

# コーポレート・ガバナンスが 税負担削減行動に及ぼす影響

岩崎 瑛美

(神戸大学大学院経営学研究科研究員)

---

## 目 次

- 第1節 コーポレート・ガバナンスの概要
  - 第2節 先行研究と仮説
    - 第1項 先行研究
    - 第2項 仮説の導出
  - 第3節 リサーチデザイン
    - 第1項 税負担削減行動の測定尺度
    - 第2項 分析モデル
  - 第4節 分析結果
    - 第1項 サンプル
    - 第2項 記述統計量と相関係数
    - 第3項 分析結果
  - 第5節 追加分析
  - 第6節 おわりに
  - 付録1 多重共線性の問題と評価
-

## 第1節 コーポレート・ガバナンスの概要

本稿の目的は、コーポレート・ガバナンスが税負担削減行動<sup>1</sup>に及ぼす影響について、実証的に明らかにすることである。本稿では、特に、わが国企業における税負担削減行動、コーポレート・ガバナンスおよびインセンティブ報酬の関係を検証する。

近年、コーポレート・ガバナンスの重要性が高まっている。2015年6月より、「コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」が適用され、上場会社にはその原則を実施することが求められている。

税務に関するものでも、2016年7月に国税庁が「税務に関するコーポレート・ガバナンスの拡充に向けた取組みの実務実施要領の制定について（実務運営指針）」を公表している。これは、税務について、トップマネジメントが自ら適正申告の確保に積極的に関与し、必要な内部統制を整備することを求めるものである<sup>2</sup>。

また、コーポレートガバナンス・コードの世界標準といわれるOECDコーポレート・ガバナンス原則<sup>3</sup>は、V. 開示及び透明性において、「コーポレート・ガバナンスの枠組みにより、会社の財務状況、経営成績、株主構成、ガバナンスを含めた、会社に関するすべての重要事項について、適時かつ正確な開示がなされることが確保されるべきである」(41頁)としている。そして、具体的に開示されるべき事項が列挙されており、そのなかには、会社の目標および非財務情報が含まれている。この新たに開示すべきとされる非財務情報では、納税額の国別報告などの税務に関する規定が追加されている。すでに、多くの国では、非財務情報の開示が、経営報告（マネジメント・レポート）の一部として大規模な会社に対して義務づけられているか、あるいは、会社がそれを自主的に開示している（OECD

コーポレート・ガバナンス原則 V-A-2)。このように、大規模な会社に対して、政府に対する支払い、たとえば、税に関する項目の開示を義務づける国もあり、そのような国に子会社や支店を有するわが国企業は、その国のコーポレート・ガバナンス原則に対応しなければならない。

OECD コーポレート・ガバナンス原則 VI. 取締役会の責任においても、「取締役会は、高い倫理基準を適用すべきである。取締役会は、ステークホルダーの利益を考慮に入れるべきである」(53頁) と提言されている。そして、「各国・地域では、経営陣がとり得る財務及び税務計画上の戦略について、取締役会が監視することがますます求められつつあり、これにより、例えば積極的な租税回避の追求等、会社及び株主の長期的な利益につながらず、法的あるいは評判上のリスクを生じさせ得る慣行を抑えていく」(OECD コーポレート・ガバナンス原則 VI-C, 53頁)。

このように、近年では、企業の税務に関するコーポレート・ガバナンスが要求されるようになり、企業による意識改革が求められている。しかし、税負担削減行動に関する先行研究において、コーポレート・ガバナンスとの関係を分析した研究の蓄積は少ない。特に、わが国企業を対象とした研究は少ないため、コーポレート・ガバナンスが税負担削減行動に及ぼす影響を明らかにする必要がある。

## 第2節 先行研究と仮説

### 第1項 先行研究

税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスに関する研究は、Desai and Dharmapala (2006), Minnick and Noga (2010), Armstrong et al. (2015) および大沼 (2015) がある。

税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスの直接的な関係を初めて検証した Desai and Dharmapala (2006) は、税負担削減行動<sup>4</sup>に対する経

営者の株式インセンティブ報酬に関するモデルを発展させ、検証した。彼らは、企業の透明性が低下し、経営者が個人的なベネフィットのために企業の資源を流用するならば、税負担削減行動と経営者の私的利息の追求が補完的になると主張する。つまり、企業のガバナンス (Gompers et al. (2003) のガバナンスインデックス)<sup>5</sup>が弱い場合には、内部コントロールメカニズムが機能しにくいため私的利息を追求しやすく、同時に、税負担削減行動を行う。一方で、ガバナンスの強い企業は、内部コントロールメカニズムを有するため私的利息の追求が妨げられるけれども、企業価値を最大化するために税負担削減行動を行う。さらに、税負担削減行動の重要な決定要因の1つである株式インセンティブ報酬<sup>6</sup>は、企業経営者による私的利息の追求を減らし、税負担削減行動を行うことによって企業価値を増加させる。

Minnick and Noga (2010) は、ガバナンス（取締役会総数、社外取締役の人数、Gompers et al. (2003) のガバナンスインデックス）が税引後利益（bottom-line performance）にどのように影響するのかについての見識を提供するために、税マネジメントにおけるコーポレート・ガバナンスと報酬の役割を検証している。分析の結果、ガバナンスと会計実効税率<sup>7</sup>および現金実効税率<sup>8</sup>の間に統計的に有意な関係は見られなかった。しかし、彼らは、取締役会の規模が大きいほど国内会計実効税率の軽減を重視するけれども、社外取締役が外国会計実効税率の軽減をより重視することを見つけている。この結果の原因について、彼らは言及していない。

近年では、Armstrong et al. (2015) は、ガバナンスの強い企業だけが、株式インセンティブ報酬を用いるという Desai and Dharmapala (2006) の推論に疑問を投げかけている。そこで、Armstrong et al. (2015) は、コーポレート・ガバナンス（取締役会における財務の専門的知識を有する人数、社外取締役比率）、株式インセンティブおよび税負担削減行動の関係を検証している。特に、彼らは、コーポレート・ガバナンスと税負担削

減行動の関係についてよりよい見識を提供するために、税負担削減行動の分布全体に対するガバナンスと株式インセンティブ報酬の影響を検証する。その結果、彼らは、より専門的知識をもち、独立性の高い取締役会が、税務当局から目をつけられるような極端な税負担削減行動を抑制し、一方で、取締役会の規模が小さく、モニタリングが欠如している場合には、過剰な税負担削減行動を行うことを明らかにしている。

わが国企業を分析した研究として、大沼（2015）は、税負担削減行動とコーポレート・ガバナンス（社外取締役比率、外部監査人比率、機関投資家持株比率）が、どのように連結納税制度採用の意思決定の背景にあるのかを検証している。この分析に際して、税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスの関係についても検証している。分析の結果、コーポレート・ガバナンスを評価できる企業は、税負担削減行動を推し進めるプラス面とマイナス面を多面的に検討し、税負担削減行動に積極的にならないことが示唆されている。

このように、Desai and Dharmapala（2006）は、ガバナンスが強い場合にも、ガバナンスが弱い場合にも、企業が税負担削減行動を行うことを見つけている。一方で、Armstrong et al.（2015）および大沼（2015）では、ガバナンスが機能しているほど、税負担削減行動に積極的でないことが示唆される。これは、企業のガバナンスが機能している場合には、極端な税負担削減行動を行わず、適度な税負担削減行動であれば行うことを示唆していると考えられる。したがって、税負担削減行動を行う程度が異なるけれども、Desai and Dharmapala（2006）、Armstrong et al.（2015）および大沼（2015）の結果は相反していない。

## 第2項 仮説の導出

税負担削減行動を企業の最適水準で行うことにより、企業は、税負担削減行動によるベネフィットを得られる可能性がある。税負担削減行動がこ

の最適水準を超えた場合、複雑な税務取引を行うことによって生じるコスト、潜在的な政治コスト、規制コスト、もしくは評判の毀損が、将来の事業を害する税負担削減行動の限界コストとなり、限界ベネフィットを超えることになる (Armstrong et al. 2015)。もし、株主と経営者が税負担削減行動に対して異なる選好を有するならば、企業のガバナンスメカニズムは、経営者の税負担削減行動の意思決定に影響を与えると考えられる。Armstrong et al. (2015) は、税務意思決定に密接に関連しているガバナンスメカニズムとして、取締役会の財務専門性と独立性に焦点を当てている。彼らは、より財務や税務の専門的知識を有する専門家が存在する取締役会が、企業の税務ポジションをより監視することができるだろうと予想する。分析の結果、取締役会の財務専門性が高いほど、税務当局に目をつけられるような危険な税負担削減行動<sup>9</sup>を行わないことが明らかになった。したがって、次の仮説を立てる。

仮説 1・1：財務・税務の専門性の高い取締役会をもつ企業は、危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行う。

仮説 1・2：財務・税務の専門性の高い監査役会をもつ企業は、危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行う。

さらに、どのような専門的知識をもつ人が社外取締役に就任するのかは企業によって異なるが、社外取締役は企業とは独立した立場からモニタリングをする機能を果たしている。したがって、社外取締役が多いほど、危険な税負担削減行動が減少すると考えられる。そこで、次の仮説を立てる。

仮説 2：社外取締役が多く、取締役会の独立性が高い企業は、危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行う。

CEOのインセンティブ報酬は、彼らの保有株式の価格変化によって生じるため、株式リターンのボラティリティには、CEOがリスクを冒すインセンティブがある（Armstrong et al. 2015）。そこで、彼らは、リスクのある株式インセンティブ報酬が株式価格のボラティリティを増やすならば、経営者が税負担削減行動を行うと予測した。分析の結果、Armstrong et al. (2015) は、リスクのある株式インセンティブ報酬が税負担削減行動と正の関係をもち、この関係は、税負担削減行動の分布の（税負担削減行動の尺度として、実効税率を用いた場合よりも危険な税負担削減行動を表す未認識税ベネフィットを用いた場合）右側の裾で強くなる証拠を見つけている。つまり、この結果は、リスクのある株式インセンティブ報酬の水準が高いほど、経営者が株主によって望まれた水準を超えて、危険な税負担削減行動を行うことを示唆する。

Rego and Wilson (2012) でも同様に、経営者は税負担削減行動による個人的なベネフィットを期待するため、株式インセンティブ報酬の水準が高いほど、積極的な税負担削減行動を行うという結果が得られている。

さらに、わが国のコーポレートガバナンス・コード4-2取締役会の役割と責務（2）では、「経営陣の報酬については、中長期的な会社の業績や潜在的リスクを反映させ、健全な起業家精神の発揮に資するようなインセンティブづけを行うべき」であるとしている。実際に、わが国企業が業績連動報酬決定のために採用している指標は、企業の58%が基本報酬、28%が年次インセンティブ、14%が中長期インセンティブである（経済産業省 2017）。それに対して、米国企業が業績連動報酬決定のために採用している指標は、企業の69%が中長期インセンティブ、20%が年次インセンティブ、11%が基本報酬である（経済産業省 2017）。このように、わが国企業のインセンティブ報酬採用率は、米国企業と比べて低いことがわかる。

