

# 企業の新陳代謝と日本の経済成長

東 良 彰

(同志社大学経済学部准教授)

中 尾 武 雄

(同志社大学経済学部教授)

## 1. はじめに

本論文では、1965年から1999年の35年にわたる長期データを用いて、企業の新陳代謝が日本の経済成長率に与えてきた影響の大きさとその推移、さらにはそのような推移をもたらした要因について実証的に分析する。企業の成長過程を時系列にみると、市場に新規参入をした後に成長し成熟期を迎え、多くは衰退して市場からの撤退を迫られる。本論文では長期データ分析の利点を生かす試みとして、このような企業のライフサイクルを横断的に捉えて企業の新陳代謝を定義したい。具体的に本論文では、分析期間中に新規参入をして操業を継続する企業が成長したり衰退したり、さらにはその一部が市場から撤退したりする現象を包括して企業の新陳代謝と定義する。各期の新規参入企業や退出企業だけでなく、分析期間中に新規参入や退出をしたあらゆる企業を新陳代謝の源泉と捉えている。企業の新陳代謝をこのように広く定義することで、企業の参入・退出の長期累積的な効果として各期の経済成長率がどの程度上昇してきたのかを定量的に分析する<sup>1</sup>。

企業の参入・退出が長期的に経済成長率を高めてきたことはさまざまな理論的定式化のもとで説明されている。たとえば中間投入財の多様性を考慮した Dixit and Stiglitz 型の生産関数を用いて中間財の投入量が等しくなる均衡について分析すると、他の要因を所与として中間財の増加率の上昇は経済成長率を同率だけ上昇させることが示される<sup>2</sup>。また参入企業は継続企業に対して新しい財の生産にしばしば比較優位を持つ。新しい財の生産には労働と資本の新たな組み合わせとそれを可能にする技術 (appropriate technology) の導入が必要であるが、継続企業ではこの新技術の導入に対して白紙の状態からスタートすることにしばしば困難が生じるからである<sup>3</sup>。このようにして参入企業がこれまでの財とは全く異なるかあるいは差別化された財を生産すると、財の多様化を通じて経済成長率は上昇する<sup>4</sup>。一方、各企業の生産する財が代替的である場合にも、企業の新規参入が衰退企業の撤退を伴う創造的破壊のプロセスや、参入企業による衰退企業の吸収合併によって経済成長率は上昇する<sup>5</sup>。

このように企業の参入・退出は長期的に経済成長率を高めてきたが、その具体的な大きさを

計測するにはどのようにすればよいであろうか。本論文では企業の参入・退出の長期累積的な効果を計測したいのだが、そのためにまず分析期間中に新規参入も退出もしなかった継続企業群のうみだす付加価値成長率の推移を入手したい。その成長率と全企業の生み出す付加価値の成長率との差をとることで、参入企業の成長や衰退（＝企業の新陳代謝）の影響を抽出できるからである。本論文では汎用性のある長期企業データからこのような条件を満たす企業群を特定するプログラムを作成することでこの問題に対処している。

このような研究目的と分析手法にもとづき、すべての企業がうみだす総付加価値の成長率を「経済成長率」、分析期間の35年に存在しつづけた企業のうみだす付加価値の平均成長率を「継続企業成長率」と定義する。経済成長率も継続企業成長率もマクロ経済的要因の影響を受けるため、時系列的には似通った動きをする。資本労働比率の増大にともない一人あたり生産量が増大すると、これらの成長率はともに低下する。またともに好況期には高くなり不況期には低くなる。しかしながら経済成長率と継続企業成長率の動きには分析期間の35年に新規参入や退出をした企業群の影響によって乖離が生じる。つまり経済成長率と継続企業成長率の差をとれば、企業の新陳代謝による企業構成の変化がもたらす成長率変動を抽出できるはずである。本論文では、経済成長率と継続企業成長率の差を「新陳代謝成長率」と定義し、新陳代謝成長率に関する実証分析を行うことで企業の新陳代謝が日本の経済成長率に与えてきた影響を分析する。

本論文の構成は以下の通りである。次節では継続企業成長率と経済成長率のデータを検討して時系列に分析する。つづく3節では新陳代謝成長率を時系列に分析して、企業の新陳代謝が経済成長率に与えてきた影響とその趨勢を分析する。4節では新陳代謝成長率の変動を説明する変数について検討し、ユニットルート検定を行い、モデルの推定を行う。5節では本論文の主要な貢献について要約する。補論では、経済成長率の異なる定義の間に趨勢的な乖離が存在しないことを示し、本論文の主要な実証結果が経済成長率の定義に依存しないことを確認する。

## 2. 継続企業成長率と経済成長率

本節ではまず継続企業成長率のデータから説明する。前節において継続企業成長率を分析期間の35年間に存在しつづけてきた企業のうみだす付加価値の平均成長率と定義した。実際に継続企業成長率を計算するにあたって本節では標本データを用いている。そこで継続企業の選定に際して考慮した基準をまず整理しておく以下ようになる。

