令和3年度 我が国の知的財産制度が経済に果たす 役割に関する調査報告書

令和4年3月

一般財団法人知的財産研究教育財団 知的財産研究所

序論

日本経済の成長力を高めるうえでイノベーションは中心的な政策課題であり、知的財産制度はその最も重要な制度インフラの一つである。こうした中で、エビデンスに基づく政策や経営の形成と実施に貢献する、実証的な経済分析が重要となっている。こうした中、日本国特許庁からの委託で行った本調査研究は、日本の知的財産制度や政策についての数少ない本格的な実証研究を行う場であり、同時に世界的に見てもユニークな統計となっている日本国特許庁の「知的財産活動調査」の改善についての継続的な検討の場となっている。本年度は以下の5つのテーマについて研究を行った。

(長岡 貞男)

I. 特許審査において面接・応対を行うことによる効果の分析

特許審査の質を高めることは特許制度の目的を実現するうえで極めて重要であり、特許審査のプロセスは出願人と審査官が協力して質の高い権利を作っていくプロセスでもある。本稿では、審査官と出願人・代理人の面接によるコミュニケーションに着目し、それが権利の範囲や安定性にどのような影響をもたらすかについて実証的な分析を行った。

分析の結果、面接は特に、権利化意欲の高い発明(ファミリーサイズや拒絶理由通知回数で測定)、他社からの注目度が高い発明(被引用件数で測定)、早期権利化ニーズの高い発明(早期審査請求制度の利用状況で測定)に対して用いられていることが分かった。そのうえで、内生性をコントロールしても、面接利用の拡大は、補正による文字数の増加を抑える効果があること、また、無効審判の請求確率や成立確率を低下させることも明らかとなった。これらの結果は、面接によるコミュニケーションが、権利をより安定的なものとし、権利範囲の過度の縮小を抑制する効果を持つことを示唆している。

したがって、特許の質を高め、特許制度のイノベーション促進機能を強化していくうえで、オンラインでの面接環境の充実など、面接のベネフィットを生かしつつ相対的なコスト(主に非金銭的な取引費用)を下げるような取組が重要になってくるものと考えられる。

(山内 勇)

Ⅱ. 不使用商標に関する分析

不使用の商標が保護されたままだと、第三者の商標選択の自由が制限される可能性がある。本調査は、不使用商標の実態を把握するとともに、不使用取消審判の利用状況と制度

変更の影響を分析した。主な結果は、以下の通りである。

まず、『知的財産活動調査』(特許庁)を用いた集計に拠れば、我が国の主要出願人における平均商標利用率は2020年で85%程度である。また、マクロの利用率は75%程度であり、所有商標の整理が進んだことにより、この値は上昇傾向にある。

次に、1994 年から 2019 年の不使用取消審判に関する集計・分析から以下の点が明らかになった。第一に、不使用取消審判の請求件数を同年の登録商標の総件数と比較すると、審判の対象になる商標の割合は、分析期間中で最も請求件数が多い 2007 年で約 0.1%、直近の 2019 年で約 0.05%である。つまり、審判を請求して取り消さなければならない不使用商標の存在は、必ずしも多くない。また、審判の件数や比率の推移を見る限り、不使用商標の問題が深刻化している様子も確認できない。第二に、分析期間を通じて審判成立率は、70%から 80%程度である。審判の対象になった商標の大部分が実際に登録取消になっていることは、不使用商標の排除において、本制度が実効性を持つことを示唆している。第三に、審判の対象になった商標は、登録後 3 年から 10 年の権利が多い。第四に、請求人・被請求人の属性分析から、日本企業が取消審判を利用するインセンティブが弱いことが示唆された。日本の出願人の場合、相手企業との関係悪化を避けるため、取消審判で拒絶理由に係る商標を排除するよりも、譲渡やライセンスを受けることを優先している可能性がある。

この他、平成8年(1996年)の商標法改正の影響として、不使用取消審判の請求人適格の緩和が審判請求数を増加させたこと、更新出願制度の廃止が権利更新率を高めたことを確認した(ただし、不使用商標が増加したかは不明確)。また、回帰分析によって、2008年6月の登録更新料の改定(値下げ)が権利更新率を高めたことを示した。登録更新料など商標に係る料金の変更は、不使用商標の整理に有効である可能性を示唆している。

(中村 健太)

Ⅲ. 特許の料金に関する分析

特許権の取得・維持に関する料金体系は、特許権の質や量をコントロールし得る重要な政策ツールであると考えられる。本研究では、過去の料金改定のうち、2011年8月1日に改定された審査請求料の減額改定の影響を評価した。具体的には、先行研究を踏まえて特許の質を定量的に測定したうえで、料金改定が特許の質や量をどう変化させたかを計量経済学的に分析した。

主要な結論は以下のとおりである。審査請求料の減額改定の影響を検証したところ、量的な側面(審査請求件数)でも質的な側面(特許査定率、登録特許の質、審査請求された特許出願の質)でもそれほど悪影響がなかったと評価できる。ただし、質的な側面については、特許の質に関する分布の下位部分(マージナルな質の登録特許または審査請求済み

特許出願)において、減額改定によるさらなる特許の質の低下をまねいていることが確認できるが、そのインパクトは 0.005 の低下 (特許の質に関する分布の下位部分は質の指標が-0.146 以下) または 0.004 の低下とごくわずかであったと評価できる。ただし、審査請求された特許出願の質的な側面に対する減額改定の影響については、平行トレンドの仮定を満たしておらず、識別できていない。そのため、審査請求された特許出願の質的な側面に対する減額改定の影響に関する結論については留意が必要である。

(蟹 雅代・西村 陽一郎)

IV. 特許庁の施策に資する国内外の計量経済学的研究の調査

各国特許庁や大学等の研究機関においては、知的財産制度と経済との関係性について調査研究が行われている。この章では、日本国特許庁の施策に活かせるという観点で、知的財産制度に関連する有用な国内外の計量経済学的研究を収集し整理する。特に、2021年9月8日から10日の期間に開催された EPIP (European Policy for Intellectual Property)で報告された論文を対象に、日本特許庁の施策に活かせる可能性のあるもの、あるいは日本でも同様の研究が実施できる可能性のあるものを選定し、その概要を整理する。

EPIPで報告される実証研究は多岐にわたるが、特に、以下のような研究は今後我が国でも実施する価値があると思われる。

- (a) 特許権の保護強化と企業の戦略的特許活動との関係
- (b) 特許の排他性と後続発明との関係
- (c) 審査プロセスにおけるコミュニケーションの分析
- (d) マーカッシュクレームの利用状況と後続発明に対する影響
- (e) 研究者の国際的な獲得競争における知財制度・研究開発制度等の影響

さらに、EPIPでは、新たなデータベースを活用した研究も多く報告されていた。例えば、 以下のようなデータベースの整備は、今後新たな実証研究を可能とするうえで重要と考え られる。

- (f) 審査官データベース
- (g) 製品と特許を紐づけたデータベース
- (h) Patent-Paper Pair データベース
- (i) 商標データベース
- (i) 侵害訴訟のデータベース

(山内 勇・西村 陽一郎・長岡 貞男)

V. 知的財産活動調査の全体推計方法の改善と、実運用に向けた検証

本稿の目的は、知的財産活動調査における全体推計方法を検討することである。知的財産活動調査は甲調査と乙調査から構成される。全数調査である甲調査では、回収出願人のデータにウェイトを乗じる拡大推計法と、未回収出願人のデータを PMM 法によって補完し、回収出願人のデータと合算して全体を推計する補完法の二つを比較した。補完法は、PMM 法で用いる回帰式によっては推計値の誤差が大きく、乱数に応じて得られる結果も異なることから、拡大推計法と比べて特に優れているとは言えなかった。実用上は拡大推計法の方が望ましいと考えられる。標本調査である乙調査では、拡大推計法と PMM 法による補完法に加え、LOCF 法と二段拡大推計法を検討した。過去データを補完値とするLOCF 法は、利用可能なデータが非常に限られ、実用的ではないと判断された。本稿で提案した二段拡大推計法は、母集団からの標本抽出による出願人数の縮小と、標本の中での未回収による出願人数の縮小を二段階で拡大し、推計しようとする方法である。四法の出願件数に関しては、二段拡大推計法を用いることで拡大推計法や補完法よりも誤差の小さな結果が得られた。特に二段階目の拡大推計でレイキングを用いれば、出願件数の推計値は基本的に真値に一致する。PMM 法では乱数によって結果が異なるが、二段拡大推計法では乱数を用いない点も利点である。最後に、実用に向けた検討課題をまとめた。

(土屋 隆裕)

「令和3年度我が国の知的財産制度が経済に果たす役割に関する調査」 委員会名簿

委員長

長岡 貞男 東京経済大学 経済学部 教授

委員

蟹 雅代 帝塚山大学 経済経営学部 准教授

十屋 降裕 横浜市立大学 データサイエンス学部 教授

中村 健太 神戸大学大学院経済学研究科 准教授

西村 陽一郎 中央大学 商学部 准教授

山内 勇 明治大学情報コミュニケーション学部 准教授

(敬称略、五十音順)

オブザーバー

宮崎 大輔 特許庁 総務部企画調査課 知財動向班長

三田寺 毅 特許庁 総務部企画調査課 知財動向班 工業所有権調査員

伊藤 章浩 特許庁 総務部企画調査課 知財動向班

事務局

小林 徹 一般財団法人知的財産研究教育財団 常務理事

二階堂 恭弘 一般財団法人知的財産研究教育財団知的財産研究所 研究部長

山内 勇 明治大学情報コミュニケーション学部 准教授

引地 麻由子 一般財団法人知的財産研究教育財団知的財産研究所 主任研究員

高橋 勇太 一般財団法人知的財産研究教育財団知的財産研究所 研究員

石本 愛美 一般財団法人知的財産研究教育財団知的財産研究所 研究員

森田 智絵 一般財団法人知的財産研究教育財団知的財産研究所 補助研究員

坂治 深雪 一般財団法人知的財産研究教育財団知的財産研究所 補助研究員

はじめに

近年、我が国の更なる経済成長を達成するため、また、技術革新の加速化に向けて、知 的創造活動が果たす役割に期待が高まっている。そして、知的創造活動によって生み出さ れた知的財産によってもたらされる更なる経済成長や技術革新を導くための制度について、 研究・議論が盛んに行われている。

このような中、本調査において国内外の法人、個人、大学及び公的研究機関等(以下、単に「企業等」という。)が、知的財産を保護するための制度をどのように活用し、どのような効果を得ているかを実証的に分析することは、今後の知的財産政策や施策を検討する上で非常に重要である。

本調査においては、変遷する特許制度の下で、国内外の企業等の特許出願関連行動や知的財産戦略を統計学的手法等により実証的に分析することにより、技術革新及びその産業化を促進する知的財産システム構築に向けた産業財産権制度や政策策定の検討材料となる調査を実施すること、また諸外国で行われている産業財産権に関する統計学的、計量経済学的な実証分析の現状についての調査を行うことを目的とする。

これらの結果については、特許庁における制度設計や政策の企画立案の基礎資料として活用できるとともに、企業等においても、特許出願戦略や知的財産戦略の策定を支援するための有益な情報となることが期待できる。

上記調査の結果を集約した本報告書が、今後、我が国の知的財産政策の立案や、企業等における知的財産戦略の策定において活用され、我が国のイノベーションの促進に貢献することになれば幸いである。

最後に、本調査研究の遂行に関し、ご協力いただいた委員及びオブザーバーの皆様、並 びに統計情報を提供頂いた関係各所に対して、深く感謝申し上げる次第である。

令和4年3月

一般財団法人知的財産研究教育財団 知的財産研究所

目次

要約

委員会名簿

はじめに

本編

序論	
I. 特許審査において面接・応対を行うことによる効果の分析	
Ⅲ.不使用商標に関する分析	28
III. 特許の料金に関する分析	60
IV. 特許庁の施策に資する国内外の計量経済学的研究の調査	127
V. 知的財産活動調査の全体推計方法の改善と、実運用に向けた検証	152

なお、本報告書は委員会での議論を基に、各委員が分担して執筆している。執筆の分担は以下のとおりである。

序論 長岡 貞男

- I. 山内 勇
- Ⅱ. 中村 健太
- Ⅲ. 蟹 雅代•西村陽一郎
- IV. 山内 勇・西村 陽一郎・長岡 貞男
- V. 土屋 隆裕

序論

日本経済の成長力を高めるうえでイノベーションは中心的な政策課題であり、知的財産制度はその最も重要な制度インフラの一つである。こうした中で、エビデンスに基づく政策や経営の形成と実施に貢献する、実証的な経済分析が重要となっている。こうした中、日本国特許庁からの委託で行った本調査研究は、日本の知的財産制度や政策についての数少ない本格的な実証研究を行う場であり、同時に世界的に見てもユニークな統計となっている日本国特許庁の「知的財産活動調査」の改善についての継続的な検討の場となっている。本年度は以下の5つのテーマについて研究を行った。

第1章(「特許審査において面接・応対を行うことによる効果の分析」)は、審査官と出願人等との面接が、特許審査の質に与える影響を分析している。特許制度の目的を実現するうえで特許の質は極めて重要であり、審査のプロセスにおいて、出願人・代理人と審査官との間で情報のやり取りが行われることが、両者の間の情報の非対称性を減少させ、審査の質を高める可能性がある。分析の結果、面接が利用されやすいのは、被引用件数やファミリーサイズ、発明者数等で測った重要性の高い発明であり、また、早期審査請求制度の利用状況で測った早期権利化ニーズの強い発明であることが判明した。また、2014年10月に行われた面接ガイドラインの改訂を自然実験として、面接の効果を分析した結果、ガイドラインの改訂は面接の利用率を1%程度上昇させ(これは約16.1%の上昇率に相当する)、補正による請求項の文字数の増加が抑えられることが明らかとなり、無効審判の請求確率や成立確率も低下することも確認された。すなわち、面接によるコミュニケーションは、権利をより安定的なものとし、権利範囲の縮小を抑制する効果を持つことが示唆された。

第2章(「不使用商標に関する分析」)は、不使用商標の実態を把握するとともに、不使用取消審判の利用状況と制度変更の影響を分析している。登録商標のマクロの利用率は75%程度であるが、『知的財産活動調査』(特許庁)を用いた集計に拠れば、我が国の主要出願人における平均商標利用率(所有商標のうち当該年に何件使用したか)は2020年で85%程度であることが明らかになった。また、1994年から2019年の不使用商標取消審判に関する集計・分析から、審判請求件数は、同年の登録商標の総件数と比較して、2007年で約0.1%、直近の2019年では約0.05%であるが、審判成立率は、70%から80%程度と高く、不使用商標取消審判が有用な機能を果たしていることを示した。更に、更新登録料の改定が権利更新率に与える影響を、回帰不連続デザインの手法を用いて分析し、2008年6月1日に施行された料金の大幅引き下げ(151,000円から48,500円)が、2.5%から3%程度更新率を上昇させたことを明らかにした。これは、逆に更新料の値上げが不使用商標の減少に有効な政策手段となり得ることを示している。

第3章(「特許の料金に関する分析」)は、2011年8月1日に改定された審査請求料の値下げの影響を評価している。審査請求料や特許維持費用は、審査請求や維持される発明の数や質に影響を与えうることから、これらを計量的に評価することは、特許庁による料金設計等に重要な含意があるが、従来あまり研究がされてこなかった。分析結果によると、現状の審査請求料水準において、審査請求件数は審査請求料に対して非弾力的であることが判明した。但し、審査請求された特許出願の質や登録特許の質に対しては、質に関する分布の下位部分においては、有意な影響を与える(料金低下が質を下げる)が、そのインパクトは非常に小さいことも判明した。

第4章(「特許庁の施策に資する国内外の計量経済学的研究の調査」)では、2021年9月8日から10日の期間に開催されたEPIP(European Policy for Intellectual Property)で報告された論文を対象に、その概要を整理し、それを踏まえて、今後我が国でも実施する価値があると思われる研究テーマとして、以下を指摘している。(a)特許権の保護強化と企業の戦略的特許活動との関係、(b)特許の排他性と後続発明との関係、(c)審査プロセスにおけるコミュニケーションの分析、(d)マーカッシュクレームの利用状況と後続発明に対する影響、(e)研究者の国際的な獲得競争における知財制度・研究開発制度等の影響を指摘している。また、今後新たな実証研究を可能とするうえで重要となっているデータベースとして、以下を指摘している:(f)審査官データベース、(g)製品と特許を紐づけたデータベース、(h) Patent-Paper Pair データベース、(i) 商標データベース、(j) 侵害訴訟のデータベース。

第5章(「知的財産活動調査の全体推計方法の改善と、実運用に向けた検証」)では、知的財産活動調査における甲調査と乙調査の全体推計の方法を検討している。甲調査は有効回収率が5割程度であり、乙調査は4割であり、効率的な全体推計は知的財産活動調査の経済全体への含意を得る上で非常に重要な課題である。甲調査については、未回収出願人への対処法として拡大推計法と補完法(PMM法)を試みた結果、補完法よりは拡大推計法の使用が現実的と考えられることが判明した。また、乙調査については、拡大推計法、補完法(PMM法)、二段拡大推計法の三つを試み、本稿で提案されている二段拡大推計法は、出願件数に関する相対誤差の点で拡大推計法や補完法よりも有効な結果が得られることが判明した。

(長岡 貞男)

I. 特許審査において面接・応対を行うことによる効果の分析

1. はじめに

特許審査の質を高めることは特許制度の目的を実現するうえで極めて重要である。そのため、特許の質に着目した実証研究も数多く行われている(Frakes and Wasserman, 2017; Kim and Oh, 2017)。例えば、日本特許庁の調査研究においても、特許査定率を審査の質の指標として用い、滞貨や先行技術調査の外注などの影響を分析したものもある(山内・長岡, 2012)

しかし、特許審査のプロセスは出願人と審査官が協力して権利を作っていくプロセスでもある。審査のプロセスにおいて、出願人・代理人と審査官との間で情報のやり取りが行われることで、権利範囲が過度に限定されず、かつ、より安定的な特許権が設定される可能性がある。出願人等と審査官のやり取りは書面で行われることが多いが、より直接的なコミュニケーションの手段として、電話や対面などの形で面接を行う機会が確保されている。書類でのやり取りでは伝わりにくい情報・知識が直接的なコミュニケーションで共有しやすくなるとすれば、面接の機会を提供することは審査の質の向上に寄与すると考えられる。面接は無料で実施しているが、当然ながら実質的にはコストがかかる。対面であれば交通費などの直接的な費用だけでなく、移動や面接にかかる時間、資料の準備時間など非金銭的な取引費用もかかる。したがって、出願人等あるいは審査官がコストを上回るメリットがあると考える案件が面接の対象となる。

2021年6月に開催された第14回五庁長官会合においては、ポストコロナ時代を見据えた今後の五庁協力として、審査官と出願人等とのオンラインでのコミュニケーションの拡充により、ユーザーの利便性を向上することの重要性を確認している。我が国では、2014年10月より申請があれば原則一回は面接を受諾するよう面接ガイドラインが改訂されており、これにより面接の実施件数も増えたと考えられる。また、2013年4月からは、従来のテレビ会議システム(特許庁と各地の特許室をISDN回線で結ぶ)を廃止し、インターネット回線を利用したテレビ会議システムが導入されており、ユーザーにとって面接に際しての利便性は高まってきていると言える。

こうした面接に対する環境整備の進展や審査プロセスにおける重要性にもかかわらず、 その効果を分析した先行研究は非常に少ない。そこで、ここではまず、面接を利用する発 明の特徴を明らかにする。そのうえで、面接を通じた出願人等と審査官のコミュニケーションが、権利範囲やその後の権利の安定性に与える影響について実証的な分析を行う。よ り具体的には、権利範囲を請求項の文字数で測定し、また、権利の安定性を審判の発生率 や成立率で測定することで、面接利用の効果を定量的に明らかにする。

その際、重要な発明ほど面接を請求されやすく、かつ、審判の対象となりやすいといっ

た内生性の問題に対処する必要がある。本稿では、2014年の面接ガイドラインの改訂というイベントを利用して、面接の効果の識別を試みる。すなわち、ガイドラインの改訂は面接の利用確率には影響するが、権利範囲や安定性には直接的に影響しないと考えられるため、その違いを効果の識別に利用するのである。

分析の結果、面接が利用されやすいのは、被引用件数やファミリーサイズ、発明者数等で測った重要性の高い発明であり、また、早期審査請求制度の利用状況で測った早期権利化ニーズの強い発明であることが分かった。また、そうした面接利用に関するセレクションをコントロールしたうえでも、面接の利用が、無効審判の請求確率や成立確率を低下させること、また、請求項の文字数の変化率を低下させることが明らかとなった。これらの結果は、面接を経て権利はより安定的になり、権利範囲が過度に狭くなることが減ることを示唆している。

2. 先行研究

前述の通り、審査の質に関する先行研究は多数存在し、その決定要因として先行技術調査の外注、審査着手の早期化、機械翻訳データベースの提供など、様々な実証分析が行われている(Yamauchi and Nagaoka, 2015; Nagaoka and Yamauchi, 2022; 山内, 2021)。しかし、審査のプロセスにおける出願人等と審査官のコミュニケーションに着目した研究は非常に少ない。

そうした中で、中村(2013)は無効審判の成立率の決定要因を分析する過程で、面接の回数をコントロール変数として用いている。その結果、面接の回数は無効審判成立率に有意な影響を持たないことが確認されている。ただし、中村(2013)は直接的に面接の効果を分析したものではなく、無効審判において権利が維持される要因を分析することを目的とした研究である。そのため、サンプルが無効審判を請求された案件に限られている。したがって、内生性により面接の回数の効果が識別できなかった可能性を排除できない。例えば、面接により無効理由が解消されることが多ければ、分母である無効審判の請求件数は減少すると考えられる。それでも無効審判が請求されるような案件は、無効理由がより明確なものに限られるため無効審判の成立率が上昇するはずである。このとき、面接の利用と無効審判の成立には正の相関が生じるため、審査の質を高める効果が相殺されてしまう。他にも、そもそも面接を請求される案件は重要性が高く、他社からの無効審判の対象となりやすいといった内生性も考えられる。

樋口(2014)は、より直接的に、面接が特許審査に与える影響を分析することを目的とした研究である。そこでは、面接の対象となった案件は、拒絶理由通知の回数が多いことや、拒絶査定に対する不服審判の成立率が低いことなどが明らかにされている。しかし、樋口(2014)の研究においても内生性への対応はなされていない。そのため、重要性が高

い発明ほど出願人がより頻繁に面接を利用し、同時に、拒絶理由通知に対して長く争い、 また、最終的に特許査定を得るという関係がある場合、面接を利用した案件ほど拒絶理由 通知回数は多くなり、不服審判の対象となる発明はより特許性の低いものに偏ることにな る。さらに、発明の質が高いほど拒絶理由が少なく、また、拒絶理由が審査の過程で解消 されやすいため、面接が利用されにくいという関係もあるかもしれない。

本稿では、これらの先行研究で十分に対応がなされていなかった内生性の問題を解消したうえで、面接の効果を明らかにする。具体的には、2014 年 10 月のガイドライン改訂を操作変数とした 2 段階推定によって因果の特定を行う。加えて、第 1 段階の推定に相当する分析であるが、面接が利用されやすい発明の特徴を明らかにすることも本稿の大きな目的となっている。なお、補論では差の差の分析(Difference in Differences: DID)を用いた、より厳密な因果の特定も試みている(ただし、その試みは成功しているとは言い難い)。そこでは、出願人等と審査官との間で特許性に関する認識にズレが起こりやすい分野ほど面接利用の効果が高いと考え、もともと FA から最終処分までのやり取りの期間が長い(あるいは回数が多い)分野とそうでない分野との間で効果の違いを見ている。

こうした面接の決定要因や効果を分析するうえでは、Beck et al. (2021) の研究が参考になる。彼らは、デンマークの医薬品産業を対象に、審査官と代理人のコミュニケーションについて調査を行っている。そこでは、代理人に対するインタビューと、EPOへの出願17件についての82通のレター(審査官と出願人のやりとり)を調査している。それによれば、コミュニケーションは電話や対面で行われることも多く、その多くは審査官と代理人との認識のギャップを埋めるために行われる。この場合、それまでのやり取りで構築した関係性が重要になるため、同一の審査官が面接を担当することが重要となる。一方、書類上でのコミュニケーションの場合、同じ審査官である必要性はそれほど高くないことも明らかにされている。さらに、彼らの調査によれば、コミュニケーションの内容の64%は新規性に関するものであり、34%が進歩性に関するものである。また、権利の広さや文字数は査定率と正の相関があり、大幅な補正は査定率と負の相関があることも示唆されている。ただし、彼らの研究はインタビューによる定性的な分析が中心で、統計的な分析についてはサンプルが非常に少なく厳密な検証を行うことができていない。本稿では、検証仮説の実務的な背景としてBeck et al. (2021)における発見的事実をふまえつつ、大規模なデータセットによる実証分析を行う。

3. 使用データと仮説

本稿では特許庁の提供する特許情報標準データを用いた分析を行う 1。分析単位は個別

1データセットの構築に当たり、(一財)知的財産研究教育財団知的財産研究所より必要データの提供を受けた。

特許出願であり、審査請求可能期間の違いの影響を避けるため、2001 年 10 月以降の特許出願を分析対象としている ²。分析の時間軸としてはファーストアクション(FA)日を用いる。本来、ガイドライン改訂の面接利用への影響を分析するには、面接日を分析の時間軸に設定すべきだろう。しかし、面接日を時間軸として設定した場合、面接を利用していない案件がサンプルから除外され、両者の比較が行えなくなる。そのため FA 日を分析の時間軸として用いることとした(後述の通り、FA から面接までの平均的な期間は 5 か月程度とそれほど大きな乖離があるわけではない)。なお、本稿における分析は、FA のあった発明にサンプルが限定されることから、審査請求された発明のみが対象となっている点には注意を要する。また、FA が特許査定の場合、それ以降に面接を利用する機会が存在しないため、本稿の分析においてはこうした発明はサンプルから除いている。

分析対象期間はガイドライン改訂の前後 5 年間を含む 2008 年から 2018 年 (FA 日ベース)とする。なお、2009 年以降でなく 2008 年以降としているのは、2013 年に、従来のテレビ会議システム(特許庁と各地の特許室を ISDN 回線で結ぶ)を廃止し、インターネット回線を利用したテレビ会議システムが導入されており、前後 5 年間を含むサンプルでこの影響も併せて分析できるようにするためである。また、FA から面接までのタイムラグを考慮するという意図もある。

なお、FA から審判の発生・成立までにもタイムラグがあるが、利用した特許情報標準 データには2022年12月25日時点までの公開データが収録されており、2018年までにFA が出た案件に分析対象を限定することで、トランケーションの問題をある程度緩和するこ とができる。ただし、トランケーションを完全になくすことはできないため、推定におい ては、コントロール変数としてトレンドを導入するなどの処置を行っている。

ここで、特許情報標準データからは、面接の実施日、面接の形態(対面・オンライン、電話・FAX)、出願日、請求項数、筆頭 IPC、ページ数、被引用件数、引用件数、審査請求日、早期審査請求日、拒絶理由通知日、拒絶理由通知回数、審判の請求日、審判の結果、クレームの数、第一クレームの文字数などのデータを抽出した。

これらのデータを用いて、(1)ガイドライン改訂により面接の利用率は上昇したか、(2)面接により権利範囲の縮小は抑えられたか、(3)面接により権利の安定性は向上したかを検証する。

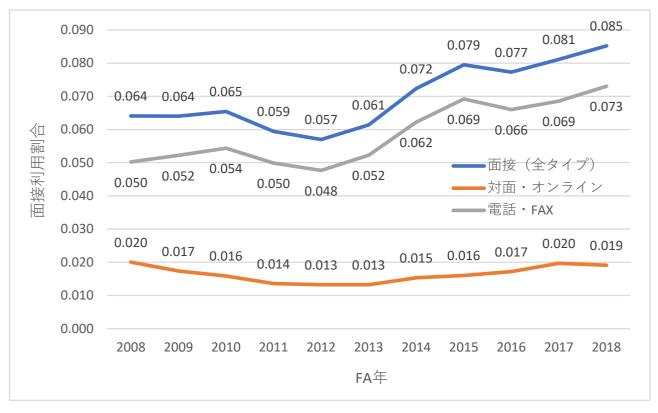
4. データの概観

まず、図 1 によって面接の利用状況を確認しておく。この図は、FA 年ごとに面接を利用した発明の割合を見たものである。なお、推定は特許単位で行うため日次レベルのデー

²日本では、2001年9月以前の出願に対する審査請求可能期間は7年間であったが、2001年10月以降の出願についてはそれが3年間に短縮されている。

タとなり、ガイドライン改訂の変数も日次で作成しているが、ここでは全体像を把握する ため年次で図を作成している。また、利用したデータセットでは面接のタイプについて、 対面での面接とオンラインでの面接の区別はできないものの、それらと電話・FAXによる 面接との違いは区別できる。そこで、全体、対面・オンラインのみ、電話・FAXのみに分 けて、面接利用割合の推移をみている。





図から分かるように、全体として面接利用割合は 2012 年までは横ばいかやや低下傾向にあったが、2013 年以降は上昇に転じ、特に 2014 年以降急激に上昇していることが分かる。ガイドライン改訂前の 2008 年から 2013 年の期間の平均面接利用割合は 6.2%で、それが改定後の 2014 年から 2018 年の期間では 7.9%まで上昇している(27.4%の上昇率)。なお、この期間における FA から面接利用までの平均ラグは 5.07 か月(標準偏差は 5.63 か月)とそれほど長くはないため、ガイドライン改訂の影響は FA 年ベースでもある程度捉えることができると考えられる。

続いて、筆頭 IPC のセクション (1桁) レベル及びクラス (3桁) レベルで分野別の面接 利用状況を見たのが表 1 及び表 2 である。発明の重要性や権利の安定性、権利範囲を測定 する指標として、被引用件数、無効審判と不服審判の請求率及び成立率、公開から登録に かけての第一請求項の文字数の変化及び変化率の平均値もあわせて示している。なお、表 2 については紙面の都合上、上位 10 分野と下位 10 分野に絞って表示している。

表1によれば、面接の利用割合が高いセクションは A や C セクションである。これらのセクションでは被引用件数が多く、不服審判の発生率や成立率が高く、また文字数の変化率も高いことが分かる。より重要な発明について面接が利用されていることを示唆する結果である。なお、文字数の変化率は C セクションで最も高く 105.4%であるから、出願時から登録時にかけて請求項の文字数が平均して 2 倍以上になっていることが分かる。

表 1. IPC 別面接利用状況(セクションレベル)

	セクション	N	面接 (全タイプ)	被引用件数	不服審判 請求ダミー ×100	不服審判 成立ダミー ×100	無効審判 請求ダミー ×100	無効審判 成立ダミー ×100	文字数の 変化	文字数の 変化率
Α	生活必需品	390792	0.083	6.537	28.850	8.099	0.106	0.023	136.6	0.823
С	化学;冶金	333045	0.081	6.067	29.646	7.149	0.049	0.011	59.1	1.054
Ε	固定構造物	75170	0.077	4.016	13.224	3.773	0.101	0.031	125.1	0.642
G	物理学	596837	0.071	5.554	20.829	5.455	0.025	0.008	152.7	0.683
В	処理操作;運輸	423087	0.065	4.915	19.629	5.264	0.042	0.009	131.7	0.627
Н	電気	647922	0.057	5.982	23.537	6.118	0.027	0.008	134.5	0.643
D	繊維;紙	24148	0.056	5.081	18.437	5.007	0.109	0.042	98.4	0.663
F	機械工学;照明;加熱;武器;爆破	223473	0.055	4.783	19.403	4.800	0.038	0.011	141.2	0.602
Tota	al	2714507	0.068	5.659	23.428	6.137	0.046	0.012	128.9	0.721

表2のより詳細なクラスレベルの分類においても、CセクションやAセクションに属するクラスで面接の利用率が高いことが見て取れる。しかし、クラスレベルでは発明の重要性との相関はそれほど明確ではない。他方で文字数の変化率との相関は比較的高いように見える。すなわち、面接を頻繁に利用する分野では、出願時から登録時にかけて請求項の文字数がより大きく増えている。審査の過程で権利範囲が狭くなりやすい分野で、面接によるコミュニケーションが必要になることを示唆する結果である。

表 2. IPC 別面接利用状況 (クラスレベル:上位 10 分野と下位 10 分野)

	IPCクラス	N	面接 (全タイプ)	被引用件数	不服審判 請求ダミー ×100	不服審判 成立ダミー ×100	無効審判 請求ダミー ×100	無効審判 成立ダミー ×100	文字数の 変化	文字数の 変化率
C40	コンビナトリアル技術 [8]	62	0.194	4.091	29.630	3.704	0.000	0.000	266.9	5.156
C12	生化学;ビール;酒精;ぶどう酒;酢;微生物学;酵素学;突然変異または遺伝子工学	44232	0.131	5.285	35.663	6.581	4.306	0.783	89.0	1.321
B43	筆記用または製図用の器具;机上付属具	2301	0.129	3.936	11.492	2.230	22.936	5.734	99.9	0.607
G21	核物理;核工学	6243	0.126	4.805	20.076	4.091	2.315	0.000	117.6	0.696
A23	食品または食料品;他のクラスに包含されないそれらの処理	19448	0.124	5.785	31.637	8.637	26.669	12.501	76.0	0.888
A42	頭部に着用するもの	661	0.124	3.191	15.358	6.143	0.000	0.000	135.9	0.779
G10	楽器;音響	14434	0.123	4.935	22.619	6.515	0.976	0.000	143.1	0.598
C14	原皮;裸皮;生皮またはなめし革	82	0.122	4.370	3.704	0.000	0.000	0.000	56.4	0.480
A21	ベイキング;生地製造または加工の機械あるいは設備;ベイキングの生地[1,8]	1361	0.120	4.640	26.070	7.588	11.013	11.013	98.9	0.918
A41	衣類	9236	0.119	5.615	23.961	7.085	15.640	4.692	134.8	0.648
F22	蒸気発生	1330	0.044	4.319	20.186	6.265	0.000	0.000	127.4	0.593
H02	電力の発電,変換,配電	70699	0.044	5.587	19.292	4.573	3.411	0.401	141.0	0.585
F23	燃焼装置;燃焼方法	5856	0.044	4.163	19.868	3.918	2.356	2.356	135.5	0.612
B81	マイクロ構造技術 [7]	1169	0.043	5.832	19.583	4.583	0.000	0.000	129.7	0.657
A24	たばこ;葉巻たばこ;紙巻たばこ;擬似喫煙具;喫煙具	1501	0.043	6.107	46.828	17.537	18.957	0.000	114.9	0.766
F24	加熱;レンジ;換気	24263	0.042	5.120	17.955	5.181	3.678	1.839	146.9	0.640
D05	縫製;刺しゅう;タフティング	1495	0.042	2.894	14.542	4.575	10.846	0.000	130.9	0.504
G07	チェック装置	12462	0.041	4.875	15.687	4.440	9.306	2.326	129.3	0.570
A46	ブラシ製品	1210	0.039	4.256	21.402	8.118	0.000	0.000	118.1	0.671
D01	天然または人造の糸または繊維;紡績	3592	0.038	5.287	17.455	4.241	8.140	0.000	79.1	0.594
Total		2714507	0.068	5.659	23.428	6.137	4.622	1.176	128.9	0.721

注:サンプルサイズが 10未満の G16、C99、G99 を除く

本稿では、基本的に、請求項の文字数が増えるほど権利範囲が狭くなると解釈している。 しかし、マーカッシュクレームが多い分野では、文字数が多いほど権利範囲が拡大するこ とになる。マーカッシュクレームは、例えば化合物において、組み合わせを変えても同じ 効果が得られるような化学物質の選択肢を列記したクレームであり、選択肢を増やすほど 権利範囲に含まれる化合物が増えていくことになる。したがって、特に化学分野では文字 数が増加したからといって、権利範囲が狭くなったとは必ずしも言えないことには注意が 必要である。

表 3 は、出願時から登録時にかけての文字数や請求項数の変化及び変化率を IPC のクラスレベルで見たものである。ここでは文字数の変化率が高い順に上位 10 分野を示している。この表から分かる通り、審査過程での文字数の変化率の上位 10 分野のうち 7 分野が C セクションに属するクラスである。したがって、化学分野においては、権利範囲の狭さの指標として文字数を用いることは適切でない可能性もある。そこで、文字数に関する分析においては、C セクションを除いたサブサンプルでの推定を行っている。

表 3. 出願時から登録時にかけての第一請求項の文字数の変化率(上位 10 分野)

			文字数	文字数		請求項数	請求項数	
	IPCクラス	Ν	の変化率	の変化	文字数	の変化率	の変化	請求項数
			の変化率	の変化		×100	×100	
C40	コンビナトリアル技術[8]	62	5.156	266.9	420.3	0.000	0.000	15.3
C07	有機化学[2]	64327	1.904	-119.2	876.8	-0.008	-0.409	12.9
C12	生化学;ビール;酒精;ぶどう酒;酢;微生物学:酵素学;突然変異または遺伝子工学	44232	1.321	89.0	242.7	-0.013	-0.296	13.8
C09	染料:ペイント;つや出し剤;天然樹脂;接着剤;他に分類されない組成物:他に分類されない材料の応用	35096	1.090	121.3	235.4	0.015	-0.066	8.6
A61	医学または獣医学;衛生学	183208	0.969	112.4	254.6	-0.009	-0.162	11.1
C11	動物性または植物性油、脂肪、脂肪性物質またはろう;それに由来する脂肪酸;洗浄剤;ろうそく	4397	0.940	86.2	248.5	0.012	0.035	7.8
A21	ベイキング;生地製造または加工の機械あるいは設備;ベイキングの生地[1,8]	1361	0.918	98.9	184.8	0.000	0.000	6.4
A01	農業;林業;畜産;狩猟;捕獲;漁業	26633	0.905	91.8	273.0	0.004	-0.027	6.2
C05	肥料;肥料の製造 [4]	604	0.894	74.9	158.8	0.000	0.000	7.0
C08	有機高分子化合物;その製造または化学的加工;それに基づく組成物	77444	0.890	110.2	257.9	-0.005	-0.047	8.9
Total		2714507	0.721	128.9	305.7	-0.003	-0.088	8.3

注:サンプルサイズが 10未満の G16、C99、G99 を除く

表 4 では、ガイドライン改訂前(2008年から 2013年)と改定後(2014年から 2018年)での面接利用率の変化と、権利の範囲や安定性の指標の変化を見たものである。面接の利用率が上昇すれば、全体として文字数の変化率は低下し、審判の請求・成立率も低下することが予想される。表 4 を見ると、面接の利用率は上昇しており、文字数の変化率や無効審判の請求率及び成立率については低下している。ただし、被引用件数や無効審判についてはトランケーションの影響も大きいと考えられるため、そうした影響をコントロールした分析が必要である。また、不服審判については請求率も成立率も上昇しており、内生性のコントロールの重要性が示唆される。

表 4. ガイドライン改訂前後の比較

	Bef	ore	Af	ter
	(2008-	-2013)	(2014	-2018)
	N	mean	N	mean
面接利用ダミー(全タイプ)	1666446	0.062	1050025	0.079
対面ダミー(対面・オンライン)	1666446	0.015	1050025	0.017
電話ダミー(電話・FAX)	1666446	0.051	1050025	0.068
被引用件数	1112145	6.265	431426	4.098
文字数の変化	1052461	136.5	795503	118.9
文字数の変化率	1052461	0.773	795503	0.654
無効審判請求ダミー×100	1027366	0.0006	785213	0.0003
無効審判成立ダミー×100	1027366	0.0002	785213	0.0000
不服審判請求ダミー×100	684632	0.21	303576	0.30
不服審判成立ダミー×100	684632	0.051	303576	0.085

続いて、面接を利用する発明の特徴を集計データから概観しておく。表 5 は、面接を利用した発明としなかった発明のそれぞれについて、各種変数の平均値を比較したものである。いずれの変数についても統計的に有意な差が認められる。

面接を利用する発明は、最終的に特許を認められるケースが多く、早期権利化ニーズが高く(早期審査請求率が高く、出願から審査請求までの期間が短い)、技術の幅が広い(IPC の付与数が多い)発明であると言える。また、被引用件数が多く無効審判の発生率・成立率も高いことから、他社からの注目度が高い発明であると言える。さらに、発明活動へのインプットである発明者の数が多く、拒絶査定に対しては長く争う(拒絶通知回数が多く、不服審判の請求率や成立率も高い)ことから、自社にとって権利化の必要性が高い発明であると考えられる。これらの点は、面接の効果を分析するうえで、重要な発明ほど面接が利用されやすく、同時に審判が発生しやすく審査過程における権利範囲の縮小が起きやすいという内生性の問題が生じていることも示唆している。

表 5. 面接利用発明の特徴

	面接	面接	Total	有と無の	 t検定
	有	無	TOtal	差	【快化
最終特許査定	0.89	0.66	0.68	0.23	***
拒絶通知回数	1.62	1.24	1.27	0.38	***
被引用回数	6.19	5.62	5.66	0.57	***
請求項数(公開時)	8.99	8.49	8.52	0.50	***
発明者数	2.71	2.56	2.57	0.16	***
IPC付与数(公開時)	3.97	3.73	3.74	0.25	***
早期審査請求ダミー	0.15	0.04	0.04	0.11	***
第一請求項の文字数(公開時)	312.9	305.2	305.7	7.78	***
不服審判請求ダミー×100	68.72	21.44	23.44	47.28	***
不服審判成立ダミー×100	11.13	5.93	6.15	5.20	***
無効審判請求ダミー×100	0.140	0.037	0.046	0.103	***
無効審判成立ダミー×100	0.037	0.009	0.012	0.028	***
出願から審査請求(月数)	23.38	26.32	26.12	-2.93	***
審査請求から最終処分(月数)	16.3	18.7	18.55	-2.43	***

5. 面接利用の決定要因に関する実証分析

(1) 推定モデル

面接利用の効果について見ていく前に、まずは面接利用の決定要因について分析を行っておく。面接利用の効果を分析する際には、操作変数を用いた 2 段階推定を行うが、そこではガイドラインの改訂というイベントを操作変数として利用する。したがって、ここで

もガイドラインの改訂が重要な説明変数のひとつとなる。

2014年10月のガイドライン改訂では、面接の申請を受けた場合、審査官は必ず1度は面接を実施しなければならなくなった。さらに、この改訂にあたって、出願人とのコミュニケーションを通じて納得感の高い結果を得るために、これまで以上に面接を拡充することの重要性も説明資料に記載された。こうした活動は、直接的に面接の利用機会を高めただけでなく、出願人や代理人の面接利用に対する意識を高めた可能性もある。実際、図1で確認した通り、面接の利用率の上昇はガイドラインの改訂直後の短期的なものではなく長期的なものである。

ここでは、「改訂ダミー」を、FA日ベースで2014年10月1日以降に1の値を取り、2014年9月30日以前に0の値をとる変数として定義し、説明変数として用いる。なお、2013年のインターネット回線を利用したテレビ会議システムの導入の効果についてもあわせて分析を行う(2013年4月1日以降に1を取る「ネット回線導入ダミー」変数を導入する)。

具体的な推計モデルは以下の式(1)で表される。

面接利用ダミー $_{i,j,t,T} = \alpha_1$ 改訂ダミー $_t + \alpha_2$ 自社にとっての権利化の必要性 $_{i,j,t,T}$ + α_3 他社からの注目度 $_{i,j,t,T} + \alpha_4$ 早期権利化ニーズ $_{i,j,t,T} + \alpha_5$ 技術の幅 $_{i,j,t,T}$ + α_6 発明の特徴 $_{i,j,t,T}$ + 出願年ダミー $_T$ + IPC クラスダミー $_J$ + トレンド $_t$ + 誤差項 $_{i,j,t,T}$

ここで、iは個別特許出願を、jは IPCクラスを、tは FA日を、Tは出願日を表している。被説明変数の面接利用ダミーは面接を利用していれば 1 の値を取り、利用していなければ 0 の値をとる変数である。また、面接利用の決定要因としては、自社にとっての権利化の必要性を表す変数として、ファミリーサイズ 3と拒絶通知回数を用いる。他社からの注目度を表す変数としては被引用件数(対数)を、早期権利化ニーズとして早期審査請求ダミーを使用する。他に、技術の幅を表す変数として IPC の付与数(対数)を、それ以外の発明の特徴をコントロールする変数として、発明者の数と請求項の数(対数)を用いる。

さらに、出願年と IPC クラスの固定効果を導入するとともに、FA 年ベースのトレンドをコントロールする。なお、改訂ダミーやネット回線導入ダミーは日次の階段関数(2014年 10月1日あるいは 2013年 4月1日でジャンプする関数)となっているため、年単位のトレンドを入れても効果を識別できる。

.

³ファミリーサイズが100以上のものはすべて100件としている。

(2) 推定結果

表 6 は、面接利用の決定要因に関する推定結果を示したものである。ここでは、probit モデルを用いた推定を行っている。なお、表中の係数の値は限界効果である。列 (1) と (2) は対面・オンラインあるいは電話・FAX のタイプによらずすべての面接を対象とした面接利用ダミーを被説明変数とした場合、(3) は対面・オンラインの面接を利用したときのみ 1 を取るダミー変数を被説明変数とした場合、(4) は電話・FAX での面接を利用したときのみ 1 を取るダミー変数を被説明変数とした場合の推定結果である。なお、(1) と (2) の違いは、説明変数として改訂ダミーを用いているか、ネット回線導入ダミーを用いているかの違いである。

表 6. 面接利用の決定要因(probit モデル、係数の値は限界効果)

	面接利用	用ダミー	対面ダミー	電話ダミー
	(1)	(2)	(3)	(4)
改訂ダミー (14年10月1日以降)	0.010***		0.004***	0.007***
	(10.600)		(7.886)	(8.275)
ネット回線導入ダミー (13年4月1日以降)		0.004***		
		(4.624)		
拒絶通知回数	0.061***	0.061***	0.006***	0.054***
	(205.328)	(205.448)	(44.485)	(210.468)
ファミリーサイズ	0.000***	0.000**	-0.000**	0.000***
	(2.707)	(2.434)	(-2.327)	(4.014)
被引用回数(対数)	0.006***	0.006***	0.004***	0.003***
	(20.550)	(20.475)	(30.464)	(11.082)
早期審査請求ダミー	0.128***	0.127***	0.058***	0.082***
	(95.709)	(95.250)	(81.533)	(71.121)
IPC付与数(対数)	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.000
	(-3.554)	(-3.585)	(-10.105)	(-0.061)
発明者数	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***
	(13.780)	(13.790)	(12.803)	(9.723)
請求項数(対数)	0.005***	0.005***	-0.001***	0.005***
	(18.672)	(18.548)	(-6.113)	(23.887)
トレンド (一次)	-0.007***	-0.007***	-0.004***	-0.004***
	(-34.348)	(-32.418)	(-44.386)	(-19.076)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes
Observations	1,463,137	1,463,137	1,463,122	1,463,137
F-test	0.000	0.000	0.000	0.000

z-statistics in parentheses

この表によれば、改訂ダミーやネット回線導入ダミーの係数はいずれも正で有意である。 したがって、ガイドラインの改訂やインターネット回線による面接インフラの整備は、面 接の利用率を高めたことが分かる。

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

係数の値を見ると、出願年やトレンドなど様々な要因をコントロールしたうえでも、ガイドラインの改訂は面接の利用率を 1%上昇させたことが確認できる。なお、表 4 の記述統計を見ると、改訂前の面接利用率の平均値は 6.2%であるから、上昇率は 16.1%程度となり、改訂の影響は非常に大きかったことが分かる。また、表 6 の (3) と (4) から、対面・オンラインでの面接利用率は 0.4%、電話・FAX での面接利用率は 0.7%上昇したことが分かる。表 4 より、改訂前の面接利用率はそれぞれ 1.5%と 5.1%であるから、上昇率で見ると 26.7%と 13.7%となる。したがって、対面・オンラインでの面接がより大きく上昇している。

また、表 6 における他の説明変数の係数を見てみると、IPC 付与数を除いていずれも正で有意となっている。すなわち、自社にとっての権利化の必要性が高い(拒絶理由通知回数やファミリーサイズが大きい)、他社からの注目度が高い(被引用件数が大きい)、早期権利化ニーズが高い(早期審査請求の頻度が高い)という特徴を持つ発明ほど、面接の利用確率が高いことが実証的にも示されたと言える。こうした特徴は、権利の安定性や権利範囲とも強く相関すると考えられる。したがって、この内生性をコントロールしない限り、先行研究で得られている結果には大きなノイズが含まれている可能性がある。

なお、ファミリーサイズは対面ダミーに対して負で有意となっている。これは、外国籍 出願人が含まれることや、他庁の審査結果を参照できることなどが影響していると考えら れる。

また、参考までに表 7 に最小二乗法 (OLS) による推定結果を示している。係数の符号 や有意性は表 6 の probit モデルによる推定結果とほぼ同じことが確認できる。表 8 は推定 に用いた変数の記述統計である。

表 7. 面接利用の決定要因 (OLS モデル)

	面接利用	用ダミー	対面ダミー	電話ダミー
	(1)	(2)	(3)	(4)
改訂ダミー (14年10月1日以降)	0.011***		0.005***	0.008***
	(10.022)		(8.066)	(7.983)
ネット回線導入ダミー (13年4月1日以降)		0.005***		
		(4.615)		
拒絶通知回数	0.092***	0.092***	0.009***	0.088***
	(233.115)	(233.231)	(46.246)	(243.249)
ファミリーサイズ	0.000***	0.000***	-0.000***	0.000***
	(2.866)	(2.612)	(-2.890)	(4.614)
被引用回数(対数)	0.006***	0.006***	0.005***	0.003***
	(19.176)	(19.121)	(29.639)	(9.650)
早期審査請求ダミー	0.158***	0.158***	0.094***	0.102***
	(132.024)	(131.641)	(149.576)	(92.119)
IPC付与数(対数)	-0.001***	-0.001***	-0.002***	0.000
	(-3.036)	(-3.083)	(-10.055)	(0.748)
発明者数	0.002***	0.002***	0.001***	0.001***
	(13.085)	(13.085)	(12.749)	(8.957)
請求項数(対数)	0.006***	0.006***	-0.001***	0.007***
	(20.555)	(20.468)	(-5.804)	(26.225)
トレンド (一次)	-0.008***	-0.008***	-0.006***	-0.004***
	(-34.498)	(-32.865)	(-45.958)	(-19.226)
定数項	-0.083	-0.084	-0.003	-0.086
	(-0.595)	(-0.598)	(-0.041)	(-0.665)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes
Observations	1,463,137	1,463,137	1,463,137	1,463,137
F-test	0.061	0.060	0.028	0.055

t-statistics in parentheses

表 8. 面接の決定要因分析に用いた変数の記述統計

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
面接利用ダミー (全タイプ)	1,463,137	0.067	0.251	0.000	1.000
対面ダミー(対面・オンライン)	1,463,137	0.017	0.129	0.000	1.000
電話ダミー(電話・FAX)	1,463,137	0.056	0.230	0.000	1.000
拒絶通知回数	1,463,137	1.278	0.516	1.000	8.000
ファミリーサイズ	1,463,137	3.094	4.868	1.000	100.000
被引用回数(対数)	1,463,137	1.624	0.682	0.693	6.922
早期審査請求ダミー	1,463,137	0.035	0.184	0.000	1.000
IPC付与数(対数)	1,463,137	1.074	0.708	0.000	5.004
発明者数	1,463,137	2.573	1.806	1.000	60.000
請求項数(対数)	1,463,137	1.785	0.813	0.000	5.924
トレンド (一次)	1,463,137	6.938	2.739	3.000	13.000

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6. 面接利用の効果に関する実証分析

(1) 推定モデル

前述の通り、面接の利用と権利の範囲・安定性との間には内生性があると考えられるため、それをコントロールすべく、ここではガイドラインの改訂ダミーを操作変数とした 2 段階推定を行う。

前節の分析から、ガイドラインの改訂は面接の利用機会を大幅に高めたことが分かった。 他方で、ガイドラインの改訂自体は権利の範囲や安定性には直接的に影響しないはずであ る。したがって、改訂ダミーは操作変数として適した性質を持つと考えられる。

具体的な推定モデルは以下の式(2)と(3)で表される。第1段階では面接利用ダミーを被説明変数、改訂ダミーを説明変数とした推定を行う。第2段階では権利範囲や権利の安定性を被説明変数として、第1段階で推定された面接利用ダミーを説明変数に用いた推定を行う。

第1段階の推定モデル

面接利用ダミー $_{i,j,t,T}=\alpha_1$ 改訂ダミー $_t+\alpha_2$ 自社にとっての権利化の必要性 $_{i,j,t,T}+\alpha_3$ 他社からの注目度 $_{i,j,t,T}+\alpha_4$ 早期権利化ニーズ $_{i,j,t,T}+\alpha_5$ 技術の幅 $_{i,j,t,T}+\alpha_6$ 発明の特徴 $_{i,j,t,T}+$ 出願年ダミー $_T+IPC$ クラスダミー $_i+$ トレンド $_t+$ 誤差項 $_{i,i,t,T}$ (2)

第2段階の推定モデル

権利範囲・安定性 $_{i,j,t,T} = \beta_1$ 面接利用ダミー $_{i,j,t,T} + \beta_2$ 自社にとっての権利化の必要性 $_{i,j,t,T} + \beta_3$ 他社からの注目度 $_{i,j,t,T} + \beta_4$ 早期権利化ニーズ $_{i,j,t,T} + \beta_5$ 技術の幅 $_{i,j,t,T} + \beta_6$ 発明の特徴 $_{i,j,t,T} +$ 出願年ダミー $_T + IPC$ クラスダミー $_j +$ トレンド $_t +$ 誤差項 $_{i,j,t,T}$ (3)

なお、面接利用の決定要因分析で確認された通り、ファミリーサイズは外国籍出願人や他庁の審査結果の問題等を含んでいる。したがって、ここでの説明変数からは除外する。さらに、表 1、2 で見たように、化学分野においては請求項の文字数の変化が他のセクションとは異なる動きをしている(マーカッシュクレームを含むことなどが影響していると考えられる)。そこで、以下の分析においては、サンプルから C セクションを除いた推定を行う。なお、IPC クラスレベルでの違いは IPC クラスダミーでコントロールしている。

(2) 推定結果

表9が操作変数法による2段階推定の結果である。表10には使用した変数の記述統計を示している。表9において、まず文字数の変化及び変化率について見てみると、面接利用ダミーの係数は負で有意となっている。すなわち、面接を利用することで、補正を経た文

字数の変化及び変化率は小さくなることが分かる。このことは、面接を通じて、出願人等と審査官の間で特許性に関する認識が共有され、権利範囲が過度に狭くなることが少なくなることを示唆している。

続いて、無効審判の請求ダミーと成立ダミーへの効果を見ていく。これらの変数に対しても、面接利用ダミーは負で有意な効果を持っている。すなわち、面接を利用することで 当該特許に対する無効審判請求は減少し、また、特許が無効になることも減る。

これらの結果は、ガイドライン改訂による面接利用率の上昇が、権利範囲の縮小を抑え、権利の安定性を高める効果を持つことを示している。したがって、出願人等と審査官との間で特許性の認識に齟齬がある場合、面接を積極的に活用することで、より強い権利を作っていくことができると考えられる。

他方で、面接には様々な取引コストも発生する。例えば、書類上のやり取りとは異なり、時間に関するフレキシビリティは低下する。また、対面での面接であれば移動時間もかかる。さらに、面接のための資料の準備等も必要になるだろう。こうした取引費用に対して、書面でのコミュニケーション費用が高い場合(書面では情報が伝わりにくい場合など)には、面接を利用する相対的なベネフィットが大きくなるだろう。特に出願人にとって権利化の必要性が高い発明について認識に齟齬が発生しているような場合には、面接の取引費用を下げる取り組みが重要になる。

一方、表9によれば、不服審判の請求率や成立率に対しては、面接利用は有意な影響を持っていない。この原因のひとつとして、面接の利用により特許査定率が高まると、最終的に拒絶査定となる案件は本当に特許性の低い発明に偏ることが考えられる。したがって、本来は、こうした特許査定率の変化もコントロールした分析が必要となる。また、面接は基本的には、出願人にとって権利化の必要性が高い発明に対して、拒絶理由が通知された場合に請求されるものである。不服審判についても同様に、権利化の必要性が高い発明が、最終的に拒絶査定を受けた場合に請求されるものである。これらはいずれも出願人による意思決定である。それに対して、無効審判の請求は第三者の意思決定であるため、面接請求との内生性が不服審判の方が強いことも影響している可能性がある。なお、補論では、DIDを用いてより厳密な効果の識別も試みている。

