

進展するコーポレート・ガバナンス改革をいかに理解するか ：CGS(コーポレート・ガバナンス・スコア)による分析^{*1}

宮島 英昭^{*2}

原村 健二^{*3}

稲垣 健一^{*4}

要 約

コーポレート・ガバナンス（企業統治）改革が日本企業再生の鍵として注目を集めている。現在進展する企業統治構造改革の実態はいかなるものか、改革はどのような特性をもつ企業で積極的に実施されているのか、そして、この統治構造改革は企業パフォーマンスといかなる関係にあるのか。こうした一連の問題に答え、日本企業再生の方向性を探るために、本稿では、財務総合政策研究所が、2002年12月に上場・店頭企業（非金融事業法人）を対象として実施したアンケート調査（回答876社、回収率34.0%）結果から、企業統治改革の積極性を示す指標（Corporate Governance Score, 以下 CGS）を作成し、これと企業の財務データを結合することによって、日本企業における企業統治改革に関する包括的な分析を試みた。本稿の分析から明らかになった諸点は以下のとおりである。

第1に、企業統治改革の進展度 CGS と企業パフォーマンス（トービンの q 及び ROA）の間には統計的に有意な正の関係があり、企業統治改革は日本企業のパフォーマンス向上に寄与している可能性が高いことが明らかになった。さらに、一連の企業統治改革のうち、とりわけ積極的な情報公開（IR 活動）が、株主と経営者の間に存在するエイジェンシー問題の緩和や経営者の緊張感の上昇を介して、企業パフォーマンスの向上に影響を与えていることが分かった。このように、積極的な情報公開（IR 活動）は市場化した外部環境下にある日本の大企業にとって、普遍的な改革モデルとなる。

一方、近年、日本企業による改革が大きく進展している社外取締役や執行役員制度の導入といった取締役会改革に関する分析では、これらの制度導入の有無と企業パフォーマンスの関係には有意な関係は認められなかった。現状では、これらの制度を導入している企業でも、企業の事業・組織構造と必ずしも整合的に導入されていないケースや、米国型の改革モデルを形式的に導入しているに過ぎない企業が多いことが背景にあると推定される。もっとも、社外取締役の「独立性」や機能の強化を図っている企業も存在し、このような企業では取締役会改革が企業パフォーマンスを向上させる関係にあることを示唆する実証

* 1 本稿の作成にあたって、財務総合政策研究所「コーポレート・ガバナンスと今後の我が国の企業経営に関する研究会」、独立行政法人経済産業研究所「法制度と経営の補完性研究会」、早稲田大学ファイナンス研究所「企業・金融システム研究会」で報告の機会を得た。各研究会のメンバー、とくに青木昌彦、蟻川靖浩、宍戸善一、胥鵬、新田敬祐、樋口美雄、広田真一、柳川範之、Gregory Jackson の諸氏から、貴重なご意見やご示唆を頂いた。記して感謝申し上げる。なお、本稿に示された意見はすべて執筆者個人に属し、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではない。

* 2 財務総合政策研究所特別研究官、早稲田大学商学部教授

* 3 前財務総合政策研究所主任研究官、現金融庁監督局総務課課長補佐

* 4 前財務総合政策研究所研究員、現(株)三井住友銀行

結果も得られた。

第2に、企業統治改革の決定要因に関する分析を試みた。その結果、外国人株主比率が高く、資本市場への依存度が高い企業では、統治構造改革に積極的であるが、逆に安定株主比率が高く、資金調達を借入に依存している企業では、改革に消極的であることが改めて確認された。

また、従業員の経営への関与と企業統治改革との関係については、一般に、企業統治改革と従業員重視の経営とは対立すると考えられているが、アンケート調査から従業員の経営参加度を数値化した指標とCGSの関係を分析したところ、両者は必ずしも対立関係にあるわけではないことが明らかになった。むしろ、資金調達の多くを直接市場に依存する企業のように、資本市場からの監視圧力が強い企業では、従業員の経営関与度が高いほど、企業統治改革に積極的である可能性が示された。

さらに、本稿では従業員の賃金・雇用制度と企業統治改革の関係に対しても一次的な接近を試みた。その結果、旧来の長期雇用・年功賃金を維持する企業は企業統治改革に消極的であり、逆に近年増加の著しい長期雇用の範囲を限定し、能力・業績給を導入している企業は、改革に積極的であることが分かった。本分析で、とくに興味深いのは、長期雇用を維持しながら能力・業績給の導入を試みる企業は、情報公開などの企業統治改革に積極的であり、実際、企業パフォーマンスも有意に高いことである。この成果主義的な賃金体系の導入、積極的な統治構造改革の組み合わせに、長期雇用を基盤とする日本企業再生の一つのモデルを見出すことができよう。

I. はじめに

日本企業の統治構造は、いま大きな転換期を迎えている。それは、第2次世界大戦から、特に戦後改革期の大転換に続く、第2の転換期にあるといってもよい。制度面では、金庫株の解禁や委員会等設置会社の採用を可能にした商法改正、時価会計導入等の会計制度の変更等が次々に実施されてきた。このような外部環境の変化に対応して、コーポレート・ガバナンス(企業統治)の取組みにも、新たな変化が見られ、とくに1997年以降、取締役会改革、報酬制度改革、企業組織の変革、情報公開の積極化などの取組みが進展している。このような企業統治における変化の実態はいかなるものか、なぜ取締

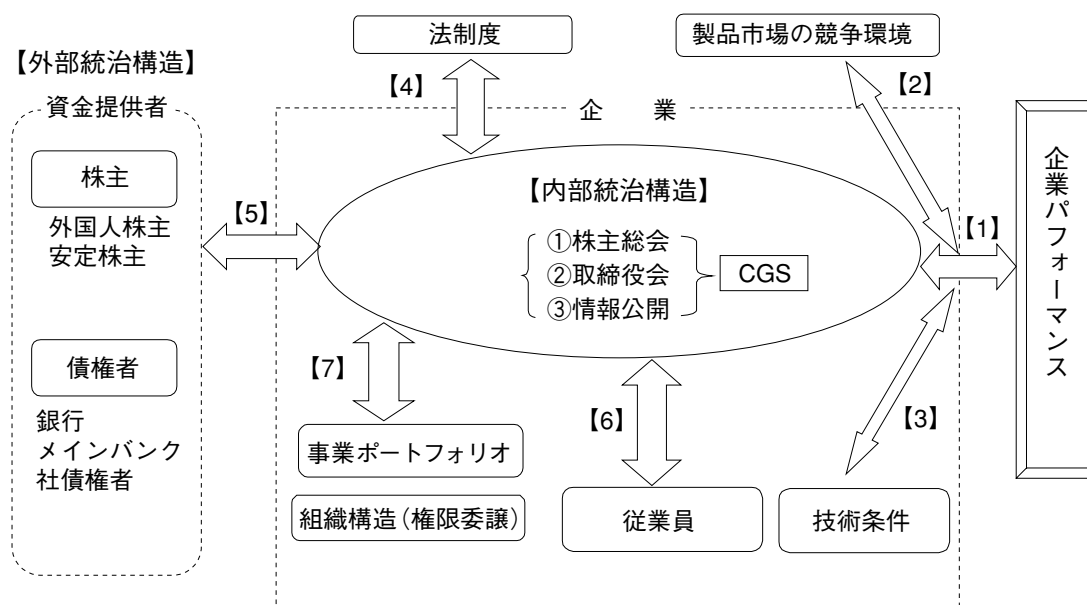
役会改革などの統治構造改革の取組みがなされなければならないのか、どのような特性をもつ企業で改革は実施されているのか、そして、この統治構造改革は企業パフォーマンスといかなる関係にあるのか。こうした問題は、新しい日本企業システムの再生の方向を考える上で、緊急かつ重要な問題であると思われる。

本稿の課題は、財務総合政策研究所が2002年12月に実施した上場・店頭企業(除く金融部門)を対象とするアンケート調査(876社から回答、回収率34.0%)を利用して、上記の問題の解明を試みることにある¹⁾。

そのために本稿では、取締役会の構造、少数

1) 近年の日本企業の統治構造に関するアンケート調査としては、日本経済団体連合会(2000)、日本コーポレート・ガバナンス・フォーラム(2001)、若杉ほか(2002)、東京証券取引所(2003)、日本監査役協会(2003)がある。

図1 分析フレームワーク



株主の権利保護等の企業の内部統治構造，株主・債権者との関係などの外部統治構造，技術・競争条件を明示的に考慮した図1の分析のフレームワークを設定する²⁾。以下の分析の第1の焦点（第Ⅱ節）は，同図で中心に描かれている株主権利の保護，取締役会改革，情報公開等の「内部統治構造」の特徴と，その企業パフォーマンスへの影響である（図1の【1】）。

企業統治構造と企業パフォーマンスに関するこれまでの伝統的な分析は，株主や債権者等の外部統治構造の特性と企業パフォーマンスとの関係に焦点をあててきた。例えば，株主の特性に関しては，Shleifer and Vishney（1986）が大株主の役割に，また McConnell and Servaes（1995）が機関投資家の役割に注目し，株式を一定比率以上保有することは，大株主（機関投資家）のモニタリング強化を通じて，経営者のモラルハザードを防ぐ役割があるとの仮説をテストしている³⁾。同様の仮説は日本においてもテストさ

れており，Lichtenberger and Pushner（1994），佐々木・米澤（2000），宮島・新田・齊藤・尾身（2002）は，企業パフォーマンスが高い外国人（機関）投資家の株式保有比率に正，株式の安定保有比率は負に感応することを見出している。

他方，債権者の特性に関しては，一定水準の負債が存在することで，正味現在価値（NPV）はゼロ以下であるが，経営者の私的便益は正である投資のプロジェクトを選択するという経営者のモラルハザードを防ぐことができるという見方（負債の規律効果）が提示され（Jensen 1986, Stulz 1990, Hart and Moore 1995），実証分析が試みられてきた。Lang, Ofek, and Stulz（1996）は，アメリカ企業を対象とした分析で，投資機会の乏しい企業のみで投資が負債に負に反応することを見出し，それを負債の規律効果の結果と解釈した。こうした分析は日本にも応用され，広田・池尾（1996）などの成果を生み出した。

2) なお，本論文では紙幅の関係上，【2】，【4】，【7】に関する分析は割愛している。この点に関しては，宮島・原村・稲垣（2003）で詳細な分析を行った。

3) 例えば McConnell and Servaes（1995）は，成長性の低い企業において機関投資家の株式保有比率の上昇が，企業パフォーマンスの改善につながっていることを明らかにした。

これらの研究に共通する特徴は、経営の規律付けに強いインセンティブを持つ大株主の存在、あるいは負債の水準といった外部統治構造の特性が、経営者の努力水準を引き上げるという経路を注目する点にあった。

それに対して1990年代に入ると、従来、ブラック・ボックスとされていた（言い換えれば、企業間で同一と仮定されていた）内部統治構造のパフォーマンスに対する効果の検討が始まった。成果連動的な報酬システムの導入、取締役会の規模縮小、社外取締役の導入などが、企業パフォーマンスに与える経路の実証分析が進展した。例えば、Mehran (1995) は、株式価値と連動している経営者報酬の大きさや経営者の保有株式割合に企業パフォーマンスが正に感応していることを示した。また、Yermack (1996) はトービンの q によって表される企業の市場価値が、取締役会規模の減少関数であること、またその通減度は取締役会の規模が大きくなるとともに減少することを示した⁴⁾。

もっとも、こうした経営者の行動に直接影響を与える経路に注目した分析は、これまでのところ、必ずしも実証結果が安定していない。また、従来の研究は、取締役会の規模、外部取締役の比重など、局所的な関係を解明するにとどまり、内部統治構造とパフォーマンスとの関係が包括的に明らかにされているわけではない。また、IR 活動やディスクロージャーの果たす役割についても、実証分析を試みた研究は少ない。

以上の伝統的な分析に対して、本稿では、アンケート調査から内部統治構造改革への包括的な取組みを指標化したコーポレート・ガバナンス・スコア（Corporate Governance Score 以下、CGS と略記）を作成し⁵⁾⁶⁾、内部統治構造の特

性がパフォーマンスに与える影響の分析を試みる。ここで言う内部統治構造とは、経営執行陣を直接規律付けるメカニズムを指し、本稿では、①株主総会、②取締役会、③情報公開に注目する。少数株主権利の保護、執行と監督の分離、情報公開への積極的な取組みが、通常想定されるように、経営者と株主との間のエイジェンシー・コストの削減や、企業経営者の努力水準の上昇を通じて、企業パフォーマンスを上昇させているか否かがテストされる。さらに、統治構造改革を3つに分解したことでの分析によって、一連の改革のうち、いずれの改革がパフォーマンスに影響を与えているのかについての見通しを得ることが可能となる。

本稿における分析の第2の焦点（第Ⅲ節）は、内部統治構造改革の決定要因である。現在、日本企業の内部統治構造改革に対する姿勢は、改革にきわめて積極的な企業から、いぜん慎重な姿勢を崩さない企業まで、広い範囲の分布を示している。また、米国型企業統治をモデルとした改革の必要性が強調され、①少数株主権の保護、②執行と監督の分離、社外取締役の導入、③積極的な情報公開が、一つのパッケージとして提唱されているが、現実には、企業の選択する①—③の組み合わせも多様である。例えば、キヤノンやトヨタは、上記②の採用に慎重であることで知られているが、③の情報公開に対しては極めて積極的である。他方、逆に、執行役員制や社外取締役を導入した企業でも、情報公開が遅れている企業も少なくない。

では、こうした企業統治構造改革はいかなる要因によって決定されているのか。本稿では、内部統治構造改革が企業経営者によって選択されると仮定し、その決定要因として、図1の通り、株式所有構造・債権者関係などの「外部統

4) 同様の分析が日本についても試みられつつある。例えば鈴木・胥 (2000)、鈴木 (2001) がある。

5) CGS の作成にあたっては、韓国におけるコーポレート・ガバナンスと企業価値の関係を分析した Blacks et al (2002a, 2002b) と同様の手法を用いる。また、アンケート調査項目の作成に当って、ギリシャにおけるコーポレート・ガバナンスと企業価値等との関係を分析した Tsipouri and Xanthakis (2002) を参考にした。

6) 日本での先行研究事例としては、若杉ほか (2002) が東証1部上場企業159社のコーポレート・ガバナンスの指標化 (CGI) による分析を行なっている。

治構造」(図の【5】)と従業員関係(図の【6】)に注目する。ここで、外部統治構造とは、企業と資金提供者との関係を示す。機関投資家や外国人株主の保有比率の差異や、企業の資金調達方式の差異(銀行借入に依存するか、資本市場に依存するか)は、企業統治構造の整備に影響を与えるのか。本稿後半の課題の一つは、この問いに解答を与えることである。

また、本稿では、経営者の内部統治構造の選択に大きな影響を与えるステーク・ホルダーとして従業員に注目する。一般に、従業員の経営関与の強さや長期雇用の程度の高さは、「株主重視」の統治構造改革と対立的に理解されてい

る。しかし、従業員の経営関与や雇用システムと、ここでいう内部統治構造との関係の実証分析は著しく乏しく、上記の理解が、体系的な実証研究によって支えられているわけではない。しかも、従業員が、現在の市場化の進展(株価や社債格付等の市場評価が資金コストに与える影響の上昇)を重視しているとすれば、逆に、従業員の関与の強い企業ほど、あるいは、長期雇用の程度の高い(従業員の企業にサンクしたコストの高い)企業ほど、むしろ改革に積極的になる可能性もある。本稿ではこうした推論の妥当性が吟味される。

Ⅱ．内部統治構造改革は企業パフォーマンスに影響を与えるのか？

Ⅱ－１．コーポレート・ガバナンス・スコア(CGS)

