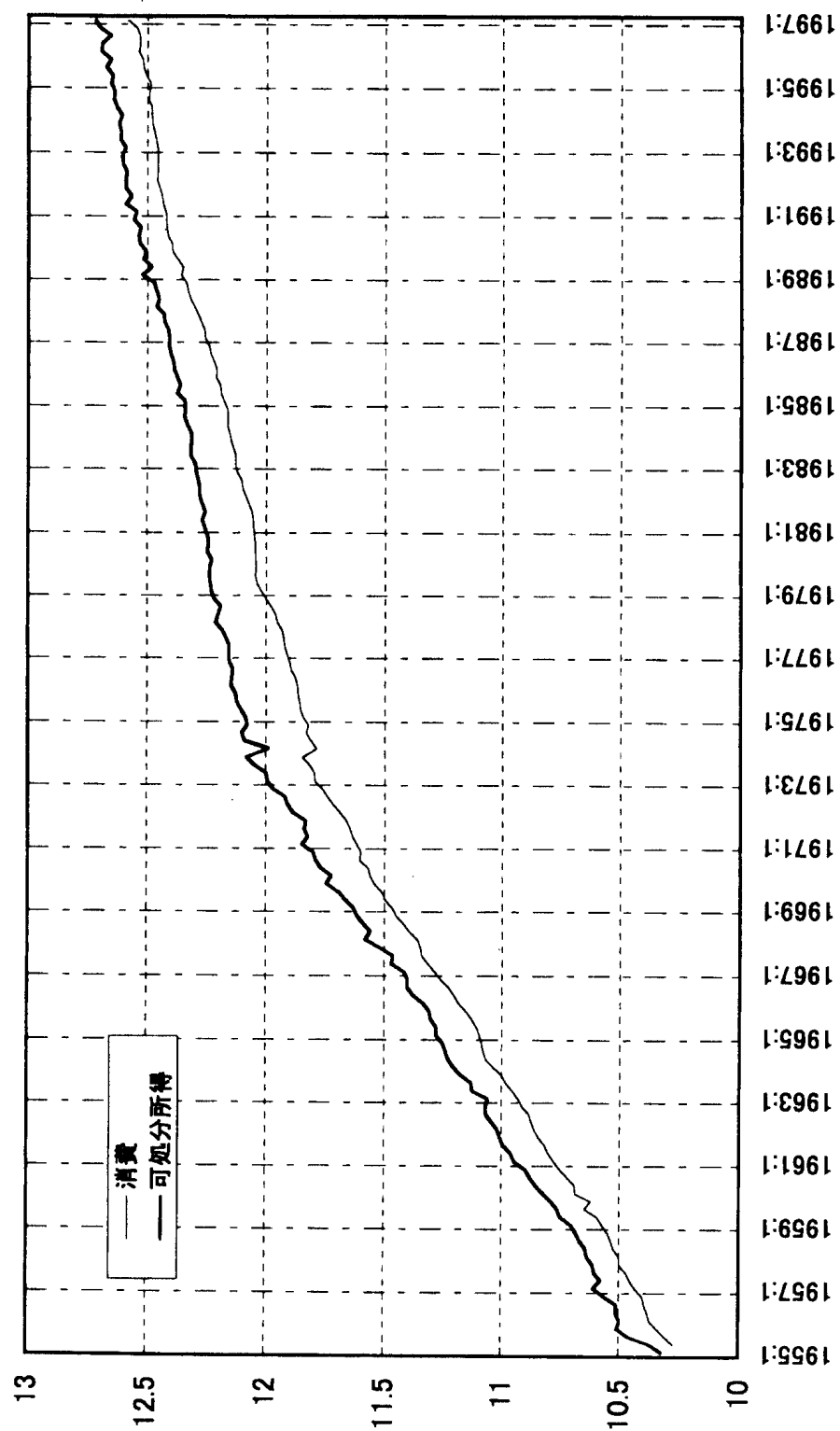
この図で興味深いことは、1990 年代に入ってから日本経済の停滞にもかかわらずこれら 2 変数のトレンドには大きな変化は認められないことである。ただし、平均消費性向の動きには微妙な変化が認められる。図 1 の 2 つの線グラフの縦方向の乖離幅は平均消費性向の逆数を測っており ($\ln(Y/C) = \ln Y - \ln C$)、この乖離幅は 1975 年から 1990 年あたりにかけて縮小している、つまり平均消費性向は長期的に上昇していることが読みとれる。ところが 1990 年代に入ると、この乖離幅の縮小傾向が止まっている、つまり平均消費性向は安定的に推移していることが推測される。このことが消費関数の構造変化に関連しているのかどうかを分析することが本稿の主目的である。

