

企業統治と経営効率

－企業統治の効果と経路、及び企業特性の影響－*

早稲田大学 商学部 教授 ファイナンス総合研究所 副所長／
ハーバード大学 ライシャワー研究所 客員研究員 宮島 英昭
miyajima@waseda.jp

ニッセイ基礎研究所 金融研究部門 副主任研究員 新田 敬祐
nitta@nli-research.co.jp

早稲田大学 商学部 助手 齊藤 直
saito@aoni.waseda.jp

早稲田大学 商学部 助手 尾身 祐介
omi@aoni.waseda.jp

<要旨>

本稿では、コーポレート・ガバナンスが経営効率に与える影響に関して、包括的な実証研究を行った。分析対象をバブル崩壊後の東証一部上場企業（除く金融・公益）とし、経営効率を可能な限り精緻な全要素生産性（Total Factor Productivity：TFP）で測定して、株主構成、負債、取締役会構成などのガバナンス特性が果たした役割の解明を試みた。

ここでの具体的な課題は、①ガバナンスは経営効率の向上にとって重要なのか、②ガバナンス効果が発揮される経路はどのようなものか、③成長性や競争などの要因はガバナンス特性とどのような相互作用を持つのか、の3点に要約される。一連の分析から、以下の諸点が明らかとなった。

第一に、TFP 成長率は、株主構成や負債、取締役会構成など、ガバナンスの状態を規定する諸特性に大きな影響を受ける。この意味で、ガバナンスは経営効率の決定要因のひとつと考えられる。具体的な諸特性の作用は、次の通りであった。株主構成については、海外機関投資家の持株比率が高いほど、また安定保有比率が低いほど、TFP 成長率が高まる。また、負債比率については、その水準が高いほど TFP 成長率が改善する。他方、取締役会構成については、取締役会規模が大きいほど TFP 成長率が低下するが、社外取締役の存在は有意な影

* 本稿の執筆過程で、2002 年度日本金融学会春季大会（横浜市立大学）、及び東京工業大学のセミナーで報告の機会を得た。有益なコメントを頂いた堀内昭義氏、並びに学会、セミナーの参加者に、記して感謝の意を表したい。また、本稿と平行して執筆した宮島・新田（2003）では、不振産業（建設・小売・不動産）のガバナンス問題に焦点を当てた分析を行った。当論文は本稿から派生したものであり、データや分析アプローチなど多くの部分が共通するため、以下では、とくに重要な点を除いて極力これに触れない。ただ、分析の視点は異なっているので、同論文も合わせて参照されたい。

響を持たない。

第二に、ガバナンス効果は以下の経路で作用することが示唆された。海外機関投資家や安定株主による株式保有はモニタリング強度と関係しており、企業経営者は、強いモニタリングにさらされると、経営に対する緊張感を高め、自律的に努力水準を向上させる。同様に、負債比率の上昇も、倒産の脅威を高めることで、経営者に自律的な努力を促す。しかし、メインバンクによる他律的な規律付けの効果は弱く、逆に財務危機に直面した企業でモラルハザードを誘発した可能性が高い。他方、取締役会規模に関しては、組織規模の拡大にともなって、意思決定能力が低下することが示唆された。また、社外取締役は生産性の向上に貢献しないが、これは情報の非対称性によるものと考えられる。

第三に、以上のガバナンス効果は、企業の成長性や競争環境と複雑な相互作用を持つことが示された。成長性との相互作用については、負債の規律付け効果が低成長企業で増幅されるのに対し、安定保有の弊害は主に高成長企業で現れることが明らかとなった。一方、企業間競争との相互作用については、競争とガバナンス特性が、全体として相互補完的な関係にあり、非競争的な産業ではガバナンスの効果は相対的に小さいことがわかった。

<目次>

1. はじめに	55
2. TFP の計測	57
2.1. 計測方法	57
2.2. データ	58
2.3. 計測結果	59
3. ガバナンスと経営効率	63
3.1. 株主構成	63
3.2. 負債、及びメインバンク	67
3.3. 取締役会構成	69
4. 基本推計	73
4.1. 分析方法	73
4.2. 分析結果及び考察	73
4.3. メインバンクの効果	75
5. 経営環境とガバナンス効果の変化	77
5.1. 分析の視点	77
5.2. 分析結果及び考察	79
5.3. 取締役会規模変化の効果	81
6. ガバナンス効果と成長性	83
6.1. 分析の視点	83
6.2. 分析結果	84
7. ガバナンス効果と競争環境	86
7.1. 分析の視点	86
7.2. 競争水準をいかに捉えるか	87
7.3. 分析結果及び考察	89
8. おわりに	93
補論 資本ストックの推計法	94

1. はじめに

バブル崩壊後、日本経済の長期低迷が明らかとなる中で、企業の経営効率の低さが問題視されるようになってきた。例えば、平成 13 年版の経済財政白書では、1990 年代の日本経済に対する生産性低下の寄与は著しく、このために潜在成長率が約 1%も引き下げられたと指摘されている。このように、日本経済の長期低迷の一因が経営効率の悪化に求められるとする見方は、既に一般的なものとなっている。さらに、こうした経営効率悪化の背後には、企業経営に対する規律の欠如、すなわち、コーポレート・ガバナンスの問題が潜むと考えられている（例えば、平成 14 年版経済財政白書）。90 年代半ばから、設備、雇用、債務のいわゆる「3 つの過剰」が注目されるようになり、バブル期の過剰投資やその後の不良債権処理の先送りなどと、日本型ガバナンスとの関連が指摘されるに至ったのである。こうした見方を裏付ける事実は存在するのだろうか。日本特有のガバナンス構造が、経営効率の長期低迷の一因といえるのだろうか。

本稿の課題は、バブル崩壊後の日本企業を対象に、変容しつつあるガバナンス構造と経営効率の関係を実証的に明らかにすることにある。経営効率とガバナンスに関する研究は、米国を中心にその成果が蓄積されつつあるものの、どのようなガバナンス特性が有効であるか、また、それらがどのように機能するかに関して、必ずしも定まった見方が確立しているわけではない。とくに日本企業に関する研究は十分でなく、Shleifer and Vishny (1997)や深尾・森田 (1997)が指摘するように日本の企業システムは他国と大きく異なるため、米国など海外の研究成果をそのまま適用できない可能性も高い。日本企業を対象に実証分析を行い、経営効率に対するガバナンス効果を明らかにすることの意義は大きい。

経営効率を示すパフォーマンス指標として、以下の分析では、企業レベルで可能な限り精緻に算出した全要素生産性 (Total Factor Productivity : TFP) を用いる。TFP は生産要素の投入に対する産出量の比率で定義され、既存の経営資源の効率的な利用の程度を示す最も包括的なパフォーマンス指標である。一般に、2 つの企業が全く同じ生産要素 (設備や人材など) を利用して同一の製品の生産に取り組んだとしても、その産出水準は異なったものになる。この差異は、技術と資源配分によって決定されると考えられているが、企業価値最大化を目標としない経営者の行動は、このいずれをも非効率化する可能性がある⁽¹⁾。こうした経営者の行動は、エージェンシー問題としてガバナンス研究の中心的課題とされてきた。また、企業の技術レベルや固定要素の配分は短期において所与であるため、最適でない経営者の意思決定や行動の影響は、景気変動などのシステマティックな要因をコントロールすれば、生産性の短期的な変動として観察できる可能性が高い。しかも、この指標は、主要なステークホルダー、すなわち、株主、債権者、従業員などに収益を分配する前に、企業がどの程度の成果を生み出したかを示しており、しばしば分配

⁽¹⁾ 例えば、経営者の怠慢による生産性の低下は、技術非効率に含まれると考えられる。このように組織内部で発生する非効率性は、とくにライベンシュタイン (Leibenstein) の X 非効率と呼ばれる。一方、過剰投資などともなう生産性の低下は、資源配分非効率に含まれる。ガバナンスは両者に影響を与える可能性があるため、以下ではこの 2 つを明示的に区別することなく議論を進める。

方法が問題となるガバナンスの研究においては、極めて有用なパフォーマンス指標であると考えられる。

一方、企業のガバナンス特性は、伝統的に、株主構成や負債、取締役会構成などの諸変数によって表されてきた。企業は、事業活動を行うための資金を資本市場や銀行から調達するが、その見返りに十分なリターンを資金提供者から求められ、モニタリングを受けることになる。また、負債は、債権者の影響力の大きさや企業倒産の可能性を表す。つまり、ガバナンスの基本的な構造は、ファイナンスの方法によりかなりの程度規定されることになる。他方、取締役会は経営の最終的な意思決定を行う機関であり、それがどのように機能するかは経営効率に大きな影響を与えると考えられる。とくに、短期的に変更可能な取締役会構成が経営効率にどのような影響を与えるのか、またそれはどのような経路を通じて発揮されるのかは興味深い。

これら諸特性のガバナンス効果は、TFP をそれらへ回帰することによって推計される。その際、企業が直面する成長機会や競争環境にも目を向ける必要がある。経営者はこれらの要因をほとんどコントロールできないが、これらもガバナンス効果に有意な影響を与えることがこれまでの研究で指摘されている。ここで、本稿の課題を具体的に提示しておこう。以下では、実証分析を通じて、これらの問いに対する回答を探ることになる。

- ① 経営効率にとって、ガバナンスは重要なのか。株主構成や負債、取締役会構成などで規定されるガバナンス構造の差異は、経営効率の格差とどのように関係するのだろうか。どのようなガバナンス特性が、経営効率を向上、あるいは低下させるのか。
- ② 経営は、ガバナンス構造を通じてどのように規律付けられるのか。ガバナンスの特徴を示すひとつの変数をとっても、様々な機能を持つ可能性（仮説）があるが、その中で何が本質的なのか。ガバナンス効果が発揮される経路はどのようなものか。
- ③ ガバナンス効果は、企業属性や経営環境に依存して異なるのか。成長機会の多寡は、ガバナンス効果にどのような差異をもたらすのか。競争環境とはどのような相互作用を持つのか。経営効率を高めるガバナンス構造を検討する際、このような要因まで考慮する必要があるのか。

一連の課題を追究することで、経営効率を高めるにはどのようなガバナンス構造の選択が最適であるか、企業システムをどのように変革して行くべきか、それは企業によってどのように異なるべきかなどに関して、多くの示唆が与えられるものと期待される。

次節以降の構成は以下の通りである。2 節では、TFP の計測方法を示すとともに、計測結果からバブル期前後における生産性の推移を概観する。3 節では、ガバナンス特性と経営効率の関係を、日本企業の特徴や先行研究の成果を踏まえて検討する。4 節から 7 節では、ガバナンスと生産性に関する分析結果が報告される。4 節では、92-00 年を対象とした基本推計を行い、TFP 変化率に対する各ガバナンス特性の効果を確認する。5 節では、バブル形成期からバブル崩壊後にかけてのガバナンス効果の変化を考察し、その経路を明らかにする。6 節では、ガバナンス効果が、企

業の直面する成長機会によってどのように異なるかが報告される。7 節では、ガバナンス効果に対する企業間競争の影響を分析する。最終節では、これまでの分析結果、及び考察を要約するとともに、ガバナンス構造の選択における本稿の含意を提示する。

2. TFP の計測

2.1. 計測方法

本稿では、企業の経営効率を表す指標として TFP を用いる。その一般的な定義は、以下の(1)式に示すように、全産出量の集計値 (*output*) をあらゆる生産要素投入量の集計値 (*input*) で除したものとなる。その計測は容易でないが、上述したように、ガバナンス研究におけるパフォーマンスの尺度として、優れた性質を多く備えている。

$$TFP = \frac{output}{input} \quad (1)$$

これまでに行われた企業レベルの実証研究 (Lichtenberg and Pushner 1994、米澤・宮崎 1996、Nickell 1996、Nickell, Nicolitsas and Dryden 1997、中山 1999、堀内・花崎 2000 など) でも TFP がしばしば採用されてきたが、それらは十分な精度で計測されていない可能性が高い。TFP は、多くの場合、生産関数の残差として回帰分析により求められてきたが、この方法では、時系列、及びクロスセクションで十分な整合性を持った指標が得られないと思われるからである。とくに、クロスセクションでの比較、すなわち、時点を固定した上で企業間の TFP を比較することは難しく、そのためには、生産性の相対順位が基準の取り方や生産要素の測定単位に依存しないような指標を作成する必要がある (中島 2001) ⁽²⁾。また、生産関数を推計する際、生産に関する収穫一定、生産者の利潤最大化、完全競争という 3 つの条件が仮定されることが多いが、このように計測された指標はソロー残差と呼ばれるものであり、これらいずれの条件も必要としない TFP とは異なると考えられている ⁽³⁾。以上に挙げた問題点を解消するため、本稿の実証分析では、中島 (2001) や西村・中島・清田 (2003) に従い、拡張されたタイル・テルンクビスト (Theil=Törnqvist) 指数を作成する。

いま、企業 *i* が *t* 期に生産要素 *j* を x_{ijt} だけ投入して、ひとつの財を y_{it} だけ産出するとする。そのときの生産要素 *j* のコストシェアを w_{ijt} とすれば、TFP の時間変化率は、以下の(2)式のように表すことができる。

(2) 単位の定め方によって指数自体が変化しない単位無差別性、2 時点間に第 3 の時点を挿入しても指数の値が変わらない循環性など、フィッシャーの公準を満たす必要がある。

(3) 詳しい議論については、中島(2001)を参照のこと。

$$\ln \frac{TFP_{it+1}}{TFP_{it}} = \ln \frac{y_{it+1}}{y_{it}} - \sum_j \frac{1}{2} (w_{ijt+1} + w_{ijt}) \ln \frac{x_{ijt+1}}{x_{ijt}} \quad (2)$$

しかし、この方法では、特定企業の TFP の時間変化率は捉えることができるものの、企業間の TFP をクロスセクションで比較することができない。Caves, Christensen and Diewert (1982) は、この問題を解決する計測方法を提案した。その基本的なアイデアは、対象企業の平均的な姿を表す基準企業を想定し、そこからの乖離として企業 i の TFP を定義することである。 t 期における仮想的な基準企業の TFP を \widehat{TFP}_t 、産出量を \hat{y}_t 、生産要素 j の投入量とそのコストシェアをそれぞれ \hat{x}_{jt} 、 \bar{w}_{jt} とすれば、クロスセクションにおける企業 i の TFP は次の (3) 式のように表すことができる。ただし、この産出量 \hat{y}_t と投入量 \hat{x}_{jt} には対象企業の幾何平均が、コストシェア \bar{w}_{jt} にはその算術平均が用いられる。

$$\ln \frac{TFP_{it}}{\widehat{TFP}_t} = \ln \frac{y_{it}}{\hat{y}_t} - \sum_j \left[\frac{1}{2} (w_{ijt} + \bar{w}_{jt}) \ln \frac{x_{ijt}}{\hat{x}_{jt}} + \frac{1}{2} \bar{w}_{jt} \ln \hat{x}_{jt} - \frac{1}{2} \bar{w}_{jt} \ln x_{jt} \right] \quad (3)$$

$$\text{ただし、} \overline{w_{jt} \ln x_{jt}} = \sum_i w_{ijt} \ln x_{ijt}$$

また、基準企業の TFP 変化率は、(2) 式と同様に以下の (4) 式で表すことができる。

$$\ln \frac{\widehat{TFP}_{t+1}}{\widehat{TFP}_t} = \ln \frac{\hat{y}_{t+1}}{\hat{y}_t} - \sum_j \frac{1}{2} (\bar{w}_{jt+1} + \bar{w}_{jt}) \ln \frac{\hat{x}_{jt+1}}{\hat{x}_{jt}} \quad (4)$$

(3) と (4) 式を用いれば、時点 t における企業 i の TFP 水準を、以下の (5) 式で表現できる。これは、基準企業の期初 ($t=1$) の TFP からの乖離として、企業 i の t 期における TFP を表したものである。

$$\ln \frac{TFP_{it}}{\widehat{TFP}_1} = \ln \frac{\widehat{TFP}_2}{\widehat{TFP}_1} \dots \frac{\widehat{TFP}_t}{\widehat{TFP}_{t-1}} \frac{TFP_{it}}{\widehat{TFP}_t} \quad (5)$$

2.2 データ

上述の方法により、企業レベルの TFP 指標を作成する。分析対象は、1986-2000 年度に東証一部に上場していた、銀行・証券・保険・その他金融・電力・ガス以外の産業に属するすべての企業である。対象企業数は上場状況に応じて各年度で異なるが、全ての企業を数えると 1385 社となる。なお、企業財務に関するデータはすべて単独決算ベースで、日経 Quick 情報の「NEEDS」、及び早稲田大学ファイナンス研究所（現、ファイナンス総合研究所）とニッセイ基礎研究所が共同で開発した、有形固定資産の時価換算データ（詳細以下）を用いた。

TFP の計測にあたっては、産出量を売上高 S で捉え、生産要素はそれぞれ資本ストック K 、労働コスト L 、中間投入 M ⁽⁴⁾ の 3 要素とした。3 つの生産要素の投入量は、以下のように作成されて

(4) 中間投入を考慮することは、資本ストックの稼働率をコントロールすることとほぼ同義である。詳細については Basu (1996) を参照のこと。

いる。第一に、資本ストック K については、「有価証券報告書」に記載されている償却対象有形固定資産(土地・建設仮勘定を除く有形固定資産)を細目毎にインフレ調整して、有形固定資産の時価換算値を企業毎に収録したデータベースを構築した。具体的には、50年代半ばにあった資産再評価法の強制適用により、資産の簿価と時価がほぼ一致していたと考えられる56年度を起点とし、建物、機械装置、車両運搬具といった細目毎の残高や購入、除却、及びインフレ率を考慮して時価換算を行うという方法を採用している。また、資本減耗は会計上の減価償却に従うものと仮定した。なお、時価換算の方法の詳細は煩雑であるため、補論として末尾にまとめた⁽⁵⁾。第二に、労働コスト L については、「製造原価明細表」及び「販売費及び一般管理費明細表」に記載されている人件費、労務費、福利厚生費の合計を用いた⁽⁶⁾。第三に、中間投入 M は、「売上高一付加価値(営業利益+減価償却実施額+人件費・福利厚生費+租税公課+支払特許料)」とした。なお、TFPを計測する際、売上高 S 、資本ストック K 、労働コスト L 、中間投入 M は、すべてGDPデフレーターによるインフレ調整を行っている。

