

CHOW テストによる 日本経済の構造変化分析

本 田 豊

問 題 の 所 在

筆者は、前論文（本田〔3〕）で1975年以降の日本経済の構造変化について論じた。そこでは、簡単な計量マクロ経済モデルを作成し、1975年から1980年、1981年から1987年という2つの時期区分をおこない、各時期のそれぞれの構造方程式で推定されたパラメータの値の変化を見ることによって、日本経済の構造変化を議論しようというものであった¹⁾。しかしその中では、構造変化について統計的に有意であるかどうかという点について十分な検討を加えていなかった²⁾。

本論文の目的は、1975年第1四半期から1989年第1四半期の期間を対象として、簡単な計量マクロモデルを構成する全ての構造方程式に CHOW 検定をほどこし、各構造方程式の構造変化の有無、および構造変化の時期を明らかにし、そのことによって日本経済の構造調整の過程を示すことにある³⁾。

本論文の構成は次のとおりである。まず第1節で簡単な計量マクロモデルのフレームワークを再度説明し、第2節で各構造方程式の CHOW 検定の結果の示し、さらに第3節で構造変化を全体的に把握して日本経済の構造調整の過程を明らかにする。

1. 簡単な計量マクロモデルのフレームワーク

本論文では、シミュレーション分析を行うことを目的とはしていないので、計量マクロモデルを作成する必然性はない。しかし、日本経済のマクロ的全体構造の中で構造変化を把握しようとした場合、一応計量マクロモデルの枠組みを提示する必要がある。このような立場から、本論文で前提としている簡単な計量マクロモデルのフレームワークを説明する。

モデルの方程式体系は、前論文（本田〔3〕）を基礎として需要ブロック・価格ブロック・労働市場ブロックからなり、構造方程式11本、定義式13本で構成されている。

需要ブロックでは、民間消費支出・民間設備投資・民間住宅投資・輸出等及び輸入等の構造方程式の構造変化を考える。価格ブロックでは、卸売物価・消費デフレーター・輸出等デフレーター・輸入等デフレーター、労働市場ブロックでは貨幣賃金率・雇用の構造方程式を特定化し、それらの構造変化を分析する。

以下では、各構造方程式の特定化を簡単に説明する。民間消費支出関数は単純な習慣形成仮説型で、今期の実質可処分所得と一期前の民間消費支出を説明変数としている。民間設備投資関数は、需要要因として内需と輸出を、投資資金の制約要因として一期前の企業利潤を説明変数とし、民間住宅投資関数は、実質可処分所得と実質利子率のみを説明変数と考えた。

輸出（等）関数は、2通りの特定化を行った。当初は伝統的な特定化として、世界貿易数量（輸入数量指数）、相対価格、一期前の輸出（等）を説明変数とした。しかしこの特定化で時期区分して回帰分析を行うと、特に相対価格のパラメータの値が非常に不安定となり、推定結果に対する信頼性に問題がある。このような場合構造変化の時期を知ることはできても、構造変化の経済的解釈が困難にならざるをえない。従って、パラメータの値が一定安定になるような別の特定化を考えた。それは相対価格の代理変数として為替レートをを用い、それ

に世界貿易数量、一期前の輸出(等)を説明変数として加えたものである。この特定化によって構造変化の経済的解釈も一応可能になり、同時に2つの特定化の結果を比較することによって、構造変化の時期区分を正確にすることができる。輸入(等)関数は、伝統的特定化に従い国内 GNP、相対価格、一期前の輸入(等)を説明変数とした。

一方価格ブロックでは、卸売物価の説明変数を、稼働率、単位労働費用、輸入価格とし、消費デフレータは、卸売物価、貨幣賃金率を説明変数とした。また輸出(等)デフレータは、卸売物価、為替レート、先進国輸出価格(邦貨建て)で説明し、輸入(等)デフレータは、一期前世界輸出価格、一期前石油価格、為替レートを説明変数とした。労働市場における貨幣賃金率は、一期前の消費デフレータ、一期前の労働生産性で、雇用は実質 GNP、実質賃金率を説明変数とした(以上の簡単な計量マクロモデルの方程式体系については、表1参照のこと。)

表1 簡単なマクロモデルの方程式体系

構造方程式

- (1) $CP = a_1 + a_2 * YD + a_3 * CP(-1)$
- (2) $LOG(IP) = b_1 + b_2 * LOG(GEM) + b_3 * LOG(E) + b_4 * LOG(PROR(-1))$
- (3) $IH = c_1 + c_2 * YD + c_3 * INRR$
- (4) $LOG(E) = d_1 + d_2 * LOG(TW) + d_3 * LOG(PAE) + d_4 * LOG(E(-1))$
- (5) $LOG(M) = e_1 + e_2 * LOG(GNP) + e_3 * LOG(PMW) + e_4 * LOG(M(-1))$
- (6) $PM = f_1 + f_2 * PA(-1) + f_3 * POS(-1) + f_4 * EXRR$
- (7) $PE = g_1 + g_2 * PW + g_3 * EXR + g_4 * PAEX$
- (8) $PW = h_1 + h_2 * D(-4) + h_3 * YWG + h_4 * PM$
- (9) $PCP = j_1 + j_2 * PW + j_3 * W(-1)$
- (10) $LOG(W) = k_1 + k_2 * LOG(PCP) + k_3 * LOG(GN)$
- (11) $N = l_1 + l_2 * GNP + l_3 * RW + l_4 * N(-1)$

定義式

- (12) $YD = (YW + YPF + YHO - TPA) * 100 / PCP$
- (13) $GEM = GNP - E + M$
- (14) $PROR = 1 - (W * L) / GNPM$
- (15) $INRR = INR - (PW / PW(-1)) * 100$
- (16) $PAE = (PA * EXR) / (PE * 227)$

- (17) $PMW = PM/PW$
 (18) $EXRR = EXR/227$
 (19) $PAEX = PA * EXR/227$
 (20) $D = GNP * 100/POTG$
 (21) $W = YW/N$
 (22) $GN = GNP/N$
 (23) $RW = W/PCP$
 (24) $GNP = CP + GC + IP + IH + GI + ZA + E - M$

