

女性役員が負債コストに与える影響の実証研究*

太田 浩 司

関西大学商学部

向 真 央

久留米大学商学部

要 旨：

諸外国の先行研究からは、女性の有するリスク回避の特性に着目し、女性取締役のいる企業の負債コストは男性取締役だけの企業よりも低いという結果が報告されている。その一方で、たとえ女性が取締役会にいたとしてもその割合が極端に少ない場合にはトークン的な存在に留まってしまい、実質的な変化をもたらさないという議論も存在する。そこで本稿では、日本企業における女性役員の存在が負債コストに与える影響を、相関および因果関係の観点から検証している。結果は、女性役員の登用と負債コストの間に有意な関係性は見られなかった。このことは、わが国では女性役員の登用が未だトークンの域を出ていないことを示唆しているのかもしれない。

キーワード：

女性役員、負債コスト、Difference-in-differences、トークン

目 次：

1. はじめに
2. 先行研究
3. 変数の定義
4. サンプルと記述統計量
5. 相関分析
6. Heckman の2段階推定法
7. DID 分析
8. 追加分析
9. おわりに

1. はじめに

近年、上場企業における女性役員の登用を推

し進めようとする動きが官民で加速している¹⁾。その背景には、少子化に伴う生産年齢人口の減少が深刻化する中、女性の活躍推進が今後の日本の持続的成長のために不可欠であると

* 本稿の作成にあたり、PATW における報告では藤山敬史先生（神戸大学）、日本ファイナンス学会第1回秋季研究大会における報告では小林磨美先生（立命館大学）、そして本誌への投稿に際しては2名の匿名レフェリーから大変貴重なコメントを頂いた。これらの方々に記して謝意を表したい。なお、太田浩司は、本研究に関して JSPS 科研費 JP19K01768 の助成を受けている。

の認識が高まっているということがあると考えられる。そもそも女性活躍に関する政府の取り組みが積極化したのは、2013年4月に安倍首相が「経済界との意見交換会」において、「全上場企業において積極的に役員・管理職に女性を登用していただきたい。まずは、役員に一人は女性を登用していただきたい。」と要請したことから始まったといわれている（菅原〔2019〕）。その後、2014年10月に「企業内容等の開示に関する内閣府令」が一部改正され、2015年3月31日以後に終了する事業年度から、有価証券報告書において役員の男女別人数および女性役員比率を記載することが義務付けられた。また、2015年6月には、金融庁と東京証券取引所が取りまとめた「コーポレートガバナンス・コード（CGコード）」が実施され、その原則のひとつに「女性の活躍促進を含む社内の多様性の確保」（原則2-4）が盛り込まれ、企業は「コーポレートガバナンス報告書（CG報告書）」の中で、CGコードに基づく情報の開示を求められるようになった²⁾。

これら制度的な整備以外にも、2千社超の日本企業に投資する世界第3位の資産運用会社である米国のステート・ストリート・グローバル・アドバイザーズは、2018年の株主総会から、女性取締役がいない日本企業に対してその会長または社長の選任議案に反対票を投じている。また、米国の大手議決権行使助言会社であるグラスルイスは、2019年2月からTOPIX Core30およびTOPIX Large70の構成銘柄に該当する企業で候補者を含めて女性の取締役や監査役などが一人もいない場合には、株主総会における会長または社長の選任議案に対して反対推奨を行っている。また、2020年2月からはその範囲を東証第一部および第二部の上場企業に拡大することを表明している（Glass Lewis 2019 Proxy Paper Guidelines）。

このような女性登用の趨勢は日本に限らず欧米諸国においても見られる現象であり、それとともに世界の会計・ファイナンス領域における実証研究でも、女性役員の選任あるいは女性CEO・CFOの任命に伴う経済的帰結を調査す

る研究が増加している。その中のひとつに、女性の有するリスク回避的かつ倫理的な特性に着目して、女性の登用と負債コストの関係を調査する一連の研究があり、女性CFOやCEOあるいは女性取締役のいる企業の負債コストは、男性CFOやCEOあるいは男性取締役しかない企業よりも低いという証拠が各国で提示されている（Francis *et al.*〔2013〕；Luo *et al.*〔2018〕；Usman *et al.*〔2019〕）。また、日本においても、Tanaka〔2014〕が、女性社外取締役のいる企業の負債コストは女性社外取締役のいない企業よりも有意に低いという結果を報告している。

このように、女性取締役や重役のいる企業は低い負債コストを享受しているという研究が存在する一方で、たとえ取締役会に女性がいたとしても、その割合が極端に少ない場合にはトークン（お飾りや象徴）的な存在に留まってしまう可能性があるということが、社会学者のロザベス・モス・カンターが著した『Men and Women of the Corporation』を嚆矢とする多くの研究で指摘されている（Konrad *et al.*〔2008〕；Joecks *et al.*〔2013〕；Egon Zehnder〔2018〕）。これらの研究では、「Three is the magic number」でクリティカル・マスであるという主張がなされ、女性取締役が3人にまで増えると初めて取締役会の雰囲気や力学が一変し、ジェンダー・ダイバーシティの便益を十分に享受できるようになるとの見解が述べられている。この観点からわが国の現状を見ると、わが国の女性役員割合は先進諸国の中で際立って低く（2015年時点で日本2.8%、欧米諸国17.9%～38.7%）、本研究のサンプルでも女性役員比率は僅かに2.2%であり、女性役員がいる企業でもその9割以上が紅一点の女性役員で、クリティカル・マスであると言われている3人以上の女性役員がいる企業は存在していなかった。その意味では、わが国においては、女性役員の登用がトークニズムに陥っている可能性がある。

そこで本稿では、日本企業における女性役員の登用が、果たして負債コストの低下という実

際の便益につながっているかについて検証を行っている。結果は、女性役員との登用と負債コストの間に有意な関係は存在していなかった。この結果は、わが国企業における女性役員との登用が、諸外国の結果とは異なり、負債コストの低減という実質的な便益にはつながっていないということの意味しており、わが国における女性役員との起用が未だトークンの段階である可能性を示唆するものといえる。

なお、本稿の構成は以下の通りである。次節は先行研究のサーベイを行い、第3節は変数を定義している。第4節はサンプルについて述べるとともに、データの記述統計量を示す。第5節は相関関係、第6節は内生性に対処した場合の相関関係、第7節はDID分析による因果関係の結果について述べる。第8節は追加分析の結果を示し、最後に第9節で本稿を総括する。

- 1) 本稿で述べる「女性役員」という用語は、女性取締役と女性監査役の両方を含んでいる。
- 2) CG報告書における女性の登用に関する開示状況や、その事例などについては物江〔2016a〕を参照されたい。また、日本を含む各国の女性登用に関する制度的対応については、物江〔2016b〕を参照されたい。

2. 先行研究

社会学、心理学、そして経済学における研究からは、女性は一般的に男性よりもリスク回避的であるという証拠が数多く提示されている (Eckel and Grossman〔2008〕; Croson and Gneezy〔2009〕; Francis *et al.*〔2015〕)。例えば、Arch〔1993〕は、男性がリスクな状況を挑むべきチャレンジであるとみるのに対して、女性はそれを避けるべき脅威であるとみなす傾向があると論じている。また、人の倫理的行動に影響を与える個人の属性には、国籍、宗教、年齢など様々な要因が存在することが知られているが、そのひとつに性別があり、女性は一般的に男性よりも倫理的であるという証拠が多く、この研究によって提示されている (Ford and Richardson〔1994〕; Collins〔2000〕)。

このような女性のリスク回避的かつ倫理的な特性は、企業社会の中でも見られるものであ

り、CFOやCEOが女性である企業は男性である企業と比べて、大規模な企業買収や長期負債の発行を実施する可能性が低い、レバレッジが低い、利益のボラティリティが小さい、企業の生存確率が高い、会計の保守性が高いといった傾向があることが、先行研究によって示されている (Huang and Kisgen〔2013〕; Faccio *et al.*〔2016〕; Francis *et al.*〔2015〕; Ho *et al.*〔2015〕)。また、取締役会に女性取締役が存在することによって、取締役会議への出席率が改善する、株価パフォーマンスとCEO交代の関係性が強まる、女性取締役が監査委員会のメンバーであると経営者の利益マネジメントが抑制されるといった、モニタリング機能が向上することを示唆する結果が報告されている (Adams and Ferreira〔2009〕; Gull *et al.*〔2018〕)³⁾。さらに、被験者を用いた実験研究からも、企業に勤務しているというセッティングで、女性は男性よりも、個人的な金銭的利得のために非倫理的な行動を取らない、不正な財務報告に気付いたときにはそれを告発するという選択をする傾向が強いということを示す証拠が得られている (Betz *et al.*〔1989〕; Kaplan *et al.*〔2009〕)。これら女性のリスク回避的かつ倫理的な特性がもたらす様々な効果を所与とすれば、女性取締役・重役の存在には、企業のデフォルトリスクを低下させ、ひいては企業の負債コストを減少させる効果があるということが推測される。そこでこの推論に基づいて、女性取締役や重役の存在と負債コストとの関係を実証的に検証する研究が各国で存在している。

最初に、Francis *et al.*〔2013〕は、S&P 1500社の中で女性がCFOである企業は、男性がCFOである企業と比べて、14bp低い銀行からの借入金利を享受していることを明らかにしている。ただし、女性CEOや他の女性重役については、それが男性である場合と比べて借入金利に有意な差を見出せておらず、その理由を、銀行が融資契約に影響を与える会計情報の質を決定する重役をCFOであるとみているためではないかと推察している (Jiang *et al.*〔2010〕)。次に、Luo *et al.*〔2018〕は、欧米企業と比べて

CEOに権力が集中しているといわれる中国企業をサンプルとして、女性CEOと銀行からの借入金利との関連について調査を行い、女性CEO企業の銀行からの借入金利は男性CEO企業よりも67bp低いという結果を報告している。さらに、この女性CEOの借入金利低減効果は、もともと資金融資を受けやすい国営企業よりも受けにくい非国営企業においてより顕著であるという証拠を発見している。第三に、Usman *et al.* [2019] は、取締役会における女性取締役の存在と財務諸表から推計した借入利率との関係を、中国企業をサンプルにして調査している。そして、取締役会に女性取締役が一人でも選任されている企業の借入利率は、全員が男性取締役である企業よりも4%低く、また女性取締役人数が増加するほど借入利率はさらに低下するという結果を示している。最後に、日本企業を対象とする研究としては、女性取締役と負債コストの関係を調査するTanaka [2014] がある。Tanaka [2014] は、女性取締役の存在と社債の発行時利回りの関係を調査し、女性取締役がいてもそれが社内取締役である場合には発行時利回りに影響を与えないが、社外取締役である場合には発行時利回りは低下するという事を明らかにしている。

このように、取締役会におけるジェンダー・ダイバーシティは、女性特有の特性や異なるものの見方および価値観を取締役会にもたらし、それがコーポレート・ガバナンスさらには企業パフォーマンスの向上につながるという議論が存在する一方で、たとえ女性役員が存在したとしてもそれが紅一点であるような状況では、女性が「トークン」として扱われてしまい実質的な意味がなくなってしまうということが、Kanter [1977a; 1977b] を始めとする一連の研究によって指摘されている (Konrad *et al.* [2008]; Joecks *et al.* [2013]; Egon Zehnder [2018])。例えば、女性が初めて取締役に任命されると、メディアはそれを顔写真付きで大きく取り上げ、本来ならば彼女がこれまでに成し遂げた業績や就任後の抱負などに割られるべき紙面が、しばしば彼女の服装、髪型、家族構成

といったビジネスとは無関係な内容に費やされてしまうという現象が報告されている (Krefting [2002]; Terjesen *et al.* [2009])。また女性取締役は、対外的にはスポットライトを浴びる存在である一方で、取締役会内では紅一点であるが故にその意見は軽んじられたり無視されてしまいがちで、他の男性取締役よりもより一層の努力をしなければなかなか認めて貰えないと自ら感じているという報告がなされている。

