

日本の価格変動

斎藤 光雄

1 多部門計量経済モデル

本稿は1960—70年の10年間の日本の価格構造の変化をひき起した諸要因に関する数量的分析を意図したものである。分析の基礎となるものは、筆者がさきに発表した日本経済の多部門計量経済モデルである。このモデルの詳細は、[1]または[2]に報告されているから、以下にその輪郭のみを記しておく。

モデルは、理論的構成に関してはワルラス・ヒックス・タイプの一般均衡理論にもとづいており、各財需給量の統計的な把握に関してはレオンティエフの産業連関表にしたがっている。すなわち、第*i*産業の生産物に対する需要量 D_i および供給量 S_i をつぎのように定義する。(産業部門の総数を N とする)

$$\begin{aligned} S_i &= X_i + M_i \\ (1-1) \quad D_i &= \sum_{j=1}^N X_{ij} + C_i + F_i, \quad (i=1, \dots, N) \end{aligned}$$

ここで、 X_i , M_i , C_i および F_i はそれぞれ第*i*産業の生産物に対する国内生産量、輸入量、消費需要、および最終需要(ただし消費需要を除く)であり¹⁾、 X_{ij} は第*j*産業が使用する第*i*産業生産物である。これらの諸量は、すべて企業、家計、および政府の経済行動の結果として決定される。

企業は26の産業部門よりなる。各産業に属する企業は、所与の価格、賃金率、資本ストックに対し、コブ・ダグラス型の生産関数

$$\begin{aligned} \ln X_i &= \ln A_i + \gamma_i t + \sum_{j=1}^N \alpha_{ji} \ln X_{ji} \\ (1-2) \quad &+ \zeta_i \ln Z_i + \lambda_i \ln L_i + \kappa_i \ln K_i, \\ &\quad (i=1, \dots, N) \end{aligned}$$

の制約のもとで短期利潤(quasi-rent)の極大化を目指して行動すると仮定する。ここで、 L_i , K_i および Z_i はそれぞれ第*i*産業の労働投入量、資本存在量および非競争輸入投入量である²⁾。また、技術進歩は時間変数 t によってあらわされている。生産関数のパラメーター α_{ji} , λ_i , ζ_i および κ_i の推定については、クラインの代替定理にもとづき、1960年の産業連関表の価値投入係数をもって、それぞれの推定値とした³⁾。また、技術進歩率 γ_i は、生産量のうち諸生産要素投入量によって説明しつくされない部分(いわゆる残差)の1955-63年のタイム・トレンドをもって推定値とした。生産関数のパラメーター全部の推定値をえたならば、利潤極大化によって決定される各産業の X_i , X_{ji} , L_i , Z_i , および利潤はすべて、価格、賃金率および資本ストックの関数としてあらわしうる⁴⁾。

家計は、所与の所得と価格状況のもとで、各消費財に対する需要を決定する。まず、家計の消費支出総額をきめる総消費関数では、1人当り実質消費総額を1人当り実質所得および前年の1人当り実質消費総額の関数としてあらわす。ついで、各消費財に対する需要をきめる個別消費関数では、第*i*財の1人当り消費を説明する変数として、(1) 1人当り総消費、(2) 第*i*財価格と一般消費者価格の比の2者を採用することにする。これらの

* 本研究に対しては、昭和46年度日本経済研究奨励財団奨励金および昭和47年度文部省科学研究費による援助が与えられた。

1) 輸入は競争輸入と非競争輸入よりなるが、このうち M_i は競争輸入である。以下、単に輸入というときは M_i をさすものとする。

2) L_i は年当り労働時間数、 K_i は1960年価格の金額で測られる。

3) Klein [3] 参照。

4) ここでいう利潤とは、生産物価値よりコスト(原料、賃金、非競争輸入および間接税)を差引いた残余である。

消費関数のパラメーターは、1955—65年の家計調査および時系列を用いて推定された。さて、家計所得は勤労所得と財産所得よりなる。勤労所得は各産業の労働投入量 L_i と賃金率の積の総和であり、財産所得は各産業の利潤の中から家計に分配される配当および利子の総和である⁵⁾。しかも、 L_i および利潤はすでに価格、賃金の関数としてあらわしえたから、結局各消費財に対する需要も価格、賃金の関数として示しえたことになる。

輸入に関しては、鉱業を除き輸入比率 M_i/X_i を外生変数とした。鉱業生産物の輸入比率は、輸入価格と国内価格の相対価格、前年の輸入比率、外貨保有高等を説明変数とする輸入関数によって決定される。輸入比率が与えられると、輸入 M_i は生産量 X_i の関数となるから、結局輸入も価格、賃金の関数としてあらわしうることになる。

消費以外の最終需要、すなわち民間投資、政府投資、政府消費、および輸出をすべて外生変数とみなすことにする。かくて、(1-1)式で定義した各財の需給量はすべて価格、賃金および先決変数の関数となる。ただし、これまでの関数はすべて価格、賃金の同次関数として定式化してきた。そこで、第 i 産業の価格 p_i および賃金率 w_i の工業部門平均賃金 w に対する比率をとり、それぞれを第 i 産業の相対価格 π_i および相対賃金 ω_i と呼ぶことにする⁶⁾。すなわち、

