Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-02-27

日本企業の税負担削減行動に関する実証研究

岩崎，瑛美

(Degree)
博士（経営学）

(Date of Degree)
2018-03-25

(Date of Publication)
2019-03-01

(Resource Type)
doctoral thesis

(Report Number)
甲第7104号

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1007104

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。

博士論文

日本企業の税負担削減行動に関する実証研究

平成 30 年 1 月 22 日
神戸大学大学院経営学研究科
鈴木一水研究室
経営学専攻
学籍番号　131B002B
氏　　名　岩崎瑛美

目　　次

頁

第１章　問題の所在と本論文の構成 1
第１節　問題の所在 1
第２節　本論文の構成 2
第２章　租税回避の定義と測定尺度の関係 4
第１節　租税回避に関する研究の枠組み 4
第２節　租税回避の定義 4
第１項　法学上の租税回避の定義 4
第２項　会計学上の租税回避の定義 8
第３項　租税回避の定義の整理 9
第３節　租税回避の測定 11
第１項　実効税率 13
第２項　長期実効税率 15
第３項　会計利益と課税所得の差異 15
第４項　会計利益と課税所得の異常差異 16
第５項　会計利益と課税所得の裁量的差異 17
第６項　未認識税ベネフィット 19
第７項　タックスシェルター 20

第８項　租税回避の定義と尺度の整理 21
第４節　要約 25
第３章　税負担削減行動に関する研究についてのレビュー 27
第１節　税負担削減行動に関する研究の枠組み 27
第２節　税負担削減行動についてのレビュー 27
第１項　企業特性 27
第２項　経営者等報酬 30
第３項　所有権構造 31
第４項　コーポレート・ガバナンス 36
第５項　人的要因 38
第６項　国際税務戦略 40
第７項　その他の要因 42
第３節　ディスカッション 43
第４節　要約 45
第４章　企業の多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響 47
第１節　はじめに 47
第２節　背景と仮説 48
第３節　リサーチデザイン 53
第１項　税負担削減行動の測定尺度 53
第２項　分析モデル 54
第４節　分析結果 58
第１項　サンプルおよび記述統計量 58
第２項　平均値の差の検定 64

第３項　主な分析結果 66
第４項　追加分析結果 70
第５節　要約 80
第５章　企業グループ間の子会社所在地国選択要因 82
第１節　税および税以外の特性による影響 82
第２節　背景と仮説 83
第１項　外国子会社配当益金不算入制度の概要 83
第２項　子会社所在地国選択要因に関する先行研究 85
第３項　仮説の導出 87
第３節　リサーチデザイン 89
第４節　分析結果 92
第１項　サンプル 92
第２項　記述統計量 94
第３項　主な分析結果 96
第４項　追加分析結果 97
第５節　要約 99
第６章　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 101
第１節　コーポレート・ガバナンスの概要 101
第２節　先行研究と仮説 102
第１項　先行研究 102
第２項　仮説の導出 104
第３節　リサーチデザイン 106
第１項　税負担削減行動の測定尺度 106

第２項　分析モデル 108
第４節　分析結果 114
第１項　サンプル 114
第２項　記述統計量と相関係数 115
第３項　分析結果 118
第５節　追加分析 126
第６節　要約 135
第７章　結論と展望 136
第１節　本論文の主要な発見事項 136
第１項　多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響 136
第２項　子会社所在地国選択要因 136
第３項　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 137
第２節　本論文の含意と課題 138
付録１　多重共線性の問題と評価 145
付録２　各国の変数の内訳 148

第１章　問題の所在と本論文の構成

第１節　問題の所在

本論文の目的は，わが国企業のどのような要因が税負担削減行動[1]に影響を及ぼすのかを実証的に明らかにすることである。

近年の租税回避行為は，迂回的行為による複雑で多岐にわたる巧妙なスキームが駆使されることが増え，問題となっている（八ツ尾 2014, 47 頁）。たとえば，米国アップル社は，2012 年度の子会社を経由した取引を利用することで，実質的に所得に対して２%しか税金を負担していなかった（日本経済新聞 2014a）。また，欧州委員会は，ルクセンブルクがイタリアの自動車大手フィアットに適用している税制も EU の規定に違反するとの見解を示した（日本経済新聞 2014a）。このような問題が顕在化したことで，多国籍企業による課税逃れを防ぐ対策の必要性が確認され，経済協力開発機構（Organization for Economic Co-operation and Development: 以下 OECD）の租税委員会は，税源浸食と利益移転（Base Erosion and Profit Shifting: 以下 BEPS）プロジェクト[2]を実施した。BEPS プロジェクトについては，すでに BEPS 行動計画に関する最終報告書が公表されている。今後は，OECD 加盟国およびその他 G20 メンバー８カ国それぞれが既存の国際課税ルールを見直し，必要性を検討した上で国内法の改正を行うであろう。なお，わが国では，BEPS プロジェクトの勧告を踏まえ，平成 27 年度税制改正において，外国子会社からの受取配当等の益金不算入制度（以下，外国子会社配当益金不算入制度）が見直された。この改正により，子会社の所在地国で損金算入が認められる配当については，支払いを受けたわが国の親会社の益金に算入することになり（法人税法第 23 条の２第２項第１号），それまで生じていた二重非課税が防止されることになる。

このように企業が行う課税逃れへの対応が急がれる中で，いわゆる「パナマ文書」が中米パナマの法律事務所から流出したことにより，世界の富裕層によるタックスヘイブンを

[1] 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（詳しくは，第２章第４節を参照）。
[2] このプロジェクトは，多国籍企業が世界中でどのように節税しているのかを把握する目的で，各国・地域での収入，税引前利益ならびに法人税の支払額，総雇用者数，グループ内の金融情報等の提出を義務づけるものである（OECD/G20 2014, 10 頁）。

利用した節税実態も明らかになりつつある（日本経済新聞 2016）。さらに，国際調査報道ジャーナリスト連合によって，ルクセンブルク当局が世界の有力企業約 340 社との間で，税金の優遇措置を認める取決めを密かに結んでいたことが明らかになっている（日本経済新聞 2014b）。その有力企業の中には，米国ペプシコのペプシ部門，スウェーデン家具販売のイケアなどに加え，日系企業も数社含まれていた（日本経済新聞 2014b）。したがって，企業の課税逃れは，他国だけ生じている事象ではないといえる。ところが，わが国の税務専門家は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）。そこで，わが国企業のどのような要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかを多面的に検証することで，企業の税負担削減行動を明らかにする。

なお，税負担削減行動が良い行いであるのか，悪い行いであるのかは，どのような立場に立つのか，どれを判断基準にするのかによって異なるだろう。たとえば，CSR の観点から，企業は税金を払うことを義務と考えるのであれば，あらゆる税負担の軽減が悪い行いであると判断されると考えられる。それに対して，コーポレート・ガバナンスの観点からは，税負担削減行動が企業価値を向上させているならば良い行いであると考えられる。税務当局以外の利害関係者にとっては，税負担削減行動によって企業の税引後キャッシュ・フローが増加する場合には良い行いであるが，減少する場合には悪い行いであると判断されるだろう。

第２節　本論文の構成

まず，税負担を軽減する手段の一つで，合法か違法かが曖昧な租税回避の学説上の定義を明確にする必要がある。そこで，第２章では，租税回避の定義を明らかにしたうえで，実証研究で用いられる租税回避の測定尺度を整理する。

第３章では，税負担削減行動に関する研究をレビューする。この税負担削減行動に関する研究は，Hanlon and Heitzman (2010)ですでにレビューされている。しかし，この分野の研究は近年増加傾向にあり，新たな研究の蓄積が見られる。そこで，Hanlon and Heitzman (2010)以降の研究もレビューの対象とし，税負担削減行動に関する研究をいくつかの領域に分類する。そして，レビューの結果，どのような要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかを明らかにする。

第４章では，わが国企業の多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響を明らかにする。わが国の場合，法人税率は諸外国よりも高いことから，多国籍企業の税負担が小さくなるのは当然ともいえる。しかも，わが国多国籍企業の税負担が小さくなるとしても，意図的に税負担の低くなる国に子会社を設けた結果であるのか否かは分からない。そこで，国家間の税率の違いを利用した税負担の削減手段以外の方法によって，わが国多国籍企業が税負担削減行動を行うかどうかを検証する。

第５章では，わが国企業の税および税以外の特性が，企業の子会社所在地国選択に及ぼす影響を明らかにする。平成 21 年度税制改正時において，外国子会社配当益金不算入制度が新たに導入された。税制改正後は，各外国子会社の所在地国における源泉税率の違いによって，実際に配当を行った場合に，企業の税負担額に違いが生じるようになった。そこで，わが国の多国籍企業が，外国子会社からの配当に係る源泉税を最小化するために，企業グループ全体の組織構造を形成しているかどうかを検証する。さらに，多国籍企業は，税負担を軽減させることだけを目的に外国に事業を展開するのではなく，その多くは，実際に事業活動を行うために，世界各国に子会社を設けていると考えられる。そのような場合には，わが国とは異なる投資環境や経済状況を考慮し，外国事業を展開すると考えられることから，税以外の特性も子会社の所在地国を選択するうえで重要な要因となるだろう。そこで，第５章では，税および税以外の特性が，わが国企業の子会社所在地国選択に及ぼす影響に焦点を当てる。

第６章では，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検証する。企業による税負担削減行動は複雑で不透明であり，経営者の機会主義的な行動によって行われる可能性がある。しかし，近年では，企業の税務に関してもコーポレート・ガバナンスが要求されるようになり，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られている。このように，企業による意識改革が求められている状況において，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影響を及ぼしているのかを理解することが重要になる。

最後に，第７章では，本論文で得られた分析結果を要約し，今後の課題を検討する。

第２章　租税回避の定義と測定尺度の関係

第１節　租税回避に関する研究の枠組み

会計研究における租税回避に関する先行研究では，租税回避の定義を明記した文献（Rego 2003; Dyreng et al. 2008, 2010; Hanlon and Heitzman 2010）がわずかに存在している。しかし，租税回避には法律上の定義規定がなく，会計研究における各文献の租税回避の定義も異なるようである。したがって，租税回避に関する研究で用いられる租税回避の測定尺度が節税，脱税，もしくは節税と脱税の間の灰色領域を意味するのかは，はっきりしていない。そこで，本章では，租税回避の定義を明らかにしたうえで，実証研究で用いられている租税回避の測定尺度を整理する。

租税回避に関する文献をレビューした結果，租税回避の定義と租税回避に関する研究で用いられている測定尺度の意味するところは異なることがわかった。また，日本企業を対象とした分析で利用できる租税回避の測定尺度は，会計実効税率，当期実効税率，会計利益と課税所得の差異，会計利益と課税所得の異常差異および会計利益と課税所得の裁量的差異に限られることが明らかになった。

本章では，租税回避の定義と測定尺度の関係について，次のように検討する。まず，第２節では，法学や会計学において，租税回避がどのように定義されているのかについて検討する。第３節では，租税回避の主要な尺度に焦点を当て整理する。第４節で結論とする。

第２節　租税回避の定義

第１項　法学上の租税回避の定義

清永（2013）は，租税回避（tax avoidance, steuerumgehung）について，「課税要件の充足を避けることによる租税負担の不当な軽減又は排除」（42 頁）と定義している。清永（2013）の定義に対して，租税回避が有する異常性に焦点を当てて定義している文献もある。

松沢（1983）における租税回避行為は，「私法上の選択可能性を利用し，当事者の選択した法形式ないし取引行為が異常であって，それにより通常の法形式ないし取引行為を選

択したと同質的には同様の経済的効果を実現しながら，その結果として課税要件の充足を免れ，不当に租税の負担が軽減され，租税の回避以外には，異常な法形式ないし取引行為を選択した何らの正当な理由のないこと」（166 頁）である。八ツ尾（2014）は，租税回避を，異常な法形式を採ることによって課税要件を免れ，結果として税負担の軽減または排除が行われることとしている。つまり，松沢（1983）や八ツ尾（2014）によって定義された租税回避は，課税要件を充たさないような，異常な法形式を採用することを意味している。

他方，金子（2017）は，租税回避を，「私法上の形成可能性を異常または変則的な（「不自然」という言葉は，主観的判断の幅が広く，不明確度が大きいため，避けておきたい）態様で利用すること（濫用）によって，税負担の軽減または排除を図る行為のこと」（127 頁）と定義している。金子（2017）の租税回避には二つの類型がある。一つ目は，「合理的または正当な理由がないのに，通常用いられない法形式を選択することによって，通常用いられる法形式に対応する税負担の軽減または排除を図る行為である」（金子 2017, 127 頁）。二つ目は，「租税減免規定の趣旨・目的に反するにもかかわらず，私法上の形成可能性を利用して，自己の取引をそれを充足するように仕組み，もって税負担の軽減または排除を図る行為である」（金子 2017, 127 頁）。したがって，金子（2017）における租税回避の定義は，通常用いない法形式を採用することだけを意味するのではなく，意図した経済的目的がなく，減免規定の充足により税負担の減少を図る行為も含まれている。

これらの租税回避の定義から，松沢（1983），清永（2013）および八ツ尾（2014）は，課税要件の充足を免れるという点で租税回避を捉え，課税減免規定の濫用による税負担の減少を租税回避の定義に含んでいない。それに対して，金子（2017）は意図した経済的目的のない課税減免規定の濫用[3]も租税回避の定義に含んでいる。

その他に，大淵他（2009）は，「『租税回避』という言葉は，『租税負担軽減のための納税者の行為』という広義の概念として使用される場合がある」（166 頁）としている。世間一般に使用されている租税回避という概念は，①法が予定する節税行為，②経済的実質と齟齬を来している法形式を採用して課税要件規定の充足を回避している場合，③課税される通常の法形式に加えて異常，不合理な法形式を採用して課税要件規定の充足を回避して

[3] 一定の政策目的を実現するために税負担を免除ないし軽減している規定に形式的に該当する行為であっても，その規定の本来の政策目的の実現とは無縁で税負担の回避や軽減を主な目的とすること（酒井 2008, 5 頁）。

いる場合, ④仮装行為により課税要件規定の充足を回避している場合を含む（大淵他 2009, 166 頁）。

これらのうち，①の節税は，租税法規が予定しているところにしたがって，税負担の減少を図る行為である[4] （金子 2017, 127 頁）。節税は，法的に容認されるものであることから，これを否認する場合には個別の別段の定めによる手当が必要となる。一方，④は，仮装行為により課税要件規定の充足を回避している場合を含むことから，脱税に該当する部分である。この脱税（tax evasion, steuerhinterziehung）とは，課税要件の充足の事実を全部または一部秘匿する行為である（金子 2017, 127 頁）。このように, 松沢（1983）, 清永（2013）, 八ツ尾（2014）および金子（2017）による租税回避の定義が課税要件の充足そのものを回避するのに対して, 脱税は, 納税義務が成立しているにもかかわらず, その事実を秘匿し, あたかも納税義務が成立していないようにする行為である。したがって，④は，適法な租税回避の定義とは異なる。②は，外形上の法形式を採用するのではなく，現実に顕在されている経済的実質に即さない法形式を採用し，課税要件規定の当てはめを行うことである。そして，③に当たる部分は，狭義の租税回避を意味し，講学上の租税回避と言われる（大淵他 2009, 167 頁）。これは，(1)採用された法形式の異常性や不合理性，(2)採用した不合理な法形式と合理的な法形式の経済的成果との同一性，(3)不合理な法形式による租税負担の減免という要件を充足している行為を示すとされる（大淵他 2009, 166-170 頁）。したがって，②は，経済的実質に即さない法形式を採用し，課税要件規定の当てはめを行うという点で租税回避を捉えていることから，金子（2017）の二つ目の類型と同様である。それに対して，③は異常性や不合理性という点で租税回避を捉えており，松沢（1983），清永（2013），八ツ尾（2014）および金子（2017）の一つ目の類型の定義と同様であると考えられる。

わが国では，租税回避行為を防止するために包括的否認規定が設けられている。具体的には，法人税法第 132 条の同族会社の行為計算の否認規定[5]，法人税法第 132 条の２の組織再編成に係る行為又は計算の否認規定[6], 法人税法第 132 条の３の連結法人に係る行為又は

---

[4] たとえば，納税者が所有期間の 5 年を超えて保有資産を譲渡することによって，長期譲渡所得に対する２分の１課税の適用を受けることができること（金子 2017, 133 頁）。

[5] 「税務署長は，内国法人である同族会社や条件に該当する法人に係る法人税につき更生又は決定をする場合において，その法人の行為又は計算で，これを容認した場合には法人税の負担を不当に減少させる結果となると認められるものがあるときは，その行為又は計算にかかわらず，税務署長の認めるところにより，その法人に係る法人税の課税標準若しくは欠損金額又は法人税の額を計算することができる」（法人税法第 132 条）。

[6] 「税務署長は，合併，分割，現物出資若しくは現物出資に規定する現物分配又は株式交換若しくは株式

計算の否認規定[7]である。加えて，法人税法第 34 条第２項の役員給与のうち不相当に高額な部分の損金不算入，租税特別措置法第 66 条の６の内国法人に係る特定外国子会社等の課税対象金額等の益金算入，租税特別措置法第 66 条の４の国外関連者との取引に係る課税の特例等，多くの個別的否認規定も設けられている。包括的否認規定に該当する場合には租税回避の否認が認められるが，法的な根拠がない限り租税回避行為の否認は認められず，新たな租税回避スキームが生じるごとに，個別否認規定を設けることによって対応が図られている。

八ツ尾（2014）は，表 2-1 に示すように，租税回避は否認されるべき租税回避と否認されるべきでない租税回避に分類でき，同族会社の行為計算の否認規定の適用のあるものとないものに分類できるとしている。否認されるべき租税回避の中で，同族会社の行為計算の否認規定が適用されないものが，課税の空白部分になる（八ツ尾 2014, 12 頁）。否認されるべきでない租税回避とは，その採られた行為が異常な行為で，それによって税負担の軽減または排除が行われ，それ自体は租税回避に該当するが，一定の条件の下で課税されるべきでないものである（八ツ尾 2014, 165 頁）。この一定の条件とは，①租税回避以外で他に合理的な理由が存在する場合，②法がある程度税負担の軽減または排除を認めている場合，③税制改正等により従前より不利になるのを回避する場合[8]，④租税回避の意図がない場合[9]および⑤納税者が容易に行い得る行為を採ることにより税の軽減もしくは排除を

移転に係る掲げられた法人の法人税につき更生又は決定をする場合において，その法人の行為又は計算で，これを容認した場合には，合併等により移転する資産及び負債の譲渡に係る利益の額の減少又は損失の額の増加，法人税の額から控除する金額の増加，第一号又は第二号に掲げる法人の株式の譲渡に係る利益の額の減少又は損失の額の増加，みなし配当金額の減少その他の事由により法人税の負担を不当に減少させる結果となると認められるものがあるときは，その行為又は計算にかかわらず，税務署長の認めるところにより，その法人に係る法人税の課税標準若しくは欠損金額又は法人税の額を計算することができる」（法人税法第 132 条の２）。

[7] 「税務署長は，連結法人の各連結事業年度の連結所得に対する法人税又は各事業年度の所得に対する法人税につき更生又は決定をする場合において，その連結法人の行為又は計算で，これを容認した場合には，当該各連結事業年度の連結の金額又は当該事業年度の所得の金額から控除する金額の増加，これらの法人税の額から控除する金額の増加，連結法人間の資産の譲渡に係る利益の額の減少又は損失の額の増加その他の事由により法人税の負担を不当に減少させる結果となると認められるものがあるときは，その行為又は計算にかかわらず，税務署長の認めるところにより，その連結法人に係るこれらの法人税の課税標準若しくは欠損金額若しくは連結欠損金額又はこれらの法人税の額を計算することができる」（法人税法第 132 条の 3）。

[8] 納税者が従前の税法規定を適用し，申告していたにもかかわらず，税法が改正されることによって従前よりも不利になった場合であり，それを回避するためにやむを得ず採られる行為は，その採られる行為自体がたとえ通常採られる行為ではないとしても，納税者としては自己防衛にために採られたもので，また，自ら積極的に税の軽減を目的とした不自然・不合理な行動ともいえない（八ツ尾 2014, 180 頁）。

[9] 納税者の意識外における行為に対しては，たとえそれが結果として税負担の軽減または排除に繋がったとしても，租税回避防止の目的と納税者の予想外の不利益の回避の必要性等を総合的に勘案すれば，租税回避として否認するのはいささか問題があるように思われるとされている（八ツ尾 2014, 184 頁）。

することができる場合[10]である（八ツ尾 2014, 165-193 頁）。

【表 2-1】租税回避の分類

租税回避	否認されるべき租税回避	同族会社の行為計算の否認規定の適用のあるもの
		同族会社の行為計算の否認規定の適用のないもの
	否認されるべきでない租税回避	

（出典: 八ツ尾 2014, 12 頁）

第２項　会計学上の租税回避の定義

第１項において，法学上の租税回避の定義を示したが，租税回避という用語が用いられているにもかかわらず，異なる定義が存在することがわかった。そこで，次に，会計研究において明示された租税回避の定義について述べる。

米国で税務計画の概念を体系化した Scholes 等は，租税回避行動を「社会的には租税以外の観点からは無意味な行動」（Scholes et al. 2001, 26 頁）であるとしている。彼らは，納税者が租税法のもつ不確定性，曖昧さを逆手に取ることにより，立法者が想定していなかった，もしくは意図していなかった社会的に望ましくない経済活動が誘発される場合があり，これを租税回避行動であると定義している（Scholes et al. 2001, 26 頁）。他方, Rego (2003) における租税回避は，納税者が税金支払額を合法的に減らすために行う税務計画活動を意味し，詐欺のような脱税は含まない。さらに，Dyreng et al. (2008, 2010)は，長期的に企業の現金実効税率[11]（詳しくは，第２章第３節第１項を参照）を減らすものとして租税回避を定義している。彼らの租税回避の定義は，企業による何らかの違法行為を示すものではない。むしろ，所得に対して生じる税金の支払いを避けることであるため，彼らは，タックスシェルタリング（tax sheltering）[12], 脱税，もしくは税負担削減行動（tax aggressiveness）

[10] このような行為を納税者が容易に行い得るならば租税回避として否認されるべきではなく，仮にそのような行為を採ることによって，容易に租税負担を免れることができるとしたら，それは法の欠陥の問題であり，それを採った納税者の責めに帰すべきことではない（八ツ尾 2014, 186 頁）。

[11] 総税金費用を税引前利益で除することによって算定する。わが国の財務諸表では，法人税，住民税及び事業税に法人税等調整額を加減し，税引前利益で除することによって算定できる。

[12] 中里（2002）は，タックスシェルターとは，「租税裁定取引を用いてタックス・ポジションの変更を行うことを目的とする取引を法的に定型化し，それにファイナンス取引に代表されるような投資商品等の装いをほどこして，納税者に対して販売するものである」（13 頁）と定義している。

ではなく，租税回避（tax avoidance）という用語を用いている。Hanlon and Heitzman (2010)における租税回避は，顕在税（explicit tax）[13]の縮小を意味する，企業の全体的な税負担の削減である。この租税回避は，企業の明示的な税金支払額に影響を及ぼす全ての取引を反映し，合法か違法かを区別しない。したがって，Hanlon and Heitzman (2010)は，Dyreng et al. (2008)のように概念上の表現として租税回避を限定するのではなく，幅広く租税回避を定義している。

第３項　租税回避の定義の整理

本項では，法学や会計学において異なる定義がなされている租税回避について整理する。この結果を表したのが，図 2-1 である。

清永（2013）によって定義された租税回避は，課税要件を充たさないような，通常ならば用いない法形式を採用することを意味している。それに対して，松沢（1983），大淵他（2009）の③および八ツ尾（2014）によって定義された租税回避は，課税要件を充たさないような，異常な法形式を採用することを意味している。しかし，酒井（2008）は，これらの文献で用いられている「通常」や「異常」という捉え方は，租税回避の性質論であり，あくまでも性質として抽出されるものの共通項でしかなく，定義に迫る法律的な見地からの解釈でないことから，租税回避の本質的な定義は，課税要件の充足を免れることと解釈すべきであるとしている。そうであるならば，松沢（1983），大淵他（2009）の③，清永（2013）および八ツ尾（2014）による租税回避の定義は，通常用いられない不当または異常な法形式を採用するものであり，課税要件を充たさない行為を意味することから，課税要件を充たす節税行為や課税要件の充足の事実を秘匿する行為である脱税を含まない。したがって，これらの文献で用いられている租税回避の定義は，図 2-1 における節税と脱税を除く狭義の租税回避を意味する。

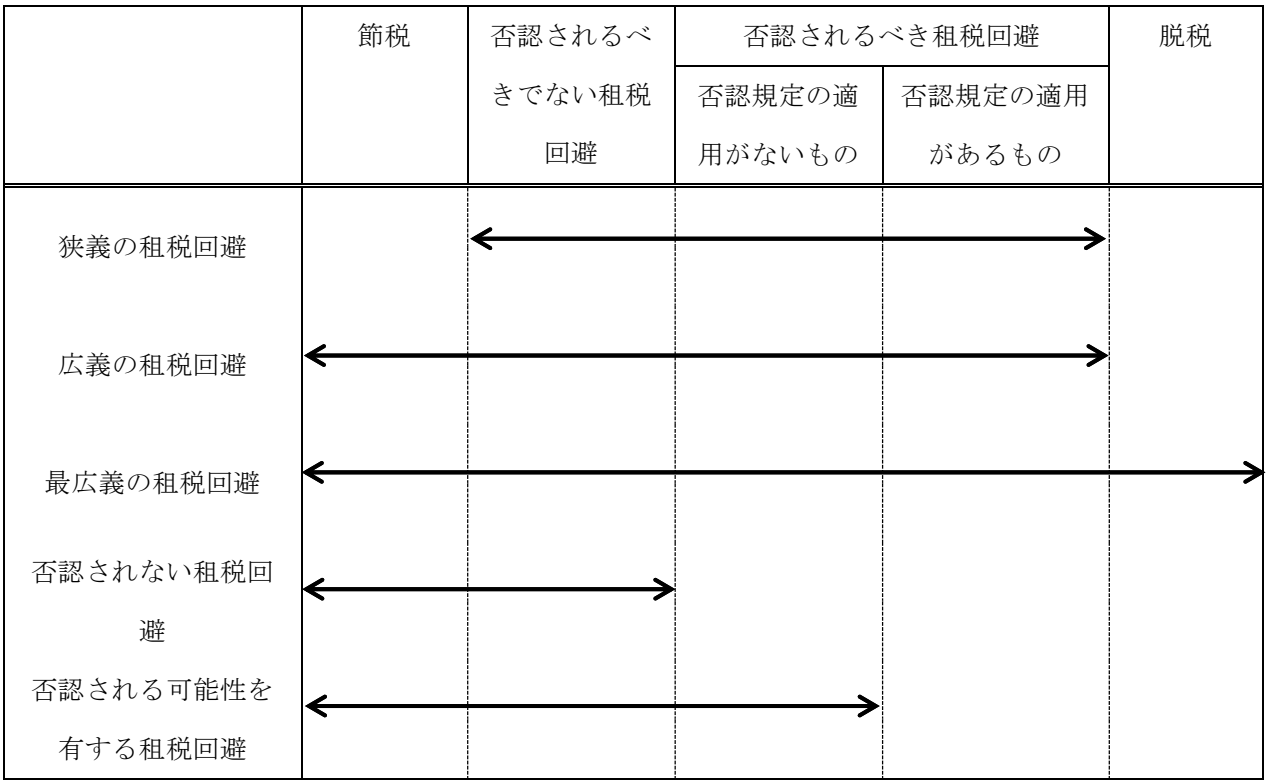
他方，金子（2017）による租税回避の定義には，租税減免規定の趣旨・目的に反するにもかかわらず，私法上の形成可能性を利用して，自己の取引を課税減免規定に充足させることにより税負担の軽減を図ることを含んでおり，課税減免規定の要件を充足させるという観点から，節税を包含している。また，大淵他（2009）の②も同様に経済実質によって租税回避を捉え，経済的実質に即さない法形式を採用し課税要件規定を当てはめるとしていることから，金子（2017）と大淵他（2009）の②の定義は，課税要件の充足の事実を秘

[13] 顕在税は，税務当局に対して税という形で直接支払われるものである（鈴木 2013, 47 頁）。

匿する行為を意味していないことから，脱税を含まないと考えられる。したがって，金子（2017）と大淵他（2009）の②の租税回避の定義は，図 2-1 における，脱税を除く広義の租税回避を意味する。

さらに，大淵他（2009）で広義の概念として用いられる租税回避は，①の法が予定する節税行為と④の仮装行為を含んでいることから，図 2-1 における，節税と脱税を含む最広義の租税回避を意味している。

【図 2-1】租税回避の定義の範囲の比較



(注) 否認規定とは，租税回避行為を防止するための包括的否認規定および個別的否認規定である。

Rego (2003)は，租税回避とは合法的に所得税を減らすものであるとしていることから，否認される可能性のある租税回避や脱税は含まない。したがって，この租税回避は，節税と否認されるべきでない租税回避に該当する行為であると考えられることから，図 2-1 における否認されない租税回避を意味する。さらに，Dyreng et al. (2008, 2010)による租税回避の定義では，法律にしたがって行われた減税ならびにグレーゾーンを反映するとしていることから，明らかに法律に反するような，否認されるべき租税回避のうち否認規定の適

用があるものや脱税は意味しない。したがって，Dyreng らの租税回避の定義は，節税，否認されるべきでない租税回避および否認されるべき租税回避のうち，課税の空白部分である否認規定の適用がないものに該当する行為であると考えられることから，図 2-1 の否認される可能性を有する租税回避を意味する。最後に，Hanlon and Heitzman (2010)は，合法か違法かを区別していないことから，図 2-1 において節税から脱税までを包含した最広義の租税回避を意味している。

以上より，租税回避には法律上の定義規定がなく，法学および会計学に関する各文献でも異なる定義がなされていることが明らかになった。そこで，次に，租税回避に関する研究を実証的な方法によって分析した場合，租税回避の各測定尺度がどの租税回避を意味しているのかを明らかにする必要がある。次節では，租税回避の各測定尺度を整理し，これまでの租税回避の定義と測定尺度を比較することとする。

第３節　租税回避の測定

会計研究における租税回避に関する先行研究では，多様な測定尺度が用いられている。そこで，各測定尺度を整理したうえで，前節で整理した租税回避の定義のうち，どの測定尺度がどの範囲の租税回避を表すことができるのかを示す。

企業は，納税申告書において課税所得（taxable income）を報告し，それとは別に，財務諸表において税金費用（income tax expense），税金資産（income tax assets）および税金負債（income tax liabilities）を報告する[14]。したがって，租税回避の測定において重要となる課税所得と納税額を算定するために必要な情報は，納税申告書，もしくは財務諸表から得られるはずである。しかし，税務当局を除く企業外部者は納税申告書を入手することはできない。そのため，租税回避の測定尺度は，一般に公表された財務諸表から情報を入手し算定することになるが，この推定方法にはいくつかの問題がある (Hanlon 2003; Hanlon and Heitzman 2010)。

Hanlon (2003)は，財務諸表から課税所得を推定する方法として，損益計算書における税

[14] わが国の財務諸表において，当期税金費用は法人税，住民税及び事業税，繰延税金費用は法人税等調整額，税金資産は繰延税金資産と未収還付法人税等の合計，税金負債は繰延税金負債と未払法人税等の合計である。

金費用を法定税率で除することによって推定する方法が一般的であるとしている。しかし，この課税所得の推定方法には，次のような問題がある。

最も問題となるのは，当期税金費用が，タックスクッション（tax cushion）[15]によって，実際の税金支払額よりも過大または過小になることである。米国財務会計基準書（Statements of Financial Accounting Standards：以下 SFAS）109 号の下では，タックスクッションに関する繰延税金資産および繰延税金負債が存在しないことから，タックスクッションは当期税金費用に含まれることになる。結果として，財務諸表における当期税金費用は，タックスクッションによって過大に報告されるかもしれない（Hanlon 2003）。

第二に，当期税金費用が実際の税金支払額の合理的な近似である時でさえ，当期税金費用を法定税率で除することにより課税所得を推定することである。これにより，推定した課税所得に誤差が含まれるかもしれない。

第三に，課税所得の推定に連結財務諸表を利用する場合には，納税申告書とは異なる法人が含まれていることである。分析対象法人が連結納税制度を採用していたとしても，連結納税制度において連結子法人となる法人は，連結親法人となる法人によって一定の完全支配関係がある内国法人である。しかし，連結財務諸表には，一定の完全支配関係のない子会社だけでなく，他の企業の財務および営業または事業の方針の決定に対して重要な影響を与える場合，持分法を適用することで関連会社も含まれる。納税申告書は一般に公表されないことから，このような会計上と税務上の異なる連結基準が，会計利益と課税所得の違いの原因となっているかどうかを明らかにすることが難しい（Hanlon 2003）。このような問題が存在するため，個別財務諸表を利用する必要がある。連結財務諸表を利用する場合には，連結納税による企業の税負担を推定することは難しい。しかし，連結財務諸表を利用することにより，企業グループ全体の課税所得を推定することができる。このように，課税所得の推定にはいくつかの問題があることから，財務諸表データを用いる際には，これらの問題に留意する必要がある。

租税回避に関する先行研究をレビューした Hanlon and Heitzman (2010)は，最も用いられる租税回避尺度として，主に，実効税率，長期実効税率，会計利益と課税所得の，会計利益・課税所得異常差異，会計利益・課税所得裁量的差異，未認識税ベネフィットおよびタックスシェルター尺度があるとしている。したがって，以下ではこの分類に依拠し，財務

[15] タックスクッションは，財務報告が納税申告よりも早く行われることから，決算後の税額変更や申告漏れ等による延滞税等に備え，当期税金費用として計上する部分である。

諸表から租税回避を推定する際に用いられる租税回避の尺度を整理する。

第１項　実効税率

実効税率（effective tax rate）尺度は，会計実効税率（GAAP effective tax rate），当期実効税率（current effective tax rate）および現金実効税率（cash effective tax rate）に分類できる。

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除することによって算定される（Phillips 2003; Rego 2003; Dyreng et al. 2008, 2010; Chen et al. 2010; Hanlon and Heitzman 2010 等）。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，住民税及び事業税と法人税等調整額を合計し，税金等調整前当期純利益（個別財務諸表を利用した場合は，税引前当期純利益）で除することによって会計実効税率を算定できる。

当期実効税率は，当期税金費用を税引前利益で除することで算定され（Gupta and Newberry 1997; Hanlon and Heitzman 2010），税金費用の当期部分のみを用いることから，課税の繰延部分は除かれる。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税金等調整前当期純利益（個別財務諸表を利用した場合は，税引前当期純利益）で除することによって当期実効税率を算定できる。

現金実効税率は，法人税等の支払額を税引前利益で除することによって算定される（Dyreng et al. 2008, 2010; Chen et al. 2010; Hanlon and Heitzman 2010; Hoi et al. 2013 等）。日本基準による連結財務諸表においては，連結キャッシュ・フロー計算書の営業活動によるキャッシュ・フローの区分に記載される法人税等の支払額[16]を税金等調整前当期純利益（個別財務諸表を利用した場合は，税引前当期純利益）で除することによって算定される。

