

二重構造下の物価変動

南 亮 進・小 野 旭

I 序

戦後の復興要因の強い時期を除くために観察期間の始点を1953年にとり、その後の物価変動の足どりを1969年までたどってみると、だれしも発見できる著しい特徴が浮かび上がってくる。それは、卸売物価と消費者物価との乖離という表現でしばしば呼ばれているように、卸売物価指数がこの間概して安定的であったのに対して、消費者物価指数は急速な上昇を示したという事実である。もう少し詳細に観察してみると、卸売物価指数も1965年前後から上昇運動を開始したようであるが、しかし消費者物価の騰貴率は依然として卸売物価のそれを超えている。したがって、2つの物価指数の乖離は1953～69年の観察期間全体を通じて発見できる現象であるということができる。

ところで、卸売物価を工業製品卸売価格と農林水産物卸売価格とに分けてみると、前者は全期間を通じてほぼ一定であるが、後者は著しい上昇傾向をみせている。さらに、工業製品卸売価格を大企業性製品価格と中小企業性製品価格とに分解したデータによれば、前者は全期間にわたって下降ぎみに推移し、後者は上昇趨勢を示している。ここに物価指数の乖離を説明する基本的なカギがある。つまり、全体としての卸売物価指数の安定性は近代部門製品価格と非近代部門製品価格との相反した動きが相殺された結果であり、消費者物価を騰貴させた主要な原因の1つは非近代部門における卸売価格の上昇にあるといえよう(なお、近代部門とは非1次産業に属する大企業を意味しており、非近代部門は第1次産業と非1次産業内の小零細企業とから構成される)。以上から明らかのように、戦後のわが国の物価変動は近代部門と非近代部門との併存という視点から接近する必要がある¹⁾。われわれは以前にもこのような観点か

ら物価変動のメカニズムを分析し、その結果を発表してきた²⁾。本稿も、構造的接近を主眼とする点では、既発表の論文と基本的性格を同じくする。しかしここでは、非近代部門に製造工業の小企業群を含めたり、サービス価格の代理変数として第3次産業賃金を明示的に考慮したりして、これまでの分析を若干たりとも改善させることができたと考えている。

上記の分析視点を念頭において、われわれは近代部門と非近代部門とを含む単純な計量モデルを作成し、1953～69年を観察期間とする年次データに適用してパラメーターを推定した。このモデルは、物価上昇機構を明らかならしめる上に必要最小限度の諸変数と構造方程式とから成り立つ。以下に提示するモデルは、L. A. Dicks-Mireaux および若干の人々のそれと同様³⁾、賃金と物価との連立体系によって特徴づけられる。ただし、われわれの考えによれば、二重構造を考慮してモデル構成を行なうことが、わが国の物価変動の解明にとって不可欠である。

第II節ではモデルを説明し、第III節でそれを適用するデータを示す。第IV節ではモデルの推定結果を掲げる。それに基づく分析は第V節と第VI節とで行なわれる。第V節では個々の方程式を用いて物価変動に関係する諸要因を検討し、第VI節ではモデルを誘導型方程式に変換してより一層の分析を試みる。最後の節(第VII節)は分析結果の要約に当てられている。

1) われわれはこの分析視点を大川一司[6]、高須賀義博[10]に負っている。

2) 南亮進・小野旭[4],[5]。

3) L. A. Dicks-Mireaux [2]。なお同様な接近は R. G. Bodkin [1], G. L. Perry [8], J. Vanderkamp [11], T. Watanabe [12] 等にもみられる。

II モデル

近代部門は高賃金・高生産性の部門であり、労働の質も技術水準もともに非近代部門より優れている。とくに近代部門では先進諸国からたえず進んだ技術が輸入され、高度の科学的知識をその中に体化した新鋭設備が利用されている。これに対して非近代部門は労働の質や技術水準の面で立ち遅れており、そのため賃金や労働生産性が相対的に低い。

これら2つの部門はいろいろな産業を含むはずであるし、同一の産業の中でも規模の大小によって所属させる部門が異なると考えるべきである。しかし、この部門分割に対応する形で実際に統計資料を作成する場合、われわれの作業は物価指数の利用可能性や分類基準によってかなり制約されるをえなかった。たとえば、われわれは製造工業所属の諸事業所を、規模の大小によって、近代部門と非近代部門とに分割したが、この規模分割は日本銀行が工業製品卸売価格を大企業性製品価格と中小企業性製品価格とに分解したときの基準に準ぜざるをえない。物価指数に関する日銀の年報によれば⁴⁾、資本金が5000万円以上か否かで大企業と中小企業とを区別し、1964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ある。この方法に従うと、大企業性製品の中には資本金5000万円未満の企業の製品も含まれることになる。われわれはこの点を考慮して、資本金5000万円以上企業の1事業所当り平均従業者数は100~199人の中間にあるが、小さいほうの100人を境界にとってそれ以上を大企業、10~99人を中小企業とした⁵⁾。かくして、本稿では100人以上の製造工業で近代部門を代表させ、非近代部門は10~99人規模の製造工業と第1次産業とから構成されると想定した⁶⁾。

第3次産業は取り扱いのむずかしい産業である。

4) 日本銀行『物価指数年報』(1970年), p. 2。

5) 通産省『工業統計表』では100~199人が1つの規模階級になっていて、それをさらに分割することはできない。

この中には運輸・通信・公益のような近代部門と卸・小売・サービスのようない非近代部門とが含まれている。しかし両者についてそれぞれ物価指数を利用することができないため、二つの産業をも含めて近代部門・非近代部門の2部門分割をおし進めるのは、データの的に困難である⁷⁾。それゆえ本稿では第3次産業を部門分割せずに扱い、その産業の平均賃金を(1)商品の流通過程において発生する費用と(2)各種のサービス価格の proxy として用いるという簡便法を採用した。

われわれのモデルは下記の6本の式から構成される。賃金決定式は調整モデルであるため変化率で表わし、他は対数線型で近似した。

$$(1) \quad \dot{W}_L = \alpha_0 + \alpha_1 u + \alpha_2 \dot{W}_{H,-1} + \alpha_3 \dot{W}_{S,-1} + e_1$$

$$(2) \quad \dot{W}_H = \beta_0 + \beta_1 u + \beta_2 \dot{W}_{L,-1} + \beta_3 \dot{W}_{S,-1} + \beta_4 (\dot{P}_H + \dot{q}_H) + \beta_5 \dot{P}_C + e_2$$

$$(3) \quad \dot{W}_S = \gamma_0 + \gamma_1 u + \gamma_2 \dot{W}_{H,-1} + \gamma_3 \dot{W}_{L,-1} + e_3$$

$$(4) \quad \ln P_L = \delta_0 + \delta_1 \ln P_H + \delta_2 \ln V + \delta_3 \ln \frac{W_L}{q_L} + e_4$$

$$(5) \quad \ln P_H = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 \ln P_L + \varepsilon_2 \ln P_M + \varepsilon_3 \ln V + \varepsilon_4 \ln \frac{W_H}{q_H} + e_5$$

$$(6) \quad \ln P_C = \zeta_0 + \zeta_1 \ln P_L + \zeta_2 \ln P_H + \zeta_3 \ln W_S + e_6$$