CGSとはアンケート調査から得られた定性情報をもとに、各企業の内部統治構造改革への取組みの積極度を、最高100、最低0となるように得点化したものであり、高得点の企業ほど企業統治構造改革に積極的であることを示す。CGSの作成に当っては、まず、アンケート調査の質問項目から、内部統治構造改革の取組みを客観的に示すことができる質問26問を選択し、CGSを構成する変数として採用した。このCGSは①株主総会による統治メカニズム(CGS_{sh}, 10変数)、②取締役会による統治メカニズム(CGS_{br}, 6変数)、③情報公開による統治メカニズム(CGS_{ds}, 10変数)の3つのサブ・インデックスから構成されている。CGSを構成する各変数は全て、0または1の値をとる。例えば、施策の実施状況を問う質問については、「実施する」と回答した企業は「1」とし、それ以外の企業は「0」とるように設定されている。

CGSの合計値の算出については、まず、サブ・インデックスごとに各変数の単純合計を求め、次に、欠損値を除いた変数の数で除し、最

後に、その結果に均等ウェイト100/3を掛けて算出している。したがって、各サブ・インデックスは0から100/3の間の値をとり、3つのサブ・インデックスの合計である全体のCGSは0から100の間の値をとることになる。以下、各サブ・インデックスを構成する変数の特徴について説明する。

(1) CGS_{sh}：株主総会(少数株主の権利保護)(10変数)

CGS_{sh}では、株主総会に関する企業の施策を中心に、少数株主の権利保護に関する施策の実施状況を変数としている。具体的な質問項目は表1に整理されている。

株主総会は、とりわけ少数株主の権利保護にとって重要である。大株主は株主総会以外にも、経営陣に意向を伝える手段を持っているのに対して、少数株主にとっては、株主総会が影響を行使することができる最終的ルートである(小佐野 2001)。La Porta et al. (1998)以来、近年の研究でも、この少数株主保護が注目されている。もっとも、法制(商法)面では、わが国の株主に保護されている権利は、国際的に見ても大きい(深尾・森田 1997)。しかし、実態面

から見ると、日本企業の株主総会の形骸化は、これまで大きな批判を受けていた点であり、近年その改革が取り組まれている⁷⁾。本分析では、このような株主総会に関する施策を中心とした少数株主権利の保護が、企業パフォーマンスにどのような影響を与えているのかを明らかにする。

(2) CGS_{br}：取締役会（6変数）

CGS_{br}では、取締役会の運営状況や施策の実施状況を変数として使用している。経営と執行の分離や監督機能の強化といった取締役会改革に積極的な企業ほど高得点となる指標である。

取締役会による統治メカニズムは、経営者の活動を直接にモニターする点で重要である。ところで、これまで（1997年以前）の日本企業の取締役会は、①銀行派遣役員・親会社派遣役員を例外として、ほぼ全員が内部昇進者からなり、②取締役と経営執行者とが未分離な点を大きな特徴としていた(宮島 1998, 宮島・青木 2002)。よく知られているように、こうした特徴は、長期雇用・年功システムなどの日本企業の他の制度特性と補完的であったが、反面、経営者を代表とする従業員集団によるインサイダーコントロールの条件となる潜在的可能性があった。これが一因となって、97年以降、執行役員や社外取締役の導入が進展した。こうした近年進展する取締役会改革が、経営者と株主との間に存在するエイジェンシー問題の緩和を通じて、期待される企業パフォーマンスの上昇につながっているのが、本分析の重要な論点である。

(3) CGS_{ds}：情報公開（10変数）

CGS_{ds}では、主に、IR活動などの情報公開に関する施策の実施状況を変数としており、具体的な質問事項は表1に整理されている。

情報公開には、既存の株主及び潜在的な投資家に、利用可能な情報を提供することによってエイジェンシー・コストを引き下げる役割が期待されている。また、積極的な情報公開は、企業（経営者）が裁量的な情報公開をしないこと（将来にわたって約束した水準以上の情報を公開すること、つまり、業績の良好な時ばかりでなく、悪化した場合でも、情報を秘匿しないこと）にコミットすることを意味し、企業内部者の活動に緊張を与える。

ところで、日本企業の情報公開はこれまで、欧米に比べ開示される情報そのものが少なく、また、IRの専門部署をもたず、財務・経理や総務部門が兼業で行っていたケースも多かった。しかし、近年、日本企業における情報公開活動の進展は著しい⁸⁾。本稿では、このような情報公開への積極的な取組みが、上記の非対称情報の緩和や経営者に対する直接的な規律付けを通じて、実際に企業パフォーマンスに影響を与えているか否かが検討される。

II-2. CGSの分布及びサンプル企業の属性

本分析でのサンプルは、アンケート調査の回答企業（876社）のうち、CGSの作成と財務データとの結合が可能な企業755社である⁹⁾¹⁰⁾。このサンプル企業の業種および資産規模分布は、

7) かつてのように、議長発言に相呼応する形で社員株主が「意義なし」、「了解」の大合唱や拍手喝采を行う姿はすっかり影を潜め、今では、説明義務の範囲外であっても回答する例は珍しくなく、説明の仕方も押しなべて丁寧であるという（『商事法務』No.1647.p.9）。

8) 今回調査によれば、経営姿勢を株主に示す方策として、IR活動を重視する企業は、全体の8割を超えており、3年前調査（大蔵省財務総合政策研究所 2000）と比べて10%ポイント以上の増加を示している。また、IR専門部署を設置している企業の比率は、3年前の14.8%から今回調査では43.5%に急増している。

9) アンケート調査の回答企業（876社）から、無記名の企業（20社）及び店頭登録企業や上場年数が新しいなどの理由で財務データが入手不能である企業（98社）をサンプルから除き、さらにアンケート調査の質問への回答箇所が少ないためCGSの作成が不可能な企業（3社）をサンプルから除いている。

10) サンプル企業755社は、商法特例法上の大会社（資本金5億円以上又は負債金額が200億円以上）746社、中会社（資本金1億円以上5億円未満かつ負債金額が200億円未満）9社により構成されている。

表1 コーポレート・ガバナンス・スコア（CGS）の構成

株主の権利（10項目）：CGS _{sh}					サンプル数	回答＝1の数	回答1の割合
A1	3	17	1	株主総会集中日を避けた総会の開催	750	222	29.6%
A2	3	17	2	株主総会の土日開催	752	10	1.3
A3	3	17	3	株主総会通知書の早期発送	744	228	30.6
A4	3	17	5	株主総会での英語での同時通訳	753	7	0.9
A5	3	17	6	株主総会での質問数，時間，発言順の決定方法等の ルールの策定	748	51	6.8
A6	3	17	7	株主総会を短時間に終了させることなく，活発な議 論を促す	745	389	52.2
A7	3	17	8	取締役の選任の際の累積投票の採用	741	40	5.4
A8	3	17	9	株主総会の招集通知の附属資料への丁寧な開示資料 の添付	745	203	27.2
A9	3	17	10	電子メールによる株主総会の招集通知	749	8	1.1
A10	3	17	11	電子メールによる株主の議決権行使	749	19	2.5
取締役会（6項目）：CGS _{br}					サンプル数	回答＝1の数	回答1の割合
B1	4	2		取締役会における取締役の平均出席率【95%以上出 席】	742	545	73.5
B2	4	3		定例の取締役会の年会開催数【13回以上開催】	751	154	20.5
B3	4	4	1	取締役会において社長（CEO）と議長は別の人物か	753	155	20.6
B4	4	4	2	取締役の業績を評価し，報酬を決定する明示的なシ ステムが存在するか	740	90	12.2
B5	4	5		社外取締役の導入状況。	745	269	36.1
B6	4	7		執行役員制度の導入状況。	730	243	33.3
ディスクロージャー&透明性（10項目）：CGS _{ds}					サンプル数	回答＝1の数	回答1の割合
C1	3	18	1	事業報告書等の企業の主要な施設への常備	747	533	71.4
C2	3	18	2	アニュアルレポートのHP上の提供	748	365	48.8
C3	3	18	3	国内でのアナリストとの定期ミーティングの実施	751	407	54.2
C4	3	18	4	海外でのアナリストとの定期ミーティングの実施	751	91	12.1
C5	3	18	5	IR活動のコンサルティング	751	196	26.1
C6	3	18	6	IR担当部署の設置，専門部隊の配置	754	334	44.3
C7	3	18	7	株主懇談会の開催	746	52	7.0
C8	3	18	8	HP上での取締役の履歴の掲載	748	47	6.3
C9	3	18	9	英語版ディスクロージャー誌の作成	747	216	28.9
C10	3	19		取締役の報酬額の情報開示の状況。また，今後の検 討状況。 【総額（平均額），最高額，個別額のいずれかの開示 を実施】	721	272	37.7

（出所）財務総合政策研究所（2003b）

（注1）2列目～4列目の表記については，アンケート調査の質問番号との対応を示す。

（注2）回答＝1の数とは，各質問の施策を実施している企業数を示す。

表2 記述統計

基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	中央値	第1四分位	第3四分位
CGS（合計値）	27.4	12.9	0	68.9	25.6	17.8	35.6
CGS _{sh} （株主権利）	5.2	4.4	0	20.0	3.3	0.0	6.7
CGS _{br} （取締役会）	10.9	5.8	0	27.8	11.1	5.6	16.7
CGS _{ds} （情報公開）	11.3	7.5	0	33.3	10.0	6.7	16.7

相関係数

	CGS	CGS _{sh}	CGS _{br}	CGS _{ds}
CGS（合計値）	1			
CGS _{sh} （株主権利）	0.66	1		
CGS _{br} （取締役会）	0.66	0.18	1	
CGS _{ds} （情報公開）	0.83	0.41	0.26	1

上場・店頭企業（除く金融部門）2,577社¹¹⁾とほぼ同様であり、サンプル企業は上場・店頭企業の特徴を示していると考えられる。

また、表2のCGSに関する基本統計量を見ると、サンプル企業755社全体のCGSの平均値は27.4、最高値は68.9、最低値は0である。CGSの標準偏差は12.9であり、サブ・インデックスではCGS_{ds}の標準偏差が最も大きく、情報公開への取組みには、企業間の格差が認められる。

次に、同表の相関係数を見ると、CGS_{sh}とCGS_{ds}との相関係数は0.41と比較的高いものの、CGS_{br}とCGS_{ds}の相関係数は0.26、CGS_{sh}とCGS_{br}の相関係数は0.18と低く、各統治構造改革は、必ずしも1つのパッケージで実施されているのではなく、独立に行なわれている可能性が強い。

既述のように、CGSは2002年12月時点での各社の情報から作成されているのに対して、企業パフォーマンスのデータは、01年度（01年4月～02年3月）の財務データである。このため、たとえ企業パフォーマンスがCGSに有意に正に感応していることが統計的に確認されても、その結果が示しているのは、高いCGSに示される内部統治構造改革がパフォーマンスを引き上げたという関係ではなく、パフォーマンスの高い企業が統治構造改革に積極的であるという関係かもしれない。したがって、以下の試みられる分析は、アンケート結果から作成したCGSが、過去数年間の企業の統治改革への取組みの累積された結果を反映しているとの仮定に立って進められており、その意味で、推計結果の解釈にあたっては、十分な留意が必要である。

II-3. CGSとパフォーマンスとの関係

本節では、CGSと企業パフォーマンスとの関係についての1次的な接近を試みる。ここで、あらかじめ指摘しておく必要があるのは、CGSと企業パフォーマンスの因果関係の解釈である。

II-3-1. 分析1：CGS分位による平均パフォーマンスの比較

企業統治改革の積極性と企業パフォーマンスを分析するにあたり、まず、サンプル企業755社をCGSの値により5分位に分割し、各グル

11) 日経会社情報2002年秋号記載企業、店頭登録企業については資産額上位200社。

表3 平均値による分析

CGS の分位 指標	High ←————→ Low					平均の差の検定 (1)－(5)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Q	2.07	1.40	1.34	1.04	1.03	1.04***
標準化 Q	0.92	0.38	0.32	0.04	0.02	0.90***
ROA	5.01	4.17	3.38	3.15	2.75	2.26***
標準化 ROA	1.39	0.99	0.18	-0.05	-0.43	1.82***
売上成長率	5.33	2.63	0.65	8.24	-1.11	6.45***
従業員増加率	5.78	1.27	1.79	1.14	-3.06	8.84***

(注1) サンプル企業(755社)をCGSの高い順に(1)~(5)のグループに五分位で分類し、各分位に属する企業の各指標の平均を算出した。なお、各分位のCGSの範囲は、(1)67.4~40.2、(2)40.0~30.5、(3)30.5~24.3、(4)24.1~17.5、(5)17.5~0となっている。

(注2) 平均の差の検定の欄は、(1)～(5)の差を示し、***は1%水準で有意であることを示している。

(注3) 各指標は、2001年度決算期の連結ベースの財務データより作成している。ただし、Qの作成方法は宮島・蟻川・齊藤(2002)による。

(注4) 標準化Qとは、各社のQから、東証産業分類に基づく業種毎のQの中央値を減算したものであり、産業によるQの違いを標準化したものである。

(注5) ROA：営業利益／資産額×100（単位％）。

(注6) 標準化ROAとは、各社のROAの値から、東証産業分類に基づく業種毎のROAの中央値を減算したものであり、産業による利益率の違いを標準化したものである(単位%)。

(注7) 売上成長率とは、1996年度から2001年度までの5年間売上高の平均成長率。なお、決算データが5年間分存在しない企業については、存在する期間の平均成長率を用いた(単位%)。

(注8) 従業員増加率とは、1999年度末～2001年度末の2年間の従業員数の増加率（年換算，単位％）。

ープ¹²⁾のパフォーマンス指標の平均値に有意な差があるかどうかを検討した。

ここでパフォーマンス指標には、トービンの q （以下、 Q と略記）¹³⁾、ROA、売上成長率、従業員増加率を採用した。さらに、企業の所属する産業の特性を除去するため、各企業の Q （またはROA）から、東証産業コード別に計算した Q （またはROA）の中央値を減算した標準化 Q （または標準化ROA）をパフォーマンス指標として追加した。この結果は、表3に整理されている。

表3によれば、多少のばらつきが見られるものの、CGSが高いグループほど、Q、標準化Q、ROA、標準化ROA、売上成長率、従業員増加率の平均値がいずれも高い。次に、CGSが第1五分位グループ(1)と第5五分位グループ(5)との平均値の差の検定結果(表の右端)を見ると、いずれの指標においても、統計的に有意な差があることが確認できる。

12) 各グループは151社ごとで構成されている。より立入った分析は、宮島・原村・稲垣（2003）

13) トービンの q は、株式価値（時価） $\times$ 発行株式数と負債額（簿価）の合計（分子）を、総資産額（保有有価証券のみ時価換算）で除したものを使用しており（財務データはいずれも2001年度決算期）、作成にあたっては、早稲田大学ファイナンス研究所のデータベースを利用した。トービンの q の具体的な作成方法については、宮島・蟻川・齊藤（2001）を参照されたい。

表 4 変数の定義と基本統計量

パネル 1：変数定義

変数名		定 義	出 所
トービンの q	Q	株式価格（時価）×発行株式数＋負債額（簿価）／資産額（簿価）（2001年度決算期）	早稲田大学ファイナンス研究所データベース
標準化されたトービンの q	標準化 Q	各社の q の値から、東証産業コード別の業種の中央値である企業の q の値を減算し、産業による利益率の違いを標準化したもの。（2001年度決算期）	早稲田大学ファイナンス研究所データベース
ROA	ROA	営業利益／資産額×100（2001年度決算期、連結ベース）	日本政策投資銀行「企業財務データバンク」
標準化された ROA	標準化 ROA	2001年決算期における各社の ROA の値から、東証産業分類別の ROA の中央値を減算し、産業による利益率の違いを標準化したもの。（2001年度決算期、連結ベース）	日本政策投資銀行「企業財務データバンク」
企業規模	$SIZE$	総資産の自然対数値（2001年度決算期、連結ベース）	日本政策投資銀行「企業財務データバンク」
負債/資産比率	DAR	負債額／資産額（2001年度決算期、連結ベース）	日本政策投資銀行「企業財務データバンク」
上場年数	$LIST$	アンケート調査（質問 1－2）の結果を利用した。1940 年以前「1」、1940年代「2」、1950年代「3」、1960年代「4」、1970年代「5」、1980年代「6」、1990年代「7」の数値を付与。	財務総研調査（2002年12月）
売上成長率	$GSALE$	1996年度から2000年度までの5年間売上高の平均成長率を用いた。なお、決算データが5年間分存在しない企業については、存在する期間の平均成長率を用いた。	日本政策投資銀行「企業財務データバンク」