変 数 名

- GNP : 実質 GNP (10億円, 1980年価格)
 CP : 実質民間最終消費支出 (同上)
 DC : 実質政府最終消費支出 (同上)
 IP : 実質民間設備投資 (同上)
 IH : 実質民間住宅投資 (同上)
 GI : 実質政府固定資本形成 (同上)
 ZA : 実質在庫品増加 (同上)
 E : 実質輸出等 (同上)
 M : 実質輸入等 (同上)
 YD : 家計の可処分所得
 YW : 雇用者所得
 YPF : 個人企業所得 (配当受払い後)
 YHO : 家計財産所得
 TPA : 家計直接税
 W : 貨幣賃金率 (10万円)
 PROR : 利潤分配率
 INR : 銀行約定金利 (%)
 TW : 世界輸入貿易量指数 (1980=100)
 L : 就業者数 (万人)
 N : 雇用者数 (万人)
 RW : 実質賃金率
 D : 稼働率
 POTG : 潜在 GNP
 GN : 労働生産生
 YWG : 単位労働費用
 PW : 卸売物価指数 (1980=100)
 PCP : 消費デフレーター (同上)
 PE : 輸出等デフレーター (同上)

PM : 輸入等デフレーター (同上)
 PA : 先進国平均輸出価格 (同上)
 EXR : 為替レート (邦貨建て)
 GNPM: 名目 GNP (10億ドル)

2. CHOW 検定による構造変化テスト

CHOW 検定を行う場合、2つの時期に区分する必要がある。ここでは、前半期の開始時を基本的に1975年第1四半期とし、後半期の開始時を1981年第1四半期として、前半期の終了時を1980年第4四半期から1年ずつ順にずらし(従って、後半期の開始時が1年ずつずれる)、2つの推定式の全係数(定数項を含む)の相等性について、CHOW 検定を行う。それぞれの構造方程式のCHOW 検定の結果について、以下論ずることとする。

(1) 民間消費関数

CHOW 検定の主な結果は、表2の通りである。

表2 民間消費関数のCHOW テストの結果

時期区分	F 値
75:1-80:4 81:1-89:3	1.35946
75:1-81:4 82:1-89:3	1.75704
75:1-82:4 83:1-89:3	1.40732
75:1-83:4 84:1-89:3	1.66936
75:1-84:4 85:1-89:3	1.47015
75:1-85:4 86:1-89:3	1.19385
75:1-86:4 87:1-89:1	2.05306

これらの結果から、民間消費関数には1975年以降現在まで、構造変化は生じていないということになる。尚、75:1(1975年第1四半期を意味する。以下同様に記述する)から89:1の全期間の推定結果を示すと次のようになる。

$$CP = -2452.4 + 0.0862 * YD + 0.9182 * CP(-1)$$

(-2.0) (2.96) (30.0)

$$\bar{R}^2 = 0.9986 \quad SE = 778.465 \quad D.W. = 1.64 \quad (75:1-89:1)$$

更に時期区分の1つのケースとして、75:1-85:4を前半期、86:1-89:1を後半期とした推定結果は次の通りである。

$$CP = -533 + 0.065 * YD + 0.93 * CP(-1)$$

(-0.32) (2.09) (30.0)

$$\bar{R}^2 = 0.997 \quad SE = 759 \quad D.W. = 1.25 \quad (75:1-85:4)$$

$$CP = -9795 + 0.16409 * YD + 0.86568 * CP(-1)$$

(-1.548) (1.062) (4.929)

$$\bar{R}^2 = 0.990 \quad SE = 831 \quad D.W. = 1.99 \quad (86:1-89:1)$$

全期間の推定結果を見ると、長期の限界消費性向が1を越えている。この傾向は特に、後半期の推定結果に表れており、後半期になるほど簡単な習慣形成型仮説の消費関数では、民間消費の動向をじゅうぶう掴みきれないことを示している。従って民間消費関数の特定化について、更に検討を加える必要はあるが、いずれにしろ1975年以降、民間消費には構造変化はなかったといえることができる。

(2) 民間設備投資

図1は、民間設備投資の時系列データを1975年第1四半期から1988年第3四半期までプロットしたものである。更に図2は、同時期間の実質GNPと民間設備投資の相関図を描いたものである。これらの図において、1975年から、1979年に至るまで、民間設備投資は全く停滞していることがわかる。

これは第1時石油危機以降、期待経済成長率が下方に修正される中で、民間設備投資に負の加速度原理が長期に働いたためであると考えられる⁴⁾。この期間の民間設備投資の動向は非常に特異であり、その後民間設備投資が増大し始めたことから判断して、1979年前後で構造変化があったことは十分に想像される。そこでこの点を確認するために、1975年第1四半期から1989年第1

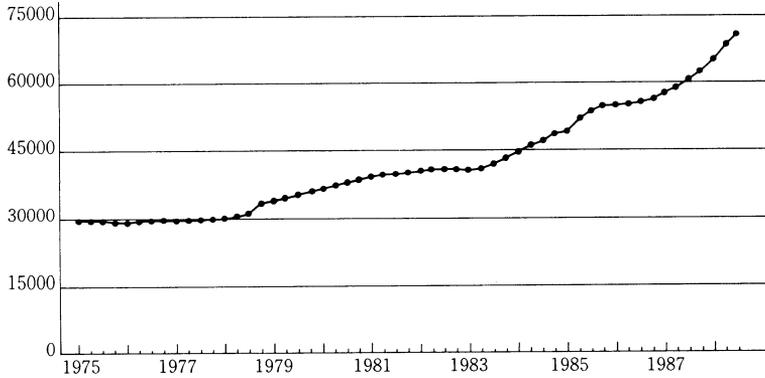


図 1

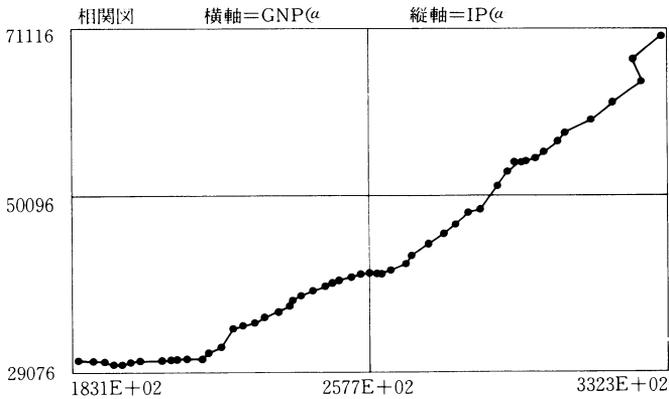


図 2

四半期の時期で CHOW 検定を行うと次のような結果になった。

表 3 民間設備投資の CHOW テストの結果 (観測期間 75:1-89:1)

