



| | |
|----|----------|
| ID | JJF00281 |
|----|----------|

| | |
|-----|---|
| 論文名 | 規制がコーポレート・ガバナンス構造に与える影響についての 実証分析 |
| | How does regulation affect corporate governance? Evidence from Japan |
| 著者名 | 野方大輔 内田交謹 |
| | Daisuke Nogata Konari Uchida |
| ページ | 99-122 |

| | |
|------|---------------------------|
| 雑誌名 | 経営財務研究 |
| | Japan Journal of Finance |
| 発行巻号 | 第31巻第1号 |
| | Vol.31 / No. 1 |
| 発行年月 | 2011年6月 |
| | Jun. 2011 |
| 発行者 | 日本経営財務研究学会 |
| | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792 |

規制がコーポレート・ガバナンス構造に 与える影響についての実証分析*

野方 大輔
(九州大学)

内田 交謹
(九州大学)

要 旨

公益企業は非規制企業に比べて緩やかなコーポレート・ガバナンス構造を採用しており、銀行は非規制企業に比べてガバナンス改革に積極的でない。これらの結果は、規制がコーポレート・ガバナンス手段の重要性を低下させることを示唆している。

キーワード：規制、公益企業、銀行、コーポレート・ガバナンス

1 はじめに

米国のエンロン、ワールドコム不正経理事件をきっかけとして SOX 法 (Sarbanes-Oxley Act) が誕生して以来、コーポレート・ガバナンスに関する研究が盛んになっている。一般に、コーポレート・ガバナンス手段の採用は企業のパフォーマンスを高めるが、一方でコストもかかると考えられる (Shleifer and Vishny (1997), Baker and Gompers (2003))。経済理論的には、企業はコーポレート・ガバナンス水準を上げることによる限界便益とその限界コストが一致するように最適なガバナンス構造を選択するはずである。

本論文では、企業のコーポレート・ガバナンス選択に影響する要素として「規制」に焦点を当てる。規制は企業の投資機会や競争を制限するため (Smith and Watts (1992)), コーポレート・ガバナンス手段がパフォーマンスに与える影響を弱めると考えられる。また規制当局が代替的なモニタリング手段

* 本論文は、日本経営財務研究学会第 34 回全国大会にて報告した論文を加筆・修正したものです。討論者の三輪晋也先生 (国士舘大学) と松村勝弘先生 (立命館大学) からは大変貴重なコメントをいただきました。匿名のレフェリーの先生、編集委員長の翟林瑜先生 (大阪市立大学)、大野正久氏 (九州大学) に大変有益なコメントをいただきました。また、日本学術振興会科学研究費補助金による助成を受けております。ここに記して感謝いたします。なお、本論文にありうべき誤謬は全て筆者の責任です。

を提供することからも、ガバナンス手段採用に伴う限界便益が低下すると考えられる。これらのことから、規制は企業の最適なガバナンス構造の決定に影響を及ぼすと考えられる。このため、コーポレート・ガバナンスに関する実証研究では、しばしば規制企業をサンプルから外して分析が行われる (Yermack (1995, 1996), Linck et al. (2008))。

では、規制は現実に企業のコーポレート・ガバナンス構造を大きく変えているのであろうか？先行研究においては、規制がコーポレート・ガバナンスの選択水準と負の関係にあるとする実証結果が存在する (Joskow et al. (1993), Crawford et al. (1995), Hubbard and Palia (1995), Kole and Lehn (1999), Becher et al. (2005))。一方で、規制企業は逆により強固なガバナンス構造を採用している (規制とコーポレート・ガバナンス手段が正の関係にある) という実証結果も存在している (Roengpitya (2007), Becher and Frye (2009))。このように先行研究において異なる結果が提示されているため、規制とガバナンス手段の関係をさまざまな国のデータを用いて検討する必要がある。しかしながら筆者が知る限り、日本ではこのテーマに関する実証研究が十分に蓄積されているとはいえない。このような分析はまた、日本のコーポレート・ガバナンス改革について考察する上でも重要である。1997年の商法改正によるストック・オプションの本格解禁やソニーの取締役会改革以降、日本でもコーポレート・ガバナンス改革の重要性が叫ばれるようになり、2009年12月には東京証券取引所が上場企業に対して独立役員の導入を義務化した。しかしながら、仮に規制が企業のガバナンス手段の採用水準を低める要因となるのであれば、全ての上場企業に対してガバナンス改革の実施を要求することは、少なくとも規制企業に対しては、過剰なガバナンス手段を採用させることになりかねない¹。また、近年の日本でコーポレート・ガバナンス改革が行われてきたことを考慮すると、日本のデータを用いることで、コーポレート・ガバナンス改革の程度という観点から、規制とコーポレート・ガバナンスの関係を考察することが可能になる。これは、日本のデータが海外の先行研究にはない新しい観点からの分析を可能にすることを意味している。

本論文では、①規制企業と民間企業（以下、非規制企業とする）のガバナンス構造のクロス・セクショナルでの違い、②規制企業のガバナンス改革が非規制企業と同程度に行われたか、について実証的に分析する。その際、ストック・オプション制度導入や取締役会構成等の個々のコーポレート・ガバナンス手段について分析するだけでなく、主成分分析を用いて企業の全体的なコーポレート・ガバナンス構造の強固さ (strictness) を表わす変数を作成し、これについても分析を行う。また市場環境やリスクの違いを考慮して、規制企業を非金融規制企業（以下、公益企業と呼ぶ）と銀行に分類して分析を行う (Nogata et al. (2011))。

主な分析結果は次のとおりである。第一に、クロス・セクショナルでみて、公益企業の全体的なガバナンス構造は非規制企業のそれよりも緩やか (less strict) であった。この結果は、公益企業について、規制がコーポレート・ガバナンス構造を弱める要因となる (規制がガバナンス手段の重要性を低下させる) ことを示唆している。第二に、クロス・セクショナルの分析では銀行と非規制企業の間に有意なコー

1 内田 (2009), Uchida (2010) は、2000年代前半に日本企業が取締役会規模を大幅に縮小した一方で、その少なくない部分が執行役員制の採用によってもたらされており、取締役と執行役員の合計 (経営機構規模) を分析すると、経営機構規模が縮小していないケースも多いことを示している。これは、コーポレート・ガバナンス改革の推奨が必ずしも実効的な効果を持たない一例といえよう。

ポレート・ガバナンス構造の相違は検出されなかったが、銀行は非規制企業ほどガバナンス改革を行っていないという結果が得られた。よって銀行についても、規制とガバナンス手段の間には負の関係があるとする先行研究の結果が支持される (Joskow et al. (1993), Crawford et al. (1995), Hubbard and Palia (1995), Kole and Lehn (1999), Becher et al. (2005))。なお、銀行をメガバンクとそれ以外の銀行に分類した場合、クロス・セクションでの比較において、メガバンクは非規制企業よりもガバナンス構造が強固であるという近年の先行研究と同様の結果が得られた。メガバンクのサンプル数が少ないため留意が必要ではあるが、国際的に活動する社会的注目度の高い銀行においては、近年の先行研究で指摘される規制とコーポレート・ガバナンス手段の正の関係が成立している可能性がある (Roengpitya (2007), Becher and Frye (2009))。これらの先行研究においては、規制当局が経営の健全性を確保するために規制企業にプレッシャーを与え、強固なガバナンス手段を採用させると指摘されているが、むしろ社会的注目度や国際競争の存在が企業のガバナンスの採用水準を高めている可能性がある (内田 (2008))。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、先行研究を概観しながら本論文の仮説を提示する。3 節では、サンプルとデータの説明を行なう。4 節で実証結果を提示する。5 節で本論文の結論を述べる。

2 先行研究および仮説

2.1 理論的整理

先に述べたように先行研究には、規制が企業のガバナンスの採用水準を低下させると主張するものと規制がガバナンス水準を引き上げるとする研究が存在している。前者の議論の背景には、企業がガバナンス水準を上げた時の限界便益が規制によって低下するという考え方が存在する。本節ではまず、この考え方について理論的に整理しておきたい。

企業の収益はコーポレート・ガバナンス採用水準の関数であり、 $f_i(G)$ と表わされるとする。ここで G は企業が採用するガバナンス水準であり、サブスクリプト i は、当該企業が規制企業 ($i = R$) であるか非規制企業 ($i = NR$) であるかを表わす。また任意の i について、 $f_i'(G) > 0$, $f_i''(G) < 0$ と仮定する。次に、コーポレート・ガバナンス手段を採用することに伴うコストを $c(G)$ と表わす。コスト関数については、 $c'(G) > 0$, $c''(G) > 0$ と仮定する。この時、企業の利益 V は $V = f_i(G) - c(G)$ と表わされ、企業は V を最大化する G を選択すると仮定する。最大化の一階条件より、最適なコーポレート・ガバナンス水準 G^* は次の式を満たす。

$$f_i'(G^*) = c'(G^*)$$

ここで、規制の存在によって、ガバナンスを採用する限界便益が低くなると想定する²。このように仮定する第一の理由は、規制当局が規制企業の経営監督の役割を果たしているという点である。例えば、銀行は経営の安全性を確保するために、BIS 規制で定められた自己資本比率を満たす必要がある。このように、規制がモニタリングの役割を果たしているのであれば、規制によってエージェンシー問題が軽減されていることになり、一般的なコーポレート・ガバナンス手段の限界便益 (限界的なエージェンシー問題の軽減) は低下すると考えられる。第二に、規制企業は、規制によって競争が制限されており、不確実性の低い環境で活動している。例えば、日本の電力会社およびガス会社においては、実質的に地域独占的にサービスが提供されており、事業者間の直接的な競争が欠如している。たばこ事業に至っては、

日本たばこ産業 (JT) による独占的生産が認められている。さらに、日本の電力事業およびガス事業では燃料費 (原料費) 調整条項³が導入されており、これらの事業を行う企業が不確実性の低い環境で経営を行っていると考えられる。実際、Wang (2005) でも、中国の公益企業の IPO 後のオペレーティング・パフォーマンスは、他の産業のそれに比べて安定的であることが示されている。このように、競争制限的で、安定的な経営環境下にある規制企業では、経営者の意思決定が株主価値に与える影響が低くなり、必然的に経営者の規律づけを行うコーポレート・ガバナンスの限界便益も低下すると考えられる。最後に、規制が投資機会を制限することも (Smith and Watts (1992)), 経営者の意思決定の企業価値に与える影響を弱めると考えられる。

