

日本製造業の利潤率平準化傾向について

——企業同一利潤率仮説，同一産業同一利潤率仮説，
企業別均衡利潤率仮説と企業新陳代謝の影響の分析——

中尾 武雄

(同志社大学経済学部教授)

1 はじめに

本稿の目的の一つは日本の製造業の企業における利潤率が均等化してきたかどうかを実証的に分析することにある。企業間で利潤率に格差があることはよく知られており、このテーマでは多くの文献がある¹。日本の製造企業に関しては、例えば中尾（1979）、（1993）では、利潤率が企業の市場支配力の大きさに依存することが示されている²。経済理論が示すように、市場が完全であれば企業の利潤率は長期均衡では等しくなる³。利潤率が低い産業からは資本が撤退し、利潤率が高い産業には資本が投資されるからである。したがって、同じような製品群を生産・販売している企業の利潤率は長期的には均等化するはずである。しかし、実際には資本市場のモビリティは完全ではない。また集中度が高いとか製品差別化されているなど、参入障壁が高かったり、市場が競争的でなかったりする場合には、競争圧力が弱く、企業の利潤率格差が時間とともに縮小しない可能性もある。そこで、この論文では、財務データを用いて製造業企業の利潤率が過去 20 年の間に均等化したかどうかを実証的に分析する。

利潤率が時間とともにどのように変動するかというテーマは、産業組織論では伝統的なものの一つで、いろいろな考えから多くの文献がある。例えば、超過利潤が長期的に存在するかどうかを分析した文献や利潤マージンの時間的変動が市場構造と関係しているかを分析した文献として、Bourlakis（1997）、Goddard and Wilson（1999）、Kambhampati（1995）、Mueller（1977）、（1990）、Odagiri and Yamawaki（1986）、Odagiri and Yamashita（1987）、Schohl（1990）、Yamawaki（1989）などがある。この論文でも、利潤率の時間的な変動を分析しているのであるから、基本的なアプローチは、これらの文献と同様なものである。簡単に言えば、利潤率の時間的変化を回帰分析して長期的な変動パターンを明らかにするのである。しかし、これまでの文献では、独占的利潤が長期的にも存在したかを明らかにするのが目的で、利潤率が時間とともに平準化しているかどうかを明らかにするという考え方がなかったため、利潤率平準化仮説を明示的かつ直接的には分析していない。具体的には、それぞれの企業の利潤率の時系列データを分析して、平均以上の利潤が存在していたかどうかを分析しているが、この方法では、

利潤率が平準化してきたかどうか、あるいは、利潤率がどの程度平準化してきたかを明らかにすることはできない。

本稿の第2の目的は、企業新陳代謝が利潤率均等化に与えた影響を分析することである。企業新陳代謝とは新企業が参入したり、既存企業が退出したりするプロセスのことであり、この企業新陳代謝は経済や産業における企業の構成を変化させる。産業全体としてあるいは経済全体としての利潤率の高さや格差は、この企業構成の変化の影響を受ける。新企業の利潤率が高い水準であれば参入は平均利潤率格差を拡大するであろうし、衰退産業の低利潤率企業が退出すれば利潤率格差は縮小するであろう。そこで、本稿では、企業の参入や退出、すなわち企業新陳代謝が利潤率格差にどのような影響を与えたかも明らかにする。

本稿では、2節で3つの仮説と推定モデルを導入し、3節で分析に使われたデータについて説明し、4節では推定結果を示して、利潤率平準化仮説の妥当性と企業新陳代謝の影響を分析し、5節でまとめと結論を述べる。

2 仮説と推定モデル

本稿では3つの仮説を分析する。最初の仮説はすべての企業の利潤率が一つの水準に収束するというものである。この仮説は全企業同一利潤率モデルと呼ぶ。この動学的モデルは以下の式によって表される⁴：

$$\pi^i - \pi^{i-1} = \theta_i (\pi^* - \pi^{i-1}) \quad (1)$$

ただし、 π^i は i 企業の利潤率を表す。下付き添え字の t は、 t 期の値であることを示す。 θ_i は調整速度、 π^* は均衡利潤率を示す。均衡利潤率はすべての企業について同一と仮定されているから、長期的には経済全体でこの利潤率が実現されると考えられる。したがって、この利潤率はその経済における均衡利潤率を表す。(1) 式は線形であるから、通常の最小自乗法によって簡単に推定することができる。

