

市場集中とプライス・コスト・ マージン率の変動

岡 本 昌 幸

はじめに

資本主義経済において、有効な競争が市場で行なわれているとき、価格は伸縮的である。しかし、供給サイドに市場の動向を左右し得るような巨大寡占企業が出現すると価格調整機構は阻害され、市場価格は企業によって操作された価格となる。この市場構造の変貌によって生ずる価格の特性に関する問題の一つとして、価格硬直性を挙げるができる。

この価格硬直性と市場の寡占化との関係は、管理価格論争¹⁾で周知のように多くの実証分析が行なわれたが、いまだ明確ではない。

その原因としては、各実証分析者の価格硬直性の定義、測定方法の相違等を挙げるができるが、主要なものの一つとして、公表価格 (quoted price) と取引価格 (transactions price) の問題がある。すなわち、通常の実証分析において、価格硬直性を測定する場合、測定方法に種々の工夫がなされているが、データとして物価指数が用いられている。しかし、公表価格である物価指数は、現実の取引価格と比較して変動が少なく、価格硬直性を分析するには不適當であるとする指摘がある²⁾。この問題をさげ、取引価格の変動を分析する一手

1) 管理価格論争については、拙稿「寡占的市場構造と管理価格」『経済学論叢』(同志社大学) 第24巻 第4・5・6号, 昭和51年10月, および, 独禁政策研究会訳『管理価格』ベリカン社, 昭和24年8月所収の諸論文を参照されたい。

2) Stigler, G. J., *The Organization of Industry*, Irwin, Illinois, 1968, pp. 239-311 (神谷博造, 余語将尊訳『産業組織論』東洋経済新報社, 昭和50年12月, 304-311ページ)を参照されたい。

法として、プライス・コスト・マージン率の変動を用いたモデルをクオルズ (Qualls, P. D.)³⁾は提示した。

クオルズは、さらに、企業行動についても、高位集中産業における有効な協調行動は、独占企業の行動と類似すると想定する。この想定をもとに、アメリカの製造業データ（4桁産業分類）を用い、管理価格論争以来主流を占めていた集中度と価格の循環変動との間に負の関係があるとされてきたことに対し、逆に、正の関係があることを示した。

本稿においては、このクオルズの企業行動仮説に対し、日本の製造工業を分析対象に、プライス・コスト・マージン率（価格）の変動と集中度との関連を分析し、分析方法は異なるが、どのような結論が得られるかを検討することとする。

I 市場の寡占化と価格変動

1 集中度と価格硬直性

企業は利潤追求を目的に経済活動を営んでいる。その目的を達成するために、企業は種々の政策を市場で実行する。いうまでもなく、企業が採り得る市場での行動は、企業が属している市場構造によって影響をうける。たとえば、価格決定政策を取り上げれば、純粋競争市場を形成している産業に属している企業が、市場での価格操作を目的とした政策を採ることは無意味であり、また、採り得るものでもない。その反面、市場での価格水準の決定を企業の経営政策の一部と考えていない独占企業の存在も考えられない。

この企業に与えられた政策決定条件を考えた場合、企業数が多数である純粋競争市場と、単一の企業よりなる独占市場の場合においては、企業が採り、また、採り得る価格設定行動の領域は限定されたものである。しかし、現在、各産業で形成されている多くの市場は、企業数の多寡に大きな差異があるとはい

3) Qualls, P. D., "Market Structure and the Cyclical Flexibility of Price-Cost Marains" *The Journal of Business* Vol. 52, No. 2, April 1979, pp. 305-325.

