

企業の税負担の削減と資金制約

Relation between Corporate Tax Avoidance and Financial Constraints

大洲裕司

Yuji Ohsu

青山学院大学 社会情報学部

School of Social Informatics, Aoyama Gakuin University

Abstract: The relation between corporate tax avoidance and financial constraints is examined using both the score of financial constraints and the investment–cash sensitivity. It was found that: (1) changes in scores of financial constraints are related to future changes in current ETRs, and (2) firms with low ETRs have a high investment–cash sensitivity. These results indicate that it is possible for constrained firms to decrease their tax expenses.

キーワード : investment efficiency, financial constraints, tax avoidance

1. はじめに

本稿の目的は、投資の効率性という観点から、企業の税負担削減行動の一端を明らかにすることである。投資の効率性について、本稿では Biddle et al. (2009) を参考に、「逆選択もしくはエージェンシー・コストのような市場の摩擦 (market friction) がないもとで正の NPV を持つプロジェクトを実施している状態を、企業が効率的に投資している」(榎本, 2016, p. 516) とし、そこから外れた状態を過大投資もしくは過小投資としている。このうち、とくに過小投資とは、企業が、NPV が正の値をとる潜在的な投資案を有しているにもかかわらず、資金制約 (financial constraints) の影響で投資に従事していない状態を指す。このような過小投資企業にとって、

税負担の削減は重要な資金調達手段になると考えられる。実際に、米国では、Edwards et al. (2016) が、資金制約に直面した企業が資金調達の目的で税負担の削減に従事するという結果を報告している。本稿では、投資の効率性の分野で一般的に用いられる分析モデルを利用して、資金制約に直面している過小投資企業が税負担の削減を選好するのか、という点を検証する。

本稿の貢献として、第 1 に、企業の税負担削減行動を、資金調達および企業の投資の効率性 (資金制約) という観点から分析する点が挙げられる。税負担の削減による資金の確保は、すべての企業が同様に必要としているわけではなく、他の資金調達手段と密接不可分に関連して決定していることが強調される。また、分析にあたって、Edwards et al. (2016) で用いられた、資金制約のスコアと税負担の削減との関係の検証に加えて、投資の効率性の分野で用いられる、投資

とキャッシュフローの感応度の手法を用いて検証した点に本稿の新規性がある。

第2に、税負担削減行動の代理変数として、BTD (book-tax differences: 会計利益と課税所得の差異) や ETR (effective tax rate: 実効税率) に加えて、非資金損益項目を反映した変数を採用する点が挙げられる。この尺度によれば、会計利益の減少をともなう課税所得の削減を分析に反映することができる。このような企業行動は、当期純利益をベースとした税負担には影響を与えないため、研究の対象となりにくい。本稿が議論の対象としている資金制約との兼ね合いにおいては重要な意味をもつと考えられる。

本稿の構成は次のとおりである。次節では、企業の投資の効率性の代理変数、および、資金制約と税負担削減行動の関係にかんする先行研究をレビューし、仮説の設定をおこなう。第3節では、第2節で設定した仮説を検証するための分析モデルを提示し、第4節でサンプルの選択と記述統計量の提示、第5節で実証分析の結果を示す。第6節は結論と今後の課題である。

2. 先行研究のレビューと仮説の設定

2.1 投資の効率性の代理変数

昨今の会計研究において、企業の投資の効率性が注目されている。その中でもとくに中心的な検討課題が、財務報告の質と投資の効率性との関係である。財務報告が高品質であるほど情報の非対称性が緩和され、その結果として投資の効率性が改善するという予想のもとに、数多くの経験的証拠が蓄積されている（高尾（2016）や榎本（2016）に詳しい）。

本節では、会計情報と投資の効率性にかんする実証研究において、“投資の効率性”としてどのような代理変数が用いられているか、という点をレビューする。投資の効率性を測定する方法は、大きくわけて2つに分類される。すなわち、「ひとつは投資に対するキャッシュ・フローの感応度で分析する方法、もうひとつは売上高等から投資水準を推定するモデルを考案して、予測される投資水準の推定値からの乖離が

