研究ノート

民事再生法における倒産コストの決定要因に関する検証

坂田芳博
（東京商工リサーチ）
原田三寛
（東京商工リサーチ）
柳岡優希
（ブレイン・アンド・キャピタル・ソリューションズ）
安田行宏
（一橋大学）

2025 年 9 月 22 日受付、2026 年 9 月 29 日受理

要旨

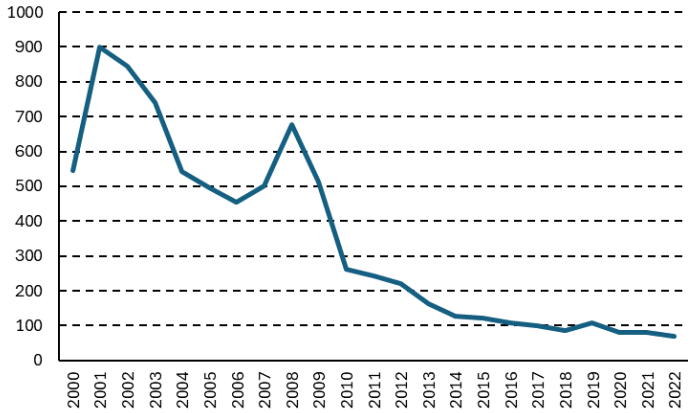
本稿では、民事再生法の申請後、認可に至る案件を対象として、申請から開始、開始から認可に至るまでの手続期間を倒産の間接コストの代理変数と捉え、その決定要因を検証する。分析の結果、企業規模が大きく取引銀行数が多い企業ほどプレパッケージ型の選択確率が高く、申請後の手続期間が短い傾向が確認された。また、東京・大阪の地方裁判所に提出された事件は、他の地方裁判所の事件と比較して手続期間が短い傾向が確認された。

キーワード：民事再生法、プレパッケージ型、倒産コスト、銀行・企業間関係、裁判所

1．はじめに

本稿の目的は、日本における再建型の倒産手続であり、米国の Chapter 11 に近い位置づけにある民事再生法について、倒産コストに関して実証的に分析することである。その利用の決定要因の分析などの先行研究（例えば、胥, 2005）はあるが、日本における倒産コストに関してはデータの制約もあり、これまで実証分析はほぼ皆無といってよい。民事再生法は再建型の法的整理の一つであり、1990 年代の日本の不良債権問題の最中に導入され（2000 年施行）、当時は多くの企業の抜本再生に活用された。**図 1** が示すように、導入直後の利用件数は堅調であったが、リーマン・ショックを契機とする世界金融危機以降はその数が激減している。考えられる理由の一つとして、2009 年 12 月に施行された中小企業金融円滑化法の導入と相談窓口の設置があり、銀行に対する企業の交渉力が高まり、いわゆるリスケ（リスケジューリング）が広く認められる状況となったことが考えられる [1]。このことから、裁判所を介在させない私的整理が増加し、法的整理を選択するインセンティブが低下したものと考えられる。

図 1 民事再生手続の利用件数（事件数）の推移



TSR（2023）「民事再生法」適用企業の追跡調査(2000 年～2022 年)に基づき作成

本稿では、民事再生手続における倒産コストの決定要因について実証的に分析する。特に、認可に至った案件を対象として、手続期間の差異を規定する要因を明らかにすることを主たる研究課題とする。より具体的には、施行年である 2000 年から 2022 年までの民事再生法適用企業を包括的に分析対象とし、Bris et al. (2006)に従い、民事再生法の申請から開始・認可に至る日数を、倒産に係るいわゆる間接コストの代理変数として捉え、その決定要因について検証する。加えて本稿では、倒産コストの決定要因として、企業属性と手続選択の関係に着目する。具体的には、企業規模などの企業属性や取引銀行数といった利害関係の複雑性を表す要因が、スポンサーの選定や主要債権者との合意形成を申請前に進める、いわゆるプレパッケージ型の選択に影響を与え、その結果として間接コストに影響を及ぼす可能性を検討する。さらに、裁判所の所在地に着目し、その処理能力や経験といった観点から、裁判所の所在地に関連する要因についても併せて分析する。

一般に、再建型の手続においてその迅速性は極めて重要であり、企業価値の毀損を招く恐れがある。実際、手続に時間を要すれば、その間に優秀な人材のみならず、優良な取引先などが失われる恐れがあり、再建可能な企業であっても再生が困難となる可能性が高まる。

これまで倒産コストの決定要因に関する検証は日本に限らずデータの制約もあり限定的であった。それ

でも米国を中心に精力的に法的整理に関する研究が進展している。本稿との対比で言えば、米国の再建型の倒産手続であり、日本の民事再生法が範とした Chapter 11 や、清算型の倒産手続の破産法にあたる Chapter 7 などに関する研究が数多く存在している。米国は Chapter 11 や Chapter 7 など法的整理を申請した企業や手続の内容について、日本よりもアクセスしやすい環境が整っている。一方、日本で同様の分析をする場合は、東京商工リサーチ(TSR)に蓄積されたデータ群から、民事再生法を申請した企業を抽出して実施することが現時点で利用可能なデータとして最も網羅性が高いと考えられる。

例えば Bris et al. (2006) は、米国の倒産コストに関して、いわゆる直接コストや間接コストの推計を行っている。本稿でもこの枠組みに従い、間接コストに焦点を当てた分析を行う。ここでいう直接コストとは、倒産手続に必要となる直接的な費用のことであり、弁護士費用などが含まれる。一方で、間接コストとは、直接的にキャッシュフローの流出を伴わなくともかかる費用であり、倒産手続に要する機会費用や、取引条件の悪化、従業員のモチベーションの低下などが含まれる。

この点に関し、第 217 回通常国会で成立した「円滑な事業再生を図るための事業者の銀行等に対する債務の調整の手続等に関する法律」（早期事業再生法）では、その検討段階で「（直接の商取引に影響しない）金融債務の整理を迅速に行うことで、早期での事業再生を円滑に行うことができる制度」（2025 年 2 月 28 日、産業構造審議会 経済産業政策新機軸部会 事業再構築小委員会報告書 －早期での事業再生の円滑化に向けて－）の必要性が謳われている。ここでいう迅速性とは、債務整理への着手前のみならず、債務整理に着手した後の手続期間を指すと解するのが適当であり、手続日数の長期化はコストとして事業価値の毀損に繋がるとの感覚は事業再生に関わる実務家に広く共有されていると考えられる。

Franks and Torous (1989)や Thorburn（2000）は、倒産手続にかかる日数の代理変数としての限界を認めつつも、これを倒産の間接コストの代理変数として用いている。例えば Franks and Torous (1989) によると、Chapter 11 の手続終了まで平均的に 3.7 年を要することを示している。Bris et al. (2006) の分析結果によると、Chapter 11 の倒産手続にかかる日数の平均は、828 日（2.3 年）と短縮化されていることが確認できる。

倒産法制の設計は経営不振企業の資源の再配分の在り方を規定するため、その制度的特性は経済成長や生産性に対して影響をもたらすと考えられる。倒産手続が効率的に機能することで、存続すべき経営不振企業を再生させ、逆に、存続不能な企業の市場からの速やかな退出を促すことが期待される。逆に言えば、倒産法制がうまく機能しなければ、資源配分のミスアロケーションをもたらすという意味で問題であり、例えば 1990 年代以降における追い貸し(Peek and Rosengren, 2005)やゾンビ企業の温存と無関係ではないと考えられる。ゾンビ企業の問題について提示した Caballero et al. (2008)は、2000 年代初頭までを対象とした研究であり、銀行の不良債権問題を背景に急増したことを示している [2)]。ちょうどその金融危機を背景に制定されたのが民事再生法である。したがって、導入から 20 年以上経過した段階にある民事再生法に対する検証は、コロナ禍で傷ついた経営不振企業への対応といった実務的な観点からも意義のあるものと言える。