一方、各生産要素のコストシェア w を求めるためには、資本コスト、労働コスト、中間投入コストをそれぞれ計算することが必要となる。ここでは、労働コストと中間投入コストは上の投入量と同値なので、資本コストの推計が問題となる。資本コストは、西村・中島・清田(2003)に従い、以下の式で求めた。

$$C_{ikt} = K_t(r_t + \delta_t) \quad (6)$$

ここで、 K_t は名目資本ストック、 r_t は国債利回り、 δ_t は減価償却率である。以上の方法、及びデータから、企業毎に各期のコストシェアを計算することが可能となる。

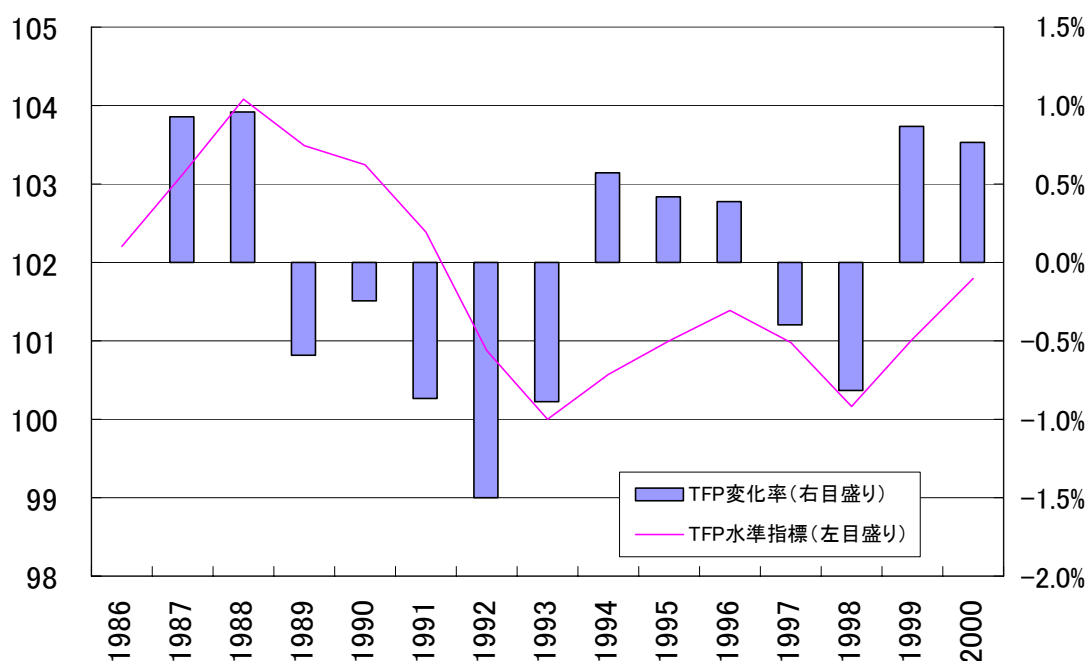
2.3. 計測結果

ここで、対象企業の平均的な姿を示す基準企業について、TFPの時系列推移を確認しておこう。図1には、93年度の数值を100に基準化したTFPの水準、及び変化率の時系列推移が示されている。同図から、TFP水準が88年度をピークに悪化に転じ、93年度に底打ちした後、循環的に変動していることが確認できる。こうした動きは、日銀短観などでみるマクロの景気変動と整合的である。一方、平成13年版経済財政白書によるマクロレベルのTFP推計と比較すると、92年度以降にみられるTFPの低迷に関してはほぼ一致しているものの、本稿のTFPは89年度から低下を示

⁽⁵⁾ 有形固定資産を細目毎に時価換算する手法を採用した先行研究として、浅子・國則・井上・村瀬(1989)、鈴木(2001)が挙げられる。これらの先行研究では、ストック・データに基づく時価換算が行われているのに対し、本稿では、各細目のフロー・データ(増加分と減少分)をも考慮して時価換算されている点に特徴がある。

⁽⁶⁾ 労働者数に労働時間を乗じることで労働投入量を計測するのが一般的であるが、この方法を企業毎に適用するのが困難であったため、このような簡便法を採用した。主な理由は以下の3点である。第一に、労働時間に関する個別企業のデータが利用可能でないことがある。産業レベルのデータなら利用可能であるが、本稿では同一産業内での企業間格差が重要であるため、これを適用するのは適切でない。第二に、パートタイマーなど正規従業員以外の労働力を多く利用する企業もあり、労働コストと従業員数との整合性が必ずしもとれていないことがある。第三に、上述の一般的な方法では、人的資本の能力差などが考慮されないことがある。本稿では幅広い産業を扱うため、各企業で人的資本が同質であるとは仮定できない。以上から、本稿では、労働投入として労働コストを利用するのが最善であると判断した。

図1 基準企業におけるTFPの時系列推移



しており、経済財政白書よりも早くトレンドの転換点を捉えている可能性が高い。

この点を、基準企業のTFPやその基礎データの変化率などを要約した表1で、もう少し確認してみよう。同表によれば、バブル期後半の89-92年度の4年間（累積）で売上高 S が5%しか上昇しなかったにもかかわらず、生産要素については、資本ストック K が30%、労働コスト L が15%もの増加を示している。とりわけ、資本ストックの増加は急激で、89年度のみで13%もの増加がみられる。この大規模投資が、バブル期後半のTFPを大幅に押し下げているのである。本稿のTFPがマクロ統計に基づく推計よりも早く生産性のトレンドの転換点を捉えているのは、こうした大規模投資が上場企業において顕著に発生したためと考えられる⁽⁷⁾。

一方、バブル期後半に確認された大規模投資は、表1から確認できるように、その後の売上拡大に結びついていない。したがって、これが、後に問題となる「3つの過剰」の主要な原因であるとみることができる⁽⁸⁾。実際、93年度以降の8年間で、資本ストックについては20%、労働コストについては4%の削減が余儀なくされており、このトレンドは経営環境の悪化が深刻となった97年以降に加速している。このように、90年代には「3つの過剰」を調整し、生産効率の改善を図ることが企業経営上の重要課題であったと考えられるが、この間の企業行動はガバナンス構造に依存して異なっていたのであろうか。この点が、以下の分析で次第に明らかにされる。

(7) 東京証券取引所などの統計から、上場企業が1989年に突出して大きなエクイティ・ファイナンスを行ったことが確認できる。この資金が資本設備に大規模に投入された可能性が高い。

(8) バブル期における過剰投資問題については、宮島・蟻川・齊藤（2001）を参照。

表 1 基準企業の TFP 変化率及び基礎データの推移

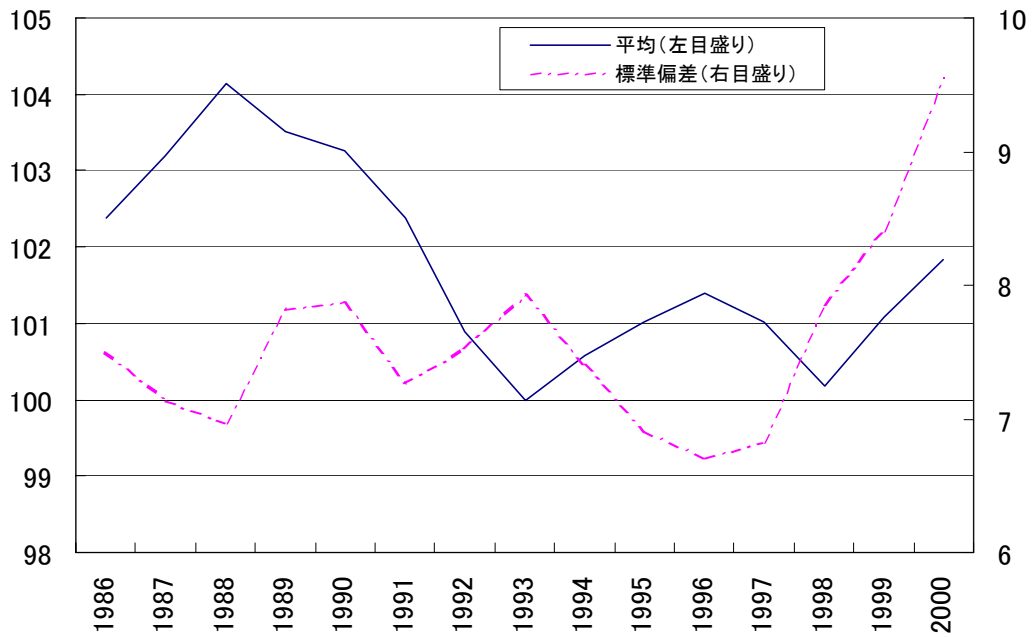
	dTFP	dS	dK	dL	dM	CSK	CSL	CSM
1987	0.93%	6.49%	4.10%	0.86%	6.55%	5.96%	14.85%	79.19%
1988	0.95%	7.55%	4.56%	4.53%	7.12%	6.01%	14.44%	79.55%
1989	-0.59%	3.66%	13.30%	3.97%	3.56%	6.54%	14.11%	79.35%
1990	-0.24%	5.41%	8.39%	5.10%	5.51%	7.01%	14.07%	78.93%
1991	-0.87%	0.65%	5.77%	4.32%	0.64%	6.79%	14.21%	78.99%
1992	-1.50%	-4.49%	3.30%	1.66%	-4.40%	6.57%	14.81%	78.62%
1993	-0.88%	-5.50%	-3.59%	-0.44%	-5.53%	6.34%	15.53%	78.12%
1994	0.57%	1.07%	-2.50%	0.15%	0.80%	5.97%	15.94%	78.09%
1995	0.42%	2.73%	-3.03%	1.21%	2.90%	5.49%	15.90%	78.61%
1996	0.39%	4.73%	1.12%	0.99%	5.21%	5.02%	15.63%	79.35%
1997	-0.40%	-1.48%	-0.14%	-0.77%	-1.19%	4.77%	15.46%	79.77%
1998	-0.82%	-6.77%	-4.88%	-2.59%	-6.69%	4.75%	15.84%	79.41%
1999	0.87%	-0.39%	-5.80%	-3.57%	-0.53%	4.70%	16.01%	79.29%
2000	0.77%	5.26%	-0.94%	0.98%	5.48%	4.28%	15.92%	79.80%
1987-1991	0.04%	4.75%	7.22%	3.76%	4.68%	6.46%	14.34%	79.20%
1992-1996	-0.20%	-0.29%	-0.94%	0.72%	-0.20%	5.88%	15.56%	78.56%
1997-2000	0.10%	-0.85%	-2.94%	-1.49%	-0.73%	4.63%	15.81%	79.57%

(注) *dTFP* は TFP 変化率、*dS* は売上高変化率、*dK* は資本ストック変化率、*dL* は労働コスト変化率、*dM* は中間投入変化率、*CSK* は資本コストのシェア、*CSL* は労働コストのシェア、*CSM* は中間投入コストのシェアを表す。下段は当該期間の算術平均で表示。

さらに、以下の分析で用いる TFP の性質をもう少し確認しておこう。90 年代後半から、パフォーマンスの企業間格差が拡大したと言われているが、本稿のデータでも同様な傾向がみられるだろうか。図 2 には、年度毎に計算した TFP の算術平均と標準偏差が時系列に示されているが、ここから TFP の標準偏差が 97 年度以降に急拡大する様子が見てとれる。こうした傾向は ROA や ROE からも確認できるが、本稿の TFP も同様な性質を持っていることがわかる。

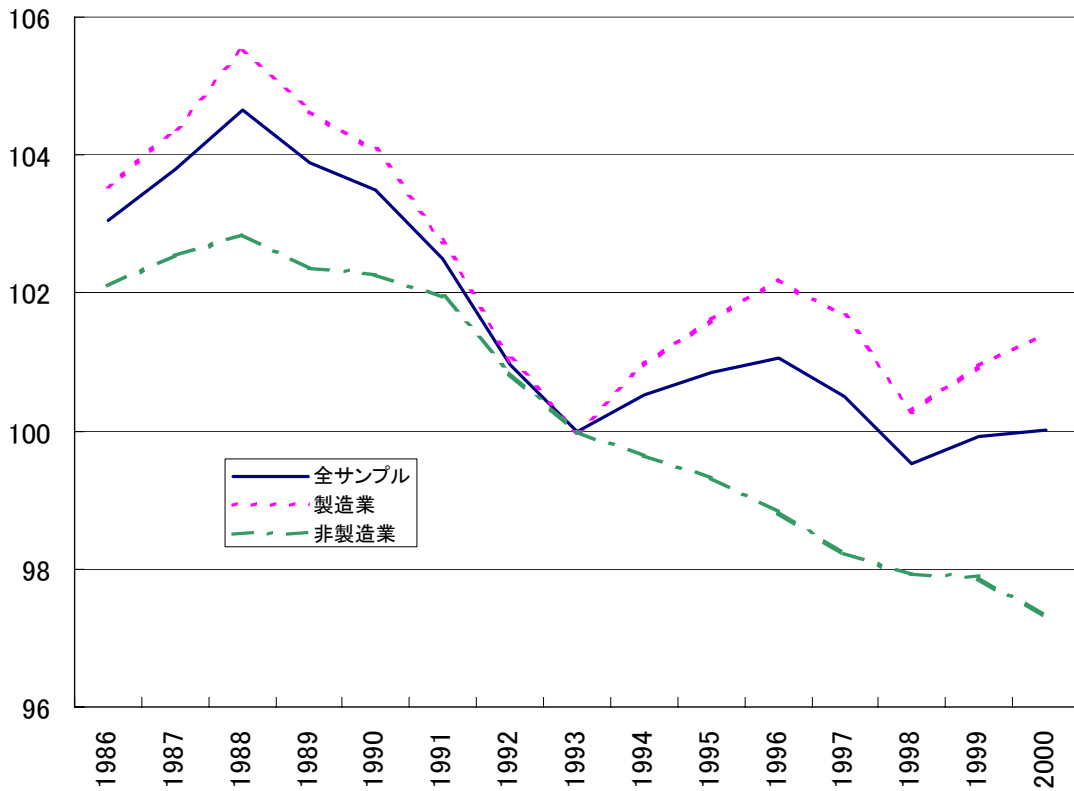
一方、TFP の推移は、産業によってかなり異なると考えられている。平成 13 年版経済財政白書は、製造業の TFP が、90 年代に 0.5%弱上昇したのに対し、非製造業では逆に 0.5%強低下したと報告している。本稿のデータで製造業と非製造業に分けて TFP の平均的な推移を比較すると（図 3）、93 年度以降、製造業では TFP が循環変動しながら回復を示しているのに対し、非製造業の TFP は一貫して低下傾向にあったことがわかる。このように製造業・非製造業にみられる格差も、様々な分析に用いられるパフォーマンス指標と整合的な性質を持っていることが確認できる。

図2 企業間のパフォーマンス格差の拡大



(注) 平均は対象企業の TFP 水準指標 (1993 年度の数値を 100 に基準化) の算術平均、標準偏差は TFP 変化率の標準偏差で表示。

図3 製造業/非製造業の TFP 比較



3. ガバナンスと経営効率

これまでに行われてきた数多くの理論、実証研究で、企業のガバナンス構造を示す諸特性が、経営効率に影響を及ぼす可能性が指摘されてきた。その中でガバナンスの状態を表す変数として注目されてきたのが、株主構成、負債、そして取締役会構成である。本節では、具体的なガバナンス特性をこの3つのカテゴリーに分けて、それぞれが経営効率とどのように関係するかを検討する⁽⁹⁾。ここで重要な点は、ガバナンス特性がどのような機能を持つのか、またどのような経路で経営効率に影響を与えるのかについて、様々な可能性を考察することである。この点については、先行研究が多くを示唆を与えてくれるが、わが国企業に関するこの分野の研究はまだまだ十分に蓄積されていない。このため、米国など海外企業に関する研究成果のレビューが中心となるが、Shleifer and Vishny (1997) が指摘するように、企業システムは国によってかなり異なるため、その含意が直接適用できない可能性もある。これらを参照する際には、日本企業の特徴を考慮し、普遍的な要素は何かを抽出することが重要である。以下では、この点に留意しつつ、ガバナンス特性の効果についての仮説や実証的推論 (empirical conjectures) を提示する。

また、分析で採用する諸変数に関しても、本節で取り上げる。分析対象は、前節と同様に、86-00年度に東証一部上場していた、銀行・証券・保険・その他金融・電力・ガス以外の産業に属するすべての企業である。データは同市場への上場の有無を基準に取得しているため、アンバランスド・パネル・データとなっている。株主構成と取締役会構成のデータは、それぞれ東洋経済新報社の「大株主データ」と「役員データ」から、また、企業財務に関するデータはすべて、日経 Quick 情報の「NEEDS」から単独決算のものを取得した。ただし、安定保有比率に関しては、ニッセイ基礎研究所が作成した「持合状況調査」の基礎データを利用している。なお、以下で説明する一連のガバナンス変数の定義、記述統計量及び相関関係は、あらかじめ表2に要約しておく。

3.1. 株主構成

バブル崩壊後、日本型企业システムの中で重要な役割を担ってきたとされるメインバンクが機能不全に陥る中で、機関投資家がそれに代わるガバナンスの主体となることに大きな期待が集まるようになった。この期待に応えるように、近年、機関投資家はガバナンス行動を積極化しつつある。他方、わが国の株式所有構造には株式相互持合を中心とする安定保有構造が存在し、これが日本型企业システムの一部として、ガバナンスの機能に大きな影響を与えてきたと考えられている。90年代には、機関投資家の存在感が高まる一方、これまで強固であった安定保有構造が急速に崩れ、従来の日本型ガバナンスを支えてきた株式所有構造が大きく変容することになった。