2番目の仮説は、同一産業内の企業は同一の利潤率に収束するというものである。この仮説は同一産業同一利潤率モデルと呼ぶ。この仮説の動学的方程式は以下のように示される：

$$\pi^{ij} - \pi^{ij-1} = \theta_i (\pi^{j*} - \pi^{ij-1}) \quad (2)$$

ただし、 π^{ij} は j 産業の i 企業の利潤率、 π^{j*} は j 産業の均衡利潤率である。(2) 式も線形であるため通常の最小自乗法によって推定することができる。しかしながら、均衡利潤率が産業によって異なるため縦軸切片は産業によって異なる。そこでこのモデルでは産業ダミーを導入する⁵。したがって推定式は以下のように示される。

$$\pi^{ij} - \pi^{ij-1} = \theta_i (\sum \rho_j IND^j - \pi^{ij-1}), \quad (3)$$

ただし、 ρ_j ($j=1, 2, 3, \dots, 75$) は各産業の均衡利潤率を示すパラメータで、 IND^j ($j=1, 2, 3, \dots, 75$) は産業ダミーである。

3番目の仮説は各企業の均衡利潤率は企業によって異なるというものである。この仮説は企業別均衡利潤率モデルと呼ぶ。動学的方程式は以下のように示される：

$$\pi_i^t - \pi_{i-1}^t = \theta_i (\pi^{i*} - \pi_{i-1}^t) \quad (4)$$

ただし、 π^{i*} は*i*企業の均衡利潤率である。これはその企業の生産性や規模あるいは成長率というような要因に依存している。パイロット的な研究の結果、企業の生産性を示す変数としては従業員一人当たりの売上高を、企業の規模を示す変数としては企業の総資産を用いる。企業の成長に関する変数としては2つのものを用いる。企業の売上高成長率と産業の売上高成長率である。したがって推定式は以下のように示される：

$$\pi_i^t - \pi_{i-1}^t = \theta_i (\beta_0 + \beta_1 LP_i^t + \beta_2 K_i^t + \beta_3 GRS_i^t + \beta_4 GRI_i^t - \pi_{i-1}^t), \quad (5)$$

ただし、 $\beta_j (j=0, 1, \dots, 4)$ は推定されるべきパラメータで、*LP*は従業員一人当たりの売上高、*K*は企業の総資産⁶、*GRS*は企業の売上高の成長率、*GRI*は産業の売上高の成長率である。

(5)式では、個別企業の均衡利潤率に影響を与える産業固有の要因として、産業の売上高成長率が用いられているが、個別企業の均衡利潤率がその産業が属する産業の均衡利潤率に依存すると仮定したほうがより多くの要因の影響を含めることができる。そこで、以下のような関係式も推定する：

$$\pi_i^t - \pi_{i-1}^t = \theta_i (\sum_j \rho_j IND_j^t + \beta_1 LP_i^t + \beta_2 K_i^t + \beta_3 GRS_i^t - \pi_{i-1}^t), \quad (6)$$

ただし、上付きの*ij*は、*j*産業の*i*企業の変数であることを示す⁷。(5)式も(6)式も通常の最小自乗法によって推定することができる。

3 データ

推定に利用されるデータはすべてNEEDSの財務データCD-ROMから得ている。ただし、NEEDSの財務データCD-ROMには2種類ある。データ取り出しソフト付きのものと、付いてないものである。後者は、もともと大型計算機用の磁気テープに収録されていたものをCD-ROMに媒体を変えたもので、この2種類の財務データでは収録されているデータが若干異なっている。この論文では後者のCD-ROMを利用している。したがって、分析対象となったサンプル企業は、このNEEDSのCD-ROMに収録されている製造企業から抽出された。分析対象期間は1976年から1999年の24年であるが、近年ではほとんどの日本企業は3月決算を採用しているため⁸、実際には1975年度から1998年度をカバーすることになる。NEEDSのCD-ROMに収録されている製造企業の数⁹は分析対象となるどの年度でも1000社以上ある。例えば、1999年は1217社⁹、1976年には1168社あった。しかし、いろいろな理由で多くの企業をサンプルから除去する必要がある¹⁰。以下にそれらの理由を説明しておく：

