



| | |
|----|----------|
| ID | JJF00311 |
|----|----------|

| | |
|-----|--|
| 論文名 | 財務制限条項への抵触が企業の負債コストに及ぼす影響 |
| | Violation of financial covenant and costs of debts |
| 著者名 | 河内山拓磨 中村亮介 |
| | Takuma Kochiyama Ryosuke Nakamura |
| ページ | 2- |

| | |
|------|---------------------------|
| 雑誌名 | 経営財務研究 |
| | Japan Journal of Finance |
| 発行巻号 | 第37巻第1.2合併号 |
| | Vol.37 / No. 1.2. |
| 発行年月 | 2017年12月 |
| | Dec. 2017 |
| 発行者 | 日本経営財務研究学会 |
| | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792 |

財務制限条項への抵触が企業の負債コストに及ぼす影響*

河内山拓磨
(一橋大学)

中村 亮介
(筑波大学)

要 旨

本稿の目的は、債務契約に付される財務制限条項への抵触が借り手企業の負債コストに及ぼす影響について実証的に検討することにある。検証の結果、財務制限条項に抵触した企業は抵触翌期において借入金利率、特に短期借入金利率が比較的に高くなることが明らかとなった。

キーワード：財務制限条項、債務契約、負債コスト、資金調達

1 はじめに

本稿の目的は、企業の財務活動の観点から債務契約に付される財務制限条項の経済的役割を実証的に検討することにある。本稿では、実際に財務制限条項に抵触した企業に着目し、条項抵触という事象がその後の借り手企業の負債コスト（借入金利率）にどのような影響を及ぼすかについて検証する。

日本では、従来、社債に付されていた財務制限条項であるが、現在はローン契約とりわけ協調融資契約を中心に利用される傾向にあるとされる（岡東 2008；中村 2011）。とくに、シンジケート・ローン契約は原則として銀行取引約定書の適用対象外であり、無担保・無保証の契約も少なからずあることから、財務制限条項を付すことにより借り手企業を追加的に規律付ける、ならびに、貸出債権の安全性を確保する必要性がある。

しかし、この一方で、こうした財務制限条項が持つ経済的役割についてこれまで検証されることは少なかった。先行研究では財務制限条項が債権者の利益を保護すること、ならびに、株主、債権者そして

* 本稿の執筆にあたり多くの先生方からご指導を頂いた。日本会計研究学会第 75 回全国大会(2016 年)では司会の薄井彰先生(早稲田大学)をはじめ多くの参加者より貴重なアドバイスを、および、本誌の手嶋宣之編集委員長および 2 名の匿名レフェリーの方々からは建設的なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。また、本研究は日本学術振興会・科学研究費補助金：若手研究(B)(河内山・課題番号 16K17213、中村・課題番号 15K17156)の研究成果の一部である。もちろん、残るべき誤謬は筆者の責任である。

経営者間の利害対立を緩和することが論じられ (Myers 1977 ; Smith and Warner 1979) , 日本でも須田 (2000) , 岡東 (2008) や岡部 (2010) などにおいて財務制限条項の理論的検討および実態調査が行われてきた。しかし, これらの先行研究で議論されるように, 財務制限条項が実際に債権者保護に資するものであるかは未だ解明されていない実証的課題である。とりわけ, 日本では財務制限条項に抵触した場合であっても「期限の利益の喪失」¹が猶予されるケースが多く存在することが報告されており (岡東 2008 ; 中村 2011) , 抵触時に財務制限条項が果たす役割・意義については一定の見解が得られていない状況にある²。

そこで, 本稿では, 条項抵触は「期限の利益の喪失」という明示的な罰則³を伴わない一方でその後の企業行動を実質的に制限するものであると仮説立て, とくに条項抵触が借り手企業の負債コスト (借入金利率) に及ぼす影響について明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では先行研究のレビューを行い, 検証仮説を提示する。3 節ではリサーチデザインについて記述する。4 節では検証結果について述べ, 5 節では頑健性テストを行う。6 節では負債による資金調達行動に注目した追加分析を実施する。最後に, 7 節では分析結果を整理し結びとする。

2 先行研究および仮説構築

(1) 先行研究

先行研究では, 財務制限条項が株主 - 債権者間の利害対立を緩和しエージェンシー・コストを削減することが論じられるが (Jensen and Meckling 1976 ; Myers 1977) , その具体的な役割は状況に応じてコントロール権⁴を適切に債権者に配分することにあると言われている (Tan 2013) 。このコントロール権は特に条項抵触時に移転するが (Roberts and Sufi 2009a ; Wang 2013 ; Demerjian 2017) , 米国では債権者は抵触に際して資金の一括返済を求めるわけではなく (Gopalakrishnan and Parkash

1 財務制限条項に抵触した場合, 通常, 借り手企業に即時全額返済義務が発生するが, 日本ではこの義務を表現するのに「期限の利益を喪失する・失う」といった法律用語が用いられる。

2 米国においても, 条項抵触という事象を深刻な問題ではないとする見解 (Duke and Hunt 1990 ; Dichev and Skinner 2002) と, その影響は小さくないとする見解 (Nini et al. 2009 ; Roberts and Sufi 2009a ; 2009b) が存在している。なお, 後述するように, 日本では河内山 (2014) および河内山・中村 (2016) において, 条項抵触が企業の配分行動および投資行動に及ぼす影響がそれぞれ検討されているが, 他の側面は明らかにされていない状況にある。

3 本稿における「明示的な罰則」とは, 条項抵触時に借り手企業に発生する義務のうち, 債務契約上, 明記されていると考えられるものを意味する。日本では, 通常, 「期限の利益の喪失」が契約上, 明記されているとされる (岡東 2008 ; 中村・河内山 2015) 。

4 債権者による「コントロール」は, 必ずしも債権者が意思決定者としての経営者を交代させることなく, たとえば組織再編, 保守的な選択, あるいは, 特定のプロジェクトの中止を決定する権利を指す (Roberts and Sufi 2009a) 。

1995 ; Dichev and Skinner 2002), 再交渉を通じて債務者への契約上の制限を強めることで自らを保護することが多いとされる (Nini et al. 2012 ; Christensen et al. 2016)。すなわち, 債権者は条項抵触に伴い契約修正に係る手数料を課す, 利率を増加させる, あるいは, 借り手企業の投資を制限するなどの対応を取ることが報告されている。

この点について, Chava and Roberts (2008) や Nini et al. (2009 ; 2012) は米国企業を対象に財務制限条項と借り手企業の投資行動の関係性について検証し, 条項抵触がその後の投資を抑制することを示している。また, Beneish and Press (1993) や Nini et al. (2012) は抵触後に借り手の借入金利率が上昇する傾向にあることを明らかにしている。くわえて, Nini et al. (2012) は条項抵触によりその後の債務発行額が減少することを報告している。このように, 米国では条項抵触を契機に投資行動の抑制や負債コストの上昇などの形で借り手企業の行動を制限することが分かっている⁵。

他方, 日本においても, 中村・河内山 (2015) が条項抵触時の態様として期限の利益の喪失の「猶予」が最も多く, 「完済もしくは借り換え」を行ったケースはわずかであることを報告している。すなわち, 日本でも財務制限条項への抵触に際して資金の一括返還 (期限の利益の喪失) を求めない傾向にあることが推察される。

それでは, 日本でも抵触後に借り手企業の行動が制限されるのだろうか。河内山 (2014) は, 条項抵触に伴い日本企業は分配行動に消極的になることを発見し, 特に抵触後に企業は減配を実施する傾向にあることを報告している。また, 河内山・中村 (2016) は, 財務制限条項に抵触した企業はそうでない企業よりも純投資支出額を減少させる傾向にあることを明らかにしている。

これらの発見事項は, 条項抵触という事象がその後の企業行動を実質的に制限するものであることを示唆するが, その一方で借り手企業の資金調達活動に対する債権者のコミットメントについては明らかになっていない。とくに, 米国の先行研究で報告されている「条項抵触時の負債コストの上昇」が観察されるか否かは, 日本における財務制限条項が債権者へのコントロール権の移転を促すものであるか, また, 債権者の利益を保護するうえで有効なものであるかを検討するに際しての重要な論点の 1 つであると考えられる。

そこで, 本稿では, 条項抵触という事象が借り手企業の負債コスト, とりわけ借入金利率にどのような影響を及ぼすかを検討する。これによって, 日本において財務制限条項が果たす役割についてその一端を明らかにすることができるかと期待される。

(2) 仮説構築

前節で見てきたように, 条項抵触時における財務制限条項の役割としては借り手企業の投資抑制が指摘されてきた。すなわち, 株主は企業の財務体質が悪化するに従いリスク選好的となり過剰投資を好むようになるため, 債権者は財務制限条項によってこうした投資を抑制し自らを保護する必要性が生じる

5 なお, Kim et al. (2011) は, 財務制限条項による制約によって借り手の投資意思決定の柔軟性が制限される, もしくは, 収益性の高い投資プロジェクトを断念させることになり, これが間接的な負債コストであると述べている。

とされる (Jensen and Meckling 1976)。

これに関して、先述の河内山・中村 (2016) は、財務制限条項に抵触した企業はそうでない企業よりも投資支出額を減少させる傾向にあることを明らかにしている。とりわけ、固定資産売却収入を控除した純投資額が顕著に減少するという同研究の分析結果は、条項抵触に伴い外部資金の調達が困難となり、保有資産の売却を通じて運転資金・投資資金を確保する必要に迫られたものと推測することができる。ペッキング・オーダー理論で想定されるように外部の資金提供者との間に情報の非対称性が存在することを所与とすると、投資意思決定は負債コストをはじめとする外部資金調達コストの影響を受けると言える。換言すれば、抵触に伴う負債コストの増加が企業の投資行動を減退させている可能性があるだろう。

こうした条項抵触に伴う企業行動の抑制は、財務制限条項が果たす役割に関する不完備契約理論に基づく説明と軌を一にすると考えられる。従来、財務制限条項の担う役割はエージェンシー理論によって説明され、財務制限条項は債権者にとって不利となるような株主・経営者行動を事前に防ぐことにより、利害関係者間のエージェンシー・コストを削減することが論じられてきた (Smith and Warner 1979)。しかし、防ぐべきすべての将来事象を事前に契約に明記しておくことは困難であることから、将来の再交渉を前提とした契約を締結することが事前的に効率的となる。そのため、こうした不完備契約を前提とした場合、財務制限条項は契約当事者間の再交渉を設ける「引き金」としての役割を担うと説明される (Christensen et al. 2016)。

とりわけ、米国と比較して日本における財務制限条項は企業間での差異が小さく、純資産維持条項と利益維持条項の組み合わせがその典型であることが報告されてきた (河内山 2014; 中村・河内山 2015)。したがって、日本ではそもそも契約上明記される罰則の実施すなわち資金の一括返済を目的としていない可能性が指摘されるだろう。というのも、条項抵触に厳格な罰則が伴うのであれば、債権者と債務者の双方が納得のできる形で条項を「仕立てる」(tailor) 必要があるからである。むしろ、日本では債権者－債務者間の再交渉を前提としているため、契約締結時には画一的な条項をもって与信管理を行っている可能性が指摘される。そして、条項抵触時に実施される再交渉のなかで契約内容および事業計画の見直しが図られると推察できるだろう。

