

企業の価格政策と管理価格インフレーション

富 田 輝 博

〔要 旨〕

物価変動の実証的分析においては、物価が生産物市場の需給関係によって決まるのか、あるいは企業の市場支配力によって決まるのかが議論の焦点となっている。筆者はさきに産業連関分析を用いて「電気料金改定の波及効果」を測定した。そこでは、産業連関論における価格分析の仮定として、各産業は価格をコストの変化に正確に適応させるとした。つまり、いかなる産業においても、価格＝平均費用という恒等式がつねに成立しているとする市場支配力による価格形成の考え方である。本稿は、わが国における工業製品価格について、このような市場支配力による価格形成がどの程度妥当するか否かを分析することが目的である。

物価が需給によって決まるか、市場支配力によって決まるかは、生産物の市場構造が競争的か非競争的（独占・寡占的）かに依存する。市場構造が競争的であれば、個々の企業は価格を所与のものとして受け取るが、非競争的であれば、企業は市場支配力によって人為的に価格を操作し、費用の上昇に転嫁したり、需給関係から当然下るべき価格が下方硬直的となる。このような事態を管理価格インフレーションと呼ぶ。

わが国における卸売物価が上記のような意味で管理価格的性格をもつか否かを次の2つの分析手法によって明らかにした。ひとつは、卸売物価の変動を景気変動との関係から判別分析によって検討する（第1節）。卸売物価の動向をみるには、物価のトレンド的な動きと短期的な循環変動を区別せねばならない。短期的な循環変動は昭和30年代には明確にみられたが、40年代にはそれほど明瞭には認められず、不況期には下方硬直的な動きを示している。

そこで、卸売物価指数を構成する品目から78品目を選び、これを集中度によって寡占型財と競争型財に分け、2つのグループ間で価格の循環的ビヘービアに差異があるか否かを判別分析を行なった。その結果、両財間に有意な差があり、説明変数としては、価格の最小値、最大値および循環の長さ等が判別の貢献度が高く、寡占型財の価格の非伸縮性が検出された。

もうひとつは回帰分析によるものである（第2節）。はじめに、競争的企業および寡占的企業の価格形成の理論モデルを検討し、内外の学者による管理価格インフレ仮説の実証的研究のサーベイを行なった。サーベイを総括すると、管理価格インフレ仮説は国により、対象期間により、またテストの方法により異なるが、概して管理価格インフレ仮説を否定する結果が多い。しかし、最近この仮説を支持する研究がふえる傾向にある。

わが国における工業製品価格の変動要因の分析には次のようなモデルを適用して仮説のテストを行なった。すなわち、クロスセクション・データ（62業種）を利用して、一定の期間（1963年から1971年までを前期、後期に分ける）を選び、産業毎の価格上昇率を従属変数にとる。説明変数には、費用変数として、単位労務費および単位原材料費の変化率をとり、生産高成長率と産業の集中度をあらゆる指標を導入して回帰分析を行なう。もし集中度と価格上昇率との相関が正なら、寡占産業では価格上昇率が高かったことになる。以上のようなテスト方法を行なった結果、わが国における工業製品価格の変動要因は費用要因で大部分説明でき、高成長の産業ほど規模の経済による価格上昇抑制の効果があったということがいえる。さらに、サンプルを寡占産業（高集中産業）と競争産業（低集中

産業に)分けると、寡占産業は1963~66年にやや管理價格的性格を示し、1966~71年には明白に仮説を支持しうる結果が得られた。この結果はわが国企業における昭和40年代の寡占化の傾向を裏付けるものである。

はしがき

1. 景気変動と卸売物価の変動
2. 管理価格インフレの実証分析
 - 2.1 価格モデル
 - 2.2 サーベイ
 - 2.2.1 ミーンズ対スティグラマー

2.2.2 回帰分析による管理価格インフレのテスト

2.3 わが国における工業製品価格の変動要因分析

参考文献

付属資料

はしがき

物価変動の実証的分析においては、物価が生産物市場の需給によって決まるのか、あるいは企業の市場支配力によって決まるのかが、議論の焦点となっている。物価が需給によって決まるか、市場支配力によって決まるかは、生産物の市場構造が競争的か非競争的か否かに依存する。

市場構造が競争的であれば、個々の企業は価格を所与のものとして受け取るが、非競争的であれば、独占的・寡占的企業はその市場支配力によって人為的に価格を操作し、費用の上昇を価格の上昇に転嫁することができる。この2つを区別できれば、物価の上昇がデマンド・プル・インフレかコスト・プッシュ・インフレかを識別することが可能である。

2つのインフレ説は議論を整理するためのフレームワークとしては有用であるが、しかし、現実の価格の動きには、両者を折衷したような動きをしばしばみせる。したがって、物価変動の計量的分析においても、折衷説が多数派を占めている。

筆者はさきに産業連関分析を用いて「電気料金改定の波及効果」(『電力経済研究』第8号1975年7月に掲載)を測定した。そこでは、

産業連関論における価格分析の仮定として、各産業は価格をコストの変化に正確に適応させるとした。つまり、いかなる産業においても、価格=平均費用という恒等式がつねに成立していなければならないとするフルコスト説による価格形式原理である。

本稿は、わが国における工業製品価格の変動要因分析を通じて、フルコスト説がどの程度妥当するか、すなわち、寡占企業は市場支配力を利用して価格に転嫁するという管理価格インフレ仮説を検証することを分析の目的としている。

第1節は、予備的考察として、卸売物価の短期的循環変動を景気変動との関係で検討する。卸売物価を構成する品目から工業製品を選び、市場構造別に寡占型財と競争型財、用途別に生産財と消費財に分類し、分類された各々のグループ間で、価格の循環的ビヘービアに差異があるか否かを、価格の硬直性等の要因から判別分析を用いて考察する。

第2節は、企業の価格形成についての理論モデルを検討し、管理価格インフレ仮説の実証分析についてのサーベイ¹⁾をおこない、さらに、

1) 企業の価格形成の理論的・実証的研究に関する包括的なサーベイについては、Silberston [21] および Nordhaus [14] を、また産業別価格形成については、Eckstein and Wyss [5] および新飯田・照井・前原 [9] を参照されたい。

わが国の工業製品価格について、回帰分析によって価格の変動要因の分析および管理価格インフレ仮説のテストをおこなう。

1. 景気変動と卸売物価の変動

卸売物価の動向をみるには、物価のトレンド的な動きと、短期的な循環変動を区別せねばならない。卸売物価が管理価格的性格をもつか否かは、短期的な循環変動がみられるか、それとも不況期に価格が下方硬直的であるかによって判断される。

表1は景気後退期における卸売物価の動きを示したものである。表から読みとれるように、昭和30年代と40年代では物価動向に顕著な差異が見られる。30年代の景気後退期における卸売物価は変動巾を縮小しながらも循環変動を明確に示していたが、40年の景気後退期には0.7%上昇し循環変動がみられなくなった。45~6年には1.1%下落しているが、これは主として生産財物価の下落によるものである。消費財物価については、40年、46年の不況期にかなり上昇を示しており、消費財に対する需要が個人消費支出の安定的増大等に支えられて不況期にも大きく落ちこまなかったことがひとつの要因と考えられる。

表1 景気後退期における卸売物価の動向
(単位：年率%)

用途別	期 間			
	32.6~ 33.6	36.12~ 37.10	39.10~ 40.10	45.8~ 46.10
総平均	-7.2	-3.2	0.7	-1.1
生産財	-10.0	-4.9	-0.4	-3.2
資本財	-3.9	-0.7	-0.1	0.3
消費財	-1.3	-1.1	4.1	3.3

出所：日銀卸売物価指数

そこで、以下では日銀の卸売物価指数を構成する品目のうち、78品目を選び、これを用途あるいは集中度によって分類し、分類されたグ

ープ間で、価格の循環的ビヘービアに差異があるか否かを分析する。用途別には、生産財と消費財に分類し、集中度別には、寡占型財と競争型財とに分類する。分析に用いる手法は判別分析(Discriminant Analysis)で、この方法による分析の例としては、Tintner [23]による生産財と消費財の価格の判別に適用した例がある。

表2は分析に採用した品目を用途別、集中度別に分類したものである。使用するデータは、日銀卸売物価指数の1962年1月から1973年10月までの月別データ(142ヶ月、昭和45年=100)である。この原系列から、季節変動、トレンドおよび不規則変動を除き、循環変動(cyclical variation)だけをとりだした。時系列分解のための計算方法はEPA-I(X-8)法による²⁾。

図1は78財の循環変動のうち、競争型財から旋盤を、寡占型財から乗用車を代表としてとり出し、鉱工業生産指数の動きとの関連を図示したものである。図にみるように、乗用車価格はほとんど循環変動を示していないが、旋盤価格は明確な循環変動を示している。

以下の分析では、2つのグループを判別するための変数として次の4つを考える。

X_1 : 対象期間中の価格の最大値

X_2 : 対象期間中の価格の最小値

X_3 : 循環の長さ。これは期間中の全サイクルのうち最も長いサイクルをとった。期間の長さは景気の谷から谷までの長さである。

X_4 : 鉱工業生産指数と価格指数との相関。

これは鉱工業生産指数と価格指数(いずれも循環変動)との単相関の高い期をと

2) 計算にあたっては、経済研究所小寺孫一郎氏からプログラム利用の便宜をはかっていただいた。

表 2 判別分析対象品目一覧

	生産財	消費財
寡占型	重軌条, アクリロニトリル, 酢酸, アクリル, 広巾帯鋼, アルミ地金, ナイロン, 溶解パルプ, 軸受鋼, 溶接棒, 大形形鋼, 複写機, 自動交換機, ポリエステル, 線材, 尿素, 厚板, 亜鉛鉄板, カーバイド, トラクター, ドリル, ばね鋼, 不飽和ポリエステル樹脂, 動力耕うん機, 合成ゴム, カーボンブラック, プリキ, 新聞用紙, 両更クラフト紙, 蓄電池 A (30)	ウイスキー, 腕時計, 自動二輪車, グルタミン酸ソーダ, ビール, けい光灯, 乗用車, 軽乗用車, ピアノ, 写真フィルム C (10)
競争型	中形形鋼, 硫酸, 構造用合金鋼, ステンレス鋼, 織機, 人造黒鉛電極, 貨車, 機械構造用炭素鋼, メタノール, カ性ソーダ, 天井走行クレーン, 塩化ビニール樹脂, 軽油, 重油, セメント, 製紙パルプ, 硫酸, フェノール樹脂, 耐火レンガ, 旋盤, フライス盤, 研削盤, 合板, 上質紙, 抗生物質, 段ボール B (26)	マーガリン, テレビ, 食用大豆油, トランジスター, 揮発油, 針金, 灯油, マッチ, 清酒, そ毛織物, 砂糖, 綿織物 D (12)

