



RIETI Discussion Paper Series 15-J-060

## 日本における取締役会の改革の効果分析

金 榮愨  
専修大学

権 赫旭  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 日本における取締役会の改革の効果分析\*

金榮慤（専修大学経済学部）  
権赫旭（日本大学経済学部・RIETI）

### 要 旨

本稿は、2005年から2010年までの『企業活動基本調査』の個票データを用いて、日本の取締役の改革の効果进行分析した。取締役会の改革を行う確率が国内子会社や規模が大きい企業で高いことがわかった。また、取締役会の改革を外生的に捉えた分析結果は社外取締役と企業の生産性上昇が正の関係を持っていることを示した一方で、内生性をコントロールした場合、取締役会の改革の後に、生産性が有意に増加していないことが明らかになった。

キーワード：取締役会の改革, TFP

JEL classification: G32, G34

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

---

\*本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「サービス産業に対する経済分析：生産性・経済厚生・政策評価」の成果の一部である。経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会において藤田昌久所長、森川正之副所長、深尾京司教授々から多くの有益なコメントを頂いた。また、2015年度日本経済学会にて齋藤卓爾慶應大学准教授から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。

## 1. はじめに

本論文は、日本における一連の取締役会の改革措置を選択した企業がどのような属性を持つ企業なのか、選択した後にその企業の生産性が上昇したかどうかについて、2005年から2010年までの『企業活動基本調査』の個票データを用いて実証的に分析することを目的とする。

日本企業がバブル経済崩壊後に国際競争力を失った理由の一つは、延岡・田中（2002）と森川（2014）は「取締役会の力量」や「経営の質」にあると指摘している。このような日本企業の問題を解決するために、1990年代後半以降に企業のコーポレート・ガバナンスに関する改革措置が広範に行われてきた。改革の基本的な方向性は外部取締役と経営者の誘因メカニズムなどを中心とするアメリカの企業統治方式を日本へ導入することだった。その中には、本論文の分析対象となる2001年の社外取締役導入、2003年の委員会等設置会社の導入、更には2006年施行の会社法による、会社の規模に関係なく委員会設置会社に移行できる改革措置があった。このような改革措置により、日本企業は日本の経営方式の維持とアメリカ式の経営方式への転換を選択できるようになった。この改革の効果に関しては実証分析が幾つか行われたが、既存研究の多くは上場企業のみデータを用いて、企業価値の代理変数であるトービンのQと収益率に改革が与える効果を分析している<sup>1</sup>。本論文は上場企業に加え、多くの非上場企業を含んだサンプルで生産性への影響を分析しているところに特徴がある。企業パフォーマンス変数として生産性指標は不適切会計や株価の変動の影響が少ない長所がある。もう一つの特徴は、既存研究が企業取締役会の選択に関する内生性を考慮していない一方で、本論文は取締役会の形態に関する企業選択の内生性を考慮している点である。加えて、既存研究が製造業に偏ったサンプルを用いているのに対して、本論文はサービス産業に属する多くの企業も分析対象に含んでいる。

社外取締役や委員会設置を導入する動機とその後の生産性上昇率を検証する具体的な方法は以下の通りである。まず多項ロジットモデル(Multinomial Logit Model)を推計して、どのような企業が社外取締役や委員会設置の導入を決定したかを分析し、改革の前後で生産性の変化に差があったかどうかは、内生性を考慮しない生産性上昇モデルの推計に加え、内生性を考慮した Propensity Score Matching と Difference-in-Difference (DID) の方法を用いた。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では既存の実証研究をサーベイする。第3節では、社外取締役や委員会設置の導入の動機を、第4節にその後の生産性上昇に与える効果について分析を行う。第5節で結論を述べる。