⁽⁹⁾ 成長機会や競争環境の影響などの発展的なテーマに関しては、6節以降で取り上げる。

表2 記述統計量と相関行列

A 記述統計量

	サンプル数	平均	メジアン	標準偏差	最小値	最大値
DMTFP	9,932	-0.006	0.000	3.103	-35.350	37.550
MTFP	9,935	0.359	0.000	6.610	-83.980	59.231
FRGN	9,942	6.092	3.919	6.391	0.000	48.334
STABLE	9,942	23.393	23.420	11.394	0.000	74.435
DAR	9,944	0.493	0.477	0.196	0.006	1.497
MBR	9,944	0.034	0.018	0.055	0.000	0.799
ODAR	9,944	0.459	0.446	0.175	0.006	1.079
BFSIZE	10,229	1.413	1.333	0.515	0.281	3.759
IDR	10,229	24.097	20.000	21.379	0.000	100.000
IDRP	10,229	7.484	0.000	16.628	0.000	100.000
IDRB	10,229	3.609	0.000	6.149	0.000	71.429
IDRO	10,229	13.004	7.692	16.469	0.000	100.000
FFSIZE	10,256	11.701	11.530	1.196	6.590	16.255

B 相関行列

	DMTFP	MTFP	FRGN	STABLE	DAR	MBR	ODAR	BFSIZE	IDR	FFSIZE
DMTFP	1.000									
MTFP	-0.176	1.000								
FRGN	0.008	0.312	1.000							
STABLE	-0.001	-0.099	-0.102	1.000						
DAR	0.010	-0.142	-0.261	0.094	1.000					
MBR	0.031	-0.171	-0.235	0.041	0.506	1.000				
ODAR	0.001	-0.106	-0.220	0.092	0.963	0.254	1.000			
BFSIZE	-0.019	0.067	0.092	0.133	0.242	-0.109	0.306	1.000		
IDR	-0.008	-0.092	-0.211	-0.342	0.128	0.135	0.101	-0.115	1.000	
FFSIZE	0.026	0.221	0.400	0.098	0.192	-0.139	0.259	0.586	-0.287	1.000

(注) 各変数の定義は以下の通り。

- DMTFP* : TFP 変化率の産業メジアンからの乖離
MTFP : TFP 水準指標の産業メジアンからの乖離
FRGN : 海外機関投資家持株比率 = (外国人保有分 - 外国法人大株主保分 - 海外經由の国内年金保有分) / 発行済株式数
STABLE : 安定保有比率 = (持合分 + 銀行・生保・損保の方持分) / 発行済株式数
DAR : 負債比率 = 総負債 / 総資産 (償却対象有形固定資産のみ時価換算)
MBR : メインバンク依存度 = メインバンク融資額 / 総資産 (同上)
ODAR : その他負債比率 = (総負債 - メインバンク融資額) / 総資産 (同上)
BFSIZE : 取締役会規模 = 取締役数 / ln(総資産)
IDR : 社外取締役比率 = 社外取締役数 / 取締役数
IDRP : 親会社出身社外取締役比率 = 親会社出身社外取締役数 / 取締役数
IDRB : 銀行出身社外取締役比率 = 銀行出身社外取締役数 / 取締役数
IDRO : その他社外取締役比率 = 上記以外の社外取締役数 / 取締役数
FFSIZE : 企業規模 = ln(総資産)

以下では、この2つに焦点を当てて検討を行う⁽¹⁰⁾。

一般に、機関投資家が一定以上の株式を保有すると、経営に対するモニタリング圧力が高まると期待されている (Shleifer and Vishny 1986)。なお、機関投資家には定まった定義がないが、ここでは対価を得て第三者の資産を運用する専門機関と考える。その典型例は、投資顧問や投資信託、信託銀行などである。こうした機関投資家は、顧客に対して受託者責任を負っているが、90年代になると、株主権を行使して経営を改善することも受託者責任に含まれると解釈されるようになってきた。すなわち、機関投資家に、経営に対する発言 (Voice) が求められるようになってきたのである。また、機関投資家はモニタリング能力が優れているため、エージェンシー問題の緩和に有効であると従来から指摘されてきた (McConnell and Servaes 1990, Nickell, Nicolitsas and Dryden 1997 など)⁽¹¹⁾。このように、機関投資家は、企業経営をモニターするインセンティブを持ち、また、その多くが企業分析のための専門人材や専門組織を備えていることから、他の株主と比較して高いモニタリング能力を持つと考えられる。

しかし、国内の機関投資家が企業経営に対する Voice を積極化したのは、90年代末になってからのことである⁽¹²⁾。これに対し、分析期間である90年代の前半から積極的なガバナンス活動を展開したのは、海外の機関投資家であった。彼らは従来から、運用パフォーマンスの向上を目的に日本株に投資するとされてきたが、90年代に入ると、自国企業に対するのと同様に、日本企業に対しても直接的に経営改善を求めるようになった。実際、米国最大の年金基金である CalPERS⁽¹³⁾ は、92年から早くも日本企業に対して発言を開始していた。さらに、90年代後半に外国人持株比率が急速に高まったことから、企業経営者も彼らの意見を無視するのが困難になったと考えられる。すなわち、海外機関投資家の発言力、及び株価に与える影響力が大きくなったため、これま

⁽¹⁰⁾ ガバナンス研究の中で、伝統的に注目されてきたのは株主の影響である。研究の蓄積が厚い米国では、テークオーバーや大株主による規律付けが、この分野の中心的テーマであった。前者の焦点は、株価下落などによりテークオーバーの可能性が上昇すると、乗っ取りによる地位喪失を恐れた経営者が、その可能性を低下させるため、経営効率を高めようと努力する点にある。この場合、テークオーバーの脅威が経営者に対する規律付けとして作用することになる。他方、後者に関しては、分散した株式所有構造を前提としても、経営者をモニターするインセンティブを持つ大株主が存在すれば、経営の規律が維持できると考えられてきた。すなわち、小規模な株主には企業経営をモニターするコストが負担できないため、株式所有構造の分散化にともないフリーライダー問題が深刻化することになるが (Grossman and Hart 1980)、これに代わって大株主が規律付けを行えば、この問題は緩和されるのである (Shleifer and Vishny 1986)。しかし、わが国では、これまで敵対的買収の発生日どころか、その提案すらほとんどなされたことがなく、テークオーバーを通じた規律付けが十分に機能してきたとは考えづらい。この点は従来から指摘されており、テークオーバーに代替すると考えられてきたのが、メインバンクによる規律付けであった (Aoki and Patrick 1994)。一方、大株主による規律付けも先行研究の想定と同じであるとは考えられない。日本企業の大株主は、銀行や生命保険会社、従業員持株会などを中心に構成されているが、わが国特有の安定保有構造を支えてきたこれらの株主は、経営に対する発言 (Voice) にむしろ消極的な姿勢をとってきたとされている。したがって、日米間の株式所有構造の違いを考慮すれば、本稿で、上述の2つのテーマを直接的に扱うことは適切でないと考えられる。

⁽¹¹⁾ Admati, Pfleiderer and J. Zechner (1994) は、機関投資家がフリーライダー問題の緩和に有効であると主張している。

⁽¹²⁾ 1998年6月の株主総会で、三井信託銀行 (現、中央三井信託銀行) が、証券不祥事や総会屋への利益供与事件を起こした企業5社 (年金資産保有分) に対し、一部の議案に棄権票 (事実上の反対票) を投じたことが象徴的な出来事として報道された (1998/6/24 付け日本経済新聞朝刊)。

⁽¹³⁾ California Public Employees' Retirement System (カリフォルニア州公務員退職年金基金)

で株主の圧力から遮断されてきたわが国の経営者は、新たな規律にさらされた可能性が高い。しかし、彼らが主導して経営者が更迭されるなど、直接的な経営改革が実現した事例はなく、その影響力は経営権を脅かすほどには大きくないと思われる。したがって、海外機関投資家が生産性を高めたとすれば、それは主にモニタリング圧力を受けて、経営者が自ら努力水準を高めたことによるものであろう。

これに関連して、米澤・宮崎（1996）、堀内・花崎（2000）、新田（2000）、佐々木・米澤（2000）、西崎・倉澤（2003）など90年代の日本企業を対象とする多くの実証研究で、外国人株主が経営効率の向上に寄与したとする一致した結果が報告されている。このように、外国人株主による規律付け効果はほぼ支持されているが、これまでの研究で採用されてきた代理変数は、主として居住者か非居住者かとの基準で識別されており、必ずしも海外機関投資家とは一致しない。例えば、大株主名簿をみると、親会社である外国法人が含まれることがあるが、親会社の影響力や親子会社間の関係は機関投資家のものと大きく異なるので、機関投資家のガバナンス効果を分析する場合、こうした株主は除外されるべきである。また、国内の年金基金には海外を経由して国内株運用を行っているものがあるが、これも除外すべきである。そこで本稿では、より純粋に海外機関投資家を表す変数を作成するため、非居住者で定義される外国人株主から、外国法人、及び海外経由の国内年金資金を除外した変数、海外機関投資家 *FRGN* を作成した⁽¹⁴⁾。これを用いることで、海外機関投資家が果たした役割をよりの確に分析することが可能となる。なお、海外機関投資家 *FRGN* によるモニタリングが生産性向上を促したとすれば、その符号条件は正である。

一方、株式相互持合を中心とする安定保有構造は、日本型ガバナンスの特徴の一つとして理解されてきた。かつては、それが、わが国の企業システムに特徴的な、従業員による経営支配、終身雇用制、メインバンク制、企業系列などと相互補完的に作用し、戦後の高度成長を支えたと評価されたが、バブル崩壊後は、むしろその弊害が強調されるようになった（例えば、大村・増子2003）。安定保有構造には、他の株主からの圧力を遮断し、経営者のエンタレチメントを拡大させた可能性がある指摘されている。

では、安定保有とは、具体的にどのような保有形態を指すのだろうか。これについても定まった定義はないが、これまでの議論では企業間関係に焦点が当てられてきたように思われる。一般に、株式の安定保有は、経営の安定に資する長期的な企業間関係を裏付ける暗黙の契約と見なされてきた。したがって、相互持合や金融取引と関連する株式保有を安定保有とすることが、妥当な回答のひとつとなろう。しかし、安定保有をこのように定義すると、先行研究で、その効果を適切に分析したものはほとんど存在しないことがわかる。多くの研究では、有価証券報告書などから取得可能な金融機関保有と非金融事業法人保有の効果が分析されてきた。生産性に関する先行研究では、金融機関による株式保有が経営効率を改善する一方（Lichtenberg and Pushner 1994、

⁽¹⁴⁾ 外国法人、及び海外経由の国内年金資金は、大株主データを用いて可能な限り名称で判定した。なお、この変数は、宮島・新田（2003）でも用いられている。

米澤・宮崎 1996、西崎・倉澤 2003)、非金融事業法人による株式保有が経営効率を悪化させる (Lichtenberg and Pushner 1994、西崎・倉澤 2003) と報告されている。一方で、様々な要因をコントロールすると、金融機関の影響は有意でないとするものもある (広田 1996、堀内・花崎 2000)。しかし、金融機関保有には、年金や投資信託の資金が含まれる信託銀行名義のものと、かなりの部分が持合である銀行名義のものが混在しており、どの効果が分析されているかが明確でない。また、非金融事業法人には親会社が支配目的で保有するものが含まれており、独立した企業間の関係を中心とする安定保有の代理変数としては適切でない。

これに対して新田 (2000) は、ニッセイ基礎研究所の持合データベースを用いて上述の問題点を解消した安定保有の指標を作成し、株価や複数の財務パフォーマンス指標に対する影響をテストした。その結果、88-97 年の間、安定保有構造が経営効率に一貫して負の影響を与えたと報告している。本稿の分析でも、株式の保有形態に着目した、新田 (2000) と同じ安定保有比率 *STABLE* を用いる。その定義は、大株主名簿や有価証券保有明細表を利用して、2 社間で相互に株式を保有していることが確認できるもの (持合) に、銀行、生保、損保が一方的に保有しているもの (片持ち) を加えたものである。以上で検討したように、株式の安定保有が生産性を低下させる作用を持つとすれば、その符号条件は負である。

3.2. 負債、及びメインバンク

一方、株主と並んで伝統的に注目されてきたのが、負債利用の効果である。負債には、倒産を引き起こさないよう、経営者の努力水準を一定以上に保つ、インセンティブ効果がある (Aghion and Bolton 1992、Hart and Moore 1998)。企業が倒産状態に陥った場合、経営権が債権者に移転し、債権者がその企業を清算するか再建するかを決定する。たとえ再建が選択されたとしても、現経営陣はその地位を失い、資産売却や人員整理などを通じて企業が再組織化されるのが普通である。経営者にとって、その地位を失うことによる損失が大きければ、負債比率の増加は、経営者の努力水準を高める作用を持つであろう。倒産確率の上昇にともなう再組織化の脅威が、経営者への規律付けとして作用するのである。実際、McConnell and Servaes (1990) は、負債が経営効率に正の影響を与えることを実証している。また、Ofek (1993) は、負債比率の高い企業ほど資産売却や従業員のレイオフといった行動をとる可能性が高いことを示したが、こうした行動は強い規律にさらされたことで発生したと考えられる。

負債による規律付けは、日本企業を対象とした実証研究でもほぼ支持されている。広田 (1996) は「付加価値/総資産」を、Hoshi, McMillan and Schaefer (1997) はトービンの *Q* を用いて、負債と経営効率の正の関係を示している。また、堀内・花崎 (2000) も、90 年代において、負債比率が高いほど TFP 成長率が高いと報告している。ここでは、McConnell and Servaes (1990, 1995) にならって、総負債の簿価を総資産の再取得価格で除した負債比率 *DAR* を用いて⁽¹⁵⁾、負債の規律付

⁽¹⁵⁾ ただし、時価換算を行ったのは償却対象有形固定資産 (有価証券や土地を除く有形固定資産) のみである。

け効果が確認できるのか、また、それがどのような経路で発揮されるのかを検討する。上述した規律づけ効果が存在すれば、その符号は有意に正になると期待される。なお、表掲しないが、以下では「(借入+社債)/総資産」、及び「借入/総資産」を用いて、結果の安定性を確認している。

もともと、わが国において負債利用の効果を検討する場合、上述した倒産回避のための自律的な経営努力という経路のみの検討では不十分である。これに加えて、債権者の中でも、とりわけ影響力が大きいとされてきたメインバンクが、バブル崩壊後、どのような役割を演じてきたかを検討することが重要である。メインバンクの機能は、「状態依存型ガバナンス」と定式化されるように (Aoki and Patrick 1994)、企業が経営危機に瀕したときに、典型的に発揮されるものと考えられてきた。メインバンクは、金融取引を通じて顧客企業と密接な関係を維持し、内部情報を用いて常時モニタリングを行うものの、ステークホルダーに十分な収益分配がなされている間は経営に直接介入しない。しかし、融資先企業の収益が中程度に悪化するとメインバンクは監視を強め、さらに経営危機に接近すると、経営権がメインバンクに移転され、その主導の下で経営の再建、あるいは清算が選択される。とくに、再建が選択される場合には、メインバンクから厳格なモニターとセットになった救済保険が提供されることになる。したがって、メインバンクは、米国における企業買収のように、他律的に経営改善を促す機能を持っていたと考えられるのである。わが国で、負債による規律が有効なのは、倒産確率の上昇が自律的な経営努力を促すからではなく、メインバンクによる他律的なコントロール権の行使によるものかもしれない。メインバンク以外からの負債による経営改善効果が小さいなら、上述の「状態依存型ガバナンス」が強い意味で有効であったと考えられる。

しかし、メインバンクによる救済保険の提供が、経営危機に瀕した融資先企業に対して繰り返し行われると、経営者は、収益悪化時のメインバンクの救済を織り込んで行動し、倒産回避のための経営努力を放棄してしまうという「モラルハザード」の可能性が高まる。他方、メインバンクの顧客企業への融資・株式保有面でのコミットメントが強くなれば、銀行の顧客企業への追加融資が、収益回復による経営再建の見通しではなく、もっぱら、不良化した債権の顕在化を回避するために行われる可能性が上昇する。さらに、銀行の自己資本比率規制が厳格となれば、不良債権の償却による自己資本低下を回避しようとするインセンティブが上昇し (櫻川 2002)、こうした銀行側の行動が借手側に共有されれば、先に述べた借手の「モラルハザード」の危険性がいっそう高まる。実際、近年では、財務状態が悪化した企業に対し、その倒産を先延ばしするために銀行が追加融資を行ういわゆる「追い貸し」が、経営効率を低下させたと指摘されるようになってきた (関根・小林・才田 2003、杉原・笛田 2002)。

本稿と平行して執筆した宮島・新田 (2003) では、「追い貸し」にともなうメインバンクの弊害が最大の焦点となった。そこでは、本稿と共通のデータを利用し、不振産業 (建設・小売・不動産 : NH 部門) のガバナンス問題を、優良産業 (電機・精密・輸送用機器 : TL 部門) との比較を通じて明らかにすることを試みた。ガバナンス面にみられる両産業の顕著な違いは、メインバンク

の機能にあるというのがその主要な結論である。メインバンクからの融資比率の上昇が、優良産業において効率性を高めたのとは逆に、不振産業では、それが適切なモニタリングを欠いた「追い貸し」の性格を強め、むしろ経営効率を引き下げたことが示唆された。このような、メインバンクが「モラルハザード」を招くという現象は広範に確認されるのだろうか。それとも、この現象は特定の産業に限定されており、上場企業全体でみれば、メインバンクは「状態依存型ガバナンス」を維持しているのだろうか。

メインバンクの影響に関する以上の諸点を確認するため、本稿では、メインバンクへの依存度を表す変数を以下のように作成した。まず、堀内・広田（1994）に従い、メインバンクを、『会社四季報（東洋経済新報社）』の主要取引銀行欄で最初に記載された銀行と特定した上で⁽¹⁶⁾、3年前とメインバンクが変わっていないかで安定性をチェックし（以下、 MB_1 ）、当該銀行からの借入額を総資産の再取得価格で除したメインバンク依存度 MBR_1 を測定した。

さらに MB_1 に融資先企業の持株比率が 3%以上との条件を付加して、定義を厳格化したメインバンクを MB_2 とし、当該銀行からの融資比率 MBR_2 も作成した。以下、 MBR_1 を用いた分析結果のみを報告（以下の報告では添え字を省略）するが、 MBR_2 を用いても以下の議論は全く変わらない。

