

現代インフレの構造的分析*

——戦後日本経済に関する実証分析——

松 水 征 夫

I. はじめに

日本経済は戦後めざましい経済成長をとげたが、とくに昭和30年代後半の高度成長は顕著である。この高度成長は、政府のとった高度成長政策を反映して、民間設備投資が活発化したことによって生じた製品需要の増大によってもたらされたものである。この過程で労働需要が増大し、昭和40年代にはそれまでの労働力過剰型経済から労働力不足型経済への移行がみられることになった。

こうした昭和30年代後半から始まったと思われる生産物市場および労働市場の構造変化に対応して、生産物価格・賃金の変動パターンにも変貌がみられる。まず物価面では、消費者物価が昭和35年以降急速に上昇を続けていることが注目される。卸売物価は、総合指数でみると比較的安定的に推移しているとはいえ、部門別指数でみると、それぞれの指数は異なる変動パターンを示している。すなわち生産性上昇率の高い製造業部門では、卸売物価指数がほぼ不変に推移しているのに対し、生産性上昇率の低い農林水産業やサービス業部門では、昭和35年以降急速な増加を示している。つぎに賃金の動きに目を移すとき、昭和35年以降の労働需要の増大に対応して、各産業・部門での賃金上昇の加速化傾向が注目される。とくに生産性上昇の遅い部門でこの傾向が顕著である。このように昭和35年以

* 本稿は、昭和48年1月に一橋大学に提出した博士課程単位修得論文「現代インフレの構造的分析と影響分析—日本・アメリカ経済に関する実証分析—」の一部に加筆したものである。単位修得論文の作成・審査過程において、宮沢健一、南亮進、塩野谷祐一の各先生から貴重な御示唆をえた。ここに記して厚くお礼申しあげる。もとよりありうべく誤謬は、筆者のみの責任である。

降において、物価・賃金の変動パターンに変化がみられるが、その変化の形態は部門別にみるときさまざまである。これは、それぞれの部門が経済全体の一般的变化とは異なった構造的特性を有しているためと思われる。

南・小野両氏は、こうした各生産部門の構造的特性を把握しうるようなインフレ・モデルを開発された¹⁾。もとより、従来のわが国のインフレ問題に関する論議でも、生産性上昇率格差インフレ論にみられるように、構造的視角を明示した分析がないではない。しかしそれらでは、生産物市場と労働市場の構造変化を十分に考慮しうるモデル分析ではなかったように思われる。南・小野モデルは、こうした構造変化にともなう物価・賃金の変動パターンの変化をも追跡しうるという点で画期的労作であり、この研究分野に与えた貢献は高く評価しなければならない。

本稿は、日本経済のインフレ問題に対する構造的接近法の有用性を明らかにするために、南・小野モデルを基本的に援用しながら、このモデルの部門分類、賃金・価格変化率の決定方程式などいくつかの点を修正したモデルを提示する。そしてこの修正したモデルを用いて、戦後日本経済の物価上昇機構を明らかにするとともに、高度成長が物価・賃金の変動過程にいかなる影響を与えたかを実証的に分析する²⁾。

われわれは、こうしたインフレ分析を「インフレの構造的分析」と呼ぶ。

1) Cf. [1] R. Minami and A. Ono, "Price Changes in a Dual Economy: An Empirical Model for the Postwar Japan," *Discussion Paper No. 40*, Kyoto Institute of Economic Research, Kyoto University, 1971, [2] 南亮進・小野旭「二重構造下の物価変動」、『季刊理論経済学』, 1971年8月, および [3] 南亮進・小野旭「物価, 賃金, 労働力需給の決定メカニズムの分析と, その巨視的モデルへの応用—物価上昇機構の構造的接近—」, 日本銀行統計局解析係, 1971年9月. [3] は [1], [2] の改良モデルとなっているので, 以下南・小野モデルというとき, [3] で採用されたモデルをさす。

2) 本稿のモデルは, 拙稿「日本経済の物価・賃金上昇の構造的分析—南・小野モデルへのコメント—」, 『一橋論叢』, 昭和47年8月号で提示したモデルと同様である。本稿では, 前稿において問題点として残されていた製造業の分類基準を修正してえられた推計結果にもとづく分析を試みるとともに, 前稿で十分に展開しえなかった誘導型方程式体系による分析結果をも付加した。

「構造的」という語を用いたのは、古典的なインフレ分析におけるマクロ的視点だけでなく、今日の全般的なインフレの解明にとって不可欠な産業別・部門別視点を導入し、さらに労働市場や生産物市場の構造変化を重視することを強調するためである。

II. モデルとその経済的意味

南・小野モデルでは、近代部門と非近代部門の二部門分割モデルとして構成するために、製造業を中小企業と大企業に分割したのち、前者の中小企業を低生産性上昇率部門の農林水産業と一括して非近代部門とされているが、これでは両部門のそれぞれに特有な事情が不明確にされるように思われる。そこでわれわれは、これら両部門に固有の事情を考慮しようように分離して考えることにする。また第三次産業の取扱いに関して、南・小野モデルでは、この部門が運輸・通信・公益のような近代部門と、卸売・小売・サービスのようない非近代部門を含んでいるが、データの制約があるという理由により部門分割が行なわれていない。しかしわれわれは、消費者物価の上昇原因を考えるさいに重要と思われる第三次産業の非近代部門である商業・サービス業³⁾の分析が可能となるように留意することにつとめた。したがってわれわれは、農林水産業、製造業の中小企業、製造業の大企業、商業・サービス業の四部門からなるつぎのようなモデルを考える。

賃金変化率の決定方程式

$$\begin{aligned}
 (1) \quad \dot{w}_1 &= \alpha_0 + \alpha_1 v + \alpha_2 \dot{w}_{2,-1} + \alpha_3 \dot{w}'_{2,-1} + \alpha_4 \dot{w}_{3,-1} + \alpha_5 \dot{P}_{c,-1} + e_1 \\
 (2) \quad \dot{w}_2 &= \beta_0 + \beta_1 v + \beta_2 \dot{w}_{1,-1} + \beta_3 \dot{w}'_{2,-1} + \beta_4 \dot{w}_{3,-1} \\
 &\quad + \beta_5 (\dot{p}_2 + \dot{q}_2) + \beta_6 \dot{P}_{c,-1} + e_2 \\
 (3) \quad \dot{w}'_2 &= \beta'_0 + \beta'_1 v + \beta'_2 \dot{w}_{1,-1} + \beta'_3 \dot{w}_{2,-1} + \beta'_4 \dot{w}_{3,-1} \\
 &\quad + \beta'_5 \dot{w}_2 + \beta'_6 (\dot{p}'_2 + \dot{q}'_2) + \beta'_7 \dot{P}_{c,-1} + e_3 \\
 (4) \quad \dot{w}_3 &= \gamma_0 + \gamma_1 v + \gamma_2 \dot{w}_{1,-1} + \gamma_3 \dot{w}_{2,-1} + \gamma_4 \dot{w}'_{2,-1} \\
 &\quad + \gamma_5 \dot{w}_2 + \gamma_6 \dot{P}_{c,-1} + e_4
 \end{aligned}$$

3) われわれは、卸売・小売・金融・保険・不動産業等をまとめて、商業・サービス業と呼ぶことにする。

価格変化率の決定方程式

$$(5) \quad \dot{p}_1 = \delta_0 + \delta_1 f + \delta_2 (\dot{p}_2 + \dot{p}_2') + \delta_3 (\dot{w}_1 - \dot{q}_1) + e_5$$

$$(6) \quad \dot{p}_2 = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 g + \varepsilon_2 (\dot{p}_1 + \dot{p}_2' + \dot{p}_m) + \varepsilon_3 (\dot{w}_2 - \dot{q}_2) + e_6$$

$$(7) \quad \dot{p}_2' = \varepsilon_0' + \varepsilon_1' g + \varepsilon_2' (\dot{p}_1 + \dot{p}_2 + \dot{p}_m) + \varepsilon_3' (\dot{w}_2' - \dot{q}_2') + e_7$$

$$(8) \quad \dot{p}_3 = \lambda_0 + \lambda_1 \dot{h} + \lambda_2 (\dot{w}_3 - \dot{q}_3) + e_8$$

卸売物価指数変化率の決定方程式

$$(9) \quad \dot{P}_w = \mu_0 + \mu_1 \dot{p}_1 + \mu_2 \dot{p}_2 + \mu_3 \dot{p}_2' + e_9$$

消費者物価指数変化率の決定方程式

$$(10) \quad \dot{P}_c = \nu_0 + \nu_1 \dot{p}_1 + \nu_2 \dot{p}_2 + \nu_3 \dot{p}_2' + \nu_4 \dot{p}_3 + e_{10}$$

ここに記号はつぎのとおりである。 w は貨幣賃金率， p は価格指数， p_m は輸入原材料価格指数， P_w は総合卸売物価指数， P_c は総合消費者物価指数である。また q は労働平均生産性であり， v は殺到率， f は農林水産業生産物需給ギャップ指数， g は製造業需給ギャップ率， h は商業・サービス業部門への関係支出である。 e は誤差項である。ドットのついた変数は、その変数の指数的成長率を示す。下添字 1, 2, 3 は、それぞれ農林水産業、製造業、商業・サービス業を示す。そして製造業の変数のうち、プライムのついているのは中小企業、ついていないのは大企業の変数である。

われわれのモデルの内生変数は、 $\dot{w}_1, \dot{w}_2, \dot{w}_2', \dot{w}_3, \dot{p}_1, \dot{p}_2, \dot{p}_2', \dot{p}_3, \dot{P}_w, \dot{P}_c$ の10個で、構造方程式が前述の10本の方程式体系で与えられているから、体系は complete である。なお先決変数は、 $v, f, g, \dot{h}, \dot{q}_1, \dot{q}_2, \dot{q}_2', \dot{q}_3, \dot{p}_m$ の9個の外生変数と、 $\dot{w}_{1,-1}, \dot{w}_{2,-1}, \dot{w}_{2',-1}, \dot{w}_{3,-1}, \dot{P}_{c,-1}$ という5個の先決内生変数である。以下これらの諸変数の関係を規定するモデルの個々の方程式に盛られた経済的意味を説明する。

(A) 賃金変化率の決定方程式

各部門の賃金変化率を決定する方程式には、まず労働市場の需給状態を

4) ある変数 x の年あたりの指数的成長率を \dot{x} とし、その変数の前年の値を x_{-1} とすると、

$$\dot{x} = \log x - \log x_{-1}$$

と表わせる。

反映する変数として、殺到率 v と他部門の前年の賃金変化率を採用する。ここで v は経済全体の労働力に対する超過需要の代理変数であるが、これだけでは各部門の労働需給状態を適確につかむことは困難であろう。そこでつぎのような理由で他部門の前年の賃金変化率を加えた。すなわち他部門の賃金上昇は、他部門への労働移動を刺激するか、あるいは自己部門への労働供給を減少させ、自己部門の労働需給に直接影響を与えるからである。⁵⁾ ところで四部門の賃金変化率決定方程式のすべてに v が入っているのは、部門別の殺到率がえられないからであるが、このことによって経済全体の労働の超過需要にいずれの部門がより敏感に反応するかをみる事が可能になる。