え、寡占市場である。この寡占市場においては、その市場を形成している企業数と企業の規模分布の差異により、寡占企業及び寡占企業群の採り得る価格決定政策は多様となる。すなわち、市場においてリーダーシップを獲得するにいたるまで巨大になった企業が存在し、市場の需給をコントロールしている場合、また、寡占企業が集団で市場コントロールを企図し、共謀行動が存在する場合など独占企業の価格決定政策に類似するものから、競争的な寡占市場を形成し、価格競争を行なっているものまで様ではない。さらに、参入企業の対策まで考慮に入れば、寡占市場における価格決定政策の形態はより複雑なものとなる。

寡占企業の価格政策は、以上のように、その企業の置かれている経済的環境により影響を受けるが、寡占企業が市場で行動する場合の重要な考慮点の一つとして、寡占企業間の相互依存関係の存在を指摘することができる。特に、価格決定政策の採用にあたっては、製品政策などと比較し、自己の価格決定政策に他企業が容易に、また、早急に対策を採り得ることから、相互依存関係を無視した価格決定政策は、寡占企業間の価格競争を激化させ、相互の利潤を減少せしめ、高位寡占の状態においては、負の利潤を長期間存在させるまでの過度の競争すら引き起こすことにもなる。

この市場の寡占化にともなう相互依存関係の存在は、屈折需要曲線の理論が示すように、需要変動に無反応な硬直的な価格を生み出すことになる。しかし、寡占企業間に強い相互依存関係が存在するのは、集中度の高い高位寡占市場においてみられるものであり、低位寡占市場においては、相互依存関係も不完全で弱く、価格競争がさげ得ず、純粹競争市場に類似した伸縮性を示すものとなる。

この市場の寡占化と価格硬直性との関係については、これを支持する実証分析が数多くおこなわれている⁴⁾。しかし、それらの実証分析の結果については、反論も多い。それらの主要なものの一つとして、価格変動の測定に物価指数を

4) 独禁政策研究会誌、前掲書所収の諸論文を参照されたい。

用いていることの問題がある。特に、従来の市場の寡占化と価格硬直性に関する実証分析の多くが、卸売物価指数の変動を用いた研究であることより、強い反論の一つとなっている。すなわち、物価指数は、単に公表(表示)価格であり、実際の市場での取引価格を反映したものではない。実際の取引価格は、値引き、歩引きなどがあり、表示価格より変動頻度は大きい。また、物価指数の変動頻度は物価指数を作成するためのサンプル企業数(報告者数)の増減と関係があり、物価指数上に現われた価格変動頻度は、各産業の市場構造上の特質から生まれたものではなく、単に報告者数の多寡によるものである、とする反論がある⁵⁾。

物価指数を用いることによって生ずる以上の問題を解決し、取引価格をもとにした統計を用い、プライス・コスト・マージン率の変動をもとに、市場構造の差異と価格変動との関連をクオルズは分析している⁶⁾。なお、クオルズは、本節で述べた、市場の寡占化と価格硬直性——集中度の高さと価格の変動性との間に負の相関があるとする従来の見解に対し、高集中産業の価格は、独占価格と類似した変動を示すとする見解に立ち、正の相関関係の存在をも示している。次節においてクオルズ・モデルを検討する。

2 集中度と価格、プライス・コスト・マージン率の変動——クオルズ・モデル⁷⁾——

クオルズは、彼の想定した価格モデルをもとに、需要変動に応じて価格が変動する場合、どのようにプライス・コスト・マージン率が変動するかを検討し、

5) Stigler, G. J., *op. cit.*, pp. 239-244 (神谷徳造, 余語将導訳, 前掲書, 304-311ページ)には、公表価格と取引価格の差異についての研究例が示されている。

日本の卸売物価指数については、(第1次卸売段階の)販売契約価格が採用されているが、調査先の数(1品目2社以上が原則)が少なく、東京地区価格が主に採用されており、同様の問題がある。(日本経済新聞社編『経済分析のためのデータ解説』日本経済新聞社, 昭和47年10月, 382ページ。)

6) Qualls, P. D., *op. cit.*

7) Qualls, P. D., *op. cit.* クオルズ・モデルについては、細井豊彦「市場構造と価格—費用マージンに関する研究(下)—日本とアメリカにおける実証—」『公正取引』No. 366, '81・4をも併せて参照されたい。