パネル 2：基本統計量

N=616

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	中央値	第 1 四分位	第 3 四分位
Q	1.40	1.53	0.33	20.61	1.00	0.85	1.27
標準化 Q	0.36	1.47	-4.41	19.42	0.00	-0.14	0.22
ROA	3.60	4.62	-18.12	42.60	2.91	1.40	5.36
標準化 ROA	0.35	4.31	-20.36	38.88	-0.02	-1.63	1.77
$SIZE$	18.35	1.48	14.97	23.71	18.09	17.26	19.28
DAR	0.59	0.21	0.05	1.34	0.59	0.44	0.75
$LIST$	4.40	1.91	1.00	7.00	4.00	3.00	6.00
$GSALE$	0.03	0.36	-0.22	8.46	-0.01	-0.03	0.04
CGS	28.13	13.03	3.33	68.89	26.67	18.89	36.67
CGS_{sh}	5.18	4.37	0.00	20.00	3.33	0.00	6.67
CGS_{br}	11.24	5.86	0.00	27.78	11.11	5.56	16.67
CGS_{ds}	11.72	7.46	0.00	30.00	10.00	6.67	16.67

(注 1) パネル 1 に表記のない変数の定義は、 CGS ：CGS の合計値、 CGS_{sh} ：株主権利、 CGS_{br} ：取締役会、 CGS_{ds} ：情報公開。

II-3-2. 分析2：パフォーマンス決定関数の推計

企業のパフォーマンスは、CGSだけでなく、企業の規模、負債比率、売上成長率など、様々な要因によって影響を受ける。そこで、本節では、これらの要因をコントロールした上で、CGSがパフォーマンスに有意な影響を与えるかどうかについてテストする。ここで使用する推計式は以下の通りである。

$$P = F(CGS(CGS_{sh}, CGS_{br}, CGS_{ds}), SIZE, DAR, LIST, GSALE) \quad (1)$$

被説明変数の P はパフォーマンスであり、パフォーマンス指標として、将来の成長価値を織り込んだ指標としての Q 、及び、会計上の実体的な指標を示す ROA を使用する。なお、以下では、産業による特性を除去した標準化 Q 、標準化 ROA を被説明変数とした推計結果のみを報告し、単に Q 、 ROA とある場合も、標準化された Q 、 ROA である。また、説明変数の $SIZE$ は企業規模(資産額の自然対数値)、 $LIST$ は上場年数、 $GSALE$ は売上成長率を表している。各変数の定義、基本統計量は表4に、推計結果は表5にそれぞれ要約されている。

まず、本推計のコントロール変数である $SIZE$ 、 DAR 、 $LIST$ 、 $GSALE$ の係数をみると、一部で有意な結果が得られていない推計があるものの、概して全変数の係数の有意水準は高く、安定した結果が得られている。この結果によれば、規模、上場年数、売上成長率の符号は有意に正、負債比率の係数の符号は有意に負を示しており、規模が大きく、上場年数が短く、売上成長率が高く、負債比率が低い企業ほど、パフォーマンスが高い。

以上のコントロール変数の影響を考慮した上で、我々の関心の焦点である CGS が企業パフォーマンスに与える影響を分析した結果は、以

下のように整理することができる。

企業統治改革への取組みの包括的な指標である CGS を説明変数とした推計(パネル1, 2 コラム(1))を見ると、被説明変数が Q 、 ROA のいずれの場合でも、1%水準で有意に正である。その影響の規模を、 CGS の1標準偏差で測ると、 CGS の1標準偏差の上昇は、 Q を0.318(=0.024×13.034)、 ROA を0.53%(=0.041×13.034)それぞれ上昇させている。

次に、 CGS を構成するどの要素が、パフォーマンスに有意に影響を与えているかをテストするため、 CGS に代えて、サブ・インデックスである CGS_{sh} 、 CGS_{br} 、 CGS_{ds} を変数とする推計を試みた(コラム2～5)。 CGS_{sh} を説明変数とした推計結果(コラム2)を見ると、被説明変数が Q 、 ROA のいずれの場合においても、 CGS_{sh} の符号は正であるが、10%の有意水準をわずかに満していない。また、 CGS_{br} の符号(コラム3)を見ると、被説明変数が Q の場合は正であるが、十分に有意とは言えず、また、被説明変数が ROA の場合、符号は負で有意水準も低い。

他方、 CGS_{ds} を説明変数とした推計結果(コラム(4))を見ると、被説明変数が Q 、 ROA のいずれの場合においても、 CGS_{ds} の符号は有意に正であり、 CGS_{ds} が高いほど、パフォーマンスが高いことが確認できる¹⁴⁾。表5の推計結果によれば、 CGS_{ds} の1標準偏差の上昇は Q を0.409(=0.055×7.456)、 ROA を0.81%(=0.118×7.456)上昇させることとなり、強い影響力を持っていることがわかる。

II-3-3. 頑強性テスト：外部統治構造の影響の除去

以上、企業パフォーマンスは、 CGS で測定された統治構造改革の積極性、とくに情報公開について有意な正に感応することが明らかとなった。もっとも、外国人株主や安定株主の水準

14) CGS に代えて、 CGS_{sh} 、 CGS_{br} 、 CGS_{ds} の変数を同時に入れて推計を行ったところ、 CGS_{ds} の変数の係数の符号は正となり、 Q 、 ROA とは有意に正の関係があることが確認できる(コラム5)。

表5 統治構造改革とパフォーマンス：基本推計

パネル1：標準化 Q

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.132	0.14	-1.200	-1.36	-1.471*	-1.72	0.990	1.06	0.980	1.04
$SIZE$	0.001	0.02	0.108**	2.39	0.118***	2.73	-0.046	-0.90	-0.050	-0.95
DAR	-1.504***	-5.46	-1.715***	-6.22	-1.743***	-6.34	-1.316***	-4.74	-1.320***	-4.74
$LIST$	0.090***	2.73	0.105***	3.12	0.114***	3.41	0.078**	2.37	0.080**	2.40
$GSALE$	0.292*	1.87	0.310*	1.95	0.296*	1.86	0.305**	1.97	0.299*	1.93
CGS	0.024***	4.67								-0.10
CGS_{sh}			0.022	1.62					-0.001	
CGS_{br}					0.016	1.55			0.007	0.75
CGS_{ds}							0.055***	5.85	0.054***	5.49
$adj.R^2$	0.124		0.096		0.096		0.141		0.139	
観測数	616		616		616		616		616	

パネル2：標準化 ROA

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	-2.611	-1.01	-4.376**	-1.78	-5.598	-2.35	0.019	0.01	0.189	0.07
$SIZE$	0.148	1.04	0.293**	2.33	0.387***	3.19	-0.015	-0.10	-0.004	-0.03
DAR	-4.653***	-5.97	-4.948***	-6.42	-5.040***	-6.53	-4.165***	-5.32	-4.155***	-5.30
$LIST$	0.413***	4.43	0.431***	4.61	0.456***	4.94	0.371***	4.00	0.360***	3.84
$GSALE$	1.584***	3.51	1.621***	3.58	1.627***	3.58	1.602***	3.58	1.634***	3.65
CGS	0.041***	2.74								
CGS_{sh}			0.064	1.65					0.022	0.56
CGS_{br}					-0.019	-0.68			-0.040	-1.43
CGS_{ds}							0.118***	4.47	0.119***	4.30
$adj.R^2$	0.134		0.128		0.125		0.151		0.151	
観測数	638		638		638		638		638	

(注1) ***は1%水準で，**は5%水準で，*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) C :定数項， $SIZE$:総資産額の自然対数値， DAR :負債／資産比率， $LIST$:上場年数， $GSALE$:売上成長率， CGS :CGSの合計値， CGS_{sh} :株主権利， CGS_{br} :取締役会， CGS_{ds} :情報公開

は、企業経営者の努力水準を介して企業パフォーマンスに有意な影響を与えることを多くの実証研究が明らかにしている。他方、CGSの水準自体も、株式所有構造（外部統治構造）によって決定される可能性が指摘できる。そのため、前節で見たCGSと企業パフォーマンスの関係は、内部統治構造改革の効果ではなく、それを介して株式所有構造の影響を反映したものに過ぎない可能性がある（いわゆる見せかけの相関）。

そこで、企業パフォーマンスに対する、株式所有構造に還元できないCGS固有の効果があるか否かをテストするために、(1)式に株式所有構造を追加した推計を試みた。株式所有構造には、金融機関持株比率プラス事業法人持株比率で定義された安定株主比率STABと外国人持株比率FRGを採用した¹⁵⁾。なお、株式所有構造を示す変数は、期初の外部統治構造を捉えるために、2001年3月末時点を採用している。

推計結果は表6の通りである。まず、追加した株式所有構造の変数を見ると、安定株主比率の係数は安定的に有意に負を示し、他方、外国人株主比率の係数はやや不安定である。この点を確認した上で、我々の関心の焦点であるCGSの係数を見ると、株式所有構造に関する変数を導入した推計でも、標準化Qおよび標準化ROAいずれを被説明変数とする推計でも、CGS、CGS_{ds}は標準化Qおよび標準化ROAと有意な正の相関があるという前節までの関係は基本的に支持される¹⁶⁾。

以上、近年企業による取組みが進展している内部統治構造改革は、企業のパフォーマンスに

有意な影響を与えた可能性が高い。さらに、企業統治構造改革の取組みを個別に見ると、株主権利に関する施策への取組みCGS_{sh}や取締役会の機能強化への取組みCGS_{br}は、パフォーマンスとの間に統計的に十分有意な関係が認められない。つまり、株主権利の保護や取締役会改革は、パフォーマンスに対する負の影響は認められないものの、そうした施策への取組み自体にパフォーマンスを高める効果はないことが示された。他方、内部統治構造改革のうち、IR活動などの情報公開への取組みCGS_{ds}については、パフォーマンスとの間に有意な強い正の関係があることが確認できた。

II-3-4. 情報公開活動はなぜエイジェンシー・コストを軽減するのか

では、なぜ、IR活動などの情報公開への取組みCGS_{ds}は、企業パフォーマンスを向上させるのであろうか。この点に関しては、次の2つの経路が考えられる。第1の経路は、IR活動や情報公開を積極的に行い、企業の透明性を高めることが、株主と経営者の情報の非対称性（エイジェンシー・コスト）を軽減し、資金調達コストの低下を介して、直接にパフォーマンスを向上させる可能性である。第2の経路は、情報公開そのものが経営の規律となる可能性である。IR活動や情報公開に積極的な企業は、経営者が自発的に説明責任を果たし、経営の透明性を高めることにコミットしている企業であると考えられる。いったん、情報公開の水準を引き上げれば、業績の如何に関わらずその水準を引き

15) 外部統治構造を示す変数の定義とその特性については、次章を参照。

16) さらに、以下の手順による検証も行った。①まず、(2)式に外部統治構造に関する変数を追加し、内部統治構造に関する変数CGSを除去したパフォーマンスの決定モデルを推計し（モデルの決定にあたっては説明変数の係数の有意水準が10%以上のもののみを採用した）、次に、②この①の推計モデルに、サンプル企業のデータを外挿して、モデルの予測するパフォーマンス、 Q^* 、 ROA^* を推計する。最後に、③この Q^* 、 ROA^* と、実際の企業のパフォーマンスとの差を求め（ $\hat{Q}$ 、 $\hat{ROA}$ ）、この $\hat{Q}$ 、 $\hat{ROA}$ を被説明変数として、CGSに回帰した。基本的な考え方は、外部統治構造を含むパフォーマンスの決定モデルで説明できない企業パフォーマンスの残差と、CGSとに有意な関係があるか否かをテストすることによって、内部統治構造改革の効果に接近しようというわけである。推計結果を示す紙幅の余裕はないが、決定係数がやや低いものの、 $\hat{Q}$ 、 $\hat{ROA}$ いずれの推計でも、パフォーマンスが、CGS、特にCGS_{ds}に有意に正に感応することが確認できた。

表6 外部統治構造の追加：推計Ⅱ

パネル1：標準化 Q

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	1.426	1.49	0.183	0.20	0.218	0.24	1.938**	2.00
$SIZE$	0.003	0.06	0.105**	2.20	0.093**	1.98	-0.026	-0.48
DAR	-1.580***	-5.10	-1.802***	-5.82	-1.789***	-5.81	-1.435***	-4.58
$LIST$	0.029	0.85	0.046	1.34	0.049	1.47	0.020	0.58
$GSALE$	0.233	1.58	0.247	1.64	0.230	1.54	0.245*	1.67
$FRG(-1)$	-0.006	-1.06	-0.004	-0.62	-0.005	-0.84	-0.006	-1.00
$STAB(-1)$	-0.016***	-4.16	-0.017***	-4.32	-0.017***	-4.39	-0.015***	-3.96
BOR	-0.083	-0.42	0.011	0.05	0.027	0.13	-0.145	-0.73
CGS	0.022***	4.10						
CGS_{sh}			0.011	0.82				
CGS_{br}					0.021**	2.11		
CGS_{ds}							0.047***	4.83
$adj.R^2$	0.132		0.106		0.113		0.142	
観測数	553		553		553		553	

パネル2：標準化 ROA

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	-1.083	-0.39	-3.023	-1.13	-4.002	-1.52	1.129	0.40
$SIZE$	0.131	0.85	0.298**	2.16	0.373***	2.73	-0.015	-0.10
DAR	-3.670***	-4.04	-4.045***	-4.49	-4.124***	-4.57	-3.177***	-3.49
$LIST$	0.300***	3.04	0.324***	3.28	0.347***	3.55	0.259***	2.64
$GSALE$	1.448***	3.28	1.484***	3.34	1.483***	3.33	1.471***	3.36
$FRG(-1)$	0.014	0.80	0.019	1.05	0.020	1.11	0.014	0.78
$STAB(-1)$	-0.028**	-2.54	-0.030***	-2.72	-0.030***	-2.77	-0.025**	-2.27
BOR	-0.375	-0.64	-0.238	-0.40	-0.156	-0.27	-0.622	-1.06
CGS	0.044***	2.80						
CGS_{sh}			0.059	1.49				
CGS_{br}					-0.012	-0.42		
CGS_{ds}							0.125***	4.45
$adj.R^2$	0.110		0.101		0.097		0.128	
観測数	572		572		572		572	

(注1) C :定数項, $SIZE$:総資産額の自然対数値, DAR :負債/資産比率, $LIST$:上場年数, $GSALE$:売上成長率, FRG :外国人株主比率(%), $STAB$:安定株主比率(%), BOR :借入比率(借入金/総資産(%)), CGS :CGS合計値, CGS_{sh} :株主権利, CGS_{br} :取締役会, CGS_{ds} :情報公開。

下げることができないからである。もはや、内部者に不都合な情報を裁量的に秘匿することはしないという、この内部者のコミットメントが経営に規律を与え、パフォーマンスを向上させると想定されるのである。

