

総支出に関する構造の計測

井 上 勝 雄

§ 1 経済諸変量の関係を明らかにし、数量的に経済構造を推計するためにマクロ計量経済モデルが構成される。また、推計されたモデルにもとづいて経済予測をし、政策効果の数量的分析をすることは周知の通りである。その際、ケインズ型マクロ計量モデルの構成上の特徴は、モデル体系を(i)支出、(ii)物価・賃金、(iii)所得分配、(iv)金融、(v)生産構造等のブロック化することである。(i)のブロックでは、経済の各種最終財サービスの需要構造を明らかにする。(ii)は財サービスの価格決定の体系である。(i)の最終財サービスの需要水準の決定を受けて派生需要としての、特に労働力需要の推計と、(ii)の諸価格、賃金の決定体系とを結合するブロックが(iii)である。したがって、(iii)で各種所得の分配構造が計測される。(i)～(iii)は経済の実物面の需給を反映する構造である。(iv)は経済の金融的側面を取り扱い、(v)は生産の技術的構造を推計する。モデル体系のブロック化の要請は推計上の便宜のためと、モデルの論理構造を明確に把握し得るためであると考えられる。

本稿は昭和40年代の日本経済における国民所得の需要構造に焦点をあてた計量モデルの推定結果を報告する。上述の(i)と(ii)に係わるブロックの推計結果である。したがって拙稿〔5〕において報告した国民所得の分配構造に焦点をあてた計量モデルと同様に、本稿の計測結果も昭和40年代の日本経済に関する計量モデルを構成するブロックであるといえる。拙稿〔5〕では、国民所得水準が先決変数となり、それに応じて各種要素所得がどのように決まるかを表わす構造モデルであった。本稿では、国民総生産の各需要項目の推計を行い、それ

総支出に関する構造の計測

と同時に、それぞれの需要項目に対応する価格デフレーターの設定体系を計測して、国民所得水準が決定するまでを考察する。

次節でモデルに表われる経済変量の記号の説明をする。§ 3で、モデル体系を構成する構造方程式の計測結果を報告する。計測結果は統計的適合性の良さと同時に、各構造方程式の経済的説明を与えるものである。また、その定式化の際にストックデータを用いないように工夫をした。これは信頼できるストックデータが入手できなかったからである。本稿で報告するモデルは四半期国民所得統計データによって短期的な経済変動を説明するモデルを意図しているが、これの予測に関する若干のシミュレーションを§ 4で分析する。

§ 2 本稿で用いる変数記号は次の通りである。また、推計に用いた資料は「国民所得統計」からの資料であり、それぞれのデータは昭和40年第I四半期から昭和49年第IV四半期の季節調整済四半期データである。¹⁾

V	国民総支出（単位10億円，昭和45年価格）
C	個人消費支出（ " ）
C_g	政府の財貨・サービス経常購入（ " ）
I_p	民間固定資本形成（ " ）
I_h	民間住宅投資（ " ）
I_e	民間設備投資（ " ）
I_g	政府固定資本形成（ " ）
J	在庫品増加（ " ）
E	輸出と海外からの所得（ " ）
M	輸入と海外への所得（ " ）
p	国民総支出デフレーター（昭和45年 = 100）

1) T_i , Y_d については、季調済データが得られなかったので、一定の季節調整法によって調整を行なった。また、後述のようにモデルの外生変数は、 C_g , I_g , E , p_{cg} , p_{ig} , p_m , ϵ , i である。

また外生変数以外の先決変数は、 S_c , Y_d , w , η のラグ付変数である。

総支出に関する構造の計測

- p_c 個人消費支出デフレーター（昭和45年=100）
 p_{cg} 政府の財貨・サービス経常購入デフレーター（ " ）
 p_i 民間固定資本形成デフレーター（ " ）
 p_{ih} 民間住宅投資デフレーター（ " ）
 p_{ie} 民間設備投資デフレーター（ " ）
 p_{ig} 政府固定資本形成デフレーター（ " ）
 p_j 在庫品増加デフレーター（ " ）
 p_e 輸出と海外からの所得デフレーター（ " ）
 p_m 輸入と海外への所得デフレーター（ " ）
 D 資本減耗引当（名目，単位10億円）
 T_i 間接税—経常補助金（ " ）
 ϵ 統計上の不突合（ " ）
 Y 国民所得（ " ）
 S_c 法人留保（ " ）
 Y_d 個人可処分所得（ " ）
 w 賃金率（単位10万円/人）
 η 労働生産性
 i 全国銀行貸出平均金利（%）

次に、本稿で用いる関数記号をまとめて示しておこう。これらはモデルの定式化の際に用いる変数変換の記号であって、表記法の便宜のためだけのものである。

$$A(X) = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 X_{-i}$$

$$d(X) = X - X_{-1}$$

$$G(X) = \frac{X - X_{-4}}{X_{-4}} \times 100.0$$

関数 A は四期間単純平均である。われわれの用いるデータは四半期データで

総支出に関する構造の計測

あるので、関数 A は、変量の最近時 1 年間の平均水準を表わす。関数 d は対前期比増分であり、関数 G は対前年同期比増加率（成長率）の意味である。

§ 3 本稿のモデルを構成する各構造方程式を以下で考察する。¹⁾

個人消費支出 C

消費支出水準は、基本的には個人可処分所得 Y_d の関数と考えてよい。個人の所得を構成するのは、雇用者所得、個人業主所得、個人財産所得、および振替所得である。したがって、これら個人所得を構成する各種所得が消費支出に及ぼす効果は異なることも考えられる。特に、財産所得からの限界消費、振替所得からの限界消費は、前者は相対的に低く、後者は相対的に高いことが予想される。しかし、本稿では、それらは相殺し得ると考え、消費支出は単純に個人可処分所得の関数とした。また、所得を実質所得とするため、消費支出デフレーター p_c でデフレートする。