寡占型：高度寡占型〔Ⅰ〕〔Ⅱ〕，寡占型〔Ⅰ〕〔Ⅱ〕
競争型：競争型〔Ⅰ〕〔Ⅱ〕，平準的集中型

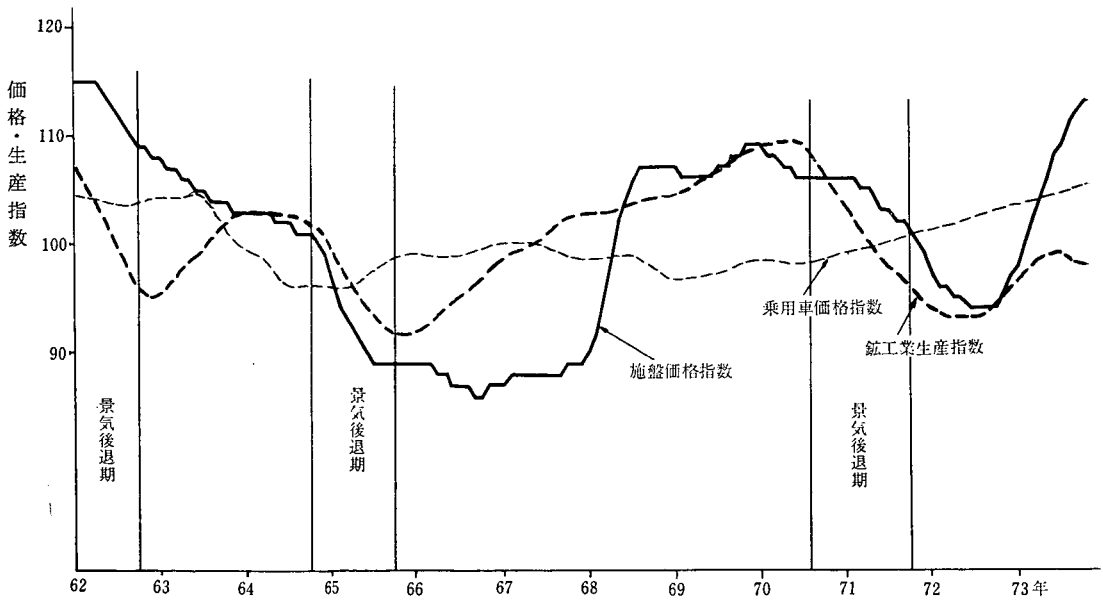


図 1 景気と物価の循環的変動 1962. 1~1973. 10

ったものである。相関はリード・タイム
およびラグ・タイムをおのおの1ヶ月か
ら12ヶ月まで24個と同期のもの1個

の合計25個をとり、そのうち、最も単
相関の高い期をとった。
上に示したような循環的なビヘービアをあら

わず変数をもとに、異なるグループを最もよく判別するような一種の指標を作ることができれば、種々の財の価格間の「循環上の距離(cyclical distance)」を最も効率的に測定する方法を得ることができる。

そこで、われわれのケースでは、次のような一次判別関数を設定する。

$$Z = k_1 X_1 + k_2 X_2 + k_3 X_3 + k_4 X_4 \quad \text{①}$$

①式は、生産財と消費財あるいは、寡占型財と競争型財を判別するための基本式である。

(1) 生産財と消費財の判別

表1に示すように、78個の価格のうち、生産財56個、消費財22個のグループに分類した。得られた結果は次のとおりである。

	サンプル数	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Z
生産財	56	115.368	90.949	47.446	1.554	0.10387
消費財	22	117.874	90.758	18.091	-0.409	0.08238
(距離)		-2.506	0.191	29.355	1.963	

Z 値	F 値 ³⁾	D 値 ³⁾	P 値 ³⁾
0.09781	6.19**	1.63	0.692

得られた一次判別関数は

$$Z = -0.00029 X_1 + 0.00115 X_2 + 0.00068 X_3 + 0.00026 X_4$$

である。

この式より、ある財のZ値が総平均(0.09781)より大きければ、当該財は生産財に分類され、そうでなければ、消費財に分類される。生産財のZ値の平均は0.10387で、消費財のそれは0.08238である。生産財であるのに消費財と分類されたのは21個(厚板[0.06437], 機械構造用炭素鋼[0.09330], 重油[0.09106], ステンレス鋼[0.09083]など。([])はZ値)。ま

た消費財で生産財と分類されたのは3個(マッチ[0.11520], 綿織物[0.10038], そ毛織物[0.09827])である。

この判別関数で最も係数が大きいのはX₂(最小値)である。生産財と消費財を判別するのに、全期間中の最小値が最も重要な変数であり、距離(差)が正であるから、平均値でくると、生産財の方が消費財より最小値が大きい。すなわち、生産財の価格が下方硬直的であることを示すものである。さらに、X₁(最大値)の係数が負であることから、最大値は消費財の方が生産財より大きい。従って以上のことから、消費財価格の方が生産財より価格は伸縮的に動くということを示している。

循環の長さ(X₃)についてはX₃の係数の符号は正であるから、生産財の方が循環の長さが長いということがいえる。鉱工業生産指数との相関(X₄)については、78品目のうち、鉱工業生産指数と正の相関をもつものは41品目(うち生産財29, 消費財12)と半分程度であるので、相関係数そのものでは、両財の特性を説明できない。そこで、価格と生産指数との時差相関係数(リード・タイムおよびラグ・タイムを各々、最大12期まで)をとり、そのうち相関係数の絶対値の最も高い時期を選び、これを説明変数とした。計算の結果、X₄について、生産財の平均は1.6期、消費財は-0.4期で、X₄の係数の符号も正であるから、生産財の方が生産指数に対して先行的性格をもち、消費財が遅行的性格をもつということがいえる。

得られた判別関数の有意性をテストするために、F値をみると、F(4,73)=6.19で、F分布表より5%有意水準は2.50、1%水準は3.60

3) F値:F検定, **1%有意, *5%有意
D値:マハラノビスのD値
P値:適中率

であるから、この関数は十分有意である⁴⁾。

(2) 寡占型財と競争型財の判別

表1に示すように、寡占型財は40品目、競争型財は38品目である。各グループの平均値、Z値を計算すると、次のようになる。

	サンプル数	X_1	X_2	X_3	X_4	Z
寡占型財	40	111.565	93.401	31.750	1.0	0.18062
競争型財	38	120.822	88.257	46.974	1.0	0.16677
(距離)		-9.257	5.144	-15.224	0	

Z 値	F 値	D 値	P 値
0.17387	4.92**	1.05	0.731

得られた一次判別関数は

$$Z = -0.00017 X_1 + 0.00216 X_2 - 0.0000 X_3 - 0.00016 X_4$$

である。この判別式より、もしある品目についてZの値が総平均(0.17387)より大きければ、当該品目は寡占型、小さければ競争型である。寡占型財のZ値の平均は0.18062、競争型財は0.16677である。寡占型財であるのに競争型財と判別された財は10品目(線材[0.17266], アクリロニトリル[0.17204], 厚板[0.17095], 酢酸[0.17049]など)である。逆に競争型財で寡占型に判別された財は11品目(メタノール[0.17402], 構造用合金鋼[0.17404], 軽油[0.17456], 織機[0.18017]など)である。

一次判別関数の係数の最も大きいのは、最小値(X_2)で、(1)の生産財と消費財の判別式の X_2 の係数のおよそ2倍の大きさである。 X_2 の平均値については、寡占型財93.4に対して、競争型財88.3で、しかも X_2 の係数は正であるから、寡占型財の方が下方硬直的であることを示している。最大値(X_1)については、平均でみると、寡占型111.6、競争型120.8であり、 X_1 の係数の符号は負であるから、競争型

財の方が最大値は大きい。従って、最小値と最大値に関するビヘービアからみて、寡占型財の価格は非伸縮的であるということがいえる。

循環の長さ(X_3)については、寡占型(平均31.8ヶ月)より競争型(平均47.0ヶ月)の方が長く、符号も負となっており、寡占型財の循環変動が小さいことを裏付けている。鉱工業生産指数との時差相関(X_4)については、両者共、平均値が1.0であり、係数も-0.00016とわずかであるから、判別のための貢献度はほとんどない⁵⁾。

(3) 財の組み合わせによる判別

(3)では、(1)と(2)を組み合わせ、次の4つのケースについて検討する。

① AB型

4) 参考までに、説明変数として、上述の X_3 , X_4 に加えて、次に示す変数(X_5)を選択した場合の計算結果を示しておく。

X_5 : 最大値/最小値

	X_5	Z
生産財	1.278	-0.01701
消費財	1.318	-0.03776

Z 値	F 値	D 値	P 値
0.0228625	8.09**	1.578	0.692

$$Z = 0.00064 X_3 + 0.00031 X_4 - 0.03730 X_5$$

X_5 の係数が3つの変数のうち最も大きく、しかも負であるから、消費財の方が価格の変動巾が大きいことを裏づけている。またF値は参考値の方が高いが適中率は同じである。

5) 注4)と同じ説明変数で行なった計算の結果を示しておく。

	X_5	Z
寡占型財	1.19941	-0.06410
競争型財	1.38401	-0.07553

Z 値	F 値	D 値	P 値
-0.06970	5.49**	0.868	0.679

$$Z = -0.00015 X_3 - 0.0000 X_4 - 0.04941 X_5$$

この判別式で、係数の最も大きいのが、最大値と最小値の比(X_5)である。従って、この場合についても寡占型財の価格の変動巾が小さいということがいえる。

生産財について、寡占型財と競争型財とを判別する。

② CD 型

消費財について、寡占型財と競争型財とを判別する。

③ AC 型

寡占型財について、生産財と消費財とを判別する。

④ BD 型

競争型財について、生産財と消費財とを判別する。

以上、4つのケースについて、1)と同じ説明変数を用いて計算した結果は、次のとおりである。

$$\textcircled{1} \quad Z = -0.00001 X_1 + 0.00288 X_2 - 0.00005 X_3 - 0.00049 X_4$$

$$\textcircled{2} \quad Z = 0.00183 X_1 + 0.01196 X_2 - 0.00491 X_3 - 0.00150 X_4$$

$$\textcircled{3} \quad Z = 0.00072 X_1 - 0.00046 X_2 + 0.00163 X_3 + 0.00030 X_4$$

$$\textcircled{4} \quad Z = -0.00065 X_1 + 0.00261 X_2 + 0.00160 X_3 + 0.00102 X_4$$

サンプル数	Z 値	F 値	D 値	P 値
① 56	0.25829	2.10	0.64	0.732
② 22	1.20932	5.40**	4.66	0.864
③ 40	0.08852	4.82**	2.79	0.825
④ 38	0.20353	2.60	1.38	0.658

4つのケースのうち、F検定で有意なのは、②と③（1%有意）で、①と④については5%でも有意でなかった。②と③のケースだけが有意となっているのは、寡占的な消費財（C型）の循環的変動における顕著なビヘービアが大きな要因の1つとなっている。すなわち、寡占的な消費財の循環の長さ（ X_3 ）はすべてゼロ、つまり、循環が全然なく一本調子であるという特