日本における民事再生法は他国における再建型の法的整理の類型の中では以下の固有の特徴を持つ。まず日本の倒産手続自体の特徴として複数法典型（伊藤、2021）であり、株式会社のみに適用される限定型としての会社更生法や特別清算、無限定型としての民事再生法と破産法の 4 つの法令から構成される。また、手続構造には管財人型と DIP 型（Debtor in Possession：債務者が倒産手続後の手続遂行主体となるもの）がある。倒産手続が破産や特別清算などの清算型なのか、民事再生法や会社更生法の再建型なのかといった目的によっても区別される。倒産手続の窓口を一本化するか否かによって、単一手続型か複数手続型かに区分されるが、日本では債務者が自らどの手続を選ぶのかを決めるので複数手続型と言える。

民事再生法に関して言えば、例えば米国の Chapter 11 は当然開始型だが、民事再生法は裁判開始型であ

り、手続開始まで時間コストを要すると考えられる。倒産手続の経営主体に関しては債務者主体である点では同じであるが、Chapter 11 では、適用申請を裁判所に債務者が申し立てると、直ちに手続が始まる。すなわち、オートマティック・ステイの効力が生じ担保権の実行などが制限されるため、速やかに財産保全がなされる特徴がある。一方で、民事再生法は裁判所が判断に介在するためその限りではなく、この意味で米国の Chapter 11 の方がより自主再建志向と言われる。それ故に、民事再生法は Chapter 11 を範として制定されたものの、上記のような制度設計および運用には重要な相違が存在する。間接コストの推計は、倒産法制に関する検証としての意義、そして開始手続の違いによってどの程度間接コストに違いが生じるかという問いに対する検証にもなる。したがって、本稿の分析は米国の Chapter 11 の分析を日本データで単に再検証するに留まらず、日本固有の制度的特徴を踏まえた上で倒産コストに与える影響を検証するものであり、比較制度分析としての意義も有している [3)]。

さらに倒産コストは、企業の資本構成の決定要因に関する代表的な議論であるトレードオフ論の決定要因の柱の一つである。具体的には、債務を増やす要因である負債の節税効果に対して、それを抑制する要因が倒産コストである。前述のように、倒産コストには、裁判費用などの直接コストに留まらず、時間経過などの機会費用からなる間接コストも含まれる。中でも間接コストは直接コストよりもむしろ重要であると指摘されている。例えば Warner (1977) は、米国企業の破産における直接コストが企業価値の数%程度（概ね 1〜5%）にとどまることを示し、間接コストの重要性を示す出発点となっている。日本は伝統的にメインバンク論などで銀行・企業間関係に特徴があり、その意味でも間接コストの分析は意義がある。一方、日本においては、具体的な民事再生の時間コストを用いた検証はデータの制約もあったため、既存研究は存在せず、包括データに基づく検証としては本稿が初めての試みである。間接コストの決定要因の解明は、ひいては日本企業の資本構成の在り方に対する示唆をもたらす意義もあると言える。

本稿の主な実証結果は以下の通りである。第一に、企業規模が大きいほど、また取引銀行数が多い企業ほど、プレパッケージ型を選択する確率が高いという結果である。第二に、プレパッケージ型を選択した企業ほど、倒産の手続期間が短いという結果である。他方で、企業規模および取引銀行数は統計的に有意な関係はなかった。これらの結果は、企業規模や取引銀行数が間接コストに直接影響するというよりも、プレパッケージ型の選択を介して間接的に影響している可能性を示唆する。すなわち、利害関係者が多く調整コストが高くなり得る企業ほど、事前調整を通じてプレパッケージ型を選択し、その結果として事後的な手続期間が短縮されていると解釈できる。

次に、間接コストの代理変数である倒産手続の日数について、申請から開始までと開始から認可までの二段階に分けてそれぞれ推計した。まず、申請から開始までの段階では、企業規模が有意に負の影響を持ち、相対的に規模が大きい企業ほど迅速に開始決定がなされる傾向が確認された。これは、規模が大きいほど内部管理体制や情報の質や情報開示が充実していることなどから、裁判所による審査コストが相対的に低いことと整合的な結果である。一方、プレパッケージ型か否かはこの段階では有意な影響は確認されなかった。これに対し、開始から認可までの段階では、プレパッケージ型が手続期間を有意に短縮する一方で、企業規模の影響は確認されなかった。この結果は、プレパッケージ型の手続が債権者間の利害調整を申請前に進めることにより、開始後の手続期間の短縮に寄与している可能性を示唆している。また、再生手続開始後は、手続の標準化や専門家の関与により、企業規模に起因する複雑性の影響が緩和される可能性が考えられる。

さらに、東京および大阪の地方裁判所の事件を示すダミー変数は、いずれの段階においても負で統計的に有意であり、これらの裁判所では他と比較して手続期間が相対的に短い傾向が確認された。ただし、この

結果のみから、その要因が裁判所の運用能力によるものか、事件の集積や専門家の蓄積などによるものかを識別することはできないことに留意する必要がある。

以上を踏まえると、企業規模およびプレパッケージ型の効果は手続の段階ごとに異なるパターンを示しており、前者は主として情報処理コスト、後者は主として利害調整コストに関連している可能性が考えられる。したがって、本分析結果は、案件特性と裁判所の立地に関する要因が、それぞれ異なる経路を通じて手続の進行速度に影響を与えている可能性を示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では民事再生手続に関して概観し、先行研究を踏まえながら仮説を構築する。3 節では実証分析に関してデータや実証方法について説明する。4 節では実証結果についてまとめ、第 5 節では結論と今後の課題をまとめて結びとする。

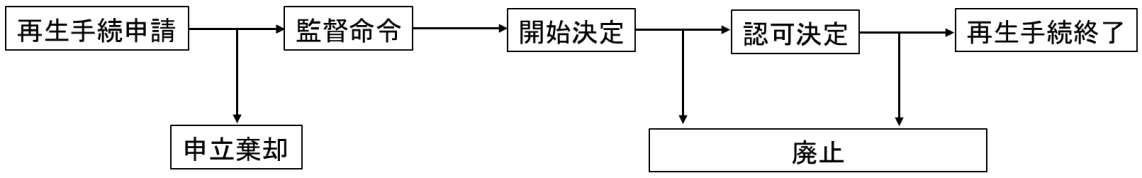
2. 制度背景、先行研究と仮説の構築

2.1. 再建型の法的整理としての民事再生法

倒産手続は、一般に裁判所を介在させて行う法的整理と、債権者と債務者の私的交渉の合意に基づき行う私的整理に分類される。その中で民事再生法は再建型の法的整理の一つであり、1990 年代の日本の不良債権問題の最中に、中小企業を中心とする再建型の手続として 1999 年 12 月に公布され、2000 年 4 月 1 日から施行された。アメリカ倒産法の Chapter 11 を範としたとされる民事再生法では、現経営陣が引き続き経営を担い（DIP 型）、債権者の同意を得ることで債務免除を伴う事業再生を図るものであり、債権者の過半数、かつ債権総額の二分の一以上の債権者の同意による多数決原理が採用されている。

