

## IV 個別方程式

各関数ともイが、SP-17の標準型として採用されている。

## 1 国内最終需要

## (i) 個人消費支出 C

$$イ \quad C = 766.860 + \underset{(3.45)}{0.202435} Y_d / P_C + \underset{(9.28)}{0.735316} C_{-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.9983 \quad S = 400.9480 \quad d = 1.214$$

## ロ (SP-15型)

$$C = 356.315 + \underset{(3.98)}{0.277164} Y_d / P_C + \underset{(7.22)}{0.675193} \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 C$$

$$\bar{R}^2 = 0.999 \quad S = 187.186 \quad d = 1.018$$

SP-15における、消費関数では、49年度の個人消費の伸びの鈍化を追うことが出来ずに過大推計を続けた。急速な個人消費の冷え込みの原因を、物価上昇が期待上昇率以上に上昇したために買い控えが起きたと考えて（ $\frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \hat{P}_C$

等）の形で買い控え要因を挿入したモ

デルもあるが（京大モデル等）、物価が下った場合の対称性問題があるので採用しなかった。

## (ii) 民間住宅投資 IH

$$イ \quad IH = 2037.80 + \underset{(4.58)}{0.0753067} (Y_d / P_C)_{-1} - \underset{(-2.21)}{858.981} P_h / P_C - \underset{(-3.66)}{241.637} i_{-1} + \underset{(3.52)}{0.422674} IH_{-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.9954 \quad S = 119.3506 \quad d = 1.623$$

$$ロ \quad IH = 1918.28 + \underset{(4.59)}{0.0771982} (Y_d / P_C)_{-1} - \underset{(-2.12)}{864.038} \left( \frac{0.9P_h + 0.1P_L / 15.0775}{P_C} \right)_{-1}$$

$$- \underset{(-3.57)}{237.316} i_{-1} + \underset{(3.52)}{0.424204} IH_{-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.9954 \quad S = 119.7250 \quad d = 1.619$$

$$ハ \quad IH = 630.0372 + \underset{(5.18)}{0.123527} (Y_d / P_C)_{-1} - \underset{(-3.58)}{1801.06} \left( \frac{0.9P_h + 0.1P_L / 15.0775}{P_C} \right)_{-1}$$

$$- \underset{(-2.25)}{1847.77} (K_h / N_h)_{-4} + \underset{(3.21)}{0.396485} IH_{-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.9951 \quad S = 123.9580 \quad d = 1.505$$

$$ニ \quad IH = -452.590 + \underset{(7.18)}{0.0978120} Y_d / P_C - \underset{(-1.60)}{569.354} \left( \frac{0.7P_h + 0.3P_L / 15.0775}{P_C} \right)$$

$$- \underset{(-1.79)}{1230.86} (K_h / N_h)_{-2} + \underset{(5.66)}{0.506264} IH_{-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.9963 \quad S = 107.301 \quad d = 1.852$$

SP-15型ニの説明変数を用いて再推定すると、昭和49年4～6月期の激しい落ち込みが説明できず過大推計となった。49年の新設住宅の急激な減少は、住宅取得能力が改善しなかったことと、住宅購入にあたって借入金の依存率が高

今回は、過去一年間の消費水準（ $\frac{1}{4} \sum C$ ）に代え

て、前期の消費水準（ $C_{-1}$ ）を入れて推定した。内・外挿ともに良好な結果が得られた。この式の場合、短期の限界消費性向は、0.202であり、長期の消費性向は、0.765となる。これから長期乗数を計算すると4.3となり、モデルの乗数分析の結果ともほぼ一致している。

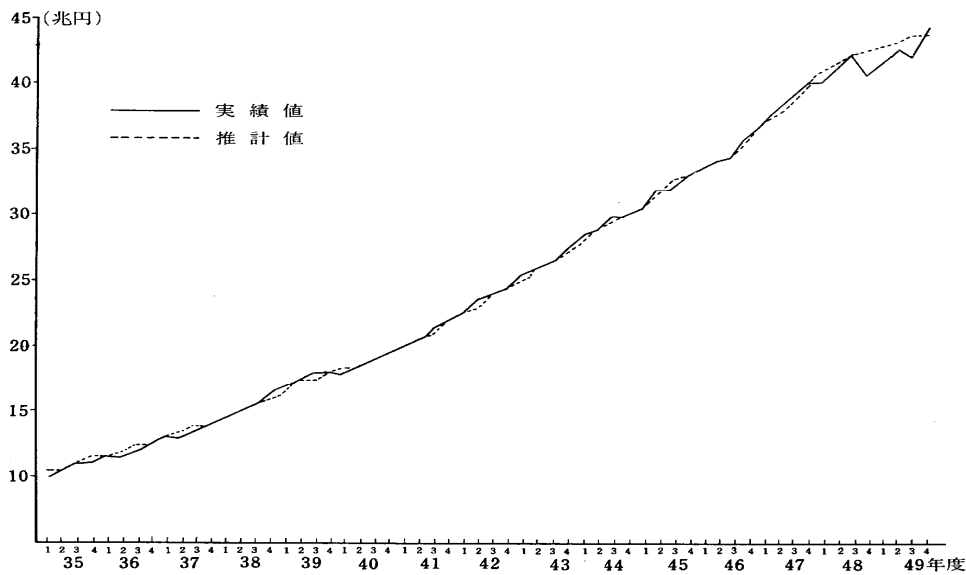
① 住宅金融公庫一般貸付（個人）は、昭和49年度当初16万6千戸受付の予定であったが、その後2次にわたり12万戸が追加された。このように金融公庫の融資は政策的要因が大きく、49年度の民間住宅全体の落ち込みを説明する変数としては適さなかったため採用しなかった。

② 全銀住宅ローンのデータは長期には取れない。（日銀統計、住宅信用供与状況は昭和41年1月以降）試みに41年以降について推計したところt-値が1以下と有意でなかった。

こうしたことから金融要因として全銀貸出約定金利（ $I$ ）をレベルや増加率を用いて推計したところ第1-2-1図のようにレベルの一期前をいれた式が49年度の動きをよく追っているためこれを採用した。

なお、ロ式は住宅デフレーターと地価を加重平均（9：1）し金融要因（ $i$ ）をいれたものであり、ハ式は同じく、住宅デフレーターと地価を加重平均（9：1）し、金融要因の代わりにストック調整要因を加えたものである。

第1-1-1図 個人消費支出  $C$  (イ式)



(iii) 民間設備投資関数  $I_P$

$$\text{イ} \quad I_P = -981.603 + 0.0476863 \sum_0^3 V - 0.0600232 K_{P-1} + 95.7692 \left( \frac{S_C + 0.8A_C}{P_i} \right)_{-1}$$

(7.17)                      (-3.46)                      (10.48)

$$+ 9.58176 \frac{L_e}{P_i} + 0.206064 \left( \frac{\overline{ODR}}{P_i} \right)_{-5}$$

(3.64)                      (3.88)

$$\bar{R}^2 = 0.9946 \quad S = 360.238 \quad d = 1.833$$

$$\text{ロ} \quad I_P = 1360.15 + 0.0408967 \sum_0^3 V - 0.14193 K_{P-2} + 105.254 \left( \frac{S_C + 0.6A_C}{P_i} \right)_{-1}$$

(5.49)                      (-3.34)                      (9.37)

$$+ 1.12515 D_{P-3} + 7.8814 L_e / P_i$$

(3.47)                      (2.79)

$$\bar{R}^2 = 0.9935 \quad S = 392.752 \quad d = 1.637$$



$$w = \frac{1}{4} \sum_0^3 \frac{L_e}{(S_C + A_C + D_P) + L_e}$$

$$R^* = \frac{0.12 + R_1^* - 0.3Q_1(R_1^* - R^{2*})}{1.12}$$

中カッコ内の第一項が除却にかかるコスト、第二項が金融コスト、第三項がキャピタルゲインに対応している。経済分析52号にみるように、この資本用役コストはキャピタルゲインを含むことにより、SP-14の資本用役コストにあったトレンド的要素が除かれるメリットがあった。しかしSP-15による外挿シミュレーションを続けていく過程でこの資本用役コストが急上昇して投資関数の過小推計がみられ予測上の困難をもたらした。こうした傾向は推計期間を変えた今回の推計にも見られ、二式は内挿期間のフィットは極めて良いが第1-3-1図にみるように49年度は大幅な過小推計となっている。

$P_k$ の48、49年度の動きは次表のとおりであるが、この原因の一つは、金融費用のうち貸出約

定金利が49年度に入って急上昇し（49年度平均9.29）内挿期間の最高水準（8.22（35年度第1四半期））水準を超えることにより金融費用の上昇が極めて大きくなった反面、キャピタルゲインの部分の $P_i$ の前期比（ $\Delta P_i$ ）が急激に小さくなって来たことで、48年度にみられたような金融費用が増大する一方でキャピタルゲインの拡大により資本用役コストの低下がはかられるというメカニズムが一挙に崩れたためと考えられる。こうした不安定性を除くために $\Delta P_i$ の代わりに、 $P_i$ の前年同期比を入れてみたが、この場合 $P_k$ がマイナス値をとるので採用出来なかった。

そこでSP-15型の二式は内挿期間の説明力が高いものの予測という観点からみて、代替式を探すこととした。

	除却費用	金融費用	キャピタルゲイン(-)	$P_k$
48年度 I	-0.502	10.313	-4.579	5.231
II	-0.423	11.679	-5.671	5.585
III	-0.465	13.602	-7.028	6.109
IV	-0.465	16.776	-9.503	6.808
49年度 I	-0.256	18.542	-5.349	12.938
II	-0.517	20.970	-3.292	17.161
III	-0.368	20.723	-0.186	20.169
IV	-0.281	20.117	2.970	22.805

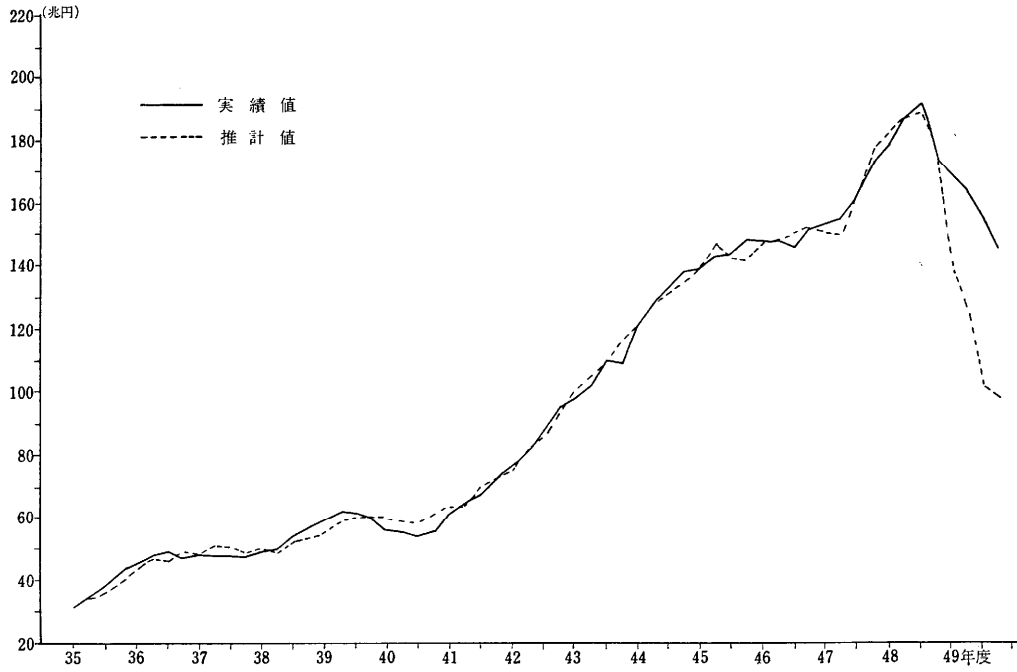
#### (2) 49年度の外挿結果

投資関数の推計は、能力調整型に利潤要因と金融要因を加えた形を考えた。その中でも説明力の高い変数の組み合わせとして  $f(V, K_P, \frac{S_C + A_C + D_P}{P_i}, L_d P_i)$  型を中心に推定作業を続けた。金融要因としては多くのものが考えられたが、フィット及びこのモデルの金融面の形からみた  $L_d P_i$  を採用した。ところで  $S_C + A_C + D_P$  は企業の内部資金を表わすものであるが、これは49年度の法人所得のシェアが40年不況以上に落ち込んでいることにもみられるように48、49年度に大きく変動している。特に在庫

