

# グローバル化が企業行動 および市場成果に与えた影響の分析

課題番号 17330057

平成17年度～平成20年度科学研究費補助金  
(基盤研究(B)) 研究成果報告書

平成20年4月

研究代表者 **中尾武雄**  
(同志社大学経済学部教授)

## は し が き

グローバリゼーションとは国家間の障壁が低くなることと定義できるが、このグローバリゼーションの進展は日本の経済・社会のさまざまな側面に影響を与えてきた。この研究はグローバリゼーションがもたらした変化によって日本の企業や産業がどのように変容してきたかを経済学の立場から分析することにあつた。ここで経済学の立場から分析するとは、グローバリゼーションの進展によって引き起こされた企業や産業の変容が日本の経済厚生に与えてきた影響を分析することである。

企業を取り囲む環境は、財市場、資本市場、経営市場、労働市場に分類できるが、そのすべてがグローバリゼーションの影響を受けてきた。財市場では、国内市場が世界市場に統合されたため、グローバリゼーションが進展する前は国内市場を中心にしていた日本企業も世界市場での競争にさらされるようになった。その結果、国際的な比較優位の程度あるいは輸出競争力の強さが、企業の将来に決定的な影響を与えるという認識が一般的になった。この認識の妥当性を分析しているのが以下の【研究発表】で提示されている論文⑥と⑨である。

資本市場における国際化の進展も顕著なものがあつた。その典型的な現象が、多くの日本企業で外国法人が重要な株主となつたことである。このような財市場と資本市場におけるグローバリゼーションの進展は、日本企業や経営者の考え方にも重要な影響を与えてきた結果、日本企業の行動にもさまざまな変化が表れて、日本経済全体に重要な影響をもたらしてきた。たとえば、財市場における国際競争の激化と資本市場の国際化は、日本企業の多角化を進展させ、M&Aを急増させてきた（【研究発表】で提示されている論文①と③では、この問題を実証的に分析している）。

グローバリゼーションは経営環境の国際化も進展させ、ストックオプション導入が日本でも急速に進んだが、ストックオプション導入の日本的なメカニズムやその効果について経済学的な立場から分析した研究は少ないため、【研究発表】で示されている論文②、⑦、⑧で、この問題を考察している。

グローバリゼーションの進展が日本経済全体に与えてきた影響を分析しようとしたのが、【研究発表】で示されている論文④と⑤である。経済成長で賃金率が上昇したこととグローバリゼーションの進展によって、日本の既存企業の多くが世界市場での競争力が弱くなり、ROAやROEのような利潤率を低下させてきたし、日本の経済成長率も低下してきた。このような長期的趨勢を相殺してきたのが企業の新陳代謝である。企業新陳代謝とは新企業の参入と旧企業の退出を意味するが、この企業新陳代謝がグローバリゼーションの進展と共にどのように変化してきたかを分析している。

今後も日本はグローバリゼーションの荒波の中で生きていく必要があるが、グローバリゼーションは市場競争を激化させて、勝者と敗者を明確化する傾向があり、少子高齢化の進行で活力を失いつつある日本には厳しい未来となる可能性もある。本研究は、グローバリゼーションの日本における影響の解明に貢献することを目的としてきたが、まだまだ不十分であり、今後の研究に期待したいと思う。

## 【研究組織】

研究代表者： 中 尾 武 雄(同志社大学経済学部教授)  
研究分担者： 東 良 彰(同志社大学経済学部教授)  
研究分担者： 小 橋 晶(同志社大学経済学部専任講師)  
研究分担者： 岸 基 史(同志社大学経済学部准教授)

## 【研究経費】

	直接経費	間接経費	合計
平成17年度	1,600,000	0	1,600,000
平成18年度	1,400,000	0	1,400,000
平成19年度	1,400,000	420,000	1,820,000
平成20年度	1,400,000	420,000	1,820,000
総計	5,800,000	840,000	6,640,000

## 【研究発表】

### (1)学会誌等

①中尾武雄「連結・単独売上高比率のパネルデータ分析－新産業創設など多角化行動の解明－」『経済学論叢(同志社大学)』57巻，2006年，81-106.

②中尾武雄「ストックオプション効果の実証的分析」『経済学論叢(同志社大学)』58巻，2007年，25-51.

③中尾武雄「企業買収行動の理論的・実証的分析－連結子会社数の決定要因とストックオプションの影響－」『経済学論叢(同志社大学)』59巻，2007年，1-28.

④東良彰・中尾武雄「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』10巻，2008年，14-25.

⑤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レビュー』10巻，2009年，15-34.

⑥中尾武雄「輸出，研究開発，広告，株主構成と企業価値－直接効果と配当を通じて与える効果の総合的分析－」『経済学論叢(同志社大学)』60巻，2009年.

また、ワーキングペーパーとして

⑦ Hiroaki Miyoshi and Takeo Nakao, "A Theoretical and Empirical Analysis on the Determinants of the Introduction of Stock Options in Japan: Theory of Shareholder Sovereignty versus Theory of Manager Sovereignty"『ITEC ワーキングペーパー』07-17, 2007年.

⑧ 中尾武雄・小橋晶・岸基史「ストックオプション導入に関する理論的分析－経営者主権と株主主権におけるストックオプション規模が社会的厚生に与える影響－」『同志社大学経済学会・ワーキングペーパー』No.36, 2008.

⑨ 中尾武雄「株式市場の予測力の実証的分析－企業市場価値は利潤割引現在価値に等しいか？－」『WWB ワーキングペーパー』予定, 2009.

## (2) 口頭発表

東良彰・中尾武雄「企業の新陳代謝と日本の経済成長」, 日本経済学会秋期大会. 2005年9月.

# 研 究 成 果

## 【論 説】

## 輸出，研究開発，広告，株主構成と企業価値

—直接効果と配当を通じて与える効果の総合的分析—

中 尾 武 雄

## 1 は じ め に

本稿では、企業の市場価値に重要な影響を与えている要因をパネルデータで実証的に明らかにする。企業の市場価値とは、企業の株価と株式総数の積であるから、実質的には企業の株価を決定する要因を解明することになる。また、以下では企業の市場価値を単に企業価値とも呼ぶ。分析対象企業は日本の製造業企業で、分析対象期間は2001年から2005年である。被説明変数は企業価値、説明変数は輸出、研究開発、広告、株主持株比率などを用いる。筆者は本稿と類似の研究を中尾(2008)でも行っている。この論文では、被説明変数に企業価値、説明変数として配当、輸出、研究開発、広告、株主持株比率などを用いてパネルデータ分析をおこなったが、その分析の結果、企業価値に重要な影響を与えているのは、配当、研究開発、広告、輸出、株主構成と過去の株価動向であることが分かった。特に配当は傑出して重要な要因で、企業価値のばらつきの40%から70%が配当だけで説明できるほどであった。ところが、配当額が大きいほど企業価値が大きくなるという結論は当然で、新しい発見でもないし興味深い結果でもない。この分析結果からわかることは、企業価値の決定要因を明らかにするためには、配当の大きさを決定している要因を解明する必要があるということであり、本稿の目的もそこにある。

中尾(2008)で明らかにされたように、企業の将来配当の大きさは研究開発、

広告、輸出、株主構成などによって重要な影響を受ける。したがって、これらの要因が企業価値に与える影響は、直接的なものだけでなく、配当を通じた間接的なものも存在するはずである。したがって、研究開発、広告、輸出、株主構成などが企業価値に与える影響を総合的に捉えるためには、これらの要因が配当を通じて企業価値に与えている影響の大きさを推定する必要がある。そこで、本稿では、配当の決定要因を日本の製造企業のパネルデータを用いて推定し、その結果と配当が企業価値に与えている影響の推定結果を用いて、研究開発、広告、輸出、株主構成などが企業価値に与えている間接的な影響を推定することで、これら要因の企業価値に対する総合的な影響を明らかにする。

企業価値の決定要因については、既に多くの研究が存在している。たとえば、Ohlson (1995) の理論モデルを応用して日本における企業価値の決定要因を分析した研究として、青淵 (2001, 2002)、井上 (1998, 1999)、上田 (2002)、矢内 (2004)、石川 (2007) がある。配当が企業価値に与える効果の重要性については Francis, Olsson, and Oswald (2000)、Lease, John, Kalay, Loewenstein and Sarig (2000)、研究開発と広告が企業価値に与える影響は Chan, Lakonishok, and Sougiannis (2001)、Hall and Oriani (2006)、Han and Manry (2004)、Joshi and Hanssens (2004) が分析している。また、株主構成と企業価値の関係は Morck, Nakamura and Shivdasani (2000) の研究などがある。また、配当や利潤やキャッシュフローと企業価値との関係を分析した研究も多くある。たとえば Dechow, Kotharib and Watts (1998)、Krishnan and Largay (2000)、Penman and Sougiannis (1998)、Francis, Olsson and Oswald (2000)、Subramanyam and Venkatachalam (2007)、薄井 (2003)、橋本 (2007) がある<sup>1)</sup>。しかし、本稿のように、企業価値を決定する重要な要因の直接的影響だけでなく、配当を通じた間接的影響も考慮した研究はなく、新しい分野を切り開く分析になると期待される。

---

1) この分野の参考文献については石川 (2007) が詳しい。また、企業価値に関する理論的な分析は Kruschwitz and Löffler (2006) で一般的に行われている。

本稿では、第2章で配当や企業価値を決定する関数に関する理論モデルを構築し、第3章で、理論モデルから導出された推定式を推定し、その推定結果を用いて研究開発、広告、輸出、株主構成などが企業価値に与える影響について分析する。第4章では、本稿での研究を要約し、重要な結論を述べる。

## 2 理論モデル

この章では実証分析で用いられる推定モデルを導出するために必要な理論モデルを構築する。実証分析では、さまざまな要因が企業価値に与える直接的な効果と配当を通じて与える間接的效果を合計した総合的な影響を分析するため、理論モデルでは、第1段階では配当の割引現在価値最大化問題から配当関数を導出し、次いで経営者行動を分析して企業統治が企業価値に影響を与える理由を明らかにする。また、企業価値を決定するのは株価であることから、株式市場における株価決定メカニズムについても分析する。

### 2.1 配当関数と配当調整関数

#### 2.1.1 企業価値最大化モデルと配当関数：長期均衡が存在するケース

この節では、経営者が将来配当の割引現在価値を最大化するモデルを構築し、これから配当関数を導き出す。企業価値あるいは株主価値は現在から無限の先までの配当を現在価値に割り引いた値の合計であるが<sup>3</sup>、将来の配当は将来の利潤から分配されるから、将来配当を決定するのは将来利潤の大きさである。したがって、企業価値を推定するためには、現在から無限の先の未来の企業の利潤の大きさを予測する必要があるが、これは企業の長期的な未来の姿を予測することを意味している。ところが、グローバル化の進行と共に企業を取り囲む環境の変化は急激であり、現時点で規模が大きい大企業といえども遠い将来にはどうなっているか分からないような状況である。しかし企業環境で最も重要な要因は、技術と市場における変化と市場の国際化であるから、これらの側面で競争力がある企業は、将来も高い収益力

を持っている可能性が高い。言い換えれば、企業の将来を決定するのは企業の技術力、市場でのブランドの強さ、世界市場での比較優位の程度ということになる。そこで、本稿での企業価値決定に関する理論モデルでもこれらの3要因を取り込んで構築する。

まず始めに長期均衡が存在し、企業が均衡点かその近傍にいるケースで企業が配当の割引現在価値を最大化するケースをモデル化する。この場合には、企業が  $t$  期に配当  $D$  の割引現在価値合計  $V$  を最大化する問題は、以下のよう

$$V(t) = \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} D(\tau) \quad (1)$$

ただし、 $\delta$  は 1 から割引率を引いた値の割引因子である。また、不完全な資本市場を想定し、流動性制約として、

$$D(t) + R(t) + A(t) + X(t) = \pi(t-1) \quad (2)$$

を考える。ここで  $R$  は研究開発支出、 $A$  は広告支出、 $X$  は海外市場での販売を促進するための投資（簡単化のため以下では海外市場投資）<sup>2)</sup>、 $\pi$  は配当、研究開発、広告、海外市場投資を差し引く前の利潤を示す。また、簡単化のため、負債、増資、内部留保などは考慮していない。研究開発、広告、海外市場投資はいずれも長期的に持続する効果があり、以下のような関係が成立すると想定する<sup>3)</sup>。

$$\Delta T(t) = R(t) - \rho_T T(t-1) \quad (3)$$

$$\Delta G(t) = A(t) - \rho_G G(t-1) \quad (4)$$

2) 研究開発支出、広告支出、海外市場投資のいずれも価格は 1 と想定する。したがって、支出額がそのまま実質値となる。

3) 研究開発と広告については、これらが長期的に持続する効果があることはよく知られているが、本稿では海外市場での販売を促進する投資についても同じように考えている。海外市場で販売を促進する投資とは、海外市場で販売網やサービス網あるいは顧客の愛顧を築くための販売促進支出、広告支出、研究開発支出で、これらが海外販売に与える効果も持続すると考えている。

$$\Delta W(t) = X(t) - \rho_w W(t-1) \quad (5)$$

ただし、 $\Delta$  は増加分で、 $T$  は技術ストック、 $G$  はグッドウィルストック、 $W$  は海外市場ストックと呼ぶことにする。 $\delta$  はこれらのストックの減衰率で、下付添え字が付いているのは減衰率が技術ストック、グッドウィルストック、海外市場ストックで異なることを示している。これらの関係は研究開発か広告か海外市場投資が行われれば、それらの効果が長期的に蓄積されるが、一定の比率で減衰することを示している。利潤の大きさはこれらのストックの影響を受けると考えて、以下のような利潤関数を仮定する。

$$\pi(t) = F(T(t), G(t), W(t)) \quad (6)$$

時間変数  $t$  を省略することで変数が長期均衡点で評価されていることを示せば、 $T = R/\delta_T$ 、 $G = A/\delta_G$ 、 $W = X/\delta_w$  が成立しているから、(1) 式は以下のように示される。

$$V = (\pi(R/\delta_T, A/\delta_G, X/\delta_w) - R - A - X)/(1 - \delta) \quad (7)$$

企業はこれを最大化するように研究開発支出  $R$ 、広告支出  $A$ 、海外市場投資  $X$  を決定する。この最大化問題を解いて得られる変数をすべて星印 (\*) を付けて示せば、長期均衡における最適配当は

$$D^* = \pi(R^*/\delta_T, A^*/\delta_G, X^*/\delta_w) - R^* - A^* - X^* \quad (8)$$

と示される。これが最も簡単な形での配当関数の定義である。

### 2.1.2 企業価値最大化モデルと配当関数：企業が成長するケース

企業が永久に成長するケースでは、すべての変数が変化するから、配当の現在価値最大化問題を (7) 式のような簡単な形で表すことはできず、以下のようなようになる。

$$V(t) = \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} (\pi(T(\tau), G(\tau), W(\tau)) - R(\tau) - A(\tau) - X(\tau)) \quad (9)$$

この問題を解いて得られる変数をやはり星印を付けて表せば、 $t$  期の最適配当は

$$D^*(t) = \pi(T^*(t-1), G^*(t-1), W^*(t-1)) - R^*(t) - A^*(t) - X^*(t) \quad (10)$$

と表される。ただし、(3) 式から (5) 式が満たされる必要がある。これが企業が永久に成長するケースでの配当関数の定義となる。

### 2.1.3 配当調整関数・利潤関数モデル

本稿では Lintner (1956) で導入された配当決定モデルを配当調整関数と呼ぶが、これは以下の式で表される。

$$\Delta D(t) = \gamma + \alpha (\eta \pi(t) - D(t-1))$$

あるいは

$$D(t) = \gamma + \alpha \eta \pi(t) + (1 - \alpha) D(t-1) \quad (11)$$

ただし、 $\gamma$  は定数項、 $\alpha$  は配当の調整速度で、 $\eta$  は利潤から配当に割り当てられる比率、すなわち配当支払率を示す。このモデルでも、(3) 式から (5) 式のストックに関する動学的関係と (6) 式の利潤関数は有効である。したがって、今期および過去の研究開発支出、広告支出、海外市場投資は今期と過去の利潤に与える影響を通じて、今期の配当に影響を与えることになる。

## 2.2 経営者効用最大化と株主タイプ

### 2.2.1 経営者効用最大化モデル

前節では企業は配当の割引現在価値を最大化すると想定したが、現実には多くの企業で所有と経営が分離しているため経営者に自由裁量の余地が生じ、経営者は自分の効用が最大になるように行動することになる。以下では、こ

の側面を簡単なモデルを構築して分析する。経営者の効用関数を以下のように定義する。

$$U(t) = \sum_{\tau=t}^{t+\varepsilon(V(e);J)} \delta_e^{\tau-t} U(y(e(\tau)), e(\tau)) \quad (12)$$

ただし,  $U$  は経営者の効用,  $\delta_e$  は経営者の割引因子,  $e$  は経営者の努力度,  $\varepsilon(\cdot)$  は経営者の在任期間の長さが企業価値に依存することを示す関数,  $J$  はパラメータで株主の情報量を示す。  $V(\cdot)$  は企業価値が経営者の努力度  $e$  に依存することを示す関数で  $V'(e) > 0$ ,  $U(\cdot)$  は経営者の効用関数で, 下付添え字で偏微分を示せば  $U_y(\cdot) > 0$ ,  $U_e(\cdot) < 0$ ,  $y(\cdot)$  は経営者の収入が経営者努力度に依存することを示す関数で  $y'(e) > 0$  である。このモデルでは, 経営者の在任期間を決定する関数  $\varepsilon(\cdot)$  以外は説明の必要はないと思われる。経営者の在任期間が企業価値の関数となっているのは, 情報の非対称性が存在するためである。情報の非対称性は, 株主と現経営者の間だけでなく, 株主あるいは現経営者と潜在的経営者との間にも存在する。株主は現経営者と潜在的経営者の相対的な能力の高さについて情報が不完全であるし, 現経営者も潜在的経営者の能力や株主が持っている潜在的経営者に関する情報についても, 不完全な情報しか持っていない。したがって, 現経営者が企業価値を高くすればするほど, 株主は経営者の差し替えに消極的になるであろうし, 経営者もそのように考えると想定している。したがって  $\varepsilon'(\cdot) > 0$  となる。

(12) 式は, 経営者が努力をすれば負効用は増加するが, 所得は増加するし, 企業価値が増加して在任期間も長くなることを示している。経営者はこの効用関数を最大化するように努力度  $e$  を決定するから以下の条件を満たす<sup>4)</sup>。

$$\delta_e^{t+\varepsilon(V(e))} U(y(e(t+\varepsilon(V(e))), e(t+\varepsilon(V(e)))) \cdot \varepsilon'(V(e)) + \sum_{\tau=t}^{t+\varepsilon(V(e))} \delta_e^{\tau-t} U_y(y(e(\tau)), e(\tau)) = - \sum_{\tau=t}^{t+\varepsilon(V(e))} \delta_e^{\tau-t} U_e(y(e(\tau)), e(\tau)) \quad (13)$$

4) 数式が離散変数であるが, 在任期間関数が連続的であるため (13) 式は数学的には整合性がない。また, 経営者を辞任した後の効用はゼロと想定している。

ただし、表現を単純化するためパラメータ  $J$  を省略している。この左辺の第 1 項は、経営者の努力度の増加がもたらす在任期間の延長で得る効用増加、第 2 項は所得増加による効用増加を示し、右辺は努力度がもたらす負効用の増加の絶対値を示す。

### 2.2.2 株主のタイプの影響

在任期間関数  $\varepsilon(\cdot)$  には、パラメータとして株主の情報量が入っている。在任期間関数は情報の非対称性の存在に依存しているが、情報量は株主のタイプによって異なっている。情報量が多い株主の比率が高まれば、株主全体としての情報量が増加し、在任期間は経営者努力度が高ければ長くなるが低ければ短くなる。したがって、情報量の多い株主が多いほど、経営者の努力度は高まり、企業価値も高くなる。これは株主タイプの企業統治効果と呼べる。株主を法人株主、個人株主、外国法人など株主（以下では外国株主と呼ぶ）に分類すれば、法人株主は情報量は多く個人株主は少ない。外国人株主は国内法人ほどの情報収集力はないが個人株主に比較すれば情報収集力がある<sup>5)</sup>。

株主のタイプが異なれば、時間選考の程度も異なるため (1) 式の割引因子に影響を与えて最適配当水準に影響を与える可能性もある。これは企業が長期均衡状態にあるケースの企業の最大化問題の目的関数である (7) 式を、たとえば研究開発支出で微分すると

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} \cdot \frac{\partial \pi(T(\tau), G(\tau), W(\tau))}{\partial R(t)} = 1 \quad (14)$$

となって、左辺の研究開発増加がもたらす企業価値増加は割引因子の増加関数となる。この右辺は研究開発の価格であるから、割引率の減少は研究開発を増加させることが分かる。これは広告や海外市場投資でも同じであるから、

5) 法人持株比率、個人持株比率、外国法人などの持株比率を合計するとほぼ 1 となる。本稿の 5 年間のサンプルで法人持株比率を被説明変数、個人持株比率と外国法人などの持株比率を説明変数として最小自乗法で回帰分析を行うと、個人持株比率の推定係数は 1、外国法人などの持株比率は -1 で、決定係数は 1 となる。したがって、実際の回帰分析では法人持株比率の代わりに大株主持株比率を用いている。NEEDS-CD ROM『日経財務データ』のデータ説明書によれば、大株主持株数は十大株主と役員持株数の合計である。

割引率の減少は配当を減少させることになる。株主タイプで割引率が異なることで企業行動が影響を受ける効果は株主タイプの割引率効果と呼ぶことができる。

### 2.3 株式市場の均衡：株価決定モデル

理論的には企業価値は将来配当の割引現在価値合計に等しくなるはずである。企業価値は株式数に株価を乗じた値であるが、現実の株価がこの水準になるとはかぎらない。株価は株式に対する価格で株式に対する需要と供給の大きさによって決まるからである。そこで、本節では、株価の決定メカニズムについて考え、株式市場の均衡がどのように決定されるかを解明する。

株式の供給量は総株式数  $E$  で一定と考えられるから、問題は株式に対する需要である。株式需要の分析は中尾 (2008) で行われているため、本稿では簡単な分析にとどめておく。株式に対する需要は投資需要、経営支配需要、投機需要、外国需要の4種に分類できるが、このうち投資需要  $I$  は、配当を目当てに株式を長期的に保有する投資行動を指す。情報が完全で時間選好がすべての経済主体で同一で、株式に対する需要が投資需要しか存在していなければ、均衡株価は常に1株当たりの将来利潤あるいは将来配当の割引現在価値合計に等しくなるはずである。実際には投資家には情報量や時間選考が異なるさまざまなタイプがあるため特定企業の配当の割引現在価値に関する予測もゼロから無限の間に分布されている。企業の株式を需要するのは配当の割引現在価値の予想値が株価が示す企業価値を上回っているか等しい投資家のみであるから株式に対する投資需要は株価  $p$  の減少関数となる。

$$I = I(p; J_I), \quad I'(p) < 0 \quad (15)$$

ただし  $J_I$  は投資需要に影響を与える変数たとえば投資家が保有する企業価値関連の情報を示している。投資家が予想する企業の現在価値は、企業の現在の収益力と企業の成長力で決まるが、企業の現在の収益力に関しては直近過

去の利潤や配当の情報があるし、成長性に関しては技術力、ブランドの強さ、世界市場での比較優位、株主構成を表すような情報が重要となる。

経営支配需要  $B$  とは、その名が示すように企業の経営や行動に影響を与えるための株式需要を指す。例えば、多角化を目指す企業が他企業を M&A するケースや、企業グループが株式を持ち合うケースなどが該当する。この場合でも需要量は株価に依存するであろうから、

$$B = B(p; J_B), \quad B'(p) < 0 \quad (16)$$

となる。ただし  $J_B$  は経営支配需要に影響を与える変数、たとえば、上述の企業の現在や将来の収益力を示す情報である。投機需要はキャピタルゲインを得ようとして行われる株式需要である。理論的には株価は1株当たりの将来配当の割引現在価値に等しい値の近辺に決まるはずであるが、現実の株価は上下に大きく振動する。これは将来配当の割引現在価値に関する投資家の予測値が変動することもあるが、キャピタルゲインを狙う投機家が株価に影響を与えるためでもある。投機家は、将来配当の割引現在価値の予測値だけでなく過去・現在の株価の動向から将来の株価の動きを予測して株式を需要する。このように投機需要  $S$  も現在の株価の影響を受けるが、その関係については単純ではない。そこで、投機需要関数は単に

$$S = S(p; J_S) \quad (17)$$

と表す。 $J_S$  は、株価動向など投機需要に影響を与える変数である。外国需要  $G$  は、外国の法人や個人などの経済主体による日本企業の株式に対する需要を表す。この株式需要も投資、投機、経営支配のいずれかの目的で行われるが、外国の経済主体の行動パターンは日本の経済主体とは異なるため独立した関数として表示する。株式の外国需要も株価に依存するから、外国需要に影響を与える変数を  $J_G$  と示せば

$$G = G(p; J_G), \quad G'(p) < 0 \quad (18)$$

と表される。

現実の株価は、需要と供給が均衡する条件

$$E = I(p; J_I) + B(p; J_B) + S(p; J_S) + G(p; J_G) \quad (19)$$

を満たすように決定される。この関係を株価  $p$  について解くと、株価関数

$$p = p(J_I, J_B, J_S, J_G) \quad (20)$$

が得られる。企業の市場価値は株価によって決定されるから、この関数は企業価値を決定する関数でもある。これより企業価値は、企業の現在の収益力と将来の成長力を決定する技術開発力・ブランドの強さ・世界市場での比較優位度および企業統治に影響を与える株主構成、さらには過去の株価動向などの関数となることが分かる。

### 3 配当関数と企業価値関数の推定結果とその分析

この章の目的は、前章の理論モデルに基づいて配当と企業価値に関する推定モデルを構築し、日本企業の財務データを用いて実証的に分析することにある。第1段階では配当決定要因について分析するが、配当に関する理論モデルには配当関数と配当調整関数があるため、実証分析もこれらの2種類について行う。第2段階では、配当を含む説明変数が企業価値に与える影響の大きさについて推定し、第3段階で、研究開発や輸出などの要因が企業価値に与えた影響について、直接的な効果と配当を通じて与えた間接的な効果を総合して明らかにする。

#### 3.1 サンプル企業

分析で用いるデータは中尾(2008)とほぼ同一であるが、以下では簡単な説

明を行う。企業の財務データは日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経財務データ』の収集ソフトなしの 2006 年 8 月収録バージョン、株価データは東洋経済『株価 CD-ROM』の 2006 年版を利用して収集した。分析対象は分析期間の 2001 年から 2005 年の 5 年間に上場していた製造業企業で単独決算データを利用する<sup>6)</sup>。最終的なサンプル数は 921 社となったが、これらの企業の選択には以下の基準を用いた。

- ① データ収集期間のすべての年で財務データが収集できるもの。
- ② 3 月決算以外の企業は除外する。
- ③ 従業員数データを公表していない企業を除外する。
- ④ 債務超過となった企業を除外する。
- ⑤ 大株主持株比率など必要な株主データを公表していない企業を除外する。
- ⑥ 1 月から 3 月の間に資本移動があった企業を除外する。

これらの基準を用いた理由や回帰分析に利用した変数の算出方法については中尾 (2008) で説明されているので、本稿では省略する。

### 3.2 研究開発や輸出などが配当に与える影響

#### 3.2.1 配当関数の推定式、説明変数とデータ

最も単純な配当関数は (8) 式あるいは (9) 式より

$$D = D(R, A, X)$$

と表されるが、2.2.2 の分析から明らかなように、割引率が異なれば配当政策も影響を受ける。ところが株主タイプが異なれば経営者が想定する (7) 式あるいは (9) 式の割引率  $\delta$  も異なってくるし、株主タイプが異なれば企業統治効果にも差が生じる。そこで株主タイプの影響を取り入れるために大株主持株比率 *BIG*、個人持株比率 *IND*、外国法人などの持株比率 (以下では簡単に

6) 連結決算では配当や広告を収集できる企業が少なくなる。また、輸出売上高でなく海外売上高となるため、比較優位の程度が不正確になる。

外国持株比率と呼ぶ)  $FOR$  を株主タイプとして用いる<sup>7)</sup>。したがって、上記の単純な配当関数は

$$D = D(R, A, X, BIG, IND, FOR) \quad (21)$$

と表される。回帰分析では、(21) 式を線形で近似した以下の関係を推定する。

$$D_{it} = b_0 + b_1 R_{it} + b_2 A_{it} + b_3 X_{it} + b_4 BIG_{it} + b_5 IND_{it} + b_6 FOR_{it} + u_{it}. \quad (22)$$

ただし、 $b_j$  ( $j=0, 1, \dots, 6$ ) は推定係数、 $u$  は誤差項、下付添え字の  $i$  は企業、 $t$  は時間を示す。推定に使われる被説明変数は配当金<sup>8)</sup>、説明変数の研究開発支出は研究開発費、広告支出は広告・宣伝費、輸出は輸出売上高・営業収益を用いる。大株主持株比率、個人持株比率、外国持株比率はそれぞれ少数特定者持株数、個人・その他所有株数、外国法人等所有株数を総株式数で割った値を使う。既述のように推定に使われるデータは製造業企業 921 社の 2001 年から 2005 年の決算である。

### 3.2.2 配当関数の推定結果と貢献度の推定

配当関数を固定効果モデルとランダム効果モデルで推定すると、ハウスマン検定で固定効果モデルを選択することになるが、ダービン・ワトソン値で自己相関が、ラグランジュ乗数検定で不均一分散が存在する可能性を否定できない。そこで、これらの問題に対処できる GLS 推定法を用いる<sup>9)</sup>。この推定結果は第 1 表に示されている。

すべての説明変数が統計的に有意であり、符号も理論的な予想と矛盾する

7) 中尾 (2008) では大株主持株比率と法人持株比率を用いていたが、法人持株比率の代わりに個人持株比率を採用する方が想定結果が改善されるため、本稿では差し替えている。

8) 配当金は普通株式と優先株式に対する中間配当金と期末配当金の合計とする。サンプル企業には優先株式配当金を支払っている企業が 6 社あり、これらのケースでは単純に合計しているが、これら企業をサンプルから排除しても、あるいは優先株式配当金を無視しても推定結果の差異は無視できる程度である。

9) 具体的には、STATA にある XTGLS コマンドで panels (hetero) と corr (psarl) のオプションを付けて推定する。配当関数の推定だけでなく、以下におけるパネルデータ推定のすべてで残差項の自己相関と不均一分散が否定できないため、GLS 推定法を用いている。

第1表 配当関数の推定結果

説明変数	推定係数	z 値	p 値
研究開発支出	0.060	26.99	0.00
広告支出	0.071	11.87	0.00
輸出額	0.014	31.94	0.00
大株主持株比率	-0.032	-11.28	0.00
個人持株比率	-0.053	-16.45	0.00
外国持株比率	0.410	40.12	0.00
切片	4.174	17.44	0.00

ものはないが、株主持株比率の符号については分析する必要がある。株主持株比率は企業統治効果と割引率効果で企業のさまざまな行動に影響を与える。たとえば大株主持株比率と個人株主持株比率の推定係数の符号がマイナスとなっているのは、大株主や個人株主が経営者に対する圧力が弱く企業統治効果が小さく、経営者努力度も利潤も小さくなって配当が減少するためと思われる<sup>10)</sup>。外国株主の場合には、企業統治効果もあるが短期的利益を重視する時間選好の影響が強く表れてプラスとなったと思われる。

次に、これらの説明変数の配当に対する貢献度について考える。本稿では、たとえば研究開発のケースであれば、研究開発支出が配当に与える効果の最大値が被説明変数である配当の最大変化量に占める比率と定義する。すなわち A の B に対する貢献度は

$$\frac{A \text{ の推定係数} \times (A \text{ の最大値} - A \text{ の最小値})}{(B \text{ の最大値} - B \text{ の最小値})} \quad (23)$$

となる。すべての説明変数について、この定義で算出した貢献度が第2表に示されているが、輸出額の貢献度が非常に大きいことが注目される。輸出額に次いで研究開発支出の貢献度が大きく、輸出額の半分程度の大きさである。

10) 以下で示される株主構成が利潤に与える影響の分析からも、この点は確認できる。

第2表 配当への貢献度の推定値 (%)

研究開発支出	18.58
広告支出	3.79
輸出額	36.34
大株主持株比率	-0.14
個人持株比率	-0.21
外国持株比率	1.35
合計	59.71

広告支出の推定係数は研究開発とほぼ同じ水準であるから、これらの支出1円が配当金に与える効果はほぼ同一であるが、貢献度については広告支出は研究開発支出の1/5程度しかないという結果である。

### 3.3 配当調整関数と利潤関数の推定

#### 3.3.1 配当調整関数の推定結果

この節では配当調整関数 (11) 式を用いて研究開発支出などの貢献度を推定する。第1段階は配当調整関数の推定で、利潤データに営業利益を用いてGLS法で推定すると、以下のような推定結果を得る<sup>11)</sup>。

$$\text{配当} = -0.575 + 0.036 \text{ 営業利益} + 0.956 \text{ 1期前配当}$$

$$(-34.77) \quad (54.10) \quad (260.36)$$

ただし、括弧内は $z$ 値である。長期均衡の配当と営業利益を星印を付けて示すと(11)式より

$$D^* = \gamma / \alpha + \eta \pi^*$$

を得るが、推定係数を使うと配当調整速度 $\alpha$ は0.044、配当支払率 $\eta$ は0.82

11) 利潤データに営業利益を用いているが、これは営業利益が企業の長期的な収益力を最も正確に表すからである。経常利益や当期利益は利息収益、有価証券売却益、固定資産処分・評価益など企業の収益力とは直接的な関係のない利益を含んでいるため、企業の長期的収益性を示す適切な指標ではない。

第 3 表 利潤関数の推定結果

説明変数	推定係数	z 値	p 値
研究開発支出	0.180	11.50	0.00
広告支出	0.659	16.10	0.00
輸出額	0.075	23.79	0.00
大株主持株比率	-0.118	-8.18	0.00
個人持株比率	-0.526	-24.12	0.00
外国持株比率	0.907	19.95	0.00
切片	31.278	22.71	0.00

となる。無限期間のような長期で見れば、利潤はすべて配当となると考えられるから、配当支払率は 1 に近い値を取るべきである。ところが、営業利益は税引き前の値である。サンプル企業では申告所得を営業利益で割った値の平均値を算出すると約 0.68 となる。これに実効法人税率の 0.4 を掛けると 0.27 となる<sup>12)</sup>。営業利益の約 27% が税金となると考えれば、配当支払率の推定値の 0.82 は合理的な範囲内と思われる。

### 3.3.2 利潤関数の推定結果と貢献度の推定

配当調整関数の推定結果から貢献度を算出するには、研究開発支出、広告支出、輸出額、株主タイプが利潤に与えている影響の大きさを推定する必要がある。そこで、同一のサンプルで営業利益を被説明変数、配当関数と同じ説明変数で利潤関数を推定すると第 3 表が得られる。配当金と営業利益の間には高い相関関係が存在するから<sup>13)</sup>、利潤関数の推定結果と配当関数の推定結果は類似して当然であるが、配当金の営業利益に対する比率は約 0.3 であるため、利潤関数の推定係数は配当関数のケースよりも大きくなるはずであり、実際にすべての説明変数でそのようになっているが、特に広告支出の推定係数は配当関数のケースの 10 倍近くある。これから広告は利潤も配当も

12) 法人所得課税の実効税率データは財務省の税制ホームページの「法人所得課税の実効税率の国際比較」<http://www.mof.go.jp/jouhou/syuzei/siryou/084.htm> を参照した。

13) サンプル企業の場合には相関係数は 0.88 である。

第4表 配当への貢献度の推定結果(%)

研究開発支出	9.18
広告支出	5.83
輸出額	32.49
大株主持株比率	-0.08
個人持株比率	-0.34
外国持株比率	0.49
合計	47.60

増加させるが、利潤を増加するほどには配当を増加させないことが分かる<sup>14)</sup>。株主持株比率では、大株主持株比率と個人持株比率の符号がマイナスで、外国持株比率はプラスとなった。これらの結果より企業統治効果の面では外国人株主は影響力があるが、大株主と個人株主は経営者に株主利益を最大化させるような圧力が弱いことを示している<sup>15)</sup>。

配当調整関数と利潤関数の推定結果を用いると、これらの説明変数の配当に対する貢献度を算出できる。具体的には、たとえば研究開発の配当貢献度は、研究開発支出が利潤に与える効果の最大値、すなわち利潤関数における研究開発支出の推定係数×(研究開発支出の最大値-研究開発支出の最小値)が、利潤関数の被説明変数である営業利益の最大変化量=営業利益最大値-営業利益最小値に占める比率を算出し、これに長期均衡において配当金が営業利益に占める比率である配当支払率 $\eta$ の0.82を乗じた値と定義できる。この要領で算出した研究開発支出などの貢献度が第4表に示されている。配当関数を用いた推定値と比較すると、研究開発支出の貢献度が半減し、広告支出の貢献度が約1.5倍になっているが、それでも研究開発支出の貢献度の方が1.5程度大きいし、輸出額の貢献度が他の説明変数に比べて突出して大きい点も

14) 研究開発や海外市場投資などに比べると広告によって増加した利潤には永続性に問題があるためではないかと推測される。

15) 大株主持株比率には役員持株比率が含まれているし、その他の大株主も情報量が多いがグループ企業や提携企業のケースが多いため、経営者に対する圧力は弱いと思われる。

同じであり、配当関数と利潤関数のケースで貢献度の推定結果はかなり類似していると言える。

### 3.4 企業価値に対する貢献度の推定

#### 3.4.1 推定式と説明変数

これまでの分析で研究開発、広告、輸出、株主構成が配当に与える影響を明らかにした。そこで、次は企業価値を決定する要因を解明する必要がある。第2章の理論分析で企業の株価を決定する関数として(20)式を導出して、株価が企業の現在の収益力と成長力に依存すること、企業の成長力は研究開発力とブランドの強さと世界市場での比較優位度に依存することを明らかにした。したがって、企業価値の推定式では配当、研究開発支出、広告支出、輸出額が重要な説明変数となる。2.2の経営者行動の分析からは、企業価値が株主タイプの影響を受けることも明らかになった。これを考慮するために、説明変数として株主構成を用いる。具体的には、配当関数や利潤関数で用いられた大株主持株比率、個人持株比率、外国持株比率である。また、企業価値は企業の株価によって決定されるのであるから、その決定要因の分析では株式市場関連の要因も説明変数として入れる必要がある。2.3の株式市場均衡の分析では投資需要や経営支配需要が企業価値に依存することを明らかにしたが、投機需要の決定要因については分析していない。投機家の多くは長期・短期の株価トレンドに関する情報に基づいて株式の売買をしている。そこで、長期と短期の株価トレンドを投機需要関連の説明変数とする。短期トレンド  $STR$  は企業価値とはプラスの関係が予想されるが、長期トレンド  $LTR$  と企業価値の関係については予想は困難である。また、投機需要はキャピタルゲインを得るのが目的であるため主として株価変動が大きい銘柄に対して行われる。そこで株価変動を示す指標として  $\beta$  値を説明変数とする。 $\beta$  値が大きいほど投機需要も大きくなると予想されるから  $\beta$  値と企業価値との間にはプラスの

関係が予想される。ところが、株価の上昇期と下降期では  $\beta$  値が投機家の行動に与える影響は異なる可能性がある。  $\beta$  値が大きいケースでは、株価上昇期にはより大きく上昇するが下降期にはより大きく下落する。したがって、  $\beta$  値の大きいケースでは株価上昇期には投機需要が増加するが、下降期には減少する。この上昇期と下降期の行動の差を捉えるため  $\beta$  値と株価トレンドを乗じた値  $\beta \cdot TR$  を説明変数とする。この説明変数は企業価値とはプラスの関係が予想される。以上のように投機需要に影響を与える要因として長期と短期の株価トレンド、  $\beta$  値および  $\beta$  値と株価トレンドの積の4つの説明変数を用いる<sup>16)</sup>。

以上をまとめれば、企業価値の推定式は以下のようになる。

$$V_{it} = b_0 + b_1 D_{it} + b_2 R_{it} + b_3 A_{it} + b_4 X_{it} + b_5 BIG_{it} + b_6 IND_{it} + b_7 FOR_{it} + b_8 \beta \cdot TR + b_9 \beta + b_{10} LTR + b_{11} STR + u_{it}. \quad (24)$$

ただし、  $b_j$  ( $j=0, 1, \dots, 11$ ) は推定係数、  $u$  は誤差項である<sup>17)</sup>。

### 3.4.2 GLS とグリッドサーチの推定結果

企業価値の定義として (1) 式では将来の配当の割引現在価値としたが、正確には非事業用資産を加える必要がある。そこで GLS 推定法では、非事業用資産の代理変数として現金・預金と保有土地を追加する。厳密には、これらの変数の非事業用資産に該当する部分を企業価値から差し引いた値を被説明変数とするのが望ましい。そこで以下のようなグリッドサーチによる推定を試みる。すなわち、第1段階で現金・預金や保有土地に占める非事業用資産の比率を外部から与え、これらを基に現金・預金と保有土地の非事業用資産の推定値を算出し、第2段階で、これらの非事業用資産の推定値を株価と総

16)  $\beta$  値とトレンドの積は長期トレンドを用いた。これは試験的な分析の結果、短期トレンドよりも長期トレンドがよりよい推定結果をもたらしたからである。ただし、短期トレンドは12ヶ月、長期トレンドは36ヶ月のデータを用いて推定した。 $\beta$  値についても12ヶ月と36ヶ月のデータを用いて推定したが、これも36ヶ月のケースがよりよい結果であったため、これを用いている。これらデータの作成方法については中尾(2008)で詳しくは説明されている。

17) 推定係数と誤差項は(22)式と同じ記号を用いているが、これは記号表記を単純化するためである。

第 5 表 企業価値の推定結果

説明変数	GLS 推定結果			グリッドサーチ推定結果		
	推定係数	z 値	p 値	推定係数	z 値	p 値
配当額	50.20	52.79	0.00	30.15	27.58	0.00
研究開発支出	3.52	15.96	0.00	2.46	14.10	0.00
広告支出	7.79	8.91	0.00	20.54	14.86	0.00
輸出額	0.41	10.56	0.00	0.46	10.34	0.00
$\beta$ 値・トレンド	0.50	22.61	0.00	0.98	13.75	0.00
$\beta$ 値	28.81	21.73	0.00	23.73	7.06	0.00
長期トレンド	-28.79	-21.75	0.00	-55.30	-11.98	0.00
短期トレンド	0.81	15.31	0.00	2.89	8.62	0.00
大株主持株比率	-3.47	-8.82	0.00	-12.48	-4.91	0.00
個人持株比率	-2.34	-5.61	0.00	-20.47	-5.85	0.00
外国持株比率	1.52	2.35	0.02	13.62	2.42	0.02
現金・預金	1.37	15.13	0.00			
保有土地	0.22	3.84	0.00			
自己相関係数				0.90	153.87	0.00

株式数を乗じた値から差し引いた値を被説明変数として回帰分析を行って尤度が最大になる比率を求める。具体的には、現金・預金と保有土地における非事業用資産の比率を 0 と 1 の間で 0.01 刻みで与えて回帰分析の尤度を求め、これが最大になる比率を探す。ただし GLS 推定法は計算に時間がかかるため 1 階の自己相関に対応した最尤法で固定効果モデルを推定する。これらの推定結果が第 5 表に示されている。どちらの推定方法でもすべての説明変数が統計的に有意となっているし、フィットの良さを示す決定係数（推定値と現実値の相関係数を 2 乗した値）は GLS 推定では 0.89、グリッドサーチ推定では 0.91 で高い説明力がある。

グリッドサーチ推定で選択された現金・預金と保有土地に占める非事業用資産の割合は 1 と 0.80 であった。GLS 推定の保有土地の推定係数は 0.22 で 1 より小さいが、現金・預金の場合は 1.37 と 1 より大きくなっている。これらの結果から推測すると、現金・預金はその他の非事業用資産の効果をも反映

第6表 直接貢献度と総合的貢献度の推定結果(%)

説明変数	GLS 推定			グリッドサーチ推定		
	直接効果	配当関数	利潤関数	直接効果	配当関数	利潤関数
配当金	71.29			42.82		
研究開発支出	15.47	28.72	22.02	10.80	18.75	14.73
広告支出	5.91	8.60	10.05	15.57	17.19	18.05
輸出額	15.40	41.31	38.48	16.95	32.51	30.81
$\beta$ 値・トレンド	5.98	5.98	5.98	11.63	11.63	11.63
$\beta$ 値	1.47	1.47	1.47	1.21	1.21	1.21
長期トレンド	-4.26	-4.26	-4.26	-8.18	-8.18	-8.18
短期トレンド	0.26	0.26	0.26	0.92	0.92	0.92
大株主持株比率	-0.21	-0.21	-0.21	-0.75	-0.75	-0.75
個人持株比率	-0.13	-0.27	-0.37	-1.12	-1.21	-1.26
外国持株比率	0.07	1.03	0.42	0.64	1.21	0.85
合計	111.26	82.63	73.83	90.49	73.28	68.00

していると思われる。GLS 推定とグリッドサーチ推定の推定結果を比較すると、広告支出、株主持株比率、短期トレンドで推定係数に相当に大きい差が生じたが、その他の説明変数についてはほぼ類似した推定結果となった。

推定係数の符号は理論的な予想と矛盾するものではなく、企業価値は技術力が高く、市場でブランド力が強く、世界市場で比較優位が強いほど高くなるという結果である。株主構成では、大株主持株比率と個人持株比率は企業価値を低下させるが、外国持株比率は増加させる。株式の投機需要関連の変数も企業価値あるいは株価に影響を与えている。仮説で述べたように株価変動が大きいほど株価は高くなるが、株価上昇期と下降期では株価変動の影響は異なる。一方、株価トレンドは短期の場合には変化方向と株価が一致するが、長期トレンドと株価は負の関係がある。

### 3.4.3 研究開発、広告、輸出、株主構成などの企業価値への貢献度

第5表の推定結果を用いて、研究開発支出などの企業価値に対する貢献度を算出した結果が第6表に示されている。これらの推定値で直接効果は(23)

式の定義に基づいて算出されている。配当関数の欄と利潤関数の欄の貢献度は、各変数が企業価値に与える総合的貢献度を示している。各変数が企業価値に与える総合的貢献度とは、各変数の直接的な影響に、その変数が配当を通じて企業価値に与える影響を加えたものである。その算出は、たとえば配当関数の欄の貢献度は第2表における各説明変数の配当貢献度に配当の企業価値に対する直接効果の貢献度を乗じて算出した間接的貢献度と各変数の直接貢献度を合計している。利潤関数の場合も同様で第4表における各説明変数の配当貢献度に配当の企業価値に対する直接効果の貢献度を乗じて算出した間接貢献度と直接貢献度の合計である。ただし、株価トレンドや $\beta$ 値関連の説明変数については、配当を通じた影響はないため直接効果の値がそのまま用いられている<sup>18)</sup>。

第6表を見れば明らかなように、企業価値に対する総合的な貢献度は輸出額が最も大きく、企業価値のばらつきの30%から40%を説明している。配当を通じた効果を含めない直接効果では輸出額の貢献度は突出しているわけではない。3.2.2あるいは3.3.2を見れば明らかなように、輸出額は配当や利潤に与える影響が他の要因と比較して大きいため、配当を通じて企業価値に与える効果も大きくなって、総合的な貢献度が高くなったのである。輸出額に次いで重要と思われるのは研究開発支出で、この貢献度は15%から30%である。広告支出の貢献度も10%弱から20%弱あって、やはり企業価値への影響力は大きい。輸出、研究開発、広告の貢献度を合計すると大きいケースでは約80%となるため、これらの主要3要因で企業価値のばらつきのほとんどを説明できることになる。一方、株主持株比率の貢献度は最も大きいケースでも1%程度で非常に小さい。また、大株主持株比率と個人持株比率はマイナスの影響、外国持株比率はプラスの影響で相殺するため、これら3変数の

---

18) 全説明変数の貢献度の合計は100%となっていないが、これは推定結果が現実のばらつきを完全に説明していないのであるから当然である。また、直接効果に比べて配当関数や利潤関数の貢献度合計が小さいのは、これらの関数の推定でもその他の要因が影響を与えているが、貢献度の算出ではこれらを無視しているからである。

貢献度を合計した全体としての貢献度は $-1.2\%$ から $0.6\%$ となっている。第5表の推定結果から見れば、どの持株比率も統計的に有意であり、株主構成が企業価値に影響を与えるのは明らかであるが、その相対的な重要度は非常に小さく、ほとんど無視できる程度と言える。

株式の投機需要に関連する変数でも企業価値あるいは株価に重要な影響を与えている変数がある。 $\beta$ 値と短期トレンドの貢献度は非常に小さく無視できる程度であるが、 $\beta$ 値とトレンドの積と長期トレンドの2変数は重要で、たとえば $\beta$ 値とトレンドの積の場合の貢献度は $6\%$ から $12\%$ であるし、これら2変数の貢献度の絶対値を合計すれば $20\%$ を超えるケースもある。したがって、株式の投機需要が企業価値のばらつきの $20\%$ 以上の影響を与えている可能性もあるが、長期トレンドがマイナスの影響を持っているため、投機需要関連の4変数全体を合計すれば最大でも企業価値を $3.5\%$ から $5.6\%$ 程度引き上げる効果しかなかった。

#### 4 お わ り に

本稿では、企業の市場価値を企業価値と定義し、これに重要な影響を与えている要因を日本の製造業企業の財務データを用いて実証的に分析した。中尾(2008)では、被説明変数に企業価値、説明変数として配当、輸出、研究開発、広告、株主持株比率などを用いて分析をおこない、配当が企業価値のばらつきの $40\%$ から $70\%$ を説明することを明らかにした。そこで、本稿では、輸出、研究開発、広告、株主持株比率が配当に与える影響を分析することで、これらの要因が企業価値に与えている総合的な影響を明らかにした。その分析の結果得た重要な結論は以下のようなものである。

- (1) 企業価値は技術力が高く、市場でブランド力が強く、世界市場で比較優位があつて輸出競争力がある企業ほど高い。企業価値に対する総合的な貢献度で見ると世界市場で比較優位を反映する輸出が最も重要で、企業価値のばらつきの $30\%$ から $40\%$ はこれによって説明される。技術力

の高さを示す研究開発と市場ブランド力を表す広告も企業価値に重要な影響を与える。総合的貢献度は研究開発で 15% から 30%、広告で 10% 弱から 20% 弱となった。これら 3 要因の貢献度を合計すると最大で約 80% となるため、企業価値のばらつきのほとんどがこれら 3 要因によってもたらされていることになる。

- (2) 株主構成も企業統治の効果に差が生じるため企業価値に影響を与える。外国株主の存在は経営者に影響力があり企業価値を増加させるが、大株主と個人株主は企業統治を悪化し企業価値を低下させる。しかし、株主持株比率の企業価値に対する貢献度は最大でも 1% 程度で無視できる程度の影響しか与えていない。したがって、企業の株主構成の差異は経営者の行動に影響を与えるが重要ではない。
- (3) 企業価値は株価によって決定されるが、株価は株式に対する投機需要の影響を受けるため、企業価値の 20% 程度が投機需要の影響で決定されている可能性もある。

グローバリゼーションの進展で企業環境が急激に変化する現在のような状況では、企業の将来はやはり世界市場における企業の優位性に依存しているというのが本稿の主要な結論である。

## 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」, 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】

- Chan, L. K. C., J. Lakonishok, and T. Sougiannis, (2001) "The Stock Market Valuation of Research and Development Expenditures," *Journal of Finance*, Vol.56, Issue 6, pp.2431-2456.
- Dechow, P., S. P. Kotharib, and Ross L. Watts, (1998) "The Relation between Earnings and Cash Flows," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, Issue 2, pp.133-168.
- Francis, J., P. Olsson, and D. R. Oswald, (2000) "Comparing the Accuracy and Explainability of Dividend, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates," *Journal of Accounting Research*, Vol.38, No.1, pp.45-70.
- Hall, B. H., and R. Oriani, (2006) "Does the Market Value R&D Investment by European Firms? Evidence from a Panel of Manufacturing Firms in France, Germany, and Italy," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 24, Issue 5, pp.971-993.
- Han, B. H., and D. Manry, (2004) "The Value-relevance of R&D and Advertising Expenditures: Evidence from Korea," *International Journal of Accounting*, Vol. 39, Issue 2, pp.155-173.
- Joshi, A., and D. M. Hanssens, (2004) "Advertising Spending and Market Capitalization," *UCLA Anderson School Working Paper* [04-110].
- Krishnan, G. M., and J. A. Largay III, (2000) "The Predictive Ability of Direct Method Cash Information," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27, pp.215-245.
- Kruschwitz, L., and A. Löffler, (2006) *Discounted Cash Flow: A Theory of the Valuation of Firms*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Lease, R. C., K. John, A. Kalay, U. L. Loewenstein, and O. H. Sarig. (2000) *Dividend Policy: Its Impact on Firm Value*, Boston: Harvard Business School Press.
- Lintner, J., (1956) "Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, Vol. 46, pp. 97-113.
- Morck, R., M. Nakamura, and A. Shivdasani, (2000) "Banks, Ownership Structure, and Firm Value in Japan," *Journal of Business*, Vol. 73, No. 4, pp. 539-567.
- Ohlson, J., (1995) "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp.661-687.

