



日本における株式持合が課税所得減少行動に与える影響

山下, 裕企
音川, 和久

(Citation)

神戸大学経営学研究科 Discussion paper, 2009 - 40

(Issue Date)

2009-10

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81001664>



Graduate School of
Business Administration

KOBE
UNIVERSITY



ROKKO KOBE JAPAN

2009-40

日本における株式持合が
税負担削減行動に与える影響

山下 裕企 音川 和久

Discussion Paper Series

日本における株式持合が税負担削減行動に与える影響

山下裕企（愛知大学）

音川和久（神戸大学）

初稿：2009年10月

最終稿：2010年 3月

<要旨>

本研究の目的は、日本型経営の特徴である企業間の株式持合と経営者の税負担削減行動との関連性を実証的に分析することである。複数にわたる税負担削減行動の尺度を用い、株式持合の程度を表す変数として2社間で相互に株式を保有していることを条件として計測される株式持合比率を用いて実証分析を展開した。そして、その他の要因をコントロールした上で、株式持合比率と経営者の税負担削減行動の間に逆U字形の関係があることを析出した。すなわち、株式持合比率が上昇するにつれて、はじめは経営者の税負担削減行動が有意に抑制される。しかし、その程度は逡減的であり、いずれの税負担削減行動の尺度を用いるかによって若干異なるが、持合比率がおよそ22%から30%の水準を超えると、今度は、株式持合比率の上昇に伴って、経営者の税負担削減行動がより積極的になる。このことは、ある一定水準の株式持合が経営者の裁量的行動を抑制する効果を発揮していることを示すものである。本研究は、株式所有構造が経営者の税負担削減行動に与える影響を理解する上で貴重な証拠を提示しており、特に、株式の相互持合が経営者の税務行動に及ぼす影響を明らかにした最初の研究である。

<キーワード>

株式持合、経営者の税負担削減行動、実効税率、会計利益と課税所得の差異

1. はじめに

企業間の株式持合 (corporate cross shareholdings) は、メインバンク制と並んで、日本型企业経営の大きな特徴の一つである。株式持合は、敵対的企業買収の防止、長期的視点に立った企業経営、および企業経営のリスク・シェアリングという3つの面から企業経営を安定させる効果を発揮してきたとする一方で、持合による経営者の裁量範囲の拡大がコーポレート・ガバナンスの弱体化および非効率的な経営をもたらしたといわれている (岡部(2007))。本稿の目的は、このような特徴を有する株式持合が日本企業の税負担削減行動 (tax aggressiveness)¹へ与える影響を実証的に明らかにすることである。

ところで税負担削減行動をとることは経営者にとってどのような便益とコストをもたらすのであろうか。Chen et al.(2010)や Hanlon and Slemrod(2009)等は、代表的な便益とコストとして次のようなものを指摘している。第一の便益は、税コストの削減を行うことにより企業価値を増加させ、直接的あるいは間接的な報酬を得ることである。第二の便益は、複雑な税負担削減行動を通じて、経営者が自己の利益を追求し、それを隠蔽できる可能性があることである。他方、第一のコストは、税務当局による調査リスクが増大し、その結果によっては処罰され追加的な税コストが生じることである。また第二のコストは、経営者が自己の利益を追求している (第二の便益) と疑われることによって、株価が低くなることである。

株式の持合を行っている企業 (以下、持合企業と呼ぶ) は、そうでない企業に比べて、長期的かつ大規模な安定株主がより多く存在するという特徴をもっている。このことは Chen et al.(2010)によって調査された創業者一族に権限が集中している企業 (family firm) の場合と同様に、2つの相反する効果をもたらすと考えられる²。一つは、友好的な株主の増加によって経営者に対するモニタリング機能が低下し、持合企業と外部株主との間の情報の非対称性が拡大することから、経営者が自己の利益を優先させる動機や裁量が高まる効果である (エントrenchment効果; entrenchment effect)。この場合、経営者は税コスト削減による直接的・間接的報酬の獲得やその他の自己の利益を優先させることから、税負担削減行動がより積極的になると考えられる。もう一つは、敵対的企業買収の脅威からの解放、長期的な視野に立った企業経営の容認、および持合企業間での相互牽制と経営リスクの分散等によって、経営者が自己の利益を優先させる動機や裁量が抑制される効果である (アラインメント効果; alignment effect)。持合企業では相手企業が脱税等で処罰されることによる追加的な税コストの発生や評判の低下、あるいは相手企業の株価が低くなることによる自社の業績の悪化を恐れ、持合企業間の相互牽制はより強くなるかもしれない。このような場合、持合企業の税負担削減行動はより消極的になると考えられる。しかし、これらの効果のどちらがより強く表れるかという点について、これまで明らかにされていない。

税負担削減行動の尺度として ETR (effective tax rate)、Current_ETR (current effective tax rate)、および MPBT (Manzon-Plesko book-tax difference, total book-tax difference)³を用いて分析を行った結果、株

¹ 多くの先行研究と同様に、本研究では、税負担削減行動を、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する (例えば、Chen et al.(2010)、Frank et al.(2009)、および Khurana and Moser(2009)等を参照のこと)。

² このような効果が生じることについて、創業者一族に権限が集中している企業に関するものは Wang(2006)や Chen et al.(2010)等が、持合企業に関するものについては音川・北川(2007)等が詳しい。

³ 詳細は、Manzon and Plesko(2002)を参照のこと。

式持合比率と経営者の税負担削減行動の間には逆U字形の関係があることが析出された。すなわち、株式持合比率が上昇するにつれて、はじめは経営者の税負担削減行動が有意に抑制される。しかし、その程度は逡減的であり、いずれの尺度を用いるかによって少し異なるが、株式持合比率がおおよそ22%から30%の水準を超えると、その関係が反転する。そして、今度は、株式持合比率の上昇に伴って、経営者の税負担削減行動がより積極的になる。このことは、株式持合比率が相対的に低い区間ではアラインメント効果、相対的に高い区間ではエントレンチメント効果がより強く表れているという考え方と整合的である。またサンプルを1995年の前後で分割したところ、株式持合の解消が顕著となっている後半に、このような傾向がより強くなっていることが明らかになる。

本研究は、株式所有構造が企業の税負担削減行動に影響を及ぼすことについて一つの証拠を提示しているという点で大きく貢献している。Shackelford and Shevlin (2001)は、株式所有構造のような組織要因が潜在的に税負担削減行動の重要な決定要因の一つであると指摘しているが、これに対して、近年、いくつかの成果が報告されている。Chen et al.(2010)は、創業者一族のメンバーが経営者であり続けるか大口株主となっている企業では、税負担削減行動が抑制されることを明らかにしている。また、Badertscher et al.(2009)は、PEファンド運営会社(private equity firm)によって過半数の株式を保有されている非公開会社は、(1)公開会社に比べて、限界税率は低いが会計利益を減少させないような税負担削減行動(book-tax nonconforming tax planning)には積極的でないこと、および(2)それ以外の非公開会社に比べて、税負担削減行動がより積極的であることを示している。さらに、Khurana and Moser(2009)は、長期間株式を保有する機関投資家の水準が高くなると税負担削減行動が抑制されるが、逆に、短期間株式を保有する機関投資家の水準が高くなると税負担削減行動が積極的になることを明らかにしている。本研究は、日本型企业経営の特徴である株式持合を対象にしているという点で、先行研究と大きく異なっている。その一方で、株式持合に準ずる企業集団の経営者行動を明らかにしようとする研究は、いくつか存在する。たとえば、Jung and Kwon (2002)およびKim and Yi (2006)は、韓国の企業集団(chaebol-affiliated company)を調査対象とし、これに所属する企業はそうでない企業に比べて、利益の株価関連性が低く、裁量的会計発生高の水準が大きいことを例証した。また、Douthett and Jung (2001)は、系列に属する日本企業がそうでない企業と比較して、利益の株価関連性が高く、裁量的会計発生高の水準が小さいことを明らかにした。音川・北川(2007)は、Dechow and Dichev(2002)に従って会計発生高の質を計測した上で、株式持合比率との間に逆U字形の関係があることを例証した。しかし、これらはいずれも経営者の税負担削減行動に焦点を合わせたものではない。株式持合が経営者の税務行動に及ぼす影響を明らかにしたのは、我々が知る限り本研究がはじめてである。本研究と音川・北川(2007)の結果とを合わせて考えると、ある一定水準の株式持合は会計・税務の両面において経営者の裁量的行動を抑制する効果を発揮していると考えられる。