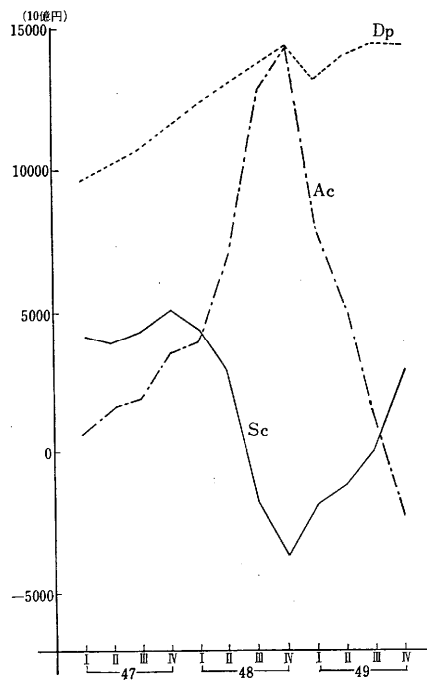
品評価調整額は第1-3-2図にもみられるように49年度に入って急減している。このため、上のスペシフィケーションによる推定式は49年度にかなりの過小推計となった。そこで在庫デフレーターの上昇と急速な鈍化による在評の振幅を小さくするために、在評額と法人留保額の間にはウエイトをつけることとして  $f(V, K_P, \frac{S_C + \alpha A_C}{P_i}, L_d P_i, \overline{ODR}/P_i)$  型を考えた。これで得たのが、イ式である。これでも49年度は過小となるが（第1-3-3図）、内挿結果が良いのと、上式の型の中では外挿の誤差率が小さいので採用した。その他  $\frac{S_C + \alpha A_C D_P}{P_i}$  等の

短期経済予測パイロットモデル SP-17

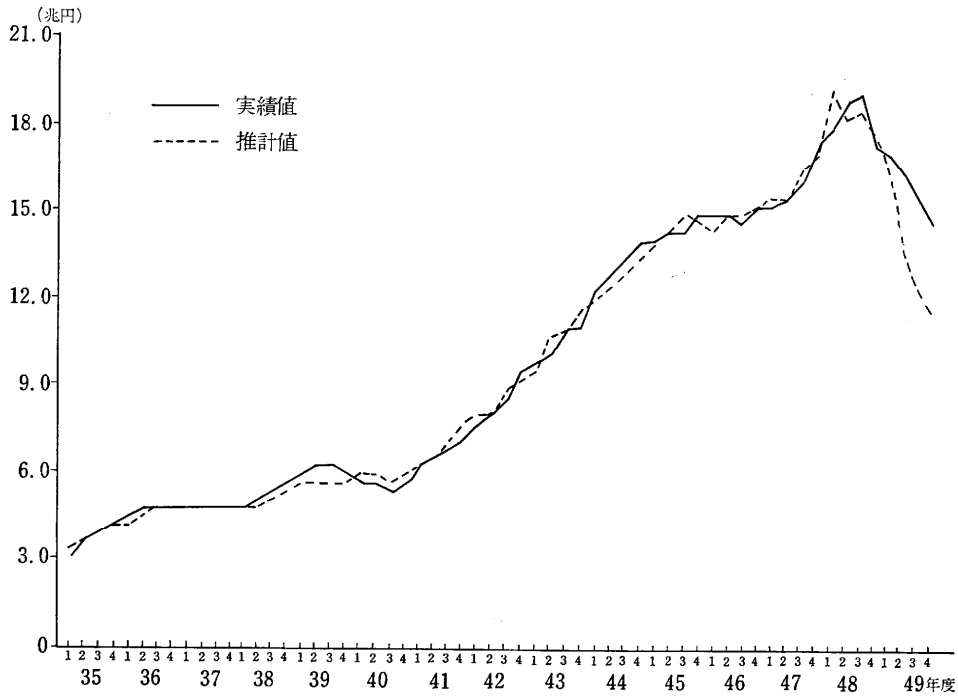
第1-3-1図 民間設備投資  $I_p$  (ニ式)



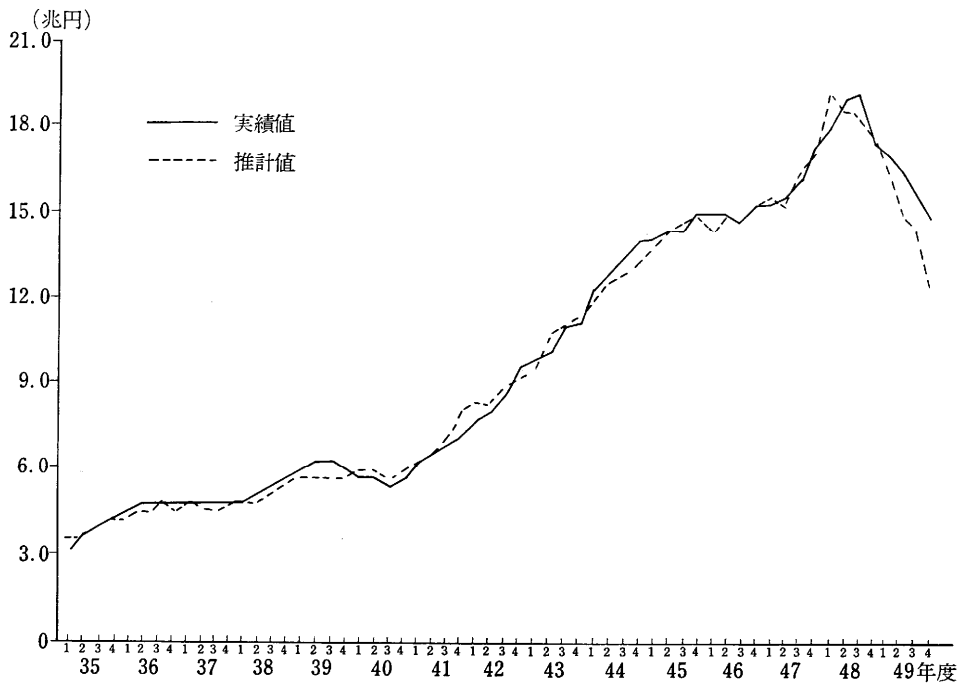
第1-3-2図



第1-3-3図 民間設備投資  $I_P$  (イ式)

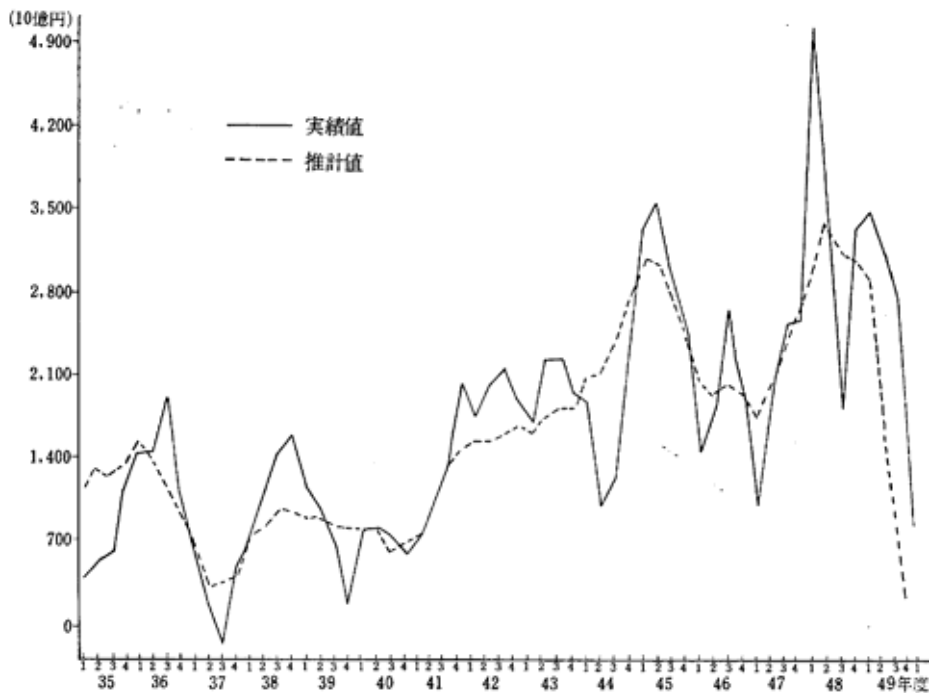


第1-3-4図 民間設備投資  $I_P$  (ロ式)





第1-4-2図 民間在庫投資  $J_P$ (イ式)



して  $P_j/P_{j-1}$  を入れた。金融要因としては  $L_e/P_j$ ,  $\Delta I$  等を入れたが、いずれも  $t$ -値が小さいので採用しなかった。このロ式によるパーシャルテストの結果は第1-4-1図のようになる。これにみられるように、内挿期間の動きは良く追っているが48年度第4四半期から49年度第2四半期にかけての不況初期において生じた在庫投資の増加は説明し得ていない。またこのストック調整型はファイナルテストで  $J_P$  の誤差が、拡大することによって不安定さを増す場合が見られた。

イ式は、生産と販売の差分を在庫と把える定義式的なものである(第1-4-2図)。こうした生産マイナス支出項目という形で在庫変動をとらえたものにワートン・モデル(マークIII)がある。ワートン・モデルに於いては、純粋に inflow と outflow の差の形のスペシフィケーションになっている。そこで生産と販売のラグと同じ期間に固定して、定義的關係でのみ説明

したものがハ式で細かい動きは追えないが、大きな変動についてはこれをとらえている。ここで採用したイ式はハ式で説明しきれない部分を在庫率  $K_{JP}/(V+M-J_P)$  で説明している。外挿期間(49年度)のフィットでは参考式と同じラグ(前期と前々期)の方が良いが、 $t$ -値が低くなるので当期と一期前の平均の方を採用した。

ファイナル・テストにおいては、定義的なイ式の方が相互の誤差を吸収する役割を果してモデルのパフォーマンス良くする点は既に経済分析付録第16号(昭和50年9月)で実証されたところであるが、今回の場合でも外挿結果についてこうした傾向がみられる。

## 2 貿易

### (i) 商品輸出

輸出は所得効果と価格効果および輸出プレッシャーによって説明される。SP-17の輸出関数は次のとおりである。

$$\text{イ} \quad \log E_C = -6.11556 + 2.78834 \log \sum_{t=2}^4 (OECD_{iP})_{-t} - 1.7361 \log \sum_{t=3}^6 (W_t \cdot P_j \cdot E_{X-R} / USA) \quad (65.59) \quad (6.37)$$



$$-P_W)_{-t} + 0.99532 \log \sum_{t=0}^1 (K_{jp}/O)_{-t} \quad W_3 = 0.4, W_4 = 0.3, W_5 = 0.2, W_6 = 0.1$$

(6.42)  $\bar{R}^2 = 0.9928 \quad S = 0.0226 \quad d = 0.588$

ロ  $\log E_C = 0.20655 - 2.06252 \log \sum_{t=0}^1 (P_E \cdot E_X / P_{eiw})_{-t} + 1.81905 \log T_{WM-1} + 0.276277 \log$

