



RIETI Discussion Paper Series 24-J-027

特許審査における面接の効果

山内 勇
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

特許審査における面接の効果¹

山内 勇（明治大学、経済産業研究所）

要 旨

特許審査は単に審査官が特許性の有無を判断するだけのものではなく、出願人と審査官が共同で事業に貢献する権利を作っていくプロセスでもある。本稿では、審査過程において行われる面接に着目し、それが特許権の権利範囲や安定性に与える影響を明らかにする。我が国では2014年に面接・応対に関するガイドラインが改訂され、出願人等から面接の申請があった場合、原則一回は面接を受諾することが明記された。本稿では、このイベントを操作変数とした推計を行うことで、重要な発明ほど面接が申請されやすく、同時に、権利範囲が広く安定性も低いといった内生性の問題に対処している。

分析の結果、ガイドラインの変更は対面での面接を増やしたことが明らかとなった。また、対面での面接は、請求項の文字数の変化率で測定した権利範囲の縮小を抑える効果があることも確認された。さらに、面接により、権利化後に無効審判の請求が生じる確率も低下しており、権利の安定性が高まることが分かった。これは、面接によって出願人の要望を取り入れる過程で、権利範囲が広くなり過ぎるといった問題が生じていないことも示唆している。すなわち、面接は、出願人と審査官の間の共通理解を促進し、過度の権利範囲の縮小・拡大を抑えることで、適切な権利範囲の特許権を生み出すことに寄与すると言える。

したがって、オンラインでの面接環境の構築など、面接にかかるコストを抑えつつ、面接の実施を促進していくことが、特許制度のイノベーション促進効果を高めることにつながると考えられる。

キーワード：特許、面接、審査、権利範囲、安定性

JEL classification: O34, O38, O30

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「国際的に見た日本産業のイノベーション能力の検証」の成果の一部である。また、分析内容については、知的財産研究所『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』第一章「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」を精緻化・発展させたものである。なお、本研究の実施にあたって JSPS 科研費 24K04848, 23K22121, 24K00286 の助成を受けた。さらに、本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。本稿の分析に当たっては、RIETI から提供された EPO の PATSTAT Global 2023 を利用した。

1. はじめに

特許審査の質を高めることは、特許制度のイノベーション促進機能を高め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きている（Frakes and Wasserman, 2017; Kim and Oh, 2017）。例えば、山内・長岡（2012）のように、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。

しかし、特許審査のプロセスは、審査官が発明を特許として認めるか否かを判断するだけでなく、出願人と審査官が協力してより良い権利を作っていくプロセスでもある。出願人と審査官の間には発明の特許性について認識のズレや情報の非対称性があることが多く、その場合、本来特許化すべき発明が拒絶査定となったり、本来特許化すべきでない発明が特許化されたりすることになる。それだけでなく、最終的に特許となった場合でも、権利範囲が事業に貢献しないほど狭くなってしまったり、逆に第三者の事業活動を過度に抑制するほど広がってしまったりする可能性もある。

こうした点について、審査のプロセスにおいて、出願人と審査官との間で情報のやり取りが行われれば、認識のズレや情報の非対称性が解消され、適切な権利範囲の特許権が成立すると考えられる。その結果、第三者からの無効審判も減り、特許権の安定性は高まることが期待される。出願人と審査官のやり取りは基本的には書面で行われるが、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・応対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。

こうした重要性にもかかわらず、面接に着目して審査の質を分析した実証研究は非常に少ない。面接の効果について実証分析を行う際に直面する課題として内生性が挙げられる。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もかかるし、移動や面接にかかる時間的費用、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、出願人や審査官がコストを上回るメリットがあると考えられる案件が面接の対象となる。すなわち、出願人にとっての重要性が高い発明ほど面接が請求されやすく、また同時に、権利範囲を広くするインセンティブが強くなり、それに伴い無効審判が起りやすくなるため権利の安定性は低くなる。この場合、面接の利用と権利の範囲や安定性には内生性が生じることになる。

我が国では、2014年10月より、出願人からの申請があれば審査官は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た。これにより、面接の利用件数も増えたと考えられる。本稿では、このイベントを操作変数として、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、その違いを利用して面接の効果を識別する。