- (1) 既存継続企業の母集団からのサンプルとして偏りのない継続企業群を採用する。
- (2) 継続企業の平均成長率をもとめるにあたって十分なサンプル数を確保する。

これらの基準を満たして計算された継続企業成長率は真の母集団にもとづくその適切な近

似値になるはずである。

標本データを抽出するにあたっては NEEDS の財務データ CD-ROM を用いる。この CD-ROM に収められた法人企業データはすべて年次データとして提供され、上場企業数は 1970 年で 1674 社、1990 年で 2319 社が該当する。これらの上場企業の中で分析期間の 35 年間に存在しつづけて、正常かつ必要不可欠なデータがそろっている企業は 558 社存在し、これだけあればサンプル数としては十分と考えられる<sup>6</sup>。

ちなみに正常な形のデータとは、分析期間中に上場や上場の廃止がなく、決算月の変更もしていない企業のデータを指す。ただし 1970 年代半ばまでは半期決算の企業が多く、これらについては年決算に変換してサンプルに含めている。また必要不可欠なデータに関して本論文では、各企業の利潤は営業利益と役員報酬・賞与を合計し、各企業の賃金支払いは人件費・福利厚生費と労務費・福利厚生費を合計して、年度ごとに 558 社の平均利潤及び平均賃金支払いを求めている<sup>7</sup>。ただし役員報酬・賞与については発表しない企業が多いこと、また製造原価の賃金は製造業のみが対象であるため、それらのデータがない場合にはゼロとした。

本論文では、このようにして選定された 558 社の利潤と賃金支払いの合計の成長率を継続企業成長率として用いる。継続企業成長率には、企業の新陳代謝による企業構成の変化がもたらす経済成長率の変化分は含まれない。すなわち継続企業成長率は、企業の新陳代謝の直接的影響を受けない企業群がうみだす付加価値の成長率とみなすことができる。

次に経済成長率について説明する。本論文の目的は企業の新陳代謝がもたらす成長率変動を抽出することにあるから、経済成長率にも継続企業成長率とできるだけ近いデータを用いることが望ましい。継続企業を構成する 558 社は民間法人企業であることから、経済成長率も民間法人企業のうみだした付加価値の成長率と定義し、本論文では『法人企業統計季報』の全産業に所属する企業の人件費と営業利益の合計の成長率を用いる<sup>8</sup>。

図 1 は経済成長率と継続企業成長率の時系列を比較したものである。この図から明らかなように、経済成長率と継続企業成長率は同じように上下変動を繰り返している。これらの成長率の相関をみるために経済成長率を被説明変数、継続企業成長率を説明変数として最小二乗法で回帰分析を試みると、定数項の推定値（括弧内は t 値）は 4.05 (6.20)、継続企業成長率の係数に対する推定値（括弧内は t 値）は 0.86 (9.64) であり、自由度修正済み決定係数は 0.74、ダービン・ワトソン値は 2.22 であった。このように係数に対する推定値が統計的に有意であることから、これら二つの成長率は時系列的に似通った動きをしていることがわかる。これは経済成長率も継続企業成長率もマクロ経済的要因の影響を受けるため当然の結果である。つまり経済成長率も継続企業成長率もともに好況期には高くなり不況期には低くなる。また資本労働比率の増大にともない一人あたり生産量が増大すると、新古典派成長モデルで示されるように経済成長率も継続企業成長率も低下すると予想される。

### 3. 新陳代謝成長率の大きさとその推移

図1を観察すると継続企業成長率よりも経済成長率の方が平均的に高く位置していることが読み取れる。実際にそれぞれの平均値を計算すると、経済成長率は6.48%、継続企業成長率は2.81%になる。<sup>10</sup>つまり経済成長率の方が継続企業成長率よりも3.67%も高く、企業の新陳代謝によって日本の経済成長率は2.81%から6.48%に約2.3倍も引き上げられたことになる。この効果を35年間でみれば、企業の新陳代謝がなかった場合には国民所得は約2.6倍に増加しただけであったが、企業の新陳代謝があったために国民所得は約9倍にまで増加したことになる。企業の新陳代謝がいかに日本の経済成長率を高めてきたかは明らかであろう。また標準偏差を調べると、経済成長率は6.85%、継続企業成長率は6.86%であり、その差は統計誤差の範囲内である。したがって企業の新陳代謝は経済成長率を高めてはきたが、経済成長率の変動幅を増減する効果はなかったといえる。

次に企業の新陳代謝が経済成長率の趨勢に与えた影響を分析する。中小企業白書（2002年度版および2003年度版）によると、日本では個人企業数と会社企業数のどちらでみても開業率と廃業率の差である純開業率に長期的な下落趨勢が存在している。このような純開業率の長期下落傾向は経済成長率にどのような影響を与えてきたのだろうか。