なお、実際に、本稿で調査した財務制限条項に関する情報のなかには、条項抵触時に生じる事象として借入金利子率の上昇について言及している企業がある。たとえば、エイベックス・グループ・ホールディングス株式会社の有価証券報告書 (2012 年 3 月期) の【事業等のリスク】では、「借入金の一部には財務制限条項が付加されており、この条項に抵触した場合には借入利率の上昇や期限の利益を喪失する等、当社グループの財政状態及び経営成績に影響を及ぼす可能性があります。」(17 頁)との記載がある。したがって、日本では条項抵触に伴うペナルティとして利子率の上昇が明記されているケースがあり⁶、これが文面通りに履行されるのであれば、条項抵触は負債コストの増加を招くと考えられる。

6 3 節(2)で議論するように、本稿では、eol データベースを利用し、「財務制限条項」および「コベナンツ」で検索される各企業の有価証券報告書を中心に財務制限条項に係る情報を収集している。その結果、2,636 社・年について財務制限条項の存在が確認された。このうち、抵触時に生じる事象として「借入金利子率の上昇」を明記しているケースは 110 社・年であった。

以上の議論から、債権者は条項抵触時の再交渉において借り手企業に対する利子率を増加させ、デフォルト・リスクの増加に見合う与信管理を実施しようと試みている可能性がある。その結果、これによって借り手企業の投資活動の抑制や事業の見直しを企図していると考えられる。以上より、本稿における検証仮説は以下となる。

仮説：財務制限条項への抵触はその後の負債コストに正の影響をもたらす。

3 リサーチデザイン

(1) 回帰モデル

上記仮説の検証にあたり、以下の企業固定効果モデルを用いた回帰分析を行う。表 1 は、検証で用いる変数をまとめたものである。

$$\begin{aligned} \text{Cost of Debt}_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Violate}_{i,t} + \alpha_2 \text{Covenant}_{i,t} + \alpha_3 \text{Size}_{i,t} + \alpha_4 \text{PBR}_{i,t} \\ & + \alpha_5 \text{Lev}_{i,t} + \alpha_6 \text{EBITDA}_{i,t} + \alpha_7 \text{PPE}_{i,t} + \alpha_8 \text{OCF_Vol}_{i,t} + \alpha_9 \text{Zscore}_{i,t} \\ & + \alpha_{10} \text{Current}_{i,t} + \alpha_{11} \text{LoanCon}_{i,t} + \alpha_{12} \text{Maturity}_{i,t+1} + \alpha_{13} \text{RFSP}_{i,t+1} \\ & + \alpha_{14} \text{RF}_{i,t+1}^S \text{ or } \text{RF}_{i,t+1}^L + \alpha_{15} \text{BSP}_{i,t+1}^S \text{ or } \text{BSP}_{i,t+1}^L \\ & + \alpha_i \text{Firm} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{Cost of Debt}_{i,t+1} \in \{ \text{IRS}_{i,t+1}, \text{IRL}_{i,t+1}, \text{IRWA}_{i,t+1} \}$$

本稿では、負債コスト（借入金利子率）を示す変数を 3 つ設定し、抵触ダミー（ $\text{Violate}_{i,t}$ ）をはじめとする独立変数に回帰させる。先行研究では、借入金利子率と LIBOR (London InterBank Offered Rate) のスプレッドが負債コストの代理変数として用いられるが (Bharath et al. 2008 ; Graham et al. 2008 ; Ge et al. 2012), 本稿では借入金利子率に及ぼす影響をより詳細に観察することを目的に、短期借入金利子率 ($\text{IRS}_{i,t+1}$)、長期借入金利子率 ($\text{IRL}_{i,t+1}$)、および、期末借入金残高の加重平均利子率 ($\text{IRWA}_{i,t+1}$) の 3 つを用いる⁷。本稿の検証仮説に従えば、条項抵触を示す $\text{Violate}_{i,t}$ の係数は正の値となることが予測される。

推定にあたっては、他の要因が負債コストに与える影響を考慮するため、Graham et al. (2008) および Nini et al. (2012) に基づきコントロール変数を設定する。第 1 に、条項抵触が持つ正味の影響を検出するために、条項の存在それ自体が及ぼす影響 ($\text{Covenant}_{i,t}$) をコントロールする。中村・河内山 (2013) では、借入金利子率と条項付与の間には正の関係性があることが報告されており、この影響を取り除く必要があるだろう。第 2 に、企業固有の財務的特性として、企業規模 ($\text{Size}_{i,t}$)、成長性 ($\text{PBR}_{i,t}$)、資本構成 ($\text{Lev}_{i,t}$)、収益性 ($\text{EBITDA}_{i,t}$)、担保資産 ($\text{PPE}_{i,t}$)、事業の不確実性 ($\text{OCF_Vol}_{i,t}$)、および、安全性 ($\text{Zscore}_{i,t}$, $\text{Current}_{i,t}$) をコントロールする。第 3 に、借入金固有の特徴として借入金集中度 ($\text{LoanCon}_{i,t}$) と借入金平均残存年数 ($\text{Maturity}_{i,t+1}$) を組み込む (これらの変数については Appendix を参照)。このうち、借入金集中度 ($\text{LoanCon}_{i,t}$) は当該企業の借入金構造を示すと同時に、借り手企業と融資機関との間の情報の非対称性の大小を示すものとも考えられる (Takasu 2012)。最後に、借入金利子率に影響を及ぼすマクロ経済的要因として国債の期間スプレッド ($\text{RFSP}_{i,t+1}$)、国債利回り ($\text{RF}_{i,t+1}^S$, $\text{RF}_{i,t+1}^L$)、および、社債信用スプレッド ($\text{BSP}_{i,t+1}^S$, $\text{BSP}_{i,t+1}^L$)⁸ を加える。なお、 $\text{Maturity}_{i,t+1}$ および

表 1 変数一覧

| 変数 | 定義 |
|-------------------|--|
| IRS_{it+1} | 短期借入金の平均利率（％，借入金明細表） |
| IRL_{it+1} | 長期借入金の平均利率（％，借入金明細表） |
| $IRWA_{it+1}$ | 期末借入金残高の加重平均利率（％）：（短期借入金利率×短期借入金残高）＋（1年内返済の長期借入金利率×1年内返済の長期借入金残高）＋（長期借入金利率×長期借入金残高）を借入金総額（短期借入金残高＋1年内返済の長期借入金残高＋長期借入金残高）で除したもの |
| $Violate_{it}$ | 財務制限条項に抵触している場合には1を、そうでない場合には0を取る二値変数 |
| $Covenant_{it}$ | 財務制限条項が確認される場合には1を、そうでない場合には0を取る二値変数 |
| $Size_{it}$ | 期末総資産の自然対数 |
| PBR_{it} | 期末株式時価総額÷期末純資産 |
| Lev_{it} | 期末有利子負債÷前期末総資産（有利子負債は、短期および長期借入金，社債，コマーシャルペーパー，リース債務の期末残高の合計額として定義） |
| $EBITDA_{it}$ | （営業利益＋減価償却費）÷前期末総資産 |
| PPE_{it} | 期末有形固定資産÷期末総資産 |
| OCF_Vol_{it} | 過去5年間における営業キャッシュ・フローの標準偏差 |
| $Zscore_{it}$ | 修正版Zスコア（Graham et al. 2008）：（1.2×運転資本＋1.4×利益剰余金＋3.3×営業利益＋0.999×売上高）÷期末総資産 |
| $Current_{it}$ | 期末流動資産÷期末流動負債 |
| $LoanCon_{it}$ | 各融資機関からの借入金額が借入金総額に占める割合の平方和（ハーシュマン・ハーフィング・インデックス）（Appendixを参照） |
| $Maturity_{it+1}$ | 借入金の期末加重平均残存年数（Appendixを参照） |
| $RFSP_{it+1}$ | 10年物国債利回りと2年物国債利回りのスプレッド（年月ベース，財務省・国債金利情報） |
| RF^S_{it+1} | 1年物国債利回り（年月ベース，財務省・国債金利情報） |
| RF^L_{it+1} | 10年物国債利回り（年月ベース，財務省・国債金利情報） |
| BSP^S_{it+1} | 残存年数1年以上2年未満のAAA社債利回り－BBB社債利回りの絶対値（年次ベース，3月末時点，日本格付研究所） |
| BSP^L_{it+1} | 残存年数3年以上4年未満のAAA社債利回り－BBB社債利回りの絶対値（年次ベース，3月末時点，日本格付研究所） |

- 7 Bharath et al.(2008)や Graham et al.(2008)などの借入金利率を扱った研究では、債務契約単位の借入金利率や借入期間を変数として用いている。しかし、日本では債務契約の具体的な内容に関するデータは利用可能性という点で少なからず制約があり、本稿では企業単位の平均利率を用いる。
- 8 本稿では、日本証券業協会の格付マトリクスから日本格付研究所(JCR)が公表している格付に基づいて算出している。格付マトリクスとは、社債の格付および残存年数ごとに複利利回り等のマトリクス表を格付機関別に作成したものであり、日本証券業協会が公表している。ここでは収録データの網羅性を考慮し、日本格付研究所のものを利用する。なお、国債の期間スプレッドおよび利回りは各企業の決算年月における値を用いるが、社債利回り等については一部データの欠損があるため各年3月末時点のものを利用する。

マクロ経済的要因に関する変数について、融資機関は与信判断を行うタイミングでこれらの要因を利子率に反映させると考えられるため、従属変数の計測時期とタイミングを合わせている。

また、上記(1)式における α_i は企業固定効果を示している。回帰モデルの特定にあたり F 検定および Hausman 検定を実施したところ、いずれの検定においても固定効果モデルを支持する結果が得られている。なお、マクロ経済的要因に関する変数 ($RFSP_{i,t+1}$, $RF_{i,t+1}^S$, $RF_{i,t+1}^L$, $BSP_{i,t+1}^S$, $BSP_{i,t+1}^L$) は年月ベースあるいは年次ベースの値であり、年次固定効果と同等の意味合いを持つと考えられるため、本稿では年次ダミーを組み込むことはしない。

(2) サンプルの抽出

本稿では、日本の上場企業を対象に以下の選定基準を満たす企業観察値をサンプルとする。なお、分析対象期間は 2004 年 1 月から 2013 年 12 月までの 10 年間であり、利用するデータは日本経済新聞社が提供する NEEDS-FinancialQUEST より取得している⁹。

- ① 日本の株式市場に上場している（上場廃止企業を含む）
- ② 日本基準に従い財務諸表を作成している
- ③ 決算月数が 12 ヶ月である
- ④ 非金融業（銀行、証券、保険以外）である
- ⑤ 分析に要するデータがすべて入手可能である
- ⑥ 有利子負債額が正の値である

このうち、⑥の要件は本稿の分析対象が財務制限条項と借入金利率の関係性にあることに由来する。すなわち、有利子負債を計上していない企業においてはそもそも財務制限条項が付与されているとは考えづらく、また借入金に係る負債コストも存在しない可能性が高い。そのため、こうした企業を本稿の検討対象から予め除くこととしている¹⁰。