(1) 市場特性を示す変数である産業売上高成長率を作成するには、市場の範囲を定義する必要

がある。この論文では、NEEDS の財務データファイルで採用されている市場定義をそのまま利用している。ところが、NEEDS の市場定義には、『その他』という表現の産業定義がある。例えば、『その他食品』とか『その他繊維』という定義である。これらの場合には、定義された市場には、異なった複数の市場が含まれている可能性が高いので、これらの産業に所属する企業はサンプルから除いた。¹¹

(2) 分析対象期間中に上場したり、上場を廃止したりした企業については、データが不完全になるためサンプルから除いた。¹²

(3) 分析対象期間中に決算発表する月を変更している企業も問題がある。¹³ 決算月が変更された年の財務データは通常 12 ヶ月決算になっていないため、データに首尾一貫性がなく分析対象としてサンプルには入れられない。

(4) 他企業と合併したケースや会社内の一部門を分離した企業にも問題がある。合併や分離は企業規模などほとんどの財務データを大きく変動させるからである。これらの企業についてもサンプルから除いた。¹⁴

企業新陳代謝の影響を分析するため、分析対象の 24 年を、1976 年から 1983 年、1984 年から 1991 年、1992 年から 1999 年の 3 つの期間に分けて分析する。それぞれの期間で上記のすべての条件を満たす企業を選択すると、第 1 期間ではサンプル数は 720、第 2 期間では 600、第 3 期間では 727 となった。¹⁵ 以下では、このサンプルの企業を各期サンプル企業と呼ぶ。

表 1 に、3 つの分析期間におけるマクロ経済的なデータの平均値が示されている。この表からも明らかなように、第 2 期間は経済成長率が高く、労働力が不足した『バブル期』であり、第 3 期間は企業の利潤率も成長率も低く、景気動向指数も 50% を下回った『不況期』である。第 1 期間は相対的に安定していた時期であるから『安定期』と呼ぶことにする。

表 1 3 期間のマクロ経済データの平均値 (有効求人倍率以外は%)

年度	利潤率	貸出利率	DI	有効求人倍率	GDP 成長率
1976-83	6.42	7.34	60.8	0.64	4.0
1984-91	5.81	5.91	67.1	0.90	4.4
1992-99	3.67	3.88	40.8	0.78	1.3

データはすべて NEEDS の『総合経済ファイル』CD-ROM から抽出したあと、各期間の平均値を計算した。貸出利率は都市銀行の約定平均金利。利潤率は製造業の営業利潤率。DI は景気動向指数のうちの一致指数である。

次に、企業新陳代謝の影響を受けていないサンプルとして 1976 年から 1999 年の 24 年間を通して上場し、かつ上記の (1) から (4) までの条件を満たす 357 社を選択する。¹⁶ これらの企業群は分析期間を通して構成が変化していないから、これら企業のデータを用いて計算した利潤率の平均やばらつきは企業新陳代謝の影響を受けていない。以下では、これらの企業を通算サンプル企業と呼ぶ。各期サンプル企業群の場合には各分析期間で企業構成が異なっている。