小さいほど投資の効率性が高いとする方法」（榎本，2016, p. 519）である。

前者の「投資に対するキャッシュ・フローの感応度」を用いる手法は、資金制約の理論に根拠を求める。ここでの資金制約とは、「広義には、企業の内部資金のコストと外部資金のコストとの間に隔たり（wedge）がある」（Kaplan and Zingales, 1997, p.170）ことを指す。仮に、完全な資本市場を前提とするならば、企業の投資意思決定に、資金調達的手段（内部資金と外部資金のいずれを用いるか）は影響を与えないはずである。しかしながら、情報の非対称性を加味すれば、モラルハザードや取引コストの存在により、外部資金のコストが相対的に増大する。この場合、資金制約の程度が大きい（内部資金に比して外部資金のコストが大きい）企業は、投資に用いる資金について、内部資金に依存しがちになると考えられる。このような前提のもとに、Fazzari et al.（1988）は、投資とキャッシュフローの感応度が高い企業は資金制約に直面していると述べている。

Fazzari et al.（1988）以降、数多くの実証研究が、投資とキャッシュフローの感応度を資金制約の代理変数としている¹。これらの資金制約にかんする研究の証拠の蓄積をうけて、Biddle and Hilary（2006）は、企業の投資の効率性を検証する以下のモデルを提示した。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \beta_0^i + \beta_1 \frac{OCF_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \beta_2 MTB_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}$ は、資本投資を期首資本で除した値であり、 $OCF_{i,t}$ は営業キャッシュフローである。企業の投資機会 Q の代理変数として、時価簿価比率（ $MTB_{i,t}$ ）をコントロールしている。資金制約に直面している（ $NPV > 0$ の投資案のすべてには着手できないかもしれない過小投資）企業、のみならず、余剰キャッシュを経営者の私的な目的の投資に配分する（ $NPV > 0$ の投資案にも投資する過大投資）企業について、投資とキャッシュフローの感応度（ β_1 ）が大きいと考えられる。すなわち、モデルの β_1 が小さな値をとるほど投資が効率的

1 なお、投資とキャッシュフローの感応度が資金制約の代理変数として適切か否かという点については議論の余地がある（Kaplan and Zingales, 1997, 2000; Fazzari et al., 2000）。

であると解釈される。

投資の効率性を測定する2種類の手法のうち、後者の「予測される投資水準の推定値からの乖離」を用いる手法は、Biddle et al. (2009) によって提案されている。投資とキャッシュフローの感応度による分析手法では、非効率な投資を過小投資および過大投資に分類せずに、感応度が低いほど投資の効率性が良いと解釈する一方で、予測される投資水準の推定値からの乖離を用いる手法は、売上高成長率等から最適な投資水準を推定し、それよりも多く投資をおこなっているならば過大投資、少なく投資をおこなっているならば過小投資として解釈する。具体的には、以下のモデルを用いる (Biddle et al., 2009)。

$$Investment_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 * Sales\ Growth_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

$Investment_{i,t+1}$ は次期の投資の総額を期首総資産で除した値であり、 $Sales\ Growth_{i,t}$ は前期から当期にかけての売上高成長率、すなわち成長機会の代理変数である。モデル (2) を各産業・年ごとに推定し、その残差によってサンプルを年度ごとに四分位ポートフォリオに分割する。そして、その第1四分位ポートフォリオを過小投資サンプル、第4四分位ポートフォリオを過大投資サンプルと解釈するのである。

予測される投資水準の推定値からの乖離を用いる手法においては、売上高成長率から推定される投資額が“最適な”投資の水準であるとの前提のもと、モデルの残差によって過大投資と過小投資を分類している。しかし、売上高成長率と投資水準にかんするサンプルの平均的な傾向が“最適”なのかという点には議論の余地があり、また、投資の最適な水準に影響を与える潜在的な要因をどのようにコントロールするかという点も難しい検討課題である。一方で、投資とキャッシュフローの感応度による手法は、「効率的な投資であれば減少し、非効率な投資であれば増加すると予想される企業内部キャッシュに対する投資の感応度という指標を工夫することによって、効率的な投資の操作化というやっかいな作業を著しく簡素なものとし」(高尾, 2016, p. 85) ている。しかしながら、この手法についても、財務的困窮に直面している企業ほど、投資とキャッシュフローの感応度は低い (Kaplan and Zingales, 1997 など) という指摘があり、また、非

効率な投資を過大投資と過小投資に分類することができない。本稿では、投資の効率性 (資金制約) について、どれかひとつの手法のみを用いるのではなく、複数の手法を用いて分析をおこなう。