表 9. 操作変数法による面接の効果の推定 (2SLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	文字数の	文字数の	無効審判	無効審判	不服審判	不服審判
	変化率	変化分	請求ダミー	成立ダミー	請求ダミー	成立ダミー
面接利用ダミー	-6.814***	-668.699***	-0.059**	-0.025**	-21.077	1.818
	(-3.490)	(-2.888)	(-2.498)	(-2.144)	(-0.505)	(0.431)
拒絶通知回数	0.959***	111.183***	0.006**	0.003**	1.906	-0.146
	(4.957)	(4.845)	(2.509)	(2.131)	(0.531)	(-0.402)
被引用回数(対数)	0.047***	8.266***	0.001***	0.000***	0.200	0.005
	(5.454)	(8.057)	(6.926)	(4.552)	(0.725)	(0.180)
早期審査請求ダミー	1.093***	109.754***	0.014***	0.005***	2.874	-0.136
	(3.472)	(2.940)	(3.576)	(2.801)	(0.548)	(-0.256)
IPC付与数(対数)	0.064***	-3.461***	-0.000	-0.000*	0.033	-0.001
	(16.980)	(-7.681)	(-0.059)	(-1.925)	(0.627)	(-0.196)
発明者数	0.026***	1.748***	0.000	0.000	0.055	0.001
	(8.503)	(4.911)	(0.872)	(1.025)	(0.718)	(0.112)
請求項数(対数)	-0.033**	-12.828***	0.001***	0.000**	0.048	-0.011
	(-2.117)	(-6.962)	(2.598)	(2.125)	(0.354)	(-0.817)
トレンド (一次)	-0.132***	-22.555***	-0.002***	-0.001***	-0.170	0.011
	(-3.179)	(-4.594)	(-3.226)	(-2.833)	(-0.542)	(0.356)
トレンド(二次)	0.004***	1.063***	0.000***	0.000***	0.002	-0.001
	(2.737)	(5.660)	(2.856)	(2.696)	(0.311)	(-1.136)
Constant	0.850***	123.953***	-0.000	0.001	-1.486	0.113
	(10.569)	(12.990)	(-0.262)	(1.609)	(-0.427)	(0.322)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	930,018	930,018	907,671	907,671	481,199	481,199
R-squared	0.025	0.389	0.006	0.018	0.769	0.017

z-statistics in parentheses

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 10. 面接の効果に関する 2SLS 推定の記述統計

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
文字数の変化率	930,018	0.681	1.440	-0.998	370.77
文字数の変化分	930,018	142.595	213.768	-28201	51537
無効審判請求ダミー	901,135	0.001	0.024	0.000	1.000
無効審判成立ダミー	901,135	0.000	0.013	0.000	1.000
不服審判請求ダミー	481,199	0.235	0.424	0.000	1.000
不服審判成立ダミー	481,199	0.062	0.242	0.000	1.000
面接利用ダミー	930,018	0.086	0.281	0.000	1.000
拒絶通知回数	930,018	1.305	0.537	1.000	8.000
被引用回数(対数)	930,018	1.624	0.688	0.693	6.922
早期審査請求ダミー	930,018	0.044	0.204	0.000	1.000
IPC付与数(対数)	930,018	1.014	0.680	0.000	4.890
発明者数	930,018	2.549	1.780	1.000	42.000
請求項数(対数)	930,018	1.783	0.812	0.000	5.924

ここで、内生性のコントロールの重要性を確認するため、表 11 に単純な OLS の結果を示す。表 11 では面接利用ダミーの係数は、無効審判の請求率や成立率、不服審判の請求率や成立率に対して正で有意となっている。したがって、内生性をコントロールしない限り、面接を利用した案件ほど権利の安定性が損なわれるという結果が出てしまう。

表 11. OLS による面接の効果の推定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	文字数の	文字数の	無効審判	無効審判	不服審判	不服審判
	変化率	変化分	請求ダミー	成立ダミー	請求ダミー	成立ダミー
面接利用ダミー	-0.001	-1.659**	0.001***	0.000***	0.397***	0.031***
	(-0.248)	(-2.079)	(8.524)	(4.877)	(131.410)	(17.422)
拒絶通知回数	0.284***	45.098***	-0.000	-0.000	0.057***	0.008***
	(100.172)	(108.019)	(-1.035)	(-1.523)	(45.813)	(10.793)
被引用回数(対数)	0.020***	5.603***	0.000***	0.000***	0.058***	0.017***
	(8.747)	(16.655)	(12.747)	(6.728)	(64.604)	(31.369)
早期審査請求ダミー	-0.005	2.314*	0.004***	0.001***	0.176***	0.089***
	(-0.573)	(1.936)	(29.549)	(16.970)	(40.990)	(34.828)
IPC付与数(対数)	0.065***	-3.369***	0.000	-0.000*	0.006***	0.001**
	(28.371)	(-9.919)	(0.478)	(-1.797)	(7.064)	(2.205)
発明者数	0.016***	0.839***	-0.000***	-0.000**	0.015***	0.004***
	(19.206)	(6.742)	(-3.718)	(-2.283)	(45.668)	(20.365)
請求項数(対数)	-0.086***	-18.020***	0.000	0.000	-0.021***	-0.005***
	(-43.677)	(-62.214)	(0.721)	(0.048)	(-29.812)	(-12.463)
トレンド(一次)	0.010**	-8.668***	-0.000***	-0.000***	-0.009***	-0.002*
	(2.153)	(-12.350)	(-4.660)	(-4.191)	(-4.788)	(-1.909)
トレンド(二次)	-0.001***	0.551***	0.000*	0.000**	-0.001***	-0.000***
	(-2.893)	(12.054)	(1.719)	(2.260)	(-8.128)	(-5.283)
Constant	0.886***	124.080***	0.001	0.001	-0.046	-0.006
	(5.026)	(4.782)	(0.000)	(0.000)	(-0.231)	(-0.054)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	930,018	930,018	907,671	907,671	481,199	481,199
R-squared	0.022	0.038	0.003	0.001	0.105	0.023

t-statistics in parentheses

7. 結論

特許審査のプロセスは、出願人等と審査官とが協力して権利を作っていく過程でもある。 両者の間で発明の特許性に関する認識にギャップが存在すると、審査期間が長くなったり、 補正の際に権利範囲が不必要に狭くなったりする恐れがある。また、ギャップが埋まらないまま最終的な判断が下された場合、その後の審判の発生率や成立率が高まり、権利が不 安定なものになる可能性もある。したがって、出願人と審査官との間でのコミュニケーションを促すことは、より安定的で適切な範囲の権利を作っていくことにつながるものと期 待される。

我が国では、2014年10月に面接ガイドラインが改訂され、面接を利用する機会が拡大

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

した。本稿では、こうした改訂が実際に面接の利用を促進したのか、また、それに伴い権利の範囲や安定性はどのように変化したのかについて、実証的な分析を行った。

分析の結果、ガイドラインの改訂は面接の利用率を 1%程度上昇させたことが明らかとなった。これは約 16.1%の上昇率に相当する。また、面接の対象となりやすいのは、ファミリーサイズや拒絶理由通知回数で測った権利化の必要性の高い発明、被引用件数で測った他社からの注目度が高い発明、早期審査請求を申請するような早期権利化ニーズの高い発明であることも分かった。他方で、これらの結果は、面接利用の効果を分析するにあたって、内生性のコントロールが極めて重要であることも示唆している。

そこで本稿では、ガイドラインの改訂を操作変数とした 2 段階推定によってこうした内生性をコントロールした。推定結果によれば、面接利用の拡大によって、補正による文字数の増加が抑えられることが明らかとなった。また、無効審判の請求確率や成立確率も低下することが確認された。すなわち、面接によるコミュニケーションは、権利をより安定的なものとし、権利範囲の縮小を抑制する効果を持つことが示唆された。

したがって、面接の利用機会の拡大は、特許の質を高め、特許制度のイノベーション促進機能の強化に寄与するものと考えられる。ただし、面接の利用は無料ではあるものの、出願人と審査官双方にとって取引費用はかかるはずである。そのため、オンラインでの面接環境の充実など、面接のベネフィットを生かしつつ相対的な取引費用を下げる取組が、今後重要になってくるものと考えられる。

なお、本稿では対面とオンラインとの効果の違いまでは分析できなかった。また、不服 審判の請求率や成立率に対する効果の識別には改善の余地もある。後者については補論に おいて更なる検討を行っているが、必ずしもうまくいっていない。これらの点については 今後の課題としたい。

参考文献

- Beck S, Beukel K, Grimpe C, Weile W. The (secrete) power of communication: How communicative practices shape the patent prosecution process. European Policy for Intellectual Property (EPIP) conference paper.
- Frakes MD, Wasserman MF. Is the time allocated to review patent applications inducing examiners to grant invalid patents? Evidence from microlevel application data. Review of Economics and Statistics 2017; 99; 550–563.

doi:10.1162/REST a 00605

Kim YK, Oh JB. Examination workloads, grant decision bias and examination quality of patent of-fice. Research Policy 2017; 46; 1005–1019.

doi:10.1016/j.respol.2017.03.007

Nagaoka S, Yamauchi I. Information Constraints and Examination Quality in Patent Offices: The

- Effect of Initiation Lags. International Journal of Industrial Organization 2022 [forthcoming].
- Yamauchi I, Nagaoka S. Does the outsourcing of prior art search increase the efficiency of patent examination? Evidence from Japan. Research Policy 2015a;44; 1601–1614. doi:10.1016/j.respol.2015.05.003
- 中村健太(2013)「無効審判における権利の安定性に関する分析」特許庁委託調査『平成 24 年度 我が国における産業財産権の出願行動等に起因する経済成長に関する分析調 査報告書』一般財団法人知的財産研究所,pp.121-149.
- 樋口航(2014)「審査官との面接及び電話応対が特許審査に与える影響について」政策研 究大学院大学知財プログラム修了論文
 - (http://www3.grips.ac.jp/~ip/pdf/paper2013/MJI1201higuchi.pdf) (最終閲覧日 2022 年 2 月 18 日)
- 山内勇・長岡貞男(2012)「特許審査の滞貨発生メカニズムと審査効率の決定要因 特許 庁委託調査『平成23年度我が国経済の新たな成長に向けた産業財産権の出願行動等 に関する分析調査報告書』一般財団法人知的財産研究所, pp.84-pp.117.
- 山内勇(2021)「機械翻訳サービスの提供開始による外国文献の活用状況の変化に関する調査」特許庁委託調査『令和2年度 我が国の知的財産制度が経済に果たす役割に関する調査報告書』株式会社サンビジネス, pp.60-79.

補論

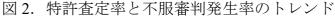
(1) 操作変数の妥当性

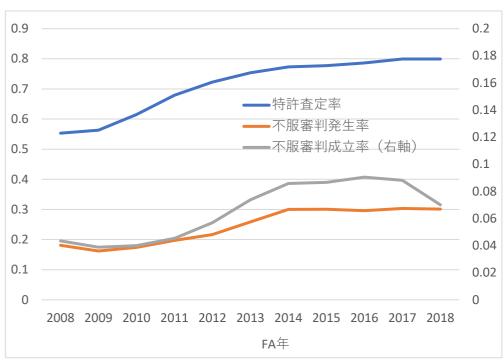
本稿の分析においては、操作変数として面接ガイドラインの改訂を用いた。しかし、仮に、面接に対する需要が増えたことがガイドラインの改訂をもたらしたのであれば、ガイドラインの改訂を操作変数として用いることは適切ではないだろう。この点に関しては、図1で見たように、ガイドライン改訂前の面接の利用率は、横ばいかあるいは減少傾向を示していた。したがって、改訂以前に面接に対する需要が高まっていたというわけではなさそうである。

また別の問題として、ガイドライン改訂と同時期に、特許庁が審査の質を高めるような 取り組みを行っていた場合には、ガイドライン改訂を用いた効果の識別は難しくなる可能 性がある。他方で、審査の質が高まれば、むしろ面接の利用は減少する方向に働くため、 ガイドライン改訂による面接利用率への効果は過小評価されることになる。

この点について、下の図 2 の通り、ガイドライン改訂前の期間の特許査定率は上昇傾向を示しており、不服審判の発生率も横ばいである。さらに、図 3 の通り、一人当たり審査件数(審査負担)も改訂前の期間は増加傾向を示している。したがって、改訂前の期間に審査の質が向上していたとは言い難いだろう。

なお、推定においては、審査の質を高めるような特許庁の取り組みの影響は、出願年ダミーや FA 年ベースのトレンドによって、ある程度コントロールできているはずである。





250 200 150 100 50 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 審査年

図3. 一人当たり審査件数(審査負担)のトレンド

出所:特許行政年次報告書より筆者作成

(2) DID による面接の効果の識別

ここでは、面接の効果をより厳密に識別するため、DID による分析を試みる。面接を利用することの効果は、もともと出願人と審査官とのやり取りに長期間かかっていたような分野でより大きいと考えられる。こうした分野では、出願人と審査官との間で特許性や拒絶理由に関する認識のズレが大きいと考えられるためである。また、こうした分野においては、ガイドラインの改訂による面接利用の増加も大きいと考えられる。そこで、ガイドライン改訂前の2008年から2012年の期間において、FAから最終処分までの期間(以下、コミュニケーション期間と呼ぶ)が平均値以上のIPCクラスをトリートメントグループ、平均値未満のクラスをコントロールグループとしたDID分析を行う。

その際、頑健性の確認のため、コミュニケーション期間の代わりに、IPC クラス別の拒絶理由通知回数(以下、コミュニケーション回数と呼ぶ)を用いた推定も行う。すなわち、コミュニケーション回数が平均値以上のクラスをトリートメントグループ、平均値未満のクラスをコントロールグループとした推定を行う。

具体的な推定モデルは以下の式(4)と(5)で表される。なお、分野別のコミュニケーション期間・回数は、ガイドライン改訂前の平均値ではあるものの、特許レベルの拒絶理由通知回数とも強い相関を持つと考えられるため、ここでの推定では拒絶理由通知回数を説明変数としては用いない。

第1段階の推定モデル

面接利用ダミー $_{i,j,t,T}$ 及び 面接利用ダミー $_{i,j,t,T}$ ×トリートメントグループ $_{j}$

第2段階の推定モデル

権利範囲・安定性 $_{i,j,t,T} = \beta_1$ 面接利用ダミー $_{i,j,t,T} + \beta_2$ 面接利用ダミー $_{i,j,t,T} \times$ トリートメントグループ $_j + \beta_3$ 他社からの注目度 $_{i,j,t,T} + \beta_4$ 早期権利化ニーズ $_{i,j,t,T} + \beta_5$ 技術の幅 $_{i,j,t,T} + \beta_6$ 発明の特徴 $_{i,j,t,T} +$ 出願年ダミー $_T + IPC$ クラスダミー $_j +$ トレンド $_t +$ 誤差項 $_{i,j,t,T}$

(5)

分析に先立ち、トリートメントグループとコントロールグループの間で、改訂前の期間 に権利の安定性や権利範囲のトレンドに違いがないかを確認しておく。

図4は、コミュニケーション期間の平均値を基準にトリートメントグループとコントロールグループに分けた場合の、無効審判と不服審判の請求率の推移である。この図からは、トリートメントグループとコントロールグループでプリトレンドに違いはあまりないことが確認できる。しかし同時に、改訂後の両者の動きにも差がみられない。

また、同様に図 5 は、両グループ間で第一請求項の文字数の変化率の推移を比較したものである。この図においても、改訂前の 2012 年までは両グループのトレンドにそれほど大きな差はないことが見て取れる。そして改訂後にはむしろ、コントロールグループで文字数の変化率が低下している。

図 4. 審判請求率の推移(トリートメントグループとコントロールグループ)

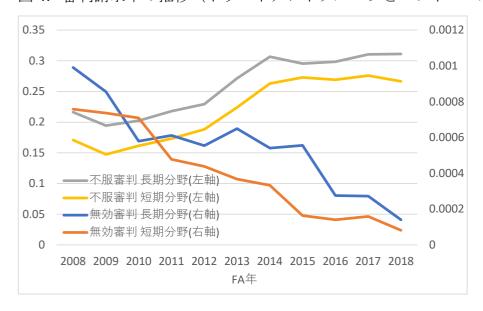


図 5. 文字数の変化率の推移 (トリートメントグループとコントロールグループ)

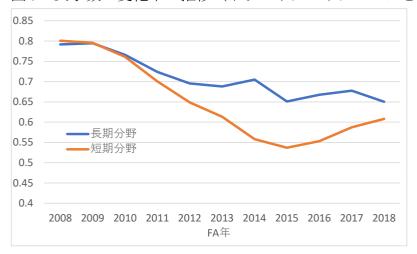


表 12 と表 13 はそれぞれ、コミュニケーションの期間と回数を基準にグループを分けた場合の、DID による 2 段階推定の結果である。

表 12. DID を用いた 2 段階推定 (コミュニケーション期間)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)のfirst stage	
	文字数の	文字数の	無効審判	無効審判	不服審判	不服審判		 _ 面接利用
	変化率	変化分	請求ダミー	成立ダミー	請求ダミー	成立ダミー	面接利用)	X長期分野
面接利用ダミー	-11.089***	-2,523.552***	-0.075**	-0.032**	-79.465	6.717		
	(-3.650)	(-3.809)	(-2.285)	(-1.967)	(-0.156)	(0.162)		
面接利用X長期分野	10.728***	3,432.521***	0.045	0.020	17.281	-2.081		
	(3.900)	(5.722)	(1.599)	(1.384)	(0.149)	(-0.222)		
改訂ダミー (14年10月1日以降)							0.009***	
							(5.732)	
改訂ダミーX長期分野								0.010***
								(11.454)
被引用回数(対数)	0.056***	9.856***	0.001***	0.000***	0.775	-0.039	0.006***	0.004***
	(4.881)	(3.935)	(6.203)	(4.160)	(0.171)	(-0.106)	(13.788)	(11.482)
早期審査請求ダミー	1.058***	175.629**	0.013***	0.005***	9.791	-0.673	0.162***	0.069***
	(3.187)	(2.427)	(3.593)	(2.803)	(0.160)	(-0.136)	(103.081)	(62.192)
IPC付与数(対数)	0.069***	-4.954***	0.000	-0.000	0.100	-0.005	0.002***	0.002***
	(13.970)	(-4.584)	(1.047)	(-0.779)	(0.170)	(-0.112)	(4.115)	(6.384)
発明者数	0.029***	2.527***	0.000	0.000	0.206	-0.011	0.002***	0.001***
	(7.159)	(2.828)	(1.236)	(1.278)	(0.171)	(-0.109)	(12.822)	(10.054)
請求項数(対数)	-0.022	-7.729*	0.001**	0.000**	-0.043	-0.004	0.009***	0.004***
	(-1.156)	(-1.855)	(2.564)	(2.105)	(-0.347)	(-0.432)	(24.130)	(14.679)
トレンド(一次)	-0.142***	-32.272***	-0.002***	-0.001***	-0.623	0.046	-0.022***	-0.010***
	(-3.016)	(-3.134)	(-3.166)	(-2.775)	(-0.160)	(0.146)	(-23.515)	(-14.871)
トレンド(二次)	0.005**	1.365***	0.000***	0.000***	0.008	-0.001	0.001***	0.000***
	(2.576)	(3.520)	(2.833)	(2.659)	(0.139)	(-0.234)	(11.414)	(7.644)
Constant	1.587***	145.557***	0.005**	0.003***	1.270	-0.092	0.131***	0.033
	(8.186)	(3.444)	(2.397)	(2.850)	(0.120)	(-0.108)	(3.807)	(1.352)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	930,018	930,018	907,671	907,671	481,199	481,199	930,018	930,018

z-statistics in parentheses

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 13. DID を用いた 2 段階推定 (コミュニケーション回数)

		, , = ,						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)のfir	rst stage
	文字数の	文字数の	無効審判	無効審判 成立ダミー	不服審判 請求ダミー	不服審判 成立ダミー	面接利用	面接利用
	変化率	変化分	請求ダミー					X多数分野
面接利用ダミー	-7.955***	-1,966.527***	-0.047**	-0.019*	-67.949	5.674		
	(-4.629)	(-4.916)	(-2.131)	(-1.743)	(-0.150)	(0.170)		
面接利用X多数分野	6.960***	3,106.047***	-0.000	-0.001	-9.428	-0.828		
	(4.149)	(7.956)	(-0.019)	(-0.147)	(-0.182)	(-0.216)		
改訂ダミー (14年10月1日以降)							0.009***	
							(5.732)	
改訂ダミーX多数分野								0.007***
								(8.173)
被引用回数(対数)	0.048***	6.604***	0.001***	0.000***	0.808	-0.037	0.006***	0.004***
	(5.505)	(3.253)	(6.771)	(4.482)	(0.165)	(-0.101)	(13.788)	(12.125)
早期審査請求ダミー	0.811***	108.751**	0.012***	0.005***	9.875	-0.624	0.162***	0.068***
	(3.651)	(2.104)	(4.007)	(3.033)	(0.156)	(-0.133)	(103.081)	(59.941)
IPC付与数(対数)	0.072***	-4.889***	0.000*	0.000	0.111	-0.008	0.002***	0.002***
	(16.552)	(-4.813)	(1.845)	(0.038)	(0.159)	(-0.161)	(4.115)	(5.834)
発明者数	0.027***	1.549**	0.000	0.000	0.220	-0.010	0.002***	0.001***
	(8.767)	(2.187)	(1.262)	(1.321)	(0.166)	(-0.101)	(12.822)	(10.200)
請求項数(対数)	-0.038***	-12.430***	0.000***	0.000**	-0.045	-0.003	0.009***	0.004***
	(-2.965)	(-4.172)	(2.739)	(2.194)	(-0.306)	(-0.309)	(24.130)	(15.218)
トレンド (一次)	-0.109***	-22.476***	-0.002***	-0.001***	-0.654	0.043	-0.022***	-0.010***
	(-3.351)	(-2.975)	(-3.454)	(-2.983)	(-0.156)	(0.137)	(-23.515)	(-14.829)
トレンド (二次)	0.004***	1.097***	0.000***	0.000***	0.010	-0.001	0.001***	0.000***
	(2.843)	(3.720)	(3.009)	(2.800)	(0.138)	(-0.221)	(11.414)	(7.251)
Constant	1.613***	117.643***	0.007***	0.004***	1.495	-0.098	0.131***	0.031
	(8.793)	(2.756)	(2.708)	(3.044)	(0.125)	(-0.110)	(3.807)	(1.229)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	930,018	930,018	907,671	907,671	481,199	481,199	930,018	930,018

z-statistics in parentheses

いずれの表においても、面接利用ダミーの単独項は、文字数の変化率や無効審判の請求率・成立率に負の効果を持っている。すなわち、面接が権利範囲の過度な縮小を防ぎ、権利の安定性を高めることは頑健な結果と言える。しかしながら、面接利用とトリートメントグループの交差項は、無効審判や不服審判の発生率・成立率に対して有意な効果を持っていない。また、文字数の変化率・変化分に対する係数は、予想に反して正で有意となっている。したがって、この推定におけるトリートメントグループとコントロールグループの設定は適切でない可能性が高い。

ここでは、分野別のコミュニケーションの期間・回数を、出願人と審査官のコミュニケーションの必要性の指標として用いた。しかし、こうした面接の必要性が高い分野では審判の発生率や成立率も高く、技術分野ダミーや操作変数でコントロールしきれない内生性が存在しているものと思われる。より適切なコントロールグループを用いた効果の識別については今後の課題としたい。

(山内 勇)

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ⅱ. 不使用商標に関する分析

1. はじめに

日本の商標法は登録主義を採用している。したがって、出願時に未使用であっても、将来の事業開始に備えて商標登録を受けることができる。このことは、使用主義に対する登録主義の優位性の源泉として重要な要素である。他方で、出願や登録の際に使用を条件としないため、不使用の商標が保護されたままとなり、ブランドを識別するために利用可能な言葉や標識が減少する可能性がある。このような状態を「商標の乱立(trademark cluttering)」と呼ぶ(Graevenitz, 2013; Graevenitz et al., 2012, 2015)。商標の乱立は、新たな商標の作成・登録のコストを増大させる。その結果、消費者は、商標を頼りに製品の探索や識別を行うことが困難になるかもしれない。つまり、商標の乱立は、商標制度の有効性を損なうことにつながりかねない。

不使用商標の存在が第三者の商標選択の自由度を狭めるとすれば、それは、潜在的な商標が有限個しか存在しないことに起因する。Landes and Posner(1987)は、商標のための文字や記号の空間は無限であり、商標に希少性はないと論じた。確かに、文字や記号の組み合わせは無限かもしれない。しかし、ユーザーの選好には偏りがあるため、実際には商標の混雑が起こりうる。例えば、Beebe and Fromer(2018)は、米国の文字商標に関する詳細な実証研究から、「商標の枯渇と混雑(trademark depletion and trademark congestion)」の状況は慢性的であり、新規の出願人が競争力の低いセカンドベストの商標に頼らざるを得ないケースが増加していると報告している。商標の乱立と商標の枯渇・混雑は、関連する概念であるが、同じではない。前者は不使用の問題に重点を置き、後者は枯渇や混雑に着目している。しかし、中国で見られるように、おそらく使用の意図がないと思われる商標が毎年大量に出願されれば、乱立と枯渇・混雑は同時に発生し得る¹。

現状の日本において、商標の乱立、枯渇・混雑が深刻な問題として顕在化したという話は寡聞にして知らない²。しかしながら、商標、特に、制度としての歴史が長い文字商標については、世界的に枯渇状態にあり、我が国においても商標資源の有効活用について検討する意義は、今後益々高まっていくと考えられる。

そこで本調査では、『知的財産活動調査』(特許庁)を用いて、日本の主要出願人について所有商標の利用状況を把握する。次に、不使用取消審判の請求や成立について基礎的な集計を行い、審判制度の利用状況を確認する。さらに制度変更と不使用商標の関係性について論じる。我が国では、1996年に商標法条約を批准するため更新出願制度を廃止した。

¹中国国家知識産権局によれば、2020年度、中国の出願件数は911.6万件、登録件数は557万件、累計有効登録件数は2,839万件である。http://sbj.cnipa.gov.cn/sbtj/202101/t20210111 325103.html (2022年2月20日閲覧)

² 例えば、オーストラリアでは、不使用商標が第三者を妨害している可能性は低いものの、商標乱立の問題につながる 潜在的な要因(過度に広い権利の付与)は増大傾向にあるとしている (Zhang, 2019)。

更新出願制度の下では、公益的登録拒絶事由が後発的に発生しているとき、および更新登録の出願前3年以内に当該商標が使用されていないときは、更新登録が認められなかった。したがって、更新出願制度の廃止自体は、不使用商標を増やす方向に働いた可能性がある。他方で、1998年には、請求人適格の緩和による不使用取消審判制度の改善など、不使用商標対策が講じられた。また、2007年には、不使用商標対策として、商標出願時に、一区分の中に8以上の類似群コードがある場合は、拒絶理由の対象とする審査運用へ変更された。この他、出願や権利維持に係る料金体制の改定が不使用商標の発生に影響を及ぼす可能性もある。これら制度変更の中から、不使用取消審判の請求人適格の緩和および更新出願制度の廃止が不使用取消審判の利用にいかなる影響を及ぼしたのかを分析する。また、2008年6月の登録更新料の改定(値下げ)が、商標権者の更新行動に与えた影響について定量的に分析する。以上の検討から、商標制度、特に不使用商標の問題に係る制度のあり方について有益な知見を得ることを目指す。

2. 商標の利用状況

商標が不使用のまま登録されていると、第三者の商標選択の余地を狭め、事業活動の阻害要因になる恐れがある。こうした認識が浸透する一方で、登録された商標のうちどの程度が実際に使用されているのか、不使用商標はどの程度存在するのかについては、不明な部分が多い。

商標を含む産業財産権のデータは、業務統計の中でも、もっとも整備が進んだものの一つとして知られている。ただし、日本の商標法は登録主義を採用しているため、出願時に当該商標の使用実績や将来の使用意図が確認されることはない。このことは、権利更新時も同様であり、出願やその後のプロセスを通じて、「使用」に関する情報が特許庁に蓄積される仕組みにはなっていない。

こうした理由により、利用状況に関連した調査研究は限られる。以下ではその内容を簡単に紹介する。その後、特許庁の『知的財産活動調査』を用いて、商標の利用状況を概観する。

(1) 不使用商標に関する試算

特許庁の「産業財産権法(工業所有権法)の解説 平成8年法律改正(平成8年法律第68 号)第2章 不使用商標対策」では、アンケートによるサンプル調査に基づく結果として、 二時点における使用状況を掲載している³。それによれば、1974年(登録商標総件数70万件)は、利用状況を表す4区分(「現在使用中」「将来使用予定」「過去に使用」「将来とも不使用」)のうち、「将来とも不使用」の割合が25.1%であった。これが1993年(登録商標総件数130万件)には、「将来とも不使用」の割合が31.8%に上昇している。

また、特許庁(2010)では、出願上位企業の登録商標からなるサンプルデータについて、インターネット上の情報を用いた使用状況調査を行っている。分野によって差があるものの、インターネット検索で全く使用が確認できなかった出願・登録商標の割合は、平均すると57.2%であると報告している。さらに、前述の「不使用」に「一部不使用」(指定商品・役務の区分の中に、使用されていない類似群コードが存在する商標)を加えると、不使用の割合は平均で87.9%であった。

大塚(2017)は、特許庁(2010)の不使用率(57.2%、87.9%)に2009年の登録商標の総件数(1,742,831件)を乗じて、全く使用されていない登録商標が996,899件程度、少なくとも一部の類似群コードについて不使用である登録商標は1,531,948件程度存在したことになると試算している。また、試算された件数と不使用取消審判の請求成立件数(1,313件)を比較し、後者が著しく少ないと論じている。

(2) 『知的財産活動調査』による利用率の把握

特許庁の『知的財産活動調査』(以下では、「知財調査」と記すことがある)では、商標の「権利所有件数」および「利用件数」を質問している。以下では、これらの情報から商標の利用率を計算する。

はじめに、『知的財産活動調査』の概要を説明しよう。知財調査は、我が国の個人、法人、大学及び公的研究機関等のうち、調査年度の2年前(例えば、令和元年(2019年)度調査であれば、平成29年(2017年)1月から12月まで)に特許出願、実用新案登録出願、意匠登録出願、商標登録出願のいずれかが1件以上ある企業等を母集団としている。この中で、特許出願、実用新案登録出願、意匠登録出願、商標登録出願のいずれかが5件以上の者は悉皆調査の対象になっている。また3年に1回、特許出願、実用新案登録出願、意匠登録出願、商標登録出願のいずれもが5件未満である者についてのサンプル調査が行われている4。本章では、業種分類の変更を考慮し、平成21年(2009年)度から令和2年(2020年)度までの知財調査(12回分)を使用した。

次に、「利用件数」の定義を確認する。知財調査における利用件数とは、権利所有件数

³ 特許庁「産業財産権法(工業所有権法)の解説 平成8年法律改正(平成8年法律第68号) 第2章 不使用商標対策」。 https://www.jpo.go.jp/system/laws/rule/kaisetu/sangyozaisan/document/sangyou_zaisanhou/h8_kaisei_2_1.pdf(2022年2月20日閲覧)

⁴²⁰⁰⁷年度、2010年度、2013年度、2016年度、2019年度が悉皆調査とサンプル調査を行う大規模調査実施年である。

のうち、現在、「自社実施(使用)している」および「他社に実施(使用)許諾している」件数の合計であり、その際、「自社実施(使用)して」おり、かつ「他社に実施(使用) 許諾している」件数については重複を排除することになっている。また、実施件数は、調査対象年に実施している件数であり、過去に実施したことがあるが現在は実施していない権利や、将来に実施する予定の件数は含まないことが明記されている5。

図表-1は、各年の利用率を表している⁶。系列①は平均利用率であり、出願人ごとに算出された利用率(利用件数/権利所有件数)の平均値を示している。系列②は、各年の知財調査回答者について、利用件数の合計を権利所有件数の合計で除したものであり、マクロで見た利用率と解釈できる。

系列①、系列②ともに緩やかな上昇傾向にある。平均利用率(系列①)は2009年の75% から2020年の85%まで上昇している。系列②は、2014年まで60%付近で推移していたが、その後上昇し、2020年には75%に達している。これは、生存している権利の75%が調査時点に利用されていたことを意味する。調査によって使用・不使用の定義や集計対象が大きく異なるため、単純な比較はできないが、図表-1の利用率は、前項で言及した既存調査の結果と比べてもかなり高い値である7。

2009年と2020年の権利所有件数の合計を比較すると、それぞれ35.5万件と30.0万件であった⁸。他方で、利用件数の合計は、2009年が21.3万件、2020年が22.5万件である。利用率の分母が大きく減少したこと、つまり、所有商標の整理が進んだことがマクロの利用率の上昇をもたらしたと示唆される。もっとも、知財調査の回答率や回答者の構成は毎年変動するので、上昇要因の更なる特定には、より厳密な集計・分析が必要である⁹。

-

⁵ 商標の使用に関する定義の詳細は、補論1を参照されたい。

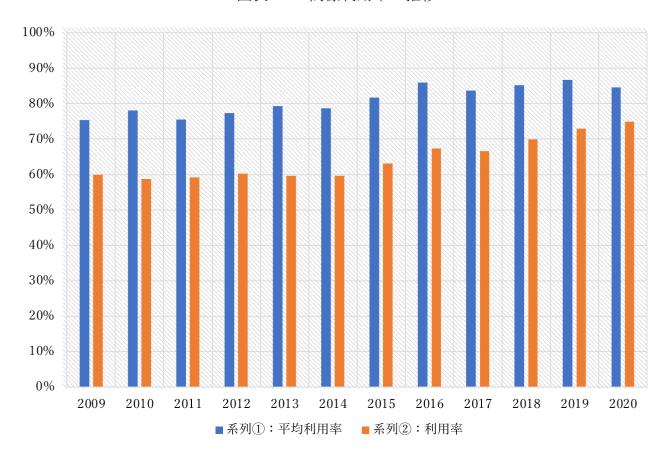
⁶図中の年は、調査年を表している。これは、知財調査が調査時点の利用件数を質問しているためである。

⁷ 仮に、「過去に使用したことがあるが現在は使用していない権利」を利用件数に含めるならば、利用率はさらに上昇することになる。

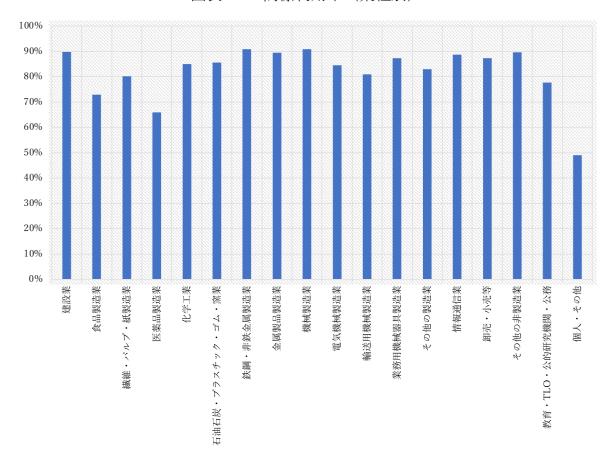
⁸ 参考まで挙げておくと、日本国特許庁の登録商標の総件数は、2009年が約174万件、2020年が約197万件である(出 所: WIPO statistics database)。

^{9 『}特許行政年次報告書』には全体推計の結果が示されているので、参照されたい。全体推計においても、保有権利数よりも利用件数が増加しており、結果的に利用率を上昇させていることがわかる。

図表-1 商標利用率の推移



図表-2は、令和2年(2020年)度の知財調査を用いて、業種別の平均利用率(図表-1の系列①に対応)を示したものである。「個人・その他」を除けば、「食品製造業」と「医薬品製造業」で平均利用率が低いことが分かる(それぞれ73%、66%)。これらの業種は、顧客獲得のために宣伝・広告活動が重要であり、商標の開発・権利取得が活発に行われていることが特徴である。商標の重要性が高ければ、不使用を想定の上で防衛的に多数の出願を行っていることもあるであろう。また、新製品の開発が活発であり、結果的に製品ライフサイクルが短縮化し、不使用の商標が発生しやすい可能性もある。



図表-2 商標利用率 (業種別)

3. 不使用取消審判の概要

現行の商標法において、不使用取消審判は以下のように定められている。

日本国内で継続して3年以上、商標権者および専用使用権者・通常使用権者(いわゆるライセンシー)が指定商品・指定役務について登録商標を使用していない場合、「何人」もその指定商品・指定役務に関する商標登録を取り消すことについての審判(不使用取消審判)を請求することができる(商標法第50条第1項)。

不使用取消審判の請求がされると、審判の被請求人(商標権者側)が審判の請求の登録前3年以内に、日本国内において商標権者等が請求に係る指定商品・指定役務のいずれかについて、登録商標を使用していることを立証しなければ、商標登録が取り消される(同法第50条第2項)。使用が立証できない場合でも、不使用についての「正当な理由」が存在することが立証されれば取消を免れることができるが、正当な理由の立証責任は被請求人(商標権者側)にある(同法第50条第2項ただし書き)。

取り消すべき旨の審決が確定した場合、当該商標権は審判請求が登録された日に消滅したものとみなされる(同法第54条第2項)。

(1) 不使用取消審判の趣旨10

商標法上の保護対象は「商標」であるが、実質的な保護対象は、商標の使用によって蓄積された信用である。したがって、一定期間登録商標の使用をしない場合には、保護すべき信用が発生していないか、あるいは発生した信用が消滅して保護対象がなくなっている可能性がある。他方で、そのような不使用の登録商標に対して排他独占的な権利を与えておくことは、国民一般の利益を不当に損ねる可能性がある。また、不使用商標の存在は、権利者以外の商標使用希望者に対して商標選択の余地を狭めることになる。これらの理由から、不使用商標の商標登録については、審判請求により取り消すことができる。

前項でもふれたが、不使用取消審判の挙証責任は商標権者が負う。一般に審判の請求人が登録商標不使用の事実を証明することはきわめて困難である。他方で、商標権は、「自己の業務に係る商品又は役務について使用をする商標」について与えられるものであるから(商標法第3条第1項)、商標権者は、登録商標の使用実態を最もよく知るだけでなく、使用の立証も容易なはずである。これらの理由から、審判の被請求人(商標権者側)が登録商標の使用を証明することになっている(同法第50条第2項)。

(2) 不使用取消審判の活用

ここでは、不使用取消審判が実務上どのような局面で利用されるのかについて説明する。 いずれも他社の不使用商標が自社事業の阻害要因になっている場合であり、主に三つのケースが考えられる。

第一に、自社の商品・サービスに使用を希望する商標と同一または類似の商標が既に他 人によって登録されていて、当該登録商標を取り消したい場合に不使用取消審判が利用さ れる。

第二に、商標出願後の審査段階で、商標法第4条第1項第11号(先願に係る他人の登録商標)の拒絶理由として、他人の商標が引用された場合である。審判によって、他人の商標が取り消せれば、拒絶理由を回避することができる。

第三に、他社から商標権侵害の警告を受けた際に、当該商標が実際には使用されていないのであれば、不使用取消審判の請求が考えられる。請求が成立し、他人の商標が取り消せれば、侵害トラブルの交渉において有利になる可能性がある。

不使用取消審判以外にも、商標権者と権利譲渡やライセンスの契約を締結することで、

.

¹⁰ 本項では、特許庁「不使用取消審判請求に対する登録商標の使用の立証のための参考資料〜登録商標を使っていたことを証明するために〜」の「1. 不使用取消審判とは (2) 不使用取消審判の趣旨」を一部改変の上、引用している。https://www.jpo.go.jp/system/trial appeal/shubetu-shohyo torikeshi/document/index/shiyou-risshou.pdf (2022年2月20日閲覧)

障害となる他人の登録商標の問題を解決することも多い。しかし、そうした場合において も、不使用取消審判を併走させることで、ライセンス契約等において交渉力を高めること が期待できる。

(3) 不使用取消審判の歴史

不使用取消審判は、これまでに数度の改正を経て現行制度に至っている。制度変更は、 出願人、商標権者、審判請求人の行動に影響を与える可能性があるため、制度変更の内容 や経緯を理解しておくことは重要である。そこで、以下では、日本における不使用商標取 消制度の変遷を述べる¹¹。

現行の商標法は昭和34年(1959年)に制定されたものであるが、それ以前の商標法である大正10年(1921年)商標法においても不使用商標の取消制度は存在した。現行制度との主な相違点は以下の通りである。

第一に、「不使用」の定義が「登録日から1年間または商標の使用中止から3年間」当該登録商標を使用していないこととされていた。第二に、指定商品のうちいずれか一つを使用していれば不使用とはされなかった。第三に、不使用の事実は、審判請求人が証明しなければならなかった。第三の点は、請求人に対して日本中のどこにおいても当該商標が完全に不使用であることの証明を求めている訳であり、立証のハードルは極めて高かった。加えて、大正10年(1921年)法下の判例では、取消請求後の駆け込み的な使用開始も「使用」と見なされたため、不使用商標の取消制度は事実上機能しなかったと考えられる。

昭和34年(1959年)法では、継続して3年以上登録商標の使用をしていないときは、「利害関係人」が各指定商品について商標登録を取り消す審判(不使用取消審判)を請求することができるようになった¹²。なお、昭和34年(1959年)法においては、大正10年(1921年)法で採用されていた「不使用」と「使用中止」の区別はない。また、取消審判請求の予告登録の後に商標が使用されても、不使用取消審判の制度上は、使用にあたらないとされたことにより、駆け込み使用に関する大正10年(1921年)法の問題点は改められた。ただし、昭和34年(1959年)法においても、商標不使用の事実は審判請求人が証明しなければならず、依然として請求人の負担は大きかった¹³。そこで、昭和50年(1975年)

¹¹より詳細な説明は、小塚(2017)を参照されたい。また、平成8年(1996年)の法改正に関しては、特許庁の資料「産業財産権法(工業所有権法)の解説 平成8年法律改正(平成8年法律第68号) 第2章 不使用商標対策」を参考にした。 https://www.jpo.go.jp/system/laws/rule/kaisetu/sangyozaisan/document/sangyou_zaisanhou/h8_kaisei_2_1.pdf(2022年2月20日閲覧)

¹² 利害関係人とは、法律上の利害関係を有する者のことであり、例えば、取り消そうとする登録商標と同一または類似の商標を出願中の者などが該当する。

¹³ 昭和34年 (1959年) 法の第50条第3項では、商標権者等の営業所・事務所の置かれている市町村において登録商標が使用されていないときは、不使用の事実を推定するとされていた。つまり、大正10年 (1921年) 法よりは立証の負担が軽減されている。

には、使用の事実の挙証責任を全面的に商標権者に負わせる制度変更が行われた。

平成8年(1996年)の法改正では、不使用商標の整理をさらに促進する制度改正が行われている。同年の改正は、商標法条約の批准に向けた数々の所要の改正を含むが、本研究との関係においては、更新出願制度の廃止が重要である。更新出願制度の下では、登録商標の更新時に実体審査(不登録事由に該当するか否かの審査)および使用の確認が行われていた。しかし、商標法条約では、手続き面の国際調和および利用者の利便性の観点から、更新手続きとリンクさせた実体審査および使用確認を禁止している。そこで、我が国においては、更新出願制度が廃止され、更新申請制度(更新登録の申請と料金の納付によって権利の更新が可能)が導入された。ただし、更新出願制度の廃止は、不使用商標の増加を招く恐れがあることから、不使用商標の整理をさらに促進する制度改正として、不使用取消審判の請求人適格の緩和や駆け込み使用の防止に関する措置等が講じられた¹⁴。

平成8年(1996年)改正前の商標法では、不使用取消審判の請求人適格についての規定が明示されていないため、反対解釈として請求人適格は、「利害関係人」に限定されていた。改正商標法では、審理の迅速化と公益的観点からのチェック手段を強化する目的で、「何人」にも審判請求を認めることになった¹⁵。

また、不使用取消審判が請求される前の3ヶ月間の使用は、取消を免れる「使用」にあたらないことになった。通常、審判請求の予告登録以前にも、商標権者と後の審判請求人との間で、譲渡交渉やライセンス交渉等が行われることが多い。こうした相手側の行動から取消審判の可能性を察知して、にわかに使用を開始し、取消を回避するケースが少なからず存在したため、いわゆる駆け込み使用を排除する制度変更が行われた。

4. 不使用取消審判の基礎的分析

(1) データソース

本研究では、特許庁の『特許情報標準データ』(以下、「標準データ」と記すことがある)を用いて不使用取消審判の請求件数、成立件数等について調査する。標準データの「審判マスタ」は、日本国特許庁への出願および日本を指定国としたマドプロ出願によって登録された商標に対する審判情報を収録している。審判マスタから「全部取消」および「一部取消」の審判請求を抽出したところ、古いものでは1970年代の審判情報が存在した。取消審判の件数は、特許庁の『特許行政年次報告書』(以下、「年次報告書」と記すこと

¹⁴ この他、取消の効果について、審決確定時から将来効とされていたものが、審判の予告登録日まで遡及するよう改正された。

¹⁵「何人」も審判を請求することが出来るが、商標権者を害することを目的としている場合、当該請求は、権利濫用として認められない。

がある)にも記載があるので、取得データとの比較を行ったところ、1990年代前半までは両者の件数に大きな乖離があることが分かった。例えば、1990年の場合、標準データで682件、年次報告書で922件になっており、何らかの理由で審判情報の一部が標準データにおいて未収録である可能性が示唆される。これが1994年になると、標準データで792件、年次報告書で803件となり、両者の差は大きくない。その後の期間についても同様の傾向にあることが確認されている。

上記のプロセスでは、取消審判全般についてデータを取得しているため、抽出されたデータには不使用による取消審判以外の取消審判(具体的には不正使用による取消審判など)が含まれている点は留意が必要である。したがって、不使用取消審判の件数等を正確に把握するためには、不使用以外の審判を除外することが望ましい。しかし、詳細は補論2に譲るが、次に述べる二点を確認している。第一に、判事事項を「不使用」に限定すると、むしろ審判件数を過小評価する可能性がある。第二に、取消審判の大部分は不使用に関するものである。そこで、以下の集計では、(若干の過大評価にはなるが)取消審判の件数を不使用取消審判の近似値として用いることとする16。

この他、以下の分析で用いる商標の書誌・経過情報は、いずれも標準データから取得している。

(2) 審判請求件数と成立率

図表-3は、不使用取消審判の請求件数を請求年別(1994年から2019年まで)に示した ものである。棒グラフは、「全部取消」と「一部取消」の積み上げになっており、件数全 体に占める全部取消の割合は、全期間を通じて30%前後である。

請求件数は、概ね次のように推移している。まず、①1990年代後半に増加し、②2000年代は多少の変動はあるものの年間1,500件程度の審判請求が確認出来る。その後、③2000年代末から減少傾向に入り、④2010年代は年間1,000件程度で安定している。請求件数を同年の登録商標の総件数と比較すると、図表-3で最も請求件数が多い2007年で約0.1%(1,768/1,783,226)、直近の2019年では約0.05%(987/1,918,489)になる。つまり、審判を請求して取り消さなければならない不使用商標の存在は、必ずしも多くないと言えよう。また、審判の件数(あるいは比率)の推移を見る限り、不使用商標の問題が深刻化している様子もない。なお、請求件数は、審査や審判に関する制度変更の影響を受けて変化してきたと考えられる。制度変更と審判の利用状況の関係性については、次節で検討する。

¹⁶ 同様の扱いは、特許庁の資料「産業財産権法(工業所有権法)の解説 平成8年法律改正(平成8年法律第68号) 第2章 不使用商標対策」でも見られる。

2000 1800 1400 1200 1000 800 600 400 200 1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019

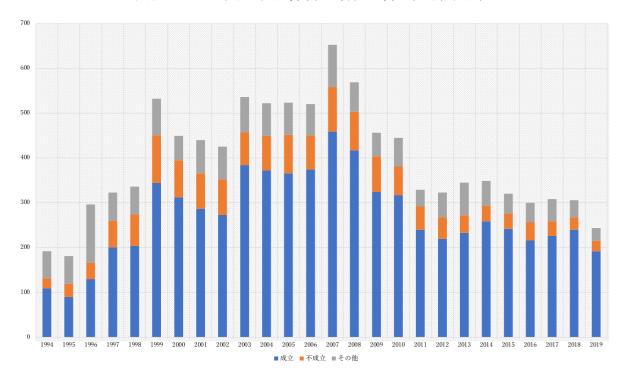
図表-3 不使用取消審判の請求件数

図表-4、図表-5では審判の種別(全部取消・一部取消)ごとに、審判の最終処分の構成を示している。横軸の年は図表-3と同様に請求年である。したがって、最終処分年ごとの構成を示している訳ではない点に留意されたい。図中の「成立」は「請求成立」および「一部成立」の合計件数である(ただし、一部成立の頻度は少ない)。「その他」には、「取下」および「却下」が含まれる。図表-6は、審判成立率の推移を表している。審判成立率の定義は、請求成立および一部成立の合計件数を審判請求件数で除したものである。

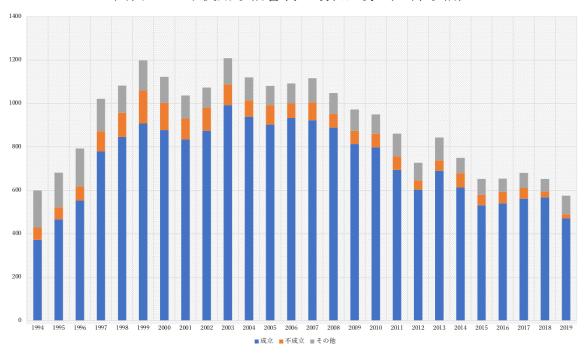
審判の件数自体には変動があるものの(図表-4、図表-5)、成立率は、全部取消・一部取消ともに1990年代末から高水準で安定的に推移している(図表-6)。全部取消の成立率は約70%、一部取消は約80%であり、一部取消の方が成立しやすいことがわかる。全部取消・一部取消ともに成立率が高いことについては、必ずしも不使用商標を取り消すことの容易さを表している訳ではない。請求人は、当該商標の使用状況(不使用状況)を事前に調査、審判成立をある程度予見した上で、取消審判を請求していると解するのが自然である。とは言え、審判の対象になった商標の大部分が実際に登録取消になっていることは、不使用商標の排除において、本制度が実効性を持つことを示唆している。

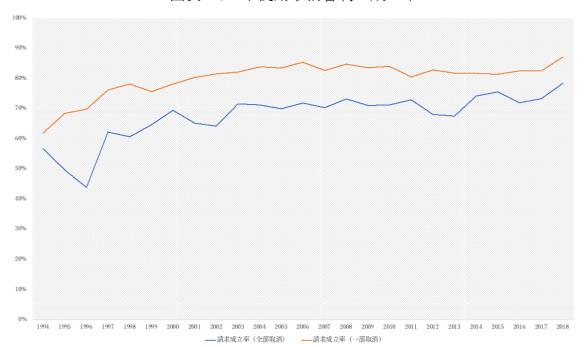
なお、図表-4、図表-5には、一定の割合で「その他」が存在しているが、「その他」の大部分は「取下」である(全部取消の「その他」の82%、一部取消の「その他」の78%)。これらの中には、審判請求後に請求人と被請求人(商標権者)で何らかの交渉が行われ、商標を取り消さないことで和解したケースが含まれていると考えられる。

図表-4 不使用取消審判の最終処分(全部取消)



図表-5 不使用取消審判の最終処分(一部取消)





図表-6 不使用取消審判の成立率

(3) 審判の対象になった商標の属性(1): 登録年の分布

不使用取消審判は、商標権者等が日本国内で継続して3年以上使用していない登録商標に対して、請求することができる。したがって、例えば、2015年時点であれば、2012年かそれ以前に登録された不使用商標が審判請求の対象になり得る。図表-7は、1995年、2005年、2015年に請求された不使用取消審判において、審判の対象になった商標の登録年を調査したものである。

図表-7によれば、審判の対象になった商標は、登録後3年から10年の商標が多いようである。つまり、比較的登録年が新しいものに集中していると言えよう。そもそも古い商標は、生存している権利が少ないため、このような傾向はある意味当然かもしれない。他方で、登録後3年が経過した直後に取消審判が極度に集中するといった傾向は見られない¹⁷。

また、表中では省略しているが、1980年代よりも古い商標、場合によっては戦前に登録された商標が取消審判の対象になることもあった。個別の事例について審判請求の理由は調査していないが、拒絶理由として古い商標が引用されて、取消の必要性が発生したのではないかと推測される。

¹⁷ 登録件数の多い年は、取消審判の対象になる商標の数が大きくなる傾向になる。2005年に請求された審判において、1997年登録の商標のシェアが大きいのは、同年の登録件数が多いことによると考えられる。1996年登録が178,251件、1998年登録が132,066件に対して、1997年登録は253,272件である。

審判請求年: 2005 審判請求年: 審判請求年: 2015 登録年 請求件数 登録年 請求件数 登録年 % 請求件数 % 5.2% 3年前 1992 100 12.0% 2002 82 2012 59 6.2% 4年前 1991 81 9.8% 2001 121 7.6% 2011 61 6.4% 8.4% 4.5% 5年前 1990 11.6% 2000 133 96 2010 43 10.5% 9.3% 6年前 1989 87 1999 148 2009 66 6.9% 7年前 1988 87 10.5% 1998 118 7.4% 58 2008 6.1% 8.6% 8年前 1987 205 12.9% 71 1997 2007 68 7.1% 5.5% 6.0% 9年前 1986 46 1996 95 2006 61 6.4% 3.1% 4.9% 10年前 1985 26 1995 74 4.7% 2005 47 11年前 1984 25 3.0% 1994 44 2.8% 2004 30 3.1% 12年前 1983 10 1.2% 1993 39 2.5% 2003 3.5% 34 1982以前 24.2% 1992以前 33.4% 2002以前 201 530 431 45.0%合計 830 1,589 958

図表-7 登録年の分布

(4) 請求人・被請求人の属性

ここでは、審判請求人および被請求人(商標権者)の属性として、国籍と種別について分析する¹⁸。図表-8、図表-9では、1994年から2019年の取消審判について、請求人・被請求人の国籍構成(日本国籍・外国籍)を示した。国籍は、請求人(被請求人)の記載住所を基に判別している。

図表-8によれば、日本の請求人による不使用取消審判は19,802件(58%)である。対して、外国の請求人による不使用取消審判は、14,283件(42%)である。また、図表-9は、被請求人の国籍を表している。被請求人が日本国籍となっている不使用取消審判は28,473件であり、全体の84%を占めている。対して、被請求人が外国籍のケースは5,612件(16%)であった。審判情報の集計期間(1994年から2019年)に3年のラグをつけて、1991年から2016年に登録された商標について権利者の国籍を調べると、内国人の権利が86%、外国人の権利が14%であり、この比率は図表-9に近い¹⁹。つまり、被請求人における国籍(日本・外国)の構成は、商標権者の国籍を反映していると示唆される。

翻って請求人の国籍を見てみると、外国籍が多いことが特徴的である。1991年から2016年に出願された商標を参照すると、外国人の割合は15%であるから、外国の請求人がいか

¹⁸ 請求人(被請求人)が複数存在する場合、以下の分析では、先頭に記載されている請求人(被請求人)の情報を採用している。なお、請求人・被請求人がともに単独であるケースが99%であった。

¹⁹ 権利者の集計には、『特許行政年次報告書』(特許庁)を用いた。

に活発に取消審判を利用しているかがわかる。見方を変えれば、日本企業において取消審 判を利用するインセンティブが弱いとも取れる。日本の出願人の場合、相手企業との関係 悪化を避けるため、取消審判で拒絶理由に係る商標を排除するよりも、譲渡やライセンス を受けることを優先している可能性がある。

図表-8 請求人の国籍 外国,

日本,

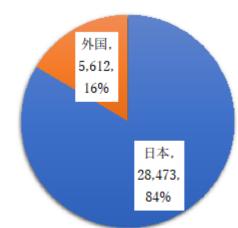
19,802,

58%

14,283,

42%

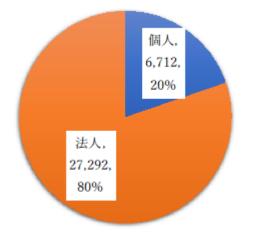
図表-9 被請求人の国籍

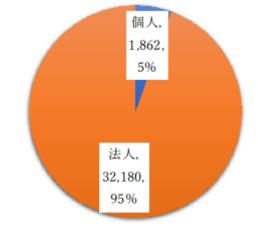


次に、請求人・被請求人の種別(個人・法人)の構成を示す。図表-10によれば、請求 人のうち、20%が個人、80%が法人(基本的には企業)であった。ただし、個人の請求人 のほとんどは日本国籍(住所が日本国内)であり、外国の請求人に限れば、個人の割合は 2%程度である。

図表-11では、被請求人について同様の集計を行っている。請求人に占める個人の割合 は5%、法人の割合は95%であった。また、この構成比は、被請求人の国籍(日本・外国) によって変化しないため、被請求人は、所在地に関わらず、その大部分が法人(企業)で あることが分かる。

図表-10 請求人の種別(個人・法人) 図表-11 被請求人の種別(個人・法人)





最後に請求人・被請求人の属性と審判成立率の関係を見てみる。成立率の定義は、図表 -6と同様で、請求成立および一部成立の合計件数を審判請求件数で除したものを使用し た。図表-12は国籍別の集計、図表-13は個人・法人別の集計であり、ともに請求人属性 と被請求人属性でクロス集計した審判件数と成立率が示されている。

図表-13において、個人が被請求人になっている場合の成立率は66%であり、法人の商標が審判の対象になった場合の76~80%と比べて、取消率が低いことがわかる。個人所有の場合、第三者による使用状況の把握が困難なのかもしれない。その他の点については、二つの図表を眺める限り、請求人・被請求人の属性によって、審判成立率に大きな偏りがあるようには見えなかった。

なお、ここまでは、長期の統計 (1994年から2019年の取消審判) を用いて、審判請求人・被請求人の属性 (国籍と種別) について論じたが、最近の審判 (2015年から2019年) について同様の集計を行ったところ、ほぼ同様の構成比や審判成立率が観察されたことを付け加えておく。

図表-12 請求人・被請求人属性と成立率(国籍別)

		被請求人						
		日本 成立率 外国 成立						
請求人	日本	17,206	76%	2,596	81%			
明水八	外国	11,267	76%	3,016	77%			

図表-13 請求人・被請求人属性と成立率(個人・法人別)

		被請求人					
	_	個人 成立率 法人 成立					
請求人	個人	433	66%	6,275	80%		
丽水八	法人	1,416	66%	25,840	76%		

5. 考察:制度改正と不使用商標

(1) 不使用取消審判の請求人適格

平成8年(1996年)改正前の商標法では、不使用取消審判の請求人適格が「利害関係人」に限定されていた。改正後は、審理の迅速化と公益的観点からのチェック手段を強化する目的で、「何人」にも審判請求を認めることになった。請求人適格の緩和は審判請求を増加させたのであろうか。以下では、この点について検討する。

図表-14は、1996年から1998年までの不使用取消審判の請求件数を月次で集計したものである。制度変更が行われた1997年4月を境として、請求件数が75件(1997年3月)から158件(1997年4月)に倍増している。制度変更の前年(1996年)および翌年(1998年)の3-4月には、1997年に見られたような増加が観察されないことから、季節性が影響している可能性は排除できる。したがって、1997年4月以降の件数増加は、請求人適格の緩和に起因すると結論づけることができる。

図表-14 不使用取消審判請求件数(1996年から1998年)

	審判請求年						
	1996	1997	1998				
1月	76	74	88				
2月	105	85	97				
3月	68	75	109				
4月	91	158	123				
5月	113	135	103				
6月	88	107	126				
7月	91	152	110				
8月	101	102	106				
9月	71	105	133				
10月	102	159	121				
11月	88	91	143				
12月	95	103	160				
合計	1,089	1,346	1,419				

このように、制度変更によって不使用商標の整理が進んだ訳であるが、請求人適格を「利害関係人」から「何人」に緩和することで、なぜ審判請求が増加するのであろうか。通常、審判請求を行う場合、請求人は、特許庁に納付する手数料や弁理士等に支払う代理人手数料を負担する必要がある。したがって、請求人適格の制限がなくなったとしても、自社(自身)の事業と無関係な商標に対して、取消審判を請求するとは考えにくい。この点については、特許庁も法改正の解説の中で、「請求人適格として「利害関係人」であることを要求したとしても、利害関係を作ろうと思えば、同一又は類似の商標を「出願」又は「使用」するという形で簡単に作ることが可能であるので、「何人も」請求可能とする

場合と事態は実質的に変わらない」と説明している20。

しかしながら、法改正に伴って不使用取消審判の周知が進んだ可能性や、以下で述べるように、請求人適格の緩和によって、利害関係人が審判に参加することのハードルが下がった可能性はある。図表-15は、審判請求人の種別(個人・法人)の構成を、制度変更前後で比較したものである。制度変更前は、請求人に占める個人の割合は7%であったが、制度変更後は18.5%にまで増加している²¹。制度変更前は、被請求人の申立によって利害関係の有無が争われ、結果として審判が長期化するケースがあった。請求人適格の緩和、それによる審理の迅速化は、潜在的な制度ユーザーには広くメリットがある制度改正であるが、知財活動の資源に強い制約が存在するであろう個人(の利害関係人)に対して、特に強いインセンティブを与えたようにみえる。

なお、平成8年(1996年)改正では、上記の変更に加えて、駆け込み使用の防止および 取消効果の遡及も行われており、これら不使用取消審判の改善が相まって、審判件数の増 加につながったと考えられる。

	制度改	正前	制度改	正後
請求人種別	1996.1-1997.3		1997.4-1	998.12
個人	92	7.0%	469	18.5%
法人	1,230	93.0%	2,060	81.4%

図表-15 審判請求人の構成

(2) 更新出願制度の廃止

平成8年(1996年)の法改正では、商標法条約の批准に向けて、更新手続きの変更が行われている。具体的には、実体審査および使用の確認を伴う更新出願制度が廃止され、更新申請制度(更新登録の申請と料金の納付によって権利の更新が可能)が導入された。以下では、まず、更新制度の変更が商標権者の更新行動にどのような影響を与えたのかを確認する。使用確認の廃止は、使用はしていないが権利を維持したい商標の更新を容易にするであろうから、更新される商標の割合を上昇させる可能性がある。次に、更新出願制度

²⁰ 特許庁「産業財産権法(工業所有権法)の解説 平成8年法律改正(平成8年法律第68号) 第2章 不使用商標対策」、p. 61.