例えば、各期サンプル企業の第1期間（1976年－1983年）の企業数は720であるが、通算サンプル企業数は356であるから、これらの差の364社は1984年以降に何らかの理由で株式市場から退出しているか、決算月を変更したはずである。これら364社について1984年以降の15年間のデータを分析すると決算数が不足している企業が24社あり、これらの企業は1984年以降に市場から退出したと判断できる。第2期間の各期サンプル企業数は600、通算サンプル企業数は357社で、この差には1976年から1984年の間に参入して8年以上上場していた企業、すなわち新規参入企業が含まれているが、1991年から1999年の間に上場を廃止した企業、すなわち退出企業は含まれていない。これらの企業数を調べると1984年に上場しているが1976年までの財務データが存在しない企業が66社で、1991年から1999年の間のデータが不足している企業が9社である。したがって、第2期間の場合には新規参入企業は66社で退出企業は9社と判断できる。第3期間の場合には、各期サンプル企業数は727であるが、通算サンプル企業数は351社である。この差には1976年から1991年の間に参入して8年以上上場していた新規参入企業が含まれている。その数を調べてみると98社である。既述のように1976年から1983年の間に参入した企業が66社あったから、1984年から1991年の間に参入した企業数は32社となる。これらの数字より明らかなように、各期サンプルによる分析と通算サンプル企業による分析では、新規参入企業についてはある程度の影響を把握できるが、退出企業については企業数が少ないためその影響は小さいと思われる。

分析に用いられたデータは以下のようなものである：

被説明変数

$\Delta\pi$ = 企業の利潤率が分析対象期間中に変化した大きさ。例えば、第1期間であれば、1983年の利潤率から1976年の利潤率を差し引いた値。

説明変数

π = 企業の利潤率で、営業利益を総資産で割った値を用いる。

$IND = 75$ 産業に対応した産業ダミー。この論文では市場の定義にNEEDSのデータベースを用いているため、幾つかの問題がある。まずは、産業の定義範囲の問題である。NEEDSの市場分類では、製造業を89産業に分けているが、日本標準産業分類では、製造業は、3桁分類で162産業に分けられている。したがって、NEEDSの産業定義は日本標準3桁分類の約2倍の広さがある。NEEDSで、このように広い産業分類が採用されたのは、多角化が進んで多くの企業が「関連市場の多様な製品」を生産・販売しているためと思われる。特に、証券取引所に上場し株式公開しているような大企業の場合には、この程度の広い定義を採用しないと現実的ではないのであろう。NEEDSを用いるもう一つの問題は、財務データを公表していない企業の存在を無視している点である。しかし、非上場企業は相対的に小規模な企業がほとんどであるから、これは重要な欠陥にはならないと思われる。

LP = 従業員1人当たりの売上高。分析対象の各3期間で、8年間の平均値を計算した。

K = 総資産。分析対象の各3期間で、8年間の平均値を計算した。

GRS = 各分析対象期間の間での企業売上高の変化率。例えば、第1期間であれば、各企業について、1983年の売上高を1976年の売上高で割った値。

GRI = 各分析対象期間の間での産業全体としての売上合計額の変化率。具体的には、例えば、第1期間であれば、75産業のそれぞれに所属する企業の1976年と1983年の売上高を合計し、1983年の値を1976年の値で割った。

4 推定結果

全企業同一利潤率モデルの各期サンプル企業に対する推定結果は表2に示されている¹⁸。自由度修正済み決定係数は非常に高いわけではないが、どの期間でも調整速度の推定パラメータは0.1%水準で統計的に有意である。したがって、全企業同一利潤率仮説にはかなり真実性がある。すなわち日本の製造業ではすべての企業の利潤率が単一の水準に収束する傾向が存在したようである。調整速度は、安定期間、バブル期間、不況期間で0.63, 0.84, 0.68となっており、これらから企業利潤率と経済全体としての均衡利潤率の乖離の調整速度は相当大きかったと推測できる。特に、バブル期間の調整速度のパラメータは0.84であるから、分析対象の8年間で乖離がほとんどなくなるほどであったことになる。

表2 全企業同一利潤率モデル：各期サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
$\theta\pi$	3.66 (15.40)	4.17 (13.46)	0.24 (0.69)
θ	0.63 (16.87)	0.84 (20.54)	0.68 (9.55)
AR^2	0.54	0.57	0.30