また本研究ではMPBTを計算する際、課税所得の実績値を用いている。米国等では課税所得の実績値は公表されていないため、Chen et al.(2010)をはじめとする多くの先行研究では、様々な誤差が含まれるのを承知の上で、課税所得を税額等から推定している⁴。しかし本研究は、このような測定誤差を生じさせることはない。この点においても、本研究は大きな意義をもつと考えられる。

⁴ Hanlon(2003)および奥田・山下・米谷(2006)等は、課税所得を推定する際にどのような誤差が生じうるかを指摘している。

本研究の構成は以下の通りである。まず第2節では、株式持合と企業の税負担削減行動の関連性について検討し、本研究の仮説を構築する。次の第3節では、税負担削減行動の尺度およびコントロール変数を検討し、分析モデルを示す。またここでは分析で用いるサンプルおよび基本統計量についても検討する。さらに第4節で分析結果を示し、最後に第5節で簡単な要約とともに本研究を締めくくる。

2. 株式持合と企業の税負担削減行動

企業間の株式持合は、日本型企业経営の大きな特徴の一つである。岡部(2007)は、株式持合の度をあらわす株式持合比率が1987年から1990年代半ばまで概ね17%~18%で安定していたが、持合株式の利益率の低さ、株式保有リスクに対する認識の強まり、および新会計基準導入の影響等を理由⁵に株式持合の解消が進み、1990年代半ば以降は急速に低下していることを示している。しかし取引関係の強化や買収防衛策等のために株式持合比率が2006年から3年連続で増加しており(日本経済新聞2009年8月14日)、近年、株式持合は再び増加傾向にある。図1は本研究で用いているデータに基づく株式持合比率の平均値および中央値について、1987年から2004年までの年別傾向を示したものである。岡部(2007)と同様に、1995年頃を境にして株式持合比率が急速に低下していることがわかる。

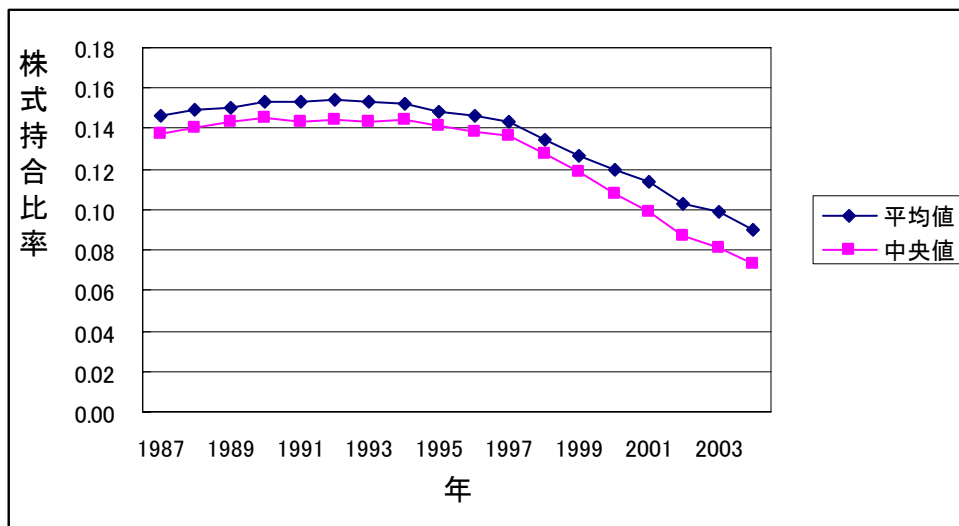


図1 株式持合比率の年別傾向

さて株式持合は、敵対的企業買収の防止、長期的視点に立った企業経営、および企業経営のリスク・シェアリングという3つの面から企業経営を安定させる効果を発揮してきたとされるが、その一方で、持合による経営者の裁量範囲の拡大がコーポレート・ガバナンスの弱体化および非効率的な経営をもたらしたといわれている。このような特徴を有する持合企業については、創業者一族に権限が集中している企業と同様に、エンブレメント効果とアラインメント効果という2つの効果が生じうる。前者は、企業間の株式の相互持合が友好的株主を増大させるので株主による経営者のモニタリング機能が低下し、さらに持合企業当事者間で重要な情

⁵ これらの理由は、いずれも保有している株式が自社の業績に与える影響を排除するという点において同様であると考えられる。

報が共有されることにより経営者と外部株主との間の情報の非対称性が拡大するので、経営者が自己の都合を優先させる動機が強まるという効果である。他方、後者は、株式を相互に保有している相手企業の業績動向が自社の業績・企業価値に影響を及ぼすため、相互牽制に基づく経営者のモニタリング機能が強化され、かつ経営者が長期的視点に立って企業経営を行えるため、自己の都合を優先させる動機が抑制されるという効果である。

ところで税負担削減行動をとることは経営者にとってどのような便益とコストをもたらすのであろうか。Chen et al.(2010)や Hanlon and Slemrod(2009)等は、代表的な便益とコストとして以下のようなものを指摘している。第一の便益は税コストの削減を行うことにより企業価値を増加させ、直接的あるいは間接的な報酬を得ることである。他の条件が同じであれば、税コストの削減は、税引後利益およびキャッシュ・フローを増加させ、結果として企業価値が高まることになる。経営者が株式を所有していたり、業績連動型の報酬契約を結んでいたりすれば、税コストを削減するインセンティブは非常に強くなるだろう。また第二の便益は、複雑な課税所得減少活動を通じて、経営者が自己の利益を追求し、それを隠蔽できる可能性があることである。他方、第一のコストは、税務当局による調査リスクが増大し、その結果によっては処罰され追加的な税コストが生じることである。このことは企業の評判の低下をもたらし、追加的なキャッシュ・アウトフローを生じさせる。実際、Mills(1998)や Mills and Sansing(2000)等は、税負担削減行動が反映されていると考えられる会計利益と課税所得の差異(book-tax difference)が大きくなると IRS による税務調査の行われる可能性が高まることを示している。また第二のコストは、経営者が自己の利益を追求している（第二の便益）と疑われることによって、株価が低くなることである。この点について、例えば、Hanlon and Slemrod(2009)は、企業が税負担削減行動を行っている（より厳密には、税負担削減行動の一つであるタックス・シェルターの利用）というニュースに対して株価が負の反応を示すことを明らかにしている。その一方で、Desai and Dharmapala(2009)や Wilson(2009)はガバナンスの強い企業の税負担削減行動は企業価値を増加させることを指摘している。

以上の点を整理すると、持合企業では、モニタリング機能が低下することから、経営者は税コスト削減⁶による直接的・間接的報酬の獲得やその他の自己の利益を優先させ、税負担削減行動がより積極的になるという側面（エントレンチメント効果）と、逆に持合企業では相手企業が脱税等で処罰されることによる追加的な税コストの発生や評判の低下、あるいは相手企業の株価が低くなることによる企業価値の低下を恐れ、モニタリング機能が高まるために持合企業では税負担削減行動がより消極的になるという側面（アラインメント効果）がある。しかし、これらのいずれがより強く表れるかという点については、これまで明らかにされていない。そこで、本研究では、次の仮説を検証することによって、この点を明らかにする。