価格変動と集中度との問題を分析している。

プライス・コスト・マージン率は、価格と平均費用との差を価格で除した値であり、プライス・コスト・マージン率を PCM 、価格を P 、平均可変費用を AV と表わすと、

$$PCM = \frac{P - AV}{P}$$

となる。また、販売数量を Q とすれば、

$$PCM = \frac{PQ - AVQ}{PQ}$$

となり、価格を用いることなく、販売価額と総可変費用を用いて計測が可能となる。

上記の関係から明らかのように、プライス・コスト・マージン率の変動を用いた分析は、従来の価格硬直性の研究にみられた価格自体の硬直性の問題ではなく、価格と平均可変費用相方の相対的な変動を分析していることになる⁸⁾。

次に、クオルズの価格モデルを検討する。

クオルズ・モデルの特徴は、高度寡占企業の行動パターンの想定にあるが、需要変動に対する価格変動の相違を明らかにするため、市場集中度の異なる各市場における（需要変動にともなう）価格変動の様態を説明する。

純粹競争産業においては、価格は需給によって決定される。企業は利潤極大化を目ざし行動するから、景気上昇期には、価格は産業の短期供給曲線にそって上昇し、景気下降期には逆となる。したがって、プライス・コスト・マージン率は、景気上昇期には増大し、景気下降期には低下し、同様のことが、プライス・コスト・マージン率の趨勢値との乖離の大きさについてもいえる。

参入企業の存在を考慮せず、景気の変動によって需要の価格弾力性が変化しない通常の場合、利潤極大化を目ざしている独占企業によって成立している産業についても同様のことがいえる。

8) Qualls, P. D., *op. cit.*, p. 306 を参照されたい。

純粹競争，純粹独占両市場において，需要変動に応じて価格は変動するが，変動する大きさは純粹競争市場における方が大きい。すなわち，純粹競争においては，価格は短期限界費用曲線にそって変動するが，独占においては，限界収入が短期限界費用曲線にそって変動し，それに対応する価格変動は，相対的に小さいからである。

上記以外の寡占産業における価格変動については，次のように想定している。

寡占においては，協調的な行動がとられるが，協調性の強さは集中度の相違によって異なる。

高位集中寡占においては，効果的な協調行動がとれ，価格の動きも独占市場におけるものと類似し，したがって，プライス・コスト・マージン率の変動についても独占市場と同様のことがいえる。このことは，高位集中産業において，寡占企業間の強い相互依存効果が，独占利潤を求める形態をとって価格を変動させることを想定していることになる。

中位・低位集中産業においては，相互不信，情報の不足などから，協調性は弱化し，独占利潤よりも相対的に低い超過利潤を守る方策として，安定的な価格行動が採られる。

上記以外の集中度の非常に低い寡占においては，価格変動は純粹競争市場における変動と同様となり，協調性は消滅すると考えているようで，プライス・コスト・マージン率の変動と集中との間には負の関係を想定する。

クオルズは，上記のように，価格変動より生ずるプライス・コスト・マージン率の変動と集中度との間に全体としてU字型の関係があるとする。

この高位集中産業における価格変動の想定は従来の寡占化にともなう価格硬直性の論義と異なり，また，このことより生ずる集中と価格変動との間に正の関係の存在を想定していることが，クオルズ・モデルの特徴であるといえる。

なお，上記の関係は，通常予想される範囲内で需要が変動している場合の想定であり，予想を越えた極端な需要変動が起こった場合，寡占産業に対し，集中度とプライス・コスト・マージン率の間に負の関係を予想している。すなわ

ち、協調性の弱い中・低位の寡占産業においては、急激な需要減少が起った場合、価格は平均可変費用水準の近くまで下落し、増加の場合、産業の総短期供給曲線にそって上昇する。しかし、高位集中産業は、独占価格の変動と類似するとする。

クオルズの価格モデルは、以上のように、集中度と価格変動との関連を示すことによって、集中度とプライス・コスト・マージン率の変動との関係をも示している。既述のように、プライス・コスト・マージン率の計測には、価格データを必要としない。このことを利用し、実際の取引価格の変動と集中度との関係を、プライス・コスト・マージン率の変動を分析することによって次節で検討する。