性をもっているからである。

(4) ま と め

以上の分析結果をまとめると、生産財と消費財との間および寡占型財と競争型財との間で、価格の循環的ビヘービアに差異があることが判明した。判別関数の有意性テストの結果では、生産財・消費財の判別に関するF値が6.19に対して、寡占型財・競争型財の判別に関するF値は4.92と共に1%で有意であり、両者共、最も説明力の高い変数は最小値（ X_2 ）である。つまり、消費財より生産財の方が、また競争型財より寡占型財の方が価格は下方に硬直的であり、最大値（ X_1 ）の動きと合わせて考えると、生産財あるいは寡占型財の価格の循環的ビヘービアは非伸縮的であるということがいえる。さらに、循環の長さ（ X_3 ）からみて、寡占型財の循環変動は競争型財のそれより小さいという結果となっている。

2. 管理価格インフレの実証分析

2.1 価格モデル

物価変動の計量的分析においては、物価が生産物市場の需給関係によって決まるのか、企業の市場支配力によって決まるのかをめぐって、これまで多くの議論がなされている。

物価が需給関係によって決まるか、市場支配力によって決まるかということは、生産物の市場構造が競争的か、非競争的かということである。

競争的な市場構造のもとでは、個々の企業は価格を所与のものとして受け取らねばならない。需要が変化する場合も、費用が変化する場合も、価格の変化は市場における需給を調整するようにおこなわれる。従って競争的市場にお

ける個々の企業の価格形成は「需給決定型」であると呼ぶことができる。

非競争的な市場構造のもとでは、寡占の企業あるいは独占の企業は人為的に価格を操作することができる。つまり企業が費用の変化を価格の変化に転嫁することができるので、非競争市場における企業の価格形成は「費用決定型」であるといわれる。

需給決定型の価格形成は、市場の需給によって価格が決まるので、数学的モデルでは次のようにあらわすことができる。いま、需要関数 D を

$$D = D(p, d)$$

とし、供給関数 S を

$$S = S(p, s)$$

とする。ここで、 p は価格、 d は需要要因、 s は供給要因をあらわす。需給均衡条件 $D = S$ より、これを解くと、

$$p = p(d, s)$$

となる。これは価格水準 p が需要要因 d および供給要因 s によって決まるということである。

このように価格水準が設定されるとすると、価格水準の変動 Δp は超過需要によって決まる。すなわち、

$$\Delta p = f\left(\frac{d-s}{d}\right)$$

のようにあらわすことができる。

費用決定型の価格形成は、マーク・アップ (mark up) 説と呼ばれる方式で説明することができる。ホール＝ヒッチ (Hall and Hitch) は 1930 年代に、英国の 38 の大企業の経営者に、価格決定の方法を直接アンケート・面接でたずね、多くの企業について、総平均生産費に一定のマーク・アップ率をかけて価格を定めるとの解答をえた。米国におけるブルッキングス研究所の調査や最近のわが国の経済企画庁のア

ンケート調査でも同じ結果を得ている。

エクスタイン＝フロム (Eckstein and Fromm [3]) は、寡占企業の価格形成方式として目標収益による価格決定 (target-return pricing) あるいはその変形として、フルコストまたはマーク・アップによる価格決定 (full-cost or mark-up pricing) を挙げている。

目標収益による価格決定は、標準的な生産量にたいしてある望ましい資本収益率をあげるように価格を決定する。具体的には、次のようなステップでおこなう。

- (1) 基準となる標準操業度の決定
 - (2) その操業度のもとでの生産物単位当り総生産費の決定
 - (3) 目標とする資本収益率の決定
 - (4) 標準操業度に対応する生産量のもとで目標資本収益率をあげるような価格の決定
- エクスタイン＝フロムの目標収益による価格決定を数学的モデルであらわすと、次のように書くことができる。

$$p = \frac{\pi K}{X^N} + \frac{\omega L}{X^N} + \frac{p_m M}{X^N}$$

ここで、 K : 企業の資本ストック

L : 労働雇用量

M : 原材料投入量

X^N : 標準生産量

π : 目標資本収益率

ω : 賃金率

p_m : 原材料単価

$\omega L/X^N$, $p_m M/X^N$ は生産一単位あたりの労働および原材料費用であるが、これを ULC^N , UMC^N と書きかえると価格水準 p は

$$p = \pi K/X^N + ULC^N + UMC^N$$

すなわち、価格は単位あたり収益、労働費用および原材料費用の和に等しくなるように決定さ

れるのである。

マーク・アップ方式による価格決定の場合は次のようにあらわす。

$$p=(1+\lambda)(ULC^N+UMC^N)$$

ここで、 λ はマーク・アップ率で一定である。

寡占的企業は目標資本収益率やマーク・アップ率を計算する場合、新しい企業の参入の可能性、他の企業の価格形成、市場構造、需要条件などの長期的要因を考慮に入れて決定する。

費用決定型の価格を上のように設定すると、価格水準の変動は、目標収益による価格決定の場合、

$$\Delta P = \Delta \pi \left(\frac{K}{X^N} \right) + \pi \cdot \Delta \left(\frac{K}{X^N} \right) + \Delta ULC^N + \Delta UMC^N$$

で近似することができる。マーク・アップ方式の場合は

$$\Delta P = \Delta ULC^N + \Delta UMC^N$$

となる。したがって、価格が変化するのは、目標資本収益率が長期的条件に応じて変化するか、資本・産出比率が変わるか、あるいは投入要素の価格が変わったり、技術変化のために標準生産量の平均コストが変化した場合に限られる。需要の短期的な変動や操業度の変化にともなう生産費の変動は直接には価格の変化をもたらさない。

つまり、寡占的企業が目標収益による価格決定あるいはマーク・アップ方式で価格決定を行なう限り、必然的に、価格は硬直性（特に下方硬直性）をもつ。これを管理価格と呼ぶ。したがって、管理価格インフレーションというのは、寡占的企業が市場支配力によって、費用の上昇を価格の上昇に転嫁したり、需給関係から当然下るべき価格が下方硬直的であるという事態を指している。

2.2 サーベイ

2.2.1 ミーンズ対スティグラ

管理価格という言葉をはじめて使ったのはミーンズ (Means) である。彼は 1930 年代の米国の失業の増大の原因は管理価格にあると主張した。そして戦後の米国の卸売物価の動きをみて、硬直的な管理価格が、1955 年以降の新しいインフレーションの主たる原因であると考えた。

ミーンズは卸売物価を構成する 15 の産業 (大産業分類) について、1953~57 年の価格上昇率の高い順に列挙した。図 2 はこれを図示したもので、横軸は価格上昇率、縦軸は卸売物価指数に占める各商品のウェイトを示している。そして、15 の産業を一定期間における価格変動の頻度で分類して、管理価格 (黒色)、市場価格 (白色)、混合価格 (折点) に分けると、図のように、管理価格グループは価格上昇率が高く、市場価格は価格上昇率が低く、混合価格は

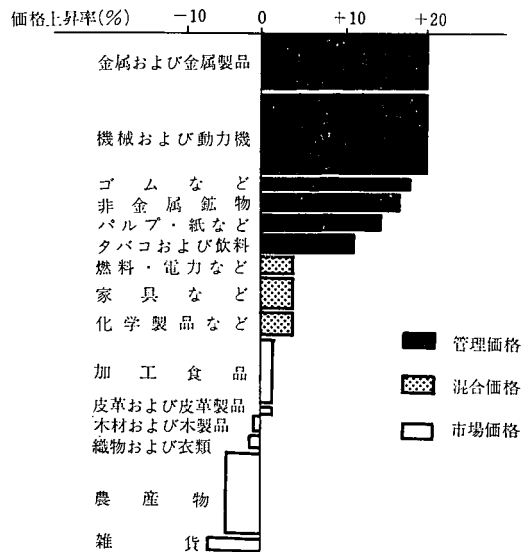


図 2 ミーンズの図表：米国卸売物価上昇率 (1953~57年)

出所) 米国上院反トラスト小委員会 [21] p. 443

その中間という順になった。

ミーゼスの管理価格存在の主張に対して、スティグラー (Stigler [22]) は次の2点について批判した。第1に、ミーゼスの卸売物価指数は労働統計局 (Bureau of Labor Statistics, 略称 BLS) のを用いているが、これは建値をもとにしているもので、実際の取引価格と異なる。すなわち、実際の取引では大量取引に対するリベートや割引が行なわれるという批判である。第2に、管理価格等の価格領域の分類の基準となった価格変動頻度に問題がある。すなわち、価格変動の頻度は何人の価格報告者からの報告にもとづいて価格が記録されているかに依存し、価格報告者の数が多くなればなるほど、価格変動の頻度は増加するという関係がある。

スティグラーはキンダールとともに、上記2つの難点を除いた新しい価格指数を作成し、この指数にもとづいて管理価格の存在を検証した。彼等は一般に管理価格が存在するといわれている6つの産業、すなわち、鉄鋼、非鉄金属、基礎化学品、紙、石油精製品、処方薬品から70の商品の価格を集めた。期間は1957年から66年までの10年間で、価格報告者は企業の他に、政府および医療機関である。

表3 景気と物価の関係

物価の騰落	景気後退期		景気拡張期	
	BLS	NBER	BLS	NBER
下落	23	40	14	19
不変	19	10	20	14
上昇	26	18	36	37

出所: Stigler and Kindahl [22]

(BLS は労働統計局による物価指数
NBER はスティグラーらが NBER の協力のもとに作った物価指数)

表3は、スティグラー=キンダールがまとめた景気変動と物価との関係を示したものである

る。表3の結果から、景気に対する感応性、すなわち、景気後退期に価格が下落し、景気拡張期に価格が上昇するというビヘービアはたしかにスティグラーらの作った NBER 指数の方が BLS 指数より感応的であるということはいえる。しかし、NBER 指数でも景気の動きと逆の動きを示したり、不変だったりする品目がかなりあり、ミーゼスの仮説をくつがえすことに成功したとはいえない。

ミーゼスやスティグラーは、集中度、価格の伸縮性および価格の変動傾向の3者の関係を一義的にとらえようとしたが、これらの関係はけっして一義的なものではない。集中度の時間的な変化は価格の動きに相違をもたらすし、価格の伸縮性は景気変動の影響をうける商品とそうでないものとのあいだに相違があるし、また価格の変動傾向は商品の成長性ないし費用条件の変化に応じて違いがある。したがって、集中度の高低だけを見て、管理価格であると短絡的に決めつけることはできない。いいかえれば、集中度以外に、需要要因や費用要因をも考慮に入れなければならない。

産業組織論の立場から管理価格インフレを表現するとすれば、次のようになる。集中度によってあらわされるような市場構造のあり方が、価格の伸縮性および価格の変動傾向にかんする市場成果とどのような関係をもつかということである。市場構造と市場成果とは一義的に対応するものではなく、需要や費用要因を媒介にして考えねばならない。需要や費用要因は産業の価格形成のビヘービアを通じてとらえねばならないが、この価格形成のあり方を含む市場行動の分析が物価変動にかんする市場成果の評価にあたって必要である。

