

多国籍企業の租税回避と 所在地別セグメント情報の開示行動

あさの たかし
浅野敬志

要 旨

本稿は、税務当局に向けた情報開示だけでなく、税務当局以外の情報利用者に向けた情報開示についても、透明性の向上とそれに伴うモニタリング機能の向上を通じて多国籍企業の租税回避に影響を及ぼし得るとの問題意識のもと、わが国の多国籍製造業を対象に、セグメント会計基準の改訂前後で所在地別セグメント情報の開示と租税回避の関係が変化しているかどうかを検証している。実証分析の結果、セグメント会計基準の改訂後に所在地別セグメント情報を非開示にする多国籍企業は租税回避に積極的になることが判明した。この結果は、所在地別セグメント情報の開示が多国籍企業の租税回避を抑制することを示唆するものである。先行研究では、所在地別セグメント情報は投資意思決定やエージェンシー・コストの削減に有用であることが示されているが、本稿では、所在地別セグメント情報の開示が多国籍企業の透明性を高め、租税回避を抑制するといった、所在地別セグメント情報の有用性を示す新たな証拠を示している。

キーワード： 所在地別セグメント情報、多国籍企業、租税回避、税源浸食と利益移転（BEPS）、モニタリング機能、コーポレート・ガバナンス

.....
本稿は、2016年3月22日に日本銀行金融研究所が開催したワークショップ「多国籍企業の財務報告と会計基準の国際的調和」（座長：徳賀芳弘教授〈京都大学〉）における導入論文として作成したものである。本稿の作成に当たっては、金融研究所スタッフから有益なコメントをいただいたほか、同ワークショップにて、宮島英昭教授（早稲田大学）や川村義則教授（早稲田大学）をはじめとする参加者から多くの有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。なお、公表に当たり、若干の加筆・修正を行った。

浅野敬志 首都大学東京大学院社会科学部研究科准教授
(E-mail: takasano@tmu.ac.jp)

1. はじめに

本稿は、わが国の多国籍製造業を対象に、セグメント会計基準の改訂前後で所在地別セグメント情報の開示と租税回避の関係が変化しているかどうかを実証的に検証するものである。

近年、多国籍企業による過度な利益移転が問題視されている。利益移転とは、高税率国から低税率国へ利益を移転させることであり、国際的な租税回避を企図した利益移転を防止するため、各国では移転価格税制やタックス・ヘイブン税制が制定されている。また、利益移転の取締りを強化するため、経済協力開発機構（Organization for Economic Co-operation and Development: OECD）の租税委員会は、2015年10月に「税源浸食と利益移転（Base Erosion and Profit Shifting: BEPS）行動計画」（以下「BEPS 行動計画」）の最終報告書を公表した。

BEPS 行動計画の中で、BEPS 行動計画 13「多国籍企業の企業情報の文書化（Action 13: Guidance on Transfer Pricing Documentation and Country-by-Country Reporting）」は、従来の移転価格文書化の OECD ガイドラインを再検討し、新たに国別報告書（Country-by-Country Report）、マスター・ファイル、ローカル・ファイルの3層構造の移転価格文書の作成を求めている¹。これらの書類により多国籍企業のグループ内取引の透明性が高まり、税務当局のモニタリング能力も高まると考えられる。その一方で、過剰な事務負担や二重課税リスクの発生等を懸念する声が経済界から上がっている。

このように、多国籍企業の利益移転は経済界で注目度が高く、また BEPS 行動計画 13 では国別報告書等の作成を通じて多国籍企業の透明性を高めようとしているにもかかわらず、情報開示と租税回避の関係については、ほとんど分析されていないのが現状である（Hope, Ma, and Thomas [2013]）。BEPS 行動計画 13 で要求される国別報告書等は、わが国の法人税申告書別表 17（4）「国外関連者に関する明細書」（以下、別表 17（4））と同様に、税務当局のみが入手し得る情報である。これらの情報は国内外の税務当局によるモニタリングに直接影響を及ぼすものであり、租税回避の抑制に向けて機能することは容易に想像できる。他方、税務当局以外の

.....
1 国別報告書とは、多国籍企業グループの国別の所得、納税額の配分等、多国籍企業グループの国別の活動状況に関する情報であり、多国籍企業グループ内の移転価格リスクの存在の有無を評価するために利用される。マスター・ファイルとは、多国籍企業グループの組織・財務・事業の概要等、多国籍企業グループの活動の全体像に関する情報であり、多国籍企業グループ内の重大な移転価格リスクの存在の有無を評価するために利用される。ローカル・ファイルとは、関連者間取引における独立企業間価格を算定するための詳細な情報である。独立企業原則の遵守状況を確認し、移転価格課税を行うために利用される。わが国では、平成 28 年度税制改正において、BEPS プロジェクトの勧告を踏まえた多国籍企業情報の報告等にかかる制度が整備された。

情報利用者に向けた情報開示と租税回避の関係は、税務当局に向けた情報開示と租税回避の関係ほど明確ではない。

本稿では、税務当局以外の情報利用者に向けた情報開示と租税回避の関係を分析するため、所在地別セグメント情報の開示に注目している。所在地別セグメント情報とは、売上高（外部、内部）、営業利益、総資産といった項目を連結会社の所在する国または地域別に分割した情報であり、税務当局以外の情報利用者が多国籍企業の利益移転を把握する際に参考にする公表情報である。セグメント会計基準の改訂以降、所在地別セグメント情報の開示は必ずしも求められていないが、それでも決算短信上で所在地別セグメント情報を自発的に開示し続ける多国籍企業が少なからず存在する。

エージェンシー理論²に基づけば、会計情報は株主と経営者の間でみられる情報の非対称性を緩和させ、経営者への監視（モニタリング）を通じて株主の富を毀損させる行動（モラルハザード）を抑制するように機能すると考えられる。本稿では、所在地別セグメント情報が多国籍企業の透明性を高め、株主や社債権者等（以下、株主等）のモニタリング能力を高めることを前提に、所在地別セグメント情報の開示と多国籍企業の租税回避の関係を分析している。なお、租税回避には、支払税額の抑制を通じて税引後利益やフリー・キャッシュ・フローを増加させるといったベネフィットがある一方で、税務当局による調査リスクや、調査の結果次第では追徴課税や評判の低下を招くといったコストがある。租税回避のコストとベネフィットの両面を考えると、所在地別セグメント情報の開示が多国籍企業の租税回避に及ぼす影響についても、租税回避を促すという考えと抑制するという考えを導出することができる。本稿では、わが国で機能していると考えられている他のガバナンス・システム（インセンティブ・システム、モニタリング・システム）もあわせて取り上げ、所在地別セグメント情報の開示と多国籍企業の租税回避の関係について分析している。

主な分析結果は次のとおりである。重回帰分析と傾向スコア・マッチング分析の結果、セグメント会計基準の改訂後に所在地別セグメント情報を非開示にする多国籍企業は租税回避に積極的になることが確認された。この結果は、所在地別セグメント情報の開示が透明性の向上とそれに伴うモニタリング機能の向上を通じて、多国籍企業の租税回避を抑制することを意味する。この結果はまた、株主等は租税回避のコストがベネフィットを上回ると考えている可能性が高いことを示唆しており、同様の結果は、他のガバナンス・システムでも確認されている。

本稿の貢献は次の3点である。第1に、わが国の多国籍企業を対象に、税務

2 エージェンシー理論とは、主たる経済主体である本人（プリンシパル）と主たる経済主体のために活動する代理人（エージェント）の関係（エージェンシー関係）に着目し、「情報の非対称性」と「自己の期待効用の最大化」を仮定して、両者間の行動原理を解明しようとする経済理論である。

当局以外の情報利用者に向けた情報開示と租税回避の関係を分析した点である。別表 17 (4)や国別報告書等、税務当局に向けた情報開示は国内外の税務当局によるモニタリングに直接影響を及ぼし、多国籍企業の租税回避を抑制すると考えられる。他方、税務当局以外の情報利用者に向けた情報開示と租税回避の関係は、税務当局に向けた情報開示と租税回避の関係ほど明確ではない。本稿では、所在地別セグメント情報という税務当局以外の情報利用者が多国籍企業の利益移転を把握する際に参考にする公表情報に注目し、その開示と租税回避の関係を検討している。

第2に、株主等にとっての租税回避のコストとベネフィットの大小関係を、ガバナンス・システム（インセンティブ・システム、モニタリング・システム）と租税回避との関係を分析することを通じて検証している点である。ガバナンス・システムと租税回避の関係を分析している先行研究は多いが、租税回避のコストとベネフィットの大小関係に言及している先行研究は少ない。本稿では、租税回避のコストとベネフィットの大小関係に言及するだけでなく、仮説展開にも反映させている。このように、税務当局以外の情報利用者に向けた情報開示と租税回避の関係をより慎重かつ丁寧に分析している。

第3に、所在地別セグメント情報の開示が多国籍企業の透明性を高め、租税回避の抑制につながることを実証した点である。先行研究では、所在地別セグメント情報が連結数値の予測精度を高め、長短期の株価反応に影響を及ぼすこと、また、最適規模を超えた国際事業展開を抑制するモニタリング機能を果たすことが確認されており、所在地別セグメント情報が投資意思決定やエージェンシー・コストの削減に有用であることが示されている。本稿では、所在地別セグメント情報の開示が多国籍企業の透明性を高め、租税回避の抑制につながることを確認しており、所在地別セグメント情報の有用性を示す新たな証拠を提示している。

本稿の構成は次のとおりである。まず、2節で多国籍企業の利益移転と国際課税方式を、3節でセグメント会計基準と所在地別セグメント情報の有用性を整理する。そのうえで、4節において関連する先行研究を概観しつつ、仮説を提示する。5節では本稿のリサーチ・デザインを示し、6節で重回帰分析と傾向スコア・マッチング分析の結果を提示する。最後に、7節では結論と今後の展望について述べる。

2. 多国籍企業の利益移転と国際課税方式

(1) 多国籍企業の利益移転

近年、多国籍企業による過度な利益移転が問題視されている。利益移転とは、高

い法人税率の国から低い法人税率の国へ所得を移転させることであり、租税回避を企図した利益移転を実施する多国籍企業を名指しで批判する報道も多い。例えば、Google 社、Amazon 社、Apple 社、Microsoft 社等は、知的財産権を低税率国であるアイルランドに移転し、ライセンスについてはオランダを経由させ、最終的な利益についてはほぼ課税がないタックス・ヘイブン（租税回避地）である英領バミューダ諸島やケイマン諸島等に環流させることで、租税回避を図っているとされている。2009 年における Google 社の海外事業に関する実効税率は 2.4%、連結ベースの実効税率は 22.2%であり、Google 社が拠点を置く米国カリフォルニア州の法人税率（40.75%）よりも大幅に低くなっている。

多国籍企業の過度な租税回避を防止するため、OECD の租税委員会は 2015 年 10 月に BEPS 行動計画の最終報告書を公表した。この行動計画によれば、納税者に租税回避の意図があるかどうかに関係なく、結果として海外に利益移転が行われていれば BEPS とみなされる。その場合、追徴課税や評判コストといった多大なコストが生じ、株主価値の毀損につながるおそれがあるため、株主等の立場からは、多国籍企業の過度な租税回避を抑制する必要がある。

一部の欧米多国籍企業では過度な租税回避がみられるものの、わが国の多国籍企業は納税意識が高く、過度なタックス・プランニングによる課税逃れは見受けられないとされている³。また、わが国の法人税率の段階的な引下げにより⁴、課税逃れのインセンティブそのものが低下していくことも考えられることから、わが国の多国籍企業に対しても厳しい規制を課す BEPS 行動計画に否定的な意見も多く聞かれる。

しかし、わが国の法人税率が低下傾向にあるとはいえ世界最高水準にあることを踏まえれば⁵、わが国の多国籍企業も、連結グループ全体の税負担を軽減するために、利益移転を通じて租税回避を図るインセンティブを有すると考えられる。現に、わが国においても、不適切な移転価格で摘発されるケースが散見されるほか、わが国の多国籍企業を対象にした実証研究では、グループ内取引（親子会社間取引）により低税率国の海外子会社へ利益移転が行われている可能性が指摘されている（Azemar and Corcos [2009]、Jarallah and Kanazaki [2012]、高橋・野間・菅 [2015]）⁶。

3 経済産業省が主催する「日本企業の海外展開を踏まえた国際課税制度の在り方に関する研究会」は、わが国の多国籍企業が、①海外事業展開に当たり本社に機能（特に研究開発拠点）を集中させている、②税務部門に対して十分な物的・人的投資ができていない、③海外部門の利益率の水準が欧米企業に比べて概して見劣りすることから、過度なタックス・プランニングによる課税逃れが行われていないと判断している（日本企業の海外展開を踏まえた国際課税制度の在り方に関する研究会 [2015b]）。

4 わが国の法人税率は、2012 年と 2013 年が 37.00%、2014 年が 34.62%、2015 年が 32.11%であり、2012 年から段階的に引き下げられている。

5 OECD の調査によると、2001 年時点でのわが国の法人税率は 40%であり、OECD 加盟国の平均税率である 31.9%よりも 10%ほど高い。2011 年時点でも、OECD 加盟国の平均税率が 25.9%と 2001 年の水準から低下傾向にあるものの、わが国の法人税率は 39.54%であり、高い水準を維持している。

6 Jarallah and Kanazaki [2012] は、わが国の多国籍企業が傘下に収める海外子会社の保有固定資産が、

(2) わが国の国際課税制度

利益移転による租税回避の影響を最小化するために、わが国では全世界所得課税方式が採用されている⁷。全世界所得課税方式とは、納税者の居住地が課税権を有するという居住地主義に基づき、納税者が獲得した所得の源泉地を問わず、納税者の居住地を基準として課税する制度である。ただし、他国との国際的二重課税の問題が生じるため、各国では外国税額控除方式や国外所得免除方式が採用されている。外国税額控除方式とは、海外で納めた税額を納税者の居住地に納める税額から控除できる方式であり、国外所得免除方式とは、国外所得を国内所得に含めず免除できる方式である。わが国では外国税額控除方式が採用されてきたが、2009年度の税制改正で外国子会社配当益金不算入制度（海外子会社からの配当のうち95%を親会社の益金に不算入とすることができる制度）が導入されたことにより、国外所得免除方式に変更されたといわれている（柴田 [2012]）⁸。

表1は、外国子会社配当益金不算入制度の導入前後において、①海外子会社が税引後利益の全額を国内事業体へ配当送金した場合と、②現地に内部留保した場合における、国内事業体と海外子会社の支払税額の合計を比較したものである。海外子会社の税引前利益が1,000であり、海外の法人税率は、ケース1が30%、ケース2が20%、また税引後利益を国内事業体に配当送金する際に課せられる源泉徴収税は、ケース1が10%、ケース2が0%とする。外国子会社配当益金不算入制度の導入前において、海外子会社の税引後利益の全額を国内事業体に配当送金する場合（①）には、海外の税率の高低に関係なく、支払税額（合計額）は同額（400）になる。しかし、海外子会社の税引後利益を内部留保する場合（②）には、低税率国に

その所在国の法人税率が低いほど多いこと、Azemar and Corcos [2009] は、わが国の多国籍企業による海外子会社への出資額が、所在国の法人税率が低いほど多いという結果を得ている。高橋・野間・菅 [2015] は、海外子会社の法人税率が低いほど、その海外子会社と国内事業体とのグループ内取引の割合が大きく、海外子会社の収益性が高いことを明らかにしている。これらの結果は、わが国の多国籍企業も租税回避を目的として海外子会社に投資を行っており、その結果として、海外子会社の収益性が高くなっている可能性を示唆する。