2.2 資金制約と税負担削減行動との関係

本節では、企業の税負担の削減と資金制約との関係について言及している先行研究をレビューし、本稿で検証する仮説を提示する。資金制約と税負担削減行動の関係について Edwards et al. (2016) があげられる。Edwards et al. (2016) は、資金制約に直面している企業が、内部資金の調達のために税務計画に従事し、当期の課税所得を引き下げると予想している。なお、税負担の削減が内部資金の調達手段として考えられる根拠として、(1) 他の実体的な行動 (研究開発投資の削減など) と比較して、税負担の削減は企業経営に影響を与えない、(2) 課税の繰延にもとづく税務計画による税負担の削減にかんする多数の経験的証拠が蓄積されている、および、(3) 資金制約に直面した企業においては現金がすべて (“cash is king”) であり、そのような企業は資金調達のために税務計画を用いるという事例調査の結果が存在することが挙げられている。

Edwards et al. (2016) では、1987年から2011年の延べ32,938企業・年を対象に、資金制約の代理変数として Altman (1968) の Z-score および Kaplan and Zingales (1997) の KZ index を採用して分析をおこなっている。分析の結果、(1) 資金制約の程度が増大した企業ほど、次期のキャッシュ実効税率を引き下げる、(2) 黒字企業のみならず赤字企業についても同様の傾向が確認できる、および、(3) 資金制約が企業の税負担の削減に与える影響は、現金保有の程度が相対的に低い企業においてより顕著であることが明らかとなった。

本稿では、Edwards et al. (2016) の結果と同様に、わが国でも資金制約に直面している企業は税負担の削減に従事すると予想する。投資の効率性の観点から具体的に示すと、資金制約の影響で、 $NPV > 0$ の投資案のすべてには着手できないかもしれない過小投資企業は、投資に用いる資金を調達するため、税負担の

削減に従事すると予想している。以上の予想が支持されるか否かを検証するため、次の仮説を提示する。

仮説 資金制約の程度が大きい企業は、税負担の削減に積極的である。

3. リサーチ・デザイン

3.1 税負担の削減にかんする変数の定義

税負担の削減の代理変数は（１）税率指標と（２）差額指標に大別される（Hanlon and Heitzman, 2010; 山下, 2010 など）。このうち、（１）税率指標は、税額にかんする尺度を、所得の算定の基礎となる会計上の利益尺度で除して計算する指標の総称であり、実効税率（ETR: effective tax rate）² と呼ばれる。ETR は、分子の税額指標としてどのような尺度を用いるかという点によって複数の種類に分類されるが、わが国では、（１）会計利益と課税所得との一時差異を指標に反映させる、（２）分母の利益尺度と分子の税額指標との期間的対応をはかる、などの目的からカレント実効税率が採用されることが多い。カレント実効税率の計算式は以下のとおりである（奥田・山下, 2011）。

$$\text{カレント実効税率}_t = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税}_t}{\text{税引前当期純利益}_t} \quad (3)$$

本稿では、税負担削減の代理変数として、基本的にカレント実効税率（以下、 $TA1$ ）を採用する。 $TA1$ の計算にあたっては、分母の税引前当期純利益が負の値をとる観測値をサンプルから除外する。

ここで、本稿が分析の対象とするのは企業の資金制約である。内部資金に対して外部資金のコストが大きい企業が、どのようにして資金を調達し、あるいは投資を断念するか、という点に関心がある。この場合、内部資金である営業キャッシュフローに影響を与えず

に（すなわち、非資金損益項目を用いて）、会計上の利益を減少させることによって課税所得を引き下げる行動は、投資に用いる資金の観点からいえば税負担が引き下げられているといえるだろう。しかしながら、カレント実効税率を用いて企業の税負担の削減を評価する場合、分母の税引前当期純利益にはすでに非資金損益項目が反映されているため、このような税負担の削減を捉えることはできない。そこで、本稿では、カレント実効税率の分母の税引前当期純利益に非資金損益項目（貸倒引当金の変化額、有価証券評価損益、および、減価償却項目）を足し戻した以下の尺度を追加して分析をおこなう。

$$TA2_t = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税}_t}{\text{税引前当期純利益}_t + \text{非資金損益項目}_t} \quad (4)$$

$TA1$ と同様に、 $TA2$ の分母が負の値をとる観測値をサンプルから除外する。 $TA1$ および $TA2$ が低いほど、税負担の削減に積極的であると解釈することができる。

3.2 分析モデルの設定

「資金制約の程度が大きい企業は、税負担の削減に積極的である」とする本稿の仮説がわが国で支持されるのかを検証するために、Edwards et al. (2016) を参考に以下のモデルを推定する。

$$\begin{aligned} \Delta TA_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Score}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{Size}_t \\ & + \beta_3 \Delta \text{PTBI}_t + \beta_4 \Delta \text{SalesGrowth}_t \\ & + \beta_5 \Delta \text{BTM}_t + \beta_6 \Delta \text{PPE}_t \\ & + \beta_7 \Delta \text{Intangibles}_t + \beta_8 \Delta \text{NOL}_t \\ & + \beta_9 \Delta \text{FI}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