仮説：株式持合比率が増加すると、企業の税負担削減行動はより積極的または消極的になる。

ところで、たとえば Morck et al. (1988)は、経営者持株比率と企業価値（トービンのQ）の関係を調査し、経営者の持株比率が0%から5%の区間では、持株比率の上昇に伴って企業価値が向上すること、しかし5%

⁶ 税コストの削減は全ての株主にとって望ましいことであり、そのメリットは多くの株式を所有するものにとってより大きくなるため、持合企業間ではそのような行為が黙認されるかもしれない。

から 25%の区間では、経営者の持株比率が上昇するほど企業価値が低下すること、そして 25%を超える区間では、持株比率の上昇に伴って再び企業価値が向上しはじめることを明らかにした。彼らは、経営者の持株比率が上昇するにつれて、経営者と株主の利害が一致するようになるので企業価値を最大化するように行動するというアラインメント効果が基本的に強く作用しているが、創業者としての地位、終身在職権の確保、取締役会における優越的な立場など様々な要因によってエンタレジメント効果が支配的な区間があると解釈した。McConnell and Servaes (1990)は、トービンのQを経営者持株比率で回帰するときに、1次の項だけではなく2次の項も含めた。そして、経営者持株比率にかかる1次の項が有意にプラス、2次の項が有意にマイナスであることを発見した。すなわち、企業価値と経営者持株比率の関係は非線形であり、経営者持株比率が40%ないし50%になるまでは、その上昇に伴って企業価値が向上するが、その水準を超えると企業価値が低下しはじめることを例証した。こうした結果は、株式所有構造と企業価値の関係が単純な線形関係にあるわけではないこと、および株式保有者の持株が変化するにつれて、そのインセンティブ構造も大きく変化することを示唆している。

また創業者一族の持株比率と企業業績の関係を調査した Anderson and Reeb (2003)も、McConnell and Servaes (1990)と同様に、両者の関係が逆U字形であることを発見している。また、創業者一族の持株比率と利益の質の関係を調査した Wang (2006)も、その関係が非線形であることを発見した。すなわち、ある一定の水準までは、創業者一族の持株比率が上昇するにつれて、創業者一族に権限が集中している企業はそうでない企業に比べて質の高い利益を報告するが、その水準を超えると、逆に利益の質が徐々に低下することを観察した。以上のような先行研究の結果に基づき、我々は、株式持合の水準と税負担削減行動の関連性を調査するにあたって、その関係が必ずしも線形ではない可能性を考慮に入れて実証モデルを構築する。

3. リサーチデザイン

3.1 税負担削減行動の尺度

Chen et al.(2010)では、創業者一族が経営上の重要な地位にあるか多くの株式を保有している企業の税負担削減行動を明らかにするために、ETR、CETR(cash effective tax rate)、MPBT、および DDBT (Desai-Dharmapala book-tax difference, residual book-tax difference)⁷を用いている。本研究では、Chen et al.(2010)の考え方に従い、DDBT を除く⁸3つを税負担削減行動の尺度として用いることとする⁹。ただし CETR の分子となる法人税・事業税・住民税の支払額の情報は、分析期間を通じて利用することが困難なため、本研究では CETR に代えて、分子が当期の法人税・事業税・住民税である Current_ETR を尺度として採用している¹⁰。まず ETR は法人税・事業税・住民税に法人税等調整額を加算し、それを税金等調整前利益で除

⁷ 詳細は、Desai and Dharmapala(2006)を参照のこと。

⁸ 本研究でも、DDBT を税負担削減行動の尺度として用いた分析も行ったが、MPBT の結果とほとんど違いがみられなかったため報告から除外している。このような結果となったことについては、日本の確定決算基準が大きな影響を与えている可能性があるが、この点についてのさらなる検討は別稿に譲りたい。

⁹ ここに示した以外にも、永久差異、裁量的永久差異、長期 CETR、および限界税率等が税負担削減行動の尺度として用いられる (Graham(1996)、Dyreg et al.(2008)、Rego and Wilson(2008)、Badertscher et al.(2009)、Frank et al.(2009)、Khurana and Moser(2009)、Wilson(2009)等を参照のこと)。税負担削減行動のそれぞれの尺度の特徴については、Hanlon and Heitzman(2009)が詳しい。

¹⁰ これを用いた場合、損益計算書で税額が過大・過小に示されていると誤差が含まれることが指摘されてい

したものと、次式のように定義される。

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

ここで i は企業、 t は年を表す。またこの尺度は、法人税等調整額のデータが必要となるため、税効果会計を適用している企業・年に対してのみ計算可能である¹¹。

つぎに **Current_ETR** は、法人税・事業税・住民税を税金等調整前利益で除したものと、次式のように定義される。

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

ETR および **Current_ETR** は分母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 つの尺度では、その値が小さくなるにつれて税負担が減少し、税負担削減行動が積極的であるとみなされる。

最後に、**MPBT** は税金等調整前利益と課税所得の差額を期首総資産で除したものと、次のように定義される。

$$MPBT_{i,t} = \frac{\text{税金等調整前利益}_{i,t} - \text{課税所得}_{i,t}}{\text{総資産}_{i,t-1}} \quad (3)$$

日本の場合には、課税所得が 4,000 万円を超える企業についてその金額が公表されていたため、本研究では、分析期間を通じて課税所得の実績値を直接用いることが可能である¹²。したがって、米国等の多くの先行研究とは異なり、この指標を測定する際に誤差は生じない。この尺度では、他の条件が同じであれば課税所得を減少させることにより **MPBT** が大きくなるので、この値が大きいほど税負担削減行動が積極的であるとみなされる。

3.2 分析モデル

本研究では、Chen et al.(2010)の考え方を基礎とした次のモデルを用いて仮説の検証を行う。

$$\begin{aligned} TaxAgg_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Cross_Share_{i,t} + \beta_2 (Cross_Share_{i,t})^2 + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} \\ & + \beta_6 NOL_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 INTANG_{i,t} + \beta_9 DIV_{i,t} + \beta_{10} SIZE_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} \\ & + \beta_{12} Lag_MPBT_{i,t} + Year_Dummies + Industry_Dummies + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

る。詳しくは、Chen et al. (2010)および Hanlon and Shevlin(2002)等を参照のこと。

¹¹ 税効果会計基準は、1998年10月30日に公表され、1999年4月1日以降に開始される事業年度から強制適用された。ただし、それ以前に早期適用することも認められていた。日本における税効果会計の導入の経緯については、Skinner (2008)が詳しい。

¹² 申告所得の公示制度は2006年に廃止された。

変数の定義：

TaxAgg=税負担削減行動の程度を表す3つの
変数 (ETR、Current_ETR、MPBT)

Cross_Share=株式持合比率

INST=金融機関等安定保有比率－株式持合比率

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

$$LEV = \frac{\text{固定負債}}{\text{前期末総資産}}$$

NOL=前期申告所得データが欠損でかつ前期税金等調整前利益が負のときに1、それ以外は0をとるダミー変数

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

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

$$DIV = \frac{\text{受取配当金}}{\text{前期末総資産}}$$

SIZE=前期末株価と前期末発行済株式数の積の自然対数

$$BM = \frac{\text{前期末資本}}{\text{前期末株価} \times \text{前期末発行済株式数}}$$

Lag_MPBT=前期のMPBT

まず左辺のTaxAggは、3.1で議論した税負担削減行動の程度を表す3つの変数である。つぎにCross_Shareは、株式持合比率を表している。株式の相互持合に関するデータは、ニッセイ基礎研究所の『株式持ち合い状況調査の基礎データ』から入手した。このデータベースは、東洋経済新報社の『大株主データ』と日経メディアマーケティングの『有価証券明細表データ』をもとに作成した株主名簿に基づいて、2社間で相互に保有していることが確認された株式を「持合株式」と定義する¹³。たとえば、図2のケースでは、A社とB社が相互の普通株式を所有しているので、B社が保有するA社株式30またはA社が保有するB社株式15が持合株式である。そして、A（B）社の株式持合比率は、それぞれの発行済株式数750（300）に対する持合株式30（15）の比率である4.00（5.00）%として計算される。以下の実証分析において、我々は、このように算定された指標を、それぞれの企業における株式持合の程度を示す変数として用いる¹⁴。