- 7 法人税法上の内国法人に該当すれば、全世界所得課税方式により、世界のどこで稼いだ所得であろうと、わが国の法人税の対象となる。例えば、支店は法人格としては内国法人であるため、海外支店で稼いだ所得は全世界所得課税方式により、わが国で課税される。他方、子会社は外国法人であり、全世界所得課税方式の適用から外れるため、海外子会社が日本法人へ配当送金するまで日本では課税されない。
- 8 OECD 加盟国 34 カ国のうち、海外関係会社からの受取配当における二重課税調整方式の採用状況について、2008年時点で見ると、外国税額控除方式は米国、韓国、メキシコ、ギリシャ、アイルランド、チリ、イスラエル、英国、ニュージーランド、日本（後ろ3カ国は2009年に国外所得免除方式へ移行）の10カ国、国外所得免除方式はフランス、ドイツ、オランダ、ルクセンブルク等の24カ国において採用されており、国外所得免除方式を採用する国が増えている。日本は、外国税額控除方式を原則としているが、2009年度税制改正により、海外子会社からの配当については親会社の益金に不算入とすることで、実質的に国外所得免除方式の採用に変更されている（柴田 [2012]）。

表 1 外国子会社配当益金不算入制度の導入前後における支払税額

	配当益金不算入制度の導入前		配当益金不算入制度の導入後			
	ケース1	ケース2	ケース1	ケース2		
①海外子会社が利益全額を国内事業体に配当する場合						
国内事業体	受取配当	700	800	受取配当	700	800
	外国税額	300	200	益金不算入 (95%)	△665	△760
	課税所得	1,000	1,000	課税所得	35	40
	法人税 (40%)	400	400	法人税 (40%) (i)	14	16
	外国税額控除					
	海外子会社の法人税	△300	△200			
	海外子会社の源泉徴収税	△70				
	支払税額 (i)	30	200			
海外子会社	税引前利益	1,000	1,000	税引前利益	1,000	1,000
	法人税 (30%または20%) (ii)	300	200	法人税 (30%または20%) (ii)	300	200
	税引後利益	700	800	税引後利益	700	800
	利益を全て国内事業体へ配当	700	800	利益を全て国内事業体へ配当	700	800
	源泉徴収税 (10%または0%) (iii)	70	0	源泉徴収税 (10%または0%) (iii)	70	0
	支払税額合計額 (i + ii + iii)	400	400	支払税額合計額 (i + ii + iii)	384	216
②海外子会社が利益全額を内部留保する場合						
海外子会社	税引前利益	1,000	1,000	税引前利益	1,000	1,000
	法人税 (30%または20%)	300	200	法人税 (30%または20%)	300	200

進出したケース 2 のほうが支払税額 (合計額) が少額になる (300 > 200)。外国子会社配当益金不算入制度の導入後においては、海外子会社の税引後利益の全額を国内事業体に配当送金する場合 (①) も、海外子会社の税引後利益を内部留保する場合 (②) も、低税率国に進出したケース 2 のほうが支払税額 (合計額) が少額になる (384 > 216, 300 > 200)。このように、外国子会社配当益金不算入制度の導入前後のいずれの時期においても、わが国の多国籍企業は低税率国に所在する海外子会社への利益移転を通じて、国内事業体と海外子会社の支払税額の合計を抑えることができる。

わが国では、多国籍企業による利益移転の防止のために、移転価格税制 (租税特別措置法 66 条の 4) やいわゆる「タックス・ヘイブン対策税制 (外国子会社合算税制) (租税特別措置法 66 条の 6) が定められている。移転価格税制とは、海外子会社等との取引を通じた利益移転を防止するため、当該取引が第三者との取引に使用する取引価格、すなわち「独立企業間価格」(①独立価格比準法、②再販売価格基準法、③原価基準法、④そのほかの方法 (利益分割法、取引単位営業利益法)) で行われたものとみなして所得を計算し、申告額と大きく異なっていた場合に追徴課税する制度である。タックス・ヘイブン対策税制とは、タックス・ヘイブンに所在する海外子会社等への所得移転を防止するために 1978 年度税制改正で導入された制度である。タックス・ヘイブン対策税制の適用を受ける場合には、国内事業体に配当送金せず海外子会社に所得を内部留保したとしても、国内事業体の所得と合算して課税が行われることになる。

これらの制度は、多国籍企業の利益移転を抑制する方向で機能すると考えられ

る。ただし、移転価格税制がわが国で規定されて 30 年近く経過するものの、独立企業間価格の算出が難しく、現実の運用においては困難を伴うことが多いとされている。海外子会社との取引は、単純な物品の売買取引に限らず、役務の提供、無形資産に関する取引、金融取引等多種多様であり、それぞれに応じた独立企業間価格を算出することは、税務当局にとっても容易ではない（加藤・大沼・櫻田 [2015]）。そのことが、多国籍企業による利益移転を可能にさせていると考えられる。

3. セグメント会計基準と所在地別セグメント情報の有用性

わが国の税務当局は、法人または連結法人が国外関連者との間で取引を行った場合に、別表 17 (4) を確定申告書に添付して提出することを求めている。別表 17 (4) に記載される情報は、当該国外関連者の財務状況や取引状況等であり、税務当局が移転価格税制上の検討を概観的に行うための基礎資料となっている。この別表 17 (4) には、国外関連者の名称、所在地、損益データ、国外関連取引の対価額、独立企業間価格の算定方法等が記載されており、日本の移転価格税制における文書化と捉えられている。この別表 17 (4) や BEPS 行動計画 13 で作成が求められている 3 層構造の移転価格文書（国別報告書、マスター・ファイル、ローカル・ファイル）はいずれも税務当局しか入手できず、例えば、投資家等が多国籍企業による利益移転を含む国際的租税回避の可能性を把握するためには、別の公表情報を利用せざるを得ない。

多国籍企業の利益移転の可能性を把握する際に参考になる公表情報として、所在地別セグメント情報がある⁹。所在地別セグメント情報とは、多国籍企業のグローバルな活動結果を示したものであり、企業グループに属する事業体¹⁰の所在地に基づき、国または地域別に業績が分割して示される。わが国では、1990 年 4 月 1 日以降に開始する事業年度から、「事業の種類別セグメント情報」や「海外売上高¹¹」とともに開示されてきた。表 2 は、金融庁の「連結財務諸表規則」に基づく所在地別セグメント情報の開示様式である。事業体の地理的接近度、経済活動の類似性、事業活動の相互関連性等に基づき、セグメントごとに区分することが求められている

-
- 9 他の公表情報として、有価証券報告書の注記に記載される「法定実効税率と実際負担税率との差異調整」がある。この中で、海外子会社の適用する法定実効税率との差異が示される場合があるとはいえ、その開示方法は企業によって統一されておらず、開示されない場合も多い。
- 10 在外支店については、本支店を合計した連結会社単位で所在地別セグメント情報を開示することが考えられるが、その在外支店の重要性が高い場合には、支店の所在する国または地域ごとに区分して開示することとされている（日本公認会計士協会 [1995]）。
- 11 海外売上高とは、親会社、および国内子会社による輸出売上高と海外子会社の海外顧客向け売上高の合計額をいう。ただし、内部売上高を除く。

表2 旧セグメント会計基準に基づく所在地別セグメント情報

	日本	国又は地域A	国又は地域B	その他の地域	計	消去又は全社	連結
I 売上高及び営業損益							
売上高							
(1) 外部顧客に対する売上高	××	××	××	××	××	—	××
(2) セグメント間の内部売上高又は振替高	××	××	××	××	××	(××)	××
計	××	××	××	××	××	(××)	××
営業費用	××	××	××	××	××	(××)	××
営業利益(又は営業損失)	××	××	××	××	××	(××)	××
II 資産	××	××	××	××	××	××	××

が、国別にするか地域別にするかの決定は経営者の合理的判断に委ねられている。開示項目は売上高（外部顧客に対する売上高、セグメント間の内部売上高又は振替高）、営業費用、営業利益、資産である。なお、所在地別セグメント情報上の売上高は、事業体の所在する国別または地域別の売上高であり、消費者の所在する国別または地域別の売上高とは異なる。

この所在地別セグメント情報は、セグメント区分が経営者の判断に委ねられていることもあり、企業間、および時系列での比較可能性が欠如したり、同一の報告セグメントにリスク・リターンの異なる国・地域が混在するといった問題が指摘されている。しかし、先行研究では総じて、所在地別セグメント情報の有用性が確認されている。海外の先行研究では、所在地別セグメント情報が連結数値（利益、売上高）の予測精度を高めること（Roberts [1989]、Balakrishnan, Harris, and Sen [1990]、Nichols, Tunnell, and Seipel [1995]、Herrmann [1996]）、海外利益の変化額と決算発表日周辺の短期的な株価反応の間に正の関連性があること（Boatsman, Behn, and Patz [1993]）、海外利益の変化額とより長期的な株価反応の間に正の関連性があること（Bodnar and Weintrop [1997]、Christophe [2002]、Christophe and Pfeiffer [2002]）、最適規模を超えた国際事業展開（エージェンシー問題）を抑制するモニタリング機能を果たしていること（Hope and Thomas [2008]）等が示されている。わが国でも、海外利益と株主価値の間に正の関連性があること（薄井 [2007]）、海外利益の変化額と長期的な株価反応の間に正の関連性があること（浅野 [2010]）等が明らかにされている。このように、所在地別セグメント情報は財務報告の目的である情報の非対称性の緩和やエージェンシー・コストの削減に役立つことが、国内外の先行研究で示されている¹²。

わが国ではセグメント会計基準が改訂され（マネジメント・アプローチの導入）、2010年4月1日以降に開始する事業年度からは、所在地別セグメントが事業セグメントに該当する場合に、所在地別セグメント情報の開示が求められている¹³。事

12 財務報告の目的については議論の余地もあるが、会計情報に期待される2つの機能（投資意思決定支援機能、契約支援機能）を果たし得る会計情報を提供すること、より端的にいえば、情報の非対称性の緩和ないしエージェンシー・コストの削減につながる会計情報を提供することを財務報告の目的として捉えることができる（浅野・古市 [2015]）。

13 国際的な会計基準である国際財務報告基準（International Financial Reporting Standards: IFRS）や米国

表3 セグメント情報と関連情報の開示項目

	セグメント情報	関連情報
開示項目 (強制開示)	<ul style="list-style-type: none"> ・損益 ・資産 	<ul style="list-style-type: none"> ・外部顧客への売上高 ・有形固定資産
開示項目 (内部で使用されている場合に強制開示)	<ul style="list-style-type: none"> ・負債 ・外部顧客への売上高 ・内部売上高又は振替高 ・減価償却費 ・のれん及び負ののれんの償却額 ・受取利息及び支払利息 ・持分法投資損益 ・特別損益 ・税金費用 ・重要な非資金損益項目 	—

業セグメントとは、企業の最高経営意思決定機関が当該構成単位に配分すべき資源に関する意思決定を行い、またその業績を評価するために、その経営成績を定期的に検討するものをいう。所在地別セグメントが事業セグメントに該当しない場合でも、事業セグメントの情報を補完する関連情報として、地域に関する情報の開示が求められている。しかし、①関連情報の開示項目は外部顧客への売上高と有形固定資産のみであり、営業利益の開示が求められていないこと、②外部顧客への売上高は消費者の所在地に基づく情報であるのに対し、有形固定資産は事業体の所在地に基づく情報であり、売上高と有形固定資産の間に関連性がないこと、③国内と海外の区分が中心であり、主要な国または地域がない場合は国別または地域別の区分表示が求められていないこと等、関連情報として開示される所在地別・地域別情報は有用性の面で問題が多い（表3参照）。製品・サービス別セグメントを事業セグメントとする企業が大半を占めることから、従来に比べて地域別または所在地別に関する情報の開示量が大幅に減少しているといわざるを得ない。

.....

会計基準でも、経営上の意思決定を行い、業績を評価するために、経営者が企業を事業の構成単位に分割した方法を基礎とするマネジメント・アプローチが採用されている。このマネジメント・アプローチに基づくセグメント情報には、①財務諸表利用者が経営者の視点で企業をみることにより、経営者の行動を予測し、その予測を企業の将来キャッシュ・フローの評価に反映できるようになる、②当該セグメント情報の基礎となる財務情報は、経営者が利用するために既に作成されており、企業が必要とする追加的費用が比較的少ない、③実際の企業の組織構造に基づく区分を行うため、その区分に際して恣意性が入りにくいといった長所がある。他方、短所としては、①企業の組織構造に基づく情報であるため、企業間の比較を困難にし、また、同一企業の年度間の比較が困難になる、②内部的に利用されている財務情報を基礎とした情報の開示を要求することは、企業の事業活動の障害となる可能性があるといった点が指摘されている。わが国では、マネジメント・アプローチに基づくセグメント情報は財務情報利用者の意思決定により有用な情報を提供できると判断され、2010年4月1日以降に開始する事業年度よりマネジメント・アプローチが導入された。

セグメント会計基準の改訂以降、有価証券報告書上で所在地別セグメント情報を開示する企業は少なくなったものの¹⁴、決算短信上では引き続き、所在地別セグメント情報を自発的に開示する企業が少なからず存在する¹⁵。海外でも、地域別・所在地別の利益情報を自発的に開示する企業が存在することが、先行研究等で示されている（Hope and Thomas [2008]、Hope, Ma, and Thomas [2013]、国際会計基準審議会〈International Accounting Standards Board: IASB〉[2013]）。例えば、米国では米国財務会計基準書第 131 号の導入以降（1998 年 12 月期以降）、事業セグメントに該当しない場合は所在地別セグメント情報の開示が求められていないが¹⁶、それでも約 15%の企業が国別もしくは地域別の利益情報を自発的に開示していることが、Hope, Ma, and Thomas [2013] で示されている。

4. 先行研究と仮説構築

(1) 租税回避のコストとベネフィット

本稿の目的は、セグメント会計基準の改訂前後で所在地別セグメント情報の開示と多国籍企業の租税回避の関係が変化したかどうかを明らかにすることにある。

所在地別セグメント情報が多国籍企業の租税回避にどのような影響を及ぼすのかについては、株主等による租税回避の捉え方によって異なると考えられる。株主等の立場からみれば、企業の租税回避にはベネフィットとコストの両面がある。租税回避のベネフィットとしては、支払税額が少なくなれば、それだけ税引後利益やフリー・キャッシュ・フローが増え、株主価値や企業価値が高まることが挙げられる。他方、租税回避のコストとしては、税務当局による調査リスクが高まり、調査の結果次第では評判が低下することや、追徴課税が発生すること¹⁷、および租税回避の

14 渡辺 [2014] は、日経平均株価構成企業 225 社のうち、196 社（金融業を含む）を対象にセグメント情報の開示実態を分析した。その結果、有価証券報告書上で所在地別セグメント情報を開示した企業は 12 社（6.12%）しかなく、そのうち 8 社（4.08%）が所在地別セグメントを事業セグメントとし、残りの 4 社（2.04%）が製品・サービス別セグメントを事業セグメントにし、かつ所在地別セグメント情報を自発的に開示していることを明らかにした。

15 有価証券報告書における開示は法的開示事項が中心であるのに対して、決算短信のうち補足資料で開示する内容は、経営者の判断に委ねられている。

16 IFRS 第 8 号「事業セグメント」が 2006 年に公表され、2009 年 1 月 1 日以降に開始する事業年度より、マネジメント・アプローチが導入されている。IFRS 第 8 号でも、所在地別セグメントが事業セグメントに該当しない場合は、所在地別セグメント情報の開示が求められていない。しかし、所在地別セグメント情報を自発的に開示する企業が少なからず存在することが、IASB [2013] で示されている。