(-6.69) (25.52) (1.49)

$$\frac{1}{3} \left\{ \sum_{t=1}^3 (K_{jp-1}/V)_{-t} \right.$$

$$\bar{R}^2 = 0.9934 \quad S = 0.0217 \quad d = 0.926$$

ハ (SP-15型)

$$\log E_C = -5.88023 + 2.99578 \log \sum_{t=1}^3 (OECD_{iip})_{-t} - 1.28854 \sum_{t=3}^6 (W_t \cdot P_j \cdot E_X - R/USA - P_W)_{-t}$$

(94.31) (-6.53)

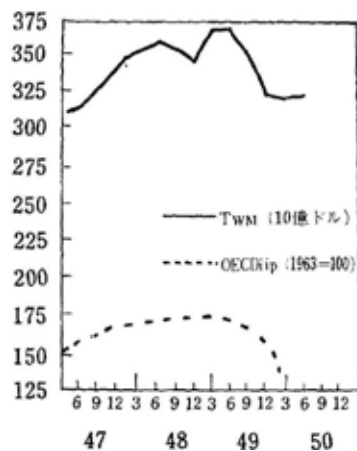
$$+ 0.79011 \log \sum_{t=0}^1 (K_{jp}/O)_t - 0.020589 (\rho - D)_{-2} \quad W_3 = 0.4, W_4 = 0.3, W_5 = 0.2, W_6 = 0.1$$

(6.77) (-2.27)

$$\bar{R}^2 = 0.995 \quad S = 0.0234 \quad d = 0.810$$

イ、ハ式では所得要因として  $OECD_{iip}$  (OECD 鉱工業生産指数) を使用している。これは日本を除く OECD19カ国の1970年のG N P (又はG D P) の構成比による加重平均である。生産指数は景気に対し敏感に反応するため各国とも1974年後半から景気の後退にともない低下が著しい(第2-1-1図)。一方日本の輸出先については、1973年以降は対米輸出が鈍化したため1974年には東南アジアが最大の輸出先となっていることを考慮し所得要因として  $T_{WM}$  (日本を除く世界輸入) を用いたのがロ式である。

第2-1-1図  $T_{WM}$ ,  $OECD_{iip}$ の推移



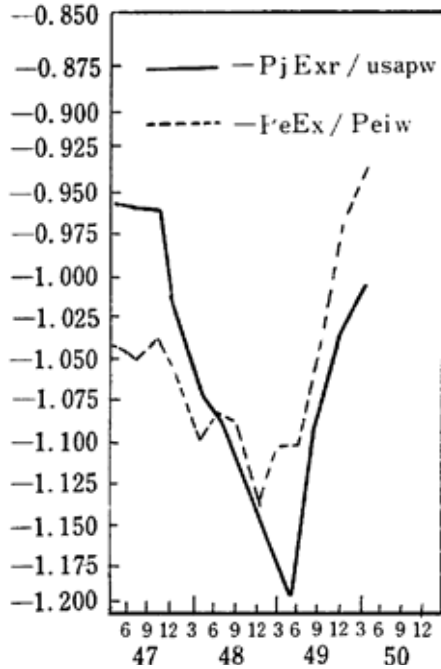
価格要因としてはロ式では  $P_E \cdot E_X$  (工業品輸出価格) と  $P_{eiw}$  (世界工業品輸出価格) の相対比を

用いている。イ式およびハ式 (SP-15) では  $P_j \cdot E_{X-R}$  (日本の卸売物価) と  $USA - P_W$  (米国工業品却売物価) の相対比をもって代理させており為替レートは  $E_{X-R}$  (モルガン銀行による実効切上げ率) を使用している。本来為替レートは現在のような変動相場制では内生変数となるべきものであるがパイロットモデルの輸出入ブロックは経常収支のみを取り扱っており外生となっている。  $E_{X-R}$  は主要14工業国の通貨について1972年の輸出入シェアをウェイトして1970年5月時の自国通貨との変化率によって示される。しかし  $E_{X-R}$  の外生値を想定する際に各国の輸出入の想定が必要となり算出が複雑なることからロ式ではIMFの為替レートを使用した。また工業品価格については米国の上昇率が世界平均 (主要16工業国平均) と比較すると低位にあることからロ式では世界市場における日本と他工業国との価格面における競争を  $P_{eiw}$  と工業品輸出価格の相対比を用いて示している。

また価格効果については

- 国民所得統計の輸出デフレーターは日銀の輸出価格指数を使用しており契約価格をもとに算定している。これと通関ベースの商品輸出との間に数ヶ月のラグが存在するはずである。
- 価格の変化の影響が出尽くすには相当長い期間が必要である。

第2-1-2図 相対価格の推移

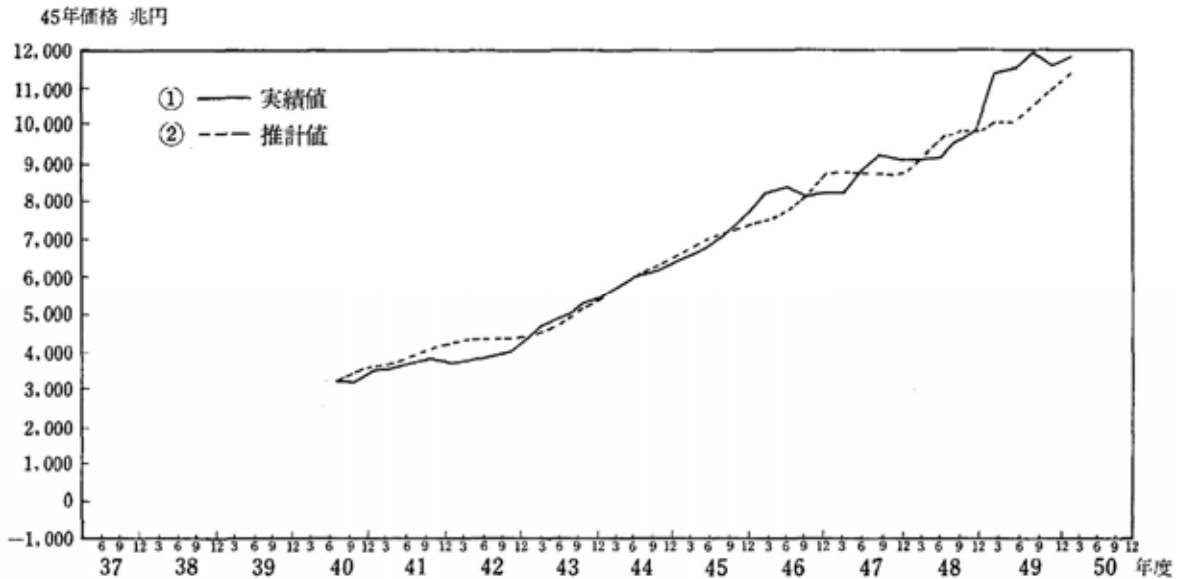


との論議があるが今回の分布ではラグのスパンおよびウェイトについて十分な作業をしたとは

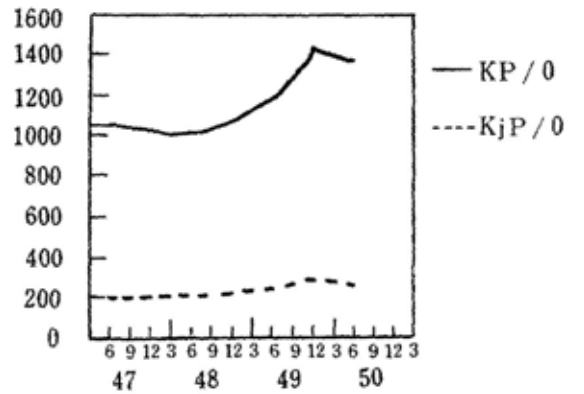
$$\begin{aligned} \text{ニ} \quad \log E_C = & -0.66989 + 1.8474 \log T_{WM} - 2.2609 \log \sum_{t=2}^5 (W_t \cdot P_E \cdot E_X / P_{eiw})_{-t} \\ & (81.96) \\ & - 0.5769 \log \frac{1}{3} \sum_{t=1}^3 (O/O_{-1})_{-t} \quad W_2 = 0.4, W_3 = 0.3, W_4 = 0.2, W_5 = 0.1 \\ & (-1.30) \quad \bar{R}^2 = 00.996 \quad S = 0.0234 \quad d = 0.831 \end{aligned}$$

給逼迫時における日本の輸出急増の際の誤差がイ式よりも、大きくなる傾向がありファイナル

第2-1-4図 商 品 輸 出  $E_C$ イ式



第2-1-3図  $K_{jP}/O$ ,  $K_P/O$ の推移



いえず今後の課題として残された。

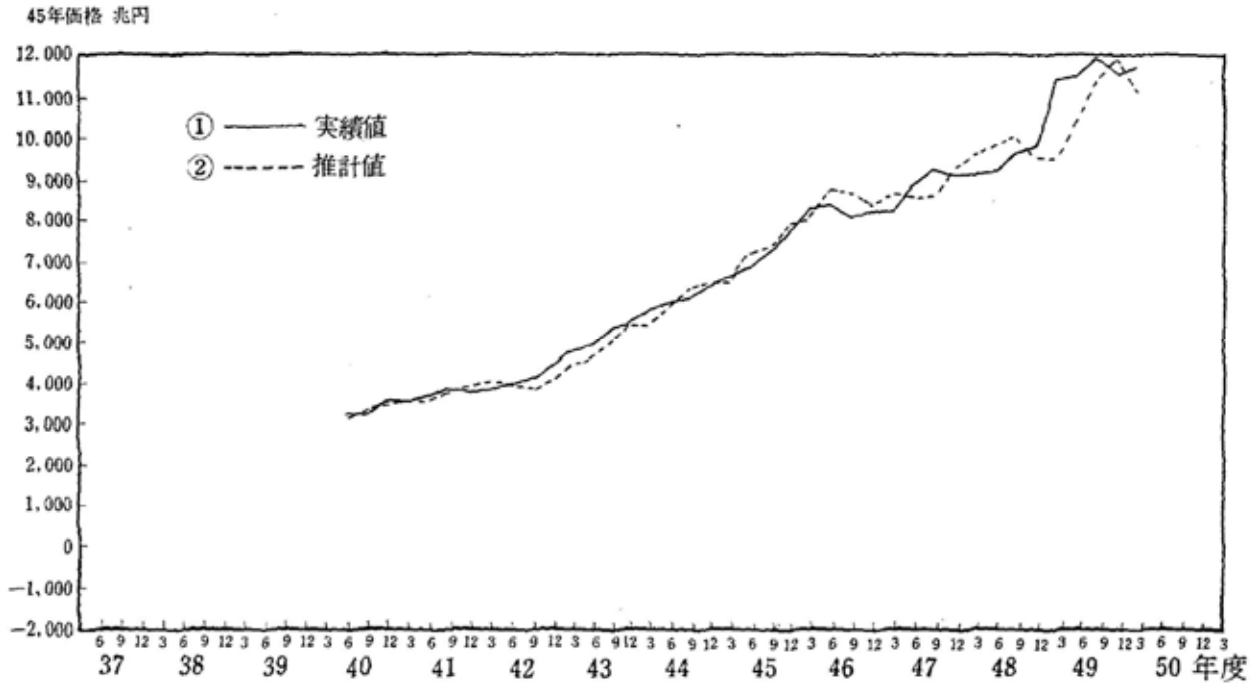
第2-1-2図は相対価格の推移をグラフ化したものである。

輸出プレッシャー要因として、在庫率  $K_{jP}/V$ ,  $K_{jP}/O$ , 資本産出比率  $K_H/V$ ,  $K_H/O$ あるいは  $V/O$ の対前期の伸び等を使用したが一時的に  $t-1$  値が低い。ニ式は  $O/O_{-1}$ を使用したものである。

ロ式については外挿期間（49年度）の世界需

テストにおいてもイ式の方が全体的平均誤差、平均絶対誤差率が小さいため標準型とした。

第2-1-5図 商品輸出  $E_C$  (ロ式)



