経営財務研究　Vol.43　(2023.12)

■論　　文

# リキャップ CB 実施の経済的動機

塚原　　慎
(駒澤大学)
寺嶋　康二
(千葉商科大学)
積　　惟美
(亜細亜大学)

要　旨

本稿の目的は，転換社債の発行と自己株式の取得を同時期に実施する資本政策である「リキャップCB」を実施する企業の経済的動機を実証的に解明することにある。分析の結果，収益性指標改善による ROE の外生基準の達成，経営者が最適と考える資本構成の実現，転換社債発行に伴う裁定機会の提供を目的として当該資本政策を実施することを支持する証拠を入手しており，複合資本政策の決定要因に関する研究蓄積への貢献が期待される。

キーワード：転換社債，自己株式の取得，リキャップ CB，最適資本構成，ROE マネジメント

## 1　はじめに

本稿の目的は，転換社債の発行と自己株式の取得を同時期に実施する資本政策である，「リキャップ CB」と呼ばれる資本政策を実施する日本企業がどのような経済的動機を有するのかを実証的に解明することにある。転換社債（転換社債型新株予約権付社債）は，企業会計基準第 10 号「金融商品に関する会計基準（ASBJ, 2019）」において定められる「払込資本を増加させる可能性のある部分を含む複合金融商品（par.35）」であり，発行額の一部ないし全部について，負債としての取り扱いが会計上求められるものである [1)]。ただし，先行研究において転換社債の発行は「迂回的な増資手段」と位置づけられることもあり（大木，2012），近年の日本において，証券発行時における市場反応は普通株式発行（エクイティ・ファイナンス）時に近いものであるということが報告されている（Duca et al., 2012; アブレウ山田・土村，2009 など）。他方，自己株式の取得は，企業の出資者たる株主に対する還元政策の一つと一般に整理され，企業資金の流出を伴うものである [2)]。よって，リキャップ CB は実質的な意味において,「増資」と「減資」を同時に実施する資本政策であると整理することができる。

図 1 は, 日本におけるリキャップ CB 実施件数の推移を示している [3)]。図から, 集計期間（2004-2021 年）にかけて一定の実施事例が存在しており，特に，2010 年代中盤に発行件数が増加していることがわかる。この時期には，コーポレート・ガバナンス改革に関わる文書が公表されはじめていたことも

図１：リキャップCB実施件数の推移

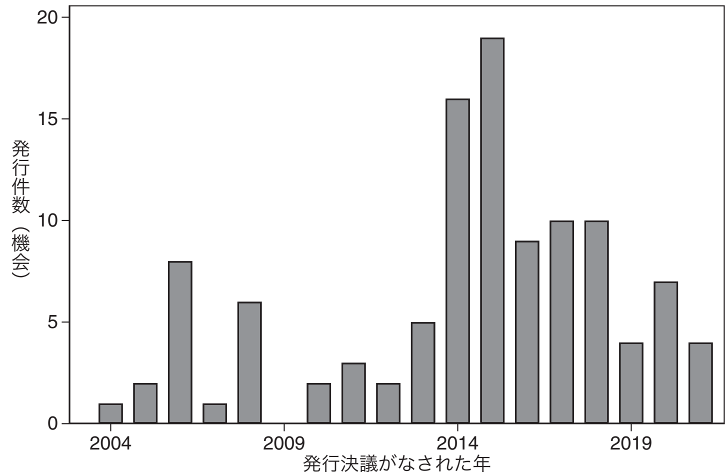
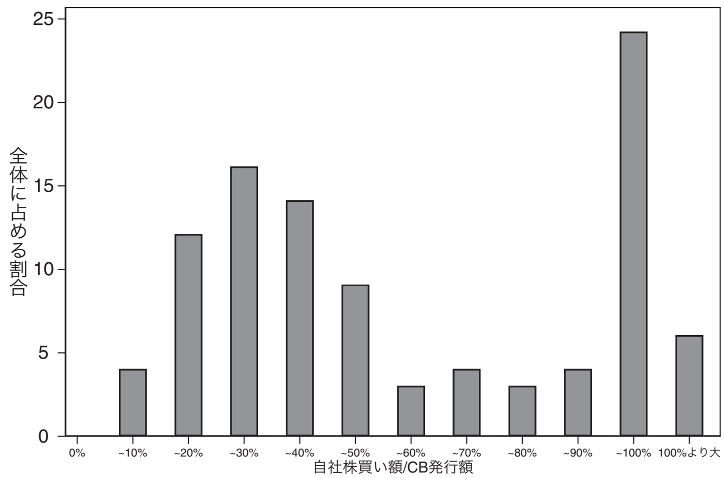



図２：自己株式の取得割合




あり（金融庁，2014，経済産業省，2014），当該資本政策により企業が ROE（自己資本利益率）の分母を操作（自己資本比率を圧縮）している可能性について，東京証券取引所（2017）では「国内外の機関投資家等からは，上場会社が資本生産性の改善に取り組むことは評価できるものの，リキャップ CB は必ずしも企業価値の向上に関与せず，既存株主の立場からは歓迎できないという批判的な意見も寄せられている状況」にあるとした上で，注意喚起がなされる事態となっている [4)]。また，図２は，発行された転換社債の金額に対する自己株式の取得金額の割合を示している [5)]。当該比率の平均値は約 56.6%，中央値は 50.0% であり，資金調達額の過半に相当する金額の自己株式の取得を行っていることがわかる [6)]。

このように実務上一定の関心が存在することが推察される一方で，当該資本政策の経済的要因が何であるのかについての学術的な検討は，筆者らの調査の限り，十分な量の蓄積が存在しているとはいえない。というのも，リキャップ CB の構成要素である転換社債の発行，自己株式の取得を単独で実施する経済的な動機については，後述するように，国内外を問わず膨大な研究蓄積が存在する一

方で，それぞれの資本政策を単独で実施することによって果たされるはずの目的を，リキャップ CB は阻害する（効果を相殺する）ものとなりうるためである[7)]。米国におけるリキャップ CB（Combined Offering）の決定要因を検証する数少ない先行研究の一つである De Jong et al.（2011）においても，Combined Offering の実務が米国で一定数確認されるのにも関わらず，これまでに研究上の関心が向けられてこなかったことが指摘されている。

本稿では，リキャップ CB を実施することにより「経営者が有する何らかの目的が効率的に達成されるのではないか」という観点から仮説を設定し，実証的な検証を行っている。その際，日本特有の経済的な状況が当該資本政策の実施に影響を及ぼす可能性に着目している。

具体的には，第 1 に，コーポレート・ガバナンス改革（金融庁，2014，経済産業省，2014，東京証券取引所，2015）に伴い，企業の資本構成およびそこから派生的に計算される指標（例えば ROE）を調整するために，リキャップ CB が実施されている可能性（収益性指標改善仮説）を検討する。特に，International Shareholder Service（ISS）が公表した議決権行使基準が当該資本政策に影響を与えた可能性について検討する。第 2 に，日本企業が何らかの「目標負債比率」を意識した経営を行っているというアンケート調査の結果（佐々木他，2015）に基づき，最適とされる一定の負債比率（資本構成）を達成するために企業がリキャップ CB を実施しているという可能性（最適資本構成仮説）を考える。これらに加え，第 3 に，先行研究（De Jong et al., 2011）で支持された，転換社債発行後の証券市場の反応（負の反応）を緩和するために当該資本政策を実施しているとする仮説（裁定機会提供仮説）が，日本においても成り立つのか否かを検証し，これらを支持する結果を入手している。また，①傾向スコア･マッチングを用いた検証, ② ISS（2015）前後でサンプルを分割した収益性指標改善仮説の検証，③異なる ROE ベンチマークを用いた場合の収益性指標改善仮説の検証，④代替的な過剰負債比率を用いた最適資本構成仮説の検証，⑤リキャップ CB・転換社債単独発行公表に対する証券市場反応の比較，⑥リキャップ CB 実施後の自己株式取得実施割合の高さに関する検証に対しても，主検証の結果が頑健であることを確認している。

これらの検証結果から，次のような貢献が期待される。まず第 1 の仮説が支持されたことにより，経営者が自己利益の最大化のために機会主義的な行動を行うとするエージェンシー理論の枠組みにおいて，経営者は自己の目的を達成するため，資本構成の調整を行うことが示唆される。また，当該発見事項は，株主価値を重視した経営指標への注目度が増大していると考えられる日本の経済的環境において, 議決権行使助言会社が設定する基準が企業の資本構成に影響を及ぼしうることを示している。

次に第 2 の仮説について，海外の先行研究（De Jong et al., 2011）では最適資本構成仮説の存在を支持する証拠が入手できていない一方で, 本稿では, De Jong et al.（2011）に比して厳密な方法により「過剰負債比率」を算出した結果，日本の経営者が「目標負債比率」に対する意識付けが存在しているというアンケート調査の結果（佐々木他 , 2015）と整合的な結果を，間接的にではあるが入手している。

最後に，第 3 の仮説が支持されたことは，De Jong et al.（2011）の議論の妥当性が日本においても支持されることを示唆するものと言える。これらの証拠は De Jong et al.（2011）をはじめとしたリキャップ CB に関する先行研究でなされた最適資本構成をめぐる議論，複合的な資本政策の決定要因に関する議論を拡張するものであり，企業が置かれた環境により，類似の資本政策であってもその経済的な動機が異なりうることを示唆するものであると言える。特に, 日本においてリキャップ CB は，最適資本構成の実現や裁定機会の提供といった，先行研究で指摘されるような企業価値（株主価値）最大化の目的に適う動機が存在する一方で，経営者の私的利益最大化に向けた調整行動という，経営者と株主間でのエージェンシー問題（企業価値の毀損）につながる動機も同時に存在しうるものと位

置付けられる。そのため，東京証券取引所（2017）の注意喚起にあるように，当該資本政策が企業価値創出につながるか否かについては，慎重に判断する必要があるだろう。

続く第 2 節では，リキャップ CB を対象とした先行研究の整理を行う。第 3 節では，検証仮説の構築を行い，第 4 節ではリサーチ・デザインを示す。第 5 節では主検証の結果，第 6 節では頑健性分析の結果を示し，第 7 節では本稿の総括を行う。

## 2　先行研究

米国において転換社債の発行と自己株式取得を同時に実施する実務（Combined Offering）が見られることに着目した先行研究として，De Jong et al.（2011）では，2005 年から 2007 年における転換社債発行機会のうち 23.7% について，自己株式取得が同時に公表されていることが示された上で，当該資本政策を実施する経済的動機が実証的に検証されている。当該研究では，転換社債発行時にこれを引き受ける機関投資家からヘッジを目的とした空売り需要が発生するため，この需要の確実な引き受け先（裁定機会）として同時に自己株式取得を発表することで，転換社債の起債額のディスカウント（Offering discounts），および転換社債発行時の負の株価反応が緩和されていることを発見し，ヘッジ需要の大きさや転換社債発行日における売り注文の規模，公表日以降における自己株式取得実施件数や実施期間の短さについても当該資本政策と関連性を有していることを報告している。