以下、次節では Hall (1978) によって導出された消費がランダム・ウォークになるという仮説を検証し、3 節では消費と所得の共和分検定を行う。4 節ではより一般的な消費関数の共和分検定と共和分回帰を行い、5 節ではその消費関数に構造変化があったかどうかを検証する。6 節は本稿のまとめである。

2. 恒常所得仮説の検証：消費はランダムウォークか？

消費者は現在および将来の消費から得られる効用の割引現在価値を最大化するものと仮定する。つまり、消費者は今期および将来の消費水準を選ぶことによって、

図 1 消費と可処分所得



次のような最適化を行っていると考える：

$$\max U = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}) \quad (1)$$

制約条件：

$$W_{t+1} = (1+r)W_t + YL_t - C_t, \quad (2)$$

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t[W_{t+i}/(1+r)^i] = 0. \quad (3)$$

ただし、 C =消費、 $u(\cdot)$ = 効用関数、 β = (主観的) 割引ファクター (1+割引率の逆数)、 r = 市場利子率、 W = 金融資産、 E_t =期待オペレータ、 YL = 労働所得である。(2) 式は予算制約であり、(3) 式は非ポソジゲーム条件ないし横断条件である。この動学的最適化問題のオイラー方程式として、

$$u'(C_t) = \beta(1+r)E_t[u'(C_{t+1})] \quad (4)$$

が導かれる。もし主観的割引率が市場利子率に等しく (すなわち、 $\beta(1+r) = 1$)、効用関数が消費の二次関数であれば、限界効用関数は消費の一次関数となるので、

$$C_t = E_t C_{t+1} \quad (5)$$

なる式が得られる。来期の消費の予測値は今期の消費に等しいというランダム・ウォーク・モデルが成立するのである。これは Hall (1978) によって導出されたものであり、その強いインプリケーションを巡って、多数の研究がなされた。(5) 式のインプリケーションは、来期の消費を予測する上で、今期の消費だけが有意であって、それより過去の情報はすべて今期の消費に含まれているという意味で予測力を持たないということである。したがって、過去の所得は来期の消費を説明する力を全く持たないということを意味する。

(5) 式の期待オペレータを外し、予測誤差を導入すると、

$$C_t = C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

という式となり、これは簡単に回帰にかけられる式である。予測誤差は期待値 0 で、i.i.d. の確率変数とする。また、この式の右辺にさらに過去の消費や可処分所得を説明変数として追加しても有意な説明力を持たないはずである。まず、1975:1 から 1996:4 の期間のデータについて (6) 式そのものを OLS で計算してみた結果が表 1 である²⁾。ただし、トレンドがあるので定数項を入れてドリフト付きとしてある。#1 式は係数の推計値は非常に 1 に近い。これだけを見ると消費がランダム・ウォークであることはほぼ完璧に近いと思われる。ただ、ARCH 効果は非常に強く、また系列相関もかなりの程度残っている。そこで、説明力を持たないと思われる 2 期前から 4 期前までの消費を説明変数に追加したのが #2 式である。4 期前の消費に非常に有意な説明力が認められる。可処分所得の 1 期から 4 期ラグを入れたものが #3 式だが、1 期前の所得に有意な説明力が存在する。また、消費と所得の両者に 4 期までのラグをとった場合の #4 式でも、基本的に上と同じ結果となっている。また、ARCH 効果がかなり明白であり、系列相関も残っている。したがって厳密な形でのランダム・ウォーク仮説は成立していないと結論づけられる。

多くのマクロ変数が非定常な変数であることが知られており、以上の回帰結果は、変数が非定常である場合におこる spurious regression の可能性が高い (Granger and Newbold 1974)。変数が非定常である場合には、変数間に共和分と言われる長期均衡関係が存在するかどうか重要となる。ここではまず消費と所得の間に共和分関係が存在するかどうかを検証してみよう。