また賃金の高位平準化傾向の存在を確かめるために、われわれは、(3)、(4) 式の説明変数として w_2 を加えた。

さらに各部門の賃金変化率決定式に前年の消費者物価の上昇率が入っているのは、生計費の上昇から賃金が増加する場合を考慮するためである。とくに製造業の場合には、 $\dot{P}_{c,t-1}$ は労働組合の賃金交渉力の代理変数とみることも可能である。すなわち消費者物価の上昇率が高まれば高まるほど、労働組合による賃金上昇圧力は強まると考えられるからである。

製造業の賃金変化率は、企業者の賃金支払能力にも依存していると考えられる。この点を考慮するために、(2)、(3) 式では、各部門の労働の価値的生産性上昇率 $\dot{p}_2 + \dot{q}_2$, $\dot{p}_2' + \dot{q}_2'$ を、説明変数として導入した。⁷⁾

-
- 5) 労働需給バランス指標には失業率と殺到率があるが、失業率の中に現われる労働需給量は事後的な値であるのに対し、殺到率は事前的な労働需給量である求人数と求職者数から計算されているという違いがある。ところで貨幣賃金率が労働市場の需給関係により変動するという場合の需給ギャップは事前的な需要量と供給量との差である。したがって労働需給バランス指標として、事前的指標である殺到率を用いた。
- 6) 農林水産業、とくに農業部門は昭和35年頃まで過剰労働力をかかえていたから、賃金の変化に関係なく、他部門に労働力を供給していたと考えられる。しかし日雇労働者に対しては、ここでの議論は成立しよう。
- 7) たとえば、大企業部門の労働の物的生産性が q_2 であるから、労働の価値的生産性は $\dot{p}_2 q_2$ で表わされる。したがってその上昇率は、 $(\dot{p}_2 + \dot{q}_2)$ で示される。

すなわち労働の価値的生産性の上昇は企業者の賃金支払能力を増し、労働組合の賃金交渉の対象になると考えられるからである。

以上の諸説明変数中、南・小野モデルとくらべ異なるのは、 w_2 を新しく加えたことである。これは、とくに春闘相場による賃金決定にみられるような労働需給とは無関係に決められる賃金の高位平準化傾向の影響を説明するために採用した。

(B) 価格変化率の決定方程式

まず農林水産業、製造業の卸売物価の変化率を決定する需要側の要因として、南・小野モデルでは実質粗国民支出が考えられているが、これでは当該製品に対する部門別の需要変化の価格への影響を十分にとらえることは困難と思われるので、われわれは各部門の生産物需給状態をより直截に反映する二つの需給ギャップ変数 f 、 g をもってこれに代えた。大企業と中小企業の方程式に同じ g を入れたのはデータの制約によるものであるが、大企業と中小企業ではどちらの価格が景気変動の影響をうけやすいかをみるのが可能になるう。

また農林水産業、製造業の卸売物価の変化率は、両部門の經常投入物の価格指数の変化率にも依存すると考えられる。そこで(5)式において、農林水産業における經常投入物の価格指数の変化率である \dot{p}_2 、 \dot{p}_2' を説明変数として加えた。簡単化のために \dot{p}_2 と \dot{p}_2' のパラメーターは等しいと仮定した。(6)、(7)式の \dot{p}_1 、 \dot{p}_2 、 \dot{p}_2' 、 \dot{p}_m は、製造業における經常投入物の価格指数の変化率であり、これらの変数のパラメーターも簡単化のために等しいと仮定した。

さらに両部門の卸売物価変化率は、単位労働費用の増加率にも依存すると考えられる。寡占産業を含む製造業では、こうしたフル・コスト的な価格形成は容認されよう。農林水産業の場合にも、戦後、政府のとった価格政策がフル・コスト原則に近いものであったと考えられる。そこで(5)、(6)、(7)式には、それぞれ各部門の単位労働費用の増加率 $w_1 - q_1$ 、 w_2

$-\dot{q}_2, \dot{w}_2' - \dot{q}_2'$ が説明変数として入っている。⁸⁾

商業・サービス業では、生産性上昇率が低いため、コスト上昇を価格に転嫁させる傾向が強いと考えられる。そこで(8)式では価格上昇を単位労働費用の増加率 $\dot{w}_3 - \dot{q}_3$ に結びつけた。もとより経済成長にともなう所得の増加が商業・サービス業に対する需要を増大させ、そのことがコスト上昇を価格に転嫁させることを可能にする。このことを考慮しうるように、商業・サービス業部門への関係支出の伸び率 h を(8)式の説明変数に加えた。

かくしてわれわれのモデルの価格変化率を決定する方程式は、説明変数として、需要側の要因とコスト側の要因の双方を含むから、各部門の物価上昇において需要側とコスト側のどちらの要因がより強く作用したのか、また両要因の各変数のいずれが強く働いたかを、十分に説明することができよう。

(C) 卸売物価・消費者物価指数の変化率の決定方程式

卸売物価指数の説明変数として、農林水産業、製造業の価格指数を採用した。商業・サービス業の価格指数は、他部門の価格指数とその性格を異にしているので除いた。消費者物価指数の説明変数としては、卸売物価指数の説明変数と商業・サービス業の価格指数を用いた。

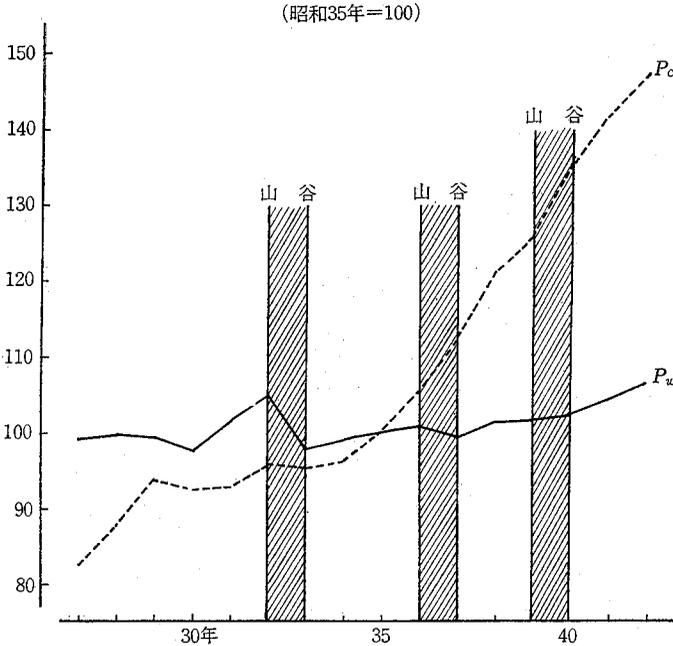
Ⅲ. データと主要指数の動向

モデルの推定に用いた諸変数の推移について簡単に述べよう。

第1図は、消費者物価 P_c と卸売物価 P_w の推移を図示したものである。景気変動との関係をみるために、景気の山と谷の時期をあわせかけた。斜線部分は景気後退期を示す。 P_w は景気循環による変動をともしながらも、全期間をならせばほぼ安定的に推移しているのに対し、 P_c は景気循環とはあまり関係なく上昇傾向にある。とくに P_c は昭和35年以降上昇傾向が顕著であり、 P_c と P_w の乖離は拡大傾向にある。なお昭和39

8) 貨幣賃金率を w 、労働の物的生産性を q とするとき、単位労働費用は w/q で表わされる。したがって単位労働費用の増加率は、 $(\dot{w} - \dot{q})$ で示される。

第1図 卸売物価・消費者物価指数の推移



(注および資料)

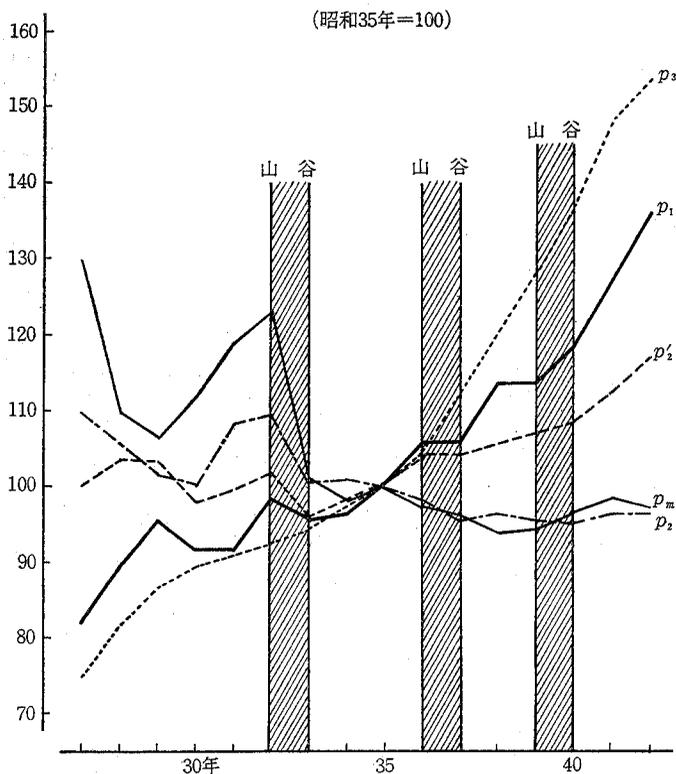
P_w = 総合卸売物価指数. 日本銀行『物価指数年報』より.

P_c = 全都市消費者物価指数. 総理府統計局『消費者物価指数年報』より.

年から40年にかけての景気後退期に、従来景気後退期には下落していた卸売物価が逆に若干の上昇を示し、いわゆるスタグフレーションのきざしがみえることは注目に値しう。なお昭和43年以降輸入インフレがからんできてインフレのパターンは複雑になるが、われわれの目的は高度成長の前夜で物価・賃金変動パターンにいかなる構造変化があったかをみることであり、このため本稿では昭和43年以降の物価・賃金の動向は取り扱わない。したがって昭和29年から昭和42年までを観察期間とした。

第2図には、各部門の価格指数ならびに輸入原材料価格指数の推移が、

第2図 各部門の価格指数および輸入原材料価格指数の推移



(注および資料)