これらの三つの実効税率尺度は，算定時の分子がそれぞれ異なるため，測定結果として表れる租税回避の意味するところも異なる。たとえば，企業が，会計上と税務上で差異が生じるように，減価償却の時期を早め，一時差異が生じる税務戦略を行うケースを考える。このとき，会計実効税率は，その算定時の分子が総税金費用であるため繰延べられた部分が計算に含まれることになる。したがって，一時差異によって生じた企業の税負担割合を表すことができない。一方，当期実効税率は，その算定時の分子が当期税金費用のみであるため，繰延べられた部分が含まれず，一時差異によって生じた企業の税負担割合が推定

[16] 日本基準以外を採用した財務諸表では，営業キャッシュ・フローの区分，もしくは財務諸表の脚注に記載されている場合もある（Dyreng et al. 2008）。

される。現金実効税率においても，分子において法人税等の支払額を用いることから，課税の繰延べによって生じる企業の税負担割合を表すことができる（Dyreng et al. 2008, 2010; Hanlon and Heitzman 2010）。

さらに，利益調整に利用される評価性引当額[17]の見積もりの変動があるケースを考える。評価性引当額の見積もりの変動がある場合，会計実効税率は影響を受けるが，現金実効税率の分子は実際の法人税等の支払額であることから，その見積りの変動による影響を受けない（Dyreng et al. 2008）。しかし，現金実効税率算定時の分母は税引前利益であるけれども，分子の法人税等の支払額のなかに，会計期間の異なる利益に対して支払われた税金が含まれているならば，算定時の現金実効税率は，分母と分子の組み合わせが好ましくないかもしれない（Hanlon and Heitzman 2010）。

会計実効税率，当期実効税率および現金実効税率の各尺度は，低実効税率の企業が高実効税率の企業よりも，より租税を回避した結果を表す[18]。これらの実効税率尺度は，租税回避を表す尺度として多くの論文で用いられている[19]。しかし，企業における会計上の損失，もしくは還付税額（tax refunds）の影響によって実効税率が過大になることもあり，これらの測定方法では租税回避の判断が歪められることがある（Gupta and Newberry 1997）。低い会計利益と低い課税所得を報告することにより，顕在税のほとんどを回避する場合には，実効税率尺度によって適切な税負担割合を表せないとも考えられるため，税負担割合を推定する場合には，注意しなければならない（Hanlon and Heitzman 2010）。

また，これらの実効税率尺度は，単年度のデータのみを利用する点で問題を有している。実効税率は測定する年度によって変化すると考えられるので，ある一時点のデータを利用することによって，企業による租税回避行動が分かりにくくなる（Dyreng et al. 2008）。そこで，Dyreng et al. (2008)では，長期現金実効税率尺度を利用している。

---

17 SFAS 109 号において，企業は，将来における繰延税金資産の一部，もしくは全てのベネフィットを実現しない可能性が 5 割を超えるならば，繰延税金資産に対して評価性引当額を計上することが要求される。評価性引当額の増減は，認識される繰延べられた税ベネフィットの金額を増減させることにより直接利益に作用する。特に，繰延税金資産に対する評価性引当額の増大は，利益を減少させ，繰延税金資産に対する評価性引当額の減少は利益を増加させる（Hanlon and Heitzman 2010）。

18 Dyreng et al. (2008)は，低実効税率はおおよそ 20%以下，高実効税率はおおよそ 40%以上の場合としている。

19 Gupta and Newberry (1997), Phillips (2003)，Rego (2003)，Dyreng et al. (2008, 2010)，Chen et al. (2010)および Hoi et al. (2010)等で用いられている。

第２項　長期実効税率

長期現金実効税率（long cash effective tax rate）は，３年から 10 年に及ぶ，数年間に支払った法人税等の支払額の合計を，数年間の税金等調整前当期純利益（個別財務諸表を利用した場合は，税引前当期純利益）の合計で除することによって算定される。これは，単年度のデータを用いて算定する現金実効税率尺度と同様に，低長期現金実効税率の企業が高長期現金実効税率の企業よりも，より租税を回避することを表す。

Dyreng et al. (2008)は，1 年間の実効税率尺度が，長期間の税負担割合の予測となるかどうかを検証した。その結果，彼らは，単年度現金実効税率が長期現金実効税率のよりよい予測にならず，単年度現金実効税率を用いる場合には，企業の長期的な租税回避行動について誤った推論に導くことを明らかにしている。また，低現金実効税率の企業は高現金実効税率の企業よりも，長期間にわたって実効税率の持続性があるという結果が得られている。さらに，長期現金実効税率は，過去の税務訴訟の解決のための税務当局への支払い額が考慮されるので，過去に支払われた法人税等の支払額も考慮することができる（Dyreng et al. 2008; Hanlon and Heitzman 2010）。

第３項　会計利益と課税所得の差異

会計利益と課税所得の差異（book tax difference，以下，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。日本基準による連結財務諸表では，連結損益計算書の税金等調整前当期純利益（個別財務諸表を利用した場合は，税引前当期純利益）から，法人税，住民税及び事業税を法定実効税率で除したものを差し引くことによって，会計利益・課税所得差異を算定できる。したがって，会計利益・課税所得差異が大きいほど，企業がより租税を回避していることを意味する。

$$\text{会計利益・課税所得差異 (BTD)} = \text{税金等調整前当期純利益} - \text{課税所得}$$

$$= \text{税金等調整前当期純利益} - \frac{\text{法人税, 住民税及び事業税}}{\text{法定実効税率}}$$

このうち，法定実効税率は，次のように計算される。なお，平成 26 年 10 月 1 日以降開始する事業年度から，地方法人税が追加されている。

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

会計利益・課税所得差異は，会計と税務の目的の違いによって生じる（Hanlon and Heitzman 2010）。これは，会計実務を規制する会社法や金融商品取引法は，利害関係者に役立つ情報を提供することを目的としているのに対して，税法規定は国家の財源確保や特定の企業活動の促進等，国家経済を刺激することを目的として制定されるからである。このような会計利益・課税所得差異は，一時差異と永久差異を含んでおり，企業の会計利益を基準とした課税の繰延を含む相対的な税負担の程度を表す。

第４項　会計利益と課税所得の異常差異

Desai and Dharmapala (2006)は，租税回避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，以下の式によって推定した残差を，会計利益と課税所得の異常差異 （abnormal or residual book tax difference，以下，会計利益・課税所得異常差異）としている。この尺度は，大きいほど，企業がより税負担を軽減していることを意味する。

$$BTD_{it}=\beta_0+\beta_1 TA_{it}+\varepsilon_{it}$$

BTD は会計利益･課税所得差異, *TA* は全会計発生高, *ε*は残差である。Desai and Dharmapala (2006)は，損益計算書の税引後利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引くことで全会計発生高を測定した[20]。日本基準による連結財務諸表では，連結損益計算書の税引後の当期純利益（個別財務諸表を利用した場合にも，当期純利益）から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引くことで全会計発生高を測定できる。会計利益・課税所得異常差異は，会計利益・課税所得差異同様，一時差異および永久差異を反映するが，会計利

[20] Frank et al. (2009)や大沼（2015）では，Hribar and Collins (2002)と同様の会計発生高の測定方法を用いている。具体的には，次の式の通りである。全会計発生高＝特別損益控除前当期純利益＋法人税等−（営業キャッシュ・フロー＋キャッシュ・フロー計算書における法人税等の支払額）＋キャッシュ・フロー計算書における特別支出

益計算に関係しない企業の税負担の程度を表す。そのため，会計利益・課税所得異常差異は，特別償却，圧縮記帳，税額控除および受取配当金の益金不算入等に起因した税負担の程度を表す[21]。

第５項　会計利益と課税所得の裁量的差異

Frank et al. (2009)は，会計利益・課税所得異常差異よりも，企業のより効果的な税負担削減行動を測定するために，非裁量的永久差異（α_1からα_7の変数）を用いて推定した残差(ε)を裁量的な永久差異 （discretionary permanent differences，以下，会計利益・課税所得裁量的差異）としている[22]。この尺度は，大きいほど，企業がより租税を回避したことを意味する。

$$PERMDIFF_{it}=\alpha_0+\alpha_1 INTANG_{it}+\alpha_2 UNCON1_{it}+\alpha_3 UNCON2_{it}+\alpha_4 MI_{it}$$
$$+\alpha_5 CSTE_{it}+\alpha_6 \Delta NOL_{it}+\alpha_7 LAGPERM_{it-1}+\varepsilon_{it}$$

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

PERMDIFF は，会計利益・課税所得差異（詳しくは第２章第３節第３項を参照）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等調整額を法定実効税率（詳しくは第２章第３節第３項を参照）で除することによって一時差異が算定できる。

コントロールする非裁量的永久差異には，のれん償却額，持分法による投資損益，非支配株主損益，法人税，住民税及び事業税，繰越欠損金の増減，前期永久差異がある。のれん償却額は，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，

[21] 山下・音川（2009）では，会計利益・課税所得異常差異による分析結果が会計利益・課税所得差異を用いた結果とほとんど変わらず，会計利益・課税所得差異には利益調整部分が含まれるが，その部分によって説明できるのは限定的であると述べている。

[22] 会計利益・課税所得裁量的差異は，モデルを推定することによる残差としていることから，意図的に税負担削減行動を行った結果を表しているとは言えず，会計利益・課税所得異常差異と記述すべきかもしれない。しかし，Desai and Dharmapala (2006)のモデルを用いた会計利益･課税所得異常差異よりも，会計利益・課税所得裁量的差異はより効果的な税負担削減行動を表す性格をもつことから，本論文ではあえて，会計利益・課税所得裁量的差異としている。

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[23]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。他方，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。非支配株主損益および法人税，住民税及び事業税は，税引後の損益計算書項目であることから，税金等調整前当期純利益を減らすものではない。また, 繰越欠損金の増減は, 非裁量的永久差異である評価性引当額の変化額に関係する（Frank et al. 2009）。さらに，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，前期の永久差異を考慮する。したがって，次の項目を非裁量的永久差異としてコントロールする（Frank et al. 2009）。INTANG はのれん償却額，UNCON1 は持分法による投資損失，UNCON2 は持分法による投資利益，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，ΔNOL は繰越欠損金の増減，LAGPERM は前期永久差異である。したがって，DTAX は，一時差異や非裁量的永久差異以外の，裁量的な永久差異による企業の税負担の程度を表しており，会計利益・課税所得異常差異よりも，企業による積極的な税負担削減行動を表す。

日本基準による連結財務諸表では，連結損益計算書において，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は記載される。

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いと考える。評価性引当額は，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評価性引当額として記載されることがある。しかし，法定実効税率と税効果会計適用後の法人税等の負担率との差異の原因となった主な項目，つまり重要性の高い項目の内訳しか記載されない。したがって，評価性引当額が入手可能であれば，繰越欠損金でなく，評価性引当額をコントロールすべきである。

[23] 税務上は，のれんという資産勘定はなく，資産調整勘定とされる。

Frank et al. (2009)は，Desai and Dharmapala (2006)において確認されたタックスシェルターを利用した企業のサンプルを，会計利益・課税所得裁量的差異を用いて分析している。その結果，会計利益・課税所得裁量的差異尺度が正しいことを証明しており，実効税率尺度や会計利益・課税所得異常差異よりも統計的に優れているとしている。また，Wilson (2009)においても，タックスシェルターが一時差異よりも永久差異を生み出すことが明らかになっている。この会計利益・課税所得裁量的差異は，一時差異が除かれるため，課税を繰延べることによる税負担の軽減額を明らかにすることができない。会計利益・課税所得裁量的差異は，税額控除や受取配当金の益金不算入などの裁量的な永久差異による税負担の軽減額を表す。

第６項　未認識税ベネフィット

米国財務会計基準審議会（Financial Accounting Standards Board: FASB）の解釈指針第 48 号（FASB Interpretation No.48: FIN48）の「法人所得税の不確実性に関する会計処理（Accounting for Uncertainty in Income Taxes)」は，納税申告書に計上した費用が FIN48 における基準を満たさない限り，会計上，実際に支払う法人税額よりも少ない税金費用を計上することによって発生する税ベネフィットを認識することを認めないとする指針である。この指針が導入された背景には，納税申告書で行った処理が，税務当局に認められず，会計上と税務上で差異が生じない場合があるからである。

この税務ポジションの評価は，二段階のプロセスで行われる。第一段階は認識であり，不確実な税務ポジションが税務当局による調査後にも維持される可能性が五割を超える場合に認識する。各税務ポジションは，他のポジションと相殺せず，個別に検討しなければならない。第二段階の測定は，第一段階で認められた税務ポジションのみ調査される。これは，累積確率が五割超の場合に，調査後に維持されると予測された財務諸表上のベネフィットを認識した上で，不確実な税務ポジションの残りの部分は，財務諸表上のベネフィットとして認識されず，未認識税ベネフィット（unrecognized tax benefits: UTB）として税金負債を計上する。

未認識税ベネフィットは，税務当局による調査によって追徴課税を支払わなければならない可能性が高まった場合に計上されるものであり（大沼 2015），この値が大きいほど，企業がより租税を回避していることを意味する。しかし，わが国の財務諸表においては未認識税ベネフィットの開示は要求されておらず，未認識税ベネフィットを租税回避の尺度

として利用することはできない。

第７項　タックスシェルター

タックスシェルターとは，移転価格[24]やオフショア知的財産権の回避（offshore intellectual property havens）[25]等である（Wilson 2009）。Wilson (2009)は，米国内国歳入庁によって告発されたか，タックスシェルターを利用したとして公表された企業の情報を収集した。彼は，そうして得られたタックスシェルター情報を用い，企業がタックスシェルターを利用していれば１，それ以外は０とするダミー変数を用いている。この尺度には，いくつかの問題がある。まず，企業がタックスシェルターを利用したかどうかは，特定の取引に対して新たな規則が設けられるか，税務当局によって，企業に追徴課税が課された場合にしか確認できないことである。次に，タックスシェルターはそれぞれが一取引であるため，企業全体の租税回避を表す尺度ではないことである。したがって，この尺度が租税回避の適切な尺度であるかどうかは，各研究のリサーチクエスチョンに依存する（Hanlon and Heitzman 2010）。

タックスシェルター尺度にはこのような問題があるので，近年の租税回避に関する研究では，タックスシェルターを利用した租税回避を明らかにするために，会計利益・課税所得異常差異や会計利益・課税所得裁量的差異を利用している。その上で，それらの尺度を用いた分析結果を裏付けるために，タックスシェルター尺度が用いられている（Rego and Wilson 2012; Badertscher et al. 2013; Hoi et al. 2013 等）。しかし，タックスシェルター尺度は，米国企業を対象とし，Wilson (2009)において独自の方法で算定されたものであることから，日本企業の分析に適用することは難しい。

---

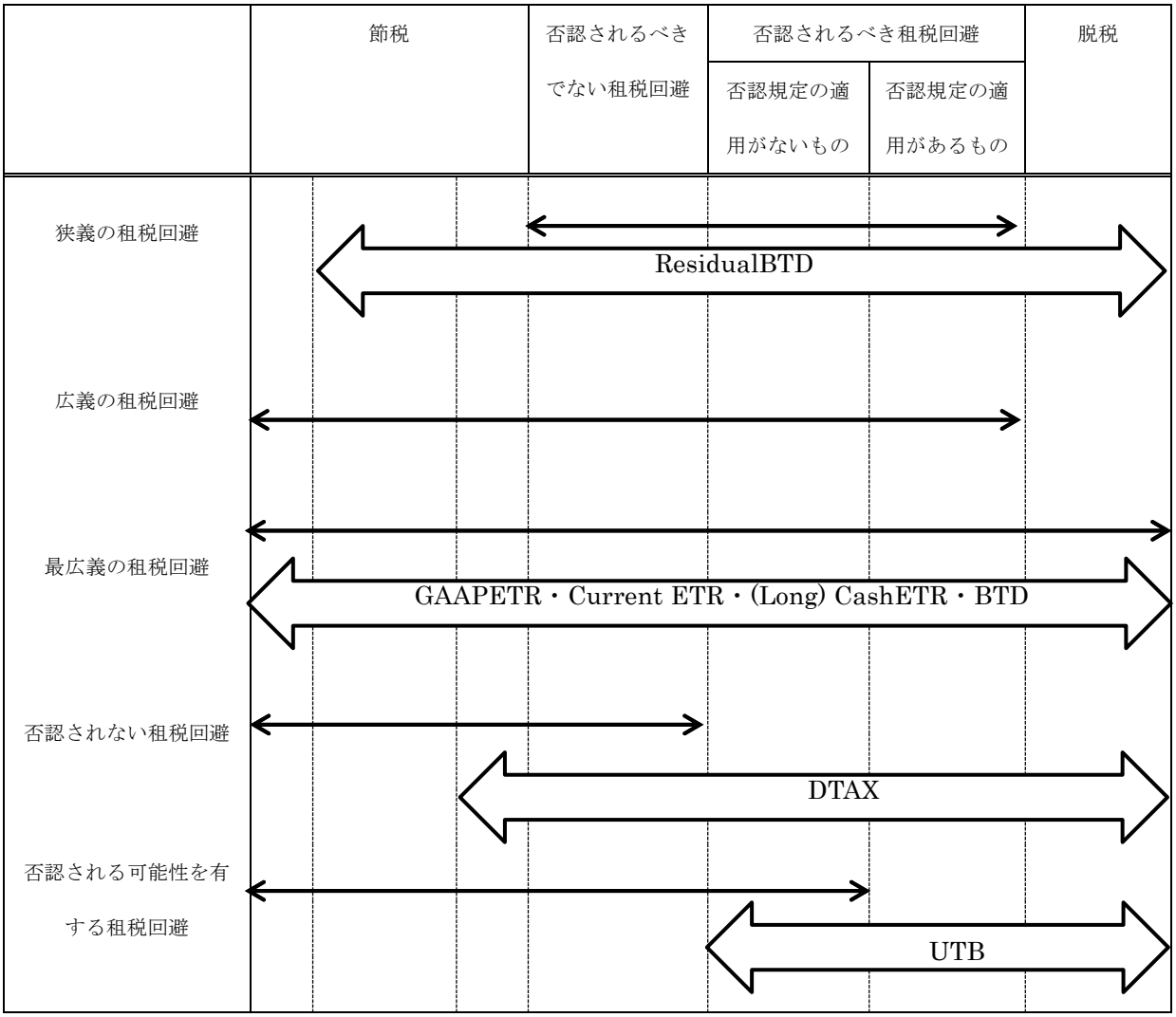
[24] 移転価格による税負担の軽減は，低い課税管轄権の外国子会社を有する米国親会社が外国子会社で資産を生産し，その外国子会社がその資産を米国法人に戻して市場価格を超えて販売するときに生じる。この資産を米国の親会社に市場価格以上で売却することにより，企業グループ全体の資産の利益の大半を低い外国税率で課税することができる。米国親会社が外国子会社で獲得した利益を永久的に再投資するかぎり，移転価格は実効税率を引き下げる結果となる（Wilson 2009）。

[25] オフショア知的財産権の回避は，米国の多国籍企業がバミューダなどの外国の低課税管轄権に子会社を設立し，その企業が商標権や特許権などの知的財産を米国親会社から購入することによって行われる。内国歳入庁は，ロイヤリティの報告を要求するけれども，米国への支払いには条件がなく，しばしば人為的に低く設定される。企業は，外国事業を拡大するために，知的財産に対して課税されなかった利益を利用することができる。移転価格と同様に，オフショア知的財産権の回避は，関与した企業の実効税率を減らす（Wilson 2009）。

第８項　租税回避の定義と尺度の整理

これまでの分析を踏まえ，租税回避の尺度を整理する。まず，租税回避の各尺度は，算定方法が異なるため，租税回避の意味するところも異なる。そこで，租税回避の定義と租税回避尺度の関係を表したのが，図 2-2 である。会計実効税率，当期実効税率，現金実効税率，長期現金実効税率および会計利益・課税所得差異は，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の程度を表していることから，図 2-2 の最広義の租税回避を表す。

【図 2-2】租税回避の定義と租税回避尺度の比較



会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異についても，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部分を含んでいる。しかし，会計利益・課税所得異常差異については，最広義の租税回避から，会計利益計算に関係する税負担の軽減部分を除いた税負担の程度を表す。一方，会計利益・課税所得裁量的差異は，最広義の租税回避から一時差異や非裁量的永久差異を除いた部分を表す。未認識税ベネフィットは，税務当局の調査によって追徴課税を支払わなければならない可能性が高まった場合に計上される財務諸表の一項目であることから，否認されるべき租税回避から脱税までの税負担を表すと考えられる。タックスシェルター尺度については，タックスシェルターを利用した個々の取引に依存するため，図 2-2 では表していない。

このように，図 2-2 の太矢印で示す租税回避に関する研究で用いられる測定尺度のうち，会計実効税率，当期実効税率，現金実効税率，長期現金実効税率および会計利益・課税所得差異は，図 2-2 の細矢印で表す租税回避の定義（第２章第２節第３項を参照）のうち，最広義の租税回避とは一致する。しかし，それ以外の租税回避の測定尺度が意味するところは，どの租税回避の定義とも一致しない。したがって，租税回避の定義と測定尺度の意味するところとは必ずしも一致しないことがわかる。

【表 2-2】税負担削減行動の測定尺度の整理

税負担削減行動に関する測定尺度	計算方法	一時差異を反映	永久差異を反映	尺度の解釈	利用可能性	利用適正性	測定尺度を用いた文献
会計実効税率	(法人税等＋法人税等調整額)÷税引前利益	×	○	企業の永久差異に起因した税負担を表す。	○	○	Phillips (2003), Rego (2003), Dyreng et al. (2008), Chen et al. (2010), Dyreng et al. (2010), Badertscher et al. (2013), McGuire et al. (2014)
当期実効税率	法人税等÷税引前利益	○	○	企業の全体的な税負担を表す。	○	○	Gupta and Newberry (1997)
現金実効税率	法人税等の支払額÷税引前利益	○	○	企業の全体的な実際の税負担を表す。	○	×	Dyreng et al. (2008), Chen et al. (2010),Dyreng et al. (2010), Rego and Wilson (2012), Badertscher et al. (2013), Hoi et al. (2013), McGuire et al. (2014)
長期現金実効税率	n 年間の法人税等の支払額÷税引前利益	○	○	企業の平均的な実際の税負担を表す。	○	×	
会計利益・課税所得の差異	(税金等調整前当期純利益−課税所得) ÷前期末総資産	○	○	企業の会計利益を基準とした課税の繰延を含む相対的な税負担の程度を表す。	○	○	Chen et al. (2010)
会計利益・課税所得の異常差異	$BTD_{it}=\beta_0+\beta_1 TA_{it}+\varepsilon_{it}$ 全会計発生高(TA)を用いて推定した残差(ε_{it})	○	○	会計利益計算に関係しない税負担を表す（たとえば，特別償却，圧縮記帳，税額控除および受取配当金の益金不算入によるもの)。	○	○	Desai and Dharmapala (2006), Chen et al. (2010), Hoi et al. (2013)
会計利益・課税所得の裁量的差異	$PERMDIFF_{it}=\alpha_0+\alpha_1 INTANG_{it}+\alpha_2 UNCON1_{it}+\alpha_3 UNCON2_{it}+\alpha_4 MI_{it}+\alpha_5 CSTE_{it}+\alpha_6 \Delta NOL_{it}+\alpha_7 LAGPERM_{it-1}+\varepsilon_{it}$ 非裁量的永久差異を用いて推定した残差（ε）	×	○	裁量的な永久差異による税負担を表す（たとえば，税額控除や受取配当金の益金不算入制度によるもの)。	○	○	Frank et al. (2009), Rego and Wilson (2012), Badertscher et al. (2013), Hoi et al. (2013)
未認識税ベネフィット	未認識税ベネフィット	○ （不確実な場合）		追徴課税が要求される可能性を有する積極的な税負担の削減額。	×	×	Rego and Wilson (2012), Hoi et al. (2013)
タックスシェルター	企業が米国内国歳入庁によって告発されたか，タックスシェルターを利用していれば1，それ以外は0。	タックスシェルターの種類に依存		各タックスシェルターを利用することによる税負担の削減額。	×	×	Wilson (2009), Lisowsky (2010), Rego and Wilson (2012), Badertscher et al. (2013), Hoi et al. (2013)

(出典: Hanlon and Heitzman 2010, p140 を参考に筆者加筆。)

次に，租税回避の各尺度には，それぞれの特徴があることを示す。これらの特徴を示したのが，表 2-2 である。会計実効税率は，一時差異以外の要因によって生じた企業の全体的な税負担割合であるけれども，課税の繰延べによる影響については表すことができない。会計実効税率算定時の分子は，法人税，住民税及び事業税と法人税等調整額の合計であるため，税効果会計によって会計上の税金費用に調整されることから，企業の実際の税負担割合を表すのかが疑わしい。しかし，会計実効税率は，税効果会計を適用することで算定結果に経営者の節税能力が反映されることから，企業価値測定には有用である。

当期実効税率は，一時差異と永久差異によって生じる企業の全体的な税負担を表す。当期実効税率算定時の分子は，法人税，住民税及び事業税であるため会計利益計算に影響されず，当年度の課税所得に税率をかけて算定されることから，当年度に企業が支払うべき税負担割合を明らかにすることができる。

他方，現金実効税率は，一時差異と永久差異によって生じた企業の全体的な税負担を表す。しかし，税金支払額と税引前利益の期間が対応しない場合には，当期実効税率を利用する必要がある。わが国では，事業年度開始の日以降６か月を経過した日から２か月以内に，税務署長に対し中間申告書を提出し納付を行うとともに，事業年度終了の日の翌日から２か月以内に，税務署長に対し確定申告書を提出しなければならないと定められている（法人税法第 71 条および法人税法第 74 条）。したがって，企業の租税回避を割合で算定する場合，当期の法人税等支払額は前期の確定申告分と当期の中間申告分から構成され，制度的に分母と分子の期間的対応が崩れていることから，現金実効税率でなく当期実効税率を用いることが望ましい（山下 2010）。

会計利益・課税所得差異は，一時差異と永久差異による企業全体の税負担を表すが，税負担の軽減だけでなく利益調整によっても影響を受けるため，実際の企業の税負担の程度を正しく表すことができないかもしれない。会計利益・課税所得異常差異は，会計利益計算に関係しない一時差異と永久差異による企業の税負担の程度を表すことができるので，特別償却，圧縮記帳，税額控除および受取配当金の益金不算入等に起因した税負担を表す。他方，会計利益・課税所得裁量的差異は，税額控除や受取配当金の益金不算入等による裁量的な永久差異を表しており，会計利益・課税所得異常差異よりも，企業による積極的な企業の税負担の程度を表すことができる。未認識税ベネフィットは，追徴課税が要求される可能性を有する税負担削減額が明らかになるが，日本基準で作成された財務諸表では公表されないため，この尺度を用いることはできない。また，タックスシェルター尺度は，

各タックスシェルターを利用することによる税負担削減額が明らかになる。しかし，この尺度は，Wilson (2009)において，米国企業のタックスシェルターデータを利用し推定されたものであることから，日本企業の分析にこの尺度を用いることはできない。

図 2-2 から，租税回避の定義と租税回避に関する研究で用いられている測定尺度の意味するところは必ずしも一致しないことが分かる。本章で取り上げた租税回避の尺度を用いる場合，企業が行った節税，脱税および租税回避を含む企業の全体的な税負担の軽減額が明らかになる。そこで，租税回避に関する実証研究を行う場合には，企業の全体的な税負担の削減に関心があるのか，会計利益計算に関係ない税負担の削減に関心があるのか，もしくは裁量的な永久差異による税負担の削減に関心があるのかによって租税回避の尺度を選択する必要があるだろう。

第４節　要約

本章では，租税回避の定義を明らかにしたうえで，実証研究で用いられる租税回避の測定尺度を整理した。そこで，法学および会計学上の租税回避に関する研究をレビューした結果，次のことが明らかになった。

まず，租税回避には定義規定が存在しないことから，先行研究で用いられている租税回避の定義を，狭義の租税回避，広義の租税回避，最広義の租税回避，否認されない租税回避および否認される可能性を有する租税回避の五つに分類した。そして，実証的な手法を用いた租税回避に関する研究で用いられる租税回避の測定尺度が，どのような租税回避を意味するのかを検討した結果，法学と会計学研究上の租税回避の定義と租税回避に関する実証研究で用いられる測定尺度の意味するところは，会計実効税率，当期実効税率，現金実効税率，長期現金実効税率および会計利益・課税所得差異と最広義の租税回避に関しては一致する。しかし，それ以外の租税回避の測定尺度が意味するところは，どの租税回避の定義とも一致しない。したがって，租税回避の定義と測定尺度の意味するところとは必ずしも一致しないことがわかった。租税回避の測定尺度は，節税や脱税を含めた税負担の削減を表しており，一概に，節税，脱税および租税回避という各言葉を用いれば，混乱を招くことが予想される。したがって，本論文では，租税回避という言葉を利用するのではなく，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，税負担削減行動（tax aggressiveness）（Frank et al. 2009）を取扱う[26]。

さらに，わが国企業を分析対象とした場合に利用できる租税回避の測定尺度は，会計実効税率，当期実効税率，会計利益・課税所得差異，会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異に限られることが明らかになった。これらの各測定尺度は，異なる特徴を有することから，研究目的に応じて使用する必要がある。

[26] この税負担削減行動という言葉は山下（2010）で用いられていたが，大沼（2015）では租税負担削減行動と表現されており，どちらも同じ意味で用いられている。

第３章　税負担削減行動に関する研究についてのレビュー

第１節　税負担削減行動に関する研究の枠組み

本章の目的は，税負担削減行動に関する研究をいくつかの領域に分類し，どのような要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかを明らかにすることである。そのために，既存の研究をレビューし，整理する。

Hanlon and Heitzman (2010)では，税負担削減行動についての研究がレビューされているが，この分野の研究は近年も増加傾向にあり，新たな研究の蓄積が見られることから，改めて税負担削減行動に関する文献をレビューする。

税負担削減行動に関する文献をレビューした結果，企業特性，経営者等報酬[27]，所有権構造，コーポレート・ガバナンス，人的要因，国際税務戦略，CSR 活動，評判の毀損などが税負担削減行動に影響を及ぼしていることが明らかになった。特に，近年では，所有権構造やコーポレート・ガバナンスに関する研究が増加していることがわかる。

本章では，次のように検討する。まず，第２節で税負担削減行動についてのレビューを行い，第３節でレビューした結果を議論し，第４節で結論とする。

第２節　税負担削減行動についてのレビュー

本節では，税負担削減行動に関する既存の文献をレビューすることにより，この領域の研究を，企業特性，経営者等報酬，所有権構造，コーポレート・ガバナンス，人的要因，国際税務戦略，その他の要因の７つの領域に分類する。さらに，これらの要因が税負担削減行動にどのような影響を及ぼすのかについて説明する。

第１項　企業特性

税負担削減行動と企業特性に関する研究は, Zimmerman (1983), Porcano (1986), Gupta and Newberry (1997)および Rego (2003)などがある。

[27] 税負担削減行動と事業部門マネージャーの報酬との関係についての研究を含んでいる。

Zimmerman (1983)以前の研究では，大規模企業が小規模企業よりも報告利益を減らす会計手続きを選択するという政治コスト仮説が検証されていた。そこで，Zimmerman (1983)は，実効税率が企業の政治コストの部分的な尺度であると主張し，企業規模と政治コストの関係を明らかにしている。税率は，次の２つの理由で政治コストを表す。まず，大規模企業は小規模企業よりも政府からの監視と富の移転を多く受けるので，大規模企業は政治コストを減らすために報告利益を減らす会計手続きを選択する。また，成功している企業の支払利息や減価償却が短期的には一定になるので，法人税が企業の成功率と正の関係となる。つまり，成功している企業ほど法人税が高くなることから，成功している企業が政治コストの代理変数となる。

Zimmerman (1983)は，企業規模が大きいほど，より利益減少型の会計手続きを選択すると仮定し，企業規模や業種の違いが会計実効税率[28]に与える影響を検証した。結果として，大規模企業のうち売上高上位 50 社は，1970 年以降，他の上場企業よりも会計実効税率が高くなっている。その他の規模の企業と実効税率の間に有意な関係は見られていない。

５つの産業ごとに分析した場合，会計実効税率と最も強い関係を示した石油産業と製造業では，1969 年の税制改革法実施以前は，企業規模と会計実効税率の間に負の関係が見られた。このように，産業を考慮し分析するか否かによって異なる結果となっている。このことは，企業の税負担削減行動には産業によって異なる特徴があることを示唆している。税制改革法実施以降の分析結果については，企業規模と会計実効税率の間に正の関係が見られている。この 1969 年税制改革法前後の分析結果の変化は，税制改革による法人税率の低下にともない，企業の税コストの比重が低下し，実効税率を低下させる必要性がなくなったからであると考えられる。企業は，法人税率の低下によって，税コストの比重が低下し，実効税率を低下させる必要がなくなったと考えられる。これまでの結果から，全サンプルのうち，売上高上位 50 社の大規模企業は，それ以外の企業よりも実効税率が高くなっており，実効税率が政治コストを代理する結果となった。

法人税についての研究は，産業および資産間の実効税率の違いが扱われていたが，Porcano (1986)以前はほとんど行われていなかった。法人税の実効税率についての調査は，資産規模，資本的支出，売上高に基づいた大規模企業，中規模企業，小規模企業の税の構造についての追加的な情報を提供することになるはずである。そこで，Porcano (1986)は，1982 年と 1983 年において，1,300 社を超える米国企業を分析対象とし，企業の実効税率に

[28] 法人税，住民税及び事業税に法人税等調整額を加減し，税金等調整前当期純利益で除したもの。

ついての実証研究を行った。その際，彼は，売上高，純利益，総資産および資本的支出それぞれを金額の大きさで４つに分類した。カテゴリーごとの分析の結果，純利益，総資産および資本的支出それぞれにおいて最も規模の大きなグループで実効税率が低く，また規模が大きくなるにつれて実効税率が低下した。しかし，売上高に関しては有意な関係は見られていない。したがって，純利益，総資産および資本的支出それぞれの規模が大きいほど税負担削減行動を行うことがわかる。

これまでの Zimmerman (1983)や Porcano (1986)の研究は，単変量分析を行っており，相関した変数を除外することによって問題が生じる。そこで，Gupta and Newberry (1997)は，多変量分析を行うことで，実効税率の変動性の決定要因に関する新しい証拠を提供するために，法人税率を 46%から 34%へ引き下げ，課税ベースの拡大を行った 1986 年の税制改革法（Tax Reform Act of 1986: TRA86）前後において，当期実効税率が企業規模と関連するかどうかを検証している。その結果，1982 年から 1985 年と 1987 年から 1990 年の８年間の全期間データを有する企業では，当期実効税率が企業規模（総資産の自然対数）と関係しないことが示唆された。しかし，当期実効税率は，企業の資本構成（負債比率），資産構造（棚卸資産比率，有形固定資産比率および研究開発比率），業績（総資産利益率）には関連し，これらの関係のいくつかは TRA86 以降にも見られることが明らかになっている。

Rego (2003)は，規模の経済性が税務計画に対して存在するかどうかを分析している。特に，税務計画における規模の経済性が政治コストよりも多くのベネフィットを生む場合，より規模が大きく，収益性の高い多国籍企業は，他の企業よりも税負担を避けるのかについて検証している。大規模企業は小規模企業よりも多くの事業活動や金融活動を行うので，課税所得を軽減する多くの機会を有すると考えられる。企業規模が一定である場合，多くの利益を有する企業は，そうでない企業よりも税負担削減行動を行うインセンティブと資源を有するため，より課税所得を軽減するとも考えられる。さらに，広く外国事業を展開している企業は，高税率国から低税率国に利益を移転することにより，国内のみで活動を行う企業が利用できない課税所得の軽減機会を有する。分析の結果，大企業では，企業の収益性とは無関係に実効税率が高くなったが，収益性が高い場合は，企業規模とは無関係に実効税率が低くなっている。したがって，予測に反して，政治コスト仮説を支持する結果となり，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行わず，税引前利益が大きいほど課税を避けることを見つけている。また，広く外国事業を展開する企業は，他の企業よりも低