3. 所得と消費の共和分検定

まず変数に単位根が存在するかどうかの単位根検定を行ってみよう。表 2 には消費と所得に関する Augmented Dickey-Fuller テスト (ADF) と Phillips-Perron テスト (PP) の結果を掲げてある。定数項はあり、線型トレンドは含まれていない。水準そのものでは単位根があるという帰無仮説は棄却できず、階差では 1%水準で

2) Hall (1978) に準じて恒常所得の推計値を可処分所得としている。可処分所得が純粋にランダム・ウォークに従っているのであれば、今期の可処分所得が来期以降の恒常所得の期待値になるからである。

表 1. 消費のランダム・ウォーク仮説の検証

定数項	C_{t-1}	C_{t-2}	C_{t-3}	C_{t-4}	Y_{t-1}	Y_{t-2}	Y_{t-3}	Y_{t-4}	\bar{R}^2	s.e.	ARCH(4)	LBQ(12)
#1	1558.44 (836.73)	1.000385 (0.00397)						0.9987	1618.4	22.719	22.523 (0.000)	(0.032)
#2	1280.21 (833.01)	0.8927 (0.1031)	0.1723 (0.1382)	0.2449 (0.1388)	-0.3103 (0.1056)				0.9987	1558.4	20.367 (0.000)	19.477 (0.078)
#3	2141.80 (2062.25)	1.0146 (0.0474)			-0.0933 (0.054)	0.0669 (0.0512)	0.0489 (0.0497)	-0.0366 (0.0507)	0.9987	1606.4	10.823 (0.029)	24.576 (0.017)
#4	111.34 (2386.5)	0.9670 (0.1111)	0.1111 (0.1517)	0.2361 (0.1525)	-0.3413 (0.1177)	0.0564 (0.0546)	0.0358 (0.0535)	0.0271 (0.0539)	0.9987	1553.8	12.365 (0.015)	18.782 (0.094)

注：C は家計部門の実質消費、Y は家計部門の実質可処分所得、単位 10 億円、両者とも季調済み。推計された係数の下のかっこ内の数値は標準誤差。ARCH(4) は 4 階の ARCH 効果のテスト、LBQ(12) は 12 階の系列相関を検定する Ljung-Box Q である。これらの統計量の下のかっこ内は p-value である。推計期間は 1975:1 から 1996:4 で、サンプル数 88。

表 2. 消費と可処分所得の単位根検定

	ADF テスト			PP テスト	
	$T(\hat{\rho} - 1)$	τ_r	AR	Z_ρ	Z_r
C	-0.102	-0.211	3	0.089	0.255
Y	0.257	0.553	1	0.444	0.987
ΔC	-36.556***	-3.761***	2	-101.724***	-10.075***
ΔY	-302.968***	-11.73***	1	-130.764***	-23.81***

注 ADF テストの AR の列は階差を取った説明変数の階差の次数。階差は 1 から出発し、残差項に系列相関が 10% 有意水準で系列相関が残っていれば階差を 1 増やし、10% 水準で系列相関がなければ階差を増やすことを止めるというルールによって決定した。***は 1% 水準で有意であることを示す。

表 3. 消費と所得のヨハンセン・テスト

λ_{\max}	Trace	$H_0 : \rho$	$k - \rho$	λ_{\max} 90%	Trace 90%
10.23	10.76	0	2	10.60	13.31
0.52	0.52	1	1	2.71	2.71

注 C と Y の VAR システムのテスト。 λ_{\max} は最大固有値テスト、Trace はトレーステスト。右の 2 列にはそれぞれの 90% の臨界値が掲げている。 ρ は共和分関係の数を示し、 $k - \rho$ は独立な単位根の数を示している。Schwartz および Hannan-Quinn の情報量基準によりラグ次数は 5 とした。線型トレンドはモデルに入れず、定数項には制約をおかず、共和分ベクトルにも定数項を許容するモデルである。

棄却されるので、これらの変数は $I(1)$ と考えられる。したがって、これら 2 変数間に共和分関係が存在するか否かを分析する必要がある。表 3 に C と Y からなる VAR システムについて行ったヨハンセンテスト³⁾の結果が載せられている。 $\rho = 1$ (共和分関係がゼロ) の帰無仮説のとき、90% 有意水準で最大固有値検定・トレース検定ともに帰無仮説 (共和分がないという仮説) を棄却できない。すなわち、消費と所得の間には安定した長期的な関係は認められないのである。