図2は新陳代謝成長率の推移を表しているが、この図だけでは長期的な趨勢について読み取ることができない。そこで新陳代謝成長率を被説明変数、時間を説明変数として回帰分析を行うと、定数項の推定値（括弧内はt値）は4.29（3.37）、時間の係数に対する推定値（括弧内はt値）は-0.04（-0.56）であり、自由度修正済み決定係数は-0.02、ダービン・ワトソン値は2.22であった。時間の係数に対する推定値は統計的に有意ではないし、自由度修正済み決定係数はマイナスである。

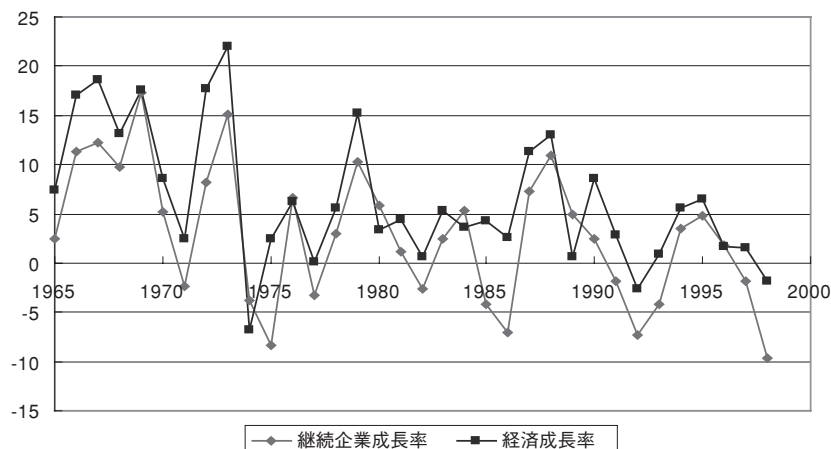


図1 経済成長率と継続企業成長率の推移比較

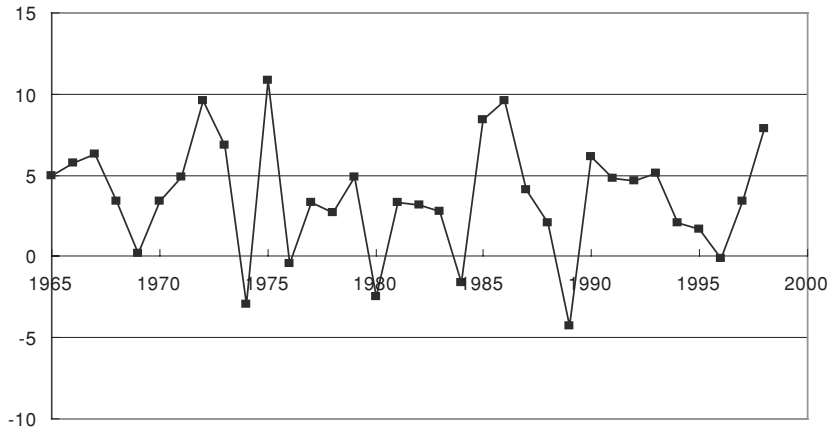


図2 新陳代謝成長率の推移

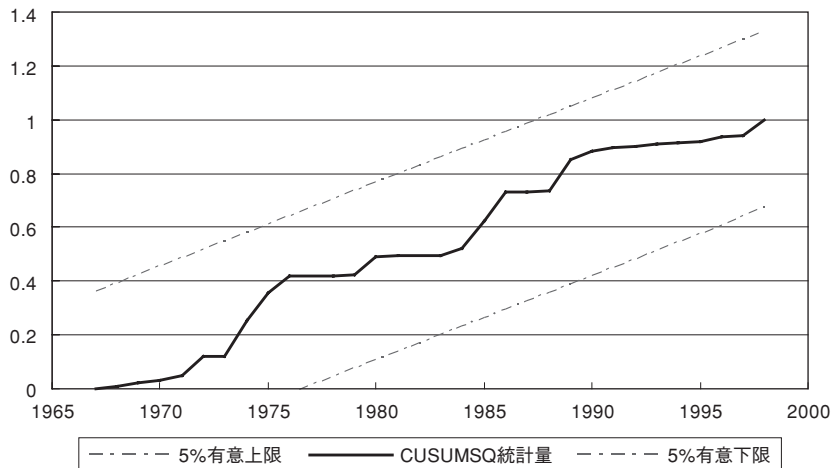


図3 新陳代謝成長率の構造変化のCUSUMSQ検定

ただし分析期間は30年以上と長期であり、高度成長期の終末期から石油ショック、バブル経済期とその崩壊後の平成不況期が含まれ、構造変化の生じた可能性がある。そこで、CUSUMSQ検定を行った結果が図3である。この図より明らかなように、CUSUMSQ統計量は分析期間を通じて5%有意水準の上限線と下限線のほぼ中央にあり、企業の新陳代謝の長期趨勢には構造変化がなかったと判断してよいであろう。