²¹ ごく少数ながら、個人・法人以外の請求人(地方自治体など)が存在する。制度改正後の合計が100%にならないのは、 このためである。

の廃止と不使用商標の関係を不使用取消審判の件数から眺める。

図表-16の横軸は登録年であり、棒グラフは各年の商標登録件数を表している。折れ線グラフは、各年に登録された商標のうち、10年を超えて権利が維持されたものの割合(以下、「10年更新率」と記す)を表している。更新出願制度の廃止および更新申請制度の導入は1997年4月1日である。したがって、登録設定日が1987年3月までの商標は更新時に使用確認が必要だが、1987年4月以降に登録されたものについては、更新の際に使用確認を求められることはない。

制度変更の影響は、10年更新率に明確に現れている。1986年に登録された商標の更新率は26%であるのに対し、4月から12月までの9ヶ月にわたって新制度が適用された1987年登録の更新率は36%、完全に新制度に移行した1988年登録の更新率は42%に上昇している。このように、更新出願制度の廃止が更新率を高めたことが確認できる。



図表-16 商標登録件数と10年更新率

もちろん制度改正以外の要因、例えば、商標の使用率が上昇したために更新率が上がった可能性などを考えることもできなくはない。しかし、次に示す図表は、そうした可能性を否定している。図表-17は、1986年から1988年に登録された商標の更新率を登録年月別に集計したものであるが、1987年3月登録(1997年3月更新)と4月登録(1997年4月更新)では更新率に12%もの開きがある。登録月が1ヶ月異なるだけで商標の使用率が大きく上昇するとは考えにくい。同様に、更新の意思決定に影響を与える可能性がある諸要因についても、制度変更を除けば、短期間で大きく変化するとは考えにくい。加えて、1997年4月の制度改正では、更新登録料の引き上げも行われている(130,000円から1区分151,000円に変更)22。当然のことながら、料金の値上げは更新を抑制する要因である。以上の点から、1997年4月以降の更新率の上昇は、更新出願制度の廃止によるところが大きいとの結論が導かれる。

22

²² 一出願多区分制は、平成8年(1996年)の商標法を改正によって導入された。したがって、図表-17および図表-18の 集計対象は、一出願一区分制で出願された商標である。

図表-17 10年更新率(登録年月別)

		登録年	
	1986	1987	1988
1月	28%	26%	41%
2月	25%	24%	41%
3月	28%	26%	42%
4月	27%	38%	43%
5月	25%	36%	43%
6月	26%	38%	43%
7月	26%	40%	42%
8月	28%	39%	42%
9月	26%	41%	41%
10月	26%	39%	43%
11月	25%	41%	43%
12月	27%	41%	41%

最後に、更新出願制度の廃止と取消審判の請求状況の関係を分析する。図表-18は、1985年から1989年に登録された商標について、登録年別に、①10年更新率、②10年時点の更新商標件数、③更新後10年間の取消審判請求件数、④取消審判請求率(③/②)を示したものである。1986年登録分と1988年登録分を比較すると、更新率が上昇している点は、図表-16および図表-17で確認した通りである。取消審判請求率について制度変更前の2年間(1985年・1986年登録分)と変更後の2年間(1988年・1989年登録分)を比較すると、後者において取消審判請求率が上昇しているが、上昇幅はごく僅かである。

ただし、図表-18における取消審判請求率の変化をもって制度変更の成否を論じることは適切ではない。取消審判請求率の上昇は、更新出願制度の廃止による不使用商標の増加がもたらした結果かもしれないし、あるいは、1997年4月に不使用取消審判の請求人適格が緩和され、不使用商標の整理が進んだ結果かもしれないからである。

図表-18 更新出願制度廃止の取消審判請求率への影響

登録年	①10年更新率	②10年時点の 更新商標数	③更新後10年間の 取消審判請求数	④取消審判請求率 (③/②)
1985	27.5%	25,894	286	1.1%
1986	26.4%	24,153	328	1.4%
1987	35.8%	31,408	375	1.2%
1988	42.1%	39,553	564	1.4%
1989	40.0%	39,122	553	1.4%

(3) 料金改定

(i) 分析の概要

出願料、登録料、更新登録料は出願人(権利者)の行動に影響を及ぼす可能性があり、特許庁にとっては重要な戦略変数である。例えば、不使用商標の問題が深刻であれば、現に使用をしている商標や、将来の使用が確実な商標を厳選して出願するよう出願人に動機付けるべく、出願料を上げることが合理的かもしれない。同様に、潜在的な商標が有限ならば、更新料を上げて、不使用商標については権利放棄を促すことが望ましいといった議論もあり得る。もちろん、料金改定による出願人(権利者)の誘導が機能するためには、出願人等が料金に対してある程度弾力的であることが必要である。この点については、欧州各国の商標出願件数について価格弾力性を推定したHerz and Mejer(2016)や、同じくマドプロ出願に関する弾力性を推定したde Rassenfosse(2020)があり、いずれも出願人は価格に反応することを報告している²³。

図表-19は、1993年から直近までの商標の料金改定を整理したものであるが、本項では、2008年6月1日に施行された更新登録料の引き下げに着目する。数ある料金改定の中から、前記改定を選択した理由としては、不使用商標の問題を考える上で、更新に係る意思決定の理解が重要であることが挙げられる。加えて、その他の改定の場合、料金改定と同時に(あるいは近い時期に)、大々的な制度変更が行われることが多く、料金改定の影響を純粋に把握しにくいといった分析上の課題があった²⁴。

²³ 特に前者については、弾力性が1に近いと述べており、欧州における出願増の大部分は価格変化で説明できると述べている。

²⁴ 例えば、1997年4月には出願料、登録料、更新登録料のすべてが改定されているが、同時に、一出願多区分制の導入、 更新出願制度の廃止が行われている。

2008年6月1日の改定によって更新登録料は、区分ごとに151,000円から区分ごとに48,500円に引き下げられた。改定の理由については、「特許法等関係手数料令の一部を改正する政令(平成20年5月21日政令第182号)」で述べられている²⁵。

「特許特別会計の中長期的な収支予測を行った結果、料金引き下げが可能であることが 判明したこと、及び出願に係る実費が現行料金を下回ることが予測されたことから、企業 のニーズや政策的な必要性を踏まえ、特許及び商標の出願料の引き下げを行う。(中略) 商標関係の出願料では、商標出願料、防護標章登録出願の出願料、防護標章登録に基づく 権利の存続期間の更新登録の出願及び重複登録商標に係る商標権の存続期間の更新登録出 願の出願料の引き下げを行う」

以下では、更新登録料の引き下げが更新のインセンティブに与える影響を、2008年の料金改定をカットオフとした回帰不連続デザインで分析する。

施行日	1993.7.1	1997.4.1		2008.6.1		2016.4.1		2022.4.1	
出願料	21,000	6,000	区分ごと 15,000	3,400	区分ごと 8,600		区分ごと 8,600		区分ごと 8,600
登録料	66,000		※ 区分ごと		※ 区分ごと		区分ごと		。 `ごと
豆蚁杆	66,000	66,0	66,000		37,600		28,200		900
更新登録料	130,000	区分ごと		区分ごと		区分ごと		区分	ごと
又初豆虾们	130,000	151,000		48,500		38,800		43,600	

図表-19 商標の料金改定(単位:円)

出所:特許庁 (2010, p. 213) および特許庁HP「令和3年特許法等改正に伴う料金改定のお知らせ(令和4年4月1日施行)」 26

(ii) 回帰分析

時間による不連続性に着目し、2008年6月の料金改定が権利の更新に与えた影響を分析する。出願人は、出願時点に10年後の制度変更(料金改定)を予測することはできないため、出願人にとって制度変更は外生的なショックと見なすことができる。

以下では、制度変更後に権利更新の判断を行う商標(つまり、制度変更後に10年の権利

^{25 「}特許法等関係手数料令の一部を改正する政令(平成20年5月21日政令第182号)」

https://www.jpo.go.jp/system/laws/rule/seireikaisei/tokkyo/tokkyo tesuuryou kaisei0601.html(2022年2月18日閲覧)

²⁶ 特許庁「令和3年特許法等改正に伴う料金改定のお知らせ(令和4年4月1日施行)」

https://www.jpo.go.jp/system/process/tesuryo/kaisei/2022_ryokinkaitei.html(2022年2月18日閲覧)

満了日をむかえる商標)を「処置群」、制度変更前に権利更新の判断を行う商標を「対照群」と呼ぶ。料金改定の施行日は2008年6月1日なので、10年の権利満了日が2008年6月1日以降であれば、引き下げられた料金で商標を更新できる。これが処置群にあたる。逆に、対照群は、権利満了日が2008年6月1日より前に設定されており、更新登録料は高いまま(区分ごとに151,000円)である。

不連続性の閾値付近で各出願が制度変更前・後のどちらに属するかはほぼランダムであり、また、不連続性が発生する境界近辺では、処置群と対照群で料金以外の影響が平均的には等しいとみなすことができる。こうした状況を利用して、閾値前後での権利更新率の不連続的な変化の大きさを推定することにより、料金改定が権利更新の意思決定に与える影響を推定することができるというのが、回帰不連続デザイン(RDD: Regression Discontinuity Design)の基本的な考え方である。

サンプル期間は、制度変更の前後1ヶ月(計2ヶ月)、前後2ヶ月、前後3ヶ月、前後4ヶ月とし、これらの期間中に権利満了日をむかえる商標をサンプルとした27。

結果変数(従属変数)は、更新ダミーであり、10年を超えて権利が更新された場合に1を取る。図表-20は、10年更新率を月別に示したものであるが、1998年5月から6月にかけて更新率が約3%上昇していることがわかるだろう。

説明変数は、処置変数、割当変数、その他の変数である。処置変数としては、処置群の場合に1をとる制度変更ダミーを用いる。割当変数は、サンプルに含まれる登録日に通し番号を振って変数化したトレンド項(およびその多項式)である。その他、商標区分ダミーを加えている。図表-20において、料金改定の前後で更新率が変化したことを確認したが、更新性向は、製品・サービスの分野によって異なる可能性がある。したがって、商標区分の異質性をコントロールした上で、制度変更の影響を統計的に確認することは重要である。以上の変数を用いて、OLSによる推定を行う。

-

²⁷ ただし、以下の商標はサンプルから除外している。マドプロ出願、基本的な書誌情報に欠損あるいは異常が含まれるもの、区分数が2以上のもの。

図表-20 10年更新率

推定結果は、図表-21に示した通りである。制度変更の前後1ヶ月を用いた推定では、制度変更と更新確率の間に有意な関係は観察できなかったが、その他の期間については、料金の値下げが2.5%から3%程度更新率を押し上げたことが分かった。

また、上記の結果が単なる季節性によってもたらされたものではないことを立証するために、制度変更の1年後、すなわち2009年6月1日に料金改定が行われたケースを想定し、あらたに対照群(1999年6月1日より前に登録)・処置群(1999年6月1日以降に登録)を設定し、プラセボ・テストを実行した。プラセボ・テストの結果も図表-21に示したが、(偽の)制度変更ダミーは有意な係数を持たず、更新確率に係る季節性の可能性は否定された。

回帰分析の結果から、2008年の更新料の改定が権利更新に関する意思決定に影響を及ぼしたことがわかった。したがって、不使用商標の整理を目指す場合、更新料を値上げすることは有効に機能する可能性がある。実際、2022年4月には更新料の値上げが予定されている(区分ごとに5,000円の増額)。ただし、2008年の改定と比較すると2022年4月の改訂は小幅の変化なので、更新率(ひいては不使用商標)への影響は、限定的かもしれない。

図表-21 推定結果

	前後1ヶ	- 月ずつ	前後2分	テ月ずつ
	制度変更	1年後	制度変更	1年後
料金改定	0.00690		0.0252***	
	(0.0137)		(0.00932)	
料金改定 (偽)		-0.00334		-0.000618
		(0.0154)		(0.00993)
観測数	21,310	16,463	44,585	40,551

	前後3ヶ	- 月ずつ	前後4ヶ	- 月ずつ
	制度変更	1年後	制度変更	1年後
料金改定	0.0274***		0.0306***	
	(0.00776)		(0.00743)	
料金改定(偽)		-0.00149		0.000913
		(0.00826)		(0.00793)
観測数	65,278	58,991	76,142	67,391

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

括弧内は頑健標準誤差。処置変数の他に、トレンド項、トレンドの2次項、商標区分ダミー(1から44まで)、定数項を加えて推定を行っている。「料金改定(偽)」は、2009年6月1日に料金改定が行われたケースを想定したダミー変数である。

6. おわりに

本調査は、不使用商標の実態を把握するとともに、不使用取消審判の利用状況と制度変更の影響を分析した。明らかになったことは、以下の通りである。

まず、『知的財産活動調査』(特許庁)を用いた集計に拠れば、我が国の主要出願人における平均商標利用率(所有商標のうち当該年に何件使用したか)は2020年で85%程度である。また、マクロの利用率は75%程度であり、この値は、所有商標の整理が進んだことにより、上昇傾向にある。なお、これらの結果は、大企業中心の質問票調査をベースにしている点は留意を要する。特許とは異なり、商標の場合、個人や中小企業による出願も活発なので、より正確な利用率を把握するためには、そうした出願人の存在を考慮した集計が必要である。しかしながら、不使用商標が直ちに重大な問題を引き起こすほどに商標の利用率が低いといった結果は観察されなかった。

次に、1994年から2019年の不使用取消審判に関する集計・分析から以下の点が明らかになった。第一に、不使用取消審判のトレンドは、①1990年代後半に増加し、②2000年代は年間1,500件程度で推移、その後、③2000年代末から減少傾向に入り、④2010年代は年間1,000件程度で安定していることを確認した。請求件数を同年の登録商標の総件数と比較すると、分析期間中で最も請求件数が多い2007年で約0.1%、直近の2019年では約0.05%になる。つまり、審判を請求して取り消さなければならない不使用商標の存在は、必ずしも多くないと言えよう。また、審判の件数(あるいは比率)の推移を見る限り、不使用商標の問題が深刻化している様子も確認できなかった。

第二に、分析期間を通じて審判成立率は、70%から80%程度である。審判の対象になった商標の大部分が実際に登録取消になっていることは、不使用商標の排除において、本制度が実効性を持つことを示唆している。

第三に、審判の対象になった商標は、登録後3年から10年の権利が多いことが確認された。他方で、かなり古い商標が審判の対象になることもあり、拒絶理由の根拠として古い商標が引用され、取消の必要性が発生したのではないかと推測される。

第四に、請求人・被請求人の属性分析から、日本企業が取消審判を利用するインセンティブが弱いことが示唆された。日本の出願人の場合、相手企業との関係悪化を避けるため、取消審判で拒絶理由に係る商標を排除するよりも、譲渡やライセンスを受けることを優先している可能性がある。審判制度の利用頻度を高めるためには、例えば、匿名での請求を可とするといった制度変更もあり得る。しかし、当然に懸念されるのは、商標権者を害するために制度を乱用する恐れである。審判以外の方法で商標の混雑問題が解消されているのであれば、あえて審判の利用を促す必要はないという考え方もあり得る。審判で商標を取り消す対世効を獲得することが、より社会的に望ましいかどうかは、判断が難しい。更なる分析が必要である。

本章では、不使用取消審判を中心に議論を進めてきたが、不使用商標を出願しない、あるいは、商標権者が自ら整理するインセンティブを与えることも重要である(例えば、分割納付の積極利用は有力なツールだと考える)。そうした観点から、更新登録料の改定が権利更新率に与える影響を、回帰不連続デザインの手法を用いて分析した。推定結果によれば、料金の引き下げは、2.5%から3%程度更新率を上昇させたことになる。逆に、2022年4月に予定されている、更新料の値上げは、更新率を下げる効果を持つと予測される。もっとも、2008年の改定に比べれば、料金の変化幅は小さいので、不使用商標の整理の点からはあまり大きなインパクトは持たない可能性もある。

以上が、主な結果であるが、我が国の場合、「商標の乱立(trademark cluttering)」の文脈で危惧されるほどの問題、すなわち商標制度が機能障害に陥るほどの深刻な不使用商標の問題は確認できなかった。日本の実体審査では相対的拒絶理由が吟味されるため、審査段階で拒絶理由として、他人の商標が引用されることが多く、そのことが不使用取消審判

の頻度を上げる可能性もあるように思うが、そのような関係も観察されなかった。それで も、我が国においても今後商標資源の枯渇が進む可能性は否定できない。したがって、引 き続き商標資源の有効活用について検討することは重要である。

最後に、不使用商標の整理について改善策を述べるとすれば、10年未満の権利放棄が有力ではなかろうか。毎年の登録件数は10数万件であり、そのうち10年を超えて権利が維持されるのは40%台である。10年経過時に更新されない商標の中には、直前まで使用されているケースもあるかもしれないが、実際には、かなり前の段階で不使用商標になっている商標が多いのではないか。現行制度では、商標権者は不使用商標を10年未満で放棄することのインセンティブを持たない。例えば、早期に権利を放棄した場合、登録料を一部返還するなどの料金体系はあり得ないだろうか。この他にも使用主義的な観点を取り込み、権利期間の半分が経過した頃に使用状況の審査を行うなどの制度もあるかもしれない。更なる検討が必要である。

補論1 知財調査における「利用」の定義

知財調査における利用件数とは、権利所有件数のうち、現在、「自社実施(使用)している」および「他社に実施(使用)許諾している」件数の合計であり、その際、「自社実施(使用)して」おり、かつ「他社に実施(使用)許諾している」件数については重複を排除することになっている。また、実施件数は、現在(調査対象年に)実施している件数であり、過去に実施したことがあるが現在は実施していない権利や、将来に実施する予定の件数は含まない。「使用」の定義は以下の通りである。

(参考) 「使用」の定義:商標

- 商品又は商品の包装に標章を付する行為
- 商品又は商品の包装に標章を付したものを譲渡し、引き渡し、譲渡若しくは引渡し のために展示し、輸出し、輸入し、又は電気通信回線を通じて提供する行為
- 役務の提供に当たりその提供を受ける者の利用に供する物(譲渡し、又は貸し渡す物を含む。以下同じ。)に標章を付する行為
- 役務の提供に当たりその提供を受ける者の利用に供する物に標章を付したものを用いて役務を提供する行為
- 役務の提供の用に供する物(役務の提供に当たりその提供を受ける者の利用に供する物を含む)に標章を付したものを役務の提供のために展示する行為
- 役務の提供に当たりその提供を受ける者の当該役務の提供に係る物に標章を付する 行為

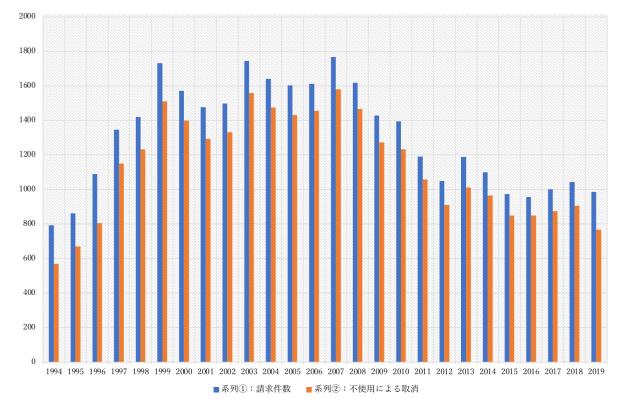
- 電磁的方法(電子的方法、磁気的方法その他の人の知覚によって認識することができない方法をいう。次号において同じ。)により行う映像面を介した役務の提供に当たりその映像面に標章を表示して役務を提供する行為
- 商品若しくは役務に関する広告、価格表若しくは取引書類に標章を付して展示し、 若しくは頒布し、又はこれらを内容とする情報に標章を付して電磁的方法により提供する行為

補論2 不使用取消審判の集計について

本研究では、特許庁の『特許情報標準データ』(以下、「標準データ」)を用いて不使 用取消審判の請求件数、成立件数等を調査した。標準データの審判マスタは、日本国特許 庁への出願および日本を指定国としたマドプロ出願によって登録された商標に対する審判 情報をカバーしている。審判マスタから「全部取消」および「一部取消」の審判請求を抽 出すると、古くは1970年代からデータが存在する。取消審判については、特許庁の『特許 行政年次報告書』(以下、「年次報告書」)にも掲載されているので、標準データと年次 報告書で件数の比較を行ったところ、1990年代前半までは、両者の件数に乖離が大きいも のの、1990年代半ば以降はほぼ同水準で推移していることが確認された。

図表-22は、上述の方法で「全部取消」および「一部取消」の審判請求件数を抽出した結果である。図中には二つの系列が示されている。系列①は、単純に「全部取消」および「一部取消」の審判請求件数を示したものであり、年次報告書に掲載されている件数に近い。ただし、この中には「不使用による取消審判」以外の取消審判が含まれている点は留意が必要である。具体的には、「不正使用による取消審判」、「同盟の一国における標章の所有者の代理人または代表者による商標の不当登録に対する取消審判」、「類似商標の移転に伴う混同防止の取消審判」を含んでいる可能性がある。そこで、取消審判の判事事項が「不使用による取消し」であることが確認出来た件数を図中に系列②として示した。

まず、二つの系列が同様のトレンドを有していることがわかる。次に、取消審判(系列
①)の大部分が、不使用取消審判であることもわかる。さらに、標準データで判事事項が
取得できなかったケースについて『特許情報プラットフォーム(J-PlatPat)』を用いてラ
ンダムに調査を行ったところ、不使用取消審判であると認定できるものが存在していた。
以上の調査より、不使用取消審判の実際の件数は、系列①と系列②の間で推移していると
推測される。



図表-22 不使用取消審判の件数:標準データによる比較

参考文献

Beebe, B. and Fromer, J. C., 2018. Are We Running Out of Trademarks? An Empirical Study of Trademark Depletion and Congestion, Harvard Law Review, 131, 945–1045.

de Rassenfosse, Gaétan (2020) On the price elasticity of demand for trademarks, Industry and Innovation, 27:1-2, 11-24.

Herz, B. and Mejer, M. (2016) On the Fee Elasticity of the Demand for Trademarks in Europe, Oxford Economic Papers, 68, 1039–1061.

Landes, W., Posner, R. (1987) Trademark Law: An Economic Perspective, Journal of Law and Economics, 30, 265–309.

von Graevenitz, G. (2013) Trade mark cluttering–evidence from EU enlargement, Oxford Economic Papers, Volume 65, Issue 3, 721–745.

- von Graevenitz, G., Greenhalgh, C., Helmers, C., and Schautschick, P. (2012) Trade Mark Cluttering: An Exploratory Report. UK Intellectual Property Office, 2012/11.
- von Graevenitz, G., Ashmeed, R., and Greenhalgh, C. (2015) Cluttering and Non-Use of Trade Marks in Europe, UK Intellectual Property Office, 2015/48.
- Zhang, H. (2019) Does Trade Mark Cluttering Exist in Australia?, IP Australia Economic Research Paper 07.
- 大塚理彦 (2017) 「不使用取消審判における使用の意義」, パテント, Vol. 70, No. 9, 75-85.
- 小塚荘一郎 (2017)「不使用商標に関する効率的な制度設計の探究-日本の経験を踏まえて」、『平成28年度知的財産に関する日中共同研究報告書』、特許庁.
- 特許庁 (2010) 「平成21年度 商標出願動向調査報告書ー企業における商標出願・管理戦略と不使用商標の状況調査ー(要約版)」, https://www.jpo.go.jp/resources/report/gidou-houkoku/document/isyou syouhyou-houkoku/21

https://www.jpo.go.jp/resources/report/gidou-houkoku/document/isyou_syouhyou-houkoku/21 fushiyou.pdf

特許庁 (2014) 「平成25年度 商標出願動向調査報告書(概要) - 不使用商標対策後の効果・分析のための出願・登録状況調査-」,

https://www.jpo.go.jp/resources/report/gidou-houkoku/document/isyou_syouhyou-houkoku/25 fushiyousyouhyou.pdf

(中村 健太)

Ⅲ. 特許の料金に関する分析1

1. はじめに

近年、各国の特許庁が料金改定を行っている。例えば、2006年にはイタリアが特許料を廃止したが、2007年に特許料を復活させている。スイスでも近年特許料が改定された。欧州特許庁は2年ごとに料金を増額改定しており、直近では2020年に値上げしている。エクアドルもつい最近まで世界最高水準まで特許料金が高額であったが、2016年に大幅に減額改定している。米国も、2020年に料金を改定している。我が国でも最適な特許料政策を模索しつつ、減額改定を幾度かしている²。直近では、2022年4月より特許料が増額することが我が国においても決定されている。

こういった料金改定の背景には、特許がブーム化³し、質の低い特許が権利として成立しているのではないかといった懸念が存在する。つまり、特許がブーム化し、質の低い特許が権利として成立することは、特許訴訟が頻発し、ひいてはイノベーション投資へのインセンティブが棄損するという懸念が先行研究では指摘されている(e.g., Barton, 2000; Bessen and Muerer, 2008)⁴。このような状況下で、特許制度を効果的に機能させる方法の1つとして、特許権の取得・維持に関する料金体系を改定するといった方法が注目されている⁵。つまり、料金を増額改定すれば質の低い特許が大量に出願されない、もしくは、大量に審査請求されず、特許審査官の過負荷がなくなり、特許庁は十分に審査業務に対応できるようになる。このような考え方を背景として、特許料にかかわる手数料の価格弾力性に関する研究がなされてきた。

本研究では、特許権の取得・維持に関する料金体系が特許の質や量をコントロールし得る重要な政策ツールであるといった先行研究の考え方を採用し⁶、過去の料金改定のうち、

1本分析を行うにあたって、特許庁から有用かつ様々なデータを提供していただいた。

³ 研究開発費単位あたりの特許出願件数の増加で代表される、欧米中における特許出願ブームが以下の研究で指摘されている(Hall and Ziedonis, 2001; Kortum and Lerner, 1999; de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potteri, 2012; Lei et al., 2012)。

² 我が国の特許料金改定に関しては後述を参考されたい。

⁴ 我が国の特許出願件数は減少傾向にあるため、この懸念と日本が無関係であるというわけにはいかない。PCT出願件数やパリルートの国際出願件数が増加傾向にあり、欧州・米国・中国でこのようなグローバルな出願が増加すれば、今後、我が国特許庁において、PCT出願やパリルートの国際出願に対応すべき事務処理件数の拡大が見込まれる。

⁵ 特許制度を効果的に機能させる方法としては、第1に、特許審査官の増員が考えられる。例えば、米国特許庁は2006年からの2年間で合計2000人以上の審査官を新規採用し増員した。第2に、審査基準の厳格化や審査プロセスの厳格化が考えられる。現在の出願された発明を厳格な審査基準にもとづき厳格に審査することで、質の向上につながり、特許出願人が抱いている特許取得確率に対する期待値を下げるができる。第3に、権利成立に至るまでのプロセスの同業他社による監視を促進することが考えられる。すなわち、情報提供制度により先行文献調査の質を高めることで質の低い特許が権利として成立することを防ぐことである。これらのテーマについては、de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potteri (2012)を参照されたい。

⁶ 先行研究では特許にかかわる料金に関する考え方として、①特許料金は、特許庁の運営コストを考慮(独立採算)することが重要だという考え方、②(国内)特許料金は国際基準と比較して相対的に設定すべきであるという考え方(他国の特許料金との相対価格)がある。

2011年8月1日に改定された審査請求料の値下げの影響を評価することを目的とする。具体的には、先行研究を踏まえて特許の質を定量的に測定したうえで、審査請求の料金改定が料金改定後の特許の質や量をどう変化させたかを計量経済学的に分析する。このような分析は、出願の質、審査の質、次期の出願へのインセンティブ、そして次期の研究開発へのインセンティブといった多面的な観点から、最適な料金設定を考えるうえで参考になる点で非常に意義があると考えられる7。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、我が国において特許料金がどのように 改定されてきたのかを概観する。第3節では、審査請求料の改定前後の審査請求件数等の 動向をみていく。第4節では、先行研究の状況を概観する。第5節では、先行研究にもと づいて仮説を導出する。第6節では、データと分析方法を説明し、第7節では推定結果を 説明する。第8節では、分析結果を先行研究と比較しながら考察し、第9節では結論をま とめる。

2. 特許料金改定の変遷

本稿では、2011年8月1日に施行された審査請求料の改定に焦点をあて分析を行う。本節では、2011年8月1日に施行された審査請求料の改定にどのような背景があるのかを明らかにするため、特許料金改定の変遷について説明する。

⁷出願の質という観点は、審査請求料の減額改定によって、特許出願人が審査請求をためらっていた質的にギリギリの特許出願(以下、マージナルな出願とよぶ)が審査請求されたことで特許の質が低下しているのかどうかといった観点である。審査の質という観点は、マージナルな特許出願まで審査請求されたことで、特許審査官に過負荷がかかり、特許庁全体が特許審査の対応が追い付かず、膨大なバックログと審査遅延が発生するのかといった観点である。また、特許審査官に過負荷がかかることで特許審査の質が落ちやすくなり、登録特許の質が低下しているのかといった観点である。次期の出願へのインセンティブおよび次期の研究開発へのインセンティブという観点は資金制約にかかりそうな企業(例えば中小企業や新興企業)の研究開発や特許出願のインセンティブを阻害しているのかといった観点である。

図表-1 特許料金改定の変遷(1999年まで)

施行日	1988.1.1		1993.7.1		1998.6.1		1999.6.1	
出願料	14,	000	21,	21,000		左	同左	
審査請求料	56,200	請求項ごと	84,300	請求項ごと	同左	請求項ごと	同左	請求項ごと
苗且胡小竹	30,200	1,800	04,300	2,700	H] /L	同左	PJ/L	2,000
特許料								
1-3年	9,300	1,000	13,000	1,400	同左	同左	同左	1,100
4-6年	14,500	1,500	20,300	2,100	同左	同左	同左	1,600
7-9年	29,000	3,000	40,600	4,200	同左	同左	同左	3,200
10-12年	58,000	6,000	81,200	8,400				
13-15年	116,000	12,000	162,400	16,800	81,200	8,400	同左	6,400
16-18年	232,000	24,000	324,800	33,600		0,400	川江	0,400
19-20年	464,000	48,000	649,600	67,200				

備考:特許庁「産業財産権制度125周年記念誌~産業財産権制度この15年の歩み~」第3章第2節「料金の変遷」 (https://www.jpo.go.jp/introduction/rekishi/125th kinenshi.html) [最終アクセス日:2022年3月3日]を始めとして、特許庁ホームページから料金改定の情報を収集して作成している。

図表-1は特許料金改定の変遷をみたものである。1993年7月1日に、出願料が14,000円から21,000円へと、そして、審査請求料については56,200円、請求項ごとに1,800円だったのを84,300円、請求項ごとに2,700円へと値上げをした。また、特許料についても各期間および各期間における請求項ごとの料金を値上げしており、出願料、審査請求料、特許料といった3つの料金を全て値上げした。1998年6月1日には、特許料金のうち、10年から20年の料金が一律81,200円となり、また請求項ごとの料金も一律8,400円となり、値下げした。次に1999年6月1日には、審査請求料について請求項ごとの料金を2,700円から2,000円に値下げし、また特許料について請求項ごとの料金を値下げした。

図表-2 特許料金改定の変遷 (2011年まで)

施行日	2004	4.4.1		2008	2008.6.1		201	1.8.1
出願料	16,	000		15,	000		同左	
審査請求料	168,600	請求項ごと	同左		請求項	頁ごと	118,000	請求項ごと
甘 且明 小 付	100,000	4,000	ĮΉJ	<u>/_</u>	同	同左		同左
特許料			2004.3.31以	人前審査請求	2004.4.1以降の審査請求			
1-3年	2,600	200	11,400	1,000	2,300	200	同左	同左
4-6年	8,100	600	17,900	1,400	7,100	500	同左	同左
7-9年	24,300	1,900	35,800	2,800	21,400	1,700	同左	同左
10-12年								
13-15年	同左	同左	71,600	5,600	61,600	4,800	同左	同左
16-18年	81,200	6,400	71,000 5,000		01,000	4,000	四江	I HJ ∕III
19-20年								

備考:図表-1を参照。

また、2004年4月1日には、出願料を21,000円から16,000円へと値下げし、特許料を1から9年について値下げする一方で、審査請求料を84,300円から168,600円に、請求項ごとの料金を2,000円から4,000円に値上げした(図表-2)。2008年6月1日には、出願料16,000円から15,000円に、特許料を1から20年について値下げした。2011年8月1日には、審査請求料のみを168,600円から118,000円に値下げした。

図表-3 特許料金改定の変遷 (2019年まで)

施行日		201	2019	9.4.1		
出願料			,000			 左
山枫竹			,	<i>=</i> - "	[1-]	1
 審査請求料	同	左	請羽り	頁ごと	138,000	請求項ごと
田丘明が行	118,	000	同左。	4,000	130,000	同左
特許料	2004.3.31以	人前審査請求	2004.4.1以降	降の審査請求	同左	同左
1-3年	10,300	900	2,100 200		同左	同左
4-6年	16,100	1,300	6,400	500	同左	同左
7-9年	32,200	2,500	19,300	1,500	同左	同左
10-12年						
13-15年	64,400	5,000	55,400	4,300	同左	同左
16-18年	04,400	3,000	33,400	4,300		IHJ∕⊥
19-20年						

備考:図表-1を参照。

2016年4月1日に、出願料を15,000円から14,000円に値下げし、特許料を1から20年について一部の請求項ごとの料金を除いて値下げした(図表-3)。2019年4月1日に、審査請求料を118,000円から138,000円へと値上げした。基本的な傾向として、出願料と特許料を値下げしており、審査請求料を値上げしている。

図表-4 出願審査請求料の改定(2011年)

	新料金	旧料金
通常の特許出願	118,000 円+請求項数	168,600 円+請求項
	×4,000 円	数×4,000 円
特許庁が国際調査報告を作成した国際	71,000 円+請求項数×	101,200 円+請求項
特許出願	2,400 円	数×2,400 円
特許庁以外が国際調査報告を作成した	106,000 円+請求項数	151,700 円+請求項
国際特許出願	×3,600 円	数×3,600 円
特定登録調査機関が交付した調査報告	94,000 円+請求項数×	134,900 円+請求項
書を提示した特許出願	3,200 円	数×3,200 円

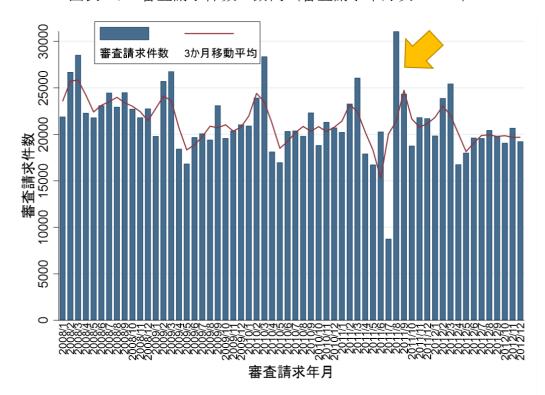
出典:特許庁「出願審査請求料改正のお知らせ」を基にして筆者ら作成。

https://www.jpo.go.jp/system/process/tesuryo/kaisei/shinsaseikyu kaisei.html [最終アクセス日:2022年3月3日]

本稿では、これらの料金改定の中でも、2011年8月1日の審査請求料改定に注目し、この料金改定の影響を検証する。先述のとおり、2011年8月1日以降にされる審査請求手続きに対して、168,600円から118,000円にとこの料金改定で値下げした(図表-4)。また、2011年8月1日の審査請求料改定は、審査請求料について請求項数ごとの料金に変更なく、審査請求料の固定料金部分が値下げされた。

3. 審査請求料の改定前後の審査請求件数等の動向

本節では、料金改定前後において、審査請求件数、特許査定率、登録件数についての動向を概観する。



図表-5 審査請求件数の動向(審査請求年月次ベース)

図表-5は、審査請求年月次ベースで2008年1月から2012年12月までの我が国の特許庁へ審査請求された件数である。2011年8月の料金改定に至るまで、若干件数が低下傾向にある。そして、2011年8月の料金改定の前月である2011年7月に審査請求控えが発生し、2011年8月の料金改定後には、2011年7月に審査請求控えで待っていた審査請求がなされたため、急増している。その後、2012年12月にかけて若干件数が低下傾向にある。

図表-6 特許査定率の動向(審査請求年月次ベース)

図表-6は、審査請求年月次ベースで2008年1月から2012年12月までの我が国の特許庁へ審査請求された件数のうち、特許査定となった件数の比率である特許査定率を明らかにしたものである。2011年8月の料金改定に至るまで、若干件数が増加傾向にある。そして、2011年8月改正の前月である2011年7月に一度特許査定率が減少している。その後、2011年9月に特許査定率は回復し、2012年12月にかけて若干件数が増加傾向にある。

図表-7 特許登録件数の動向(特許出願年月次ベース)

図表-7は、特許の登録件数について出願時点ベースでの月次で明らかにしたものである。2011年8月前後において大きな変化は見られない。



図表-8 特許登録件数の動向(審査請求年月次ベース)

図表-8は、審査請求年月次ベースで特許の登録件数を明らかにしたものである。2011 年8月の料金改定に至るまで、横ばいの傾向にある。そして、2011年8月改正の前月である 2011年7月に審査請求件数の動向で概観したように審査請求件数が当月において急減した ため、登録件数も同様に急減し、2011年8月の料金改定後には、登録件数は急増している。 その後、登録件数はもとに戻っている。

4. 先行研究の状況

(1) 関連研究の概要

特許料金に関する関連研究を概観すると、以下のように大きく4つのテーマにわかれる。

(i)特許出願料に関する研究

第1に、特許出願料に関する研究である。特許出願料に関する研究は、①特許出願料が量的側面である特許出願件数に与える影響を検証したもの、②特許出願料が量的側面である特許請求項数に与える影響を検証したもの、③特許出願料が出願される特許の質や価値に及ぼす影響を検証したもの、④特許出願料が果たす役割、⑤その他、といった5つのテーマにわかれる。

特許出願料が量的側面である特許出願件数に与える影響については、程度の問題は別として、特許出願の料金が値上がりすると、特許出願件数は減少するといった負の関係性を明らかにしている先行研究もあれば、そのような関係性がみられないとする先行研究も存在する⁸。特許出願の料金が値上がりすると、特許出願件数は減少するといった負の関係性を明らかにしている先行研究では、特許出願料の特許出願件数に対する価格弾力性である弾性値が負であることを算出しているが、その絶対値は1より小さく、特許出願料に対して特許出願件数は非弾力的であることが明らかとなっている。また、この特許出願料が値上がりすると特許出願件数が減少するという関係性は、特に中小企業や新興企業において観察できるとある先行研究では明らかにしている。しかし、別の先行研究では、特許出願料が値上がりすると特許出願件数は減少するという関係性は、大企業においてのみ観察でき、中小企業ではこの傾向がみられないとしている。

特許出願料が量的側面である特許請求項数に与える影響については、先行研究では、特 許出願の料金が値上がりすると、特許請求項数は減少するといった負の関係性を明らかに している。ただし、特許出願料の特許請求項数に対する価格弾力性である弾性値の絶対値 は1より小さく、特許出願料に対して特許請求項数は非弾力的であるとしている。

特許出願料が出願される特許の質や価値に及ぼす影響に関しては、料金の値下げ改定によって、質の悪い特許発明が多く出願されているとする先行研究と逆に料金の値下げ改定によって、質の良い特許発明が多く出願されているとする先行研究の両方が存在し、このテーマについては一致した見解がみられていない。

特許出願料が果たす役割に関して、先行研究では、特許出願料がセルフスクーリングもしくはセルフセレクションの役割を果たすとしている。つまり、もし特許出願料が増額されると、保護することで得られる利益が保護のための特許出願料といったコストと比較してわずかに大きいという意味のマージナルな発明を企業が自分でスクリーニングまたはセレクションして出願しない。その結果、出願される特許発明の質が高くなりやすい効果を先行研究では理論モデルによって導出している。また、特許出願料が増額されることで特許出願件数が減少するため、特許審査官一人あたり取り扱わなければならない特許審査件数が減少し、特許審査の質が安定的に高くなりやすいことを先行研究は指摘している。逆に、廉価な特許出願料のため多くの特許出願件数をよびこみ、特許審査官がオーバーキャパシティーになると、社会的に最適な料金体系に近づけないことも先行研究は指摘している。

その他に関する研究テーマとしては、外国人出願人からすると、特許出願料のうち翻訳 費用が占める割合が高く、その翻訳費用の負担が大きく、特許出願を躊躇することが先行

_

⁸ 正確には、特許料金が高いと認識したとしても、企業が構築するポートフォリオのサイズを小さくするという行動との間には関係性がないことを検証した研究である(e.g., Peeters and van Pottelsberghe de la Potterie, 2006; Cohen et al., 2000; van Pottelsberghe de la Potterie et al., 2008)。

研究によって指摘されている。

(ii) 特許更新料(特許年金)に関する研究

第2に、特許更新料に関する研究である。先行研究では、特許更新料が権利維持確率に与える影響については、程度の問題は別として、特許更新料が値上がりすると、権利維持確率は減少するといった負の関係性を明らかにしている。特許更新料が値上がりすると、権利維持確率は減少するといった負の関係性を明らかにしている先行研究では、特許更新料に対する権利維持確率の価格弾力性である弾性値が負であることを算出しているが、その絶対値は1より小さく、特許更新料に対して権利維持確率は非弾力的であることが明らかとなっている。また、特許更新料は特許の権利移転確率に正の影響を与えることも先行研究によってわかっている。最後に、特許更新料の位置づけとして特許庁の運営コストをカバーするために徴収するものと先行研究では指摘している。

(iii) 特許有効化料に関する研究

第3に、特許有効化料に関する研究である⁹。先行研究では、特許有効化料が特許有効化 国数や特許有効化確率に与える影響については、程度の問題は別として、特許有効化料が 値上がりすると、特許有効化国数や特許有効化確率は減少するといった負の関係性を明ら かにしている。特許有効化料が値上がりすると、特許有効化国数や特許有効化確率は減少 するといった負の関係性を明らかにしている先行研究では、特許有効化料の特許有効化国 数や特許有効化確率に対する価格弾力性である弾性値が負であることを算出しているが、 その絶対値は1より小さく、特許有効化料に対して特許有効化国数や特許有効化確率は非 弾力的であることが明らかとなっている。

(iv) 料金体系に関する研究

第4に、料金体系に関する研究である。先行研究をみると、特許出願料を高くして特許 更新料について経年で増額していく料金体系が社会的に最適であるとしている研究もあれ ば、特許出願料を低くして特許更新料について経年で増額していかない料金体系が社会的 に最適であるとしている研究もあり、社会的に最適な料金体系に関する見解に一致をみな い。ただし、特許出願料を低くして特許更新料について経年で増額していかない料金体系 が社会的に最適であるとしている研究では、発明の市場性に関する事前の評価困難性が必 要条件であることを指摘している。つまり、特許出願時に発明の市場性を十分に評価でき ない場合は特許出願料が低い料金体系が社会的に最適であるとし、特許出願時に発明の市 場性を十分に評価できる場合は特許出願料が高い料金体系が社会的に最適であるとしてい

0

⁹ 特許有効化について、長谷川(2018)は「翻訳文を提出し、そして場合によっては庁費用を納付してそのEPC締約国において権利を有効にする手続を有効化(Validation)と呼ぶ」と説明している。

る。そして、特許更新料については、初期は安くし、後期は高くする料金体系が社会的に 最適であると先行研究は指摘している。最後に、先行研究によれば、特許庁が独立採算制 を採用することにより、実際の料金体系が社会的に最適な料金体系から逸脱するとしてい る。

(2) 内容の紹介

特許料金に関する知見は多くの先行研究から蓄積されている。以下、各関連研究を具体的に見ていく¹⁰。

Adams et al. (1997)は、米国特許について、特許出願料の短期的な弾力性は-0.12であることを算出した。つまり、特許出願料を1%引き上げると、特許出願件数が約0.12%減少することを意味する。しかし、さらに特許出願料を引き上げると、特許出願件数が増加に転じ、増加分と減少分が相殺され、正味の効果は約ゼロになるとしている。また、長期的な弾力性に関しては、有意な数値が計算できなかったとしている。

Archontopoulos (2007)は、米国特許庁における特許請求項ベースの料金の大幅な引き上げ (20件を超える特許クレームごとに18ドルから50ドルへ)の特許出願に対する影響を 2004年の米国特許データを利用して、分析している。ただし、Archontopoulos (2007)は、計量実証研究ではなく、記述統計を説明した研究である。分析結果によれば、料金引き上げ前には、特許1件あたりの平均特許クレーム数は約28であったが、料金引き上げ改定後は特許1件あたりの平均特許クレーム数は約23まで低下し、価格弾力性が約-0.20であることを明らかにした。

Arundel and Kabla (1998)は、米国の特許化率(特許化性向)と比較して欧州の特許化率 (特許化性向)が低いのは、(1)実際の特許出願料、(2)特許出願料あたりの相対的な市場 規模の2つの観点から、米国の特許出願コストが欧州のそれと比較して安いことが起因していると指摘している(Arundel and Kabla, 1998:138)。

Athreye (2021)は、中規模・大規模企業と比較して、小規模企業の特許化性向が低いことを確認している¹¹。そして、小規模企業が特許を取得しない理由として、特許取得コスト(つまり特許料金)が高すぎることをあげていることを記述統計およびプロビット分析によって明らかにした。また、Thumm (2004)も同様の事実を指摘している。Thumm (2004)でとりあげている、スイスのバイオテクノロジー企業を対象にした調査では、特許取得しな

¹⁰ なお、本研究では特許出願料や審査請求料に対する補助金制度に関する先行研究について概観しない。補助金制度に関する先行研究については、以下を参照されたい (Boeing and Mueller, 2019; Chen and Zhang 2019; Dang and Motohashi 2015; Fisch et al., 2016; Lin et al., 2021; 大西, 2019; 大西・西村, 2018; Li, 2012; Lei et al., 2012; Prud'homme, 2015; Xu and Munari, 2016; Yan et al., 2016) 。

¹¹ Arundel (2001)は、大企業と比較して中小企業では、隠匿化による保護を特許化による保護よりも優先させるため、特許化性向が低いことを明らかにした。Pajak (2016)は、従業員30人以下の零細企業において、企業規模と特許化性向との間に負の逆相関を発見している。Hall et al. (2013)も、英国企業に焦点をあて、企業規模と特許化性向との間に負の逆相関を確認している。

い理由として、特許料金の高さを第1の理由として挙げていることを明らかにしている。 これらの結果はHughes and Mina (2010)のレビューした結果と整合的であり、小規模企業が 特許保護を利用する際の最大の障害が特許料金であることを指摘している。

Atal and Bar (2010)は、適切な特許料金が、特許出願人が出願前にどの発明を出願すべきかの精査を行うインセンティブを与える条件を明らかにした。出願人による徹底的な先行技術調査度は、出願プロセスにおいて重要であり、特許審査官が発明の新規性を評価するのに非常に役立つ。特許料金が増加すると、特許出願人による先行技術調査が改善され、審査に関わる特許費用が節約される。しかし、質の「悪い」発明を出願することが利益になると特許出願人が考えると、特許出願人による先行技術調査が甘くなる傾向がある。したがって、質の「悪い」発明を事前に判別できるのであれば、質の「悪い」特許とそうでない特許で差別的な特許料金を提示することが最善だと考えられる。しかし、通常は当該発明の質を事前に識別できない。したがって、次善の解決方法としては、技術分野別に差別的な特許料金を設定することであるとしている。つまり、先行技術調査の「質」の低さが疑われる技術分野において、高い特許料金を課することで、特許出願人を先行技術調査の改善へ動機付けし誘導できると提案している。

Baudry and Dumont (2009)は、現在の特許更新料の水準や料金体系が妥当なのかどうかを 検証するために、特許出願人が特許出願日に発明の本当の価値についてよくわかっていな いが、時間の経過とともにその本当の価値を知るというリアルオプションモデルで、最適 な特許更新料のシミュレーションを試みている。フランス特許庁のデータを用いて、イノ ベーションを妨げることなく特許といった独占権による社会的コストを低下させるような 社会的に最適な特許更新料の料金体系を理論モデルによって導出し、提示した。社会的に 最適な料金体系は、出願後14年まで特許更新料を廉価におさえ、その後急激に増額すると いった料金体系で、最終的な特許更新料の総額はフランスの現行水準の6倍以上である約 3,700ユーロにのぼることを明らかにした。特許更新料の初期段階にて、料金を安くし、 数年経過後の特許更新料を急激に高くする料金体系は、Cornelli and Schankerman (1999)が 導出した最適な料金体系と整合的である。この最適な料金体系であれば、特許1件あたり の社会的コストを127ユーロ削減するだけでなく、特許庁の予算も削減することができ、 特許庁が獲得できる特許更新料総額が半分以下になることを明らかにしている。しかし、 特許庁の予算を均衡させるといった独立採算制を制約条件として加えると、社会的に最適 な料金体系から逸脱し、現在の特許庁が採用している料金体系に近づくことも明らかにし た。つまり、彼らは特許庁が直面する独立採算制という予算制約が、現在の料金体系を歪 めていることを示している。

Caillaud and Duchene (2011)は、特許審査が完全ではなく、多数の出願件数により特許審査官の審査負担が重い場合、企業が自主的なスクリーニングを経て特許出願するような最適な特許出願料が存在することを明らかにした。すなわち、政策ツールとして特許出願料

を利用できることを言及した。しかし逆に、特許審査について特許庁が混雑しすぎると、 企業による自主的なスクリーニングを行う均衡から研究開発を控えるといった萎縮する均 衡に逸脱し、このような状況下では、社会的に最適な料金体系を特許庁が設定することが 難しくなることを示した。

Cohen et al. (2000)は、アンケート調査を行っており、米国製造業企業の40%が、特許を取得しない理由として、特許出願費用が高いことを挙げていることを明らかにした。

Cornelli and Schankerman (1999)は、理論モデルを分析したのち、最適な特許更新料は、特許期間の経過に応じて、特許から得られる利益よりも急速に増額しなければならないことを明らかにした。また、理論モデルから導出した社会的に最適な特許権の存続期間・特許料と、フランス、ドイツ、イギリスにおける現実の法定特許権の存続期間・特許料とを比較している。そして、その結果から、これらの国で実施されている特許料の料金体系は、最適ではないことを指摘している。最適な特許更新料は、現実に観察された料金体系よりも、特許年数に応じて、はるかに高くなるはずであることを示した。

Danguy and van Pottelsberghe de la Potterie (2011)は時系列のクロスセクションデータを用いて、権利維持されている特許の割合のデータを利用して特許の権利維持手数料についての弾力性を推定している。なお、GDPに関するデータが単年度(2006年)データであること、推計モデルが線形モデルであること、特許の権利維持手数料とGDPについて対数をとらず絶対額を代入して推計していること、国や時間によるクラスタリングを行っていないことが不十分な点として指摘している。

de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie (2007)は、EPC加盟国29か国における2003 年の特許出願データを利用し、出願料と審査料といった特許料金が各国の優先特許出願の 需要(優先権のある特許出願件数)に与える影響をクロスセクション分析した。特許料金 体系が国によって大きく異なるため、比較可能なベースで特許料を推定することは容易で はない。それぞれの特許庁が独自の料金名と付与要件を持っていることに加えて、料金体 系は各国に特有のものである。また、特許出願人は特許手続きの様々な段階で手数料の支 払いを求められる可能性があるため、手数料のタイミングも重要である。よって、彼らは、 特許付与までに特許出願人が負担すべき全ての特許手数料を包含する単一の手数料指標を 計算する方法を採用した。この指標は、各特許庁の代表的な特許を想定して計算し、平均 的な請求項数、平均的なページ数、平均的な図面ページ数にもとづいて算出された特許手 数料である。彼らは、特許制度の強度や研究の生産性(例えば、研究者一人当たりの研究 開発費で把握される)など、特許取得に影響を及ぼしそうな他の広範な決定要因をコント ロールするために、伝統的な特許生産関数を用いて、特許付与までの累積手数料の効果を 分析した。その結果、特許料金は優先権のある特許出願件数に負の有意な影響を与えるこ とを明らかにした。彼らは、長期の価格弾力性が-0.45から-0.56の間であり、平均値として -0.50前後であることを明らかにした。これは出願料と審査料といった特許手数料が10%増