II 実証分析

日本の製造工業を分析対象に、分散分析の手法を用い、プライス・コスト・マージン率の変動と集中度との関係を分析する。

分析対象業種は、「工業統計表」の4桁分類をもとにした53業種である。

分析対象期間は、昭和38年から昭和55年までの18年間である。

この分析期間の前半期は、高度成長期につづいた大型景気の時代である。しかし、大型景気も、昭和48年秋の第一次オイル・ショックにより、大幅な景気後退を余儀なくされ、さらに、昭和53年末には第二次オイル・ショックにみまわれた。したがって、本稿においては、全分析期間について実証分析をおこなうとともに、分析期間を前半期（昭和38年から昭和47年まで）と後半期（昭和47年から昭和55年まで）に分割し、各期間についてもそれぞれ分析をおこなうこととする。

なお、本稿で用いたプライス・コスト・マージン率の計測値は、「工業統計表」（産業編）のデータをもとに、

$$\text{プライス・コスト・マージン率} = \frac{\text{付加価値額} - \text{現金給与総額}}{\text{製造品出荷額等}} \times 100$$

として求めたものである。また、プライス・コスト・マージン率の変動は、クオルズ同様に上記の式より求められた各年次の数値に一次式を当てはめた最小二乗推定における標準誤差である。

集中度に関しては、公正取引委員会調査によるハーフィンダール指数(H. I.)を用いた⁹⁾。ただし、各分析期間における集中度は、全期の場合、昭和46年、前半期、後半期の場合、それぞれ昭和42年、昭和50年の指数である。

1 実証分析(1)

市場集中度の高低は、企業の市場支配力と密接に関連を持ち、企業行動に影響を与える主要な要因であることは、既述のとおりである。しかし、市場集中度の高低と市場支配力との間に単純な一次線型の連続関係を仮定する必要はない。むしろ、従来からの実証研究の成果を検討すれば、企業及び企業グループの市場支配力と集中度の間には非連続な関係が存在すると考えられる¹⁰⁾。すなわち、企業(あるいは企業グループ)が市場で自己の影響力を利用して独自の政策を採るためには、ある一定の市場シェアの確保が必要であると考えられる。しかし、企業(あるいは企業グループ)が、独自の政策決定を可能とするために、どの程度の市場シェアの確保を必要とするかは、産業によって異なり、特定の集中度を明示することが困難である。したがって、本稿においては、各産業のいずれも市場における企業行動のパターンが、市場集中度の高低の一定段階ごとに異なると想定する。この想定のもとに、集中度の異なるグループ間において、プライス・コスト・マージン率の変動の様態がどのように相異なるかを検討する。なお、分析に当たっては、H. I. を基準に分析対象業種を以下の5グループに分割した¹¹⁾。

9) 公正取引委員会事務局編「主要産業における累積集中度とハーフィンダール指数の推移(昭和35~47年)」昭和50年7月および妹尾明編『現代日本の産業集中』日本経済新聞社、昭和58年5月所収のデータを用いた。

10) 市場支配力の非連続性については、例えば、Blair, J. M., *Economic Concentration Structure, Behavior and Public Policy*, Harcourt Brace Jovanovich, Inc., New York, 1972, pp. 458-459を参照されたい。

(1)高位寡占型(I)グループ ($H. I. > 0.3$), (2)高位寡占型(II)グループ ($0.3 \geq H. I. > 0.18$), (3)低位寡占型グループ ($0.18 \geq H. I. > 0.1$), (4)競争型(I)グループ ($0.1 \geq H. I. > 0.5$), (5)競争型(II)グループ ($0.5 \geq H. I.$)

上記各グループについて、プライス・コスト・マージン率の変動値を計測し、各グループ間の差異の存否を分散分析の手法を利用することによって検討する。

第1表 プライス・コスト・マージン率の変動

期間 \ グループ名	1	2	3	4	5	全平均	F
全 期 間	(10) 5.602	(11) 4.612	(5) 4.426	(13) 3.603	(14) 3.369	(53) 4.206	2.160
前 半 期	(6) 4.693	(11) 3.467	(6) 2.470	(14) 3.212	(13) 2.068	(50) 3.060	3.293
後 半 期	(12) 4.955	(7) 5.447	(7) 5.529	(15) 3.643	(12) 2.931	(53) 4.266	2.637