17 Mills [1998] や Mills and Sansing [2000] では、会計利益と課税所得の差（Book-Tax Difference）が大き

複雑なスキームにより株主と経営者間または社債権者と経営者間で情報の非対称性が拡大し、経営者の自己利益追求活動（レント・エクストラクション）を招くことが挙げられる。Desai and Dharmapala [2008] は、租税回避の複雑なスキームが機会主義的な利益調整や負債のオフバランス化等を容易にし、経営者に直接的・間接的報酬の獲得やそのほかの自己利益を優先させると指摘する¹⁸。Hanlon and Slemrod [2009] は、タックス・シェルターに関する報道がなされた場合、特に消費者向け事業（小売業）中心の企業の株価が大きく下落したことから、タックス・シェルター等の複雑な租税回避が投資家の不信感を招くと論じる。Hasan *et al.* [2014] は、租税回避に積極的な企業は社債スプレッド（社債利回りの対国債スプレッド）が大きく、借入による資金調達に際して社債よりも銀行借入を選好するという結果から、社債権者が租税回避をリスクの1つと捉えていると指摘する¹⁹。

租税回避のコストとベネフィットの両面を考えると、株主等が多国籍企業の租税回避をどう捉えているのかは明確ではない。実証研究では、インセンティブ、およびモニタリングの両システムと租税回避との関係を確認することで、租税回避のコストとベネフィットの大小関係が間接的に検討されている。インセンティブ・システムは、株主と経営者の利害を一致させて株主の富を高める行動を経営者に促すシステムであり、モニタリング・システムは、経営者の監視を通じて株主の富を毀損させる行動を抑制するシステムである。仮にインセンティブ、およびモニタリングの両システムと租税回避の間に負の相関が観察されれば、両システムが経営者の租税回避を抑制しており、株主等にとって租税回避のコストがベネフィットを上回ると解釈できる。逆に正の相関が観察されれば、両システムが租税回避を促進しており、株主等にとって租税回避のベネフィットがコストを上回ると解釈できる。

インセンティブ・システムが企業の租税回避を抑制するという考え方を支持する代表的研究に Desai and Dharmapala [2006] がある。彼らは、タックス・シェルター等の租税回避と経営者による自己利益追求の間には正のフィードバック効果、あるいは補完関係があることを前提に、インセンティブ・システムが経営者の自己利益追求を抑制し、租税回避も抑制する方向で機能することをモデルと実証分析により明らかにした。同様の結果はわが国でも確認されており、例えば、山下・大沼・

.....
くなるにつれて、米国内国歳入庁による税務調査の可能性が高まり、追徴課税額も大きくなることが示されている。

18 Desai and Dharmapala [2008] の指摘と整合する実証結果も得られている。例えば、Hanlon [2005] では、租税回避が利益の持続性を低下させること、Frank, Lynch, and Rego [2009] では、租税回避と裁量的会計発生高の間に正の関連性があることが示されている。

19 Hasan *et al.* [2014] は、租税回避が情報の質を低下させ、情報リスクを増大させると指摘している。その理由として、①租税回避が複雑かつ曖昧であること、②租税回避を行う経営者が税務当局に租税回避に関する情報提供に消極的であること、③租税回避がバッド・ニュースの隠蔽や利益調整を行う経営者の裁量余地を増やすことを挙げている。

鈴木 [2011] は、役員持株比率と租税回避の間に負の相関を観察し、インセンティブ・システムが経営者の自己利益追求を抑制し、結果として租税回避も抑制することを示した。他方、インセンティブ・システムが企業の租税回避を促進するという考え方を支持する研究に Phillips [2003] や Rego and Wilson [2012] がある。彼らは、インセンティブ・システムがリスク回避志向にある経営者にリスクテイクを促すことを前提に、税引後利益を用いた業績連動型の報酬契約やエクイティ型の報酬契約がリスクテイクとしての租税回避を促す方向で機能することを示した²⁰。

続いて、モニタリング・システムが企業の租税回避を抑制するという考え方を支持する研究として Khurana and Moser [2013] がある。彼らは、長期機関投資家 (long-term institutional shareholders) が株式を有する企業は租税回避に消極的であり、これは他のガバナンス・システムが脆弱な場合に顕著にみられることを示した。うえて、租税回避が経営者の自己利益追求を誘発するリスクが高い時に、長期機関投資家が租税回避を抑制すると論じている。山下・音川 [2010] は、株式持合比率と租税回避の関係は非線形であり、株式持合比率が低いと負の相関、特定の比率を超えると正の相関がみられたことから、株式持合比率に応じてアラインメント効果 (友好的株主の増大に伴うモニタリング機能の向上) とエントレンチメント効果 (友好的株主の増大に伴うモニタリング機能の低下) が生じることを示した。また、山下・大沼・鈴木 [2011] は、第三者によるモニタリングとして機能していた申告所得公示制度の廃止が企業の租税回避を促したことを示している。他方、モニタリング・システムが企業の租税回避を促すという考え方を支持する研究に Cheng *et al.* [2012] がある。彼らは、アクティビスト・ヘッジファンドが株式を保有した後、その保有された企業が租税回避に積極的になることを示した²¹。

このように、インセンティブ・システムやモニタリング・システムと、企業の租税回避の関係については、現時点において見方が混在しており、統一的な見解は示されていない (Armstrong *et al.* [2015])。それゆえに、租税回避にはコストとベネフィットの両面があることを前提に議論を進めることとする。

20 例えば、浅野 [2015] を参照。

21 アクティビスト・ヘッジファンドとは、保有株式を裏付けに、投資先公開企業にさまざまな要求や提案を行い、それを実施させることで企業価値の向上、すなわちパフォーマンスの向上を目指す投資ビークルである (岩谷 [2007])。アクティビスト・ヘッジファンドの投資戦略としては、少数の企業に集中的に投資をして株主としての影響力を高め、投資先企業と対話を重ね、株価を引き上げるような経営判断を引き出すことにあるとされている。このようなアクティビスト・ヘッジファンドに対して、株主権を濫用し短期利益を追求するといったネガティブな見方と、「モノ言う株主」として、経営を変革する強い原動力になるというポジティブな見方が存在する。

(2) 仮説構築

所在地別セグメント情報は投資意思決定やエージェンシー・コストの削減に有用であると考えられるが、それ以外にも、多国籍企業による国際的な租税回避に関する透明性を高めると考えられる。低税率国に所在する海外子会社等との内部取引により、国内から海外へ利益が移転しているのであれば、国別または地域別の内部売上高や営業利益に反映されている可能性があるからである。多くの先行研究では、所在地別セグメント情報に記載されている利益情報（国内利益、海外利益）や内部売上高情報を用いて、多国籍企業による利益移転が定量化されている（Harris [1993]、Jacob [1996]、Collins, Kemsley, and Lang [1998]、Grubert [2003]、Klassen and Laplante [2012]）。このように、所在地別セグメント情報は多国籍企業による租税回避に関する透明性を高めると考えられる²²。

セグメント会計基準の改訂後、わが国でも所在地別セグメント情報を非開示にする企業が多いことは前述したとおりである。所在地別セグメント情報が非開示になれば、多国籍企業の透明性が低下し、株主等は多国籍企業の利益移転を監視しづらくなる。この場合、多国籍企業の租税回避行動については、租税回避のコストとベネフィットを前提にすると2通りが考えられる。株主等にとって多国籍企業の租税回避によるコストがベネフィットを上回るのであれば、モニタリングを通じて租税回避を抑制する方向で働きかける。その場合、所在地別セグメント情報が非開示になり、モニタリングが機能しなくなるのであれば、多国籍企業は租税回避に積極的になると考えられる。他方、租税回避のベネフィットがコストを上回るのであれば、株主等はモニタリングを通じて租税回避を促すと考えられる。その場合、所在地別セグメント情報が非開示になれば、多国籍企業は租税回避に消極的になると考えられる。

多国籍企業による所在地別セグメント情報の開示と租税回避の関係を分析した唯一の研究に Hope, Ma, and Thomas [2013] がある。彼らは、セグメント会計基準改訂

.....
22 Collins, Kemsley, and Lang [1998] は、海外セグメントの売上高営業利益率（Return On Sales: ROS）を連結 ROS や課税インセンティブ（国内外の実効税率の差）等に回帰するモデルを用いて、利益移転を分析している。彼らのモデルによれば、利益移転がない状態では、海外セグメントの ROS が連結 ROS と線形関係にあると仮定し、連結 ROS でコントロールしてもなお課税インセンティブで海外セグメントの ROS を説明できる場合に、利益移転が行われていると考えている。Collins, Kemsley, and Lang [1998] の分析モデルは、Klassen and Laplante [2012] 等でも利用されている。他にも、Jacob [1996] では、米国の実効税率を所在地別セグメント間の内部売上高や海外セグメントの ROS 等に回帰するモデルが、Grubert [2003] では、所在地別セグメント間の内部売上高を課税インセンティブ等に回帰するモデルが、利益移転を分析する際に用いられている。分析モデルに用いられる情報、具体的には、海外セグメントの ROS や所在地別セグメント間の内部売上高は、所在地別セグメント情報から入手されていることから、所在地別セグメント情報は多国籍企業による租税回避（国際間での利益移転）に関する透明性を高めると考えられる。

前の強制開示時期では、所在地別セグメント情報の開示企業と非開示企業で租税回避の程度に差がみられず、基準改訂後に非開示企業が租税回避に積極的になり、開示企業と非開示企業で租税回避の程度に差がみられるようになったことを示した。この結果は、多国籍企業の株主等は租税回避のコストがベネフィットを上回ると捉えていること、それゆえに所在地別セグメント情報が開示されている際には、モニタリングを通じて租税回避を抑制していることを示唆する。

Hope, Ma, and Thomas [2013] の分析対象は租税回避に積極的とされる米国の多国籍企業であり、租税回避に消極的とされるわが国の多国籍企業を対象にした場合、米国と同様の結果が得られるかどうかは定かではない。本邦企業は米国企業に比べて納税意識が強いため（日本企業の海外展開を踏まえた国際課税制度の在り方に関する研究会 [2015a]）、租税回避のコストはベネフィットに比べて相対的に小さく、株主等はモニタリングを通じて経営者に租税回避を促すと考えられる。他方、本邦企業の納税意識に関係なく、米国の多国籍企業と同様に、株主等にとって租税回避のコストがベネフィットを上回るのであれば、株主等はモニタリングを通じて租税回避を抑制すると考えられる。このように、わが国の多国籍企業を対象にした場合、株主等が租税回避のコストとベネフィットをどう捉えているのかは定かではないため、本稿では2種類の仮説を立てて検証を行う。

仮説 1-1 :

セグメント会計基準の改訂後、所在地別セグメント情報を非開示にする多国籍企業は租税回避に積極的になる。

仮説 1-2 :

セグメント会計基準の改訂後、所在地別セグメント情報を非開示にする多国籍企業は租税回避に消極的になる。

5. リサーチ・デザイン

(1) 租税回避の代理変数

Hope, Ma, and Thomas [2013] は地域別・所在地別利益情報の非開示と租税回避の関連性を分析するに当たり、2種類の実効税率（Effective Tax Rate: ETR）を、租税回避の代理変数として利用している。下記式のように、 $Current\ ETR_{i,t}$ は法人税・事業税・住民税（以下、法人税等）を税金等調整前利益で除した値であり、 $Cash\ ETR_{i,t}$ は法人税等支払額を税引前利益で除した値である。いずれも租税回避の代理変数と

して利用されることが多いものの (Hanlon and Heitzman [2010])、本邦企業の *Cash ETR_{i,t}* を利用する場合には注意が必要である。米国では予定納税制度が採用されているため、法人税等支払額は税引前利益と期間的に対応しており、これが崩れるのは予定納税の見積誤差や還付が生じる場合、あるいは訴訟等の結果として過年度の活動に対する税額の支払いが当期に生じる場合等に限定される。しかし、わが国では事業年度開示の日以後 6 ヶ月を経過した日から 2 ヶ月以内に中間申告書を提出し納付を行うこととされており、制度的に法人税等支払額と税引前利益の期間的対応が崩れている (奥田・山下 [2011])。本邦企業について、*Cash ETR_{i,t}* が租税回避の代理変数として利用されないことが多いのは、そのような理由による。

本稿では国内の先行研究に倣い、*Cash ETR_{i,t}* の代わりに *ETR_{i,t}* を用いる。*ETR_{i,t}* は法人税等と法人税等調整額の合計額を税金等調整前利益で除した値であり、租税回避の代理変数として国内外で広く利用されている。*Current ETR_{i,t}* とは、分子に法人税等調整額を含める点で異なる。

$$Current\ ETR_{i,t} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{事業税} \cdot \text{住民税}_{i,t}}{\text{税金等調整前利益}_{i,t}}$$

$$ETR_{i,t} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{事業税} \cdot \text{住民税}_{i,t} + \text{法人税等調整額}_{i,t}}{\text{税金等調整前利益}_{i,t}}$$

Current ETR_{i,t}、および *ETR_{i,t}* は分母 (税金等調整前利益) がマイナスとなったものはサンプルから除外し、計算結果がマイナスとなった場合は 0 に、1 を超えた場合は 1 に値を置き換えている。

これら 2 つの変数の値が小さい企業は、税引前利益に対する税負担が少ないことを意味するため、租税回避に積極的と解釈することができる。

(2) 重回帰分析

以下では、セグメント会計基準の改訂に伴う所在地別セグメント情報の非開示が多国籍企業の租税回避にどのような影響を与えたのかについて、重回帰分析と傾向スコア・マッチング分析により明らかにする。

まず、重回帰分析では、サンプルをセグメント会計基準の改訂前後に分割したうえで、(1)、(2) 式の重回帰モデルを用いて仮説の検証を行う²³。

.....
23 被説明変数である *Current ETR_{i,t}* と *ETR_{i,t}* は、マイナスの値を 0、1 を超える値を 1 に置換しており、打ち切りデータに該当する。*Current ETR_{i,t}* と *ETR_{i,t}* の分布を確認すると、いずれも、0 と 1 の割合がそれぞれ 5% 未満と少なかったことから、本節では打ち切りデータを対象にしたトービット・モデルではなく、連続データを対象とした重回帰モデルを用いている。

$$\begin{aligned}
 \text{Current } ETR_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{NoDisc}_{i,t} + \alpha_2 \text{MGT}_{i,t-1} + \alpha_3 (\text{MGT}_{i,t-1})^2 + \alpha_4 \text{FOREIGN}_{i,t-1} \\
 & + \alpha_5 \text{LnMV}_{i,t} + \alpha_6 \text{LEV}_{i,t} + \alpha_7 \text{BM}_{i,t} + \alpha_8 \text{NOL}_{i,t-1} + \alpha_9 \Delta \text{NOL}_{i,t} \\
 & + \alpha_{10} \text{PI}_{i,t} + \alpha_{11} \text{RD}_{i,t} + \alpha_{12} \text{PPE}_{i,t} + \alpha_{13} \text{Intang}_{i,t} + \alpha_{14} \text{ForSales}_{i,t} \\
 & + D_Year + D_Industry + \varepsilon_{i,t}.
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 ETR_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{NoDisc}_{i,t} + \alpha_2 \text{MGT}_{i,t-1} + \alpha_3 (\text{MGT}_{i,t-1})^2 + \alpha_4 \text{FOREIGN}_{i,t-1} \\
 & + \alpha_5 \text{LnMV}_{i,t} + \alpha_6 \text{LEV}_{i,t} + \alpha_7 \text{BM}_{i,t} + \alpha_8 \text{NOL}_{i,t-1} + \alpha_9 \Delta \text{NOL}_{i,t} + \alpha_{10} \text{PI}_{i,t} \\
 & + \alpha_{11} \text{RD}_{i,t} + \alpha_{12} \text{PPE}_{i,t} + \alpha_{13} \text{Intang}_{i,t} + \alpha_{14} \text{ForSales}_{i,t} \\
 & + D_Year + D_Industry + \varepsilon_{i,t}.
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで、 $\text{NoDisc}_{i,t}$ はセグメント会計基準の改訂後に所在地別セグメント情報を非開示にしている企業を 1、開示している企業を 0 とする二値変数である。セグメント会計基準改訂前の非開示企業は、Hope, Ma, and Thomas [2013] に倣い、基準改訂後 2 年連続して所在地別セグメント情報を非開示にした企業群（潜在的な非開示企業）とする。多国籍企業による租税回避のコストがベネフィットを上回り、所在地別セグメント情報の開示がモニタリング機能の向上を通じて租税回避を抑制しているのであれば、所在地別セグメント情報の非開示により租税回避が積極化すると考えられる。この場合、「 $\alpha_1 < 0$ 」が予想される。租税回避のベネフィットがコストを上回り、所在地別セグメント情報の開示が租税回避を促しているのであれば、所在地別セグメント情報の非開示により租税回避が消極化すると考えられ、「 $\alpha_1 > 0$ 」が予想される。他方、セグメント会計基準の改訂前においては、所在地別セグメント情報が強制的に開示されていたこともあり、潜在的な非開示企業と開示企業との間で租税回避に差がみられないと予想される。

