

## R&D の市場構造への効果に関する考察

馬 場 正 弘

### 概 要

技術革新の市場構造への影響を考察するため、売上高集中度の変化を R&D 支出などで説明するモデルを用いると、現実には技術革新的産業の方が集中度が下がる傾向があるのに反して、R&D と集中度変化の間には有意な正の相関関係が認められた。この相違は技術革新の指標の違いによるものと思われ、両者を総合すると、産業の技術革新性が高いほど R&D が活発な企業の優位性が高まることと、その一方で産業の競争性そのものはむしろ強まることが推測される。

### 1. はじめに

企業や研究機関における研究開発 (R&D) 活動は経済の諸方面に影響を及ぼす。マクロ経済学的には、R&D は産業全体での生産技術の改善によって効率化や国際的な競争力の強化などをもたらす、産業全体あるいは一国全体の生産性上昇、輸出増加などの形で経済成長に大きく影響する。また、個々の企業や業種についても、R&D による生産工程の改善や新製品の開発は企業間の競争において大きな役割を果たし、企業の売上高や収益性などに影響を与える。この結果、R&D は市場構造とも深い関係を持つことになる。R&D で表される技術革新と集中度の関係を検討した研究は多く、市場構造が企業の R&D インセンティブに影響するという見方に加えて、技術革新が個々の企業の売上高など市場での地位や設備の最小最適規模など生産

の技術的条件を変化させることによってその後の市場構造に影響するという、反対方向の因果関係も存在する。技術革新が設備規模や産業の集中度を増大させる傾向があるとする経済学者も多く、これを明らかにしようとしたモデルは一般に、ある産業における相対的に急速な技術変化は相対的に高水準の集中度をもたらしがちであるということを示唆しているようである。だが、これらの研究者はいずれも、自らの研究が予備的・試験的なものであるということに注意深く指摘している<sup>(1)</sup>。

本稿の目的は、以上のような視点による研究の方法に従いながら、産業における R&D が持つ経済学的な意味の検討の一環として、その市場構造への影響を明らかにしようという試みにある。したがって、着眼点は集中度そのものよりもむしろマクロ経済学的に捉えた R&D 支出行動と市場構造の関係にあり、産業の集中度の

(1) Mansfield [9], p. 205.

変化の決定要因を調べることによって、技術革新の日本経済への影響に関する考察を行いたいと考えている。

## 2. 技術革新が市場にもたらす影響

### (1) 技術革新と市場構造

独占力および企業規模と革新活動の関係についてシュンペーター仮説は、R&D や経営管理における規模の経済性やより大きなリスク分散・資金調達能力から生じる「革新能力の優位性」と同時に、模倣者よりも先行することによる新工程や新製品の一時的な独占から発生する革新の利益が短期間のうちにこの革新を活用する能力に依存するという「革新の専有上の優位性」も念頭において、大企業は新しい技術を比較的大規模にすばやく活用できるような生産水準、生産能力、マーケティング活動、資金調達能力を持っているために優位に立つとしている。この結果、技術革新と大企業の優位性は相互に強めあうことになる<sup>(2)</sup>。

企業規模や集中度を技術革新への投入やその成功の決定要因とみなす考え方は、市場構造・行動・成果に関する伝統的な仮説に沿ったものである。だが、技術進歩と市場構造の関係は一方方向のものではない。市場構造は発明的活動のペースに影響するかも知れないが、少なくとも部分的には技術進歩の影響を受ける。そして

ここには主として参入障壁と企業の最適生産規模への影響という2つの経路がある<sup>(3)</sup>。この影響には次のようなものが考えられる。

まず、発生した革新が大企業によって専有される結果、その成果の排他的・低コストでの利用はその企業自身の市場での力を強め、この結果集中度が高まる可能性がある。このような見方に立つ研究例として Nelson and Winter [11] のシミュレーション分析があり、大企業によって R&D の成果が専有される結果集中度が以前よりも高まると計算されている<sup>(4)</sup>。さらに、多くの R&D は埋没費用と考えられ、これは一般に参入障壁として作用することや、参入者が既存企業と同等の技術開発力を持つために必要な技術知識の蓄積は R&D が活発な産業ほど大きいと考えられることなどから、R&D 水準が高い産業ほど参入が困難となり集中度は下がりにくくなると考えられる。

一方、技術革新とそれが影響を及ぼす設備の規模との関係について見た場合、もしも技術革新が、当該産業の生産方法を大規模な設備を要するものから小規模な設備投資で済むものへと変化させるならば、これはむしろ集中度を下げる効果を持つとみることでもできる。この例としては Blair [1] の仮説があり、過去の技術変化が設備の最小最適規模を拡大させ資本支出を増大させてきたのに反して、今日では、このよう

(2) このようなシュンペーター仮説の説明は Nelson and Winter [12], p.115 による。また、彼らは次のように述べている。我々が競争的と呼ぶ大抵の過程と同様、シュンペーターの競争も勝者と敗者を生む傾向を持つ過程である。他の企業よりも技術的機会の発生をうまく捉え続けられるような企業も現れよう。こうした企業は繁栄し成長するが、そうでないものは損失を出して衰退する。成長はいつその成功をより確かなものとする利点を与えるが、衰退は技術的陳腐化といつその衰退をもたらす。この過程が時とともに進んで行くにしたがって、初めには多数の同一規模企業から成っていた産業においてさえも集中が進行する傾向が現れる。Nelson and Winter [11], p.541.

(3) Kamien and Schwartz [7], p.70.