時期区分	F 値
75:1-79:4 80:1-89:1	70.48
75:1-80:4 81:1-89:1	37
75:1-81:4 82:1-89:1	32.38
75:1-82:4 83:1-89:1	29.75

75:1-83:4	84:1-89:1	25.13
75:1-84:4	85:1-89:1	23.33

以上の結果から、F値が最大となる1979年前後で構造変化が起きていると考えることができる。ところが(表3)の結果では、非常にF値が大きくなっており、2つの推定期間において誤差分散が不均一である可能性を否定できない。もし分散の不均一性がある場合、CHOW検定の有効性に問題があることになる。そこで分散の不均一性をテストするために最も一般的な、Goldfeld-Quandtテストを行うと、分散不均一性を確認することができた⁵⁾。したがって、この期間を対象とするCHOW検定には若干問題があるということになる。

ところで我々の問題意識は、1980年代後半に入って日本経済が内需主導型になり、その柱の一つとして民間設備投資の拡大があるという場合、そのような拡大を構造変化とみてよいかどうかということある。従って、1979年前後の構造変化は、民間設備投資の場合直接の対象となりえない。しかも1975年からのデータをもとにしたCHOW検定は、信頼性に問題があるので、データ期間を少しずらし、78:1から89:1の期間でCHOW検定をテストした。(表4)はその結果である。

表4 民間設備投資のCHOWテストの結果(観測期間78:1-89:1)

時期区分	F値
78:1-81:4 82:1-89:1	3.035
78:1-82:4 83:1-89:1	2.7093
78:1-83:4 84:1-89:1	2.9785
78:1-84:4 85:1-89:1	5.3386
78:1-85:4 86:1-89:1	3.863
78:1-86:4 87:1-89:1	2.6445

(表4)の結果からF値が最大となる78:1-84:4と85:1-89:1で構造変化が生じていることがわかる。この時期区分の推定結果、及び全期間の推定結果は次の通りである。

$$\text{LOG(IP)} = -4.9371 + 1.1363 * \text{LOG(GEM)} + 0.21306 * \text{LOG(E)}$$

$$(-4.57) \quad (11.54) \quad (8.97)$$

$$+ 0.60221 * \text{LOG(PROR(-1))}$$

$$(7.96)$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \quad \text{SE} = 0.00938 \quad \text{D. W.} = 1.3 \quad (78:1-84:4)$$

$$\text{LOG(IP)} = -10.189 + 1.4499 * \text{LOG(GEM)} + 0.30507 * \text{LOG(E)}$$

$$(-6.4) \quad (10.2) \quad (2.76)$$

$$+ 0.34039 * \text{LOG(PROR(-1))}$$

$$(1.41)$$

$$\bar{R}^2 = 0.976 \quad \text{SE} = 0.0146 \quad \text{D. W.} = 0.88 \quad (85:1-89:1)$$

$$\text{LOG(IP)} = -8.9887 + 1.5131 * \text{LOG(GEM)} + 0.14984 * \text{LOG(E)}$$

$$(-9.86) \quad (21.3) \quad (6.45)$$

$$+ 0.57349 * \text{LOG(PROR(-1))}$$

$$(5.72)$$

$$\bar{R}^2 = 0.995 \quad \text{SE} = 0.01666 \quad \text{D. W.} = 0.86 \quad (78:1-89:1)$$

推定結果を見ると、特に後半期のD. W.比が低く、更に特定化の工夫が必要と思われるが、前半期と後半期を比較すると、内需、外需ともに前半期より後半期の方が投資への反応度が高くなっており、資金要因に対する反応度は前半期の方が高くなっていることがわかる。このことは、後半期の方が企業の設備投資行動は活発であり、資金調達も容易になり、資金制約も相当緩和していることを示す。以上の結論は、前論文(本田, 1988)と設備投資関数の特定化が若干違うが、概ね一致することを付言しておきたい。

(3) 民間住宅投資

民間住宅投資は、他の需要項目に比して異質な動きをしている。図3は1970年第1四半期から1988年第3四半期のGNPと民間住宅投資の相関関係を示したものである。この相関図によると、1970年以降第1次石油危機後の一時期を除いて、2つの変数には弱い正の相関関係が見られたが、1980年代に入って明らかに負の相関関係が現れ、その後1980年代後半に入って強い正の関係を示し

ている。従って、GNP と民間住宅投資が負の関係から正の関係に転化する1985年前後が構造変化の時期ではないかと考えられる。ところで、上で述べたような GNP と民間住宅投資の相関関係を反映して、75:1 から前半期のデータをとると、決定係数が極端に低くなる。例えば、75:1-83:4 を推定期間とすると、自由度修正済みの決定係数は0.53となり、推定結果があまり良くないことになる。できるだけ推定結果を良くするため、前半期を78:1 からとると、自由度修正済みの決定係数も比較的高くなるので、CHOW 検定を78:1 から89:1 の期間で行い、その結果は（表5）に示される。

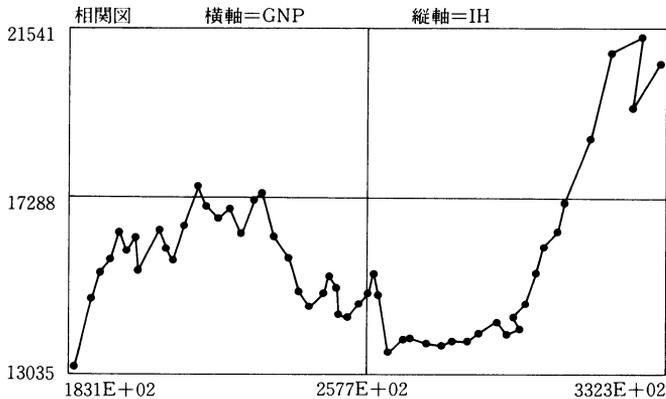


図 3

表 5 民間住宅投資の CHOW テストの結果

時期区分	F 値
78:1-81:4 81:1-89:1	17.85
78:1-82:4 83:1-89:1	30.68
78:1-83:4 84:1-89:1	59.126
78:1-84:4 85:1-89:1	60.1
78:1-85:4 86:1-89:1	55.0
78:1-86:4 87:1-89:1	28.039

