

# 役員株式保有が企業犯罪に及ぼす影響

渡部 領介\*

東北大学大学院経済学研究科

泉田 成美

東北大学大学院経済学研究科

本論文は平成 16 年度のデータを用いて、日本企業における企業犯罪の発生と所有権構造の関係を実証的に分析している。その結果、役員持株比率の増加が企業犯罪を抑止する効果を持つと同時に、大株主による株式保有比率の増加もまた企業犯罪を抑止する効果を持っていることが確認された。この結果は、企業犯罪の問題を分析するのに際して、経営者の犯罪行為に対するインセンティブの問題に加えて、大株主による犯罪行為へのモニタリングの存在が重要な役割を果たしていることを示唆している。

## 1. はじめに

本論文は企業犯罪の発生と所有権構造の関係を実証的に分析している。その結果、所有と経営の分離によって、経営者の違法行為をとるインセンティブが強まることが確認された。これは所有と経営の分離というコーポレート・ガバナンスの変化が、企業価値や企業行動にどのような影響を与えるのかという Berle and Means (1932) 以来の関心に答えており、この点で企業犯罪の発生とコーポレート・ガバナンスの関係を分析することは重要だと言える。さらに本論文は経営者の株式所有だけでなく、大株主の存在も企業犯罪の発生に有意な影響を与えていることを発見した。所有と経営の分離によって株主側も企業に対する行動を変化させることは Shleifer and Vishny (1986) が理論的に示しているが、本論文はこれに実証的裏付けを与えた点で意義がある。

企業犯罪とコーポレート・ガバナンスの関係を分析した先行研究には、Beasley (1996) や Alexander and Cohen (1999)、Uzen, Szweczyk and Varma (2004)、そして Agrawal and Chadha (2005) が存在する。これらの研究は大まかに言って、企業犯罪・不祥事の有無を表すダミー変数を被説明変数としたロジットモデルによる分析を行っている。この中でも、Beasley (1996)、Uzen, Szweczyk and Varma (2004)、Agrawal and Chadha (2005)

---

\* (連絡先 E-mail) warunabe1984@hotmail.com

は主に外部取締役や外部監査役による経営モニタリング効果に注目し、外部取締役の存在が企業犯罪を抑止する効果を持っていることを実証している。一方、Alexander and Cohen (1999)は役員持株比率の高い企業では企業犯罪が発生しにくいという実証結果を報告し、企業犯罪をエージェンシーコストの視点から解釈している。これらの先行研究を踏まえて、本論文では先行研究と比べて以下の点で異なる視点から分析を行った。

まず第一に、先行研究はいずれもアメリカ企業についての分析であるが、本論文は我々の知る限り最初の日本企業についての分析であるという意義を持っている。第二に、先行研究では企業犯罪・不祥事を起こした企業と起こしていない企業とのペアを作成して分析を行っている。これは恐らく企業犯罪・不祥事を起こした企業数が、全体の企業数と比べ非常に少ないことに起因すると考えられる。しかし本論文では不適切なマッチングによるバイアスが発生する可能性を考慮して、そのようなマッチングをせずに分析を行った。第三に、本論文は先行研究と比べてより適切な変数を用いた分析を行っている。まず、Beasley (1996)とAgrawal and Chadha (2005)は会計・財務上での不祥事のみを分析対象としているが、本論文はAlexander and Cohen (1999)やUzen, Szweczyk and Varma (2004)のように幅広い違法行為や不祥事を対象としている。その中でも、本論文は公正取引委員会(2005, 2006)の利用によって、特に独占禁止法違反企業を網羅的に抽出できたという強みを持っている。また、Alexander and Cohen (1999)は経営者持株が企業犯罪に与える影響のみを主として分析しているのに対して、本論文では企業犯罪に対する役員持株比率による影響に加えて、大株主による影響も同時に考慮しているという点で違いがある。企業犯罪が株主に不利益をもたらすと理解するならば、ある一定の条件を満たす株主には経営者を監視して違法行為を止めさせるインセンティブが存在するだろう。したがって、企業犯罪を分析するためには経営者によるインセンティブの問題に加えて、大株主によるモニタリングの問題も同時に考慮することが必要である。そのため、本論文では役員持株比率に加えて上位3位外部大株主持株比率を用いてロジットモデルによる推定を行った。その結果、大株主によるモニタリングの存在を示唆する推定結果を得たことが本論文独自の貢献である。これらの点から、本論文は企業犯罪とコーポレート・ガバナンスの関係についてのより普遍的な理解に資するものであると我々は信じている。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節ではShapiro and Stiglitz (1984)のモデルを経営者の違法行為に応用し、実証分析で検証されるべき仮説を導出する。そして、第3節は実証分析におけるデータの作成方法と分析手法を述べる。第4節は実証分析の