---

<sup>1</sup> 既存研究は、2節で詳しくレビューする。

## 2. 既存の実証研究

所有と経営の分離による依頼人（プリンシパル）と代理人（エージェント）の問題（プリンシパル＝エージェント問題）が大きかったアメリカでは、その問題を解決する手段として社外取締役を日本と比べて早い段階から設置している。そのため、アメリカ企業を対象にした社外取締役が企業のパフォーマンスに与える効果に関する実証研究は多く存在する。社外取締役設置の効果が見られない、あるいは負の効果を見出す研究もあれば、正の効果報告している研究もある。Hermalin and Weisbach (1991)では社外取締役とトービンのQの間に有意な関係がないことを指摘した。Klein (1998)も1990年代初頭のアメリカの大企業データを用いた分析で、Hermalin and Weisbach (1991)と同様な結果を得た。また、Duchin, Matsusaka and Ozbas (2010)は、取締役会に最低限の社外取締役を要求する2002年のSarbanes-Oxley法の導入効果を分析し、社外取締役の増加が企業のパフォーマンスに負の影響を及ぼす結果を示している。一方で、Chhaochharia and Grinstein(2007)はSarbanes-Oxley法の導入が企業価値（イベントスタディによる株価の反応）に与える効果を分析し、企業規模による差があったが、大企業の企業価値は上昇したとの結果を見出している。Black and Kim(2012)は1999年韓国における社外取締役を5割にすることを義務付けた改革が、企業価値（トービンのQと株価）を上昇させたことを示している。Dahya, Dimitrov, and McConnell (2008)は多国の企業データを用いて、社外取締役の存在が企業価値を上昇させることを示唆している。日本における社外取締役設置の効果分析は宮島・原村・稲垣（2003）があるが、そこでは社外取締役の設置がトービンのQや利益率に有意な影響を与えないという結果を得ている。しかし、三輪（2006）、清水（2011）、齋藤（2011）、内田（2012）や宮島・小川（2012）は社外取締役導入がトービンのQ、株価や利益率に正の効果を与えていることを報告している。

日本の従来の取締役会が、経営の意思決定機能や経営の監督機能を十分に果たしていない経緯もあり、アメリカ式の経営方式である委員会設置制度が導入されたが、日本の委員会設置制度の導入と企業のパフォーマンスの関係を分析した研究では、統計的に有意な関係を見出していない<sup>2</sup>。

## 3. 取締役会改革の動機

---

<sup>2</sup> 秋吉・柳川（2010）を参照されたい。

本研究で用いるデータは 2005 年から 2010 年までの経済産業省『企業活動基本調査』の個票データである<sup>3</sup>。『企業活動基本調査』は指定統計の一つであり、従業員 50 人以上かつ資本金または資本金 3,000 万円以上の企業を対象にした全数調査である。『企業活動基本調査』2007 年度調査（2006 年実績）から委員会や社外取締役の設置について調べている。また、『企業活動基本調査』は TFP の計測に必要な企業活動に関して調査している。TFP の計測は Good, Nadiri and Sickles (1997) と同様に、 $t$  時点 ( $t > 0$ ) における企業  $f$  の TFP 水準対数値を初期時点 ( $t=0$ 、我々は 1994 年とした) における当該産業の代表的企業の TFP 水準対数値との比較の形で、次のように定義する。

$t=0$  について

$$\ln TFP_{f,t} = (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \quad (1)$$

$t \geq 1$  について

$$\begin{aligned} \ln TFP_{f,t} = & (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \\ & + \sum_{s=1}^t (\overline{\ln Q_s} - \overline{\ln Q_{s-1}}) - \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (\overline{S_{i,s}} + \overline{S_{i,s-1}}) (\overline{\ln X_{i,s}} - \overline{\ln X_{i,s-1}}) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $Q_{f,t}$  は  $t$  期における企業  $f$  の産出額、 $S_{i,f,t}$  は企業  $f$  の生産要素  $i$  のコストシェア、 $X_{i,f,t}$  は企業  $f$  の生産要素  $i$  の投入量である。また、各変数の上の線はその変数の産業平均値を表す。生産要素として資本、労働、実質中間投入額を考える。労働時間は企業レベルのデータが存在しないため JIP データベースから取った各産業の平均値を使った<sup>4</sup>。