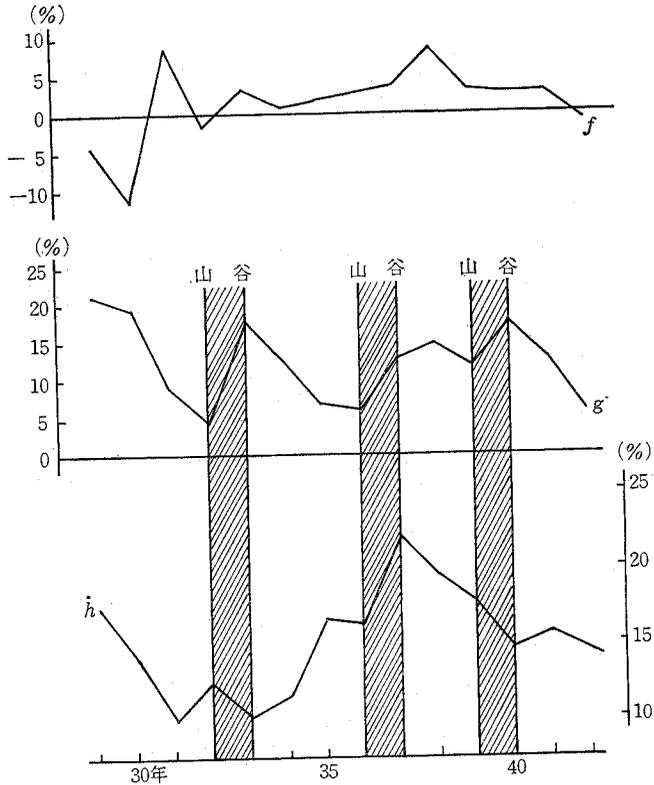
- p_1 = 農林水産業生産物卸売価格指数。日本銀行『物価指数年報』より。
- p_2 = 大企業部門卸売価格指数。日本銀行『物価指数年報』の大企業性工業製品卸売価格指数。
- p_2' = 中小企業部門卸売価格指数。日本銀行『物価指数年報』の中小企業性工業製品卸売価格指数。
- p_3 = 商業・サービス業部門の価格指数。総理府統計局『消費者物価指数年報』の全都市消費者物価指数の「雑費」指数。
- p_m = 輸入原材料価格指数。繊維原料，金属鉱その他原料，鉱物性燃料の加重平均。東洋経済新報社『物価総覧』より。

景気循環との関係で描かれている。⁹⁾ 第1図で指摘したように卸売物価は、総合指数でみるとき安定的に推移しているが、産業別および部門別指数でみるとかなり異なった動きを示す。すなわち p_1 , p_3 はともに、昭和27年から29年の間に上昇し、昭和29年から35年の間では上昇率が鈍化し、それ以降急激に上昇する。こうした動きは P_c の推移ときわめて類似している。これに対し、 p_2 は全期間を通じて景気変動の波にのりながらゆるやかな下落傾向をみせ、 p_2' は両者の中間的な推移を示している。なお昭和39年から40年にかけての景気後退期に、 p_2 は下落したのに p_2' は上昇傾向を続けている。このように昭和30年代後半から価格の下方硬直性が顕著になっていることは注目し値しよう。以上四部門の価格指数の推移を要約すると、つぎのようになる。つまり生産性上昇率の低い部門の価格指数 p_1 , p_2' , p_3 は全期間を通じて上昇傾向を示したのに対して、生産性上昇率の高い部門の価格指数 p_2 は全期間を通じて下落傾向にあった。 p_m は p_2 と同様な推移を示している。

第2図から明らかなように、各部門の価格指数は、景気変動にかなり感応的である。そこで景気変動指標として各部門の生産物需給バランス指標を用い、それと価格指数との関連をみよう。第3図は、各部門の生産物需給状態の推移を景気循環との関係で描いたものである。まず農林水産業の生産物の需給ギャップ指標 f は、昭和35年頃まで超過需要と超過供給とを繰り返していたが、昭和35年以降41年までその値はずっと正であり、超過需要の状態が続いている。こうした状況は、 p_1 の昭和35年以降の急激な上昇を説明する要因になっていると考えられる。製造業の需給ギャップ率 g は、その定義式から明らかなように常に正で、超過供給の指標となっている。しかし g の値の上昇または下落は、市場が現状より超過供給または

9) 商業・サービス業の価格指数としては、特殊分類による消費者物価指数のサービス指数が望ましいと思われるが、モデルの観察期間に入っている昭和30年より前の指数がえられないので、われわれは中分類指数の雑費指数を採用した。雑費項目として保健医療・理容衛生・交通通信・教育・文房具・教養娯楽・たばこが考えられている。なお昭和30年以降、中分類の雑費指数は特殊分類のサービス指数と同様の推移を示している。中分類指数によるわれわれの近似は許されよう。

第3図 各部門の生産物需給バランス指標の推移



(注および資料)

f = 農林水産業生産物需給ギャップ指数

$$= \frac{\text{家計消費支出増加率} \times \text{食料費支出弾性値} + 100}{\text{農林水産業生産指数増減率} + 100} - 1.$$

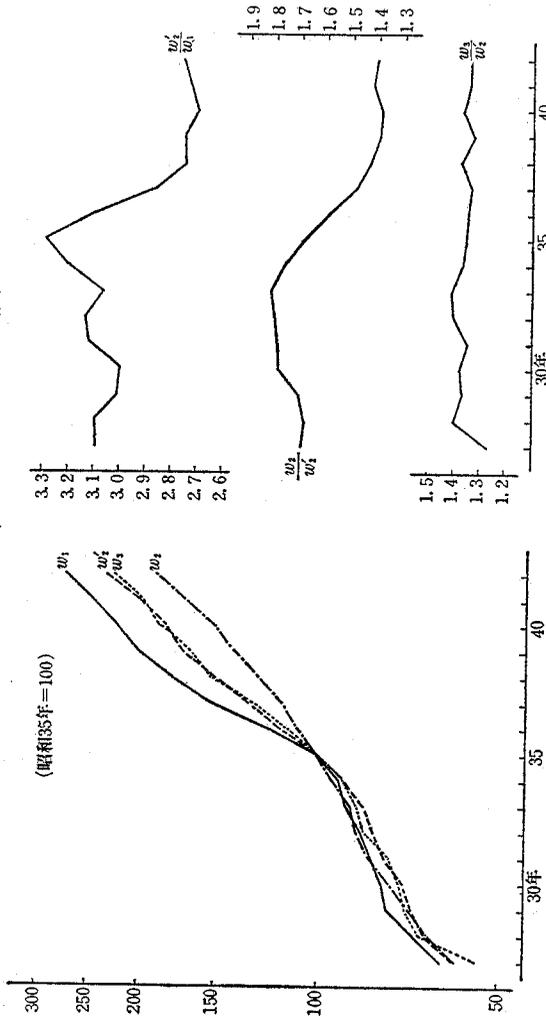
家計消費支出は経済企画庁『国民所得統計年報』，食料費支出弾性値は総理府統計局『家計調査年報』，農林水産業生産指数は農林省『農林省統計表』による。

g = 製造業需給ギャップ率 = (生産能力 - 実生産額) ÷ 生産能力. 経済企画庁『経済白書』(昭和44年版)より。

h = 商業・サービス業関係支出. 個人消費支出のうち雑費支出. 経済企画庁『国民所得統計年報』より。

超過需要に近づくことと理解できよう。gの動きが、景気の上昇・下降と逆になっているのはそのためである。商業・サービス業に対する関係支出の増減率 h は、全観察期間にわたって正となっている。こうしたサービス経済化の進展が、 p_3 の一貫した上昇を説明しているように思われる。もっとも h の大きさも昭和29年から31年までは下落傾向にあり、昭和31年から37年まで逆に上昇傾向を示したが、それ以降はまた下落傾向にある。昭

第4図 各部門の賃金指数および賃金格差の推移



(注および資料)

w_1 = 農林水産業部門賃金指数、農業日雇労働者の1人あたり年間賃金(日給×181日として推計)。

日給は農林省『農村物価賃金統計』より。

w_2 = 大企業部門賃金指数、製造業の500人以上の事業所の常用労働者1人あたり現金給与額(通産省『工業統計表』より算出)。

w_2' = 中小企業部門賃金指数、製造業の10~499人規模事業所の常用労働者1人あたり現金給与額(通産省『工業統計表』より算出)。

w_3 = 商業・サービス業部門賃金指数、経済企画庁『国民所得統計年報』の商業・サービス業雇用者所得・雇用者数より算出。

和36年から37年にかけての景気後退期には h は上昇しているが、他の景気後退期には h は下落していることが注目される。

前述したように各部門の価格指数に下方硬直性がみられるようになった一つの要因は、最近における賃金コストの上昇圧力によるものと考えられる。その動向をみるために、各部門の賃金の動きを追ったのが第4図である。¹⁰⁾ まず各部門の賃金指数の推移は、昭和35年を100とした場合の各年の賃金指数を自然対数目盛を用いて描いたものである。農林水産業では家族従業者と雇用者との区別がはっきりしないため、賃金指数を求めることが困難である。そこで簡便法として農業日雇労働者の1人あたり年間賃金を w_1 の代理変数として用いた。製造業の規模別賃金指数の推計にさいしては、500人以上の従業者からなる企業を大企業、10~499人の従業者からなる企業を中小企業として計算した。¹¹⁾

さて第4図の賃金指数の動きに注目しよう。昭和35年頃まで各部門の賃金は同様の上昇傾向を示していたが、それ以降各部門の賃金上昇率にはかなりの差異が生じている。すなわち生産性上昇の遅い部門の賃金 w_1, w_2' ,

10) 南・小野両氏は、製造業の賃金指数を『工業統計表』（通産省）から求められる従業者1人あたりの現金給与額より算出されているが、『工業統計表』の現金給与額は常用労働者に対して支給された給与額であるから、賃金指数としては常用労働者1人あたりの現金給与額から算出した方が適当と思われるので、われわれは後者で入れ替えた賃金指数を作成した。

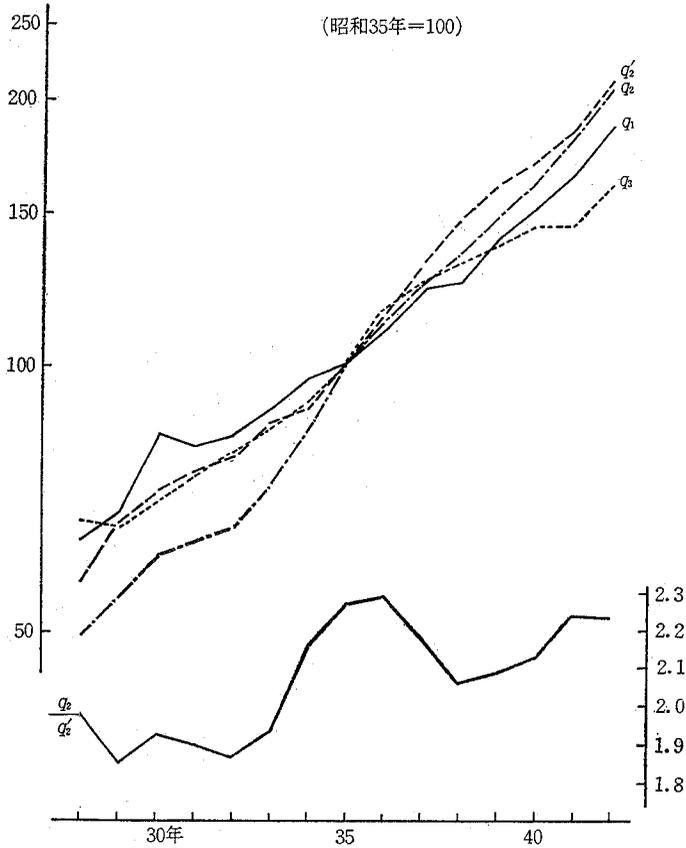
11) 南・小野モデルでは、100人以上の従業者からなる企業を大企業、10~99人の従業者からなる企業を中小企業とされているが、日本銀行の規模別卸売物価の推計方法を吟味してみると、上述の分類基準には問題がある。すなわち日銀の規模別卸売物価の推計では、資本金が5,000万円以上か否かで大企業と中小企業とに分類し、昭和39年の『工業統計表・企業編』を用いて、大企業の出荷額が当該品目の出荷額の50%以上を占める場合に、その品目を大企業性製品、それ以外を中小企業性製品としている。しかしこの方法に従うと、中小企業性製品の中に、出荷額が50%以下で資本金が5,000万円以上の大企業の製品が含まれることになる。ところで中小企業基本法等では、資本金5,000万円以下、従業者数300人以下が中小企業とされる。したがって、日銀の規模別卸売物価を使用するさいには、大企業と中小企業との従業者数の境界線を300人より大きい数値にすべきと考えられる。そこでわれわれは、『工業統計表』の規模分類を考慮して、500人を境界値として選んだ。

w_3 の上昇率は、生産性上昇の速い部門の賃金 w_2 の上昇率を顕著に上まわっている。このことは w_2 が全期間を通じてほぼ一定の上昇率を示しているのに対し、 w_1 、 w_2' 、 w_3 が昭和35年以降上昇速度を早めていることに起因する。したがって製造業の大企業と中小企業の賃金格差を w_2/w_2' でみると、その値は昭和35年頃までほぼ水平に推移したのに対し、それ以降下落傾向にある。低生産性部門間の相対賃金の動きをみると、まず w_2'/w_1 は昭和35年頃まで上昇傾向にあったが、それ以降下落傾向にある。また w_3/w_2' は、全期間にわたってほぼ水平に推移している。このように諸部門間の賃金格差は、複雑なパターンを示して推移している。こうした賃金の動きがいかなる労働移動を誘発したかは興味をもたれる問題であろう。