(4) Nelson and Winter [11] の研究による。

な集中促進的技術が競争促進的技術にとって代わられるという技術革新の性質の変化の結果、現実の技術変化は集中度を下げるように作用している、と考えている<sup>(5)</sup>。

このように、集中度変化にとって技術変化がどのような力であるかはその仮定や着眼点によって異なるが、Mansfield [9]が行った聞き取り調査による研究は、こうした傾向が産業によって異なることを示唆している<sup>(6)</sup>。そして彼は、現実には技術変化率の上昇がしばしば集中度の上昇と結びついているという点を否定はしないものの、こうした関係が存在するかどうかは結局のところ新しい技術の性質と出所次第であると結論づけている<sup>(7)</sup>。

本稿は、こうした議論を検討していずれが現在の日本にあてはまるかを明らかにすることを直接の目的としてはいないが、技術の変化にはこうした相異なる側面があるということを参考にしつつ、産業レベルでの集計データで見た、R&D活動全体と日本の市場構造の間の平均的な関係を考察することによって、その方向性を考えることにする。

## (2) 技術革新の指標について

技術革新という概念は一般に生産関数の上方シフトないし新製品の開発とみなすことができる。だが生産関数の定式化は問題点も多く、このような変化を直接測定することは事実上難しい。そのためこれは生産性上昇率などで代用されることになる。だがこの方法は、生産性の上昇が革新以外に投入要素の改善や規模の経済性の結果としても生じ得るという点で不正確になり得る<sup>(8)</sup>。

そこで、革新を捉えた変数としてパテントの件数という尺度が考えられ、多くの実証研究で用いられている。同じ意味で技術革新の件数そのものを指標としたものもあり、これと市場構造や産出設備の規模との関係を分析したものにはMansfield [9]やGeroski and Pomroy [4]などがある<sup>(9)</sup>。

一方、技術革新活動の活発さをR&D資源の投入量やR&D支出ないしその集約度で測る方法もあり、これもよく用いられる。本稿のテーマに関連した研究では、R&D支出集約度を反映させたダミー変数によるMukhopadhyay [10]、

(5) Blairによれば、18世紀後半以降の技術的進歩は集中度上昇に大きな効果を発揮したが、第二次大戦前頃から最適効率を達成するのに要する設備規模や資本支出を下げるような新技術が現れ始めたという。このような新技術として彼は、プラスチックや合成樹脂などの新しい素材、新しい動力源、汎用工作機械などのエレクトロニクスを挙げ、今日では集中度は設備規模そのものよりも操業設備数に影響されるようになりつつあるとしている。Blair [1], p.87, p.114.

(6) Mansfieldによるアンケート調査によれば、製品革新に関する企業の評価は、石油、鉄鋼産業では集中度を上昇させる技術革新が多く、医薬品産業では低下させるものが多く、化学産業ではほぼ同数というものであった。また、工程革新と最小最適規模の関係では、化学、石油産業では多くの革新的技術は規模増大的に作用したが、鉄鋼産業ではこうした効果を持つものは半数にとどまったという。Mansfield [9], p. 206.

(7) 同上書, p. 209.

(8) Kamien and Schwartz [7], p.49. この他、生産性上昇率に技術革新が必ずしも反映されるとは限らない例として、1973～78年の生産性上昇の鈍化を、資本蓄積の鈍化のため新技術が設備に体化されにくくなったことや、大幅なエネルギー価格上昇による経済の不確実性増大の結果、企業が技術的に選択可能な最高水準よりも低い生産を余儀なくされたという点に結びつける指摘もある。Griliches [5], p.347.

(9) だが、パテントは些細な革新にも重要な革新と同じように与えられる一方で、仮説の検討に際して全てのパテントに等しいウェイトを与えるのは適切ではないともいわれる。また、パテントを得た製品や工程の多くは商業化されず、さらにパテントを得ない革新も多くある。Kamien and Schwartz [7], p.50. また、技術革新の件数についても、重要な技術革新であっても件数自体は当該産業での各革新の重要性の差を考慮しないので、革新の集中度への効果をみる際の指標としては曖昧である。Mansfield [9], p. 207, footnote 1.

総従業員数に対する R&D 活動従事者数比率を用いた Farber [3] などがある。この R&D 支出という指標が技術革新のための投入要素である一方で、前述のpatentや革新の件数はこの活動の成果（産出）であり、両者は「革新生産関数」ということもできる関係で結びつけられる<sup>10)</sup>。

投入の活発さによって革新の活発さを代理させる場合には、R&D 支出やその蓄積である研究資本のストックを用いることができる。 $t$  期におけるストックすなわち過去からの蓄積のうちでなおも生産的な研究資本（知識） $K_t$  は、 $t$  期の研究への実質粗投資を  $R_t$ 、現在の知識の状態と  $i$  期前の研究水準をつなぐ係数を  $w_i$  とし、例えば次式のように表せる。

$$K_t = \sum w_i R_{t-i}$$

これは研究資本のフローとストックの関係を過去の研究投資の分布ラグ効果で表したものとみることができる。ストックをこのように表す場合、 $w_i$  に関しては、過去の一定期間についてラグもストックの減価もほとんどないと仮定して

$$K_t = \sum R_{t-i}$$

とするのが最も一般的な仮定とされてきた<sup>11)</sup>。

本稿は R&D 活動の市場構造への影響を調べることを目的とするので、これらのうち、R&D のストックを推計したものを技術革新の指標として用いる。

### 3. 実証分析に用いるモデル

技術革新活動が市場構造に対して持つ影響を考察するにあたって、本稿では集中度の長期均衡への調整過程に着目したモデルを利用する。この考え方の基本は、市場規模やその成長など市場構造への影響要因とされている諸変数の多くは集中度そのものではなくその長期均衡水準へ効果を及ぼすとみるもので、そこでは、実際に観察される市場構造の変化はこの長期均衡水準への遅れを伴った調整の結果であると考えられる。これに基づいてなされた実証研究には Caves and Porter [2]、Levy [8] などがあるが、これらの場合、調整過程において長期均衡水準は変動しないと仮定していると解釈できるという<sup>12)</sup>。これに対して、本稿が依拠する Geroski and Pomroy [4] のモデルは、長期均衡水準の変化が現実の集中度の変化に影響することを重視し、この長期均衡水準を変化させる要因の一つとして技術革新をモデルに導入している。本稿ではこのモデルを利用して技術革新の諸効果の一つとしての集中度への作用を考えるととし、以下でこのような調整過程の意味、モデルにおける仮定と解釈等について簡単に説明し、後に行う R&D の効果の考察の参考とする。

#### (1) モデルの構造

Geroski and Pomroy [4] のモデルは、実際に

10) 革新生産関数は、patent件数などを左辺の産出要素とし、右辺を R&D 支出という投入要素と企業規模などとした関係で示される。Kamien and Schwartz [7]、pp. 64-70。