A社 株主名簿 (発行済株式数 750)	B社 株主名簿 (発行済株式数 300)
・	・
B社 30	A社 15
・	・
C銀行 15	・
D社 35	E社 12
・	・
・	・

図2 持合比率の算定方法

¹³ これには、持株会社形態の会社において、持株会社傘下の会社が株主となっているようなケースも含まれる。

¹⁴ このデータベースでは、「金融機関等安定保有比率」という指標も併せて算定されている。金融機関等安定保有株式には、持合株式のほか、金融機関・信託銀行が保有する株式、および親会社などの関係会社が保有する株式が含まれる。図2のケースにおいて、A社の金融機関等安定保有比率は、6.00% [= (30 + 15) ÷ 750] として算定される。

このように、この尺度は2社間で相互に株式を保有していることを条件として測定されているため、株式持合の実態をより適切に反映している変数であると考えられる。また前述のように、株式持合の水準と税負担削減行動の関係が必ずしも線形ではない可能性を考慮し、Cross_Share の2乗を独立変数に加える。音川・北川(2007)では、ある一定の株式持合の水準までは株式持合と会計発生高の質の間にプラスの関係があり、その水準を超えると両者の間にマイナスの関係があることを例証しているが、もしこれと同様な形で株式持合と経営者の裁量の関係が示されるのであれば、ETR および Current_ETR については $\beta_1 > 0$ および $\beta_2 < 0$ が予測され、MPBT については $\beta_1 < 0$ および $\beta_2 > 0$ が予測される (MPBT のケースでは ETR および Current_ETR と逆の符号が予測されるので、以下では MPBT に関する予測符号の記述は省略する)。

音川・北川(2007)では、金融機関持株比率の高い企業ほどモニタリング機能が強化され、経営者の裁量的な行動(利益調整行動)が抑制されるという先行研究¹⁵の結果を受け、金融機関持株比率を独立変数に加えている¹⁶。また Khurana and Moser(2009)は、長期間株式を保有する機関投資家の水準が高くなると税負担削減行動が抑制され、短期間株式を保有する機関投資家の水準が高くなると税負担削減行動が積極的になることを明らかにしている。本研究では、金融機関持株比率 INST を金融機関等安定保有比率と株式持合比率の差として定義し、分析に含めている。日本企業の先行研究の結果および日本のメインバンクシステムのもとでは機関投資家としての銀行は株式を長期間保有するのが前提となることを勘案し、ETR および Current_ETR について $\beta_3 > 0$ を予測する。

またタックス・プランニングのインセンティブと機会をコントロールするために、ROA、LEV、および NOL を独立変数に加える¹⁷。まず ROA は収益性を表す変数であり、経常利益を前期末総資産で除して定義している。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いう考え方と整合するならば、ETR および Current_ETR について $\beta_4 < 0$ が予測される。また LEV は固定負債を前期末総資産で除して定義されるが、負債による資金調達を行っている企業はそれだけで節税の便益を受けているので、積極的な税負担削減行動を行う必要がないと考えられる。この観点から、ETR および Current_ETR について $\beta_5 > 0$ が予測される。最後に NOL について、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することができるとしてこの変数を導入している。すなわち前期末に繰越欠損金があれば、対象期に何もしなくても繰越欠損金の損金算入により税負担が軽減されるため、3つの尺度は対象期になされた税負担削減行動の結果よりも低い税負担を示してしまう。この点をコントロールするために NOL が変数として導入され、ETR および Current_ETR について $\beta_6 < 0$ が予測される。ただし繰越欠損金の有無は分析期間を通じて直接利用す

¹⁵ 例えば、Warfield et al.(1995)、木村(2006)、首藤(2006)等を参照のこと。

¹⁶ 金融機関持株比率が増大しても、これによってモニタリング機能が低下しエントレンチメント効果が支配的になるとは考えられない。そのため、我々は主たる分析において INST の2乗を独立変数に含めていない。INST の2乗を追加した場合についても同じ分析を繰り返したが、当該変数の係数は統計的に有意にゼロと異ならなかった。さらに、この追加分析においても、株式持合の水準と税負担削減行動の関係は本文に示されたものと同様であった。

¹⁷ Chen et al.(2010)では、これ以外にも繰越欠損金の変化額および海外利益を独立変数に含めているが、データの利用可能性の観点から、本研究ではこれらを除外している。またこれ以降のコントロール変数の議論については、Manzon and Plesko(2002)、Graham and Tucker(2006)、Frank et al.(2009)、および Wilson(2009)等が詳しい。

ることができないので、NOL を前期申告所得データが欠損¹⁸でかつ前期税金等調整前利益が負のときに 1、それ以外は 0 をとるダミー変数と定義し分析に導入する。

つぎに会計上と税務上の取り扱いの違いをコントロールするために、PPE および INTANG が独立変数に加えられる¹⁹。PPE は償却対象有形固定資産を、また INTANG は無形資産をそれぞれ前期末総資産で除したものと定義される。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、税負担削減行動の尺度に異なる影響を及ぼすことになるので、事前に符号の予測は行わない。また株式持合比率が増加すると、それに応じて相手企業からの受取配当金が増加することが予測される。税務上、受取配当金の一部または全ては益金不算入となり永久差異を生じさせる要因となるので、このような状況では、税負担削減行動の程度を表す 3 つの尺度は実際になされたよりも低い税負担を示してしまうだろう。この点をコントロールするために DIV が独立変数に含められる。DIV は受取配当金を前期末総資産で除したものと定義され、ETR および Current_ETR について $\beta_9 < 0$ が予測される。

さらに規模と成長性をコントロールするために、SIZE と BM が独立変数に加えられる。SIZE は前期末株価と前期末発行済株式数の積の自然対数として定義され、規模の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とするならば、ETR および Current_ETR について $\beta_{10} < 0$ が予測される。逆に、規模が大きいほど政治的圧力が強まり、タックス・プランニングが抑制されるのであれば、ETR および Current_ETR について $\beta_{10} > 0$ が予測される。また BM は前期末資本を前期末株価と前期末発行済株式数の積で除したものであり、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と整合するならば、ETR および Current_ETR について $\beta_{11} > 0$ が予測される。

最後に、前期の MPBT が当期の MPBT に影響を及ぼすことがいくつかの先行研究で指摘²⁰されているので、税負担削減行動の尺度として MPBT を採用した場合について、Lag_MPBT を変数に加える。ただし、本研究では前期申告所得データが欠損でかつ前期税金等調整前利益が負の企業は繰越欠損金を持つと仮定しているため、Lag_MPBT の値が計算可能なときに NOL の値は常に 0 となってしまう。このことはこれら 2 つを同時に独立変数として用いることができないことを意味する。そこで MPBT を従属変数とする分析では、NOL を独立変数から除外している²¹。

3.3 サンプル・セレクションおよび基本統計量

本研究では、1987 年²²から 2004 年までを分析対象期間としている。ただし ETR を用いた分析では、法人税等調整額のデータが必要となるため、税効果会計を適用している企業・年についてのみ分析を行っている。

