

〔共同研究：戦後日本の所得分配に関する理論的実証的研究〕

戦後日本の分配率変動と実質賃金率*

伊代田 光彦

はじめに

I 分配率変動の寄与度分析

II 実質賃金率変化の推定

結 び

はじめに

戦後、とりわけ高度経済成長期以降における日本の勤労者階層¹⁾の状態には、どのような変化が生じたであろうか。

公害、インフレの弊害、産業の構造転換に伴う摩擦などマイクロ面の問題を軽視することはできない。しかしながら、この時期における景気変動は総じて軽微なものであり、オイル・ショック直後の不況期を除けば、実質国民総生産の対前年増加率が不況期でもマイナスになるということとはなかった。したがって、マクロ的に観察する限り、今回(50年)の不況を除けば、不況そのものが勤労者階層に厳しい状況をもたらしたとは考えられない。総理府の「国民生活に関する世論調査」からも、このことはある程度う

かがわれる。同調査によれば、中流意識を持つ人は33年の72.4%から次第に増加し、48年には90.2%に達し、その後これに近い値が維持されている²⁾。

本稿では、この勤労者階層の状態の変化という問題をマクロ面に限定し、かつ景気変動との関連で考えてみたい。分析の焦点は、分配率変動の要因分析や実質賃金率変化の推定とその解釈に置かれている。分析対象がマクロ面に限定されるので、当然のことながら、その分析結果もまたこのような限定付きのものであるということが意識されねばならない。また、物価上昇と賃金上昇とは密接な関連を持つものと考えられており、インフレ抑制の1つの手段として所得政策が論議されてきたが、われわれの分析結果から、この点にも言及するつもりである。

具体的には次の3点が本稿の意図である。①拙稿「戦後日本における分配率の推計」³⁾に依拠して、2つの方法(定義式接近、カルドア・

*本稿は、理論・計量経済学会の1979年度大会(1979年9月、於東京都立大学)における筆者の報告「戦後日本の分配率変動と実質賃金率」に若干の加筆、補正を行ったものである。報告の際、コメントをいただいた石川経夫先生に記して謝意を表します。そこでの批評点については、いまだ十分な検討を加えていないので、今後の検討課題としたいと考えている。この研究は、本学共同研究プロジェクト「戦後日本の所得分配に関する理論的・実証的研究」(1979年3月末終了)における筆者担当分の成果を基礎としており、その研究費助成に負うところが大きい。

- 1) ここでは、勤労者階層という概念に広い意味を与え、国民所得統計における雇用者所得の稼得者のみならず、個人業主所得の稼得者を含めて考える。それは次の実態を考慮したためである。④個人業主所得の中には利潤所得が含まれているが、これはさほど大きくないと考えられること。平均雇用者所得を100として個人業主の平均所得を示したのが拙稿〔7〕付表第2表であるが、29～50年の平均値は122.9であった。しかも、⑥その大部分を占めると考えられる労働所得は、業主と家族従業者の

労働に対する報酬である。業主1人当りの平均家族従業者数は、1.26人(29年)から0.66人(51年)へと一貫した減少傾向を示すが、個人業主が家族従業者の労働に負うところは依然として少なくないと考えられること。

- 2) 経済企画庁国民生活調査課〔10〕の「第3-4表中流意識の高まり」(53年発行、p. 144)を参照。この意識変化の内容を観察すると次の点が特徴的である。④「中の中」意識が37% (33年) から60.3% (51年) へと著増したのに対し、「中の下」意識は同期間に32.0%から22.1%へと減少を示すが、とりわけ40年代の減少が大きい。⑥「上」はあまり変化ないが、「下」は33年(17%)より48年(5.5%)まで減少し、その後は横ばい状態である。
- 3) 拙稿〔7〕。本稿での分配率概念の特徴と意味について説明を加えておこう。

①ここでの労働ないし資本分配率は、前稿〔7〕第1表の「推計1および2」と同様に、国民総生産に占める労働所得ないし労働所得を控除した残額の割合をそれぞれ意味する。しかし、このように国民総生産を分母とする分配率推計は、回避されるこ

モデル接近)により分配率変動の要因(寄与度)分析を行い、その簡単な解釈を行うこと。②実質賃金率変化の推定およびその要因分析を試み、これに簡単な解釈を加えること。③以上を踏まえて、④戦後日本における景気変動が勤労者階層に及ぼした影響の分析、および⑤機能的分配の問題に関する若干の政策的言及を行うこと。

Ⅰ 分配率変動の寄与度分析

1. 定義式接近⁴⁾

労働分配率は通常次のように定義される。

$$\rho_l = \frac{W}{Y} \quad (1)$$

これに $W=wL$ および $Y=e\mu L$ を代入し、そ

とが多い。というのは、この場合、「間接税一補助金」や政府の事業および財産所得が計算上利潤の中に含まれることになり、資本所得の概念があいまいになるからである。

このため分配率を、③資本減耗引当や「間接税一補助金」を含まない(狭義の)国民所得、あるいは⑥さらに(政府の事業および財産所得を含まない)民間部門に限定して計算する例が多い。

④の場合でも、次のいずれかまたは両方の理由により、個人業主部門を計算から除くことがある。というのは、個人業主所得は混合所得であり、これを賃金と利潤とに分割する帰属計算が必要であるが、これには多かれ少なかれ恣意性が伴うこと。また、分配率というのは、雇用関係の確立している近代的産業部門において意味を持つ概念であると考えられること。

⑤の場合でも、分析をさらに限定し、民間非一次産業あるいは各産業部門とする場合が見られる。このとき、分析を法人部門に限定する例もある。

②以上の分配率の計算方法は、それぞれの問題意識と意図の下に採られているのであって、それなりに意味を持つものと言える。しかし、ここではこのような方法は採らず、どちらかと言えば例の多くなくかつ資本所得に関して厳密さを欠く広義の概念をあえて採用している。その理由は次のとおりである。

③ 拙稿〔7〕(pp. 23~4)でも述べているように、技術進歩やかなり激しい物価変動の伴う経済では、減価償却(資本減耗)の推計が容易でないこと。とすれば、粗利潤の減価償却と純利潤への分割には正確さを期し難いこと。また、⑤減価償却相当分の更新投資は多かれ少なかれ新投資と一体になり、市場での資本財価格を媒介にして行われていると考えられること。および、⑥財やサービスの価格は通常「間接税一補助金」を含んでおり、GNPデフレーターやCPIを利用する場合、この分を分離して分析することは困難であること。これらの点を考慮しようとする場合、減価償却を含

の成長率を求めると、

$$\rho_l = \frac{w}{e\mu}$$

$$\hat{\rho}_l = \hat{w} - (e + \hat{\mu}) \quad (1-1)$$

が得られる(ただし $\hat{\rho}_l = \dot{\rho}_l / \rho_l$, $\dot{\rho} = d\rho_l / dt$)。これを利用して次のような計算を行う。