よって、以下の仮定がおかれることになる。

$$f'_R(G) < f'_{NR}(G) \quad (1)$$

このとき、規制企業と非規制企業は、それぞれ、次の式を満たすコーポレート・ガバナンス水準 G_i^* を選択することになる。

$$\text{規制企業: } f'_R(G_R^*) = c'(G_R^*)$$

$$\text{非規制企業: } f'_{NR}(G_{NR}^*) = c'(G_{NR}^*)$$

ここで、 $f'_R(G) < f'_{NR}(G)$ よりあきらかに、 $G_R^* < G_{NR}^*$ が成立する。つまり、規制企業は非規制企業よりもコーポレート・ガバナンスの採用水準が低くなる。

2.2 先行研究

規制とガバナンス手段の関係についての実証分析では、①規制企業が非規制企業に比べてガバナンス構造が緩やか (less strict) であるか、②規制緩和前後で規制企業がガバナンス構造を強化しているかが分析されている。Joskow et al. (1993) は、規制企業の CEO 報酬は非規制企業のそれよりも低いことを示し、Adams and Mehran (2003) は、規制企業では非規制企業よりも取締役会規模が大きく、報酬総額に占めるストックオプション価値の割合が低いことを示している。Booth et al. (2002) は、経営者裁量を制限する規制当局が存在する状況では、内部モニタリング手段の間のトレード・オフ関係が弱くなることを示している。

次に上記②に該当する研究として、Crawford et al. (1995) と Hubbard and Palia (1995) は、米国の銀行における CEO 報酬のパフォーマンスに対する感応度が規制緩和後に増加していることを示して

-
- 2 各企業にとって規制の有無は外生変数であり、企業は所与の規制水準の下で利益あるいは株式価値を最大化するコーポレート・ガバナンス水準を選択すると考えられる。この意味で、規制とコーポレート・ガバナンスの関係は、いわゆる等量曲線における資本と労働の関係とは異なっている。経済学では、同一の生産量を実現する上で労働 (資本) を一単位増加させた時に資本 (労働) を何単位減らす必要があるかを技術的限界代替率と呼ぶが、規制とコーポレート・ガバナンスの関係についての研究では、この点ではなく、コーポレート・ガバナンスが生産量に与える限界効果が規制水準と負の関係にあるかが分析対象となる。
 - 3 燃料費 (原料費) 調整条項は、原油・液化天然ガス (LNG) ・石炭の燃料価格などの電力およびガスの燃料費の変動に応じて、その変動を毎月自動的に料金に反映調整させるという制度のことである。

いる。Kole and Lehn (1999) では、米国の航空産業では規制緩和後に、取締役会規模が縮小するとともに CEO 報酬が増加し、ガバナンス構造が非規制企業のそれに近づいていることが示されている。Becher et al. (2005) は、1990 年代初期における銀行は非銀行に比べて株式ベースの役員報酬を増やさなかったが、規制緩和の進んだ 1990 年代後半には、銀行と非銀行の間で株式ベース報酬の増加に有意な差が見られなくなると指摘している。このように、先行研究では規制が企業のガバナンスの選択水準を低下させる要因となることを示唆するものが多い。

しかしながら、全ての先行研究において同様の結果が提示されている訳ではない。Booth et al. (2002)、Adams and Mehran (2003) では、規制企業の社外取締役割合は非規制企業のそれよりも高いという結果も提示されている。Becher and Frye (2009) では、規制緩和後に、規制企業の取締役会に占める実効的モニター（独立の社外取締役数とベンチャー・キャピタリストの取締役数との和）の割合が低下しているという結果が報告されている。この結果は、規制当局のプレッシャーの結果、ガバナンス構造が強固になっていると解釈されている。Roengpitya (2007) は、州間銀行の規制緩和後に銀行が社外取締役割合を低くしていることを示している。

なお、これらの研究の他に、コーポレート・ガバナンスが株主価値に与える影響が規制によって弱まるかについての実証研究も行われている。これは前記 (1) 式の仮定が満たされているかを検証するものである。Subrahmanyam et al. (1997) は、合併発表時の買い手銀行の株価反応が、取締役総数に占める社外取締役割合と負の関係にあることを示し、(1) 式の仮定と整合的な結果を提示している。一方 Hagedorff et al. (2009) は、米国及びヨーロッパの銀行が合併を発表した場合の買い手銀行の株価反応と取締役会独立性の関係を分析し、両者の関係が規制の強い国（米国・英国）において、より強くなっていることを示している。日本企業を対象とした実証分析としては Nogata et al. (2011) があり、M&A 発表時における買い手企業の株価反応とコーポレート・ガバナンス構造の関係が、公益企業においては有意に弱くなっているという結果が提示されている。これは(1)式の仮定を支持する結果である。

2.3 仮説

Nogata et al. (2011) の結果を前提とすると、日本においては、規制とコーポレート・ガバナンス構造の間に負の関係があると予想される。しかしながら、この点についての実証分析は、筆者の知る限りあまり行われていない。本論文では、日本企業を対象に、(a) 規制企業が非規制企業に比べてより緩やかなガバナンス構造を採用しているか、(b) 規制企業が非規制企業に比べて、ガバナンス改革に対して消極的かを検証する。

このうち (b) の分析は、近年コーポレート・ガバナンスに関するさまざまな法制度改革が行われる⁴とともに、機関投資家がコーポレート・ガバナンス改革を推奨した⁵こと等を背景に、日本企業がコーポレート・ガバナンス改革を行ってきたことに注目している (Kato et al. (2005)、宮島・新田 (2006)、

4 例えば、1997 年の商法改正によってストック・オプションの採用が本格解禁された。2003 年の商法改正では委員会設置会社の制度の導入が行われた。

5 例えばカリフォルニア州退職年金基金 (CalPERS) は 1998 年に取締役会の縮小や社外取締役の導入を推奨するコーポレート・ガバナンス原則を公表した。また、コーポレート・ガバナンス・フォーラムと企業年金連合会は、2002 年 3 月と 2003 年 2 月にそれぞれコーポレート・ガバナンス原則を公表し、企業に執行役員制や小規模・独立的な取締役会の採用を推奨した。

Uchida (2006, 2010), 内田 (2009))。例えば、宮島・新田 (2006) は日本企業の取締役会の実態を調査し、東証 1 部上場企業の平均取締役数が 1998 年には 16.75 人であったのに対し、2004 年には 10.37 人へと減少していること、平均社外取締役比率が 1998 年の 11.47% から 2004 年には 16.27% へ増加していることを示している。このように平均的な日本企業のコーポレート・ガバナンス改革が進んでいる中で、ガバナンス改革に対して消極的な姿勢をとることは、さまざまなコストを生み出すと考えられる。例えば、企業年金連合会はそのコーポレート・ガバナンス原則の中で、投資先企業が適切なコーポレート・ガバナンス構造を採用していない場合、株主総会で現職経営陣に対する反対票を投じる方針を明記している。このような状況の中で規制企業が非規制企業に比べてガバナンス改革に対して消極的であるという実証結果が得られれば、それは、規制とコーポレート・ガバナンスの負の関係を予測する考え方に対して追加的な *evidence* を提示することになる。コーポレート・ガバナンス改革についての検証を行うことはまた、銀行や公益企業における特殊性をコントロールする上でも有効である。例えば銀行においては、経営の安全性の確保という目的で、経営者のリスク・テイキングを誘発するストック・オプションの採用が控えられる可能性がある。しかしながら、このような銀行固有の要因は時間的には不変であると考えられるので、コーポレート・ガバナンス改革の程度を分析することで、規制企業固有の決定要因をコントロールした上で、規制がコーポレート・ガバナンス手段採用の便益にどのような影響を与えるかを検証することができる。規制とコーポレート・ガバナンス構造の関係に関する先行研究では、筆者の知る限りガバナンス改革の積極性という観点からの検証は行われておらず、本論文の分析は、先行研究に対して、新しい角度からの実証結果を提示することになる。

なお、既に指摘したように、規制とコーポレート・ガバナンスの間に正の関係があるとする先行研究も存在する (Roengpitya (2007), Becher and Frye (2009))。この点を考慮して、本稿では、以下の仮説及び対立仮説について検証することになる。

仮説 1：規制企業は非規制企業ほどガバナンス構造が強固ではない

仮説 1 の対立仮説：規制企業は非規制企業よりもガバナンス構造が強固である

仮説 2：規制企業は非規制企業ほどガバナンス改革を行わない

仮説 2 の対立仮説：規制企業は非規制企業よりも積極的にガバナンス改革を行う

3 サンプルとデータ

本論文では、分析期間を 2003 年度から 2008 年度の 6 年間とし、この期間に東京証券取引所第一部に上場していた企業からサンプルを抽出する。分析に必要な財務データは Nikkei NEEDS FinancialQUEST から、コーポレート・ガバナンス・データは Nikkei NEEDS Cges からそれぞれ入手する。Nikkei NEEDS Cges には取締役会構成や執行役員制採用の有無などコーポレート・ガバナンスに関する詳細なデータが収録されているが、2003 年 3 月期以降のデータしか収録していないため、本論文では 2003 年度を最初の分析年としている。

サンプル抽出にあたっては、最初に規制企業を特定した。本論文では、Nogata et al. (2011) と同様に、価格規制あるいは参入規制の経済的規制を受ける企業を規制企業と定義する。具体的には、銀行、電力、ガス、航空輸送、鉄道、トラック輸送、バス、電信電話、たばこ産業を規制企業とした。この結果、

