

論文

顧客の集中が企業の税負担削減行動に及ぼす影響

山下 裕企

キーワード

税負担削減行動
実効税率
顧客の集中
企業の主要顧客（CMC）

目次

- はじめに
 - 仮説の構築
 - リサーチ・デザインとサンプル
 - 税負担削減行動の指標
 - 顧客集中の指標
 - 分析モデル
 - サンプル・セクションと基本統計量
 - 主要な分析結果
 - 追加分析
 - 傾向スコア・マッチング
 - 税負担削減行動の他の指標
 - CMC の存在する企業の特徴が及ぼす影響
 - 政府顧客の集中
 - おわりに
- 参考文献

1. はじめに

税負担削減行動は、「適法、違法、あるいはそのグレーゾーンにあるものを含むあらゆるタックス・プランニング活動を通じて、課税所得の減少や税支払額の削減を行うこと」と定義¹される。法人税のように所得に対して課される税金は、多くの経営者にとって重要なコストの一つであると考えられるが、企業によって、あるいは同一企業であっても年度によって、税負担削減行動の水準は異なりうる。Shackelford and Shevlin (2001) でも述べられているように、この変動がどのような要因によって生じているかを解明することは興味深い問題であり、これまで多くの研究者がこの問題に挑戦してきた²。本研究もこの流れに沿うものであり、顧客の集中³が税負担削減行動の決定要因となるかどうかを検討していく。

顧客の集中が及ぼす影響および税負担削減行動の決定要因については、それぞれ幅広い研究がなされ、そこから多くの知見が得られている。しかし、両者の関連性を取り扱った研究は少ない。このような状況の中、Huang et al. (2016) は、1988 年から 2011 年の米国企業のデータを用い、企業の主要顧客⁴ (corporate major customer; CMC) が存在する企業において、また CMC への売上依存度が高くなるにつれて、税負担削減行動の水準が高くなることを明らかにしている。この結果は、企業顧客の集中している企業には現金保有と利益増加の強いインセンティブがあり、これらを実現する手段として税負担削減行動が用いられるという彼らの主張と整合的である。さらに彼らは、CMC によるサプライヤーの変更が困難な場合や CMC の存在する企業が多様な事業を展開している場合のように税負担削減行動の必要性が相対的に低いときに両者の関連性が弱まること、および政府顧客の集中が税負担削減行動を抑制すること等も明らかにしている。また Cen et al. (2017) は、緊密な顧客-サプライヤー関係を有する場合、サプライチェーンを利用した税負担削減行動の実施コストが小さいとし、1994 年から 2009 年の米国企業のデータを用いて、CMC の存在する企業と CMC となっている企業は、そうでない企業に比べて税負担削減行動の水準が高いことを明らかにしている。

これら 2 つの先行研究の結果は、企業顧客の集中により税負担削減行動の水準が高まることを示唆するものであるが、その証拠は十分に蓄積されているとはいえない。特に、米国とは顧客-サプライヤー関係や税制等が異なりうる日本企業⁵の実態は、ほとんど明らかになっていない。そこで本研究は、2010 年度⁶から 2016 年度の日本企業のデータを用いて、顧客の集中と税負担削減行動の関連性についての追加的な証拠を提供することを目的とする。実証分析の方法は Huang et al. (2016) をベースにしているが、本研究では、多岐にわたる税負担削減行動の指標を用いて分析するとともに、CMC の存在する企業が、他企業の主要顧客となっている場合、外国企業を CMC としている場合、あるいは CMC によって株式を保有されている場合に、顧客の集中と税負担削減行動の関連性がどのように変化するかも検討していく。

実証分析の結果、企業顧客の集中により税負担削減行動の水準が高まることが明らかになる。このことは、傾向スコア・マッチングを行った場合や税負担削減行動の様々な指標を用いた場合でも支持される。さらに、CMC の存在する企業が他企業の主要顧客となっている場合に、両者の関連性が弱まることも明らかにされる。また単変量分析においてのみであるが、外国企業を CMC としている場

合に税負担削減行動が促進される傾向も観察される。ただし、CMCによる株式保有が及ぼす影響は確認できていない。政府顧客の集中については、税負担削減行動の水準を高める傾向が主に単変量分析で観察される。これらは、税負担削減行動の決定要因に関する新たな証拠を提供するものであるが、顧客の集中が日本企業に及ぼす影響⁷についての理解を深めるためにも有益である。

本研究の構成は、以下の通りである。まず2.では、顧客の集中と税負担削減行動の関連性について、先行研究の主張を整理し、本研究の仮説を構築する。つぎに3.で、税負担削減行動および顧客集中の指標について検討し、分析モデルを提示する。また、ここでは本研究のサンプルも示される。さらに4.では主要な回帰分析結果を、5.では追加分析の結果を示し考察する。最後に6.で簡単な要約とともに本研究を締めくくる。

2. 仮説の構築

本研究は主として企業顧客に焦点を合わせるが、先行研究では企業顧客の集中と税負担削減行動の水準との間に正の相関が観察されている。この点について Huang et al. (2016) は、企業顧客の集中がみられる企業は、(1) CMCを失ったときのキャッシュフローの大きな減少に備えるため、(2) CMCに対して財務健全性が高いことを示すため、および(3) CMCの高い交渉力により収益性が低下するためにより多くの現金を保有するインセンティブを、また将来事業の見通しが良いことをCMCに示すために利益を大きく見せるインセンティブを有しており、税負担削減行動はこれらを実現するための比較的低コストの手段であると主張している。また Cen et al. (2017) は、緊密な顧客-サプライヤー関係を有する場合、情報の共有や効率的な協力関係の確立がなされている可能性が高く、サプライチェーンを利用した税負担削減行動を実施する限界コストが低いと述べている。加えて、CMCにより税負担削減のための協調行動が求められたとき、サプライヤーはCMCを失うことを恐れてその指示に従うことが多く、このことがサプライヤー自身の税負担を削減する可能性も指摘されている。このような考えが正しいならば、企業顧客の集中が見られる企業では、税負担削減行動の水準が高くなると考えられる。

しかし、企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるとは限らない。例えば、Cen et al. (2017) によれば、CMCがタックスヘイブン等を利用して積極的に税負担を削減していると、CMCとの取引が税務当局によって継続的に監視され、サプライヤーの調査リスクも高まる可能性がある。このような場合、税負担削減行動のコストは大きくなり、顧客の集中は税負担削減行動の水準を低下させることになるだろう。さらに彼らは、緊密な顧客-サプライヤー関係を有する状況では、取引相手の失敗が自社に多大な影響を及ぼすため、評判リスクや財務的困窮リスクを高めうる税負担削減行動に対し、いずれの企業も消極的となる可能性を指摘している。また Huang et al. (2016) は、CMCは緊密な関係を通じて将来事業の見通しを正しく評価できるため、サプライヤーに利益を大きく見せるインセンティブが生じないかも知れないとも述べている。

