

日本経済における企業新陳代謝の推移について

——新企業の参入・衰退企業の退出が経済全体の
利潤率に与えた影響とその原因の分析——

中尾 武雄
(同志社大学経済学部教授)

1 はじめに

この論文では、日本において新企業参入と衰退企業退出のプロセスが過去 35 年間にどのように変化してきたか、また、なぜ変化してきたかを実証的に分析する。具体的には、新企業参入や衰退企業退出の影響を直接的に受ける経済全体としての利潤率（ここではマクロ利潤率と呼ぶ）と、過去 35 年継続して存在してきた企業の利潤率（ミクロ利潤率と呼ぶ）の差が、新企業参入と衰退企業退出がマクロ経済全体としての利潤に与えた影響を表すと考え、これを時系列的に分析することで、新企業参入と衰退企業退出が利潤に与えた影響の趨勢や変化の原因を明らかにする¹。

中尾（2003）において、過去 35 年以上にわたって日本では利潤率が低下してきた原因を分析したが、このときに使われた利潤率は、経済全体の企業が得た利潤をそれら企業の資産合計で割った値で、マクロ経済全体としての利潤率であった。このマクロ利潤率は、新しい企業が参入したり、古い企業が退出したりすることによって、その趨勢が上方方向に修正されてきたはずである。その理由は、生産物ライフサイクル仮説にある。この仮説によれば、新しい企業が新製品を市場に導入すれば創業者利潤があって利潤率が高いが、時間が経過して衰退産業になれば、利潤率が低くなる。生産物ライフサイクル仮説がすべての産業で妥当するわけではないであろうが、一般的には妥当すると思われる。したがって、新企業が参入せず衰退企業が退出しなければ、マクロ利潤率は長期的に低下する可能性が高い²。反対に、新企業が次々に参入し衰退企業がどんどん退出すれば、利潤率が高い新産業のウエイトが時間とともに増加して、マクロ利潤率は次第に高くなっていく³。このように衰退企業が退出し、新企業が参入して入れ替わる様相は、いわゆる生物の新陳代謝と同じであるので、この論文では企業新陳代謝と呼ぶ。

問題は、企業新陳代謝の影響をどのようなデータで測定するかである。例えば、『中小企業白書』などで用いられている開業率や廃業率を用いることも考えられるが、例えば開業率は、年間開業企業数を前回調査時点における企業数で割った値である。これでは、企業新陳代謝が経済全体に与えたインパクトを測ることはできない⁴。そこで、この論文では、企業新陳代謝が

利潤率に与える影響に注目する。企業新陳代謝は、経済全体としての利潤率を引き上げる効果があり、この時間的推移によって企業新陳代謝のインパクトの長期的趨勢を測定する。次の問題は、企業新陳代謝が利潤率に与える影響をどのようにして抽出するかである。企業新陳代謝が起これば、経済における企業構成が変化するから、企業構成が変化していない企業集団の平均利潤率の推移が入手できれば、この利潤率と企業新陳代謝を含んだ利潤率の差を取ることで、新企業の参入や衰退企業の退出が利潤率の趨勢に与えた影響をある程度は見ることができる。さらに、次の問題は新企業参入や衰退企業退出の影響を受けない利潤率をどのように定義するか、及びそのデータを入手できるかである。日本で上場している企業は分析期間の1965年から1998年の35年を通して1000社以上あったが⁵、そのうちの647社は1960年代から存在していて、決算月の変更などのデータの異常をもたらす変更を行っていない⁶。これらの企業の利潤率は新企業参入や衰退企業退出から直接的な影響を受けない。また、これらの企業は35年以上の間上場しているのであるから、衰退産業だけに所属し続けたはずもない。もともと衰退産業に所属していたとすれば、多角化して成長産業にも進出したはずで、どちらかといえば優良な企業であろう。これらのすべての企業の利潤率を平均すれば、この値は新企業参入や衰退企業退出の直接的影響を受けない企業群の平均的な利潤率（既述のように本稿ではマイクロ利潤率と呼ぶ）と見なすことができる。ここで直接的という意味は、これらの企業の平均利潤率は、新企業参入や衰退企業退出による企業構成の変化によって生じるマクロ利潤率の変化分は含まれないことを意味している⁷。

マクロ利潤率もマイクロ利潤率も、マクロ経済的な変動の影響を受けるのは明らかである。例えば、好況期にはマクロ利潤率もマイクロ利潤率も高くなり不況期には低くなるし、経済的成熟につれて両利潤率ともに低下するはずである。したがって、両変数が時系列的にはほとんど同じような動きをするのは当然、予想される。しかし、新企業参入や衰退企業退出の影響がある限り両変数の動きには乖離が生じる。すなわち、マクロ利潤率はマクロ経済的要因による利潤率変化に、企業新陳代謝による構成変化が起こす利潤率変化を加えたものであるのに対して、マイクロ利潤率はマクロ経済的要因による利潤率変化のみの影響を受ける。このマクロ利潤率とマイクロ利潤率の差について、様々な実証的分析を行うことによって、日本における新企業参入と衰退企業退出の趨勢と影響の推移とその変化の原因について分析するのが、この論文の目的である。このように、マクロ利潤率とマイクロ利潤率の差が重要な役割を果たす。これは企業新陳代謝の利潤率引上効果率と呼ぶべきものであるが、本稿では簡単に企業新陳代謝の利潤効果と呼ぶことにする。

通常、論文では先行研究について言及するのが普通であるが、類似の研究で参照に値するようなのは発見できなかった⁸。したがって、参考文献はなく、この論文を機会に、企業新陳代謝の分野での研究が進むことを期待したい。

次の2章では、マクロ利潤率、マイクロ利潤率及び企業新陳代謝の利潤効果を時系列的に分析

する。具体的には、それらを被説明変数、説明変数を時間として回帰分析を行い、さらに、それらの関係が長期的に安定的であったかどうかを調べる。構造変化があった場合には、パラメータが安定するように分析期間を区切って推定し直す。2.1ではマクロ利潤率とマイクロ利潤率の趨勢、2.2ではマクロ利潤率とマイクロ利潤率の趨勢の変化、2.3では企業新陳代謝の利潤効果の趨勢が分析の対象となる。3章では企業新陳代謝の利潤効果を決定する要因を時系列的に分析する。いわゆるコインテグレーション分析である。3.1では、企業新陳代謝の利潤効果に影響を与えると思われる様々な要因について分析して、回帰分析のための理論モデルを構築し、さらにユニットルート検定とコインテグレーション検定を行う。3.2で長期均衡モデルと誤差修正モデルの推定を行い、推定結果の分析を行う。最後に4章では論文を要約し重要な結論をまとめる。

2 2つの利潤率とその乖離の趨勢分析

2.1 マクロ利潤率とマイクロ利潤率の趨勢分析

マクロ利潤率は、経済全体としての利潤率であるから、日本の企業全体としての利潤を総資産で割ればよい。これらのデータは財務省『法人企業統計季報』から入手できる⁹。このマクロ利潤率の推移は図1に点線で示されている。これからも明らかのように、また、中尾(2003)でも分析されたように、マクロ利潤率は趨勢として低下している。図1には、分析期間を通じて存在していた上場企業647社の平均利潤率の推移であるマイクロ利潤率は実線で示されている¹⁰。マクロ利潤率とマイクロ利潤率を比較すれば、マイクロ利潤率の方が早いレートで低下している。これらの差が企業新陳代謝の利潤率への影響を表すから、企業新陳代謝がマクロ経済全体の利潤率に重要な影響を与えているのは明らかである。

始めに、両利潤率の趨勢を確認するために、時間(t)を説明変数として全分析期間を対象に回帰分析する。まずマクロ利潤率(π_{macro})の場合には以下のような結果になる(推定係数下