また、消費行動の現実には、現行消費支出は最近時の所得水準に依存すると考えられる。あるいは、消費関数の経済学的説明をするとき、実質所得は事前的な所得であり、少なくとも最近時の所得がその代理変数となり得る。ここでは、可処分所得の最近時 1 年間の平均 $A(Y_d)_{-1}$ を消費支出の説明変数とする。以上の定式化の推計結果は、

$$C = 1904.5 + 0.83120 \frac{A(Y_d)_{-1}}{p_c}$$

(6.82) (122.28)

$$R^2 = 0.997, \hat{\sigma} = 411.6, D. W. = 1.15$$

であった。²⁾

周知のように、消費関数の動学化のために、分布ラグ消費関数を導入し、一期前の消費支出を説明変数に加えられる。このような観点から、次の推計が得

- 1) 推定方法は単純最小二乗法による。連立体系を前提にした推定方法による計測結果は別の機会に報告する。
- 2) 推定係数下の () 中数値は t 値である。 R^2 , $\hat{\sigma}$, $D. W.$ は自由度修正済決定係数、攪乱項標準偏差推定値、ダービン・ワトソン比である。

られた。

$$C = 1673.7 + 0.69944 \frac{A(Y_d)^{-1}}{p_c} + 0.15930 C_{-1}$$

(5.27) (7.71) (1.46)

$$R^2 = 0.997, \hat{\sigma} = 405.7, D.W. = 1.61$$

上述の消費関数と比較するため、この推計から、長期限界消費性向を導出すると、0.832となり、先の消費関数推計とかなり斉合的であると見れる。また、攪乱項の系列相関の有無に関しては、後者の推計に改善がみられる。他方、二つの説明変数間の多重共線関係の存在から推計の安定性に欠くという難点が予想される。

民間設備投資 I_c

設備投資決定メカニズムは、伝統的に「利潤原理」と「加速度原理」があり、その他、これらの種々のバリエーションが考えられている。今日の投資決定メカニズムの仮説であるいわゆる「ストック調整モデル」を本稿では採用する。ストック調整モデルというのは次のようにまとめることができる。企業は、現在および将来の経済的・技術的条件のもとに現状での最適資本ストック量を想定し、これと現存する資本ストックとの差を最適投資量とする。他方、最適投資量を一期間内で実現するのではなく、投資計画実現に伴う調整要因に影響を受け、数期間にわたって実現する。

いま、現行および将来の生産要素・生産物価格、資本財価格等の経済的諸要因、さらに生産技術上の制約のもとに企業は最適資本ストック量 K_t^* を決定するものとする。一方、 $(t-1)$ 期末に存在する資本ストックを K_{t-1} とすると、 t 期における最適投資量 I_t^* は、

$$I_t^* = (K_t^* - K_{t-1})$$

である。上述のストック調整モデルの仮説によれば、現実の投資は現存する資本ストックの最適資本ストックへの調整プロセスであると見れる。したがって、現行投資量 I_t は、 I_t^* に等しくなされるのではなく、調整係数 $f(\cdot)$ を用いて、

$$I_t = f(\cdot) I_t^* = f(\cdot) (K_t^* - K_{t-1})$$

総支出に関する構造の計測

となる。つまり最適投資 I_t^* が即座に実現するのではなく、資本ストックの調整は、内部資金の水準や外部資金調達のコスト等に影響され、数期間にわたってその調整がなされると考えるのが現実的である。このように考えれば、上式の調整係数 $f(\cdot)$ は、資本ストック調整に影響を及ぼす諸要因の関数である。

いま、調整係数として、

$$f = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S_{t-1}}{I_t^*}, \quad S_{t-1}; \text{前期の内部留保額}$$

を考えよう。上式の調整係数は、最適投資量に占める内部資金の割合に影響を受ける。つまり、資本ストックの調整スピードは最適投資量の内部資金調達の程度に依存するという仮説である。上の定式化から結局、

$$I_t = \alpha_0(K_t^* - K_{t-1}) + \alpha_1 S_{t-1}$$

が得られる。われわれは投資関数の推計の際に、上式の階差をとって、

$$d(I_t) = \alpha_0 d(K_t^*) - \alpha_0 I_{t-1} + \alpha_1 d(S_{t-1})$$

を推計する。

さて、望ましい資本ストック量の決定について種々の考察がなされ得るが、ここでは、それが需要見込みに応じて決定されると考える。また、推計に際しては、過去の実質国民総生産 V を需要見込みの代理変数として、

$$d(I_t) = \beta d(V) - \alpha_0 I_{t-1} + \alpha_1 d(S_{t-1})$$

を推計式の基本とした。さらに、上述の投資決定メカニズムに、外部資金のコストも資本ストック調整に影響すると考え、投資関数推計の実際では、利子率をも説明変数に加える。

推計結果は次の通りである。¹⁾

$$d(I_e) = 5613.8 + 0.26277d(S_e)_{-1} + 0.14863d(V)_{-2} - 708.30i_{-2} - 0.01834(I_e)_{-1}$$

(4.26) (5.19) (2.34) (4.25) (1.38)

1) 自由度修正済決定係数 R^2 は推計方程式の被説明変数が階差であるので0.624と低いが、民間設備投資 I_e の実現値と推定値との適合度でみる決定係数は0.996であった。

$$R^2=0.624, \hat{\sigma}=354.4, D.W.=2.73$$

上の推計式で説明変数 S_c を実質化して, $\frac{S_c}{p_{ie}}$ を説明変数とする代替的な推計が,

$$d(I_e) = \underset{(4.16)}{5541.1} + \underset{(5.06)}{0.31232} d\left(\frac{S_c}{p_{ie}}\right) + \underset{(2.27)}{0.14633} d(V)_{-2} \\ - \underset{(4.17)}{701.75} i_{-2} - \underset{(1.18)}{0.01598} (I_e)_{-1}$$

$$R^2=0.616, \hat{\sigma}=358.3, D.W.=2.68$$

と得られた。

民間住宅投資 I_h

民間住宅投資の主たる経済的要因は所得水準であるとみてよい。住宅建設資金、あるいは住宅購入資金は所得の一部からなされるであろう。さらに、多くの場合、それら資金を住宅金融あるいは一般金融に依存するものと考えられるが、このときも所得水準が金融依存への限界を与える。他方、借家としての住宅投資は経済的諸要因の外に、社会的制度的要因が大きなウェイトを占めるかもしれない。しかし、これらは詳細な考察を必要とする。本稿では、所得水準が近似的に種々の要因の効果を代行すると考えておこう。