全企業同一利潤率モデルは(1)式で与えられている。括弧内の数値はt値で、 AR^2 は自由度修正済み決定係数で、この表記方法は以下の表でも同じである。

均衡利潤率の大きさは縦軸切片を調整速度で割れば得られるが、分析対象の3期間で、それぞれ5.83%, 4.98%, 0.35%であった。一方、分析対象企業の現実の利潤率は、6.26%, 5.20%, 3.04%で、全企業の利潤率は、表1から明らかなように、6.42%, 5.81%, 3.67%である。したがって、安定期とバブル期には、現実の利潤率と均衡利潤率の間にはほとんど乖離がなかったが、不況期には、均衡利潤率と現実利潤率の乖離が非常に大きくなった可能性が高い。しかも、推定された均衡利潤率の水準は1%以下のほとんどゼロに近い値である。

全企業同一利潤率モデルの通算サンプル企業に対する推定結果は表3に示されている。推定結果はほとんど同一であり、通算サンプル企業データでも日本の製造業ではすべての企業の利

潤率が単一の水準に収束する傾向が確認できる。企業新陳代謝の影響を分析するために調整速度の推定値を見ると第1期間から順に0.57, 0.84, 0.84となっている。各期サンプル企業の推定結果と比較すれば、第1期間では0.06低く、第2期間はまったく同一で、第3期間では0.16も高い値である。第1期間について通算サンプル企業と各期サンプル企業を比較すると企業参入の影響はないが24社退出の影響はある。したがって、第1期間の調整速度の0.06すなわち約10%の差は24社退出の影響である可能性はある。この場合には短期的に市場から退出するような企業の存在がわずかではあるが調整速度を高めたことになる。¹⁹第3期間では各期サンプルが約100社の参入の影響を受けているのが通算サンプルとの差であるから、新企業参入は利潤率均等化を遅らせる効果があったと推測できる。企業が参入した直後は利潤率のばらつきが既存企業の利潤率のばらつきよりも大きいと思われるから、この結果は理論と整合的である。²⁰

表3 全企業同一利潤率モデル：通算サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
$\theta\pi$	3.46 (12.27)	4.33 (11.42)	1.00 (1.86)
θ	0.57 (12.28)	0.84 (14.73)	0.84 (6.66)
AR ²	0.57	0.49	0.35

第2の仮説である同一産業同一利潤率モデルの推定結果は、表4に示されている。産業ダミー変数が75もあったため、その係数については、推定値とt値の平均値のみが示されている。これらの産業ダミーは、第1期間と第2期間では、ほとんどが5%水準で統計的に有意であったが、第3期間では75のうち32しか有意でなかった。調整速度パラメータはすべての期間で0.1%水準で有意であり、その推定値は、全企業同一利潤率モデルの場合とほぼ同じであった。²¹

表4 同一産業同一利潤率モデル：各期サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
$\theta\pi$ (平均)	3.62 (4.69)	3.62 (4.43)	0.30 (2.31)
θ	0.67 (17.11)	0.80 (18.39)	0.65 (10.47)
AR ²	0.60	0.65	0.43

同一産業同一利潤率モデルは(3)式で与えられている。

同一産業同一利潤率モデルと全企業同一利潤率モデルのどちらがより現実的な仮説であるかを調べるために、すべての産業ダミーが同一の値を取るという帰無仮説に対してF-検定を行ってみた。その結果、F-値は、第1期間の安定期が2.45、第2期間のバブル期が2.88、第3

期間の不況期が3.03であった。これらはすべて1%水準で統計的に有意であるから、均衡利潤率は産業によって異なると結論できそうである。

次に同一産業同一利潤率モデルについても通算サンプル企業に対する推定結果と比較して企業新陳代謝の影響を分析する。通算サンプル企業データを使った推定結果である表5を見ると全体としての推定結果はほとんど同一であるが、調整速度の推定値は第3期間では0.79で各期サンプル企業データの推定値である0.65よりもかなり高い値である。この結果は全企業同一利潤率モデルのケースと同じであるから、新企業参入は利潤率均等化を遅らせる効果があったことが確認できる。

表5 同一産業同一利潤率モデル：通算サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
$\theta\pi$ (平均)	3.64 (5.61)	3.72 (4.94)	1.16 (2.89)
$\theta\pi$	0.65 (11.94)	0.79 (15.41)	0.79 (7.71)
AR ²	0.63	0.58	0.53