3.3. 取締役会構成

取締役会は、経営の最終的な意思決定を行う機関であり、その機能がどのような要因に影響されるのかは、経営パフォーマンスを検討する上で非常に興味深い。従来から、短期的に変更可能で、かつ観察可能な取締役会の構成が、経営効率にどのような影響を与えてきたかが研究テーマとして取り上げられてきた。しかし、そのほとんどが、米国企業を対象に取締役会のモニタリング能力を扱ったものである。一般に米国では、企業経営における執行機能と監督機能が分離しており、取締役会は、株主から信認されて、監督機能を果たす機関と位置づけられている。実際、米国企業の実務取締役の多くには、指名・報酬・監査などの委員会が組織され、経営者の任免や報酬の決定、業務執行の妥当性監査などの役割を適切に果たすことが期待されている。そこで、社外取締役の数を増やして取締役会の独立性を高めれば、監督者としてのモニタリング能力が高まるか否かが焦点となってきた。例えば、Weisbach（1988）は、内部昇進者と社外取締役のモニタリング行動は異なるとの仮説を立て、社外取締役比率が 60%以上の取締役会では、40%以下のものよりも、パフォーマンス悪化時に経営トップの交代が発生しやすい傾向があることを示した。しかし、これに対して、Bhagat and Black（1999）は、社外取締役が取締役会の過半数を占める企業とそうでない企業の間には、パフォーマンスに有意な差がないと報告している。

しかし、わが国の取締役会には、伝統的に経営の執行機能と監督機能が同時に付与されており、米国のものとは大きく異なっている。監督機能で重要なもののひとつに、経営成果を適切に評価

⁽¹⁶⁾ 堀内・広田（1994）は、この方法によるメインバンクの特定は、企業の認識とほぼ 100%一致すると報告している。

することがあるが、両機能を併せ持つわが国の取締役会では、評価がお手盛りとなるため、監督機能が十分に働かないと考えられている（酒巻 1985、鈴木・竹内 1994）⁽¹⁷⁾。また、取締役会は、従業員から昇進した内部者でほとんどが占められ、取締役ポストが従業員の昇進競争のゴールと位置づけられてきたとの見方もある。一方、わが国にも、経営監督を行う組織として、監査役（会）が存在するが、十分な監督機能を果たし得るかが疑問視されている⁽¹⁸⁾。

そこで本稿では、わが国の経営慣行から、取締役会を経営の執行機関と位置づけ、その構成上の特徴が経営効率とどのように関係するかを検討する。02年11月に行われた東京証券取引所のアンケート調査によると、取締役会の機能強化のために実施された主な具体的施策は、取締役の人数の削減（36.2%）、執行役員制の導入（34.2%）、社外取締役の選任（28.5%）であった⁽¹⁹⁾。この調査によれば、わが国の経営者は、これら3つの特徴が取締役会の機能に影響を与えていることになる。以下ではこのうち、取締役会の規模と社外取締役導入の効果を検討する⁽²⁰⁾。

取締役会の規模に関して従来から研究されてきたのは、組織規模が拡大するにつれ、コミュニケーション、及びコーディネーションがより困難となり、意思決定能力が低下するとの仮説の検証である。Yermack（1996）は、米国の大企業について、取締役会の人数とトービンのQの間に負の相関があることや、取締役会の規模が大きいほど経営トップの交代と経営者報酬のパフォーマンス感応度が低下することを示し、大規模取締役会ではモニタリング能力が低下すると主張した。しかし、問題がコミュニケーションやコーディネーションによって発生するなら、同様の弊害はモニタリング能力に限らず、戦略的な意思決定能力においても観察できるはずである。ここで、戦略的意思決定とは、経営環境を所与として、事業の方針や長期的構想、計画などを決定することである。Eisenberg, Sundgren and Wells（1998）は、この観点から、所有と経営があまり分化していないフィンランドの小企業を対象に分析を行った。彼らは、エージェンシー問題が深刻でない小企業においても、組織規模が拡大すると、経営パフォーマンスが低下することから、この現象はモニタリング機能に限らないことを示した。

わが国の取締役会は、監督機能と執行機能が未分化であること、また諸外国と比較してかなり大規模であることから、戦略的意思決定においてEisenberg, Sundgren and Wells（1998）が指摘する非効率性が発生する可能性が高い。鈴木・胥（2000）は、日本企業について取締役会規模と経

⁽¹⁷⁾ 米国でも、2001年に破綻したエンロンやワールドコムで見られたように、取締役会が実質的に経営トップに支配され、監督機能を適切に果たしていないことが問題視されている。取締役会が期待通りの監督機能を果たしてきたかどうかに関する実証研究の蓄積も十分でなく、はっきりとした結論は出ていないようである。

⁽¹⁸⁾ 監査役（会）の監督機能が疑問視されている理由として、その任免権を代表取締役が握っている企業が多いこと、取締役会への出席を要しないなどその権限が制限されていること、監査の範囲が主に適法性監査に限定されていること、90年代において不祥事の未然防止ができなかったこと、昇進ゴールとしての位置づけが取締役より低いとする人事慣行があることなどが指摘されている。

⁽¹⁹⁾ 東京証券取引所のHP（<http://www.tse.or.jp/listing/cg/enquete/index.html>）に掲載されている「コーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査」を参照のこと。

⁽²⁰⁾ 本稿では、執行役員制導入の効果は扱わない。執行役員制は、1997年のソニーの経営改革ではじめてわが国に登場した。導入企業は増加しつつあるものの、改革の動きはまだ端緒についたばかりであり、その効果を統計的に評価するには十分な時間が経過していないと思われる。

営パフォーマンスの関係を分析し、取締役会の規模が大きいほど ROA が低下すると報告している。また、中山（1999）は、電機産業に属する日本企業について、生産関数を用いて技術非効率性を推計し、それが取締役会規模とどう関係するのかを分析した。その結果、通信用・家庭用電機産業には、取締役数が多いほど技術非効率性が大きい傾向が見られたが、産業用電機産業では有意な関係が見られなかったと報告している。このように、日本企業に関する分析でも、大規模取締役会の非効率性が指摘されている。

さらに、わが国では人事慣行から、意思決定を非効率化する以下の懸念も指摘されてきた。すなわち、大企業を中心に、取締役が各部門の代表者として選出されるため、人数が多くなるにつれ、各取締役が会社全体の利益よりも自らの出身部門の利益を優先する傾向が強まるというものである。これに対して、会社全体の利益を優先させるには、取締役の数を減らして部門代表の性格を緩和することが有効と考えられている。この点に関連して、日本の製造業に対するアンケート分析を行った延岡・田中（2002）では、取締役会が適正規模であれば、担当外の領域における発言が増加するなど議論が活性化し、戦略的意思決定能力が高まるとの関係が示されている。このように、人事慣行にみられるわが国の特徴からも、大規模取締役会が戦略的意思決定能力を低下させる可能性が指摘できる。

他方、上述したように、取締役のポストが従業員の昇進競争のゴールとして供給されたと指摘されることも多い。宮島（1998）では、68年には平均16.7人（従業員493人に対して1人）であった取締役人数が、77年には18.4人（従業員303人に対して1人）と高度経済成長期以降にその規模が急拡大したことが示されている。対象企業が異なるため単純比較はできないものの、本稿のデータでも取締役数は90年度末で18.7人（従業員207人に対して1人）であり、取締役ポストの供給量は減少していないようである。取締役会ポストの拡大は、昇進確率の上昇を意味するため、従業員に努力水準を高めるインセンティブを与えるだろう。このしくみが有効に機能すれば大規模取締役会は、むしろ経営効率と正の相関を持つ可能性がある。

しかし一方で、取締役会ポストが最終的な報償であれば、それを受け取った者は、従来以上に良い評判を得るために努力する誘因を失ってしまうかもしれない。むしろ、最後の報償を受け取ってしまった彼らは、より多くの経営資源を自己の便益のために浪費しようとする誘因さえ持つ可能性がある。昇進競争のゴールとして取締役ポストが提供される場合、このようなモラルハザードがシステマティックに発生する可能性はないだろうか。この点をもう少し検討してみよう。取締役会にも、代表取締役を頂点とする上位ランクがあり、そのポストを巡る昇進競争が行われると考えられる。しかし、取締役の中には、その評価が過去においてほとんど確定しており、努力によって挽回できる見込みが少ないため、昇進による利益の期待値が競争に参加するコストを下回る者が存在すると思われる。このような取締役の割合は、組織規模が大きくなるほど増加するだろう。以上から、昇進競争というゲームの下では、組織規模が拡大するほど、全体としての努力水準が低下するというモラルハザードに直面する可能性が考えられる。

以上から、取締役会の規模拡大が、①戦略的意思決定能力の低下をもたらすのか、②従業員のインセンティブを高めるのか、それとも③モラルハザードを拡大するのかという3つの可能性が考えられる。経営効率に関しては、①と③が負の効果を持つのに対し、②は正の効果を持つと予想される。以下の分析では、企業規模を調整した取締役会規模 *BSIZE*（「取締役人数/ \ln (総資産)」）を用いて、わが国の取締役会ではこの3つのうちどの影響が強いのかを識別することを試みる。また、表掲しないが、同様に作成した常務以上規模 *JSIZE* を用いて結果の安定性を確認している。

取締役会構成において注目されるもうひとつの特徴は、社外取締役の比率である。上述の通り、米国の取締役会では、社外取締役比率の増加によって、監督機能の強化が期待されている。わが国でも同様な期待があるが、現状では、取締役会の監督機能自体が明確でない上、社外取締役の数が相対的に少ないため、この期待は過剰ではないかと思われる。また、わが国では社外取締役がしばしば経営成果を向上させるか否かで評価されており、監督能力よりも執行能力に重点が置かれている可能性も高い。わが国で社外取締役の機能を検討する際には、米国など海外企業との差異を考慮する必要があるだろう。

では、日本企業における社外取締役の役割をいかに捉えるべきであろうか⁽²¹⁾。ひとつの見方として、社外取締役が組織の硬直化を緩和する可能性が考えられる。同一性の高い知識や経験、思考パターンを持つ内部昇進者中心の取締役会に、社外出身者を加えることにより、従来とは異なった視点から経営判断を検討できる可能性がある。社外取締役がこうした機能を果たせば、生産性の向上に貢献できるだろう。他方、しばしば指摘されるように、社外取締役には、社内の情報を十分に収集、分析できない可能性がある。社外取締役が大きな情報の非対称性に直面していれば、経営への有効な参画は困難となろう。この場合、情報劣位にある社外取締役の割合が高まるほど、取締役会の戦略的意思決定能力が低下し、経営効率が悪化すると考えられる。

以下では、この点を確認するため、社外取締役人数を取締役人数で除した社外取締役比率 *IDR* を用いる。さらに、企業との利害関係を出身元で識別した、親会社出身 *IDRP*⁽²²⁾、銀行出身 *IDRB*、その他 *IDRO*⁽²³⁾ を利用して結果を補完する。ところで、本稿のデータでは（表2）、わが国の取締役会に占める社外取締役の比率は、平均して2割程度と意外に高いことが示されている。ここでは社外暦（前職及び兼任状況）の有無で社外取締役を識別しており、その出身元を確認すると、取引先や銀行、親会社などがほとんどである。社外取締役比率が予想に反して高いのは、このように利害関係者が多く含まれているからであるが、この作成方法は03年施行の改正商法における「社外取締役」の定義とほぼ一致すると思われる⁽²⁴⁾。

(21) 日本企業を対象として社外取締役の効果を実証した先行研究はほとんど存在しない。

(22) 親会社は広義に捉え、15%以上の株式を保有する事業法人とした。

(23) 親会社と銀行以外から派遣された社外取締役の比率。ただし、これは、一般に期待されるように、高い独立性を示すものではない。個々に確認したところ、親会社出身や銀行出身以外の取締役は、主に取引先の出身者で構成されていた。

(24) 改正商法における社外取締役の定義は、「過去も現在もその会社または子会社の業務執行取締役、執行役、支配人やその他従業員でなかった者」である。本稿のデータは、前職と兼任状況のみを確認していること、子会社を識別していないことから不十分であるが、統計的にはこれとほぼ一致した性質を持つと思われる。

4. 基本推計

4.1. 分析方法

以下では、2節で作成した TFP 指標の時間変化率をとり、ガバナンス特性を表す諸変数に回帰することで、生産性に対するガバナンス効果を検討する。推計式は (7) 式の通りである。ここでは、企業規模、期初の生産性水準⁽²⁵⁾、産業要因、景気変動など、生産性とはシステマティックな関係を持つものの、ガバナンスとの関連が薄いと考えられる要因をコントロールする。

$$\Delta MTFP_{it} = F(Gov_{it-1}, MTFP_{it-1}, FSIZE_{it-1}, YD) \quad (7)$$

ここで、 i は企業、 t は時間、 $MTFP$ は 3 節で計測した TFP 指標の産業メディアンからの乖離⁽²⁶⁾、 $\Delta MTFP$ は TFP 指標の時間変化率の産業メディアンからの乖離、 Gov はガバナンス特性を表す。また、企業規模 $FSIZE$ は総資産の自然対数値、 YD は年度ダミーである。

以下の推計では、とくにバブル崩壊後のガバナンス効果に着目し、分析期間として 1992-2000 年のサンプルを中心に扱う。分析手法としては、パネル構造というデータ特性を考慮したパネル分析を採用する。この場合、回帰モデルの定数項は個別効果と呼ばれ、企業属性で説明される変数となるが、一般にパネル分析では、この固定効果を非確率変数として扱う固定効果モデル (Fixed Effects Model) と、確率変数として扱う変量効果モデル (Random Effects Model) が用いられる。以下では両モデルでの推計を行い、ハウスマンの χ^2 検定によりモデル選択を行う。その際の有意水準は 20% とした。ただし、ハウスマン検定の結果、以下で行うすべての推計で固定効果モデルが選択されたため、以降、本文中ではモデル選択について言及しない。また、回帰分析におけるはずれ値の影響を緩和するため、メディアンから 3 標準偏差以上乖離しているデータをサンプルから除外した。

4.2. 分析結果及び考察

では、3 節で検討した仮説は、実証分析からどの程度支持されるのだろうか。表 3 は、(7) 式に基づいてパネル分析を行った結果である。この基本推計が示唆するガバナンス効果は、以下のよ

⁽²⁵⁾ 技術的な制約のため、既に高水準の生産性を実現している企業が、さらに生産効率を高めるのは困難であろう。この場合、期初の生産効率が低い企業ほどその後の効率改善が大きくなると考えられる。また、利益の確率的変動や計測誤差などにより、TFP 水準に平均回帰的な傾向が発生する可能性もある。こうしたバイアスを期初の TFP 水準でコントロールすれば、その係数が有意に負になると期待される。

⁽²⁶⁾ 本稿の TFP は可能な限り精緻に作成されているものの、産業間の好不調や産業特性にともなう会計情報の差異が含まれている可能性がある。これに対して、産業調整した変数の導入により、このような本質的でない産業間差異をある程度除去できると考えられる。ここでは、東証 33 業種分類を用いて、業種調整後の TFP を以下のように定義する。

$$MTFP = \ln \frac{TFP_{it}}{TFP_{jt}} = \ln \frac{TFP_{it}}{TFP_1} - \ln \frac{TFP_{jt}}{TFP_1}$$

ただし、上式の右辺第二項は、ある業種における TFP 指標のメディアンを示す。この式から明らかなように、これは平均的な業種 TFP からの乖離率を表す。

うに要約できる。

第一に、株主構成の影響に関しては、海外機関投資家 *FRGN* の係数が有意に正、対照的に、安定保有比率 *STABLE* の係数が有意に負との関係が、ロバストに確認された（モデル 1、3）。これは、堀内・花崎（2000）や新田（2000）などの先行研究とも整合的である。このことは、3 節で想定した通り、経営に対する発言に積極的であった海外機関投資家の保有比率が高いほど、あるいは現経営陣を支持する安定株主の保有比率が低いほど、TFP 成長率が高いことを示唆する。その影響の大きさを係数×1 標準偏差で見ると、海外機関投資家持株比率が 5.1%だけ増加すると TFP 成長率が 0.1%引き上げられるのに対し、安定保有比率が 11.2%だけ増加した場合、TFP 成長率が 0.16%引き下げられることになる。これら株主の効果は小さいように見えるが、この間、対象企業の TFP が平均してほとんど成長していないことや、バブル期でもその成長率が 1%に満たないことを考えれば、そのインパクトは決して小さくない。

表 3 基本推計

分析期間	1992-2000					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.022	2.361 **			0.020	2.135 **
STABLE	-0.018	-2.096 **			-0.015	-1.736 *
DAR	3.896	8.013 ***			3.700	7.363 ***
BSIZE			-0.788	-6.854 ***	-0.606	-5.112 ***
IDR			0.001	0.329	-0.001	-0.393
MTFP	-0.351	-40.774 ***	-0.338	-39.121 ***	-0.351	-39.994 ***
FSIZE	0.107	0.593	0.698	3.835 ***	0.307	1.612
サンプル数	9,246		9,285		9,037	
修正R2	0.166		0.157		0.169	
ハウスマン検定	969.02	0.000 (13)	914.17	0.000 (12)	949.35	0.000 (15)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P 値、(自由度)を示す。なお、*FRGN* は海外機関投資家持株比率、*STABLE* は安定保有比率、*DAR* は負債比率、*BSIZE* は取締役会規模、*IDR* は社外取締役比率、*MTFP* は産業調整後 TFP 水準指標、*FSIZE* は企業規模を表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

第二に、負債比率 *DAR* の係数も有意に正との結果が得られており、負債による規律付けが生産性の向上に寄与することが示唆される（モデル 1、3）。その影響度をみると、負債比率が 0.19 ポイントだけ増加すると、TFP 成長率が 0.7%高まることが示されている。また、この推計結果はロバストであり、*DAR* を「(借入+社債)/総資産」、「借入/総資産」に代えても変わらない。この結果は、負債には、経営を規律付ける効果があることを示唆する。しかし、ここまでの分析では、この規律付けの効果が、強制された再組織化の回避という自律的な経路によって生じているのか、債権者の中でもとりわけ影響力が大きいとされてきたメインバンクからの直接的な圧力という他律的な経路を通じて発生しているのかは明らかでない。この点については、以下で、もう少し立