次に、住宅投資が住宅金融へ、特に民間金融への依存が高いことを考慮するならば、金融変数として利子率を説明変数の一つとできる。また、住宅投資需要に対する価格効果も無視できないであろう。したがって、価格効果をも計測し得るよう、民間住宅投資デフレーターを説明要因とする。この際、消費支出との代替性を考慮して、消費支出デフレーターとの相対価格の作用を推計する。

さて、住宅投資についてその需要が即時に実現するとは考えられない。需要の実現に対しては数期間にわたる範囲での考察がなされなければならないであろう。したがって、住宅投資関数に分布ラグ形式を想定するならば、ラグ付変数を導入して、その動学化を計るのが妥当であろう。

上述の定式化にしたがって、

総支出に関する構造の計測

$$I_h = 6013.6 + 0.032911(Y_a)_{-1} - 1723.7 \frac{p_{ih}}{p_c} - 531.47i + 0.62498(I_h)_{-1}$$

(5.00) (2.07) (5.55) (7.24)

$$R^2 = 0.979, \hat{\sigma} = 205.07, D.W. = 1.84$$

が計測された。

在庫品増加 $p_j J$

在庫投資の説明原理は、設備投資関数と同様にストック調整原理とする。いま、望ましい在庫ストック H^* が需要見込み O に比例すると考えると、

$$H^* = \alpha O$$

であり、望ましい在庫投資需要 J^* は、 H^* と前期末在庫ストック H_{-1} との差である。しかし望ましい在庫投資を一期間に実現するのではなく、在庫コスト等の経済的諸要因や在庫計画と生産とのタイムラグの存在等の制度的・技術的要因から、数期間にわたって在庫投資が実現すると予想される。したがって、調整係数を λ とすると、

$$J = \lambda(H^* - H_{-1}) = \lambda(\alpha O - H_{-1})$$

とできる。これより、

$$J_{-1} = \lambda(\alpha O_{-1} - H_{-2})$$

が得られ、 $J_{-1} = H_{-1} - H_{-2}$ に注意して、

$$J = \lambda \alpha d(O) + (1 - \lambda) J_{-1}$$

が導出でき、これを在庫投資関数の基本にできる。

われわれの計測の実際では、調整係数が利子費用に依存すると考えて、利子率を説明変数に加える。また、需要見込みの増分 $d(O)$ に対応して、消費需要、投資需要の区別をして、それぞれの在庫投資への効果を計測する。さらに、需要見込みの増分を、2期前、4期前の消費需要増分、投資需要増分を代理変数とすることが、有意な結果となった。

以上の考察のもとに、

$$p_j J = 13122.4 + 0.44435d(p_c C)_{-2} + 0.41300d(p_i I_p)_{-4}$$

(3.17) (1.88) (1.63)

$$-1606.7i_{-4} + 0.13517(p_j J)_{-1}$$

$$(3.02) \quad (1.00)$$

$$R^2 = 0.657, \hat{\sigma} = 817.7, D. W. = 1.87$$

上の推計式に関する限り，一期前の在庫投資 $(p_j J)_{-1}$ の係数は有意な推定値が得られなかった。

したがって調整係数は有意に1と異なるとはいえない。したがって，後述のモデル体系の分析では，次の在庫投資関数の計測を利用することにした。

$$p_j J = 14092.3 + 0.52193d(p_c C)_{-2} + 0.49374d(p_i I_p)_{-4} - 1717.6i_{-4}$$

$$(3.52) \quad (2.36) \quad (2.06) \quad (3.31)$$

$$R^2 = 0.658, \hat{\sigma} = 816.7, D. W. = 1.75$$

輸入と海外への所得 M

輸入は外国商品に対する国内の需要であり，基本的には所得効果と価格効果を分析の対象としなければならない。このとき，輸入商品の種類によって，それぞれの効果が異なると考えられるであろう。また，個々の商品別に特殊要因があって，それらを詳細に検討する必要があるかもしれない。特に，個々の輸入品目の詳細に立ち入らなくても，原料輸入とその他商品輸入との違いがあるかもしれない。

本稿のモデル推計の標本期間である昭和40年代には，国際経済上の種々の問題があって，日本経済を少なからず動揺させる要因があった。したがって，輸入構成項目の詳細に立ち入った，しかも安定的な輸入関数を求めることは他にゆずることにはしたい。ただ，本稿では，輸入量の所得効果を計測する際，投資需要とそれ以外の需要項目との輸入依存度の違いを考慮して，次の計測結果を得た。

$$\frac{p_m M}{p^{-1}} = 478.09 + 0.064814(V - I_p) + 0.18918I_p$$

$$(1.78) \quad (2.20) \quad (3.78)$$

$$R^2 = 0.982, \hat{\sigma} = 177.4, D. W. = 0.62$$

ただし，上の推計は昭和40年Ⅰ期から昭和46年Ⅱ期までの標本による結果である。昭和46年Ⅲ期以後は統計的に有意な構造変化が認められたからである。

総支出に関する構造の計測

他方、昭和46年Ⅲ期以後について上記の定式化と同様の有意な計測結果は得られなかった。この期間の輸入への相対価格効果の計測値は正の値をとる。輸入財サービスの諸価格の上昇が将来さらに価格が上昇するだろうとの予想を生ぜしめ、むしろ輸入量を増加させるという投機的反応ともみれる。しかし、本稿では、価格上昇の期待形成のプロセスや相対価格効果を明示的に計測することはしないで、