（表5）の結果でF値が最大になるのは、75:1-84:4と85:1-89:1の時期区分であり、1985年前後で構造変化が起きているという上記の推論は正しいということ

とになる。但し、F 値が非常に大きくなるので、分散の不均一性を Goldfeld-Quandt 検定でテストすると、分散の不均一性が存在しないという仮説は棄却できないという結果になったが、その結果はきわめて微妙であり、更に検討の余地を残している。

全期間及び2つに時期区分をした時の推定結果は、次の通りである。

$$\begin{aligned} IH &= 40442 - 0.12959 * YD - 279.49 * INRR \\ &\quad (19.82) \quad (-10.8) \quad (-3.56) \\ \bar{R}^2 &= 0.865 \quad S.E. = 499 \quad D.W. = 1.806 \quad (78:1-84:1) \\ IH &= -3805 + 0.14917 * YD - 1695.6 * INRR \\ &\quad (-0.27) \quad (2.97) \quad (-2.89) \\ \bar{R}^2 &= 0.88 \quad S.E. = 1039 \quad D.W. = 1.811 \quad (85:1-89:1) \\ IH &= 15273 + 0.041129 * YD - 1098.9 * INRR \\ &\quad (4.25) \quad (2.69) \quad (-4.97) \\ \bar{R}^2 &= 0.482 \quad S.E. = 1691 \quad D.W. = 0.6649 \quad (78:1-89:1) \end{aligned}$$

前半期の推定結果では、GNP の回帰係数の値が負となっており、この特定化では民間住宅投資の動向を十分に掴みきれてないが、後半期はフィットがよくなっている。この2つの時期を比較すると、実質利子率の民間住宅投資に対する感応度が高いということがわかる。これはいうまでもなく、後半期において政府・日銀当局による低金利政策下の超金融緩和によって、不動産融資が大幅に増大した結果、地価高騰と同時に住宅投資も活発化したことを示している。

(4) 輸出関数

輸出(等)関数の特定化は、ケース1とケース2の2通りである。ケース1は世界貿易量、相対価格、一期前の輸出(等)による特定化であり、ケース2は世界貿易量、為替レート、一期前の輸出(等)を説明変数としている。それぞれのCHOW検定の結果は、(表6)の通りである。

表6 輸出関数の CHOW テストの結果

時期区分	ケースの F 値	ケース2の F 値
75:1-79:4 80:1-89:1	4.37546	2.09
75:1-80:4 81:1-89:1	4.3702	2.518
75:1-81:4 82:1-89:3	1.8563	1.46
75:1-82:4 83:1-89:3	1.7893	1.395
75:1-83:4 84:1-89:3	1.78313	1.53
75:1-84:4 85:1-89:1	2.28997	2.37
75:1-85:4 86:1-89:3	1.65616	2.0

(表6)では、75:1-80:4と81:1-89:1の時期区分で、ケース1、ケース2いずれの場合も、F値が最大になっている。この時、ケース1はもちろんケース2も、2つの期間における全係数が相等であるという帰無仮説は、5%の有意水準で棄却される。2つのケースそれぞれについて、全期間及び時期区分による推定結果は次の通りである。

〈ケース1〉

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) &= 0.17497 + 0.14079 * \text{LOG}(TW) + 0.12763 * \text{LOG}(PAE) \\ &\quad (1.129) \quad (2.44) \quad (1.269) \\ &\quad + 0.92438 * \text{LOG}(E(-1)) \\ &\quad (27.84) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \quad \text{S.E.} = 0.03159 \quad \text{D.W.} = 1.49 \quad (75:1-89:1)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) &= 1.0496 + 0.30383 * \text{LOG}(TW) + 0.32432 * \text{LOG}(PAE) \\ &\quad (1.85) \quad (3.01) \quad (7.48) \\ &\quad + 0.76888 * \text{LOG}(E(-1)) \\ &\quad (9.46) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.962 \quad \text{S.E.} = 0.0283 \quad \text{D.W.} = 1.591 \quad (75:1-80:4)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) &= 0.56757 - 0.031696 * \text{LOG}(TW) - 0.43807 * \text{LOG}(PAE) \\ &\quad (1.025) \quad (-0.30882) \quad (-2.2177) \\ &\quad + 0.95996 * \text{LOG}(E(-1)) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.958 \quad \text{S.E.} = 0.02809 \quad \text{D.W.} = 2.1371 \quad (81:1-89:1)$$

〈ケース 2〉

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) = & -1.7 + 0.4454 * \text{LOG}(TW) + 0.16925 * \text{LOG}(EX) \\ & (4.33) \qquad\qquad\qquad (3.17) \\ & + 0.88247 * \text{LOG}(E(-1)) \\ & (12.08) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.967 \quad \text{S. E.} = 0.02647 \quad \text{D. W.} = 2.68 \quad (75:1-80:4)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) = & 0.37175 + 0.51504 * \text{LOG}(TW) + 0.13717 * \text{LOG}(EX) \\ & (0.58) \quad (2.23) \qquad\qquad\qquad (1.767) \\ & + 0.6745 * \text{LOG}(E(-1)) \\ & (5.26) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.956 \quad \text{S. E.} = 0.0288 \quad \text{D. W.} = 2.132 \quad (81:1-89:1)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) = & -1.015 + 0.34752 * \text{LOG}(TW) + 0.11774 * \text{LOG}(EX) \\ & (-2.6) \quad (3.87) \qquad\qquad\qquad (3.127) \\ & + 0.88557 * \text{LOG}(E(-1)) \\ & (26.3) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.991 \quad \text{S. E.} = 0.02946 \quad \text{D. W.} = 1.855 \quad (75:1-89:1)$$