企業別均衡利潤率モデルの産業ダミー無しケースと産業ダミー有りケースの推定結果が、表6と表7に示されている。調整速度については、これらのモデルでも、すべての分析期間で0.1%水準で統計的に有意であり、また、同一産業同一利潤率モデルや全企業同一利潤率モデルとほぼ同じ値である。したがって、長期的な均衡利潤率についてどのような仮説を用いても、企業の利潤率は時間とともに平準化する傾向があることが確認された。また、経済状況によって変化するが、均衡利潤率との乖離は8年間で60%から90%近く縮小している。したがって、利潤率格差の調整速度は、年平均で見れば7%から10%と推測される。

企業売上高の成長率はすべてのケースで1%水準で統計的に有意である。その他の説明変数については結果にばらつきがある。産業ダミー無しのケースでは、企業規模も産業売上高成長率も第3期間の不況期でのみ1%水準で統計的に有意になっている。産業ダミー有りのケースでも、やはり企業規模が統計的に有意になるのは第3期間のみである。

自由度修正済み決定係数が最も高い値になるのは、産業ダミー付きの企業別均衡利潤率モデルであるが、その他のケースと比較して大きい差があるわけではない。この場合にも、すべての産業ダミーが同一の値を取るという帰無仮説に対してF-検定を行ってみたが、その結果、第1期間から第3期間のF-値は2.00, 2.76, 2.38で、すべて1%水準で統計的に有意であった。したがって、各企業の利潤率が収束する水準は産業ごとに異なっているが、各企業個別の要因にも依存する可能性があることが推測される。

企業別均衡利潤率モデルについても企業新陳代謝の影響を見るために通算サンプル企業に対する推定結果と比較する。通算サンプル企業データを使った推定結果である表8と表9を見る

表6 企業別均衡利潤率モデル：各期サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
切片	-1.06 (-1.83)	2.04 (2.52)	-5.90 (-6.92)
K	0.19 (0.62)	-0.36 (-1.48)	0.69 (2.29)
GRS	2.39 (9.46)	1.44 (4.41)	3.65 (4.62)
GRI	0.20 (0.61)	0.14 (0.26)	2.89 (3.41)
θ	0.66 (19.51)	0.88 (22.00)	0.66 (10.34)
AR^2	0.63	0.60	0.44

産業ダミー無し企業別均衡利潤率モデルは(5)式で与えられている。

表7 産業ダミー付きモデル：各期サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
$\theta\pi$ (平均)	-0.34 (-1.47)	1.94 (2.25)	-2.75 (-2.72)
K	-0.66 (-1.38)	-0.16 (-0.46)	0.77 (2.15)
GRS	2.40 (9.11)	1.34 (4.63)	3.06 (3.89)
θ	0.69 (19.29)	0.83 (19.13)	0.64 (10.25)
AR^2	0.67	0.67	0.50

産業ダミー付き企業別均衡利潤率モデルは(6)式で与えられている。

と幾つかの説明変数で推定係数や統計的有意性で若干の差異はあるが全体としてほぼ同様な結果が得られている。これまでと同様に第3期間の調整速度を比較すると、産業ダミー無しのケースでは各期サンプル企業で0.66に対して通算サンプル企業で0.80、産業ダミー有りのケースでは0.64と0.76である。これらの結果は全企業同一利潤率モデルや同一産業同一利潤率モデルと同じであるから、新企業参入が利潤率均等化を遅らせる効果があったことがすべての仮説で確認できたことになる。

表8 企業別均衡利潤率モデル：通算サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
切片	-2.43 (-2.70)	0.36 (0.35)	-6.22 (-5.03)
K	-0.09 (-0.26)	0.33 (0.87)	1.39 (2.73)
GRS	1.61 (3.71)	1.59 (2.91)	2.73 (3.19)
GRI	2.11 (3.28)	1.22 (1.77)	5.47 (4.00)
θ	0.63 (13.84)	0.84 (15.51)	0.80 (7.66)
AR^2	0.63	0.53	0.49