また同研究では，裁定機会の提供目的以外の代替的仮説として，企業価値のシグナリング，一株当たり利益の希薄化防止，最適資本構成の達成，自己株式取得のための資金確保についても検証を行ない，これらの仮説については妥当性が低いことを示唆する証拠を提示している。ただし，とりわけ最適資本構成については負債比率の産業中央値からの差異を用いた簡便なものとなっており，より精緻な測定方法による検証が必要と考えられる。加えて，当該研究では，一株当たり利益の希薄化防止目的については検討しているものの，後述するように ROE のような他の収益性指標の調整を目的とする可能性については検討していない。先述した ISS の議決権行使基準のように ROE をターゲットとする企業行動が想定できる点を考慮すると，近年の日本においては，代替的仮説に関して再考の余地があると考えられる。

日本に目を移すと，リキャップ CB そのものを対象とした先行研究においては，当該資本政策実施後のアナウンスメント効果の分析が主になされているようである。重本（2015）は，2004-2014 年においてリキャップ CB を実施した地方銀行 6 行を対象にイベント・スタディを実施しているが，公表後 10 日間において目立った反応は見られなかったことを報告している。志馬（2015）は，2008-2015 年にみられるリキャップ CB 実施事例 35 件についてイベント・スタディを実施しており，リキャップ CB 実施に対する証券市場の反応は正・負いずれもみられたことを報告している。なお，検証期間及びサンプルが異なることもあり，両研究では一貫した検証結果が得られていない。積他（2021）では，上記の先行研究に対して検証期間を拡張し，2001-2020 年におけるリキャップ CB 実施企業を対象に，リキャップ CB 実施公表時の株価反応を分析している。その結果，当該資本政策の実施公表に対し，サンプル全体としては統計的に有意な正または負の反応は見られず，リキャップ CB を実施する際に発行企業側に説明を要請した東京証券取引所（2017）公表以降の実施サンプルに限定すると，株式投資家は平均的に負の反応を示していることが観察されている。

他方，複合的資本政策であるリキャップ CB ではなく，これを構成する転換社債発行と自己株式取得という個別の資本政策については，きわめて多くの先行研究によってその実施要因が分析されてい

る[8)]。しかしながら，後述するように，大半の実施要因は実質的に反対の資本政策を組み合わせるリキャップ CB においてはその効果が相殺されるため，少なくとも 2 つの資本政策を同時に行う理由としては妥当性を持たなくなると考えられる。

以上をまとめると，海外の先行研究においては，裁定機会の提供を行うことがリキャップ CB 実施の主要な目的として成立しうることが観察されているものの，日本においては同様の研究が存在しているわけではなく，また代替的仮説の棄却過程についても再考の余地があると指摘できる。さらに資本政策実施後のアナウンスメント効果を検証した研究からは，「なぜリキャップ CB が実施されるのか」についての示唆を検証結果から直接的に入手することは困難となっている。

そこで本稿では，De Jong et al.（2011）において採用されている裁定機会提供仮説だけでなく，転換社債発行と自己株式取得の実施要因のうち，両者を同時に行った場合に成立し得る（同時に行うことに積極的な意味を見出すことのできる）仮説を検討する。

## 3　仮説構築

先述したように，転換社債発行と自己株式取得の実施要因については研究蓄積が豊富に存在しているものの，その多くについては，同時に両者を実施する場合には前提が成り立たないものとなる。例えば，転換社債発行の実施要因については基本的に，情報の非対称性などに起因して公募増資では条件が不利になってしまう状況下で，転換権というオプションを付与した上での迂回的な増資が有効となり得ることを示す仮説が主となっている。ここにおいては前提として事業投資をはじめとした何らかの資金調達の目的が存在しており，同時に資金流出を伴わせるリキャップ CB は当該目的の達成を阻害するという意味では非効率的なものとなる[9)]。また，自己株式取得の実施要因についても，その多くは前提として手元資金に余剰が存在するという状況を想定する一方，転換社債によって調達した資金で自己株式取得を行うリキャップ CB の場合，資本政策の実施前に手許資金の余剰が存在するとは限らないことから，その前提を必ずしも共有しない[10)]。

一方で，自己株式取得の実施要因である収益性指標改善仮説と最適資本構成仮説の 2 つは，リキャップ CB 実施時においても成立し得る。まず，収益性指標改善仮説については，自己株式取得を通じた自己資本の減少によって ROE のような収益性指標を改善するものであるため，転換社債の発行を同時に行った場合にも，少なくとも短期的には成立する。さらに，自己株式取得のための資金を転換社債発行によって調達すれば，資金余剰の状態にない企業であっても，減資に伴う企業資産（特に当座資産）の減少を伴わないままにこの効果を享受できることとなる。

また，自己資本比率の減少は負債比率の増加と表裏一体の関係にあるため，自己株式取得による負債比率の上昇によって最適資本構成を目指すとする最適資本構成仮説[11)]についても，同様に当てはまる。加えて，「転換社債を負債として取り扱う」という会計上のルールに着目すると，リキャップ CB を実施する場合には，自己株式取得を単独で実施したときと比べて負債比率の上昇効果が増幅されることとなる点も指摘できる。

さらに，転換社債の発行が「実質的な増資」である（自己資本としての性質を有する）ということを踏まえると，既発行の株式（自己資本）を転換社債（形式上は負債）に置き換え，財務諸表上の資本構成を変えたとしても，経済的な実質をほとんど変化させないものとなり得る[12)]。したがって，リキャップ CB を用いる場合，ROE の改善や資本構成の変化は見かけ上だけのものとなる可能性があり，その意味でこれらの仮説は自己株式取得の実施要因として従来考えられてきた文脈とは異なる，

独自の意味を有する可能性がある。

他方で，日本においても近年では転換社債発行時に市場において負の反応が見られる（アブレウ山田・土村，2009）ことに鑑みると，De Jong et al.（2011）と同様に，企業は転換社債発行時の株価に対する負の影響を緩和するために自己株式取得を同時に行うことで裁定取引の確実な機会を提供しているという仮説もまた同様に成立し得ると考えられる。

なお，転換社債の発行においては，調達した資金の使途として設備投資や運転資金，借入金返済など複数の目的が掲げられるケースがしばしばあり，リキャップ CB においても調達資金の全てを自己株式取得に充てず，一部を事業投資等へ振り向けるケースが一定数存在する[13)]。したがってこの点に対しては，自己株式取得規模を超過する転換社債による資金調達額について成立するであろう仮説に関して検証の際にコントロール変数を追加することで対処する。

以上より，本稿ではリキャップ CB の実施要因に関する仮説として大きく次の 3 つを設定する。まず本稿では，経営者の私的利益追求インセンティブに着目してその行動を分析するエージェンシー理論をベースとした仮説として，収益性指標改善仮説を位置付ける。すなわち，経営者は自身の報酬やレピュテーション，解任可能性などに ROE のような収益性指標が影響する場合，自らの効用を高めるために当該指標を操作するインセンティブを持ち得る[14)]。

そのような状況として，とりわけ日本では具体的に，伊藤レポート（経済産業省，2014）の公表によって企業や経営者を評価する際に ROE に着目するようになった点や，ISS（2015）の公表によってその傾向がさらに具体化・進展し，ROE が一定水準（5%）に満たないことが経営者の選任議案に影響を与える可能性が生じた点（Ishida and Kochiyama, 2022）を指摘することができる[15)]。本稿では，ROE 重視の機運が具体的な経営者選任議案に対する議決権行使基準という形で結実し，経営者の利害（解任可能性）と直接関係するようになった ISS（2015）の公表を一つの契機と仮定する。この仮定に従えば，ISS による日本向け議決権行使基準に ROE に関する記述が初めて組み込まれた 2015 年を境に，ROE 調整（による解任可能性の低減）を目的としたリキャップ CB が顕著に観察されるようになるはずである。また，後述するように，ISS（2015）では「資本生産性が低く（過去 5 期平均の ROE が 5% を下回り），かつ改善傾向にない場合，会社提案に対する議決権行使について原則として反対を推奨する」としていることから，本稿の仮説においては，経営者は「直近の過去 5 期平均 ROE が 5% を下回っている状況では，リキャップ CB を実施し次期の ROE を 5% 以上にすることで改善傾向にあることを示して反対率を下げようとする」と想定する。この想定の下では，直近の（一時的な）ROE 改善が目的となるため，リキャップ CB を通じて発行された転換社債が後に株式に転換されたとしても，その目的は達成される。

上記の想定を支持するものとして，たとえば富士機械製造株式会社（現在は株式会社 FUJI に社名変更）が 2016 年 3 月 9 日に公表したプレスリリースが挙げられる。当該プレスリリースでは，転換社債の発行目的として自己株式取得による ROE の向上がある旨が明記されており[16)]，同様の旨が明記されたプレスリリースは他社のケースにも多数散見されている。こうした事実は，日本において ROE を改善する目的でリキャップ CB を行っているケースが実際に存在することを示唆している。以上のことから，次の仮説を設定する。

**仮説 1**（収益性指標改善仮説）

2015 年以降，ROE が外生的ベンチマーク（5%）を下回る場合，企業はベンチマークの達成を試みるためにリキャップ CB を実施する可能性が高まる。

次に，最適資本構成仮説では，経営者は加重平均資本コストを最小化させる最適資本構成を目指すことで企業価値最大化を図る[17]と考えられている。これに関連して，佐々木他（2015）が行なったアンケート調査では，大多数の企業が「目標負債比率」を設定しているという回答が得られており，日本企業においても多くの企業が何らかの形で最適な資本構成を意識していることが示唆される。リキャップ CB は，少なくとも一時的には負債の増加と自己資本の減少をもたらし，負債比率を効率的に増大させることができるため，最適資本構成よりも負債比率が小さい企業は，リキャップ CB を実施することで「目標負債比率」の実現に向け効率的な資本調整を行う可能性がある。

この点に関して，実態としてリキャップ CB 実施による資本構成の調整効果が必ずしも一時的でない可能性を示唆するデータを確認している。株式会社アイ・エヌ情報センターが提供する「INDB Funding Eye」を用い，本稿の検証期間（2003 年 4 月 1 日から 2022 年 3 月 31 日）における転換社債発行事例を取得し，それぞれの発行機会（転換社債の種類ごと）単位で，リキャップ CB の場合とそうでない場合を識別した上で，2023 年 1 月末日時点における株式への転換率（最新転換累計額÷発行総額）を算出した（変数の定義は表 1，株式転換率は日本経営財務研究学会 Web-site に公開される補論表 A1 を参照）。

株式転換率を見ると, 検証期間を通じて実施されたリキャップ CB の株式転換率の平均値（中央値）は，44.3%（6.7%）であり，リキャップ CB 以外の発行機会における 58.0%（92.5%）に比べ低いものとなっているものの, 社債の帰結が確定した（完済）サンプルに限定して同様の比率を計算したところ，前者は 58.2%（96.1%），後者は 60.4%（99.1%）となり，その差はほとんど見られない。なお，平均値と中央値の乖離が大きいことから，分布には偏りが生じていることが推察される。また，転換率が 0 % の案件の割合を比べると, リキャップ CB サンプルでは 46.5%（完済サンプルでは 31.0%），リキャップ CB 以外の発行機会では 29.4%（同 26.7%）となっていることを確認している。以上から，リキャップ CB においては，株式転換がなされる場合には発行額のほぼ全額に近い金額について株式転換がなされるという傾向にあるものの，即時の株式転換がなされていない案件も少なくない割合で存在していることがわかる。