() 内の数字は業種数を、F は F 値を示す。

第1表は、各分析期間について計測した結果である。

全期の分析結果をみれば、集中度の高いグループほど変動値の平均値は大きくなっており、クオルズが主張するように、高度寡占状態にある業種においては、寡占の相互依存関係による価格の硬直化というより、独占企業の価格政策に近い、需要の変動に応じた価格決定をおこなっていた可能性が類推できる。また、変動値の平均が、集中度の高いものほど高くなっていることより、クオルズの分析結果である、集中度とプライス・コスト・マージン率(価格)変動との間に正の関係が存在するとする結論に類似する。しかし、各グループ間の差異に関するF比は有意でなく ($F_{(4, 50)} = 2.56$) 確定的なことはいえない。

このF値が小さい原因としては、分析期間中の需要変動のパターンに差異が生じていた可能性が考えられる。すなわち、本稿の分析期間を検討すれば、既述のように、分析期間の前半期においては、大型景気以来の好況が持続してお

11) 公正取引委員会のH. I.の高低による分類である「生産集中の類型」をもとにグルーピングしたものである。妹尾明編、前掲書、76-77ページ。

り、景気の浮沈があったとはいえ、大きな需要変動は存在しない。しかし、後半期には、オイル・ショックによる急激な需要の下落があり、企業の需要変動に対する価格設定行動も変化したことが予想される。このことは、クオルズ・モデルによれば、前半期には集中度とプライス・コスト・マージン率との間に正の関係が、後半期には両者の間に負の関係が予想されることになる。したがって、分析期間中に、集中度とプライス・コスト・マージン率の変動との関係が逆転したことになり、前半期と後半期のプライス・コスト・マージン率の変動が相殺されていたことになる。

上記の観点を、分析期間を二分した分析結果で検討する。

前半期においては、各グループの平均値がほぼ集中度の高さの順に並んでおり、特に、集中度の最も高い第1グループと最も低い第5グループとの間には、平均値にして2倍を超える差を示している。また、グループ間の平均値に対する F 値は3.293と5%レベルで有意な値となっている。

後半期においては、最大の値を示したものが第3グループの低位寡占型業種となっており、最小の値は、集中度が最も低い競争型(II)グループとなっている。また、各グループの平均値を比較してみると、前半期とは異なり、平均値の大きさは、逆U字型となっている（ F 値は5%レベルで有意）。

この後半期の結果については、次の二つの推論が可能である。その一つは、急激な需要変動が、クオルズが想定したような弱い協調性より成り立っている低位寡占業種グループ内における寡占企業間の相互依存関係の効力を失わせ、価格硬直性がくずれ、価格下落が起こり、プライス・コスト・マージン率の変動を大きくしたことである。しかしまた、低位寡占業種以外のグループにおいては、オイル・ショックに起因する原材料価格の高騰を価格に反映させ、その結果、プライス・コスト・マージン率の変動が小さかったが、低位寡占業種においては、コストの高騰を価格に反映させることができず、価格硬直性がいじられ、プライス・コスト・マージン率の変動が大きくなったことも考えられる。しかし、このいずれの推論が正しいのかは判断しがたい。

第2表 プライス・コスト・マージン率の平均値

期間	グループ名	1	2	3	4	5	全平均
全	期	26.155	22.141	21.155	20.533	22.039	22.384
前	半	25.201	25.084	19.091	19.829	21.403	21.950
後	半	25.125	22.415	17.814	22.164	21.606	22.167

上記のいずれの推論をとろうとも、結果的にプライス・コスト・マージン率は小さくなるが、各期間の平均値は第2表のとおりであり、後半期における低位寡占型の第3グループの値が最小であることが注目される。この結果から判断すると、第3グループのプライス・コスト・マージン率の変動の増大は、コスト上昇によるプライス・コスト・マージン率の低下による可能性があり、価格の変動が小さく、最も価格が硬直的であったことが類推できるといえよう。

2 実証分析(2)

