

租税負担削減行動が社債の 負債コストへ及ぼす影響*

向 真 央
乙 政 正 太

要 旨

本稿の目的は、日本企業の租税負担削減行動が社債の負債コストに対してどのような影響を及ぼしているのかについて実証的に検証を行うことである。主に米国企業を対象とした先行研究では、租税負担削減行動によって負債コストが増大しているという結果と、逆に減少しているという結果が提示されており、首尾一貫した証拠が提示されていない。また、日本企業の租税負担削減行動が負債コストにどのような影響を及ぼしているのかという問いに対して、現状では実証的な検証がほとんど行われていないといえる。

本稿で示された主な分析結果は以下の2点である。第1に、租税負担削減行動が行われた企業ほど、社債発行時に要求される利回りスプレッドが増大する傾向にあることが示唆された。また、その関連性は経営者の持株比率が高い企業で観察されることが明らかとなった。

第2に、経営者の持株比率が高い企業において、租税負担削減行動と社債の利回りスプレッドの間に因果関係があることが確認された。この結果は、投資家が経営者の持株比率が高い企業の社債に対して投資意思決定を行う場合、租税負担の実施された程度に応じて、追加的な負債コストを要求していることを示唆している。

キーワード：社債市場・租税負担削減行動・負債コスト・富の移転

目 次

- | | |
|--------------|--------------|
| 1. はじめに | 3. リサーチ・デザイン |
| 2. 先行研究と仮説構築 | 3.1. 分析の概要 |

* (付記) 本研究は、日本会計研究学会九州部会第109回大会 (2021年6月26日) で報告した一部を加筆・修正したものである。研究報告に際して、司会の小谷学先生 (熊本学園大学) と原口健太郎先生 (西南学院大学) から多数の有益なコメントをいただいた。ここに記して深く感謝申し上げます。なお、本研究はJPS科研費JP18H00913による助成の一部である。

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響

- 3.2. 租税負担削減行動の尺度
- 3.3. 負債コストの算定
- 3.4. リサーチ・デザイン
- 4. サンプル選択と基本統計量
 - 4.1. サンプル選択
 - 4.2. 基本統計量

- 5. 実証分析の結果
 - 5.1. Pooled-OLS を用いたパネルデータ分析
 - 5.2. 操作変数法を用いたパネルデータ分析
- 6. 追加分析の結果
- 7. おわりに

1. はじめに

近年、租税負担を削減させようとする企業の行動が社会的な問題として大きく取り上げられている。その背景には、2016年に流出したパナマ文書などによって、租税負担を削減させようとする企業行動の蔓延が世界的に明るみになったことがきっかけにある。このような企業の租税負担削減行動に対して厳しい視線が向けられるようになってきている。

実際に、日本政府はソフトバンクグループが海外 M&A に絡んで用いた節税の防止策を打ち出す方針を明らかにするなど、企業による行き過ぎた租税負担削減行動を封じる動向をみせている（日本経済新聞、2019年12月1日、p.3）。また企業側においても、株主や消費者の支持につなげる狙いで、法人税など納税の基本方針を公表し税務の透明性を高めていることをアピールする動きがでてきている（日本経済新聞、2018年3月1日、p.21）。

会計・ファイナンス領域における実証研究においては、企業の租税負担削減行動がどのような経済的な帰結をもたらすのかに視点を向ける研究が増えてきている。ここでは、企業の租税負担削減行動と負債コストの関連性に関する実証研究に焦点を合わせ考察していこう。

これらの研究では租税負担削減行動によって

負債コストが増大しているという結果と減少しているという結果が提示されており、首尾一貫した実証的証拠が得られているとはいえない。日本企業の租税負担削減行動が負債コストに影響を及ぼしているのかどうかといった問いに対する検証も現状ではほとんど行われていない。以上の点から、日本企業の租税負担削減行動が、果たして負債コストに対してどのような影響を及ぼしているのかを明らかにする意義は高いであろう。

本稿では、Pooled-OLS によるパネルデータ分析と操作変数法によるパネルデータ分析を用いて、日本企業の租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性を調査する。なお、多くの先行研究と同様に、本稿では租税負担削減行動を、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・プライ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して定義している（山下・音川、2009；大沼、2015）。

Pooled-OLS によるパネルデータ分析の結果、租税負担削減行動が行われた企業ほど、社債発行時に要求される負債コストが増大する傾向にあることが示唆された。また、その関連性は経営者の持株比率が高い企業で観察されることが明らかにされた。

説明変数の内生性を考慮した操作変数法を用いたパネルデータ分析では、経営者の持株比率

が高い企業において、租税負担削減行動と社債の負債コストとの間に因果関係があることが確認された。このことは、投資家が経営者の持株比率が高い企業の社債に対して投資意思決定を行う場合、実施された租税負担削減行動の程度に応じて、追加的な負債コストを要求していることを示唆する。

先行研究では経営者の株式保有は株主と債権者の利害対立を生じさせることが述べられており、オーナー企業の経営者ほど債権者の富を犠牲にして、自らの富に繋がるような行動を選択するおそれがある(岡部, 1995)。

したがって、社債投資家が経営者の持株比率が高い企業に対してスクリーニングを行う場合、自らの富を保護するために会計情報をより詳細に分析するであろう。その結果として、租税負担削減行動に関する情報が投資決定の判断材料として活用されている可能性がある。

これまでの研究(Lim, 2011; Hasan, Hoi, Wu, and Zhang, 2014; Shevlin, Urcan, and Vasvari, 2020)によって、租税負担削減行動と負債コストの関連性は調査されている。しかしながら、経営者による株式保有がその関連性に与える影響については、われわれが知る限りまだ調査されていない。企業における経営者の持株比率が高い場合、租税負担削減行動に関する会計情報が社債投資家の意思決定により有用な情報となっていることを示した点に本稿の貢献があると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では先行研究のサーベイと仮説の構築を行い、第3節ではリサーチ・デザインについて述べる。第4節ではサンプルについて説明するとともに、データの基本統計量を表示する。第5節では実証分析の結果について示す。第6節では追加分

析の結果を提示し、最後に本稿の総括を行う。

2. 先行研究と仮説構築

まず、租税負担削減行動がどのような効果をもち、それが負債コストにいかなる影響を及ぼしているのかについて検討することにする。租税負担削減行動には、他の条件が同じであれば、その企業の税引後利益およびキャッシュ・フローを増加させるというプラスの効果がある(大沼, 2015)。企業内に留保される利益やキャッシュ・フローがより潤沢になった場合、企業の負債に対する支払能力は高まるので、要求される負債コストは減少すると考えられる(Lim, 2011)。

Lim (2011) は韓国企業を対象に、租税負担削減行動と銀行ローンの負債コストとの関連性について調査している。その結果、租税負担削減行動が金利スプレッドを減少させること、また機関投資家による持株比率が高くなるにつれて、その関連性はより強く表れることを見出している。

その一方で、租税負担削減行動が行われることによって、投資意思決定のために必要な情報の質が低下するというリスクが生まれる。このような情報リスクは社債投資にマイナスの影響を及ぼす(首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。

租税負担削減行動は、税務当局からの調査リスクを増加させ、調査の結果によっては追加的な税金の支払が企業に課されてしまう場合がある。Mills (1998) や Mills and Sansing (2000) では、会計利益と課税所得の差異(book-tax difference)が大きくなるにつれて、米国内国歳入庁(IRS)による税務調査を受けるリスクが高くなること、またその場合に生じる追徴課

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響

税額も大きくなることが示されている。

したがって、経営者は税務当局から調査を受けるリスクを最小化するために、複雑なスキームを通じて租税負担削減行動を行い、その取引や内容について隠蔽しようとするかもしれない (Cen, Tong, and Sun, 2017)。Hope, Ma, and Thomas (2013) は、企業の租税負担削減行動が情報の質を低下させることを示唆している。情報の質が低い、つまり情報リスクが高い場合、企業は追加的な負債コストを負担せざるを得ない可能性がある (Francis, LaFond, Olsson, and Schipper, 2005；首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。