(ii) 商品輸入および運賃、保険料  $M_C$

$$\begin{aligned} \text{イ} \quad \log M_C = & -1.21065 + 0.712179 \log(V + M - IP - JP)_{-1} + 0.372559 \log(IP + JP)_{-1} \\ & (8.91) \qquad \qquad \qquad (7.99) \\ & -0.989557 \log \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 \left( \frac{P_{mc}}{P_i} \right)_{-1} \\ & (-2.25) \qquad \qquad \qquad \bar{R}^2 = 0.9915 \quad S = 0.0204 \quad d = 0.721 \end{aligned}$$

ロ (SP-15型)

$$\begin{aligned} \log M_C = & -1.54449 + 0.749741 \log(V + M - IP - JP)_{-1} + 0.426444 \log(IP + JP)_{-1} \\ & (11.68) \qquad \qquad \qquad (9.90) \\ & + 1.25670 \log \left( \frac{P_j / P_{j-2}}{P_{mc} / P_{mc-2}} \right)_{-3} \\ & (4.40) \qquad \qquad \qquad \bar{R}^2 = 0.991 \quad S = 0.0232 \quad d = 1.04 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ハ} \quad \log M_C = & -1.36674 + 0.579962 \log \sum_{i=1}^2 (V + M - IP - JP) + 0.40491 \log(IP + JP)_{-1} \\ & (3.12) \qquad \qquad \qquad (8.61) \\ & + 0.721175 \log \left( \frac{P_j / P_{j-2}}{(P_{mc} / P_{mc-2})_{-2}} \right)_{-1} + 0.253991 \log t \\ & (3.23) \qquad \qquad \qquad (1.10) \\ & \bar{R}^2 = 0.992 \quad S = 0.0193 \quad d = 0.840 \end{aligned}$$

輸入は国内の経済活動の変化、すなわち、企業の生産動向や原材料の在庫水準及び価格変動などによって影響される。ロ (SP-15型) 及びハ (SP-16型) においては最終需要項目を消費需要と投資需要に分け、相対価格を用いて説明している。しかし、相対価格のとり方及びラグ構造が経済的に見て若干疑問視されることと、SP-16の説明変数タイトムトレンド  $t$

は、品目別商品輸入構造の変化を考慮する代理変数と思われるが、パラメーターの大きさ、有意性から考え、落しても影響が少ないと考えた。

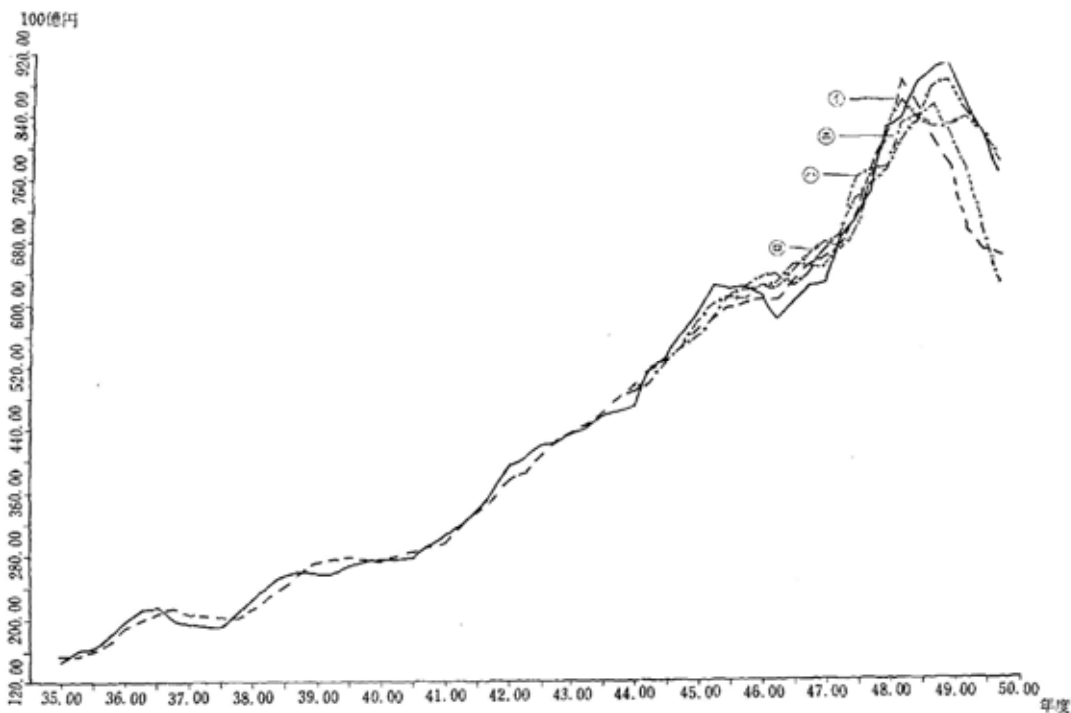
今回の推定ではこの点のある程度明確にすること、金融政策の変更は輸入金融にも影響を与えることから、金融変数を加えることを試みた。推定結果は、金融変数、ここでは全銀貸出平均金利  $i_t$  を加えると、相対価格  $P_{mc} / P_j$  の

符号が逆になったり、 $t$ -値が低いこともあって参考式ホにとどめた。また、従来の最終需要項目の分け方では特に、49年第1四半期以降の最終需要の落ち込みが大きいので、実績値をおいきれずすべて過小推計となった。このため、構造方程式のスペシフィケーションを輸入依存度の変形、すなわち、輸入を国民総支出  $V$  で説明を行ない、その中での消費需要と投資需要のインパクトの強さを考慮した式を推定した結

$$\begin{aligned} \text{ニ} \quad \log M_C &= 0.0625901 + 1.01315 \log V_{-1} + 5.89578 \log \left( \frac{V + M - IP - JP}{V} \right)_{-1} \\ &\quad (18.84) \qquad (3.87) \\ &\quad + 1.34657 \log \left( \frac{IP + JP}{V} \right)_{-1} - 0.568329 \log \left( \frac{P_{mc}}{P_j} \right)_{-2} \\ &\quad (4.62) \qquad (-1.62) \\ &\quad \bar{R}^2 = 0.9925 \quad S = 0.0192 \quad d = 0.926 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ホ} \quad \log M_C &= -0.85287 + 0.718871 \log (V + M - IP - JP)_{-2} + 0.365991 \log (IP + JP)_{-1} \\ &\quad (10.02) \qquad (8.19) \\ &\quad - 0.407055 \log i_{-1} - 0.552827 \log \frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 \left( \frac{P_{mc}}{P_j} \right)_{-2} \\ &\quad (-1.74) \qquad (-1.11) \\ &\quad \bar{R}^2 = 0.9924 \quad S = 0.0194 \quad d = 0.814 \end{aligned}$$

第 2-2-1 図 商品輸入および運賃保険料  $M_C$



(iii) 商品外輸出  $E_O'$

$$\begin{aligned} \text{イ} \quad \log E_O' &= -0.199895 + 0.0432324 \log \frac{\lambda_e \cdot E_C' \cdot F_R}{E_X} + 0.0559537 \log FA_{-1} + 0.8985021 \log E_O'_{-1} \\ &\quad (2.54) \qquad (1.48) \qquad (17.02) \\ &\quad \bar{R}^2 = 0.9976 \quad S = 0.0140 \quad d = 1.892 \end{aligned}$$



$$\text{ハ} \quad \log E_{O'} = 0.00416818 + 0.0754873 \log \sum_0^1 \left( \frac{\lambda_e \cdot E_C' \cdot F_R}{E_X} \right) + 0.652801 \log F_{A-1} \quad (1.63) \quad (20.93)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9847 \quad S = 0.0352 \quad d = 0.209$$

(iv) 運賃保険料を除く商品外輸入  $M_{O'}^2$

$$\text{イ} \quad M_{O'}^2 = -225.024 + 0.0281663 \sum_0^1 E_C' + 0.0914370 \sum_0^1 M_C' + 0.00612812 V'_{-1} \quad (1.71) \quad (10.63) \quad (1.65)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9909 \quad S = 74.8092 \quad d = 0.628$$

$$\text{ロ} \quad M_{O'}^2 = -188.997 + 0.11390(E_C' + M_C') + 0.00793929 Y_{d-1} \quad (9.41) \quad (2.25)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9921 \quad S = 69.5913 \quad d = 0.608$$

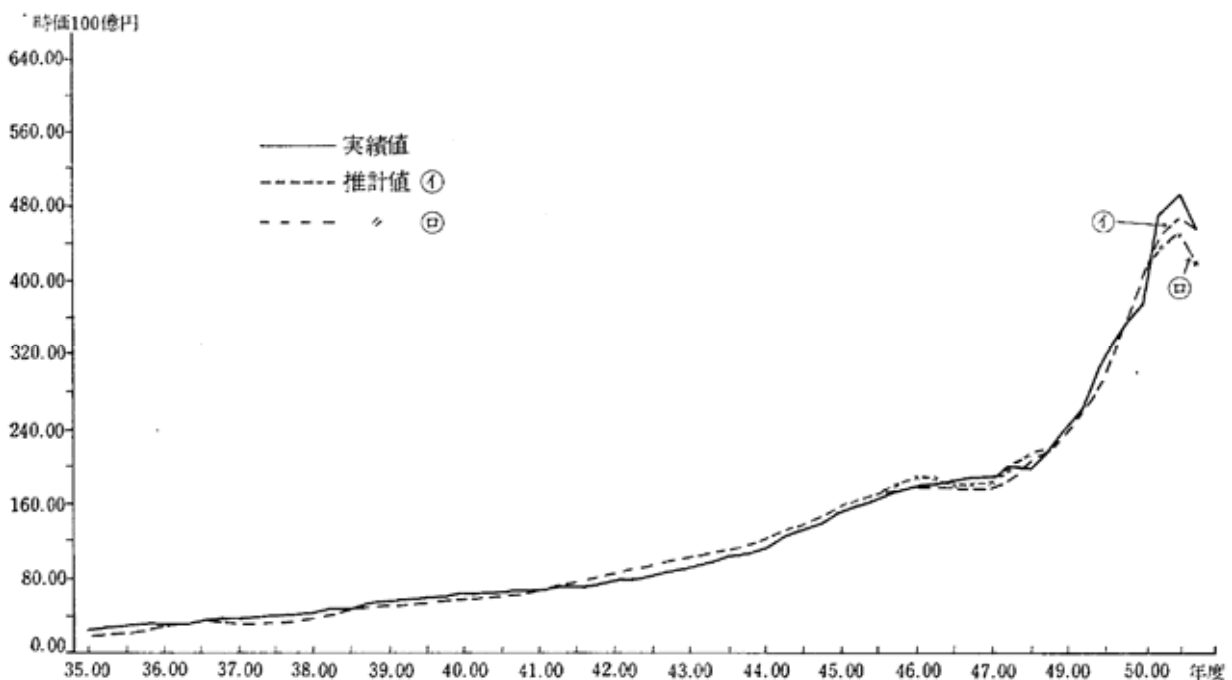
商品輸入をCIF建で推計しているため、ここでは運賃、保険料以外の項目、すなわち、港灣経費、用船料といった貿易付帯経費と資本付帯的な海外債務に伴う元金及び借款、外債利子支払、旅行、サービス支払といったその他項目からなっている。

今回の推定作業では、 $M_{O'}^2$ が貿易の関数であることはいうまでもないが、輸出額と輸入額の影響度を見ることと、ユーロ市場の拡大に伴う資本移動の活発化と、国内企業における資金調達の多様化も加わって、資本付帯的経費項目のウェイトが大きくなってきたため、説明変数

に海外債務残高 $F_D$ を用いて推定を試みたが $F_D$ の $t$ -値が有意な値を示さなかったため、代理変数として名目国民総支出 $V'$ を用いた。尚、 $V'$ は資本付帯的部分にとどまらず、経済の拡大により増加している旅行、サービス支払の代理変数にもなっている。