〔寄与度計算〕拙稿〔7〕の第1表推計1⁵⁾によって労働分配率の対前年増加率を計算し、これを $\hat{\rho}_l$ とする。次に経済企画庁〔1〕および労働省〔3〕付属統計表第3表一1により、平均雇用者所得(=雇用者所得÷雇用者総数)の対前年増加率を求め、これを \hat{w} とする。 e には同上〔1〕のGNPデフレーター(45年基準)の対前年増加率を考える。これらの値を(1-1)に代入すれば、労働生産性の対前年増加率 $\hat{\mu}$ が得られる。第1表の定義式接近は、これらの値を表にしたものである。それは、貨幣賃金率、価格および労働生産性といった各要因が、労働分配率の変化にそれぞれの程度寄与したかを示している。これを図にしたものが第1-a図である。図で暦年上に示された△、▽は、景気の山、谷がそれぞれその年に属することを意味する。(経済企画

む GNP 接近法が望ましいであろう。とりわけ、国民所得統計等のデータをカルドア・モデルに代入して分析を行う場合、ネットよりもグロス概念を利用することが望ましいと考えられる。

4) 以下での用語を次のように約束する。

Y = 国民総生産 L = 労働量(雇用者+個人業主)
 W = 賃金総額 w = 貨幣賃金率 W/L
 P = 粗利潤額 μ = 1人当り労働生産性(粗)
 I = 粗投資額 e = 物価水準
 S = 粗貯蓄額

sp および sw = 粗利潤および賃金からの平均貯蓄性向

ρ_l および ρ_π = 労働および資本分配率

5) 推計1に依拠して分析を行ったのは、次の事実を考慮すると、個人企業が法人企業と同等の利潤率を得るといふ推計2の想定にはやや難点がある、と考えられるからである。

③ 個人業主所得のGNPに占める比率が36.1%(29年)~15.1%(51年)へと傾向的低落傾向にあること。⑤ 個人企業・法人企業粗資本ストック比率(進捗ベース)は、46.0%(29年)~26.0%(46年)へと低落してきており、その後はやや増加を示していること(拙稿〔7〕p. 32)。⑥ 個人業主部門の資本分配率は、どちらの方法で推計しても、経済全体の分配率推計よりかなり小さいこと(同上 p. 26の第1表参考欄を参照)。

第1表 労働分配率変動の要因分析

単位：%又は%ポイント差

項 目 年	定 義 式 接 近				カ ル ド ア ・ モ デ ル 接 近				労働分配率 増減率の差 (定義式— カ ル ド ア ・ モデル)
	労働分配率 の対前年増 減率	寄 与 度			労働分配率 の対前年増 減率	寄 与 度			
		貨幣賃金	価 格 (GNP デフ レーター)	労働生産性		粗投資・総 産出高比率	粗利潤から の貯蓄性向	賃金からの 貯蓄性向	
28			-6.1						
29			-4.8						
(1955) 30	-1.8	4.3	-1.2	-4.9	-2.1	-6.8	2.0	2.7	0.3
31	-1.7	5.5	-5.1	-2.1	-1.6	-8.0	4.3	2.1	-0.1
32	-1.7	6.7	-6.1	-2.3	-2.5	-7.7	3.3	1.8	0.8
33	2.4	4.5	1.6	-3.7	1.0	6.0	-5.4	0.5	1.4
34	-3.1	5.5	-3.0	-5.6	-1.4	-4.8	2.3	1.1	-1.7
(1960) 35	-4.2	10.3	-5.7	-8.8	-5.0	-9.5	3.6	0.9	0.8
36	-5.9	13.3	-7.9	-11.3	-5.8	-12.6	4.8	2.0	-0.1
37	5.4	13.9	-3.6	-4.9	4.8	7.9	-2.8	-0.3	0.6
38	1.0	14.1	-4.5	-8.6	1.3	3.3	-1.0	-1.0	-0.3
39	-3.2	11.8	-4.4	-10.6	-3.2	-2.8	-2.2	1.8	0.0
(1965) 40	3.8	11.5	-5.1	-2.6	3.5	4.5	-1.5	0.5	0.3
41	-1.7	9.9	-4.9	-6.7	-1.3	-2.1	-0.1	0.9	-0.4
42	-2.4	12.6	-4.8	-10.2	-2.8	-7.3	5.1	-0.5	0.4
43	-1.6	13.8	-4.4	-11.0	-1.3	-4.4	0.9	2.2	-0.3
44	0.2	14.2	-4.5	-9.5	-0.2	-1.2	1.7	-0.7	0.4
(1970) 45	0.7	16.9	-6.8	-9.4	1.1	-3.5	3.4	1.1	-0.4
46	4.4	14.8	-4.4	-6.0	4.3	2.8	1.3	0.2	0.1
47	0.3	13.6	-4.8	-8.5	0.6	1.6	-3.1	2.2	-0.3
48	3.5	22.0	-11.6	-6.9	3.9	-2.8	5.7	1.0	-0.4
49	4.4	24.2	-20.7	0.9	3.9	6.5	-3.8	1.1	0.5
(1975) 50	6.2	17.1	-7.4	-3.5	6.0	13.0	-5.0	-2.0	0.2
51	-0.4	11.0	-6.5	-4.9	-0.7	-0.3	1.5	-2.0	0.3
[51]	-1.6			-6.1	-1.9		0.3		0.3

(備考) 個人業主所得を拙稿〔7〕推計1の方法で分割すると、51年の場合、業主の資本所得はマイナスとなる。そこで業主資本所得をゼロとして計算した値が〔51〕である。第2, 3表についても同様である。

庁調査局〔2〕参照。以下の図の場合も同様。

〔方法的特徴〕①貨幣賃金上昇率 \hat{w} を平均雇用者所得の増加率で考えることには、次のような意味合いがある。すなわち、個人業主(正確には業主プラス家族従業者)の労働所得は、平均雇用者所得に等しいと想定することである。この方法は、拙稿〔7〕の推計1に準じたものである。筆者はこの方法がベストであると考えているわけではないが、今のところこれに代る説得力のあるものを得ていない。この点については、同〔7〕脚注3(pp. 27~8)を参照されたい。②この方法における労働生産性 $\mu(=Y/eL)$ はかなり広い意味を持つものであり、それは国民総生産÷(雇用者総数+自営業主総数)をGNPデフレーターによって実質化した値に等しい。

2. カルドア・モデル接近

カルドア・モデルは次の3つの恒等式

$$Y \equiv W + P$$

$$S \equiv swW + spP$$

$$I \equiv S$$

によって、資本(利潤)分配率の決定式⁶⁾

$$\rho_{\pi} \left(-\frac{P}{Y} \right) = \frac{I}{Y(sp-sw)} - \frac{sw}{sp-sw}$$

6) Kaldor〔8〕。ここで次の2つの点に言及しておく。

①ここでの用語の取扱いは、a) 粗(グロス)かつ b) 名目タームであるという点でカルドア〔8〕と異なる。カルドア・モデルは粗のタームで考えてもそのままでは妥当すると考えられるが、カルドアはこの点には言及していないようだ。しかし、〔9〕(p. 312)では、粗のタームによる分析が必要であるとしている。また彼自身は貨幣賃金水準と物価水準との関連(名目タームでの説明)を述べているが、 W/L を実質賃金率としている(〔8〕p. 232)ところから判断すれば、基本的にはリアル・タームでの分析と言える。