Hasan, Hoi, Wu, and Zhang (2014) は租税負担削減行動によって、銀行ローンの金利スプレッドと社債の利回りスプレッドが増大することを示している¹。また、Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) は租税負担削減行動が銀行ローンの金利と社債の利回りを増大させるという証拠を示した上で、租税負担削減行動が負債コストに与える効果のうち、約半分が将来のキャッシュ・フローや情報の質を介して説明されることを明らかにしている。

以上のように、租税負担削減行動と負債コストの関連性について調査している先行研究では、租税負担削減行動によって負債コストが増大しているという結果 (Hasan, Hoi, Wu, and Zhang, 2014；Shevlin, Urcan, and Vasvari, 2020) と、逆に減少しているという結果 (Lim, 2011) が提示されており、首尾一貫した結果が

得られているとはいえない。本稿では、日本企業を対象に租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性を調査するために、以下のような仮説を設定する。

仮説1：租税負担削減行動は社債の負債コストと関連する。

次に、経営者の持株比率と債権者の富の移転について考える²。資金の貸し手である債権者は約束の期日に元本を取り戻し、その期日までに生ずる利息を確実に回収する必要がある。しかし、その債券がつねに100パーセント安全で、負債の全部が債権者に返済されるという保証はない (岡部, 1995)。

Jensen and Meckling (1976) では、経営者による株式保有が株主と債権者の利害対立を生じさせることが述べられている。オーナー経営者は債権者の富を犠牲にして、設備投資、資金調達あるいは配当政策など自らの富に繋がるような行動を選択するおそれがある (須田, 2000)³。このような経営者行動は債権者の富の移転といわれる。債権者の富の移転が生じた場合、債権者は債券価値の下落という損害を受けることが少なくない。また悪くすると、債権者は利息と元本の未回収分を貸倒損失として被ることになるか、あるいはそれを免れなくても回収コストを負担することになる (岡部, 1995)⁴。したがって、債権者が経営者の持株比率が高い企業に対して会計情報を利用したスクリーニングを行うインセンティブは強いと考えられる。

1 Hasan, Hoi, Wu, and Zhang (2014) は租税負担削減行動によって、銀行ローンに付される財務制限条項がより厳しくなることも明らかにしている。

2 富の移転について、詳しくは岡部 (1995) を参考にされたい。

3 たとえばそれらの政策として、危険度の高い投資をする、負債を増加させる、現金配当を増やすということが考えられる (須田, 2000)。

4 回収コストには訴訟費用などの提供した資金を回収するために要した費用のほか、面倒さ、心労などの心理的な負担も含まれる (岡部, 1995)。

Shuto and Kitagawa (2011) は、日本企業を対象に、経営者の持株比率が高くなるにつれて、企業に課される負債コストが増大する傾向にあることを明らかにしている。また Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) では、富の移転が生じる可能性の高い状況において、租税負担削減行動と負債コストの関連性はより強くなることが明かされており、社債投資家にとって租税負担削減行動に関する情報の有用性が増すことが示唆されている。そこで、経営者の持株比率が低い企業と高い企業との間で、租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性が変化するかどうかを検証するために、以下のような仮説を構築する。

仮説2：経営者の持株比率に応じて、租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性は変化する。

3. リサーチ・デザイン

3.1. 分析の概要

一般的に企業が社債を発行する場合、当該社債に関する内容等を記載した有価証券届出書（あるいは有価証券通知書）を提出する必要がある⁵。有価証券届出書の効力発生日は原則として、有価証券届出書が受理されてから15日を経過した日であり、企業は効力発生日以降でないと社債を取得することができない⁶。社債投資家はこの15日間の間に当該社債に対して投資

するか否かの意思決定判断を行う⁷。

有価証券届出書が提出されてから当該社債が発行されるまでの期間は1ヶ月以内に設定されているケースが多いため、利率等が決定された日付から社債発行日までのラグはそこまで大きくならない。したがって、本稿では社債発行日において入手可能な会計情報が当該社債に設定される利率などの諸条件に影響を及ぼしていると想定する。

図表1は本分析の概要について表している。租税負担削減行動の代理変数を含む企業の財務変数については、社債発行直前の会計期間（つまり、 $t-1$ 年度）の決算日におけるものを利用する。これらの財務変数が社債の諸条件に影響を及ぼすはずであり、利回りなどの社債に関する変数については、 $t-1$ 年度末以降（つまり、 t 年度）に発行された社債の情報を用いて測定している。

ただし、 $t-1$ 年度末の会計情報が公表されるのはおよそ $t-1$ 年度末3カ月後であるため、 $t-1$ 年度末から3カ月以内に発行された社債については $t-2$ 年度の財務変数を対応させる。すなわち、社債投資家は $t-1$ 年度（ $t-1$ 年度末から3カ月以内に社債が発行されている場合には $t-2$ 年度）の会計情報を利用して t 年度に投資意思決定を行っているとは仮定した分析を行っている。

3.2. 租税負担削減行動の尺度

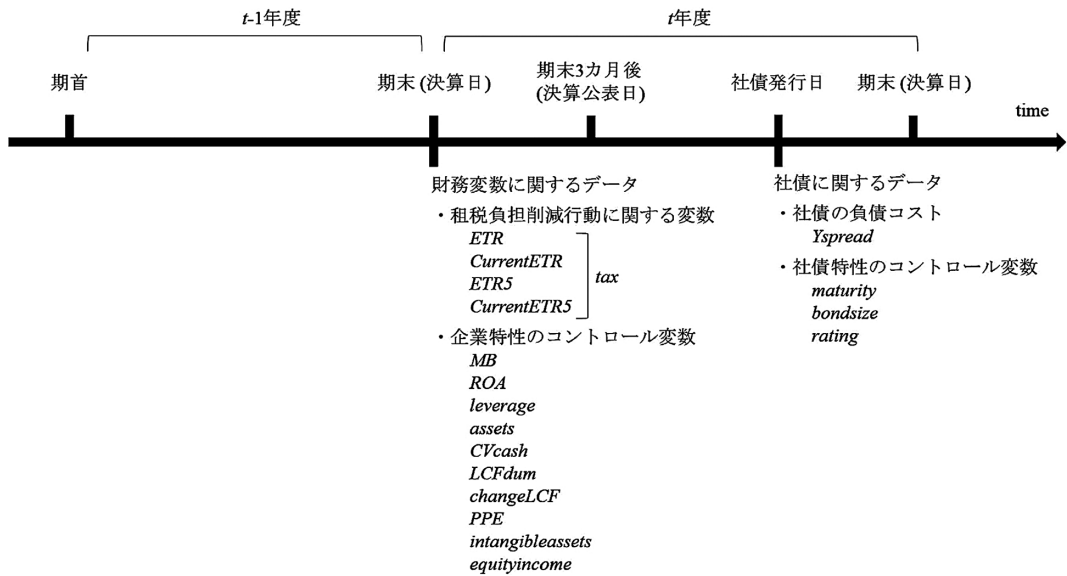
租税負担削減行動の指標として一般的に用いら

5 金融商品取引法によって、発行価額の総額が1億円以上の場合には有価証券届出書の提出が、また発行価額の総額が1千万円超から1億円未満の場合には有価証券通知書の提出が要求されている。なお発行価額の総額が1千万円以下の場合にはそれらの提出は求められていない。

6 有価証券届出書と異なり、有価証券通知書は投資家に対して情報を提供する目的である開示書類に該当しないため、効力発生日という概念はない。

7 この15日間は、投資者が開示されている情報に基づき取得や買付けの是非を検討する「熟慮期間」を確保するために設けられているとされる。

図表 1 分析の概要



れるのが実効税率 (Effective Tax Rate : ETR) である。 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当期純利益で除したもので、次式のように表される (奥田・山下, 2011 ; 大沼, 2015)。