その理由としてしばしば挙げられるのは、資本市場における不完全性のために流動性制約に直面する消費者がいることである。集計的な消費は、流動性制約があてはまらない家計の消費とあてはまる消費の合計であると定式化し、流動性制約にあ

3) ヨハンセンテストは Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990) を参照。このテストについては川崎 (1992) が詳しく解説しているので、ここでは説明を省くことにしたい。

てはまる家計の消費は可処分所得に等しくなると考える。そのような想定の下で、Hayashi (1982) は米国の家計の 17% が流動性制約下にあると推計し、Campbell and Mankiw (1987) は 40-50% にも上ると推計している。日本に関しては Ogawa (1990) が Kalman filter を使って可変的な割合を推計しており、流動性制約におかれた家計の割合は、2 割から 6 割の間で推移していたと報告している。流動性制約におかれた家計は資金調達ができないため、今期の可処分所得に等しい消費を行うと想定される、すなわち貯蓄はゼロになると想定されている。しかしながら、貯蓄がゼロという想定は極端かも知れないので、もう少しゆるい定式化が望まれる所であろう。

恒常所得仮説検定におけるもう一つの問題点は、消費関数推計の際に恒常所得変数を現在の可処分所得に置き換えることである（注 2 参照）。可処分所得が単純なランダムウォークに従うと想定するのには無理がある⁴⁾。恒常所得の推計値が可処分所得の過去の値にも依存するのであれば、従来型の分布ラグを用いた消費関数の推計式と表面的には同じになってしまうという observational equivalence が成立する。実証分析では、ケインズ型の消費関数と恒常所得仮説の下での消費関数の区別が困難である。

4. 消費関数の共和分分析

前節では消費と所得の 2 変数について共和分をテストしたが、共和分関係は見いだせなかった。消費に影響を与える要因として、他の変数も考慮するのが本節の目的である。恒常所得仮説のもとでは、上の (1), (2), (3) 式から

$$C_t = rW_t + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t Y L_{t+i} \equiv Y P_t \quad (7)$$

が導かれる (e.g. Flavin 1981, Campbell and Mankiw 1991)。恒常所得は金融資産と人的資産からの所得フローに等しく、家計はその所得フローを消費する。恒常所得は実質利子率、金融資産、労働所得によって決定されているので、この恒常

4) 実際に Box-Jenkins 法で Y の ARIMA モデルを推計すると、ARIMA(3,1,0) あるいは ARIMA(1,1,1) のモデルの当てはまりがよいという結果を得た。

所得をこれらの変数に関して長期均衡解の周りでテイラー展開して、一次近似をとれば、

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \bar{Y}_t + \beta_2 W_t + \beta_3 r_t$$

の線型式を得る。ただし、 \bar{Y}_t は労働所得の割引現在価値であり、定数項 β_0 には長期均衡における種々の一定の効果が含まれている。

本節では (8) 式の関係が共和分を満たすかをテストし、共和分があれば共和分回帰とパラメータの安定性のテストを行う。 \bar{Y}_t の代理変数として今期の可処分所得⁵⁾を使い、金融資産 W の代理変数として M2+CD (M) を用いる。M2+CD は消費デフレータを使って実質化している。実質利子率 (r) は観測できないので、何らかの方法で推計する必要がある。事後値を使う方法もあるが、つねに将来を完全に予測できるという仮定は非現実的であろう。そこで、消費デフレータについて univariate ARIMA モデルを推計し、4 期先の予測を行うことにした。消費デフレータの ACF と PACF を検討したところ、ARIMA(1, 1, 1) モデルの当てはまりがよかった。しかし、季調データにもかかわらず残差項に僅かながらも季節性が残っていたので、multiplicative seasonal model を追加し、ARIMA(1, 1, 1) \times (1, 0, 1)₄ モデルを使って、いわゆる rolling regressions 法により、各予測時点までのデータだけを使ってモデルを推計し、その後、4 四半期先の予測をさせて今後 1 年間の予想インフレ率を推計した。具体的には、モデル推計に用いたデータの開始期は 1957:1 とし、第一回目の予測の際は 1975:1 までのデータを使ってモデルを推計し、つぎに四半期先の 1976:1 の消費デフレータの水準を予測させる。この予測値から 1975:1 時点での 1 年先予想インフレ率が計算できる。次にデータポイントを一個追加し、モデルの推計は 1957:1 から 1975:2 とし、その推計されたパラメータを使って 1976:2 のデフレータを予測させて、1975:2 時点での 1 年先のインフレ率の予想を算出する、等々を繰り返して予想インフレ率を推計した。名目利子率としては長期国債の流通