$$d(p_m M) = -918.57 + 0.45004d(pV - p_i I_p) + 0.37561d(p_i I_p)$$

(1.14) (2.59) (1.53)

$$R^2 = 0.266, \hat{\sigma} = 968.2, D.W. = 1.28$$

の計測結果を採用しておく。

各種デフレーター $p_c, p_{ie}, p_{in}, p_j, p_e$

諸価格決定の理論的定式化の方法は通常二つ考えられる。その一つは比較静学的定式化であり、他方は動学的定式化である。

いま、市場での需要量 X^d 、供給量 X^s に対して、

$$X^d = f^d(p, D)$$

$$X^s = f^s(p, S)$$

とそれぞれ需要関数と供給関数が定義されるとしよう。上式で p は価格であり、 D, S はそれぞれ需要関数、供給関数をシフトさせる諸要因を表わすベクトルとする。市場で需給調整が即時的である場合、価格は需要関数と供給関数の交点で決定するといえる。つまり需給均衡式

$$X^s = X^d$$

が成立することになり、これより均衡価格 p は、

$$p = f(D, S)$$

とできる。価格決定の第1の方式は、上式にもとづくものである。換言すれば、現実に観測される価格の系列は、各期における均衡価格の系列であって、需要関数、供給関数のシフト要因である D, S を p の説明変数と想定できる。

価格決定の第二の方法は、市場での需給調整は即時的でなく、現実に観測せ

られる価格系列は，需給ギャップに応じて価格が調整されるプロセスと見なされる．最も単純な価格調整のプロセスを定式化すれば，

$$dp = \alpha(X^d - X^s), \quad \alpha > 0$$

とできる．上述の定式化にしたがって計量分析をする場合，供給関数，需要関数を計測し，さらに価格調整関数を明示的に推計する必要がある．ただし，誘導型方程式は，現実価格の変動は，需要関数及び供給関数のシフト要因を説明変数とする定式化となるであろう．

以上の考察より，本稿で扱う各種デフレーターは，それぞれに対応する供給関数，需要関数のシフト要因を説明変数とする定式化を行なった．計測結果は次の通りである．

$$d(p_c) = 0.5867 + 2.2408d(w)_{-1} + 0.26752d(p_m) + 0.011423d(A(p_j))_{-1}$$

(4.05) (6.66) (12.58) (1.69)

$$R^2 = 0.919, \quad \hat{\sigma} = 0.627, \quad D.W. = 2.64$$

$$d(p_{ie}) = -0.36065 + 0.47341d(p_m) + 0.051202G(I_g + I_e)$$

(13.65) (2.36)

$$R^2 = 0.8321, \quad \hat{\sigma} = 1.120, \quad D.W. = 1.28$$

$$d(p_{ih}) = -0.59182 + 0.51221d(p_m) + 0.14461G(I_h)$$

(8.82) (4.55)

$$R^2 = 0.6624, \quad \hat{\sigma} = 1.881, \quad D.W. = 0.99$$

$$p_j = 40.709 + 0.72980(p_i)_{-1} - 0.0093141d(C) - 0.010875d(I_p)_{-1}$$

(3.13) (6.13) (3.24) (4.08)

$$R^2 = 0.717, \quad \hat{\sigma} = 11.13, \quad D.W. = 2.38$$

$$d(p_e) = -1.02696 + 56.194d\left(\frac{w}{\eta}\right)_{-1} + 0.72651d(p_i) + 0.0023139d(E)_{-1}$$

(4.19) (5.62) (9.87) (3.85)

$$R^2 = 0.887, \quad \hat{\sigma} = 1.076, \quad D.W. = 1.85$$

資本減耗引当 D

資本減耗引当額については種々の制度上の問題も含めて多くの定式化がなされ得る．ここでは次に考察するような単純な仮説をとろう．

資本減耗引当額は基本的にはその期の資本ストック額の一定割合が計上され

間接税一経常補助金 T_i

名目総生産 pV の一部が間接税, および経常補助金を構成するとの想定で,

$$T_i = 531.0 + 0.055362pV$$

(4.73) (38.09)

$$R^2 = 0.974, \quad a = 287.6, \quad D.W. = 2.31$$

を計測した.

§ 4 本稿で報告する総支出の構造モデルを構成する構造型方程式を前節で推計した. それらの推計された各種確率方程式を含めて, モデルを体系的に示すと次の通りである.

$$C = 1904.5 + 0.83120 \frac{A(Y_d)_{-1}}{p_c}$$

$$d(I_e) = 5613.8 + 0.26277d(S_e)_{-1} + 0.14863d(V)_{-2} \\ - 708.30i_{-2} - 0.01834(I_e)_{-1}$$

$$I_h = 6013.6 + 0.032911(Y_d)_{-1} - 1723.7 \frac{p_{ih}}{p_c} - 531.47i + 0.62498(I_h)_{-1}$$

$$p_j J = 14092.3 + 0.52194d(p_c C)_{-2} + 0.49374d(p_i I_p)_{-4} - 1717.6i_{-4}$$

$$\left\{ \begin{aligned} \frac{p_m M}{p_{-1}} &= 478.09 + 0.064814(V - I_p) + 0.18918I_p \\ &\quad \text{(S. 40. I} \sim \text{S. 46. II)} \end{aligned} \right.$$

$$\left\{ \begin{aligned} d(p_m M) &= -918.57 + 0.45004d(pV - p_i I_p) + 0.37561d(p_i I_p) \\ &\quad \text{(S. 46. III} \sim \text{S. 49. IV)} \end{aligned} \right.$$

$$d(p_c) = 0.58670 + 2.2408d(w)_{-1} + 0.26752d(p_m) + 0.011423d(A(p_j))_{-1}$$

$$d(p_{ie}) = -0.36065 + 0.47341d(p_m) + 0.051202G(I_g + I_e)$$

$$d(p_{ih}) = -0.59182 + 0.51221d(p_m) + 0.14461G(I_h)$$

$$p_j = 40.709 + 0.72980(p_i)_{-1} - 0.0093141d(C) - 0.010875d(I_p)_{-1}$$

$$d(p_e) = -1.02696 + 56.1941d\left(\frac{w}{\eta}\right)_{-1} + 0.72651d(p_i) + 0.0023139d(E)_{-1}$$