前節においては、各期におけるプライス・コスト・マージン率の最小二乗推定の標準誤差をもとに、プライス・コスト・マージン率の変動と集中度との関係を分析した。しかし、その変動値の大きさは、標準誤差の大きさであり、前節の分析は標準誤差の大きさと需要変動との対応関係を把握したものではない。

クオルズは、この問題に対し、プライス・コスト・マージン率のトレンドからの残差が、好況、不況の年次でどのように変動しているかを考察し、対応関係を求めている。すなわち、クオルズ・モデルにおいては、好況時には、トレンドからの残差の大きさと集中度との間に正の関係が、不況時には負の関係が存在することになる。クオルズは、景気の谷において両者の間に負の、景気の山においては正の関係を得ている。

本節においては、前節の分析で明らかにしたように、分析期間の前半期と後半期において、プライス・コスト・マージン率の変動と集中度との間に異なった関係が見いだされたことより、プライス・コスト・マージン率のトレンドとしては、前・後半期のそれぞれのトレンドを用い、それらのトレンドからの

残差を用いて、上記の関係を検討することにする。

経済企画庁の景気動向指数によれば、分析期間中に、5回の景気の山を、4回の景気の谷を迎えている¹²⁾。しかし、本稿では、年次データを使用していることを勘案し、景気の山として、昭和44年、昭和54年を、景気の谷として、昭和40年、昭和49年、昭和50年の各年について分析する。なお、集中度については、各年次の H. I. を使用した。

分析結果は第3表のとおりである。

第3表 各年次の残差平均

年次 \ グループ名	1	2	3	4	5	全平均	F
昭和40年(谷)	-1.455	-0.749	-0.439	-1.975	-0.987	-1.202	0.474
昭和44年(拡張)	1.388	1.013	1.122	0.015	-0.092	0.505	0.375
昭和49年(後退)	3.166	1.734	2.213	2.031	1.214	2.088	0.187
昭和50年(谷)	-1.176	-3.339	-2.746	-2.454	-2.014	-2.220	0.286
昭和54年(拡張)	-0.474	0.964	1.794	0.670	1.343	0.750	1.090

前半期の景気拡張期である昭和44年においては、第5グループにおいて負値を示しているが、残差の平均値の大きさは、第1グループが最大の値を示しており、第3グループがそれにつづくとはいえ、ほぼ、集中度の高いものほど残差の平均値は大きくなっている。逆に、同じ第6循環の景気の谷があった昭和40年においては、全ての残差の平均値は負となっており、その負値の大きさについても、ほぼ同様のことがいえる。ただし、両年次ともF値は有意でなく、確定的なことはいえないが、クオルズが想定したように、需要変動に応じて、高集中グループでは価格を変動させていた可能性がある。

しかし、後半期の拡張期である昭和54年においては、第1グループが負値を示し、後退期の昭和49年においては、全ての値が正値となっており、特に、第

12) 景気動向指数の基準日付によれば、分析期間中の景気の山は、39年10月、45年7月、48年11月、52年1月、55年2月で、谷は、40年10月、46年12月、50年3月、52年10月である。以上の日付から、同年次あるいは8カ月以内に景気の山、谷のある年次を除き、さらに、年次データとして景気の拡張・収縮を示すのに適当と考えられる年次を選んだ。

1 グループの値が大きく、予想とは異なる結果を示している。ただし、いずれの年次も F 値は有意でない。なお、卸売物価は、オイル・ショック期においても上昇しており、その結果、プライス・コスト・マージン率が上昇し、上記の結果を生みだした可能性がある。また、オイル・ショックの影響がタイム・ラグをもって現われた可能性もあり、昭和50年においては、全グループの値が負値となっている。ただし、その変動の大きさもやはり予想とは異なっている。ここでは、後半期に、需要の急激な減少があり、企業の価格設定政策に大きな変化が生じていた恐れがあり、計測結果のみについて、その特異性を指摘するにとどめる。

3 実証分析(3)

前節までの分析では、各業種のプライス・コスト・マージン率の水準を考慮しなかったが、本節においては、各業種の変動係数¹³⁾を用い、集中度グループ別に変動係数の相違を検討する。