い実効税率になることも見つけている。

第２項　経営者等報酬

税負担削減行動と経営者報酬および事業部門マネージャーの報酬に関する研究は，Phillips (2003)，Rego and Wilson (2012)および Armstrong et al. (2012)がある。

Phillips (2003)は，税引後業績尺度を用いて，最高経営責任者 (CEO)および事業部門マネージャー（business-unit managers）に報酬を支払うことにより，会計実効税率が低くなるかどうかを検証している[29]。このことは，先行研究において，税額控除や永久差異の多い企業が税引後基準で CEO に報酬を支払うことが明らかになっている。さらに，事業部門マネージャーは，税務計画を行う際に，税務専門家に対して，納税申告に必要なデータを集めることや税率を考慮した投資意思決定に協力する（Phillips 2003）。したがって，事業部門マネージャーは会計実効税率を低下させることに貢献する。Phillips (2003)では，企業経営者の調査から得た独自の報酬データ[30]を利用し，税引前と税引後での経営者の報酬決定に対する企業の意思決定にともなう内生的なバイアスを修正するために，二段階のアプローチを用いて分析している。分析の結果，税引後業績尺度で，事業部門マネージャーに報酬を支払うことにより実効税率が低下しており，仮説に一致している。しかし，税引後業績尺度での CEO に対する報酬の支払いは，実効税率が高くなっており，仮説に一致した結果が見つかっていない。この結果から，税引後 CEO 業績尺度は，実効税率を上昇させるため，間接的な負の影響を与える可能性がある。なぜなら，税引後業績尺度で報酬を支払われる CEO が，税引後基準で事業部門マネージャーに報酬を支払う可能性が高いからである。そうであるならば，CEO に高い報酬を支払う際には，実効税率算定時の分母の税引前利益が小さくなることにより，実効税率が上昇するかもしれない。

Rego and Wilson (2012)は，税負担削減行動の決定要因の一つとして，株式リスクインセンティブ[31]を調査している。先行研究では，リスクのある活動は株式リターンの変動性や

---

[29] 税引後 CEO 報酬は，CEO が税引後基準で決定された会計尺度において，少なくとも部分的にボーナスで報酬を受取った場合には 1，それ以外は 0 とする。また，税引後事業部門マネージャー報酬は，企業が事業部門マネージャーの報酬プランにおいて部門基準の会計尺度を用い，この尺度が少なくとも 1 つの部門固有の法人税項目の割当て（法人税関連項目がこの尺度の決定において事業部門に割当てられているか，もしくは企業の税金負債が事業部門に広く割当てられている場合のどちらか）を反映するなら 1 とする。

[30] 財務担当経営者協会（Financial Executive Institute）によって提供されたリスト，および *Tax Analysts* においてリストされた経営者で *Fortune* 500 の企業から選んだ会社経営者に質問表を送付し，209 の会社経営者のサンプルを得ることで税引後報酬の判断基準としている。

[31] 株式リターンの変動性に対する経営者のストックオプションポートフォリオ価値の変化率。

ストックオプションポートフォリオの価値を増やすので，株式リスクインセンティブは，経営者がリスクのある投資や財務上の意思決定を行うことを動機づけることを明らかにしている。株式リスクインセンティブは，ベネフィットを生み出すことが予想される税務戦略を経営者に動機づけるならば， Rego and Wilson (2012)は，CEO および CFO の株式リスクインセンティブによって，よりリスクの高い税負担削減行動を行うと予測している。分析の際には，リスクの高い税務戦略を捉えるために，長期現金実効税率だけでなく，会計利益・課税所得裁量的差異，タックスシェルター尺度および未認識税ベネフィットを税負担削減行動の尺度として用いている。分析の結果，彼らは，大きな株式リスクインセンティブがリスクの高い税負担削減行動に関係していることを見つけている。したがって，株式リスクインセンティブが税負担削減行動の重要な決定要因となる。

それまでの研究では，税負担削減行動と経営者報酬の関係を検証していたが，これでは，トップマネジメントが税務計画に直接携わったのか，もしくは税負担の軽減が企業内の投資，財務活動，意思決定の副産物であるかどうかがはっきりしていない（Armstrong et al. 2012）。そこで，Armstrong et al. (2012)は，Desai and Dharmapala (2006)や Rego and Wilson (2012)の研究を拡張し，税務担当責任者（tax director）のインセンティブ報酬と税負担削減行動の関係を検証している。その際，ほとんどの大規模米国企業を網羅した，税務担当責任者を含む報酬情報を用いている。分析の結果，インセンティブ報酬を採用している税務担当責任者のいる企業では，インセンティブ報酬と会計実効税率との間に強い負の関係があることが明らかになっている。このことは，税務担当責任者が財務諸表で報告された税金費用を減らすインセンティブを与えられていることを示唆している。他の税負担削減行動の尺度（現金実効税率，会計利益・課税所得差異，会計利益・課税所得裁量的差異，タックスシェルター尺度）とは，統計的に有意な関係が見られなかった。このことから，会計実効税率は税務担当責任者の行動を測る有益な尺度であることがわかる。

第３項　所有権構造

Shackelford and Shevlin (2001)は，税負担削減行動の決定要因に関する研究として，経営陣による支配（insider control）やその他の組織構造などの所有権構造が未解決のままであることを指摘している。そこで，Chen et al. (2010)が同族会社に焦点を当てた研究を行ったことにより，それ以降，税負担削減行動と所有権構造に関する研究も行われるようになった。税負担削減行動と所有権構造に関する研究としては，Chen et al. (2010)以外には，Cheng

et al. (2012)，Badertscher et al. (2013)，Khurana and Moser (2013)，McGuire et al. (2014)，Bird and Karolyi (2017)および Khan et al. (2017)がある。これらの研究は，エージェンシー理論の観点から，所有と経営の一致している企業と一致していない企業の税負担削減行動を検証している。

まず，Chen et al. (2010)は，同族会社[32]の税負担削減行動を調査している。その際，税負担削減行動を捉えるために，二つの税率尺度（会計実効税率と現金実効税率）および二つの会計利益・課税所得差異尺度（会計利益・課税所得差異と会計利益・課税所得異常差異）を用いている。創業者一族の経営者は，税負担の軽減によるベネフィットを得るために高い水準で税負担削減行動を行うという考えに反し，彼女らは，同族会社が低い水準で税負担削減行動を行うことを見つけている。この結果は，創業者一族ではない株主との間のエージェンシーの対立により税以外のコストが生じるので，エージェンシーの対立が同族会社の経営者の税務意思決定に影響を及ぼすことを示唆している。彼女らは，内国歳入庁（IRS）によって課されるペナルティーや一族の評判の低下などの税以外のコストを避けるために，税金を軽減することによって得るベネフィットを控える傾向があると解釈している。

Cheng et al. (2012)は，税負担削減行動に関するヘッジファンドの積極的な活動による影響を調査している。その際，税負担削減行動の尺度として，二つの税率尺度（会計実効税率と現金実効税率）および二つの会計利益・課税所得差異尺度（会計利益・課税所得差異と会計利益・課税所得異常差異）を用いている。分析の結果，コントロールサンプルを構築するために傾向スコアマッチングを行うことで，ヘッジファンドの積極的な活動のターゲットとされる企業[33]が，ヘッジファンドの介入に先立ち低い水準の税負担削減行動を示すが，介入後に税負担削減行動が増加することを彼らは見つけている。しかし，税負担削減行動に変化をもたらす営業，財務および投資活動のような税以外の要因から，間接的効果が生じる可能性もある。そこで，税負担削減行動におけるヘッジファンドの積極的な活動の直接的効果を特定するために，彼らは，間接的効果を調整するためのいくつかの調査を行う。その結果，営業，財務，投資活動の変化に合ったコントロールサンプルを構築し，そのコントロールサンプルが，マッチング企業のような税負担削減行動の増加を経験しな

[32] 同族会社の変数は，S&P1500 指数からデータを入手し，(1)同族会社であれば 1，それ以外は 0，(2)創業者一族の株式所有権，もしくは(3)創業者一族の株式所有権が 5%以上ならば 1 としている。
[33] ヘッジファンドが過去 5 年間に開始した企業への介入回数。

いことを見つけている。次に，多変量回帰分析を行い，間接的効果が疑われる税負担削減行動の他の要因をコントロールした場合にも，同様の結果となった。これらの結果は，マッチング企業の税負担削減行動の増加が，ヘッジファンドの積極的な活動の直接的効果に部分的に起因していることを示唆する。特に，彼らは，税負担削減行動の増加がヘッジファンドにおける税務計画の過去の成功，関心および知識に関連することを見つけている。したがって，彼らは，ヘッジファンドのモニタリングが企業の税の効率性を改善し，キャッシュ・フローおよび企業価値の両方を増やすことを明らかにしている。

Badertscher et al. (2013)は，所有と経営の分離が，異なる所有権構造を有する私企業（Private firms）の税務執行に影響するかどうかを調査している。税負担削減行動はリスクの高い活動であるため，かなりのコストが生じる（Hanlon and Heitzman 2010; Rego and Wilson 2012）。したがって，所有と経営が集中した企業のリスクを嫌う経営者が，所有と経営の一致していないプライベートエクイティー[34]によって支援された企業（PE-backed firms）よりも法人税を避けないと，彼らは予測する。そして，彼らは二段階の推定を行い，税負担削減行動の尺度として，会計実効税率，現金実効税率，会計利益・課税所得裁量的差異およびタックスシェルター尺度を用いる。その結果，所有と経営の集中した経営者所有企業（management-owned firms）[35]がプライベートエクイティーによって支援された企業よりも法人税を軽減しないことを見つけている。これは，より所有と経営の一致した企業が，税リスクを許容しにくいことを示唆している。

Khurana and Moser (2013)は，長期機関投資家[36]の水準が企業の税負担削減行動の積極的な活動と関連するかどうかを調査している。彼らは，理論上，企業が税負担削減行動によって企業価値を増やすけれども，もし，積極的な税負担削減行動が経営者の機会主義的行動を促し，企業の透明性が低下するならば，長期機関投資家がモニタリングを強め，積極的な税負担削減行動を抑制させるだろうと彼らは予測している。分析の際に，税負担削減行動の尺度として会計利益・課税所得差異，会計利益・課税所得異常差異，現金実効税率およびタックスシェルター尺度を用いている。分析の結果，彼らは，長期機関投資家によ

[34] The Blackstone Group，The Carlyle Group，Kohlberg Kravis & Roberts のような企業で，投資ファンドを運営し，企業買収を通して事業を発展させる企業である（Badertscher et al., 2013）。
[35] 経営者所有企業の変数は，PE 企業によって保有されず，現在および過去の経営者，もしくはその家族によって少なくとも株式の 50%を保有されていれば 1，それ以外は 0 としている。
[36] 機関投資家回転率は，４四半期にわたる企業の機関投資家の全ポートフォリオ解約率の加重平均とする。そして，長期機関投資家は，機関投資家が機関投資家回転率の下位四分位にある場合は１，それ以外は０とする。

って保有された企業が税負担削減行動をあまり行わないことを見つけている。さらに，長期機関投資家によって保有される企業は，コーポレート・ガバナンスが弱いとき，税負担削減行動の水準が低くなっている。この分析結果は，経営者がレントエクストラクション（私的利益の追求）を促進するために税負担削減行動を行うとき，長期機関投資家が税負担削減行動の積極的な活動を抑えるという見解に一致している。したがって，彼らの分析結果は，企業の税負担削減行動に影響を及ぼす長期機関投資家の役割を強調している。

McGuire et al. (2014)は，デュアルクラス[37]の所有権構造におけるエージェンシーの対立が税務計画意思決定に関係するかどうかを分析している。デュアルクラスの所有権は，外部株主が少数のキャッシュ・フローを要求するにすぎず，企業内部の経営者が議決権の大多数を支配するため，所有と経営の分離から生じる伝統的なエージェンシー問題を超えた内部株主と外部株主の間に特有のエージェンシーの対立を生み出す（McGuire et al. 2014）。そのため，デュアルクラスの経営者は外部株主による税負担削減行動の実施圧力が軽減されることから，議決権とキャッシュ・フローの権利が分離しているような企業では税負担削減行動にあまり携わらないと彼らは予測する。彼らは，二段階の推定を行い，第一段階として，被説明変数はデュアルクラス企業[38]，説明変数はデュアルクラスの所有権構造を有する企業の多くが新聞社などの報道機関であるため，ファミリーネーム[39]やメディア[40]としプロビット分析を行っている。彼らは，潜在的な自己選択バイアスをコントロールするために，第１段階で推定した係数を第二段階で１つのコントロール変数として含めている。第二段階として，被説明変数は会計実効税率と現金実効税率，説明変数は議決権とキャッシュ・フローの権利の差[41]とし，クロスセクションデータを用いて重回帰分析を行っている。

分析の結果，彼らは，デュアルクラス企業のサンプルに対する税負担削減行動の水準を調査することで，議決権とキャッシュ・フローの権利の差が拡大するほど，税負担削減行動の水準が低下することを見つけている。これは，過度なコントロール権限を有する経営

---

37 デュアルクラスとは，２種類の株式を発行する仕組みである。例えば，2 種類の株式の１株当たりの価格は同じであるが，議決権に１対 10 の差を付けることで，外部株主が 90%の株式を所有し 90 の議決権を有したとしても，経営者が 10%の株式を所有することで 100 の議決権をもつこととなり，株式市場からの資金調達を維持しつつ，経営者が企業をコントロールし続けることができる。

38 デュアルクラス企業である場合に 1，シングルクラス企業であれば 0。

39 社名が新規公開(initial public offering : IPO)日において人の名前を意味する場合に 1，それ以外は 0。

40 企業が IPO 日においてメディア産業に属している場合に 1，それ以外は 0。

41 内部者の議決権は，全内部者の議決権を全議決権で除したもの。そして，内部者のキャッシュ・フロー権は，全内部者のキャッシュ・フロー権を総キャッシュ・フロー権で除したもの。

者が，税負担削減行動にあまり携わらないことを示唆する。彼らの分析結果は，経営者が最適水準以下で事業を行うことを可能にする，もしくは経営者が税負担削減行動に関連した株式価格の低下を避けようとするので，税負担削減行動にあまり携わらないことに一致する。さらに，彼らは，これらの二つの説明を区別するために，税負担削減行動および経営者の議決権とキャッシュ・フローの権利それぞれの関係を検証している。この結果は，内部の議決権割合が高い場合には，企業価値を向上させるために税負担削減行動を行う必要がなく，経営者が仕事を失うことを恐れずに最適水準以下で事業を行うことを可能にするエントレンチメント（経営者にとっての防御）を生み出すことを示唆している。内部のキャッシュ・フローの権利と税負担削減行動との関係については，有意な結果が得られていない。

Bird and Karolyi (2017)は，Khurana and Moser (2013)とは異なる分析方法として回帰不連続（regression discontinuity）のアプローチ[42]を用い，税負担削減行動と機関投資家の関係を分析している。その際，税負担削減行動の尺度として会計実効税率と現金実効税率の他に，タックスヘイブンの尺度[43]も用いている。分析で用いられた Russell index[44]のうち，機関投資家の多い Russell 2000 index の上位の企業は，Russell 1000 index の下位の企業に比べて，実効税率が減少し，多くの企業がタックスヘイブン子会社を利用していることを見つけている。税負担削減行動の拡大は，ガバナンスが弱く，高税率の企業で見られる。機関投資家の多い企業では，実効税率が低い場合にはそれを一定水準まで押し上げ，一方で，実効税率が高い場合にはそれを最大限減らすことを示唆する。これらの結果は，コーポレート・ガバナンスが改善することで，企業は適度な税負担削減行動を行うが，過度な税負担削減行動を減らすことを意味する。

Khan et al. (2017)は，Bird and Karolyi (2017)と同様に，Russell index を用い，回帰不連続分析を行うことにより税負担削減行動と機関投資家の関係を検証している。２つの研究の違いは，Bird and Karolyi (2017)のサンプル期間が 1996 年から 2006 年の 10 年間で，操作変

---

42 回帰不連続のアプローチは，たとえば，Russell 1000 と Russell 2000 の間の閾値周辺で，両者の間の関係に見られる跳躍（jump）の因果効果を取り出すデザインである。このインデックスは，加重されているため，Russell 2000 の上位は，Russell 1000 の下位の企業の 10 倍から 15 倍加重されている（Bird and Karolyi 2017）。したがって，Russell 1000 の下位から Russell 2000 の上位へ移動する閾値付近の企業は，機関投資家によって所有されている株式の不連続な跳躍の特徴を示す。この Russell index の特徴から，回帰不連続分析になじみやすい（Bird and Karolyi 2017）。回帰不連続アプローチによって，その閾値付近の企業を比較することで，多くの機関投資家に所有されている企業を取り出すことができる。

43 企業がタックスヘイブン子会社を少なくとも 1 社有する場合には 1，それ以外は 0。

44 時価総額ランキング上位 1000 の企業が Russell 1000 のメンバーとなり，1001 位から 3000 位までの企業が Russell 2000 のメンバーとなる。

数法を用いるのに対して，Khan et al. (2017)のサンプル期間は 1988 年から 2006 年の 19 年間と長く，ノンパラメトリックな方法を用いている点である。両研究ともに，それぞれの方法を用いて，多くの機関投資家に所有されている企業かどうかを推定している。Khan et al. (2017)による分析の結果は，機関投資家の増加がタックスシェルターの利用の増加と関係することを示している。

Bird and Karolyi (2017)と Khan et al. (2017)が利用した Russell index は，Cheng et al.(2012)や Armstrong et al.(2015)での研究と異なり，インデックスの閾値周辺での機関投資家によって所有されている株式の不連続な跳躍の因果効果を取り出すので，逆因果関係の可能性を排除し，相関する変数（税負担削減行動の専門的知識など）を除外することにより，企業の税務政策における機関投資家の効果をより特定することができる。

第４項　コーポレート・ガバナンス

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として，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・ガバナンスの関係を初めて検証した Desai and Dharmapala (2006)では，税負担削減行動は，経営者報酬[45]とコーポレート・ガバナンス[46]それぞれと強い関係があり，ガバナンスが弱い企業ほど，税負担削減行動を行うことを明らかにしている。これは，もし，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機会を増やすならば，税負担削減行動と経営者のレントエクストラクションが補完的であることを意味する。したがって，彼らの分析結果は，ガバナンスが弱い企業が，株式インセンティブを用いず私的利益を追求し，同時に，税負担削減行動を行うことを示唆する。一方で，ガバナンスの強い企業は，レントエクストラクションを妨げるための内部コントロールメカニズムを有しており，企業価値を最大化するために税負担削減行動を行う。

この Desai and Dharmapala (2006)の理論には，いくつかの限界がある。まず，彼らは，株式インセンティブ報酬自体が重要なガバナンスメカニズムであるとは考えていないとい

[45] 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比率。
[46] 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指標であり，7 以下を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)では，コーポレート・ガバナンスの尺度として，よくガバナンスの働いている企業は 1，そうでない企業は 0 としている。

うことである。しかし，実際は，エージェンシー問題を軽減することを目的として，企業の取締役会が経営者報酬に株式インセンティブ報酬の導入を決定する。さらに，彼らは，ガバナンスが弱い企業が株式インセンティブ報酬を用いず，私的利益を追求し，同時に，そのような企業が税負担削減行動を行うとしている。これに対して，ガバナンスの弱い企業でも，株式インセンティブ報酬を採用することで税負担を軽減する強いインセンティブが生じるため，株式インセンティブ報酬を採用すれば経済的便益を獲得することができるはずである（Armstrong et al. 2015）。したがって，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，税負担削減行動，コーポレート・ガバナンスおよび株式インセンティブ報酬の関係を検証している。彼らは，最小二乗法（Ordinary Least Squares: OLS）によって推定した場合，税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスの間に統計的に有意な結果が得られなかった。しかし，分位点回帰分析[47]を行うことによって，取締役会の財務専門性[48]（税負担削減行動のコストとベネフィットに関する知識の有無を測定する）と取締役会の独立性[49]（経営者の税負担削減行動意思決定を監視する能力とインセンティブを測定する）が，税負担削減行動の分布の左（右）側の裾において税負担削減行動の尺度と正（負）の関係がある証拠を見つけている。これは，より専門的知識をもち，独立性の高い取締役会が極端な税負担削減行動を抑制し，一方で，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示唆する。この発見は，財務専門性と取締役会の独立性が税負担削減行動の比較的極端な水準においてエージェンシー問題を減らすことを明らかにしている。

Minnick and Noga (2010)は，ガバナンスが税引後利益（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，法人税マネジメント[50]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。ガバナンスと税務計画の関係を検証するのには，次の２つの理由がある。まず，税務計画は，複雑で不透明であり，経営者の

---

47 条件付き平均ではなく，被説明変数の条件付き分位点の推定を行うこと。
48 1 プラス前年度における取締役会の財務専門家の合計の自然対数。
49 前年度における社外取締役の割合。
50 Minnick and Noga (2010)では，次のように定義している。税務計画が税引後の企業価値を最大化することを目的とするのに対して，税マネジメントは各企業にとって重要な業績尺度を向上させること目的とする。したがって，税引後利益ではなく，税引前利益を改善すること目標し，税務戦略を行うこともある。

機会主義的な行動が許容されるかもしれない。したがって，税マネジメントにおいてガバナンスが果たす役割を理解することが重要になる。次に，税務計画は多くの不確実性を有しており，企業業績に対してすぐにベネフィットをもたらさないかもしれず，長期的な企業価値向上に役立つものである。したがって，ガバナンスが税マネジメントにどのように役立つのかを理解したうえで，どのようにガバナンスが働くのかを明らかにする。1996 年から 2005 年までのデータを用い，分析を行った結果，彼らは，長期間にわたり税を減らすことを経営者および取締役に動機づける報酬契約を生み出すことにより，経営者および取締役に対して報酬業績感度（pay-performance-sensitivity: PPS）[51]が長期のインセンティブ水準を提供することを見つけている。報酬業績感度が高い企業ほど税金支払額を減らすことを重視しており，そのような企業は，税負担の軽減割合を表す会計実効税率を減らすけれども，現金実効税率のマネジメントにも取り組む傾向がある。また，報酬業績感度が高い企業の外国税および内国税がともに低くなる。さらに，高い報酬業績感度は，取締役や CEO がより税マネジメントに集中するためのインセンティブを提供するけれども，企業による税マネジメントを動かすのは，企業のガバナンスである。ガバナンスについては，取締役会の規模が大きい企業ほど，国内の実効税率を軽減することを重視するが，社外取締役が多く取締役会の独立性が高い企業は，外国実効税率の軽減をより重視することが明らかになっている。しかし，彼らは，この具体的な原因を明らかにしていない。彼らは，ガバナンスが税マネジメントにおいて重要な役割を果たすことを見つけている。

大沼（2015）は，税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスが，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，取締役会の規模が大きく，コーポレート・ガバナンスランキングが高い企業は，税負担削減行動に消極的であることを示唆している。したがって，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と解釈している。

第５項　人的要因

これまでの企業特性，経営者等報酬および所有権構造の関係に焦点を当てた研究を拡張

[51] PPS は，株式価格の 1%の変化を所与とし，ストックオプションの保有額から経営者の富の変動を測定したもの。

し，経営者の特性との関係を分析した研究が Dyreng et al. (2010)および Richardson et al. (2016)などである。

Dyreng et al. (2010)は，最高経営幹部（top executives）[52]が企業特性によって説明できない税負担削減行動に影響を及ぼすかどうかを検証している。彼らは，1992 年から 2006 年の間で，ExecuComp データベースにリストされているすべての最高経営幹部を複数企業にわたって追跡し，少なくとも異なる２つの企業のそれぞれで少なくとも３年間雇用されていた最高経営幹部 908 人のデータを作成している。分析の結果，会計実効税率と現金実効税率それぞれは，そのような最高経営幹部を有する企業との間に統計的に有意に正の関係が見られている。したがって，経験豊かな最高経営幹部をかかえている企業は，税負担削減行動を行わないことが示唆される。さらに，彼らは，その最高経営幹部のデータを４つに分類している。その結果，会計実効税率を増やした最高経営幹部を雇う企業はその３年後に実効税率が約 15%増加，会計実効税率を減らした最高経営幹部を雇う企業はその３年後に実効税率が約 15%減少，会計実効税率の増加や減少の効果をもたない最高経営幹部を雇う企業の実効税率は，絶対値で５%変化していた。そして，会計実効税率を変動させるような最高経営幹部が企業を去ると，会計実効税率および現金実効税率はその経営者を雇う前の水準に戻っている。税負担削減行動に影響を及ぼす企業特性以外の要因として，会計もしくは法律の教育を受けている経営者が税負担削減行動をより実施するかもしれないことから，MBA，法学および会計学の博士号の称号を尺度として分析している。その結果，最高経営幹部の学歴と会計実効税率および現金実効税率それぞれには関係がなく，経営者の学歴というよりは経営者の姿勢（tone at the top）[53]に起因している結果が得られている。したがって，最高経営幹部個人は，企業が行う税負担削減行動の水準の決定に重要な役割を果たしていることがわかる。

Richardson et al. (2016)は，オーストラリア企業の税負担削減行動において，取締役会における女性の影響を調査している。いくつかの先行研究では，女性の取締役が，社外取締役と同様の方法で取締役会に対して効果的なモニタリングを提供することが示唆されている。加えて，女性の取締役は，リスクを嫌い，高い倫理やモラルをもち，自立的思考(independent thinking)を示し，取締役会の透明性の水準を高めるような詳細な情報を得て意思決定を行う傾向がある(Richardson et al. 2016)。したがって，取締役会における女性の存

[52] CEO，CFO，会長及び副会長を含む。
[53] 実績によって示唆される納税姿勢を意味する。

在は，税負担削減行動をかなり減らすと仮定している。なお，オーストラリアの会計基準では，企業がオーストラリア国税庁との税務訴訟の当事者である場合，この情報を財務諸表に開示しなければならないとされている。そこで，彼らは，税負担削減行動の尺度を，オーストラリア国税庁との税務訴訟の当事者である場合は１，それ以外は０とするダミー変数とした。分析の結果，取締役会に女性が一人を超えて存在する企業は，一人しかいない企業に比べて，税負担削減行動を行う可能性が低下することを見つけている。また，追加分析において，当期実効税率，現金実効税率，会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合にも同様の結果が得られている。彼らの研究は，税負担削減行動と取締役会における女性の存在との関係について実証的に分析した最初の研究である。

第６項　国際税務戦略

国際的な税負担削減行動に関する研究として，Mintz and Weichenrieder (2010)，Lewellen and Robinson (2013)，Dyreng et al. (2015)および高橋他(2015)などがある。

Mintz and Weichenrieder (2010)は，税と子会社所在地国選択との関係について，実証的な手法でミクロデータを検証した最初の研究である。彼らは，ドイツの多国籍企業が持株会社を設ける動機，ならびに第三国で法人を設ける税務動機を分析した。その結果，相手先国から親会社への配当に係る源泉税率が高い場合，配当に源泉税が課されない場合よりも，相手先国の法人が第三国の導管会社を通して保有される確率がかなり高くなることが明らかになっている。こうして，源泉税率が高い場合には，法人税率が低く，相手先国と第三国間で源泉税率の低くなる国に導管会社を設けることにより，企業は合法的に税負担を軽減することができる。したがって，税の要因が国際投資の所有権チェーンに対して重要であることが示唆されている。

Lewellen and Robinson (2013)は，米国多国籍企業の所有権構造を多角的に分析している。特に，彼らは，取引コスト，税，収用リスクなどの要因が，企業内部の所有権構造にどのような影響を及ぼすのかについて分析している。彼らの研究の目的は，複雑な企業内のブラックボックスを明らかにすることによって，内部所有権構造を決定する要因を明らかにすることであった。分析の結果，まず，中間子会社（owner-subsidiaries）[54]は統計的に有意にタックスヘイブン，もしくは本国への配当にかかる源泉税率が低くなる国に所在してお

[54] 中間子会社は，親会社が直接所有する子会社を意味する。

り，親会社の法定実効税率も低くなることを明らかにしている。さらに，低税率国に所在する中間子会社が高税率国に所在する派生子会社[55]に対して株式投資を行うことが示唆された。これは，高税率国に所在する派生子会社から低税率国に所在する中間子会社に対して，利子やロイヤルティーを移すことで税負担を軽減することができることに起因する。

Lewellen and Robinson (2013)の研究を補う形で行われた研究が Dyreng et al. (2015)である。彼らは，税，国の腐敗および外国直接投資のリスクが，米国多国籍企業の世界的株式サプライチェーンに影響するかどうかを研究している。彼らの研究の目的は，米国多国籍企業が，米国親会社とステークホルダーに対して利益を分配する際，税務上効果的に送金することができる全世界株式サプライチェーンを，戦略的に構築しているかどうかを検証することであった。したがって，米国多国籍企業による利益移転を研究することを目的としていない。分析の結果，米国多国籍企業は，末端事業国と米国間の配当に関して比較的高い源泉税が課されるとき，米国企業が外国中間子会社を用いることを明らかにしている。その際，米国親会社と末端子会社間に外国中間子会社を設けることによって，末端国から米国への配当に係る源泉税が減少するとき，国際的な租税回避国として有名であるオランダのような国が外国中間子会社の所在地として選択されていることを見つけている。

高橋他（2015）は，わが国多国籍企業が国際的所得移転により税負担を削減しているのかを検証している。彼らは，まず，企業グループの包括的視点から，企業グループ内取引の割合が大きい企業[56]や外国事業を広く展開している企業[57]は所得移転機会が多いと考え，税負担を軽減していると予想する。次に，外国子会社の視点から，通常，低税率国の子会社に所得を移転することにより税負担は軽減するため，低税率国の子会社の収益性が高くなると予想する。さらに，所得移転は企業グループ内取引を介在して行われるため，わが国親会社との取引割合が大きくなると予想する。分析の結果，低税率国の子会社ほど収益性が高く，わが国企業は，低税率国の子会社に企業グループ内取引を通じて所得を移転していることが示唆された。したがって，彼らは，わが国企業が各国間の税率差を意識し，内部取引で所得を移転することで税負担を軽減していると解釈している。

---

55 中間子会社から派生した子会社を意味する。
56 セグメント間の内部売上高を売上高で除したもの。
57 外国資産を総資産で除したもの。

第７項　その他の要因

税負担削減行動と企業の社会的責任（CSR）や評判の毀損との関係についての研究として，Hoi et al. (2013)および Hanlon et al. (2015)がある。

Hoi et al. (2013)は，税負担削減行動と CSR の関係を分析している。この CSR 活動には，無責任な CSR 活動（irresponsible CSR activities）と責任のある CSR 活動（responsible CSR activities）がある。無責任な CSR 活動には，コーポレート・ガバナンス[58]，雇用関係[59]，地域社会[60]，環境[61]，人権[62]および多様性[63]等を損なうとして広く認識されている企業行動が含まれる（Hoi et al. 2013）[64]。税負担削減行動については，コストがかかり，利害関係者によっては倫理的でなく無責任な行動であると判断される。そこで彼らは，過度に無責任な CSR 活動が利害関係者へのマイナスな行動を反映するならば, 税負担削減行動と無責任な CSR 活動の間には，正の関係があると予測している。一方，企業は CSR の評価を良くするために，無責任な CSR 活動を制限し責任のある CSR 活動を増やすとも考えられることから，税負担削減行動と無責任な CSR 活動の間に負の関係があるとも予想している。この分析を行うために二段階の推定を行い，税負担削減行動の尺度として，現金実効税率，会計利益・課税所得異常差異，会計利益・課税所得裁量的差異および未認識税ベネフィットそれぞれを用いている。分析の結果，現金実効税率は，無責任な CSR 活動と過度に無責任な CSR 活動それぞれとの間に有意な負の関係があり，タックスシェルター尺度は，無責任な CSR 活動と過度に無責任な CSR 活動それぞれとの間に有意な正の関係があった。したがって，彼らの発見は，無責任な CSR 活動を行っている企業が，税負担削減行動に携わる可能性が高いことを示唆する。

---

58 コーポレート・ガバナンスにおける責任のある CSR 活動は，報酬制限，所有権の強さ，公共政策の強さなどであり，無責任な CSR 活動は，高い報酬，所有権の懸念，透明性の欠如，公共政策への懸念である。

59 雇用関係における責任のある CSR 活動は，組合との関係性の強さ，確実な退職給付，健康と安全の強さなどであり，無責任な CSR 活動は，組合との関係の懸念，労働力の削減，年金の懸念などである。

60 地域社会における責任のある CSR 活動は，住宅のサポート，教育支援，慈善寄付，ボランティアプログラムなどであり，無責任な CSR 活動は，マイナスの経済的影響，税務論争などである。

61 環境における責任のある CSR 活動は，公害防止，リサイクル，クリーンエネルギー，マネジメントシステムの強さなどであり，無責任な CSR 活動は，オゾン層破壊化学物質，排出，農薬，気候変動などである。

62 人権における責任のある CSR 活動は，先住民との関係の強さ，労働権などであり，無責任な CSR 活動は，国際的な労働，先住民との関係の懸念などである。

63 多様性における責任のある CSR 活動は，取締役会，女性，マイノリティー，障害者雇用などであり，無責任な CSR 活動は，口論などである。

64 無責任な CSR 活動の尺度は，企業の利害関係者にマイナスの影響を及ぼす CSR 活動であり，観察されたものの合計としている。また，過度に無責任な CSR 活動の尺度は，無責任な CSR 活動が 4 つ以上の場合に 1，それ以外は 0 とする。

Hanlon et al. (2015)は，評判の毀損と税負担削減行動について研究している。彼女らは，約600人の税務担当責任者に税務計画と税負担削減行動の関係に関する企業での経験について質問するために経営幹部に対してアンケートを行った。その結果は，70%の企業が税務計画戦略を避けるという意思決定において評判が非常に重要になり，58%の企業がメディアの注目を集めるリスクとなるという点でも評判が大変重要になるという結果となった。このことから，Hanlon et al. (2015)は，評判を毀損するかどうかが税務計画の立案にあたり重要な要因となることを見つけている。

第3節　ディスカッション

本節では，これまでの文献レビューから得られた結果に基づき議論する。税負担削減行動に関する研究は，企業特性や報酬との関係に焦点が当てられ，その後，所有権構造との関係についての研究が行われたことがわかる。特に，近年では，コーポレート・ガバナンスやその他の特性との関係にも研究領域が拡大している。このような研究の発展は，社会的に税負担削減行動の巧妙化が問題となっていること，また税負担削減行動を測定する尺度の発展に起因するものであると考える。

税負担削減行動と企業特性に関する研究では，異なる税務計画機会仮説と政治コスト仮説のそれぞれを支持する研究結果が蓄積されている。これまでの先行研究から，企業規模の代理変数として総資産の自然対数，もしくは売上高の自然対数のどちらかが頻繁に用いられていることがわかる[65]。そして，税負担削減行動に関する多くの先行研究で，総資産，もしくは売上高のどちらかの代理変数を利用して，税負担削減行動と企業規模の関係を検証した結果，有意に負の関係[66]を見つけることができれば，企業規模が大きいほどそれだけ多くの税務計画機会を有することから，そのような企業はより税負担削減行動を行っていると解釈されている。一方で，税負担削減行動と企業規模の間に有意に正の関係[67]を見つけることができれば，企業規模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と解釈されているようである。