また，Web 補論表 A2 及び図 A1 はリキャップ CB を実施した企業の負債比率（有利子負債÷総資産）の平均値の推移である。ここでは，リキャップ CB 実施前は平均約 20% であった負債比率が実施後には約 25% まで上昇し, その後 5 年間は当該効果が概ね継続していることが確認できる。これらは，リキャップ CB が実際に一定期間負債比率を上昇させていることを示唆しており，最適資本構成の実現に向けた負債比率の調整手段としてリキャップ CB が用いられ得ることを支持すると考えられる。以上から，次の仮説を設定する。

仮説 2（最適資本構成仮説）

最適資本構成に比べ負債比率が小さいほど, リキャップ CB を実施する可能性が高まる。

以上に加えて，本稿では De Jong et al.（2011）において採用されている「転換社債発行に付随する空売り需要を引き受ける裁定機会を提供するために自己株式取得を行う」という仮説についても検証する。当該仮説の背後にある想定は次のとおりである。まず一般に，株式価格の変動の方が債券価格の変動より大きいことから，転換社債を引き受けた機関投資家は，転換社債引受額より少なめに同社株式を空売りすることで，ボラティリティが高い状況下ならばどちらに転んでも利益の出る裁定取引の機会を得ることができる。たとえば，株価が下落するほど，転換社債は株式転換される可能性が低くなることから債券に近い（価格の下落幅が相対的に小さい）性質となるため，転換社債の価格低下に

よる損失に比べて株式の価格低下による空売り益の方が大きくなりやすくなる。反対に株価が上昇するほど，転換社債は株式に近い性質となるため，金額が大きい転換社債のあげる利益が株式の空売り損を上回ることとなる。

このことから，転換社債発行時にこれを引き受ける機関投資家からヘッジを目的とした空売り需要が発生すると考えられるため，この需要の確実な引き受け先として同時に自己株式取得を発表することで，企業は転換社債を有利に発行できる可能性がある。ここで，上記のスキームは転換社債発行時のヘッジ需要が大きいほど転換社債の発行条件交渉に対し有利に働くと考えられることから，次の仮説を設定する。

仮説３（裁定機会提供仮説）

転換社債発行時のヘッジ需要が大きいほど, リキャップCB を実施する可能性が高まる。

# 4　リサーチ・デザイン

## 4.1　検証モデル

本稿では De Jong et al.（2011）に倣い，転換社債を発行した企業・件のクロスセクションデータをサンプルの母集団としたうえで，そのうち同時に自己株式の取得，すなわちリキャップ CB を実施している企業の特徴を分析する形式をとる。具体的には，下記の probit モデルによりクロスセクション回帰を行うことで仮説を検証する。

$$\begin{aligned}\text{Prob}\,(ReCB_{i,t}) = {} & \alpha_0 + \alpha_1 Suspect\_EM_{i,t\text{-}1} + \alpha_2 EDebt_{i,t\text{-}1} + \alpha_3 EHD_{i,t} + \alpha_4 ISS2015_{i,t} \\ & + \alpha_5 Suspect\_EM_{i,t\text{-}1} * ISS2015_{i,t} + \alpha_6 EDebt_{i,t\text{-}1} * ISS2015_{i,t} + \alpha_7 EHD_{i,t} * ISS2015_{i,t} \\ & + \alpha_8 PPE_{i,t\text{-}1} + \alpha_9 Return\_Vol_{i,t\text{-}1} + \alpha_{10} SDaccruals_{i,t\text{-}1} + \alpha_{11} LnAssets_{i,t\text{-}1} + \alpha_{12} PBR_{i,t\text{-}1} + \alpha_{13} CFO_{i,t\text{-}1} \\ & + \alpha_{14} CASH_{i,t\text{-}1} + \alpha_{15} OutDire_{i,t\text{-}1} + \alpha_{16} Inst_{i,t\text{-}1} + \alpha_{17} CROSS_{i,t\text{-}1} + Industry + \varepsilon \qquad \text{(1)式}\end{aligned}$$

ここで, 従属変数である $ReCB_{i,t}$ は t 期首から t 期末の間にリキャップ CB を実施していれば 1 をとり，そうでなければ 0 をとるダミー変数である。リキャップ CB であるかどうかの判別に際しては，注 3）で先述した「INDB Funding Eye」においてリキャップ CB として識別されている案件を用いている。なお，当該データベースにおいては，転換社債発行の目的として自己株式取得を行うという旨が明記されている（同時アナウンスされている）案件をリキャップ CB として識別している。

仮説検証に用いる変数は $Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}$, $EDebt_{i,t\text{-}1}$ および $EHD_{i,t}$ である。$Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}$ は，仮説 1 に従い，ISS（2015）が定める議決権行使基準である ROE 水準（５%）を達成するためにリキャップ CB を実施するインセンティブに関する変数である。具体的には，t-5 期から t-1 期までの 5 期間の ROE 平均値[18] が 5% を下回っているならば 1 をとり，それ以上であれば 0 をとるダミー変数となっている。これは，ISS（2015）において，「資本生産性が低く（過去 5 期平均の ROE が 5% を下回り），かつ改善傾向にない場合，会社提案に対する議決権行使について原則として反対を推奨する」とされていることに基づいている。すなわち，$Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}$ が 1 をとる場合，t-1 期までの過去 5 期平均 ROE が 5% を下回っている企業であることから，この ISS の議決権行使助言基準に関連して機会主義的に t 期の ROE を高める（改善傾向にあることを示して反対率を下げようとする）インセンティブを有している可能性があると考えられる。仮説 1 に基づけば，当該変数の予測符号は正である。

$EDebt_{i,t-1}$ は，Frank and Goyal（2003）に基づく t-1 期末の過剰負債比率である（算出方法は Web 補論 A2 を参照）[19]。この値が大きいほど，企業･年ごとに算出される「理論上の最適資本構成」に比べて，t-1 期末時点での企業 i の負債比率が高いことを示唆しているため，仮説 2 に基づけば予想される係数の符号は負である。

最後に，$EHD_{i,t}$ は De Jong et al.（2011）に基づいて算出された予想ヘッジ需要（Expected Hedging Demand）であり，転換社債型裁定取引参加者（convertible arbitrageurs）の空売り需要の代理変数である（算出方法は Web 補論 A3 を参照）。当該変数の値が大きいほど転換社債型裁定取引参加者の株式空売り需要が高く，その需要を満たすために企業は転換社債の発行に並行して自己株式を取得することで空売りを引き受けるとされる。そのため，仮説 3 に基づけば当該変数の予測符号は正である。

さらに，ISS（2015）の公表前後における上記リキャップ CB の決定要因の変化を分析するために $ISS2015_{i,t}$ をモデルに組み込んでいる。$ISS2015_{i,t}$ は，ISS（2015）が公表された 2015 年以降，かつ新型コロナウイルスの影響により ROE に基づく議決権行使助言基準が一時停止された 2021 年以前の案件であれば 1 をとり，そうでなければ 0 をとるダミー変数である。上記 3 つの関心のある説明変数と $ISS2015_{i,t}$ の交差項により，ISS（2015）前後でリキャップ CB の決定要因に変化があったか否かを検証する。特に注目するのは，$ISS2015_{i,t}$ と $Suspect\_EM_{i,t-1}$ の交差項であり，この係数が正に有意であれば，ISS（2015）の公表以降，ISS（2015）の ROE 基準に満たない可能性が高い企業がリキャップ CB を実施し，機会主義的に ROE を上昇させていることが示唆される。

その他の変数はコントロール変数である。まず，De Jong et al.（2011）を参考に，自己株式の取得を行うインセンティブとして，シグナリング（過小評価の是正）仮説（例えば，Bhattacharya, 1979; Miller and Rock, 1985）に関する要因をコントロールする。経営者がシグナリング目的による自己株式の取得を行うのは情報の非対称性が高い場合であると考えられることから，情報の非対称性の代理変数として，$PPE_{i,t-1}$，$Return\_Vol_{i,t-1}$ および $SDaccruals_{i,t-1}$ をモデルに組み込む。$PPE_{i,t-1}$ は t-1 期末有形固定資産を t-1 期末総資産で除した値であり，$Return\_Vol_{i,t-1}$ は，t-1 期首から t-1 期末までの企業 i の日次株式リターンの標準偏差である。$SDaccruals_{i,t-1}$ は McNichols（2002）が修正した Dechow and Dichev（2002）モデルから算出された裁量的会計発生高[20]の標準偏差（最小で t-1 期末までの過去 4 年間，最大で 15 年間）となっている。$PPE_{i,t-1}$ は値が小さいほど，$Return\_Vol_{i,t-1}$ および $SDaccruals_{i,t-1}$ は値が大きいほど，経営者と投資家間の情報の非対称性が高いことが想定され，シグナリング目的で転換社債発行と同時に自己株式の取得を実施する可能性が高くなると考えられる。加えて，企業のファイナンス行動に広く影響を与えうる他の一般的な企業固有の特性についてもコントロールしている。すなわち, 企業規模の代理変数として総資産自然対数（$LnAssets_{i,t-1}$），成長性としての時価簿価比率（$PBR_{i,t-1}$），収益性としての総資産営業キャッシュ・フロー比率（$CFO_{i,t-1}$），および転換社債の発行や自己株式の取得に影響を与える財務余力としての現預金比率（$CASH_{i,t-1}$）である。

また，ISS（2015）公表の前後には，企業のガバナンスに関してコーポレート・ガバナンス・コードやスチュワードシップ・コード，「伊藤レポート」の公表のように，いくつもの改革が行われており，それを受けた企業のガバナンス構造の変化が本稿の検証結果に影響を与える可能性が考えられる。したがって，上記の De Jong et al.（2011）でリキャップ CB と関連するとされている上記コントロール変数に加えて，企業のガバナンス構造に関するコントロール変数，すなわち，社外取締役比率（$OutDire_{i,t-1}$），機関投資家持株比率（$Inst_{i,t-1}$），持合株式比率（$CROSS_{i,t-1}$）を⑴式に組み込むことで他のガバナンス改革の影響をコントロールする。