$$(1-3) \quad \pi_i = p_i/w, \\ \omega_i = w_i/w, \quad (i=1, \dots, N)$$

である。いま、第 i 産業の超過供給 E_i を

$$(1-4) \quad E_i \equiv S_i - D_i, \quad (i=1, \dots, N)$$

と定義し、さらに ω_i を外生変数とみなすならば、 E_i は相対価格 π_i と先決変数 G_k の関数としてつぎのように示される。

$$(1-5) \quad E_i = E_i(\pi, G), \quad (i=1, \dots, N)$$

ここで、 π および G はそれぞれ π_i および G_k を要素とするベクトルである。

5) モデルでは、各産業の利潤の総和のうち家計に分配される部分を決定する財産所得方程式が推定されている。

6) 以下工業部門とは農林水産業を除く全産業をさす。

かくて、各年における先決変数の値 G が与えられるならば、市場の均衡方程式

$$(1-6) \quad E_i = 0, \quad (i=1, \dots, N)$$

を成立させるように、各年の均衡相対価格セット π が決定される。一方、モデルでは工業部門の平均賃金 w を決定する方程式として、就業率(工業部門の総労働需要の労働力人口に対する比率)、前年の一般消費者物価の上昇率等を説明変数とするフィリップス・カーブが推定されている。そこで、均衡相対価格に対応する総労働需要をこのフィリップス・カーブに代入することにより、その年の平均貨幣賃金率 w が決定され、したがって(1-3)式よりその年の貨幣価格 p_i が決定されるのである。

われわれはすでにこのような多部門計量経済モデルの事後的予測テストを試みることにより、モデルが1960—61年の価格、生産量、雇用量等の変動に対しかなり高い説明力を有することを知った⁷⁾。そこで本稿では、まずその後利用可能になったデータを用いて、モデルが1960—65年および1960—70年の経済成長に対してもつ現実説明力を検討する。ついで、この期間の日本経済の需要の伸長、供給能力の拡大、輸入要因および賃金格差の縮小がそれぞれ価格構造の変動に対し果たしてきた役割を数量的に明らかにする。最後に、もしもこの期間における急激な重化学工業化がある程度スローダウンされたとした場合、価格構造の変化、とくに卸売物価と消費者物価のかい離にどれだけの影響が生じるかについて政策シミュレーションを行なうことにする。

2 1960—65年に対するテスト

まず、1960—65年の5年間に対して価格変動の事後的予測を試みた。方程式(1-6)を微分するならば、つぎの関係がえられる。

$$(2-1) \quad \Phi_P \Gamma_P + \Phi_G = 0$$

ここで、 $\Phi_P = [(\partial E_i / \partial \pi_j)^*]$, (26×26) ,

$$\Gamma_P = [(\partial \pi_j / \partial G_k)], \quad (26 \times 136),$$

$$\Phi_G = [(\partial E_i / \partial G_k)^*], \quad (26 \times 136),$$

7) 前掲文献参照。

第1表 1960—65年の価格変化：現実値と推定値(年平均変化率)
(単位：%)

	(1) 相 対 価 格 π_i の変化の 現 実 値	(2) 相 対 価 格 π_i の変化の 推 定 値	(3) 誤 差 (1)−(2)	(4) 標 準 化 価 格 π_i^n の変化の 現 実 値 (1)+9.9	(5) 標 準 化 価 格 π_i^n の変化の 推 定 値 (2)+9.5	(6) 誤 差 (4)−(5)
(1) 農 水 産 業	− 5.6	− 5.5	−0.2	4.3	4.1	0.2
(2) 林 業	− 8.4	− 2.4	−6.1	1.5	7.2	−5.7
(3) 石油石炭鉱業	−14.5	−12.3	−2.2	−4.6	−2.8	−1.8
(4) その他鉱業	−10.7	−11.4	0.7	−1.8	−1.9	1.1
(5) 食 料 品	− 8.7	− 7.4	−1.3	1.2	2.2	−1.0
(6) セ ン 維	−10.0	− 9.1	−1.0	−0.1	0.5	−0.6
(7) 木 材 家 具	− 7.8	− 7.3	−0.5	2.1	2.2	−0.1
(8) パ ル プ 紙	−11.5	−11.3	−0.1	−1.6	−1.8	0.2
(9) 印 刷 出 版	−11.5	−10.0	−1.5	−1.6	−0.5	−1.1
(10) 皮 革	−11.8	−11.2	−0.7	−2.0	−1.7	−0.3
(11) ゴ ム	−12.8	−11.9	−0.9	−2.9	−2.4	−0.6
(12) 化 学	−13.5	−13.3	−0.2	−3.6	−3.8	0.7
(13) 石油石炭製品	−12.5	−11.4	−1.2	−2.7	−1.8	−0.8
(14) よう業土石	−12.0	−11.1	−0.9	−2.1	−1.5	−0.6
(15) 1 次 金 属	−14.0	−12.8	−1.3	−4.1	−3.3	−0.9
(16) 金 属 製 品	−11.5	−11.8	0.3	−1.6	−2.2	0.6
(17) 一 般 機 械	−11.0	−12.0	1.0	−1.1	−2.5	1.4
(18) 電 気 機 械	−12.6	−12.6	0.0	−2.7	−3.1	0.4
(19) 輸 送 機 械	−11.5	−14.5	3.0	−1.6	−5.0	3.4
(20) その他製造業	−11.9	−14.1	2.2	−2.0	−4.6	2.6
(21) 土 木 建 設	− 9.4	− 8.9	−0.5	0.5	0.6	−0.1
(22) 電 力 ガ ス	−10.1	− 8.7	−1.3	−0.2	0.8	−1.0
(23) 商 業	−10.6	−11.8	1.1	−0.8	−2.2	1.5
(24) 運 輸 通 信	− 9.7	− 8.0	−1.7	0.2	1.5	−1.3
(25) サ ー ビ ス	− 5.1	− 5.6	0.6	4.8	3.9	0.9
(A) 全産業平均	− 9.9	− 9.5	−0.4	0.0	0.0	0.0