以上のように、企業顧客の集中には税負担削減行動の水準を高める可能性と低下させる可能性があることがわかる。そこで本研究では、次のような仮説を設け、企業顧客の集中と税負担削減行動の関

連性を実証的に検討していく。

仮説：企業顧客の集中は、税負担削減行動の水準に影響を及ぼす。

3. リサーチ・デザインとサンプル

3.1 税負担削減行動の指標

税負担削減行動の指標には多くのものが存在するが、本研究では、カレント実効税率およびGAAP実効税率を主として用いている。カレント実効税率（*Current_ETR*）は法人税・住民税・事業税⁸を税金等調整前利益で除したのとして、GAAP実効税率（*GAAP_ETR*）は法人税・住民税・事業税と法人税等調整額の和を税金等調整前利益で除したのとして、それぞれ次のように定義される。

$$Current_ETR_{i,t} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税}_{i,t}}{\text{税金等調整前利益}_{i,t}} \quad (1)$$

$$GAAP_ETR_{i,t} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税}_{i,t} + \text{法人税等調整額}_{i,t}}{\text{税金等調整前利益}_{i,t}} \quad (2)$$

ここで、*i*は企業、*t*は年度を表すものとするが、これらは以下の式においても同様である。両者とも税負担削減行動の代表的な指標であるが、カレント実効税率が税の繰延をもたらしうような税負担削減行動も捕捉するのに対して、GAAP実効税率ではこれを捕捉しないという違いがある。いずれの実効税率でも、その値が小さいほど税負担削減行動の水準が高い（積極的に税負担を削減している）と判断される。なお分析で用いる際、実効税率の値が0未満のものは0、1を超えるものは1に置き換えている。さらに、実効税率は分母が負となるときに意味のある指標とならないため、税金等調整前利益が負のものはサンプルから除外される。

またこれら実効税率には、いくつかの発展形態が存在する。例えば、Dyreng, Hanlon and Maydew（2008）は、単一年度の情報のみにもとづいて計算されるという従来の実効税率の問題点を解消し長期間にわたる税負担削減行動を捕捉するため、実効税率の分母・分子を数年間にわたって累積した長期実効税率⁹を開発している。税額控除の利用度が異なる等によって生じうる業種間の差を緩和するために、年度ごとの業種中央値や業種平均値を控除した実効税率（業種調整済み実効税率）¹⁰が用いられることもある。さらに、実効税率の分母が利益調整行動等によって受ける影響を緩和するため、分母を税引前営業キャッシュフロー¹¹とする場合もある。これら実効税率の発展形態は、追加分析において用いられる¹²。

3.2 顧客集中の指標

本研究では、サプライヤーの総売上高の10%以上の売上高を占める顧客を主要顧客と定義するが、これに関する情報は有価証券報告書で開示されている。企業会計基準第17号「セグメント情報等の開示に関する会計基準」の第32項では、「企業は、主要な顧客がある場合には、その旨、当該顧客の

名称又は氏名、当該顧客への売上高及び当該顧客との取引に関連する主な報告セグメントの名称を開示する。」とされ、適用指針では、重要性の観点から、単一の外部顧客への売上高（同一の企業集団に属する顧客への売上高を集約している場合には、その売上高）が損益計算書の売上高の10%以上である場合に開示が求められている。分析で用いる指標を作成するため、本研究では、このような形で開示されている主要顧客に関する情報をプロネクサスの『eol』から手作業で収集している。

いくつかの先行研究¹³と同様に、本研究では企業顧客の集中に関する3つの指標を用いている。第一の指標は、少なくとも1社のCMCを有すれば1となるダミー変数（ CMC_D ）である。第二の指標は、Patatoukas（2012）で示されている売上高ベースのHerfindahl-Hirschman Index（ CMC_HHI ）であり、CMCへの売上高（ $SALES_{i,j,t}$ ）がその企業の総売上高（ $SALES_{i,t}$ ）に占める割合の二乗和として、次式のように表される。ここで、jはCMCを表すものとする（i、tについては前述の通り、それぞれ企業、年度を表す）。

$$CMC_HHI_{i,t} = \sum_{j=1}^J \left(\frac{SALES_{i,j,t}}{SALES_{i,t}} \right)^2 \quad (3)$$

第三の指標は、それぞれのCMCへの売上高の和がその企業の総売上高に占める割合（ CMC_S ）であり、これは次式のように定義できる。

$$CMC_S_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^J SALES_{i,j,t}}{SALES_{i,t}} \quad (4)$$

なおCMCが存在しない場合、 CMC_HHI および CMC_S の値は0となる。これらの2つ指標では、その値が1に近いほど、企業顧客の集中度が高いとみなされる。

加えて、CMCの存在する企業が他企業の主要顧客となっているか、外国企業¹⁴がCMCとなっているか、CMCによって株式を保有されているかを確認し、それぞれについてダミー変数を作成する。さらに政府顧客の集中に関する指標を、企業顧客集中の3指標と同様に計算する。これらの指標は、追加分析において用いられる。

3.3 分析モデル

本研究では、Huang et al.（2016）を参考にし、つぎのモデル¹⁵を用いて顧客の集中が税負担削減行動に及ぼす影響を検討していく。

$$\begin{aligned} ETR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Concentration_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 NOL_{i,t} + \beta_6 \Delta NOL_{i,t} \\ & + \beta_7 F_SALES_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 INTANG_{i,t} + \beta_{10} EQINC_{i,t} + \beta_{11} MB_{i,t} \\ & + YearDummies + IndustryDummies + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