上記の2つの経路のうち、いずれが、どの程度パフォーマンスに影響を与えているかを定量的に測定することは困難であるが、いずれも広い意味で、株主・投資家の非対称情報に起因している。そこで、内部統治構造改革のうち、とくに情報公開が非対称情報の緩和を通じて企業パフォーマンスを引き上げるという見方の頑強性をテストするため、以下では、相対的に、非対称情報の程度が深刻であると想定される研究開発(R&D)投資に注目する。一般に、企業のR&D投資は、長期的な経営資源や人的資源の蓄積により構成され、実物投資に比べて、外部の投資家から投資の必要性や将来的な収益・リスクの判断が困難である。したがって、R&D投資の決定に際しては、経営者に実物投資に比べてより大きな裁量の余地を与えるため、R&D比率の高い企業(以下HR&D企業と略記)は、R&D比率の低い企業(以下LR&D企業と略記)に比べて株主と経営者の間のエイジェンシー問題が相対的に深刻である。以上のようにR&D比率をエイジェンシー・コストの代理変数と捉え、次の推論(empirical conjectures)、すなわち、積極的な情報公開が、経営者と株主の間の非対称情報の削減を介して、企業パフォーマンスを改善するとすれば、R&D比率の高い企業ほど、情報公開によるパフォーマンスの改善効果は大きいという推論をテストする。

そのためにサンプル企業のR&D比率(R&D支出/売上)の中央値(0.81)を基準として、HR&D企業とLR&D企業にサンプルを2分割

し、サンプル毎に、推計式(1)と同様の推計を行った。表7のパネル1, 2の推計結果を見ると、HR&D企業、LR&D企業ともに、パフォーマンスはCGS、CGS_{ds}有意に正に感応することが認められるが、その係数はHR&D企業のほうが高い。例えば、LR&D企業のCGS_{ds}の係数が0.035(パネル2のコラム4)であるのに対して、HR&D企業のそれは0.068(パネル1のコラム4)であり、効果は約2倍大きい。

もっとも、パネル1, 2の推計では、両グループ間のCGS、CGS_{dr}の係数の差が有意であるか否かを厳密には判断できない。そこで、この点をさらに明確にするために、HR&D企業に1を与えるダミー変数HR&DとCGSの交差項を説明変数に追加した推計を行った(パネル3)。CGSとHR&Dの交差項は10%水準で有意であり、HR&D企業では、CGSのパフォーマンスに対する効果が、パネル1, 2の推計と同様にLR&D企業の2倍程度大きいことを示している(コラム1)。CGSを構成する3つの要素で見ると、いずれも符号は正であるが、CGS_{ds}(情報公開)のみ、5%水準で有意である(コラム4)。HR&D企業では、LR&D企業に比べて、同じCGS_{ds}の1標準偏差の上昇がQを0.296(=7.456×0.040)上昇させることになる。この規模は、標準化されたQの第1四分位と第3四分位との差が0.358であることを考えると、非常に大きいと判断できよう。

以上の推計結果は、高いR&D比率の企業ほど、IR活動などの情報公開への取組みが、パフォーマンスを向上させる方向に働くという先の推論と整合的である¹⁷⁾¹⁸⁾。

II-4. 執行役員制度と社外取締役

前節の分析では、企業パフォーマンスは、CGS

17) ただし、表7と同様のサンプル分割の推計において、ROAとパフォーマンスとの間には符号は同じであるものの、十分に有意な関係が認められなかった。

18) なお、これ以外にも、サンプル企業を貿易財産業と非貿易財産業とに分割した推計では、貿易財産業のパフォーマンスの方がよりCGSやCGS_{ds}に感応的であることから、市場競争による圧力と内部統治構造改革とは補完的に働くことが確認されたが、紙幅の関係でここでは報告できない。詳しくは、宮島・原村・稲垣(2003, pp.69-72)を参照。

進展するコーポレート・ガバナンス改革をいかに理解するか：CGS(コーポレート・ガバナンス・スコア)による分析

表7 サンプル分割 (High R&D と Low R&D) : 被説明変数・標準化 Q

パネル1 : HR&D 企業

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.688	0.41	-1.098	-0.65	-1.406	-0.91	1.703	0.99
$SIZE$	-0.019	-0.20	0.119	1.40	0.127*	1.67	-0.083	-0.89
DAR	-1.960***	-3.79	-2.105***	-4.03	-2.144***	-4.11	-1.707***	-3.29
$LIST$	0.084	1.28	0.098	1.45	0.105	1.59	0.084	1.28
$GSALE$	3.150***	3.21	3.528***	3.57	3.483***	3.53	2.871***	2.93
$CGS※$	0.028***	3.00	0.017	0.67	0.020	1.20	0.068***	3.94
$adj.R^2$	0.156		0.131		0.134		0.174	
観測数	295		295		295		295	

パネル2 : LR&D 企業

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.136	0.15	-0.627	-0.70	-0.771	-0.87	0.735	0.77
$SIZE$	-0.016	-0.32	0.044	0.95	0.054	1.15	-0.046	-0.88
DAR	-0.668**	-2.22	-0.784**	-2.61	-0.809***	-2.69	-0.573*	-1.91
$LIST$	0.075**	2.21	0.088**	2.60	0.095***	2.82	0.061*	1.77
$GSALE$	0.140	1.26	0.147	1.32	0.140	1.25	0.153	1.39
$CGS※$	0.016***	2.94	0.020	1.42	0.005	0.44	0.035***	3.75
$adj.R^2$	0.082		0.061		0.055		0.098	
観測数	295		295		295		295	

パネル3 : 全企業

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.226	0.23	-1.373	-1.42	-1.609*	-1.75	1.139	1.13
$SIZE$	0.000	-0.01	0.106**	2.18	0.121***	2.64	-0.053	-0.99
DAR	-1.406***	-4.61	-1.569***	-5.10	-1.606***	-5.23	-1.207***	-3.95
$LIST$	0.103***	2.84	0.117***	3.19	0.125***	3.45	0.093**	2.58
$GSALE$	0.288*	1.81	0.311*	1.92	0.306*	1.89	0.287*	1.82
$CGS※$	0.014*	1.90	0.014	0.69	0.002	0.15	0.033***	2.61
$CGS※ \times HR\&D$	0.016*	1.77	0.012	0.43	0.020	1.01	0.040**	2.51
$HR\&D$	-0.292	-1.03	0.155	0.83	-0.022	-0.09	-0.316	-1.44
$adj.R^2$	0.124		0.094		0.095		0.145	
観測数	590		590		590		590	

(注1) $CGS※$: CGS を, コラム(2)では CGS_{sh} に, コラム(3)では CGS_{br} , コラム(4)では CGS_{ds} に, それぞれ入れ替えて推計を行なっている。

(注2) ***は1%水準で, **は5%水準で, *は10%水準で有意であることを示す。

(注3) C : 定数項, $SIZE$: 企業規模, DAR : 負債/資産比率, $LIST$: 上場年数, $GSALE$: 売上成長率, CGS : CGS の合計値, CGS_{sh} : 株主権利, CGS_{br} : 取締役会, CGS_{ds} : 情報公開, $HR\&D$: サンプル企業のうち, R&D 比率が高い上位5割の企業に1, それ以外に0を付与するダミー変数。

を構成する3つの変数のうち取締役会改革を示す変数 CGS_{br} に正に感応するものの、十分に有意な関係は見出せなかった。もっとも、 CGS_{br} は、6つの変数を同一ウェイトで平均して算出しているから、現在注目を集める執行役員制度の導入や、社外取締役の効果を過少評価している可能性がある。そこで、本節では執行役員制度と社外取締役制度を個別に取り上げ、これらがパフォーマンスとどのような関係にあるのかを分析する。

Ⅱ－４－１．執行役員制度の導入とパフォーマンス

まず、執行役員制度の導入が企業パフォーマンスに与える影響について考察しよう。なお、ここで扱う執行役員制度とは、2003年4月より選択が可能となった委員会等設置会社における執行役員制度ではなく、ソニーなどの企業で導入されてきた法定外のいわゆる執行役員制度のことである¹⁹⁾。今回の調査結果では、執行役員制度を導入する企業の比率は33.0%に達し、前

回調査から20%ポイント増と導入の進展が著しい。本節の分析では、執行役員制度の導入と企業パフォーマンスとの関係を見るため、推計式(1)式のうち、説明変数 CGS を執行役員の導入ダミー EO 、すなわち執行役員制度を採用している企業に1、それ以外の企業に0を付与するダミー変数に代えた推計を試みた。

表8の推計結果を見ると、執行役員制度の導入は、被説明変数を Q とした場合では、 EO の符号は正であるが有意ではなく、また、被説明変数を ROA とした場合は、逆に符号は負となっている。この結果は、執行役員制度の導入自体はパフォーマンスの改善とは独立の関係にあることを示している。

延岡・田中(2002)によると、執行役員制度の導入によって、取締役会の人数が削減され、取締役会での議論が活性化する効果は認められるものの、戦略的意思決定能力の向上には貢献していない。さらに、延岡・田中(2002)は、執行役員制度を単に役員の削減のため、または「改革を行っています」というメッセージを発

表8 執行役員制度の導入の効果

コラム	(1)		(2)	
被説明変数	標準化 Q		標準化 ROA	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値
C	-1.592*	-1.79	-5.784**	-2.35
$SIZE$	0.132***	2.96	0.395***	3.20
DAR	-1.719***	-6.17	-5.255***	-6.77
$LIST$	0.115***	3.40	0.469***	5.04
$GSALE$	0.305*	1.92	1.584***	3.51
EO	0.111	0.90	-0.194	-0.57
$adj.R^2$	0.092		0.132	
観測数	596		618	

(注1)***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) C ：定数項、 $SIZE$ ：総資産額の自然対数値、 DAR ：負債／資産比率、 $LIST$ ：上場年数、 $GSALE$ ：売上成長率、 EO ：執行役員制度を導入している場合に1、それ以外の場合に0を与えるダミー変数。

19) 執行役員制度は、経営監督と業務執行の分離を図る、あるいは、取締役数を減少させて取締役会の規模の適正化を図るなどを目的として導入されているケースが多い(宮島・原村・稲垣 2003：2章)。

信するために導入しているケースや、先行的に実施している企業に刺激されて、執行役員制度の形だけを安易に模倣した企業も少なくないとしている。また、宮島・稲垣（2003）は、現状では、執行役員制度は形式的な導入にとどまり、株主と経営者との間のエイジェンシー問題の解決には寄与していない可能性が高く、導入の効果は限定的であるとの実証分析を報告している。本節における分析は、これらの先行研究の分析成果と整合的である。

II-4-2. 社外取締役制度の導入の効果

執行役員制と並んで社外取締役の効果も、委員会等設置会社への移行の是非との関連で関心が高まっている。また、今回調査でも、社外取締役は、上場・店頭企業の35.8%で導入されており、資本金300億円以上の大企業でみると、約半数の企業が導入するに至っている。社外取締役には、代表取締役に対する牽制の強化や意思決定へのアドヴァイスなどの効果が期待されている。しかし他方で、社外取締役は、会社の業務についての専門的知識や社内業務の経験に乏しいことから、業務意思決定や監督の機能を十分に果たせないのではないか、日本には社外取締役として相応しい人材が乏しいのではないかといった理由から、社外取締役の導入効果に懐疑的な見方も少なくない。

そこで、まず、これまで日本企業で導入された社外取締役が企業パフォーマンスに及ぼした影響を明らかにするために、社外取締役を採用している企業に1、それ以外の企業に0を付与するダミー変数（以下 *OD*）を作成し、推計式(1)の説明変数 *CGS* を *OD* に代えた推計を行った。推計サンプル企業で、社外取締役を導入している企業（*OD* = 1）は、標準化 *Q* を被説明変数とする推計の場合、サンプル609社中272

社である。

推計結果を要約した表9によると、*Q*、*ROA* を被説明変数としたいずれの場合においても、社外取締役の導入自体とパフォーマンスとの間には有意な関係は認められなかった。既述の通り、表9の推計は、導入のタイミングを明示的に考慮していないこと、パフォーマンスの測定が1期のみであることなどの問題を含むが、現時点（2002年度末）では、社外取締役は、パフォーマンスに明示的な効果を及ぼしていないと判断してよからう。

もっとも、表9の推計では、内部昇進者以外の取締役が就任しているケース全てに *OD* が与えられている。そのため同じく社外取締役を導入しているケース（*OD* = 1）でも、そこには独立性が高い社外取締役が就任しているケースと低いケース（例えば親会社、メインバンク）、あるいは、社外取締役の機能充実が図られているケースと形式的な導入に留まっているケースとが混在している可能性がある。そこで、次に推計サンプルを社外取締役の導入企業（265社）だけに限定し、アンケート調査の結果から社外取締役の独立性と機能強化を示す指標（以下 *OUT*）²⁰⁾を作成し（表10）、先の推計式の説明変数 *OD* を *OUT* に変えて、改めて推計を行った。

推計結果を整理した表11によると、*Q*、*ROA* を被説明変数としたいずれの場合においても、社外取締役の機能強化とパフォーマンスとの間には十分に有意な関係は認められなかった。ただし、*Q* を説明変数とした場合、*OUT* の係数の *t* 値は1.65であり、社外取締役の独立性・機能強化と *Q* の間には、有意水準は高くないものの、ゆるやかな正の関係、すなわち社外取締役の独立性や機能強化の程度が高いほど、企業パフォーマンスが高いという関係がある。明確な結論を下すには、さらに立入った実証を必要

20) 指標 *OUT* は、今回調査の結果から、社外取締役の機能強化に関する11の質問項目を抽出し、作成している。具体的変数は表10の通りである。*OUT* を構成する各変数は、*D1* は0と1の間の連続数、*D2*～*D11* は0または1の値をとるように設定しており、*OUT* は各変数の値を合計して欠損値を除いた変数の数で除して算出している。したがって、*OUT* は0から1の間の値をとることになる。

表9 社外取締役の導入の効果

コラム	(1)		(2)	
被説明変数	標準化 Q		標準化 ROA	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値
C	-1.526*	-1.80	-5.936**	-2.52
$SIZE$	0.130***	3.09	0.404***	3.44
DAR	-1.713***	-6.24	-5.240***	-6.85
$LIST$	0.112***	3.40	0.474***	5.20
$GSALE$	0.315**	2.00	1.614***	3.60
OD	-0.009	-0.07	-0.364	-1.11
$adj.R^2$	0.091		0.137	
観測数	609		631	

(注1) ***は1%水準で,**は5%水準で,*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) C : 定数項, $SIZE$: 総資産額の自然対数値, DAR : 負債/資産比率, $LIST$: 上場年数, $GSALE$: 売上成長率, OD : 社外取締役制度を導入している場合に1, それ以外の場合に0を与えるダミー変数。

表10 社外取締役の自律性

社外取締役の独立性と機能強化 (11項目) : OUT					サンプル数	回答=1の数	回答1の割合
D1	4	6	1	社外取締役について、「既に導入している」→社外取締役は、具体的に何人か。【社外取締役/取締役の割合】	265	N/A	16.6%
D2	4	6	2	社外取締役の社外性。【出身母体が、銀行、親会社、グループ会社以外の社外取締役がいる企業】	227	137	60.4
D3	4	6	3	取締役会における社外取締役の平均出席率【75%以上出席】	255	164	64.3
D4	4	6	4(1)	社外取締役の業績評価システムがある	265	7	2.6
D5	4	6	4(2)	取締役会で社外取締役が反対した案件がある	262	43	16.4
D6	4	6	4(3)	取締役会で社外取締役が経営議題を提案したことがある	262	42	16.0
D7	4	6	4(4)	取締役会協議事項の社外取締役への1週間以上前の通知	262	154	58.8
D8	4	6	4(5)	社外取締役への機密情報の提供	259	199	76.8
D9	4	6	4(6)	社外取締役制度の運営規約の作成	262	18	6.9
D10	4	6	4(7)	社外取締役をサポートするコンタクトパーソンの任命	262	17	6.5
D11	4	6	4(8)	社外取締役：社外取締役のみで行う会議の存在	262	3	1.1

(出所) 財務総合政策研究所 (2003b)