下ツキ L は非近代部門 (low productivity を特徴とするので下ツキを L に使用), H は近代部門 (high productivity の H を使用), S は第3次産業を示す。ドットをつけた変数は指数成長率で、たとえば $\dot{W}_L = \ln W_L - \ln W_{L,-1}$ である ($W_{L,-1}$ は

6) われわれは製造工業関係の諸系列を通産省『工業統計表』から利用した。大蔵省『法人企業統計年報』は規模別に分解可能なもう1つの資料である。しかしこれから計算される賃金変化率は、『工業統計表』や労働省『毎月勤労統計調査』からの賃金変化率と(とくに1960年以降)著しく動きを異にするので、本稿では『法人企業統計年報』を使用しなかった。

7) 運輸・通信・公益については公共料金指数を用いることもできよう。しかしそれ以外の3次産業については適切な価格指数がえられない。また公共部門における価格決定の特殊性を考えると、これを100人以上の製造工業に加えて近代部門とすることは、この部門の価格決定のメカニズムを不明瞭ならしめる恐れがある。

1 期前の賃金)。記号は次の通りである。

W_L, W_H, W_S = 各部門の貨幣賃金水準

P_L, P_H = 各部門の卸売物価指数

P_C = 全都市消費者物価指数

P_M = 輸入原材料価格指数

q_L, q_H = 各部門の不変価格による労働の平均生産性

u = 殺到率 (有効求職者数を有効求人数で除したもの)

V = 実質 GNE

e = 誤差項

これらの諸変数の中で最初の 6 個 ($W_L, W_H, W_S, P_L, P_H, P_C$) が未知数で、他は外生変数である。

賃金変化率を説明する式 (1), (2), (3) において、われわれは労働市場の需給関係を示す指標として殺到率を使用した。Phillips curve の計測では失業率が需給バランス指標としてよく用いられる。しかし失業率は事後的諸量から構成されており、労働市場が逼迫している場合には事前的需給関係を忠実に表現しない。これに対して殺到率は、職業安定所に登録されたものに限られるが、労働の供給を労働の需要で除した比率であって、失業率のもつ欠点をまぬがれている。ところで、殺到率は全体の労働市場の状態を示す変数であるから、これのみでは部門ごとの需給バランスの差を表わせない。われわれは、式 (1) ~ (3) にみられるように、各部門の賃金変化率を他部門の賃金変化率にも依存させ、それによって需給関係の部門間における差異をモデルに反映させようとした。他部門の賃金の上昇はそこへの労働移動を刺激してこちらの部門への労働供給を減少させ、この部門の賃金変化率を上昇させるだろう、というのがその理論的な意味づけである。近代部門では他の部門に比して団体交渉による賃金の決定が広くゆきわたっており、賃金交渉の成果は労働市場の需給関係のほかに企業の支払能力や消費者物価の動向によっても影響を受けるに相違ない。この点を考慮して、近代部門の賃金変化を説明する式 (2) に関しては、価値生産性の変化率 ($\dot{P}_H + \dot{q}_H$) と 1 期前の消費者物価の変化率 ($\dot{P}_{C,-1}$) とを追加した。

式 (4) および (5) は近代部門と非近代部門の卸売

価格の決定式である。記号 V で示した実質 GNE は価格決定における需要側の要因を表わす。モデルが含む他の諸変数は供給側の要因であり、非近代部門卸売価格の場合にはその部門の単位当り賃金コスト W_L/q_L と近代部門卸売価格 P_H とが考慮されている。後者 (P_H) は非近代部門が近代部門から購入する投入要素価格の代理変数である。これと同様な解釈は、近代部門卸売価格の決定式に現われる P_L にも適用される。この式はそれ以外に輸入原材料価格指数 P_M を説明変数として含む。なお他部門や海外からの投入要素のコストが製品単位当りで表示されていないのは、投入要素量と産出量との比が一定だという単純化のための仮説をおいているからである。

式 (6) は消費者物価指数の決定式で、近代部門と非近代部門の卸売価格および第 3 次産業の賃金に依存している。第 3 次産業賃金はこの産業が産出するサービスの価格の代理変数である。

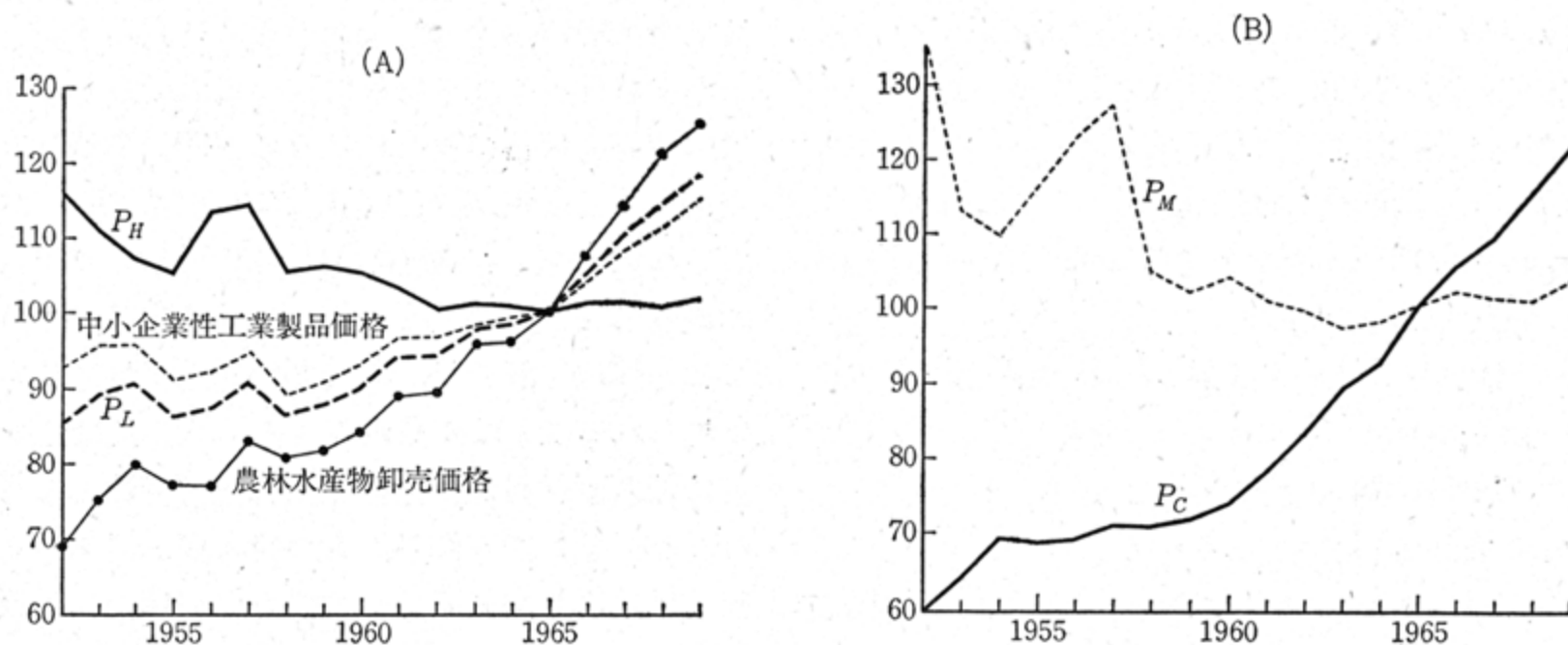
III データ

モデルの推定に用いる諸変数の推移について、簡単に説明しておこう。図 1 は各種の物価指数を図示したものである⁸⁾。これによれば、 P_H は傾向的には低下しているが、1962 年以降はほとんど変化をみせていない。これに対して P_L は上昇趨勢をもっており、とくに期間後半で顕著に騰貴した。 P_L は中小企業性工業製品価格と農林水産物卸売価格とをほぼ 1:2 のウェイトで加重平均したものである。期間全体の上昇倍率は農林水産物価格のほうが中小企業性工業製品価格よりも大であった。図 1 の (B) に示した P_C は 1960 年あたりから急速に上昇し始めており、その動きが P_L ときわめて類似している。また P_M は P_H に類似したパターンを示している。