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

ここで i は企業、 t は年度を表す。この指標は会計上の実効税率ともいえ直感的に理解しやすいものである。これは永久差異を生じさせる租税負担削減行動を反映しているといえるが、分子に一時差異の情報を含んでいないために税の繰延をもたらすような租税負担削減行動を反映しないことが指摘される。

そこで、次のようなカレント実効税率 (Current Effective Tax Rate : $CurrentETR$) を測定する。これは、法人税・事業税・住民税を税金等調整前当期純利益で除したものと定義され

る。

$$CurrentETR_{i,t-1} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{事業税} \cdot \text{住民税}_{i,t-1}}{\text{税金等調整前当期純利益}_{i,t-1}} \quad (2)$$

ETR と $CurrentETR$ の違いは、分子に法人税等調整額が加算されているのかいないのかである。法人税等調整額は、税効果会計の適用により一時差異等が生じた場合、当期の法人税等、住民税および事業税を調整するために設けられた勘定科目である。法人税等調整額は当期の法人税・事業税・住民税の中に来期の費用とした方が適切な部分が含まれているときに、来期への繰延費用と見なすことができる。反対に、当期の費用として計上した方がよい法人税・事業税・住民税があるときは来期からの見越費用と見なすことができる (大沼, 2015)。

ETR と $CurrentETR$ の指標はどちらも短期 (単年) の指標となっており、長期的に租税負担削減行動を進めているかどうかは明らかにすることができない。Dyreg, Hanlon, and

Maydew (2008) や大沼 (2015) は、単年の *ETR* が年度ごとの変化による影響を強く受けるため、長期的な租税負担削減行動を表す代理変数として不十分であることを主張する⁸。

Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) や奥田・山下 (2011) では当期を含む過去5年間の法人税等費用と税金等調整前当期純利益を累積させることで、長期的な租税負担削減行動を表す指標を計算している⁹。そこで本稿でも *ETR* と *CurrentETR* を用いて、過去5年間の長期実効税率 (*ETR5*) と長期カレント実効税率 (*CurrentETR5*) を以下のように計算する。

$$ETR5_{i,t-1} = \frac{\Sigma \text{法人税} \cdot \text{事業税} \cdot \text{住民税}_{i,t-1} + \Sigma \text{法人税等調整額}_{i,t-1}}{\Sigma \text{税金等調整前当期純利益}_{i,t-1}} \quad (3)$$

$$CurrentETR5_{i,t-1} = \frac{\Sigma \text{法人税} \cdot \text{事業税} \cdot \text{住民税}_{i,t-1}}{\Sigma \text{税金等調整前当期純利益}_{i,t-1}} \quad (4)$$

本稿では、これら4つの租税負担削減行動の代理変数を *tax* と一括して呼ぶこととする。実証分析では、いずれか1つの租税負担削減行動の代理変数を *tax* に代入して、分析を実施する。

先行研究 (山下・音川, 2009; 奥田・山下, 2011) と同様に、*ETR* と *CurrentETR* についての分析では、当該年度の税金等調整前当期純利益がプラスである企業のみに限定している。

ETR5 と *CurrentETR5* に関する分析でも同様に、税金等調整前当期純利益の5年間合計がプラスとなる企業に絞っている。また、*tax* の計算結果が0未満の場合には0に、1を超えた場合には1に値を置換している。*tax* の値が小さいほど税金等調整前当期純利益に対する税負担が少ないので、そのことは企業の租税負担削減行動が積極的であると解釈される。

3.3. 負債コストの算定

負債コストの代理変数として社債発行時の利回りに依拠して算定された利回りスプレッドを利用する。利回りスプレッドは、社債の利回りとデュレーションが近似している国債の利回りの差として算定される。国債のデュレーションは、国債金利情報 (財務省) に基づいて日々ベースで計算している。なお、残存期間1~40年のすべての年についてデュレーションを求めている¹⁰。また、国債金利情報では利回り情報のみが開示されているので、国債のデュレーションの計算にあたっては、債券価格を100円、利率と利回りが等しいという仮定を用いている¹¹。

一般的に国債の利回りはリスクフリー・レートとして扱われるため、利回りスプレッドは企業が社債投資家に対する支払い (payoff) にどれほどのリスク・プレミアムを上乗せしている

8 たとえば、費用・収益の計上を何年か先に繰り延べて一時的に租税負担を軽くする場合は考えられる。

9 Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) では、法人税等支払額を税金等調整前利益で除した指標 (*CashETR*) に基づいて、長期的な租税負担削減行動の代理変数を測定している。ただし、会計制度に関して日米間で相違があるため、わが国の研究では租税負担削減行動の代理変数として *CashETR* は利用されない場合が多い (大沼, 2015)。そこで本研究では、日本企業を対象とした先行研究と同様に *ETR* と *CurrentETR* を用いている。日米間における会計制度の相違について、詳しくは大沼 (2015) を参照されたい。

10 公表のない11~14年, 16~19年, 21年~24年, 26年~30年および31年~40年の利回りならびにデュレーションについては、それぞれの期間における直線の変化として計算している。

11 財務省の公表する国債入札結果からは、落札価格が100円前後となるように表面利率が決定されており、利率と利回りがほぼ等しくなっているということがわかる。また、近年の国債利回りにはマイナスの利回りが存在する。この場合にはデュレーションが残存期間よりも長くなるという理論と矛盾する事象が発生してしまうが、利回り自体が極端に小さいので、デュレーションは残存期間とほぼ一致しており、スプレッドの算定に大きな影響を与えないと判断している。

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響のかを表している。この上乗せ分のリスク・プレミアムは、社債投資家によって要求される追加的なコストとして捉えることができる。

3.4. リサーチ・デザイン

本稿では, Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) に依拠した以下の (5) 式を用いて仮説の検証を行う。

$$\begin{aligned}
 Yspread_{i,j,t} = & \beta_0 + \beta_1 tax_{i,t-1} + \beta_2 MB_{i,t-1} \\
 & + \beta_3 ROA_{i,t-1} + \beta_4 leverage_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 assets_{i,t-1} + \beta_6 CVcash_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 LCFdum_{i,t-1} \\
 & + \beta_8 changeLCF_{i,t-1} + \beta_9 PPE_{i,t-1} \\
 & + \beta_{10} intangibleassets_{i,t-1} \\
 & + \beta_{11} equityincome_{i,t-1} \\
 & + \beta_{12} maturity_{i,j,t} + \beta_{13} bondsize_{i,j,t} \\
 & + \beta_{14} rating_{i,j,t} + yeardum \\
 & + industrydum + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)
 \end{aligned}$$

ここで i は企業, j は社債, t は年度を表す。本稿で使用する変数の定義の詳細は、図表 2 にまとめられている。なお, tax とダミー変数を除いたすべての変数に対して上下 1% でウィンソライゼーションを行っている。

被説明変数には、負債コストの代理変数である利回りスプレッド ($YSpread$) が組み入れられている。検定する変数は、租税負担削減行動を代理する tax である。仮説 1 が支持される場合, tax の係数は統計的に有意になることが予測される。

仮説 2 の検証において、サンプルを経営者の持株比率が低い企業のサンプルと高い企業のサンプルの 2 つに分割する。具体的には、経営者

の持株比率として『NEEDS Financial Quest』(日経メディアマーケティング) に収録される役員持株数を期末発行済株式総数で除した値で代理する¹²。経営者の持株比率を降順で並び替え、その中央値に基づいてサンプルを分けた上で、それぞれのサンプルに対して (5) 式を推定する。

本稿では, Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) で採用された変数をコントロール変数として (5) 式に組み入れている。企業特性をコントロールするために MB , ROA , $leverage$, $assets$ および $CVcash$ を説明変数に加える。次に, Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) では負債コストに対する租税負担削減行動の効果をより確かなものにするために、租税負担削減行動と相関すると思われる変数もコントロールしている。そこで $LCFdum$, $changeLCF$, PPE , $intangibleassets$ および $equityincome$ をコントロール変数として追加している¹³。