以上の分析結果から、企業の新陳代謝が経済成長率を引き上げる効果でみると長期的な変化はみられないことがわかる。2節でも述べたとおり、一人あたり国民所得が増大するとともに経済成長率も継続企業成長率も低下する傾向にある。また中小企業白書(2002年度版および2003年度版)によれば、開業率と廃業率の差である純開業率も長期的低下傾向にある。しかしながら企業の新陳代謝が経済成長率に与えた影響ではかると、それは長期的にみて一定の水<sup>11</sup>準を保っている。需要が大幅に不足したバブル経済崩壊後のデフレ不況において、新陳代謝成長率が長期一定に推移していなければ、日本経済はさらに深刻な不況に直面していたであろ

う。

#### 4. 新陳代謝成長率に影響を与える要因

本節では新陳代謝成長率を時系列に分析して新陳代謝成長率に影響を与えた要因を明らかにする。ある説明変数の変化が継続企業よりも参入企業の平均的成長を促すなら新陳代謝成長率は上昇する。逆に参入企業よりも継続企業の平均的成長を促すなら新陳代謝成長率は下落する。この節の推定モデルで説明変数に採用するのは利潤率、株価、付加価値、物価上昇率、超過労働時間、為替レートである。

通常の投資理論から明らかのように予想利潤率が高く利率が低いほど企業の投資は大きくなる。<sup>12</sup> 市場の雰囲気も企業の投資行動に影響する。市場が将来に楽観的で株価が上昇する局面では投資は増加する。このような投資の増加が新陳代謝成長率の上昇を伴うか否かは、その投資に対して参入企業と継続企業のどちらに比較優位があるのかに依存する。序論でも述べたとおり、新しい財やサービスの供給に対して参入企業に比較優位があれば新陳代謝成長率は上昇する。超過労働時間、付加価値（＝利潤と賃金の合計）、インフレ率の上昇は、既存財に対する需要増を示唆する場合には既存企業の付加価値成長率を上昇させる要因となり新陳代謝成長率は下落する。また名目為替レートが上昇して円安になると、日本では製造業を中心に伝統的企業の輸出が景気を牽引するため新陳代謝成長率は下落することが予想される。<sup>13</sup>

推定に必要なデータはすべて日経 NEEDS のマクロ経済データ CD-ROM より取得したが、データの出所について簡単な説明を行う。利潤率は財務省『法人企業統計季報』より法人企業の営業利益（全産業）及び資産合計（全産業）を収集し、前者を後者で割った値をあらわす。株価は『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国内総資本形成デフレーターで実質化した変数を利用する。インフレ率は内閣府（旧経済企画庁）『国民経済計算年報』より国民総支出デフレーター（1990年＝100）を使って計算している。為替レートは日本銀行『金融経済統計月報』より銀行間中心為替レートの月中平均（円／ドル）を利用している。超過労働時間は厚生労働省『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している。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。付加価値は継続企業成長率の計算に用いられたサンプル企業の営業利益と人件費（損益計算書の人件費・法定福利費と製造原価明細の労務費・福利厚生費の合計）<sup>14</sup>の合計を用いる。

ユニットルート検定の結果、被説明変数である新陳代謝成長率は定常的な変数であった。「成長率」は「レベル値」の階差をとった変数であり定常的である場合が多い。一方、その他の変数はレベル値で定常的ではないと思われるため、すべての説明変数について一階の階差をとりユニットルート検定を行った。それらすべての結果をまとめたものが表1である。表1か

表1 ユニットルート検定のタウ値およびP値

|                 | 新陳代謝<br>成長率 | 利潤率    | 株価     | インフレ率為替レート | 超過<br>労働時間 | 付加価値   |        |
|-----------------|-------------|--------|--------|------------|------------|--------|--------|
| 加重対称            | -4.90       | -4.61  | -3.16  | -3.25      | -3.27      | -4.07  | -5.16  |
| P値              | 0.00        | 0.00   | 0.05   | 0.04       | 0.04       | 0.00   | 0.00   |
| Dickey-Fuller   | -4.67       | -4.51  | -2.88  | -2.96      | -3.20      | -3.78  | -4.86  |
| P値              | 0.00        | 0.00   | 0.17   | 0.14       | 0.08       | 0.02   | 0.00   |
| Phillips-Perron | -33.42      | -26.63 | -22.39 | -29.97     | -19.48     | -23.40 | -18.66 |
| P値              | 0.00        | 0.02   | 0.04   | 0.01       | 0.08       | 0.04   | 0.09   |

表2 新陳代謝成長率の推定

|        | 推定値   | t値    |
|--------|-------|-------|
| 定数項    | 3.92  | 7.10  |
| 利潤率    | 6.41  | 5.33  |
| 株価     | 0.26  | 1.72  |
| インフレ率  | -0.45 | -3.21 |
| 為替レート  | -2.48 | -2.39 |
| 超過労働時間 | -0.20 | -2.87 |
| 付加価値   | -0.13 | -4.23 |