民事再生手続は、債務者あるいは債権者からの申立により開始される。**図 2** に示すように、民事再生手続の申請があったのち、申請から開始決定までの期間と、開始決定から認可決定までの期間の二つの期間に区分される。民事再生手続の開始原因は、「破産手続開始の原因となる事実の生ずるおそれがあるとき」と「債務者が事業の継続に著しい支障を来すことなく弁済期にある債務を弁済することができないとき」である。裁判所はこの手続開始原因があれば、再生手続の開始決定をすることとなる。ただし、再生計画案の作成・可決・認可の見込みがない場合には申立を棄却する。再生計画案を策定し、債権者集会で可決された後、裁判所の認可決定がなされる。その後、一般に認可後に 3 年を経過した後に裁判所の関与から離れる終結手続となる[4]。ただし、これは弁済終了を意味するわけではない点には注意が必要である。

図 2　民事再生法の手続の流れ（監督委員選任事件を想定）



TSR（2023）「民事再生法」適用企業の追跡調査(2000 年～2022 年)に基づき作成

日本における民事再生法は他国における再建型の法的整理の類型に属するが、例えば米国の Chapter 11 は、適用申請を裁判所に債務者が申し立てると、直ちに手続が始まる当然開始型と言われる。これによりオートマティック・ステイの効力が生じ担保権の実行などが制限されるため、速やかに財産保全がなされる特徴がある。一方、民事再生法は裁判開始型であるため、当然開始型である Chapter 11 と比較すると、手続開始までに裁判所による開始要件の審査が行われる。したがって、手続開始までにより多くの時間を要す

ると考えられる。

2.2. 先行研究

本稿と最も密接に関連する先行研究は Bris et al. (2006)である。Bris et al. (2006) は米国の 1995-2001 年のアリゾナとニューヨークの約 300 の倒産案件を対象に、Chapter 7 と Chapter 11 を比較した。彼らは、倒産の間接コストの代理変数として、①手続申請⇒再生計画策定までの日数、②再生計画策定⇒認可までの日数、③認可⇒終結までの日数を倒産の間接コストの代理変数として用いており、本稿もこれに準拠している。ただし、2.1 節で述べたように、日本における民事再生法では③については 3 年間となっているのが慣例であり、後に述べるようにデータがその期間に集中しているため本稿では①と②に限定して検証を行うこととする。

Bris et al. (2006) の Chapter 11 の分析結果によると、Chapter 11 の倒産手続にかかる日数の平均は、828 日となっている。手続の各段階では、①の平均が 207 日、②の平均が 225 日、③の平均が 239 日となっている。

倒産手続に関する分析は米国を中心に蓄積されており、最新の研究として例えば Bernstein et al. (2019a, b) などがある。Bernstein et al. (2019a) は、倒産後の資産の再配分と利用状況を検証している。倒産裁判官の異質性とその割当のランダム性を利用して、Chapter 11 から Chapter 7 への変更を検証し、倒産後の資産の再配分の影響について分析し、清算により資産の非効率的な再配置がなされる可能性を論じている。同論文では不動産データを利用して当該場所の利用状況（占有率）のデータや、倒産前後での事業レベルでの雇用数の変化のデータを使っている。Bernstein et al. (2019b) は、地域の雇用への影響をみることで波及効果 (Spillover effects) を検証しており、再生企業のケースと比較して清算企業の周辺で雇用が減少することを実証的に示している。

近年では諸外国における倒産手続の研究も増えている。例えば Ayadi et al. (2021) は、フランスの倒産法について、法的整理後、再建するか清算するかの期間について生存時間分析 (Survival analysis)を行っている。フランスの倒産法は、単一法典、単一手続型であり、最も債権者寄りであることに特徴がある（伊藤, 2021）。Rodano et al. （2016）は、資金制約のある中小企業を対象に、イタリアの倒産法の 2 度の改革（2005 年と 2006 年）のタイミングが異なる点（staggered timing）を利用して検証している。制度改革の 1 度目は、Chapter11 に倣い貸付契約の交渉を容易にするものであり、銀行融資の金利が上がり投資が減少した。制度改革の 2 度目は清算までの期間を短縮するものであり、こちらは金利が下がり投資が増加したことを実証的に確認している。

日本における倒産手続に関する研究には、Helwege and Packer (2003)や Xu (2004)などがある。Helwege and Packer (2003) は、日本の倒産の法的整理のうち、会社更生法と和議法に関して、1988-1997 年の 180 社（分析対象は 172 社）の倒産企業について検証している。より具体的には、47 企業が会社更生法又は和議法（125 企業が清算を選択）を選択しており、これらの選択に対する銀行・企業間関係の影響について分析し、系列銀行が適切な倒産法制の選択に寄与していることを明らかにしている。Xu（2004）は、1990 年代後半から 2000 年代初頭の倒産処理に関して、DIP の導入に関わらず、社長交代が頻繁に見受けられることや、民事再生法では会社更生法よりも手続期間が短縮されていることなどを実証的に明らかにしている。

2.3. Chapter 11 の研究

Dahiya et al. (2003) は、旧経営陣に経営を任せつつ新たな資金を提供する、いわゆる DIP ファイナンスに

よる過大投資の懸念が実際に妥当かどうかを検証している。分析結果は、過大投資は生じているとは確認されなかった。むしろ、資産売却などを含む再生計画の策定が裁判所に認められるまでの期間は短くなっていることが示されている。Denis and Rodgers (2007) によると、Chapter 11 の手続後において、企業規模が小さいほど手続日数は短く、パフォーマンスが高いことを示している。Hotchkiss (1995) は、経営者交代を伴わない Chapter 11 では倒産後のパフォーマンスが悪いことを確認しており、総じて、Chapter 11 は業績の悪い企業の存続に寄与していると論じている。Bris et al. (2006)は、担保等で債権が保全されている債権者数、企業規模、Chapter 11 から Chapter 7 への転換の有無などが、間接コストの重要な決定要因であることを実証的に確認している。さらに、同論文は、倒産裁判官の固定効果が重要な間接コストの決定要因であることを示している。

2.4. 仮説の構築

本稿では民事再生手続に要する時間、すなわち倒産の間接コストに着目するが、これらの要因は手続期間のみならず、手続の選択にも影響を与えると考えられる。

一般に、企業規模が大きく、また取引銀行数が多い企業ほど利害関係者の数が増加する。その結果、債権者間の利害調整は複雑化し、利害調整コストは増大すると予想される。民事再生法では多数決原理が採用されているものの、債権者数の過半数および債権総額の二分の一以上の債権者の同意が必要であるため、債権者数・債権総額が大きいほど合意形成は困難になる。この点については、米国の Chapter 11 を対象とした Denis and Rodgers（2007）においても、規模の小さい企業ほど手続期間が短いことを示しており、利害関係者の複雑性が手続の長期化につながる可能性を示唆している。

このような状況のもとでは、大規模企業や取引銀行数の多い企業ほど、事前に利害調整を進めるインセンティブが強まると考えられる。具体的には、スポンサーの選定や主要債権者との合意形成を申請前に進める、いわゆるプレパッケージ型の再生手続を選択する可能性が高いと想定される。プレパッケージ型では、申請前の段階で一定程度の合意形成が完了しているため、申請後の調整負担が軽減され、手続の迅速化が期待される。

以上より、企業規模が大きいほど、また取引銀行数が多いほど、事前調整を通じて調整コストを低減する必要性が高まり、その結果としてプレパッケージ型を選択する確率が高まると考えられる。以上を踏まえ、本稿では以下の仮説を構築する。

仮説 1：規模が大きいほど、また取引銀行数が多い企業ほど、プレパッケージ型を選択する確率が高い。

仮説 1 では、企業規模および取引銀行数がプレパッケージ型の選択確率に影響を与える可能性を指摘した。これを踏まえると、これらの変数が倒産の間接コストに与える影響は、直接効果としてではなく、手続選択を媒介とした間接効果として現れる可能性がある。すなわち、企業規模が大きく、また取引銀行数が多い企業ほど利害関係者が複雑化し、事後的な調整コストが高くなることが予想される。その結果、こうした企業ほど、申請前に主要債権者との合意形成やスポンサー選定を進めるインセンティブが強まり、プレパッケージ型の再生手続を選択する傾向が強まると考えられる。