- Penman, S. H., and T. Sougiannis, (1998) "A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol.15, pp. 343-383.
- Subramanyam, K. R., and M. Venkatachalam, (2007) "Earnings, Cash Flows, and *Ex Post* Intrinsic Value of Equity," *Accounting Review*, Vol.82, pp. 457-481.
- 青淵正幸, (2001)「Ohlson モデルで測定された株主価値による株価水準の検証」『信州短期大学研究紀要』 Vol.13, pp. 29-39.
- 青淵正幸, (2002)「Ohlson モデル (1995) における将来利益の検討」『信州短期大学紀要』 Vol.14, pp. 20-27.
- 井上達男, (1998)「Edwards & Bell モデルと Ohlson モデルの比較検討」『商學論究』(関西学院大学) Vol.46, No.2, pp. 131-144.
- 井上達男, (1999)「企業価値評価法の比較検討: DCF 法, EVA, Ohlson モデル」『商學論究』(関西学院大学) Vol.47, No.2, pp. 75-90.
- 石川博行, (2007)『配当政策の実証分析』中央経済社.
- 橋本和久, (2007)「ラパポートによる企業評価モデルの実証分析」『中国学園紀要』第 6 卷, pp.117-126.
- 中尾武雄, (2008)「企業価値決定要因のパネルデータ分析——配当, 研究開発, 広告, 輸出, 株主構成と企業価値の関係——」『ワールドワイドビジネスレビュー』9 卷 2 号, pp.1-20.
- 上田晋一, (2002)「業績評価における残余利益の役割——Ohlson モデルの理論的含意——」『成城大学経済研究』 Vol.157, pp.117-138.
- 薄井彰, (2003)「会計利益と株主資本の株価関連性——実証的証拠——」『経済志林』(法政大学) 第 70 卷第 4 号, pp.231-247.
- 矢内一利, (2004)「連結決算情報に基づく企業価値推定値の有用性——Ohlson モデルによる評価を通して——」『産業経営』(早稲田大学) Vol.36, pp.83-98.

(なかお たけお・同志社大学経済学部)

## The Doshisha University Economic Review Vol.60 No.4

### Abstract

Takeo NAKAO, *Export, R&D, Advertising, Shareholder Type, and the Value of a Firm: The Overall Analysis of the Direct and Through-Dividend Effects*

The purpose of this paper is to estimate the effects of exports, R&D, advertising, and shareholder type on the value of a firm using the data on Japanese industrial firms. Because these factors indirectly affect the value of a firm through their effects on the dividends of the firm, we obtain their total effects on the value of the firm by estimating not only the direct effect but also the through-dividend effect. Our estimation results show that the most important factor in determination of the value of a firm is its exports, which reflect the strength of the firm in the world market.



## 株式市場の予測力の実証的分析

### — 企業市場価値は割引現在価値に等しいか？ —

中尾武雄

#### 1. はじめに

この論文では、株式市場がどれほど完全に企業の将来を予測していたかを明らかにするために、株式市場によって評価された企業の価値が将来利潤の割引現在価値に等しくなっていたかどうかを実際のデータを用いて分析する。具体的には、統合的なデータが収集できる製造業企業 310 社を対象に、1968 年の企業の株式時価総額がその後 37 年間の企業の利潤の割引現在価値合計に等しくなっていたかどうかを、非線形回帰分析によって検証する。

株式市場の予測力を測定するためには、株式の時価総額と有利子負債の時価総額の合計を企業価値と定義して営業利益に減価償却費を加えたキャッシュフローの割引現在価値と均等化するかを分析する方法が考えられる。ところが、この仮説には有利子負債の時価総額を算出するという問題がある。株式のケースと違って有利子負債には取引される市場がないため時価総額が不明である。貸借対照表に計上されているデータから有利子負債を算出して分析したとしても、時価総額データでない以上、それと株式時価総額の合計値がキャッシュフローの割引現在価値に等しくなる必然性がない。そこで、本稿では株式の時価総額が、純利益の割引現在価値に等しくなるかを検証する<sup>1</sup>。株式の時価総額は株主から見た場合の企業の価値を示す。純利益は財務データとしては一般的に当期利益と呼ばれるが、配当として株主の所得になるか内部留保として株主資産を増加することで原則として株主のものとなる。したがって、この純利益

---

1 正確には、非事業用資産額を加える必要がある。

の割引現在価値は株式の時価総額と等しくなるはずである<sup>2</sup>。

企業の時価総額は配当の割引現在価値に等しくなるという考え方もある。株式を無限期間保有する場合には株主が得る収入は配当だけであるから、この仮説にも妥当性がある。そこで、本稿では、この配当割引現在価値と企業価値が均等化するという仮説も上記のキャッシュフローの割引現在価値と企業価値が均等化するという仮説も実証的に検討する。企業価値が割引現在価値と均等化する対象として利潤、キャッシュフロー、配当の三つの仮説があるが、どれが最も現実を統合的に説明するかを明らかにする。

企業の時価総額と利潤などの割引現在価値の関係の分析を困難にする要因の一つに企業の割引率の問題がある。将来利潤を現在価値に割り引くためには割引率を知る必要があるが、これは投資家が企業の将来利潤を現在価値に割り引くときに使われ、投資家が各企業の危険性を考慮して決定する値である。企業によって異なるため、この値をなんらかの方法で推定する必要がある。本稿では、資本資産価格形成モデルを応用する方法と割引率をボラティリティや株価トレンドなどの線形関数とする方法で、時価総額と利潤割引現在価値の関係を推定ときに割引率も同時に推定する。この方法で推定される割引率は投資家が想定する値で、株式を保有することに伴うリスクプレミアムを反映している。非線形推定によって、投資家が予測するリスクプレミアムが実際のリスクプレミアムとどの程度一致していたかも検証することができる。

会計学の分野では、配当、利潤、キャッシュフローのどれが企業の将来利潤や企業価値をもっとも適切に予測あるいは反映するというテーマで多くの研究がある。企業の将来利潤の予測力を分析した研究として、たとえば Dechow, Kotharib and Wattsb (1998), Krishnan and Largay (2000), Ohlson (1995) のモデルを用いて企業価値との関係を分析した Penman and Sougiannis (1998), Francis, Olsson and Oswald (2000), 薄井 (2003), 橋本 (2007), 配当と企業価値の関係を分析した Lease,

---

2 ウェイトは低いが一歩は役員賞与となる。

John, Kalay, Loewenstein and Sarig (2000) がある。特に、興味深いのは Subramanyam and Venkatachalam (2007) で、この研究では事後的な配当額と資本資産価格形成モデルで推定された割引率を用いて企業価値を算出して、利潤とキャッシュフローとの関係进行分析している。しかし、本稿のように株式市場の未来予測力を長期的なデータを用いて解明したり、企業固有の割引率の決定要因を非線形法を用いて推定した研究はなく、この分野で新しい取り組みとして重要性があると思われる。

本稿の2章で企業価値と利潤の割引現在価値の均等化に関する理論的な仮説を分析、3章で推定式とデータを説明、4章で推定結果の提示と分析を行う。5章では代替的な仮説であるキャッシュフローと配当に関する仮説を検証するための推定式とその推定結果を提示し、これらの仮説の妥当性を評価する。第6章では重要な結論の要約を行う。

## 2. 仮説

### 2.1. 企業の市場価値と株式市場完全予測仮説

本稿では、発行済み株数に株価を乗じた値、すなわち株式時価総額に非事業用資産を加えた値を企業の市場価値と呼ぶ。ある企業を買収すれば、その企業が将来享受する純利潤はすべて買収者のものになるから企業の市場価値  $V$  は純利潤  $\pi$  の割引現在価値合計と非事業用資産  $S$  の合計に等しくなる。この仮説は以下のように表される：

$$V_i(t) = S_i(t) + \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta_i^{\tau-t} \pi_i(\tau) \quad (1)$$

ただし  $\delta$  は割引因子、 $t$  は  $t$  時点、下付添え字の  $i$  は  $i$  企業であることを示す。この関係が現実に妥当するかどうかは明らかでない。企業の市場価値は株価に発行済み株数を乗じた値であり、個々の企業の株価を決定するのが株式市場であるから、(1)式が成立するのは株式市場が個々の企業の将来利潤を完全に予測した場合だけだからである。言い換えれば、(1)式が成立しているかどうかを実証的に分析すれば、株式市場が将来を完全に予測しているかどうかという仮説、すなわち株式市場完全予測仮説を検証することができることになる。株

式市場が個々の企業の無限先の利潤まで正しく予測しているとは常識的には考えにくい。割引因子が1より相当小さい値であれば、数年程度の将来利潤を予測できるだけで(1)式は近似的に成立する。例えば $\delta$ が0.6であれば5年後の利潤を現在価値に割り引くと90%以上減少してしまうからである。しかし $\delta$ が1に近い値であれば10年後でも20年後でも利潤の現在価値は無視できない規模となる。したがって、(1)式は近似的にでも成立しているかどうかは割引因子の大きさも影響を与える。ところが割引因子の大きさは企業によって異なる。割引因子の大きさを決定するのは投資家であるが、投資家の想定する各企業の割引因子の大きさは各企業の特性に依存しているからである。企業によっては割引因子がほとんど1に近い可能性もあり、これを考慮すると(1)式が成立しているかどうかを検証するにはかなり長い期間を分析対象とすることが望ましいと思われる。

次節では各企業の割引因子に関する仮説について考える。

## 2.2.割引因子に関する仮説

### 資本資産価格形成モデル

割引因子を1から引いた値は割引率 $r_i$ となるが、これは無危険利子率 $r_s$ と危険を引き受けることに対する報酬を表すリスクプレミアムの合計と考えられる。無危険利子率は企業間で差はないから、企業の割引因子に差異をもたらすのはリスクプレミアムである。ところが資本資産価格形成モデル(Capital Asset Pricing Model)によれば割引率は以下のように表される。

$$r_i = r_s + \beta_i (r_e - r_s) \quad (2)$$

ただし、 $r_e$ は株式市場全体としての期待収益率で、括弧内の値は株式市場全体としてのリスクプレミアム、 $\beta_i$ は株式市場全体の株価と*i*企業の株価の関連性を示す変数で $\beta$ 値と呼ばれるものである。このモデルを使えば各企業の割引因子の大きさを簡単に得ることができる。各企業の $\beta$ 値は推定可能であるから、本稿でも $\delta_i = 1 - r_s - \beta_i (r_e - r_s)$ と置いて(1)式の関係性を推定する。

推定モデルとして資本資産価格形成モデルを使うことには問題がある。まず

投資家が現実に想定する各企業のリスクプレミアムの大きさを $\beta$ 値だけで正確に把握できるかどうかである。次に $\beta$ 値が現実を説明できたとしても、 $\beta$ 値を決定する要因を明らかではないため、リスクプレミアムの大きさを決定する要因が明らかできない点も欠点となる。そこでより一般的なモデルとして個々の企業の株式を保有することに伴うリスクの大きさを直接的に推定するモデルも考える。具体的には、割引率を被説明変数とし、さまざまな要因を説明変数として線形関数を想定して推定するのである。これは線形割引率モデルと呼ぶことができる。このモデルを定式化するためには、株式保有に伴うリスクに関する投資家の考え方に影響を与える重要な要因について分析する必要がある。以下ではリスクプレミアムに影響を与える重要な要因として、企業パフォーマンスの安定性、企業の成長性と収益性、国際貿易での比較優位および企業が所属する市場の構造について考える。

#### パフォーマンスの安定性

企業の将来利潤は確率変数であるから(1)式の $\pi$ は、その期待値と考えることができる。この将来利潤という確率変数の分散の大きさは企業によって異なり、分散が大きい企業では利潤も株価の変動幅も大きくなる。利潤や株価の変動幅が大きい企業の株を保有することは、大きいキャピタルゲインの可能性はあるが、同時に資本損失が大きくなる可能性もある。したがって、投資主体が危険回避者であれば危険プレミアムは大きくなるから、利潤や株価の変動が大きい企業のリスクプレミアムは大きく、割引因子は小さくなると思われる。また、利潤などの変動が大きい企業は将来経営危機や倒産などによる上場廃止の可能性が高いから、この側面からもリスクプレミアムを高くすると思われる。

#### 企業の成長性

投資家は成長率が高い企業ほど将来性があるって将来利潤も大きいと予測するから、リスクプレミアムも低くなるという考え方がある。しかし、投資家は将来利潤の大きさを予測するときに既に企業の成長性を考慮してわけであるから、この分析は正しいとは思えない。企業の成長性がリスクプレミアムに与える影響を明らかにするためには、投資家の利潤の将来予測が現実と乖離する可

能性と企業の成長性の関係を分析する必要がある。これは確率変数である利潤の分散の大きさと企業の成長性の関係である。本稿で分析対象となるのは長期的に市場に上場していた企業である。例えば過去 30 年あるいは 40 年の上場し続けていた企業であるから衰退産業に所属していなかったと思われる。したがってその期間では株価は上昇トレンドにあったはずであるが<sup>3</sup>、その上昇率は企業によって異なって当然である。日本の名目 GDP は 1966 年から 2005 年の 40 年間で平均して 6.6 % 上昇してきたが<sup>4</sup>、発展期にあった企業の株価はこの値よりは遙かに大きい率で上昇したであろうし、成熟期にあった企業の株価は GDP よりも低い率で上昇したはずである<sup>5</sup>。発展期の産業ではどの企業も優れたパフォーマンスを示すことができるが、需要成長が鈍化する成熟期には企業間でパフォーマンスに格差が生じる可能性がある。したがって発展期にあって成長率が高い企業の将来のパフォーマンスについては不確定要素が多く、成熟期の企業と比較すればその企業パフォーマンスの将来予測がはずれる可能性が大きい<sup>6</sup>。また、予想した成長率が外れた場合には成長率が高いほど予想した

---

3 分析対象となった 310 社で 1968 年から 2005 年の 38 年で株価の上昇トレンドの存在が確認出来なかったのは 5 社しかない。

4 日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経マクロ経済データ』を用いて GDP データを収集して計算したが、1966 年は旧基準 (68SNA)、2005 年は 2000 年基準である。

5 分析対象となった 310 社で 1968 年から 2005 年の 38 年の株価で回帰分析を行って上昇率を計算すると平均が 6.9 %、最大で 18.7 % であった。ただし、この計算では上昇トレンドの p 値が 30 % 以上となった 5 社では上昇率をゼロと置いている。

6 確率変数である将来利潤の分散が発展期の企業ほど大きいことを意味している。

利潤との乖離が大きくなる<sup>7</sup>。したがって、成熟期の安定している企業よりは発展期にあって高率で成長している企業のほうがリスクプレミアムは高いであろうから、企業の成長性とリスクプレミアムの間にはプラスの関係が存在していると思われる。

### 企業の収益性

投資家の立場から見れば株式投資で最も危険な出来事は投資企業が経営危機に陥り、最終的に倒産して上場廃止されることである。将来時点で経営危機が起こる確率を予想するために最も重要な指標が投資収益率である。投資収益率が長期間安定して高い企業は将来的に経営危機に陥る可能性は低い。反対に投資収益率が長期的に低い水準にある企業は財務状況も悪化していて将来的に経営危機が発生する確率が高い。したがって、投資収益率とリスクプレミアムの間にはマイナスの関係があると思われる。しかし、高い成長率が発展期の企業と結びついている場合には<sup>8</sup>、高い収益率は不安定な将来を予想させる可能性もある。

### 国際貿易での比較優位

日本経済の過去数十年に起こった変化で最も重要なものは貿易自由化を始めとするグローバル化であろう。グローバル化は日本の産業に大きな変化をもたらしてきた。国際貿易で比較優位をもたない産業に所属する国際競争力がない企業は貿易自由化で急速に衰退する可能性がある。日本でも繊維産業や造船産業などある時期には隆盛を極めた産業がグローバル化

---

7 例えば、2%と予想していた利潤の成長率が現実にはその半分となった場合、10年後の利潤は期待した値の約90%になるだけであるが、20%と予想していた成長率がその半分の10%になれば10年後の利潤は期待した値の約40%になってしまう。

8 Nakao(1979)で、日本の製造業企業を用いたデータで企業の利潤率と成長率の間にプラスの関係があることが確認されている。

ンの進行で衰退していった歴史がある。したがって、投資家から見れば企業が国際競争力を持っているかどうかは、企業の将来の危険度を推測する重要な要因の一つとなって企業のリスクプレミアムに影響を与える可能性がある。国際貿易で比較優位がある産業にあって世界市場で競争力がある企業に対しては、投資家はリスクプレミアムを低くすると思われる。一方企業の売上高に占める世界市場のウエイトが大きい場合には、為替レート変動の影響で利潤のばらつきが大きくなる可能性があり、これは企業のリスクプレミアムを大きくする。企業の国際競争力の強さはリスクプレミアムとはプラスの関係があると思われるが、為替レートの影響が強ければその関係は曖昧になるかもしれない。

### 市場構造

投資家は企業のリスクプレミアムと企業の所属する市場の環境を関係づける可能性もある。市場構造を表す要因にはいろいろあるが、最も重要なものは市場が競争的であるか寡占的であるかである。これは市場における企業数とその規模分布を示す市場集中度によって決定的な影響を受けるが、市場集中度は基本的には規模の経済によって決定される。例えば、自動車や鉄鋼は生産技術における規模の経済によって寡占的な市場になるし、薬品や原子力発電は研究開発における規模の経済で寡占的になる。広告や経営における規模の経済が重要な産業もあるであろう。このような規模の経済が原因で寡占的になっている産業では革新的な技術変化が現れないかぎり、長期的にもそのような市場構造が安定的である。したがって、そのような産業に所属する企業も市場で安定的な位置を保持する可能性が高く、投資家が想定するリスクプレミアムの低くなると思われる。

## 3. 推定式とデータ

### 推定式と分析対象期間

株式市場完全予測仮説の検証には、利潤など長期の財務データが必要である。(1)式によれば無限期間の利潤データが必要であるが、既述のように割引率がそれほど大きくない場合には有限期間で近似することができる。割引率を

構成する2種類の利子率のうち長期利子率については実際のデータから推定することができる。日本での長期利子率を推定するために利付金融債(5年)の応募者利回りを1968年から2005年で平均すると5.1%となる<sup>9</sup>。そこで割引率を10%と想定して現在価値を計算すると30年後が4.2%、40年後が1.5%となり、40年程度の期間を用いれば利潤の現在価値を近似できる。ところが割引率は企業によって異なり、市場から信頼されている企業では割引率が低く、長期利子率と同じ6%のケースもあるかもしれない。このときの現在価値は30年後で15.6%、40年後でも8.4%で無視できない大きさとなる。そこで実際の推定では(1)式にコイック変換を応用して得られる以下の式を用いる。

$$V_i(t) = S_i(t) + \sum_{\tau=t}^T \delta_i^{\tau-t} \pi_i(\tau) + \delta_i^{T+1} V_i(T+1) \quad (3)$$

ただし、 $t$ は分析対象となる年で、 $T$ は利潤の現在価値を計算する年数である。実証分析では利潤の現在価値を計算する期間を1968年から2005年の38年間に設定する。したがって、1968年の企業市場価値がその後37年間の利潤の割引現在価値と38年後の企業の市場価値の現在価値の合計に等しくなっていたかどうかを、実際のデータを用いて(3)式で検証する。

以下では推定に利用する変数とデータについて説明する。

#### 分析対象企業

分析対象としては、日本製造業でデータ収集期間の1967年から2005年間に上場あるいは店頭公開している企業で<sup>10</sup>、整合性のあるデータを収集できる

---

9 『NEEDS-CD ROM 日経マクロ経済データ』を用いて、日本銀行『金融経済統計月報』の長期プライムレート・月中平均値を収集した。このデータの収録開始年である1966年から2005年までの40年間の年度データを収集し平均すると6.12%となる。

10 以下で述べるように1968年の企業市場価値を算出するに当たって1967年の財務データが必要となるケースがあるため、財務データは1967年から収集している。

企業すべてである。ただし、整合性のあるデータとは以下の条件を満たすものである。

①分析対象期間のすべての年度で財務データが収集できる。

財務データ収集には『NEEDS-CD ROM日経財務データ』を用いたので、分析対象企業はこの CD-ROM にデータ収集期間のすべてでデータがあり、かつ、すべての年度で 12 ヶ月決算となっている企業を選択する。この条件を満たす企業は344社あった。

②分析期間の 38 年の間に一度でも自己資本が負になった企業は排除した。これは利潤率やトービンの Q が異常な値となるためである。24 社が、この条件をクリアできずサンプル企業候補は 320 社となった。

③分析期間中の自己資本利潤率を計算すると -50 % 以下になった企業が 1 社あった。これを異常なケースとして排除した。

④(1)式の試験的な推定を行ったところ 1 社については割引因子が負の異常な値になった。この企業はサンプルから削除した。

⑤3月決算以外の企業は排除した。この結果サンプル企業数は 310 社となった。企業の市場価値は年初の株価に期末発行済み株数を乗じて得ているため、株価と発行済み株数が測定された時点にずれが存在する。株価のトレンドとボラティリティを 1968 年から 2005 年の企業の市場価値を利用して計算しているが、3月決算以外企業に限定することで 1 月から 3 月の間に株式分割などの重要な資本移動がないかぎり問題は生じない。1968 年決算について 310 社すべてのサンプル企業を対象に 1 月から 3 月の間に資本移動があったかどうか調べると 3 社が該当したが、これはサンプル企業の 1 % でしかない。サンプルを 3 月決算の企業に限定する措置で、株価と発行済み株数が測定された時点のずれが深刻な影響を及ぼすことを避けることが出来ると期待される。

既述のように以上のすべての条件を満たす企業は310社あった。『NEEDS-CD ROM日経財務データ』に収録されている製造業企業数は1968年決算で983社であるから、分析対象となるいサンプル企業は全体の約30%を含む。

企業の市場価値(FV)

1968年の企業市場価値としては、1968年年初の株価に1968年決算の期末発行済み株数を乗じた値を用いる。株価は東洋経済『株価CD-ROM』、期末発行済み株数は日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM日経財務データ』の収集ソフトなしバージョンから収集した<sup>11</sup>。1967年から1968年はいざなぎ景気の上昇過程にあり、1966年10月から1968年3月の日経平均株価225種の月中平均値を見ても1367.95, 1324.65, 1273.87, 1305.67, 1336.24, 1345.33となっており比較的安定していた<sup>12</sup>。したがって、1968年年初の株価を使うことに特に問題はないと思われる。2005年の企業市場価値についても同様な方法で計算された。このようにして算出されたサンプル企業310社の1968年のデータは億円単位で平均値が216.68, 標準偏差が548.89, 最小値が1.30, 最大値が4,702.06である。標準偏差の割に平均値が小さいのは、市場価値が100億円以下の企業が約200社もあるのに対して、1,000億円以上の企業が14社あるためである。2005年のデータでは平均値が2,571.63, 標準偏差が5,801.78, 最小値が19.68, 最大値が58,255.66である。

#### 利潤( $\pi$ )

各企業の1968年から2004年の単独決算の当期利益を用いる<sup>13</sup>。これは営業利益に利息受取などの営業外収入と資産処分益などの特別利益を加え、利息支払いなどの営業外費用と資産処分益などの特別損失を差し引き、更に法人税・住民税・事業税などの税金を引いた値で、最終的に企業に元に残る利益を表す。株主から見れば自分たちに帰属する利益の大きさを示すことになる。サンプル

---

11 当期利益や資本など財務データはすべて『NEEDS-CD ROM日経財務データ』より収集した。実際に用いたのは1998年以前のデータは2000年1月収録バージョン、1999年以降は2006年8月収録バージョンである。

12 これらのデータは『NEEDS-CD ROM日経マクロ経済データ』で収集した。

13 2000年前後から連結決算のデータも入手可能であるが、分析期間全体としての整合性のため、単独決算のデータを用いる。

企業 310 社の当期利益の 1968 年のデータは平均値 41.94, 標準偏差 94.68, 最小値 0.39, 最大値 781.99 で, 2005 年は平均値 199.73, 標準偏差 470.70, 最小値 -8.14, 最大値 4,341.71 である.

### ***β 値***

分析対象の 310 社について, 1968 年から 2005 年の年初の企業価値対数値を被説明変数, 日経平均株価 225 種の 1967 年から 2004 年の年末株価対数値を説明変数とし<sup>14</sup>, 定数項付きで最小自乗法で回帰分析を行い, その推定係数を用いる<sup>15</sup>. サンプル企業の  $\beta$  値は平均値が 1.16, 標準偏差が 0.27, 最小値が 0.44, 最大値が 2.26 である.

### **パフォーマンスの安定性: 株価のボラティリティ (VOLA)**

1968 年から 2005 年の企業市場価値の年データを用いて株価ボラティリティを算出した. 具体的には, 各年度の企業市場価値を前年度の値で割って株価上昇率を計算し, この標準偏差を算出した. 被説明変数である割引率は投資家が 1968 年時点で使う値であるから, その説明変数の算出に 1968 年から 2005 年のデータを用いるためには, 投資家がそれらの変数の将来値を正確に予測したと仮定する必要がある. トービンの  $Q$  や輸出比率など以下の多くの変数の導出で 1968 年から 2005 年のデータを用いているから, (3)式を用いた株式市場完全予測仮説の分析では, 市場が各企業の将来利潤だけでなく, 株価の安定性, 企業の成長性と収益性, 国際競争力, 市場構造に関しても予測できたかを検証することになる. サンプル企業のボラティリティは平均値が 0.86, 標準偏差が

---

14 日経平均株価データは『NEEDS-CD ROM 日経マクロ経済データ』で収集した.

15 この  $\beta$  値は各企業の割引率を決定するために利用されるのであるから, 投資家が予測する必要がある. したがって, 分析対象期間以前のデータより予測されることが望ましいが, 本稿では, 投資家が将来の  $\beta$  値を正しく予測できると仮定する.

0.11, 最小値が 0.61, 最大値が 1.35 である.

#### **企業の成長性：株価トレンド (TRND)**

各社の市場価値の時系列データを用いて上昇トレンドを推定した。1968 年から 2005 年の 38 年間の企業市場価値の対数値を被説明変数, 時間を説明変数として最小自乗法で回帰分析を行い, その係数をトレンドとした。ただし, 10%水準で統計的に有意にならなかった 6 社のケースについてはゼロとした。サンプル企業の株価トレンドは平均値が 7%, 標準偏差が 3%, 最小値が 0, 最大値が 19%である。

#### **企業の収益性：**

企業の投資収益率の高さを示す変数としてはトービンの Q や自己資本利潤率などが考えられるが, ここではリスクプレミアムの説明変数として用いるのであるから, 企業の収益性に対する投資家の考えを反映しているトービンの Q が適していると思われる。実際のデータは, 既述の方法で得た 1968 年から 2005 年の企業の市場価値を各年度の各社の資本で割って 38 年分のトービンの Q を算出し, 38 年間で平均した。サンプルのトービンの Q は平均値が 2.22, 標準偏差が 0.97, 最小値が 0.95, 最大値が 7.13 である。

#### **国際貿易における比較優位：輸出比率 (EXP)**

各企業の世界市場における競争力の強さを示す変数を収集する必要であるが, 上場しているような大企業の多くは単一の製品の販売に特化しているのではなく広く多角化している。しかも多角化の方法は企業によって異なるため, 広く定義した産業で同一産業の所属している企業であっても販売構成要素やそのウエイトは各企業で異なる。したがって国際競争力の強さも企業で異なるため, 各社の財務データから国際競争力の強さを表す変数を作成する必要がある。財務データには輸出売上高に関するデータがあるが, この売上高に占める比率, すなわち輸出比率は各企業が国際市場でどれほど競争力があるかを端的に示すと思われる。そこで, 各企業の 1968 年から 2005 年の輸出比率を算出して 38 年間で平均した値を用いる。サンプル企業の輸出比率は平均値が 0.12, 標準偏差が 0.11, 最小値が 0, 最大値が 0.52 である。

### 市場構造：ハーフィンダール指数(HI)

市場が競争的であるか寡占的であるか示す指標としてよく利用されている変数はハーフィンダール指数であり，ここでもこの指数を用いる．ハーフィンダール指数の算出には分析対象となる企業以外の多くの企業のマーケットシェアが必要となる．マーケットシェアの計算のためには，企業がどの産業に属するかを定めねばならないが，本稿では『NEEDS-CD ROM日経財務データ』で採用されている産業小分類の定義を利用した．マーケットシェアは各企業の売上高を産業売上高で割って算出した．『NEEDS-CD ROM日経財務データ』を用いる方法でのマーケットシェアの定義には幾つかの問題がある．例えば産業定義の広さや上場あるいは店頭公開していない企業を排除している点である．しかし，データ収集の難しさを考慮すれば，その他の選択はないと思われる．サンプル企業のハーフィンダール指数は平均値が 0.17，標準偏差が 0.07，最小値が 0.04，最大値が 0.45 である．

### 非事業用資産：短期有価証券(NOA)

(3)式を見ても明らかのように，企業価値と利潤の割引現在価値の関係を分析するためには非事業用資産のデータが必要である．財務データには，どの資産が非事業用資産であるか明記されているわけではないため，これに関して正確なデータを得ることは困難である．非事業用資産としては現金・預金や有価証券の一部が考えられるが，その割合に関するデータは入手できない．そこで(3)式の関係を分析するとき非事業用資産の規模も同時に推定する．そのためには，非事業用資産をそれと関係が深いと思われる財務データの関数として(3)式に代入すればよい．そこで，非事業用資産を流動資産に計上されている有価証券の線形関数として表すことにする<sup>16</sup>．サンプル企業の短期有価証券は平均値が 6.14，標準偏差が 23.53，最小値が 0，最大値が 202.45 である．

---

16 固定資産に計上されている有価証券は，関係会社の株式など長期保有が目的であるため非事業用資産とは確定できない．

## 推定式

実際の推定式は資本資産価格形成モデルのケースは以下のように表される。

$$V_i(t) = \phi_0 + \phi_1 NOA_i + \sum_{\tau=t}^T (1 - r_s - \rho\beta_i)^{\tau-t} \pi_i(\tau) + (1 - r_s - \rho\beta_i)^{T+1} V_i(T+1) \quad (4)$$

ただし、 $\phi_j (j=0,1)$  は推定されるパラメータである。無危険利子率の  $r_s$  と株式市場全体のリスクプレミアム  $\rho$  も同時に推定される。これらの推定値は 1968 年の時点で投資家が全体として予測した時前的な値である。したがって、それらの推定値と 1968 年以後の現実の無危険利子率と株式市場全体のリスクプレミアムの比較は、市場がどれほど将来を予測していたかを判定する一つの方法となる。

割引因子を線形関数として推定する一般的なモデルの推定式は以下のように表される。

$$V_i(t) = \phi_0 + \phi_1 NOA_i + \sum_{\tau=t}^T (\alpha_0 + \alpha_1 VOLA_i + \alpha_2 TRND_i + \alpha_3 TBNQ_i + \alpha_4 EXPH_i + \alpha_5 HD_i)^{\tau-t} \pi_i(\tau) + (\alpha_0 + \alpha_1 VOLA_i + \alpha_2 TRND_i + \alpha_3 TBNQ_i + \alpha_4 EXPH_i + \alpha_5 HD_i)^{T+1} V_i(T+1) \quad (5)$$

ただし、 $\alpha_j (j=0,1,\dots,5)$  は推定されるパラメータである。

(5) 式は非線形関数であるため Gauss-Newton の計算方法を用いて最尤法で推定することになる<sup>17</sup>。(5) 式では  $t$  期の  $\pi$  に乗じられている  $\delta$  の指数が 0 となっているが、実際の推定ではこれを 1 とし、以後の指数も 1 ずつ大きくしている。この措置を取るのは、 $V_i(t)$  として 1968 年年初の値を用いているからである。分析対象企業はすべて 3 月決算であるが、その 3 月決算の結果が公表されるのは 5 月から 6 月の間でであるし、配当が実際に株主の手元に届くのは更に遅れ

17 残差二乗値の合計を最小化するが、攪乱項が正規分布していれば最尤法となる。具体的には TSP を用いて推定した。

るからである<sup>18</sup>。

#### 4. 株式市場完全予測仮説の推定結果

##### 4.1. 資本資産価格形成モデルの推定結果

資本資産価格形成モデルの推定結果が第1表に示されている。すべての説明変数が統計的に有意である。LM不均一分散検定でその存在が確認されたので標準誤差は不均一分散に対応している Eicker-White の方法で推定されている。(4)式が推定されたため実際の推定係数は無危険利子率ではなく1から無危険利子率を差し引いた値であり、リスクプレミアムは負の値である。自由度修正済決定係数は0.92で非常に高く、約40年以前の1968年に株式市場が評価した企業の価値は、企業の将来利潤の割引現在価値にほとんど完全に等しくなっていたことになる。(2)式を用いれば、各企業の割引率を推定することができるが、その値は平均で0.79、標準偏差が0.03、最小値が0.65、最大値が0.87となった。非事業用資産に関連したパラメータである $\alpha_0$ と $\alpha_1$ も推定係数はプラスで予想と一致している。このように第1表の推定結果は株式市場の完全予測仮説を強く支持しているように思える。

第1表 資本資産価格形成モデルの推定結果

変数	推定係数	t値	p値
無危険利子率	0.073	22.038	0.000
リスクプレミアム	0.121	2.800	0.005
$\alpha_0$	15.050	5.049	0.000
$\alpha_1$	2.290	6.137	0.000

18 割引因子の指数を1ずつ増加しないで推定しても、自由度修正済決定係数が0.01ほど低下するだけで結果には実質的に変化がない。

推定された無危険利子率は 7.3 % である。利付金融債による長期利子率の 1968 年から 1978 年までの 10 年平均が 7.6 %，1988 年までの 20 年平均が 7.1 %，1998 年までの 30 年平均が 6.1 %，2005 年までが 5.1 % であることを考えれば整合的な推定結果と思われる<sup>19</sup>。投資家が 1968 年年初に予測した日本の株式市場全体としてのリスクプレミアムの大きさは 12.1 % である。1968 年から 2005 年の日経平均株価の上昇率は 6.9 %<sup>20</sup>，平均配当率は 1.9 % で<sup>21</sup>，株式収益率は 8.8 % 程度であったからこの期間の長期プライムレートの平均値を差し引くとリスクプレミアムは 3.7 % である<sup>22</sup>。これに比較すると推定値は異常に高いと言える。しかし 1968 年から 1977 年の 10 年間の日経平均株価上昇率を見ると 14.3 %，20 年間では 15.2 % で，配当利回りはそれぞれ 3.6 %，2.5 % であるため，これら期間の株式投資の収益率は 17.9 % と 17.7 % である。したがって，1968 年から 10 年あるいは 20 年の期間で見れば，リスクプレミアムは 10.3 % と 10.6 % であり，リスクプレミアムの推定値の 12.1 % も整合的な範囲にあると判断でき

---

19 既述のように長期プライムレートのデータは『NEEDS-CD ROM 日経マクロ経済データ』から収集した。

20 日経平均株価 225 種の 1967 年の年末値と 2005 年年末値を比較している。以下の日経平均株価の上昇率の計算はすべてこの方法で行っている。

21 配当率は既述の 1968 年から 2005 年間で整合的財務データが収集できる 344 社を用いて算出した。全銘柄データを用いた配当率は財務省のホームページ [http://www.mof.go.jp/kankou/hyou/g323/323\\_22.xls](http://www.mof.go.jp/kankou/hyou/g323/323_22.xls) に 1967 年から 1978 年のデータがあるが，これを用いて相関係数を計算すると 0.93 であった。

22 山口(2005)の推計では，1962 年から 2003 年の期間の株式収益率は 9.6 % から 10.4 % とされている。

る。ただし、2005年までの38年間の現実のリスクプレミアム3.7%と比較すると12.1%は異常に高く、予測を誤っている。この点を考えると株式市場はバブル崩壊後の長期的で異常な株価低迷はまったく予測できなかったと言える。市場がバブル崩壊後の平成不況の予測に失敗していたと考えれば、このモデルの無危険利子率の推定値も納得できる。既述のように長期利子率の1968年から10年の平均が7.6%、20年平均が7.1%であるのに対して、無危険利子率の推定値は7.3%となっていてほぼ完全に一致している。したがって市場は無危険利子率でもバブル崩壊までの時期ではほぼ正確に予測していたが、その後の長期不況期間中の低金利は予測していなかったと言える。

以上の分析結果より市場の完全予測仮説に関して以下のように分析できる。企業の将来利潤の割引現在価値によって企業の市場価値がほとんど完全に説明できたことから、市場は各企業の将来利潤の相対的な大きさに関しては正確に予測できたと判断できる。一方、割引率に関しては約20年間は予測はほぼ正しかつたが、1990年代の失われた10年と言われる平成不況の到来を予測出来ず、この時期を含めれば割引率の予測は完全に誤ったと結論できる。

#### 4.2.線形割引率モデルの推定結果

割引率の大きさを直接推定する線形割引率モデルの推定結果は第2表の左側に示されている。LM不均一分散検定でその存在が確認されたので標準誤差は不均一分散に対応しているEicker-Whiteの方法で推定されている。自由度修正済決定係数は0.96で資本資産価格形成モデルよりは若干高くなっているが、トービンのQとハーフィンダール指数は統計的に有意でない<sup>23</sup>。

---

23 これらの変数を除去したケースも推定したが推定結果はほとんど同一であった。

第2表 線形割引率モデルの推定結果

変数	推定係数	t値	p値	推定係数	t値	p値
定数項	1.078	18.642	0.000	1.085	23.485	0.000
ボラティリティ	-0.279	-4.467	0.000	-0.286	-5.465	0.000
株価トレンド	-1.160	-6.221	0.000	-1.139	-6.002	0.000
トービンQ	0.010	1.090	0.276	0.012	1.279	0.201
輸出比率	0.069	1.900	0.057	0.070	1.951	0.051
ハーフィンダール指数	0.032	0.409	0.683			
$\alpha_0$	12.037	4.743	0.000	11.852	4.594	0.000
$\alpha_1$	1.151	2.418	0.016	1.228	3.707	0.000

統計的に有意になった株価ボラティリティ、株価トレンド、輸出比率は推定係数の符号はすべて予想と一致している<sup>24</sup>。トービンのQとハーフィンダール指数は統計的に有意でなかった。特にハーフィンダール指数のp値が非常に高いため、この変数を省いた推定結果が第2表の右側に示されている。推定結果を見れば明らかのように、ハーフィンダール指数を省いても推定結果にはほとんど変化がない。推定係数を用いて割引因子を計算すると平均値が0.79、標準

24 非事業用資産を無視すれば、利潤が一定の率 $g$ で増加する場合には、企業価値=初期利潤/(割引率- $g$ )と表される。株価トレンドの推定係数はほぼ1であるから、利潤の1%の増加は割引率のほぼ1%の増加を引き起こすため、企業価値にはほとんど影響しないことになる。この発見は興味深い、利潤の増加率一定と言う仮定が必要で現実の状況を説明しているとはかぎらない。

偏差が 0.05, 最小値が 0.54, 最大値が 0.90 となった。資本資産価格形成モデルのケースと比較しても平均値は同一で, 最小値が 0.09 小さく, 最大値が 0.03 大きくなっている程度で, ほとんど同一の推定結果となっている。非事業用資産に関連したパラメータの  $\alpha_0$  と  $\alpha_1$  も推定係数はプラスで予想と一致する。以上の分析結果より, 第 2 表の推定結果は理論モデルと整合的であり, 自由度修正済決定係数がほとんど 1 に近い値であることを考慮すれば, この推定モデルも株式市場が企業の将来利潤をほとんど完全に予測していたという結論を支持している。

割引率の説明変数に関する推定結果によれば, 株価ボラティリティが小さく, 株価の成長トレンドが低く, 輸出比率は高い企業でリスクプレミアムが小さく, 割引率が大きくなっている。所属する産業の構造は, 投資家がリスクプレミアムの大きさを決定するときには重要な役割を果たしていないと判断できる。各説明変数が割引率に与えた影響の大きさを調べるために, 推定係数に説明変数の最大値と最小値の差を乗じてその説明変数が割引率に与えた影響の最大値を算出すると, 株価ボラティリティは 20.4 %, 株価トレンドが 21.7 %, トービンの Q が 6.4 %, 輸出比率が 3.6 %, ハーフィンダール指数は 1.3 % となる。したがって, 割引率の最大値が 0.46, 最小値が 0.10 値というような大きい差のほとんどは株価のボラティリティとトレンドがもたらしている。したがって投資家によって大きい割引率が適用されるのは, 企業のパフォーマンスが不安定で高すぎるケースと言える。一方, 輸出比率は統計的に有意にはなかったが最大でも 3.6 % の影響しか与えていない。トービンの Q は p 値は良くても 20 % しかないが, 推定係数の符号は予想通りプラスで割引率に与えた影響は輸出比率よりは大きい。

## 5. 代替的なモデルの推定結果

### 5.1. キャッシュフローモデルの資本資産価格形成モデル

企業価値とキャッシュフローの割引現在価値が等しくなるとする仮説の場合

には、推定モデルは以下のように表示される。

$$V_i(t) + D_i(t) = S_i(t) + \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta_i^{\tau-t} (\pi_i^*(\tau) + \Delta K_i(\tau)) \quad (6)$$

ただし、ここでは  $V$  は株式時価総額、 $D$  は有利子負債時価総額、 $\pi^*$  は営業利益、 $\Delta K$  は減価償却費である。この章では、割引率に関しては資本資産価格形成モデルを用いるので、推定式は

$$V_i(t) + D_i(t) = \phi_0 + \phi_1 NOA_i + \sum_{\tau=t}^T (1 - r_s - \rho\beta_i)^{\tau-t} (\pi_i(\tau) + \Delta K_i(\tau)) \quad (7) \\ + (1 - r_s - \rho\beta_i)^{T+1} (V_i(T+1) + D_i(T+1))$$

となる。既述のように有利子負債には取引市場がないため時価総額が不明であり、有利子負債データには、財務データの短期借入金、従業員預り金、社債・転換社債、長期借入金を合計した値を用いる。減価償却用のデータは減価償却実施額を用いる。また、 $\beta$  値も株式市場から得られる値を用いる。このキャッシュフロー仮説の推定結果は第3表に示されている。これまでと同様に標準誤差は不均一分散に対応している。このモデルでも自由度修正済決定係数は 0.93 と利潤仮説のケースとほぼ同一水準であるが、 $\beta$  値が統計的に有意でない。割引因子は平均が 0.68、標準偏差が 0.04、最小値が 0.50、最大値が 0.79 である。

第3表 キャッシュフロー仮説の推定結果

変数	推定係数	t値	p値
無危険利子率	0.141	7.206	0.000
リスクプレミアム	0.157	1.189	0.235
$\alpha_0$	30.639	3.119	0.002
$\alpha_1$	9.738	2.891	0.004

第3表の推定結果では無危険利子率の推定値が注目に値する。この値は約 14% であるが、既述のように日本の長期プライムレートは 1966 年から 2005 年の

平均が 6 % 程度で、最も高い水準にあった 1970 年代でも月中平均で 10 % を超えたことがない<sup>25</sup>。β 値の係数が統計的に有意でない点や、無危険利子率の推定値の異常さを考慮すると、この推定結果は理論モデルと整合的であるとは判断できないと思われる。ただし、これらの現実と矛盾した効果は β 値の推定で有利子負債を無視した結果である可能性はある。

## 5.2. 配当の資本資産価格形成モデル

企業の株式時価総額が配当の割引現在価値に均等化するという仮説を資本資産価格形成モデルで検証するときの推定式は(4)式の  $\pi$  を配当で差し替えるだけである。配当のデータは、各企業の間配当と期末配当額を収集して合計した。この配当仮説の推定結果は第 4 表に示されている。標準誤差は不均一分散に対応している。自由度修正済決定係数は 0.92 で他のケースとほぼ同一水準であるが、短期有価証券の推定係数が統計的に有意でない。割引因子は平均が 0.87、標準偏差が 0.01、最小値が 0.83、最大値が 0.90 となった。

第 4 表 配当仮説の推定結果

変数	推定係数	t 値	p 値
無危険利子率	0.080	34.087	0.000
リスクプレミアム	0.040	1.912	0.056
$\alpha_0$	12.258	3.406	0.001
$\alpha_1$	0.692	1.324	0.185

25 既述のように長期プライムレートは『NEEDS-CD ROM 日経マクロ経済データ』から収集した。

推定結果で最も注目すべきはリスクプレミアムの推定値の低さである。配当モデルではリスクプレミアムは約 4 %と推定されている。既述のように 1968 年から 10 年の期間で見れば、リスクプレミアムは 11 %程度の水準であり、これと比較するとかなり低い推定値である。ところが、既述のように分析期間の 38 年全体を通して見ればリスクプレミアムは 3.7 %である。山口(2005)でも 1962 年から 2003 年の期間のリスクプレミアムは 4.8 %と推計されている。これらの推計値は第 4 表の結果と整合的であるように見える。したがって、この配当モデルの推定結果では、市場は企業の将来利潤の相対的な大きさにだけでなく、割引率に関してもほとんど完全に正しく予測したことになる。これは投資家は 40 年前に既にバブル崩壊や失われた 10 年の平成不況を予測していたことを意味する。もし、市場がバブル崩壊やその後の長期不況を予測していたとすれば驚くべきことであるが、この解釈には疑問がある。このモデルでは無危険利子率の推定値が 8 %となっているが、既述のように 1968 年から 2005 年の利付金融債(5年)の応募者利回りで算出した長期利子率の平均値は 5.1 %である<sup>26</sup>。したがって、このモデルでは無危険利子率の推定ではバブル崩壊後の低金利時代の到来を予測していないことになる。このように配当モデルでは、リスクプレミアムの推定結果と無危険利子率の推定結果の間で整合性がない。したがって、その推定結果も信頼性が低いと思われる。

## 6.おわりに

本稿では、株式市場の予測力を解明するために、株式市場によって評価された企業価値が将来利潤の割引現在価値に等しくなっていたかどうかを実証的に分析した。分析対象となった企業は整合的なデータが収集できる製造業企業 310 社で、1968 年の各企業の株式時価総額が 2005 年までの 37 年間のその企業

---

26 より利子率が高い長期プライムレートで計算しても 6.1 %である。データの出所は『金融経済統計月報』である。

の利潤の割引現在価値合計に等しくなっていたかどうかを検証した。この分析には各企業の割引率を同時に推定する作業が必要となるため、資本資産価格形成モデルと割引率に関する線形関数を用いた推定式によって分析した。また、企業価値は配当やキャッシュフローの割引現在価値と均等化するという考え方もあるため、これらのケースについても検証した。このような分析の結果、以下のような結論が得られた。

(1) 資本資産価格形成モデルを用いた分析では、企業の市場価値は将来利潤の割引現在価値によってほとんどの完全に説明できた。したがって市場は各企業の将来利潤の相対的な大きさに関しては正確に予測したと結論できる。ところが割引率に関してはバブル崩壊までの約 20 年間はほぼ正確に予測したが、1990 年代を含めると誤った予測をした。これは 1968 年の株式市場は 20 年以上後に起こる長期的な平成不況を予測出来なかったためと思われる。

(2) 割引率に関する線形関数を用いたモデルの推定結果と資本資産価格形成モデルを比較すると割引率の推定値の平均値がまったく同一で、最小値と最大値もほとんど同一であった。自由度修正済決定係数を比較すると線形割引率モデルのほうが若干高くより説明力があると思われる。

(3) 割引率の差のほとんどは株価のボラティリティとトレンドが引き起こしている。輸出比率は統計的に有意にはなったがその影響は非常に小さい。トービンの  $Q$  は  $p$  値は 20 % 程度であるが、割引率に与えた影響は輸出比率よりは大きかった。

(4) 企業価値がキャッシュフローや配当の割引現在価値と均等化するという仮説のケースでは、推定結果が統計的に有意でなかったり、推定係数に矛盾があったりした。したがって、これらの仮説の現実的な妥当性には疑問が残った。

## 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)の助成を得て行われた。

## 参考文献

- Dechow, P. M., S. P. Kotharib, and Ross L. Wattsb, (1998) "The Relation between Earnings and Cash Flows," *Journal of Accounting and Economics*, Volume 25, Issue 2, pp.133-168.
- Francis, J., P. Olsson, and D. R. Oswald, (2000) "Comparing the Accuracy and Explainability of Dividend, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates," *Journal of Accounting Research*, Vol.38, No.1, pp.45-70.
- Krishnan, G. M. and J. A. Largay III, (2000) "The Predictive Ability of Direct Method Cash Information," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27, pp.215-245.
- Lease, R. C., K. John, A. Kalay, U. L. Loewenstein, and O. H. Sarig, (2000). *Dividend Policy:Its Impact on Firm Value*, Boston: Harvard Business School Press.
- Nakao, T., (1979) "Profit Rates and Market Shares of Leading Industrial Firms in Japan," *Journal of Industrial Economics*, Vol.27, pp.371-383.
- Ohlson, J., (1995) "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp.661-687.
- Penman, S. H. and T. Sougiannis, (1998) "A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, pp. 343-383.
- Subramanyam, K. R., and M. Venkatachalam, (2007) "Earnings, Cash Flows, and Ex Post Intrinsic Value of Equity," *The Accounting Review*, Vol.82, pp. 457-481.
- 橋本 和久, (2007)「ラパポートによる企業評価モデルの実証分析」『中国学園紀要』第6巻, pp.117-126.
- 薄井 彰, (2003)「会計利益と株主資本の株価関連性:実証的証拠」『経済志林(法政大学)』第70巻第4号, pp.231-247.
- 山口勝業, (2005)「わが国産業の株式期待リターンのサプライサイド推計」『証券アナリストジャーナル』9月号, pp.45-59.