表3 検定値などの統計量

|                | 統計量  | p値   |
|----------------|------|------|
| R <sup>2</sup> | 0.66 |      |
| D. W.          | 2.11 |      |
| Jarque-Beta    | 0.39 | 0.83 |
| LM             | 0.21 | 0.64 |
| RESET 2        | 0.76 | 0.39 |

\*利潤率、株価、物価上昇率、為替レート、超過時間労働、付加価値については一階の階差を取っている。

ら株価とインフレ率の Dickey-Fuller 検定以外は 10% 水準で統計的に有意である。したがって説明変数は I(1) 変数であり一階の階差が定常的になる。以上の結果から説明変数の一階階差と被説明変数の成長率は、実質的に階差変数同士の関係にあることがわかる。つまり階差式として通常の最小二乗法を適用することで長期的に安定した関係を推定することが可能である。

新陳代謝成長率を被説明変数とした推定モデルを最小二乗法で推定した結果が表2、この推定に関連する検定値などの統計量が表3に示されている。株価以外は5%水準で、株価は10%水準で統計的に有意である。すべての説明変数について一階の階差をとっているため自由度修正済み決定係数は0.66と時系列分析にしては低いが、不均一分散、誤差項の正規性、特定化検定のいずれも問題がない。そこで以下ではそれぞれの説明変数について推定結果を分析する。

利潤率と株価の係数に対する推定値はどちらもプラスであった。つまりこれらの変数の上昇は継続企業よりも参入企業の投資インセンティブを高めることで、新陳代謝による経済成長を促進する効果を持つ。超過労働時間、付加価値(=利潤と賃金の合計)、インフレ率の係数に対する推定値はいずれもマイナスであった。これらの変数の上昇は既存財への需要増をもたらす要因として経済成長率にしろる企業新陳代謝の貢献分を減少させる働きがあるようである。名目為替レートの上昇=円安の係数に対する推定値もマイナスであった。やはり円安による日本企業の輸出増は、参入企業よりも継続企業の成長を促進していることになる。

## 5. おわりに

本論文では、企業の新陳代謝が日本の経済成長率に与えてきた影響の大きさとその推移、さらにはそのような推移をもたらした要因について実証分析を試みた。長期データ分析の利点を生かす試みとして、企業の新陳代謝を分析期間中に新規参入をして操業を継続する企業が成長したり衰退したり、さらにはその一部が市場から撤退したりする現象と定義した。企業の新陳代謝をこのように広く定義することで、企業の参入・退出の長期累積的な効果として各期の経済成長率がどの程度上昇してきたのかを分析できる。具体的に企業の新陳代謝が経済成長率に与えた影響は、企業の新陳代謝を含んだ経済全体の付加価値成長率（＝経済成長率）と分析期間中に企業構成が変化していない企業群の平均的な付加価値成長率（＝継続企業成長率）との差（＝新陳代謝成長率）をとることによって測定した。

本論文を締めくくるにあたって主な実証結果を整理しておきたい。まず経済成長率と継続企業成長率の平均値はそれぞれ 6.48% と 2.81% で経済成長率の方が 3.67% も高く、企業の新陳代謝によって日本の経済成長率は 2.81% から 6.48% に約 2.3 倍も引き上げられたことがわかった。この効果を 35 年間でみれば、企業の新陳代謝がなかった場合には国民所得は約 2.6 倍に増加しただけであったが、企業の新陳代謝があったために国民所得は約 9 倍にまで増加したことになる。また企業の新陳代謝が経済成長率の変動幅に与える影響は観察されなかった。

さらに新陳代謝成長率の趨勢について分析すると、企業の新陳代謝が経済成長率を引き上げる効果に長期的な変化はみられなかった。2 節でも述べたとおり、一人あたり国民所得が増加するとともに経済成長率も継続企業成長率も低下する傾向がある。また 3 節でも述べたとおり、中小企業白書（2002 年度版および 2003 年版）によれば、開業率と廃業率の差である純開業率にも長期下落傾向がみられる。しかしながら企業の新陳代謝が経済成長率を引き上げる効果でみると、それは長期的にみて一定の水準を維持してきたことになる。需要が大幅に不足したバブル経済崩壊後のデフレ不況において新陳代謝成長率が長期一定に推移していなければ、日本経済はさらに深刻な不況に直面していたであろう。