各変数の Δ は変化分を示している。被説明変数の TA は税負担削減の代理変数である。前節で提示した $TA1$ （カレント実効税率）、および、 $TA2$ （分母が税引前当期純利益＋非資金損益項目）を採用する。

説明変数について、資金制約の代理変数である Score として、以下の２種類の変数を提示する。第１に、Edwards et al. (2016) と同様に Altman (1968) の Z-Score を採用する。Z-Score は

2 ここでいう実効税率は会計利益に対してどの程度の税負担があるかを示すものであり、法定実効税率とは異なる概念である

$$\begin{aligned}
Zscore = & (-1) \times (1.2 \times \text{運転資本} \\
& + 1.4 \times \text{利益剰余金} \\
& + 3.3 \times \text{税引前利益} \\
& + 0.6 \times \text{時価簿価比率} \\
& + \text{総資産回転率})
\end{aligned} \quad (6)$$

として計算され、スコアが大きいほど、資金制約に直面していることを示す。第2に、Biddle et al. (2009) を参考に、現金保有額とレバレッジから構成されるスコア（以下、*Cashlev*）を採用する。*Cashlev* は、現金保有額、および、レバレッジ（総負債÷総資産として計算）をそれぞれ（年度かつ産業ごとに [0, 1] の範囲に）順位変換し、変換後の2つの変数の単純平均を計算し、-1 を乗じたものである。スコアが大きい（小さい）ほど、潜在的に過小投資（過大投資）であることを示す。各スコアの係数、すなわち、モデルの β_1 がマイナス有意であるならば、仮説と整合し、資金制約の程度が大きいほど次期の税負担の削減の程度が大きいことが示される。

その他の説明変数はすべてコントロール変数である。基本的に、Gupta and Newberry (1997) において ETR の決定要因として挙げられた変数を採用している。具体的には、規模および収益性の要因として *Size*（総資産の自然対数）および *PTBI*（税引前当期純利益）、成長性および成長機会の要因として *SalesGrowth*（売上高の変化額）および *BTM*（純資産簿価÷時価総額）、その他の税負担に関連する要因として *PPE*（償却性固定資産）、*Intangibles*（無形資産）、*NOL*（繰越欠損金）、および、*FI*（海外売上高）をコントロールしている。なお、*Size* および *BTM* 以外のすべてのコントロール変数を前期末総資産でデフレートしている。

(5) 式のモデルはスコア変数と税負担削減の変数との関係を見ることにより仮説を検証するが、ここでのスコアがわが国企業の資金制約を捉えているかという問題点がある。とくに、Altman (1968) の Z-Score の係数は 1946 ~ 1965 年の米国企業を対象に推定されており、これを用いて計算したスコアが、年度・国ともに異なる本稿のサンプルの資金制約をうまく反映するとは限らない。またその問題を緩和するために採用している *Cashlev* 変数は現金保有額とレバレッジから構成されているが、レバレッジは、タック

ス・シールドやガバナンスの要因において企業の税負担の削減と関係する (Graham and Tucker, 2006; 大沼, 2015 など) ため、このスコアを用いて得られる結果が、資金制約の緩和のために税負担を削減したという企業行動のみによって説明できるかどうかはわからない。

そこで、スコアを用いずに資金制約が税負担の削減に与える影響を検討するために、Biddle and Hilary (2006) および Biddle et al. (2016) を参考に、以下のモデルを設定する。

$$\begin{aligned}
Investment_t = & \beta_0 + \beta_1 OCF_t + \beta_2 Low_t \\
& + \beta_3 OCF_t \times Low_t \\
& + \beta_4 BTM_t + \varepsilon_t
\end{aligned} \quad (7)$$

(7) 式の $Investment_t$ は t 期の投資の代理変数を前期末総資産で除した値である。投資の代理変数としては、(1) *ICOF* (投資キャッシュアウトフロー)、(2) *CAPINV* (設備投資額)、および、(3) *CAPRDINV* (設備投資額 + 研究開発投資額) を採用する。 OCF_t は t 期の営業キャッシュフロー（小計）を前期末総資産で除した値であり、 Low_t は t 期における *TA* が産業中央値よりも低い値をとるならば 1 をとるダミー変数である。投資機会の代理変数として BTM_t 、すなわち t 期末時点の期末純資産を時価総額で除した値をコントロールする。