表9 産業ダミー付きモデル：通算サンプル企業

	1976-83	1984-91	1992-99
$\theta\pi$ (平均)	1.61 (1.53)	1.73 (1.80)	-1.83 (-1.81)
K	-1.26 (-2.77)	-0.89 (-1.78)	2.22 (3.73)
GRS	1.42 (3.01)	1.55 (3.32)	2.41 (2.22)
θ	0.66 (12.03)	0.78 (15.34)	0.76 (7.69)
AR^2	0.64	0.60	0.58

5 おわりに

この論文では、日本の製造業企業の利潤率が時間とともにどのように変化してきたかを分析した。検討したのは以下の3つの仮説である。最初は、すべての企業の利潤率が単一の水準に収束するという企業同一利潤率仮説である。2つ目は、同じ市場に属する企業の利潤率が単一の水準に収束するという同一産業同一利潤率仮説である。3番目は、企業の均衡利潤率は企業によって異なるという仮説である。分析対象期間は、1976年から1999年までの24年であるが、構造変化を考慮して、この期間を3つの期間に分けて分析した。データは、NEEDSの財務データファイルより得た600社以上のクロスセクションデータを用いている。

推定結果から、日本の製造業企業の利潤率は全体としても長期的に平準化する傾向があること、また現実の利潤率と均衡利潤率の乖離は8年間で60%から90%と、急速に縮小していることが明らかになった。企業の利潤率が収束する水準は、企業が属している産業に依存して異なるが、企業特有の要因の影響を受けることも明らかになった。

本稿では、企業の参入や退出、すなわち企業新陳代謝が利潤率格差にどのような影響を与えたかも分析した。その結果、新企業の参入は利潤率均等化を遅らせる効果があるらしいことがわかった。企業が参入した直後は利潤率のばらつきが既存企業の利潤率のばらつきよりも大きいためと思われる。

謝辞

この研究は文部科学省学術フロンティア推進事業（平成16年～平成20年）の研究助成金を受けている。また、本研究は2003年の同志社大学経済学部ワーキングペーパー「日本の製造業における利潤率は均等化したか」に、企業新陳代謝の影響を導入して改訂したものであるが、このワーキングペーパーは2001年度同志社大学学術奨励研究助成の成果の一部である。

注

- 1 Schmalensee（1989）を参照。
- 2 中尾（1979）では、企業の市場支配力は、マーケットシェア、集中度、広告支出によって表されるとされている。
- 3 ただし、産業固有の危険度が異なれば、産業間で長期的な利潤率には差が存在し続ける。
- 4 Odagiri and Yamawaki（1986）では部分調整モデルを使って均衡利潤率が推定されている。しかし、分析方法は個々の企業の時系列データを使ったもので、この論文とは分析方法が異なっているし、推定された均衡利潤率は、企業によって異なっている。
- 5 この論文で分析対象となる企業は75産業に分類されているため、これに対応した産業ダミーを用いる。
- 6 企業の規模を示す変数として従業員数を使っても分析結果に重要な差は生じなかった。
- 7 (6)式では、説明変数 *GRI* を省いているが、これは産業ダミーと線形関係が存在するためである。
- 8 NEEDSの財務データファイルでは、1999年にデータが入手可能な企業の約80%は3月決算を採用している。
- 9 論文作成時に利用可能であったNEEDSの財務データCD-ROMは2000年1月作成のデータである