第5図では、各部門の生産性の推移が描かれている。物的労働生産性指数の推移は、昭和35年を100にした各年の動きを自然対数目盛を用いて描いたものである。高生産性部門と考えられる製造業の生産性が他部門の生産性の上昇率を上まわっている。同じ製造業部門でも大企業と中小企業では生産性の推移に変化がみられる。 q_2/q_2' でみると、大企業と中小企業との生産性格差は、拡大・縮小をくりかえしているが全期間をならせば拡大傾向にあり、歴然たる格差が存続している。

第6図は、各部門の単位労働費用の推移を図示したものである。第4、5図で明らかになったように、生産性上昇率の高い部門で賃金上昇率が低く、生産性上昇率の低い部門で賃金上昇率が高かった結果、単位労働費用は低生産性上昇率部門で高く、高生産性上昇率部門で低くなっている。大企業部門の単位労働費用は全期間を通じてゆるやかながら低下傾向にあるのに対して、農林水産業、商業・サービス業の単位労働費用は昭和35年頃までほぼ水平に推移して、それ以降急激な上昇傾向を示している。これは昭和35年以降両部門の貨幣賃金が急激に上昇したことに起因している。農林水産業の単位労働費用は昭和38年以降安定的な推移をみせているが、これは第5図から明らかなように q_1 の上昇によって w_1 の上昇が吸収されたことによるものである。中小企業は、農林水産業、商業・サービス業の低生産性上昇率部門と大企業のそれぞれの推移の中間的な動きを示してい

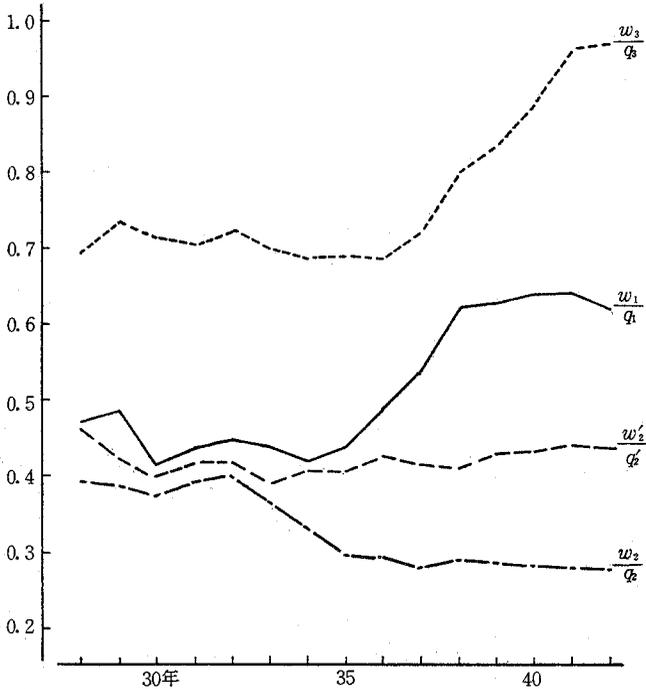
第5図 各部門の生産性指数および生産性格差の推移



(注および資料)

- q_1 = 農林水産業部門物的生産性指数。農林水産業の市場価格表示の国内総生産額（経済企画庁『国民所得統計年報』）を農林水産業就業者数（総理府統計局『労働力調査報告』）で除して、 p_1 でデフレートしたものより算出。
- q_2 = 大企業部門物的生産性指数。製造業の500人以上事業所の従業者1人あたりの付加価値額（通産省『工業統計表』）を p_2 でデフレートしたものより算出。
- q'_2 = 中小企業部門物的生産性指数。製造業の10~499人規模事業所の従業者1人あたりの付加価値額（通産省『工業統計表』）を p'_2 でデフレートしたものより算出。
- q_3 = 商業・サービス業部門物的生産性指数。商業・サービス業の市場価格表示の国内総生産額（経済企画庁『国民所得統計年報』）を商業・サービス業就業者数（総理府統計局『労働力調査報告』）で除して、 p_3 でデフレートしたものより算出。

第6図 各部門の単位労働費用の推移

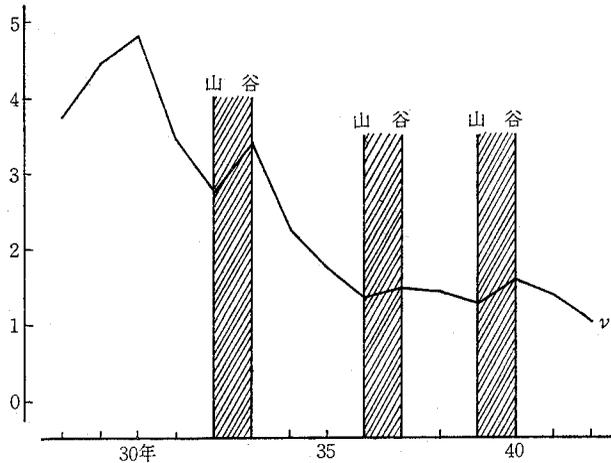


(資料) 第4, 5図に同じ。

る。すなわち中小企業の単位労働費用は、全期間を通じてほぼ安定的な推移をみせている。これは中小企業の賃金上昇率が他の低生産性上昇率部門と同じくらいに高かったのに対し、生産性の上昇率が他の生産性上昇の遅い部門に比べてかなり高かったために、 w_2' の上昇を q_2' の上昇である程度吸収できたことによるものと思われる。

労働市場の需給バランス指標である殺到率 v の推移は、第7図のとおりである。 v は昭和28年から30年まで上昇傾向を示し、昭和30年から35年の間では下落傾向を示したが、それ以降1.5の近傍に位置し、あまり変化していない。昭和35年以降低生産性上昇率部門の賃金上昇率が高まったことと考えあわせると、昭和35年頃を境として日本経済は労働力過剰型経済から労働力不足型経済に移行を始めたものと考えられる。

第7図 殺到率の推移



(注および資料)

v = 殺到率 = 有効求職者数 ÷ 有効求人数. 労働省『戦後労働経済史』および『労働白書』より.

Ⅳ. モデルの推定結果と解釈

本節では、第Ⅱ節で提示したモデルの推定を行ない、その結果を検討する。

第1, 2, 3表はそれぞれ、賃金変化率の決定方程式(1)~(4)、価格変化率の決定方程式(5)~(8)、卸売物価・消費者物価指数の変化率の決定方程式(9), (10)に単純最小二乗法を適用してえられたパラメータの推定結果である。推定にさいしては、昭和29年から42年までの年次データを採用した。なお表中▲印はマイナスを示す。 \bar{R} は自由度修正済みの重相関係数であり、括弧内の数値はパラメータの t -value である。また推定式の番号のうち(1-A)というようにAのついているものは、原モデルの推定結果である。もし原モデルのパラメータの推定値のうち、符号条件を満たさないものや、 t -value が低く通常の有意水準にないものがある場合には、その説明変数を順次除いて推計した。たとえば(2-A)は(2)式の推定結果であるが、 $w_{1,-1}$, $w_{2,-1}$ の係数は符号条件を

第1表 賃金変化率の決定方程式のパラメータ推定値

| 内生推定 変数の 式番号 | 説 | | | 明 | | | 変 | | | 数 | | | 重相関係数(R , \bar{R}), ダービン・ワトソン 比(d) |
|--------------------|---------------|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------------|---------------------------|---|---|--|--|
| | con- stant | v | $\dot{w}_{1,-1}$ | $\dot{w}_{2,-1}$ | $\dot{w}'_{2,-1}$ | $\dot{w}_{3,-1}$ | \dot{w}_2 | $\dot{p}_2 + \dot{q}_2$ | $\dot{p}_2' + \dot{q}_2'$ | $\dot{P}_{c,-1}$ | | | |
| \dot{w}_1 | 1-A | 5.885 ▲1.268 (▲1.262) | ▲1.268 (▲1.262) | ▲0.671 (▲1.336) | 1.188 (2.281) | 0.267 (0.809) | | | | ▲0.279 (▲0.569) | $R=0.890$ $\bar{R}=0.814$ $d=1.663$ | | |
| | 1-B | 4.553 ▲1.695 (▲1.733) | ▲1.695 (▲1.733) | | 0.811 (1.745) | 0.209 (0.683) | | | | | $R=0.856$ $\bar{R}=0.807$ $d=1.309$ | | |
| | 1-C | 3.668 ▲1.413 (▲1.634) | ▲1.413 (▲1.634) | | 1.057 (3.694) | | | | | | $R=0.848$ $\bar{R}=0.818$ $d=1.583$ | | |
| \dot{w}_2 | 2-A | 5.105 ▲0.623 (▲0.846) | ▲0.623 (▲0.846) | ▲0.153 (▲0.734) | ▲0.046 (▲0.119) | 0.128 (0.595) | 0.261 (1.230) | | | 0.591 (1.635) | $R=0.776$ $\bar{R}=0.510$ $d=1.614$ | | |
| | 2-B | 3.082 ▲0.306 (▲0.603) | ▲0.306 (▲0.603) | | | 0.086 (0.472) | 0.313 (1.718) | | | 0.402 (1.424) | $R=0.742$ $\bar{R}=0.592$ $d=1.649$ | | |
| | 2-C | 4.025 ▲0.352 (▲0.734) | ▲0.352 (▲0.734) | | | | 0.271 (1.771) | | | 0.497 (2.592) | $R=0.735$ $\bar{R}=0.634$ $d=1.819$ | | |
| \dot{w}_2' | 3-A | 5.925 ▲1.149 (▲2.231) | ▲1.149 (▲2.231) | 0.226 (1.636) | ▲0.333 (▲1.454) | 0.067 (0.405) | 0.503 (1.720) | 0.328 (2.069) | 0.480 (▲1.454) | $R=0.959$ $\bar{R}=0.908$ $d=2.145$ | | | |
| | 3-B | 7.060 ▲1.411 (▲2.497) | ▲1.411 (▲2.497) | 0.095 (0.765) | | ▲0.082 (▲0.504) | 0.110 (0.454) | 0.405 (2.396) | | $R=0.928$ $\bar{R}=0.880$ $d=1.989$ | | | |
| | 3-C | 7.495 ▲1.550 (▲3.281) | ▲1.550 (▲3.281) | 0.055 (0.601) | | | 0.104 (0.450) | 0.361 (2.599) | | $R=0.926$ $\bar{R}=0.891$ $d=1.805$ | | | |
| \dot{w}_3 | 4-A | 2.996 ▲0.771 (▲1.297) | ▲0.771 (▲1.297) | 0.014 (0.079) | ▲0.570 (▲1.827) | | 0.729 (2.405) | | | ▲0.801 (▲2.578) | $R=0.952$ $\bar{R}=0.908$ $d=2.328$ | | |
| | 4-B | 9.176 ▲1.953 (▲3.360) | ▲1.953 (▲3.360) | ▲0.064 (▲0.344) | | | 0.047 (0.177) | | | | $R=0.886$ $\bar{R}=0.830$ $d=2.259$ | | |
| | 4-C | 9.420 ▲1.972 (▲3.567) | ▲1.972 (▲3.567) | | | | 0.395 (2.252) | | | | $R=0.884$ $\bar{R}=0.846$ $d=2.288$ | | |
| | 4-D | 9.741 ▲1.997 (▲3.982) | ▲1.997 (▲3.982) | | | | 0.398 (2.400) | | | | $R=0.884$ $\bar{R}=0.861$ $d=2.320$ | | |