モデルの β_3 がプラス有意であるならば、税負担の削減に積極的な企業は、そうでない企業と比較して投資とキャッシュフローの感応度が高いことが示される。これは仮説と整合し、資金制約の程度が大きく、過小投資の傾向にある企業ほど、税負担の削減の程度が大きいと解釈することができる。

4. サンプルの選択と記述統計量

4.1 サンプルの選択要件

本稿の分析モデルの推定で用いるサンプルの選択要件は以下のとおりである。なお、財務データは基本的に連結データを使用し、なければ単独データで補完する。

- ・『日経 NEEDS-FinancialQUEST』（日経メディアマーケティング株式会社）の一般事業会社、かつ、上場会社に属する企業である。
- ・2001年～2018年の3月期決算企業である。
- ・すべての決算期において決算月数が12ヶ月である。
- ・当期および前期のデータが取得可能である。
- ・税負担の削減の代理変数の分母が正の値をとる。
- ・分析に必要なデータが欠損していない。

上記の要件を満たすサンプルとして、(5)式のモデルでは24,615企業・年（税負担の削減の代理変

数として $TA1$ を採用し、かつ、資金制約のスコアの代理変数として $Zscore$ を採用した場合）、(7)式のモデルでは29,915企業・年（税負担の削減の代理変数として $TA1$ を採用し、かつ、投資の代理変数として $CAPINV$ を採用した場合）が特定される。これらの1次サンプルについて、年度ごとに、各変数の上下1%の観測値を除外する³外れ値処理を適用する。外れ値処理後の最終サンプルは、(5)式のモデルでは21,254企業・年、(7)式のモデルでは27,874企業・年となる。

3 負値をとらない変数については上位1%を除外する外れ値処理を適用する。

表1 (5)式の記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値	観測値
$\Delta TA1_t$	-0.006	0.338	-5.849	-0.082	-0.005	0.079	8.695	21,254
$\Delta TA2_t$	-0.004	0.139	-2.151	-0.051	-0.001	0.047	1.514	23,621
$\Delta Zscore_{t-1}$	0.474	0.274	0.000	0.241	0.463	0.699	1.000	21,254
$\Delta Cashlev_{t-1}$	0.485	0.281	0.000	0.249	0.479	0.720	1.000	21,803
$\Delta Size_t$	0.030	0.076	-0.289	-0.016	0.025	0.071	0.501	21,254
$\Delta PTBI_t$	0.001	0.025	-0.156	-0.011	0.002	0.013	0.117	21,254
$\Delta SalesGrowth_t$	-0.006	0.132	-0.759	-0.067	-0.003	0.057	0.738	21,254
ΔBTM_t	0.008	0.388	-2.887	-0.163	0.011	0.183	2.645	21,254
ΔPPE_t	-0.002	0.032	-0.244	-0.017	-0.003	0.011	0.195	21,254
$\Delta Intangibles_t$	0.000	0.008	-0.068	-0.002	-0.000	0.001	0.093	21,254
ΔNOL_t	-0.001	0.007	-0.124	-0.001	0.000	0.000	0.037	21,254
ΔFI_t	0.005	0.039	-0.293	0.000	0.000	0.003	0.290	21,254

注1 2001年～2018年の3月期決算企業を分析対象とする。

表2 (7)式の記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値	観測値
$ICOF_t$	0.041	0.038	0.000	0.013	0.030	0.055	0.280	29,957
$CAPINV_t$	0.042	0.038	0.001	0.015	0.031	0.057	0.284	27,874
$CAPRDINV_t$	0.057	0.045	0.001	0.022	0.046	0.078	0.308	27,885
OCF_t	0.085	0.060	-0.160	0.048	0.080	0.118	0.366	29,957
BTM_t	1.251	0.744	0.084	0.704	1.097	1.628	5.503	29,957