11) これらは Griliches [6]、pp. 422-426 による。 $w_i$  には投入と産出の間のラグや陳腐化による減価などが反映される。もちろん、このストックは抽象的なもので、計算に用いる分布ラグを正しく定めないと正確な値は推計できない。また、R&D 投資以外にも革新への投資の手段があることや、中間財に体化された R&D の間接効果なども指摘されている。この変数を用いる必要がある実証分析では、本文のようにラグや減価がないものとして過去数期の投資の合計で近似する他、ストック変化率をフロー変化率で近似する、あるいはストック変数を用いないような変形を行うなどの方法がとられることが多い。

12) Geroski and Pomroy [4]、p. 302。

観察される集中度の変化を、短期的不均衡から生じる部分と長期的な均衡のシフトによる部分、ならびに純粋に一時的な変化の部分の3つに分けている。第一の部分は、個々の経済主体が新しい市場状況に対する反応を抑えたり遅らせたりする原因となる、一種の調整費用の存在を想定したものである。この調整費用のために調整に遅れが生じる結果、一定期間内での集中度の長期均衡水準への調整は部分的となり、したがってこの期間の実際の集中度の変化は均衡集中度と前期の集中度の乖離の一部分によって表される。だが、もしも長期集中水準が絶えず上昇ないし低下するとすれば、この種の部分調整の仕組みでは実際の集中水準と長期水準は一致しない。この場合調整は目標値の予想変化も含んだ上でなされていると考えられ、この結果、集中度の変化は1期前の均衡からの乖離のみならず現在の均衡集中水準の変化にも依存する。これが第二の部分である。

彼らは以上の2要因を次のように定式化している<sup>(13)</sup>。

$$\Delta C_t = \gamma_0(C_t^* - C_{t-1}) + \gamma_1 \Delta C_t^* + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで  $C_t$  は市場集中の実際の水準、 $C_t^*$  は集中の長期均衡水準、 $\Delta$  は1階の階差を表す。(1)式の右辺第1項は不均衡によって誘発された変化を、第2項は長期均衡値のシフトによる変化を表す。 $\gamma_0$ と $\gamma_1$ は両者のウェイトで、様々な調整費用の相対的な大きさに依存する。 $\varepsilon_t$ は純粋に一時的な変化を表す第三の部分で残差にあたる。

ここでの長期均衡  $C_t^*$  は概念上のもので

あって具体的には観察できない。彼らは、この長期均衡集中度を寡占的ゲームの均衡解として生じる集中の水準と解釈し、ゲームのルールおよび全ての当該外生変数の関数であるとする<sup>(14)</sup>。この種の実証モデルの共通の困難はこの  $C_t^*$  の直接計測の難しさにあり、通常はこれを様々な観察可能変数の線形関数としてモデルが構成される。ここでの関心はおもに技術変化にあるので、この線形関数に技術水準を表す変数を含めて考察している。

技術水準を数値化するために彼らが行った方法は、現在の技術水準を過去の技術進歩の陳腐化による減価を考慮した蓄積と考えるもので、この結果現在の技術水準は過去の技術水準の変化の分布ラグを伴った線形結合で表される。すなわち  $t$  期の技術水準  $\tau_t$  は

$$\begin{aligned} \tau_t &= \theta(L) \Delta \tau_t + \gamma \\ &\doteq \theta_0 \Delta \tau_t + \theta_1 \Delta \tau_{t-1} + \gamma \end{aligned} \quad (2)$$

と表せる。ここで  $\theta(L)$  は分布ラグ演算子の多項式で、現在に近いものほどそのウェイトは大きいと考えられる。なお、 $\gamma$  はその産業が過去から引き継いだ知識の基盤的ストックなど数量化されない要素を反映した産業固有の特性を示す要因である。実際のデータからは分布ラグの完全な形態を知ることが難しいため、2行目では  $\theta(L)$  は単純に初めの2項のみがとられている<sup>(15)</sup>。

技術変化の他にも市場構造の変化に影響する要因は多い。技術変化の持つ効果を正しく測るためにはこうした他の要因を表す変数を導入する必要がある。このうち観察可能な要因をまと

(13) 同上書, p. 301.

(14) 同上書, p. 302.

(15) 同上書, p. 303.

めて  $X_t$  と書くことにすると、これは  $C_t^*$  への直接の効果と、変化分どうしすなわち  $\Delta X_t$  の  $\Delta C_t^*$  への効果の双方によって現実の集中変化  $\Delta C_t$  に影響する。ここで彼らは、変化分  $\Delta X_t$  の影響は水準値  $C_t^*$  に直ちには表れないと仮定して、実証モデルを取り扱う際の複雑さを避けるためにこの2つの効果を独立したものとして扱っている。各要因の線形関係を仮定すると、以上の関係は

$$C_t^* = \beta_0 X_t + \delta \tau_t \quad (3)$$

$$\Delta C_t^* = \beta_1 \Delta X_t + \phi \Delta \tau_t \quad (4)$$

と表される<sup>16)</sup>。

観察可能な技術革新の指標を用いて  $\Delta \tau_t$  を定義することができれば、これまでに想定した各関係式から、(1)式は観察可能な変数と残差  $\varepsilon_t$  のみで表される。すなわち、(3)式に(2)式を代入して

$$C_t^* = \beta_0 X_t + \delta \theta_0 \Delta \tau_t + \delta \theta_1 \Delta \tau_{t-1} + \delta \eta \quad (5)$$

を得、さらに(1)式にこの(5)式と(4)式を代入して整理すると次式を得る。

$$\begin{aligned} \Delta C_t = & \gamma_0 \delta \eta + \gamma_0 \beta_0 X_t + \gamma_1 \beta_1 \Delta X_t \\ & + (\gamma_0 \delta \theta_0 + \phi \gamma_1) \Delta \tau_t + \gamma_0 \delta \theta_1 \Delta \tau_{t-1} \\ & - \gamma_0 C_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

彼らの実証研究は、 $\Delta \tau_t$ 、 $\Delta \tau_{t-1}$  を期間中の技術革新の件数で代理させ、これらおよび  $X_t$  にあたるいくつかの変数について各々の係数を推定するものである。 $X_t$  については、産出量や売上高で表される市場規模の尺度  $Z_t$  と、し