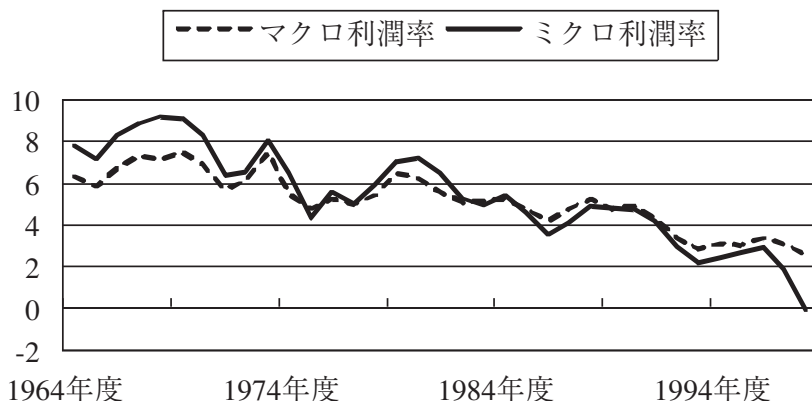


図1 マクロ利潤率とマイクロ利潤率の推移(%)：1964年度～1998年度

の括弧内の数値は t -値で、以下の推定結果でも同じ）：

$$\begin{aligned} \pi_{macro} &= 7.21 - 0.12 t \\ &\quad (31.36) \quad (-10.65) \\ \bar{R}^2 &= 0.77 & DW &= 1.03 & JB &= 0.98 (0.61) \\ LM &= 2.89 (0.09) & RESET\ 2 &= 5.22 (0.03) \end{aligned}$$

JB 検定など統計量の横の括弧内の数値は P -値を表し（以下の推定結果でも同じ）、正規性検定（JB）以外の検定，すなわち，不均一分散検定（LM），ミススペシフィケーション検定（RESET 2）に問題がある。また，DW-値が低すぎる。そこで残差の 1 階自己相関を想定して，最尤法で推定すると以下のような結果になる：

$$\begin{aligned} \pi_{macro} &= 7.16 - 0.12 t \\ &\quad (20.35) \quad (-7.01) \\ \text{自己相関係数 } (t\text{-値}) &= 0.47 (3.07) \\ \bar{R}^2 &= 0.81 & DW &= 1.60 \end{aligned}$$

この推定結果でも，不均一分散検定とミススペシフィケーション検定に問題が残る。

次に，同じ分析をマイクロ利潤率（ π_{micro} ）に対して行うと以下のような結果となる：

$$\begin{aligned} \pi_{micro} &= 8.94 - 0.20 t \\ &\quad (25.91) \quad (-11.88) \\ \bar{R}^2 &= 0.80 & DW &= 0.93 & JB &= 1.31 (0.52) \\ LM &= 0.49 (0.48) & RESET\ 2 &= 2.35 (0.14) \end{aligned}$$

正規性検定，不均一分散検定，ミススペシフィケーション検定に問題はないが，DW-値に問題があり，1 階自己相関を想定して最尤法で推定すると以下ようになる：

$$\begin{aligned} \pi_{micro} &= 8.95 - 0.20 t \\ &\quad (15.68) \quad (-7.45) \\ \text{自己相関係数 } (t\text{-値}) &= 0.53 (3.37) \\ \bar{R}^2 &= 0.85 & DW &= 1.38 \end{aligned}$$

このケースでは検定結果には問題はない。

時間の推定係数を見るとマイクロ利潤率ではどちらの推定結果でも 0.2 で，マクロ利潤率はどちらの推定結果でも 0.12 である。どのケースでも t -値が極めて大きいから，これらの推定値

はかなりの信頼性がある。その結果、マイクロ利潤率の低下率はマクロ利潤率の低下率よりも約1.7倍も大きいという結論が得られる。やはり日本経済全体としての利潤率は新企業の参入や衰退企業の退出によって高められてきたのである。

2.2 利潤率趨勢の構造変化

前節では、利潤率の趨勢が分析期間中に変化があった可能性を無視していた。しかし、分析期間である1964年度から1998年度の35年間で日本経済には様々な出来事があった。高度成長期から石油ショックを経てバブルから平成不況が含まれている。例えば、実質経済成長率を見れば、1964年度から1970年度は平均10.1%であったが、70年代から80年代は4%から5%、1991年度から1998年度は平均1.2%である。同様にして、GNPデフレーターで見た物価上昇率は1964年度から1970年度は平均5.7%、80年代は7.9%、90年代は1.9%、1991年度から1998年度は平均0.4%である¹¹。したがって、分析期間の35年の間には、幾度もの構造変化、したがって推定パラメータの著しい変化が予想される。そこで、この節ではマクロ利潤率とマイクロ利潤率の趨勢分析にCUSUM検定を適用して、分析期間中にパラメータ変化があったかどうかを調べてみる。CUSUM検定の結果はマクロ利潤率のケースが図2にマイクロ利潤率のケースが図3に示されているが、これらの結果では、どの年度でも5%水準でパラメータ変化が確認できないが、1970年代の後半に構造変化があった可能性を示唆している。そこで、逐次Chow検定を行った。この分析結果については、1969年度から1993年の間にパラメータに変化がなかったという帰無仮説に対する p -値が表1に示されている。Chow検定では2利潤率とも1970年度と1979年度に構造変化があったと判断できる¹²。1971年から1973年には日本

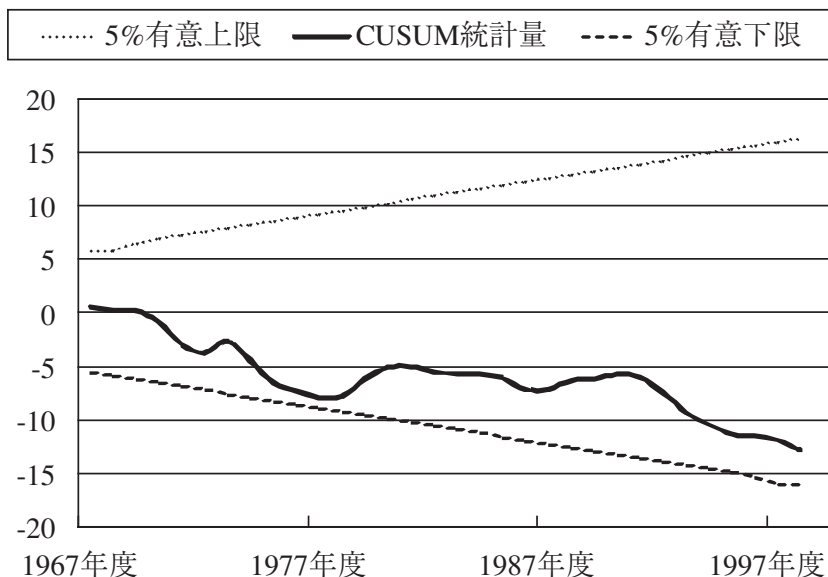


図2 マクロ利潤率のCUSUM検定

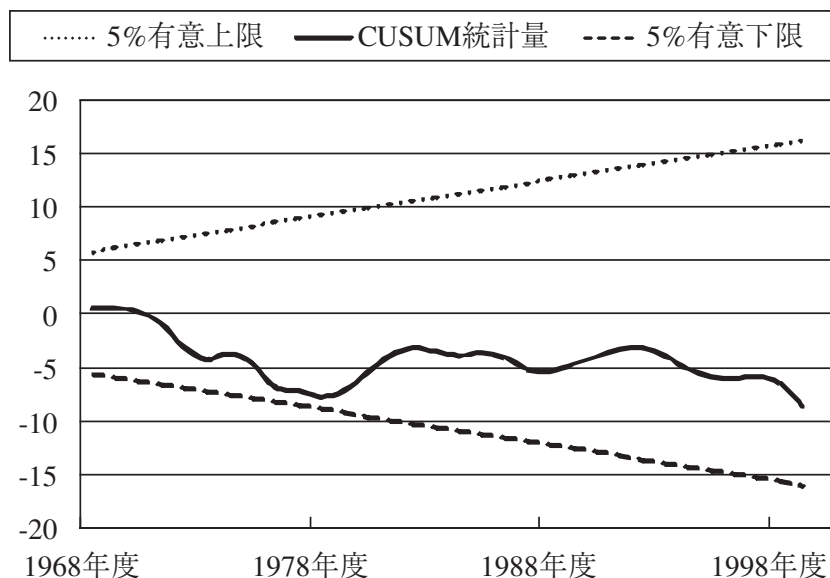


図3 ミクロ利潤率のCUSUM検定

経済にはいろいろな変化があった。1971年には、ニクソンショックから円の切り上げがあり、1973年には変動相場制に移行するが、10月には石油ショックが起こる。次に1979年は第2次石油ショックが起こった年である。これは2回目であるため、日本経済に与えた影響は小さかったはずであるが、やはり日本経済に構造変化を引き起こしたと思われる。そこで以下では、これらの変化を考慮して、分析期間を分割して2利潤率の趨勢の推定を行う。