$$D = -359.7 + 0.13556 \frac{I + I_{-1}}{2} + 0.57481D_{-1} + 0.01972V$$

$$T_i = 531.0 + 0.055352pV$$

総支出に関する構造の計測

$$I_p = I_e + I_h, \quad p_i I_p = p_{ie} I_e + p_{ih} I_h$$

$$I = p_i I_p + p_{ig} I_g$$

$$V = C + C_g + I_p + I_g + J + E - M$$

$$pV = p_c C + p_{cg} C_g + p_i I_p + p_{ig} I_g + p_j J + p_e E - p_m M$$

$$Y = pV - D - T_i - \varepsilon$$

上のモデル体系で、外生変数は、 C_g 、 I_g 、 E 、 p_{cg} 、 p_{ig} 、 p_m 、 ε 、 i である。

モデルが現実の経済諸変量の動きをどの程度追跡しているかを検討するのがこの節での課題である。これは、モデルの予測能力や、政策効果分析のためにはモデルの自立性を確かめておかなければならないからである。このためにわれわれは全体テストと最終テストを行ない、それらの結果を考察する。

まず、全体テストの結果を検討しよう。全体テストというのは、モデルの外生変数とラグ付内生変数であるいわゆる先決変数の実績値を用いて当該期の内生変数の推計値を導く。これらはその期の事後予測値である。予測値が実績値に等しいときは完全予測といわれる。しかし、現実の経済諸変量は確率的攪乱部分を含んでいると考えてよいから、実際的には完全予測ということはいえないだろう。他方、予測値と実績値の乖離が非常に大きいということは、確率的攪乱とは言えない有意な説明要因がモデルに欠落していると考えられるであろう。この意味で、全体テストは、モデルの現実追跡能力の程度を知る方法であり、また一期先のモデルの予測力の検討をすることにもなる。表1は各変量の平均絶対誤差率を示している。

いま、変数 X_t を t 期の実績値、 \hat{X}_t を当該変数の事後予測値（あるいは推

表1 全体テスト結果（平均絶対誤差率）

pV	$p_c C$	$p_{ie} I_e$	$p_{ih} I_h$	$p_j J$	V	C	I_e	I_h	J
0.96	0.89	2.35	3.40	32.50	0.87	0.93	2.24	3.51	27.54
M	p	p_c	p_{ie}	p_{ih}	p_j	p_e	Y	T_i	D
2.89	0.39	0.49	0.72	1.12	8.57	0.99	1.10	4.67	1.78

計値) とすると, 平均絶対誤差率というのは,

$$\frac{1}{T} \sum_i \frac{|\hat{X}_i - X_i|}{X_i}$$

である。つまり, 推計値と実績値との差の実績値に対する誤差率の平均である。ただし, 過少推計のときも, 過大推計のときも有りうるから, 誤差率はその絶対値で考えなければ有意味でない。

表1より, モデルの現実追跡の程度は良好である。平均絶対誤差率は, 2~3%以下である。ただ在庫投資 $p_i J$ 及びそのデフレーター p_i の誤差率はかなり大きく, 現実を追跡するには構造方程式の改善が考えられなければならないとみられる。マクロ的経済変量の中でも在庫投資は短期的変動の非常に激しい変量である。経済理論的説明と同時に在庫投資の短期的変動を追跡する定式化が望まれる。また, 間接税の予測値も相対的に良好とはいえないかもしれない。これに関しても制度的な要因を考慮し, さらに現実追跡力を高める定式化が必要であるとみられる。