第4表 プライス・コスト・マージン率の変動係数

期間 \ グループ名	1	2	3	4	5	全平均	F
全 期 間	0.262	0.240	0.282	0.192	0.180	0.221	0.854
前 半 期	0.240	0.154	0.134	0.194	0.121	0.165	1.449
後 半 期	0.280	0.266	0.410	0.180	0.182	0.245	1.842

第4表は、各グループに属する業種の変動係数の平均値を示したものである。なお、全期間についても、参考までに計測結果を掲げておいた。

前半期において、変動係数の平均値の大きさの順序は、第1表の結果と同じであり、需要変動に応じた価格変動の大きさも、その平均値の差異にかかわらず、クオルズの想定が適合していることになる。

後半期においては、第3グループの値が最大で、第1、第2グループと第4、

13) 本稿では、変動係数として、最小二乗推定の標準誤差を平均値で除したものをを用いた。

第5グループでそれぞれほぼ同じ値となっており、平均値に対する変動の比率にはかなりの差異がある。したがって、第3グループにおいては、第1表の結果と照し合せて、トレンドからの残差の標準誤差が大きかったばかりでなく、変化の割合も大きかったことになり、クオルズの想定とは異なる結果を示している。ただし、各平均値間の差異に関するF値は有意でない。

4 実証分析（4）

プライス・コスト・マージン率の変動と集中度との関係を、分析対象業種のグループごとの変動の差異を通して検討してきた。しかし、本稿の分析結果は、単にグループごとの需要変動の様態が異なっていたため、プライス・コスト・マージン率の変動に相違がでてきた可能性がある。すなわち、高集中グループに属する業種の多くが需要変動が大きく、需要変動が単に大きいことから価格が大きく変化したのかもしれない。また、プライス・コスト・マージン率の変動が小さかったものについても、価格が硬直化しており、価格変動が小さかったことに起因する場合とともに、需要変動が非常に小さく、その結果、価格変動が小さかった場合も考えられる。

第5表は上記の問題を検討するために、分析業種を集中度と需要変動の二基準で分割し、プライス・コスト・マージン率の変動を計測した結果である。ただし、需要のデータは、出荷額（工業統計表）を日銀の卸売物価指数で実質化し、さらに、昭和40年の実質値を100.0とした指数を用いた。また、需要変動については、各期の需要トレンドの最小二乗推定における標準誤差をもとにした変動係数¹⁴⁾をもちいた。分割基準は分析業種の変動係数の平均値を基準に、平均値以上の変動係数を示した業種を需要変動型、それ以外を需要安定型として分類した。集中度については、前節までの基準をもちいると、グループ数が増え、サンプル業種ゼロ、及びそれに近いものが増えるため、グルーピングを改め、以下の3グループとした。

14) 計測方法は注13と同じである。

第5表 需要・集中度分類別プライス・コスト・マージン率変動

全 期					
グループ名	高位寡占型	低位寡占型	競争型	計	
需要変動型	(14) 5.656	(1) 6.587	(7) 4.467	(22) 5.320	$F_G=7.252$ $F_R=1.489$ $F_I=0.187$
需要安定型	(7) 3.939	(4) 3.886	(20) 3.137	(31) 3.415	
計	(21) 5.084	(5) 4.426	(27) 3.482	(53) 4.206	
前 半 期					
グループ名	高位寡占型	低位寡占型	競争型	計	
需要変動型	(6) 4.435	(3) 3.303	(9) 3.267	(18) 3.662	$F_G=4.159$ $F_R=3.631$ $F_I=0.157$
需要安定型	(11) 3.609	(3) 1.637	(18) 2.359	(32) 2.721	
計	(17) 3.900	(6) 2.470	(27) 2.661	(50) 3.060	
後 半 期					
グループ名	高位寡占型	低位寡占型	競争型	計	
需要変動型	(10) 6.401	(2) 5.690	(7) 4.404	(19) 5.591	$F_G=8.516$ $F_R=3.964$ $F_I=0.890$
需要安定型	(9) 3.731	(5) 5.465	(20) 2.950	(34) 3.526	
計	(19) 5.136	(7) 5.529	(27) 3.327	(53) 4.266	