しかし、このような状況のなかで、インセンティブ報酬を採用している企業は、報酬に対するインセンティブづけを積極的に行っている企業であ

ることから、経営者が株式インセンティブ報酬を採用している場合、個人的なベネフィットを得るために危険な税負担削減行動を行うとも考えられる。そこで、次の仮説を立てる。

仮説3：取締役に株式インセンティブ報酬を採用している企業ほど、危険な税負担削減行動を行う。

### 第3節 リサーチデザイン

#### 第1項 税負担削減行動の測定尺度

本稿では、わが国企業のコーポレート・ガバナンスが税負担削減行動に及ぼす影響を明らかにする。本稿の分析では、企業が実際に支払うべき税負担割合および税負担の程度を分析対象とする。そして、企業の全体的な税負担削減行動だけでなく、コーポレート・ガバナンスが裁量的な税負担削減行動に及ぼす影響についても明らかにする。そこで、税負担削減行動の尺度として、当期実効税率（Current ETR 3）と会計利益・課税所得裁量的差異（DTAX）を用いる。

本稿の分析では、実効税率尺度のうち、実際の税負担割合を表すのかが疑わしい会計実効税率や分子と分母の期間的対応が崩れている現金実効税率を用いるのは適切でない。そこで、わが国企業の税負担削減行動を割合で算定するために最も適していると考えられる当期実効税率を用いる。さらに、短期間における課税の繰延べによる影響を取り除くために、本稿では、3年平均法人税、住民税及び事業税を3年平均税金等調整前当期純利益で除することによって、3年平均当期実効税率を算定する<sup>10</sup>。この3年平均当期実効税率は、分析対象年度の当期実効税率を基準とし、その前後の年度の当期実効税率を足し合わせ、分析期間の年数で除して算定する<sup>11</sup>。

$$3 \text{ 年平均当期実効税率 (Current ETR 3)} = \frac{\Sigma \text{ 法人税, 住民税及び事業税}}{\Sigma \text{ 税金等調整前当期純利益}}$$

3年平均当期実効税率は、この値が小さいほど税負担が小さく、合法的な部分、違法な部分、あるいは意図せず業績が悪い場合に生じる、企業の全体的な税負担削減行動を表す。

会計利益・課税所得裁量的差異は、非裁量的永久差異を用いて推定した残差（ $\varepsilon$ ）である。

$$\begin{aligned} PERMDIFF_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 INTANG_{it} + \alpha_2 UNCONI_{it} + \alpha_3 UNCON2_{it} + \alpha_4 MI_{it} \\ & + \alpha_5 CSTE_{it} + \alpha_6 LAGPERM_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} PERMDIFF_{it} &= \text{会計利益・課税所得差異} - \text{一時差異} \\ &= \left( \frac{\text{税金等調整前当期純利益} - \frac{\text{法人税, 住民税及び事業税}}{\text{法定実効税率}}}{\text{法定実効税率}} \right) \\ &\quad - \frac{\text{法人税等調整額}}{\text{法定実効税率}} \end{aligned}$$

$PERMDIFF$ は、会計利益・課税所得差異<sup>12</sup>から一時差異を差し引くことで算定される永久差異である。日本基準による連結財務諸表では、連結損益計算書の法人税、住民税及び事業税を法定実効税率<sup>13</sup>で除することによって一時差異を算定する。

非裁量的永久差異として、次の項目をコントロールする。INTANGはのれん償却額であり、連結財務諸表上費用として計上されるが、税務上損金に算入されないため、永久差異になる。しかし、個別財務諸表上、費用として計上された場合、のれん償却額<sup>14</sup>は税務上損金に算入される。ところが、これは税制非適格組織再編が行われた場合にのみ税務上損金に算入されることから、個別財務諸表からは税制非適格組織再編と税制適格組織再編のどちらが原因でのれん償却額が生じたのかは判別できない。したが

って、個別財務諸表上ののれん償却額も永久差異とみなしてコントロールする。UNCON 1 は持分法による投資損失、UNCON 2 は持分法による投資利益であり、持分法による投資損益は一時差異が持分法適用会社で生じるけれども、それは、連結財務諸表上では生じないため永久差異が生じる。MI は非支配株主損益（少数株主損益）、CSTE は法人税、住民税及び事業税である。これらは、損益計算書の税引後の項目であるためコントロールする。LAGPERM は前期永久差異であり、税額控除などの永久差異は当期の税務計画に反映されにくいため、前期の永久差異をコントロールする。なお、Frank et al. (2009) では、非裁量的永久差異として評価性引当額の変化額に関係するという理由で、繰越欠損金の増減をコントロールしている。しかし、繰越欠損金は一時差異であることから、会計利益・課税所得裁量的差異を推定する場合に用いるのは適切ではなく、評価性引当額についての情報も入手困難であるため、本稿の会計利益・課税所得裁量的差異では繰越欠損金および評価性引当額をコントロールしない。

会計利益・課税所得裁量的差異を推定するために用いる変数は、次のように連結財務諸表および個別財務諸表で計上されている項目から入手する。日本基準による連結財務諸表では、のれん償却額、持分法による投資損益、非支配株主損益（少数株主損益）、法人税、住民税及び事業税が計上される。個別財務諸表では、のれん償却額、法人税、住民税及び事業税が計上される。また、連結および個別財務諸表の注記事項のなかの税効果会計関係において、税効果の対象となった繰越欠損金が記載される。このように、日本基準による財務諸表を用いた場合にも、会計利益・課税所得裁量的差異を推定することは可能である。

会計利益・課税所得裁量的差異は、3 年平均当期実効税率と同様に、合法的な部分、違法な部分、あるいは意図せず業績の悪い場合に生じる部分を含んでいるけれども、企業の全体的な税負担削減行動から一時差異や非裁量的永久差異を除いた、裁量的な税負担削減行動を表す。つまり、この

尺度は、企業が、税額控除や受取配当金の益金不算入制度を利用した結果としての裁量的な税負担削減行動を意味している。したがって、他の税負担削減行動の尺度のうち、当期実効税率、会計利益・課税所得差異および会計利益・課税所得異常差異よりも、企業のより積極的な税負担削減行動を表す。会計利益・課税所得裁量的差異は、実効税率とは対照的に、この値が大きいほど税負担が小さく、企業の積極的な税負担削減行動を表す。

## 第2項 分析モデル

本稿では、Armstrong et al. (2015) のモデルを参考にし、次の（1）式を検証する。その際、コーポレート・ガバナンスが税負担削減行動の極端な水準でどのような影響を及ぼしているのかを明らかにするために、最小二乗法による推定だけでなく、分位点回帰分析<sup>15</sup>を行う。（1）式における、 $i$ は企業、 $t$ は決算年を表す。

$$\begin{aligned}
 TaxAggressiveness_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{LogNumFinExp\_D}_{i,t-1} \\
 & + \beta_2 \text{LogNumFinExp\_A}_{i,t-1} + \beta_3 \text{PctIndep}_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 \text{CEOIncentive}_{i,t} + \beta_5 \text{LogNumDirs}_{i,t-1} \\
 & + \beta_6 \text{LogNumAud}_{i,t-1} + \beta_7 \text{FRGN}_{i,t} \\
 & + \beta_8 \text{FORTAX}_{i,t} + \beta_9 \text{MNE}_{i,t} + \beta_{10} \text{LogSales}_{i,t} \\
 & + \beta_{11} \text{LogAsset}_{i,t} \\
 & + \text{Year controls} + \text{Industry controls} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

被説明変数の TaxAggressiveness は、前項で説明したように 3 年平均当期実効税率 (Current ETR 3) および会計利益・課税所得裁量的差異 (DTAX) である。なお、3 年平均当期実効税率は、異常値の影響を除くために 0 から 1 の範囲に収まるように調整した。

表 1 では、説明変数およびコントロール変数について説明する。そのう

ち、説明変数は、LogNumFinExp\_D、LogNumFinExp\_A、PctIndepおよびCEOIncentiveである。

まず、取締役会および監査役会の財務・税務専門性に関する変数について説明する。取締役会および監査役会の財務・税務専門性についての情報は、有価証券報告書の「役員の状況」から入手する。その場合、「役員の状況」には、決算期後の定時株主総会で選任された取締役および監査役を含むため、分析対象年度には関与していないかった役員が含まれることになる。そのため、分析対象年度に影響した役員の情報を得るために、分析年度の前期末の取締役会および監査役会の財務・税務専門性についての情報を入手する。

なお、財務・税務専門性については、公認会計士の資格保有者、税理士の資格保有者、国税専門官、国税庁長官または国税庁副長官経験者とする。したがって、LogNumFinExp\_Dは、前期末における取締役会の財務・税務に関する専門家の人数に1を加えた合計の自然対数とする。LogNumFinExp\_Aは、前期末における監査役会の財務・税務に関する専門家の人数に1を加えた合計の自然対数とする。両変数は、割合ではなく人数で算定している。これは、たとえば、取締役会（監査役会）の総数が10人で専門家が2人である場合、取締役会（監査役会）総数が5人で専門家が1人である場合よりも、取締役会（監査役会）はより税務に関する専門的知識を有する可能性が高いと考えられるからである。

被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、財務・税務専門性の高い取締役会（監査役会）をもつ企業ほど危険な税負担削減行動を行わないならば、LogNumFinExp\_D（LogNumFinExp\_A）との関係は、正の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、負の関係になると予測する）。

分位点回帰分析を行った場合、各分位点によって異なる関係が見られる。財務・税務専門性の高い取締役会（監査役会）をもつ企業ほど危険な

税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行うならば、3年平均当期実効税率の低い、分位点の左側の裾においては、取締役会（監査役会）の財務・税務専門性が高いほど3年平均当期実効税率が高くなると考えられる。一方で、3年平均当期実効税率の高い、分位点の右側の裾においては、取締役会（監査役会）の財務・税務の専門性が高いほど3年平均当期実効税率が低くなると考えられる。したがって、各分位点では、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、取締役会（監査役会）の財務・税務専門性との関係の分布は、左（右）側の裾において、正（負）の関係になると予測する（なお、会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、分布の左（右）側の裾において正（負）の関係になると予測する）。

さらに、ガバナンスの変数を説明する。税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスの関係について検証したDesai and Dharmapala (2006) と Minnick and Noga (2010) は、ガバナンスの尺度としてGompers et al. (2003) のガバナンスインデックスを用いていた。しかし、彼らのガバナンスインデックスをわが国企業の分析に用いることはできない。他の他のガバナンス尺度としては、社外取締役比率が利用されており（Minnick and Noga 2010; 大沼 2015），社外取締役の比率が高いほど取締役会の独立性が確保されると考えられる。したがって、PctIndepは、前期末の社外取締役人数を前期末の取締役会総数で除したものとする。被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、社外取締役が多く、取締役会の独立性の高い企業が積極的な税負担削減行動を行わないならば、PctIndepとの関係は正の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、負の関係になると予測する）。