注1 2001年～2018年の3月期決算企業を分析対象とする。

表3 (5) 式の相関係数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) ΔTA_t		0.002	0.032	-0.240	0.047	0.059	0.028	0.005	-0.003	-0.017
(2) $\Delta Score_{t-1}$	-0.013		0.000	-0.014	0.155	-0.031	0.102	0.036	0.104	0.001
(3) $\Delta Size_t$	0.009	-0.003		0.282	0.240	-0.213	0.205	0.076	-0.044	0.188
(4) $\Delta PTBI_t$	-0.221	-0.020	0.284		0.334	-0.317	0.082	0.014	-0.161	0.235
(5) $\Delta SalesGrowth_t$	-0.010	0.152	0.250	0.348		-0.163	0.110	0.041	-0.046	0.287
(6) ΔBTM_t	0.083	-0.018	-0.197	-0.299	-0.156		-0.044	-0.012	0.088	-0.113
(7) ΔPPE_t	0.008	0.084	0.243	0.069	0.091	-0.040		0.207	0.073	0.095
(8) $\Delta Intangibles_t$	-0.003	0.016	0.136	0.019	0.045	-0.008	0.133		0.070	0.050
(9) ΔNOL_t	0.019	0.101	-0.061	-0.139	-0.014	0.073	0.062	0.054		-0.047
(10) ΔFI_t	-0.032	-0.003	0.218	0.267	0.312	-0.114	0.090	0.048	-0.043	

注1 サンプルは、2001 年～2018 年の3 月期決算、延べ21,254 企業・年である (TAI としてカレント実効税率、

$Score$ として $Z-Score$ が採用されている)。なお、表中の左下がピアソンの相関係数、右上がスピアマンの相関係数を示している。

4. 2 記述統計量と相関係数

表 1 は (5) 式のモデルの分析に用いるサンプルの記述統計量を示している⁴。変数名の Δ は変化分であり、そのためほとんどすべての変数が負の値をとることを確認できるが、資金制約のスコア ($\Delta Zscore$ および $\Delta Cashlev$) のみ、指標の変化分について年度かつ産業ごとに $[0, 1]$ の範囲に順位変換しているため、最小値が 0、最大値が 1 となっている。税負担の削減の代理変数について、 $\Delta TA1$ (カレント実効税率) の標準偏差が 0.338 である一方で、 $\Delta TA2$ (分母の税引前当期純利益に非資金損益項目を足し戻した指標) の標準偏差が 0.139 であり、非資金損益項目が税率指標のバラツキの要因になっていることを確認することができる。

表 2 は (7) 式のモデルの分析に用いるサンプルの記述統計量である。投資の代理変数について、 $ICOF$ (投資キャッシュアウトフロー) と $CAPINV$ (設備投資額) の統計量がほとんど同じ値であることが確認できる。以降は、基本的に $CAPINV$ 、および、研究開発投資を加えた $CAPRDINV$ に焦点をあてて解釈をおこなう。

表 3 は、(5) 式のモデルの分析に用いるサンプルの相関係数を示している ($TA1$ としてカレント実効税率、 $Score$ として Z-Score が採用されている)。表中左下がピアソンの相関係数、右上がスピアマンの相関係数であるが、 $\Delta TA1_t$ と $\Delta Score_{t-1}$ とのピアソンの相関係数が -0.013 であり、マイナスの相関を確認することができる。次節では、両変数と関係する変数、年度の固定効果、および、産業の固定効果をコントロールした上で、上記の変数間にどのような関係があるのかをテストする。なお、表 3 において、説明変数間に多重共線性を懸念させるような高い相関はみられない。

4 基本的に税負担の削減の代理変数として $TA1$ を採用し、かつ、資金制約の代理変数として $Zscore$ を採用した場合の統計量を示している。

5. 実証結果

以下では、各モデルの推定結果を提示する。以降のすべての分析において年度ダミーおよび産業ダミーを挿入しているが、記述は省略している。また、表中の括弧内は White (1980) の標準誤差にもとづいて計算された t 値である。

表 4 は (5) 式の推定結果を示している。結果の左側 2 列 ($TA1$) は税負担削減行動の代理変数としてカレント実効税率を用いた場合、右側 2 列 ($TA2$) は分母に非資金損益項目を足し戻した指標を用いた場合の結果である。また、 $Zscore$ の列は資金制約の代理変数 ($Score$) として Altman (1968) の Z-Score を用いた場合、 $Cashlev$ の列は現金保有額とレバレッジから計算したスコアを用いた場合の結果である。表より、いずれの推定モデルにおいても、(5) 式の $\Delta Score_{t-1}$ の係数である β_1 がマイナス有意であることを確認することができる。これは、「資金制約の程度が大きい企業は、税負担の削減に積極的である」とする本稿の仮説と整合する結果である。また、 $TA1$ と $TA2$ の各モデルにおける情報量基準 (AIC および BIC) を比較すると、分母に非資金損益項目を足し戻した $TA2$ のモデルの方がより小さな値をとる、すなわち、モデルのあてはまりが良いことを確認できる。

以上のとおり、Edwards et al. (2016) のフレームワークにしたがって、資金制約の程度と将来の税負担の削減との関係を検証したが、検証モデルで採用している資金制約のスコアの代理変数については第 3 節で挙げた問題点がある。そこで、スコアを用いずに資金制約が税負担の削減に与える影響を検討するために、(7) 式の検証をおこなう。