表 1 における 2006 年に委員会や社外取締役を設置した企業の割合を見ると、全産業では 31% 程度で、製造業では 29%、非製造業で 33% であった。社外取締役を導入している企業が全企業に占める割合が 30% を超えている一方で、委員会を設置している企業の割合は全産業、製造業や非製造業で同程度であり、わずか 5% しかないことが分かった<sup>5</sup>。表 2 では、各企業グループの企業特性を表す変数の平均値の検定結果が示されている。社外取締役を設置している企業は TFP レベルが最も高く、一人当たり賃金額も高い。委員会設置企業は負債比率が高く、規模が大きい企業であることが分かった。

<sup>3</sup> 独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「サービス産業に対する経済分析：生産性・経済厚生・政策評価」の実施することで個票データの利用を認めてもらった。

<sup>4</sup> データ作成の詳細については権・金・深尾（2008）を参照されたい。

<sup>5</sup> 『企業活動基本調査』では 2006 年度に社外取締役と委員会を設置しているかどうかを調査しているので、2006 年度時点で取締役会を改革した意味ではないことに注意する必要がある。

(挿入 表 1、表 2)

次に、どのような特性の企業が取締役会の改革を行うのかについて多項ロジットモデル (Multinomial Logit Model)を用いた分析を行う。取締役会の改革措置として社外取締役の設置、委員会設置の場合を考える。各企業が取締役会・チームの改革措置を行う確率は以下のようになる。

$$\text{Prob}(M_{f,t} = s) = \frac{\exp(\beta_s Z_{f,t})}{1 + \sum_{k=1}^2 \exp(\beta_k Z_{f,t})}$$

ただし、 $s=1,2$  である。ここで、 $M_{f,t}$  は  $t$  期に企業  $f$  が行った取締役会・チームの改革措置、つまり社外取締役の設置 ( $s=1$ )、委員会設置 ( $s=2$ ) と既存の取締役会を維持 ( $s=0$ )、を表す。 $Z_{f,t}$  は企業  $f$  の  $t$  期における取締役会の改革措置の決定要因として考えられる企業特性変数である。企業の特性に関する変数  $Z_{f,t}$  として、企業の技術水準や競争力を表す TFP のレベル、企業のオーナーシップ関係変数として外資比率と国内子会社ダミー、企業規模を表す従業員数の対数値、企業レベルの人的資本を表す代理変数として一人当たり賃金の対数値や企業の財務状況を表す負債比率を用意した。内生性の問題を減らすために、全ての説明変数に対して 1 期ラグを取った。企業の特性を表す変数以外に産業特性をコントロールするために産業ダミーも考慮した。製造業と非製造業において結果が異なる可能性が考えられるため、製造業と非製造業に分けた推計を行った。

(挿入 表 3)

予想される結果は以下の通りである。社外取締役や委員会設置は、取締役会の経営への監督機能の強化、経営に必要な情報提供、経営戦略に関するアドバイスの提供や政府の許可や規制への対応のためであると言われている<sup>6</sup>。所有と経営が分離されることによるプリンシパル=エージェント問題の深刻さを表す指標として、企業の生産性の低さと負債比率の高さが考えられる。従って、生産性が低く、負債比率が高い企業ほど社外取締役や委員会設置の可能性が高いことが予想される。また、親企業や投資家の立場からは、子会社の

---

<sup>6</sup>非上場企業における社外取締役は監督者の役割よりもアドバイスや政府への対応が主な役割になる可能性が高いと考えられる。

経営の監督や経営情報の透明化のために社外取締役や委員会を設置する方が望ましいと考えられる。そのため、企業の所有構造を表す外資比率が高く、当該企業が他の企業の子会社（国内子会社）であるほど、新しい制度を積極的に選択することが考えられる。一方で、日本では企業が大きく、賃金が高い企業ほど内部昇進者によって取締役会が構成される可能性が高いため、そのような企業では取締役会の改革が行いにくいことが予想される。