(注1) 2列目～4列目の表記については、アンケート調査の質問番号との対応を示す。

(注2) 回答=1の数とは、各質問の施策を実施している企業数を示す。

表11 社外取締役の独立性・機能強化と企業パフォーマンス

コラム	(1)		(2)	
被説明変数	標準化 Q		標準化 ROA	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値
C	-2.644**	-2.19	-6.217**	-2.17
$SIZE$	0.187***	3.10	0.467***	3.24
DAR	-2.114***	-4.80	-6.538***	-6.07
$LIST$	0.114**	2.26	0.332***	2.78
$GSALE$	0.125	0.82	0.422	1.13
OUT	1.071	1.65	0.764	0.49
$adj.R^2$	0.133		0.174	
観測数	226		231	

(注1) ***は1%水準で, **は5%水準で, *は10%水準で有意であることを示す。

(注2) C : 定数項, $SIZE$: 総資産額の自然対数値, DAR : 負債/資産比率, $LIST$: 上場年数, $GSALE$: 売上成長率, OUT : 社外取締役の独立性と機能強化の高さを示す変数。

とするが、社外取締役を導入する場合、独立性を維持し、監督を可能とする仕組みを整えない

限り、パフォーマンスの向上には寄与しないと判断してよからう。

Ⅲ．内部統治構造改革の決定要因

Ⅲ－１．ステーク・ホルダーと内部統治構造改革

前節では、内部統治構造改革が、パフォーマンスに影響を与えるか否かを検討し、高いCGSに示された改革の累積、とくに高いCGS_{ds}、つまり積極的な情報公開が、企業パフォーマンスの上昇に寄与している可能性を指摘した。では、こうした内部統治構造改革は、いかなる要因によって決定されるのか。本稿後半の課題は、この内部統治構造の決定要因を明らかにする点にある。分析のフレームワークを示した図1に即していえば、【5】の外部統治構造（株主・債権

者）と【6】の従業員が内部統治構造に与える影響に注目する²¹⁾。このうち【5】の経路は、大村・増子（2001）、増子（2001）が前回アンケート調査（1999年）に基づく主成分分析を通じて、市場ベースのファイナンスを追求する企業が、ガバナンスの改革にも積極的な点を明らかにしている。他方【6】の経路は、「従業員重視の経営は、統治構造改革とは対立的である」という見方が、受け入れられているものの、いまだシステムティックな分析は、ほとんど試みられていない²²⁾。

ところで、米国型企业と異なる制度的特徴を

21) 本来であれば、図1の【4】～【7】全てが、決定要因として検討されるべきであるが、本稿では紙幅の関係上、【4】、【7】の分析結果の報告を割愛している。この点に関しては、宮島・原村・稲垣（2003）を参照されたい。

もち (Aoki 1988, 青木 1995), かつ比較的同質的であった日本企業は, 近年の研究成果によれば1990年代, とくに97年以降, 債権者(銀行)との関係, 株式所有構造, 従業員関係のいずれの側面でも多様性を拡大している (宮島 2002)。

(1) かつて日本企業を特徴付けた高い負債比率と銀行との長期関係(メインバンクシステム)は, 石油ショック後の減量経営, バブル期のエクイティ・ファイナンスの進展を経て, 大きく変容した。1980年代後半以降の日本企業における負債比率の分散が拡大した。また, 負債構成を見ても, 優良企業が社債依存度を高める一方で, 低収益企業は銀行借入に依存するという明確な分化が進展し, その傾向は90年代に加速した (Hoshi, Kashyap and Scharfstein 1993, 宮島・蟻川 1999)。

(2) 1990年代以降, 日本企業の株式所有構造は大きく変化し, これまでの比較的同質的であった株式所有構造における企業間の差異が拡大した (宮島・原村・江南 2003)。すなわち, 高収益を維持し, 機関投資家に高く評価され, 資金調達源で銀行への依存度の低い企業は, 自ら持合いの解消を選択する一方で, 逆に収益性の低い, メインバンクに資金調達を依存する企業は, 乗っ取りを回避するために持合いをいぜん継続している (宮島・黒木 2002, 2003)。

(3) 従業員の雇用・賃金制度も90年代以降, 大きく変化した。かつて大企業を特徴付けていた終身雇用・年功賃金制度は大きく変容し, 長期雇用を前提としない有期(パートタイム)雇用が進展し, 賃金面でも定期昇給制度を廃止し, 能力業績給に移行する企業が相次いでいる (樋口 2001, 2002)。この結果, 日本企業には従来型の長期雇用・年功型賃金を採用している企業と, 有期雇用・成果主義賃金を導入する企業と

が並存することとなった。

これらの外部統治構造と従業員関係における企業間の差異が, 内部統治構造改革にどのような影響を与えているのかが以下の分析の焦点である。

III-2. モデルと変数

III-2-1. 推計モデル

分析に用いられたのは, 内部統治構造改革を, 外部統治構造, および従業員の経営への関与の程度に回帰した以下の簡単なモデルである。

$$CGS = F(SIZE, SHLD, CREDIT, EMP) \quad (2)$$

ここで, 被説明変数である *CGS* は, 前節で説明した内部統治構造改革を示す変数である。*CGS* は前節で説明した通り, *CGS_{sh}*, *CGS_{br}*, *CGS_{ds}* の3項目のサブ・インデックスから構成されているため, それぞれを被説明変数とした推計も行った。*SIZE* は, 総資産の対数値であり, 規模をコントロールするために導入された。*SHLD* は所有構造が内部統治構造改革に与える影響をテストするために導入された変数である。具体的には保有主体別株式保有比率の金融機関持株比率プラス事業法人持株比率で定義された安定株主比率 *STAB* と外国人持株比率 *FRG* を採用した²³⁾。

CREDIT は, 資金調達や企業・債権者関係が内部統治構造の選択に与える影響を捉えるために導入された変数である。具体的な変数としては銀行への依存度を示す金融機関借入比率(借入/総資産) *BOR*, 資本市場への依存度を示す代理変数として社債負債比率 *BOND*, 金融機関との間でこれまでのメインバンク関係とは異なる明示的な契約に基づく関係 (arm's length relationship) を構築しているか否かを示

22) 逆の関係, 統治構造の特徴が, 雇用制度の選択に及ぼす影響については, 近年研究が進展している。例えば, 阿部 (1999), 浦坂・野田 (2001), 富山 (2001) などがある。

23) 金融機関の保有比率には, 信託銀行(投資信託)の保有部分が含まれているため, 本来は安定株主の代理変数としては, その部分を除去する必要があるし, 外国人株主も, 海外機関投資家と海外事業法人を区別する必要があるが, こうした操作は本分析では行われていない。

すコミットメントラインの採用ダミー *CML*²⁴⁾を導入した。またここでの課題は、外部統治構造の差が、経営者による内部統治構造改革の実施に影響を与えたか否かにあるため、外部統治構造を現す変数は、3期前の1998年度末(99年3月期)をとった。98年度末は、金融危機後、持合いの解消が本格化する一方、不良債権問題が深刻化した結果、企業の過剰債務が問題となり始めた時点である。

他方 *EMP* は、従業員の経営への関与度が内部統治構造の選択に与える影響を捉えるために導入された変数である。*EMP* は、アンケート調査から従業員組合との交渉や、労使協議の場における交渉・説明事項の情報を収集し、それを定量化することによって作成した(詳細は後述)。さらに、頑強性をチェックするために、*EMP* の第4四分位に1を与えるダミー *HEMP*、第1四分位に1を与えるダミー *LEMP* を *EMP* に代えて説明変数とする推計も試みた。

Ⅲ－２－２．変数の分布と特徴

株式所有構造 各変数の基本統計量は、表13に整理されている。安定株主比率 *STAB* は平均58.8% (標準偏差16.2%)、変動係数は0.276であり、その他の変数に比べて相対的に分散は小さい。他方、外国人株主比率 *FRG* は平均5.7%である。注目されるべきは、*FRG* の分散が著しく大きいことである。中央値は、2.4%であり、*FRG* が1%にも満たない企業が4分の1を占める一方、サンプルの上位4分の1以上の企業では、*FRG* が8%を超えている。

企業・銀行関係 借入比率 *BOR* は平均で19.1% (標準偏差16.7%) である。最小値が0であることから分かるように無借金の企業があ

る一方、*BOR* が100%を超えている(大幅債務超過先)企業もある。社債借入比率(社債/(借入+社債)) *BOND* の平均は26.0%であるが、標準偏差が33.8% (変動係数1.30) と、分散が大きい。*BOND* がゼロ、すなわち社債の調達が可能(あるいは調達が不要)な企業は、サンプル中252社(47.7%)であり、サンプルのほぼ半数に達している。この点からも、資金調達の面で、銀行借入に依存する企業群と社債市場からの調達に依存する企業群に分化している点を確認できよう。また、コミットメントラインは、サンプル企業(上場・店頭企業)の31%で利用されている。

従業員の関与 従業員組合による交渉や労使協議の場で、従業員側が企業の戦略的意思決定に、どの程度まで関与しているかが図2に整理されている²⁵⁾。同図によれば、従業員の雇用に直接関係する雇用調整やM&A・事業部門の売却、あるいは従業員の資産形成の側面が強い従業員持株制度に関わる決定に関しては、労使の合意が必要であると回答した企業が比較的多い。他方、生産計画・販売計画、収益指標の決定に関しては、およそ半数の企業で付議事項となっているが、設備投資、新技術の導入・開発、資金調達方法、取締役会メンバー、経営者へのストック・オプション付与といった意思決定に関しては、労使合意が必要であると回答した企業はわずか数%に過ぎず、扱われないという回答が約7割以上であった²⁶⁾。

経営関与度指標 *EMP* は、この図2の10項目に関して、それぞれ「合意が必要」に2点、「従業員側への説明事項である」に1点、「従業員との協議では取上げられない」に0点を付与し、企業ごとに合計点を計算することによって作成

24) コミットメントラインの特徴の一つは、従来の暗黙的な契約に基づくメインバンク関係と異なり、明示的な契約に基づいている点にある。また、銀行団による協調融資(シンジケートローン)形式を取るものが大半であり、市場型間接金融の一つと位置付けることもできる。

25) 今回調査によれば、上場・店頭企業のうち、労働組合が存在すると回答した企業は全体の69.3%であり、その平均組織率は84.5%であった。他方、労使協議機関があると回答した企業は65.3%であったが、労働組合が存在する企業の79.8%の企業で、労使協議機関が設置されており、労働組合と労使協議機関は同時に設置されているケースがほとんどであることが分かる。

された。上記10項目の質問に全て回答した企業のみをサンプル企業としているため、サンプル数は597社である。また、この指標は0点から20点まで取り得るが、集計した結果は平均値5.6点、最低値0点、最高値19点、標準偏差3.4点であった。

表12は、この経営関与度について、企業の設立年次、規模、R&D比率、従業員勤続年数で、サンプルを高位・低位に2分し、各項目の高位・低位グループ毎の経営関与度指標EMPの平均値とその差の検定結果を示している。いずれの項目についても平均値の差の検定結果は1%水準で有意である。同表から、①設立年が古いほど、②規模が大きいほど、③R&D比率が高いほど、④平均勤続年数が高いほど、従業員の戦略的意思決定への参加度が高いことが分かる。この結果は、一般的な理解とほぼ合致しており、アンケートから作成された経営関与度指標EMPは一定の信頼性と妥当性をもつと判断できよう。

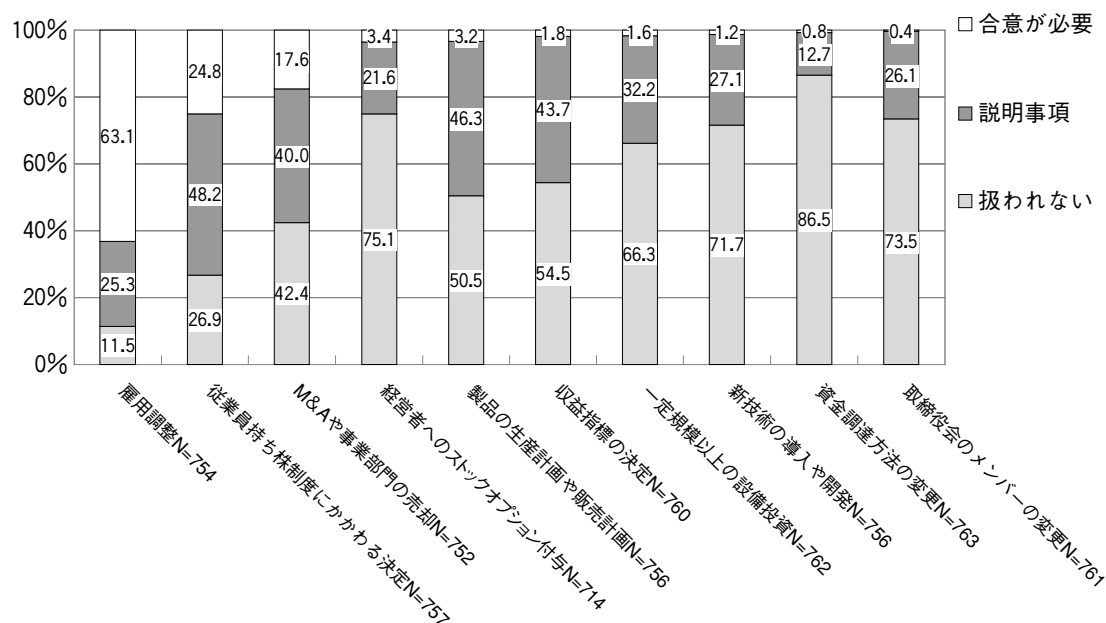
Ⅲ－３．推計結果

Ⅲ－３－１．外部統治構造の多様化と内部統治構造改革

統治構造改革の決定に関する推計結果は表14に整理されている。まず、被説明変数をCGSとした推計結果を見ると(コラム1)、安定株主比率の符号は5%水準で有意に負であり、3期前に安定株主比率が高い企業は、内部統治構造改革に消極的であるという見方が支持される。この結果は、CGS_{ds}でも同様であり、またCGS_{sh}についても、十分有意でないものの負の関係を見いだすことができる。ただしCGS_{br}との間に有意な関係はない。

第2に、CGSに対して、外国人株主FRGの係数の符号は正であり、有意水準も十分高い。外国人株主の存在は、企業経営者の内部統治構造改革の選択を促進することが示された。外国人株主の1標準偏差の上昇はCGSを2.25ポイント引き上げると試算され、そのCGSに及ぼす影響度(マグニチュード)は、安定株主の影響度より、約2倍程度高い。この結果は、CGS_{ds}

図2：従業員の戦略的意思決定への関与度



(出所) 財務総合政策研究所調査(2002年12月)の設問6-5より作成

26) 質問項目の作成には、社会経済生産性本部(1998)を参考とした。

表12 従業員の戦略的意思決定への関与度と企業の特徴

項目	サンプル 2 分割		平均差
設立年	NEW	OLD	-1.54***
	4.64	6.18	
企業規模	SMALL	LARGE	-0.82***
	5.18	6.00	
R&D 比率	LOW	HIGH	-0.81***
	5.18	5.99	
平均勤続年数	SHORT	LONG	-1.94***
	4.60	6.54	

(注1) 数値は、経営関与度指標 EMP を示す。

(注2) ***は、1%有意水準であることを示す。

(注3) 設立年は、財務総合政策研究所(2002a)の設問1-2の回答より。

(注4) 企業規模は総資産額。データは日本政策投資銀行「企業財務データバンク」より。

(注5) R&D 比率は、会社四季報より。

(注6) 平均勤続年数は、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」より。

(注7) 財務データはいずれも、2001年度の数値。

表13 基本統計量

N=528

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	中央値	第1四分位	第3四分位
CGS	28.85	13.05	0.00	64.55	26.87	18.59	37.60
CGS _{sh}	6.87	4.52	0.00	21.21	6.06	3.03	9.09
CGS _{br}	10.98	5.85	0.00	27.78	11.11	5.56	16.67
CGS _{ds}	11.01	7.43	0.00	30.00	10.00	3.43	16.67
SIZE(-3)	18.01	1.49	13.58	23.37	17.80	16.97	18.96
STAB(-3)	58.79	16.18	0.00	91.31	60.77	50.56	69.67
FRG(-3)	5.56	7.75	0.00	62.29	2.38	0.39	8.11
BOR(-3)	19.07	16.72	0.00	115.10	14.67	5.72	27.98
BOND(-3)	26.00	33.75	0.00	100.00	4.00	0.00	50.63
CML	0.31	0.46	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
EMP	5.69	3.39	0.00	19.00	5.50	3.00	8.00