表 5 は (7) 式の推定結果を示している。本分析では、投資の変数として $ICOF$ (投資キャッシュアウトフロー)、 $CAPINV$ (設備投資額)、および、 $CAPRDINV$ (設備投資額 + 研究開発投資額) の 3 種類を採用している。 OCF (営業キャッシュフロー) と Low (税負担の削減のダミー変数) との交差項の係数である β_3 がプラス有意であるならば、税負担の削減の程度が大きい企業における投資とキャッシュフローの感応度が大きい、すなわち、資金制約の程度が大きいほど税負

担の削減に積極的であると解釈することができる。表より、税負担削減の代理変数としてカレント実効税率を採用した場合 (TA1) には、 β_3 について有意な結果が確認できない一方で、分母に非資金損益項目を足し戻した変数を採用した場合 (TA2) には、一貫して β_3 がプラス有意である。また、(5) 式と同様に、TA1 よりも TA2 において 各モデルのあてはまりが良

い (AIC および BIC が小さな値をとる) ことが確認できる。したがって、TA2 の推定結果より、本稿の仮説は支持され、資金制約の程度が大きい企業は、とくに非資金損益項目を利用して税負担を削減していると解釈することができる。

表 4 (5) 式の推定結果

	TA1		TA2	
	Zscore	Cashlev	Zscore	Cashlev
定数項	-0.034 (-1.044)	-0.051* (-1.939)	-0.061*** (-7.024)	-0.059*** (-6.914)
$\Delta Score_{t-1}$	-0.034*** (-4.106)	-0.029*** (-3.852)	-0.022*** (-6.552)	-0.018*** (-5.447)
$\Delta Size_t$	0.315*** (8.415)	0.343*** (9.832)	0.166*** (10.826)	0.178*** (11.216)
$\Delta PTBI_t$	-3.410*** (-24.937)	-3.428*** (-26.041)	-0.654*** (-12.673)	-0.660*** (-12.786)
$\Delta SalesGrowth_t$	0.163*** (8.049)	0.152*** (8.173)	0.115*** (12.371)	0.106*** (11.426)
ΔBTM_t	0.005 (0.520)	0.006 (0.717)	-0.014*** (-4.217)	-0.014*** (-4.041)
ΔPPE_t	0.076 (0.970)	0.001 (0.017)	-0.065** (-2.053)	-0.106*** (-3.420)
$\Delta Intangibles_t$	-0.359 (-1.455)	-0.360 (-1.472)	-0.337*** (-3.422)	-0.351*** (-3.546)
ΔNOL_t	-0.481 (-1.590)	-0.765*** (-2.700)	-0.312** (-2.482)	-0.410*** (-3.249)
ΔFI_t	0.043 (0.630)	0.021 (0.330)	0.033 (1.334)	0.049** (1.975)
観測値	21,254	21,803	23,621	24,167
Adj. R^2	0.065	0.072	0.046	0.044
AIC	12,856.07	11,144.78	-27,365.7	-26,882.9
BIC	13,310.04	11,600.2	-26,905.72	-26,421.61
DW	2.424	2.428	2.460	2.455

注1 2001年～2018年の3月期決算企業を分析対象とする。

注2 表中の***、**、* はそれぞれ1、5、10%水準で有意な結果であることを示している。また、括弧内は White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors にもとづく t 値である。

注3 すべての分析において、年度ダミーおよび産業ダミーが挿入されている。

表 5 (7) 式の推定結果

	TA1			TA2		
	ICOF _t	CAPINV _t	CAPRDINV _t	ICOF _t	CAPINV _t	CAPRDINV _t
定数項	0.036*** (27.101)	0.039*** (26.148)	0.053*** (32.289)	0.033*** (27.576)	0.036*** (26.376)	0.049*** (33.054)
OCF _t	0.152*** (25.527)	0.145*** (21.961)	0.157*** (21.315)	0.118*** (23.260)	0.118*** (21.766)	0.135*** (22.164)
Low _t	-0.000 (-0.711)	-0.001 (-0.938)	-0.001 (-1.105)	0.001 (1.476)	0.003*** (4.115)	0.003*** (4.199)
OCF _t × Low _t	-0.001 (-0.086)	0.005 (0.597)	0.015 (1.476)	0.101*** (12.889)	0.089*** (10.042)	0.088*** (9.096)
BTM _t	-0.004*** (-12.414)	-0.003*** (-10.002)	-0.006*** (-17.298)	-0.003*** (-12.441)	-0.003*** (-11.248)	-0.006*** (-18.931)
観測値	29,957	27,874	27,885	31,939	29,792	29,799
Adj. R ²	0.223	0.191	0.286	0.244	0.212	0.302
AIC	-118,914.8	-108,603	-102,610.9	-128,612.4	-117,685.5	-111,003.4
BIC	-118,474.5	-108,166.5	-102,174.4	-128,168.7	-117,245.5	-110,563.4
DW	1.126	1.120	0.999	1.246	1.175	1.040