結果を報告する。第 5 節は実証分析の結果を第 2 節で導出された仮説と照らし合わせ、その解釈を行う。最後に第 6 節は結論であり、本論文のまとめを行う。

## 2. モデルと仮説

本節では Shapiro and Stiglitz (1984) のモデルを基にして、経営者持株比率と大株主による持株比率が企業犯罪の発生とどのように関係しているのかを分析する。モデルでは、経営者による違法行為を企業犯罪とみなす。まず経営者の違法行為インセンティブを分析し、次に、経営者以外の株主がどのような選好を持ち、経営者にどのような働きかけを行う可能性があるかを検討する。所有と経営の分離によって、経営者の違法行為をとるインセンティブは強くなるが、そのような経営者の違法行為は大株主による経営者へのモニタリングによって抑止されうるといふ仮説を得る。

まず、経営者の効用  $u$  は経営者の収入を  $g$ 、企業の経営に伴う経営者の私的費用<sup>1</sup>を  $e$  とおいたときに、 $u = g - e$  と表せるものとする。経営者はリスク中立的である。また経営者の時間選好率を  $r \in (0, 1)$  とおき個人は永遠に生存すると仮定すると、利己的かつ合理的な経営者は、 $W = E \int_0^{\infty} u(g, e) \exp(-rt) dt$  を最大化するように行動する。また、経営者は違法行為をとるかとらないかを自由に意思決定できるものとする。ここで、経営者が違法行為をとったときの経営者の期待生涯効用を  $V_E^S$ 、経営者が違法行為をとらなかったときの経営者の期待生涯効用を  $V_E^N$ 、経営者が企業から解雇されたときの経営者の期待生涯効用を  $V_u$  とすれば、Shapiro and Stiglitz (1984) の方法によって、

$$V_E^S = \frac{g_1 - e_1 + pV_u}{r + p} \quad (1)$$

$$V_E^N = \frac{g_0 - e_0}{r} \quad (2)$$

という式をそれぞれ得る。ここで、下付きが 1 の変数は経営者が違法行為をとったときの変数の値を表し、下付きが 0 の変数は経営者が違法行為をとらなかったときの変数の値を表している。また  $p \in [0, 1]$  は経営者による違法行為が世間に露見する確率である。ここで経営者の経営者による違法行為が世間に露見したとき、社会的なペナルティとして経営者は企業から解雇され、再び経営者として企業に雇われることは永久にないものと仮定している。

<sup>1</sup> 私的費用は、その企業の経営に伴う経営者による企業特殊な努力を指す。

また企業の利潤を  $\pi$  で表す。ここで企業の利潤は、経営者への役員報酬と株主全体への配当に分割されるとする。さらに利潤の分配はナッシュ交渉解によって決まるものとし、経営者への役員報酬を  $w$ 、株主全体への配当を  $d$  とすれば、 $w = (\pi - \bar{\pi})/2 + \bar{w}$ 、 $d = (\pi - \bar{\pi})/2 + \bar{d}$  となる<sup>2</sup>。ここで、 $\bar{w}$  は経営者の役員報酬に関する外部機会、 $\bar{d}$  は株主全体の配当に関する外部機会を表し、 $\bar{\pi} \equiv \bar{w} + \bar{d}$  である。ここで  $\bar{w}$  は経営者が外部労働市場から受け取ることができる賃金、 $\bar{d}$  は企業が他の経営者を雇った場合の株主全体への配当だと解釈できる。 $\pi < \bar{\pi}$  のとき、企業は現在の経営者を解雇すべきである。よって  $\pi > \bar{\pi}$  を仮定する。

さらに、このモデルにおいて想定される経営者による違法行為の性質について述べておく。ここで想定される経営者による違法行為は、ある確率  $p$  で経営者が解雇されるリスクがあるものの、短期的にはより少ない私的費用でより大きな利潤の獲得を可能にするものである。よって  $e_1 < e_0$ 、 $\pi_1 > \pi_0$  である。また、経営者が企業から解雇された場合における経営者の私的費用  $e$  はゼロと仮定する。これは、経営者による私的費用が企業特殊的な努力であり、外部労働市場においては利用不可能であることを意味する。ここで、 $\bar{w} > w - e$  であるとき、経営者は外部労働市場に移動してしまう。よって  $w - e > \bar{w}$  を仮定する。さらに、経営者による違法行為が世間に露見する可能性はない場合、経営者は違法行為をとるインセンティブを持ち、経営者による違法行為が確実に世間に露見する場合には、経営者は違法行為をとるインセンティブを持たないと仮定する。よって、 $p = 0$  のとき  $V_E^S > V_E^N$ 、 $p = 1$  のとき  $V_E^N > V_E^S$  である<sup>3</sup>。

## 2.1 経営者の違法行為インセンティブ

ここでは、経営者が違法行為をとるインセンティブが、自身が保有している企業の持株比率によってどのように変化するかを考える。経営者の持株比率を  $x \in [0, 1]$  で表す

ならば  $g = w + xd$  となり、 $V_u = \int_0^\infty (\bar{w} + xd) \exp(-rt) dt = (\bar{w} + xd)/r$  となる。さらに、