126 社（公益企業 53 社・銀行 73 社）、756 firm-years が規制企業サンプルとして抽出された。これらの企業が受ける具体的な規制は次のとおりである。電力およびガス産業についてはヤードスティック方式による価格規制と認可制による参入規制が採用されている。航空輸送産業においては、価格について事前届出制が採用されており、事業参入にあたっては国土交通大臣の許可が必要である。鉄道業においては、プライスカップおよびヤードスティック方式の価格規制が採用され、許可制による参入規制が存在している。トラック輸送においても同様に許可制による参入規制が設けられている。バス事業においては、届出制による価格規制が採用され、電信電話事業においては、固定電話事業者と移動体通信事業者がそれぞれプライスカップ方式、許可制による価格規制を受けている。たばこ産業においては、日本たばこ産業に独占的にたばこの製造が認められており、たばこ価格の変更にあたっては財務大臣の承認が必要である。最後に、銀行業を営むには、内閣総理大臣の免許を受ける必要がある（免許制）。

これに対して、先に定義した規制企業及び生命保険業、損害保険業および証券業を除く全ての上場企業を非規制企業と定義する。生命保険業・損害保険業・証券業を非規制企業から除く理由は、生命保険・損害保険業においてはソルベンシー・マージン比率を満たすことが必要であり、証券業については証券取引等監視委員会の存在があるため、これらの産業に所属する企業は規制当局のモニターを受けていると考えられるからである。なお、全ての非規制企業をサンプルとして採用すると、規制企業と非規制企業でサンプル数に大きな違いが生じ、このことが分析結果にバイアスを生じさせる可能性がある（Becher and Frye (2009)）。そこで、2003 年度～2008 年度の必要なデータが全て入手できる非規制企業の中で、規制企業各社と 2003 年度時点で総資産額の最も近い企業をマッチング企業として抽出した。また、その際、東証 33 業種分類コードに基づいて、たばこ産業のマッチング企業は食料品産業から、それ以外の規制企業のマッチング企業は第三次産業から抽出した。これは、公益企業あるいは銀行の多くが第三次産業であり、たばこ産業が食料品産業に属するためである。この結果、126 社、756 firm-years が非規制企業サンプルとして抽出された。

日本企業のコーポレート・ガバナンス改革を考える場合、特に、1997 年商法改正によって本格解禁されたストック・オプション制度とソニーをはじめとする取締役会改革が取り上げられることが多い（Kato et al. (2005), 宮島・新田 (2006), Uchida (2006, 2010), 内田 (2009)）。また、内田 (2009), Uchida (2010) が指摘するように、取締役会規模縮小は執行役員制の導入と併せて実施されることが多い。これらの先行研究に基づき、本論文ではコーポレート・ガバナンス構造を表す変数として、取締役数 (BOARD)、独立的取締役割合⁶ (OUTDIR: 独立的取締役数/取締役数)、ストック・オプション採用ダミー (SOPD: スtock・オプション制を採用している firm-year に 1, それ以外の firm-year にゼロとなるダミー変数) および執行役員制採用ダミー (SKYD: 執行役員制を採用している firm-year に 1, そうでない firm-year にゼロとするダミー変数) の 4 つを採用する。一般に、大規模な取締役会はフリー・ライダー問題によって有効なモニタリング機能を果たさないと考えられ、企業は小規模な取締役会を採用すべきと考えられる (Lipton and Lorsch (1992), Jensen (1993), Yermack (1996))。よって仮説 1 の下では、規制企業の BOARD は大きいと予想される。独立的な取締役は内部出身取締役に比べて、より株主の立場からモニタリングを行うと考えられるため、仮説 1 の下では、

6 本論文では、Nikkei NEEDS Cges に収録されているその他社外取締役数（銀行、支配会社、関係会社および主要取引銀行に職務経験のない社外取締役数）を独立的取締役として用いている。

規制企業の OUTDIR は小さいと予想される。執行役員制は、経営戦略の立案・監督を行う取締役と経営の執行を分離することで、取締役会が有効なモニタリング機能を果たすことを期待するものである。よって、仮説 1 の下では、規制企業は執行役員制を導入する確率が低いと予想される。最後にストック・オプション制度は経営者と株主の利害を一致させるインセンティブ報酬であるので、仮説 1 の下では、規制企業はストック・オプションを導入する確率が低いと予想される。なお仮説 2 では、規制企業は非規制企業に比べて BOARD の減少が小さく、OUTDIR の増加及び執行役員制、ストック・オプションの導入割合の上昇がより小さいと予想することになる。言うまでもなく、対立仮説では、それぞれ逆の関係を予想することになる。

なお先行研究では、コーポレート・ガバナンス手段相互の間にトレード・オフの関係があることが示されている (Booth et al. (2002), Berry et al. (2006))。例えば、ある企業において、ストック・オプションの利用がエージェンシー・コストを軽減する上で最も低コストであれば、その企業は経営者にストック・オプションを大量に付与する一方、取締役会規模は縮小せず、独立的取締役も導入しない可能性がある。この場合、個別のコーポレート・ガバナンス手段について分析するだけでは、誤った結論を導く可能性がある。そこで、本論文では、各コーポレート・ガバナンス変数から主成分分析を用いて、コーポレート・ガバナンス構造の全体的な強固さを表す単一の指標 (ガバナンス・スコア：以下、GSCORE と表記する) を作成する (作成方法の詳細については、補論を参照のこと)。

実証分析においては、規制が各コーポレート・ガバナンス変数 (BOARD, OUTDIR, SOPD, SKYD) と GSCORE に与える影響をそれぞれ分析する。なお, Nogata et al. (2011) が指摘するように、同じ規制産業の中でも、銀行と公益企業では最適なコーポレート・ガバナンスのあり方が異なると考えられる。銀行は規制当局によるモニターを強く受ける一方、2007 年のサブプライムローン市場崩壊に端を発した金融危機に象徴されるように、その事業環境は必ずしも低リスクではない。一方、公益企業の中には事実上の地域独占を認められた企業も存在し、不確実性の低さから、経営者の意思決定が企業価値に与える影響が弱いと考えることができる。実際、Nogata et al. (2011) は、公益企業が M&A を発表した場合の株価反応とコーポレート・ガバナンス構造の関係が、非規制企業のそれに比べて有意に弱いことを示している。このため本論文では、銀行と公益企業で、規制がコーポレート・ガバナンス構造に与える影響が異なることを想定した分析を行う。具体的には、公益企業ダミー (UTILITY：公益企業を 1, そうでない企業をゼロとするダミー変数) および銀行ダミー (BANK：銀行を 1, そうでない企業をゼロとするダミー変数) を用いた分析を行う。

コーポレート・ガバナンス構造に影響を与える他の変数としては、総資産の自然対数 (LnASSET)、負債比率 (LIAR：負債合計／総資産)、 Q (Q ：(株式時価総額＋負債合計)／総資産)、外国人持株比率 (FOWN：外国人保有株式数／発行済み株式数) およびパフォーマンス (ROA：経常利益／総資産)⁷ を採用する。LnASSET は企業規模の代理変数である。先行研究では、大企業ほどストック・オプションを採用する確率が高く (Kato et al. (2005), Uchida (2006)), 大規模で独立的な取締役会を採用するという実証結果が提示されている (Denis and Sarin (1999), Lehn et al. (2004), Boone et al. (2007), Coles et al. (2008), Linck et al. (2008))。取締役会についての実証分析において負債比率は組織の複雑さの代理変数として用いられ、取締役会規模・独立性に正の影響を与えることが指摘されている

7 ROA は Nikkei NEEDS Cges に収録されているデータをそのまま使用した。

(Denis and Sarin (1999), Boone et al. (2007), Coles et al. (2008), Guest (2008), Linck et al. (2008))。一方で、負債が倒産のプレッシャーやフリーキャッシュフロー削減を通じて代替的なコーポレート・ガバナンス手段として機能することを考慮すると (Jensen (1986)), 負債比率の高い企業ほどコーポレート・ガバナンス構造が弱いと予測することも可能である。また負債比率の高い企業は、負債のエージェンシー・コストを軽減するために、ストック・オプションを導入する確率が低いと考えられる (John and John (1993), Kato et al. (2005), Uchida (2006))。Q は成長機会の代理変数として用いられる。一般に、成長機会が豊富な企業ほど、情報の非対称性が深刻で、エージェンシー問題が大きくなると考えられるため、ストック・オプションを採用する確率が高くなると考えられる (Smith and Watts (1992), Gaver and Gaver (1993), Mehran (1995), Baber et al. (1996), Ryan and Wiggins (2001), Kato et al. (2005))。一方で、取締役会の実証研究では、情報の非対称性の深刻な企業ほど小規模で独立性の低い取締役会を採用することが示されている (Denis and Sarin (1999), Boone et al. (2007), Coles et al. (2008), Guest (2008), Linck et al. (2008))。CalPERS 等に代表される外国人株主は日本の持株主に比べて株主価値を重視し、経営者に対して欧米流のコーポレート・ガバナンス構造の採用を要求すると考えられる。実際、Uchida (2006) と三輪 (2006) は、外国人持株比率の高い企業ほどストック・オプションの採用率が高いことを発見している⁸。ROA はパフォーマンスの代理変数である。取締役会についての先行研究では、パフォーマンスの悪い企業ほど経営者の交渉力が弱くなり、独立的な取締役会を採用することが示されている (Hermalin and Weisbach (1988), Boone et al. (2007), Guest (2008))。また日本企業についての先行研究でも、銀行がパフォーマンスの悪い企業に役員派遣を行うことが示されている (Kaplan and Minton (1994), Morck and Nakamura (1999))⁹。

なお、ストック・オプションに関する先行研究では、経営者持株比率が低い企業ほどエージェンシー問題が深刻であるため、ストック・オプション報酬を多く利用することが示されている (Mehran (1995))。このため、SOPD を従属変数とした回帰分析では役員持株比率 (DOWN: 役員保有株式数 / 発行済み株式数) も独立変数に加える。また先行研究では、流動性に乏しい企業ほど、現金報酬の代わりにストック・オプションを報酬として用いることが示されている (Matsunaga (1995), Yermack (1995)) ため、SOPD を従属変数とした回帰分析では、ROA の代わりにキャッシュフロー (CF: (税引前利益 - 法人税 - 配当 + 減価償却費) / 総資産) を独立変数に用いる。