マクロ利潤率とミクロ利潤率について、1964年度から1970年度の推定結果が表2に、1970年度から1979年度の推定結果が表3に、1979年度から1998年度の推定結果が表4に示されている。すべてのケースで、正規性検定、不均一分散検定、ミスペシフィケーション検定には問題がない。自己相関検定のDW-値を見ると、1979年度から1998年度の推定結果に問題があるが、一階の自己相関を想定して最尤法で推定しても趨勢の推定値はほとんど同じであったので、ここでは表4の推定結果で分析を進める。また、表現が冗長にならないように、1964

表1 逐次CHOW検定の結果(P-値)

年度	マクロ利潤率	ミクロ利潤率	企業新陳代謝
1969年度	0.04	0.10	0.23
1970年度	0.02	0.04	0.12
1971年度	0.04	0.06	0.10
1972年度	0.21	0.49	0.36
1973年度	0.26	0.79	0.65
1974年度	0.08	0.55	0.66
1975年度	0.30	0.76	0.65
1976年度	0.35	0.53	0.30
1977年度	0.18	0.25	0.23
1978年度	0.04	0.04	0.07
1979年度	0.02	0.02	0.10
1980年度	0.08	0.11	0.18
1981年度	0.12	0.31	0.67
1982年度	0.12	0.37	0.99
1983年度	0.11	0.35	0.98
1984年度	0.10	0.31	0.87
1985年度	0.10	0.32	0.94
1986年度	0.10	0.29	0.86
1987年度	0.06	0.13	0.42
1988年度	0.05	0.06	0.10
1989年度	0.06	0.08	0.05
1990年度	0.06	0.10	0.08
1991年度	0.03	0.11	0.08
1992年度	0.01	0.10	0.11
1993年度	0.05	0.13	0.08

表2 2利潤率の趨勢の推定結果：1964-1970

	マクロ利潤率		ミクロ利潤率	
	係数	t-値	係数	t-値
切片	5.94	(16.30)	7.43	(14.17)
時間	0.19	(2.39)	0.23	(1.95)
\bar{R}^2	0.44		0.32	
DW	1.95		1.54	
検定方法	統計量	P-値	統計量	P-値
JB	0.71	(0.70)	0.88	(0.64)
LM	0.07	(0.79)	0.81	(0.37)
RESET 2	1.51	(0.29)	2.29	(0.20)

表3 2利潤率の趨勢の推定結果：1970-1979

	マクロ利潤率		ミクロ利潤率	
	係数	t-値	係数	t-値
切片	7.06	(6.40)	8.54	(5.69)
時間	-0.11	(-1.20)	-0.19	(-1.53)
\bar{R}^2	0.05		0.13	
DW	1.66		1.57	
検定方法	統計量	P-値	統計量	P-値
JB	0.93	(0.63)	0.26	(0.88)
LM	0.09	(0.77)	0.24	(0.63)
RESET 2	1.73	(0.23)	3.08	(0.12)

表4 2利潤率の趨勢の推定結果：1979-1998

	マクロ利潤率		ミクロ利潤率	
	係数	t-値	係数	t-値
切片	8.93	(19.72)	11.23	(14.47)
時間	-0.18	(-10.47)	-0.28	(-9.45)
\bar{R}^2	0.85		0.82	
DW	0.96		0.98	
検定方法	統計量	P-値	統計量	P-値
JB	0.61	(0.74)	0.98	(0.61)
LM	0.21	(0.65)	1.34	(0.25)
RESET 2	0.00	(0.97)	0.23	(0.64)

年度から1970年度の期間を60年代後半、1970年度から1979年度の期間を70年代、1979年度から1998年度の期間を80・90年代と呼ぶことにする。

表2の60年代後半の推定結果を見ると、時間のパラメータはプラスである。しかも10%水準であるが統計的に有意であるから、この期間には日本経済の利潤率には増加趨勢が存在していた。既述のように、この期間では

実質経済成長率も平均10.1%で、高度成長期の最後の期間であった。景気循環的にも、日本経済はいざなぎ景気の最中で57ヶ月の長期好況にあった。したがって、日本経済の利潤率にも増加趨勢が存在していたと思われる。

表3の70年代の推定結果では、マクロ利潤率、ミクロ利潤率ともに時間の推定係数はマイナスで、ミクロ利潤率の方がより大きい比率で低下していたという結果であるが、どちらのケースでも推定係数は10%水準で統計的に有意でなく、マクロ利潤率の推定係数のp-値は0.26で、ミクロ利潤率は0.17である。自由度修正済み決定係数はマクロ利潤率で0.05、ミクロ利潤率でも0.13でしかない。これは70年代前半に円切り上げ不況から石油ショック不況があって利潤率が著しく変動した結果である。これは図1を見ても明らかである。以上の分析より、70年代には利潤率低下趨勢が存在していた可能性が高いが明確ではないと結論できる。

表4に示されている推定結果から80年・90年代は利潤率低下趨勢は明らかである。両利潤率とも時間の推定係数はマイナスで統計的に有意であるし、自由度修正済み決定係数も0.8以上である。この分析期間にはバブル期が含まれるが、バブルは資産価格は上昇させたが、利潤率の趨勢には目立った影響を与えることはなかったのである。この点も図1で直感的に確認することができる。両利潤率の時間の推定係数を比較すると、マクロ利潤率は0.18でミクロ利

潤率は0.28となっている。次節で詳しく分析するが、80・90年代には新企業の参入や衰退企業の退出の効果がかなり大きかったと思われる。

2.3 企業新陳代謝の利潤効果の趨勢分析

この論文では、新企業参入や衰退企業退出の影響はマクロ利潤率とミクロ利潤率の差である企業新陳代謝の利潤効果 (π_{meta}) で表されると仮定している。これには3つの問題が含まれている。その第1は、分析期間を通じて参入した企業の数、時間が経過するにつれて増加するから、経済における新しい企業のウエイトは分析期間が経過するにつれて上昇すると考えられる。したがって、例えば、企業新陳代謝が時間を通じて一定であっても、新しい企業のウエイトが高くなってマクロ利潤率とミクロ利潤率の差が趨勢的に増加する可能性がある。しかし、この批判にも問題がある。分析期間が35年と比較的長いため、分析期間の前半に参入した企業は、分析期間の後半ではもはや高利潤率企業ではない可能性が高い。何故なら、生産物ライフサイクル仮説で利潤率が高く、産業規模もある程度大きい発展期は、耐久消費財であっても数年から10年程度しか続かないからである。¹⁵したがって、35年の分析期間中には、次々と新製品と新企業が参入しては成熟産業に変貌していったはずである。この分析が正しければ、分析期間中に新しい企業のウエイトが増加したということは、企業新陳代謝の利潤効果が趨勢的に増加したことを示すと思われる。¹⁶