このような男性ドミナントな取締役会における女性取締役のように、ある集団内におけるマイノリティがその集団に実質的な変化をもたらすには、マイノリティの数がクリティカル・マスと呼ばれるある閾値にまで達する必要があるという議論が存在する (Granovetter [1978])。このクリティカル・マス理論の研究では、「Three is the magic number」でクリティカル・マスであるという主張がなされ、女性取締役が3人になって初めて取締役会の雰囲気や力学が一変し、企業はジェンダー・ダイバーシティの便益を享受することができるのだという見解が述べられている (Konrad *et al.* [2008]; Joecks *et al.* [2013]; Egon Zehnder [2018])。例えば、Pandey *et al.* [2020] は、オーストラリア企業をサンプルとして取締役会に占める女性取締役の割合の大きさと負債コストとの関係を検証し、企業が負債コストの低下というジェンダー・ダイバーシティによる便益を受けるためには、女性取締役比率がある一定の閾値 (20%) を超える必要があるという、クリティカル・マス理論を支持する証拠を提示している。その意味では、日本企業の女性役員登用の歴史は欧米企業と比べて非常に浅く、わが国では女性役員が未だトークンとして扱われている可能性がある。

以上、先行研究の結果からは、女性取締役の経済的効果に関して二つの議論が存在するといえる。ひとつは、女性のリスク回避的かつ倫理的な特性に着目し、女性取締役の存在は取締役会のモニタリング機能を向上させ、それが企業のデフォルトリスクの低下、ひいては企業の負

債コストの低減に貢献するという議論である。他方、トークンおよびクリティカル・マス理論は、女性取締役人数や比率がある一定の閾値（3人や30%）を超えて、初めて企業は女性固有の特性がもたらす便益を享受できると主張している。そこで本稿では、わが国の女性役員の登用が企業の負債コストに与える影響を調査することによって、二つの議論の妥当性を実証的に検証している。

また、近年のわが国では、長引く低金利政策の下で利回りを求める投資家の需要が旺盛なこともあり、企業の資金調達方法として社債の存在感が高まっている（日本経済新聞、2019年6月15日付）。例えば、2019年の資金調達では、株式発行による調達が前年の5分の1以下にまで落ち込んでいる一方で、社債の発行額は前年比40%増の14兆円で、過去最大を更新している（日経 QUICK ニュース、2019年12月27日付）。このように社債による資金調達の重要性が増す中、企業の経営者もまた今まで以上に負債コストを意識するようになってきていると考えられる。従って、わが国における女性取締役の存在が社債の利回りに与える影響を調査することは、アカデミックな知見の蓄積のみならず実務家にとっても興味深い証拠を提供することになると思われる。

3) 利益マネジメント (Earnings Management) とは、経営者が、会計上の見積りと判断および会計方針の選択等を通じて、一般に認められた会計基準 (GAAP) の枠内で当期の利益を自らが望む水準に達するように裁量的に調整する行動のことである。利益マネジメントは GAAP の範囲内で行われる会計上の調整であるので、違法行為である粉飾決算とは異なっているが、その中には投資家をミスリードするようなものも存在するので、合法ではあっても倫理的観点から批判的な指摘を受けることも少なくない (須田ほか [2007]; 首藤 [2010])。

3. 変数の定義

(1) Spread の算定

本稿では、企業の各年の負債コストの代理変数として、毎年7月末時点の社債信用スプレッ

ドを使用している。なお、企業は通常複数の社債を同時に発行しており、これらの社債信用スプレッドをひとつにまとめる方法としては、Anderson *et al.* [2003; 2004] が用いているデュレーション・マッチド加重平均スプレッド (Duration-matched weighted-average spread) を採用している。Spread の具体的な算定方法は以下のようである。

1. 日本証券業協会の公表する『公社債店頭売買参考統計値』から各年7月末日における普通社債（銘柄／回数）の価格に関するデータを取得する。
2. 当該普通社債（銘柄／回数）の起債情報は、同じく日本証券業協会の公表する『公社債発行銘柄一覧』から取得している。
3. 各銘柄／回数の債券価格、利率（クーポン・レート）および償還までの残存期間から、毎年7月末日における利回りおよびデュレーションを計算する⁴⁾。
4. 各銘柄／回数の発行額をウェイトとして、各企業年の7月末時点の加重平均利回りおよび加重平均デュレーションを計算する。
5. 財務省の公表する国債金利情報に基づいて、各年7月末時点のデュレーションを計算する。なお、残存期間1～20年の全ての年についてデュレーションを求めている⁵⁾。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⁶⁾。
6. 各企業年7月末時点の加重平均デュレーションと最も近いデュレーションを有する同年7月末時点の国債の利回りを抽出し、各企業年の加重平均利回りから差し引くことによって、デュレーション・マッチド加重平均スプレッドを計算する。

(2) Rating の算定

Spread に影響を与える要因のひとつとして、信用格付会社の公表する信用格付けがあり、上

位の格付けであるほど *Spread* が小さくなることが予想される。しかしながら、信用格付けは記号で表記されるのが一般的であり、また信用格付けにはコーポレートガバナンスに関する情報が反映されていると思われるので、そのまま用いることはできない。そこで本稿では、Anderson *et al.* [2003; 2004], Klock *et al.* [2005], Ortiz-Molina [2006], Tanaka [2014] 等の多くの先行研究に倣って、信用格付会社の公表する信用格付けを以下の手順で処理して *Rating* 変数として用いている。

1. 毎年『会社四季報』夏号から、ムーディーズ (Moody's), スタンダード・アンド・プアーズ (S&P), 日本格付研究所 (JCR), 格付投資情報センター (R&I) の4信用格付会社の公表する長期債券の信用格付け情報を入手する⁷⁾。
2. S&P, JCR, R&Iについては、AAA, AA, A, BBB, BB, B, CCC, CCの順番に、それぞれ8~1の値を付与している。Moody'sについては、Aaa, Aa, A, Baa, Ba, B, Caa, Caの順番で付与している。なお、同一格付け内における (+) (-) 等の付加記号は考慮していない。
3. 1社の信用格付会社による信用格付けしかない場合にはその数値化された格付けを、複数の信用格付会社による信用格付けがある場合にはその数値化された格付けの平均値を計算する。
4. コーポレートガバナンスが信用格付けに与える影響を除去するために、格付けの平均値をコーポレートガバナンス変数に回帰し、その残差を *Rating* と定義している。なお、コーポレートガバナンス変数はモデルによって異なっているが、女性取締役・女性監査役に関する変数と取締役会・監査役会の規模に関する変数がひとつずつ含まれる。

(3) 女性役員変数および他の変数の定義

先行研究は、取締役の主たる役割には「モニタリング」と「助言」の二つがあり、この内、

取締役のモニタリングの有効性は、企業のデフォルトリスクを低減させ、ひいては企業の負債コストを低下させる効果があると論じている (Hillman and Dalziel [2003]; Adams and Ferreira [2007]; 江川 [2017]; Usman *et al.* [2019])。そして第2節では、取締役の性別について取り上げ、女性は男性よりもリスク回避的かつ倫理的な特性を有しているため、女性の方がより効果的なモニターとして機能するというを示唆する一連の研究について述べている。事実、Adams and Ferreira [2009] は、女性取締役は男性取締役よりもモニタリングに関する委員 (監査委員, ガバナンス委員および指名委員) に任命されることが多いという証拠を示している。また性別以外に効果的なモニタリングに必要な要素として考えられるのが、取締役の独立性である。社内出身で通常企業の業務執行も担う社内取締役と、内部のしがらみや利害関係を持たず、社外から客観的に会社の状況を見て意見することができる立場の社外取締役とでは、当然モニタリングの有効性が異なると考えられるからである。Bhojraj and Sengupta [2003] および Anderson *et al.* [2004] は、取締役会の独立性が社債の利回りに与える影響について調査し、独立性の高さと利回りの間には負の相関が存在するというを発見している。また Tanaka [2014] は、取締役の性別と独立性の両方の要素が社債利回りに与える影響について調査し、その両方の要素が利回りの低下と関連しているという結果を報告している。加えてわが国には、後で示す表2パネルEからも明らかなように、内部出身の女性役員が極端に少なく、女性役員の大多数は社外出身者であるという特徴がある。そこで本稿では、女性社外役員が企業の負債コストに与える効果に注目して分析を行っている。

さらにわが国特有の制度として、本研究のサンプルとなる監査役会設置会社には、会社役員として取締役と監査役の2種類の構成員が存在する。監査役の役割は、取締役の職務の執行を監査することであり、取締役会に出席して必要な場合には意見を述べなければならない (会社

法第381条第1項、第383条第1項)。従って、取締役のみならず監査役にもモニタリング機能があると考えられる。しかしながら、わが国の監査役は取締役会において議決権を有しておらず、また実際には何ら責任を果たさずに報酬だけを得ているとして「閑散役」と揶揄されるなど、機能不全を起こしているという指摘もある(高桑・加藤〔2016〕)。

そこで本稿では、調査対象である女性役員(*FeYakuinDum*) および役員会の規模(*BoardSize*)に関する変数を、役員の独立性(社外役員、独立役員)および役員の種類(取締役、監査役)に応じて、次のように定義している⁸⁾。*FeDirDum*, *FeOutDirDum*, *FeIndDirDum* は、それぞれ、女性取締役、女性社外取締役、女性独立取締役が在任しているかどうかに関するダミー変数であり、*FeAudDum*,

FeOutAudDum, *FeIndAudDum* は、それぞれ、女性監査役、女性社外監査役、女性独立監査役が在任しているかどうかに関するダミー変数である。役員会の規模を表す *BODSize* と *BOASize* は、それぞれ、取締役会および監査役会人数に自然対数をとった値と定義している。なお、東証が有価証券上場規程を一部変更して、「独立役員を1名以上確保しなければならない」(上場規程第436条の2)と定めたのは2009年12月22日であり、3月決算会社の場合には、その適用開始時期は2010年6月の定時株主総会の翌日以降、違反に対する実効性確保措置はその翌年の定時株主総会の翌日以降とかなり時間的な幅が存在する。従って、独立役員に関する2変数 *FeIndDirDum* と *FeIndAudDum* には測定誤差が含まれており、これらの変数を用いた場合の推定結果には注意が必要である。

表1 変数の定義

Variable	Definition
<i>Spread</i>	7月末時点のデュレーション・マッチド加重平均利回りスプレッド(単位:bp)
<i>FeYakuinDum</i>	女性役員に関するダミー変数で、モデルに応じて <i>FeDirDum</i> , <i>FeOutDirDum</i> , <i>FeIndDirDum</i> , <i>FeAudDum</i> , <i>FeOutAudDum</i> , <i>FeIndAudDum</i> のいずれかを取る。
▶ <i>FeDirDum</i>	取締役会に女性取締役が在任していれば1、それ以外は0のダミー変数
▶ <i>FeOutDirDum</i>	取締役会に女性社外取締役が在任していれば1、それ以外は0のダミー変数
▶ <i>FeIndDirDum</i>	取締役会に女性独立取締役が在任していれば1、それ以外は0のダミー変数
▶ <i>FeAudDum</i>	監査役会に女性監査役が在任していれば1、それ以外は0のダミー変数
▶ <i>FeOutAudDum</i>	監査役会に女性社外監査役が在任していれば1、それ以外は0のダミー変数
▶ <i>FeIndAudDum</i>	監査役会に女性独立監査役が在任していれば1、それ以外は0のダミー変数
<i>BoardSize</i>	役員会の規模に関する変数で、モデルに応じて <i>BODSize</i> か <i>BOASize</i> を取る。
▶ <i>BODSize</i>	取締役会人数に自然対数をとった値
▶ <i>BOASize</i>	監査役会人数に自然対数をとった値
<i>LnMVE</i>	7月末時点の株式時価総額に自然対数をとった値
<i>Leverage</i>	長期借入金および社債を総資産で除した比率
<i>Duration</i>	社債発行額で重み付けした加重平均デュレーション
<i>Bondage</i>	社債発行額で重み付けした発行からの加重平均年数
<i>Blockhold</i>	少数特定者持分株式数を発行済株式数で除した比率
<i>Volatility</i>	過去60ヵ月間の月次株価ボラティリティ
<i>Perform</i>	営業キャッシュ・フローを総資産で除したもの
<i>Rating</i>	信用格付けに関する変数
<i>Mimick</i>	女性役員を選任している同業種に属する企業の比率(自社は除く)で、モデルに応じて <i>MimickDir</i> か <i>MimickAud</i> を取る。
▶ <i>MimickDir</i>	女性取締役を選任している同業他社数を同業社数で除した比率
▶ <i>MimickAud</i>	女性監査役を選任している同業他社数を同業社数で除した比率
<i>Foreignhold</i>	外国人持分株式数を発行済株式数で除した比率
<i>Osveasale</i>	海外売上高を売上高で除した比率