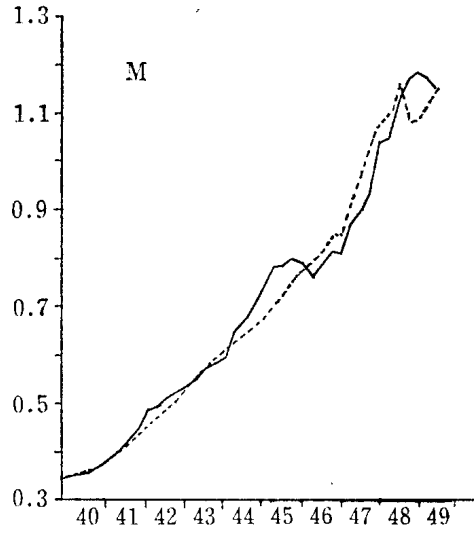
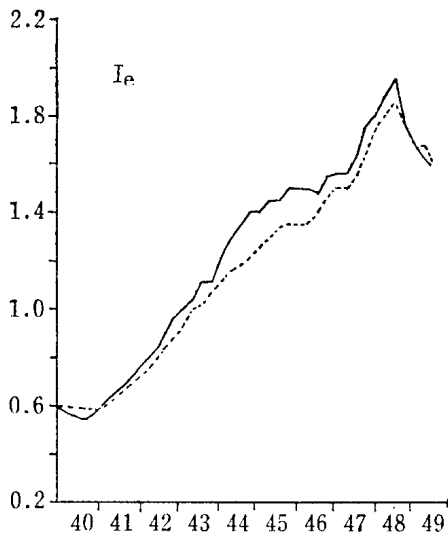
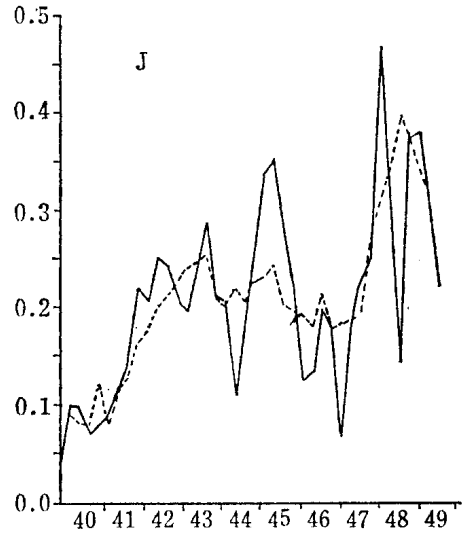
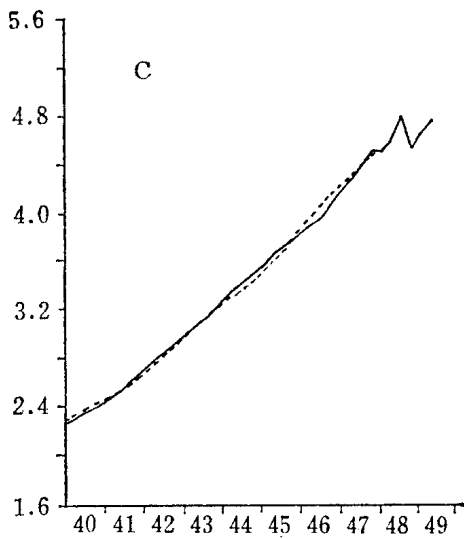
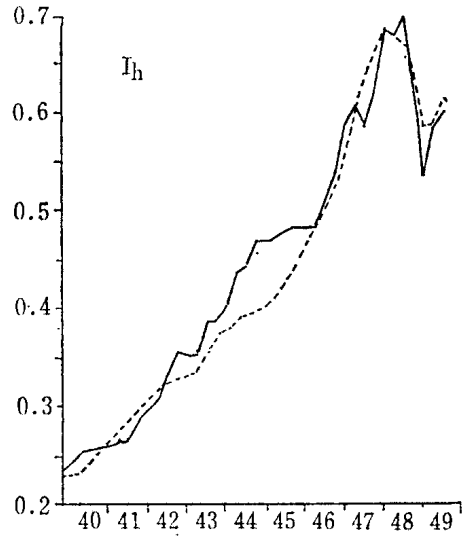
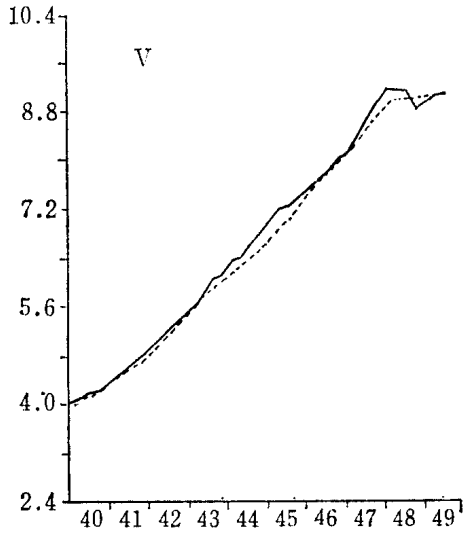
次に, モデルの自立性を検討するのにより確かなテストである最終テストの結果を検討しよう。最終テストというのは, モデルの考察期間の初期における先決変数の実績値を与え, 以後の全期間については, 内生変数のすべてをモデルから推計する。しかし, 外生変数は, モデル体系が説明する変量でなく, モデルには所与とする変量であるから, 常に実績値が用いられる。このようにして得られる内生変数の予測値は長期的予測能力の検証になり得るであろう。