分析の結果、日本に出願された発明全体に対して、ガイドラインの変更は対面での面接を増やしたことが明らかとなった。他方で、電話など他のタイプの応対も含めた面接に対する影響は有意性が低かった。この結果は、ガイドラインの変更が、電話などから対面でのコミュニケーションへのシフトを促した可能性を示唆している。また、対面での面接は、請求項の文字数の変化率で測定した権利範囲の縮小を抑える効果があることも確認された。さらに、面接により、無効審判の発生率が低下することも明らかとなった。このことは、面接によって出願人の要望を取り入れ過ぎて権利範囲が過度に広くなるといった問題も生じていないことを示している。さらに、こうした効果は、特に出願規模の小さい出願人でより大きいことも分かった。すなわち、面接は、出願人と審査官の間の共通理解を促進し、過度の権利範囲の縮小・拡大を抑えることで、適切な権利範囲の特許権を生み出すことに寄与すると言える。

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段階の推定において、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。さらに本研究では、差の差の分析（Difference in Differences: DID）を用いた、因果の特定も試みている。そこでは、外国の出願人は国内の出願人と比べて面接ガイドラインの改訂による影響を受けにくいという差を利用して、面接の効果の識別を行っている。

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. 使用データと推計モデル

(1) 使用データ

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²。分析単位は個別特許出願であり、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³。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できる方が良い。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てしまい、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か月程度であり、標準偏差を考慮した範囲では10か月強のずれが生じる)。

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 で特許査定が出た場合、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 (2014年10月) の前後2年間を含む2012年10月から2016年9月 (FA 日ベース) の4年間とする。期間を前後2年間という比較的短い期間に限定したのは、審査の質に長期のトレンドがあり、それと面接の効果を区別するためである。審査の質は、審査負担 (審査官一人当たりの FA 件数) や、審査の質を高めるような特許庁の長期的な体制整備・取り組み等によって影響を受ける。それら長期のトレンドと面接審査の環境整備の効果を区別するため、ガイドライン改訂前後の短い期間で月次レベルの分析を行う。その際、審査官一人当たりの FA 件数をコントロール変数として導入しつつ、また、FA 日から面接までのタイムラグを考慮し、FA 日ベースで2013年10月から2014年9月の1年間をサンプルからドロップした推計を行う。

本稿では、審査の質の指標として権利範囲の変化や権利の安定性に着目する。権利範囲の変化については、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で測定する。審査プロセスにおいて拒絶理由通知を受けた出願人は、権利範囲を限定するような記載を追加することで拒絶理由を回避することが多い。したがって、本稿では、文字数が増えるほど権利範囲が狭くなると考える。

ただし、化合物に関する発明では、化学構造図において、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形でクレームが記載されることがある。いわゆるマーカッシュクレームと呼ばれる記載方法であるが、この場合、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。そのため、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。そこで、後述の分析においては、化学分野である C セクションを除いて分析を行うこととする。

² 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。

³ 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。

権利の安定性については、無効審判や異議申立の発生率で測定する。特許の審査においては、本来権利化すべき発明を拒絶してしまうエラー（第 1 種の過誤）と、本来権利化すべきでない発明に特許査定を出してしまうエラー（第 2 種の過誤）が生じる。特許査定を高めれば第 1 種の過誤は減らすことができるが、第 2 種の過誤が増えることになる。他方で、第 2 種の過誤については、第三者に対して、特許無効の審判を請求したり特許の異議申立を行ったりする機会が提供されている。仮に、面接により権利範囲が広くなり過ぎることがあるとすれば、こうした無効審判・異議申立の発生確率が高まることになる。すなわち、権利範囲が適切な水準になれば、請求項の文字数の増加が抑えられると同時に、無効審判や異議申立の発生率も低下することになる。

また、事業や市場にとっての発明の重要性が高い場合、第三者からの無効審判・異議申立は増えることが考えられる。したがって、仮に発明の質が十分にコントロールできない場合には、こうした関係は推計で得られる面接の効果を弱める方向に働く。それでも有意な正の効果が得られるのであれば、面接の効果はかなり強いといえることができる。

なお、第 1 種の過誤の存在は研究開発を行った者によるイノベーションへの投資インセンティブを減少させることになり、第 2 種の過誤の存在は第三者の研究開発活動を阻害することにつながりかねない。面接によって特許の権利範囲を適切な範囲に設定できるようになれば、両方の過誤を同時に減らすことができる。

(2) 推計モデル

推計にあたっては、重要な発明ほど面接が申請されやすく、同時に、権利範囲が広く無効審判や異議申立の対象となるため安定性も低いといった内生性の問題に対処する必要がある。そのため、本稿では、ガイドラインの改訂というイベントを操作変数とした 2 段階推定を行う。ガイドラインの改訂により出願人は面接を請求しやすくなると考えられるが、ガイドラインの改訂が権利範囲や権利の安定性に直接影響を及ぼすとは考えられないためである。