加すると、特許出願件数総数が5%減少することを意味している。

de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie (2009)は、de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie (2007)と同じ分析フレームワークを利用して、EPC加盟34か国の特許出願データを使って分析を行っている。

de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie (2012)¹²は、クロスカントリーデータを利 用して、三極特許庁(欧州特許庁(EPO)、日本国特許庁(JPO)、米国特許庁(USPTO)) における1980年以降の26年間の価格弾力性を、ダイナミックパネルデータモデルを用いて 推定・算出している。分析結果によれば、(1)請求項数について調整した特許料(1人あた りの請求項数あたりの特許料金)が、1990年代半ば以降、欧州特許庁(EPO)、日本国特 許庁(JPO)、米国特許庁(USPTO)の三極特許庁で非常に低下しており、特に欧州特許 庁(EPO)における特許出願から登録査定までの料金総計額が著しく低下している、その ことが欧州で観察された特許ブームの一因となっていること、(2)長期の弾性値は-0.30前 後(正確には、-0.15から-0.49の範囲で、平均が-0.30)であることを明らかにした。短期 の弾性値はもっと小さく、-0.06から-0.12の間で平均が-0.07である。そして、長期の平均 価格弾力性が-0.30とすると、1995年から2001年までの特許出願件数の増加のうち、約20% が特許料金の低下によるものと結論付けている。そして、短期も長期も平均価格弾力性の 絶対値が1を超えていないので、特許が価格に対して非弾力的と結論付けている。また、 記述統計をみて、1990年代、米国特許庁(USPTO)では、特許料が一定であったのに対し て、特許の需要が大幅に増加していることから、特許出願件数が特許料にそれほど反応し ないことを指摘している。

de Rassenfosse and Jaffe (2018)は、特許料金と量(例えば出願件数)との関係をみた先行研究が多い中、特許料金と品質との関係をみた点に特徴がある研究である。彼らは、特許料金全体(=特許出願から権利登録までの料金+特許更新料)の値上げ改定がなされた1982年の米国PLAA(Patent law: Patent Law Amendment Act of 1852)の特許の品質への影響を見ている。すなわち、米国特許のPLAAによる料金改定によって、付与前料金が239ドルから800ドルへ上昇し、また米国にはじめて特許更新料が導入され、特許を最後まで完全に維持するために239ドルから3,200ドルまで値上げされた効果を検証している。彼らは、米国出願人が出願した特許を処置群(トリートメントグループ)とし、すでに大きな特許コストを母国で支払っており、同じ内容の特許について米国での料金改定の影響が相対的に小さい外国出願人が出願した特許を制御群(コントロールグループ)として差分の差分分析(DID回帰分析)を行っている。計量統計分析の前の記述統計を見ると、米国特許の母集団の中で引用されていない特許の割合は、値上げ前は13.39%だったのが、値上げ後は11.31%と減少したことを示している(0.5%有意水準で統計的有意)。また、あるカット

¹² なお、この研究では、R&D費と特許出願との間のコンカレント性(同時性)を指摘している(de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie, 2012: footnote 10)。

オフ基準を下回る質の悪い特許の割合が、値上げ後1.05%~5.13%減少することも示した。さらに、統計分析の結果によれば、PLAAによって特許料金全体が値上がりしたことで(技術的に)最も低品質な特許群の特許の10%が減少していた。これは(金銭的に)最も低価値の特許の15%の分に相当する。また特許料金の値上げのスクリーニング効果は、特許ポートフォリオの規模が大きい大企業に顕著にみられ、特許ポートフォリオの規模が小さい中小企業には顕著にみられず、その意味で値上げ政策は中小企業の特許化行動を阻害するものではないとしている。まとめると、料金値上げ後、低品質の特許が大幅に削減された。品質について10段階とすると、もっとも低品質である10段階目の特許の10%が料金値上げ後、減った。これは価値の観点で見ると、低価値である10段階目の特許の15%に達する。また、小規模な特許ポートフォリオ(20件以下)を持つ中小企業では値上げ効果は見られないが、大規模な特許ポートフォリオ(21件~100件、または100件以上)を持つ中規模企業および大規模企業(やや弱い)に対して値上げ効果が顕著に観察できたとしている。

de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie (2013)は、特許料金に関係するサーベイ論文である。その問題意識として、保護を求める特許の質が低下し、出願件数が膨張している特許制度を改善するための手段として特許料金を利用できるため、特許料金改定がどのような効果を生むのかを過去10年間の学術研究から知見として獲得しようとした研究である。彼らは過去の学術研究をサーベイした結果、特許の料金体系は、料金を安くすることでR&D投資に対する民間企業や民間人のインセンティブと、料金を安くすることで独占権といった社会的コストとの間で適切なバランスをとる必要があること、特許庁が独立採算制で予算制約がある状態であるべきか、それとも公的資金で運営され予算制約がない状態であるべきかについての分析が重要でかつ必要であること、社会的に最適な料金体系として、審査待ち状態の特許出願が多い状況下、質の低い特許出願を抑止するために特許出願料を十分に高めに設定し、商業的に価値のある特許のみが有効に維持されるような特許更新料を維持年数に比例する以上に増額していくといった料金体系の可能性を明らかにしている。

de Rassenfosse and Jaffe (2018)では、低品質の特許出願の数が、特許出願料の引き上げによって減少したことを明らかにしているが、de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie (2012)は、特許料金が特許出願件数にどのような影響を及ぼすのかをみた研究で、1980年~2005年の米国特許、日本特許、欧州特許を分析対象としている。彼らは分析結果によって、特許出願に対する需要の価格弾力性は-0.3程度(つまり、特許料金が10%増加すると、特許出願件数が3%減少することを意味)で、特許に対する需要(特許出願件数)の全体的または平均的な価格弾力性は非弾力的であることを明らかにした。また、当然、特許の非弾力的である事実は、特許出願料の値上げは、R&D投資に対してさらに感度が低いことを示唆する。

Danguy and van Pottelsberghe de la Potterie (2011)は特許更新料が権利維持率に与える影響を具体的に推定している。彼らは、欧州15か国、米国、日本を対象に推定している。その結果、特許更新料が1,000ユーロ増加すると、権利を維持せずに脱落する比率が12%ポイント増加することがわかった。また、特許更新料に対する特許維持率の弾力性は、6年目で-0.03、10年目で-0.08、15年目で-0.25、20年目で-0.80と算出している。

Duguet and Kabla (1998)は、フランスの特許調査(EFAT)のデータを用いて、企業が特許取得したイノベーションの割合(特許取得性向)と欧州特許出願数の決定要因を分析している。研究開発費といったイノベーションの決定要因をコントロールすると、企業がイノベーションを全て特許化しない主な理由は、特許開示であり、特許取得費用や法的費用は、特許取得性向に有意な影響を及ぼさないことを明らかにしている。

Eaton and Kortum (1996)は、イノベーションとイノベーションによる国内外の成長への貢献との関係を分析する数理モデルを構築し、特許データを利用して推定した。分析結果によれば、弁理士費用や翻訳費用を含む特許取得コストが、特許活動水準(いわゆる特許出願件数)に負の影響を与えることが明らかとなった。

Eaton et al. (2004)は、1991年から2000年までのEPO特許データとPCT特許データを利用して、特許出願料が欧州、日本、米国から欧州16か国にむけての特許出願件数にどのような影響を及ぼすのかを分析した。分析結果によると、欧州16か国への特許の需要(特許出願件数)は特許出願料や指定料金に対して負の弾力性を持っていることを明らかにした。また、EPOにて出願する特許料金の値下げ改定が、1990年代におけるEPO特許件数の増加の原因の40%となっていることを明らかにした。

EPO (1995)は特許出願人にアンケート調査を行っている。その調査結果によれば、回答者である特許出願人の45%がEPOでの「手続き費用(特許出願料)は高い」、もしくは「非常に高い」と回答しており、そして44%が欧州での特許更新料は高すぎると考えている。そして、大規模企業や中規模企業と比較して、小規模企業では特にそのように考えている企業が多いことを明らかにした(EPO, 1995:157)。

Federico (1954)は、米国とカナダの主要2か国を除いて多くの国では、特許発行後に請求する手数料のシステムを採用している一方で、米国とカナダは発行後の維持手数料を徴収していないことを明らかにした。また、当時の米国における特許発行手数料(特許登録料)の主な目的は、特許料金によって特許出願件数を促進・抑制したり、特許の質を制御するためではなく、特許庁の運営費用を賄うためであることを明らかにした(Federico, 1954:845)。

Gans et al. (2004)は、数理モデルを利用して、特許料金を政策ツールとして利用できることを明らかにした。彼らは、発明を奨励する(発明者が事前に発明活動を行うことをいとわないようにする)ために、低い特許出願料という参入料によって、発明者は発明の保護を求めて必ず特許出願する。一方で、高い特許更新料は、社会的な観点から、独占権とい

った過度に長い特許を回避する。よって、社会的に最適な料金体系とは、最初の特許出願料をできるだけ低く設定し(理想的にはゼロ)、特許更新料をできるだけ高く設定する体系であるとしている。彼らは数理モデルを利用して、特許庁が予算制約を受けている場合、実際の料金体系が社会的に最適な料金体系から外れる可能性があることを示している。すなわち、実際の料金体系が社会的に最適料金体系とは異なり、特許出願料が比較的高価になり、特許更新料が比較的廉価になる可能性を示した。つまり、特許庁の予算制約が社会的に最適な料金体系の採用を阻害している可能性を彼らは示した。

Graham et al. (2009)は、米国を拠点とするバイオテクノロジー、医療機器、ITハードウェア、ソフトウェア、インターネット分野の新興企業1,332社に対して2008年に実施したバークレー特許調査を利用して、新興企業が特許取得を断念する理由(逆に新興企業が特許を取得する動機)に関して分析を行っている。その分析の中で、米国の新興企業が特許取得を断念する際には、コストが1つの原因となっていることを明らかにした。

Harhoff et al. (2009a)は、理論モデルとして重力モデルを用いて、出願元国から特許有効 化先国への有効化(validation)行動のフローの決定要因を分析している。彼らの研究では、 両国の規模(住民数)、富裕度(一人当たりGDP)、出願元国と有効化先国の地理的距離、 有効化費用の水準、早期の特許更新費用(6年目まで)および翻訳費用に関する定性的情 報(ダミー変数でコーディング)をコントロールして、1995、1999、2003年のEP特許につ いての特許有効化データ(2003年に付与された特許54,429件(40.9%)、1999年に付与され た特許36,271件(27.3%)、1995年に付与された特許42,318件(31.8%)の合計133,018件) を利用して、クロスセクション分析を行っている¹³。分析結果によれば、国境を越えた特 許の有効化に影響を与える主な要因は、出願元国と有効化先国の規模と富裕度であること を明らかにした。さらに、首都間の距離と有効化先国のEPCメンバーシップの経過年数も 重要な決定要因となるとしている。最後に、有効化費用と早期の特許更新費用は、出願人 の有効化行動に負の影響を与えていることがわかり、有効化費用の弾性値は-0.1、特許更 新料の弾性値は-0.3と算出している。また、翻訳コストが有効化する特許の割合を大幅に 減少させること、有効化費用および特許更新料の合計といった特許化コストの影響は、時 間とともにその重要性が増していることを明らかにしている。特許出願人である企業では、 特許出願のために使える予算は非弾力的である。それに対して、時間の経過とともに加盟 国数が増加し、特許出願人はより多くの加盟国数から有効化を選択しなければならない状 況になっている。したがって、少ない予算の中でより多くの加盟国数からの有効化をはか っていかなければならないといったトレードオフに時間の経過とともに特許出願人である 企業は一層、直面するようになったため、特許料金の弾力性が時間とともに増加している としている。これらの分析結果は、有効化費用、特許更新料および翻訳費用といった権利

¹³ Harhoff et al. (2009a)では特許件数の合計を130,018件と表記しているが、2003年、1999年、1995年に付与された特許件数を合計すると133,018件になる。

付与後の手数料だけではなく、権利付与前の手数料である特許出願料や審査請求料にも示唆されるとしている。したがって、EPOが課す特許出願料や審査請求料の引き上げは、特許出願の量に影響を与える政策手段として利用でき、その結果、審査プロセスの負担が減り、権利付与までの時間が短縮されるとしている。

Harhoff et al. (2009b)は、ある国で特許保護を求める出願人の決定(有効化の意思決定)を、特許レベルでモデル化している。彼らは、上記要因に加えて、特許の特性(請求項の数、前方引用数、出願人の特許ポートフォリオのサイズ)やその他の市場特性をコントロールしている。その結果、有効化費用と特許の早期更新費用が、ある国で特許を有効化するかどうかの重要な決定要因であることが確認された。有効化費用が1%増加すると、有効化確率は5.3%低下し、特許の早期更新費用が1%増加すると、有効化確率は13.7%低下することを明らかにした。また、翻訳コストが、ある国で有効化特許の割合を大幅に減少させることも明らかにした。彼らは、今後、これらの国において、国内の特許有効化件数が30%近く増加するのではないかと予測している。

Helfgott (1993)は、弁理士へアンケート調査を実施し、1992年当時の米国における弁理士費用は平均635ドルであったと報告し、1983年当時のドル換算で440ドルであることを示した。これは、特許コストに占める出願費用(ほぼ弁理士費用)がほんの一部しかすぎないため、特許出願の質に対して、特許出願費用が限られた影響しか与えないことを示唆するとしている。また、典型的な特許出願のドイツ語から英語への翻訳費用は、1992年には2,000ドルで、CPIデフレータを用いた1983年の1,400ドルに相当すると推定しており、つまり、米国の弁護士費用と出願費用を合わせた額よりも翻訳費用のほうが高額であることを示した。

Hunt (2006)は、特許料金を減額改定すると研究開発が減少する可能性があることを示している。このような直感と反する結果になるのは、電子機器、コンピュータ、半導体など、累積的なイノベーションによって技術進歩が発展する傾向にある産業では、特許がその内容について十分に重複する可能性が高い。つまり、特許取得コストが低下すると、同業他社による特許取得が増加し、当該企業が自らの特許から獲得できる利益が減少する。したがって、特許出願時に発明の市場性が十分に評価できない場合は、低い特許出願料が一般的に社会的に最適と考えられるが、特許権の重複や特許庁の混雑がある場合は、高額な特許出願料が正当化されることを彼らは示した。

Khan (2005)は、19世紀におけるアメリカの知的財産権の進化とその影響を検証している。 彼らは、米国の特許料は英国の特許料よりずっと安かったことを明らかにした。そして、 この特許料の安さが米国の大きな成功の秘訣であると指摘している。

Kuegler (2016)は、1884年1月の料金値下げ改定の前後10年間である1879年~1888年の英国特許権者である、54,000人、そして、合計42,500件の登録特許のデータを利用して分析を行い、1884年1月において英国にて行われた特許料の大幅な値下げによって、質の高い

特許が増加したことを明らかにした。その背景として、料金を値下げすると、研究開発が奨励され、それによって特許出願について新規参入者が増加しているのではないかと指摘している。1884年の料金値下げ改定により、特許料は改正前の水準から84%削減され(当初の手数料25ポンドから4ポンドに大幅な引き下げ、当時の25ポンドは2015年の11,400ポンド程度に相当、14年間の期間満了まで特許権を維持するためには、150ポンドといった総計更新料が必要だった、米国は17年間の期間満了までわずか7ポンドといった総計更新料が必要だった)、この値下げ改定により、質の高い更新特許は100%以上増加し、質の高い更新特許の弾性値は1.25であった。また、1884年の料金値下げ改定により、特許取得全体の弾性値は-1.68と推定した。つまり、料金を値下げ改定すると、登録率は高くなる。ただし、更新率は低下しやすいことも明らかにした。この研究でいう質の高い特許とは、更新回数が多く、米国にも出願されている特許としている。また、特許権利者の姓名のうち、姓から年収を推定し、各権利者の富裕度指標を作成して分析を行っている。その分析では、富の低い発明者の方が、料金値下げ改定後、富の高い発明者より質の高い特許を増加させている。

Landes and Posner (2004)は、1960年から2001年までの米国特許のデータを利用して、被説明変数である米国の特許出願件数に対して、大企業と小企業が直面している料金を加重平均した特許出願料がどのような影響を及ぼすのかを分析している。分析結果によれば、算出した弾性値は-0.03と非常に低く、わずかに有意であった。この弾性値は特許出願料が10%値上がりすると、特許出願件数が0.3%減少することを意味する。

Lehmann-Hasemeyer and Streb (2020)は、19世紀のドイツのヴュルテンベルク州において、外国出願人に対して差別的な高い特許料金(特許更新料)を課すことで、外国出願人が早期に特許保護を放棄するように仕向けたことについて分析をした。彼らの分析結果の1つによれば、国内出願人よりさらに高い特許更新料を課されている外国出願人は、特許更新料が高いほど、予定した期間より権利を早く放棄することを明らかにした。

Lerner (2002)は、1850年から2000年までの150年間における60か国の特許料金を推定している。同研究は、(1)特許料金は時系列で大きく変化しており、同研究が考案した価格指数では最大6倍になっている、(2)特許料金は国によって大きく異なり、豊かな国または民主的な国では特許料金は高い、しかし、英国やスカンジナビアでは、他国と比べて特許料金がかなり低い、したがって、政治的、社会経済的、文化的な要因で特許料金が異なる、といった2つの事実を発見している。

MacLeod (2003)は、1883年の英国特許法改正によって、特許取得費用が大幅に変化したことで特許出願件数がどのように変化したのかを分析している。1883年の英国特許法改正前の特許料金は25ポンドで、これは、熟練工の半年分の給料に相当する高さであった。1883年の英国特許法改正後の特許料金は84%減少の4ポンドとなり、特許出願件数が約150%増加した。したがって、これは特許需要の価格弾力性は-0.66であることを示唆する。

また、同研究は1883年の英国特許法改正前の英国において高い特許料(当時の英国の平均 生活費から見ても高かった)が、優れた多くのアイデアの特許化を阻害していたと指摘し ている。

Marco and Prieger (2009)は、特許付与プロセスについて混雑モデルを用いて最適な特許出願料を検討している。彼らは、イノベーションの商業的価値を特許出願人が事前に知ることが困難であるため、安い特許出願料を採用すべきであるという議論は、混雑といった外部性コスト、すなわち現在の特許出願人に対する遅延コストを考慮していないと指摘している。そして、この点について、彼らは、特許出願人は、特許出願のための直接的なコストと、審査待ちの遅延コストといった間接的なコストの2つのコストを支払っていると考えている。彼らのモデルによると、特許出願料を高くすれば、この遅延コストをある程度まで相殺することができるとしている。つまり、特許出願料を値上げすることで直接的に特許出願を抑制し、間接的には、特許出願数が全体的に少なくなることで審査そして査定決定までの予想時間が短くなり、付与された特許の現在価値が増加するということである。要するに、混雑のコストが予想以上に削減されるのであれば、高い料金は企業にとって問題なく、むしろ歓迎されると主張している。したがって、特許出願時に発明の市場性が十分に評価できない場合は、低い特許出願料が一般的に社会的に最適と考えられるが、この研究も、特許権の重複や特許庁の混雑がある場合は、高額な特許出願料は正当化されることを示している。

Moser (2009)は、19世紀と20世紀の万国博覧会に出展された8,000件の歴史的発明を調査し、英国で出展された発明の11.1%が特許を取得していたのに対し、米国では15.3%であったことを明らかにした。この理由として、特許権を完全に存続させるための権利維持手数料総額が、英国では37,000ドル、米国では612ドルであり、この価格差が原因だとしている。そして、この価格差と特許取得性向との関係性から、1851年の特許需要の価格弾力性を約-0.16と計算している。

Nicholas (2011)は、1883年に英国において特許出願料を劇的に引き下げても、英国経済のイノベーションレベルを向上させる影響がなかったことを明らかにした。一方で、特許更新の観点から、英国の特許出願料の低下によって、権利取得後の更新回数が少ないという意味での特許価値が低い部分の特許が増加したことを明らかにしている。また、特許出願料の改定は、R&D投資に対してさらに感度が低いこともこの研究では指摘している。最後に、英国特許庁は、特許出願料を84%引き下げた1883年の特許法改革は、英国国内のイノベーション状況を改善するというよりむしろ、国際的な特許出願料との相対的な関係性を考慮して導入されたことを本研究は強調している。

Park (2003)は、1986年から1999年のEPO特許出願データを利用して、特許出願料が特許 出願件数にどのような影響を及ぼすのかを分析した。分析結果によると、EP特許の需要は 特許出願料に対して非弾力的であることを明らかにした。つまり、特許料金が企業の特許 取得行動に負の影響を与えることを発見できなかったとしている。

Pavitt (1985)は、国別の特許取得率に違いがあるのは、特許料金が部分的に原因であることを示した。Pavitt (1985)は、米国人に対する米国特許取得件数よりも日本人に対する日本国特許取得件数が多いのは、日本のR&D生産性が高いといった理由よりも、日本人の日本における特許取得コストが、米国人の米国における特許取得コストよりも比較的廉価であることに起因していることを指摘している (Pavitt, 1985:83)。

Palangkaraya et al. (2008)は、自分の特許出願が成功し権利化する確率が低いと考えている企業は、特許審査を請求する意思決定を実際に遅らせる、つまり不確実性を意図的に作り出していることを示した。また、EPOでも、多くの出願人が特許付与日を遅らせることを目的としたドラフトスタイルを実際に採用していることを確認している(特許付与日を遅らせるために出願人が使用するドラフトスタイルとインタラクションモードの詳細なリストについては、Stevnsborg and van Pottelsberghe de la Potterie, 2007を参照)。したがって、廉価な特許出願料は、特許の審査請求を意図的に延期する意思決定を招きやすいことを意味するとしている。

Peeters and van Pottelsberghe de la Potterie (2006)は、ベルギーの大企業の 40%が特許料金が高すぎると考えていることを明らかにした。しかし、特許取得に非常に高額なコストがかかるという認識と、そのような認識を持っている企業の特許ポートフォリオのサイズとの間で有意な負の関係は存在しないことを明らかにした。したがって、特許料金が企業の特許取得行動に負の影響を与えることは発見できなかったとしている。

Picard and van Pottelsberghe de la Potterie (2013)は、特許庁のガバナンスのあり方が、特許 出願料の設定や審査の質にどのような影響を及ぼすのかを分析している。分析結果によれ ば、特許の進歩性が高いほど、特許出願料への支払い意欲が高まることを明らかにしてい る。

Schankerman and Pake s(1986)は、戦後の欧州における特許の私的価値を推定する試みとして、更新データを用い、副次的に特許権の維持率に対する特許更新料の弾力性を求めている。彼らは、特許更新料が1%増加すると、特許が更新される割合が約0.02%減少することを発見している。

Schankerman and Schuett (2016, 2021)は、特許にかかわる料金が、政策ツールとして利用できることを言及した。彼らの理論分析によれば、特許付与前の特許料金は、低品質の特許を自己フィルタリングすることを明らかにした。

Scotchmer (1999)は、イノベーション価値が高い場合に、より長い期間、価値が高いイノベーションを生み出した企業に特許の更新制度が報いるのに役立つことを理論モデルで示した。つまり、特許の更新制度は、企業がイノベーションに投資するかどうかを適切に判断するのに役立つ。したがって、特許の更新料は、政策ツールとして利用できることに言及した。

Serrano (2010)は、特許更新料が特許の権利移転の傾向に影響を与えることを調査することで、企業が特許更新料にセンシティブであることを示すエビデンスを提示している。有効な特許が取引される確率は特許年齢とともに減少することをSerrano (2010)は発見しているが、特許更新日の直後の年において、例外的に特許の取引確率が不連続に増加することも発見している。つまり、特許更新料支払い前には、特許更新料を支払う意欲が減退しているため、特許取引に躊躇していたのが、特許更新料支払済み後は、その特許更新料の支払う障害がなくなったため、特許取引に応じる買い手が多くなることを意味し、これは、企業が特許更新料に敏感であることを示唆するとしている。

Thompson (2017)は、PATSTAT2014aと2014bを使って、日本も含めて46か国について特許 更新料の弾力性を算出している。日本のデータは、1981年から2013年の38,540登録特許の データを利用して特許レベル及び特許ファミリーレベルで分析を行っている。分析結果に よると、世界的な特許庁において、特許更新料が高くなると、特許更新がされにくくなり、 弾性値として平均で-0.10、最大でも-0.25であることを明らかにしている。その特徴として は、先行研究と異なりGDPを単年度ではなく複数年度を利用しており、線形モデルではなく、Cox生存ハザードモデルを利用しており、特許更新料やGDPを対数化して利用したこと、国や経過年数についてクラスタリングをした点を第1の特徴としてあげている。 さらに、特許更新料について国際的なクロスセクションデータを利用して、更新料の弾性値を 推定することで他国と比較して相対的に分析対象国の更新料の増額または減額が特許の更新行動にどのような影響を及ぼしているのを分析している点をあげている。また、中小企業や個人発明家といったグループについて弾性値がどのようになっているのか、これらの弾性値が大企業の弾性値と異なるのかを調査している。

USPTO (2013)は、特許権利者が特許の維持年金の水準を考えながら、更新するかどうかの意思決定問題をプロビットモデルを利用して分析している。また、USPTO (2013)は、特許更新料の弾性値を計算している。分析結果によると、弾性値は-0.056となっている。つまり、特許更新料を1%引き上げると、権利維持が約5.6%減少することを意味する。ただし、この分析結果は米国の特許料金体系を前提としており、米国の特許更新料の料金体系が、毎年更新料を支払っていく構造とは大きく異なり、1回の更新料の支払いで数年分の更新料金をまとめて支払い、合計3回の更新料を支払う構造であるため、この結果を一般化し他国へ適用できるかは不明である。

WIPO (2014)は、パリルート出願との対比で、PCT出願料の弾性値を計算している。分析結果によると、弾性値は-0.0138となっている。つまり、PCT出願料を1%引き上げると、PCT出願の確率が約1.38%減少することを意味している。

van Pottelsberghe de la Potterie and Francois (2009)は、USPTO、JPO、EPOにおける特許出願人1人あたりの特許請求の範囲に対する特許料金と、各特許庁に出願された特許出願の特許クレーム数との間に負の関係があることを示している。この研究でいう特許料金とは、

各国の有効化費用(validation fee)、各国の特許更新料、各国の翻訳料金、潜在的な権利行使や訴訟問題によって支払う費用が、保護を求める国数分だけ乗算された費用をさし、そのために欧州における特許料金は、米国や日本と比較して高額になりやすいことを指摘している。また、出願料、審査請求料、翻訳費用が、3つの特許庁(EPO、USPTO、JPO)における特許出願件数に影響することをグラフ使って示している。

van Pottelsberghe de la Potterie and Mejer (2010)によると、ロンドン協定前のEPOにおける手続き費用は6,385ユーロ、翻訳費用は6,224ユーロであった(van Pottelsberghe de la Potterie and Mejer, 2010:表8)。ロンドン協定後には、翻訳費用は2,576ユーロに減少した。彼らの研究によると、EPC加盟国6か国で有効化された特許を取得するためには、翻訳コストが特許取得コストの半分を占めると報告している。また、最近批准されたロンドン協定は、34か国の特許庁のうち14か国で特許の有効化手続きのための翻訳要件を軽減することを目的としており、特許取得のコストを $20\%\sim30\%$ 削減したと推定している。また、ロンドン協定を発効させた国では、特許有効化件数が大幅に増加することを予想している。ただし、大幅なコスト削減にもかかわらず、van Pottelsberghe de la Potterie and Mejer (2010)によると、6か国(13か国)で欧州特許の有効化に必要な相対コストは、米国と比較すると高水準で、米国の少なくとも5倍(7倍)になることも指摘している。

Wilson (2008)は、付与されるべきではなかったと思われる特許の存在が当時の米国の特許制度の大きな問題点であり、その原因として、大企業が防御的および攻撃的なライセンス目的の両方で提出する膨大な量の特許出願をした結果、USPTOは特許出願の多さに圧倒され、各々の特許出願を特許付与すべきか否かを特許審査官といった人間のプロセスでは確実に判断できない環境をつくりあげているとしている。そして、1982年の特許出願件数を11万件程度に抑えるように改善するために、大企業(小企業や個人発明家は対象外)の特許出願料を5万ドル(2006年現在の出願料の50倍近く)に引き上げることを提案している。この提案が妥当なのかどうかを検証するために、過去の特許出願件数と特許出願料のデータを使って、特許出願の需要曲線を推定し、料金改定のための提案を議論している。1970年から2006年までのUSPTOの特許データを利用して、分析した結果、特許需要の価格弾力性が-0.10であることを算出している。

(3) 先行研究のギャップ

以上、先行研究をみると、4つの点でギャップが存在する。第1に、審査請求制度は米国にはなく、日本および欧州の数か国に存在する制度である。そのため、先行研究には特許出願料、特許更新料、特許有効化料の値下げ改定をみた研究はあるが、審査請求料の改定の効果をみた研究はない。また、先行研究では、料金改定の量的側面のみへの効果、もしくは料金改定の質的側面のみへの効果を分析しており、料金改定の量的側面および質的側面の両方への効果を分析している研究はない。したがって、審査請求料改定の効果を量的

側面および質的側面の両方について本研究では分析する。

第2に、先行研究では、料金の値上げや値下げ改定の効果をみるために処置群と制御群を比較している。先行研究では、外国出願人による外国出願を制御群としているが、外国出願人による外国出願は質の高い出願であるため、料金の値上げ改定や値下げ改定のマージナルな発明に対する効果をみる際には不適切である可能性がある。また、分析期間において処置群と制御群は料金改定以外のショックを共有していなければならないが、出願人の国籍が異なると、経済環境の違いなどが影響する可能性がある。よって、本研究では、さらに適切な制御群を選択し、審査請求料の値下げ改定の効果を量的な側面および質的な側面の両面でみていく。

第3に、質的側面について、料金の値上げや値下げ改定のマージナルな発明への影響を みるためには、平均値ではなく、分布に目を向ける必要がある。本研究では平均値と分布 への効果を両方検証している。

第4に、先行研究では、料金改定の効果をあくまでも改定前の料金と比較して改定後の料金の増加または減少に注目して分析している。しかし、企業活動がグローバル化している状況の中、内国の料金改定の効果をみるために、外国の特許料金との相対的な乖離が縮小したのか、拡大したのかといった視点も必要である¹⁴。この国際的相対価格の視点からの分析については今後、新しい研究が期待される。

5. 検証する仮説

本稿では、審査請求料の減額改定によって、審査請求件数は増加し、審査請求された特許の質が低下したのかを検証する。

先行研究では、企業が投入するR&D努力と特許料金の2つの要因で特許生産関数を構成しており、特許料金と特許件数との間に負の関係があるとしている(e.g. de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie, 2012: 1式)。これを前提とすると、企業が特許出願や審査請求する際には、研究開発によって生み出された発明を与件として、その発明を保護する際にかかる特許コスト (特許料金)とその発明を保護したことで得られる利益、つまり、特許保護から得られる期待利益とを比較して、後者の期待利益が前者の特許コストを上回るときに特許出願や審査請求を行う (特許コスト<特許保護から得られる利益×特許取得の確率))。そして、もし、前者の特許コストが減額改定された場合には、保護する際にかかる特許コストを超えていなかった質の悪い発明(特許コスト>特許保護から得られる期待利益)も特許コストを超えるようになるため(特許コスト

_

¹⁴ ただし、このギャップについて本研究は分析していない。

になる。つまり、マージナルな質の悪い発明が特許として出願され、もしくは、審査請求 され、結果として、特許出願件数や審査請求件数は増加する。

実際に、先行研究は、特許料金と特許件数との間に負の関係を見つけている(e.g., Adams et al., 1997; de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie, 2007, 2012; Eaton et al., 2004; MacLeod, 2003)。すなわち、特許料金が増額改定されれば、特許件数は減少し、特許料金が減額改定されれば、特許件数は増加する。よって、これらの先行研究の知見を企業の審査請求行動に適用すれば、以下のような仮説を導出できる。

仮説1:「審査請求料の減額改定は、改定後の審査請求件数を増加させる。」

仮説1のとおり、審査請求料の減額改定は、特許査定確率が低い特許発明の件数を増加させる。したがって、特許査定率を構成する分母側の審査請求件数を増加させ、特許査定率を構成する分子側の特許査定件数を減少させる。よって、以下のような仮説を導出できる。

仮説2:「審査請求料の減額改定は、改定後の特許査定率を低下させる。」

前述のとおり、特許出願人は特許保護から得られる期待利益が特許コストを上回る場合、特許を出願する。特許料金の減額改定によって、審査請求料が引き下げられると、期待利益と特許コストとの純差額の期待値が僅かに負であった一部の出願は、正となり、特許出願することが有益となる。したがって、審査請求料の減額改定は、マージナルな質の悪い発明が特許として出願され、もしくは、審査請求されることになり、審査請求された特許の質は平均的に(全体的に)低下することになる。de Rassenfosse and Jaffe (2018)によると、米国特許の中でゼロ引用の特許の割合は、特許料金の値上げ前は13.39%だったのが、特許料金の値上げ後は11.31%と減少している。同時に、ある基準の質を下回る特許の割合が、値上げ後1.05%から5.13%減少していることも確認している。よって、以下のような仮説を導出できる。また、以下の仮説については、審査が行われる前の特許と審査が行われた後の特許とにわけて仮説を導出した。

仮説3:「審査請求料の減額改定は、改定後の特許の質を平均的に低下させる。」

仮説3a:「審査請求料の減額改定は、改定後の登録特許の質を平均的に低下させる。」

仮説3b:「審査請求料の減額改定は、改定後の審査請求された特許出願の質を平均的に 低下させる。」

先行研究によると、特許料金の増額改定によって、髙品質の発明と高い価値の発明と比

較すると、低品質の発明と低価値の発明の両方が大きく減少するとしている(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。前述のとおり、特許保護から得られる期待利益が特許コストを上回る場合、出願人は特許を出願する。料金が引き上げられると、期待利益と特許コストとの純差額の期待値が僅かに正であった一部の出願は、もはや負となり、特許出願することが有益ではなくなる(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。この先行研究の理論を逆に利用すると、特許料金の減額改定によって、期待利益と特許コストとの純差額の期待値が僅かに負であった一部のマージナルな特許未出願の発明や未審査請求の特許出願は正となり、特許出願や審査請求を求めることが有益となる。しかし、もともとから髙品質の発明・特許出願もしくは高い価値の発明・特許出願にとってみれば、すでに期待利益と特許コストとの純差額の期待値が正であったために、特許出願や審査請求をさらに求めることはない。de Rassenfosse and Jaffe (2018)は、特許料金の増額改定によって、低品質または低価値の部分の特許出願件数の減少を明らかにしている。よって、以下のような仮説を導出できる。仮説3と同様に、以下の仮説については、審査が行われる前の特許と審査が行われた後の特許とにわけて仮説を導出した。

仮説4:「審査請求料の減額改定は、改定後の質に関する分布の下位の特許の質を低下させる。」

仮説 4 a:「審査請求料の減額改定は、改定後の質に関する分布の下位の登録特許の質を 低下させる。」

仮説 4 b: 「審査請求料の減額改定は、改定後の質に関する分布の下位の審査請求された 特許出願の質を低下させる。」

6. データと分析方法

本稿では、審査請求料の減額によって、審査請求件数は増加し、審査請求された特許の質が低下したのかを検証する。ここでは、特許の質を検証するため、審査請求件数が増加したことによる特許査定率が減少したのか、審査請求された特許自体の質が低下したのかを判別するため、特許の質の指標を観察できるデータによって合成した指標を利用する。

(1) データ

分析対象とする特許データの範囲を決めるにあたって、まず2011年8月1日の審査請求料 改定の前後1年間の審査請求を目安とする。すなわち、2010年8月1日から2012年7月31日の 審査請求である。次に、他の料金改定の影響を受けないことを確認する。審査請求料の 2011年8月1日の直近改定は、2004年4月1日であるので、前後1年間は問題ない。しかし、 2008年6月1日に出願料と特許料の大幅な改定があり、2011年8月1日の前後1年間の審査請求では、一部2008年改定前の出願が含まれる。例えば、2007年12月に出願し、2010年11月に審査請求した出願が該当する。しかし、出願料の減額幅は1,000円であり、審査請求時点では2008年の料金改定を迎えておりその下で判断するので、これが分析に与える影響は軽微だと予想できる(図表-9)。

図表-9 分析対象期間

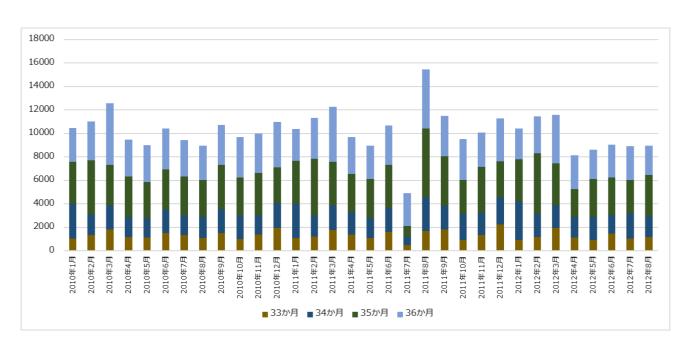
施行日	2004	4.4.1		2008	3.6.1		2011.8.1		2016.4.1			
出願料	16,	000		15,	000		同左		14,000			
審査請求料	168,600	請求項ごと	同左		請求項	頁ごと	118,000	請求項ごと	= +		請求項ごと	
奋重胡水科	100,000	4,000	[1]	生	同	左	110,000	同左	同左		同左	
特許料			2004.3.31以	前審査請求	2004.4.1以降の審査請求				2004.3.31以前審査請求 2004.4.1以降の		峰の審査請求	
1-3年	2,600	200	11,400	1,000	2,300	200	同左	同左	10,300	900	2,100	200
4-6年	8,100	600	17,900	1,400	7,100	500	同左	同左	16,100	1,300	6,400	500
7-9年	24,300	1,900	35,800	2,800	21,400	1,700	同左	同左	32,200	2,500	19,300	1,500
10-12年												
13-15年	同左	同左	71,600	5.600	61.600	4.800	同左	同左	64,400	5.000	55.400	4.300
16-18年	81,200	6,400	11,000	3,000	01,000	4,000	川生	川工	04,400	5,000	55,400	4,300
19-20年												

出典:筆者らが作成。

さらに、出願人の行動を考慮する必要がある。審査請求料の減額に対応して、出願人が自ら審査請求のタイミングを操作していると、制度変更が内生的になる。図表-10は出願・審査請求ラグの状況を表している。出願・審査請求ラグが0、1、2、3か月のグラフを見ると、2011年7月減少分が2011年8月に積みあがっていることがわかる。2011年6月や9月はそのような傾向は見られない。出願・審査請求ラグが33、34、35、36か月のグラフでは、2011年7月の35か月以前の減少分が2011年8月に移っており、36か月だけはそれ以上審査請求を先送りできないので、他の月と同程度となっている。2011年6月はその傾向は見られない。したがって、料金改定の前後1か月でタイミングをずらす行動が見られるので、その2か月を除いたサンプル①(2010年7月1日から2011年6月30日および2011年9月1日から2012年8月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求)を分析対象とする。

4000 3500 3000 2500 2000 1500 1000 500 0 2010年12月 2011年1月 2011年2月 2011年3月 2011年8月 2012年1月 2010年5月 2010年8月 2010年9月 2010年10月 2010年11月 2011年4月 2011年5月 2011年7月 2011年9月 2011年10月 2011年11月 2011年12月 ■0か月 ■1か月 ■2か月 ■3か月

表-10 出願・審査請求ラグの状況



脚注:横軸は審査請求月 出典:特許情報標準データを基に筆者らが独自に集計。

上述の特許データを抽出するため、本稿では、特許情報標準データ¹⁵、IIPDB2020デー タ、そしてPATSTAT2020を利用した。

¹⁵ 本データの抽出にあたり、(一財)知的財産研究教育財団知的財産研究所の協力を得た。

(2) 分析方法と変数

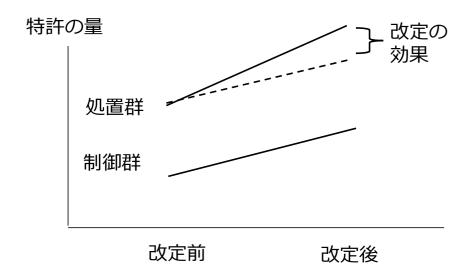
■リサーチデザイン

本稿では、審査請求料の値下げという料金改定の効果を検証するため、差分の差分分析 (Difference-in-difference analysis) を利用する。図表-11と図表-12にもあるように、処置群 (treatment group) と制御群 (control group) の差分 (傾き) が、料金の改定前後で、料金改定の影響を受けて変化することで、広がっているか (差分の差分) を見ていく。したがって、以下の式を推計する (以下、式1とよぶ)。

$$y = \beta_0 + \beta_1 treatment + \beta_2 post + \beta_3 treatment \cdot post + Z\gamma + u$$

ここで、この式のうち、β₃が期待される符合でゼロではないことが統計的に有意であれば料金改定の効果があることになる。

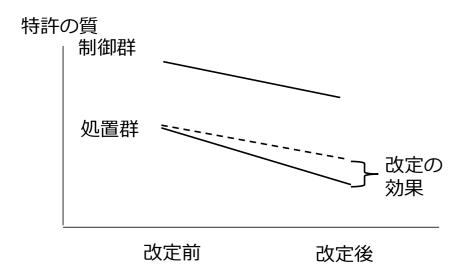
式1について、特許の量については技術分野(IPCクラス)×審査請求年月の集計レベル、 特許の質については技術分野(IPCクラス)×審査請求年月の集計レベルと個別特許レベ ルの分析を行う。



図表-11 分析方法(特許の量)

備考:実線は実際に観察されるデータ、点線は処置群において料金改定がなければ観察されたであろうデータを表す。 出典:筆者らが作成。

図表-12 分析方法(特許の質)



備考:図表-12を参照。 出典:筆者らが作成。

■被説明変数 (y)

特許の量:特許の量の被説明変数として、審査請求件数を利用する。つまり、2011年8 月の値下げといった料金改定によって、審査請求件数が増加したのか、それとも減少した のか、または何も変化しなかったのかを検証する。

特許の質:特許の質の被説明変数として、先行研究にしたがい、狭義の特許の質および特許の価値を利用する (e.g., de Rassenfosse and Jaffe, 2018; Lanjouw and Schankerman, 2004; Higham et al., 2021)。この狭義の質および価値の指標については後述する。また、それとは別に特許査定率も利用する。特許査定率は、特許査定件数を特許査定件数および拒絶査定件数の合計で除した比率、つまり、特許査定件数/ (特許査定件数+拒絶査定件数)といった式で算出した値を利用する。

■説明変数(treatment, post)

Treatment: Treatmentは、審査請求料の値下げ改定の影響を受けやすいある特定の特許出願または登録特許の場合は1を値としてとる変数とする。それ以外の場合、つまり、審査請求料の値下げ改定の影響を受けない、または、受けにくい、ある特定の特許出願または登録特許の場合は0を値としてとる変数とする。または、処置群の方は、treatment=1となっている特許レベルのデータを技術分野(IPCクラス)×審査請求年月に集計した件数とする。制御群の方は、treatment=0となっている特許レベルのデータを技術分野(IPCクラス)×審査請求年月に集計した件数とする。

Post:分析対象としている特許出願また登録特許の審査請求年月日が改定前の場合だと 0、それ以外の場合、1をとる変数である。

treatment変数については制御群の関係上、審査請求料の値下げ改定の影響を受ける・受けない、または、受けやすい・受けにくい、ある特定の特許出願人について以下の2種類の変数 (treatment(1)、treatment(2)) を用意する (図表-13)。

まず、treatment(1)=1またはtreatment(2)=1である審査請求料の値下げ改定の影響を受ける、あるいは受けやすい、ある特定の特許出願または登録特許については、以下の条件を満たす特許出願もしくは登録特許とする。treatment(1)については、もし、出願人が日本国籍をもち、そして日本での出願のみしかなされていないような特許出願もしくは登録特許の場合、1とする。技術分野(IPCクラス)×審査請求年月の集計レベルの分析では、treatment(1)=1となっている特許レベルのデータを技術分野(IPCクラス)×審査請求年月で集計した件数とする。treatment(2)についても、treatment(1)と同様である。

次に、treatment(1)=0またはtreatment(2)=0である審査請求料の値下げ改定の影響を受け ない、あるいは受けにくい、ある特定の特許出願または登録特許については、以下の条件 を満たす特許出願もしくは登録特許とする。treatment(1)については、もし、出願人が日本 国籍をもち、そして分析対象の特許が日本での出願のみならず、外国にも出願している場 合、0とする。つまり、日本国特許庁への出願後に外国出願を予定しているため、日本国 特許庁での審査請求のコストを比較的気にしない、審査請求費用に鈍感な出願である。こ こでいう外国出願とはPCT出願(出願番号の下6桁目が5または6)、または優先権主張に関 する書類提出がなされた出願である。技術分野(IPCクラス)×審査請求年月の集計レベ ルの分析では、treatment(1)=0となっている特許レベルのデータを技術分野(IPCクラス) ×審査請求年月に集計した件数とする。treatment(2)については、もし、出願人が日本以外 の外国国籍をもち、そして分析対象の特許が日本での出願のみならず、外国でも出願して いる場合、0とする。つまり、日本だけでなく外国の特許庁にも出願しており、かつ、日 本に住んでいない外国出願人であるため、日本国特許庁での審査請求のコストを比較的気 にしない、審査請求費用に鈍感な出願である。ここでいう外国出願人とは、筆頭出願人の 住所に日本国の都道府県や市町村の単語が含まれていない筆頭出願人を外国出願人と定義 する(図表-13。技術分野(IPCクラス)×審査請求年月の集計レベルの分析では、 treatment(2)=0となっている特許レベルのデータを技術分野(IPCクラス)×審査請求年月 に集計した件数とする。

図表-13 処置群と制御群の定義

	出願人	外国出願	treatment(1)	treatment(2)
A	日本人	日本出願のみ	1	1
В	日本人	日本+外国出願	0	
С	外国人	日本+外国出願		0
D	外国人	日本出願のみ		

備考:外国出願人=出願人の住所に都道府県や市区町村を含まない。筆頭出願人の国籍を採用する。外国出願はPCT出願(出願番号下6桁目が5,6)、優先権主張に関する書類提出がなされた出願である。

出典:筆者らが作成。

■モデレート変数 (treatment×post)

後述のとおり、本研究では、審査請求料の値下げが料金改定後に処置群に影響があり、 制御群には影響がなかったのかを検証する。したがって、分析対象の特許が処置群に属す るのかそれとも制御群に属するのかのtreatment変数と料金改定のpost変数の交差項を含め て推計する。

■コントロール変数(Z)

特許レベル別推計の場合は、当該特許の出願年ダミーおよび技術分野ダミー、つまり、IPCセクションダミーをコントロール変数として利用した。技術分野(IPCクラス)×審査請求月次別推計の場合は、当該特許の審査請求年ダミーおよび技術分野ダミー、つまり、IPCクラスダミーをコントロール変数として利用した。

■推計方法

最小二乗法(OLS)や分位点回帰分析を利用する。

■特許の質

本研究では、特許の質の分布において、分布の中心以外の位置である低品質の特許および高品質の特許についても審査請求料の値下げ改定の影響を検証する。

これを検証するために、2つのステップにわけて分析する。第1ステップでは、後述のように一般化構造方程式モデリングを利用して、特許の質を推計し、各登録特許や各審査請求済み特許出願の質を推定する。第2ステップでは、審査請求料の値下げ改定による特許の質への影響を推定する。つまり、最小二乗法や分位点回帰分析を利用する。特許の質の

平均値だけでなく、特許の質の分布の上位である高品質の特許、または、特許の質の分布の下位である低品質の特許に対する審査請求料の値下げ改定を推定する。

特許の質については、本研究では先行研究にならった 16 。 de Rassenfosse and Jaffe(2018)は、特許の質Qおよび特許の価値Vを一般化構造方程式モデリングによって算出している。彼らは特許の質を「既存の最先端の発明から離れている進歩の程度(距離)」と定義している。一方で、特許の価値を「特許の質を与件として、その特許発明を利用できる製品・サービスの市場規模や価格弾力性の影響をうけた、金銭に置き換えた金銭的価値」と定義している。すなわち、既存の最先端の発明からだいぶ距離が離れて進歩しているほど、特許の質は高くなり、特許の質の問題は、特許庁がこの既存の最先端の発明からの距離について基準を低く設定しすぎていないのか、もしくは当該発明を審査する際にその距離について評価ミスがあったのかといった問題に帰着できる(de Rassenfosse, Jaffe and Webster, 2016)。

次に、他の条件が同じであれば、質の高い発明はより価値があると考えらえる。しかし、質が同程度であればどの発明も全て価値が同程度ではなく、発明の質とは関係なく、価値に影響を及ぼす要因がいくつか存在する。同じ発明の質でも、その特許発明を利用できる製品・サービスの市場規模が大きいほど、その発明の金銭的価値は高い。また、同じ発明の質でも、その特許発明を利用できる製品・サービスの需要の価格弾力性が低いのであれば、他の製品・サービス市場よりも、より大きな市場シェアを獲得できる可能性が高く、その特許発明の金銭的価値が高い。つまり、特許の質と特許の価値は異なる概念であるが、正の相関があると考えられる(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。

このように特許の質と特許の価値を定義した上で、特許の質および特許の価値に関する指標を合成するため、(1) 被引用件数、(2) 特許の請求項数、(3) 特許ファミリーサイズ、(4) 特許維持期間(登録日から権利消滅日または観測終了日の日数)のデータを利用する。前述のように、品質に寄与するものは価値にも寄与すると考えられる。しかし、市場規模などのほかの要因に左右される価値指標は必ずしも品質を反映しているとは限らない。したがって、先行研究にならい、(1) 被引用件数、(2) 特許の請求項数は、以下に述べるように特許の質に影響を及ぼすと考える(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。

先行研究によると、被引用件数はその特許発明の技術的重要性を測定するのに適しているとしている (e.g., Albert et al., 1991; Carpenter et al., 1981; Trajtenberg, 1990)。また、特許引用関係のデータを利用して、特許付与の確率を分析した先行研究も存在する (Palangkaraya et al., 2011)。したがって、本稿では、被引用件数を特許発明の質を構成する1指標として利用する。

¹⁶ 特許の質について、様々な研究があるが、本研究では、de Rassenfosse and Jaffe (2018)にしたがった。特許の質についていま1つ有名な研究としてLanjouw and Schankerman (2004)がある。この研究では、1975年から1993年の間に特許出願がなされ、2000年初頭までに登録・発行された米国特許を分析対象としている。そして、特許の質を抽出するため、請求項数、被引用件数(出願日から5年以内)、出願時の後方引用件数、特許ファミリーサイズを利用している。

請求項数は、先行研究では発明の幅の指標として利用されている(Lanjouw and Schankerman, 2004; Tong and Frame, 1994)。請求項は、特許発明の具体的内容を成文化したもので、特許が付与された場合の保護範囲を構成するものである。先行研究によれば、米国特許の価値を推定する際に、特許の請求項数を1つ追加するごとに特許価値が約2%増加するとしている(Bessen, 2008)。また、既存発明からの進歩距離の大きさという意味で、特許発明の質を測定した望ましい指標であることを先行研究は指摘している(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。

品質の指標の合成について先行研究にならったのと同様に、価値の指標では、品質の指標を構成している(1)被引用件数、(2)特許の請求項数に加えて、(3)特許ファミリーサイズ、(4)特許維持期間のデータを利用する(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。

特許ファミリーサイズは、特許保護を求める国数であり市場規模をあらわしている。国際特許出願のプロセスで発生する多くのコストを考えると、特許ファミリーサイズが大きいと、その保護された発明は価値が高いことをさす。この指標はPutnum (1996)やLanjouw et al., (1998)によって特許価値を示す指標として利用され、実際に、Harhoff et al., (2003)は、ドイツの特許権利者を対象とした調査データを利用して、特許ファミリーサイズが大きいほど、保護を求めている対象特許の価値と高い相関関係があることを明らかにしている。なお、特許ファミリーサイズが、特許の質に影響を及ぼす直接的な経路が理論的に考えられないため、本研究では、特許ファミリーサイズを価値の指標に組み入れるが、特許の質の指標に組み入れない。

特許維持期間も、特許の質の指標というより、特許価値を示す有効な指標となる。多くの特許庁では、特許査定後、特許を権利として有効に維持するために、定期的な特許更新料を権利者に対して要求する。先行研究では、特許価値が高い発明は、特許更新料を支払うことでより長期間保護される傾向にあることを指摘している(Schankerman and Pakes, 1986)。したがって、特許維持期間が長いほど特許更新料が高くなるので、本研究では特許維持期間を、特許価値を構成する指標として利用する。なお、特許維持期間が、特許の質に影響を及ぼす直接的な経路が理論的に考えられないため、本研究では、特許維持期間を価値の指標に組み入れるが、特許の質の指標に組み入れない。

具体的には、以下の4本の構造方程式を同時に推計する。

$$\begin{split} E[fwcitation|Q^*,V^*] &= G\big(\beta_{1,1} + \beta_{1,2}Q^* + \beta_{1,3}V^* + Z\gamma_1\big) \\ E[claim|Q^*,V^*] &= G\big(\beta_{2,1} + \beta_{2,2}Q^* + \beta_{2,3}V^* + Z\gamma_2\big) \\ E[family|Q^*,V^*] &= G\big(\beta_{3,1} + \beta_{3,2}Q^* + \beta_{3,3}V^* + Z\gamma_3\big) \\ E[duration|Q^*,V^*] &= G\big(\beta_{4,1} + \beta_{4,2}Q^* + \beta_{4,3}V^* + Z\gamma_4\big) \end{split}$$

ただし、Z = (JP, IPC, YEAR)である。また、fwcitationは被引用件数、claimは請求項数、familyは特許ファミリーサイズ、durationは特許維持期間(打ち切りを考慮)、JPは日本人出願人かどうかのダミー変数、IPCは登録時の筆頭IPCで特許分類IPCセクションまたは

IPCクラス、YEARは特許出願年(被引用件数および特許維持期間のモデルのみに含めて分析)であり、観測変数である。被引用件数、請求項数、特許ファミリーサイズは負の二項分布、特許維持期間は対数正規分布(打切り含む)を仮定する。また、識別のために制約として $\beta_{3,2}=\beta_{4,2}=0$; $\beta_{1,3}=\beta_{2,2}=1$ およびCovariance(Q^*,V^*)=0を課している。

上記4本の構造方程式を推計したのち、特許の質であるQ*および特許の価値であるV*を算出する。上述の図表-10の出願・審査請求ラグで見たように、料金改定前後の7、8月に特異な変化が見られるため、その2か月を除いたサンプル①(2010年7月1日から2011年6月30日および2011年9月1日から2012年8月31日に審査請求した登録特許)、および前後2か月除いたサンプル②(2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日)、2パターンの特許の質Q*および特許の価値V*を推計する。

図表-14は特許の質や特許の価値についての推計である(サンプル②のみ掲載)。被引用件数を被説明変数としたモデル1において、質が高い特許ほど、被引用件数が有意に多くなることが確認できる(1%水準で統計的有意)。請求項数を被説明変数としたモデル2において、価値が高い特許ほど、請求項数が有意に多くなることが確認できる(1%水準で統計的有意)。また、特許ファミリーサイズを被説明変数としたモデル3において、価値が高い特許ほど、特許ファミリーサイズが有意に大きくなることが確認できる(1%水準で統計的有意)。最後に、特許維持期間を被説明変数としたモデル4において、価値が高い特許ほど、特許維持期間が有意に長くなることが確認できる(1%水準で統計的有意)。図表-15は算出した特許の質および特許の価値と観測変数との間の相関係数表である。特許の質は観測変数である被引用件数および請求項数と高い正の相関になり、特許の価値は被引用件数、請求項数、特許ファミリーサイズ、特許維持期間のどれとも正の相関がある。また、図表-16は、算出された特許の質および特許の価値の分布である。0を中心として右のすそ野が広がっているグラフとなっており、先行研究と整合的である(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。

図表-14 構造方程式の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
観測変数	fwcitation	claim	family	duration	/
JP	0.217***	-0.827***	-1.549***	0.224***	
	(33.95)	(-297.64)	(-445.18)	(54.19)	
IPC B	-0.432***	0.027***	-0.119***	-0.054***	
	(-46.99)	(6.29)	(-20.44)	(-8.66)	
IPC C	0.001	0.211***	0.251***	-0.059***	
	(0.13)	(46.19)	(42.26)	(-8.63)	
IPC D	-0.401***	0.021*	-0.048***	0.035*	
	(-15.43)	(1.73)	(-2.91)	(1.93)	
IPC E	-0.717***	-0.108***	-0.429***	0.036***	
	(-45.23)	(-14.60)	(-39.54)	(3.35)	
IPC F	-0.422***	-0.030***	-0.110***	-0.106***	
	(-39.17)	(-6.00)	(-16.07)	(-14.72)	
IPC G	-0.270***	0.293***	-0.074***	-0.175***	
	(-31.73)	(73.93)	(-13.79)	(-30.22)	
IPC H	-0.176***	0.290***	0.077***	-0.206***	
	(-21.37)	(74.89)	(14.83)	(-36.24)	
2008.YEAR	-0.059***			-0.001	
	(-7.59)			(-0.18)	
2009.YEAR	-0.143***			0.025***	
	(-18.78)			(4.69)	
2010.YEAR	-0.335***			0.111***	
	(-37.11)			(17.93)	
2011.YEAR	-0.584***			0.148***	
	(-52.12)			(19.46)	
2012.YEAR	-0.975***			0.159***	
	(-72.48)			(18.34)	
Q	2.008***	1.000	0.000	0.000	
	(25.26)	(.)	(.)	(.)	
V	1.000	0.793***	2.688***	0.276***	
	(.)	(58.38)	(66.52)	(26.76)	
var(Q)	` '	,	, - ,	, -,	0.067***
\/					(23.29)
var(V)					0.057***
- (-)					(33.27)
Constant	0.649***	2.474***	2.097***	8.188***	(
	(53.93)	(599.80)	(441.62)	(1,162.21)	
Observations	357,186	357,186	357,186	357,186	357,186
Log likelihood	-3414756	337,100	337,100	337,100	337,100
AIC	6829622				