¹⁸ 前期申告所得データが欠損である企業は、欠損が生じているか課税所得が 4,000 万円以下であると考えられる。

¹⁹ Chen et al.(2010)ではこれ以外に、持分法による投資損益 (EQINC) を独立変数に加えているが、本研究は単体のデータを用いているため、この変数を含めていない。

²⁰ 例えば、Manzon and Plesko(2002)は米国企業のデータを用いて MPBT に持続性があることを指摘し、山下・奥田(2006)および奥田・山下・米谷(2006)は日本企業のデータを用いて MPBT に反転傾向があることを指摘している。

²¹ Lag_MPBT ではなく NOL を独立変数に含めた分析も行ったところ、NOL の係数の符号は予測通り有意となり、それ以外の部分は Lag_MPBT を用いた分析と同様の結果を示している。

²² 本研究では、t 年 4 月 1 日から t+1 年 3 月 31 日までに開始される事業年度を単に t 年と呼んでいる。

株式持合に関するデータは、前述のようにニッセイ基礎研究所の『株式持ち合い状況調査の基礎データ』から入手している。またそれ以外の必要なデータは『NEEDS-Financial Quest』から入手した。

表1 基本統計量

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<i>ETR</i> ^{a, b}	9,880	0.427	0.183	0.000	1.000
<i>Current_ETR</i> ^a	23,885	0.468	0.222	0.000	1.000
<i>MPBT</i>	21,099	-0.004	0.024	-0.547	1.667
<i>Cross_Share</i>	28,660	0.127	0.093	0.000	0.613
<i>INST</i>	28,660	0.202	0.187	0.000	0.920
<i>ROA</i>	28,660	0.036	0.049	-1.082	0.859
<i>LEV</i>	28,660	0.188	0.151	0.000	6.520
<i>NOL</i>	28,660	0.137	0.344	0.000	1.000
<i>PPE</i>	28,660	0.184	0.134	0.000	1.446
<i>INTANG</i>	28,660	0.006	0.016	0.000	0.549
<i>DIV</i>	28,660	0.003	0.004	0.000	0.169
<i>SIZE</i>	28,660	10.392	1.623	5.481	17.560
<i>BM</i>	28,660	0.844	0.815	-23.234	14.288
<i>Lag_MPBT</i>	21,658	-0.004	0.023	-0.547	1.667

変数の定義：

$$ETR = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税} + \text{法人税等調整額}}{\text{税金等調整前当期利益}}$$

$$Current_ETR = \frac{\text{法人税} \cdot \text{事業税} \cdot \text{住民税}}{\text{税金等調整前当期利益}}$$

$$MPBT = \frac{\text{税金等調整前当期利益} - \text{申告所得}}{\text{前期末総資産}}$$

$$Cross_Share = \text{株式持合比率}$$

$$INST = \text{金融機関等安定保有比率} - \text{株式持合比率}$$

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

$$LEV = \frac{\text{固定負債}}{\text{前期末総資産}}$$

$$NOL = \text{前期申告所得データが欠損でかつ前期税金等調整前利益が負のときに 1、それ以外は 0 をとるダミー変数}$$

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

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

$$DIV = \frac{\text{受取配当金}}{\text{前期末総資産}}$$

$$SIZE = \text{前期末株価と前期末発行済株式数の積の自然対数}$$

$$BM = \frac{\text{前期末資本}}{\text{前期末株価} \times \text{前期末発行済株式数}}$$

$$Lag_MPBT = \text{前期の } MPBT$$

a *ETR* および *Current_ETR* について、分母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。

b *ETR* はデータの都合上、税効果会計が導入されている企業・年についてのみ計算した。

表2 相関係数

パネルA：tax aggressiveness 指標間の相関係数

	<i>ETR</i>	<i>Current_ETR</i>	<i>MPBT</i>
<i>ETR</i>	1.000		
<i>Current_ETR</i>	0.446	1.000	
<i>MPBT</i>	-0.170	-0.483	1.000

パネルB：独立変数間の相関係数

	<i>Cross_Share</i>	<i>INST</i>	<i>ROA</i>	<i>LEV</i>	<i>NOL</i>	<i>PPE</i>	<i>INTANG</i>	<i>DIV</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>	<i>Lag_MPBT</i>
<i>Cross_Share</i>	1.000										
<i>INST</i>	-0.315	1.000									
<i>ROA</i>	-0.051	-0.047	1.000								
<i>LEV</i>	0.030	-0.030	-0.136	1.000							
<i>NOL</i>	-0.070	-0.009	-0.343	0.043	1.000						
<i>PPE</i>	-0.006	0.088	-0.021	0.462	-0.030	1.000					
<i>INTANG</i>	-0.128	-0.028	0.013	0.087	0.013	0.071	1.000				
<i>DIV</i>	0.082	-0.046	0.065	0.019	-0.034	-0.016	-0.009	1.000			
<i>SIZE</i>	0.081	-0.020	0.219	0.193	-0.230	0.077	0.053	0.198	1.000		
<i>BM</i>	-0.001	-0.073	-0.148	-0.137	0.136	-0.069	-0.002	-0.084	-0.408	1.000	
<i>Lag_MPBT</i>	0.005	-0.021	-0.008	-0.002	— ^a	0.036	-0.008	0.013	0.042	-0.069	1.000

a 変数の性質上、*Lag_MPBT*の値が計算可能なときに*NOL*の値は常に0となってしまうため、これら2つの変数の相関係数は計算することができない。

サンプルは、(1)3月決算の上場企業であること、(2)決算月数が12ヶ月であること、(3)銀行・証券・保険の各業種に属していないこと、および(4)分析に必要なデータが全て入手できることを条件に選択した。さらに ETR および Current_ETR は、税金等調整前利益がゼロまたはマイナスの場合には意味のある指標とならないため、これらのデータは分析から除外している。各変数の基本統計量および変数間の相関（Pearson の相関係数）は表1および表2に示す通りである。

まず表1で ETR のサンプル数が少なくなっている主な要因は、ETR が税効果会計を適用している企業・年についてのみ計算可能であることに起因する。また MPBT が平均で負の値をとっているのは、日本企業のデータを用いた先行研究²³の結果と同様であり、日本の特徴的傾向であるといえる。つぎに表2を見ると、ETR と Current_ETR の間には正の相関があり、MPBT はこれら2つの変数と負の相関を有している。このことは3.1で議論した税負担削減行動の3つの尺度の考え方と整合的である。また独立変数間で、分析結果に影響を及ぼすような強い相関がみられるものは存在しない。

4. 分析結果

4.1 主要な結果

表3にはプールデータを用いた回帰分析の結果が示されている。まず、Cross_Share および(Cross_Share)²の係数を見ると、ETR および Current_ETR の分析では $\beta_1 > 0$ および $\beta_2 < 0$ 、MPBT の分析では $\beta_1 < 0$ および $\beta_2 > 0$ となっており、ETR の(Cross_Share)²の係数を除いて全て統計的に有意となっている。これらの結果は、株式持合比率と経営者の税負担削減行動が非線形の関係にあることと整合的である。またこの結果は、株式持合比率がゼロから上昇するにつれて、経営者の税負担削減行動が消極的になることを示している。これは、持合企業では、相手企業が脱税等で処罰されることによる追加的な税コストの発生や評判の低下、あるいは相手企業の株価が低くなることによる自社の業績の悪化を恐れ、モニタリング機能が高まることによって、税負担削減行動がより消極的になるためと考えられる。しかし、税負担削減行動は株式持合比率の増加に対して常に消極的になるわけではない。税負担削減行動の尺度によって少し異なるが、株式持合比率と経営者の税負担削減行動の関係を表す曲線の屈折点は、ETR を用いた場合が29.5%、Current_ETR が25.0%、MPBT が22.2%である。したがって、この水準を超えて株式の持合がさらに強化されると、経営者の税負担削減行動は徐々に積極的になる。このことは一定水準を超える株式持合は、エントレンチメント効果を強く生じさせることを示している。表4は、年別の回帰分析の結果を Fama and MacBeth(1973)の方法で集計した結果が示されているが、こうした傾向は同じである。