最後に，産業固定効果をコントロールするために産業ダミー変数（*Industry*）をモデルに組み込んで

表１　変数の定義

| Variables | Definition |
|---|---|
| リキャップ CB の決定要因 | |
| $ReCB_{i,t}$ | t 期において自己株式取得を目的とした転換社債発行を行っているならば 1 をとるダミー変数 |
| $ROE_{i,t}$ | t 期当期純利益÷（t 期末自己資本＋ t 期末自己株式） |
| $Suspect\_EM_{i,t-1}$ | t-5 期から t-1 期までの 5 年間の ROE の平均値が 5%を下回っているならば 1 をとるダミー変数 |
| $EDebt_{i,t-1}$ | Frank and Goyal（2003）にもとづく t-1 期末過剰負債比率 |
| $EHD_{i,t}$ | De Jong et al.（2011）にもとづいて算出された予想ヘッジ需要 |
| $ISS2015_{i,t}$ | 各案件の実施時点が ISS（2015）の公表以降かつ 2021 年以前の期間であれば 1 をとるダミー変数 |
| $PPE_{i,t-1}$ | t-1 期末有形固定資産÷ t-1 期末総資産 |
| $Return\_Vol_{i,t-1}$ | t-1 期首から t-1 期末までの企業 i の日次株式リターンの標準偏差 |
| $SDaccruals_{i,t-1}$ | McNichols（2002）に基づく裁量的会計発生高の標準偏差（t-1 期末までの過去 4-15 年間） |
| $LnAssets_{i,t-1}$ | t-1 期末総資産自然対数 |
| $PBR_{i,t-1}$ | t-1 期末株式時価総額÷ t-1 期末自己資本 |
| $CFO_{i,t-1}$ | t-1 期営業キャッシュ・フロー÷ t-1 期末総資産 |
| $CASH_{i,t-1}$ | t-1 期末現金及び現金同等物÷ t-1 期末総資産 |
| ガバナンス変数 | |
| $OutDire_{i,t-1}$ | t-1 期末における社外取締役÷取締役人数 |
| $Inst_{i,t-1}$ | t-1 期末における機関投資家持株比率 |
| $CROSS_{i,t-1}$ | t-1 期末における持合株式比率 |
| 過剰負債比率の算出における追加変数 | |
| $Debt\_r_{i,t}$ | t 期末（短期借入金社債合計＋流動リース債務＋コマーシャルペーパー＋長期借入金社債合計＋固定リース債務）÷ t 期末総資産 |
| $EBITDA_{i,t}$ | （t 期営業利益＋ t 期減価償却費）÷ t 期末総資産 |
| $LnSales_{i,t}$ | t 期売上高の自然対数 |
| $RDR_{i,t}$ | t 期研究開発費÷ t 期売上高 |
| $RD\_D_{i,t}$ | t 期に研究開発費が計上されていなければ 1 を取るダミー変数 |
| $Med\_Debt_{i,t}$ | t 期末における同一産業に属する企業の負債比率の中央値 |
| 予想ヘッジ需要の算出における追加変数 | |
| $Short\_Sales_{i,t}$ | 転換社債発行日における，発行済株式数を分母，信用取引において空売りされたまま買い戻されていない株式数を分子とする比率 |
| $Liquidity_{i,t}$ | Amihud（2002）にもとづく転換社債発行日の 120 日前から 20 日前までの株式リターンの絶対値を株式売買高の平均値で除した値 |
| $Dividend_{i,t-1}$ | t-1 期に有配であれば 1 をとるダミー変数 |
| $SD\_Return_{i,t}$ | 転換社債発行日の 120 日前から 20 日前までの株式リターンの標準偏差 |
| $LnProceeds_{i,t}$ | 転換社債の発行総額の自然対数 |

本論における主検証，および後述する過剰負債比率と予想ヘッジ需要の算出において用いた変数の定義は表 1 の通りである。

いる。なお，検証において時系列に関する変数である $ISS2015_{i,t}$ を用いるため，年度固定効果をコントロールするための年度ダミー変数はモデルに含めていない。また，異常値処理のために，全ての連続変数については上下 0.5%でウィンソライズしている。全ての変数の定義は**表 1** に記載している。

## 4.2　サンプルと記述統計量

本稿では，De Jong et al.（2011）に倣い，転換社債を発行した企業を母集団としたうえで，なぜ自己株式の取得を同時に実施したのかという観点からリキャップ CB の決定要因を分析する。その際，転換社債の発行および自己株式の取得に関するデータについては，先述した「INDB Funding Eye」より収集している。その他の財務情報については，株式会社 QUICK が提供する「Astra Manager」から取得している。分析対象期間は日本企業におけるリキャップ CB が観察され始めた 2004 年 3 月期決算

から 2022 年 3 月期決算までとし，⑴転換社債を発行した企業・件，⑵データベースから財務データが取得可能な上場全社および JASDAQ 上場企業，⑶日経中分類に基づく「銀行」「証券」「保険」「その他金融」に属する企業を除く，⑷検証に必要なデータが全て利用可能な観測値，という 4 つの条件を満たす企業を検証サンプルとして設定する。分析対象期間において発行公表された転換社債の件数は 682 企業･件となっており，そのうち上記の⑵から⑷までの条件を満たす最終サンプルが 544 企業･件となっている。なお，重回帰分析においては，従属変数と産業ダミーの完全一致によりサンプルサイズはモデルによって減少している点に注意されたい。

**表２**は記述統計量，**表３**は相関係数表である。記述統計量を見ると，$ReCB_{i,t}$ の平均値は 0.114 であり，転換社債発行件数の約 11.4％（74 企業・件）がリキャップ CB となっている。相関係数表を確認すると，$ReCB_{i,t}$ と関心のある変数との相関係数はそれぞれ，$Suspect\_EM_{i,t-1}$ は負，$EDebt_{i,t-1}$ は負，$EHD_{i,t}$ は正となっている。$EDebt_{i,t-1}$ および $EHD_{i,t}$ の相関係数は仮説と整合的であるものの，$Suspect\_$

表２　記述統計量（N=544）

| Variables | Mean | Sd | Min | Q1 | Median | Q3 | Max |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $ReCB_{i,t}$ | 0.114 | 0.318 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $Suspect\_EM_{i,t-1}$ | 0.561 | 0.497 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| $EDebt_{i,t-1}$ | 0.041 | 0.147 | -0.274 | -0.063 | 0.031 | 0.132 | 0.398 |
| $EHD_{i,t}$ | 0.305 | 0.112 | 0.000 | 0.234 | 0.322 | 0.385 | 0.507 |
| $ISS2015_{i,t}$ | 0.197 | 0.398 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $PPE_{i,t-1}$ | 0.276 | 0.192 | 0.003 | 0.122 | 0.268 | 0.399 | 0.795 |
| $Return\_Vol_{i,t-1}$ | 0.457 | 0.204 | 0.116 | 0.306 | 0.406 | 0.567 | 0.999 |
| $SDaccruals_{i,t-1}$ | 0.051 | 0.045 | 0.007 | 0.022 | 0.035 | 0.061 | 0.201 |
| $LnAssets_{i,t-1}$ | 11.097 | 2.072 | 6.223 | 9.674 | 11.375 | 12.486 | 15.228 |
| $PBR_{i,t-1}$ | 2.645 | 2.997 | 0.254 | 0.956 | 1.517 | 2.801 | 14.490 |
| $CFO_{i,t-1}$ | 0.030 | 0.104 | -0.261 | 0.008 | 0.050 | 0.085 | 0.279 |
| $CASH_{i,t-1}$ | 0.196 | 0.180 | 0.014 | 0.075 | 0.134 | 0.250 | 0.799 |
| $OutDire_{i,t-1}$ | 0.156 | 0.188 | 0.000 | 0.000 | 0.091 | 0.250 | 0.833 |
| $Inst_{i,t-1}$ | 0.183 | 0.161 | 0.000 | 0.043 | 0.141 | 0.288 | 0.780 |
| $CROSS_{i,t-1}$ | 0.026 | 0.063 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.006 | 0.447 |

連続変数の上下 0.5%をウィンソライズしている。

表３　相関係数表

| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $ReCB_{i,t}$ | (1) | | −0.224 | −0.158 | 0.310 | 0.174 | 0.099 | −0.277 | −0.238 | 0.243 | −0.124 | 0.127 | −0.088 | 0.097 | 0.161 | 0.125 |
| $Suspect\_EM_{i,t-1}$ | (2) | −0.224 | | 0.019 | −0.299 | −0.144 | −0.199 | 0.309 | 0.235 | −0.183 | −0.146 | −0.315 | 0.082 | 0.076 | −0.175 | −0.099 |
| $EDebt_{i,t-1}$ | (3) | −0.164 | 0.034 | | −0.173 | −0.063 | −0.008 | 0.109 | 0.072 | −0.037 | −0.017 | −0.001 | −0.163 | −0.088 | −0.075 | −0.057 |
| $EHD_{i,t}$ | (4) | 0.321 | −0.344 | −0.188 | | −0.076 | 0.327 | −0.496 | −0.444 | 0.852 | −0.159 | 0.285 | −0.274 | 0.064 | 0.699 | 0.313 |
| $ISS2015_{i,t}$ | (5) | 0.174 | −0.144 | −0.065 | −0.067 | | −0.238 | 0.095 | 0.104 | −0.189 | 0.231 | −0.068 | 0.272 | 0.453 | −0.489 | −0.039 |
| $PPE_{i,t-1}$ | (6) | 0.057 | −0.164 | −0.026 | 0.358 | −0.223 | | −0.418 | −0.501 | 0.478 | −0.412 | 0.202 | −0.639 | −0.291 | 0.325 | 0.355 |
| $Return\_Vol_{i,t-1}$ | (7) | −0.282 | 0.322 | 0.148 | −0.636 | 0.035 | −0.416 | | 0.478 | −0.458 | 0.167 | −0.227 | 0.356 | 0.104 | −0.309 | −0.401 |
| $SDaccruals_{i,t-1}$ | (8) | −0.240 | 0.266 | 0.091 | −0.597 | 0.036 | −0.399 | 0.580 | | −0.535 | 0.389 | −0.099 | 0.562 | 0.113 | −0.380 | −0.514 |
| $LnAssets_{i,t-1}$ | (9) | 0.251 | −0.223 | −0.046 | 0.882 | −0.175 | 0.490 | −0.563 | −0.595 | | −0.432 | 0.157 | −0.518 | −0.067 | 0.665 | 0.411 |
| $PBR_{i,t-1}$ | (10) | −0.127 | −0.024 | −0.034 | −0.288 | 0.248 | −0.342 | 0.312 | 0.369 | −0.476 | | 0.027 | 0.486 | 0.183 | −0.289 | −0.430 |
| $CFO_{i,t-1}$ | (11) | 0.117 | −0.310 | 0.078 | 0.362 | −0.090 | 0.237 | −0.278 | −0.259 | 0.315 | −0.028 | | −0.014 | −0.092 | 0.228 | 0.051 |
| $CASH_{i,t-1}$ | (12) | −0.103 | 0.112 | −0.149 | −0.327 | 0.238 | −0.583 | 0.366 | 0.488 | −0.520 | 0.332 | −0.197 | | 0.283 | −0.283 | −0.369 |
| $OutDire_{i,t-1}$ | (13) | 0.035 | 0.109 | −0.105 | 0.013 | 0.412 | −0.296 | 0.107 | 0.129 | −0.094 | 0.120 | −0.218 | 0.360 | | −0.156 | −0.089 |
| $Inst_{i,t-1}$ | (14) | 0.132 | −0.132 | −0.093 | 0.656 | −0.498 | 0.209 | −0.292 | −0.393 | 0.618 | −0.274 | 0.245 | −0.277 | −0.138 | | 0.276 |
| $CROSS_{i,t-1}$ | (15) | 0.138 | −0.083 | −0.070 | 0.219 | 0.035 | 0.193 | −0.318 | −0.329 | 0.273 | −0.285 | 0.086 | −0.288 | −0.103 | 0.056 | |

左下三角行列はピアソンの相関係数，右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

$EM_{i,t-1}$ では仮説とは逆の係数となっている。ただし，ISS（2015）公表前の期間においては，議決権行使基準に関連した ROE 調整のインセンティブはそれほど強くないと考えられるため，重回帰分析において，$ISS2015_{i,t}$ との交差項を確認する必要がある。また，$ReCB_{i,t}$ と $ISS2015_{i,t}$ の相関係数は正となっており，ISS（2015）の公表以降において，リキャップ CB が増加していることが示唆される。