ち入った検討を行う。

第三に、取締役会構成に関しては、以下の通りであった。まず、取締役会規模 *BSIZE* の係数は有意に負であり（モデル 2、3）、この結果は変数を常務以上規模 *JSIZE* に代えても同様であった。基本推計には、企業規模を固定して取締役数を 35%増加させると、TFP 成長率が 0.28%低下するとの関係が示されている。この結果は、Yermack(1996)、中山（1999）、鈴木・胥（2000）などと一致しており、90年代においては、意思決定能力の低下、あるいはモラルハザードのコストが、昇進ポストの提供によるインセンティブ効果を上回っていたことを示唆する。次に、社外取締役 *IDR* については、有意な結果が得られなかった（モデル 2、3）、表掲しないが、モデル 3 において、社外取締役を出身元に応じて、親会社出身 *IDRP*、銀行出身 *IDRB*、その他 *IDRO* の 3 つに分けてして推計しても、3 変数のいずれもが有意な結果を示さない。以上から、内部昇進者とは異なった視点からの意見が経営改善に貢献したとの見方は支持されず、むしろ、情報の非対称性に直面した社外取締役には、経営への有効な参画が困難であった可能性が示唆される。

以上から、海外機関投資家の持株比率が高まると生産性が上昇する一方、安定保有比率を高めると生産性が低下するという関係が再確認された。海外機関投資家の効果は、強制力のあるガバナンス行動の事例が見られないことから、株主による直接的なコントロール権の行使によるものではなく、モニタリングによる間接的な規律付けによるものだろう。すなわち、Voice 行使の可能性がもたらす緊張感に反応し、経営者が自律的に努力水準を高めるという経路で生産性が改善したものと考えられる。安定保有比率の効果についても同様な解釈が可能で、株主からの圧力を遮断することにより、経営者がエンタレンチメントを拡大させた可能性が高い。一方、負債については、負債比率が高まるにつれ倒産の脅威が高まり、努力水準の向上が促されたと考えられる。ただし、日本企業における負債の効果を検討する場合、メインバンクが果たした役割を分析することが重要である。この点については、以下でさらなる検討を行う。他方、取締役会構成については、取締役会の規模拡大が生産性を引き下げることが示唆されたが、社外取締役が生産性を高めるとの見方は支持されない。しかし、これまでの分析で、大規模な取締役会がなぜ生産性を低下させるかが完全に明らかになったわけではない。3 節で提示された 3 つの仮説のうち、インセンティブ効果は棄却されたものの、生産性の低下が戦略的意思決定能力の低下によってもたらされたのか、モラルハザードの拡大によってもたらされたのかは、基本推計では識別できない。この点は次節で扱うことにする。

4.3. メインバンクの効果

では、基本推計で確認された負債の効果は、倒産の可能性を意識した経営者が自律的に努力水準を高めることでもたらされたのか、あるいはメインバンクによる「状態依存型ガバナンス」が有効に作用した結果なのか、どちらの経路によるものであろうか。他方、メインバンクへの過度な依存が、一部産業で「追い貸し」の性格を強め、企業のモラルハザードを助長したと指摘され

ているが（関根・小林・才田 2003、杉原・笹田 2002、宮島・新田 2003）、このような現象は広範に確認できるのだろうか。これらの点を確認するため、追加的に行った分析の結果は表 4 に要約されている。

表 4 メインバンクの影響

分析期間	1992-2000					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.021	2.165 **	0.021	2.206 **	0.021	2.167 **
STABLE	-0.015	-1.726 *	-0.015	-1.773 *	-0.015	-1.728 *
MBR	5.572	5.404 ***	7.563	5.713 ***	5.479	5.224 ***
ODAR	3.353	6.334 ***	3.572	6.651 ***	3.262	5.805 ***
MBR*HDAR			-2.894	-2.397 **		
ODAR*HDAR					0.118	0.483
BFSIZE	-0.601	-5.066 ***	-0.603	-5.088 ***	-0.599	-5.056 ***
IDR	-0.002	-0.467	-0.001	-0.416	-0.002	-0.478
MTFP	-0.350	-39.844 ***	-0.350	-39.779 ***	-0.350	-39.832 ***
FBSIZE	0.382	1.971 **	0.377	1.946 *	0.385	1.985 **
サンプル数	9,037		9,037		9,037	
修正R2	0.169		0.170		0.169	
ハウスマン検定	953.21	0.000 (16)	963.01	0.000 (17)	943.19	0.000 (17)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P 値、(自由度)を示す。なお、FRGN は海外機関投資家持株比率、STABLE は安定保有比率、MBR はメインバンク依存度、ODAR はその他負債比率、HDAR は高負債ダミー（負債比率 70%以上で 1 をとるダミー変数）、BFSIZE は取締役会規模、IDR は社外取締役比率、MTFP は産業調整後 TFP 水準指標、FBSIZE は企業規模を表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

モデル 1 は、「総負債/総資産」で定義される負債比率 *DAR* を、メインバンク依存度 *MBR*（「メインバンク融資額/総資産」、添え字の 1 は省略）とその他負債比率 *ODAR*（「(総負債-メインバンク融資額)/総資産」）に分割して推計したもので、両変数がともに有意な正の効果を持つことが示されている。その他負債比率 *ODAR* が TFP 成長率を有意に高めるとの結果から、負債の規律には自律的な経路が含まれることが示唆される。一方、メインバンク依存度 *MBR* も、有意に TFP 成長率を高めるが、これが「状態依存型ガバナンス」の効果を示すものかどうかは、モデル 1 の分析だけでは判断できない。

そこで、財務状態が悪化した企業群で、メインバンク依存度の作用がどのように異なるかを検討してみる。このような企業群でメインバンクの正の効果が強まるというのが、「状態依存型ガバナンス」が機能発揮した典型的なケースである。逆に、正の効果が弱まるのであれば、「追い貸し」の弊害が、負債一般に期待される自律的な規律付け効果を相殺すると解釈できる。ここでは、財務状態の悪化を負債比率 70%以上で識別し、これに該当する企業に 1 を与える高負債ダミー *HDAR*

を作成した⁽²⁷⁾。

高負債企業におけるメインバンクの効果を分析したモデル2によれば、メインバンク依存度 *MBR* と高負債ダミー *HDAR* の交差項は有意に負となっており、メインバンクによる正の効果は財務状態が悪化した企業群で顕著に弱まることが確認される。しかも、モデル3によれば、その他負債比率 *ODAR* と高負債ダミー *HDAR* の交差項は有意でなく、先の効果はメインバンクからの融資のみで発生している。

以上の結果は、第一に、メインバンクの規律に対する近年の懐疑的な見方にもかかわらず、メインバンクからの借入は、依然パフォーマンスを引き上げる効果を持つことを示す。しかし、その効果は、企業の財務状態が悪化すると有意に弱まる。これに対して、メインバンク以外からの負債では、財務状態の悪化が規律付け効果を低下させるという現象は確認されない。したがって、第二に、メインバンクからの借入には、負債一般に期待される、倒産の脅威にともなう規律が十分に備わっていないと考えられる。このことは、メインバンクへの依存度を高めた企業が財務危機に直面した場合、「状態依存型ガバナンス」が有効に作用せず、むしろ「追い貸し」と「モラルハザード」の悪循環が生じる可能性が高いことを示す。以上から、負債の規律が生じる主な経路は、倒産回避のために努力水準を高めるという自律的なものであることが示唆される。

5. 経営環境とガバナンス効果の変化

5.1. 分析の視点

前節で確認されたガバナンス効果は、どのような環境下でも一様に発揮されるものであろうか。1980年代後半から90年代初頭にかけて、わが国経済はバブルの形成と崩壊を経験し、その後は「失われた10年」とも言われる長期低迷に苦しんできた。この間、企業をとりまく経営環境は激変した。また、バブル崩壊後、企業・銀行間関係や株式所有構造など、これまで安定的であったガバナンス構造も大きく様変わりしたと言われる。ガバナンス効果も、こうした変化に反応して強まったり、弱まったりしたと考える方が自然ではないだろうか。実際、90年代の後半には、ガバナンスを巡る議論の活発化を受けて、企業が自発的に経営改革に取り組むようになった⁽²⁸⁾。同様に、ガバナンス効果も経営環境に対応して変化している可能性がある。もし、ガバナンス効果の反応を知ることができれば、様々なガバナンス特性の性質をより深く理解できるばかりでなく、

⁽²⁷⁾ 財務状態の悪化は、負債比率が高いほど深刻になると考えられる。負債比率70%以上でそれを識別したのは、この条件に該当するサンプル数を一定程度確保するためである。異常値処理前の9930サンプルのうち、負債比率70%以上に該当したものは1519(15.3%)であった。負債比率を80%以上とした場合、該当するサンプルは796(8.0%)に減少する。さらに、負債比率を90%以上とした場合、該当するサンプルは272(2.7%)となる。

⁽²⁸⁾ この点は、東京証券取引所のHP (<http://www.tse.or.jp/listing/cg/enquete/index.html>) に掲載されている「コーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査」などで確認できる。

その効果が発揮される経路に関しても、多くの示唆を引き出せるものと期待される。以下では、前節の推計期間を 92-96 年と 97-00 年の 2 期間に分割し、さらにバブル期である 87-91 年を加えて、各期間のガバナンス効果を比較することで、ガバナンス効果が発揮される経路に接近する。

経済成長が大きく鈍化した 90 年代には、それまでの企業成長を支えてきた事業や技術がもはや安定的な付加価値を生み出さなくなり、企業経営の不確実性が大幅に高まったと言われている。象徴的なのは、企業倒産の増加である。80 年代には上場企業の倒産は希であったが、バブルが崩壊すると経営悪化が明るみに出る企業が増加し、大手金融機関の破綻が相次いだ 97 年以降は、日本を代表する大企業でさえも経営危機が噂されるほど事態が深刻化した。したがって、前節で検討したように、負債の規律が自律的なもの、すなわち、倒産を意識した経営者が努力水準を高めることで発揮されるなら、分析期間が後になるほどその効果が強くなるはずである。

他方、取締役会に関しては、不確実性が増大するほど戦略的意思決定能力がより重要になると考えられる。延岡・田中（2002）は、経営組織の機能として戦略的意思決定能力とオペレーション能力を挙げ⁽²⁹⁾、パフォーマンス（売上高営業利益率）に対するそれらの貢献度が、事業や技術の不確実性に依存して異なるかを分析した。その結果、わが国の製造業では、不確実性が高いほど戦略的意思決定能力が重要であり、逆に不確実性が低いほどオペレーション能力が重要であることが示された。この見方に従えば、取締役会の規模が経営効率に影響を及ぼす経路を識別できる可能性がある。すなわち、大規模取締役会が戦略的意思決定能力を低下させるなら、不確実性が急速に高まり、従来とは非連続的な意思決定が求められたと思われるバブル崩壊直後の 92-96 年に、その負の効果が典型的に現れたと考えられる。これに対して、不確実性が低かったバブル期（87-91 年）には、むしろオペレーション能力が重要であったため、その負の側面が小さかったはずである。一方、取締役会規模がモラルハザードと関連する場合、その効果が不確実性とどのように関係するかは明確でない。したがって、以下の分析では取締役会規模が戦略的意思決定能力と関係するか否かがテストされることになる。

次に、株主構成について検討してみよう。上述したように、海外機関投資家は、従来から運用パフォーマンス向上のため日本株投資を行う主体とされてきたが、92 年頃から伝統的な投資行動に加えて Voice を活発化させるようになった。こうした変化に、経営者が反応したとすれば、92-96 年にはそのガバナンス効果が強まったはずである。さらに、外国人持株比率の上昇により、その後、海外機関投資家の影響力はさらに強まったため、海外機関投資家の効果は、分析期間が後になるほど強まったと考えられる。

一方、2 節で検討したように、90 年代では、経営環境の激変や 3 つの過剰など、新しい課題に対する経営努力が極めて重要であったと考えられる。これに対する努力は事業の再構築を中心と

⁽²⁹⁾ 延岡・田中（2002）では、「戦略的意思決定能力」と「オペレーション能力」を以下のように定義している。彼らは「戦略的意思決定能力」をやや狭義に捉え、従来の経営路線に非連続性をもたらす施策、あるいは同業他社と比較して革新的な施策を、迅速かつ適切に採用できる能力としている。一方、「オペレーション能力」は、生産や製品開発、販売などの業務を効率的かつ効果的に実施できる能力と定義している。

したもので、経営者の負担が大きくなりがちだが、安定保有によるエントレンチメントは、その努力を怠らせる、あるいは先送りする要因になった可能性が高い。この見方が正しければ、その負の効果が典型的に現れたのは、事業の再構築が求められたバブル崩壊直後の 92-96 年であったと考えられる。その後、安定保有構造は崩壊して行くことになる。ニッセイ基礎研究所の調査⁽³⁰⁾によれば、それまで 20%弱で推移してきた持合比率が 90 年代後半から急速に低下し、01 年度末にはついに 10%を割り込む水準となった。安定保有比率が低下すると、エントレンチメント効果は小さくなるはずなので、97-00 年には安定保有の負の効果が弱まったと考えられる。

5.2. 分析結果及び考察

では、ガバナンス効果は、以上で検討したような変化を示すのだろうか。パネル分析の結果は、表 5 に要約されている。同表によれば、第一に、負債の規律付け効果は、バブル期を中心とする 87-91 年には有意でなかったが、バブル崩壊後の 92-96 年には有意となり、その影響度は企業倒産が深刻化した 97-00 年には大幅に増幅されている。92 年度以降の影響度の増大を具体的にみるために、前節と同様、負債比率が 1 標準偏差だけ変化した場合の効果を確認してみよう。92-96 年では、負債比率が 0.18 ポイント高まると TFP 成長率が 0.63%上昇したのに対し、97-00 年では、負債比率が 0.20 ポイント高まると TFP 成長率が 1.43%も上昇したとの結果になっており、その効果は 2 倍強に増幅されたことになる。この結果は予想されたものと一致しており、負債の効果は主として、倒産回避に向けた経営者の自律的な努力によってもたらされたとの仮説がここでも支持される。

表 5 ガバナンス効果の時系列変化

分析期間	1987-1991		1992-1996		1997-2000	
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.034	2.105 **	0.047	2.953 ***	0.026	1.396
STABLE	-0.007	-0.597	-0.014	-0.897	-0.013	-0.820
DAR	0.611	0.866	3.422	3.831 ***	7.265	7.366 ***
BSIZE	-0.230	-0.885	-1.636	-6.311 ***	-0.571	-2.997 ***
IDR	0.002	0.275	-0.000	-0.069	-0.004	-0.560
MTFP	-0.489	-33.878 ***	-0.433	-32.492 ***	-0.621	-33.755 ***
FSIZE	1.091	3.851 ***	-0.496	-1.340	1.151	2.896 ***
サンプル数	4,455		4,870		4,178	
修正R2	0.231		0.225		0.225	
ハウスマン検定	831.56	0.000 (11)	736.69	0.000 (11)	930.99	0.000 (10)
	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P 値、(自由度)を示す。なお、FRGN は海外機関投資家持株比率、STABLE は安定保有比率、DAR は負債比率、BSIZE は取締役会規模、IDR は社外取締役比率、MTFP は産業調整後 TFP 水準指標、FSIZE は企業規模を表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

⁽³⁰⁾ ニッセイ基礎研究所「持ち合い状況調査」を参照のこと (<http://www.nli-research.co.jp>)。

第二に、取締役会規模の効果の変化パターンは、この特性が戦略的意思決定能力と関係することを示唆する。戦略的意思決定能力が相対的に重要でなかった 87-91 年には有意な影響が確認できかったが、不確実性が高まり戦略的意思決定能力の重要性が飛躍的に上昇したと考えられる 92-96 年には、大規模取締役会の負の効果が大幅に増大している。同期間では、取締役会規模の 1 標準偏差 (0.46) の減少が、企業規模を固定した上で取締役数を 31%減少させることに相当するが、表 5 には、それが TFP 成長率を 0.75%押し上げるとの関係が示されている。さらに、その後の 97-00 年についても、取締役会規模の負の効果が確認できるが、その影響度は、取締役会規模の 1 標準偏差の減少 (0.45、先の見方では取締役数の 35%減に相当) が TFP 成長率を 0.26%上昇させるにとどまり、バブル崩壊直後の約 1/3 に縮小している。以上の結果は、大規模取締役会の弊害が、バブル崩壊直後に典型的に現れたことを示しており、この特性が戦略的意思決定能力を表すとの仮説を支持する。

第三に、海外機関投資家の効果は、Voice の行使が開始された 92-96 年に強まっていることがわかる。その影響度を 87-91 年のものと比較すると、バブル期には、海外機関投資家比率の 3%の上昇が、TFP 成長率を 0.10%押し上げたのに対し、92-96 年には、その 4.5%の上昇が TFP 成長率を 0.21%高めたとの結果になっている。90 年代初頭に、海外機関投資家による Voice 行使が始まったが、日本企業の経営者はこうした圧力を経験してこなかったため、経営に対する緊張感が相当に高まったと考えられる。しかし、97-00 年になると、その規律付け効果は有意性を失う。したがって、外国人持株比率の上昇により、その規律付け効果が強まったとの見方は支持されない。Voice 行使が国内機関投資家へと波及するのにもない、海外機関投資家からの圧力が特別なものと認識されなくなったのかもしれない。

第四に、安定保有比率の効果は 3 期間とも有意でない。表 5 によれば、その影響度は 92 年度以降に強まっているが、その効果は明瞭でなく、バブル崩壊後にエンブレチメントの負の効果が強まったとする見方は支持されない。一方、基本推計ではその影響度が海外機関投資家と同程度かそれ以上との結果が示されており、安定保有の効果は、5 年程度の期間では明確に現れないという特徴を持つことがわかる。このことは、安定保有が、技術や知識など長期間にわたる経営資源の蓄積に負の影響を及ぼすことを示唆するのかもしれない。例えば、モニタリングから遮断された期間が長期化すると、努力水準の低下によって知的資産の蓄積に格差が広がり、それが徐々に顕在化すると考えられる。安定保有にともなうエンブレチメントは、経営努力のインセンティブを損なう効果を持つ可能性があるのではないだろうか。

最後に、社外取締役については、基本推計と同様、3 期間のいずれの分析でも有意な結果が得られなかった。表掲しないが、この結果は社外取締役を出身別に分けても変わらない。このことから、企業が経営改革への取り組みを開始した 97 年以降においても、社外取締役は生産性の上昇に貢献していないようである。一連の結果は、社外取締役が経営効率の向上に貢献するのは、情