表 1 は、コーポレート・ガバナンス変数以外の変数についての記述統計を示している。Q についてみると、非規制企業が最も大きな値をとっており、規制企業が成長性に乏しい環境で事業を行っているという考え方と整合的である。実際、公益企業の平均 Q は非規制企業のそれと有意に異ならなかったが、銀行の平均 Q は非規制企業のそれよりも有意に低かった (有意水準 1%)。一般に銀行は預金による資金調達を行っており、負債比率が非常に高いと言われている。実際、銀行の LIAR は公益企業・非規制企業のそれに比べて、有意に大きかった。

8 ただし Uchida (2006) は独立系企業でのみ外国人持株比率とストック・オプション採用確率に正の関係があると指摘している。

9 Morck and Nakamura (1999) は、銀行グループに所属する企業のパフォーマンスが悪化した場合に、銀行が役員派遣を行うことを明らかにしている。

表 1 記述統計

| 変数 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 25%点 | メディアン | 75%点 | 最大値 | サンプル数 |
|--------------------|---------|----------|--------|---------|---------|----------|----------|-------|
| <i>パネルA: 公益企業</i> | | | | | | | | |
| 総資産 (百万円) | 2141685 | 3385106 | 16955 | 199606 | 1215056 | 2162654 | 1.94E+07 | 318 |
| 負債比率 | 0.687 | 0.158 | 0.311 | 0.584 | 0.734 | 0.810 | 0.927 | 318 |
| Q | 1.119 | 0.225 | 0.569 | 0.995 | 1.094 | 1.232 | 2.251 | 318 |
| 外国人持株比率 | 0.110 | 0.092 | 0.004 | 0.032 | 0.087 | 0.166 | 0.366 | 318 |
| 役員持株比率 | 0.013 | 0.049 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.005 | 0.317 | 318 |
| キャッシュ・フロー総資産比率 | 0.064 | 0.034 | -0.041 | 0.045 | 0.062 | 0.076 | 0.226 | 318 |
| ROA | 0.039 | 0.029 | -0.076 | 0.024 | 0.033 | 0.045 | 0.206 | 318 |
| <i>パネルB: 銀行</i> | | | | | | | | |
| 総資産 (百万円) | 9693796 | 2.81E+07 | 599345 | 1791379 | 2746338 | 5456661 | 1.96E+08 | 438 |
| 負債比率 | 0.947 | 0.013 | 0.910 | 0.938 | 0.947 | 0.957 | 0.993 | 438 |
| Q | 1.000 | 0.023 | 0.966 | 0.988 | 0.996 | 1.006 | 1.232 | 438 |
| 外国人持株比率 | 0.089 | 0.086 | 0.005 | 0.029 | 0.061 | 0.111 | 0.406 | 438 |
| 役員持株比率 | 0.002 | 0.002 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.016 | 438 |
| キャッシュ・フロー総資産比率 | 0.004 | 0.005 | -0.037 | 0.002 | 0.005 | 0.007 | 0.016 | 438 |
| ROA | 0.003 | 0.005 | -0.035 | 0.002 | 0.004 | 0.006 | 0.015 | 438 |
| <i>パネルC: 非規制企業</i> | | | | | | | | |
| 総資産 (百万円) | 979115 | 1760168 | 17038 | 184924 | 314293 | 790769.5 | 1.18E+07 | 756 |
| 負債比率 | 0.630 | 0.195 | 0.108 | 0.495 | 0.658 | 0.785 | 1.239 | 756 |
| Q | 1.147 | 0.320 | 0.523 | 0.961 | 1.072 | 1.239 | 3.196 | 756 |
| 外国人持株比率 | 0.187 | 0.128 | 0.003 | 0.085 | 0.169 | 0.258 | 0.660 | 756 |
| 役員持株比率 | 0.033 | 0.074 | 0.000 | 0.001 | 0.002 | 0.029 | 0.600 | 756 |
| キャッシュ・フロー総資産比率 | 0.038 | 0.062 | -0.565 | 0.021 | 0.037 | 0.059 | 0.351 | 756 |
| ROA | 0.047 | 0.040 | -0.223 | 0.026 | 0.042 | 0.064 | 0.192 | 756 |

4 実証分析

4.1 単変数分析

(1) コーポレート・ガバナンス構造の比較

本節では、規制とコーポレート・ガバナンス構造の関係について、単変数分析を行う。ここでは、仮説 1 とその対立仮説について検証するために、規制企業と非規制企業におけるコーポレート・ガバナンス変数について、平均値とメディアンとの差の検定を行った。なお、ストック・オプションおよび執行役員制については、規制企業と非規制企業の間で採用比率の差の検定を行っている。結果は、表 2 に示されている。

まず、公益企業とそのマッチング企業（非規制企業）のコーポレート・ガバナンス変数を比較すると、公益企業の BOARD の平均値（メディアン）は 13.94（14）人で、非規制企業では 11.36（10）人であり、その差は有意に異なる。また、ストック・オプションおよび執行役員制の採用比率については公益企業よりも非規制企業の方が有意に高い。OUTDIR の平均についても、公益企業の方が非規制企業よりも有意に低い。OUTDIR のメディアンは両グループともゼロであり、有意な差が観察されなかったが、この結果については、日本では非規制企業においても独立的取締役の導入があまり進んでいないことに起因すると考えられる¹⁰。さらに、コーポレート・ガバナンス構造の全体的な強固さを示す GSCORE についても、公益企業の方が非規制企業に比べて、有意に低い平均・メディアンを有している。以上より、表 2 の結果は仮説 1 と整合的である。

表 2 コーポレート・ガバナンス変数の比較

BOARD、OUTDIR、GSCORE については規制企業（公益企業・銀行）とそのマッチング企業（非規制企業）の間で、平均・メディアンとの差の検定を行っている。ストックオプション採用および執行役員制採用については比率の差の検定を行っている。

| | (1) | (2) | 平均値の 差の検定 (1) vs (2) t 値 | メディアンの 差の検定 (1) vs (2) z 値 | (3) | (4) | 平均値の 差の検定 (3) vs (4) t 値 | メディアンの 差の検定 (3) vs (4) z 値 |
|----------------|--------|--------|-----------------------------------|-------------------------------------|--------|--------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| | 公益企業 | 非規制企業 | | | 銀行 | 非規制企業 | | |
| BOARD (平均値) | 13.943 | 11.365 | (-7.13)*** | | 10.559 | 11.103 | (2.23)** | |
| BOARD (メディアン) | 14.000 | 10.000 | | (-7.84)*** | 10.000 | 10.000 | | (0.93) |
| OUTDIR (平均値) | 0.057 | 0.073 | (2.13)** | | 0.040 | 0.076 | (5.31)*** | |
| OUTDIR (メディアン) | 0.000 | 0.000 | | (0.27) | 0.000 | 0.000 | | (4.49)*** |
| ストックオプション採用比率 | 0.119 | 0.456 | | (9.29)*** | 0.233 | 0.379 | | (4.62)*** |
| 執行役員制採用比率 | 0.450 | 0.550 | | (2.46)** | 0.468 | 0.632 | | (4.82)*** |
| GSCORE (平均値) | -0.582 | 0.248 | (8.72)*** | | -0.080 | 0.322 | (5.26)*** | |
| GSCORE (メディアン) | -0.543 | 0.207 | | (7.93)*** | -0.027 | 0.613 | | (5.66)*** |
| サンプル数 | 318 | 318 | | | 438 | 438 | | |

*** : 1% 水準で有意

** : 5% 水準で有意

* : 10% 水準で有意

次に、銀行とそのマッチング企業（非規制企業）の比較においては、銀行の取締役数（BOARD）の平均値が非規制企業のそれよりも有意に小さいという結果が提示されている。この結果は仮説 1 の対立仮説と整合的であるが、多くの銀行が持株会社形態を採用している点に起因している可能性もある¹¹。一方で、銀行の OUTDIR、執行役員制及びストック・オプションの採用比率は非規制企業のそれよりも有意に低く、さらに GSCORE についても、銀行の方が有意に低い値を有している。よって全体としてみれば、銀行についても、概ね仮説 1 と整合的な結果が示されていると解釈することができる。ただし OUTDIR については銀行の独立の取締役を担える人材が不足していること、ストック・オプションについては、銀行の負債比率が非常に高く、経営の安全性を確保するために採用確率が低くなっている可能性もあるため、留意が必要である¹²。

10 Nikkei NEEDS Cges を用いて東証一部上場企業の 2008 年度末における社外取締役数を調査したところ、半数以上の企業が社外取締役を導入していなかった。

11 例えば、持株会社を採用している銀行には、三菱 UFJ フィナンシャル・グループ、みずほフィナンシャルグループ、三井住友フィナンシャルグループ、りそなホールディングス、中央三井トラスト・ホールディングス株式会社、札幌北洋ホールディングスなどがある。

12 John and John (1993) は、負債比率が高くなるほど、経営者報酬の株主価値に対する最適な感応度が低くなることを示している。また、DeFusco et al. (1990)、Guay (1999)、Cohen et al. (2000)、Coles et al. (2006) はストック・オプション報酬によって経営者報酬の企業のリスクに対する感応度が高くなるほど、リスクの高い経営が行われるという実証結果を提示している。

(2) コーポレート・ガバナンス改革の比較

先に示したように、銀行と非規制企業のコーポレート・ガバナンス構造を比較した場合、個々のガバナンス手段によって異なる結果が提示されており、本論文の仮説で想定していない銀行固有の要因が影響している可能性がある。これらの固有の要因は時間的に不変であると考えられるので、コーポレート・ガバナンス改革の程度が規制企業と銀行で異なるかを分析することによって、銀行固有の決定要因による影響を回避できると考えられる。本節では、コーポレート・ガバナンス改革の程度という観点から、仮説 2 とその対立仮説についての単変数分析を行う。具体的な検証方法としては、各企業の 2008 年度における BOARD、OUTDIR および GSCORE から 2003 年度におけるそれらの変数の差（変化）を計算し、その変化が規制企業と非規制企業の間で有意に異なるかを分析する。また、ストック・オプション及び執行役員制については、2003 年と 2008 年の変化を表わす変数を作成することが不可能であるため、2003 年時点でストック・オプション（あるいは執行役員制）を導入していなかった企業のうち 2008 年までにその制度を導入した企業の比率が規制企業と非規制企業で有意に異なるかという方法でガバナンス手段の採用水準の変化を検証している。