満たしていない。そこでこれらの説明変数を除いて推計したのが(2—B)である。(2—B)では、 $w_{3,t-1}$ の係数の符号条件が満たされているとはいえ、その t -value が低いので、これを除いて推計し直したのが(2—C)である。

まず第1表の推定結果についてみよう。(1—C),(2—C),(3—C),(4—D)の採用式からつぎのことがわかる。

第一に、各部門の貨幣賃金率はすべて労働市場の需給バランス指標としての殺到率 v に依存しているということである。とくに高生産性上昇率部門である大企業の賃金の v に対する反応係数が低く、低生産性上昇率部門である農林水産業、中小企業、商業・サービス業の賃金の v に対する反応係数がかなり高いことは注目に値する。これは労働市場が超過需要の状態にあるとき、大企業は人手を集めやすいのに対して、その他の部門ではそれが困難であるという事情に対応していると考えられる。また大企業は人手不足の状態にあっても生産性の上昇によってそれをカバーできるのに対して、その他の部門ではそれもむずかしいという事情を反映しているものと思われる。

第二に、部門間の労働移動の賃金への影響についてみよう。製造業へは他部門からの労働移動が常にみられると考えられるが、推定結果からみれば、大企業の賃金上昇率は他部門の賃金上昇率と独立になっており、他部門からの労働移動によって影響を受けていない。大企業の場合、終身雇用制が定着し、年功序列型の賃金体系が確立しているために、労働力需給関係による賃金変動が少ないものと思われる。近時、終身雇用制・年功序列制はゆらぎつつあるとはいえ、観察期間にかんするかぎり、この立言が可能である。しかし中小企業の場合には、影響力が小さいとはいえ、 $w_{2,t}'$ は $w_{1,t-1}$ に依存している。すなわち中小企業の賃金上昇は、農林水産業からの労働流入によって影響をうけていることがわかる。また中小企業の賃金上昇率は、農林水産業、商業・サービス業の賃金上昇率に影響を与えている。この間の事情はつぎのように理解できよう。まず中小企業で賃金上昇があると、農林水産業の日雇労働者は中小企業へ誘引されるため

に、農林水産業ではそれをくいとめるために w_1 の上昇を迫られることになる。また w_2' の上昇により中小企業から商業・サービス業への流入が減少し、商業・サービス業で人手不足になり、 w_3 が上昇するというわけである。

第三に、低生産性上昇率部門の賃金上昇率の高生産性上昇率部門のそれへの高位平準化傾向は、中小企業部門でみられた。すなわち \dot{w}_2' は、 \dot{w}_2 に依存していることがわかった。ただし \dot{w}_2 の係数の t -value は低く、通常の有意水準にないので信頼性の点で問題がある。しかし \dot{w}_2 の係数は符号条件を満たしているので、 \dot{w}_2' の説明変数としてあえて \dot{w}_2 を残した。

第四に、製造業の賃金は、大企業、中小企業のいずれでも、企業者の支払能力に依存している。すなわち両部門とも企業者の支払能力の代理変数である労働の価値的生産性上昇率によって、賃金上昇率は影響をうけている。しかし賃金上昇率の労働の価値的生産性上昇率に対する反応係数は、大企業より中小企業の方が大きい。このことは企業者が労働力確保の観点から、労働の価値的生産性の上昇による成果を、大企業以上に労働者に帰属させていることの反映かもしれない。

第五に、労働組合の賃金交渉力の代理変数として用いた $\dot{P}_{c,t-1}$ の賃金上昇率への影響は、大企業部門において有意な結果がえられた。その他の部門の反応係数はすべて有意でなかった。これは中小企業に関しては、この部門の労働組合より大企業で組織されている労働組合の方が賃金交渉力をもっていることの反映と思われる。農林水産業、商業・サービス業では、労働組合は未組織と考えられるから当然の結果といえよう。

つぎに第2表の推定結果についてみよう。(5—A)は(5)式の推定結果であるが、 f の係数の符号条件が満たされていない。そこでこれを除いて推計したのが(5—B)である。(5—B)は係数の符号条件をすべて満たしているが、各係数の t -value は(5—A)に比べて下落し、また重相関係数も悪くなっている。農林水産業は一般に需給関係が価格変動を大きく左右している部門と考えられるので、需給バランス指標として適当

第2表 価格変化率の決定方程式のパラメーター推定値

| 内生推定式の番号 | 説 | | | 明 | | | 変 | | | 数 | | | 重相関係数(R, \bar{R}), ダービン・ワトソン比(d) |
|--------------|----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|------------------|------------------|---------------|------------------|--|---|
| | constant | f | g | h | $\hat{p}_2 + \hat{p}_2'$ | $\hat{p}_1 + \hat{p}_2' + \hat{p}_m$ | $\hat{p}_1 + \hat{p}_2' + \hat{p}_m$ | $w_1 - q_1$ | $w_2 - q_2$ | $w_2' - q_2'$ | $w_3 - q_3$ | | |
| 5-A | 2.821 | ▲0.484 (▲1.903) | | | 0.357 (2.344) | | | 0.398 (2.554) | | | | | $R=0.756$ $\bar{R}=0.665$ $d=1.400$ |
| \hat{p}_1 | 2.565 | | | | 0.276 (1.696) | | | 0.186 (1.535) | | | | | $R=0.645$ $\bar{R}=0.556$ $d=2.000$ |
| 6-A | 0.627 | | ▲0.099 (▲0.681) | | | 0.171 (1.902) | | 0.233 (1.312) | | | | | $R=0.788$ $\bar{R}=0.711$ $d=1.946$ |
| \hat{p}_2 | 6-B | ▲0.719 | | | 0.202 (2.672) | | | 0.213 (1.245) | | | | | $R=0.776$ $\bar{R}=0.728$ $d=1.821$ |
| \hat{p}_2' | 7-A | 3.055 | | ▲0.186 (▲1.597) | | | 0.115 (2.178) | | 0.229 (1.417) | | | | $R=0.860$ $\bar{R}=0.814$ $d=1.437$ |
| \hat{p}_3 | 8-A | 0.458 | | | | | | | | | 0.347 (3.577) | | $R=0.858$ $\bar{R}=0.845$ $d=1.793$ |

なものを見出すことが急務と考えられる。¹²⁾ われわれは不満足であるが、(5—B)式を p_1 の決定方程式として採用する。他部門の価格変化率の決定式は、(6—B)、(7—A)、(8—A)である。これらの採用式から、結果的につぎのことがいえる。

まず第一に、中小企業、商業・サービス業では、価格が需給変動とともに動いていることを確認できた。大企業に関しては、中小企業と同じ需給ギャップ率 g を価格変化率の説明変数としたわけであるが、 g の係数が有意でないということは注目に値する。すなわち大企業部門において価格変化率の説明変数として需給指標が有効でないということは、この部門でフル・コスト的ないしは管理价格的な価格形成が行なわれているということ¹³⁾を意味することになるからである。

第二に、各部門の価格変化率の経常投入価格の変化率への依存関係は、農林水産業、製造業のすべての部門で検出された。すなわちこれらの部門では原材料コスト圧力が存在しているといえよう。

第三に、各部門の価格変化率の単位労働費用の上昇率への依存は、全部門で検出された。したがってすべての部門において賃金コスト圧力が存在していることがわかった。

最後に、第3表の推定結果についてみよう。(9—A)、(10—C)が \dot{P}_w 、 \dot{P}_c の決定方程式の採用式である。 \dot{P}_w の説明変数のうち、高生産性上昇率部門である大企業の価格変化率 \dot{p}_2 の反応係数が最も大きく、低生産性上昇率部門である農林水産業、中小企業のそれぞれの価格変化率 \dot{p}_1 、 \dot{p}_2'

12) f は食料費支出弾性値を用いて計算したが、生鮮食料品に対する支出弾性値を使用して f に類似の指数を作り、それを生鮮食料品の価格指数に対応させるとき、良好な相関関係がえられたことを付記しておく。

13) 南・小野モデルと同様に、100人以上の従業者からなる企業を大企業とした場合、大企業部門の価格変化率の説明変数として需給指標は有意であるという計測結果がえられた (cf. 拙稿「日本経済の物価・賃金上昇の構造的分析—南・小野モデルへのコメント—」、『一橋論叢』, 昭和47年8月号)。このことから、製造業においては、規模が大きい企業ほどフル・コスト的ないしは管理价格的な価格形成が行なわれているのではないかと判断される。

第3表 卸売物価・消費者物価指数の変化率の決定方程式の
パラメーター推定値

| 内生変数の番号 | 推定式 | 説明変数 | | | | | 重相関係数(R, \bar{R}), ダービン・ワトソン 比(d) |
|-------------|------|----------|------------------|--------------------|--------------------|------------------|---|
| | | constant | \hat{p}_1 | \hat{p}_2 | \hat{p}_2' | \hat{p}_3 | |
| \hat{P}_w | 9-A | 0.111 | 0.200 (4.270) | 0.562 (13.266) | 0.147 (2.063) | | $R=0.991$ $\bar{R}=0.988$ $d=2.970$ |
| \hat{P}_c | 10-A | ▲0.915 | 0.333 (2.029) | ▲0.094 (▲0.645) | 0.076 (0.314) | 0.771 (4.114) | $R=0.918$ $\bar{R}=0.879$ $d=2.330$ |
| | 10-B | ▲0.962 | 0.363 (2.373) | | ▲0.020 (▲0.107) | 0.794 (4.444) | $\bar{R}=0.887$ $d=2.237$ |
| | 10-C | ▲0.952 | 0.351 (3.548) | | | 0.796 (4.695) | $R=0.914$ $\bar{R}=0.897$ $d=2.256$ |