輸出額と輸入額の説明変数においては、当期だけ及び2期前から当期まで加えたケースも試みたが外挿結果は前者は、49年第1四半期から過小推計、後者は49年第4四半期過大推計となった。またロは49年第2四半期から過小推計となっている（第2-4-1図参照）。

第2-4-1図 運賃、保険料を除く商品外輸入  $M_{O'}^2$



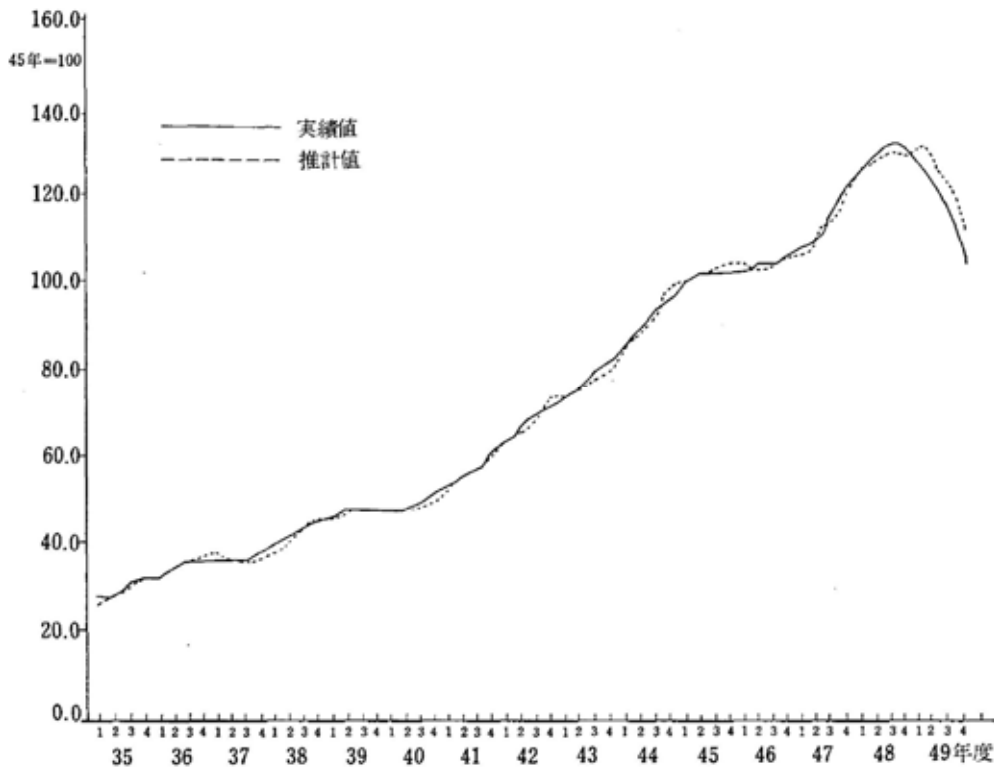
3 生 産

(i) 鋳工業生産指数  $\bar{O}$

$$\begin{aligned} \text{イ } \Delta \bar{O} = & 0.000705888(\Delta C + \Delta C_g + \Delta I_g) + 0.00137345\Delta I_h + 0.0245497\Delta I_p \\ & (3.16) \qquad\qquad\qquad (1.27) \qquad\qquad\qquad (5.97) \\ & + 0.00201952\Delta E_C + 0.00103853\Delta J_p \\ & (2.98) \qquad\qquad\qquad (5.33) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.6873 \quad S = 0.9754 \quad d = 1.535$$

第3-1-1図 鋳工業生産指数  $\bar{O}$

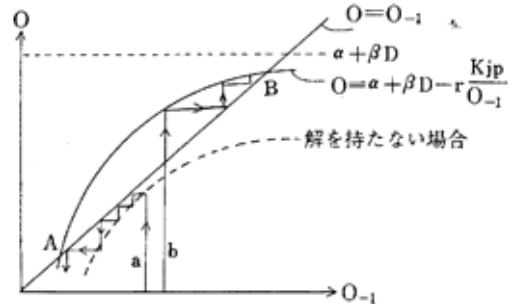


従来のスペシフィケーションでは残差の系列相関が明らかとなる。そこで生産指数の前期との差分 ( $\Delta$ ) で説明することとした。このようにすることによって説明変数間の相関が少なくなったので決定係数は低いもののダービン・ワトソン比, スタンダードエラー等精度はむしろ向上している。定数項をゼロとしたので, 式のもつ意味合いはレベルをレベルで説明する式と全く同一である。パラメータの値も常識的な生産誘発効果とよく合っているので, この式を採用した。ところでこのような統計式の代わりに,  $\bar{O}$  を在庫投資以外の最終需要  $D$  と在庫率とで説明する式を試みた。

つまり

$$O = \alpha + \beta D - r \frac{K_{jP}}{O_{-1}}$$

第3-1-2図 在庫調整行動



第三項で在庫調整行動を組み入れようとするものである。

第3-1-2図にあるようにこの式の均衡解はA, B二つあり, 大きい方Bが安定解であり矢印bで示されたプロセスで在庫調整が行なわ

れるとする考え方にたつものである。そこでこの形の式を推定したが、統計的に有意なものがみつからず、また、内挿テストが不安定となる場合があったのでこの形の式をとらなかった。不安定となった原因は、何らかの理由で最終需要が急激に数パーセント（計算によると約5パーセント以上）落ちると、第3-1-2図の双曲線と45度線とが交わらなくなり、矢印aのプロセスで失速してしまうためである。

さて、イ式は最近、過大推計が続いている。鉱工業生産指数とGNPとの関係が不安定になっていることがこの直接の理由である。このような事態の原因の一つは製造業の比重低下で

(ii) 製造業稼働率指数  $\rho$

イ (SP-15型)

$$\rho = 12.7408 + 34.7188V/V_{-4} - 49.3519K_{P-1}/K_{P-5} + 0.00997072t + 0.817873\rho_{-1}$$

(5.96)                      (-3.80)                      (5.90)                      (17.75)

$$\bar{R}^2 = 0.9597 \quad S = 1.2006 \quad d = 1.914$$

ロ  $\rho = -2.73051178 + 1.24061V/V_{-4} - 2.49933K_P/K_{P-4} + 0.00241404t$

(11.12)                      (-8.64)                      (7.66)

$$\bar{R}^2 = 0.7561 \quad S = 0.0279 \quad d = 1.155$$

この指数は45年を100としており45年は明らかにフル稼働ではなかったもので、この指数は稼働率そのものを表わすものではない。またこのデータにはクセがあり、大ざっぱにみて昭和45年位までは（稼働率の上昇とは無関係の）長期的上昇傾向が認められる。したがって、この指数の長期にわたる比較は危険である。このようなデータの性格から、内挿期間を通じてこの動きを追う方程式を作ることは困難であり、上記両式ともかなり無理な形をしている。関数の形は一応、稼働率 = (生産) / (資本)、という関係に対数微分したものの変種となっている。また上述のような統計上のクセを追うために経済理論的には説明のつかないタイムトレンドの項を入れてある。 $K_P$ の代わりに第二次産業のみの資本ストックのデータを用いると、フィットは大幅に向上するが、現在のモデルの枠組みでは、

ハ  $\rho = 2.692302 + 0.414914\rho_{-1} - 1.33340K_P - 0.624014 \left( \frac{K_P}{O} \right)$

(3.65)                      (-4.98)                      (-15.03)

$$\bar{R}^2 = 0.9690 \quad S = 0.0126 \quad d = 1.202$$

(45FYI~49FYIV)

あろう。当研究所において試算したところによれば石油危機以来、製造業の生産は低下し続けたのに対し、第三次産業は49年後半以降横ばいしないし増加に転じている。いま一つの原因は、石油危機以来使い捨てが差し控えられ消費において数量よりも品質が重視されるようになったため、数量指数である鉱工業生産指数が、デフレートされた指数であるGNPに比べて小さくなってきているということであろう。これらの要因は現在のモデル体系内では表現できないので、シミュレーションに際しては、定数項の修正が必要となろう。

このデータは使えないのでイ、ロ式のみとした。ロ式の方が理論的には簡明であるが最近イ式よりさらに過大推計となるので、イ式を標準型とした。しかしいずれにしても、このように統計的にクセのあるデータをモデルの内部に使うことは問題がある。仮にトレンドを除去して使うとしても、トレンドの型を指定する上での恣意性が残るので、今後このデータは明示的に用いない方向で検討してゆきたい。

このような方向で稼働率指数をモデルから外すと（現在は法人所得のシェアの式に入っている）、モデル全体の精度は向上し得るが、稼働率指数は政策上重要な指数であるので、モデル本体に影響を与えない形で残しておくことが、特に予測シミュレーションの際には必要であろう。そこで観測期間を最近5年間とし、実際の動きを良く追う式がハ式である（第3-2-2





図参照)。

ところで、SP-17は、能力GNPおよび需給ギャップの推計式を持っていない。これは、現在入手可能なデータに基づく限りこれらを推定し、モデル内にフィードバックさせて用いることは、その長所は大きいものの、いくつかの見のがすことのできない重大な問題があると考えたためである。以下に問題点を列挙する。

(a) 生産関数の計測に必要な資本稼働率のデータが存在しない。一般に稼働率は三つに大別れる。資本稼働率、労働稼働率および総合稼働率である。いま、コブ・ダグラス型の生産関数

$$V = A(t)(\theta K)^\alpha (\lambda L)^\beta \dots\dots\dots \textcircled{1}$$

$A(t)$  : 技術進歩

$\theta$  : 資本稼働率

$K$  : 資本ストック

$\lambda$  : 労働稼働率

$L$  : 労働力 (能力)

を仮定すると、能力GNP  $V^C$ は

$$V^C = A(t)K^\alpha L^\beta \text{ となり、総合稼働率 } \pi \text{ は}$$

$$\pi = \frac{V}{V^C} = \frac{A(t)(\theta K)^\alpha (\lambda L)^\beta}{A(t)K^\alpha L^\beta} = \theta^\alpha \lambda^\beta \dots \textcircled{2}$$

となる。従って、総合稼働率  $\pi$  は資本稼働率  $\theta$  と労働稼働率  $\lambda$  との (加重) 相乗平均であるといえる。

また需給ギャップは

$$\begin{aligned} GAP &= V^C - V = V^C \left( 1 - \frac{V}{V^C} \right) \\ &= V^C (1 - \pi) = V^C \times \frac{1 - \pi}{\pi} \quad \Lambda \Lambda \Lambda \textcircled{3} \end{aligned}$$

となる。

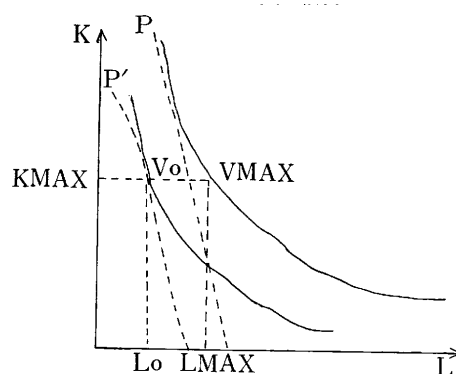
さて、我国で入手可能な稼働率指数は通産省発表のものであるが、重要なことは、このデータは資本稼働率ではなく、総合稼働率であるということである。労働投入のみの増加によって生産 (具体的には生産能力生産指数) が増加した場合にも、この稼働率指数は上昇するからである。コブ・ダグラス型の関数を仮定したということは、生産要素の代替性を認めるということであり、これは資本稼働率と労働稼働率および総合稼働率が②式の関係を満たしながら個

々に動きうるという事態を想定しているということである。従って、資本稼働率  $\theta$  の代理変数として、総合稼働率  $\pi$  をとることは  $\pi = \theta$  とすることによって ( $\alpha + \beta = 1$  の場合にはさらに  $\pi = \theta = \lambda$ ) この仮定のポイントを自ら放棄することとなり、わざわざ、ゴブ・ダグラス関数を持ち出す意味がなくなるのである。