貨幣賃金と実質労働生産性を描いたのが図 2 である。まず貨幣賃金の動きに注目すると、 W_H, W_S, W_L の 3 者に共通して 1960 年ごろから上昇率が高まるという事実が発見される。しかし上昇

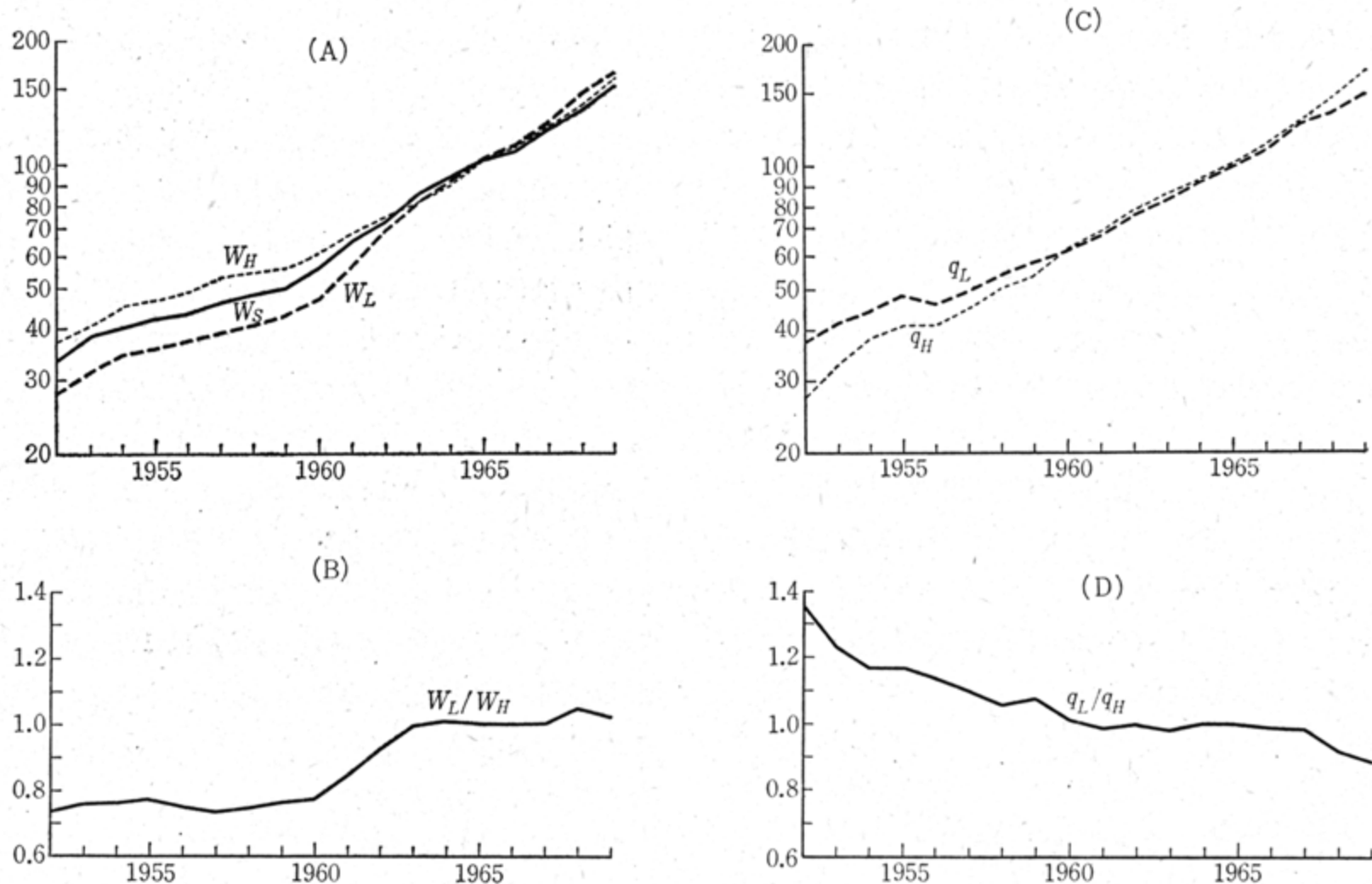
8) 諸変数の成長率を比較するには、対数グラフのほうが便利である。しかし図 1 の (A) では曲線の区別が付きにくくなるので、物価指数は通常の方眼紙に描いた。

図 1 各種の物価指数(1965=100)



出所および注) P_H =近代部門卸売価格指数。日本銀行が作成した大企業性工業製品価格。
 P_L =非近代部門卸売価格指数。中小企業製品価格と農林水産物卸売価格指数との加重平均。いずれも日本銀行が作成した系列で、後者は日本銀行『物価指数年報』が直接利用できる。ウェイト(1965年ベース)は同年報(1969年版)pp.107~8より算出。
 P_C =全都市消費者物価指数。経済企画庁『経済要覧』記載の総理府統計局調べの値。
 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』、通産省『通商白書』より。

図 2 賃金および生産性の推移(1965=100)

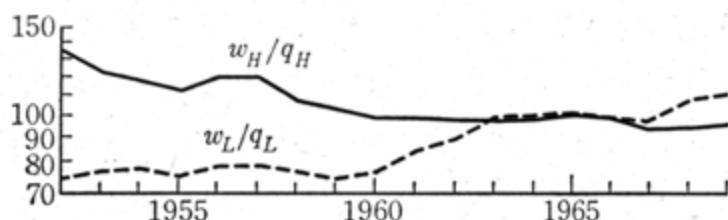


出所および注) W_H =近代部門賃金指数。製造工業の100人以上事業所の従業者1人当り現金給与額。通産省『工業統計表』より。
 W_L =非近代部門賃金指数。農業日雇賃金指数と製造工業の10~99人規模の賃金指数の加重平均。前者は農林省『農村物価賃金統計』、後者は通産省『工業統計表』による。ウェイトは年々の就業者数。就業者数のデータは農林省『労働力調査』、製造業の中小企業については『工業統計表』。
 W_S =第3次産業の賃金指数。経済企画庁『国民所得統計年報』の第3次産業雇用者所得を総理府統計局『労働力調査』の雇用者数で除して算出。
 q_H =近代部門実質生産性指数。製造工業の100人以上事業所の従業者1人当り付加価値を P_H でデフレートしたもの。1人当り付加価値は通産省『工業統計表』による。
 q_L =非近代部門実質生産性指数。農林水産業の就業者1人当り所得と製造工業の10~99人規模の1人当り付加価値との加重平均指数を P_L でデフレートしたもの。農林水産業の1人当り所得は通産省『国民所得統計年報』と総理府統計局『労働力調査』とを用いて算出。10~99人の1人当り付加価値は通産省『工業統計表』による。ウェイトは W_L 算出のときと同一。