注1 2001年～2018年の3月期決算企業を分析対象とする。

注2 表中の***、**、*はそれぞれ1、5、10%水準で有意な結果であることを示している。また、括弧内は White Heteroskedasticity-Consistent Standard

Errors にもとづく t 値である。

注3 すべての分析において、年度ダミーおよび産業ダミーが挿入されている。

6. 結論と今後の課題

本稿では、投資の効率性の観点から、企業の資金制約と税負担削減行動との関係を検証した。分析の結果、(1) 資金制約のスコア（の変化）が大きいほど、将来の税負担の削減が促進される（次期の実効税率の変化がより小さくなる）、および、(2) 税負担の削減の程度が大きい企業においては、投資とキャッシュフローの感応度が高い（資金制約の程度が大きい）ことが明らかとなった。いずれの結果も本稿の仮説と整合し、資金制約の程度が大きい企業は税負担の削減に積極的であるといえる。資金制約のスコアと将来の税負担の削減との関係について、わが国企業においても Edwards et al. (2016) と同様の結果を

確認したことに加えて、投資の効率性の分野で用いられる、投資とキャッシュフローの感応度の手法によって仮説が支持されることを検証した点に本稿の新規性がある。

本稿の今後の課題は以下のとおりである。第1に、上記(2)の結果は非資金損益項目を用いた税負担の削減を反映する代理変数を採用した場合に観察されている。したがって、資金制約の程度が大きい企業は、非資金損益項目を用いた利益減少型の利益調整行動によって税負担を削減している可能性が示唆されるが、この予想が実際に支持されるのかという点は興味深い検討課題である。第2に、資金制約の程度が大きい過小投資企業が税負担の削減によって得た資金がどのような用途に使用されているのか（将来の投資に用いられているのか、それとも、負債の返済や配当原資等に充てられるのか）、という点が挙げられる。

引用文献

- Altman, E. (1968) "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4, pp. 589-609.
- Biddle, G. C. and G. Hilary (2006) "Accounting Quality and Firm--Level Capital Investment," *The Accounting Review*, Vol. 81, No. 5, pp. 963-982.
- Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi (2009) "How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, No. 2-3, pp. 112-131.
- Biddle, G. C., C. M. Callahan, H. A. Hong, and R. Knowles (2016) "Do Adoptions of International Financial Reporting Standards Enhance Capital Investment Efficiency?" *Available at SSRN*: <https://ssrn.com/abstract=2353693>.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevlin (2016) "Financial Constraints and Cash Tax Savings," *The Accounting Review*, Vol. 91, No. 3, pp. 859-881.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen (1988) "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brooking Papers on Economic Activity*, pp. 141-195.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen (2000) "Investment-Cash Flow Sensitivities are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 2, pp. 695-705.
- Graham, J. R. and A. L. Tucker (2006) "Tax Shelters and Corporate Debt Policy," *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, No. 3, pp. 563-594.
- 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*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-34.
- Hanlon, M. and S. Heitzman (2010) "A Review of Tax Research," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, No. 2-3, pp. 127-178.

- Kaplan, S. N. and L. Zingales (1997) "Do Investment–Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 169--215.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales (2000) "Investment–Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 2, pp. 707-712.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.
- 榎本正博（2016）「投資の効率性と財務報告の質の関係：サーベイと今後の展開可能性」，『早稲田商学』，第446号，515-544頁．
- 大沼宏（2016）「租税負担削減行動，負債比率及びコーポレート・ガバナンスの関連性」，『産業経理』，第76巻，第1号，122-133頁．
- 奥田真也・山下裕企（2011）「日本における長期カレント実効税率の実態と規定要因」，『産業経理』，第71巻，第1号，45-54頁．
- 高尾裕二（2016）「「リアルな影響」に向けた会計実証分析の現状と課題—会計の品質と企業投資意思決定の関連性—」，『経営情報研究』，第23巻，第1-2号，75-99頁．
- 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』，第94号，9-30頁．