(注) *Spread* および *Rating* の定義の詳細については、第3節を参照されたい。

その他 *Spread* に影響を与えると思われるコントロール変数は、Anderson *et al.* [2003; 2004] に依拠している。企業固有の変数としては、企業規模 (*LnMVE*)、企業業績 (*Perform*)、財務レバレッジ (*Leverage*)、大株主持株比率 (*Blockhold*)、株価ボラティリティ (*Volatility*) を、社債固有の変数としてはデュレーション (*Duration*) と社債発行経過年数 (*Bondage*) を使用している⁹⁾。また、Heckman の 2 段階推定法における第 1 段階の女性役員選択モデルで用いる除外制約変数としては、Bonaimé [2015] に倣って、Massa *et al.* [2007] が考案した同業他社の動向を捉える *Mimick* を使用している。それ以外にも、選択モデルの説明変数として、外国人持株比率 (*Foreignhold*) および海外売上高比率 (*Ovseasale*) を用いている。以上の本研究で使用する変数の定義の詳細は、表 1 にまとめられている。なお、本稿の分析に用いる全ての変数は、ダミー変数を除いて全て上下 1 % を Winsorize している。

- 4) 利回りがマイナスとなる銘柄／回号はサンプルから除外している。
- 5) 公表のない 11~14 年および 16~19 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、10 年から 15 年、15 年から 20 年の間の直線の変化として計算している。
- 6) 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、2016 年と 2017 年 7 月末の国債利回りには負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。
- 7) 2010~2012 年の 3 年間については、『会社四季報』が信用格付け情報の提供を中止していたため、代わりに『日経会社情報』から信用格付け情報を取得している。
- 8) 役員の独立性については、内部出身の役員に関する変数も考えられるが、本稿の調査対象である女性役員については、表 2 パネル D および E で示されているように、女性内部役員の延べ人数が全役員 29,248 人中僅かに 49 人と極端に少なかったため、分析には用いていない。
- 9) 企業規模、企業業績、財務レバレッジ、デュレーションは社債のデフォルトリスク、社債発行経過年数は社債の流動性リスク、株価ボラティリティは企業の倒産リスクと関連する指標として使用している (Houweling *et al.* [2005])。大株主持株比率を *Spread* の説明変数とし

て加える理由としては、低い負債コストは長期的には株主の利益につながるため、大株主には *Spread* を低く抑える動機があると考えられるからである (Anderson *et al.* [2004])。なお、大株主の持株比率としては、少数特定者持株比率を用いている。また、大株主持株比率の代わりに外国人持株比率や役員持株比率を用いた場合にも、本稿の分析結果に殆ど影響がないことを確認している。

4. サンプルと記述統計量

(1) サンプルの選択

本稿では、以下の基準を用いてサンプルを選択している。なお、会計数値および株価に関するデータは NeedsFQ から、コーポレートガバナンス報告書および有価証券報告書に記載されている役員情報は Nikkei Needs-DVD から入手している。

1. 日本証券業協会の公表する「公社債店頭売買参考統計値」において、債券価格が 7 月末時点で入手可能である (2008 年以降入手可能)¹⁰⁾。
2. 債券の発行体が 3 月決算の上場企業で、債券の種類が普通社債 (劣後債を除く) である。
3. 株主総会開催日から 7 月末日の間にコーポレートガバナンス報告書が提出されている。
4. 監査役会設置会社である。

1 は、DID (Difference-in-Differences) 分析に必要な長期間にわたる既発債の利回りを計算するために必要な基準である。2 は、役員構成の変化が負債コストに与える影響の時期を統一するために課している基準である。3 は、独立役員を特定するために必要な基準である。4 は、取締役しか存在しない指名委員会等設置会社 (2015 年 4 月までは委員会設置会社) および監査等委員会設置会社と、取締役と監査役の両方が存在する監査役会設置会社では、会社の機関設計が大きく異なるため同一に取り扱うことは適切ではないと判断して課している基準である。以上の 1~4 の選択基準により、2008~

表2 サンプルの特徴

パネルA：年度別					
Year	N	%	Year	N	%
2008	33	1.78	2013	231	12.45
2009	157	8.46	2014	233	12.56
2010	177	9.54	2015	219	11.81
2011	195	10.51	2016	189	10.19
2012	216	11.64	2017	205	11.05
			Total	1,855	100.00

パネルB：市場別					
Market	N	%	Market	N	%
東証一部	1,836	98.98	大証一部	6	0.32
東証二部	9	0.49	JASDAQ	4	0.22
			Total	1,855	100.00

パネルC：役員会における女性人数別								
	女性0人		女性1人		女性2人		合計	
	N	%	N	%	N	%	N	%
取締役会	1,494	80.5	332	17.9	29	1.6	1,855	100.0
監査役会	1,623	87.5	218	11.8	14	0.8	1,855	100.0

パネルD：役員の性別（延べ人数）						
	女性		男性		合計	
	人数	%	人数	%	人数	%
取締役	390	1.9	20,509	98.1	20,899	100.0
監査役	246	2.9	8,103	97.1	8,349	100.0
役員	636	2.2	28,612	97.8	29,248	100.0

パネルE：女性役員の出自別（延べ人数）						
	女性取締役		女性監査役		女性役員	
	人数	%	人数	%	人数	%
社内出身	32	8.2	17	6.9	49	7.7
社外出身	358	91.8	229	93.1	587	92.3
(他の会社)	(154)	(39.5)	(27)	(11.0)	(181)	(28.5)
(学者)	(98)	(25.1)	(59)	(24.0)	(157)	(24.7)
(弁護士)	(48)	(12.3)	(76)	(30.9)	(124)	(19.5)
(公認会計士)	(2)	(0.5)	(29)	(11.8)	(31)	(4.9)
(その他)	(56)	(14.4)	(38)	(15.4)	(94)	(14.8)
合計	390	100.0	246	100.0	636	100.0

(注) 本表は、全観測値数1,855個（企業数293社）のサンプルを、パネルAは年度別、パネルBは市場別、パネルCは役員会における女性人数別、パネルDは役員の性別（延べ人数）、パネルEは女性役員の出自別（延べ人数）に分類して載せている。なお、パネルEの括弧は社外出身の内訳を示している

2017年の期間で293社、延べ1,855企業年の観測値を得ている。

表2は、サンプルの特徴を明らかにするために、それを年度別、市場別、役員会における女性人数別、役員の性別（延べ人数）および女性役員の出自別（延べ人数）に分類したものである。最初に、パネルAの年度別による分類からは、他の年度と比べて2008年の観測値数が少ないことが見て取れるが、これは起債情報の入手が困難であったことに起因するものである。次に、パネルBの市場別分類からは、発行体の98.98%が東証一部企業であり、社債発行の可能な企業が大企業に限定されているということが窺える。第三に、パネルCの役員会における女性人数別からは、男性のみ（女性0人）の取締役会と監査役会が、それぞれサンプル企業の80.5%と87.5%と8割以上を占めていることがわかる。また女性取締役や女性監査役がいる場合にもその殆どは1人であり、2人以上いる企業はサンプルの僅か1%前後に過ぎないといえ

る。第四に、パネルDの延べ人数による役員の性別からは、サンプル企業の役員延べ人数が29,248人いる内、女性役員が636人と僅かに2.2%を占めているに過ぎないということがわかる。最後に、パネルEの女性役員の出自別の分類からは、636人いる女性役員の内、社内出身の女性役員は僅かに49人（7.7%）で、実に587人（92.3%）を社外出身者が占めていることがわかる。さらに、社外出身者の内訳としては、女性取締役に関しては他の会社出身者が39.5%と圧倒的に多いが、女性監査役ではその比率は11%に過ぎず、代わりに弁護士や公認会計士といった専門職出身者が多いという特徴が見られる。また学者については、女性取締役、女性監査役ともにその4分の1程を占めている。

（2）記述統計量

表3パネルAとパネルBは、本研究で用いる変数の記述統計量と相関係数行列を表している。パネルAの記述統計量からは、女性取締役

表3 記述統計量と相関係数行列

パネルA：記述統計量						
Variable	N	Mean	S.D.	Percentiles		
				25th	50th	75th
<i>Spread</i>	1,855	45.275	53.000	22.652	30.975	45.159
<i>FeDirDum</i>	1,855	0.195	0.396	0.000	0.000	0.000
<i>FeOutDirDum</i>	1,855	0.186	0.389	0.000	0.000	0.000
<i>FeIndDirDum</i>	1,855	0.174	0.379	0.000	0.000	0.000
<i>FeAudDum</i>	1,855	0.125	0.331	0.000	0.000	0.000
<i>FeOutAudDum</i>	1,855	0.120	0.325	0.000	0.000	0.000
<i>FeIndAudDum</i>	1,855	0.103	0.304	0.000	0.000	0.000
<i>BODSize</i>	1,855	2.368	0.328	2.197	2.303	2.565
<i>BOASize</i>	1,855	1.492	0.160	1.386	1.386	1.609
<i>LnMVE</i>	1,855	12.669	1.257	11.837	12.626	13.489
<i>Leverage</i>	1,855	0.229	0.137	0.121	0.199	0.324
<i>Duration</i>	1,855	3.957	2.131	2.477	3.701	4.982
<i>Bondage</i>	1,855	2.651	1.473	1.548	2.526	3.649
<i>Blockhold</i>	1,855	0.403	0.144	0.299	0.369	0.468
<i>Volatility</i>	1,855	0.096	0.034	0.071	0.092	0.116
<i>Perform</i>	1,855	0.062	0.040	0.040	0.061	0.084
<i>Rating</i>	1,855	0.005	0.624	-0.391	0.058	0.308
<i>MimickDir</i>	1,855	0.165	0.177	0.000	0.118	0.263
<i>MimickAud</i>	1,855	0.106	0.136	0.000	0.059	0.167
<i>Foreignhold</i>	1,855	0.219	0.112	0.135	0.210	0.294
<i>Ovseasale</i>	1,855	0.232	0.262	0.000	0.141	0.434