② I/Y もしくは $(Y$ が与えられるとき) I を企業家の投資行動によって規定される独立変数とすれば、カルドア・モデルは右から左に読むことが

を求めたものである。労働分配率 ρ_l は、これから導かれ

$$\rho_l = 1 - \rho_\pi = \frac{sp - D}{sp - sw} \quad (2)$$

となる(ただし、 $D=I/Y$)。

(2) の成長率を求めると、

$$\hat{\rho}_l = \frac{1}{(sp - D)(sp - sw)} \{ \dot{sp}(D - sw) + \dot{sw}(sp - D) - \dot{D}(sp - sw) \} \quad (2-1)$$

となる。これを用いて次のような計算を行う。

〔寄与度計算〕 経済企画庁 [1] から (国内総資本形成 + 経常海外余剰) ÷ 国民総生産を求め、これを D とし、次に総理府統計局 [5] 1977 における「人口 5 万人以上の都市勤労者世帯」の平均貯蓄性向を sw とする (28~37 年は同 [5] 1962 の「都市勤労者世帯」の平均貯蓄性向によって接続する)。この sw と拙稿 [7] 付表第 2 表の労働所得 (労働接近) から、「賃金からの貯蓄」($sw \times$ 労働所得) を求める。

さらに

$$sp = \frac{\text{総貯蓄} - \text{賃金からの貯蓄}}{\text{国民総生産} - \text{労働所得}}$$

として、この場合 (労働接近) の sp を求める。総貯蓄は同上 [1] のものを用いる。以上の D , sp , sw およびそれぞれの対前年変化量を計算し

でき、 I/Y , sp および sw によって資本分配率 (P/Y) が定まるとい関係が見いだされる。しかしながら、このモデルによって過去の分配率を推計する場合、3 つの恒等式から導かれたこの式は事後的にはいかなるときにも妥当するはずである。したがって、 I/Y , sp および sw が適切に選択ないし推計される限り、分配率もまた適切に推計されることになると考えられる。

- 7) 第 1 表における労働分配率の対前年増加率は、定義式接近の場合とカルドア・モデル接近の場合とは異なる。その差は同表の右端の欄に示されているが、33, 34 年を除けば、それほど大きなものと言えない。これは統計上の誤差および計算上の誤差 (概数かつ四捨五入計算) に基づくものと考えられる。

カルドア・モデル接近の場合、寄与度合計は必ずしもその $\hat{\rho}_l$ に等しくない。プラス・マイナス 0.1% ポイントの差があり得る。これは、 $\hat{\rho}_l$ については右辺の分子・分母を一括して計算し、その小数第 2 位を四捨五入しているのに対し、要因別寄与度ではそれぞれについて同上の四捨五入計算をしていることによるためである。

- 8) ここでの sp , sw について。

① 人口 5 万人以上の都市勤労者世帯の平均貯蓄

て (2-1) に代入すれば、 $\hat{\rho}_l$ が得られる。第 1 表におけるカルドア・モデル接近は、(2-1) により計算された sp , sw , D 各要因の労働分配率増加 (減) 率への寄与度を示している⁷⁾。第 1-b 図はこれらの関係を図にしたものである。

〔方法的特徴〕 この方法では、賃金および粗利潤からの貯蓄性向をどう推計するかが問題となる。賃金からの貯蓄性向は、勤労者世帯の平均貯蓄性向によって、ある程度代理させることができるかもしれない。しかしながら、粗利潤からの貯蓄性向についてはそのようなものが見あたらない。ここでは、労働所得の推計結果および人口 5 万人以上の都市勤労者世帯の平均貯蓄性向を用いて、国民所得統計から計算している。その場合、 sp 計算は、分配率計算に広義の粗利潤 (= 国民総生産 - 労働所得) が用いられているため、これに対応させる形をとっている⁸⁾。

3. 分析結果とその解釈

(1) 定義式接近 (第 1-a 図の観察)

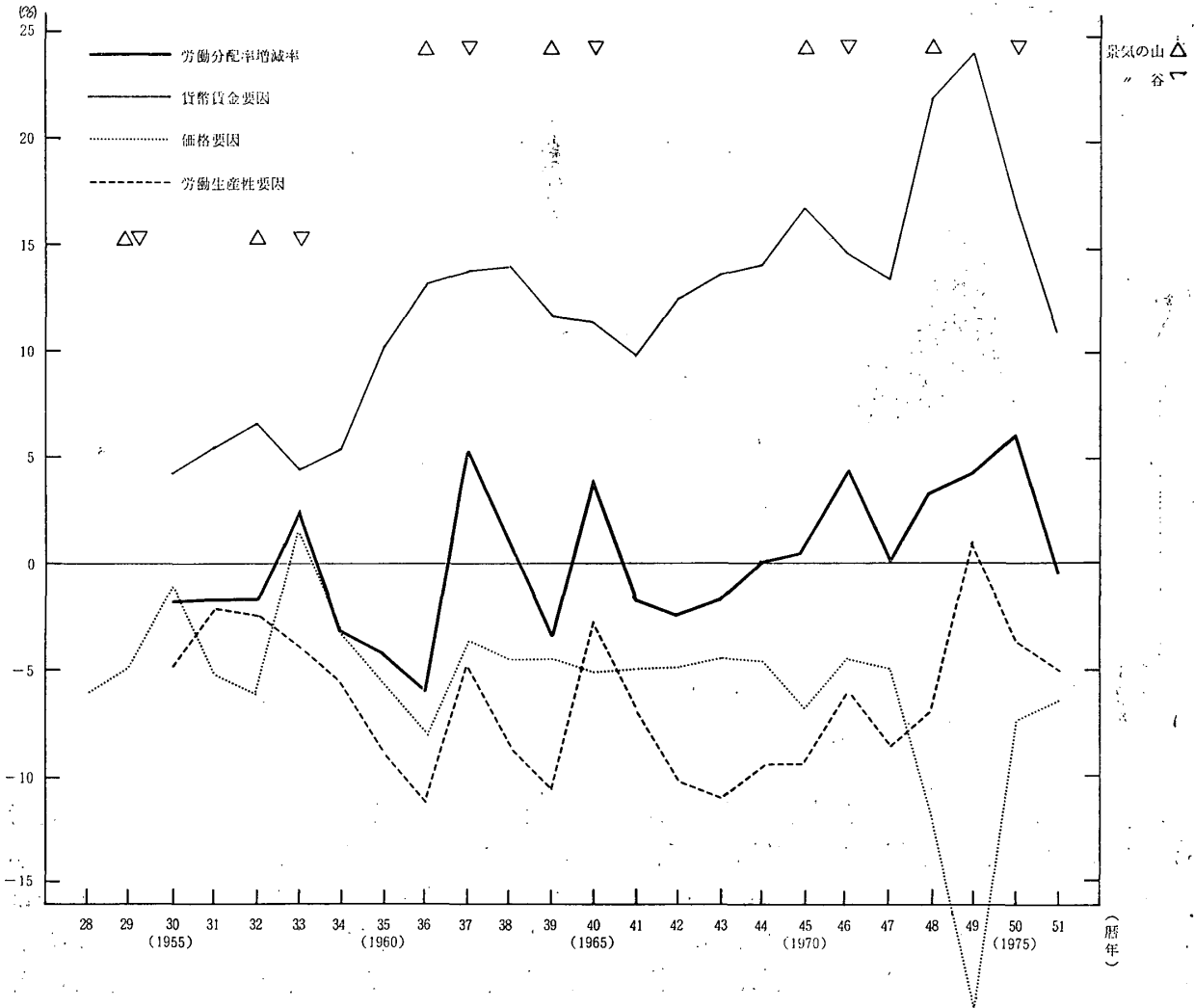
① 労働分配率の対前年増加率 $\hat{\rho}_l$ は、景気に対してかなりきれいな逆相関を示している。景気の山と $\hat{\rho}_l$ の谷とは必ずしも一致しないが、景気