報の非対称性などから困難であることを示唆している⁽³¹⁾。一方、その情報格差には、意思決定能力を押し下げるほどの影響力もなさそうである。

5.3. 取締役会規模変化の効果

以上の分析から、取締役会の規模拡大には生産性を低下させる効果があること、そしてこの原因として戦略的意思決定能力の低下があることが示唆された。この点を、イベント・スタディを通じて直接的に再検討してみよう。もし、取締役会の規模が生産性に影響を及ぼすのであれば、取締役会の規模縮小というイベントがその後のTFP成長率を上昇させ、逆に、取締役会の規模拡大がその後のTFP成長率を低下させるという、これまでの結果と整合的な反応が確認されるはずである。さらに、このイベント・スタディによって、これまで十分に扱えなかったモラルハザードの可能性についても若干の検討ができるものと思われる。もし、この特性がモラルハザードと関連しているのであれば、それを是正する人数削減は、その直後に最も大きな効果を示すはずである。一方、戦略的意思決定能力と関連するならば、この能力には取締役の資質など他の要因が重要であるため、人数削減を行っただけで生産性が急速に高まるとは考えられない。したがって、人数削減の正の効果が直ちに確認されるならば、規模はモラルハザードと関連している可能性が高く、その効果が徐々に強まるならば、戦略的意思決定能力と関連している可能性が高い。他方、人数が増加する場合の分析では、両者を識別するのは困難である。

以上の点を確認するために、取締役会規模が大幅に変化した後、TFP成長率がどのように反応したかを以下(8)式により推計する。

$$\Delta TFP_{it+k} = F(BDEC_{it-1}, BINC_{it-1}, TFP_{it-1}, FSIZE_{it-1}, YD) \quad (8)$$

ここで、取締役数の大幅な変化は人数の20%以上の増減で判断する⁽³²⁾。すなわち、*BDEC*は取締役数が前年と比較して20%以上減少した場合に1をとるダミー変数であり、逆に、*BINC*は取締役数が前年と比較して20%以上増加した場合に1をとるダミー変数である。(8)式により、取締役会規模の変化を表すこれらの変数と、*k*期後($k = 0, 1, 2, 3$)のTFP変化率の間にどのような関係があるかが分析できる。一方、 ΔTFP はTFP成長率を示す。また、TFP水準を表す*TFP*、及び総資産の対数値で定義される企業規模*FSIZE*、及び年度ダミー*YD*は、コントロール変数である。

(8)式の推計結果は、表6に要約されている。92-96年の分析結果(表6-A)をみると、取締役人数が縮小した直後($k = 0$)には有意な効果が確認できないものの、その1年後($k = 1$)と2年後($k = 2$)にはTFP成長率が有意に高まることが示されている。しかし、その正の効果は3

⁽³¹⁾ ただし、本稿の分析で用いた社外取締役は独立性を十分に考慮していないため、ここで得られた結果は、昨今の議論で期待されている社外取締役の機能を否定するものではない。

⁽³²⁾ 本稿データの取締役人数は1995年で平均して18名程度であった。この場合、取締役数の20%以上の増減は平均して4名以上の増減を意味する。92-96年の異常値処理前の5419サンプルのうち、20%以上の減少に該当するものは121サンプル(2.2%)、20%以上の増加に該当するものは138サンプル(2.5%)であった。ここでは、取締役会規模の大幅な変化を捉えるため、統計処理に耐える範囲で、増減率の条件をなるべく大きくとって20%とした。

年後には消滅する。一方、取締役人数が増加した場合、直後に有意な効果が確認できないのは同じであるが、1年後にはTFP成長率が高まり、2年後にはそれを相殺するように成長率が低下し、3年後には効果が消滅する。以上の結果は、これまでの分析と概ね整合的であり⁽³³⁾、しかも、人数削減効果に発生ラグがあることから、取締役会規模がモラルハザードと関係する可能性は少ないと思われる。

表6 取締役会規模変化の効果

A バブル崩壊後

分析期間	1992-1996							
	変化直後の効果(k=0)		1期先の効果(k=1)		2期先の効果(k=2)		3期先の効果(k=3)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
BDEC	0.114	0.430	0.470	1.815 *	0.749	2.917 ***	0.116	0.424
BINC	0.083	0.337	0.490	2.051 **	-0.458	-1.931 *	0.147	0.574
TFP	0.400	31.258 ***	0.455	33.241 ***	0.404	29.280 ***	0.265	17.400 ***
FSIZE	1.303	3.027 ***	1.212	2.775 ***	2.844	7.062 ***	1.707	4.363 ***
サンプル数	5,261		5,313		5,283		5,247	
修正R2	0.846		0.849		0.854		0.839	
ハウスマン検定	1,167.70	0.000 (8)	964.23	0.000 (8)	1,258.50	0.000 (8)	1,598.80	0.000 (8)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

B バブル期

分析期間	1987-1991							
	変化直後の効果(k=0)		1期先の効果(k=1)		2期先の効果(k=2)		3期先の効果(k=3)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
BDEC	0.637	1.799 *	0.171	0.412	-0.345	-0.798	0.085	0.204
BINC	0.234	1.452	-0.404	-2.171 **	-0.429	-2.198 **	-0.024	-0.127
TFP	0.382	28.861 ***	0.409	24.147 ***	0.572	35.674 ***	0.551	40.206 ***
FSIZE	1.010	3.131 ***	1.724	4.361 ***	2.398	5.386 ***	0.955	2.164 **
サンプル数	4,852		4,965		4,952		4,934	
修正R2	0.879		0.851		0.852		0.859	
ハウスマン検定	1,269.90	0.000 (8)	995.13	0.000 (8)	580.92	0.000 (8)	686.81	0.000 (8)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P値、(自由度)を示す。なお、*k*は取締役会規模変化の効果を観察する時点、*BDEC*は取締役人数が20%以上減少した場合に1をとるダミー変数(1992-1996に121ケース、1987-1991に56ケース存在)、*BINC*は取締役人数が20%以上増加した場合に1をとるダミー変数(1992-1996に138ケース、1987-1991に262ケース存在)、*TFP*はTFP水準指標、*FSIZE*は企業規模を表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

さらに、不確実性が低かった87-91年における分析(表6-B)をみると、取締役数の削減効果はイベント発生直後のみ有意であることがわかる。この結果は、人数削減効果が徐々に確認された92-96年の分析結果と異なっており、バブル期の大規模取締役会にモラルハザードが発生していた可能性を示唆する。他方、人数増については、イベント発生直後には効果が確認されないものの、1年後及び2年後には、TFP成長率が一貫して低下している。この結果は、取締役会規模が大きくなったことで、意思決定能力が低下した、あるいはモラルハザードが拡大したことを示唆

⁽³³⁾ 取締役数増の1年後にTFP成長率の上昇がみられるとの結果は予想に反している。これは、従業員のインセンティブ効果や事業規模の拡大に向けた取締役増と関係するかもしれない。しかし、その正の効果も翌年には相殺されており、これは規模拡大にともなう意思決定能力の低下によるものと考えられる。ただ、ここまでで分析の目的は達せられているため、この点について、これ以上の検討は行わないこととする。

するが、この間、事業や技術の不確実性が低く、意思決定能力の重要性が相対的に低かったとすれば、これもモラルハザードの拡大を示唆するものと考えられる。前節でバブル期には、取締役会規模の負の効果は有意でないとの結果が得られたが、イベント・スタディは、この期間にも組織規模拡大の弊害が発生していたことを示唆している。

6. ガバナンス効果と成長性

6.1. 分析の視点

適切なガバナンスのしくみは、成長期にある企業よりも、成熟・衰退期にある企業でより重要であると言われている。成長企業では、企業規模や収益の拡大という面で経営者とステークホルダーの利害が一致しやすく、エージェンシー・コストが低い。成熟・衰退期になると、経営効率維持のために、事業規模の縮小や再構築、利益還元などが求められ、両者の利害が一致なくなる傾向が強まるからである。McConnell and Servaes (1995)は、この点に着目して、米国企業を対象にトービンのQとガバナンス特性の関係を分析し、ガバナンス効果が企業の成長性によって異なることを示した。彼らは、低成長企業では、負債比率やモニタリング強度を表す株主構成がトービンのQと有意な正の相関を示すのに対し、高成長企業では、負債比率が逆にトービンのQと負の相関を持ち、株主構成の影響も有意でないと報告している。日本企業に関しては広田(1996)が、主要企業を対象に同様な分析を行い、負債の規律付け効果は低成長企業のみで確認されるが、株主構成は成長性に関わらず有意な効果を持たないと報告している。

このように、負債利用の効果が成長性に依存するとの仮説は、従来からかなり議論されてきた。そのエッセンスは、負債を過大に利用すると資金調達自由度が失われ、成長機会の豊富な企業では投資水準が過少となる一方(Myers 1977, Stulz 1990)、成長機会の少ない企業では、負債の利払いによりキャッシュ・フローが削減されるため、過剰投資が抑制される(Jensen 1986)という点にある。したがって、過剰投資問題が発生しやすい高成長企業では、負債利用の悪い面が出やすく、過剰投資問題が発生しやすい成熟・衰退企業ではその良い面が出やすい(McConnell and Servaes 1995)。これに加えて、負債には、前節まで確認したように、自律的な努力を高めるという規律付け効果がある。したがって、高成長企業では、負債は、投資制約という負の側面と規律付け効果という正の側面を持ち、どちらが強くなるかは両者のトレード・オフに依存する。他方、低成長企業では、負債は正の側面しか持たず、高成長企業よりもその正の効果が強いはずである。

これに対して、株主構成の効果と成長性の関係には定まった仮説がなく、実証的にも十分な研究蓄積がない。McConnell and Servaes (1995)は、実証研究を通じて、低成長企業に対する株主のモニタリングの方が、高成長企業に対するものよりも有効であると主張している。低成長企業

ではエージェンシー・コストがより大きいため、モニタリングによる非効率性の緩和が相対的に容易だと思われるからである。しかし、成長機会を得るための投資という観点からは、むしろ高成長企業の方で、モニタリングにともなうインセンティブ効果が強く発揮される可能性もある。なぜなら、株主からのモニタリングが企業の評判に大きな影響を与え、将来の資金調達条件を左右すると考えられるからである。さらに、高成長企業の方が、低成長企業よりもモニタリング・コストが小さいとの指摘もある。Morck, Shleifer and Vishny (1989)では、好調な産業における経営成果の評価は、不調な産業におけるものよりも、容易であるとの見方が提示されている。構造的に困難な問題を抱えた産業では、経営パフォーマンスの悪い原因が、間違っただけか、それとも厳しい経営環境なのかを識別することが難しく、モニタリング・コストが高くなるからである。以上から、モニタリング・コストが小さく、資金需要が大きい高成長企業では、良い評判を獲得しようとのインセンティブが低成長企業よりも強いという別の見方を提示できる。

一方、取締役会構成と成長性の関係については、これまでの研究で扱われたことがなかったようである。その相互作用について推論するのは困難であるため、この点については、ファクト・ファインディングを中心に検討して行く。

6.2. 分析結果

ガバナンス効果が成長性に依存して異なるかどうかを確認するため、以下の(9)式に基づいて推計を行った。この推計式は、基本推計の(7)式を若干拡張したものとなっている。

$$\Delta MTFP_{it} = F(Gov_{it-1}, Gov_{it-1} \times HG, MTFP_{it-1}, FSIZE_{it-1}, YD) \quad (9)$$

ここで、*HG*は高成長企業で1をとるダミー変数である。この変数は、1992-2000年の間で3期以上のデータが利用可能な企業を抽出し、その間の平均売上高成長率に基づき対象企業を2分割することで作成した。その他の変数は、基本推計と同じである。この推計結果は、表7に要約されているが、主要な結論は以下の通りである。

第一に、同表のモデル3で負債の効果を確認すると、負債比率と高成長ダミーの交差項 *DAR* × *HG*の係数は有意に負となっており、高成長企業における負債の正の効果は、低成長企業のものと比較して半分程度に低下することがわかる。McConnell and Servaes (1995)や広田 (1996)と異なり、ここでは高成長企業でも負債に正の効果が確認されたが、これらの結果は必ずしも矛盾を意味しない。上述したように、高成長企業では、負債は投資制約という負の側面と、規律付け効果という正の側面を併せ持っており、この分析では後者の効果が前者を上回ったと考えられる。むしろ重要なのは、高成長企業よりも低成長企業で負債の正の効果が強く出ることであり、この点に関して表7は、仮説と整合的な結果を示している。

第二に、株主構成の効果をみると、海外機関投資家と高成長ダミーの効果項 *FRGN* × *HG*は有意でないものの(モデル1)、安定保有と高成長ダミーの交差項 *STABLE* × *HG*が有意に負となっていること(モデル2)が注目される。モデル1から、海外機関投資家が持つ正の効果は、成長性にあ

まり影響を受けないことがわかる。一方、モデル2で安定保有比率の独立項 *STABLE* が有意でないことから、安定保有の弊害は、主に高成長企業で現れることが示唆される。この結果は、一定以上の安定株主を確保した高成長企業では、モニタリングの効果が減じられる、あるいは資金制約が緩和されることになり、自社に対する評判を高めようというインセンティブが低下したことを示している。

表7 ガバナンス効果と成長性

分析期間	1992-2000					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.019	1.335	0.020	2.079 **	0.020	2.060 **
STABLE	-0.015	-1.742 *	0.008	0.711	-0.014	-1.615
DAR	3.698	7.357 ***	3.816	7.574 ***	4.598	6.994 ***
BSIZE	-0.605	-5.107 ***	-0.621	-5.237 ***	-0.601	-5.067 ***
IDR	-0.001	-0.394	-0.001	-0.375	-0.002	-0.426
FRGN*HG	0.003	0.185				
STABLE*HG			-0.048	-3.013 ***		
DAR*HG					-2.132	-2.120 **
MTFP	-0.351	-39.975 ***	-0.352	-40.082 ***	-0.351	-39.990 ***
FSIZE	0.305	1.598	0.233	1.214	0.355	1.850 *
サンプル数	8,967		8,969		8,967	
修正R2	0.167		0.168		0.168	
ハウスマン検定	930.98	0.000 (16)	929.08	0.000 (16)	930.88	0.000 (16)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

分析期間	1992-2000			
	モデル4		モデル5	
	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.021	2.160 **	0.020	2.131 **
STABLE	-0.015	-1.718 *	-0.015	-1.742 *
DAR	3.664	7.266 ***	3.703	7.362 ***
BSIZE	-0.688	-4.524 ***	-0.607	-5.113 ***
IDR	-0.002	-0.444	-0.002	-0.435
BSIZE*HG	0.179	0.868		
IDR*HG			0.002	0.216
MTFP	-0.351	-39.876 ***	-0.351	-39.941 ***
FSIZE	0.337	1.738 *	0.304	1.586
サンプル数	8,967		8,983	
修正R2	0.167		0.168	
ハウスマン検定	910.41	0.000 (16)	917.84	0.000 (16)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P値、(自由度)を示す。なお、FRGNは海外機関投資家持株比率、STABLEは安定保有比率、DARは負債比率、BSIZEは取締役会規模、IDRは社外取締役比率、MTFPは産業調整後TFP水準指標、FSIZEは企業規模、HGは高成長企業ダミーを表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

以上から、負債は安定的な規律付け効果を有するものの、とくに低成長企業でエージェンシー・コストを緩和する効果が強いという、これまでの仮説と整合的な関係が確認された。これに対し

て、安定株主の確保は、高成長企業において円滑な資金調達のために良い評判を得るインセンティブを引き下げる作用を持つと考えられる。一方、取締役会構成と成長性については、有意な関係が確認できなかった（モデル 4、5）。本節の分析から、ガバナンス特性には、その効果が成長性という企業属性に依存するものがあり、しかも、その相互作用はかなり複雑であることが示唆される。こうした相互作用を理解するには、ガバナンス特性がどのような経路を通じて作用するかを、ひとつひとつ明らかにして行くことが必要であろう。さらに次節では、経営環境を決定する上で重要な企業間競争を取り上げ、その差異がガバナンス効果にどのような違いをもたらすかを分析し、これまでの結論を補強する。

7. ガバナンス効果と競争環境

7.1. 分析の視点

近年、財・サービス市場における企業間競争が、規律付けの程度を規定するものとして重要であるとの見方が強調されるようになってきた（Allen and Gale 2000）。完全競争の下では、効率的な経営が企業の存続にとって不可欠となるが、競争が不完全で十分なレントが享受できる場合、それを無駄に費消する非効率性が許容されると考えられるからである。こうした見方は、理論、実証面での根拠を十分に与えられていないが、競争が効率化を導くという経済学の基本的な考え方とも整合的であり、幅広く受け入れられている。しかし、以下では、競争環境と経営効率の問題を直接的には扱わない。競争の程度は、企業が産出する財・サービスの特性や市場の寡占状況、規制や商慣行といった参入障壁などの諸要因に規定されており、経営者やステークホルダーによる選択の余地が小さいからである。もちろん、競争と経営効率の関係を示す直接的な証拠を提示することも重要であるが、前節までの議論との整合性から、ここでは選択可能なガバナンス特性の作用が、競争環境に依存してどのように異なるかに焦点を合わせる。また、このような接近法をとるのは、以下で述べるように競争の程度を直接的に捉えることが技術的に困難だからでもある。そこで本節では、前節で扱った成長性と同様に競争環境を所与として、これまでに確認したガバナンス効果と競争環境の関係を分析して行くことにする。

しかし、これまでの研究で、競争による規律に焦点を当てたものはあまり多くない。ましてや競争とその他のガバナンス特性との関係を扱ったものは極めて少なく、伝統的に注目されてきた株主・負債との関係を分析したものがわずかに存在するに過ぎない。Allen and Gale (2000)は、株主・負債を通じた規律の有効性は理論面、実証面で十分に示されているわけではなく、高いパフォーマンスを上げるために重要なのはむしろ企業間競争であると主張した。Nickell, Nicolitsas and Dryden (1997)は、英国の製造業 580 社を対象とした実証分析を通じて、競争と負債、及び株主による規律付けはともに TFP を上昇させるが、負債や株主の規律が強い場合、競