パネルB：相関係数行列

Variable	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮	⑯	⑰	⑱	⑳	㉑	
① Spread	1.000	-0.036	-0.038	-0.058	-0.106	-0.110	-0.105	-0.056	-0.111	-0.370	0.223	-0.006	-0.247	-0.011	0.280	-0.234	-0.519	-0.054	-0.114	-0.222	-0.095
② FeDirDum	-0.070	1.000	0.955	0.914	0.148	0.137	0.152	0.135	0.134	0.246	0.047	0.123	0.187	-0.140	-0.169	0.031	-0.009	0.258	0.174	0.174	0.106
③ FeOutDirDum	-0.093	0.955	1.000	0.959	0.167	0.156	0.175	0.120	0.138	0.245	0.063	0.125	0.178	-0.146	-0.151	0.017	-0.020	0.263	0.191	0.200	-0.106
④ FeIndDirDum	-0.102	0.914	0.959	1.000	0.171	0.159	0.182	0.113	0.136	0.244	0.053	0.112	0.198	-0.147	-0.159	0.026	-0.015	0.284	0.201	0.198	-0.108
⑤ FeAudDum	-0.100	0.148	0.167	0.171	1.000	0.978	0.896	0.088	0.204	0.213	0.038	0.155	0.173	-0.086	-0.125	0.027	0.180	0.142	0.175	0.067	-0.100
⑥ FeOutAudDum	-0.099	0.137	0.156	0.159	0.978	1.000	0.917	0.098	0.217	0.211	0.032	0.158	0.173	-0.080	-0.129	0.029	0.183	0.130	0.182	0.053	-0.093
⑦ FeIndAudDum	-0.091	0.152	0.175	0.182	0.896	0.917	1.000	0.078	0.190	0.194	0.033	0.138	0.195	-0.081	-0.099	0.031	0.162	0.151	0.168	0.079	-0.072
⑧ BODSize	-0.099	0.126	0.112	0.103	0.077	0.089	0.071	1.000	0.330	0.335	0.190	0.296	0.095	-0.205	-0.264	0.001	-0.067	0.006	0.080	-0.054	-0.196
⑨ BOASize	-0.105	0.121	0.118	0.115	0.212	0.224	0.197	0.325	1.000	0.409	0.097	0.199	0.155	-0.266	-0.153	0.035	0.101	0.028	0.083	0.068	-0.087
⑩ LnMVE	-0.247	0.228	0.225	0.225	0.221	0.220	0.202	0.320	0.402	1.000	0.012	0.288	0.202	-0.258	-0.153	0.201	0.375	0.070	0.099	0.485	0.111
⑪ Leverage	0.119	0.047	0.059	0.050	0.050	0.044	0.046	0.193	0.120	-0.006	1.000	0.291	0.121	-0.203	-0.071	-0.184	-0.087	-0.083	0.042	-0.196	-0.379
⑫ Duration	-0.133	0.131	0.136	0.125	0.144	0.148	0.132	0.300	0.194	0.296	0.291	1.000	-0.216	-0.118	-0.271	0.072	0.312	0.042	0.122	-0.035	-0.209
⑬ Bondage	-0.119	0.196	0.186	0.205	0.179	0.178	0.195	0.079	0.148	0.212	0.104	-0.187	1.000	-0.197	-0.193	0.083	0.119	0.158	0.215	0.084	-0.057
⑭ Blockhold	0.049	-0.129	-0.133	-0.131	-0.040	-0.033	-0.038	-0.197	-0.221	-0.137	-0.149	-0.100	-0.144	1.000	0.163	0.085	0.133	-0.073	-0.054	-0.165	0.051
⑮ Volatility	0.309	-0.157	-0.141	-0.149	-0.114	-0.118	-0.091	-0.259	-0.159	-0.147	-0.074	-0.249	-0.210	0.178	1.000	-0.156	-0.208	-0.218	-0.268	0.206	0.318
⑯ Perform	-0.152	0.036	0.020	0.029	0.038	0.039	0.039	0.013	0.058	0.221	-0.183	0.095	0.105	0.050	-0.154	1.000	0.245	0.021	0.050	0.167	0.153
⑰ Rating	-0.432	0.006	-0.006	0.000	0.181	0.183	0.155	-0.006	0.113	0.397	-0.073	0.351	0.129	0.160	-0.228	0.257	1.000	-0.022	0.072	0.131	-0.017
⑱ MimickDir	-0.120	0.274	0.280	0.299	0.132	0.117	0.143	-0.012	0.006	0.051	-0.052	0.052	0.181	-0.048	-0.216	0.026	-0.030	1.000	0.443	0.115	-0.049
⑲ MimickAud	-0.115	0.143	0.164	0.174	0.183	0.188	0.173	0.088	0.081	0.094	0.156	0.127	0.212	-0.028	-0.220	0.054	0.124	0.328	1.000	0.002	-0.131
⑳ Foreignhold	-0.100	0.150	0.181	0.180	0.062	0.050	0.076	-0.054	0.054	0.479	-0.191	-0.012	0.085	-0.153	0.201	0.152	0.110	0.084	-0.022	1.000	0.332
㉑ Onscasale	-0.011	-0.105	-0.105	-0.110	-0.096	-0.088	-0.068	-0.178	-0.071	0.149	-0.379	-0.201	-0.045	-0.002	0.282	0.137	-0.015	-0.091	-0.169	-0.022	1.000

(注) パネルAは本稿の分析で用いている変数の記述統計量を示している。パネルBは変数間の相関係数行列で、対角成分の下側がピアソンの相関係数、上側がスピアマンの順位相関係数を用いており、有意確率が5%以下である場合には太字にしている。本表の Rating の値には、格付けの平均値を FeDirDum と BODSize に回帰して得られる残差を用いている。なお上側の変数は、ダミー変数を除いて、上下1%を Winsorize している。変数の定義は表1を参照。

(女性監査役)の有無に関する $FeDirDum$ ($FeAudDum$) の平均値が0.195 (0.125) であるので、およそ5社(8社)に1社の割合で女性取締役(女性監査役)が存在しているといえる。また、 $FeOutDirDum$ ($FeOutAudDum$) と $FeIndDirDum$ ($FeIndAudDum$) の平均値は、 $FeDirDum$ ($FeAudDum$) の平均値よりも若干低いだけである。このことは、女性が役員として選任されている場合には、社外役員あるいは独立役員に指定されているケースが大半であるということを意味しており、わが国においては女性役員は通常社外からの登用であるといえる。

その他、 $BODSize$ と $BOASize$ の平均値は、それぞれ2.368と1.492であるので、取締役会と監査役会の人数は、それぞれ平均で10.68人 ($e^{2.368} \approx 10.68$) と4.45人 ($e^{1.492} \approx 4.45$) であるといえる。また、社債に関する変数では、 $Duration$ と $Bondage$ の平均が3.957年と2.651年であるので、残存期間は約4年で発行からは2,3年経過しているというのが、本サンプルにおける平均的な社債の特徴であるといえる。

パネルBは、変数間の相関を、対角成分の下側がパラメトリックなピアソンの相関係数、上側がノンパラメトリックなスピアマンの順位相関係数を示す相関係数行列として表示したものである。なお、有意確率が5%以下である場合には太字にしている。パネルBからは、 $Spread$ と女性役員に関する一連の変数 ($FeDirDum$, $FeOutDirDum$, $FeIndDirDum$, $FeAudDum$, $FeOutAudDum$, $FeIndAudDum$) との間の相関が、ピアソンの相関係数については $-0.070 \sim -0.102$ の範囲で全て5%水準で有意に負、スピアマンの順位相関係数については女性取締役に関する3変数とは $-0.036 \sim -0.058$ の範囲で負ではあるが有意ではなく、女性監査役に関する3変数とは $-0.105 \sim -0.110$ の範囲で全て5%水準で有意に負であることがわかる。このことは、女性役員の存在する企業がより低い負債コストを享受しているということを意味している。ただし、 $Spread$ と女性取締役との間の相関は、 $Spread$ と女性監査役との間の相関ほ

どは強くなく有意性も低くなっている。その他、 $Spread$ と他の変数との間の相関係数の符号は予想と一致しており、役員会 ($BODSize$, $BOASize$) や企業規模 ($LnMVE$) が大きく、企業業績 ($Perform$) が良好で格付け ($Rating$) が高いほど $Spread$ は小さく、逆に、負債比率 ($Leverage$) が高く、株価ボラティリティ ($Volatility$) が大きいほど $Spread$ は大きいといえる。

- 10) 公社債の売買は殆どが店頭取引による相対取引であるので、売買内容を第三者が知ることは不可能である。そこで、日本証券業協会は、公社債の公平で公正な価格形成を図ることおよび投資者保護の見地から、「公社債店頭売買参考統計値」等のデータを公表している。

5. 相関分析

本節では、女性役員・重役の存在と負債コストの関連性を調査する Francis *et al.* [2013], Luo *et al.* [2018], Usman *et al.* [2019], Tanaka [2014] 等の多くの先行研究に倣って、わが国における女性役員の存在と負債コストとの間の相関関係を Pooled 回帰で調査している。なお、本節で使用する以下のモデルは、Anderson *et al.* [2003;2004] に依拠している。

$$\begin{aligned}
 Spread_{it} = & a_0 + a_1 FeYakuinDum_{it} \\
 & + a_2 BoardSize_{it} + a_3 LnMVE_{it} \\
 & + a_4 Leverage_{it} + a_5 Duration_{it} \\
 & + a_6 Bondage_{it} + a_7 Blockhold_{it} \\
 & + a_8 Volatility_{it} + a_9 Perform_{it} \\
 & + a_{10} Rating_{it} + \gamma Industry Dummies_i \\
 & + \delta Year Dummies_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)
 \end{aligned}$$

ただし、 $FeYakuinDum$ はモデルに応じて $FeDirDum$, $FeOutDirDum$, $FeIndDirDum$, $FeAudDum$, $FeOutAudDum$, $FeIndAudDum$ のいずれかを取り、 $BoardSize$ もモデルに応じて $BODSize$ と $BOASize$ のどちらかを取る。 $Industry Dummies$ は日経業種分類(中分類)に基づく業種ダミー変数、 $Year Dummies$ は年度ダミー変数であり、他の変数の定義は表1を

表4 女性役員と負債コストの相関を調査する回帰分析の結果

パネルA：女性取締役モデル						
	女性取締役ダミー		女性社外取締役ダミー		女性独立取締役ダミー	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>Constant</i>	55.38	2.36**	52.64	2.19**	53.88	2.24**
<i>FeYakuinDum</i>	-1.24	-0.35	-5.38	-1.38	-3.89	-1.00
<i>BoardSize</i>	-22.49	-3.74***	-22.48	-3.74***	-22.51	-3.75***
<i>LnMVE</i>	-2.30	-1.53	-2.03	-1.30	-2.14	-1.37
<i>Leverage</i>	10.70	0.47	12.27	0.56	11.53	0.53
<i>Duration</i>	3.76	3.42***	3.87	3.34***	3.82	3.30***
<i>Bondage</i>	7.17	3.63***	7.28	3.57***	7.24	3.54***
<i>Blockhold</i>	-0.43	-0.03	-1.12	-0.09	-0.78	-0.06
<i>Volatility</i>	185.77	3.24***	183.24	3.24***	183.89	3.26***
<i>Perform</i>	29.33	0.38	30.23	0.40	29.98	0.39
<i>Rating</i>	-40.03	-7.60***	-40.34	-7.46***	-40.24	-7.43***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Year Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Adjusted R²</i>	0.435		0.436		0.435	
<i>N</i>	1,855		1,855		1,855	

パネルB：女性監査役モデル						
	女性監査役ダミー		女性社外監査役ダミー		女性独立監査役ダミー	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>Constant</i>	60.32	2.54**	60.02	2.52**	63.84	2.70***
<i>FeYakuinDum</i>	-12.27	-3.07***	-12.41	-3.03***	-7.94	-1.81*
<i>BoardSize</i>	-45.86	-3.47***	-45.54	-3.46***	-47.89	-3.61***
<i>LnMVE</i>	-1.36	-0.79	-1.37	-0.79	-1.41	-0.82
<i>Leverage</i>	8.16	0.37	8.19	0.37	7.94	0.36
<i>Duration</i>	3.87	3.44***	3.86	3.42***	3.84	3.38***
<i>Bondage</i>	7.36	3.64***	7.35	3.63***	7.30	3.59***
<i>Blockhold</i>	-1.21	-0.10	-1.30	-0.10	-1.44	-0.11
<i>Volatility</i>	178.09	3.17***	178.23	3.18***	176.31	3.14***
<i>Perform</i>	26.85	0.35	26.98	0.36	27.52	0.36
<i>Rating</i>	-41.21	-7.44***	-41.20	-7.44***	-41.27	-7.43***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Year Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Adjusted R²</i>	0.441		0.440		0.441	
<i>N</i>	1,855		1,855		1,855	

(注) 本表は、女性役員の存在と負債コストとの相関を調査する(1)式の Pooled 回帰モデルの推定結果を載せている。パネルAは *FeYakuinDum* として、女性取締役ダミー (*FeDirDum*)、女性社外取締役ダミー (*FeOutDirDum*)、女性独立取締役ダミー (*FeIndDirDum*) を、パネルBは *FeYakuinDum* として、女性監査役ダミー (*FeAudDum*)、女性社外監査役ダミー (*FeOutAudDum*)、女性独立監査役ダミー (*FeIndAudDum*) を用いた結果である。変数の定義は表1を参照。*t*-statisticは企業に関する One-way cluster-robust の手法に基づく標準誤差から求めている。*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意。

参照されたい。なお、下添字 i, t は、それぞれ、企業と年度を表しており、 t -statistic は企業に関する One-way cluster-robust の手法に基づく標準誤差から求めている¹¹⁾。