備考:2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求された登録特許(サンプル②)を用いて、被引用件数、請求項数、特許ファミリーサイズ、特許維持期間の構造方程式モデリングを推定した結果である。値は係数値、カッコ内はロバストt値。***,**,* は、それぞれ1%有意、5%有意、10%有意を表す。出典:筆者らが作成。

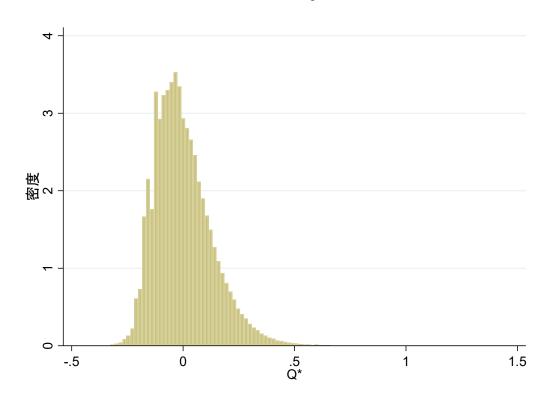
図表-15 特許の質Q*および特許の価値V*と観測変数との間の相関係数表

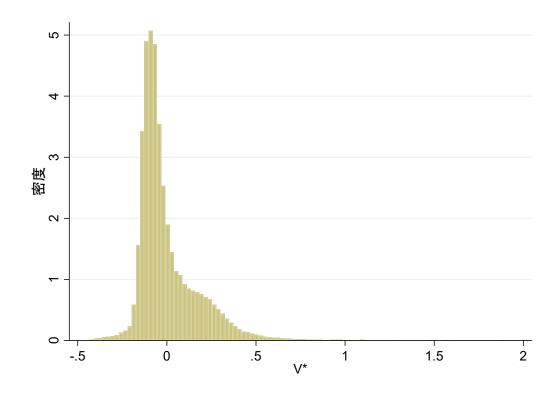
	1	2	3	4	5	6
1 Q*	1.000					
2 V*	0.211	1.000				
3 被引用件数	0.633	0.187	1.000			
4 請求項数	0.619	0.298	0.075	1.000		
5 パテントファミリー	-0.040	0.626	0.031	0.302	1.000	
6 維持期間	0.021	0.092	0.057	-0.091	-0.062	1.000

備考:図表-14の推定値を使って、特許の質Q*および特許の価値V*を推計している。標本数は357,186。

出典:筆者らが作成。

図表-16 推計された特許の質Q*および価値V*の分布





備考:図表-14の推定値を使って、特許の質Q*および特許の価値V*を推計している。標本数は357,186。

出典:筆者らが作成。

7. 推定結果

(1)技術分野×審査請求年月の集計レベルの分析

まず、集計データを用いて、審査請求料の値下げによる特許の量(審査請求件数)と質(特許査定率)への効果を検証する。ここでは、技術分野別および審査請求年月別に集計し、さらに処置群と制御群に分けて審査請求件数や特許査定率を求めている(例:技術分類 A01、2011年1月に審査請求、treatment変数=1に該当する件数)。

(i)特許の量:審査請求件数

■記述統計

図表-17は、審査請求件数の記述統計を表している。処置群と制御群の特徴について、treatment変数で見ると、最小値を除く全ての基本統計量で処置群(treatment変数=1)の値が大きい。料金改定前後(post=0 or 1)については、平均値は料金改定後でわずかに大きいものの、概して基本統計量で大きな違いは見られない。

図表-17 審査請求件数の記述統計

	N	平均值	最小値	10パーセ ンタイル	中央値	90パーセ ンタイル	最大値
treatment(1)=0	2463	44.116	1	1	12	114	970
treatment(1)=1	2785	97.724	1	3	35	280	1401
post=0	2606	71.998	1	2	19	180	1401
post=1	2642	73.123	1	2	21	181	1357
計	5248	72.565	1	2	20	181	1401

	N	平均值	最小值	10パーセ ンタイル	中央値	90パーセ ンタイル	最大値
treatment(2)=0	2567	33.994	1	1	8	61	665
treatment(2)=1	2785	97.724	1	3	35	280	1401
post=0	2677	66.859	1	2	16	174	1401
post=1	2675	67.455	1	2	16	174	1357
計	5352	67.157	1	2	16	174	1401

備考:サンプル①2010年7月1日から2011年6月30日および2011年9月1日から2012年8月31日に審査請求された出願を対象とする。技術分野および審査請求年月で集計し、さらに処置群と制御群で分けて審査請求件数を求めている。

出典:筆者らが作成。

■識別 平行トレンドの仮定

DIDでは、制御群の料金改定前後の変化を用いて、処置群の反事実の状況、すなわち料 金改定がなかった場合の当該期間の変化に代替する。したがって、審査請求料値下げの効 果を識別するためには、平行トレンドの仮定と共通ショックの仮定を満たす必要がある。 平行トレンドの仮定は、もし料金改定がなければ、処置群と制御群はトレンドを共有する という仮定である (Angrist and Pischke, 2009)。上述のリサーチデザインの図で述べたよう に、料金改定によって平行トレンドから乖離が生じることで、料金改定の効果を測定する。 共通ショックの仮定は、料金改定以外に両群の審査請求件数に対して非対称な影響を与え るような他の制度変更やショックが生じていないという仮定である。これに関しては、2 節の「特許料金改定の変遷」より、本研究の分析に関係する他の制度変更として、2008年 6月の出願料と特許料の減額が考えられる。すなわち、2011年8月の審査請求料値下げ後に 審査請求された出願は、2008年6月の料金改定以降の出願であることに対して、審査請求 料値下げ前の審査請求は、2008年6月の料金改定前後の出願が含まれる可能性がある。す なわち、異なる料金体系に基づいて行動している。しかし、出願料の減額は軽微であり、 また料金改定はあらかじめ周知されるため、将来の特許料減額を織り込んで出願行動を決 定しているはずであり、これによって共通ショックの仮定が満たされないとは考えにくい。 平行トレンドの仮定を検証するため、審査請求料値下げ前の期間を取り上げて、式1の post変数を審査請求月次ダミーで置き換えた推定を行う。treatment変数と審査請求月次ダ ミーの交差項の係数がゼロであることが確認できれば、平行トレンドの仮定が支持される。 図表-18は推定結果のうち、交差項のみを掲載している。treatment(1)について、個別の係

数は全て非有意であり、交差項の係数が全てゼロであるという帰無仮説のF検定は棄却されない(F値=0.95、P値=0.488)。 treatment(2)について、個別の係数はほぼ非有意であるが、F検定は棄却される(F値=2.07、P値=0.02)。したがって、少なくともtreatment(1)に関しては平行トレンドの仮定を満たしていると判断できる。

図表-18 審査請求件数の推定結果:料金改定前の期間

	(1)	(2)
	改定前:	改定前:
	201101-201106	201101-201106
treatment変数	treatment(1)	treatment(2)
2010年8月×treatment	4.524	0.393
	(0.45)	(0.03)
2010年9月×treatment	8.705	11.880
	(0.84)	(0.89)
2010年10月×treatment	-2.150	-8.566
	(-0.21)	(-0.64)
2010年11月×treatment	2.335	1.254
	(0.21)	(0.09)
2010年12月×treatment	7.907	1.532
	(0.74)	(0.11)
2011年1月×treatment	9.629	7.035
	(0.92)	(0.52)
2011年2月×treatment	14.170	21.314
	(1.24)	(1.58)
2011年3月×treatment	14.582	27.434**
	(1.12)	(2.03)
2011年4月×treatment	-6.490	-14.061
	(-0.63)	(-1.04)
2011年5月×treatment	-11.132	-20.662
	(-1.06)	(-1.54)
2011年6月×treatment	1.392	-3.398
	(0.14)	(-0.25)
		<u> </u>
標本数	2,606	2,677
自由度調整済み決定係数	0.838	0.748
F検定	0.95	2.07
Prob > F	0.488	0.020

備考:式1の料金改定ダミー変数postを審査請求月次ダミーに置き換えてOLS推定している。審査請求月次ダミーと処置変数treatmentの交差項のみ掲載している。推定モデルは、審査請求月次ダミー単独項、処置変数treatment単独項、IPCクラスダミーおよび審査請求年ダミーも含まれている。値は係数値、カッコ内はロバストt値。***, **, * は、それぞれ1%有意、5%有意、10%有意を表す。F検定は帰無仮説「交差項の係数が全てゼロである」に対するF値、prob>Fはそのp値を表している。モデル(1)はtreatment変数にtreatment(1)、モデル(2)はtreatment変数にtreatment(2)を用いている。

出典:筆者らが作成。

■推定結果

図表-19は、審査請求件数のDIDについて、サンプル①(2010年7月1日から2011年6月30日および2011年9月1日から2012年8月31日に審査請求)、およびサンプル②(2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求)の推定結果を示している。全てのモデルで、post変数とtreatment変数の交差項は5%水準で非有意であり、審査請求料値下げによって審査請求件数に影響があったという証拠は観察されない。

図表-19 審査請求件数の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	改定前:	改定前:	改定前:	改定前:
	201007-201106	201006-201105	201007-201106	201006-201105
	改定後:	改定後:	改定後:	改定後:
	201109-201208	201110-201209	201109-201208	201110-201209
post	7.596**	3.030	4.038	2.123
	(2.46)	(0.90)	(1.13)	(0.55)
treatment(1)	65.208***	64.708***		
	(27.96)	(28.01)		
post*treatment(1)	-4.568	-5.651*		
	(-1.40)	(-1.79)		
treatment(2)			69.944***	69.568***
			(25.44)	(25.47)
post*treatment(2)			-0.316	-2.103
			(-0.08)	(-0.55)
Constant	47.787***	49.075***	48.638***	50.694***
	(9.21)	(9.34)	(10.42)	(10.92)
IPC	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
標本数	5,248	5,252	5,352	5,348
自由度調整済み決定係数	0.836	0.840	0.749	0.753

備考:式1をOLS推定している。値は係数値、カッコ内はロバストt値。***, **, * は、それぞれ1%有意、5%有意、10%有意を表す。モデル(1)(2)はtreatment変数にtreatment(1)、モデル(3)(4)はtreatment変数にtreatment(2)を用いている。IPCはIPC クラスダミー、YEARは審査請求年ダミーを表す。

出典:筆者らが作成。

(ii) 特許の質:特許査定率

■記述統計

図表-20は、技術分野別審査請求年月別単位で集計した特許査定率(=特許査定件数/ (特許査定件数+拒絶査定件数))の記述統計を表している。処置群と制御群の特徴について、treatment(1)を見ると、平均値や中央値は処置群(treatment(1)=1)の値が低い。一方、treatment(2)では平均値や中央値は処置群(treatment(2)=1)の値が高く、両treatment変数で異なる傾向が見られる。料金改定前後(post=0 or 1)では、料金改定後の方が高い値を示 しているが、その差はわずかである。一見すると、料金値下げ後に特許査定率が上昇して おり、矛盾するように見えるが、基本統計量はトレンドの影響を含んでいるので、DID分 析によって審査請求料値下げによる特許査定率への影響を検証する。

図表-20 特許査定率の記述統計

	N	平均值	最小値	10パーセ ンタイル	中央値	90パーセ ンタイル	最大値
treatment(1)=0	2463	0.841	0	0.667	0.872	1	1
treatment(1)=1	2785	0.752	0	0.600	0.758	0.944	1
post=0	2606	0.786	0	0.611	0.800	1	1
post=1	2642	0.801	0	0.625	0.818	1	1
計	5248	0.794	0	0.615	0.806	1	1
	N	平均値	最小値	10パーセ ンタイル	中央値	90パーセ ンタイル	最大値
treatment(2)=0	2567	0.672	0	0.400	0.667	1	1
treatment(2)=1	2785	0.752	0	0.600	0.758	0.944	1
post=0	2677	0.704	0	0.500	0.720	1	1
post=1	2675	0.724	0	0.500	0.750	1	1

備考:サンプル①2010年7月1日から2011年6月30日および2011年9月1日から2012年8月31日に審査請求された出願を対象とする。技術分野および審査請求年月で集計し、さらに処置群と制御群で分けて特許査定率(=特許査定件数/(特許査定件数+拒絶査定件数))を求めている。

0.500

0.733

0.714

出典:筆者らが作成。

■識別 平行トレンドの仮定

5352

上述の審査請求件数の分析と同様に、特許査定率に関して平行トレンドの仮定が満たされているかを確認する。図表-21は推定結果のうち、交差項のみを掲載している。treatment(1)について、個別の係数は全て非有意であり、交差項の係数が全てゼロであるという帰無仮説に対するF検定は棄却されない(F値=0.80、P値=0.64)。treatment(2)についても、個別の係数は全て非有意であり、F検定は棄却されない(F値=1.07、P値=0.378)。したがって、平行トレンドの仮定を満たしていると判断できる。

図表-21 特許査定率の推定結果:料金改定前の期間

	(1)	(2)
	改定前:	改定前:
	201101-201106	201101-201106
treatment変数	treatment(1)	treatment(2)
2010年8月×treatment	0.015	0.039
	(0.46)	(1.03)
2010年9月×treatment	0.029	0.061
	(0.89)	(1.61)
2010年10月×treatment	0.011	0.041
	(0.33)	(1.08)
2010年11月×treatment	0.026	0.022
	(0.81)	(0.59)
2010年12月×treatment	0.001	0.006
	(0.04)	(0.16)
2011年1月×treatment	-0.002	-0.026
	(-0.06)	(-0.68)
2011年2月×treatment	0.005	-0.001
	(0.16)	(-0.03)
2011年3月×treatment	0.044	-0.009
	(1.37)	(-0.24)
2011年4月×treatment	0.020	0.012
	(0.63)	(0.31)
2011年5月×treatment	-0.030	-0.028
	(-0.93)	(-0.74)
2011年6月×treatment	0.040	-0.013
	(1.24)	(-0.35)
	, ,	· /
標本数	2,606	2,677
自由度調整済み決定係数	0.134	0.112
F検定	8.0	1.07
Prob > F	0.640	0.378

備考:図表-18の備考を参照。

出典:筆者らが作成。

■推定結果

図表-22は、特許査定率のDIDについて、サンプル①(2010年7月1日から2011年6月30日および2011年9月1日から2012年8月31日に審査請求)、およびサンプル②(2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求)の推定結果を示している。全てのモデルで、post変数とtreatment変数の交差項は5%水準で非有意であり、審査請求料値下げによって特許査定率に影響があったという証拠は観察されない。

図表-22 特許査定率の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	改定前:	改定前:	改定前:	改定前:
	201007-201106	201006-201105	201007-201106	201006-201105
	改定後:	改定後:	改定後:	改定後:
	201109-201208	201110-201209	201109-201208	201110-201209
post	0.009	0.004	0.008	0.018
	(0.98)	(0.42)	(0.65)	(1.53)
treatment(1)	-0.087***	-0.092***		
	(-12.87)	(-13.95)		
post*treatment(1)	-0.003	0.004		
	(-0.31)	(0.41)		
treatment(2)			0.085***	0.089***
			(10.77)	(11.31)
post*treatment(2)			-0.015	-0.021*
			(-1.34)	(-1.95)
Constant	0.866***	0.875***	0.666***	0.663***
	(74.73)	(79.47)	(49.34)	(49.65)
IPC	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
標本数	5,248	5,252	5,352	5,348
自由度調整済み決定係数	0.132	0.132	0.0974	0.103

備考: 図表-18の備考を参照。

出典:筆者らが作成。

(2) 特許レベルの分析:推計された特許の質

次に、個別特許レベルのデータを用いて、審査請求料の値下げによる特許の質への効果を検証する。6 (2)節で説明したように、一般化構造方程式モデリングで推計した特許の質を用いる。特に、効果の不均一性(異質性)に注目する。平均的な効果では、審査請求料の値下げが低質の特許と高質の特許といった分布の位置による効果の不均一性を平準化してしまう(Rios-Avila and Maroto, 2022)。特許の質の分布において上位に位置する高質の特許、または、特許の質の分布の下位に位置する低質の特許に対して、審査請求料の値下げ改定がどのような効果を持つのかを検証する。

■記述統計

図表-23は推計された特許の質の記述統計(サンプル②のみ掲載)を表している。まず、処置群と制御群の特許の質の特徴について見る。treatment(1)では、最大値以外の基本統計量において、処置群(treatment(1)=1)の方が値は小さい。treatment(2)について見ると、10パーセンタイル以外の基本統計量において、処置群(treatment(2)=1)の方が値は小さい。

次に、審査請求料値下げの前後(post=0 or 1)を比較すると、treatment(1)の表では、最大 値以外の基本統計量では、値下げ後の方が値はわずかに大きくなっている。しかし、これ にはトレンドや他の要因の影響が含まれているので、以下では回帰分析を行い、審査請求 料値下げによる質への効果を検証する。

図表-23 推計された特許の質の記述統計

	N	平均値	最小値	10パーセン タイル	中央値	90パーセン タイル	最大値
treatment(1)=0	89730	0.023	-0.291	-0.131	0.006	0.202	1.120
treatment(1)=1	203016	-0.010	-0.378	-0.150	-0.031	0.150	1.293
post=0	142997	-0.003	-0.378	-0.148	-0.021	0.165	1.293
post=1	149749	0.003	-0.350	-0.143	-0.015	0.172	1.154
計	292746	0.000	-0.378	-0.146	-0.018	0.168	1.293
	N	平均値	最小値	10パーセン タイル	中央値	90パーセン タイル	最大値
treatment(2)=0	N 58637	平均値 0.001	最小値 -0.351	- :	中央値 -0.016	タイル	最大値 1.381
treatment(2)=0 treatment(2)=1				タイル		タイル 0.190	
` ,	58637	0.001	-0.351	タイル -0.170	-0.016	タイル 0.190 0.150	1.381
treatment(2)=1	58637 203016	0.001	-0.351 -0.378	タイル -0.170 -0.150	-0.016 -0.031	タイル 0.190 0.150 0.159	1.381 1.293

備考:サンプル②2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求した登録特許で推 計された特許の質を用いる。

出典:筆者らが作成。

■推定方法

審査請求料値下げによる特許の質への効果を2つの推定方法で評価する。最小二乗法で の分析は、料金改定が平均的な質に与える効果を表す。一方、分位点回帰での分析は、料 金改定によって質の分布がどのくらい変化するのか、料金改定による分位点の差を定量化 することで、特定の分布の位置(下位、中位、上位)に対する不均一な効果を評価する。

本研究における分位点回帰の適用について述べる17。被説明変数の分布に焦点を当てて、 初めに分位点回帰を導入したのはKoenker and Bassett (1978)である。Koenker and Bassett (1978)の分位点回帰は、本研究で言うと、説明変数とコントロール変数を条件とした特許 の質の分布における効果であり、条件付き分位点回帰(conditional quantile regression; CQR) と呼ばれる。解釈としては、観察可能な特性XとZを持つ特許が、料金改定を受けると、

¹⁷ 分位点回帰についての説明は、Rios-Avila and Maroto (2022)が詳しい。

条件付きの質の分布にどのような影響があるのかを測ることになる¹⁸。しかし、条件付き分布ではなく、条件付きではない分布への効果を求めたい場合がある。すなわち、全ての特許が料金改定を受けたとき、全体的な(無条件の)質の分布はどのように変化するのかということに関心がある。これに答えるには、CQRでは条件付き分位点から無条件分位点へ変換するには膨大な計算を必要とするが(Angrist and Pischke, 2009)、Firpo et al. (2009)は recentered influence function(RIF)を用いて計算を容易にする無条件分位点回帰(unconditional quantile regression; UQR)を提案した。

しかし、UQRは、連続的な説明変数の限界的な変化が、被説明変数の無条件分布にどのような影響を与えるかを検証する場合に用いられ、説明変数が離散である場合には分位点処置効果(quantile treatment effect; QTE)が適切である(Rios-Avila and Maroto, 2022)¹⁹。QTEについて、二値変数で表される処置群と制御群の場合を考える。処置の割り当てがランダムであれば、処置がなければ両群の分布は一致するはずであるので、乖離は処置の効果とみなすことができる。処置後の観察されたデータを用いて、両群の分布関数の水平方向の差によってQTEを求めることができる(Havnes and Mogstad, 2015)。

(分位点回帰に限らず) ランダムな割り当てではない場合の対処の一つとして、差分の差分分析 (Difference-in-differnce analysis; DID) がある。6 (2) 節のリサーチデザインでは、本研究ではDIDを適用すると述べた。DIDを用いてQTEを推定する方法について、Athey and Imbens (2006)はDIDの一般化として、changes-in-changes (CIC) modelを提示している。Athey and Imbens (2006)のアプローチでは、処置群が処置を受けなかった場合に経験したであろうアウトカム、また同様に制御群が処置を受けた場合に経験したであろうアウトカムといった反事実的分布 (counterfactual distribution) を推定する。このアプローチで無条件分布のQTEを求めることができる20。一方、Havnes and Mogstad (2015)やGregory and Zierahn (2022)は、Firpo et al. (2009)の無条件分位点回帰のアプローチをDIDの枠組みに取り入れ、RIFによって無条件分布のQTEを求めている。改定前の処置群、改定後の処置群、改定前の制御群、改定後の制御群の分布関数について、垂直方向の差を求め、この差を変換しQTEを求めることは、RIFを用いたFirpo et al. (2009)のアプローチとみなすことができると述べている。さらにHavnes and Mogstad (2015)やGregory and Zierahn (2022)はCIC modelも推定し、結果の頑健性を確認している。本研究では、RIFを用いた

説明変数の係数は、次のように展開することができる。

 $\Delta Q_{\tau}(y|X,Z) = Q_{\tau}(y|X + \Delta X,Z) - Q_{\tau}(y|X,Z) = \beta_{\tau x} \Delta X, \qquad \Delta Q_{\tau}(y|X,Z) / \Delta X = \beta_{\tau x} \Delta X$

¹⁸ Rios-Avila and Maroto (2022)より、yを被説明変数、Xを説明変数、Zをコントロール変数とすると、次の式で説明できる。 $Q_{\tau}(y|X,Z)$ はyの条件付き分布の τ 分位点を表す。

 $Q_{\tau}(y|X,Z) = \beta_{\tau 0} + \beta_{\tau x}X + \beta_{\tau z}Z$

¹⁹ QTE自体は、Abadie, Angrist, and Imbens (2002)のようにCQRをベースとして条件付き分位点の変化を測る方法もある (Angrist and Pischke, 2009)。Firpo (2007)では、条件付きではないQTE推定を示し、さらにFirpo and Pinto (2016)はRIF を用いる方法でQTE推定を行っている。

²⁰ CIC modelでの推定を試みたが、本研究では計算負荷過多のため実行不可能であった。

DIDを適用する²¹。

■識別

DIDでは、制御群の料金改定前後の変化を用いて、処置群の反事実の状況、すなわち料 金改定がなかった場合の当該期間の変化に代替する。したがって、識別のためには、改定 前の期間において処置群と制御群はトレンドを共有しているという仮定を満たす必要があ る。図表-24は、料金改定前の期間について式1の料金改定ダミー変数postを審査請求月次 ダミーに置き換えて推定し、審査請求月次ダミーとtreatment変数の交差項のみ掲載してい る。サンプル①の料金改定前は2010年7月1日から2011年6月30日に審査請求した登録特許、 サンプル②の料金改定前は2010年6月1日から2011年5月31日に審査請求した登録特許を使 用する。交差項の係数がゼロであることで、料金改定前の期間では処置群と制御群は同じ トレンドを持っていることを確認する²²。サンプル①では、個別係数はほぼ非有意である が、全ての交差項の係数がゼロであることを帰無仮説とするF検定を行うと、QTE90パー センタイルを除いて有意水準5%で帰無仮説は棄却される。識別のための仮定が満たされ るとは積極的には言い難い。一方、サンプル②はtreatment(2)の一部ではF検定は棄却され るが、treatment(1)では有意水準5%でF検定は棄却されない。したがって、サンプル②では 平行トレンドの仮定は満たされていると判断できる。図表-10の出願・審査請求ラグでは、 料金改定前後の7、8月に特異な行動が見られていたが、さらに前後1か月除いたサンプル ②を用いて料金改定の質への影響を分析する。

$$x \times RIF\left(y, Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{1}}})\right) + (1 - x) \times RIF\left(y, Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{0}}})\right) = \beta_{\tau 0} + \beta_{\tau x}x + \varepsilon$$

 Y_1,Y_0 は処置群と制御群の潜在アウトカム、 F_{Y_1},F_{Y_0} はその無条件分布関数を表す。 $\widehat{F_{Y_k}}$ は観測された分布に重みを付けることで潜在変数の分布に代替している。ここで、RIFの性質より、

$$E\left[RIF\left(y,Q_{\tau}(F_{Y_k})\right)\right] = Q_{\tau}(F_{Y_k})$$

したがって、以下のように展開できる。

$$\begin{split} x \times E\left[RIF\left(y,Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{1}}})\right) \mid x = 1\right] + (1-x) \times E\left[RIF\left(y,Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{0}}})\right) \mid x = 0\right] &= \beta_{\tau 0} + \beta_{\tau x}x\\ x \times Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{1}}}) + (1-x) \times Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{0}}}) &= \beta_{\tau 0} + \beta_{\tau x}x\\ Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{1}}}) - Q_{\tau}(\widehat{F_{Y_{0}}}) &= \beta_{\tau x} \end{split}$$

Firpo and Pinto (2016)は、inequality treatment effectsと呼んでいる。

²¹ Rios-Avila (2020)およびRios-Avila and Maroto (2022)より、Firpo and Pinto (2016)のRIFによるQTE推定では次の式を推定する。ここではxは二値変数だが、カテゴリー変数の処置効果(multivalued treatment effects)にも拡張できる。

 $^{^{22}}$ Gregory and Zierahn (2022)では、RIFを用いたDIDの識別について、本稿と同様に、処置前の期間で交差項が有意ではないことを示すプラセボテストを行っている。一方、Havnes and Mogstad (2015)は、RIFを用いたDIDの識別は、OLSの場合と異なり、平行トレンドではなく、あるアウトカムの水準における処置前と処置後のシェアの差(分布関数の垂直方向の差;change in populatition shares)が、反事実の状況(処置を受けていない場合)の処置群と制御群で同じになるという仮定であると述べている。Havnes and Mogstad (2015)では、処置群と制御群に属する個体の特性が時間を通じて変化することで、QTEの推定に影響を与えるので、これらの特性を共変量として推定に追加し、推定モデルの違いによってQTEが影響を受けないことを確認している。

図表-24 特許の質に関する推定結果:料金改定前の期間 サンプル①の料金改定前の期間

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
推定方法	OLS	QTE q10	QTE q50	QTE q90	OLS	QTE q10	QTE q50	QTE q90
treatment変数	treatment(1)	treatment(1)	treatment(1)	treatment(1)	treatment(2)	treatment(2)	treatment(2)	treatment(2)
2010年8月×treatment	-0.001	0.002	0.002	-0.004	-0.007	0.002	-0.009*	-0.012
	(-0.29)	(0.50)	(0.47)	(-0.58)	(-1.63)	(0.37)	(-1.81)	(-1.44)
2010年9月×treatment	-0.003	0.004	0.003	-0.012*	-0.008*	-0.005	-0.006	-0.017*
	(-0.79)	(1.06)	(0.83)	(-1.65)	(-1.88)	(-0.94)	(-1.20)	(-1.85)
2010年10月×treatment	0.001	0.006	0.006	0.000	-0.007*	-0.004	-0.005	-0.018**
	(0.31)	(1.51)	(1.40)	(0.05)	(-1.75)	(-0.74)	(-0.88)	(-2.04)
2010年11月×treatment	0.005	0.010***	0.004	0.007	-0.004	-0.006	-0.003	-0.016*
	(1.52)	(2.82)	(1.05)	(1.03)	(-0.87)	(-1.31)	(-0.67)	(-1.80)
2010年12月×treatment	0.001	0.002	0.002	0.000	-0.000	0.005	0.004	-0.008
	(0.39)	(0.60)	(0.58)	(0.05)	(-0.02)	(1.02)	(0.86)	(-0.94)
2011年1月×treatment	-0.003	-0.001	-0.000	-0.004	-0.007*	-0.002	-0.002	-0.020**
	(-0.84)	(-0.33)	(-0.01)	(-0.51)	(-1.74)	(-0.39)	(-0.46)	(-2.29)
2011年2月×treatment	0.002	0.005	0.004	0.006	-0.010**	-0.007	-0.006	-0.017**
	(0.56)	(1.45)	(1.13)	(0.89)	(-2.43)	(-1.38)	(-1.21)	(-1.97)
2011年3月×treatment	-0.004	0.005	-0.001	-0.009	-0.003	0.005	-0.002	-0.015*
	(-1.18)	(1.42)	(-0.28)	(-1.30)	(-0.83)	(1.01)	(-0.44)	(-1.82)
2011年4月×treatment	-0.004	-0.003	-0.004	-0.005	-0.009**	-0.010*	-0.009*	-0.022**
	(-1.03)	(-0.75)	(-0.88)	(-0.61)	(-2.12)	(-1.95)	(-1.84)	(-2.39)
2011年5月×treatment	-0.005	-0.000	-0.001	-0.016**	0.003	-0.005	0.008	0.000
	(-1.40)	(-0.01)	(-0.22)	(-2.03)	(0.82)	(-1.10)	(1.58)	(0.02)
2011年6月×treatment	-0.007**	-0.003	-0.009**	0.000	0.001	-0.001	0.005	-0.006
	(-2.05)	(-0.72)	(-2.10)	(0.00)	(0.15)	(-0.14)	(0.92)	(-0.68)
1= -1 ML								
標本数	143,344	143,344	143,344	143,344	129,298	129,298	129,298	129,298
自由度調整済み決定係数	0.014	0.007	0.011	0.006	0.013	0.016	0.009	0.006
F検定 - · · ·	2.084	2.296	1.985	1.749	2.340	1.956	2.475	1.393
Prob > F	0.018	0.008	0.026	0.057	0.007	0.029	0.004	0.168

出典:筆者らが作成。

サンプル②の料金改定前の期間

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
推定方法	OLS	QTE q10	QTE q50	QTE q90	OLS	QTE q10	QTE q50	QTE q90
treatment変数	treatment(1)	treatment(1)	treatment(1)	treatment(1)	treatment(2)	treatment(2)	treatment(2)	treatment(2)
2010年7月×treatment	0.004	-0.003	0.002	0.003	0.009*	0.011*	0.003	0.025**
	(0.97)	(-0.67)	(0.37)	(0.43)	(1.94)	(1.87)	(0.60)	(2.43)
2010年8月×treatment	0.003	-0.000	0.002	0.003	0.001	0.013**	-0.009	0.007
	(0.77)	(-0.00)	(0.43)	(0.31)	(0.21)	(2.13)	(-1.54)	(0.63)
2010年9月×treatment	0.001	0.002	0.005	-0.007	-0.001	0.004	-0.005	0.006
	(0.29)	(0.39)	(1.02)	(-0.81)	(-0.17)	(0.79)	(-0.87)	(0.51)
2010年10月×treatment	0.005	0.002	0.005	0.007	-0.000	0.007	-0.003	0.005
	(1.33)	(0.38)	(1.10)	(0.90)	(-0.02)	(1.17)	(-0.49)	(0.46)
2010年11月×treatment	0.009***	0.008*	0.007	0.010	0.004	0.003	0.002	0.003
	(2.58)	(1.92)	(1.52)	(1.31)	(0.89)	(0.59)	(0.34)	(0.31)
2010年12月×treatment	0.005	-0.001	0.004	0.009	0.009*	0.015***	0.007	0.013
	(1.35)	(-0.27)	(0.82)	(1.03)	(1.87)	(2.70)	(1.29)	(1.19)
2011年1月×treatment	0.001	-0.004	-0.001	-0.000	0.001	0.007	0.000	0.002
	(0.21)	(-1.03)	(-0.18)	(-0.03)	(0.17)	(1.26)	(0.06)	(0.23)
2011年2月×treatment	0.006	0.002	0.010**	0.013*	-0.003	-0.003	-0.001	0.005
	(1.53)	(0.37)	(2.17)	(1.69)	(-0.61)	(-0.45)	(-0.09)	(0.47)
2011年3月×treatment	-0.000	-0.000	-0.003	-0.005	0.005	0.014**	-0.002	0.005
	(-0.13)	(-0.10)	(-0.65)	(-0.73)	(1.17)	(2.57)	(-0.35)	(0.45)
2011年4月×treatment	-0.001	-0.004	-0.002	0.002	-0.002	-0.001	-0.006	-0.002
	(-0.20)	(-0.98)	(-0.47)	(0.23)	(-0.40)	(-0.11)	(-1.00)	(-0.22)
2011年5月×treatment	-0.002	-0.001	-0.004	-0.011	0.011**	0.002	0.005	0.027**
	(-0.54)	(-0.27)	(-0.78)	(-1.29)	(2.49)	(0.35)	(0.84)	(2.55)
標本数	142,997	142,997	142,997	142,997	128,941	128,941	128,941	128,941
自由度調整済み決定係数	0.016	0.009	0.012	0.007	0.013	0.019	0.009	0.007
F検定	1.692	1.291	1.717	1.643	2.049	2.139	1.246	1.673
Prob > F	0.068	0.222	0.063	0.080	0.021	0.015	0.250	0.073

備考:サンプル①は2010年7月1日から2011年6月30日に審査請求した登録特許、サンプル②は2010年6月1日から2011年5月31日に審査請求した登録特許である。式1の料金改定ダミー変数postを審査請求月次ダミーに置き換えて推定している。ただし、(1)(5)は最小二乗法によるDID(OLS)、それ以外はRIFを用いたDID(QTE q10,50,90)である。審査請求月次ダミーと処置変数treatmentの交差項のみ掲載している。推定モデルは、審査請求月次ダミー単独項、処置変数treatment単独項、IPCセクションダミーおよび出願年ダミーも含まれている。値は係数値、カッコ内はロバストt値。***, **, ** は、それぞれ1%有意、5%有意、10%有意を表す。F検定は帰無仮説「交差項の係数が全てゼロである」に対するF値、prob>Fはそのp値を表している。モデル(1)から(4)はtreatment変数にtreatment(1)、モデル(5)から(8)はtreatment変数にtreatment(2)を用いている。

出典:筆者らが作成。

■推定結果

図表-25は、最小二乗法によるDID分析(OLS)、およびRIFを用いたDIDで求めた10、50、90パーセンタイルQTEの推定結果を示している。(1)から(4)はtreatment変数にtreatment(1)、モデル(5)から(8)はtreatment変数にtreatment(2)を用いている。post変数とtreatment変数の交差項が審査請求料値下げによる質への効果を表す。まず、treatment(1)を用いた結果について、OLS(1)では、審査請求料値下げによる平均的な質への影響を表しており、推定値はマイナスである(10%有意)。特許の質の分布への影響について、10パーセンタイル(2)ではQTE推定値は-0.005とマイナスで有意な値を示しているが、90パーセンタイル(4)ではQTE推定値は有意とならない。審査請求料の値下げは質の分布に不均質な効果をもたらしており、分布の下位の10パーセンタイルで0.005ポイント質を低下させるが、上位の

90パーセンタイルでは有意な効果は見られない。treatment(2)を用いた推定では、OLSの結果(5)は審査請求料値下げによる平均的な質への効果はプラス、10パーセンタイルではマイナス効果、50、90パーセンタイルではプラス効果を示しているが、図表-24よりいくつかの分析では平行トレンドの仮定を満たしていないことに注意が必要である。

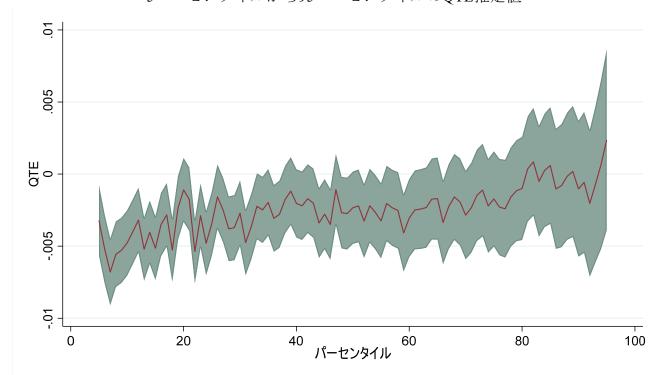
図表-25 特許の質に関する推定結果

•	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
推定方法	OLS	QTE q10	QTE q50	QTE q90	OLS	QTE q10	QTE q50	QTE q90
post	0.012***	0.014***	0.011***	0.009***	0.007***	0.018***	0.006***	-0.007**
	(11.63)	(13.08)	(9.23)	(3.87)	(5.27)	(11.00)	(3.96)	(-2.41)
treatment(1)	-0.033***	-0.018***	-0.036***	-0.051***				
	(-43.55)	(-20.78)	(-38.62)	(-30.06)				
post*treatment(1)	-0.002*	-0.005***	-0.002*	-0.001				
	(-1.90)	(-4.14)	(-1.83)	(-0.43)				
treatment(2)					-0.016***	0.018***	-0.020***	-0.046***
					(-16.34)	(14.57)	(-17.23)	(-21.28)
post*treatment(2)					0.007***	-0.003*	0.007***	0.019***
					(5.49)	(-1.89)	(4.28)	(6.20)
Constant	0.023***	-0.143***	-0.002	0.215***	0.011***	-0.173***	-0.011***	0.212***
	(19.94)	(-117.13)	(-1.64)	(83.08)	(8.81)	(-122.07)	(-7.62)	(75.76)
IPC	YES							
YEAR	YES							
標本数	292,746	292,746	292,746	292,746	261,653	261,653	261,653	261,653
自由度調整済み決定係数	0.0162	0.0104	0.0138	0.00725	0.00644	0.0148	0.00537	0.00392

備考: 2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求した登録特許(サンプル②)を用いて、式1を推定している。ただし、QTEはRIFを用いる。値は係数値、カッコ内はロバストt値。***,**,* は、それぞれ1%有意、5%有意、10%有意を表す。モデル(1)から(4)はtreatment変数にtreatment(1)、モデル(5)から(8)はtreatment変数にtreatment(2)を用いている。IPCはIPCセクションダミー、YEARは出願年ダミーを表す。出典: 筆者らが作成。

より詳細な特許の質の分布への効果を見るため、図表-26を示す。図表-26は、treatment(1)を用いて、1パーセンタイルごとのQTEを推定した結果(5パーセンタイルから95パーセンタイルまで)を表している。影部分は95%の信頼区間を示す。各パーセンタイルで若干の相違はあるものの、全体的に見ると、分布の下位ではマイナスの効果が見られ、分布の上位ではその効果は見られない。審査請求料の減額によって質の低い部分ではマイナスの効果が見られるが、質の高い部分ではそのような効果は観察されず、審査請求料減額の質への効果の不均一性(異質性)が示される。ただし、効果の規模について見ると、分布の下位でQTE推定値は概ね-0.005前後の値であり、最もマイナスが大きいところでも-0.0068(7パーセンタイル)である。図表-23の記述統計の分位点の値に対して、効果の規模は非常に小さいと言える。

図表-26 特許の質に関する推定結果: 5パーセンタイルから95パーセンタイルのQTE推定値



備考:図表-25のtreatment(1)を用いたQTE推定を1パーセンタイルごとに行い、推定値を得ている。実線はQTEの推定値、影部分は95%信頼区間を表している。

出典:筆者らが作成。

■頑健性

Firpo and Pinto (2016)のQTE推定では、QTEの推定値が処置群と制御群の間の特性Zの分布の違いを反映する可能性を考慮して、1段階目では特性Zを条件として各群に属する確率を推定し、2段階目ではその重みを付けたRIFを推定する方法を提案している。図表-27は、Firpo and Pinto (2016)の方法を適用して、QTEの推定値を求めた結果を示している。10パーセンタイルではマイナスで有意な効果を得ている一方、50、90パーセンタイルでは有意な効果を得ていない。ここでも、審査請求料の減額は、特許の質の分布の下位では質を下げる効果が見られるが、上位ではそのような効果は観察されない²³。

_

 $^{^{23}}$ ただし、図表-27のような料金改定前のサンプルを使った識別は、推定モデルが複雑になるため、確認できていない。

図表-27 特許の質に関する推定結果:頑健性チェック

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
推定方法	QTE q10	QTE q50	QTE q90	QTE q10	QTE q50	QTE q90
post	0.016***	-0.011	-0.006	0.023***	0.023**	0.026
	(9.30)	(-0.92)	(-1.27)	(6.10)	(2.52)	(1.06)
treatment(1)	-0.017***	-0.037***	-0.054***			
	(-15.76)	(-28.35)	(-22.10)			
post*treatment(1)	-0.006**	0.030*	-0.002			
	(-2.00)	(1.71)	(-0.24)			
treatment(2)				0.021***	-0.017***	-0.049***
				(14.20)	(-11.12)	(-16.39)
post*treatment(2)				-0.009**	0.003	-0.036
				(-1.98)	(0.24)	(-1.15)
Constant	-0.115***	0.035	0.160***	-0.143***	0.093***	0.237***
	(-13.24)	(0.70)	(8.90)	(-17.94)	(3.50)	(3.73)
IPC	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	292,746	292,746	292,746	261,653	261,653	261,653
自由度調整済み決定係数	0.013	0.015	0.012	0.023	0.062	0.020
ロース間上がアルトン	0.010	0.010	0.012	0.020	0.002	0.02

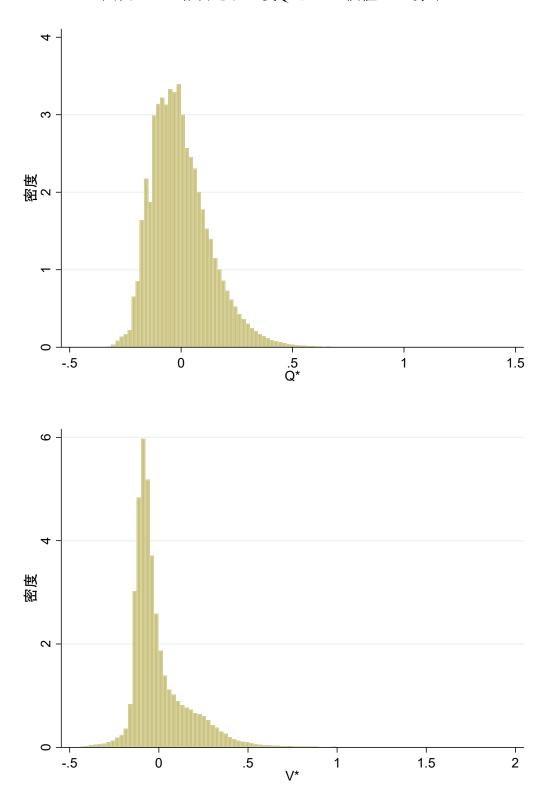
備考:図表-25の備考を参照。

出典:筆者らが作成。

■審査請求された出願の質への効果

ここまでは、登録特許を対象として、審査請求料の減額が質にどのような影響を与えるかを議論してきた。最後に、審査請求された出願の質について検証する。分析の手順は登録特許の場合と同様である。まず、被引用件数、請求項数、特許ファミリーサイズを観測変数とする構造方程式を推定する(推定結果の表は省略)。特許維持期間が含まれていない点が登録特許の場合とは異なる。前後2か月除いたサンプル②(2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日)を用いて、審査請求された出願の質Q*および価値V*を推計する(図表-28)。審査請求された出願についても、登録特許と同様に、右のすそ野が広がっているグラフとなっている。

図表-28 推計された質Q*および価値V*の分布



出典:筆者らが作成。

DIDによる効果の識別を確認するため、料金改定前の期間について式1の料金改定ダミー変数postを審査請求月次ダミーに置き換えて、審査請求月次ダミーとtreatment変数の交

差項の推定値を見る(推定結果の表は省略)。個別の係数はほぼ非有意であるが、全ての 交差項がゼロである帰無仮説に対するF検定はOLSおよびQTEで棄却される。したがって、 識別のための仮定に関して留意が必要である。

図表-29は、最小二乗法によるDID分析(OLS)、およびRIFを用いたDIDで求めた10、50、90パーセンタイルQTEの推定結果を示している。まず、treatment(1)を用いた結果について、OLS(1)では、審査請求料値下げによる平均的な質への影響を表しており、推定値はマイナスで有意である。すなわち、料金改定の効果として平均的な質の低下が見られるが、その値は-0.002と非常に小さい。質の分布への影響について、10パーセンタイル(2)と50パーセンタイル(3)ではQTE推定値は-0.004とマイナスで有意な値を示しているが、90パーセンタイル(4)ではQTE推定値は有意とならない。審査請求料の値下げは質の分布に不均質な効果をもたらしており、分布の下位および中位で0.004ポイント質を低下させるが、上位の90パーセンタイルでは質に有意な効果は見られない。ただし、登録特許の結果と同様に、統計的には有意であるものの、質の分布に対する料金改定の効果の規模は非常に小さい。treatment(2)を用いた推定では、OLSの結果(5)は審査請求料値下げによる平均的な質にはプラス、50、90パーセンタイルでは分布に対するプラス効果を示す。しかし、審査請求された出願の質に関する分析では、上述のように識別の仮定を満たしていないため、結果の解釈には注意が必要である。

(1) (2) (3) (4) (5) (6) (7) (8) QTE q90 推定方法 OLS QTE q10 QTE q50 QTE q90 OLS QTE q10 QTE q50 0.012*** 0.013*** 0.011*** 0.010*** 0.007*** 0.021*** 0.006*** -0.008*** post (12.93)(13.58)(10.32)(4.73)(6.79)(14.21)(4.82)(-3.37)treatment(1) -0.036*** -0.020*** -0.037*** -0.054*** (-52.70)(-26.41)(-45.21)(-35.84)-0.002** -0.004*** -0.004*** -0.001 post*treatment(1) (-2.53)(-4.11)(-3.21)(-0.34)-0.018*** 0.022*** -0.022*** -0.056*** treatment(2) (-22.39)(21.95)(-23.21)(-30.68)0.009*** 0.008*** 0.023*** post*treatment(2) -0.002 (8.35)(-1.34)(6.20)(9.17)0.025*** -0.149*** 0.000 0.219*** 0.016*** -0.182*** -0.005*** 0.227*** Constant (24.94)(-139.18)(0.22)(96.50)(15.52)(-155.28) (-4.04)(95.60)IPC YES YFS YES YFS YFS YES YFS YFS YEAR YES YES YES YES YES YES YES YES 標本数 372,336 372,336 372,336 391.824 391.824 391.824 391.824 372.336

図表-29 審査請求された出願の質に関する推定結果

備考:2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求した出願(サンプル②)を用いて、式1を推定している。ただし、QTEはRIFを用いる。値は係数値、カッコ内はロバストt値。***,**,* は、それぞれ 1%有意、5%有意、10%有意を表す。モデル(1)から(4)はtreatment変数にtreatment(1)、モデル(5)から(8)はtreatment変数にtreatment(2)を用いている。

0.007

0.010

0.026

0.008

0.014

出典:筆者らが作成。

自由度調整済み決定係数

0.018

0.013

図表-30は、treatment(1)を用いて1パーセンタイルごとのQTEを推定した結果(5パーセンタイルから95パーセンタイルまで)を表している。影部分は95%の信頼区間を示す。登録特許と比べて、マイナスの効果が観察される範囲が下位と中位に広がっていることがわかる。分布の上位では効果は見られず、審査請求料減額の質への効果の不均一性(異質性)が示される。しかし、登録特許と同様に、効果の規模について見ると、分布の下位と中位でQTE推定値は概ね-0.005前後の値であり、最もマイナスが大きいところでも-0.0076(7パーセンタイル)である。図表-28の分布の値を見ると、効果の規模は非常に小さいと言える。

5 - 20 40 パーセンタイル 60 80 100

図表-30 審査請求された出願の質に関する推定結果: 5パーセンタイルから95パーセンタイルのOTE推定値

備考: 2010年6月1日から2011年5月31日および2011年10月1日から2012年9月30日に審査請求した出願(サンプル②)を用いる。図表-29のtreatment(1)を用いたQTE推定を1パーセンタイルごとに行い、推定値を得ている。実線はQTEの推定値、影部分は95%信頼区間を表している。

出典:筆者らが作成。

8. 考察

本研究では、過去の料金改定のうち、2011年8月1日に改定された審査請求料の値下げの 影響を量的側面および質的側面の両方の観点から計量実証分析を利用して評価した。本研 究では、分析結果によって以下のことが明らかとなった。

第1に、審査請求料の減額改定が直接、審査請求件数の増加につながったエビデンスを

観察することはできなかった(仮説1の不採択)。したがって、審査請求料の減額改定によって、審査請求件数が増加し、件数が増加することで各特許審査官の負担増加につながらないことを示唆する。審査請求料の減額改定によって、審査請求件数が増加することを予想していたが、その予想のとおりにならなかった理由として、増額改定前後の審査請求件数が増加トレンドにあり、そして、本研究は技術分野別に審査請求料の減額改定の影響を見たため、ある特定の技術分野では減額改定の影響で増加トレンド以上に増加したが、別の技術分野では減額改定の影響で増加トレンド以上に増加せずに、トレンド以上に増加した技術分野がそうでない技術分野より個数的に少なかったと考えられる。したがって、平均的にみると、減額改定の影響による増加トレンド以上の増加分がゼロと区別できなかったと考えられる。また、この結果は、①特許料金が高額な費用だといった認識と特許件数との間に負の関係性が見当たらないといった結果を示唆する一部の先行研究が存在すること(e.g., Peeters and van Pottelsberghe de la Potterie et al., 2008)、②特許は料金に対して非弾力的といった結果を先行研究で明らかにしている事実(Adams et al., 1997; Landes and Posner, 2004; MacLeod, 2003; Moser, 2009; WIPO, 2014; Park, 2003; Wilson, 2008; 大西, 2019)と整合的である。

第2に、審査請求料の減額改定が特許の質(①特許査定率、②先行研究にならって推定された特許の質指標)に対して及ぼした影響を検証すると、審査請求料の減額改定による平均的な特許の質へ悪影響を及ぼす効果は審査請求された特許出願に対しては存在する(仮説3bの採択)が、そのインパクトは非常に小さく、平行トレンドテストを通っていないことからこの結論には注意が必要である。一方で、特許査定率や審査後の登録特許の質指標に対しては平均的にその効果の存在を示すエビデンスを観察することができなかった(仮説2および仮説3aの不採択)。この事実は、審査請求料の減額改定によって、質の悪いマージナル特許出願が審査請求されることがあるが、その後、厳格な審査基準が適用され特許審査官による厳格な特許審査によって、このような質の悪い特許出願が排除されていることを示唆する。

第3に、登録特許および審査請求された特許出願について、特許の質指標の分布の下位の部分において、料金減額による負の効果が見られたが、その効果は相対的に小さいことが観察された(仮説4aおよび仮説4bの採択、ただし仮説4bについては平行トレンドテストの関係上、結論に注意が必要である)。したがって、審査請求料の減額改定が審査請求されたあらゆる特許出願やあらゆる登録特許に対して質的側面から一様に悪影響を及ぼしているのではなく、マージナルな登録特許や審査請求された特許出願に負の影響を及ぼしているが、そのインパクトはごくわずかであることを示唆する。このような結果は、特許料金の全般的な増額改定によってマージナルな特許の質に対して正の影響を及ぼしている先行研究との結果と整合的である(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)。ただし、de Rassenfosse and Jaffe (2018)の研究と比較して、本研究では料金改定のインパクトが非常に小さい程度

であるという点でわずかに異なる。この原因として、de Rassenfosse and Jaffe (2018)は特許料金全体の増額改定といった大きなインパクトのある料金改定の影響を検証しているのに対して、本研究では、特許料金のうち、審査請求料のみといった一部の料金改定の影響を検証していることがあげられる。

9. 結語

(1) 分析結果の概要

特許権の取得・維持に関する料金体系は、特許権の質や量をコントロールし得る重要な政策ツールであると考えられる。本研究では、過去の料金改定のうち、2011年8月1日に改定された審査請求料の減額改定の影響を評価した。具体的には、先行研究を踏まえて特許の質を定量的に測定したうえで、料金改定が特許の質や量をどう変化させたかを計量経済学的に分析した。主要な結論は以下のとおりである。審査請求料の減額改定の影響を検証したところ、量的な側面(審査請求件数)でも質的な側面(特許査定率、登録特許の質、審査請求された特許出願の質)でもそれほど悪影響がなかったと評価できる。ただし、質的な側面については、特許の質に関する分布の下位部分(マージナルな質の登録特許または審査請求済み特許出願)において、減額改定によるさらなる特許の質の低下をまねいていることが確認できるが、そのインパクトは0.005の低下(特許の質に関する分布の下位部分は質の指標が-0.146以下)または0.004の低下とごくわずかであったと評価できる。ただし、審査請求された特許出願の質的な側面に対する減額改定の影響については、平行トレンドの仮定を満たしておらず、識別できていない。そのため、審査請求された特許出願の質的な側面に対する減額改定の影響に関する結論については留意が必要である。

(2) 本研究の貢献

本研究の貢献は以下の4つである。

第1に、1つの研究を除いて(大西, 2019)、審査請求料の値下げ改定の影響を分析した研究が本研究で初めての研究となる。大西(2019)は、一部の出願人である中小企業の審査請求料の減免制度の影響を分析した研究で、本研究のように審査請求料の減額改定や大企業も含む特許出願人全体に対する影響を検証した研究ではない。また、多くの先行研究は、特許出願料、特許更新料および特許有効化料の影響を分析している。出願人の審査請求行動を分析していない先行研究では、企業のセルフスクリーニング行動を正確に分析できず、

曖昧な点がある²⁴。これらの先行研究と比較すると、本研究では、ノイズがあまり入らない状況で、審査請求行動といった企業のセルフスクリーニング行動に対する料金改定の影響を正確に分析することができた点が第1の貢献である。

第2に、多くの先行研究では、料金改定の量的側面のみへの効果、もしくは料金改定の質的側面のみへの効果を検証している。したがって、具体的に何が起きたのかを想像しにくく、料金改定の評価が難しくなっている。例えば、料金改定の量的な側面への影響のみを分析した場合、審査請求料の減額改定によって、審査請求件数が増加したとしても、料金改定の質的な側面も同時に検証しない限り、評価が決まらない。本研究の分析結果によれば、審査請求料の減額改定によって、審査請求された特許出願の質が平均的に低下しているがその負のインパクトはわずかであること、そして、審査請求件数、特許査定率や登録特許の質に対して影響を及ぼしていないことから、審査請求料の減額改定は全体的にみて悪い影響を及ぼしているとは必ずしも評価できないことを意味しており、この点が本研究の第2の貢献である。

第3に、1つの研究を除いて(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)、多くの先行研究では、料金改定の特許全体的な・平均的な質に対する影響を検証している。本研究では、料金減額改定の、特許全体の質に対する影響を検証していると同時に、どの特許に対してもその影響は一様だと仮定せずに、特許の質の分布に対する影響を考慮して分析を行っている。その結果、特許の質に関する分布の下位の部分(マージナルな質の特許出願や登録特許)においてのみ、審査請求料の減額改定の負の影響が存在することを本研究では明らかにしており、これが本研究の第3の貢献である。

第4に、先行研究では、料金改定の効果を検証するため、外国出願人の外国出願されている内国出願を制御群として選択している。外国出願人による外国出願がなされている内国出願は、比較的質の高い出願であり、料金改定の分析目的であるマージナルな質の発明に対する影響を検証する際には不適切である可能性が高い。また、分析期間において処置群と制御群は料金改定以外のショックを共有していなければならないが、出願人の国籍が異なると、経済環境の違いなどが影響する可能性がある。したがって、本研究では、料金改定のマージナルな質の発明に対する影響を見るため、日本出願人によって外国出願されている内国出願を制御群として選択し、独自の制御群と処置群を減額改定前後に比較することで、より厳密に検証した。また、制御群と処置群を減額改定前後に比較する際には、平行トレンドテストも行っており、審査請求料の減額改定の効果を純粋に抽出できるように検証した点が第4の貢献である。

²⁴

²⁴ 例えば、先行研究では、特許出願料の影響として特許出願行動を分析する際に、特許出願を行うといったスクリーニング(厳選) 行動前のR&D活動から生み出された発明件数を正確に把握しているわけではない。また、特許更新行動は、更新行動が20年間と長期間にわたるため、特許更新料の影響以外に制御できていない要因(例:技術市場の競争激化からの陳腐化スピード等)の影響が大きい可能性がある。特許有効化行動は、出願時に明確に保護を意図しない有効化される可能国数が含まれている可能性がある。

(3) 本研究のインプリケーション

本研究のインプリケーションは以下のとおりである。

第1に、本研究の分析結果は、特許庁の運営に対して一定のインプリケーションを与える。本研究の分析結果によれば、現在の審査請求料水準において、審査請求件数は審査請求料に対して非弾力的であり、そして審査請求された特許出願の質や登録特許の質に対しては、マージナルな質の部分についてのみ弾力的であるがそのインパクトは非常に小さいことがわかっている。つまり、審査請求料の料金改定は件数や質にあまり影響を及ぼさないことから、先行研究にも指摘されるように、審査請求料の決定に特許庁の収入だけを目的関数として考慮することが可能であり、特許庁の収入を最大化できる最適な料金を設定できることを意味する(de Rassenfosse and van Pottelsberghe de la Potterie, 2012: 60)。

第2に、本研究の分析結果は、特許審査官の過負荷に対して一定のインプリケーションを与える。前述のとおり、審査請求件数が審査請求料に対して非弾力的であり、そして審査請求された特許出願の質や登録特許の質に対しては、マージナルな質の部分についてのみ弾力的であるがそのインパクトは非常に小さい。つまり、審査請求料の改定だけでは、審査請求件数や審査請求される出願の質をコントロールする政策的ツールにならないことを意味する。したがって、特許審査官の過負荷による特許の審査待ち(バックログ)や審査の遅延が深刻な問題になっている場合、特許審査官あたりの審査件数および審査に時間がかかりそうな悪質な審査請求済み特許出願を減らすために、直接、特許審査官の人員を増員させることが効果的であることを示唆する。

第3に、本研究の分析結果は、我が国における中小企業を対象とした減免制度や中国の 出願を促進させるための補助金制度に一定のインプリケーションを与える。審査請求料の 料金改定は件数や質にあまり負の影響を及ぼさないことから、我が国における中小企業を 対象とした減免制度や中国の特許出願補助金制度に関して、先行研究が懸念する問題 (e.g., Lei et al., 2012) はそれほど深刻ではないことを意味する。実際にこのインプリケー ションは大西(2019)の検証結果と整合的である。

(4) 本研究の限界

本研究の限界は以下のとおりである。

第1に、本研究では、先行研究と同様に、料金改定の効果をあくまでも改定前の料金と比較して改定後の料金減額に注目して分析している。しかし、企業の知財活動がグローバル化している中、わが国の料金改定の効果は、料金改定前からどの程度減額されたのかに意味があると同時に、外国の特許取得にかかわる料金との相対的な乖離が料金改定後にどの程度縮小・拡大したのかにも意味があり、それが企業の特許取得行動にも影響を及ぼすと考えられる。したがって、本研究にはない視点をもった分析・検証が必要である。この国際的相対価格の視点からの分析については今後の研究が期待される。

第2に、先行研究とは異なり(de Rassenfosse and Jaffe, 2018)、中小企業別そして大企業別に審査請求料の減額改定が及ぼす影響を本研究では検証していない。資金制約にかかりやすい中小企業とそうでない大企業で審査請求の料金改定に対する弾力性が異なる可能性が高い。また、審査請求の料金改定が企業における次期の研究開発活動に対する弾力性にも影響を及ぼす可能性を先行研究は指摘しており(大西, 2019)、これは特許の質に影響を及ぼすことも可能性として考えられる。今後の研究課題としたい。

第3に、推計された特許の質は一般構造方程式モデリングで使用する観測変数のセット に依存する。本研究の分布は先行研究と近いものであるが、その妥当性を判断することは 困難である。

第4に、本研究の貢献にあるように、審査請求された特許出願の質に対する影響を検証する分析では料金改定前の平行トレンドテストがパスできなかった。つまり、審査請求された特許出願の質に関する結論について留意が必要であり、審査請求された特許出願の質に関する制御群についてさらに適切な制御群を探索する必要がある。これも今後の研究課題としたい。

参考文献

- Abadie, A., Angrist, J., and Imbens, G. (2002). "Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earnings," *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, pp. 91-117.
- Adams K, Kim D, Joutz FL, Trost RP, Mastrogianis G. (1997). "Modeling and Forecasting U.S. Patent Application Filings," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 19, No.5, pp. 491-535.
- Albert MB, Avery D, Narin F, McAllister P. (1991). "Direct Validation of Citation Counts as Indicators of Industrially Important Patents," *Research Policy*, Vol. 20, No.3, pp. 251-259.
- Angrist, J. and Pischke, J (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Archontopoulos E, Guellec D, Stevnsborg N, van Pottelsberghe de la Potterie B, van Zeebroeck N. (2007). "When Small Is Beautiful: Measuring the Evolution and Consequences of the Voluminosity of Patent Applications at the Epo," *Information Economics and Policy*, Vol. 19, No.2, pp. 103-132.
- Arundel A. (2001). "The Relative Effectiveness of Patents and Secrecy for Appropriation," *Research Policy*, Vol. 30, No.4, pp. 611-624.
- Arundel A, Kabla I. (1998). "What Percentage of Innovations Are Patented? Empirical Estimates for European Firms," *Research Policy*, Vol. 27, No.2, pp. 127-141.
- Atal V, Bar T. (2010). "Prior Art: To Search or Not to Search," International Journal of Industrial

- Organization, Vol. 28, No.5, pp. 507-521.
- Athey, S. and Imbens, G. (2006). "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models," *Econometrica*, Vol. 74, No. 2, pp. 431-497.
- Athreye SS, Fassio C, Roper S. (2021). "Small Firms and Patenting Revisited," *Small Business Economics*, Vol. 57, No.1, pp. 513-530.
- Barton JH. (2000). "Reforming the Patent System," Science, Vol. 287, No.5460, pp. 1933-1934.
- Baudry M, Dumont B. (2009). "A Bayesian Real Option Approach to Patents and Optimal Renewal Fees," *LEMNA, Working Papers* 2009/09.
- Bessen J. (2008). "The Value of U.S. Patents by Owner and Patent Characteristics," *Research Policy*, Vol. 37, No.5, pp. 932-945.
- Bessen J, Meurer MJ. (2009). Patent Failure: How Judges, Bureaucrats, and Lawyers Put Innovators at Risk, Princeton University Press.
- Boeing P, Mueller E. (2019). "Measuring China's Patent Quality: Development and Validation of Isr Indices," *China Economic Review*, Vol. 57, pp. 101331.
- Caillaud B, Duchêne A. (2011). "Patent Office in Innovation Policy: Nobody's Perfect," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 29, No.2, pp. 242-252.
- Carpenter MP, Narin F, Woolf P. (1981). "Citation Rates to Technologically Important Patents," *World Patent Information*, Vol. 3, No.4, pp. 160-163.
- Chen Z, Zhang J. (2019). "Types of Patents and Driving Forces Behind the Patent Growth in China," *Economic Modelling*, Vol. 80, pp. 294-302.
- Cohen WM, Nelson RR, Walsh JP. (2000). "Protecting Their Intellectual Assets: Appropriability Conditions and Why Us Manufacturing Firms Patent (or Not),"(eds.), *NBER Working Paper No.* 7552.
- Cornelli F, Schankerman M. (1999). "Patent Renewals and R&D Incentives," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 30, No.2, pp. 197-213.
- Dang J, Motohashi K. (2015). "Patent Statistics: A Good Indicator for Innovation in China? Patent Subsidy Program Impacts on Patent Quality," *China Economic Review*, Vol. 35, pp. 137-155.
- Danguy J, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2011). "Cost-Benefit Analysis of the Community Patent," *Journal of Benefit-Cost Analysis*, Vol. 2, No.02, pp. 1-43.
- de Rassenfosse G, Griffiths WE, Jaffe AB, Webster E. (2016). "Low-Quality Patents in the Eye of the Beholder: Evidence from Multiple Examiners," *NBER Working Paper No. 22244*.
- de Rassenfosse G, Jaffe AB. (2018). "Are Patent Fees Effective at Weeding out Low-Quality Patents?," *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 27, No.1, pp. 134-148.
- de Rassenfosse G, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2007). "Per Un Pugno Di Dollari: A First Look at the Price Elasticity of Patents," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 23, No.4, pp. 588-604.