変数の定義：

$ETR=3.1$ で示した2種類の実効税率（ $Current_ETR$ または $GAAP_ETR$ ）

$Concentration = 3.2$ で示した企業顧客集中の 3 指標 (CMC_D 、 CMC_HHI 、または CMC_S)

$$SIZE = \frac{\text{前期末株価} \times \text{前期末発行済株式数}}{\text{株式数の自然対数}}$$

$$ROA = \frac{\text{経常利益}}{\text{前期末総資産}}$$

$$LEV = \frac{\text{長期借入金} \cdot \text{社債} \cdot \text{転換社債}}{\text{前期末総資産}}$$

$$NOL = \begin{cases} \text{前期末に税効果会計の対象となった繰越欠損金があれば} 1 \\ \text{となるダミー変数} \end{cases}$$

$$\Delta NOL = \frac{\text{繰越欠損金変化額}}{\text{前期末総資産}}$$

$$F_SALES = \frac{\text{海外} \cdot \text{輸出売上高}}{\text{売上高}}$$

$$PPE = \frac{\text{償却対象有形固定資産}}{\text{前期末総資産}}$$

$$INTANG = \frac{\text{無形固定資産}}{\text{前期末総資産}}$$

$$EQINC = \frac{\text{持分法による投資損益}}{\text{前期末総資産}}$$

$$MB = \frac{\text{前期末株価} \times \text{前期末発行済株式数}}{\text{前期末純資産}}$$

式 (5) において、 ETR は 3.1 で示された 2 種類の実効税率を、 $Concentration$ は 3.2 で定義された企業顧客の集中に関する 3 つの指標を表している。企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるのであれば $\beta_1 < 0$ が、水準を低下させるのであれば $\beta_1 > 0$ が予測される。

またモデルには、先行研究¹⁶を参考にして、企業規模 ($SIZE$)、収益性 (ROA)、レバレッジ (LEV)、繰越欠損金 (NOL 、 ΔNOL)、海外活動 (F_SALES)¹⁷、会計上と税務上での取扱いの違い (PPE 、 $INTANG$ 、 $EQINC$)、および成長性 (MB) をコントロールするための諸変数と、年度ダミー・産業ダミーが含まれている。まず企業規模について、規模が大きいほど税負担削減行動の遂行能力が高いのならば $\beta_2 < 0$ が、規模が大きいほど政治コストが大きいく税負担削減行動が抑制されるのならば $\beta_2 > 0$ が予測される。つぎに、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ならば、 $\beta_3 < 0$ となるだろう。また、レバレッジの高い企業は、利息の節税効果により税負担削減行動の必要性が低いと考えられるため、 $\beta_4 > 0$ が予測される。繰越欠損金は、これを利用することで税負担が軽くなるので、 $\beta_5 < 0$ および $\beta_6 > 0$ が予測される。さらに F_SALES について、海外で活動している企業ほどタックス・プランニング機会は多く、分析対象年度で日本の税率が国際的に低水準にあるとはいえない状況を鑑みると、 $\beta_7 < 0$ が予測できる。また PPE および $INTANG$ は、償却費の計上額と損金算入額との関係で及ぼす影響が異なるため、符号の予測は行わない。持分法による投資損益は、会計利益に反映されるものの課税所得に影響を及ぼさない。そのため、 $\beta_{10} > 0$ が予測¹⁸される。最後に、成長性が高い企業ほど税務上有利な投資を利用できるのであれば、 $\beta_{11} < 0$ となるだろう。

3.4 サンプル・セレクションと基本統計量

本研究では、主要顧客に関する情報はプロネクサスの『eol』から、財務データおよび株式保有のデータは日本経済新聞社の『NEEDS-FinancialQUEST』から、それぞれ入手している。分析対象とするのは、3月決算企業（金融・保険を除く）の2010年度から2016年度の連結決算データ（日本基準）であるが、決算月数が12か月でないもの、および必要な全てのデータが揃わないもの¹⁹はサンプル

に含めていない。加えて、3.1で述べたように、実効税率の分母（税金等調整前利益）が負となる企業も分析から除外される。さらに、*ROA*、*ΔNOL*、*EQINC*、および*MB*については上下1%のデータを、*SIZE*、*LEV*、*F_SALES*、*PPE*、および*INTANG*については上1%のデータを外れ値とみなして除外した。その結果、最終サンプルは、カレント実効税率の分析で8,097企業・年、GAAP実効税率の分析で7,921企業・年となった。

表1には、サンプルの年度別・産業別の分布が示されている。これをみると、平均的に33.8%の企業においてCMCが存在していることがわかる。Huang et al. (2016)では36.6%、Cen et al. (2017)

表1 サンプルの年度別・産業別分布²⁰

パネル A：年度別分布		
年度	CMC が存在する	CMC が存在しない
2010	403	716
2011	380	747
2012	387	750
2013	397	802
2014	387	793
2015	395	782
2016	388	779
合計	2,737	5,369
パネル B：産業別分布		
産業	CMC が存在する	CMC が存在しない
食品	242	151
繊維	32	106
パルプ・紙	43	60
化学	220	477
医薬品	102	22
石油	10	12
ゴム	29	46
窯業	77	125
鉄鋼	107	76
非鉄金属製品	143	224
機械	231	509
電気機器	276	398
造船	11	17
自動車	272	73
輸送用機器	19	31
精密機器	19	131
その他製造	89	193
水産	4	15
鉱業	20	10
建設	179	339
商社	202	734
小売業	8	339
不動産	34	162
鉄道・バス	8	154
陸運	49	119
海運	3	23
空運	0	17
倉庫	58	111
通信	40	18
サービス	210	677
合計	2,737	5,369

では 35.0%であることから、CMC の存在する企業の割合に日米で大きな違いはみられない。

表 2 は、CMC の存在する企業と存在しない企業にサンプルを分割し、それぞれの基本統計量を示したものである。*Current_ETR* および *GAAP_ETR* の平均値・中央値ともに CMC の存在する企業の方が低くなっており、t 検定および Wilcoxon 順位和検定の結果、これらは統計的に 1%水準で有意である²¹。より具体的には、CMC の存在する企業の場合、*Current_ETR* と *GAAP_ETR* の平均値（中央値）はそれぞれ 2.5%（2.0%）と 1.8%（1.6%）だけ低くなっている。また表には示していないが、年度別の検討を行ったところ、2つの実効税率の平均値・中央値は、CMC の存在する企業の方がすべての年度において低くなっており、検定の結果、その差は *Current_ETR* の平均値（中央値）が 7 年中 5 年（7 年）で、*GAAP_ETR* の平均値が 7 年中 3 年（4 年）で統計的に有意（10%水準を含む）であった。これらは、企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるという考え方と整合的である。加えて、CMC の存在する企業と存在しない企業では、*SIZE*、*LEV*、*F_SALES*、*PPE*、*INTANG*、および *MB* にも違いがあることが読み取れる。