分析にあたっては、財務制限条項に抵触した企業観察値を特定する必要がある。日本では、財務制限条項に係る情報は企業の自発的開示に委ねられている側面が強く、手作業によるデータ収集が必要不可欠となる。本稿では、プロネクサス社が提供する eol データベースを利用し、「財務制限条項」および「コベナンツ」で検索される各企業の有価証券報告書を中心に財務制限条項に係る情報を収集している（中村 2011；河内山 2014）。また、抵触企業の特定にあたっては、財務制限条項の存在が確認された企業

9 本稿では、財務制限条項に係る情報を手作業にて収集しているが、2003 年以前については当該情報が有価証券報告書において開示されることがほとんど確認されないため、2004 年を開始時点として情報収集を行っている。これに伴い、分析対象期間の開始時点を 2004 年 1 月としている。

10 なお、こうしたサンプル抽出要件は補足的である。本稿では借入金明細表および融資機関別借入金データを利用しているため、基本的には、借入金が存在しない企業に関するデータは⑤の要件で除かれることとなる。

表2 サンプル時系列分布

| | サンプル全体 | 条項付与企業 | 条項抵触企業 |
|------|--------|--------|--------|
| 2004 | 2,166 | 44 | 3 |
| 2005 | 2,167 | 91 | 3 |
| 2006 | 2,168 | 113 | 17 |
| 2007 | 2,186 | 155 | 19 |
| 2008 | 2,037 | 185 | 26 |
| 2009 | 2,007 | 259 | 63 |
| 2010 | 1,931 | 274 | 41 |
| 2011 | 1,880 | 269 | 25 |
| 2012 | 1,838 | 292 | 23 |
| 2013 | 1,828 | 294 | 17 |
| 全体 | 20,208 | 1,976 | 237 |

観察値のうち当該開示資料において条項抵触の事実を明記しているか否かに基づいて判断している¹¹。

上記手続きのもと抽出されたサンプルは、全体で 20,208 社・年である。このうち、財務制限条項の存在が確認された企業観察値(条項付与企業)は 1,976 社・年であり、財務制限条項に抵触した企業観察値(条項抵触企業)は 237 社・年であった¹²。表 2 は、本稿で利用するサンプルの時系列分布を示したものである。表 2 から、条項付与企業は年々増加傾向にあり、特に金融危機後の 2009 年において顕著に増加していることが分かる。同様に、条項抵触企業は 2009 年において最も多く(条項抵触企業の約 26%)、これは金融危機による影響があるものと推察される。また、サンプル全体に含まれる抵触企業観察値の割合は小さく(サンプル全体の約 1.17%、条項付与企業の約 11.99%)、セレクション・バイアス等の問題が存在する可能性がある。この点については、後節の頑健性テストで取り扱う。

なお、利用する財務データは連結財務諸表におけるものを利用し、連結財務諸表が利用可能でない

- 11 この判断基準のもとでは、抵触状態にある一方でこれを開示していない企業観察値が除かれる可能性がある。しかし、日本では債務契約に付されている財務制限条項を網羅的に開示していないケースが多く、実際の財務状況から抵触したか否かを正確に判断することが困難である。そのため、本稿では、抵触の事実を明記している企業観察値のみを「条項抵触企業」として定義している。また、中村(2012)では抵触後に上場廃止となった企業が存在することが報告されているが、本稿では翌期の借入金利率を従属変数として利用するため、抵触翌年度に上場廃止となった企業は分析対象から除かれている。
- 12 抵触企業観察値について、抵触した債務契約の種類および条項の内容が必ずしも包括的に開示されているわけではない。しかし、本稿の分析対象はローン契約にあるため、社債にのみ財務制限条項が付されており、かつ、これに抵触していることが確認された企業観察値(3 社・年)は分析サンプルから除外している。また、中村(2012)では条項抵触企業のうち翌年度も抵触状況にある企業の存在が報告されているが、本稿でも条項抵触企業のうち 48 社・年(条項抵触企業の 20.3%)が翌年度も抵触状況にあることが確認されている。日本では抵触した債務契約を特定することは困難であるため、本稿では、1 度目の抵触と翌年度の抵触とを分析上区別しないこととする。この点については、脚注 24 で検討する。

企業については個別財務諸表における会計数値を用いる。また、異常値の影響を排除すべく、二値変数およびマクロ経済的要因に関する変数を除く各変数については上下 1% の値を用いたウィンザライゼーションを行っている。

(3) 基本統計量

表 3 は記述統計量を示している。なお、従属変数 ($IRS_{i,t+1}$, $IRL_{i,t+1}$, $IRWA_{i,t+1}$) ごとにデータの利用可能性が異なるため、観察値数に差異が存在する¹³。 $Violate_{i,t}$ の平均値は財務制限条項に抵触した企業観察値の割合を示している。また、従属変数である借入金利子率に注目すると、いずれの変数についても平均値と中央値が 1.3% から 1.7% の間にあり、日本の上場企業の借入金利子率は平均して 1.5% 水準にあることが分かる。

表 3 記述統計量

| | N | Mean | St.Dev. | Min | Q1 | Median | Q3 | Max |
|--------------------|--------|--------|---------|--------|-------|--------|--------|--------|
| $IRS_{i,t+1}$ | 18,104 | 1.489 | 0.914 | 0.300 | 0.890 | 1.300 | 1.800 | 5.600 |
| $IRL_{i,t+1}$ | 20,179 | 1.742 | 0.700 | 0.470 | 1.300 | 1.660 | 2.070 | 5.100 |
| $IRWA_{i,t+1}$ | 20,208 | 1.617 | 0.664 | 0.459 | 1.174 | 1.523 | 1.931 | 4.621 |
| $Violate_{i,t}$ | 20,208 | 0.012 | 0.108 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| $Covenant_{i,t}$ | 20,208 | 0.098 | 0.297 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| $Size_{i,t}$ | 20,208 | 10.529 | 1.556 | 7.228 | 9.438 | 10.360 | 11.445 | 14.882 |
| $PBR_{i,t}$ | 20,208 | 1.342 | 1.355 | 0.230 | 0.610 | 0.929 | 1.527 | 9.379 |
| $Lev_{i,t}$ | 20,208 | 0.296 | 0.172 | 0.000 | 0.159 | 0.277 | 0.411 | 0.747 |
| $EBITDA_{i,t}$ | 20,208 | 0.081 | 0.064 | -0.112 | 0.044 | 0.072 | 0.110 | 0.332 |
| $PPE_{i,t}$ | 20,208 | 0.334 | 0.191 | 0.006 | 0.195 | 0.321 | 0.455 | 0.826 |
| $OCF_Vol_{i,t}$ | 20,208 | 0.053 | 0.062 | 0.006 | 0.021 | 0.035 | 0.058 | 0.437 |
| $Zscore_{i,t}$ | 20,208 | 1.769 | 0.753 | -0.354 | 1.314 | 1.719 | 2.153 | 4.198 |
| $Current_{i,t}$ | 20,208 | 1.464 | 0.823 | 0.319 | 0.977 | 1.282 | 1.729 | 6.216 |
| $LoanCon_{i,t}$ | 20,208 | 0.306 | 0.197 | 0.024 | 0.185 | 0.250 | 0.352 | 1.000 |
| $Maturity_{i,t+1}$ | 20,208 | 1.987 | 0.718 | 1.009 | 1.444 | 1.859 | 2.356 | 4.500 |
| $RFSP_{i,t+1}$ | 20,208 | 0.902 | 0.235 | 0.435 | 0.721 | 0.873 | 1.087 | 1.251 |
| $RF^S_{i,t+1}$ | 20,208 | 0.242 | 0.212 | 0.007 | 0.076 | 0.143 | 0.304 | 0.697 |
| $RF^L_{i,t+1}$ | 20,208 | 1.231 | 0.366 | 0.466 | 0.988 | 1.303 | 1.421 | 1.758 |
| $BSP^S_{i,t+1}$ | 20,208 | 1.827 | 1.965 | 0.288 | 0.386 | 0.654 | 2.518 | 6.733 |
| $BSP^L_{i,t+1}$ | 20,208 | 1.251 | 1.238 | 0.114 | 0.247 | 0.826 | 1.744 | 4.512 |

13 従属変数である借入金利子率は借入金等明細表からデータを取得している。短期借入金利子率、1 年内返済の長期借入金利子率、長期借入金利子率のすべてについてデータが収録されていない企業観察値はサンプル抽出の段階で除かれている。一方で、いずれかが収録されている場合には本稿の分析サンプルに含めている。これにより、従属変数ごとに観察値数の差異が生じている。

表 4 相関係数表

| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|----------------------------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| IRS _{it+1} | (1) | | 0.54 | 0.81 | 0.08 | 0.05 | -0.09 | 0.11 | 0.13 | -0.11 | -0.13 |
| IRL _{it+1} | (2) | 0.45 | | 0.81 | 0.08 | 0.05 | -0.11 | 0.08 | 0.22 | -0.15 | -0.03 |
| IRWA _{it+1} | (3) | 0.77 | 0.77 | | 0.09 | 0.08 | -0.08 | 0.12 | 0.26 | -0.11 | -0.02 |
| Violate _{it} | (4) | 0.08 | 0.08 | 0.10 | | 0.34 | -0.01 | 0.01 | 0.10 | -0.11 | 0.03 |
| Covenant _{it} | (5) | 0.05 | 0.05 | 0.08 | 0.34 | | 0.03 | -0.03 | 0.15 | -0.06 | 0.04 |
| Size _{it} | (6) | -0.05 | -0.09 | -0.07 | -0.02 | 0.02 | | -0.05 | 0.02 | 0.10 | 0.09 |
| PBR _{it} | (7) | 0.12 | 0.10 | 0.13 | 0.01 | -0.02 | -0.07 | | 0.16 | 0.36 | -0.07 |
| Lev _{it} | (8) | 0.09 | 0.16 | 0.23 | 0.11 | 0.15 | 0.02 | 0.18 | | -0.12 | 0.25 |
| EBITDA _{it} | (9) | -0.07 | -0.11 | -0.11 | -0.10 | -0.05 | 0.08 | 0.27 | -0.12 | | 0.16 |
| PPE _{it} | (10) | -0.12 | -0.03 | -0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.11 | -0.10 | 0.26 | 0.11 | |
| OCF_Vol _{it} | (11) | 0.16 | 0.13 | 0.17 | 0.04 | 0.05 | -0.24 | 0.27 | 0.17 | 0.05 | -0.35 |
| Zscore _{it} | (12) | -0.14 | -0.17 | -0.23 | -0.09 | -0.08 | -0.11 | -0.04 | -0.36 | 0.31 | -0.31 |
| Current _{it} | (13) | 0.07 | -0.04 | -0.03 | -0.04 | -0.04 | -0.09 | -0.06 | -0.40 | 0.05 | -0.47 |
| LoanCon _{it} | (14) | 0.11 | 0.12 | 0.10 | -0.01 | -0.03 | -0.21 | 0.06 | -0.23 | -0.01 | -0.11 |
| Maturity _{it+1} | (15) | -0.02 | -0.05 | 0.06 | -0.01 | 0.07 | 0.29 | 0.02 | 0.19 | 0.11 | 0.34 |
| RFSP _{it+1} | (16) | 0.02 | 0.15 | 0.09 | 0.01 | -0.09 | 0.01 | 0.01 | 0.06 | -0.05 | 0.05 |
| RF ^S _{it+1} | (17) | 0.23 | 0.20 | 0.23 | -0.02 | -0.08 | 0.00 | 0.21 | -0.04 | 0.08 | -0.05 |
| RF ^L _{it+1} | (18) | 0.16 | 0.23 | 0.22 | -0.02 | -0.13 | 0.02 | 0.18 | 0.02 | 0.03 | 0.00 |
| BSP ^S _{it+1} | (19) | 0.12 | 0.13 | 0.13 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | -0.07 | -0.03 | 0.03 | -0.02 |
| BSP ^L _{it+1} | (20) | 0.10 | 0.11 | 0.12 | 0.00 | -0.01 | 0.01 | -0.06 | -0.03 | 0.04 | -0.02 |

| | | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) | (17) | (18) | (19) | (20) |
|----------------------------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| IRS _{it+1} | (1) | 0.11 | -0.15 | 0.03 | 0.08 | -0.05 | 0.01 | 0.27 | 0.19 | 0.17 | 0.14 |
| IRL _{it+1} | (2) | 0.07 | -0.20 | -0.10 | 0.06 | -0.04 | 0.15 | 0.24 | 0.24 | 0.16 | 0.12 |
| IRWA _{it+1} | (3) | 0.07 | -0.24 | -0.08 | 0.05 | 0.10 | 0.09 | 0.27 | 0.22 | 0.17 | 0.13 |
| Violate _{it} | (4) | 0.04 | -0.09 | -0.05 | -0.01 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | -0.02 | 0.03 | 0.00 |
| Covenant _{it} | (5) | 0.06 | -0.09 | -0.05 | -0.03 | 0.08 | -0.08 | -0.06 | -0.13 | 0.03 | 0.00 |
| Size _{it} | (6) | -0.32 | -0.08 | -0.08 | -0.29 | 0.24 | 0.02 | 0.00 | 0.02 | 0.01 | 0.01 |
| PBR _{it} | (7) | 0.13 | 0.01 | -0.11 | -0.04 | 0.07 | -0.03 | 0.22 | 0.23 | -0.10 | -0.05 |
| Lev _{it} | (8) | 0.05 | -0.38 | -0.50 | -0.27 | 0.21 | 0.06 | -0.03 | 0.01 | -0.02 | -0.03 |
| EBITDA _{it} | (9) | -0.01 | 0.33 | 0.08 | -0.02 | 0.16 | -0.06 | 0.05 | 0.03 | 0.01 | 0.06 |
| PPE _{it} | (10) | -0.40 | -0.30 | -0.53 | -0.13 | 0.33 | 0.05 | -0.03 | 0.00 | -0.02 | -0.02 |
| OCF_Vol _{it} | (11) | | 0.13 | 0.22 | 0.13 | -0.18 | -0.05 | -0.02 | -0.06 | 0.01 | 0.00 |
| Zscore _{it} | (12) | 0.01 | | 0.22 | 0.09 | -0.17 | -0.05 | 0.02 | -0.02 | 0.06 | 0.07 |
| Current _{it} | (13) | 0.20 | 0.09 | | 0.21 | -0.11 | -0.07 | -0.03 | -0.07 | 0.00 | 0.00 |
| LoanCon _{it} | (14) | 0.11 | 0.03 | 0.23 | | -0.10 | -0.04 | -0.01 | -0.04 | 0.02 | 0.00 |
| Maturity _{it+1} | (15) | -0.10 | -0.18 | -0.07 | -0.03 | | -0.03 | -0.03 | -0.05 | -0.01 | -0.01 |
| RFSP _{it+1} | (16) | -0.02 | -0.04 | -0.07 | -0.03 | -0.04 | | -0.09 | 0.57 | -0.21 | -0.15 |
| RF ^S _{it+1} | (17) | 0.04 | 0.01 | -0.02 | -0.01 | -0.04 | -0.13 | | 0.61 | 0.41 | 0.29 |
| RF ^L _{it+1} | (18) | 0.01 | -0.03 | -0.06 | -0.03 | -0.06 | 0.68 | 0.60 | | -0.05 | 0.06 |
| BSP ^S _{it+1} | (19) | 0.03 | 0.06 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | -0.18 | 0.29 | 0.00 | | 0.79 |
| BSP ^L _{it+1} | (20) | 0.02 | 0.06 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | -0.08 | 0.26 | 0.08 | 0.94 | |

(注) 左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

表 4 は、変数間の相関係数を示している。表から、 $Violate_{i,t}$ と借入金利子率の相関係数はいずれも正の値を示し、仮説を支持する結果となっている（いずれも p 値 < 0.01 ）。同様の結果は、 $Covenant_{i,t}$ についても観察され、条項の存在それ自体が借入金利子率と正の関係性にあることが示されている。中村・河内山（2013）では借入金利子率と条項付与との間には正の関係が存在することが報告されており、これと整合的な結果となっている。なお、変数間の相関関係がもたらす多重共線性を確認するため VIF (Variance Inflation Factor) を計算したところ、すべての推定において一般に多重共線性が疑われる基準値である 10 を大きく下回っていた（最大で 2.00 未満）。したがって、回帰推定を実施するうえで変数間の相関関係が重大な問題となる可能性は大きくないと考えられる。

4 検証結果

(1) 単変量分析

多変量分析に先立ち、条項抵触企業を用いて条項抵触が借入金利子率の推移と関係するかを確認する。ここでは、Nini et al. (2012) にならい¹⁴、上述した 3 つの借入金利子率について抵触前 2 期から抵触後 2 期までの平均値と中央値を記述する。なお、抵触前後の各期においてはデータの欠落や上場廃止などに伴う観察値数の変化がある¹⁵。

表 5 は抵触期 (t 期) の前後 2 期間における各借入金利子率の平均値および中央値をまとめたものである¹⁶。表 5 から抵触前期より長期借入金利子率 ($IRL_{i,t}$) および加重平均利子率 ($IRWA_{i,t}$) は増加傾向にあることが分かる。また、本稿の分析対象である抵触翌期においてはすべての変数が増加していることが確認される。こうした負債コストの変化について抵触前後 2 期間における平均値と中央値の差を検定したところ、一部の検定を除いて、いずれの変数についても統計的に有意な差が観察されている。これらは本稿における検証仮説を支持するものと解釈できるだろう。

(2) 多変量分析

表 6 は、(1)式の推定結果を示している。なお、これ以降の回帰推定にあたっては残差の不均一分散や系列相関を考慮し、企業クラスターと年次クラスターについて補正された標準誤差を用いる (Petersen 2009)¹⁷。表 6 から、 $Violate_{i,t}$ の係数はすべての利子率変数に対して有意な正の値を示していることが

14 Nini et al. (2012) は、抵触前後 4 四半期で検証しているが、日本の財務制限条項は抵触の判定・開示を年次ごとに行うケースが多く、日本企業をサンプルとした場合は四半期での検証は適当ではない。そこで、ここでは抵触前後 2 期を分析対象としている。

15 表 5 における分析対象期間すべてについてデータが利用可能な連続サンプルを用いた場合でも同様の傾向および結果が観察されている。

16 表 5 では検討対象となるサンプル・サイズが小さいことから、異常値処理による影響を排除するため異常値処理前の値を用いている。

17 本稿では、太田 (2013) の議論に従い、固定効果モデルとクラスター頑健手法の併用を行っている。なお、クラスター頑健手法を用いない固定効果モデルを推定した場合、および、クラスター頑健手法を用いた pooled 回帰モデルを推定した場合においても同様の分析結果が観察されている。

表 5 単変量分析—時系列比較

| | | t-2 | t-1 | t | t+1 | t+2 | Before vs. After |
|-------------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|---------------------|
| IRS _i | Mean | 2.020 | 1.990 | 2.029 | 2.176 | 2.174 | -2.301** |
| | Median | 1.800 | 1.850 | 1.880 | 1.930 | 1.920 | -1.567 |
| | N | 217 | 225 | 226 | 217 | 188 | |
| IRL _i | Mean | 2.039 | 2.112 | 2.180 | 2.259 | 2.162 | -3.016*** |
| | Median | 1.995 | 2.040 | 2.100 | 2.160 | 2.100 | -2.601*** |
| | N | 230 | 231 | 237 | 234 | 199 | |
| IRWA _i | Mean | 2.028 | 2.066 | 2.157 | 2.263 | 2.209 | -3.782*** |
| | Median | 1.949 | 1.996 | 2.035 | 2.149 | 2.085 | -3.080*** |
| | N | 235 | 235 | 237 | 234 | 205 | |

(注) ***および**は、それぞれ1%および5%水準で有意であることを示す。表中の「Before vs. After」は、各変数について抵触前2期間と抵触後2期間の平均値 (Welch's *t*-Test) および中央値 (Mann-Whitney U Test) のそれぞれについて比較・検定したものである (*t*値および*z*値を表示)。

分かる。とりわけ、短期借入金利子率 (IRS_{i,t+1}) および加重平均利子率 (IRWA_{i,t+1}) に対しては1%水準で、長期借入金利子率 (IRL_{i,t+1}) に対しては5%水準で有意な値となっている。また、係数の大きさに注目すると、Violate_{it}の係数は各利子率変数に対してそれぞれ0.187 (IRS_{i,t+1})、0.122 (IRL_{i,t+1})、0.162 (IRWA_{i,t+1})となっていることが分かる。このことは、他の条件が等しい場合、条項抵触企業と非抵触企業の間には短期借入金利子率で0.187%、長期借入金利子率で0.122%、そして、加重平均利子率で0.162%の差異が存在することを意味している。表3の記述統計量から各利子率変数の平均値がそれぞれ1.49% (IRS_{i,t+1})、1.74% (IRL_{i,t+1})、1.62% (IRWA_{i,t+1})であることを踏まえると、条項抵触は平均して約10%前後の利子率増加をもたらすと解釈することができ、その経済的影響度も小さくないと考えられるだろう。以上のことは、他の要因をコントロールした場合であっても、条項抵触が利子率に正の影響をもたらすとする本稿の仮説を支持する結果となっている。

コントロール変数に注目すると、各変数の符号は概ね予測と一致していることが分かる。ただし、一般に借入金利子率と借入契約期間の間には正の関係性が存在すると考えられているため (Graham et al. 2008)、Maturity_{i,t+1}の係数については予測とは逆の結果となっている。しかし、本稿におけるMaturity_{i,t+1}は借入金残高の平均残存年数である。そのため、借入金利子率とは必ずしも一対一の関係にはなっておらず、むしろMaturity_{i,t+1}は金融機関が企業に対して長期の貸し付けを行うという判断に至ったという意味において企業の信用力の代理変数となっている可能性がある (Takasu 2012)。この場合には、Maturity_{i,t+1}の係数は負になると考えられる。とくに、従属変数がIRS_{i,t+1}のケースではMaturity_{i,t+1}の係数が有意ではなく、IRL_{i,t+1}のケースでは有意な負の値をとるという結果は、貸付期間が長期になるにつれ企業の信用力が負債コストを決めるうえでの重要な判断材料になり得ると考えられるため、この解釈と整合的である。