5) 本来は今期の労働所得を使うのであろうが、1975:1 から 1996:4 の期間 (サンプル数 88) について労働所得と可処分所得の単純相関係数は 0.9965 と動きがほぼ同一なので、可処分所得を使うことにした。

表 4. 単位根検定

—— 消費関数のデータ ——

	ADF テスト			PP テスト	
	$T(\hat{\rho} - 1)$	τ_r	AR	Z_ρ	Z_r
M	-0.815	-0.686	5	-0.006	-0.011
r	-9.582	-2.514	1	-17.962**	-4.55***
ΔM	-9.388	-1.934	4	-16.434**	-3.04**
Δr	-147.347***	-9.304***	1	-85.534***	-13.575***

注 $M=M2+CD$ (季調済み月次平残データの3ヶ月平均、消費デフレータで実質化)、 r =実質
 利子率 (国債利子率-予想インフレ率)。AR の列は ADF テストにおけるラグ次数で、その決定
 方法については表 2 を参照。* (**) (***) は 5(1)%水準で有意であることを示す。

利回りを使い、この名目利子率から上の手順で推計された予想インフレ率を引いて、
 実質利子率の推計値とした。

これらの変数の単位根検定の結果は表 4 にまとめてある。まず水準で見ると、 M
 に関しては、単位根があるという帰無仮説をほぼ棄却できないが、実質利子率 r で
 は PP テストによると帰無仮説が棄却される。つぎに一回階差の結果をみると、 Δr
 は定常とみなされるものの、 ΔM は ADF テストでは単位根を棄却できない。以上
 のようにテストによって結果が異なっている。マネーサプライについては $I(2)$ の可
 能性があり、実質利子率については $I(0)$ の可能性が示唆されているが、 $I(1)$ でない
 という確証も得られていない。したがって以下では、これらの変数が $I(1)$ である
 という想定をおいて分析を進めたい⁶⁾。

(C, Y, M, r) の 4 変数からなる VAR システムを考え、ヨハンセン・テストを計
 算した結果が表 5 である。モデルに線型トレンドは入れず、定数項には制約をおか
 ず、共和分関係にも定数を許容する形にして推計した。その結果、10%水準でみて
 最大固有値検定およびトレース検定ともに共和分関係がゼロ ($\rho = 0$) という帰無
 仮説は棄却でき、共和分関係が一つ存在することが判明した。つまり、消費・所得・

6) ここでのサンプル期間 (1975-1996) の初期は第一次石油危機の余波でインフレ率が高く、その後急速に
 低下して行ったため、サンプルの開始期を少し後にずらすと両変数とも $I(1)$ という結果が得られる。し
 かし、開始期をずらすとサンプル数が減るため、推計上の信頼性が犠牲にされるので、単位根検定に多少
 の問題は残しつつも、当初のサンプル期間を変更しないことにした。

表 5. 消費・所得・実質貨幣残高・実質利子率のヨハンセン・テスト

ADF テスト			PP テスト		
$T(\hat{\rho} - 1)$	τ_r	AR	Z_ρ	Z_r	
35.28*	49.99*	0	4	17.15	43.84
7.47	14.7	1	3	13.39	26.7
6.59	7.23	2	2	10.6	13.31
0.64	0.64	3	1	2.71	2.71

注 (C, Y, M, r) の VAR システムのテスト。Schwartz および Hannan-Quinn の情報量基準によりラグ次数は 2 とした。線型トレンドはモデルに入れず、定数項には制約をおかず、共和分関係にも定数項を許容するモデルである。*は 10%水準で有意であることを示す。