さらに、社債特性のコントロール変数として、 $maturity$, $bondsize$, および $rating$ を説明変数に挿入する。 $rating$ は企業に付された格付投資情報センター (以下, RI) の信用格付けを表す変数である。ただし、信用格付けをそのまま回帰式に組み入れて推定を行った場合、信用格付けはすでに租税負担削減行動の影響を織り込んでいる可能性がある。この問題を緩和するために、先行研究 (Anderson, Mansi, and Reeb, 2004; Shevlin, Urcan, and Vasvari, 2020) で用いられている方法と同様な処置を施す。

具体的には、被説明変数に信用格付けスコア

12 サンプルにおける経営者の持株比率の平均値 (中央値) は、0.5% (0.1%) となっている。

13 説明変数間における相関関係は、推定される回帰式に多重共線性の問題を引き起こす可能性がある。これらの変数を (5) 式から除いて推定した場合も、同様な結果が得られることを確認している。

図表2 変数の定義

変数	定義
<i>YSpread</i>	社債の利回り－国債の利回り（単位：％）
<i>ETR</i>	(1) 式から得た測定値
<i>CurrentETR</i>	(2) 式から得た測定値
<i>ETR5</i>	(3) 式から得た測定値
<i>CurrentETR5</i>	(4) 式から得た測定値
<i>MB</i>	株式時価総額 _{<i>t-1</i>} ／自己資本 _{<i>t-1</i>}
<i>ROA</i>	税金等調整前当期純利益 _{<i>t-1</i>} ／資産合計 _{<i>t-2</i>}
<i>leverage</i>	負債合計 _{<i>t-1</i>} ／資産合計 _{<i>t-1</i>}
<i>assets</i>	資産合計 _{<i>t-1</i>} の自然対数
<i>CVcash</i>	(営業キャッシュ・フロー _{<i>t-1</i>} ／資産合計 _{<i>t-1</i>})の5年間の変動係数
<i>LCFdummy</i>	繰越欠損金 _{<i>t-1</i>} が正の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数
<i>changeLCF</i>	(繰越欠損金 _{<i>t-1</i>} －繰越欠損金 _{<i>t-2</i>})／資産合計 _{<i>t-2</i>}
<i>PPE</i>	有形固定資産 _{<i>t-1</i>} ／資産合計 _{<i>t-2</i>}
<i>intangibleassets</i>	無形資産 _{<i>t-1</i>} ／資産合計 _{<i>t-2</i>}
<i>equityincome</i>	(持分法による投資利益 _{<i>t-1</i>} －持分法による投資損失 _{<i>t-1</i>})／資産合計 _{<i>t-2</i>}
<i>maturity</i>	社債の償還期間（年）
<i>bondsize</i>	社債の発行額（億円）の自然対数
<i>Rrating</i>	AAAに19を、AA+に18を、AAに17を、AA-に16を、A+に15を、Aに14を、A-に13を、BBB+に12を、BBBに11を、BBB-に10を、BB+に9を、BBに8を、BB-に7を、B+に6を、Bに5を、B-に4を、CCCに3を、CCに2を、Cに1を割り当てた値
<i>rating</i>	信用格付けスコアを被説明変数に、 <i>tax</i> を説明変数に挿入した回帰式を推定し、そこから得た残差の値
<i>HMO</i>	経営者の持株比率が中央値以上であった場合に1、それ以外なら0を設定したダミー変数

を表す変数 (*Rrating*) を、説明変数に租税負担削減行動の代理変数を組み入れた回帰式を推定し、そこから得られた残差をもって信用格付けの変数 (*rating*) を定義する。この *rating* は租税負担削減行動の影響を除いた信用格付けの情報を捉えていると考えられる。

最後に、*yeardummy* と *industrydummy* を (5) 式に挿入している。*yeardummy* は年度ダミー変数であり、*industrydummy* は日経業種分類（中分類）に基づく業種ダミー変数である。

4. サンプル選択と基本統計量

4.1. サンプル選択

図表3パネルAにサンプル選択のプロセスが示されている。社債のサンプルは、『公社債発行銘柄一覧』（日本証券業協会）より2006年4月から2020年3月までの間に発行された公募普通社債に関するデータを取得している。その数が6,256件である。

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響

図表3 サンプル選択と年度別分布

パネル A：サンプル選択					
2006年4月から2020年3月までに発行された普通社債					6,256
マイナス：					
『NEEDS Financial Quest』に収録されていない企業の社債					(716)
銀行・証券・保険・その他金融業に属した企業の社債					(1,583)
日本の会計基準以外を適用した企業の社債					(614)
社債に関するデータの欠損					(25)
財務変数に関するデータの欠損					(75)
税金等調整前当期純利益がマイナスとなっている企業の社債					(172)
役員持株数に関するデータの欠損					(33)
RIから信用格付けを取得していない企業の社債					(904)
最終観測値数					2,134
パネル B：年度別分布					
年度	観測値数	割合 (%)	年度	観測値数	割合 (%)
2006	101	4.73	2014	125	5.86
2007	174	8.15	2015	103	4.83
2008	187	8.76	2016	137	6.42
2009	146	6.84	2017	147	6.89
2010	159	7.45	2018	190	8.90
2011	121	5.67	2019	231	10.82
2012	134	6.28	2020	26	1.22
2013	153	7.17	合計	2,134	100.00
パネル C：業種別分布					
業種	観測値数	割合 (%)	業種	観測値数	割合 (%)
電力	533	24.98	窯業	32	1.50
鉄道・バス	337	15.79	自動車・自動車部品	31	1.45
不動産	177	8.29	サービス業	28	1.31
機械	112	5.25	精密機器	26	1.22
化学工業	106	4.97	その他製造業	25	1.17
ガス	89	4.17	倉庫・運輸関連	23	1.08
建設	82	3.84	陸運	20	0.94
食品	75	3.51	空輸	20	0.94
電気機器	74	3.47	医薬品	19	0.89
小売業	48	2.25	造船	15	0.70
パルプ・紙	45	2.11	石油	13	0.61
非金属及び金属製品	44	2.06	ゴム	12	0.56
商社	44	2.06	繊維	11	0.52
鉄鉱業	38	1.78	その他輸送用機器	11	0.52
通信	36	1.69	海運	8	0.37
合計				2,134	100.00

6,256件のうち、財務データのデータベースである『NEEDS Financial Quest』に未収録の企業が発行する社債（放送債など）は分析の対象外とする（716件）。日経業種分類（中分類）で銀行・証券・保険業・その他金融業に属している企業をサンプルから除いている（1,583件）。

また、米国会計基準や国際財務報告基準といった日本の会計基準以外を適用している企業は含めていない（614件）。利回りなどの社債に関するデータの欠損（25件）があるものはサンプルから取り除かれる。財務変数に関するデータが欠損しているものもサンプルに含めない（75件）。

さらに *ETR* と *CurrentETR* を用いた分析では、税金等調整前当期純利益がプラスである企業のみ分析を限定している（172件）¹⁴。役員持株数に関するデータに欠損がある企業もサンプルから落とす（33件）。最後に、RI から信用格付けを取得していないものをサンプルから落とす（904件）。最終的に2,134の観測値が得られている。

図表3パネルBには社債発行サンプルの2006年から2020年までの年度別分布を示す。2019年が231件（10.82%）で最も多くなっていることがわかる。2020年は発行された普通社債に関するデータが3月末の分までしか取得されていないことから、26件（1.22%）で最も少なくなっている。本稿のサンプルにおける年度別の社債発行数は2020年を除くと、2015年以降右肩上がり増加していることが観察される。