表 6 多変量分析—推定結果

| | Predict | (1) IRS _{it+1} | (2) IRL _{it+1} | (3) IRWA _{it+1} |
|----------------------------------|---------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| Violate _{it} | + | 0.187 [3.059]*** | 0.122 [2.422]** | 0.162 [2.879]*** |
| Covenant _{it} | ? | -0.009 [-0.228] | 0.023 [1.090] | 0.027 [1.240] |
| Size _{it} | - | -0.163 [-2.565]** | -0.086 [-1.969]** | -0.138 [-3.330]*** |
| PBR _{it} | - | 0.012 [0.688] | 0.007 [0.833] | 0.001 [0.139] |
| Lev _{it} | + | 0.326 [1.818]* | 0.426 [3.355]*** | 0.499 [3.646]*** |
| EBITDA _{it} | - | -0.338 [-1.705]* | -0.207 [-0.883] | -0.13 [-0.792] |
| PPE _{it} | - | -0.013 [-0.062] | 0.005 [0.041] | -0.072 [-0.665] |
| OCF_Vol _{it} | + | -0.338 [-0.809] | 0.241 [1.103] | -0.068 [-0.278] |
| Zscore _{it} | - | -0.143 [-3.156]*** | -0.048 [-1.405] | -0.092 [-3.138]*** |
| Current _{it} | - | -0.109 [-2.925]*** | -0.036 [-2.071]** | -0.05 [-2.387]** |
| LoanCon _{it} | + | 0.199 [1.983]** | 0.283 [4.754]*** | 0.239 [3.591]*** |
| Maturity _{it+1} | + | -0.011 [-0.661] | -0.092 [-5.025]*** | 0.001 [0.035] |
| RFSP _{it+1} | + | 0.149 [1.891]* | -0.015 [-0.089] | -0.238 [-1.397] |
| RF ^S _{it+1} | + | 0.910 [8.236]*** | | |
| RF ^L _{it+1} | + | | 0.394 [3.242]*** | 0.448 [3.687]*** |
| BSP ^S _{it+1} | + | 0.035 [4.280]*** | | |
| BSP ^L _{it+1} | + | | 0.059 [4.126]*** | 0.054 [3.773]*** |
| Firm FE | | YES | YES | YES |
| Adj.R ² | | 0.642 | 0.637 | 0.696 |
| N | | 18,104 | 20,179 | 20,208 |

(注) t 統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。変数はすべて表 1 にて定義されている。***, **および* はそれぞれ 1%, 5% および 10% 水準で有意であることを示す。

5 頑健性テスト

前節では、利用可能なすべての企業観察値を用いて条項抵触が借入金利子率に及ぼす影響について検証を行った。その結果、本稿における仮説を支持する結果が得られた。しかし、サンプルに占める条項抵触企業の割合は小さく、セレクション・バイアスの問題が指摘される。そこで、本節では、先に得られた分析結果の頑健性を確認するため、大きく 3 つの分析を行う。

第 1 に、条項付与企業をサブサンプルとした検証である。岡部・稲村 (2010) や中村・河内山 (2013) では、財務制限条項に係る情報を開示している企業はそうでない企業に比して収益性が低くまた負債比率が高いことが報告されており、条項の存在が確認できる企業観察値には既にバイアスが存在する可能性がある。

表 7 は、条項付与企業のみを用いた推定結果を示している。表 6 の結果と比較すると、その統計的有意性は低下することが確認されるが、 $Violate_{i,t}$ の係数はすべての従属変数に対して統計的に有意な正の値を示すことが分かる。とりわけ、短期借入金利子率および加重平均利子率を従属変数とする場合において、 $Violate_{i,t}$ の係数は 5% 水準で有意であり、先と整合的な結果となっている。

表 7 条項付与企業のみを用いた推定結果

| | Predict | $IRS_{i,t+1}$ | $IRL_{i,t+1}$ | $IRWA_{i,t+1}$ |
|-----------------|---------|--------------------|-------------------|--------------------|
| $Violate_{i,t}$ | + | 0.181 [2.181]** | 0.074 [1.664]* | 0.146 [2.452]** |
| Controls | | YES | YES | YES |
| Firm FE | | YES | YES | YES |
| Adj. R^2 | | 0.686 | 0.727 | 0.761 |
| N | | 1,774 | 1,975 | 1,976 |

(注) t 統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Peterson 2009)。Controls は(1)式におけるコントロール変数を意味する。変数はすべて表 1 にて定義されている。*および**は、それぞれ 5% および 10% 水準で有意であることを示す。

第 2 に、Heckman 型の 2 段階処置効果モデル (treatment effect model) を用いた分析を行う。具体的には、以下の(2)式を推定して得られる逆ミルズ比 (Inverse Mills Ratio : IMR) を(1)式に独立変数として組み込んだうえで、その推定を行うという手法である¹⁸。逆ミルズ比とはプロビット回帰推定から得られる期待確率に関する確率密度を累積分布で除したものであり、セレクション・バイアスが生じる程度を示す指標であるとされる。

$$\text{Prob}(Violate_{i,t}=1) = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t-1} + \beta_3 \Delta NA_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_t Year + \beta_k Industry + \eta_{i,t} \quad (2)$$

18 なお、Heckman 型の 2 段階推定には様々なタイプがあることが指摘されている。この点については、Guo and Fraser (2015) などに詳しい。

このうち、 $ROA_{i,t}$ ($ROA_{i,t-1}$) は「 t 期 ($t-1$ 期) 経常利益 \div $t-1$ 期末 ($t-2$ 期末) 総資産」, $\Delta NA_{i,t}$ は「前年度からの純資産変動額 \div 前期末総資産」, $Lev_{i,t}$ は表 1 において定義したもの, **Year** および **Industry** はそれぞれ年次ダミーと産業ダミー (日経産業中分類) である。

中村・河内山 (2013) および河内山 (2014) は、日本では財務制限条項として純資産維持条項および利益維持条項の 2 つが主に利用されることを示している。さらに、純資産維持条項については前年度 (あるいは契約締結時) の純資産額の 75% 以上を維持することを命じるケースが典型であるとされ、利益維持条項については経常利益につき 2 期連続で損失を計上しないことを求めるケースが最も多いことが報告されている。また、これらの条項に次いで有利子負債額に関する条項が頻繁に利用されることが明らかにされている¹⁹。これらの調査結果に基づき、本稿では、条項抵触の決定要因として上記 4 つの変数を(2)式に組み込んでいる。

表 8 は、2 段階処置効果モデルの推定結果を示している²⁰。(2)式を用いた 1 段階目の推定結果に注目すると、すべての変数について予測符号と一致した統計的に有意な係数が観察され、これらの変数が抵触か否かに影響を及ぼしていることが分かる。また、プロビット回帰モデルの判別精度を示す C 統計量は 0.913 であり、他の共変量が及ぼす影響が小さいことを示唆している。

2 段階目の推定結果に目を向けると、まず、 $IMR_{i,t}$ の係数は $IRL_{i,t+1}$ と $IRWA_{i,t+1}$ を従属変数とした場合に有意な値となっている。このことは、条項抵触企業であるか否かが長期借入金利率および加重平均利率に及ぼす影響についてセレクション・バイアスが生じていることを示唆している。他方、 $Violate_{i,t}$ の係数はいずれの従属変数に対しても有意な正の値となっていることが分かる。そのため、セレクション・バイアスによる影響を考慮した場合においても、条項抵触は負債コストに正の影響を及ぼすと解釈できるだろう。

最後に、傾向スコアを用いたマッチング分析である。傾向スコアとは観測可能な共変量を考慮した場合において処置群 (treatment group) に割り当てられる確率であり、複数の共変量が存在する場合のセレクション・バイアスや内生性の問題を解消するために提唱されたものである (Rosenbaum and Rubin 1983)。ここでは、上記の(2)式を用いて傾向スコアを算出し、「財務制限条項が付されていたのであれば、これに抵触したであろう」企業観察値を非抵触かつ非条項付与である企業群から抽出し比較対象とする。なお、(2)式の推定結果は表 8 における 1 段階目のものと同一であるため記載していない。

表 9 は、抵触企業とコントロール企業の比較結果 (平均値および中央値) を示している。ここでは、上記手続きのもと算出された傾向スコアをもとに最近傍マッチング (nearest neighbor matching) を行い、抵触企業観察値 1 社・年に対してコントロール企業観察値 1 社・年を割り当てている。比較分析にあたって、平均値については Paired t -Test を、中央値については Mann-Whitney U Test を実施

19 財務制限条項の詳細な内容については、岡東(2008)、河内山(2014)や中村・河内山(2015)などに詳しい。

20 プロビットモデルの推定において独立変数が 0 と 1 の二値であり、かつ、当該変数が従属変数と完全一致あるいは完全不一致する場合、当該変数とその観察値は推定上除外されてしまう。具体的には、条項抵触企業が存在しない産業が 7 つ存在するため、産業ダミーを用いることで当該産業に属する非抵触企業観察値(888 社・年)が除外されることとなっている。

表 8 Heckman 型の 2 段階処置効果モデル推定結果

| | Predict | 1st Stage: Eq(2) | 2nd Stage: Eq(1) with IMR | | |
|-----------------------|---------|-----------------------|---------------------------|----------------------|----------------------|
| | | Violate _{it} | IRS _{it+1} | IRL _{it+1} | IRWA _{it+1} |
| ROA _{it} | - | -3.362 [-3.68]*** | | | |
| ROA _{it-1} | - | -2.406 [-3.60]*** | | | |
| ΔNA _{it} | - | -4.691 [-7.48]*** | | | |
| Lev _{it} | + | 2.047 [10.20]*** | | | |
| Violate _{it} | + | | 0.193 [3.214]*** | 0.094 [2.060]** | 0.138 [2.760]*** |
| IMR _{it} | ? | | 0.019 [0.381] | -0.113 [-1.985]** | -0.100 [-1.765]* |
| Controls | | | YES | YES | YES |
| Year FE | | YES | | | |
| Industry FE | | YES | | | |
| Firm FE | | | YES | YES | YES |
| Pseudo R ² | | 0.283 | | | |
| C-statistics (AUC) | | 0.913 | | | |
| Adj. R ² | | | 0.697 | 0.698 | 0.746 |
| N | | 19,320 | 17,247 | 19,291 | 19,320 |

(注) 表中の2nd Stageにおけるt統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている(Petersen 2009)。IMR_{it}は1st Stageから計算される逆ミルズ比である。Controlsは(1)式におけるコントロール変数を意味する。変数はすべて表1にて定義されている。***, **および*は、それぞれ1%、5%および10%水準で有意であることを示す。

する。表 9 から、すべての借入金利率変数について抵触企業群はコントロール企業群よりも大きい値を示していることが分かる。この結果、一部検定において統計的有意性が低いものもあるが、すべての借入金利率について統計的に有意な差が検出されている²¹。