前半期を比較すると、ケース 2 では長期の所得弾力性が 4 を超え、D. W. 比も高くなっているのに対して、ケース 1 では、長期の所得弾力性が 1 を超えた程度で妥当な値をとっており、D. W. 比も許容範囲とっていいであろう。したがって前半期は、ケース 1 の特定化がベターである。しかし後半期についていうと、ケース 2 の世界貿易量、相対価格のパラメータは負の値をとっており、ケース 2 の方が推定結果はよくなっている。

前半期はケース 1、後半期はケース 2 を使って長期所得弾力性、長期価格弾力性を比較すると、後半期の方が、長期所得弾力性は大きく、長期価格弾力性は小さくなっている。このことは、日本の輸出競争力が価格競争力から非価格競争力へ変化しているという、前論文(本田 [3])の指摘を裏付けていると思われる。

(5) 輸入関数

輸入（等）のCHOW検定の結果は、（表7）に示される。

表7 輸入（等）関数のCHOWテストの結果（観測期間 75:1-89:1）

時期区分	F 値
75:1-80:4 81:1-89:1	1.058
75:1-81:4 82:1-89:1	2.010
75:1-82:4 83:1-89:1	1.649
75:1-83:4 84:1-89:1	1.975
75:1-84:4 85:1-89:1	3.780
75:1-85:4 86:1-89:1	3.360
75:1-86:4 87:1-89:1	3.579

F 値の最大値は3.78となり、1985年以降構造変化があったと考えられる。しかしF値が非常に接近しており、構造変化の時期を特定化することは困難である。そこで輸入（等）のデータを観察すると、特に89:1の輸入（等）が大きな値をとっていることがわかるので、75:1から88:4のデータで輸入関数を推定し、89:1のデータを加えて、このデータがそれ以前の輸入関数と同じ構造をとっているかどうかを調べるために、CHOW テストを行った⁶⁾。

その結果、F値は5.05となり、89:1で構造変化が生じている可能性が強い。いうまでもなくCHOW 検定は、標本期間において1回だけの構造変化をテストするものであるから、89:1のデータは一応排除して考えるべきである。89:1のデータを排除してCHOW テストを行うと、次のような結果がえられた。

表8 輸入（等）関数のCHOWテストの結果（観測期間 75:1-88:4）

時期区分	F 値
75:1-79:4 80:1-88:4	1.0953
75:1-80:4 81:1-88:4	0.8144
75:1-81:4 82:1-88:4	1.6111
75:1-82:4 83:1-88:4	1.2710
75:1-83:4 84:1-88:4	1.3379
75:1-84:4 85:1-88:4	2.9121

75:1-85:5	86:1-88:4	2.5152
75:1-86:4	87:1-88:4	2.4146

F値は最大値2.9121となっているが、これは5%の有意水準で2つの期間の全係数相等性の帰無仮説を棄却する。従って、1985年以降構造変化は生じていると結論付けることができる。この時期区分の推定結果、及び全期間の推定結果は次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(M) &= -0.39158 + 0.11842 * \text{LOG}(\text{GNP}) \\ &\quad (-1.33) \quad (1.92) \\ &\quad -0.091262 * \text{LOG}(\text{PMW}) + 0.89766 * \text{LOG}(M(-1)) \\ &\quad (-2.97) \quad (12.59) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.965 \quad \text{S.E.} = 0.0293 \quad \text{D.W.} = 1.609 \quad (75:1-88:4)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(M) &= -0.84364 + 0.25962 * \text{LOG}(\text{GNP}) \\ &\quad (-1.42) \quad (3.27) \\ &\quad -0.13883 * \text{LOG}(\text{PMW}) + 0.77461 * \text{LOG}(M(-1)) \\ &\quad (-2.74) \quad (8.05) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.93 \quad \text{S.E.} = 0.0265 \quad \text{D.W.} = 1.595 \quad (75:1-84:4)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(M) &= -9.7347 + 1.0604 * \text{LOG}(\text{GNP}) + 0.032034 * \text{LOG}(\text{PMW}) \\ &\quad (-2.23) \quad (2.11) \quad (0.37) \\ &\quad + 0.66172 * \text{LOG}(M(-1)) \\ &\quad (3.26) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.95 \quad \text{S.E.} = 0.0279 \quad \text{D.W.} = 1.999 \quad (85:1-88:4)$$

この結果から言えることは、後半期において長期の所得弾力性が高まり(1.152から1.6)、一方相対価格のパラメータの値の符号は逆で、大変不安定な動きをしている。このことは、価格以外の要因例えば産業構造の変化を反映した貿易構造の変化が、マクロの輸入関数を変化させたと考えられるであろう。

(6) 輸入(等)デフレーター, 輸出(等)デフレーター

輸入デフレーターについてのCHOW検定の結果は(表9)の通りである。

表9 輸入（等）デフレーターの CHOW テストの結果

時期区分	F 値
75:2-79:4 80:1-89:1	19.0656
75:2-80:4 81:1-89:1	13.21
75:2-81:4 82:1-89:1	14.42
75:2-82:4 83:1-89:1	15.427
75:2-83:4 84:1-89:1	10.69
75:2-84:4 85:1-89:1	7.30
75:2-85:4 86:1-89:1	5.017

以上の結果から、1980年以降に構造変化があったと考えることができる。この時期区分及び全期間の推定結果は次の通りである。

$$PM = -58.361 + 0.47033 * PA(-1) + 0.8258 * POS(-1)$$

(-4.199) (2.83) (4.89)

$$+ 50.59 * EXRR$$

(7.76)

$$\bar{R}^2 = 0.922 \quad S.E. = 2.11 \quad D.W. = 1.482 \quad (75:2-79:4)$$

$$PM = -53.149 + 0.46443 * PA(-1) + 0.24907 * POS(-1)$$

(-3.96) (5.38) (7.05)

$$+ 82.18 * EXRR$$

(11.16)

$$\bar{R}^2 = 0.974 \quad S.E. = 2.758 \quad D.W. = 11.233 \quad (80:11-89:1)$$

$$PM = -53.395 + 0.51061 * PA(-1) + 0.46965 * POS(-1)$$

(-4.03) (5.84) (18.29)

$$+ 57.044 * EXRR$$

(8.29)

$$\bar{R}^2 = 0.948 \quad S.E. = 3.97 \quad D.W. = 0.8 \quad (75:2-89:1)$$

2つの期間を比較すると、後半期では石油価格の輸入デフレーターに与える影響が少なくなり、その他輸入品価格の影響が強くなったという前論文（本田1988）の同様の結論をえることができる。