(注1) CGS: CGS 合計値, CGS_{sh}: 株主権利, CGS_{br}: 取締役会, CGS_{ds}: 情報公開, SIZE: 総資産額の自然対数値, STAB: 安定株主比率(%), FRG: 外国人株主比率(%), BOR: 借入比率(借入金/総資産(%)), BOND: 社債比率(社債×100/借入金(%)), CML: 金融機関とコミットメントライン契約を締結している企業に1, それ以外に0を付与するダミー変数, EMP: 従業員の経営関与度指標。

(注2) 変数の右の(-3)は、3期前(98年度)の数値であることを示す。

表14 従業員の関与度と内部統治構造 (CGS)

コラム	(1)		(2)		(3)		(4)	
被説明変数	CGS				CGS _{sh}			
説明変数	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値
C	−34.29***	−5.46	−33.81***	−5.31	−7.26***	−2.78	−7.24***	−2.74
SIZE (−3)	3.61***	9.13	3.63***	9.18	0.87***	5.30	0.87***	5.28
STAB (−3)	−0.07**	−2.41	−0.07**	−2.45	−0.02	−1.35	−0.02	−1.44
FRG (−3)	0.29***	4.19	0.29***	4.13	0.01	0.50	0.01	0.50
BOR (−3)	−0.09***	−2.74	−0.09***	−2.74	−0.03**	−2.02	−0.03**	−2.02
BOND (−3)	0.04**	2.10	0.03**	2.05	0.01	0.87	0.01	0.81
CML	4.09***	4.12	4.03***	4.04	0.38	0.92	0.34	0.81
EMP	0.04	0.30			−0.07	−1.25		
HEMP			−0.63	−0.58			−0.67	−1.48
LEMP			−0.75	−0.68			−0.18	−0.40
adj.R ²	0.38		0.38		0.11		0.11	
観測数	528		528		528		528	

コラム	(5)		(6)		(7)		(8)	
被説明変数	CGS _{br}				CGS _{ds}			
説明変数	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値
C	−4.67	−1.37	−3.77	−1.09	−22.37***	−6.45	−22.80***	−6.48
SIZE (−3)	0.77***	3.58	0.79***	3.69	1.97***	9.04	1.97***	9.05
STAB (−3)	0.01	0.52	0.01	0.40	−0.06***	−3.86	−0.06***	−3.75
FRG (−3)	0.06*	1.71	0.06	1.58	0.21***	5.53	0.21***	5.57
BOR (−3)	−0.01	−0.72	−0.01	−0.78	−0.05***	−2.74	−0.05***	−2.68
BOND (−3)	0.01	0.74	0.01	0.65	0.02**	2.42	0.02**	2.47
CML	1.18**	2.19	1.11**	2.06	2.54***	4.62	2.58***	4.68
EMP	0.12*	1.65			−0.01	−0.14		0.65
HEMP			−0.35	−0.60			0.39	0.94
LEMP			−1.14*	−1.92			0.57	
adj.R ²	0.09		0.09		0.42		0.41	
観測数	528		528		528		528	

(注1) ***は1%水準で, **は5%水準で, *は10%水準で有意であることを示す。

(注2) CGS:CGS 合計値, CGS_{sh}:株主権利, CGS_{br}:取締役会, CGS_{ds}:情報公開, C:定数項, SIZE:総資産の自然対数値, STAB:安定株主比率, FRG:外国人株主比率, BOR:借入比率, BOND:社債比率, CML:金融機関とコミットメントライン契約を締結している企業に1, それ以外に0を付与するダミー変数, EMP:従業員の経営関与度指標, HEMP:EMP(従業員経営関与度指標)の第3四分位に1, それ以外に0を付与するダミー変数, LEMP:EMPの第1四分位に1, それ以外に0を付与するダミー変数。

にも妥当し、期初に外国人投資家の保有比率が高い企業は、情報公開に積極的であることが確認できる。

第3に、債権者との関係を見ると、借入比率 *BOR* の符号は1%水準で有意に負であり、*BOR* の高い企業ほど内部統治構造改革に消極的である。*BOR* 1標準偏差の上昇は *CGS* を1.50(同：5.2%)引き下げると試算され、この規模は *CGS* の標準偏差の5.2%にあたる。他方、社債比率 *BOND* の符号は、5%水準で有意に正である。市場調達(社債)への依存の強い企業の経営者は、内部統治構造改革に積極的であることが示され、その影響度は1.35ポイント(同：4.7%)である。また、コミットメントライン *CML* の符号は、1%水準で有意に正であり、従来の暗黙の契約に基づくメインバンク関係から、明示的な契約に基づく新たな企業・銀行関係を選択している企業は、内部統治構造改革に積極的である。

以上、要するに期初(1999年3月)の機関投資家の保有比率が高く、資本市場への依存度が高いほど、企業は内部統治構造改革、とくに情報公開に積極的であり、逆に安定株主の比重が高く、資金調達を借入に依存していればいるほど改革への取り組みが鈍い点が明確に確認できる²⁷⁾。

Ⅲ－３－２．従業員の経営関与と内部統治改革

次に従業員の経営関与と内部統治構造改革の関係を整理しよう。「内部統治構造改革は株主重視の改革であり、従業員重視の経営と対立的である」という一般的な理解が正しいのか否かが以下の焦点である。

まず、*CGS* を被説明変数とする表14のコラム1, 2を見ると、ここで注目する *EMP*, *HEMP*, *LEMP* いずれもその係数の有意水準は十分でない。つまり、内部統治構造改革は、戦略的な意思決定への従業員の関与度とは独立に行われ

ている可能性が高い。次に、*CGS* を構成するサブ・インデックスを見ると、*CGS_{sh}* (少数株主権利)、*CGS_{ds}* (情報公開) を被説明変数とする推計(コラム3, 4, 7, 8)では、いぜん *EMP*, *HEMP*, *LEMP* の係数の有意水準は十分でない。他方、*CGS_{br}* (取締役会) では、*EMP*, *LEMP* の係数が10%有意水準で、それぞれ正、負の符号を示している。すなわち、従業員の経営参加度が高い場合、取締役会改革が進展する可能性があることを示唆している。

以上、従業員の戦略的意思決定への関与度は、通常の想定とは異なって、一部の内部統治構造改革に正の影響を与える可能性があり、全体的に見れば、改革の進展とは独立の関係にあることを示している。この意味で、株主との間のエイジェンシー問題の解決を目的とする統治構造改革と「従業員重視の経営」は少なくとも対立的ではない。

Ⅲ－３－３．従業員の関与と資本市場の圧力

既述の通り、従業員の強い経営関与度は、株主の権利保護、投資家への情報公開等の統治構造改革とは対立的と想定される。しかし、企業が市場の強い圧力に直面する場合には、従業員の強い関与は、統治構造の改革を促進する可能性もありうる。市場化の進んだ環境のもとでは、非対称情報を緩和する措置を自らとることによって市場にシグナルを発すれば、資本コストの低下を介して従業員集団の利害が実現されるからである。したがって *CGS* と従業員の経営参加度は独立であるという上記の結果は、本推計におけるサンプル企業に、外部条件(資本市場の圧力)の異なる2つの企業群、すなわち資本市場の圧力が弱く、高い従業員関与が統治構造改革を制約する企業と、逆に資本市場の圧力が強く、高い従業員関与が改革を促進する企業とが混在しているため、相反する効果が相殺された結果である可能性もある。

27) この結果は、前回調査に基づく大村・増子(2001)、増子(2001)の分析結果とも一致する。

28) 格付投資情報センター(R&I)による長期優先債務格付に基づく(2002年3月31日時点)。

そこで、外部条件として、社債格付け²⁸⁾の取得に注目し、BBB 格以上の企業と、BB 格以下あるいは格付け未取得の企業とにサンプルを分割して、上記と同様の推計を試みた(表15)。なお、サンプル企業528社のうち、BBB 格以上を取得している企業は150社(28%)、それ以外の企業は378社(72%)である。推計結果の要

点は下記の通りである。

第1に、CGS を被説明変数とする推計で、BBB 格以上のグループを見ると、EMP の符合は10%有意水準で正である(表15. コラム1)。他方、BB 格以下あるいは未取得のグループでは、EMP の符合は有意水準は低いものの負である。第2に、CGS を構成するサブ・インデ

表15 従業員の関与度に対する外部市場の圧力

パネル1：被説明変数 CGS

コラム 説明変数	格付：BBB 以上				格付：BB 以下あるいは未取得			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>C</i>	-57.07***	-4.37	-54.27***	-4.11	-15.64*	-1.88	-15.32*	-1.82
<i>SIZE</i> (-3)	4.34***	5.92	4.37***	5.90	2.63***	5.01	2.63***	5.02
<i>STAB</i> (-3)	0.11	1.51	0.11	1.51	-0.10***	-3.19	-0.11***	-3.24
<i>FRG</i> (-3)	0.28**	2.56	0.26**	2.42	0.30***	3.20	0.30***	3.18
<i>BOR</i> (-3)	-0.14	-1.32	-0.14	-1.26	-0.08**	-2.35	-0.08**	-2.38
<i>BOND</i> (-3)	-0.01	-0.34	-0.01	-0.32	0.01	0.57	0.01	0.56
<i>CML</i>	2.03	1.09	1.99	1.05	5.56***	4.72	5.51***	4.66
<i>EMP</i>	0.52*	1.91	—	—	-0.06	-0.40	—	—
<i>HEMP</i>	—	—	0.82	0.39	—	—	-0.89	-0.70
<i>LEMP</i>	—	—	-2.23	-1.00	—	—	-0.60	-0.49
<i>adj.R</i> ²	0.32		0.30		0.23		0.23	
観測数	150		150		378		378	

パネル2：被説明変数 CGS_{sh}

コラム 説明変数	格付：BBB 以上				格付：BB 以下あるいは未取得			
	(5)		(6)		(7)		(8)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>C</i>	-14.37**	-2.55	-13.41***	-2.37	0.48	0.14	0.35	0.10
<i>SIZE</i> (-3)	1.29***	4.07	1.29***	4.07	0.41*	1.90	0.40*	1.85
<i>STAB</i> (-3)	0.00	-0.13	0.00	-0.12	-0.01	-1.00	-0.01	-1.09
<i>FRG</i> (-3)	0.02	0.34	0.01	0.28	0.00	-0.05	0.00	-0.05
<i>BOR</i> (-3)	-0.04	-0.78	-0.03	-0.74	-0.03*	-1.90	-0.03*	-1.90
<i>BOND</i> (-3)	-0.03	-1.52	-0.03	-1.54	0.01	1.57	0.01	1.54
<i>CML</i>	-1.31	-1.63	-1.37*	-1.69	1.06**	2.19	1.03**	2.12
<i>EMP</i>	0.12	1.06	—	—	-0.12*	-1.92	—	—
<i>HEMP</i>	—	—	-0.05	-0.05	—	—	-0.89*	-1.71
<i>LEMP</i>	—	—	-1.05	-1.10	—	—	-0.03	-0.07
<i>adj.R</i> ²	0.12		0.11		0.05		0.05	
観測数	150		150		378		378	

表15 従業員の関与度に対する外部市場の圧力（続）

パネル 3：被説明変数 CGS_{br}

コラム 説明変数	格付：BBB 以上				格付：BB 以下あるいは未取得			
	(9)		(10)		(11)		(12)	
	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値
<i>C</i>	-8.02	-1.02	-5.99	-0.75	-4.76	-1.08	-4.11	-0.92
<i>SIZE</i> (-3)	0.67	1.51	0.68	1.53	0.81***	2.93	0.83***	3.01
<i>STAB</i> (-3)	0.02	0.47	0.02	0.48	0.01	0.44	0.00	0.25
<i>FRG</i> (-3)	0.08	1.26	0.07	1.10	0.08	1.57	0.07	1.52
<i>BOR</i> (-3)	0.05	0.80	0.06	0.86	-0.02	-1.02	-0.02	-1.13
<i>BOND</i> (-3)	0.04*	1.65	0.04	1.65	0.00	-0.24	0.00	-0.27
<i>CML</i>	1.83	1.64	1.78	1.55	0.99	1.58	0.93	1.48
<i>EMP</i>	0.35**	2.18	—	—	0.04	0.47	—	—
<i>HEMP</i>	—	—	0.29	0.23	—	—	-0.65	-0.97
<i>LEMP</i>	—	—	-1.56	-1.17	—	—	-1.05	-1.60
<i>adj.R</i> ²	0.07		0.04		0.05		0.06	
観測数	150		150		378		378	

パネル 4：被説明変数 CGS_{ds}

コラム 説明変数	格付：BBB 以上				格付：BB 以下あるいは未取得			
	(13)		(14)		(15)		(16)	
	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値	係数	<i>t</i> 値
<i>C</i>	-34.68***	-4.70	-34.87***	-4.71	-11.37***	-2.57	-11.56***	-2.59
<i>SIZE</i> (-3)	2.39***	5.77	2.40***	5.77	1.41***	5.06	1.40***	5.04
<i>STAB</i> (-3)	0.09**	2.27	0.09**	2.27	-0.10***	-5.68	-0.10***	-5.54
<i>FRG</i> (-3)	0.18***	2.94	0.18***	2.93	0.22***	4.50	0.22***	4.54
<i>BOR</i> (-3)	-0.16***	-2.61	-0.16***	-2.61	-0.03*	-1.95	-0.03*	-1.89
<i>BOND</i> (-3)	-0.03	-1.19	-0.03	-1.18	0.00	0.11	0.00	0.12
<i>CML</i>	1.50	1.43	1.58	1.49	3.51***	5.63	3.56***	5.68
<i>EMP</i>	0.04	0.26	—	—	0.02	0.25	—	—
<i>HEMP</i>	—	—	0.57	0.49	—	—	0.65	0.96
<i>LEMP</i>	—	—	0.39	0.31	—	—	0.48	0.73
<i>adj.R</i> ²	0.33		0.33		0.30		0.30	
観測数	150		150		378		378	

(注1) ***は1%水準で，**は5%水準で，*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) *CGS*：CGS 合計値，*CGS_{sh}*：株主権利，*CGS_{br}*：取締役会，*CGS_{ds}*：情報公開，*C*：定数項，*SIZE*：総資産の自然対数値，*STAB*：安定株主比率，*FRG*：外国人株主比率，*BOR*：借入比率，*BOND*：社債比率，*CML*：金融機関とコミットメントライン契約を締結している企業に1，それ以外に0を付与するダミー変数，*EMP*：従業員の経営関与度指標，*HEMP*：EMPの第3四分位に1，それ以外に0を付与するダミー変数，*LEMP*：EMPの第1四分位に1，それ以外に0を付与するダミー変数。

ックスでは、 CGS_{br} を被説明変数とする推計(コラム9)ではBBB格以上のグループのEMPの符合が5%水準で有意に正、 CGS_{sh} を被説明変数とする推計(コラム7)でBB格以下のグループのEMPの符合が10%水準で負となっている。

つまり、資本市場の圧力の下にある企業では、従業員の経営関与度が高い場合、内部統治構造改革を促進する可能性が高く、ここでは高い従業員の関与と内部統治構造改革とは両立する²⁹⁾。他方、資本市場の圧力の下にない企業では、従業員の高い経営関与は内部統治構造改革に負の影響を与えている可能性が高く、このような企業では、従業員の強い経営関与は、内部統治構造改革と対立的と見ることができる。立入った検討は、今後の課題であるが、従業員の関与度は企業の資本市場との関係に応じて、対照的に機能する可能性がある点は注目されてよい。