次に INST の係数についてみると、表3では全て予測通りの符号で統計的に有意となっている。また表4では、Current_ETR および MPBT の分析において予測通りの符号で統計的に有意となっている。これら結果は、金融機関持株比率の高い企業ほどモニタリングが強化され、税負担削減行動がより消極的になるという考え方と整合的である。

また ROA の係数は、表3の ETR の分析についてのみ予測通りの符号であるが、統計的に有意となっていない。またいずれの表でも、Current_ETR の分析では予測とは逆の符号で統計的に有意となっている。このことは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いう考え方と整合的で

²³ 例えば、山下・奥田(2006)および奥田・山下・米谷(2006)等を参照のこと。

はない。LEVの係数は、表3のMPBTの分析および表4のCurrent_ETRとMPBTの分析において、予測通りの符号となっており、MPBTのケースでは統計的に有意となっている。しかしETRの分析では、いずれも予測とは逆の符号であり、表3については統計的に有意となっていることから結果が安定していない。最後にNOLの係数は、表3および表4において予測通りの符号で統計的に有意となっている。

表3 回帰分析結果（プールデータ）^a

モデル^b：

$$TaxAgg_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_Share_{i,t} + \beta_2 (Cross_Share_{i,t})^2 + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 NOL_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 INTANG_{i,t} + \beta_9 DIV_{i,t} + \beta_{10} SIZE_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} + \beta_{12} Lag_MPBT_{i,t} + Year_Dummies + Industry_Dummies + \varepsilon_{i,t}$$

独立変数	従属変数（TaxAgg）		
	ETR ^c	Current_ETR	MPBT
定数項	0.524*** (3.04)	0.609*** (16.00)	0.005 (1.05)
Cross_Share	0.121** (2.20)	0.329*** (7.87)	-0.024*** (-4.53)
(Cross_Share) ²	-0.205 (-1.28)	-0.658*** (-5.82)	0.054*** (3.88)
INST	0.037*** (3.69)	0.042*** (5.40)	-0.006*** (-5.93)
ROA	-0.006 (-0.14)	0.141*** (4.10)	-0.003 (-0.73)
LEV	-0.054*** (-3.57)	-0.010 (-0.91)	-0.010*** (-7.10)
NOL	-0.099*** (-18.31)	-0.290*** (-57.87)	
PPE	0.040** (2.35)	0.022* (1.64)	0.008*** (4.62)
INTANG	0.015 (0.15)	0.082 (0.85)	-0.022* (-1.92)
DIV	-4.215*** (-12.84)	-4.333*** (-14.09)	0.119*** (2.65)
SIZE	-0.001 (-0.77)	-0.011*** (-11.18)	0.000*** (3.47)
BM	0.017*** (7.73)	0.010*** (4.38)	-0.002*** (-5.48)
Lag_MPBT			0.040*** (5.54)
Adj.R ²	0.155	0.223	0.070
サンプル数	9,880	23,885	19,788

a ()内はt値であり、*** は1%有意を、** は5%有意を、* は10%有意を表す。

b Lag_MPBTは従属変数がMPBTのときのみ独立変数に加えらる。またLag_MPBTの値が計算可能なときにNOLの値は常に0となってしまうため、この分析においてNOLは独立変数から除外される。

c ETRはデータの都合上、税効果会計が導入されている年以降についてのみ分析可能である。

表4 回帰分析結果 (Fama and MacBeth(1973)の方法による集計) a

モデル^b :

$$TaxAgg_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_Share_{i,t} + \beta_2 (Cross_Share_{i,t})^2 + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 NOL_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 INTANG_{i,t} + \beta_9 DIV_{i,t} + \beta_{10} SIZE_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} + \beta_{12} Lag_MPBT_{i,t} + Industry_Dummies + \varepsilon_{i,t}$$

独立変数	従属変数 (<i>TaxAgg</i>)		
	<i>ETR</i> ^c	<i>Current_ETR</i>	<i>MPBT</i>
定数項	0.569*** (8.41)	0.486*** (9.60)	-0.001 (-0.29)
<i>Cross_Share</i>	0.096** (2.42)	0.283*** (3.08)	-0.021** (-2.72)
<i>(Cross_Share)</i> ²	-0.155 (-1.52)	-0.564** (-2.35)	0.048** (2.70)
<i>INST</i>	-0.012 (-0.23)	0.041*** (3.69)	-0.005** (-2.70)
<i>ROA</i>	0.055 (0.50)	0.131* (1.97)	-0.015 (-1.53)
<i>LEV</i>	-0.034 (-1.80)	0.005 (0.33)	-0.011** (-2.37)
<i>NOL</i>	-0.109** (-3.21)	-0.277*** (-17.11)	
<i>PPE</i>	0.046** (2.38)	0.005 (0.21)	0.008*** (3.17)
<i>INTANG</i>	0.020 (0.33)	0.029 (0.57)	-0.004 (-0.34)
<i>DIV</i>	-4.258*** (-5.14)	-5.182*** (-11.25)	0.200*** (4.17)
<i>SIZE</i>	-0.003 (-1.15)	-0.010*** (-6.23)	0.000** (2.23)
<i>BM</i>	0.018*** (4.97)	0.019** (2.73)	-0.001** (-2.78)
<i>Lag_MPBT</i>			0.079** (2.34)
Adj.R ²	0.288	0.225	0.128
サンプル数	9,880	23,885	19,788

a ()内はt値であり、*** は1%有意を、** は5%有意を、* は10%有意を表す。

b *Lag_MPBT*は従属変数がMPBTのときのみ独立変数に加えられる。また *Lag_MPBT*の値が計算可能なときに *NOL*の値は常に0となってしまうため、この分析において *NOL*は独立変数から除外される。

c *ETR*はデータの都合上、税効果会計が導入されている年以降についてのみ分析可能である。

次に PPE の係数は、ETR および Current_ETR と MPBT では逆の符号が予測されるにも関わらず、全ての分析で正の値となっており、表 4 の Current_ETR の分析を除いて統計的に有意となっている。また、INTANG の係数は、表 3 の MPBT の分析を除いて統計的に有意となっていない。さらに、DIV の係数は、全て予測通りの符号で統計的に有意となっている。このことは受取配当金の益金不算入が税負担削減行動の尺度に対して影響を及ぼすという考え方と整合している。

最後に、SIZE、BM、および Lag_MPBT について検討する。まず SIZE の係数は、表 3 および表 4 とともに、ETR および Current_ETR の分析では負で、MPBT の分析では正の値となっており、ETR の分析を除いて統計的に有意となっている。このことは規模の大きい企業ほどタックス・プランニング能力が高く規模の経済が働くという考え方と概ね整合的である。また BM の係数は、全て予測通りの符号で統計的に有意となっている。これは成長性の高い企業ほど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と整合的である。Lag_MPBT の係数 (MPBT の分析のみ) は、表 3 および表 4 でいずれも正で有意となっている。このことは MPBT が持続性を有することを意味しており、反転傾向が見られるという日本の先行研究の結果と整合していないが、その理由は明らかになっていない。