であり、 $(\partial E_i / \partial \pi_j)^*$ および $(\partial E_i / \partial G_k)^*$ は、いずれも均衡点における偏微係数の値である。(2-1)式を解けば

$$(2-2) \quad \Gamma_P = -\Phi_P^{-1} \Phi_G$$

がえられる。われわれは構造方程式のパラメータと1960年の変数の現実値から偏微係数の値を計算することによって Γ_P を求めた⁸⁾。

さて、第 k 番目の先決変数 G_k のある年における変化(たとえば、1960—61年の変化)を ΔG_k であらわし、この ΔG_k を第 k 番目の要素とするベクトルを ΔG とする。そのとき方程式(2-2)より

$$(2-3) \quad \Delta \pi = \Gamma_P \Delta G$$

をうるが、ここで縦ベクトル(26要素よりなる) $\Delta \pi$ の第 i 番目の要素 $\Delta \pi_i$ は、その年における第 i 産業の相対価格 π_i の変化の推定値である。

ΔG に対し1960—65年の年々の先決変数の変

化を代入すれば、それぞれの年に対応する $\Delta \pi$ の値が計算できる。このようにして、求めた $\Delta \pi$ の5年間の合計を年当り平均変化率になおした値を、第1表の(2)列に掲げた。同表の(1)列は $\Delta \pi$ の5年間平均変化率の現実値であり、(3)列は誤差を示す。さて、価格構造の変化に対するモデルの説明力を検討するためには、個々の産業の相対価格 π_i を全産業の平均値とこの平均値からのかい離の和としてみるのがよい。 π_i の全産業平均を $\bar{\pi}$ 、 π_i のこの平均からのかい離を π_i^n であらわせば

$$(2-4) \quad \pi_i = \bar{\pi} + \pi_i^n$$

である。この π_i^n を第 i 産業の標準化価格と呼ぶこと

にする。 $\bar{\pi}$ の推定値は−9.5%であり、現実値の−9.9%に非常に近い⁹⁾。標準化価格の現実値、推定値、および誤差は第1表の(4)、(5)、および(6)列にそれぞれ記されている。標準化価格の推定値と現実値を比較するとき、われわれのモデルが産業間の価格構造の変化をかなりよく説明しうることがわかる。標準化価格の変化の現実値と推定値の符号が一致しているならば、推定値が価格構造の変化の「方向」を正しく推定していることを意味する。われわれの場合、25産業中23産業まで変化の「方向」が正しく推定されている。変化の符号が異なる2産業も、標準化価格の変化が現実値・推定値ともに0に近い場合であるから、変化の方向の推定に関して大きな誤差があったとい

8) 超過供給関数のヤコービ行列 Φ_P の計算値とその逆行列の性質については、Morishima, et al., [1], pp. 181-189. または斎藤 [2] 第5章参照。

9) $\bar{\pi}$ は1960年の各産業の生産量をウェイトとする加重平均として計算した。1960-65年の絶対価格 p_i の全産業平均の変化率は年2.56%であり、平均賃金の変化率は年13.8%であるから、 $\bar{\pi}$ の変化率は−9.9%(=1.0256/1.138−1.0)と計算される。なお、第26産業部門は「分類不明」であるため、テストから除外した。

第2表 需要、供給、輸入、および賃金格差の価格への影響：1960—65年(年平均変化率)
(単位：%)

	相 対 価 格 の 変 化					相対価格の変化(全産業平均よりのかい離)				
	(1) 需要	(2) 供給	(3) 輸入	(4) 賃金格差	(5) 計	(6) 需要 (1)−10.8	(7) 供給 (2)+18.6	(8) 輸入 (3)+1.8	(9) 賃金格差 (4)−0.1	(10) 計 (5)+9.5
(1) 農 水 産 業	7.6	−12.0	−1.1	0.1	− 5.5	−3.2	6.6	0.7	−0.0	4.1
(2) 林 業	18.2	−17.4	−3.5	0.3	− 2.4	7.4	1.2	−1.7	0.3	7.2
(3) 石油石炭鉱業	4.2	− 7.8	−8.2	−0.4	−12.3	−6.6	10.7	−6.4	−0.5	−2.8
(4) その他鉱業	5.5	−10.0	−6.6	−0.3	−11.4	−5.3	8.6	−4.8	−0.4	−1.9
(5) 食 料 品	8.4	−14.8	−1.2	0.2	− 7.4	−2.4	3.8	0.7	0.1	2.2
(6) セ ン 維	7.1	−13.0	−3.4	0.3	− 9.1	−3.7	5.6	−1.6	0.2	0.5
(7) 木 材 家 具	12.7	−18.8	−2.2	0.9	− 7.3	2.0	−0.2	−0.4	0.8	2.2
(8) バ ル プ 紙	11.9	−21.4	−1.9	−0.0	−11.3	1.2	−2.9	−0.0	−0.1	−1.8
(9) 印 刷 出 版	10.5	−19.9	−1.1	0.5	−10.0	−0.3	−1.3	0.7	0.4	−0.5
(10) 皮 革	7.5	−17.6	−1.3	0.2	−11.2	−3.3	1.0	0.5	0.2	−1.7
(11) ゴ ム	9.0	−16.0	−5.7	0.8	−11.9	−1.8	2.5	−3.8	0.7	−2.4
(12) 化 学	12.4	−23.6	−1.8	−0.3	−13.3	1.6	−5.1	−0.0	−0.3	−3.8
(13) 石油石炭製品	10.9	−17.0	−5.0	−0.2	−11.4	0.1	1.5	−3.2	−0.3	−1.8
(14) よう業土石	10.8	−19.9	−2.2	0.2	−11.1	0.1	−1.4	−0.4	0.2	−1.5
(15) 1 次 金 属	14.7	−25.1	−2.2	−0.3	−12.8	3.9	−6.5	−0.4	−0.3	−3.3
(16) 金 属 製 品	11.9	−22.9	−1.5	0.7	−11.8	1.1	−4.3	0.4	0.7	−2.2
(17) 一 般 機 械	13.1	−23.8	−1.4	0.2	−12.0	2.3	−5.3	0.4	0.1	−2.5
(18) 電 気 機 械	13.6	−24.5	−1.6	−0.0	−12.6	2.8	−6.0	0.2	−0.1	−3.1
(19) 輸 送 機 械	11.9	−24.5	−1.7	−0.3	−14.5	1.2	−5.9	0.2	−0.4	−5.0
(20) その他製造業	11.7	−25.3	−1.5	1.0	−14.1	0.9	−6.7	0.3	0.9	−4.6
(21) 土 木 建 設	11.4	−19.5	−1.6	0.7	− 9.0	0.7	−1.0	0.3	0.7	0.6
(22) 電 力 ガ ス	13.3	−19.5	−2.6	0.1	− 8.7	2.6	−1.0	−0.8	−0.0	0.8
(23) 商 業	7.3	−18.2	−0.6	−0.3	−11.8	−3.5	0.4	1.2	−0.4	−2.2
(24) 運 輸 通 信	11.0	−17.5	−1.3	−0.1	− 8.0	0.2	1.0	0.5	−0.2	1.5
(25) サ ー ビ ス	11.0	−15.6	−0.9	−0.2	− 5.6	0.2	2.9	0.9	−0.2	3.9
(A) 全産業平均	10.8	−18.6	−1.8	0.1	− 9.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