実質貨幣残高・実質利子率の間に安定した長期的な関係が存在することが類推される。

5. 共和分回帰と構造変化テスト

ヨハンセンのシステム推計では共和分の存在を確認することができたが、係数の安定性をテストする方法が確立されていない。そこで共和分回帰を行うことにする。共和分回帰においては、説明変数と誤差項の間の系列相関をどのように処理するかが問題となる。一つには説明変数の一回階差のリードとラグを追加する方法があるが (Saikkonen 1991, Stock and Watson 1993)、リードとラグの次数を決める上で困難がある。もう一つは OLS 推計のあと、系列相関を除去する方法で、Fully Modified Estimator と言われるものである (Phillips and Hansen 1990)。この推計方法に関しては、Hansen (1992) が構造変化をテストする検定統計量を与えており、安定性のテストにも拡張できるので便利である。このラグランジュ乗数テストは、係数にブレイクがあるかどうかを検定するものである。線形回帰モデルを

$$y_t = A_t x_t + u_t$$

としたときに、帰無仮説は係数 A_t が一定であるというものであり ($A_t = A$)、それに対して対立仮説はある特定のブレイクポイント \hat{t} において係数が変化することを想定している：

$$A_i = A_1, i \leq \hat{t}$$

$$A_2, i > \hat{t}.$$

対立仮説をテストする検定量は、尤度関数のスコアベクターに基づいて計算されるラグランジュ乗数であり、 F 統計量と Hansen は呼んでいる。上の検定ではブレークの時点を一定としていたが、その時点が不明の場合は、ブレークポイント \hat{t} を順次移動しながら、 F 統計量を計算し、その最大値をテストしてブレークポイントを見つけるテストが、*SupF* テストである。また、Hansen は係数 A_i がマーティンゲールになっている場合のテストも提示しており、それはさきに計算された F 統計量の平均値を使うテストで、*MeanF* テストと名付けられている。二つのテスト統計量の臨界値 (CV) は Hansen がシミュレーションによって計算しているので、それを利用することが出来る。

1975:1～1996:4 の期間について、Phillips and Hansen の FM 推計により次の結果を得た。また、*MeanF* と *SupF* テストの検定量も掲げておいた。

$$C = -13081.7 + 0.7744Y + 0.07804M + 1790.5r$$

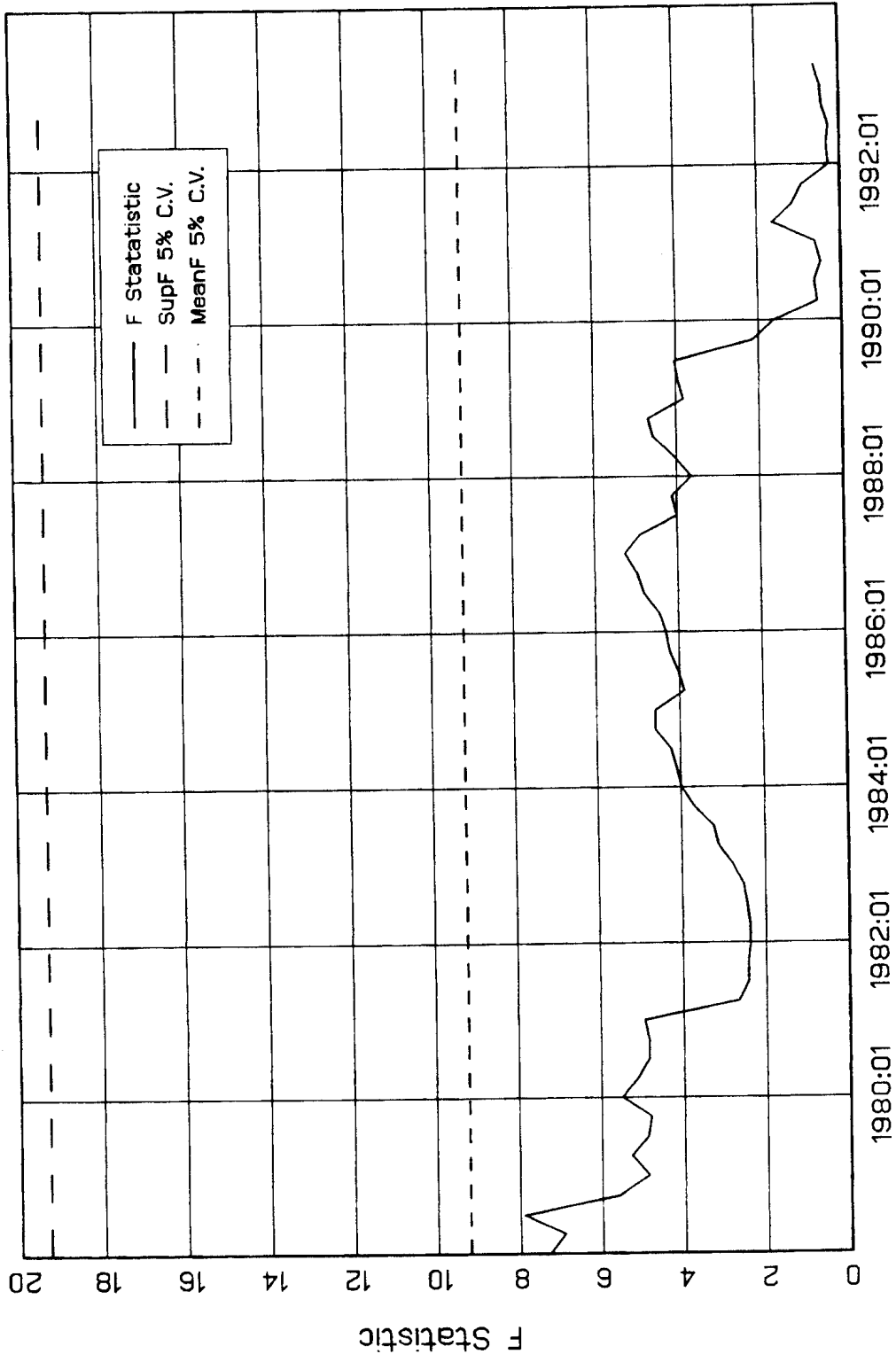
$$\begin{matrix} (2.19) & (15.31) & (4.01) & (6.46) \end{matrix}$$