本論文ではさらに新陳代謝成長率を時系列に分析して、新陳代謝成長率に影響を与えた要因を明らかにした。具体的な手法としては、被説明変数である新陳代謝成長率が定常的な変数であったため、すべての説明変数について一階の階差をとり通常の最小二乗法を用いて推定した。その結果、利潤率や株価の上昇は継続企業よりも参入企業の投資インセンティブを高めることで、新陳代謝による経済成長を促進する効果が確認された。一方、超過労働時間、付加価値（＝利潤と賃金の合計）、インフレ率の上昇は、既存財への需要増をもたらす要因として経済成長率にしろる企業新陳代謝の貢献分を減少させる効果が確認された。円安による日本企業の輸出増も、参入企業より継続企業の成長を促進する結果、経済成長率にしろる企業新陳代謝



の貢献分を減少させる効果が確認された。このように新陳代謝成長率の変動にはさまざまな要因が影響しており、長期的にはそれらの影響が相殺しあうことで景気変動や経済成長とは独立一定に推移してきたことが明らかになった。

## 6. 補論

この補論では『国民経済計算』から計算される付加価値成長率と『法人企業統計』から計算される付加価値成長率を時系列に比較分析する。ここでは『国民経済計算』の雇用者所得と営業余剰の合計を YN, 『法人企業統計』の全産業に所属する企業の営業利益と人件費の合計を YF と定義しておく。継続企業成長率のデータ収集の制約で、分析の対象最終年は 1999 年となるが、これらの企業データはほとんどが 3 月決算であるため、実質的には 1998 年度が対象最終年度となる。そこで分析対象期間を 1962 年度から 1998 年度の 37 年とする。まず YN と YF の相関係数を調べると 0.993 でかなり 1 に近い値である。またこれらの関係を最小二乗法で推定すると、定数項の推定値 (括弧内は t 値) は 278.21 (6.53), YF の係数に対する推定値 (括弧内は t 値) は 1.76 (49.78) であり、自由度修正済み決定係数は 0.99, ダービン・ワトソン値は 0.20 であった 15。ダービン・ワトソン値が低いため、自己相関の存在を想定して最尤法で推定すると、定数項の推定値 (括弧内は t 値) は 456.01 (1.54), YF の係数に対する推定値 (括弧内は t 値) は 1.43 (9.45) であり、自己相関係数は 0.98 (40.00), 自由度修正済み決定係数は 1.00 であった。このようにどちらのケースをみても、YN と YF の間には緊密な関係が存在することが確認できる。

またこの研究では、YN と YF の値に加え、これらの成長率の差に趨勢的な偏りがないのかに注意を払う必要がある。そこで 1963 年度から 1998 年度について、YN の成長率から YF の成長率を差し引いた値を被説明変数、時間を説明変数として最小二乗法で推定すると、定数項の推定値 (括弧内は t 値) は -4.04 (-2.57), 時間の係数に対する推定値 (括弧内は t 値) は 0.09 (1.24) であり、自由度修正済み決定係数は 0.01, ダービン・ワトソン値は 2.20 であった。自由度修正済み決定係数は非常に低いし、時間は統計的に有意でない。しかし、この分析期間の 36 年の間には日本経済はいろいろな変化を経験してきているから、構造変化があって分析期間中にパラメータが変化した可能性がある。例えば分析期間を二分すればそれぞれの期間で趨勢が存在する可能性もある。そこで構造変化を調べる CUCUMSQ 検定を行うと図 4 が得られる。この図からは 1980 年度に構造変化があったことが読み取れる。

そこで分析期間を 1980 年度で分割して推定すると、1963-1980 年の分析期間では、定数項の推定値 (括弧内は t 値) は -5.03 (-1.74), 時間の係数に対する推定値 (括弧内は t 値) は 0.20 (0.73) であり、自由度修正済み決定係数は -0.03, ダービン・ワトソン値は 2.22 であった。同様に 1981-1998 年の分析期間では、定数項の推定値 (括弧内は t 値) は -1.14 (-