$V_E^S = V_E^N$  とする  $p$  を  $p(x)$  とおくと、

<sup>2</sup>  $\pi = w + d$  という制約の下で、 $\max_{w,d} (w - \bar{w})(d - \bar{d})$  を解くことで得られる。

<sup>3</sup> (1)式より、 $V_E^S$  を  $p$  に関して微分すれば、

$$\frac{\partial V_E^S}{\partial p} = \frac{rV_u - (g_1 - e_1)}{(r+p)^2} < 0$$

である。また、 $p = 0$  のとき  $V_E^S > V_E^N$ 、 $p = 1$  のとき  $V_E^N > V_E^S$  と仮定しているので、 $V_E^S = V_E^N$  とする  $p$  は  $(0, 1)$  区間に一意に存在する。

$$p(x) = r \left\{ \frac{(1+x)(\pi_1 - \pi_0) - 2(e_1 - e_0)}{(1+x)(\pi_0 - \bar{\pi}) - 2e_0} \right\} \quad (3)$$

であり、 $p(x)$ を $x$ で微分すれば、

$$\frac{dp(x)}{dx} = \frac{2r\{e_1(\pi_0 - \bar{\pi}) - e_0(\pi_1 - \bar{\pi})\}}{\{(1+x)(\pi_0 - \bar{\pi}) - 2e_0\}^2} < 0 \quad (4)$$

となり、さらに、

$$\frac{d^2 p(x)}{dx^2} = \frac{4r\{e_0(\pi_1 - \bar{\pi}) - e_1(\pi_0 - \bar{\pi})\}\{(1+x)(\pi_0 - \bar{\pi}) - 2e_0\}(\pi_0 - \bar{\pi})}{\{(1+x)(\pi_0 - \bar{\pi}) - 2e_0\}^4} > 0 \quad (5)$$

である<sup>4</sup>。ここで、(1)式より $V_E^S$ は $p$ に関して単調減少であることから、 $p < p(x)$ のとき $V_E^S > V_E^N$ であり、経営者には違法行為をとるインセンティブが存在する。一方 $p > p(x)$ のとき $V_E^N > V_E^S$ であり、経営者には違法行為をとるインセンティブが存在しない。よって、 $p$ がこの経済の初期において決定される観察可能な確率変数で $[0, 1]$ 区間に一様分布すると考えるならば、 $p(x)$ は企業の株式を $x$ の割合だけ保有する経営者が違法行為をとる確率に等しい。さらに(4)式より、 $p(x)$ は $x$ の減少関数であるから、企業の株式をより少なく保有する経営者ほど違法行為をとりやすく、逆に企業の株式をより多く保有する経営者ほど違法行為をとりにくいと解釈できる。さらに(5)式から、経営者持株比率の上昇による違法行為抑止効果は経営者持株比率の上昇に伴い逡減していることが分かる。このことから、経営者持株比率が低い企業ほど経営者持株比率の上昇による限界的な違法行為抑止効果は大きいと言える。そしてこの結果は Alexander and Cohen (1999)が理論モデルを用いて行った推察と整合的である。これより、仮説1が言える。

**仮説1** 経営者持株比率の増加は、経営者にとっての違法行為へのインセンティブを減少させ、結果として企業犯罪の発生を抑止する。また経営者持株比率の上昇による違法行為抑止効果は、経営者持株比率の上昇に伴い逡減する。

## 2.2 株主によるモニタリング

次に、(経営者ではない)株主が持つインセンティブについて分析する。まず、全ての株主の効用は配当の大きさと等しく、永遠に生存するものと仮定する。よって全ての株主はリスク中立的である。また、株主の時間選好率を経営者の時間選好率と等しく

<sup>4</sup>  $\pi_1 > \pi_0$ かつ $e_1 < e_0$ より、 $\pi_1 - 2e_1 > \pi_0 - 2e_0$ となる。これより(3)式の分子は正なので、 $p(x) \in (0, 1)$ ならば(3)式の分母は正でなくてはいけい。これより(5)式が言える。

$r \in (0, 1)$  であると仮定する。ここである株主の持株比率を  $s \in (0, 1]$  で表せば、この株主への配当は  $sd$  と表すことができる。ただし  $d$  は株主全体への配当である。よって経営者が違法行為をとるときこの株主の期待生涯効用を  $V_s^S(s)$ 、経営者が違法行為をとらないときのこの株主の期待生涯効用を  $V_s^N(s)$  とすれば、(1)式および(2)式と同様に、 $V_s^S(s) = (sd_1 + ps\bar{d}/r)/(r+p)$ 、 $V_s^N(s) = sd_0/r$  となる。ここで  $V_s^S(s)$  と  $V_s^N(s)$  を等しくする  $p$  を  $p_s$  とおけば、 $p_s = r(d_1 - d_0)/(d_0 - \bar{d})$  となり、 $p_s$  は株主の持株比率  $s$  に依存していない。さらに、この結果と(3)式より、

$$p(x) - p_s = \frac{2r\{e_0(\pi_1 - \bar{\pi}) - e_1(\pi_0 - \bar{\pi})\}}{(\pi_0 - \bar{\pi})\{(1+x)(\pi_0 - \bar{\pi}) - 2e_0\}} > 0 \quad (6)$$