の反応係数は小さい。こうした推定結果の解釈としては、これら反応係数の大小が、産業別卸売物価の異なった変動パターンを中和させる役目をにない、 P_w の安定的推移をもたらしたものと考えられる。 \hat{P}_c の説明変数としては、農林水産業、商業・サービス業といった昭和35年以降急激な上昇傾向のみられた生産性上昇率の低い部門の価格指数が残った。この推定結果は、消費者物価の上昇の根本原因をはっきり示す形になっている。

V. 賃金・物価変動パターンの変化について [1]

第Ⅲ節で指摘したように賃金・物価の変動過程は、昭和35年を境にしてその前と後では異なった変動パターンを示している。この変動パターンの変化を説明するために、全観察期間を二分して、昭和29年から35年までと、35年から42年までとの部分期間に分け、前節の採用式を用いて内生変数に対する諸先決変数の寄与を計算すると、第4、5、6表ようになる。諸説明変数の内生変数に対する寄与分は、構造方程式のパラメーター推定値に、各期間におけるそれぞれの説明変数の変化率の平均値を乗じたものである。表中、▲印はマイナスを示す。

まず第4表からつぎの諸点が指摘される。

(a) 各部門の賃金上昇率は、Ⅰ期(昭和29~35年)からⅡ期(昭和35~42年)にかけて高まっている。観測値でみると、Ⅰ期とⅡ期の上昇率の差

第4表 貨幣賃金の変化率とその構成要因 (単位：%)

| 内生 変数 | 期間 | 内生変数の 変化率 | | 構 成 要 因 | | | | | | | |
|--------------|----|--------------|------|---------------|--------|------------------|------------------|-------------|------------------------------|-------------------------------|------------------|
| | | 観測値 | 推定値 | con- stant | v | $\dot{w}_{1,-1}$ | $\dot{w}_{2,-1}$ | \dot{w}_2 | \dot{p}_2^+ \dot{q}_2 | \dot{p}_2^+ \dot{q}_2' | $\dot{P}_{c,-1}$ |
| \dot{w}_1 | I | 5.4 | 5.6 | 3.668 | ▲4.606 | | 6.553 | | | | |
| | II | 13.5 | 13.4 | 3.668 | ▲1.978 | | 11.733 | | | | |
| | T | 9.8 | 9.8 | 3.668 | ▲3.264 | | 9.407 | | | | |
| \dot{w}_2 | I | 6.3 | 6.5 | 4.025 | ▲1.148 | | | | 2.547 | | 1.093 |
| | II | 8.9 | 8.9 | 4.025 | ▲0.493 | | | | 2.873 | | 2.485 |
| | T | 7.8 | 7.8 | 4.025 | ▲0.813 | | | | 2.602 | | 1.938 |
| \dot{w}_2' | I | 6.2 | 6.2 | 7.495 | ▲5.053 | 0.314 | | 0.655 | | 2.780 | |
| | II | 11.6 | 11.6 | 7.495 | ▲2.170 | 0.693 | | 0.926 | | 4.693 | |
| | T | 9.0 | 9.0 | 7.495 | ▲3.581 | 0.539 | | 0.811 | | 3.718 | |
| \dot{w}_3 | I | 5.8 | 5.7 | 9.741 | ▲6.510 | | 2.468 | | | | |
| | II | 11.4 | 11.4 | 9.741 | ▲2.796 | | 4.418 | | | | |
| | T | 8.7 | 8.7 | 9.741 | ▲4.613 | | 3.542 | | | | |

(注) I : 昭和29—35年, II : 昭和35—42年, T : 昭和29—42年.

は、 \dot{w}_1 が8.1%、 \dot{w}_2 が2.6%、 \dot{w}_2' が5.4%、 \dot{w}_3 が5.6%である。すなわち生産性上昇の遅い部門の賃金上昇率が生産性上昇の速い部門のそれより高くなっている。この変化を説明する要因として、労働市場の逼迫によるものをⅡ期とⅠ期の v の寄与分の差でみると、 \dot{w}_1 については2.6%、 \dot{w}_2 については0.7%、 \dot{w}_2' については2.9%、 \dot{w}_3 については3.7%である。これらの寄与の差は、各部門の賃金変化率の v に対する反応係数の大きさの差異によって説明できる。中小企業、商業・サービス業のⅠ期からⅡ期への賃金上昇加速化の原因は、こうした v の低下すなわち労働市場の逼迫が主たるものであるが、他部門では少しばかり様相が異なる。すなわち農林水産業では、労働市場の逼迫による中小企業の賃金上昇の加速が \dot{w}_1 の加速の主要な原因になっている。大企業では、消費者物価の上昇、したがって労働組合による賃金上昇圧力が \dot{w}_2 の加速化の主たる原因となっている。

(b) $\dot{w}_2' - \dot{w}_2$ は、観測値でみるとⅠ期が-0.1%、Ⅱ期が2.7%となっており、Ⅰ期からⅡ期にかけて中小企業と大企業の賃金格差が縮小している。推定値を使ってこの要因を分解すると、殺到率の低下によるものは

2.2%であり、それ以外の要因によるものは0.9%である。したがって労働市場の逼迫が両部門の賃金格差の縮小の大きな原因になっている。

賃金格差に関連して、低生産性上昇率部門間の労働移動を説明すると思われる低生産性上昇率部門の相対賃金の動きについても、同様の計算を試みよう。まず $w_1 - w_2'$ は、観測値でみるとⅠ期が-0.8%、Ⅱ期が1.9%となっており、農林水産業と中小企業の賃金格差もⅠ期からⅡ期にかけて縮小している。このことは、いわゆる農村における過剰人口が、高度成長下で都市に吸収されてゆき解消された結果、農村でも人手不足になりつつあることを暗示させる。また両部門の賃金格差の縮小は、農林水産業から中小企業への労働流入を減少させ、中小企業の手不足を深刻にしているものと思われる。つぎに $w_2' - w_3$ は、観測値でみるとⅠ期が0.4%、Ⅱ期が0.2%と賃金格差はあまり変化していない。したがって中小企業から商業・サービス業への労働移動の誘因は依然として存在しているといえよう。

つぎに第5表からは次の諸点が指摘される。

(c) 各部門の価格指数の変化率のⅠ期とⅡ期の差は、観測値でみると \dot{p}_1 が2.6%、 \dot{p}_2 が0.2%、 \dot{p}_2' が2.7%、 \dot{p}_3 が2.8%である。すなわち各部門の価格指数はすべてⅠ期からⅡ期にかけて上昇しているが、生産性上昇の遅い部門の価格上昇率が生産性上昇の速い部門のそれより圧倒的に高くなっている。各部門の価格上昇の加速化の原因を推定値により個別にみよう。

まず \dot{p}_1 に関しては、単位労働費用の増加が主たる原因である。これは w_1 が昭和35年以降急速に増加したにもかかわらず q_1 の上昇が追いつけずもたらされたものであるが、こうした単位労働費用の増大を価格上昇に転嫁できたのは政府の農業政策、なかんずく農産物価格支持政策などによるものと思われる。つぎに \dot{p}_2 に関しては、説明変数はコスト指標だけであるが、 \dot{p}_2 の上昇率の下落が硬直的になったのは、他部門の生産物価格上昇にともなう原材料費の値上がりが主な原因になっている。こうしたコスト上昇を価格に転嫁できたのは、需要の顕著な伸びがあったからだと思

われるが、大企業の場合には先に指摘したように管理价格的な価格形成が行なわれていると考えられるから、後者によって助長されたと考えることができる。 \dot{p}_2' 、 \dot{p}_3 に関しては、需給指標とコスト指標が、説明変数となっているので、価格上昇の加速がいずれの指標によるものかを詳細に検討してみよう。まず \dot{p}_2' に関しては、Ⅰ期、Ⅱ期ともに需給ギャップ指標によって説明されるところが大であり、コスト的要因の説明力は小さい。しかしⅠ期からⅡ期へかけての \dot{p}_2' の加速原因に関しては、需給ギャップ率 g の寄与分の増加が 0.4% であるのに対して、コスト指標としての $(\dot{p}_1 + \dot{p}_2 + \dot{p}_m)$ と $(\dot{w}_2' - \dot{q}_2')$ との寄与分の和の増加は 1.1% となっていることからして、コスト指標の説明力の方が高くなっている。こうした現象は、通常よく言及されるコスト・プッシュ的な価格上昇傾向の強まりとしてとらえることも可能であろう。こうした現象は、商業・サービス業にもみられる。すなわち \dot{p}_3 に関しては、Ⅰ期、Ⅱ期ともに需要側の指標としての \dot{h} の説明力が圧倒的に大きく、コスト指標としての単位労働費用の上昇率 $(\dot{w}_3 - \dot{q}_3)$ の説明力はきわめて小さい。しかしⅠ期からⅡ期へかけての \dot{h} の寄与分の増加が 0.8% であるのに対し、 $\dot{w}_3 - \dot{q}_3$ の寄与分の増大は 1.6% となっており、コスト・プッシュ的な価格上昇傾向の強まりがみられる。このように低生産性上昇率部門ではどの部門でもコスト・プッシュ的な価格上昇傾向が強まっていると考えられる。しかしその背景では需要の増大を必ずともなっていることも注意すべきであろう。

つぎに第 6 表からは次の諸点が指摘される。

(d) 卸売物価指数の上昇率の説明変数のうち、全期間を通じては \dot{p}_1 の寄与分が最も大きい。しかし部分期間にわけて考えると、かなり異なった変動パターンが展開されている。すなわちⅠ期では \dot{p}_2 の寄与分が大きい のに対し、Ⅱ期に入ると高生産性上昇率部門である大企業の価格上昇分の説明力が減少する一方で、低生産性上昇率部門である農林水産業、中小企業の価格上昇分の説明力が増している。とくに農林水産業の価格上昇分の説明力が顕著に増大していることは注目し値しよう。このことが全期間を通じて \dot{p}_1 の寄与分を最大にしていると考えられる。ところで卸売物価は、

第6表 卸売物価・消費者物価指数の変化率とその構成要因

(単位：%)

| 内生変数 | 期間 | 内生変数の変化率 | | 構 成 要 因 | | | | |
|-------------|----|----------|------|----------|-------------|-------------|--------------|-------------|
| | | 観測値 | 推計値 | constant | \dot{p}_1 | \dot{p}_2 | \dot{p}_2' | \dot{p}_3 |
| \dot{P}_w | I | 0.0 | ▲0.1 | 0.111 | 0.320 | ▲0.450 | ▲0.074 | |
| | II | 1.0 | 0.9 | 0.111 | 0.840 | ▲0.337 | 0.323 | |
| | T | 0.5 | 0.5 | 0.111 | 0.600 | ▲0.393 | 0.132 | |
| \dot{P}_c | I | 1.8 | 1.9 | ▲0.952 | 0.562 | | | 2.308 |
| | II | 5.3 | 5.1 | ▲0.952 | 1.474 | | | 4.537 |
| | T | 3.7 | 3.7 | ▲0.952 | 1.053 | | | 3.582 |