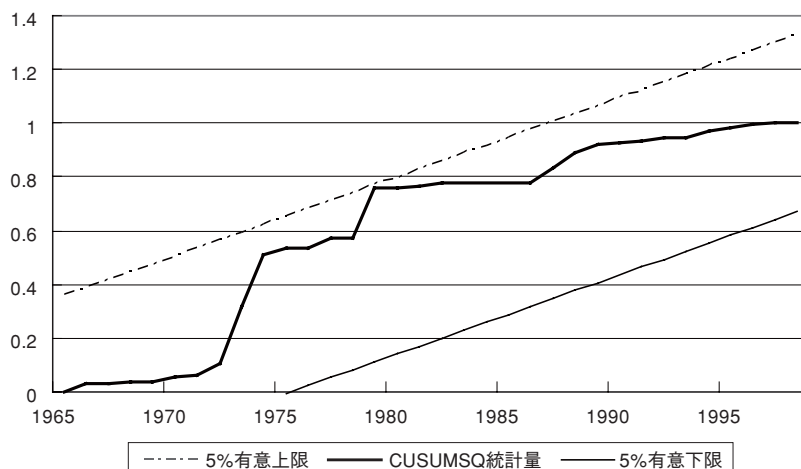


図4 成長率差の推定の構造変化 CUSUMSQ 検定

0.28), 時間の係数に対する推定値 (括弧内は  $t$  値) は  $-0.01$  ( $-0.10$ ) であり, 自由度修正済み決定係数は  $-0.06$ , ダービン・ワトソン値は  $2.22$  であった。係数に対する推定値は符号も大きさも確かに異なるが, どちらのケースでも自由度修正済み決定係数はマイナスであり統計的に全く有意でない。これらの分析結果から『国民経済計算』の雇用者所得と営業余剰の合計の成長率と『法人企業統計』の全産業に所属する企業の営業利益と人件費の合計の成長率の間に趨勢的な乖離が存在しないことは明らかである。したがって, かりに『国民経済計算』から計算される付加価値成長率を経済成長率に用いたとしても, 本論文の定性的結果に変化は生じないと結論してよいだろう。

#### 謝辞

本論文の執筆にあたって, 東洋大学の安田武彦教授, World Bank の飯味淳氏, Federal Reserve Bank of Chicago の大野由香子氏より貴重なコメントを頂いた。また日本経済学会秋期大会 (2005 年度)「経済成長論と日本経済」セクション及び同志社大学ワールドワイドビジネス研究センター主催オープンセミナー (2005 年と 2006 年) の報告にご参加頂いた方々からも有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。なお本論文は, 文部科学省学術フロンティア推進事業の研究助成 (平成 16 年度～平成 20 年度) 及び独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究 (B) (17330057 グローバリゼーションが企業行動及び市場成果に与えた影響の分析) の研究助成 (平成 17 年度～平成 20 年度) にもとづく研究成果の一部である。

#### 注

- 1 関連する研究として K. G. Nishimura et al. (2005) および深尾・権 (2004) では, バブル経済崩壊以降の生産性変動と企業の参入・退出との関連について企業活動基本調査の個表データを用いた短期データ分析 (分析期間はそれぞれ 1994–1998 年と 1994–2001 年) を行っている。また日本を除く先進国 10 カ国を対象にした分析 (分析期間は 1989–1994 年) については OECD (2003) を参照されたい。
- 2 この効果について詳細は Robert J. Barro and Xavier Sala-i-Martin (2003) の 6 章, Dixit and Stiglitz 型の生産関数について詳細は A. K. Dixit and J. E. Stiglitz (1977) をそれぞれ参照されたい。また内生的経済成長論の枠組みで, 中間投入財の多様性を扱う論文は P. M. Romer (1990) (1987) を, 効

用が消費財の多様性に依存する代替的なモデルについての解説は G. M. Grossman and E. Helpman (1993) を参照されたい。

- 3 Appropriate technology という用語は、先進国から発展途上国への技術流出が妨げられる要因として、S. Basu and D. N. Weil (1998) により用いられている。
- 4 継続企業が新しい財を生産することによっても経済成長率は増加するが、これは企業の新陳代謝が経済成長率に与える直接的な影響ではないため、本論文では計測の対象外である。P. Aghion et al. (2003) の実証研究によれば、新企業の参入は継続企業の生産性成長率をも増大させることが報告されている。
- 5 創造的破壊のプロセスについては J. A. Schumpeter (1934)、その経済成長に与える影響の理論分析については P. Aghion and P. Howitt (1992) を参照されたい。また企業の新陳代謝が企業の撤退のみを伴う場合には、一時的に経済成長率は低下する可能性があるが、その後の経済成長率は上昇する。本論文は長期に関する分析であるため、衰退企業の撤退は経済成長率を押し上げると考えられる。
- 6 分析期間の 35 年間に存在しつづけてきた企業であっても、全く上場しなかったり途中から上場あるいは上場を廃止したりした企業の中には参入企業や衰退企業とみなす方が適切な場合もあり、継続企業のサンプルには含めなかった。たとえば途中から上場した企業はそれまでに高成長率を維持した一種の参入企業であり、途中から上場を廃止した企業は一種の衰退企業である。あるいは分析期間中ずっと存在し継続企業成長率よりも高い率で成長したが上場はしなかった企業が存在すれば、これは将来に上場の可能性も秘めた一種の参入企業であるし、継続企業成長率よりも低い率でしか成長しなかったが倒産はしなかった企業が存在すればこれは一種の衰退企業である。また継続企業と同程度に成長したが上場はしなかった継続企業については 558 社のサンプルが代表として選択されている。
- 7 NEEDS の財務データ CD-ROM の中で販売管理費項目の中の人件費項目は「役員賞与」「役員報酬・賞与」「人件費・福利厚生費」「労務費・福利厚生費」の 4 つのデータで構成されている。この中で「役員賞与」は利益処分されているため「営業利益」にも含まれている。「役員報酬・賞与」は販売費および一般管理費で費用処理された役員報酬・役員賞与と定義されており、本論文では各企業の利潤を構成する要素として分析しているが、念のため「役員報酬・賞与」を付加価値に含めずに継続企業成長率を計算したところ本論文の計算結果とほとんど変わることにはなかった。また租税公課については分析対象期間中ほとんどの企業でデータが公表されていないため付加価値には含めていない。
- 8 経済成長率としてまず考えられるのは GDP 成長率である。しかし GDP には政府や海外の経済主体がうみだす付加価値が含まれる。したがって GDP 成長率と継続企業成長率の差には企業新陳代謝の影響だけでなく政府や海外の影響も含まれてしまう。そこで GDP のかわりに『国民経済計算』の雇用者所得+営業余剰+海外からの純要素受け取り(≒要素費用表示の国民所得)を用いることも考えられるが、雇用者所得と営業余剰には個人企業の混合所得、雇用者所得にはさらに一般政府・公的企業部門の雇用者所得、営業余剰にはさらに家計の持ち家分が含まれる。ただし補論の分析から『法人企業統計』を用いた付加価値成長率と『国民経済計算』を用いた付加価値成長率のあいだに趨勢的な乖離は存在しない。したがって『国民経済計算』を用いた付加価値成長率で分析しても本論文の主要な定性的結果に変化は生じない。
- 9 ほとんどの企業の決算月は 3 月であるため、継続企業成長率は決算が発表された年で 1965 年から 1999 年、経済成長率は 1964 年から 1998 年のデータが含まれる。
- 10 ちなみに『国民経済計算』の雇用者所得と営業余剰の合計の成長率は同期間で 8.6% であった。
- 11 さらに企業新陳代謝のマクロ利潤率に与える影響を計測すると上昇趨勢が存在している。分析結果の詳細は中尾 (2008) を参照されたい。
- 12 ただし試験的分析の結果、利子率は統計的に有意にならなかったためここでは説明変数として採用しない。投資理論を応用した参入行動の分析について詳細は T. Nakao (1980) (1986) を参照されたい。
- 13 その他にも景気動向指数、実質経済成長率、操業度を説明変数の候補として推定を試みたが有意にはならなかった。
- 14 若干有意性は劣るが『国民経済計算年報』の雇用者所得と営業余剰の合計や『法人企業統計』の営