ばしば生産の技術的条件の代理変数となる資本係数  $K_t$  が用いられている。この他の要因については、彼らの場合、測定上の困難さを理由として、産業間の差異をその相対的な大きさが大まかには時間とともに変化しないと考えることによって捉えようとしている。すなわち、(2)式で導入された、基盤的な知識の状態を反映する  $\eta$  で表された、産業に固有だが時間とともに一定な固定効果によって、変数に含まなかった要因が持つ  $C_t^*$  への効果をとらえるもので、その結果、彼らが計測したモデルは各産業に特有の定数項を含む<sup>17)</sup>。

$Z_t$  と  $K_t$  を変数に含めて最終的に彼らが計測に用いた式は

$$\begin{aligned} \Delta C_{it} = & f_i + \alpha_1 Z_{it} + \alpha_2 K_{it} + \alpha_3 \Delta Z_{it} \\ & + \alpha_4 \Delta K_{it} + \alpha_5 \Delta \tau_{it} + \alpha_6 \Delta \tau_{it-1} \\ & + \alpha_7 C_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

というもので、異なる期間の標本をプールした  $t=1, 2$  (時点),  $i=1, 2, \dots, 73$  (産業) というデータによって技術革新の市場構造への効果を調べている。(7)式において、技術変化に関連した係数は  $\alpha_5 \equiv \gamma_0 \delta \theta_0 + \phi \gamma_1$  と  $\alpha_6 \equiv \gamma_0 \delta \theta_1$  であるが、ここでは  $\theta_0$ 、 $\theta_1$ 、 $\gamma_0$ 、 $\gamma_1$  はいずれも正であり、さらに水準への効果と変化分への効果は同方向であると仮定しているので、 $\alpha_5$ 、 $\alpha_6$  の推定値は技術の均衡集中度への効果を示す  $\delta$ 、 $\phi$  と同じ符号を持つ。同様に、係数  $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  は  $Z_{it}$  と  $K_{it}$  が  $C_{it}^*$  に持つ効果と同符号、 $\alpha_3$  と  $\alpha_4$  も  $\Delta Z_{it}$  と  $\Delta K_{it}$  の  $\Delta C_{it}^*$  への効果と同符号

16) 同上書, p. 303.

17) 同上書, p. 304.

18) 彼らは(7)式の係数を直接推定しており、これを構成するモデルのパラメータそのものは推定していない。同上書, pp. 304-305.

19) ここでの説明は、Geroski らのように調整モデルから導出したという形を明確にとらないでほぼ同様のモデルを考案した Mukhopadhyay [10] による変数の説明にも一部依拠した。

となる。最後に、調整速度 $\gamma_0$ は $\alpha_7$ から直接得られる<sup>(18)</sup>。

## (2) 説明変数の持つ意味

実際の計測における上記各変数の定義と、係数の解釈上の意味は次の通りである<sup>(19)</sup>。

期間中の当該産業の市場規模を表す $Z_{it}$ については、大規模産業ほど参入障壁が低いことを反映して、市場規模が大きいほど集中度の上昇は小さいとみることができ、係数の符号はマイナスと予想される。前述のGeroskiらのモデルではこれは当該期間中の当該産業の平均生産高の自然対数値で測られているが、期間初めの年の生産高で測っても計測結果はほぼ同じだったという<sup>(20)</sup>。また、この市場規模変数は生産高の代わりに売上高で測られる場合もある<sup>(21)</sup>。 $\Delta Z_{it}$ はこの変化分を意味するが、これは、既存の支配的企業が市場での需要の成長と同じ速さで成長するには限度があることや、それほど速く成長するという選択をしないかも知れないという点から、成長産業ほど参入障壁が低くなるということを予想したものである。したがって、市場規模の拡大幅が大きいほど集中度の上昇は小さく、係数の符号はマイナスと予想される。Geroskiらはこれを期間終わりと期間初めの生産高の自然対数値の差と定義している。

次に、 $K_{it}$ は期間中の当該産業の資本係数、 $\Delta K_{it}$ は期間中のその変化だが、資本集約性が高いということはある産出のために必要な資本

量が多いという技術的性質を表しており、その場合参入のために必要な投資は多くなると考えられる。したがって、資本集約性が高いほど集中度は高いと考えられ、予想される符号条件はいずれもプラスである。Geroskiらの場合は当該産業の生産高に対する資本ストックの比率の当該期間中の平均および期間終わりと期間初めの差が用いられているが、水準の変数について期間初めの年の資本係数を用いた場合も推定結果は同様だったという<sup>(22)</sup>。

$C_{it-1}$ は当該期間初めの集中度である。これについては、最大手の企業は時間とともにその市場シェアを失いがちなために初期の集中度が高いほど集中度が下がるという見方ができ、符号条件はマイナスと考えられる。(6)式と比較すればわかるように、推定値と調整速度は反対の符号を持つので、これは $\gamma_0 > 0$ という仮定と整合する。

最後に、技術変化率を表すのは変数 $\Delta\tau_{it}$ および $\Delta\tau_{it-1}$ である。Geroskiらはこれを当該産業で当該期間中に実用化された革新的技術の件数とし、係数がマイナスであればBlairの仮説の裏付けになるとしている。

## (3) モデルの適用例

以上に述べたものと同様のモデル・変数を用いて行われたいくつかの実証研究例を次に示す。

まず上述のGeroski and Pomroy[4]の場合、ラグを持たない技術進歩変数について有意な負の関係が得られた。この点から彼らは技術革新

<sup>(20)</sup> Geroski and Pomroy[4], p. 308.

<sup>(21)</sup> Mukhopadhyay[10]などの研究がある。

<sup>(22)</sup> Geroski and Pomroy[4], p. 308.