## 【論 説】

連結・単独売上高比率のパネルデータ分析<sup>1)</sup>

—新産業創設など多角化行動の解明—

中 尾 武 雄

## 1 は じ め に

この論文では、新産業や新市場への進出というような企業の多角化行動を決定する要因を明らかにする目的で、企業が子会社や関連会社の規模をどのように決定しているかをパネルデータを用いて実証的に分析する。

まず、子会社などの定義であるが、子会社とは、議決権の過半数を所有している企業（持株基準＝形式基準）、あるいは議決権が50%以下の所有であるが実質的に支配している企業（支配力基準＝実質基準）のことである。関連会社とは、議決権の20%以上を所有している企業、あるいは20%未満でも、例えば重要な契約によって重要な影響を与えることができる企業のことである。

企業はさまざまな理由によってこれら子会社・関連会社を保有すると思われるが、典型的な理由は以下のように分類できるであろう。

- (1) 社内で育った部門を新企業として独立させる。例えば、NTTとNTTドコモのケースである。
- (2) シナジー（相乗）効果のある産業で新企業を設立する。例えば、生保企業である日本生命が損害保険企業であるニッセイ損害保険を発足させたケースである。
- (3) 成長が期待されるベンチャー企業を発足させる。例えば、社員などが発

1) この研究は文部科学省の科学研究費補助金（平成17年度）の助成を得て行われた。

展性のあるアイデアを考えついたような場合に、資金を出して新企業を誕生させるようなケースである。

- (4) 成長が期待されるベンチャー企業を買収する。例えば、日立がIT関連ベンチャー企業を関連会社にするケースである。
- (5) 企業がシナジー効果のある他の既存企業を買収する。例えば、ソニーが映画関連企業を買収したケースである。
- (6) 製品・サービスの質向上やコスト削減のため、部品・原材料などの川上産業企業あるいは販売店などの川下産業企業を買収する。例えば、自動車メーカーが部分メーカーや販売店を関連会社にするケースである。

いずれも企業が成長し利益を増加するために多角化を行っていると考えられる<sup>2)</sup>。社会・経済状況が急速に変化する現代では、企業は国内市場で本業だけに執着していれば成長出来ないだけでなく、競争に敗れて衰退する可能性がある。これに対応するため、ほとんどすべての企業が子会社・関連会社という形で、イノベーションで登場した成長産業や新市場に乗り出して行く<sup>3)</sup>。これが現在の企業にとっての多角化の意義であろう。したがって、子会社・関連会社の保有に対する態度は、企業の成長やイノベーションに対する姿勢を反映していると思われる。そこで、本稿では、子会社・関連会社を含めた連結決算の売上高と親会社の売上高の比率、すなわち連結・単独売上高比率を被説明変数としてパネルデータ分析を行い、どのような企業が成長やイノベーションに対して積極的であるかを明らかにする。日本企業を対象にして、連結・単独売上高比率の決定要因をクロスセクションデータやパネルデータで分析した文献は存在しないため、本稿はこの分野の研究の足がかりになることを期

2) 本業とまったく同一の業務内容の企業を買収した場合には、子会社・関連会社として、独立させておく長所がほとんどないため、子会社あるいは関連会社にするよりは合併して単一企業になるのが普通である。また、(6)のケースは系列化と呼ばれるが、これも多角化の一種と考えることができる。

3) 新市場とは、産業の状況で異なるが例えば新興工業国の市場が典型的な例である。

待している<sup>4)</sup>。

2章では、理論的モデルを構築した後、推定モデルを定式化し、その推定に用いるサンプルデータについて説明する。3章では推定結果を紹介してその分析を行う。4章では、この研究の要約と重要な分析結果について述べる。

## 2 モデルとデータ

### 2.1 連結企業規模決定の理論モデル

子会社・関連会社を保有している企業の連結利潤を

$$\begin{aligned} \pi = & p(q(L, K, M, \tau), \beta) q(L, K, M, \tau) - (wL + i(h_1, \dots, h_n, n)K + rM) \\ & + \sum_{j=1}^n h_j(\alpha_j) \{p_j(q_j(L_j, K_j, M_j, \tau_j), \beta_j) q_j(L_j, K_j, M_j, \tau_j) \\ & - (w_j L_j + i_j(h_1, \dots, h_n, n)K_j + r_j M_j)\} \end{aligned} \quad (1)$$

と表すことにする<sup>5)</sup>。ただし、 $\pi$ は利潤、 $p$ は財価格、 $q$ は財生産量、 $q(\cdot)$ は生産関数、 $L$ は労働量、 $K$ は資本量、 $M$ は経営資源量、 $w$ は賃金率、 $i$ は利子率、 $r$ は経営者報酬率、 $h$ は子会社・関連会社の持株比率、 $n$ は子会社・関連会社数、下付の $j$ などは子会社・関連会社の変数であることを示す。また、 $\tau$ 、 $\beta$ 、 $\alpha$ はベクターでパラメータである。利子率が子会社・関連会社の持株比率と保有企業数の関数になっているのは、子会社・関連会社の投資資金が増加すれば、当該企業に対する貸し出し利子率が上昇すると仮定しているからである。これは金融市場が不完全性であれば合理的な仮定と考えられる。もし、子会社・関連会社がすべて完全に同一と仮定すれば、上の式は以下ようになる。

$$\begin{aligned} \pi = & p(q(L, K, M, \tau), \beta) q(L, K, M, \tau) - (wL + i(h(\alpha), n(\sigma))K + rM) \\ & + h(\alpha)n(\sigma) \{p_n(q_n(L_n, K_n, M_n, \tau_n), \beta_n) q_n(L_n, K_n, M_n, \tau_n) \\ & - (w_n L_n + i_n(h(\alpha), n(\sigma))K_n + r_n M_n)\} \end{aligned} \quad (2)$$

4) これまで連結・単独売上高比率が新産業への進出などの多角化を示す指標となるという点が着目されなかったため、連結・単独売上高比率に関しては国内・海外を問わず先行研究は存在しない。ただし、会計学の分野では、連結決算と単独決算の企業価値に対する情報としての有用性を比較している研究がある。文献については矢内(2004)を参照。一方、多角化に関する論文は非常に多くある。例えば、Lang and Stulz (1994), Lins and Servaes (1999), Rose (1992), Rajan, Servaes and Zingales (2000)。

5) 持株比率の増加は株価の上昇を招いて子会社・関連会社の平均取得価格を増加させると思われるが、このメカニズムは理論モデルには組み込んでいない。

ただし、下付の  $n$  は子会社・関連会社の変数であることを示す。また、 $\sigma$  はベクター・パラメータである。利潤最大化の条件は (2) 式を  $L, K, M, h, n, L_n, K_n, M_n$  で偏微分してゼロに等しいとおいて得られる 8 個の式で表される。計算式は表示しないが、どの変数にも利潤に対するプラス要因があると同時にコスト上昇要因もあるため均衡が存在する可能性がある<sup>6)</sup>。

日本でも所有と経営が分離してプリンシパル・エージェンシー問題が存在しているから、企業行動は経営者の効用最大化行動によって影響されていると考えられる。そこで、経営者の効用関数を以下のように定義する。

$$U = (1 - \rho(E, \gamma))U_1(r, S(\pi, G)) - U_2(e) \quad (3)$$

ただし、 $\rho$  は他企業による買収などで経営者が解雇される確率、 $E$  は株価、 $\gamma$  は株価以外の解雇確率に影響を与える要因を示すベクター・パラメータ、 $U_1$  は経営者が所得から得る効用、 $S$  は役員賞与とストックオプションによる所得、 $G$  は株価上昇率、 $e$  は経営努力の水準、 $U_2$  は経営努力に伴う負効用を示す。式には表示していないが、 $E, \pi, G$  は  $e$  の影響を受ける<sup>7)</sup>。したがって、経営者は効用を経営努力で偏微分した関係

$$-\rho_E E_e U_1 + (1 - \rho)(U_{1s} S_\pi \pi_E + U_{1s} S_G G_E) - U_{2e} \quad (4)$$

がゼロとなるように努力水準を決定する。ただし、変数の下付文字は、その変数で微分が偏微分したことを示す。例えば、 $\rho_E$  は  $\rho$  を  $E$  で偏微分、 $E_e$  は  $E$  を  $e$  で微分したことを示す。したがって、(4) 式によれば、経営者は解雇確率の減少と賞与・ストックオプションの所得増加による期待効用の限界的増加と経営努力に伴う限界的負効用が一致するように経営努力水準を決定することになる。

親会社と子会社の労働、資本、経営資源、子会社・関連会社の平均持株比率、子会社・関連会社数、経営努力に対する需要関数は以上の 9 個の一階の最適条件の式を使って  $L, K, M, h, n, L_n, K_n, M_n, e$  について解けば得られるから、子会社・関連会社の平均持株比率と子会社・関連会社数の最適水準は  $\beta, \tau, \alpha$ ,

6) 均衡の存在を仮定すると同時に 2 階の条件が満たされることも仮定する。

7) 利潤の定義式には  $e$  は明示的には含まれていないが、 $\beta, \tau, \alpha, \sigma$  の一部となっている。

$\sigma$ ,  $\gamma$ ,  $w$ ,  $i$ ,  $r$ ,  $w_n$ ,  $i_n$ ,  $r_n$ , 株価, 株価上昇率の関数として表される。そこで以下ではこれらパラメータについて考える。

需要関数に入っている  $\beta$  は市場に対する企業の働きかけ具合を示す行動や企業や市場の特徴を示すパラメータで、以下のような要因が考えられる。

(イ) 市場の競争の程度を示す変数

企業が所属している市場が競争的であるか独占的であるかは、企業の多角化行動、したがって連結・単独売上高比率にも影響を与える可能性がある。例えば、企業の主戦場の市場（以下では主戦市場と呼ぶ）が独占的であれば安定的な超過利潤が期待できるため危険が伴う多角化に投資することに消極的で、競争的であれば新市場への進出に熱心であるかもしれない。市場の競争の程度を示すデータとしては企業数、集中度、ハーフィンダール指数などがある。

(ロ) 市場における企業の強さを示す変数

企業を取り囲む市場の状態が同一でも、市場における企業の状況が異なれば、企業行動も異なったものとなり、多角化行動にも影響が出てくる。同じ寡占産業でもトップ企業であるか最下位の企業であるかでは、企業の行動は異なったものとなる。その他の条件が同一であれば、下位企業ほど新市場への進出に熱意があるかもしれない。例えば、市場がガリバー型寡占であれば、ガリバー企業であるか、周辺企業の一つであるかによって企業行動はまったく異なったものとなる。資金面など他の条件がすべて同一であれば周辺企業のほうが新産業の創設や新産業・新市場への進出のような多角化に熱心である可能性もある。市場における企業の強さを示す変数としては、マーケットシェアや企業の規模ランキングなどが考えられる。

(ハ) 企業の市場に対する働きかけの強さを示す変数

企業が主戦市場での売上高増加のためにどれほどの努力をしているかも、多角化行動や子会社・関連会社保有行動に影響するかもしれない。主戦市場での売上高増加のために多くの資源を投下していれば、多角化や子会社・関連会社保有のための資源的な余裕が相対的に乏しくなるからである。企業の

市場に対する働きかけの強さを示す変数としては、営業担当の従業員数・製品差別化のための広告・宣伝費・販売網に対する投資などが考えられる。

## (二) 産業の発展段階あるいは市場の成長・衰退率

企業の主戦市場の発展段階も多角化行動や子会社・関連会社保有行動に影響を与える。産業の発展段階を導入期、発展期、安定期、衰退期と分ければ、導入期と発展期および衰退期には企業は多角化に積極的になる可能性がある。導入期と発展期は、技術革新の機会が豊富で、それに対応して新しい産業や市場が生じる可能性が高いからである。また、衰退期の産業に所属する企業は、新しい産業や市場に参入し多角化することで成長することを目指す傾向が強いかもしれない。

## (ホ) 外国市場・外国企業の重要性

製造業の多くの企業で外国市場は重要な位置を占めているし<sup>8)</sup>、外国企業との競争は企業行動に影響を与える。比較優位を持っている産業では、日本の企業は外国企業と比較して競争力があるため、輸出比率が高く輸入比率が低くなっているのに対して、比較優位がない産業では輸出比率が低く輸入比率が高くなっている<sup>9)</sup>。したがって、比較優位がない産業の企業は、外国企業との競争を回避するためにも、他の新しい産業や市場に進出する動機があるかもしれない。

生産関数に入っている  $\tau$  は財生産に関する技術的な特徴を示すパラメータで以下のような要因が考えられる。

## (ヘ) 財の複雑性・耐久性などの物理的特性

自動車のようにさまざまな部品から構成されている財の場合には、財の品質を向上するために部品製造企業を保有する可能性がある。同様に、販売網やアフターサービス網が重要な場合には、サービスの質を高めるためや消費者の信頼を確保するために販売会社やアフターサービス会社を保有する

8) 2003年決算で輸出額データが入手可能な909社を使って計算すれば、輸出・売上高比率は平均で19.4%であった。ただし、計算はNEEDSの財務データCD-ROMを用いておこなった。

9) この分析は製品差別化が存在するケースで考えている。

可能性もある<sup>10)</sup>。

#### (ト) 財生産における技術的特徴

どんな財でも生産にはそれなりの技術的な特徴がある。例えば重工業と軽工業というような分類の仕方にも表れている。前者は大規模な装置を使う資本集約的な産業で、後者は多くの労働者を使う労働集約的な産業である。前者では技術的な必然性で規模の経済を実現するために企業規模は大きくなり、巨大設備に伴う固定コストも大きい。したがって、損益分岐点も高くなって、売上変化による利益変化も大きくなる<sup>11)</sup>。このため資本集約的な産業では、利益を安定させるため多角化する可能性が高い。また、大規模な設備を伴う資本集約的な産業は労働集約的な産業に比較すれば、生産工程が複雑であるから、生産工程の一部が分社化される結果、子会社や関連会社が多くなる可能性もある。

#### (チ) 財生産における規模の不経済の重要性

規模の不経済が重要な場合には、企業規模は規模の不経済が生じる規模より小さい規模になる可能性がある。この規模が市場で競争力を持って存在するために必要な規模に比較して小さい場合には、多くの子会社・関連会社を保有して、連結規模を大きくする必要が生じるかもしれない。

#### (リ) 原材料・部品の重要性

最終財の生産に占める原材料・部品の構成比率も子会社・関連会社の保有と関連している可能性がある。これは(ヘ)で述べた財の複雑性と重複する面もある。しかし、たとえ複雑でない製品であっても、その財の生産に必要な原材料・部品を生産する産業が古くから存在していて十分に発展していれば、それらの原材料・部品を外部より購入しているであろうし、その産業の企業

10) コスト削減を期待できる可能性もある。

11) 1984年から2003年を通じて上場していて決算月変更などをしていない製造企業の615社を対象に、この20年間の売上高・売上総利益率の最大値から最小値を引いた値( $R/RU$ 、%で表示)を被説明変数、資本装備率( $KN$ )を説明変数にして回帰分析を行うと、 $R/RU=11.14+0.087KN$ となり、 $KN$ の標準誤差は0.038で、 $p$ -値は2%である。ダービンワトソン値を考慮して、誤差項に一階の自己相関が存在すると仮定しても同じ推定結果である。これからも資本集約的であるほど利潤率の変動は大きいことが確認できる。

を子会社や関連会社にする可能性もある。

(ヌ) X-非効率

独占的な産業で企業に価格支配力があればX-非効率が生じる。X-非効率が生じると、例えば、管理部門が肥大化してコスト上昇を招いたり、製造過程で品質管理が緩んだりする結果になる。企業は、これに対応するために、分社化したりアウト・ソーシングしたりするようになる。小規模な企業に独立させるほうが経営者や労働者の危機感が強まり努力するから、外部化するほうがより効率的になって生産性が高まることが期待される。また、新製品が導入されるときには、既存製品との調整が必要になる場合があるが、既存部門がX-非効率的であれば、新製品導入が阻害される可能性もある。このようにX-非効率性はいくつかの理由で、企業の子会社・関連会社保有行動に影響を与えると思われる。

(ル) 技術開発機会の豊富さ

イノベーションの機会が豊富な産業では新しい産業が生まれる可能性が高い。したがって、そのような産業の企業は多くの新産業の企業を保有しているかもしれない。例えば、インターネットの発展で生まれたネット企業は、インターネットの発展とともに生じたさまざまな新しいネット産業の新企業を保有している。ただし、技術革新機会が豊富でも伝統的な産業、例えば薬品産業や化学産業では、新しい産業を生み出すほど大規模なイノベーションの可能性は高くないから、新しい産業で多くの企業を保有するような状況にはいたらないと思われる。

子会社・関連会社の平均持株比率と子会社・関連会社数に直接的な影響を与える要因として以下のような要因が考えられる。

(ヲ) 投資資金

企業が子会社・関連会社に投資する資金の豊富さは、過去および現在の利潤の大きさに直接的に依存している。これに対応する変数としては、過去の利益の蓄積量を反映する自己資本、現在の利益の大きさを示す利潤率、未来

の利益の大きさを示すと思われる企業価値が考えられる<sup>12)</sup>。

#### (ワ) 人的資源

企業が成長したり多角化したりするには人的資源が重要である。人的資源の質や量は当然企業規模とプラスの関係があるが、企業規模から独立した要因の影響も受ける。したがって、同じ規模の企業でも産業が異なれば、人的資源の質や量も異なる。例えば、営業部門で有能な人材が豊富な企業は消費者や販売店に対するサービスの質が高く成長するであろうし、その結果関連する産業への展開という形で子会社・関連会社を保有することになるかもしれない。同様に、経営部門で有能な人材が豊富で既存製品で成功すれば、新しい製品に投資して多角化してゆく可能性も高い。

#### (カ) 賃金格差

企業が部品製造や製品販売などの部門で子会社・関連会社という形を取る重要な理由の1つは低賃金の活用であろう。親企業は企業規模が大きいためか、あるいは優秀な人材を確保するためか賃金率が高い可能性がある。相対的に重要ではない部門を子会社・関連会社にして、従業員の賃金率を相対的に低くすれば競争力が増すことになる。この要因が重要になるのは、賃金率および売上高に占める賃金のウエイトが高い企業ということになる<sup>13)</sup>。

経営者の効用関数にあるパラメータ $\gamma$ は、(3)式から明らかなように他企業による買収などによって経営者が解雇される確率に影響を与えるさまざまな要因で、以下のようなものが考えられる。

#### (ヨ) 企業価値とその変化率<sup>14)</sup>

企業価値とその上昇率は(3)式でも明らかなように、解雇確率と役員賞

12) 利潤率と企業価値は相関係数が高く多重共線性が生じる可能性もある。そこで、2000年から2003年の期間で整合的なデータが得られる製造企業1354社について企業価値と利潤率(営業利益・資産合計比率)の関係について分析した。4年間の平均値を使って単純な回帰分析を行うと企業価値=557+14848 利潤率となって利潤率は統計的に有意であるが、自由度修正済み決定係数は0.01、相関係数は0.11でしかない。ただし、利潤率の代わりに営業利益を用いると自由度修正済み決定係数は0.80になるから、企業価値は現在の利益の大きさを表すと考えることもできる。

13) 資本装備率が低い企業では賃金比率が高くなるため、資本装備率と賃金比率の影響はある程度重複していると思われる。

14) 企業価値は未来の利益の大きさを示す変数でもあるから、本稿の仮説では2つのルートで影響を与えることになる。

与を通じて経営者の行動に影響を与える。例えば、企業の株価が高く企業価値も高くなっていれば、他企業による買収の可能性は低くなる。したがって、経営者は株価が上昇することを期待するし、株価が上昇するような施策も行こうと思われる。多くの場合、株価は予想される将来利潤の大きさを反映するから、企業価値が相対的に低い企業の経営者は、多角化して新しい産業や市場へ進出することで株価に影響を与えることを期待する可能性もある。一方、すでに企業価値が高く、企業価値の上昇率も高い企業の経営者は新産業に投資する動機は弱いかもしれない。

#### (タ) コーポレートガバナンス：株主の存在

企業の株主構成も、経営者の行動に影響を与える可能性がある。株主の大半が個人株主であれば、情報の非対称性のため経営者に対する監視も弱く、経営者の努力水準が低くなる可能性がある一方、大株主がいたり、外国の経済主体による株保有比が高かったりする場合には、経営者も熱心に努力するように強いられる可能性がある。したがって、経営者の多角化行動や新産業への投資行動にも影響を与えられると思われる。経営者に対するモニター圧力が強いほど、経営者は危険を冒してでも新産業を創設したり新市場に進出したりするであろうし、その結果として子会社・関連会社の保有も増加する。

以上のように、さまざまな要因が連結・単独売上高比率に影響を与える可能性があるため、推定モデルには数多くの説明変数を導入する必要がある。

## 2.2 推定モデルとデータ

### 推定モデル

記述のように、被説明変数としては連結・単独売上高比率 (*LHI*) を用いる<sup>15)</sup>。説明変数としては、前節の(イ)から(タ)で述べられた要因を表す

15) 連結・単独売上高比率については対数を取っている。以下で分析されるいくつかの説明変数についても対数を取っている。これらの選択は試験的な分析の結果を見て行われた。また、対数を取った変数については、その名前の最初の一文字がLになっているため一目瞭然であり、以下では逐一言及しない。

ことができるデータを用いる<sup>16)</sup>。

子会社・関連会社の保有に影響を与える需要側面の要因は(イ)の市場の競争の程度を示す変数から(ホ)の外国市場・外国企業との競争の重要性を示す変数までの5要因がある。まず、市場の競争の程度を示すデータとしては、企業数、集中度、ハーフィンダール指数などが考えられる。本稿では、企業数( $N$ )、4社集中度( $CR4$ )、10社集中度( $CR10$ )、ハーフィンダール指数( $HI$ )を用いる。(ロ)の市場における企業の強さを示す変数としてはマーケットシェア( $MS$ )や規模で比較した市場における企業のランキング( $RANK$ )が考えられる。(ハ)の企業の市場に対する働きかけの強さを示す変数としては広告・宣伝費を売上高で割った値、すなわち広告・宣伝比率( $ADH$ )を用いる。営業担当の従業員数については財務データから正確なデータを入手することはいできない。しかし、販売・管理部門に対する人件費と製造原価の労務費はデータが収集できるので、全従業員に支払われた人件費に占める販売・管理部門の人件費の比率、すなわち人的資源比率( $HR$ )を人的な販売努力を示す変数の代理変数として用いる<sup>17)</sup>。また、企業の製品差別化への熱心さを示す変数の代理変数としては研究開発費・売上高比率( $KENH$ )を用いる<sup>18)</sup>。(二)の産業の発展段階あるいは市場の成長・衰退率を反映する変数としては、売上高の変化率( $GRURI$ )を用いる<sup>19)</sup>。また、産業の発展段階に応じて研究開発費の重要性が次第に減少して行くと考えられるから研究開発費・売上高比率も、この要因の代理変数となると思われる。(ホ)の外国市場・外国企業との競争の重要性を示す変数としては企業の売上高に占める輸出の比率、すなわち輸出比率

16) 仮説で述べたような要因を示す変数が直接データとして入手可能なケースはほとんどないため、多くの説明変数は代理変数となっているが、これはデータの制約のためやむを得ないと思われる。

17) ただし、その他の代理変数にもなりえる。例えば、以下で分析されるようにX-非効率率の水準を示すとも考えられる。

18) 研究開発は製品差別化のためだけに行われるわけではないから、当然、その他の要因を示す可能性がある。例えば、以下で分析されているように、研究開発費・売上高比は産業の投資機会の豊富さも示すと思われる。

19) 売上高成長率が新企業の参入に与える影響の重要性についてはNakao(1980)で明らかにされている。

(*EXPH*) を用いる<sup>20)</sup>。

生産の側面で子会社・関連会社の保有に影響を与える要因には(へ)の財の複雑性・耐久性などの物理的特性を表す変数から(ル)の技術開発機会の豊富さを示す変数までの6要因がある。最初の財の複雑性・耐久性などの物理的性質を表すデータとしては、研究開発費(*KEN*)そのものを用いる。これは複雑で耐久性のある財については、研究開発費の水準が必然的に大きくなると思われるからである<sup>21)</sup>。(ト)の財生産における技術的特徴を示す変数としては、資本装備率(*LKN*)を、(チ)の財生産における規模の不経済の重要性を示す変数としては企業規模、具体的には従業員数(*LNIN*)を用いる。(リ)の原材料・部品の重要性を示す変数としては、売上高に占める原材料費の比率、すなわち原材料比率(*MATEH*)を用いる。(ヌ)のX-非効率の大きさを示すデータは勿論、財務データとしては発表されていない。しかし、X-非効率的な企業であるほど、管理部門が肥大すると考えられるため販売・管理部門の売上高に占める比率、すなわち販売・管理比率(*KANRIH*)が代理変数となる可能性がある。(ル)の技術開発機会の豊富さを示す変数としては、研究開発費・売上高比率が考えられる。また、原価償却比率(*DSHNIH*)、すなわち原価償却費が総資産に占める比率が高い企業は、新しい技術の導入が盛んで早い速度で機械設備を廃棄していることを意味するから、その産業の技術革新の機会の豊富さを示す代理変数となる可能性がある。

子会社・関連会社の平均持株比率と子会社・関連会社数に直接的に影響を与える要因と経営者の解雇確率に影響を与える要因としては(ヲ)の投資資金から(タ)の株主持株比率までの5要因がある。子会社・関連会社を保有

20) 説明変数として輸入比率を追加することが望ましい。しかし、現代の企業はさまざまな分野に多角化しているため企業独自の輸入比率の計算が必要である。ところが企業の売上高構成のデータと産業の輸入比率のマッチングの問題もあって、各企業に対応した輸入比率のデータを作成するのは困難であり、今回の研究では見送った。ただし、輸出比率と輸入比率は反比例すると考えられるから、輸出比率を説明変数とすれば十分とも考えられる。

21) 例えば、製造業の2003年決算の場合、研究開発支出額上位50社企業は自動車・電気機械・精密機器などの耐久財産業が32社、薬品産業が11社、化学産業4社、その他3社(キリンビール、東レ、日本たばこ産業)となっている。化学産業・薬品産業とその他産業には問題があるが、耐久財産業は財の複雑性などの条件を満たすと思われる。

するために必要な資金の豊富さを示すデータとしては、過去の利潤を社内留保した結果といえる自己資本の大きさが重要である。このための変数としては自己資本が総資産に占める比率、すなわち自己資本比率 (*JIKOH*) を用いる。自己資本比率は、企業の過去の利潤の大きさを示すものであり、企業の現在および未来の利潤の大きさを示す指標も説明変数として採用することが望ましい。そこで、このために企業の営業利益を総資産で割った値すなわち利潤率 (*RJR*) と企業価値 (*LPKB*) を用いる<sup>22)</sup>。(ワ)の人的資源の重要性を示すデータとしては、全人件費に占める販売・管理部門の人件費の比率である人的資源比率を用いる<sup>23)</sup>。(カ)の親企業と子会社・関連会社との間の賃金格差の重要性を示す変数としては、企業の平均的な従業員の賃金率の高さと企業にとっての総賃金支払額の重要性がある。そこで企業の平均賃金率 (*WG*) と売上高に占める賃金支払額の比率、すなわち賃金比率 (*WGH*) の2変数を用いる。(ヨ)の企業価値やその変化率の重要性を示す変数としては企業価値と企業価値の変化率 (*GRPKB*) を用いるのが自然であろう。(タ)のコーポレートガバナンスあるいは経営者の行動に影響を与える株主の存在の重要性を示す変数としては、少数特定者持株比率 (*FEWH*)、上位十大株主持株比率 (*TENH*)、外国法人持株比率 (*FORH*)、金融・証券・その他法人持株比率 (*FIRMH*)、および個人持株比率 (*INDH*) を用いる<sup>24)</sup>。

## データ

分析対象となるのは日本の製造業の企業で、分析期間は2001年から2003

22) 新しい産業や需要が成長している産業では利潤率が高いのが普通であるから、利潤率は投資機会の豊富さを示している可能性もある。

23) したがって、人的資源比率は、人的資源の重要性を示す代理変数であると同時に、企業の市場に対する働きかけの強さを示す代理変数でもある。これは財務データで販売費と管理費が分離されていない以上やむを得ないと思われる。

24) 企業行動を財務データを用いて分析する場合には多重共線性の問題に注意する必要がある。本稿の推定モデルのように多くの説明変数を用いる場合には、説明変数間にも因果関係があるため推定結果の解釈が難しい。例えば Nakao(1982)では研究開発行動が市場構造と関係があることが示されているが、この場合には、研究開発行動も市場構造も連結・単独売上高比率に影響を与えていても、どちらか1つしか統計的に有意にならないかもしれない。本稿での推定結果の分析でもこの点を回避することはできない。

年の3年間である。ただし、売上高と企業価値については変化率を計算する必要があるため、収集するデータは1999年から2003年の5年間である。データは日本経済新聞社のNEEDS財務データCD-ROMと東洋経済新報社の株価CD-ROMを用いて収集した。この5年間でデータ収集可能な製造業の企業数は、1841社、1825社、1793社、1769社、1731社あるが、この分析期間の5年間を通して存在していて、この期間で決算月を変更していない企業で株価と連結決算のデータが入手できたのは、762社であった。さらに従業員数を公表していない2社を省いた760社を分析対象とする<sup>25)</sup>。

推定モデルで用いた変数の正確な定義を以下で説明する。

連結・単独売上高比率 (*LHI*) : 企業の連結決算の売上高・営業収益を単独決算の売上高・営業収益で割った値の対数値である<sup>26)</sup>。

企業数 (*N*) : 企業が所属する市場の企業数。本稿では、市場の定義をNEEDSのデータベースにおける分類に基づいて行っているが、これにはいくつかの注意点がある。第1にNEEDSの市場分類では、製造業を89産業に分類しているが、日本標準産業分類では、製造業は3桁分類で162産業である。したがって、NEEDSの分類は3桁分類の約2倍の広さがある。上場しているような大企業の場合には、このような広い定義を採用することが現実的と思われる。第2の注意点は、NEEDSの財務データCD-ROMに掲載されていないような小規模な企業の存在を無視している点である。たとえば企業数の場合は小企業を含めた場合よりも値は小さくなるが、これは深刻な欠陥にはならない。小企業を含めた全企業数よりも上場しているような大企業の数のほうが説明変数としてより意義があると思われるからである。

4 社集中度 (*CR4*) : NEEDSの財務データCD-ROMの分類による市場の定義

25) 集中度やマーケットシェアの計算では産業の定義で日経NEEDSの財務データCD-ROMを用いているが、この定義では、いろいろな産業で「その他産業」という表現が表れる。このケースでは、集中度やマーケットシェアの定義は意味を失うと思われるので、このような産業に所属する企業もサンプルから排除した。

26) ただし、桁については、推定係数が表示しやすいように適当に調整している。これは被説明変数だけでなくすべての説明変数についても同様である。

に基づき、各企業の売上高・営業収益（以下では売上高と表示）を用いてトップ4社のマーケットシェアを合計した。

10社集中度 (CR10): 同様に、トップ10社のマーケットシェアを合計した。

ハーフィンダール指数 (HI): ハーフィンダール指数の定義に基づいて各企業のマーケットシェアより計算した。

マーケットシェア (MS): NEEDS の財務データ CD-ROM の分類による市場の定義に基づき、各企業の売上高を産業売上高で割った値。

企業ランキング (RANK): 企業の所属する産業での売上高で測った順位。

広告・宣伝費 (AD): 各企業の広告・宣伝費を売上高で割った値<sup>27)</sup>。

人的資源比率 (HR): 各企業の販売・管理部門の件数・福利厚生費を、これと製造原価の労務費・福利厚生費を合計した値で割った値。

研究開発費・売上高比率 (KENH): 各企業の研究開発費を売上高で割った値<sup>28)</sup>。

売上高上昇率あるいは売上高変化率 (GRURI): 各企業の  $t$  期の売上高を  $t - 2$  期の売上高で割った値。

輸出比率 (EXPH): 各企業の輸出売上高・営業収益を売上高で割った値<sup>29)</sup>。

研究開発費 (KEN): 各企業の研究開発費<sup>30)</sup>。

資本装備率 (LKN): 各企業の総資産を従業員数で割った値。

従業員数 (LNIN): 各企業の従業員数。

原材料比率 (MATEH): 各企業の製造原価にある原材料費を売上高で割った値<sup>31)</sup>。

27) 広告・宣伝費データを公表していないケースはゼロと想定した。

28) 試験的分析では試験研究・開発費を売上高で割った値も用いたが、研究開発費・売上高比率のほうの方がより良い結果をもたらした。日本の会計制度変更に伴って研究開発に関するデータが時間的に整合性を失ったため、研究開発関連データを用いた研究は困難な状況になっている。これについては中尾 (2006) が詳しい。

29) 輸出データを公表していないケースはゼロと想定した。

30) 研究開発費データを公表していないケースはゼロと想定した。これは研究開発費・売上高比率の場合でも同様である。ただし、研究開発支出が大きい企業でも、その金額を公表していないケースもあるため、これは推定結果に問題を生じさせる可能性がある。

31) 原材料費を公表していないケースは、その比率が小さいためと考えゼロと置いた。

販売・管理比率 (*KANRIH*) : 各企業の販売費および一般管理費の合計を売上高で割った値.

原価償却比率 (*DSHNH*) : 各企業の原価償却実施額を総資産で割った値.

自己資本比率 (*JIKOH*) : 各企業の自己資本額を総資産で割った値.

利潤率 (*RJR*) : 各企業の営業利益を総資産で割った値.

賃金率 (*WG*) : 各企業の販売・管理部門の人件費・福利厚生費と製造原価の労務費・福利厚生費の合計を従業員数で割った値.

賃金比率 (*WGH*) : 各企業の販売・管理部門の人件費・福利厚生費と製造原価の労務費・福利厚生費の合計を売上高で割った値.

企業価値 (*LPKB*) : 各企業の単独期末発行済株式数に年頭株価を乗じた値.

企業価値変化率 (*GRPKB*) :  $t$ 期の企業価値を $t - 2$ 期の企業価値で割った値.

少数特定者持株比率 (*FEWH*) : 各企業の少数特定者持株数を単独期末発行済株式数で割った値.

上位十大株主持株比率 (*TENH*) : 各企業の上位十大株主持株数を単独期末発行済株式数で割った値.

外国法人持株比率 (*FORH*) : 各企業の外国法人等所有株数を単独期末発行済株式数で割った値.

金融・証券・その他法人持株比率 (*FIRMH*) : 各企業の金融機関所有株数と証券会社所有株数とその他法人所有株数の合計を単独期末発行済株式数で割った値.

個人持株比率 (*INDH*) : 各企業の個人・その他所有株数を単独期末発行済株式数で割った値.

財務データを用いて企業行動を分析する場合には、同時性の問題が存在する可能性が高いが、今回の研究の場合、被説明変数は連結・単独売上高比率であり、これが他の財務データに同時に重要な影響を与えるとは考えにくい。したがって、以下では同時性の存在によって引き起こされる推定の問題は基本的には無視してよいと思われる。

### 3 推定結果と分析

#### 3.1 推定結果

パネルデータ分析で普通採用される固定効果モデルとランダム効果モデルについて分析してハウスマン検定を行うと、固定効果モデルを採用するべきという結果になったが、固定効果モデルの推定結果では、残差項に自己相関と不均一分散が存在することが明らかになった。そこで、自己相関と不均一分散に対応した一般化最小自乗法を用いて推定した結果と最尤法を用いたダイナミックモデルの推定結果が第1表に示されている。ただし、一部の説明変数が省略されている。統計的に有意でない説明変数をすべて省略することもできたが、統計的に有意でないことが興味深いケースでは残しているため、最終的に採用された説明変数はハーフィンダール指数、企業ランキング、人的資源比率、研究開発費・売上高比率、売上高成長率、輸出比率、資本装備率、企業規模、原材料比率、販売・管理比率、原価償却比率、自己資本比率、利潤率、賃金率、賃金比率、企業価値、企業価値変化率、上位十大株主持株比率、外国法人持株比率の19である<sup>32)</sup>。

一般化最小自乗法で、統計的に有意となっている説明変数はハーフィンダール指数、企業ランキング、売上高成長率、輸出比率、資本装備率、企業規模、原材料比率、販売・管理比率、原価償却比率、自己資本比率、賃金比率、企業価値の12変数である。また、ダイナミックモデルで有意になっているのは、研究開発費・売上高比率、売上高成長率、資本装備率、企業規模、原材料比率、原価償却比率、利潤率、賃金率、賃金比率、企業価値、外国法人持株比率、一期前の連結・単独売上高比率の12変数で、両モデルで有意となったのは、

32) 推定結果で省略された説明変数は、企業数、4社集中度、10社集中度、マーケットシェア、広告・宣伝費、研究開発費、少数特定者持株比率、金融・証券・その他法人持株比率、個人持株比率の9個である。このうち企業数、4社集中度、10社集中度については同様の趣旨の説明変数であるハーフィンダール指数、マーケットシェアは企業の市場ランキングが残されている。企業の市場に対する働きかけの強さを示す変数の広告・宣伝比率も省略されているが、人的資源比率が残されている。株主構成についても、外国法人持株比率と統計的に有意でない上位十大株主持株比率が残されている。

第1表 推定結果

変数名	一般化最小自乗法			ダイナミックモデル		
	推定係数	標準誤差	p-値	推定係数	標準誤差	p-値
<i>HI</i>	0.47	0.22	0.03	-0.40	0.42	0.35*
<i>RANK</i>	0.06	0.03	0.04	0.01	0.05	0.75*
<i>HR</i>	-0.24	0.20	0.22	0.08	0.32	0.80
<i>KENH</i>	-0.37	0.64	0.57	-3.83	1.48	0.01*
<i>GRURI</i>	-0.95	0.09	0.00	-2.68	0.28	0.00
<i>EXPH</i>	0.71	0.24	0.00	0.28	0.23	0.22*
<i>LKN</i>	2.64	0.09	0.00	1.39	0.16	0.00
<i>LNIN</i>	0.15	0.05	0.00	-0.46	0.11	0.00
<i>MATEH</i>	0.46	0.19	0.01	0.51	0.31	0.10
<i>KANRIH</i>	3.91	0.61	0.00	0.31	0.90	0.73*
<i>DSHNH</i>	3.99	1.65	0.02	8.41	3.19	0.01
<i>JIKOH</i>	-0.28	0.16	0.08	-0.50	0.32	0.12
<i>RJR</i>	0.52	0.49	0.29	4.21	1.32	0.00*
<i>WG</i>	-2.95	4.97	0.55	-11.57	2.72	0.00*
<i>WGH</i>	7.56	0.62	0.00	8.11	1.07	0.00
<i>LPKB</i>	0.08	0.03	0.01	0.31	0.09	0.00
<i>GRPKB</i>	0.00	0.01	0.95	0.12	0.12	0.33
<i>TENH</i>	-0.03	0.16	0.85	0.28	0.35	0.42
<i>FORH</i>	-0.47	0.55	0.39	-3.05	0.89	0.00*
定数項	35.61	0.77	0.00	-0.26	1.96	0.89*
一期ラグ	—	—	—	1.00	0.02	0.00

一般化最小自乗法とダイナミックモデルで、推定結果に顕著な差が生じたケースには、ダイナミックモデルのp-値に星印が付いている。

売上高成長率、資本装備率、企業規模、原材料比率、原価償却比率、賃金比率、企業価値の7変数である。

第1表のダイナミックモデルの推定結果を見ると、一期遅れの連結・単独売上高比率の推定係数は1であり、また標準誤差も小さい。そこで、連結・単独売上高比率の一階の階差を取った値を被説明変数とすると推定結果は

まったく同一のものが得られた<sup>33)</sup>。したがって、ダイナミックモデルは、実質的には連結・単独売上高比率の増加分を決定する要因を分析していることになる。言い換えれば、一般化最小自乗法モデルは、連結・単独売上高比率の現状を説明するモデルであるのに対して、ダイナミックモデルは連結・単独売上高比率の変化を説明するモデルということになる。

### 3.2 需要関連要因の影響

需要関連要因で統計的に有意になったのは、一般化最小自乗法ではハーフィンゲル指数、企業ランキング、売上高成長率、輸出比率である。符号は売上高成長率以外はプラスであるから、外国企業と比べて競争力がある集中度が高い産業に所属する比較的規模の小さい企業ほど連結・単独売上高比率が高いということが明らかになった。この結果で興味深いのは、産業でのランキングが低いほど新産業や新市場に力を入れて多角化しているという発見である。言い換えれば、本業で上位に位置している成功企業は他産業や新市場への進出に対する熱意が相対的に低いことになる。また、売上高成長率は符号がマイナスであるから、本業で売上高が成長している企業ほど新産業の創設や新市場への進出に熱心でないことになり、やはり、本業で苦戦している企業ほど多角化や新産業に力を入れるという発見を支持するようである。

ダイナミックモデルで統計的に有意であるのは研究開発費・売上高比率と売上高成長率で、共に符号はマイナスである。記述のようにダイナミックモデルは、連結・単独売上高比率の増加分に対する影響を分析しているから、この推定結果では、研究開発費・売上高比率が低く、売上高成長率も低い企業ほど連結・単独売上高比率を高めようとしていることになる。売上高成長率については一般化最小自乗法の推定結果の分析と同じ説明が成り立つから、売上高が成長している企業ほど多角化や新産業の創設や新市場への進出に熱

33) 部分調整モデルを応用すれば、一期遅れの被説明変数の推定係数は調整速度を示すから、子会社・関連会社への投資には調整コストが存在せず、投資水準は常に最適水準に維持されていることを意味する。これは設備投資などと異なり、子会社・関連会社への投資は金融活動の一種と見なせるため合理的な結果と言える。

心でないという結論がここでも確認されたことになる。

研究開発費・売上高比率が低いほど連結・単独売上高比率を高めるという結果は、予想とは矛盾するよう見える。研究開発機会が豊富であれば、新しい産業の創設も盛んであるから、新産業への進出なども活発になると考えられるからである。しかし、研究開発費・売上高比率が低い産業は発展する機会が乏しい産業である可能性が高いから、この結果は発展段階仮説で言えば、衰退段階にあるような産業の企業ほど多角化や新産業への進出に熱心であることを示すと考えることもできる。

集中度が高い産業ほど連結・単独売上高比率が高いという結果も興味深い。これは主戦場での競争が厳しい産業では他産業や新市場への進出の余裕が乏しいということを示唆しているのかもしれない。

### 3.3 生産関連要因の影響<sup>34)</sup>

生産関連要因で統計的に有意になったのは、一般化最小自乗法では、資本装備率、企業規模、原材料比率、販売・管理比率、原価償却比率で、ダイナミックモデルでは資本装備率、企業規模、原材料比率、原価償却比率である。符号は、ダイナミックモデルの企業規模以外は全てプラスであった。したがって、資本装備率、原材料比率、販売・管理比率、原価償却比率が高い企業ほど連結・単独売上高比率は高くなっているし、その増加分も大きくなっている。

資本装備率がプラスで統計的に有意であることは、資本集約的な産業では利益が不安定で危険分散のため多角化する傾向があるか、生産工程が複雑であるためその一部が分社化されるケースが多くなっていることを示している。原価償却比率もプラスで有意であるから、投資機会が多く技術開発が盛んな産業ではより多くの子会社や関連会社が保有される傾向があると思われる。また、企業規模については一般化最小自乗法とダイナミックモデルで符号が異なり、企業規模が大きい企業は連結・単独売上高比率は高くしているが、

34) 財の複雑性・耐久性を示す説明変数である研究開発費は、統計的に有意にならなかったため、説明変数から除去されている。これは代理変数として研究開発費が適切でなかった可能性もある。

その比率を増加しようとはしていないという結果である。もし規模の不経済が重要であれば、その効果を避けるため規模が大きい企業はより多くの子会社や関連会社を保有しているはずである。一方、規模が大きい企業が新産業への進出に熱心でなければ、子会社・関連会社は増加率が小さくなる。この分析が推定結果を正しく把握しているとは限らないが、一つの解釈ではある。

販売・管理比率は一般化最小自乗法の推定結果ではプラスで統計的に有意であるから、この比率が高いほど連結・単独売上高比率が高いことになる。販売・管理比率はX-非効率を表す変数として導入されたから、この推定結果は、管理部門の肥大化によるコスト上昇などを避けるためにアウトソーシングする結果、子会社・関連会社の保有が増加するという行動を反映していると思われる。

### 3.4 子会社・関連会社数、平均持株比率、解雇確率に影響を与える要因

子会社・関連会社の平均持株比率と子会社・関連会社数に直接的に影響を与える要因で統計的に有意になったのは、一般化最小自乗法では自己資本比率、賃金比率、企業価値であるのに対して、ダイナミックモデルでは自己資本比率、利潤率、賃金率、賃金比率、企業価値、外国法人持株比率となつて<sup>35)</sup>、ダイナミックモデルのほうが多くなっている。統計的に有意になった説明変数の推定係数の符号は、一般化最小自乗法とダイナミックモデルではすべて一致していて、利潤率、賃金比率、企業価値はプラスで、自己資本比率、賃金率、外国法人持株比率はマイナスである。したがって、連結・単独売上高比率を高い状態にしているのは自己資本比率が低く、賃金比率と企業価値が高い企業であるのに対して、連結・単独売上高比率を高くしようとしているのは、自己資本比率と賃金率と外国法人持株比率が低く、利潤率、賃金比率、

35) ダイナミックモデルでは自己資本比率のp-値は0.12であるが、ほぼ10%であることから統計的に有意としている。また、コーポレートガバナンスを示す変数として少数特定者持株比率、十大持株比率、外国法人持株比率、金融・証券・その他法人持株比率、および個人持株比率を用いたが外国法人持株比率以外は統計的に有意にならなかった。同様に、人的資源比率も統計的に有意にはならなかった。これらの説明変数のほとんどは推定結果では省略されている。

企業価値が高い企業となっている。

利潤率と賃金比率がプラスで統計的に有意であるのは予想と一致する。投資資金が豊富で総費用に占める賃金の比率が高い企業ほど子会社・関連会社の保有比率が高くなる傾向があるという結果である<sup>36)</sup>。符号で問題となるのは、マイナスの自己資本比率、賃金率、外国法人持株比率とプラスの企業価値であろう。まず、自己資本比率は投資資金の豊富さを示す変数としては適切でないであろう。これは単に、成長産業では企業成長率が高く、本業での投資機会が豊富で自己資本比率が低くなる傾向がある一方、他産業に進出する余裕がないことを示すと思われる。賃金率も予想と反対の符号でマイナスであるが、賃金率が低い企業は相対的に新しい産業の企業が多いと考えれば、この結果も理解できる。例えばネット関連産業のような新しい産業ほど新産業の創設や新市場への進出の機会が豊富と考えられるからである。外国法人持株比率の推定係数もマイナスであったが、その他の株主構成はすべて連結・単独売上高比率に影響を与えていないことから、日本ではコーポレートガバナンスで多角化や新産業・新市場へ進出する行動が影響を受けることはないのかもしれない。

企業価値は推定係数がプラスである。企業価値が連結・単独売上高比率に影響を与えるルートは2つあった。投資資金の豊かさとコーポレートガバナンスへの影響である。前者はプラスで後者はマイナスの影響が予想されるから、推定結果はコーポレートガバナンス効果よりも投資資金効果がより強いことを示しているようである。ただし、これは因果関係が反対で、多角化や新産業・新市場への進出に熱心な企業ほど企業価値が高い可能性もある<sup>37)</sup>。

36) 既述のように、利潤率は投資機会の豊富さを示している可能性があるが、この場合でも符号としては予想と一致している。ただし、中尾(1997)、中尾(2001)などから明らかなように利潤率はさまざまな変数の影響を受けているから、それらの代理変数となっている可能性もある。

37) 既述のように、連結・単独売上高比率が他の財務データに同時に深刻な影響を与えるとは考えにくい。したがって、推定における同時性の問題は回避できると思われるが、反対の因果関係が存在する可能性は否定できない。

#### 4 お わ り に

本稿では、子会社・関連会社を含めた連結決算の売上高と親会社の売上高の比率、すなわち連結・単独売上高比率を被説明変数として、パネルデータ分析を行った。その目的は、どのような企業が新産業を創設したり、新産業・新市場に進出したりするなど多角化に対して積極的であるかを明らかにすることにあった。パネルデータ・モデルは通常モデルだけでなくダイナミックモデルも用いた。説明変数としては企業数、4社集中度、10社集中度、ハーフィンダール指数、マーケットシェア、企業ランキング、広告・宣伝費、人的資源比率、研究開発費・売上高比率、売上高上昇率、輸出比率、研究開発費、資本装備率、従業員数、原材料比率、販売・管理比率、原価償却比率、自己資本比率、利潤率、賃金率、賃金比率、企業価値、企業価値変化率、少数特定者持株比率、上位十大株主持株比率、外国法人持株比率、金融・証券・その他法人持株比率、個人持株比率を用いた。統計的に有意となった説明変数としては、通常モデルでは、ハーフィンダール指数、企業ランキング、売上高成長率、輸出比率、資本装備率、企業規模、原材料比率、販売・管理比率、原価償却比率、自己資本比率、賃金比率、企業価値の12変数、ダイナミックモデルで有意になっているのは、研究開発費・売上高比率、売上高成長率、資本装備率、企業規模、原材料比率、原価償却比率、利潤率、賃金率、賃金比率、企業価値、外国法人持株比率、一期前の連結・単独売上高比率の12変数、両モデルで有意となったのは、売上高成長率、資本装備率、企業規模、原材料比率、償却比率、賃金比率、企業価値の7変数である。

推定結果の分析より以下のような結論が得られた。

- (1) 産業でのランキングが低い企業ほど多角化や新産業・新市場に力を入れている。また本業で売上高が成長している企業ほど新産業の創設や新産業・新市場への進出に熱心でなく、本業で苦戦している企業や衰退産業の企業ほど熱心であることも明らかになった。さらに産業内競争が厳しい産業で

は他産業・新市場への進出が遅れる可能性があることもわかった。

- (2) 資本集約的な産業では危険分散のためか、生産工程が複雑であるためか子会社・関連会社が多くなることや、投資機会が多く技術開発が盛んな産業でもより多くの子会社や関連会社が保有される傾向があることが明らかになった。
- (3) 管理部門が肥大化している企業、投資資金が豊富で総費用に占める賃金の比率が高い企業ほど子会社・関連会社の保有比率が高くなる傾向があることがわかった。
- (4) 外国法人持株比率以外の株主構成はすべて連結・単独売上高比率に影響を与えていないことが明らかになったことから、日本ではコーポレートガバナンスで多角化行動や新産業・新市場への進出行動が影響を受けないことが明らかになった。

## 【参考文献】

- Lang, Larry H. P. and Stulz, Rene M., (1994) "Tobin's q, Corporate Diversification, and Firm Performance," *Journal of Political Economy*, Vol.102, No.6, pp.1248-1280.
- Lins, Karl and Servaes, Henri, (1999) "International Evidence on the Value of Corporate Diversification," *Journal of Finance*, Vol.54, No6, pp.2215-2239.
- Nakao, T., (1980) "Demand Growth, Profitability, and Entry," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.94, No.2, pp.397-411.
- , (1982) "Product Quality and Market Structure," *Bell Journal of Economics*, Vol.13, No.1, pp.133-142.
- Rajan, Raghuram, Servaes, Henri and Zingales, Luigi, (2000) "The Cost of Diversity: The Diversification Discount and Inefficient Investment," *Journal of Finance*, Vol.55, No.1, pp.35-80.
- Rose, David C., (1992) "Bankruptcy Risk, Firm Specific Managerial Human Capital, and Diversification," *Review of Industrial Organization*, Vol.7, No.1, pp.65-73.
- 中尾武雄, (1997) 「利潤率の決定要因の実証的分析——日本の製造業企業のケース——」『経済学論叢』(同志社大学) 第 48 巻第 4 号, pp.41-73.
- , (2001) 「利潤率決定要因の統計的分析——日本製造業:1985 年～1999 年——」『経済学論叢』(同志社大学) 第 52 巻第 3 号, pp.549-586.
- , (2006) 「財務データを用いた研究開発研究の陥穽について——会計基準変更が研究開発研究に与える問題——」『経済学論叢』(同志社大学) 第 57 巻第 4 号, pp.57-75
- 矢内一利, (2004) 「単独決算情報との比較による連結決算情報の企業価値関連性の検証」『早稲田商学』第 399 号, pp.473-505.