第2番目の問題は、分析期間の途中で参入する企業及び退出する企業の利潤率の方が、分析期間を通じて上場していた企業の利潤率よりも上下変動が大きという可能性である。しかし、たとえそうであっても、利潤率の上下変動は、短期的な変動を引き起こすだけであり、ここで分析の対象となっている長期的趨勢に深刻な影響を与えるとは思われない。

第3番目の問題は、分析期間の35年の間に存続していたが、分析期間中に決算月を変更したために、サンプルから排除された企業の影響が無視されている問題である。¹⁷しかし、決算月を変更した企業の利潤率が、決算月を変更しなかった企業と比較して異なった変動パターンを示したと想定する合理的な理由が存在しないから、この問題も分析に深刻な影響を与えるとは思えない。以上の分析より、企業新陳代謝の趨勢やその効果を分析するために、マクロ利潤率とミクロ利潤率の差は企業新陳代謝が利潤に与えた影響の大きさを反映すると仮定してもほぼ問題ないと判断できる。

企業新陳代謝の利潤効果の推移が図4に示されているが、この図から以下の特徴が読み取れる：

- (1) 1964年度より1980年度中頃までは、マクロ利潤率よりミクロ利潤率が高い水準にあったが、1990年代にはマクロ利潤率が高くなった。
- (2) 企業新陳代謝の利潤効果には長期的に上昇趨勢が存在している。

まず、(1)の特徴であるが、これはやはり生産物ライフサイクル仮説と関係していると思わ

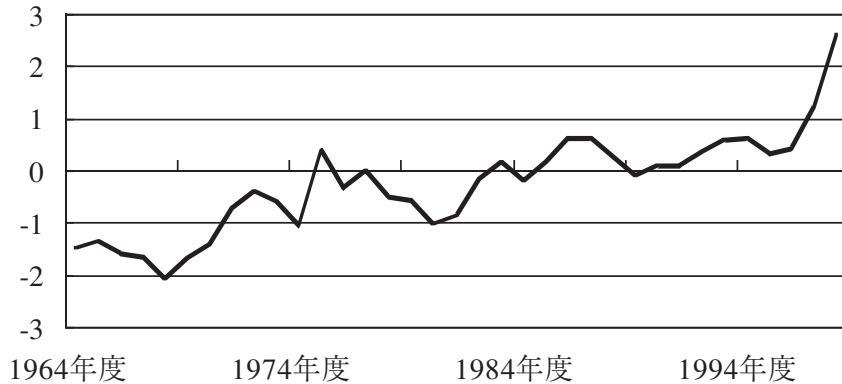


図4 企業新陳代謝の利潤効果の推移(%)：1964年度～1998年度

れる。既述のようにマイクロ利潤率は、1964年度から1998年度の間を上場し続けた企業647社の利潤率の平均である。これらの企業は現在も日本経済を支える中核企業であることは間違いないが、60年代・70年代にはマイクロ利潤率がマクロ利潤率より高かったのであるから、これらの現在の中核企業も60年代・70年代には比較的新しく利潤率も相対的に高かったと推測される。ところが、これらの企業は35年以上存続した企業であるから、生産物ライフサイクル仮説の観点からいえば、これらの企業の平均利潤率が時間の経過につれて低下するのは避けられない。これらの企業は多角化で次々と新しい産業に進出しているであろうが、利潤率が相対的に低い古い生産物部門も抱えているであろうから、全く新しい企業に比べれば利潤率が時間の経過につれて相対的に低くなるのは当然であろう。また、60年代や70年代に利潤率が低かった当時の衰退産業の企業の多くは、80・90年代には市場から退出して、マクロ利潤率の長期的な低下率を引き上げるような効果を発揮したと思われる。以上が、80年度半ばまではマイクロ利潤率がマクロ利潤率を上回り、その後マクロ利潤率がマイクロ利潤率を上回るようになった原因であろう。

次に(2)の企業新陳代謝の利潤効果の上昇趨勢の程度を調べるために、時間を説明変数として回帰分析を行うと以下のような結果が得られる：¹⁹

$$\pi_{meta} = -1.73 + 0.08 t$$

(-10.01) (9.58)

$$\bar{R}^2 = 0.73 \quad DW = 1.00 \quad JB = 7.52 (0.02)$$

$$LM = 0.11 (0.74) \quad RESET 2 = 0.02 (0.90)$$

時間の推定係数は0.01%で統計的に有意であり、1964年度から1998年度の35年の間、企業の新陳代謝によって利潤率は毎年0.08%引き上げられてきたことが確認できる。

以上の分析では、企業新陳代謝の利潤効果が長期的に安定していたと仮定していたが、勿論、構造変化の可能性はある。企業新陳代謝の利潤効果について、CUSUM検定を行った結果

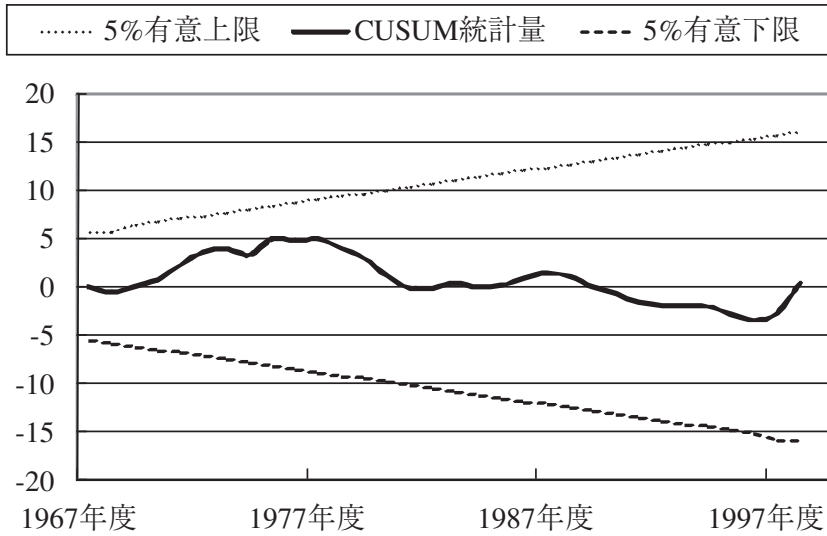


図5 企業新陳代謝の利潤効果のCUSUM検定

が図5に示されている。この図からは明確な構造変化の存在は確認できない。しかし、表1の逐次Chow検定の結果（企業新陳代謝と表示している欄）では、1989年度にパラメータ変化があった可能性がある。そこで、分析期間を1964年度から1989年度と1989年度から1998年度に分けて推定した結果が以下に示されている。

1964年度より1989年度の趨勢

$$\pi_{meta} = -1.69 + 0.08 t$$

(−6.72) (4.86)

自己相関係数=0.39 (2.17)

$\bar{R}^2=0.70$ DW=1.87

1989年度より1998年度の趨勢

$$\pi_{meta} = -6.76 + 0.25 t$$

(−2.70) (2.92)

自己相関係数=0.53 (1.49)

$\bar{R}^2=0.59$ DW=0.82

これらの推定結果より、企業新陳代謝の利潤効果は1980年代までと1990年代ではかなり異なると判断できる。すなわち1990年代になって企業新陳代謝の利潤効果は顕著に上昇している²⁰のである。1980年代までは毎年0.08%しか引き上げていなかったが、1990年代には毎年0.25%も引き上げている。問題は、なぜこのような変化が生じたかである。企業新陳代謝の利潤効

果の決定要因については、次章で分析するが、好況期よりも不況期の方が新企業の参入や衰退企業の退出が促進されるし、それらが利潤率に与える影響が大きくなるためと思われる。