表 2 基本統計量

変数	CMC が存在する				CMC が存在しない				差異	
	平均値	中央値	標準偏差	N	平均値	中央値	標準偏差	N	平均値	中央値
<i>Current_ETR</i>	0.340	0.328	0.183	2,731	0.365	0.348	0.177	5,366	-6.00 ***	-6.96 ***
<i>GAAP_ETR</i>	0.356	0.354	0.186	2,654	0.374	0.370	0.179	5,267	-4.01 ***	-5.53 ***
<i>CMC_D</i>	1.000	1.000	0.000	2,737	0.000	0.000	0.000	5,369	—	—
<i>CMC_HHI</i>	0.079	0.042	0.111	2,737	0.000	0.000	0.000	5,369	—	—
<i>CMC_S</i>	0.288	0.239	0.178	2,737	0.000	0.000	0.000	5,369	—	—
<i>SIZE</i>	9.662	9.500	1.586	2,737	10.165	10.009	1.660	5,369	-13.28 ***	-12.90 ***
<i>ROA</i>	0.056	0.048	0.039	2,737	0.056	0.048	0.037	5,369	-0.15	-1.00
<i>LEV</i>	0.095	0.075	0.086	2,737	0.117	0.091	0.107	5,369	-10.05 ***	-7.51 ***
<i>NOL</i>	0.752	1.000	0.432	2,737	0.764	1.000	0.425	5,369	-1.19	-1.19
ΔNOL	-0.002	0.000	0.009	2,737	-0.002	-0.000	0.008	5,369	-0.04	1.70 *
<i>F_SALES</i>	0.179	0.000	0.232	2,737	0.161	0.000	0.222	5,369	3.35 ***	3.36 ***
<i>PPE</i>	0.189	0.188	0.108	2,737	0.183	0.167	0.110	5,369	2.54 **	3.53 ***
<i>INTANG</i>	0.020	0.009	0.034	2,737	0.025	0.012	0.038	5,369	-5.95 ***	-9.15 ***
<i>EQINC</i>	-0.001	0.000	0.002	2,737	-0.001	0.000	0.002	5,369	-1.53	0.38
<i>MB</i>	0.923	0.724	0.686	2,737	1.028	0.831	0.736	5,369	-6.36 ***	-9.03 ***

差異の平均値欄は t 値、中央値欄は z 値であり、*** は 1%有意、** は 5%有意、* は 10%有意を表す。

表 3 には、相関係数が示されている。これをみると、企業顧客の集中に関する 3 指標（*CMC_D*、*CMC_HHI*、*CMC_S*）は、互いに高い相関を有していることがわかる。より重要なのは、企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるという考え方と整合的に、これら 3 指標と 2つの実効税率（*Current_ETR*、*GAAP_ETR*）の間にそれぞれ負の相関が観察されることである。なお、多重共線性が深刻な問題になるような説明変数間の高い相関は観察されていない。

表3 相関係数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) <i>Current_ETR</i>	1.000	0.587	-0.067	-0.039	-0.064	-0.004	-0.084	0.021	-0.108	0.265	-0.076	0.041	0.107	0.098	-0.018
(2) <i>GAAP_ETR</i>	0.595	1.000	-0.046	-0.009	-0.042	-0.036	-0.130	0.035	-0.105	0.234	-0.111	0.023	0.085	0.092	-0.034
(3) <i>CMC_D</i>	-0.076	-0.062	1.000	0.497	0.793	-0.149	-0.029	-0.099	-0.007	0.013	0.044	0.026	-0.057	-0.012	-0.067
(4) <i>CMC_HHI</i>	-0.076	-0.060	0.973	1.000	0.825	-0.069	-0.016	-0.049	-0.042	0.027	-0.013	0.055	-0.033	-0.068	-0.053
(5) <i>CMC_S</i>	-0.077	-0.062	0.973	0.998	1.000	-0.109	-0.012	-0.082	-0.014	0.025	0.020	0.058	-0.041	-0.033	-0.062
(6) <i>SIZE</i>	-0.018	-0.059	-0.142	-0.133	-0.134	1.000	0.239	0.108	0.052	0.050	0.293	0.170	0.177	-0.169	0.284
(7) <i>ROA</i>	-0.014	-0.127	-0.006	-0.002	-0.001	0.237	1.000	-0.183	-0.155	-0.153	0.052	-0.032	0.132	-0.071	0.313
(8) <i>LEV</i>	-0.009	0.026	-0.088	-0.092	-0.091	0.070	-0.220	1.000	0.117	-0.002	-0.027	0.385	0.120	-0.000	0.173
(9) <i>NOL</i>	-0.163	-0.139	-0.017	-0.016	-0.016	0.075	-0.129	0.144	1.000	-0.119	0.138	0.036	0.088	-0.024	0.029
(10) ΔNOL	0.328	0.267	0.018	0.026	0.025	0.071	0.005	-0.038	-0.259	1.000	0.012	0.074	-0.022	-0.009	-0.093
(11) <i>F_SALES</i>	-0.148	-0.181	0.035	0.027	0.027	0.288	0.094	-0.015	0.146	0.007	1.000	0.119	0.045	-0.091	0.034
(12) <i>PPE</i>	0.017	-0.007	0.039	0.048	0.048	0.164	-0.019	0.363	0.041	0.078	0.122	1.000	-0.075	-0.027	0.047
(13) <i>INTANG</i>	0.124	0.089	-0.105	-0.110	-0.109	0.261	0.156	0.107	0.163	0.012	0.073	0.028	1.000	0.013	0.254
(14) <i>EQINC</i>	0.077	0.073	-0.002	-0.004	-0.002	-0.221	-0.026	-0.034	-0.022	-0.034	-0.104	-0.055	-0.029	1.000	0.005
(15) <i>MB</i>	-0.020	-0.058	-0.105	-0.110	-0.108	0.475	0.376	0.140	0.047	-0.019	0.080	0.070	0.290	-0.007	1.000

対角線の上は Pearson の相関係数、下は Spearman の相関係数であり、太字は 5% 有意を表す。

4. 主要な分析結果

2 種類の実効税率と 3 種類の企業顧客集中指標を用いて回帰分析を行った結果²²は、それぞれ表 4 に示されている。なおこれ以降の表で示されている t 値は、不均一分散を考慮し、White (1980) の標準誤差にもとづいて算出されている。

税負担削減行動の指標として *Current_ETR* を用いた場合、企業顧客の集中に関する 3 指標の係数は、すべて負で統計的に有意となっている。*GAAP_ETR* を用いた場合も 3 指標の係数はすべて負であり、*CMC_D* および *CMC_S* の場合に有意となっている。ここで、*CMC_D* は CMC が存在することを示すダミー変数であることから、CMC の存在する企業はそうでない企業よりカレント実効税率が 2.0%、GAAP 実効税率が 0.9% 低くなっていることが読み取れる。*GAAP_ETR* の分析で *CMC_HHI* の係数は有意にならなかったものの、これらの結果は、企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるという考え方と整合的となっている。