## The Doshisha University Economic Review Vol.57 No.3

**Abstract**

Takeo NAKAO, *Panel Data Analysis of the Ratios of Consolidated Sales and Parent Company Sales in Japanese Industrial Firms: A Study of Firm's Diversification Behavior like the Creation of New Industries*

For the purpose of investigating what kind of firm is eager to diversify to new industries we analyze the determinants of the ratio of the consolidated sales to parent-only sales. Estimation is conducted using methods of the dynamic panel data model as well as the standard panel data model. One of the major results obtained is that firms with some kind of trouble such as firms in a declining industry are eager to diversify.

# 企業買収行動の理論的・実証的分析

## — 連結子会社数の決定要因とストックオプションの影響 —

中尾武雄

### 1.はじめに

本稿の目的は、企業買収に関する理論モデルを構築し、これを実証的に分析することで、企業の買収行動を決定する要因を明らかにすることである。買収された企業は連結子会社となるから、企業の買収行動の結果は連結子会社数の変化として表される。そこで推定モデルでは連結子会社数を被説明変数とし、買収機会の豊富さ、買収効果の大きさ、経営者の企業買収に対するモチベーションの強さ、買収資金の豊富さや資金調達費用の高さを表す要因を説明変数としてパネルデータ分析を行う。分析対象となるのは日本の製造業の企業で1999年から2005年の間を通して上場あるいは店頭公開していた999社である。また、ストックオプションが企業買収に与える影響を明らかにするために、ストックオプションに関する詳細なデータが収集できる226社については異なった理論モデルを用いて分析を行う。連結子会社数を企業買収の視点から経済学的なアプローチで分析した先行研究は国内・海外を問わず存在しないため<sup>1</sup>、本稿での研究は新しいアプローチから分析するという意味で価値があると思われる。

本稿では、第2章で理論モデルを構築し、第3章で理論モデルより導き出される仮説と説明変数について分析する。第4章では実証分析で使用されるデータについて説明し、第5章で推定結果の紹介と分析を行う。また、第6章ではストックオプションに関するデータが収集できる企業を対象に、ストックオプション規模が買収行動に与える影響について分析する。第7章では、本稿での研究の要約と重要な結論について述べる。

### 2.理論モデル

## 2.1. 企業買収の理論的分析

ある企業（以下では買収企業）が他の上場企業（以下では被買収企業）を買収するケースを考える<sup>2</sup>。買収企業の割引率を  $\rho_F$ 、買収企業が予想する  $\tau$  期の被買収企業の利潤を  $\pi_F(\tau)$  とすれば、買収企業が予想する  $t$  期の被買収企業の現在価値  $V_F(t)$  は以下のように表される。

$$V_F(t) = \sum_{\tau=t}^{t+\infty} (1 - \rho_F)^{\tau-t} \pi_F(\tau) \quad (1)$$

買収後の買収企業の  $\tau$  期の利潤の増加分の予想値を  $\Delta \pi(\tau)$  とすると買収企業の将来利潤の現在価値の増加分の予想値  $\Delta V(t)$  は

$$\Delta V(t) = \sum_{\tau=t}^{t+\infty} (1 - \rho_F)^{\tau-t} \Delta \pi(\tau) \quad (2)$$

と表される。この簡単な理論モデルでは買収企業が被買収企業を買収するのは  $V_F$  と  $\Delta V$  の合計よりも買収費用  $C$  が小さい場合である。

企業の市場価値  $V_M$  は理論的には予想将来利潤の現在価値にひとしくなるから<sup>3</sup>、式で表せば

$$V_M(t) \equiv \phi(t)K(t) = \sum_{\tau=t}^{t+\infty} (1 - \rho_M)^{\tau-t} \pi_M(\tau) \quad (3)$$

となる。ただし、 $\phi$  は株価、 $K$  は株数、 $\rho_M$  は市場参加者の割引率、 $\pi_M$  は市場参加者が予想する利潤である。もし、市場参加者と買収企業の割引率も予想将来利潤も同一で、しかも買収後に買収企業も被買収企業も利潤が変化しないと予想されれば、市場参加者と買収企業とは被買収企業の価値について同一の評価をすることになり、 $V_M = V_F$  が成立する。

企業が他企業を買収する場合には取引費用  $T$  が必要である。取引費用とは、

- ① 被買収企業の株式購入価格が市場価格より高くなることに伴う費用、
- ② 自己資金が十分でない場合に、借り入れた買収資金に支払う超過利子率による費用、
- ③ 被買収企業に関する情報を収集する費用、
- ④ 情報の非対称性のために被買収企業の潜在的な利益獲得能力の評価を誤る危険に伴う費用、

などである。取引費用を考慮すれば企業買収費用は  $V_M + T$  となり、 $V_M = V_F$  であれば企業が買収を実施することはない。したがって、買収企業が TOB のような買収行動を実施するとすれば、以下のいずれかの理由による。

① 被買収企業の買収後利潤に関する予想値が市場参加者よりも買収企業の方が高い。すなわち  $\pi_F > \pi_M$ 。これが起こる理由としては以下のようなものが考えられる。

(a) 買収企業の経営者が市場参加者より楽観的あるいは危険回避度が低い<sup>4</sup>。

(b) 買収企業と被買収企業の間にはシナジー効果があり、買収によって被買収企業の利潤が増加すると買収企業の経営者が予想している。

(c) 被買収企業の経営者の能力が低く、買収することで経営者を交代すれば利潤が増加すると買収企業の経営者が予想している。

(d) 情報の非対称性のため、買収企業の経営者が被買収企業の潜在的な利潤獲得能力を過大評価している。

② シナジー効果で買収後に買収した企業の利潤が増加すると予想される。すなわち  $\Delta \pi > 0$ <sup>5</sup>。

③ 被買収企業の将来利潤の割引に使われる割引率が市場参加者より買収企業が低い。すなわち  $\rho_M > \rho_F$ 。

④ 情報の非対称性や不完全性などの理由によって、現実の株価が理論株価よりも低い。すなわち

$$\phi(t)K(t) < \sum_{\tau=t}^{t+\infty} (1 - \rho_M)^{\tau-t} \pi_M(\tau) \quad (4)$$

となる。

TOB のような買収行動が実行されるのは、以上の①から④の条件の 1 個あるいは 2 個以上が該当して条件

$$V_F + \Delta V > \phi K + T \quad (5)$$

が成立した場合である。

## 2.2. 長期最適連結子会社数<sup>6</sup>

他企業を買収するかどうかは (5) 式が成立するかどうかで決まる。既述のよ

うに、被買収企業は連結子会社となるから<sup>7</sup>、連結子会社数の大きさは、(5)式の左辺の買収利益を表す関数と右辺の買収費用の大きさを示す関数によって決定される。そこで、以下ではこれらの関数について考える。

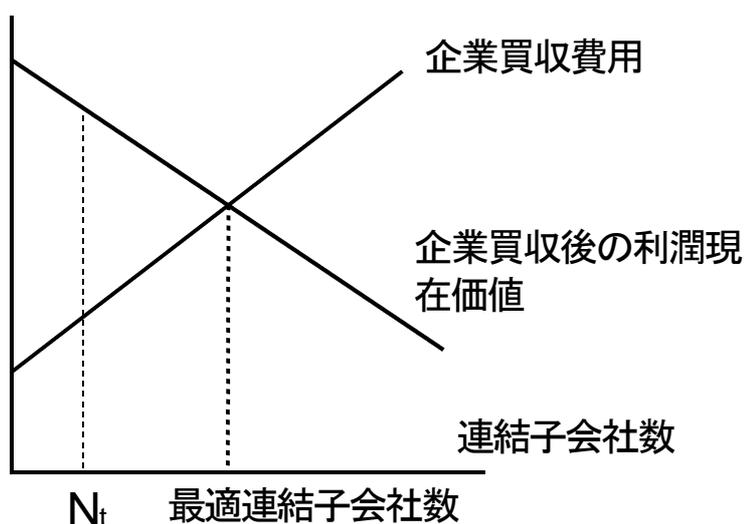
被買収企業候補が無数にあり、買収によって得られる利潤の現在価値は被買収企業によって異なるが、買収前の市場価値を含めそれ以外はまったく同一と仮定すると<sup>8</sup>、買収によって得られる利潤の現在価値は連結子会社数  $N$  の減少関数として表される<sup>9</sup>。すなわち

$$V_F = G(N; \alpha), \quad G'(N) < 0. \quad (6)$$

である。買収で得られる利潤の現在価値が買収企業の増加とともに低下するのは、有利な被買収企業の数が有限であることや、買収企業の経営者の能力に限界があることが理由である。また、 $\alpha$ は買収後の予想利潤の現在価値に影響を与えるすべての要因を示すベクターパラメータで、例えば買収企業が関連する産業における買収機会の豊富さ、買収企業と被買収企業との間のシナジー効果の大きさ、買収企業と被買収企業の経営者の能力の相対的な高さ、被買収企業の資本と比較したときの株価の高さなどが含まれる。この関数は買収企業の経営者の予想の影響を受けるため、経営者の積極性やモチベーションの強さにも依存している。一方、企業買収費用  $C$  は連結子会社数の増加で取引費用が増加する可能性があるため、連結子会社数の増加関数として表される。すなわち

$$C = F(N; \beta), \quad F'(N) > 0. \quad (7)$$

ただし、 $\beta$ は買収費用に影響を与えるすべての要因を示すベクターパラメータで、例えば買収の買収資金の豊富さ、借入金に対する利子率の高さ<sup>10</sup>、買収企業の企業価値の大きさなどを示す<sup>11</sup>。これらの(6)式と(7)式の関係は、企業買収後の利潤と企業買収費用を縦軸に、連結子会社数を横軸にとった図を用いれば第1図のように表される。



第1図 最適連結子会社数の決定

### 2.3.調整プロセス

長期の最適連結子会社数は瞬間的に実現されることはない。企業の買収にも販売にも調整費用が必要だからである。例えば第1図のような状況で、現実の連結子会社数  $N_t$  が最適水準より低くても短期間に連結子会社数を増加しようとするれば取得費用が急増する。したがって、企業の連結子会社数調整プロセスについては、部分調整モデルが妥当すると思われる。(6)式=(7)式を解いて得られる長期の最適連結子会社数を  $N^*$ 、 $t-1$ 期の連結子会社数を  $N_{t-1}$ 、 $t$ 期の連結子会社の増加数を  $N'_t$  とすれば調整プロセスは

$$N'_t = \theta(N^* - N_{t-1}) \quad (8)$$

と表される。ただし、 $\theta$ は調整速度で、 $N^*$ は $\alpha$ と $\beta$ の関数である。ちなみに、現実の連結子会社数が均衡連結子会社数より常に小さいというわけではない。均衡水準より小さいときには他企業を買収するが、均衡水準より大きいときには保有している企業の株式を売却することになる<sup>12</sup>。

### 3.仮説と説明変数

被説明変数は連結子会社数と連結子会社数の変化である。連結子会社数に影響を与える重要な要因は、(6)式の企業買収による利潤増加関数の $\alpha$ と(7)式の企業買収費用関数の $\beta$ で表されている。以下では、買収機会の豊富さ、買収効果の大きさ、経営者のモチベーションの強さ、資金調達力と調達コストの高さに分けて、連結子会社数との関係に関する仮説について分析する。

## 買収機会の豊富さ

企業あるいは産業によって他企業を買収する機会の豊富さには差がある。まずは、買収機会の豊富さを表すか関連があると思われる変数について考える。

### 利潤率(RJR)

買収機会の豊富さは、将来性のある企業が多く存在しているような状況を意味している。新しい産業ほど将来性のある企業が存在していると思われるが、新しい産業では創業者利潤で利潤率が高いケースが多い。したがって、利潤率の高い企業ほど多くの連結子会社を保有している可能性がある。

### トービンのQ(TOBIQ)と株価収益率(PER)

トービンのQは企業の株価に株数を乗じた値、すなわち企業の市場価値(以下では企業価値と呼ぶ)を自己資本で割った値であり、株価収益率は企業価値を利潤で割った値である。定義によって、これらの変数が大きい値になるのは株価が高いときである。株価は市場で形成されるのであるが、理論的には、市場が予想する将来利潤の現在価値合計が企業価値にひとしくなるはずである<sup>13</sup>。分母はトービンのqが自己資本で、株価収益率が今期の利潤であるから、これらの値が大きい企業では、市場が予想する将来利潤が現在の自己資本や利潤に比べて大きいということを意味する。新しい産業や成長産業では、現在と比較して将来の利潤が大きいと予想されるから、トービンのQや株価収益率が大きいケースは、新しい産業や成長産業である可能性が高く、買収機会も豊富と思われる。

### 企業成長率(GRURI)と企業価値増加率(GRKB)

これらはいずれも企業成長率が高ければ大きくなる。したがって、これらの

変数が大きいのは新しい産業や成長産業である可能性が高く、買収機会も豊富になると思われる<sup>14</sup>。

#### 資本装備率(LKN)

これは企業の技術条件を示す変数である。資本装備率が大きい企業は巨大な機械設備を保有し、生産や経営における規模の経済が重要で高度かつ複雑な技術を必要とする可能性がある。したがって、部品の下請け産業などの関連産業が多く存在していて買収機会が豊富である可能性がある。

#### 賃金比率(WGH)

これは売上高に占める賃金支払額の比率で、この比率が高い企業は軽工業のように生産面で技術的に多くの労働を必要とするケースが多いと思われる。したがって、一般的には生産工程は簡単で、製品も単純であるため買収機会は少ないと思われる。

#### 研究開発費比率(RDH)

この変数は企業における研究開発の重要性を示すものである。研究開発比率が高い産業は、医薬品、情報通信機器、精密機械、電気機械器具、輸送用機械などである<sup>15</sup>。すなわち、研究開発が重要な産業では製品が複雑で、下請け産業や関連産業が存在していて買収機会が豊富である可能性がある。また、これらの研究開発が重要な産業では新技術や新製品の導入機会が豊富であり、これも買収機会を増加する効果がある<sup>16</sup>。

### 買収効果の大きさ

さまざまな事情で買収が利潤に与える効果の大きさは企業や産業によって異なる。以下では買収効果の大きさを反映する変数について考える。ただし買収効果が大きければ、買収機会も豊富であるから、これらの要因は重複する部分が多い。

#### 人的資源比率(HR)

企業によって人的資源の重要度は異なっている。人的資源が重要となるのは、営業・販売に関わる部門である。営業活動や販売促進による消費者の愛顧や取

引相手との人的繋がりというような人的資源の成果は、長期的に構築されたもので、ゼロから始めて短期間で同等の地位を獲得したり、逆転したりできるものではない。人的資源が重要な産業に多角化で進出する場合には、買収によって人的資源の成果を入手する方法が効率的であり、効果的でもある。したがって人的資源が重要なケースでは買収が増加する可能性がある<sup>17</sup>。

#### 賃金比率

賃金比率が高い企業では、下請け企業などにアウトソーシングすることはコスト削減効果大きい。したがって、買収効果の面では賃金比率は連結子会社数とプラスの関係が予想される。

#### 利潤率と株価収益率

シナジー効果が存在しない場合には、買収によって連結決算の利潤率を上昇させるためには、企業の現在の利潤率よりも利潤率が高い企業を見いだす必要がある。明らかに、これは利潤率が高い企業ほど困難である。極端な例で、もっとも利潤率が高い企業は他のどの企業を買収しても利潤率は低下するのである。したがって、利潤率の高い企業では買収の効果は弱いと結論できる。株価収益率についても利潤率と同じような分析が当てはまる。現在の株価収益率が非常に高い企業が、株価収益率をさらに高くするような被買収企業を発見するのは困難であろう。これらの変数は買収機会の豊富さの分析で取り上げられ、そこでは連結子会社数とはプラスの関係が予想されたが、買収効果の観点からはマイナスの関係が予想される。

#### 経営者のモチベーションの強さ

企業が他企業を買収する行動には危険が伴うから、経営者の危険回避度が強ければ積極的に買収を行ったりはしないと思われる。したがって、積極的に他企業を買収する経営者には、危険を引き受ける強いモチベーションがあるはずである。以下では経営者のモチベーションに関連すると思われる変数について考える。

#### ハーフィンダール指数(HD)

競争的な産業に所属する企業の経営者は厳しい状況にあり、多角化で他産業に進出してより安定した状況に改善したいというモチベーションがある。したがって、買収に対して積極的になる可能性がある。

#### ストックオプション(SO)

ストックオプションを採用している企業では、経営者は株価を引き上げてストックオプションによる所得を大きくするため、企業業績を改善するモチベーションがある。株価を上昇させるには将来利潤が長期的に増大すると予想される必要がある。雇用削減のような手法は短期的には利潤を増大するが長期的な利潤増大をもたらすとはかぎらない。長期的に利潤が増大すると市場に予想させるためには、将来性がある企業を買収するような積極的な経営が必要と経営者が考えれば、ストックオプションは企業買収を活発化させると思われる。

#### 上位十大株主持株比率(TENH)

企業の株式保有数が上から 10 位以内の株主の持株比率の合計である。安定的な大株主が存在し、しかもその持株比率が高ければ TOB などの対象となる可能性も低く経営者に対する圧力が弱くなり、買収行動に対するモチベーションは低下すると思われる<sup>18</sup>。

#### 産業内ランキング(RANK)

企業が所属する産業における順位である。産業内での位置が低い企業では、経営者は他産業に進出してより良い状況を実現するべく努力する可能性がある。この仮説では、産業内ランキングが低い企業ほど多角化に積極的となり、連結子会社数も多くなる。

#### 利潤率

利潤率が高い企業の経営者は、買収などによって積極的に成長するモチベーションが低いと思われる。例えば、寡占的な産業で参入障壁も高く大きい独占利潤が長期的に保証されているようなケースでは、X-非効率が発生し経営者は保守的になっている可能性がある。この仮説では利潤率と連結子会社数はマイナスの関係が予想される。

#### トービンのQ

トービンの  $Q$  は、企業の保有する自己資本が将来何倍の企業価値を生み出すと予想されているかを示している。これが小さい企業は経営者の能力に問題がある可能性が高いのに対し、大きいケースは経営者の能力が高く資本を有効に利用している可能性が高い。能力が高い経営者は、例えば、トービンの  $Q$  が 1 より小さい企業を買収すれば、企業価値を高めることができると考えるであろうから、買収に積極的になると思われる。

## 企業の資金調達力と調達コストの高さ

### 自己資本比率 ( $JIKOH$ )

総資産に占める自己資本の比率で、1 からこの比率を差し引いた値は負債比率であるから、この比率は企業の資金力の大きさを示している。したがって、自己資本比率と連結子会社数の間にはプラスの関係が予想される。

### 減価償却比率 ( $DEPKH$ ) と利潤率

減価償却が総資産に占める比率である。減価償却の償却対象有形固定資産に対する比率であれば、企業の機械設備の減価償却率を示すことになるが、この変数は分母が総資産であるから、総資産に対するキャッシュフローとしての減価償却の大きさを示すことになる。単純化して利潤と減価償却をキャッシュフローと考えれば、減価償却比率と利潤率の合計が大きいほど、買収のための資金が豊かである可能性が高い。連結子会社数とはプラスの関係が予想される

### 企業規模 ( $LNIN$ ) と産業内ランキング

企業規模が大きく、かつ産業内でのランキングが高いほど金融機関からの融資が受けやすいし、借入利率も低いと考えられるから、買収資金も豊かであり、連結子会社数も増加すると思われる。

### トービンの $Q$ 、株価収益率と企業価値増加率

これらの変数はいずれも株価とその上昇率が高いほど大きくなる。買収では株式交換されたり、保有株式を担保に金融機関より資金が借り入れられたりするケースがある。したがって、株価が高くこれらの変数が大きいほど買収が活発に行われて連結子会社数が増加する可能性がある。

以上の分析より、16個の説明変数の推定係数の予想される符号は以下のよう  
に整理される。

- ・ 利潤率は買収機会の豊富さと資金力ではプラス、買収効果とモチベーション  
ではマイナス、
- ・ トービンのQは、買収機会、モチベーション、資金力のすべてでプラス、
- ・ 株価収益率は買収機会と資金力でプラス、買収効果でマイナス、
- ・ 企業成長率は買収機会でプラス、
- ・ 企業価値増加率は買収機会と資金力でプラス、
- ・ 資本装備率と研究開発費比率は買収機会の豊富さでプラス、
- ・ 賃金比率は買収機会ではマイナス、買収効果でプラス、
- ・ 人的資源比率は買収効果でプラス、
- ・ ハーフインダール指数はモチベーションでマイナス、
- ・ ストックオプションはモチベーションでプラス、
- ・ 上位十大株主持株比率はモチベーションでマイナス、
- ・ 産業内ランキングはモチベーションでプラス、資金力でマイナス<sup>19)</sup>、
- ・ 自己資本比率、減価償却比率、企業規模は資金力でプラス。

矛盾する符号がある説明変数については、両方向の作用が相殺されて推定係数  
は統計的に有意にならない可能性もあるし、どちらかの効果が他を圧倒する可  
能性もある。

#### 4. データ

##### 分析対象企業

財務データは日経 NEEDS 『財務データ CD-ROM』で2006年8月に収録された  
上場企業・店頭公開企業バージョンを用いて収集した<sup>20)</sup>。株価は東洋経済の『株  
価 CD-ROM』2006年版を用いた。まず1999年から2005年の期間で整合的な単  
独決算財務データが存在して株価データが収集できる製造業の企業として  
1,407社を選択し<sup>21)</sup>、さらに、この7年間で連結決算も公表している企業を選  
択すると1,078社となった。これらの企業の中には株の単位数、自己資本、従

業員数，賃金データ，ストックオプションに関するフラッグを公表していないケースがあるため，これらの企業をサンプルから排除した結果，サンプルは 999 社となった。

### 分析対象期間

データは 1999 年から 2005 年の 7 年間に収集したが，説明変数に売上高変化率や企業価値変化率があり，これらの計算で 1 年の短期変化率を用いた場合には，分析対象期間は 2000 年から 2005 年の 6 年間，2 年の長期変化率を用いた場合には 2001 年から 2005 年の 5 年間となった。

### 被説明変数と説明変数

以下では，推定に用いた変数のデータ作成方法について説明する。また，変数の横の括弧内にはアルファベットの変数名が記されているが，この先頭の文字が L の場合には，対数値であることを示している<sup>22</sup>。

### 連結子会社数

各企業の連結決算より連結子会社数を収集し対数をとった<sup>23</sup>。2001 年から 2005 年の平均ではサンプル企業の連結子会社数は平均で約 24 社，最小値が 1 社，最大値は 1059 社である。また，連結子会社数の年間変化倍率を計算すると 5 年平均で最小が 0.34 倍，最大が 4.05 倍，平均増加率が 4.9 %であった<sup>24</sup>。

### 利潤率 (RJR)

財務データでは利益を表すデータとして，売上総利益，営業利益，経常利益，当期利益などがあり，分母になる変数としては総資本，自己資本，売上高などがあるが，本稿では分子は営業利益，分母は総資本とする。いわゆる総資本・営業利益率である。売上総利益は販売・管理費を差し引く前の利益であるし，経常利益や当期利益は企業の本業からの利益以外の利益や一時的な利益が含まれているため，企業の長期的な利益獲得能力を表していないと思われるからである。

### トービンの Q (TOBINQ)

当該年の年頭の株価に決算期末の株数を乗じた値を企業価値とし，これを自己資本で割った値とした<sup>25</sup>。

#### 株価収益率 (PER)

当該年の年頭の株価に決算期末の株数を乗じた値を企業価値とし、これを営業利益で割った値とした。営業利益を用いるのは、既述のように、経常利益や当期利益は本業以外の利益や一時的利益が含まれているためである。

#### 企業成長率 (GRURI)

売上高を使って計算した。

#### 企業価値増加率 (GRKB)

当該年の年頭の株価に決算期末の株数を乗じた値を企業価値として、変化率を計算した。

#### 資本装備率 (LKN)

総資本を従業員数で割った値を用いた。生産技術の特徴を把握するには償却対象有形固定資産を工場勤務の従業員数で割った値が望ましいが、営業・管理を含めた経営・生産全体としての企業の特徴を反映するには総資産を全従業員数で割った値が適切であろう<sup>26</sup>。

#### 賃金比率 (WGH)

損益計算書の人件費と製造原価明細の労務費の合計が売上高に占める比率を計算した。

#### 研究開発費比率 (RDH)

研究開発費の売上高に対する比率を計算した。

#### 人的資源比率 (HR)

損益計算書の人件費を、人件費と製造原価明細の労務費の合計で割った値を用いた。これは賃金支払総額に占める販売・管理部門の人員に対する賃金支払額の比率である。

#### ハーフィンダール指数 (HD)

ハーフィンダール指数の計算のためには、各企業のマーケットシェアが必要であるが、マーケットシェアの計算は『財務データ CD-ROM』で採用されている産業小分類の定義を利用した。この方法によるマーケットシェア推定に関する問題、例えば産業定義の広さの問題や上場あるいは店頭公開していない企業

を排除している問題に関する議論については中尾(2001, p.77)を参照されたい。  
ストックオプション(SO)

『財務データ CD-ROM』には、各企業がストックオプションを採用しているかどうかを示すフラッグがある。これに基づいてダミー変数を作成した。

上位十大株主持株比率(TENH)

『財務データ CD-ROM』で単元表示の上位十大株主持株に1単元の株数を乗じた値を期末発行済株式数で割った。

産業内ランキング(RANK)

『財務データ CD-ROM』で計算したマーケットシェアに基づいて産業内の順位を付けた。

自己資本比率(JIKOH)

資本合計を資産合計で割った。

減価償却比率(DEPKH)

仮説で述べた理由によって、減価償却実施額を資産合計で割った値を用いた。  
企業規模(LNIN) :

従業員数を用いた<sup>27</sup>。

## 5.推定結果

### 5.1.連結子会社数

連結子会社数を被説明変数としてパネルデータ分析を行った結果が第1表に示されている。既述のように、説明変数には売上高変化率や企業価値変化率があり、これらの計算で1年の短期変化率を用いた場合と2年の長期変化率を用いた場合があるため2種類の推定結果がある。また、企業によってある年度中に決定される連結子会社数は、その年度の終了した2、3ヶ月後に明らかになる財務データ統計よりは、その年度開始後2、3ヶ月で明らかになる財務データ統計の影響を強く受けられると思われるため、推定式では、売上高変化率と企業価値変化率を含めすべての説明変数は1期前の値を利用している。このため実際の推定に用いられた期間は短期変化率の場合には2001年から2005年、長期

変化率の場合には 2002 年から 2005 年である。また、ハウスマン検定の結果、いずれも固定効果モデルを採用している。自由度修正済決定係数はいずれも 0.98 で、推定モデルの説明力は非常に高いと言える。

第 1 表 連結子会社数決定要因の推定結果

説明変数	短期変化率のケース			長期変化率のケース		
	推定係数	t値	p値	推定係数	t値	p値
<i>RJR</i>	-11.44	-7.65	0.00	-9.56	-5.74	0.00
<i>TOBINQ</i>	-0.12	-0.56	0.57	0.43	1.97	0.05
<i>PER</i>	-1.22	-1.04	0.30	-1.65	-1.37	0.17
<i>GRURI</i>	0.57	2.17	0.03	0.28	1.23	0.22
<i>GRKB</i>	0.10	2.36	0.02	0.58	1.44	0.15
<i>LKN</i>	3.70	10.32	0.00	3.76	8.86	0.00
<i>WGH</i>	-4.79	-2.24	0.03	-2.85	-1.23	0.22
<i>RDH</i>	10.31	3.03	0.00	9.43	2.64	0.01
<i>HR</i>	0.98	1.18	0.24	0.95	1.03	0.30
<i>HD</i>	-1.89	-1.14	0.25	-1.17	-0.70	0.49
<i>SO</i>	0.48	2.92	0.00	0.35	1.86	0.06
<i>TENH</i>	-0.58	-0.80	0.42	-1.23	-1.54	0.13
<i>RANK</i>	-4.28	-2.96	0.00	-5.24	-3.39	0.00
<i>JIKOH</i>	2.08	2.98	0.00	1.67	1.97	0.05
<i>DEPKH</i>	15.08	4.10	0.00	18.43	4.97	0.00
<i>LNIN</i>	1.81	5.29	0.00	1.43	3.49	0.00

説明変数で短期変化率と長期変化率の両方で統計的に有意になったのは利潤率 (*RJR*)、資本装備率 (*LKN*)、研究開発費比率 (*RDH*)、ストックオプション (*SO*)、産業内ランキング (*RANK*)、自己資本比率 (*JIKOH*)、減価償却比率 (*DEPKH*)、企業規模 (*LNIN*) の 8 個、どちらかで有意になったのはトービンの *Q* (*TOBINQ*)、企業成長率 (*GRURI*)、企業価値増加率 (*GRKB*)、賃金比率 (*WGH*) の 5 個であった。推定係数の符号は、利潤率は買収効果とモチベーション効果が優勢でマイナス<sup>28</sup>、トービンの *Q* は買収機会の豊富さ、モチベーション、資金力の影響でプラス、企業成長率は買収機会の豊富さでプラス、企業価値増加率は買収機会の豊富さと資金力でプラス、資本装備率と研究開発費比率は買収機会の豊富さで

プラス、賃金比率は買収機会の乏しさが買収効果の影響を抑えてマイナス、ストックオプションはモチベーション効果でプラス、産業内ランキングはモチベーション効果より資金力効果が優勢でマイナス、自己資本比率と減価償却比率と企業規模は資金力を反映してプラスとなった。以上はすべて予想と一致しているか矛盾しない結果である。どちらの推定結果でも有意にならなかった説明変数は、株価収益率 (*PER*)、人的資源比率 (*HR*)、ハーフィンダール指数 (*HD*)、上位十大株主持株比率 (*TENH*) の 4 個である。株価収益率 (*PER*) については買収機会と資金力のプラス効果と買収効果のマイナスが相殺した可能性がある。人的資源比率が統計的に有意にならなかったのは、人的資源の獲得が目的で行われる買収は一般的ではないこと、ハーフィンダール指数が有意でなかったのは市場の集中度の高さはそれだけでは企業の買収行動には影響を与えないことを示していると思われる<sup>29</sup>。また、上位十大株主持株比率の水準は経営者の企業買収行動には影響を与えないという結果であった<sup>30</sup>。

以上の分析結果より、他企業の買収を積極的に行うのは、製品・技術が複雑で研究開発が活発に行われる産業で需要の成長率は高いが利潤率は相対的に高くなく、買収資金が豊富で、経営者のモチベーションが強い企業ということになる。

## 5.2. 連結子会社数の調整過程

連結子会社数の調整過程を示す(8)式を書き直すと

$$N_t = \theta N^* + (1 - \theta) N_{t-1} \quad (9)$$

と表される。この式を推定すれば連結子会社の調整過程に関する推定結果が得られるが、ダイナミック・パネルデータ・モデルとなるため、Arellano-Bond の推定方法が用いられた。その結果は第 2 表に示されている。Arellano-Bond の推定方法では、すべての変数で 1 階の階差をとって推定するためすべて説明変数は 1 期前の階差を使っている。ただし、売上高変化率と企業価値変化率については当期と 1 期前の階差を使っている。これらの 1 期前の変数については変数名の最後に 1 を付加している。連結子会社数の調整過程の推定モデルは、連結子

会社数を被説明変数とした推定モデルよりは複雑で、ほとんどすべての説明変数の係数には調整速度  $\theta$  を乗じる必要がある。この調整速度は理論モデルとは異なり、現実には一定ではなくさまざまな要因の影響を受ける。本稿における連結子会社数の調整過程の推定モデルは複雑な現実を単純化したものでしかない。売上高変化率と企業価値変化率の当期の階差を説明変数としても追加しているのは、これを補うことを目的としている。変化率に関しては過去および同時期の値の影響が相対的に強いと想定したのである<sup>31</sup>。

第2表 連結子会社数の調整過程の推定結果

説明変数	短期変化率のケース			長期変化率のケース		
	推定係数	t値	p値	推定係数	t値	p値
<i>LNUM</i>	0.73	7.34	0.00	0.41	3.30	0.00
<i>RJR</i>	-0.10	-0.29	0.77	-0.36	-1.24	0.21
<i>TOBINQ</i>	0.01	0.40	0.69	0.04	2.00	0.05
<i>PER</i>	0.05	0.98	0.33	-0.01	-0.17	0.86
<i>GRURI</i>	0.05	0.46	0.65	0.12	1.05	0.29
<i>GRUR1</i>	0.08	0.58	0.56	0.12	2.60	0.01
<i>GRKB</i>	-0.01	-0.41	0.68	0.09	0.43	0.67
<i>GRKB1</i>	0.03	1.30	0.19	-0.01	-0.04	0.97
<i>LKN</i>	0.01	0.11	0.91	0.14	2.47	0.01
<i>WGH</i>	0.69	1.41	0.16	0.80	2.84	0.01
<i>RDH</i>	0.38	0.94	0.35	0.64	1.63	0.10
<i>HR</i>	-0.05	-0.49	0.63	0.05	0.52	0.60
<i>HD</i>	-0.02	-0.11	0.91	-0.03	-0.19	0.85
<i>TENH</i>	0.06	0.72	0.47	0.00	0.05	0.96
<i>RANK</i>	-0.12	-0.53	0.59	-0.06	-0.37	0.72
<i>JIKOH</i>	-0.15	-1.46	0.14	0.09	0.76	0.45
<i>DEPKH</i>	2.33	4.98	0.00	2.45	5.62	0.00
<i>LNIN</i>	-0.07	-0.67	0.50	0.05	0.75	0.45

前回と同様で、短期変化率を用いたケースと長期変化率を用いたケースの2種類の推定結果がある。残差の1階の自己相関に関する Arellano-Bond 検定の結果は短期変化率の場合は-6.15でp値は0.00、長期変化率の場合は-2.54でp値は

0.01 であるから、いずれも問題はない。過剰制約に関する Sargan 検定の  $\chi^2$  乗分布の値は短期変化率の場合には 44.98 で p 値は 0.00、長期変化率は 9.42 で p 値は 0.22 である。これより明らかのように、短期変化率の場合には推定結果に偏りが存在する可能性がある。したがって、以下では長期変化率の推定結果を用いて分析を行う。

第 1 表の連結子会社数の推定結果と比較すると、統計的に有意になった説明変数は少ない<sup>32</sup>。トービンの Q、1 期前企業成長率、資本装備率、研究開発費比率、賃金比率、減価償却比率がプラスで有意で、いずれも仮説と矛盾する結果ではない。興味深いのは 1 期前の連結子会社数の推定係数の 0.41 である。これより調整速度は 0.59 となるが、これは最適連結子会社数と現実の連結子会社数の乖離を 1 年で約 60 % 埋め合わせを意味しているから、企業買収は迅速に対応されていると判断できる<sup>33</sup>。

## 6. ストックオプション規模の影響

### 仮説

これまでの分析ではストックオプションの影響を分析するためにストックオプション・ダミーを採用した。5 章の推定結果によればストックオプションは経営者のモチベーションを高かめ積極的な行動を促す結果、買収などによって連結子会社を増加する傾向があることが確認できた。しかしこのストックオプションダミーによる分析には問題がある。ストックオプションの規模を無視している点である。例えば、以下で用いられるサンプル企業の場合であればストックオプション規模は 2000 万円未満の名目的なものから 3 百億円以上というような大規模なものまである。ストックオプション規模にこれだけの格差があれば経営者の行動にも相当な差を生み出すはずである<sup>34</sup>。そこで、この章ではストックオプション規模が実際に連結子会社数に関する経営者の行動に影響を与えているかどうかを分析する。

### データ

ストックオプションに関するデータについては、大和証券 SMBC のホームページ <http://www.daiwasmbc.co.jp/pdf/sop2.pdf> のデータから 2002 年中に取締役会の決議を行った企業 547 社をピックアップし、これらから複雑な制度の企業を削除し(513 社)<sup>35</sup>、さらにストックオプション発行価額データがないケースを削除した 453 社についてストックオプション関連データを作成した。次に全産業を対象に 1999 年から 2004 年の間で単独決算、連結決算、株価に関する整合的なデータが入手できる企業を抽出した。この企業数が 1891 社である。これと SMBC のストックオプションデータがある 453 社をマッチングすると 227 社が得られる。さらに、従業員数データを公表していない企業 1 社を除いた 226 社を分析に利用した。

### ストックオプション規模推定モデル

ストックオプション規模が 2002 年に導入が決定されたデータであるため、実際に導入されたのは 2002 年から 2003 年にかけてである。また、ストックオプション導入以降にその効果が表れるまでには時間がかかる可能性を考慮して、被説明変数は 2003 年から 2005 年の連結子会社数とする。ストックオプション規模が単年度データであるためパネルデータ分析ではなく、各年度について最小自乗法で分析する。説明変数としてはストックオプション規模関連としてはストックオプション付与数 (*SON*) とストックオプション付与額 (*SOV*) を用いる。推定方法は異なるが被説明変数は同じ連結子会社数であるから、その他の説明変数は 5 章と同じ 16 個の変数の 1 期前の値を用いることが考えられる。ところが、これには問題がある。ストックオプション規模は経営者の行動変化を通じて財務データや株価関連データで表されるさまざまな変数にも影響を与えるからである。例えば、ストックオプション規模が大きいケースで経営者の努力度が高まれば利潤率が高くなり、その結果株価が上昇してトービンの *Q* も株価収益率も上昇する可能性がある。同様にして、研究開発費は増額され、投資が増加して負債比率が上昇し、売上高成長率や企業価値増加率も高くなるかもしれない。しかもこれらの変化が連結子会社数にも直接的に影響を与える

可能性がある。このような理由で、この章での推定モデルでは、ストックオプション規模以外の説明変数として、資本装備率、産業内ランキング、減価償却比率、企業規模を用いる。これらの変数は5章の連結子会社数の推定結果でも短期変化率と長期変化率の両方のケースで0.00%水準で統計的に有意となっている。利潤率もこれらの4変数と同じ水準で統計的に有意となっているが、既述のように、利潤率はストックオプション規模の影響を強く受けられるので採用していない。

### 推定結果

ストックオプション規模を説明変数としたモデルの推定結果は第3表に示されている。自由度修正済決定係数は2003年が0.67、2004年が0.66、2005年が0.68である。また、2003年と2004年の減価償却比率以外はすべて統計的に有意である<sup>36</sup>。

第3表 ストックオプション規模モデルの推定結果

説明変数	推定係数	t値	p値
2003年の推定結果			
切片	-6.09	-12.48	0.00
SON	0.76	2.04	0.04
SOVH	-0.81	-2.62	0.01
LKN	0.79	12.88	0.00
RANK	0.21	2.04	0.04
DEPKH	-2.62	-1.16	0.25
LNIN	0.76	16.96	0.00
2004年の推定結果			
切片	-6.08	-12.24	0.00
SON	0.68	1.80	0.07
SOVH	-0.80	-2.53	0.01
LKN	0.82	13.32	0.00
RANK	0.20	1.90	0.06
DEPKH	-3.29	-1.43	0.15
LNIN	0.75	16.49	0.00
2005年の推定結果			
切片	-5.96	-13.25	0.00
SON	0.59	1.64	0.10
SOVH	-0.73	-2.43	0.02
LKN	0.80	14.91	0.00
RANK	0.14	1.76	0.08
DEPKH	-5.81	-2.47	0.01
LNIN	0.76	17.28	0.00

ストックオプション関連変数ではストックオプション付与数の推定係数は予想されたようにプラスであったが、ストックオプション付与額はマイナスであった。これは以下のように理解することができる。ストックオプション付与数が一定であれば、ストックオプション付与価格が低いほどストックオプション付与額が小さい。ところが、ストックオプションから得る所得は株の販売価格と付与価格の差であるから、株価が上昇したときにストックオプションから得られる所得はストックオプション付与価格が低いほど大きくなる。したがってストックオプション付与数が一定であればストックオプション付与額が小さいほど経営者の積極性が強くなる。この結果ストックオプション付与額が低いほど企業買収行動が活発になるのである。

第3表で重要な結果はストックオプション付与数がプラスで統計的に有意になった点である。ストックオプション規模が大きいほど経営者のモチベーションが高まり、行動が積極的になって企業買収も活発になり、その結果連結子会社数が増加すると結論して間違いのないようである。また、ストックオプション付与数の推定係数で興味深いのはその大きさの変化である。1年目は0.76、2年目は0.68、3年目は0.59と次第に減少している。したがって、ストックオプション導入から時間が経過するにつれて経営者のモチベーションが低下するためか、その影響が小さくなると結論できそうである。

## 7. 結語

本稿では、企業が連結子会社数の大きさを決定する要因を、他企業を買収する行動という視点から分析した。買収行動の理論的分析から始めて、最適な連結子会社数に関する理論モデルと連結子会社数調整モデルを構築し、これらの理論モデルより得られた推定モデルを日本の企業データを用いて実証的に分析した。企業買収に影響を与える要因として、買収機会の豊富さ、買収効果の大きさ、経営者の積極的行動に対するモチベーションの強さ、企業の資金調達力と調達コストの高さについて分析した結果、買収行動に影響を与える要因として利潤率、トービンのQ、株価収益率、企業成長率、企業価値増加率、資本装備率、研究開発費比率、賃金比率、人的資源比率、ハーフィンダール指数、ストックオプションダミー、上位十大株主持株比率、産業内ランキング、自己資本比率、減価償却比率、企業規模を考え、これらを説明変数、被説明変数を連結子会社数としてパネルデータ分析を行った。分析対象は統合的なデータが得られた製造業企業999社で2001年から2005年のデータを用いた。その推定結果を分析した結果、積極的に企業買収を行うのは、

- ① 研究開発が活発で製品・技術が複雑、
- ② 需要の成長率は高い、
- ③ 利潤率は相対的に低いが買収資金が豊富、
- ④ 経営者のモチベーションが強く積極的に行動する

という条件を満たす企業と結論された。次いで、連結子会社の部分調整モデルをダイナミック・パネルデータ・モデルで推定したが、その結果によれば連結子会社数の調整は迅速に行われることがわかった。また、ストックオプション規模に関するデータが収集できた 226 社を対象にストックオプションの大きさが企業の買収行動に与える影響も分析した。この分析結果によれば、ストックオプション付与数が大きいほど経営者は買収に対して積極的になることが明らかになった。

## 謝辞

この研究は文部科学省の科学研究費補助金（17330057）の助成を得て行われた。理論モデルの構築や仮説の分析では、共同研究者である小橋晶氏から貴重なアドバイスをいただいた。また、ストックオプション関連のデータの収集では大和証券 SMBC のホームページのデータを利用させていただいた。

## 参考文献

- Anderson, R.C., T.W. Bates, J.M. Bizjak and M.L. Lemmon, (2000). "Corporate Governance and Firm Diversification," *Financial Management*, Vol.29, pp.5-22.
- Boies, J. and H. Prechel, (2002). "Capital Dependence, Business Political Behavior, and Change to the Multilayered Subsidiary Form," *Social Problems*, Vol. 49, No. 3, pp.301-326.
- Dickerson, A.P., H.D. Gibson and E.Tsakalotos, (1997). "The Impact of Acquisitions on Company Performance: Evidence from a Large Panel of UK Firms," *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 49, pp. 344-361.
- Hall, B.J., and J. B. Liebman,(1998). "Are CEOs Really Paid Like Bureaucrats?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.3, pp. 653-691.
- Lang, Larry H. P. and Rene M. Stulz, (1994). "Tobin's q, Corporate Diversification, and Firm Performance," *Journal of Political Economy*, Vol.102, No.6, pp.1248-1280.
- Lins, Karl and Henri Servaes, (1999). "International Evidence on the Value of Corporate

- Diversification," *Journal of Finance*, Vol.54, No.6, pp.2215-2239.
- Mehran, H., (1995). "Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.38, pp.163-184.
- Nakao, T., (1980). "Demand Growth, Profitability, and Entry," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.94, No.2, pp.397-411.
- Nakao, T., (1982). "Product Quality and Market Structure," *Bell Journal of Economics*, Vol.13, No.1, pp.133-142.
- Opler, T. and S. Titman, (1993). "Determinants of Leveraged Buyout Activity: Free Cash Flow vs. Financial Distress Costs," *Journal of Finance*, Vol. 48, No.5, pp.1985-1999.
- Precjel, H. J. Boites and T. Woods, (1999). "Debt, Mergers and Acquisitions, Institutional Arrangements and Change to the Multilayered Subsidiary," *Social science quarterly*, Vol.80, pp.115-135.
- Rajan, Raghuram, Henri Servaes and Luigi Zingales, (2000). "The Cost of Diversity: The Diversification Discount and Inefficient Investment," *Journal of Finance*, Vol.55, No.1, pp.35-80.
- Rose, David C., (1992). "Bankruptcy Risk, Firm Specific Managerial Human Capital, and Diversification," *Review of Industrial Organization*, Vol.7, No.1, pp.65-73.
- Yermack, D., (1995). "Do Corporations Award CEO Stock Options Effectively?" *Journal of Financial Economics*, Vol.39, pp.237-269.
- 松浦義昭, (2001). 「日本企業のストック・オプション制度導入に対する株式市場の反応」『経営行動科学』第16巻第1号, pp.25-31.
- 中尾武雄, (1997). 「利潤率の決定要因の実証的分析—日本の製造業企業のケース—」『経済学論叢』(同志社大学)第48巻第4号, pp.41-73.
- 中尾武雄, (2001). 「利潤率決定要因の統計的分析—日本製造業: 1985年～1999年—」『経済学論叢』(同志社大学)第52巻第3号, pp. 549-586.
- 中尾武雄, (2006). 「連結・単独売上高比率のパネルデータ分析—新産業創設など多角化行動の解明—」『経済学論叢』(同志社大学)第57巻第3号, pp. 81-106.