多項ロジットモデルの推計結果を見ると、製造業において生産性と負債比率は取締役会の改革とは統計的に有意な関係が得られなかった。非製造業において社外取締役を設置している企業は、従来型取締役会を持つ企業に比べて負債比率が低く、TFP レベルは高かった。一方で、製造業において外資比率と国内子会社の場合は予想通りで、外資比率が高い企業や国内子会社ほど取締役会の改革を行う確率が高いことが分かった。非製造業では外資比率が統計的に有意な結果ではなかった。企業規模や一人当たり賃金に関しては予想と異なる結果であった。取締役会の改革を行う企業は、規模が大きく、賃金が高い企業であったが、委員会設置においては企業規模のみが統計的に正で有意で、一人当たり賃金は社外取締役設置と違って有意な関係が見られない。

以上の結果を要約すると、製造業と非製造業の両産業において、国内子会社である場合や規模が大きい企業が経営への監督機能を強化するために取締役会の改革を行っている可能性が高いと考えられる。

#### 4. 取締役会改革の後の効果

次に、取締役会の改革後に TFP が上昇したかどうかについて、以下の推計モデルを用いて、TFP 上昇率に与える取締役会の改革の効果を分析する。

$$\ln TFP_{f,t+4} - \ln TFP_{f,t-1} = \alpha + \beta_1 D_{f,t}^1 + \beta_2 D_{f,t}^2 + Z_{f,t-1} + \text{IndustryDummy}_{j,t} + \varepsilon_{f,t}$$

$\ln TFP_{f,t+4}$  は企業  $f$  の 2010 年における TFP レベルを表す。取締役会の改革による生産性上昇効果が表れるまでは少なくとも数年の時間を要すると考えられるので 2005 年から 2010 年の変化をみた。説明変数としては、我々が一番注目している委員会設置企業のダミー変数 ( $D^1$ )、社外取締役を設置した企業のダミー変数 ( $D^2$ ) と、企業の特徴を表すいくつかの追加的な変数を用いる。 $Z_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  期における企業特性変数である。企業特性を表す変数として、TFP 上昇率の決定要因によく用いられる R&D 集約度、輸出集約度と人的資本の代理変数である従業者一人当たりの賃金の対数値や企業の所有構造を表す外資比

率を使った。また、全サンプルを製造業と非製造業に分けて推計を行い、推計式に産業ダミーも含めた。また、取締役会・チームの改革を行った時点における企業間 TFP レベルの差をコントロールするため、また、生産性フロンティアから遠く離れている企業ほど早く生産性が上昇するという収束効果をみるために、2005 年の TFP レベルを説明変数として含めた。取締役会の改革による TFP 上昇効果に関する製造業と非製造業の推計結果は表 4 に示されている。

(挿入 表 4)

製造業の推計結果を見ると、我々が注目している変数の中で、社外取締役の設置は TFP 上昇に統計的に有意な正の効果を与えていることが分かる。この結果は社外取締役導入の正の効果を観察している三輪 (2006)、清水 (2011)、齋藤 (2011)、内田 (2012) や宮島・小川 (2012) の研究結果と整合的である。他のコントロール変数も予想通りの結果である。しかしながら、委員会設置の方は、TFP 上昇へ正の効果を与えるが統計的に有意ではなかった。非製造業をサンプルにした推計結果は製造業と同様に社外取締役の設置は正の効果をもたらすが、委員会の設置は TFP 上昇に有意な効果を与えないとの結果を得た。他のコントロール変数の中では、輸出集約度の係数が異なるが、他の変数は製造業と同様に予想通りの結果であった。

また、取締役会の改革がその後の企業パフォーマンスへどのような効果をもたらすかを分析するために、Propensity Score Matching という手法を用いてトリートメントグループ (取締役会の改革企業) とコントロールグループ (取締役会の改革しない企業) を選定する。取締役会の改革の効果を分析する際、単純に取締役会の改革企業と取締役会の改革しない企業を比較すると、TFP 上昇が取締役会の改革によるものか、R&D や輸出のような別の要因によるものなのかが識別できない問題がある。この問題を回避するために、3 節で計測された取締役会の改革の確率を用いて、取締役会の改革を行った企業 (トリートメントグループ) と取締役会の改革を行った企業に比べて取締役会の改革を行う可能性が同等に高かったにもかかわらず取締役会の改革を実施しなかった企業 (コントロールグループ) をマッチする (Nearest-Neighbor Matching)。マッチされたサンプルだけを利用して、Difference-in-Difference (DID) の方法で取締役会の改革による効果を明らかにする。この推計結果は表 5 に示されている。