2.2.2 回帰分析による管理価格インフレのテスト

以下では、上に述べたように、管理価格インフレを集中度だけではなく、需要要因や費用要因を含めて実証分析した研究についてサーベイを行なう。

(1) デポドウィンセルデンの研究

最初に、議論の出発点として、デポドウィン=セルデン (Depodwin and Selden [2]) の分析をとりあげる。彼等はミーンズの仮説を批判し、回帰分析によって集中度と価格変化との間の関係を明らかにしようとした。得られた推定結果は次のとおりである (サンプル数は155 個)。

$$\Delta P = 101.5417 + 0.1964 C$$

$$R = 0.3150$$

ΔP : 1953 年の価格にたいする 1959 年の価格の倍率 ($= P_{59}/P_{53}$)

C : 1954 年の上位 4 社集中度 (標準産業分類 SIC4 桁分類)

彼等の得た結果では、集中度によって説明しうる価格変動は 10% にすぎない。彼等はこの他にも 5 桁分類で 322 産業について計測したが、11 の主要産業グループ別に計測したが、いずれも集中度によって説明される価格変動は 10% 以下であり、この事実をもって、彼等は管理価格インフレ仮説を棄却した。しかし、この分析の不十分な点はすでに述べたとおりである。

(2) ワイスの研究

ワイス (Weiss [26]) は、デポドウィン=セルデンの分析には需要や費用要因が欠けている点を批判し、彼等と同じ観測期間 (1953 年~

59 年) について計測した。サンプル数は約半数にへらして 81 個である。推定結果は次のとおりである⁶⁾。

$$\begin{aligned} \text{① } \Delta P = & 23.65 - 0.0224 \Delta X + 0.4995 \Delta UMC \\ & (0.0298) \quad (0.0483) \\ & + 0.3325 \Delta ULC + 0.0849 C \\ & (0.0691) \quad (0.0342) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.695$$

$$\begin{aligned} \text{② } \Delta P = & 73.80 - 0.0262 \Delta X + 0.5297 \Delta UMC \\ & (0.0347) \quad (0.0509) \\ & - 0.1726 \Delta \eta + 0.1375 C \\ & (0.0524) \quad (0.0368) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.652$$

X : 生産量 (出荷額を価格 P で割ったもの)

UMC : 生産量一単位当り原材料費

ULC : 生産量一単位当り労務費

C : SIC4 桁分類の上位 4 社集中度

η : 労働生産性 (生産量 X をマンパワーで割ったもの)

Δ は各変数の 1953 年値に対する 1959 年値の成長倍率あるいは変化率をあらわす。

①式は、需要要因として、需要の伸びをあらわす生産量の成長倍率 (ΔX) を、費用要因として、単位当り原材料費の変化倍率 (ΔUMC) および単位当り労務費の変化倍率 (ULC) を説明変数として用いたものである。②式は単位当り労務費のかわりに、労働生産性の伸びを採用した場合である。

①, ②とも、集中度の係数は有意な正の相関を示している。デポドウィン=セルデンが集中度と価格変動との間に有意な正の相関関係を見出しえなかったのは、他の重要な変数の変動によって、両者の関係が不鮮明になっていたのだ

6) 以下 (2) および (3) の推定結果において、係数の下の () は標準誤差をあらわす。

と、ワイズは結論している。しかし、観測期間を1959年から63年にとった場合は、次に示すように、集中度の係数は負でしかも有意ではない(サンプル数78個)。

$$\begin{aligned} \textcircled{3} \quad \Delta P = & 38.20 - 0.02308 \Delta X + 0.3934 \Delta UMC \\ & (0.03532) \quad (0.0666) \\ & + 0.2648 \Delta ULC - 0.01307 C \\ & (0.0713) \quad (0.02162) \\ R^2 = & 0.5471 \end{aligned}$$

このことから、ワイズは管理価格インフレは1950年代に一回限り起ったもので、60年代には当てはまらないと結論している。

(3) フリップスの研究

フリップス(Phlips [15])はワイス型のモデルをE. E. C. 諸国に適用し、管理価格インフレ仮説を検証しようとした。ベルギーについての推定結果を示すと、次のとおりである。計測期間は1958~64年で、業種数は17である。

$$\begin{aligned} \Delta P = & 87.2 - 0.209 \Delta X + 0.371 \Delta UMC \\ & (0.215) \quad (0.185) \\ & + 0.197 \Delta ULC - 0.247 C \\ & (0.339) \quad (0.137) \\ R^2 = & 0.79 \end{aligned}$$

推定結果をみると、集中度の係数は負となっており、したがって、管理価格インフレ仮説は棄却される。ただし、集中度のデータは、ベルギーについては生産統計が得られないので、従業員統計で代用し、上位4社集中度をとっている。フリップスはワイス型モデルをもとに、その変形についても計測しているが、いずれも集中度の符号は負であり、管理価格仮説を棄却している⁷⁾。

(4) リプレィ=シーガルの研究

リプレィ=シーガル(Ripley and Segal [16])の分析のデータ上の特色は、産業数がSIC4桁

分類で製造業395業種とこれまでの研究のうちで最も対象業種が多いことおよび対象期間が1959年~69年と比較的価格が安定していた時期(BLS指数でこの期間の物価上昇率は年平均1.0%)であることの2点である。

リプレィ=シーガルは395の産業を集中度の高い産業と低い産業に分けている。分類の基準は上位8社集中度が出荷額の50%以上を占める産業を高集中産業(189業種)とし、残り206業種を低集中産業とした。彼等は管理価格インフレ仮説のテストには、集中度をダミー変数として用いて、高集中度産業には1、そうでない産業には0をダミー変数に入れて、それが定数項と他の変数をシフトさせるかどうかテストしている。そのうち有意な結果の得られた変数は、単位当たり労務費の伸び率のみである。得られた結果を示すと⁸⁾、

$$\begin{aligned} \Delta P = & 1.15 - 0.19 \Delta X + 0.17 \Delta M \\ & (7.9) \quad (7.3) \\ & + 0.50 \Delta ULC - 0.22 \Delta ULC * d \\ & (10.4) \quad (4.4) \\ R^2 = & 0.59 \end{aligned}$$

ここで、 ΔM は原材料費の変化率、 $\Delta ULC * d$ は集中度ダミーと ΔULC との積である。 $\Delta M * d$ (集中度ダミーと ΔM との積)や $\Delta X * d$ (集中度ダミーと ΔX との積)はいずれも t 値がほとんど0なので、採用されなかった。すなわち、原材料費や産出量の伸び率は集中度の高低に関係ないといえる。単位あたり労務費は、高集中産業の場合、その変化のうちの30%が

7) ワイス型モデルの変型についての推定結果は次のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta P = & 46.66 + 0.516 \Delta UMC + 0.633 \Delta ULC * - 0.030 C \\ & (0.063) \quad (0.107) \quad (0.043) \\ R^2 = & 0.94 \end{aligned}$$

なお、 $\Delta ULC *$ は出荷額に占める賃金の割合で ΔULC ウェイトづけしたデータである。

8) 以下、推定結果の係数の下の()はすべて、 t 値をあらわす。

価格に転嫁されるのに対して低集中産業の方が50%も転嫁するという結果となっている。したがって、このことから判断すると、1960年代の米国についてはワイスと同じく、管理価格インフレ仮説は妥当しないということがいえる。

(5) セルカーツ=レサージの研究

セルカーツ=レサージ (Sellekaerts and Lesage [18]) はワイス型のモデルによる管理価格インフレ仮説のテストでは、設備の稼働水準の影響が考慮されていないと批判して、管理価格インフレ仮説を次の3つの仮説部門に分けて再定式化した。

a. ミーンズ=ガルブレイス仮説

寡占的産業では、設備稼働率が適正水準以下に落ちこんでいると考える企業は価格を下げるのをしぶるか、あるいはたえずあげようとする。

b. アクリー=ガルブレイス仮説

寡占産業では、完全稼働中の企業は、製品需要が増加したとき、価格引き上げにタイム・ラグがある。したがって、インフレ過程にはある遅れを伴って影響を及ぼす。

c. キャッチング・アップ (catching-up) 仮説

需要回復の初期には、寡占的産業における企業は独占力を利用して、需要の落ちこみで失った利益をとりもどそうとする。

セルカーツ=レサージはこれらの仮説をカナダの製造業について適用した。3つの仮説に対応して、1956年～69年を3つの時期に分ける。すなわち、カナダの製造業全体の設備稼働率の推移からみて、ミーンズ=ガルブレイス仮説は1956年～57年、キャッチング・アップ仮説は1957年～63年、アクリー=ガルブレイス仮説は

1963年～66年に各々、対応させている。そして、3つの仮説のうち、回帰分析で実証的に仮説をテストしたのは、キャッチング・アップ仮説とアクリー=ガルブレイス仮説である。以下に示すのはテストの結果である。

テストではサンプルを高集中産業 (20 産業)、低集中産業 (21 産業) および全産業 (41 産業) に分けておこなっている。表4のAに示すように、高集中産業については、集中度の係数は正で1%有意でありキャッチング・アップ仮説は支持される。しかし、低集中産業では予想通り、支持されない。市場支配力行使産業とは市場支配力をもつ産業と市場支配力を実際に行使した産業を区別するために分類したもので、41産業のうち、最も市場支配力を行使した20の産業を選択している。選択の方法は、全産業の計測結果を基準に、全サンプルから一度に一産業だけへらして、集中度の係数を低くする産業は市場支配力を行使した産業と想定するという方法である。

1957～61年については、集中度の係数が0.33と高集中産業のおよそ倍あり、キャッチング・アップ仮説を支持する結果となっている。

アクリー=ガルブレイス仮説のテストは、高集中産業の集中度の係数は有意でないが、負であり、低集中産業は正であるから、高集中産業は低集中産業と比べて、価格値上げにタイム・ラグがあり、したがって、インフレ過程には負の影響を及ぼすという仮説を支持する結果となっている。これを市場支配力行使産業についてみると一層明確になる。すなわち、最も市場支配力を行使する産業の需要の成長率および集中度の係数は1%有意であるから、設備の完全稼働下におけるアクリー=ガルブレイス仮説をよく実証しているといえる。