争の効果が低下することから、両者の関係が代替的であることを示した。日本企業については、Hoshi, McMillan and Schaefer (1997)が製造業 633 社を 86-90 年の期間で分析し、競争水準が高いほどメインバンクによる規律付けが効果的なことから両者は補完的な関係にあるが、負債利用にともなう規律付けについては競争水準が低いほど効果的であり、両者が代替的な関係にあることを発見した。

このように、これまでの研究では、両者の関係が補完か代替かという枠組みで検討されることが多かった。この見方によると、競争水準が高いほどその他のガバナンス特性の効果が強まるのであれば両者は補完関係にあり、逆に、競争水準が高いほどその他のガバナンス特性の効果が弱まるのであれば両者は代替関係にあるということになる。

7.2. 競争水準をいかに捉えるか

分析モデルを定式化する前に、競争の程度を捉える方法について検討する必要がある。これに関して Nickell (1996)は、競争水準を表す変数として、企業の市場シェア、産業の市場集中度、輸入浸透度、企業の意識調査、レント水準などを提案した。堀内・花崎 (2000)は、これにならい、産業の寡占状況を示す市場集中度（産業別売上高 5 社集中度）やレントの代理変数である超過利潤率（「産業別使用資本事業利益率-長期国債利回り」）、海外企業との競争を表す輸出入比率（「輸入/(生産+輸入-輸出)+輸出/(生産+輸入)」）を用いて、日本の製造業を対象とした幅広い分析を行った。彼らは推計結果を解釈する中で、市場集中度と超過利潤率は競争の尺度として適切でない可能性を指摘するとともに⁽³⁴⁾、海外からの競争圧力が一貫して TFP を高めたと主張している。この解釈は説得力を持つものの、ここで用いた輸出入比率は為替変動と高い相関を持つため、競争による規律付けの効果が、外部要因である為替変動の影響と統計的に混同されている恐れがある⁽³⁵⁾。このように競争水準を表す変数は、利用可能なものが少ない上に、それぞれに技術的な問題を含むため、その効果を直接的に分析することが困難である。

そこで、相互作用の分析を中心とする本稿では、競争環境を産業別の貿易取引の大きさに捉えた、より簡単なアプローチを適用する。競争水準は、企業が産出する財・サービスの産業に大きく依存して決まるため、どの産業がより競争的かを識別するだけでも、十分な分析が行えると考えられる。堀内・花崎 (2000)が主張するように、海外からの競争圧力が、戦後一貫して日本企業の効率化に寄与したとの見方は説得的である。しかも、グローバル化が急速に進んだ 90 年代ではその影響が一層強まったと考えられる。そこで、ここでは、財・サービスの貿易取引がより活発であれば競争が高水準な貿易財産業、より少なければ競争が低水準な非貿易財産業として、競争

⁽³⁴⁾ 堀内・花崎 (2000)では、以下の問題点が指摘されている。第一に、参入及び退出が容易なコンテストナブル・マーケットでは、市場集中度が競争水準の適切な尺度とならない可能性が高い。第二に、レントの代理変数である超過利潤率についても、それが低いことが競争ではなく、資源の浪費によるものである可能性があり、適切な変数でないかもしれない。

⁽³⁵⁾ 実際、為替変動と利益率の相関はかなり高い。変数の時系列変動が結果に影響するパネル分析では、この点に注意する必要がある。

水準の高低をダミー変数により認識する。貿易取引の水準については、『産業連関表（経済産業省）』から産業ごとに輸出入比率（「(輸出+輸入)/生産」）を作成し、その87-00年の平均値を採用した。表8は、東証33業種のうち、本稿が対象としない銀行・証券・保険・その他金融、及び電力・ガスを除いた28業種を、輸出入比率の高い産業から順に並べたものである。ここに掲載された産業のうち、サンプル数のバランスを考慮し、鉱業からゴム製品までを貿易財産業、ガラス・土石製品から建設までを非貿易財産業に分類した。なお、両者の中間に位置する産業は、このいずれにも分類しない。

表8 貿易財/非貿易財の分類

順位	産業	サンプル数	輸出入比率	貿易財産業	非貿易財産業
1	鉱業	113	381.11	1	0
2	海運	192	72.57	1	0
3	空運	59	57.25	1	0
4	精密機器	288	49.38	1	0
5	非鉄金属	359	38.10	1	0
6	電気機器	1,835	32.54	1	0
7	輸送用機器	828	29.30	1	0
8	繊維	758	28.94	1	0
9	機械	1,441	25.31	1	0
10	ゴム製品	136	23.82	1	0
11	化学	1,477	23.48	0	0
12	水産・農林	103	17.76	0	0
13	石油・石炭製品	140	15.69	0	0
14	その他製造業	500	14.12	0	0
15	食料品	881	11.14	0	0
16	鉄鋼	546	10.65	0	0
17	医薬	495	10.20	0	0
18	倉庫・運輸関連	169	9.94	0	0
19	ガラス・土石製品	424	8.87	0	1
20	卸売	1,112	7.64	0	1
21	パルプ・紙	274	7.30	0	1
22	金属製品	401	5.50	0	1
23	陸運	422	3.00	0	1
24	サービス	537	2.45	0	1
25	通信	67	1.15	0	1
26	小売	949	0.06	0	1
27	不動産	295	0.01	0	1
28	建設	1,545	0.00	0	1

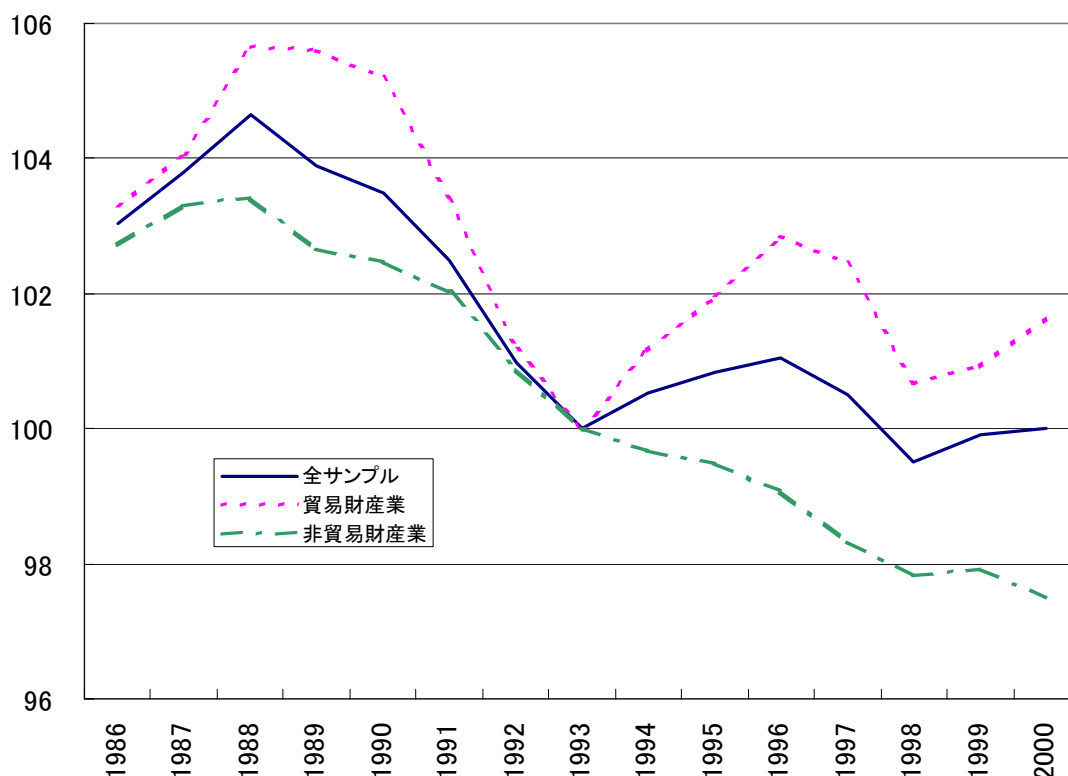
(注) 輸出入比率は、「(輸出+輸入)/生産」の1987-2000年の平均値とし、産業分類は東証33業種分類に従った。

(出所)『産業連関表』(経済産業省)から作成

では、競争水準の違いは、生産性とどのような関係を持つのだろうか。図4には、貿易財産業、及び非貿易財産業についてTFP水準の算術平均をとり、それぞれどのように推移したかが示され

ている。同図から、貿易財産業の TFP が 93 年を底にその後持ち直しているのに対し、非貿易財産業の TFP は 93 年以降も一貫して低下傾向にあることがわかる。この傾向は、分類方法は異なるものの、製造業と非製造業で TFP の推移を比較した図 3 とほぼ同じである。また、表掲しないが、両セクターの TFP 変化率には 1%水準で有意な差がある。このことは、Allen and Gale(2000)などが主張するように、厳しい競争が経営の効率化を促す一方、その欠如が非効率な経営を許容してきた可能性を示唆する。

図 4 貿易財/非貿易財の TFP 比較



(注) TFP 水準指標の推移を、対象企業の算術平均で表示 (1993 年度の数値を 100 に基準化)。

7.3. 分析結果及び考察

成長性を扱った(9)式と同様に、競争ダミーとガバナンス特性の相互作用を両者の交差項を用いて分析する。ただし、ここではサンプルを 3 分割したため、貿易財産業、非貿易財産業の両方について推計を行う。推計モデルは、以下の(10)、(11)式の通りである。

$$\Delta MTFP_{it} = F(Gov_{it-1}, Gov_{it-1} \times Trade_i, MTFP_{it-1}, FSIZE_{it-1}, YD) \quad (10)$$

$$\Delta MTFP_{it} = F(Gov_{it-1}, Gov_{it-1} \times NTrade_i, MTFP_{it-1}, FSIZE_{it-1}, YD) \quad (11)$$

ここで、表 8 に示されている通り、*Trade* は貿易財産業に 1 を与えるダミー変数であり、*NTrade* は非貿易財産業に 1 を与えるダミー変数である。(10)式については、交差項 *Gov* × *Trade* の係数が独立項 *Gov* の係数と同符号であれば、競争水準の高い産業でガバナンス効果が増幅されていることを意味し、異符号であれば、その産業でガバナンス効果が緩和されていることを示す。すなわ

ち、競争とガバナンス特性は、前者では補完関係、後者では代替関係にあると解釈できる。他方、(11)式については、逆に、交差項の係数と独立項の係数が同符号の場合、両者が代替関係にあることを意味する。(10)式及び(11)式の推計結果は、それぞれ、表9-A、及び表9-Bに要約されている⁽³⁶⁾。両推計は、対称的な結果を示すはずなので、表9-Bは表9-Aを補足するものと位置づけられる。

表9 ガバナンス効果と競争環境

A 貿易財産業

分析期間	1992-2000					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.007	0.570	0.020	2.133 **	0.020	2.128 **
STABLE	-0.014	-1.667 *	-0.018	-1.758 *	-0.015	-1.732 *
DAR	3.714	7.390 ***	3.705	7.370 ***	3.063	5.454 ***
BSIZE	-0.604	-5.099 ***	-0.607	-5.117 ***	-0.611	-5.152 ***
IDR	-0.001	-0.411	-0.001	-0.389	-0.002	-0.465
FRGN*Trade	0.034	1.932 *				
STABLE*Trade			0.006	0.525		
DAR*Trade					1.594	2.536 **
MTFP	-0.352	-40.047 ***	-0.351	-39.995 ***	-0.353	-40.088 ***
FSIZE	0.302	1.584	0.312	1.635	0.316	1.660 *
サンプル数	9,037		9,037		9,037	
修正R2	0.169		0.169		0.169	
ハウスマン検定	952.71	0.000 (16)	949.66	0.000 (16)	954.81	0.000 (16)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

分析期間	1992-2000					
	モデル4		モデル5		モデル6	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.020	2.135 **	0.021	2.183 **	0.021	2.188 **
STABLE	-0.015	-1.736 *	-0.015	-1.805 *	-0.015	-1.731 *
DAR	3.700	7.361 ***	3.728	7.418 ***	3.733	7.429 ***
BSIZE	-0.608	-4.530 ***	-0.602	-5.076 ***	-0.610	-5.143 ***
IDR	-0.001	-0.394	0.005	1.033	0.004	1.001
BSIZE*Trade	0.007	0.041				
IDR*Trade			-0.016	-2.270 **		
IDRP*Trade					-0.003	-0.355
IDRB*Trade					-0.028	-1.914 *
IDRO*Trade					-0.020	-2.449 **
MTFP	-0.351	-39.951 ***	-0.351	-40.007 ***	-0.351	-39.962 ***
FSIZE	0.307	1.612	0.303	1.590	0.288	1.510
サンプル数	9,037		9,037		9,037	
修正R2	0.169		0.169		0.169	
ハウスマン検定	947.63	0.000 (16)	951.17	0.000 (16)	954.38	0.000 (18)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P値、(自由度)を示す。なお、FRGNは海外機関投資家持株比率、STABLEは安定保有比率、DARは負債比率、BSIZEは取締役会規模、IDRは社外取締役比率、IDRPは親会社出身社外取締役比率、IDRBは銀行出身社外取締役比率、IDROはその他社外取締役比率、MTFPは産業調整後TFP水準指標、FSIZEは企業規模、Tradeは貿易財産業ダミーを表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

⁽³⁶⁾ 表掲していないが、全ての交差項を同時に用いて推計した場合も、ほぼ同様の推計結果が得られる。

B 非貿易財産業

分析期間	1992-2000					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.033	2.817 ***	0.021	2.139 **	0.021	2.158 **
STABLE	-0.014	-1.675 *	-0.014	-1.466	-0.015	-1.795 *
DAR	3.740	7.437 ***	3.699	7.361 ***	4.214	7.630 ***
BSIZE	-0.598	-5.042 ***	-0.606	-5.113 ***	-0.611	-5.151 ***
IDR	-0.002	-0.423	-0.001	-0.391	-0.001	-0.396
FRGN*NTrade	-0.034	-1.866 *				
STABLE*NTrade			-0.002	-0.177		
DAR*NTrade					-1.427	-2.241 **
MTFP	-0.352	-40.037 ***	-0.351	-39.991 ***	-0.352	-40.067 ***
FSIZE	0.307	1.608	0.310	1.621	0.322	1.687 *
サンプル数	9,037		9,037		9,037	
修正R2	0.169		0.169		0.169	
ハウスマン検定	952.54	0.000 (16)	949.22	0.000 (16)	952.64	0.000 (16)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

分析期間	1992-2000					
	モデル4		モデル5		モデル6	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
FRGN	0.019	2.001 **	0.020	2.137 **	0.020	2.115 **
STABLE	-0.014	-1.691 *	-0.015	-1.738 *	-0.014	-1.674 *
DAR	3.721	7.405 ***	3.699	7.360 ***	3.734	7.419 ***
BSIZE	-0.756	-5.568 ***	-0.606	-5.112 ***	-0.618	-5.197 ***
IDR	-0.001	-0.389	-0.002	-0.444	-0.002	-0.461
BSIZE*NTrade	0.405	2.266 **				
IDR*NTrade			0.002	0.218		
IDRP*NTrade					0.009	0.917
IDRB*NTrade					-0.011	-0.897
IDRO*NTrade					0.003	0.381
MTFP	-0.351	-39.922 ***	-0.351	-39.977 ***	-0.351	-39.945 ***
FSIZE	0.288	1.510	0.307	1.610	0.295	1.544
サンプル数	9,037		9,037		9,037	
修正R2	0.169		0.169		0.169	
ハウスマン検定	950.96	0.000 (16)	948.10	0.000 (16)	949.90	0.000 (18)
モデル選択	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	

(注) ***, **, *はそれぞれ、回帰係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。また、ハウスマン検定は、順番にカイ二乗統計量、P値、(自由度)を示す。なお、FRGNは海外機関投資家持株比率、STABLEは安定保有比率、DARは負債比率、BSIZEは取締役会規模、IDRは社外取締役比率、IDRPは親会社出身社外取締役比率、IDRBは銀行出身社外取締役比率、IDROはその他社外取締役比率、MTFPは産業調整後TFP水準指標、FSIZEは企業規模、NTradeは非貿易財産業ダミーを表す。ただし、年度ダミーの係数の報告は省略。

2つの推計結果から、ガバナンス効果と競争環境の関係について、以下のような特徴が確認できる。第一に、株主構成の効果をみると、海外機関投資家と競争との交差項 $FRGN \times Trade$ が有意に正となる一方、その独立項 $FRGN$ が有意性を失うことが示されている(表9-Aモデル1)。このことは、海外機関投資家の正の効果が、競争水準の高い産業で典型的に確認できることを示している。他方、表9-Bでは、非貿易財産業において、海外機関投資家が持つ正の効果がほぼ相殺さ

れることが示されており（モデル1）、2つの推計結果は、株主によるモニタリングが競争と補完的に作用するという意味で整合的である。

もっとも、この結果は、株主一般のモニタリングが競争的な産業で有効であることを示さないかもしれない。外国人株主の持つ情報が海外の製品市場で広まり、その結果として、自社に対する良い評判が貿易取引における優位性を高めるとすれば、経営者は、株主による直接的なモニタリングではなく、製品市場を通じた間接的なフィードバックのために、言い換えれば、良い評判を獲得するために、自律的に努力水準を高めることになるだろう⁽³⁷⁾。一方、安定保有比率と競争の交差項は有意でなく、両者は相互作用を持たない。安定保有比率が持つ負の効果は、競争水準に影響されないようである。

第二に、負債の効果を見ると、独立項 *DAR* 及び交差項 *DAR × Trade* の係数はともに有意に正であり（表9-Aモデル3）、負債による規律付けと競争は補完関係にあることが示唆される。実際、これと整合的に表9-Bでは、非貿易財産業で負債の規律が弱まることが示されている。これは、両者が代替関係にあるとの結果を提示した、Nickell, Nicolitsas and Dryden (1997) や Hoshi, McMillan and Schaeede (1997) とは異なる。確固とした結論を得るためには、さらに追究の必要があるが、90年代における負債と競争の関係は補完的とみることができよう。競争環境が厳しいほど企業の存続は難しくなるが、このことが負債利用にともなう倒産の脅威をより強いものにすると考えられるからである。