- de Rassenfosse G, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2009). "A Policy Insight into the R&D–Patent Relationship," *Research Policy*, Vol. 38, No.5, pp. 779-792.
- de Rassenfosse G, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2013). "The Role of Fees in Patent Systems: Theory and Evidence," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 27, No.4, pp. 696-716.
- de Rassenfosse Gd, Potterie BvPdl. (2012). "On the Price Elasticity of Demand for Patents*," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 74, No.1, pp. 58-77.
- Duguet E, Kabla I. (1998). "Appropriation Strategy and the Motivations to Use the Patent System: An Econometric Analysis at the Firm Level in French Manufacturing," *Annales d'Économie et de Statistique*, No.49/50, pp. 289-327.
- Eaton J, Kortum S. (1996). "Trade in Ideas Patenting and Productivity in the Oecd," *Journal of International Economics*, Vol. 40, No.3, pp. 251-278.
- Eaton J, Kortum S, Lerner J. (2004). "International Patenting and the European Patent Office: A Quantitative Assessment," in Proceedings of the *Patents, Innovation and Economic Performance*: OECD conference proceedings.
- European Patent O. (1995). "Utilisation of Patent Protection in Europe," *World Patent Information*, Vol. 17, No.2, pp. 100-105.
- Federico P. (1954). "Renewal Fees and Other Patent Fees in Foreign Countries," *Journal of the Patent Office Society*, Vol. 36, No.11, pp. 827-861.
- Firpo, S. (2007). "Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects," *Econometrica*, Vol. 75, No. 1, pp. 259-276.
- Firpo, S., Fortin, N., and Lemieux, T. (2009). "Unconditional Quantile Regressions," *Econometrica*, Vol. 77, No. 3, pp. 953-973.
- Firpo, S. and Pinto, C. (2016). "Identification and Estimation of Distributional Impacts of Interventions Using Changes in Inequality Measures," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 31, Issue 3, pp. 457-486.
- Fisch CO, Block JH, Sandner PG. (2016). "Chinese University Patents: Quantity, Quality, and the Role of Subsidy Programs," *The Journal of Technology Transfer*, Vol. 41, No.1, pp. 60-84.
- Gans JS, King SP, Lampe R. (2004). "Patent Renewal Fees and Self-Funding Patent Offices," *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, Vol. 4, No.1, pp. 1147-1147.
- Graham SJH, Merges RP, Samuelson P, Sichelman T. (2009). "High Technology Entrepreneurs and the Patent System: Results of the 2008 Berkeley Patent Survey," *Berkeley Technology Law Journal*, Vol. 24, No.4, pp. 1255-1327.
- Gregory, T. and Zierahn, U. (2022). "When the minimum wage really bites hard: The negative spillover effect on high-skilled workers" *Journal of Public Economics*, Vol. 206.
- Hall BH, Helmers C, Rogers M, Sena V. (2013). "The Importance (or Not) of Patents to Uk Firms,"

- Oxford Economic Papers, Vol. 65, No.3, pp. 603-629.
- Hall BH, Ziedonis RH. (2001). "The Patent Paradox Revisited: An Empirical Study of Patenting in the Us Semiconductor Industry, 1979-1995," *RAND Journal of Economics*, pp. 101-128.
- Harhoff D, Hoisl K, Reichl B, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2009a). "Patent Validation at the Country Level—the Role of Fees and Translation Costs," *Research Policy*, Vol. 38, No.9, pp. 1423-1437.
- Harhoff D, Hoisl K, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2009b). "Languages, Fees and the International Scope of Patenting," *Université libre de Bruxelles*, Vol. ECARES Working Paper 2009-016.
- Harhoff D, Scherer FM, Vopel K. (2003). "Citations, Family Size, Opposition and the Value of Patent Rights," *Research Policy*, Vol. 32, No.8, pp. 1343-1363.
- Havnes, T. and Mogstad, M. (2015). "Is universal child care leveling the playing field?," *Journal of Public Economics*, Vol. 127, pp. 100-114.
- Helfgott S. (1993). "Patent Filing Costs around the World," *Journal of the Patent and Trademark Office Society*, Vol. 75, No.7, pp. 567-580.
- Higham K, de Rassenfosse G, Jaffe AB. (2021). "Patent Quality: Towards a Systematic Framework for Analysis and Measurement," *Research Policy*, Vol. 50, No.4, pp. 104215.
- Hughes A, Mina A. (2010). *The Impact of the Patent System on SMEs*, University of Cambridge, Centre for Business Research.
- Hunt RM. (2006). "When Do More Patents Reduce R&D?," *American Economic Review*, Vol. 96, No.2, pp. 87-91.
- Khan BZ. (2005). *The Democratization of Invention: Patents and Copyrights in American Economic Development, 1790-1920*, Cambridge University Press.
- Koenker, R. and Bassett, G. (1978) "Regression Quantiles," *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 33-50.
- Kortum S, Lerner J. (1999). "What Is Behind the Recent Surge in Patenting?" *Research Policy*, Vol. 28, No.1, pp. 1-22.
- Kuegler A. (2016). "The Responsiveness of Inventing: Evidence from a Patent Fee Reform,", Cambridge University Working Paper.
- Landes WM, Posner RA. (2004). "An Empirical Analysis of the Patent Court," *The University of Chicago Law Review*, Vol. 71, No.1, pp. 111-128.
- Lanjouw JO, Pakes A, Putnam J. (1998). "How to Count Patents and Value Intellectual Property: The Uses of Patent Renewal and Application Data," *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 46, No.4, pp. 405-432.
- Lanjouw JO, Schankerman M. (2004). "Patent Quality and Research Productivity: Measuring Innovation with Multiple Indicators," *The Economic Journal*, Vol. 114, No.495, pp. 441-465.

- Lehmann-Hasemeyer S, Streb J. (2020). "Discrimination against Foreigners: The Wuerttemberg Patent Law in Administrative Practice," *The Journal of Economic History*, Vol. 80, No.4, pp. 1071-1100.
- Lei Z, Sun Z, Wright B. (2012). "Patent Subsidy and Patent Filing in China," *University of California, Berkeley, mimeo*.
- Lerner J. (2002). "150 Years of Patent Protection," *American Economic Review*, Vol. 92, No.2, pp. 221-225.
- Li X. (2012). "Behind the Recent Surge of Chinese Patenting: An Institutional View," *Research Policy*, Vol. 41, No.1, pp. 236-249.
- Lin J, Wu H-M, Wu H. (2021). "Could Government Lead the Way? Evaluation of China's Patent Subsidy Policy on Patent Quality," *China Economic Review*, Vol. 69, pp. 101663.
- MacLeod C, Tann J, Andrew J, Stein J. (2003). "Evaluating Inventive Activity: The Cost of Nineteenth-Century Uk Patents and the Fallibility of Renewal Data," *The Economic History Review*, Vol. 56, No.3, pp. 537-562.
- Marco AC, Prieger JE. (2009). "Congestion Pricing for Patent Applications," *Available at SSRN* 1443470.
- Moser P. (2009). "Why Don't Inventors Patent?," NBER Working Paper No. 13294.
- Nicholas T. (2011). "Cheaper Patents," Research Policy, Vol. 40, No.2, pp. 325-339.
- Pajak S. (2016). "Do Innovative Firms Rely on Big Secrets? An Analysis of Ip Protection Strategies with the Cis 4 Survey," *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 25, No.5, pp. 516-532.
- Palangkaraya A, Jensen PH, Webster E. (2008). "Applicant Behaviour in Patent Examination Request Lags," *Economics Letters*, Vol. 101, No.3, pp. 243-245.
- Palangkaraya A, Webster E, Jensen PH. (2011). "Misclassification between Patent Offices: Evidence from a Matched Sample of Patent Applications," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No.3, pp. 1063-1075.
- Park WG. (2010). "On Patenting Costs," WIPO Journal, Vol. 2, No.1, pp. 38-48.
- Pavitt K. (1985). "Patent Statistics as Indicators of Innovative Activities: Possibilities and Problems," *Scientometrics*, Vol. 7, No.1, pp. 77-99.
- Peeters C, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2007). "Innovation Strategy and the Patenting Behavior of Firms," in Cantner U, Malerba F, *Innovation, Industrial Dynamics and Structural Transformation: Schumpeterian Legacies.* (eds.), Springer Berlin Heidelberg: Berlin, Heidelberg.
- Picard PM, van Pottelsberghe de la Potterie B. (2013). "Patent Office Governance and Patent Examination Quality," *Journal of Public Economics*, Vol. 104, pp. 14-25.
- Prud'homme D. (2015). "China's Shifting Patent Landscape and State-Led Patenting Strategy," *Journal of Intellectual Property Law & Practice*, Vol. 10, No.8, pp. 619-625.

- Putnam, J. (1996). The value of international patent protection. PhD Thesis, Yale University.
- Rios-Avila, F. and Maroto, M. (2022). "Moving Beyond Linear Regression: Implementing and Interpreting Quantile Regression Models with Fixed Effects," *Sociological Methods & Research*, forthcoming.
- Rios-Avila, F. (2020). "Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition," *Stata Journal*, Vol. 20, No. 1, pp.51-94.
- Schankerman M, Pakes A. (1986). "Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries During the Post-1950 Period," *The Economic Journal*, Vol. 96, No.384, pp. 1052-1076.
- Schankerman M, Schuett F. (2021). "Patent Screening, Innovation, and Welfare." *Available at SSRN* 3697422.
- Schankerman MA, Schuett F. (2016). "Screening for Patent Quality: Examination, Fees, and the Courts." *Available at SSRN 2885197*.
- Scotchmer S. (1999). "On the Optimality of the Patent Renewal System," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 30, No.2, pp. 181-196.
- Serrano CJ. (2010). "The Dynamics of the Transfer and Renewal of Patents," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 41, No.4, pp. 686-708.
- Thompson MJ. (2017). "The Cost of Patent Protection: Renewal Propensity," *World Patent Information*, Vol. 49, pp. 22-33.
- Thumm N. (2004). "Motives for Patenting Biotechnological Inventions: An Empirical Investigation in Switzerland," *International Journal of Technology, Policy and Management*, Vol. 4, No.3, pp. 275-285.
- Tong X, Frame JD. (1994). "Measuring National Technological Performance with Patent Claims Data," *Research Policy*, Vol. 23, No.2, pp. 133-141.
- Trajtenberg M. (1990). "A Penny for Your Quotes: Patent Citations and the Value of Innovations," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 21, No.1, pp. 172-187.
- USPTO, Regulatory Impact Analysis: Setting and Adjusting Patent Fees in accordance with Section 10 of the Leahy-Smith America Invents Act, USPTO, 2013, Ch. USPTO Section 10 Fee Setting e Description of Elasticity Estimates.
- van Pottelsberghe de la Potterie B, François D. (2008). "The Cost Factor in Patent Systems," *Journal of Industry, Competition and Trade*, Vol. 9, No.4, pp. 329-355.
- van Pottelsberghe de la Potterie B, Mejer M. (2010). "The London Agreement and the Cost of Patenting in Europe," *European Journal of Law and Economics*, Vol. 29, No.2, pp. 211-237.
- Wilson TK. (2008). "Patent Demand-a Simple Path to Patent Reform," *International In-house Counsel Journal*, Vol. 2, No.5, pp. 806-815.
- I.B. WIPO. (2014) "Estimating a pct fee elasticity," in: Seventh Session of the Patent Cooperation

- Treaty (PCT) Working Group, WIPO, NO. PCT/WG/7/6 English.
- Xu L, Munari F. (2016). "The Impact of Public Support for Smes' Patenting Activity: Empirical Evidence from Italy," in Prud'homme D, Song H, *Economic Impacts of Intellectual Property-Conditioned Government Incentives*. (eds.), Springer Singapore: Singapore.
- Yan Z, Liu Y, Yang F, Tan L, Ye X. Year. "The Influence of China Regional Patent Subsidy Policy to Patent Application: An Empirical Analysis." in Proceedings of the 2016 Portland International Conference on Management of Engineering and Technology (PICMET).
- 大西宏一郎. (2019). 「特許の審査請求料等の減免制度の利用が企業の特許登録等に与える 影響」『Patent Studies』, Vol. 68, pp. 35-50.
- 大西宏一郎・西村陽一郎. (2018). 「中小企業における特許保有・営業秘密とパフォーマンスの関係-特許審査請求料・特許料減免制度の非連続性を用いた分析-」『日本知財学会誌.』Vol.15, pp. 68-85.
- 長谷川寛. (2018). 「欧州特許の有効化手続とその後の維持年金納付手続」『知財管理』 Vol.68, No. 3, pp. 394-399.

(蟹 雅代・西村 陽一郎)

IV. 特許庁の施策に資する国内外の計量経済学的研究の調査

1. はじめに

各国特許庁や大学等の研究機関においては、知的財産制度と経済との関係性について調査研究が行われている。この章では、日本国特許庁の施策に活かせるという観点で、知的財産制度に関連する有用な国内外の計量経済学的研究を収集し整理する。

特に、2021年9月8日から10日の期間に開催されたEPIP (European Policy for Intellectual Property) で報告された論文を対象に、日本特許庁の施策に活かせる可能性のあるもの、あるいは日本でも同様の研究が実施できる可能性のあるものを選定し、その概要を整理する。EPIPは、知的財産制度や無形資産に関する分析・議論を行うための欧州における代表的なプラットフォームであり、多くの経済学的研究が報告される学会である。

2. EPIP における報告論文の概要

(1) Keynote Speech "Tax policy and innovation" by Stefanie Stantcheva

このキーノートスピーチでは、(i)税金が発明活動に与える影響、(ii)税金とブレインドレイン(知識流出)との関係、(iii)法人税と研究開発政策の関係、の3つのテーマに関する分析が紹介された。

(i) 税金が発明活動に与える影響

税のタイプとしては大きく分けて2種類ある。ひとつはGeneral policyで、個人に対する所得税や企業に対する法人税が挙げられる。これらはLabor supply等を通じて発明活動に間接的に影響する。特に、税率を引き上げれば別の場所に拠点を移すといった行動を通じて、その地域における発明の量や質に影響を及ぼすと考えられる。もうひとつはTarget policyで、RD tax creditや補助金が挙げられる。これらは発明活動に直接的に影響する。

ここでは、General taxの効果に焦点を当てている。Taxの効果を識別するのは難しいが、ここでは1920年以降のUS inventors個人単位の税金支払データと、州単位の法人税・所得税の変遷データベースを組み合わせることで、その効果を厳密に特定することを試みている。

発明者のデータには、氏名、年齢、出生場所など詳細な個人情報も含まれている。マクロの集計データでみると、1940~2000年の所得税と法人税はともに特許取得件数との間に負の相関がみられる(特に法人税との間にはかなり強い相関がみられる)。

より厳密なミクロレベルの分析によれば、所得税に対する特許取得の弾力性はintensive marginで0.9程度 (80%の企業発明者に対して1.1程度の弾力性)、extensive marginで0.8程

度(20%程度の個人発明者に対して4程度の弾力性)のトータルで1.7程度である。特に、個人発明者の税率の低い地域への移動は有意に影響している。それに対し、法人税は個人発明者の特許取得件数に対しては有意な効果を持たず、企業発明者の特許取得件数に対する弾力性も0.4程度と小さい。後者は企業の移転による影響が大きい。発明の質についても同様の結果が得られている。

これらの結果から、所得税や法人税は発明の量や質、その発生場所に影響することが分かった。他方で法人税は州間のゼロサムゲームになりかねない危険も示唆している。

(ii) 税金とブレインドレイン(知識流出)との関係

この分析では、1977 年から 2003 年の期間における最高所得税率に対するスーパースター発明者の国際移動への影響を明らかにしている。分析対象とした国は、カナダ、フランス、ドイツ、イギリス、イタリア、日本、スイス、アメリカの 8 か国である。スーパースター発明者とは、ある年の引用件数でウェイト付けした特許分布の上位 1%に位置する発明者である(スター発明者は上位 1-5%)。スーパースターは最高税率のカテゴリに当てはまり、スター発明者はまだ最高税率を適用されていないものの、将来的にスーパースターになった場合に該当することになる。

マクロでみると、最高税率はスーパースターの移動と強い相関を持つ。例えば、最高税率が 50%から 40%に 10%引き下げられた場合、スーパースター発明家は平均 3.3%多くなる。よりミクロの発明者個人レベルのデータを使った分析(言語、距離などの影響もコントロール)によれば、最高税率が 10%低下した場合、国内のスーパースター発明家を 1%多くとどめておくことができ、また、海外のスーパースターを 38%ほど多く惹きつけることができることが分かった。

なお、多国籍企業で働いた経験を持つ発明者の方が、最高税率に対する弾力性が高く、現地での特殊人的資本を活用している発明者の弾力性はほぼゼロであることも確認された。

(iii) 法人税と研究開発政策の関係

ここでは、企業の研究開発生産性に関する異質性と技術知識のスピルオーバーを考慮した動的メカニズムデザインアプローチで、最適な法人税と研究開発政策の設計について分析している。情報の非対称性がある場合、スピルオーバーを内部化することは難しいが、直接的なモニタリングには時間もコストもかかる。したがって、間接的なモニタリングとして、複数のオプションを提示するメカニズムデザインが有用となる。

分析における重要なパラメータとしては、i)研究開発投資(観測可能)と研究開発へのインプット(観測不能)、ii)企業の研究開発生産性の分散と持続期間、iii)企業間の技術的スピルオーバーの大きさ、がある。

企業の財務データと特許データを接続した分析結果によると、研究開発生産性の高い企

業は低い企業に比べて研究開発投資に対するリターンが有意に高いことが分かった。また、 線形の法人税と非線形の研究開発補助金(研究開発レベルが高いほど追加的な補助金が少 なくなる)を組み合わせ非常に単純な制度は、理論上の最適政策とほぼ同じ効果が得られ ることも確認された。

(2) "Strategic Patenting: empirical evidence" by Yun Hou (National University of Singapore), I.P.L. Png, and Xi Xiong

この研究では、プロパテント政策が戦略的なモチベーションによる特許出願行動に与える影響を理論的及び実証的に分析している。特許権の保護強化は通常、出願を増やす方向に働くと考えられるが、他方で、事業領域の確保やブロッキングが目的の特許出願を減らす可能性もある。

ここでは、米連邦巡回区控訴裁判所(CAFC)が特許訴訟を管轄するようになったことで、特許の法的保護が強化されたというイベントを自然実験として分析を行っている。特に保護強化の程度が地区によって異なることを利用して、効果の識別を試みている。

分析の結果、CAFC の設置は、特許の経済的価値(株価で測定)は高めるものの、被引用件数などで測った技術的な価値は高めていないことが分かった。また、CAFC の設置により、企業の特許取得数は減少し、新規参入(新たな領域での特許取得)も抑制されたことが明らかとなった。特に、CAFC 設置前の時点で、継続出願など戦略的に特許を取得していた企業や、出願件数が多かった企業ほど大きく特許取得を減らしていた。したがって、特許権の保護強化は企業の戦略的特許活動を抑制する効果があることが示唆された。

(3) "Mapping Markush" by Stefan Wagner (ESMT Berlin), Christian Sternitzke (Sternitzke Ventures UG), Sascha Walter (University of Würzburg)

この研究では、製薬企業の特許化活動におけるマーカッシュクレームの利用状況と、後 続発明に対する影響について実証的な分析を行っている。

マーカッシュクレームは、化学物質を置き換えても同等の結果が得られる化学構造について、化学物質の組合せの全てをひとつひとつ特定せずとも、置き換え可能な化学物質を挙げることでそれらの選択肢の組合せを全て権利範囲に含めるタイプのクレームである。例えば、特許 EP0810 209 では 5 か所の構造について化学物質の選択肢が 10 種類と 16 種類ずつ存在する化合物(計5×10 の 16 乗)が権利範囲でカバーされることになる。

このように、権利範囲が膨大になりうるマーカッシュクレームについて、これまで実証的な研究はほとんど行われてこなかった。データがないことが大きな原因であったが、Clarivate 社の Derwent Markush Resource DMR を用いて、1992 年から 2008 年の間に欧州特許庁に出願された、マーカッシュ構造を含む全ての医薬品特許を特定した。そのうえで、化学構造を利用して化合物の数を計算した。このデータを用いて、マーカッシュクレーム

を持つ発明の特許査定率や異議申立(opposition)率を調べ、また、後続のイノベーションの阻害効果(先行技術としてマーカッシュ特許が使われる程度)について分析した。

分析の結果、医薬品特許の約3分の1でマーカッシュクレームが用いられていることが 分かった。また、マーカッシュ特許の査定率はそうでない特許よりも高く審査も早いこと、 異議申立の発生率が低いことも明らかとなった。さらに、後続の発明を拒絶する効果はマ ーカッシュ特許の方が強いことも確認された。

(4) "Transportation Networks and the Rise of the Knowledge Economy in 19th Century France" by Georgios Tsiachtsiras (University of Barcelona)

本研究は、フランス国内における鉄道敷設と郡レベルのイノベーション活動レベルとの関係を特許データを利用して、分析を行った。本研究では、鉄道敷設が輸送コストの低下につながり、(1)市場(特にイノベーション活動に必要なインプット市場)へのアクセスが容易になった点、(2)新しい技術の普及につながった点といったロジックを背景としてイノベーション活動レベルを増加させるとしている。現在、多くの経済活動がパリに集中しており、フランスの他の地域が経済活動について遅れをとっている。しかし、Schwartz et al.,(2011)は、19世紀でのフランスにおける鉄道の開始(たとえば1899年にフランスでは37,494キロメートルの鉄道線路が敷設)はフランスのどの地域も平等に経済活動を促進したとしており、現在のフランス経済活動について、パリー極集中の状況が本研究のモチベーションとなっている。

本研究では、1860年から1920年までの鉄道データ(特に各郡の最大規模都市と最寄りの駅までの物理的距離データを利用)と1791年から1902年までの特許データ(308,513特許出願データ)を利用。記述統計的に鉄道が敷設され各郡の最大規模都市と最寄りの駅までの物理的距離データが短くなるほど、人口あたり特許件数が増加することを明らかにした。また、今回の研究では、内生性問題を緩和するため、以下の操作変数を利用した。当時のフランスでは、3つの鉄道敷設計画によって、主要都市、国境都市、湾岸都市と首都パリを「直線的に」鉄道で結ぶために駅を設置し鉄道敷設することを優先させたため、3つの鉄道敷設計画で列挙されていた主要都市・国境都市・湾岸都市との首都パリと間で結んだ直線と各郡の最大規模都市とがはなれている距離を操作変数とした。そしてこの操作変数を利用して、操作変数法による回帰分析を実施した。

分析結果によると、(1) 各郡の最大規模都市と最寄りの駅との間の物理的距離が遠いほどイノベーション活動のレベルが低下すること、(2) 市場へのアクセス(人口あたりの発明者数を輸送コストで除した指数)が容易になったほど、イノベーション活動のレベルが増加すること、(3) グローバル都市パリまでの輸送コストが低下することによって、各郡別に新技術や新発明の普及度(特許分類コードが特許出願間で年とともに多数頻度がでてくるようになるか、又は年とともに類似した発明のタイトルが多数でてくるか)が高

まっていること(リョンやマルセイユまでといった非グルーバル都市までの輸送コスト変数は有意に結果にならなかった)、(4)鉄道が敷設されなかった場合に運河による輸送コスト低下によるイノベーション活動レベルがどのようになるのかを比較し、その場合は鉄道敷設があった場合と比較して 21.13%イノベーション活動レベルが低下すること、を明らかにした。

(5) "Board Independence and Acquisitions of External Knowledge: Overcoming the NIH Syndrome" by Araksya Ayvazyan (University of Groningen), Kurt Desender (Universidad Carlos III de Madrid) and Eduardo Melero (Universidad Carlos III de Madrid)

外部からの知識獲得は、社内の研究開発と補完関係にあり、社内の研究開発の生産性を向上させる効率的な方法であることが先行研究の知見として得られている。しかし、経営者は、社外の知識に対してバイアスを持っているため、社外の知識を獲得する機会を活かせない、いわゆるNIH(Not-invented-here)症候群にかかりやすく、その結果、企業が最善のパフォーマンスが得られない現象が多々起きている。

もし、経営者のNIH症候群によって、株主の利益が逸失しているのであれば、NIH症候群は無意識的であるが、コーポレートガバナンスにおけるエージェンシー問題と解釈することができ、取締役会がこの経営者のNIH症候群に対して重要な役割を果たす可能性がでてくる。

そこで、本研究では、R&D 集約企業の取締役会における社外取締役が果たす役割に関して、社外にある知識獲得という観点から分析を行う。具体的には、CEOと比較的独立関係にあり、また NIH 症候群とも無関係な独立取締役が、前述のエージェンシー問題を緩和し、株主価値の向上のため、社外の外部知識の獲得を促進させる役割を果たすかどうかを検証する。米国では、社外取締役は法令により当該企業や経営者と独立の関係にある必要があり、また、特定の知識や技術へ時間的な投資を行っていないため、社外の外部知識に関して懐疑的になりやすいといった NIH 症候群にかかりにくく、偏った経営判断を下し、株主の利益を危険にさらす可能性は低い。したがって、社外取締役のモニタリングや要求が強くなると、経営者は社外取締役からのモニタリングに反応し、またその要求に応えるため、外部知識の獲得を行うようになる傾向が高くなることが考えられる。

また、本研究では、取締役会の構成については、内生性の問題がある。すなわち、取締役会の構成は企業のセレクション結果を反映しており、社外の外部知識獲得の確率に影響を与える観察が可能な企業特性や観察が不可能な企業特性と相関している可能性があるといった欠落変数の問題である。もう一つは、これらの変数が同時に決定される可能性があるといった同時性の問題である。したがって、社外取締役の取締役会における比率を外生的に決定されている外生的なショックとして、上場企業に社外取締役の比率を高めることを義務付けた 2002 年のザーベンス・オクスリー法 (SOX 法) を利用して、通常の OLS 推

計に加えて、Difference-in-differenceも使った。

分析結果によると、第1に、取締役会における社外取締役の割合が高い企業ほど、社外の外部知識の獲得(他社からの特許購入)の確率は高い。第2に、企業内研究者の安定性(企業内研究者数の毎年の変化)が高いほど、企業内部者に対して好意を持ち、企業外部者に対して蔑視をおぼえるため、外部知識の評価に対するバイアスが強くなる。したがって、社外の外部知識の必要性が大きくなるため、取締役会における社外取締役の効果が強く出やすい。第3に、企業内研究者の共同作業の安定性が高い(企業内共同研究者数の毎年の変化)ほど、企業内部者に対して好意を持ち、企業外部者に対して蔑視をおぼえるため、外部知識の評価に対するバイアスが強くなる。したがって、社外の外部知識の必要性が大きくなるため、取締役会における社外取締役の効果が強く出やすい。また、CEOの権力(duality と経営者が entrenchment できるような規定がコーポレートガバナンス規定にあるかどうか)が強いほど、社外の外部知識獲得確率に対する取締役会における社外取締役の効果が弱まることも明らかにした。

したがって、企業の取締役会において、社外取締役は社外の外部知識の導入に推進する役割を果たし、経営者のNIH症候群を克服するのに役立つ。また、社外の外部知識の導入に激しい反発が社内から出ることが予想できるコンテクストでも、社外取締役が外部知識の導入に推進する役割を果たしていることからも、社外取締役の役割が十分に機能していることを(コーポレートガバナンスの議論で通常でてくる不正行為の防止等といった観点ではなく)外部知識の獲得の観点から確認できたことを示唆する。

(6) "Internet Television Piracy" by Antanina Garanasvili (Bournemouth University)

本研究における問題意識は、正規に TV 番組・コンテンツを作り提供している人が本来もらえるはずだった売上げが、不正に TV 番組・コンテンツを提供しているプレイヤーに奪われている点にある。そこで、IP テレビの海賊版の実態を把握し、エビデンスを提供することで、政策当局者、研究者や市民に基本的な情報を提供したいというモチベーションのもと、IP テレビの海賊版の利用率の決定要因分析を行った。本研究で IP テレビとは、インターネットを通じて、TV 番組をライブで見ることができ、録画もでき、またオンデマンドサービスも併用していて、TV のみならず、ノート PC、スマートフォン、タブレット端末からどこでもいつでも見られる TV をさす。そして、正規の IP テレビはおおよそ 1か月 12~20 ユーロの支払いでサブスクリプション形式で利用可能である。また、本研究でIP テレビの海賊版とは、不正又は不法にテレビコンテンツにアクセスすること、又は放映するサービスをさす。サービス提供について有料・無料は問わない。

本研究では、以下のことが明らかとなった。まず、正規 IPテレビ市場の状況について、正規 IPテレビ市場は 2017年に 290億ユーロ、2020年に 600億ユーロの規模まで拡大しており、2023年に 900億ユーロに成長すると予測されている。また、EU28か国の人口の

38%が IP テレビサービスを利用している。たとえば、EU 圏内のフィンランドは人口の70%が IP テレビを利用している。一方で、違法な IP テレビについて、EU28 カ国の人口の10%(2016年、2020年には速報値だが8%に減少)が違法な IP テレビを利用(オランダが比率として最大)しており、年齢を15歳から24歳に限ると、該当する人口の25%が違法な IP テレビを利用している。

また、2013 年以降、違法な IP テレビで、実際に違法な IP テレビサイトを運営している人は 800 万ユーロの利益を不正に得ているとしている。違法 IP テレビの料金をみると、無料で利用しているユーザーは 1/3 で、残り 2/3 は有料ユーザーであり、有料で提供している違法 IP テレビは最高で $6\sim7$ ユーロ、最低で 2 ユーロ以下、平均 5.74 ユーロとなっている。

次に、EU28 か国のサンプル(2016 年と 2018 年の 2 年間)を利用して OLS モデルで分析を行うと、IP テレビの海賊版の許容度が高い国ほど、IP テレビの海賊版利用率が高くなることが明らかとなった。また、ブロードバンド普及率が高い国ほど、IP テレビの海賊版利用率が高いことが明らかとなり、IP テレビの海賊版の価格に対して IP テレビの適法な相対的な価格が高い国ほど、IP テレビの海賊版利用率が低下することが明らかとなった。

まとめると、ブロードバンド普及率、IP 侵害に対しての許容度、IP テレビの正規サービスの価格と IP テレビの海賊版サービスの価格差が IP テレビ海賊版比率に影響を及ぼすことを本研究で明らかにした。

(7) "Patents, Freedom to Operate, and Follow - on Innovation: Evidence from Post - Grant Opposition" by Fabian Gaessler (Max Planck Institute for Innovation and Competition), Dietmar Harhoff (Max Planck Institute for Innovation and Competition) and Stefan Sorg (Max Planck Institute for Innovation and Competition)

特許制度はイノベーションを促進する効果を持つ反面、排他性自体は社会厚生を悪化させる効果も持つ。他方で、排他性が累積的イノベーションに与える影響はまだ完全には明らかになっていない。この論文では、特許権が無効になった場合と維持された場合とで、後続の発明への影響を分析している。また、事業領域の確保に対する効果は、特許の藪や補完的資産の規模によって異なるかどうかについても実証的な分析を行っている。

ここでは、EPO の 1994 年から 2010 年における特許異議申立 (post-grant opposition) 38,405 件を対象に、無効の成否による被引用件数への影響を識別している。このとき、問題になるのが内生性であり、より価値の高い発明ほど第三者からの注目が高く無効になりやすく、同時に被引用件数も大きくなる傾向がある。そこで、操作変数として、当該発明の審査を担当した審査官が異議部と呼ばれる合議体 (3 名) に含まれるか否かという変数を利用している。この変数は、当該技術領域における人材の少なさを示しており、人材が少なければ審査を担当した審査官が異議部にも参加する確率が高まる。そして、この操作

変数は特許が無効になる確率には影響するが、後続の発明には直接的には影響しないと考えられる。

操作変数法による分析の結果、特許が無効になると当該特許に対する被引用件数が有意に増加することが分かった。すなわち、特許権がなくなったことで他社が当該技術を利用できるようになったことが示唆される。そしてその効果の大部分は discrete な技術に対するものであり、complex な技術に対しては有意な効果は見られない。また、特許の無効が後続発明を増やす効果は、権利者の補完的資産が多いほど小さくなることも明らかとなった。したがって、権利保有者の規模が大きいと一つの特許が無効になっても他の企業が利用できるようにはならないことを示している可能性がある。これらの結果は、特許によるブロッキング効果の存在を示しており、またその効果は補完的資産の規模によって強まっていることを示唆している。

(8) "Patent opposition and technology entry" by Julia Mazzei (Sant'Anna School of Advanced Studies), Arianna Martinelli (Sant'Anna School of Advanced Studies) and Daniele Moschella (Sant'Anna School of Advanced Studies)

この論文では、訴訟に巻き込まれるリスクが新たな技術領域への企業の参入をどの程度 阻害するかについて実証的な分析を行っている。その際、特許の異議申立データからこう した訴訟リスクを測定する新たな指標を作成している。具体的には、訴訟リスクは、特定 の技術領域において異議を申し立てられた特許の割合で定義される。また、特定の技術領 域における特許の藪の程度を、相互に引用関係のある3企業の数(特許出願の総数で基準 化)で測定している。なお、技術分野への参入は、企業が初めてその分野で特許を出願し た日としている。

分析の結果、訴訟リスクは企業の新規技術分野への参入を有意に阻害する効果が認められた。その効果はハイテク分野で特に強くなる。また、特許の藪の指標も企業の新規参入に対して負の効果を持つことが分かった。他方で、過去に異議申立を受けた経験はこの負の効果を緩和することも明らかとなった。したがって、こうした訴訟リスクがある環境下では、独占的大企業がイノベーションの担い手となっている(シュンペーター仮説マークII が成立)ことが示唆される。また、知財活動に関する経験が特許制度が存在する下での事業を有利に進めることに貢献する可能性も示唆される。

(9) "Do Patent Grants Matter for Commercialization Timing" by George Younes (EPFL) and Gaetan de Rassenfosse

この論文では、製品投入のタイミングに対する特許査定のタイミングの影響を分析している。早期の事業化は技術的に不完全な製品を市場に出す圧力となりかねず、また、遅すぎる製品投入は市場を失いかねない。新製品投入の意思決定には多くの要因が影響するが、

特許化された製品についてはさらに特許の権利化に関する要因が影響してくる。ここでは、 特許査定の遅れが、新製品の市場投入を遅らせるかどうかを実証的に分析している。

この分析に当たっては、製品と特許の対応付けを行ったデータベースである IPRoduct を用いる。さらに Amazon marketplace から製品のリリース日などのデータを取得して接続している。分析対象は 1,485 件の米国特許 (80 企業) である。

被説明変数としては事業化ラグ(Commercialization lag)を用い、説明変数としては特許査定ラグを用いる。事業化ラグは特許出願日から製品リリース日までの期間であり、特許査定ラグは特許出願日から特許査定日までの期間である。問題になるのは内生性であり、出願人は戦略的に審査官への応答期間を調整することができるため、例えば、審査を遅らせることで権利範囲を調整し製品の保護をより強くすることができたりする。そこで、操作変数を用いた推計を行う。操作変数としては、審査官ごとのクレーム 1 単位当たりの(4年間ごとの) 平均的な審査期間を用いている。

分析の結果、特許査定ラグは事業化ラグに正で有意な影響を持っていることが明らかとなった。これは、特許査定までの期間が長くなると、企業の商品投入のタイミングが遅くなることを意味している。すなわち、企業は製品投入に当たって特許査定を待っていることを示唆している。したがって、審査プロセスの迅速化は市場機会を逃さないためにも重要な施策と言える。

(10) "The (secrete) power of communication: How communicative practices shape the patent prosecution process" by Susanne Beck (Ludwig Boltzmann Gesellschaft & Copenhagen Business School), Karin Beukel (Circular Food Technology), Christoph Grimpe (Copenhagen Business School) and Marianne Weile (Circular Food Technology)

企業は特許権といった独占権を獲得するかわりに、その発明を適切に説明し、その内容を公開している。特許権は独占権の性格を有するため、出願人である企業はできるだけ特許請求の範囲を広げようとする。特許審査官は、出願人に特許権を付与する前に、出願書類にある特許請求の範囲の出願人による説明が技術的な貢献を正確に記述し反映しているかどうかを確認し、いわゆる独占権付与の門番のような役割を果たしている。したがって、特許審査官は出願人からの特許請求の範囲をできるだけ狭くする。

このように、この両者の利害が一致しない中で、特許審査官と出願人との間で様々なやりとりがなされ、特許審査が行われ、特許の保護範囲が決まる。つまり、二者間の様々なやりとりが、特許審査を構成・形成するにもかかわらず、特許の審査プロセスはブラックボックスになっており、現在まであまり注目されていなかった。また、特許の審査プロセスにおいて、特許審査官と出願人(又は弁理士)との間のやりとりについて詳細なデータが存在しているのに、そのデータを利用してどのように二者間でやりとりがなされているのかについて我々の理解は限られている。したがって、こうした問題意識のもと、本研究

では、審査プロセスにおける特許審査官と出願人(又は弁理士)との間のコミュニケーション・プラクティスにどのようなパターンが存在するのか、そして、そのパターンと特許査定との間にどのような関係があるのかを明らかにする。

具体的には以下の3つのリサーチクエスチョンに答えるために、分析を行う。(i)特許審査官と出願人(又は弁理士)は、発明の特許性についてどのように議論を交わしているのか、(ii)特許審査官と出願人(又は弁理士)は、特許保護範囲(特許クレーム)を決定するために、どんなコミュニケーション・プラクティスを用いるのか、(iii)また、コミュニケーション・プラクティスの違いは特許査定の確率にどの程度関連しているのか。本研究では、特許弁理士へのインタビュー調査と、特許審査官と出願人との間のやりとりについての詳細な文書分析の2つの手法を利用している。分析対象は、デンマークの製薬業界である。インタビュー調査は、経験豊富な特許弁理士に対して行った。具体的には、デンマークのバイオ業界で20年以上の経験を持つ弁理士に対して2人の共同研究者でインタビュー調査を行った。また、文書分析に関しては、欧州特許庁で無作為に抽出された17件の特許出願に関してのやりとり(82個の文書のやりとり、その82個の文章中にのべ608のパターン化された言い回しが利用されていた)を詳細に分析した。

インタビュー調査の結果、書面でのやりとりで、特許クレームについて誤解をとくことに関して、(i)特許審査官と出願人または弁理士との間の個人的な関係は影響がないこと、(ii)弁理士には、特許審査のプロセスは標準化されシステマチックに行われていると説明されているが、弁理士は誰が特許審査官なのかということで特許査定が異なるのではないかと思っていることが明らかとなった。

文書分析の結果、(i)17件の各特許出願(17人の特許審査官と15人の特許弁理士が関与)につき、1~9通の文書のやりとりが特許審査官と出願人・弁理士との間で行われており、今回はそれで合計82通の文書のやりとりとなったこと(出願人・特許弁理士から発出された文書は37通、特許審査官から発出された文書は45通)、(ii)82通のやりとりを分析したところ、のべ608のパターン化された言い回しを使っていた。それを小分類として12分類にまとめ、さらにそれを以下の4つの大分類にまとめた。(a)opposing the other's opinion(不同意)、(b)Agreeing with the other's opinion(同意)、(c)Clarifying or specifying(明確化)、(d)Proposing new meaning(提案)。また、608個のパターン化された言い回しをみると、やりとりされた1文書あたり、特許審査官の方がパターン化された言い回しをみると、やりとりされた1文書あたり平均8.06回合計360回、特許弁理士は1文書あたり平均6.71回合計248回)。また、不同意の言い回しを特許審査官の方が特許弁理士よりも統計的に有意に多用している(p=0.005)。多くのやりとりは、新規性、進歩性、産業利用可能性のうち、新規性について最も多い。608個の言い回し中、389個が新規性についてで、次に進歩性について206個、最後に産業利用可能性について13個であった。特許弁理士から発出された文書では、同意を表す言い回しが多く、次に、

提案を表す言い回しが多く、そして不同意を表す言い回しが多い。特に不同意を表す言い 回しは同じ内容の繰り返しが多い。また、特許審査官から発出された文書では、同意を表 す言い回しが多く、次に不同意を表す言い回しが多く、不同意を表す言い回しには大体ク レーム文言について意味の確認が多い。

最後に、サンプルは17と少ないが、相関分析(相関係数表で5%有意水準の変数だけ見ていく)を行った。その結果、特許のクレーム範囲が広く、よりやりとり数が多い特許ほど特許査定となっており、クレーム範囲が大きく変化(多くの場合は縮減)している特許ほど拒絶査定になっていた。また、特許弁理士からのやりとり第2ラウンドについて、審査官の不同意に対して特許弁理士が同意する言い回しが多い特許は拒絶査定となっていた。逆に審査官の不同意に対して特許弁理士が不同意する言い回しが多い特許は特許査定となっていた。これは因果関係を分析しているわけではないので今後厳密な分析が望まれる。

以上より、簡単に結論をまとめると以下の通りである。本研究において、特許審査官と特許弁理士とのやりとりは、文書中のパターン化されたやりとりで、ある程度実態が明らかとなった。また、やりとり(同意、不同意、明確化、提案のやりとりをどの程度多用するのか)の傾向について、特許審査官と特許弁理士との間で異なることも明らかにした。最後に、特許審査官から発出された文書を見ると、そのやりとりと特許査定なのか拒絶査定なのかといった結果との関係は単純で、特許審査官が不同意の言い回しを多く利用している特許では拒絶査定、同意の言い回しを多く利用している特許では特許査定といった相関関係にある。また、特許弁理士からのやりとり第2ラウンドにおいて、審査官の不同意に対する特許弁理士のやりとりを通した反応にも相関関係があることを明らかにした。

(11) "The Interplay between Firm Innovation, Publishing, Patenting and Standardization" by Knut Blind (TU Berlin, Fraunhofer ISI), Bastian Krieger (ZEW Mannheim) and Maikel Pellens (Ghent University, ZEW Mannheim, KU Leuven)

この論文は、ドイツの Community Innovation Survey (CIS) を用いて、企業のイノベーション活動と論文発表活動、特許活動、標準化活動との関係について分析したものである。イノベーション活動については、新製品から得られる利益が企業全体の利益に占める割合によって測定している。その際、当該新製品が企業にとって新規な製品 (new to firm) であるか市場にとって新規な製品 (new to market) であるかの区別も行っている。また、CISからは標準化活動に関する変数(標準化委員会への参加の積極性)も取得できる。論文発表活動についてはScopusのデータを利用し、特許活動についてはドイツ特許庁のデータを利用している。

研究開発を実施している企業 3,226 社のうち、2012 年から 2014 年の期間に特許を出願した企業は 13%強、論文を発表した企業は 2%強、標準化活動を行っている企業は 17%強である。また、特許、論文、標準化活動全てを行っている企業は 0.6%、特許活動と論文活

動の両方を行っている企業は 1%程度、特許活動と標準化活動の両方を行っている企業は 5.2%、論文活動と標準化活動の両方を行っている企業は 0.9%である。

分析の結果、新製品の利益割合(特に市場にとって新規な製品の利益割合)に対しては、 特許活動と標準化活動が有意に正の効果を持っていることが分かった。他方で、論文発表 活動に有意な効果はみられなかった。また、特許活動と標準化活動の交差項と特許活動と 論文活動の交差項は負で有意な効果を持っていた。これらの活動の間には補完性はなく、 むしろ新製品からの利益の割合に対する効果を弱めるように働くことを意味している。し かし、全ての活動を同時に行う場合には補完的な効果が発揮されることも明らかとなった。

(12) "Patents as a source of finance to mitigate financing constraints" by Felix Bracht (KU Leuven) and Dirk Czarnitzki (KU Leuven)

企業の投資活動に対する資金制約は、イノベーションの経済学の分野で頻繁に議論されるテーマである。特許権は、潜在的な投資家に対して、企業の研究開発やイノベーションのプロセスの質を示すシグナルとなるため、資金制約を緩和する可能性がある。さらに、特許のような知的財産は、金融機関との融資交渉において担保としても活用される可能性がある。このような問題意識のもと、この論文では、特許のシグナルとしての価値と担保としての価値について分析を行っている。

そこでは、融資交渉や融資契約の際に担保として使用された特許に関するデータを収集 している。スウェーデン、オランダ、ベルギー、ルクセンブルグでは、特許が担保に供さ れた場合、企業は特許庁に報告することが義務付けられている。そこで、スウェーデンと オランダを対象として、この義務付けによって登録されているデータを分析に利用した。

この論文は特に、担保化された特許に注目しており、(i)特許が担保として使用される頻度、(ii)どのような特許が担保として使用されるか、(iii)どのようなタイプの企業が特許を担保とするのか、(iv)担保にされた特許を使用してその価値を推定できるか、(v)特許の担保が企業の資金調達の制約を大幅に緩和するのに有効であるかについて分析を行っている。

分析においては、企業の負債へのアクセスに関する条件付き DID 回帰を行っている。具体的には、サンプル期間を 1998 年から 2015 年として、pledged patents を持っている企業と、トリートメント企業とマッチする unpledged patents を持っているコントロール企業との負債額レベルがどのような違いになるのかを比較している。

特許査定を受け、三極に出願され、大きなファミリー数をもち、より前方引用件数が多いといった価値が高い特徴を持つ特許が pledge されやすい。また、個別特許よりは特許ファミリー単位で pledge される。実態としては、オランダでは、pledge patents は多くとも 70件(2012 年)、スウェーデンでは多くとも 50件(2004)年となっている。

分析では、負債額の対数を被説明変数とし、説明変数は当該企業のもつ特許が pledge さ

れたかどうかのダミー変数、コントロール変数として、自己資本、従業員数、企業年齢、特許ストックの対数を用いている。また、コントロール企業群を作成するため、産業と年を揃えたうえで、総資産、負債額、年齢、特許ストックについてマハラノビス距離で比較的近い距離の企業を抽出している。またマッチしたサンプルについて、トリートメント企業とコントロール企業との間で、総資産、負債額、企業年齢、特許ストックの平均値に統計的に有意な差がマッチ前にあったのが、マッチ後のサンプルではその有意差がないことを確認している(バランステスト)。

分析結果によれば、企業がもつ特許が pledge されると、次の年から負債額が増加する (つまり借り入れができるようになる)が、統計的な有意な効果が出るのはスウェーデン の場合は pledge後2年目以降で、オランダの場合は pledge後1年目以降となる。また、スウェーデンでは特許が pledge されたことで 20-23%程度負債額の対数が増加(だいたい 197,000 ユーロの増加)するのに対して、オランダでは特許が pledge されたことで 35-38% 程度負債額の対数が増加(だいたい 650,000 ユーロの増加)する。また、特許によるシグナル効果での負債額の対数増加は25%といった結果になっている。

(13) "The real effects of financial markets on scientific disclosure: Evidence from a quasi-natural experiment" by Stefano Baruffaldi (University of Bath), Markus Simeth (Copenhagen Business School) and David Wehrheim (IESE Business School)

この論文では、企業の研究開発活動に関する情報が取得しにくくなった場合に、情報量の不足を補うために企業が論文発表をより多く行うようになるかを分析している。

経営者と投資家の間に情報の非対称性がある場合、企業は自身の保有する知識の一部をシグナルとして発信することで資本調達コストを低くしようとする。他方でそれは他企業への知識のスピルオーバーをもたらすため、シグナリングのコストを高めることにもなる。また、論文発表自体は投資家による評価への影響は少なく、それが雑誌の記事のような形で紹介されると、情報の非対称性が大きく解消されると考えられる。例えば、バイオ企業の entreMed 社では、『Nature 誌』に論文が公開された時点で株価はほとんど上昇しなかったが、それが New York Times の記事で紹介された時点で大きく株価が上昇した。したがって、論文発表を紹介する媒介者の役割は非常に大きいと考えられる。

また、論文発表の意思決定と情報の非対称性には内生性の問題もある。例えば、自信過剰な CEO の存在は、情報の非対称性の程度や論文による情報公開活動の両方に同時に影響する可能性がある。そこで、ここでは証券会社の合併・閉鎖によるアナリストのカバー範囲の縮小という外生的なショックを利用して、情報量の減少が企業の論文発表活動に与える効果を識別している。ブローカーがカバーしていた企業群を対象に、そのブローカーが所属していた組織が閉鎖した企業をトリートメントグループ(情報量が減少した企業群)、閉鎖していない企業をコントロールグループとして DID 分析を行っている。

分析の結果、トリートメントグループは証券会社の閉鎖後に論文発表件数を増やしたことが分かった。したがって、情報の非対称性は、論文による研究開発成果の公開のインセンティブを与えていることが示唆される。逆に言えば、情報公開の制度やインフラの整備が進むにつれて情報の非対称性が緩和さると、民間企業による論文発表を減少させる可能性もあるということである。

(14) "Patents and knowledge diffusion: The impact of Machine Translation" by Benjamin Buettner (Eindhoven University of Technology), Emilio Raiteri (Eindhoven University of Technology) and Murat Firat (Eindhoven University of Technology)

この論文は、中国特許文献の英語への機械翻訳サービスの提供が、知識の普及を促すか を特許データを用いて実証したものである。

いくつかの先行研究では、発明者は研究開発活動に当たって特許文献の知識源としての有用性は低いと主張している。他方で、準実験的なアプローチを用いた研究では、特許の公開が知識のフローを増やす効果があることが確認されている。例えば、Furman et al. (2018) は、特定の地域における特許図書館の開設がその地域の特許取得件数を17%増加させたことを明らかにしている。また、de Rassenfosse (2020) は、秘密指定された特許に引用されている特許は、平均よりも被引用件数が少ないことを示している。

この論文では、特許文献による知識普及を阻害する要因として、言語の壁に着目した分析を行っている。特に、2013 年から Google が中国の特許文献の英語への機械翻訳を提供し始めたというイベントを自然実験として利用している。中国に出願された特許をトリートメントグループ、韓国特許をコントロールグループとしたうえで、米国特許からの引用件数の変化を調べた。