以上をまとめると、株式持合と経営者の税負担削減行動は必ずしも単調な線形の関係にあるわけではない。むしろ、株式持合比率が相対的に低い区間ではアラインメント効果、相対的に高い区間ではエンタレチメント効果がより強く表れているという考え方と整合的である。これらの結果は、株式持合と会計発生高の質の関係を分析した音川・北川(2007)と同様な傾向を示しており、ある一定水準の株式持合は会計・税務の両面において経営者の裁量的行動を抑制する効果を発揮していることを示唆している。さらに金融機関持株比率 (INST)、繰越欠損金の有無 (NOL)、受取配当金 (DIV)、企業規模 (SIZE)、成長性 (BM)、および前期の会計利益と課税所得の差異 (Lag_MPBT) が、日本企業の ETR 等を説明するのに有用であるということも示された。

4.2 追加分析の結果

本研究では、4.1 で示された分析に加えて、2つの追加的な分析を行っている。まず株式持合の解消が経営者の税負担削減行動に及ぼす影響を検討するために、持合の解消が明白でない分析期間の前半 (1987-1995) と持合が急速に解消している分析期間の後半 (1996-2004) とでサンプルを分割し、分析を繰り返した。この分析結果が、表 5 および表 6 に示されている。なお ETR に関する分析は、1995 年の前後でサンプルの分割が行えないためこの分析には含めていない。

まず表 5 をみると、Cross_Share および(Cross_Share)² の係数の符号は全て表 3 と同様となっている。しかし、いずれの場合も有意水準は 1995 年以前よりも 1996 年以降のサンプルの方が高くなっていることがわかる。例えば、Current_ETR についてみると、1995 年以前に Cross_Share の係数は 5%有意で(Cross_Share)² の係数は有意でなかったが (t 値はそれぞれ 2.32 と-1.01)、1996 年以降ではいずれも 1%で統計的に有意となっている (t 値はそれぞれ 7.30 と-5.60)。同様に、MPBT でも Cross_Share および(Cross_Share)² の係数は 1995 年以前では 5%有意 (t 値はそれぞれ-2.25 および 1.99) だったものが、1996 年以降では 1%有意となっている (t 値はそれぞれ-3.19 および 2.76)。表 6 でもこの傾向は保たれており、株式持合と経営者の税負担削減行動の関係は、持合解消が顕著となっている分析期間の後半においてより明白となっている。分析期間

表5 年度別回帰分析結果（プールデータ）^a

モデル^b：

$$TaxAgg_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_Share_{i,t} + \beta_2 (Cross_Share_{i,t})^2 + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 NOL_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 INTANG_{i,t} + \beta_9 DIV_{i,t} + \beta_{10} SIZE_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} + \beta_{12} Lag_MPBT_{i,t} + Year_Dummies + Industry_Dummies + \varepsilon_{i,t}$$

独立変数	従属変数 (<i>TaxAgg</i>)			
	<i>Current_ETR</i>		<i>MPBT</i>	
	1987-1995	1996-2004	1987-1995	1996-2004
定数項	0.623*** (9.01)	0.563*** (11.59)	0.001 (0.14)	-0.002 (-0.44)
<i>Cross_Share</i>	0.116** (2.32)	0.473*** (7.30)	-0.017** (-2.25)	-0.024*** (-3.19)
<i>(Cross_Share)</i> ²	-0.128 (-1.01)	-1.037*** (-5.60)	0.038** (1.99)	0.058*** (2.76)
<i>INST</i>	0.022** (2.32)	0.057*** (4.75)	-0.003** (-2.06)	-0.007*** (-5.35)
<i>ROA</i>	0.078* (1.85)	0.189*** (3.61)	-0.049*** (-7.49)	0.024*** (4.11)
<i>LEV</i>	0.010 (0.84)	-0.019 (-1.07)	-0.001 (-0.37)	-0.020*** (-9.67)
<i>NOL</i>	-0.247*** (-32.64)	-0.301*** (-44.52)		
<i>PPE</i>	-0.067*** (-4.27)	0.081*** (4.00)	0.004* (1.72)	0.011*** (4.88)
<i>INTANG</i>	0.023 (0.14)	0.077 (0.61)	0.024 (1.02)	-0.030** (-2.28)
<i>DIV</i>	-5.991*** (-11.05)	-3.985*** (-10.01)	0.353*** (3.95)	0.069 (1.31)
<i>SIZE</i>	-0.012*** (-10.13)	-0.010*** (-6.91)	0.000 (0.93)	0.001*** (3.11)
<i>BM</i>	0.016** (2.20)	0.011*** (4.04)	-0.001 (-0.88)	-0.002*** (-4.53)
<i>Lag_MPBT</i>			0.023** (2.26)	0.032*** (3.14)
Adj.R ²	0.187	0.232	0.029	0.110
サンプル数	10,878	13,007	9,739	10,049

a ()内はt値であり、*** は1%有意を、** は5%有意を、* は10%有意を表す。

b *Lag_MPBT*は従属変数がMPBTのときのみ独立変数に加えらる。また *Lag_MPBT*の値が計算可能なときに *NOL*の値は常に0となってしまうため、この分析において *NOL*は独立変数から除外される。

表6 年度別回帰分析結果 (Fama and MacBeth(1973)の方法による集計) a

$$\text{モデルb: } TaxAgg_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_Share_{i,t} + \beta_2 (Cross_Share_{i,t})^2 + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 NOL_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 INTANG_{i,t} + \beta_9 DIV_{i,t} + \beta_{10} SIZE_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} + \beta_{12} Lag_MPBT_{i,t} + Industry_Dummies + \varepsilon_{i,t}$$

独立変数	従属変数 (TaxAgg)			
	Current_ETR		MPBT	
	1987-1995	1996-2004	1987-1995	1996-2004
定数項	0.519*** (5.56)	0.453*** (10.40)	-0.001 (-0.22)	-0.001 (-0.19)
Cross_Share	0.108 (1.04)	0.458*** (3.47)	-0.018 (-1.51)	-0.023** (-2.35)
(Cross_Share) ²	-0.123 (-0.51)	-1.005** (-2.70)	0.042 (1.56)	0.054* (2.18)
INST	0.023* (2.27)	0.059** (3.19)	-0.003 (-1.50)	-0.007* (-2.28)
ROA	0.063 (0.58)	0.200** (2.53)	-0.044*** (-6.89)	0.014 (1.09)
LEV	0.012 (0.71)	-0.002 (-0.07)	0.000 (0.12)	-0.021** (-2.88)
NOL	-0.253*** (-10.72)	-0.300*** (-14.76)		
PPE	-0.069** (-3.07)	0.079** (2.96)	0.003 (1.64)	0.012** (2.97)
INTANG	0.005 (0.06)	0.053 (0.90)	0.018 (0.99)	-0.025** (-2.46)
DIV	-6.177*** (-9.76)	-4.187*** (-8.31)	0.328*** (5.40)	0.071 (1.62)
SIZE	-0.012*** (-4.00)	-0.009*** (-5.56)	0.000 (0.62)	0.001** (2.36)
BM	0.010 (0.93)	0.028*** (3.39)	-0.001 (-1.23)	-0.002** (-2.67)
Lag_MPBT			0.083 (1.43)	0.075* (1.96)
Adj.R ²	0.224	0.226	0.138	0.118
サンプル数	10,878	13,007	9,739	10,049

a ()内はt値であり、*** は1%有意を、** は5%有意を、* は10%有意を表す。

b Lag_MPBTは従属変数がMPBTのときのみ独立変数に加えらる。またLag_MPBTの値が計算可能なときにNOLの値は常に0となってしまうため、この分析においてNOLは独立変数から除外される。

の後半(株式持合の解消が顕著となった時期)では、保有している株式が自社の業績に与える(悪い)影響が強く意識され、このことは株式持合の解消をもたらすと同時に、持合企業間のモニタリング機能を強化したため、このような結果が得られたのかもしれない。また金融機関持株比率(INST)についても、1996年以降に有意水準が高まっており、分析期間の後半にモニタリング機能が強化されたという考え方と整合的である。