となり、 $p(x) > p_s$  である。

ここで  $p \in (p_s, p(x))$  の場合を取り上げる。 $V_s^S(s) = V_s^N(s)$  とする  $p$  が  $p_s$  であり、また  $V_s^S(s)$  は  $p$  に関して単調減少なので、 $p \in (p_s, p(x))$  において  $V_s^N(s) > V_s^S(s)$  となる。つまり株主は経営者が違法行為をとらないことを望む。一方、 $p < p(x)$  なので、経営者には違法行為をとるインセンティブが存在する。しかし株主は経営者が違法行為をとることを好ましく思わない。このときプリンシパル・エージェント問題が発生すると言える。もし株主が大きな費用を払わずに、経営者がどのような意思決定を行おうとしているのかを知ることができ、経営者の意思決定に何らかの圧力を加える手段を持つならば、このとき株主はその手段を行使し、経営者の意思決定を修正させるだろう。株主によるこの行為は経営者へのモニタリングだと言うことができる。

ここで、モニタリングには  $c > 0$  だけの費用がかかるとすると<sup>5</sup>、モニタリングによる株主の効用の増分は  $V_s^N(s) - V_s^S(s) - c$  となり、モニタリングが実行されるためにはこれが正でなければならない。よってモニタリングを行う可能性がある株主は、

$$s > \frac{c}{d_0/r - (d_1 + p\bar{d}/r)/(r+p)}$$

だけの株式を保有する株主に限られる。ここで持株比率が最も高い（経営者以外の）株主の持株比率を  $\bar{s}$  で表し、またモニタリングコスト  $c$  がこの経済の初期において決定される観察可能な確率変数で、分布関数  $F(\cdot)$  ( $F'(\cdot) > 0$ ) に従うと仮定するならば、株主によってモニタリングが実行される確率は、

$$F(V_s^N(\bar{s}) - V_s^S(\bar{s})) = F\left\{\bar{s}\left[d_0/r - (d_1 + p\bar{d}/r)/(r+p)\right]\right\} \quad (7)$$

で表され、 $p \in (p_s, p(x))$  においてこれは  $\bar{s}$  の増加関数である。以上の議論から、大株主

<sup>5</sup>  $c$  には株主による私的費用が含まれ、複数の株主間で共同して負担することができない費用だとする。

が存在する企業においては株主によるモニタリングが実行されやすいので、そうでない企業に比べて経営者による違法行為が起こりにくいと言える。よって、仮説2が導出された。

**仮説2** 経営者以外の株主にとって、持株比率の上昇は経営者へのモニタリングを容易にし、企業犯罪の発生を抑止しうる。またモニタリングを行いうる株主は、ある水準以上の株式を所有する大株主であり、大株主持株比率の高い企業では企業犯罪が発生しにくい。

### 3. 実証分析の方法

本節では、実証分析の方法を述べる。本論文では、企業犯罪の発生と企業の所有権構造の関係を見るために、ロジットモデルによる回帰分析をクロスセクションで行った。被説明変数には、その企業で違法行為が確認された場合に1、それ以外の場合に0をとる二値ダミーを用いる。説明変数には、企業の所有権構造を表す諸変数と企業の異質性を制御するための諸変数を用いる。これらの諸変数を作成するにあたってのサンプルは、2005年3月31日に東京証券取引所第一部に上場していた企業のうち、金融業と投資法人を除いた1536社である<sup>6</sup>。

#### 3.1 違法行為をとった企業の抽出（被説明変数の作成）

次に違法行為をとった企業を抽出する基準を述べ、ロジットモデルにおける被説明変数を作成する。今回の違法行為の対象期間は平成16年度（2004年4月1日から2005年3月31日）である<sup>7</sup>。そして、この期間中の行為について違法性が確認された企業で1、それ以外の企業で0をとるダミー変数を作成する。

本論文では、企業の違法性を確認するために公正取引委員会（2005、2006）及び公正取引委員会ウェブサイト、朝日新聞オンライン記事データベース『聞蔵』を利用した<sup>8</sup>。表1はその調査結果を示している。表1の中でも、独占禁止法違反・下請法違反・景品表示法違反、法人税法違反、貸金業規制法違反の72社については、その違法性について管轄の行政機関から課徴金納付等の命令や刑事告訴が行われている。逆にその他の項目

<sup>6</sup> 金融業については、説明変数を作成するにあたって利用した『NEEDS-CD ROM 日経財務データ DVD版』にデータが収録されていなかったためサンプルから除外された。投資法人は株式会社でないためサンプルから除外された。また、その他金融業の1社については『NEEDS-CD ROM 日経財務データ DVD版』にほとんどのデータが収録されていなかったため、事実上サンプルから除外されている。