---

65 その他には，株価と発行済株式総数の積の自然対数とされる場合もある（山下・音川 2009）。
66 税負担削減行動の尺度として実効税率を利用した場合。
67 税負担削減行動の尺度として実効税率を利用した場合。

報酬については，CEO，CFO，事業部門マネージャーおよび税務担当責任者がインセンティブ報酬に動機づけられ，税負担削減行動を行うことが明らかになっている。しかし，Phillips (2003)は税引後業績尺度，Rego and Wilson (2012)と Armstrong et al. (2012)はストックオプションによる株式インセンティブ報酬について検証しており，その他の業績連動給与や現在増加傾向にある株式交付信託を用いた研究はまだ行われていない。

税負担削減行動と所有権構造に関する研究は，Chen et al. (2010)，Cheng et al. (2012)，Badertscher et al. (2013)，Khurana and Moser (2013)および McGuire et al. (2014)がある。彼らの分析の結果，所有と経営が一致しているほど，税負担削減行動が抑制されることが明らかになった。一方で，ヘッジファンドや機関投資家（長期機関投資家を除く）による所有割合が大きい場合には，税負担削減行動を行うことが示唆されている。しかし，Bird and Karolyi (2017)は，機関投資家の割合が多い企業では，企業の実効税率が低い場合に一定水準まで押し上げ，一方で，実効税率が高い場合にそれを最大限減らすことを明らかにしている。

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において，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，企業のガバナンス機能している場合には，過度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。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)と Armstrong et al. (2015)および大沼（2015）の結果は相反するものではない。

さらに，Bird and Karolyi (2017)と Khan et al. (2017)は回帰不連続分析を，Armstrong et al. (2015)は分位点分析を行っており，高度な統計分析の手法を用いた研究が増えていることがわかる。

国際的な税負担削減行動に関する研究については，Mintz and Weichenrieder (2010)，Lewellen and Robinson (2013)および Dyreng et al. (2015)および高橋他（2015）がある。分析対象とする税金が法人税か源泉税かという違いはあるが，税率の低い国に子会社を設けた結果，企業の税負担が軽減することを明らかにしている。

さらに，無責任な CSR 活動が税負担削減行動と関係し，評判の毀損が税負担削減行動を抑制することも明らかになっている。

第４節　要約

本章の目的は，税負担削減行動に関する研究をいくつかの領域に分類し，どのような要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかを明らかにすることであった。税負担削減行動に関する文献のレビューを行った結果，企業特性，経営者等報酬，所有権構造，コーポレート・ガバナンス，人的要因，CSR 活動，評判の毀損などが税負担削減行動に影響を及ぼしていることが明らかになった。特に，近年では，所有権構造やコーポレート・ガバナンスに関する研究が増加していることがわかる。

本章でレビューした税負担削減行動に関する実証研究を見ても，税負担削減行動の測定尺度を用いた研究は，節税，租税回避もしくは脱税のように税負担削減行動を区別していない。したがって，第４章以降も租税回避という言葉を利用せず，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，課税所得の減少や税金支払額の削減を税負担削減行動とする。

本章にはいくつかの限界がある。まず，税負担削減行動（tax aggressiveness），もしくは租税回避（tax avoidance）というキーワードがある文献に絞り，文献レビューを行っている点である。したがって，関連する文献が含まれていないかもしれない。また，税負担削減行動を促す要因としての経営者報酬，コーポレート・ガバナンス，CSR および国際税務戦略などは，それぞれが関連し合うため，他の研究とは異なる領域に先行研究を整理している可能性がある。

第４章以降では，わが国企業を対象とした実証研究を行う。税負担削減行動と企業特性に関する研究をレビューした結果，多国籍企業や企業規模といった要因が，税負担削減行動を促していることが明らかになっている。このような要因は，米国アップル社が子会社を経由した取引を行うことにより，過剰に税負担を軽減しているとして問題となった，多国籍企業による課税逃れの問題と関係している。多国籍企業による課税逃れの問題に対処するための BEPS 行動計画の最終報告書はすでに公表されている。BEPS 行動計画の最終報告書を踏まえた国内法の改正は，必要性を検討したうえで今後実施される。したがって，わが国企業においても多国籍企業による課税逃れが行われているのかどうかを検証することは重要である。そこで，第４章では，第３章第２節第１項でレビューした税負担削減行動と企業特性について分析する。

さらに，多国籍企業は，税負担を軽減することだけを目的として外国に事業を展開する

のではなく，その多くは事業活動を行うために各国に子会社を設けていると考えられる。そのため，外国の投資および経済環境を考慮したうえで，わが国企業が国際的な税務戦略を行っているのかを明らかにする必要がある。第５章では，第３章第２節第６項でレビューした国際税務戦略について分析する。

第４章および第５章では，税負担削減行動を行うための手段について具体的に検証する。しかし，企業に税負担削減行動を行う手段が存在していたとしても，その手段を適切に利用できなければ，政治コストや評判の毀損が生じる可能性がある。そのため，わが国企業では，コーポレート・ガバナンスが機能することにより，過度な税負担削減行動が行われていないかを検証する必要がある。そこで，第６章では，第３章第２節第４項でレビューした税負担削減行動とコーポレート・ガバナンスについて分析する。

第４章　企業の多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響

第１節　はじめに

本章では，第３章第２節第１項でレビューした企業特性に関する研究を行う。近年，米国多国籍企業が複雑なスキームを用いた租税回避行為を行っているとして問題となっている。しかし，わが国では，確定決算主義が採用されているため，会計利益と課税所得の差異が諸外国と比較すると，一致しやすいと考える。加えて，確定決算主義の有無にかかわらず，わが国の税務専門家は，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であると考える傾向があるという研究結果も得られている（鈴木 2013）。したがって，問題視されている諸外国の企業のように，わが国企業が税負担の削減に積極的であるとは限らない。そこで，本章では，わが国企業の多国籍化と企業規模に焦点を当て，これらの要因が税負担削減行動に及ぼす影響を明らかにする。

税負担削減行動に関する先行研究では，多国籍企業が税負担削減行動に積極的であることが明らかにされている。しかし，わが国の場合，法人税率は諸外国よりも高いことから，多国籍企業の税負担が軽減するのは当然ともいえる。しかも，わが国多国籍企業の税負担が軽減されるとしても，意図的に税負担の低い国に子会社を設けた結果であるのか否かは分からない。そこで，わが国における税負担削減行動に関する研究では，国家間の税率の違いを除き，なお多国籍企業が低課税管轄権に子会社を設けることを意図しているのかどうかを明らかにする必要がある。したがって，第一に，国家間の税率の違いを考慮したとしても，わが国多国籍企業が税負担削減行動を行う傾向があるのかどうかを明らかにする。

さらに，先行研究では，税負担削減行動の要因として企業規模を分析する場合，総資産もしくは売上高が用いられることが多い。しかし，税務会計の観点からは，企業規模の代理変数として利用される総資産および売上高は，税務計画機会のみならず政治コストも代理している可能性がある。そこで，第二に，企業規模のうち，どの代理変数が税務計画機会を，また，どの代理変数が政治コストを代理しているのかについても分析する。

本章の分析には，次のような特徴がある。第一に，多国籍企業と内国企業を分けて分析

している点である[68]。第二に，先行研究では利用されていないが，有価証券報告書から外国子会社等の税率差異情報を直接入手することによって，外国子会社等の税負担率を算定し，その影響をコントロールしている点である。第三に，企業規模の代理変数として，売上高および総資産を用いることにより，政治コストと税務計画機会の代理を試みたことである。

分析の結果，次のことが明らかになった。まず，税率の違いを考慮してもなお，多国籍企業が税負担削減行動を行う傾向があることが明らかになった。また，多国籍化の有無にかかわらず，売上高が大きいほど，税負担削減行動を行わず，総資産が大きいほど税負担削減行動を行う傾向があることが明らかになった。したがって，税負担削減行動の測定尺度として，３年平均当期実効税率および会計利益・課税所得異常差異を用いる場合には，売上高が政治コストを代理し，総資産が税務計画機会を代理することが示唆された。

本章では，次のように検討する。まず，第２節では，税負担削減行動の先行研究を示し，仮説を構築する。第３節では，税負担削減行動の測定尺度，説明変数およびコントロール変数を検討し，モデルを示す。第４節では，分析結果を示し，第４節で結論とする。

第２節　背景と仮説

税負担削減行動に関する問題は，2008 年のリーマンショック以降，急速に浮上した。これは，多国籍企業が主な事業活動を行っている国で過剰に税金を支払っていないのではないかという問題である（日本経済新聞 2014c）。

実際に，多国籍企業と内国企業の税負担削減行動に異なる傾向があるかどうかについて検証した研究がいくつかある。Rego (2003)は，Gupta and Newberry (1997)において考慮されていなかった外国事業の要素を新たにモデルに加え，多国籍企業が内国企業よりも，より課税を避けるのかどうかについて検証した。その結果，Rego (2003)は，多国籍企業が税負担削減行動を行うことを見つけている。

[68] 本章では，多国籍企業を，為替換算調整勘定を計上している企業としている。つまり，外国子会社や外国関連会社を有する企業を意味する。一方，内国企業は，外国に子会社および関連会社を有さない企業を意味する。したがって，法人税法第２条第３号および第４号における内国法人および外国法人とは異なる。

比較的最近の研究では，内国企業においてもタックスシェルター[69]や利益移転の手段を用いることにより，税負担削減機会を有することを明らかにしている（Wilson 2009; Lisowsky 2010）。また，Dyreng et al. (2017)は，過去 25 年間の企業の実効税率変化を調査するとともに，時の経過や企業特性が税負担削減行動の要因となるのかを検証した。サンプルは，1998 年から 2012 年までの 54,005 企業･年である。検証の結果，多国籍企業と内国企業のいずれも，時の経過とともに税負担削減行動を行うことを見つけている。しかし，全サンプルを検証した結果，税負担削減行動と多国籍企業の関係は統計的に有意に正の関係となり[70]，多国籍企業は税負担削減行動を行わないことを示唆していた。このことから，Dyreng et al. (2017)は，多国籍企業による税負担削減行動だけに焦点を当てることは，見当違いかもしれないことを指摘している。

この他にも，大沼（2015）は，税負担削減行動が企業の海外投資や事業展開等とも密接に関係するかどうかを検証した。サンプルは，海外売上高がゼロを超えるものに限定した，2004 年から 2008 年までの 6,225 企業･年である。分析の結果，大沼（2015）は，海外事業が税負担削減行動の要因となる関係を見つけている。そこで，税負担削減行動が地理的条件による影響を受けていると推測し，セグメント情報を用いて，海外売上高の獲得地域を６地域ダミーとして設定している。また，国税庁がタックスヘイブンとしてリストアップしている地域をタックスヘイブンダミーとして考慮している。検証の結果，アジアでの事業は税負担削減行動が妨げられ，他方，北米やタックスヘイブン等では，企業が税負担削減行動を行う傾向が見られた。したがって，タックスヘイブンや北米で事業を行うことが，税負担削減行動の重要な要因となっていることを明らかにしている。この結果のうち，事業を行う国が，アジアか米国かによって税負担削減行動に異なる影響を及ぼす具体的な理由は述べられていない。しかし，米国は州によって税率が大きく異なることから，取引先企業の所在地州による税率の違いが，税負担削減行動に影響を及ぼしているのかもしれない。

このように，税負担削減行動と企業の多国籍化に関する研究は，異なる研究結果が蓄積されている。しかし，わが国においては，米国のように州によって税率が大きく異なるものではなく，都道府県ごとに大きな違いはない。また，内国企業においても，受取配当金，

69　具体的には，移転価格，国境を越えての配当の獲得（cross-border dividend capture）およびオフショア知的財産の回避（offshore intellectual property havens）等。

70 税負担削減行動の尺度として，現金実効税率を用いた場合。

特別償却[71]，圧縮積立金[72]および研究開発税額控除[73]等によって税負担の削減を行うことができるが，それ以上に多国籍企業は内国企業が利用することのできない税負担削減機会を有する。したがって，わが国においては，多国籍企業が内国企業に比べて，より税負担削減機会に恵まれていると考えられる。そこで，次の仮説を検証する。

仮説 1：多国籍企業は，税負担削減行動を行う。

なお，わが国の場合，法人税率は諸外国よりも高いことから，多国籍企業の税負担が小さくなるのは当然ともいえる。しかも，わが国多国籍企業の税負担が小さくなるとしても，意図的に税負担の低い国に子会社を設けた結果であるのか否かは分からない。したがって，企業の多国籍化による税負担削減行動には，国家間の税率の違いを利用した税負担の軽減を含まないこととする。

ところで，世間では多国籍企業による税負担削減行動が問題となったことで，世界各国で異なる税制を統一しようとする動きがある。したがって，多国籍企業の税負担削減行動への取り締まりが厳しくなると考えられるが，問題視されている多国籍企業は大規模企業であることから，企業規模も税負担削減行動の重要な要因となる。

税負担削減行動と企業規模に関する研究には，次の二つの仮説がある。まずは，政治コスト仮説である。政治コストは，世間からの注目を集めやすい大規模企業が，税負担を軽減しているとして社会から非難されることを避けるために，軽減できるはずの税負担を削減しないことによって生じるものである。そこで，大規模企業はこのような政治コストを削減するために，利益減少型の会計手続きを選択する（Zimmerman 1986）。したがって，課税所得に影響しない利益減少型の会計手続きを選択することにより，実効税率は高くなる（会計利益・課税所得差異は小さくなる）ことから，企業規模が大きいほど，より多くの税負担を被るはずである。

これに対して，小規模企業は，大規模企業に比べて高度な知識を持つ税務部門を有さな

---

71 例えば，エネルギー環境負荷低減推進設備等，国家戦略特別区における特定機械装置等および生産性向上設備等が対象となる。特別償却を行うと，特別償却を行った期の減価償却費が増加する。

72 固定資産等を取得し，圧縮記帳を行った場合，固定資産の圧縮損を計上することにより，圧縮損分が固定資産の取得原価から控除されるので，その分納税額が減少し，課税を繰延べることになる。しかし，減少した納税額は，耐用年数にわたって戻される。

73 調整前法人税額から，試験研究費額の 100 分の 10 を控除する。なお，損金の額に算入される試験研究費の額の平均売上金額に対する割合（試験研究費割合）が 10%未満である場合には，試験研究費割合に 0.2 を乗じて計算した割合に，0.08 を加算した割合に相当する金額を控除することができる。

いこと，あるいは，小規模企業は財務報告コストに敏感であることから大規模企業よりも機会主義的な税務計画行動が少ないという仮説がある（Scholes et al. 1992）。いいかえれば，大規模企業は税務計画の専門知識を発展させることができ，また税務計画に利用可能な資源を多く有することから，税務計画機会に恵まれている。したがって，企業規模が大きいほど，税負担削減行動を行うはずである。

しかし，実際に，税負担削減行動と企業規模の関係を検証した実証研究の分析結果は，混在している。Porcano (1986)，Wilson (2009)および Lisowsky (2010)は，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行う関係を見つけている。

Porcano (1986)は，1982 年と 1983 年の米国企業を対象に，企業の実効税率についての実証研究を行った。その際，彼は，売上高，純利益，総資産および資本的支出それぞれを四つに分類した。カテゴリーごとの分析の結果，最も企業規模の大きなグループで実効税率が低く，また企業規模が大きくなるにつれて実効税率が低下したことから，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行うことが明らかになった。

比較的近年の研究では，Wilson (2009)は，タックスシェルターを利用した税負担削減行動が，財務諸表上で認識可能な形跡を残すかどうかを研究するために，タックスシェルターに関与した企業の特徴を調査した。検証の結果，企業規模（総資産の自然対数）が大きいほど税負担削減行動を行う関係を見つけている。

その後，Lisowsky (2010)は，一般に公表されない米国内国歳入庁から得た納税申告書データを利用し，企業によるタックスシェルターの利用を推定することが可能であるかを調査するために，Wilson (2009)のモデルを発展させ，検証を行った。その結果，企業規模（総資産の自然対数）が大きいほど税負担削減行動を行う関係を見つけている。この結果は，Wilson (2009)の分析結果を裏付けた。

その他には，Gupta and Newberry (1997)は，法人税率を 46%から 34%へ引き下げ，課税ベースの拡大を行った 1986 年の TRA86 前後において，当期実効税率が企業規模と関連するかどうかを検証した。Gupta and Newberry (1997)では，企業規模と税負担削減行動の関係が明らかにならなかった。一方で，Zimmerman (1983) および Rego (2003)は，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行わない関係を見つけている。

まず，Zimmerman (1983)は，企業規模が大きいほど，より利益減少型の会計手続きを選

択すると想定し，企業規模や業種の違いが会計実効税率[74]に与える影響を検証した。結果として，大企業のうち売上高上位 50 社は，1970 年以降，他の上場企業よりも会計実効税率が高まった。つまり，政治コスト仮説に一致し，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行わないことが明らかになった。

また，Rego (2003)は，税務計画における規模の経済性が政治コストよりも多くのベネフィットを生む場合，大企業がそうでない企業よりも，より税負担削減行動を行うかどうかを検証した。まず，彼は，会計実効税率を被説明変数，企業規模（売上高の自然対数），税引前利益（税引前利益の自然対数）および外国事業（外国資産を総資産で除したもの）を説明変数とし，推定した。結果として，予測に反して，政治コスト仮説を支持する結果となり，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行わない傾向があることを見つけている。

このように，税負担削減行動と企業規模に関する研究は，異なる二つの仮説を支持する研究結果が蓄積されている。これまでの先行研究から，企業規模の代理変数として総資産の自然対数，もしくは売上高の自然対数のどちらかが頻繁に用いられていることがわかる[75]。そして，税負担削減行動に関する多くの先行研究で，総資産，もしくは売上高のどちらかの代理変数を利用して，税負担削減行動と企業規模の関係を検証した結果，有意に負の関係[76]を見つけることができれば，企業規模が大きいほどそれだけ多くの税務計画機会を有することから，そのような企業はより税負担削減行動を行っていると解釈されている。一方で，税負担削減行動と企業規模の間に有意に正の関係[77]を見つけることができれば，企業規模が大きいほど政治コストが生じるため，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行わないと解釈されている。そのため，これまでの研究では，企業規模の代理変数として総資産，もしくは売上高を用いた理由は言及されずに，どちらかが企業規模の代理変数として分析に用いられることが多い。したがって，企業規模のうち，どの代理変数が税務計画機会を代理しているのか，また，どの代理変数が政治コストを代理しているのかを明らかにする。

まず，企業外部の財務情報利用者は，総資産額よりも売上高に注目すると考えられるため，売上高の方が社会からの関心をより集めると考える。したがって，政治コストの代理変数としては，総資産額よりも売上高の方が妥当である。そこで，次の仮説を検証する。

---

74 法人税，住民税及び事業税に法人税等調整額を加え，税金等調整前当期純利益で除したもの。
75 その他には，株価と発行済株式総数の積の自然対数とされる場合もある（山下・音川 2009)。
76 税負担削減行動の尺度として実効税率を利用した場合。
77 税負担削減行動の尺度として実効税率を利用した場合。

仮説 2-1：売上高が大きいほど，企業は税負担削減行動を行わない。

一方，税負担削減行動に関する多くの先行研究において，企業規模の代理変数として総資産の自然対数が用いられており（Gupta and Newberry 1997; Wilson 2009; Lisowsky 2010 等），総資産額が大きい企業ほど，受取配当金をもたらす有価証券，特別償却，圧縮記帳等の制度を利用することによる税務計画機会を多く有すると考えられる。具体的には，総資産のうち有価証券が多いほど，受取配当金が生じる機会があり，税務上は益金に算入されないことから，その分税負担が軽減される。また，資産を特別償却する，もしくは，圧縮記帳をすることによって，一時的に税負担が軽減されることになる。したがって，次の仮説を検証する。

仮説 2-2：総資産が大きいほど，より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

本章では，わが国企業の多国籍化および企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響を明らかにする。本章の分析は，わが国企業の経営者の節税能力を測定するというより，当年度に企業が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。この場合，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，本章では，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。本章では，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，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[78]。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，

[78] 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。本章では，リーマンショックによる税負担軽減の影響を避けるため，2011 年３月期以降を分析対象とする。したがって，３年平均の当期実効税率を用いる。

その前後の年度の当期実効税率を足し合わせ，３で除して算定する。

$$\text{３年平均当期実効税率（Current ETR3）} = \frac{\Sigma \text{法人税，住民税及び事業税}}{\Sigma \text{税金等調整前当期純利益}}$$

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，企業の全体的な税負担削減行動を表す。

第２項　分析モデル

本章では，仮説を検証するために，被説明変数に３年平均当期実効税率（Current ETR3），説明変数に多国籍企業および企業規模とする（4.1）式を最小二乗法により推定する。（4.1）式における，i は企業，t は決算年を表す。

$$\begin{aligned} Current\ ETR3 = {} & \beta_0 + \beta_1 MNE_{i,t} + \beta_2 LogSales_{i,t} + \beta_3 LogAsset_{i,t-1} + \beta_4 FORTAX_{i,t} \\ & + \beta_5 STAT_{i,t} + \beta_6 R\&D_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} \\ & + \text{Year controls} + \text{Industry controls} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (4.1)$$

被説明変数である３年平均当期実効税率は，前項においてすでに述べたように，企業の税負担割合を表す変数である。なお，３年平均当期実効税率は，異常値の影響を調整するために０から１の範囲に収まるように調整した。

次に，説明変数とコントロール変数について説明する。これらの変数を説明したのが，表 4-1 である。説明変数は，MNE，LogSales および LogAsset である。

まず，MNE は，多国籍企業を表す変数である。多国籍企業の代理変数として，先行研究では，税引前外国利益が０を超える場合は１，それ以外は０とするダミー変数（Dyreng et al. 2017），外国資産を総資産で除したもの（Rego 2003），もしくは外国子会社を有していれば 1，それ以外は０とするダミー変数（Markle and Shackelford 2012）が用いられている。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，本章では，次の方法を用いる。

表 4-1　変数の説明

変数	変数の定義	符号の予測
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	−
FORTAX	各年度の国内法定実効税率から外国子会社等の税率差異を加減したもの	＋
STAT	各年度の国内法定実効税率	＋
R&D	研究開発費を当期平均総資産で除したもの	−
LEV	当期末総負債を前期末総資産で除したもの	−
ROA	税金等調整前当期純利益を前期末総資産で除したもの	−
NOL	当期末と前期末の（各期の国内法定税率で除した）税効果会計の対象となった繰越欠損金の差額を当期平均総資産で除したもの	＋

まず，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[79]（この変数については，後述を参照）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，重要性に乏しい場合には，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[80]。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

[79] 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。
[80] 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，本章では，為替換算調整勘定を利用する。

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。

次に，企業規模に関する変数である。税負担削減行動に関する研究では，企業規模に関する変数として，売上高の自然対数もしくは総資産の自然対数が頻繁に用いられている。Zimmerman (1983)では，大企業が政治コストに直面するという先行研究（Watts and Zimmerman 1978）の結果を受け，企業規模の変数として売上高を用いている。分析の結果，売上高の上位約 50 社の大企業は，政治コスト仮説に一致し，企業規模が大きいほど税負担削減行動を行わないことを見つけている。

また，Rego (2003)は，売上高の自然対数を企業規模の代理変数として分析に用いており，当期実効税率と企業規模との間に有意な正の関係が存在することを見つけている。この結果を，Rego (2003)は，企業が税負担を軽減することによる税ベネフィットよりも政治コストを優先した結果であると解釈している。このように，売上高を企業規模の変数として分析した場合，政治コスト仮説を支持する結果が得られている。したがって，本章では，政治コストの代理変数を LogSales とし，売上高の自然対数を用いる。企業は，売上高が大きいほど税負担削減行動を行わないならば，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。

他方，Porcano (1986)，Dyreng et al. (2008)，Wilson (2009)および Lisowsky (2010)等の先行研究は，企業規模の代理変数として総資産の自然対数を用いている。そして，これらの研究において，総資産が大きいほど，より税負担削減行動を行うという分析結果が得られている。この結果は，総資産が大きい企業ほど，受取配当金，特別償却および圧縮記帳等の税務計画機会を有することに起因した結果であると考えられる。したがって，本章では，税務計画機会の代理変数を LogAsset とし，前期末総資産の自然対数を用いる。企業は，総資産が大きいほど税負担削減行動を行うならば，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。

コントロール変数は，FORTAX，STAT，R&D，LEV，ROA および NOL である。まず，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。わが国の場合，法人税率は諸外国よりも高いことから，多国籍企業の税負担が小さくなるのは当然と考えられる。しかも，わが国多国籍企業

の税負担が小さくなるとしても，意図的に税負担の低い国に子会社を設けた結果であるのか否かは分からない。したがって，国家間の税率の違いをコントロールする。FORTAX は，表 4-2 に示す各年度の国内法定実効税率から外国子会社等の税率差異を加減したものである。なお，外国子会社等の税率差異は，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，企業集団全体での税負担も軽減されるため，3 年平均当期実効税率と FORTAX の関係は正の関係になることが予測される。

表 4-2　国内法定実効税率

年度	法人税	道府県民税法人税割	市町村民税法人税割	事業税	法定実効税率
2005(H17)年 3 月～2012(H24)年 2 月	30.0	6.0	14.7	7.2	40.49
2012(H24)年 3 月～2015(H27)年 9 月	25.5	6.0	14.7	7.2	35.42

（注 1）年度は，当該期間に終了する事業年度。

（注 2）道府県民税法人税割は制限税率，市町村民税法人税割は制限税率，事業税は外形標準課税対象法人のうち軽減税率不適用法人で適用される標準税率とした。

国内法定実効税率の改正による影響をコントロールするために，STAT をコントロール変数に加える。STAT は，各年度の国内法定実効税率[81]である。表 4-2 からわかるように，2011 年３月期から 2012 年２月期を決算期とする企業の国内法定実効税率は 40.49%，2012 年３月期から 2015 年３月期を決算期とする企業の国内法定実効税率は 35.42%である。わが国の法人税率は，本章の分析期間中に変更されていることから，税制改正により国内法定実効税率が低下すれば，企業の税負担も軽減されるため，その影響をコントロールする。

さらに，説明変数以外の税務計画によるインセンティブをコントロールするために，R&D，LEV，ROA および NOL をコントロール変数に加える。

81　国内法定実効税率は，次のように算定する。

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

R&D は，研究開発費を当期平均総資産で除したものである。タックスヘイブンを利用する企業は，研究開発費が高いという特徴がある（Desai et al. 2006）。また，研究開発を行っている企業は，研究開発税額控除によって税負担を軽減する便益を有することから，３年平均当期実効税率と R&D の関係は，負の関係になると予測する。

LEV は，当期末総負債を前期末総資産で除したものである。負債による資金調達は，負債の支払利息が課税所得計算上損金算入される。しかし，負債によって生じた支払利息は，報告利益も減少させるので財務報告コストが生じやすく（鈴木 2013, 53 頁），企業は財務報告コストを引下げるために，利益を多く見せると考えられることから，３年平均当期実効税率への影響をコントロールする。したがって，３年平均当期実効税率と LEV の関係は，負の関係になると予測する。

ROA は，税金等調整前当期純利益を前期末総資産で除したものである。そもそも税負担削減行動を行う企業は，税金等調整前当期純利益が高い企業であると考えられるため，３年平均当期実効税率への影響をコントロールする。したがって，３年平均当期実効税率と ROA の関係は，負の関係になると予測する。

最後に，繰越欠損金を有する企業は，繰越欠損金の利用によって税負担が軽減されるため，コントロール変数に加える。NOL は，当期末と前期末の税効果会計の対象となった繰越欠損金を各期の国内法定実効税率で除した後，その差額を当期平均総資産で除することによって算定したものである。３年平均当期実効税率と NOL の関係は，正の関係になると予測する。

第４節　分析結果

第１項　サンプルおよび記述統計量

表 4-3 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』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，2011 年３月期決算から 2014 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[82]。その結果は，10,599 企業･年であった。次に，決算月数が 12 か月であるサンプ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サンプルを除くと，10,301 企業･年であった。

表 4-3　サンプルセレクション

本サンプルは，2011 年３月期から 2014 年２月期までを対象としている。全データは，『日経 NEEDS』および有価証券報告書から入手した。

	企業･年
2011 年３月期から 2014 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	10,599
2011 年３月から 2014 年２月において決算期の変更のあった企業	(298)
税金等調整前当期純利益がゼロ以下の企業	(1,455)
当期における総資産の変動が 50%以上の企業	(1,163)
計算に必要なデータの得られない企業	(646)
	7,037 (2,758 社)
[内訳]	
上記 7,037 のうち，多国籍企業サンプル	3,828 (1,562 社)
上記 7,037 のうち，内国企業サンプル	3,209 (1,354 社)

（注）本サンプルは，連結財務諸表および個別財務諸表から得たものである。

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; Dyreng et al. 2017 等），この場合を除くと 8,846 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%以上のサンプルを除くと，7,683 企業･年になった。最後に，分析に必要なデータが得られないものを除き，7,037 企業･年，2,758 社になった。

このうち，外国に子会社および関連会社を有する多国籍企業は 3,828 企業･年，1,562 社

[82] 本章では，リーマンショックによる経済的影響を除くために，2011 年３月期からのデータを用いる。そして，税制改正による税率の変更がある場合，通常４月１日以降開始する事業年度から税率が適用されるため，改正後の税率を初めに適用することになる３月決算期からデータを抽出している。

となる。これに対して，外国に子会社および関連会社を持たない内国企業は 3,209 企業･年，1,354 社になった。

表 4-4 のパネル A，パネル B およびパネル C は，各変数の値の上下１%の外れ値を丸める処理をした後に，各変数の記述統計量を示したものである。そのうち，パネル A は全企業，パネル B は多国籍企業，パネル C は内国企業の記述統計量である。各記述統計量は，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。

パネル A における３年平均当期実効税率（Current ETR3）の平均値（0.374）および中央値（0.393）は，世界各国の税負担について企業所在地の影響を検証した，Markle and Shackelford (2012)の研究結果で示されたわが国の法定実効税率と同程度の結果となった。パネル B における３年平均当期実効税率の平均値（0.363）および中央値（0.370）は，パネル C における３年平均当期実効税率の平均値（0.387）および中央値（0.413）に比べて低い。

表 4-4　記述統計量

パネル A　全企業

変数	平均値	標準誤差	p25	p50	p75
Current ETR3	0.374	0.136	0.306	0.393	0.449
MNE	0.544	0.498	0.000	1.000	1.000
LogSales	10.579	1.548	9.462	10.459	11.589
LogAsset	10.502	1.574	9.411	10.384	11.441
FORTAX	0.358	0.043	0.354	0.354	0.405
STAT	0.370	0.023	0.354	0.354	0.405
R&D	0.012	0.019	0.000	0.003	0.016
LEV	0.500	0.214	0.334	0.497	0.658
ROA	0.068	0.057	0.031	0.053	0.089
NOL	-0.004	0.024	-0.004	0.000	0.000

表 4-4　記述統計量（続き）

パネル B　多国籍企業

変数	平均値	標準誤差	p25	p50	p75
Current ETR3	0.363	0.127	0.294	0.370	0.433
LogSales	11.105	1.495	10.015	10.994	12.100
LogAsset	11.054	1.527	9.982	10.906	12.028
FORTAX	0.348	0.052	0.340	0.354	0.373
STAT	0.369	0.023	0.354	0.354	0.405
R&D	0.017	0.022	0.000	0.008	0.024
LEV	0.496	0.207	0.339	0.492	0.645
ROA	0.660	0.051	0.032	0.053	0.086
NOL	-0.003	0.022	-0.005	0.000	0.002

パネル C　内国企業

変数	平均値	標準誤差	p25	p50	p75
Current ETR3	0.387	0.146	0.331	0.413	0.463
LogSales	9.952	1.365	8.970	9.820	10.802
LogAsset	9.844	1.362	8.874	9.756	10.687
STAT	0.371	0.024	0.354	0.354	0.405
R&D	0.006	0.014	0.000	0.000	0.005
LEV	0.506	0.223	0.328	0.505	0.674
ROA	0.071	0.063	0.029	0.052	0.093
NOL	-0.006	0.026	-0.003	0.000	0.000

したがって，わが国多国籍企業は，内国企業よりも税負担を軽減していることがわかった。このような結果は，Markle and Shackelford (2012)のわが国企業の記述統計量と概ね一致している[83]。

次に，表 4-5 は，被説明変数，説明変数およびコントロール変数に関する，ピアソンの

[83] Markle and Shackelford (2012)の記述統計量は，2005 年から 2009 年のわが国の当期実効税率について，多国籍企業の平均値が 36%，中央値が 37%，内国企業の平均値が 37%，中央値が 41%であることを示していた。

相関係数である。説明変数間では，売上高（LogSales）と総資産（LogAsset）の間に 0.930 と高い相関が見られる。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。また，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の症状に対する判断指標である。したがって，本章では，Green(2011)の①から③の条件に当てはまるか否かによって多重共線性の有無を判断する（多重共線性の問題と評価については，付録 1 を参照）[84]。

[84] なお，VIF は最大が 14.53 であった。

表 4-5　相関係数

	Current ETR3	MNE	Logsales	LogAsset	FORTAX	STAT	R&D	LEV	ROA	NOL
Current ETR3	1.000									
MNE	**-0.087**	1.000								
LogSales	**0.033**	**0.371**	1.000							
LogAsset	**-0.025**	**0.383**	**0.930**	1.000						
FORTAX	**0.121**	**-0.264**	**-0.119**	**-0.122**	1.000					
STAT	**0.062**	**-0.035**	0.006	0.007	**0.514**	1.000				
R&D	**-0.097**	**0.275**	**0.067**	**0.124**	**-0.202**	0.003	1.000			
LEV	**-0.042**	**-0.024**	**0.237**	**0.157**	-0.001	-0.018	**-0.203**	1.000		
ROA	**0.046**	**-0.044**	**-0.157**	**-0.230**	**0.039**	**-0.028**	**0.041**	**-0.217**	**1.000**	
NOL	**0.320**	**0.061**	**0.116**	**0.130**	**-0.045**	-0.002	0.015	**-0.034**	**0.114**	1.000

（注）太字は，10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

第２項　平均値の差の検定

表 4-6 のパネル A は，多国籍化の平均値の差に関する検定統計量を示したものである。なかでも，３年平均当期実効税率（Current ETR3）の平均値は，多国籍企業（0.363）が内国企業（0.387）よりも小さく，その差は統計的に有意である（t 値 7.305）。この結果は，多国籍企業がより税負担削減行動を行うとした仮説 1 を支持している。したがって，多国籍企業であるか内国企業であるかによって，企業の税負担の程度は異なる。

次に，売上高（LogSales）の平均値は，多国籍企業（11.105）が内国企業（9.952）よりも大きく，その差は統計的に有意であった（t 値-33.517）。また，総資産（LogAsset）の平均値は，多国籍企業（11.054）の方が内国企業（9.844）よりも大きく，その差は統計的に有意であった（t 値-34.777）。したがって，多国籍企業であるか内国企業であるかによって，売上高および総資産額が異なることも分かった。このような結果から，さらに，売上高や総資産の規模が税負担削減行動の要因になっているかどうかを検証する。