えない。また、変化の「大きさ」に関しては、誤差の絶対値が25産業中16産業において1.0%およびそれ以下、6産業において1.1~2.0%であり、2%以上(2.1~5.7%)の誤差を示したのは3産業に過ぎなかった。

この事後的予測に用いたデータは、主としてもとのモデルの推定に用いたデータと同じ出処にもとづく延長時系列である。最終需要は1965年表を1960年価格に直したものを用いた。また、生産量、資本ストック、就業者数は計量委員会第3次報告に用いられた時系列によっているが、この時系列はモデルの推定に用いた1955—63年の時系列と若干相違している。したがって、同期間に両者の相違が顕著な産業については、この相違のタイム・トレンドを計算し、これによって技術進歩率を修正するという方法をとった¹⁰⁾。

10) ただし、「金属製品」、「電気機械」、「パルプ紙」、および「皮革」の技術進歩率については、同じ方法の調整を加えると技術進歩率の値が異状になるので、関

また、この事後的予測においてラグつき内生変数に対しては、各期の計算値ではなく、各期の現実値を代入した。その意味でこのテストは動学的シミュレーション(いわゆる final test)によるものではない¹¹⁾。

連産業の技術進歩率を考慮しながら、調整の幅を小さくした。また、「林業」はもともと資本ストックのデータが与えられなかったため、技術進歩率が本来の技術進歩の効果と資本蓄積の効果の両者を含むものとして原モデルで推定されている。1960—65年の事後的予測では「林業」価格が大幅に過大推定される傾向があるため、技術進歩率を原モデルの0.95%から1.95%に修正した。その場合でも、標準化価格の誤差は5.7%と非常に大きかった。もともと、「林業」価格は投機的売買に左右され、不安定な動きを示す傾向がある。このモデルでは投機的要因が考慮されておらず、むしろ趨勢的な変動を推定したといえる。事実、後に記す1960—70年事後的予測では、同じ技術進歩率でも誤差は4.8%とやや縮小している。

なお、1960—65年に対し消費関数を単独にテストした場合、年額3,600億円(1960年価格)の過小推定がみられたので、この額だけ常数項修正を行なった。また、先決変数としての最終需要から在庫投資の変化を除い

第3表 需要, 供給, 輸入および賃金格差の価格への影響(産業大分類*): 1960—65年(年平均変化率)
(単位: %)

	相 対 価 格 の 変 化					相対価格の変化(全産業平均よりのかい離)				
	(1) 需要	(2) 供給	(3) 輸入	(4) 賃金格差	(5) 計	(6) 需要 (1)−10.8	(7) 供給 (2)+18.6	(8) 輸入 (3)+1.8	(9) 賃金格差 (4)−0.1	(10) 計 (5)+9.5
(1) 農 水 産 業	7.6	−12.0	−1.1	0.1	−5.5	−3.2	6.6	0.7	−0.0	4.1
(2) 鉱 業	4.8	−8.7	−7.6	−0.4	−11.9	−6.0	9.8	−5.7	−0.5	−2.4
(3) 軽 工 業	8.2	−15.0	−2.0	0.3	−8.5	−2.6	3.5	−0.1	0.2	1.1
(4) 重 化 学 工 業	12.9	−23.4	−2.1	−0.1	−12.6	2.2	−4.9	−0.3	−0.1	−3.1
(5) 建設関連産業	12.8	−19.1	−2.0	0.7	−7.6	2.0	−0.5	−0.2	0.6	2.0
(6) サービス産業	10.1	−17.0	−1.0	−0.2	−8.0	−0.7	1.6	0.8	−0.3	1.5
(A) 全 産 業 平 均	10.8	−18.6	−1.8	0.1	−9.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
(C) 一般消費者物価	9.5	−15.8	−1.1	0.3	−7.2 (5.6)	−1.3	2.7	0.7	0.2	2.3 (2.6)
(W) 卸 売 物 価	10.6	−19.3	−2.5	−0.3	−11.4 (0.8)	−0.1	−0.7	−0.7	−0.4	−1.9 (−2.2)
(C) − (W)	−1.1	3.5	−1.3	0.6	4.2 (4.8)	−1.1	3.5	1.3	0.6	4.2 (4.8)