これらの結果は表 3 に示されている。銀行についての結果をみると、銀行の BOARD の変化の平均は 0.06、メディアンの変化はゼロであるのに対して、非規制企業のそれは負であり、銀行と非規制企業の BOARD の変化の差は有意に異なる。このことは非規制企業が近年実務界で支配的な小規模な取締役会を採用するという傾向にあるのに対し、銀行は取締役会改革に消極的であることを示唆している。ただし、全体的なコーポレート・ガバナンス構造の変化をみると、銀行における GSCORE の変化の平均値は、非規制企業のそれと有意に異ならなかった。一方公益企業についても、OUTDIR の変化の平均およびメディアンが非規制企業のそれよりも有意に小さいものの、GSCORE の変化の平均およびメディアンは非規制企業のそれと有意に異ならなかった。以上より単変数分析においては、コーポレー

表 3 コーポレート・ガバナンス変数の変化の比較

BOARD、OUTDIR、およびGSCOREについては、2003年から2008年の変化の平均・メディアンを示している。ストックオプションおよび執行役員制については、2003年時点でストックオプション・執行役員制を導入していなかった企業のうち2008年までにそれぞれの制度を導入した企業の割合を示している。

| 2003年-2008年までの変化 | | (1) | (2) | 平均値の 差の検定 (1) vs (2) t 値 | メディアンの 差の検定 (1) vs (2) z 値 | (3) | (4) | 平均値の 差の検定 (3) vs (4) t 値 | メディアンの 差の検定 (3) vs (4) z 値 |
|-------------------------|---------|--------|--------|-----------------------------------|-------------------------------------|-------|--------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| | | 公益企業 | 非規制企業 | | | 銀行 | 非規制企業 | | |
| BOARDの変化 | (平均値) | -1.811 | -2.453 | (-0.70) | | 0.068 | -1.658 | (-3.07)*** | |
| | (メディアン) | 0.000 | -1.000 | | (-0.86) | 0.000 | -1.000 | | (-2.09)** |
| OUTDIRの変化 | (平均値) | 0.006 | 0.051 | (2.12)** | | 0.031 | 0.016 | (1.00) | |
| | (メディアン) | 0.000 | 0.000 | | (2.76)*** | 0.000 | 0.000 | | (-0.55) |
| GSCOREの変化 | (平均値) | 0.598 | 0.853 | (1.10) | | 0.386 | 0.531 | (0.87) | |
| | (メディアン) | 0.237 | 0.573 | | (1.34) | 0.134 | 0.135 | | (0.03) |
| サンプル数 | | 53 | 53 | | | 73 | 73 | | |
| ストックオプション採用の上昇割合 | | 0.063 | 0.200 | | (1.49) | 0.145 | 0.128 | | (-0.55) |
| 2003年時点で制度を導入していないサンプル数 | | 48 | 30 | | | 55 | 47 | | |
| 執行役員制採用の上昇割合 | | 0.368 | 0.484 | | (0.72) | 0.333 | 0.400 | | (0.39) |
| 2003年時点で制度を導入していないサンプル数 | | 38 | 31 | | | 48 | 35 | | |

***: 1% 水準で有意

** : 5% 水準で有意

* : 10% 水準で有意

ト・ガバナンス改革の程度について、仮説 2 とその対立仮説のどちらが支持されるか、明確な結論を提示することが難しいと言わざるをえない。

4.2 回帰分析

本節ではコーポレート・ガバナンスに影響すると考えられるさまざまな要因の影響をコントロールした上で規制がコーポレート・ガバナンス構造・改革に影響しているかを分析するために、回帰分析を行う。

(1) クロス・セクション分析

ここでは仮説 1 とその対立仮説について検証するため、コーポレート・ガバナンス構造についてのクロス・セクションでの回帰分析を行う。従属変数は各コーポレート・ガバナンス変数であり、独立変数として UTILITY, BANK 及び前節で示したコントロール変数を採用する。なお、従属変数のうち取締役会規模については、その自然対数 (LnBOARD) を従属変数として用いる。独立変数については、因果性の問題を考慮して、1 期前のデータを用いる。なお、SOPD および SKYD についてのロジット分析を行う際には、ある年にストック・オプションあるいは執行役員制度を採用した企業の翌年以降のデータを削除している。これは、一旦、ストック・オプションあるいは執行役員制が採用されると、ほとんどの場合、翌年以降も採用された状態になるためである。また、本論文のサンプルには、2003 年度から 2008 年度までのデータが含まれているが、Boone et al. (2007) と同様にコーポレート・ガバナンス変数の time-dependence を考慮して、2004 年、2006 年、2008 年のデータのみを利用し、firm-clustering standard errors を用いた検定を行う。表 4 は、独立変数間の相関係数を示したものである。最も重要な独立変数である UTILITY と BANK については、他の独立変数との間に強い相関はみられなかった。

表 4 相関係数表

| | UTILITY | BANK | LnBOARD | OUTDIR | SOPD | SKYD | LnASSET | LIAR | Q | FOWN | ROA | CF | DOWN |
|---------|---------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|-------|-------|-------|--------|------|
| UTILITY | 1 | | | | | | | | | | | | |
| BANK | -0.330 | 1 | | | | | | | | | | | |
| LnBOARD | 0.279 | -0.131 | 1 | | | | | | | | | | |
| OUTDIR | -0.021 | -0.135 | -0.134 | 1 | | | | | | | | | |
| SOPD | -0.202 | -0.091 | -0.109 | 0.162 | 1 | | | | | | | | |
| SKYD | -0.082 | -0.078 | -0.271 | 0.124 | 0.085 | 1 | | | | | | | |
| LnASSET | -0.046 | 0.559 | 0.176 | 0.058 | -0.087 | 0.056 | 1 | | | | | | |
| LIAR | -0.117 | 0.654 | -0.013 | -0.086 | -0.163 | -0.009 | 0.567 | 1 | | | | | |
| Q | 0.041 | -0.245 | 0.084 | 0.135 | 0.055 | 0.120 | -0.043 | -0.194 | 1 | | | | |
| FOWN | -0.139 | -0.288 | 0.032 | 0.205 | 0.187 | 0.164 | 0.177 | -0.318 | 0.258 | 1 | | | |
| ROA | 0.087 | -0.513 | 0.069 | 0.045 | 0.112 | 0.056 | -0.306 | -0.617 | 0.577 | 0.350 | 1 | | |
| CF | 0.308 | -0.367 | 0.132 | 0.032 | -0.060 | 0.008 | -0.109 | -0.339 | 0.313 | 0.109 | 0.602 | 1 | |
| DOWN | -0.062 | -0.194 | -0.262 | 0.030 | 0.231 | -0.093 | -0.316 | -0.228 | 0.042 | 0.028 | 0.147 | -0.017 | 1 |

回帰分析の結果は表 5 に示されている。最初に UTILITY の係数についてみると、SOPD および SKYD についてのロジット推計 ((3) 式, (4) 式) では、係数が負であるものの、統計的に有意ではない。一方、LnBOARD についての OLS 推計 ((1) 式) では、UTILITY の係数が 1% 水準で有意に正となっている。近年の日本企業は取締役会規模を縮小する傾向にあるが、公益企業の取締役会規模は企業規模等の要因をコントロールした上で、非規制企業のそれに比べて大きい傾向にある。OUTDIR, SOPD, SKYD についての推計では UTILITY の係数が有意にゼロと異ならなかったものの、コーポレート・ガ

表 5 回帰分析の結果

この表は、コーポレート・ガバナンス変数を従属変数とした回帰分析の結果を提示している。サンプルは、2003年度～2008年度の間に東京証券取引所第一部に上場していた公益企業、銀行、およびそれらのマッチング企業（非規制企業）である。推計においては、2004年度、2006年度、2008年度のデータのみを用い、firm-clustering standard errors を用いて () 内に示された t 値、z 値を計算している。独立変数については、1 期前のデータを用いている。

| 従属変数 推計方法 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| | LnBOARD OLS | OUTDIR Tobit | SOPD Logit | SKYD Logit | GSCORE OLS |
| UTILITY | 0.175 *** (3.19) | -0.023 (-0.91) | -0.064 (-0.06) | -0.336 (-0.72) | -0.713 *** (-3.97) |
| BANK | -0.201 *** (-2.77) | -0.147 *** (-4.36) | 0.771 (0.86) | -0.972 (-1.50) | -0.113 (-0.52) |
| Ln Asset | 0.093 *** (5.05) | 0.037 *** (4.22) | -0.012 (-0.03) | 0.251 (1.49) | -0.061 (-1.07) |
| LIAR | -0.114 (-0.65) | -0.151 ** (-2.11) | -1.972 (-0.83) | -1.439 (-1.28) | -0.163 (-0.29) |
| Q | 0.031 (0.39) | 0.165 *** (3.66) | 0.971 (1.04) | 2.477 *** (2.95) | 0.607 * (1.90) |
| FOWN | -0.283 (-1.34) | 0.134 (1.34) | 0.477 (0.23) | -0.117 (-0.06) | 1.656 ** (2.24) |
| ROA | -0.054 (-0.06) | -1.639 *** (-3.61) | | -22.601 ** (-2.45) | -3.631 (-1.28) |
| CF | | | -15.802 (-1.43) | | |
| DOWN | | | -11.355 (-0.94) | | |
| CONSTANT | 1.240 *** (5.80) | -0.582 *** (-5.38) | -3.592 (-0.77) | -5.962 *** (-2.79) | 0.269 (0.38) |
| Year dummy | | | Yes | | |
| R-squared | 0.163 | | | | 0.129 |
| Pseudo R2 | | 0.152 | 0.075 | 0.059 | |
| サンプル数 | 756 | 756 | 542 | 378 | 756 |

*** : 1% 水準で有意
 ** : 5% 水準で有意
 * : 10% 水準で有意

バナンス構造の全体的な強固さを示す GSCORE についての結果 ((5) 式) では、UTILITY の係数は 1% 水準で有意に負となっている。以上の結果は、公益企業について仮説 1 が支持されることを意味している (Crawford et al. (1995), Hubbard and Palia (1995), Kole and Lehn (1999), Becher et al. (2005))¹³。なお OUTDIR の推計 ((2) 式) については、非規制企業においても独立的取締役の導