- ため、1999年度決算企業に関しては10月以降の決算企業についてはデータが含まれていない。1998年決算については企業数が1369社であったから約150社少ないデータとなっている。
- 10 下記の4条件以外にも労務費や人件費の賃金関連データを公表していない企業が少数ではあるが存在する、これらについてもサンプルから除去した。
 - 11 例えば、1999年には、382企業が『その他食品』や『その他繊維』といった『その他』という修飾語のついた産業に分類されていた。
 - 12 例えば、DDIは会社ができたのが1984年で、東証2部上場が1993年で、NEEDSの財務データファイルでは1987年からしかデータがなく、サンプルから除去する必要がある。2000年1月作成のNEEDS財務データCD-ROMを使って1999年にNEEDSでデータが収集できる企業は1217であったが、そのうち253社は1976年にはデータは利用可能でなかった。
 - 13 例えば、1999年のデータが収集できた1217社のうち384社は1976年と1999年の間に決算月を変更している。
 - 14 合併あるいは分離に関連した企業数は1976年から1984年の間は138社、1984年と1991年の間は99社、1992年と1999年の間は76社であった。
 - 15 サンプル企業を無作為抽出していない以上、サンプル数が多いことが望ましい。例えば、無作為抽出していない200社程度のサンプルで、1200以上の企業の利潤率が平準化したかどうかを判断すれば、大きい偏りが生じる可能性がある。
 - 16 賃金関連データを公表していない企業が存在したため正確には3期間でサンプル数が異なる。第1期間は356社、第2期間は357社、第3期間は351社である。
 - 17 本稿では新規に上場（店頭公開を含む）した企業を参入企業、上場を廃止した企業を退出企業と定義している。
 - 18 Breusch-Paganの方法で不均一分散の検定を行うと、その存在が確認された。そこで、標準誤差の計算にはEicker-Whiteのasymptotic formulaを使った。以下のすべての推定結果でも同様である。
 - 19 短期的に市場から退出する企業が利潤率均等化の速度を高めた理由は、これらの市場から退出する企業は利潤率の変動率が平均よりも大きかったためではないかと思われる。
 - 20 利潤率均等化で、企業間の利潤率のばらつきが時間と共に縮小することが確認されたのであるから、既存企業間の利潤率のばらつきが新規参入企業間の利潤率のばらつきより小さいと考えるのは当然であろう。
 - 21 この場合でも、均衡利潤率の平均値は縦軸切片平均値を調整速度で割れば得られる。計算すると、第1期間で5.40%、第2期間で4.52%、第3期間で0.46%となり、全企業同一利潤率モデルの場合とほぼ同じ値であった。

参考文献

- 中尾武雄, (2003). 「日本の製造業における利潤率は均等化したか」 同志社大学経済学部・経済学研究科ワーキングペーパー, No. 13.
- Bourlakis, Constantine A., (1997). "Testing the Competitive Environment and the Persistence of Profits Hypotheses," *Review of Industrial Organization*, Vol. 12, No. 2, pp. 203-18.
- Goddard, J. A. and Wilson, J. O. S., (1999). "The Persistence of Profit: A New Empirical Interpretation," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 17, No. 5, pp. 663-87.
- Kambhampati, U. S., (1995). "The Persistence of Profit Differentials in Indian Industry," *Applied Economics*, Vol. 27, No. 4, pp. 353-61.
- Mueller, Dennis, C., (1977). "The Persistence of Profits above the Norm," *Economica*, Vol. 44, pp. 369-80.
- Mueller, Dennis, C., (1990). *The Dynamics of Company Profits: An International Comparison*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Nakao, T., (1979). "Profit Rates and Market Shares of Leading Industrial Firms in Japan," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 27, pp. 371-83.
- Nakao, T., (1993). "Market Shares, Advertising, R & D, and Profitability: An Empirical Analysis of Leading Industrial Firms in Japan," *Review of Industrial Organization*, Vol. 8, pp. 315-28.
- Odagiri, Hiroyuki and Yamawaki, Hideki, (1986). "A Study of Company Profit-Rate Time Series: Japan and the United States," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 4, No. 1, pp. 1-23.

- Odagiri, Hiroyuki and Yamashita, Takashi, (1987). "Price Mark-Ups, Market Structure, and Business Fluctuation in Japanese Manufacturing Industries," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 3, pp. 317-31.
- Schmalensee, R., (1989). "Inter-Industry Studies of Structure and Performance," in *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 2, Chap. 16, Elsevier Science Publishers, North-Holland.
- Schohl, Frank, (1990). "Persistence of Profits in the Long Run : A Critical Extension of Some Recent Findings," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 8, No. 3, pp. 385-404.
- Yamawaki, Hideki, (1989). "A Comparative Analysis of Intertemporal Behavior of Profits : Japan and the United States," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 37, No. 4, pp. 389-409.