またコントロール変数は、すべての分析において、 ΔNOL 、*INTANG*、および *EQINC* の係数が正で統計的に有意、*ROA*、*NOL*、および *F_SALES* の係数は負で統計的に有意となっている。加えて、*Current_ETR* を用いた場合に *SIZE* および *PPE* の係数が正で有意となっている。これらは、概ね予測通りの結果である。なお、この種の分析で考慮されることがある裁量的会計発生高、現預金保有高、研究開発費、および各種持株比率といった要因を追加的にコントロールしても、*GAAP_ETR* の分析で *CMC_D* の係数が有意でなくなったことを除き、表 4 に示すものと結果は変わらなかった。

表 4 回帰分析の結果

変数	<i>Current_ETR</i>	<i>Current_ETR</i>	<i>Current_ETR</i>	<i>GAAP_ETR</i>	<i>GAAP_ETR</i>	<i>GAAP_ETR</i>
<i>CMC_D</i>	-0.020 *** (-4.47)			-0.009 ** (-2.02)		
<i>CMC_HHI</i>		-0.076 *** (-2.92)			-0.004 (-0.15)	
<i>CMC_S</i>			-0.057 *** (-4.64)			-0.027 ** (-2.07)
<i>SIZE</i>	0.003 * (1.92)	0.004 ** (2.46)	0.003 ** (2.00)	0.002 (1.34)	0.003 * (1.70)	0.002 (1.38)
<i>ROA</i>	-0.515 *** (-8.34)	-0.518 *** (-8.40)	-0.512 *** (-8.30)	-0.699 *** (-10.81)	-0.701 *** (-10.85)	-0.698 *** (-10.79)
<i>LEV</i>	-0.015 (-0.58)	-0.012 (-0.46)	-0.014 (-0.53)	0.040 (1.52)	0.042 (1.58)	0.041 (1.54)
<i>NOL</i>	-0.036 *** (-8.62)	-0.037 *** (-8.69)	-0.037 *** (-8.63)	-0.036 *** (-9.08)	-0.036 *** (-9.05)	-0.036 *** (-9.09)
ΔNOL	5.350 *** (16.35)	5.357 *** (16.35)	5.358 *** (16.37)	5.095 *** (13.16)	5.098 *** (13.17)	5.099 *** (13.17)
<i>F_SALES</i>	-0.043 *** (-3.82)	-0.044 *** (-3.98)	-0.045 *** (-4.01)	-0.053 *** (-4.58)	-0.053 *** (-4.59)	-0.054 *** (-4.66)
<i>PPE</i>	0.064 *** (2.71)	0.066 *** (2.79)	0.067 *** (2.83)	0.025 (1.06)	0.025 (1.05)	0.027 (1.12)
<i>INTANG</i>	0.522 *** (8.23)	0.523 *** (8.22)	0.525 *** (8.28)	0.428 *** (7.14)	0.427 *** (7.11)	0.429 *** (7.16)
<i>EQINC</i>	6.988 *** (9.38)	6.932 *** (9.26)	6.899 *** (9.24)	6.366 *** (8.47)	6.426 *** (8.49)	6.324 *** (8.39)
<i>MB</i>	0.001 (0.22)	0.001 (0.14)	0.000 (0.13)	0.003 (0.82)	0.003 (0.82)	0.003 (0.78)
定数項	0.425 *** (22.80)	0.410 *** (22.14)	0.423 *** (22.54)	0.452 *** (24.19)	0.441 *** (23.83)	0.451 *** (24.08)
年度ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
産業ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adjusted R ²	0.142	0.141	0.143	0.153	0.153	0.153
N	8,097	8,097	8,097	7,921	7,921	7,921

括弧内はt値であり、***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

5. 追加分析

5.1 傾向スコア・マッチング

CMCの存在する企業と存在しない企業の特徴の違いをコントロールするために、本研究では、傾向スコアによってマッチングしたサンプルを用いて分析を繰り返している。まず *Current_ETR* および *GAAP_ETR* のそれぞれのサンプルについて、Dhaliwal et al. (2016) や浅野 (2017) を参考にし、*CMC_D* を被説明変数、式 (5) のコントロール変数を説明変数とするロジスティック回帰により傾

向スコアを算出した。ロジスティック回帰の結果²³は、表5のパネルAに示されている。これを見ると、*SIZE*、*ROA*、*LEV*、および*EQINC*が統計的に有意となっている。なおAUC（area under the ROC curve）は、*Current_ETR*の場合で0.753、*GAAP_ETR*の場合で0.756であった。

つぎに、算出された傾向スコアを用いてマッチングを行う。マッチングにはいくつかの方法があるが、本研究ではキャリパーを傾向スコアの標準偏差の0.2倍²⁴とした非復元抽出による1:1の最近傍マッチングを行った。このとき、すべての説明変数について標準化差（standardized difference）の絶対値は0.1未満であったことから、CMCの存在する企業群と存在しない企業群でバランスが取れていると判断した。

表5 傾向スコア・マッチング

パネルA：傾向スコアの計算		
	<i>Current_ETR</i>	<i>GAAP_ETR</i>
変数	<i>CMC_D</i>	<i>CMC_D</i>
<i>SIZE</i>	-0.346 *** (-16.90)	-0.340 *** (-16.22)
<i>ROA</i>	1.526 * (1.89)	1.550 * (1.88)
<i>LEV</i>	-0.774 ** (-2.23)	-0.896 ** (-2.52)
<i>NOL</i>	-0.042 (-0.65)	-0.048 (-0.75)
ΔNOL	-0.267 (-0.08)	-1.676 (-0.50)
<i>F_SALES</i>	0.146 (0.94)	0.134 (0.86)
<i>PPE</i>	0.161 (0.50)	0.250 (0.77)
<i>INTANG</i>	0.601 (0.71)	0.524 (0.61)
<i>EQINC</i>	-38.975 *** (-3.36)	-43.098 *** (-3.68)
<i>MB</i>	0.019 (0.41)	-0.006 (-0.13)
定数項	4.010 *** (16.59)	3.937 *** (16.02)
年度ダミー	Y	Y
産業ダミー	Y	Y
Pseudo R ²	0.149	0.152
N	8,080	7,904
パネルB：マッチングしたサンプルによる回帰分析		
変数	<i>Current_ETR</i>	<i>GAAP_ETR</i>
<i>CMC_D</i>	-0.015 *** (-2.97)	-0.011 ** (-2.09)
コントロール変数	Y	Y
年度ダミー	Y	Y
産業ダミー	Y	Y
Adjusted R ²	0.122	0.151
N	4,412	4,264