(1)式の $FeYakuinDum$ が調査対象変数であり、本節ではこの女性役員に関する変数を様々に変更して、女性役員と負債コストとの相関関係を調査している。表4パネルAとパネルBは、それぞれ、女性取締役モデルと女性監査役モデルの推定結果を示している。パネルAで、 $FeYakuinDum$ に $FeDirDum$, $FeOutDirDum$, $FeIndDirDum$ を用いた場合には、係数は $-1 \sim -5$ の間で負の値となっているが、統計的にはいずれも有意ではない。一方、パネルBで、 $FeYakuinDum$ に $FeAudDum$, $FeOutAudDum$, $FeIndAudDum$ を用いた場合には、係数は $-7 \sim -12$ の間で統計的に全て有意に負の値となっている。これらの結果は、女性取締役の存在と負債コストとの間には関連性がないが、女性監査役がいる企業と負債コストの間には有意な負の相関があり、女性監査役がいる企業は男性監査役しかいない企業よりも $7 \sim 12$ bp ほど低い負債コストを享受しているということを示している。

ただし、本節の結果は、あくまで女性役員と負債コストとの間の単純な相関関係を調査した結果に過ぎない。そこで、第6節では、女性役員が内生変数であるとみなした場合にも、女性役員と負債コストとの間には負の相関が存在するのかについて調査している。さらに、第7節では、女性役員の存在が負債コストに与える影響を、DID分析による因果関係の観点から検証している。

11) 本稿では、全ての回帰モデルの推定で、企業に関する One-way cluster-robust の手法に基づく標準誤差を用いて係数の検定統計量を算定しているが、これを企業と年度に関する Two-way cluster-robust の手法に変更した場合にも、結果に殆ど影響が生じないということを確認している。

6. Heckman の 2 段階推定法

本節では、(1)式の内生性に関する問題につい

て考察する。(1)式では、二値変数の独立変数 $FeYakuinDum$ が従属変数 $Spread$ に与える効果を調査しているが、 $FeYakuinDum$ が内生変数だとすると $FeYakuinDum$ と $Spread$ の両方に影響を与えるような観察不可能な変数が存在する場合には、それが(1)式の誤差項に吸収されるので誤差項と $FeYakuinDum$ との間に相関関係が生じ、内生性の問題が発生してしまう。例えば、企業文化の先進性を表すような変数は、女性役員の選任と関係があると予想され、また同時に負債コストとも相関していると思われる。しかしながら、企業文化を表すような変数は通常観察が困難あるいは不可能であるので欠落変数となり、内生性の問題が引き起こされることになる。このような状況は、Heckman の選択モデルのひとつである処置効果モデル (treatment effect model) と呼ばれるもので、2段階推定法を用いてその内生性に対処するのが一般的である (Lennox *et al.* [2012])。そこで本節でも、Heckman の 2段階推定法を用いて、処置効果モデルを推定することとする。

最初に、第1段階の選択モデルとして、Francis *et al.* [2013], Francis *et al.* [2015] および Luo *et al.* [2018] を参考に以下以下の Probit モデルを推定する¹²⁾。

$$\begin{aligned} \Pr(FeYakuinDum_{it}=1|x) = & \Phi(a_0 \\ & + a_1 BoardSize_{it} + a_2 LnMVE_{it} \\ & + a_3 Leverage_{it} + a_4 Perform_{it} \\ & + a_5 Rating_{it} + a_6 Mimick_{it} \\ & + a_7 Foreignhold_{it} + a_8 Overseasale_{it} \\ & + \gamma Industry Dummies_t \\ & + \delta Year Dummies_t). \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式における $Mimick$ は同業他社が女性役員を登用している比率を表しており、横並び意識が強いといわれる日本企業は女性役員の登用に同業他社の動向を斟酌すると考えられるので、従属変数 $FeYakuinDum$ とは正の相関を有していることが予想される。その一方で、 $Mimick$ は $Spread$ と関係しているとは考え難い。そこで、 $Mimick$ を除外制約 (exclusion restriction)

として、第2段階の処置効果モデルを(3)式で推定している¹³⁾。なお(3)式は、(1)式に(2)式の推定結果から得られた逆ミルズ比 (*Mills*) を独立変数として追加したものである。

$$\begin{aligned}
 &+a_8Volatility_{it}+a_9Perform_{it} \\
 &+a_{10}Rating_{it}+a_{11}Mills_{it} \\
 &+\gamma Industry Dummies_i \\
 &+\delta Year Dummies_t+\varepsilon_{it}. \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Spread_{it} = &a_0+a_1FeYakuinDum_{it} \\
 &+a_2BoardSize_{it}+a_3LnMVE_{it} \\
 &+a_4Leverage_{it}+a_5Duration_{it} \\
 &+a_6Bondage_{it}+a_7Blockhold_{it}
 \end{aligned}$$

表5は、(3)式の推定結果を示している。表5パネルAの女性取締役モデルの結果は、表4パネルAの結果と類似しており、*FeYakuinDum* に *FeDirDum* と *FeOutDirDum* を用いてもそ

表5 Heckmanの2段階推定法による推定結果

パネルA：女性取締役モデル						
	女性取締役ダミー		女性社外取締役ダミー		女性独立取締役ダミー	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>FeYakuinDum</i>	0.60	0.08	-17.06	-1.19	-24.20	-1.93*
<i>Mills</i>	-1.05	-0.22	8.41	1.00	7.98	1.18
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included	
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Year Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Adjusted R²</i>	0.434		0.437		0.349	
<i>N</i>	1,855		1,855		1,855	
	VIF		VIF		VIF	
<i>FeYakuinDum</i>	8.40		4.84		3.72	
<i>Mills</i>	6.07		3.59		2.92	

パネルB：女性監査役モデル						
	女性監査役ダミー		女性社外監査役ダミー		女性独立監査役ダミー	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>FeYakuinDum</i>	9.98	0.94	4.37	0.46	-0.70	-0.09
<i>Mills</i>	-13.72	-2.61***	-10.65	-2.22**	-8.15	-2.34**
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included	
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Year Dummies</i>	Included		Included		Included	
<i>Adjusted R²</i>	0.442		0.439		0.346	
<i>N</i>	1,855		1,855		1,855	
	VIF		VIF		VIF	
<i>FeYakuinDum</i>	12.01		7.87		3.89	
<i>Mills</i>	9.46		6.18		3.23	

(注) 本表は、(3)式の処置効果モデルの推定結果を載せている。パネルAは*FeYakuinDum*として、女性取締役ダミー (*FeDirDum*)、女性社外取締役ダミー (*FeOutDirDum*)、女性独立取締役ダミー (*FeIndDirDum*) を、パネルBは *FeYakuinDum* として、女性監査役ダミー (*FeAudDum*)、女性社外監査役ダミー (*FeOutAudDum*)、女性独立監査役ダミー (*FeIndAudDum*) を用いた結果である。*Mills*は(2)式の推定結果から得られた逆ミルズ比で、他の変数の定義は表1を参照されたい。*t*-statisticは企業に関する One-way cluster-robust の手法に基づく標準誤差から求めている。*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意。

の係数推定値は有意ではない。唯一、*FeIndDirDum* を用いた場合だけ10%水準で有意に負となっている。また、内生性の存在を示す *Mills* については全て有意ではない。一方、表5パネルBの女性監査役モデルの結果は、表4パネルBの結果とは異なり、*FeAudDum*、*FeOutAudDum*、*FeIndAudDum* の全ての係数推定値が有意ではなくなっている。一方、内生性の存在を示す *Mills* については、全ての場合で5%水準以下で有意となっている。このことは、表4パネルBの女性監査役モデルの推定結果が有意であったのは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、女性監査役の存在と負債コストとの間にはもはや有意な関係は存在しないということを意味している。

なお、*Mills* を処置効果モデルに加えることから生じる多重共線性に対する懸念が、Lennox *et al.* [2012] 等で指摘されている。そこで表5では、診断テストとしてVIF (Variance Inflation Factor) の結果を載せているが、*FeYakuinDum* に *FeAudDum* を用いた場合以外は、いずれのモデルにおいてもVIFの値は多重共線性の目安となる10を下回っており (Kennedy [1998])、多重共線性の問題は深刻ではないと考えられる。

- 12) 第1段階の選択モデルについて、先行研究はいずれもアドホックに説明変数を列挙するのみで、推定結果も載せていない。そこで本稿では、Francis *et al.* [2013]、Francis *et al.* [2015] および Luo *et al.* [2018] が共通して用いている、企業規模、レバレッジ、収益性、業種ダミー、年度ダミーを説明変数に用いている。さらに、女性役員の選任に影響を与えと思われる、役員会の規模、信用格付、外国人持株比率、海外売上高を説明変数として追加している。
- 13) 同様に、*Foreignhold* と *Overseasale* も除外制約として扱っている。

7. DID 分析

前節までは女性役員の有無と負債コストとの間の相関関係を調査しているが、本節ではDID分析手法を用いて、女性役員の選任と負債コストの間の因果関係を調査している。な

お、DID分析を実施するためには、処置の行われたグループとその時間を特定する必要があり、本稿では、女性役員が初めて選任された企業群を処置群、女性役員が初めて選任された年度を処置年とし、女性役員が検証期間中(2008～2017年)一人も存在していない企業群を対照群として分析を行っている。さらに、処置群と類似した対照群を選択する方法としては、傾向スコアマッチング (PSM) 法を用いている。

第一に、処置群としては初めて女性役員が選任された処置年の前年と翌年のデータが存在する観測値 ($y=1$) を、対照群としては女性役員が検証期間中に一度も選任されていない企業で2期先のデータが存在する観測値 ($y=0$) を用いて、処置年の前年を基準として、以下のProbitモデルを推定することによって傾向スコアを求めている¹⁴⁾。

$$\begin{aligned} \Pr(y=1|x) = \Phi (& a_0+a_1BoardSize \\ & +a_2LnMVE+a_3Leverage \\ & +a_4Perform+a_5Rating \\ & +a_6Mimick \\ & +\delta Year Dummies). \end{aligned} \quad (4)$$

第二に、PSM法のマッチング手法としては、(i)処置群と最も傾向スコアの近い対照群を1対1で選択するNearest Neighbor法と、(ii)1対複数個でのマッチングとなるKernel Matching法を用いる。なお、(i)のNearest Neighbor法に関しては、処置群の個数と比べて対照群の個数が非常に多いことを考慮して、処置群からの選択を非復元抽出で行っており、傾向スコアの差の最大許容距離であるCaliperは0.05に設定している¹⁵⁾。(ii)のKernel Matching法に関しては、重み付けに用いるカーネル関数としては中心から離れるとウェイトが急速に小さくなるEpanechnikov分布、マッチさせる対照群の観測値数を決定するBandwidthは0.01に設定している¹⁶⁾。

第三に、処置群については初めて女性役員が選任された処置年を除く前年と翌年、対照群についてはマッチング手法で選択された年とその

表6 傾向スコアの算定と Balance Check

パネルA：傾向スコア算定のための Probit モデルの推定結果				
	女性取締役初選任モデル		女性監査役初選任モデル	
	coefficient	z-statistic	coefficient	z-statistic
<i>Constant</i>	-5.75	-5.90***	-4.02	-3.94***
<i>BoardSize</i>	0.30	1.23	0.28	0.50
<i>LnMVE</i>	0.25	3.50***	0.14	1.81*
<i>Leverage</i>	0.90	1.63	1.19	2.01**
<i>Perform</i>	-2.02	-0.97	-1.11	-0.48
<i>Rating</i>	0.05	0.40	0.24	1.74*
<i>Mimick</i>	18.34	3.48***	0.74	0.24
<i>Year Dummies</i>	Included		Included	
<i>Pseudo R²</i>	0.148		0.107	
<i>N</i>	786		971	