(挿入 表 5)

推計結果によると、委員会や社外取締役設置のような取締役会の改革は、製造業と非製造業と同様に TFP 上昇に統計的に有意な影響を与えないとの結果を得た。これは日本の既存研究と同様の結果である。

以上の結果から、監督機能の強化、迅速な意思決定、企業パフォーマンス向上のための情報や資金提供の円滑な実施を目的とした委員会設置や社外取締役設置のような取締役会の改革の中で社外取締役設置は生産性へ正の効果があることが観察されたが、内生性を考慮するとその効果は見られないとの結論が本研究の推計結果からは得られた。

## 5. おわりに

本論文では、2006 年に取締役会の改革を行ったと報告した企業の特性と取締役会の改革が TFP 上昇へ与える効果を分析した。その結果、国内子会社である企業や規模が大きい企業が取締役会の改革を行う確率が高いことがわかった。また、取締役会の改革を外生的に捉えた分析結果によると、社外取締役と企業の生産性上昇は正の関係を持つが、内生性をコントロールした場合、取締役会の改革を行った企業は、従来の取締役会体制を維持した企業に比べて、その後、生産性が有意に増加していないことが明らかになった。

この分析結果において、取締役会の改革効果が強く見られない理由として考えられることは、社外取締役の特性や、取締役会のメンバーの中で社外取締役が占める割合や委員会の運営メカニズムに関する情報の入手が困難な中で、制度を導入されたかどうかに関するダミー変数のみで、改革の効果を分析することの限界の可能性は否定できない。このような問題と限界への対処は今後の研究課題としたい。

日本の従来のコーポレート・ガバナンスを維持しながら優れたパフォーマンスを出している企業が多く存在する一方で、コーポレート・ガバナンス体制を一新したにもかかわらずパフォーマンスが悪化している企業も存在している。このことからより良い制度や規則を導入しているよりも現制度の中で優れたパフォーマンスを示している企業の競争力の源泉を明らかにすることが非常に重要な研究課題であると考えられる。

## 参考文献

秋吉史夫・柳川範之（2010）「コーポレート・ガバナンスに関する法制度改革の進展」、寺西重郎編『構造問題と規制緩和（バブルデフレ期の日本経済と経済政策）』慶應義塾大学出版会、pp. 230-263.

内田交謹（2012）「社外取締役割合決定要因とパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』第50号、pp.8-18.

権赫旭・金榮慤・深尾京司（2008）「日本のTFP上昇率はなぜ回復したのか：『企業活動基本調査』に基づく実証分析」、RIETIディスカッション ペーパーシリーズ 08-J-050.

齋藤卓爾（2011）「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその結果」宮島英昭編著『日本の企業統治：その再設計と競争力の回復に向けて』、東洋経済新報社、pp.181-231.

清水一（2011）「社外取締役の導入、委員会制度への移行と企業価値：パネルデータによる分析」、『大阪経大論集』、第61巻第5号、pp.31-47.

延岡健太郎・田中一弘（2002）「取締役会の戦略的意思決定能力」、伊藤秀志編『日本企業変革期の選択』東洋経済新報社、pp.173-199.

宮島英昭・小川亮（2012）「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか？：取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」、RIETIポリシーディスカッション ペーパーシリーズ 12-P-013.

宮島英昭・原村健二・稲田健一（2003）「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』、『フィナンシャル・レビュー』 No.68、pp.156-193.

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』、第16号、pp.56-67.

森川正之（2014）『サービス産業の生産性分析：マイクロデータによる実証』、日本評論社。

Black Bernard and Woochan Kim (2012) "The Effect of Board Structure on Firm Value: A Multiple Identification Strategies Approach Using Korean Data," *Journal of Financial Economics*, Vol.104, pp.203-226.