中尾武雄, (2007). 「ストックオプション効果の実証的分析」『経済学論叢』  
(同志社大学) 第 58 卷第 4 号, pp25-51.

乙政正太, (2002). 「ストック・オプション制度と経営者インセンティブ  
—理論的予測と経験的証拠—」『阪南論叢：社会科学編』第 37 卷第 4 号,  
pp.77-92.

矢内一利, (2004) 「単独決算情報との比較による連結決算情報の企業価値関連  
性の検証」『早稲田商学』第 399 号, pp.473-505.

## 英文タイトル

An Empirical and Theoretical Analysis of the Buyout Behavior of a Firm: The Determinants of the Number of Consolidated Subsidiaries and the Effect of Stock Options

## 著者

Takeo Nakao

## キーワード

①連結子会社 ②企業買収 ③ストックオプション

## アブストラクト

本稿では企業買収の理論モデルを構築し、これを日本企業の連結子会社数のデータを用いて実証的に検証した。その結果、積極的に企業買収を行うのは、①製品・技術が複雑で研究開発が活発、②需要成長率が高いが利潤率が低く、③買収資金が豊富で、④経営者のモチベーションが強い企業であることがわかった。また、連結子会社数の調整は迅速であることやストックオプション規模が大きい企業ほど買収が活発になって連結子会社数が増加することも明らかになった。

## Abstract

We constructed a theoretical model of the buyout behavior of a firm and tested it by conducting the empirical analysis of the determinants of the number of consolidated subsidiaries. Estimation results showed that buyout action increases when (1) products and production technologies have complicated structure and R&D is intensive, (2) the rate of growth in sales is high but the rate of profits is low, (3) the fund for buyout is large, and (4) the motivation of executives is strong. We also found that the speed of adjustment in the number of consolidated subsidiaries is considerably large and the increase in the scale of stock options increases buyout resulting in the increase of the number of consolidated subsidiaries.

---

<sup>1</sup> 会計学の分野では、連結決算や単独決算の情報としての有用性を比較する研究がある。文献については矢内(2004)を参照されたい。また、企業の立場から見れば他企業の買収は多角化を意味していることが多いが、多角化に関しては多数の論文がある。例えば、Lang and Stulz(1994)、Lins and Servaes(1999)、Rose(1992)、Rajan, Servaes and Zingales(2000)、Anderson, Bates, Bizjak and Lemmon(2000)を参照されたい。

<sup>2</sup> 理論的分析では買収行動についてのみ考えるが、企業は他企業の買収と同時に保有している子会社の売却も考えている。売却行動は買収行動の裏返しであるから、以下では買収行動についてのみ分析する。

<sup>3</sup> 非公開企業の場合も株式公開しているケースと実質的には同一である。正式な株価は存在しないが、企業の市場価値は予想将来利潤の現在価値にひとしくなるという条件から暗黙の株価が導出できるからである。

<sup>4</sup> 理論モデルには確率変数がないため厳密には危険回避度は関係がない。ただし、将来利潤の現在価値を確率変数とすれば、危険プレミアムの差に対応した評価の差が生じる。

<sup>5</sup> 企業買収が買収企業の利潤に与える影響については Dickerson, Gibson and Tsakalotos(1997)の分析があり、これでは一般的には企業買収は買収企業の利潤率を低下させるという結論である。

<sup>6</sup> 子会社が子会社すなわち孫会社を保有し、さらに孫会社が子会社を保有しているというような状況が頻繁に見られる。例えば、シナジー効果が親会社と子会社の間には存在するが孫会社との間には存在せず、子会社と孫会社の間には存在する場合に起こる。本稿では分析を単純化するためこの側面は考慮していない。

<sup>7</sup> 同じ産業内の企業を対象に合併・吸収(M&A)した場合には一般に企業本体に組み込まれるから子会社とされることはない。したがって、本稿での分析対象からは外れている。また、連結子会社数の増加は企業のある部門を分離、す

なわち分社する方法もあるが、それほど頻繁には起こっていない。例えば、日経 NEEDS の『財務データ CD-ROM』を用いて 2005 年決算で製造業の 1733 社を対象にチェックしても合併フラッグで分社したとなっている企業は 1 社もない。また、同様の方法で 5 章で分析対象となっている 999 社について見ると分析期間の 2001 年から 2005 年の間で分社したケースはない。ただし、親会社が新会社を子会社として設立した場合はこの統計には含まれない。分社や新会社設立に対しては、これらの企業を被買収企業候補の一種と考えれば理論モデルで対応できるが、買収費用関数は分離費用や設立費用を含むように再定義する必要がある。本稿ではこれらの問題の詳しい分析は行わない。

<sup>8</sup>  $V_F + \Delta V$  は被買収企業によって異なるが  $V_M + T$  は同一という意味である。

<sup>9</sup> 減少関数でない場合には、最適連結企業数が無限になる可能性が生じる。

<sup>10</sup> 買収資金が不足する場合は被買収企業の資産や将来利潤を担保に買収資金を借り入れる LBO (leveraged buy-out) という方法があるが、危険利子率が高いために借入利子率は高くなる。LBO については Opler and Titman (1993) を参照。

<sup>11</sup> 企業を買収する方法として株式交換があるため、買収企業の株価が高い場合には株式交換による企業買収が容易になる。

<sup>12</sup> 例えば 2005 年決算の場合には、サンプル企業の 999 社のうち 317 社が他企業の買収で連結子会社数を増加し、181 社が保有していた企業の株式を売って連結子会社数を減少させた。

<sup>13</sup> 市場が株価を予想するとは、市場に参加する経済主体が全体として予想するという意味である。

<sup>14</sup> 売上高成長率と利潤率の間にはプラスの関係が存在することが Nakao (1980) で明らかにされている。これは多重共線性をもたらして推定結果を悪化させる可能性がある。

<sup>15</sup> 総務省統計局の『第五十五回日本統計年鑑平成 18 年』(ホームページの URL は <http://www.stat.go.jp/data/nenkan/zuhyou/y1119b00.xls>) によれば 2004 年の研究開発比率は医薬品は 8.4 %、情報通信機器は 6.8 %、精密機械は 6.3 %、電気機械器具は 5.1 %、輸送用機械は 4.4 % である。

<sup>16</sup> Nakao (1982) では研究開発行動が市場構造と関係があることが示されている。したがって、研究開発費比率とハーフィンダール指数の間には相関関係が存在するが、これは多重共線性をもたらして推定結果を悪化させる可能性がある。

<sup>17</sup> 多角化の定義を企業内の部門で異業種の財を生産・販売することと定義するケースもあるが、本稿では、異業種に進出することを多角化と定義し、その実行手段として、企業内で新しい部門を作る方法と異業種の他企業を買収する方法があると考えている。企業内部門方式と連結子会社方式のどちらを採用するかという問題については Precjel, Boites and Woods (1999) や Boies and Prechel (2002) の研究がある。

<sup>18</sup> 大株主が経営者と敵対的な関係で、しかも短期的な利潤を要求するタイプであれば、経営者は短期的利益のために積極的に行動する可能性がある。ただし、現在の日本では、このようなケースは例外的と思われる。

<sup>19</sup> 産業内ランキングは、データとしては産業内の順位となるためランクが高いほど小さい値となる。

<sup>20</sup> 日経 NEEDS の『財務データ CD-ROM』には収集ソフト付きとソフト無しの2タイプがあるが、本稿ではソフト無し CD-ROM を用いた。また、以下では日経 NEEDS の『財務データ CD-ROM』を単純化して単に『財務データ CD-ROM』と表記する。

<sup>21</sup> データ収集に用いた『財務データ CD-ROM』では2005年の単独決算データが入手できる製造企業数は1,733社、連結決算データは1,557社であった。

<sup>22</sup> 対数の説明変数は被説明変数とは直線的な関係でないことを示すが、この関数型の選択では原則として比率は除き、その他は試験的な推定結果を参考に決定した。

<sup>23</sup> 連結子会社とは、議決権の過半数を所有している企業あるいは議決権が50%以下の所有であるが実質的に支配している企業のことである。同様な概念に関連会社があるが、これは議決権の20%以上を所有している企業あるいは20%未満でも重要な影響を与えることができる企業のことである。関連会社は親会社との結びつきが弱すぎると判断した。

<sup>24</sup> 連結子会社数を 1 年間で約 3 分の 1 にした企業，4 倍にした企業もあったが，平均すれば約 1 社を増加したことを意味している。

<sup>25</sup> 例えば，2005 年の企業価値は 2005 年年頭の株価に 2005 年決算末の発行済み株数を乗じている。これらの計算に用いられたデータには時期的に若干のずれがある。このずれの期間に資本変動（例えば，株式分割）が起これば企業価値の値は不正確である。しかしほとんどの企業は 3 月決算であるため，ずれの期間は 3 ヶ月でしかなく深刻な問題とはならないと思われる。

<sup>26</sup> 総資本は財務データとしては資産合計で，資産合計は流動資産，固定資産，繰延資産の合計である。企業が総資本をこれらの用途に最適配分する結果として，これらの項目金額の大きさが決まるのであるが，繰延資産については他の資産とは性格が異なる。そこで，資本装備率の分母を流動資産と固定資産としたケースも推定してみたが，計算結果はほぼ完全に同一であった。

<sup>27</sup> サンプル企業の分析対象期間で資産合計，売上高，従業員数の相関係数を調べると，最低でも 0.91，最高で 0.97 であり，企業規模としてどの変数を用いても大きい差は存在しない。

<sup>28</sup> 中尾(1997)，(2001)などから明らかのように利潤率はさまざまな変数の影響を受けるため，それらの変数の代理変数となっている可能性がある。

<sup>29</sup> 産業集中度は利潤率，トービンの Q，株価などいろいろな変数に影響を与えるが，これらの変数が説明変数として含まれているため統計的に有意ならぬと思われる。

<sup>30</sup> 大株主の存在が影響を持たない持たないという結果になったのは，大株主には短期的利潤を要求するタイプと日本的経営に理解のあるタイプが拮抗しているためである可能性もある。

<sup>31</sup> 売上高変化率と企業価値変化率の当期の値を説明変数として追加しない場合には，過剰制約に関する Sargan 検定をクリアできず推定モデルに問題があるという結果になる。推定には STATA の xtabond コマンドを使った。また，売上高変化率と企業価値変化率に関しては endogenous オプションで内生変数として処理した。

<sup>32</sup> 既述のように Arellano-Bond の推定方法は階差を取って推定するが、この場合には統計的に有意な変数の数は減少するのが普通である。

<sup>33</sup> 中尾(2006)では連結・単独売上高比率を被説明変数としてダイナミック・パネルデータ・モデルを推定したところ、1期前の連結・単独売上高比率の推定係数が1となり部分調整モデルが妥当しないという結果であった。しかし、本稿では連結子会社数に関しては部分成長モデルが妥当することが確認できた。

<sup>34</sup> ストックオプション規模が経営者の行動を通じて株価に与える影響を分析した研究は多く存在している。例えば、乙政正太(2002)、中尾(2007)、松浦義昭(2001)、Mehran(1995)、Hall and Liebman(1998)、Yermach(1995)を参照。

<sup>35</sup> 例えば、役員と一般従業員で、発行価額が異なるなどストックオプションの条件が異なるケースである。

<sup>36</sup> 2005年の減価償却比率の推定係数はマイナスで予想と反対である。これはストックオプション規模モデルでは説明変数が少ないため、省略された変数のどれかの代理変数となったためと思われる。

## 【論 説】

## ストックオプション効果の実証的分析

中 尾 武 雄

## 1 は じ め に

この論文では、ストックオプションが株価に与える影響を理論的モデルに基づいて実証的に分析する。2002年中にストックオプション導入を決定した企業で財務データが収集できた268社を分析対象とし、企業価値の変化を表す変数を被説明変数、ストックオプション規模を説明変数として回帰分析を行う。

ストックオプションが株価や企業価値に与える影響に関する実証的分析はいろいろあるが、日本企業を対象にしたものとしては株価に対するストックオプションの感応度を分析した乙政(2002)、ストックオプション導入公表直後の株価変動を調べた松浦(2001)、Kato, Lemmon, Luo and Schallheim(2005)やストックオプション導入の決定要因を分析した長岡(2001)、Uchida(2005)がある<sup>1)</sup>。本稿の研究には3つの新しいアプローチがある。第1はストックオプション規模が企業価値に与える影響を分析する点である。ストックオプションを導入しているか、していないかだけを反映するストックオプション採用ダミーを用いて分析するよりは、ストックオプション規模を用いる方が企業価値に与える影響がより正確に解明できると思われる<sup>2)</sup>。第2は、ボラティ

1) アメリカ企業を対象とした研究は多くある。例えば、ストックオプションを実際に行使するまでの期間を分析した Bettis Bizjak and Lemmon(2005)、役員の子株保有行動を分析した Ofek and Yermack(2000)、ストックオプションの効果を分析した Yermack(1995)などがある。アメリカ企業のストックオプションに関する文献については乙政(2002)や Yermack(1995)を参照されたい。

2) 規模が小さいストックオプションを導入しても経営者や従業員にはほとんど影響を与えないが、規模が大きいストックオプションであれば経営者や従業員の行動にも差異が生じる。本稿で分析に使ったサンプル企業の場合、ストックオプション付与額が最小のケースでは200万円以下で名

リティの影響を排除した企業価値・ボラティリティ比率を被説明変数として用いる点である。ストックオプションが経営者や従業員の努力度を高めた結果としての企業価値の増加を分析するのが目的であるから、企業価値の外生的変化の影響は除去することが望ましい<sup>3)</sup>。ところがボラティリティが大きいと株価の外生的変化による企業価値の変化も大きくなる。この影響を除去するために用いられるのが企業価値・ボラティリティ比率である。新しいアプローチの第3は、ストックオプションを初めて導入した企業と繰り返して導入してきた企業を分けて分析する点である。ストックオプションを初めて導入した企業と繰り返してなんども導入してきた企業ではそのインパクトは異なり、導入初回の企業の方がその影響は強く表れると予想され、ストックオプションの影響をより明確にできると思われる。

本稿では、第2章で理論モデルを構築して仮説を導出し、第3章で推定モデルと分析で使用するデータについて説明し、第4章で推定結果を分析してストックオプション規模が企業価値変化に与える影響を明らかにする。第5章では分析の要約と主要な結論を述べる。

## 2 理論モデルと仮説

理論モデル<sup>4)</sup>

経営者の  $\tau$  期の効用関数を以下のように定義する<sup>5)</sup>。

$$U_E(\tau) = \sum_{t=\tau}^{T-1} [k_t(G_t(\tau), \pi_t(\tau))] [U(r_t(\tau) - V(w(t)))(1-\delta)^{t-\tau} + [k_T(G_T(\tau), \pi_T(\tau))] [U(r_T(\tau) + \max\{G_T(\tau)P_E S_E, 0\}) - V(w(T))](1-\delta)^{T-\tau} \quad (1)$$

ただし、

∟ 目程度であるが、最大のケースでは300億円を超えている。また、サンプル企業268社のうち61社はストックオプション付与額が1億円以下であったが、24社は100億円以上であった。この規模の差を無視しては、ストックオプションの効果を正しく分析することは困難であろう。

3) ここで外生的要因による変化という意味は、経営者や従業員の努力以外の要因による変化のことである。

4) 以下の理論モデルの構築はEaton and Rosen(1983)を参考にした。

5) 解雇されたときの効用をゼロと想定している。

$$G_t(\tau) = G_t(w(\tau), \dots, w(t), \rho(\tau), \dots, \rho(t), P_E S_E, P_e S_e, \alpha) \quad (2)$$

$$\pi_t(\tau) = \pi_t(w(\tau), \dots, w(t), \rho(\tau), \dots, \rho(t), P_E S_E, P_e S_e, \beta) \quad (3)$$

$$r_t(\tau) = r_t(w(\tau), \dots, w(t)) \quad (4)$$

また、記号は以下のように定義している。

$T$  = スtockオプションが終了する年度，すなわち役員が退職する年度（これは単純化の仮定），

$\tau$  = 当期の年度で  $\tau = (1, \dots, T)$ ，

$k_t(\tau)$  = 経営者が  $\tau$  期に予想する  $t$  期に在職している確率，

$G_t(\tau)$  =  $\tau$  期に予想する  $\tau$  期から  $t$  期までの株価変化率，

$\pi_t(\tau)$  =  $\tau$  期に予想する  $t$  期の利潤，

$S_E$  = 経営者のストックオプション規模，

$S_e$  = 従業員に対するストックオプション規模，

$U(\cdot)$  = 経営者が所得から得る効用，

$r_t(\tau)$  =  $\tau$  期に予想する  $t$  期の経営者報酬，

$P_E$  = 経営者に対するストックオプション付与価格，

$P_e$  = 従業員に対するストックオプション付与価格，

$w$  = 経営者努力の水準，

$\rho$  = 従業員の努力度，

$V(\cdot)$  = 経営者努力に伴う負効用，

$\delta$  = 割引率，

$G_t(\cdot)$  =  $\tau$  期から  $t$  期の株価変化率が  $\tau$  期から  $t$  期までの努力に依存することを示す関数。ストックオプション規模も株価変化率に影響を与えると想定している。これは採用されたストックオプション規模が株価予想に影響を与えると思われるからである。この関数は株価変化率関数と呼ぶ。

$\pi_t(\cdot)$  =  $t$  期の利潤が  $\tau$  期から  $t$  期までの努力に依存することを示す関数。ストックオプション規模も利潤に影響を与えると想定されている。ストックオプション規模が大きくなれば、その費用も大きくなるからである。この関数は利潤

決定関数と呼ぶ。

$\alpha$  = 株価上昇率に影響を与える努力とストックオプション付与額以外のすべての要因。

$\beta$  = 利潤に影響を与える努力とストックオプション付与額以外のすべての要因。

(1) 式から (4) 式は以下のようなモデルになっている。経営者の所得は賞与を含む通常の報酬とストックオプションによる収入 (= ストックオプション付与価格 × 株価上昇率 × ストックオプション付与数<sup>6)</sup>) からなっており、これら所得が大きいほど効用は高まる。所得を大きくするには経営者自身が努力して経営者報酬を増加するか、株価上昇率を大きくしてストックオプションによる収入を増大する必要がある。経営者の努力は効用を低下させるが、努力して利潤を増加させたり、株価を上昇させたりしなければ、解雇される確率が上昇する。一方、ストックオプション規模の増大は利潤を小さくし株価上昇率を引き下げるから<sup>7)</sup>、解雇確率が高まる。

次に、従業員の効用関数は以下のように表されると仮定する<sup>8)</sup>。

$$U_e(\tau) = \sum_{t=\tau}^{T-1} [k_{e,t}(G_t(\tau), \pi_t(\tau))] [u_e(w_t(\tau)) - v_e(\rho(\tau))] (1-\delta)^{t-\tau} + [k_{e,T}(G_T(\tau), \pi_T(\tau))] [u_e(w_T(\tau) + \max\{G_T(\tau)P_2S_0, 0\}) - v_e(\rho(T))] (1-\delta)^{T-\tau} \quad (5)$$

ただし、

$$w_t(\tau) = w_t(\rho(\tau), \dots, \rho(t)) \quad (6)$$

また、記号の意味は以下のように定義している<sup>9)</sup>。

$U_e$  = 従業員の効用、

$k_e$  = 従業員が当該企業に在職している確率、

6) ストックオプション付与価格は導入時の株価に等しいと仮定している。

7) ストックオプション権利行使によって株式が販売されれば株価は低下するが、その低下率はストックオプション規模が大きいほど高くなる。また、ストックオプションは現在では費用計算されていないが、実質的には費用となっており、会計上も近い将来に費用として計上されると思われる。

8) 経営者の最大化問題で  $T$  はストックオプションが終了する年度で役員が退職する年度と定義した。従業員の最大化問題での最終年度をこれと同一にするのは問題であるが、本稿ではこれも単純化の仮定とする。

9)  $\tau$  期に予想する  $t$  期のというような表現は省略している。

$w =$  賃金率,

$u_e(\cdot) =$  従業員が所得から得る効用,

$v_e(\cdot) =$  従業員の努力に伴う負効用.

従業員は努力すれば、賃金率と株価上昇によるストックオプション収入の増加および在職率の上昇を期待できるが、努力は効用を低下させる。そこで、従業員はこれらの影響をバランスして (5) 式が最大になるように各  $\tau$  期の  $\rho$  を決定する。この問題を解けば、従業員の努力度は従業員用のストックオプション規模の関数となるが、さらに 2 階条件に関連する必要な数学的条件が満たされて増加関数となると想定する<sup>10)</sup>。

### 仮説

所有と経営の分離がどのような形で表れるかで最大化問題が異なってくる<sup>11)</sup>。すなわち、ストックオプション規模の決定が株主によって行われるケースと経営者自身で行われるケースが考えられる。

株主がストックオプション水準を決定する場合には、株主は利潤すなわち (3) 式の利潤の現在価値合計が最大になるように  $S_E$  と  $S_c$  を決定する。経営者は (1) 式が最大になるように各  $\tau$  期の  $\omega$  を決定するだけである<sup>12)</sup>。この場合には従業員のケースと同じで最大化の 1 階条件から経営者の努力度はストックオプションの増加関数として表すことができる<sup>13)</sup>。この仮説は「株主主権仮

10) 数学的条件は、 $T$  を 1 期と仮定すれば簡単に導出できる。

11) 本稿の理論モデルでは、情報の非対称性が存在しないため狭い意味ではプリンシパル・エージェント問題は存在しない。しかし、株主の利益を最大化しないからといって経営者を解雇することにはコストが伴う。経営者の抵抗で時間やコストがかかったり、従業員や関連企業の反発で生産性が低下したりする。また、経営者市場が未発達なため新しく雇った経営者の能力がより優れているとも限らない。プリンシパル・エージェント問題の古典的な論文としては Holmstrom(1979)、所有と経営の分離に応用した論文としては Jensen and Meckling(1976) がある。

12) 厳密に分析すれば、株主は第 1 段階で現経営者の解雇と新経営者の導入を行うかどうかを決定し、第 2 段階でストックオプションに関連する決定を行う。途中で解雇されない経営者の行動を分析するのが目的であるため、以下では現経営者の継続雇用が最適な解となると仮定している。

13) 従業員のケースと同じく、 $T$  を 1 期と仮定し、2 階条件に関連する数学的条件を置けば導出できる。ちなみに、均衡の近辺で減少関数になっていけば、褒美を少なくするほど努力をするという奇異な状態になる。

説」と呼ぶことができ、ストックオプション規模の拡大は経営者の努力の増加をもたらして、利潤の増大や株価の上昇に結びつく。

株主主権仮説に対する仮説として「経営者主権仮説」がある。これは経営者が株主支配から解放されて自由にストックオプションを決定できるケースである。経営者主権仮説は日本的な考え方もかもしれない。このような仮説が成立するとすれば、それは所有と経営の分離のあり方に日本独自のものがあって、株主が所有者としての権利を強引に主張することに対して経営者・労働者あるいは社会が反感を抱くような社会的環境などによると思われる。既述したが、株主利益を最大化しないという理由で、ある程度の業績を出している経営者を解雇することは日本では大きいコストがかかる。その結果、経営者の自由裁量の余地が広がって、経営者主権という考え方が生まれてくるのである<sup>14)</sup>。この仮説では経営者が自分の効用が最大になるようにストックオプション規模を決定する。理論モデルで表せば、(1)式が最大になるように $S_E$ と $S_c$ と $\omega(\tau)$ 、 $\tau=1, \dots, T$ を決定することになる。この場合には経営者の努力度もストックオプションも内生変数で<sup>15)</sup>、最適な $S_E$ と $\omega$ に影響を与える要因もいろいろ存在する。当然、 $S_E$ と $\omega$ の間には因果関係は存在せず、ストックオプションと経営者の努力度の間にプラスの関係が存在する必然性がない。例えば、ボラティリティが大きい企業の経営者は運が良ければストックオプション導入で巨額の収入を得る可能性があるから、努力はしないがストックオプションの規模は大きく設定するかもしれない。あるいは規模の大きい企業の経営者は特に努力水準とは無関係に規模の大きいストックオプションを

14) 形式的には、株主代表として経営者を監視するのが取締役ということになっているが、日本では社外取締役制度も未発達で、取締役が経営者となっているのが普通であり、取締役会が株主利益のために経営者を解雇するような決定を行うような環境ではない。株主総会で株主が経営者を解雇するケースも可能性としては考えられるが、これには多くの大株主が賛同する必要がある。例えば、本稿でのサンプル企業の場合10大株主持株比率は分析期間を通じて平均51%である。したがって、解雇するには10人以上の大株主の合意が必要であるが、これらの大株主のすべてが、ある程度の業績を上げている経営者の解雇に賛同するとも考えにくい。

15)  $T$ を1期と仮定しても3本の式があり、この場合でも比較静学で符号を決める条件は複雑になる。

導入するかもしれない<sup>16)</sup>。以上の分析よりわかるように、ストックオプション規模と株価上昇の間の関係を分析すれば、株主主権仮説が妥当性を持つか経営者主権仮説が妥当性を持つかを解明できると思われる。

### 3 推定モデルとデータ

#### 推定モデル

経営者の努力度が高まれば株価上昇率  $G_i(\tau)$  は高くなるから、問題はストックオプション規模が大きい企業では経営者の努力度が高いかどうかである。既述のように、これらの間にプラスの因果関係があれば、経営者主権仮説より株主主権仮説が真実である可能性が高くなる。以下では、これを確認するための推定モデルを構築する。

被説明変数は (a) 企業価値の変化倍率 ( $DKBB$ ) と (b) 企業価値変化を企業価値とボラティリティ（株価の変動率）の積で割った値 ( $DKBT$ )、すなわち企業価値・ボラティリティ比率の2種類を採用する<sup>17)</sup>。(a)の企業価値変化倍率は理論モデルの  $G_i(\tau)$  に該当するから、これについては説明の必要はないが、(b)の企業価値・ボラティリティ比率については説明が必要であろう。これは分子が企業価値変化で分母は企業価値にボラティリティを乗じた値であるが、この加工は株価の外生的な変化を相殺するためである。ストックオプションが経

16) 本稿でのサンプル企業の場合、ストックオプション付与額と従業員規模の間で単純な回帰分析を行えば  $t$  値は 6 前後で 0% 水準で統計的に有意である。したがって、規模が大きい企業ほどストックオプションの規模も大きい。

17) Jensen and Murphy(1990) や Yermack(1995) では、ストックオプション費用とストックオプションによる企業価値変化の比率を費用・成果感度 (pay-performance sensitivity) と定義し被説明変数としている。ところが、この計算で使われているブラック・ショールズのストックオプション価格を価格で偏微分した値は、株価が一定のボラティリティを持ってランダム・ウォークするという仮定のもとで、株価変化がストックオプション価格に与える影響の大きさを表している (Black and Scholes(1973, p.640) を参照)。しかしストックオプション導入の効果を測定するためには、ストックオプション導入後の経営者努力の変化がもたらす株価のトレンド変化を考慮に入れる必要がある。ストックオプション価格の計算にヒストリカル・ボラティリティを使う限り、この費用・成果感度はストックオプション導入が引き起こすはずの経営者行動の未来の変化の影響を完全に無視するという致命的な欠陥を含んでいる。また、Mehran (1995) はストックオプション導入の効果を示す被説明変数としてトービンの  $Q$  を選択しているが、これも導入後の変化を無視している点では同じである。

営者の努力度を高めたかどうかを分析するのが目的であるから、努力度とは関係がない外生的な変化の影響を除去するほうが望ましい。ところが、企業価値は株価に発行済株式数を掛けた値であるから、ボラティリティが大きいほど株価の外生的変動による企業価値の変動も大きくなる。企業価値変化を企業価値とボラティリティの積で割って得られる値は、実際の企業価値変化の外生的要因による変化に対する比率であるから、この値が大きいほど外生的要因による変化ではない確率が高くなる。株価変動が正規分布しているとすれば、現実の値が標準偏差の1倍であれば、これが外生的要因で起こる確率は31.7%以下、標準偏差の2倍であれば4.6%以下、3倍であれば0.3%以下となる。したがって、標準偏差に対する倍率が高いほど外生的要因の結果である確率が低くなる。以上の説明より明らかなように、企業価値・ボラティリティ比率が大きいほど経営者努力の影響が顕著であったと判断できるのである<sup>18)</sup>。企業価値・ボラティリティ比率は伝統的な変数ではないが、ストックオプションの企業価値に与える影響を分析するためには有効な変数と思われる。

次に説明変数について考える。株主主権仮説であれ、経営者主権仮説であれ、1階の条件から内生変数について解くことができる。株主主権仮説であればストックオプション規模 ( $S_E, S_C$ ) が外生的パラメータ (理論モデルでは  $T, \delta, \alpha, \beta$ ) の関数として表されるし、経営者主権仮説であればストックオプション規模と経営努力度 ( $S_E, S_C, \omega$ ) が外生的パラメータの関数として表される。また、株価変化率関数の(2)式と利潤決定関数の(3)式から明らかなようにストックオプション規模、 $\alpha, \beta$ は株価変化率に直接的にも影響を与える。したがって、以下ではストックオプション規模に加えて、 $T, \delta, \alpha, \beta$ に関連する変数を説明変数の候補として考える。

・ストックオプション付与数 (SON) およびストックオプション数に付与価格

18) 企業価値・ボラティリティ比率はt値に類似した変数と考えることもできる。t検定を行う場合には、t値が大きいほど統計的な有意性が高くなるように、企業価値・ボラティリティ比率が大きければ、経営者努力などが企業価値に影響を与えた確率が高くなると考えるわけである。

を乗じた値, すなわちストックオプション付与額 (SOV)<sup>19)</sup>

理論モデルではストックオプションは経営者用 ( $S_E$ ) と従業員用 ( $S_E$ ) に分かれているがデータ制約の関係で推定モデルでは一本化して用いる<sup>20)</sup>. ストックオプションは企業で重要な役割を果たしている取締役, 執行役員, 幹部社員に対して実施されるはずであるから, 広い意味での経営者用と考えられる. したがって, 以下ではストックオプションは経営者用と考えて分析を進める. ストックオプション関連では2個の説明変数を考える. 1つはストックオプション付与価格にストックオプション付与数を乗じた値であり, もう1つはストックオプション付与数である. ストックオプション付与数は株価変化率とはプラスの関係が予想される. 株価が上昇したときに経営者がストックオプションから得る所得は付与数が多いほど大きいから, 経営者の努力度も高くなると思われるからである. 一方, ストックオプション付与額に関しては, 株価変化率との関係には二通りの考え方がある. (1)式ではストックオプション付与額は  $P_E S_E$  で表される. これに株価上昇率を掛けた値がストックオプションによる所得を表すから, ベースとなるこの値が大きいほど努力の効果が大きく, したがって努力度が高まると考えることができる. この場合にはストックオプション付与額と株価変化率の関係はプラスである. ところが, ストックオプション規模とストックオプション所得の関係を示す説明変数としてはストックオプション付与数が含まれているから, ストックオプション付与額は別の意味を持つ可能性がある. すなわち, ストックオプション付与数が一定であれば, ストックオプション付与額が小さいほどストックオプション付与価格が低いことを意味する. ストックオプションから得る所得は株の販売価格と付与価格の差であるから, 努力によって株価上昇をもたらしたときにストックオプションから得られる所得はストックオプション付与価格が

19) 乙政(2002)やYermack(1995)では, ストックオプション効果の分析で重要な要因として役員持株規模が考えられている. そこで, 本稿でも役員持株の時価額を説明変数としてみたが統計的に有意ならなかった.

20) ほとんどの企業は, 取締役, 執行役員, 幹部社員に対するストックオプションの内訳数を公表していない.

低いほど大きくなり、経営者は実際に努力する可能性が高くなる。この場合には、ストックオプション付与額と株価上昇率の間にはマイナスの関係が生じる。以上の相反する二通りの仮説のどちらが現実に妥当するかは実際のデータを用いて分析するしかないと思われる。

・ボラティリティ (*VOLA*)

ボラティリティが大きい企業では努力しなくてもストックオプションからの所得が得られる可能性が高いが、ボラティリティが小さい場合には努力なしではストックオプションから所得が得られない可能性が高い。したがって、ボラティリティが大きいほど経営者の努力度は低くなるという仮説が考えられる。この仮説によれば、被説明変数とボラティリティの間にはマイナスの関係が存在するはずである。一方、ボラティリティは割引率 $\delta$ にも影響を与える。ボラティリティが大きい企業は将来に対する不安要因（例えば倒産）が存在することを意味し、この結果割引率が大きくなると考えられるからである。また、割引率が高い場合には、経営者は短期間で努力の成果を出すように行動するであろうから、ボラティリティと努力度の間にはプラスの関係を生む可能性がある。また、高いボラティリティは努力以外の外生的要因による株価変動が大きいことを意味するから、企業価値変化倍率の場合にはプラスの関係が生じる可能性がある。

・ストックオプション権利行使期間 (*TERM*)

理論モデルではストックオプション終了年度である $T$ になる。ストックオプション権利行使期間が長ければ、ある程度のボラティリティがあれば外生的要因によって株価が上昇してストックオプションから所得を得る可能性が高くなる。経営者は努力しなくてもストックオプションから所得が得られる確率が高まるため努力度が低下する。反対に、権利行使期間が長いケースでは、経営者の努力にもかかわらず外生的要因によって株価が低迷するリスクが低下する。この考え方では行使期間は努力度に正の影響を及ぼすことになる。したがってストックオプション権利行使期間と株価変化率の関係はどち

らのメカニズムが強く作用するかで異なってくると思われる。

・企業年齢 (*OLD*)

企業の年齢とは、起業されてから現在(分析期間初期)にいたるまでの年数のことである。理論モデルでは、株価変化率関数の $\alpha$ や利潤決定関数の $\beta$ の構成要素の1つと考えられる。歴史のある企業ほど消費者の信頼が厚いのであれば利潤率は高いであろうが、成熟期や衰退期の産業に所属していれば低いであろう。同様に、年齢が古い伝統的な企業ほど投資者の信頼を得て株価上昇率が高くなるかもしれないし、反対に、成熟期や衰退期の産業に所属していれば株価上昇率は低いかもしれない。企業年齢と株価変化率の間の関係は単純なものではないと考えられる。

・企業成果の直近過去のトレンド (*GRURI*)

株価変化率関数の $\alpha$ でもっとも重要な要因は直近過去の企業成果のトレンドではないかと思われる。例えば、直近過去の企業成果が上昇過程にあれば株価上昇率は高くなると思われる。また、企業が成長過程にあれば経営者の努力度が高まる可能性もある<sup>21)</sup>。そこで、企業成果としては売上高を選択し、過去数年の変化率を計算して企業成果のトレンドを示す説明変数とする。売上高のトレンドとしての成長率が高いほど、株価上昇率も大きくなると想定される。

・企業規模 (*NIN*)

企業規模はその産業における規模の経済の重要性を表す変数となるから企業の技術条件を示す説明変数となることが期待される。企業年齢と同じで企業規模が投資家や消費者の信頼と繋がるのであれば利潤率や株価上昇率は高いであろう。しかし企業規模が規模の不経済やX非効率と結びつくなら利潤率も株価上昇率も低くなる。この説明変数についても株価変化率との関係は単純ではない。

・市場集中度 (*CR*) およびハーフィンゲール指数 (*HD*)

これらの説明変数は、主として利潤決定関数のパラメータ $\beta$ の要素で、市

21) 衰退産業では経営者が努力しても著しい効果は期待できないであろう。

場の競争度を表す。例えば、4社集中度のような市場集中度は市場が寡占的かどうかを表すし、ハーフィンダール指数は寡占度だけでなく企業数や競争的周辺の存在のような産業全体としての企業分布を表す。前者は市場寡占度と呼べるし、後者は市場競争度と呼ぶことができる。市場集中度もハーフィンダール指数も値が大きいほど、市場が非競争的であることを示すから、期待される利潤も大きく、株価上昇率も大きくなると予想される。したがって、いずれも企業価値変化を示す被説明変数とはプラスの関係が予想される。

#### ・ブラック・ショールズのストックオプション価格 (BSP)

これはストックオプションの公正価格と呼ばれるもので、ストックオプション導入に伴う費用と考えることができる<sup>22)</sup>。したがって、これが大きい場合には直接的な影響で利潤も株価上昇率も低くなるはずである。ところが、この変数と努力度の関係を考える分析は複雑になる。なぜなら、コストが高いにもかかわらずストックオプションが導入されるのは、ストックオプション導入の効果が高いと判断されるからで<sup>23)</sup>、この場合にはブラック・ショールズのストックオプション価格と株価変化率間にはプラスの関係が予想されるのである。

#### データ：分析対象企業と分析対象年

分析対象は2002年にストックオプションの採用を取締役会で決定し、かつ必要なデータがすべて入手できた企業である<sup>24)</sup>。ストックオプション導入企業に関しては大和証券 SMBC のホームページ <http://202.214.40.216/stock.html> に詳しい情報がある<sup>25)</sup>。本稿でもこのホームページの情報を利用してサンプル企業を選択した。2002年中にストックオプション導入を取締役会で決定し

22) ブラック・ショールズのストックオプション価格の計算にはボラティリティと行使期間が使われているため多重共線性の可能性があるが、本稿のサンプル企業での相関係数はボラティリティとは0.22、行使期間とは0.14であり、非常に高いわけではない。

23) 高い報酬を支払って能力のある経営者を雇うのと基本的に同じである。高い報酬すなわち高いコストは、経営者がそれに見合う成果をもたらすことが期待されていることを示している。

24) 周知のように日本では1997年にストックオプション導入が解禁され2002年から対象者、条件などに関する制限が撤廃されて、全面自由化された。

25) 大和証券 SMBC のホームページから入手したストックオプション関連データは2002年から始まっている。

た企業で大和証券 SMBC のホームページからデータを収集できるのは 547 社であるが<sup>26)</sup>、これらのサンプル企業から、ストックオプション制度が複雑で例えば経営者用と従業員用で異なった制度を導入したか、付与価格に関するデータを公表していない企業を排除した結果、サンプル数は 453 社となった。さらにこのサンプル企業に対して 1999 年以降の整合的な財務データや株価データを収集できる企業を調べると 268 社となった。これが本稿での研究で分析対象となるサンプル企業である。ただし、ここで整合的とはデータ収集期間を通じて上場あるいは店頭公開している、決算月を変更していないの 2 条件を満たしていることを意味している<sup>27)</sup>。また、サンプル企業は製造業に限定していないためすべての産業の企業を含んでいる。なお、財務データの収集には日経 NEEDS の『財務データ CD-ROM』（2006 年 8 月収録の上場・店頭公開企業バージョン）を利用した。

分析対象企業は 268 社であるが、推定は以下の 3 グループに対して行う。

- (イ) ストックオプションを導入している全企業、
- (ロ) ストックオプション初回導入企業のみ（以下では初回導入企業と呼ぶ）、
- (ハ) ストックオプション導入 3 回以上の企業のみ（以下では繰返導入企業と呼ぶ）。

ストックオプションの効果は導入初回の企業では大きいですが、なんども繰り返して導入している企業では小さい可能性が高いため、以上のような分割を行う。この仮説によれば、(ロ) の初回導入企業グループではストックオプション規模は株価変化率に明確な影響を与えるが、(ハ) の繰り返して導入してきた企業のグループでは、その効果は希薄になっていると予想される。サンプル数は初回導入企業が 89 社、繰返導入企業が 117 社である。

データ：被説明変数と説明変数

- ・企業価値の変化倍率 (*DKBB*)

26) 新株予約権方式によるストックオプションを導入した企業である。SMBC のデータでは 2002 年には新株引受権方式や金庫株型を採用した企業は存在しない。

27) 1 社については従業員数のデータが公表されていないため排除された。

2002年中にストックオプション導入が決定された企業をサンプルとしているので、分母は2003年年頭の企業価値とする。分子は入手可能な最新のデータである2005年年末の企業価値とする<sup>28)</sup>。したがって、このデータはストックオプション導入後3年間での企業価値の変化倍率を示すことになる。株価に関するデータは東洋経済の『株価CD-ROM』(2006年版)を用いた。また、2005年年末の企業価値は2005年年末の株価に2005年決算期末の発行株数を乗じた値、2003年年頭の企業価値は2003年年頭の株価に2003年決算期末発行済株数を乗じた値を用いた<sup>29)</sup>。決算期末発行済株数はNEEDSの『財務データCD-ROM』より単独期末発行済株式数を収集した<sup>30)</sup>。

・企業価値・ボラティリティ比率 (*DKBT*)

2005年年末の企業価値から2003年年頭企業価値を差し引いた値を、ボラティリティに2003年年頭の企業価値を掛けた値で割った。また、ボラティリティは1999年1月から2001年12月までの月次株価データを用いて計算した<sup>31)</sup>。

・ストックオプション付与数 (*SON*) およびストックオプション付与額 (*SOV*)

ストックオプション付与額は、付与価格に付与数を乗じた値である。これらのデータは既述の大和証券SMBCのホームページより得た。

・ボラティリティ (*VOLA*)

既述のように1999年1月から2001年12月までの月次株価データを用いて計算した。

・ストックオプション権利行使期間 (*TERM*)

28) 2002年12月末の日経平均株価は8,579円で2005年末は16,111円であったから約1.9倍になっており、企業価値変化倍率を計算した期間の株価は上昇過程にあった。

29) 例えば、2003年年頭の企業価値は2003年年頭の株価に2003年決算末の発行済株数を乗じて得ているが、これらの計算に用いられた値の時期には若干のずれがある。このずれの期間に資本変動(例えば、株式分割)が起こっていないければ問題はない。ところが、ほとんどの企業は3月決算である。例えば2004年の製造企業1724社のうち1437社が3月決算であった。これは約83%になる。したがって、ずれの期間は3ヶ月でしかなく深刻な問題とはならないと思われる。

30) 財務データの収集はすべてNEEDSの『財務データCD-ROM』を用いたので、以下では必要がない場合には表記を省略する。

31) 東洋経済『株価CD-ROM』の月次データでは、資本変動があった場合には、変動前後の2種類の株価が表示される。変動率の計算では、これを利用して資本変動による株価変化に対応した。

このデータも大和証券 SMBC のホームページより得た。

・企業年齢 (*OLD*)<sup>32)</sup>

分析対象期間中の 2004 年から上場あるいは店頭公開した年を差し引いた値を企業年齢とした。上場あるいは店頭公開した年は、NEEDS の『財務データ CD-ROM』を用いたが、収録されている年度が 1964 年までであるため、1964 年以前から上場していた企業についても上場年は 1964 年とした<sup>33)</sup>。戦前から存在していた企業もあるから、この処置は真実を反映しているとは言えないが、ある程度以上の古さのある企業の場合には企業年齢は有意な差にはならないと考えられるから問題ではないと思われる<sup>34)</sup>。

・企業成果の直近過去のトレンド (*GRURI*)

企業成果の直近過去のトレンドとしては売上高の 1999 年決算から 2003 年決算までの変化倍率を用いる<sup>35)</sup>。

・企業規模 (*NIN*)

企業規模としては、売上高、総資産、従業員数が考えられるが、サンプル企業が製造業以外にも含むため、売上高でも総資産でも産業によって重要性に大きいばらつきがある<sup>36)</sup>。したがって、企業規模としては 2003 年決算におけ

32) 本稿の目的はストックオプションが企業価値に与える影響を分析することであるから、以下の説明変数はコントロール変数と考えることができる。したがって、これらの説明変数が企業価値に与える影響については基本的には分析を行わない。

33) 1964 年には店頭公開企業は存在していなかった。

34) 40 年以上前から存在していた企業はすべて古くから存在していた企業として一つのグループとしても問題ではないと思われる。ほとんどの人々にとって 40 年以上前から存在していた企業は、伝統的な企業として認識されるから、細かい企業年齢の差異は重要ではなくなるのである。

35) 売上高増加率よりは利潤の増加率が株価に影響を強く与えると思われるが、利潤はマイナスになるため変化倍率を計算することができないケースが生じる。そこで、すべての企業の当期利益に一定の値を加えて分母をすべて正にして、利潤変化倍率を計算して説明変数としてみたが、統計的に有意にならなかった。また、Yermack (1995) で用いられている Tobin の Q も試験的に説明変数として使った。全企業と繰返導入企業のケースではマイナスで統計的に有意になったが、その他の推定結果はほとんど変化が無かった。

36) 売上高の問題点の最も分かりやすい例は商社である。例えば、三井物産の 2005 年決算の売上高は 10 兆円を超えるが従業員は 6,000 人程度である。これに対してソニーは売上高が 3 兆円程度であるが従業員は 16,000 人程度である。企業規模は、ソニーより三井物産が大きいとするよりはその反対の方が適当と思われる。

る期末従業員数を用いる。

- ・市場寡占度 (CR) および市場競争度 (HD)

市場寡占度としては4社集中度, 市場競争度としてはハーフィンダール指数を使う。これらのデータを作成するには, 各企業のマーケットシェアが必要である。本稿では日経NEEDSの『財務データCD-ROM』で採用されている産業小分類の定義を利用してマーケットシェアを計算した。この方法に関わる問題, 例えば, 産業定義の広さの問題や上場あるいは店頭公開していない企業を排除している問題に関する議論については中尾(2001, p.77)を参照されたい。

- ・ブラック・ショールズのストックオプション価格 (BSP)<sup>37)</sup>

ブラック・ショールズ式の定義に基づいて計算した。計算に必要なデータは, 既述のボラティリティと財務データより計算した配当率を用いた。利子率は1.085%とした<sup>38)</sup>。その他の必要なデータは大和証券SMBCのホームページより得た。

## 4 推定結果と分析

### 4.1 企業価値変化倍率への影響

企業価値変化倍率のストックオプション導入全企業対象の推定結果は第1表に示されている。推定方法は通常の最小自乗法で自由度修正済決定係数は0.06である<sup>39)</sup>。問題のストックオプション付与数はプラスで統計的に有

37) ブラック・ショールズ式を使ったストックオプション価格の計算はYermack(1995)を参考にし、ストックオプション付与時の株価は付与価格に等しいとした。また、サンプル企業の配当率は1998年から2002年の平均をとった。サンプル企業の配当率は1998年決算から1999年決算で激減している。1999年は景気の底であったため、この影響を薄めるため1998年決算を含めた。各年の配当率は1株当たりの中間配当と期末配当の合計を年頭株価で割って得た。

38) 利付金融債(5年)の応募者利回りの月次データを1999年1月から2002年12月までを平均した。データは日経のNEEDS CD-ROMの『日経マクロ経済データ』を用いたが、データの原典は日本銀行『金融経済統計月報』である。

39) 自由度修正済決定係数が非常に低い。中尾・青田(2005)ではクロスセクションデータを用いて企業価値の決定要因を分析した。この時、論文では書かなかったが、被説明変数を企業価値の変化分にして約60個の財務データ関連の変数を説明変数にしたケースも推定している。この推定結果では自由度修正済決定係数は0.74と今回の推定結果に比較すれば非常に高かった。この差は説明変数の違いによるものと思われる。財務データ関連変数を説明変数として追加すれば自由

意である。すなわちストックオプション付与数と企業価値上昇率の間にはプラスの関係が存在している。

第1表 推定結果：ストックオプション導入全企業

変数名	推定係数	t 値	p 値
切片	15.47	2.53	0.01
<i>SON</i>	2.40	3.37	0.00
<i>SOV</i>	-2.06	-3.51	0.00
<i>VOLA</i>	10.19	1.99	0.05
<i>TERM</i>	0.28	0.47	0.64
<i>OLD</i>	0.25	2.01	0.05
<i>GRURI</i>	0.92	0.61	0.55
<i>NIN</i>	-0.37	-1.86	0.06
<i>CR</i>	-0.03	-0.26	0.79
<i>HD</i>	0.28	0.09	0.93
<i>BSP</i>	-1.51	-0.79	0.43

ストックオプション付与額は符号がマイナスで統計的に有意である。仮説ではストックオプション付与額に関しては2つの対立する考え方を述べたが、この推定結果は「付与価格が低いほど株価上昇に伴う所得が大きく、経営者の努力度は高まる」という仮説を支持している。ボラティリティについても対立する仮説を述べたが、推定結果ではボラティリティはプラスで統計的に有意である。したがって、高いボラティリティがもたらす高い割引率が経営者を短期集中的に努力させるのか、あるいは高いボラティリティは経営者努力とは関係がない要因で株価変化率を大きくするのか、いずれかの理由によって企業価値に影響を与えていると思われる。企業年齢もプラスで統計的に有

意である。自由度修正決定係数は高くなると思われるが、ストックオプションが経営者努力を通じて財務データ関連変数に影響を与え、その結果企業価値が変動するという仮説を分析するのが本稿の目的であるから、経営者努力の影響を受ける財務データ関連変数を説明変数とすることはできないのである。次に、ストックオプション導入の影響を受けていない導入前の財務データ関連変数を説明変数とすることも考えられる。この場合の問題は、これらの財務データ関連変数がストックオプション導入や規模の決定に影響を与えたと考えられることである。影響を与えた財務データ関連変数を説明変数とすれば、ストックオプション関連の説明変数は存在意義がなくなってしまうし、極端なケースでは、多重共線性で統計的に有意にはならない。以上のような理由で、自由度修正決定係数が低いこともやむを得ないと思われる。

意であり、歴史のある企業ほど株価上昇率が高かった。これに対して企業規模はマイナスで統計的に有意であるから、規模が大きい企業は規模の不経済や X 非効率の影響のためか株価上昇率が低かったという結果である。

企業価値変化倍率の初回導入企業と繰返導入企業の推定結果は第2表に示されている。推定方法は最小自乗法であるが、LM検定とホワイト検定で不均一分散の検定を行うと、初回導入企業のケースのLM検定でその存在が確認されたので、第2表では初回導入企業のケースの標準誤差はホワイトなどの方法で推定している。