業利益と人件費の合計を用いることもできる。

- 15 係数に対する推定値が1よりも大きい値となっているのは、『法人企業統計』の全産業に所属する企業の付加価値合計が『国民経済計算』の雇用者所得と営業余剰の合計よりも小さいことを意味する。これは『法人企業統計』が全企業をカバーするデータではなく、金融・保険業を除く資本金1000万円以上の営利法人を調査対象とするためと思われる。財務省の財務総合政策研究所のホームページ <http://www.mof.go.jp/1c002.htm> を参照されたい。

#### 参考文献

- Aghion, P.; Blundell, R.; Griffith, R.; Howitt, P. and Prantl, S. "Firm Entry and Growth: Theory and Micro Evidence," mimeo, 2003.
- Aghion, P. and Howitt, P. "A Model of Growth through Creative Destruction." *Econometrica*, 1992, 60(2), pp. 323-51.
- Barro, Robert J. and Sala-i-Martin, Xavier *Economic Growth* MIT Press, 2003.
- Basu, S. and Weil, D. N. "Appropriate Technology and Growth." *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(4), pp. 1025-54.
- Grossman, G. M. and Helpman, E. *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, 1993.
- Nakao, T. "Demand Growth, Profitability, and Entry." *The Quarterly Journal of Economics*, 1980, 94(2), pp. 397-411.
- . "Industrial Organization in International Framework," H. De Jong, et al., *Main Stream in Industrial Organization*. Leiden: Martinus Nijhoff, 1986, 159-88.
- Nishimura, K. G.; Nakajima, T. and Kiyota, K. "Does the natural selection mechanism still work in severe recessions?: Examination of the Japanese economy in the 1990s." *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2005, 58(1), pp. 53-78.
- OECD. *The Sources of Economic Growth in OECD Countries*. Paris, 2003.
- Romer, P. M. "Endogenous Technological Change." *The Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), pp. 71-102.
- . "Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization." *The American Economic Review*, 1987, 77(2), pp. 56-62.
- Schumpeter, J. A. *Theory of Economic Development: An Inquiry Into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*. Harvard University Press, 1934.
- 中小企業庁『中小企業白書(2002年版)』2003年。  
<http://www.chusho.meti.go.jp/hakusho/chusyo/H14/Z02-01-21.htm>
- 中小企業庁『中小企業白書(2003年版)』2004年。  
<http://www.meti.go.jp/hakusho/chusyo/H15/02-02-01-01.html>
- 中尾武雄「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—」ワールドワイドビジネス・ワーキングペーパーシリーズ 2008年, No. 08-E-001.
- 深尾京司・権赫旭「日本の生産性と経済成長：産業レベル・企業レベルデータによる実証分析」『経済研究』2004年, 第55巻第3号, pp. 261-281.