# 5　検証結果

## 5.1　単変量分析

ここでは，リキャップ CB を実施しているサンプルと転換社債のみ発行・公表しているサンプルに分けて，2015 年前後の期間において，ROE5％を上回る割合が変化しているかどうかを確認する。表 4 はリキャップ CB を用いた ROE マネジメントに関する単変量分析の結果を示している。まず，リキャップ CB 実施サンプルをみると，ROE 5 ％を上回る観測値は，2014 年以前の期間で全体の 82.9％から，2015 年以降の期間で 90.9％に増加している。一方で，転換社債のみを発行したサンプルにおいて，ROE5％を上回る観測値は，2014 年以前の期間で全体の 57.9％から，2015 年以降の期間で 55.8％とやや減少している。これらの傾向は，リキャップ CB サンプルが少ないため頑健性に欠けるものの，仮説と整合的に，ISS（2015）以降においては，リキャップ CB が ROE という収益性指標改善の意図を持って実施されている可能性があることを示唆している。上記の傾向が ISS（2015）において示されている議決権行使基準としての ROE ５％を意識したものであるならば，ISS（2015）公表前の期間に比べて，公表後の期間においては，リキャップ CB 実施企業の ROE は 5％を上回る可能性が高くなると予想される。

また，全期間における ROE 5 ％を上回る観測値の割合について，転換社債のみを発行したサンプル（57.6％）に比べてリキャップ CB 実施サンプル（86.5％）の方が明らかに大きく，そもそも ROE という収益性指標を意識している企業がリキャップ CB を行っていることが読み取れる。

なお，表記はしていないものの，重回帰分析で用いている $Suspect\_EM_{i,t-1}$ でも同様に分布を分析したところ，リキャップ CB サンプルで過去 5 年間の ROE の平均値が 5％を下回る企業の割合が減少（39.0% から 18.2％に減少）しており，仮説と整合的な証拠が観察されている。

表4　リキャップCBを用いたROEマネジメントに関する単変量分析

| リキャップ CB サンプル | | | | 転換社債のみサンプル | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2014 年以前 | 2015 年以降 | Total | | 2014 年以前 | 2015 年以降 | Total |
| $ROE_{i,t}$ <5% | 7<br>（17.1％） | 3<br>（9.1％） | 10<br>（13.5%） | $ROE_{i,t}$ <5% | 202<br>（42.1％） | 42<br>（44.2％） | 244<br>（42.4%） |
| $ROE_{i,t}$ ≧ 5% | 34<br>（82.9%） | 30<br>（90.9%） | 64<br>（86.5%） | $ROE_{i,t}$ ≧ 5% | 278<br>（57.9%） | 53<br>（55.8%） | 331<br>（57,6%） |
| Total | 41<br>（100.0%） | 33<br>（100.0%） | 74<br>（100.0%） | Total | 480<br>（100.0%） | 95<br>（100.0%） | 575<br>（100.0%） |

左側の表ではリキャップ CB サンプル，右側の表では転換社債発行のみを行っているサンプルで，2014 年以前と 2015 年以降に分け，ROE が 5% を下回るサンプル（$ROE_{i,t}$ ＜ 5%）と上回るサンプル（$ROE_{i,t}$ ≧ 5%）がそれぞれの期間のサンプル全体に占める割合を括弧内で示している。

### 5.2　重回帰分析

表５は重回帰分析における仮説の検証結果を表示している。まずは，関心のある変数である $Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}$，$EDebt_{i,t\text{-}1}$ および $EHD_{i,t}$ について，コントロール変数なしのモデルである (a) 列およびコントロール変数を含めた (b)（c) 列を確認する。$Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}$ の係数は (a) 列において 10％水準で統計的に有意な負の値をとっているが，(b)（c) 列では統計的に有意な値ではない。2004 年 3 月期

表５　主検証の検証結果

| model | Predicted sign | Dependent Variable : $ReCB_{i,t}$ (a) | (b) | (c) | (d) | (e) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}$ | ? | −0.285 | −0.25 | −0.257 | −0.391 | −0.472 |
| | | [−1.74]* | [−1.13] | [−1.48] | [−1.91]* | [−2.79]*** |
| $EDebt_{i,t\text{-}1}$ | − | −1.491 | −1.561 | −1.713 | −1.754 | −2.126 |
| | | [−2.43]** | [−1.86]* | [−2.46]** | [−1.92]* | [−2.26]** |
| $EHD_{i,t}$ | + | 6.682 | 10.802 | 6.857 | 10.684 | 5.882 |
| | | [5.80]*** | [3.15]*** | [1.83]* | [3.33]*** | [1.63] |
| $ISS2015_{i,t}$ | + | 0.827 | 1.101 | 1.365 | 0.570 | 0.032 |
| | | [4.75]*** | [4.88]*** | [4.82]*** | [0.57] | [0.03] |
| $Suspect\_EM_{i,t\text{-}1}*ISS2015_{i,t}$ | + | | | | 0.549 | 0.747 |
| | | | | | [2.03]** | [2.86]*** |
| $EDebt_{i,t\text{-}1}*ISS2015_{i,t}$ | ? | | | | 0.506 | 1.074 |
| | | | | | [0.27] | [0.58] |
| $EHD_{i,t}*ISS2015_{i,t}$ | ? | | | | 0.957 | 2.901 |
| | | | | | [0.34] | [1.01] |
| $PPE_{i,t\text{-}1}$ | − | | 0.706 | 0.971 | 0.767 | 1.106 |
| | | | [0.87] | [1.27] | [0.94] | [1.37] |
| $Return\_Vol_{i,t\text{-}1}$ | + | | −1.14 | −1.558 | −1.245 | −1.658 |
| | | | [−1.10] | [−1.70]* | [−1.22] | [−1.72]* |
| $SDaccruals_{i,t\text{-}1}$ | + | | −3.326 | −2.847 | −4.087 | −3.98 |
| | | | [−0.71] | [−0.81] | [−1.20] | [−1.03] |
| $LnAssets_{i,t\text{-}1}$ | ? | | −0.223 | −0.171 | −0.232 | −0.186 |
| | | | [−1.32] | [−0.88] | [−1.21] | [−0.92] |
| $PBR_{i,t\text{-}1}$ | + | | −0.162 | −0.107 | −0.154 | −0.089 |
| | | | [−1.96]* | [−1.64] | [−2.03]** | [−1.43] |
| $CFO_{i,t\text{-}1}$ | − | | 0.571 | −0.019 | 0.674 | 0.016 |
| | | | [0.32] | [−0.02] | [0.64] | [0.01] |
| $CASH_{i,t\text{-}1}$ | + | | 0.891 | 0.358 | 1.014 | 0.545 |
| | | | [0.84] | [0.39] | [1.13] | [0.58] |
| $OutDire_{i,t\text{-}1}$ | ? | | | −0.158 | | −0.088 |
| | | | | [−0.32] | | [−0.17] |
| $Inst_{i,t\text{-}1}$ | ? | | | 2.47 | | 2.662 |
| | | | | [2.32]** | | [2.46]** |
| $CROSS_{i,t\text{-}1}$ | ? | | | 0.019 | | 0.19 |
| | | | | [0.01] | | [0.10] |
| Constant | ? | −3.596 | −2.412 | −2.138 | −2.169 | −1.549 |
| | | [−7.64]*** | [−1.69]* | [−1.45] | [−1.38] | [−0.88] |
| Industry | | No | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Pseudo_R-squared | | 0.223 | 0.339 | 0.374 | 0.343 | 0.382 |
| LogLikelihood | | −163.66 | −121.20 | −114.76 | −120.46 | −113.32 |
| N | | 544 | 446 | 446 | 446 | 446 |

***，**，* はそれぞれ 1％，5％，10％水準で統計的に有意であることを示す。括弧内は z 値を示している。(a）列は交差項およびコントロール変数なし，(b）列は交差項およびガバナンス変数なし，(c）列は交差項なし，(d）列はガバナンス変数なし，(e）列は全ての変数を組み込んだモデルである。

決算から 2022 年 3 月期決算までの全分析対象期間では，平均的に ROE 調整のためのリキャップ CB は観察されないことが示唆される。ただし仮説構築で述べたように，そもそも ISS (2015) 公表前の時期においては過去 5 年間の ROE 平均値 5%という水準が資本生産性のターゲットとして機能しているとは想定されづらい。そのため，これは仮説 1 と整合的ではないことを意味するものではなく，本稿の主な検証対象である ISS (2015) の影響については，後述する $ISS2015_{i,t}$ との交差項を確認する必要がある。

$EDebt_{i,t-1}$ の係数は，(a) (c) 列においては 5%水準，(b) 列においては 10%水準で負に有意な係数となっており，仮説 2 と概ね整合的であるといえる。これらの結果からは，理論上の最適な負債比率よりも当該企業の負債比率が低い場合，リキャップ CB を実施することにより，負債比率を高め，最適水準に近づけようとしていることが示唆される。最後に $EHD_{i,t}$ の係数については，(a) (b) 列においては 1 %水準，ガバナンス変数を加えた (c) 列では 10% 水準で統計的に有意な正の値となっており，仮説と整合的である。すなわち，日本においても De Jong et al. (2011) の主張と同様に，予想ヘッジ需要を満たすために転換社債発行と並行して自己株式の取得が行われていることが示唆される。なお，ガバナンス変数をコントロールした場合，有意水準が 10%となるのは，ヘッジ需要が主に機関投資家に起因するものであるため (De Jong et al., 2011)，機関投資家持株比率 ($Inst_{i,t-1}$) が $EHD_{i,t}$ の影響を吸収しているためであると考えられるが，これは仮説 3 と整合的な結果ともとれる。

次に，上記関心のある 3 つの変数と $ISS2015_{i,t}$ との交差項を含めた (d) (e) 列について確認する。特に注目するのは，$Suspect\_EM_{i,t-1}$ と $ISS2015_{i,t}$ との交差項の係数であり，こちらは，(d) 列では 5 %，(e)列では 1%水準で正に有意な値となっている。すなわち，ISS (2015) の公表後の期間においては，公表前と比べて過去 5 年間の ROE の平均値が 5%を下回る企業ほど，リキャップ CB を実施する可能性が高まっているといえる。この結果からは，ISS (2015) において提言された議決権行使基準としての ROE5%を達成するために機会主義的にリキャップ CB が実施されていることが示唆される。

なお，$EDebt_{i,t-1}$ および $EHD_{i,t}$ の両変数と $ISS2015_{i,t}$ との交差項の係数についてはどちらも有意な値となっておらず，事前の予測通り ISS (2015) の公表前後でその傾向に統計的な違いがないことがわかる。

## 6　頑健性分析

### 6.1　傾向スコア・マッチング

主検証におけるサンプルは転換社債を発行している企業を母集団とし，リキャップ CB を実施している (自己株式の取得も同時に行っている) 企業と，転換社債のみを発行している企業を比較することで検証を行っている。ここで，本稿の全サンプルにおけるリキャップ CB 実施企業は 11.4%となっており，従属変数の分布がやや不均衡になっている。また，一部の転換社債発行企業の偏った特徴が検証結果に影響を与えている可能性がある[21)]。そうした問題を解決するために, 本稿では傾向スコア・マッチングによってリキャップ CB 実施企業と同様の特徴を有する企業のみをコントロール・サンプルとして抽出し，頑健性の分析を行う (サンプル抽出の過程については Web 補論 A4 を参照)。

具体的には，(1)式の $Suspect\_EM_{i,t-1}$，$EDebt_{i,t-1}$，$EHD_{i,t}$，$ISS2015_{i,t}$ および交差項，De Jong et al. (2011) ではモデルに組み込まれていないガバナンス変数を除いたモデルで傾向スコア・マッチングを行い，リキャップ CB サンプル 1 件に対して 1 件の傾向スコアが近いサンプルを設定する (キャリパーは