分位点回帰分析を行った場合、社外取締役が多く、取締役会の独立性の高い企業が危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行うならば、3年平均当期実効税率の低い、分位点の左側の裾においては、社外取締役会比率が高いほど3年平均当期実効税率が高くなると考え

られる。一方で、3年平均当期実効税率の高い、分位点の右側の裾においては、社外取締役会比率が高いほど3年平均当期実効税率が低くなると考えられる。したがって、各分位点では、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、社外取締役会比率との関係の分布の左（右）側の裾において正（負）の関係になると予測する（なお、会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、分布の左（右）側の裾において正（負）の関係になると予測する）。

最後に、インセンティブ報酬の尺度について述べる。Rego and Wilson (2012) および Armstrong et al. (2015) は、インセンティブ報酬の尺度として株式リターンの変動性に対するCEOの株式ポートフォリオ価格の変化率を用いている。しかし、本稿では、企業が導入しているストックオプション、株式取得型報酬、株式交付信託採用の有無を株式インセンティブ報酬の尺度とする。したがって、CEOIncentiveは、取締役に対する報酬として、当期末にストックオプション、株式取得型報酬もしくは株式交付信託が採用されていれば1、それ以外は0とする。被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、株式インセンティブ報酬を採用しているほど積極的な税負担削減行動を行うならば、CEOIncentiveとの関係は負の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合は、正の関係になると予測する）。

分位点回帰分析を行った場合、取締役に株式インセンティブ報酬を採用している企業ほど、危険な税負担削減行動を行うならば、3年平均当期実効税率の低い、分位点の左側の裾においては、インセンティブ報酬を採用している企業ほど3年平均当期実効税率が低くなると考えられる。一方で、3年平均当期実効税率の高い、分位点の右側の裾においては、インセンティブ報酬を採用している企業ほど3年平均当期実効税率が高くなると考えられる。したがって、各分位点では、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、株式インセンティブ報酬との関係の分布の左（右）側

の裾で負（正）の関係になると予測する（なお、会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、分布の左（右）側の裾において負（正）の関係になると予測する）。

表1 变数の説明

变数名	变数の定義	符号の予测	
		左侧の裾	右侧の裾
LogNumFinExp_D	log (1+前期末取締役会の財務もしくは税務に関する専門家の人数)	+	-
LogNumFinExp_A	log (1+前期末監査役会の財務もしくは税務に関する専門家の人数)	+	-
PctIndep	前期末社外取締役人数/前期末取締役会総数	+	-
CEOIncentive	取締役に対する報酬として、当期末にストックオプション、株式取得型報酬もしくは株式交付信託が導入されていれば1、それ以外は0。	-	+
LogNumDirs	log (1+前期末取締役会人数)	+	-
LogNumAud	log (1+前期末監査役会人数)	+	-
FRGN	当期末外国法人等の保有比率（有価証券報告書記載ベース）	-	+
FORTAX	国内法定実効税率-外国子会社等の税率差異	+	+
MNE	外国子会社等の税率差異を調整している、為替換算調整勘定を計上している、もしくは外国連結子会社または外国関連会社を有する場合には1、それ以外は0	-	-
LogSales	売上高の自然対数	+	+
LogAsset	前期末総資産の自然対数	-	-

次に、いくつかの特性をコントロールする。まず、取締役会規模、監査役会規模および外国法人等の保有比率をコントロールする。LogNumDirsは、前期末の取締役会の人数に1を加えた合計の自然対数とする。LogNumAudは、前期末の監査役会の人数に1を加えた合計の自然対数と

する。取締役会や監査役会の規模が大きいほどガバナンスが働くならば、企業は危険な税負担削減行動を行わないと考えられる。したがって、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、LogNumDirs (LogNumAud)との関係は、正の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、負の関係になると予測する）。

分位点回帰分析を行った場合、取締役会や監査役会の規模が大きいほどガバナンスが働き、企業は危険な税負担削減行動を行わないとならば、3年平均当期実効税率の低い、分位点の左側の裾においては、取締役会および監査役会の規模が大きいほど3年平均当期実効税率が高くなると考えられる。一方で、3年平均当期実効税率の高い、分位点の右側の裾においては、取締役会および監査役会の規模が大きいほど3年平均当期実効税率が低くなると考えられる。したがって、各分位点では、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、取締役会（監査役会）規模との関係が、左（右）側の裾において正（負）の関係になると予測する（なお、会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、分布の左（右）側の裾において正（負）の関係になると予測する）。

FRGNは、有価証券報告書ベースの当期末外国法人等の保有比率とする。外国法人等の保有比率が高いほど、企業は企業価値を向上させるための積極的な税負担削減行動を要求されると考えられる。したがって、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、FRGNとの関係は負の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、正の関係になると予測する）。

分位点回帰分析を行った場合、外国法人等の保有比率が高いほど、企業は企業価値を向上させるための積極的な税負担削減行動を要求されるならば、3年平均当期実効税率の低い、分位点の左側の裾においては、外国法人等の保有比率が高い企業ほど3年平均当期実効税率が低くなると考えられる。一方で、3年平均当期実効税率の高い、分位点の右側の裾において

は、外国法人等の保有比率が高い企業ほど3年平均当期実効税率が高くなると考えられる。したがって、各分位点では、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いる場合、外国法人等の保有比率との関係が、左（右）側の裾において負（正）の関係になると予測する（なお、会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、分布の左（右）側の裾において負（正）の関係になると予測する）。

さらに、企業が外国子会社や外国関連会社を有することによる税負担削減行動への影響をコントロールするためにFORTAXを加える。FORTAXは、各年度の国内法定実効税率から連結財務諸表の注記事項において、税効果会計関係で開示されている外国子会社等の税率差異を加減したものとする。外国子会社や外国関連会社の税負担割合が低い場合には、企業集団全体で税負担が軽減されるため、3年平均当期実効税率とFORTAXの関係は正の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、負の関係になると予測する）。

そして、外国子会社や外国関連会社の所在地国の税率が低いことによって、多国籍企業の税負担が軽減されること以外に、外国取引の透明性の欠如や法整備の遅れによって多国籍企業の税負担が軽減されるとも考えられる。そこで、外国取引の透明性の欠如や法整備の遅れによる税負担削減行動への影響をコントロールする。しかし、わが国の財務諸表では税引前外国利益や外国資産のデータが公表されておらず入手不可能であるため、次の方法を用いる。MNEは、①連結財務諸表の注記事項における税効果会計関係のなかで、法定実効税率と税効果会計適用後の法人税率の負担率の間を調整する項目として、外国子会社等の税率差異<sup>16</sup>が調整されているか否かを確認し、調整されていれば1とする。しかし、重要性が乏しい場合には、外国子会社等の税率差異が注記事項に記載されない。そこで、②連結財務諸表上で為替換算調整勘定が計上されているか否かを確認し、計上されていれば1とする<sup>17</sup>。子会社に対する持分への投資をヘッジ対象とし

たヘッジ手段から生じた為替換算差額については、為替換算調整勘定に含めることができるため、連結財務諸表上の為替換算調整勘定が0になる可能性がある。そこで、③有価証券報告書の「関係会社の状況」において、外国連結子会社または外国関連会社が存在するか否かを確認し、存在すれば1とする。最後に、①から③に該当しない場合には0とする。したがって、外国に子会社もしくは関連会社を有する多国籍企業が税負担削減行動を行うならば、3年平均当期実効税率とMNEの関係は負の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、正の関係になると予測する）。

さらに、企業規模の違いによる税負担削減行動への影響をコントロールする。政治コストが大きいほど税負担削減行動を抑制することになるため、その影響をコントロールする。LogSalesは、売上高の自然対数とする。したがって、3年平均当期実効税率とLogSalesの関係は正の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、負の関係になると予測する）。一方、税務計画機会が大きいほど税負担削減行動を促すことから、その影響をコントロールする。LogAssetは、前期末総資産の自然対数とする。したがって、3年平均当期実効税率とLogAssetの関係は負の関係になると予測する（会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、正の関係になると予測する）。

## 第4節 分析結果

### 第1項 サンプル

表2は、サンプルセレクションを示したものである。分析に必要なデータは、『日経NEEDS』、『日経cgs』および有価証券報告書から入手した。なお、企業集団全体での税負担削減行動を明らかにするために連結財務諸表データを利用し、そこから入手できない場合には個別財務諸表データを

利用した。サンプルは、3月期決算の企業に限定せず、2012年3月期決算から2015年2月期決算までの3年間で、銀行、証券および保険の業種に属していない企業を抽出した。その結果は、10,576企業・年であった。

**表2 サンブルセレクション**

本サンブルは、2012年3月期から2015年2月期までを対象としている。全データは、『日経NEEDS』、『日経cgs』および有価証券報告書から入手した。

	<b>企業・年</b>
2012年3月期から2015年2月期決算の有価証券報告書で、銀行、証券、および保険の業種に属していない全上場企業	10,576
決算期の変更のあった企業	(320)
税金等調整前当期純利益がゼロ以下の企業	(1,228)
当期における総資産の変動が50%以上の企業	(1,122)
計算に必要なデータの得られない企業	(505)
委員会設置会社である企業	(97)
	<hr/>
	7,304
	<hr/> <b>(2,767社)</b>

(注) 本サンブルは、連結財務諸表および個別財務諸表から得たものである。

次に、決算月数が12か月であるサンブルを抽出するために、分析対象期間中に決算期の変更のあった企業を除くと、10,256企業・年であった。さらに、被説明変数に実効税率を用いた場合、税金等調整前当期純利益がゼロ、またはマイナスの場合には意味のある指標とならないため（山下・音川2009; 大沼 2015; Dyring et al. 2017等）、この場合を除くと9,028企業・年であった。そして、企業の組織再編が行われた場合、資産構造の変化による納税額の変動が予測されるため、当期における総資産の変化分を期末総資産で除したものが50%以上の企業を除くと、7,906企業・年であった。加えて、分析に必要なデータが得られない企業を除き、7,401企業社であった。最後に、監査役設置会社とは機関構造の異なる委員会設置会社を除くと、7,304企業・年、2,767社となった。

## 第2項 記述統計量と相関係数

表3は、各変数の記述統計量を示したものである。なお、各変数の値は、上下1%の外れ値を丸める処理を行っている。記述統計量は、平均値、標準誤差、第一四分位、第二四分位（中央値）および第三四分位を示している。

表3 記述統計量

変数	平均値	標準誤差	p25	p50	p75
Current ETR3	0.485	0.178	0.396	0.505	0.582
DTAX	0.000	0.020	-0.010	-0.003	0.005
LogNumFinExp_D	0.051	0.181	0.000	0.000	0.000
LogNumFinExp_A	0.377	0.395	0.000	0.000	0.693
PctIndep	0.108	0.143	0.000	0.000	0.200
CEOIncentive	0.266	0.442	0.000	0.000	1.000
LogNumDirs	2.107	0.323	1.946	2.079	2.303
LogNumAud	1.506	0.229	1.386	1.609	1.609
FRGN	0.090	0.111	0.006	0.042	0.138
FORTAX	0.344	0.034	0.354	0.354	0.354
MNE	0.561	0.496	0.000	1.000	1.000
LogSales	10.582	1.551	9.458	10.472	11.588
LogAsset	10.479	1.559	9.392	10.364	11.420