性向を sw としているが、これは貯蓄純増 ÷ 可処分所得 (ここで、可処分所得 = 実収入 - 非消費支出) によって計算されている。この貯蓄性向の定義を問題にすれば、総理府統計局 [5] における実収入および非消費支出の内容を吟味せねばならない。前者のなかには「他の実収入」として労働所得以外のものが含まれ、後者の「社会保障費」(社会保険料) の中には貯蓄的要素を持つものが含まれている。このような点を考慮して、同 [5] により厳密かつ整合的な計算をしようとするれば、いっそうの恣意性を免れない。のみならず、当該貯蓄性向そのものが、このような再計算に値するほど労働所得からの貯蓄性向をよく代理し得るものかどうか疑問である。

② sp 計算の際、賃金からの貯蓄を労働所得 (雇用人 + 業主) $\times sw$ によって求めているが、このうち業主の労働所得は、労働接近による帰属計算によって求めたものである。この労働所得は国民所得統計から計算されており、これには家計調査の実収入には含まれない現物給付、社会保険雇主負担、給与住宅差額家賃等が算入されている。

以上、いずれにしても、ここでの計算が何らかの恣意性を免れるものでないことを踏まえて、分析結果は理解されねばならない。

第1-a図 労働分配率変動の要因別寄与度(対前年比, 定義式接近)



の谷と $\hat{\rho}_l$ の山とは観察期間を通じて一致している。

②貨幣賃金率の対前年増加率 \hat{w} と景気との間に規則的な関係を見いだすことはできないが、 \hat{w} が35~51年の間総じて10%以上であったことは注目に値する。GNPデフレーターおよび労働生産性の対前年増加率 ($\hat{e}_a, \hat{\mu}$) の場合、景気との間に総じて正の相関（前者は相関しない期間を持つ）が観察される。(1-1) から明らかのように、価格および労働生産性要因の寄与度は、 $-\hat{e}_a$ および $-\hat{\mu}$ としてマイナス符号を付して示される。

(2) カルドア・モデル接近(第1-b図の観察)

①当然のことながら、 $\hat{\rho}_l$ と景気との関係は定義式接近の場合と同様である。粗投資・総産出高比率 D 要因の寄与度には、景気との間にかなりきれいな負の相関が観察される。とりわけ景

気の谷とその山とがよく符合している。しかし景気の山と同要因の寄与度の谷は必ずしも一致していない。景気と D 要因の寄与度との逆相関は、 \hat{D} が景気との間できれいな順相関を示す結果であるといえる。

②粗利潤からの貯蓄性向 sp 要因の寄与度には、景気との間に正の相関が見られるが、両者の山、谷は必ずしも一致していない。また、賃金からの貯蓄性向 sw 要因の寄与度については、景気との間での規則的な関係は観察されない。

(3) 解釈

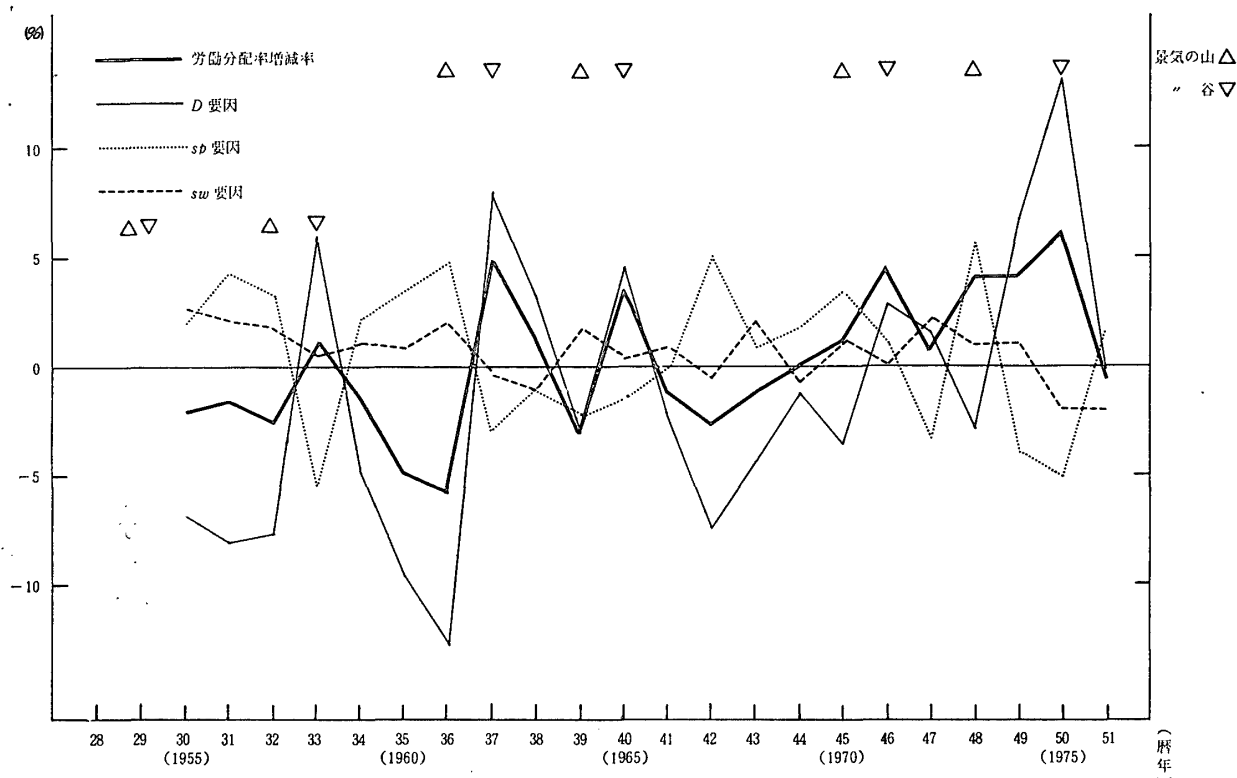
以上の観察の解釈を次の2点について行う。

① $\hat{\rho}_l$ と景気との逆相関について

② 定義式接近の場合

$\hat{\rho}_l$ の景気との逆相関は次の理由によると言える。 \hat{w} が、48年以降を除くと、景気変動の過程

第1-b図 労働分配率変動の要因別寄与度(対前年比, カルドア・モデル接近)



で必ずしもそれ程大きな連動的变化を示さなかったことに対し、 $\hat{\mu}$ が景気との間で総じて順相関を示したところによるところが大きい。その逆相関を更に強めたものは、規則的とは言えないが \hat{e}_a の景気との順相関であったと言える。 $(\hat{e}_a$ は、38~44年の間、ほとんど景気に連動しなかった)。とくに、33年および50年における $\hat{\rho}_l$ の山は、 \hat{e}_a の相対的に大きな年率落差(年率差)によるところが大きい。