表６　傾向スコア・マッチングおよび期間別による検証

| model | Predicted sign | Dependent Variable : $ReCB_{i,t}$ | | |
|---|---|---|---|---|
| | | (f) PS Maching | (g) before ISS (2015) | (h) after ISS (2015) |
| $Suspect\_EM_{i,t-1}$ | + | −0.325 | −0.456 | 1.221 |
| | | [−1.27] | [−1.56] | [1.70]* |
| $EDebt_{i,t-1}$ | − | −4.183 | −1.81 | 2.118 |
| | | [−2.45]** | [−1.50] | [0.79] |
| $EHD_{i,t}$ | + | 16.076 | 7.41 | 40.418 |
| | | [2.96]*** | [1.80]* | [2.66]*** |
| $ISS2015_{i,t}$ | + | 1.856 | | |
| | | [1.34] | | |
| $Suspect\_EM_{i,t-1}$*$ISS2015_{i,t}$ | + | 0.915 | | |
| | | [2.33]** | | |
| $EDebt_{i,t-1}$*$ISS2015_{i,t}$ | ? | 4.029 | | |
| | | [1.32] | | |
| $EHD_{i,t}$*$ISS2015_{i,t}$ | ? | −4.374 | | |
| | | [−1.20] | | |
| *Controls* | | Yes | Yes | Yes |
| Industry | | Yes | Yes | Yes |
| R-squared | | 0.195 | 0.324 | 0.532 |
| Adj-R-squared | | −72.99 | −74.02 | −21.93 |
| N | | 131 | 330 | 84 |

***，**，* はそれぞれ 1%，5%，10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧内は z 値を示している。(f) 列は傾向スコア・マッチングにもとづいて選定されたサンプルによる回帰結果を，(g) 列と (h) 列はサンプルを期間で分けた回帰結果を示し，それぞれ 2014 年以前のサンプル，2015 年以降のサンプルで回帰している。

0.1)。なお, 傾向スコア･マッチングの推定結果については, Web 補論表 A3 を参照されたい。その後, 主検証と同様に(1)式を回帰する。表６の (f) 列が傾向スコア・マッチングによる検証結果であり，係数の符号と有意水準について主検証の結果と概ね変わらない証拠が得られている。

## 6.2　期間によるサンプルの分割

主検証の結果から，ISS (2015) 公表前の期間に比べて，公表後の期間においては ROE 調整目的のリキャップ CB が実施されていることが示唆されている。しかしながら，この結果は，あくまで ISS (2015) 公表前の期間と比べたときに, ISS (2015) 公表後の期間において, ROE 調整目的でのリキャップ CB が実施されていることのみを示している。ROE 調整がリキャップ CB 実施の動機と言えるのかを確かめるためには，ISS (2015) 公表後のサンプルに限定した場合に主検証と同様の傾向が見られるか否かについての検証も必要と考えられる。そこで，ISS (2015) の公表前後でサンプルを分割し，それぞれ (1) 式の $ISS2015_{i,t}$ および交差項を除いたモデルを回帰することとする。

回帰結果は，表６の (g) 列 ($ISS2015_{i,t}$=0 となるサンプル) と (h) 列 ($ISS2015_{i,t}$=1 となるサンプル) である。(g) 列は ISS (2015) の公表前の期間をサンプルとしており，$Suspect\_EM_{i,t-1}$ の係数は統計的に有意な値ではない。一方で，(h) 列は ISS (2015) 公表以降の期間をサンプルとしており，$Suspect\_EM_{i,t-1}$ の係数は 10%水準ではあるが，統計的に有意な正の値である。これらの証拠は，ISS (2015) 公表以降において，同議決権行使基準としての ROE 5 %水準を意識したリキャップ CB が行われている可能性を示唆しているといえる。

### 6.3　異なる ROE ベンチマーク

主検証では，ISS（2015）の公表により ROE5％をターゲットとしたリキャップ CB が実施されている可能性が示唆されたものの，前述のように，ISS（2015）公表前後には日本企業の資本生産性向上を目標としたいくつかのガバナンス改革が行われている。特に，経済産業省（2014）では，日本企業が達成すべき ROE の水準を 8％と提示している。そこで，他の制度的影響ではなく ISS（2015）の 5％基準の影響によってリキャップ CB が実施されているのかを検証するために，主検証で用いている $Suspect\_EM_{i,t-1}$ の ROE 水準を 3％から 8％の間で 1％間隔にずらして設定し(1)式を回帰させることで頑健性を確認する。

Web 補論表 A5 は異なる ROE ベンチマークごとに算出した $Suspect\_EM_{i,t-1}$ の推定結果であり，主検証で用いた ROE5％ベンチマーク以外の水準においては，$Suspect\_EM_{i,t-1}$ と $ISS2015_{i,t}$ の交差項の係数は有意な値を取っていないことがわかる。すなわち，ROE 調整を意図したリキャップ CB については，5％という水準のみがベンチマークとなっており，これは ISS（2015）の影響を受けてリキャップ CB が行われていることを支持する証拠であるといえる。

### 6.4　代替的な過剰負債比率

主検証では，Frank and Goyal（2003）に基づく過剰負債比率を用いて検証を行っているが，企業の正確な最適資本構成の推定には困難が伴うため，先行研究では様々な推定方法が提示されている。ここでは，式見（2014）に基づき追加的に異なる 4 種類の過剰負債比率の推定方法を用いて頑健性を分析する。

4 種類の過剰負債比率の推定方法とは，すなわち，(i) 負債比率の産業中央値との差を用いる方法（$Edebt\_Median_{i,t-1}$），(ii) 負債比率は 0 以上 1 以下の値をとることから，tobit 回帰モデルによる算出値を用いる方法（$Edebt\_Tobit_{i,t-1}$），(iii) 企業固有の観察不能な，時間を通して一定の異質性を企業ダミーおよび年次ダミーを加えることで捉える LSDV（Least Squares Dummy Variables Model）推計による算出値を用いる方法（$Edebt\_LSDV_{i,t-1}$），(iv) 企業ダミーのみ含める企業固定効果モデルによる算出値を用いる方法（$Edebt\_AR_{i,t-1}$）である。

(ii) から (iv) のどのモデルも Web 補論 A2 における(2)式によって残差を計算する点は同じであるが，(ii) は tobit モデルであり産業固定効果のみを，(iii) では産業固定効果と企業固定効果を，(iv) では企業固定効果のみコントロールしているという差異がある。

Web 補論表 A6 はそれぞれの代替的な過剰負債比率の代理変数を(2)式に代入した検証結果であり，どのモデルによる過剰負債比率であっても係数は負に有意な値をとっており，主検証と整合的な結果が得られている。また，表には示していないものの，それぞれの代替的な過剰負債比率の代理変数を用いたとしても，他の関心のある変数（$ISS2015_{i,t}$ と $Suspect\_EM_{i,t-1}$ との交差項，および $EHD_{i,t}$）の係数の符号及び有意水準は主検証の結果と概ね整合的な結果となっている。

### 6.5　リキャップ CB・転換社債単独発行公表に対する証券市場反応の比較

De Jong et al.（2011）では，証券市場の反応について，通常の（リキャップ CB でない）転換社債発行公表時と比べ，リキャップ CB の実施に対する負の超過リターンが小さいことを示し，リキャップ

CB は相対的に発行時の資本コストが小さいという証拠を提示している。他方，国内においては，リキャップ CB 実施公表に対する証券市場の反応を示した先行研究として，重本 (2015)，志馬 (2015)，

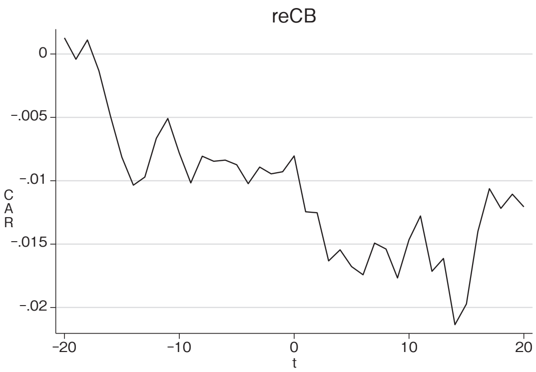
表7　リキャップCB実施のアナウンスメント効果（CB単独発行との対比）

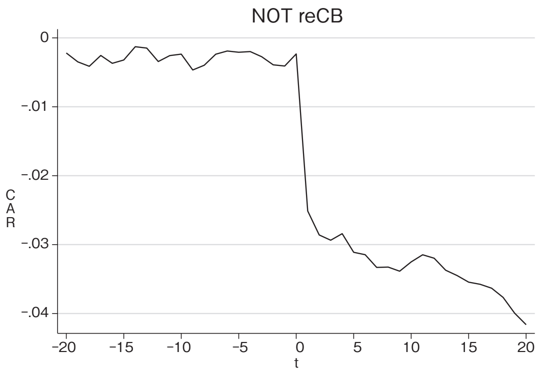
Panel A：イベント日周辺の平均異常リターン（Average AR）

| | イベント日 | -1 | 0 | 1 | 2 |
|---|---|---|---|---|---|
| リキャップ CB | Average AR | 0.02% | 0.12% | −0.44% | −0.01% |
| | t-value | [0.08] | [0.63] | [−2.24]** | [−0.04] |
| | N | 87 | 87 | 87 | 87 |
| CB 単独発行 | Average AR | −0.02% | 0.18% | −2.28% | −0.35% |
| | t-value | [−0.141] | [1.426] | [−18.460]*** | [−2.824]*** |
| | N | 723 | 723 | 722 | 722 |

Panel A では，転換社債の発行公表がなされた日をイベント日とした場合のイベント日周辺における平均異常株価収益率（Average AR）を示している。Average AR は標準的なイベント・スタディの手法（市場モデルでの回帰）によって算出されており，t-value は Serra（2002）に基づき，クロスセクションでの独立性を考慮したものを示している。***，**，* はそれぞれ，1%，5%，10% 水準で有意であることを示す。

Panel B：平均累積異常リターン（CAR）の推移と比較




| | (1)リキャップ CB | (2) CB 単独発行 | (3)差の検定 |
|---|---|---|---|
| CAR [-1,+1] | −0.30% | −2.13% | −1.83% |
| t-value | [−0.87] | [−10.04]*** | [−2.02]** |
| CAR ＞ 0 の割合 | 48.3% | 28.1% | |
| CAR [0,+1] | −0.32% | −2.10% | −1.78% |
| t-value | [−1.13] | [−12.11]*** | [−2.23]** |
| CAR ＞ 0 の割合 | 44.8% | 27.1% | |
| CAR [0,+2] | −0.32% | −2.45% | −2.13% |
| t-value | [−0.94] | [−11.53]*** | [−2.36]** |
| CAR ＞ 0 の割合 | 43.7% | 26.9% | |
| CAR [1,6] | −0.94% | −2.91% | −1.97% |
| t-value | [−1.94]* | [−9.68]*** | [−1.82]* |
| CAR ＞ 0 の割合 | 47.1% | 30.9% | |
| CAR [1,20] | −0.40% | −3.93% | −3.53% |
| t-value | [−0.43] | [−6.83]*** | [−2.15]** |
| CAR ＞ 0 の割合 | 50.6% | 35.0% | |
| N | 87 | 722 | |