表4 カナダ製造業における管理価格インフレ仮説のテスト

					\bar{R}^2	SEE
A. キャッチング・アップ仮説のテスト (1957~61)						
高集中度産業	$\frac{\dot{P}}{P} = -0.144 \frac{\dot{X}}{X} + 0.320 \frac{ULC}{ULC} + 0.230 \frac{UMC}{UMC} + 0.169 C$	(2.4)	(3.9)	(3.5)	(4.1)	0.754 3.46
低集中度産業	$\frac{\dot{P}}{P} = 0.188 \frac{\dot{X}}{X} + 0.646 \frac{ULC}{ULC} + 0.218 \frac{UMC}{UMC} - 0.062 C$	(2.1)	(4.3)	(3.1)	(0.3)	0.642 4.57
全産業	$\frac{\dot{P}}{P} = 0.005 \frac{\dot{X}}{X} + 0.392 \frac{ULC}{ULC} + 0.215 \frac{UMC}{UMC} + 0.131 C$	(0.1)	(4.9)	(4.1)	(2.7)	0.639 4.38
市場支配力行使産業	$\frac{\dot{P}}{P} = 0.185 \frac{\dot{X}}{X} + 0.662 \frac{ULC}{ULC} + 0.169 \frac{UMC}{UMC} + 0.334 C$	(3.2)	(5.6)	(3.6)	(5.3)	0.714 3.16
B. アクリー=ガルブレイズ仮説のテスト (1963~66)						
高集中度産業	$\frac{\dot{P}}{P} = 0.044 \frac{\dot{X}}{X} + 0.360 \frac{ULC}{ULC} + 0.507 \frac{UMC}{UMC} - 0.139 C$	(0.8)	(3.8)	(6.1)	(1.1)	0.625 5.46
低集中度産業	$\frac{\dot{P}}{P} = -0.110 \frac{\dot{X}}{X} + 0.032 \frac{ULC}{ULC} + 0.458 \frac{UMC}{UMC} + 0.699 C$	(1.5)	(0.8)	(4.2)	(1.6)	0.357 5.21
全産業	$\frac{\dot{P}}{P} = 0.039 \frac{\dot{X}}{X} + 0.098 \frac{ULC}{ULC} + 0.380 \frac{UMC}{UMC} - 0.038 C$	(0.8)	(2.5)	(6.2)	(0.4)	0.348 6.37
市場支配力行使産業	$\frac{\dot{P}}{P} = 0.254 \frac{\dot{X}}{X} + 0.189 \frac{ULC}{ULC} + 0.437 \frac{UMC}{UMC} - 0.634 C$	(3.2)	(5.6)	(3.6)	(5.3)	0.676 5.26

市場支配力行使産業として、両仮説共にベストテンにあらわれる産業は次の4産業である。自動車、タバコ、リノリウム・防水加工織物、網・麻糸。

なお、集中度の指標として、ハーフィンダー指数のかわりに、上位4社集中度を用いて計測を行なった結果についても示されているが、同様の結果を示している。

(6) シンカイの研究

シンカイ (Shinkai [20]) はわが国製造業における企業の価格政策を分析したが、その特色は、価格モデルにマーク・アップ説を採用したこと、および価格形成における需要要因の役割を強調したことである。データは19の製造に

ついて、1967年~71年の四半期データをプールしたもので、サンプル数は285個 (=19×15) である。

シンカイの価格の理論モデルは

$$P = A(x) \cdot C(y)$$

というマーク・アップ型のモデルである。

ここで、 P は価格、 A はマーク・アップ因子、 C は総可変費用、 x はマーク・アップ率に影響を及ぼす変数のベクトル、 y は可変費用の構成要因のベクトルである。 P を初期値 $P_0 = A_0 C_0$ のまわりでテーラー展開し、高次の項を無視すると、次の式を得る。

$$P - P_0 = C_0 A'(x - x_0) + A_0 C'(y - y_0)$$

x および y の微小変化に対して、 A' および C' を一定とすると、 P の変化を x および y の変化

であらわす線型の価格方程式が得られる。費用 (y) に関する変数として、

PI : インプットの価格

ULC : 単位あたり労務費用

UFC : 単位あたり財務費用

マーク・アップ率 (x) に関する変数として、

d_c : 集中度をあらわすダミー変数, 高集中度業種 $d_c=1$, その他の業種 $d_c=0$

d_s : 需要条件をあらわすダミー変数

$$\text{需要} \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} \text{供給} \text{によって, } d_s = \begin{cases} 1 \\ 0 \\ -1 \end{cases}$$

のように定める。

この他 x に関しては、財務状態、流動性状態、在庫水準、労働集約度、財務費用集約度等をあらわすダミー変数が導入されている。

x および y の組み合わせによって、全部で 14 種類の価格方程式が推定されているが、ここでは代表例として一つだけとりあげておく。推定結果は次のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta P = & 0.5025 + 0.5069 \Delta PI + 0.0049 \Delta ULC \\ & (13.9) \quad (0.32) \\ & - 0.0102 \Delta UFC - 0.0033 d_c + 0.0071 d_s \\ & (0.57) \quad (1.78) \quad (3.70) \\ R^2 = & 0.48 \end{aligned}$$

ここで $\Delta P = Pit/Pit - 1$ (i は業種, t は時間) である。他の変数についても変化率の定義は同様である。

分析によるファクト・ファインディングとしては、第 1 に、コスト要因だけで価格変動の 46% を説明しているということである。しかし費用要因のうちインプット価格の係数のみ有意である。係数の 0.5 という値はフリップス (注 7 参照) やワイスの原材料費のそれとほぼ一致している。単位当り労務費が有意でないのは予想外であるが、しかし高集中産業については有意

な結果を得ている。

第 2. 需給に関するダミーは有意であり、符号も理論的条件と一致している。このことは在庫水準をダミーにとった場合にもあてはまっている。しかし、その説明力はわずかで、ダミー変数だけでは価格変動の 10% (在庫水準ダミーでは 14%) 説明し、決定係数を 0.46 から 0.48 に改善するにすぎない。しかし、需要要因の価格形式にはたす役割を無視することはできない⁹⁾。

第 3. 集中度についてのダミー変数の係数はマイナスで有意である。つまり、寡占産業の方が価格が下方に伸縮的であるということの意味する。ひとつの理由は、わが国産業が好況期に“cut-throat”な設備拡大競争を行なったため、不況期における過大設備の圧力が競争的産業の場合よりもより強かったためと考えられる。したがって、管理価格インフレ仮説はわが国については棄却されねばならないと結論している。

(7) ダルトンの研究

ダルトン (Dalton [1]) は、ワイスが管理価格インフレは 1960 年代にはみられないと結論したのは分析方法に誤りがあるとして次のように批判した¹⁰⁾。単位あたり労務費の増加率が同じ産業であっても、総費用に占める労務費のウェイトの高い産業の方が価格に与える影響は大きい。そこで、ダルトンはこの欠点を除くために、単位あたり労務費および原材料費の変化率を各々、総費用に占める労務費および原材料費で加重したデータを費用変数として用いて、次のような推定結果を得た¹¹⁾。

9) Nordhaus and Godley [13] は英国の製造業についての実証分析で需要の役割を否定している。

10) 本論文の存在については、植草 [24] によって知った。

11) フリップスは賃金について加重データを用いて推定している (注 7 参照)。

1958～63年

$$\Delta P = 0.5699 - 0.0455 \Delta X + 0.5807 \Delta UMC^* + 0.7560 \Delta ULC^* + 0.1128 C + 0.0287 d$$

(1.06) (7.12) (6.84) (2.30) (0.98)

$\bar{R}^2 = 0.50$

1963～66年

$$\Delta P = 1.1292 - 0.2080 \Delta X + 0.2325 \Delta UMC^* + 0.0501 \Delta ULC^* - 0.0023 C + 0.0106 d$$

(5.54) (4.62) (0.50) (0.06) (0.48)

$\bar{R}^2 = 0.53$

1967～69年

$$\Delta P = 0.8685 + 0.0042 \Delta X + 0.1655 \Delta UMC^* + 0.2509 \Delta ULC^* + 0.0530 C + 0.0449 d$$

(0.64) (2.40) (2.49) (1.44) (2.11)

$\bar{R}^2 = 0.09$

ここで、 ΔUMC^* 、 ΔULC^* は ΔUMC 、 ΔULC を各々総費用に占める労務費、原材料費で加重したデータであり、 d は市場の地域特性をあらわすダミーである。

結果をみると、1958～63年および1967～69年については集中度の係数がプラスで有意であるのに対して、1963～66年はマイナスで有意でない。これは丁度セルカーツ＝レサージの結果に対応するものである。1958～63年および1967～69年はキャッチング・アップ仮説が、1963～66年はアクリー＝ガルブレイス仮説が当てはまる時期であり、カナダと米国のインフレーションのプロセスは時期的にもほぼ一致している。

以上の管理価格インフレ仮説を実証的にテストした7人の分析者の内容をまとめると、表5

のようになる。表にまとめた要約は本稿でとりあげた分析に限っているので、各分析者について分析結果の一部にすぎないが、各自の見解を代表するものと考えて大過ないであろう。

2.3 わが国における工業製品価格の変動要因分析

本節では、わが国の製造業から62業種を選び、それらの工業製品の価格変動の要因を実証的に分析する。対象期間は1963年から71年までである。この期間を1963年～66年（前期）と1966年～71年（後期）とに分けた。表6は最近における工業製品価格および製造工業稼働率の推移を示したものである。

分析の対象期間の工業製品の物価上昇率は1963年～66年については年平均0.7%の上昇

表5 管理価格インフレ仮説テストのサーベイ要約

分析者	対象国	対象期間	産業分類(SIC)	産業数	集中度	管理価格仮説
1. Depodwin=Selden	米 国	1953～59	4桁	155	上位4社集中度	棄 却
2. Weiss	米 国	1953～59 1959～63	4	81 78	"	採用(前期) 棄却(後期)
3. Philips	ベルギー	1958～64	3	17	"	棄 却
4. Ripley=Segal	米 国	1959～69	4	395	集中度ダミー	棄 却
5. Sellekaerts=Lesage	カナダ	1957～66	4	41	ハーフィング指数	採 用
6. Shinkai	日 本	1967～71	2	19	集中度ダミー	棄 却
7. Dalton	米 国	1958～69	4	70	上位4社集中度	採 用

表 6. 工業製品価格指数および製造工業操業率指数の推移 (1965年=100)

	価格指数	(対前年 変化率)	操業率指数	(対前年 変化率)
1962	98.9	-2.0%	101.1	-6.5%
63	100.0	1.1	100.0	-1.0
64	100.0	0	106.1	6.1
65	100.0	0	100.0	-5.7
66	101.7	1.7	106.6	6.5
67	102.9	1.2	115.4	8.3
68	103.2	0.3	119.0	3.1
69	105.2	1.9	120.8	1.5
70	109.6	4.2	119.6	-1.0
71	108.3	-1.2	113.0	-5.5
72	109.4	1.0	113.6	0.5
73	125.8	15.0	120.9	6.4
74	161.4	28.3	109.3	-9.6
63~66	(年平均)	0.7	103.2	
66~71	(")	1.4	115.7	
63~71	(")	1.0	111.2	

出所：日銀卸売物価指数年報および通産省通産統計

率、1966年～71年は1.4%と前期の倍の上昇率である。全期(1963年～71年)を通じると1.0%と漸増傾向を示している。工業製品を市場構造別に分類し価格の推移を示したのが付図1および付表1である。

製造工業における設備の稼働水準は、1965年を100として、1963～66年平均で103.2、1966～71年平均で115.7、全期平均で111.2である。

対象業種あるいは品目については、表7に示すとおりである。業種あるいは品目の選定にあたっては、公正取引委員会〔8〕の「集中度調査対象業種と卸売物価指数採用業種の対照表」に掲載されている156業種の中から、工業統計表(産業編)とほぼ対応のつく62業種を選定した。表7のNo.57のように、乗用車(集中度・卸売物価)と自動車・同付属品製造業(工業統計表)のような対応のあらい業種が含まれている点や、石油化学系統および工作機械系統の品目が脱落している点が、業種選定上の問題