() 内の数字は業種数を示す。

F_R は行間変動, F_G は列間変動, F_I は交互作用に関する F 比を示す。

(1)高位寡占型グループ(前節までの高位寡占型(I), (II)グループを合併), (2)低位寡占型グループ, (3)競争型グループ(前節までの競争型(I), (II)を合併)

全期についての分析結果を見れば明らかかなように, プライス・コスト・マー

ジン率の変動の大きかった高集中グループにおいては、需要変動型の業種が多く、それ以外のグループは、逆に、需要安定型の業種が多い。したがって、需要変動を無視した場合、集中度基準による各グループの平均値の差異は有意となるが($F=3.712$)、需要変動を考慮した場合、有意な結果とはならない。それに反し、需要変動の相違によるグループ間での F 値は有意となっており、プライス・コスト・マージン率の変動には、需要の変動状況が影響していたことがわかる。

前半期においては、需要安定型の業種が、高位寡占型グループでも多くなっているが、行、列平均ともに有意となっており、需要の急激な変動がない場合、集中度の高さは、プライス・コスト・マージン率の変動に影響を与えていたことが確認できる。なお、低集中・需要安定型のグループの変動値が最も小さく、サンプル数は少ないが、価格が硬直化していたことが予想される。それに対し、需要変動型では、安定型のほぼ2倍の値を示しており、クオルズの想定した相互依存関係が、低集中・需要安定業種に特に適合するように思える。

後半期について見れば、列平均の値の大きさの順序は、低位寡占型、高位寡占型、競争型グループとなっており、第1表の結果と当然同じになるが、需要変動型グループでは、集中度の高いグループ順となっており、前半期の需要変動型と同じであることは興味深い。このことから、後半期において、低集中グループにおいて、需要の変動が小さいにもかかわらず、価格を変動させたものがあったことになり、低集中・需要安定型の業種の中に、相互依存関係による価格の硬直性が維持されなかった業種の存在が頷推できる。なお、後半期においても、グルーピングの変化により、行、列平均とも F 値は有意となっている。

おわりに

需要変動に対応した価格変動の様態を、プライス・コスト・マージン率の変動を分析することによって検討してきた。プライス・コスト・マージン率を用いることによって、公表価格と実際の取引価格との相違の問題を回避したが、

本稿での価格変動分析は、費用との相対関係からみた分析となっている。

実証分析の結果からみると、日本の製造工業の場合、急激な需要変動がない場合、クオルズが想定したように、集中度の高い業種において、プライス・コスト・マージン率の変動は大きく、需要変動に応じて価格変動が起こっていたことになる。このことは、従来からの価格変動の研究の多くが、産業の寡占化にともない価格硬直性を示すとする結果と異なり、興味あるファインディングであるといえる。また、この実証分析の結果は、分析手法は異なるがクオルズの結果とほぼ同様である。しかし、急激な需要変動があった場合、クオルズは、プライス・コスト・マージン率の変動と集中度との間に負の関係を想定したが、日本のオイルショック期を含む分析結果では、集中度グループ別分析ではあるが、グループ間に有意な差異は見いだされなかった。なお、本稿では、さらに需要変動と集中度を組み合わせた分析で、需要変動の大きさが、集中度のいかんにかかわらずプライス・コスト・マージン率の変動の大きさと関連をもっていることをも示しておいた。最後に、従来の研究で、卸売物価指数を使った研究ではあるが、日本の製造工業の価格変動は、コストの変動と密接に関連をもっていたことが示されており¹⁵⁾、本稿の研究が、価格と費用の相対的変動関係を取り扱っていることを勧案すれば、コスト変動の分析が、本稿の結果をより明瞭なものとするために必要であることを付言しておく。

15) 例えば、新飲田宏、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、昭和46年3月、小林好宏「管理価格インフレーション」『経済評論』1973年11月号、拙稿、前掲論文を参照されたい。