Panel B では，Panel A で導出した Average AR に基づき算出した累積異常株価収益率（CAR）の平均値を示している。それぞれのイベント期間における CAR について t-value は Serra（2002）に基づき，クロスセクションでの独立性を考慮したものを示している。(3)列では，リキャップ CB サンプルとリキャップ CB 以外のサンプルの平均値の差が 0 と異なるか否かについて，差の検定（unpaired t test）を行った結果を示している。***，**，* はそれぞれ，1%，5%，10% 水準で有意であることを示す。

積他（2021）などが挙げられるが，これらの研究は，転換社債発行ケースをベンチマークとした上でのリキャップ CB 実施時の反応を観察しているわけではない。

そこで，本稿の仮説 3，およびその基となった De Jong et al.（2011）と同様の状況が成り立っているかを確認するため，Brown and Warner（1985）および De Jong et al.（2011）を参考として，市場モデルに基づいた標準的なイベント・スタディの手法を用い，資本政策実施前後の累積超過リターン（Cumulative Abnormal Return: CAR）を計算し，両者の平均値の間に統計的に有意な差が生じるか否かを確認する [22]。

転換社債の発行情報については，「INDB Funding Eye」を，株価関連指標については「Astra manager」を用い取得している。本稿の検証期間（2003 年 4 月 1 日から 2022 年 3 月 31 日まで）内で転換社債の発行公表がなされた 1,148 件（うちリキャップ CB 実施サンプルは 97 件）を母集団とし，ここから推定に必要な株価等のデータを取得可能であるサンプルを用いた検証を行う [23]。資本政策公表日（イベント日）は，同データベースで特定可能である発行決議日を用いる [24]。

検証結果は**表 7** に要約されている。Panel A では, イベント日周辺の異常リターンの平均値（Average AR）を要約している。発行公表の翌日以降 2 営業日（t=1,2）の AR は負であり，公表翌日（t=1）には両者ともに負に有意な値をとっている。ただし，リキャップ CB でない転換社債発行のケースの平均的な負の値は -2.28% と比較的大きな値となっており，負の影響自体についてもイベント日の翌々日（t=2）まで継続している。この傾向は，Panel B 上部の CAR の推移を見ても明らかであり，イベント日周辺の CAR（[-1,+1], [0,+1], [0,+2]）, およびその後の期間を比較的長くとった CAR（[1,6][1,20]）を見ても，転換社債単独発行時は負の反応がより大きくなっていることがわかる。

以上から，平均的には，リキャップ CB は転換社債を単独で発行した場合に比べ，証券市場の反応として測定する資本コストが低くなる傾向にあり，De Jong et al.（2011）および本稿の仮説 3 における予測と整合的な結果を入手したと言える。

### 6.6　リキャップ CB 実施後の自己株式取得実施割合

De Jong et al.（2011）では，リキャップ CB 実施時における自己株式取得実施割合が，リキャップ CB によらない場合に比して高いことを指摘し，転換社債の発行に伴う引き受け手が有するヘッジ需要を吸収していることを間接的に示している。本稿においても，「INDB Funding Eye」に基づき，リキャップ CB としての自己株式取得が実際にどの程度実施されたのかについて，その達成率を金額ベースで測定し，通常の自己株式取得の実施率と比較を行った。

比較の結果は Web 補論**表 A7** に要約される。金額ベースでの進捗率を見ると，リキャップ CB 実施の場合には平均値は 90.7%，中央値は 100.0% であり，どちらもリキャップ CB 以外の場合（平均値 68.6%，中央値 83.7%）を上回る実施率となっており，その差は統計的に有意である。

ここから，リキャップ CB 実施時の自己株式取得の実施割合は，少なくとも金額ベースで見た場合に，そうでない場合よりも高いといえ，先行研究，および本稿仮説 3 の予測と整合的といえる。

## 7　おわりに

本稿の目的は，転換社債の発行と自己株式の取得を同時期に実施する資本政策である「リキャップ CB」を実施する企業の経済的動機を実証的に解明することにある。検証結果を要約すると，次のと

おりである。

第1に，ROEを改善し外生的ベンチマーク（5%）を達成しようとする収益性指標改善仮説について，これを支持する証拠が得られた。ここから，経営者が自己の目的を達成するため，資本構成の調整を行うというエージェンシー理論に基づいた経営者の裁量的行動に関する研究蓄積への貢献が期待されるともに，議決権行使会社が設定する基準が経営者行動を変化させる可能性が示唆される。

第2に，経営者が最適と考える「目標負債比率」に近づけようとする最適資本構成仮説について，これを支持する証拠が得られた。当該発見事項には，転換社債発行と自己株式取得の組み合わせという複合的な資本調整を日本企業が行っているという意味で，資本構成の調整手段をめぐる研究流列に対する実証的な貢献が見いだされると考えられる。

第3に，転換社債発行に付随する空売り需要を引き受ける裁定機会を提供しようとする裁定機会提供仮説について検証を行った結果，これらを支持する結果を入手した。このことは，海外の先行研究であるDe Jong et al.（2011）における予測と整合的な状況が，日本においても成立しうることを示唆しており，複合的な資本政策の決定要因に関する議論を拡張するものである。

ただし，本研究には次のような限界も存在する。リキャップCBが複合的な資本政策であるがゆえに，単一の経済的動機のみを抽出することには困難さが伴う点である。この点については，転換社債発行額のうちどれだけの割合を自己株式取得に充てているかによって目的が異なる（例えば，裁定機会提供仮説は資金調達額のほぼすべてを自己株式取得に充てるようなケースでは想定しづらい）といったことが考えられ，さらなる検証の余地が残っている。これに関しては，本稿が示した3つの仮説がより成り立つと考えられる状況設定や，他の代替仮説を棄却できる状況設定を想定し，サンプル分割や変数の精緻化等を試みていきたい。

**【付記】**

本稿の草稿に対して，本誌前編集委員長の佐々木隆文先生（中央大学）と匿名のレフェリーから有益なコメントを頂いた。また，本稿は日本経営財務研究学会第45回年次大会での自由論題報告論文をもとに執筆したものである。日本経営財務研究学会自由論題報告における司会者の髙橋秀徳先生（神戸大学），討論者の河瀬宏則先生（福岡大学）をはじめ，本稿の構想段階から研究会等を通じて多くの先生方から貴重なご助言を賜ることが出来たことに，この場を借りて感謝申し上げる。本研究は，日本学術振興会科学研究費補助金（若手研究，研究課題/領域番号20K13649，20K13646）における研究成果の一部である。

**【注】**

1）　転換権部分と社債部分をそれぞれ区分して処理する方法（区分法）が前提とされるが，転換社債型新株予約権付社債については，両者を負債として認識する，いわゆる「一括法」の適用が容認されている（par.112）。

2）　なお，証券市場の反応を見ると，少なくとも短期的に正の反応が観察されている（Ikenberry et al., 1995; Grullon and Michaely, 2004など）。

3）　株式会社アイ・エヌ情報センターの提供するデータベース「INDB Funding Eye」において，資本効率の向上のために転換社債発行と同時期に自己株式を取得している案件として「リキャップCB」に分類されていることを要件として収集しており，集計年における発行件数（機会）は109件である。

4）　当該議論に関しては，リキャップCBによる資本構成の調整（負債比率増加型の資本調整）をめぐる論点を整理したものとして，塚原他（2021）も参照されたい。

5）　なお，自己株式の取得比率の算出に際しては，転換社債の発行単位が外貨（USドル）であるサンプル10件を除いた99件から集計を行っている。

6）　発行サンプル109件のうち107件の転換社債について，設定利子率が０%（ゼロ・クーポン）となっている。

7）　最も単純な例としては，転換社債の発行によってもたらされる資金をそのまま自己株式の取得に充てたとき，当

該資本政策による資金調達（資金流入）は果たされない。

8） 転換社債発行の主な動機としては，将来事象の不確実性に対処する目的（リスク・不確実性仮説：Brennan and Kraus, 1987; Brennan and Schwartz, 1988; 砂川他, 2008など）と，情報の非対称性に起因して生じる問題を緩和・解消する目的（迂回的増資仮説：Stein, 1992，過大投資回避仮説：Mayers, 1998，リスク・シフティング仮説：Jensen and Meckling, 1976; Green, 1984など）などが挙げられる。同様に，自己株式取得の主な動機としては，企業に財務的な余力が存在する状況を前提にした仮説（フリー・キャッシュ・フロー仮説：Jensen, 1986; Easterbrook, 1984, ライフサイクル仮説：Julio and Ikenberry, 2004，ペッキング・オーダー仮説：Myers, 1984; Myers and Majluf, 1984, シグナリング仮説：Bhattacharya, 1979; Miller and Rock, 1985）や，自己株式取得による株主構成の変化に着目したもの（買収防衛仮説：Bagwell, 1991），最適資本構成を実現し，加重平均資本コストの最小化を図ろうとするもの（最適資本構成仮説：Dittmar, 2000; Brealey et al., 2012），外生的ベンチマークとして設定されている収益性指標（たとえば，ROEなど）の改善を目的とするもの（収益性指標改善仮説：Bartov, 1991）などが提唱されている。

9） 具体的には，注8）におけるリスク・不確実性仮説，迂回的増資仮説，過大投資会費仮説，リスク・シフティング仮説が該当する。

10） 具体的には，注8）におけるフリー・キャッシュ・フロー仮説，ライフサイクル仮説，ペッキング・オーダー仮説，シグナリング仮説，買収防衛仮説が該当する。

11） 伝統的に，負債による資金調達を行うほど利子費用にかかる節税効果の分だけ企業価値の増大に繋がる一方，倒産確率の上昇に伴う倒産コストの増加が生じるというトレードオフ理論が提唱されてきた（Frank and Goyal, 2009など）。トレードオフ理論の下では企業価値を最大化させる最適な資本構成が存在することが示唆されるため，経営者は最適資本構成に向けて資本構成の調整を行うと考えられる。

12） なお，リキャップCB実施企業のうち，すでに転換行使期限を迎えている企業の株式転換率は平均約58.2%であることを確認している（転換社債発行企業全体の株式転換率は約60.4%であり，平均値の差は非有意である）。

13） 本稿において行った実態調査の結果は第1節に示す通りであるが，とりわけ転換社債による調達額のうち自己株式取得以外の使途に資金を投下している割合が1%未満である純粋なリキャップCBのケースは22件（全体の約25.3%，ただし同日発行の案件を1件とし，USドルでの発行であるために単純な割合の算出ができない一部ケースを除く）であり，調達資金の1%以上を自己株式取得以外にも投下しているケースは65件（全体の約74.7%，同上）となっている。また，転換社債による資金調達額のうち自己株式取得に利用されている金額の割合は平均して約50.2％となっており，これはDe Jong et al.（2011）における41.1％に比べてやや大きい水準となっている。

14） ROEが経営者の個人的利害に影響を与える可能性について，中村（2020）は，2019年3月末時点において日本の証券市場に上場している企業（3月末決算）を対象とした調査を行い，業績連動報酬について具体的な内容が取得可能な企業1,128社のうち，ROEを業績指標として用いていることが確認できるケースが138件存在していることを確認している。これは，「営業利益」「当期純利益」「経常利益」「売上高（営業収益）」に次いで多いものであり，財務数値から派生した計算指標としては最多のものとなっている。