ここで重要なのは、プレパッケージ型の選択そのものが、倒産の間接コストと関係する点である。プレパッケージ型では、申請前の段階で一定程度の利害調整が完了しているため、申請後の交渉や意思決定プロセスが簡略化される。このため、民事再生手続に要する期間、すなわち間接コストは相対的に低くなること

が期待される。したがって、企業規模や取引銀行数は、(1)プレパッケージ型選択への影響（仮説 1）と、(2)プレパッケージ型を通じた間接コストへの影響、という二段階の経路を通じて、間接コストに影響を与えると考えられる。以上の議論に基づき、以下の仮説を設定する。

仮説 2：プレパッケージ型の事件ほど、倒産の手続期間（間接コスト）は短い。

仮説 1 および仮説 2 を統合する形で、以下の媒介仮説を検証する。

仮説 3：企業規模および取引銀行数は、プレパッケージ型の選択を媒介として、倒産の間接コストを低下させる。

さらに、間接コストを左右する要因として、手続選択や企業属性に加え、制度運用主体である裁判所の特性にも注目する必要がある。近年の倒産研究では、裁判官の属性が倒産手続の選択や帰結に与える影響に関心が集まっているが、日本においてはデータ上の制約から裁判官個人の属性を直接検証することは容易ではない。他方で、地方裁判所は全国に配置されているものの、倒産案件数には地域差が存在する。この点に着目すると、裁判所ごとの運用体制や経験の蓄積の差異が、倒産手続に要する時間、すなわち間接コストに影響を与える可能性がある。

既存研究においても、裁判官の特性の重要性が指摘されている。Iverson et al. (2022) は、米国において倒産裁判官がランダムに割り当てられる制度を利用し、裁判官の経験の違いが倒産後の企業パフォーマンス（債権回収率、ROA、再倒産確率など）に影響を与えることを示している。Chang and Schoar (2013) は、裁判官の債権者寄りの傾向が強いほど、倒産企業の生存率や売上、雇用成長率が低下することを明らかにしている。また、Araujo et al. (2023) はブラジルのデータを用い、裁判官の違いが企業の存続のみならず従業員の雇用継続や賃金動向にも影響することを示している。

これらの知見を踏まえると、日本においても東京や大阪といった大都市圏の地方裁判所では、倒産案件の蓄積により、裁判所（裁判官）や関与する弁護士の専門性や経験が相対的に高い可能性がある。その結果、手続における利害調整が円滑に進み、倒産手続に要する時間、すなわち間接コストが短縮されることが期待される。一方で、大都市圏では案件数の多さに伴う混雑により、手続の遅延が生じる可能性（いわゆる混雑効果）も否定できない。以上より、裁判所の所在地が倒産の間接コストに与える影響の方向については理論的に一義的ではなく、実証的に検証すべき課題である。以上の議論を踏まえ、第 4 の仮説として以下の帰無仮説を設定する。

仮説 4：東京および大阪の地方裁判所における案件は、他地域の裁判所における案件と比較して、倒産の間接コストを増加させる可能性と減少させる可能性の双方を有する。

3. 実証分析

3.1. データ

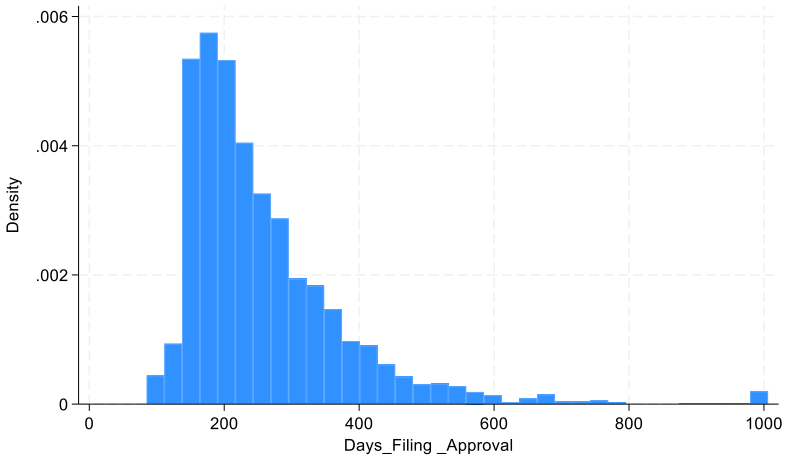
本稿では東京商工リサーチ（TSR）のデータを用いる。具体的には、TSR の倒産情報ファイルから民事再生案件を抽出し、TSR の企業情報・財務情報を接合してデータセットを構築した。民事再生手続に関する

データは、TSR の倒産データベースと TSR の「『民事再生法』適用企業の追跡調査（2000 年～2022 年）」のデータに基づいている。本稿の分析対象となる民事再生手続企業数は 7988 社である。

図 3 の **Panel A** は、分析対象企業に対して判明した民事再生法における手続の申請から認可までの日数（Days_Filing_Approval）の分布を示している（3861 社）。**補図 1** の **Panel B** は申請から開始決定までの日数（Filing_Start、4813 社）、**Panel C** は開始決定から認可までの日数（Days_Start_Approval、4388 社）の分布を示している（財務データを接合する前のサンプル数である）。サンプル数が減少する理由として、開始申立の棄却・却下、認可前の廃止・不認可のケースと、開始決定や認可の日時の判別ができないケースが一定数存在する。特に前者については調査データ上、日時が分からない点は留意点であり、本稿の分析上の限界となる。

図 3　民事再生手続にかかる日数（倒産の間接コスト）の分布

Panel A. 申請から認可までの日数



異常値処理のため、上下合わせて 1%のウィンソライズを行っている。**図 3** の **Panel A** より、申請から認可までの日数の平均は約 257 日であり、そのうち、**補図 1** の **Panel B** 申請から開始までの平均日数は約 21 日、**補図 1** の **Panel C** より、開始から認可までが 236 日であることが分かる。手続申請から開始までの日数は短い一方、開始から認可までの日数が長いことが分かる。なお、いずれの分布からも企業によって必要日数には相応の違いがあり、例えば申請から開始まですぐの案件から 100 日を超えるものまであることが分かる。

以下の検証で必要な財務データ等が得られた企業数は 2500 社程度となり、これが本稿におけるメインの分析のサンプル数となる。**補表 2** はその記述統計と相関をまとめたものである。財務データが存在する中での分析というサンプルセレクションの問題はあるが、間接コストを表す変数はサンプル数が減っていても概ね**図 3** と同じ傾向にあることが確認できる。この意味で申請、認可、開始の日数が判明する事件に限定せざるを得ないものの、一定の検証の意味はあると考えられる。

3.2. 実証方法

仮説 1 の検証のために、プレパッケージ型の選択に関して以下の定式化に基づき推計する：

$$\text{Prob}(\text{Prepackaged_Filing} = 1) = \alpha + \beta_1 \text{Size} + \beta_2 \text{Bank_Relationship} + \beta_3 \text{Tokyo_Osaka_Court} + \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{Controls} + \delta_j + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで被説明変数のPrepackaged_Filingは、民事再生手続がプレパッケージ型であれば 1 、そうでなければ 0 のダミー変数である。プレパッケージ型の判別は、TSR が行った倒産取材の記事を用いて、「スポンサー」、「支援」、「プレパッケージ」、「DIP」のキーワードの記載があるものを抽出した。**補表 2** より、サンプルの 16%ほどがプレパッケージ型であることが分かる。**補図 2** は本稿のサンプルに基づく民事再生手続の件数とプレパッケージ型の件数の推移とその比率の推移をそれぞれ示している。Sizeは企業規模を表す変数であり、仮説 1 を検証するための変数である。具体的には民事再生法の申請直前の決算期末における負債額の自然対数値ln(Liability)、総資産額の自然対数値ln(Asset)、従業員数の自然対数値ln(Employees)を用いる。Bank_Relationship は、銀行・企業間関係を表す変数であり、仮説 1 から仮説 3 を検証するための変数である。具体的には TSR の企業情報における取引銀行数の自然対数値 ln(Banks)を用いる。推計としては、プロビットモデルと線形確率モデル（LPM; Linear Probability Model）で推計する。