表 4-6 平均値の差の検定

パネル A 多国籍化による平均値の差の検定

	多国籍企業 平均値	内国企業 平均値	t 値	p 値
Current ETR3	0.363	0.387	7.305	0.000
LogSales	11.105	9.952	-33.517	0.000
LogAsset	11.054	9.844	-34.777	0.000
FORTAX	0.348	0.371	22.918	0.000
STAT	0.369	0.371	2.972	0.003
R&D	0.017	0.006	-24.031	0.000
LEV	0.496	0.506	2.018	0.044
ROA	0.066	0.071	3.664	0.000
NOL	-0.003	-0.006	-5.091	0.000

（注 1）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，もしくは外国子会社または外国関連会社を有する企業を多国籍企業とする。
（注 2）両側検定によるものである。

表 4-6 平均値の差の検定（続き）

パネル B　売上高による平均値の差の検定

	高売上高企業 平均値	低売上高企業 平均値	t 値	p 値
Current ETR3	0.375	0.372	-1.028	0.304
MNE	0.696	0.392	-26.875	0.000
LogAsset	11.659	9.345	-90.979	0.000
FORTAX	0.354	0.363	7.967	0.000
STAT	0.370	0.370	-0.198	0.843
R&D	0.013	0.011	-3.511	0.000
LEV	0.539	0.462	-15.192	0.000
ROA	0.061	0.074	9.413	0.000
NOL	-0.002	-0.006	-7.056	0.000

（注１）売上高の自然対数が中央値以上であれば高売上高企業，それ以外を低売上高企業とした。
（注２）両側検定によるものである。

パネル C　総資産による平均値の差の検定

	高資産企業 平均値	低資産業 平均値	t 値	p 値
Current ETR3	0.369	0.378	2.829	0.005
MNE	0.706	0.382	-28.778	0.000
LogSales	11.738	9.419	-94.899	0.000
FORTAX	0.354	0.363	9.280	0.000
STAT	0.370	0.370	-0.507	0.612
R&D	0.014	0.010	-7.894	0.000
LEV	0.520	0.481	-7.540	0.000
ROA	0.059	0.077	13.63	0.000
NOL	-0.002	-0.007	-7.837	0.000

（注１）総資産の自然対数が中央値以上であれば高資産企業，それ以外を低資産企業とした。
（注２）両側検定によるものである。

表 4-6 のパネル B は，売上高の平均値の差に関する検定統計量を示したものである。なお，パネル B は，売上高の自然対数が中央値以上であれば高売上高企業，それ以外を低売上高企業とする。３年平均当期実効税率（Current ETR3）の平均値は，高売上高企業（0.375）の方が低売上高企業（0.372）よりも大きいが，その差は統計的に有意でなかった（t 値-1.028）。したがって，売上高が大きいほど，税負担削減行動を行うとした仮説 2-1 は支持されない。

表 4-6 のパネル C は，総資産の平均値の差に関する検定統計量を示したものである。なお，パネル C は，総資産の自然対数が中央値以上であれば高資産企業，それ以外を低資産企業とする。３年平均当期実効税率（Current ETR3）の平均値は，高資産企業（0.369）の方が低資産企業（0.378）よりも小さく，その差は統計的に有意であった（t 値 2.829）。したがって，３年平均当期実効税率（Current ETR3）は，高資産企業が低資産企業よりも税負担が軽いことを示しており，総資産が大きいほど税負担削減行動を行うとした仮説 2-2 は支持される。

パネル B では，仮説 2-1 を支持しない結果が得られたが，次項で回帰分析を行うことで，より詳細に仮説を検証する。

第３項　主な分析結果

本項では，わが国企業の多国籍化および企業規模による税負担削減行動について，詳細に分析する。表 4-7 は，プールしたクロスセクションデータを用いた回帰分析の結果であり，全企業，多国籍企業および内国企業の分析結果を示している。

表 4-7 の全企業の分析結果から，多国籍企業ダミー（MNE）は，(1)から(4)のすべてで統計的に有意に負の値となっている。この結果は，前項の平均値の差の検定結果とも整合しており，仮説 1 を支持する証拠である。本章においては，わが国多国籍企業の税負担が小さくなるとしても，意図的に税負担の低い国に子会社を設けた結果であるのか否かは分からないため，国家間の税率差異をコントロールしている。このことから，多国籍化が税負担削減行動に及ぼす影響には，国家間の税率の違いを利用した企業による税負担の軽減が含まれない。したがって，国家間の税率の違いを調整したとしても，多国籍企業が税負担削減行動を行っていることが示唆された。この結果は，多国籍企業が行う外国企業との取引が複雑で，透明性の欠如や法整備の遅れを反映している可能性がある。というもの，Desai and Dharmapala (2008)においては，過去の事例から，企業の経営者が，税負担を削減

するために，投資家をごまかすような税負担削減行動を行う可能性があると指摘されている。たとえば，経営者は，税負担を軽減するために，不透明な取引を計画することや監査人をごまかすことがあり，どちらも税負担を削減することが目的であるとして正当化する（Desai and Dharmapala 2008）。さらに，BEPS 行動計画 1（電子経済の課税上の課題への対処）では，電子経済が発達したことで，企業の物的拠点の重要性が低下し，どこで経済活動が行われ，価値が形成されたのかを特定することが困難になりつつあるとも述べられている。

次に，売上高（LogSales）は，全企業，多国籍企業および内国企業の分析結果のすべてにおいて，統計的に有意に正の値となっている。この結果は，仮説 2-1 を支持する証拠である。したがって，売上高が大きいほど，税負担削減行動を行わない傾向があることが明らかになった。これは，企業の売上高が大きいほど，企業は高い政治コストを避けるために税負担削減行動を行わないことを示唆している。

さらに，総資産（LogAsset）は，全企業の分析結果において，(3)では統計的に有意に正の値となるが，(4)では統計的に有意に負の値となっている。(3)の結果から，全企業は，総資産が大きいほど税負担削減行動を行わないことが明らかになった。しかしながら，相関の高い２つの変数が含まれることによる t 値が上昇しているので推定精度の低下は見られない。したがって，全企業は，売上高が同程度であれば，総資産が大きいほど税負担削減行動を行うと解釈でき，仮説 2-2 を支持する証拠である。一方で，多国籍企業および内国企業の分析結果は，(3)では統計的に有意ではないけれども正の値となり，(4)では統計的に有意に負の値となっている。この結果は，仮説 2-2 を支持する証拠である。したがって，多国籍企業および内国企業がともに，総資産が大きいほど税負担削減行動を行う傾向があることが明らかになった。この結果は，総資産が大きいほど，企業が多くの税務計画機会を有するため，税負担削減行動を行うことを示唆する。

なお，相関の高い売上高と総資産を含む(4)は，(2)および(3)の各推定結果と比べて，t 値が上昇しているので，有意水準の低下が見られない。したがって，表 4-7 の分析結果では，多重共線性の問題は生じていない。

コントロール変数の分析結果は，以下の通りである。まず，外国子会社等の税率差異（FORTAX）は，予測に一致し，有意に正の値となっている。これは，外国子会社および外国関連会社の税負担割合が低い場合には，企業集団全体の税負担も軽減されることを示唆している。また，国内法定実効税率（STAT）は，多国籍企業の分析結果を除き，予測に

一致し有意に正の値となった。この多国籍企業における結果が有意でなかった理由としては，海外子会社等の税率差異（FORTAX）によるノイズの影響であると考えられる。さらに，レバレッジ（LEV）は，概ね予測に一致する結果となっており，負債による資金調達が多いほど，内国企業の税負担が軽減されると解釈できる。総資産収益率（ROA）は，多国籍企業の分析結果においては，予測に一致する結果となっており，収益性が多いほど，多国籍企業が税負担削減行動を行うと解釈できる。最後に，繰越欠損金（NOL）は，すべてにおいて，予測に一致し有意に正の値となっている。これは，繰越欠損金を利用するほど，企業の税負担が軽減されることを意味する。

表 4-7　多国籍化および企業規模と３年平均当期実効税率の関係

Current ETR3		全企業（n=7,037）				多国籍企業（n=3,828）			内国企業（n=3,209）		
	符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)
Intercept	?	0.244***	0.191***	0.217***	0.207***	0.205**	0.231***	0.218 ***	0.178***	0.211***	0.198***
		(8.62)	(6.23)	(7.04)	(6.74)	(5.11)	(5.73)	(5.44)	(3.75)	(4.37)	(4.14)
MNE	−	-0.006*	-0.013***	-0.009***	-0.012***						
		(-1.81)	(-3.50)	(-2.57)	(-3.27)						
LogSales	＋		0.005***		0.027***	0.004**		0.038***	0.007***		0.021***
			(4.46)		(6.92)	(2.41)		(6.10)	(3.40)		(4.17)
LogAsset	−			0.003**	-0.023***		0.001	-0.035***		0.004	-0.016***
				(2.17)	(-5.78)		(0.88)	(-5.74)		(1.62)	(-2.96)
FORTAX	＋	0.256***	0.267***	0.260***	0.275***	0.250***	0.246***	0.260***			
		(4.63)	(4.81)	(4.70)	(4.97)	(4.47)	(4.39)	(4.66)			
STAT	＋	0.189**	0.175**	0.184**	0.164*	0.158	0.165	0.147	0.446***	0.449***	0.442***
		(2.16)	(1.99)	(2.10)	(1.87)	(1.51)	(1.57)	(1.41)	(4.09)	(4.12)	(4.06)
R&D	−	-0.101	-0.128	-0.115	-0.118	-0.165	-0.142	-0.179	-0.039	-0.069	-0.013
		(-0.94)	(-1.18)	(-1.06)	(-1.09)	(-1.16)	(-1.00)	(-1.27)	(-0.25)	(-0.45)	(-0.09)
LEV	−	-0.010	-0.018**	-0.012	-0.036***	0.002	0.007	-0.027**	-0.034***	-0.028**	-0.046***
		(-1.28)	(-2.13)	(-1.43)	(-4.04)	(0.14)	(0.67)	(-2.15)	(-2.80)	(-2.36)	(-3.62)
ROA	−	0.006	-0.012	0.015	-0.042	-0.035	-0.034	-0.109***	0.045	0.050	0.004
		(0.24)	(-0.43)	(0.55)	(-1.48)	(-0.87)	(-0.82)	(-2.57)	(1.26)	(1.35)	(0.12)
NOL	＋	1.871***	1.843***	1.857***	1.853***	1.508***	1.521***	1.487***	2.117***	2.131***	2.141***
		(21.45)	(21.05)	(21.09)	(21.05)	(12.38)	(12.43)	(12.22)	(17.31)	(17.26)	(17.34)
Year		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj. R^2		0.196	0.198	0.196	0.203	0.152	0.151	0.160	0.239	0.236	0.241

（注１）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）。
Current ETR3: ３年平均法人税，住民税及び事業税/３年平均税金等調整前当期純利益，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，FORTAX: 各年度の国内法定実効税率から外国子会社等の税率差異を加減したもの，STAT: 各年度の国内法定実効税率，R&D: 研究開発費/当期平均総資産，LEV: 期末総資産/前期末総資産，ROA: 税金等調整前当期純利益を前期末総資産で除したもの，NOL: 税効果会計の対象となった繰越欠損金/当期平均総資産

第４項　追加分析結果

本項では，会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異を用いることで，企業がどのような税負担削減行動を行っているのかを，より具体的に明らかにする。税負担削減行動を金額で推定する尺度として，会計利益・課税所得差異がある。しかし，会計利益・課税所得差異は３年平均当期実効税率と同様に，一時差異および永久差異の両方を反映した税負担が算定される。したがって，追加分析では，会計利益・課税所得差異をさらに発展させた，会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異を用いる。

会計利益・課税所得異常差異（Residual BTD）は，以下の式によって推定した残差である。これは，Desai and Dharmapala (2006)と同様に，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，全会計発生高を用いる。

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 TA_{it} + \varepsilon_{it}$$

BTD は会計利益・課税所得差異，*TA* は全会計発生高，εは残差である。会計利益・課税所得差異は，連結損益計算書の税金等調整前当期純利益（個別財務諸表を利用した場合には，税引前利益）から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で除したものを差し引き算定する。全会計発生高は，連結損益計算書の税引後の当期純利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き算定する。

この会計利益・課税所得異常差異は，一時差異および永久差異を反映するが，会計利益計算に関係しない企業の税負担の程度を表すので，特別償却，圧縮記帳，税額控除および受取配当金の益金不算入等に起因した税負担を表す。

会計利益・課税所得裁量的差異（DTAX）は，非裁量的永久差異を用いて推定した残差(ε)である。この尺度は，大きいほど，企業がより税負担を軽減していることを意味する。

$$PERMDIFF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INTANG_{it} + \alpha_2 UNCON1_{it} + \alpha_3 UNCON2_{it} + \alpha_4 MI_{it} + \alpha_5 CSTE_{it} + \alpha_6 LAGPERM_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$PERMDIFF_{it} = \text{会計利益・課税所得差異} - \text{一時差異}$$

$$= \left(\text{税金等調整前当期純利益} - \frac{\text{法人税，住民税及び事業税}}{\text{法定実効税率}}\right) - \frac{\text{法人税等調整額}}{\text{法定実効税率}}$$

PERMDIFF は，会計利益・課税所得差異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，一時差異は，連結損益計算書の法人税等調整額を法定実効税率（詳しくは第４章第３節第２項を参照）で除することによって算定される。

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[85]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してコントロールする。UNCON1 は持分法による投資損失，UNCON2 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，税引後損益計算書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，繰越欠損金が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，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る。日本基準による連結財務諸表では，連結損益計算書において，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

[85] 税務上は，のれんという資産勘定はなく，資産調整勘定とされる。

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は記載される。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。

この会計利益・課税所得裁量的差異は，一時差異や非裁量的永久差異以外の要因による企業の税負担の程度を表す。つまり，この尺度は，企業が，会計利益利益計算に関係しない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税負担削減行動を意味する。したがって，会計利益・課税所得裁量的差異は，会計利益・課税所得異常差異に比べ，より積極的な企業の税負担削減行動を表す。

会計利益・課税所得異常差異および会計利益・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，企業の税負担削減行動を意味する。

（4.2）式は，被説明変数に会計利益・課税所得異常差異（ResidualBTD）および会計利益・課税所得裁量的差異（DTAX）のそれぞれを用いて検証する分析モデルである。

$$\begin{aligned} TaxAggressiveness = {} & \beta_0 + \beta_1 MNE_{i,t} + \beta_2 LogSales_{i,t} + \beta_3 LogAsset_{i,t} + \beta_4 FORTAX_{i,t} \\ & + \beta_5 STAT_{i,t} + \beta_6 R\&D_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} \\ & + \text{Year controls} + \text{Industry controls} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (4.2)$$

表 4-8 は，被説明変数として会計利益・課税所得異常差異（ResidualBTD）を用いた場合の分析結果である。

表 4-8 の全企業の分析結果から，多国籍企業ダミー（MNE）は， (1)から(4)のすべてで統計的に有意に正の値となっており，前項と同様である[86]。したがって，多国籍企業は，税負担削減行動を行う傾向があることが示唆される。

次に，売上高（LogSales）は，表 4-8 の(2)のすべてにおいて，統計的に有意な結果は得られていないが，(4)のすべてで統計的に有意に負の値となっている。したがって，この結果は，企業の売上高が大きいほど，税負担削減行動を行わない傾向があることを表してお

[86] 被説明変数に会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合には，３年平均当期実効税率を用いた場合と，概ね逆の符号となる。国内法定実効税率（STAT）については，３年平均当期実効税率を用いた場合に正の符号になる。しかし，会計利益・課税所得異常差異および会計利益・課税所得裁量的差異を用いた場合にも，会計利益・課税所得差異算定時に，法定実効税率が含まれることから，正の符号になることが予測される。

り，仮説 2-1 に一致する。

さらに，総資産（LogAsset）は，表 4-8 の(2)のすべてにおいて，統計的に有意な結果は得られていないが，(4)のすべてで統計的に有意に正の値となっている。したがって，この結果は，企業の総資産が大きいほど税負担削減行動を行う傾向があることを表しており，仮説 2-2 に一致する。

表 4-8 の分析結果からわかるように，被説明変数に会計利益・課税所得異常差異を用いた場合にも，前項と同様の結果が得られた。このことから，会計利益計算に関係しない税負担削減行動と多国籍化，売上高および総資産それぞれの間に，統計的に有意な関係があることが明らかになった。

表 4-9 は，被説明変数として会計利益・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 4-9 の全企業の分析結果から，多国籍企業ダミー（MNE）は，(1)を除いて統計的に有意に正の値となっている。したがって，多国籍企業は，裁量的な永久差異を利用することで，税負担削減行動を行う傾向があることが示唆される。

次に，売上高（LogSales）は，全企業，多国籍企業および内国企業のすべての分析結果において，統計的に有意に負の値となっている。しかし，全企業，多国籍企業および内国企業の分析結果は，相関の高い売上高と総資産の２つの変数が含まれることによって t 値が低下しており，推定精度の低下が見られる。

さらに，総資産（LogAsset）は，全企業および内国企業の分析結果において，(3)では統計的に有意に負の値となり，(4)では，統計的に有意に正の値となっている。一方で，多国籍企業の分析結果において，(2)では統計的に有意に負の値となるが，(4)では統計的に有意でない結果となっている。総資産の分析結果についても，全企業，多国籍企業および内国企業の分析結果は，相関の高い売上高と総資産の２つの変数が含まれることによって t 値が低下しており，推定精度の低下が見られる。

このような分析結果から，推定精度の低下が見られており，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，推定結果に対して多重共線性の影響があるようである。

表 4-8　多国籍化および企業規模が会計利益・課税所得異常差異に及ぼす影響

ResidualBTD		全企業（n=7,037）				多国籍企業（n=3,828）			内国企業（n=3,209）		
	符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)
Intercept	?	-0.027***	-0.026***	-0.028***	-0.028***	-0.030***	-0.032***	-0.031***	-0.020***	-0.024***	-0.022***
		(-5.62)	(-4.89)	(-5.34)	(-5.18)	(-4.18)	(-4.46)	(-4.33)	(-2.51)	(-2.92)	(-2.76)
MNE	＋	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***						
		(3.31)	(3.21)	(2.72)	(3.06)						
LogSales	－		0.000		-0.003***	0.000		-0.003***	-0.001*		-0.002***
			(-0.72)		(-3.91)	(0.44)		(-2.81)	(-1.78)		(-2.86)
LogAsset	＋			0.000	0.002***		0.000	0.003***		0.000	0.002**
				(0.52)	(3.76)		(1.15)	(2.98)		(-0.61)	(2.17)
FORTAX	－	-0.061***	-0.061***	-0.060***	-0.062***	-0.059***	-0.059***	-0.060***			
		(-7.25)	(-7.29)	(-7.24)	(-7.39)	(-7.04)	(-7.02)	(-7.14)			
STAT	＋	0.131***	0.131***	0.131***	0.133***	0.133***	0.133***	0.134***	0.070***	0.069***	0.070***
		(9.13)	(9.17)	(9.13)	(9.25)	(7.51)	(7.49)	(7.56)	(3.86)	(3.84)	(3.89)
R&D	＋	0.078***	0.079***	0.077***	0.078***	0.079***	0.077***	0.080***	0.067***	0.070	0.064
		(3.42)	(3.43)	(3.38)	(3.39)	(2.85)	(2.79)	(2.90)	(1.57)	(1.63)	(1.51)
LEV	＋	-0.003*	-0.003*	-0.003*	-0.001	-0.005**	-0.005**	-0.002	0.000	0.000	0.001
		(-1.91)	(-1.70)	(-1.93)	(-0.37)	(-2.15)	(-2.29)	(-0.83)	(0.03)	(-0.20)	(0.68)
ROA	＋	-0.045***	-0.045***	-0.044***	-0.039***	-0.011	-0.011*	-0.004	-0.072	-0.072***	-0.068***
		(-6.32)	(-6.36)	(-6.29)	(-5.36)	(-1.05)	(-0.97)	(-0.38)	(-7.76)	(-7.69)	(-6.95)
NOL	－	-0.453***	-0.453***	-0.454***	-0.454***	-0.407***	-0.407***	-0.405***	-0.492***	-0.494***	-0.495***
		(-20.91)	(-20.76)	(-20.79)	(-20.78)	(-13.92)	(-13.92)	(-13.84)	(-15.58)	(-15.60)	(-15.65)
Year		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj. R^2		0.275	0.275	0.275	0.276	0.235	0.235	0.237	0.317	0.312	0.313

（注１）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）。
ResidualBTD：会計利益・課税所得異常差異，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，FORTAX: 各年度の国内法定実効税率から外国子会社等の税率差異を加減したもの，STAT: 各年度の国内法定実効税率，R&D: 研究開発費/当期平均総資産，LEV: 期末総資産/前期末総資産，ROA: 税金等調整前当期純利益を前期末総資産で除したもの，NOL: 税効果会計の対象となった繰越欠損金/当期平均総資産

表 4-9　多国籍化および企業規模が会計利益・課税所得裁量的差異に及ぼす影響

DTAX		全企業（n=7,037）				多国籍企業（n=3,828）			内国企業（n=3,209）		
	符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)
Intercept	?	-0.037***	-0.023***	-0.025***	-0.016***	-0.032***	-0.033***	-0.033***	-0.008	-0.011*	-0.009
		(-9.96)	(-5.67)	(-6.06)	(-7.08)	(-5.72)	(-5.87)	(-5.76)	(-1.20)	(-1.64)	(-1.37)
MNE	＋	0.000	0.001**	0.001*	0.001***						
		(-0.91)	(2.55)	(1.91)	(2.43)						
LogSales	－		-0.001***		-0.003***	-0.001***		-0.002**	-0.002***		-0.003***
			(-7.50)		(-5.56)	(-4.51)		(-2.50)	(-6.68)		(-5.27)
LogAsset	＋			-0.001***	0.001***		-0.001***	0.001		-0.002***	0.001*
				(-5.95)	(2.75)		(-3.88)	(1.31)		(-5.04)	(1.65)
FORTAX	－	-0.036***	-0.038***	-0.037***	-0.039***	-0.035***	-0.035***	-0.036***			
		(-4.82)	(-5.10)	(-4.99)	(-5.17)	(-4.51)	(-4.45)	(-4.55)			
STAT	＋	0.118***	0.121***	0.120***	0.122***	0.136***	0.135***	0.136***	0.060***	0.060***	0.061***
		(9.86)	(10.08)	(9.99)	(10.13)	(8.69)	(8.66)	(8.70)	(4.78)	(4.70)	(4.81)
R&D	＋	0.053***	0.059***	0.058***	0.059***	0.069***	0.068***	0.070***	0.029	0.035	0.027**
		(3.10)	(3.48)	(3.43)	(3.45)	(3.15)	(3.08)	(3.18)	(1.14)	(1.39)	(1.07)
LEV	＋	0.001	0.003**	0.001	0.004***	0.002	0.001	0.003	0.004**	0.002	0.005***
		(0.81)	(2.44)	(1.32)	(3.32)	(1.05)	(0.44)	(1.54)	(2.49)	(1.33)	(2.91)
ROA	＋	0.063***	0.062	0.059	0.065	0.059	0.057***	0.062***	0.062***	0.058***	0.064***
		(12.39)	(12.21)	(11.45)	(11.93)	(7.83)	(7.53)	(7.63)	(9.08)	(8.06)	(8.66)
NOL	－	-0.123***	-0.116***	-0.117***	-0.116***	-0.173***	-0.174***	-0.172***	-0.066***	-0.066***	-0.068***
		(-7.54)	(-7.04)	(-7.10)	(-7.08)	(-6.69)	(-6.74)	(-6.67)	(-3.23)	(-3.25)	(-3.31)
Year		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj. R^2		0.128	0.137	0.134	0.138	0.151	0.150	0.151	0.142	0.136	0.143

(注 1)標準誤差は，クラスター補正したものである。
(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）。
DTAX：会計利益・課税所得裁量的差異，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，FORTAX: 各年度の国内法定実効税率から外国子会社等の税率差異を加減したもの，STAT: 各年度の国内法定実効税率，R&D: 研究開発費/当期平均総資産，LEV: 期末総資産/前期末総資産，ROA: 税金等調整前当期純利益を前期末総資産で除したもの，それ以外は０，NOL: 税効果会計の対象となった繰越欠損金/当期平均総資産

表 4-10 は，総資産を細分化することにより，各資産項目が企業の税負担削減行動にどのような影響を及ぼすのかを分析した結果を示している。

表 4-10 のパネル A は，多国籍企業を分析対象とした場合の結果である。その結果，現金，売掛金，営業貸付金・営業投資有価証券，有価証券，販売用不動産，原材料・貯蔵品，その他の棚卸資産，短期貸付金，機械装置及び運搬具，特許権・実用新案権，リース資産，関係会社有価証券，関係会社出資，破産債権・更生債権，退職給付に係る資産が大きい企業が税負担削減行動を行う傾向にあることが示唆されている。なかでも，営業貸付金・営業投資有価証券，有価証券，関係会社有価証券，関係会社出資は受取配当金をもたらすため，税務上益金不算入となり，企業の税務計画機会となっていると考えられる。また，機械装置及び運搬具は，特別償却や税額控除を行うことにより企業の税務計画機会となることが示唆される。

一方，リース債権及びリース投資資産，建物・構築物，工具・器具及び備品，その他償却対象有形固定資産，のれん，投資不動産，敷金・差入保証金，繰延税金資産が大きい企業が，税負担削減行動を行う傾向にないことが示唆されている。工具・器具及び備品は，金額が軽微であり即時償却されることから，税務計画機会にはならないだろう。パネル A における，その他の変数の分析結果の理由は，明らかになっていない。

表 4-10 のパネル B は，内国企業を分析対象とした場合の結果である。その結果，営業貸付金・営業投資有価証券，前払費用，短期貸付金，その他流動資産・その他の金融資産，機械装置及び運搬具，工具・器具及び備品，リース資産，投資有価証券，関係会社有価証券，破産債権・更生債権，退職給付に係る資産，投資不動産が大きい企業が，税負担削減行動を行う傾向にあることが示唆されている。なかでも，営業貸付金・営業投資有価証券，投資有価証券，関係会社有価証券は，パネル A の多国籍企業を分析した場合と同様に，受取配当金をもたらすため，税務上益金不算入となり，企業の税務計画機会となっていると考えられる。また，機械装置及び運搬具も，パネル A の多国籍企業を分析した場合と同様に，特別償却や税額控除を行うことにより企業の税務計画機会となる。

表 4-10　各資産項目が税負担削減行動に及ぼす影響

パネル A 多国籍企業

	Current ETR3			ResidualBTD			DTAX		
	Coef.	t 値	p 値	Coef.	t 値	p 値	Coef.	t 値	p 値
Intercept	**0.272**	**5.98**	**0.000**	**-0.032**	**-4.00**	**0.000**	**-0.040**	**-6.16**	**0.000**
現金	-0.029	-1.26	0.206	-0.005	-1.09	0.276	**0.008**	**1.87**	**0.061**
受取手形	0.041	0.66	0.512	-0.002	-0.15	0.879	-0.000	-0.11	0.912
売掛金	**-0.042**	**-2.36**	**0.018**	0.005	1.51	0.131	0.000	0.04	0.967
リース債権及びリース投資資産	0.334	0.94	0.346	-0.044	-0.69	0.487	**-0.073**	**-1.59**	**0.113**
営業貸付金・営業投資有価証券	-0.510	-1.43	0.151	**0.192**	**2.86**	**0.004**	**0.139**	**2.90**	**0.004**
有価証券	**-0.085**	**-2.12**	**0.034**	0.006	0.70	0.485	0.006	0.94	0.345
商品・製品	-0.051	-1.09	0.277	-0.004	-0.48	0.635	0.001	0.15	0.878
販売用不動産	**-0.177**	**-1.91**	**0.056**	0.029	1.63	0.103	-0.003	-0.27	0.790
原材料・貯蔵品	-0.126	-1.43	0.152	**0.029**	**1.900**	**0.058**	0.009	0.62	0.536
その他の棚卸資産	**-32.239**	**-3.17**	**0.002**	**4.847**	**3.16**	**0.002**	**2.858**	**2.00**	**0.046**
前払費用	-0.129	-0.22	0.829	-0.198	-1.47	0.141	-0.021	-0.22	0.824
未収入金	-0.233	-1.50	0.133	0.010	0.33	0.744	-0.003	-0.11	0.911
短期貸付金	0.038	0.24	0.812	-0.003	-0.10	0.924	**0.059**	**1.84**	**0.066**
その他流動資産・その他の金融資	-0.030	-0.52	0.603	0.011	0.99	0.321	0.011	1.10	0.271
建物・構築物	0.014	0.38	0.707	-0.003	-0.42	0.676	**-0.010**	**-1.92**	**0.055**
機械装置及び運搬具	**-0.292**	**-5.38**	**0.000**	**0.040**	**4.10**	**0.000**	**0.025**	**2.63**	**0.008**
工具・器具及び備品	**0.419**	**2.34**	**0.019**	-0.047	-1.35	0.178	-0.029	-1.04	0.299
リース資産	-0.024	-0.15	0.881	-0.031	-1.10	0.271	-0.016	-0.58	0.559
その他償却対象有形固定資産	**0.566**	**3.33**	**0.001**	**-0.066**	**-2.12**	**0.034**	-0.022	-0.79	0.430
建設仮勘定	0.030	0.23	0.82	-0.006	-0.23	0.821	-0.002	-0.09	0.931
土地・その他非償却対象有形固定	-0.023	-0.71	0.475	-0.002	-0.34	0.731	0.007	1.48	0.139
特許権・実用新案権	0.609	0.01	0.995	**42.788**	**2.03**	**0.043**	2.387	0.15	0.884
のれん	**0.195**	**2.44**	**0.015**	-0.029	-1.50	0.134	**-0.040**	**-2.59**	**0.01**
リース資産	**-2.418**	**-1.68**	**0.093**	**0.773**	**2.41**	**0.016**	-0.077	-0.32	0.753
商標権	-22.278	-1.61	0.108	3.239	0.97	0.330	0.994	0.33	0.739
その他無形固定資産	-0.278	-1.47	0.143	0.021	0.53	0.596	0.013	0.38	0.703
投資有価証券	-0.026	-0.72	0.471	0.008	0.13	0.259	0.002	0.38	0.705
関係会社有価証券	**-0.532**	**-6.84**	**0.000**	**0.094**	**6.33**	**0.000**	0.003	0.22	0.828
出資金	-7.866	-1.14	0.255	0.729	0.59	0.558	0.594	0.55	0.582
関係会社出資	**-1.196**	**-2.90**	**0.004**	**0.219**	**3.27**	**0.001**	-0.053	-0.81	0.416
破産債権・更生債権	**-0.554**	**-1.50**	**0.135**	-0.001	-0.01	0.995	-0.028	-0.037	0.709
長期前払費用	0.326	0.44	0.662	0.189	1.13	0.257	-0.030	-0.250	0.806
退職給付に係る資産	-0.035	-0.11	0.909	0.026	0.47	0.641	**0.103**	**1.75**	**0.08**
投資不動産	0.424	1.31	0.189	**-0.124**	**-1.89**	**0.058**	-0.071	-1.43	0.151

パネル A 多国籍企業（続き）

敷金・差入保証金	**0.408**	**5.52**	**0.000**	**-0.061**	**-4.24**	**0.000**	**-0.029**	**-2.46**	**0.014**
繰延税金資産	**0.613**	**3.63**	**0.000**	**-0.066**	**-1.90**	**0.057**	**-0.116**	**-3.82**	**0.000**
その他の投資・その他の資産	0.100	1.01	0.314	-0.017	-0.81	0.415	-0.003	-0.21	0.837
その他繰延資産	4.111	0.21	0.830	3.031	1.07	0.284	2.055	0.84	0.399
Logales	**0.006**	**3.59**	**0.000**	**-0.001**	**-1.84**	**0.66**	**-0.001**	**-3.46**	**0.001**
FORTAX	**0.193**	**3.45**	**0.001**	**-0.053**	**-6.27**	**0.000**	**-0.032**	**-3.97**	**0.000**
STAT	0.094	0.89	0.372	**0.139**	**7.92**	**0.000**	**0.144**	**9.30**	**0.000**
R&D	**-0.266**	**-1.82**	**0.068**	**0.093**	**3.27**	**0.001**	**0.078**	**3.48**	**0.001**
LEV	-0.010	-0.76	0.445	-0.003	-1.33	0.183	**0.005**	**2.74**	**0.006**
NOL	**1.452**	**12.25**	**0.000**	**-0.398**	**-14.15**	**0.000**	**-0.166**	**-6.44**	**0.000**
Year		YES			YES			YES	
Industry		YES			YES			YES	
Adj. R^2		0.205			0.283			0.170	
n		3,828			3,828			3,828	

(注) 太字は，1%水準，5%水準，または 10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

パネル B 内国企業

	Current ETR3			**ResidualBTD**			**DTAX**		
	Coef.	t 値	p 値	Coef.	t 値	p 値	Coef.	t 値	p 値
Intercept	**0.241**	**4.75**	**0.000**	**-0.021**	**-2.40**	**0.017**	**-0.013**	**-1.87**	**0.062**
現金	0.000	0.02	0.985	**-0.010**	**-2.11**	**0.035**	0.003	0.80	0.424
受取手形	**0.160**	**2.47**	**0.013**	**-0.022**	**-2.26**	**0.024**	0.000	0.03	0.979
売掛金	-0.015	-0.71	0.475	-0.004	-1.00	0.320	**-0.005**	**-1.73**	**0.084**
リース債権及びリース投資資産	0.264	0.62	0.535	0.039	0.68	0.495	-0.065	-1.24	0.216
営業貸付金・営業投資有価証券	**-0.753**	**-2.46**	**0.014**	0.058	1.33	0.183	-0.014	-0.50	0.614
有価証券	-0.044	-0.94	0.346	**-0.019**	**-1.85**	**0.065**	-0.003	0.44	0.658
商品・製品	-0.038	-0.77	0.441	0.008	0.95	0.341	-0.001	-0.16	0.876
販売用不動産	-0.010	-0.24	0.813	0.011	1.35	0.179	**-0.011**	**-1.78**	**0.075**
原材料・貯蔵品	**0.299**	**2.14**	**0.032**	-0.002	-0.10	0.922	-0.003	-0.15	0.877
その他の棚卸資産	-22.519	-1.55	0.121	2.929	1.48	0.139	1.490	1.04	0.298
前払費用	**-0.916**	**-2.03**	**0.042**	0.059	0.60	0.545	-0.033	-0.38	0.705
未収入金	0.112	0.87	0.382	0.041	1.55	0.122	-0.032	-1.62	0.106
短期貸付金	**-0.336**	**-1.96**	**0.05**	0.016	0.59	0.556	**0.020**	**0.80**	**0.422**
その他流動資産・その他の金融	**-0.110**	**-1.68**	**0.094**	0.020	1.66	0.097	-0.014	-1.59	0.111
建物・構築物	-0.023	-0.79	0.429	-0.001	-0.14	0.885	-0.004	-0.98	0.327
機械装置及び運搬具	**-0.219**	**-2.82**	**0.005**	-0.001	-0.10	0.919	-0.006	-0.76	0.449
工具・器具及び備品	**0.566**	**2.28**	**0.023**	**-0.120**	**-3.03**	**0.003**	0.0211	0.36	0.716
リース資産	**0.416**	**3.44**	**0.001**	**-0.054**	**-2.66**	**0.008**	**-0.043**	**-2.94**	**0.003**
その他償却対象有形固定資産	-0.245	-1.33	0.185	-0.027	-0.99	0.320	**-0.048**	**-1.82**	**0.069**
建設仮勘定	0.119	0.72	0.473	-0.022	-0.94	0.348	**-0.041**	**-2.36**	**0.019**