ここでは、株主等による租税回避の捉え方（コストとベネフィットの大小関係）をコントロールするために、わが国で機能していると考えられているガバナンス・システム（インセンティブとモニタリングの両システム）に関する変数を説明変数に加えている。インセンティブ・システムの変数は役員持株比率（ $\text{MGT}_{i,t-1}$ 、 $(\text{MGT}_{i,t-1})^2$ ）であり、前期の役員持株数を前期末発行済株式数で除して求める。花崎・松下 [2010] では、役員持株はストック・オプションに比べてインセンティブ・スキームとして優れていることが示されている²⁴。

役員持株がインセンティブに与える影響については、アラインメント効果とエンブレチメント効果という 2 つの相反する効果が確認されている。前者は、役員が

24 役員持株のインセンティブ効果は、一部上場企業では明確に観察され、二部上場企業、マザーズ上場企業に移るに従い、その効果が減衰していくことも観察されている（花崎・松下 [2010]）。

自社株を多く保有するほど、役員の高と企業価値の連動が大きくなるため、役員が企業価値最大化のために行動するインセンティブが高まるという効果である。他方、後者は、役員が一定比率以上の自社株を保有し、その地位が安泰になるほど、解任や敵対的買収等による規律付けが働かなくなるため、役員が企業価値最大化のために行動するインセンティブが低下するという効果である。

Morck, Shleifer, and Vishny [1988] は、役員に含まれる場合の多い経営者の持株比率とトービンの q の間には非線形（三次関数）の関係があり、経営者持株比率が低い範囲と高い範囲では、両者の間に正の相関があり（アラインメント効果が支配的となり）、経営者持株比率が中間範囲（5～25%付近）にある場合には、負の相関があること（エントレンチメント効果が支配的になること）を確認した。他方、McConnell and Servaes [1990] は、内部経営者（取締役、およびその他の役員）の持株比率とトービンの q の間には非線形（二次関数）の関係があり、内部経営者の持株比率が40～50%になるまでは、両者の間に正の相関があり、内部経営者の持株比率がそれ以上に増加する場合には、負の相関があることを示した。また、手嶋 [2004] は、役員の持株比率とトービンの q の関係を線形（一次関数）または非線形（二次関数、三次関数）で捉えられると仮定し、非線形（二次関数）で捉えた場合に両者の関係を最も説明できること、具体的には、役員の持株比率が約20%になるまでは、両者の間に正の相関があり、役員の持株比率がそれ以上に増加する場合には、負の相関があることを明らかにした。

Morck, Shleifer, and Vishny [1988] では、経営者持株比率の一乗項から三乗項までの3つの変数を用いて経営者持株比率とトービンの q の関係が分析されているが、三乗項を含めると、これらの変数間で強い多重共線性が確認された。そこで、本節では、McConnell and Servaes [1990] や手嶋 [2004] を参考に、一乗項 ($MGT_{i,t-1}$) と二乗項 ($(MGT_{i,t-1})^2$) のみを用いることとする²⁵。株主等にとって租税回避のベネフィットがコストを上回るのであれば、アラインメント（エントレンチメント）効果は租税回避を促進（抑制）する方向で機能すると考えられる。その場合、「 $\alpha_2 < 0$ 」と「 $\alpha_3 > 0$ 」が予想される。しかし、株主等にとって租税回避のベネフィットよりもコストが上回るのであれば、アラインメント（エントレンチメント）効果は租税回避を抑制（促進）する方向で機能すると考えられ、「 $\alpha_2 > 0$ 」と「 $\alpha_3 < 0$ 」が予想される。

続いて、モニタリング・システムの変数として外国人持株比率 ($FOREIGN_{i,t-1}$) を利用する。 $FOREIGN_{i,t-1}$ は、前期の外国人等持株数を前期末発行済株式数で除して求める。宮島・新田 [2011] は、外国人投資家は業績のよい企業を選好するとい

.....
25 本稿の分析対象である、わが国の多国籍企業の役員持株比率が高くないこと（2011～15年で平均2.6%〈後掲の表5を参照〉）も、役員持株比率の三乗項を用いる必要性がないことを示唆していると考えられる。

う逆の因果関係を考慮してもなお、外国人投資家が企業価値を上昇させることを確認し、その結果から、外国人投資家の影響が増すことによって経営者へのモニタリングが強まり、エージェンシー問題を緩和して企業経営を規律付けると指摘している。もし外国人投資家が租税回避をコストよりもベネフィットが大きいものと捉えているのであれば、租税回避を促す方向で働きかけると考えられる。その場合、「 $\alpha_4 < 0$ 」が予想される。しかし、ベネフィットよりもコストが大きいものと捉えているとすれば、租税回避を抑制する方向で働きかけると考えられ、「 $\alpha_4 > 0$ 」が予想される。

次に、先行研究の結果を踏まえ、租税回避に影響を及ぼすと考えられる説明変数を加える。まず、企業の収益性とレバレッジをコントロールするために、 $PI_{i,t}$ と $LEV_{i,t}$ を説明変数に加える。 $PI_{i,t}$ は収益性を表す変数であり、当期の税引前利益を前期末総資産で除している。収益性の高い企業ほど、タックス・プランニングのインセンティブと機会があると考えられるため、「 $\alpha_{10} < 0$ 」と予想する。 $LEV_{i,t}$ は当期の負債を前期末総資産で除しているが、負債による資金調達を行っている企業は節税の便益を受け、積極的な租税回避を行う必要がないと考えられるため、「 $\alpha_6 > 0$ 」と予想する。

繰越欠損金を有する企業は、それを利用することで税負担を軽減させることができる。この点をコントロールするために $NOL_{i,t-1}$ と $\Delta NOL_{i,t}$ を変数として導入する。 $NOL_{i,t-1}$ は前期末に税効果会計の対象になった繰越欠損金が正の場合に1、それ以外の場合に0をとる二値変数であり、 $\Delta NOL_{i,t}$ は当期末と前期末の繰越欠損金の差額を前期末総資産で除したものである。前者は、繰越欠損金を利用できる状況にあるかどうか、後者は、繰越欠損金をその期に利用した大きさを表しており、「 $\alpha_8 < 0$ 」、「 $\alpha_9 > 0$ 」と予想する。

会計上と税務上の取扱いの違いをコントロールするために、 $PPE_{i,t}$ と $Intang_{i,t}$ を説明変数に加える。 $PPE_{i,t}$ は当期の償却対象有形固定資産、 $Intang_{i,t}$ は当期の無形固定資産をそれぞれ前期末総資産で除している。これらは税法上の限度額を超えて償却費を計上しているかどうかによって租税回避に及ぼす影響が異なるため、事前に符号予想を行わない。

規模と成長性をコントロールするために、 $LnMV_{i,t}$ と $BM_{i,t}$ を説明変数に加える。 $LnMV_{i,t}$ は規模を表す変数であり、当期末株価と当期末発行済株式数の積を対数変換して求める。規模と租税回避の関係は両方向考えられる。規模が大きい企業ほどタックス・プランニングの能力が高く、規模の経済が働くのであれば、「 $\alpha_5 < 0$ 」が予想される。逆に、規模が大きいほど政治コストが大きくなり²⁶、租税回避が抑制されるのであれば、「 $\alpha_5 > 0$ 」が予想される。 $BM_{i,t}$ は成長性を表す変数であり、

.....
26 規模が大きい企業ほど、政府関係者や報道機関の注意を引くため、政治的圧力を受けやすいとされている (Watts and Zimmerman [1986] p. 235)。

当期末の1株当たり自己資本（純資産から少数株主持分と新株予約権を控除したもの）を当期末の株価で除して求める。 $BM_{i,t}$ が低いほど成長性が高いと判断する。成長性の高い企業は、税務上有利な投資を利用できる余地が高くなるという考え方のもと、「 $\alpha_7 > 0$ 」と予想する。

最後に多国籍企業の海外依存度をコントロールするために、 $ForSales_{i,t}$ を説明変数に加える。 $ForSales_{i,t}$ は海外売上高比率であり、当期の海外売上高を当期の連結売上高で除して求める。海外売上高は連結グループに属する企業の所在地に関係なく、消費者（外部顧客）が海外である場合の売上高であり、国内事業体が計上する海外消費者向けの売上高が含まれる。納税者の居住地が課税権を有する居住地主義に基づけば、国内事業体が計上する海外消費者向けの売上高に基づく所得に対しては、国内の高い法人税率が適用されるため、海外売上高比率が高いからといって、連結グループ全体の税負担が小さくなるとは限らない。しかし、グループ全体に占める海外事業体の売上高比率と海外売上高比率が連動するのであれば、海外売上高比率が高いほど、海外事業体の所得が多くなる。その場合、海外の低い法人税率が適用される割合が多くなり、連結グループ全体の税負担が小さくなると考えられるため、「 $\alpha_{14} < 0$ 」が予想される。

(3) 傾向スコア・マッチング分析

続いて、傾向スコア・マッチング法を利用して、所在地別セグメント情報の非開示が多国籍企業の租税回避に及ぼす影響を分析する。傾向スコアとは、Rosenbaum and Rubin [1983]で提唱された概念であり、複数の共変量の情報を1つの変数（傾向スコア）に集約した、その変数をいう。傾向スコア・マッチング法は、①線形性の仮定を要求しない、②直接比較されるサンプルのみを分析に含むといった点で、最小二乗法による線形回帰よりも優れているとされている（Brand and Halaby [2006]）。

分析手順として、まずロジット・モデルおよびプロビット・モデルの推定により、各企業が所在地別セグメント情報を非開示にする確率（傾向スコア）を計算する。傾向スコアは、観察される共変量（ X ）を条件付けた場合の、処置（treatment）変数（ T ）の確率であり、(3)式で表される。

$$P(X) \equiv Pr\{T = 1 | X\} = E\{T | X\}. \quad (3)$$

ここで、 $T=\{0,1\}$ は、所在地別セグメント情報を非開示にすれば「 $T=1$ 」、開示すれば「 $T=0$ 」を表す二値変数であり、 X は所在地別セグメント情報の開示行動に影響を及ぼす共変量である。共変量（ X ）としては、本節(2)で説明した変数、具体

的には、 $MGT_{i,t-1}$ 、 $FOREIGN_{i,t-1}$ 、 $LnMV_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $BM_{i,t}$ 、 $NOL_{i,t-1}$ 、 $\Delta NOL_{i,t}$ 、 $PI_{i,t}$ 、 $RD_{i,t}$ 、 $PPE_{i,t}$ 、 $Intang_{i,t}$ 、 $ForSales_{i,t}$ を用いる。なお、 $(MGT_{i,t-1})^2$ は、 $MGT_{i,t-1}$ との間に多重共線性がみられるため、変数から除外する。また、セグメント会計基準の改訂前の期間（2001～10年）のみ、海外資産比率（ $ForAssets_{i,t}$ ）を追加する。

本稿では、所在地別セグメント情報の非開示が租税回避に及ぼす影響を、処置群の平均処置効果（the Average Treatment effect on the Treated: ATT）を計測することで明らかにする。ATTは、処置を受けた主体（処置群）が、もし処置を受けなかったとしたらどのような状況が実現したのかを仮想的に計算し、実際の実現値との差を求めることで処置効果を推定するものであり、(4)式で表すことができる。

$$\begin{aligned} ATT &\equiv E(Y_{1,i} - Y_{0,i} | T_i = 1) \\ &= E[E(Y_{1,i} | T_i = 1, P(X_i))] - E[Y_{0,i} | T_i = 1, P(X_i)] | T_i = 1). \end{aligned} \quad (4)$$

本稿では、所在地別セグメント情報の非開示企業を処置群、同じ属性を持つ開示企業を対照群とし、傾向スコアをもとに両企業群をマッチさせATTを推定する。Yは処置の結果（アウトカム）であり、租税回避の変数（ $Current ETR_{i,t}$ 、 $ETR_{i,t}$ ）を表す。非開示に影響を与える共変量（X）を条件付けたもとのでは、非開示にするかしないかはランダムに決まり、複数の共変量による租税回避への影響は、処置群と対照群で同じである。したがって、ATTは所在地別セグメント情報の非開示が多国籍企業の租税回避に与える影響のみを抽出できる。

処置群と対照群のマッチングに際しては、本稿では、対照群から確率の差が最小な1つの主体を選び出し1対1でマッチングする方法（one to one matching）と、複数の主体を選び出し1対複数でマッチングする方法（one to many matching）を利用する。1対1でマッチングする方法はATTのバイアスが小さくなるものの、分散が大きくなり、逆に1対複数でマッチングする方法はATTのバイアスが大きく、分散が小さくなる。本稿では両法に基づき検定を行っており、1対複数でマッチングする方法では2～5の企業を対照群から選び出している。なお、マッチングに際しては、傾向スコアの距離に0.03の上限（caliper）を設けており、この距離に収まる企業のみをマッチングの対象としている。

傾向スコア・マッチング分析でも、サンプルをセグメント会計基準の改訂前後に分割する。多国籍企業の租税回避によるコストがベネフィットを上回り、株主等がモニタリングを通じて租税回避を抑制しているのであれば、基準改訂後における処置群（非開示企業）は租税回避に積極的になると考えられる。この場合、ATTは負になると予想される。一方、租税回避のベネフィットがコストを上回り、株主等が租税回避を促しているのであれば、基準改訂後における処置群（非開示企業）は租税回避に消極的になると考えられ、ATTは正になると予想される。他方、セグメント会計基準の改訂前においては、所在地別セグメント情報が強制的に開示されてい