第1表の「定義式接近」の場合について、要因別寄与度の絶対値構成比(要因別寄与度の絶対値÷寄与度の絶対値合計)を計算してみよう(第3表)⁹⁾。この値は、各要因の労働分配率変動へ

の相対的規定力ないしは影響力を示すものと考えられる。これを%表示でみると w の構成比が相対的に大きく、39.0~62.1というバラつきはあるが、観察期間の平均は49.2となっている。注目し値するのは、時系列でみると景気の谷(暦年の右肩に*で表示)における w の構成比はきれいに近傍での山を形成し、その山の平均が57.5%と高まっているという点である。他方、GNPデフレーターおよび労働生産性の構成比は、相対的に小さく、それぞれ観察期間の平均で23.1および27.7%となっている。景気の谷では、これら2要因の構成比は総じてさらに小さくなっている。

このことから、労働分配率増減率への相対的影響力は、平均して貨幣賃金が50%弱、他の2要因が残余の50%強の大きさであったと言える。しかしながら、貨幣賃金の影響力は景気の谷でいっそう大きく、その平均は57.5%であった。

⑥ カルドア・モデル接近の場合

$\hat{\rho}_l$ の景気との逆相関は、D 要因の寄与度の景気とのきれいな逆相関によるところが大きい。sp 要因の寄与度は景気に順相関し、D 要因の

9) このような計算をあえて試みる理由は、次の点にある。

① 寄与度から寄与率を計算するのが通常の方法であるが、分子に対して分母に微小値がくる場合、膨大な値が計算上得られ、説得力のある分析ができなくなってしまうからである。ここでの $\hat{\rho}_l$ にはこれに相当する場合がある。

② 要因別寄与度そのものは、いうまでもなくそれぞれの要因の絶対的影響度を示すものであって、その相対的影響度を示すものではない。そこで、この点を何らかの形で示そうとして計算したのが、本文の方法である。

寄与度に対して相殺的に作用する。しかし、 D 要因の絶対値寄与度は sp 要因のその平均1.7倍であり、 D 要因の影響の方がはるかに大きかったと言える。

第3表の「カルドア・モデル接近」により、要因別寄与度の絶対値構成比を観察しよう。この場合、 D 要因の構成比がかなり大きく、観察期間平均では53.0%であるが、景気の谷では総じて近傍の山を形成し、さらに大きく、景気の谷での平均は64.2%となっている。 sp 要因の構成比は平均30.9%であり、これに景気との関連で注目すべき規則性は認められない(景気の谷平均30.1%)。 sw 要因の場合、平均16.1%というかなり低い値であるが、とくに景気の谷では総じて近傍での谷となっておりさらに小さく、景気の谷での平均は5.7%である。

D , sp 両要因合計の観察期間全体および景気の谷平均をみると、それぞれ83.9および94.3%であり、これら2要因の影響力の大きかったことがわかる。両要因は寄与度では反対方向に作用するが、 D 要因単独ではそれぞれ53.0および64.2%であり、これが支配的影響力を及ぼしたと言える。

②景気変動と景気連動要因との照応

景気との間で $\hat{\rho}_i$ は負の相関を示し、とくに $\hat{\rho}_i$ の山と景気の谷とはよく符合するが、 $\hat{\rho}_i$ の谷と景気の山の場合両者は必ずしも一致しない。また負の相関が観察される D 要因の寄与度についても、景気の山、谷との間でこれと同様のことが観察される。

しかしながら、次の理由により、景気に連動する要因の山、谷が景気の山、谷(又は谷、山)に図において一致するとは限らない。④ここでの寄与度分析が暦年単位で行われているのに対して、景気の山、谷は四半期単位で決定され、その四半期の属する暦年を景気の山、谷としていること。⑥寄与度そのものは増減率で示されているので、たとえ景気に連動する要因であっても、その増減率が景気の山、谷において同時に近傍での山、谷(ないしは谷、山)をなすとは限らないこと。とはいえ、観察期間を通じて、図における景気の谷と $\hat{\rho}_i$ (および D 要因の寄与度)

の山とがきれいに一致することは注目に値する。

II 実質賃金率変化の推定

1. 実質賃金率変化の推定

ここでは実質賃金率を、

$$\omega = \frac{w}{e_c} \quad (3)$$

として定義¹⁰⁾する(e_c = 消費財価格)。この(3)の成長率を求めると

$$\hat{\omega} = \hat{w} - \hat{e}_c \quad (3-1)$$

となる。

1) (1-1)により \hat{w} を求め、 e を GNP デフレーター (\hat{e}_d) で代理させ、(3-1)に代入すれば、

$$\hat{\omega} = (\hat{e}_d - \hat{e}_c) + \hat{\mu} + \hat{\rho}_i \quad (3-2)$$

となる。この関係式から実質賃金率の成長率を求める場合、消費財価格をいかなるもので計算するかが問題となる。ここでは通例に従い、総理府統計局[6]における消費者物価指数 CPI (全国総合、50年基準)の対前年増加率を用いる。 μ および $\hat{\rho}_i$ には「定義式接近」の場合の値をそれぞれ代入する。このときの実質賃金率の対前年増加率と要因別寄与度を示したものが、第2表の「平均雇用者所得利用」¹¹⁾であり、第2図はこれを図示したものである。

10) ① この実質賃金率の定義は、当然のことながら生活の質に関する問題(消費財の質、消費財の構成内容、ディプロダクトなど)を含むものではない。したがって、以下で推定される実質賃金率は、このような限定付きのものであること(すなわち必ずしも生活の実質的豊かさを示すものではないこと)が、理解されねばならない。

② この定義では雇用労働者(個人業主もこれに準じる)が対象となり、失業者に対する考慮はなされていない。しかしながら高度経済成長期以降の日本における失業率は、そう高いものではなかった。失業率を完全失業者÷労働力人口で計算すると、29~34年の間は総じて2%を少し超える(平均2.2%)値であったが、35年に1.7%に低下して以来、50年(1.9%)まで1%台が維持された。しかもその値は、35、50両年を除けば、この間1.1~1.4%という極めて低い値であった。その後、オイル・ショック不況の影響を受けやや高くなり、51、52年は2.0%、53年2.2%となっている。(労働省[3]付属統計表第3表-1を参照)。

11) 勤労者階層の中心部分をなすのは民間部門の雇用者と言えるが、一国全体を考えると、公務員、個人業主および家族従業者の問題を無視することはできない。このため、ここでの実質賃金率の推