Chhaochharia, Vidhi and Yaniv Grinstein (2007) "Corporate Governance and Firm Value: The Impact of the 2002 Governance Rules," *Journal of Finance*, Vol.62, pp.1789-1825.

Dahya Jay, Orlin Dimitrov, and John J. McConnell (2008) "Dominant Shareholders, Corporate Boards, and Corporate Value: A Cross-country Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol.87, pp.73-100.

Duchin, Ran, John G. Matsusaka and Oguzhan Ozbas (2010) "When Are Outside Directors Effective?," *Journal of Financial Economics*, Vol.96. pp.195-214.

Good, David. H., M. Ishaq. Nadiri and Robin. C. Sickles (1997) "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," in M.H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Vol. 2. Microeconomics*, Oxford, England: Basil Blackwell, pp. 14-80.

Hermalin, Benjamin E., and Michael S. Weisbach (1991) "The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance," *Financial Management*, Vol.20, pp.101-112.

Klein, April (1998) "Firm Performance and Board Committee Structure," *Journal of Law and Economics*, Vol.41, pp.275-303.

表1. 取締役会の改革を行った企業特性(2006年)

	平均値					
	企業数	TFPLレベル	外資比率	企業規模(人)	負債比率	従業員1人当たり賃金(百万円)
<b>全産業(除く農林水産業、鉱業)</b>						
既存の取締役会を維持する企業	16,640	0.034	0.018	379	0.655	4.415
社外取締役が存在する企業	5,157	0.082	0.033	655	0.644	4.997
委員会を設置している企業	753	0.057	0.035	876	0.658	4.688
<b>製造業</b>						
既存の取締役会を維持する企業	7,975	0.069	0.017	345	0.626	4.510
社外取締役が存在する企業	2,328	0.109	0.038	584	0.621	5.129
委員会を設置している企業	382	0.076	0.042	834	0.625	4.770
<b>非製造業(除く農林水産業、鉱業)</b>						
既存の取締役会を維持する企業	8,665	0.002	0.018	411	0.681	4.328
社外取締役が存在する企業	2,829	0.061	0.028	713	0.663	4.889
委員会を設置している企業	371	0.037	0.028	918	0.692	4.603

注)TFPLレベル計測されるサンプルのみを対象にして、企業数と各変数の平均値を求めた。

表2. 企業特性変数の平均値検定(2006年)

	TFPLレベル 平均値の差 t値	外資比率 平均値の差 t値	企業規模(人) 平均値の差 t値	負債比率 平均値の差 t値	従業員1人当たり賃金 平均値の差 t値
<b>全産業(除く農林水産業、鉱業)</b>					
社外取締役が存在する企業 対 既存 の取締役会を維持する企業	0.048 (13.69)	0.015 (7.97)	276 (8.72)	-0.011 (-2.94)	0.582 (20.90)
委員会を設置している企業 対 既存 の取締役会を維持する企業	0.023 (2.76)	0.017 (4.00)	497 (6.72)	0.003 (0.35)	0.273 (4.19)
委員会を設置している企業 対 社外取 締役が存在する企業	-0.025 (-2.95)	0.003 (0.56)	221 (2.85)	0.014 (1.54)	-0.309 (-4.54)
<b>製造業</b>					
社外取締役が存在する企業 対 既存 の取締役会を維持する企業	0.039 (9.46)	0.021 (8.15)	239 (6.09)	-0.005 (-1.00)	0.618 (16.85)
委員会を設置している企業 対 既存 の取締役会を維持する企業	0.007 (0.73)	0.025 (4.26)	490 (5.61)	-0.002 (-0.15)	0.260 (3.19)
委員会を設置している企業 対 社外取 締役が存在する企業	-0.032 (-3.35)	0.003 (0.57)	251 (2.72)	0.004 (0.28)	-0.358 (-4.16)
<b>非製造業(除く農林水産業、鉱業)</b>					
社外取締役が存在する企業 対 既存 の取締役会を維持する企業	0.059 (10.87)	0.010 (3.61)	303 (6.26)	-0.018 (-3.72)	0.561 (13.67)
委員会を設置している企業 対 既存 の取締役会を維持する企業	0.035 (2.66)	0.010 (1.54)	508 (4.29)	0.011 (0.96)	0.275 (2.74)
委員会を設置している企業 対 社外取 締役が存在する企業	-0.024 (-1.71)	0.000 (0.07)	205 (1.66)	0.029 (2.38)	-0.286 (-2.73)