次に、仮説 2 に関して、倒産の間接コストの決定要因を検証するために、以下の定式化に基づき推計する：

$$\ln(\text{Day XX}) = \alpha + \beta_1 \text{Prepackaged_Filing} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Bank_Relationship} + \beta_4 \text{Tokyo_Osaka_Court} + \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{Controls} + \delta_j + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで被説明変数ln(Day_XX)は手続にかかる日数の自然対数値を表し、XXは、①手続申請⇒認可までの日数(Days_Filing _Approval)、②手続申請⇒開始までの日数(Days_filing_start)、③開始⇒認可までの日数(Days_Start_Approval)を、倒産の間接コストと見なしてそれぞれの変数を用いる。Bris et al. (2006) に従い、手続期間が長いほど機会費用が高まる、あるいは資産価値の劣化等をもたらすと考えられるため、間接コストの代理変数として解釈できる。なお、Bris et al. (2006) では、これに加え認可⇒終結までの分析を行っている。民事再生手続における当該期間の多くは 3 年であるため、分析対象から除外している。プレパッケージ型の変数であるPrepackaged_Filingに期待される符号は、仮説 2 に基づくと、負で統計的に有意であることが期待される。Sizeと Bank_Relationship の変数に期待される符号としては、第一段階の推計式に相当する (1)式の推計ではいずれも正で有意であることが期待される。Prepackaged_Filing をプレパッケージ型を介した経路を想定しており、(2)式においては統計的には有意ではないことが予想される。ただし、仮に企業サイズや銀行・企業間関係がプレパッケージ型の選択とは独立に直接的に間接コストに影響を与えている場合には統計的に有意となる可能性もある。

Tokyo_Osaka_Courtは民事再生法の申請を行った裁判所の属性に関する変数である。具体的には東京あるいは大阪の地方裁判所の事件であれば 1 、そうでなければ 0 のダミー変数である [5]。(1)式においては、仮に裁判所の属性によってプレパッケージ型か否かの選択が影響を受けるのであれば統計的に有意な関係が見られることが期待される。(2)式においては、仮説 4 に基づき、裁判所の属性の違いによって倒産手続の日数に有意な差が見られるかを検証する。

最後に、企業属性のコントロール変数としては、企業年齢 Age として企業の設立からの年数、有利子負債比率 IBD_Ratio、有形固定資産比率 Tangibility、負債比率 Leverage、対総資産営業利益率 ROA の変数を用いる。民事再生手続では、銀行などの金融債権者のみならず、仕入先など他の債権者も存在しており、後者の利害関係の相違をコントロールするために、有利子負債比率を加えている [6]。さらに、産業の固定効果δ_jとして Sector_dum と、民事再生法申請時点の年固定効果γ_tとして Year_dum を含めて推計する。なお、頑健

な標準誤差を用いる。変数の定義は**補表 1** にまとめている。

4. 実証結果

4.1. プレパッケージ型の手続の選択要因

表 1 は、(1)式をプロビットモデルで推計した結果であり、各変数の限界効果を示している。第 1〜3 行に示すように、企業規模を表す変数はいずれも正であり、統計的に有意であった。例えば第 1 列では、企業規模が 10%増加すると、プレパッケージ型の民事再生手続を選択する確率は、限界効果を各説明変数の標本平均で評価すると、0.35%ポイント上昇することが示されている。

表 1　プレパッケージ型の手続の選択確率の実証結果

	(1)	(2)	(3)
		Prepackaged_Filing	
VARIABLES	dy/dx	dy/dx	dy/dx
ln(Liability)	0.035***		
	(6.46)		
ln(Asset)		0.036***	
		(6.50)	
ln(Employees)			0.039***
			(5.46)
ln(Banks)	0.034*	0.034*	0.040**
	(1.77)	(1.79)	(2.05)
Tokyo_Osaka_Court	0.007	0.007	0.014
	(0.42)	(0.39)	(0.84)
Age	0.000	0.000	0.000
	(0.11)	(0.14)	(0.88)
IBD_Ratio	0.046	0.048	0.018
	(1.32)	(1.36)	(0.52)
Tangibility	-0.012	-0.013	0.008
	(-0.38)	(-0.41)	(0.25)
Leverage	0.038*	0.075***	0.063***
	(1.73)	(3.35)	(2.85)
ROA	-0.006	-0.010	-0.004
	(-0.55)	(-0.88)	(-0.35)
Sector_dum	YES	YES	YES
Year_dum	YES	YES	YES
Observations	2,462	2,462	2,443
Pseudo R2	0.1295	0.1297	0.1246

Robust z-statistics in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

次に、銀行・企業間関係を表す取引銀行数 ln(Banks)は、一貫して正であり、5〜10%水準で統計的に有意であった。第 1 列では、銀行数が 1 行増加すると、プレパッケージ型を選択する確率は約 1.2%ポイント上昇することが示されている [7]。これらの結果は、企業規模が大きい企業、あるいは取引銀行数が多い企業ほど、プレパッケージ型を選択する傾向が強いことを示しており、仮説 1 と整合的である [8]。

Tokyo_Osaka_Courtの係数をみると、いずれの推計式も正であるが、統計的に有意ではなかった。これは、東京あるいは大阪の地方裁判所に申し立てられた事件と他の地方裁判所の事件との間で、プレパッケージ型の選択には差がないことを示唆する結果である。

4.2. 倒産における間接コストの決定要因

表 2 は、被説明変数として申請から認可までの日数を倒産の間接コストの代理変数とした(2)式の推計結果を示している[9]。第 1 行に示すように、Prepackaged_Filing の係数は負であり、有意水準は 5～10%の水準で統計的に有意であった。手続日数を間接コストの代理変数と解釈すると、この結果は、プレパッケージ型を選択した企業ほど手続期間が短く、間接コストが低いことを示唆している。これは、プレパッケージ型では、申請前に利害調整が進められることにより、手続期間が短縮されることと整合的である。例えば 1 列の係数は-0.034 であり、対数線形モデルなので約 3.4%短縮される。具体的に平均の 259 日で評価すると、259×0.034 として約 9 日の短縮のインパクトである。第 2～4 行に示すように、企業規模を表す変数はいずれも負であったものの、統計的に有意ではなかった。また、第 5 行に示す取引銀行数 ln(Banks)の係数についても統計的に有意ではなかった。

表 2　倒産の間接コストの実証結果（申請⇒認可）

	(1)	(3)	(4)
VARIABLES		ln(Days_Filing _Approval)	
Prepackaged_Filing	-0.034*	-0.035*	-0.039**
	(-1.80)	(-1.82)	(-2.06)
ln(Liability)	-0.010		
	(-1.59)		
ln(Asset)		-0.008	
		(-1.40)	
ln(Employees)			-0.004
			(-0.50)
ln(Banks)	0.004	0.003	-0.003
	(0.18)	(0.14)	(-0.13)
Tokyo_Osaka_Court	-0.291***	-0.291***	-0.295***
	(-16.51)	(-16.55)	(-16.87)
Age	-0.001*	-0.001*	-0.001**
	(-1.82)	(-1.88)	(-2.33)
IBD_Ratio	0.006	0.006	0.004
	(0.14)	(0.14)	(0.08)
Tangibility	0.124***	0.124***	0.115***
	(3.34)	(3.32)	(3.07)
Leverage	-0.066**	-0.075***	-0.074***
	(-2.47)	(-2.80)	(-2.73)
ROA	0.006	0.007	0.006
	(0.72)	(0.80)	(0.62)
	5.409***	5.406***	5.345***
Constant	(40.99)	(40.23)	(38.41)
Sector_dum	YES	YES	YES
Year_dum	YES	YES	YES
Observations	2,462	2,462	2,443
R-squared	0.121	0.120	0.120