第2表 実質賃金率の変動要因分析

単位：%

項 目 年	平均雇用者所得利用				賃金指数利 用(実質賃 金率の対前 年増加率)	参 考 欄		
	実質賃金率 の対前年増 減率	寄 与 度				対 前 年 増 減 率		
		$\hat{e}_a - \hat{e}_c$	労働生産性	労働分配率		$\hat{w} - \hat{\mu}$	消費者物価 指 数	GNP デフ レーター
28		-0.4			7.8		6.5	6.1
29		-1.7			0.0		6.5	4.8
(1955) 30	5.4	2.3	4.9	-1.8	6.0	-0.6	-1.1	1.2
31	5.2	4.8	2.1	-1.7	8.6	3.4	0.3	5.1
32	3.6	3.0	2.3	-1.7	1.1	4.4	3.1	6.1
33	4.9	-1.2	3.7	2.4	3.2	0.8	-0.4	-1.6
34	4.5	2.0	5.6	-3.1	5.2	-0.1	1.0	3.0
(1960) 35	6.7	2.1	8.8	-4.2	2.5	1.5	3.6	5.7
36	8.0	2.6	11.3	-5.9	6.1	2.0	5.3	7.9
37	7.1	-3.2	4.9	5.4	3.4	9.0	6.8	3.6
38	6.5	-3.1	8.6	1.0	2.9	5.5	7.6	4.5
39	7.9	0.5	10.6	-3.2	5.6	1.2	3.9	4.4
(1965) 40	4.9	-1.5	2.6	3.8	2.8	8.9	6.6	5.1
41	4.8	-0.2	6.7	-1.7	5.1	3.2	5.1	4.9
42	8.6	0.8	10.2	-2.4	7.9	2.4	4.0	4.8
43	8.5	-0.9	11.0	-1.6	7.8	2.8	5.3	4.4
44	9.0	-0.7	9.5	0.2	9.7	4.7	5.2	4.5
(1970) 45	9.2	-0.9	9.4	0.7	8.7	7.5	7.7	6.8
46	8.7	-1.6	6.0	4.4	8.1	8.8	6.1	4.4
47	9.1	0.3	8.5	0.3	10.9	5.7	4.5	4.8
48	10.3	-0.1	6.9	3.5	8.9	15.1	11.7	11.6
49	-0.3	-3.8	-0.9	4.4	1.8	25.1	24.5	20.7
(1975) 50	5.3	-4.4	3.5	6.2	1.9	13.6	11.8	7.4
51	1.7	-2.8	4.9	-0.4	3.1	6.1	9.3	6.5
[51]			6.1	-1.6		4.9		

(備考) ([51]については第1表備考を参照)

2) 通常、統計資料に示されている実質賃金指数は、労働省『毎月勤労統計調査報告』における賃金指数(現金給与総額)を消費者物価指数で除したものである。その場合、賃金指数を全産業のものとするか製造業のものとするかにより、異なる実質賃金指数が計算されている。第2表の「賃金指数利用」は、全産業の場合を利用して計算した実質賃金率の対前年増加率を示す¹²⁾。(総理府統計局 [6] p. 13 から計算)。

2. 推定結果とその解釈

(1) 推定結果

定には、労働省統計情報部 [4] よりもカバレッジの広い雇用者所得を利用している。その際、既に脚注で述べたように、個人業主は基本的には勤労者階層に属するものと想定している。

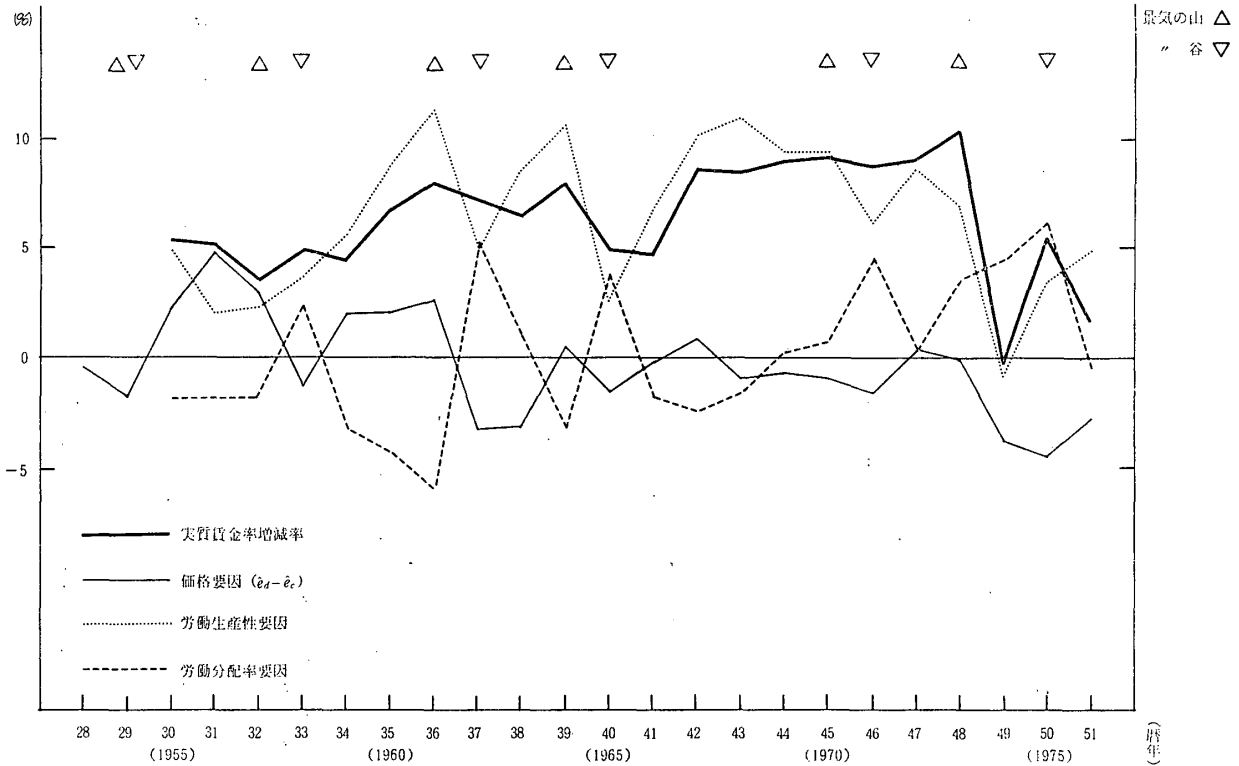
12) ここで製造業ないしは全産業(調査産業計)という場合、その調査対象は常用労働者30人以上の事業

①第2図を観察しよう。実質賃金率の対前年増加率 \hat{w} の景気との相関はたいして強くなく、オイル・ショック不況期を除けば、観察期間を通じて \hat{w} に激しい落差はみられない。30年以降年平均6.3%(対前年比)というかなり高い実質賃金率の上昇があった。

②同図によれば、 $(\hat{e}_a - \hat{e}_c)$ と景気との間には正の相関が観察される。両者の谷はよく符合するが、その山は必ずしも一致しない。 $\hat{\rho}_1$ が景気に逆相関し、 $\hat{\mu}$ が順相関することについては、

所である。第2表の「賃金指数利用」(全産業)の中には、データの連続性を考慮し、サービス業(46年1月より調査開始)は含めていない。参考までに総理府統計局 [6] (p. 14)における製造業の実質賃金指数から、その対前年増加率を計算して全産業のものと比較すると、28~32年(31年は除く)の間後者の方がやや高いことがわかる。しかし33年以降この関係は逆転し、不況期を除けば、総じて製造業の増加率の方が高い。

第2図 実質賃金率変動の要因別寄与度 (対前年比)



先に述べたところである。

③第2表により、実質賃金率の対前年増加率について、われわれの推定「平均雇用者所得利用」と「賃金指数利用」の場合とを比較してみよう。実質賃金率の増加率落差は、48～51年を除けば、総じて「賃金指数利用」の場合の方が大きい。32～40年(34年は除く)では、「賃金指数利用」よりも「平均雇用者所得利用」の方の増加率が高いが、その後は交差を繰り返している。とくに41～46年の間、両者はかなり接近しており、その%ポイント差は±0.7以下であった。