(b) 生産要素の上限も経済変数である。価格体系が変化すれば、それまで見向きもされなかった旧式機械が稼働されたり、また主婦等のアルバイトが増えたりすることを考慮に入れると、生産要素の天井といわれるものも実は「経済的天井」であることがわかる。したがって、両者は一つの価格体系の中で連動して動くものであって、任意に定めうものではないのである。第3-2-2図において  $K_{MAX}$ 、 $L_{MAX}$  を任意に定められたとしよう、このような組み合わせを保障する価格体系が存在しない限り、この組み合わせによる  $V_{MAX}$  は実現せず、現実にはどちらかの上限のみが作用して、図のように  $V_0$  が能力ということになることも考えられる。

したがって、生産要素の上限を安易に代入して、能力GNPを算出することには危険がともなう。

第3-2-2図 能力GNP



(c) 技術進歩の「形」の指定による想定誤差

技術進歩の動きは、 $A(t) = e^{at}$  とされているのが最も一般的である。しかし、技術進歩がこのような形である保証は全くない。よく言われ

ているように、40年代の後半から技術進歩率が低下しているとすれば、これを  $e^{at}$  とおくことによっておこるバイアスは  $\theta K$  と  $\lambda L$  のうち40年代後半により増加している方（前述のように正確なデータが得られないので、断言は困難であるが恐らく  $\theta K$ ）のパラメーターが過小に、またより増加の少ない方のパラメーターが過大に推定されることとなる。

(d) 公害防除関連の設備投資の扱い

近年、生産力に直接結びつかない設備投資の

#### 4 賃金・雇用

(i) 一人当たり雇用者所得  $W$

$$\text{イ } \bar{w} = -0.161017 + 0.0386481V_A + 0.436524\bar{p}_C \quad (5.20) \quad (5.28)$$

$$+ 0.663828 \left[ \sum_0^2 (Y_C + A_C) / \sum_0^2 (Y + A_P + A_g) \right]_{-2} \quad (4.02)$$

$$\bar{R}^2 = 0.789 \quad S = 0.015 \quad d = 1.754$$

一人当たり雇用者所得  $W$  は、SP-16において

$$\bar{w} = f(V_A, \bar{p}_C, \left[ \sum_0^2 (Y_C + A_C) / \sum_0^2 (Y + A_P + A_g) \right]_{-2})$$

というスペシフィケーションがとられている。この方程式の発想は、フィリップス・リップシー型より出発し、労働需給の逼迫度を表わす指標として失業率の代りに有効求人倍率  $V_A$  を入れ、さらに、労働者側の賃金交渉能力を表わす1つの指数として消費者物価上昇率  $\bar{p}_C$  を入れ、法人所得のシェア（法人所得／国民所得）を、支払能力を表わす利潤要因として入れたものである。

この方程式を49年度について外挿してみると第4-1-1図のように、実績と比較して過小になることがわかった。ここで、その原因については方程式の基本構想をふくめているいろいろ考えられるが、この標準型の範囲内で考察するとラグにもその原因の一端があるのではないかという考えにいたった。

そこで、 $V_A$  については0~4期、 $Pd$  については1期のラグを想定して推定を行なった。この理由は  $V_A$  については、景気の動向に対し、 $W$  よりも先行すると考えられると、 $Pd$  についても

比重が高まってきた。能力GNPの推定にあたっては、これを割り引くことが必要である。大企業については開発銀行の調査があり、中企業については、中小企業金融公庫の調査によるものがあるが小企業等のデータが得られず、全体としてのカバレッジは低く、信頼性に乏しい。しかも、これらのデータには、土地に対する投資も含まれており、これを控除して、公害防除投資比率を求めるのはきわめて困難である。

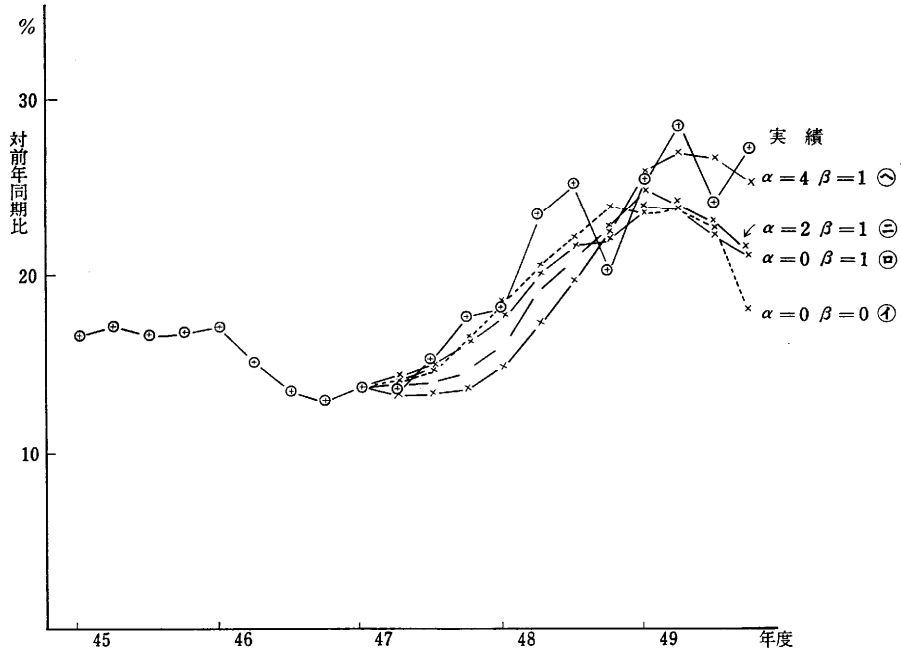
同様に考えてラグを試みたが、近年の賃金アップの動きをみると、年度中上昇率が、翌年度始のベースアップと関連づけて議論されることが多く、また実際の動きも考慮し、一期ラグのみにとどめたことによる。（第4-1-2図参照、 $V_A$  は右目盛り）

その推定結果は次のとおりである。

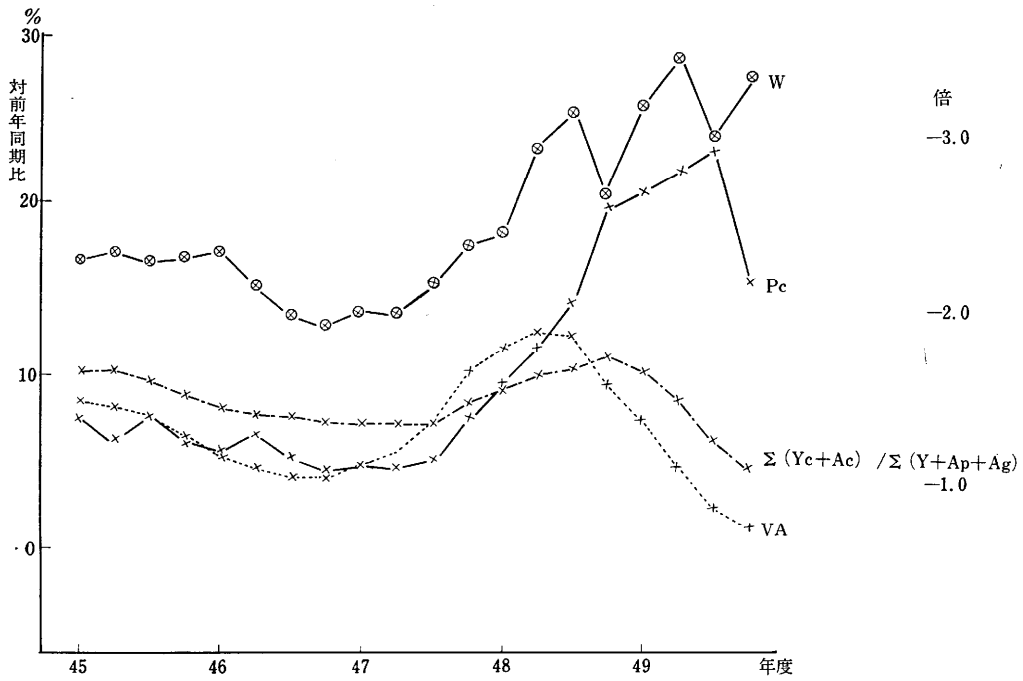
しかし、48年度以降については、 $\bar{w}$  の動きがはげしく、その実績との比較外挿結果の良し悪しは決定係数等では判断しにくいということが第4-1-1図より推察される。

このようにラグについて検討をしたが、一方パイロットモデル全体の見地より考えた場合、 $V_A$ 、 $W$ 、 $Pc$  の順路で労働市場の逼迫度が物価に迅速に反映されるようにという観点で、今回もイのラグなしの方程式を採用することとなった。同時に、後述するように  $V_A$  の内生性により、賃金関数がフィリップス仮説を採用する形となり、労働需給の逼迫度が間接的に物価へ影響を与えるようになった。この点が、今回の改

第4-1-1図 一人当り雇者所得  $\bar{Y}$  (イロハニヘ式)



第4-1-2図  $\bar{Y}$ ,  $\bar{Y}_C$ ,  $[\sum_0^2 (Y_C + A_C) / \sum_0^2 (Y + A_P + A_g)]_{-2}$  の  $V_A$  の動き





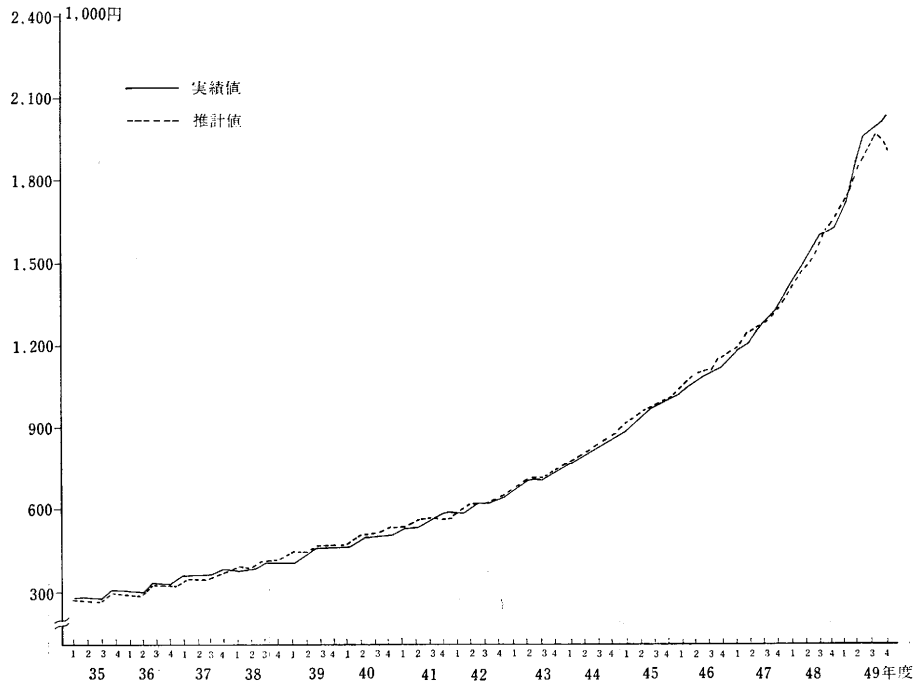
$$\chi \quad W = 0.0754801 + 0.0513014 V_{A-4} + 0.195704 C_{-1} + 0.294600 P_{j-2}$$

(4.61)                      (0.85)                      (2.18)

$$\bar{R}^2 = 0.551 \quad S = 0.0225 \quad d = 0.998$$

トは、49年の外挿は良好であるが、説明変数 様  $P_j$  要因の意味づけに無理があると思われる。またチに ついては、形は単純でわかりやすいが、トと同

第4-1-4図 一人当り雇用者所得 ( $W$ イ式)



(ii) 雇用者数  $L_W$   
イ (SP-15型)

$$\log L_W = -0.0378998 + 0.0470391 \log \sum_2^4 V - 0.017003 \log(W/P) + 0.873961 \log L_{W-1}$$