が即時的な負の効果を  $C_i$  に持つことは明白と考えられるとしている。もっとも、市場構造への革新の効果は量的には小さく、1970年代の英国では他の要因の効果でほとんど相殺されられている。前述の固定効果を除いた推定式でも同様の有意な関係が得られるが、回帰式のあてはまりの良さや推定値の大きさを考慮すると、固定効果が大きな役割を演じていることは明らかであるとしている<sup>23)</sup>。

次にこれとほぼ同じ定式化による Mukhopadhyay [10] の場合、米国の1963～77年の期間について、Geroski らと類似の説明変数の他、産業を R&D 支出対売上高比率の高低に応じて分類し、これをダミー変数としたものへ集中度の変化を回帰させた。その結果、技術進歩の係数は負であり、ここから、R&D によって技術進歩を表した場合、これは参入促進効果を持つと言える、としている<sup>24)</sup>。

これらはいずれも技術変化と集中度上昇の間に負の関係を見いだしているが、売り手集中度と買い手集中度の双方を説明する連立方程式モデルを計測した Farber [3] の分析では、米国

産業について、売り手集中度を説明する変数の一つとして広告集約度や成長率、前期の売り手集中度、最小最適規模などとともに研究者と技術者の総従業員に対する比率を用いた場合、この係数の推定値は正であった。すなわち R&D 集約度は売り手集中度と有意な正の相関をしており、これは R&D 労働費用の集約度を変数とした場合も同じだったという<sup>25)</sup>。

#### 4. R&D と集中度の実証分析

##### (1) R&D 活動と集中度の推移

日本の実質研究費支出は経済の成長とともに順調に伸びてきた。産業部門の R&D 活動は企業の収益およびその予想に左右される部分が大きいと、マクロ的にみると、これは総需要水準と密接に関連している。このため、経済成長が鈍化した1970年代には研究費支出の伸びも鈍ったが、その後は高い成長を取り戻している。もう一つの技術知識の源である技術輸入も国内 R&D 活動と概ね同じ方向に推移している。このようにフローの R&D の伸びが高水準なことから、陳腐化による減価を考慮しても、

<sup>23)</sup> 同上書, pp. 305-311.

<sup>24)</sup> Mukhopadhyay [10], pp. 146-147.

<sup>25)</sup> Farber [3], pp. 342-344.

<sup>26)</sup> 産業の実質 R&D 支出と総需要の年平均成長率は以下のように推移している。

期間 (年度)	1960-65	65-70	70-75	75-80	80-85
研究費成長率	13.4	18.8	2.7	6.6	11.2
技術輸入成長率	11.1	17.9	-8.9	0.6	14.1
国民総支出成長率	9.2	11.7	4.4	5.0	4.0
研究ストック成長率	9.9	12.4	10.5	7.0	8.4

研究費は会社等社内使用研究費・非政府負担(総務庁『科学技術研究調査報告』による)、技術輸入は技術輸入対価支払額(日銀統計・科学技術庁『外国技術導入年次報告』による)を各々実質値に換算して成長率を計算した。実質国民総支出の成長率は経済企画庁の『国民経済計算年報』および『長期逡及推計・国民経済計算報告』の年度平均経済成長率早見表によった。研究ストックは経済白書による技術知識ストックの推計方法(昭和60年版, pp.345-346)に1960年度を初年度として実質研究費データを体化ラグなしであてはめて算出し、成長率を計算した。



ストックもこれにともなって増加してきたと考えられる<sup>(26)</sup>。

産業別にR&D活動を見ると、1988年の名目支出額は通信・電子・電気計測器、自動車、電気機械器具工業などで多く、売上高に占める比率でもこれらや医薬品工業で高い値となっている。この傾向は他の年次でも大きくは変わらない<sup>(27)</sup>。

集中度については、近年の全産業平均の生産集中度や出荷集中度にはめだって大きな変動はみられない<sup>(28)</sup>。一方、品目を出荷額の成長率に応じて分類し1971～80年の生産集中度の推移を見ると、単純平均ハーフィンゲル指数を用いた場合、超高成長、高成長、安定成長、低成長品目の4グループが低下傾向を示し、停滞、衰退品目の2グループが上昇傾向となっている<sup>(29)</sup>。超高成長品目には電気機械や電子機器、精密機械など技術革新が著しい産業に属する品目が多い。一般に成長産業では新規参入による企業数の増加が競争要因として作用し集中度が低下するといわれ、また成長産業であり技術革新の速度が大きいということは競争を促進する重要な要因とも考えられる。しかし、これらの品目については企業数の増加は必ずしも見られない<sup>(30)</sup>。こうした品目の多くは一般的に技術水準が高く、技術革新の速度が大きいというに多額の設備投資を要し、規模の経済性が活かされるなどの共通

点がみられ、これらが参入障壁として作用していると考えられる<sup>(31)</sup>。

このように産業の集中度の変化には技術革新と市場の成長の双方が関与しており、同時に両者も相互に関連している。このため、実際の集中度の推移とR&Dの関係には、R&Dが直接及ぼす作用と技術革新が誘発する総需要の増大や各市場の成長がもたらす間接的な効果の双方が反映されているとも考えられる。

## (2) 変数の定義、定式化とデータの出所

計測にあたっては以下のような変数の定義とデータを用いる。

### <期間>

技術進歩の結果としての集中度の変動をデータから読みとるにはある程度の時間を置いて比較した方がよいので、ここでは、1978年～83年および1984年～89年という各々6年間の集中度変化を説明する要因を考察する。

### <変数>

- $\Delta C5$  : 研究費支出上位5社の売上高集中度(%)の期間初めと終わりの差(期間中増加分)<sup>(32)</sup>
- $\ln S$  : 期間初めの産業の売上高(億円)の自然対数
- $\Delta \ln S$  : 産業の売上高の自然対数の期間初めと終わりの差

(27) 総務庁【科学技術研究調査報告】による。

(28) 1975年の単純平均生産集中度は76.8%、1986年には77.0%である。【公正取引委員会年次報告】平成元年度、p. 58。

(29) このとき成長4グループは期間中の実質出荷額成長率が正、停滞・衰退両グループは成長率が負であった。品目の各グループへの分類については、妹尾[14]、p. 67注参照。各グループの集中度変化の時間傾向値は本文の順に-24.315、-10.885、-21.164、-5.048、10.909、64.103である。同上書、p. 309。

(30) 超高成長25品目のうち企業数が増えたものは5で、残りの20品目の企業数は変化しなかった。同上書、p. 144。

(31) 同上書、pp. 142-144。

(32) 通常用いられる売上高集中度ではなく研究費支出上位5社の売上高集中度を用いるのは、R&Dデータの集計上の分類との間に整合性を持たせるというデータ上の制約のためである。両者の違いは決して軽視できるものではないが、売上高が大きい企業ほど研究費支出自体も多いとすると、両集中度に関する産業の相対的關係は近いものとなると思われるので、近似的なものとして解釈する。