第2表 推定結果：初回導入企業と繰返導入企業

変数名	初回導入企業			繰返導入企業		
	推定係数	t 値	p 値	推定係数	t 値	p 値
切片	17.52	2.11	0.04	6.57	0.73	0.47
SON	12.13	2.33	0.02	3.24	2.91	0.00
SOV	-5.94	-2.57	0.01	-1.91	-1.70	0.09
VOLA	14.16	1.58	0.12	6.59	1.00	0.32
TERM	1.16	1.19	0.24	0.44	0.57	0.57
OLD	0.01	0.06	0.95	0.25	1.65	0.10
GRURI	0.59	0.56	0.58	3.38	1.18	0.24
NIN	-0.43	-0.64	0.52	-0.19	-0.94	0.35
CR	-0.34	-2.16	0.03	0.14	0.89	0.37
HD	7.37	1.94	0.06	-3.27	-0.81	0.42
BSP	10.56	1.67	0.10	-4.15	-1.24	0.22

自由度修正済決定係数を見ると初回導入企業で0.37、繰返導入企業で0.08、統計的に有意になった説明変数は前者で6個、後者で3個である<sup>40)</sup>。ストックオプション付与数の推定係数は前者が12.1、後者が3.2である。これらの結果から明

40) 本稿の目的がストックオプションの企業価値効果の分析であるため他の説明変数については分析は行わないが、初回導入企業のケースでは市場寡占度(CR)、市場競争度(HD)とブラック・ショールズのストックオプション価格が統計的に有意になっている。これらの有意になった説明変数で予想と異なった符号となったのは市場集中度のみである。これは市場の寡占度を示す変数としたが、寡占度が高い産業では囚人のジレンマのような理由で過度の競争が行われていたことを示すのかもしれない。

らかなように、初回導入企業と繰返導入企業では推定結果に大きな差が存在している。このような差は、これら2グループのデータにおける極端な差異の結果である可能性もある。そこで、これら2グループに関する被説明変数と説明変数の平均値を比較してみると<sup>41)</sup>、企業価値変化倍率は初回導入企業が2.7倍で繰返導入企業が2.6倍<sup>42)</sup>、ストックオプション付与数は87.4万株と60.6万株、ストックオプション付与額は10.7億円と7.3億円、ストックオプション権利行使期間は3.7年と4.3年、企業年齢は24.8年と27.9年、売上高増加率は1.2倍と1.4倍、企業規模は1522人と3381人である。これらの数字を比較すれば明らかなように、これら2グループの間のデータには極端な差は存在しない。したがって、推定結果の差は初回導入企業グループと繰返導入企業グループのストックオプション効果の差を反映していると考えてよいと思われる。すなわち、初回導入企業と繰返導入企業の間では、ストックオプションの効果には大きな差が存在している<sup>43)</sup>。

既述のように、初回導入企業と繰返導入企業のストックオプション付与数の推定係数には4倍程度の格差がある。言い換えれば、ストックオプション1株が企業価値増加倍率に与える効果は、初回導入企業の方が4倍大きいのである。この発見を確認するために、回帰分析の方法を若干変更して企業価値とストックオプション付与数の弾力性を推定してみる。すなわち、被説明変数を企業価値の変化率とし、説明変数としてストックオプション付与数の対数値を取って係数を推定するのである<sup>44)</sup>。この推定モデルによれば、企業

41) これらの平均値はすべて四捨五入している。

42) 既述のように日経平均株価は、分析対象期間で約1.9倍になっただけであるから、サンプル企業の株価は日経平均株価よりはかなり増加率が大きかったと言える。ただし、サンプル企業の46社は計算に用いた3年間で企業価値が4倍以上になっており、これらの企業を除いて計算すれば2.1倍となって、日経平均株価とほぼ同じレベルになる。

43) 本稿では債権者の影響力を無視している。もし債権者の影響力があるとするれば、総資産に占める負債の比率が大きい企業では導入されるストックオプションの規模に影響を与えられる。ストックオプションで経営者が債権者を軽視することを避けるためである。しかし、これがストックオプション規模の株価上昇率に与える影響を変化させるとは考えられない。ところが、負債・総資産比率を説明変数として追加すると繰返導入企業のケースで10%水準で統計的に有意になる。したがって、繰返導入企業の場合には債権者が経営者などの行動に影響を与えている可能性がある。ストックオプションと債権者の関係についてはBryan, Hwang and Lilien (2000)を参照されたい。

44) 実際の推定では、ストックオプション付与額とボラティリティも対数を取った。

価値・ストックオプション弾力性は初回導入企業で0.78、繰返導入企業で0.38となった。したがって、弾力性で測定してもストックオプションの企業価値効果は初回導入企業の方が繰返導入企業よりも2倍以上大きいと結論できる。

#### 4.2 企業価値・ボラティリティ比率への影響

ストックオプション導入全企業を対象にした企業価値・ボラティリティ比率の推定結果は第3表に示されている。被説明変数と説明変数の両方にボラティリティが含まれているため、説明変数としてのボラティリティと残差項の相関の可能性を考慮して、推定方法は操作変数法を用いた<sup>45)</sup>。

第3表 推定結果：ストックオプション導入全企業

変数名	推定係数	t 値	p 値
切片	35.57	2.42	0.02
<i>SON</i>	3.00	2.01	0.05
<i>SOV</i>	-3.05	-2.47	0.01
<i>VOLA</i>	-26.20	-1.81	0.07
<i>TERM</i>	0.29	0.23	0.82
<i>OLD</i>	0.57	2.11	0.04
<i>GRURI</i>	0.41	0.13	0.90
<i>NIN</i>	-0.85	-2.04	0.04
<i>CR</i>	0.07	0.28	0.78
<i>HD</i>	-1.65	-0.25	0.80
<i>BSP</i>	-0.31	-0.08	0.94

自由度修正済決定係数は0.08とやはり低い水準であるが、統計的に有意になったのはストックオプション付与数、ストックオプション付与額、ボラティリティ、企業年齢、企業規模で、これらは企業価値変化倍率のケースとまったく同じである。ただ1つの差はボラティリティの符号が株価変化率の場合にはプラスであったが、今回はマイナスになったことである。企業価値・ボラティリティ比率は企業価値変化を企業価値とボラティリティの積で割った

45) 操作変数としては、他の説明変数以外にさまざまな財務データの過去の値を用いた。

値で、株価変動における外生的要因の影響を相殺した変数である。したがって、企業価値変化倍率でボラティリティの符号がプラスになった原因は、高いボラティリティは経営者努力とは関係がない要因で株価変化率を大きくするからであり、企業価値・ボラティリティ比率の場合に符号がマイナスになったのは、ボラティリティが大きいケースでは努力しなくても外生的要因でストックオプションから所得が得られる確率が高いため経営者が努力しなかったことを示唆していると思われる<sup>46)</sup>。

第4表 推定結果：初回導入企業と繰返導入企業

変数名	初回導入企業			繰返導入企業		
	推定係数	t 値	p 値	推定係数	t 値	p 値
切片	21.10	1.53	0.13	24.34	1.24	0.22
SON	16.40	4.73	0.00	3.27	1.35	0.18
SOV	-8.33	-4.81	0.00	-2.25	-0.92	0.36
VOLA	6.55	0.56	0.58	-29.55	-2.06	0.04
TERM	0.08	0.04	0.97	0.75	0.45	0.65
OLD	0.50	1.22	0.22	0.57	1.69	0.09
GRURI	0.05	0.02	0.99	-1.12	-0.18	0.86
NIN	-1.36	-1.11	0.27	-0.51	-1.16	0.25
CR	-0.44	-1.38	0.17	0.42	1.23	0.22
HD	11.09	1.53	0.13	-9.78	-1.11	0.27
BSP	-0.66	-0.04	0.97	1.67	0.23	0.82

企業価値・ボラティリティ比率の初回導入企業と繰返導入企業の推定結果は第4表に示されている。今回も推定方法は操作変数法を用いている<sup>47)</sup>。この推定結果によれば、初回導入企業ではストックオプション付与数もストックオプション付与額も統計的に有意で、前者はプラスで後者はマイナスとなって企業価値変化倍率のケースと同じであるが、繰返導入企業の場合にはストックオプション付与数もストックオプション付与額も統計的に有意でない。こ

46) これは残念ながらかなりネガティブな結果である。しかし、推定結果を総合的に分析すれば、これ以外の解釈は困難と思われる。

47) 自由度修正済決定係数は、初回導入企業のケースが0.22、繰返導入企業が0.09である。

の結果から、ストックオプション導入の効果は、ストックオプションを初めて導入した企業の場合には確認できるが、繰り返して導入してきた企業ではその効果は疑わしいことが分かる。また、ボラティリティは、初回導入企業では統計的に有意でないが繰返導入企業ではマイナスで有意である。これは、幸運によるストックオプション所得を期待して経営者が努力を怠るのは、ストックオプションを繰り返して導入してきたボラティリティの大きい企業ということを示唆しているようである。

仮説で述べたようにストックオプション導入に関しては、経営者主権仮説と株主主権仮説の二通りの考え方がある。前者では、経営者が自分の効用最大化のためにストックオプションを導入するのに対して、後者では経営者に企業価値を最大化する行動を取らせるために株主がストックオプションを導入する。現実にはどちらがより妥当するかを判断する方法として、「株主主権仮説が正しければストックオプション規模と企業価値上昇率の間にはプラスの関係が存在する」という考え方がある。推定結果より明らかなように、ストックオプション規模と企業価値上昇率の間の関係は初回導入企業に関してはプラスであったが、繰返導入企業の場合には不明確であった。したがって、経営者主権仮説と株主主権仮説のどちらが現実をよりよく説明するかという問題に対する答えは、初回導入企業の場合には株主主権仮説、繰返導入企業の場合には経営者主権仮説の妥当性が高いと言える<sup>48)</sup>。ただし、これまでの分析では経営者のストックオプション所得と株主の企業価値増加所得の関係を数値的に比較しているわけではないので、初回導入企業のケースで株主主権仮説が妥当するという結論には問題があるかもしれない。本稿のサンプル企業の企業価値平均値は2002年年頭が2,205億円、2005年年末が4,252億円で、分析期間中に約2,047億円増加した。これに対してストックオプション付与額平均は10.27億円であったから、ストックオプションから経営者が得たと

48) 初めてストックオプションを導入するときは株主の注意を集め内容についても吟味されるが、繰り返して導入していれば、株主も慣れてきて詳細は経営者に委任される結果ではないかと思われる。

推定される収入は9.53億円となる<sup>49)</sup>。ストックオプション収入の企業価値増加に対する比率は0.47%程度である。Jensen and Murphy(1990)では0.325%とされていた。この推定値はストックオプションからの所得以外にも含まれているので、正確な比較はできないが、ほぼ同じような水準である<sup>50)</sup>。Jensen and Murphyは、経営者がストックオプションから得る所得は企業価値増加から株主が得る所得に比較して小さすぎ、インセンティブが小さいとして株主権仮説に対して否定的な判断を下している<sup>51)</sup>。しかし、この判断は主観的なものである。既述のように本稿のサンプル企業のストックオプション付与額平均は約10億円であるから、株価が2倍になれば、ストックオプションで経営者が得る所得は10億円程度になる。アメリカに比較して報酬や賞与が低い日本の経営者には、この水準の金額でも効果があった可能性がある。また、もう1つ注目すべきは、企業価値・ストックオプション弾力性の大きさである。初回導入企業ではこれは0.78であった。したがって、例えばストックオプション規模を10%増加すれば企業価値は約8%増加するのである。これを小さいと主張することもできるが、十分に大きいと判断することもできる。

最後に、推定結果の分析や結論の導出では、研究の趣旨に添った分析を行っているため因果関係の方向について解釈が恣意的になっているかもしれないことを注意しておきたい。実際は因果関係の方向が反対であったり、双方向であったりする可能性がある。例えば、ストックオプション規模が大きいから株価が上昇したのではなく、大きい株価上昇が予想されたから規模の大き

49) 企業価値上昇率と同じ率でストックオプションから収入を得たと想定している。

50) Eberhart (2005,p.2414)によれば、アメリカ企業の総株数に対するストックオプション付与数のシェアは平均で11.95%であるのに対して、本稿のサンプル企業の平均は1.82%でしかない。企業価値増加とストックオプション収入の関係はアメリカの方が大きくなるはずである。したがって、ストックオプション収入の企業価値増加に対する比率が同程度になったのは計算方法の差異の可能性が高い。既述のようにJensen and Murphyの推定方法では、ストックオプション導入による経営者行動の変化をもたらす株価変化が無視されているため、推定値は小さくなっていると思われる。

51) Jensen and Murphy (1990)以外にもYermack (1995)もストックオプションの株価効果には否定的であるが、例えば、Hall and Liebman (1998)は肯定的である。

いストックオプションを導入した可能性もある<sup>52)</sup>。また統計的数値では表すことができない第三要因が企業価値変化率とストックオプション規模を同時に決定している可能性もある。例えば、優秀な経営者の存在が高い株価上昇率と大規模なストックオプション導入を同時にもたらしたのかもしれない。推定結果の分析で得られた結論については、このような問題の存在を考慮されるべきである。

## 5 結 語

本稿では、ストックオプション導入が株価に与える影響を実証的に分析した。分析対象としては2002年中に取締役会でストックオプション導入を決定した企業から必要な財務データが収集できた268社を選んだ。被説明変数としては通常の企業価値変化倍率とボラティリティの影響を排除した企業価値・ボラティリティ比率を用いた。ストックオプション規模を示すストックオプション付与数などを説明変数として回帰分析を行った結果、以下のような結論が得られた。

(1) ストックオプションを初めて導入した企業と繰り返して導入してきた企業に分けて分析を行うと、推定結果に大きい差が生じた。初回導入企業についてはストックオプションの企業価値への影響が確認されたが、繰返導入企業については、その影響は存在しないか、存在したとしても初回導入企業に比較すると小さいことが明らかになった。

(2) ストックオプション導入を決定する経済主体としては、経営者と株主が考えられるが、ストックオプション規模と企業価値上昇率の間にプラスの関係が確認された初回導入企業ではストックオプション導入は株主主権のもとに

52) ただし、その可能性は低いと考えている。もし予想株価上昇が大きいことが大規模なストックオプション導入を引き起こしていたとすれば、企業価値上昇率とストックオプション規模の間の相関係数はプラスで高い値になっているべきであるが、これらの間の相関係数は全サンプルで0.04でしかない。また、回帰分析でストックオプション規模と株価上昇率の間にプラスの関係が確認された初回導入企業で0.16、その関係が不明確であった繰返導入企業で0.27で、プラスの関係がある初回導入企業の方が小さいのである。これらの相関係数は、高い株価上昇予想がストックオプション導入をもたらしたという考え方に対して否定的である。

行われたと判断される。これに対して、プラスの関係が確認できなかった繰返導入企業の場合にはストックオプション導入は経営者主権のもとで実施された可能性が高い。

(3) 過去に繰り返してストックオプションを導入してきた企業でボラティリティの大きいケースでは、経営者は努力とは無関係な株価変動で得られるストックオプション所得が期待できるため、努力を怠ってきた可能性が高い。

本稿での研究にもいろいろな問題があるが、特に重要と思われるのは、ストックオプション導入後の企業価値変化率を測定した期間が3年であった点である。サンプル企業ではストックオプション権利行使期間の平均は約4年であったから、分析したのはその途中までということになる。これはデータ収集の制約のために近い将来に十分な期間を取って分析したいと考えている。

## 謝辞

この研究は文部科学省の科学研究費補助金（平成18年度）の助成を得て行われた。理論モデルは共同研究者の小橋晶氏からのアドバイスを参考に構築された。また、この研究は同志社大学 ITEC の三好博昭氏と大学院生の鏡祐美さんとのストックオプション導入行動の共同研究を契機に本格的に始めたものである。この過程でのさまざまな議論がここで生かされている。ストックオプション関連のデータ収集では大和証券 SMBC の資料を利用させていただいた。これらの人々の協力が無ければこの研究は完成することが無かった。ここですべての関係者に謝意を表したい。

## 【参考文献】

- Bettis, J. C., J. Bizjak, and M. Lemmon, (2005) "Exercise Behavior, Valuation, and the Incentive Effects of Employee Stock Options," *Journal of Financial Economics*, Vol.76, pp.445-470.
- Black,F, and M. Scholes, (1973) "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, Vol.81, pp.637-654.
- Bryan, S., L. Hwang, and S. Lilien, (2000) "CEO Stock-Based Compensation: An Empirical Analysis of Incentive-Intensity, Relative Mix, and Economic Determinants," *Journal of Business*, Vol. 73, No. 4, pp. 661-693.
- Eaton, J., and H. Rosen, (1983) "Agency, Delayed Compensation, and the Structure of Executive Remuneration," *Journal of Finance*, Vol.38, pp. 1489-1505.
- Eberhart, A.C., (2005) "Employee Stock Options as Warrants," *Journal of Banking and Finance*, Vol.29, pp.2409-2433.
- Hall, B.J., and J. B. Liebman,(1998) "Are CEOs Really Paid Like Bureaucrats?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.3, pp. 653-691.
- Holmstrom, B., (1979) "Moral Hazard and Observability," *Bell Journal of Economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 74-91.
- Jensen, M.C., and W.H. Meckling, (1976) "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No.4, pp. 305-360.
- Jensen, M.C., and K.J. Murphy, (1990) "Performance Pay and Top-Management Incentives," *Journal of Political Economy*, Vol.98, No.2, pp.225-264.
- Kato, H.K., M. Lemmon, M. Luo, and J. Schallheim, (2005) "An Empirical Examination of the Costs and Benefits of Executive Stock Options: Evidence from Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol.78, pp.435-461.
- Mehran, H., (1995) "Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.38, pp.163-184.
- Ofek, E., and D. Yermack, (2000) "Taking Stock: Equity-Based Compensation and the Evolution of Managerial Ownership," *Journal of Finance*, Vol.55, pp.1367-1384.

- Uchida, K., (2005) "The Determinants of the Stock Option Use by Japanese Companies," 北九州市立大学経済学部ワーキングペーパーシリーズ 2005-2.
- Yermack, D., (1995) "Do Corporations Award CEO Stock Options Effectively ?" *Journal of Financial Economics*, Vol.39, pp.237-269.
- 松浦義昭, (2001) 「日本企業のストック・オプション制度導入に対する株式市場の反応」『経営行動科学』第16巻第1号, pp.25-31.
- 長岡貞男, (2001) 「企業活動基本調査から見た日本企業によるストックオプションの導入動向」『経済統計研究』第29巻第2号, pp.35-51.
- 中尾武雄, (2001) 「利潤率決定要因の統計的分析——日本製造業：1985年～1999年——」『経済学論叢』（同志社大学）第52巻第3号, pp.63-102.
- 中尾武雄・青田忍, (2005) 「企業価値の決定要因について——財務データによるクロスセクション分析——」『経済学論叢』（同志社大学）第56巻第4号, pp.133-152.
- 乙政正太, (2002) 「ストック・オプション制度と経営者インセンティブ——理論的予測と経験的証拠——」『阪南論叢：社会科学編』第37巻第4号, pp.77-92.

## The Doshisha University Economic Review Vol.58 No.4

## Abstract

Takeo NAKAO, *An Empirical Analysis of the Effect of Stock Option in Japan*

In this paper we analyze the effects of stock options using the data of 268 Japanese firms. The dependent variables are the rate of change in the value of a firm and the ratio of the change in the value of a firm to volatility multiplied by the value of the firm. The major independent variables are the size of stock option, volatility, and the firm size. The estimation results show that in the case of firms that introduced stock options for the first time, stock options have an effect to increase the value of a firm.

**A Theoretical and Empirical Analysis on the Determinants of the  
Introduction of Stock Options in Japan: Theory of Shareholder  
Sovereignty versus Theory of Manager Sovereignty**

Institute for Technology, Enterprise and Competitiveness, Doshisha University  
Working Paper 07-17

**Hiroaki Miyoshi**

COE Research Fellow

Institute for Technology, Enterprise and Competitiveness (ITEC)

Doshisha University

Karasuma Imadegawa, Kamigyo-ku, Kyoto, Japan 602-8580

Tel: 075-251-3837

Fax: 075-251-3139

Email: [hmiyoshi@mail.doshisha.ac.jp](mailto:hmiyoshi@mail.doshisha.ac.jp)

**Takeo Nakao**

Professor

Faculty of Economics

Doshisha University

Karasuma Imadegawa, Kamigyo-ku, Kyoto, Japan 602-8580

Tel: 075-251-2459

Fax: 075-251-2459

Email: [tnakao@mail.doshisha.ac.jp](mailto:tnakao@mail.doshisha.ac.jp)

**Abstract:**

This paper aims to clarify whether it is the shareholders or managers who actually decide on the introduction of stock options in Japanese firms. For the purpose of this paper, we term the view that shareholders decide on the introduction of stock options as the “Theory of shareholder sovereignty” and the view that managers decide on this matter as the “Theory of managerial sovereignty.” Further, we establish theoretical models related to the scale of stock options for each of the abovementioned theories. In addition, we derive eleven hypotheses from these two theoretical models and examine the hypotheses through regression analyses. As a result, we obtain the following conclusions.

- 1) The higher the relationship between the profits and share price of firms and lower their profits, the greater will be their scale of stock options. This result, nevertheless, does not support either the theory of shareholder sovereignty or that of managerial sovereignty.
- 2) If the share price of firms has a downward long-term trend and if their actual share price exceeds that trend, firms will have a greater scale of stock options. This implies that firms whose share price is at the golden cross have large-scale stock options, and this finding supports the theory of managerial sovereignty.
- 3) Greater the movement of past stock price of firms, the greater their scale of stock options will be. This outcome supports the theory of managerial sovereignty.

Considering the abovementioned results in a comprehensive manner, it can be concluded that the theory of managerial sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms better than the theory of shareholder sovereignty.

**Keywords:** Stock Options, Executive Compensation, Incentive Theory, Corporate Governance, Board of Directors

**JEL codes:** M52; G34; G34; K22

**Acknowledgements:**

Hiroaki Miyoshi received financial support from 21st Century COE Program, “Synthetic Studies on Technology, Enterprise and Competitiveness Project” for the purpose of this study. In addition, Takeo Nakao conducted this research with financial support from Grants-in-Aid for Scientific Research (Year 2007). In preparing this paper, we received the cooperation of Daiwa Securities SMBC Co. Ltd. And we received valuable advice from Professor Yoshifumi Nakata as well as Dr. Asli M. Colpan of Institute for Technology, Enterprise and Competitiveness of Doshisha University. We would like to take this opportunity to extend a special thanks to them.

# **A Theoretical and Empirical Analysis on the Determinants of the Introduction of Stock Options in Japan: *Theory of Shareholder Sovereignty versus Theory of Manager Sovereignty***

Hiroaki Miyoshi/ Takeo Nakao

## **1. Introduction**

This paper aims to clarify whether stock options are introduced for maximizing the gains of shareholders or for fulfilling the self-interests of managers by using theoretical models in regards to the scale of stock options.

A principal-agent relationship exists between shareholders and managers, and numerous studies have focused on the fact that shareholders possess incomplete information pertaining to managers, that is, there exists an asymmetry of information between both parties. The agency theory and incentive view predict that in order to induce managers to make efforts to improve corporate values and to reduce agency cost, executive compensation must be sensitive to the performance of the firm. Stock options are thus characterized as a typical measure for interlinking executive compensation and firm performance. In the United States, numerous studies have been conducted in relation to stock options; nevertheless, the findings of those work regarding the determinants of the introduction of stock options remain controversial (e.g., Bryant et al., 2000; Gaver and Gaver, 1993; Matsunaga, 1995; Mehran, 1995; Ryan and Wiggins, 2001; Smith and Watts, 1992; Yermack, 1995). For example, Yermack (1995) argues that few agency theories have explanatory power in explaining the patterns of the CEO stock option award. However, according to the pay-to-performance sensitivity analysis conducted by Hall and Liebman (1998), the median elasticity of CEO compensation—which includes not only cash compensation (executive salary and bonus) but also the value of holding stock and stock options—with respect to firm value indicates a significantly higher value of 3.9 for 1994; this value is approximately 30-times larger than previous elasticity estimates that rely solely on changes in salary and bonus.

In Japan, the amendment of the commercial law in 1997 paved the way for full-scale introduction of stock options and by the end of August 2004, over one-third publicly-traded firms have introduced the system of stock options (Tanaka, 2005). Several experimental studies have been conducted in relation to the determinants of the introduction of stock options (Kato et al., 2005; Nagaoka, 2001, 2005; Otumasa, 2002;

Uchida, 2004, 2006) and most of those studies, completely or partially, support the incentive view<sup>1</sup>. For instance, Kato et al. (2005) argue that the introduction of stock options in Japan is consistent with the incentive view because option plans in Japan are more likely to be adopted by firms with more growth opportunity and less likely to be adopted by firms with high leverage or high levels of ownership of other corporations. However, the argument for the major Japanese firms' introduction of stock options through the incentive theory is rather puzzling. Major firms listed in the first section of the Tokyo Stock Exchange Market have a large number of shareholders, and the ratio of shares held by big shareholders is not high. It can be stated that the ownership and management are separate in such firms. In addition, it is quite usual for the board of directors, who are supposed to represent the profit of shareholders, to be the top managers in those firms, since the board and management functions are highly overlapping in the Japanese context. Therefore, the directors (hereafter referred to as "managers"), including the board of directors, has a wide range of discretion; moreover, it is possible that they give priority to the maximization of their own utility rather than to the maximization of the profit of the firm<sup>2</sup>. For example, the board of directors decides on the content of stock options (e.g. scale, exercise price, waiting period, and term of option) given to themselves. Since they themselves decide on the conditions for their own income, they may decide to serve their own interests. On the other hand, for the issuance of stock options, an extraordinary resolution<sup>3</sup> at the shareholders' meeting is required as long as it is an advantageous issuance. Therefore, as the above incentive theory explains, the possibility that stock options are issued in order to maximize the profit of shareholders is undeniable. In brief, whether or not stock options are introduced to maximize the profit of shareholders or the utility of managers is unclear.

In this paper, we refer to the view that shareholders decide on the introduction of stock options to increase managerial incentives to improve corporate value and to reduce agency costs as the "theory of shareholder sovereignty." Similarly, we refer to the view that managers decide on the introduction of stock options in order to maximize their own utility as the "theory of managerial sovereignty." Focusing on these two theories, we examine, through theoretical and empirical analyses, which of the two theories adequately describe Japanese corporate behavior in terms of stock option introduction. As explained above, several experimental studies have been conducted regarding the determinants of the introduction of stock options. However, no study so far has examined the view that managers introduce stock options in order to maximize their own utility. Furthermore, most of previous studies conducted in Japan have

followed the approach given by Yermack (1995) and have analyzed the introduction and scale of stock options by setting variables that are related to the level of agency costs and financial liquidity constraints as explanatory variables. In contrast, this paper is aimed at analyzing the introduction of stock options by setting the feature or trend of stock price of each firm as an explanatory variable. Therefore, it can be stated that this study adopts an entirely novel approach to the subject of stock option introduction.

The remainder of this paper is organized as follows. In section 2, we establish theoretical models related to the scale of stock options individually for the theories of shareholder sovereignty and managerial sovereignty. Section 3 derives hypotheses from the abovementioned theoretical models in order to determine which of the two theories has greater relevance in Japan. In the same section, we also explain the methodology to examine the hypotheses. Finally, in section 4, we present the estimated results and examine which of the two theories—shareholder sovereignty or managerial sovereignty provides a compelling explanation of Japanese corporate behavior in terms of introducing stock options.

## **2. Theoretical models related to the scale of stock options**

In this section, we establish theoretical models related to the scale of stock options based on the theories of shareholder and managerial sovereignty. In order to simplify the study, we consider the one-term model here.

### *2.1. Theoretical model for the theory of shareholder sovereignty*

In the model of shareholder sovereignty, managers determine the level of efforts related to management in order to maximize their own utility given the scale of stock options decided by the shareholder. On the other hand, with knowledge of such behavior on the part of the managers, shareholders decide on the scale of stock options in order to maximize their own profit.

#### *2.1.1. Behavior of managers*

First, we suppose the following utility function of managers:

$$U = U_1(R(\omega, S)) + U_2(\omega), \quad (1)$$

where  $U$  is the utility of managers,  $R(\cdot)$  is the function describing the size of managers' income,  $\omega$  is the level of effort by managers,  $S$  is the scale of stock options given to managers,  $U_1$  is the utility that managers gain from the income, and  $U_2$  is the negative utility related to management effort.

Here, we assume that  $\frac{dU_1}{dR} > 0$  and  $\frac{dU_2}{d\omega} < 0$ . Similarly, we assume that  $\frac{\partial R}{\partial \omega} > 0$  assuming that profit will increase if managers make efforts and also result in the increase of bonus and incomes from stock options related to the increase in share price. In addition, when the effort level is equal, the capital gain increases with a greater scale of stock options. Therefore, we assume that  $\frac{\partial R}{\partial S} > 0$ .

In order to maximize their utility, managers determine their effort level in order to meet the following first-order condition:

$$\frac{dU_1}{dR} \frac{\partial R}{\partial \omega} + \frac{dU_2}{d\omega} = 0. \quad (2)$$

This implies that the effort level must be determined in order to establish an equilibrium between the marginal effect of the effort on income and the marginal effect of the effort on negative utility.

Since the above theoretical model is one that is simplified, hereafter, we will consider a theoretical model that is slightly more realistic for use in empirical analyses.

We examine a model in which the term from the grant of stock options to the expiration of relevant rights is considered as one term. The actual income of managers— $R$ —comprises the base pay of the executive, the executive bonus, the income from stock holdings, and the income from stock options. Here, if we indicate the executive base pay as  $r$ , the profit as  $\pi$ , the ratio of executive bonus in the profit  $\pi$  as  $\theta$  (executive bonus as  $\theta\pi$ ), the number of stocks held by executives as  $E_m$ , the dividend per share as  $h$ , the rate of change in share price as  $G$ , the share price at the time of grant of stock options (for simplification, we assume that it is equal to the exercise price) as  $P_E$ , Eq. (1) can be rewritten as follows:

$$U = U_1(r, \theta \pi, \phi(h, G) E_m, \max[GP_E S, 0], \alpha_U) + U_2(\omega), \quad (3)$$

where  $\phi$  shows the income from shareholdings (per share). Since the income from shareholdings comprises the dividend and capital gain,  $\phi$  will be a function of  $h$  and  $G$ .

On the other hand, with regard to stock options, while the income of  $GP_E S$  can be obtained when the share price rises ( $G > 0$ ), the income will be zero if there is no such change. Therefore, in Eq. (3), the income is indicated by  $\max[GP_E S, 0]$ . It must be noted that we have assumed, for the sake of simplification, that stock options will be exercised at the end of term.

Then, supposing that the rate of change in share price  $G$  is an increasing function of profit, the following equation will be established:

$$G = G(\pi(\omega, S), \alpha_G), \quad (4)$$

where  $\alpha_G$  is a vector variable showing exogenous factors that affect the rate of change in share price.

### 2.1.2. Behavior of shareholders

Now we define profit, which is represented by  $\pi$ . In the case where stock options do not exist, profit will be defined as follows:

$$\begin{aligned} \pi = & p(q(L, K, \omega(S), \alpha_q), \alpha_p)q(L, K, \omega(S), \alpha_q) \\ & - (wL + i(K, D, \alpha_i)K + r), \end{aligned} \quad (5)$$

where  $p(\cdot)$  is the inverse demand function,  $q(\cdot)$  is the production function,  $L$  is the labor,  $K$  is the capital,  $\alpha_q$  is the vector variable related to technical features,  $\alpha_p$  is the vector variable related to the goods market (e.g., concentration ratio),  $w$  is the wage rate,  $i(\cdot)$  is the function determining the borrowing interest rate,  $D$  is the size of debt, and  $\alpha_i$  is the vector variable that affects the interest rate of borrowing.

In the case where stock options do exist, costs related to stock options must be considered<sup>4</sup>. In the Black-Scholes formula (Black and Scholes, 1973), the fair value of stock options will be indicated as follows:

$$o = o(P_E, v, i_S, i_H, T), \quad (6)$$

where  $v$  is the volatility (expected volatility),  $i_S$  is the risk-free interest rate,  $i_H$  is the dividend yield, and  $T$  is the term of stock option.

Since the profit of shareholders— $\pi_s$ —is equal to the value obtained after deducting the fair value of stock options and the executive bonus from the profit, the following equation is established:

$$\begin{aligned} \pi_s = & (p(q(L, K, \omega(S), \alpha_q), \alpha_p)q(L, K, \omega(S), \alpha_q) \\ & - (wL + i(K, D, \alpha_i)K + r + o(P_E, v, i_S, i_H, T)S))(1 - \theta). \end{aligned} \quad (7)$$

In the above theoretical model, shareholders decide on  $r$ ,  $\theta$ , and  $S$  while managers decide on  $\omega$ ,  $E_m$ ,  $h$ ,  $L$ ,  $K$ , and  $D$ . Managers decide on  $L$ ,  $K$ , and  $D$  under the first-order condition to maximize Eq. (5), and decide on  $\omega$ ,  $E_m$ , and  $h$  under the first-order condition to maximize Eq. (3). Under such constrained conditions, shareholders decide on  $\theta$ ,  $S$ , and  $r$  under the first-order condition to maximize Eq. (7). If we seek the first-order condition to maximize profit by partially differentiating Eq. (7) with respect to the stock option scale  $S$ , the following equation will be established:

$$\frac{\partial \pi_s}{\partial S} = \left( \frac{\partial q}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial S} \left( q \frac{\partial p}{\partial q} + p \right) - o \right) (1 - \theta) = 0. \quad (8)$$

This indicates that shareholders must determine the scale of stock options in order to obtain an equilibrium between the marginal effect of the stock option on the profit,

$$\left( \frac{\partial q}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial S} \left( q \frac{\partial p}{\partial q} + p \right) - o \right), \text{ and the fair value of the stock option } o.$$

## 2.2. Theoretical model for the theory of managerial sovereignty

The greatest difference between the theory of managerial sovereignty and that of shareholder sovereignty is the aspect that managers decide on all variables, including the scale of stock options, in the former. It will be more profitable for managers if the scale of stock options become larger. On the other hand, when the scale of stock options becomes greater, from Eq. (7), the profit that shareholders receive decreases and the risk of being dismissed for managers increases. In the theory of managerial sovereignty, managers determine the scale of stock options in order to balance this dismissal risk and utility.

If the utility function for managers is rewritten (Eq. (1)) by considering the dismissal risk, it can be expressed as follows:

$$U = (1 - \kappa(\pi_s(\omega, S))) (U_1(R(\omega, S)) + U_2(\omega)), \quad (9)$$

where  $\kappa$  implies the percentage of dismissal of the manager that the manager himself supposes, and is a decreasing function of the profit for shareholders ( $\frac{\partial \kappa}{\partial \pi_s} < 0$ ). With

regard to the profit for shareholders  $\pi_s$ ,  $\frac{\partial \pi_s}{\partial \omega} > 0$  will be established. However, the

sign of  $\frac{\partial \pi_s}{\partial S}$  cannot be uniquely assumed. This is because an increase in the scale of

stock options does not only have the positive effect of increasing the management effort of managers but also increases the cost of stock options (fair value). If we seek the first-order condition to maximize the utility by partially differentiating Eq. (9) with respect to  $\omega$ , the following equation will be established:

$$(1 - \kappa) \left( \frac{dU_1}{dR} \frac{\partial R}{\partial \omega} + \frac{dU_2}{d\omega} \right) - (U_1 + U_2) \frac{d\kappa}{d\pi} \frac{\partial \pi}{\partial \omega} = 0. \quad (10)$$

This indicates that the effort level must be determined in order to establish the equilibrium between the effect that the effort drives up the net utility (increase in utility due to the increase in income + the increase in negative utility related to management effort.) and the effect that the effort reduces the dismissal risk.

In the theory of shareholder sovereignty, the stock option  $S$  was an exogenous variable for managers. However, in the theory of managerial sovereignty, it is an

endogenous variable that is determined by managers. If we seek the first-order condition to maximize the utility by partially differentiating Eq. (9) with respect to  $S$ , the following equation is established:

$$(1 - \kappa) \frac{dU_1}{dR} \frac{\partial R}{\partial S} - (U_1 + U_2) \frac{d\kappa}{d\pi} \frac{\partial \pi}{\partial S} = 0. \quad (11)$$

This indicates that the scale of stock options must be determined in order to establish equilibrium between the effect that the rise in the scale of stock options increases utility through an increase in income and the effect that the rise in the scale of stock options increases the dismissal risk through additional costs. It must be noted that as  $(1 - \kappa)$  is included in the effect that the increase in income from stock options has on the increase in utility, the increase in utility caused by stock options will not be important when the dismissal rate is high.

As done for Eq. (3), if we indicate Eq. (9) in a realistic model that can be used in empirical analyses, it can be represented as follows:

$$U = (1 - \kappa(P_E, G, \pi_s, \alpha_\kappa)) \times (U_1(r, \theta, \pi, \phi(h, G)E_m, \max[G, P_E, S, 0], \alpha_U) + U_2(\omega)), \quad (12)$$

where  $\alpha_\kappa$  is a vector variable related to the dismissal rate of managers. With regard to the dismissal rate, considering the fact that it is also affected by the capital gain of shareholders, the share price at the beginning of the term— $P_E$ —and the rate of change in share price— $G$ —are also included as variables.

### 3. Hypotheses and models for estimation

Thus far, we have explained two models pertaining to the theories of shareholder and managerial sovereignty. Exogenous variables that determine the optimal scale of stock options are almost the same in both models. However, if we focus on the difference in the implication of exogenous variables in each theory and the exogenous variable  $\alpha_\kappa$  (the vector variable related to the dismissal rate of managers), which is exclusively included in the theory of managerial sovereignty, it will be possible to examine which theory is consistent with reality. In this section, we derive hypotheses in order to determine which of the abovementioned theories is more relevant. An explanation regarding the methods used to examine the hypotheses as well as data used will also be provided.

#### 3.1. Hypotheses

We explain the hypotheses related to the scale of stock options by classifying them into three categories, which are 1) common hypotheses for the theories of shareholder

and managerial sovereignty, 2) hypotheses derived from the theory of shareholder sovereignty, and 3) hypotheses derived from the theory of managerial sovereignty.

### *3.1.1. Common hypotheses for the theories of shareholder and managerial sovereignty*

First, in both the abovementioned theories, when the stock option has a strong impact on the share price through changes in the behavior of managers, the scale of the stock option will be greater. This is because the efforts of managers will inevitably result in a rise in the share price, and with a larger scale of stock options, the effect of efforts on the income will increase, and the effort level that balances the negative utility of the effort will also increase (see Eqs. (1), (2), (9), and (10)). In contrast, in the case where the share price does not easily rise in conjunction with the efforts of managers and the subsequent increase in profit<sup>5</sup>, it can be supposed that stock options will not be introduced. This is because managers will not change their effort level as they do not expect any capital gain from stock options even if they introduce stock options. Therefore, in both theories of shareholder and managerial sovereignty, the profit, share price, and the scale of stock options must be closely linked<sup>6</sup>.

Second, in both theories, the scale of stock options will be larger in firms that encounter the liquidity constraint (Yermack, 1995; Bryan et al., 2000; Core and Guay, 2001; Matunaga, 1995). When there are significant profits and ample cash flows, managers can gain large cash income through executive salary and bonus without being criticized by shareholders and others. However, when the profit is limited and the sources of executive salary and bonus become deficient, it will be difficult for managers to secure a high cash income. Therefore, from the theory of managerial sovereignty, when the profit is limited, it can be assumed that managers will increase the scale of stock options for their own profits. On the other hand, in the theory of shareholder sovereignty, when the profit is limited, it can be assumed that shareholders will also increase the scale of stock options. This is because if the income of managers remains low, there is a possibility that competent managers will leave the firm<sup>7</sup>.

As explained above, there are two hypotheses that are common to both the theories of shareholder and managerial sovereignty, which are stated as follows.

H1: The higher the relationship between the profits and share price of firms, the greater their scale of stock options.

H2: The lower the profits of firms, the greater their scale of stock options.

### *3.1.2. Hypotheses derived from the theory of shareholder sovereignty*

The issuance of stock options requires costs (fair value of stock options). In addition, the exercise of stock options by managers has an effect of decreasing the share price. Therefore, in circumstances where managers may exercise their stock options without increasing efforts, it is probable that shareholders do not wish to introduce stock options (see Eqs. (7) and (8)). As such circumstances, we can consider 1) the circumstance in which the share price is displaying an increasing trend and the increase in the share price in the near future is certain, 2) the circumstance in which the share price immediately before the introduction of stock options is below the level of the long-term trend, and 3) the circumstance in which the share price is expected to change significantly on account of accidental factors<sup>8</sup>. Under such circumstances, in the theory of shareholder sovereignty, it is not probable that stock options would be introduced on a large scale.

As explained above, the following three hypotheses can be derived from the theory of shareholder sovereignty (The letter “s” near the hypotheses refers to “shareholder sovereignty”):

H3s: When a firm has an increasing trend of the share price, that firm will have a smaller scale of stock options.

H4s: When a firm’s share price immediately before the introduction of stock options is below the long-term trend level, that firm will have a smaller scale of stock options.

H5s: When a firm’s share price is expected to change significantly on account of accidental factors, that firm will have a smaller scale of stock options.

### *3.1.3. Hypotheses derived from the theory of managerial sovereignty*

In the theory of managerial sovereignty, contrary to the theory of shareholder sovereignty, the expanded scale of stock options is not necessarily related to profit or efforts of managers but to the temporal or long-term increase in the share price. While the dismissal rate will rise when the scale of stock options increases, the effect of stock options leading to an increase in income will go beyond the increase in the dismissal rate in such circumstances (see Eqs. (9) and (11)). Therefore, contrary to the abovementioned three hypotheses that have been derived from the theory of shareholder sovereignty, in firms where the share price is certainly on an increasing trend, where the share price immediately before the introduction of stock options is below the long-term trend level, and where the share price is expected to change significantly due to accidental factors<sup>9</sup> it is probable that the scale of stock options increases. Therefore,

the following three hypotheses can be derived (The letter “m” near the hypotheses refers to “managerial sovereignty”):

H3m: When a firm has an increasing trend of the share price, that firm will have a greater scale of stock options.

H4m: When a firm’s share price immediately before the introduction of stock options is below the long-term trend level, that firm will have a greater scale of stock options.

H5m: When a firm’s share price is expected to change significantly on account of accidental factors, that firm will have a greater scale of stock options.

Then, from the relationship with the dismissal rate function, we consider hypotheses derived from the theory of managerial sovereignty. The exogenous variable of the dismissal rate function  $\alpha_k$  is a vector variable exclusively included in the theory of managerial sovereignty. Therefore, this variable can be a criterion for determining through empirical analyses which theory—shareholder or managerial sovereignty—is more relevant. As explained above, the dismissal rate is the one that managers themselves assume. Here, as important factors comprised in  $\alpha_k$  we consider 1) the difference between the value of the profit realized by actual managers and the value of the profit that will be realized by potential managers, 2) the composition of shareholders, and 3) the transaction cost.

From among the abovementioned factors, the most important factor that affects the dismissal rate is the difference between the value of the profit realized by actual managers and the value of the profit that will be realized by potential managers. If actual managers believe that their ability is inferior to that of potential managers (they believe that shareholders deem their ability to be inferior to that of potential managers), actual managers will strongly feel their risk of dismissal. As a result, the expected value of utility obtained from the income from stock options will be limited. Similarly, the scale of stock options, which is commensurate with increased dismissal risks, will also be limited (see Eqs. (9) and (11)).

The second important factor that affects the dismissal rate is the composition of shareholders. There is always uncertainty with regard to the ability and performance of new managers. Therefore, even though the expected value of profits increased by the replacement of managers and transaction cost of employing new managers are equal, the dismissal rate that the manager assumes will vary based on the risk-averse tendency of shareholders and the difference in risk premiums. For instance, if an economic entity with low risk-averse tendency is a large shareholder, managers will assume a higher dismissal risk. Similarly, if corporate investors display a lower risk-averse

tendency than individual investors, managers of a company that has corporate investors will assume a higher dismissal risk. Therefore, if corporate investors are important shareholders, it is possible that the scale of stock options becomes smaller<sup>10</sup>.

The percentage of share holdings by foreign firms is also important for two reasons. First, foreign firms, particularly shareholders of American nationality, tend to be positively inclined toward the introduction of stock options. This is because the system of stock options is far more common in the United States. Second, as foreign firms have limited capacities for collecting information on Japanese firms, it is rather plausible that they have insufficient information on potential managers. Therefore, it will be difficult for foreign firms to take actions to replace actual managers even though they are not satisfied with their ability. It can be concluded from these two factors that when there is a high percentage of foreign shareholders, managers would find the dismissal rate relatively low and make the scale of stock options larger.

Similarly, the percentage of individual shareholders is also important. Individual shareholders tend to be indifferent to the behavior of managers, and it will reduce the dismissal rate that managers assume. When the percentage of individual share holdings is high, as in the case of foreign firms, the dismissal rate supposed by managers will be relatively low and the scale of stock options will be larger.

The third important factor that affects the dismissal rate is the transaction cost related to the replacement of actual managers by new managers. Shareholders will wish to dismiss actual managers to replace them with new managers if shareholders find that the performance of actual managers is insufficient. However, in modern listed Japanese firms, the ownership of stocks is dispersed widely<sup>11</sup> and the percentage of stockholdings is limited even in the case of large shareholders<sup>12</sup>. As a result, in order to dismiss actual managers against their will, shareholders must win the proxy battle or need to buy up more than half of all shares by way of a take-over bid (TOB), etc. However, both methods imply a huge cost for shareholders, including the cost incurred in collecting information on actual and new managers, the cost related to the proxy battle, and costs incurred in dealing with oppositions by other stakeholders, such as employees, that may occur when shareholders strongly claim their right as owners<sup>13</sup>. In addition, in the case of TOB, costs related to the increase in the acquisition price and that related to the interest for borrowed capital are also incurred. The greater the transaction cost, the smaller the dismissal rate assumed by the manager. Therefore, the expected value of utility gained through income from stock options and the scale of stock options will be larger (see Eqs. (9) and (11)).

In view of the above discussion, the following three hypotheses can be derived from the relationship with the dismissal rate function:

H6m: When the performance of a firm's actual managers is better than that of potential managers, that firm will have a greater scale of stock options.

H7m: When a firm has high percentage of shareholdings by individuals or foreign firms, that firm will have a greater scale of stock options.

H8m: When a firm has a large number of shareholders, that firm will have a greater scale of stock options.

High percentage of shareholdings by individuals implies the ownership by a limited number of corporate investors in hypothesis H7m. Similarly, a large number of shareholders imply a large transaction cost in hypothesis H8m. From the viewpoint of the theory of shareholder sovereignty, hypotheses H6m and H8m will not necessarily be established in the theory of shareholder sovereignty. However, the portion of hypothesis H7m that states that firms will have a greater scale of stock options when there are important shareholdings of foreign firms can be established in the theory of shareholder sovereignty. This is because foreign firms would have a larger expectation on the effect of stock options in encouraging efforts by managers.

Thus far, we have discussed the various hypotheses related to the scale of stock options by classifying them into three groups that are (1) common hypotheses for the theories of shareholder and managerial sovereignty, (2) hypotheses derived from the theory of shareholder sovereignty, and (3) hypotheses derived from the theory of managerial sovereignty. Table 1 presents the summary of these hypotheses.

Table 1 List of hypotheses

Categories	Hypothesis
<u>Common hypotheses for the theories of shareholder and managerial sovereignty.</u>	<p>H1: The higher the relationship between the profits and share price of firms, the greater their scale of stock options.</p> <p>H2: The lower the profits of firms, the greater their scale of stock options</p>
<u>Hypotheses derived from the theory of shareholder sovereignty</u>	<p>H3s: When a firm has an increasing trend of the share price, that firm will have a smaller scale of stock options.</p> <p>H4s: When a firm's share price immediately before the introduction of stock options is below the long-term trend level, that firm will have a smaller scale of stock options.</p> <p>H5s: When a firm's share price is expected to change significantly on account of accidental factors, that firm will have a smaller scale of stock options.</p>
<u>Hypotheses derived from the theory of managerial sovereignty</u>	<p>H3m: When a firm has an increasing trend of the share price, that firm will have a greater scale of stock options.</p> <p>H4m: When a firm's share price immediately before the introduction of stock options is below the long-term trend level, that firm will have a greater scale of stock options.</p> <p>H5m: When a firm's share price is expected to change significantly on account of accidental factors, that firm will have a greater scale of stock options.</p> <p>H6m: When the performance of a firm's actual managers is better than that of potential managers, that firm will have a greater scale of stock options.</p> <p>H7m: When a firm has high percentage of shareholdings by individuals or foreign firms, that firm will have a greater scale of stock options.</p> <p>H8m: When a firm has a large number of shareholders, that firm will have a greater scale of stock options.</p>

### *3.2. Estimation models*

The following section provides an explanation regarding estimation models for examining the above hypotheses.

#### *3.2.1. Dependent variable*

In the description of theoretical models in section 2, it was assumed that the number of stock options granted was the scale of stock options. However, in the following empirical analyses, the scale of stock options will be represented by the value obtained by multiplying the number of stock options granted with the exercise price. This is a measure to reflect the different values of stock options depending on the share price<sup>14</sup>.

#### *3.2.2. Explanatory variables*

The following section provides an explanation regarding the explanatory variables for each hypothesis.

H1: The higher the relationship between the profits and share price of firms, the greater the scale of stock options.

In order to examine this hypothesis, the relationship between the profit and share price must be quantified. Therefore, we conduct a regression analysis by setting the share price as an explained variable and the profit and its growth rate as explanatory variables in order to use that determination coefficient as the explanatory variable.

H2: The lower the profits of firms, the greater their scale of stock options.

In order to examine this hypothesis, we use the profit of the firm as the explanatory variable.

H3s(m): When a firm has an increasing trend of the share price, that firm will have a smaller (greater) scale of stock options.

In order to examine these hypotheses, the trend of the share price of the firm must be estimated. The trend is estimated by setting the time-series data pertaining to the share price of each firm as the dependent variable and time as the explanatory variable.