たこともあり、処置群（潜在的な非開示企業）と対照群（開示企業）で租税回避に差がみられず、ATT は有意な結果が得られないと予想される。

(4) サンプル選択

本稿では仮説の検証に当たり、以下の条件を満たす企業を分析対象とする。

- ① 日経業種分類で製造業に該当する東京証券取引所第一部上場企業である。
- ② セグメント会計基準の改訂前に所在地別セグメント情報を開示している。
- ③ 国際会計基準や米国会計基準ではなく、日本会計基準を採用している。
- ④ 事業年の決算月数が12ヵ月である。
- ⑤ 連結財務諸表データとガバナンス・データ(持株比率)が日経 NEEDS Financial Quest2.0 から入手可能である。

分析対象期間は、2001～15年の15年間である。分析の都合上、3月決算の多国籍企業を分析対象とする。多国籍企業は、通常2ヵ国以上で設立される会社またはそのほかの構成体からなることから(OECD [2011])、本稿では所在地別セグメント情報の開示企業を多国籍企業とみなしている。それ以外の財務数値を用いた変数は、平均水準が年によって異なるため、年別に上下1%のデータを異常値として除外している。最終サンプルは4,939企業・年度であり、そのうちセグメント会計基準改訂前の期間(2001～10年)が3,005企業・年度、基準改訂後の期間(2011～15年)が1,934企業・年度である。基準改訂後の1,934企業・年度のうち、所在地別セグメント情報を開示した企業は566企業・年度(29.3%)である。残りの1,368企業・年度(70.7%)は、基準改訂直前の2010年に所在地別セグメント情報を開示していたものの、2011年以降に非開示に変更した企業である。また、基準改訂前の3,005企業・年度のうち、1,927企業・年度(64.1%)を非開示企業に分類している。これは、前述のように、セグメント会計基準改訂後2年連続して所在地別セグメント情報を非開示にした企業を、基準改訂前の開示時期ではあるが、「潜在的な非開示企業」として分類した結果である(表4参照)。

(5) 記述統計量と相関係数

表5は、セグメント会計基準の改訂前後における各変数の記述統計量を示したものである。いずれの期間においても、各変数の平均値と中央値が比較的近似しており、各変数の分布にほぼ偏りがないことがわかる。これは、①不均一分散を

表 4 サンプルの産業分類（日経業種分類中分類）

	会計基準改訂前 (2001～10年)		会計基準改訂後 (2011～15年)	
	処置群 (潜在的非開示企業)	対照群 (開示企業)	処置群 (非開示企業)	対照群 (開示企業)
ゴム	78	19	36	10
その他製造	87	45	58	26
パルプ・紙	16	14	12	0
医薬品	27	7	28	5
化学	348	150	235	65
機械	308	214	221	120
自動車	103	280	91	162
食品	57	19	40	10
精密機器	99	32	70	12
石油	2	9	7	0
繊維	69	3	44	3
造船	17	0	10	0
鉄鋼	35	10	26	8
電気機器	478	185	349	97
非鉄金属製品	99	73	68	37
輸送用機器	33	0	21	0
窯業	71	18	52	11
計	1,927	1,078	1,368	566

緩和するために行った前期総資産等によるデフレート、② $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ のマイナス値を 0 に、1 を超える値を 1 に置換え、③ ガバナンス変数 ($MGT_{i,t-1}$ 、 $FOREIGN_{i,t-1}$)、租税回避変数 ($Current\ ETR_{i,t}$ 、 $ETR_{i,t}$)、二値変数 ($NoDisc_{i,t}$ 、 $NOL_{i,t-1}$) を除く各変数の異常値除外（年別に上下 1% の異常値を除外）といった処理が有効であることを示している。

表 6 は、セグメント会計基準の改訂前後における所在地別セグメント情報の開示企業と非開示企業の各変数の平均値と、2 組のデータ群の平均値差の検定である t 検定 (Student's t -test) の結果を示したものである。基準改訂前の $Current\ ETR_{i,t}$ ($ETR_{i,t}$) は、(潜在的) 非開示企業が 0.418 (0.408)、開示企業が 0.404 (0.397) であり、いずれも (潜在的) 非開示企業のほうが 10% 水準で有意に高い。しかし、基準改訂後の $Current\ ETR_{i,t}$ ($ETR_{i,t}$) は、非開示企業が 0.334 (0.342)、開示企業が 0.347 (0.349) であり、統計的に有意ではないものの、非開示企業のほうが低くなっている。なお、基準改訂前後で $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ が大幅に低下しているのは、2011 年以降、わが国の法人税率が大幅に低下していることに起因している。

$PI_{i,t}$ は、基準改訂前後のいずれにおいても非開示企業のほうが 1% 水準で有意に小さい。そのため、 $NOL_{i,t-1}$ は両期間を通じて非開示企業のほうが 1% 水準で有意に大きくなっている。この結果は、非開示企業のほうが繰越欠損金を利用して税負担を抑えられる環境下にあることを示唆する。 $\Delta NOL_{i,t}$ は、基準改訂前では有意な差がみられなかったものの、基準改訂後では非開示企業のほうが 1% 水準で有意に小さくなっている。この結果は、非開示企業のほうがセグメント会計基準の改訂後

表5 セグメント会計基準改訂前後における各変数の記述統計量

Panel A : 会計基準改訂前 (2001~10年)								
変数	N	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
<i>Current ETR_{it}</i>	3,005	0.413	0.202	0	0.296	0.381	0.483	1
<i>ETR_{it}</i>	3,005	0.404	0.178	0	0.328	0.388	0.453	1
<i>NoDisc_{it}</i>	3,005	0.641	0.480	0	0	1	1	1
<i>MGT_{it-1}</i>	3,005	0.036	0.072	0	0.001	0.005	0.033	0.562
<i>(MGT_{it-1})²</i>	3,005	0.006	0.025	0	0.000	0.000	0.001	0.316
<i>FOREIGN_{it-1}</i>	3,005	0.128	0.108	0	0.035	0.107	0.193	0.559
<i>LnMV_{it}</i>	3,005	10.941	1.531	6.932	9.797	10.850	12.072	14.868
<i>LEV_{it}</i>	3,005	0.496	0.190	0.069	0.352	0.498	0.642	1.107
<i>BM_{it}</i>	3,005	0.980	0.628	0.117	0.549	0.827	1.209	5.666
<i>NOL_{it-1}</i>	3,005	0.667	0.472	0	0	1	1	1
<i>ΔNOL_{it}</i>	3,005	-0.001	0.006	-0.048	-0.001	0	0.000	0.030
<i>PI_{it}</i>	3,005	0.060	0.040	0.001	0.029	0.053	0.083	0.260
<i>RD_{it}</i>	3,005	0.030	0.022	0.000	0.014	0.025	0.040	0.140
<i>PPE_{it}</i>	3,005	0.322	0.109	0.058	0.240	0.321	0.395	0.657
<i>Intang_{it}</i>	3,005	0.015	0.021	0.000	0.004	0.009	0.017	0.283
<i>ForSales_{it}</i>	3,005	0.369	0.172	0.035	0.237	0.340	0.479	0.864
<i>ForAssets_{it}</i>	3,005	0.234	0.120	0.026	0.138	0.214	0.307	0.705

Panel B : 会計基準改訂後 (2011~15年)								
変数	N	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
<i>Current ETR_{it}</i>	1,934	0.338	0.175	0	0.241	0.319	0.394	1
<i>ETR_{it}</i>	1,934	0.344	0.185	0	0.262	0.343	0.410	1
<i>NoDisc_{it}</i>	1,934	0.708	0.455	0	0	1	1	1
<i>MGT_{it-1}</i>	1,934	0.026	0.052	0	0.001	0.004	0.025	0.529
<i>(MGT_{it-1})²</i>	1,934	0.003	0.014	0	0.000	0.000	0.001	0.280
<i>FOREIGN_{it-1}</i>	1,934	0.149	0.119	0	0.046	0.126	0.222	0.629
<i>LnMV_{it}</i>	1,934	10.839	1.574	7.061	9.629	10.750	12.058	15.037
<i>LEV_{it}</i>	1,934	0.485	0.187	0.085	0.341	0.483	0.630	1.024
<i>BM_{it}</i>	1,934	1.117	0.570	0.136	0.703	1.018	1.428	4.283
<i>NOL_{it-1}</i>	1,934	0.838	0.369	0	1	1	1	1
<i>ΔNOL_{it}</i>	1,934	-0.002	0.008	-0.069	-0.003	0	0.001	0.041
<i>PI_{it}</i>	1,934	0.061	0.037	0.000	0.032	0.054	0.084	0.221
<i>RD_{it}</i>	1,934	0.030	0.023	0.000	0.014	0.025	0.040	0.130
<i>PPE_{it}</i>	1,934	0.312	0.109	0.064	0.231	0.310	0.380	0.694
<i>Intang_{it}</i>	1,934	0.023	0.035	0.000	0.006	0.011	0.025	0.342
<i>ForSales_{it}</i>	1,934	0.446	0.185	0.100	0.303	0.433	0.574	0.894

表 6 会計基準改訂前後における各変数の平均値差の検定 (Student's *t*-test)

	会計基準改訂前(2001~10年)			会計基準改訂後(2011~15年)		
	処置群 (潜在的非開示企業)	対照群 (開示企業)	<i>t</i> 値	処置群 (非開示企業)	対照群 (開示企業)	<i>t</i> 値
N	1,927	1,078		1,368	566	
<i>Current ETR</i> _{<i>i,t</i>}	0.418	0.404	1.947 *	0.334	0.347	-1.562
<i>ETR</i> _{<i>i,t</i>}	0.408	0.397	1.696 *	0.342	0.349	-0.710
<i>MGT</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.032	0.044	-4.289 ***	0.021	0.038	-5.986 ***
<i>FOREIGN</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.131	0.124	1.677 *	0.147	0.154	-1.055
<i>LnMV</i> _{<i>i,t</i>}	11.070	10.710	6.303 ***	10.869	10.765	1.356
<i>LEV</i> _{<i>i,t</i>}	0.512	0.468	6.152 ***	0.494	0.463	3.471 ***
<i>BM</i> _{<i>i,t</i>}	0.946	1.040	-3.839 ***	1.117	1.118	-0.054
<i>NOL</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.683	0.636	2.603 ***	0.859	0.786	3.700 ***
<i>ΔNOL</i> _{<i>i,t</i>}	-0.001	-0.001	-0.611	-0.002	-0.001	-2.903 ***
<i>PI</i> _{<i>i,t</i>}	0.058	0.065	-4.601 ***	0.057	0.070	-6.944 ***
<i>RD</i> _{<i>i,t</i>}	0.030	0.030	0.045	0.030	0.029	0.936
<i>PPE</i> _{<i>i,t</i>}	0.319	0.327	-1.804 *	0.312	0.312	0.081
<i>Intang</i> _{<i>i,t</i>}	0.016	0.015	1.028	0.024	0.021	1.976 **
<i>ForSales</i> _{<i>i,t</i>}	0.362	0.383	-3.284 ***	0.426	0.496	-7.712 ***
<i>ForAssets</i> _{<i>i,t</i>}	0.216	0.266	-10.866 ***			

備考：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している（両側検定）。

に繰越欠損金を積極的に活用していることを示唆する。

そのほか、*MGT*_{*i,t-1*} は、基準改訂前後において非開示企業のほうが1%水準で有意に小さいため、非開示企業は役員の持株比率が低く、インセンティブ効果が小さいといえる。また、*ForSales*_{*i,t*} と *ForAssets*_{*i,t*} は、それぞれ基準改訂前後と基準改訂前において、非開示企業のほうが1%水準で有意に小さいため、非開示企業は開示企業に比べて海外依存度が低いと判断できる。

表7は、変数間の相関関係を示したものである。右上三角行列はピアソンの積率相関係数（以下「ピアソン相関係数」）、左下三角行列はスピアマンの順位相関係数（以下「スピアマン相関係数」）であり、2段の数値の上段が相関係数、下段が有意確率（*p* 値）である。*Current ETR*_{*i,t*} と *ETR*_{*i,t*} のピアソン（スピアマン）相関係数は、基準改訂前が0.475（0.460）、基準改訂後が0.593（0.593）であり、高い相関関係がみられる。これは、本邦企業を対象とする先行研究と同程度の水準の相関係数である²⁷。

*NoDisc*_{*i,t*} と租税回避変数（*Current ETR*_{*i,t*} と *ETR*_{*i,t*}）の間に興味深い関係がみられる。基準改訂前には、*Current ETR*_{*i,t*} と *ETR*_{*i,t*} のいずれも *NoDisc*_{*i,t*} と10%水準で有意な正の相関が確認されているものの（スピアマン相関係数）、基準改訂後には有意ではないものの、負の相関関係が確認されている。この結果は、所在地別セグメント情報の非開示が多国籍企業の租税回避を促進させた可能性があることを示唆する。

27 1987~2004年を分析対象とした山下・音川[2010]では、*Current ETR*_{*i,t*} と *ETR*_{*i,t*} のピアソン相関係数が0.446であることが示されている。これは、本節におけるセグメント会計基準改訂前の期間（2001~10年）のピアソン相関係数（0.475）と同程度の水準である。

表7 会計基準改訂前後における変数間の相関係数

Panel A: 会計基準改訂前 (2001~10年)