Robust t-statistics in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

仮説 2 と仮説 3 に関しては、**表 1** において、規模が大きい、あるいは取引銀行数が多い企業ほど、プレパッケージ型を選択するという結果を踏まえると、**表 2** における結果は、Prepackaged_Filing を介した経路の存在と整合的な結果である。したがって、企業規模が大きく、取引銀行数が多い企業ほど、プレパッケージ型の手続の選択を通じて事前調整を行い、結果として申請後から認可までの期間の短縮により間接コストが低下する可能性を示唆している。

仮説 4 に関しては、4 行目のTokyo_Osaka_Courtの係数をみると、いずれの推計式も負であり、統計的に有意である。これは、東京および大阪の地方裁判所に提出された事件は、間接コストが他の地方裁判所より

低いことを示唆している。もっとも、この結果は、裁判所や関与する専門家の処理能力・経験の高さを反映している可能性と、早期の処理を必要とする大規模案件が選択的に集中している可能性の双方によって説明され得る[10]。係数の大きさから評価すると、係数は-0.291 であるが、対数線形モデルのため、東京や大阪地方裁判所の事件は、他の地域の地方裁判所と比較して約 29%減少することを含意している。したがって、日数に換算すると、申請時から認可までの平均の 259 日で評価すると、75 日程度、民事再生手続の日数が短いことを示唆している。

コントロール変数に関して、企業年齢 Age の係数は負であり統計的にも概ね有意であり、企業年齢が高いほど民事再生手続における間接コストは低くなる傾向が示唆される。有利子負債の対負債比率 IBD_Ratio は、係数は正であるが統計的に有意ではなかった。有形固定資産の対総資産比率 Tangibility の係数は正であり、統計的にも有意であった。固定資産比率が高いほど、民事再生手続の間接コストが高いことが示唆される。例えば、資産デューデリジェンスに時間を要することや、入札対象資産の評価に時間を要することなどが考えられる。負債比率 Leverage の係数は負で統計的に有意であり、負債比率が高いほど間接コストが低いことが示唆される。営業利益率 ROA の係数は正であるが統計的には非有意であり、営業利益率は間接コストには影響を与えないことを含意している。

4.3. 2 段階最小二乗法の結果

(2)式の推計において Prepackaged_Filing は、仮説 1 が想定するように内生変数となる。そこで内生性の問題を緩和するために、(1)式と(2)式を踏まえ、2 段階最小二乗法（2SLS）による推計を行う。(1)式の推計を第一段階とするが、本稿のサンプルから算出した同一産業・年におけるプレパッケージ型比率 Sector_Prepackaged_Ratio を操作変数(Excluded instruments)として用いることとする。この変数は、当該業種における再建手法に関する慣行や専門家ネットワークの蓄積を反映しており、企業がプレパッケージ型の申請を選択する確率に影響を与えると考えられる。まず、関連性（relevance）の条件については、プレパッケージ型の利用が多い業種に属する企業ほど、同様の手法を採用する可能性が高いことから、本変数はプレパッケージ型選択と強い相関を有すると考えられる。次に、除外制約（exclusion restriction）については、同一産業・年の比率は個別企業の処理期間に直接影響しないと考えられる。業種固有の特性が再建期間に影響を与える可能性については、企業規模や財務特性といった詳細なコントロール変数に加え、業種ダミーを導入することで統制している。したがって、本操作変数が再建期間に影響を与える経路は、プレパッケージ型申請の選択を通じた間接的なものに限定されると考えられる[11]。なお、**表 1** とは異なり、第一段階は LPM により推計する。推計の結果、例えば**表 1** の第 1 列の定式化に対応するものが**表 3** の 1 列である。操作変数 Sector_Prepackaged_Ratio は、第一段階の推計においてプレパッケージ型申請の選択と強い正の相関を示している。また、過少識別の LM 統計量は棄却され、Kleibergen-Paap rk Wald F 統計量は 160.48 であり、一般的な臨界値（Stock-Yogo の 10%基準：16.38）を大きく上回っていることから、弱操作変数の問題は生じていないと考えられる。

表 3 の 2 列目以降は第二段階の推計結果を示している[12]。結果は概ね**表 2** と整合的であり、統計的有意性は全体として改善している。第 1 行に示すように、Prepackaged_Filing の係数は負であり、統計的にも有意であった。したがって、内生性を考慮した場合でも、プレパッケージ型を選択した企業ほど手続期間が短く、間接コストが低いことが示唆される。第 2 列の係数は-0.210 であり、手続日数の平均値の 259 日で評価すると、約 54 日（259 日×0.21）の短縮効果が生じることになる。

表 3　倒産の間接コストの実証結果（申請⇒認可）

	(1)	(2)	(3)	(4)
			ln(Days_Filing _Approval)	
VARIABLES	First stage of (2)	Second stage of (1)	Second stage only	
Prepackaged_Filing		-0.210***	-0.211***	-0.229***
		(-2.64)	(-2.65)	(-2.83)
Sector_Prepackaged_Ratio	1.986***			
	(12.67)			
ln(Liability)	0.0292***	-0.004		
	(5.45)	(-0.56)		
ln(Asset)			-0.003	
			(-0.38)	
ln(Employees)				0.004
				(0.49)
ln(Banks)	0.0383*	0.010	0.010	0.006
	(1.767)	(0.48)	(0.45)	(0.26)
Tokyo_Osaka_Court	0.0152	-0.287***	-0.288***	-0.290***
	(0.72)	(-16.03)	(-16.08)	(-16.17)
Age	0.000	-0.001*	-0.001*	-0.001**
	(0.79)	(-1.79)	(-1.85)	(-2.17)
IBD_Ratio	0.0402	0.013	0.014	0.007
	(1.15)	(0.31)	(0.32)	(0.17)
Tangibility	0.014	0.122***	0.121***	0.116***
	(0.42)	(3.25)	(3.23)	(3.09)
Leverage	0.056**	-0.058**	-0.061**	-0.061**
	(2.15)	(-2.13)	(-2.20)	(-2.18)
ROA	-0.008	0.005	0.005	0.005
	(-0.45)	(0.52)	(0.53)	(0.47)
Constant	-0.034*	5.441***	5.430***	5.404***
	(-1.83)	(40.69)	(39.56)	(41.84)
Sector_dum	YES	YES	YES	YES
Year_dum	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap LM	94.76		94.85	90.94
KP Wald F	160.48		160.35	149.77
Observations	2,462	2,462	2,462	2,443
R-squared		0.096	0.095	0.090