率は部門間で異なり、その差異は近代部門と非近代部門とを対比させた場合もっとも明瞭にあらわれる。1960年以前では W_L の上昇率が 5.7%, W_H のそれが 5.6% で、両者の間にほとんど差はみられない。そのため、図 2 の (B) に描いたように、 W_L の W_H に対する賃金格差はほぼ不変にとどまった。しかし 1960 年以後になると非近代部門の賃金のほうが近代部門賃金より急テンポで上昇し、賃金格差が縮小した⁹⁾。

このような wage behavior を念頭におきながら、図 2 の右半分に描いた実質労働生産性の動きをみよう。(C) によると、 q_L も q_H も上昇しているが、 q_H の上昇率のほうが q_L の上昇率よりも大きい。その結果、(D) に示したように、 q_L の q_H に対する格差は拡大した。これは、上にのべた賃金格差の動きと逆さまである。これら 2 つの事実は、生産性成長率の高い部門で賃金上昇率が低く、生産性成長率の低い部門で賃金上昇率が高いこと、したがって単位当り賃金コストの動きが部門間で

図 3 単位当り賃金コスト指数の部門比較



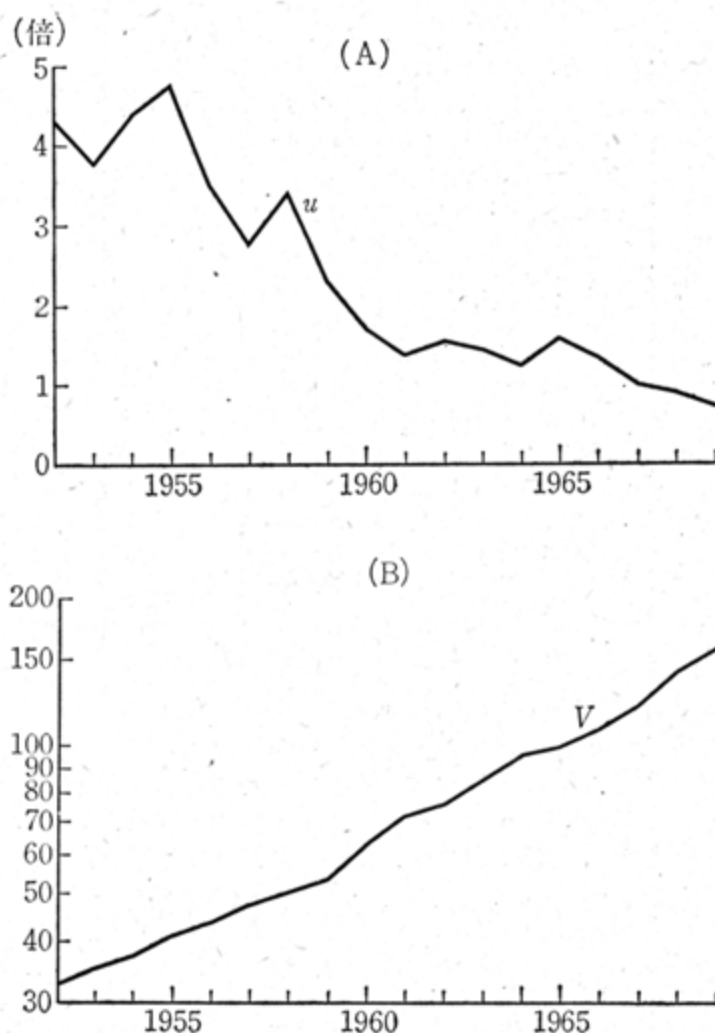
出所) 図 2 に同じ。

異なることを意味している。図 3 を参照されたい。近代部門の単位当り賃金コスト指数 W_H/q_H が下降ぎみに推移したのに対して、非近代部門のそれ W_L/q_L は 1960 年まで不変、それ以後賃金格差の縮小とともに上昇していることがわかる。この図を図 1 の (A) に示した P_H や P_L と関連させるなら、近代部門製品と非近代部門製品の相対価格を変化せしめた要因の 1 つが明らかにされよう。

図 4 に殺到率と実質 GNE とを図示しておいた。労働市場の需給バランス指標である殺到率は 1955 年から急速に低下し、1960 年あたりになると 1.5 倍近傍の水準にまで下がった。賃金格差もちょうどこの頃から縮小し始めたこと、殺到率が

その後反転して上昇する傾向をみせていないこと

図 4 殺到率および実質 GNE 指数の推移



出所および注) u = 殺到率。有効求職者数を有効求人数で除したもの。労働者『戦後労働経済史』および『労働白書』より。
 V = 実質 GNE。経済企画庁『国民所得統計年報』より。1965=100

等から、われわれは日本経済が 1960 年前後を境に労働過剰型経済から不足型経済へ転換したと考える¹⁰⁾。

IV モデルの推定結果

この節では第 II 節で説明したモデルの推定結果を掲げる。表 1—a は式 (1) ~ (3) を、表 1—b は式 (4) ~ (6) を、それぞれ単純最小自乗法で推定した結果である。まず表 1—a からみていこう。式 (1) の推定結果 (1'—a) によれば、 $W_{H,-1}$ のパラメータ推定値は負でかつ有意でない。この変数を除いたのが (1'—b) である。その結果自由度調整済みの決定係数は 0.687 から 0.706 に、若干ではあるが上昇した。(1'—b) に支払能力指標である価値生産性変化率 ($\dot{P}_L + \dot{q}_L$) を加えたのが (1'—c) であるが、推定結果が示すように $\dot{P}_L + \dot{q}_L$ 係数の信