こうした単変量分析の結果が多変量分析においても観察されるかについて確認すべく、傾向スコアをもとにマッチングされた企業観察値をサブサンプルとして(1)式を推定する。表 10 はその推定結果を示

21 傾向スコアに基づくマッチング分析において、同一の企業観察値がコントロール・サンプルとして複数回割り当てられる可能性を考慮し、抵触企業観察値 1 社・年に対してコントロール企業観察値 3 社・年を割り当てる「1 対 3 マッチング」を行った場合でも同様の結果が観察されている。

表 9 傾向スコアに基づくマッチング分析—単変量比較

| | | IRS _{it+1} | IRL _{it+1} | IRWA _{it+1} |
|---------------------|---------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Violating Group | Mean | 2.150 | 2.239 | 2.237 |
| | Median | 1.950 | 2.160 | 2.146 |
| | N | 202 | 237 | 237 |
| Control Group | Mean | 1.936 | 1.964 | 1.955 |
| | Median | 1.605 | 1.840 | 1.780 |
| | N | 202 | 237 | 237 |
| Test of Differences | t-value | 1.926* | 4.560*** | 4.187*** |
| | z-value | 3.412*** | 4.678*** | 4.804*** |

(注) 表中の差の検定は、各変数について平均値 (Paired t-Test) および中央値 (Mann-Whitney U Test) のそれぞれについて比較・検定したものである (t値およびz値を表示)。***および**は、それぞれ 1%および10%水準で有意であることを示す。

表 10 傾向スコアに基づくマッチング分析—多変量分析

| | Predict | IRS _{it+1} | IRL _{it+1} | IRWA _{it+1} |
|-----------------------|---------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Violate _{it} | + | 0.401 [5.39]*** | 0.338 [5.45]*** | 0.377 [5.32]*** |
| Controls | | YES | YES | YES |
| Industry FE | | YES | YES | YES |
| Adj. R ² | | 0.432 | 0.337 | 0.426 |
| N | | 404 | 474 | 474 |

(注) t統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。Controlsは(1)式におけるコントロール変数を意味する。変数はすべて表 1 にて定義されている。***は、1%水準で有意であることを示す。

している²²。Violate_{it}の係数はいずれの従属変数に対しても有意な正の値となることが分かり、先の表 8 と整合的な結果が観察されている。

また、上記のセレクション・バイアスに関する頑健性に加えて、(1)式における従属変数を変化にした推定を行う。上記分析では先行研究にしたがい利率の「水準」に焦点を当ててきたが、そこでは厳密には条項抵触に伴い利率が「変化」したかを検証しているわけではない。そこで、頑健性チェックとして(1)式における従属変数を t 期から t+1 期までの変化に置き換え、同様の結果が得られるかを確認する。

表 11 は、その推定結果を示している²³。表中パネル A では利用可能なすべての観察値を用いた推定結果、パネル B では条項付与企業をサブサンプルとして用いた推定結果を表示している。表から、

22 表 10 の回帰推定にあたり企業固定効果の代わりに産業固定効果を含めている。これは、推定に用いるサンプル・サイズが小さく、同一企業の他期間における観察値が少ないためである。また、財務制限条項の存在を示す $Covenant_{it}$ が独立変数から除外されている。

23 従属変数を t 期から t+1 期までの変化にするにあたり、データの欠落から一部の企業観察値が推定上、除かれている。

表 11 従属変数を「変化」とした場合の推定結果

| Panel A: Full Sample using Changes in Interest Rates | | | | |
|--|---------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | Predict | $\Delta IRS_{i,t+1}$ | $\Delta IRL_{i,t+1}$ | $\Delta IRWA_{i,t+1}$ |
| Violate _{it} | + | 0.141 [2.601]*** | 0.071 [1.336] | 0.117 [2.632]*** |
| Controls | | YES | YES | YES |
| Firm FE | | YES | YES | YES |
| Adj. R ² | | 0.060 | 0.036 | 0.097 |
| N | | 17,634 | 19,666 | 20,192 |

| Panel B: Covenant Sample using Changes in Interest Rates | | | | |
|--|---------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | Predict | $\Delta IRS_{i,t+1}$ | $\Delta IRL_{i,t+1}$ | $\Delta IRWA_{i,t+1}$ |
| Violate _{it} | + | 0.180 [2.069]** | 0.018 [0.312] | 0.115 [2.183]** |
| Controls | | YES | YES | YES |
| Firm FE | | YES | YES | YES |
| Adj. R ² | | 0.045 | 0.079 | 0.149 |
| N | | 1,732 | 1,955 | 1,975 |

(注) t 統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。Controlsは(1)式におけるコントロール変数を意味する。変数はすべて表1にて定義されている。***および**は、それぞれ1%および5%水準で有意であることを示す。

Violate_{it} の係数は短期借入金利率 ($IRS_{i,t+1}$) および加重平均利率 ($IRWA_{i,t+1}$) を従属変数とした場合において有意な正の値となることが分かる。同様の結果は、条項付与企業のみを用いたパネル B から観察されている²⁴。

以上の分析結果をまとめると、表 12 のように整理することができる。なお、表では Violate_{it} の係数および差の検定結果について記述している。まず、短期借入金利率 ($IRS_{i,t+1}$) および加重平均利率 ($IRWA_{i,t+1}$) については一貫した分析結果が観察されることが分かる。このことは、セレクション・バイアスや従属変数の設定方法にかかわらず、条項抵触がこれらの借入金利率に対して正の影響を及ぼすことを示し、この意味において本稿における仮説は支持されたと考えることができるであろう。

他方、長期借入金利率 ($IRL_{i,t+1}$) について、Violate_{it} の係数は他の利率変数に比べて統計的有意性が低く、また、一部分析において一貫した結果が得られていない。これは、本稿で用いた長期借入金利率が債務契約ごとではなく、長期借入金全体に関するものであることに由来すると推察される。すなわち、長期借入金のなかには抵触以前に契約締結されたものが含まれるため、その利率が固定的である限り、抵触という事象が長期借入金利率に及ぼす影響は限定的となる可能性がある。

24 本文中の頑健性テストに加え、脚注 12 で指摘した点についても検討を行っている。すなわち、条項抵触企業のうち翌年度も継続して抵触状況にある観察値が 48 社・年あったが、これらの企業観察値を除き抵触初年度のみに注目した場合においても、表 6 と同様の結果が観察されている。

表 12 分析結果の要約－Violate_{i,t} の係数および 2 群間の差の有無

| | 全サンプルを用いた分析 表 6 | 条項付与企業を用いた分析 表 7 | Heckman型二段階推定 表 8 | 傾向スコアに基づく分析 表 9, 表 10 | 従属変数を変化とした場合 表 11 |
|----------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|
| IRS _{it+1} | 正の係数 (1%水準) | 正の係数 (5%水準) | 正の係数 (1%水準) | 2群間で有意差・ 正の係数 (1%水準) | 正の係数 (5%水準) |
| IRL _{it+1} | 正の係数 (5%水準) | 正の係数 (10%水準) | 正の係数 (5%水準) | 2群間で有意差・ 正の係数 (1%水準) | 正の係数 (非有意) |
| IRWA _{it+1} | 正の係数 (1%水準) | 正の係数 (5%水準) | 正の係数 (1%水準) | 2群間で有意差・ 正の係数 (1%水準) | 正の係数 (5%水準) |

6 追加分析

これまでの分析から、条項抵触は借入金利子率、特に短期借入金利子率に影響を及ぼすことが示された。しかし、Nini et al. (2012) で報告されているように、債権者は負債コストだけでなくその後の融資額を変化させることで与信管理を行う可能性も指摘される。とりわけ、条項抵触に伴い純投資額が減少するという河内山・中村 (2016) の発見事項は借り手企業にとって外部資金の調達が困難になることを示唆するものであり、負債コストだけでなく資金調達額を視野に入れた検討も必要になるだろう。そこで、追加分析として、ここでは条項抵触がその後の負債による資金調達額に影響を及ぼすかを検証する。

検証にあたっては、Nini et al. (2012) を参考に、前述の(1)式における従属変数を以下の 2 つの変数に置き換える。すなわち、純借入金調達額 (NetLoan_{i,t+1} : 短期借入金および長期借入金による収入からこれらによる支出を控除したもの)、および、純負債調達額 (NetDebt_{i,t+1} : 短期借入金、コマーシャルペーパー、長期借入金、社債による収入からこれらによる支出を控除したもの) である。これらの変数については、前期末総資産で除した値を用いる。もし条項抵触がその後の負債による外部資金の調達が困難にするのであれば、Violate_{i,t} の係数は負になることが予測される。

表 13 は推定結果を示している²⁵。(1)列および(2)列はすべての企業観察値を用いた場合、(3)列および(4)列は条項付与企業群をサブサンプルとして用いた場合、そして、(5)列および(6)列は先に計算した逆ミルズ比を組み込んだ場合の推定結果を表示している。表から、まず、Violate_{i,t} の係数はいずれも負の値を示していることが分かる。とくに、純負債調達額 (NetDebt_{i,t+1}) に対しては、先の検証結果 (表 6) に比して統計的有意性が低いが一貫して有意な負の係数となっている。他方、純借入金調達額 (NetLoan_{i,t+1}) に対しては統計的に有意な係数が観察される場合とそうでない場合とがある。

また、上記の追加分析について、5 節と同様の傾向スコアに基づくマッチング分析を行う。すなわち、

25 なお、ここではマクロ経済的要因として国債利回りおよび社債信用スプレッドの双方について長期のものを使用している (RF^L_{i,t+1} および BSP^L_{i,t+1})。これらを短期のもの (RF^S_{i,t+1} および BSP^S_{i,t+1}) に変更した場合でも同様の結果が観察されている。