括弧内の数値はパネルAがz値、パネルBがt値であり、***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

マッチングしたサンプルによる回帰分析の結果は、表5のパネルBに示されている。*CMC_D*の係数はいずれの分析においても負で統計的に有意となっており、CMCの存在する企業ではカレント実効税率が1.5%、GAAP実効税率が1.1%だけ低くなっていることがわかる。これらは、企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるという表4の結果と整合的である。

5.2 税負担削減行動の他の指標

本研究では、結果の頑健性を確認するため、税負担削減行動の他の指標を用いて分析を繰り返している。まずカレント実効税率およびGAAP実効税率の分母・分子をそれぞれ5年間累積した長期実効税率を用いて分析を行ったところ、いずれの場合も表2および表4と同様の傾向が示された。つぎに、それぞれの実効税率から年度ごとの業種中央値²⁵を控除した実効税率（業種調整済み実効税率）を用いて分析を行った。このとき、単変量分析における業種調整済みGAAP実効税率の平均値の差は有意でなかったが（ $t = -1.42$ ）、それ以外の結果は表2および表4と同様であった。最後に、2つの実効税率の分母を税引前営業キャッシュフローとした場合、単変量分析は表2と同様の結果が得られた。しかし回帰分析では、企業顧客の集中を表す指標の係数は1つの場合を除き予測通り負になったものの、カレント実効税率（分母は税引前営業キャッシュフロー）を用いた*CMC_D*の係数のみが統計的に有意となった。統計的に有意とならなかったケースも存在するものの、全体的にみて、これらの結果は企業顧客の集中が税負担削減行動の水準を高めるという考えを支持している。

5.3 CMCの存在する企業の特性が及ぼす影響

以上のように、企業顧客の集中と税負担削減行動の水準との間には正の相関が観察されているが、ここではCMCの存在する企業の特性が両者の関連性に及ぼす影響を検討していく。Huang et al. (2016)は、CMCの存在する企業において、その市場シェアが高い場合（すなわち、CMCによるサプライヤーの変更が困難な場合）、事業セグメント数が多い場合、あるいは実体的利益調整行動を行っている場合に両者の関連性が弱まることを明らかにしている。この結果は、企業顧客が集中していても、現金保有・利益増加の必要性が低い場合や代替的手段が利用可能な場合等、その企業の特性によって税負担削減行動の水準が変化しうることを示唆している。本研究では、CMCの存在する企業が他企業の主要顧客となっている場合、外国企業をCMCとしている場合、およびCMCによって株式を保有されている場合を取り上げ、これらが企業顧客の集中と税負担削減行動の関係に及ぼす影響を検討する。

まず、CMCの存在する企業が他企業の主要顧客となっていることの影響について検討する。この場合、緊密な顧客-サプライヤー関係の範囲は広くなり、それに伴ってタックス・プランニングの機会も増えると考えられる。また主要顧客となっているサプライヤーは、Cen et al. (2017)が指摘するように、その高い交渉力を税負担削減のために用いるかもしれない。これらから、CMCの存在する企業が他企業の主要顧客となっている場合に、税負担削減行動の水準がより高まる可能性がある。その一方で、その交渉力が購入価格の引下げ等を通じた業績向上のために用いられる²⁶のならば、

税負担削減行動の必要性は相対的に低くなり、その水準が低下する可能性もある。この点を明らかにするため、CMCの存在する企業にサンプルを限定し、式(5)の *Concentration* を他企業の主要顧客となっていることを表すダミー変数 (*MC*) に置き換えて分析を行った。その結果は、表6に示されている。これを見ると、*MC* の係数はいずれも正であり、*Current_ETR* を用いた場合に統計的に有意である(単変量分析でも同様の傾向が見られる)。*GAAP_ETR* の場合はわずかに10%有意とならなかったものの、この結果は、CMCの存在する企業が他企業の主要顧客となっている場合に税負担削減行動の水準が低下すること(すなわち、企業顧客の集中と税負担削減行動の関連性が弱まること)を示しているといえるだろう。

表6 他企業の主要顧客となっていることの影響

変数	<i>Current_ETR</i>	<i>GAAP_ETR</i>
<i>MC</i>	0.034 ** (2.24)	0.027 (1.62)
コントロール変数	Y	Y
年度ダミー	Y	Y
産業ダミー	Y	Y
Adjusted R ²	0.113	0.147
N	2,731	2,654

括弧内はt値であり、***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

つぎに、外国企業をCMCとしていることの影響について検討する。Cen et al. (2017) が述べているように、緊密な顧客-サプライヤー関係を通じた税負担の削減がなされるのであれば、税制の異なる外国企業との取引はその機会を増やすことになるだろう。また本研究のサンプルには米国企業以外の主要顧客も含まれているが、黄・前川・村上(2013)は日米の投資家や企業では税に対するコスト意識に違い(米国のコスト意識が高い)があることを指摘している。これらから、外国企業をCMCとしている場合、税負担削減行動の水準がより高まると予測した。そこでCMCの存在する企業にサンプルを限定し、式(5)の *Concentration* を少なくとも1社の外国企業の主要顧客を有することを表すダミー変数に置き換えて分析を行ったが、いずれの場合も有意な結果は得られなかった。ただし、単変量分析では有意な差が観察されている。具体的には、外国企業の主要顧客が存在する企業の *Current_ETR* と *GAAP_ETR* の平均値(中央値)は、日本企業の主要顧客しか存在しない企業よりもそれぞれ2.1%(4.6%)と4.4%(5.4%)だけ低く、*Current_ETR* の平均値を除き、この差は1%水準で統計的に有意である(*Current_ETR* の平均値は10%水準で有意)。

最後に、CMCによって株式を保有されていることの影響について検討する。株式の保有によりCMCの交渉力は強くなると考えられる。税負担削減行動の水準を高める要因の一つがこの交渉力による収益性の低下や協調行動の要求であるならば、交渉力の強化はその水準をより高めるかもしれない。しかし、日本の製造業を対象としたSasaki, Shiiba, and Takahashi (2017)は、企業顧客の集中は売上総利益率および販売費及び一般管理費率の両者を低下させ、CMCによる株式保有はこれらの