表3. 多項ロジットモデル(Multinomial Logit Model)の推計結果:どのような企業が取締役会の改革を行うのか

	製造業			
	社外取締役が存在する企業ダミー		委員会を設置している企業ダミー	
	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差
TFPLレベル(t-1)	0.357	0.323	-0.240	0.702
外資比率(t-1)	1.035	0.210 ***	1.299	0.356 ***
従業者数の対数値(t-1)	0.260	0.027 ***	0.226	0.055 ***
負債比率(t-1)	0.116	0.118	0.275	0.256
国内子会社ダミー(t-1)	0.924	0.054 ***	0.268	0.120 **
従業者1人当たり賃金の対数値(t-1)	0.682	0.106 ***	0.235	0.189
定数項	-3.803	0.268 ***	-4.068	0.539 ***
PseudoR-squared	0.0682			
サンプル数	9945			
	非製造業			
TFPLレベル(t-1)	0.456	0.178 ***	0.692	0.401 *
外資比率(t-1)	0.247	0.189	0.445	0.396
従業者数の対数値(t-1)	0.333	0.024 ***	0.263	0.056 ***
負債比率(t-1)	-0.225	0.114 **	0.491	0.285 *
国内子会社ダミー(t-1)	0.839	0.050 ***	0.673	0.118 ***
従業者1人当たり賃金の対数値(t-1)	0.214	0.094 **	-0.149	0.215
定数項	-3.564	0.312 ***	-5.744	0.882 ***
PseudoR-squared	0.0708			
サンプル数	10810			

- 注) 1. 既存の取締役会を維持する企業がベース  
 2. 標準誤差は不均一分散を考慮した値である。  
 3. 3桁の産業ダミーを含む  
 4. \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

表4. 取締役会の改革による効果の推計結果

	被説明変数:lnTFP[t+4]-lnTFP[t-1]			
	製造業		非製造業	
	係数值	標準誤差	係数值	標準誤差
委員会を設置している企業ダミー	0.000	0.009	-0.004	0.011
社外取締役が存在する企業ダミー	0.006	0.003 **	0.012	0.005 **
外資比率(t-1)	0.041	0.014 ***	0.079	0.023 ***
研究開発集約度(t-1)	0.316	0.099 ***	0.252	0.110 **
輸出集約度(t-1)	-0.001	0.016	0.140	0.046 ***
従業員1人当たり賃金の対数值(t-1)	0.005	0.007	-0.008	0.011
TFPLレベル(t-1)	-0.419	0.030 ***	-0.298	0.024 ***
定数項	-0.047	0.010 ***	0.294	0.013 ***
サンプル数	7624		7902	
R-squared	0.3077		0.1825	

注)1. 標準誤差は不均一分散を考慮した値である。

2. \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

表5. 取締役会の改革による効果の推計結果(Propensity Score MatchingとDID方法を利用)

	被説明変数: $\ln TFP[t+4] - \ln TFP[t-1]$			
	製造業		非製造業	
	係数值	t値	係数值	t値
社外取締役が存在する企業ダミー	0.001	0.15	0.002	0.44
定数項	0.004	1.03	-0.041	10.48 ***
サンプル数	3181		3621	
R-squared	0.0000		0.0000	
委員会を設置している企業ダミー	-0.019	-1.38	0.000	0.00
定数項	0.023	2.57 ***	-0.065	-15.72 ***
サンプル数	468		413	
R-squared	0.0041		0.0106	

注) 1. t値は不均一分散を考慮した値である。

2. \*\*\*p<0.01