	Current $ETR_{i,t}$	$ETR_{i,t}$	$NoDisc_{i,t}$	$MGT_{i,t-1}$	$(MGT_{i,t-1})^2$	$FOREIGN_{i,t-1}$	$LnMV_{i,t}$	$LEV_{i,t}$	$BM_{i,t}$	$NOL_{i,t-1}$	$ANOL_{i,t}$	$PI_{i,t}$	$RD_{i,t}$	$PPE_{i,t}$	$Intang_{i,t}$	$ForSales_{i,t}$	$ForAssets_{i,t}$
Current	1																
$ETR_{i,t}$	0.475	0.014	0.021	0.027	-0.067	-0.027	0.089	0.141	-0.107	0.249	-0.299	-0.191	0.009	0.004	-0.037	-0.035	
$ETR_{i,t}$	0.431	1		0.142	0.000	0.144	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.297	0.629	0.838	0.045	0.054	
$ETR_{i,t}$	0.460	0.042	0.023	0.018	-0.060	-0.082	0.005	0.230	-0.068	0.179	-0.247	-0.039	-0.024	0.044	-0.039	-0.026	
$ETR_{i,t}$	0.000	0.020	0.207	0.312	0.001	0.796	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.031	0.194	0.033	0.154	0.154	
$ETR_{i,t}$	0.034	0.030	1	-0.078	-0.017	0.113	0.110	-0.072	-0.048	-0.011	-0.084	0.001	-0.033	0.019	-0.060	-0.198	
$NoDisc_{i,t}$	0.063	0.097	0.000	0.357	0.088	0.000	0.000	0.000	0.009	0.555	0.000	0.965	0.067	0.304	0.001	0.000	
$MGT_{i,t-1}$	0.026	0.025	-0.199	1	0.900	-0.197	-0.390	-0.157	0.143	-0.131	0.018	0.106	0.024	0.021	-0.104	-0.028	
$MGT_{i,t-1}$	0.159	0.164	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.318	0.000	0.194	0.248	0.000	0.127	0.063	
$(MGT_{i,t-1})^2$	0.021	0.023	-0.199	1	-0.137	-0.263	-0.071	0.074	-0.088	0.008	0.086	0.075	0.014	-0.072	-0.016	0.019	
$(MGT_{i,t-1})^2$	0.239	0.207	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.653	0.000	0.000	0.457	0.000	0.369	0.083	
$(MGT_{i,t-1})^2$	-0.048	-0.034	0.054	-0.340	1	0.635	-0.213	-0.234	0.012	0.096	0.267	0.161	-0.165	0.254	0.318	0.275	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.008	0.061	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.516	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.021	-0.084	0.106	-0.625	-0.625	1	0.033	-0.560	0.088	0.041	0.212	0.200	-0.071	0.260	0.263	0.187	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.245	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.071	0.000	0.000	0.023	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.052	-0.010	0.112	-0.268	-0.222	0.033	1	-0.224	0.247	-0.097	-0.262	-0.128	0.280	0.030	-0.062	-0.033	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.005	0.571	0.000	0.000	0.000	0.071	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.095	0.001	0.072	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.120	0.217	-0.067	0.243	-0.280	-0.560	-0.252	1	-0.054	0.084	-0.424	-0.191	0.045	-0.123	-0.147	-0.079	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.013	0.000	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.147	-0.078	0.048	-0.168	0.017	0.095	0.243	-0.046	1	-0.115	-0.142	-0.051	0.089	0.072	-0.015	0.052	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.009	0.000	0.000	0.357	0.000	0.011	0.011	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000	0.404	0.004	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.229	0.171	0.011	0.031	0.081	0.026	-0.073	0.090	-0.120	1	-0.033	-0.001	0.033	0.044	-0.008	0.039	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.538	0.085	0.085	0.000	0.160	0.000	0.000	0.000	0.071	0.954	0.071	0.016	0.661	0.034	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.259	-0.265	-0.100	0.112	0.112	0.254	0.200	-0.258	-0.486	-0.130	-0.083	1	0.203	-0.072	0.016	0.133	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.372	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.020	-0.056	-0.019	-0.134	-0.134	0.188	0.223	-0.147	-0.206	-0.046	-0.004	0.180	1	-0.202	0.224	0.175	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.279	0.002	0.292	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.012	0.829	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.007	-0.055	-0.017	-0.016	-0.164	-0.059	0.273	0.039	0.088	0.031	-0.066	-0.152	1	-0.156	-0.142	0.052	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.697	0.002	0.348	0.377	0.377	0.000	0.001	0.000	0.000	0.087	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.009	0.053	-0.219	0.308	0.341	0.036	-0.171	0.088	0.057	0.009	0.199	-0.091	1	0.095	0.229	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.984	0.633	0.003	0.000	0.000	0.047	0.000	0.047	0.000	0.002	0.611	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.075	-0.096	-0.063	-0.126	-0.126	0.323	0.264	-0.043	-0.174	-0.014	-0.002	0.091	0.186	-0.128	0.121	1	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.018	0.456	0.904	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$FOREIGN_{i,t-1}$	-0.076	-0.091	-0.201	-0.001	-0.273	0.197	-0.042	-0.103	0.057	0.025	0.121	0.133	0.053	0.237	0.587	1	
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.000	0.000	0.000	0.937	0.937	0.000	0.000	0.022	0.000	0.174	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	

備考：上段には相関係数、下段にはp値を示している。

表7 会計基準改訂前後における変数間の相関係数 (続き)

Panel B: 会計基準改訂後 (2011~15年)

Current	ETR_{it}	$NoDisc_{it}$	MGT_{it-1}	$(MGT_{it-1})^2$	$FOREIGN_{it-1}$	$LnMV_{it}$	LEV_{it}	BM_{it}	NOL_{it-1}	ΔNOL_{it}	PI_{it}	RD_{it}	PPE_{it}	$Intang_{it}$	$ForSales_{it}$
Current	1	0.593	-0.034	-0.026	-0.015	0.024	0.034	0.109	-0.062	0.274	-0.192	0.033	-0.037	0.140	-0.030
ETR_{it}	0.000	1	0.133	0.256	0.516	0.298	0.137	0.009	0.006	0.000	0.000	0.151	0.107	0.000	0.184
ETR_{it}	0.593	1	-0.016	-0.038	-0.026	0.022	0.035	-0.006	0.115	-0.066	0.263	-0.162	-0.030	0.120	-0.048
ETR_{it}	0.000	0.492	1	0.093	0.249	0.336	0.120	0.786	0.000	0.004	0.000	0.406	0.193	0.000	0.037
ETR_{it}	-0.044	-0.006	1	-0.146	-0.066	-0.028	0.030	0.076	-0.001	-0.063	-0.163	0.020	0.002	0.044	-0.173
ETR_{it}	0.051	0.793	0.000	0.004	0.004	0.220	0.184	0.001	0.957	0.005	0.000	0.382	0.935	0.055	0.000
ETR_{it}	-0.032	-0.059	-0.183	1	0.873	-0.265	-0.354	-0.068	0.157	-0.002	0.004	-0.033	-0.022	-0.060	-0.013
ETR_{it}	0.158	0.009	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.935	0.007	0.853	0.149	0.342	0.008	0.581
ETR_{it}	-0.032	-0.059	-0.183	1	1	-0.164	-0.209	-0.008	0.067	-0.058	-0.029	0.022	-0.020	-0.027	-0.007
ETR_{it}	0.158	0.009	0.000	0.000	0.000	0.000	0.726	0.003	0.085	0.011	0.208	0.334	0.378	0.241	0.769
ETR_{it}	0.049	0.018	-0.017	-0.455	-0.455	1	0.724	-0.144	-0.411	-0.058	0.065	0.162	-0.090	0.179	0.283
ETR_{it}	0.032	0.418	0.459	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.010	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ETR_{it}	0.051	0.042	0.027	-0.634	-0.634	0.764	1	-0.595	0.007	0.078	0.244	0.204	-0.108	0.250	0.234
ETR_{it}	0.025	0.068	0.241	0.000	0.000	0.000	0.653	0.000	0.762	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ETR_{it}	-0.005	-0.026	0.083	-0.186	-0.186	-0.133	-0.017	1	-0.135	0.270	-0.066	-0.083	0.172	0.083	0.028
ETR_{it}	0.840	0.261	0.000	0.000	0.000	0.000	0.451	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.222
ETR_{it}	0.080	0.126	0.009	0.305	0.305	-0.429	-0.595	-0.124	1	0.076	-0.486	-0.207	0.116	-0.172	-0.285
ETR_{it}	0.000	0.000	0.684	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ETR_{it}	-0.121	-0.090	0.090	-0.087	-0.087	-0.064	0.010	0.272	0.079	-0.088	-0.252	-0.014	0.122	0.003	0.021
ETR_{it}	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	0.661	0.000	0.001	0.000	0.000	0.547	0.000	0.894	0.356
ETR_{it}	0.317	0.280	-0.051	-0.028	-0.028	0.064	0.057	-0.048	0.058	-0.093	-0.072	-0.046	0.094	-0.036	-0.025
ETR_{it}	0.000	0.000	0.025	0.215	0.215	0.005	0.012	0.033	0.010	0.000	0.002	0.042	0.000	0.114	0.270
ETR_{it}	-0.117	-0.152	-0.162	0.012	0.012	0.306	0.263	-0.285	-0.514	-0.244	0.065	0.071	-0.010	-0.018	0.151
ETR_{it}	0.000	0.000	0.000	0.592	0.592	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.645	0.441	0.000	
ETR_{it}	0.001	-0.017	-0.012	-0.174	-0.174	0.180	0.225	-0.108	-0.224	-0.019	0.083	1	-0.247	0.233	0.226
ETR_{it}	0.977	0.455	0.609	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.404	0.555	0.000	0.000	0.000	0.000
ETR_{it}	-0.043	-0.053	0.004	0.007	0.007	-0.080	-0.092	0.167	0.123	0.116	0.096	0.005	-0.201	1	-0.294
ETR_{it}	0.056	0.019	0.850	0.755	0.755	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.815	0.000	0.000	0.000	-0.057
ETR_{it}	0.104	0.083	0.053	-0.172	-0.172	0.232	0.281	0.083	-0.229	0.057	-0.020	0.044	0.183	-0.248	0.096
ETR_{it}	0.000	0.000	0.021	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.113	0.381	0.000	0.000	0.000	0.000
ETR_{it}	-0.088	-0.111	-0.177	-0.086	-0.086	0.285	0.234	0.051	-0.298	0.031	-0.014	0.124	0.225	-0.074	1
ETR_{it}	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.024	0.000	0.168	0.525	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000

備考: 上段には相関係数、下段にはp値を示している。

表7では、いくつかの変数間で高い相関関係が確認されており、モデル推定において多重共線性の問題が懸念される。各推定において分散拡大係数（Variance Inflation Factor: VIF）を算出したところ、ロジット・モデルおよびプロビット・モデルの推定では、 $MGT_{i,t-1}$ と $(MGT_{i,t-1})^2$ の VIF が、一般に多重共線性が懸念される水準である 10 を上回っていたものの、それ以外では、10 を大幅に下回っていた。VIF が 10 を大幅に下回っている場合には、多重共線性が重大な問題にならないと考えられるため、ロジット・モデルおよびプロビット・モデルの推定では、変数から $(MGT_{i,t-1})^2$ を除外するものの、以下ではそれ以外のすべての変数を同時に含めてモデル推定を行っている。

6. 分析結果

(1) 重回帰モデルの推定結果

表8は、重回帰モデルの推定結果である。Panel A と Panel B はそれぞれ、被説明変数が $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ の推定結果を示している。いずれの推定においても、セグメント会計基準の改訂前後で、所在地別セグメント情報の非開示と租税回避の関係が異なると考えられるため、サンプルを基準改訂前後に分割している。また、ガバナンス変数 ($MGT_{i,t-1}$ 、 $(MGT_{i,t-1})^2$ 、 $FOREIGN_{i,t-1}$) を含めた場合（右列）と含めない場合（左列）における推定結果も示している。各係数の t 値の算出に当たっては、誤差項の不均一分散と系列相関を考慮するため、Petersen [2009] に倣い、企業クラスターと年次クラスターについて補正された標準誤差（two way cluster robust standard error）を用いている。

Panel A の基準改訂後かつガバナンス変数を含めない場合の推定結果を確認すると、 $NoDisc_{i,t}$ の係数は負かつ 1%水準で有意になっている (-0.0238 、 t 値 = -3.72)。この結果は、セグメント会計基準の改訂後に所在地別セグメント情報を非開示にした企業（非開示企業）は、改訂後も開示を続ける企業（開示企業）に比べて、 $Current\ ETR_{i,t}$ が平均的に 2.38%低いことを示すものである。基準改訂前かつガバナンス変数を含めない場合の推定結果を確認すると、 $NoDisc_{i,t}$ の係数が正かつ有意ではなく (0.0078 、 t 値 = 0.93)、基準改訂前では開示企業と非開示企業の間で $Current\ ETR_{i,t}$ に差がみられないことから、所在地別セグメント情報の非開示が租税回避を促したと解釈することができる。同様の結果は、Panel B の $ETR_{i,t}$ でも得られている。基準改訂後における $NoDisc_{i,t}$ の係数は負かつ 10%水準で有意であるのに対して (-0.0172 、 t 値 = -1.92)、基準改訂前では正かつ有意ではない (0.0052 、

t 値 = 0.79)。これらの結果は、所在地別セグメント情報の開示（非開示）によりモニタリングが機能している（いない）状況において、租税回避が抑制（促進）され

表 8 重回帰分析の推定結果

Panel A : Current ETR_{it} の推定結果

説明変数	予想符号	会計基準改訂前				会計基準改訂後			
		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>NoDisc_{it}</i>	(-)	0.0078	(0.93)	0.0083	(1.04)	-0.0238	(-3.72) ***	-0.0236	(-3.24) ***
<i>MGT_{it-1}</i>	(+/-)			0.3017	(2.03) **			0.0348	(0.19)
$(MGT_{it-1})^2$	(-/+)			-0.3193	(-0.98)			0.1089	(0.32)
<i>FOREIGN_{it-1}</i>	(+/-)			0.8103	(1.32)			0.1051	(1.93) *
<i>LnMV_{it}</i>	(+/-)	0.0034	(1.23)	0.0047	(1.19)	0.0088	(1.56)	0.0037	(0.78)
<i>LEV_{it}</i>	(+)	0.0713	(3.51) ***	0.0887	(4.02) ***	0.0653	(1.77) *	0.0740	(1.89) *
<i>BM_{it}</i>	(+)	0.0081	(1.13)	0.0078	(1.14)	0.0323	(2.71) ***	0.0302	(2.57) **
<i>NOL_{it-1}</i>	(-)	-0.0382	(-6.23) ***	-0.0372	(-5.94) ***	-0.0457	(-2.30) **	-0.0459	(-2.28) **
ΔNOL_{it}	(+)	7.5664	(9.59) ***	7.4139	(9.42) ***	5.3005	(5.60) ***	5.2711	(5.54) ***
<i>PI_{it}</i>	(-)	-1.2238	(-4.57) ***	-1.2987	(-4.56) ***	-0.6552	(-2.20) **	-0.6891	(-2.27) **
<i>RD_{it}</i>	(?)	0.2432	(1.02)	0.2479	(1.08)	0.5026	(1.37)	0.5013	(1.42)
<i>PPE_{it}</i>	(?)	-0.0413	(-0.81)	-0.0472	(-0.96)	0.0016	(0.02)	-0.0001	(-0.01)
<i>Intang_{it}</i>	(?)	0.1138	(0.80)	0.0737	(0.49)	0.6604	(6.72) ***	0.6455	(6.23) ***
<i>ForSales_{it}</i>	(-)	0.0001	(0.05)	-0.0001	(-0.34)	-0.0191	(-0.40)	-0.0262	(-0.56)
<i>Intercept_{it}</i>		0.5271	(14.30) ***	0.4853	(9.28) ***	0.2821	(2.61) ***	0.3209	(3.53) ***
Year Dummies		Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry Dummies		Yes		Yes		Yes		Yes	
Firm Fixed Effects		Yes		Yes		Yes		Yes	
Year Fixed Effects		Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>ADJR</i> ²		0.2284		0.2325		0.1458		0.1470	
N		3,005		3,005		1,934		1,934	

備考：***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示している（両側検定）。

Panel B : ETR_{it} の推定結果

説明変数	予想符号	会計基準改訂前				会計基準改訂後			
		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>NoDisc_{it}</i>	(-)	0.0052	(0.79)	0.0054	(0.82)	-0.0172	(-1.92) *	-0.0168	(-1.67) *
<i>MGT_{it-1}</i>	(+/-)			0.1435	(1.10)			0.0639	(0.30)
$(MGT_{it-1})^2$	(-/+)			-0.1452	(-0.51)			-0.0596	(-0.12)
<i>FOREIGN_{it-1}</i>	(+/-)			0.0477	(1.45)			0.0831	(2.09) **
<i>LnMV_{it}</i>	(+/-)	0.0026	(0.94)	0.0028	(0.73)	0.0077	(2.33) **	0.0037	(0.75)
<i>LEV_{it}</i>	(+)	0.0426	(1.38)	0.0516	(1.78) *	0.0029	(0.14)	0.0098	(0.47)
<i>BM_{it}</i>	(+)	0.0459	(3.99) ***	0.0456	(4.07) ***	0.0343	(3.19) **	0.0325	(3.14) ***
<i>NOL_{it-1}</i>	(-)	-0.0258	(-2.11) **	-0.0253	(-2.05) **	-0.0393	(-3.68) ***	-0.0393	(-3.58) ***
ΔNOL_{it}	(+)	4.4727	(5.66) ***	4.3954	(5.51) ***	5.0901	(7.01) ***	5.0627	(7.03) ***
<i>PI_{it}</i>	(-)	-0.7317	(-4.86) ***	-0.7708	(-5.29) ***	-0.6692	(-3.67) ***	-0.6996	(-3.96) ***
<i>RD_{it}</i>	(?)	0.0828	(0.31)	0.0864	(0.33)	0.4112	(1.24)	0.4178	(1.32)
<i>PPE_{it}</i>	(?)	-0.0483	(-1.06)	-0.0505	(-1.12)	-0.0085	(-0.14)	-0.0095	(-0.16)
<i>Intang_{it}</i>	(?)	0.3922	(3.12) ***	0.3699	(2.97) ***	0.6326	(5.90) ***	0.6208	(5.70) ***
<i>ForSales_{it}</i>	(-)	0.0001	(0.14)	-0.0001	(-0.19)	-0.0149	(-0.30)	-0.0209	(-0.42)
<i>Intercept_{it}</i>		0.3921	(9.22) ***	0.3752	(6.84) ***	0.3154	(7.72) ***	0.3441	(6.47) ***
Year Dummies		Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry Dummies		Yes		Yes		Yes		Yes	
Firm Fixed Effects		Yes		Yes		Yes		Yes	
Year Fixed Effects		Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>ADJR</i> ²		0.1211		0.1220		0.1323		0.1335	
N		3,005		3,005		1,934		1,934	