パネルB：PSM 前後の共変量の Balance Check					
	マッチング前後	女性取締役初選任モデル		女性監査役初選任モデル	
		Difference	t-statistic	Difference	t-statistic
<i>BoardSize</i>	Matching 前	0.111	2.34**	0.040	1.54
	Nearest Neighbor 法	-0.013	-0.20	0.022	0.57
	Kernel Matching 法	0.002	0.02	-0.002	-0.04
<i>LnMVE</i>	Matching 前	0.714	4.00***	0.698	3.49***
	Nearest Neighbor 法	0.168	0.73	0.004	0.01
	Kernel Matching 法	0.052	0.23	-0.004	-0.02
<i>Leverage</i>	Matching 前	0.030	1.63	0.049	2.21**
	Nearest Neighbor 法	-0.030	-1.08	-0.002	-0.07
	Kernel Matching 法	-0.007	-0.24	0.003	0.08
<i>Perform</i>	Matching 前	-0.005	-0.90	0.000	0.02
	Nearest Neighbor 法	0.000	0.01	0.000	0.03
	Kernel Matching 法	-0.001	-0.13	0.000	0.03
<i>Rating</i>	Matching 前	0.081	0.91	0.262	2.44**
	Nearest Neighbor 法	0.114	0.93	0.094	0.59
	Kernel Matching 法	0.027	0.23	0.039	0.25
<i>Mimick</i>	Matching 前	0.007	3.85***	0.007	1.59
	Nearest Neighbor 法	0.001	0.29	-0.007	-1.06
	Kernel Matching 法	0.001	0.33	-0.002	-0.30

(注) 本表のパネルAは、傾向スコアを算定するための(4)式の Probit モデルの推定結果を載せている。パネルBは、PSM法を用いてマッチングを実施する前 (Matching 前) とマッチング後 (Nearest Neighbor 法と Kernel Matching 法) の処置群と対照群間の共変量の平均値差 (Difference の列で表示) および平均差検定の結果 (*t*-statistic の列で表示) を表している。変数の定義は表1を参照。*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意。

2年後の観測値を用いて、(i) *Spread* の DID による検証と、(ii) 共変量の影響をコントロールした以下の DID 回帰モデルの検証の2つを行っている。

$$\begin{aligned} Spread_{it} = & a_0 + a_1 Treat_{it} + a_2 After_{it} \\ & + a_3 Treat * After_{it} + a_4 BoardSize_{it} \\ & + a_5 LnMVE_{it} + a_6 Leverage_{it} \\ & + a_7 Duration_{it} + a_8 Bondage_{it} \\ & + a_9 Blockhold_{it} + a_{10} Volatility_{it} \\ & + a_{11} Perform_{it} + a_{12} Rating_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5) \end{aligned}$$

ただし、*Treat* は処置群なら1、対照群なら0の二値変数、*After* は処置年の翌年なら1、前年なら0の二値変数、*Treat*After* は *Treat* に *After* を乗じた交差項である。

表6パネルAは、傾向スコアを算定するための(4)式のProbitモデルの推定結果を示している。なお本節では、女性役員が初選任を、女性取締役が初選任されたケースと、女性監査役が初選任されたケースとに区別して分析を行っている。表6パネルBは、(4)式の共変量に関する処置群と対照群間の平均値の差 (Differenceの列で表示) を、PSM法を用いてマッチングを実施する前 (Matching前) とマッチング後 (Nearest Neighbor法とKernel Matching法) で示している。例えば、女性取締役初選任モデルに関する処置群と対照群間の *LnMVE* の平均値差は0.714で1%水準で有意 (t -statistic = 4.00) であるが、その平均値差はNearest Neighbor法を用いた場合は0.168, Kernel Matching法を用いた場合は0.052に縮小しており、ともに統計的に有意ではない (t -statistic = 0.73, 0.23)。パネルBの共変量のBalance Checkからは、女性取締役初選任モデルと女性監査役初選任モデルの両方において、マッチング後にはNearest Neighbor法とKernel Matching法のどちらを用いても、処置群と対照群の間で共変量に有意な差は観察されることがわかる。このことは、PSM法によるマッチングによって処置群と対照群の間のシステムティックな差異が除去されたことを示唆してい

る (Austin [2009])。

表7パネルAは、処置群とMatched対照群の女性役員初選任前後の *Spread* の変化をDID手法を用いて検証した結果を示している。女性取締役が初選任される前の処置群とNearest Neighbor法で選択した対照群の *Spread* は37.35と32.78であったのが、初選任後は、それぞれ40.02と40.93に変化しており、DIDは-5.48と負の値となっているが統計的には全く有意ではない (t -statistic = -0.83)。これは、Kernel Matching法で選択した対照群を用いた場合も同様で、DIDは-2.46と負の値となっているが統計的に有意ではない (t -statistic = -0.57)。さらに、女性監査役初選任前後のDID分析では、Nearest Neighbor法とKernel Matching法で選択した対照群を用いた場合で、それぞれDIDが5.40と8.94とむしろ増加している。次に、表7パネルBは、(5)式のDID回帰分析の推定結果であるが、共変量の影響をコントロールした後のDIDの効果を表す *Treat*After* の係数は、全ての場合に負の符号を取っているが、統計的にはいずれも有意ではない。

以上、表7のPSM法を用いたDID分析の結果からは、女性役員が初めて選任された企業の *Spread* は、対照群と比較して処置年の前後で低下しておらず、それは、共変量の影響をコントロールした場合にも同じであるといえる¹⁷⁾。

14) Francis *et al.* [2013], Tanaka [2014] および Luo *et al.* [2018] では、傾向スコア算定のための(4)式の共変量に業種ダミーを含めたモデルを用いている。そこで本稿においても、(4)式に *Industry Dummies* を加えたモデルを用いて傾向スコアを求めた場合の分析も行っている。結果は、表7パネルAに該当する、女性取締役初選任前後の *Spread* の変化を表すDIDの値 (t -statistic) がNearest Neighbor法で-6.39 (-0.75), Kernel Matching法で-2.32 (-0.40)、女性監査役初選任前後の *Spread* の変化を表すDIDの値 (t -statistic) がNearest Neighbor法で22.44 (1.63), Kernel Matching法で12.09 (1.08) といずれも有意な値ではなく、(4)式を用いた場合の結果と大きな差は見られなかった。ただし、本稿では、処置群と対照群の傾向スコアの分布がOverlapする必要があるというCommon Support基準 (詳細はGarrido *et al.* [2014] を参照) を課しており、対照群の傾向スコアの最小値を下回る、或いは最大値を上回る傾向スコアを有する処置群の観測値を除いている。そして、*Industry*

表7 PSM法を用いたDID分析の推定結果

	女性取締役初選任前後のSpreadの変化						女性監査役初選任前後のSpreadの変化					
	Nearest Neighbor 法			Kernel Matching 法			Nearest Neighbor 法			Kernel Matching 法		
	Before	After	DID	Before	After	DID	Before	After	DID	Before	After	DID
処置群	37.35	40.02	2.67	37.35	40.02	2.67	26.91	39.85	12.94	26.91	39.85	12.94
Matched 対照群	32.78	40.93	8.15	31.68	36.82	5.13	30.54	38.07	7.53	32.60	36.60	3.99
Difference	4.56	-0.91	-5.48	5.66	3.21	-2.46	-3.63	1.78	5.40	-5.69	3.25	8.94
t-statistic	0.55	-0.10	-0.83	0.72	0.48	-0.57	-0.93	0.14	0.45	-1.61	0.33	0.86

	女性取締役初選任前後のSpreadの変化						女性監査役初選任前後のSpreadの変化					
	Nearest Neighbor 法			Kernel Matching 法			Nearest Neighbor 法			Kernel Matching 法		
	coefficient	t-statistic	t-statistic	coefficient	t-statistic	t-statistic	coefficient	t-statistic	t-statistic	coefficient	t-statistic	t-statistic
Treat	8.33	1.06	1.60	9.94	1.60	1.60	-3.18	-0.48	-0.48	-9.03	-1.52	-1.52
After	8.70	1.12	1.49	9.14	1.49	1.49	9.41	1.41	1.41	3.46	0.57	0.57
Treat*After	-6.57	-0.61	-0.52	-4.36	-0.52	-0.52	-3.00	-0.32	-0.32	-1.45	-0.17	-0.17
Control Variables	Included			Included			Included			Included		
Adjusted R ²	0.178		0.213				0.287		0.332			
N	216		216				148		148			

(注) 本表は、女性役員と負債コストの因果関係を、PSM法を用いたDID分析で調査した結果を載せている。パネルA左列(右列)では、女性取締役(女性監査役)が初めて就任した企業年を処置群、女性取締役(女性監査役)が一度も採用されていない企業の全年度を対照群、処置年の前年を基準として、PSM法のNearest Neighbor法とKernel Matching法を用いてマッチングを行っている。処置群とMatched対照群の行はそれぞれ観測値54個(37個)の平均Spread、Differenceの行は両群の平均Spreadの差を示しており、BeforeとAfterの列はそれぞれ処置年の前年と翌年、DIDの列はAfterとBeforeの差を示しており、平均Spreadの差の値は太字にしている。パネルBは、(5)式のPSM法を用いたDID回帰モデルの推定結果を載せている。Treatは処置群なら1、対照群なら0の二値変数、Afterは処置年の翌年なら1、前年なら0の二値変数であり、他の変数の定義は表1を参照されたい。なおパネルBのt-statisticは、企業に関するOne-way cluster-robustの手法に基づく標準誤差から求められている。*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意。

Dummies を加えたモデルを用いた場合には、対照群の観測値数に比してマッチさせる共変量が多くなり過ぎるためか、女性取締役の初選任を処置群とした場合の観測値数が54個から48個に大きく減少してしまう。そこで本稿では、*Industry Dummies* を含まない(4)式を用いて傾向スコアを算定している。

- 15) 本研究では、処置群の個数と比べて対照群の個数が多く、また傾向スコアの分布も処置群と対照群で極端な差が見られないこともあり、マッチングが行い易い状況となっている。従って、Caliper を十分に小さくしてもマッチング企業が存在しており、本稿の結果は Caliper の大きさに対して頑健性がある (Caliper が0.003以上であるならば結果は同じであった)。
- 16) Bandwidth を0.01に設定しているということは、各マッチングにおいて対照群の観測値数の1%を使用するということを意味している。なお Bandwidth を0.01から0.10まで0.01ずつ増やすと DID 値は徐々に正に大きくなるが統計的に有意な差ではなく、本稿の結果は Bandwidth の大きさに対して頑健性がある。また、カーネル関数として Epanechnikov 分布と比べて裾の厚みの大きい正規分布を用いると、DID 値は正に大きくなる傾向が見られた。
- 17) 処置効果の発現に時間を要するケースに対処するために、(5)式の DID 回帰分析における処置年前後の検証期間を前後2年間と3年間に延長した分析も併せて行っているが、全ての場合において $Treat \cdot After$ の係数は有意ではなかった。

8. 追加分析

本節では、前節までの分析結果の頑健性を担保するために各種の追加分析を行っている。第一に、本稿では *Rating* の算定に際して、ムーディーズ (Moody's)、スタンダード・アンド・プアーズ (S&P)、日本格付研究所 (JCR)、格付投資情報センター (R&I) の4信用格付会社の公表する信用格付けを数値化したものの平均値を用いている。しかしながら、欧米系の格付会社 (Moody's と S&P) と比較して、日系の格付会社 (JCR と R&I) の格付けは甘いというレーティング・スプリットに関する問題が、先行研究で指摘されている (黒沢 [2007]; 根本 [2017])。そこで、表8パネルAでは、4社全ての格付けが利用可能であった296個の観測値について、各格付会社の格付け平均値を求めて比較している。パネルAからは、欧米系の Moody's と S&P の格付け平均値が5.79と5.88でほぼ同じであるのに対して、日系の JCR と

R&I は6.79と6.28と、欧米系2社と比較してかなり高くなっていることがわかる。そこで、追加分析では、この日系格付会社のバイアスを考慮して、JCR と R&I の格付けに対しては、それぞれ、1と0.5を差し引くという調整を行って *Adjusted-Rating* を計算し、本稿の全ての分析をやり直しているが、推定結果には殆ど影響がみられなかった。

第二に、本稿の DID 分析では、女性取締役および女性監査役が初めて選任された企業年を処置群としているが、これに加えて、女性取締役および女性監査役の人数が1人から2人に増えた企業年も処置群とみなした場合の分析も行っている (女性取締役と女性監査役の人数はともに最大で2人である)。その場合の PSM 法を用いた DID 分析の結果を、表8パネルBおよびパネルCに載せている。パネルBの女性取締役人数の増加に関しては、処置群とその Matched 対照群の *Spread* の差は処置年の前年から翌年にかけて減少してはいるものの (-5.24と-4.54)、全く有意ではない。一方、パネルCの女性監査役人数の増加に関しては、処置群とその Matched 対照群の *Spread* の差は処置年の前年から翌年にかけてむしろ増加している (9.54と9.21)。また表には載せていないが、(5)式の DID 回帰モデルの推定結果も全く有意ではなかった。