Ⅲ－４．従業員の雇用・賃金制度と企業統治改革

前節では、従業員の経営参加と企業統治改革は必ずしも対立的でなく、両立する可能性があることを指摘した。本節では、さらに従業員と企業統治改革との関係を明らかにするために、雇用・賃金制度と企業統治改革がどのような関係にあるのかという問題に接近する。

Ⅲ－４－１．多様化する賃金・雇用制度

日本の大企業における雇用・賃金制度は、これまで終身雇用と呼ばれる長期雇用と定期昇給制度に代表される年功型賃金に特徴付けられていた。しかし、近年の日本企業では、電機大手などで定期昇給部分を圧縮する動きが活発化しており、年功型賃金制度が本格的に崩れ始めているといわれる。長期雇用制度も、非正規従業

員や中途採用の活用が進展するにともない、大きく変容している。また、長期雇用と年功賃金制度は、相互に補完的な制度であると考えられてきたが、最近の事例としては、トヨタ自動車やキヤノンのような企業では、長期雇用を維持しつつ、成果主義を取り入れる多様な実験が試みられている。このように、かつて日本企業の特徴の1つと考えられてきた長期雇用と年功型賃金制度は大きな変容を遂げているといえる。

そこで、まず「長期雇用」と「年功序列型賃金」の採用動向の変化を確認しておこう。表16は、雇用・賃金制度に関して、今回のアンケート調査(2002年12月調査、860社)と前回調査(1999年11月調査、1189社)を比較した結果である。このアンケート回答から企業を3つのタイプに分類し、比較を行う。3つのタイプとは、長期雇用及び年功型賃金を採用している企業(以下タイプⅠと呼ぶ)、長期雇用は維持するが能力給を採用している企業(以下タイプⅡと呼ぶ)、長期雇用を前提とせず、能力給を採用している企業(以下タイプⅢと呼ぶ)である。同表によれば、今回3年前とも、タイプⅠを採用している企業が半数を超えている。しかし、3年前との比較では、タイプⅠを採用する企業の減少が著しく、およそ15%ポイントの低下が確認できる。その一方で、タイプⅡの企業が9%ポイント増加、タイプⅢの企業が6%ポイント増加している。つまり、日本企業の特徴と考えられてきた長期雇用・年功型賃金を採用する企業は、明らかに減少していることが本アンケートでも確認できる。もっとも、タイプⅠを採用している企業は半数を超え、長期雇用を維持していると回答した企業の数も8割強にも及んでおり、いぜん長期雇用は、日本企業の大多数で採用されている³⁰⁾。

なお、以下の分析に先立って、次の2点につ

29) この分析結果は、日本企業の自立的ガバナンスの可能性を指摘した、宮島・青木(2002)の経営者の選任における分析結果とも一致する。

30) Kato(2001)でも、日本企業の長期雇用慣行がバブル崩壊以降もほとんど変化していないことを、統計データとインタビューの両面から裏付けている。

表16 内部統治構造改革と雇用システム

(雇用・賃金制度の分類)

設問6-6：現在の雇用人事方針は、終身雇用を前提とした年功序列型賃金ですか。

- (1) そうである
- (2) どちらかといえばそうである
- (3) どちらかというとはそうではない
- (4) そうではない

タイプⅠ

設問6-7：前問で(3)、(4)を選んだ企業にお聞きします。具体的にどのような雇用・人事方針をとっていますか。

- (1) 終身雇用をなくし、能力に連動した賃金体系を全面的に適用
- (2) 終身雇用の範囲を限定し、能力に連動した賃金体系を全面的に適用
- (3) 終身雇用の範囲を限定し、能力に連動した賃金体系を部分的に適用
- (4) 終身雇用は維持しているが、能力に連動した賃金体系を全面的に適用
- (5) 終身雇用は維持しているが、能力に連動した賃金体系を部分的に適用

タイプⅢ

タイプⅡ

タイプ	Ⅰ		Ⅱ		Ⅲ		合計	
	長期雇用＆ 年功賃金		長期雇用＆ 能力給導入		有期雇用＆ 能力給導入			
調査時点	(社)	(%)	(社)	(%)	(社)	(%)	(社)	(%)
99年11月	826	69.5	247	20.8	116	9.8	1189	100.0
02年12月	467	54.3	256	29.8	137	15.9	860	100.0

(出所) 財務総合政策研究所 (2000) Ⅲ-2-⑭, ⑭-1

財務総合政策研究所 (2003b) 問6-6, 6-7より作成。

いて注意を喚起しておきたい。第1に、労働や雇用に関するアンケート調査は、一般に人事部に対して行われることが多いが、本アンケートは、経営企画部門等の経営管理セクションの責任者（担当者）に対する調査となっている。したがって、アンケート結果は、雇用・賃金制度に関して、人事部が設計した仕組みを厳密に示しているのではなく、経営戦略の策定部門における雇用政策に対する姿勢ないし意識を示すにとどまる。また第2に、ここでいう「能力給」も、どのように勤務能力を測定するかや成果主義との相違を厳密に質問しておらず、当該項目に対する回答は、「従来の勤続年数との相関の強い賃金制度の修正に取り組んでいる」ことを示すにとどまる。したがって、以下の分析は、

雇用制度と統治構造改革に関する一次的接近であり、結果はあくまで暫定的であって、今後の立入った追試が必要なことをあらかじめ強調しておきたい。

Ⅲ-4-2. 各タイプの特徴

本項では、前項で分類した3タイプと企業の事業構造の特徴との関係について予備的考察を行う。ここでは、①長期的投資(R&D)の必要性、②事業多角化の程度、③事業リスクの側面に注目し、これらの事業構造の特徴と雇用・賃金制度の関係を整理する。それぞれに関して、一般的に次のような関係が想定される。

- ① R&D支出の高い企業では長期雇用が採用される可能性が高い。

研究開発比率（R&D 比率）が高い企業では、投資から利益回収までの過程が長期的になるため、経営に長期的な視野が必要となる一方、その過程で従業員に蓄積される技能が増加するという特徴がある。例えば、樋口（2001）によれば、独自に研究開発を実施している企業では、製品の種類についても、生産方法についても、他の企業とは違った新しい高度なものが導入されている可能性が強く、従業員も高度な技能を要求される。そのため R&D 比率の高い企業の従業員は、企業特殊な技能を身につける必要があり、企業も能力開発に力を入れる必要性が生じるとされている。その結果、一度訓練を受け、企業に特殊の技能を獲得した従業員を解雇した場合のコストが、企業、従業員双方にとって高まることになる。

② 多角化が進んでいる企業では、長期雇用が採用されている可能性が高い。

従業員の雇用が保証されることで、従業員の異事業への配転などがしやすくなる結果、企業として新規分野への進出（多角化）が相対的に容易となる。また、多角化が進展している企業では、多様な情報処理パターンを同時に存在させる必要性が高く、企業に特有の知識・技能を蓄積させる長期雇用を企業が採用する可能性が高まる。

③ 事業リスクが高い企業では、有期雇用が採用される可能性が高い。

好不況の波が大きいような事業構造をもつ企業では、費用の固定化を避ける傾向にあると考えられる。固定費の大きな部分を占めるのは人件費であり、このような企業では、採用・解雇が柔軟に行える有期雇用や業績に給与が連動する成果主義賃金が採用される可能性が高いと考えられる。

表17は、長期投資、多角化、事業リスクに関して、タイプ別に整理したものである。ここでは、長期投資、多角化、事業リスクの代理変数として、それぞれ研究開発（R&D）の有無、

進出分野数と専業企業比率³¹⁾、過去10年間の ROA 標準偏差を用いている。同表からアンケートに基づくタイプ区分が概ね上記の期待に合致していることが確認できる。

第1に、長期投資の必要性が高い企業では、長期雇用が選択されている。長期雇用を前提としているタイプⅠ、Ⅱ企業では R&D がある企業の割合は約70%であるが、有期雇用を前提としているタイプⅢ企業では50%程度にとどまっている。

第2に、多角化が進展している企業では、長期雇用が選択される可能性が高い。タイプⅠ、Ⅱ企業では、タイプⅢ企業と比較して、進出分野数が多く、逆に専業企業比率が低い。

第3に、ROA の変動で測られる事業リスクは、タイプⅢ企業で高い。好不況の変動が大きな企業では、人件費を中心とした固定費の削減を目的に、契約社員やパートタイムなどの非正規従業員の比率を高めているという見方と整合的である。

以上、簡単な分析ではあるが、アンケート結果に基づく雇用・賃金タイプは、それぞれの事業構造との関係を見る限り、一般的な想定と合致しており、そのタイプ分類には、一定の信頼性、妥当性があると言ってよいであろう。

Ⅲ－４－３．雇用・賃金形態と企業統治改革

本項の課題は、(2)式の *EMP* に代えて、前項で予備的考察を加えた雇用・賃金タイプダミーを導入した推計を試みることによって、従業員の雇用・賃金制度と内部統治構造との関係を分析することである。雇用・賃金タイプダミーは、前項の3分類に従い、タイプⅠ、Ⅱ、Ⅲ企業にそれぞれ1、それ以外の企業に0を付与した *TYPE I*（長期雇用・年功給型ダミー）、*TYPE II*（長期雇用・能力給型ダミー）、*TYPE III*（長期雇用限定・能力給型ダミー）である³²⁾。推計結果は、表18に要約されている。CGS が規模、借入比率及び株主構成によって、表14とほぼ同

31) 進出分野数、専業企業の定義については、宮島・稲垣（2003）の p.32, 33, 37, 42, 43を参照。

表17 雇用システム類型と企業の特性

事業特性	代理変数	サンプル 企業の合計	タイプⅠ 長期・年功	タイプⅡ 長期・能力	タイプⅢ 有期・能力
長期投資	R&D がある企業比率	742社	68.6%	72.9	54.4
多角化	進出分野数	181	7.5分野	9.8	5.6
	専業企業比率	181	6.2%	3.2	19.0
事業リスク	過去10年間の ROA 標準偏差	601	2.0%	1.9	2.8

(注1) R&D 費の有無は四季報より作成 (2002/3月決算ベース)

(注2) 多角化は、財務総合政策研究所 (2003a 及び2003b) の結果を利用。いずれのアンケートにも回答している企業をサンプルとしているため、サンプル数は少なくなっている

様の影響を受けていることを確認した上で、従業員の雇用・賃金制度と CGS の関係を整理すると以下の通りである。

まず、タイプⅠ企業は、他タイプ企業と比較して、有意に企業統治構造改革に消極的である。パネル1の CGS で見ても、CGS を3項目に分離したパネル2～4のいずれの推計でも、*TYPE I* の係数は有意に負である。その有意水準は、 CGS_{br} を被説明変数とする推計で5%水準以上、それ以外は全て1%水準以上であり、統計的に極めて安定的な結果が得られている。

次に、*TYPE I* の係数が CGS に与える影響度(マグニチュード)を見ると、タイプⅠ企業の CGS は、他タイプ企業と比べて、4.21点低い。これは、CGS の平均点が30.54点であるから、タイプⅠ企業は他タイプ企業と比較して、CGS が約14%低いことになる。なお、CGS を構成する3項目でみると、タイプⅠ企業が及ぼすマイナスの影響度が最も大きいのは、 CGS_{sh} であり、 CGS_{sh} を約17%低下させることが分かる。このように、長期雇用・年功型賃金に代表される後払い賃金システムを維持する企業は、企業統治構造改革に消極的と見ることができよう。

他方、タイプⅢ企業は、タイプⅠ企業と比べて、有意に企業統治構造改革に積極的である。

全ての推計(各パネルのコラム4)で、有意な結果が示されている。タイプⅢ企業は、長期雇用を前提とせず、能力給の導入などの人事改革に積極的な企業であり、このような企業では企業統治改革にも積極的であることが分かる。*TYPE III* の係数が CGS に与える影響度を見ると、タイプⅠ企業と比べて、4.36点高い。これは、CGS の約14%にあたる。また、 CGS_{ds} では、タイプⅢ企業は、タイプⅠ企業と比べて、1.95点高く、これは CGS_{ds} の約16%にあたる。

しかし、以上の差は、ある程度まで予想される結果であろう。この推計で最も注目すべき結果は、タイプⅡ企業が、タイプⅠ企業と同様に長期雇用の維持を選択しながらも、タイプⅠ企業と比較して、有意に企業統治構造の改革に積極的であることである。CGS を被説明変数とした推計(パネル1)で見ても、CGS を3項目に分解したパネル2～4のいずれの推計でも、その傾向が確認できる。さらに、*TYPE II* の係数の有意水準は、 CGS_{br} を被説明変数とする推計で5%水準以上、それ以外を被説明変数とする推計では1%以上であり、極めて安定的な結果が得られた。

つまり、長期雇用の維持を志向する一方、なんらかの形で、従来の勤続年数との相関の強い

32) なお、基本統計量等の掲載は割愛するが、前項の分析とサンプル数は異なるものの、CGS とその他の変数の分布は、前項のサンプルと大きな違いはない。

賃金制度の修正に取り組んでいる企業は、有期雇用と能力主義賃金との組み合わせを選択した企業とはほぼ同程度に企業統治構造改革（取締役改革や情報公開）に積極的であった。統治構造の改革がパフォーマンスに正の効果を与える可

能性が高いという前節の検討結果からすれば、このタイプⅡの企業のパフォーマンスは高いことが予想され、実際にも、簡単な推計から、タイプⅡ企業のパフォーマンスが、タイプⅠに比べて有意に高いことが確認できる³³⁾。こうした

表18 CGSの決定と雇用システム

パネル1：被説明変数：CGS

コラム 説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>C</i>	-32.94***	-5.03	-34.48***	-5.23	-39.40***	-5.91	-37.33***	-5.66
<i>SIZE</i> (-3)	3.87***	9.69	3.77***	9.26	4.08***	10.02	3.88***	9.57
<i>STAB</i> (-3)	-0.09***	-2.99	-0.09***	-3.00	-0.10***	-3.06	-0.09***	-2.98
<i>FRG</i> (-3)	0.24***	3.38	0.26***	3.55	0.25***	3.42	0.24***	3.37
<i>BOR</i> (-3)	-0.14***	-4.16	-0.14***	-4.14	-0.15***	-4.19	-0.14***	-4.15
<i>BOND</i> (-3)	0.00	0.64	0.01	0.54	0.01	0.66	0.01	0.64
<i>CML</i>	3.36***	3.31	3.36***	3.28	3.31***	3.21	3.35***	3.30
<i>TYPE I</i>	-4.21***	-4.51						
<i>TYPE II</i>			3.30***	3.19			4.14***	3.91
<i>TYPE III</i>					3.01**	2.22	4.36***	3.16
<i>adj.R</i> ²	0.40		0.39		0.39		0.4	
観測数	512		512		512		512	

パネル2：被説明変数：CGS_{sh}

コラム 説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>C</i>	-8.27***	-3.07	-8.61***	-3.20	-9.97***	-3.66	-9.32***	-3.43
<i>SIZE</i> (-3)	0.96***	5.83	0.92***	5.53	1.01***	6.07	0.95***	5.68
<i>STAB</i> (-3)	-0.01	-1.03	-0.01	-1.05	-0.01	-1.11	-0.01	-1.03
<i>FRG</i> (-3)	0.03	1.04	0.03	1.18	0.03	1.13	0.03	1.05
<i>BOR</i> (-3)	-0.05***	-3.21	-0.05***	-3.21	-0.05***	-3.25	-0.05***	-3.20
<i>BOND</i> (-3)	-0.01	-1.00	-0.01	-1.06	-0.01	-0.98	-0.01	-1.01
<i>CML</i>	0.39	0.93	0.39	0.94	0.38	0.89	0.39	0.93
<i>TYPE I</i>	-1.24***	-3.22						
<i>TYPE II</i>			1.11***	2.62			1.31***	3.02
<i>TYPE III</i>					0.64	1.16	1.07*	1.89
<i>adj.R</i> ²	0.15		0.15		0.14		0.15	
観測数	512		512		512		512	