備考：***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示している（両側検定）。

ていることを示唆するものであり、株主等は租税回避のコストがベネフィットを上回ると捉えている可能性が高いと判断できる。

次に、インセンティブ変数である $MGT_{i,t-1}$ と $(MGT_{i,t-1})^2$ に注目する。Panel A の基準改訂前後かつガバナンス変数を含む場合の推定結果によれば、 $MGT_{i,t-1}$ の係数はいずれも正であり、基準改訂前は 5%水準で有意である (0.3017、 t 値 = 2.03)。 $(MGT_{i,t-1})^2$ の係数は、基準改訂後では正であるものの (0.1089、 t 値 = 0.32)、基準改訂前では負になっている (-0.3193、 t 値 = -0.98)。似た結果が Panel B でも確認されており、基準改訂前後のいずれにおいても $MGT_{i,t-1}$ の係数は正であり (改訂前: 0.1435、 t 値 = 1.10、改訂後: 0.0639、 t 値 = 0.30)、 $(MGT_{i,t-1})^2$ の係数は負である (改訂前: -0.1452、 t 値 = -0.51、改訂後: -0.0596、 t 値 = -0.12)。統計的に有意な結果は得られていないものの、役員持株比率と租税回避が非線形の関係にあることがわかる。具体的には、役員持株比率が低く、アラインメント効果が支配的である状況下においては、役員持株は租税回避を抑制する方向で機能するのに対して、役員持株比率が上昇し、エン trenchメント効果が支配的になるにつれて、役員持株は租税回避を促す方向で機能している。これらの結果は、株主等にとって、租税回避のコストがベネフィットを上回ると捉えている可能性が高いことを示唆するものであり、 $NoDisc_{i,t}$ で得られた結果と整合する。また、Desai and Dharmapala [2006] は租税回避と経営者の自己利益追求に正のフィードバックがあることを前提に、インセンティブ・システムが租税回避を抑制することを示しているが、彼らの論調とも整合する。

続いて、モニタリング変数である $FOREIGN_{i,t-1}$ に注目する。Panel A の基準改訂前後かつガバナンス変数を含む場合の推定結果によれば、 $FOREIGN_{i,t-1}$ の係数はいずれの期間においても正であり、基準改訂後では 10%水準で有意である (0.1051、 t 値 = 1.93)。Panel B でも、基準改訂前後において同様の推定結果が確認されている (改訂前: 0.0477、 t 値 = 1.45、改訂後: 0.0831、 t 値 = 2.09)。外国人投資家は海外企業の租税回避に慣れていることもあり、リスクテイクとしての租税回避を促す方向で働きかけることも考えられた。しかし、外国人投資家の所有割合が大きい多国籍企業ほど租税回避に消極的であることが判明した。この結果は、外国人投資家にとって租税回避のコストがベネフィットを上回ることを示唆するものである。

コントロール変数の係数については、総じて予想通りの符号が確認されている。係数が正である変数は $LnMV_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $BM_{i,t}$ 、 $\Delta NOL_{i,t}$ 、 $RD_{i,t}$ 、 $Intang_{i,t}$ であり、その中で有意な結果が多く得られている変数に $LEV_{i,t}$ 、 $BM_{i,t}$ 、 $\Delta NOL_{i,t}$ 、 $Intang_{i,t}$ がある。これらの結果は、負債の割合が多く、成長性が低く、無形固定資産が多く、繰越欠損金の利用が少ない企業ほど、租税回避に消極的であることを示している。また、係数が負である変数は $NOL_{i,t-1}$ 、 $PI_{i,t}$ 、 $PPE_{i,t}$ 、 $ForSales_{i,t}$ であり、その中で有意な結果が多く得られている変数に $NOL_{i,t-1}$ と $PI_{i,t}$ がある。これらの結果は、繰越欠

損金を利用できる状況にある企業や収益性が高い企業ほど、租税回避に積極的であることを示している。

(2) 傾向スコア・マッチングの推定結果

表9は、傾向スコア・マッチングの推定結果を示したものである²⁸。Panel Aは傾向スコアの推定に用いるロジット・モデルおよびプロビット・モデルの推定結果であり、Panel Bは処置群と対照群を1対1、あるいは1対複数でマッチングした場合のATTの推定結果である。いずれの推定においても、セグメント会計基準の改訂前後で、所在地別セグメント情報の非開示と租税回避の関係が異なると考えられるため、サンプルをその基準改訂前後に分割して推定結果を示している。ロジット・モデルおよびプロビット・モデルの推定結果とATTの推定結果にある z 値の算出に当たっては、誤差項の不均一分散を考慮し、White [1980]の標準誤差に基づく z 値を用いている。

Panel Aにおける基準改訂後のロジット・モデルの推定結果では、 $LEV_{i,t}$ 、 $PPE_{i,t}$ が正で有意、 $MGT_{i,t-1}$ 、 $\Delta NOL_{i,t}$ 、 $PI_{i,t}$ 、 $ForSales_{i,t}$ が負で有意になっている。これらの結果は、レバレッジが高く、有形固定資産の割合が大きい企業ほど、所在地別セグメント情報を非開示にする傾向にあること、また、役員持株比率が低く、税引前利益が少なく、海外売上高比率が低く、繰越欠損金を積極的に利用する企業ほど、所在地別セグメント情報を非開示にする傾向にあることを示している。プロビット・モデルの推定でも、同様の結果が得られている。

次に、Panel Bにおける基準改訂後のロジット・モデルに基づくATTの推定結果によれば、1対1でマッチングする方法のもとのCurrent $ETR_{i,t}$ のATTは -0.0252 (z 値 $=-1.98$)であり、所在地別セグメント情報の非開示に影響を及ぼす共変量を条件付けてもなお、処置群と対照群のCurrent $ETR_{i,t}$ の程度には有意な差がみられる。この結果は、基準改訂後における処置群（非開示企業）のCurrent $ETR_{i,t}$ が、対照群（開示企業）よりも平均的に2.52%低いことを示している。 $ETR_{i,t}$ のATTも、

.....
28 バランス条件のもとでは、同じ傾向スコアを持つ企業については、処置の状態が共変量と独立となることが求められている。つまり、傾向スコアを用いてマッチさせた処置群と対照群の間では、共変量の分布に差がないことを意味しており、処置の状態がランダム化されていることを意味する。そこで、マッチングにより処置の状態がランダム化されているかどうかを確認するために、マッチング前後で共変量のバランス・チェックを行った。共変量の標準化効果量（standardized difference）と分散比（variance ratio）をマッチング前後で確認したところ、共変量の標準化効果量は、マッチング前よりもマッチング後のほうが小さく、その値（絶対値）は0.1を下回っていた。Rosenbaum and Rubin [1985]によれば、絶対値が0.1を下回っていれば、共変量の処置群と対照群でのバランスはとれていると判断できる。分散比もマッチング前に比べて、マッチング後は1に近付いていた。以上から、マッチングにより処置の状態がランダム化されていると判断できる。

表9 傾向スコア・マッチングの推定結果

Panel A : ロジット・モデルおよびプロビット・モデルの推定結果

	ロジット・モデル				プロビット・モデル			
	会計基準改訂前		会計基準改訂後		会計基準改訂前		会計基準改訂後	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
<i>MGT</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.1797	(0.24)	-5.9149	(-4.12) ***	0.2741	(0.64)	-3.3215	(-4.31) ***
<i>FOREIGN</i> _{<i>i,t-1</i>}	1.0105	(1.72) *	0.5037	(0.75)	0.5997	(1.73) *	0.3802	(0.96)
<i>LnMV</i> _{<i>i,t</i>}	0.2352	(4.68) ***	0.0897	(1.45)	0.1455	(4.94) ***	0.0508	(1.41)
<i>LEV</i> _{<i>i,t</i>}	2.3066	(7.97) ***	0.8228	(2.21) **	1.4118	(8.18) ***	0.5248	(2.40) **
<i>BM</i> _{<i>i,t</i>}	0.2661	(2.33) **	-0.1581	(-0.95)	0.1606	(2.40) **	-0.1018	(-1.09)
<i>NOL</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.1468	(-1.54)	0.2614	(1.63)	-0.0919	(-1.62)	0.1531	(1.63)
Δ <i>NOL</i> _{<i>i,t</i>}	4.7331	(0.63)	-23.0002	(-3.15) ***	2.6726	(0.61)	-13.1328	(-3.08) ***
<i>PI</i> _{<i>i,t</i>}	-1.7803	(-1.29)	-8.2962	(-3.94) ***	-1.0972	(-1.34)	-5.0776	(-4.21) ***
<i>RD</i> _{<i>i,t</i>}	3.1466	(1.21)	2.4098	(0.73)	1.9161	(1.28)	2.0644	(1.11)
<i>PPE</i> _{<i>i,t</i>}	1.6928	(3.26) ***	2.7805	(4.27) ***	0.9388	(3.14) ***	1.6291	(4.38) ***
<i>Intang</i> _{<i>i,t</i>}	-4.0651	(-1.82) *	-1.0905	(-0.57)	-2.4503	(-1.85) *	-0.8907	(-0.82)
<i>ForAssets</i> _{<i>i,t</i>}	-4.1443	(-8.69) ***			-2.5611	(-9.02) ***		
<i>ForSales</i> _{<i>i,t</i>}	0.0052	(1.49)	-2.5926	(-7.15) ***	0.0031	(1.51)	-1.5656	(-7.43) ***
<i>Intercept</i> _{<i>i,t</i>}	-2.9917	(-4.27) ***	-0.0445	(-0.05)	-1.8464	(-4.49) ***	-0.0099	(-0.02)
Year Dummies	Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry Dummies	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Pseudo R</i> ²	0.1546		0.1638		0.1563		0.1648	
N	2,955		1,884		2,955		1,884	

備考：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している（両側検定）。

Panel B : *ATT* の推定結果

	ロジット・モデル				プロビット・モデル			
	会計基準改訂前		会計基準改訂後		会計基準改訂前		会計基準改訂後	
	<i>ATT</i>	z値	<i>ATT</i>	z値	<i>ATT</i>	z値	<i>ATT</i>	z値
one-to-one matching	-0.0132	(-0.50)	-0.0252	(-1.98) **	0.0249	(1.06)	-0.0224	(-2.01) **
one-to-two matching	-0.0057	(-0.25)	-0.0273	(-2.20) **	0.0029	(0.15)	-0.0238	(-2.06) **
one-to-three matching	0.0058	(0.21)	-0.0297	(-2.54) **	0.0102	(0.52)	-0.0267	(-2.59) **
one-to-four matching	-0.0042	(-0.16)	-0.0304	(-2.57) **	0.0092	(0.47)	-0.0265	(-2.84) ***
one-to-five matching	-0.0015	(-0.06)	-0.0296	(-2.51) **	0.0012	(0.01)	-0.0298	(-3.25) ***
IPW	0.0146	(1.76) *	-0.0271	(-2.64) ***	0.0141	(1.69) *	-0.0274	(-2.67) ***
<i>ETR</i> _{<i>i,t</i>}	<i>ATT</i>	z値	<i>ATT</i>	z値	<i>ATT</i>	z値	<i>ATT</i>	z値
one-to-one matching	-0.0141	(-0.82)	-0.0173	(-1.06)	0.0125	(0.74)	-0.0121	(-0.68)
one-to-two matching	0.0026	(0.18)	-0.0275	(-1.24)	-0.0043	(-0.29)	-0.0188	(-0.80)
one-to-three matching	-0.0021	(-0.14)	-0.0226	(-1.24)	-0.0042	(-0.35)	-0.0197	(-0.98)
one-to-four matching	-0.0013	(-0.07)	-0.0246	(-1.44)	-0.0037	(-0.27)	-0.0208	(-1.27)
one-to-five matching	-0.0125	(-0.57)	-0.0233	(-1.27)	-0.0097	(-0.65)	-0.0199	(-1.25)
IPW	0.0021	(0.26)	-0.0221	(-1.68) *	0.0016	(0.21)	-0.0227	(-1.67) *

備考：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している（両側検定）。

有意な結果ではないものの、負の値 (-0.0173 (z 値 $= -1.06$)) となっている。処置群と対照群をそれぞれ 1 対 2、1 対 3、1 対 4、1 対 5 でマッチングした場合でも、基準改訂後における処置群の $Current\ ETR_{i,t}$ は、対照群に比べて平均的に 2.73~3.04% 程度低く、 $ETR_{i,t}$ は平均的に 2.26~2.75% 程度低い結果が得られている。プロビット・モデルの推定でも同様の結果が得られていることから、所在地別セグメント情報の非開示が租税回避、その中でも特に $Current\ ETR_{i,t}$ に及ぼす影響 (処置効果) が明らかになった。

続いて、基準改訂前におけるロジット・モデルの推定結果では、 $FOREIGN_{i,t-1}$ 、 $LnMV_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $BM_{i,t}$ 、 $PPE_{i,t}$ が正で有意、 $Intang_{i,t}$ と $ForAssets_{i,t}$ が負で有意になっている。これらの結果は、外国人持株比率が高く、企業規模が大きく、レバレッジが高く、成長性が低く、有形固定資産の割合が大きい企業ほど、所在地別セグメント情報を非開示にする傾向にあること、また無形固定資産が少なく海外資産比率が低い企業も、所在地別セグメント情報を非開示にする傾向にあることを示している。プロビット・モデルの推定でも、同様の結果が得られている。

Panel B では、処置群と対照群を 1 対 1、あるいは 1 対複数でマッチングした場合の ATT の推定結果を示しているが、いずれの場合も $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ の ATT は基準改訂後の値より大きく、かつ有意な結果が得られていない。プロビット・モデルの推定でも同様の結果がみられることから、基準改訂前においては、基準改訂後のような処置効果がみられないことが判明した。

また、Panel B では、「逆確率による重み付け法 (Inverse Probability Weighting: IPW)」を利用した場合の ATT も記している。 ATT の推定に当たり、処置群については傾向スコアの逆数で重み付けし、対照群については「1-傾向スコア」の逆数で重み付けを行ったうえで、処置群と対照群の平均値差をとっている。基準改訂後における $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ の ATT はそれぞれ、ロジット・モデルの推定では -0.0271 (z 値 $= -2.64$)、 -0.0221 (z 値 $= -1.68$)、プロビット・モデルの推定では -0.0274 (z 値 $= -2.67$)、 -0.0227 (z 値 $= -1.67$) であり、いずれも負かつ統計的に有意である ($Current\ ETR_{i,t}$ は 1% 水準、 $ETR_{i,t}$ は 10% 水準)。他方、基準改訂前における $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ の ATT はそれぞれ、ロジット・モデルの推定では 0.0146 (z 値 $= 1.76$)、 0.0021 (z 値 $= 0.26$)、プロビット・モデルの推定では 0.0141 (z 値 $= 1.69$)、 0.0016 (z 値 $= 0.21$) であり、いずれも正かつ $Current\ ETR_{i,t}$ のみ 10% 水準で有意である。ロジット・モデルの推定結果によれば、基準改訂前は、処置群の $Current\ ETR_{i,t}$ ($ETR_{i,t}$) が対照群より 1.46% (0.21%) ほど高いが、基準改訂後には 2.71% (2.21%) ほど低くなることを示している。以上から、所在地別セグメント情報の非開示が、 $Current\ ETR_{i,t}$ と $ETR_{i,t}$ に及ぼす負の影響 (処置効果) が明らかになった。