次に輸出デフレーターの構造変化を分析する（表10参照）

表10 輸出デフレータの CHOW テストの結果

時期区分	F 値
75:1-79:4 80:1-89:1	12.749
75:1-80:4 81:1-89:1	22.939
75:1-81:4 82:1-89:1	20.0
75:1-82:4 83:1-89:1	20.99
75:1-83:4 84:1-89:1	13.855
75:1-84:4 85:1-89:1	7.955
75:1-85:4 86:1-89:1	4.276

F 値の最大値は22.939であるから、構造変化は1981年頃に生じたと考えられる。この時期区分と全期間の推定結果は次の通りである。

$$PE = 30.145 + 0.2621 * PW + 0.03739 * EXR + 0.35236 * PAEX$$

(9.05) (4.1) (5.35) (6.89)

$$\tilde{R}^2 = 0.974 \quad S.E. = 0.836 \quad D.W. = 0.902 \quad (75:1-80:4)$$

$$PE = -63.762 + 1.4912 * PW - 0.12512 * EXR + 0.44177 * PAEX$$

(-5.53) (7.76) (-5.22) (5.01)

$$\tilde{R}^2 = 0.977 \quad S.E. = 1.378 \quad D.W. = 1.10 \quad (81:1-89:1)$$

$$PE = 21.91 + 0.23473 * PW + 0.048432 * EXR + 0.44216 * PAEX$$

(7.66) (3.97) (5.62) (6.76)

$$\tilde{R}^2 = 0.937 \quad S.E. = 1.93 \quad D.W. = 0.34 \quad (75:1-89:1)$$

この推定結果では、卸売物価が輸出価格に与える影響が前半期より後半期に大きくあられ、為替レートの影響は、前半期と後半期を比較すると符号が逆で非常に対称的な結果となっている。これらの結論は、前論文(本田[3])とほぼ同様であり、その経済的解釈については、前論文(本田[3])参照のこと。

(7) 卸売物価、消費デフレータ

卸売物価の CHOW テストの結果は次の通りである。

表11 卸売物価の CHOW テストの結果

時期区分	F 値
76:1-79:4 80:1-89:1	4.87
76:1-80:4 81:1-89:1	2.36
76:1-81:4 82:1-89:3	1.357
76:1-82:4 83:1-89:1	0.804
76:1-83:4 84:1-89:1	0.2689
76:1-84:4 85:1-89:1	0.877
76:1-85:4 86:1-89:3	1.01

これらの結果から、卸売物価は1980年に構造変化があったということになる。この時の時期区分及び全期間の推定結果は次の通りである。

$$\begin{aligned}
 PW = & -9.3335 + 0.46603 * D(-4) + 41.583 * YWG \\
 & (-0.957) (3.039) (4.68) \\
 & + 0.41732 * PM \\
 & (42.89)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.986 \quad S.E. = 1.075 \quad D.W. = 0.6867 \quad (76:1-89:1)$$

$$\begin{aligned}
 PW = & 34.603 - 0.22629 * D(-4) + 89.696 * YWG + 0.34033 * PM \\
 & (4.44) (-1.43) (6.48) (25.8)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.974 \quad S.E. = 1.06 \quad D.W. = 0.7837 \quad (76:1-79:4)$$

$$\begin{aligned}
 PW = & -9.73 + 0.5765 * D(-4) + 25.198 * YWG + 0.411 * PM \\
 & (-0.45) (2.72) (2.09) (30.15)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.974 \quad S.E. = 1.06 \quad D.W. = 0.7837 \quad (80:1-89:1)$$

これらの推定結果は、ほぼ前論文(本田[3])で述べた特徴がそのまま当てはまる。即ち、卸売物価についていうと、前半期では需要要因が有意でなく単位労働費用と輸入価格が大きな影響を与えているのに対し、後半期では需要要因が有意に働き、輸入価格の影響はひきつづき大きい、単位労働費用は有意であるがその影響は小さくなっているといえることができる。

次に消費デフレータの構造変化を検討する。まず、観測期間を75:1から88:4として CHOW テストを行うと、(表12)のようになった。

表12 消費デフレータの CHOW テストの結果（観測期間 75:1-88:4）

時期区分	F 値
75:1-79:4 80:1-88:4	7.36436
75:1-80:4 81:1-88:4	7.69035
75:1-81:4 82:1-88:4	7.79775
75:1-82:4 83:1-88:4	10.62551
75:1-83:4 84:1-88:4	17.36398
75:1-84:4 85:1-88:4	31.969
75:1-85:4 86:1-88:4	32.1874

この結果ではF値が増大傾向を示し、特に80年代後半以降大きくなっており、80年代後半で構造変化が生じている可能性は否定できない。それでは80年代前半期より以前ではどうであったかを分析してみるために、観測期間を75:1から85:4として、75:1-79:4と80:1-85:4の時期区分でCHOWテストを行うとF値が44.89487となり、70年代後半期に構造変化が生じている可能性を示唆している。それでは、80年代前半期はどうであったろうか。この点を確認するために、観測期間を76:1から85:4としてCHOWテストを実施すると、次のような結果がえられた。

表13 消費デフレータの CHOW テストの結果（観測期間 76:1-85:4）

時期区分	F 値
76:1-79:4 80:1-85:4	2.51862
76:1-80:4 81:1-85:4	1.835
76:1-81:4 82:1-85:4	1.208
76:1-82:4 83:1-85:4	0.1529
76:1-84:4 84:1-85:4	0.2972