33) 前節表7のモデル（(1)式から、CGSを除去し、所有構造等の変数を追加したモデル）に、さらに雇用・賃金タイプダミーを加えて推計した。標準化ROA、Qいずれの推計でも、TYPE Iの係数は有意に負であり、TYPE II・IIIの符号は有意に正であった。

表18 CGS の決定と雇用システム（続）

パネル 3：被説明変数：CGS_{br}

コラム 説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>C</i>	-1.83	-0.53	-2.32	-0.67	-3.74	-1.07	-3.19	-0.91
<i>SIZE</i> (-3)	0.77***	3.62	0.75***	3.47	0.83***	3.90	0.78***	3.62
<i>STAB</i> (-3)	-0.01	-0.82	-0.01	-0.85	-0.01	-0.88	-0.01	-0.83
<i>FRG</i> (-3)	0.04	1.07	0.04	1.17	0.04	1.11	0.04	1.06
<i>BOR</i> (-3)	-0.01	-0.49	-0.01	-0.51	-0.01	-0.54	-0.01	-0.49
<i>BOND</i> (-3)	0.01	0.72	0.01	0.67	0.01	0.74	0.01	0.73
<i>CML</i>	1.05*	1.95	1.05*	1.95	1.04*	1.92	1.05*	1.95
<i>TYPE I</i>	-1.18**	-2.39						
<i>TYPE II</i>			0.85	1.55			1.10**	1.97
<i>TYPE III</i>					0.98	1.38	1.34*	1.83
<i>adj.R</i> ²	0.08		0.08		0.08		0.08	
観測数	512		512		512		512	

パネル 4：被説明変数：CGS_{ds}

コラム 説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>C</i>	-22.84***	-6.34	-23.54***	-6.50	-25.68***	-7.04	-24.82***	-6.83
<i>SIZE</i> (-3)	2.14***	9.75	2.11***	9.43	2.24***	10.05	2.15***	9.66
<i>STAB</i> (-3)	-0.07***	-3.86	-0.07***	-3.88	-0.07***	-3.92	-0.07***	-3.86
<i>FRG</i> (-3)	0.17***	4.33	0.18***	4.46	0.17***	4.36	0.17***	4.31
<i>BOR</i> (-3)	-0.09***	-4.68	-0.09***	-4.67	-0.09***	-4.71	-0.09***	-4.67
<i>BOND</i> (-3)	0.01	1.22	0.01	1.14	0.01	1.23	0.01	1.22
<i>CML</i>	1.92***	3.43	1.92***	3.41	1.90***	3.37	1.92***	3.42
<i>TYPE I</i>	-1.80***	-3.49						
<i>TYPE II</i>			1.35**	2.37			1.72***	2.95
<i>TYPE III</i>					1.39*	1.87	1.95**	2.57
<i>adj.R</i> ²	0.44		0.43		0.43		0.43	
観測数	512		512		512		512	

(注1) ***は1%水準で, **は5%水準で, *は10%水準で有意であることを示す。

(注2) *TYPE I*：タイプⅠ企業に1，それ以外に0を付与するダミー変数，*TYPE II*：タイプⅡ企業に1，それ以外に0を付与するダミー変数，*TYPE III*：タイプⅢ企業に1，それ以外に0を付与するダミー変数。

(注3) *CGS*：CGS 合計値，*CGS_{sh}*：株主権利，*CGS_{br}*：取締役会，*CGS_{ds}*：情報公開，*C*：定数項，*SIZE*：総資産の自然対数値，*STAB*：安定株主比率，*FRG*：外国人株主比率，*BOR*：借入比率，*BOND*：社債比率，*CML*：金融機関とコミットメントライン契約を締結している企業に1，それ以外に0を付与するダミー変数。

能力・成果主義的な賃金体系の導入と、積極的な統治構造改革の組み合わせに、長期雇用を基

盤とする日本企業の改革の一つの方向性を見出すことができよう。

IV. 結びに代えて

以上、アンケート調査の結果をもとに作成したCGS(コーポレート・ガバナンス・スコア)を利用して、近年の統治構造改革の実態、パフォーマンスへの効果、その決定要因を追跡してきた。最後に、本稿の主要な分析結果を要約し、それが日本企業再生に対してもつ幾つかのインプリケーションを提示して、結びに代えよう。

(1) 市場化の進展する現在の環境の下で、企業統治構造改革は企業再生の重要な選択肢である。

今度さらに立ち入った検討を必要とするが、本稿の分析結果は、統治構造改革が、エージェンシー・コストの削減や、経営者・従業員のコミットメント効果を通じて、日本企業のパフォーマンスの上昇に寄与する可能性を示唆している。したがって、現在いち早い再生が求められている日本企業にとって、統治構造改革は重要な選択肢である。とくに、情報公開は、市場化した外部環境下にある日本の企業にとって、企業パフォーマンスの改善に寄与する可能性が高く、普遍的に妥当する改革といってよい。

(2) 米国型をモデルとする制度の形式的導入はパフォーマンスの向上に寄与しない

米国型統治構造をモデルとして、執行役員制や社外取締役を導入することが提案され、実際、資本金300億円以上の大企業では、ほぼ半数の企業がその導入を進めている。しかし、本稿の分析結果によれば、これらの制度の導入が、現時点では企業パフォーマンスの上昇に寄与したという明確な証拠はない。計測上の問題(例えば、改革の効果を測定できるほど長いパフォーマンス変数が利用可能でない)をおけば、その要因として、これらの制度の導入が、当該企業の事業・組織構造と必ずしも整合的していない

ケースや、米国型の改革モデルを形式的に導入しているに過ぎないケースが多いためと解釈できる。実際、社外取締役の「独立性」や機能の強化を図っているケースでは、企業パフォーマンスを向上させる関係にあることを示唆する実証結果も得られた。

したがって、社外取締役の導入に当たっては、その独立性の確保と、機能強化が重要であり、また、執行役員制(委員会等設置会社の選択)も、その企業の事業・内部組織構造との整合性が要請される。例えば、専門企業や事業間の技術的關係が強い関連多角化企業にとっては、取締役会改革によるベネフィットより、そのコストのほうが高いかもしれない。このような企業では、取締役会改革よりも、むしろ従来型の監査役制度を充実させるほうが合理的である。

(3) 成果主義の導入と積極的な情報公開は、長期雇用を基盤とする日本型企業の改革モデルとなりうる

一般の想定に反して、従業員の経営関与の程度と内部統治構造改革は、必ずしも対立的ではない。従業員の経営関与は、少なくとも企業の内部統治構造改革を抑止していないし、強い資本市場の圧力に直面している企業では、従業員の関与が強いほど、むしろ取締役会改革に積極的であった。また、長期雇用・年功序列型賃金を維持する企業は、いぜん企業統治構造改革に対して消極的であるが、長期雇用を維持しながらも年功型賃金から能力評価給への移行を模索している企業は、情報公開などの企業統治改革に積極的であり、企業パフォーマンスも有意に高い。この能力・成果主義的な賃金体系の導入、積極的な統治構造改革の組み合わせに、長期雇用を基盤とする日本企業再生の一つのモデルを

見出すことができる。

(4) 日本企業再生の焦点

しかし、現在の日本企業は、以上の企業群の対極に、株式相互持合いを維持し、いぜん資金調達は借入に依存し、旧来の雇用慣行を維持する企業群が存在している。これらの企業は、統治構造改革には消極的であり、企業パフォーマンスも低い。大雑把に言って、そうした企業は、企業数ベースで、上場企業の半数程度を占める。そして、日本企業の再生の焦点は、この劣位の均衡に陥った企業群に他ならない。

(5) 劣位の均衡からいかに脱却するか

以上の企業群では、ステークホルダーの合理的な選択の結果、劣位の均衡に陥っているだけに、政策に期待される点は大きい。すでに、産業再生機構によるメインバンクのモニタリング能力の向上、株式買取機構・日本銀行による銀行保有株の買取り、商法改正による委員会等設

置会社の選択制の実施など、脱却のための制度的措置は、ほぼ整備されている。したがって、今後は、政府・日銀がその制度に沿った具体的な措置の一層の推進を図ることが望まれる。他方、この劣位の均衡からの脱却には、それを促す外部統治構造の整備も急務である。第1の候補は、劣位の均衡に陥っている企業群の借入依存度が高い以上、メインバンクでなければならない。この意味で、メインバンクにはそのモニタリング能力のいち早い涵養が望まれる。第2の候補が、年金運用などを行う国内機関投資家である。高齢化の進展とともに年金資産の蓄積が進み、株式投資がその重要な運用対象となり、その保有比率も上昇している。機関投資家が、積極的な議決権行使を通じて、今後の日本企業の外部モニタリングの中心として積極的な役割を演ずることが期待される。

参 考 文 献

- 青木昌彦（1995）『経済システムの進化と多元性：比較制度分析序説』東洋経済新報社。
- 阿部正浩（1999）「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定：企業財務データを利用した実証分析」中村二郎・中村恵編『日本企業経済の構造調整と労働市場』日本評論社。
- 浦坂純子・野田知彦（2001）「企業統治と雇用調整」『日本労働協会雑誌』488号。
- 大村敬一・増子信（2000）『わが国企業のファイナンスシステムとコーポレートガバナンスに関するアンケート結果中間報告書』大蔵省財務総合政策研究所編。
- 大村敬一・増子信（2001）「わが国企業の経営パフォーマンスとコーポレートガバナンス」『フィナンシャルレビュー』54号。
- 小佐野広（2001）『コーポレート・ガバナンスの経済学』日本経済新聞社。
- 財務総合政策研究所（2000）「わが国企業のファイナンスシステムとコーポレートガバナンスに関するアンケート調査」大村敬一・増子信『わが国企業のファイナンスシステムとコーポレートガバナンスに関するアンケート結果中間報告書』2000年10月に収録。
- 財務総合政策研究所（2003a）「事業部・グループ経営におけるコーポレートガバナンス・アンケート調査」宮島英昭・稲垣健一『日本企業の多様化と企業統治』2003年2月に収録。
- 財務総合政策研究所（2003b）「わが国企業のコーポレートガバナンスに関するアンケート調査」宮島英昭・原村健二・稲垣健一『進展するコーポレート・ガバナンス改革と日本企業の再生』2003年6月に収録。
- 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』38(9)：28-46。
- 社会経済生産性本部（1998）『職場と企業の労使関係の再構築：個と集団の新しいコラボレーションにむけて』。
- 鈴木誠（2001）「経営パフォーマンスとインセンティブに関する分析」財務総合政策研究所

- 『フィナンシャル・レビュー』60：169－186.
- 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』38(9)：47－65.
- 東京証券取引所（2003）「コーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査結果」.
- 富山雅代（2001）「メインバンク制と企業の雇用調整」『日本労働協会雑誌』488号.
- 日本監査役協会（2003）「商法改正の対応に関するアンケート」.
- 日本経済団体連合会（2000）「コーポレート・ガバナンスに関する各社の取組み」, 経団連意見書「わが国公開企業におけるコーポレート・ガバナンスに関する論点整理（中間報告）」参考資料.
- 日本コーポレート・ガバナンス・フォーラム（2001）「コーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査結果」.
- 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.
- 樋口美雄（2001）『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 樋口美雄（2002）「日本型雇用システム：実態と評価の変遷」貝塚啓明・財務総合政策研究所編『再訪日本型経済システム』有斐閣.
- 広田真一・池尾和人（1996）「企業金融と経営の効率性」伊藤秀史編『日本の企業システム』東京大学出版会.
- 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.
- 増子信（2001）「わが国企業のファイナンス選択とコーポレートガバナンス：企業タイプ別の分析から」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』60：43－64.
- 宮島英昭（1998）「戦後日本大企業における状態依存的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」一橋大学『経済研究』49(2)：97－112.
- 宮島英昭（2002）「日本的企業経営・企業行動」貝塚啓明・財務総合政策研究所編『再訪日本型経済システム』有斐閣.
- 宮島英昭・青木英孝（2002）「日本企業における自律的ガバナンスの可能性：経営者選任の分析」, 伊藤秀史編『日本企業 変革期の選択：ガバナンス, 戦略, イノベーション』東洋経済新報社.
- 宮島英昭・蟻川靖浩（1999）「金融自由化と企業の負債選択－1980年代における顧客プールの劣化－」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』49：133－166.
- 宮島英昭・蟻川靖浩・齊藤直（2001）「日本型企業統治と『過剰』投資：石油ショック前後とバブル期の比較分析」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』60：139－168.
- 宮島英昭・稲垣健一（2003）『日本企業の多様化と企業統治』財務総合政策研究所編.
- 宮島英昭・黒木文明（2002）「株式持合い解消の計量分析－複数均衡とポートフォリオの劣化－」『証券アナリストジャーナル』40(12)：30－46.
- 宮島英昭・黒木文明（2003）「株式持合い解消の計量分析：Mark II」RIETI. ディスカッションペーパー, 03-J-014.
- 宮島英昭・新田敬祐・齊藤直・尾身裕介（2002）「1990年代日本企業の統治構造と生産性：統治構造の変容は経営効率の改善に寄与したか」早稲田大学ファイナンス研究所, WIFS-02-001.
- 宮島英昭・原村健二・稲垣健一（2003）報告書『進展するコーポレート・ガバナンス改革と日本企業の再生』財務総合政策研究所.
- 宮島英昭・原村健二・江南喜成（2003）「戦後日本企業の株式所有構造－安定株主の形成と解消－」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』68：203－236.
- 若杉敬明・奥村有敬・クリスティーナ・アメイジャン・福井和夫（2002）「2002年度コーポレート・ガバナンス・インデクス調査報告」日本コーポレート・ガバナンス・インデクス研究会（JCGR）.
- Aoki, M. (1988), *Information, Incentives and Bargaining in the Japanese Economy*, Cam-

- bridge University Press, (『日本経済の制度分析』「筑摩書房」, 1992年).
- Blacks, B., H. Jang and W. Kim (2002a) "Does Corporate Governance Affect Firm Value?" mimeo.
- Blacks, B., H. Jang and W. Kim (2002b) "Does Corporate Governance Matter?" mimeo.
- Hart, O. and J. Moore (1995) "Debt and Seniority : An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management", *American Economic Review*, 85(3) : 567–585.
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein (1993) "The Choice between Public and Private Debt : an Analysis of Post Deregulation Corporate Financing in Japan", *NBER Working Paper* 4421.
- Jensen, M. C. (1986) "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover", *American Economic Review*, 76(2) : 323–329.
- Kato, T. (2001) "The End of 'Lifetime Employment' in Japan? : Evidence from National Surveys and Field Research", *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4) : 489–514.
- Lang, L., E. Ofek and R. M. Stulz. (1996) "Leverage, Investment, and Firm Growth", *Journal of Financial Economics*, 40(1) : 3–29.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Schleifer and R. Vishny (1998) "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, 106(6) : 1113–1155.
- Lichtenberger, F. R. and G. M. Pushner (1994) "Ownership Structure and Corporate Performance in Japan", *Japan and World Economy* 6 : 239–261.
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1995) "Equity Ownership and the Two Faces of Debt", *Journal of Financial Economics*, 39(1) : 131–157.
- Mehran, H (1995) "Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance", *Journal of Financial Economics*, 38(2) : 163–184.
- Shleifer, A. and R. Vishney (1986) "Large Shareholders and Corporate Control", *Journal of Political Economy*, 94(3) : 461–488.
- Stulz, R. M. (1990) "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies", *Journal of Financial Economics*, 26(1) : 3–27.
- Tsipouri, L. and Xanthakis M. (2002) "Can corporate governance be rated? Ideas based on the Greek experience", mimeo, *University of Athens Center of Financial Studies*.
- Yermack, D. (1996) "Higher Market Valuation of Companies with a Small Board Directors", *Journal of Financial Economics*, 40(2) : 185–211.