(2) 解釈

以上の観察のうち、2つの点に関する解釈を簡単に行う。

①景気との関連で観察すると、実質賃金とその絶対水準は言うに及ばず伸び率でも、不況期に顕著な低下を示すとは限らなかったのは何故であろうか。それは、労働生産性増加率 $\hat{\mu}$ および $(e_a - e_c)$ が景気との間で正の相関を示したのに対し、 $\hat{\rho}_l$ がきれいな負の相関を示したことによるものと考えられる。景気に順相関する前2者に対して、 $\hat{\rho}_l$ が好況期には総じてマイナス要因として作用し、不況期には逆にプラス要

因として作用することによって、全体の落差を小さくしたと言える。

第3表の「平均雇用者所得利用」を観察しよう。 $(e_a - e_c)$, μ および ρ_l 要因の構成比は、観察期間の平均でみると、それぞれ18.7, 57.2および24.1%となっている。実質賃金率変動の規定要因としては、やはり労働生産性の影響力が相対的に大きかったことがわかる。好況期にはその影響力は一層高まっている。景気の谷ではGNPデフレーターとCPIの増加率差、および労働分配率の影響度が上昇し、他方労働生産性のそれは相対的に低下(景気の谷平均38.9%)している。とくに労働分配率の場合、総じて景気の谷にその近傍での構成比の山が見られ、景気の谷での平均は40.3%という大きな値を示す。

②48～51年を除けば、「平均雇用者所得利用」よりも「賃金指数利用」の場合に総じて $\hat{\mu}$ の振幅が大きいのは何故であろうか。これは基本的には、「毎月勤労統計調査」の現金給与総額(調査産業計)と「国民所得統計」の雇用者所得との間での、雇用者、集計項目等に関するカバレッジの相違によるものと考えられる。「賃金指数利用」の場合、製造業賃金のウェイトが大き

第3表 寄与度の絶対値構成比

単位：%

項 日 年	労働分配率(定義式接近)			労働分配率(カルドア・モデル接近)			実質賃金率(平均雇用者所得利用)		
	貨幣賃金	価格 (GNPデフ レーター)	労働生産性	粗投資・総 産出高比率	粗利潤から の貯蓄性向	賃金からの 貯蓄性向	$\hat{e}_d - \hat{e}_c$ (価格指数差)	労働生産性	労働分配率
(1955) 30	41.3	11.5	47.1	59.0	17.7	23.3	25.6	54.4	20.0
31	43.3	40.2	16.5	55.4	29.8	14.8	55.8	24.4	19.8
32	44.4	40.4	15.2	59.9	25.6	14.5	42.9	32.9	24.3
33*	45.9	16.3	37.8	50.3	45.7	4.1	16.4	50.7	32.9
34	39.0	21.3	39.7	58.7	28.3	13.0	18.7	52.3	29.0
(1960) 35	41.5	23.0	35.5	67.9	25.9	6.2	13.9	58.3	27.8
36	40.9	24.3	34.8	64.9	24.9	10.2	13.1	57.1	29.8
37*	62.1	16.1	21.9	72.0	25.1	2.9	23.7	36.3	40.0
38	51.8	16.5	31.6	62.4	19.4	18.2	24.4	67.7	7.9
39	44.0	16.4	39.6	40.5	33.1	26.4	3.5	74.1	22.4
(1965) 40*	59.9	26.6	13.5	68.6	23.6	7.9	19.0	32.9	48.1
41	46.0	22.8	31.2	67.5	3.9	28.6	2.3	77.9	19.8
42	45.7	17.4	37.0	56.6	39.2	4.1	6.0	76.1	17.9
43	47.3	15.1	37.7	59.0	11.9	29.1	6.7	81.5	11.9
44	50.4	16.0	33.7	33.5	47.8	18.8	6.7	91.3	1.9
(1970) 45	51.1	20.5	28.4	43.2	42.7	14.2	8.2	85.5	6.4
46*	58.7	17.5	23.8	65.2	31.1	3.7	13.3	50.0	36.7
47	50.6	17.8	31.6	23.0	45.4	31.6	3.3	93.4	3.3
48	54.3	28.6	17.0	29.6	59.9	10.6	1.0	65.7	33.3
49	52.8	45.2	2.0	57.4	33.0	9.5	41.8	9.9	48.4
(1975) 50*	61.1	26.4	12.5	64.9	25.1	10.0	31.2	24.8	44.0
51	49.1	29.0	21.9	7.1	40.2	52.8	34.6	60.5	4.9
(51)	46.6	27.5	25.8	10.3	13.0	76.7	26.7	58.1	15.2
全期間平均	49.2	23.1	27.7	53.0	30.9	16.1	18.7	57.2	24.1
景気の谷 ^(*) 平均	57.5	20.6	21.9	64.2	30.1	5.7	20.7	38.9	40.3

(備考) 1. 第1, 2表から次式によりそれぞれ計算した。

$$\text{要因別寄与度の絶対値構成比} = \frac{\text{要因別寄与度の絶対値}}{\text{寄与度の絶対値合計}}$$

2. 平均値の計算は、〔51〕ではなく51によって行った。(〔51〕については第1表備考を参照)

いので、景気変動による影響が相対的に大きい。これに対して「平均雇用者所得利用」の場合は、雇用者所得の中に公務員の給与等が入っており、景気変動過程での振幅がこのためにある程度緩和されていると考えられる。しかしながら、この点はなお検討を要する。

結 び

1) 以上の分析により明らかとなったのは次の点である。

①労働分配率変動と景気との逆相関

②定義式接近の場合。貨幣賃金増加率 \hat{w} が、48年以降を除くと、景気変動の過程で必ずしもそれほど大きな運動的变化を示さなかったことに対し、 $\hat{\mu}$ が総じて景気との間で順相関を示したところによる。しかし、33および50年における $\hat{\rho}_1$ の山については、 \hat{e}_d の(相対

的に大きな年率差による)影響が大きかった。 \hat{w} の $\hat{\rho}_1$ への相対的影響力はかなり大きく、観察期間の平均では50%弱であるが、景気の谷平均ではさらに高く57.5%であった。

③カルドア・モデル接近の場合。粗投資・総産出高比率 D 要因の寄与度が、景気とのきれいな逆相関を示したところによる。これを相殺するが、 D 要因の影響力を打消すほど大きくなかった。 D, sp 両要因の寄与度の絶対値構成比合計をみると、平均83.9(観察期間全体)および94.3%(景気の谷)であり、同2要因の影響力が圧倒的であったと言える。寄与度では相反する方向に働くが、その絶対値をみると、 D 要因は sp 要因の平均1.7倍の大きさであった。

④実質賃金増加率

49, 51年を除けば、 \hat{w} は観察期間中かなり高

い水準に維持された。景気変動との関連でこれを観察すると、絶対水準は言うまでもなく、伸び率でも、不況期に顕著な低下を示すとは限らなかった。それは、 $\hat{\mu}$ および $(\hat{e}_d - \hat{e}_c)$ の景気との順相関に対して、 $\hat{\rho}_l$ がきれいな逆相関を示し、前2者の影響力を相殺するように作用したことによるものと考えられる。