効果を強めるものの、全体的な収益性に対する影響はほとんど見られないことを明らかにしている。このことは、株式保有により税負担削減行動の水準が影響を受けない可能性があることを示唆する。そこで、上と同様に、少なくとも1社の株式保有企業が主要顧客となっていることを表すダミー変数を用いて回帰分析を行ったが、いずれの実効税率を用いても有意な結果は得られなかった。単変量分析においても、有意な差は観察されていない。これらは、CMCによる株式保有割合が50%を超える企業を除外しても変わらなかった。

5.4 政府顧客の集中

Huang et al. (2016)によると、政府顧客は債務不履行や倒産の可能性が低く長期契約を結ぶ傾向にあるため、政府を主要顧客とする場合、現金保有や利益増加の必要性は低下する。さらに彼らは、積極的な税負担削減行動に対する世間の厳しい目や税務当局による調査が、政府顧客を失わせることに繋がるとも指摘している。このような理由から、Huang et al. (2016)は、政府顧客の集中は税負担削減行動を抑制すると主張し、実証分析の結果、これと整合的な証拠を発見している。本研究も、最後にこの点についての検討を行っていく。企業顧客については *CMC_D*、*CMC_HHI*、および *CMC_S* という3つの指標を用いたが、政府顧客については、これを政府の主要顧客が存在することを表すダミー変数、政府顧客について計算した Herfindahl-Hirschman Index および売上高比率にそれぞれ置き換えて分析を行った。その結果、政府顧客の集中を表す3変数の係数は、*Current_ETR* を用いた分析の Herfindahl-Hirschman Index を除いて負であったが、*GAAP_ETR* の売上高比率のみが10%水準で有意となった。また単変量分析では、政府の主要顧客の存在する企業の *Current_ETR* および *GAAP_ETR* の平均値（中央値）は、そうでない企業よりもそれぞれ4.0%（4.5%）と3.6%（0.8%）だけ低く、いずれも統計的に有意となっている（*GAAP_ETR* の中央値のみ10%水準で有意）。回帰分析ではほとんど有意な結果が得られなかったものの、先行研究とは異なり、これらは政府顧客の集中が税負担削減行動の水準を高める傾向を示すものである。ただしその理由については、現時点で明らかになっていない。なお、企業顧客と政府顧客の同種指標を同時に投入した回帰分析も行ったが、その結果は表4や本節で示されたものと同じであった。

6. おわりに

本研究では、日本企業を対象として、企業顧客の集中が税負担削減行動の水準に及ぼす影響を検討してきた。企業顧客の集中している企業は、現金保有と利益増加のインセンティブがあり、緊密な顧客-サプライヤー関係により実施コストが小さいため積極的に税負担を削減する可能性がある一方で、税務当局による調査リスク、評判リスク、あるいは財務的困窮リスク等を勘案して税負担削減行動が抑制される可能性もある。

企業顧客の集中と税負担削減行動に関する複数の指標を用いて分析した結果、米国企業と同様、企業顧客の集中により税負担削減行動の水準が高まることが明らかになった。加えて、CMCの存在する企業が他企業の主要顧客となっている場合、その交渉力が税負担削減行動の必要性を相対的に低下

させるという考え方と整合的に、両者の関連性が弱まることも明らかとなった。また単変量分析において、外国企業や政府が主要顧客となっている場合に税負担削減行動が促進される傾向も観察された。ただし、CMCによる株式保有が及ぼす影響を見出すことはできなかった。

以上の結果は、税負担削減行動の決定要因に関する新たな証拠を提供するとともに、顧客の集中が日本企業に及ぼす影響についての理解を深めるために有益となる。とはいえ、本研究には残された課題が存在する。CMCの存在する企業の特徴が及ぼす影響について、本研究でいくつかの証拠が提供されたものの、十分な検討が行えたわけではない。今後、Dhaliwal, et al. (2016) や Huang et al. (2016) のように、主要顧客の失いにくさ（例えば、主要顧客の倒産可能性やサプライヤー変更の困難さ）や主要顧客を失ったときの損失の大きさ（例えば、事業の多様性の程度）といった要素も考慮し、より詳細な検討を行っていく必要があるだろう。また政府顧客の分析においては、先行研究と異なる傾向が観察されているが、その理由について本研究では明らかにできていない。この点に関する検討も今後の課題となる。

注

- 1 例えば、Frank, Lynch, and Rego (2009) や Chen et al. (2010) を参照のこと。近年は tax avoidance に対してこのような定義を用いることが多い。
- 2 Wilde and Wilson (2018) によると、いくつかの重要な課題は残されているものの、Dyreng, Hanlon, and Maydew (2008) の影響により、税負担削減行動の決定要因に関する研究はこの10年でかなり進展した。
- 3 主として企業顧客の集中 (corporate customer concentration) に焦点を合わせているが、政府顧客の集中 (governmental customer concentration) についても追加分析で検討を行っている。
- 4 Huang et al. (2016) は、サプライヤーの総売上高の10%以上の売上高を占める顧客を主要顧客と定義している。本研究でも、主要顧客に対して同様の定義を用いる。
- 5 例えば、高橋・椎葉・佐々木 (2011) や Sasaki, Shiiba, and Takahashi (2017) によると、CMCによるサプライヤー株式の保有割合は米国より日本の方が大きい。
- 6 本研究では分析対象を3月決算の企業に限定しており、2010年度とは2010年4月1日に開始される事業年度を意味する。
- 7 日本の製造業について、高橋・椎葉・佐々木 (2010)、Sasaki, Shiiba, and Takahashi (2017)、および高橋 (2018) 等で様々な観点から検討されているが、まだ解明されていない部分も多い。
- 8 本研究の分析対象期間では、地方法人特別税や地方法人税が課されることがあるが、本研究ではこれらを含めて法人税・住民税・事業税という用語を用いている。
- 9 Dyreng, Hanlon and Maydew (2008) では、カレント実効税率やGAAP実効税率ではなく、分子を税金支払額とした長期のキャッシュ実効税率を提案している。しかし日本では、分母・分子の期間対応が崩れてしまうため、分析に用いられることは少ない。この点についての詳細は、山下 (2010) 等を参照のこと。
- 10 例えば、中央値で調整しているものとして Chen, Dhaliwal, and Trombley (2012) が、平均値で調整しているものとして Balakrishnan, Blouin, and Guay (2019) がある。なお Balakrishnan, Blouin, and Guay (2019) は業種だけでなく、企業規模も同時に調整している。
- 11 Gupta and Newberry (1997) や Lanis and Richardson (2012) 等を参照のこと。
- 12 長期実効税率や税引前営業キャッシュフローを分母とする実効税率はカレント実効税率等と同様の置き換えをするとともに、いずれの実効税率を用いる場合でも分母が負となるものは分析から除外している。また実効税率以外で良く用いられる指標として、会計利益と課税所得の差異 (book-tax difference; BTD) や Desai and Dharmapala (2006) の残余 BTD (residual book-tax difference または abnormal