Robust z-statistics in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 4 および**表 5** は、倒産の間接コストを申請から開始までと、開始から認可までに分けて、**表 3** と同様に 2 段階最小二乗法（2SLS）により推計した第二段階の結果を示している。**表 4** をみると、第 1 行の Prepackaged_Filing の係数は統計的に有意ではない。一方、第 2～4 行に示す企業規模の変数はいずれも負で統計的に有意である。これは、相対的に規模が大きい企業では、内部管理体制や情報開示が比較的充実していることなどにより、裁判所による審査コストが低い可能性と整合的な結果である。一方、プレパッケージ型の選択は、この段階では手続期間に統計的に有意な影響を与えていない。第 5 行の ln(Banks)は 10%水準で負に有意であり、銀行数が多い企業ほど申請から開始までの期間が短い傾向が確認される。この結果は、債権者数の増加に伴い調整コストが高まるという予想とは必ずしも一致しない。もっとも、本稿で対象とするのは申請から開始決定までの期間であり、この段階では裁判所による申立要件の審査や財産保全の必要性の確認などが中心となるため、債権者間の利害調整よりも情報処理の効率性が反映されている可能性がある。このため、プレパッケージ型による事前の利害調整の効果は、この段階では十分に発現せず、統計的に有意な影響が確認されなかったものと考えられる。また、日本のメインバンク制の下では、銀行間の事前の情報共有や非公式な調整が進んでいる可能性や、多数の銀行によるモニタリングを通じて情報の信頼性が高まり、裁判所の審査コストが低下している可能性も考えられる。第 6 行の Tokyo_Osaka_Court の係数

は負であり、企業規模を考慮した場合でも、東京および大阪の地方裁判所では手続処理が他の地方裁判所と比較して比較的迅速である可能性を示唆している。

表 4　　倒産の間接コストの実証結果（申請⇒開始）

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES		ln(Days_Filing_Start)	
Prepackaged_Filing	-0.223	-0.225	-0.236
	(-1.32)	(-1.33)	(-1.38)
ln(Liability)	-0.107***		
	(-8.57)		
ln(Asset)		-0.109***	
		(-8.61)	
ln(Employees)			-0.107***
			(-7.02)
ln(Banks)	-0.066*	-0.067*	-0.086**
	(-1.77)	(-1.79)	(-2.32)
Tokyo_Osaka_Court	-0.923***	-0.921***	-0.951***
	(-27.78)	(-27.74)	(-28.50)
Age	-0.002**	-0.002**	-0.003***
	(-2.07)	(-2.06)	(-3.31)
IBD_Ratio	0.096	0.088	0.139*
	(1.28)	(1.16)	(1.84)
Tangibility	0.285***	0.286***	0.214***
	(4.40)	(4.42)	(3.24)
Leverage	-0.037	-0.148***	-0.120**
	(-0.76)	(-3.04)	(-2.41)
ROA	-0.009	0.003	-0.020
	(-0.30)	(0.10)	(-0.59)
Constant	4.116***	4.255***	3.139***
	(20.07)	(19.69)	(20.53)
Sector_dum	YES	YES	YES
Year_dum	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap LM	156.22	156.46	147.97
KP Wald F	92.02	92.13	88.39
Observations	2,943	2,943	2,923
R-squared	0.346	0.346	0.337

Robust z-statistics in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 5 は、開始から認可までの期間を被説明変数とした推計結果を示しており、**表 3** と整合的な結果である。第 1 行の Prepackaged_Filing の係数は負で統計的に有意であり、プレパッケージ型を選択した企業では、開始から認可までの期間が有意に短いことが確認される。一方で、第 2～4 行の企業規模の変数はいずれも統計的に有意ではない。この結果は、プレパッケージ型の手続が債権者間の利害調整コストを事前に軽減することにより、開始決定後の手続の迅速化に寄与している可能性と整合的である。また、再生手続開始後には、手続の標準化や専門家の関与により、企業規模に起因する複雑性の影響が相対的に小さくなる可能性が考えられる。

第 5 行の ln(Banks)は統計的に有意ではなく、開始から認可までの段階では取引銀行数の影響は確認されなかった。この結果は、手続開始後は裁判所および専門家が主導する標準化されたプロセスに移行するため、銀行間の関係性や事前調整の影響が相対的に小さくなる可能性を示唆している。一方、第 6 行、Tokyo_Osaka_Court の係数は負で統計的に有意であり、東京および大阪地裁では手続処理が他の地方裁判所と比較して比較的迅速であると考えられる。**表 4** の結果と併せて考えると、この結果は、裁判所の立地要因が手続全体の処理速度に一貫した影響を及ぼしている可能性と整合的である。

表 5　倒産の間接コストの実証結果（開始⇒認可）

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES		ln(Days_Start_Approval)	
Prepackaged_Filing	-0.186**	-0.188**	-0.204**
	(-2.32)	(-2.34)	(-2.49)
ln(Liability)	0.007		
	(1.05)		
ln(Asset)		0.008	
		(1.27)	
ln(Employees)			0.011
			(1.53)
ln(Banks)	0.018	0.018	0.018
	(0.90)	(0.87)	(0.88)
Tokyo_Osaka_Court	-0.243***	-0.244***	-0.242***
	(-13.33)	(-13.39)	(-13.33)
Age	-0.001*	-0.001*	-0.001*
	(-1.83)	(-1.90)	(-1.86)
IBD_Ratio	0.035	0.036	0.025
	(0.87)	(0.90)	(0.61)
Tangibility	0.126***	0.125***	0.127***
	(3.51)	(3.49)	(3.55)
Leverage	-0.063**	-0.056**	-0.058**
	(-2.49)	(-2.16)	(-2.25)
ROA	0.008	0.007	0.008
	(0.92)	(0.79)	(0.99)
Constant	5.195***	5.169***	5.265***
	(38.07)	(37.13)	(40.52)
Sector_dum	YES	YES	YES
Year_dum	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap LM	160.9	160.59	151.75
KP Wald F	92.93	92.97	89.67
Observations	2,707	2,707	2,687
R-squared	0.068	0.068	0.064

Robust z-statistics in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. おわりに

本稿では、日本の民事再生法における倒産手続にかかる日数を間接コストの代理変数とみなし、認可に至る案件を対象として、その決定要因を実証的に分析した。

本稿の分析結果は、倒産手続における間接コストの決定要因が段階ごとに異なることを示している。まず、企業規模および取引銀行数が大きいほどプレパッケージ型を選択する確率が高く、この選択を媒介として間接コストが低い傾向が確認され、本稿の媒介仮説と整合的である。さらに、手続期間を申請から開始までと開始から認可までに分割すると、前者では企業規模が負に有意である一方、プレパッケージ型の影響は確認されず、後者ではプレパッケージ型が有意に期間を短縮する一方で企業規模の影響は確認されない。これは、前半では内部管理体制や情報の質などの充実を通じた裁判所による審査コストの差異が、後半では債権者間の利害調整コストの差異がそれぞれ支配的であることを示唆している。また、東京および大阪の地方裁判所においては、いずれの段階でも手続期間が他の地方裁判所より統計的に有意に短く、裁判所の立地に関する要因が処理速度に関係している可能性も示唆された。以上より、本稿は、倒産手続において制度的要因と案件特性が異なるチャネルを通じて進行速度に影響する実証的な証拠を提示した。

再建型倒産手続では、迅速な処理が企業価値の維持や事業再生の成否にとって重要であり、本稿のように倒産手続の日数を間接コストの代理変数として、その決定要因を検証する意義は大きいと考えられる。一方で、本稿では民事再生法の申請後において企業の最終的な帰結については検証を行っていない。また、本稿のデータの限界として、手続廃止のサンプルが含まれていないため、分析結果にサンプルセレクションバイアスが生じている可能性は否定できず、結果を慎重に解釈する必要がある。申請後においては、事業再生を成し遂げ事業を継続している企業が一定数存在する一方で、破産など結果的に清算された企業も少なくない。加えて、民事再生法の特徴である DIP 型についても十分な検証は行っていない。例えば Hotchkiss (1995) は、経営者交代を伴わない Chapter 11 では倒産後のパフォーマンスが低いことを示している。日本においても、倒産法制の運用が企業の再生や退出、さらにはゾンビ企業の存続とどのように関係するのかを検証することは重要な研究課題であり、これらについては今後の課題としたい。

【補論】 論文の補論は、日本経営財務研究学会の公式ホームページに掲載している。

【付記】 本稿は、東京商工リサーチと一橋大学との共同研究の成果の一部である。本稿の作成にあたり、匿名のレフェリーと本誌編集委員長の白須洋子先生（青山学院大学）、田中賢治先生（帝京大学）、石原秀彦先生（専修大学）、中西正先生（同志社大学）から多くの貴重なコメントを頂いた。心より感謝申し上げる。また、本稿は科研費の助成を受けている（26H01959; 21H04394）。本稿における誤りは全て筆者に帰責する。本稿の執筆に際し、最終稿の文章校正に AI を利用した。なお、その使用部分を含め、本稿のすべての誤りについては著者が責任を負う。

参考文献

Araujo, A., Ferreira, R., Lagaras, S., Moraes, F., Ponticelli, J., Tsoutsoura, M., 2023. The Labor Effects of Judicial Bias in Bankruptcy. Journal of Financial Economics 150(2), 103720.