第三に、大規模取締役会の負の効果は、非貿易財産業のみで緩和されることがわかる（表9-Bモデル4）。競争環境が不確実性と相関するなら、非競争的な産業、すなわち、不確実性の低い産業では、戦略的意思決定能力の重要性が相対的に低くなる。この場合、非貿易財産業では、取締役会規模の拡大にともなう意思決定能力の低下の影響が、貿易財産業と比較して有意に弱まることになる。したがって、この結果は、競争的な産業では、戦略的意思決定能力がより重要であるという意味で、両者は補完的な関係にあることを示唆するものと考えられる。

第四に、両推計から、社外取締役 *IDR* は、貿易財産業のみで負の効果を持つことが確認される（表9-Aモデル5）。さらに社外取締役を出身別に分けて分析してみると、親会社出身 *IDRP* が有意でないのに対して、銀行出身 *IDRB*、及びその他 *IDRO* が有意な負の効果を持つことがわかる（表9-Aモデル6）。この結果の一つの解釈は、競争の厳しい産業では、取締役の自社業務に関する知識や情報収集・分析能力が重要だというものである⁽³⁸⁾。こうした産業では、情報の非対称性に直面した社外取締役が、パフォーマンスの向上に貢献できる可能性は小さく、むしろ、そのコストが顕在化しやすいと考えられる。

⁽³⁷⁾ 宮島・新田(2003)も、これと同様な傾向を確認している。

⁽³⁸⁾ 支配力を持つ親会社の方が、取引先などよりも情報収集が容易であろう。さらに日本企業に多くみられる垂直統合では、親会社と子会社の事業内容は同質的であり、情報分析にも大きな困難はないと思われる。一方、銀行出身者にとって、派遣先の事業内容は出身元と大きく異なるので、情報の非対称性が深刻である可能性が高い。

一連の結果は、競争的な産業ではガバナンス効果が増幅されるのに対し、非競争的な産業ではその効果が緩和されるという一貫した傾向を示している。したがって、両者は補完的な関係にあると結論づけることができる。すなわち、競争的な産業では、ガバナンス構造の差が経営効率の格差として顕在化しやすいのに対し、非競争的な産業ではレントが享受できるためにその格差が顕在化しにくく、非効率な経営が温存される可能性が高いということになる。この見方が正しければ、非競争的な産業では、より強力なガバナンスのしくみが必要ということになる。それが競争の促進であるのか、他律的な規律付けなのか、インセンティブを引き出す金銭的施策なのかは、本稿の分析からは提示できないが、そのいずれかが必要となろう。この点については、さらなる研究を通して模索して行く必要がある。

8. おわりに

本稿では、生産性に焦点を当て、バブル崩壊後の日本企業を対象に経営効率に対するガバナンス効果を幅広く分析した。事前に整理した主な課題は、①ガバナンスは経営効率の向上にとって重要なのか、②ガバナンス効果が発揮される経路はどのようなものか、③成長性や競争などの要因はガバナンス特性とどのような相互作用を持つのか、の3点であった。この問題設定に従い、これまでの実証結果、及び考察における主要な論点を改めて要約すれば、以下のようになる。

第一に、実証分析の結果、TFP 成長率が、株主構成や負債、取締役会構成など、ガバナンスの状態を規定する諸特性に大きな影響を受けることがわかった。このことは、ガバナンスが経営効率の決定要因のひとつであることを意味する。具体的には、各ガバナンス特性は以下の効果を持つ。株主構成については、海外機関投資家の持株比率が高いほど、また安定保有比率が低いほど、生産性の成長率が高まる。また、負債比率については、その水準が高いほど経営効率が改善する。他方、取締役会構成については、取締役会規模が大きいほど経営効率が悪化するが、社外取締役の存在は有意な影響を持たない。

第二に、一連の分析結果は、ガバナンス効果が、以下の経路で発現することを示唆している。海外機関投資家、及び安定株主による株式保有は、モニタリング強度と関係しており、企業経営者は、強いモニタリングにさらされると、経営に対する緊張感を高め、自律的に努力水準を向上させる。同様に、負債比率も、その効果が自律的に発揮されると考えられる。負債比率の上昇にともなう倒産の脅威が、経営者に追加的な努力を促すのである。しかし、メインバンクによる他律的な規律、すなわち「状態依存型ガバナンス」は確認されず、逆にメインバンク関係を強めた企業が財務危機に直面する場合、「モラルハザード」を誘発する可能性が示唆された。他方、取締役会規模は、経営組織の意思決定能力と関係すると考えられる。一連の分析結果は、取締役会規模が大きくなると、十分なコミュニケーションやコーディネーションが困難となるため、意思決定能力が低下するとの見方を支持する。不確実性が急速に高まった90年代には、この能力低下の

弊害が典型的に発現した可能性が高い。一方、注目を集める社外取締役が貢献しないのは、情報の非対称性に直面しているためと思われる。

第三に、先に述べたガバナンス効果は、企業の成長性や競争環境と複雑な相互作用を持つことが示唆された。成長性の分析では、負債の規律付け効果は低成長企業で増幅されるのに対し、安定保有の弊害は主に高成長企業で現れる。一方、企業間競争の分析では、競争とガバナンス特性が、全体として相互補完的な関係にあり、非競争的な産業ではガバナンスの効果が相対的に小さいことが明らかとなった。こうした相互作用はかなり複雑であり、そのメカニズムを理解するには、ガバナンス効果の経路をひとつひとつ具体的に検討することが重要である。

では、日本企業が選択すべきガバナンス構造について、一連の分析はどのような含意を持つのだろうか。まず、企業経営者に自律的な努力を促すしくみづくりが重要である。これには、外部からの間接的なモニタリングが有効であることが示唆されている。具体的には、経営者の能力評価がより簡単になるよう情報開示を充実させることや、持合のように株主の権利を希薄化する措置を解消すること、規制や商慣行の見直しにより企業間競争を促進することなどが考えられる。また、経営パフォーマンスに与える意思決定能力の影響が強まっていることから、経営組織のあり方を改めて検討することも大切である。実証的には、組織規模が大きくなるほど意思決定能力が低くなることが示されており、近年活発化している経営組織改革は、組織規模の縮小と同時に、経営の執行と監督を分離するなど、従来の大規模取締役会の弊害を緩和する方向に向かわせるものと期待される。

しかし、このようなガバナンス改革は、画一的に進められるべきものではない。最適なガバナンス構造は、企業が直面する成長機会や競争環境によって、複雑に異なる可能性が高いからである。様々な外部要因を考慮し、企業それぞれに適したガバナンスのあり方を模索して行くことが重要であろう。しかし、本稿の分析だけでは、最適なガバナンス構造のイメージを明確に指し示すことはできない。一連の分析から得られた幅広いインプリケーションには、いまだひとつの見通しにとどまるものも数多く含まれる。日本企業が選択すべきガバナンス構造を明らかにするには、さらに研究成果を蓄積して行く必要があると思われる。

補論 資本ストックの推計法

生産要素としての資本ストックは、貸借対照表上の有形固定資産のうち土地と建設仮勘定を除いた部分と考えられる。また、開示資料には有形固定資産の簿価が報告されているが、生産関数の推計には、生産時点の投入量が必要となるため、取得時点以降の価格変動や償却による生産能力の変化を考慮して時価換算を行うことが必要になる。本稿における資本ストックの推計法には、①資産の簿価と時価がほぼ一致していたと考えられる 1956 年度の簿価のデータにまで遡って推

計した点⁽³⁹⁾、②資産の増減をストック・データの差分で把握するだけでなく、フロー・データの増加分と減少分をも利用してその把握を試みた点、③有形固定資産を(i)建物、(ii)構築物、(iii)機械装置、(iv)船舶、(v)車両運搬具、(vi)工具器具備品、(vii)その他償却資産、の7項目に細分化し、それぞれに適したデフレータを用いて時価換算を行った点、の3点の特徴がある。

ここでは、日本政策投資銀行の「企業財務データ」を用いて資本ストックの推計を行っている。ただし、有形固定資産明細表が利用可能になるのが77年度からであり、それ以前は従来の研究と同様に、有形固定資産残高の差分を用いて各項目の時価を推計する。具体的には、56年度ないし上場初年度においては「簿価 = 時価」を仮定し⁽⁴⁰⁾、次年度以降は、差分が正の場合には以下の(a1)式を、差分が負の場合には(a2)式を用いることで、76年度までの時価換算を行った。なお、添字 t は時点を、 K_t は有形固定資産の各項目の時価を、 ΔK_t は当該項目の簿価の差分を、 X_t は当該項目の時価・簿価比率を、 p_t は当該項目の価格水準をそれぞれ表す。

$$K_t = K_{t-1} \times p_t / p_{t-1} + \Delta K_t \quad (a1)$$

$$K_t = K_{t-1} \times p_t / p_{t-1} + \Delta K_t \times X_{t-1} \times p_t / p_{t-1} \quad (a2)$$

一方、有形固定資産明細表のデータが利用可能になる77年度以降は、(a3)式を用いて時価換算を行う。なお、 $\Delta K_{t(+)}$ は各項目の増加分を、 $\Delta K_{t(-)}$ は減少分を示している。

$$K_t = K_{t-1} \times p_t / p_{t-1} + \Delta K_{t(+)} - \Delta K_{t(-)} \times X_{t-1} \times p_t / p_{t-1} \quad (a3)$$

また、各項目の価格水準には、以下に示す通り、日本銀行の公表する総合卸売物価指数を用いている。「建物」、「構築物」については「建設用材料」を、「その他償却資産」については「資本財」をそれぞれ用いた。また、「機械装置」、「工具器具備品」については「一般機器」を、「船舶」、「車両運搬具」については「輸送用機器」をそれぞれ用いたが、これらの価格指数は61年度以降しか得られないため、56-60年度については戦前基準指数の「資本財」の系列で補完した。

<参考文献>

- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 (1989) 「土地評価とトービンの Q : Multiple q の計測」『経済経営研究 (日本開発銀行設備投資研究所)』Vol. 10-3.
- 大村敬一・増子信 (2003) 『日本企業のガバナンス改革：なぜ株主重視の経営が実現しないのか』日本経済新聞社.
- 櫻川昌哉 (2002) 『金融危機の経済分析』東京大学出版会.
- 佐々木隆文・米澤康博 (2000) 「コーポレート・ガバナンスと株主価値」『証券アナリストジャーナル』

⁽³⁹⁾ 1954年成立の「企業資産充実のための資産再評価等の特別措置法」により、再評価額(≒時価)の80%以上の再評価が強制され、実施率は90%を超えた。なお、資産再評価の詳細は宮島(1999)を参照。

⁽⁴⁰⁾ 三菱自動車のようなスピンオフによる新規上場のケースでは、上場時点における簿価=時価が成立しない可能性が高い。こうした問題が推計上のノイズとなる可能性は否定できないが、厳密な時価評価には多大なコストを要するため、このような簡便法を採用した。

- ル（日本証券アナリスト協会）』第38巻 第9号 pp.28-46.
- 酒巻俊雄（1985）「業務執行機関の権限」竹内昭夫・龍田節編『現代企業法講座 第3巻』東京大学出版会 pp.245-292.
- 杉原茂・笹田郁子（2002）「不良債権と追い貸し」『日本経済研究（日本経済研究センター）』第44号 pp.63-87.
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美（2003）「いわゆる『追い貸し』について」『金融研究（日本銀行金融研究所）』第22巻 第1号 pp.129-156.
- 鈴木和志（2001）『設備投資と金融市場 情報の非対称性と不確実性』東京大学出版会.
- 鈴木竹雄・竹内昭夫（1994）『会社法 法律学全集』有斐閣.
- 鈴木誠・胥鵬（2000）「取締役人数と企業経営」『証券アナリストジャーナル（日本証券アナリスト協会）』第38巻 第9号 pp.47-65.
- 内閣府（2001）『経済財政白書 平成13年版』財務省印刷局.
- 内閣府（2002）『経済財政白書 平成14年版』財務省印刷局.
- 中山徳良（1999）「日本企業の生産性と役員数」『日本経済研究（日本経済研究センター）』第38号 pp.48-61.
- 中島隆信（2001）『日本経済の生産性分析』日本経済新聞社.
- 西崎健司・倉澤資成（2003）「株式保有構成と企業価値：コーポレート・ガバナンスに関する一考察」『金融研究（日本銀行金融研究所）』第22巻 別冊第1号 pp.161-199.
- 西村清彦・中島隆信・清田耕造（2003）「失われた1990年代、日本産業に何が起こったのか？：企業の参入退出と全要素生産性」RIETI Discussion Paper Series, 03-J-002.
- 新田敬祐（2000）「株式持合と企業経営：株主構成の影響に関する実証分析」『証券アナリスト・ジャーナル（日本証券アナリスト協会）』第38巻 第2号 pp.72-93.
- 延岡健太郎・田中一弘（2002）「トップ・マネジメントの戦略的意思決定能力」伊藤秀史編『日本企業変革期の選択』東洋経済新報社 pp.173-199
- 広田真一（1996）「日本の金融・証券市場とコーポレート・ガバナンス」橋木俊詔・筒井義郎編『日本の資本市場』日本評論社 pp.247-267.
- 深尾光洋・森田泰子（1997）『企業ガバナンス構造の国際比較』日本経済新聞社.
- 堀内昭義・花崎正晴（2000）「メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか：製造業に関する実証分析」『経済経営研究（日本政策投資銀行設備投資研究所）』Vol.21-1.
- 堀内俊洋・広田真一（1994）「メインバンクとは何か：その調査と分析」京都産業大学 Discussion Paper Series No.13.
- 宮島英昭（1998）「戦後日本企業における状態依存ガバナンスの進化と変容：Logit モデルによる経営者交代分析からのアプローチ」、『経済研究（一橋大学経済研究所）』第49巻 第2号, pp.97-112.

- 宮島英昭 (1999) 「日本企業システム形成の一側面：1950年代前半の資産再評価問題」『証券経済研究(証券経済研究所)』第19号 pp. 45-75.
- 宮島英昭・蟻川靖浩・齊藤直 (2001) 「日本型企业統治と『過剰』投資：石油ショック前後とバブル期の比較分析」『フィナンシャル・レビュー(財務省財務総合政策研究所)』第60号 pp. 139-168.
- 宮島英昭・新田敬祐 (2003) 「生産性と外部からの規律：不振産業におけるガバナンス問題は何か」『証券アナリスト・ジャーナル(日本証券アナリスト協会)』第41巻 第12号 pp. 29-47.
- 米澤康博・宮崎政治 (1996) 「日本企業のコーポレート・ガバナンスと生産性」橋本俊詔・筒井義郎編『日本の資本市場』日本評論社 pp. 222-246.
- Admati, A. R., P. Pfleiderer and J. Zechner (1994) “Large Shareholder Activism, Risk Sharing, and Financial Market Equilibrium,” *Journal of Political Economy* 102, pp. 1097-1130.
- Aghion, P. and P. Bolton (1992) “An Incomplete Contracts Approach to Financial Contracting,” *Review of Economic Studies* 59, pp. 473-494.
- Allen, F. and D. Gale (2000) “Corporate Governance and Competition,” Vives, Xavier (eds.), *Corporate Governance: Theoretical and Empirical Perspectives*, Cambridge University Press, pp. 23-94.
- Aoki, M. and H. Patrick (1994) “*The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*,” Oxford University Press.
- Basu, S. (1996) “Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?” *Quarterly Journal of Economics* 111, pp. 719-751.
- Bhagat, S. and B. Black (1999) “The Uncertain Relationship Between Board Composition and Firm Performance,” Hopt, Klaus J. (eds.), *Comparative Corporate Governance: The State of the Art and Emerging Research*, Oxford University Press.
- Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert (1982) “Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers,” *The Economic Journal* 92, pp. 73-86.
- Eisenberg, T., S. Sundgren and M. T. Wells (1998) “Larger Board Size and Decreasing Firm Value in Small Firms,” *Journal of Financial Economics* 48, pp. 35-54.
- Grossman, S. J. and O. D. Hart (1980) “Takeover Bids, the Free-Rider Problem and the Theory of Corporation,” *The Bell Journal of Economics* 11, pp. 42-64.
- Hart, O. and J. Moore (1998) “Default and Renegotiation: A Dynamic Model of Debt,” *Quarterly Journal of Economics* 113, pp. 1-41.
- Hoshi, T., J. McMillan and U. Schaede (1997) “Competition and Financial Structure in Japanese Firms,” Working Paper.

- Jensen, M. (1986) "Agency Costs of Free Cash Flow," *American Economic Review* 76, pp. 323-339.
- Jensen, M. (1993) "The Modern Industrial Revolution, Exit, and Failure of Internal Control System," *Journal of Finance* 48, pp. 831-880.
- Lichtenberg, F. R. and G. M. Pushner (1994) "Ownership Structure and Corporate Performance in Japan," *Japan and the World Economy* 6, pp. 239-261.
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1990) "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics* 27, pp. 595-612.
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1995) "Equity Ownership and the Two Faces of Debt," *Journal of Financial Economics* 39, pp. 131-157.
- Morck, R., A. Shleifer and R. W. Vishny (1989) "Alternative Mechanisms for Corporate Control," *American Economic Review* 79, pp. 842-852.
- Myers, S. C. (1977) "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics* 5, pp. 147-175.
- Nickell, S. J. (1996) "Competition and Corporate Performance," *Journal of Political Economy* 104, pp. 724-746.
- Nickell, S. J., D. Nicolitsas and N. Dryden (1997) "What makes Firms Perform Well?" *European Economic Review* 41, pp. 783-796.
- Ofek, E. (1993) "Capital Structure and Firm Response to Poor Performance," *Journal of Financial Economics* 34, pp. 3-30.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny (1986) "Large Shareholders and Corporate Control," *Journal of Political Economy* 94, pp. 461-488.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny (1997) "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance* 52, pp. 737-783.
- Stulz, R. (1990) "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies," *Journal of Financial Economics* 26, pp. 3-27.
- Weisbach, M. S. (1988) "Outside Directors and CEO Turnover," *Journal of Financial Economics* 20, pp. 431-460.
- Yermack, D. (1996) "Higher Market Valuation of Companies with a Smaller Board of Directors," *Journal of Financial Economics* 40, pp. 185-211.