<sup>7</sup> 分析期間を平成16年度としたのは、分析時点での最新データを利用したためである。

<sup>8</sup> この調査は十分な注意のもとで行われた。しかし、実際には違法行為が摘発されていたにもかかわらず、今回の調査において把握されなかった事件の存在可能性はやはり否めない。その責任は筆者にのみ帰する。

表1 違法行為が発覚した企業の法令・行為別内訳

根拠となる法令または行為（管轄）	企業数
独占禁止法違反、下請法違反、景品表示法違反（公正取引委員会）	52
法人税法違反（国税局）	20
貸金業規制法違反（金融庁）	1
廃棄物処理法違反、不法投棄	1
粉飾決算	1
リコール隠し	1
計（重複を除く）	75

注) 公正取引委員会(2005, 2006)、公正取引委員会ウェブサイト、朝日新聞オンラインデータベース『聞蔵』より作成。独占禁止法違反と法人税法違反の両方に該当する企業が1社存在した。

に該当する3社については、それぞれ違法性が有ると考えられる行為が報じられはしたものの、少なくとも今回の調査では行政機関からの命令や刑事告訴を確認することができなかった。以上の点から、本論文では2つの違法行為ダミーを作成することにした。まず行政機関からの命令や刑事告訴が確認された72社で1、それ以外の企業で0をとるダミー変数を $y_1$ とする。次にこの72社に加えて不法投棄、粉飾決算、リコール隠しを行った3社を加えた計75社で1、それ以外の企業で0をとるダミー変数を $y_2$ とする。表2は $y_2$ の日経中分類による産業別分布を示している。



表2 違法行為が発覚した企業の産業別内訳

産業	違法行為が確認された企業数	東証一部上場企業数	(%)
建設	6	104	5.769
食品	2	72	2.778
化学	3	114	2.632
医薬品	1	37	2.703
ゴム	4	12	33.333
鉄鋼	3	34	8.824
非鉄金属製品	11	59	18.644
機械	10	118	4.375
電気機器	10	160	4.375
造船	3	3	100.000
自動車	2	47	4.255
輸送用機器	2	8	25.000
商社	1	149	0.671
小売業	8	107	7.477
その他金融	1	35	2.857
鉄道・バス	1	18	5.556
陸運	1	14	7.143
通信	1	17	5.882
電力	3	11	27.273
ガス	1	6	16.667
サービス	4	163	2.454
その他の産業	0	248	0.000
計	75	1536	4.886

注) 公正取引委員会(2005, 2006)、公正取引委員会ウェブサイト、朝日新聞オンラインデータベース『聞蔵』より作成。産業分類は日経中分類による。その他の産業は、違法行為をとった企業が確認されなかった産業を指し、水産(6社)、鉱業(7社)、繊維(38社)、パルプ・紙(13社)、石油(9社)、窯業(27社)、精密機器(30社)、その他製造(47社)、不動産(42社)、海運(10社)、空運(4社)、倉庫(15社)がこれにあたる。

### 3.2 説明変数の作成

説明変数は『NEEDS-CD ROM 日経財務データ DVD 版』の2007年版と東洋経済新報社(2005a, 2005b)に収録されている平成16年度本決算におけるデータから作成した<sup>9</sup>。そして所有権構造を表す変数に、役員持株比率(RM)<sup>10</sup>、上位3位外部大株主持株比率(ROA3)<sup>11</sup>、金融機関持株比率(RFI)<sup>12</sup>、証券会社持株比率(RB)、その他法人持株比率(RO)、

<sup>9</sup> 年度中に決算期を変更したために、複数回本決算を行った企業に関しては年度末に近い決算期を優先した。

<sup>10</sup> ただし、『NEEDS-CD ROM 日経財務データ DVD 版』に収録されていた役員持株数が総株式数を上回っていた企業1社については、下記の修正が加えられている。まず同社の有価証券報告書を調べた結果、役員持株数が総株式数を上回っていたのは、決算期と同時期の株式分割の効果が役員持株数にのみ反映されていたためだった。このため株式分割の倍率で同社の役員持株数を除した上で役員持株比率を算出した。

<sup>11</sup> ROA3は、役員と自社持株(自己株口、ストックオプション口)を除く上位3位大株主による持株比率の合計である。

<sup>12</sup> 証券会社を除く金融機関による持株比率である。

表3 諸変数の記述統計量

変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
RM	1535	0.000	81.219	4.550	9.365
ROA3	1535	5.665	97.685	28.638	15.884
RFI	1535	1.112	67.843	28.675	12.101
RB	1535	0.026	17.676	1.394	1.701
RO	1535	0.198	83.037	24.449	17.874
RFO	1535	0.135	96.280	12.014	11.685
LNRM	1530	-7.517	4.397	-0.442	2.170
LNROA3	1535	1.734	4.582	3.218	0.514
LNRFI	1535	0.106	4.217	3.251	0.492
LNRB	1535	-3.661	2.872	-0.149	0.964
LNRO	1535	-1.622	4.419	2.858	0.931
LNRF0	1535	-2.006	4.567	1.958	1.149
総資産額	1535	1263.000	13101187.000	285242.947	766772.906