点である。

表にリストされた62業種の取引額もしくは出荷額は、卸売物価全体に占めるウェートでは約20%、工業統計表総出荷額に対しては約32%である。集中度からみると、高集中産業は高度寡占型Ⅰ、Ⅱおよび寡占型Ⅰ、Ⅱで21業種、低集中産業は二極集中型、平準的集中型、および競争型Ⅰ、Ⅱで41業種である。

集中度と価格変化との相関関係をみると、表8に示すようになる。

表 8 価格変化と集中度の相関

	高集中産業	低集中産業	全産業
63~66年	0.126	0.167	0.137
66~71年	0.377	-0.247	-0.279
63~71年	0.292	-0.071	-0.114

注) 66年5社集中度と各期間中の価格変化倍率との単相関

前半期の63～66年は高集中産業も低集中産業もわずかであるがプラスの相関をもっているのに対して、後半期は高集中産業がプラスの相関(0.38)、低集中産業がマイナスの相関(-0.25)という逆の相関結果を示している。

以下では、クロスセクション・データによる回帰分析の結果を示す。価格モデルはワイス型を採用し、管理価格インフレ仮説を検証する。

価格モデルの基本型の Specification は次のようにおこなった¹²⁾。

$$\Delta P = f(\Delta X, \Delta UMC, \Delta ULC, C)$$

ここで、 ΔP ：価格変化倍率

ΔX ：産出高度変化倍率

ΔUMC ：単位当り原材料費変化倍率

ΔULC ：単位当り労務費変化倍率

C ：5社集中度

12) 消費財ダミーを導入した推定もおこなったが、ここでは省略する。詳細については拙稿「物価変動の計量的分析」(電研内部資料 No. 7502)を参照されたい。

表 7 回帰分析対象品目(業種)一覧

No.	類型	集中度調査 ¹⁾	卸売物価指数	工業統計表	SIC 番号 ²⁾
1	二極	ハム・ソーセージ*	ハ粉さし精	肉製品製造業	1811
2	二極	粉産	け	乳製品製造業	1812
3	二極	か	かう	製粉業	1821
4	二極	しょう	製	製糖業	1842
5	二極	し	製	製糖業	186
6	二極	小麦	小麦	製粉業	1852(1853)
7	二極	清	一本	製酒業	1883
8	二極	イ	イ	製酒業	1884
9	二極	ス	ス	製酒業	1885
10	二極	キ	キ	製酒業	2011
11	二極	綿	綿	製糸業	2021
12	二極	ス	ス	製糸業	2022
13	二極	毛	毛	製糸業	2023
14	二極	織	織	製糸業	2025
15	二極	綿	綿	製糸業	2031(2041)
16	二極	絹	絹	製糸業	2032(2042)
17	二極	毛	毛	製糸業	2033(2043)
18	二極	合	合	製糸業	2212
19	二極	解	解	製糸業	2411
20	二極	紙	紙	製糸業	2412
21	二極	洋	洋	製紙業	242
22	二極	硫	硫	製紙業	2611
23	二極	過	過	製紙業	2613
24	二極	か	か	製紙業	2621
25	二極	レ	レ	製紙業	2641
26	二極	合	合	製織業	2643
27	二極	成	成	製織業	2664(2654)
28	二極	刷	刷	製織業	2665(2655)
29	二極	医	医	製織業	268(266)
30	二極	産	産	製織業	2691
31	二極	写	写	製織業	2697
32	二極	自	自	製織業	281(2811)
33	二極	動	動	製織業	282(2821)
34	二極	車	車	製織業	3011
35	二極	板	板	製織業	302(3021)
36	二極	電	電	製織業	3043(3044)
37	二極	耐	耐	製織業	3051
38	二極	火	火	製織業	3072
39	二極	研	研	製織業	3111(311)
40	二極	鉄	鉄	製織業	3125(3123)
41	二極	ブ	ブ	製織業	3151
42	二極	鉛	鉛	製織業	3152
43	二極	鉄	鉄	製織業	3171(3172)
44	二極	アル	アル	製織業	3214(3216)
45	二極	陸	陸	製織業	3413
46	二極	動	動	製織業	3421
47	二極	力	力	製織業	3432
48	二極	耕	耕	製織業	3451
49	二極	う	う	製織業	3352
50	二極	機	機	製織業	3471
51	二極	ミ	ミ	製織業	3482
52	二極	シ	シ	製織業	3494
53	二極	ア	ア	製織業	3511
54	二極	レ	レ	製織業	3512
55	二極	レ	レ	製織業	3543
56	二極	蓄	蓄	製織業	3591
57	二極	電	電	製織業	3613
58	二極	用	用	製織業	622(362)
59	二極	真	真	製織業	3752
60	二極	時	時	製織業	3771
61	二極	ア	ア	製織業	3921
62	二極	マ	マ	製織業	3986

[注]: 1)=高I, II: 高度寡占型 I, II(6) 寡I, II: 寡占型 I, II(15) 二極: 二極集中型(10) 平準: 平準的集中型(13) 競I, II: 競争型 I, II(18), カッコ内は業種数。

2)=日本標準産業分類番号, カッコ内は 41 年, もしくは 46 年現在の番号。 3)=*印は消費財

である。

需要変数としては、超過需要や在庫率、稼働率などが考えられるが、クロスセクション・データで SIC 4 桁分類のデータの入手は困難である。そこで需要変数のかわりに産出高 (output) を導入し、産出高の成長率を産業の成長率の指標と考えて用いる。産出高 (X) は出荷額を当該財の価格でデフレートした。費用要因としては、単位当たり原材料費 (UMC) および単位当たり労務費 (ULC) を用いる。単位当たり原材料費および労務費は工業統計表の原材料使用額等および現金給与総額を各々産出高で割って生産一単位当たりとしたものである。なお、単位当たり労務費のかわりにこれを賃金と労働生産性の逆数に分解し、賃金 (ω) と労働生産性 (η) を別々の説明変数としたケースも推定する。以上の変数はすべて基準年次に対する変化倍率を説明変数および被説明変数として用いる。

集中度の指標は、上位3社集中度および上位5社集中度を計測に用いた。ハーフィンダール指数は一部業種についてはデータが得られなかったため採用しなかった。上位3社および5社集中度のいずれを用いても計測結果はほとんど変わらないが、ここでは5社集中度 (C) についての結果を示してある。集中度はすべての期について1966年の値を用いた。表9は各変数の平均値を期間別、産業別にまとめたものである。

次に、推定の結果について検討する。表10は結果の一覧表である。前半期、後半期、全期各々6ケースずつ計測を行なった。各期とも、産業を高集中産業、低集中産業、全産業に分け、各々基本式および変型式について計測を行なったので6ケースずつとなった。

推定結果についてのファクト・ファインディ

表 9 各変数の平均値一覧表

	ΔX	ΔUMC	ΔULC	C	$\Delta \eta$	$\Delta \omega$	ΔP
63~66年							
高集中産業	1.33	1.01	1.11	0.90	1.27	1.35	1.00
低集中産業	1.34	1.00	1.03	0.48	1.35	1.36	0.99
全産業	1.34	1.00	1.06	0.62	1.32	1.36	1.00
66~71年							
高集中産業	1.85	1.07	1.17	0.90	1.78	2.03	1.05
低集中産業	1.59	1.09	1.22	0.48	1.71	2.01	1.12
全産業	1.68	1.08	1.20	0.62	1.73	2.02	1.10
63~71年							
高集中産業	2.54	1.08	1.30	0.90	2.26	2.73	1.06
低集中産業	2.19	1.09	1.25	0.48	2.30	2.74	1.11
全産業	2.31	1.08	1.27	0.62	2.29	2.74	1.09

記号説明

- ΔX : 産出高成長倍率
- ΔUMC : 単位あたり原材料費変化倍率
- ΔULC : " 労務費 "
- C: 1966年5社集中度
- $\Delta \eta$: 労働生産性変化倍率
- $\Delta \omega$: 賃金率 "
- ΔP : 価格 "

ングを以下に列挙する。

第1. 産業の集中度の高低によって説明力に大きな差異がある。各期とも、高集中産業の決定係数が0.5前後であるのに対して、低集中産業は0.9前後ときわめて高い。その理由は、低集中産業では費用要因 (単位労務費および原材料費) の説明力が著しく高く (1%有意)、費用要因だけで、価格変動の84% (前期) あるいは92% (後期) 説明し、産出高成長率や集中度は何ら貢献していない。

低集中産業

63~66年

$$\Delta P = 0.1403 + 0.6897 \Delta UMC + 0.1593 \Delta ULC$$

(9.88) (2.40)

$$S = 0.0494 \quad \bar{R}^2 = 0.839$$

66~71年

$$\Delta P = 0.1249 + 0.6600 \Delta UMC + 0.2278 \Delta ULC$$

(12.65) (5.20)

$$S = 0.0506 \quad \bar{R}^2 = 0.919$$

63~71年

$$\Delta P = 0.0947 + 0.7180 \Delta UMC + 0.1901 \Delta ULC$$

(13.67) (4.54)

$$S = 0.0668 \quad \bar{R}^2 = 0.913$$

表 10—a 回帰分析の推定結果(1)前期

1963~1966	定数項	ΔX	ΔUMC	ΔULC	C	$\Delta \eta$	$\Delta \omega$	SEE	\bar{R}^2
高 集 中 産 業	1.0340	-0.1953 (3.17)	0.3477 (3.35)	-0.0886 (1.37)	-0.0265 (0.18)			0.0602	0.473
低 集 中 産 業	0.1681	-0.0124 (0.37)	0.6832 (9.34)	0.1449 (1.97)	0.0212 (0.54)			0.0506	0.832
全 産 業	0.4557	-0.0819 (2.54)	0.5828 (10.08)	0.0525 (1.15)	0.0168 (0.57)			0.0599	0.708
高 集 中 産 業	0.9113	-0.1657 (2.27)	0.3821 (3.26)		-0.0392 (0.22)	0.0791 (0.81)	-0.1030 (0.41)	0.0642	0.399
低 集 中 産 業	0.1889	-0.0294 (0.76)	0.6916 (9.28)		0.0164 (0.42)	-0.0635 (1.11)	0.1695 (2.06)	0.0503	0.834
全 産 業	0.4828	-0.0878 (2.37)	0.5426 (8.74)		0.0160 (0.55)	-0.0665 (1.36)	0.1215 (1.42)	0.0593	0.713

SEE は標準誤差, \bar{R}^2 は自由度修正済決定係数, 係数の下の () は t 値をあらわす。以下同じ。

表 10—b 回帰分析の推定結果(1)後期

1966~1971	定数項	ΔX	ΔUMC	ΔULC	C	$\Delta \eta$	$\Delta \omega$	SEE	\bar{R}^2
高 集 中 産 業	0.7855	-0.0548 (1.79)	0.1204 (1.68)	0.1105 (1.31)	0.1242 (0.89)			0.0565	0.503
低 集 中 産 業	0.1457	-0.0035 (0.19)	0.6575 (12.07)	0.2225 (4.31)	-0.0127 (0.31)			0.0519	0.915
全 産 業	0.4356	-0.0228 (1.04)	0.4355 (7.34)	0.2318 (3.75)	-0.0773 (2.10)			0.0754	0.763
高 集 中 産 業	1.1322	-0.0553 (1.88)	0.1094 (1.51)		0.0842 (0.59)	-0.1001 (1.67)	0.0047 (0.06)	0.0563	0.507
低 集 中 産 業	0.4333	-0.0032 (0.14)	0.6942 (11.65)		-0.0025 (0.05)	-0.1303 (2.98)	0.0799 (1.21)	0.0578	0.895
全 産 業	0.7875	-0.0273 (1.10)	0.4628 (7.34)		-0.0765 (1.95)	-0.1313 (2.70)	0.0652 (0.98)	0.0799	0.734