13 表には記載していないが、2003 年、2008 年のそれぞれの年において、GSCORE について、同様の分析を行ったところ、いずれの分析においても UTILITY の係数は 1% 水準で有意に負であった。この結果からも、やはり公益企業のコーポレート・ガバナンス構造は非規制企業のそれよりも平均的に緩やかであることが示唆される。

入が進んでいないことが、UTILITY の係数が有意にならない一因と考えられる。

次に、BANK の係数について見ると、(1) 式では有意に負となっている。これは先ほどみた単変数分析で示されていたものと同様に、銀行の取締役会が小規模であることを示唆しており、仮説 1 の対立仮説と整合的である。しかしながら、多くの銀行が持株会社の形態をとっているために取締役会が小規模になっているのかもしれない。実際、OUTDIR についての推計結果を示した (2) 式をみると、BANK の係数は負で有意であり、銀行の独立の取締役比率が非規制企業のそれに比べて低いことが示されている。この結果は規制とガバナンス構造の間に負の関係があることを主張する先行研究と整合的であるが (Crawford et al. (1995), Hubbard and Palia (1995), Becher et al. (2005)), 一方で、OUTDIR の結果については、銀行業務の特殊性によって社外取締役にになり得る人材が少ないことが原因かもしれない。(3), (4), (5) 式では BANK の係数は有意にゼロと異ならず、銀行のストック・オプション導入確率、執行役員制導入確率および GSCORE は非規制企業のそれとは有意に異ならないという結果になっている。以上より、表 5 の分析では、銀行については仮説 1 とその対立仮説のどちらが支持されるのかについて、明確な結論を提示することはできない。

コントロール変数の結果についてみると、LnASSET の係数は、BOARD および OUTDIR の推計において有意に正となっており、大企業ほど大規模で独立的な取締役会が採用されるという予測と整合的な結果である (Denis and Sarin (1999), Lehn et al. (2004), Boone et al. (2007), Coles et al. (2008), Linck et al. (2008))。LIAR についてみると、OUTDIR の推計において係数が有意に負となっており、負債比率の高い企業は強固なコーポレート・ガバナンス構造を採用する必要がないという考え方と整合的である。Q の係数については、OUTDIR の推計で有意に正となっており、予測と逆である。したがって本論文では、情報の非対称性の深刻な企業ほど独立性の低い取締役会が採用されるとする先行研究の結果は支持されない (Denis and Sarin (1999), Boone et al. (2007), Coles et al. (2008), Guest (2008), Linck et al. (2008)) が、SKYD および GSCORE の分析において、Q の係数は有意に正となっている。これは情報の非対称性が深刻な企業ほどエージェンシー問題が大きくなるため、強固なガバナンス構造が採用されるという考え方を支持している。FOWN については、GSCORE の推計において、予測と整合的な正の係数が得られている。したがって、Uchida (2006), 三輪 (2008) と同様に、外国人持株比率の高い企業ほど、株主の利害を重視し、強固なコーポレート・ガバナンス構造を採用するという考えが支持される。なお FOWN の結果は、個別のコーポレート・ガバナンス手段の推計では有意な結果が得られていないものの、GSCORE の推計では予想通りの結果が得られている。これは、個別のコーポレート・ガバナンス手段についての推計のみでは、コーポレート・ガバナンス構造の強固さについて適切な分析を行うことができないという考え方と整合的である。ROA の係数は OUTDIR の推計において有意に負であり、パフォーマンスの悪い企業ほど取締役会を独立的にするという海外の先行研究の結果と整合的である (Hermalin and Weisbach (1988), Boone et al. (2007), Guest (2008))。なお SOPD の分析における CF および DOWN の係数は有意にゼロと異ならない。これは、Kato et al. (2005), Uchida (2006) の結果と整合的である。

これまで、銀行についてメガバンクとそれ以外の銀行を区別せずに分析を行ってきたが、メガバンクは国際的な競争にさらされており、国内の特定の地域で活動する地方銀行に比べれば、大きな不確実性に直面し、コーポレート・ガバナンスの重要性が相対的に高い可能性がある。また、メガバンクは社会的な注目度の非常に高い存在であるため、社会的なプレッシャーからコーポレート・ガバナンス構造を強固にしておく可能性がある (内田 (2008))。この点を分析するために、メガバンクダミー

表 6 回帰分析の結果

この表は、コーポレート・ガバナンス変数を従属変数とした回帰分析の結果を提示している。サンプルは、2003年度～2008年度の間東京証券取引所第一部に上場していた公益企業、銀行、およびそれらのマッチング企業（非規制企業）である。推計においては、2004年度、2006年度、2008年度のデータのみを用い、firm-clustering standard errors を用いて () 内に示された t 値、z 値を計算している。独立変数については、1期前のデータを用いている。MEGABANK はメガバンク（三菱UFJフィナンシャル・グループ、みずほフィナンシャルグループ、三井住友フィナンシャルグループ）に 1、それ以外の全企業に 0 となるダミー変数であり、NORMALBANK はメガバンク以外の銀行に 1、それ以外の全企業に 0 となるダミー変数である。

| 従属変数 推計方法 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|
| | LnBOARD OLS | OUTDIR Tobit | SOPD Logit | SKYD Logit | GSCORE OLS |
| UTILITY | 0.172 *** (3.14) | -0.021 (-0.82) | 0.028 (0.03) | -0.333 (-0.72) | -0.704 ** (-3.92) |
| NORMALBANK | -0.200 *** (-2.74) | -0.150 *** (-4.44) | 1.063 (1.19) | -0.995 (-1.52) | -0.118 (-0.54) |
| MEGABANK | -0.499 *** (-3.24) | -0.009 (-0.11) | 4.121 ** (2.44) | -0.355 (-0.22) | 0.849 *** (2.68) |
| Ln Asset | 0.101 *** (5.33) | 0.032 *** (3.54) | -0.271 (-0.92) | 0.231 (1.36) | -0.087 (-1.48) |
| LIAR | -0.133 (-0.76) | -0.137 * (-1.91) | -1.613 (-0.69) | -1.392 (-1.24) | -0.101 (-0.18) |
| Q | 0.026 (0.32) | 0.166 *** (3.69) | 1.073 (1.25) | 2.487 *** (2.96) | 0.622 * (1.94) |
| FOWN | -0.264 (-1.25) | 0.123 (1.24) | 0.280 (0.12) | -0.272 (-0.14) | 1.594 ** (2.14) |
| ROA | -0.076 (-0.08) | -1.609 ** (-3.56) | | -22.609 ** (-2.45) | -3.560 (-1.25) |
| CF | | | -14.728 (-1.39) | | |
| DOWN | | | -13.064 (-1.03) | | |
| CONSTANT | 1.152 *** (5.29) | -0.528 *** (-4.76) | -0.662 (-0.17) | -5.722 *** (-2.65) | 0.552 (0.76) |
| Year dummy | | | Yes | | |
| R-squared | 0.170 | | | | 0.136 |
| Pseudo R2 | | 0.158 | 0.095 | 0.060 | |
| サンプル数 | 756 | 756 | 542 | 378 | 756 |

***: 1% 水準で有意
 **: 5% 水準で有意
 *: 10% 水準で有意

（メガバンクを 1、そうでない全てのサンプル企業をゼロとするダミー変数：MEGABANK）と一般銀行ダミー（メガバンク以外の銀行を 1、それ以外の全てのサンプル企業をゼロとするダミー変数：NORMALBANK）を用いて同様の回帰分析を行った。なおここでは、三菱UFJフィナンシャル・グループ、みずほフィナンシャルグループ、三井住友フィナンシャルグループをメガバンクとして定義している。結果は表 6 に示されている。

MEGABANK の係数をみると、(1) 式で有意に負となっており、銀行全体でみた場合と同様に、取

締役会規模を小規模にする傾向が観察される。さらに SOPD のロジット推計においても MEGABANK の係数が有意に正である。全体的なコーポレート・ガバナンス構造を表す GSCORE の回帰分析においても MEGABANK の係数が 1% 水準で有意に正となっている。メガバンクのサンプル数が少ないため留意が必要ではあるが、これらの結果は国際的な競争を行い、社会的な注目度の非常に高いメガバンクにおいては、ガバナンス構造が非規制企業よりも強固になっており、仮説 1 の対立仮説が支持される可能性があることを示唆している。一方、メガバンク以外の銀行について検証すると、LnBOARD の推計において NOARMALBANK の係数が有意に負になっており、仮説 1 の対立仮説と整合的な結果になっているものの、OUTDIR の Tobit 推計では NORMALBANK の係数が有意に負になっており、仮説 1 と整合的な結果になっている。GSCORE の推計では NORMALBANK の係数は有意にゼロと異ならず、メガバンク以外の銀行では仮説 1 とその対立仮説のいずれも支持されるとはいえない。先に指摘したように、最近の海外の研究において、規制とコーポレート・ガバナンスの間に負の関係が存在することを主張する研究が存在するが (Roengpitya (2007), Becher and Frye (2009)), これらの実証結果は、規制当局が銀行に強固なコーポレート・ガバナンス構造を採用するよう要求しているというよりは、国際競争によるリスクの高さや社会的注目度の高さを反映しているのかもしれない (内田(2008))。

最後に UTILITY の係数をみると、LnBOARD の推計において 1% 水準で有意に正、GSCORE の推計で有意に負となっている。これらは表 5 と同様に、仮説 1 と整合的な結果である。