9) 製造工業内部の規模別賃金格差も、1960 年前後から縮小しはじめた。より詳細な分析は小野旭 [7] をみよ。

10) 転換点を、より長期的視点から、かつ若干の判定基準を用いて検討したものとしては、南亮進 [3] がある。

表 1—a 構造方程式のパラメーター推定値

従 属 変 数		説 明 変 数								決定係数($\bar{R}^2$) ダービン・ワトソン統計量(d)
		const.	u	$\dot{W}_{H,-1}$	$\dot{W}_{L,-1}$	$\dot{W}_{S,-1}$	$\dot{P}_L + \dot{q}_L$	$\dot{P}_H + \dot{q}_H$	$\dot{P}_{C,-1}$	
$\dot{W}_L$	(1'-a)	13.157 (3.93)	▲3.072 (3.91)	▲0.100 (0.39)		0.982 (3.91)				$\bar{R}^2=0.687$ $d=1.77$
	(1'-b)	12.896 (4.05)	▲3.073 (4.03)			0.915 (5.13)				$\bar{R}^2=0.706$ $d=1.62$
	(1'-c)	12.216 (2.70)	▲2.948 (3.02)			0.889 (4.04)	0.0470 (0.22)			$\bar{R}^2=0.684$ $d=1.59$
	(1'-d)	12.753 (3.81)	▲3.043 (3.80)			0.963 (3.53)			▲0.102 (0.24)	$\bar{R}^2=0.684$ $d=1.66$
$\dot{W}_H$	(2'-a)	8.848 (2.03)	▲1.876 (2.50)		▲0.0674 (0.97)			0.587 (2.88)	0.464 (2.06)	$\bar{R}^2=0.666$ $d=2.44$
	(2'-b)	6.535 (1.79)	▲1.550 (2.32)					0.597 (2.94)	0.431 (1.94)	$\bar{R}^2=0.668$ $d=2.27$
$\dot{W}_S$	(3'-a)	10.717 (3.39)	▲1.966 (2.65)	0.416 (1.66)	0.171 (0.92)					$\bar{R}^2=0.520$ $d=1.75$
	(3'-b)	10.786 (3.02)	▲1.981 (2.40)	0.411 (1.49)	0.164 (0.69)				0.0243 (0.05)	$\bar{R}^2=0.480$ $d=1.74$

(注) 1) 観察期間は1953~69年。
 2) ()内はパラメーターの t -value.
 3) ▲印はマイナスを示す。

信頼度は大変低い。また消費者物価の変化率($\dot{P}_{C,-1}$)を考慮した(1'-d)によれば、 $\dot{P}_{C,-1}$ のパラメーター推定値は負で、やはり有意でない。われわれが価値生産性変化率や消費者物価の変化率を労働市場の需給バランス指標に加えて考慮するのは、それによって団体交渉の賃金に与える効果を吟味しようとするためである。いうまでもなく非近代部門の労働市場は未組織市場であるから、追加した諸変数の $\dot{W}_L$ に対する影響が無視できるという統計的結果は、十分に予想しうるものといえよう。以上の検討から、非近代部門の賃金変化率を説明する回帰方程式として、われわれは(1'-b)を採用することにした。

近代部門の賃金変化率と非近代部門のそれとの間には、諸説明変数の統計的な信頼度からみて、著しい相違がある。式(2)を $\beta_2 = \beta_3$ と単純化して推定した(2'-a)をみると、他部門の賃金変化率のパラメーター推定値は理論的符号条件をみたしていないし、統計的に有意でもない。この事実は $\dot{W}_H$ が他部門の賃金から独立に決定されていることを意味する。それに対して当該部門の価値生産性変化率($\dot{P}_H + \dot{q}_H$)や消費者物価変化率の係数は、かなり信頼度が高いといってよい。他部門の賃金変化率を省いて推定し直した(2'-b)が、われわれの採用するモデルである。それによれば $\dot{W}_H$ は

労働市場の一般的な需給関係、支払能力の変化率および消費者物価の変化率で説明されることになる。

式(3)の推定結果を(3'-a)に示す。これに $\dot{P}_{C,-1}$ を追加した(3'-b)をみると、 $\dot{P}_{C,-1}$ の係数が著しく不安定であり、かつその変数を加えることによって自由度調整済みの決定係数はかえって低下してしまう。それゆえ本稿では(3'-a)を用いる。かくして、各部門の賃金変化率を説明するモデルが確定された。それらはすべて労働市場の需給バランス指標を説明変数として含んでおり、モデルの基本的性格は A. W. Phillips¹¹⁾ の着想に沿うものといえる。採用した方程式の間で殺到率 u の係数を比較すると、非近代部門が -3.073 で(絶対値でみて)最も大きく、近代部門が -1.550、両者の中間に第3次産業の係数 -1.966 が入る。これは非近代部門の賃金のほうが近代部門の賃金より一般的な需給関係の変化に敏感に反応することを示す。われわれは非近代部門が低賃金・低生産性によって特徴づけられると考えた。需給バランスが逼迫したとき、労働力を維持・獲得するためには、賃金の低い産業ほどそれを大幅に上昇させる必要がある。また近代部門における封鎖的雇用慣行の

11) A. W. Phillips [9]。

表 1—b 構造方程式のパラメーター推定値

従属変数		説明変数								決定係数($\bar{R}^2$) ダービン・ワトソン統計量(d)
		const.	$\ln P_L$	$\ln P_H$	$\ln P_M$	$\ln V$	$\ln \frac{W_L}{q_L}$	$\ln \frac{W_H}{q_H}$	$\ln W_S$	
$\ln P_L$	(4'—a)	0.0259 (1.91)		0.382 (1.32)		0.138 (2.75)	0.272 (1.91)			$\bar{R}^2=0.872$ $d=0.76$
	(4'—b)	0.0309 (2.32)				0.100 (2.36)	0.287 (1.97)			$\bar{R}^2=0.865$ $d=0.72$
$\ln P_H$	(5'—a)	0.0162 (1.64)	▲0.105 (0.65)		0.328 (3.01)	0.00834 (0.16)		0.149 (0.81)		$\bar{R}^2=0.852$ $d=1.89$
	(5'—b)	0.0119 (1.68)			0.335 (3.16)	▲0.0230 (1.19)		0.0792 (0.54)		$\bar{R}^2=0.859$ $d=1.84$
	(5'—c)	0.0175 (3.27)			0.283 (2.88)			0.223 (2.64)		$\bar{R}^2=0.855$ $d=1.37$
$\ln P_C$	(6')	▲0.0310 (3.67)	0.566 (2.81)	0.00404 (0.02)					0.327 (6.35)	$\bar{R}^2=0.990$ $d=1.03$

表 2 従属変数の成長率とその構成要因——構造方程式による

(単位: %)

従属変数	期間	従属変数の成長率		構成要因													
		実際値	推定値	const	u	$\dot{W}_{S,-1}$	$\dot{P}_H + \dot{q}_H$	$\dot{P}_{C,-1}$	$\dot{W}_{L,-1}$	$\dot{W}_{H,-1}$	$\dot{P}_H$	$\dot{V}$	$\dot{W}_L - \dot{q}_L$	$\dot{P}_M$	$\dot{W}_L - \dot{q}_H$	$\dot{P}_L$	$\dot{W}_S$
$\dot{W}_L$	I	5.73	5.76	12.90	▲12.81	5.67											
	II	14.11	13.97	12.90	▲9.13	10.20											
	T	10.44	10.40	12.90	▲10.72	8.22											
$\dot{W}_H$	I	5.61	5.59	6.34	▲6.46		4.75	0.96									
	II	11.15	10.63	6.34	▲4.60		6.61	2.28									
	T	8.73	8.43	6.34	▲5.41		5.80	1.70									
$\dot{W}_S$	I	6.51	5.86	10.72	▲8.20				1.01	2.33							
	II	11.32	11.60	10.72	▲5.84				2.38	4.34							
	T	8.86	9.10	10.72	▲6.86				1.78	3.46							
$\dot{P}_L$	I	0.14	0.97								▲0.30	1.13	▲0.04				
	II	3.04	2.44								▲0.14	1.44	1.14				
	T	1.78	1.72								▲0.21	1.31	0.62				
$\dot{P}_H$	I	▲0.79	▲1.07											▲0.37	▲0.70		
	II	▲0.36	▲0.09											▲0.03	▲0.06		
	T	▲0.55	▲0.51											▲0.17	▲0.34		
$\dot{P}_C$	I	1.83	2.21								▲0.00					0.08	2.13
	II	5.49	5.42								▲0.00					1.72	3.70
	T	3.89	3.91								▲0.00					1.01	2.90

(注) 1) I=1953~60, II=1960~69, T=I+II.