表 13 追加分析—推定結果

| | Full Sample | | Covenant Sample | | Full Sample with IMR _{it} | |
|----------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | NetLoan _{it+1} | NetDebt _{it+1} | NetLoan _{it+1} | NetDebt _{it+1} | NetLoan _{it+1} | NetDebt _{it+1} |
| Violate _{it} | -0.012 [-1.561] | -0.017 [-2.153]** | -0.019 [-1.706]* | -0.018 [-1.843]* | -0.011 [-1.413] | -0.015 [-1.882]* |
| Covenant _{it} | -0.005 [-1.653] | -0.007 [-1.915]* | | | -0.004 [-1.363] | -0.006 [-1.678]* |
| Size _{it} | -0.030 [-3.274]*** | -0.032 [-3.301]*** | -0.024 [-1.570] | -0.037 [-2.306]** | -0.029 [-3.413]*** | -0.032 [-3.538]*** |
| PBR _{it} | 0.004 [2.961]*** | 0.006 [3.896]*** | 0.008 [2.089]** | 0.008 [2.006]** | 0.003 [2.626]** | 0.005 [3.283]** |
| Lev _{it} | -0.315 [-8.340]*** | -0.341 [-8.274]*** | -0.445 [-8.502]*** | -0.475 [-8.398]*** | -0.302 [-7.901]*** | -0.319 [-7.602]*** |
| EBITDA _{it} | 0.093 [3.174]*** | 0.112 [3.307]*** | 0.029 [0.491] | 0.047 [0.718] | 0.042 [1.329] | 0.031 [0.848] |
| PPE _{it} | 0.032 [1.161] | 0.042 [1.469] | 0.049 [0.676] | 0.092 [1.429] | 0.041 [1.420] | 0.053 [1.767]* |
| OCF_Vol _{it} | 0.013 [0.336] | 0.011 [0.260] | 0.006 [0.069] | -0.059 [-0.602] | 0.001 [0.040] | -0.003 [-0.059] |
| Zscore _{it} | 0.007 [1.943]* | 0.010 [2.202]** | 0.014 [1.334] | 0.015 [1.453] | 0.009 [2.259]** | 0.012 [2.661]*** |
| Current _{it} | 0.002 [0.752] | 0.004 [1.260] | 0.009 [1.211] | 0.016 [2.505]** | 0.002 [0.696] | 0.003 [1.145] |
| LoanCon _{it} | -0.001 [-0.223] | -0.010 [-1.498] | -0.021 [-0.603] | -0.044 [-1.273] | -0.001 [-0.207] | -0.010 [-1.386] |
| Maturity _{it+1} | 0.016 [9.092]*** | 0.015 [9.229]*** | 0.018 [2.815]*** | 0.016 [2.236]** | 0.016 [8.806]*** | 0.015 [8.851]*** |
| RFSP _{it+1} | -0.004 [-0.656] | 0.001 [0.093] | 0.014 [0.704] | 0.007 [0.388] | -0.005 [-0.941] | -0.001 [-0.107] |
| RF ^L _{it+1} | 0.006 [1.364] | 0.005 [1.252] | 0.019 [1.096] | 0.021 [1.318] | 0.004 [0.880] | 0.003 [0.529] |
| BSP ^L _{it+1} | 0.003 [4.425]*** | 0.002 [2.528]** | 0.005 [3.392]*** | 0.006 [4.461]*** | 0.004 [5.711]*** | 0.003 [4.037]** |
| IMR _{it} | | | | | 0.006 [2.889]*** | 0.009 [4.920]*** |
| Firm FE | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| Adj.R ² | 0.366 | 0.394 | 0.545 | 0.583 | 0.368 | 0.397 |
| N | 20,208 | 20,208 | 1,976 | 1,976 | 19,320 | 19,320 |

(注) *t*統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。従属変数であるNetLoan_{it+1}およびNetDebt_{it+1}は、それぞれ借入金による純収支および有利子負債による純収支を前期末総資産で除した値である。他の変数は表 1 にて定義されている。***、**および*は、それぞれ 1%、5%および10%水準で有意であることを示す。

表 14 追加分析—傾向スコアに基づくマッチング・サンプル

| Panel A: Univariate Tests | | | |
|---------------------------|---------|--------------------------|--------------------------|
| | | NetLoan _{i,t+1} | NetDebt _{i,t+1} |
| Violating Group (N = 237) | Mean | -0.044 | -0.051 |
| | Median | -0.034 | -0.041 |
| Control Group (N = 237) | Mean | -0.028 | -0.032 |
| | Median | -0.024 | -0.029 |
| Test of Differences | t-value | -2.153** | -2.610*** |
| | z-value | -1.900* | -2.070** |

| Panel B: Multivariate Tests | | | |
|-----------------------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|
| | | NetLoan _{i,t+1} | NetDebt _{i,t+1} |
| | Violate _{it} | -0.022 | -0.026 |
| | | [-2.62]** | [-3.10]** |
| | Controls | YES | YES |
| | Industry FE | YES | YES |
| | Adj. R ² | 0.306 | 0.322 |
| | N | 474 | 474 |

(注) Panel Aでは、各変数について平均値 (Paired t-Test) および中央値 (Mann-Whitney U Test) に関する差の検定結果を示している (t値およびz値を表示)。Panel Bの統計量の算出にあたっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。NetLoan_{i,t+1}およびNetDebt_{i,t+1}は、それぞれ借入金による純収支および有利子負債による純収支を前期末総資産で除した値である。Controlsは(1)式におけるコントロール変数を意味する。他の変数は表 1 にて定義されている。***, **および*は、それぞれ 1%, 5%および10%水準で有意であることを示す。

先にマッチングされた抵触企業群とコントロール企業群を利用し、両群間で負債による資金調達行動に差があるか、また、表 13 と同様の回帰推定の結果が得られるかを検討する。

表 14 は、抵触企業群とコントロール企業群の比較結果 (パネル A) およびマッチングされた企業観察値を用いた多変量分析の結果 (パネル B) を示している²⁶。表のパネル A からは、まず、両群について純借入金調達額 (NetLoan_{i,t+1}) および純負債調達額 (NetDebt_{i,t+1}) の平均値および中央値が負であることが確認される。このことは資金調達に伴うキャッシュ・イン・フローよりも債務返済に伴うキャッシュ・アウト・フローの方が大きいことを意味し、条項に抵触するような財務困窮度の高い企業では資金繰りが逼迫している可能性があることが推察される。また、両群の比較結果に注目すると、抵触企業群はコントロール企業群に比していずれも低い値を示し、有意な差が検出されている。したがって、条項抵触は負債による資金調達活動を比較的減退させると言えるだろう。

次に、多変量回帰推定の結果を示すパネル B に目を向けると、Violate_{it} の係数はいずれも負の値であり、1%水準で有意であることが分かる。このことは、条項抵触が借入金による資金調達にも影響

26 表 10 と同様に、表 14 の回帰推定にあたっては企業固定効果の代わりに産業固定効果を含めている。これは推定に用いるサンプル・サイズが小さく、同一企業の他期間における観察値が少ないためである。また、財務制限条項の存在を示す Covenant_{it} が独立変数から除外されている。

を及ぼす可能性がないわけではないことを示していると言える²⁷。

以上の追加分析の結果をまとめると、統計的有意性に差こそあるものの、条項抵触はその後の負債による資金調達活動を制限する側面があると言えるだろう。とりわけ、借入金というよりは特に有利子負債全般として外部資金の調達が困難になることが示唆される。こうした分析結果の解釈のひとつとして、メインバンクによる救済が挙げられる。すなわち、日本ではメインバンク制度のもと企業の財政状態が悪化した場合に債権者にコントロール権が移転するとされるが(青木 1996)、その際にメインバンクが救済者となっている可能性が高く、財務困窮企業に追加融資あるいは借り換えを認める可能性が指摘される(Peek and Rosengren 2005)。したがって、条項に抵触するような財務困窮度の高い企業に対して、債権者は必ずしも貸付金による融資を即刻ストップするのではなく、利子率等の契約内容を見直したうえで借り換えを認めている可能性があるだろう。一方で、メインバンクの管理下において企業は他の資金調達方法が限定される、あるいは、条項抵触というバッドニュースが金融機関間で共有され追加資金の調達が困難になると推察される²⁸。

したがって、本稿における発見事項を総じて勘案すると、条項抵触には借入金利子率の増加という罰則が伴うと考えられる一方、こうした負債コストの増加がその後の借入金による資金調達に及ぼす影響は限定的であると結論付けられる。ただし、有利子負債全般に関して言えば、条項抵触はその後の外部資金の調達が困難にさせると言えるだろう。

7 結論と残された課題

本稿の目的は、債務契約に付される財務制限条項への抵触が企業の負債コストに及ぼす影響について実証的に検討することにあった。分析の結果、財務制限条項に抵触した企業は、抵触翌期において借入金利子率が比較的に高い水準にあることが判明した。とくに、条項抵触は企業の短期借入金利子率を上昇させる傾向にあった。また、負債による資金調達額に注目した追加分析からは、条項抵触後に有利子負債による資金調達活動が減退することが観察された。

以上の発見事項は、日本では抵触時に明示的な罰則が科せられることが少ないとされる一方で、条項抵触が借り手企業の負債コストに正の影響を与えていることを意味している。とりわけ、河内山・中村(2016)の検証結果とあわせて考察すると、借り手企業は条項抵触に伴い借入金利子率が上昇する、あるいは、他の外部資金の調達が困難となることで投資水準が低下し、保有資産の売却という手段をもって運転資金・投資資金を確保し始める可能性があるとして解釈できるだろう。本稿における追加分析の結果

27 なお、先の負債コストに関する分析からは短期借入金利子率と長期借入金利子率とで若干異なる結果が観察された。そこで、資金調達行動においても短期借入金と長期借入金とで異なる結果が得られるかを確認するため、(1)式における従属変数を純短期借入金調達額(短期借入金による収入からこれによる支出を控除した額)と純長期借入金調達額(長期借入金による収入からこれによる支出を控除した額)に置き換えた推定を行っている。その結果、表 13 と同様に、 $Violate_{it}$ の係数はいずれの場合においても負の値となる一方で統計的に有意なものではないことが確認されている。

28 ただし、日本では抵触を機に財務制限条項を見直し、これを厳格化する(例えば、条項数を増やす、抵触基準を厳しくする)ことは稀である(中村・河内山 2015)。したがって、メインバンクによる資金調達方法の制限があったとしても、これはあくまで黙示的に行われるものと推察される。

はこの解釈を支持するものである。

本稿の発見事項は大きく 3 つの貢献を持つと考えられる。第 1 に、財務制限条項がもたらす経済的影響について経験的証拠を提示したことである。データの利用可能性などの問題から、日本では財務制限条項が果たす役割について経験的証拠の蓄積が十分とは言い難い状況にあった。また、中村・河内山 (2015) では、日本では財務制限条項に「型」が存在し、企業ごとに差異が観察されない傾向にあることを明らかにしたうえで、こうした条項の経済的な意義について疑問を呈している。これらの議論に対し、本稿の分析結果は、条項抵触が債務契約を見直す契機となるという意味において、日本における財務制限条項は債権者へのコントロール権の移転を促すものであることを示唆している。

第 2 に、利益調整研究への示唆である。Watts and Zimmerman (1986) で提示された実証的会計理論によれば、財務制限条項の存在は経営者による利益調整のインセンティブとなる。この議論のもとでは条項抵触には経営者が忌避する罰則が備わっていることが前提となっているが、日本ではこうした前提が成立し得るかについて検討されることは少なかった。本稿の分析結果は、条項抵触後に負債コストが高まるという資金調達上の制約があることを示唆し、財務制限条項の存在が借り手企業にとって利益調整のインセンティブとなり得ることを示すものであると言えるだろう。

最後に、債務契約の実務に対する示唆である。日本の財務制限条項が米国と比較して画一的なものであることを所与とすると、本稿の分析結果は、米国のように仕立てられた財務制限条項でなくとも、債権者が再交渉の場を設けコントロール権を確保するのに事足りることを示しているだろう。こうした契約のあり方が真に効率的であるかは条項の設定方法ならびに条項抵触のタイミングに依存する側面があるが、日本のような比較的シンプルな財務制限条項でもコントロール権の確保という意味において一定の意義を持つものと考えられる。