(1.23)                      (-0.46)                      (14.81)

$$\bar{R}^2 = 0.997 \quad S = 0.003 \quad d = 2.107$$

雇用者関数はSP-15において、

$$\log L_W = f \left( \log \sum_2^4 V, \log(W/P), \log L_{W-1} \right)$$

の形がとられている。

この方程式の発想は生産関数より限界生産力説を用いて労働需要関数を導びくというものである。

つまり、 $V = AK^\alpha L_W^\beta$  を生産関数とし、限界生産力説によって  $\frac{\partial V}{\partial L_W} = W/P$  となることを仮定

したものである。

今回の検討においては、この方程式において、 $L_{W-1}$ の係数が大きく、ほとんどこれで説明されているような結果になっていることが問題であるという考えから、いくつかの試算を試みたが、結果としていいものが得られなかった。

その主なものとしては、たとえば、 $P$ を $P_j$ にした場合、符号が不安定であった。

(iii) 有効求人倍率  $V_A$

$$\hat{V}_A = -0.155583 - 2.15828\hat{P}_{j-1} + 4.83084\hat{P}_j + 2.73492\hat{P}_j$$

(-2.88)                      (9.09)                      (7.60)

$$\bar{R}^2 = 0.7043 \quad S = 0.1270 \quad d = 0.924$$

有効求人倍率は従来外生変数としてモデルに組み込まれていたのであるが、次のような理由によって、内生化を試みた。

それは、

- 1 現今の経済情勢のもとでは、有効求人倍率が重要な指標の1つとなってきたと考えられること。
- 2 このパイロットモデルSP-17で賃金関数の中に説明変数として比較の大きい要因となっていること。
- 3 パイロットモデル全体よりみて  $V_A$  を

そこで、

$$D_L = D(W, P_j, V) = AW^{\alpha_1} P_j^{\alpha_2} V^{\alpha_3}$$

$$S_L = S(W, P_C) = BW^{\beta_1} P_C^{\beta_2}$$

内生化することによって、賃金と物価との関係が内生的に組み込まれることになり、各種のシミュレーションが可能になること。

結果的にみて採用した式は、 $\hat{V}_A = f(\hat{P}_{j-1}, \hat{P}_j, \hat{P}_j)$  となった。この式は次のような考え方に基づいている。

まず、求人倍率は、 $V_A = \text{求人}/\text{求職} = D_L/S_L$  と表わされる。

ただし、 $D_L$ 、 $S_L$ は労働需要と労働供給である。

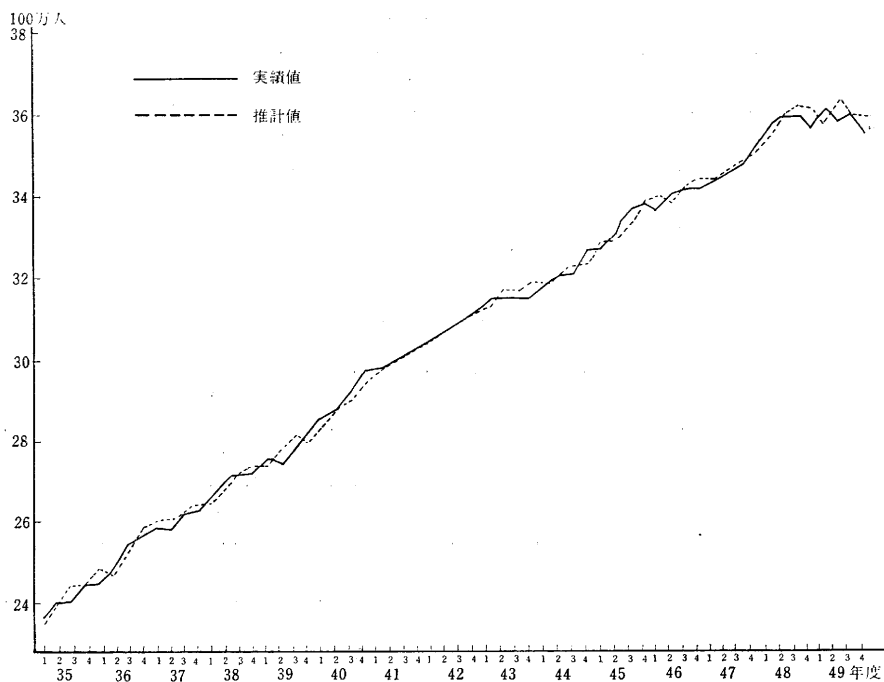
$W$ …1人当り雇用者所得  
 $P_j$ …民間在庫投資デフレーター  
 $V$ …実質国民総支出  
 $P_C$ …個人消費支出デフレーター

と考えると、

$$\hat{V}_A = \hat{D}_L - \hat{S}_L = (\hat{A} - \hat{B}) + (\alpha_1 - \beta_1)W + \alpha_2 \hat{P}_j - \beta_2 \hat{P}_C + \alpha_3 \hat{V}$$

となる。

第4-2-1図 雇 用 者 数  $L_W$  (イ式)



この式を推定してみると

$$\text{ロ } \hat{P}_A = -0.126716 - 2.96386\hat{P}_{-4} + 1.95409\hat{P}_{C-4} + 2.19627\hat{P}_{(8.15)} + 4.52071\hat{P}_{(8.29)}$$

$$\bar{R}_2 = 0.7324 \quad S = 0.1208 \quad d = 0.901$$

となった。

しかし、この方程式においては、 $\hat{P}_C$  の  $t$ -値が低くなっている。また、ラグをいろいろ変化させても他の要因に比較して特別低いという結果を得た。さらにこの  $\hat{P}_C$  の符号条件について

は一応  $\frac{\partial S_L}{\partial P_C} > 0$  と仮定したことには反するが、

理論的にも種々考えられる。したがって、この方程式より、 $P_C$  を除いて考えてみたものが次の方程式であり、今回採用となったものである。

$$\text{イ } \hat{P}_A = -0.155583 - 2.15828\hat{P}_{-1} + 4.83084\hat{P}_{(9.09)} + 2.73492\hat{P}_{(7.60)}$$

$$\bar{R}_2 = 0.7043 \quad S = 0.1270 \quad d = 0.924$$

このほか、 $S_L$  の代りに  $N_L$  を入れたものについても試みたが、 $N_L$  の係数の符号条件がみだされなかった。

その原因は  $N_L$  が景気の変動とともに動いているためと考えられる。

ところでイ式は、49年をはじめとして景気後退期に過大推計となっている。そこで、 $\hat{P}_C$  を除いて推定を試みたが、決定係数がかなり低下した(40ページ表参照)。また、 $\hat{P}_C$  の変動が大きいことが過大推計の原因とも考えられるので、

$\hat{P}_A$  の推定式

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	定数	$\hat{P}_{-\alpha}$	$\hat{P}_{-\beta}$	$\hat{P}_{j-r}$	$\bar{R}^2$	$S$	$d$
イ	0	0	0	-0.372119	-0.832873 (-1.09)	5.28694 (9.72)	2.37193 (5.94)	0.6648	0.1353	0.762
	1	0	0	-0.155583	-2.15828 (-2.88)	4.83084 (9.09)	2.73492 (7.60)	0.7043	0.1270	0.924
	2	0	0	-0.0283991	-2.83466 (-4.23)	4.45179 (8.71)	2.57914 (9.06)	0.7448	0.1180	0.886
	4	0	0	-0.0936822	-2.30356 (-3.61)	4.39827 (8.05)	2.12477 (7.91)	0.7258	0.1228	0.796
	0	1	0	-0.249177	-1.01169 (-1.02)	4.38856 (5.94)	1.69006 (3.37)	0.4374	0.1752	0.689
	1	0	1	-0.189482	-1.72584 (-1.99)	4.63300 (7.65)	3.15361 (5.67)	0.6143	0.1451	0.754

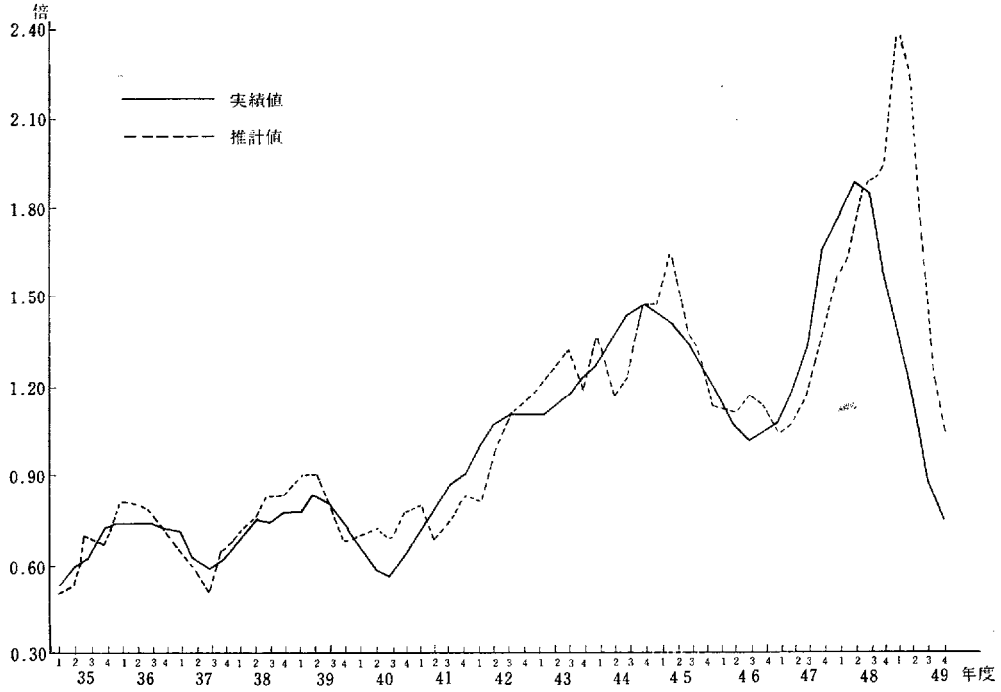
$\hat{P}_A$  の推定式

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$O$	定数	$\hat{P}_{-\alpha}$	$\hat{P}_{C-\beta}$	$\hat{P}_{j-r}$	$\hat{P}_{-O}$	$\bar{R}^2$	$S$	$d$
ロ	4	4	0	0	-0.126716	-2.96386 (-3.86)	1.95409 (1.51)	2.19627 (8.15)	4.52071 (8.29)	0.7324	0.1208	0.901
	4	4	1	0	-0.133997	-2.74812 (-3.12)	2.00018 (1.34)	2.55796 (6.15)	4.33272 (6.92)	0.6464	0.1389	0.730
	1	0	2	0	-3.378190	-1.35415 (-1.20)	2.20956 (1.23)	2.19490 (1.95)	4.96396 (6.57)	0.5043	0.1645	0.599
	4	0	2	0	-0.200104	-2.25109 (-2.62)	2.20943 (1.48)	1.34386 (1.21)	4.39917 (5.85)	0.5509	0.1566	0.565
	2	1	3	0	-0.234436	-2.08353 (-1.72)	2.67118 (1.37)	1.81739 (1.51)	4.39705 (5.47)	0.4134	0.1789	0.418
	4	4	0	1	0.0950111	-3.62447 (-3.66)	1.84766 (1.09)	1.59882 (4.75)	3.30832 (4.42)	0.5459	0.1574	0.772