パネル B 内国企業（続き）

土地・その他非償却対象有形	-0.027	-0.95	0.340	0.001	0.22	0.822	0.002	0.50	0.619
特許権・実用新案権	**87.326**	**1.77**	**0.077**	-6.652	-0.53	0.593	-4.527	-0.66	0.508
のれん	-0.084	-0.68	0.495	0.026	1.00	0.316	-0.009	-0.55	0.581
リース資産	0.724	0.46	0.642	-0.090	-0.31	0.759	**0.436**	**2.70**	**0.007**
商標権	**33.018**	**1.67**	**0.095**	6.029	1.32	0.187	2.81	0.92	0.359
その他無形固定資産	0.385	1.57	0.117	-0.055	-1.22	0.224	-0.038	-1.16	0.245
投資有価証券	**-0.075**	**-1.74**	**0.083**	0.005	0.69	0.492	-0.002	-0.35	0.726
関係会社有価証券	**-0.676**	**-5.51**	**0.000**	**0.069**	**2.81**	**0.005**	-0.002	-0.10	0.918
出資金	9.100	1.30	0.194	-0.413	-0.42	0.675	-0.219	-0.33	0.742
関係会社出資	-1.230	-1.25	0.211	-0.028	-0.13	0.894	0.044	0.30	0.768
破産債権・更生債権	**-2.532**	**-6.66**	**0.000**	**0.255**	**3.76**	**0.000**	**0.137**	**2.25**	**0.024**
長期前払費用	**1.701**	**2.76**	**0.006**	-0.156	-1.38	0.168	-0.069	-0.99	0.32
退職給付に係る資産	-0.347	-0.78	0.434	0.028	0.40	0.693	**0.157**	**2.29**	**0.022**
投資不動産	**-0.484**	**-1.77**	**0.076**	-0.060	-1.31	0.191	0.029	0.91	0.362
敷金・差入保証金	**0.101**	**1.59**	**0.112**	**-0.032**	**-2.74**	**0.006**	**-0.023**	**-2.38**	**0.018**
繰延税金資産	**1.210**	**6.40**	**0.000**	**-0.163**	**-4.41**	**0.000**	**-0.085**	**-3.28**	**0.001**
その他の投資・その他の資産	**0.212**	**2.03**	**0.043**	-0.006	-0.31	0.759	**-0.040**	**-3.31**	**0.001**
その他繰延資産	10.886	0.78	0.435	2.559	1.17	0.241	-0.210	-0.17	0.866
LogSales	**0.006**	**3.00**	**0.003**	**-0.001**	**-1.53**	**0.126**	**-0.001**	**-4.59**	**0.000**
STAT	**0.363**	**3.47**	**0.001**	**0.080**	**4.53**	**0.000**	**0.064**	**4.94**	**0.000**
R&D	**-0.263**	**-1.65**	**0.098**	**0.082**	**1.81**	**0.070**	0.020	0.76	0.448
LEV	**-0.048**	**-3.50**	**0.000**	-0.001	-0.49	0.622	**0.007**	**4.13**	**0.000**
NOL	**1.952**	**15.91**	**0.000**	**-0.476**	**-15.25**	**0.000**	**-0.057**	**-2.81**	**0.005**
Year		YES			YES			YES	
Industry		YES			YES			YES	
Adj. R^2		0.298			0.343			0.169	
n		3,209			3,209			3,209	

（注１）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）太字は，１%水準，５%水準，または 10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

一方，現金，受取手形，売掛金，有価証券，販売用不動産，原材料・貯蔵品，工具・器具及び備品，リース資産，建設仮勘定，特許権・実用新案権，商標権，長期前払費用，敷金・差入保証金，繰延税金資産，その他の投資・その他の資産が大きいほど，企業は税負担削減行動を行う傾向にないことが示唆される。なかでも，売掛金は，パネル A の多国籍企業を分析した場合と異なる結果を示した。これは，売掛金や受取手形が大きい（小さい）ほど，翌期（当期）に計上すべき売上を当期（翌期）に見越して（繰延べて）計上することによって，分析対象期間の税負担が重く（軽く）なることに起因するものである。パネルＢにおける，その他の変数の分析結果の理由は，明

らかになっていない。

多国籍企業と内国企業ごとに分析した結果，有価証券の分析結果に大きな違いが見られた。多国籍企業では，有価証券が受取配当金をもたらすことで，税務上益金不算入となることから，税務計画機会として利用されていることが示唆される。このような，企業の税負担削減行動の違いは，多国籍企業と内国企業の取引手段の違いから生じるものであると考えられる。

第５節　要約

本章の目的は，企業の多国籍化および企業規模による税負担削減行動の要因を明らかにすることであった。そこで，まず多国籍化と税負担削減行動の関係について分析を行った。先行研究では，多国籍企業が税負担削減行動を行う結果が得られているが（Wilson 2009; Lisowsky 2010; 大沼 2015; Dyreng et al. 2017），わが国の法人税率は諸外国に比べると高いため，そのような結果になるのは当然ともいえる。そこで，本章では，多国籍化が税負担削減行動に及ぼす影響を検証するにあたり，国内法定実効税率から外国子会社等の税率差異を差し引くことで，各企業が保有する外国子会社および外国関連会社の所在地国間と日本の税率の違いを算定し，国家間の税率差異をコントロールした。その結果，わが国多国籍企業は，国家間の税率差異を調整してもなお，税負担削減行動を行うことが示唆されている。この結果は，多国籍企業が行う海外企業との取引が複雑で，透明性の欠如や法整備の遅れを反映している可能性がある。

また，現在，積極的な税負担削減行動を行うとして問題視されている多国籍企業は，比較的企業規模が大きいことから，企業規模と税負担削減行動の関係についても分析を行った。その際，これまでの研究では，税負担削減行動の要因として単に企業規模が考慮され分析されているが，企業規模のうち，どの代理変数が税務計画機会を代理しているのか，また，どの代理変数が政治コストを代理しているのかについても分析した。その結果，企業の多国籍化の有無にかかわらず，売上高が大きいほど税負担削減行動を行わず，総資産が大きいほど税負担削減行動を行うことが明らかになった。この結果は，売上高が政治コストを代理し，総資産が税務計画機会を代理することを示唆している。したがって，企業は，売上高が大きいほど，高い政治コストを避けるために税負担削減行動を行わず，総資産が大きいほど，多くの税務計画機会を有するために税負担削減行動を行うと考えられる。

さらに，各資産項目が税負担削減行動に及ぼす影響を分析した結果，営業貸付金・営業投資有価証券，関係会社有価証券，関係会社出資が税務上益金不算入となることから，税務計画機会となっていることが示唆された。また，機械装置及び運搬具は，特別償却や税額控除を行うことで企業の税務計画機会となっていると考えられる。

多国籍企業と内国企業ごとに分析することにより，有価証券の分析結果に大きな違いが見られたが，多国籍企業と内国企業の取引手段の違いから生じるものであると考えられる。

本章の分析では，国家間の税率差異の影響を取り除くために，外国子会社等の税率差異を用いた。しかし，それ以外にも，重要性が高い項目については，タックスヘイブン課税や子会社等の軽減税率についての情報も有価証券報告書において公表されている。したがって，それらの要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかどうかを検証することが今後の課題である。

第５章　企業グループ間の子会社所在地国選択要因

第１節　税および税以外の特性による影響

本章では，第３章第２節第６項でレビューした国際税務戦略について分析する。本章における研究の目的は，税および税以外の特性が，企業グループ間の子会社所在地国選択に及ぼす影響を明らかにすることである。

企業の多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響を第４章で分析した結果，わが国多国籍企業が有価証券を税務計画機会として利用することで,税負担を軽減していた。それに対して，内国企業では有価証券を税務計画機会として利用せず，むしろ税負担削減行動を行わないことを示唆する証拠が得られた。これは，わが国多国籍企業が外国からの受取配当金を益金の額に算入しないことにより，税負担を軽減していることが原因であると考えられる。そこで，本章では，外国子会社からの受取配当金がもたらす影響について分析する。

外国子会社配当益金不算入制度は，平成 21 年度税制改正により導入された。平成 21 年度税制改正前は，源泉税に外国税額控除を適用することで，外国子会社からの受取配当等に係る源泉税率の違いから企業の税負担割合に違いが生じることはなかった。しかし，税制改正後は，外国子会社からの受取配当等に係る源泉税に外国税額控除を適用することができなくなった。その結果，税制改正後は，子会社所在地国それぞれの源泉税率の割合によって，企業の税負担額に違いが生じるようになった。そこで，本章では，わが国多国籍企業が外国子会社からの配当等に係る源泉税を最小化するために，子会社所在地国を選択しているかどうかを検証する。なお，外国子会社から日本親会社に配当を行っていると仮定して分析する。

さらに，多国籍企業は，税負担を軽減することだけのために外国で事業を展開するのではなく，多くの企業では，実際の事業活動を行うために，世界各国に子会社を設けていると考えられる。そのような場合には，進出国政府の不当な措置による投資環境や経済環境が安定していないことがある。たとえば，ベネズエラでは，企業に対して政治的収用のリスクが存在する（Dyreng et al. 2015）。したがって，企業はわが国とは異なる制度や文化を考慮し，外国事業を展開すると考えられることから，税以外の特性も子会社所在地国を選

択するうえで重要な要因となるだろう。そこで，税および税以外の特性が，わが国多国籍企業の組織構造に及ぼす影響について分析する。

分析の結果，末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率が高いとき，わが国親会社は，わが国企業と末端子会社との間に日本および末端子会社国以外の第三国に所在する中間子会社（以下，外国中間子会社）を用いていることが明らかになっている。したがって，末端子会社からわが国への配当に係る源泉税率が高い場合には，中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結していることにより，全体として係る源泉税率が低下している可能性がある。しかし，その中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結しているかどうかについては検証していない。このことから，実際に，この分析結果からは，わが国企業と末端子会社との間に外国中間子会社を設けることによって源泉税を軽減しているとは断言できず，状況証拠を示しているに過ぎない。そこで，追加分析において，中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結しているかどうかを個別に調査することで，実際にこのような組織構造を形成している企業が存在することが明らかになっている。

また，税以外の特性として，末端子会社国が腐敗している国に所在する場合や投資リスクが高い場合にも，わが国と末端子会社との間に外国中間子会社を用いていることが明らかになっている。このことから，外国での事業を行う場合，企業は税以外の投資リスクや経済環境を考慮し，子会社所在地国を選択していると考えられる。

本章の構成は，次のとおりである。まず，第２節では，わが国における外国子会社配当益金不算入制度について説明する。その後，税および税以外の特性が企業の所有権構造に及ぼす影響について分析した先行研究を示し，仮説を構築する。第３節では，仮説を検証するための実証モデルと変数の定義を説明する。第４節では，サンプルおよび記述統計量を示し，分析結果を報告する。第５節では，追加分析を行い，第６節で結論とする。

第２節　背景と仮説

第１項　外国子会社配当益金不算入制度の概要

平成 21 年度税制改正において，外国子会社配当益金不算入制度が導入された。平成 21 年度税制改正前は，源泉税に外国税額控除を適用することで，外国子会社からの受取配当

等に係る源泉税率の違いから企業の税負担割合に違いが生じることはなかった。しかし，税制改正後，内国法人は，従来，外国で環流させていた資金を，外国子会社[87]からわが国企業へ配当することで，剰余金の配当の額の 95%相当額を益金不算入とすることが可能となった[88]。また，税制改正後は，外国子会社配当に係る源泉税について，内国法人の所得の計算上損金の額に算入できず（法人税法第 39 条の２），外国税額控除（法人税法第 69 条）も適用することができなくなることから，源泉税率の割合によって税コストが生じるようになった。

その後，平成 27 年度税制改正において，内国法人が外国子会社から受ける配当等の全部又は一部が外国子会社の本店等において，外国子会社の所得の金額の計算上損金の額に算入することとされている場合には，その剰余金の配当の額が外国子会社から受ける配当等の益金不算入制度を適用できず，益金に算入されることになった（法人税法第 23 条の２第３項第１号)。この場合におけるその剰余金の配当に係る源泉税は，損金の額に算入する，もしくは外国税額控除の対象とすることができるようになった。

平成 27 年度税制改正は，平成 28 年４月１以降に開始する事業年度において適用されるが，経過措置により，平成 28 年４月１日において有する外国子会社の剰余金の配当を平成 28 年４月１日から平成 30 年３月 31 日までの間に開始する各事業年度において受ける場合には，平成 27 年度税制改正以前と同様の取扱いとされる。

このように，平成 21 年度と平成 27 年度の税制改正において，外国子会社配当益金不算入制度は取扱いが変更されている。それにともない，わが国においては，平成 21 年度から平成 27 年度の間の外国子会社配当に係る源泉税が税コストとなり，国際税務戦略として利用された可能性がある。

なお，配当を行わない場合には源泉税は課されない。しかし，平成 21 年度税制改正時に導入された外国子会社配当益金不算入制度は，それまで外国で還流させていた利益を，わが国に還流させるために導入されたものである。外国子会社配当益金等不算入制度が導入されたことで，剰余金の配当の額の 95%を益金の額に算入しないので，企業の税負担を軽減できるようになった。さらに，企業は，税務当局に否認される可能性がある過度な税負担削減行動よりも，リスクの低い税負担の軽減策として，源泉税を最小化する

87 内国法人が保有しているその株式又は出資の数又は金額がその発行済株式又は出資の数又は金額がその発行済株式又は出資の総数又は総額の百分の二十五以上に相当する数又は金額となっているその他の政令で定める要件を備えている外国法人をいう。
88 剰余金の配当の額の 5%相当額は，その配当に係る費用として益金に算入する。

と考えられる。したがって，この制度の導入により，導入前よりも，わが国に利益を還流していると考えられることから，本章では，外国子会社から日本親会社に配当を行っていると仮定する。

第２項　子会社所在地国選択要因に関する先行研究

子会社所在地国選択要因を研究したものは，Mintz and Weichenrieder (2010)，Lewellen and Robinson (2013)および Dyreng et al (2015)である。

Mintz and Weichenrieder (2010)は，税と子会社所在地国選択との関係について，実証的な手法でミクロデータを検証した最初の研究である。彼らは，ドイツの多国籍企業が持株会社を設ける動機，ならびに第三国に法人を設ける税務動機を分析した。そこで，1989 年から 2001 年のドイツ連邦銀行（the Deutsche Bundesbank）の FDI（海外直接投資）データを用いている。分析の結果，相手先国から親会社への配当に係る源泉税率が高い場合，配当に源泉税が課されない場合よりも，第三国の導管会社を通して保有される確率は，かなり高くなることが明らかになった。導管会社とは，実際の事業活動を行わずに税金を回避することを目的として設けられるものである。このことから，導管会社は，相手先国と租税条約を締結しているような国に所在しており，相手先国で生じる源泉税率を引き下げていると考えられる。したがって，税の要因が国際投資の所有権チェーンに対して重要であることが示唆される。

Lewellen and Robinson (2013)は，米国多国籍企業の所有権構造を多角的に分析している。特に，彼らは，取引コスト，税，収用リスクなどの要因が，企業内部の所有権構造にどのような影響を及ぼしうるのかを分析した。彼らの研究の目的は，複雑な企業内のブラックボックスを明らかにすることによって，内部所有権構造を決定する要因を明らかにすることであった。そこで，彼らは，公的に利用可能なアメリカ合衆国商務省経済分析局（Bureau of Economic Analysis: BEA）から 1994 年，1999 年，2004 年および 2009 年のデータを用いている。米国多国籍企業サンプルは 1,354，外国法人サンプルは 47,371 であった。

分析の結果，いくつかの異なる税務動機の存在が明らかになった。まず，外国中間子会社（owner-subsidiaries）[89]は，統計的に有意に，タックスヘイブン，もしくは本国への配当にかかる源泉税率が低くなる国に所在しており，親会社の法定実効税率も低くなることを明らかにしている。

[89] 中間子会社は，親会社が直接所有する子会社を意味する。

加えて，子会社間の経済連携，国家間の税および投資契約などの要因と子会社間の所有権連結の関係についても検証している。その際，国家間の地域的距離尺度とともに言語，植民者および宗教をダミー変数として考慮していた。その結果，経済連携協定を締結している，地理的に近く，共通の公用語，共通の宗教，そして共通の植民者である場合，所有権連結を行う可能性が高いことも明らかにしている。

また，低税率国に所在する外国中間子会社が高税率国に所在する派生子会社[90]に対して株式投資を行うことが示唆された。これは，高税率国に所在する派生子会社から低税率国に所在する外国中間子会社に対して，利子やロイヤルティーを移すことで税負担を軽減することができることに起因する。さらに，二国間投資協定（Bilateral Investment Treaty: BIT）[91]も所有権連結と統計的に有意な結果となり，特に，収用のリスクが高まるような資産を多く保有する子会社にとって二国間投資協定が重要であることが示唆された。

Lewellen and Robinson (2013)の研究を補う形で行われた研究が Dyreng et al. (2015)である。彼らは，税，国の腐敗および外国直接投資のリスクが，米国多国籍企業の世界的株式サプライチェーンに影響するかどうかを研究している。彼らの研究の目的は，米国多国籍企業が，米国親会社とステークホルダーに対して利益を分配する際，税務上効果的に送金することができる全世界株式サプライチェーンを，戦略的に構築しているかどうかを検証することであった。したがって，米国多国籍企業による利益移転を研究することを目的としていない。

彼らは，少なくとも二ヵ国に外国子会社を有するサンプルを入手するために，Orbis（Bureau van Dijk）の所有権データを用いており，最終米国親会社のサンプル数は 916，末端子会社のサンプル数は 25,044 であった。分析の結果，米国多国籍企業は，末端事業国と米国間の配当に関して比較的高い源泉税が課されるとき，米国企業が外国中間子会社を用いることを明らかにしている。その際，米国親会社と末端子会社間に外国中間子会社を設けることによって，末端国から米国への配当に係る源泉税が減少するとき，国際的な租税回避国として有名であるオランダのような国が外国中間子会社の所在地として選択されていることを見つけている。しかし，流動性のある無形資産を多く有する企業においては，利益移転が容易であることから，配当に係る源泉税の重要性は低下した。

---

90 中間子会社から派生した子会社を意味する。
91 海外投資に関する規制をできる限りなくし，投資を自由に行える環境を整え，投資家および投資財産を保護するという国家間の約束である（外務省 HP）。

また，末端事業子会社国における腐敗および投資リスクが比較的高いとき，米国企業が外国中間子会社を用いることを明らかにしている。米国と末端国間の租税条約締結の有無については，この選択に影響するかどうかについての証拠は見つけられていない。

第３項　仮説の導出

第２節第１項で述べたように，平成 21 年度税制改正によって，外国子会社から受ける配当等に係る源泉税については，外国税額控除を適用することができなくなった。つまり，各企業が有する外国子会社の所在地国における源泉税率が低ければ，企業グループ全体としての税負担も減少することになる。したがって，わが国多国籍企業が，国際的な税務戦略を行っているならば，源泉税が最小になるように企業組織構造を形成するはずである。

先行研究においても，企業の所有権構造と源泉税との関係が明らかになっている。Mintz and Weichenrieder (2010)は，相手先国からドイツ親会社への配当に係る源泉税率が高い場合，配当に源泉税が課されない場合よりも，ドイツ親会社が第三国の導管会社を通して保有する確率は，かなり高くなることを明らかにしている。Lewellen and Robinson (2013)は，中間子会社が源泉税率の低くなる国に所在することを明らかにしている。Dyreng et al. (2015)は，末端事業国と米国間の配当に比較的高い源泉税が課されるとき，米国企業が外国中間子会社を用いることを明らかにしている。

外国子会社から日本へ配当を行う際，外国子会社国と日本の間で租税条約を締結している場合には，末端子会社国の国内法で定められた配当に係る源泉税率とは異なる源泉税率を適用する。租税条約とは，「課税関係の安定（法的安定性の確保），二重課税の排除，脱税及び租税回避等への対応を通じ，二国間の健全な投資・経済交流の促進に資するものである」（財務省 HP）。租税条約とわが国国内法が異なる場合には，租税条約の規定が優先的に適用される。したがって，配当に係る源泉税について，国内法で定められた源泉税率よりも，租税条約で定められた源泉税率の方が低い場合には，租税条約による低い源泉税率が適用される。なお，租税条約が締結されていない国家間での配当に係る源泉税については，各国の国内法が適用される。このように，末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率が高い場合でも，日本と末端子会社国それぞれと租税条約を締結し，源泉税率が低くなるような国に中間子会社を設けることで，企業全体として係る源泉税率が軽減される。したがって，次の仮説を立てる。

仮説１：企業は，末端子会社から日本へ直接配当を行う際に，源泉税が高くなるほど，外国中間子会社をより用いる傾向がある。

また，企業の海外進出に際しては，税コスト以外のコストが生じる可能性がある。外国で事業を展開する企業は，腐敗した環境下で生じるリスクを回避するために，比較的腐敗していない国に中間子会社を設けると考えられる。腐敗した国に所在する外国子会社は，現金や無形資産であれば，わが国に直接移転させることで，腐敗リスクを回避することができるだろう。しかし，設備や土地はわが国に移転することができない。このことから，国家の腐敗によって，政府から土地や設備を収用されるリスクが高い場合には，子会社所在国の近隣国に中間子会社を設け，事業活動を行うことも考えられる。実際に，Lewellen and Robinson (2013)と Dyreng et al.(2015)は，末端事業子会社国における腐敗水準が比較的高いとき，米国企業が外国中間子会社を用いることも明らかにしている。したがって，次の仮説を立てる。

仮説２：企業は，末端子会社国の腐敗水準が増加するとき，外国中間子会社をより用いる傾向がある。

さらに，わが国は，様々な国々と二国間投資協定（BIT）や経済連携協定（EPA）[92]を締結している。これらの協定は，外国における投資に関する規制を軽減し，外国政府の不当な措置による投資環境の悪化に対処するためのルールであり，投資リスクを軽減することができる。

実際に，Dyreng et al.(2015)は，末端事業子会社国における投資リスクが比較的高いとき，米国企業が外国中間子会社を用いることを明らかにしている。これは，親会社国と末端子会社国との間に投資協定を締結していない場合には投資リスクが高いが，中間子会社国と末端子会社国および中間子会社国と親会社国のそれぞれの間に投資協定を締結している場合には投資リスクを軽減することができるからである。

Urata (2015)は，わが国企業による直接投資先の決定に与える影響を実証的に検証してい

[92] （複数国間で）関税の撤廃・削減だけでなく，知的財産の保護や投資ルールに整備を行う。たとえば，日本への送金について，遅滞なく自由にできることを義務づける。相手国の投資家に対して，第三国の投資家よりも不利にならないようにする（外務省 HP)。

る。その結果，わが国企業が直接投資先に選ぶ可能性が高い国は，大きな市場をもつ国，低賃金労働，為替レートの変動が小さい国，インフレの低い国，わが国企業が多く進出している国，インフラが整備されている国などであることが明らかになっている。このことからも，わが国企業は，投資リスクの低い国を投資先に選んでいることが分かる。したがって，次の仮説を立てる。

仮説３：企業は，末端子会社国の外国投資リスクの水準が増加するとき，外国中間子会社を用いる傾向がある。

第３節　リサーチデザイン

本節では，仮説を検証するために，わが国多国籍企業が，外国末端事業子会社との間に第三国の外国中間子会社を構成するとして，次の(5.1)式についてロジスティック回帰分析を行う。（5.1）式における，i は企業，j は国を表す。

$$HOLDCO_FOR_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 WH_TO_JP_j + \beta_2 CORRUPTION_T_j + \beta_3 INVESTRISK_T_j + \beta_4 JP_TREATY_j + \beta_5 CORPORATE_T_j + \varepsilon_{i,j} \quad (5.1)$$

表 5-1 の変数の説明で示すように，被説明変数の HOLDCO_FOR は，末端子会社が，日本および末端子会社国以外の国に所在する中間子会社によって保有されているならば１，それ以外は０とするダミー変数である。これは，わが国多国籍企業が税および税以外の特性を考慮して，企業の組織構造を形成しているかどうかを表す変数である。

説明変数は，WH_TO_JP，CORRUPTION_T および INVESTRISK_T である。WH_TO_JP は，末端子会社国から日本へ直接配当したと仮定した場合の源泉税率である。末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率が高いとき，日本と末端子会社国それぞれが租税条約を締結しており，源泉税率が低くなるような国に中間子会社を設けることにより，全体として係る源泉税率が軽減される。したがって，末端子会社から日本への配当に対する源泉税率が高い場合，日本親会社とその末端子会社の間に外国中間子会社を設けるならば，正の関係になると予測する。

CORRUPTION_T は，末端子会社国における腐敗スコアである。この腐敗スコアは，小さいほど腐敗していることを表す。腐敗スコアの大きな腐敗していない国では，報道の自由さ，公的支出に関する情報へのアクセス，公務員に対する誠実性の基準の強化，独立した司法制度をもつ傾向がある。そこで，末端子会社国が腐敗しているほど，外国中間子会社を用いるならば，負の関係になると予測する。

INVESTRISK_T は，わが国と末端子会社国間で二国間投資協定もしくは経済連携協定を締結していれば 1 とする。したがって，末端子会社との投資リスクが高いほど，外国中間子会社を用いるならば，負の関係になると予測する。

コントロール変数は，JP_TREATY および CORPORATE_T である。JP_TREATY は，わが国と末端子会社国の間に租税条約を締結していれば 1，それ以外は 0 とするダミー変数である。租税条約では，国家間の配当に係る源泉税以外の規定も存在する。たとえば，投資所得に関しては配当についての規定の他に，利子[93]および使用料[94]についての規定があり，その他には不動産所得，事業所得，譲渡所得など他にもいくつかの規定がある。利子および使用料に係る源泉税率については，制限税率が設けられており，それ以上の税率は適用されない。その他の規定に関しても，租税条約は「課税関係の安定，二重課税の排除，脱税及び租税回避等への対応を通じ，二国間の健全な投資・経済交流の促進に資する」（財務省 HP）ことを目的として定められており，租税条約を締結している国家間での所得の移転には，国内法で定められた税率を上回ることがないように規定されているはずである。このことから，租税条約における配当以外の規定による恩恵を被るために子会社所在地国を選択することも考えられる。そこで，租税条約による影響をコントロールする。わが国と末端子会社の間に租税条約を締結していれば，企業の税負担が低下することから外国中間子会社を用いる必要性が低下する。したがって，わが国と末端子会社国との間で租税条約を締結していれば，負の関係になると予測する。なお，わが国と租税に関する情報交換を主たる内容とする条約（いわゆる，情報交換協定）[95]，もしくは税務行政執行共助条約[96]

---

[93] 利子とは，すべての種類の信用に係る債券から生じた所得，特に，公債，債券または社債から生じた所得をいう（OECD モデル条約第 11 条）。

[94] 使用料とは，文学上，美術上もしくは学術上の著作物の著作権，特許権，商標権，意匠，模型，図面，秘密の方式もしくは秘密の工程の使用もしくは使用の権利の対価として，または産業上，商業上もしくは学術上の経験に関する情報の対価として受領されるすべての種類の支払金などをいう（OECD モデル条約第 12 条）。

[95] 一方の締結国が要請された情報を入手し，かつ，提供することを可能にするために法令および行政上の手続き。情報とは，事実，記述又は記録を言う。具体的には，銀行その他の金融機関及び代理人として活動し，又は受託者の資格で活動する者が有する情報。また，法人，組合，信託，財団その他の者の所有に関する情報（租税に関する情報の交換のための日本国政府とパナマ共和国政府との間の協定）。

のみを締結している国は対象としない。

CORPORATE_T は，末端子会社国における法人税率である。税負担を削減するための手段として，企業が法人税率の低い国に子会社を設けることも考えられる。末端子会社国の法人税率が高い場合には，末端子会社で生じた利益を法人税率の低い国に所在する中間子会社に移転させることで，税負担を軽減できる。そのため，国家間の法人税率の違いが，子会社の所在地国選択に影響することを避けるために，法人税率をコントロールする。したがって，末端子会社国の法人税率が高いとき，外国中間子会社を用いるならば，正の関係になると予測する。

表 5-1　変数の説明

変数	変数の定義	符号の予測
HOLDCO_FOR	末端子会社が，日本および末端子会社国以外の国に所在する外国中間子会社によって保有されているならば１，それ以外は０	
WH_TO_JP	末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率	＋
CORRUPTION_T	末端子会社国における腐敗スコア	－
INVESTRISK_T	わが国と末端子会社国間で二国間投資協定もしくは経済連携協定を締結していれば１，それ以外は０	－
JP_TREATY	わが国と末端子会社国間に租税条約を締結していれば１，それ以外は０	－
CORPORATE_T	末端子会社国における法人税率	＋

[96] 締結国は，租税に関する事項について相互に行政支援を行う。行政支援は，情報交換，徴収における支援，文書の送達である。締結国は，影響を受ける者が締結国の居住者若しくは国民であるか又は締結国以外の国の居住者若しくは国民であるかにかかわらず，行政支援を行う（租税に関する相互行政支援に関する条約）。

第４節　分析結果

第１項　サンプル

表 5-2 のパネル A は，本章の研究におけるサンプルセレクションを示したものである。データは，2016 年 3 月 21 日にアップデートされた Orbis のオーナーシップデータ（Bureau van Dijk）から入手した。各国の源泉税率および法人税率は，EY Advisory & Consulting Co., Ltd.がウェブ上で公表している 2016 Worldwide Corporation Tax Guide を利用し, 入手した[97]。また，腐敗スコアは，TRANSPARENCY INTERNATIONAL から入手した[98]。

表 5-2　サンプルセレクション

パネル A	
データの入手可能な全日本企業	65,244
金融・証券・保険に属する企業	(16,148)
外国子会社に対する直接または総合所有比率が 25%未満の企業	(47,432)
日本親会社数	1,664
日本親会社が有する全子会社数	286,689
日本親会社が有する子会社の所在地国が日本のみ，もしくは，子会社の所在地国が日本と日本以外の特定の１ヵ国のみである場合の子会社	(2,828)
日本親会社が，末端子会社との間に子会社を有さない場合の子会社	(45,557)
日本親会社と末端子会社国間に存在する中間子会社	(37,143)
末端子会社の所在地国が日本である場合の子会社	(95,573)
分析に必要なデータが得られない子会社	(771)
末端子会社数	104,817

97 URL: 〈http://www.ey.com/gl/en/services/tax/worldwide-corporate-tax-guide---country-list〉 (accessed 2017.5.17)

98 URL: 〈https://www.transparency.org/news/feature/corruption_perceptions_index_2016〉 (accessed 2017.4.6)

腐敗認識指標(The Corruption Perception Index: CPI)は，世界各国のパブリックセクターにおける腐敗の認識を測定するために使用される複合指標である。CPI は，腐敗の認識を捉える多数の利用可能な情報源を利用している。具体的に，腐敗している国の人々は，警察や司法などの公的機関が信頼できずに悩まされている。たとえ，腐敗防止法が制定されていたとしても，実際には守られないことが多い。人々は，国家経済の資金の不正流出によってサービスが損なわれることで，賄賂や強奪に直面する。このような状況で腐敗が起こる。腐敗していない国は，報道の自由さ，公的支出に関する情報へのアクセス，公務員に対する誠実性の基準の強化，独立した司法制度をもつ傾向がある。

パネル **B**　末端子会社サンプル

末端国	Obs	末端国	Obs	末端国	Obs	末端国	Obs
全サンプル	**104,817**	DZ	45	LK	128	RW	12
AE	282	EC	34	LT	51	SA	95
AF	12	EE	47	LU	150	SE	395
AM	2	EG	87	LV	25	SG	2,307
AO	55	ES	1,249	LY	15	SI	64
AR	172	ET	12	MA	128	SK	207
AT	366	FI	251	MD	1	SN	27
AU	2,928	FJ	21	ME	1	SR	12
AW	12	FR	1,988	MG	35	SS	1
AZ	18	GA	19	MK	7	ST	2
BB	14	GB	4,629	MM	144	SV	20
BE	570	GE	31	MN	22	SZ	8
BG	48	GH	33	MO	26	TD	14
BH	25	GN	16	MR	16	TH	7,650
BM	98	GR	115	MT	46	TN	65
BN	20	GT	32	MU	116	TO	19
BO	24	HK	2,702	MW	27	TR	1,716
BR	1,934	HN	12	MX	1,554	TW	4,548
BS	81	HR	55	MY	2,621	TZ	8
BW	12	HU	398	NA	10	UA	97
BY	5	ID	2,028	NG	63	UG	16
CA	1,178	IE	371	NI	32	US	17,500
CD	14	IL	42	NL	1,458	UY	34
CG	21	IN	2,230	NO	359	UZ	4
CH	350	IQ	3	NZ	1,317	VE	70
CI	32	IS	59	OM	58	VG	381
CL	551	IT	2,071	PA	594	VN	1,720
CM	23	JM	14	PE	249	ZA	380
CN	18,270	JO	25	PG	23	ZM	28
CO	115	KE	81	PH	1,363	ZW	26
CR	25	KH	148	PK	258		
CV	25	KR	1,749	PL	693		
CW	15	KV	2	PT	673		
CY	97	KW	22	PY	26		
CZ	721	KY	411	QA	51		
DE	3,582	KZ	83	RO	247		
DK	570	LA	103	RS	29		
DO	20	LB	61	RU	1,228		

(注)詳細な各国の変数の内訳については，付録２を参照。

直接投資リスクについては，わが国と末端子会社国間における二国間投資協定締結の有無を経済産業省ホームページから入手した[99]。さらに，わが国と諸外国間における二国間租税条約締結の有無については，財務省ホームページから入手した[100]。

サンプルは，2016 年 3 月更新の Orbis オーナーシップデータから，全日本企業を抽出すると，65,244 社であった。そこから，金融・証券・保険に属する企業を除くと，49,096 社となった。法人税法第 23 条の２第１項において，外国子会社は，内国法人が保有しているその株式又は出資の数又は金額がその発行済株式又は出資の総額又は総額の 100 分の 25 以上に相当する数又は金額となっているその他の政令で定める要件を備えている外国法人をいうとされている。したがって，外国子会社に対する直接または総合所有比率が 25%未満の日本企業を除くと，1,664 社となった。

さらに，この日本親会社が有する全世界子会社は，286,689 社であった。そこから，日本親会社は第三国に外国中間子会社を設けるのかを検証することが目的であるため，この分析を可能にするために，次の基準で子会社サンプルを抽出する。まず，日本親会社が有する子会社の所在地国が日本のみ，もしくは，子会社の所在地国が日本と日本以外の特定の１ヵ国のみである場合の子会社を除く。さらに，日本親会社が，末端子会社との間に子会社を有さない場合の子会社を除く。次に，日本親会社と末端子会社国間の源泉税率を変数として分析を行うため，その分析を可能にするために，日本親会社と末端子会社国間に存在する中間子会社を除く。日本親会社が外国で事業を展開する場合に，源泉税を最小化するために外国中間子会社を設けているのかどうかについての分析を行うことが目的であることから，末端子会社の所在地国が日本である場合の子会社を除く。最後に，分析に必要なデータが得られない子会社を除くと，104,817 社であった。

第２項　記述統計量

本章では，異常値による分析結果への影響を緩和するために，分析に用いる変数の上下１%を置換している。表 5-3 は，記述統計量を示したものである。末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率（WH_TO_JP）の平均値（中央値）は，0.15（0.10）であり，日本国内の子会社からの配当に係る源泉税率が 20%であるので，それよりも低くなっていることがわかる。