分析の結果、中国特許は 2013 年以降に有意に米国特許からの引用件数が増えている (約9.5%) ことが分かった。そしてその効果は物理学に関連する特許でより大きい (24% 被引用件数を増やす) こと、小企業からの引用ほど大きく増える (18.6%増える) ことも 明らかとなった。したがって、機械翻訳の提供は特許公開による知識波及効果を促進する と言える。なお、審査官引用に対しては 2013 年の機械翻訳の提供は有意な効果を持って いなかったことも確認されている。これは、特許庁ではすでに翻訳サービスが利用できる 環境にあったためと考えられる。

(15) "Are patent offices substitutes?" by Elise Petit (Université Libre de Bruxelles), Bruno van Pottelsberghe de la Potterie (Université Libre de Bruxelles) and Lluis Gimeno-Fabra (Université Libre de Bruxelles)

毎年何万件もの国際出願がなされ、各国の特許庁は類似のあるいは潜在的に重複した審査サービス(分類、サーチ、進歩性の判断等)を行っている。そうした中で、各国特許庁

は国際的なシナジーを発揮させようと取り組んできた。この論文では、各国特許庁がどの 程度審査業務に関して代替的であるかを、三極(EPO、JPO、USPTO)の審査データを用 いて分析している。

具体的には、PCT 出願において ISA のサーチ結果が利用可能な時に、特許庁の(i)仕事の量(検索技術分野数、後方引用件数、出願人とのコミュニケーション回数)が減るか、(ii)仕事の仕方(NPL の引用、国内特許に対する後方引用件数、FA での引用件数)が変わるか、(iii)仕事の重複(重複した検索技術分野数、重複した後方引用件数)が増えるか、について分析を行っている。

分析の結果、ISA のサーチ結果を利用することで、技術分野、後方引用、コミュニケーションは多くの場合において有意に減ることが確認された。例えば、JPO については、ISA が EPO の場合、検索される技術分野は 34%、後方引用は 17%、コミュニケーションは 24%減少することが分かった。NPL の引用についてはあまり変化は見られないが、JPO や USPTO では、国内特許の引用は減ることが多く、FA での引用件数は増えることが多いという結果であった。すなわち、JPO や USPTO は ISA のサーチレポートを国内段階での審査に活用していることが示唆される。さらに、国内段階における検索技術分野や後方引用の多くは ISR ですでに検索されたものと重複していることも分かった。例えば JPO においては、検索された技術分野の 63%、後方引用の 70%は EPO の ISR に掲載されている。これらの結果は、国際的な審査プロセスにおいて、さらなる効率化の余地があることを示唆している。

(16) "Patent examination spillovers against granting at the first office actions: an empirical study on the trilateral patent offices" by Tetsuo Wada (Gakushuin University)

この論文では、特許庁間の審査のスピルオーバー効果について分析を行っている。特に、EPO のサーチレポートを JPO や USPTO の審査官が活用するときのスピルオーバーについて定量的な評価を行っている。検証仮説としては、「EPO のサーチレポートが利用可能な時には USPTO や JPO でのファーストアクションでの特許査定率は低下する」というものである。

国際出願において、基本的には EPO のサーチレポートは USPTO や JPO のファーストアクションより先に出ているが、一部サーチレポートが遅れて発行されることがあり、その場合には USPTO や JPO においてサーチレポートを見る機会がない状態でファーストアクションが出されることになる。この時に、USPTO や JPO での特許査定率がより高くなっているか、また、拒絶に使われる文献が EPO と一致しないことが増えるかどうかを調べている。

分析の結果、USPTO と JPO のいずれにおいても、EPO のサーチレポートの後にファーストアクションが出た場合には、有意に拒絶文献の一致度が高まっていることが分かった。

また、USPTO におけるファーストアクションの日と EPO のサーチレポートの発行日との ラグを横軸に、USPTO のファーストアクションでの特許査定率を縦軸にとり、回帰不連続デザインによって、両者の日付の前後関係で査定率がどのように変化したかについても 確認している。その結果、サーチレポートの方が遅い領域では特許査定率はほぼ横ばいで あるが、サーチレポートの方が早くなったとたんに特許査定率は大きくドロップしており、また傾きも右下がりになることが明らかとなった。この傾向は JPO でも確認された。これらの結果は、審査における国際的なスピルオーバーが存在することを示唆している。

さらに、この論文では、審査官の経験年数の違いによる効果の違いも分析している。それによれば、経験年数の長い審査官ほど特許査定率は高い傾向にあるが、そうした審査官ほどサーチレポートによって査定率がより大きく下がる(よりサーチレポートに頼る)可能性も見出された。

(17) "Do Patent Subsidy Policies Signal to Drive Patenting Propensity?" by Runhua Wang (The University of Science and Technology Beijing)

中国では特許出願が急増している。これには特許補助金が影響している可能性がある。特許補助金は省や市によって異なる。この分析では北京と上海の特許補助金について分析している。北京と上海では補助の条件が異なり、北京は 2012 年から無条件で特許出願に関する弁理士費用(費用の一部 300 ドル程度)に対して補助金を出すが、上海は特許が権利化された場合に弁理士費用に対する補助金を出すシステムである。分析においては、特許補助金が中小企業の出願を促す効果があったかについても検証している。分析対象は北京と上海のハイテク分野の上場している 13 業種にまたがる中小企業であり、2009 年から2013 年のデータを利用した。

推計ではゼロインフレーティッドポアソンモデルを用いて、特許出願と補助金の関係性を分析している。もともと特許に依存している業種(特許の専有可能性が高い業種という意味)とそうでない業種を区別したうえで、後者に属する中小企業にて、特許補助金が特許出願を増加させる傾向がみられることが分かった。しかし、質の低いマージナルな特許を増加させている可能性が高いことも確認された。これらの結果は、特に出願するだけで補助金を出す北京方式ではより強く特許出願を増やす効果が発揮され、上海方式ではむしろそれを減少させる効果があったことを示している。

(18) "Composite Value Index of Trademark Indicators: A Market Value Analysis Using Tobin's Q" by Grid Thoma (Computer Science Division, University of Camerino)

Tobin の Q といった企業価値に対して、商標データを利用した Thoma (2019) による商標合成価値指標が、他のストック資産(研究開発ストック資産・広告宣伝ストック資産) や特許データを利用した特許価値指標よりも多大なる影響度があるのかを非線形モデルお

よび線形レベルの 2 つのモデルを利用して実証的に明らかにした研究である。具体的には、商標ベースの合成価値指標は、商標登録出願の書誌情報にある 15 個の特徴から、因子分析により、 (1) 商標で対象とする事業活動範囲 (2) 商標の保護範囲 (3) 商標の出願手続き上の特徴 (4) 商標の審査手続き上の特徴といった4つの因子を見つけ出し、その4つの因子によって総合点を求めた指標としている。また、求めた商標ベースの合成価値指標を使って、Compustat に掲載されている製造業および研究開発集約的である 3 つの非製造業種 (通信サービス業、ソフトウエアサービス業、R&D 専門サービス業) に属する米国上場企業について、1991年から2005年の分析期間において、企業別 TobinのQに対して、以下の変数と比較して分析(各変数について平均化)を行った: (a) 有形資産、 (b) 研究開発費ストック、 (c) 広告費ストック、 (d) 特許ストック、 (e) PCT 特許出願ストック、 (f) 意匠特許ストック、 (g) 特許1件あたり特許ファミリーサイズ、 (h) PCT特許 1 件あたり特許ファミリーサイズ、 (i) 意匠特許 1 件あたり特許ファミリーサイズ、 (ii) 意匠特許 1 件あたり特許ファミリーサイズ、 (ii) 意味を見ている。

(j) 商標ストック、(k) 商標ベースの合成価値指標。

分析の結果、商標ベースの合成価値指標は、他の指標と比較して研究開発費ストックに次いで、企業の Tobin の Q に対して正で統計的に有意な大きなインパクトを与えることが明らかになった。したがって、本論文では、商標ベースの合成価値指標は、金銭的・財務的な指標である研究開発費ストックを除くと、非金銭的・非財務的な指標のうち、企業価値と相関する最も優れた指標であると結論づけている。同業他社の特許権取得や商標権取得が Tobin の Q に与える影響については今後の課題である。

(19) "Is Accounting Non-Disclosure an Isolating Mechanism? The Relation between Firm Diversification Disclosure and Trademark Use and Value" by Marco Giarratana (IE Business School) and Elvira Scarlat (IE Business School)

1996 年から 1997 年にかけて、米国において上場企業の会計情報に関する規制が改正 (SFAS No.131) された。それは、企業が製品セグメントに関する販売情報を必ず開示しなければならなくなったといった内容である。

本研究では、その法律改正によって、競争上の理由で製品セグメント情報を隠匿するといった戦略を採用していた企業が強制的に開示することになったことを利用して、商標による事業の保護を図る戦略に転換したのか(商標ストックが量的に増加したのか、商標分類の多角化度が増加したのか)、また、そのような戦略の転換を投資家がどのように評価しているのかを明らかにした。注意が必要なのは、本研究では、いわゆる発明や技術の隠匿化といった議論に焦点をあてているのではなく、製品セグメント別会計情報の隠匿化に焦点をあてていることであり、そこに本研究の特徴がある。

分析では、①法律が改正される直前 1996 年に単一事業を行っていると自称し、隠匿戦略を採用していた企業が改正後の 1997 年や 1998 年において製品セグメント別売上高を開

示するようになった企業をトリートメントグループ、②法律改正前後においてかわらず単一事業を行っている企業を潜在的なコントロールグループとして、Li et al. (2012) のアニュアルレポートから算出できる競争程度を加味しながら、プロペンシティー・スコア・マッチングを行い、トリートメントグループに対する適切なコントロールグループ企業を選定して推計を行っている。プロペンシティー・スコア・マッチングの過程では、競争が激しい企業ほど、多角化度を隠匿して単一事業であることと自称していることを確認している。

分析結果によると、法律改正前後によって、多角化を隠匿していた企業はそうでない企業と比較して企業の商標ストックが有意に増加し、商標の多角化度も有意に増加していることが確認された。また、法律改正前後において、多角化を隠匿していた企業はそうでない企業と比較して時価総額が有意に高くなっていた(その効果は 422,000 ドルの増加)。つまり、法律改正前後の商標ストックや商標多角化度の増加分を投資家が高く評価した可能性がある。

また、法律改正前に多角化度を隠匿し、法律改正後に多角化度を開示した企業に焦点をあて、新規に商標を取得した企業とそうでない企業を比較すると、改正前後で新規に商標を取得し事業の保護を図った企業の方がそうでない企業と比較すると時価総額が有意に高くなっていた。つまり、この結果も法律改正後の企業の商標保護戦略への転換を投資家が高く評価した可能性を示唆する。

まとめると、(i)企業が直面する競争の程度と多角化度の隠匿を調査すると、競争が激しい企業ほど、多角化度を隠匿していた、(ii)複数事業を行っているといった多角化を法律改正によって隠匿できなくなったとき、多角化を隠匿していた企業はその情報を開示し、隠匿戦略から転換して商標権によって事業の保護を図っている、(iii)その商標権による事業の保護戦略への転換を投資家が高く評価していることを本研究で明らかにした。

(20) "The Ownership of Academic Inventions" by Elodie Carpentier (GREThA, Université de Bordeaux) and Nicolas Carayol (GREThA, CNRS & Université de Bordeaux)

大学や公的研究機関が新たなアイデアや技術など社会的な知識基盤の充実に重要な貢献をしてきたことを示す研究は多い。この論文では、大学に知的財産権を帰属させることが効率的かどうかについて実証的な研究を行っている。特に、大学研究者に発明へのインセンティブを付与すべきか、あるいは権利を大学に帰属させ発明の普及を促進すべきかといった観点から分析を行っている。

こうした問題意識に対して、米国のバイ・ドール法とドイツやノルウェーの professor's privilege という2つの政策が頻繁に分析の対象となってきた。バイ・ドール法は連邦政府の資金で実施された研究から生まれた技術に対して大学が権利を持つことを認めたものである。これにより大学発の特許が増え、また、懸念されたような発明の質の低下はみられ

なかったことも先行研究において示されてきた。欧州では、多くの国が professor's privilege を廃止し米国型の、大学に権利を与える方向にシフトした。しかし、こうした制度変更は大学の発明活動に負の影響があったことを示す先行研究が多い。これらの先行研究が内生性の問題を抱えていることも、異なる結果が得られている一因と考えられる。大学のオーナーシップと professor's privilege は区別して検証する必要がある。

そこで、この論文では、次の二つの仮説について検証している。(i)技術移転に対する発明者の関与の減少は大学発明に負の効果をもたらす。(ii)複数の技術移転チャネルを提供することで研究者の発明へのインセンティブや技術移転へのインセンティブは上昇する。 仮に発明者を関与させる正の効果が複数のチャネルを提供する負の効果よりも大きいのであれば、professor's privilege の再導入が望ましいことになる。

ここでは 1999 年に導入されたフランスの Innovation Act を対象に仮説の検証を行っている。この法律は、大学が研究者の発明にかかる権利をマネジメントするインセンティブを与えるものであった。しかし、2007 年までは移行期間として大学が権利の帰属を選択することができたため、大学ごとに権利移転に対するポリシーが異なっていた(55 組織がポリシーを変更しており、68 組織は変更していなかった)。その違いを利用した分析である。

分析の結果、大学が権利をマネジメントするポリシーを採用した大学において、研究者はそうでない大学よりもその後の 10 年間で 33%ほど多く発明を生み出していた。また、発明の質には影響がなかったことも確認された。したがって、複数の技術移転チャネルを与えることが発明者を関与させることよりも重要であり、「柔軟性をもたせた」大学帰属の方が professor's privilege よりも効率的な可能性があることが示唆される。

(21) "Mixed Types of IPR Portfolios and their Effects on Firm Performance" by Peter Neuhäusler (Fraunhofer Institute for Systems and Innovation Research ISI) and Rainer Frietsch (Fraunhofer Institute for Systems and Innovation Research ISI)

特許データはイノベーションのパフォーマンスの指標として確固たる地位を築いている。他方で近年では商標データも特許を補完する指標として頻繁に活用されるようになってきている。両データを組み合わせることで、大規模に企業の知財ポートフォリオの分析をすることが可能となった。この論文では、特許と商標の組合せが企業のパフォーマンスに与える影響を分析している。特に、特許のみあるいは商標のみのような pure portfolio と、両方を保有する mixed portfolio との間の違いや、特許と商標の補完・代替関係について分析を行っている。ここでの分析においては、2004 年から 2016 年の期間について特許データと商標データの接続ができた企業で、かつ、外れ値(上下 5%)を除いた 1,073 社を分析対象としている。

分析の結果、従業員一人当たり利益を被説明変数とした場合、特許や商標の出願件数も ポートフォリオのタイプも有意な効果を持っていないことが分かった。それに対して、売 上一単位当たりの時価総額(price-to-sales ratio)を被説明変数にした場合、商標のみの pure portfolio や mixed portfolio は負の影響を持ち、国際特許の出願件数は正の効果を持つことが明らかとなった。すなわち、商標のみの pure portfolio や mixed portfolio は市場に過小評価されており、国際特許の出願件数は過大評価されていることになる。したがって、商標がポートフォリオに入っている企業は平均的には投資リターンが見込みやすい企業と考えられる。

また、各年・分野(WIPO の 35 分類)で特許と商標の出願状況がどの程度一致するかという補完性の指標は、従業員一人当たりの利益に対して負の影響があり、売上一単位当たりの時価総額に対しては有意な効果を持たないことも分かった。特許と商標は代替的に出願した方が新規性を主張しやすいことが一因の可能性があると解釈されている。

全体として、企業の利益は知的財産権によってあまり影響を受けないという結果であるが、市場は"変わった"知的財産権のポートフォリオを評価している可能性があり、特に商標がポートフォリオに入っていると投資価値の高い(市場に過小評価されている)企業だと言うことができる。

(22) "Patent stocks or inventors that matter in knowledge spillovers? An analysis of Indian patents" by Md Danish (Indian Institute of Technology Indore) and Ruchi Sharma (Indian Institute of Technology Indore):

この論文では、インドにおいて特許ストックの増加に伴い、企業間における知識のスピルオーバーがどの程度大きくなるかを定量的に把握している。また、筆頭発明者の国籍による影響についてもあわせて分析している。なお、知識のスピルオーバーについては特許の引用情報によって測定している。

ここでの主要な検証仮説は以下の 4 つである。(i)US 国籍の発明者はインド国籍の発明者よりもスピルオーバー効果が強い、(ii)US と EU 企業はインドの企業よりもスピルオーバー効果が強い、(iii)化学分野の技術は他の技術分野よりもスピルオーバーが強い、(iv)特許ストックの量は国内企業におけるスピルオーバーを強くする。

ここでは、インドに所在する多国籍企業と純粋国内企業(インド特許庁のみに出願している企業)が1990年から2019年の期間にUSPTOから取得した特許(8,874件)を対象とした分析を行っている。被説明変数は特許の後方引用件数であり、国際的なスピルオーバーと国内のスピルオーバーを分けた推計も行っている。

分析の結果、US の発明者は EU やインドの発明者よりもスピルオーバー効果が強いこと、US 企業は他の国籍の企業よりもスピルオーバー効果が強く、インド企業は US を除く EU や他の国籍の企業よりはスピルオーバー効果が強いこと、化学や機械工学分野では国内のスピルオーバー効果が強いこと、特許ストックは国内企業におけるスピルオーバーを強めることが明らかとなった。

(23) Plenary Roundtable "Challenges for Patent and Trademark Offices"

このラウンドテーブルでは、各特許庁のエコノミストが登壇し、今後の研究の方向性等 について議論した。登壇者及び所属は以下の通りである。

- · CARSTEN FINK, Chief Economist, WIPO
- · YANN MÉNIÈRE, Chief Economist, EPO
- NATHAN WAJSMAN, Chief Economist, EU Observatory on Infringements of IP Rights, EUIPO
- ANDREW TOOLE, Chief Economist, USPTO
- SAM BRAND, Chief Analyst, UK IPO
- NATHAN WAJSMAN, Chief Economist, EU Observatory on Infringements of IP Rights, EUIPO
- · JOSÉ ANTONIO GIL CELEDONIO, Director, OEPM

各特許庁において、今後の政策を検討・立案していくうえで優先度の高い研究領域として挙げられていたテーマとしては、例えば以下のものが挙げられる。

WIPO

- ・イノベーションの発生に関する地理的分布(どの地域でどれだけ特許が集中しているか)
- ・発明活動における女性の参加(女性発明者の識別とその比率)
- ・Covid-19による発明活動の変化

EPO

- ・知財の事業化
- ・イノベーションのエコシステム(大学、スタートアップ、投資家の役割)
- •欧州单一特許

USPTO

- ・知財におけるマイノリティグループ(女性、民族等)
- ・知財に関する国家的戦略
- IP エコシステム(特許だけでなく他の権利も含めて)
- ・知財の価値(特許のシグナリング効果)
- · AI 関連発明
- 特許料金体系

UK IPO

発明活動におけるダイバーシティ

- ・言語の壁(翻訳)
- ・イノベーション戦略(教育プログラムや知財の事業化に関するもの)
- · AI 関連発明

EUIPO

・知財の侵害(オンライン取引の発展と国際的な模倣品対策との関係、中小企業の模倣品対策、知財教育など)

総じて、イノベーションのエコシステムを構成する主体間における技術・知識の移転を 実現するうえでの知財の活用や、発明・知財活動における格差(ダイバーシティとインク ルージョン)、AI 関連発明の扱い等については、各特許庁が共通して重要と認識している 研究テーマと言える。

(24) "NPEs, Patent Quality and Litigation Strategies across European Jurisdictions" by Cecilia Maronero (University of Bordeaux), Andrea Vezzulli (University of Insubria) and Valerio Sterzi (University of Bordeaux)

NPEs (Non-Practicing Entities)は米国での特許訴訟を活発に行っており問題となっているが、ヨーロッパでの活動も増加しつつある。ただし、ヨーロッパ内でも増え方は各国で異なる。基本的には彼らが起こす特許侵害訴訟のうちヨーロッパ全体の65%をドイツが占めると言われる。このようにフォーラムショッピングが行われる背景には、法律のregimeの違いが影響している可能性がある。この分析では、このようなフォーラムショッピングが法律のレジームの違いに影響を受け、かつそのレジームの違いによって訴訟の対象とする特許の質も変えている可能性がある。それを実際のデータを使って分析している。

特許侵害時に差し止めが可能である場合、特許権利者側(NPEs 側)は非常に強い交渉力を持つ。万一に差し止めが認められた場合、訴えられた企業は大きな損害を被る可能性があるからである。したがって NPEs はそのような差し止め請求が可能な国を訴訟提起国に選ぶ可能性が高い。一方で、差し止め請求が認められない国では、損害賠償がメインとなる。後者の場合には、特許の権利範囲がより賠償金額に影響するので、相対的に価値の高い特許を使って訴訟に用いる可能性がある。

実証では、クラリベイト社の Clarivate Darts-IP patent litigation database を使い、EPO 特許での 2007 年から 2020 年の侵害訴訟のデータを利用した。分析に供した国はドイツ、フランス、イギリス、イタリア、オランダである。原告には NPEs とそれ以外の企業等も含むデータである。特許の質の指標として特許の 5 年以内の被引用件数を、また、漸進的イノベーションの指標として後方引用件数を分析に利用している。

ここで、差し止め可能な国を injunctive-based regime、そうでない国を fee-based regime と

分類する。前者はドイツとイタリア、後者は英国とフランスが該当する。NPEs はそのような差止請求が可能な国を訴訟提起国として選択する可能性が高いと考えられる。一方で、差止請求が認められない国では、損害賠償が中心となるはずである。前者をゼロ、後者を1とするダミー変数を作成し、線形確率モデルにて推計を実施している。

実証分析では、NPEs は統計的に有意に injunctive-based regime を好む一方で、被引用件数が多い価値のある特許についてはむしろ fee-based regime を好むことが統計的に明らかとなった。漸進的なイノベーションを表すであろう後方引用が多い特許では injunctive-based regime を好む傾向がみられた。また特許年齢の若い場合には同じように fee-based regime を好む傾向がみられた。

(25) "Participation in Setting Technology Standards and the Implied Cost of Equity" by Xin Deng, Cher Li and Simona Mateut (University of Nottingham)

この論文では、標準化団体への参加が企業の資本コストに与える影響を実証的に分析している。投資家は標準化団体への参加、不参加をどのように評価しているか、標準化団体への参加企業を投資家が評価する際どのような要素が影響するか、の 2 点を理解することがねらいである。

米国上場企業 3,350 社について、1996 年から 2014 年のデータを用いて、191 の標準化団体との関係の影響を分析した結果、標準化団体に参加している企業の資本コストは、非参加企業と比べ、有意に低かった。分析では、特許の有無、企業サイズ、ボラティリティー、時価簿価比率、負債比率、設立年数、予測誤差をコントロールしている。

参加企業の資本コストは、企業の innovation intensity (intensity が高いと参加企業は低資本コスト)、market uncertainty (競争が激しいと参加企業は低資本コスト)、information environment (情報の透明性が低いと参加企業は低資本コスト)に影響を受けている。

調査期間に解散した8の標準化団体について、解散前後の資本コストへの影響を分析した結果、参加企業の資本コストが非参加企業と比べ有意に増加したことも明らかにされている。

3. 我が国の知的財産制度の経済学的研究に対する示唆

本章では、EPIPで報告された論文を対象に、日本特許庁の施策に活かせる可能性のある もの、あるいは日本でも同様の研究が実施できる可能性のあるものという観点から、それ らの概要を整理した。

前節で整理した通り、EPIPで報告される実証研究は多岐にわたり、我が国ではまだ研究が十分に蓄積されていないテーマを扱ったものや、我が国の研究に応用できる分析手法を活用したものなど、今後の研究に有益な情報を収集することができた。

特に、以下のような研究は今後我が国でも実施する価値があると思われる。

- (a) 特許権の保護強化と企業の戦略的特許活動との関係
- (b) 特許の排他性と後続発明との関係
- (c) 審査プロセスにおけるコミュニケーションの分析
- (d) マーカッシュクレームの利用状況と後続発明に対する影響
- (e) 研究者の国際的な獲得競争における知財制度・研究開発制度等の影響

このうち、(a) と (b) は伝統的な研究テーマではあるものの、近年の実証研究においては特に厳密な因果の特定が求められるようになっており、分析したい要因以外の影響が入り込む余地を可能な限りなくす手法が採られている。これまで我が国で行われてきた実証研究の結果には多くのノイズが含まれている可能性があり、最新の分析手法を適用することで、それらの結果も変わってくるかもしれない。また、 (c) については、本報告書でも一部実施しているものの、出願人や代理人と審査官との間のコミュニケーションにおいて、リアルとオンラインでの違いなども含めた研究が必要だろう。他にも、新規性や進歩性など拒絶理由を細分化した分析も有用と考えらえる。 (d) の研究はテーマとしては非常に狭い範囲を扱っているものの、国際的にもまだほとんど実施されておらず、我が国でもデータセットの構築から取り組む意義のある研究と考えられる。 (e) については、国際的な人材獲得競争というテーマ自体が非常に重要なものであるにもかかわらず、それをインセンティブの観点から知的財産制度や研究開発制度と結び付けた実証研究はあまり蓄積されていない。特に、我が国では、研究開発者の多様性や国際的な共同研究を促進していくことが、重要な政策的課題に挙げられることも多いため、こうした実証研究は政策立案に資する研究としても重要と考えられる。

さらに、EPIPでは、新たなデータベースを活用した研究も多く報告されていた。例えば、 以下のようなデータベースの整備は、今後新たな実証研究を可能とするうえで重要と考え られる。

- (f) 審査官データベース
- (g) 製品と特許を紐づけたデータベース
- (h) Patent-Paper Pair データベース
- (i) 商標データベース
- (i) 侵害訴訟のデータベース

ここで、(f) のデータベースは審査の質に関する分析に利用できるだけでなく、近年の実証研究では、ランダムに割り当てられる審査案件に対する審査官・審判官ごとの特許査定率・無効審判審決率の違いを、特許取得がイノベーションに与える影響の因果の特定に利用するといった使い方がされている。これにより、知財制度の意義に関するより質の高い研究を行うことができるようになる。(g) のデータベースが整備されれば、これまであまり定量的に示すことができてこなかった、特許の価値や事業への貢献度が測定でき

るようになる。前節で紹介した IPRoduct はオープンなデータプラットフォームであり、日本のデータベース構築にあたってはこうしたプラットフォームへの貢献や連携も重要と考えられる。(h)については、発明活動における科学的知識の貢献や、科学的知識の保護に関する研究などを実施するうえでの基盤となる。(i)に関して、日本でも特許情報標準データのように知財データの一般公開は進んでいる。しかし、そこから実証分析を行うためのデータセットを構築するには、専門的な知識や技術、装置、時間が必要となる。こうした統計分析用のデータベースが構築・公開されれば、知財の実証研究はさらに進展すると思われる。特に、特許に比べて整備が遅れている商標や意匠の統計用データベースの整備が進めば、知財ポートフォリオに関する研究や、意匠・商標に関する政策評価などの研究が大きく進展すると思われる。(j)についても、訴訟データに関するずータベース自体は存在するが、統計分析用のデータベースの整備は我が国ではあまり進展していない。特許の藪、損害賠償の観点からの知財の価値、NPEs や紛争リスクなど、重要な研究テーマに関する実証分析が可能となる。

他に、EPIPの報告論文の中には、日本特許庁で過去に取り組んだ実証研究と類似した内容の研究も散見された。質が高く先駆的な研究を行っていても、日本語で書かれた研究は国際的な研究コミュニティにおいて認知されず、研究の先行性や優位性をアピールできない。今後は、日本特許庁においても、研究の実施だけでなくその国際的な発信にも注力することで、知的財産に関する国際的な実証研究の進展に対して、より大きな役割を果たすことができると考えられる。

その他、各国特許庁が重要な研究課題として認識しているテーマ(例えば、知財活動に おけるジェンダー・ダイバーシティや AI 関連発明に関するテーマ等)を意識した研究テ ーマの設定や、他庁のエコノミストオフィスとの共同研究なども、知的財産に関する実証 研究の進展や国際貢献の観点から重要と考えられる。

(山内 勇・西村 陽一郎・長岡 貞男)

V. 知的財産活動調査の全体推計方法の改善と、実運用に向けた検証

1 検証の目的

知的財産活動調査は、調査の2年前に特許出願、実用新案登録出願、意匠登録出願、商標登録出願(以下、四法)のいずれかが1件以上ある我が国の個人、法人、大学及び公的研究機関等(以下、出願人)を対象として毎年実施されている調査である。母集団の出願人数は70,000前後である。調査は、四法のいずれかが5件以上である出願人については全数調査である甲調査で、四法がいずれも5件未満である出願人については標本調査である乙調査で実施されている。なお、乙調査の実施は3年に一度であり、直近では令和元年度に実施されている。

甲乙いずれの調査においても回収率は必ずしも100%ではない。例えば令和元年度知的財産活動調査では、甲調査の対象となった7,011件のうち有効回収は3,593件である。また乙調査では対象となった4,707件のうち有効回収は1,798件となっている。母集団全体の状況を適切に推計するには、未回収も考慮しながら、回収された出願人のデータを用いて母集団推計を行う必要がある。現在用いられている推計方法は、基本的に事後層化である。つまり業種と出願件数階級で事後層化し、各事後層において標本平均に母集団出願人数を乗じることで母集団における総計を推定する方法が用いられている。ただし事後層化に用いる出願件数階級は、推計対象となる変数に応じて異なるため、複数の変数間の関係を捉えようとするときには困難が生じている。

そこで土屋(2021)では、乙調査における新たな推計方法を提案した。具体的には、未回収標本の変数値を補完した上で、回収標本とともにウェイトを乗じることで母集団を推計する方法である。回収標本にだけウェイトを与え母集団に対して拡大する方法よりも、四法の出願件数に関しては真値に近い結果を得ることができた。未回収標本の補完方法としては予測平均マッチング法(Predictive Mean Matching法:以下、PMM法)を用いている。PMM法は、未回収標本の各出願人に"似た"出願人を回収標本の中から見つけ出し、見つけ出した出願人の変数値を補完値とする方法である。"似た"出願人の特定には、研究費階級を目的変数とし、出願件数等を説明変数とした線形回帰モデルを構成し、その予測値の近さを用いている。推計結果の改善のためには、より適切な回帰モデルの選定と、回収標本の中に同じ予測値を持つ出願人が含まれる場合の対処が課題とされた。

以上の背景を踏まえ、本稿では以下の二点を目的とする。一点目は甲調査における推計方法の検討である。甲調査は全数調査であるが、未回収が生じているため、その補完が求められる。そこで乙調査で有望視されたPMM法を用いた補完を試みることで、PMM法は拡大推計法よりも有用なのか、適用に当たってどのような課題が生じるのかを明らかにする。

目的の二点目は乙調査における推計方法の更なる検討である。PMM法の適用に当たっ

ては、先述のとおり、いくつかの課題が残されている。それらの解決に向けた検討を行う。 さらにPMM法以外の補完方法等についても検討する。

2 甲調査における推計方法の検討

2.1 用いるデータ

第2章では甲調査における推計方法の検討を行う。用いるデータは、平成28 (2016) 年度から令和2 (2020) 年度までの5年分の甲調査の個票データである。図表-1には甲調査の調査対象である母集団と回収の出願人数および母集団における四法出願件数を示した。調査の回収率は毎年度5割前後である。なお商標出願件数の括弧内は、件数の上位2者を除いた件数である。商標出願件数の上位2者は他と比べて極端に件数が大きい。

母集団 回収 特許出願件数 実用新案出願件数 意匠出願件数 商標出願件数 令和2年度 6,948 3,493 250,787 941 19,151 81,059 (57,818) 令和元年度 7,011 3,593 257,734 1.116 20,057 89.742 (57.727) 平成30年度 6,529 3,250 1,104 20,080 77,373 (52,894) 257,471 平成29年度 6,262 3,269 255,220 1,183 20,865 67,007 (51,090) 平成28年度 263,349 1,280 53,865 (47,217) 6.003 3,132 20,809

図表-1: 甲調査の母集団と回収出願人数、四法出願件数

商標出願件数の括弧内は上位2者を除いた数値

2.2 推計方法

2.2.1 記法

本稿では、母集団推計の方法として拡大推計法と補完法の二つを試みる。ここではまず、方法の記述のために記号を整理しておく。そのため図表-2は、令和2年度調査における母集団出願人数と回収出願人数を業種とMax出願件数階級別に示したものである。ただしMax出願件数とは、出願人ごとに四法のうち最大の出願件数のことである。母集団出願人数が図表-1とわずかに異なる理由は、図表-1はデータの人数であり、図表-2は報告書からの抜粋¹のためである。

業種lのMax出願件数階級mの母集団出願人を U_{lm} とし、その出願人数を N_{lm} とする。母集団出願人 U_{lm} は、回収出願人 $U_{r,lm}$ と未回収出願人 $U_{n,lm}$ から成り、それぞれの人数は $N_{r,lm}$ と $N_{n,lm}$ である。

https://www.jpo.go.jp/resources/statistics/chizai_katudo/2020/document/index/suikei.pdf [最終アクセス日:2022年2月21日]

¹特許庁「令和2年度知的財産活動調査」集計方法

$$\mathcal{U}_{lm} = \mathcal{U}_{r,lm} \cup \mathcal{U}_{n,lm} \tag{1}$$

$$N_{lm} = N_{r,lm} + N_{n,lm} \tag{2}$$

さらに回収出願人全体を U_r とし、その人数を N_r とする。同様に未回収出願人全体を U_n とし、その人数を N_n とする。

$$\mathcal{U}_r = \bigcup_{l,m} \mathcal{U}_{r,lm}, \quad N_r = \sum_{l,m} N_{r,lm}$$
(3)

$$\mathcal{U}_n = \bigcup_{l,m} \mathcal{U}_{n,lm}, \quad N_r = \sum_{l,m} N_{n,lm} \tag{4}$$

図表-2: 甲調査の母集団出願人と回収出願人(業種・Max出願件数階級別、令和2年度)

		母集団					
	5~ 9件	10~ 49件	50~ 99件	100~ 499件	500件 ~	合計	
1建設業	150	64	8	10		232	
2 食品製造業	208	119	18	11		356	
3 繊維・パルプ・紙製造業	73	35	6	11	1	126	
4 医薬品製造業	58	65	7	5		135	
5 化学工業	137	167	24	30	11	369	
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	207	149	14	23	7	400	
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	42	41	9	10	7	109	
8 金属製品製造業	138	78	9	9	1	235	
9機械製造業	156	129	24	27	7	343	
10 電気機械製造業	187	172	50	52	25	486	
11 輸送用機械製造業	59	95	19	15	18	206	
12 業務用機械器具製造業	89	73	13	20	8	203	
13 その他の製造業	162	138	11	17	9	337	
14 情報通信業	319	136	18	17	1	491	
15 卸売・小売等	816	336	20	8	2	1,182	
16 その他の非製造業	597	251	13	12	1	874	
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	152	148	28	22	4	354	
18 個人・その他	315	78	1	2	1	397	
合計	3,865	2,274	292	301	103	6,835	

	回収								
5~ 9件	10~ 49件	50~ 99件	100~ 499件	500件 ~	合計				
78	44	6	9		137				
102	66	14	10		192				
32	20	5	10	1	68				
29	41	3	4		77				
66	111	16	27	10	230				
110	94	9	17	5	235				
26	27	7	8	6	74				
71	51	5	8	1	136				
67	85	18	22	5	197				
101	109	37	37	22	306				
34	63	11	12	17	137				
40	36	4	15	4	99				
92	89	9	13	7	210				
125	63	6	6	1	201				
301	133	5	2		441				
256	118	9	6		389				
117	127	24	22	1	291				
56	13				69				
1,703	1,290	188	228	80	3,489				

2.2.2 拡大推計法

甲調査における推計方法のうち、まず拡大推計法は、業種とMax出願件数階級の組み合わせごとに、回収出願人数 $N_{l,m}$ に対する母集団出願人数 N_{lm} の比をウェイトとして用いる方法である。つまり、出願人iの変数値をxiとすると、母集団における総計Xの推計量は次式となる。

$$\hat{X} = \sum_{l,m} \frac{N_{lm}}{N_{r,lm}} \sum_{i \in \mathcal{U}_{r,lm}} x_i \tag{5}$$

ただし図表-2の「15 卸売・小売等」の「500件 \sim 」などのように、母集団で出願人が存在し $N_{lm}>0$ であっても、回収出願人が存在せず $N_{r,lm}=0$ となるセルがある。それらのセルに

ついては母集団推計を行えず、上式からも除かれる。

拡大推計法では、推計後の業種分布は、母集団推計が行われないセルを含む業種を除けば母集団における真の分布に一致する。しかし四法の各出願件数については、推計値が母集団における真値に一致するとは限らない。ウェイトの作成はMax出願件数を用いて作成しており、さらに出願件数も階級に区切っているためである。

2.2.3 補完法

次に補完法は、未回収の各出願人に対応する出願人を回収の中から特定し、その変数値を未回収の出願人の補完値とする方法である。母集団の推計値は、回収された出願人の変数値と未回収の出願人の補完値を合計することで求められる。具体的には回収出願人iの変数値を x_i とし、未回収出願人iの補完値を \hat{x}_i とすると、母集団における総計Xの推計量は次式となる。

$$\hat{X} = \sum_{i \in \mathcal{U}_r} x_i + \sum_{i \in \mathcal{U}_n} \tilde{x}_i \tag{6}$$

補完値xiを求める方法としてはPMM法を用いる。PMM法はその特徴として、あり得ない補完値が得られるおそれがない、補完値を求める変数と説明変数との間の関係を必ずしも精緻にモデル化する必要がないといったメリットを持つ。PMM法の手続きは以下のとおりである。

- 1. 回収出願人を用いて回帰式 $\hat{y}_r = Z_r\hat{\beta}$ を求める。ただし、 $y_r \geq Z_r$ は回収出願人 U_r のデータである。
- 2. 得られた $\hat{\beta}$ による回帰式 $\hat{y}_n = Z_n\hat{\beta}$ を用いて、未回収出願人の予測値 \hat{y}_n を求める。ただし、 Z_n は未回収出願人 U_n のデータである。
- 3. 未回収の出願人 $i \in U_n$ ごとに、 $D(i,j) = |\hat{y}_i \hat{y}_j|$ が最小となる回収出願人 $j \in U_r$ を見つけ、当該回収出願人j(以下、ドナー)の回答データ x_j を未回収の出願人iの補完値 \hat{x}_i とする。ただしD(i,j)の値が同じドナーが複数となった場合には、それらの中から1件を無作為に選び出すこととする。本稿では、ドナーを選ぶ乱数を変えて、補完と推計を100回繰り返した。

PMM法における基準変数yとして本稿ではいくつかの候補を検討する。基準変数yは補 完値を求める主要な変数であり、未回収の出願人については値が得られていないが、回収 された出願人については値が得られている必要がある。そこで、ここでは「従業者数」「資本金額」「売上高」「研究費」の常用対数を用いる。ただし値が0のこともあるため、元の値に1を加えた上で対数を求める。一般には値は非常に大きく1を加えても問題ない。 説明変数Zは回収と未回収のいずれの出願人についても値が得られている必要がある。

そこで説明変数の候補としては、「個法官識別」「四法コード」「特許出願件数」「実用新案出願件数」「商標出願件数」を用いる。個法官識別とは個人・法人・官を区別したカテゴリカル変数であり、四法コードとはMax出願件数が四法のいずれかを表すカテゴリカル変数である。また3つの出願件数に関しては0件の場合もあるため、1を加えた上で常用対数をとる。5つの候補変数のうち、個法官識別・四法コード・特許出願件数は必ず用いることとし、実用新案出願件数と商標出願件数については各々使う場合と使わない場合とを試みる。

2.3 推計結果

図表-3は、令和2年度調査における四法出願件数および従業者数、資本金額、売上高、研究費の推計結果を示したものである。四法については母集団における真値も示した。 PMM法では用いた回帰式ごとに100回の繰り返しの平均値を示してある。他の年度の結果は5.1節にまとめた。

拡大推計法について推計値と真値との差を見ると、特許出願件数は2,323件、実用新案 出願件数は67件、意匠出願件数は-351件であり、これらと比べると商標出願件数におけ る差は-27,384件と大きい。ただし、商標出願件数は母集団における件数の上位2者を除 くと真値は57,818件であるため、差は-4,143件にまで縮小する。

PMM法の結果は用いる回帰式によって異なるが、目的変数の違いよりも説明変数の違いの方が結果に与える影響は大きい。例えば、説明変数を個法官識別・四法コード・特許出願件数とすると、特許出願件数の推計値は目的変数が異なっても24万件前後であるが、説明変数に商標出願件数を加えると30万件弱となる。

推計値の相対的な誤差の大きさ

相対誤差 (%) =
$$100 \times \frac{\text{推計值 - 真值}}{\text{享值}}$$
 (7)

図表-3: 甲調査の推計結果(令和2年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	従業者数	資本金額	売上高	研究費
真値		250,787	941	19,151	81,059				
拡大推	計	253,110	1,008	18,800	53,675	12,604,188	92,586,888	700,876,157	16,503,680
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	242,133	986	17,970	56,146	11,938,081	91,686,945	666,091,031	17,391,259
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	240,845	1,001	17,926	56,213	11,902,431	90,413,481	664,221,855	17,026,616
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	243,663	979	18,084	56,589	11,906,007	90,633,714	668,494,833	17,266,670
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	239,303	986	17,946	56,014	11,828,778	90,537,907	665,988,460	17,060,037
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	249,145	691	17,791	56,170	12,046,503	92,227,713	677,761,532	17,875,179
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	249,495	727	17,934	56,314	12,069,377	91,939,113	679,204,126	17,596,962
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	250,211	717	17,912	56,080	11,989,225	91,290,407	677,217,406	17,632,507
DMAM	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	243,336	709	17,803	55,927	11,945,112	91,407,158	668,587,914	17,157,215
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	295,849	945	19,068	53,298	11,827,881	85,550,287	702,138,451	19,988,816
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	288,583	937	18,876	53,136	11,623,118	85,981,941	694,627,664	19,646,663
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	299,506	939	19,183	53,422	11,919,104	86,510,732	709,627,586	20,491,104
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	291,956	941	19,093	53,195	11,771,813	85,611,339	705,004,605	19,856,481
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	306,482	737	19,560	53,975	12,034,533	87,720,137	719,050,350	20,736,629
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	295,765	737	19,055	53,275	11,847,775	85,660,178	704,401,560	20,123,711
	売上高log 〜 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	302,973	736	19,408	53,834	12,052,684	87,485,229	709,448,915	20,452,062
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	307,351	752	19,496	54,165	12,121,516	88,419,067	735,501,948	20,909,681

を示した結果が図表-4である。ただし図表-4の最右列には商標出願件数の上位2者を除いた場合の相対誤差も示した。

図表-4: 甲調査の推計結果の相対誤差(令和2年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	商標出願件数 (除2件)
真値		0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推	計	0.9%	7.1%	-1.8%	-33.8%	-7.2%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-3.5%	4.8%	-6.2%	-30.7%	-2.9%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-4.0%	6.4%	-6.4%	-30.7%	-2.8%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	-2.8%	4.0%	-5.6%	-30.2%	-2.1%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	-4.6%	4.8%	-6.3%	-30.9%	-3.1%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-0.7%	-26.6%	-7.1%	-30.7%	-2.9%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-0.5%	-22.7%	-6.4%	-30.5%	-2.6%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-0.2%	-23.8%	-6.5%	-30.8%	-3.0%
D1414	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-3.0%	-24.7%	-7.0%	-31.0%	-3.3%
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	18.0%	0.4%	-0.4%	-34.2%	-7.8%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	15.1%	-0.4%	-1.4%	-34.4%	-8.1%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	19.4%	-0.2%	0.2%	-34.1%	-7.6%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	16.4%	0.0%	-0.3%	-34.4%	-8.0%
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	22.2%	-21.7%	2.1%	-33.4%	-6.6%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	17.9%	-21.7%	-0.5%	-34.3%	-7.9%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	20.8%	-21.8%	1.3%	-33.6%	-6.9%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	22.6%	-20.1%	1.8%	-33.2%	-6.3%

拡大推計法では相対誤差の大きさは0.9% (特許出願件数)から-7.2% (商標出願件数)となっている。5.1節に示す他の年度の結果でも、相対誤差の絶対値は10%に満たない。一方PMM法では、説明変数として実用新案出願件数あるいは商標出願件数を用いると、推計対象とする出願件数によっては相対誤差の絶対値が10%を超えている。説明変数として個法官識別・四法コード・特許出願件数のみを用いたときの相対誤差の絶対値は、実用

新案出願件数と上位2者を除いた商標出願件数については拡大推計法よりも小さいが、特許出願件数と意匠出願件数については拡大推計法よりも大きい。つまり、拡大推計法と比べてPMM法が特に有効であるとは言えない。

図表-5は、令和2年度調査における推計後の業種分布を示したものである。他の年度の結果は5.1節にまとめてある。PMM法では100回の繰り返しの平均値である。拡大推計法は、回収出願人がいないセルの影響を受ける業種を除けば、推計値と真値は一致する。これは拡大推計の方法を考えれば当然の結果である。一方のPMM法の推計値は真値には一致しない。例えば業種18は、用いる回帰式によっては397という真値の半分近い214という推計値となっている。PMM法における業種分布の誤差を解消するには、未回収出願人と同じ業種の回収出願人の中からドナーを探し出せばよい。しかし現在のデータでは、未回収出願人の業種は知られていない。これらの点と、PMM法では用いる乱数によって結果が異なる点も考え合わせれば、甲調査における推計手法としてPMM法による補完法よりは拡大推計法の方が実用的と考えられる。

3 4 5 11 12 13 14 15 直値 491 1.182 拡大推計 491 1,180 資本会類log~個法官識別+四法コード+特許log 437 1.076 437 1.075 研究費log~個法官識別+四法コード+特許log 436 1,075 441 1,061 440 1,061 439 1,060 売上高log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log 440 1.064 研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log PMM 429 1.038 従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log+商標log 1.037 売上高log~個法官識別+四法コード+特許log+商標log 430 1.036 研究費log~個法官識別+四法コード+特許log+商標log 259 424 168 390 431 1,040 512 218 従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log 426 1,028 428 1.025 資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log 430 1,031 研究費log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log 426 1.027

図表-5: 甲調査の業種推計結果(令和2年度)

3 乙調査における推計方法の検討

3.1 用いるデータ

第3章では乙調査における推計方法の検討を行う。乙調査は3年に一度実施される標本調査である。本稿で用いるデータは平成28 (2016) 年度と令和元 (2019) 年度の2回の乙調査の個票データである。図表-6には両年の母集団出願人数、標本出願人数、回収出願人数と母集団における四法の出願件数をまとめた。標本の抽出率は1割未満であり、回収率は5

割を下回っている。

図表-6: 乙調査の母集団、標本、回収数、四法出願件数

	母集団	標本	回収	特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数
令和元年度	63,038	4,707	1,798	25,579	3,866	5,822	66,992
平成28年度	51,621	4,701	1,983	25,725	4,581	5,601	47,813

3.2 推計方法

3.2.1 記法

本稿では、乙調査における母集団推計の方法として四つを検討する。そのために図表-7と図表-8は、それぞれ令和元年度と平成28年度の乙調査における母集団出願人数と回収出願人数を業種とMax出願件数別にまとめたものである。ただし母集団の数値は報告書からの抜粋2であるため、データの人数を数えた図表-6とはわずかに差異がある。

図表-7: 乙調査の母集団出願人と回収出願人(業種・Max出願件数別、令和元年度)

	母集団				
	1件	2件	3件	4件	合計
1建設業	1,725	538	207	91	2,561
2 食品製造業	1,661	642	268	139	2,710
3 繊維・パルプ・紙製造業	862	315	105	70	1,352
4 医薬品製造業	135	64	37	26	262
5 化学工業	448	240	115	88	891
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	1,083	372	177	115	1,747
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	189	72	34	15	310
8 金属製品製造業	848	292	132	97	1,369
9 機械製造業	1,317	508	201	93	2,119
10 電気機械製造業	958	397	170	120	1,645
11 輸送用機械製造業	327	132	53	29	541
12 業務用機械器具製造業	373	171	89	66	699
13 その他の製造業	1,302	475	180	108	2,065
14 情報通信業	1,990	795	358	176	3,319
15 卸売・小売等	8,343	3,042	1,183	618	13,186
16 その他の非製造業	6,290	2,107	951	421	9,769
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	548	249	116	51	964
18 個人・その他	13,508	2,798	830	334	17,470
슴計	41,907	13,209	5,206	2,657	62,979

回収標本								
1件	2件	3件	4件	合計				
48	13	5	3	69				
48	24	8	6	86				
21	9	4		34				
5	7	2	2	16				
12	8	4	2	26				
29	7	4	2	42				
9	1	1		11				
38	9	6	3	56				
28	15	2	2	47				
37	14	6	3	60				
17	1		2	20				
11	4	1	4	20				
54	21	8	3	86				
81	27	12	5	125				
211	75	27	10	323				
235	59	38	15	347				
93	47	30	9	179				
190	40	10	7	247				
1,167	381	168	78	1,794				

https://www.jpo.go.jp/resources/statistics/chizai_katudo/2019/document/index/suikei.pdf [最終アクセス日:2022年2月21日] 特許庁「平成28年度知的財産活動調査」集計、推計方法

https://www.jpo.go.jp/resources/statistics/chizai_katudo/h28/document/index/suikei.pdf [最終アクセス日:2022年2月21日]

² 特許庁「令和元年度知的財産活動調査」集計、推計方法

図表-8: 乙調査の母集団出願人と回収出願人(業種・Max出願件数別、平成28年度)

	母集団				
	1件	2件	3件	4件	合計
1建設業	1,435	411	179	93	2,118
2 食品製造業	1,408	564	231	115	2,318
3 繊維・パルプ・紙製造業	768	249	97	45	1,159
4 医薬品製造業	111	68	36	20	235
5 化学工業	426	162	112	61	761
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	918	402	148	81	1,549
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	158	84	31	20	293
8 金属製品製造業	801	263	117	56	1,237
9 機械製造業	1,291	490	235	100	2,116
10 電気機械製造業	932	346	183	100	1,561
11 輸送用機械製造業	289	100	53	25	467
12 業務用機械器具製造業	388	158	77	80	703
13 その他の製造業	1,067	351	128	66	1,612
14 情報通信業	1,520	544	245	133	2,442
15 卸売・小売等	6,686	2,323	998	498	10,505
16 その他の非製造業	4,495	1,555	576	293	6,919
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	340	121	63	38	562
18 個人・その他	11,644	2,336	712	310	15,002
슴計	34,677	10,527	4,221	2,134	51,559

回収標本								
1件	2件	3件	4件	合計				
51	19	9	8	87				
85	26	16	6	133				
25	12	4	4	45				
6	2	2	1	11				
27	8	4	2	41				
47	17	6	6	76				
8	7		2	17				
44	10	9	4	67				
34	14	4	2	54				
45	17	9	3	74				
12	3	5		20				
19	8		3	30				
63	16	9	4	92				
57	18	10	2	87				
228	76	33	18	355				
225	77	22	13	337				
100	49	24	13	186				
212	44	11	4	271				
1,288	423	177	95	1,983				

業種lの Max出願件数mの母集団出願人を U_{lm} とし、出願人数を N_{lm} とする。業種lの母集 団出願人は U_l であり、Max出願件数mの母集団出願人は U_m である。それぞれの出願人数は N_l と N_m である。さらに母集団出願人全体はUであり、出願人数はNである。

$$\mathcal{U}_l = \bigcup_m \mathcal{U}_{lm}, \quad N_l = \sum_m N_{lm} \tag{8}$$

$$\mathcal{U}_{l} = \bigcup_{m} \mathcal{U}_{lm}, \quad N_{l} = \sum_{m} N_{lm}$$

$$\mathcal{U}_{m} = \bigcup_{l} \mathcal{U}_{lm}, \quad N_{m} = \sum_{l} N_{lm}$$

$$\mathcal{U} = \bigcup_{l,m} \mathcal{U}_{lm}, \quad N = \sum_{l,m} N_{lm}$$

$$(9)$$

(10)

また、標本出願人を S_{lm} とし、出願人数を n_{lm} とする。標本出願人 S_{lm} は回収出願人 $S_{r,lm}$ と 未回収出願人 $S_{n,lm}$ から成り、それぞれの人数 $e_{nr,lm}$ と $e_{nn,lm}$ とする。

$$S_{lm} = S_{r,lm} \cup S_{n,lm} \tag{11}$$

$$n_{lm} = n_{r,lm} + n_{n,lm} \tag{12}$$

標本の出願人についても母集団と同様に、 S_l 、 n_l 、 S_m 、 n_m 、S、n、 $S_{r,l}$ 、 $n_{r,l}$ 、 $S_{r,m}$ 、 $n_{r,m}$ 、 S_r 、 n_r 、 $S_{n,l}$ 、 $n_{n,l}$ 、 $S_{n,m}$ 、 n_n m、 S_n 、 n_n を定義する。

3.2.2 拡大推計法

乙調査における推計方法のうち、まず拡大推計法は、甲調査における拡大推計法と同様に、回収出願人数に対する母集団出願人数の比をウェイトとして用いる方法である。ただし比は、業種lとMax出願件数mの組み合わせごとに求める場合と、全体を一括する場合との二通りを試みる。母集団における総計Xの推計量は次式となる。

$$\hat{X} = \begin{cases} \sum_{l,m} \frac{N_{lm}}{n_{r,lm}} \sum_{i \in \mathcal{S}_{r,lm}} x_i & : 業種 \ l \ \ge \text{Max} \ \text{出願件数} \ m \ \text{の組み合わせごと} \\ \frac{N}{n_r} \sum_{i \in \mathcal{S}_r} x_i & : \text{全体を一括} \end{cases}$$
(13)

全体を一括するのは、業種とMax出願件数の組み合わせによっては、母集団で出願人がいるにもかかわらず回収された出願人が存在しない場合があるためである。その組み合わせに関しては母集団推計が行えないことになり、全体の推計値が過小となるおそれがある。例えば令和元年度の図表-7において、繊維・パルプ・紙製造業でMax出願件数が4件の出願人数は、母集団では70件であるが回収標本では0件である。業種とMax出願件数の組み合わせごとに拡大推計を行うと、この70件分の推計が行えないことになる。

3.2.3 補完法

次に補完法は、PMM法を用いて未回収出願人 S_n の各出願人の変数値の補完値 \hat{x}_i を求めた上で、業種lとMax出願件数mの組み合わせごとに標本出願人数に対する母集団出願人数の比をウェイトとして用いる方法である。母集団における総計Xの推計量は次式となる。

$$\hat{X} = \sum_{l,m} \frac{N_{lm}}{n_{lm}} \left(\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,lm}} x_i + \sum_{i \in \mathcal{S}_{n,lm}} \tilde{x}_i \right)$$

$$\tag{14}$$

PMM法は、基本的には土屋(2021)で提案された方法に従うが、異なる点もある。まず、研究費の不明は一つの階級区分とするのではなく0の階級にまとめる。次に、「不明」業種は一つの業種とするのではなく業種区分から除く。最後に、説明変数として「実用新案保有件数」ではなく「実用新案出願件数」を用いる。つまり回帰式は、出願人が個人の場合には

研究費階級 =
$$b_0 + b_1 \times \text{Max}$$
 出願 + $b_2 \times$ 特許出願件数 + $b_3 \times$ 実用新案出願件数 (15)

とし、出願人が法人あるいは官の場には

研究費階級 =
$$b_0 + b_1 \times \text{Max}$$
 出願 + $b_2 \times$ 特許出願件数 + $b_3 \times$ 商標出願件数 (16)

を用いることとする。

補完と推計は、ドナーを選ぶ乱数を変えて50回繰り返した。

3.2.4 LOCF法

LOCF (Last Observation Carried Forward) 法は、未回収出願人の変数値を補完する方法の一つであり、当該出願人の過去の変数値を補完値とする方法である。つまり令和元年度の調査における未回収出願人が平成28年度の調査において回収されていれば、平成28年度調査における変数値を令和元年度調査における補完値とするのである。ただし平成28年度の調査において未回収であれば、補完値を求めることはできない。

そこで図表-9は、平成28年度調査と令和元年度調査における出願人の回収状況を整理したものである。図表中の「乙非標本」とは、Max出願件数が5件未満で乙調査の母集団には含まれるが、標本としては選ばれなかった出願人を表す。また「対象外」とは、四法の出願件数が全て0件で、甲乙いずれの調査対象にもならなかった出願人を表す。

図表-9: 平成28年度調査と令和元年度調査における出願人の回収状況

甲(平成28年度)						
	令和	元年度	件数			
回収状況	甲乙	回収状況	十数			
回収	甲	回収	1,656			
		未回収	347			
	Z	回収	44			
		未回収	22			
	乙非標本	630				
	対象外		433			
未回収	甲	回収	425			
		未回収	856			
	Z	回収	13			
		未回収	45			
	乙非標本	1	788			
	対象外	744				