表3のLogNumFinExp\_Dの平均値は0.051と低く、取締役会に財務もしくは税務の専門家を選任している企業が少ないことがわかる。一方で、LogNumFinExp\_Aの平均値は0.377となっており、取締役会よりも監査役会において、財務もしくは税務の専門家を選任している企業が多いことがわかる。

PctIndepの平均値は0.108であり、取締役会の人数が10人であれば、1人は社外取締役が選任されていることがわかる。

表4は、被説明変数、説明変数およびコントロール変数についてのピアソンの相関係数である。これらの変数の間には、売上高（LogSales）と総資産（LogAsset）の間に0.942の高い相関が見られる。このように、変数間で高い相関がある場合には、次のような多重共線性の症状が見られる（Green 2011, p129）。Green（2011）は、①データ（観測値）の小さな変化がパラメータの推定値の大きな変動をもたらすこと、②係数は、それらがともに有意で、その回帰に対する決定係数がかなり高い場合であっても、非常に高い標準誤差および低い有意水準になりうる、③係数は「間違った」符号、もしくは信じがたい大きさになるかもしれないことがあるとしている。

さらに、Maddala（1992）も、多重共線性がモデルを推定する際に重要な問題になるかどうかを判断する指標として、標準誤差とt値が最良である（195頁）と述べている。これは、Green（2011）で示された多重共線性の症状のうち、②に共通している。したがって、本稿では、t値の有意水準によって多重共線性の有無を判断する（詳しくは付録1を参照）。

表4 相関係数

## ペネルA 税負担削減行動の尺度間の相関係数

	Current ETR3	DTAX
Current ETR3	1	
DTAX	-0.410***	1

## ペネルB 説明変数およびコントロール変数間の相関係数

	LogNumFinExp_D	LogNumFin	LogNumFin	PctIndep	CEOincentive	LogNumDir	LogNumAud	FRGN	FORTAX	MNE	LogSales	LogAsset
	Exp_D	Exp_D	Exp_A									
LogNumFinExp_A	1.000											
LogNumFinExp_D	0.033***	1.000										
PctIndep	0.182***	-0.076***	1.000									
CEOincentive	0.086***	0.040***	0.145***	1.000								
LogNumDir	-0.041***	-0.122***	0.029**	-0.093***	1.000							
LogNumAud	-0.152***	0.011	-0.224***	-0.071***	0.287***	1.000						
FRGN	0.029**	-0.002	0.161***	0.178***	0.266***	0.100***	1.000					
FORTAX	0.029**	0.008	0.005	-0.019	-0.061***	-0.032***	-0.163***	1.000				
MNE	-0.018	-0.056***	0.010	0.051***	0.216***	0.102***	0.206***	-0.270***	1.000			
LogSales	-0.043**	-0.090***	0.058***	-0.008	0.553***	0.312***	0.533***	-0.145***	0.375***	1.000		
LogAsset	-0.058***	-0.105***	0.057***	-0.020*	0.571***	0.330***	0.586***	-0.150***	0.391***	0.942***	1.000	

(注) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す(両側検定)。

### 第3項 分析結果

表5は分析結果を示したものである。パネルAは、被説明変数に3年平均当期実効税率（Current ETR 3）を用いた場合の分析結果である。パネルBは、被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異（DTAX）を用いた場合の分析結果である。表5では、左側に最小二乗法による結果を示し、その他は分位点回帰分析結果を示す<sup>18</sup>。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと取締役会の財務・税務専門性（LongNumFinExp\_D）との間の係数が、0.022（t値1.71）と0.000（t値-0.13）となっている。3年平均当期実効税率を用いる場合には、予測に一致し、統計的に有意な関係となっている。各分位点の分析結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、取締役会の財務・税務専門性との関係が、20パーセンタイルおよび50パーセンタイルから80パーセンタイルまで、統計的に有意に正の値となっている。したがって、財務・税務専門性の高い取締役会を有する企業ほど、危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動も行わないことが示唆されている。会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、取締役会の財務・税務専門性との関係は、10パーセンタイルで統計的に有意に負の関係となっている（係数-0.003; t値-1.66）。したがって、財務・税務専門性の高い取締役会を有する企業は、危険でない裁量的税負担削減行動を行わないことが示唆されている。分位点回帰分析の結果は、財務・税務専門性の高い取締役会を有する企業が、危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行うと予測した仮説1-1に一致しない。これらの結果は、財務・税務専門性の高い取締役会を有する企業が、危険でない税負担削減行動をも行っていないことから、財務・税務専門家はその専門性を發揮できていないことを示唆する。このような結果は、わが国の税務専門家が、別段の定めがない限り、会計処理と税務処理を一致させるべきと考える傾向がある（鈴木 2013, 293頁）という研究結果とも一致している。

表5 分析結果  
パネルA コーポレート・ガバナンスと3年平均当期実効税率の関係

	OLS			Quantile		
	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60
Intercept	0.226*** (5.95)	-0.230*** (-3.32)	-0.012 (-0.23)	0.144*** (3.82)	0.222*** (6.84)	0.262*** (8.60)
LogNumFinExp_D	0.022* (1.71)	-0.022 (-0.60)	0.037* (1.74)	0.020 (1.51)	0.015 (1.54)	0.018** (2.09)
LogNumFinExp_A	0.012** (-2.41)	0.022* (1.76)	0.013 (1.34)	0.008 (1.98)	0.009*** (3.29)	0.013*** (1.90)
PctIndep	-0.114*** (-6.66)	-0.206*** (-5.77)	-0.184*** (-5.27)	-0.138*** (-5.89)	-0.100*** (-5.65)	-0.070*** (-4.61)
CEOIncentive	0.000 (0.09)	0.011 (1.09)	0.001 (0.06)	0.005 (0.84)	-0.002 (-0.50)	-0.004 (-0.47)
LogNumDir	0.050*** (6.43)	0.102*** (5.88)	0.086*** (6.12)	0.044*** (4.91)	0.026*** (3.76)	0.028*** (4.94)
LogNumAud	-0.032* (-1.95)	-0.029 (-0.78)	-0.016 (-0.52)	0.008 (0.40)	-0.008 (-0.50)	-0.018 (-1.46)
FRGN	-0.088*** (-3.61)	0.040 (0.64)	0.079* (1.83)	0.055** (2.43)	0.013 (0.63)	-0.041*** (-2.36)
FORTAX	0.402*** (5.44)	0.291** (2.35)	0.402*** (4.22)	0.585*** (7.63)	0.676*** (10.25)	0.706*** (10.85)
MNE	0.001 (0.26)	0.021* (1.80)	-0.012 (-1.19)	-0.013* (-1.94)	-0.009*** (-2.02)	-0.012*** (-3.31)

コーポレート・ガバナンスと3年平均当期実効税率の関係（続き）

	LogSales	LogAsset	Year	Industry	Adj R <sup>2</sup>	Pseudo R <sup>2</sup>
0.033***	0.048***	0.043***	0.023***	0.025***	0.027***	0.029***
(6.66)	(4.29)	(3.96)	(3.77)	(5.01)	(6.99)	(8.34)
-0.023***	-0.027**	-0.033***	-0.021**	-0.024***	-0.026***	-0.024***
(-4.28)	(-2.13)	(-3.03)	(-3.30)	(-4.55)	(-6.01)	(-6.87)
YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
0.104	0.096	0.081	0.078	0.082	0.084	0.083
						0.086

OLSによる分析結果のうち、括弧内の $t$ 値はクラスター補正した標準誤差によるものである。

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

ヨーポレート・ガバナンスと会計利益・課税所得裁量的差異の関係

OLS		Quantile							
	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.038*** (8.80)	-0.005 (-1.05)	0.004 (1.34)	0.012*** (3.25)	0.024*** (7.11)	0.034*** (10.49)	0.044*** (10.98)	0.050*** (12.66)	0.062*** (13.98)
LogNumFinExp_D	0.000 (-0.13)	-0.003* (-1.66)	-0.001 (-0.83)	0.000 (-0.09)	0.000 (0.03)	0.001 (0.40)	0.002 (0.41)	0.002 (1.26)	0.002 (1.19)
LogNumFinExp_A	-0.001** (-2.38)	-0.003*** (-4.18)	-0.002*** (-3.71)	-0.001*** (-3.67)	-0.001*** (-3.85)	-0.001*** (-3.55)	-0.001*** (-2.93)	-0.002*** (-3.03)	-0.002*** (-2.82)
PctIndep	0.004** (2.20)	-0.001 (-0.53)	0.001 (0.82)	0.002* (1.30)	0.002* (1.90)	0.002* (1.48)	0.002* (1.32)	0.003* (1.82)	0.003** (2.06)
CEOincentive	0.002*** (3.49)	-0.001 (-0.86)	0.000 (0.30)	0.001* (1.69)	0.001** (2.02)	0.001** (2.16)	0.002*** (3.65)	0.002*** (3.85)	0.005*** (3.84)

ペネルB コードレート・ガバナンスと会計利益・課税所得裁量的差異の関係（続き）

	LogNumDir	-0.005*** (-5.02)	-0.001 (-0.70)	-0.001* (-1.74)	-0.001** (-1.89)	-0.002*** (-3.68)	-0.002*** (-3.43)	-0.003*** (-4.21)	-0.001*** (-4.41)	-0.005*** (-4.83)	-0.009*** (-4.11)
LogNumAud	-0.001 (-0.63)	0.002 (0.72)	0.003* (1.83)	0.001 (0.73)	0.000 (-0.09)	0.000 (-0.30)	0.000 (-0.99)	-0.001 (-0.99)	-0.001 (-1.46)	-0.003 (-1.46)	-0.004 (-1.12)
FRGN	0.020*** (6.10)	0.007** (2.47)	0.014*** (6.00)	0.015*** (7.92)	0.018*** (8.22)	0.017*** (8.88)	0.016*** (8.38)	0.019*** (6.07)	0.019*** (5.26)	0.030*** (3.64)	
FORTAX	-0.038*** (-4.44)	-0.005 (-0.53)	-0.015** (-2.07)	-0.025*** (-2.85)	-0.042*** (-5.51)	-0.042*** (-7.65)	-0.059*** (-8.13)	-0.075*** (-8.91)	-0.076*** (-8.91)	-0.078*** (-7.62)	-0.062*** (-3.15)
MNE	0.001 (1.29)	-0.002*** (-3.03)	-0.001** (-2.28)	-0.001** (-1.12)	-0.001** (1.06)	-0.001** (1.39)	-0.001** (2.84)	-0.001** (3.73)	-0.002*** (3.73)	0.002*** (3.95)	0.005*** (3.88)
LogSales	0.000 (-0.27)	-0.004*** (-9.18)	-0.003*** (-9.46)	-0.002*** (-7.02)	-0.002*** (-4.92)	-0.002*** (-3.01)	-0.001*** (-0.16)	-0.001*** (2.62)	-0.002*** (2.62)	0.002*** (3.20)	0.005*** (4.66)
LogAsset	-0.002 (-3.50)	0.003*** (5.55)	0.001*** (3.67)	0.001* (1.79)	0.000 (-0.05)	0.000 (-2.79)	0.000 (-5.29)	-0.002*** (-6.97)	-0.003*** (-6.97)	-0.004*** (-7.15)	-0.008*** (-7.28)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R <sup>2</sup>	0.090	Pseudo R <sup>2</sup>	0.111	0.097	0.084	0.079	0.077	0.078	0.082	0.090	0.103