---

[99] URL:〈http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/fta/index.html〉(accessed 2017.5.17)
[100] URL:〈http://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/international/182.htm〉(accessed 2017.5.17)

表 5-3　記述統計量

変数	n	平均値	標準誤差	p25	中央値	p75
HOLDCO_FOR	104,817	0.28	0.45	0.00	0.00	1.00
WH_TO_JP	104,817	0.15	0.11	0.10	0.10	0.27
CORRUPTION_T	104,817	57.41	19.11	40.00	58.00	74.00
INVESTRISK_T	104,817	0.47	0.50	0.00	0.00	1.00
JP_TREATY	104,817	0.95	0.22	1.00	1.00	1.00
CORPORATE_T	104,817	0.26	0.08	0.20	0.25	0.31

末端子会社国の腐敗スコア（CORRUPTION_T）の平均値（中央値）は，57.41（58.00）である。末端子会社国の投資リスク（INVESTRISK_T）の平均値は, 0.47 である。JP_TREATY の平均値から，末端子会社国の 95%は，わが国と租税条約を締結していることがわかる。さらに，末端子会社の法人税率（CORPORATE_T）の平均値（中央値）は，26%（25%）である。

表 5-4 は，ピアソンの相関係数である。説明変数間には，分析に影響を及ぼすような高い相関は見られなかった。

表 5-4　相関係数

	HOLDCO_FOR	WH_TO_JP	CORRUPTION_T	INVESTRISK_T	JP_TREATY	CORPORATE_T
HOLDCO_FOR	1.00					
WH_TO_JP	-0.01***	1.00				
CORRUPTION_T	0.05***	0.44***	1.00			
INVESTRISK_T	-0.12***	-0.59***	-0.68***	1.00		
JP_TREATY	-0.08***	0.05***	0.09***	0.11***	1.00	
CORPORATE_T	-0.12***	0.64***	0.24***	-0.38***	0.18***	1.00

(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　主な分析結果

表 5-5 は，（5.1）式の分析結果を示したものである。WH_TO_JP は，予測に一致し，統計的に有意水準 10%で正の値となった。したがって，末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率が高くなるとき，わが国親会社は，第三国の外国中間子会社を用いていると考えられる。次に，税以外の特性として，CORRUPTION_T は，予測に一致し，統計的に有意水準 1%で負の値となった。これは，腐敗スコアが小さいほど，つまり，末端子会社国の腐敗が進んでいるほど，わが国親会社は，第三国の外国中間子会社を用いると考えられる。また，INVESTRISK_T は，予測に一致し，統計的に有意水準 1%で負の値となっている。したがって，投資リスクが高いほど，わが国親会社は，第三国の外国中間子会社を用いると考えられる。

コントロール変数について，JP_TREATY は，予測に一致し，統計的に有意水準 1%で負の値となった。これは，租税条約を締結していれば，企業は，それにより規定された二国間の所得移転に関して恩恵を受けることができるため，外国中間子会社を用いる必要性が低下するからであると考えられる。また，CORPORATE_T は，予測に一致せず，統計的に有意水準 1% で負の値となった。この結果は，末端子会社国における法人税率が低い場合にも，外国中間子会社を用いていることを示唆する。そのような企業は，税負担削減行動に積極的で，法人税率の低い国を子会社所在地国として選択していると考えられる。

表 5-5 日本企業が中間外国中間子会社を用いるかどうかについての実証結果

	符号	係数	標準誤差	z 値
Intercept		1.311***	0.047	27.75
WH_TO_JP	＋	0.176*	0.093	1.88
CORRUPTION_T	−	-0.006***	0.001	-12.39
INVESTRISK_T	−	-0.949***	0.022	-42.49
JP_TREATY	−	-0.179***	0.033	-5.43
CORPORATE_T	＋	-5.111***	0.118	-43.17
Pseudo-rsquare			0.038	

（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４項　追加分析結果

図 5-1 は，いくつかの企業の所有権構造を示している。これらの企業は，外国子会社からわが国親会社に対する配当に係る源泉税が軽減されるような組織構造となっている。各パネルの図について，左側は，末端子会社から日本親会社に直接配当を行った場合の組織構造のうちの一部を示しており，右側は，各企業が実際にとっている組織構造のうちの一部を抜き出したものを示している。パネル A については，企業グループの実効税率が低い企業（20%以下）を調査した結果である。パネル B およびパネル C については，企業グループの実効税率が低くない企業（40%以上）を調査した結果である。

パネル A は，株式会社ウッドワンの事例である。WOODONE WOOD INDUSTRY (SHANGHAI)（CH）から WOOD ONE CO LTD（JP）に直接配当した場合，その配当に対して 10%の源泉税が徴収される。しかし, WOODONE WOOD INDUSTRY (SHANGHAI)（CN）から WOOD ONE INTERNATIONAL LIMITED（HK）に配当を行うことで，中国から香港に対しては，５%の源泉税率で徴収される。そして，香港の源泉税率は０%であることから，実際の所有権構造では５%の源泉税率で徴収されることになる。したがって，本来であれば徴収されるはずの源泉税が５%軽減されている。また，末端子会社の中国は，腐敗スコアが平均よりも低いことから，腐敗水準の低い香港に外国中間子会社を設けることにより，腐敗リスクも軽減されていることがわかる。

図 5-1 外国子会社からの配当に係る源泉税

パネル A　株式会社ウッドワンの事例

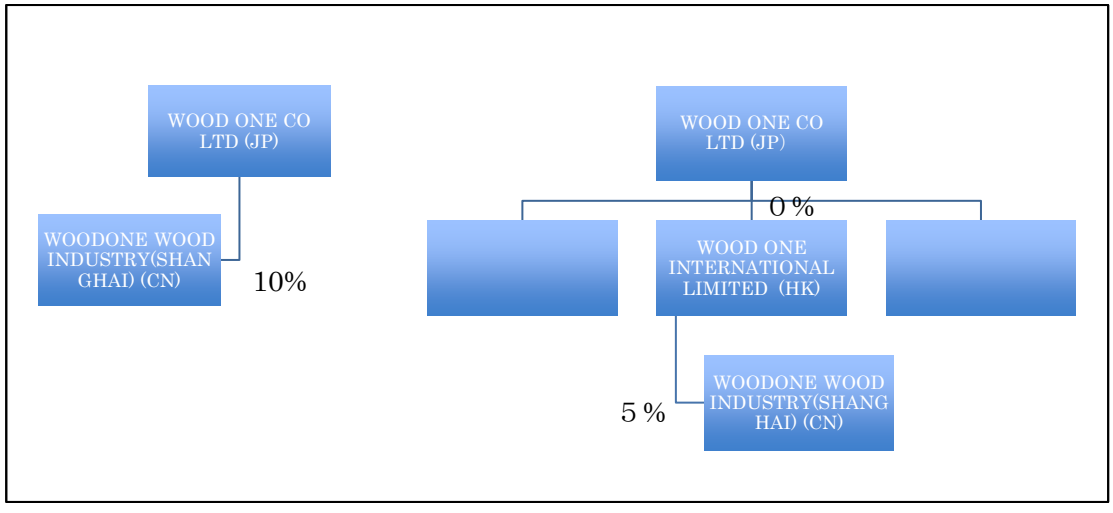
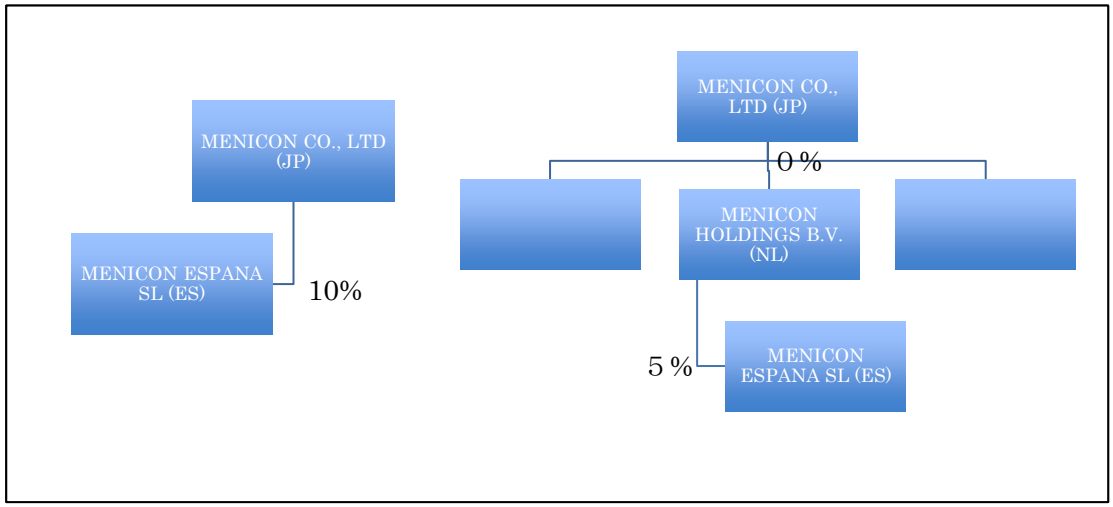
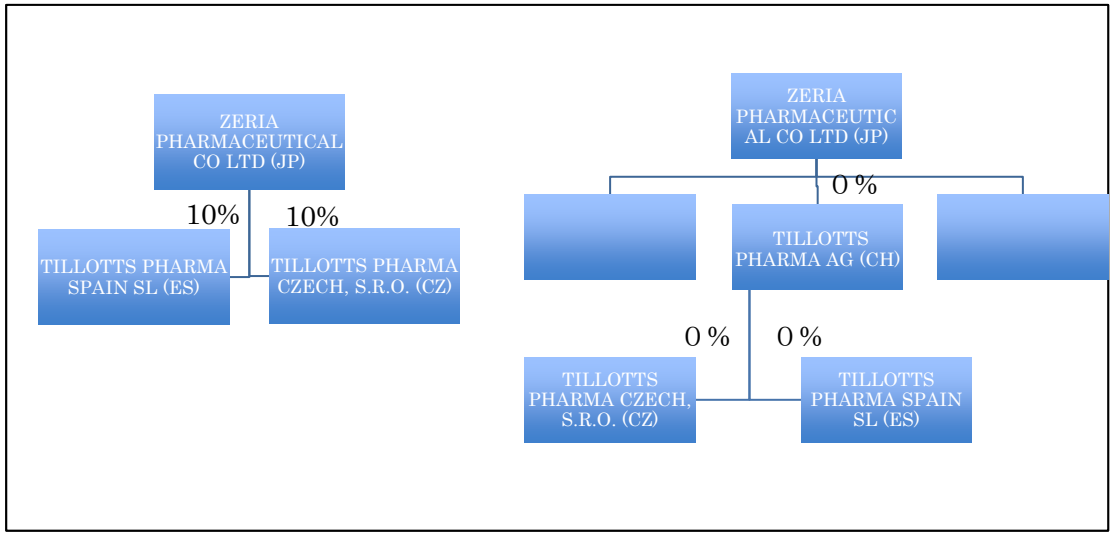


図 5-1 外国子会社からの配当に係る源泉税（続き）

パネル B 株式会社メニコンの事例



パネル C　ゼリア新薬工業株式会社の事例



パネルBは，株式会社メニコンの事例である。MENICON ESPANA SL（ES）からMENICON CO., LTD（JP）に直接配当した場合，その配当に対して，10%の源泉税が徴収される。しかし，MENICON ESPANA SL（ES）からMENICON HOLDINGS B.V.（NL）に配当を行うことで，スペインからオランダに対しては５%の源泉税率で徴収される。そして，オランダでは，源泉税率が０%であることから，実際の所有権構造では，５%の源泉税率で徴収されることになる。したがって，本来であれば徴収されるはずの源泉税が５%軽減されている。

パネル C は, ゼリア新薬工業株式会社の事例である。TILLOTTS PHARMA SPAIN SL（ES）から ZERIA PHARMACEUTICAL CO LTD（JP）に直接配当した場合，その配当に対して，10%の源泉税が徴収される。しかし，TILLOTTS PHARMA SPAIN SL（ES）から TILLOTTS PHARMA AG（CH）に配当を行うことで，スペインからスイスに対しては０%の源泉税率で徴収される。そして，スイスでは，源泉税率が０%であることから，実際の所有権構造では，源泉税率が徴収されないことになる。したがって，本来であれば徴収されるはずの源泉税が 10%軽減されている。

TILLOTTS PHARMA CZECH, S.R.O.（CZ）から ZERIA PHARMACEUTICAL CO LTD（JP）に直接配当した場合，その配当に対して，10%の源泉税が徴収される。しかし，TILLOTTS PHARMA CZECH, S.R.O.（CZ）から TILLOTTS PHARMA AG（CH）に配当を行うことで，チェコ共和国からスイスに対しては０%の源泉税率で徴収される。そして，スイスでは，源泉税率が０%であることから，実際の所有権構造では，源泉税率が徴収されないことになる。したがって，本来であれば徴収されるはずの源泉税が 10%軽減されている。

末端子会社のスペインおよびチェコ共和国の腐敗スコアは，平均と同程度かそれよりも高く，腐敗リスクは低いようである。しかし，スペインおよびチェコ共和国は，わが国との間に二国間投資協定や経済連携協定を締結していないことから，わが国と投資協定を締結しているスイスに外国中間子会社を設けることにより，投資リスクも軽減されていることがわかる。

第５節　要約

本章での分析の結果，末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率が高いとき，わが国親会社は，わが国企業と末端子会社との間に外国中間子会社を用いていることが示唆された。したがって，末端子会社からわが国への配当に係る源泉税率が高い場合には，中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結していることにより，全体として係る源泉税率が低下している可能性がある。しかし，その中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結しているかどうかについては検証していない。したがって，この分析結果は，わが国企業と末端子会社との間に外国中間子会社を設けることによって源泉税を軽減しているとは断言できず，状況証拠を示しているにすぎない。

そこで，追加分析において，中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結しているかどうかを個別に調査することで，実際にこのような組織構造を形成している企業が存在することが明らかになっている。

さらに，税以外の特性として，末端子会社国が腐敗している国に所在する場合や投資リスクが高い場合にも，わが国と末端子会社との間に外国中間子会社を用いてことが明らかになっている。

本章における分析から，わが国企業が外国での事業を展開する場合，税金を軽減することだけでなく，それ以外の投資リスクや経済環境を考慮し，子会社所在地国を選択していると考えられる。

子会社所在地国選択要因についての分析による貢献は，近年問題視されているような，複雑なスキームを駆使した税負担の軽減をわが国企業が行っている可能性を指摘した点である。しかし，本章の分析では，いくつかの限界がある。まず，外国子会社から日本親会社に配当を行うことを前提としているが，外国子会社からわが国親会社に配当を行わない場合には，源泉税自体が生じない。したがって，本章では，企業が配当を行わない場合にも，源泉税率の水準が子会社所在地国選択に影響するのかどうかを検証できていない。さらに，平成 27 年度税制改正によって源泉税率の取扱いが変更されたため，分析期間以降にどのような企業の所有権構造の変化があったのかについては，今後検証する必要がある。

第６章　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

第１節　コーポレート・ガバナンスの概要

本章の研究の目的は，第３章第２節第４項でレビューしたコーポレート・ガバナンスが税負担削減行動に及ぼす影響について，実証的に明らかにすることである。本章では，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。

税務に関しても，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[101]。

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[102]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。また，新たに非財務情報の開示として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

101 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（国税庁 2016)。

102 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)。

情報の開示は，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，税に関する項目を開示すること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る」（OECD コーポレート・ガバナンス原則VI-C, 53 頁）ようである。

このように，近年では，企業の税務に関してもコーポレート・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実証的に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益の追求が補完的になると主張する。つまり，ガバナンス（Gompers et al. (2003)のガバナンスイン

デックス[103]）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益を追求しやすく，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益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。また，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は，企業経営者による私的利益の追求を減らし，税負担削減行動によって企業価値を増やすことに導く。

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および現金実効税率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，国内会計実効税率を軽減することを重視するが，社外取締役は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。彼らは，この結果の原因について，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（取締役会において財務の専門的知識を有する人の人数，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，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

[103] The Investor Responsibility Research Center (IRRC)によって作成された 22 の買収防止策リストに基づいて作成されたもの。

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た。

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，過度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。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)とArmstrong et al. (2015)および大沼（2015）の結果は相反するものではない。

ガバナンス構造の違いに着目した Minnick and Noga (2010)では，ガバナンスが強いほど，国内の実効税率を軽減することを重視するが，社外取締役は外国実効税率の軽減をより重視することを見つけている。

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となる（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のいる取締役会が，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，税務当局に目を付けられるような危険な税負担削減行動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，社外取締役は，どのような専門的知識をもつ人が就任するのかが企業によって異なるが，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，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。

ほとんどの 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。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（第２章第３節第６項を参照）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)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」であるとされている。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%の企業が年次インセンティブ，14%の企業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%の企業が年次インセンティブ，11%の企業が基

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くいことがわかる。

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

本章では，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。本章の分析では，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 ETR3）と会計利益・課税所得裁量的差異（DTAX）を用いる。

本章の分析では，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，当期実効税率が，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。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，本章では，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[104]。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，３

[104] 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。本章では，リーマンショックによる経済的な影響を避けるため，3 年平均の当期実効税率を用いている。

で除して算定する。

$$\text{3年平均当期実効税率(Current ETR3)} = \frac{\Sigma \text{法人税，住民税及び事業税}}{\Sigma \text{税金等調整前当期純利益}}$$

この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，企業の全体的な税負担削減行動を意味する。

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(ε)である。したがって，会計利益・課税所得差異や会計利益・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意味する。

$$PERMDIFF_{it}=\alpha_0+\alpha_1 INTANG_{it}+\alpha_2 UNCON1_{it}+\alpha_3 UNCON2_{it}+\alpha_4 MI_{it} + \alpha_5 CSTE_{it}+\alpha_6 LAGPERM_{it-1}+\varepsilon_{it}$$

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

PERMDIFF は，会計利益・課税所得差異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（詳しくは第4章第3節第2項を参照）で除することによって一時差異が算定できる。

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[105]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

[105] 税務上は，のれんという資産勘定はなく，資産調整勘定とされる。

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してコントロールする。UNCON1 は持分法による投資損失，UNCON2 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，税引後損益計算書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，評価性引当額も入手困難であるため，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る。日本基準による連結財務諸表では，連結損益計算書において，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は記載される。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。

この会計利益・課税所得裁量的差異は，一時差異や非裁量的永久差異以外の，一時差異および非裁量的永久差異以外の要因による企業の税負担の程度を表す。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である。したがって，会計利益・課税所得裁量的差異は，会計利益・課税所得差異や会計利益･課税所得異常差異に比べ, より積極的な企業の税負担削減行動を表す。

第２項　分析モデル

本章では，Armstrong et al. (2015)のモデルを参考にし，次の（6.1）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，分位点回帰分析を

行う。（6.1）式における，i は企業，t は決算年を表す。

$$\begin{aligned} TaxAggressiveness_{i,t} = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{LogNumFinExp_D}_{i,t-1} + \beta_2 \text{LogNumFinExp_A}_{i,t-1} + \beta_3 \text{PctIndep}_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \text{CEOIncentive}_{i,t} + \beta_5 \text{ LogNumDirs}_{i,t-1} + \beta_6 \text{ LogNumAud}_{i,t-1} \\ & + \beta_7 \text{ FRGN}_{i,t} + \beta_8 \text{FORTAX}_{i,t} + \beta_9 \text{MNE}_{i,t} + \beta_{10} \text{LogSales}_{i,t} + \beta_{11} \text{LogAsset}_{i,t} \\ & + \text{Year controls} + \text{Industry controls} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6.1)$$

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 ETR3）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，異常値の影響を調整するために０から１の範囲に収まるように調整した。

次に，表 6-1 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・税務の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・税務の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は，前期末の取締役会および監査役会の財務・税務の専門性についての情報を入手する必要がある。

なお，財務・税務の専門性については，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，割合でなく人数で算定している。これは，たとえば，取締役会の総数が 10 人で専門家が２人である場合，取締役会総数が５人で専門家が１人である場合よりも，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・税務の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）。

また，分位点回帰分析を行った場合には，分位点によって異なる関係が見られる。財務・税務の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・税務の専門性が高いほど，３年平均当期実効税率も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・税務の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，ガバナンスについての変数を説明する。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)によるガバナンスインデックスを用いていた。しかし，彼らの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。その他には，ガバナンスの尺度として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，取締役会の独立性が高い企業は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)。

また，社外取締役が多く，取締役会の独立性が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分布の左（右）側の裾において正（負）の関係を観察すると予測する（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，これらの情報を入手することが難しいため, 本章では, 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導入されていれば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。

また，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が多いほど, 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が多いほど，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税負担削減行動の分布の左（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)。

それ以外に，いくつかの特性をコントロールする。まず，ガバナンスに関する変数として，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。

また，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)。

表 6-1　変数の説明

変数名	変数の定義	符号の予測	
		左側の裾	右側の裾
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	－	－

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。

また，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（詳しくは，第４章第３節第２項を参照）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，企業集団全体での税負担も軽減されるため，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。

多国籍企業は，内国企業が利用することのできない税務計画機会を有する。そこで，外国子会社や外国関連会社を有することによる税負担の軽減以外の，多国籍企業による，取引の透明性の欠如や法整備の遅れによる税負担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，第４章の分析と同様に次の方法を用いる。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[106]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，重要性に乏しい場合には，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[107]。子会社に対する持分への投資をヘッ

[106] 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。
[107] 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，本章では，為替換算調整勘定を利用する。

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。

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。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。

第４節　分析結果

第１項　サンプル

表 6-2 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。次に，決算月数が 12 か月であるサンプ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; Dyreng 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。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。

表 6-2　サンプルセレクション

本サンプルは，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。

	企業･年
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)
	7,304 (2,767 社)

（注）本サンプルは，連結財務諸表および個別財務諸表から得たものである。

第２項　記述統計量と相関係数

表 6-3 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 6-3 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 0.374 となっており，取締役会よりも監査役会では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。

さらに，CEOIncentive の平均値は 0.266 であり，企業の２割強が経営者にストックオプションを付与していることがわかる。

表 6-3　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 6-4 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 と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，本章では，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 6-4

パネル 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

パネル B　説明変数とコントロール変数の相関係数

	LogNumFinExp_D	LogNumFinExp_A	PctIndep	CEOIncentive	LogNumDirs	LogNumAud	FRGN	FORTAX	MNE	LogSales	LogAsset
LogNumFinExp_D	1.000										
LogNumFinExp_A	0.033***	1.000									
PctIndep	0.182***	-0.076***	1.000								
CEOIncentive	0.086***	0.040***	0.145***	1.000							
LogNumDirs	-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***	0.306***	-0.270***	1.000		
LogSales	-0.043***	-0.090***	0.058***	-0.008	0.553***	0.312***	0.543***	-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 6-5 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 ETR3）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 6-5 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。

表 6-5 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）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・税務の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・税務の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・税務の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・税務の専門性の高い取締役会を有する企業が，あらゆる税負担削減行動を行っていないことから，税務・税務の専門家はその専門性を発揮できていない。わが国の税務専門家は，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 6-5　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	Quantail							
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.226***	-0.230***	-0.012	0.144***	0.232***	0.262***	0.311***	0.376***	0.460***	0.567***
	(5.95)	(-3.32)	(-0.23)	(3.82)	(6.84)	(8.60)	(8.32)	(10.14)	(10.33)	(9.20)
LogNumFinExp_D	0.022*	-0.022	0.037*	0.020	0.015	0.018**	0.018*	0.023**	0.026**	0.041*
	(1.71)	(-0.60)	(1.74)	(1.51)	(1.54)	(2.09)	(1.90)	(2.25)	(2.02)	(1.69)
LogNumFinExp_A	0.012**	0.022*	0.013	0.008	0.009**	0.013***	0.013***	0.015***	0.017***	0.022*
	(2.41)	(1.76)	(1.36)	(1.34)	(1.98)	(3.29)	(3.27)	(3.54)	(3.18)	(2.51)
PctIndep	-0.114***	-0.206***	-0.181***	-0.138***	-0.100***	-0.070***	-0.048***	-0.046***	-0.016	-0.012
	(-6.66)	(-5.77)	(-5.27)	(-5.89)	(-5.65)	(-4.61)	(-3.68)	(-3.58)	(-0.89)	(-0.42)
CEOIncentive	0.000	0.011	0.001	0.005	-0.002	-0.002	-0.004	-0.005	-0.005	-0.006
	(0.09)	(1.09)	(0.06)	(0.84)	(-0.50)	(-0.47)	(-1.10)	(-1.41)	(-1.15)	(-0.75)
LogNumDirs	0.050***	0.102***	0.086***	0.044***	0.026***	0.028***	0.023***	0.014***	0.016*	0.009
	(6.43)	(5.88)	(6.12)	(4.91)	(3.76)	(4.94)	(3.35)	(2.19)	(1.65)	(0.67)
LogNumAud	-0.032*	-0.029	-0.016	0.008	-0.008	-0.018	-0.032**	-0.031**	-0.044***	-0.054**
	(-1.95)	(-0.78)	(-0.52)	(0.40)	(-0.50)	(-1.46)	(-2.39)	(-2.28)	(-2.66)	(-2.07)
FRGN	-0.088***	0.040	0.079*	0.055**	0.013	-0.041**	-0.066***	-0.105***	-0.162***	-0.281***
	(-3.61)	(0.64)	(1.83)	(2.43)	(0.63)	(-2.36)	(-3.92)	(-6.17)	(-7.10)	(-8.48)
FORTAX	0.402***	0.291**	0.402***	0.585***	0.676***	0.706***	0.669***	0.547***	0.401***	0.339***
	(5.44)	(2.35)	(4.22)	(7.63)	(10.25)	(10.85)	(7.54)	(7.09)	(4.48)	(2.69)
MNE	0.001	0.021*	-0.012	-0.013*	-0.009**	-0.012***	-0.009**	-0.009**	-0.003	0.016*
	(0.26)	(1.80)	(-1.19)	(-1.94)	(-2.02)	(-3.31)	(-2.25)	(-2.18)	(-0.53)	(1.69)

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（続き）

LogSales	0.033***	0.048***	0.043***	0.023***	0.025***	0.027***	0.029***	0.030***	0.031***	0.036***
	(6.66)	(4.29)	(3.96)	(3.77)	(5.01)	(6.99)	(8.34)	(8.87)	(6.75)	(4.70)
LogAsset	-0.023***	-0.027**	-0.033***	-0.021**	-0.024***	-0.026***	-0.026***	-0.024***	-0.024***	-0.027***
	(-4.28)	(-2.13)	(-3.03)	(-3.30)	(-4.55)	(-6.01)	(-6.87)	(-6.47)	(-4.80)	(-3.26)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indutry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.104									
Pseudo R^2		0.096	0.081	0.078	0.082	0.084	0.084	0.083	0.081	0.086

（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）。

パネル B　コーポレート・ガバナンスと会計利益・課税所得裁量的差異の関係

	OLS	Quantail								
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.038***	-0.005	0.004	0.012***	0.024***	0.034***	0.044***	0.050***	0.062***	0.083***
	(8.80)	(-1.05)	(1.34)	(3.25)	(7.11)	(10.49)	(10.98)	(12.66)	(13.98)	(9.02)
LogNumFinExp_D	0.000	-0.003*	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.002	-0.002
	(-0.13)	(-1.66)	(-0.83)	(-0.09)	(0.03)	(0.40)	(0.41)	(1.26)	(1.19)	(-0.74)
LogNumFinExp_A	-0.001**	-0.003***	-0.002***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.002***	-0.002***	-0.003**
	(-2.38)	(-4.18)	(-3.71)	(-3.67)	(-3.85)	(-3.55)	(-2.93)	(-3.03)	(-2.82)	(-1.98)
PctIndep	0.004**	-0.001	0.001	0.002	0.002*	0.002	0.002	0.003*	0.005***	0.010**
	(2.20)	(-0.53)	(0.82)	(1.30)	(1.90)	(1.48)	(1.32)	(1.82)	(2.06)	(2.03)
CEOIncentive	0.002***	-0.001	0.000	0.001*	0.001**	0.001**	0.002***	0.002***	0.003***	0.005***
	(3.49)	(-0.86)	(0.30)	(1.69)	(2.02)	(2.16)	(3.65)	(3.85)	(3.84)	(2.89)

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

LogNumDirs	-0.005***	-0.001	-0.001*	-0.001*	-0.002***	-0.002***	-0.003***	-0.001***	-0.005***	-0.009***
	(-5.02)	(-0.70)	(-1.74)	(-1.89)	(-3.68)	(-3.43)	(-4.21)	(-4.41)	(-4.83)	(-4.11)
LogNumAud	-0.001	0.002	0.003*	0.001	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.003	-0.004
	(-0.63)	(0.72)	(1.83)	(0.73)	(-0.09)	(-0.08)	(-0.30)	(-0.99)	(-1.46)	(-1.12)
FRGN	0.020***	0.007**	0.014***	0.015***	0.015***	0.018***	0.017***	0.016***	0.019***	0.030***
	(6.10)	(2.47)	(6.00)	(7.92)	(8.22)	(8.88)	(8.38)	(6.07)	(5.26)	(3.64)
FORTAX	-0.038***	-0.005	-0.015**	-0.025***	-0.042***	-0.059***	-0.075***	-0.076***	-0.078***	-0.062***
	(-4.44)	(-0.53)	(-2.07)	(-2.85)	(-5.51)	(-7.65)	(-8.13)	(-8.91)	(-7.62)	(-3.15)
MNE	0.001	-0.002***	-0.001**	0.000	0.000	0.001	0.001***	0.002***	0.002***	0.005***
	(1.29)	(-3.03)	(-2.28)	(-1.12)	(1.06)	(1.39)	(2.84)	(3.73)	(3.95)	(3.88)
LogSales	0.000	-0.004***	-0.003***	-0.002***	-0.002***	-0.001***	0.000	0.001***	0.002***	0.005***
	(-0.27)	(-9.18)	(-9.46)	(-7.02)	(-4.92)	(-3.01)	(-0.16)	(2.62)	(3.20)	(4.66)
LogAsset	-0.002	0.003***	0.001***	0.001*	0.000	-0.001***	-0.002***	-0.003***	-0.004***	-0.008***
	(-3.50)	(5.55)	(3.67)	(1.79)	(-0.05)	(-2.79)	(-5.29)	(-6.97)	(-7.15)	(-7.28)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indutry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.090									
Pseudo R^2		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 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）。

表 6-5 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・税務の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・税務の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・税務の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・税務の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・税務の専門性の高い監査役会を有するわが国企業では，適正な監査は行っているのかもしれないが，あらゆる税負担削減行動の削減を行っておらず，企業価値の向上という観点からは十分なガバナンスが機能していないと考えられる。

表 6-5 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，企業に社外取締役比率が高く，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 6-5 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には，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，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，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る。

最後に，コントロール変数について説明する。表 6-5 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 6-5 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 6-5 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，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。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，会計利益計算に関係しない手段を用いて税負担を軽減していると考えられる。

表 6-5 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 6-5 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，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，多国籍化との関係は，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，多国籍企業は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 6-5 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 6-5 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，会計利益・課税所得裁量的差異との間に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。したがって，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をコントロールして分析する。表 6-6 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 6-6 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の値となっている。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 6-5 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の値となっている。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。

前節の分析結果からわかるように，売上高と総資産の両方の変数を１つの回帰式に含めて最小二乗法により分析した場合，統計的に有意な結果は得られていない。各分位点ごとの分析では，売上高が 60 パーセンタイルで，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，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 6-6 パネル A およびパネル B を見ると，売上高と総資産の両変数をコントロールすることで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。こ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。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。しかし，表 6-6 パネル A の分析結果は，財務・税務の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。したがって，第 4 章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。

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した場合にも，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，「業績に連動する報酬」についての記載があるものや賞与が支給されている場合を手集計した。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。

分析の結果は，表 6-7 に示している。表 6-7 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，危険でない税負担削減行動を行うことが示唆されている。この結果は，取締役に株式インセンティブ報酬を採用している企業では，危険な税負担削減行動が行われており，前節の分析結果に一致しない。この結果は，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 6-6　頑健性チェック

パネル A　売上高と会計利益・課税所得裁量的差異の関係

	OLS	Quantail							
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.038 ***	-0.003	0.006**	0.013***	0.024***	0.034***	0.044***	0.049***	0.062***	0.082***
	(8.74)	(-0.54)	(1.99)	(3.36)	(6.99)	(10.34)	(11.43)	(11.94)	(12.97)	(8.56)
LogNumFinExp_D	0.000	-0.004**	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.001	0.003*	0.004*	0.000
	(0.02)	(-1.96)	(-0.73)	(-0.17)	(0.05)	(0.26)	(0.83)	(1.80)	(1.80)	(-0.03)
LogNumFinExp_A	-0.001**	-0.003***	-0.002***	-0.001***	-0.001***	-0.001**	-0.001***	-0.002***	-0.002**	-0.003*
	(-2.35)	(-3.83)	(-3.65)	(-3.36)	(-3.62)	(-3.48)	(-2.76)	(-3.21)	(-2.19)	(-1.84)
PctIndep	0.005**	-0.001	0.001	0.002	0.002*	0.001	0.002	0.003*	0.005**	0.011**
	(2.23)	(-0.40)	(0.42)	(1.23)	(1.88)	(0.80)	(1.20)	(1.73)	(2.28)	(2.07)
CEOIncentive	0.002***	-0.001	0.000	0.001	0.001**	0.001***	0.002***	0.002***	0.004***	0.005***
	(3.70)	(-1.43)	(0.64)	(1.23)	(2.13)	(2.64)	(3.74)	(4.08)	(4.34)	(2.56)
LogNumDirs	-0.005***	0.000	-0.001	-0.001***	-0.002***	-0.002***	-0.003***	-0.004***	-0.006***	-0.010***
	(-5.53)	(-0.27)	(-1.34)	(-1.95)	(-4.29)	(-4.36)	(-4.56)	(-4.69)	(-5.42)	(-4.54)
LogNumAud	-0.002	0.003	0.003*	0.001	0.000	0.000	-0.001	-0.003	-0.004**	-0.008*
	(-1.14)	(1.30)	(1.87)	(0.98)	(-0.10)	(-0.25)	(1.00)	(-1.64)	(-2.14)	(-1.90)
FRGN	0.017***	0.011***	0.017***	0.016***	0.015***	0.017***	0.015***	0.012***	0.014***	0.018**
	(5.53)	(2.97)	(7.44)	(9.09)	(8.16)	(8.42)	(7.21)	(5.05)	(3.73)	(2.22)
FORTAX	-0.038***	-0.007	-0.015**	-0.025***	-0.042***	-0.060***	-0.076***	-0.077***	-0.083***	-0.083***
	(-4.56)	(-0.69)	(-2.04)	(-2.68)	(-5.34)	(-7.64)	(-8.38)	(-8.58)	(-8.00)	(-4.24)
MNE	0.001	-0.002***	-0.015**	0.000	0.000	0.001	0.001***	0.002***	0.002***	0.004***
	(1.20)	(-2.86)	(-2.11)	(-1.09)	(1.11)	(1.71)	(3.21)	(3.28)	(3.76)	(2.93)

パネル A　総資産と会計利益・課税所得裁量的差異の関係（続き）

LogSales	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.001**
	(-6.77)	(-6.90)	(-10.00)	(-11.53)	(-10.14)	(-10.29)	(-9.09)	(-7.14)	(-6.31)	(-2.45)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indutry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.088									
Pseudo R^2		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%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