注) RM: 役員持株比率、ROA3: 上位3位外部大株主持株比率、RFI: 金融機関持株比率、RB: 証券会社持株比率、RO: その他法人持株比率、RFO: 外国法人持株比率、LNRM: 役員持株比率の対数、LNROA3: 上位3位外部大株主持株比率の対数、LNRFI: 金融機関持株比率の対数、LNRB: 証券会社持株比率の対数、LNRO: その他法人持株比率の対数、LNRF0: 外国法人持株比率の対数、総資産額: 企業の資産総額(単位: 百万円)。

外国法人持株比率(RFO)を用意した。これらの持株比率はそれぞれパーセント表示である。第2節のモデルと仮説2との対応から、ブロックホルダー(持株比率5%以上の株主)持株比率よりも、上位数位の大株主による持株比率の方が適切だと考えられるため、本論文ではROA3を作成した。さらに企業の異質性を制御する変数として、日経中分類による産業ダミーと総資産額を用意した。産業ダミーを用意したのは、表2のとおり違法行為の確認された企業数が産業ごとに偏っていたためである。これは談合(独占禁止法違反)の摘発にあたっては似通った事業を行う多数の企業が一斉に摘発されることによる影響が大きい。実際に公正取引委員会(2006)は橋梁工事を巡っての大型談合の摘発を報告しており、非鉄金属製品等の産業で違法行為企業が多いのはこのためである。また総資産額を用意したのは、企業規模についての企業の異質性を制御するためである。表3からROA3の平均が約29パーセントであるのに対し、RMの平均は約5パーセントと非常に低い水準であることが分かる。それにも関わらずRMの最大値は約81パーセントであり、RMの標準偏差はROA3の標準偏差と比べて小さい。このことから役員持株比率はかなり偏った分布をしていることが分かる。また表4の相関係数表からはLNROA3とLNRMは負の相関関係にあることが分かる。これは、ROA3の作成にあたって役員による持株を除外したためだと考えられる。

表 4 相関係数表

	LNRM	LNROA3	LNRFI	LNRB	LNRO	LNRF0	総資産額
LNRM	1.000						
LNROA3	-0.233**	1.000					
LNRFI	-0.239**	-0.380**	1.000				
LNRB	-0.189**	-0.189**	0.109**	1.000			
LNRO	-0.126**	0.547**	-0.282**	-0.187**	1.000		
LNRF0	-0.137**	-0.055	0.237**	-0.019	-0.383**	1.000	
総資産額	-0.331**	-0.076**	0.156**	-0.018	-0.172**	0.247**	1.000

注) LNRM：役員持株比率の対数、LNROA3：上位3位外部大株主持株比率の対数、LNRFI：金融機関持株比率の対数、LNRB：証券会社持株比率の対数、LNRO：その他法人持株比率の対数、LNRF0：外国法人持株比率の対数、総資産額：企業の資産総額（単位：百万円）。\*\*は1%有意（両側）を表す。

## 4. 実証分析の結果

表5はロジットモデルによる回帰分析の結果を示している。表5のA式とB式では $y_1$ が被説明変数であり、C式とD式では $y_2$ が被説明変数である。さらにA式とC式では前節で作成された全ての対数持株比率が説明変数であるのに対し、B式とD式における所有権構造を表す説明変数は、モデルから導出された仮説との対応上興味のあるLNRMとLNROA3のみである。対数持株比率を用いたのは、仮説1から経営者持株比率の上昇による違法行為抑止効果は、経営者持株比率の上昇に伴って逡減することが予想されるためである。また産業ダミーと総資産額は全ての推定式で説明変数となっている。さらにロジットモデルは最尤法による推定を行っていることから、その推定量の有意性の検定にはWald統計量を用いた。

表5からは、いずれの推定式においてもLNRMとLNROA3の係数がそれぞれ負で有意であることが分かる。つまり、役員持株比率か上位3位外部大株主持株比率が高い企業では違法行為発生確率が低いと推定された。さらにA式とC式に含まれているLNRMとLNROA3以外の対数持株比率の係数は、そのほとんどが正であり有意ではない。また総資産額の係数は正で有意であり、総資産額が大きい企業ほど違法行為発生確率は高い。ここで平均的な限界効果を求めてみると<sup>13</sup>、役員持株比率に関しては-1.240E-03（役員持