（注1）OLSによる分析結果のうち、括弧内の値はクラスター補正した標準誤差によるものである。

（注2）\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと監査役会の財務・税務専門性 (LongNumFinExp\_A) の間の係数が、0.012 (t値2.41) と-0.001 (t値-2.38) となり、仮説1-2に一致し、統計的に有意な値となっている。各分位点の分析結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、監査役会の財務・税務専門性との関係が、10パーセンタイルおよび40パーセンタイルから90パーセンタイルまで、統計的に有意に正の値となっている。このことは、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、最も危険な税負担削減行動を示す10パーセンタイルにおいて、統計的に有意に正の値となっており、財務・税務専門性の高い監査役会を有する企業が、危険な税負担削減行動を行わないことを示唆する。しかし、40パーセンタイルから90パーセンタイルにおいても統計的に有意に正の値となっており、財務・税務専門性の高い監査役会を有する企業が危険でない税負担削減行動も行わないことが示唆される。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、監査役会の財務・税務専門性との関係は、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に負の関係となっている。したがって、財務・税務専門性の高い監査役会を有する企業は、危険な裁量的税負担削減行動も、危険でない税負担削減行動も行わないことが示唆される。これらの結果は、財務・税務専門性の高い監査役会をもつ企業が、危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行うとした仮説1-2に一致しない。分位点回帰分析による予測に一致しない結果から、財務・税務専門性の高い監査役会を有するわが国企業では、適正な監査を行っているかもしれないけれども、危険な税負担削減行動だけでなく危険でない税負担削減行動も行っておらず、税負担を軽減することによる企業価値の向上という観点からは十分にガバナンスが機能していないと考えられる。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3

年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと社外取締役比率 (PctIndep) の間の係数が-0.114 (t 値 -6.66) と 0.004 (t 値 2.20) となり、仮説 2 に一致せず、統計的に有意な値となっている。各分位点の分析結果は、被説明変数に 3 年平均当期実効税率を用いた場合、社外取締役比率との関係が、10パーセンタイルから70パーセンタイルで統計的に有意に負の値となっている。このことは、危険な税負担削減行動を示す10パーセンタイルにおいて、予測に一致せず、有意に負の値となっており、社外取締役比率の高い企業が危険な税負担削減行動を行うことを示唆する。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、社外取締役との関係は、40パーセンタイルおよび70パーセンタイルから90パーセンタイルまで統計的に有意に正の関係となっている。したがって、社外取締役の比率が高く、取締役会の独立性が高い企業は、危険な裁量的税負担削減行動を行うことが示唆される。これらの結果は、企業の社外取締役比率が高く、取締役会の独立性が高い企業では危険な税負担削減行動を行わず、危険でない税負担削減行動を行うとした仮説 2 に一致しない。最小二乗法および分位点回帰分析による予測に一致しない結果は、社外取締役比率の高い企業が企業の全体的な税負担削減行動を行うだけでなく、危険な税負担削減行動をも行うことを示唆している。これらの結果から、社外取締役は企業に対するガバナンスとして機能していない可能性がある。

表 5 のパネル A およびパネル B で示す最小二乗法による分析結果は、3 年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと株式インセンティブ報酬 (CEOIncentive) の間の係数が 0.000 (t 値 0.09) および 0.002 (t 値 3.49) となり、会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には、仮説 3 に一致し、統計的に有意な値となっている。各分位点の分析結果は、被説明変数に 3 年平均当期実効税率を用いた場合、株式インセンティブ報酬との関係において統計的に有意な関係は見られなかった。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、株式インセンティ

ブ報酬との関係は、30パーセンタイルから90パーセンタイルで統計的に有意に正の関係となっている。したがって、取締役に株式インセンティブ報酬を採用している企業は、裁量的税負担削減行動を行うことが示唆される。これらの結果は、取締役に株式インセンティブ報酬を採用している企業が危険な税負担削減行動を行い、危険でない税負担削減行動を行わないとした仮説3に一致しない。危険でない税負担削減行動を行わないという分析結果は得られなかったが、株式インセンティブ報酬が、取締役に対して企業価値を向上させる動機づけとなっていることが示唆される。

最後に、コントロール変数との関係について説明する。表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと取締役会規模（LogNumDirs）との関係が、予測に一致し、統計的に有意な関係となっている。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、取締役会規模との関係が、10パーセンタイルから80パーセンタイルまでで統計的に有意に正の値となっている。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には、取締役会規模との関係が、20パーセンタイルから90パーセンタイルまでで統計的に有意に負の値となっている。したがって、この分析結果は、取締役会規模が大きいほど税負担削減行動を行わないことを示唆する。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率と監査役会規模（LogNumAud）の間に、予測に一致せず、統計的に有意な関係が見られる。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、監査役会規模との関係が、60パーセンタイルから90パーセンタイルまでで統計的に有意に負の値となっている。したがって、この分析結果は、監査役会規模が大きいほど危険でない税負担削減行動を行うことを示唆する。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3

年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと外国法人等の保有比率（FRGN）の間に、予測に一致し、統計的に有意な関係が見られる。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、外国法人等の保有比率との関係が、20パーセンタイルと30パーセンタイルで統計的に有意に正の値となり、50パーセンタイルから90パーセンタイルまでで統計的に有意に負の値となっている。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、外国法人等の保有比率との関係は、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に正の値となっている。したがって、この分析結果は、外国法人等の保有比率が大きい企業ほど、危険な税負担削減行動を行わないけれども、危険でない税負担削減行動を行うことを示唆する。このことから、外国法人等の保有比率の高い企業では、企業価値向上に資するために税負担削減行動を行っていると考えられる。一方で、外国法人等の保有比率が高い企業ほど、危険な裁量的税負担削減行動も危険でない裁量的税負担削減行動も行うことを示唆する。これは、外国法人等の保有比率の高い企業では、危険な裁量的税負担削減行動も行っており、税額控除や受取配当金の益金不算入制度等を利用することにより税負担を軽減していると考えられる。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率と国家間の税率差異（FORTAX）の間に、予測に一致し、統計的に有意な関係が見られる。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、国家間の税率差異との関係は、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に正の値となっている。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には、国家間の税率差異との関係は、20パーセンタイルから90パーセンタイルまでで統計的に有意に負の値となっている。したがって、この分析結果は、諸外国よりも税率の高いわが国では、国家間の税率差異が大きいほど、その分わが国企業の税負担も小さくなることを示唆する。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと多国籍企業（MNE）の間に、統計的に有意な結果は得られなかった。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、多国籍企業との関係は、10パーセンタイルおよび90パーセンタイルで統計的に有意に正の値となっているが、30パーセンタイルから70パーセンタイルまでで統計的に有意に負の値となっている。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、多国籍企業との関係は、10パーセンタイルと20パーセンタイルで統計的に有意に負の値となり、60パーセンタイルから90パーセンタイルまでで統計的に有意に正の値となっている。したがって、この分析結果は、多国籍企業が危険な裁量的税負担削減行動を行うけれども、危険でない裁量的税負担削減行動は行わないことを示唆している。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率と売上高（LogSales）の間に、予測に一致し、統計的に有意な関係が見られるが、会計利益・課税所得裁量的差異と売上高（LogSales）の間に、統計的に有意な結果は得られていない。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、売上高との関係は、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に正の値となっている。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には、売上高との関係は、10パーセンタイルから50パーセンタイルまで統計的に有意に負の値となっており、70パーセンタイルから90パーセンタイルまで統計的に有意に正の値となっている。したがって、この分析結果は、売上高が大きいほど政治コストが生じるため税負担削減行動を行わないことが示唆される。しかし、売上高が大きい企業は、危険な裁量的税負担削減行動を行うが、危険でない裁量的税負担削減行動を行わないことが示唆される。

表5のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3

年平均当期実効税率と総資産（LogAsset）の間に、予測に一致し、統計的に有意な関係が見られる。各分位点の結果は、被説明変数に3年平均当期実効税率を用いた場合、総資産との関係が、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に負の値となっている。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、総資産との関係は、10パーセンタイルと30パーセンタイルで統計的に有意に正の値となり、50パーセンタイルから90パーセンタイルまで統計的に有意に負の値となっている。したがって、この分析結果は、総資産が大きい企業ほど税務計画機会を有するため、税負担削減行動を行うことが示唆される。しかし、総資産が大きい企業は、危険な裁量的税負担削減行動を行わず、危険でない裁量的税負担削減行動を行うことが示唆される。

## 第5節 追加分析

前節の最小二乗法による分析結果から、税負担削減行動の尺度として会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には、売上高および総資産それぞれの間に統計的に有意な結果が得られていない。各分位点ごとの分析では、売上高が60パーセンタイル、総資産が40パーセンタイルで統計的に有意な結果が得られていない。したがって、売上高と総資産の両方を1つの回帰式に含めることにより、有意水準の低下が見られており、多重共線性の問題が生じている可能性がある。そこで、この2つの変数をコントロールすることにより、分析結果に重大な影響を及ぼしていないかどうかを検証するため、売上高と総資産のどちらか一方をコントロールして分析する。表6パネルAでは、企業規模の代理変数として売上高をコントロールした結果を示す。パネルBでは、企業規模の代理変数として総資産をコントロールした結果を示す。

表6のパネルAで示す最小二乗法による分析結果は、会計利益・課税所

得裁量的差異と売上高（LogSales）の間に、予測に一致し、統計的に有意に負の関係が見られる。各分位点の結果は、被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、売上高との関係が、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に負の値となっている。一方で、表6のパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、会計利益・課税所得裁量的差異と総資産（LogAsset）の間に、予測に一致せず、統計的に有意に負の関係が見られる。各分位点の結果は、被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、売上高との関係が、10パーセンタイルから90パーセンタイルまで一貫して統計的に有意に負の値となっている。したがって、最小二乗法および各分位点での結果は、両変数ともに統計的に有意に負の値となっている。このことから、売上高と総資産の両変数をコントロールすることにより有意水準の低下が見られることから、被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いる場合には、推定結果に対して多重共線性の影響があるようである。