このように、傾向スコア・マッチング分析による ATT の推定でも、重回帰モデル

の推定と同様に、セグメント会計基準の改訂に伴う所在地別セグメント情報の非開示が多国籍企業の租税回避を促すという結果が得られた。この結果は、所在地別セグメント情報の開示によりモニタリングが機能しやすい状況において、多国籍企業の租税回避が抑制されていることを示唆するものである。

7. おわりに

本稿では、税務当局に向けた情報開示（別表 17（4）や国別報告書等）だけでなく、税務当局以外の情報利用者に向けた情報開示についても、株主等のモニタリングを通じて多国籍企業の租税回避に影響を及ぼし得るとの問題意識のもと、わが国の製造業に属する多国籍企業を対象に、セグメント会計基準の改訂前後で所在地別セグメント情報の開示と租税回避の関係が変化したかどうかについて実証分析を行った。分析に当たっては、租税回避にはベネフィットとコストの両面があり、株主等がベネフィットとコストの大小関係をどう捉えるのかによって、モニタリングを通じた租税回避への働きかけが異なることを議論の前提とした。具体的には、株主等にとって租税回避のコストがベネフィットを上回る（下回る）場合、所在地別セグメント情報の開示によりモニタリングが機能するのであれば、租税回避が抑制（促進）されると考えた。

本稿の主な分析結果は次のとおりである。重回帰分析と傾向スコア・マッチング分析の結果、セグメント会計基準の改訂後に所在地別セグメント情報を非開示にする多国籍企業は、租税回避に積極的になることが確認された。この結果は、所在地別セグメント情報の開示が透明性の向上とそれに伴うモニタリング機能の向上を通じて、多国籍企業の租税回避を抑制することを示唆するものであり、株主等は、租税回避のコストがベネフィットを上回ると捉えている可能性が高いと判断できる。同様の結果は、他のガバナンス・システムでも確認されている。

最後に、本稿の分析における課題を 1 点、留意点を 2 点示す。まず、課題としては、本稿では租税回避として利益移転を想定しているものの、租税回避の変数として $Current\ ETR_{i,t}$ や $ETR_{i,t}$ を用いている点である。利益移転を変数として用いるためには、海外子会社を含む在外事業体の実効税率を入手する必要があるが、当該情報は有価証券報告書や決算短信等には収録されておらず、別の情報源、例えば、経済産業省が毎年作成している「海外事業活動基本調査」の統計データ等を利用せざるを得ない。この点は今後の課題である。

続いて、本稿の分析結果に対する留意点を 2 点示す。第 1 に、本稿では租税回避として利益移転を想定していることから、多国籍企業を分析対象としている点である。多国籍企業は規模が大きく世間の注目度が高いこともあり、利益移転に対する

ペナルティ（評判の低下等）が大きいと思われる。それゆえに、株主や投資家は租税回避のコストがベネフィットを上回ると捉え、モニタリングを通じて租税回避を抑制する方向で働きかけるのかもしれない。国内事業体の場合、多国籍企業に比べて規模が小さく、利益移転の心配もないことから、租税回避のベネフィットがコストを上回ることも考えられる。その場合、インセンティブとモニタリングの両システムが租税回避に及ぼす影響は全く逆の結果になり得る。本稿で得られた分析結果を多国籍企業以外の企業に当てはめることには留意する必要がある。

第2に、インセンティブやモニタリングといったガバナンス・システムが十分に機能していることを分析の前提にしている点である。本稿では、インセンティブ・システムの変数として役員持株比率を、モニタリング・システムの変数として外国人持株比率を用いている。いずれの変数も、企業業績や企業価値と正の相関があることが先行研究で示されており、ガバナンスが十分に機能していると考えられる。しかし、これらの変数が高い場合ですらガバナンスが機能していないことを示す先行研究の分析結果もある。ガバナンスが十分に機能しないことを分析の前提にすれば、結果の解釈が大きく異なる点に留意する必要がある。

以上のような課題と留意点はあるものの、本稿の分析を通じて、所在地別セグメント情報の開示が多国籍企業の租税回避を抑制することが確認された。この結果は、所在地別セグメント情報の開示が透明性の向上を通じて情報の非対称性を緩和し、結果として多国籍企業の租税回避を抑制することを示している。これまで所在地別セグメント情報は投資意思決定やエージェンシー・コストの削減に有用であることが示されていたが、国際的な租税回避の透明性を高めるといった、所在地別セグメント情報の有用性を示す新たな証拠を提示した点に本稿の貢献があると考えている。

参考文献

- 浅野敬志、「所在地別セグメント情報の質と海外利益の評価」、『年報経営分析研究』第26号、日本経営分析学会、2010年、98～110頁
- 、「リスクテイクとしての Tax Avoidance とエージェンシー理論」、『會計』第188巻第5号、森山書店、2015年、85～98頁
- ・古市峰子、「企業のガバナンス構造と会計戦略および企業価値との関連性について」、『金融研究』第34巻第1号、日本銀行金融研究所、2015年、35～98頁
- 岩谷賢伸、「米国アクティビスト・ファンドの実態と資本市場における役割」、『資本市場クォーターリー』第11巻第2号、野村資本市場研究所、2007年、200～217頁
- 薄井 彰、「企業の国際事業展開と利益の価値関連性」、『国際会計研究学会年報2006年度』、国際会計研究学会、2007年、61～74頁
- 奥田真也・山下裕企、「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巻第1号、産業経理協会、2011年、45～54頁
- 加藤恵吉・大沼 宏・櫻田 譲、「移転価格税制の適用と資本市場の評価に関する実証研究」、『研究年報経済学』第75巻第1-2号、東北大学経済学会、2015年、1～21頁
- 柴田啓子、「外国子会社配当益金不算入制度が現地法人の配当送金に及ぼした効果～本社の資金需要に着目した分析～」、『ファイナンス』第564号、財務省、2012年、61～67頁
- 高橋隆幸・野間幹晴・菅 大樹、「国際的所得移転行動の実証分析」、『會計』第187巻第6号、森山書店、2015年、100～112頁
- 手嶋宣之、『経営者のオーナーシップとコーポレート・ガバナンスーファイナンス理論による実証的アプローチ』、白桃書房、2004年
- 日本企業の海外展開を踏まえた国際課税制度の在り方に関する研究会、「中間論点整理」、経済産業省、2015年a (http://www.meti.go.jp/policy/external_economy/toshi/kokusaisozei/cfc/PDF/chukanrontenseiri.pdf、2016年9月23日)
- 、「今後の検討事項」、経済産業省、2015年b (http://www.meti.go.jp/policy/external_economy/toshi/kokusaisozei/cfc/PDF/kongonokentojiko.pdf、2016年9月23日)
- 日本公認会計士協会、「会計制度委員会報告第1号 セグメント情報の開示に関する会計手法」、日本公認会計士協会、1995年 (http://www.hp.jicpa.or.jp/specialized_field/pdf/01166-003834.pdf、2016年9月23日)
- 花崎正晴・松下佳菜子、「ストック・オプションと企業パフォーマンスーオプション価格評価額に基づく実証分析」、『経済経営研究』第30巻第4号、日本政策投資銀行設備投資研究所、2010年

- 宮島英昭・新田敬祐、「株式所有構造の多様化とその帰結：株式持ち合いの解消・『復活』と海外投資家の役割」、RIETI Discussion Paper Series 11-J-011、独立行政法人経済産業研究所、2011年
- 山下裕企・大沼 宏・鈴木健嗣、「申告所得公示制度の廃止が企業の税負担削減行動に及ぼす影響」、『会計』第180巻第1号、森山書店、2011年、101～114頁
- ・音川和久、「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 No. 2009-40、神戸大学大学院経営学研究科、2010年
- 渡辺 剛、「セグメント会計基準の実施後レビューの概要と課題」、『福岡大学商学論叢』第58巻第4号、2014年、441～468頁
- Armstrong, Christopher S., Jennifer L. Blouin, Alan D. Jagolinzer, and David F. Lareker, “Corporate Governance, Incentives, and Tax Avoidance,” *Journal of Accounting and Economics*, 60(1), 2015, pp. 1–17.
- Azemar, Celine, and Gregory Corcos, “Multinational Firms’ Heterogeneity in Tax Responsiveness: The Role of Transfer Pricing,” *The World Economy*, 32(9), 2009, pp. 1291–1318.
- Balakrishnan, Ramji, Trevor S. Harris, and Pradyot K. Sen, “The Predictive Ability of Geographic Segment Disclosures,” *Journal of Accounting Research*, 28(2), 1990, pp. 305–325.
- Boatsman, James R., Bruce K. Behn, and Dennis H. Patz, “A Test of the Use of Geographical Segment Disclosures,” *Journal of Accounting Research*, 31, 1993, pp. 46–64.
- Bodnar, Gordon M., and Joseph Weintrop, “The Valuation of the Foreign Income of US Multinational Firms: A Growth Opportunities Perspective,” *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 1997, pp. 69–97.
- Brand, Jennie E., and Charles N. Halaby, “Regression and Matching Estimates of the Effects of Elite College Attendance on Educational and Career Achievement,” *Social Science Research*, 35(3), 2006, pp. 749–770.
- Cheng, C. S. Agnes, Henry He Huang, Yinghua Li, and Jason Stanfield, “The Effect of Hedge Fund Activism on Corporate Tax Avoidance,” *The Accounting Review*, 87(5), 2012, pp. 1493–1526.
- Christophe, Stephen E., “The Value of U.S. MNC Earnings Changes from Foreign and Domestic Operations,” *The Journal of Business*, 75(1), 2002, pp. 67–93.
- , and Ray J. Pfeiffer Jr., “The Valuation of MNC International Operations During the 1990s,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 18(2), 2002, pp. 119–138.
- Collins, Julie, Deen Kemsley, and Mark Lang, “Cross-Jurisdictional Income Shifting and Earnings Valuation,” *Journal of Accounting Research*, 36(2), 1998, pp. 209–229.

- Desai, Mihir A., and Dhammika Dharmapala, "Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives," *Journal of Financial Economics*, 79(1), 2006, pp. 145–179.
- , and ———, "Tax and Corporate Governance: An Economic Approach," in Wolfgang Schon, ed. *Tax and Corporate Governance*, Springer, 2008, pp. 13–30.
- Frank, Mary Margaret, Luann J. Lynch, and Sonja Olhofs Rego, "Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting," *The Accounting Review*, 84(2), 2009, pp. 467–496.
- Grubert, Harry, "Intangible Income, Intercompany Transactions, Income Shifting, and the Choice of Location," *National Tax Journal*, 56(1), 2003, pp. 221–242.
- Hanlon, Michelle, "The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences," *The Accounting Review*, 80(1), 2005, pp. 137–166.
- , and Shane Heitzman, "A Review of Tax Research," *Journal of Accounting and Economics*, 50(2–3), 2010, pp. 127–178.
- , and Joel Slemrod, "What Does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement," *Journal of Public Economics*, 93(1–2), 2009, pp. 126–141.
- Harris, David G., "The Impact of U.S. Tax Law Revision on Multinational Corporations' Capital Location and Income-Shifting Decisions," *Journal of Accounting Research*, 31(Supplement), 1993, pp. 111–140.
- Hasan, Iftekhar, Chun Keung (Stan) Hoi, Qiang Wu, and Hao Zhang, "Beauty Is in the Eye of the Beholder: The Effect of Corporate Tax Avoidance on the Cost of Bank Loans," *Journal of Financial Economics*, 113(1), 2014, pp. 109–130.
- Herrmann, Don, "The Predictive Ability of Geographic Segment Information at the Country, Continent, and Consolidated Levels," *Journal of International Financial Management & Accounting*, 7(1), 1996, pp. 50–73.
- Hope, Ole-Kristian, Mark Ma, and Wayne B. Thomas, "Tax Avoidance and Geographic Earnings Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 56(2–3), 2013, pp. 170–189.
- , and Wayne B. Thomas, "Managerial Empire Building and Firm Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 46(3), 2008, pp. 591–626.
- International Accounting Standards Board (IASB), "Post-Implementation Review: IFRS 8 Operating Segments," IASB, 2013.
- Jacob, John, "Taxes and Transfer Pricing: Income Shifting and the Volume of Intrafirm Transfers," *Journal of Accounting Research*, 34(2), 1996, pp. 301–312.
- Jarallah, Shaif M., and Yoshio Kanazaki, "Income Shifting, Ownership, and R&D Density

- of Japanese Multinationals,” *International Journal of Asian Social Science*, 2(5), 2012, pp. 618–631.
- Khurana, Inder K., and William J. Moser, “Institutional Shareholders’ Investment Horizons and Tax Avoidance,” *The Journal of the American Taxation Association*, 35(1), 2013, pp. 111–134.
- Klassen, Kenneth J., and Stacie K. Laplante, “Are U.S. Multinational Corporations Becoming More Aggressive Income Shifters?,” *Journal of Accounting Research*, 50(5), 2012, pp. 1245–1285.
- Mills, Lillian F., “Book-Tax Differences and Internal Revenue Service Adjustments,” *Journal of Accounting Research*, 36(2), 1998, pp. 343–356.
- , and Richard C. Sansing, “Strategic Tax and Financial Reporting Decisions: Theory and Evidence,” *Contemporary Accounting Research*, 17(1), 2000, pp. 85–106.
- McConnell, John J., and Henri Servaes, “Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value,” *Journal of Financial Economics*, 27(2), 1990, pp. 595–612.
- Morck, Randall, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, “Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics*, 20(1–2), 1988, pp. 293–315.
- Nichols, Dave, Larry Tunnell, and Cindy Seipel, “Earnings Forecast Accuracy and Geographic Segment Disclosures,” *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 4(2), 1995, pp. 113–126.
- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), “OECD Guidelines for Multinational Enterprises—Recommendations for Responsible Business Conduct in a Global Context—,” OECD, 2011.
- Petersen, Mitchell A., “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches,” *The Review of Financial Studies*, 22(1), 2009, pp. 435–480.
- Phillips, John D., “Corporate Tax-Planning Effectiveness: The Role of Compensation-Based Incentives,” *The Accounting Review*, 78(3), 2003, pp. 847–874.
- Rego, Sonja Olhoft, and Ryan Wilson, “Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness,” *Journal of Accounting Research*, 50(3), 2012, pp. 775–809.
- Roberts, Clare B., “Forecasting Earnings Using Geographical Segment Data: Some UK Evidence,” *Journal of International Financial Management & Accounting*, 1(2), 1989, pp. 130–151.
- Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70(1), 1983, pp. 41–55.
- , and ———, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score,” *The American Statistician*, 39(1),

1985, pp. 33–38.

Watts, Ross L., and Jerold L. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986
(須田一幸訳『実証理論としての会計学』、白桃書房、1991年)。

White, Halbert, “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48(4), 1980, pp. 817–838.