(以上科学技術研究調査報告による)

$K/V$  : 期間初めの産業の有形固定資産  
(年初現在高)の対付加価値比率

$\Delta(K/V)$  : 有形固定資産対付加価値比率の期間初めと終わりの差

(以上単位%, 工業統計表の数字を他の変数の産業分類に再集計したもの)

$C5$  : 研究費支出上位5社の期間初めの売上高集中度(%)

$\Sigma RD$  : 期間中の社内使用研究費支出と技術輸入対価支払額の累計額(億円)

(以上科学技術研究調査報告による)

市場規模を表す変数として Geroski and Pomroy [4] は生産高を用いているが、本稿の計測では Mukhopadhyay [10] と同様売上高を用いた。そして、両者の方法に従って、ここでも自然対数に変換したものをデータとして用いる。また、本稿では技術革新の指標として当該産業の研究費支出と技術輸入額の合計を用いる。国内研究には輸入技術の応用や改良を目的とする部分があるため重複する知識もあるが、日本の場合技術輸入の額が大きいので含めることにする。そして、これらへの期間中の支出の合計がその期間中に新たに加わった知識を反映しているとし、これを技術知識増加分の代理変数として用い

る<sup>33</sup>。実際の計測では、市場規模変数と同じく対数をとった  $\ln \Sigma RD$  または期間末の産業の売上高に対する比率(%)で表した  $\Sigma RD/S$  という変数を用いる。一方、ストック近似変数の他、

$RD/S$  : 期間初めの社内使用研究費支出対売上高比率(%)

(科学技術研究調査報告による)

という変数も用いる。当該産業の技術の革新性の指標としてフローの集約度を用いるものだが、これは、現在の R&D 支出の大きさはそれまでの R&D 活動の成果の大きさを反映しているとも考えられることや、Mukhopadhyay [10] や Farber [3] においても R&D 支出や研究者数のフローの集約度が用いられていることを根拠としている。なお、いずれの場合も、ここでのデータではラグつきの変数とラグなしの変数の間に強い正の相関関係があるので、ここではラグを含まない変数のみを扱う。

#### <計測式と産業数>

計測にあたっては、以上の変数を用いて

$$\begin{aligned} \Delta C5_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln S_i + \beta_2 \Delta \ln S_i \\ & + \beta_3 (K/V)_i + \beta_4 \Delta (K/V)_i \\ & + \beta_5 C5_i + \beta_6 \ln \Sigma RD_i \end{aligned} \quad (8)$$

という式を、 $i=1,2,\dots,22$  という科学技術研究調査報告分類による22製造業のデータで回帰分析する。またこの際に、1978~83年と1984~89年の2つの期間について同一産業のデータをとり、両者をプールしたデータによる回帰分析も行う。この場合、1983年以前は産業区分が一部

<sup>33</sup> これは、 $\tau_i$  が技術の状態(ストック)を示すのに対して  $\Delta \tau_i$  はそのフローに近似されるということに対応している。すなわち、ストックとしての  $\Sigma RD$  に対して期間中に新たに追加された部分を同期間のフロー支出額合計で近似したものを、 $\Delta \tau_i$  に相当するものとして用いる。結果的にこれは、ラグおよび減価を反映する各年投入量のウェイトをすべて1とした場合に相当する。

<sup>34</sup> 科学技術研究調査報告の産業分類は、1983年まで石油製品・石炭製品工業にプラスチック工業を含み、1984年以降はこれを独立した産業分類としている。本稿の計測ではプラスチック工業についても固定効果変数を用いており、この場合、1978~83年については該当する固定効果ダミー変数が1となる産業はない。

表1 単一期間データでの結果 ( $n=22$ )被説明変数:  $\Delta C5$ 

	(1-1)	(1-2)	(1-3)
定数項	17.133 ( 1.582)	10.268 ( 0.966)	10.250 ( 0.928)
$\ln S$	-3.464 (-2.354)	-1.144 (-1.218)	-1.086 (-1.114)
$\Delta \ln S$	-6.718 (-1.503)	-5.395 (-1.158)	-6.310 (-1.323)
$K/V$	0.0583 ( 1.944)	0.0543 ( 1.810)	0.0509 ( 1.622)
$\Delta(K/V)$	0.225 ( 2.694)	0.197 ( 2.422)	0.184 ( 2.197)
$C5$	-0.0957 (-2.670)	-0.0969 (-2.646)	-0.0934 (-2.464)
$\ln \Sigma RD$	2.319 ( 2.325)	...	...
$\Sigma RD/S$	...	0.165 ( 2.170)	...
$RD/S$	...	...	0.887 ( 1.809)
$\bar{R}^2$	0.457	0.438	0.394
$s$	2.759	2.808	2.916

 $R^2$  は自由度修正済決定係数,  $s$  は誤差項の標準誤差, ( ) 内は係数の  $t$  値異なるため、標本数は43となる<sup>34)</sup>。

### (3) 回帰分析による効果の推定と解釈

これらのデータを用いて日本の産業における技術革新の市場構造への効果の大きさを回帰分析によって推定した結果を以下に示す。

#### ① 1984~89年のデータでの考察

前述の変数の定義を用いて、1984~89年という単一の期間について(8)式を計測した結果は表1のようになった<sup>35)</sup>。

産業分類が大きすぎてより詳細な産業間の差異が考慮されず、また左辺が普通に用いられる市場集中度ではないという問題はあるが、R&D以外の各変数の係数の符号は予想されたものと一致している。標本が少なく、また説明変数間の相関関係が一因となってか市場規模変数の推定値のばらつきが大きいが、その他の係

数は各式とも概ね同様の値となっている。ここでは例えば集中度は6年間で10%弱調整されることが示されている。またR&D変数の推定値も一貫して有意な正の値である。すなわち(1-1)式と(1-2)式からは期間中のR&D支出の累積の程度は集中度変化と正の相関をしていることが読み取れ、また(1-3)式からは期間初めのR&D支出フロー値の対売上高比率でも同じ結果が得られることが分かるが、これはGeroski and Pomroy [4]よりもFarber [3]の結果と類似している。

#### ② 異なる期間での係数変化の有無

次に、標本数を増やすために1978~83年と1984~89年という2つの期間のデータを一括にまとめて同一の式を計測してみた。1978~83年のデータでは1、1984~89年のデータでは0としたダミー変数を各変数に乗じた係数ダミーを