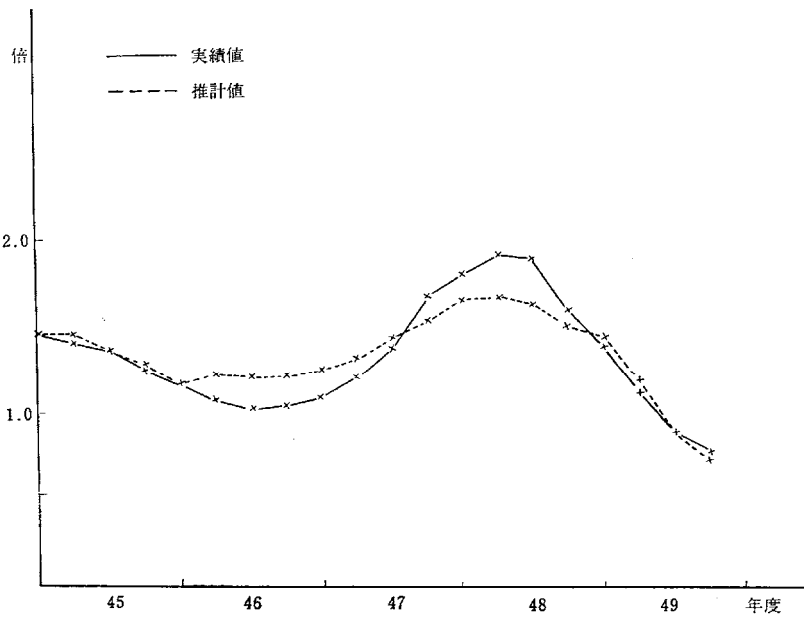


短期経済予測パイロットモデル SP-17

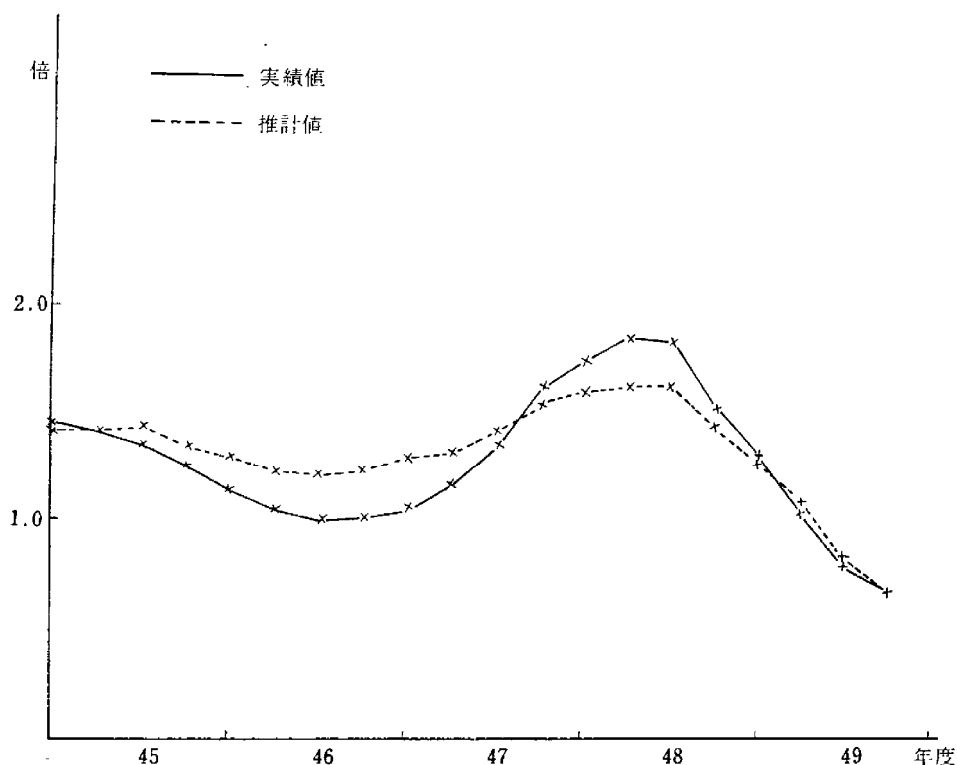
第4-3-1図 有効求人倍率  $V_A$ (イ式)



第4-3-2図 有効求人倍率  $V_A$ (ハ式)



第4-3-3図 有効求人倍率  $V_A$ (二式)



2, 3期の移動平均をとったものを説明変数にすること等により, 改善することも考えられよう (41ページ表参照)。

以上の説明の他に試みた方程式としては

(1) 中期マクロモデルの説明変数を用いた

$$\hat{V}_A = -3.13554 + 4.17735(L_W / N_L) + 7.72306(I_P / V)_{-2} + 2.238042(\Delta O / O_{-4})$$

(8.16) (8.57) (11.32)

$$\bar{R}^2 = 0.921 \quad S = 0.0997 \quad d = 0.554$$

$$\hat{V}_A = -0.420148 + 0.0000949619\Delta K_P + 0.572010V / K_P + 1.79632\Delta O / O_{-4}$$

(21.47) (1.50)

$$\bar{R}^2 = 0.921 \quad S = 0.0998 \quad d = 0.290$$

ハとニに説明変数はかなり異っている。しかし, 両者ともに, 49年度の外挿が良好である

もの

$$V_A = f((L_W / N_L), (I_P / V)_{-2}, (\Delta O / O_4))$$

(2) 日銀モデルの説明変数を用いたもの

$$V_A = f(\Delta K_P, (V / K_P), (\Delta O / O_{-4}))$$

があるが, その結果は次のようであった。

が, ダービン・ワンスン比が低いという共通の難点をもっている

$\hat{V}_A$ の推定式イより  $\hat{V}_j$ の項をはずした場合

$\alpha$	$\beta$	定数	$\hat{V}_{-\alpha}$	$\hat{V}_{-\beta}$	$\bar{R}^2$	$S$	$d$
0	0	-0.637386	2.20382 (3.03)	4.41738 (6.57)	0.4481	0.1735	0.459
1	0	-0.545871	1.44602 (1.73)	4.58853 (6.01)	0.3873	0.1829	0.357
1	4	0.368649	-0.0794098 (-0.08)	-2.23255 (-2.24)	0.0588	0.2266	0.325
4	4	0.842841	-3.83678 (-4.24)	-2.14662 (-2.57)	0.2974	0.1958	0.481

参考までに  $\left(\sum_0^\alpha \beta_j\right)_{-\beta}$  による  $\beta_A$  の推定式を示すと下記のようなのである。

$\alpha$	$\beta$	定数	$\beta_{-1}$	$\beta$	$\left(\sum_0^\alpha \beta_j\right)_{-\beta}$	$\bar{R}^2$	$S$	$d$
1	0	-0.158355	-2.07598 (-2.60)	4.74588 (8.50)	3.02680 (6.87)	0.6725	0.1337	0.858
1	2	-0.412765	0.0636746 (0.07)	4.66065 (6.43)	2.71303 (2.64)	0.4494	0.1734	0.469
3	0	-0.219589	-1.639990 (-1.88)	4.74054 (7.74)	3.67022 (5.53)	0.6068	0.1465	0.716
3	2	-0.524006	1.05092 (1.11)	4.69108 (6.07)	1.38396 (0.91)	0.3853	0.1832	0.387

(iv) 失業率, 失業者数

$$\begin{aligned} \text{イ} \quad \frac{1}{2} \sum_0^1 (U/N_L) &= 0.00917464 + 0.00000532513W_{-1} - 0.0000000659548V - 0.0000604726P_i \\ &\quad (3.06) \qquad \qquad \qquad (-2.74) \qquad \qquad \qquad (3.16) \\ &+ 0.718077 \left[ \frac{1}{2} \sum_0^1 (U/N_L) \right]_{-1} \\ &\quad (13.86) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.8788 \quad S = 0.0004 \quad d = 1.438$$

失業率, 失業者数も従来は外生変数としてモデルに組み込まれていた。しかし,  $V_A$  と同様に, 次の理由によって内生変数を試みた。

それは, まず, 現下の経済情勢のもとでは失業率, 失業者数も重要な指標となってきたと考えられること。また, このパイロットモデル SP-17 で  $P_j$  の説明変数に  $V/L$  として生産性要因がはいっており, 就業者数  $L$  は  $L = N_L - U$  という定義式できめられていて, この時  $N_L$  も  $U$  も外生変数となると,  $L$  が外生的にきまることになる。そのため生産性を通じた物価への影響が遮断され, 政策シミュレーション上歪みが生じる。また,  $V_A$  の内生変との矛盾が残る。したがって,  $L$  あるいは  $U$  を内生変しなければならぬ。SP-17 では,  $U$  の内生変を試みた。

次に推定式の考え方としては, 中期マクロモデル, 京大モデル等にみられるように失業者数を労働力人口 - (雇用者数 + 個人業主数) という考え方で推計する方法もある。しかし, ここ

では,  $V_A$  が  $1/(U/N_L)$  と同じ役割を果たしているという考え方に基づいて, 一人当り雇用者所得  $W$  を決定する方程式に  $V_A$  が説明変数として入っていると考えられること, さらに  $V_A$  の推定式が別に存在していること。以上により, 失業率  $u = U/N_L$  の推定式を次のように推定することを考えた。

1.  $V_A$  と同じスペシフィケーションをとること。
2.  $V_A$  によって  $u$  を説明すること。

以上の2つの考え方にさらに,  $u_{-1}$  を説明変数につけ加えて得た推定式がイロである。

なお,  $V_A$  では  $\beta_A$  を  $\beta$ ,  $\beta$ ,  $\beta_j$  で説明しているが,  $u$  では  $w$ ,  $V$ ,  $P_j$  の方がいい結果が得られた。

第2の方針では,

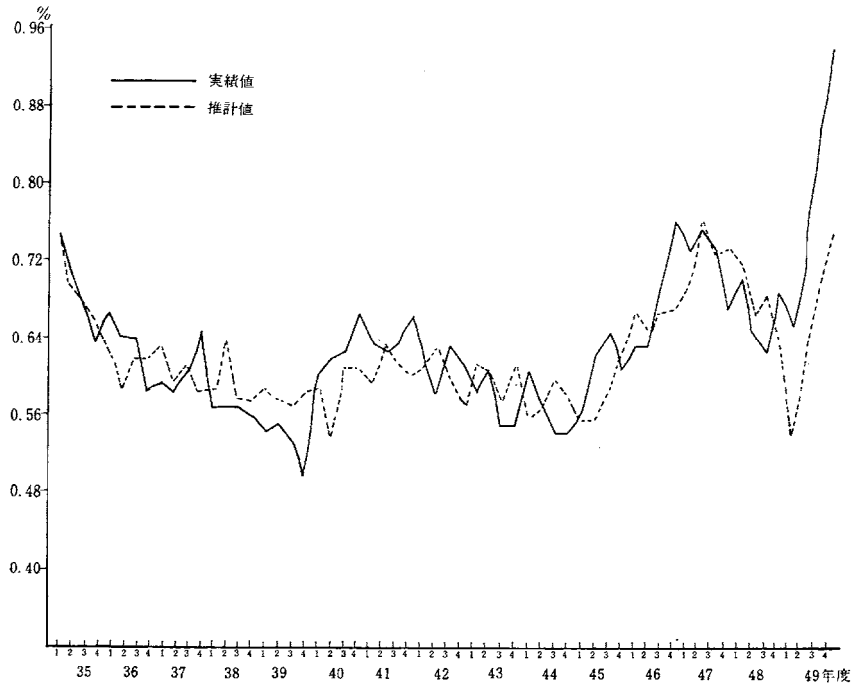
$u = f(1/V_A, (V/K_P, I/K_P, \rho, N_L), u_{-1})$  というスペシフィケーションで試みたが, そのうち一番良好なものが, 次の推定式であった。

$$\begin{aligned} \text{ロ} \quad \frac{1}{2} \sum_0^1 (U/N_L) &= 0.00775029 + 0.000650914 (1/V_A) - 0.00638270 (V/K_P)_{-1} \\ &\quad (3.25) \qquad \qquad \qquad (-3.77) \end{aligned}$$

$$+ 0.722112 \left[ \frac{1}{2} \sum_0^1 (U/N_L) \right]_{-1} \quad (16.61)$$

$$\bar{R}^2 = 0.8946 \quad S = 0.0004 \quad d = 1.442$$

第4-4-1図 失業者数 (イ式)



第4-4-2図 失業者数 (ロ式)