第三に、本稿のサンプルのように、処置年が処置群内の企業によって異なるセッティングでの DID 回帰モデルには、企業ダミー変数 (*Firm Dummies*) と年度ダミー変数 (*Year Dummies*) を含めた以下の Two-way 固定効果回帰モデルを用いるのが一般的である (Imbens and Wooldridge [2009]; O'Neill *et al.* [2016]; Fauver *et al.* [2017])¹⁸⁾。

$$\begin{aligned} Spread_{it} = & a_0 + a_1 FeYakuinDum_{it} \\ & + a_2 BoardSize_{it} + a_3 LnMVE_{it} \\ & + a_4 Leverage_{it} + a_5 Duration_{it} \\ & + a_6 Bondage_{it} + a_7 Blockhold_{it} \\ & + a_8 Volatility_{it} + a_9 Perform_{it} \\ & + a_{10} Rating_{it} + \gamma Firm Dummies_i \end{aligned}$$

パネルF：操作変数法を用いた場合の女性監査役比率モデル

	女性監査役比率		女性社外監査役比率		女性独立監査役比率	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
$\widehat{FeYakuin}$	-11.53	-0.18	-10.16	-0.14	-0.74	-0.01
Control Variables	Included		Included		Included	
Industry Dummies	Included		Included		Included	
Year Dummies	Included		Included		Included	
Adjusted R ²	0.436		0.436		0.440	
N	1,855		1,855		1,855	

(注) 本表のパネルAは、ムーディーズ (Moody's)、スタンダード・アンド・プアーズ (S&P)、日本格付研究所 (JCR)、格付投資情報センター (R&I) の4信用格付会社全ての格付けが利用可能であった296個の観測値について、各格付会社の格付け平均値を求めて比較している。パネルB (パネルC) では、女性取締役 (女性監査役) が初めて就任した企業年および女性取締役 (女性監査役) の人数が1人から2人に増えた企業年を処置群、女性取締役 (女性監査役) が一度も採用されていない企業の全年度を対照群、処置年の前年を基準としてPSM法のNearest Neighbor法とKernel Matching法を用いてマッチングを行っている。処置群とMatched対照群の行はそれぞれ観測値数63個 (38個) の平均Spread, Differenceの行は平均Spreadの差を示しており、BeforeとAfterの列はそれぞれ処置年の前年と翌年、DIDの列はAfterとBeforeの差を示しており、平均Spreadの差の値は太字にしている。パネルDは、 $FeYakuinDum$ として女性取締役ダミー ($FeDirDum$) と女性監査役ダミー ($FeAudDum$) を用いた場合の、(6)式のTwo-way固定効果回帰モデルの推定結果を載せている。パネルEは、Placeboテストとして、初めて女性監査役が選任された年 ($FeAudDum$ が0から1に変化した年) が実際よりも1年前、2年前、3年前であったと仮定した場合と、1年後、2年後、3年後であったと仮定した場合の(6)式の $FeAudDum$ の推定結果である。パネルFは、役員比率 ($FeYakuin$) に関する変数を操作変数であるMimickおよび他の共変量に回帰して得られる予測値 ($\widehat{FeYakuin}$) を用いて、(1)式 ($FeYakuinDum$ は除く) を推定した場合の結果を載せている。変数の定義は表1を参照。なおパネルD～Fのt-statisticは、企業に関するOne-way cluster-robustの手法に基づく標準誤差から求めている。*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意。

$$+\delta Year Dummies_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ただし、(6)式の $FeYakuinDum$ が女性役員の負債コストに与える因果効果を正しく捕捉するためには、処置年を除く前後の期間においては処置群と対照群のSpreadの平均的な動きは同じであるという、平行トレンド仮定 (parallel trend assumption) の成立が必要である (Clair and Cook [2015]; O'Neill et al. [2016]; Fauver et al. [2017])。そこでPlaceboテストとして、初めて女性役員が選任された年 ($FeYakuinDum$ が0から1に変化した年) が実際よりも1年前、2年前、3年前であったと仮定した場合と、1年後、2年後、3年後であったと仮定した場合に $FeYakuinDum$ の値を変化させた推定も行っている。

表8パネルDは、 $FeYakuinDum$ に女性取締役ダミー ($FeDirDum$) と女性監査役ダミー ($FeAudDum$) を用いた場合のTwo-way固定効果回帰モデルの推定結果を表している。 $FeDirDum$ と $FeAudDum$ の係数 (t-statistic)

は、それぞれ1.13 (0.27) と-15.78 (-2.48) で、 $FeDirDum$ は有意ではないが $FeAudDum$ は5%水準で有意となっている。そこで、(6)式の $FeYakuinDum$ に $FeAudDum$ を用いた場合について、Placeboテストを実施している。表8パネルEのPlaceboテストの結果は、初めて女性監査役が選任された年を実際よりも1～3年前のいずれに設定しても $FeAudDum$ の係数は-14～-16の間で全て5%水準で有意という、パネルDの推定結果とほぼ等しい結果が得られている。また、初めて女性監査役が選任された年を実際よりも1～3年後に設定した場合には、1年後に設定した場合についてだけ、 $FeAudDum$ の係数が-9.87で10%水準で有意となっている。

以上、表8パネルDのTwo-way固定効果回帰モデルの推定結果からは、女性監査役が選任されると負債コストが低下するという因果関係の存在が推察される。しかしながら、パネルEのPlaceboテストの結果は、そのDIDモデルの前提となっている処置群と対照群の間の平行

トレンド仮定が、少なくとも処置年の前の年度に関しては成り立っていないことを示しており、パネルDの推定結果には信頼性がないといえる。

第四に、本稿では女性役員変数を全てダミー変数として処理して分析を行っているが、それを連続変数として用いた場合の分析も行っている。最初に、(1)式の女性役員ダミーの代わりに、女性役員人数を役員会の人数で除した女性役員比率を用いて推定を行っている。結果は、女性取締役比率 ($FeDir$)、女性社外取締役比率 ($FeOutDir$)、女性独立取締役比率 ($FeIndDir$) の係数 (t 値) は、それぞれ、 -5.29 (-0.15)、 -46.90 (-1.18)、 -35.46 (-0.89) と全て有意でなかったが、女性監査役比率 ($FeAud$)、女性社外監査役比率 ($FeOutAud$)、女性独立監査役比率 ($FeIndAud$) の係数 (t 値) は、それぞれ、 -59.90 (-3.64)、 -64.51 (-3.45)、 -44.77 (-2.26) と全て 5% 以下の水準で有意に負であった。この結果は、女性役員ダミー変数を用いた表4の結果と非常に似ており、女性取締役比率と負債コストの間には相関がないが、女性監査役比率が高い企業はより低い負債コストを享受しているということを示唆している。ただし、女性役員比率変数を用いた場合にも、女性役員ダミー変数を用いた場合と同様に、企業文化の先進性のような観察不可能な交絡変数があり内生性の問題を引き起こしている可能性がある。そこで、相関分析で有意であった女性監査役比率について、*Mimick* を操作変数とする操作変数法を用いて内生性に対処した場合の結果をパネルFに載せている¹⁹⁾。結果は、内生性をコントロールすると、女性監査役比率 (\widehat{FeAud})、女性社外監査役比率 ($\widehat{FeOutAud}$)、女性独立監査役比率 ($\widehat{FeIndAud}$) の係数はいずれも有意ではなくなっており、女性監査役比率と負債コストとの間に関連性はないといえる。

18) (6)式では、観察不可能な説明変数は全て時不変 (time-invariant) であるという平行トレンドの仮定の下、その影響をコントロールするために企業ダミー変数が含まれており、年度ダミー変数は共通ショックをコントロ

ルするために含まれている。

19) 第6節では内生性の問題への対処法として Heckman の手法を用いているが、本節の分析では内生変数が連続変数であるため Heckman の手法を用いることができない。そこで本節では、内生変数が連続変数である場合でも利用可能な操作変数法を用いて内生性の問題に対処している。

9. おわりに

近年わが国では、政府が唱える「女性が輝く社会」の実現に向けた様々な取り組みが官民で実施されており、上場企業においても女性役員登用の動きが活発化している。この女性役員登用の趨勢は世界中でみられるものであり、それに伴って女性の有するリスク回避的かつ倫理的な特性に着目した研究が、会計・ファイナンス分野のジャーナルで多数掲載されるようになってきている。その中に女性取締役や重役の存在と負債コストとの関係を調査する研究があり、これらの研究では、女性取締役や重役のいる企業はいない企業よりも低い負債コストを享受しているという調査結果が報告されている。その一方で、著名な社会学者である Harvard Business School のロザベス・モス・カンター教授は、たとえ女性取締役が存在したとしても、それが紅一点であるような状況では女性が「トークン」として扱われてしまい、取締役会に実質的な変化をもたらさないというトークニズムの議論を展開している。そして、このトークンに関する一連の研究では、女性取締役が3人になって初めて取締役会の雰囲気や力学が一変するのだという、クリティカル・マス理論が主張されている。

ここでわが国における現状を見ると、わが国上場企業の女性役員比率は、近年増加傾向にあるとはいえ未だ先進諸国の中で際立って低い (2015年時点で日本2.8%、欧米諸国17.9%~38.7%)。これは本研究のサンプルについても同様で、本サンプルにおける女性役員比率は僅かに2.2%であり、女性役員がいる企業でもその9割以上が唯一の女性役員で、クリティカル・マスであると言われる3人以上の女性役員

がいる企業は存在していなかった。その意味では、わが国においては、女性役員の登用が単なるトークンとなっている可能性がある。

そこで本稿では、日本企業における女性役員の存在が負債コストに与える影響を、相関関係および DID 手法による因果関係など様々な観点から検証している。結果は、女性役員の登用と負債コストの間に有意な関係性は見出だせなかった。この結果は、わが国企業における女性役員の登用が負債コストの低減という実質的な便益にはつながっていないということの意味しており、わが国における女性役員の起用が未だトークンの段階である可能性を示唆するものといえる。

最後に、本稿の貢献と今後の課題について述べる。女性役員・重役と負債コストとの関係は多くの先行研究で検証されているが、これらの研究の主分析はいずれも Pooled 回帰モデルの推定であり、これは女性役員がいる企業がない企業よりも低い負債コストを享受しているかどうかという相関関係の検証には適しているが、女性役員の登用が負債コストの低下を引き起こすかどうかという因果関係の検証には必ずしも適していない²⁰⁾。女性役員登用と負債コストの因果関係を調査するには、女性役員登用前後の期間の負債コストの変化を DID 分析を用いて検証するのが直感的かつ明瞭な方法であると思われる。またこれはわが国の研究に特有の現象であるが、日本の負債コストに関する研究では新発債の発行時利回りを用いることが一般的である²¹⁾。しかしながら、新発債は毎年定期的に発行されるわけではないので、新発債の利回りをを用いた研究では DID 分析の手法を用いて因果関係を調査することは困難である。そこで本稿では、わが国の既発債の利回りデータから企業の負債コストを長期間の時系列で算定し、女性役員の登用と企業の負債コストとの因果関係を DID 分析の手法を用いて調査している。これが本稿の第一の貢献であるといえる。また本稿では、女性役員の登用が企業にもたらす経済的効果を負債コストに限定して調査しているが、本稿で示した各種の手法で因果関係を

調査する枠組みは、他の業績指標への影響を調査する際にも適用可能である。この因果関係の調査に関する基礎的枠組みを提示したことが、本稿の第二の貢献である。

なお今後の課題としては、本稿では女性役員の独立性については詳細に検証しているが、専門性については表2パネルEで女性役員の出自別分類を示すにとどまっている。今後は米国の先行研究同様、役員の職業的専門性が負債コストにもたらす影響について検証を行う必要がある(Anderson *et al.* [2004])。さらに、負債コストの測定についても課題が残されている。本稿では、負債コストとして社債利回りを用いているので、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。現に、表2パネルBのサンプルの市場別分類の結果は、本稿の観測値の実に99%が東証一部企業によって占められていることを示している。一方、負債コストに関する先行研究の中には、財務諸表内で開示されている支払利息を短期および長期負債の合計額で除することによって得られる比率を用いて、負債コストの代理変数としている研究が存在する(Kim *et al.* [2011]; Bliss and Gul [2012]; Usman *et al.* [2019])。この財務数値から負債コストを推定する方法を用いれば、負債コストの測定誤差は大きくなるが、サンプルを殆ど全ての上場企業に拡大できるので、偏りの少ない大規模サンプルを用いた分析が実施可能となる。今後は、これらの課題に取り組んで、研究を発展させていく必要がある。