(2) コーポレート・ガバナンス改革の程度についての分析

先に示したクロス・セクショナルの分析では、メガバンク以外の銀行について規制がコーポレート・ガバナンス水準を低めるのか高めるのか明確な結果が出なかった。一つの原因として、個々のガバナンス手段について、銀行特有の事情が影響している可能性がある。ここでは、コーポレート・ガバナンス改革の程度について検証することで、これらをコントロールした分析を行う (仮説 2 とその対立仮説の検証)。具体的には、各コーポレート・ガバナンス変数を従属変数とし、年次ダミーと UTILITY, BANK の交差項を独立変数に加えた回帰分析を行う。本論文の回帰分析では 2004 年、2006 年、2008 年のデータを用いているが、非規制企業がコーポレート・ガバナンス改革を行っているという前提の下では、2006 年、2008 年の年次ダミー (Year dummy 06, Year dummy 08) の係数が有意に正になると予想される (LnBOARD の推計では有意に負になると予想される)。これに対して、公益企業と銀行が非規制企業に比べてコーポレート・ガバナンス改革を積極的に行っていないとすれば、これらの年次ダミーと UTILITY, BANK の交差項の係数が有意に負になるはずである (LnBOARD の推計では有意に正になると予想される)。なお、本論文のサンプルでは、2008 年においてストック・オプションを初めて導入した公益企業が 1 社も存在せず、かつ 2008 年に初めて導入した企業は全て銀行であったため、ここでは SOPD についての推計を行うことができなかった。

ここではまた、2003 年から 2008 年までの GSCORE の変化 (2008 年と 2003 年の GSCORE の差) をガバナンス改革の程度を表す従属変数とする回帰分析も行う。この分析では、独立変数の UTILITY, BANK に注目する。公益企業・銀行がそれぞれ非規制企業よりもコーポレート・ガバナンス改革に対して消極的であるとすれば、UTILITY, BANK の係数が負になると予測される。なお因果性の問題を考慮して、独立変数には全て 2003 年のデータを用いる。

推計結果は表 7 に示されている。これまでの分析と同様に、(4) 式 ((1) 式) の推計において UTILITY の係数が有意に負 (正) になっており、公益企業のコーポレート・ガバナンス構造が平均的

表 7 回帰分析の結果

この表は、コーポレート・ガバナンス変数を従属変数とした回帰分析の結果を提示している。サンプルは、2003年度～2008年度の間東京証券取引所第一部に上場していた公益企業、銀行、およびそれらのマッチング企業（非規制企業）である。推計においては、2004年度、2006年度、2008年度のデータのみを用い、firm-clustering standard errors を用いて () 内に示された t 値、z 値を計算している。独立変数については、1期前のデータを用いている。なお、(5)式においては、従属変数に2003年から2008年のGSCOREの変化を採用しており、独立変数には、2003年のデータを用いている。

| 従属変数 推計方法 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | LnBOARD OLS | OUTDIR Tobit | SKYD Logit | GSCORE OLS | GSCOREの変化 OLS |
| UTILITY | 0.157 *** (2.59) | -0.010 (-0.24) | -0.247 (-0.40) | -0.715 *** (-3.79) | -0.211 (-1.07) |
| BANK | -0.273 *** (-3.56) | -0.184 *** (-3.84) | -0.980 (-1.30) | -0.007 (-0.03) | -0.483 ** (-2.09) |
| Year dummy 06 | -0.046 (-1.63) | -0.009 (-0.30) | -0.265 (-0.45) | 0.110 (1.16) | |
| Year dummy 08 | -0.109 *** (-3.16) | 0.054 * (1.74) | -0.270 (-0.38) | 0.411 *** (3.78) | |
| Year dummy 06×UTILITY | -0.005 (-0.11) | 0.015 (0.28) | -0.129 (-0.13) | 0.126 (0.89) | |
| Year dummy 08×UTILITY | 0.059 (1.26) | -0.057 (-1.03) | -0.242 (-0.22) | -0.117 (-0.75) | |
| Year dummy 06×BANK | 0.080 *** (2.66) | 0.077 (1.40) | 0.465 (0.53) | -0.073 (-0.64) | |
| Year dummy 08×BANK | 0.135 *** (3.49) | 0.030 (0.55) | -1.008 (-0.76) | -0.242 * (-1.76) | |
| LnASSET | 0.094 *** (5.05) | 0.038 *** (4.29) | 0.248 (1.48) | -0.062 (-1.08) | 0.103 * (1.66) |
| LIAR | -0.114 (-0.65) | -0.160 ** (-2.23) | -1.393 (-1.24) | -0.169 (-0.29) | -0.405 (-0.61) |
| Q | 0.024 (0.30) | 0.176 *** (3.85) | 2.566 *** (3.09) | 0.634 * (1.92) | 0.484 (0.72) |
| FOWN | -0.290 (-1.35) | 0.124 (1.24) | -0.104 (-0.05) | 1.668 ** (2.24) | -1.433 (-1.38) |
| ROA | 0.016 (0.02) | -1.701 *** (-3.73) | -22.519 ** (-2.51) | -3.839 (-1.33) | 0.565 (0.12) |
| CONSTANT | 1.262 *** (5.87) | -0.586 *** (-5.39) | -6.084 *** (-2.84) | 0.236 (0.33) | -0.744 (-0.97) |
| R-squared | 0.167 | | | 0.131 | 0.032 |
| Pseudo R2 | | 0.159 | 0.065 | | |
| サンプル数 | 756 | 756 | 378 | 756 | 252 |

*** : 1% 水準で有意
 ** : 5% 水準で有意
 * : 10% 水準で有意

には非規制企業のそれと比べて緩やかなものになっていることが示されている。また(4)式で **Year dummy 08** の係数が正((1)式では負)となっており、有意にゼロと異なっている。この結果は、2004年に比べて、2008年においては非規制企業のコーポレート・ガバナンス構造がより強固になっていることを示唆しており、近年の日本企業がコーポレート・ガバナンス改革に取り組んできたという考え方と整合的である。これに対して、**Year dummy 06**×**UTILITY**、**Year dummy 08**×**UTILITY** の係数は、すべての推計で有意にゼロと異ならない。また2003年度～2008年度における**GSCORE**の変化について推計した(5)式において、**UTILITY**の係数は有意にゼロと異ならない。よって、コーポレート・ガバナンス改革の程度については、公益企業と非規制企業の間には有意な違いは観察されないことになる。公益企業は、一定のコーポレート・ガバナンス改革を行いつつも、非規制企業に比べて緩やかなガバナンス構造を維持しているものと解釈できる。

一方、銀行については、**Year dummy 06**×**BANK**、**Year dummy 08**×**BANK**の係数が**LnBOARD**の推計(1)式で有意に正となっており、銀行は非規制企業に比べて、取締役会の小規模化を進めていないことが示されている。さらに、**GSCORE**の推計結果(4)式をみると、**Year dummy 08**×**BANK**の係数が10%水準で有意に負となっており、**GSCORE**の変化(5)式の推計結果においては、**BANK**の係数が5%水準で有意に負となっている。これらの結果は、銀行においては全体的なコーポレート・ガバナンス改革の程度が非規制企業に比べて小さいことを示している。この結果については、銀行はBIS規制や金融庁による早期是正措置など、規制当局による実効的なモニタリングに直面しており、コーポレート・ガバナンス改革の便益あるいは社会的なプレッシャーが小さくなっていると解釈することができる。本論文では、銀行が平均的に緩やかなコーポレート・ガバナンス構造を採用しているという結果は得られなかったが、全体としてみれば、メガバンク以外の銀行については規制がコーポレート・ガバナンスの採用水準を低める働きをもつといえよう。

5 おわりに

先行研究では、規制がコーポレート・ガバナンス構造を弱めるか強めるかという問題について、対立する結果が提示されている。本論文ではこの点について検証するために、2003年から2008年の日本企業のデータを用いて、規制企業と非規制企業のガバナンス構造の強固さ及びガバナンス改革の程度を比較した。筆者の知る限り、本論文は日本の規制企業が非規制企業に比べて緩やかな(強固な)コーポレート・ガバナンス構造を採用しているかを本格的に検証した初めての論文である。また本論文では、近年の日本企業がコーポレート・ガバナンス改革を行ってきたという事実に基づき、コーポレート・ガバナンス改革の程度という観点からの検証も行った。

分析結果は次のように要約される。クロス・セクショナルに比較した場合、公益企業は非規制企業よりも小規模な取締役会を採用しており、全体的なコーポレート・ガバナンス構造も非規制企業のそれと比べて弱いことが明らかになった。コーポレート・ガバナンス改革の程度については非規制企業との間に有意な差が観察されなかったものの、**Nogata et al. (2011)**の実証結果と考え合わせると、これらの結果は規制がガバナンス構造を弱めることを示した先行研究と整合的である(**Joskow et al. (1993)**, **Crawford et al. (1995)**, **Hubbard and Palia (1995)**, **Kole and Lehn (1999)**, **Booth et al. (2002)**, **Becher et al. (2005)**)。一方、銀行のコーポレート・ガバナンス構造については、非規制企業とのクロス・セクショナルな比較においては有意な違いが観察されなかったが、銀行は非規制企業に比べて、全体的

なコーポレート・ガバナンス改革の程度が低いという結果が示された。銀行は規制当局による実効的なモニタリングを受けており、コーポレート・ガバナンス改革の便益あるいは社会的プレッシャーが弱いと解釈でき、公益企業と同様に規制とコーポレート・ガバナンスに負の関係があることが示唆される。

ただし、規制とコーポレート・ガバナンスの負の関係は、本稿で示した考え方とは異なる考え方によっても説明可能であろう。本論文では、Nogata et al. (2011) の実証結果及び企業は株主価値を最大化するガバナンス構造を選択するという仮定の下で議論を展開している。しかし一方で、規制企業は生産物市場における競争圧力が弱いために強固なコーポレート・ガバナンス構造を選択するインセンティブを持たないという解釈も可能である。また、規制企業は社会的利益を重視しており、株式価値最大化を目的としたコーポレート・ガバナンス手段を採用しないという解釈も可能であろう。本論文では、規制企業のコーポレート・ガバナンスに関する意思決定がどのような基準で行われているかという問題については直接検討しておらず、今後の重要な研究課題としたい。いずれにせよ本論文の実証結果は、コーポレート・ガバナンスの実証分析において規制企業がサンプルから除外されることが多いという事実について、一定の根拠を与えているという意義がある (Yermack (1995, 1996), Linck et al. (2008))。