図表3パネルCは業種分布を示す。業種分類は日経業種分類（中分類）に基づく。サンプルは30業種から構成されており、社債を発行す

る企業の業種にばらつきはあるが、電力（24.98%）と鉄道・バス（15.79%）に属する企業によって発行された社債がサンプルに多く含まれている。

財務データ、株価データおよび役員持株数に関するデータは『NEEDS Financial Quest』から取得している。社債に関するデータについては『公社債発行銘柄一覧』から利回りや信用格付け等のデータを、国債データは財務省が公表する『国債金利情報』から利回り等のデータを入手している。

4.2. 基本統計量

図表4は、各変数の基本統計量を示したものである。各変数の平均値と中央値は比較的近似しており、各変数の分布にはほぼ偏りがないことがわかる。まず、社債発行時の利回りスプレッド (*YSpread*) の平均値（中央値）については0.310%（0.287%）である。

次に租税負担削減行動を表す変数についてみると、*ETR* と *CurrentETR* の平均値（中央値）はそれぞれ0.356（0.359）と0.322（0.323）である。また、長期的な租税負担削減行動の代理変数である *ETR5* と *CurrentETR5* の平均値（中央値）はそれぞれ0.373（0.372）と0.359（0.349）となっている。

最後に、信用格付けの基本統計量について述べる。信用格付けの平均値と中央値はかなり近似しており、中央値の15.000はRIのA+格に相当する。最大値（最小値）は19.000（10.000）となっている。最小値の10.000はBBB-格に相当するため、本稿で用いるサンプルに信用格付けがBBB格を下回る社債（以下、ハイ・

¹⁴ *ETR5* と *CurrentETR5* については、税金等調整前当期純利益の5年間合計がプラスとなる企業を選択しており、218件がサンプルから除かれている。

図表 4 基本統計量

変数	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
<i>YSpread</i>	2,134	0.310	0.174	0.062	0.287	1.014
<i>ETR</i>	2,134	0.356	0.150	0.000	0.359	1.000
<i>CurrentETR</i>	2,134	0.322	0.171	0.000	0.323	1.000
<i>ETR5</i>	2,088	0.373	0.157	0.000	0.372	1.000
<i>CurrentETR5</i>	2,088	0.359	0.181	0.000	0.349	1.000
<i>MB</i>	2,134	1.369	0.673	0.541	1.202	4.365
<i>ROA</i>	2,134	0.037	0.029	0.004	0.033	0.131
<i>leverage</i>	2,134	0.653	0.140	0.233	0.688	0.872
<i>assets</i>	2,134	14.338	1.134	11.510	14.484	16.425
<i>CVcash</i>	2,134	0.330	0.461	0.020	0.215	3.509
<i>LCFdum</i>	2,134	0.763	0.425	0.000	1.000	1.000
<i>changeLCF</i>	2,134	0.000	0.005	-0.016	0.000	0.027
<i>PPE</i>	2,134	0.561	0.239	0.090	0.621	0.898
<i>intangibleassets</i>	2,134	0.037	0.058	0.000	0.018	0.369
<i>equityincome</i>	2,134	0.001	0.002	-0.004	0.000	0.011
<i>maturity</i>	2,134	9.704	6.725	3.000	7.000	40.000
<i>bondsize</i>	2,134	4.947	0.549	3.912	4.605	6.397
<i>RIrating</i>	2,134	15.096	2.055	10.000	15.000	19.000

(注) 各変数の定義については図表 2 を参照。

イールド債) は含まれていないことがわかる。これは、わが国においてはハイ・イールド債がほとんど発行されていない状況であることを意味している。

図表 5 には変数間のピアソンの積率相関係数 (以下、ピアソン相関係数) が示される。なお、5%水準で統計的に有意となっている相関係数については太字で表している。被説明変数である *YSpread* と *tax* のピアソン相関係数は、すべて統計的に有意でありマイナスの値である。

租税負担削減行動の短期的な指標と長期的な指標をみていくと、*ETR* と *ETR5* および *CurrentETR* と *CurrentETR5* のピアソン相関係数はそれぞれ 0.354 と 0.362 で、統計的にも有意である。これは奥田・山下 (2011) で示された

傾向とも整合的であり、短期的な租税負担削減行動の指標が長期の税負担を十分に説明できないことを示唆する。なお、説明変数間の相関係数はどれもさほど高くなく、多重共線性の問題は発生しないと考えられる¹⁵。

5. 実証分析の結果

5.1. Pooled-OLS を用いたパネルデータ分析

租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性を調査するために、(5) 式を Pooled-OLS で推定している。*t* 値は企業を単位としたクラスター頑健手法に基づく標準誤差から求めている。また紙幅の都合上、年度ダミー (*year dum*)

15 VIF 値を計算したところ、VIF 値が 10 以上を示す変数はなかった。したがって、多重共線性の問題は深刻でないと結論づけられる。

図表5 相関係数

変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮	⑯	⑰	⑱	
① <i>YSpread</i>	1.000																		
② <i>ETR</i>	-0.064	1.000																	
③ <i>CurrentETR</i>	-0.097	0.592	1.000																
④ <i>ETR5</i>	-0.047	0.354	-0.097	1.000															
⑤ <i>CurrentETR5</i>	-0.122	0.068	0.362	0.744	1.000														
⑥ <i>MB</i>	-0.029	0.049	0.033	-0.039	0.010	1.000													
⑦ <i>ROA</i>	-0.068	-0.031	-0.009	-0.041	-0.035	0.291	1.000												
⑧ <i>leverage</i>	0.052	0.039	-0.166	-0.032	-0.121	-0.015	-0.560	1.000											
⑨ <i>assets</i>	-0.302	-0.041	-0.139	-0.034	-0.061	0.053	-0.221	0.526	1.000										
⑩ <i>CVcash</i>	0.188	-0.049	-0.159	-0.153	-0.209	-0.171	-0.259	0.244	-0.068	1.000									
⑪ <i>LCFdummy</i>	0.135	-0.073	-0.061	0.032	-0.032	0.020	-0.048	0.021	0.001	0.138	1.000								
⑫ <i>changeLCF</i>	0.001	-0.082	0.233	0.010	0.211	-0.057	-0.325	-0.017	-0.002	-0.032	0.053	1.000							
⑬ <i>PPE</i>	-0.213	0.009	-0.152	-0.087	-0.091	0.063	-0.232	0.509	0.378	-0.215	-0.229	-0.037	1.000						
⑭ <i>intangibleassets</i>	-0.014	0.054	0.221	0.051	0.103	0.158	0.395	-0.372	-0.089	-0.152	0.120	0.083	-0.339	1.000					
⑮ <i>equityincome</i>	-0.012	-0.081	-0.124	-0.048	-0.112	0.032	0.218	-0.131	0.041	-0.061	0.029	-0.046	-0.182	0.021	1.000				
⑯ <i>maturity</i>	0.010	-0.042	-0.087	-0.033	-0.064	0.025	0.083	0.039	0.319	-0.151	0.031	-0.048	0.311	-0.072	-0.008	1.000			
⑰ <i>bondsize</i>	-0.191	0.014	0.029	0.036	0.044	0.101	-0.045	0.092	0.490	-0.113	-0.102	0.092	0.118	0.121	0.029	-0.061	1.000		
⑱ <i>RIrating</i>	-0.568	0.067	0.549	-0.119	0.037	0.059	0.051	-0.005	0.537	-0.284	-0.307	0.057	0.422	0.030	-0.076	0.293	0.419	1.000	