* 本表の産業は第2表の産業(産業番号で示す)のうちつぎのものを含む。

農水産業: (1); 鉱業: (2), (3); 軽工業: (5), (6), (9), (10), (20); 重化学工業: (8), (11)~(19); 建設関連産業: (2), (7), (21); サービス産業: (22)~(25)。

3 1960—65年の価格変動の諸要因

前節(2-3)式から明らかなように, 各先決変数の変化が相対価格に与える影響は, ΔG の各要素とこれに対応する Γ_P の各列の積としてあらわされる。実際, 前節の事後的予測では, このような各先決変数の単独の変化による相対価格の変化の総和として, 1960—65年の価格変化の推定値が計算された。そこで以下では, 同じ考え方にもとずいて各先決変数がこの期間の価格構造に与えた影響について分析する。この計量モデルは合計136個の先決変数を持っているが, 分析結果を全般的に観察する便宜上, 先決変数全体を需要, 供給, 輸入, および賃金格差の4グループに分割することにする。需要に関連する先決変数とは各産業に対する最終需要(ただし消費を除く), 人口, 過去の消費である。供給に関連する先決変数は, 各産業の資本ストックおよび技術進歩率である。これらの変数グループは, それぞれ部分均衡理論という需要関数および供給関数のシフト変数に対応す

るものとみなされる。輸入に関連する先決変数とは, 輸入価格, 輸入比率(輸入量と国産量の比率)等であり, 賃金格差に関連するものとは, 各産業の賃金の工業平均賃金に対する比率 w_i をさす。

1960—65年の相対価格の変化を上記4つの要因の影響の総和からなるものとして分析した結果は, 第2表に示されている。(1), (2), (3), および(4)の各列は, それぞれ需要, 供給, 輸入, および賃金格差にもとづく相対価格の変化をあらわしており, (5)列の数字はその合計である。前節で記したと同様の理由で, 各効果にもとづく相対価格の変化も, 各効果の全産業平均からのかい離(これを各効果の標準化価格と呼ぶ)で測ることにし, その値を同じく第2表の(6)~(10)列に掲げた。

また, 第2表の結果の意味を全体的に把握するためには, 25の全産業部門をつぎの4つの産業グループに分けて考えるのがよいと思われる¹²⁾。第3表は, 第2表の数字をこれら4産業グループに集計した数字である。

(1) 重化学工業:

このグループでは, 1960—65年の間に相対価格 π_i が全産業平均より年率3.1%の割合で低下している。需要効果だけからいえば, 重化学工業の価格を全産業平均よりむしろ2.2%騰貴させるだけの強い需要圧力が働いていた。しかし, 急速な重

たが, これは1965年がきびしい不況の年であり, 在庫投資の中に多くの意図されざる部分が含まれていると思われたからである。

11) 最終需要のデータは1965年しか存在していないため, 動学的シミュレーションは不可能であった。ただし, モデルが線型化された場合, 各年の最終需要の変化の影響の5年間の総和は, 最後の年と最初の年の最終需要の影響の差に等しいから, ここで報告したような total test が可能であった。

12) 産業グループの内訳は第3表参照。

化学工業化にともなう大規模な投資と技術革新の結果、供給効果の面では価格を全産業平均より4.9%も下落させる力が作用していた。輸入効果も全産業平均よりも価格を0.3%低下させる傾向があったが、賃金格差効果の大きさはきわめて小さかった。結局、供給効果が需要効果を打消したうえ、なおかつ価格下落をもたらすほど強力であったといえるのである。

(2) 軽工業:

軽工業では需要効果は価格を全産業平均より2.6%下落させ、供給効果は価格を全産業平均より3.5%上昇させる方向に働いたが、後者の方がいくぶん大きかったため、結局この産業の価格変動は全産業平均を1.1%上回る結果となった。ここでも、輸入効果と賃金格差効果は小さかった。

(3) 農水産およびサービス産業:

これらの産業はちょうど重化学工業と正反対の傾向を示した。すなわち、需要要因はむしろ全産業平均よりも弱かったが、投資および技術革新が比較的緩慢であったため供給要因は価格を全産業平均よりも騰貴させる方向に働いた。輸入要因もこれらの産業では価格を全産業平均よりも高める効果を示したが、賃金格差効果は小さかった。

(4) 建設関連産業:

この期間の建設需要の急増を反映して需要効果は全産業平均より2.0%価格を高める傾向があった。これに対し、供給効果、輸入効果、および賃金格差効果はたがいに相殺しあったため、結局、需要効果の大きさが全効果の主要部分を占める結果になった。

以上から明らかなように、需要面では1960年—65年における重化学工業および建設業の急速な成長に対応して、これらの産業の価格が農水産業、サービス産業、および軽工業の価格より騰貴する傾向にあった。にもかかわらず、これに見合う供給能力の増大では、重化学工業が他産業より圧倒的に大きかった。そのため、全効果合計では、重化学工業の価格が全産業平均を大幅に下回り、他産業の価格は鉱業を除き全産業平均より騰貴する結果になったといえる。なお、輸入効果は、鉱業の価格には全産業平均よりかなり大きく低下さ