3 企業新陳代謝の利潤効果における上昇趨勢の原因

3.1 推定モデルと検定

この章では、企業新陳代謝の利潤効果を時系列的に分析してその大きさを決定する要因を明らかにするが、そのためには、企業の新陳代謝とその利潤効果に影響を与える要因について考える必要がある。企業の新陳代謝とは新企業の参入と衰退企業の退出の組み合わせであるが、これらの現象は異なったメカニズムによって決定されるはずである。そこで、説明変数として採用する要因については、新企業の参入に与える影響と衰退企業の退出に与える影響の双方について考える。具体的には、企業の利益水準に影響を与える景気状況と利子率の高さ、企業の投資収益の高さや投資機会に影響を与える経済成熟度、企業の金融逼迫度の指標としての企業の固定負債の大きさ、企業の将来に対する予測に影響を与える要因について分析する。

景気状況

不況期には需要が減少するなどの原因で利潤が減少するのが普通であるから、衰退企業の退出が促進されるのは明らかである。一方、新企業参入とそれが利潤に与える影響が好況期と不況期のどちらで大きくなるかは明確ではない。そこで以下で詳しく分析する：

- (1) 好況期のほうが投資の予想収益が高くなるであろうから、新企業の参入は好況期に増加する。
- (2) 好況期が IT 革命のようなイノベーションで始まった場合には、新技術が次々と導入されるため参入機会が豊富になる。
- (3) 企業新陳代謝が利潤率に与える影響の大きさは経済全体としての利潤率の水準に依存している。イノベーションの導入で好況が始まれば模倣企業や関連産業への参入が増加するであろうが、これらの追随企業の利潤率はイノベーションを導入した企業群と同程度か低いであろうから、参入企業数が増加しても経済全体としての利潤率を引き上げる効果は小さい。対照的に、利潤率が低い不況期にイノベーションを導入し高利潤率で参入する企業は、経済全体の利潤率を引き上げる効果が大きいはずである。したがって、新企業参入が利潤率に与える影響は好況期より不況期の方が大きくなる。
- (4) 不況期の低利潤率が企業の参入を促進する。

経済の好況期にはマクロ経済全体としての利潤率も高い。新企業の参入が生じるには、参入後に予想される利潤率が、その高い利潤率を超える必要があるため、高利潤率は参入を抑える結果となる。一方、経済の不況期にはマクロ経済全体としての利潤率が低いいため、新企業が参入後に得る利潤率が、経済全体としての低い利潤率を超え参入が促進される。

(5) 不況期は次の好況が始まる時期でもある。

資本主義経済は、イノベーションでブームが起こり、それが終わって不況になるが、またイノベーションが起こってブームが起こり、それが終わって不況になるというプロセスを繰り返している。すなわち、イノベーションで新しい企業が誕生して好況が始まり、このブームが終わって不況となるが、この不況は次のイノベーション導入が始まる時期でもある。したがって、景気循環の流れから見れば、不況期は次の好況を担う新企業が市場に参入する時期を意味するはずである。

(6) リストラは新企業を誕生させる。

能力のあるサラリーマンでも、自分が勤務している企業が順調で、仕事も忙しく、成果もあがっている状況では、離職して起業する可能性は低い。一方、自分が勤務する企業が危なくなるとリストラが行われるような状況になれば、この機会に能力のあるサラリーマンが独立して起業する可能性が高まる²¹。

以上の分析より、新企業の参入が利潤に与える影響は複雑であることが分かる。新企業参入が好況期に活発になる可能性もあるが、上記の(3)の効果の重要性を考えると、新企業参入の利潤効果は好況期よりも不況期に大きくなる可能性が高いと思われる。この場合には、景気状況が新企業参入と衰退企業退出を通じて企業新陳代謝の利潤効果に与える影響はお互いに補完するものとなる。例えば、不況は衰退企業退出を促進し、新企業参入の利潤効果を大きくするから、企業新陳代謝全体として利潤効果が高くなる。反対に新企業参入が好況期に活発になる場合には、衰退企業退出における遅れの影響と相殺するため、その総合的な効果については不明である。したがって、景気状況と企業新陳代謝の利潤効果の関係については推定結果から判断する。経済の景気状況を示す経済データとしてはいろいろ考えられる。例えば、景気動向指数や実質経済成長率、操業度、超過労働時間などいろいろな変数が候補となる²³。

利子率²⁴

新企業が参入するということは投資を行うことを意味するから、通常の投資理論から明らかのように実質利子率も影響を与えられる²⁵。この仮説によれば、利子率の上昇は投資、したがって新企業参入を減少させるはずである²⁶。一方、利子率が衰退企業退出に与える影響は簡単である。その他の条件が同じであれば、利子率が高いほど利息返済負担が大きくなって市場から退出する企業は増加すると予想されるからである。このように利子率が新企業参入に与える影響と衰退企業退出に与える影響が企業新陳代謝に与える影響は相反するものとなる。したがって、利子率が企業新陳代謝の利潤効果に与える影響はマイナスの可能性もプラスの可能性もある。

経済成熟度

企業新陳代謝の利潤効果を決定する要因として、次に考えられるのは、資本蓄積量あるいは経済規模のような経済の成熟度を表す要因である。生産関数に関する理論によれば、資本の限

界生産力は資本蓄積が進むにつれて低下するはずである。いわゆる限界生産力低減の法則である。この法則を新企業参入に当てはめれば、資本蓄積とともに研究開発の生産性が低下し、新しい製品の導入が困難になって新企業参入が減るかもしれない。しかし、資本蓄積が進んで資本の限界生産力は低減しても、研究開発が停滞するとは限らない。Learning by doing で知られるように、経済的成熟は社会の技術的水準を高め、技術進歩が技術進歩を生むという良循環が生じる可能性もある。既存企業は、旧部門で資本蓄積が進んで成熟するにつれて、新製品の導入に熱心になるかもしれない。産業が成熟するにつれて投資機会が乏しくなり、企業成長には研究開発による新製品の導入が必要になるからである²⁷。金融機関も、経済が成熟して古い部門での投資機会が乏しくなれば、新製品を導入する新企業に積極的に融資するようになる可能性もある。一方、経済成熟度と衰退企業退出の関係も明確ではないが、例えば、資本蓄積が進んだ経済では衰退企業の比率が高くなって、企業が市場から退出する比率が高まる可能性はある。

景気状況の項で述べたように、企業新陳代謝の利潤効果は、経済全体として利潤率の高さに依存している。利潤率が高いケースでは企業新陳代謝の利潤効果は小さくなり、利潤率が低いケースでは大きくなるが、資本蓄積は資本の限界生産力を低減させて利潤率を低下させるであろうから、この側面では経済が成熟しているほど企業新陳代謝が利潤に与える影響は大きくなると思われる。

以上のような分析から、経済成熟度と企業新陳代謝の利潤効果の間にはプラスの関係が存在する可能性が高いと思われるが、明確な関係がない可能性もある。経済成熟度を示す変数として、GNP や総資本、固定資本などが考えられる。

企業の金融的逼迫度：固定負債

固定負債が増加すれば、金融的に逼迫している衰退企業の退出が促進されるから企業新陳代謝の利潤効果を大きくするのは明らかであるが、固定負債が新企業参入に与える影響はその効果を相殺する可能性がある。既述のように日本では既存企業が新製品を導入して、新企業を参入させるケースが多い。そのため企業の資本構成が企業の投資行動や研究開発行動を通じて新企業参入に影響する可能性がある。固定負債の増加が企業の投資や研究開発を抑えるのであれば、固定負債と新企業参入の間にはマイナスの関係が生じる。このように固定負債が企業新陳代謝に与える影響は衰退企業退出と新企業参入で相反するため、企業新陳代謝の利潤効果との関係はマイナスの可能性もプラスの可能性もある。これも推定結果から判断する。