Ayadi, R., Abid, I., Guesmi, K., 2021. Survival of Reorganized Firms in France. Finance Research Letters 101434.

Bernstein, S., Colonnelli, E., Iverson, B., 2019a. Asset Allocation in Bankruptcy. Journal of Finance 74, 5-53.

Bernstein, S., Colonnelli, E., Giroud, X., Iverson, B., 2019b. Bankruptcy Spillover. Journal of Financial Economics 133, 608-633.

Bris, A., Welch, I., Zhu, N., 2006. The Costs of Bankruptcy: Chapter 7 Liquidation versus Chapter 11 Reorganization. Journal of Finance 61, 1253-1303.

Caballero, R. J., Hoshi, T., Kashyap, A. K., 2008. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan. American Economic Review 98(5), 1943-1977.

Chang, T., Schoar, A., 2013. Judge Specific Differences in Chapter 11 and Firm Outcomes. Working Paper. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=890699.

Dahiya, S., John, K., Puri, M., Gabriel, R., 2003. Debtor-in-Possession Financing and Bankruptcy Resolution: Empirical Evidence. Journal of Financial Economics 69, 259-280.

Denis, D. K., Rogers, K. J., 2007. Chapter 11: Duration, Outcome, and Post-Reorganization Performance. Journal of Financial and Quantitative Analysis 42(1), 101-118.

Franks, J. R., Torous, W. N., 1989. An Empirical Investigation of U.S. Firms in Reorganization. Journal of Finance 44, 747-769.

Fukuda, S., Nakamura, J., 2011. Why Did 'Zombie' Firms Recover in Japan? World Economy 34(7), 1124-1137.
Helwege, J., Packer, F., 2003. Determinants of the Choice of Bankruptcy Procedure in Japan. Journal of Financial Intermediation 12, 96-120.
Hotchkiss, E. S., 1995. Post-Bankruptcy Performance and Management Turnover. Journal of Finance 50, 3-21.
Iverson, B., Madsen, J., Wang, W., Xu, Q., 2022. Financial Costs of Judicial Inexperience: Evidence from Corporate Bankruptcies. Journal of Financial and Quantitative Analysis 58, 1111-1143.
Ono, A., Yasuda, Y., 2017, Forgiveness versus Financing: The Determinants and Impact of SME Debt Forbearance in Japan」, RIETI Discussion Paper Series 17-E-086.
Peek, J., Rosengren, E. S., 2005. Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan. American Economic Review 95(4), 1144-1166.
Rodano, G., Serrano-Velarde, N., Tarantino, E., 2016. Bankruptcy Law and Bank Finance. Journal of Financial Economics 120, 363-382.
Thorburn, K. S., 2000. Bankruptcy Auctions: Costs, Debt Recovery, and Firm Survival. Journal of Financial Economics 58, 337-368.
Warner, J. B., 1977. Bankruptcy Costs: Some Evidence. Journal of Finance 32, 337-347.
Xu, P., 2004. Increasing Bankruptcies and the Legal Reform in Japan. Journal of Restructuring Finance 1(2), 417-434.
伊藤眞，2021,『倒産法入門－再生への扉』，岩波新書。
胥鵬, 2005,「企業財務リストラにおける私的整理と法的整理の選択」, RIETI Discussion Paper Series 05-J-012。
山本和彦，2018,『倒産処理法入門 第 5 版』，有斐閣。

---

[1] 2010 年度には 130 万件を超える申し込みがあり、94.8%が実行された。期限到来後も減少傾向ではあるが、2019 年 3 月期の件数の報告でも 70 万件を超える申し込みがある。中小企業円滑化法の分析としては例えば、Ono and Yasuda (2017)などを参照のこと。

[2] その後の研究として、Fukuda and Nakamura (2011)がゾンビ企業からの復活について分析している。

[3] 無論、手続開始前の保全措置は重要であることに変わりはなく、民事再生法では、裁判所の判断を介してその保全を目指している。すべての債権者に対して強制執行等の禁止を命ずる包括的禁止命令や担保権実行手続の中止命令などが認められる(山本, 2018)。

[4] 実際、本稿の分析データを見てもほとんどが 3 年で終結となっておりデータのバリエーションが小さいことが確認される。

[5] 東京あるいは大阪に所在しない企業が、東京や大阪の地方裁判所に申請したケースも少なからず存在する点には注意が必要である。注 10 も参照のこと。

[6] 和議法に由来する民事再生法には、無担保債権者だけが手続に参加するなどの特徴があるが、データで捕捉できないため、本稿では考慮できていない。なお、無担保債権者の多くは企業間信用などの少額債権者と考えられる。もっとも、少額債権者の分布といった、民事再生手続において重要な頭数構造を直接的に捉えるものではなく、本稿の分析は債権者構成の一部を代理的に捉えたものに留まり、債権者数や少額債権処理の影響を十分に統制できていない可能性については留意が必要である。

[7] 企業規模の対数値の限界効果が 0.035 であるから、企業規模が 10%増加すると対数値は約 0.10 増加し、確率は 0.035×0.10＝0.0035 だけ上昇する。また、銀行数の対数値の限界効果は 0.034 である。銀行数の平均値が 2.37 行であるから、$\Delta\ln(\text{Banks})=\ln(3.37)-\ln(2.37) \fallingdotseq \log(1.42) \fallingdotseq 0.35$ により、$0.034 \times 0.35 \fallingdotseq 0.012$ となる。すなわちプレパッケージ型を選択する確率は約 1.2%上昇することを意味する。

[8] 企業規模が大きいほど、取引銀行数が多いことが想像されるが、必ずしもそうとも言えない。**補表 2** の Panel B から

分かるように、企業規模と銀行数の相関はそれほど高くはない。

[9] プレパッケージ型でないサンプルに限定した分析結果は補論の**補表 3** を参照のこと。

[10] 特に、民事再生法第 5 条の規定を踏まえると、一定規模以上の案件が大都市圏に集約される制度的要因が存在するため、純粋な裁判所能力の効果というよりも、案件特性と制度的配置の複合的な結果として解釈する必要があり、本分析からは裁判所能力の純粋な因果効果を識別することはできていない点には留意が必要である。

[11] 潜在的な懸念として、プレパッケージ型の利用が多い業種が、観測されない特性を通じて再建期間にも影響を与えている可能性がある。この点については、企業属性のコントロールおよび業種固定効果の導入により、業種レベルの異質性を可能な限り除去するよう試みている。

[12] **表 3** の 3 列と 4 列について、第一段階の推計で 1 列と異なるのは Size の変数のみであり、**表 1** の 2 列と 3 列と同様の結果であるため、第二段階の推計結果のみを記載している。