- book-tax difference)等の指標がある。しかし、これらの指標の計算には課税所得の情報が必要であり、これを連結決算データにより税額から推定する場合、国内外の税率差等が大きな誤差を生じさせる可能性があるため、本研究では取り上げていない。
- 13 例えば、Dhaliwal, et al. (2016)、Huang et al. (2016)、および Sasaki, Shiiba, and Takahashi (2017) を参照のこと。
 - 14 本店所在地により判断した。
 - 15 OLS で推定しているが、Tobit モデルを用いても以下に示す結果は本質的に変わらなかった。
 - 16 コントロール変数については、Huang et al. (2016) の他、Chen et al. (2010)、Hoi, Wu, and Zhang (2013)、Cen et al. (2017)、山下・音川 (2009)、および浅野 (2017) 等も参照のこと。
 - 17 浅野 (2017) によると、この種の分析で海外売上高比率を海外活動 (海外依存度) の代理変数として用いるためには、この比率と海外事業体の売上高比率が連動するという仮定が必要である。
 - 18 データベースにおいて、持分法による投資損益は利益が負値で示されているため、予測符号は正となる。
 - 19 ただし、税効果会計の対象となった繰越欠損金、海外・輸出売上高、および持分法による投資損益の欠損値は、0 と置き換えて分析を行っている。
 - 20 この表には、実効税率が欠損値となるものも含まれている。
 - 21 回帰分析のサンプルに限定せず利用可能な全てのデータを用いて検定しても、同様の結果が得られている。
 - 22 Sasaki, Shiiba, and Takahashi (2017) や高橋 (2018) 等のように、CMC による株式保有割合が 50% を超える企業をサンプルから除外した分析も行ったが、その結果は表 4 に示されるものと同様であった。
 - 23 表 4 に比べて観測数が減少しているのは、CMC の存在する企業が 0 である空運が分析から除外されるためである。表 4 について、空運を除外した分析も行ったが、傾向に変化は見られなかった。
 - 24 この値は、いずれの実効税率の場合も 0.04 程度であった。また、キャリパーを 0.01、0.02、および 0.03 として、マッチングしても傾向は変わらなかった。
 - 25 日経業種分類 (中分類) にもとづいている。
 - 26 この考えと整合的に、高橋・椎葉・佐々木 (2011) は、CMC の売上総利益率および総資産営業利益率の平均値・中央値が、そうでない企業に比べて有意に高いことを明らかにしている (ただし、総資産営業利益率は回帰分析において有意な結果は得られていない)。また Sasaki, Shiiba, and Takahashi (2017) は、CMC の存在する日本企業の売上総利益率が低いことを明らかにしている。

参考文献

- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2019. Tax Aggressiveness and Corporate Transparency. *The Accounting Review* 94(1): 45-69.
- Cen, L., E. L. Maydew, L. Zhang, and L. Zuo. 2017. Customer-Supplier Relationships and Corporate Tax Avoidance. *Journal of Financial Economics* 123: 377-394.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin. 2010. Are Family Firms More Tax Aggressive Than Non-Family Firms? *Journal of Financial Economics* 95: 41-61.
- Chen, L.H., D.S. Dhaliwal, and M.A. Trombley. 2012. Consistency of Book-Tax Differences and the Information Content of Earnings. *Journal of the American Taxation Association* 34(2): 93-116.
- Desai, M. A. and D. Dharmapala 2006. Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives. *Journal of Financial Economics*. 79(1): 145-179.
- Dhaliwal, D., J. S. Judd, M. Serfling, and S. Shaikh. 2016. Customer Concentration Risk and the Cost of Equity Capital. *Journal of Accounting and Economics* 61: 23-48.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2008. Long-Run Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review* 83(1): 61-82.
- Frank, M. M., L. J. Lynch, and S. O. Rego. 2009. Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting. *The Accounting Review* 84(2): 467-496.
- 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.
- Hoi, C. 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.
- Huang, H. H., G. J. Lobo, C. Wang, and H. Xie. 2016. Customer Concentration and Corporate Tax Avoidance. *Journal of Banking and Finance* 72: 184-200.
- Lanis, R. and G. Richardson. 2012. Corporate Social Responsibility and Tax Aggressiveness: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting and Public Policy* 31(1): 86-108.
- Patatoukas, P. N. 2012. Customer-Base Concentration: Implications for Firm Performance and Capital Markets. *The Accounting Review* 87(2): 363-392.
- Sasaki, I., A. Shiiba, and K. Takahashi. 2017. Customer Concentration, Corporate Equity Ownership, and Firm Performance. *Proceedings of the Japanese Association of Management Accounting (JAMA) 2017 Conference*.
- Shackelford, D. A. and T. Shevlin. 2001. Empirical Tax Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31: 321-387.
- White, H. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4): 817-838.
- Wilde, J. H. and R. J. Wilson. 2018. Perspectives on Corporate Tax Planning: Observations from the Past Decade. *The Journal of the American Taxation Association* 40(2): 63-81.
- 浅野敬志. 2017. 「多国籍企業の租税回避と所在地別セグメント情報開示行動」『金融研究』36 (1) : 75-114.
- 黄耀偉, 前川あすか, 村上裕太郎. 2013. 「外国人投資家の存在が企業の税負担削減行動に与える影響」『慶應経営論集』30 (1) : 61-87.
- 高橋邦丸, 椎葉淳, 佐々木郁子. 2010. 「顧客関連性戦略と企業業績との関係について」『青山経営論集』45 (1) : 177-196.
- 高橋邦丸, 椎葉淳, 佐々木郁子. 2011. 「組織間関係における株式保有構造と主要顧客企業の業績について」『青山経営論集』45 (4) : 1-26.
- 高橋邦丸. 2018. 「売り手企業に焦点をあてた三者間取引と財務業績について」『青山経営論集』53 (1) : 39-62.
- 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 2009-40.
- 山下裕企. 2010. 「税負担削減行動の指標に関する一考察」『経営総合科学』94 : 9-30.