せるよう働いたが、農業、サービス産業の価格には全産業平均より若干騰貴させるよう作用していた。

日本の価格変動の特色の一つとして、卸売価格と消費者価格のかい離の現象がしばしば問題とされるが、われわれの方法はこの点についても一つの数量的分析を示してくれる。第3表(W)および(C)の2行はそれぞれ卸売物価と消費者物価について、要因分析を行った結果である。おのおの行の下に括弧内の数字は、それぞれの効果を(相対価格ではなく)絶対価格ないし貨幣価格に直したものである¹³⁾。モデルの推定値では、この期間に消費者物価と卸売物価の間に貨幣価格で年率4.8%のかい離が生じる¹⁴⁾。すなわち、消費者物価は全産業平均価格より2.6%騰貴し、卸売物価は全産業平均より2.2%下落すると推定された。この開きをもたらした最大の原因は、供給能力の拡大に関し、消費関連産業と重化学工業の間に著しい格差が存在したためであるといえる。すなわち、需要効果のみに関しては、消費財価格の上昇率の方が卸売物価の上昇率よりも年1.3%低いはずであった。しかし、供給、輸入、および賃金格差の要因は一般消費者物価を卸売物価より、それぞれ3.9%、1.5%、および0.6%騰貴させるよう作用し、結局4.8%のかい離が生じたと考えられるのである¹⁵⁾。

13) われわれは集計された産業連関表を利用してゐる。この場合、同一産業の生産物といっても、消費需要に向うものが他の用途に向うものより値上りの大きい生産物を多く含んでいるときは、消費デフレーターはその産業の平均的なデフレーターよりも高くなるはずである。このようなバイアスは一般消費者物価について、やく0.9%であった。第3表の消費者物価の欄の数字はこのようなバイアスに対して修正を加えた結果である。

また、卸売物価は土木建築、商業、運輸通信、サービスを除く全産業の加重平均である。しかし、産業連関表に対応するデフレーターの1960-65年の現実の騰貴率は年当り1.8%で日銀卸売物価指数の年当り0.4%よりも1.4%高かった。そこで、比較の便宜上、第3表の卸売物価の欄の数字は、モデルの推定値そのものよりも1.4%低くなるよう調整を加え、同時にこの1.4%を価格水準による比例配分で4効果に分配した。

14) かい離の現実値は4.9%であった。

15) 卸売物価でとくに重要なウェイトを占めるのは重化学工業であり、消費者物価でとくに重要なウェ

4 価格政策への応用

前節では、1960—65年における消費者物価と卸売物価の乖離の最大の原因が、重化学工業の供給能力のあまりにも急激な拡大にあることを知った。そこで本節では、この重化学工業のテンポを若干スローダウンしたケースについて一つの政策シミュレーションを行ない、これによって価格構造にどれだけの影響が生じるかを検討してみる¹⁶⁾。

この政策シミュレーションは、前節の事後的予測で用いた先決変数のうち(1)重化学工業の資本の成長率を減少させ、(2)重化学工業以外の産業の資本の成長率を増大させ、(3)資本の成長率以外の先決変数はもとのままとした場合の1960—65年の経済変動経路を計算したものであり、(4)とくに、経済全体の資本蓄積率に関しては、工業部門全体の雇用水準をもとのままに維持するように値を定めた。第4表の(1)および(2)列は、それぞれ年当り資本の成長率の現実値および政策シミュレーションの値であり、(4)および(5)列はそれぞれ前節の事後的予測および政策シミュレーションにおける相対価格の変化である。また、第5表は同じ数字を産業大

第4表 投資配分の変化と相対価格の変化：1960—65年(年平均変化率)
(単位：%)

	(1) 資本の成長率 現実値	(2) 資本の成長率 政策値	(3) (2)−(1)	(4) 相 対 価 格 π_i の 変 化 事後的予測値	(5) 相 対 価 格 π_i の 変 化 政 策 値	(6) (5)−(4)
(1) 農・水 産 業	5.0	10.2	5.2	− 5.5	− 6.8	−1.4
(2) 林 業	0.0	5.8	5.8	− 2.4	− 6.4	−4.0
(3) 石油・石炭鉱業	3.0	4.6	1.6	−12.3	−12.4	−0.0
(4) その他鉱業	18.1	16.5	−1.6	−11.4	−11.0	0.4
(5) 食 料 品	14.1	15.9	1.8	− 7.4	− 8.2	−0.9
(6) 織 維	5.5	9.0	3.5	− 9.1	− 9.1	−0.1
(7) 木 材・家 具	14.8	18.6	3.8	− 7.3	− 9.3	−2.0
(8) パ ル プ・紙	13.9	8.3	−5.6	−11.3	−10.4	1.0
(9) 印 刷・出 版	20.7	20.3	−0.4	−10.0	− 9.5	0.5
(10) 皮 革	14.7	15.6	0.9	−11.2	−11.4	−0.2
(11) ゴ ム	12.8	14.7	1.9	−11.9	−11.8	0.1
(12) 化 学	16.4	10.1	−6.3	−13.3	−11.5	1.8
(13) 石油・石炭製品	17.9	10.7	−7.2	−11.4	− 9.5	1.9
(14) よう業・土石	18.3	14.9	−3.4	−11.1	− 9.9	1.1
(15) 1 次 金 属	16.4	10.5	−5.9	−12.8	−10.3	2.5
(16) 金 属 製 品	22.7	18.8	−3.9	−11.8	−10.0	1.7
(17) 一 般 機 械	20.1	14.9	−5.2	−12.0	− 9.8	2.2
(18) 電 気 機 械	20.9	13.8	−7.1	−12.6	−10.0	2.6
(19) 輸 送 機 械	21.0	14.8	−6.2	−14.5	−12.6	1.9
(20) その他製造業	21.2	18.9	−2.3	−14.1	−13.1	1.0
(21) 土 木・建 設	24.0	21.0	−3.0	− 8.9	− 8.1	0.8
(22) 電 力・ガ ス	11.2	7.4	−3.8	− 8.7	− 6.8	1.9
(23) 商 業	9.6	13.2	3.6	−11.8	−12.4	−0.6
(24) 運 輸・通 信	12.7	12.2	−0.5	− 8.0	− 7.5	0.5
(25) サ ー ビ ス	10.8	14.7	3.9	− 5.6	− 6.8	−1.2
(A) 全産業平均	12.2	12.0	−0.2	− 9.5	− 9.2	0.4