(注) 5%水準で有意な相関係数については太字で示されている。また各変数の定義については図表2を参照。

図表6 全サンプルに対する Pooled-OLS 分析の結果

<i>Constant</i>	0.337*** (2.81)	0.340*** (2.88)	0.499*** (4.68)	0.555*** (5.17)
<i>ETR</i>	-0.078** (-2.59)			
<i>CurrentETR</i>		-0.077*** (-3.06)		
<i>ETR5</i>			-0.031 (-1.00)	
<i>CurrentETR5</i>				-0.156*** (-5.06)
<i>MB</i>	-0.020** (-2.04)	-0.021** (-2.18)	-0.021* (-1.92)	-0.022** (-2.02)
<i>ROA</i>	0.142 (0.62)	0.167 (0.73)	0.326 (1.18)	0.311 (1.14)
<i>leverage</i>	0.180** (2.55)	0.185*** (2.63)	0.273*** (3.48)	0.277*** (3.54)
<i>assets</i>	-0.018** (-2.30)	-0.019** (-2.42)	-0.021** (-2.44)	-0.022** (-2.52)
<i>CVcash</i>	0.005 (0.38)	0.003 (0.25)	-0.007 (-0.72)	-0.008 (-0.79)
<i>LCFdum</i>	-0.008 (-0.63)	-0.009 (-0.73)	-0.023** (-2.09)	-0.024** (-2.15)
<i>changeLCF</i>	1.663* (1.77)	1.666* (1.73)	0.992 (1.10)	1.044 (1.15)
<i>PPE</i>	-0.120* (-1.67)	-0.117 (-1.63)	-0.143** (-2.03)	-0.139* (-1.95)
<i>intangibleassets</i>	0.109 (1.25)	0.115 (1.33)	0.082 (1.03)	0.087 (1.09)
<i>equityincome</i>	-1.010 (-0.57)	-1.213 (-0.70)	-1.456 (-0.77)	-1.807 (-0.96)
<i>maturity</i>	0.007*** (11.14)	0.007*** (11.27)	0.007*** (11.44)	0.007*** (11.59)
<i>bondsize</i>	0.019** (2.18)	0.020** (2.21)	0.016* (1.96)	0.016* (1.90)
<i>rating</i>	-0.058*** (-10.87)	-0.058*** (-10.73)	-0.055*** (-9.95)	-0.054*** (-9.74)
<i>yeardum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>industrydum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.542	0.542	0.571	0.572
観測値数	2,134	2,134	2,088	2,088

(注) 下段は t 値を示す。 t 値の算出にあたっては、企業を単位としたクラスター頑健手法に基づく標準誤差を用いている。また各変数の定義については図表2を参照。*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意。

と産業ダミー (*industrydum*) に関する結果は省略している。

全サンプルに対して (5) 式を推定した結果は図表6の通りである。*ETR* と *CurrentETR* の係数はそれぞれ -0.078 と -0.077 で 5%水準と 1%水準で統計的に有意となっている。長期的な租税負担削減行動を表す *ETR5* と *CurrentETR5* についてみた場合、係数は -0.031 と -0.156 となっている。*ETR5* の係数は統計的に有意となっていないが、*CurrentETR5* の係数は 1%水準で統計的に有意である。*ETR* や *CurrentETR* といった単年度の指標は年度ごとの変化による影響を強く受けるといった指摘もあるが、複数年度に及んで行われた租税負担削減行動も社債の負債コストと関連していることがわかった。

企業特性や社債特性などの要因をコントロールした上で、日本企業の租税負担削減行動と社債の負債コストとの間に有意な関連性があることが示された。これらの結果は、Hasan, Hoi, Wu, and Zhang (2014) や Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) で得られた結果と整合的である。すなわち、租税負担削減行動が行われた企業ほど、社債発行時に要求される負債コストが増大する傾向にあることが裏づけられた。

以下では、図表6で示されたコントロール変数に関する結果のうち、統計的な有意性が観察された変数について述べる。*MB* の係数は統計的に有意でマイナスとなっている。*MB* は企業の潜在的な成長性を代理しており、潜在的な成長性が高い企業ほど負債コストは減少することがわかる。企業の安全性を代理する *leverage* の係数はプラスで統計的に有意となっている。負債比率が高くなるほど、その企業が発行する社債の負債コストは増大することが読み取れる。企業規模の代理変数である *assets* の係数

は、統計的に有意にマイナスの値となっている。規模の大きい企業ほどデフォルト・リスクが低いために、より低い負債コストを享受できることが示唆される。

社債特性をコントロールしている *maturity* と *bondsize* は、統計的に有意な水準でプラスの値になっている。これらの結果は、社債の償還期間が長く、発行規模が大きいほど、社債投資家はそれらの社債に対して追加的なコストを要求することを示している。信用格付けを表す *rating* の係数はすべてマイナスで、統計的にも 1%水準で有意となっている。社債発行時に付されている信用格付けが上位になるほど、社債の負債コストは減少する傾向にあることが判明した。

図表7には経営者の持株比率別のサンプルに対して、(5) 式を推定した結果が示される。パネルAとパネルBは、それぞれ経営者の持株比率が低い企業のサンプルと高い企業のサンプルに対する分析結果を示している。

図表7パネルAの経営者の持株比率が低い企業のサンプルに対する分析結果を確認すると、*tax* の係数はすべてマイナスであるが、統計的に有意となっていない。経営者の持株比率が低い企業において、租税負担削減行動と社債の負債コストとの間に統計的に有意な関連性は観察されないことが示された。

経営者の持株比率が高い企業のサンプルに対する分析結果は図表7パネルBにある。短期的な指標についてみると、*ETR* と *CurrentETR* の係数はそれぞれ -0.080 と -0.076 となっており、5%水準で統計的に有意である。長期的な指標に目を向けると、*ETR5* との係数はマイナスの値となっているが、統計的に有意な水準には達していない。ただし、*CurrentETR5* の係

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響

図表 7 経営者の持株比率別サンプルに対する Pooled-OLS 分析の結果

パネル A：経営者の持株比率が低い企業のサンプル				
<i>Constant</i>	0.498*** (3.15)	0.492*** (3.16)	0.706*** (4.92)	0.724*** (4.98)
<i>ETR</i>	-0.074 (-1.44)			
<i>CurrentETR</i>		-0.084 (-1.56)		
<i>ETR5</i>			-0.023 (-0.33)	
<i>CurrentETR5</i>				-0.074 (-1.27)
企業特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
社債特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>yeardummy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>industrydummy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.554	0.555	0.565	0.565
観測値数	1,068	1,068	1,046	1,046
パネル B：経営者の持株比率が高い企業のサンプル				
<i>Constant</i>	-0.095 (-0.75)	-0.098 (-0.77)	0.569*** (5.16)	0.652*** (5.83)
<i>ETR</i>	-0.080** (-2.45)			
<i>CurrentETR</i>		-0.076** (-2.43)		
<i>ETR5</i>			-0.026 (-1.06)	
<i>CurrentETR5</i>				-0.179*** (-5.79)
企業特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
社債特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>yeardummy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>industrydummy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.607	0.607	0.561	0.562
観測値数	1,066	1,066	1,042	1,042

(注) 下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としたクラスター頑健手法に基づく標準誤差を用いている。また各変数の定義については図表 2 を参照。*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意。

数は-0.179であり、1%水準で有意となっていることが見てとれる。租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性は、経営者の持株比率が高い企業で観察されることが明らかとなった。このことは、経営者の持株比率に応じて租税負担削減行動と社債の負債コストの関連性が変化

することを示しており、仮説 2 と整合的である。

5.2. 操作変数法を用いたパネルデータ分析

ここでは *tax* が内生変数であるとみなした場合に、両者の間に因果関係が観察されるかどうか

かを調査する。他の条件がすべて等しいならば、高い負債コストが要求される企業の経営者はより多くの資金を事業に投資するために、積極的に租税負担削減行動を進めるかもしれない。このようなフィードバック効果が生じている場合、負債コストから租税負担削減行動へ向かう逆の因果関係が成り立っている可能性がある (Hasan, Hoi, Wu, and Zhang, 2014)¹⁶。

また、説明変数の *tax* と被説明変数の *Yspread* の両方に影響を与えるような観察不可能な変数 (欠落変数) が存在する場合には、欠落変数の影響が (5) 式の誤差項に吸収されるので、誤差項と *tax* の間に相関関係が生じてしまう。

これらの状況において *tax* は内生変数となり、(5) 式に内生性の問題を発生させてしまうおそれがある。内生性の問題が生じている場合、推定された回帰係数に誤差が含まれてしまい、バイアスのかかった推定になってしまうため、正しい仮説の検証ができなくなる。