2) 成長率は指数的な年平均成長率。

存在も、需給関係の変化に対する近代部門賃金の感応度を弱める。表 1—a の推定結果はこれらの推論と両立する。第 3 次産業の殺到率のパラメーター推定値が近代部門と非近代部門との中間の値をとるのは、その産業が(前述のごとく)運輸・通信・公益のような近代的産業と卸・小売・サービス等で代表される非近代部門とをともに含んでいるためといえよう。

表 1—b は、対数線型で近似した物価決定式の計算結果である。式(4)をそのまま推定したのが、(4'—a)である。3つの説明変数のうちパラメータ

—推定値が一番不安定な P_H を除いて推定したのが(4'—b)であるが、この結果は(4'—a)よりも低い決定係数を与えている。したがって非近代部門の卸売価格 P_L の決定式としては、(4'—a)を採用することにした。

近代部門の卸売価格 P_H に関する回帰式は、(5'—a)~(5'—c)に示してある。まず式(5)を推定した(5'—a)をみると、 P_L の係数が理論的符号条件をみたしていないことに気づく。これを除いたのが(5'—b)であるが、こんどは需要側の要因である V のパラメーター推定値が負になってしまう。し

たがって P_H を説明するモデルとしては、結局(5'-c)を用いることにした。この推定結果を P_L のそれと比較すると、2つの事実が明らかになる。第1に非近代部門の価格は V に依存し、近代部門のそれは V に依存しない。すなわち非近代部門の製品価格は需要要因によって影響されるが、近代部門のそれは需要の変化から独立である。非近代部門が需要に感応的なのは、この部門に農産物が含まれているためであろう。第2に単位当り労働費用のパラメーターを比較しよう。それは(4'-a)では0.272、(5'-c)では0.223である。ほぼひとしいが若干非近代部門の方が大きいといえる。このことは、強力な農産物価格支持政策の現れだと思われる。

消費者物価指数に関する式(6)を推定したのが、表1-bの(6')である。 P_H の係数は通常の信頼水準で有意でない。われわれは理論的符号条件をみたしているという理由で P_H を残したが、その係数の大きさからみて、近代部門製品価格が直接的に消費者物価指数に与える影響はほとんど無視できるといってよからう。以上の検討を通じて、採用する方程式が確定した。次節以下で使用する方程式体系は(1'-b)、(2'-b)、(3'-a)、(4'-a)、(5'-c)および(6')の6式である。

V 推定結果に基づく分析的帰結—(1)

前節で推定したモデルを一括して再掲すれば下記の通りである。なお物価決定式は絶対レベルの変数で表わしたが、ここではそれを時間に関して微分して変化率タームで示してある。

$$(1') \quad \dot{W}_L = 12.896 - 3.073 u + 0.915 \dot{W}_{S,-1}$$

$$(2') \quad \dot{W}_H = 6.535 - 1.550 u \\ + 0.597 (\dot{P}_H + \dot{q}_H) + 0.431 \dot{P}_{C,-1}$$

$$(3') \quad \dot{W}_S = 10.717 - 1.966 u \\ + 0.416 \dot{W}_{H,-1} + 0.171 \dot{W}_{L,-1}$$

$$(4') \quad \dot{P}_L = 0.382 \dot{P}_H + 0.138 \dot{V} + 0.272 (\dot{W}_L - \dot{q}_L)$$

$$(5') \quad \dot{P}_H = 0.283 \dot{P}_M + 0.223 (\dot{W}_H - \dot{q}_H)$$

$$(6') \quad \dot{P}_C = 0.566 \dot{P}_L + 0.004 \dot{P}_H + 0.327 \dot{W}_S$$

すでに気づかれていると思うが、われわれは殺到率 u と実質 GNE 成長率 $\dot{V}$ とをそれぞれ独立変数とみなし、 u と $\dot{V}$ とを連結させる方程式を用意していない。それは、 u と $\dot{V}$ との間に統計的

に有意な相関関係を認めることができなかったからである¹²⁾。

式(1')~(6')を用いて内生変数に対する諸説明変数の寄与を計算した。その結果は表2の通りである。図1の(B)に関する説明の箇所ですでのべておいたが、消費者物価指数は1960年頃から急激な上昇をみせた。それゆえわれわれは1960年を境に観察期間を2分し、1953~1960年をI期、1960~1969年をII期として、これら2つの期間の間で諸変数の値を対比させることにした。説明変数の寄与は、構造方程式のパラメーター推定値に各期間における諸変数の年平均成長率を乗じたものである¹³⁾。成長率はすべて指数成長率である。表2に基づいて、次の4点を指摘しておこう。

《論点1》 I期からII期にかけて、各部門の賃金はその上昇率を高めた。上昇率の差を求めると、 $\dot{W}_L$ が8.38(=14.11-5.73)%, $\dot{W}_H$ が5.54%, $\dot{W}_S$ が4.81%となる。賃金上昇率の変化分のうち経済全体の労働需給バランスの逼迫に原因する部分は、それぞれ3.68(=-9.13-(-12.81))%, 1.86%, 2.36%であった。この差異は殺到率の変化に対する各部門の賃金の感応度の差によっている。表2をみると、それぞれの部門に特有な要因の効果は、経済全体の労働需給バランスの効果よりも大きいことがわかる。近代部門の場合には、価値生産性および消費者物価の上昇率がI期からII期にかけて高まったことによる効果は3.18%で、殺到率の低下による効果(1.86%)をこえていた。同様なことは、非近代部門およびサービス産業において他部門の賃金上昇率の増大に帰着しうる効果(それぞれ4.53%, 3.38%)に関してもいえる。

《論点2》 $\dot{W}_L - \dot{W}_H$ はI期が0.12%, II期が2.96%であり、II期に賃金格差の縮小が著しかったことを示している。推定値を使ってこの要因を分解すると次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{計} &= \text{定数項の差} + u \text{ の効果の差} \\ &\quad + \text{それ以外の要因の差} \end{aligned}$$

12) 図4の(A)、(B)をみると、 u と $\dot{V}$ の間には高い相関があることがわかる。しかし u と $\dot{V}$ との相関係数は-0.426で、統計的に有意でない。

13) ただし、 u のI期の値は1954-60年の平均値、II期の値は1961-69年の平均値をとった。

表 3 誘導形方程式から計算された先決変数のパラメーター

従属変数	先 決 変 数									
	const.	u	$\dot{q}_L$	$\dot{q}_H$	$\dot{P}_M$	$\dot{V}$	$\dot{W}_{L,-1}$	$\dot{W}_{H,-1}$	$\dot{W}_{S,-1}$	$\dot{P}_{C,-1}$
$\dot{W}_L$	12.896	▲3.073							0.915	
$\dot{W}_H$	7.539	▲1.788		0.535	0.195					0.497
$\dot{W}_S$	10.717	▲1.966					0.171	0.416		
$\dot{P}_L$	4.150	▲0.988	▲0.272	▲0.040	0.125	0.138			0.249	0.042
$\dot{P}_H$	1.681	▲0.399		▲0.104	0.326					0.111
$\dot{P}_C$	5.860	▲1.204	▲0.154	▲0.023	0.072	0.078	0.056	0.136	0.141	0.024