具体的な推計モデルは次の通りである。

$$Interview_{i,j,t,T} = \alpha_0 + \alpha_1 Guideline_t + \gamma X_{i,j,t,T} + trend_t + \eta_T + \theta_j + \omega_{i,j,t,T} \quad (1)$$

$$Scope_{i,j,t,T} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Interview}_{i,j,t,T} + \lambda X_{i,j,t,T} + trend_t + \rho_T + \sigma_j + \varepsilon_{i,j,t,T} \quad (2)$$

ここで、(1) 式は第 1 段階の推計モデル、(2) 式は第 2 段階の推計モデルである。なお、添え字は i が個別特許出願、 j が技術分野、 t が FA 日（月次）、 T が出願日（月次）を意味している。

第一段階の被説明変数である $Interview_{i,j,t,T}$ は、当該特許出願について面接が実施されたかどうかのダミー変数であり、 $Guideline_t$ はガイドラインが改訂された 2014 年 10 月以降に 1 を取るダミー変数である。なお、分析は FA 日ベースとなっており、面接の請求日とはラグが発生する。しかし、面接請求日をベースにすると面接を請求しなかった案件がサンプルから落ちるため、FA 日を用いている。第二段階の被説明変数である $Scope_{i,j,t,T}$ は権利範囲の変化や安定性を意味しており、それらの代理指標として、第一請求項の出願時から登録時にかけての文字数の変化率と無効審判や異議申立の発生ダミーを用いる。

コントロール変数 $X_{i,j,t,T}$ としては、審査負担の変数として審査官一人当たりの FA 件数（月次）、発明の質や重要性の指標として被引用件数、ファミリーサイズ、拒絶理由通知回数、早期審査請求ダミー、IPC 付与数、発明者数、請求項数を用いる。 η_T と ρ_T は出願年ダミー、 θ_j と σ_j は IPC3 桁の技術分

野ダミーである。FA 年ダミーを入れると $Guideline_t$ で推定される効果が限定されるため、FA 年ベースで 2012 年に 1 を取るトレンド変数を導入する。

なお、審査の質に関するトレンドの影響をさらに緩和するため、前述の通り、分析対象期間を 2012 年 10 月から 2016 年 9 月に限定するとともに、FA 日から面接までのタイムラグを考慮し、2013 年 9 月から 2014 年 10 月をサンプルからドロップした推計を行う。

また、外国出願人をコントロールグループ、国内出願人をトリートメントグループとした分析においては、以下の推計モデルを用いる。

$$Scope_{i,j,t,T} = \beta_0 + \beta_1 Interview_{i,j,t,T} + \beta_2 Interview_{i,j,t,T} * Domestic_i + \beta_3 Domestic_i + \eta X_{i,j,t,T} + trend_t + \rho_T + \sigma_j + \varepsilon_{i,j,t,T} \quad (3)$$

ここで、 $Domestic_i$ は国内出願人を表すダミー変数であり、面接ダミーとの交差項 $Interview_{i,j,t,T} * Domestic_i$ で効果を識別する。

4. データの概観

まず、図 1 によって、サンプル期間の審査案件に占める面接の利用割合と特許査定率の推移を確認しておく。面接については、電話での面接と対面での面接の区別ができるため、全体 (interview_all) と対面での面接 (interview_f2f) を別々の折れ線グラフで表示している。注意が必要なのは、ガイドラインの改訂は 2014 年 10 月であるが、FA から面接までにはラグが存在することである。したがって、制度変更の影響は FA 日ベースではもっと前から現れることになる。FA 日から面接までのラグの平均値は 149.9 日、標準偏差は 161.2 日であるから、平均値では約 5 か月、平均値+標準偏差では約 10 か月、平均値+2×標準偏差では約 15 か月のラグがあることになる。

例えば、改訂のあった 2014 年 10 月を起点として、平均値+標準偏差である 10 か月前の 2013 年 12 月に FA があった発明についてみると、そのうち面接が請求された案件は 1383 件で、改定後に請求されたものが 326 件 (23.5%) 存在する。平均値+2×標準偏差では、2013 年 7 月に FA があった面接請求案件は 1724 件で、改定後に請求されたものは 130 件 (7.5%) である⁴。

したがって、ガイドラインの影響は FA 日ベースでは 2013 年 12 月頃 (よりも以前) から徐々に現れてきていると考えられる。そこで、分析においては、2013 年 10 月から 2014 年 9 月までの 1 年間の除いたサンプルで推計を行う。