第5表 投資配分の変化と相対価格の変化(産業大分類*)：1960—65年
(年平均変化率)
(単位：%)

	(1) 資本の成長率 現実値	(2) 資本の成長率 政策値	(3) (2)−(1)	(4) 相 対 価 格 π_i の 変 化 事後的予測値	(5) 相 対 価 格 π_i の 変 化 政 策 値	(6) (5)−(4)
(1) 農 水 産 業	5.0	10.2	5.2	− 5.5	− 6.8	−1.4
(2) 鉱 業	7.4	8.0	0.7	−11.9	−11.8	0.2
(3) 軽 工 業	9.7	12.2	2.5	− 8.5	− 8.9	−0.4
(4) 重 化 学 工 業	17.9	12.0	−5.8	−12.6	−10.5	2.1
(5) 建設関連産業	19.5	19.8	0.4	− 7.6	− 8.0	−0.4
(6) サービス産業	11.4	12.1	0.6	− 8.0	− 8.5	−0.5
(A) 全産業平均	12.2	12.0	−0.2	− 9.5 (3.0)	− 9.2 (3.1)	0.4 (0.1)
(C) 一般消費者物価	—	—	—	− 7.2 (5.6)	− 7.8 (4.7)	−0.6 (−0.9)
(W) 卸 売 物 価	—	—	—	−11.4 (0.8)	−10.7 (1.3)	0.7 (0.5)
(C) − (W)	—	—	—	4.2 (4.8)	3.0 (3.4)	−1.2 (−1.4)

* 産業大分類について第3表参照。

イトを占めるのは農業、サービスである。両者の乖離には、これらの産業の対照的な価格変動パターンがあらわれているといえる。

16) このような産業部門間の投資配分の変更ということが、価格構造を変化させるうえで実現可能性からいってもっとも強力な方法であると考えられる。すなわち、需要効果に関する限り産業別構成の変化を通じて相対価格を変化させることは非常に困難である。

たとえば、投資支出については、機械、建設部門への需要が大半であって、この構成を大きくかえることは不可能である。政府の経常支出についてもほぼ同じことがいえる。これに対し、産業部門間の投資配分の変更は、金融政策を通じてかなり強力に実現することができる。事実、過去における日本経済の急激な重化学工業化は金融機関のリーダーシップのもとで実現されてきたといっても過言ではない。

分類に集計したものである。個々の産業に関する結果の検討は省略して、以下では全般的な観点からみて注目すべき点を列記しておく。

(1) 消費者物価の上昇率は、重化学工業のスローダウンが行なわれた場合、貨幣価格で 5.6% から 4.7% に低下する。重要なことは、消費者物価の上昇率の低下が相対価格では 0.6% であったにもかかわらず、貨幣価格では 0.9% に達する点である。すなわち、フィリップス・カーブが示すように、消費者物価の騰貴率は貨幣賃金の騰貴率に影響を与えるのであるから、前者の減少は後者の減少をもたらす。この影響が、政策シミュレーションの場合、貨幣賃金の騰貴率を事後的予測値よりも 5 年間に平均 0.3% 減少させ、その結果すべての貨幣価格の上昇率も 0.2~0.3% 減少するのである。卸売物価の上昇率は、貨幣価格で 1.3% であり、事後的予測値の 0.8% より 0.5% 騰貴する。結局、(W) — (C) の行が示すように、消費者物価と卸売物価のかい離は、貨幣価格で 4.8% から 3.4% へと 1.4% の縮小が見られるのである。

(2) この政策どおり産業間の投資配分が行なわれた場合、経済全体の資本蓄積率は年 12.0% となり、現実の蓄積率 12.2% より 0.2% 低下する。資本蓄積率の低下は、最終需要における投資の減少を意味するから、このシミュレーションでは、その額だけ外生変数である投資の増加分を小さくした¹⁷⁾。しかし、この蓄積率の低下は、工業部門の雇用を減少させることなく、しかも物価を安定化させうるものであり、経済に悪影響を及ぼさない。

(3) 雇用は、工業部門全体として同じ水準を維持するよう計画されているが、個々の産業部門間の雇用配分は変化する。資本の成長率が低下する重化学工業では、より少い資本ストックで以前と同じ額だけの最終需要をまかなわなければならないから、より多くの労働投入量を必要とし、逆にその他の部門では資本ストックの増大により労働投入量は減少する。

(4) 国民総生産の成長率は、事後的予測値の 9.3% とほぼ同水準であった。

17) この場合、減少させた投資の生産物構成比は 1960 年の投資の生産物構成比と同一にした。

(5) 実質賃金率の上昇率は、事後的予測値の年 7.8% から 8.4% へと 0.6% 増大する。このことが、先に記した貨幣価格の上昇率の低下とともに、重化学工業化をスローダウンした場合の持つもっとも重要な意味であろう¹⁸⁾。

いわゆる生産性格差インフレーションの理論は、大企業と中小企業および重化学工業と消費財産業の間に生産性上昇率の格差が存在する点にインフレーションの原因を求める。われわれのモデルでは、供給能力すなわち資本蓄積と技術進歩が外生変数であり、労働生産性は内生変数であるが、いうまでもなく後者を決定する最大の要因は前者である。したがって、上記の分析は、生産性格差インフレーションという現象の範囲と程度を数量的に明らかにしたといえることができる¹⁹⁾。

最後に、本節の分析方法の問題点について記しておく²⁰⁾。第 1 に、いわゆる体化された技術進歩の考え方が示すように、ある産業の新投資の量が増大すれば、その産業の技術進歩率は高められるであろう。したがって、消費者物価と卸売物価のかい離を縮小するために必要とされる各産業の資