以上の理由から、内生性の問題に対処するために操作変数法の分析を行う。具体的には Hasan, Hoi, Wu, and Zhang (2014) に基づき、それぞれの *tax* について同業他社の中央値を求め、その値を操作変数 (*median_ETR*, *median_CurrentETR*, *median_ETR5* および *median_CurrentETR5*) として利用する。そして、2段階最小二乗法により推定を行う¹⁷。

図表8パネルAには、全サンプルに対して操作変数法を用いた分析結果が示される。*tax*

にかかる係数の結果は図表6で得られた結果と異なり、すべて有意でなくなっている。このことは、図表6で示された推定結果が内生性の影響によるもので、内生性の影響をコントロールすると、租税負担削減行動と負債コストの間には有意な関連性がないことを意味している。

また、操作変数法を用いて分析を行っている Hasan, Hoi, Wu, and Zhang (2014) では、債権者が租税負担削減行動に関する情報を金利の設定に反映させていることが示唆されたが、日本企業を対象とした場合、社債投資家は社債への投資意思決定の判断材料として租税負担削減行動に関する情報を積極的に活用しているとは判断できない。すなわち、操作変数法を用いて仮説1を検証した場合、仮説1と整合的な結果は得られないことになる。

以上に示した分析結果が、米国企業を対象とした先行研究で得られた結果と異なる原因の1つとして、わが国における社債市場の特徴が関係していると考えられる。米国で発行される社債の中には、信用格付けがBBB格を下回るハイ・イールド債が一定程度含まれているのに対して、図表4でも示したようにわが国ではハイ・イールド債がほとんど発行されていない¹⁸。

ハイ・イールド債は、その他の債券と比べてデフォルト・リスクが高いことが知られる。企業がデフォルトを起こしてしまった場合、その企業に対する債権は貸倒れとなり、債権者は多大な損失を受けることになる。これは無償で行

16 フィードバック効果とは、経営者が資本市場を通じて投資家の情報を入手し、意思決定に利用することを指す。

17 *median_ETR*, *median_CurrentETR*, *median_ETR5* および *median_CurrentETR5* が操作変数として妥当かどうかを確認するために、「操作変数にかかる係数はすべてゼロ」という仮説をF統計量から検定している。その結果、いずれの操作変数についても、2段階最小二乗法の第1段階でのF統計量は10を超えていた。このことは、これらの操作変数が妥当であることを示している。なお、今回の分析においては、係数が過不足なく識別されているため、操作変数が外生的かどうかを検定する過剰識別制約のテストは行っていない。

18 Shevlin, Urcan, and Vasvari (2020) で利用されたサンプルにおいては、ハイ・イールド債がサンプル全体の約40%分を占めている。

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響

図表 8 操作変数法を用いた分析の結果

パネル A：全サンプル				
<i>Constant</i>	-12.089 (-0.64)	-18.435 (-0.96)	0.491*** (2.94)	0.438*** (5.32)
<i>ETR</i>	1.684 (1.16)			
<i>CurrentETR</i>		-0.982 (-0.30)		
<i>ETR5</i>			-3.745 (-0.59)	
<i>CurrentETR5</i>				0.458 (1.10)
企業特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
社債特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year dum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>industry dum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.536	0.535	0.566	0.555
観測値数	2,108	2,108	2,061	2,061
パネル B：経営者の持株比率が低い企業のサンプル				
<i>Constant</i>	-2.432 (-0.07)	-5.484 (-0.15)	18.577 (0.49)	7.468 (0.20)
<i>ETR</i>	1.684 (1.16)			
<i>CurrentETR</i>		-0.759 (-1.44)		
<i>ETR5</i>			-1.276 (-1.63)	
<i>CurrentETR5</i>				0.109 (0.19)
企業特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
社債特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year dum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>industry dum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.542	0.538	0.557	0.548
観測値数	1,042	1,042	1,019	1,019
パネル C：経営者の持株比率が高い企業のサンプル				
<i>Constant</i>	-18.147 (-0.74)	-18.941 (-0.77)	-24.119 (-0.93)	-36.012 (-1.38)
<i>ETR</i>	-0.670** (-2.53)			
<i>CurrentETR</i>		-0.848* (-1.76)		
<i>ETR5</i>			-1.308 (-0.26)	
<i>CurrentETR5</i>				-0.397** (-2.13)
企業特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
社債特性のコントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year dum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>industry dum</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.607	0.598	0.655	0.646
観測値数	1,066	1,066	1,042	1,042

(注) 下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としたクラスター頑健手法に基づく標準誤差を用いている。また各変数の定義については図表 2 を参照。*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意。

われた債権者の富の移転だとみることができる(岡部, 1995)。

したがって、投資家がハイ・イールド債に対して意思決定を行う際、自らの富が移転することをおそれ、より詳細に会計情報を分析するインセンティブを強くもつことになる。その結果として、社債投資家が租税負担削減行動に関する情報を意思決定に有用なものとして活用している可能性がある。ただし、わが国ではハイ・イールド債が事実上発行されていないため、投資家は日本企業の社債に対する意思決定において、米国企業のハイ・イールド債に対する時ほど詳細に会計情報を読み解いていないのかもしれない。

続いて、経営者の持株比率の中央値に基づいてサンプルを分割した上で、それぞれのサンプルに対して操作変数法を用いた分析を行う。図表8パネルBには、経営者の持株比率別のサンプルに対して、操作変数法を用いて推定した結果が示されている。図表8のパネルBをみていくと、*tax*の係数はすべて統計的に有意となっていない。この結果は、経営者の持株比率が低い企業の租税負担削減行動と社債の負債コストとの間には有意な関連性が観察されないことを示している。

しかしながら、経営者の持株比率が高い企業のサンプルに対する分析結果が示される図表8のパネルCでは、すべての*tax*の係数はマイナスの値となっている。短期的な指標である*ETR*と*CurrentETR*の係数はそれぞれ-0.670と-0.848となっており、統計的にも5%水準と10%水準で有意である。租税負担削減行動を長期的に測定した場合、*CurrentETR5*の係数は-0.397であり、5%水準で統計的に有意となっている。

この結果は経営者の持株比率が高い企業の租税負担削減行動が行われるにつれて、社債の負債コストは増大する傾向にあることを意味しており、両者の間に因果関係があることを示している。投資家は経営者の持株比率が高い企業の社債に対して投資意思決定を行う場合、租税負担削減行動の程度に応じて、追加的な負債コストを要求していることが示唆された。

図表8パネルBとパネルCの分析結果は、図表7で示された結果とも整合的であり、内生性の問題に対しても頑健性を有しているといえる。上述したように、経営者の持株比率が高い企業では、債権者の富の移転に繋がるような経営者行動がとられる可能性が高いと思われる。投資家は経営者の持株比率が高い企業の社債に対して投資意思決定をする際、企業の租税負担削減行動に関する情報をより活用している公算がある。

6. 追加分析の結果

第5節で示された分析に加えて、2つの追加分析を行っている。第1に、代替的な回帰式を用いて、経営者の持株比率によって租税負担削減行動と社債の負債コストとの間の関連性が変化するかどうかを再度調査する。前節では経営者の持株比率に依拠してサンプルを分割し、それぞれのサンプルに対して(5)式を推定している。

ここでは、経営者の持株比率の高低を示すダミー変数(*HMO*)と*tax*の交差項を含めた以下の(6)式を設定し、Pooled-OLSによって推定する。*HMO*は経営者の持株比率が中央値以上であった場合に1、それ以外なら0を設定したダミー変数である。