そこで、売上高と総資産のどちらか一方をコントロールして分析を行った表6パネルAおよびパネルBを、売上高と総資産の両変数をコントロールした前節の結果と比較すると、推定精度の低下が見られたのは、取締役会の財務・税務専門性であった。表6パネルAの各分位点の結果は、被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合、取締役会の財務・税務専門性との関係が、10パーセンタイル、70パーセンタイルおよび80パーセンタイルで統計的に有意な結果が得られている。これは、財務・税務専門性の高い取締役会を有する企業が、危険な税負担削減行動を行い、危険でない税負担削減行動を行うことを示唆している。しかし、前節の分析では、70パーセンタイルおよび80パーセンタイルで統計的に有意な結果は得られていなかった。したがって、前節の分析結果と同様に仮説1-1に一致した結果は得られていない。その他の変数については、前節と同様の結果が得られている。

前節では、株式インセンティブ報酬の尺度として、ストックオプション、株式取得型報酬もしくは株式交付信託を用いて分析を行った。コーポレートガバナンス・コード4-2取締役会の役割と責務（2）では、「経営陣の報酬については、中長期的な会社の業績や潜在的リスクを反映させ、健全な起業家精神の發揮に資するようなインセンティブづけを行うべき」であり、補足原則4-2①では、「中長期的な業績と連動する報酬の割合や、現金報酬と自社株報酬との割合を適切に設定すべきである」とされている。そこで、前節の分析で用いた株式インセンティブ報酬（ストックオプション、株式取得型報酬もしくは株式交付信託を導入しているかどうか）に加えて、業績連動報酬との関係も検証する。

分析に必要な業績連動報酬（PerformanceFee）に関するデータは、有価証券報告書の「コーポレート・ガバナンスの状況」のうち、役員の報酬内容において、賞与が支給されている場合や「業績に連動する報酬」についての記載があるものを手集計した。しかし、「業績に連動する報酬」については、企業によっては有価証券報告書に具体的に記載されていないことから、その算定方法が税引前利益に連動するのか、税引後利益に連動するのかを区別していない。また、税制適格利益連動給与に該当する場合には損金の額に算入されるため、税負担が軽減される要因になるけれども、サンプル数が小さいことから、税制適格か否かを区別していない。なお、業績連動報酬に関するデータは、ストックオプション、株式取得型報酬もしくは株式交付信託を導入している場合を除いている。

この分析の結果は、表7に示している。表7のパネルAおよびパネルBで示す最小二乗法による分析結果は、3年平均当期実効税率および会計利益・課税所得裁量的差異それぞれと業績連動報酬（PerformanceFee）の間の係数が、-0.004（t値-0.95）と0.001（t値1.13）となり、統計的に有意な値となっていない。

それに対して、各分位点の分析結果は、被説明変数に3年平均当期実効

税率を用いた場合、業績連動報酬との関係が、70パーセンタイルおよび80パーセンタイルで統計的に有意に負の値となっている。したがって、取締役に対して業績連動報酬を採用している企業は、危険でない税負担削減行動を行うことが示唆された。被説明変数に会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には、10パーセンタイルから80パーセンタイルまで統計的に有意に正の値となっている。したがって、取締役に対して業績連動報酬を採用している企業は、危険でない裁量的税負担削減行動を行うことが示唆されている。前節の分析結果のうち、取締役に株式インセンティブ報酬を採用している企業では、危険な税負担削減行動が行われており、この分析結果に一致しない。このような分析結果の相違は、業績連動報酬の尺度が税引前利益に連動するのか、税引後利益に連動するのかを区別していないことが原因であると考えられる。

表6 積健性チェック

ペネル A 売上高と会計利益・課税所得裁量の差異の関係

	OLS			Quantile		
	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60
Intercept	0.038 *** (8.74)	-0.003 (-0.54)	0.006*** (1.99)	0.013*** (3.36)	0.024*** (6.99)	0.034*** (10.34)
LogNumFinExp_D	0.000 (0.02)	-0.004** (-1.96)	-0.001 (-0.73)	0.000 (-0.17)	0.000 (0.05)	0.001 (0.26)
LogNumFinExp_A	-0.001 ** (-2.35)	-0.003*** (-3.83)	-0.002*** (-3.65)	-0.001*** (-3.36)	-0.001*** (-3.62)	-0.001*** (-3.48)
PctIndep	0.005** (2.23)	-0.001 (-0.40)	0.001 (0.42)	0.002* (1.23)	0.001* (1.88)	0.002* (0.80)
CEOIncentive	0.002*** (3.70)	-0.001 (-1.43)	0.000 (0.64)	0.001*** (1.23)	0.001*** (2.13)	0.001*** (2.64)
LogNumDirS	-0.005*** (-5.53)	0.000 (-0.27)	-0.001*** (-1.34)	-0.002*** (-1.95)	-0.002*** (-4.29)	-0.002*** (-4.36)
LogNumAud	-0.002 (-1.14)	0.003* (1.30)	0.001 (1.87)	0.000 (0.98)	0.000 (-0.10)	0.000 (-0.25)
FRGN	0.017*** (5.53)	0.011*** (2.97)	0.017*** (7.44)	0.016*** (9.09)	0.015*** (8.16)	0.015*** (8.42)
FORTAX	-0.038*** (-4.56)	-0.007 (-0.69)	-0.015** (-2.04)	-0.025*** (-2.68)	-0.042*** (-5.34)	-0.060*** (-7.64)
MNE	0.001 (1.20)	-0.002*** (-2.86)	-0.015** (-2.11)	-0.015** (-1.09)	0.000 (1.11)	0.001*** (1.71)

## ペネル A 総資産と会計利益・課税所得収量の差異の関係（標準化）

LogSales	-0.002*** (-6.77)	-0.002*** (-6.90)	-0.002*** (-10.00)	-0.002*** (-11.53)	-0.002*** (-10.14)	-0.002*** (-10.29)	-0.002*** (-9.09)	-0.002*** (-7.14)	-0.002*** (-6.31)	-0.002*** (-2.45)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R <sup>2</sup>	0.088									

Pseudo R<sup>2</sup>

0.106 0.096 0.084 0.079

0.076 0.076 0.078 0.085 0.096

(注1) OLSによる分析結果のうち、括弧内のt値はクラスター補正した標準誤差によるものである。  
(注2) \*\*\*は1%水準、 \*\*は5%水準、 \*は10%水準。(両側検定)。

## ペネル B 総資産と会計利益・課税所得収量の差異の関係

	OLS				Quantile				0.051*** (0.43) 0.043*** (0.35)	0.065*** (12.15) 0.051*** (11.59)	0.086*** (14.32) 0.065*** (12.15)
	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80			
Intercept	0.038 *** (8.84)	-0.007 (-1.36)	0.004 (1.31)	0.011*** (3.01)	0.024*** (7.35)	0.034*** (10.35)	0.043*** (11.59)	0.043*** (12.15)	0.051*** (12.15)	0.065*** (14.32)	0.086*** (14.32)
LogNumFinExp_D	0.000 (-0.14)	-0.003 (-1.40)	-0.002 (-1.42)	0.000 (-0.31)	0.000 (-0.24)	0.000 (-0.09)	0.001 (0.43)	0.001 (1.56)	0.002 (1.52)	0.003 (2.23)	0.003 (2.46)
LogNumFinExp_A	-0.001** (-2.38)	-0.003*** (-3.87)	-0.002*** (-4.25)	-0.001*** (-3.31)	-0.001*** (-3.13)	-0.001*** (-2.52)	-0.001*** (-3.07)	-0.001*** (-3.29)	-0.002*** (-2.96)	-0.002*** (-2.96)	-0.003* (-1.90)
PctIndsp	0.004** (2.20)	-0.001 (-0.31)	0.001 (0.40)	0.002 (1.17)	0.001 (1.22)	0.002 (1.60)	0.002 (1.34)	0.002 (1.77)	0.003* (2.08)	0.005** (2.08)	0.010** (1.98)
CEOIncentive	0.002*** (3.47)	-0.001 (-0.68)	0.000 (-0.21)	0.001 (1.34)	0.001 (1.60)	0.001*** (2.34)	0.001*** (3.79)	0.001*** (4.05)	0.002*** (4.15)	0.003*** (4.15)	0.005*** (4.27)
LogNumDir	-0.005*** (-5.03)	-0.001 (-1.15)	-0.001** (-2.25)	-0.002*** (-2.74)	-0.002*** (-3.41)	-0.002*** (-3.88)	-0.002*** (-4.26)	-0.003*** (-3.81)	-0.004*** (-4.37)	-0.008*** (-3.77)	-0.008*** (-3.77)

## ハネル B 売上高と会計利益・課税所得数量的差異の関係（続き）

LogNumAud	-0.001 (-0.64)	0.001 (0.36)	0.000 (0.29)	-0.001 (-0.52)	0.000 (-0.31)	-0.001 (-0.86)	-0.001 (-1.28)	-0.002 (-4.04)
FRGN	0.020*** (6.11)	0.008** (2.41)	0.014*** (6.37)	0.015*** (8.01)	0.017*** (8.65)	0.019*** (9.21)	0.017*** (7.41)	0.019*** (5.78)
FORTAX	-0.037*** (-4.45)	-0.001 (-0.09)	-0.013* (-1.85)	-0.023*** (-2.66)	-0.044*** (-5.83)	-0.061*** (-8.39)	-0.074*** (-8.48)	-0.077*** (-9.03)
MNE	0.001 (1.28)	-0.002*** (-3.21)	-0.001** (-2.27)	-0.001* (-0.72)	0.000 (-0.14)	0.000 (1.16)	0.002*** (2.85)	-0.073*** (4.00)
LogAsset	-0.022*** (-7.17)	-0.001*** (-3.59)	-0.001*** (-6.46)	-0.001*** (-7.68)	-0.002*** (-8.95)	-0.002*** (-10.34)	-0.002*** (-9.86)	-0.003*** (-4.23)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R <sup>2</sup>	0.090							
Pseudo R <sup>2</sup>		0.100	0.090	0.080	0.077	0.076	0.078	0.081
								0.100