In the case where the estimated coefficient on time was statistically-significant, we use this estimated coefficient as the explanatory variable. In the case where the estimated coefficient on time was not statistically-significant, we set the value of this explanatory variable to zero. It is probable that the estimated coefficient on this explanatory variable will be negative and statistically-significant in the case where the theory of shareholder sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms. On the other hand, the estimated coefficient on this explanatory variable will be positive and statistically significant in the case where the theory of managerial sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms.

H4s(m): When a firm's share price immediately before the introduction of stock options is below the long-term trend level, that firm will have a smaller (greater) scale of stock options.

In order to examine the abovementioned hypotheses, the level at which the share price exceeds or underruns the trend level is required to be quantified. Thus, we employ the range of trend discrepancy as an explanatory variable. The range of trend discrepancy is the value obtained by subtracting the level of trend from the actual share price. If it is negative and has a large absolute value, we can expect that the share price will rise in the near future. Therefore, it is probable that the estimated coefficient on this explanatory variable will be positive and statistically significant in the case where the theory of shareholder sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms. On the other hand, the estimated coefficient on this explanatory variable will be negative and statistically significant in the case where the theory of managerial sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms.

H5s(m): When a firm's share price is expected to change significantly on account of accidental factors, that firm will have a smaller (greater) scale of stock options.

In order to examine these hypotheses, the expected change in share price in the future requires to be quantified. When the past share price reveals a similar change, it is probable that the share price would change significantly on account of accidental factors. Thus, we use the standard deviation of the past share price as the expected change in share price. It is probable that the estimated coefficient on this explanatory variable will be negative and statistically significant in the case where the theory of shareholder sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms.

On the other hand, the estimated coefficient on this explanatory variable will be negative and statistically significant in the case where the theory of manager sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms.

H6m: When the performance of a firm's actual managers is better than that of potential managers, that firm will have a greater scale of stock options.

It is difficult to quantify the relative performance of actual managers because the definition of potential managers is unclear and it is difficult to quantify the ability of actual managers as well as that of potential managers. Therefore, we assume that potential managers exist in firms belonging to the same industry and use market share as an indicator of the relative ability of actual managers. If actual managers enjoy a high market share, we assume that the ability of actual managers is higher than that of potential managers. On the contrary, if the market share is low, we assume that there are potential managers who possess higher abilities in the same industry.

H7m: When a firm has high percentage of shareholdings by individuals or foreign firms, that firm will have a greater scale of stock options.

In order to explain this hypothesis, we set the percentage of share holdings by individual shareholders and that by foreign firms as the explanatory variables.

H8m: When a firm has a large number of shareholders, that firm will have a greater scale of stock options.

In order to explain this hypothesis, we set the number of shareholders of each firm as the explanatory variable.

### 3.2.3. *Control variables*

As is evident from theoretical models, various factors affect the determination of the scale of stock options, and if the influence of these factors is not excluded, it will cause bias in the estimation of coefficients on explanatory variables. Therefore, in the estimation model, we add important factors as control variables.

As a direct variable that affects the scale of stock options, we use the number of executives who are granted stock options, the sum of the executive base pay, and the bonus as control variables.

In the theoretical model, exogenous vector variables affect the scale of stock options including  $\alpha_G$  of the function for the rate of change in share price  $G$  (Eq. (4)),  $\alpha_U$  of the manager utility function  $U$  (Eqs. (3) and (12)),  $\alpha_q$  of the production function  $p(\cdot)$  (Eq. (5)),  $\alpha_p$  of the inverse demand function  $q(\cdot)$  (Eq. (5)),  $\alpha_i$  of the function for the borrowing interest rate  $i(\cdot)$  (Eq. (5)), and  $\alpha_k$  of the function for the dismissal rate  $\kappa$  (Eq. (5)). Therefore, we must use variables that substitute these exogenous factors as control variables. Here, in relation to  $\alpha_G$ ,  $\alpha_q$ ,  $\alpha_p$ , and  $\alpha_k$ , we set the control variables as below.

As  $\alpha_G$  of the function for the rate of change in share price  $G$ , we employ the number of years since the corporate establishment and the growth rate of the industry. This is because the rate of change in share price may be greater in new firms than in matured firms and greater in developing industries than in matured industries.

As  $\alpha_q$  of the production function  $p(\cdot)$ , we employ four variables—the capital equipment ratio, the export ratio, the labor productivity, and the ratio of personnel expenditure for white-collar workers to the entire personnel expenditure. Among these variables, the ratio of personnel expenditure for white-collar workers indicates the level of influence that the ability of employees can have on corporate performance.

As  $\alpha_p$  of the inverse demand function  $q(\cdot)$ , whether the coefficient of market concentration is high or not, whether the goods concerned are intermediate or final goods, and whether the research and development is an important good or not will be significant. Therefore, the variables employed will include the Herfindahl-Hirschman Index, the coefficient of market concentration, the ratio of and expenditure for research and development, and the ratio of and expenditure for advertising.

With regard to  $\alpha_k$  of the function for the dismissal rate  $\kappa$ , we adopt the corporate scale as a surrogate variable of the transaction cost. As a surrogate variable of the transaction cost, we have already adopted the number of shareholders as an explanatory variable. However, we will be able to ascertain the influence of the number of shareholders by controlling it by the scale of firm. Here, we use the market value of the firm as the scale of firm.

Apart from the abovementioned variables, we use the wage rate described in the profit definition equation (Eqs. (5) and (7)) as a control variable. With regard to the factors affecting the borrowing interest rate, we use total assets of the firm and ratio of total debt to total assets<sup>15</sup>.

### 3.3. Data

The following section provides an explanation regarding the data used to examine the previously mentioned hypotheses.

### *3.3.1. Sample*

Companies that are analyzed in this paper are manufacturing firms listed in the first section of the Tokyo Stock Exchange Market whose board of directors decided to introduce stock options in 2003. From these firms, we excluded 1) firms that grant stock options several times a year, 2) firms whose exercise price does not appear in the data source, 3) firms which were not listed temporarily or continuously during the data collecting period of 1997–2003, and 4) firms that had mergers, company split-ups, or changes in the account settlement month. Furthermore, we selected firms whose consistent financial data, share price data, as well as data related to stock options are available<sup>16</sup>. As a result, we selected 84 firms that are analyzed in this paper.

Table 2 Methods for data preparation and descriptive statistics

Variable	Definitions	Procedure for Calculation	Mean	Variance
<u>Dependent variable</u>				
<i>VALSO</i>	Scale of stock options (100 million yen)	Number of stock options granted $\times$ Exercise price	104.308	258.903
<u>Explanatory variables</u>				
<i>COR</i>	Degree of correlation between the profit and share price (%)	Using the time-series data pertaining to sample firms (1997–2003), we have conducted the following regression analysis and employed its determination coefficient: $\rho_{i,t} = a_{i1} + a_{i2}\pi_{i,t-1} + a_{i3}G\pi_{i,t}$	37.073	30.464
<i>PROF</i>	Profit (100 million yen)	$\pi_{i,t}$ : Share price of firm at the beginning of year for the term $t$ after the adjustment of the number of stocks issued <sup>a</sup> $\pi_{i,t}$ : Profit, $G\pi_{i,t}$ : Year-on-year percentage changes in profit Since it is see-sawing depending on accounting terms, we used the average of 1997–2003.	32.659	138.534
<i>EQTR</i>	Share price trend	We conducted a regression analysis on the logarithmic value of the share price at the beginning of the year after the adjustment of the number of stocks issued by setting time as an explanatory variable. We assume the annually-averaged rate of change, which is an estimated coefficient on time, as the measure of the share price trend for each firm. However, for firms whose p-value for time exceeds 0.5, we put this value zero. The period for the regression analysis is 1997–2003.	–2.350	11.201
<i>DIF</i>	Range of trend discrepancy (yen)	We used the value obtained by subtracting the estimated value obtained from the estimation of the share price trend from the share price at the beginning of the year 2003.	–59.039	217.355
<i>EQPDEV</i>	Expected share price change (yen)	Standard deviation of monthly data of share price after the adjustment of the number of stocks issued in the period from January 1998 to December 2002.	247.302	457.974
<i>MSH</i>	Market share (%)	For the calculation of market share, we used definitions of industrial classification (small category) employed in “NEEDS CD-ROM: Nikkei Corporate Financial Data” by Nikkei Needs. <sup>b</sup>	9.047	12.277
<i>HOMEQ</i>	Ratio of shares held by individuals (%)	Number of shares held by individual and others /Number of shares issued	27.290	14.673
<i>FOREQ</i>	Ratio of shares held by foreign firms (%)	Number of shares held by foreign firms /Number of shares issued	12.684	12.950
<i>EQNUM</i>	Number of shareholders (logarithm)	–	9.416	1.213

Table 2 Methods of data preparation and descriptive statistics (cont.)

Variable	Definitions	Procedure for calculation	Mean	Variance
<u>Control variables</u>				
<i>LEXEN</i>	Number of executives granted stock options (logarithm)	We used data provided by Daiwa Securities SMBC Co. Ltd. Further, the numeric value obtained by multiplying the logarithmic value of the number of executives (person) by 100 was used.	236.095	651.858
<i>FV</i>	Firm value (10 billion yen)	Share price at the end of the year 2002 $\times$ (Number of shares issued at the end of accounting year 2002 + Number of shares issued at the end of accounting year 2003)/2 <sup>c</sup>	27.911	55.300
<i>YEARS</i>	Number of years since the corporate establishment	Number of years from the year in which the company was listed or over-the-counter (OTC) to the year 2003 <sup>d</sup>	34.845	7.434
<i>INDGR</i>	Industrial growth rate	Sales and operating revenue for each industrial classification (small category) for the year 2003/Sales and operating revenue for the year 1997	0.920	0.164
<i>LEXEY</i>	Sum of executive base pay and bonus (logarithm)	Executive base pay + executive bonus. We used the numeric value obtained by multiplying the logarithmic value of the total amount (million yen) by 100.	299.440	191.686
<i>KN</i>	Capital equipment ratio (million yen)	Total capital/Number of employees	2.695	0.502
<i>EXPOH</i>	Export ratio (%)	Sales and operating revenue for exports/Sales and operating revenue	18.210	20.467
<i>LP</i>	Labor productivity (million yen)	(Ordinary gain + Labor and welfare expenses (in selling and general administrative expenses) + Labor and welfare expenses (in manufacturing statement))/Number of employees	10.671	4.394
<i>HRH</i>	Ratio of personnel expenditure for white-collar workers (%)	Labor and welfare expenses (in selling and general administrative expenses)/(Labor and welfare expenses (in selling and general administrative expenses) + Labor and welfare expenses (in manufacturing statement))	42.561	21.978
<i>HI</i>	Herfindahl-Hirschman Index (%)	Calculated using the market share	15.149	10.980
<i>CR</i>	Coefficient of market concentration (%)		58.855	21.525
<i>RD</i>	Ratio of research and development expenses to sales (%)	Research and development expenses/Sales and operating revenue	177.697	421.288
<i>RDH</i>	Research and development expenses (100 million yen)	—	5.130	4.253

Table 2 Methods of data preparation and descriptive statistics (cont.)

Variable	Definitions	Procedure for calculation	Mean	Variance
<i>Control variables (cont.)</i>				
<i>AD</i>	Advertising sales ratio (%)	Advertising expenses/Sales and operating revenue	27.346	65.362
<i>ADH</i>	Advertising expenses (100 million yen)	–	0.944	1.599
<i>TA</i>	Total assets (100 million yen)	–	40.162	74.465
<i>DBTH</i>	Debt ratio (%)	Total liabilities/Total assets	43.529	19.012
<i>WG</i>	Wage rate (million yen)	(Labor and welfare expenses (in selling and general administrative expenses) + Labor and welfare expenses (in manufacturing statement))/Number of employees	8.132	1.527

<sup>a</sup> Considering the possibility of share splitting, we used the value obtained by multiplying the share price by the number of shares issued. Since the share price tends to change depending on the estimated account settlement, we use the share price at the beginning of term. For example, we used the value obtained by multiplying the share price at the beginning of the year 2000 by the number of shares at the end of the fiscal term 2000.

<sup>b</sup> For problems related to this method, see Nakao (2001), p.77.

<sup>c</sup> Since there were changes in the number of shares issued during the period of account settlement for the year 2001 and that for 2002 in 4 sample firms, we used the average value at the end of the fiscal term 2001 and 2002.

<sup>d</sup> For the year of listing, we used “NEEDS CD-ROM: Nikkei Corporate Financial Data” by Nikkei Needs; however, since it only includes data from 1964 onward, we used 1964 as the listing year even for firms that were listed before 1964.

### 3.3.2. Data sources

With regard to the characteristics of option contracts (e.g., the number and price of stock options granted) for each firm, data provided by Daiwa Securities SMBC Co. Ltd has been used in this study<sup>17</sup>.

Table 2 presents the methods used to prepare data used in explanatory and control variables as well as the descriptive statistics for each variable. Among the explanatory and control variables, with regard to single-year data, we employed values of the settlement of accounts for the year 2002 since the explained variable is as of 2003.

In preparing the data, we used “NEEDS CD-ROM: Nikkei Corporate Financial Data” by Nikkei Needs (August 2006 Version) for financial data. With regard to the data related to share price, we used “The Stock Price CD-ROM” (2006 Version) by TOYO KEIZAI.

In addition, Table 3 summarizes the relationship (sign condition) between 9 variables and the scale of stock options based on the above eleven hypotheses.

Table 3 Expected relationship with the scale of stock options (sign condition)

Variable	Relevant hypotheses	Theory of shareholder sovereignty	Theory of manager sovereignty
Degree of correlation between the profit and share price ( <i>COR</i> )	H1	+	+
Profit ( <i>PROF</i> )	H2	–	–
Share price trend ( <i>EQTR</i> )	H3s and H3m	–	+
Range of trend discrepancy ( <i>DIF</i> )	H4s and H4m	+	–
Expected change in share price ( <i>EQPDEV</i> )	H5s and H5m	–	+
Market share ( <i>MSH</i> )	H6m		+
Ratio of shareholdings of individual shareholders ( <i>HOMEQ</i> )	H7m		+
Ratio of shareholdings of foreign firms ( <i>FOREQ</i> )	H7m		+
Number of shareholders ( <i>EQNUM</i> )	H8m		+

## 4. Estimation results: Theory of shareholder sovereignty vs. theory of managerial sovereignty

We conducted least-squares regressions on the scale of stock options by using 9 explanatory variables discussed above and 18 control variables (Model 1). As a result, we obtained 15 variables that were statistically significant at the 10% level. Considering the possibility that multicollinearity exists among variables, we excluded

variables with a large p-value and conducted a re-estimation with 17 variables (Model 2). These results are presented in Table 4<sup>18</sup>.

Table 4 Regression estimates of the scale of stock options

Variable	Relevant hypotheses	Model 1		Model 2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>C</i>		-395.133	-1.645	-419.459	-2.755
<i>COR</i>	H1	1.677 **	3.420	1.531 **	3.612
<i>PROF</i>	H2	-0.495 **	-2.529	-0.578 **	-3.848
<i>EQTR</i>	H3s and H3m	-3.899 **	-2.261	-3.761 **	-2.551
<i>DIF</i>	H4s and H4m	0.326 **	2.765	0.254 **	3.427
<i>EQPDEV</i>	H5s and H5m	0.120 **	2.670	0.110 **	2.855
<i>MSH</i>	H6m	-2.564	-1.214		
<i>HOMEQ</i>	H7m	-0.630	-0.494		
<i>FOREQ</i>	H7m	1.253	0.581		
<i>EQNUM</i>	H8m	3.744	0.165		
<i>LEXEN</i>		0.336 **	2.722	0.314 **	3.118
<i>FV</i>		5.446 **	7.917	5.288 **	9.795
<i>YEARS</i>		0.465	0.173		
<i>INDGR</i>		-70.183	-0.653		
<i>LEXEY</i>		0.449 **	2.079	0.479 **	2.506
<i>KN</i>		-35.736	-1.223	-33.470	-1.293
<i>EXPOH</i>		-0.622	-0.794		
<i>LP</i>		7.809	1.378	8.532 **	2.050
<i>HRH</i>		-1.847 *	-1.869	-1.658 **	-2.227
<i>HI</i>		-5.238 *	-1.739	-5.552 **	-2.258
<i>CR</i>		2.719 *	1.735	2.466 *	1.983
<i>RD</i>		0.058	0.652		
<i>RDH</i>		-7.356 *	-1.692	-6.318 *	-1.834
<i>AD</i>		-1.183 *	-1.907	-0.905 *	-1.767
<i>ADH</i>		24.695 *	1.823	20.859 *	1.751
<i>TA</i>		-1.098 *	-1.920	-1.029 **	-3.026
<i>DBTH</i>		0.457	0.354		
<i>WG</i>		0.483	0.038		
R-squared		0.8779		0.8697	
Adjusted R-squared		0.8191		0.8361	

\* Significant at the 10% level; \*\* significant at the 5% level.

When we examine the estimated results of Model 2, since the adjusted R-squared is 0.8361, a majority of variations of the scale of stock options among firms were explained and the validity of the estimation model was confirmed. Now, using these

estimated results, we analyze which theory—the theory of shareholder sovereignty or that of managerial sovereignty—provides a better explanation of the reality.

First, we consider hypotheses H1 and H2, which are common hypotheses for both theories. Both the degree of correlation between the profit and share price (COR), which is an explanatory variable for examining hypothesis H1, and the profit (PROF), which is an explanatory variable to examine hypothesis H2, have signs that correspond to Table 3 and are statistically significant. Therefore, it can be stated that the higher the relationship between the profits and share price of firms and lower their profits, greater their scale of stock options. However, this result supports neither the theory of shareholder sovereignty nor that of managerial sovereignty.

Second, we examine hypotheses H3s/H3m, H4s/H4m, and H5s/H5m, which are symmetrical hypotheses for both the theories of shareholder and managerial sovereignty. The explanatory variables used for examining each pair are the share price trend (*EQTR*), the range of trend discrepancy (*DIF*), and the expected change in share price (*EQPDEV*). It is evident from Table 4 that all variables are statistically significant; however, firms that have a large (small) scale of stock options are those whose share price has a downward (upward) long-term trend but whose actual share price exceeds (underruns) the trend level, as well as those that experienced large (small) stock price movements in the past. With regard to the sign condition, the share price trend and range of trend discrepancy correspond to the theory of shareholder sovereignty (hypotheses H3s and H4s), and the changes in expected share price is in accordance with the theory of managerial sovereignty (hypothesis H5m). Overall, we cannot determine which theory—shareholder or managerial sovereignty must be supported.

Therefore, we first examined the distribution of share price trends (*EQTR*) of sample firms. From among 84 sample firms, there were only 22 firms whose *EQTR* was positive and on the upswing. Forty-four indicated a downward trend, and the remaining 22 did not display any trend.

Meanwhile, in the technical analyses of the share price, there is a notion of “golden cross.” This implies a condition where the short-term trend passes through the long-term trend from the downward to upward direction, and under this condition, the long-term trend shifts from a decline to an increase. Therefore, in firms whose share price is at the golden cross, there must be a condition in which the share price trend is stable or downward and in the neighborhood of or above the long-term trend. Thus, we checked the share price trend in firms whose range of trend discrepancy is positive. We found that there were 20 firms with a downward trend, 10 with a stable trend, and 4 with an upward trend. It must also be noted that the share price trend of a majority of the firms is stable or downward. Thereafter, we conducted the least-squares regression

analysis for sample firms by setting the share price trend as an explained variable and the rate of trend discrepancy (*DIFHI*), which was calculated by dividing the range of trend discrepancy by the share price, as an explanatory variable. As a result, we obtained the following estimation result:

$$EQTR = -3.06 - 14.25DIFHI.$$

The sign of the coefficient of *DIFHI* is negative and its t-value is  $-3.06$ ; moreover, it is statistically significant at the 1% level. These results imply that sample firms include many firms whose share price is at the golden cross<sup>19</sup>. Among the analysis results listed in Table 4, the fact that the estimated coefficient on the share price trend (*EQTR*) is negative and the estimated coefficient of the range on trend discrepancy (*DIF*) is positive implies that the scale of stock options of the firms whose share price is at the golden is large. This can be considered to strongly support the theory of managerial sovereignty. This is because the share price is expected to increase; therefore, managers introduce large-scale stock options. Combined with the fact that the estimated coefficient on the expected share price change (*EQPDEV*) is significant and positive, results of the regression analysis as a whole appear to support the theory of managerial sovereignty rather than the theory of shareholder sovereignty.

It must be noted here that variables that have been derived from the theory of managerial sovereignty in relation to the function of the dismissal rate—the market share (*MSH*), the ratio of shares held by individuals (*HOMEQ*), the ratio of shares held by foreign firms (*FOREQ*), and the number of shareholders (*EQNUM*)—were not statistically significant.

With regard to market share, since this variable must reflect the ability of managers, if the theory of managerial sovereignty is established, the coefficient on this variable will be significant and positive (hypothesis H6m). However, it is a common feature of Japanese industries that the transaction costs became large for various reasons when, for example, a big company in the same industry attempts to acquire a relatively small company<sup>20</sup>. Similarly, managers of firms with small market shares may not necessarily take this as a reflection of their limited ability. We may be unable to confirm the positive relation between market share and scale of stock options for such reasons.

With regard to the number of shareholders, while we explained that the number of shareholders has a positive relation with the transaction cost in the hypothesis H8m, the influence that the number of shareholders has on the transaction costs may not actually be very important. Significant number of shareholders implies the existence of a large number of individual shareholders. However, in the estimation result, the estimated coefficient on the ratio of shares held by individuals (H7m) is also not statistically

significant. Since individual shareholders can support both shareholders and managers through influence peddling, none of the hypotheses will be supported.

Further, the estimated coefficient on the ratio of shares held by foreign firms was not statistically significant either. In the hypothesis, we stated that foreign investors, who lack information, are generous with regard to stock options (hypothesis H7m). However, it can also be stated that they have a strong awareness regarding corporate governance and a strong assertiveness regarding their rights as investors. These features have an effect of slowing down the introduction of large-scale stock options by the manager. Overall, the ratio of shares held by foreign firms would not affect the scale of stock options that is decided upon by the manager.

## **5. Concluding remarks**

We conducted a series of analyses in this paper in order to clarify which of the two entities—shareholders and managers—decide on the introduction of stock options in Japanese firms.

The view that shareholders decide on the introduction of stock options is termed as the “theory of shareholder sovereignty” and the view that managers decide on the introduction of stock options is named as the “theory of managerial sovereignty.” In the theory of shareholder sovereignty, the shareholder decides on the scale of stock options for maximizing firm profits possessing knowledge of changes in the manager’s effort level. On the other hand, in the theory of managerial sovereignty, the manager decides on the scale of stock options considering the balance between the dismissal risk and utility.

We derived eleven hypotheses from these two theoretical models, and examined the hypotheses through regression analyses. As a result, we obtained the following conclusions.

- 1) The higher the relationship between the profits and share price of firms and lower their profits, the greater will be their scale of stock options. This result, nevertheless, does not support either the theory of shareholder sovereignty or that of managerial sovereignty.
- 2) If the share price of firms has a downward long-term trend and if their actual share price exceeds that trend, firms will have a greater scale of stock options. This implies that firms whose share price is at the golden cross have large-scale stock options, and this finding supports the theory of managerial sovereignty.

3) Greater the movement of past stock price of firms, the greater their scale of stock options will be. This outcome supports the theory of managerial sovereignty.

Considering the abovementioned results in a comprehensive manner, it can be concluded that the theory of managerial sovereignty describes the introduction of stock options by Japanese firms better than the theory of shareholder sovereignty.

While this research has contributed to the arguments of shareholder versus managerial sovereignty, further analysis is necessary for two reasons. First, the duration of the analysis can be extended to a longer time period, as the subject of analysis in this paper is limited to the scale of stock options in 2003. That is because it is possible that the theory of shareholder sovereignty has been relevant in the initial phase of the introduction of stock options, but the situation has changed over time thereby making the theory of managerial sovereignty more relevant. This possibility can be pinned down by increasing the number of years included in the analysis. Second, Japanese firms, which share a strong "follow the leader" mentality, may decide on the introduction and scale of stock options by examining the trend in the leading firms both within and outside the industry and mimick those firms' behavior in deciding their own introduction of stock options. The analyses of such an effect may bring further crucial insights to the determinants of stock option introduction in the Japanese context.

## Notes:

<sup>1</sup> Nagaoka (2005) has examined the behavior of Japanese firms that introduce stock options not only from the incentive perspective but also from the selection perspective. Considering the relationship between the probability of adopting stock options and the corporate age/stock price volatility, he argues that the introduction of stock options is consistent with the selection perspective.

<sup>2</sup> Yermack (1997) reveals that, in the United States, the timing of the CEO stock option awards coincides with favorable movements in company stock prices and patterns of companies' quarterly earnings announcements are consistent with an interpretation that CEOs receive stock option awards shortly before favorable corporate news. Aboody and Kasnik (2000) find evidence that CEOs make opportunistic voluntary disclosure decisions that maximize their stock option compensation.

<sup>3</sup> It is necessary to obtain favorable votes amounting to two-thirds of the voting rights of participants in the meeting in which shareholders possessing over half of the total voting shares of all shareholders participate.

<sup>4</sup> Previously in Japan, there was no obligation to report costs related to stock options, such as the fair value. However, recently it has been decided to calculate and report the assessed value for stock options that will be issued after the date of implementation of the new company law in May 2006.

<sup>5</sup>  $\alpha_G$  in the function for the rate of change in share price  $G$  is related to this. For example, in firms in mature or declining industries, even though profits increased as a result of management effort, such as corporate restructuring, it may be judged to be a temporary phenomenon and may not result in a rise of the share price.

<sup>6</sup> In the one-term model explained above, the profit and share price have a direct relationship. Including this hypothesis, the hypotheses mentioned hereafter are not necessarily derived from the abovementioned theoretical model.

<sup>7</sup> This hypothesis has not been derived from the models discussed in this paper.

<sup>8</sup> Shimizu and Horiuchi (2003) theoretically demonstrate that in the case where even managers slacking their efforts can obtain the capital gain as a result of an increase in share price, it would be necessary to increase the capital gains from stock options in

order to influence managers to make efforts. Share holders would renounce the introduction of stock options in such a scenario.

<sup>9</sup> Nagaoka (2005) conducted an analysis on the determinants of the introduction of stock options by utilizing the volatility of share price as a surrogate variable of the degree of the asymmetry of information owned by the firm and the workers from a selection perspective.

<sup>10</sup> Kang and Shivdasani (1995) indicates that the sensitivity of executive nonroutine turnover to earnings performance in Japan is higher for firms with ties to a main bank, than for firms without such ties.

<sup>11</sup> In the account settlement of 2003, which is provided in “NEEDS CD-ROM: Nikkei Corporate Financial Data” by Nikkei Needs, the average number of shareholders of 3,420 firms that we were able to obtain data on was approximately 12,000.

<sup>12</sup> According to the data on the account settlement of 2003, the average percentage of shareholdings by the top ten shareholders is limited to 47% in firms listed in the first section of the Tokyo Stock Exchange Market. For this calculation, we used data provided in “NEEDS CD-ROM: Nikkei Corporate Financial Data” by Nikkei Needs. From among firms listed in the first section of the Tokyo Stock Exchange Market, we were able to obtain data pertaining to 1,495 firms.

<sup>13</sup> For instance, if employees are uncooperative with new managers, the productivity will decrease. Similarly, there may be a requirement for additional costs for renegotiating the price with business partners in a friendly relationship with ex-managers; moreover, if the society feels antipathy toward the replacement, consumers may refrain from purchasing products of the company. However, in the case where a founder of the enterprise exists and holds over half of the shares issued, these transaction costs will be small.

<sup>14</sup> Stock options are often granted not only to board members but also to executives such as executive officers or employees. However, due to the constraint of data, it was difficult to count only the number of stock options granted to board members. Here, we will consider the value that is derived by multiplying the total number of stock options granted by the exercise price as the scale of stock options.

<sup>15</sup> With regard to the relationship between the debt and the stock option, there exist other points of view. John and John (1993) argue that firms with higher leverage will

find it desirable to lower the pay-performance sensitivity of the manager in order to reduce the agency cost of debt. From this viewpoint, the use of stock options must be negatively related to the ratio of total debt to total assets.

<sup>16</sup> Consistent data implies data that satisfies the following two conditions: 1) Data pertaining to the executive compensation or executive bonus is available for the account settlement of 2002, 2) Data pertaining to the number of executives who were granted stock options is available.

<sup>17</sup> Information is available at the webpage of Daiwa Securities SMBC <http://202.214.40.216/stock.html>.

<sup>18</sup> In both regressions, the null hypothesis of no heteroscedasticity were rejected by the LM-test.

<sup>19</sup> The above analyses indicate that Japanese share prices displayed a decreasing trend for several years immediately preceding 2003 but shifted to the upward trend thereafter. An examination of Japanese share prices reveal that Nikkei Stock Average decreased from 20,000 yen in 2000 to 8,000 in 2003. However, by 2006, it increased to 16,000 yen. The year 2003 was the period in which Japanese share prices were at the lowest level.

<sup>20</sup> On August 2006, Oji Paper Co., Ltd., the biggest paper-manufacturing company in Japan attempted a hostile TOB against Hokuetsu Paper Co., Ltd. While it was not successful, we can understand the significance of transaction costs from hard rejections on the side of Hokuetsu Paper Co., Ltd.

## References:

- Aboody, D., Kasznik, R., 2000. CEO stock option awards and corporate voluntary disclosures. *Journal of Accounting and Economics* 29, 73-100.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, 637-654.
- Bryan, S., Hwang, L., Lilien, S., 2000. CEO stock-based compensation: An empirical analysis of incentive-intensity, relative mix, and economic determinants. *Journal of Business* 73, 661-693.
- Core, J., Guay, W., 2001. Stock option plans for non-executive employees, *Journal of Financial Economics* 61, 253-287.
- Gaver, J.J., Gaver, K.M., 1993. Additional evidence on the association between the investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Accounting and Economics* 16, 125-160.
- Hall, B., Liebman, J., 1998. Are CEOs really paid like bureaucrats? *Quarterly Journal of Economics* 113, 653-691.
- John, T., John, K., 1993. Top-management compensation and capital structure. *Journal of Finance* 48, 949-974.
- Kang, J., Shivdasani A., 1995. Firm performance, corporate governance and top executive turnover in Japan. *Journal of Financial Economics* 38, 29-58.
- Kato, H.K., Lemmon, M., Luo, M., Schallheim, J., 2005. An empirical examination of the costs and benefits of executive stock options: Evidence from Japan. *Journal of Financial Economics* 78, 435-461.
- Matsunaga, S.R., 1995. The effects of financial reporting costs on the use of employee stock options. *Accounting Review* 70, 1-26.
- Mehran, H., 1995. Executive compensation structure, ownership, and firm performance, *Journal of Financial Economics* 38, 163-184.
- Nagaoka, S., 2001. Adoption of stock options by Japanese firms as seen from the Basic Survey on Business Structure and Activity. *Keizai Tokei Kenkyu* 29, 35-51. (in Japanese)
- Nagaoka, S., 2005. Determinants of the introduction of stock options by Japanese firms: Analysis from incentive and selection perspectives. *Journal of Business* 78, 2289-2315.

- Nakao, T., 2001. Empirical analysis on the determinants of profitability of Japanese manufacturing firms: 1985-1999. *The Doshisha University Economic Review* 52, 63-102. (in Japanese)
- Otsumasa, S., 2002. System of stock options and management incentives: Theoretical prognosis and empirical evidences. *Journal of Hannan University (Social Science)* 37, 77-92. (in Japanese)
- Ryan, H.E.J., Wiggins, R.A., 2001. The influence of firm- and manager-specific characteristics on the structure of executive compensation. *Journal of Corporate Finance* 7, 101-123.
- Shimizu, K., Horiuchi, A., 2003. Incentive contracts and rules. In: Shimizu, K., Horiuchi, A. (Eds.). *Economics of Incentive Problems*, Yuhikaku, 95-140.
- Smith, C.W.J., Watts, R.L., 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, *Journal of Financial Economics* 32, 263-292.
- Tanaka, K., 2005. Stock options in Japan. *DIR Market Bulletin* 3, 6-51.
- Uchida, K., 2004. Determinants of the introduction of stock options in Japan. *Annual Report of Society for the Economic Studies for Securities* 39, 74-77. (in Japanese)
- Uchida, K., 2006. Determinants of stock option use by Japanese companies. *Review of Financial Economics* 15, 251-269.
- Yermack, D., 1995. Do corporations award CEO stock options effectively? *Journal of Financial Economics* 39, 237-269.
- Yermack, D., 1997. Good timing: CEO stock option awards and company news announcements. *Journal of Finance* 52, 449-476.

# ストックオプション導入 に関する理論的分析

—経営者主権と株主主権におけるストック  
オプション規模が社会的厚生に与える影響—

中尾武雄・小橋 晶・岸 基史

2008/12/16

# ストックオプション導入に関する理論的分析

## －経営者主権と株主主権におけるストックオプション規模が 社会的厚生に与える影響－

中尾武雄・小橋 晶・岸 基史

### 1. はじめに

本稿では、企業がストックオプションを導入する行動を理論的に分析する。ストックオプションは、情報非対称性から生じる利害の不一致を克服するために株主が経営者に与えるものと考えられているが<sup>1</sup>、本稿ではさまざまな経営的決定と同じようにストックオプション導入も経営者が主導して決定しているという仮説を検討する。また、ストックオプション規模と社会的厚生の関係についても分析する。

日本のような所有と経営の分離が進展している社会では、経営者には広い自由行動の余地があるうえ、ストックオプションは経営者の所得や効用に大きい影響を与えるため、それに関する決定についても経営者が主導権を持って行っている可能性がある。例えば、ストックオプションの規模の決定では株主利益の最大化より、自分の効用を優先しているかもしれない。中尾(2006)や三好・中尾(2007)でも、ストックオプション導入において経営者が主導しているケースを経営者主権仮説、株主が主導しているケースを株主主権仮説と呼んで、それぞれのケースでストックオプション導入行動を理論的に分析している。本稿でも、これら2仮説に関する新しい理論的モデルを構築し、どちらの仮説が現実をよりよく説明するかを検討する。

中尾(2006)や三好・中尾(2007)で構築された理論モデルでは情報の非対称性が主役であったが、本稿ではストックオプション権行使が株価を引き下げる効果を取り込んだ理論モデルを構築する。この理論モデルはストックオプションの重要な影響の一部を把握しているがシンプルでもある。このシンプルさは理論分析における発展性や適応性を高めるため、非常に有用である。実際、本稿では、理論モデルのシンプルさを活用して、経営者主権のもとにおけるストックオプション規模のシミュレーションを行っているし、ストックオプション規模が社

---

1 このアプローチの古典的な研究としては Jensen and Meckling (1976)がある。

会的厚生に与える影響も明らかにしている。ストックオプションが株価や企業価値に与える影響に関する実証的分析はいろいろあるが、株主主権と経営者主権のストックオプション規模や現実との整合性を比較したり、社会的厚生最大化の観点から分析した研究はない<sup>2</sup>。

本稿では、2章と3章でストックオプション権の行使が株価を低下させる効果を取り入れた理論モデルを構築し、株主主権仮説と経営者主権仮説のもとでのストックオプション規模とそれらの現実妥当性を比較分析する。4章では株主主権と経営者主権のもとで決定されるストックオプション規模を社会的厚生最大化の観点から分析する。

## 2. 経営者努力度が所与のモデル

### 2.1. 基本モデル

ストックオプション導入を経営者が決定する場合と、株主が決定する場合の行動をモデル化する。経営者が決定できる場合は自身の効用最大化が目的となる。株主の場合は経営者に努力を促し株価を上昇させるのが目的となる。初期の株価も、総発行済み株式数も1とする。したがって、企業価値の初期値は1となる。経営者の手腕により、成功した場合と失敗した場合の2つのステートがあり、成功した時には企業価値が $\alpha$ 上昇し、失敗した時は現在と同じ水準のままと仮定する。経営者のストックオプション権の行使価格は単純化のため現在の株価の1とする<sup>3</sup>。将来の株価が現在の株価1より高くなった場合、経営者はストックオプション権を行使して株式を得ると同時に市場で販売して行使価格と販売価格の差額を

---

2 スtockオプションの実証的研究はいろいろ存在する。例えば日本企業を対象にストックオプション導入の決定要因を分析したものとしては長岡(2001)、Uchida(2005)がある。その他にも株価に対するストックオプションの感応度を分析した乙政(2002)やストックオプション導入と株価変動の関係を調べた松浦(2001)、Kato, Lemmon, Luo and Schallheim(2005)がある。アメリカ企業を対象とした研究も多くある。例えば、ストックオプション行使までの期間を分析した Bettis, Bizjak, and Lemmon(2005)やストックオプションの効果进行分析した Yermack(1995)などがある。アメリカ企業のストックオプションに関する文献については乙政(2002)を参照されたい。

3 経営者のストックオプション権行使価格の決定行動については3.3.で分析する。

キャピタルゲインとして得ると想定する<sup>4</sup>。以下ではストックオプション権を行使し、その株式を市場で販売してキャピタルゲインを所得として得ることを「ストックオプション権の行使」というように表現する。また、ストックオプション数を  $s$  とする。この場合、ストックオプション権が行使された時に発行済み株式数は  $1 + s$  となる。また、簡単化のため経営者にはストックオプション以外には報酬がないと仮定する。

## 2.2. 経営者主権モデル: 経営者努力度が所与のケース

経営者の期待効用を定義するためには、経営者がストックオプション権を行使した場合に株価がどうなるかを分析する必要がある。完全情報のケースと不完全情報のケースの2種類が考えられる。不完全情報のケースの場合には、ストックオプション行使に関する情報は市場には、事後的に決算期末にしかわからない。不完全情報モデルの場合でも、経営者がストックオプションで増加した株を市場で売れば株価は低下する。この場合、株価は株価と株数を乗じた値の企業価値が一定となるように決定されると仮定するのが妥当であろう。経営者が企業価値上昇に成功した場合には企業価値は  $1 + \alpha$  になるから、経営者がストックオプション権を行使して得た株式を販売したときの価格は  $(1 + \alpha) / (1 + s)$  となる。経営者がストックオプション権の行使から得た所得(以下ではストックオプション所得と呼ぶ)は、株価上昇率にストックオプション数を乗じた値であるから  $s(\alpha - s) / (1 + s)$  となる。決算期末には株式数の増加と経営者が払い込んだ資金による資本増加の情報が開示されるから、市場にも経営者が得たストックオプション所得が明らかになるため、株価は  $s(\alpha - s) / (1 + s)$  を  $1 + s$  で割っただけ低下する。完全情報のケースでは、経営者がすることがすべて市場にもわかるため株価  $\rho$  は条件

$$1 + \alpha - (\rho - 1)s = \rho(1 + s) \quad (1)$$

より決定される。 $1 + \alpha$  がストックオプション導入後の企業価値、 $(\rho - 1)s$  は経営者がストックオプション権の行使で得る分であるから、左辺は経営者がストックオプション権を行使した後の企業価値で、右辺は市場が評価する企業価値である。この場合には株価は  $(1 + \alpha + s) / (1 + 2s)$  となって経営者のストックオプション所得は  $s(\alpha - s) / (1 + 2s)$  となる。

---

4 経営者がストックオプション権を行使して株式を取得しても直ぐに売るとは限らないが、分析を簡単化するためには行使と同時に販売するという仮定が必要となる。

問題は完全情報のケースと不完全情報のケースのどちらがより現実の状況に合致しているかである。日本の場合には、ストックオプション関連の情報開示が遅れているため、不完全情報モデルを選択するべきと思われる。

以上の分析より明らかなようにストックオプション所得がプラスであるためには  $\alpha > s$  が満たされる必要がある<sup>5</sup>。これは企業価値増加がストックオプション規模より大きいという条件であり、株価が上昇するためには満たされる必要がある。新しい事業に成功する確率を  $p$ 、経営者の努力に伴う負効用を示す努力変数を  $e$  とすると、経営者の期待効用は、

$$Eu^e = pu^e\left[\frac{s(\alpha - s)}{1 + s}\right] - e \quad (2)$$

と書くことができる。ただし、 $u^e(\cdot)$  は経営者の効用関数で  $u^e(0) = 0$ 、 $u^e(\cdot) > 0$  とする。また、簡単化のため経営者はリスク中立的とする。

経営者が自由にストックオプションを設定できる場合には期待効用が最大化されるから、期待効用を  $s$  で微分すると、

$$\frac{\partial Eu^e}{\partial s} = p \cdot u^{e'}(\cdot) \frac{\alpha - 2s - s^2}{(1 + s)^2} \quad (3)$$

となる。右辺を  $s$  で微分すれば  $-2(1 + \alpha)/(1 + s)^2 < 0$  となるから、(2)式は凹関数である。また、 $\alpha > 0$  である限り、 $s = 0$  において(3)式右辺は正となっているし、 $s$  を上昇させると、分子の第2項と第3項の絶対値が増加するのでやがて負となる。したがって、(3)式をゼロに等しくする  $s$  が存在し、このストックオプション規模が経営者のストックオプション所得を最大化し、期待効用も最大化する。例えば企業価値を 10% 増加させることが見込めるような場合で  $\alpha = 0.1$  とすると、期待効用を最大化するストックオプション規模  $s^e$  は 0.049 であり、総発行済み株数の約 5% ということになる。同様にして  $\alpha = 0.3$  で約 0.15、 $\alpha = 0.5$  で約 0.22、 $\alpha = 1$  で約 0.41、 $\alpha = 2$  で 0.73 となる。 $\alpha$  のさまざまな値に対する経営者の効用関数の中の独立変数、すなわち経営者がストックオプションから得る所得をシミュレートした結果が第1表

---

<sup>5</sup>  $\alpha$  は金額で  $s$  は株式数であるから単位が異なるように思えるが、ここでは  $s$  に権利行使価格の 1 円が乗じられている。

に示されている。この表の数値は、ストックオプション導入時点での企業価値に対するストックオプション所得の比率をパーセント表示したものである。背景が塗りつぶされている行の  $s$  は、 $\alpha$  が与えられたときに経営者のストックオプション所得と期待効用を最大化するストックオプション規模の近似値を示している。これらのシミュレーション結果を使って、経営者期待効用を最大化するストックオプション規模の  $\alpha$  に対する比率  $s^e/\alpha$  を計算すると  $\alpha=0.1$  のときは 0.5、 $\alpha=0.5$  のときは 0.44、 $\alpha=1$  のときは 0.41、 $\alpha=2$  のときは 0.37 となる<sup>6</sup>。

第1表 スtockオプション所得の企業価値に対する比率(%)

s	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.2$	$\alpha=0.3$	$\alpha=0.4$	$\alpha=0.5$	$\alpha=0.75$	$\alpha=1$
0.01	0.09	0.2	0.3	0.4	0.5	0.7	1.0
0.02	0.16	0.4	0.5	0.7	0.9	1.4	1.9
0.03	0.20	0.5	0.8	1.1	1.4	2.1	2.8
0.04	0.23	0.6	1.0	1.4	1.8	2.7	3.7
0.05	0.24	0.7	1.2	1.7	2.1	3.3	4.5
0.06	0.23	0.8	1.4	1.9	2.5	3.9	5.3
0.08	0.15	0.9	1.6	2.4	3.1	5.0	6.8
0.09	0.08	0.9	1.7	2.6	3.4	5.4	7.5
0.1	0.00	0.9	1.8	2.7	3.6	5.9	8.2
0.15		0.7	2.0	3.3	4.6	7.8	11.1
0.2		0.0	1.7	3.3	5.0	9.2	13.3
0.3			0.0	2.3	4.6	10.4	16.2
0.4				0.0	2.9	10.0	17.1
0.5					0.0	8.3	16.7
0.6						5.6	15.0
0.7						2.1	12.4
0.8						0.0	8.9
0.9							4.7
1							0.0

実際、 $s^e/\alpha$  を  $\alpha$  で微分すると

6 大和証券 SMBC のホームページ <http://202.214.40.216/stock.html> で公表されているデータを用いて 2005 年にストックオプションを決定した企業 597 社のストックオプションの株式発行数に対する比率を計算すると平均して 2.3 %であった。

$$\frac{d(s^e/\alpha)}{d\alpha} = \frac{\alpha ds^e/d\alpha - s^e}{\alpha^2}$$

となるが、

$$\frac{ds^e}{d\alpha} = \frac{1}{2 + 2s^e} > 0 \quad (4)$$

を代入すると、分子は、

$$(\alpha - 2s^e - 2s^{e2})/\alpha^2$$

となる。これは、(3)式がゼロに等しいという条件を用いると  $-s^{e2}/\alpha^2$  となり、以下のような命題を得る。

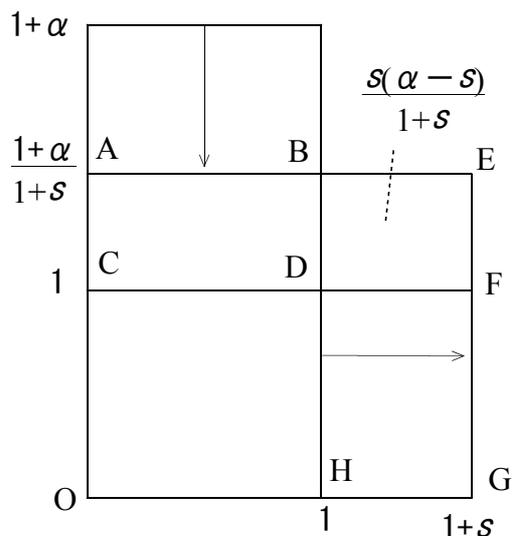
**命題1** 経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかのいずれかを選択する場合、経営者主権のもとでは、ストックオプションは経営者の所得を最大化する規模に決定される。また、ストックオプション導入によって期待される企業価値増加分が大きくなれば、ストックオプション規模は大きくなるが、ストックオプション規模の企業価値増加に対する比率は低下する。

この命題は、企業価値増加が大きくなるとストックオプション規模は大きくなるが、企業価値増加に占める経営者のシェアは低下することを示している。

### 2.3. 株主主権モデル: 経営者努力度が所与のケース

経営者が企業価値の上昇に成功した場合、株価は  $(1+\alpha)/(1+s)$  となるから、株主の得るキャピタルゲインは、ストックオプション権が行使される前から保有していた株式の株価上昇利益  $(1+\alpha)/(1+s) - 1$  と経営者のストックオプション行使による支払い額  $s$  の合計で  $(\alpha + s^2)/(1+s)$  となる。ここで経営者のストックオプション行使による支払い額を加えている理由を説明するために第1図が描かれている。

第1図 ストックオプション権行使後の株主所得



株価上昇に成功した後で経営者がストックオプション権を行使した後の株価は $(1+\alpha)/(1+s)$ であるから、株主が保有していた株式(=1)のキャピタルゲインは長方形 ABCD で表される。これが $(1+\alpha)/(1+s)-1$  である。一方、ストックオプション権行使に伴って経営者は株価にストックオプション株数  $s$  を乗じた長方形 BEGH の収入を得るが、企業に長方形 DFGH を支払う。この経営者が支払った金額  $s$  は企業の資本増加となるから、経営者がストックオプション権を行使した後の株主資産の価値増加分は、キャピタルゲインの長方形 ABCD と資本増加の長方形 DFGH の合計となるが、この値は $(\alpha+s^2)/(1+s)$ と表される。

経営者が新事業に失敗した場合は企業価値は変化しないから、株主の効用関数を  $u^s(\cdot)$  と表し、 $u^s(\cdot) > 0$ 、 $u^s(0)=0$  と仮定すると、期待効用は、

$$Eu^s = pu^s \left[ \frac{\alpha + s^2}{1+s} \right] \tag{5}$$

と表される。ただし以下では株主もリスク中立的とする。本稿の理論モデルでは、株主がストックオプションを設定する理由は、経営者に努力する動機を与えるためである。経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかの2つのケースに限定した単純なプリンパル・エージェント問題は以下のように説明される。ストックオプションを付与することによって、経営者は成功によって所得が増加するが、努力させるためには以下の誘因整合性の条件を

満たす必要がある。

$$pu^e\left[\frac{s(\alpha-s)}{1+s}\right] \geq e \quad (6)$$

また個人合理性の条件と呼ばれる、他の企業ではなく当該企業と契約する動機を持つ条件も満たされている必要がある。これら2つの条件を満たす契約ならば、経営者はこの企業で働きかつ努力する。

ストックオプションで  $\alpha$  だけ企業価値が増加した場合に、経営者が得るストックオプション所得は  $s(\alpha-s)/(1+s)$ 、企業価値増加で株主が得る所得は  $(\alpha+s^2)/(1+s)$  で、これらを合計すると  $\alpha$  となる。言い換えれば、株主と経営者は事業成功で増加した企業価値を分割している。したがって、プリンシパルである株主とすれば、誘因整合性の条件を満たすぎりぎり低い報酬のストックオプションを選択するのが最適となる<sup>7</sup>。具体的には、経営者に努力させてストックオプション権を行使させるには誘因整合性の条件(6)を満たす必要がある。経営者の努力度の水準を企業価値増加分  $\alpha$  に対する比率で  $\varepsilon$  と表すと金額表示の努力度は  $\varepsilon \alpha$  と表される。この努力度関数は、経営者の努力水準は企業価値の増加に比例して大きくなると解釈できる。経営者の努力度関数  $e = \varepsilon \alpha$  を用いれば誘因整合性の条件(6)は

$$\varepsilon \leq p \left[ \frac{\alpha-s}{1+s} \right] \cdot \left[ \frac{s}{\alpha} \right] \quad (7)$$

となる。ところが、この式の右辺は既述のように  $s$  に関して凹関数で最大値を持つだけでなく、 $s=0$  でも  $s=\alpha$  でもゼロとなるから、(7)式を満たす  $s$  には上限  $s^{UP}$  と下限  $s^{DW}$  が存在する<sup>8</sup>。経営者がストックオプション権行使のために努力するのはストックオプション規模がこの上限  $s^{UP}$  と下限  $s^{DW}$  の間に存在するときのみとなる。誘因整合性の条件はストックオプションが経営者主権のもとで決定される場合でも満たされる必要がある。 $s/\alpha$  は企業価値増加に占めるストックオプション額の比率であるから、経営者の努力度が企業価値増加に比例するケースでは以下の命題をえる。