35)  $\Delta(K/V)$ のみは1984~88年の変化分である。

表2 プールデータでの結果 ( $n=43$ )

被説明変数： $\Delta C5$

	(2-1)		ダミー変数		(2-2)	
	定数項	17.133 ( 1.529)	-12.153 (-0.740)	10.940 ( 1.391)		
$\ln S$	-3.464 (-2.276)	2.175 ( 1.012)	-2.297 (-2.283)			
$\Delta \ln S$	-6.718 (-1.453)	3.191 ( 0.459)	-2.559 (-1.071)			
$K/V$	0.0583 ( 1.880)	-0.0141 (-0.334)	0.0626 ( 3.500)			
$\Delta (K/V)$	0.225 ( 2.604)	-0.146 (-1.331)	0.114 ( 2.755)			
$C5$	-0.0957 (-2.581)	0.0092 ( 0.178)	-0.0891 (-3.630)			
$\ln \Sigma RD$	2.319 ( 2.247)	-1.152 (-0.827)	1.523 ( 2.380)			
$\bar{R}^2$	0.343		0.384			
$s$	2.855		2.763			

$\bar{R}^2$  は自由度修正済決定係数,  $s$  は誤差項の標準誤差, ( ) 内は係数の  $t$  値

用いた場合と用いない場合の計測結果を表2に示す。

係数の変化の様子は表1の3つの計測のいずれに対応するものも同様だったので、(1-1)式に対応するもののみを示した。(2-1)式では係数ダミーを用いているが、これらのうち $\sqrt{2}$ 基準で有意なもの一つもない。(2-2)式のような係数ダミーを用いない計測の場合も概ね同様な結果となっている。ただし、自由度が大きくないので確かなことは言えないが、 $\Delta(K/V)$ ではダミー変数の  $t$  値が1を超えていることを反映して(2-1)式と(2-2)式で推定値に大きな違いが生じているという点は問題が残る。しかし、有意性自体は(2-2)式でも高いので、ここでは(2-2)式の推定結果が両期間を平均した関係を表していると考え、多数のダミー変数を用いて固定効果を考慮する場合には、自由度を確保するためにこの係数ダミー変数は用いないことにする。

### ③ 固定効果を考慮した検討

次に、Geroski and Pomroy [4] が用いた固定効果変数を考慮して、各産業が時間とともに一定で産業固有の集中度変動要因を持っているとし、これを当該産業について1、その他の産業については0とする21の定数項ダミー変数で表した場合の計測結果を表3に示す。

各計測式とも定数項と定数項ダミー変数も推定しているが表では数値を省略した。固定効果を含めても予想されたような有意な関係がなお認められる。R&D変数として期間中ストック増分と各期間初めのR&Dフロー支出の各々対売上高比率を用いた場合も、変数の分母との相関のためか市場規模変数の有意性が低いものの、他の係数はいずれも有意で予想された符号条件をみたし、推定値自体も3つの式とも互いに類似している。R&Dはやはり正の相関をしている。一方、期間初めの集中度については係数の絶対値が固定効果を含めない場合と比べてかなり大きい20%前後という値となっており、Geroskiらと同様に固定効果を考慮した結果、

表3 固定効果を含めた結果 (n=43)

被説明変数： $\Delta C5$ 

	(3-1)	(3-2)	(3-3)
$\ln S$	-12.216 (-2.624)	-3.436 (-1.350)	-2.419 (-0.997)
$\Delta \ln S$	-9.320 (-2.082)	-0.899 (-0.200)	-2.512 (-0.582)
$K/V$	0.125 ( 2.230)	0.102 ( 1.763)	0.103 ( 1.754)
$\Delta (K/V)$	0.110 ( 1.985)	0.140 ( 2.174)	0.131 ( 2.072)
$C5$	-0.199 (-2.683)	-0.194 (-2.428)	-0.212 (-2.650)
$\ln \Sigma RD$	8.150 ( 2.579)	...	...
$\Sigma RD/S$	...	0.453 ( 1.958)	...
$RD/S$	...	...	2.990 ( 1.894)
	他定数項とダミー	他定数項とダミー	他定数項とダミー
$\bar{R}^2$	0.670	0.621	0.616
$s$	2.021	2.167	2.181

 $\bar{R}^2$  は自由度修正済決定係数,  $s$  は誤差項の標準誤差, ( ) 内は係数の  $t$  値

他の要因に攪乱されない調整速度のより正確な推定値はずっと大きいことが示唆される。値自体は彼らのものと大きく異なっているが、これは、左辺のデータの定義が異なることや、産業が十分細分化されていないために細かな業種間の差異が集計によって表面に出なくなっていることも原因と考えられる<sup>(36)</sup>。

#### (4) 計測結果の解釈

以上の計測結果を総合すると、他の事情を一定とすれば、R&Dで表された技術知識の増進は、R&D活動の積極的推進能力やそこからの利益の十分な活用能力における格差を通じて、産業上位企業の優越的な地位をますます高める役割を果たしたと見ることができる。また、研究支出上位社への売上高集中度というデータを

用いたという点を考慮すれば、R&Dが活発な産業ほど研究支出上位社へ売上が集中する傾向があるというこの結果は、R&Dが活発に行われるという特性を持つ産業（技術革新に積極的な産業ともみられる）ほど企業の経営にとってR&Dが重要な役割を持ち、その結果R&Dを積極的に行えるような会社に売上が集中しがちになるという、R&Dを行うことによる経営上の有利さを反映しているという見方もできよう。

だが、この結果は革新件数に着目したGeroskiらの実証研究とは反対の関係を示しており、また、急速な技術革新が生じた産業において競争が促進されるという、実際に観察されている関係とも一見矛盾する。さらに、前述の計測と同じデータを用いた場合も、全要素生産性変化率で表した技術進歩と集中度変化の関係