市場予測

企業が投資するかどうか、退出するかどうかを決定する際に、最も重要な要因の一つは市場の雰囲気である。市場の将来に楽観的な時には活発に投資されるし、悲観的になればほとんど投資されない。投資関数は利子率の関数として表されるが、企業が楽観的か悲観的かで、その位置は大きくシフトするのである。衰退企業が退出するかどうかも同様である。市場の将来に

ついて楽観的であれば、衰退企業も退出しないで踏みとどまるであろうが、悲観的であれば退出する。したがって、楽観的な市場予測は、新企業参入を促進するが衰退企業退出を遅らせる。これらが企業新陳代謝に与える影響は相反するから、全体としての効果は推定結果を見て判断する必要がある。市場の将来に対する企業の態度を示すデータとして、例えば『企業短期経済観測調査』の結果や『景気動向指数』の中小企業業況判断来期見通しのようなデータも考えられるが、やはり、最適なのは株価であろう。例えば、市場の雰囲気が楽観的であれば、株価も高くなり、新製品に対する投資も活発になって、株価と新企業参入の間にはプラスの関係が表れると思われる。

推定に必要なデータを日本経済新聞社 NEEDS-CDROM の『日経マクロ経済データ』より取得し、様々な変数について試験的分析を行った。例えば、景気状況を示す変数としては、6種類の景気動向指数、労働の超過時間、名目 GNP 成長率、実質 GNP 成長率など、経済成熟度を示す変数として、実質 GNP、総資本ストック、固定資本ストック、賃金率などである。これらのデータの出所を簡単にではあるが、以下に書いておく：

6種類の景気動向指数＝『景気動向指数』より景気動向指数と累積値の一致系列などを収集。労働超過時間＝『毎月勤労統計』より、サービス業を除く全産業の労働時間指数を収集。サービス産業を除くのは、サービスを含むデータが1970年からしか利用可能でないためである。

GNP 成長率＝旧基準の68年 SNA より国民総支出（実質）を収集して成長率を計算。²⁹ データ出所は『国民経済計算年報』。

実質 GNP＝旧基準の68年 SNA より国民総支出（実質）を収集。データ出所は『国民経済計算年報』。

総資本ストック＝『法人企業統計季報』より全産業の資産合計を収集し、GNP デフレータ、国内総資本形成デフレータ、家計最終消費支出デフレータで実質化した3種類の変数を利用。デフレータのデータ出所は『国民経済計算年報』。

固定資本ストック＝『法人企業統計季報』より全産業の固定資本を収集し、総資本ストックと同じ要領で実質化。

固定負債＝『法人企業統計季報』より全産業の固定負債を収集し、総資本ストックと同じ要領で実質化。

賃金率＝『法人企業統計季報』より全産業の従業員数と人件費を収集して割った値と、さらに『毎月勤労統計』の労働時間指数に従業員数をかけた値で人件費を割った値も用いた。また、家計最終消費支出デフレータで実質化した値も試みた。

実質利子率＝国内銀行の総合貸出約定金利から GNP デフレータの変化率を差し引いた値。³⁰ 金利のデータ出所は『金融経済統計月報』。

株価＝『日本経済新聞』より東証一部の日経平均株価 225 種の月末値を収集し、GNP デフレ

表5 ユニットルート検定のP-値

	新陳代謝	成長率	利子率	負債	景気	株価
加重対称	0.04	0.27	0.40	1.00	0.40	0.34
Dickey-Fuller	0.16	0.45	0.61	0.09	0.93	0.28
Phillips-Perron	0.59	0.14	0.17	0.92	0.12	0.83

1 階階差の検定

	新陳代謝	成長率	利子率	負債	景気	株価
加重対称	0.01	0.00	0.05	0.17	0.09	0.05
Dickey-Fuller	0.03	0.31	0.02	0.00	0.10	0.16
Phillips-Perron	0.00	0.01	0.02	0.03	0.01	0.04

新陳代謝は企業新陳代謝の利潤効果を表しマクロ利潤率からミクロ利潤率を差し引いた値、成長率は実質 GNP 成長率、利子率は実質利子率、負債は固定負債、景気は景気動向指数を表す。

表6 ヨハンセンのコインテグレーション検定

仮説	固定負債モデル		景気・株価モデル	
	トレース値	p-値	トレース値	p-値
$r=0$	64.18	0.00	76.50	0.06
$r=1$	28.77	0.18	38.41	0.55
$r=2$	11.99	0.30	15.79	0.85
$r=3$	2.64	0.10	5.06	0.84

r はコインテグレーションの数を意味する。

ータ、国内総資本形成デフレータ、家計最終消費支出デフレータで実質化した3種類の変数で実質化。

試験的分析の結果、これらの説明変数の中より、ユニットルート検定とコインテグレーション検定をパスする組み合わせとして、実質経済成長率、実質利子率、固定負債を説明変数とするモデル（以下では固定負債モデルと呼ぶ）と実質経済成長率、実質利子率、景気動向指数、株価を選択するモデル（景気・株価モデルと呼ぶ）に決定した。ただし、景気動向指数としてはDIの一致指数を用いる。ユニットルート検定の結果は表5に、コインテグレーション検定の結果は表6に示されている。少し問題があるケースもあるが、だいたい条件を満たしていると判断できる。したがって、次節では、固定負債モデルと景気・株価モデルの長期均衡モデルと誤差修正モデルを推定する。

3.2 長期均衡モデルと誤差修正モデルの推定

固定負債モデル

固定負債モデルの長期均衡関係の推定結果は以下のようなものである：

$$\pi_{meta} = -0.49 - 0.12 GR + 0.05 i + 3.60 D$$

$$(-1.50) \quad (-3.66) \quad (1.57) \quad (3.33)$$

$$\bar{R}^2 = 0.72$$

ただし、 GR は実質 GNP 成長率、 i は実質利子率、 D は固定負債である。推定係数は、実質経済成長率はマイナス、固定負債はプラスで、 t -値もかなり大きい値である。いずれの符号も予想と一致しており、経済成長率が低くなるほど、また、固定負債が増加するほど、企業新陳代謝の利潤効果は高くなると結論できる。実質利子率の符号はプラスで、 t -値は 12% 水準で有意になる程度である。符号がプラスであることから、利子率は新企業参入に与える影響は小さいが、衰退企業退出に与える影響は大きいと推定できる。これら 2 つの効果が相反することが t -値を低下させた可能性がある。

固定負債モデルの誤差修正モデルの推定結果は以下のようなものである：

$$\Delta \pi_{meta} = 0.15 - 0.09 \Delta GR_{-3} + 0.05 \Delta i_{-3} - 0.40 RES_{-1}$$

$$(1.91) \quad (-2.58) \quad (1.92) \quad (-2.22)$$

$$\bar{R}^2 = 0.31 \quad DW = 1.52$$

$$LM = 0.22 (0.64) \quad JB = 2.22 (0.33)$$

$$RESET 2 = 0.13 (0.72) \quad CHOW = 0.29 (0.88)$$

ただし、 Δ は一階の階差、説明変数の添え字の-3は3期前の値、 RES_{-1} は長期均衡モデルの推定結果における残差の1期遅れの値を示す。経済成長率と利子率は、短期調整でも長期均衡と同じような結果になっているが、固定負債は短期調整では統計的に有意にならなかった。したがって、固定負債は短期的には企業新陳代謝に影響を与えないと推測される³³。

景気・株価モデル

景気・株価モデルの長期均衡関係の推定結果は以下のようなものである：

$$\pi_{meta} = -0.37 - 0.22 GR + 0.05 i + 0.88 DI + 35.25 KB$$

$$(-1.33) \quad (-6.44) \quad (1.57) \quad (1.93) \quad (2.73)$$

$$\bar{R}^2 = 0.72$$

ただし、 DI は景気動向指数、 KB は株価である。このモデルでも推定係数は、実質経済成長率はマイナスで、 t -値もかなり大きく、経済成長率が低くなるほど企業新陳代謝の利潤効果は高くなるという結論を確認できる。利子率は推定係数も t -値も固定負債モデルとほぼ同じであるから、同じ分析が当てはまる。