I 期 $0.17=6.56-6.35-0.04$

II 期 $3.34=6.56-4.53+1.31$

計は推定値による賃金格差の変化率 $\dot{W}_L-\dot{W}_H$ を示す。これによると、賃金格差の変化率の推定値は I 期の 0.17% から II 期の 3.34% へ 3.17% だけ高まったが、そのうち殺到率の低下に帰着しうる部分は 1.82% で、それ以外の要因の効果 1.35% より若干大きかったことになる。

《論点 3》 I 期と II 期の間における $\dot{P}_H$ の変化はわずか 0.43% であり、これに対応して $\dot{P}_M$ や $\dot{W}_H-\dot{q}_H$ の変化の効果も微々たるものであった(それぞれ 0.34%, 0.64%)。他方 $\dot{P}_L$ は 0.14% から 3.04% へ 2.90% だけ増加したが、 $\dot{P}_H$ と $\dot{V}$ の変化の効果は両者合わせても 0.47% にすぎない。それに対して $\dot{W}_L-\dot{q}_L$ の変化の効果は 1.18% に達していた。つまりわれわれが想定した要因の範囲内でいえば、単位当り賃金コストの上昇が非近代部門の卸売価格を騰貴させた主な原因であった。われわれはこの点に関連して、その背後に部門間における賃金格差の縮小という現象が存在し、それが生産性成長率の低い非近代部門の賃金コストを押し上げるように作用していたことを付言しておく。

《論点 4》 $\dot{P}_C$ は 1.83% から 5.49% へ 3.66% だけ高まった。これをもたらしたのは $\dot{P}_L$ の上昇(1.64%)と $\dot{W}_S$ の上昇(1.57%)とである。 $\dot{W}_S$ はサービス価格の代理変数であるから、消費者物価を騰貴させた要因は非近代部門卸売価格の上昇とサービス価格の上昇とであり、両者の $\dot{P}_C$ の変化に対する寄与はほぼ相半ばしていたといえる。

VI 推定結果に基づく分析的帰結—(2)

本節では、前節に掲げた方程式体系(1')~(6')を先決変数のみで表現される誘導型方程式の体系

に変換し、さらに若干の論点を追加する。誘導型方程式における先決変数のパラメーターは表 3 に示してある。

《論点 5》 表 3 をみると、われわれのモデルが $\dot{W}_L, \dot{W}_H, \dot{W}_S, \dot{P}_C$ に関する連立定差方程式を形成していることがわかる。本節で取り上げる最初の論点は、外生変数($u, \dot{q}_L, \dot{q}_H, \dot{P}_M, \dot{V}$)がある一定の値をとると仮定した場合に、モデルが $\dot{W}_L, \dot{W}_H, \dot{W}_S, \dot{P}_C$ 等について(したがって他の内生変数についても)安定的な解を与えるか否かを吟味することである。数値計算によって特性多項式の根を計算すると、プラスの最大値は 0.5~0.6 の間に、マイナスの最大値は -0.3~-0.4 の間に入る。したがって、われわれの分析期間内では、 $t \rightarrow \infty$ のとき $\dot{W}_L, \dot{W}_H, \dot{W}_S, \dot{P}_C$ は外生変数の値に依存する一定の水準に収束する。 $\dot{P}_C$ 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。

《論点 6》 内生変数の均衡水準(以下これに * 印を付す)に対する外生変数の寄与は、表 3 において $\dot{W}_L=\dot{W}_{L,-1}, \dot{W}_H=\dot{W}_{H,-1}, \dot{W}_S=\dot{W}_{S,-1}, \dot{P}_C=\dot{P}_{C,-1}$ と仮定することによって検討することができる。この仮設的ケースにおける外生変数のパラメーターは表 4 に、外生変数の寄与は表 5 に、それぞれ示してある。後者については、前節の分析と同様

表 4 仮設的ケースによる外生変数のパラメーター

	const.	u	$\dot{q}_L$	$\dot{q}_H$	$\dot{P}_M$	$\dot{V}$
$\dot{W}_L^*$	33.223	▲7.191	▲0.040	0.267	0.119	0.020
$\dot{W}_H^*$	14.024	▲3.144	▲0.089	0.593	0.263	0.045
$\dot{W}_S^*$	22.232	▲4.504	▲0.044	0.293	0.129	0.022
$\dot{P}_L^*$	10.234	▲2.224	▲0.291	0.038	0.163	0.147
$\dot{P}_H^*$	3.129	▲0.702	▲0.020	▲0.091	0.341	0.010
$\dot{P}_C^*$	13.048	▲2.729	▲0.179	0.116	0.136	0.091

表 5 仮説的ケースにおける外生変数の寄与

(単位: %)

従属変数	期間	従属変数の成長率		構 成 要 因					
		実 際 値	推 定 値	const.	u	$\dot{q}_L$	$\dot{q}_H$	$\dot{P}_M$	$\dot{V}$
$\dot{W}_L^*$	I	5.73	5.34	33.22	▲29.99	▲0.24	2.34	▲0.15	0.16
	II	14.11	14.71	33.22	▲21.36	▲0.40	3.05	▲0.01	0.21
	T	10.44	10.65	33.22	▲25.10	▲0.33	2.74	▲0.07	0.19
$\dot{W}_H^*$	I	5.61	5.61	14.02	▲13.11	▲0.52	5.19	▲0.34	0.37
	II	11.15	11.03	14.02	▲9.34	▲0.88	6.78	▲0.02	0.47
	T	8.73	8.67	14.02	▲10.97	▲0.73	6.08	▲0.16	0.43
$\dot{W}_S^*$	I	6.51	5.76	22.23	▲18.78	▲0.26	2.56	▲0.17	0.18
	II	11.32	11.98	22.23	▲13.38	▲0.44	3.35	▲0.01	0.23
	T	8.86	9.29	22.23	▲15.72	▲0.36	3.01	▲0.08	0.21
$\dot{P}_L^*$	I	0.14	0.57	10.23	▲9.27	▲1.71	0.33	▲0.21	1.20
	II	3.04	2.69	10.23	▲6.61	▲2.89	0.43	▲0.01	1.54
	T	1.78	1.78	10.23	▲7.76	▲2.37	0.39	▲0.10	1.39
$\dot{P}_H^*$	I	▲0.79	▲1.08	3.13	▲2.93	▲0.12	▲0.80	▲0.44	0.08
	II	▲0.36	▲0.12	3.13	▲2.08	▲0.20	▲1.04	▲0.03	0.10
	T	▲0.55	▲0.53	2.13	▲2.45	▲0.16	▲0.93	▲0.21	0.09
$\dot{P}_C^*$	I	1.83	2.21	13.05	▲11.38	▲1.05	1.02	▲0.18	0.75
	II	5.49	5.43	13.05	▲8.11	▲1.78	1.33	▲0.01	0.95
	T	3.89	4.04	13.05	▲9.52	▲1.46	1.19	▲0.08	0.86