パネル B　総資産と会計利益・課税所得裁量的差異の関係

	OLS	Quantail							
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.038 ***	-0.007	0.004	0.011***	0.024***	0.034***	0.043***	0.051***	0.065***	0.086 ***
	(8.84)	(-1.36)	(1.31)	(3.01)	(7.35)	(10.35)	(11.59)	(12.15)	(14.32)	(8.46)
LogNumFinExp_D	0.000	-0.003	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	0.000
	(-0.14)	(-1.40)	(-1.42)	(-0.31)	(-0.24)	(-0.09)	(0.43)	(1.56)	(1.52)	(0.23)
LogNumFinExp_A	-0.001**	-0.003***	-0.002***	-0.001***	-0.001***	-0.001**	-0.001***	-0.002***	-0.002***	-0.003*
	(-2.38)	(-3.87)	(-4.25)	(-3.31)	(-3.13)	(-2.52)	(-3.07)	(-3.29)	(-2.96)	(-1.90)
PctIndep	0.004**	-0.001	0.001	0.002	0.001	0.002	0.002	0.003*	0.005**	0.010**
	(2.20)	(-0.31)	(0.40)	(1.17)	(1.42)	(1.60)	(1.34)	(1.77)	(2.08)	(1.98)
CEOIncentive	0.002***	-0.001	0.000	0.001	0.001	0.001**	0.001***	0.002***	0.003***	0.005***
	(3.47)	(-0.68)	(-0.21)	(1.34)	(1.60)	(2.34)	(3.79)	(4.05)	(4.15)	(2.79)
LogNumDirs	-0.005***	-0.001	-0.001**	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.003***	-0.003***	-0.004***	-0.008***
	(-5.03)	(-1.15)	(-2.25)	(-2.74)	(-3.41)	(-3.88)	(-4.26)	(-3.81)	(-4.37)	(-3.77)

パネル B　売上高と会計利益・課税所得裁量的差異の関係（続き）

LogNumAud	-0.001	0.001	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000	-0.001	-0.003	-0.002
	(-0.64)	(0.36)	(0.29)	(0.19)	(-0.52)	(-0.31)	(-0.31)	(-0.86)	(-1.28)	(-4.04)
FRGN	0.020***	0.008**	0.014***	0.015***	0.017***	0.019***	0.017***	0.017***	0.093***	0.029***
	(6.11)	(2.41)	(6.37)	(8.01)	(8.65)	(9.21)	(7.41)	(5.78)	(5.30)	(3.56)
FORTAX	-0.037***	-0.001	-0.013*	-0.023***	-0.044***	-0.061***	-0.074***	-0.077***	-0.083***	-0.081***
	(-4.45)	(-0.09)	(-1.85)	(-2.66)	(-5.83)	(-8.39)	(-8.48)	(-9.03)	(-8.38)	(-4.04)
MNE	0.001	-0.002***	-0.001**	-0.001*	0.000	0.000	0.001***	0.002***	0.003***	0.005***
	(1.28)	(-3.21)	(-2.27)	(-1.72)	(-0.14)	(1.16)	(2.85)	(4.00)	(4.23)	(3.73)
LogAsset	-0.022***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.003***	-0.003***
	(-7.17)	(-3.59)	(-6.46)	(-7.68)	(-8.95)	(-10.34)	(-9.86)	(-9.55)	(-8.75)	(-5.21)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indutry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.090									
Pseudo R^2		0.100	0.090	0.080	0.077	0.076	0.078	0.081	0.089	0.100

（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）。

表 6-7　追加分析結果

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	Quantail							
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.224***	-0.230***	-0.003	0.143***	0.233***	0.256***	0.310***	0.363***	0.450***	0.570***
	(5.90)	(-3.08)	(-0.05)	(3.72)	(7.14)	(8.11)	(8.23)	(9.84)	(9.93)	(8.91)
LogNumFinExp_D	0.021*	-0.022	0.037*	0.021	0.015	0.016*	0.020**	0.023**	0.022	0.033
	(1.68)	(-0.61)	(1.24)	(1.58)	(1.45)	(1.94)	(2.14)	(2.30)	(1.62)	(1.33)
LogNumFinExp_A	0.012**	0.022*	0.012	0.007	0.009*	0.013***	0.011***	0.014***	0.015***	0.019**
	(2.39)	(1.80)	(1.93)	(1.12)	(1.88)	(3.66)	(2.90)	(3.49)	(2.79)	(2.16)
PctIndep	-0.113***	-0.206***	-0.186***	-0.140***	-0.100***	-0.068***	-0.046***	-0.042***	-0.012	-0.009
	(-6.56)	(-5.96)	(-5.29)	(-5.77)	(-5.51)	(-4.45)	(-3.54)	(-3.15)	(-0.62)	(-0.31)
CEOIncentive	0.001	0.011	0.001	0.004	-0.002	-0.002	-0.003	-0.003	-0.005	-0.008
	(0.13)	(1.08)	(0.12)	(0.70)	(-0.53)	(-0.55)	(-0.87)	(-0.95)	(-0.90)	(-0.85)
PerformanceFee	-0.004	-0.001	0.004	0.004	0.002	-0.002	-0.005	-0.006*	-0.012***	-0.010
	(-0.95)	(-0.11)	(0.47)	(0.81)	(0.48)	(-0.67)	(-1.54)	(-1.92)	(-2.86)	(-1.26)
LogNumDirs	0.050***	0.103***	0.088***	0.044***	0.026***	0.028***	0.023***	0.016***	0.018**	0.011
	(6.44)	(5.85)	(6.32)	(4.89)	(3.82)	(5.01)	(3.57)	(2.57)	(1.99)	(0.85)
LogNumAud	-0.032*	-0.028	-0.019	0.008	-0.007	-0.016	-0.030**	-0.030**	-0.038**	-0.058**
	(-1.94)	(-0.72)	(-0.63)	(0.40)	(-0.45)	(-1.31)	(-2.23)	(-2.15)	(-2.31)	(-2.06)
FRGN	-0.087***	0.038	0.080*	0.055**	0.012	-0.042**	-0.074***	-0.106***	-0.156***	-0.280***
	(-3.60)	(0.65)	(1.93)	(2.37)	(0.57)	(-2.48)	(-4.17)	(-5.94)	(-6.73)	(-8.24)
FORTAX	0.403***	0.290**	0.401***	0.576***	0.673***	0.710***	0.663***	0.562***	0.395***	0.314**
	(5.45)	(2.25)	(3.89)	(7.59)	(10.12)	(10.36)	(7.64)	(7.25)	(4.35)	(2.43)

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（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***	-0.020***	-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	YES
Indutry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.104									
Pseudo R^2		0.096	0.081	0.078	0.082	0.084	0.084	0.083	0.082	0.086

（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）。

パネル B　コーポレート・ガバナンスと会計利益・課税所得裁量的差異の関係

	OLS	Quantail								
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
Intercept	0.038 ***	-0.004	0.004	0.013***	0.025***	0.035***	0.043***	0.050***	0.063***	0.084***
	(8.85)	(-0.81)	(1.33)	(3.32)	(7.42)	(10.61)	(11.57)	(12.87)	(14.80)	(8.52)
LogNumFinExp_D	0.000	-0.003*	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	-0.002
	(-0.09)	(-1.70)	(-0.84)	(-0.22)	(0.11)	(-0.02)	(0.76)	(1.59)	(1.24)	(-0.72)
LogNumFinExp_A	-0.001**	-0.003***	-0.002***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.002***	-0.002***	-0.003**
	(-2.36)	(-3.61)	(-3.74)	(-3.22)	(-3.55)	(-3.70)	(-2.58)	(-3.55)	(-2.57)	(-2.02)
PctIndep	0.004**	-0.001	0.001	0.002	0.002*	0.002	0.002	0.003*	0.005**	0.011**
	(2.12)	(-0.73)	(0.62)	(1.29)	(1.88)	(1.43)	(1.22)	(1.65)	(2.11)	(2.00)

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

CEOIncentive	0.002***	-0.001	0.000	0.000	0.001*	0.001**	0.001***	0.002***	0.003***	0.005***
	(3.43)	(-0.97)	(-0.40)	(1.06)	(1.79)	(2.37)	(3.30)	(3.83)	(3.90)	(2.91)
PerformanceFee	0.001	0.001**	0.001***	0.001***	0.001****	0.001***	0.001***	0.001*	0.001*	0.000
	(1.13)	(2.12)	(2.77)	(3.09)	(2.76)	(3.44)	(2.66)	(1.88)	(1.85)	(0.25)
LogNumDirs	-0.005***	-0.001	-0.001*	-0.001**	-0.002***	-0.002***	-0.003***	-0.003***	-0.005***	-0.009***
	(-5.04)	(-0.95)	(-1.90)	(-2.14)	(-3.86)	(-3.82)	(-4.29)	(-4.54)	(-5.10)	(-4.34)
LogNumAud	-0.001	0.002	0.003*	0.001	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.003*	-0.005
	(-0.64)	(0.77)	(1.93)	(1.13)	(-0.05)	(0.15)	(-0.44)	(-0.99)	(-1.65)	(-1.24)
FRGN	0.020***	0.008***	0.013***	0.014***	0.015***	0.018***	0.017***	0.016***	0.019***	0.030***
	(6.09)	(2.57)	(5.12)	(7.28)	(7.69)	(8.61)	(8.20)	(6.27)	(5.32)	(3.63)
FORTAX	-0.038***	-0.006	-0.017**	-0.027***	-0.045***	-0.059***	-0.073***	-0.075***	-0.077***	-0.063***
	(-4.46)	(-0.66)	(-2.11)	(-2.92)	(-5.74)	(-7.55)	(-8.34)	(-8.89)	(-8.20)	(-3.15)
MNE	0.001	-0.002***	-0.001***	0.000	0.000	0.001	0.001***	0.002***	0.003***	0.005***
	(1.24)	(-3.08)	(-2.71)	(-1.18)	(0.54)	(1.58)	(2.72)	(3.46)	(4.09)	(3.80)
LogSales	0.000	-0.004***	-0.003***	-0.002***	-0.002***	-0.001***	0.000	0.001***	0.002***	0.005***
	(-0.32)	(-9.41)	(-9.73)	(-8.02)	(-5.33)	(-2.69)	(-0.56)	(2.64)	(2.88)	(4.73)
LogAsset	-0.002***	0.003***	0.001***	0.001**	0.000	-0.001***	-0.002***	-0.003***	-0.004***	-0.008***
	(-3.51)	(5.49)	(3.76)	(2.25)	(-0.18)	(-3.51)	(-5.26)	(-7.31)	(-6.87)	(-7.02)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indutry	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.090									
Pseudo R^2		0.112	0.098	0.085	0.079	0.078	0.079	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　要約

本章の分析では，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・税務の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をも行っていないことから，税務・税務の専門家はその専門性を発揮できていないことが明らかになった。したがって，税務・税務の専門家は，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な税負担削減行動を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。

本章での分析結果から，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・税務の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。

本章における分析対象期間は，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，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数や社外取締役の人数が少ないことから，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。しかし，それぞれの経歴の違いが税負担削減行動に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。

第７章　結論と展望

第１節　本論文の主要な発見事項

本論文では，わが国企業のどのような要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかを明らかにすることを目的として，実証的な手法によって分析した。その結果，企業規模，所有権構造およびコーポレート・ガバナンスの各要因が税負担削減行動に影響を及ぼすことが示唆された。以下では，本論文の主要な発見事項として，第４章の多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響，第５章の子会社所在地国選択要因，第６章のコーポレート・ガバナンスが税負担削減行動に及ぼす影響の３つの分析結果を要約する。

第１項　多国籍化と企業規模が税負担削減行動に及ぼす影響

第４章では，企業の多国籍化および企業規模による税負担削減行動の要因を検証した。分析の結果，わが国多国籍企業は，国家間の税率差異を調整してもなお，税負担削減行動を行っていることが示唆された。このことは，多国籍企業が行う外国企業との取引が複雑で，透明性の欠如や法整備の遅れを反映している可能性があることを示唆する。Desai and Dharmapala (2008)においても，過去の事例から，企業の経営者が，税負担を削減するために，不透明な取引を行うことにより，投資家をごまかすような税負担削減行動を行う可能性があると指摘している。さらに，BEPS 行動計画１（電子経済の課税上の課題への対処）では，電子経済が発達したことで，企業の物的拠点の重要性が低下し，どこで経済活動が行われ，価値が形成されたのかを特定することが困難になりつつあるとも述べられている。

さらに，企業の多国籍化の有無にかかわらず，売上高が大きいほど積極的な税負担削減行動を行わず，総資産が大きいほど積極的な税負担削減行動を行うことが明らかになった。この結果は，売上高が政治コストを代理し，総資産が税務計画機会を代理することを示唆することを実証的に明らかにしており，企業規模についての代理変数の選択に関しても問題を提供する点で，税務会計研究に貢献するものであると考える。

第２項　子会社所在地国選択要因

第5章では，分析の結果，末端子会社国から日本への配当に係る源泉税率が高いとき，わが国親会社は，わが国企業と末端子会社との間に外国中間子会社を用いていることが示唆

された。したがって，末端子会社からわが国への配当に係る源泉税率が高い場合には，中間子会社国が日本および末端子会社国それぞれと租税条約を締結していることにより，全体として係る源泉税率が低下している可能性がある。さらに，税以外の特性として，末端子会社国が腐敗している国に所在する場合や投資リスクが高い場合にも，わが国と末端子会社との間に外国中間子会社を用いていることが明らかになっている。

さらに，わが国企業が外国で事業を展開する場合，税金を軽減することだけでなく，それ以外の投資リスクや経済環境を考慮し，子会社所在地国を選択している可能性が示唆された。

子会社所在地国選択要因についての分析による貢献は，近年問題視されているような，複雑なスキームを駆使した税負担の軽減をわが国企業が行っている可能性を指摘した点である。

第３項　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

第６章では，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について分析した。その結果，　次のことが明らかになった。

財務・税務の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のみならず，危険でない税負担削減行動も行っていないことから，税務・税務の専門家はその専門性を発揮できていないことが明らかになった。したがって，税務・税務の専門家は,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な税負担削減行動を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る。

第６章での分析結果から，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は，財務・税務の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。

第２節　本論文の含意と課題

本論文の目的は，わが国企業のどのような要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかを明らかにすることであった。本論文の分析結果から，次のような含意と課題が得られる。まず，税負担削減行動を行うには，コーポレート・ガバナンスが重要になる。わが国企業では，税負担削減行動が行われていることが明らかになっている。しかし，税負担削減行動を行うためには，そのための手段が必要になる。その手段とは，企業の多国籍化，たとえば，子会社の所在地を税負担の軽減できる国に選ぶことである。ただ，売上高の大きな企業は，税負担を軽減することにより，払うべき税金を支払っていないのではないか，として社会からの注目を集め，批判されかねないため，税負担削減行動を行わないことを選択する。したがって，そのような企業は，評判を毀損することによって生じる企業価値の低下を懸念している点でガバナンスが機能しているといえるだろう。しかし，財務・税務の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だけでなく，危険でない税負担削減行動も行っていないことから，その専門性を十分に発揮できていない。したがって，企業は，取締役会および監査役会における財務・税務の専門家の助言により，税コストを削減することによって企業価値を向上させることができていない。税務当局以外の利害関係者にとって，税金はコストである。現在では，税金に関しても企業の経営者に対してコーポレート・ガバナンスが要求されるようになっている。したがって，企業は，税引後キャッシュ・フローを最大化し，企業価値を向上させるために，税金に関するコーポレート・ガバナンスを向上させる必要がある。

本論文では，いくつかの課題が残されている。企業の多国籍化と企業規模が税負担削減行動及ぼす影響についての分析では，国家間の税率差異の影響を取り除くために，外国子会社等の税率差異を用いた。しかし，それ以外にも，重要性が高い場合には，タックスヘイブン課税や子会社等の軽減税率についての情報も有価証券報告書において公表されている。したがって，それらの要因が税負担削減行動に影響を及ぼすのかどうかを検証することが今後の課題である。

企業グループ間の所在地国選択要因についての分析では，いくつかの限界がある。まず，外国子会社から日本親会社に配当を行うことを前提としていることから，外国子会社からわが国親会社に配当を行わない場合には，源泉税自体が生じない。したがって，企業が配当を行わない場合にも，源泉税率の高さが子会社所在地国選択に影響するのかどうかを検

証できていない。さらに，平成 27 年度税制改正によって源泉税率の取扱いが変更されたため，分析期間以降にどのような企業の所有権構造の変化があったのかについては，今後検証する必要がある。

このような国際税務戦略についての分析は，以前までは地域別セグメントから地域別の資産額を入手することができた。しかし，マネジメント・アプローチによって，これらの情報を入手することができなくなり，企業の国際税務戦略を分析すること自体が難しくなっている。したがって，企業の経営者や財務・税務専門家にアンケートやインタビューを行い，さらなる分析を行う必要があるだろう。

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についての分析では，2012 年３月期から 2015 年２月期までの３年間であった。しかし，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，また同様の結果が得られるのかを分析する必要がある。実際，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ことから，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。しかし，それぞれの経歴の違いが税負担削減行動に影響を及ぼすのかを検証することができていないことから，専門家の経歴の違いによる分析が今後の課題として残されている。

本論文では，企業が税負担削減行動を行うことにより，企業価値がどのように変化するのかについての検証までは行っていない。したがって，今後，さらなる分析を行うことで，本論文で明らかになった税負担削減行動の要因が，企業価値にどのように影響するのかについて分析する。

さらに，近年では，人的要因や CSR などの要因と税負担削減行動を分析した研究も蓄積されている。わが国企業を分析対象とした税負担削減行動と人的要因および CSR に関する研究の蓄積は少なく，さらなる研究が必要である。

【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』同文舘出版。

大淵博義・岸田貞夫・野田秀三 2009「租税回避行為研究特別委員会最終報告：租税回避行為――その否認の現状の問題点と課題――」『税務会計研究』第 20 号 165-194 頁。

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。

金子宏 2017『租税法〔第 22 版〕』弘文堂。

清永敬次 2013『税法［新装版］』ミネルヴァ書房。

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。

酒井克彦 2008「租税回避否認規定の提案と問題点（１）」『税大ジャーナル』第 9 巻 1-13 頁。

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。

高橋隆幸・野間幹晴・酒井直貫 2016「外国子会社配当益金不算入制度の検証」『會計』第 190 巻第 1 号 81-93 頁。

高橋隆幸・野間幹晴・菅大樹 2015「国際的所得移転行動の実証分析」『會計』第 187 巻第 6 号 100-112 頁。

田中治 1998『租税回避行為をめぐる事例研究』清文社。

中里実 2002『タックスシェルター』有斐閣。

中里実・弘中聡浩・渕圭吾・伊藤剛志・吉村政穂 2015『租税法概説〔第２版〕』有斐閣。

日本経済新聞社 2014a『日本経済新聞』 2014 年 10 月 21 日朝刊。

日本経済新聞社 2014b『日本経済新聞』 2014 年 11 月 7 日朝刊。

日本経済新聞社 2014c『日本経済新聞』 2014 年 11 月 12 日朝刊。

日本経済新聞社 2016a『日本経済新聞』 2016 年 4 月 15 日朝刊。

日本経済新聞社 2016b『日本経済新聞』 2016 年 11 月 30 日朝刊。

八ツ尾順一 2014『租税回避の事例研究～具体的事例から否認の限界を考える［第六版］』清文社。

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, and D. Larcker. 2012. The incentives for tax planning. *Journal of Accounting and Economics* 53 (1): 391-411.

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.

Badertscher, B., S. Katz, and S. Rego. 2013. The separation of ownership and control and corporate tax avoidance. *Journal of Financial Economics* 56 (2-3): 228-250.

Bird, A., and S. Karolyi. 2017. Governance and taxes: Evidence from discontinuity. *The Accounting Review* 92 (1): 29-50.

Chen, S., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin. 2010. Are family more tax aggressive than non-family firm? *Journal of Financial Economics* 95 (1): 41-61.

Cheng, C., H. Huang, Y. Li, and J. Stanfield. 2012. The effect of hedge fund activism on corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 87 (5): 1493-1526.

Desai, A., and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 (1): 145-179.

Desai, A., and D. Dharmapala. 2008. Tax and corporate governance: An economic approach. in W. Schön (Ed.), tax and corporate governance, Springer.

Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83 (1): 61-82.

Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew. 2010. The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 85 (4): 1163-1189.

Dyreng, S., B. Lindsey, and K. Markle. 2015. The effect of tax and nontax country characteristics on the global equity supply chains of U.S. multinationals. *Journal of Accounting and Economics* 59 (2-3): 182-202.

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.

Financial Accounting Standards Board (FASB). 2006. FASB Interpretation No. 48: Accounting for uncertainty in income taxes: An interpretation of FASB statement No.109. Norwalk, CT:

FASB.

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.

Gupta, S., and K. Newberry. 1997. Determinants of the variability in corporate effective tax rates: Evidence from longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy* 16 (1): 1-34.

Hanlon, M. 2003. What can we infer about a firm's taxable income from its financial statements? *National Tax Journal* 56 (4): 831-863.

Hanlon, M., and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3): 127-178.

Hanlon. M., R. Lester, and R. Verdi. 2015. The effect of repatriation tax costs on U.S. multinational investment. *Journal of Financial Economics* 116 (1): 179-196.

Healy, M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1-3): 85-107.

Hoi, K., Q. Wu, and H. Zhang. 2013. Is corporate social responsibility (CSR) associated with tax avoidance? Evidence from irresponsible CSR activities. *The Accounting Review* 88 (6): 2025-2059.

Hribar, P., and D, Collins. 2002. Errors in estimating accruals: Implications for empirical research. *Journal of Accounting Research* 40 (1): 105-134.

Khan. M., S. Srinivasan, and L. Tan. 2017. Institutional Ownership and Corporate tax avoidance: New evidence. *The Accounting Review* 92 (2): 101-122.

Khurana, K., and W. Moser. 2013. Institutional shareholder's investment horizons and tax avoidance. *Journal of American Taxation Association* 35 (1): 111-134.

Lewellen, K., and L. Robinson. 2013. Internal ownership structures of U.S. multinational firms. SSRN Scholarly Paper no. ID 2273553. Social Science Research Network, Rochester, NY.

Lisowsky, P. 2010. Seeking shelter: Empirical modeling tax shelters using financial statement information. *The Accounting Review* 85 (5): 1693-1720.

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。）

Markle, K., and D. Shackelford. 2012. Cross-country comparisons of corporate income taxes. *National Tax Journal* 65 (3): 493-528.

McGuire, S., D. Wang, and R. Wilson. 2014. Dual class ownership and tax avoidance. *The Accounting Review* 89 (4): 1487-1516.

Mintz, J., and A. Weichenrieder. 2010. The indirect side of direct investment, CESifo. The MIT Press.

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 より入手。

OECD/G20. Information brief. Base erosion and profit shifting project. 『「税源浸食と利益移転」プロジェクト　インフォメーション・ブリーフ』平成 27 年 6 月 24 日 http://www.oecd.org/tokyo/newsroom/documents/20140916BEPS_Information_Brief_JP.pdf より入手。

OECD/G20. Frequently asked questions. Base erosion and profit shifting project.『「税源浸食と利益移転」プロジェクト　よくある質問とその答え』平成 27 年 6 月 24 日 http://www.oecd.org/tokyo/newsroom/documents/20140916BEPS_FAQ_JP.pdf より入手。

Phillips, J. 2003. Corporate tax-planning effectiveness: The role of compensation-based incentives. *The Accounting Review* 78(3): 847-874.

Porcano, M. 1986. Corporate tax rates: Progressive proportional, or regressive. *Journal of the American Taxation Association* 8 (1): 17-31.

Rego, S. O. 2003. Tax avoidance activities of U.S. multinational corporations. *Contemporary Accounting Research* 20 (4): 805-833.

Rego, S., and R. Wilson. 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research* 50 (3): 775-810.

Richardson, G., G. Taylor, and R. Lains. 2016. Women on the board of directors and corporate tax aggressiveness in Australia. *Accounting Research Journal* 29 (3): 313-331.

Scholes, M., G. Wilson, and M. Wolfson. 1992. Firms' responses to anticipated reductions in tax rates: The tax reform act of 1986. *Journal of Accounting Research* 30 (supplement): 161-185.

Scholes, M., M. Wolfson, M. Erickson, E. Maydew, and T. Shevlin. 2001. Taxes and business strategy: A planning approach, second ed. Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.（坂林孝郎訳 2001『タックス・アンド・ビジネス・ストラテジーMBA 税務工学入門』中央経済社。）

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.

Shackelford, D., and T. Shevlin. 2001. Empirical tax research in accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31(1-3): 321-387.

Urata, S. 2015. Impacts of FTAs and BITs on the locational choice of foreign direct investment: The case of Japanese firms. *RIETI Discussion Paper Series* 15-E-066.

Watts, R., and J. Zimmerman. 1978. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review* 53 (1): 112-134.

Wilson, R. 2009. An examination of corporate tax shelter participants. *The Accounting Review* 84 (3): 969-999.

Zimmerman, J. 1983. Taxes and firm size. *Journal of Accounting and Economics* 5 (2): 119-149.

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。

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

（1. 1）式から，β_1の最小自乗推定量は,

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

となる。$\hat{\beta}_1$の分散は,

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

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ずに説明する。（1. 3）式を書き直すと,

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

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章で

の分析では推定することができているので，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（σ^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（σ^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）。

次に，第４章の分析結果を用いて，多重共線性が生じることによって推定結果に重大な問題が起きていないかどうかを検討する。多重共線性の重大な問題が生じているか否かは，標準誤差とｔ値によって判断する。以下の表は，表 4-7 および表 4-9 の多重共線性が疑われる部分を抜粋したものである。強い相関が見られる変数は，売上高（*LogSales*）と総資産（*LogAsset*）である。表 4-7 で，相関の高い２つの変数を含む(4)は，(2)および(3)の各推定結果と比べて，有意水準の低下が見られない。したがって，表 4-7 の分析結果では，多重共線性の問題は生じていない。しかし，表 4-9 で，相関の高い２つの変数を含む(4)は，(2)および(3)の各推定結果と比べて，有意水準の低下が見られる。そのため，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。

表 4-7　多国籍化および企業規模と３年平均当期実効税率の関係（抜粋）

Current ETR3		多国籍企業（n＝3,828）			内国企業（n＝3,209）		
	符号	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)
LogSales	＋	0.004**		0.038***	0.007***		0.021***
		(2.41)		(6.10)	(3.40)		(4.17)
LogAsset	－		0.001	-0.035***		0.004	-0.016***
			(0.88)	(-5.74)		(1.62)	(-2.96)

表 4-9　多国籍化および企業規模と会計利益･課税所得裁量的差異の関係（抜粋）

DTAX		多国籍企業（n＝3,828）			内国企業（n＝3,209）		
	符号	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)
LogSales	－	-0.001***		-0.002**	-0.002***		-0.003***
		(-4.51)		(-2.50)	(-6.68)		(-5.27)
LogAsset	＋		-0.001***	0.001		-0.002***	0.001*
			(-3.88)	(1.31)		(-5.04)	(1.65)

付録２　各国の変数の内訳

国	ISO コード	源泉税率(配当) WH_TO_JP	腐敗度 CORRUPTION	投資リスク INVESTRISK_T	租税条約 JP_TREATY	法人税率 CORPORATE_T	国	ISO コード	源泉税率(配当) WH_TO_JP	腐敗度 CORRUPTION	投資リスク INVESTRISK_T	租税条約 JP_TREATY	法人税率 CORPORATE_T
アンドラ公国	AD						ベルギー	BE	5/15	77		1	33
アラブ首長国連邦	AE	0	66		1	0	ブルキナファソ	BF		42			27.5
アフガニスタン	AF	20	15			20	ブルガリア	BG	10/15	41		1	10
アンティグア・バーブーダ	AG		81			25	バーレーン	BH	0	43			0
アルバニア	AL	15	39			15	ブルンジ	BI		20			
アルメニア共和国	AM	10	33		1	20	ベナン	BJ		36			25
アンゴラ	AO	10	18			30	バミューダ諸島	BM	0	81			0
アルゼンチン	AR	35	36			35	ブルネイ	BN	0	58	1	1	18.5
オーストリア	AT	20	75		1	25	ボリビア	BO	12.5	33			25
オーストラリア	AU	0/5/10	79		1	30	ブラジル	BR	0	40		1	34
アルバ	AW	10	83			25	バハマ	BS	0	66			0
アゼルバイジャン	AZ	15	30		1	20	ブータン	BT		65			30
ボスニア・ヘルツェゴビナ	BA		39			10	ボツワナ	BW	7.5	60			22
バルバドス	BB	15	61			25	ベラルーシ共和国	BY	12	40		1	18
バングラデシュ	BD		26	1	1	25	ベリーズ	BZ		81			25

付録２　各国の変数の内訳（続き）

カナダ	CA	5/15	82		1	31	ドミニカ共和国	DO	10	31			30
コンゴ民主共和国	CD	20	21			35	アルジェリア	DZ	15	34			24
中央アフリカ共和国	CF		20			30	エクアドル	EC	0	31			25
コンゴ共和国	CG	15	20			30	エストニア	EE	0	70			20
スイス	CH	5/10	86	1	1	24	エジプト	EG	10	34	1	1	22.5
コートジボワール	CI	15	34			25	エリトリア	ER		18			
チリ	CL	35	66	1		24	スペイン	ES	10	58		1	25
カメルーン	CM	16.5	26			18.5	エチオピア	ET	10	34			30
中華人民共和国	CN	10	40	1	1	25	フィンランド	FI	10/15	89		1	20
コロンビア	CO	40	37			34	フィジー諸島	FJ	15	81		1	20
コスタリカ	CR	15	58			0	ミクロネシア	FM					
カーボベルデ	CV	10	59			30	フランス	FR	5	69		1	33.3
キュラソー島	CW	0	83			22	ガボン	GA	20	35			30
キプロス	CY	0	55			18	英国・チャネル諸島・ガーンジー島・ジャージー島・マン島	GB	0	81		1	20
チェコ共和国	CZ	10/15	55		1	25	グレナダ	GD		56			
ドイツ	DE	0/5	81		1	31	ジョージア（グルジア）	GE	15	57		1	15
ジブチ	DJ		30			35	ガーナ	GH	8	43			25
デンマーク	DK	10	90		1	30	ジブラルタル	GI	0	81			10

付録２　各国の変数の内訳（続き）

ガンビア	GM		26				ジャマイカ	JM	33.3	39			25
ギニア	GN	10	27			35	ヨルダン	JO	10	48			35
赤道ギニア	GQ	25				35	日本	JP	20	72			33
ギリシャ	GR	10	44			29	ケニア	KE	10	26			30
グアテマラ	GT	5	28			25	カンボジア	KH	14	21	1		20
ギニアビサウ	GW		16				キリバス	KI		81			
ガイアナ	GY	20	34				コモロ	KM		24			
香港 SAR	HK	0	77	1	1	16.5	朝鮮民主主義人民共和国	KP		12			
ホンジュラス	HN	10	30			25	大韓民国	KR	15	53	1	1	22
クロアチア	HR	12	49			20	コソボ	KV	0	36			10
ハイチ	HT		20				クウェート	KW	5/10	41		1	15
ハンガリー	HU	0	48		1	19	ケイマン諸島	KY	0	81			0
インドネシア	ID	20	37	1	1	25	カザフスタン	KZ	5/15	29		1	20
アイルランド	IE	0	73		1	12.5	ラオス	LA	10	30	1		24
イスラエル	IL	5/15	64		1	25	レバノン	LB	10	28			15
インド	IN	0	40	1	1	30	リヒテンシュタイン	LI	0				12.5
イラク	IQ	0	17			15	スリランカ	LK	10	36	1	1	15
イラン	IR		29				リベリア	LR		37			
アイスランド	IS	18	78			20	リトアニア	LT	0/15	59			15
イタリア	IT	10/15	47		1	27.5	ルクセンブルク	LU	5/15	81		1	29.22

付録２　各国の変数の内訳（続き）

ラトビア	LV	30	57			15	ナミビア共和国	NA	10/20	52			32
リビア	LY	0	14			20	ニューカレドニア	NC		69			
モロッコ	MA	15	37			31	ニジェール	NE		35			
モルドバ共和国	MD	15	30		1	12	ナイジェリア	NG	10	28			30
モンテネグロ	ME	9	45			9	ニカラグア	NI	15	26			30
マダガスカル	MG	0	26			20	オランダ	NL	0/10/15	83		1	25
マーシャル諸島	MH						ノルウェー	NO	25	85		1	25
マケドニア旧ユーゴスラビア共和国	MK	10	37			10	ネパール	NP		29			
マリ	ML		32				ニュージーランド	NZ	15/30	90		1	28
ミャンマー	MM	0	28	1		25	オマーン	OM	10	45		1	12
モンゴル	MN	20	38	1		25	パナマ	PA	10	38			25
マカオ SAR（特別自治区）	MO	0	40			12	ペルー	PE	6.8	35	1		28
モーリタニア	MR	10	27			25	パプアニューギニア	PG	17	28			30
マルタ	MT	0	55			35	フィリピン	PH	10/15	35	1	1	30
モーリシャス	MU	0	54			15	パキスタン	PK	12.5	32	1	1	32
モルディブ	MV	10	36			0	ポーランド	PL	10	62		1	19
マラウイ	MW	10	31			30	ポルトガル	PT	5/10	62		1	21
メキシコ	MX	5/15	30	1	1	30	パラグアイ	PY	15	30			10
マレーシア	MY	0	49	1	1	24	カタール	QA	10	61		1	10

付録２　各国の変数の内訳（続き）

ルーマニア	RO	10	48		1	16	エルサルバドル	SV	25	36			30
セルビア	RS	20	42			15	シリア	SY		14			
ロシア	RU	15	29	1	1	20	スワジランド王国	SZ	15	81			27.5
ルワンダ	RW	5/15	54			30	チャド	TD	20	20			35
サウジアラビア	SA	5	46		1	20	トーゴ	TG		32			
ソロモン諸島	SB		42				タイ	TH	10	35	1	1	20
セーシェル	SC	15				33	トルクメニスタン	TM		22		1	
スーダン	SD		14				チュニジア	TN	5	41			25
スウェーデン	SE	10	88		1	22	トンガ	TO	10	81			25
シンガポール	SG	10	84	1	1	17	トルコ	TR	10/15	41	1	1	20
スロベニア	SI	15	61			17	トリニダード・トバゴ	TT		35			
スロバキア	SK	10/15	51		1	22	台湾	TW	10	61		1	17
シエラレオネ共和国	SL		30				タンザニア	TZ	10	32			30
サンマリノ	SM						ウクライナ	UA	15	29		1	18
セネガル	SN	10	45			30	ウガンダ	UG	15	25			30
ソマリア	SO		10				米国	US	10	74		1	39
スリナム	SR	25	45			36	ウルグアイ	UY	7	71			25
南スーダン	SS	10	11			20	ウズベキスタン	UZ	10	21	1	1	7.5
サントメ・プリンシペ民主共和国	ST	20	46			25	セントビンセント	VC		60			

(注)わが国と台湾の間で租税条約に該当する「日台民間租税取決め」が締結されており，内容は租税条約とほとんど変わらないため，他の締結国と同等に取り扱う。

付録２　各国の変数の内訳（続き）

ベネズエラ	VE	50/60/34	17			34
英領バージン諸島	VG	0	81			0
ベトナム	VN	10	33	1	1	20
バヌアツ	VU		81			
サモア	WS		81			
イエメン	YE		14			
南アフリカ	ZA	5/15	45		1	28
ザンビア	ZM	0	38		1	40
ジンバブエ	ZW	15	22			25
計　192 ヵ国						