株価の推定係数はプラスで統計的に有意である。市場の将来予測が明るいほど、新企業の参入が促進され、衰退企業退出を遅らせる効果を圧倒したと考えることができる。市場の将来予

測が楽観的であるほど、企業新陳代謝は増加するのである。景気動向指数については、*DI* を用いたため、若干の追加的説明が必要である。*DI* の値が大きくなるのは、景気が上昇局面にある場合で、これは好況期であるとは限らない。同じように *DI* が小さくなるのは、景気が下降局面にある場合で、例えば好況期であっても景気が下向きであれば小さくなる。したがって、*DI* の推定係数がプラスで統計的に有意であるということは、景気上昇局面には企業新陳代謝の利潤効果が上昇するということを意味する。景気上昇局面では新企業参入が増加し衰退企業退出は減少するであろうから、前者の効果が後者の効果を上回ったと理解できる。³⁴

企業新陳代謝の利潤効果における上昇趨勢の原因

以上の二つのモデルの推定結果で共通しているのは、実質経済成長率がマイナスで統計的に有意となり、実質利率がプラスで統計的にはほぼ有意になっている点である。そこで、経済成長率と実質利率のトレンドを調べるために、時間の関数として回帰分析を行うと以下のような結果となる：³⁵

$$\text{実質経済成長率} = 9.42 - 0.26 \text{ 時間} \quad \bar{R}^2 = 0.61 \\ (7.38) \quad (-4.26)$$

$$\text{実質利率} = 0.47 + 0.11 \text{ 時間} \quad \bar{R}^2 = 0.33 \\ (0.30) \quad (1.46)$$

実質利率には趨勢の存在は確認できないが、実質経済成長率にはマイナスの趨勢が存在していた。したがって、実質経済成長率の低下趨勢が、企業新陳代謝の利潤効果の上昇趨勢を引き起こしてきた主要な要因と結論できる。最後に、この結論は、企業新陳代謝の利潤効果に関するものであるから、実質経済成長率の低下趨勢が企業新陳代謝の増加趨勢を引き起こしたと主張しているわけではないことを強調しておきたい。中尾（2003）にあるように、分析期間中の実質経済成長率の趨勢的な低下は利潤率の趨勢的な低下を伴っていたから、新企業参入が利潤に与えた平均的な影響が趨勢的に上昇していた可能性が高いのである。

4 おわりに

この論文の主たる目的は、日本における企業の企業新陳代謝が与えた影響の趨勢を分析することであった。企業の企業新陳代謝は、新企業の参入と衰退企業の退出によって起こる。この企業の企業新陳代謝を、新企業の参入や衰退企業の退出の影響を含む経済全体としての利潤率であるマクロ利潤率と、過去35年の間存在し続けた企業群の利潤率であるミクロ利潤率の差で把握することで分析した。

その準備的な分析として、マクロ利潤率とミクロ利潤率の長期的な趨勢における変化を分析したが、その結果として、利潤率の低下趨勢は1980年代からはじまっていることが明らかになった。また、企業新陳代謝の利潤率引上効果は長期的趨勢として増加していることも明らか

になった。

論文の後半では、企業新陳代謝の利潤率引上効果の決定要因について分析したが、その結果、経済成長率が低く、利子率が高く、固定負債が大きくなるほど、企業新陳代謝の利潤率引上効果が高くなることがわかった。その他にも、市場の将来に対する予測が楽観的であったり、景気が上昇局面であったりすれば、企業新陳代謝の利潤効果が高まる可能性があることが明らかになった。

最後に、実質経済成長率と利子率の長期趨勢を分析すると、前者にはマイナスのトレンドが存在するが、後者には明確なトレンドは存在しないことから、実質経済成長率の低下趨勢が企業新陳代謝の利潤効果に上昇趨勢を引き起こした主たる要因と結論した。

謝辞

本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金・基盤研究（B）（課題番号 17330057、テーマ「グローバル化が企業行動及び市場成果に与えた影響の分析」、平成 17 年度～平成 20 年度）と文部科学省学術フロンティア推進事業（平成 16 年度～平成 20 年度）の助成を得て行われた。

参考文献

- Duménil, G., M. Glick, and J. Rangel, (1987) “The Rate of Profit in the United States,” *Cambridge Journal of Economics*, Volume 11, pp. 331–359.
- Duménil, G., and D. Lévy, (1990) “Post Depression Trends in the Economic Rate of Return for U. S. Manufacturing,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 406–413.
- Duménil, G., and D. Lévy, (2002) “The Profit Rate : Where and How Much Did It Fall? Did It Recover?(USA 1948–2000),” *Review of Radical Political Economics*, Vol. 34, pp. 437–461.
- Feldstein, M., and L. Summers, (1977) “Is the Rate of Profit Falling?” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1977, pp. 211–228.
- Glen, J., K. Lee and A. Singh, (2003) “Corporate Profitability and the Dynamics of Competition in Emerging Markets : a Time Series Analysis,” *The Economic Journal*, Vol. 113, pp. F 465–F 484.
- Goddard, J., and J. O. S. Wilson, (1999) “The Persistence of Profit : a New Empirical Interpretation,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 17, pp. 663–687.
- Goddard, J., D. McMillan, and J. Wilson, (2006) “Do Firm Sizes and Profit Rates Converge? Evidence on Gibrat’s Law and the Persistence of Profits in the Long Run,” *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 267–278.
- Izquierdo, S. C., (2007) “The Dynamics of the Profit Rate in Spain (1954–2001),” *Review of Radical Political Economics*, Vol. 39, pp. 543–561.
- Mueller, D. C., (1990) *The Dynamics of Company Profits : An International Comparison*, Cambridge : Cambridge University Press.
- Nakao, T., (1978) “Application of Duesenberry’s Model to the Growth in Stocks of Consumer Durable Goods in Japan,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, pp. 33–38.
- Nakao, T., (1980) “Demand Growth, Profitability, and Entry,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 94, pp. 397–411.
- Nakao, T., (1986) “Industrial Organization in International Framework” in de Jong, H., *et al.*, *Main Stream in Industrial Organization*, Leiden : Martinus Nijhoff, pp. 159–188.
- Odagiri, H., and H. Yamawaki, (1986) “A Study of Company Profit-Rate Time Series : Japan and the United States,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 4, pp. 1–23.
- Wolff, E. N., (2001) “The Recent Rise of Profits in the United States,” *Review of Radical Political Economics*, Vol. 33, pp. 315–324.
- 東良彰・中尾武雄, (2008) 「企業の新陳代謝と日本の経済成長」『ワールドワイドビジネスレビュー』第 10 巻第 1 号, pp. 14–25.

中尾武雄, (2003) 「利潤率のコインテグレーション分析: 日本産業の1958年から1999年のケース」
『同志社大学経済学論叢』第55巻, pp. 1-18.

吉野紀, (1990) 「戦後日本の利潤率の長期的トレンド」『駒沢大学経済学論集』Vol. 21, pp. 199-214.