全観察期間を通じて安定的に推移しているが、I期とII期を比較すると卸売物価の上昇率は、観測値で見ると1.0%ほど増大している。こうした \dot{P}_w の上昇の加速化原因を推定値を使って調べると、 \dot{p}_1 、 \dot{p}_2' であることがわかる。これは上述の事情からして当然といえよう。

消費者物価指数の上昇率の説明変数としては、 \dot{p}_3 の寄与分が圧倒的に大きい。I期からII期にかけての消費者物価の上昇率は、観測値で見ると3.5%も加速しているが、推計値からみればそのほとんどが \dot{p}_3 の加速によるものである。

(e) $\dot{P}_c - \dot{P}_w$ は、I期からII期にかけて観測値で見ると2.5%上昇している。推定値を用いてこの原因を分解すると、 \dot{p}_1 の上昇によるものが0.4%、それ以外の要因によるものが1.8%となっている。このことは、 \dot{p}_3 の上昇が昭和35年以降の \dot{P}_c と \dot{P}_w の乖離の増大の主要な原因になっていることを教えてくれている。

VI. 賃金・物価変動パターンの変化について [2]

本節では、第IV節で採用された方程式体系を誘導型の方程式体系に変換して、賃金・物価の変動パターンについてさらに指摘することのできるいくつかの論点について言及する。ところで誘導型方程式における先決変数のパラメーターは、第7表に示されているようになる。

(f) 第7表より、われわれのモデルは \dot{w}_1 、 \dot{w}_2' 、 \dot{P}_c に関する3元1階

第7表 誘導型方程式における先決変数のパラメーター

| 内生変数 | 先決変数 | | | | | | | | | | | |
|--------------|----------|------------|------------|------------------|--------|--------|-------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|
| | constant | $w_{1,-1}$ | $w_{2,-1}$ | $\hat{P}_{e,-1}$ | v | g | h | \hat{q}_1 | \hat{q}_2 | \hat{q}_2' | \hat{q}_3 | \hat{p}_m |
| w_1 | 3.668 | | 1.057 | | ▲1.413 | | | | | | | |
| w_2 | 4.772 | 0.001 | 0.015 | 0.532 | ▲0.430 | ▲0.017 | | ▲0.014 | 0.222 | ▲0.014 | | 0.076 |
| w_2' | 10.300 | 0.061 | 0.014 | 0.068 | ▲1.773 | ▲0.082 | | ▲0.013 | 0.014 | 0.297 | | 0.072 |
| w_3 | 9.741 | | 0.398 | | ▲1.997 | | | | | | | |
| \hat{p}_1 | 5.772 | 0.005 | 0.221 | 0.046 | ▲0.479 | ▲0.079 | | ▲0.210 | ▲0.057 | ▲0.062 | | 0.126 |
| \hat{p}_2 | 2.775 | 0.004 | 0.055 | 0.130 | ▲0.288 | ▲0.064 | | ▲0.052 | ▲0.182 | ▲0.051 | | 0.280 |
| \hat{p}_2' | 6.394 | 0.015 | 0.035 | 0.036 | ▲0.494 | ▲0.221 | | ▲0.033 | ▲0.024 | ▲0.174 | | 0.178 |
| \hat{p}_3 | 3.838 | | 0.138 | | ▲0.693 | | 0.214 | | | | ▲0.347 | |
| \hat{P}_w | 3.754 | 0.006 | 0.080 | 0.087 | ▲0.330 | ▲0.084 | | ▲0.076 | ▲0.117 | ▲0.066 | | 0.209 |
| \hat{P}_c | 4.129 | 0.002 | 0.188 | 0.016 | ▲0.720 | ▲0.028 | 0.170 | ▲0.074 | ▲0.020 | ▲0.022 | ▲0.276 | 0.044 |

の非同次連立定差方程式を形成していることがわかる。そこで、 $v, g, h, \dot{q}_1, \dot{q}_2, \dot{q}_2', \dot{q}_3, \dot{p}_m$ といった外生変数がある一定の値をとると仮定して、われわれのモデルが、 $\dot{w}_1, \dot{w}_2', \dot{P}_c$ について安定的な解を与えるか否かを吟味してみよう。連立定差方程式の特性方程式の根を λ とすると、 λ は、

$$\begin{vmatrix} \lambda & -1.057 & 0 \\ -0.061 & \lambda - 0.014 & -0.068 \\ -0.002 & -0.188 & \lambda - 0.016 \end{vmatrix} = 0$$

より、0.01、0.278 および -0.276 の 3 実根として求められる。したがって無限大の時間で考えるとき、 $\dot{w}_1, \dot{w}_2', \dot{P}_c$ は、外生変数の値に依存するある一定水準に収束するといえる。 \dot{P}_c の安定性は、賃金・物価の相互依存関係それ自体の中に、消費者物価指数を無限に高めていくメカニズムが存在しないことを意味している。このことから南・小野両氏は、日本経済には賃金・物価変動のいわゆる悪循環は存在しないとされる。¹⁴⁾ しかしこの現象は、あくまで時間を無限大にした場合の話であって、さしあたっての局面においては、賃金・物価の悪循環により消費者物価が段々高められる可能性が存在していると考えべきであろう。無限大の時間で考えるとき \dot{P}_c が一定値になるということは、そういった状況が無限に続いて超インフレーションのような状態になることはないだろうということを教えてくれているだけと思われる。

(g) 内生変数の均衡水準（以下これを*印を付けて表わす）に対する外生変数の寄与は、第 7 表において $\dot{w}_1 = \dot{w}_{1,-1}, \dot{w}_2' = \dot{w}_{2',-1}, \dot{P}_c = \dot{P}_{c,-1}$ と仮定することによって検討することができる。この仮說的ケースにおける外生変数のパラメーターは第 8 表に、外生変数の寄与分は第 9 表にそれぞれ示してある。第 9 表では前節の分析と同様に二つの部分期間に分けて計算してあるので、Ⅰ期からⅡ期への均衡水準の変化が、どの外生変数に強く依存しているかを吟味することができる。

まず賃金変化率の均衡値についてみると、そのⅠ期からⅡ期にかけて

14) Cf. 南亮進・小野旭「物価上昇の構造的分析」、『経済評論』（日本評論社）、昭和 46 年 3 月号。

第8表 仮説的ケースにおける外生変数のパラメーター

| 内生 変数 | 外 生 変 数 | | | | | | | | |
|----------------|---------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|-------------|
| | cons- tant | v | g | h | q_1 | q_2 | q_2' | q_3 | \dot{p}_m |
| \dot{w}_1^* | 16.241 | ▲3.633 | ▲0.097 | 0.014 | ▲0.022 | 0.015 | 0.343 | ▲0.022 | 0.088 |
| \dot{w}_2^* | 8.425 | ▲1.072 | ▲0.043 | 0.094 | ▲0.056 | 0.212 | 0.013 | ▲0.152 | 0.110 |
| $\dot{w}_2'^*$ | 11.895 | ▲2.101 | ▲0.092 | 0.013 | ▲0.020 | 0.014 | 0.325 | ▲0.021 | 0.083 |
| \dot{w}_3^* | 14.475 | ▲2.833 | ▲0.037 | 0.005 | ▲0.008 | 0.006 | 0.129 | ▲0.008 | 0.033 |
| \dot{p}_1^* | 8.790 | ▲1.015 | ▲0.102 | 0.011 | ▲0.218 | ▲0.055 | 0.014 | ▲0.018 | 0.148 |
| \dot{p}_2^* | 4.323 | ▲0.567 | ▲0.076 | 0.024 | ▲0.063 | ▲0.184 | ▲0.026 | ▲0.038 | 0.293 |
| $\dot{p}_2'^*$ | 7.287 | ▲0.663 | ▲0.227 | 0.007 | ▲0.037 | ▲0.024 | ▲0.156 | ▲0.011 | 0.185 |
| \dot{p}_3^* | 5.481 | ▲0.983 | ▲0.013 | 0.216 | ▲0.003 | 0.002 | 0.045 | ▲0.350 | 0.011 |
| \dot{P}_w^* | 5.370 | ▲0.619 | ▲0.096 | 0.016 | ▲0.085 | ▲0.118 | ▲0.035 | ▲0.027 | 0.221 |
| \dot{P}_c^* | 6.496 | ▲1.139 | ▲0.046 | 0.176 | ▲0.079 | ▲0.018 | 0.041 | ▲0.285 | 0.061 |

の変化に最も大きな影響を及ぼしているのは v の変化であることがわかる。それに次いで影響の大きいのは q_2 で、その他の外生変数の変化の賃金上昇率に与えた効果は非常に小さい。

つぎに価格指数の変化率の均衡値についてみると、やはり v の変化がⅠ期からⅡ期にかけての変化に最も大きな影響を与えていることがわかる。しかしそれについて影響力の大きい要因は、内生変数によって異なる。 \dot{p}_1^* の場合には q_1 の変化が、そして \dot{p}_2^* の場合には \dot{p}_m の変化が、 v の変化につぐ変動要因になっている。ついで q_2 、 g の変化が \dot{p}_2^* に影響している。これに対して $\dot{p}_2'^*$ 、 \dot{p}_3^* の場合には、それぞれの部門の需給ギャップ指標 g 、 h の変化が v の変化につぐ説明要因となっている。もとより $\dot{p}_2'^*$ 、 \dot{p}_3^* においても、それぞれ q_2' 、 q_3 の変化が価格指数の変化に大きな影響を与えていることが認められるが、それ以上に需給ギャップ指標の変化が価格指数の変化に影響力をもっていることは注目に値しよう。またこれらの部門がともに低生産性上昇率部門であることも特記されるべき事実と考えられる。

最後に、卸売物価・消費者物価指数の変化率の均衡値の変動要因についてみてみよう。 \dot{P}_w^* 、 \dot{P}_c^* とともに、Ⅰ期からⅡ期にかけての変化の要因としては、 v の変化が圧倒的に大きい。 \dot{P}_w^* の場合には、 v の変化に次ぐも