観察期間の平均をみると、 μ 要因が57.2%という大きな規定因をなしているが、その相対的影響力は総じて好況期にいっそう大きく、不況期に小さいものとなっている。これに対して景気の谷では、価格指数上昇率差 $(\hat{e}_d - \hat{e}_c)$ および ρ_l 要因の影響力が相対的に高まり、とくに ρ_l 要因のそれは、観察期間の山(景気の谷)平均で40.3%という大きさを示した。

2) ところで、両接近法における分配率変動の規定要因はそれぞれ3つずつある。この合計6つのうち直接に政策変数となり得るのは、 D 要因のみで(これも完全とはいえない)他は間接的にある程度操作可能な変数と考えられる。ともあれ、30年以降の観察期間を通じて、オイル・ショック直後の不況期を除けば実質賃金率の

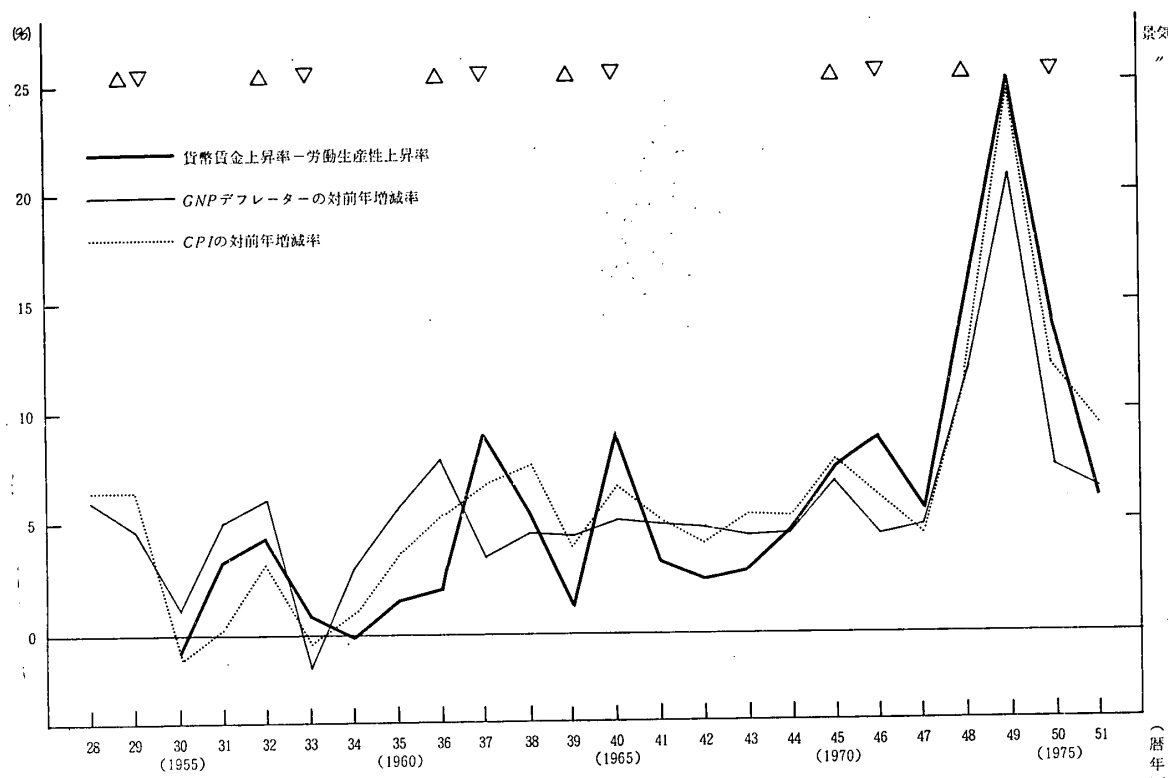
増加率は総じて高い水準(年平均6.3%)に維持され、30~51年の間に約3.6倍となった。この観察事実から次の2点について言及しよう。

① $\hat{\rho}_l$ が景気との間できれいな逆相関を示すこと、およびこれまでかなり高い $\hat{\omega}$ が維持されてきたことを考えると、わが国の場合労働分配率を高める政策が無条件に良いとは言いきれない。分配率の政策的コントロールが望まれる場合、分配率規定要因がどこまで政策変数となり得るかが明らかにされ、さらに分配率についての何らかの価値判断が示される必要がある。そうでなければ、このための政策的コントロールの妥当性と効果についての評価は下し難いからである。

② フロー面でマクロ的に見る限り、オイル・ショック後の戦後最大の不況を除けば、観察期間を通じて不況が勤労者階層に厳しい結果をもたらしたとは言い難い。むしろより重大な問題は、産業構造の転換に伴うミクロ的摩擦、所得格差、資産の保有格差など¹³⁾にあったと考えら

13) 例えば、経済企画庁総合計画局〔11〕を参照。

第3図 価格、貨幣賃金率および労働生産性(対前年比)



れる。ともあれ、高度経済成長期以降における実質賃金の高い成長率は、国民の「中流意識の高まり」にもかなり強い関係をもつものと考えられる。

3) 所得政策の1つの基準に、全般的労働生産性基準という考え方がある。これは、全産業における貨幣賃金上昇率を、経済全体における過去の趨勢的生産性上昇率に等しくするというものである。30年以降の観察における労働分配率の景気とのきれいな逆相関は、この基準にかなり強い疑問を投げかけるものと言えよう。実際、消費者物価指数の上昇率と「貨幣賃金上昇率－労働生産性上昇率」との間には、弱い相関関係が認められるとしても、GNPデフレーターと後者との間の相関はいっそう乏しい。第2表の参考欄にはこれらの値が示されており、第3図はそれを図示したものである。

資料および参考文献

資料

- [1] 経済企画庁編『国民所得統計年報』、大蔵省印刷局、1978。
- [2] 経済企画庁調査局編『経済変動観測資料』および『経済変動観測資料年報』、大蔵省印刷局。
- [3] 労働省編『労働白書』52および54年版、日本労働協会、1977および1979。
- [4] 労働省統計情報部編『毎月勤労統計要覧』、労働法令協会、1979。
- [5] 総理府統計局編『家計調査年報』、日本統計協会、1962および1977。
- [6] —————『消費者物価指数年報(53年)』、日本統計協会、1979。

参考文献

- [7] 伊代田光彦「戦後日本における分配率の推計」、『総合研究所報』(桃山学院大学)、4(2), Jan. 1979, pp. 23~32。
- [8] Kaldor, N., "Alternative Theories of Distribution" in *Essays on Value and Distribution*, Gerald Duckworth & Co., Ltd., 1962, pp. 209~236。富田重夫編訳『マクロ分配理論』、学文社、1973に所収(pp. 1~35)。
- [9] —————. "Marginal Productivity and the Macro-Economic Theories of Distribution," *The Review of Economic Studies*, 33(4), Oct. 1966, pp. 309~319。
- [10] 経済企画庁国民生活調査課編『国民の生活と意識の動向』、大蔵省印刷局、1978および1979。
- [11] 経済企画庁総合計画局編『資産・所得分配の実態と問題点』(所得分配に関する研究会報告)、大蔵省印刷局、1975。