表 10—c 回帰分析の推定結果(1)全期

1963~1971	定数項	ΔX	ΔUMC	ΔULC	C	$\Delta \eta$	$\Delta \omega$	SEE	\bar{R}^2
高 集 中 産 業	1.0705	-0.0903 (3.12)	0.2242 (3.01)	-0.0271 (0.43)	0.0106 (0.05)			0.0608	0.559
低 集 中 産 業	0.0902	-0.0026 (0.19)	0.7226 (13.26)	0.1835 (3.64)	0.0278 (0.53)			0.0684	0.909
全 産 業	0.3957	-0.0228 (1.39)	0.5357 (10.21)	0.1660 (3.60)	-0.0657 (1.31)			0.1022	0.741
高 集 中 産 業	0.7969	-0.0719 (2.52)	0.2253 (2.97)		0.0959 (0.36)	-0.0295 (0.55)	0.0657 (0.68)	0.0924	0.544
低 集 中 産 業	0.3225	-0.0082 (0.55)	0.7364 (13.04)		0.0315 (0.55)	-0.0821 (2.85)	0.0665 (1.63)	0.0715	0.900
全 産 業	0.5967	-0.0269 (1.59)	0.4952 (9.23)		-0.0600 (1.24)	-0.1103 (3.55)	0.1140 (2.48)	0.1000	0.752

これに対して、高集中産業では、費用要因のみでは、価格変動の 21% (前期)あるいは 43% (後期)を説明するにすぎないが、産出高成長率および集中度を加えると 47% (前期)あるいは 50% (後期)に改善される。 ΔX の係数をみると、高集中産業では各期とも係数の絶対値は大で有意であるのに、低集中産業ではいずれの期も有意でなく、絶対値は小さい。したがって、高集中産業では、高成長の産業ほど規模の経済により価格上昇を抑制する効果が働いたといえる。しかし、前期にくらべると後期は効果が小さくなっている。

高集中産業

63~66年

$$\Delta P = 0.5965 + 0.3409 \frac{\Delta UMC}{(2.69)} + 0.0555 \frac{\Delta ULC}{(0.97)}$$

$$S = 0.0736 \quad \bar{R}^2 = 0.212$$

66~71年

$$\Delta P = 0.6975 + 0.1175 \frac{\Delta UMC}{(1.61)} + 0.1980 \frac{\Delta ULC}{(2.63)}$$

$$S = 0.0605 \quad \bar{R}^2 = 0.430$$

63~71年

$$\Delta P = 0.6121 + 0.2703 \frac{\Delta UMC}{(3.07)} + 0.1178 \frac{\Delta ULC}{(2.13)}$$

$$S = 0.1110 \quad \bar{R}^2 = 0.341$$

第 2. 費用要因の係数を高集中産業と低集中産業でくらべると、原材料費については、高集中産業が 1966~71 年で 0.12 に対して、低集中産業は 0.66 と 5 倍以上の大きさである。また労務費についても同期間高集中産業 0.1 に対して低集中産業は 0.2 と倍である。そして両変数とも、低集中産業の方が係数の t 値が大きい。これは、競争的な産業の方が寡占的産業より費用の変化に対して大きく反応することを示している。原材料費の係数を全産業平均でみると 0.5 であり¹³⁾、この数字はワイス、フリップス、シンカイの結果とほぼ一致する。

ΔULC は低集中産業ではいずれも正の有意な係数であるが、高集中産業ではすべて有意でなく、しかも後期のみ正の符号である。 ΔULC の係数の大きさからみて、高集中産業・低集中産業とも最近の方が、労務費の変動が価格変化に与える影響が大きくなってきていることを示している。単位当り労務費のかわりに、労働生産性と賃金を用いたケースは、説明力の点からはほとんど同じである。このケースも低集中産業の方が説明力が高い。低集中産業では労働生産性、賃金率ともいずれの期もほとんど有意であり、符号条件は労働生産性マイナス、賃金率プラスと適合している。高集中産業では、両変数とも有意でなく、符号条件も前期は適合していない。賃金率と集中度 (高集中産業) との単相関は負であり、したがって、高集中=高賃金という関係は成り立たない。

第 3. 集中度 (C) についての推定結果は、前期高集中産業の係数は -0.03、低集中産業 0.02 と符号条件が逆で、絶対値も小さく、有意でない。後期は高集中産業 0.12、低集中産業 -0.01 と符号条件が合致し、高集中産業の係数の絶対値も大きくなっているが、いぜん有意でないので、管理価格インフレ仮説を積極的に支持することは困難である。そこで次にダルトンの方法を用いて再推定を行なうと、表 11 の結果が得られた。

ΔUMC^* 、 ΔULC^* の計算に用いたウェイトおよび集中度 C は前期は 63 年、後期は 66 年を基準としている。再推定後の集中度の係数は、1963~66 年の高集中産業は 0.08 と有意でないがプラスの符号を示しており、表 10 の結

13) 全産業についての推定結果は次のとおりである。
1963~71年

$$\Delta P = 0.2522 + 0.5434 \frac{\Delta UMC}{(10.14)} + 0.1988 \frac{\Delta ULC}{(5.20)}$$

$$S = 0.1047 \quad \bar{R}^2 = 0.728$$

表 11 回帰分析の推定結果(2)

	定数項	ΔX	ΔUMC^*	ΔULC^*	C	SEE	\bar{R}^2
1963~66							
高集中産業	0.9539	-0.0845 (1.39)	0.0888 (0.60)	0.3387 (1.02)	0.0784 (0.39)	0.0795	0.080
低集中産業	0.7460	-0.1111 (2.12)	0.4333 (3.73)	0.9714 (3.85)	0.0074 (0.11)	0.0878	0.494
全産業	0.8604	-0.1084 (2.67)	0.2659 (3.14)	0.6442 (3.28)	0.0684 (1.64)	0.0874	0.378
1966~71							
高集中産業	0.8534	-0.0672 (2.18)	0.1670 (1.91)	0.1684 (0.86)	0.2294 (1.58)	0.0602	0.436
低集中産業	0.6427	-0.0123 (0.39)	0.5673 (5.83)	1.2418 (6.01)	-0.1733 (2.31)	0.0978	0.698
全産業	0.8234	-0.0433 (1.58)	0.3973 (4.87)	0.8310 (4.62)	-0.0549 (1.05)	0.1032	0.554

と果(-0.03)異なっており、管理價格的傾向を示している。さらに、1966~71年の高集中産業については0.23と絶対値も大きく有意であり(10%有意)、低集中産業の-0.17(5%有意)と比較して、明らかに管理價格インフレ仮説を支持しうる結果である。

以上を総括すると、わが国における工業製品価格の変動要因は費用要因で大部分説明でき、高成長の産業ほど規模の経済による価格上昇抑制の効果(特に1963~66年において)があったということがいえる。管理價格インフレ仮説のテストの結果は、高集中産業において、1963~66年にやや管理價格的傾向を示し、1966~71年に明瞭に仮説を支持しうる結果を示した。

ペインは米国産業利潤率と集中度の分析において集中度がある水準をこえると、産業の利潤率が平均してかなり高くなり、それ以下ではかなり低くなるような「臨界点」が存在し、分析の対象期間においては上位8社集中度で約70%のところがその臨界点となっている、という結論を導いた¹⁴⁾。

わが国では表11の分析で、高集中産業の上

位5社集中度(1966年)は1つの例外を除いてすべて70%以上であり、低集中産業の集中度は41産業のうち37産業は70%以下である。従ってペイン流にいえば、わが国に関しては、1966年~71年の期間において、上位5社集中度で約70%が管理價格形成の臨界点であるといえよう。そしてこの結果は、昭和40年代にわが国企業の寡占化が進展したという主張を裏付けるものである¹⁵⁾。

14) 今井賢一 他『価格理論Ⅲ』pp. 145-147。

15) 寡占化の進展のひとつの例証として、産業集中の推移をとると、次のとおりである。

産業集中の推移

	65年	68年	70年	72年
単純平均 ^{a)}	100.0	100.3	102.9	104.1
加重平均 ^{b)}	100.0	103.1	109.8	112.1
寡占業種数 ^{c)}	66	65	74	76

出所：公正取引委員会「寡占化の傾向」より作成

a) 上位3社集中度の170品目平均(1965年=100)

b) 加重平均のウェイトは生産額

c) 上位3社集中度60%以上の業種数(170業種のうち)

参考文献

- [1] J. Dalton, "Administered Inflation and Business Pricing: Another Look," *Review of Economics and Statistics*, Nov. 1973
- [2] Horace J. Depodwin and Richard T. Selden,

- “Business Pricing Policies and Inflation,” *Journal of Political Economy*, April 1963
- [3] O. Eckstein, and G. Fromm, “The Price Equation,” *American Economic Review*, Dec. 1972
- [4] O. Eckstein (ed), *The Econometrics of Price Determination Conference*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1972
- [5] O. Eckstein and D. Wyss, “Industry Price Equations,” in [4]
- [6] 経済企画庁物価局「工業製品の価格形成に関する調査報告」1974年6月
- [7] 小林好宏「産業別価格の趨勢における需要要因および費用要因」『北大経済学研究』1972年11月
- [8] 公正取引委員会編『管理価格』（独占禁止懇話会資料集Ⅰ）1970年
- [9] 公正取引委員会編『流通系列化』（独占禁止懇話会資料集Ⅱ）1974年
- [10] G. de Menil, “Aggregate Price Dynamics”, *Review of Economics and Statistics*, May 1974
- [11] 新飯田宏, 照井清司, 前原金一「日本の産業別価格形成」『経済分析』第33号 1971年3月
- [12] 西川俊作「管理価格インフレーションと寡占」『現代経済』第9号 Summer 1973
- [13] W. Nordhaus and W. Godley, “Pricing in the Trade Cycle”, *Economic Journal*, Sept. 1972
- [14] W. Nordhaus, “Recent Developments in Price Dynamics”, in [4]
- [15] Louis Philips, *Effects of Industrial Concentration*, North-Holland, 1971, Chap. 2
- [16] F. C. Ripley and L. Segal, “Price Determination in 395 Manufacturing Industries”, *Review of Economics and Statistics*, Aug. 1973
- [17] F. M. Scherer, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Rand McNally, 1970, Chap. 12
- [18] W. Sellekaerts and R. Lesage, “A Reformulation and Empirical Verification of the Administered Prices Inflation Hypothesis: the Canadian Case”, *Southern Economic Journal*, Jan. 1973
- [19] Yoichi Shinkai “A Note on the Role of Demand in the Price Formation”, Discussion Paper No. 86, Osaka University, Aug. 1974
- [20] Yoichi Shinkai “Business Pricing Policies in Japanese Manufacturing Industry” *Journal of Industrial Economics*, June, 1974
- [21] A. Silberston, “Surveys of Applied Economics: Price Behavior of Firms”, *Economic Journal*, Sept. 1970
- [22] G. J. Stigler and J. K. Kindahl *The Behavior of Industrial Price*, National Bureau of Economic Research, 1970
- [23] G. Tintner, *Econometrics*, John Wiley, 1952, Chap. 6
- [24] 植草 益「アメリカの産業組織」『世界の企業 2 アメリカの産業と企業』筑摩書房 1975年
- [25] United States Senate, Subcommittee on Antitrust and Monopoly of the Committee on the Judiciary, *Administered Prices: A Compendium on Public Policy*, U. S. Government Printing Office 1963 (坂根哲夫監修『管理価格』ベリかん社 1967年)
- [26] Leonard W. Weiss “Business Pricing Policies and Inflation Reconsidered”, *Journal of Political Economy*, April 1966
- [27] W. J. Yordon, Jr., “Industrial Concentration and Price Flexibility in Inflation: Price Response Rates in Fourteen Industries, 1947—1958”, *Review of Economics and Statistics*, Aug. 1961