$$MeanF = 3.45 \quad SupF = 7.90$$

括弧内は t 値であり、*MeanF* と *SupF* は係数に関する安定性のラグランジュ乗数テストの F 統計量の平均値と最大値である。推計された係数を見ると、有意度はかなり高く、限界消費性向も妥当な推計値となっている⁷⁾。富の代理変数としての実質貨幣残高も有意であり、10 兆円の実質貨幣残高の増加に対し、7800 億円程度の消費の増加が対応するとの推計結果である。実質利子率の係数もかなり有意に推計されているが、係数はプラスである。利子率と消費（貯蓄）の間の関係には、代替効果と所得効果が存在するので、先験的に利子率の上昇が消費を下げる（貯蓄を上げる）か否かを定めることはできない。ここでの推計結果によれば、代替効果を上

7) 伝統的なケインズ型消費関数を 1974 年から 1991 年の四半期データを使って推計した平田 (1994, p. 90) では推計結果が妥当なものではない（限界消費性向が 1 を超える）と報告されているのと対照的である。中尾 (1997) は説明変数として、失業率・非労働力率・利子率・インフレ率など 9 つの変数を採用して 10 変数の共和分検定を行い、共和分関係を 7 つ見つけている。彼の誤差修正モデルの推計結果によれば所得の限界消費性向は 0.35 とかなり低く推計されている。

図 2 F Statistic for Consumption Function



回る所得効果の存在が示唆されている。しかも、1%の実質利子率の上昇は、消費を1兆8千億円近くも増加させるという数量的にも大きな効果を持っている。この値が妥当なものかどうかの検討は今後の課題としたい。

さて、上の回帰式のパラメータの安定性を詳しく分析してみよう。構造変化が起きた時点（いわゆるブレイクポイント）を順次動かして計算したF統計量のプロットが図2である。これらのF統計量は、パラメータがあるブレイクポイントで変化するかどうかをテストする $SupF$ 統計量の5%臨界値を下回っているし、さらにパラメータがゆっくりと変化したかどうかをテストする $MeanF$ 統計量の5%臨界値も下回っているので、この期間において上の回帰モデルのパラメータは安定的であったことが判明する。

1990年代のいわゆる「平成不況」にもかかわらず、消費関数には構造変化が起きていないという結果が得られた。1975～90年あたりまでの平均消費性向の傾向的上昇が1990年代に入って止まったことについては、実質貨幣残高の伸びが90年代に入って低下したことが主な原因であると考えられる。

6. まとめ

本稿では1975年から1996年の22年間を対象に、日本のマクロ消費関数を推計した。まずHallによって導出された命題、「消費はランダム・ウォークに従う」ことをテストしたが、厳密な形では成立しないことが確認された。次に消費と（可処分）所得の2変数に着目し、これらの変数の間に共和分が存在するかどうかを検定したところ、共和分は見出されなかった。そこで恒常所得をその決定要因に分解し、可処分所得・富（実質貨幣残高を代理変数とする）・実質利子率が消費を決定していると想定し、まず共和分テストを行ってみたところ、共和分関係が1つ見出された。つぎに、これらの3変数を説明変数とする消費関数の共和分回帰を行い、パラメータの安定性をテストしたところ、22年間にわたってパラメータは安定的であることが分かった。