15） ISSの議決権行使基準には，ROEに基づく資本生産性基準の他にも状況に応じて様々な基準が設定されている。本稿では，リキャップCBの増加に対して注意喚起を行った東京証券取引所（2017）において，とくに企業価値の向上に必ずしも寄与しないROE向上のための資本再構成が着目されていることから，このROEに基づく資本生産性基準に焦点を当てて検証を行う。

16） 実際の記述は次の通りである。「当社は，株主資本利益率（ROE）や1株当たり当期純利益（EPS）など資本効率の向上を目的として，低コストの負債性資金である本新株予約権付社債の発行および本自己株式取得の実施を決議いたしました。」（2016年3月9日富士機械製造株式会社プレスリリース）。

17） 当該資本政策の前後において企業の事業活動に変化はないと仮定している。すなわち，当該議論では，企業が得られるキャッシュ・インフローは貸借対照表の借方側（資産）で決定されることが前提にあり，これとは独立に決定される資金調達に対するコストを調整し最小化するということになる。この意味でも，自己株式取得のための資金を転換社債発行により捻出することによれば，企業の資産総額に影響を与えない（資金を減少させない）こととなり，より財務政策としての意味が際立つものとなると考えられる。

18） なお，本稿では，t期の当期純利益をt期末自己資本＋t期末自己株式で除した値をt期のROEと定義している。

19） 過剰負債比率の代理変数として，De Jong et al.（2011）では負債比率の産業中央値から当該企業の負債比率と

の差を用いているのに対し，本稿では部分調整モデルに基づいて重回帰分析によって算出された推定値を用いている。これは，過剰負債比率をより精緻に算出することを目的としているが，追加分析では複数の代替的な算出方法による過剰負債比率の代理変数を用いて頑健性を検証している。追加分析の結果，主検証と変わらない結果が観察されている。

20）　具体的には，次の回帰式の残差として裁量的会計発生高を推定する。

$$CA_{i,t\text{-}1}=\gamma_0+\gamma_1 CFO_{i,t\text{-}2}+\gamma_2 CFO_{i,t\text{-}1}+\gamma_3 CFO_{i,t}+\gamma_4 \Delta SALES_{i,t\text{-}1}+\gamma_5 PPE_{i,t\text{-}1}+\varepsilon$$

なお，$CA_{i,t\text{-}1}$はt-1期首からt-1期末にかけての流動資産の差から流動負債の差を引き，それに現金及び現金同等物の差を引き，さらに流動項目における有利子負債の差を足した値である。$CFO_{i,t\text{-}1}$および$PPE_{i,t\text{-}1}$の定義は(1)式と同じものを用いており，$\Delta SALES_{i,t\text{-}1}$はt-2期からt-1期にかけての売上高変化額である。すべての変数はt-1期末総資産でデフレートしている。

21）　例えば，転換社債発行企業は非発行企業に比べて将来期に経営成績や株価パフォーマンスが低い傾向になることが観察されている（MacLaughlin et al., 1998; Lewis et al., 2001）。

22）　具体的な推定プロセスは次のとおりである。第1に，企業ごとにイベント日の200営業日前から30営業日前の日次リターンについて，マーケット・リターン（$MR_t$）として東証株価指数（TOPIX）を用いて回帰し，企業リターン（$R_{i,t}$）の推定式（$R_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 MR_t+\epsilon_t$）を得る。第２に，個々のサンプルについて，企業リターンの推定式に基づいた各係数の推定値（$\hat{a}_0,\hat{a}_1$）に基づき導出したリターンの推定値と，実際のリターンの差を計算し，企業サンプルiについて，日（t）ごとの異常株価収益率（Abnormal Return: AR）としての$AR_{i,t}$を得る。第３に，イベント期間［$\tau_1,\tau_2$］におけるARの累積値（Cumulative Abnormal Return: CAR）を計算し，その平均値を用いた検証を行う。

23）　なお，同時に複数の転換社債を発行している場合（発行条件が同一でない複数種類の転換社債を同時に発行している企業サンプル）についてはこれらを併せて1件としている。

24）　後述するように，検証に際し，イベント日（t=0）は発行決議日としているが，公表タイミングによっては，資本政策実施の情報が株価に反映される日は翌日になると考えられることから，後述するCARの算定にあたっては，倉澤他（1997），顔（2019）の議論も参考とし，イベント日翌日（t=1）についても主たる関心をおいている。

## 【引用文献】


Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. Journal of Financial Markets, 5, 31–56.

Asquith, P., Pathak, P., Ritter, J., 2005. Short interest, institutional ownership, and stock returns. Journal of Financial Economics, 78, 243–276.

Bagwell, L. S., 1991. Share repurchase and takeover deterrence. The Rand Journal of Economics, 22（1）, 72-88.

Bartov, E., 1991. Open-market stock repurchases as signals for earnings and risk changes. Journal of Accounting and Economics, 14（3）, 275–294.

Bhattacharya, S., 1979. Imperfect information, dividend policy, and “the bird in the hand” fallacy. Bell Journal of Economics, 10（1）, 259–270.

Brealey, R. A., Myers, S. C., Allen, F., Mohanty, P., 2012. Principles of corporate finance. Tata McGraw-Hill Education.

Brennan, M., Kraus, A., 1987. Efficient financing under asymmetric information. The Journal of Finance, 42（5）, 1225–1243.

Brennan, M. J., Schwartz, E. S., 1988. The case for convertibles. Journal of Applied Corporate Finance, 1（2）, 55–64.

Brown, S., Warner, J., 1985. Using daily stock returns: the case of event studies. Journal of Financial Economics, 14, 3–31.

Dechow, P., Dichev, I., 2002. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. The Accounting Review, 77, 35–59.

De Jong, A., Dutordoir, M., Verwijmeren, P., 2011. Why do convertible issuers simultaneously repurchase stock? An arbitrage-based explanation. Journal of Financial Economics, 100（1）, 113-129.

Dittmar, A. K., 2000. Why do firms repurchase stock? The Journal of Business, 73（3）, 331–355.

Duca, E., Dutordoir, M., Veld, C., Verwijmeren, P., 2012. Why are convertible bond announcements associated with increasingly negative issuer stock returns?  An arbitrage-based explanation. Journal of Banking & Finance, 36（11）, 2884-2899.

Easterbrook, F. H., 1984. Two agency-cost explanations of dividends. The American Economic Review, 74（4）, 650–659.

Frank, M. Z., Goyal, V. K., 2003. Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure. Journal of Financial Economics, 67（2）,

217-248.
Frank, M. Z., Goyal, V. K., 2009. Capital Structure Decisions: Which Factors are Reliably Important? Financial Management, 38（1）, 1-37.
Green, R. C., 1984. Investment incentives, debt, and warrants. Journal of Financial Economics, 13（1）, 115–136.
Grullon, G., Michaely, R., 2004. The Information Content of Share Repurchase Programs, Journal of Finance, 59（2）, 651-680.
Ikenberry, D., Lakonishok, J., Vermaelen, T., 1995. Market Underreaction to Open Market Share Repurchases, Journal of Financial Economics, 39（2/3）, 181-208.
International Shareholder Service, 2015. Proxy Voting Guidelines.
Ishida, S., Kochiyama, T., 2022. Institutional Shareholder Services' Proxy Voting Guidelines and ROE Management. Available at SSRN 3619616.
Jensen, M. C., 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. The American Economic Review, 76（2）, 323–329.
Jensen, M. C., Meckling, W. H., 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. Journal of Financial Economics, 3（4）, 305–360.
Julio, B., Ikenberry, D. L., 2004. Reappearing dividends. Journal of Applied Corporate Finance, 16（4）, 89–100.
Lewis, C. M., Rogalski, R. J., Seward, J. K., 2001. The long-run performance of firms that issue convertible bond: An empirical analysis of operating characteristics and analyst forecasts. Journal of Corporate Finance, 7（4）, 447–474.
Mayers, D., 1998. Why firms issue convertible bonds: The matching of financial and real investment options. Journal of Financial Economics, 47（1）, 83–102.
McLaughlin, R., Safieddine, A., Vasudevan, G. K., 1998. The long-run performance of convertible bond issuers. Journal of Financial Research, 21（4）, 373–388.
McNichols, M., 2002. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors: discussion. The Accounting Review, 77, 61–69.
Miller, M. H., Rock, K. 1985. Dividend policy under asymmetric information. The Journal of Finance, 40（4）, 1031–1051.
Myers, S. C., 1984. The Capital Structure Puzzle. The Journal of Finance, 39（3）, 575–592.
Myers, S. C., Majluf, N. S., 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13（2）, 187–221.
Serra, A. P., 2002. Event Study Tests: A brief survey. FEP Working Papers, （117）, 1-14.
Stein, J. C., 1992. Convertible bonds as backdoor equity financing. Journal of Financial Economics, 32（1）, 3–21.
アブレウ山田聖子・土村宜明，2009，「転換社債発行のアナウンス効果－MSCB発行と投資家の反応」，『証券アナリストジャーナル』47（1），116-128頁。
砂川伸幸・川北英隆・杉浦秀徳，2008，『日本企業のコーポレート・ファイナンス』，日本経済新聞出版社。
大木良子，2012，『転換社債の経済分析』，三菱経済研究所。
岡本弦一郎，2013，「資本構成の調整手段について：日本の上場企業データによる実証分析」，『経済経営研究』34（4），1-48頁。
株式会社東京証券取引所，2015，「コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」。
株式会社東京証券取引所，2017，「資本政策に関する株主・投資家との対話のために～リキャップCBを題材として～」，日本取引所グループ。
顔菊馨，2019，「近年の日本における転換社債発行のアナウンスメント効果の検証」，『経営財務研究』39（1・2），2-24頁。
企業会計基準委員会，2019，「企業会計基準第10号 金融商品に関する会計基準」令和元年７月改正。
金融庁，2014，「責任ある機関投資家の諸原則～投資と対話を通じて企業の持続的成長を促すために～」，スチュワードシップ・コードに関する有識者検討会。
倉澤資成・段憶鳴・広田真人，1997，「転換社債の情報伝達機能--日本市場の event study」，『現代ファイナンス』（1），33-53頁。

経済産業省，2014,「持続的成長への競争力とインセンティブ～企業と投資家の望ましい関係構築～」。
佐々木寿記・鈴木健嗣・花枝英樹，2015，「企業の資本構成と資金調達―日本企業へのサーベイ調査による分析―」『経営財務研究』35（1・2），2-28頁。
式見雅代，2014,「企業の財務意思決定と最適資本構成」,『金融経済研究』36，67-89頁。
重本洋一，2015,「日本企業によるリキャップCB発行の現状とその狙い」，『広島経済大学経済研究論集』37（4），71-89頁。
志馬祥紀，2015,「リキャップCBと市場の評価」，『証券経済研究』92，75-91頁。
積惟美・塚原慎・寺嶋康二，2021，「リキャップCB実施のアナウンスメント効果」，『帝京経済学研究』54（2），15-33頁。
塚原慎・積惟美・寺嶋康二，2021,「負債と持分双方の性質を有する金融商品を用いた資本構成調整行動に関する一考察―リキャップCBと優先株式を用いたDESに着目して―」，『グローバル会計研究』2，61-76頁。
中村亮介，2020,「業績連動報酬契約における会計情報の利用実態」，『Working Paper Series, Management and Innovation Research Center Hitotsubashi』236，1-25頁。
富士機械製造株式会社，2016，「2021年満期ユーロ円建取得条項付転換社債型新株予約権付社債の発行に関するお知らせ」富士機械製造株式会社プレスリリース。