付属資料 産業集中と価格変動

公正取引委員会編『管理価格』Ⅱ生産集中に関する資料 4 生産集中と価格変動付属資料をもとにこれを up to date して「市場構造別価格の推移」を作成した(付図1および付表1)。

(データに関する注)

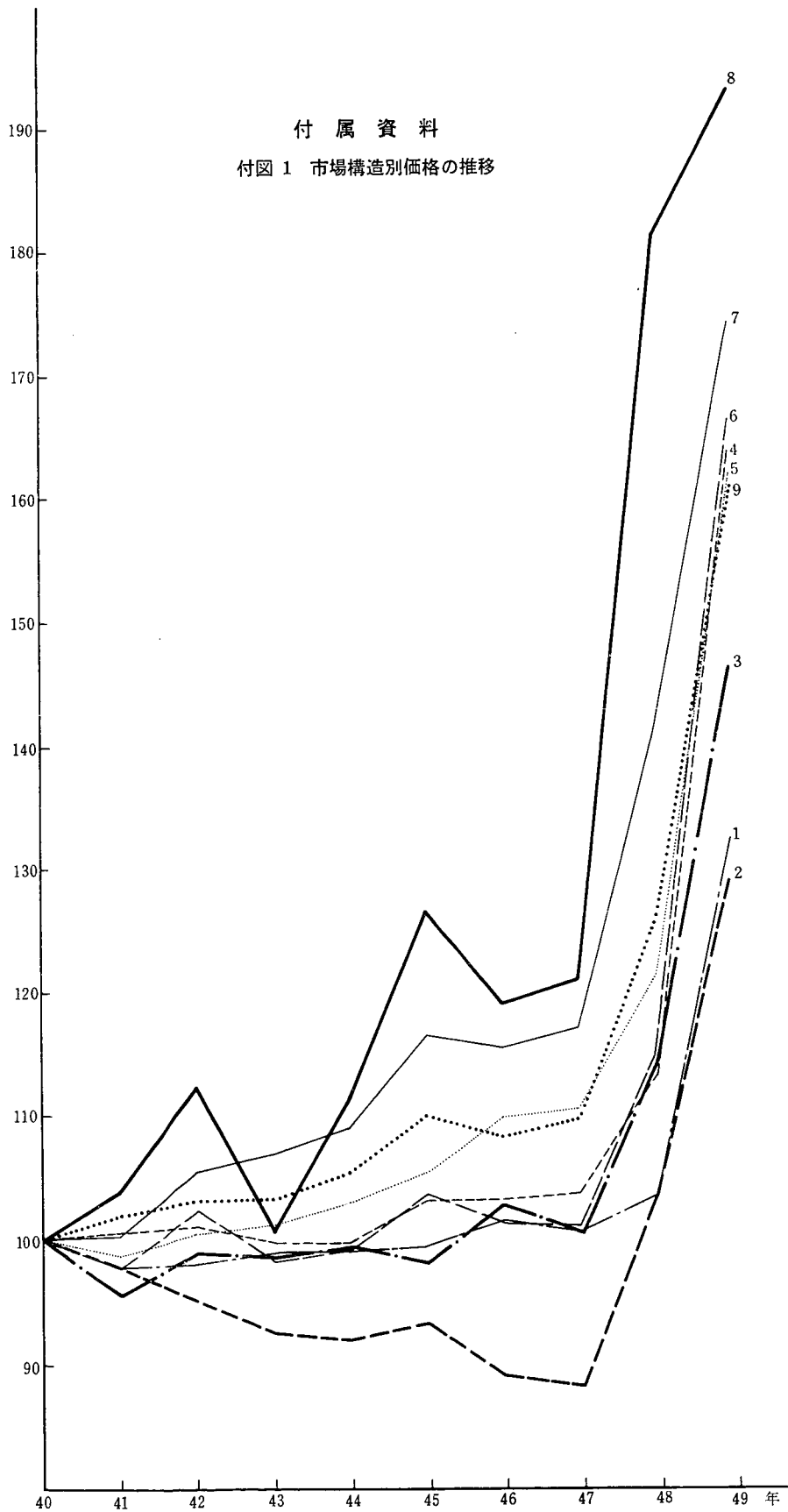
卸売物価一日銀卸売物価指数を構成する品目から、公正取引委員会集中度調査対象業種と対応のつくものを137品目選択し、昭和38年より49年まで(昭和40年基準)の時系列データを作成。

集中度業種の分類—公正取引委員会編『流通系列化』のH・I—総合類型対照表』をもとに、総合類型別業種分類(昭和45年基準)を作成(付表2)。

付 属 資 料

付図 1 市場構造別価格の推移

日銀卸売物価指数 (40年基準)



付表 1 市場構造別価格の推移

(40年=100)

総合類型	年	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49
1. 高度寡占型〔Ⅰ〕(10)		101.7	100.8	100.0	98.0	98.0	99.1	99.0	99.4	101.3	100.8	103.5	132.1
2. 高度寡占型〔Ⅱ〕(14)		102.4	101.9	100.0	97.9	95.0	92.4	91.8	93.2	89.0	88.2	103.4	129.0
3. 寡占型〔Ⅰ〕(23)		103.1	102.5	100.0	95.6	99.9	98.5	99.2	98.3	102.6	100.7	114.2	145.9
4. 寡占型〔Ⅱ〕(7)		100.9	100.2	100.0	100.4	100.9	99.7	99.7	103.0	103.0	103.6	113.1	163.5
5. 二極集中型 (17)		101.6	101.2	100.0	98.8	100.4	101.1	102.9	105.4	109.8	110.4	120.9	162.5
6. 平準的集中型 (39)		101.3	100.5	100.0	98.0	102.3	98.3	99.0	103.6	101.2	101.2	115.1	166.1
7. 競争型〔Ⅰ〕(15)		106.1	104.8	100.0	100.2	105.4	106.8	108.9	116.3	115.2	116.9	140.6	173.9
8. 競争型〔Ⅱ〕(12)		103.7	102.2	100.0	103.9	112.2	100.8	111.2	126.4	118.9	120.6	181.0	192.9
9. 工業製品平均		100.0	100.0	100.0	101.7	102.9	103.2	105.2	109.6	108.3	109.4	125.8	161.4

出所：日銀卸売物価指数年報

付表 2 総合類型による業種分類

(昭和45年)

総合類型 (品目数)	品 目 名
1 高度寡占型〔Ⅰ〕 (10) 企業数1~7, 1社集中度50%以上で2位との格差大	重軌条, 写真フィルム, セルロイド生地, マヨネーズ, 合成石炭酸, 腕時計, 自動二輪車, グルタミン酸ソーダ, ビール, ブリキ
2 高度寡占型〔Ⅱ〕 (14) 企業数1~7, 格差大	アクリロニトリル, 酢酸, アクリル, 軽トラック, 石灰窒素, 帯鋼, 広幅帯鋼, 蓄電池, アルミニウム地金, 薄板, ナイロン, 軽乗用車, 板ガラス, 溶解バルブ
3 寡占型〔Ⅰ〕 (23) 企業数8~30, 1社集中度30%以上で2位との格差大	軸受鋼, 溶接棒, 大形形鋼, 麻糸, 複写機, けい光放電管, 銑鉄, トラック, 自動交換機, ポリエステル, 線材, 尿素, ポリスチレン, 厚板, 両更クラフト紙, 亜鉛鉄板, カーバイド, ウィスキー, ピアノ, 乗用車, トラクター, ドリル合成ゴム
4 寡占型〔Ⅱ〕 (7) 企業数8~30, 上位2~4社の集中度が高くそれ以下の企業との格差大	ばね鋼, 不飽和ポリエステル樹脂, 動力耕うん機, カーボンブラック, 新聞用紙, ベアリング, 産業用爆薬
5 二極集中型 (17) 企業数約40社以上, 上位1~4社の集中度が高くそれ以下の企業との格差大	小麦粉, 焼ちゅう, ビタミン剤, 飲用牛乳, ゴム底布靴, 印刷インキ, 合成染料, バター, 自動車タイヤチューブ, 粉乳, 合成洗剤, ハム・ソーセージ, 尿素樹脂, メラミン樹脂, ボール盤, 研削と石, しょう油
6 平準的集中型 (39) 企業数8~30格差小	中形形鋼, 硫安, 構造用合金鋼, ショートニング, マーガリン, 普通鋼鋼管, 陸用内燃機関, 純トルオール, 工具鋼, プラスチック機械, 合成繊維, テレビジョン受信機, ステンレス鋼, 上質紙, 食用大豆油, ステレオ装置, 織機, 人造黒鉛電極, トランジスター, 貨車, レーダー装置, 電気冷蔵庫, 機械構造用炭素鋼, メタノール, 過りん酸石灰, カ性ソーダ, 高度化成肥料, 純ベンゾール, 天井走行クレーン, 塩化ビニル樹脂, ポリエチレン, レーヨンステーブル, 揮発油, 灯油, 軽油, 重油, LPG, セメント, 針金
7 競争型〔Ⅰ〕 (15) 企業数40以上, 10社累積集中度が約50%以上格差小	砂糖, 製紙パルプ, 硝酸, フェノール樹脂, そ毛糸, 抗性物質製剤, 耐火れんが, フェロアロイ, アルミニウム圧延・伸線製品, 船用ディーゼル機関, 旋盤, フライス盤, 研削盤, 金属加工用プレス, 綿糸
8 競争型〔Ⅱ〕 (12) 企業数70以上, 10社累積集中度が約50%未満格差小	生糸, マッチ, 医薬品, 配合飼料, 清酒, スフ糸, 綿織物, そ毛織物, 合板, 板紙, 段ボール, 小形棒鋼

出所：『管理価格』(p. 292~294) および『流通系列化』(p. 54) に基づいて作成。

(合計137品目)

(とみた てるひろ
電力経済研究部
電気事業経済研究室)