つぎに外れ値の影響を検討するために、INST およびダミー変数を除くコントロール変数について、上下 1% のデータを除外して分析を繰り返した。その結果、Cross_Share および(Cross_Share)²⁴ の係数の符号については、全ての分析で表 3 および表 4 と同じになった。また係数の有意性については、Fama and MacBeth(1973) の方法で集計した ETR の分析で Cross_Share の係数²⁴が有意にならなかったことを除いて表 3 および表 4 と同様の傾向を示している。これらの結果は、4.1 で示された結果と概ね整合的であるといえる。

5. おわりに

本稿では、日本型経営の特徴である企業間の株式持合と経営者の税負担削減行動との関係を明らかにしてきた。税負担削減行動の尺度として ETR、Current_ETR、および MPBT を用い、株式持合の程度を表す変数として 2 社間で相互に株式を保有していることを条件として測定された株式持合比率を用いて分析を行った結果、株式持合比率と経営者の税負担削減行動の間には逆 U 字形の関係があることが析出された。すなわち、株式持合比率が上昇するにつれて、はじめは経営者の税負担削減行動が有意に抑制される。しかし、その程度は通減的であり、いずれの尺度を用いるかによって少し異なるが、持合比率がおおよそ 22% から 30% の水準を超えると、今度は、株式持合比率の上昇に伴って、経営者の税負担削減行動がより積極的になる。このことは、株式持合比率が相対的に低い区間ではアラインメント効果、相対的に高い区間ではエン trenchメント効果がより強く表れているという考え方と整合的である。またサンプルを 1995 年の前後で分割したところ、株式持合の解消が顕著となっている後半に、このような傾向がより強くなっていることが明らかになった。

本研究は、株式所有構造が経営者の税負担削減行動に与える影響を理解するための一つの証拠を提示しているという点で大きな貢献がある。特に、株式持合が経営者の税務行動に及ぼす影響を明らかにしたのは、我々が知る限り本研究がはじめてである。さらに本研究は、ある一定水準の株式持合が経営者の裁量的行動を抑制する効果を発揮することについて、税務の観点から証拠を示している。このことは、会計発生高の質を分析した音川・北川(2007)の結果とも整合的である。

最後に、本稿で解決できていないいくつかの課題を示しておく。まず MPBT を用いた全ての分析において、前期の MPBT の係数が正でかつ有意となっている。このことは日本企業のデータを用いた先行研究の結果と整合していない。この解釈については今後の課題である。また 2006 年以降、3 年連続で株式持合は増加してきているが、この影響についての分析は本稿で取り扱われていない。この分析もまた今後の課題となる。

[2009.10.29 944]

付記

山下は科学研究費補助金（課題番号：20530423）からの、音川は科学研究費補助金（課題番号：21330110）からの研究助成を受けている。ここに記して感謝申し上げる。

参考文献

- Anderson, R. and D. M. Reeb. 2003. Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence from the S&P 500. *Journal of Finance* 58(3): 1301-1328.
- Badertscher, B., S. P. Katz and S. O. Rego. 2009. The Impact of Private Equity Ownership on Corporate

²⁴ t 値は 1.68 であった。

Tax Avoidance. Working paper.

- 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.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77(Supplement): 35-59.
- Desai, M. A. and D. Dharmapala 2006. Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives. *Journal of Financial Economics*. 79(1): 145-179.
- Desai, M. A. and D. Dharmapala 2009. Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *The Review of Economics and Statistics* 91(3): 537-546.
- Douthett, E. B. and K. Jung. 2001. Japanese Corporate Groupings (Keiretsu) and the Informativeness of Earnings. *Journal of International Financial Management and Accounting* 12(2): 133-159.
- Dyreg, S. D., M. Hanlon and E. L. Maydew. 2008. Long-Run Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review* 83(1): 61-82.
- Fama, E. and J. MacBeth. 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81(3): 607-636.
- 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.
- Graham, J. R. 1996. Debt and the Marginal Tax Rate. *Journal of Financial Economics* 41(1): 41-73.
- Graham, J. and A. Tucker. 2006. Tax Shelters and Corporate Debt Policy. *Journal of Financial Economics* 81(3): 563-594
- Hanlon, M. 2003. What Can We Infer about a Firm's Taxable Income from Its Financial Statements? *National Tax Journal* 56(4): 831-863.
- Hanlon, M. and S. Heitzman. 2009. A Review of Tax Research. Working paper.
- Hanlon, M. and T. Shevlin. 2002. The Tax Benefits of Employee Stock Options: The Accounting and Implications. *Accounting Horizons* 16: 1-16.
- Hanlon, M. and J. Slemrod. 2009. What Does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement. *Journal of Public Economics* 93(1-2): 126-141.
- Jung, K. and S. Y. Kwon. 2002. Ownership Structure and Earnings Informativeness: Evidence from Korea. *The International Journal of Accounting* 37(3): 301-325.
- Khurana, I. K. and W. J. Moser. 2009. Shareholder Investment Horizons and Tax Aggressiveness. Working paper.
- Kim, J. and C. H. Yi. 2006. Ownership Structure, Business Group Affiliation, Listing Status, and Earnings Management: Evidence from Korea. *Contemporary Accounting Research* 23(2): 427-464.
- 木村史彦. 2006. 「ガバナンス構造と利益の質」 *証券アナリストジャーナル* 44(5): 30-41.

- Manzon, G. and G. Plesko. 2002. The Relation between Financial and Tax Reporting Measures of Income. *Tax Law Review* 55(2): 175-214.
- McConnell, J. J. and H. Servaes. 1990. Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value. *Journal of Financial Economics* 27(2): 595-612.
- Mills, L. F. 1998. Book-Tax Differences and Internal Revenue Service Adjustments. *Journal of Accounting Research* 36(2): 343-356.
- Mills, L. F. and R. C. Sansing. 2000. Strategic Tax and Financial Reporting Decisions: Theory and Evidence. *Contemporary Accounting Research* 17(1): 85-106.
- Morck, R., A. Shleifer and R. W. Vishny. 1988. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics* 20: 293-315.
- 岡部光明. 2007. 『日本企業と M&A』 東洋経済新報社.
- 奥田真也, 山下裕企, 米谷健司. 2006. 「会計利益と課税所得の差異(BTD)の傾向と決定要因 : 3 種の BTD の比較」 財団法人納税協会連合会『第 2 回税に関する論文入選論文集』: 32-74.
- 音川和久, 北川教央. 2007. 「株式持合と会計利益の質に関する実証研究」 会計 172(6): 780-792.
- Rego, S. O. and R. Wilson. 2008. Executive Compensation, Tax Reporting Aggressiveness, and Future Firm Performance. Working paper.
- Shackelford, D. and T. Shevlin. 2001. Empirical Tax Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31(1-3): 321-387.
- Skinner, D. J. 2008. The Rise of Deferred Tax Assets in Japan: The Role of Deferred Tax Accounting in the Japanese Banking Crisis. *Journal of Accounting and Economics* 46(2-3): 218-239.
- 首藤昭信. 2006. 「株式所有構造が利益調整および利益の情報量に与える影響」 証券アナリストジャーナル 44(5): 42-55.
- Wang, D. 2006. Founding Family Ownership and Earnings Quality. *Journal of Accounting Research* 44(3): 619-656.
- Warfield, T. D., J. J. Wild and K. L. Wild. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20(1): 61-91.
- Wilson, R. J. 2009. An Examination of Corporate Tax Shelter Participants. *The Accounting Review* 84(3): 969-999.
- 山下裕企, 奥田真也. 2006. 「日本の会計利益と課税所得の差異に関する分析」 会計プロGRESS 7: 32-45.