最終テストによる推計値と実績値との動きを図示しておこう。

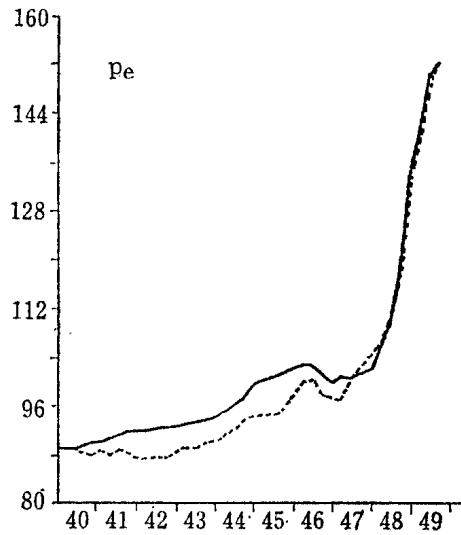
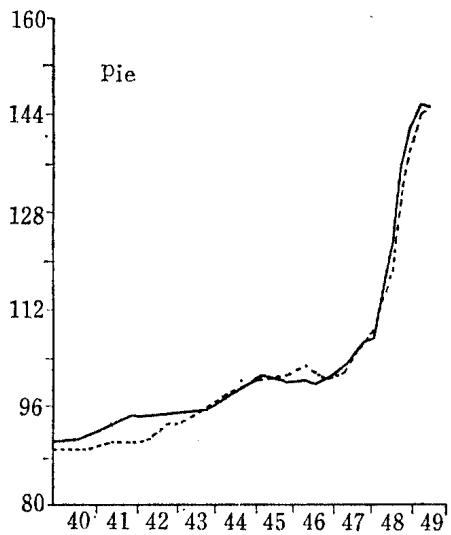
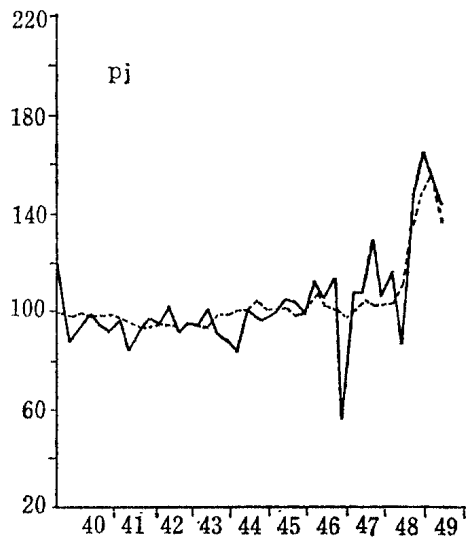
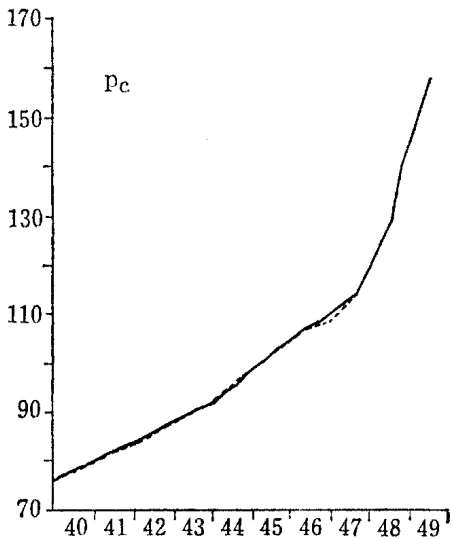
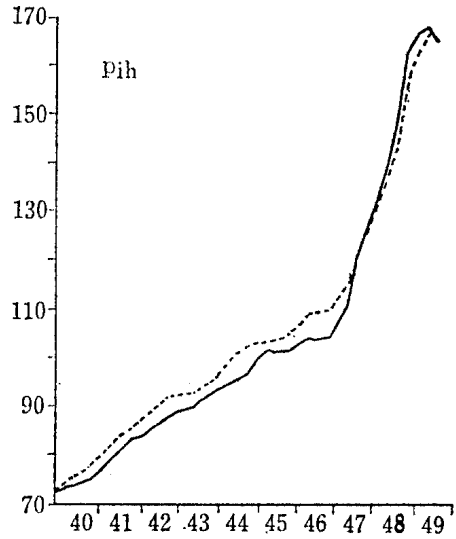
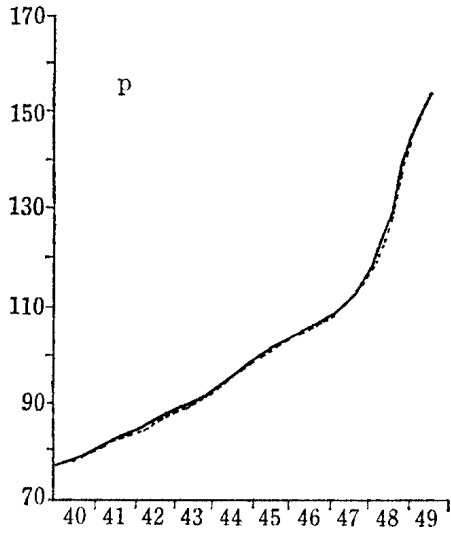
グラフより顕著に読みとれるいくつかのことを検討しておこう。民間設備投資 I_e について, 昭和44年後半より昭和46年にかけて予測値は過小推計している。昭和47年以後も過少推計しているものの, 実績値に推計値は接近している。これらから, 昭和44年から45年にかけて現実日本経済の投資ブームが顕著であったことがわかる。民間住宅投資 I_h もほぼ同様に考えられる。

在庫投資 J については全体テスト結果と同様の考察ができる。輸入 M につい

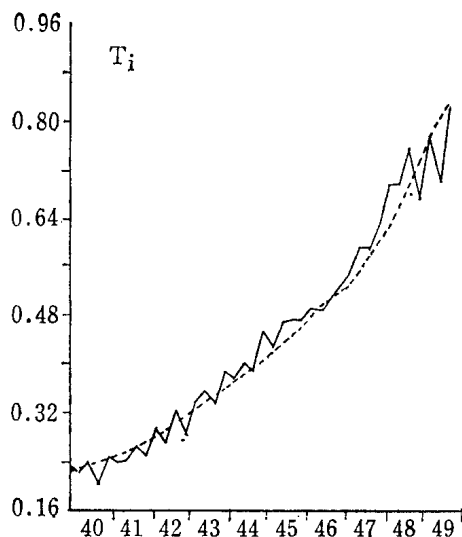
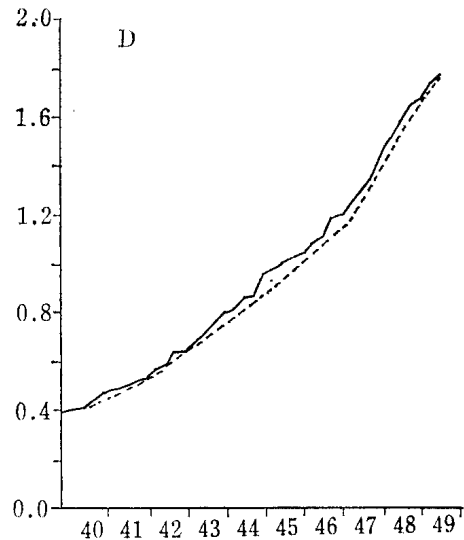
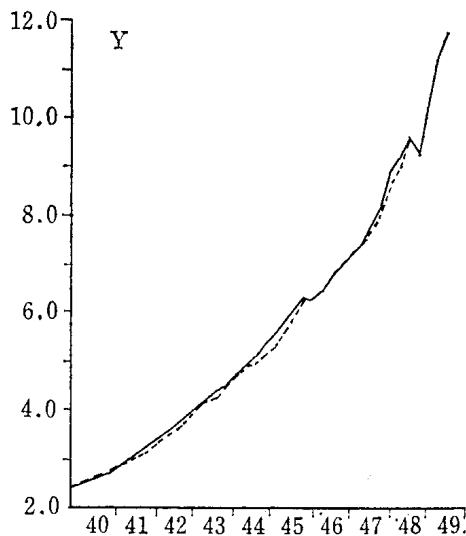
総支出に関する構造の計測



総支出に関する構造の計測



総支出に関する構造の計測



ては、昭和44年後半から45年末期まで予測値は過少推計している。モデルの構造から、先述した民間固定資本形成 ($I_e + I_h$) の過少推計が原因しているとみられる。したがって、昭和44年から46年にかけての顕著な好況をも追跡する設備投資関数、民間住宅投資関数の定式化が輸入 M の過少推計の傾向を改善すると思われる。