- 1 新企業誕生と衰退企業撤退がマクロ経済的に与えた影響を表す変数として成長率を利用することもできる。このアプローチによる分析は東・中尾(2008)で行われている。
- 2 既存企業が多角化して新しい部門に進出すれば利潤率は高くなるから、企業新陳代謝が無くても利潤率が低下しない可能性もある。
- 3 マクロ経済全体としての利潤率の長期トレンドを分析した研究はいろいろある。日本のケースでは吉野(1990)、アメリカはDuménil, Glick and Rangel(1987)、Duménil and Lévy,(1990),(2002)、スペインはIzquierdo(2007)が利潤率には長期的低下トレンドが存在したことをある程度確認している。一方、分析対象期間は古いFeldstein and Summers(1977)は利潤率の低下トレンドの存在に対して否定的である。また、Wolff(2001)が示しているようにアメリカの場合には1980年代から利潤率は上昇する傾向もあった。
- 4 最近の『中小企業白書』によれば、開業率は趨勢的に低下している。
- 5 分析対象期間は1965年度から1998年度に設定しているが、それは以下のような理由による。(1)日本全体としての利潤率の長期的趨勢について分析した中尾(2003)と分析対象期間がある程度一致するようにした。(2)2000年度からの会計制度の変更に伴って統合的なデータ収集が困難になった。(3)分析で『国民経済計算年報』の68SNA基準のデータを利用しているが、これには1998年までしか存在しないものがある。
- 6 1970年代半ばまでは、半期決算の企業が多かったが、この場合には、年決算にするのは比較的問題がない、したがって、これらの企業はサンプルに含まれている。
- 7 企業新陳代謝は既存企業の利潤率にも影響を与える。新企業の製品と競争の関係にある産業の企業の利潤率は低下するであろうし、補完的な関係であれば上昇する。したがって、企業新陳代謝は、既存企業の利潤率を通じて間接的にも経済全体としての利潤率に影響を与える。ただし、この影響の大きさを推定することは困難であるため本稿では考慮しない。
- 8 個々の企業の利潤率が長期的に維持されるかという問題意識のもとに企業の利潤率の長期的トレンドを実証的に分析した研究は多くある。例えば日本企業のケースではOdagiri and Yamawaki(1986)、国際比較はMueller(1990)の諸論文、最近ではユニットルート検定などを用いたGoddard and Wilson(1999)、Glen, Lee and Singh(2003)、Goddard, McMillan, and Wilson(2006)がある。
- 9 これらデータは、金融・保険業を除く資本金1,000万円以上の営利法人を調査対象としたものである。実際にはデータは日本経済新聞社 NEEDS-CD ROM『日経マクロ経済データ』から営業利益と総資産を入手し、前者を後者で割っている。
- 10 データは、日本経済新聞社の NEEDS-CD ROM『日経財務データ』から647社の営業利益と総資産を入手し、それぞれを合計してから割った値を用いている。
- 11 日本経済新聞社 NEEDS-CD ROM『日経マクロ経済データ』で『国民経済計算年報』を用いて旧基準の68年SNAよりデータを収集して算出した。
- 12 Chow検定ではマクロ利潤率は1990年代にはパラメータが不安定であったという結果である。特に1992年にはパラメータ変化があった確率が極めて高いという結果であるが、2利潤率を比較するため、この構造変化は考慮しない。ただし、1992年度から1999年度を推定すると、マイクロ利潤率の趨勢的低下を10%水準で確認できるが、マクロ利潤率の場合には趨勢的低下は確認できない。
- 13 最尤法による推定では、マクロ利潤率の場合は時間の推定係数が-0.19で t -値が-7.57、自己相関係数は0.50、 t -値は2.64となり、マイクロ利潤率の場合は時間の推定係数が-0.30、 t -値が-6.49、自己相関係数は0.51、 t -値は2.34となっている。
- 14 本稿では利潤率の定義には営業利益が使われている。当期利益を使っても分析対象年度が2000年以前で時価会計制度が普及する前であるから、結論に大きな差は生じないと思われる。
- 15 耐久消費財の発展期の長さについては、Nakao(1978)を参照すれば推測できる。また、非耐久消費財では、財の普及に時間がかからないため、発展期はもっと短くなると思われる。
- 16 毎年、新陳代謝が一定で、同数の新企業が誕生して同じ率で成長し、毎年、同数・同規模の古い企業が退出すると仮定すれば、その経済の企業の年齢構成はどの時代でも同じになって、企業の年齢

構成変化による影響はほとんど生じないことになる。したがって、企業の年齢構成が若くなるのは新陳代謝が長期的に上昇した結果である可能性が高い。

- 17 1965年度には1392社が上場しており、そのうち1114社は1998年度にも上場していた。したがって、80%の企業は分析期間の35年間にわたって存在し続けていたが、467社が決算月を変更した。
- 18 財務省『法人企業統計季報』から得た全産業の総資産合計で、647社の総資産合計を割った値を計算すると、その比率は1970年度で30%、1990年度で20%であった。
- 19 DW-値が低いが、一階の自己相関を想定して最尤法で推定しても、時間の推定係数は0.08から0.086に変化するだけである。
- 20 既述のように東・中尾（2008）では、企業新陳代謝が経済成長率に与えた影響を分析して、その影響が分析期間を通してほぼコンスタントであったことを明らかにしている。したがって90年代以降は、企業新陳代謝の影響は経済成長率と利潤率の間で乖離が生じたことになる。企業新陳代謝は経済全体に影響を与えるが、その大きさは経済のどの側面を見るかで異なるのは当然である。企業新陳代謝のインパクトが大きいものもあるし小さいものもある。上記の乖離は、利潤率に比較すれば経済成長率は企業新陳代謝の影響が小さいために起こったと思われるが、90年代以降で企業新陳代謝は増加傾向にあって影響を強く受ける利潤率は顕著に上昇したが、影響が小さい経済成長率は統計的に有意になるほどは上昇しなかったという可能性もある。
- 21 周知のように、日本企業の場合にはリストラには退職金の積み増しが行われるのが普通であるが、これは新企業設立の資金となる可能性もある。
- 22 新企業参入が利潤率に与える影響と景気状況の関係を極端な例で説明すれば以下ようになる。好況期ですべての企業の利潤率が高いときには同じように高い利潤率の新企業が参入しても全体としての利潤率の平均値はほとんど変化しないが、不況期ですべての企業の利潤率がたとえばゼロに近い水準であれば、利潤率の高い新企業の参入が全体としての利潤率平均値に与える影響は大きくなる。したがって、新企業参入の利潤効果は不況であるほど大きくなる。
- 23 景気動向指数だけでも、先行、一致、遅行と累積の組み合わせで6種類の変数がある。
- 24 この項目の分析内容は既述の景気状況の分析と重複している部分がある。
- 25 投資理論を応用して参入行動を分析した文献としてNakao（1980）およびNakao（1986）を参照。
- 26 しかし、新製品の開発に成功した企業が、利率が高いからといって、その導入を延期あるいは中止するとは考えにくい。したがって、利率が新企業参入に与える影響については不明確である可能性もある。
- 27 日本では、既存企業が新しい産業に進出して成功した場合でも、その部門を独立させて新しい企業にすることが多いため、新企業の誕生に繋がっている。
- 28 これらのデータは1960年代までさかのぼって入手できないため、試験的な分析に使うこともできなかった。
- 29 周知のように、1995年あるいは2000年基準SNAでは1960年代までさかのぼってデータを収集することができない。
- 30 GNPデフレーター、資産デフレーター、消費デフレーターを用いて、最もよい結果をもたらすものを選択した。
- 31 これら以外に、実質GNP成長率と実質利率の組み合わせもユニットルート検定とコインテグレーション検定はクリアしたが、負債モデルや景気・株価モデルのサブセットであるため考慮しない。また、経済成熟度を表す変数はすべて何らかの問題があって排除された。
- 32 分析期間を2等分して検定している
- 33 既述のように、固定負債が企業新陳代謝に与える影響は衰退企業退出と新企業参入で相反している。したがって、長期的な関係では、固定負債の増加は衰退企業退出を促進して企業新陳代謝を高めたが、短期的には、新企業参入を抑制する効果が強くなり、全体としてはそれらの影響が相殺されたと推測される。
- 34 景気・株価モデルの誤差修正モデルでは残差項の推定係数が統計的に有意にならなかった。これは景気・株価モデルでは、短期的な調整が行われないことを意味するから、長期均衡関係は不安定である可能性が高い。
- 35 DW値が統計的に有意になったため、誤差項に自己相関の存在を仮定して最尤法で推定した結果である。