■補 論

本論文では、Nogata et al. (2011) と同様に、各コーポレート・ガバナンス変数 (BOARD, OUTDIR, SOPD, SKYD) を主成分分析を用いて合成し、一つの変数に変換したものをコーポレート・ガバナンス・スコア (GSCORE) として採用している。GSCORE は、コーポレート・ガバナンスの総合的な強さの尺度として用いることができる。なお先行研究においては、例えば情報の非対称性を表わす複数の代理変数 (Tobin's Q, R&D 費率, 株式ボラティリティ等) を一つの変数にまとめる際にも主成分分析が用いられている (Guest (2008), Linck et al. (2008))。

本論文の GSCORE の計算においては、まず SOPD, BOARD, OUTDIR および SKYD の線形関数 l を次のように定義する。

$$l = w_1 SOPD^* + w_2 BOARD^* + w_3 OUTDIR^* + w_4 SKYD^*$$

$$\text{s.t. } w_1^2 + w_2^2 + w_3^2 + w_4^2 = 1$$

ここで、 $SOPD^*$, $BOARD^*$, $OUTDIR^*$ および $SKYD^*$ はそれぞれ標準化された変数であり、次のように計算される。

$$SOPD^* = \frac{SOPD - \overline{SOPD}}{\sigma_{SOPD}}$$

$$BOARD^* = \frac{BOARD - \overline{BOARD}}{\sigma_{BOARD}}$$

$$OUTDIR^* = \frac{OUTDIR - \overline{OUTDIR}}{\sigma_{OUTDIR}}$$

$$SKYD^* = \frac{SKYD - \overline{SKYD}}{\sigma_{SKYD}}$$

\overline{SOPD} , \overline{BOARD} , \overline{OUTDIR} および \overline{SKYD} はこれらの変数の平均で σ_{SOPD} , σ_{BOARD} , σ_{OUTDIR} および σ_{SKYD} はこれらの標準偏差である。

ここで、 l の分散を最大化するような $(w_1^*, w_2^*, w_3^*, w_4^*)$ を計算する。その結果、GSCORE は以下のよう計算される。

$$GSCORE = w_1^* SOPD^* + w_2^* BOARD^* + w_3^* OUTDIR^* + w_4^* SKYD^*$$

【参考文献】

- [1] Adams, R., and H. Mehran, (2003) "Is corporate governance different for bank holding companies?" , *ERBNY Economic Policy Review*, 123-142.
- [2] Baber, W.R., S.N. Janakiraman, and S-H. Kang, (1996) "Investment opportunities and the structure of executive compensation" , *Journal of Accounting and Economics* 21, 297-318.
- [3] Baker, M., and P.A. Gompers, (2003) "The determinants of board structure at the initial public offering" , *Journal of Law and Economics* 46, 569-598.
- [4] Becher, D.A., T.L. Campbell II, and M.B. Frye, (2005) "Incentive compensation for bank directors: The impact of deregulation" , *Journal of Business* 78, 1753-1777.
- [5] Becher, D.A., and M.B. Frye, (2009) "Does regulation substitute or complement governance?" , Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1108309>.
- [6] Berry, T.K., L.P. Fields, and M.S. Wilkins, (2006) "The interaction among multiple governance mechanisms in young newly public firms" , *Journal of Corporate Finance* 12, 449-466.
- [7] Boone, L., F. Casares., M.K. Jonathan, and C.G. Raheja, (2007) "The determinants of corporate board size and composition: An empirical analysis" , *Journal of Financial Economics* 85, 66-101.
- [8] Booth, J.R., M.M. Cornett, and H. Tehranian, (2002) "Boards of directors, ownership, and regulation, *Journal of Banking and Finance*, 26" , 1973-1996.
- [9] Cohen, R., B. Hall, and L. Viceira, (2000) "Do executive stock options encourage risk-taking?" , *Working Paper*, Harvard Business School.
- [10] Coles, J.L., N.D. Daniel, and L. Naveen, (2006) "Managerial incentives and risk-taking" , *Journal of Financial Economics* 79, 431-468.
- [11] Coles, J.L., N.D. Daniel, and L. Naveen, (2008) "Boards: Does one size fit all?" , *Journal of Financial Economics* 87 (2) , 329-356.
- [12] Crawford, A., J.R. Ezzell, and J.A. Miles, (1995) "Bank CEO pay-performance relations and the effects of deregulation" , *Journal of Business* 68, 231-256.
- [13] DeFusco, R., R. Johnson, and T. Zorn, (1990) "The effect of executive stock option plans on stockholders and bondholders" , *Journal of Finance* 45, 617-627.
- [14] Denis, D., and A. Sarin, (1999) "Ownership and board structure in publicly traded corporations" , *Journal of Financial Economics* 52, 187-223.
- [15] Gaver, J.J., and K.M. Gaver, (1993) "Additional evidence on the association between the investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies" , *Journal of Accounting and Economics* 16, 125-160.
- [16] Guay, W.R. (1999) "The sensitivity of CEO wealth to equity risk: An analysis of the magnitude and determinants" , *Journal of Financial Economics* 53, 43-71.
- [17] Guest, P.M. (2008) "The determinants of board size and composition: Evidence from the UK" , *Journal of Corporate Finance* 14, 51-72.
- [18] Hagedorff, J., M. Collins, and K. Keasey, (2009) "Regulation, board monitoring and performance in the banking industry: Evidence from the market for corporate control" , Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1099387>.

- [19] Hermalin, B. and M. Weisbach, (1988) "The determinants of board composition", *Rand Journal of Economics* 19, 589-606.
- [20] Hubbard, R.G., and D. Palia, (1995) "Executive pay and performance: Evidence from the U.S. banking industry", *Journal of Financial Economics* 39, 105-130.
- [21] Jensen, M.C. (1986) "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers", *American Economic Review* 76, 323-329.
- [22] Jensen, M.C. (1993) "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems", *Journal of Finance*, 48, 831-880.
- [23] John, T.A. and K. John, (1993) "Top-management compensation and capital structure", *Journal of Finance* 48, 949-974.
- [24] Joskow, P.L., N.L. Rose, and A. Shepard, (1993) "Regulatory constraints on CEO compensation", *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics* 1993 (1), 1-58.
- [25] Kaplan, S. and B.A. Minton, (1994) "Determinants and implications for managers", *Journal of Financial Economics* 36, 225-258.
- [26] Kato, H.K., M. Lemmon, M. Luo, and J. Schallheim, (2005) "An empirical examination of the costs and benefits of executive stock options: Evidence from Japan", *Journal of Financial Economics* 78 (2), 435-461.
- [27] Kole, S.R., and K.M. Lehn, (1999) "Deregulation and the adaption of governance structure: The case of the U.S. airline industry", *Journal of Financial Economics* 52 (1), 79-117.
- [28] Lehn, K., S. Patro, and M. Zhao, (2004) "Determinants of the size and structure of corporate boards: 1935-2000", *Working Paper*, University of Pittsburgh.
- [29] Linck, J.S., J.F. Netter, and T. Yang, (2008) "The determinants of board structure", *Journal of Financial Economics* 87, 308-328.
- [30] Lipton, M., and J. Lorsch, (1992) "A modest proposal for improved corporate governance", *Business Lawyer* 48, 59-77.
- [31] Matsunaga, S.R. (1995) "The effects of financial reporting costs on the use of employee stock options", *Accounting Review* 70, 1-26.
- [32] Mehran, H. (1995) "Executive compensation structure, ownership, and firm performance", *Journal of Financial Economics* 38, 163-184.
- [33] Morck, R. and M. Nakamura, (1999) "Banks and corporate control in Japan", *Journal of Finance* 54, 319-339.
- [34] Nogata, D., K. Uchida, and N. Goto, (2011) "Is corporate governance important for regulated firms' shareholders? Evidence from Japanese mergers and acquisitions", *Journal of Economics and Business* 63, 46-68.
- [35] Roengpitya, R. (2007) "The effects of financial deregulation on bank governance: The panel data evidence of the 1990s", *Working Paper*, University of Chicago.
- [36] Ryan, H.E.J. and R.A. Wiggins. (2001) "The influence of firm- and manager-specific characteristics on the structure of executive compensation", *Journal of Corporate Finance* 7, 101-123.
- [37] Shleifer, A., and R.W. Vishny. (1997) "A survey of corporate governance", *Journal of Finance* 52, 737-

783.

- [38] Smith, C.W., and R.L. Watts. (1992) "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies", *Journal of Financial Economics* 32, 263-292.
- [39] Subrahmanyam, V., N. Rangan, and S. Rosenstein, (1997) "The role of outside directors in bank acquisitions", *Financial Management* 26 (3), 23-36.
- [40] Uchida, K. (2006) "Determinants of stock option use by Japanese companies", *Review of Financial Economics* 15, 251-269.
- [41] Uchida, K. (2010) "Does corporate board downsizing increase shareholder value? Evidence from Japan", *International Review of Economics and Finance*, forthcoming.
- [42] Wang, C. (2005) "Ownership and operating performance of Chinese IPOs", *Journal of Banking and Finance* 29, 1835-1856
- [43] Yermack, D. (1995) "Do corporations award CEO stock options effectively?", *Journal of Financial Economics* 39, 237-269.
- [44] Yermack, D. (1996) "Higher market valuation of companies with a small board of directors", *Journal of Financial Economics* 40, 185-211.
- [45] 内田交謹 (2008) 「コーポレート・ガバナンス改革と郵便貯金 —取締役会規模・構成を中心に—」『ゆうちょ資産研究—研究助成論文集—』第 16 巻, 1-23 ページ。
- [46] 内田交謹 (2009) 「取締役会構成変化の決定要因と企業パフォーマンスへの影響」『旬刊 商事法務』No.1874, 15-22 ページ。
- [47] 宮島英昭・新田敬祐 (2006) 「日本型取締役会の多元的進化：その決定要因とパフォーマンス効果」Waseda University Institute of Finance Working Paper Series WIF-06-003。
- [48] 三輪晋也 (2006) 「日本企業の取締役会と企業価値」『日本経営学会誌』No.16, 56-67 ページ。
- [49] 三輪晋也 (2008) 「ストック・オプションの導入と企業特性の関係—日本企業の実証分析—」『経営財務研究』Vol.28 (2), 35-52 ページ。