(注1) OLSによる分析結果のうち、括弧内のt値はグラスダック補正した標準誤差によるものである。

(注2) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

表7 追加分析結果  
ペナル A コーポレート・ガバナンスと3年平均当期累計税率の関係

OLS		Quantile								
	OLS	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.224*** (5.90)	-0.230*** (-3.08)	-0.003 (-0.05)	0.143*** (3.72)	0.233*** (7.14)	0.256*** (8.11)	0.310*** (8.23)	0.363*** (9.84)	0.450*** (9.93)	0.570*** (8.91)
LogNumFinExp_D	0.021* (1.68)	-0.022 (-0.61)	0.037 (1.24)	0.021 (1.58)	0.015 (1.45)	0.016* (1.94)	0.020** (2.14)	0.023** (2.30)	0.022 (1.62)	0.033 (1.33)
LogNumFinExp_A	0.012** (0.239)	0.022* (1.80)	0.012 (1.93)	0.007 (1.12)	0.009* (1.88)	0.013*** (3.66)	0.011*** (2.90)	0.014*** (3.49)	0.015*** (2.79)	0.019** (2.16)
PctIndep	-0.1113*** (-6.56)	-0.206*** (-5.96)	-0.186*** (-5.29)	-0.140*** (-5.77)	-0.100*** (-5.51)	-0.068*** (-4.45)	-0.046*** (-3.54)	-0.042*** (-3.15)	-0.012 (-0.62)	-0.009 (-0.31)
CEOIncentive	0.001 (0.13)	0.011 (1.08)	0.001 (0.12)	0.004 (0.70)	-0.002 (-0.53)	-0.002 (-0.55)	-0.002 (-0.87)	-0.003 (-0.95)	-0.005 (-0.90)	-0.008 (-0.85)
PerformanceFee	-0.004 (-0.95)	-0.001 (-0.11)	0.004 (0.47)	0.004 (0.81)	0.002 (0.48)	-0.002 (-0.67)	-0.002 (-1.54)	-0.003 (-1.92)	-0.006* (-2.86)	-0.010 (-1.26)
LogNumDir	0.050*** (6.44)	0.103*** (5.85)	0.088*** (6.32)	0.044*** (4.89)	0.026*** (3.82)	0.028*** (5.01)	0.023*** (3.57)	0.016*** (2.57)	0.018** (1.99)	0.011 (0.85)
LogNumAud	-0.032* (-1.94)	-0.028 (-0.72)	-0.019 (-0.63)	0.008 (0.40)	-0.007 (-0.45)	-0.016 (-1.31)	-0.030** (-2.23)	-0.030** (-2.15)	-0.038** (-2.31)	-0.058** (-2.06)
FRGN	-0.087*** (-3.60)	0.038 (0.65)	0.080* (1.93)	0.055** (2.37)	0.012 (0.57)	-0.042** (-2.48)	-0.074*** (-4.17)	-0.106*** (-5.94)	-0.156*** (-6.73)	-0.280*** (-8.24)
FORTAX	0.0403*** (5.45)	0.290*** (2.25)	0.401*** (3.89)	0.576*** (7.59)	0.673*** (10.12)	0.710*** (10.36)	0.663*** (7.64)	0.562*** (7.25)	0.395*** (4.35)	0.314*** (2.43)

## ハネル A コーポレート・ガバナンスと3年平均当期実効税率の関係(続き)

MNE	0.001	0.021*	-0.013	-0.013**	-0.010**	-0.011***	-0.007**	-0.009**	-0.003	0.015
(0.30)	(1.81)	(-1.35)	(-1.98)	(-2.22)	(-3.14)	(-2.10)	(-2.17)	(-0.69)	(1.50)	
LogSales	0.033***	0.048***	0.042***	0.022***	0.025***	0.028***	0.029***	0.030***	0.031***	0.037***
(6.69)	(4.04)	(4.01)	(3.41)	(4.88)	(7.17)	(8.40)	(8.62)	(6.68)	(4.72)	
LogAsset	-0.023***	-0.027**	-0.033***	-0.024***	-0.024***	-0.027***	-0.026***	-0.025***	-0.024***	-0.026***
(-4.28)	(-2.10)	(-3.12)	(-3.02)	(-4.39)	(-6.05)	(-6.84)	(-6.42)	(-4.73)	(-3.06)	
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Adj R <sup>2</sup>	0.104		0.096	0.081	0.078	0.082	0.084	0.084	0.083	0.086
Pseudo R <sup>2</sup>										

(注1) OLSによる分析結果のうち、括弧内のt値はクラスター補正した標準誤差によるものである。

(注2) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す(両側検定)。

## ハネル B コーポレート・ガバナンスと会計利益・課税所得数量的差異の関係

	OLS					Quantile					
	Intercept	0.038*** (8.85)	0.004 (-0.81)	0.004 (1.33)	0.013*** (3.32)	0.025*** (7.42)	0.032*** (10.61)	0.043*** (11.57)	0.050*** (12.87)	0.062*** (14.80)	0.084*** (8.52)
LogNumFinExp_D	0.000	-0.003* (-0.09)	-0.001 (-1.70)	0.000 (-0.84)	0.000 (-0.22)	0.000 (0.11)	0.000 (-0.02)	0.001 (0.76)	0.002 (1.59)	0.003 (1.24)	-0.002 (-0.72)
LogNumFinExp_A	-0.001** (-2.36)	-0.003*** (-3.61)	-0.002*** (-3.74)	-0.001*** (-3.22)	-0.001*** (-3.55)	-0.001*** (-3.70)	-0.001*** (-2.58)	-0.002*** (-3.55)	-0.002*** (-2.57)	-0.003** (-2.02)	
PctIndep	0.004** (2.12)	-0.001 (-0.73)	0.001 (0.62)	0.002 (1.29)	0.002* (1.88)	0.002* (1.43)	0.002* (1.22)	0.003* (1.65)	0.005** (2.11)	0.011** (2.00)	

ノペナル B ユーポレート・ガバナンスと会計利益・課税所得調整的差異の関係（続き）									
CEOincentive	0.002*** (3.43)	-0.001 (-0.97)	0.000 (-0.40)	0.001* (1.06)	0.001** (2.37)	0.001** (3.30)	0.002*** (3.83)	0.003*** (3.90)	0.005*** (2.91)
PerformanceFee	0.001** (1.13)	0.001*** (2.12)	0.001*** (2.77)	0.001*** (3.09)	0.001*** (2.76)	0.001*** (3.44)	0.001* (2.66)	0.001* (1.88)	0.000 (0.25)
LogNumDir	-0.003*** (-5.04)	-0.001* (-1.90)	-0.000** (-2.14)	-0.002*** (-3.86)	-0.002*** (-3.82)	-0.003*** (-4.29)	-0.005*** (-4.54)	-0.009*** (-5.10)	-0.009*** (-4.34)
LogNumAud	-0.001 (-0.64)	0.002 (0.77)	0.003* (1.93)	0.001 (1.13)	0.000 (-0.05)	0.000 (0.15)	-0.001 (-0.44)	-0.001 (-0.99)	-0.003* (-1.65)
FRGN	0.020*** (6.09)	0.008*** (2.57)	0.013*** (5.12)	0.014*** (7.28)	0.015*** (7.69)	0.018*** (8.61)	0.017*** (8.20)	0.016*** (6.27)	0.019*** (5.52)
FORTAX	-0.038*** (-4.46)	-0.006 (-0.66)	-0.017*** (-2.11)	-0.027*** (-2.92)	-0.045*** (-5.74)	-0.059*** (-7.55)	-0.073*** (-8.34)	-0.075*** (-8.89)	-0.077*** (-8.20)
MNE	0.001 (1.24)	-0.002*** (-3.08)	-0.001*** (-2.71)	0.000 (-1.18)	0.000 (0.54)	0.001 (1.58)	0.001*** (2.72)	0.002*** (3.46)	0.003*** (4.09)
LogSales	0.000 (-0.32)	-0.004*** (-9.41)	-0.003*** (-9.73)	-0.002*** (-8.02)	-0.002*** (-5.33)	-0.001*** (-2.69)	-0.001*** (-0.56)	0.002*** (2.64)	0.003*** (2.88)
LogAsset	-0.002*** (-3.51)	0.003*** (5.49)	0.001*** (3.76)	0.001*** (2.25)	0.000 (-0.18)	-0.001*** (-3.51)	-0.002*** (-5.26)	-0.003*** (-7.31)	-0.004*** (-6.87)
Year	YES YES								
Industry									
Adj R <sup>2</sup>	0.090								
Pseudo R <sup>2</sup>		0.112	0.098	0.085	0.079	0.078	0.082	0.090	0.103

(注1) OLSによる分析結果のうち、括弧内のt値はクラスター補正した標準誤差によるものである。

(注2) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

## 第6節 おわりに

本稿の分析では、わが国企業の税負担削減行動、コーポレート・ガバナンスおよびインセンティブ報酬の関係を実証的に分析した。その結果、次のことが明らかになった。

財務・税務専門性の高い取締役会および監査役会を有する企業は、危険な税負担削減行動も、危険でない税負担削減行動も行っていないことから、財務・税務専門家はその専門性を發揮できていないことが明らかになった。したがって、財務・税務専門家は、税負担を軽減することによる企業価値の向上という観点からはガバナンスとして機能していないと考えられる。また、社外取締役比率の高い企業が危険でない税負担削減行動だけでなく危険な税負担削減行動も行うことが示唆されており、社外取締役は企業に対するガバナンスとして機能していない可能性がある。さらに、株式インセンティブ報酬が、取締役に企業価値向上を向上させる動機づけとなっていることが示唆された。

本稿での分析結果から、次の2点が税務会計研究に貢献するものである。まず、コーポレートガバナンス・コードが公表される以前において、財務・税務専門性の高い取締役会および監査役会が税負担の軽減によって企業価値を向上させておらず、ガバナンスとして十分に機能していないかもしれないことを指摘した点である。さらに、株式インセンティブ報酬としてストックオプションだけでなく、株式取得型報酬および株式交付信託を導入しているかどうかを含めて分析することにより、株式インセンティブ報酬がどのように影響するのかを指摘した点である。

本稿の分析対象期間は、2012年3月期から2015年2月期までの3年間であった。したがって、2015年6月にコーポレートガバナンス・コードが公表され、上場会社にその原則を実施することが求められたため、それ以

降にどのような変化があったのかを分析する必要がある。実際、本稿の分析期間においては、取締役会に財務および税務の専門家が選任されている人数や社外取締役の人数が少ないとから、コーポレートガバナンス・コード原則を実施以降、より企業のガバナンス水準が向上すると考えられる。また、財務・税務に関する専門家を、公認会計士または税理士の資格保有者、国税専門官および国税庁長官または副長官経験者としたが、それぞれの経歴の違いが税負担削減行動にどのような影響を及ぼすのかを検証することが今後の課題として残されている。

### 【脚注】

- 1 本稿において税負担削減行動は、合法、違法、あるいはどちらかはっきりしない灰色領域を含む、あらゆる方法を用いて課税所得の減少や税金支払額の削減を行うことを意味する。
- 2 これは、大企業の税務コンプライアンス（納税者が納税義務を自発的かつ適正に履行すること）の維持・向上には、トップマネジメントの積極的な関与・指導の下、大企業が自ら税務に関するコーポレート・ガバナンス（税務についてトップマネジメントが自ら適正申告の確保に積極的に関与し、必要な内部統制を整備すること）を充実させていくことが重要、かつ、効果的であることから、その充実を促進するものである。具体的な取り組みとしては、国税局特別国税調査所掌法人への実地調査や、企業のトップマネジメントとの面談等を行うことである（国税庁 2016）。
- 3 コーポレート・ガバナンスの目的は、長期的な投資、金融の安定及びビジネスの秩序を促進するために必要な、信頼性、透明性及び説明責任に係る環境を構築することを手助けし、それによって、より力強い成長とより包摂的な社会をサポートすることである（コーポレート・ガバナンス原則、7頁）。OECDコーポレート・ガバナンス原則は、このための標準を提供するものであり、健全なコーポレート・ガバナンスの枠組みの主要な構成要素を明示し、国レベルでの実施のための実践的なガイダンスを提供している（コーポレート・ガバナンス原則、7頁）。
- 4 Desai and Dharmapala (2006) では、税負担削減行動を会計利益計算に起因する部分とそれ以外に起因する部分に分けるために、会計利益計算による影響を表す変数として全会計発生高（TA）を用い、 $BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 TA_{it} + \varepsilon_{it}$  の式によって推定した残差を、会計利益・課税所得異常差異（residual book-tax gap）としている。この会計利益・課税所得異常差異は、税負担削減行動を表す尺度のうちの1つである。