この結果から、80年代前半期には構造変化がなかったということになる。そこで観測期間を延長し、76:1-88:4でCHOWテストを行った結果が、(表14)である。

表14 消費デフレーター の CHOW テストの結果（観測期間 76:1-88:4）

時期区分	F 値
76:1-79:4 80:1-88:4	0.79219
76:1-80:4 81:1-88:4	3.0190
76:1-81:4 82:1-88:4	3.30982
76:1-82:4 83:1-88:4	7.6281
76:1-83:4 84:1-88:4	16.9254
76:1-84:4 85:1-88:4	46.89
76:1-85:4 86:1-88:4	21.9552

F 値の最大値は、1985年で時期区分をした時であるから、この時期区分及び全期間で回帰分析をすると、次の様な推定結果がえられた。

$$PCP = 21.349 + 0.16829 * PW + 1.9097 * W(-1)$$

(26.319) (9.0876) (46.809)

$$\bar{R}^2 = 0.9976 \quad S.E. = 0.5152 \quad D.W. = 0.9835 \quad (76:1-84:4)$$

$$PCP = 118.46 - 0.03562 * PW - 0.02529 * W(-1)$$

(11.373) (-0.825) (-0.15627)

$$\bar{R}^2 = 0.034 \quad S.E. = 0.41 \quad D.W. = 0.805 \quad (85:1-88:4)$$

$$PCP = 18.956 + 0.26701 * PW + 1.7 * W(-1)$$

(13.908) (16.447) (68.94)

$$\bar{R}^2 = 0.993 \quad S.E. = 0.953 \quad D.W. = 0.3062 \quad (76:1-88:4)$$

この結果で、後半期は非常に推定結果が悪くなっているが、これは85:1-86:1において、PW は下落しているのに対し PCP はむしろ上昇しているため、その影響で回帰パラメータの符号が負になるなどの理由によるものと考えられる。そこで、1986年で時期区分した推定結果を示すと次の様になる。

$$PCP = 21.298 + 0.17393 * PW + 1.8947 * W(-1)$$

(27.365) (10.981) (59.848)

$$\bar{R}^2 = 0.997 \quad S.E. = 0.4976 \quad D.W. = 1.054 \quad (76:1-85:4)$$

$$PCP = 95.646 + 0.11423 * PW + 0.1434 * W(-1)$$

(14.064) (3.643) (1.590)

$$\bar{R}^2=0.571 \quad S.E.=0.2216 \quad D.W.=1.640 \quad (86:1-88:4)$$

後半期の推定結果をみると \bar{R}^2 の値が小さいが、回帰パラメータは期待されるプラスの符号をとっているので、ある程度信頼性を持つと考えることができる。そこでこの時期区分で、推定結果を比較すると、卸売物価、貨幣賃金率いずれも後半期でその影響が小さくなっている一方、定数項の値が大きくなっているため、その他の要因が消費デフレーターに影響を与えていることを示唆している。

(8) 賃金及び雇用

賃金の CHOW テストの結果は次の通りである。

表15 賃金の CHOW テストの結果

時期区分	F 値
75:1-79:4 80:1-88:4	2.4979
75:1-80:4 81:1-88:4	0.53
75:1-81:4 82:1-88:4	2.3446
75:1-82:4 83:1-88:4	3.33
75:1-83:4 84:1-88:4	2.88573
75:1-84:4 85:1-88:4	4.58488
75:1-85:4 86:1-88:4	7.41358

この結果から、F 値の最大値は7.41358であるから、構造変化が1986年以降生じたと推測される。この時期区分及び全期間の推定結果を見ると、次のようになる。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(W) = & -3.4391 + 0.99265 * \text{LOG}(\text{PCP}) + 0.57788 * \text{LOG}(\text{GN}) \\ & (-29.27) \quad (22.02) \quad (7.55) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2=0.998 \quad S.E.=0.0079546 \quad D.W.=1.1908 \quad (75:1-85:4)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG}(W) = & 0.83388 - 0.16987 * \text{LOG}(\text{PCP}) + 0.87498 * \text{LOG}(\text{GN}) \\ & (0.1731) \quad (-0.17403) \quad (9.429) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2=0.9099 \quad S.E.=0.00818 \quad D.W.=1.4754 \quad (86:1-88:4)$$

$$\text{LOG}(W) = -3.9345 + 0.81932 * \text{LOG}(PCP) + 0.89309 * \text{LOG}(GN)$$

(-69.97) (29.153) (22.791)

$$\bar{R}^2 = 0.997 \quad \text{S.E.} = 0.00933 \quad \text{D.W.} = 1.0737 \quad (75:1-88:4)$$

この推定結果で注目すべきは、後半期において消費デフレータの符号がマイナスになり、有意ではないという点である。1986年以降は円高によって消費デフレータが前年比で下落しても、貨幣賃金率は上昇するという局面がみられ、消費デフレータが貨幣賃金率に与える影響は大変小さくなっている。尚、労働生産性の上昇率が貨幣賃金率に与える影響は若干上昇していることがわかる。

雇用の構造変化の結果を次ぎに検討しよう。

表16 雇用の CHOW テストの結果

時期区分	F 値
75:2-79:4 80:1-88:4	1.43179
75:2-80:4 80:1-88:4	1.7618
75:2-81:4 82:1-88:4	2.114
75:2-82:4 83:1-88:4	3.644
75:2-83:4 84:1-88:4	0.1637
75:2-84:4 85:1-88:4	1.23987
75:2-85:4 86:1-88:4	0.19306

この結果、雇用は1983年に起こっていることがわかる。この時期区分及び全期間の推定結果は、次の通りである。

$$N = 1797.9 + 0.0047066 * \text{GNP} - 27.37 * \text{RW} + 0.49348 * N(-1)$$

(3.82) (3.866) (-2.84) (3.65)

$$\bar{R}^2 = 0.989 \quad \text{S.E.} = 15.52 \quad \text{D.W.} = 2.491 \quad (75:2-82:4)$$

$$N = 1250.9 + 0.0015994 * \text{GNP} + 15.039 * \text{RW} + 0.4817 * N(-1)$$

(2.267) (1.436) (1.498) (2.558)

$$\bar{R}^2 = 0.980 \quad \text{S.E.} = 15.791 \quad \text{D.W.} = 2.1333 \quad (83:1-88:4)$$

$$N = 829.61 + 0.002228 * \text{GNP} - 10.908 * \text{RW} + 0.75113 * N(-1)$$

(2.575) (2.604) (-1.5488) (8.4422)

$$\bar{R}^2 = 0.996 \quad \text{S.E.} = 17.183 \quad \text{D.W.} = 2.2752 \quad (75:2-88:4)$$