18) ここで実質賃金率とは、工業部門の平均貨幣賃金率を一般消費者物価指数でデフレートした値である。

19) 高須賀 [4] は、われわれとほぼ同じ期間の日本の物価問題を生産性格差インフレーションの観点から論じている。われわれの研究は同書の重要な論点に関する数量的分析を含んでいると考えるが、ここではとくに 3 点だけ註記しておきたい。

第一に、われわれのモデルでは生産性上昇率の格差はもっぱら産業間格差のみであって、同一産業内の大企業中小企業間の格差は扱われていない。第二に、われわれのモデルで生産性上昇率の低い部門における賃金上昇は、その産業の供給関数のシフトを意味するから、当然その産業の価格上昇をひき起すが、この価格上昇の程度は需要の弾力性にも依存する。第三に、この期間の産業間の賃金格差の縮小は、第 3 表で示したように、消費者物価と卸売物価の間に、相対価格で年率 0.6% の開きをもたらした。この値は、賃金の高位平準化が「相対価格」に与える影響をあらわしている。高位平準化は、またわれわれがフィリップス・カーブで用いた全産業平均賃金の上昇率にも影響しているから、その経路を通じて「貨幣価格」の騰貴をひき起すはずである。しかし、われわれのフィリップス・カーブは、一般的な労働不足による賃金上昇と高位平準化による賃金上昇を分離して計測するよう構成されていない。

なお、同じ問題を扱った計量経済学モデルとして南・小野 [5] が挙げられる。

本の成長率の変化は、ここで示したよりも小さくなる可能性がある。第2に、価格構造の変化は当然輸出に影響を及ぼす。モデルは輸出を外生変数とみなしているから、輸出関数を計測することによって、この点から結論がどの程度修正されるかをみる必要がある。第3に、各産業の資本の成長率が変化したときに、この変化と最終需要の投資の間に矛盾があってはならない。すでに記したように、最終需要における投資の総額については、経済全体の資本蓄積率と矛盾ないよう調整した。しかし、各産業の資本財はそれぞれ特有の生産物構成をもつから、厳密に言えば、各産業の資本の成長率が変化するに応じて投資の生産物構成比も変化させる必要がある。本節の結論も、最終的にはこれらの点に関する修正を終えた後に、一そう強い妥当性をもつというべきであろう。

5 1960—70年の価格変動

1960—65年の価格変動の分析に用いたと同じ方法を、さらに期間を延長して1960—70年の10年間に適用してみた。この場合は、当然予想されるように、誤差は拡大し、結論の信頼性も低下する。しかし、この10年間の価格変動の大体の傾向を知るための参考として、以下に結果の要約のみを記しておく。

まず、1960—70年の10年間に對し事後的予測を試みたが、この期間の相対価格 π_i の変化は全産業平均で年率6.4%の過大推定を示した。そこで、かりにこの過大推定の大半が供給能力の過小推定にもとづくものと考え、技術進歩および資本蓄積が超過供給に与える効果に関し各産業一率の常数項修正を行なった。この修正後の事後的予測値によると、相対価格の変化は全産業平均で年率2.1%の過大推定となり誤差の幅が縮小する。また、個々の産業の標準化価格の変化に関しても、変化の方向は25産業中17産業において正しく推定され誤差の大きさ(絶対値)は、18産業で2.0%

20) このモデルの全般的な問題点、とくにコブ・ダグラス関数による生産技術と限界生産力説に立脚している点、市場の独占的要素が考慮されていない点、消費以外の最終需要を外生変数として扱っている点などについては、斎藤[2]、第7章第5節参照。

以下、他の7産業で2.1~5.1%であった。このような事後的予測値は、10年間の価格構造の変化をかなりの程度まで説明しえていと考えられる。そこで、第3節と同じ方法で、この変化を需要、供給、輸入、および賃金格差に分析する計算を行なった。その結果、60年代前半についてみられた傾向は60年代の後半を含めた場合にも存在することが明らかになった。すなわち、重化学工業の相対価格は全産業平均より年率1.2%下落したが、その原因は需要圧力が相対価格を全産業平均よりも騰貴させる方向に働いていたにもかかわらず、供給能力増大の価格引下げ効果がこれを上回るほど強力であったためであった。また、農水産業およびサービス産業では、相対価格が全産業平均より騰貴したが、これは需要供給両面で重化学工業とちょうど逆の効果が作用したためであった。

消費者物価と卸売物価のかい離は、モデルの計算値では10年間平均で年率3.3%であった。そこで、第4節と同様の政策シミュレーションにより、もしも重化学工業の資本の成長率を年率16.0%から11.5%にまでスローダウンさせるならば、このかい離を1.9%にまで縮小させうることを知った。なお、この場合、他産業の資本の成長率は、現実の10年間平均値よりも農水産業は4.1%、軽工業は2.0%、建設関連産業は0.3%、サービス産業は0.5%上昇させる必要がある。最後に、このような政策をとった場合の重要指標である実質賃金の上昇率については、事後的予測値より0.6%上昇すると期待されるのである。

(神戸大学経済学部)

参 考 文 献

- [1] Morishima, M., et al, *The Working of Econometric Models* (Cambridge: Cambridge University Press, 1972), Part III.
- [2] 斎藤光雄, 『一般均衡と価格』(創文社, 近刊)。
- [3] Klein, L. R., "On the Interpretation of Professor Leontief's System," *Review of Economic Studies*, XX (2), 1952-1953, pp. 131-36.
- [4] 高須賀義博, 『現代日本の物価問題』(新評論, 1972)。
- [5] 南亮進・小野旭, 「二重構造下の物価変動」, 『季刊理論経済学』, 22巻(1971年8月) pp. 42-50.