- 5 The Investor Responsibility Research Center (IRRC: 企業情報調査機関) が22の乗っ取り防止策を突き止めており、IRRCで公表された0から24の数値のうち、低い値は強引な乗っ取りを防ぎ、高い値は乗っ取られる可能性が高いことを表す。この数値が7以下であれば、ガバナンスの強い企業、7を超える場合はガバナンスの弱い企業であるとしている。Desai and Dharmapala (2006) のコーポレート・ガバナンスの尺度は、ガバナンスの強い企業であれば1、それ以外を0としている。
- 6 経営者の上位5人の全報酬に対するストックオプション交付率。
- 7 会計実効税率は、当期税金費用と繰延税金費用の合計である総税金費用を税引前利益で控除することにより算定したものである。この会計実効税率は、税負担削減行動を表す尺度のうちの1つである。
- 8 現金実効税率は、当期税金支払額を税引前利益から特別項目を差し引いた金額で除して算定したものである。この現金実効税率は、税負担削減行動を表す尺度のうちの1つである。
- 9 本稿において、危険な税負担削減行動とは、税務当局から目を付けられるような、多額の税負担の軽減を行っている行為を意味する。
- 10 諸外国の先行研究では、研究によって異なるが3年から10年の長期現金実効税率が用いられている (Hanlon and Heitzman 2010)。わが国の先行研究は、奥田・山下 (2011) が5年間の当期実効税率を用いている。
- 11 本稿では、3年平均当期実効税率を算定する際、2012年3月期から2013年2月期の当期実効税率を基準とする場合には、2011年3月期から2014年2月期の当期実効税率を足し合わせ、3で除している。
- 12 会計利益・課税所得差異は、税引前利益から課税所得を差し引き算定する尺度である。
- 13 法定実効税率は、次のように算定する。

$$\text{法定実効税率} = \frac{\text{法人税率} \times (1 + \text{道府県民税法人税割税率} + \text{市町村民税法人税割税率} + \text{地方法人税率}) + \text{事業税} \times (1 + \text{地方法人特別税率})}{1 + \text{事業税率} \times (1 + \text{地方法人特別税率})}$$

- 14 税務上は、のれんという資産勘定ではなく、資産調整勘定とされる。
- 15 最小二乗法では、被説明変数の条件付き平均を推定するが、分位点回帰分析では、被説明変数の条件付き分位点を推定する。
- 16 外国子会社の税率差異等は、「子会社との税率差異」、「連結子会社との税率差異」および「在外子会社の税率差異」と表示されていた場合も含む。
- 17 多国籍企業の指標として海外売上高を用いた場合、海外に子会社等をもたないが、輸出のみを行う企業が含まれることになるため、本稿では、為替換算調整勘定を利用する。
- 18 分位点回帰分析結果において、税負担削減行動の尺度として3年平均当期実効税率を用いたとき、最も危険な税負担削減行動を表すのは、10パーセンタイルで統計的に有意に負の値となった場合であり、最も危険でない税負担削減行動を表すのは、90パーセンタイルで統計的に有意に正の値となった場合である。税負担削減行動の尺度として会計利益・課税所得裁量的差異を用いたとき、最も危険な税負担削減行動を表すのは、90パーセンタイルで統計的に有意に正の値となった場合であり、最も危険でない税負担削減行動を表すのは、10パーセンタイルで統計的に有意に負の値となった場合である。

### 【参考文献】

- 大沼宏 2015 『租税負担削減行動の経済的要因—租税負担削減行動インセンティブの実証分析』同文館出版。
- 奥田真也・山下裕企 2011 「日本における長期カレント実効税率の実態と規定要因『産業経理』第71号 45-54頁。
- 経済産業省 2017 『「攻めの経営」を促す役員報酬～企業の持続的成長のためのインセンティブプラン導入の手引～』平成30年1月20日  
<http://www.meti.go.jp/press/2017/09/20170929004/20170929004-1.pdf> より入手。
- 鈴木一水 2013 『税務会計分析——税務計画と税務計算の統合——』森山書店。
- 山下裕企 2010 「税負担削減行動』『経営総合科学』第94号 9-30頁。
- 山下裕企・音川和久 2009 「日本における株式持合が税負担削減行動に与える影響』『神戸大学ディスカッション・ペーパー』第40号。
- Armstrong, C., J. Blouin, A. Jagolinzer, and D. Larcker. 2015. Corporate governance, incentives, and tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics* 60 (1) : 1-17.
- Desai, A., and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 (1) : 145-179.
- Dyreng, S., M. Hanlon, E. Maydew, and J. Thornock. 2017. Changes in corporate effective tax rates over the past 25 years. *Journal of Financial Economics* 124 (3) : 441-463.
- Frank, M., L. Lynch, and S. Rego. 2009. Are financial and tax reporting aggressiveness reflective of broader corporate policies? *The Accounting Review* 84 (2) : 467-498.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick. 2003. Corporate governance and equity price. *The Quarterly Journal of Economics* 118 (1) : 107-155.
- Green, W. 2011. *Econometric analysis*. Pearson Education; International ed of seventh revised ed.
- Hanlon, M., and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3) : 127-178.
- Maddala, G. 1992. Introduction to Econometrics, 2nd edition, Prentice-Hall. (和合 肇訳 1996 『計量経済分析の方法』 シーエーピー出版社。)
- Minnick, K., and T. Noga. 2010. Do corporate governance characteristics influence tax management? *Journal of Corporate Finance* 16 (5) : 703-718.
- OECD. 2015. 『G20/OECD コーポレート・ガバナンス原則』平成29年11月11日  
[http://www.oecd-ilibrary.org/governance/g20-oecd\\_9789264250659-ja](http://www.oecd-ilibrary.org/governance/g20-oecd_9789264250659-ja) より入手。
- Rego, S., and R. Wilson. 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research* 50 (3) : 775-810.
- Scholes, M., M. Wolfson, M. Erickson, M. Hanlon, E. Maydew, and T. Shevlin. 2014. Taxes and business strategy: A planning approach, fifth ed. Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.

## 付録1 多重共線性の問題と評価

多重共線性とは、説明変数が高い相関をもつ状況のことである (Maddala 1992, 191頁)。Maddala (1992) は、説明変数間の高い相関は、必ずしも問題ではないと述べている。そこで、どのような場合に問題になるのかを明らかにするために、まずは多重共線性が生じる状況について説明する。

変数が完全に相関するとき、「完全な多重共線性」が生じる (Maddala 1992, 192頁)。この状況について詳しく説明するために、次のモデルを考える。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \mu \quad (i=1,2,\cdots,n) \quad (1.1)$$

(1.1) 式から、 $\beta_1$ の最小自乗推定量は、

$$\hat{\beta}_1 = (X'X)^{-1}X'Y \quad (1.2)$$

となる。 $\hat{\beta}_1$ の分散は、

$$V(\hat{\beta}_1) = \hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1} \quad (1.3)$$

となる。完全に相関する2つの変数が1つのモデルに存在しているとき、行列の階数がnよりも小さくなるならば、行列の中に成分の同じ行(列)が含まれることになる。この行列はランク落ちし、 $(X'X)^{-1}$ で表される逆行列は存在しなくなる。したがって、 $\hat{\beta}_1$ もその分散( $V(\hat{\beta}_1)$ )も計算できない。より説明を簡便にするため、 $\hat{\beta}_1$ の分散について行列を用いて

説明する。(1. 3) 式を書き直すと、

$$V(\hat{\beta}_1) = \frac{\hat{\sigma}^2}{(1-R^2) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1.4)$$

となる。2つの変数が完全に相関するとき、 $R^2$ は1になるので、 $\hat{\beta}_1$ の分散 ( $V(\hat{\beta}_1)$ ) は無限になる (Green 2011, p130)。母分散の正の平方根が標準誤差であるため、分散が無限になる場合には、標準誤差が求められず、OLSの推定ができない。しかしながら、第4節の分析では推定することができますので、完全な多重共線性は生じていない。

モデルを推定する際によく見られるケースは、変数間の相関は高いが、完全には相関していない場合である (Maddala 1992, 192頁; Green 2011, p129)。変数間の相関が高い場合には、次のような症状が現れる (Maddala 1992, 193頁; Green 2011, p129)。

- ①データ（観測値）の小さな変化がパラメータの推定値の大きな変動をもたらすこと。
- ②係数は、それらがともに有意で、その回帰に対する決定係数がかなり高い場合であっても、非常に高い標準誤差および低い有意水準になりうる。
- ③係数は「間違った」符号、もしくは信じがたい大きさになるかもしれないことがある。

では、なぜ、①から③の症状が現れるのか。①および③は、実際に観測値を増やしたり減らしたりすると、分散と共分散が変化するからである (Maddala 1992, 193頁)。②は、次の理由によるものである。(1.4) 式からわかるように、変数間の相関 ( $R^2$ ) が高い場合、分母が小さくなるため、 $\hat{\beta}_1$ の分散 ( $V(\hat{\beta}_1)$ ) が大きくなる。その結果、母分散の正の平方根

である標準誤差も大きくなる。有意水準を表すt値は、係数を標準誤差で除して求められる。そのため、標準誤差が大きいとき、t値は小さくなるので、有意水準が低下する。

①から③までの症状から、このような症状が現れない場合には、多重共線性の問題は生じていないといえる。つまり、多重共線性の問題が生じていない状況では、標準誤差が低くなり、有意水準が高くなる。したがって、多重共線性がパラメーターの推定で重要な問題になるかどうかを判断するのに使えるのは、標準誤差とt値である（Maddala 1992, 195頁）。

もちろん、説明変数間の相関係数が低ければ、状況はよいに違いない（Maddala 1992, 195頁）。しかし、変数間の相関が高くても、 $\hat{\beta}_1$ の分散（ $V(\hat{\beta}_1)$ ）は、誤差項の分散（ $\sigma^2$ ）が低く、平均からの偏差の二乗和（ $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ）が高ければ、標準誤差が大きすぎて問題になることはない（Maddala 1992, 193頁）。他方、変数間の相関が低くても、 $\hat{\beta}_1$ の分散（ $V(\hat{\beta}_1)$ ）は、誤差項の分散（ $\sigma^2$ ）が高く、平均からの偏差の二乗和（ $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ）が低ければ、標準誤差が高くなることはない（Maddala 1992, 193頁）。このことから、重大な多重共線性の問題があるということを、説明変数間の相関係数だけに基づき判断してはならない（Maddala 1992, 195頁）。