乙(平成28年度)						
回収状況	令和克	元年度	件数			
凹収1人流	甲乙	回収状況	一一致			
回収	甲	回収	70			
		未回収	24			
	Z	回収	67			
		未回収	16			
	乙非標本	481				
	対象外		1,325			
未回収	甲	回収	35			
		未回収	47			
	Z	回収	25			
		未回収	38			
	乙非標本	550				
	対象外		2,023			

令和元年度の乙調査の未回収出願人数は2,909件であるが、そのうち図表-9に示されるのは合計で121件である。残りの2,788件は、平成28年度調査では四法の出願件数が全て0件で、甲乙いずれの調査においても対象とならなかったことになる。平成28年度調査で対

象となった121件のうちでも、平成28年度に回収された出願人は、甲調査の22件と乙調査の16件を合わせて38件である。LOCF法によって未回収出願人の補完を行おうとしても、未回収出願人2,909件のうち38件しか補完ができないことになる。つまり補完値を求める方法としては全く不十分であるため、本稿では試算は行わないこととする。

3.2.5 二段拡大推計法

二段拡大推計法は、二段階で拡大推計を行う方法である。一段階目として回収出願人を 用いて標本出願人を拡大推計し、二段階目で推計された標本出願人を用いて母集団出願人 を拡大推計する。

【一段階目の拡大推計】

一段階目の拡大は、四法出願件数パターン(以下、四法パターン)と業種をベンチマークとして用いたレイキング(土屋、2009)によって行う。四法パターンとは、四法の出願件数の組み合わせである。乙調査の対象は四法の出願件数がいずれも5件未満であるため、出願件数の組み合わせは、全てが0件の組み合わせを除くと5⁴-1=625-1=624通りある。図表-10は、624通りの四法パターンのうち、令和元年度調査において標本となった出願人の全ての四法パターンを、回収と未回収の出願人数とともに示したものである。四法パターンとして示された数字は、左から順に特許出願件数、実用新案出願件数、意匠出願件数、商標出願件数を表す。例えば3_2_1_0は、特許出願件数が3件、実用新案出願件数が2件、意匠出願件数が1件、商標出願件数が0件を表す。図表-10に示されたのは全部で96通りの四法パターンであり、ほとんどの出願人はいくつか特定の四法パターンに分類されることが分かる。平成28年度の四法パターンは資料の5.2.1節に示すとおりであり、四法パターンは全部で111通りとなっている。

図表-10: 四法出願件数パターン別の出願人数(令和元年度)

四法パターン	回収	未回収
0_0_0_1	665	1,307
0_0_0_2	216	390
0_0_0_3	88	158
0_0_0_4	32	78
0_0_1_0	40	66
0_0_1_1	7	8
0_0_1_2	2	3
0_0_1_3	1	2
0_0_1_4		1
0_0_2_0	9	16
0_0_2_1	2	4
0_0_2_2	1	2
0_0_3_0	6	2
0_0_3_1	1	
0_0_3_2	1	
0_0_3_3		2
0_0_4_0	3	2
0_1_0_0	49	86
0_1_0_1	9	4
0_1_0_2	2	3
0_1_0_3		1
0_1_0_4	1	
0_1_1_0	2	6
0_1_1_1	2	2
0_1_2_0	2	1
0_1_2_4		1
0_1_3_3	1	
0_2_0_0	8	8
0_2_0_1	1	2
0_2_2_0	2	
0_3_0_0	4	1
0_3_0_2		1
0_3_2_0	1	

四法パターン	回収	未回収
1_0_0_0	345	438
1_0_0_1	34	35
1_0_0_2	16	22
1_0_0_3	3	11
1_0_0_4	1	8
1_0_1_0	8	8
1_0_1_1	1	1
1_0_1_2		1
1_0_2_0	3	8
1_0_2_1		1
1_0_2_2	2	1
1_0_2_4		2
1_0_3_0	1	
1_0_4_0	1	2
1_1_0_0	8	6
1_1_0_1		3
1_1_1_2		1
1_1_3_0	1	
1_1_3_3		1
1_2_0_0		1
1_2_1_0		1
1_3_0_0		1

四法パターン	回収	未回収
2_0_0_0	97	86
2_0_0_1	6	11
2_0_0_2	6	6
2_0_0_3	5	5
2_0_0_4	2	1
2_0_1_0		3
2_0_1_1		2
2_0_2_0	3	2
2_0_2_1	1	
2_0_3_0	1	1
2_0_4_0	1	
2_0_4_1		1
2_1_0_0	2	1
2_1_1_0	1	
2_1_3_1		1
2_1_3_2		1
2_2_3_0		1
2_3_0_0		1

四法パターン	回収	未回収
3_0_0_0	37	38
3_0_0_1	6	4
3_0_0_2	5	3
3_0_0_3	1	3
3_0_0_4		2
3_0_1_0	2	2
3_0_2_0		1
3_0_3_1	1	
3_0_4_0		1
3_1_0_1	1	
3_1_0_2	1	
3_2_1_0		1
4_0_0_0	25	15
4_0_0_1	4	
4_0_0_2	1	2
4_0_0_3		2
4_0_0_4	1	1
4_0_1_1	1	
4_0_2_0	1	1
4_0_2_4	2	
4_1_0_4	1	
4_3_0_0	1	
4_4_0_0		1

1,798

また図表-11は、令和元年度調査における業種別の母集団出願人数Nと回収標本におけ る出願人数 $n_{r,l}$ を示したものである。抽出された標本Sにおける業種別の出願人数 n_{l} は不明 であるが、業種に比例割当されているため、 $\hat{n}_l = n \times N_l/N$ の値を「推定標本」の列に示した。 平成28年度の業種別出願人数は資料の5.2.2節に示した。

レイキングとは、一般に複数の変数に関して同時に、ウェイトを用いた集計結果がベン チマークに一致するようウェイトを求める方法である。つまり一段階目の拡大推計では、 四法パターンの分布と業種の分布がそれぞれ、ウェイト用いた回収標本Srと標本S全体の 間で一致するようにウェイトを求める。具体的には、四法パターンpの標本出願人と回収 出願人をそれぞれ S_p と $S_{r,p}$ とし、出願人数をそれぞれ n_p と $n_{r,p}$ とすると、レイキングは全て の四法パターンpと業種lについて

$$\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,p}} w_i = n_p \tag{17}$$

$$\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,p}} w_i = n_p$$

$$\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,l}} w_i = \hat{n}_l$$
(17)

という制約条件の下で、次式G(w)を最小とするウェイト $wi(i \in Sr)$ を求めるものである。

$$G(\boldsymbol{w}) = \sum_{i \in \mathcal{S}_r} (w_i \log w_i - w_i + 1)$$
(19)

図表-11: 業種別の出願人数(令和元年度)

	母集団	推定標本	回収標本
1 建設業	2,561	191.4	69
2 食品製造業	2,710	202.5	86
3 繊維・パルプ・紙製造業	1,352	101.0	34
4 医薬品製造業	262	19.6	16
5 化学工業	891	66.6	26
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	1,747	130.6	42
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	310	23.2	11
8 金属製品製造業	1,369	102.3	56
9 機械製造業	2,119	158.4	47
10 電気機械製造業	1,645	122.9	60
11 輸送用機械製造業	541	40.4	20
12 業務用機械器具製造業	699	52.2	20
13 その他の製造業	2,065	154.3	86
14 情報通信業	3,319	248.1	125
15 卸売・小売等	13,186	985.5	323
16 その他の非製造業	9,769	730.1	347
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	964	72.0	179
18 個人・その他	17,470	1,305.7	247
合計	62,979	4,707.0	1,794

実際の計算はRの surveyパッケージの関数calibrateを用いた。回収標本 S_r の中で、求められたウェイト w_i を四法パターンごとあるいは業種ごとに合計すれば、その値は標本Sにおける出願人数に一致する。

ただし図表-10によれば、96通りの四法パターンのうち、0_0_1_4など回収出願人がいない四法パターンが27通りある。図表-12には回収出願人の有無別に四法パターンの数と標本出願人数をまとめた。回収出願人がいない27通りの四法パターンに該当する未回収出願人数は合計で36件であり、標本全体の出願人数4,707件の1%にも満たない。しかし、それらの未回収出願人36件の例えば意匠出願件数の合計は46件で、標本全体の出願人4,707件の意匠出願件数の合計423件の1割以上を占める。

図表-12: 回収標本の有無別四法出願件数パターン(令和元年度)

	パターン数	標本出願人数	特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数
回収出願人がいる四法パターン	69	4,671	1,976	255	377	4,836
回収出願人がいない四法パターン	27	36	59	30	46	58
合計	96	4,707	2,035	285	423	4,894

そこで、回収出願人がいない四法パターンは、回収出願人がいる四法パターンにまとめる

ことにする。その手順は以下のとおりである。まず、実用新案出願件数と意匠出願件数が同じで、かつ回収出願人がいる四法パターンを見つける。回収出願人がいない四法パターンに該当する出願人の実用新案出願件数30件と意匠出願件数46件の標本全体に占める割合はそれぞれ10.5%と10.9%であり、特許出願件数59件と商標出願件数58件の割合2.9%と1.2%に比べて高いからである。例えば 0_01_4 であれば、 0_01_3 や 1_01_1 が実用新案出願件数と意匠出願件数が同じ四法パターンである。

複数の四法パターンが見つかった場合: それらの四法パターンの中で、距離*K(p)*を最小とする四法パターンにまとめる。まとめる四法パターンの候補が複数の場合には無作為に一つを選ぶ。

一つの四法パターンが見つかった場合: その四法パターンにまとめる。

四法パターンが見つからなかった場合: 回収出願人がいる四法パターンのうち、距離 K(p)を最小とする四法パターンにまとめる。まとめる四法パターンの候補が複数の場合には無作為に一つを選ぶ。

ただし距離K(p)とは、四法の出願件数各々の差の絶対値を四法について合計したものである。 $0_0_1_4$ と $0_0_1_3$ の距離はK(p)=1であり、 $0_0_1_4$ と $1_0_1_1$ の距離はK(p)=4である。

【二段階目の拡大推計】

二段階目の拡大は、一段階目のレイキングによって得られたウェイト w_i をさらに事後層化あるいはレイキングによって拡大し、母集団を推計するものである。図表-13は、母集団における出願人数と一段階目推計後の w_i の合計を、業種とMax出願件数ごとにまとめたものである。前述のとおり、ウェイト w_i の合計は標本における出願人数である。そのため一段階目推計後の w_i の業種ごとの合計は、図表-11の「推定標本」に一致している。

図表-13: 乙調査の母集団出願人と一段階目推計後の出願人数(業種・Max出願件数別、令和元年度)

			母集団					
	1件	2件	3件	4件	合計			
1建設業	1,725	538	207	91	2,561			
2 食品製造業	1,661	642	268	139	2,710			
3 繊維・パルプ・紙製造業	862	315	105	70	1,352			
4 医薬品製造業	135	64	37	26	262			
5 化学工業	448	240	115	88	891			
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	1,083	372	177	115	1,747			
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	189	72	34	15	310			
8 金属製品製造業	848	292	132	97	1,369			
9 機械製造業	1,317	508	201	93	2,119			
10 電気機械製造業	958	397	170	120	1,645			
11 輸送用機械製造業	327	132	53	29	541			
12 業務用機械器具製造業	373	171	89	66	699			
13 その他の製造業	1,302	475	180	108	2,065			
14 情報通信業	1,990	795	358	176	3,319			
15 卸売・小売等	8,343	3,042	1,183	618	13,186			
16 その他の非製造業	6,290	2,107	951	421	9,769			
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	548	249	116	51	964			
18 個人・その他	13,508	2,798	830	334	17,470			
合計	41,907	13,209	5,206	2,657	62,979			

_	一段階目推計後のウェイト合計						
1件	2件	3件	4件	合計			
138	37	12	5	191			
109	55	21	17	203			
62	27	12		101			
6	8	3	2	20			
29	20	12	5	67			
93	20	11	6	131			
18	2	3		23			
71	17	11	4	102			
91	53	9	6	158			
73	29	16	5	123			
35	2		4	40			
27	10	6	9	52			
95	41	13	5	154			
152	54	30	12	248			
634	221	85	45	986			
480	125	90	35	730			
31	16	19	7	72			
1,001	220	57	28	1,306			
3,146	957	410	194	4,707			

二段階目に事後層化を用いる方法では、一段階目推計後の w_i の合計に対する母集団出願人数の比を w_i に乗じて推計を行う。ただし、比は四通りを試みる。母集団における総計Xの推計量は次式となる。

$$\hat{X} = \begin{cases} \sum_{l,m} \frac{N_{lm}}{\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,lm}} w_i} \sum_{i \in \mathcal{S}_{r,lm}} w_i x_i & : 業種 l \ge \text{Max} 出願件数 m の組み合わせごと} \\ \sum_{l} \frac{N_{l}}{\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,l}} w_i} \sum_{i \in \mathcal{S}_{r,l}} w_i x_i & : 業種 l \ \mathbb{Z} \ge \\ \sum_{m} \frac{N_{m}}{\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,m}} w_i} \sum_{i \in \mathcal{S}_{r,m}} w_i x_i & : \text{Max} 出願件数 m \ \mathbb{Z} \ge \\ \frac{N}{\sum_{i \in \mathcal{S}_{r,m}} w_i} \sum_{i \in \mathcal{S}_{r,m}} w_i x_i & : \text{全体を一括} \end{cases}$$

$$(20)$$

ただし、業種とMax出願件数の組み合わせごとの比を用いる場合には、回収出願人が存在しないセルは使われない。そのため他の比を使う場合と比べて、推計値Âは過小となることが予想される。

二段階目にもレイキングを用いる方法では、図表-13に示す業種別の母集団出願人数と、図表-14に示す四法それぞれの出願件数別母集団出願人数を全てベンチマークとする。母集団における総計Xの推計量は、レイキングによって求められたgiを用いて次式となる。

$$\hat{X} = \sum_{i \in \mathcal{S}_r} w_i g_i x_i \tag{21}$$

ただし g_i は、ウェイトを w_ig_i としたとき回収出願人 S_r における業種と四法の出願件数の分布がいずれもベンチマークに一致するという条件の下でG(g)=i \in S_r $w_i(g_i\log g_i-g_i+1)$ を最小とするレイキング用ウェイトである。なお令和元年度は、実用新案出願件数が4件である回収出願人がいなかったため、実用新案出願件数については3件と4件の母集団出願人数それぞれ90人と33人を合計し、3件の母集団出願人数を123人、4件の母集団出願人数を0人とした。

図表-14: 乙調査の四法出願件数別の母集団出願人数

	令和元年度					
	0件	1件	2件	3件	4件	合計
特許出願件数	45,264	12,657	3,129	1,288	700	63,038
実用新案出願件数	59,793	2,780	342	90	33	63,038
意匠出願件数	59,133	2,614	817	322	152	63,038
商標出願件数	18,720	28,988	9,804	3,708	1,818	63,038

平成28年度							
0件	1件	2件	3件	4件	合計		
33,691	12,719	3,240	1,358	613	51,621		
47,799	3,239	440	110	33	51,621		
47,957	2,407	749	336	172	51,621		
19,936	20,867	6,856	2,614	1,348	51,621		

3.3 推計結果

図表-15と図表-16は、それぞれ令和元年度調査と平成28年度調査の推計結果である。 PMM法については50回の繰り返し結果の平均値である。また、5.2.3節と5.2.4節には推計 結果のグラフを示してある。なおグラフの中で、PMM法は50回の結果を箱ひげ図で示してある。

知的財産活動費 意匠出願件数 特許出願件数 実用新案出願件数 商標出願件数 (百万円) (百万円) 真値 25.579 3.866 66.992 拡大推計法 (業種·Max出願件数) 31.901 5.167 7.114 58.068 4.885.361 68.014 拡大推計法 (全体) 34,544 4,283 6,459 59,679 13,418,006 84,776 4,048 6,460 4,342,075 60,545 PMM法 27.181 62.956 5,645 二段拡大推計法(業種・Max出願件数) 27.146 3.794 64.301 4.138.478 68 982 二段拡大推計法 (業種) 26,974 3,773 5,673 65,227 4,035,140 78,202 二段拡大推計法(Max出願件数) 26,971 3,767 5,687 65,252 4,096,531 77,864 二段拡大推計法 (全体) 26,974 3,773 5,673 65,227 4,035,140 78,202 二段拡大推計法(レイキング) 3,833 5,822 66,992 3,815,197 78,195 25,579

図表-15: 乙調査の推計結果(令和元年度)

図表-16: 乙調査の推計結果 (平成28年度)

	特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	研究費 (百万円)	知的財産活動費 (百万円)
真値	25,725	4,581	5,601	47,813		
拡大推計法(業種・Max出願件数)	28,495	5,859	5,465	43,602	1,056,974	50,300
拡大推計法(全体)	29,563	4,602	5,538	47,243	6,367,315	61,606
PMM法	26,313	5,032	5,458	45,912	977,414	50,606
二段拡大推計法(業種・Max出願件数)	25,943	4,413	5,071	47,670	999,579	49,347
二段拡大推計法(業種)	26,300	4,519	5,604	48,916	1,016,242	51,079
二段拡大推計法(Max出願件数)	25,835	4,503	5,455	47,899	991,359	49,666
二段拡大推計法 (全体)	26,300	4,519	5,604	48,916	1,016,242	51,079
二段拡大推計法(レイキング)	25,725	4,581	5,601	47,813	994,898	49,006

出願件数の結果について見ると、拡大推計法やPMM法と比べて、一般に二段拡大推計法による推計値は真値に近い。レイキングを用いた二段拡大推計法では、基本的に推計値は真値に一致する。これは推計値が真値に一致するようにウェイトを定めたためであり、当然の結果と言える。なお令和元年度の実用新案出願件数は、レイキングを用いた二段拡大推計法でも推計値と真値が一致しないが、これはベンチマークにおいて実用新案出願件数が4件の母集団出願人は3件として扱ったためである。

図表-17と図表-18には、甲調査の結果と同様に、出願件数の推計値の相対誤差を示した。 拡大推計法では相対誤差が30%を超えるものも見られる。また、PMM法の相対誤差には 10%前後のものもある。事後層化を用いた二段拡大推計法の相対誤差は、高々5~6%程度 である。事後層化を用いた二段拡大推計法の中では、業種とMax出願件数の組み合わせを 用いた結果は、他の三通りの方法の結果とはやや異なるようである。

図表-17: 乙調査の推計結果の相対誤差(令和元年度)

	特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数
真値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推計法(業種・Max出願件数)	24.7%	33.6%	22.2%	-13.3%
拡大推計法(全体)	35.0%	10.8%	10.9%	-10.9%
PMM法	6.3%	4.7%	11.0%	-6.0%
二段拡大推計法(業種·Max出願件数)	6.1%	-1.9%	-3.0%	-4.0%
二段拡大推計法(業種)	5.5%	-2.4%	-2.6%	-2.6%
二段拡大推計法(Max出願件数)	5.4%	-2.6%	-2.3%	-2.6%
二段拡大推計法(全体)	5.5%	-2.4%	-2.6%	-2.6%
二段拡大推計法(レイキング)	0.0%	-0.9%	0.0%	0.0%

図表-18: 乙調査の推計結果の相対誤差(平成28年度)

	特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数
真値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推計法(業種・Max出願件数)	10.8%	27.9%	-2.4%	-8.8%
拡大推計法(全体)	14.9%	0.5%	-1.1%	-1.2%
PMM法	2.3%	9.8%	-2.6%	-4.0%
二段拡大推計法(業種·Max出願件数)	0.8%	-3.7%	-9.5%	-0.3%
二段拡大推計法(業種)	2.2%	-1.4%	0.1%	2.3%
二段拡大推計法(Max出願件数)	0.4%	-1.7%	-2.6%	0.2%
二段拡大推計法(全体)	2.2%	-1.4%	0.1%	2.3%
二段拡大推計法(レイキング)	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%

研究費と知的財産活動費の結果については、全体を一括とした拡大推計法は、他の推計方法と推計値が大きく異なる。二段拡大推計法の中で比べると、令和元年度の知的財産活動費について、業種とMax出願件数の組み合わせによる推計値が、レイキングも含めた他の四つの方法よりも小さな値となっている点が目立つ。令和元年度の研究費や平成28年度については、二段拡大推計法の推計値は概ね同じような値となっており、この点は出願件数に関する結果と同様の傾向である。

4 まとめ

本稿では、知的財産活動調査における甲調査と乙調査の全体推計の方法をそれぞれ検討した。甲調査については、未回収出願人への対処法として拡大推計法と補完法を試みた。四法の出願件数に関して推計値と真値とを比較すると、拡大推計法は相対誤差の絶対値が10%に満たなかった。一方のPMM法を用いた補完法は、用いる回帰式と対象とする出願件数によっては、拡大推計法よりも真値に近い推計値が得られたが、同時に、他の出願件数に関しては相対誤差がむしろ大きく、10%を超える場合も見られた。業種の分布に関し

ては、拡大推計法は基本的に真値に一致するが、PMM法は一致するとは限らない。また PMM法では用いる乱数に応じて結果が異なることになる。これらの結果を総合的に勘案 すると、補完法よりは拡大推計法の使用が現実的と考えられる。

乙調査については、拡大推計法、補完法、二段拡大推計法の三つを試みた。他にLOCF 法も検討したが、回収状況に鑑みて、実際に適用可能な方法ではなかった。土屋(2021)では、PMM法を用いた補完法の可能性が示唆されたが、本稿で提案した二段拡大推計法は、出願件数に関する相対誤差の点で拡大推計法やPMM法よりも有効な結果が得られた。PMM法では乱数によって結果が異なるが、そのような不安定性がない点も二段拡大推計法の利点である。

実際に二段拡大推計法を利用する上では、いくつかの検討課題が残る。一点目は、回収 出願人がない四法パターンの扱いである。レイキングを行うために、本稿では合併先の四 法パターンを基本的に無作為に選んだが、より適切な合併方法を検討する余地がある。

二点目は、一段階目および二段階目の拡大推計にはレイキングを用いたが、レイキングはデータによってはウェイトwiが極端に大きくなるおそれがあるという点である。極端に大きなウェイトwiは、推計値の分散を拡大させ、結果を不安定にしてしまう。対処法の一つはレイキングではなく、一般化回帰推定(土屋、2009)を用いることである。ただし一般化回帰推定は負のウェイトが生じる可能性を排除できない。ウェイトwiの大きさに制限を設けるなど、過大あるいは過小なウェイトwiが生じたときの対処法を検討する必要がある。また、本稿では一段階目の拡大推計に用いる業種別の標本出願人数を母集団から推定したが、抽出時に各出願人の業種を記録しておけば、推定は不要となる。そのような事前のデータ準備が求められる。

三点目は二段階目の拡大推計法である。本来は標本抽出方法を反映した拡大推計を行えばよいが、そのためには標本抽出時に拡大推計用のウェイトを計算し、データとして保存しておく必要がある。その場合であっても、本稿で試みた事後層化やレイキングを併用することは可能である。特にレイキングに関しては、本稿では業種と四法それぞれの出願件数を用いたが、さらにMax出願件数を加えたり、業種とMax出願件数の組み合わせも用いるなど、ベンチマークとしては多様な変数の利用が考えられる。ただし複雑な推計方法になれば、推計作業を画一的に行うことができず、作業時間も増えるおそれがある点には注意が必要である。

本稿で提案した二段拡大推計法では、一段階目の拡大推計で四法パターンと業種を用いたレイキングを行ったが、二段階を経ずに、母集団に対して四法パターンと業種等を用いたレイキングを行い、一段階で推計を行うという方法も考えられる。ただし母集団における四法パターンの組み合わせの数は、標本における組み合わせの数よりも非常に大きくなることが予想される。回収出願人がない四法パターンが増え、かえって精度は低下する可能性もある。

適切な推計方法の選択に当たっては、得られた推計値の妥当性を検討する他に、標準誤差の大きさも考慮する必要がある。標準誤差の算出は、推計方法の選択のためだけでなく、適切な標本設計や達成精度の検証のためにも必要である。本稿では標準誤差については全く触れておらず、この点に関しては今後の検討に委ねたい。

女献

- 土屋 隆裕 (2009) 概説 標本調査法 朝倉書店
- 土屋 隆裕 (2021) 知的財産活動調査の集計方法に関する調査「令和2年度我が国の知的財産制度が経済に果たす役割に関する調査報告書」

5 資料

5.1 甲調査の結果

5.1.1 推計結果(令和元年度)

図表-19: 甲調査の推計結果(令和元年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	従業者数	資本金額	売上高	研究費
真値		257,734	1,116	20,057	89,742				
拡大推	計	258,258	1,190	18,707	52,289	10,706,345	120,962,706	737,304,793	16,307,222
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	253,470	1,106	18,104	55,339	10,610,089	123,933,394	691,728,290	16,849,986
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	253,403	1,110	18,131	55,407	10,588,944	124,746,615	689,497,649	16,915,983
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	254,418	1,107	18,164	55,609	10,631,544	124,357,568	692,548,194	16,876,962
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	250,421	1,101	18,086	55,304	10,520,177	123,448,796	689,830,835	16,700,674
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	263,024	852	18,143	55,675	10,714,621	127,093,295	706,185,551	17,354,844
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	260,390	854	18,045	55,572	10,688,297	127,103,761	706,713,383	17,219,480
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	262,908	850	18,174	55,774	10,800,870	128,128,387	707,920,241	17,401,780
DIANA	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	258,557	859	18,085	55,624	10,696,862	126,739,970	704,570,565	17,160,715
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	305,022	1,120	18,883	52,827	11,266,908	124,675,400	717,703,043	19,838,500
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	307,495	1,134	18,983	52,949	11,364,677	124,849,742	717,876,254	20,101,272
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	312,016	1,129	19,331	53,482	11,382,455	124,396,055	724,148,191	20,254,026
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	303,764	1,215	19,107	53,374	11,269,179	123,222,343	748,135,011	20,034,373
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	317,354	900	19,461	53,172	11,385,058	118,160,759	734,434,288	20,680,056
	資本金額log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	314,960	925	19,243	52,968	11,438,239	117,965,636	731,315,482	20,556,828
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	317,155	906	19,398	53,213	11,389,527	117,183,528	731,424,797	20,749,938
	研究費log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log	314,118	902	19,585	53,672	11,411,091	119,176,917	737,818,444	20,635,369

図表-20: 甲調査の推計結果の相対誤差(令和元年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	商標出願件数 (除2件)
真値		0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推	計	0.2%	6.6%	-6.7%	-41.7%	-9.4%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-1.7%	-0.9%	-9.7%	-38.3%	-4.1%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-1.7%	-0.5%	-9.6%	-38.3%	-4.0%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-1.3%	-0.8%	-9.4%	-38.0%	-3.7%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	-2.8%	-1.3%	-9.8%	-38.4%	-4.2%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	2.1%	-23.7%	-9.5%	-38.0%	-3.6%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	1.0%	-23.5%	-10.0%	-38.1%	-3.7%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	2.0%	-23.8%	-9.4%	-37.9%	-3.4%
D1414	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	0.3%	-23.0%	-9.8%	-38.0%	-3.6%
PMM	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	18.3%	0.4%	-5.9%	-41.1%	-8.5%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	19.3%	1.6%	-5.4%	-41.0%	-8.3%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	21.1%	1.2%	-3.6%	-40.4%	-7.4%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	17.9%	8.9%	-4.7%	-40.5%	-7.5%
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	23.1%	-19.4%	-3.0%	-40.8%	-7.9%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	22.2%	-17.1%	-4.1%	-41.0%	-8.2%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	23.1%	-18.8%	-3.3%	-40.7%	-7.8%
	研究費log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log	21.9%	-19.2%	-2.4%	-40.2%	-7.0%

図表-21: 甲調査の業種推計結果(令和元年度)

										業	種								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
真値		244	350	145	158	377	397	116	238	368	497	225	203	350	447	1,155	841	332	454
拡大推	ÉR†	244	350	145	158	377	397	116	238	368	497	225	203	350	447	1,154	840	332	452
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	241	389	144	193	412	416	117	221	354	497	234	179	380	422	1,136	877	455	341
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	240	389	143	193	411	418	118	222	354	495	232	179	378	424	1,137	878	455	342
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	240	389	145	193	413	417	119	221	355	495	234	179	378	423	1,137	878	454	338
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	241	390	143	193	411	418	119	224	354	495	233	179	378	424	1,138	878	454	338
	従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log	233	397	147	196	416	417	119	222	357	497	239	182	376	427	1,124	887	453	320
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	233	394	143	196	413	414	119	223	358	497	238	182	378	427	1,123	887	461	324
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	236	393	145	195	418	416	121	222	357	497	238	182	375	428	1,125	888	453	322
D1414	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	235	397	144	196	413	416	120	226	355	493	237	179	378	428	1,127	887	454	324
PMM	従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log+商標log	250	383	147	185	416	431	128	226	375	522	247	185	369	404	1,117	858	456	309
	資本金額log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	246	385	148	185	417	430	127	229	375	516	250	186	371	404	1,117	861	455	308
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	248	384	147	186	415	428	128	226	375	524	249	184	372	407	1,124	862	450	299
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商願log	249	384	146	187	414	430	128	226	372	517	247	182	370	404	1,131	858	456	308
	従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log	246	386	143	190	420	425	133	224	377	531	251	191	371	412	1,103	856	451	299
	資本金額log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	242	388	143	190	416	427	130	231	375	529	250	187	373	411	1,106	861	451	298
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	244	389	144	190	417	427	131	225	382	534	252	192	374	410	1,106	858	454	280
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	241	387	143	192	424	425	131	229	378	531	252	189	372	410	1,109	863	450	284

5.1.2 推計結果 (平成30年度)

図表-22: 甲調査の推計結果(平成30年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	従業者数	資本金額	売上高	研究費
真値		257,471	1,104	20,080	77,373				
拡大推	<u>+</u>	254,148	1,064	19,487	47,905	11,592,759	105,892,636	806,806,906	15,774,351
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	229,632	965	18,797	49,301	10,914,280	99,505,682	701,607,730	15,439,595
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	230,030	960	18,848	49,448	10,888,402	98,802,070	700,475,437	15,452,579
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	230,109	953	18,763	49,302	10,907,336	99,780,605	703,807,057	15,687,078
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	228,598	959	18,807	49,184	10,891,279	98,695,461	700,601,490	15,428,914
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	231,468	780	18,323	49,084	10,895,497	100,979,277	695,841,620	15,434,203
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	231,792	773	18,368	49,123	10,885,778	100,744,402	694,600,511	15,505,375
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	230,775	764	18,343	49,252	10,982,870	101,958,201	699,072,033	15,413,864
PMM	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	229,520	791	18,516	49,244	10,828,894	100,832,155	692,324,255	15,349,483
PIVIIVI	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	240,414	921	18,024	44,838	10,516,910	92,711,309	654,079,159	15,804,954
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	238,669	920	17,918	44,765	10,668,908	92,340,022	651,681,382	15,757,692
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	241,968	924	18,102	45,108	10,557,702	92,542,865	655,442,236	15,922,722
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	238,182	918	17,951	45,425	10,442,705	92,163,508	654,836,483	15,708,448
	従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log	243,174	768	17,854	44,909	10,625,143	95,002,480	667,259,033	16,081,103
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	244,336	767	17,820	44,924	10,663,356	95,444,489	670,131,540	16,196,818
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	242,838	774	17,833	45,182	10,607,250	93,889,240	665,156,206	16,015,729
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	242,413	767	17,726	45,820	11,119,813	96,010,017	678,812,061	15,907,937

図表-23: 甲調査の推計結果の相対誤差(平成30年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	商標出願件数 (除2件)
真値		0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推	iii)	-1.3%	-3.6%	-3.0%	-38.1%	-9.4%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-10.8%	-12.6%	-6.4%	-36.3%	-6.8%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-10.7%	-13.0%	-6.1%	-36.1%	-6.5%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	-10.6%	-13.7%	-6.6%	-36.3%	-6.8%
	研究費log~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-11.2%	-13.1%	-6.3%	-36.4%	-7.0%
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-10.1%	-29.3%	-8.8%	-36.6%	-7.2%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-10.0%	-30.0%	-8.5%	-36.5%	-7.1%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-10.4%	-30.8%	-8.7%	-36.3%	-6.9%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	-10.9%	-28.4%	-7.8%	-36.4%	-6.9%
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	-6.6%	-16.6%	-10.2%	-42.0%	-15.2%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	-7.3%	-16.7%	-10.8%	-42.1%	-15.4%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	-6.0%	-16.3%	-9.9%	-41.7%	-14.7%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	-7.5%	-16.8%	-10.6%	-41.3%	-14.1%
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	-5.6%	-30.4%	-11.1%	-42.0%	-15.1%
	資本金額log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	-5.1%	-30.5%	-11.3%	-41.9%	-15.1%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	-5.7%	-29.9%	-11.2%	-41.6%	-14.6%
	研究費log~個法官識別+四法コード+特許log+実用log+商標log	-5.8%	-30.5%	-11.7%	-40.8%	-13.4%

図表-24: 甲調査の業種推計結果(平成30年度)

										業	種								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
真値		234	344	139	135	368	373	115	208	356	492	209	186	322	417	1,056	742	315	398
拡大推	al-	234	344	139	135	368	373	115	208	356	492	209	186	322	417	1,055	741	315	391
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	241	405	150	155	409	383	123	209	308	527	217	159	372	392	929	782	448	322
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	241	406	150	155	408	384	124	211	308	525	217	159	373	391	929	784	446	319
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	240	405	149	155	408	383	123	211	309	525	218	158	374	393	930	782	449	317
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	241	403	149	155	410	386	124	212	309	525	219	160	372	393	930	782	448	312
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	239	406	144	154	411	383	124	204	309	529	219	160	366	395	922	786	452	326
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	239	408	144	153	409	386	124	206	308	530	218	159	367	396	922	786	450	324
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	239	407	143	154	409	384	125	206	308	528	220	160	366	399	923	788	452	319
PMM	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	240	408	146	152	409	389	123	209	309	528	218	161	367	394	923	789	454	310
PIVIIVI	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	241	392	147	148	399	380	123	204	311	539	226	159	349	385	918	788	468	350
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	241	390	149	150	399	376	124	205	312	539	227	161	351	384	916	789	465	350
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	244	392	147	149	406	376	123	205	312	538	225	162	350	382	917	788	463	350
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	243	394	149	148	403	374	124	206	312	541	228	158	351	382	921	787	465	342
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	239	402	142	152	403	375	126	207	312	541	229	161	336	386	913	783	465	360
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	239	396	141	153	399	377	125	205	316	545	230	161	335	390	916	782	464	355
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	239	399	141	149	402	374	126	205	309	541	232	162	340	389	916	781	463	359
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	249	406	141	150	405	375	123	205	312	541	228	161	335	388	921	786	462	342

5.1.3 推計結果 (平成29年度)

図表-25: 甲調査の推計結果(平成29年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	従業者数	資本金額	売上高	研究費
真値		255,220	1,183	20,865	67,007				
拡大推	at-	260,005	1,267	19,966	46,300	12,250,942	92,159,255	701,470,515	16,367,458
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	250,296	1,119	20,301	48,812	11,657,514	84,510,066	656,456,659	17,158,166
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	252,317	1,123	20,327	48,695	11,691,090	84,552,370	658,077,897	17,347,259
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	249,812	1,132	20,289	48,803	11,634,115	85,165,588	652,070,313	17,133,986
	研究費log ~ 個法官職別 + 四法コード + 特許log	248,852	1,125	20,167	48,463	11,618,484	83,677,942	651,483,658	17,143,294
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	264,188	885	20,230	49,290	11,954,747	85,916,425	678,119,610	18,122,968
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	265,537	911	20,421	49,403	11,968,846	86,338,846	677,370,159	18,100,058
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	261,915	886	20,378	49,190	11,955,908	86,989,684	674,226,427	18,098,646
PMM	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	262,902	909	20,372	49,019	11,926,335	85,969,040	676,190,885	17,915,690
PIVIIVI	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	305,680	1,100	22,045	47,169	12,224,021	87,304,122	704,119,350	20,512,452
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	301,276	1,108	21,860	47,258	12,079,614	81,765,372	696,029,354	20,064,178
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	308,469	1,115	22,122	47,721	12,373,856	83,699,427	712,534,870	20,715,458
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	297,845	1,098	21,577	46,919	12,023,601	81,890,373	689,251,851	19,915,880
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	321,341	940	22,490	48,286	12,459,522	88,545,812	727,891,338	21,561,002
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	314,069	940	22,045	47,949	12,306,624	83,694,133	714,176,640	21,030,109
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	317,776	934	22,089	47,993	12,478,582	84,796,596	726,701,807	21,537,485
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	316,067	947	22,153	48,034	12,325,193	83,590,925	710,970,947	21,126,034

図表-26: 甲調査の推計結果の相対誤差(平成29年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	商標出願件数 (除2件)
真値		0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推	iii)	1.9%	7.1%	-4.3%	-30.9%	-9.4%
	従業者数log~個法官識別+四法コード+特許log	-1.9%	-5.4%	-2.7%	-27.2%	-4.5%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-1.1%	-5.1%	-2.6%	-27.3%	-4.7%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-2.1%	-4.3%	-2.8%	-27.2%	-4.5%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	-2.5%	-4.9%	-3.3%	-27.7%	-5.1%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	3.5%	-25.2%	-3.0%	-26.4%	-3.5%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	4.0%	-23.0%	-2.1%	-26.3%	-3.3%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	2.6%	-25.1%	-2.3%	-26.6%	-3.7%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	3.0%	-23.2%	-2.4%	-26.8%	-4.1%
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	19.8%	-7.0%	5.7%	-29.6%	-7.7%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	18.0%	-6.3%	4.8%	-29.5%	-7.5%
	売上高log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	20.9%	-5.7%	6.0%	-28.8%	-6.6%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	16.7%	-7.2%	3.4%	-30.0%	-8.2%
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	25.9%	-20.5%	7.8%	-27.9%	-5.5%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	23.1%	-20.5%	5.7%	-28.4%	-6.1%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	24.5%	-21.0%	5.9%	-28.4%	-6.1%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	23.8%	-19.9%	6.2%	-28.3%	-6.0%

図表-27: 甲調査の業種推計結果(平成29年度)

										業	種								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
真値		202	328	127	130	382	352	115	223	369	481	196	180	328	368	994	674	293	386
拡大推	at a	202	328	127	130	382	352	115	223	369	481	196	180	328	368	994	674	293	383
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	219	361	138	148	436	358	132	233	369	501	208	148	364	345	892	704	403	304
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	217	361	139	149	436	356	133	232	370	503	209	149	364	345	891	703	402	305
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	218	361	138	148	435	357	132	232	369	501	206	148	363	348	890	702	401	313
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	218	360	138	149	434	358	131	232	369	501	207	148	365	348	891	705	403	306
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	220	364	137	151	445	353	132	230	377	503	212	149	354	351	879	707	403	294
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	220	365	137	151	447	352	132	230	375	503	213	151	355	351	880	705	403	292
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	220	365	136	150	443	353	131	230	374	505	212	150	357	351	877	706	402	300
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	219	365	135	150	441	353	131	232	372	507	210	149	359	351	880	710	400	299
PMM	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	224	347	137	144	438	370	132	236	383	531	229	144	363	331	862	695	386	310
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	225	344	137	146	435	375	135	234	383	527	229	144	356	335	865	697	390	306
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	227	353	136	143	440	367	138	235	383	529	230	145	360	331	870	695	390	291
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	226	352	138	141	434	370	135	239	384	521	229	144	358	334	869	700	390	298
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	224	351	131	145	450	365	135	235	387	542	232	145	352	333	853	691	386	303
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	223	351	132	147	443	372	135	232	388	535	234	144	350	336	851	695	396	299
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	227	354	132	147	448	367	136	232	385	538	236	147	353	332	856	695	396	282
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	226	353	132	142	443	363	135	236	386	532	234	147	360	333	863	694	391	292

5.1.4 推計結果 (平成28年度)

図表-28: 甲調査の推計結果(平成28年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	従業者数	資本金額	売上高	研究費
真値		263,349	1,280	20,809	53,865				
拡大推	計	265,523	1,400	19,964	42,680	8,333,475	89,111,089	679,864,282	15,778,754
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	265,146	1,290	20,777	46,104	8,154,072	84,481,437	669,157,283	16,991,946
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	265,205	1,319	20,742	46,320	8,213,682	84,766,273	670,338,005	17,006,973
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	265,186	1,285	20,798	46,318	8,212,051	84,990,502	670,917,683	16,891,777
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	262,711	1,290	20,887	46,153	8,156,767	84,904,224	668,384,165	16,871,434
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	271,231	1,045	20,886	46,335	8,293,744	85,547,862	679,890,344	17,357,947
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	275,688	1,051	21,103	46,454	8,331,332	85,333,360	686,518,224	17,490,271
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	273,443	1,027	20,866	46,400	8,305,563	85,057,690	678,347,632	17,416,878
DMAM	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	272,204	1,058	21,041	46,168	8,277,851	85,962,338	682,664,224	17,359,159
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	315,466	1,256	22,227	43,423	8,593,978	80,665,347	690,081,800	19,502,463
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	319,133	1,254	22,347	43,552	8,609,870	90,861,773	693,382,171	19,772,725
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	323,742	1,245	22,670	43,921	8,703,738	83,178,333	702,438,793	20,293,608
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	321,163	1,264	22,557	43,756	8,629,616	83,181,268	697,856,338	20,065,222
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	328,324	1,123	22,865	44,213	8,845,026	82,405,842	711,445,313	20,402,267
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	330,031	1,076	22,783	43,807	8,805,534	81,967,025	709,535,220	20,694,162
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	332,609	1,101	22,735	44,452	8,816,194	84,047,605	713,076,359	20,707,658
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	332,195	1,098	23,099	44,327	8,827,332	83,098,825	716,743,287	20,813,260

図表-29: 甲調査の推計結果の相対誤差(平成28年度)

		特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数	商標出願件数 (除2件)
真値		0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
拡大推	計	0.8%	9.4%	-4.1%	-20.8%	-9.6%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	0.7%	0.8%	-0.2%	-14.4%	-2.4%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	0.7%	3.0%	-0.3%	-14.0%	-1.9%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	0.7%	0.4%	-0.1%	-14.0%	-1.9%
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	-0.2%	0.8%	0.4%	-14.3%	-2.3%
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	3.0%	-18.4%	0.4%	-14.0%	-1.9%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	4.7%	-17.9%	1.4%	-13.8%	-1.6%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	3.8%	-19.8%	0.3%	-13.9%	-1.7%
D1414	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	3.4%	-17.3%	1.1%	-14.3%	-2.2%
PMM	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	19.8%	-1.9%	6.8%	-19.4%	-8.0%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商棚log	21.2%	-2.0%	7.4%	-19.1%	-7.8%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	22.9%	-2.7%	8.9%	-18.5%	-7.0%
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	22.0%	-1.3%	8.4%	-18.8%	-7.3%
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	24.7%	-12.3%	9.9%	-17.9%	-6.4%
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	25.3%	-15.9%	9.5%	-18.7%	-7.2%
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	26.3%	-14.0%	9.3%	-17.5%	-5.9%
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	26.1%	-14.2%	11.0%	-17.7%	-6.1%

図表-30: 甲調査の業種推計結果(平成28年度)

										業	鍾								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
真値		201	317	119	136	360	344	120	210	360	484	197	197	310	345	902	02 634 2 02 634 2 86 667 4 87 669 4 87 669 4 88 667 4 89 670 4 78 672 4 78 673 4 82 671 4 70 666 4 73 661 3 76 668 3 67 671 4 67 671 4 67 666 3	291	369
拡大推	int control of the co	201	317	117	136	360	344	120	210	360	484	197	197	310	345	902	634	291	366
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	200	387	117	173	394	389	125	213	326	484	212	160	356	321	786	667	403	290
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	198	389	118	172	395	387	125	213	325	482	211	162	358	322	787	669	405	284
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log	199	388	118	174	395	388	125	214	325	482	212	159	358	323	787	667	403	286
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log	198	388	117	172	394	387	126	214	324	480	213	160	360	322	789	670	405	284
	従業者数log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	197	389	116	170	395	389	125	218	330	482	215	159	358	326	778	672	407	279
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	197	390	116	169	396	388	124	216	332	483	214	160	361	325	777	671	405	278
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	196	390	116	170	394	386	124	213	328	482	214	160	360	326	778	673	406	286
	研究費log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log	200	388	116	169	396	389	123	218	328	477	216	161	359	324	782	671	406	279
PMM	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	200	372	119	162	406	397	131	214	334	512	232	156	359	310	770	666	403	258
	資本金額log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	198	371	121	158	402	399	131	214	335	514	234	156	360	310	772	665	400	263
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	201	374	119	161	408	395	132	215	338	513	233	155	354	309	773	661	396	266
	研究費 log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 商標log	202	369	120	161	405	398	132	214	331	512	232	156	351	310	776	668	399	267
	従業者数log~個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	197	377	115	168	409	397	131	211	341	515	234	160	356	310	768	671	397	243
	資本金額log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	198	372	114	162	409	399	130	213	343	515	238	161	358	312	767	671	402	240
	売上高log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	198	379	114	164	410	394	133	214	341	514	234	158	355	307	767	666	399	255
	研究費log ~ 個法官識別 + 四法コード + 特許log + 実用log + 商標log	197	375	114	163	411	400	131	214	341	515	233	159	358	314	773	668	399	237

5.2 乙調査の結果

5.2.1 四法パターン (平成28年度)

図表-31: 四法出願件数パターン別の出願人数(平成28年度)

					• /	Ť	7).1 <> ITTI			,从20十尺.		
四法パターン	回収	未回収	四法パターン	/ 回収	未回収		四法パターン	回収	未回収	四法パターン	回収	未回収
0_0_0_1	665	995	1_0_0_0	431	509		2_0_0_0	107	119	3_0_0_0	38	48
0_0_0_2	226	335	1_0_0_1	29	44		2_0_0_1	13	13	3_0_0_1	5	4
0_0_0_3	79	129	1_0_0_2		22		2_0_0_2	7	6	3_0_0_2	4	2
0_0_0_4	42	62	1_0_0_3	17	12		2_0_0_3	4	3	3_0_0_3		1
0_0_1_0	42	71	1_0_0_4	2	10		2_0_0_4	2	4	3_0_0_4	3	1
0_0_1_1	6	10	1_0_1_0	10	12		2_0_1_0	2	2	3_0_1_0	1	1
0_0_1_2	2	6	1_0_1_1	5	1		2_0_1_1	1		3_0_1_1	1	1
0_0_1_3	2		1_0_1_2		2		2_0_1_2	1	1	3_0_2_1	1	
0_0_1_4	1	2	1_0_2_0	3	6		2_0_1_3		1	3_0_3_0		1
0_0_2_0	14	19	1_0_2_1	1	1		2_0_2_0	1	1	3_0_4_0		1
0_0_2_1	2	4	1_0_2_2	1			2_0_2_1		1	3_1_0_0		1
0_0_2_2	2	1	1_0_2_3				2_0_3_0		1	3_1_0_1	1	2
0_0_2_3		1	1_0_3_0	2			2_0_4_0	1		3_1_4_1		1
0_0_2_4		2	1_0_3_1	2	1		2_1_0_0	3	4	3_2_0_4	1	
0_0_3_0	6	7	1_0_3_2		1		2_1_0_1	1	1	3_3_1_0	1	
0_0_3_1	2	1	1_0_4_0	1	2		2_1_0_2	1		3_3_4_3	1	
0_0_3_2		4	1_0_4_1		1		2_1_0_3		1	4_0_0_0	23	19
0_0_3_4		1	1_1_0_0		13		2_1_0_4		1	4_0_0_1	5	3
0_0_4_0	2	2	1_1_0_2	1			2_1_1_0	1		4_0_0_2	3	1
0_0_4_2	1		1_1_1_0		1		2_1_1_4	1		4_0_0_3		1
0_0_4_3	1		1_1_1_1		1		2_1_2_0	2		4_0_0_4	1	1
0_1_0_0	85	122	1_2_0_0		2		2_1_3_0	1	1	4_0_1_0	1	
0_1_0_1	8	9	1_2_1_0		2		2_2_0_0	1		4_0_2_1		1
0_1_0_2		5	1_3_0_0	1			2_3_0_0	1	1	4_0_3_0		2
0_1_0_3	2									4_1_0_1	1	
0_1_1_0	3	4										
0_1_1_1	1	3								合計	1,983	2,718
0_1_1_3		1										
0_1_2_0	1	3										
0_1_2_1		1										
0_1_3_0		1										
0_2_0_0	- 11	13										
0_2_0_1	1	2										
0_2_1_0		1										
0_2_3_0	1											
0_3_0_0	3	2										
0_3_2_1		1										
0_4_0_0	2	2										

図表-32: 回収標本の有無別四法出願件数パターン (平成28年度)

	パターン数	標本出願人数	特許出願件数	実用新案出願件数	意匠出願件数	商標出願件数
回収出願人がいる四法パターン	82	4,661	2,357	390	445	4,412
回収出願人がいない四法パターン	29	40	49	23	66	65
合計	111	4,701	2,406	413	511	4,477

5.2.2 業種別の出願人数(平成28年度)

図表-33: 業種別の出願人数(平成28年度)

	母集団	推定標本	回収標本
1 建設業	2,118	193.1	87
2 食品製造業	2,318	211.3	133
3 繊維・パルプ・紙製造業	1,159	105.7	45
4 医薬品製造業	235	21.4	11
5 化学工業	761	69.4	41
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	1,549	141.2	76
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	293	26.7	17
8 金属製品製造業	1,237	112.8	67
9 機械製造業	2,116	192.9	54
10 電気機械製造業	1,561	142.3	74
11 輸送用機械製造業	467	42.6	20
12 業務用機械器具製造業	703	64.1	30
13 その他の製造業	1,612	147.0	92
14 情報通信業	2,442	222.7	87
15 卸売・小売等	10,505	957.8	355
16 その他の非製造業	6,919	630.9	337
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	562	51.2	186
18 個人・その他	15,002	1,367.8	271
合計	51,559	4,701.0	1,983

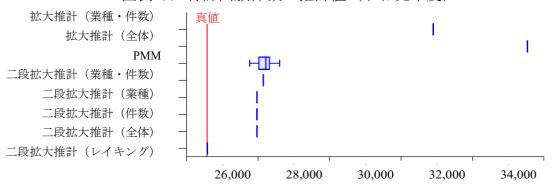
図表-34: 乙調査の母集団出願人と一段階目推計後の出願人数 (業種・Max出願件数別、平成28年度)

	母集団					
	1件	2件	3件	4件	合計	
1建設業	1,435	411	179	93	2,118	
2 食品製造業	1,408	564	231	115	2,318	
3 繊維・パルプ・紙製造業	768	249	97	45	1,159	
4 医薬品製造業	111	68	36	20	235	
5 化学工業	426	162	112	61	761	
6 石油石炭・プラスチック・ゴム・窯業	918	402	148	81	1,549	
7 鉄鋼・非鉄金属製造業	158	84	31	20	293	
8 金属製品製造業	801	263	117	56	1,237	
9 機械製造業	1,291	490	235	100	2,116	
10 電気機械製造業	932	346	183	100	1,561	
11 輸送用機械製造業	289	100	53	25	467	
12 業務用機械器具製造業	388	158	77	80	703	
13 その他の製造業	1,067	351	128	66	1,612	
14 情報通信業	1,520	544	245	133	2,442	
15 卸売・小売等	6,686	2,323	998	498	10,505	
16 その他の非製造業	4,495	1,555	576	293	6,919	
17 教育・TLO・公的研究機関・公務	340	121	63	38	562	
18 個人・その他	11,644	2,336	712	310	15,002	
合計	34,677	10,527	4,221	2,134	51,559	

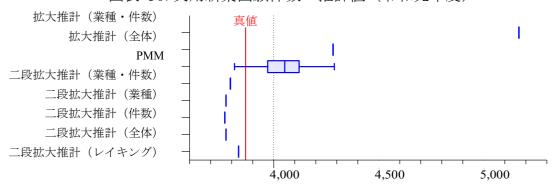
一段階目推計後のウェイト合計										
	1件 2件 3件 4件 合計									
105	45	25	18	193						
130	41	30	10	211						
55	29	14	8	106						
12	4	3	2	21						
43	14	8	4	69						
86	33	11	11	141						
11	12		3	27						
69	19	19	6	113						
122	51	13	7	193						
78	36	20	9	142						
22	5	15		43						
38	20		6	64						
95	26	19	7	147						
140	49	29	4	223						
593	207	100	58	958						
409	148	48	26	631						
25	16	7	4	51						
1,050	238	55	24	1,368						
3,086	993	415	207	4,701						

5.2.3 推計結果(令和元年度)

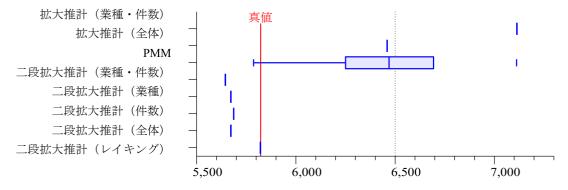
図表-35: 特許出願件数の推計値(令和元年度)



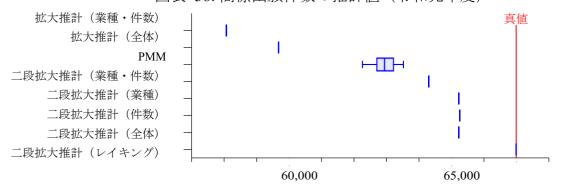
図表-36: 実用新案出願件数の推計値(令和元年度)



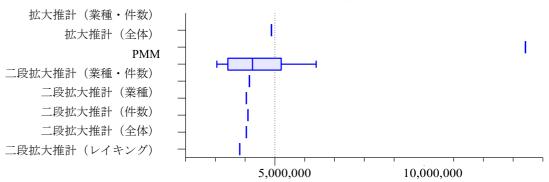
図表-37: 意匠出願件数の推計値(令和元年度)



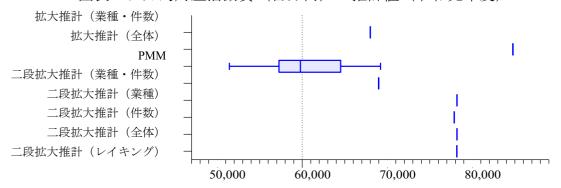
図表-38: 商標出願件数の推計値(令和元年度)



図表-39: 研究費(百万円)の推計値(令和元年度)

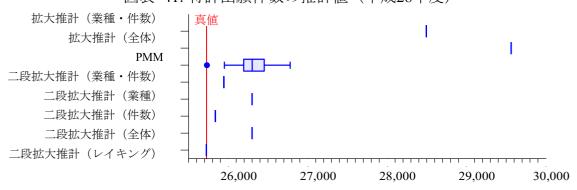


図表-40: 知的財産活動費(百万円)の推計値(令和元年度)

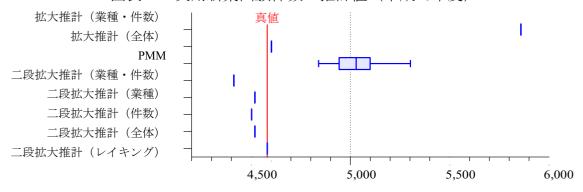


5.2.4 推計結果 (平成28年度)

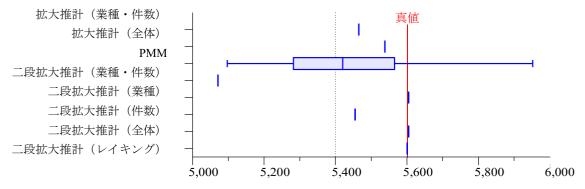
図表-41: 特許出願件数の推計値(平成28年度)



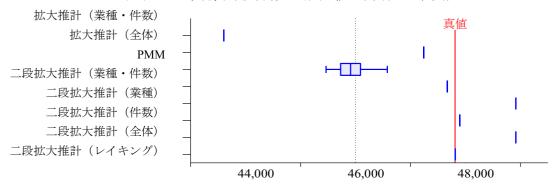
図表-42: 実用新案出願件数の推計値(平成28年度)



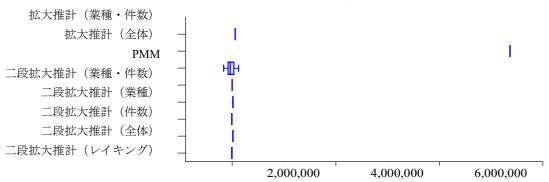
図表-43: 意匠出願件数の推計値(平成28年度)



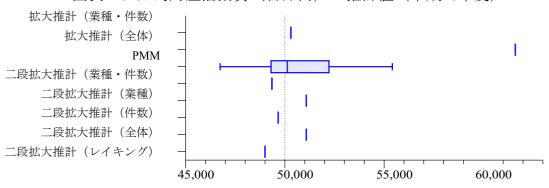
図表-44: 商標出願件数の推計値(平成28年度)



図表-45: 研究費(百万円)の推計値(平成28年度)



図表-46: 知的財産活動費(百万円)の推計値(平成28年度)



(土屋 隆裕)

禁無断転載

令和3年度我が国の知的財産制度が経済に果たす 役割に関する調査報告書

令和 4 年 3 月 請負先 一般財団法人知的財産研究教育財団 知的財産研究所

> 〒101-0054 東京都千代田区神田錦町3丁目11番地 精興竹橋共同ビル5階 電話 03-5281-5671 FAX 03-5281-5676 URL https://www.iip.or.jp

E-mail iip-support@fdn-ip.or.jp