今回の分析の問題点としては富（金融資産）の変数をより正確な推計値に改善す

ることをはじめ、VAR の誤差修正モデルの推計から分散分解などを行って動学的な性質を分析することなどが考えられる。また今回の標本期間は 1996 年までなので、97 年 4 月の消費税率上げの影響は測定できていない。これらについては今後の課題としたい。

補遺：データ出所

消費は可処分所得は、国民所得統計の家計最終消費支出と家計可処分所得である。前者は実質値（90 年基準）の季調済みデータが経企庁から公表されているが、後者は名目の原系列しかないので、消費デフレータ（90 年基準）を使って実質化し、X11 によって季調をかけた。消費デフレータは家計最終消費支出のデフレータであり、これも原系列なので X11 によって季節調整を行った。利子率としては国債の流通利回り（東証発表）をとった。M2+CD は日銀の経済統計年報に公表されている、月次の平均残高データ（季調済み）の 3ヶ月平均値をとって四半期データとした。すべてのデータは日経新聞社データバンク局の『総合経済ファイル』より採録した。

《参考文献》

- 川崎能典 (1992) 「Johansen の共和分検定について」 日本銀行金融研究所『金融研究』 第 11 巻 2 号、99-120 頁.
- 国友直人 (1996) 「構造変化と単位根・共和分仮説：マクロ経済時系列への応用」 日本銀行金融研究所『金融研究』 第 15 巻 5 号、1-43 頁.
- 中尾武雄 (1997) 「日本の消費関数の推定：コインテグレーションアプローチによる分析」 『同志社経済論叢』 第 48 巻第 3 号、4-58 頁.
- 林文夫 (1986) 「恒常所得仮説の拡張とその検証」 『経済分析』 第 101 号.
- 平田純一 (1994) 「日本の消費関数：1955 年以降の四半期データを中心とした分析」 『立命館経済学』 第 43 巻第 2 号、174-205 頁.
- 副島豊 (1994) 「日本のマクロ変数の単位根検定」 日本銀行金融研究所『金融研究』 第 13

巻第4号、97-129頁.

美添泰人・荒木万寿夫 (1996) 「日本の消費関数の安定性について」 『青山経済論集』 第48巻第1号、105-138頁.

Deaton, Angus. (1987) "Life-Cycles Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory?" In *Advances in Econometrics*, ed. by T.F. Bewley, Vol. 2, pp. 121-148.

Deaton, Angus. (1992) *Understanding Consumption*. Oxford University Press.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger. (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, 55, pp. 251-76.

Granger, C.W.J. and P. Newbold. (1974) "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-120.

Hansen, Bruce E. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, No. 3, pp. 321-335.

Hayashi, Fumio. (1985) "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data." *Quarterly Journal of Economics*, 100, No. 4, pp. 1083-1113.

Johansen, Soren. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, No. 2/3, pp. 231-254.

——— and K. Juselius. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, No. 2, pp. 169-210.

Molana, H. (1993) "The Role of Income in the Consumption Function: A Review of On-Going Developments." *Scottish Journal of Political Economy*, 40, No. 3, pp. 335-352.

Nelson, C.R. and C.I. Plosser. (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series." *Journal of Monetary Economics*, 10, No. 2, pp. 139-162.

Ogawa, Kazuo. (1990) "Cyclical Variations in Liquidity-Constrained Consumers: Evidence from Macro Data in Japan." *Journal of the Japanese and In-*

ternational Economies, 4, pp. 173-193.

Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75, No. 2, pp. 335-346.

——— and B.E. Hansen. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes." *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.

Saikkonen, Pentti. (1991) "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration regressions." *Econometric Theory*, 7, No. 1, pp. 1-21.

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

Stock, James H. and Mark W. Watson. (1993) "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica*, 61, No. 4, pp. 783-820.

Takeuchi, Yoshiyuki. (1991) "Trends and Structural Changes in Macroeconomic Time Series." *Journal of Japan Statistics Society*, 21, No. 1, pp. 13-25.