<sup>13</sup> ロジットモデルは非線形モデルなので、Maddala (1992) にあるとおり推定された限界効果（説明変数が微小に変化したとき、違法行為発生確率がどれだけ変化するか）は $\hat{\beta}_j \hat{p}_i (1 - \hat{p}_i)$ となる。 $\hat{\beta}_j$ はj番目の説明変数に関する推定された係数であり、 $\hat{p}_i$ は企業iの推定された違法行為発生確率である。ここでそれぞれの説明変数の平均値における違法行為発生確率を $\bar{P}$ とすれば、平均的な限界効果は $\hat{\beta}_j \bar{P} (1 - \bar{P})$ と定義できる。説明変数が対数変換されている場合については、j番目の説明変数の対数変換前の平均値を $\bar{x}_j$ として、 $\hat{\beta}_j \bar{P} (1 - \bar{P}) / \bar{x}_j$ となる。

表5 ロジットモデルによる推計結果

変数	被説明変数: $y_1$		被説明変数: $y_2$	
	A	B	C	D
LNRM	-0.178* (5.284)	-0.211** (8.513)	-0.223** (8.795)	-0.244** (11.613)
LNROA3	-0.848* (5.488)	-0.775** (7.303)	-0.920** (6.949)	-0.790** (8.008)
LNRFI	0.186 (0.260)		-0.020 (0.003)	
LNRB	0.109 (0.530)		0.068 (0.215)	
LNRO	0.214 (0.948)		0.194 (0.853)	
LNRFO	0.192 (1.784)		0.188 (0.141)	
総資産額	2.940E-07* (5.088)	3.029E-07* (5.953)	2.673E-07* (4.499)	2.769E-07* (5.270)
定数	-3.258 (3.238)	-1.900 (4.406)	-2.160 (1.593)	-1.723* (3.849)
産業ダミー	IN	IN	IN	IN
尤度比統計量	108.531**	105.699**	106.600**	104.460**
-2対数尤度	472.142	474.974	491.992	494.132
Cox & Shell R <sup>2</sup>	0.068	0.067	0.067	0.066
Negelkerke R <sup>2</sup>	0.217	0.211	0.208	0.204
Hosmer と Lemeshow の				
適合度検定量	4.893	6.875	14.990	7.409
分析ケース数	1530	1530	1530	1530

注)  $y_1$  : 独占禁止法違反、下請法違反、景品表示法違反、法人税法違反、貸金業規制法違反に該当する 72 社で 1、それ以外の企業で 0 をとるダミー変数。 $y_2$  : 独占禁止法違反、下請法違反、景品表示法違反、法人税法違反、貸金業規制法違反、廃棄物処理法違反、粉飾決算およびリコール隠しに該当する 75 社で 1、それ以外の企業で 0 をとるダミー変数。LNRM : 役員持株比率の対数、LNROA3 : 上位 3 位外部大株主持株比率の対数、LNRFI : 金融機関持株比率の対数、LNRB : 証券会社持株比率の対数、LNRO : その他法人持株比率の対数、LNRFO : 外国法人持株比率の対数、総資産額 : 企業の総資産額 (単位 : 百万円)、産業ダミー : 日経中分類による建設、ゴム、鉄鋼、非鉄金属、機械、造船、輸送用機器、小売業、電力、サービスの各産業についてのダミー変数。()内の値はWald 統計量。\*は5%有意、\*\*は1%有意を表す。

株比率 1 ポイントの上昇によって違法行為発生確率が約 0.12 ポイント減少する)、上位 3 位外部大株主持株比率に関しては-7.221E-04 (上位 3 位外部大株主持株比率 1 ポイントの上昇によって、違法行為発生確率が約 0.07 ポイント減少する) となり、役員持株比率の上昇による違法行為抑止効果の方が上位 3 位外部大株主持株比率の上昇による

違法行為抑止効果よりも大きい。これは、持株比率がそれぞれ対数変換されているため、平均値の低い役員持株比率でより違法行為抑止効果が大きく算出されることによる。さらに総資産額についての平均的な限界効果は  $8.081E-09$  であり、総資産額が 100 億円減少したとき、違法行為発生確率は約 0.008 ポイント減少する計算になる。

## 5. 考察

本節では実証分析の推定結果の解釈を行う。まず、LNRM の係数が全ての推定式において負で有意であり、役員持株比率の上昇が違法行為発生確率を低下させるという推定結果が、第 2 節の仮説 1 と整合的である点に注目したい。このことから、経営者持株比率の低下によって経営者に違法行為をとるインセンティブが発生するという仮説 1 は支持されたと言える。この結果は Alexander and Cohen (1999) とも整合的であり、第 2 節で想定した経営者を取り巻く状況は、日米においては適切な定式化であったと言える。さらに、LNROA3 の係数も全ての推定式において負で有意であり、大株主による持株比率の上昇が違法行為発生確率を低下させるという推定結果は仮説 2 と整合的である。この推定結果は、企業犯罪に関して大株主が無言ではなく、企業の意思決定に影響を与えるモニタリングを行っている可能性を支持している。さらに表 5 の A 式と C 式から、株主の特性は企業犯罪の発生とは無関係であると言える。金融機関特有あるいは外国法人特有のモニタリング効果は今回の分析では確認されず<sup>14</sup>、企業犯罪の発生について重要なのはあくまで大株主の存在であった。また、企業規模を表す総資産額の係数が正で有意であったのは、第 2 節のモデルと照らし合わせて解釈するならば、大企業においては経営者や大株主が費やす私的費用やモニタリングコストが大きく、違法行為を行う余地も大きいためだと解釈できる。しかしその限界効果を見る限り、その影響はあまり大きいものではない。