第9表 仮説的ケースにおける外生変数の寄与

(単位: %)

| 内生変数 | 内生変数の変化率 | | 変数 | | | | | | | | | | |
|---------------|----------|------|------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------------|--|
| | 期間 | 観測値 | 推計値 | 外生 | | | | | 変数 | | | | |
| | | | | constant | v | g | h | q_1 | q_2 | q_2' | q_3 | \dot{p}_m | |
| w_1^* | I | 5.4 | 5.9 | 11.844 | 1.251 | 0.185 | 0.147 | 0.153 | 2.813 | 0.130 | 0.114 | | |
| | II | 13.5 | 13.9 | 5.086 | 1.038 | 0.239 | 0.189 | 0.168 | 3.704 | 0.156 | 0.018 | | |
| | T | 9.8 | 9.9 | 8.392 | 1.174 | 0.213 | 0.174 | 0.155 | 3.224 | 0.139 | 0.062 | | |
| w_2^* | I | 6.3 | 6.5 | 3.495 | 0.555 | 1.241 | 0.375 | 2.162 | 0.107 | 0.897 | 0.143 | | |
| | II | 8.9 | 9.0 | 1.501 | 0.460 | 1.607 | 0.482 | 2.374 | 0.140 | 1.079 | 0.022 | | |
| | T | 7.8 | 7.7 | 2.476 | 0.520 | 1.429 | 0.442 | 2.184 | 0.122 | 0.958 | 0.077 | | |
| w_3^* | I | 6.2 | 6.5 | 6.849 | 1.187 | 0.172 | 0.134 | 0.143 | 2.665 | 0.124 | 0.108 | | |
| | II | 11.6 | 11.5 | 2.941 | 0.984 | 0.222 | 0.172 | 0.157 | 3.510 | 0.149 | 0.017 | | |
| | T | 9.0 | 9.0 | 4.853 | 1.113 | 0.198 | 0.158 | 0.144 | 3.055 | 0.132 | 0.058 | | |
| w_3^* | I | 5.8 | 5.8 | 9.236 | 0.477 | 0.066 | 0.054 | 0.061 | 1.058 | 0.047 | 0.043 | | |
| | II | 11.4 | 11.5 | 3.966 | 0.396 | 0.086 | 0.069 | 0.067 | 1.393 | 0.057 | 0.007 | | |
| | T | 8.7 | 8.7 | 6.544 | 0.448 | 0.076 | 0.063 | 0.062 | 1.213 | 0.050 | 0.023 | | |
| \dot{p}_1^* | I | 1.6 | 2.1 | 3.309 | 1.316 | 0.145 | 1.461 | 0.561 | 0.115 | 0.106 | 0.192 | | |
| | II | 4.2 | 4.0 | 1.421 | 1.091 | 0.188 | 1.875 | 0.616 | 0.151 | 0.128 | 0.030 | | |
| | T | 3.0 | 3.0 | 2.345 | 1.234 | 0.167 | 1.722 | 0.567 | 0.132 | 0.113 | 0.104 | | |
| \dot{p}_2^* | I | 0.8 | 1.3 | 1.848 | 0.980 | 0.317 | 0.422 | 1.877 | 0.213 | 0.224 | 0.381 | | |
| | II | 0.6 | 0.1 | 0.794 | 0.813 | 0.410 | 0.542 | 2.061 | 0.281 | 0.270 | 0.059 | | |
| | T | 0.7 | 0.6 | 1.310 | 0.920 | 0.365 | 0.498 | 1.895 | 0.244 | 0.239 | 0.205 | | |
| \dot{p}_2^* | I | 0.5 | 0.2 | 2.161 | 2.928 | 0.092 | 0.248 | 0.245 | 1.279 | 0.065 | 0.241 | | |
| | II | 2.2 | 1.7 | 0.928 | 2.429 | 0.120 | 0.318 | 0.269 | 1.685 | 0.078 | 0.037 | | |
| | T | 0.9 | 1.0 | 1.532 | 2.747 | 0.106 | 0.292 | 0.247 | 1.466 | 0.069 | 0.130 | | |
| \dot{p}_3^* | I | 2.9 | 3.2 | 5.481 | 0.168 | 2.851 | 0.020 | 0.020 | 0.369 | 2.065 | 0.014 | | |
| | II | 5.7 | 5.7 | 1.376 | 0.139 | 3.694 | 0.026 | 0.022 | 0.486 | 2.485 | 0.002 | | |
| | T | 4.5 | 4.5 | 2.271 | 0.157 | 2.811 | 0.024 | 0.021 | 0.423 | 2.205 | 0.008 | | |
| \dot{P}_w^* | I | 0.0 | 0.2 | 5.370 | 2.018 | 0.211 | 0.570 | 1.204 | 0.287 | 0.159 | 0.287 | | |
| | II | 1.0 | 1.1 | 5.370 | 0.867 | 0.274 | 0.731 | 1.322 | 0.287 | 0.192 | 0.044 | | |
| | T | 0.5 | 0.5 | 5.370 | 1.430 | 0.243 | 0.672 | 1.215 | 0.329 | 0.170 | 0.155 | | |
| \dot{P}_e^* | I | 1.8 | 2.4 | 6.496 | 3.713 | 0.323 | 0.529 | 0.184 | 0.336 | 1.682 | 0.079 | | |
| | II | 5.3 | 5.0 | 6.496 | 1.595 | 3.010 | 0.679 | 0.202 | 0.443 | 2.024 | 0.012 | | |
| | T | 3.7 | 3.8 | 6.496 | 2.631 | 2.675 | 0.624 | 0.185 | 0.385 | 1.796 | 0.043 | | |

のとして、 g, \dot{q}_1, \dot{p}_m のそれぞれの変化が同程度の説明力となっている。また \dot{P}_c^* の場合には、 v の変化に次ぐものは、 $\dot{h}, \dot{q}_3, \dot{q}_1$ のそれぞれの変化の順になっている。

以上の事実から、Ⅰ期からⅡ期にかけて、内生変数の均衡水準を最も大きく変化させた要因は、経済全体としての労働需給バランスの逼迫であったといえることができる。このことはわが国の経済が昭和35年頃を境として労働力過剰型経済から労働力不足型経済に転換したという事実に対応しているものと思われる。

(h) 第8表から明らかなように、各部門の生産性の上昇は、若干の例外を除くとすべての部門の価格指数の上昇率を引き下げるように作用する。これらの例外は、 \dot{q}_2' の上昇が \dot{p}_1^*, \dot{p}_3^* を増大させ、 \dot{q}_2 の上昇が \dot{p}_3^* を増大させているというものである。前者は、中小企業部門の生産性上昇が w_1 の上昇に結びつくとき、農林水産業から中小企業へ、また中小企業から商業・サービス業へという労働移動に変化が生じて、 w_1 および w_3 が上昇することにより、 \dot{p}_1, \dot{p}_3 が上昇するという事情を反映しているものと思われる。 \dot{q}_2' の上昇が \dot{P}_c^* の増大に結びついているのも、こうしたメカニズムの存在によるものと思われる。他方後者は、 \dot{q}_2 の上昇が \dot{w}_2 の増大に結びつくとき、賃金の高位平準化傾向により、中小企業の賃金上昇率が増大する。 \dot{w}_2' が上昇するとき、それは上記のように労働移動を通じて、 \dot{w}_1, \dot{w}_3 を増大させ、 \dot{p}_1, \dot{p}_3 を増大させることになる。しかし \dot{q}_2 の上昇は \dot{p}_2 を下落させ \dot{p}_1 をスロー・ダウンさせる作用をもっている。この結果、 \dot{q}_2 の上昇は \dot{p}_3^* だけを増大させ、 \dot{p}_1^* を下落させる方向に作用しているものと思われる。

(i) 第8表において、 \dot{P}_c^* の決定方程式はつぎのとおりである。

$$\begin{aligned} \dot{P}_c^* = & 6.496 - 1.139v - 0.046g + 0.176\dot{h} - 0.079\dot{q}_1 \\ & - 0.018\dot{q}_2 + 0.041\dot{q}_2' - 0.285\dot{q}_3 + 0.061\dot{p}_m \end{aligned}$$

これからわかるように、 \dot{P}_c^* と v との間には、いわゆる trade-off の関係がある。上式によれば、 v の低下による \dot{P}_c^* の上昇は、 $g, \dot{q}_1, \dot{q}_2, \dot{q}_3$ の増加か、 \dot{h}, \dot{p}_m の低下のみによって相殺できる。これらのうち、 $g, \dot{q}_1, \dot{q}_2,$

\dot{P}_m の係数は小さく、 \dot{P}_e^* への影響力は弱い。これに対し、 \dot{h} 、 \dot{q}_3 の係数はかなり大きい。 \dot{h} に関しては、サービス経済化の進展にともない今後ますます増大すると思われるので、これに対処するためにも、流通部門の近代化をおし進めて \dot{q}_3 を大幅に増加させる必要があるろう。

VII. む す び

日本経済の高度成長が賃金・物価の変動パターンにいかなる影響を与えたかを、産業別ないし部門別の労働市場や生産物市場における構造変化が把握しうるようなモデルを提示して、実証的に検討してきた。推定結果の解釈と推定結果による検討は、各節で試みたので、ここでは残されたいくつかの問題について簡単に述べてみたい。

まず推計方法に関してであるが、本稿では、モデルの推定に必要な諸変数のデータとして年次データしかえられなかったので、データ数が少ないということ considering して観察期間の全期間のデータに最小二乗法を適用してパラメーターを推定した。もし四半期別のデータがえられれば、観察期間をいくつかの部分期間に分け、それぞれの期間についてパラメーターを推定し、その推計値の変化から、物価・賃金変動の要因に関するより詳細な分析が可能となろう。

つぎにわれわれのモデル分析の問題点について言及する。

第一に、本稿では価格変動に重要な影響力を及ぼしていると思われる制度的要因の存在についての考慮が不十分であるように思われる。というのは、生産者ならびに流通業者を保護する政策として再販制度や価格支持政策がとられており、これらの制度的要因は、カルテルや寡占化にともなう管理価格と同様に、市場の競争力を弱める働きをなしているからである。こうした要因は、コスト上昇圧力と結びついて、価格の下方硬直性といった傾向を醸成していると思われる。しかしわれわれのモデルでは、これらの諸要因は部分的にしか考慮されていない。したがって物価問題により多面的に接近するためには、構造的接近にこれらの諸要因を組み入れて考える必要があるろう。

第二に、われわれは政府の政策を反映した需要構造の変動にともなう生じるインフレを考慮しうるように、産業・部門別の需給ギャップ指数を考えた。しかし最近日本で問題になっている従来の輸出・投資主導型の経済運営から公共財や社会保障の充実をより重視する財政主導型の経済運営への転換¹⁵⁾にともなう需要シフトによって生じる賃金・物価変動をも考慮しうようにするためには、われわれの産業・部門分類をもっと細かくする必要があろう。

第三に、われわれのモデルでは、インフレ要因を必要最小限の賃金・物価変動方程式から明らかにしようとしたために、失業率、生産物需給状況といった経済の数量面にとって重要な変数が外生変数とされているが、価格体系と数量体系の相互依存関係を考慮するとき、これらの外生変数をなるべく内生化することが望ましい。したがってそのためには、われわれのモデルをマクロ・モデルと連結させて考える必要があろう。

最後に、国際的にインフレが進行し、輸入インフレが問題になっている今日、輸入物価指数の取扱いには注意を要しよう。輸入インフレの実態を明らかにするためには、国際的なインフレの波及過程を明らかにする必要があろうが、そのためには関連諸国のインフレ・モデルを統合し、関連諸国の製品の取引関係を考慮したモデルを作る必要があろう。

これらの問題に関しては、今後に残された課題としたい。

15) こうした日本経済の需要シフトにともなう賃金・物価変動の可能性について論じたものとしてつぎのものが参考になる。物価・所得・生産性委員会『現代インフレと所得政策』、経済企画協会、昭和47年、pp. 109-111 および pp. 195-198。塩野谷祐一「需要シフト・インフレ」（建元正弘・渡部経彦編『現代の経済学』〔5巻〕、日本経済新聞社、昭和47年）。