20) Bradley and Chen [2015] はこれと同様の指摘を行い、取締役の独立性と負債コストの因果関係を DID 分析の手法を用いて検証している。なお、Pooled 回帰モデルを用いて DID 分析を実施することも可能ではあるが、その場合には処置企業の処置年前後の期間が適切に含まれている必要がある。

21) わが国の社債利回りをを用いる研究で、新発債ではなく既発債の利回りをを用いる研究は、筆者の知る限り、白須・米澤 [2008], Nakashima and Saito [2009], 高須 [2012] だけである。

＜参考文献＞

- 江川雅子 [2017], 「社外取締役の役割－取締役会改革, 女性社外取締役の現状分析－」『証券経済研究』第100号, 37-54頁。
- 黒沢義孝 [2007], 『格付け講義』, 文眞堂。
- 首藤昭信 [2010], 『日本企業の利益調整』, 中央経済社。
- 白須洋子・米澤康博 [2008], 「社債流通市場における社債スプレッド変動要因の実証分析」『現代ファイナンス』第24号, 101-127頁。
- 菅原佑香 [2019], 「内部昇進の女性役員が多い業種はどこか」『大和総研リサーチレポート』2019年1月28日。
- 須田一幸・山本達司・乙政正太 [2007], 『会計操作』, ダイアモンド社。
- 高桑幸一・加藤裕則 [2016], 『監査役 of 覚悟』, 同文館出版。
- 高須悠介 [2012], 「会計利益属性が社債スプレッドに与える影響」『経営財務研究』第32巻第1-2号, 55-76頁。
- 根本直子 [2017], 「金融市場における格付けの意義と課題」博士論文 (一橋大学)。
- 物江陽子 [2016 a], 「女性の活躍」に関する開示から見えるもの①」『大和総研リサーチレポート』2016年3月8日。
- 物江陽子 [2016 b], 「女性の活躍」に関する開示から見えるもの②」『大和総研リサーチレポート』2016年6月24日。
- Adams, R. B. and D. Ferreira [2007], “A Theory of Friendly Boards,” *The Journal of Finance* 62 (1), pp.217-250.
- Adams, R. B. and D. Ferreira [2009], “Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance,” *Journal of Financial Economics* 94 (2), pp.291-309.
- Anderson, R. C., S. A. Mansi, and D. M. Reeb [2003], “Founding Family Ownership and the Agency Cost of Debt,” *Journal of Financial Economics* 68 (2), pp.263-285.
- Anderson, R. C., S. A. Mansi, and D. M. Reeb [2004], “Board Characteristics, Accounting Report Integrity, and the Cost of Debt,” *Journal of Accounting and Economics* 37 (3), pp.315-342.
- Arch, E. C. [1993], “Risk-Taking: A Motivational Basis for Sex Differences,” *Psychological Reports* 73 (1), pp.3-11.
- Austin, P. C. [2009], “Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples,” *Statistics in Medicine* 28 (25), pp.3083-3107.
- Betz, M., L. O’Connell, and J. M. Shepard [1989], “Gender Differences in Proclivity for Unethical Behavior,” *Journal of Business Ethics* 8 (5), pp.321-324.
- Bhojraj, S. and P. Sengupta [2003], “Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields: The Role of Institutional Investors and Outside Directors,” *The Journal of Business* 76 (3), pp.455-475.
- Bliss, M. A. and F. A. Gul [2012], “Political Connection and Cost of Debt: Some Malaysian Evidence,” *Journal of Banking & Finance* 36 (5), pp.1520-1527.
- Bonaimé, A. A. [2015], “Mandatory Disclosure and Firm Behavior: Evidence from Share Repurchases,” *The Accounting Review* 90 (4), pp.1333-1362.
- Bradley, M. and D. Chen [2015], “Does Board Independence Reduce the Cost of Debt?” *Financial Management* 44 (1), pp.15-47.
- Clair, T. S. and T. D. Cook [2015], “Difference-in-Differences Methods in Public Finance,” *National Tax Journal* 68 (2), pp.319-338.
- Collins, D. [2000], “The Quest to Improve the Human Condition: The First 1500 Articles Published in Journal of Business Ethics,” *Journal of Business Ethics* 26 (1), pp.1-73.
- Croson, R. and U. Gneezy [2009], “Gender Differences in Preferences,” *Journal of Economic Literature* 47 (2), pp.1-27.
- Eckel, C. C. and P. J. Grossman [2008], “Men, Women and Risk Aversion: Experimental Evidence,” in Charles R. Plott, and Vernon L. Smith, eds.: *Handbook of Experimental Economics Results* (Elsevier), Chapter 113, pp.1061-1073.
- Egon Zehnder [2018], “Who’s Really on Board?” 2018 Global Board Diversity Tracker.
- Faccio, M., M. Marchica, and R. Mura [2016], “CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation,” *Journal of Corporate Finance* 39, pp.193-209.

- Fauver, L., M. Hung, X. Li, and A. G. Taboada [2017], "Board Reforms and Firm Value: Worldwide Evidence," *Journal of Financial Economics* 125 (1), pp.120-142.
- Ford, R. C. and W. D. Richardson [1994], "Ethical Decision Making: A Review of the Empirical Literature," *Journal of Business Ethics* 13 (3), pp.205-221.
- Francis, B., I. Hasan, J. C. Park, and Q. Wu [2015], "Gender Differences in Financial Reporting Decision Making: Evidence from Accounting Conservatism," *Contemporary Accounting Research* 32 (3), pp.1285-1318.
- Francis, B., I. Hasan, and Q. Wu [2013], "The Impact of CFO Gender on Bank Loan Contracting," *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 28 (1), pp.53-78.
- Garrido, M. M., A. S. Kelley, J. Paris, K. Roza, D. E. Meier, R. S. Morrison, and M. D. Aldridge [2014], "Methods for Constructing and Assessing Propensity Scores," *Health Services Research* 49 (5), pp.1701-1720.
- Granovetter, M. [1978], "Threshold Models of Collective Behavior," *American Journal of Sociology* 83 (6), pp.1420-1443.
- Gull, A. A., M. Nekhili, H. Nagati, and T. Chtioui [2018], "Beyond Gender Diversity: How Specific Attributes of Female Directors Affect Earnings Management," *The British Accounting Review* 50 (3), pp.255-274.
- Hillman, A. J. and T. Dalziel [2003], "Boards of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence Perspectives," *The Academy of Management Review* 28 (3), pp.383-396.
- Ho, S. S. M., A. Y. Li, K. Tam, and F. Zhang [2015], "CEO Gender, Ethical Leadership, and Accounting Conservatism," *Journal of Business Ethics* 127 (2), pp.351-370.
- Houweling, P., A. Mentink, and T. Vorst [2005], "Comparing Possible Proxies of Corporate Bond Liquidity," *Journal of Banking & Finance* 29 (6), pp.1331-1358.
- Huang, J. and D. J. Kisgen [2013], "Gender and Corporate Finance: Are Male Executives Overconfident Relative to Female Executives?" *Journal of Financial Economics* 108 (3), pp.822-839.
- Imbens, G. W. and J. M. Wooldridge [2009], "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation," *Journal of Economic Literature* 47 (1), pp.5-86.
- Jiang, J., K. R. Petroni, and I. Wang [2010], "CFOs and CEOs: Who have the most influence on earnings management?" *Journal of Financial Economics* 96 (3), pp.513-526.
- Joecks, J., K. Pull, and K. Vetter [2013], "Gender Diversity in the Boardroom and Firm Performance: What Exactly Constitutes a 'Critical Mass'?" *Journal of Business Ethics* 118 (1), pp.61-72.
- Kanter, R. M. [1977a], *Men and Women of the Corporation*, Basic Books, New York, NY.
- Kanter, R. M. [1977b], "Some Effects of Proportions on Group Life: Skewed Sex Ratios and Responses to Token Women," *American Journal of Sociology* 82 (5), pp.965-990.
- Kaplan, S., K. Pany, J. Samuels, and J. Zhang [2009], "An Examination of the Association between Gender and Reporting Intentions for Fraudulent Financial Reporting," *Journal of Business Ethics* 87 (1), pp.15-30.
- Kennedy, P. [1998], *A Guide to Econometrics, 4th ed.*, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi [2011], "Voluntary Audits and the Cost of Debt Capital for Privately Held Firms: Korean Evidence," *Contemporary Accounting Research* 28 (2), pp.585-615.
- Klock, M. S., S. A. Mansi, and W. F. Maxwell [2005], "Does Corporate Governance Matter to Bondholders?" *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40 (4), pp.693-719.
- Konrad, A. M., V. Kramer, and S. Erkut [2008], "Critical Mass: The Impact of Three or More Women on Corporate Boards," *Organizational Dynamics* 37 (2), pp.145-164.
- Krefting, L. A. [2002], "Re-Presenting Women Executives: Valorization and Devalorization in US Business Press," *Women in Management Review* 17 (3/4), pp.104-119.
- Lennox, C. S., J. R. Francis, and Z. Wang [2012], "Selection Models in Accounting Research," *The*

- Accounting Review* 87 (2), pp.589-616.
- Luo, J., Z. Huang, X. Li, and X. Lin [2018], "Are Women CEOs Valuable in Terms of Bank Loan Costs? Evidence from China," *Journal of Business Ethics* 153 (2), pp.337-355.
- Massa, M., Z. Rehman, and T. Vermaelen [2007], "Mimicking Repurchases," *Journal of Financial Economics* 84 (3), pp.624-666.
- Nakashima, K. and M. Saito [2009], "Credit Spreads on Corporate Bonds and the Macroeconomy in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 23 (3), pp.309-331.
- Ortiz-Molina, H. [2006], "Top Management Incentives and the Pricing of Corporate Public Debt," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41 (2), pp.317-340.
- O'Neill, S., N. Kreif, R. Grieve, M. Sutton, and J. S. Sekhon [2016], "Estimating Causal Effects: Considering Three Alternatives to Difference-in-Differences Estimation," *Health Services and Outcomes Research Methodology* 16 (1), pp.1-21.
- Pandey, R., P. K. Biswas, M. J. Ali, and M. Mansi [2020], "Female Directors on the Board and Cost of Debt: Evidence from Australia," *Accounting & Finance*, Forthcoming.
- Tanaka, T. [2014], "Gender Diversity in the Boards and the Pricing of Publicly Traded Corporate Debt: Evidence from Japan," *Applied Financial Economics* 24 (4), pp.247-258.
- Terjesen, S., R. Sealy, and V. Singh [2009], "Women Directors on Corporate Boards: A Review and Research Agenda," *Corporate Governance: An International Review* 17 (3), pp.320-337.
- Usman, M., M. U. Farooq, J. Zhang, M. A. M. Makki, and M. K. Khan [2019], "Female Directors and the Cost of Debt: Does Gender Diversity in the Boardroom Matter to Lenders?" *Managerial Auditing Journal* 34 (4), pp.374-392.

(投稿受付2020年8月6日,
最終受理日2020年12月14日)

Women in the Boardroom and Their Impact on the Cost of Debt

Koji Ota

Faculty of Business and Commerce, Kansai University

Mao Mukai

Faculty of Commerce, Kurume University

Abstract:

Previous studies have focused on the risk-averse characteristics of women and reported that the cost of debt for companies with female directors is lower than that for companies with only male directors. On the other hand, there is an argument that when the proportion of female directors in the boardroom is small, they remain as tokens and do not bring any substantial change to the board. This paper examines the effect of female directors in Japanese companies on the cost of debt based on correlation and causality. The results show there is no significant association between the appointment of female directors and the cost of debt. This may suggest that female directors in Japanese companies are still regarded as token women.

Keywords:

Female director, Cost of Debt, Difference-in-differences, Token