これらの結果から後半期に入って、GNP が雇用に与える影響は小さくなり (前論文 (本田 [3]) と同じ結論)、実質賃金率が上昇しても雇用は増えるという減少が現れているが、これは後半期になって人手不足が顕在化したことを示していると思われる。

3. 日本経済の構造調整の過程

ここで各構造方程式の構造変化の時期についてまとめてみよう。まず民間消費支出には構造変化はないということが確認された。さて第1次石油危機後のスタグフレーションによって70年代後半の民間設備投資の動きは大変特異であったと考えることができる。そこでこの時期を除いて民間設備投資の構造変化を分析すると、1985年を前後して構造変化があったということがわかる。特に1985年以降民間設備投資が活発になっているということは、円高が本格化する以前から企業は設備投資に積極的になっていたことを意味し、情報化等による技術革新がその直接的要因と考えることができる。

民間住宅投資の構造変化の時期を明確にすることは、これまでの分析では必ずしも十分ではないが、一応1985年頃という結果になった。輸出 (等) は、1980年代初頭に構造変化があったと思われるが、これは日本がこの時期の景気停滞を打破するために、アメリカ市場を中心に輸出ドライブをかけ輸出を飛躍的に増大させ、その後もそのような輸出構造が持続したことを意味する。一方輸入 (等) の構造変化は、1985年以降に生じたと考えられるが、その時期をさらに明確にすることは現段階ではむずかしい。また1989年の第1四半期では輸入が急増しており、もしこの傾向が持続するなら、この時期にもう一段の構造変化が生じる可能性を否定できない。

さて価格ブロックでは、輸入デフレーター、輸出デフレーター、卸売物価の構造変化が、1980年代初頭に起こったということがわかるが、これは2回の石油危

機によって生じた、いわゆる「価格革命」の結果であると思われる。ところで消費デフレーターは、1970年代の終わりから1980年代にかけて構造変化の生じた可能性があるが、同時に1986年前後にも構造変化を起こしおり、他のデフレーター（価格）とは違う結果となった。その原因として、円高による卸売物価の下落が消費デフレーターの下落に十分反映されず、その結果卸売物価と消費デフレーターの相関性が弱くなったこと、サービス化の進展やその他の要因が定数項の値を大きくしたこと、等が考えられる。しかしこのような現象が今後定着するかどうかは、今後の推移を見守る必要がある。

労働市場ブロックでは、賃金が1986年前後で構造変化を起こしている。これは消費デフレーターの下落にも関わらず、貨幣賃金率が上昇した結果によるものであり、ここで用いた説明変数以外の要因を反映した結果と考えることができるが、その要因が何であるかは今後検討の余地がある。

雇用は、1983年前後に構造変化が生じている。特に留意する必要があるのは、1983年より以前では、実質賃金率の上昇と雇用の低下が強い相関を持っていたのに対し1983年より以後ではその相関がなくなっている。このことは、1983年を前後して、企業が2回の石油危機以後の雇用調整を中心とする合理化を一段落させたことと推論することができる。

以上の結果から、日本経済の構造調整の過程をまとめると次の様になる。

(1) 1970年代後半以降の日本経済の構造調整は、まず価格構造に現れた。消費デフレーターも含めて、卸売物価、輸出（等）デフレーター、輸入（等）デフレーターいずれも1980年前後で構造変化を起こした。これは2つの石油危機で価格構造は変化せざるをえなかったことを示しており、その変化によって生じた新しい価格構造は、消費デフレーターを除いてその後は変化していないと考えることができる。これが第一段階の構造調整である。

(2) 輸出及び雇用は1983年頃構造変化が生じているが、これが第2段階の構造調整と考えることができる。新しい価格構造のもとで企業収益は大幅に悪化し、その事態を改善するために、企業は一方では雇用調整を中心とする合理化を、他方で輸出ドライブをかけて輸出拡大路線をとった。このような経過の中

で企業収益も回復し、構造調整は次の段階を向かえる。

(3) 1985年を前後して民間設備投資、民間住宅投資、輸入(等)に構造変化が生じ、これがその後の内需主導型の経済成長を実現していったと考えることができる。

(4) 以上の構造調整の過程で、民間消費支出だけは安定的に推移した。また、貨幣賃金率も1985年頃までは構造変化を起こしていない。

(5) 1986年以降貨幣賃金率及び消費デフレーターは構造変化を起こしている可能性を否定できないが、それが一時的かどうか今後見極めていく必要がある。

- 1) 日本経済の構造変化を扱ったものとしては、高林 [2], 山田 [5] を参照のこと。
- 2) 1975年以降の日本経済の構造変化について、統計的に検証しようとした文献として、経済企画庁 [1] を参照のこと。
- 3) CHOW 検定については、和合、伴 [7] 参照。また構造変化の定義を取り上げた文献としては、森口 [4] がある。
- 4) この点については、吉富 [6] を参照。
- 5) Goldfeld-Quandt テストについても、和合、伴 [7] 参照。
- 6) 標本期間の最後のほうで構造変化が生じた場合の CHOW 検定についても、和合、伴 [7] 参照。

参 考 文 献

- [1] 経済企画庁、『経済分析—計量経済分析再考—』, 第112号, 1988年。
- [2] 高林喜久生、『日本経済のマクロパフォーマンス—構造変化の実証分析』, 東洋経済新報社, 1988年。
- [3] 本田豊, 「1975年以降の日本経済の構造変化」, 立命館経済学, 第37巻第 4 , 5号, 1988年12月。
- [4] 森口親司・青木昌彦・佐和隆光編, 『日本経済の構造分析』, 創文社, 1985年。
- [5] 山田弥, 「構造変化と政策効果—二つの計量モデルによるシミュレーション分析」, 立命館経済学第33巻第 6 号, 1985年, 2月。
- [6] 吉富勝, 『日本経済』, 東洋経済新報社, 1981年。
- [7] 和合肇, 伴金美『TSPによる経済データの分析』, 東京大学出版会, 1988年。