ただし、本稿の分析にも限界があり、残された課題が存在する。第 1 に、サンプル選択についてである。本稿は有価証券報告書に記載される財務制限条項に係る情報を分析対象としているが、日本ではこうした情報は企業の自発的開示に委ねられている側面が強く、「開示」と「実態」とを明確に峻別することが困難な状況にある。そのため、分析結果にサンプル・バイアスが存在する可能性があり²⁹、この意味において本稿の分析結果は慎重に解釈されなければならない。第 2 に、追加分析の結果についてである。本稿では条項抵触が借入金による資金調達に及ぼす影響は限定的である理由をメインバンク制度に求めたが、こうした解釈はひとつの可能性に過ぎないことに注意する必要があるだろう。とりわけ、日本独自の商慣行として知られるメインバンク制度と財務制限条項の相互関係を整理したうえで、財務制限条項が果たす役割をメインバンク制度との対比から検討していく必要があるだろう。最後に、本稿は負債コストの観点から分析を行ったが、他の側面については検討しきれていない。とくに、抵触前後で会計

29 2002 年 10 月の「財務諸表等の用語、様式及び作成方法に関する規則」の改正により、貸借対照表日において借入金の返済条項の不履行などから継続企業の前提に重要な疑義が生じていると判断される場合には、これを有価証券報告書上で記載することが命じられることとなった。また、「監査・保証実務委員会実務指針第 77 号」では財務諸表等に重要な影響を及ぼす事象がある場合、これを注記情報として記載する必要があるとされ、その具体例として財務制限条項が挙げられている(第 5 段落)。こうした情報開示制度の存在から、財務制限条項に係る情報を開示している企業は財務困窮度が比較的に高い可能性が指摘される。なお、開示企業の特性については岡部・稲村(2010)や中村・河内山(2013)で既に検討されている。

手続きがどのように変化したかを分析することは、財務制限条項の役割であるコントロール権の移転が適切に果たされているかを検討するうえで重要な論点であると考えられる³⁰。これらについては今後の課題としたい。

Appendix 借入金に関する変数の構築方法

Graham et al. (2008) をはじめとする債務契約に関する先行研究では、借入金の特性として債務契約単位の融資規模や利率、契約期間などが用いられている。しかし、日本では各債務契約の具体的な内容に関するデータは必ずしも広く利用可能ではなく、したがって本稿では債務契約単位のデータを使用することはできていない。

代わりに、本稿では、借入金の特性について 2 つの変数を用いている。ひとつは借入金集中度 ($\text{LoanCon}_{i,t}$) であり、いまひとつは期末借入金残高の平均残存年数 ($\text{Maturity}_{i,t+1}$) である。これらはそれぞれ以下のように計算される。

(1) 借入金集中度

$\text{LoanCon}_{i,t}$ は、企業 i の t 期末における各金融機関からの借入金シェアの平方和 (ハーシュマン・ハーフィンダル・インデックス) であり、以下の計算式で算出される。

$$\text{LoanCon}_{i,t} = \sum_{b=1}^n (\text{Loan}_{i,t,b} \div \text{Loan}_{i,t})^2$$

このうち、 $\text{Loan}_{i,t,b}$ は企業 i における金融機関 b からの借入金残高であり、 $\text{Loan}_{i,t}$ は企業 i における借入金残高の総額である。これにより、当該企業における借入金単一の金融機関に集中したものであるか、あるいは、他の金融機関にも依存したものであるかを測定することができる。

(2) 借入金平均残存年数

$\text{Maturity}_{i,t+1}$ は、企業 i の $t+1$ 期末時点における借入金の平均残存年数を示す。日本では有価証券報告書の借入金等明細表において短期借入金、1 年内返済の長期借入金、そして長期借入金の期末残高が記載される。本稿ではこれらのデータを活用し、以下のように加重平均残存年数を計算する (Takasu 2012)。

$$\text{Maturity}_{i,t} = \frac{1 * 1 \text{年内返済の借入金} + \sum_{n=1}^4 (n+1) * (n \text{年超 } n+1 \text{年内返済の借入金}) + 6 * 5 \text{年以降に返済の借入金}}{\text{短期借入金} + 1 \text{年内返済の長期借入金} + \text{長期借入金}}$$

30 Tan (2013) は、条項抵触後に企業の財務報告が保守的になり、この効果は少なくとも 8 四半期は継続することを明らかにしている。さらに、保守主義の効果は、債権者が交渉力をもっている場合、企業の経営が不安定な場合、および、債権者がリストラ責任者を置いている場合に強くなることを示しており、これらをコントロール権の移転を示唆する証拠であると説明している。

上記式では、短期借入金および 1 年内返済の長期借入金の残存年数を「1 年」とし、同様に、1 年超 2 年内返済の長期借入金の残存年数を「2 年」、2 年超 3 年内返済の長期借入金の残存年数を「3 年」というように、借入金の返済予定時期に応じて年数を割り振ったうえで、加重平均残存年数を算出している。なお、5 年目以降に返済予定である長期借入金については当該残高が一括されて開示されるため、まとめて「6 年」としている。

【参考文献】

- [1] 青木昌彦 (1996), 『経済システムの進化と多元性－比較制度分析序説－』, 東洋経済新報社。
- [2] 太田浩司 (2013), 「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」, 『証券アナリストジャーナル』, Vol.51, No.11, 77-87 頁。
- [3] 岡東務 (2008), 「財務制限条項の研究」, 『阪南論集』, Vol.44, No.1, 123-149 頁。
- [4] 岡部孝好 (2010), 「会計ベースの財務制限条項とその拘束力」, 『同志社商学 (記念論文集)』, 336-351 頁。
- [5] 岡部孝好・稲村由美 (2010), 「財務制限条項と裁量的会計行動」, 『会計』, Vol.178, No.3, 106-121 頁。
- [6] 河内山拓磨 (2014), 「財務制限条項の分配抑制機能に関する実証研究」, 『一橋商学論叢』, Vol.9, No.1, 36-48 頁。
- [7] 河内山拓磨・中村亮介 (2016), 「財務制限条項への抵触が企業の投資行動に及ぼす影響」, 『インベスター・リレーションズ』, No.10, 33-52 頁。
- [8] 須田一幸 (2000), 『財務会計の機能－理論と実証－』, 白桃書房。
- [9] 中村亮介 (2011), 「融資契約における財務制限条項抵触企業の会計行動」, 『会計』, Vol.179, No.4, 87-99 頁。
- [10] 中村亮介 (2012), 「財務制限条項情報の株式市場における評価」, 『会計』, Vol.182, No.4, 111-123 頁。
- [11] 中村亮介・河内山拓磨 (2013), 「日本企業における財務制限条項の実態と役割」, 『会計』, Vol. 184, No.5, 101-113 頁。
- [12] 中村亮介・河内山拓磨 (2015), 「日米比較からみる財務制限条項の現状と課題」, 『企業会計』, Vol.67, No.6, 61-67 頁。
- [13] Beneish, M. D., and E. Press (1993), “Costs of Technical Violation of Accounting-Based Debt Covenants,” *The Accounting Review*, Vol.68, No.2, pp.233-257.
- [14] Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder (2008), “Accounting Quality and Debt Contracting,” *The Accounting Review*, Vol.83, No.1, pp.1-28.
- [15] Chava, S., and M. R. Roberts (2008), “How Does Financing Impact Investment? The Role of Debt Covenants,” *The Journal of Finance*, Vol.63, No.5, pp.2085-2121.
- [16] Christensen, H. B., V. V. Nikolaev, and R. Wittenberg-Moerman (2016), “Accounting Information in Financial Contracting: The Incomplete Contract Theory Perspective,” *Journal of Accounting Research*, Vol.54, No.2, pp.397-435.
- [17] Demerjian, P. R. (2017), “Uncertainty and Debt Covenants,” *Review of Accounting Studies*, vol.22, No.3, pp.1156-1197.
- [18] Dichev, I. D., and D. J. Skinner (2002), “Large-Sample Evidence on the Debt Covenant Hypothesis,” *Journal of Accounting Research*, Vol.40, No.4, pp.1091-1123.
- [19] Duke, J. C., and H. G. Hunt (1990), “An Empirical Examination of Debt Covenant Restrictions and Accounting-Related Debt Proxies,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.12, Issue 1-3, pp.45-63.

- [20] Ge, W., J. B. Kim, and B. Y. Song (2012), "Internal Governance, Legal Institutions and Bank Loan Contracting around the World," *Journal of Corporate Finance*, Vol.18, Issue 3, pp.413-432.
- [21] Gopalakrishnan, V., and M. Parkash (1995), "Borrower and Lender Perceptions of Accounting Information in Corporate Lending Agreements," *Accounting Horizons*, Vol.9, No.1, pp.13-26.
- [22] Graham, J. R., S. Li, and J. Qiu (2008), "Corporate Misreporting and Bank Loan Contracting," *Journal of Financial Economics*, Vol.89, No.1, pp.44-61.
- [23] Guo, S., and M. W. Fraser (2015), *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications* (Advanced Quantitative Techniques in the Social Science 11), SAGE Publications.
- [24] Jensen, M. C., and W. H. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol.3, No.4, pp.305-360.
- [25] Kim, J. B., B. Y. Song, and L. Zhang (2011), "Internal Control Weakness and Bank Loan Contracting: Evidence from SOX Section 404 Disclosures," *The Accounting Review*, Vol.86, No.4, pp.1157-1188.
- [26] Myers, S. C. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics*, Vol.5, No.2, pp.147-175.
- [27] Nini, G., D. C. Smith, and A. Sufi (2009), "Creditor Control Rights and Firm Investment Policy," *Journal of Financial Economics*, Vol.92, No.3, pp.400-420.
- [28] Nini, G., D. C. Smith, and A. Sufi (2012), "Creditor Control Rights, Corporate Governance, and Firm Value," *Review of Financial Studies*, Vol.25, No.6, pp.1713-1761.
- [29] Peek, J., and E. S. Rosengren (2005), "Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan," *The American Economic Review*, Vol.95, No.4, pp.1144-1166.
- [30] Petersen, M. A. (2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, Vol.22, No.1, pp.435-480.
- [31] Roberts, M. R., and A. Sufi (2009a), "Control Rights and Capital Structure: An Empirical Investigation," *The Journal of Finance*, Vol.64, No.4, pp.1657-1695.
- [32] Roberts, M. R., and A. Sufi (2009b), "Renegotiation of Financial Contracts: Evidence from Private Credit Agreements," *Journal of Financial Economics*, Vol.93, No.2, pp.159-184.
- [33] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, Vol.70, No.1, pp.41-55.
- [34] Smith Jr, C. W., and J. B. Warner (1979), "On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants," *Journal of Financial Economics*, Vol.7, No.2, pp.117-161.
- [35] Takasu, Y. (2012), "Income Smoothing and the Cost of Bank Loans: The Effect of Information Asymmetry," *Working Paper*, SSRN.
- [36] Tan, L. (2013), "Creditor Control Rights, State of Nature Verification, and Financial Reporting Conservatism," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.55, Issue 1, pp.1-22.
- [37] Wang, J. (2013), "Debt Covenant Design and Creditor Control Rights: Evidence from Covenant Restrictiveness and Loan Outcomes," *Working Paper*, SSRN.
- [38] Watts, R. L., and J. L. Zimmerman (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall. (須田一幸訳, 1991, 『実証理論としての会計学』, 白桃書房).