民間設備投資デフレーター p_{ie} はモデル考察の最初の期間、つまり昭和40年から昭和42・3年まで過少推計である。これは最終テストの初期段階が民間設備投資の停滞期であって、価格決定方程式の構造から、そのことが過少推計を結果していると思われる。民間住宅投資デフレーター p_{ih} は長期間にわたって

表2 最終テスト結果 (S. 40. I ~ S. 49. IV)

	<i>a</i>	<i>b</i>	R^2	<i>error</i>	<i>U</i>
pV	-591.9 (481.3)	0.995 (0.006)	0.999	1.68	0.276
$p_c C$	-6.6 (189.1)	1.000 (0.005)	0.999	0.87	0.309
$p_{ie} I_e$	-155.5 (214.1)	0.955 (0.015)	0.990	6.35	0.608
$p_{ih} I_h$	5.3 (97.4)	0.992 (0.017)	0.988	4.81	0.663
$p_j J$	742.5 (200.2)	0.647 (0.075)	0.661	34.90	0.968
V	124.8 (725.3)	0.988 (0.011)	0.996	1.53	0.466
C	105.6 (351.0)	0.997 (0.009)	0.996	1.07	0.591
I_e	286.4 (262.6)	0.925 (0.020)	0.982	5.78	0.593
I_h	-138.2 (151.3)	1.005 (0.033)	0.961	5.44	0.722
J	815.5 (204.8)	0.601 (0.089)	0.543	26.15	1.020
M	-18.1 (189.7)	0.993 (0.026)	0.975	3.99	0.827
p	0.45 (0.49)	0.992 (0.005)	0.999	0.56	0.182
p_c	-0.12 (0.41)	1.002 (0.004)	0.999	0.43	0.194
p_{ie}	2.10 (2.14)	0.969 (0.020)	0.983	1.62	0.359
p_{ih}	10.63 (1.41)	0.918 (0.013)	0.992	3.45	0.381
p_j	44.80 (6.92)	0.570 (0.065)	0.672	8.62	0.925
p_e	-6.66 (2.22)	1.039 (0.022)	0.984	3.01	0.406
D	-25.9 (86.0)	0.971 (0.008)	0.997	3.38	0.514
T_i	92.3 (134.7)	0.967 (0.028)	0.969	5.11	0.954
Y	-520.3 (378.4)	0.999 (0.006)	0.999	1.61	0.256

総支出に関する構造の計測

過大推計の傾向が存在する。これは I_h の過少推計の結果と呼応している側面があるが、今後 p_{ih} の定式化が改善されなければならない。輸出デフレーター p_e は過少推計の期間が長期にわたる。当初の過少推計予測値が以後維持された結果と判断される。

さて以上の考察を数量化したのが表 2 である。表 2 の第 1 列から第 3 列は、最終テスト推計値 \hat{X}_t の実績値 X_t に対する回帰

$$\hat{X}_t = a + bX_t$$

の結果である。推計値の良さは、(i) a と 0 との偏差、(ii) b と 1 との偏差、(iii) 推計値と実績値との決定係数 R^2 で測定される。完全予測の場合 $a=0$, $b=1$, $R^2=1$ である。 a, b の値と 0, 1 との偏差の評価を与えるために、それぞれの標準誤差を () 内に示した。表 2 の第 4 列は各変量に対する平均絶対誤差率である。第 5 列の U は、その定義

$$U^2 = \frac{\sum(\Delta X_t - \Delta \hat{X}_t)^2}{\sum \Delta X^2}$$

よりわかるように、実績値の対前期比増分 ΔX_t と推計値のそれ $\Delta \hat{X}_t$ との適合度の尺度である。最終テストの場合、初期段階での予測値の現実不適合の部分が内挿期間中維持されることになり、限界的な変動を把える推計値であっても a, b の値が 0, 1 と大きく異なる場合がありうる。これに対して U は限界的な変動あるいは短期的変動について、モデルの現実適合性の尺度となる。

表 2 より、 J, p_j については水準についてもまた短期的現動の現実追跡の程度は良くないことが読みとれる。 I_e については、全標本期間を通じて過少推計されていることは、特に b の値より判断される。また、 T_i に関して不一致係数 U の値が 0.954 であることから、短期的な変動のフォローは悪い。グラフからも見られるように傾向的には現実を追跡しているが、現実のほぼ一期間毎に生じる変動にほとんど適合していない。先述のように間接税の定式化の改善がなされなければならない。減価償却 D の過少推計も b の値が 0.971 であることからわかる。これは、設備投資 I_e の過少推計をその原因とみることができ

るであろう。

上述のテスト結果は、全体テストであれ、最終テストであれ、各構造方程式の推定標本区間内であり、内挿テストである。昭和49年IV期までの標本期間に対して推計されたモデルがその後の予測に対してどの程度正確に追跡しうるかも考えなければならない。つまりわれわれのモデルについて昭和50年、51年の事後的予測に関するシミュレーションをすることもできる。また、外生変数の変化がモデルの内生変数にどのような影響を及ぼすかのいわゆる乗数分析をはじめ、各種の構造分析をわれわれのモデルについてもしなければならない。しかし、本稿のモデルは§1で述べたように、日本経済のマクロモデルの一つのブロックを構成する部分であり、上述の構造分析やシミュレーション分析は他のブロックとの結合によってより斉合的になされると考えられるので、それらの課題は今後に残しておきたい。

参 考 文 献

- 〔1〕 経済企画庁経済研究所編、「経済分析」第21号，昭和42年3月。
- 〔2〕 ー，「経済分析」第60号，昭和51年3月。
- 〔3〕 ー，「経済分析」付録第17号，昭和52年7月。
- 〔4〕 経済審議会計量委員会編，「計量委員会第4次報告」大蔵省，昭和48年11月。
- 〔5〕 井上勝雄「分配所得に関する構造の計測」関西学院大学経済学論究第32巻第1号，昭和53年4月。