(36) これを説明するためには、本稿のテーマを超えて企業の合併などに関する日本と英国の制度の相違などを考察することも必要であろう。

を調べると、他の変数を計測から除いた場合ではあるが、両者の間には有意な負の相関が認められる<sup>37)</sup>。

この違いは、技術進歩を R&D ストックの成長で表すか実現した革新の成果で表すかの違いによって生じたものとも考えられる。つまり、本文中の計測は各産業における R&D 活動の活発さと集中度変化の関係を直接調べたものだったため、R&D 自身の効果として特定の R&D 集約的企業への売上の集中傾向が進行するという関係が得られたが、一方、R&D が誘発した技術進歩はこのような効果を上回る作用を集中度に及ぼし、その結果、注37)に示した、実際に観察されるような競争促進的効果が表れた、ということである。この作用の経路としては、技術革新がもたらす市場規模の成長や、Blair が述べるような最小最適規模の縮小などによる参入の促進が挙げられるだろう。実際に、同じデータを用いて市場規模、資本係数と生産性上昇率

の関係をみると、生産性の上昇が市場規模を引き上げ、一方で資本係数を低下させるという関係があることが高い有意性を以て観察される<sup>38)</sup>。そして本稿の計測によれば、これらはいずれも集中度上昇にはマイナスの作用を持つものである。

さらに、一国全体のマクロ経済の推移について考えた場合でも、このような見方に立つと、経済規模の拡大が概ね順調であった日本のような場合、市場規模が急速に成長して集中度が下がりがやすかったということが、R&D 自身が持つ集中度への正の作用を相殺して、集中度を比較的安定に推移させたという推測をすることが可能となるように思われる。

## 5. おわりに

本稿の場合は研究費が22産業データでしか得られなかったため、標本数が少なかったという点、詳細な産業分類を用いることができなかつ

37) 期間中の全要素生産性上昇率を

$$\dot{F} = \dot{V} - \alpha \dot{L} - (1 - \alpha) \dot{K}$$

( $L$  は従業員数、 $\alpha$  は期間初めの人件費対付加価値比率。いずれも工業統計表による。各変数のドットは期間中の年平均変化率を表す)

として技術進歩の指標とし、本文の計測と同じ標本について計測を行った。その結果、市場規模や資本係数など他の変数は有意ではなかったため除き、期間初めの集中度と固定効果を示す定数項ダミー変数のみを残した場合に、技術進歩と集中度変化の間に次式のような有意な負の関係が得られた。

$$\Delta C5 = [\text{定数項と21のダミー変数}] - 0.216 C5 - 0.0584 \dot{F} \\ (-2.649) \quad (-2.088)$$

$$\bar{R}^2 = 0.565 \quad s = 2.321$$

これは英国に関する Geroski and Pomroy [4] の計測結果と同様の関係であり、技術革新が結果的には集中度を下げるという観察と一致する。

38) 本文および注37)と同じデータを用いた場合、ダミー変数以外の変数が一つかない計測ではあるが、生産性上昇率と資本係数変化の間には、

$$\Delta(K/V) = [\text{定数項と21のダミー変数}] - 1.010 \dot{F} \\ (-9.276)$$

$$\bar{R}^2 = 0.752 \quad s = 9.373$$

という関係が認められた。また市場規模変化との間には、決定係数は高くはないものの、

$$\Delta \ln S = [\text{定数項と21のダミー変数}] + 0.0109 \dot{F} \\ (4.315)$$

$$\bar{R}^2 = 0.152 \quad s = 0.217$$

という関係がみられた。これらより、R&D 自身は本文の計測結果が示すように集中促進的傾向を持ちながらも、R&D から生じた生産性上昇がここでのデータの場合には資本係数の低下と市場規模の拡大を伴うものであったため、結果的に技術革新は集中度を低下させる方向に働いた、ということが推測される。

たという点、および異なるデータ間で産業分類をそろえるために集中度として研究支出上位社の売上高集中度という特殊な数値を用いざるを得なかったという点が問題として残った。この意味で本稿はあくまでも試みの研究である。また、技術進歩が市場構造に与える影響に関しては、産業組織論などの分野でもより詳細なデータを用いた様々な研究が行われているので、本稿の分析もこうした各種の研究を参考にして改善されなくてはならないだろう。

#### 参考文献

- [1] Blair, John. *Economic Concentration*, Harcourt, Brace and Jovanovich, 1972.
- [2] Caves, Richard E. and Michael E. Porter, "The Dynamics of Changing Seller Concentration," *Journal of Industrial Economics*, vol. 29, no. 1, September, 1980.
- [3] Farber, Stephen, "Buyer Market Structure and R&D Effort: A Simultaneous Equations Model," *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, 1981, pp. 336-345.
- [4] Geroski, Paul A. and Richard Pomroy, "Innovation and the Evolution of Market Structure," *Journal of Industrial Economics*, vol. 38, no. 3, March 1990, pp. 299-314.
- [5] Griliches, Zvi, "R&D and the Productivity Slowdown," *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 70, no.2, May 1980, pp. 343-348.
- [6] Griliches, Z., "Returns to Research and Development Expenditures in the Private Sector," in John W. Kendrick and Beatrice N. Vaccara eds., *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*, The University of Chicago Press, 1980, pp. 419-454.
- [7] Kamien, Morton I. and Nancy L. Schwartz, *Market Structure and Innovation*, Cambridge University Press, 1982.
- [8] Levy, David, "Specifying the Dynamics of Industry Concentration," *Journal of Industrial Economics*, vol. 34, no. 1, September 1985, pp. 55-68.
- [9] Mansfield, Edwin, "Technological Change and Market Structure: An Empirical Study," *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 73, no. 2, May 1983, pp. 205-209.
- [10] Mukhopadhyay, Arun K., "Technological Progress and Change in Market Concentration in the U. S., 1963-77," *Southern Economic Journal*, vol. 52, no. 1, July 1985, pp. 141-149.
- [11] Nelson, Richard R. and Sidney G. Winter, "Forces Generating and Limiting Concentration under Schumpeterian Competition," *Bell Journal of Economics*, vol. 9, no. 2, Autumn 1978, pp. 524-548.
- [12] Nelson, R. R. and S. G. Winter, "The Schumpeterian Tradeoff Revisited," *American Economic Review*, vol. 72, no. 1, March 1982, pp. 114-132.
- [13] 植草益『産業組織論』筑摩書房, 1982年。
- [14] 妹尾明『現代日本の産業集中』日本経済新聞社, 1983年。

1991. 9. 30 提出  
(博士後期課程3年)