7 個人合理性の条件は満たされていると仮定する。

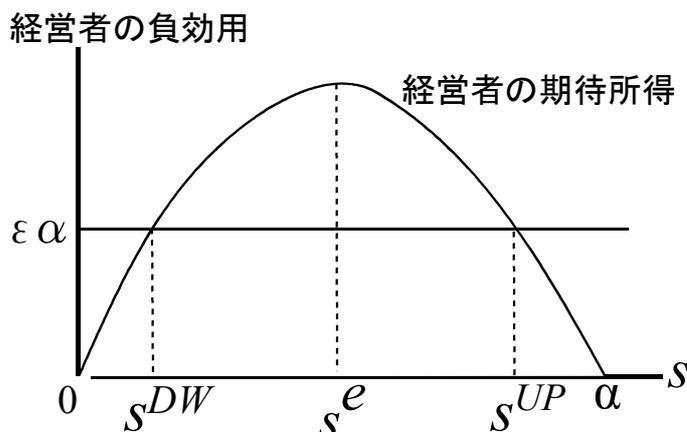
8 ただし、(7)式を満たす  $s$  が存在すると仮定する。この条件が満たされなければ、ストックオプションが導入されることはない。

命題2 経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかのいずれかを選択する場合で、経営者がストックオプション権を行使するために努力する条件は、期待される企業価値増加率が大きく、企業価値増加に占めるストックオプションのシェアが高ければ満たされる。

もし、ストックオプション権を行使する場合に、全ストックオプション権を行使することが義務付けられている場合には、ストックオプションの絶対的な規模が大きすぎても小さすぎても経営者は努力をせず、ストックオプション権は行使されない。しかし、ストックオプション権の行使が分割して可能であれば、経営者は所得を最大化する規模以上のストックオプションは行使しないで、努力することになる。経営者の所得を最大化する規模以上のストックオプションの行使を経営者に強制する制度は現実的・合理的でないから、以下では分割行使が可能と仮定する。

株主主権でのストックオプション規模  $s^{DW}$  と経営者主権でのストックオプション規模  $s^e$  との関係は第2図に示されている。この図では横軸はストックオプション規模、縦軸は経営者の努力に伴う負効用(金額表示)を示す。上に凸な曲線は(7)式の右辺、すなわち経営者の期待ストックオプション所得を表している。ストックオプションの分割行使が可能な場合には  $s^e$  より規模の大きいストックオプションが行使されることがないから、設定されることもない。また、株主主権のもとで株主がストックオプションの導入を決定するのは、経営者がストックオプションのために努力するケースのみであるから、株主から見た最適ストックオプション規模は  $s^{DW}$  となる。また、経営者主権のもとで決定されるストックオプション規模である  $s^e$  は下限  $s^{DW}$  と上限  $s^{UP}$  の間に存在するから、下限  $s^{DW}$  は経営者主権のもとで決定されるストックオプション規模である  $s^e$  よりも小さい。したがって、以下の命題をえる。

## 第2図 スtockオプション規模の決定



命題3 経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかのいずれかを選択する場合、株主主権のもとで導入されるストックオプションは、その権利行使によって経営者が得る所得が経営者の(金額表示の)負効用よりも大きくなる規模で最も小さい規模に設定される。また、この株主主権で決定されるストックオプション規模は経営者主権のもとで決定されるストックオプション規模よりも小さい<sup>9</sup>。

株主主権仮説のもとで、企業価値増加の大きさ $\alpha$ がストックオプション規模に与える影響は、(6)式で等号が成立しているケースを $\alpha$ で全微分して比較静学分析を行えば得られる。その計算結果は

$$\frac{ds}{d\alpha} = -\frac{s^2(1+s)}{\alpha(\alpha-2s-s^2)} \quad (8)$$

となる。株主主権仮説のもとでは分母はプラスであるから、(8)式はマイナスとなる。

9 第2図で $\alpha \varepsilon$ 線と経営者期待所得の曲線が接する場合には、 $s^e$ と $s^{DW}$ が等しくなり、経営者主権と株主主権でストックオプション規模が同一となる。

命題4 経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかのいずれかを選択する場合、株主主権のもとで導入されるストックオプションの規模は、ストックオプション導入によって増加すると期待される企業価値が大きいほど小さくなる。

企業価値の増加が大きいケースでは、株価上昇率が大きくストックオプション権行使で経営者が得る所得も大きくなるから、経営者に努力させるために必要なストックオプション規模が小さくなるのは当然である。これを命題1の前半部分の結果と比較すると興味深い。命題1の前半では経営者主権仮説のもとでは企業価値増加が大きいケースではストックオプション規模が小さくなることを明らかにしているからである。株主主権と経営者主権では企業価値増加の大きさがストックオプション規模に与える影響は正反対になる。この結果を実証分析に応用すれば、日本企業でのストックオプション導入が株主主権か経営者主権かを解明できる。実際、ストックオプション導入を日本企業のデータで実証分析した三好・中尾(200, p.22)の結果では、予想される株価上昇が大きいほどストックオプション規模が大きくなるという結果であった。したがって、経営者主権仮説に有利な証拠と言える。

次に、成功確率の大きさがストックオプション規模に与える影響を分析する。株主主権仮説のケースでは、条件(6)あるいは(7)で等号が成立した式を  $p$  で全微分して比較静学分析をすれば得られる。この結果

$$\frac{ds}{dp} = \frac{-(\alpha - s)s(1 + s)}{p(\alpha - 2s - s^2)} \quad (9)$$

を得る。株主主権のもとでは分母はプラスであるから(9)式はマイナスとなる。一方、経営者主権仮説のケースの成功確率の影響は、(3)式右辺をゼロに等しいと置き  $p$  で全微分して  $ds/dp$  を求めれば得られるが、これは明らかにゼロである。したがって、以下の命題を得る

<sup>10</sup>。

---

10 (7)式を見れば明らかのように、必要な努力度が企業価値増加と比例する場合には、成功確率  $p$  の増加と必要な努力度  $\varepsilon$  の低下はストックオプション規模にまったく同一の影響を与える。

命題5 経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかのいずれかを選択する場合、ストックオプションで企業価値増加が成功する確率の低下は、株主主権のもとではストックオプション規模を大きくするが、経営者主権のもとではストックオプション規模に影響を与えない。

この命題も当然である。株主主権のもとで経営者に努力させるためには、成功確率が低いほどストックオプション規模を大きくする必要がある。これに対して、経営者主権のもとで決定される場合には、ストックオプション規模は経営者のストックオプション所得が最大化されるように決定されるから成功確率の高さとは関係がない。このように成功確率がストックオプション規模に与える影響も株主主権仮説と経営者主権仮説では異なる。したがって、実証分析に応用することも考えられるが、難しいのは成功確率の数値化である。成功確率が低くなるのは、不況産業や競争的な市場環境にある企業あるいは利潤が急減したり損失が出て経営危機に陥っている企業であろう。このような企業で株主がストックオプションを導入し経営者に努力させるためにはストックオプション規模を大きくする必要があるが、経営者主権のもとではストックオプション規模は影響を受けないのである。

常識的に考えると、成功する確率が低い困難な状況では、ストックオプションは株主が決定権を持っていれば導入されるが、経営者が決定権を持っていれば導入さえないように思える。困難な状況では株主はストックオプションによって経営者に動機を与えたいと思うが、成功の見込みがほとんど無いときには経営者にはストックオプションは魅力的ではないと思われるからである。ところが、第1図から明らかなようにこれは誤りである。経営者の期待ストックオプション所得の最大値が努力度の負効用を上回れば、ストックオプション所得を最大化する規模も存在するし、期待ストックオプション所得と努力度の負効用が等しくなる規模も存在するからである。したがって、以下の命題をえる。

命題6 株主主権のもとで導入されるストックオプションは経営者主権でも導入されるし、経営者主権のもとで導入されるストックオプションは株主主権でも導入される。

### 3. 経営者努力度で成功確率が変化するモデル

#### 3.1. 経営者主権モデル

以上の分析ではストックオプションの規模は事業の成功確率  $p$  には依存していないが、成功確率がストックオプションの規模に依存することは十分ありうる。そこで成功確率が努力変数  $e$  の関数となっていると仮定し、 $p = p(e)$ 、 $p'(e) > 0$  とする。この場合、経営者は

$$Eu^e = p(e)u^e\left(\frac{s(\alpha-s)}{1+s}\right) - e \quad (10)$$

を最大化するような努力水準を決定する。この最大化問題の1階の条件は

$$p'(e)u^e(\cdot) = 1 \quad (11)$$

となるから以下の条件、

$$p''(e) < 0, p'(0) = \infty, p'(\infty) = 0 \quad (12)$$

を仮定すれば内点解が存在する<sup>11</sup>。したがって、 $e$  の水準も、成功確率もストックオプションの規模に依存するはずである。ところが、比較静学分析で(11)式から  $s$  の  $e$  に対する影響を計算すると

$$\frac{de}{ds} = -\frac{p'(e)u^e(\cdot)(\alpha - 2s - s^2)}{p''(e)u^e(\cdot)(1+s)^2} \quad (13)$$

を得る。分母は負であるが、分子の括弧内の項の符号は一定ではなく、経営者のストックオプション所得を最大化する点ではゼロで、それより小さい  $s$  ではプラスとなる。それより大きい  $s$  ではストックオプション所得は小さくなるが、ストックオプション権の分割行使可能の仮定より行使されない。以上の分析より、以下の命題を得る。

**命題7** ストックオプション導入による企業価値増加の成功確率が経営者の努力水準に依存する場合、経営者のストックオプション所得を最大化するストックオプション規模で経営者努力度が最大化される。この規模より小さい規模ではストックオプション規模増加は経営者の努力度を高めるが、この規模より大きい規模ではストックオプション規模の増加は経営者の努力度に影響を与えない。

---

11 2階の十分条件も満たされる。

この命題が成立するのは、ストックオプション規模が低い水準ではストックオプションの増加は経営者のストックオプション所得を増加するが、ストックオプション規模があまり大きくなると、発行株式数の増加の影響で株価上昇率が低くなって、ストックオプション所得が小さくなるためである。

経営者主権のもとで決定されるストックオプション規模は(10)式を  $s$  で偏微分してゼロと置けば得られるが、この条件は(3)式をゼロに等しいと置いたものと等しくなる。したがって、以下の命題をえる。

**命題8** スtockオプション導入による企業価値増加の成功確率が経営者の努力水準に依存する場合でも、経営者主権のもとで決定されるストックオプションは経営者の努力度とストックオプション所得を最大化する水準に決定される。

### 3.2. 株主主権モデル

経営者の期待効用を最大化する条件(11)から、努力変数  $e$  とストックオプション規模  $s$  の関係を表す関数  $e=e(s)$  が得られるとすれば、成功確率が経営者努力に依存するケースの株主の期待効用は

$$Eu^s = p(e(s))u^s \left( \frac{\alpha + s^2}{1+s} \right) \quad (14)$$

と表される。株主がストックオプション規模を決定する場合の最大化問題は誘因整合性の条件の制約のもとで(14)式を最大化することになる。(14)式を  $s$  で偏微分すれば条件

$$p'(e(s))e'(s)u^s(\cdot) + p(e(s))u^{s'}(\cdot) \left[ \frac{-\alpha + 2s + s^2}{(1+s)^2} \right] \quad (15)$$

を得る。もし、内点解が存在すれば(15)式はゼロに等しくなるが、 $s^e$  においては  $\alpha - 2s - s^2 = 0$  であるから第2項はゼロ、第1項も(13)式よりゼロとなるから、(15)式は  $s^e$  において極値を取る。第1項はストックオプションが経営者の努力度に与える効果の大きさを示し、第2項はストックオプションが株主の期待所得に与える影響を示している。そこで、極大値か極

小値かを調べるために<sup>12</sup>、第1項を  $s$  で微分して  $s^e$  で評価すると<sup>13</sup>

$$u(\cdot)p'(\cdot)e''(\cdot) + u(\cdot)e'(\cdot)^2 p''(\cdot) \quad (16)$$

また、第2項は

$$2p(\cdot)u'(\cdot)/(1+s) > 0 \quad (17)$$

となる。ところが(13)式を  $s$  で微分すると

$$e''(s) = \frac{2p'(e)u'(\cdot)}{(1+s)u(\cdot)p''(e)} < 0 \quad (18)$$

となるため(16)式はマイナスとなるから、 $s^e$  で第1項がゼロであることは経営者の努力度が極大化されることを示し、第2項がゼロであることは株主の期待所得が極小化されることを示している。したがって、 $s^e$  が極大値か極小値かは(15)式の第1項と第2項の大小関係で決定される。ストックオプションの経営者努力効果が大きければ  $s^e$  で株主の期待所得は極大値となり、小さければ極小値となる。(16)式も(17)式も  $s^e$  点において評価されているため、凹性や凸性はローカルなものであるが、もし、全域的に成立すると仮定すれば、株主が決定するストックオプション規模は、ストックオプションの経営者努力効果が大きいケースでは  $s^e$  となるが、小さいケースでは誘因整合性の条件を満たす範囲内で最も小さい値となる。凹性や凸性が全域的に成立しない場合でも、ストックオプション規模が  $s^e$  を超えることはないから<sup>14</sup>、以下の命題を得る。

**命題9** 企業価値増加の成功確率が経営者の努力水準に依存する場合でも、株主が決定するストックオプション規模は経営者が決定するストックオプション規模よりも小さいか等しい。

12 厳密には変曲点の可能性もあるが、簡単化のためこのケースは考慮しない。

13 2次の導関数は当然複雑な式となるが、 $s^e$  点では条件  $a - 2s - s^2=0$  が成立するため以下に表示のように簡単化される。

14 スtockオプション権の分割行使が可能と仮定しているため、 $s^e$  より大きい規模のストックオプションを設定しても、その部分を経営者は行使しない。したがって、設定されない。

### 3.3. 経営者主権モデルの一般化

これまでの経営者主権モデルでは、権利行使価格を決定することができない。そこで、この節では経営者主権モデルを拡充した制約付き経営者主権モデルを導入する。

経営者が大きい自由裁量の余地を持っていたとしても、無制限の自由を得ているわけではない。例えば、以下のような可能性がある。

(a) 現在価格よりも低い権利行使価格を提案すれば株主総会で否決される。

(b) ストックオプション規模があまりにも大きければ権利行使後の株価が著しく低下するため株主総会で否決される。

(c) ストックオプション設定期間中に無能力であることが明らかになれば解雇される。

これらの現実の状況をモデルに取り入れるためには、経営者主権モデルを制約付き経営者主権モデルに修正するべきと思われる。ここで制約とは株主の敵対的行動を招かないという条件である。

この制約付き経営者主権モデルでは、事業に成功する確率 $p$ は、解釈が変わり経営者によるストックオプション提案が株主総会で承認され、ストックオプション設定期間中に解雇されず、事業に成功する確率となる。したがって、 $p$ はストックオプション成功確率でなく、ストックオプション権行使確率と呼ぶことができる。また、 $p$ はストックオプション権執行価格、ストックオプション規模の関数となる。すなわち

$$p = p(e, K, s) \quad (19)$$

と表される。ただし、 $K$ はストックオプションの権利行使価格である。ストックオプション権行使価格を低くしすぎたり、ストックオプション規模を大きくしすぎたりすれば採択確率が低下し $p$ が小さくなる。

制約付き経営者主権モデルでは、経営者は株主の意向を反映しているのであるから、経営者主権とは言えないという議論もありうる。しかし、株主の積極的な反対を招かないという制約のもとで経営者が自分の期待効用を最大化する行動と株主の利益を最大化する行動とは一般的には異なるのである。

## 4. 最適ストックオプション規模: 株主主権仮説vs経営者主権仮説

### 4.1. 最適ストックオプション規模: 経営者努力度が所与のケース

以上の分析より、株主主権におけるストックオプション規模よりも経営者主権のストックオプション規模の方が大きくなる可能性が高いからがわかった。では、どちらのストックオプション規模が社会的に見てより望ましいのであろうか？この節ではストックオプション規模が社会的厚生に与える影響を分析する。この問題を分析するためには、ストックオプションと社会的厚生の関係を分析する必要があるが、本稿ではストックオプションが社会的厚生に与える影響の大きさはストックオプションがもたらす利潤増加あるいは企業価値の増加  $\alpha$ 、ストックオプションの社会的費用は経営者の努力度の増加に伴う負効用で示されると想定する。したがって、経営者が努力するかしないかの二つのステートしかない簡単なモデルの場合には 2.3. で用いた  $\varepsilon$  を用いると社会的厚生の期待値  $W_s$  の定義は

$$W_s = (p - \varepsilon) \alpha \quad (20)$$

と表される。この場合には、導入されるストックオプションは条件

$$p > \varepsilon \quad (21)$$

を満たす必要があるし、また、この条件を満たすストックオプションは導入されることが望ましい。ここで重要になるのは誘因整合性の条件(7)である。この条件(7)は

$$\varepsilon \leq p \left[ \frac{s}{1+s} \right] \cdot \left[ \frac{\alpha - s}{\alpha} \right]$$

と表されるが、括弧内の変数はいずれも1より小さいから、条件(21)が満たされる。また、誘因整合性の条件は株主主権のもとでも経営者主権のもとでも満たされるから、どちらの場合でも導入されるストックオプションは条件(21)を満たすのである。また、(20)式の定義ではすべての変数が外生的に与えられているから、ストックオプション規模の変化が社会的厚生に影響を与えないのは明らかであり、株主主権のもとで決定されても経営者主権のもとで決定されても社会的厚生に変化はない。したがって、社会的に最適なストックオプション規模は所得分配の問題となる。命題3と命題9によって株主主権のもとではストックオプション規模は経営者に努力させるために最低必要なストックオプション規模に決定されるが、経営者主権のストックオプション規模はこれを下回らないから以下の命題をえる。

**命題10** 経営者努力度が所与で、経営者が努力するかしないかのいずれかを選択する場合には、導入されるストックオプションは株主主権のもとで決定されても経営者主権のもと

とで決定されても社会的厚生期待値を増加させる。また、どちらが決定しても社会的厚生に与える影響の大きさは同一であるが、株主主権のもとで決定されれば、その規模は経営者に努力させるに必要にして十分な水準となり、経営者主権のもとで決定されればこの水準を超過するか等しくなる。

経営者の努力に必要な水準以上の報酬を与えることが社会的に望ましいと考えられる特別な根拠はない。したがって、経営者が努力するかしないかの二つの選択しかないようなケースでは、ストックオプション規模が株主主権のもとで決定されれば社会的に望ましい水準になるが、経営者主権のもとでは過大になると結論してよいであろう。

#### 4.2. 最適ストックオプション規模：成功確率が変化するケース

成功確率が変化するケースでは社会的厚生期待値は経営者の努力度の関数として以下のように定義される。

$$W_s = p(e)\alpha - e \quad (22)$$

この式を努力変数で偏微分してゼロと置けば、条件

$$P'(e^*)\alpha = 1 \quad (23)$$

を与える。ただし星印は社会的最適値であることを示す。社会的に最適なストックオプションは  $e^* = \alpha(s)$  を満たす  $s^*$  で与えられる。努力変数を金額表示として経営者の最大化問題を期待所得  $E_y$  で表わせば

$$E_y = p(e) \left( \frac{s(\alpha - s)}{1 + s} \right) - e \quad (24)$$

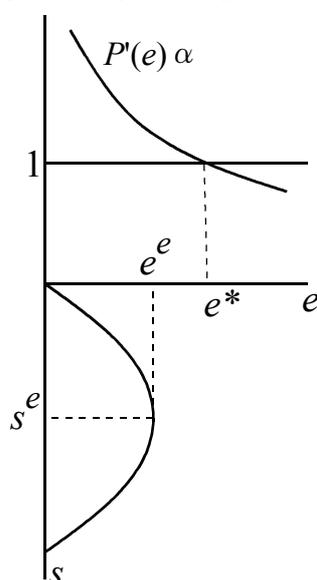
となり、これを最大化する努力度は

$$p'(e) \left( \frac{s(\alpha - s)}{1 + s} \right) = 1 \quad (25)$$

を満たす。この条件を満たす努力度はストックオプションの関数であるため一定の値ではないが、左辺の括弧内の値はすべての  $s > 0$  に対して  $\alpha$  より小さいから、努力変数と成功確率の関係に関する条件(12)の  $p'(e) < 0$  が満たされるかぎり、(25)式を満たす  $e$  は(23)式を満たす  $e^*$  より小さい。これらの関係を図解すると第3図のようになる。この図の上の部分

は(23)式の関係、下の部分の曲線は(25)式を満たす  $e$  と  $s$  の関係を示している。経営者主権のもとではストックオプション規模は  $s^e$  に、努力度は  $e^e$  に決定される。この図より明らかのように、ストックオプション規模を大きくしても、経営者の努力度は  $e^e$  よりもおおきくならないから、社会的最適を実現するストックオプション規模は存在しない。また、命題9によって株主主権のストックオプション規模は経営者主権の水準より大きくならないし、命題8によって経営者主権のもとで努力度が最大化されるから、株主主権では社会的厚生がより大きくはならない。したがって以下の命題をえる。

### 第3図 社会的最適ストックオプション



命題11 ストックオプションで企業価値が増加する確率が経営者の努力度に依存する場合、経営者が決定するストックオプションのもとでの努力度は社会的最適水準よりも小さいが、ストックオプション規模をより大きくしても経営者努力度を高めることはできない。したがって、社会的最適を実現するストックオプション規模は存在しない。また、ストックオプション規模が経営者主権のもとで決定されれば株主主権のもとで決定されるより社会的厚生も大きくなるか、すくなくとも小さくならない。

経営者がストックオプションから得る所得が、経営者の努力度の効果として社会が得る利

益の一部でしかないのであるから、経営者の努力度が社会的最適水準より小さくなるのは当然である。

#### 4.3.株主主権仮説 VS 経営者主権仮説

次に明らかにすべき問題は日本の企業のストックオプションが株主主権のもとで決定されているのか、経営者主権のもとで決定されているのかという問題である。これは企業によって異なる。既述の SMBC のホームページで公表されているデータを用いて、2005 年にストックオプションを決定した企業 597 社のストックオプションの株式発行数に対する比率（以下ではストックオプション比率と呼ぶ）を計算すると平均値が 2.3 %、最大値は 40 %であった。その分布状態は第4図に示されている。これを見ると半数に近い 286 社ではストックオプション比率が1%未満、3/4 に近い 458 社が 3 %未満である。第1表を見れば明らかかなように、経営者がストックオプション規模を決定するケースでは、ストックオプション導入後に期待される株価上昇率が 10 %であってもストックオプション比率は約 5 %、ストックオプション導入後の株価上昇率が 30 %であれば約 15 %となるはずである。したがって、日本企業におけるストックオプション規模は経営者主権のもとで期待される水準に比べれば非常に低い。

次に、ストックオプションが株主主権のもとで導入されているかどうかを判断するためには、株主から見た最適なストックオプション規模を知る必要がある。これは株主が経営者の重要性をどのように評価しているかに依存するから、株式市場が決定する企業価値が経営者によってどれほどの差異が生じているを分析すれば、ある程度推測できる。そこで、日本の製造業の企業約 1000 社のデータを用いて企業価値を被説明変数とし、経営者の能力や経験を示す特性として年齢、役員就任後の年数、入社後の年数などを説明変数として回帰分

析を行った<sup>15</sup>。この推定結果では経営者年齢と役員就任後年数の組み合わせが最もフィットが良く、推定係数はいずれもプラスであった。このケースで経営者が企業価値に与えた貢献度を算出すると約 2.1 %となる<sup>16</sup>。この貢献度は、株主が経営者を差し替えたときに生じる企業価値の変化(増加あるいは減少)の最大値を反映している。したがって、ストックオプション比率が 3 %未満の約 3/4 の企業については経営者の影響力とストックオプション規模がほぼ一致していることになり、これらの企業については株主の立場から見てもストックオプション規模にはある程度の合理性がある。したがって、これらの企業の場合にはストックオプション規模は株主の強い影響の基で決定されている可能性が高い<sup>17</sup>。

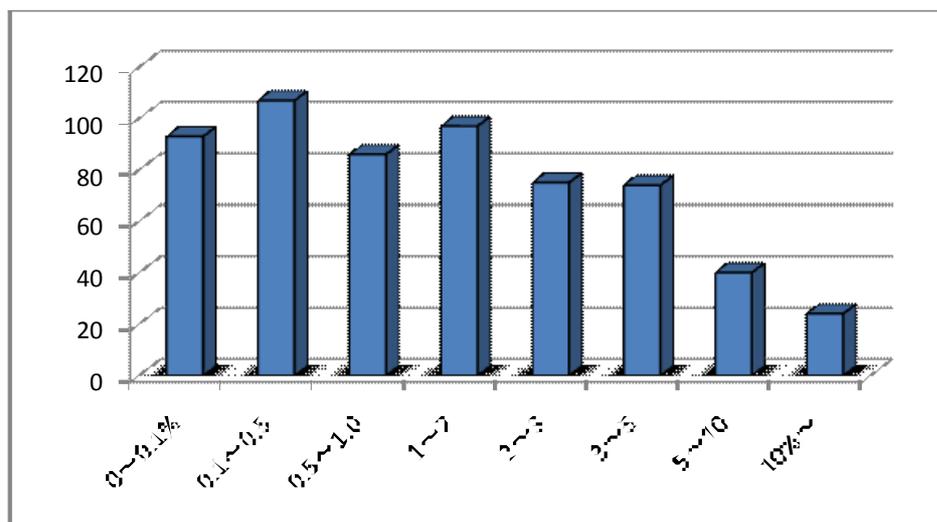
---

15 特定個人の経営者としての能力をデータとして表すのは困難であるが、企業価値上昇に成功した経営者であれば、在任期間が長くなり、年齢が高くなっても役員としてとどまっている可能性が高い。したがって、年齢や現職就任後年数は経営者の経験だけでなく能力の高さも示していると思われる。ただし、この場合には、経営者の能力が高いため企業価値が高まり、その結果在職年数が延び、年齢が高くなったのであるから、因果関係の方向は企業価値から在職年数や年齢ということになる。

16 この回帰分析の詳しい説明は補論で行っている。

17 中尾(2006)では経営者がストックオプションから得る所得の企業価値増加に対する比率は 0.47 %程度であった。第1表の分析では、経営者主権のもとでは、この比率は 40 %から 50 %程度であったから、この分析からも経営者主権仮説が現実を説明できないことがわかる。アメリカ企業の場合でも Jensen and Murphy(1990)では、この比率は 0.325 %と推定されている。したがって、アメリカ企業でもストックオプション導入は株主によって決定されていると思われる。

第4図 ストックオプションの株式数に対する比率の企業数分布



ストックオプション比率が 10 %を超える企業の特徴を把握するために、発行株式数の規模を調べると、ストックオプション比率が 10 %未満企業は平均が 13.4 万、ストックオプション比率が 10 %から 20 %未満で 4.3 万、20 %以上で 1679 となっている。したがって、ストックオプション比率が高い企業は発行株式数が小さい小規模な企業であることがわかる。これらは規模が小さい若い企業であるから、ストックオプション比率が高いのは、株主が経営者となっているケースが中心であると推測できる。したがって、これらのストックオプション比率が高いケースでも経営者主権仮説が妥当すると結論することはできないと思われる。以上の分析より以下のような暫定的な結論が得られる。

**仮説** 日本の企業ではストックオプション規模は株主利益を反映するような水準に決定されており、経営者主権仮説は現実的ではない。

既述のように三好・中尾(2007)の実証分析は経営者主権仮説を支持しているから、本稿での結論と矛盾している。三好・中尾(2007)では情報の非対称性にもとづいた理論モデルを採用しているため、本稿のストックオプション権行使が株価を引き下げる効果を中心に構築した理論モデルとはストックオプション導入のメカニズムが異なっている。現実には複雑で単純化した理論モデルでは、重要なすべての要因を捕らえているわけではない。本稿のモデルで、特に問題であるのは株主総会の影響を無視している点である。経営者が第1表のシ

ミュレーションで得られたような規模の大きいストックオプションを導入しようとしても、3.3.で指摘されたように、株主総会で否決される可能性が高い。この点を考慮したモデルを使って分析すれば経営者主権のもとでの最適ストックオプション規模はもっと小さくなったはずである。したがって、株主主権仮説と経営者主権仮説のどちらが日本企業の現実によりよく当てはまるかは更なる研究を待つしかないと言える。

## 5. 終わりに

本稿では、ストックオプション権行使が株価を引き下げる効果を取り込んだ理論モデルを構築し、このモデルを用いて経営者主権のもとにおけるストックオプション規模のシミュレーションを行って最適ストックオプション比率を推定した。この分析結果を、日本企業の実際のストックオプション比率や経営者の企業価値に与える影響の大きさと比較することで、日本の企業では株主主権仮説が妥当する可能性が高いことを明らかにした。すなわち日本の企業では、ストックオプション規模は株主利益を最大化するような規模に近い水準に決定されているようである。

企業価値増加が社会的厚生増加の大きさを反映するという想定のもとでストックオプションと社会的厚生の関係も分析した。その結果、以下のような結論を得た。

- ①ストックオプション導入は株主が決定しても経営者が決定しても社会的厚生期待値を増加させる、
- ②経営者が努力するかしないかの二つの選択しかないケースでは、ストックオプションが株主によって決定されれば、その規模は経営者に努力させるに必要なにして十分な水準となる、
- ③ストックオプションによる企業価値増加の成功確率が経営者の努力度に依存するケースでは、ストックオプション規模を経営者が決定しても株主が決定しても経営者の努力度は社会的最適水準よりも小さくなるが、ストックオプション規模をより大きくしても社会的厚生を増加させることはできない。

本稿で構築した理論モデルは、非常にシンプルなものであった、それ故に、経営者主権のもとでのストックオプション規模を数値化することができ、興味深い結論を導き出すことができた。しかし、シンプルな理論モデルはさまざまな現実には重要な要因を無視している。したがって、本稿で得られた結論も暫定的なものであることを強調しておきたい。

## 補論:

この補論では、経営者が企業価値に与えている影響の大きさについて実証的に分析する。分析対象となるのは日本の製造業の企業で、企業価値については 2005 年から 2007 年の平均値、経営者のデータは 2007 年決算を用いた。サンプル企業の選択方法は中尾(2008)とほぼ同一であるのでここでは省略するが、対象年度が異なることや 2005 年から 2007 年の間で経営トップグループが変化していない企業に限定するなどの制約があってサンプル企業数は 1067 社となった。経営者の能力の高さ、経験の長さなどを示す特性として『有価証券報告書』の役員報酬欄記載の上から 5 人の役員データから、年齢、役員就任後年数、入社後年数、入社後役員になるまでの年数を収集し、平均値を算出した。これらの役員関連のデータは日経 NEEDS-CD ROM『企業情報Ⅱ』の 2008 年 8 月収録バージョンで収集した。また、コントロール変数として広告費、研究開発費、輸出額を採用した。これらのコントロール変数に関する仮説やデータ作成方法などについても中尾(2008)で説明されているためここでは省略する。試験的分析でコントロール変数と役員年齢を組み合わせるとすべての  $p$  値が 0 %、コントロール変数と役員就任後年数の場合にはコントロール変数は 0 %、役員就任後年数は 1.5 %となった。そこで、コントロール変数と役員年齢および役員就任後年数を組み合わせた推定モデルを採用した。その推定結果は

$$\text{企業価値} = -148136 + 2.99 \text{ 広告} + 0.62 \text{ 研究開発} + 0.20 \text{ 輸出}$$

$$+ 2531 \text{ 役員年齢} + 657 \text{ 役員就任後年数、}$$

$p$  値はコントロール変数と役員年齢は 0 %、役員就任後年数は 17.6 %<sup>18</sup>、自由度修正済決定係数は 0.52 であった。この推定結果を用いて中尾(2008)と同様な方法で貢献度を算出したところ、役員年齢が 0.5 %、役員就任後年数が 1.6 %、両変数の合計が 2.1 %となった。要するに、上級経営者が人として、経営者として経験を積んでいるケースほど企業価値

---

18 年齢と役員就任後年数を組み合わせると多重共線性のため役員就任後年数の  $p$  値が低下すると思われる。

が高いと結論できそうである<sup>19</sup>。

## 謝辞

この研究は、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」、平成17年度～平成20年度)の助成を得て行われた。

## 参考文献

乙政正太,(2002)「ストック・オプション制度と経営者インセンティブー理論的予測と経験的証拠ー」『阪南論叢:社会科学編』第37巻第4号, pp.77-92.

三好博昭・中尾武雄,(2007)「ストック・オプション導入決定に関する理論的・実証的分析」『ITEC ワーキングペーパー』07-17

中尾武雄,(2006)「ストックオプション効果の実証的分析」『同志社大学経済学論叢』第58巻第3号, pp.25-51.

中尾 武雄,(2008)「企業価値決定要因のパネルデータ分析ー配当, 研究開発, 広告, 輸出, 株主構成と企業価値の関係ー」『ワールドワイドビジネスレビュー』第9巻第2号, pp.1-20.

長岡貞男,(2001)「企業活動基本調査から見た日本企業によるストックオプションの導入動向」『経済統計研究』第29巻第2号, pp.35-51.

松浦義昭,(2001)「日本企業のストック・オプション制度導入に対する株式市場の反応」『経営行動科学』第16巻第1号, pp.25-31.

---

19 年齢と役員就任後年数は、たとえば IT 関係のような若い企業で当然小さい。年齢も役員就任後年数も企業価値とはプラスの関係があるから、若い企業ほど企業価値が低いことになる。若い企業ほど予想成長率も割引率も高いと推測されるが、前者が企業価値に与える影響はプラス、後者はマイナスであるから、年齢あるいは役員就任後年数と企業価値のプラスの関係は、予想成長率よりも割引率の影響が強い結果である可能性がある。これは若い企業に対しては市場は成長を期待するよりも失敗を危惧する影響が強いことを意味しているが、これも経営者が未熟であるという事実を反映している可能性もある。

Bettis, J. C., J. Bizjak and M. Lemmon, (2005) 'Exercise Behavior, Valuation, and the Incentive Effects of Employee Stock Options,' *Journal of Financial Economics*, Vol.76, pp.445-470.

Jensen, M.C., and W.H. Meckling, (1976) 'Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure,' *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No.4, pp. 305-360.

Jensen, M.C., and K.J. Murphy, (1990)'Performance Pay and Top-Management Incentives,' *Journal of Political Economy*, Vol.98, No.2, pp.225-264.

Kato, H.K., M. Lemmon, M. Luo and J. Schallheim, (2005) 'An Empirical Examination of the Costs and Benefits of Executive Stock Options: Evidence from Japan,' *Journal of Financial Economics*, Vol.78, pp.435-461.

Uchida, K.,(2005) 'The Determinants of the Stock Option Use by Japanese Companies,' 北九州市立大学経済学部ワーキングペーパーシリーズ 2005-2.

Yermack, D., (1995) 'Do Corporations Award CEO Stock Options Effectively?' *Journal of Financial Economics*, Vol.39, pp.237-269.

# 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。

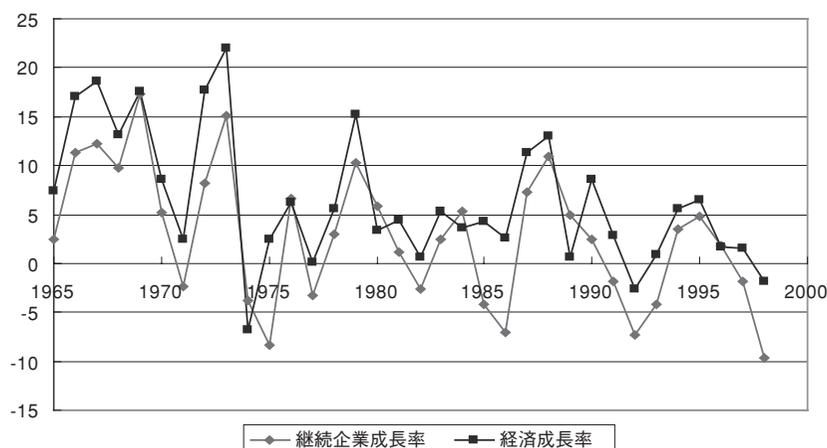


図1 経済成長率と継続企業成長率の推移比較

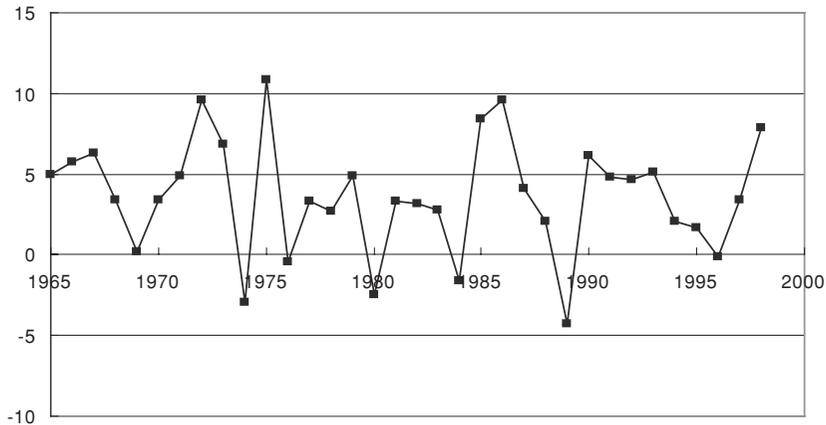


図2 新陳代謝成長率の推移

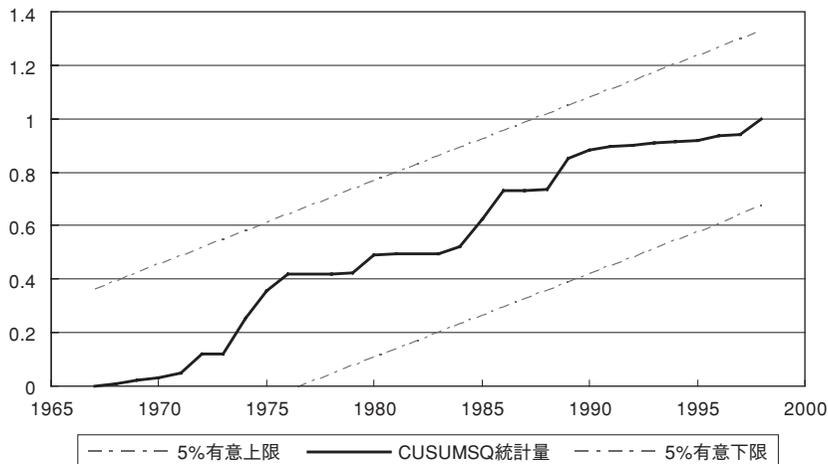


図3 新陳代謝成長率の構造変化のCUSUMSQ検定

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 成長率	利潤率	株価	インフレ率為替レート	超過 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持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・ワトソン値が低いと、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 (-

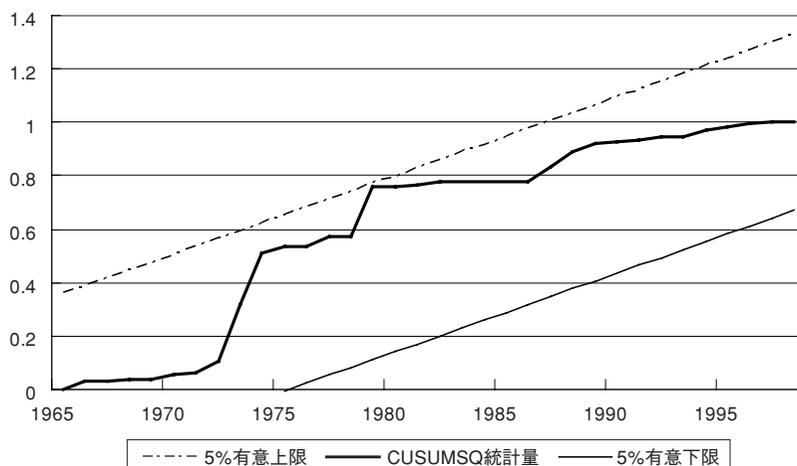


図4 成長率差の推定の構造変化 CUCUMSQ 検定

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」セッ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.

# 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<sup>1</sup>。

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<sup>2</sup>。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<sup>3</sup>。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<sup>4</sup>。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ため、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によって、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がある程度は見る事ができる。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<sup>5</sup>、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<sup>6</sup>。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は受けない。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<sup>7</sup>。

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ものは発見できなかった<sup>8</sup>。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<sup>9</sup>。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<sup>10</sup>。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（ $\pi_{macro}$ ）の場合には以下のような結果になる（推定係数下

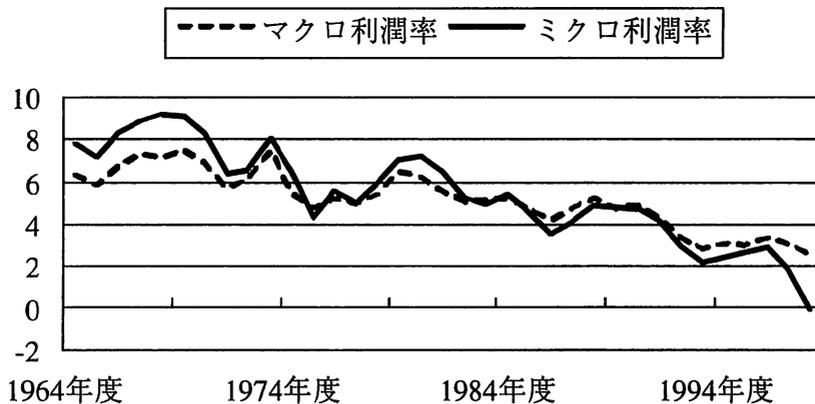


図1 マクロ利潤率とマイクロ利潤率の推移（%）：1964年度～1998年度

の括弧内の数値は  $t$ -値で、以下の推定結果でも同じ：

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

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：

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

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（ $\pi_{micro}$ ）に対して行うと以下のような結果となる：

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

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のようなようになる：

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

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<sup>11</sup>。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<sup>12</sup>。1971年から1973年には日本

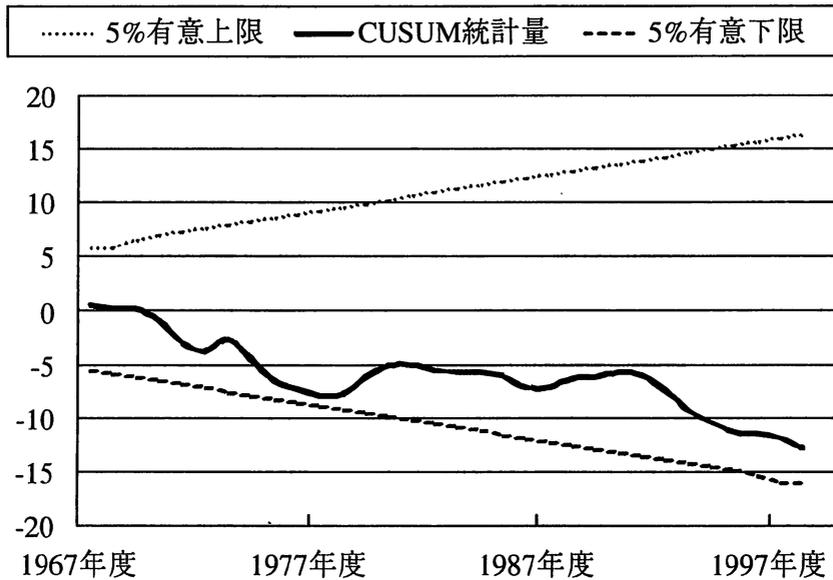


図2 マクロ利潤率のCUSUM検定

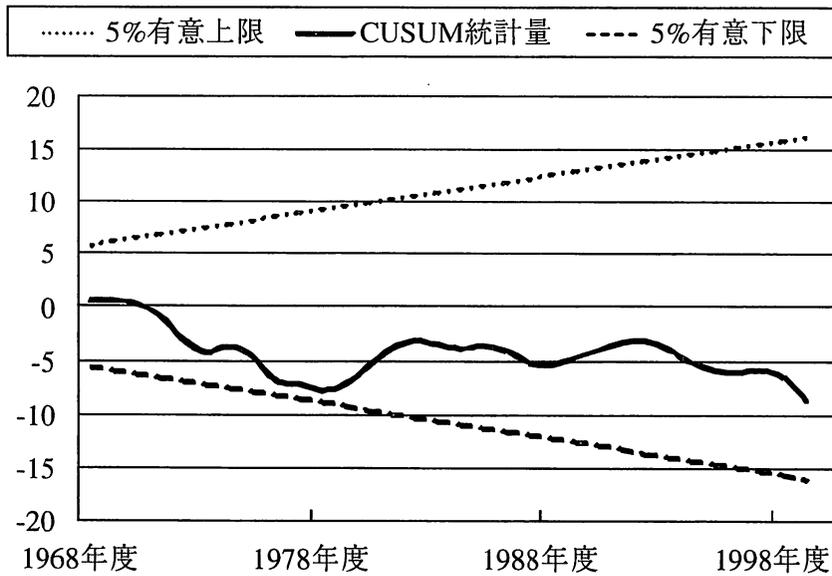


図3 ミクロ利潤率のCUSUM検定

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<sup>13</sup>。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

<sup>13</sup>

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)
R <sup>2</sup>	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)
R <sup>2</sup>	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)
R <sup>2</sup>	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<sup>14</sup>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マイクロ利潤率の差である企業新陳代謝の利潤効果 ( $\pi_{new}$ ) 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数は、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マイ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<sup>15</sup>。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<sup>16</sup>。

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い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<sup>17</sup>。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、マクロ利潤率とマイ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、マクロ利潤率よりマイ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

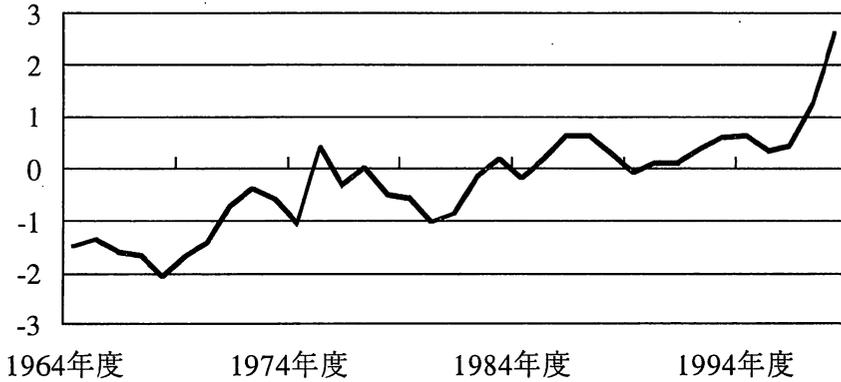


図4 企業新陳代謝の利潤効果の推移 (%)：1964年度～1998年度

れる。既述のようにマイクロ利潤率は、1964年度から1998年度の間に上昇し続けた企業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<sup>18</sup>、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<sup>19</sup>：

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

(-10.01) (9.58)

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

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

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

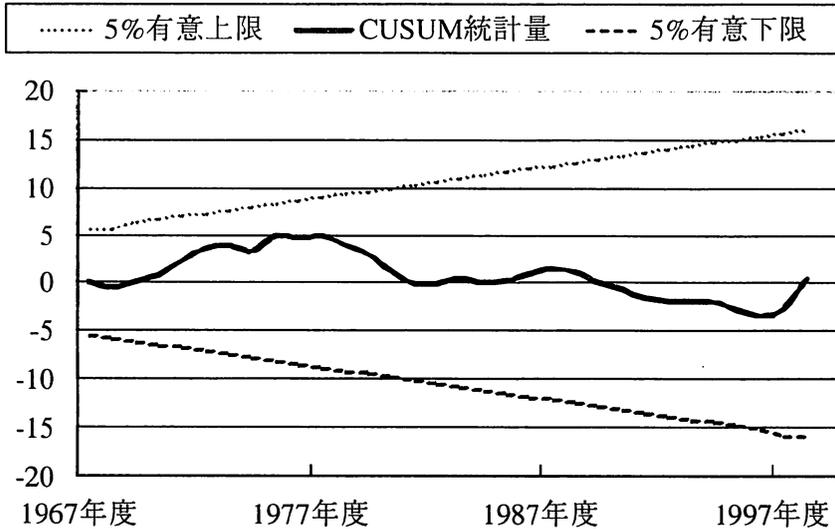


図5 企業新陳代謝の利潤効果のCUSUM検定

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)

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

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)

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

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<sup>20</sup>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、企業の新たな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。企業の新たな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<sup>21</sup>。

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<sup>22</sup>、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<sup>23</sup>。

#### 利子率<sup>24</sup>

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<sup>25</sup>、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ると思われる。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<sup>26</sup>。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<sup>27</sup>。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と同様である。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。<sup>29</sup> 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 デフレーター、国内総資本形成デフレーター、家計最終消費支出デフレーターで実質化した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ーで実質化した値も試みた。

実質利率=国内銀行の総合貸出約定金利から GNP デフレーターの変化率を差し引いた値。<sup>30</sup> 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<sup>31</sup>。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：

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

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

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

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：

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

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

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

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

$$RESET 2 = 0.13 (0.72) \quad \quad \quad CHOW = 0.29 (0.88)^{32}$$

ただし、 $\Delta$ 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。<sup>33</sup>

#### 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：

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

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

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

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の意味する。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。<sup>34</sup>

#### 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<sup>35</sup>：

$$\begin{array}{ll} \text{実質経済成長率} = 9.42 - 0.26 \text{ 時間} & \bar{R}^2 = 0.61 \\ (7.38) \quad (-4.26) & \\ \text{実質利率} = 0.47 + 0.11 \text{ 時間} & \bar{R}^2 = 0.33 \\ (0.30) \quad (1.46) & \end{array}$$

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の新陳代謝が与えた影響の趨勢を分析することであった。企業の企業の新陳代謝は、新企業の参入と衰退企業の退出によって起こる。この企業の企業の新陳代謝を、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が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整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、ミ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、ミ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。当期利益を使ったとし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<sup>5</sup>、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<sup>6</sup>、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、利子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、利子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成長率と実質利子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。