に、2つの sub-period (I, II) 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できよう。

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 期にかけての変化に最も大きな影響を及ぼしたのは u の変化であった。 $\dot{W}_L^*$ の変化に対する u の変化の寄与は 8.63%, $\dot{W}_H^*$ の場合が 3.77%, $\dot{W}_S^*$ の場合が 5.40% である。それに次いで影響の大きい変数は $\dot{q}_H$ で、それぞれの内生変数に対して 0.71%, 1.59%, 0.79% である。その他の外生変数の変化の効果は非常に小さい。

$\dot{P}_L^*$, $\dot{P}_H^*$, $\dot{P}_C^*$ 等の諸変数の変化に関しても、需給バランス指標の変化が最も大きな効果を及ぼしていた。表 5 から u の変化の効果と求めると、2.66%, 0.85%, 3.27% となる。2 番目に影響の大きい要因は、内生変数によって異なる。 $\dot{P}_L^*$ と $\dot{P}_C^*$ の場合には $\dot{q}_L$ の変化がそれぞれ -1.18%, -0.73% の影響を及ぼしており、 $\dot{P}_H^*$ の場合には $\dot{P}_M$ の変化が 0.41% の効果をもっていた。製品価格に対する需要側からの影響の大きさは $\dot{V}$ の寄与によって測られるが、I 期と II 期との間で観察される価格変化率の上昇に対して、 $\dot{V}$ の変化はわずかな影響を及ぼすにすぎなかった ($\dot{P}_L^*$, $\dot{P}_H^*$, $\dot{P}_C^*$ のそれぞれについて、0.34%, 0.02%, 0.20%)。

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。すでに指摘したように、1960 年頃よりわが国の経済は労働過剰型経済から不足型経済に転換した。この転換を端的に示す指標の 1 つが、殺到率 u の低下である。それゆえ上記の発見は、諸均衡水準の変化のうちかなりの部分が、労働市場の構造変化に伴って発生した現象であることを意味する。

《論点 7》表 4 から $\dot{P}_C^*$ の部分を取り出すと、

$$(7) \quad \dot{P}_C^* = 13.048 - 2.729u - 0.179\dot{q}_L + 0.116\dot{q}_H + 0.136\dot{P}_M + 0.091\dot{V}$$

である。これからわかるように、 $\dot{P}_C^*$ と u との間には trade-off の関係がある。 $\dot{P}_C$ の上昇は $\dot{P}_L$ と $\dot{W}_S$ との上昇に依存しているから、 $\dot{P}_C$ と u との間の背反的な関係は、経済全体の需給バランスの逼迫を因果連鎖の起点とする次の 2 つのプロセスの合成された結果とみてよい。すなわち、非近代部門の賃金上昇がその部門の卸売価格を高めて消費者物価指数を押し上げるというプロセスと、第 3 次産業の賃金上昇が流通コストとサービス価格の騰貴を通じて消費者物価指数に作用するプロセスである。第 1 のプロセスは、賃金の平準化現象

が生産性成長率の低い非近代部門の単位当り労務費を上昇させるという径路を、その中間項として含んでいる。

式(7)によれば、 u の低下による $\dot{P}_O^*$ の上昇は、 $\dot{q}_L$ の増加か $\dot{P}_M$ や $\dot{V}$ の低下によってのみ相殺できる。このうち $\dot{V}$ の係数は一番小さく、実質GNE成長率がかりに10%から5%に半減しても、消費者物価指数は0.91%から0.46%へわずかな変化を示すにすぎない。 $\dot{q}_H$ の上昇は、その係数がプラスであるので、 $\dot{P}_O^*$ の低下には役立たない。これは、 $\dot{q}_H$ の増大が近代部門の製品コストを低下させる度合よりも、 $\dot{W}_H$ の上昇を誘発してコストを高める効果のほうが大きいためであろう。

VII 要約

以上の分析結果を要約して本稿を閉じよう。

(i) 1960年あたりから消費者物価指数は急激な上昇をみせた。それは非近代部門の卸売価格の上昇と、流通コストの増加およびサービス価格の上昇とに依存している。

(ii) 非近代部門の卸売価格の上昇は、当該製品に対する需要側の要因よりも単位当り賃金コストの増大によってもたらされたものである。単位当り賃金コストの増大は賃金水準の部門間平準化現象と関連している。労働市場が逼迫する過程で、非近代部門賃金は近代部門賃金よりも高い率で上昇した。しかし生産性成長率が近代部門に比して低いため、単位当り賃金コストは高まらざるをえなかった。

(iii) 第3次産業の賃金をサービス価格のproxyとするわれわれの仮定の下では、サービス価格の急上昇も労働需給バランスの逼迫に原因することになる。

(iv) かくして、1960年頃からはじまった消費者物価の騰貴は、労働過剰型経済から不足型経済への転換によって主として説明することができる。

(v) 消費者物価指数の変化率と労働市場の需給バランス指標との間には、trade-offの関係が認められる。また、物価変化率と実質GNE成長率との間にもtrade-offの関係が存在するが、消費者物価指数の実質GNEに関する弾力性が小さいため、GNE成長率の低下から大きな物価安定化

作用を期待することはできない。

(vi) 消費者物価指数の変化率は、外生変数の値に依存する安定均衡水準をもっている。少なくともわれわれの観察期間については、賃金・物価の相互依存関係の中に、超インフレーションを引き起こす機構は存在しない。

(vii) 非近代部門における生産性成長率の増大が消費者物価の上昇率を引き下げるように作用するのに対し、近代部門における生産性向上は逆に消費者物価の均衡成長率を高めてしまう。

(南亮進：一橋大学経済研究所)

(小野旭：成蹊大学経済学部)

参考文献

- [1] R. G. Bodkin, *The Wage-Price-Productivity Nexus*, Univ. of Pennsylvania Press, 1966.
- [2] L. A. Dicks-Mireaux, "The Interrelationship between Cost and Price Changes, 1946-1959: A Study of Inflation in Post-war Britain," *Oxford Economic Papers*, New Series, Oct. 1961.
- [3] 南亮進『日本経済の転換点』, 創文社, 1970年。
- [4] 南亮進・小野旭「物価上昇の構造的分析」, 『経済評論』, 1971年3月。
- [5] 南亮進・小野旭「二重構造下の物価変動」, 『季刊理論経済学』, Aug. 1971。
- [6] 大川一司「賃金, 生産性, 物価: 構造的接近」, 『経済研究』, Nov. 1969。
- [7] 小野旭「戦後における規模間賃金格差」(山田勇・江見康一・溝口敏行編『日本経済の構造変動と予測』, 春秋社, 1969年)。
- [8] G. L. Perry, *Unemployment, Money Wage Rates, and Inflation*, M. I. T. Press, 1966.
- [9] A. W. Phillips, "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, Nov. 1958。
- [10] 高須賀義博「価格変動のメカニズム」(今井則義編『現代日本資本主義の物価問題』, 至誠堂1964年)。
- [11] J. Vanderkamp, "Wage and Price Level Determination: An Empirical Model for Canada," *Economica*, May 1966.
- [12] T. Watanabe, "Price Changes and the Rate of Change of Money Wage Earnings in Japan, 1955-1962," *Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1966.