租税負担削減行動が社債の負債コストへ及ぼす影響

$$\begin{aligned}
 Yspread_{i,j,t} = & \beta_0 + \beta_1 HMO_{i,t-1} + \beta_2 tax_{i,t-1} \\
 & + \beta_3 HMO \times tax_{i,t-1} + \beta_4 MB_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 ROA_{i,t-1} + \beta_6 leverage_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 assets_{i,t-1} + \beta_8 CVcash_{i,t-1} \\
 & + \beta_9 LCFdum_{i,t-1} \\
 & + \beta_{10} changeLCF_{i,t-1} + \beta_{11} PPE_{i,t-1} \\
 & + \beta_{12} intangibleassets_{i,t-1} \\
 & + \beta_{13} equityincome_{i,t-1} \\
 & + \beta_{14} maturity_{i,j,t} \\
 & + \beta_{15} bondsize_{i,j,t} + \beta_{16} rating_{i,j,t} \\
 & + yeardum + industrydum \\
 & + \varepsilon_{i,j,t} \quad (6)
 \end{aligned}$$

分析の結果、短期的な指標についてみると、 $HMO \times ETR$ の係数 (t 値) は -0.041 (-1.86) であり、 $HMO \times CurrentETR$ の係数 (t 値) は -0.082 (-2.29) となっていた。また長期的な指標に関しては、 $HMO \times ETR5$ の係数 (t 値) は -0.109 (-0.18) であり、 $HMO \times CurrentETR5$ の係数 (t 値) は -0.051 (-1.91) であった。 $HMO \times tax$ の係数はすべてマイナスの値であり、 $HMO \times ETR5$ の係数を除いて統計的に有意となっていることがわかった。これは租税負担削減行動と社債の利回りスプレッドとの関連性が経営者持株比率の高い企業でより強まることを示唆している。

第2に、大株主による株式所有割合別のサンプルに対して再度分析を行った。本稿では経営者による株式所有が株主と債権者の利害対立を生じさせると考えているが、Shevlin, Urcan, and Vasvari (2019) では大株主による株式所有割合が用いられている。ここでは Shevlin, Urcan, and Vasvari (2019) と同様に、大株主による株式所有割合の中央値に依拠してサン

プルを分割し、それぞれのサンプルに対して分析を行った¹⁹。その結果、大株主による株式所有割合が低い企業のサンプルにおいては、Pooled-OLSと操作変数法のどちらの分析を用いた場合も tax の係数は統計的に有意ではなかった。

ところが、大株主による株式所有割合が高い企業のサンプルに対して Pooled-OLS を用いて分析した場合、すべての tax の係数はマイナスの値であった。 ETR 、 $CurrentETR$ および $CurrentETR5$ は 1%水準で、 $ETR5$ は 5%水準で統計的に有意となっていた。また操作変数法を用いた場合も、 ETR 、 $CurrentETR$ および $CurrentETR5$ の係数は 10%水準で有意にマイナスの値となっていた。

7. おわりに

近年、企業の租税負担削減行動に関する会計・ファイナンス領域の研究が増加してきており、その中の1つに企業の租税負担削減行動と負債コストの関連を調査する一連の研究がある。

主に米国企業を分析対象としたこれらの先行研究では、租税負担削減行動によって負債コストが増大しているという結果と、逆に減少しているという結果が提示されており、現状では首尾一貫した証拠が得られていない。また、日本企業の租税負担削減行動が負債コストにどのような影響を及ぼしているのかといった問いに対しては十分に検証が行われているとはいえない。そこで本稿では、日本企業によって発行された社債を対象に、租税負担削減行動と負債コスト、具体的には利回りスプレッドとの関連性

19 大株主による株式所有に関するデータは『NEEDS Financial Quest』に収録される大株主データから取得している。そこで表示された企業の大株主所有株式数比率の合算値を大株主による株式所有割合として定義する。

について実証的に分析している。

本稿で示された主な分析結果は以下の2点である。第1に、租税負担削減行動が行われた企業ほど、社債発行時に要求される利回りスプレッドが増大する傾向にあることが示唆された。また、その関連性は経営者の持株比率が高い企業で観察されることも明らかとなった。

第2に、経営者の持株比率が高い企業において、租税負担削減行動と社債の利回りスプレッドの間に因果関係があることが確認された。この結果は、社債投資家が経営者の持株比率が高い企業の社債に対して投資意思決定を行う場合、租税負担削減行動の程度に応じて追加的な負債コストを要求していることを示唆している。

最後に、残された課題について述べる。本稿では同一企業が同一年度において複数の社債を発行している場合、発行された社債をそれぞれ1観測値として捉えて、観測値に社債・年度を用いたサンプルに対して分析を行っている。

しかしながら、観測値を債券単位で捉えた場合、債券に関する詳細な情報が得られる代わりに、債券間に相関が生じることが考えられる。先行研究の中には同一企業が同一年度で複数の社債を発行している場合、社債発行額に依拠した加重平均利回りスプレッドを算出することで、1観測の値に修正する方法もある。観測値に企業・年度を用いて、租税負担削減行動と加重平均利回りスプレッドとの関連性を検証することは今後の課題の1つとしたい。

また、本稿では負債コストとして社債の利回りスプレッドを用いているので、負債コストを正確に測定できるという利点がある反面、サンプルが社債発行可能な大企業に偏ってしまっている。財務諸表内で開示されている支払利息額

を用いて負債コストを推定した場合、負債コストの測定誤差の問題を度外視すれば、サンプルを上場企業全体に拡大することができる。サンプルバイアスの小さい分析を実施することも、今後の研究の発展に役立つであろう。

参 考 文 献

- 岡部孝好 (1995) 「債権者保護のための会計を考える」『関西大学商學論集』第40巻第2号, 165-189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。
- 大沼宏 (2015) 『租税負担削減行動の経済的要因』, 同文館出版。
- 首藤昭信・伊藤広大・二重作直毅・本間朝子 (2018) 「債務契約における会計情報の役割 (1): 会計情報の事前的役割」『金融研究』第37巻第2号, 23-60頁。
- 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能』, 白桃書房。
- 山下裕企・音川和久 (2009) 「日本における株式持手が税負担削減行動に与える影響」『神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー』2009-40, 1-19頁。
- Anderson, R., S. Mansi and D. Reeb (2004) “Board Characteristics, Accounting Report Integrity, and the Cost of Debt,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.37, pp.315-342.
- Cen, W., N. Tong and Y. Sun (2017) “Tax avoidance and cost of debt: evidence from a natural experiment in China,” *Accounting and Finance*, Vol.57, pp.1517-1556.
- Dyregang, S., M. Hanlon and E. Maydew (2008) “Long-run corporate tax avoidance,” *The Accounting Review*, Vol.83, pp.61-82.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper (2005) “The market pricing of accruals quali-

- ty," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, pp.295-327.
- Hasan, I., S. Hoi, Q. Wu and H. Zhang (2014) "Beauty is in the eye of the beholder : The effect of corporate tax avoidance on the cost of bank loans," *Journal of Financial Economics*, Vol.113, pp.109-130.
- Hope, O., M. Ma and W. Thomas (2013) "Tax avoidance and geographic earnings disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.56, pp.170-189.
- Jensen, C. and W. Meckling (1976) "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.305-360.
- Lim, Y. (2011) "Tax avoidance, cost of debt and shareholders activism : evidence from Korea," *Journal of Banking and Finance*, Vol.35, pp.456-470.
- Mills, L. (1998) "Book-tax differences and internal revenue service adjustments," *Journal of Accounting Research*, Vol.36, pp.343-356.
- Mills, L. and R. Sansing (2000) "Strategic tax and financial reporting decisions : Theory and evidence," *Contemporary Accounting Research*, Vol.17, pp.85-106.
- Shevlin, T., O. Urcan and F. Vasvari (2020) "Corporate Tax Avoidance and Debt Costs," *Journal of the American Taxation Association*, Vol.42, pp.117-143.
- Shuto, A. and N. Kitagawa (2011) "The Effect of Managerial Ownership on the Cost of Debt : Evidence From Japan," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol.26, pp.590-620.

向真央 (久留米大学商学部専任講師)

乙政正太 (関西大学商学部教授)