以上の解釈を踏まえ、今回の分析によってその存在が示唆された企業犯罪に関する経営者インセンティブと大株主によるモニタリングの関係について考察したい。第 2 節のモデルによれば、そもそも経営者に違法行為をとるインセンティブが存在しない場合、大株主にとって（企業犯罪防止のための）モニタリングは無意味な行為となってしまうので、両者の違法行為抑止要因は代替的な関係にあると推察できる。実際に LNRM と LNROA3 の相関係数が負であるのは、直接的には ROA3 の作成にあたって役員による持株が除外されたためだと考えられるが、経営者のインセンティブと大株主によるモニタリ

<sup>14</sup>しかし今回の推定式はエクイティ・ファイナンスの面しか考慮していないので、特に LNRFI が金融機関によるモニタリング効果を捉えるに適切な変数であったかについては議論の余地がある。

ングの代替性を考慮した上でコーポレートガバナンスが選択されていることによる可能性も否定できない。このことから、所有と経営によって発生するプリンシパル・エージェント問題に対処するように企業の所有権構造が決定されている可能性が示唆される。企業犯罪の分析にあたっては、経営者のインセンティブと関係する経営者持株比率と大株主によるモニタリングと関係する大株主持株比率の両者を同時に考慮することが重要であると言える。

## 6. 結論

本論文では企業犯罪の発生と企業の所有権構造の関係を分析し、経営者のインセンティブと大株主によるモニタリングの存在を裏付ける結果を得た。そして、この両者の違法行為抑止要因は代替的な関係にあり、所有と経営の分離に伴うプリンシパル・エージェント問題に対処するようにコーポレート・ガバナンスが決定されている可能性があることを述べた。以上の点から、本論文は経営者と株主の間に存在するプリンシパル・エージェント問題の存在の解明に貢献することができた。

ここで、経営者持株比率が高く大株主持株比率が高い企業では違法行為が発生しにくいという結果が、非上場企業では上場企業と比べ違法行為が発生しにくいことを意味するわけではないことに注意しておきたい。なぜなら上場企業はさまざまな情報を報告・公開しており、このことによる違法行為抑止効果が考えられるからである。上場による違法行為抑止効果は本論文では考慮されていない。しかしこれは、非上場企業の違法行為を抽出することの難しさに起因している。

また本論文の分析はクロスセクションであり、このことから本論文の成果は未だ部分的である。しかし本論文は、対数役員持株比率の係数が負で有意であるという Alexander and Cohen (1999) と整合的な結果を得ており、企業犯罪発生メカニズムについての日米での共通点を発見している。そのため、より一般的な企業犯罪発生メカニズムの解明への貢献が本論文にはある。

## 参考文献

- 公正取引委員会 (2005) 『平成十六年度公正取引委員会年次報告』.
- (2006) 『平成十七年度公正取引委員会年次報告』.
- 東洋経済新報社 (2005a) 『2005年第1集会社四季報』 東洋経済新報社.
- (2005b) 『2005年第3集会社四季報』 東洋経済新報社.
- Agrawal, A., and S. Chadha (2005) “Corporate governance and accounting scandals,” *Journal of Law & Economics*, Vol. 48, No. 2, pp. 371-406.
- Alexander, C., and M. A. Cohen (1999) “Why do corporations become criminals? Ownership, hidden actions, and crime as an agency cost,” *Journal of Corporate Finance*, Vol. 5, pp. 1-34.
- Beasley, M. S. (1996) “An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud,” *Accounting Review*, Vol. 71, No. 4, pp. 443-460.
- Berle, A. A., and G. C. Means (1932) *The Modern Corporation and Private Property*, Macmillan.  
(北島忠男訳 (1958) 『近代株式会社と所有財産』 文雅堂)
- Maddala, G. S. (1992) *Introduction to Econometrics*, 2nd edition, Prentice-Hall. (和合肇  
訳 (1996) 『計量経済分析の方法(第2版)』 シーエーピー出版)
- Shapiro, C., and J. Stiglitz (1984) “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device,”  
*American Economic Review*, Vol. 74, No. 3, pp. 433-44.
- Shleifer, A., and W. Vishny (1986) “Large Shareholders and Corporate Control,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 3, Part 1, pp. 461-488.
- Uzen, H., S. H. Szewczyk, and R. Varma (2004) “Board Composition and Corporate Fraud,”  
*Financial Analysts Journal*, Vol. 60, No. 3, pp. 33-43.