この図によると、制度変更の影響を受けた可能性のある案件が 2 割強含まれた 2013 年 12 月以降頃から 2014 年 12 月頃まで面接の利用率は上昇傾向にあることが分かる。これは、ガイドラインの改訂が面接の請求を増やした可能性を示している。例えば、ガイドライン改訂の影響があまりなかった 2012 年 10 月から 2013 年 11 月までの面接利用率は全体では 6.1%、対面に限定すると 1.4%程度なのに対し、改定後の 2014 年 10 月から 2016 年 9 月の期間では全体で 7.8% (27.9%の上昇率)、対面で 1.6%程度 (14.3%の上昇率) となっている。

他方で、審査の厳しさの一つの指標である特許査定率 (審査請求案件に対する特許査定率) は 2014 年 8 月頃まで上昇傾向が続いていた。この要因の一つとしては、図 2 に示すように FA 期間の短縮化が挙げられる。FA 期間の短縮に伴い、特許査定率が上昇しており、審査を早めることで審査の質が低くなっていた可能性を示唆している (Nagaoka and Yamauchi, 2023)。

⁴ 本当は FA から面接までのラグの対数を取り正規分布に近づけることが望ましいが、FA の前に面接が実施される案件もあることから、元の数値のまま計算している。

なお、FA 期間の短縮は、知的財産推進計画 2004 において設定された、審査待ち期間（FA 期間）を 2023 年度までに 11 か月に短縮するという目標「FA11」を達成するための各種取組の成果とも考えられる。例えば、目標達成のために特許庁は 2004 年度から任期付審査官の採用を始め、2008 年度までに 490 人まで増員し、その後 2023 年度まで毎年約 500 人の任期付審査官が在籍していた。FA11 を達成した後の 2014 年度以降は FA 期間は 10 か月程度で横ばいとなっており、一人当たり審査件数も同様に横ばいとなっている。

したがって、面接のガイドラインが改訂された 2014 年 10 月より前の期間は、審査の質が低下傾向にあり、同時に質を高めるような取り組みも活発に行われていた可能性がある。ガイドラインの改訂もその一環として行われていた場合、面接が権利範囲や安定性に与える影響にも同時性が生じることになる。したがって、長期的な取り組みによる影響と面接の効果とを区別するため、ウインドウを短く設定している。

図 1. 面接利用割合の推移

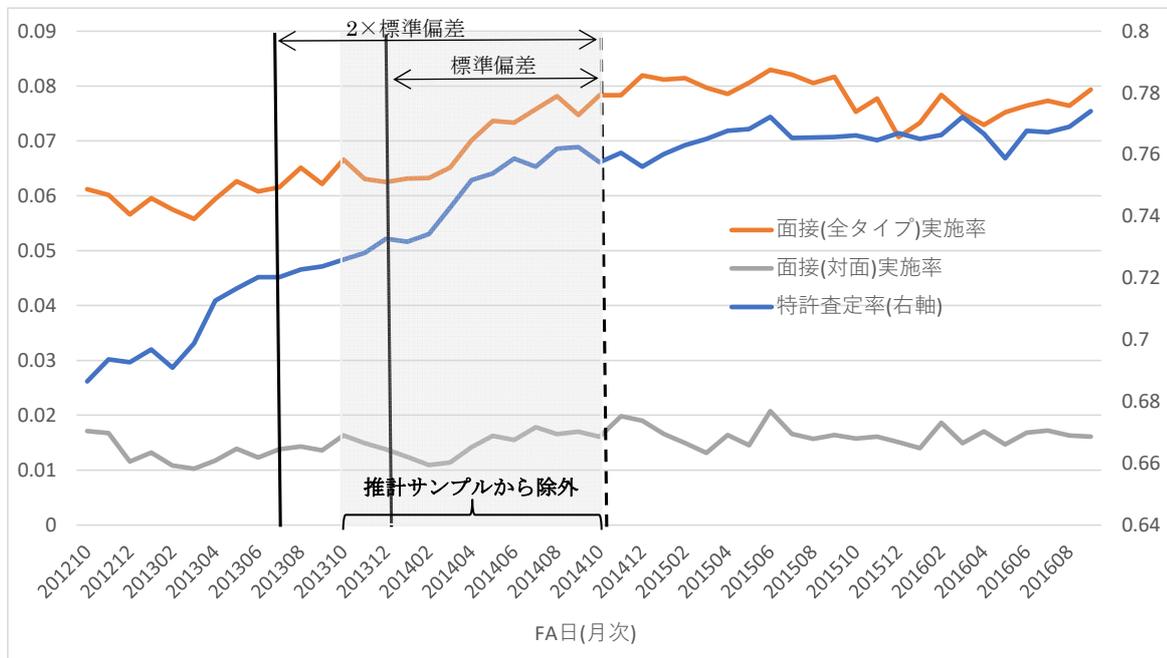
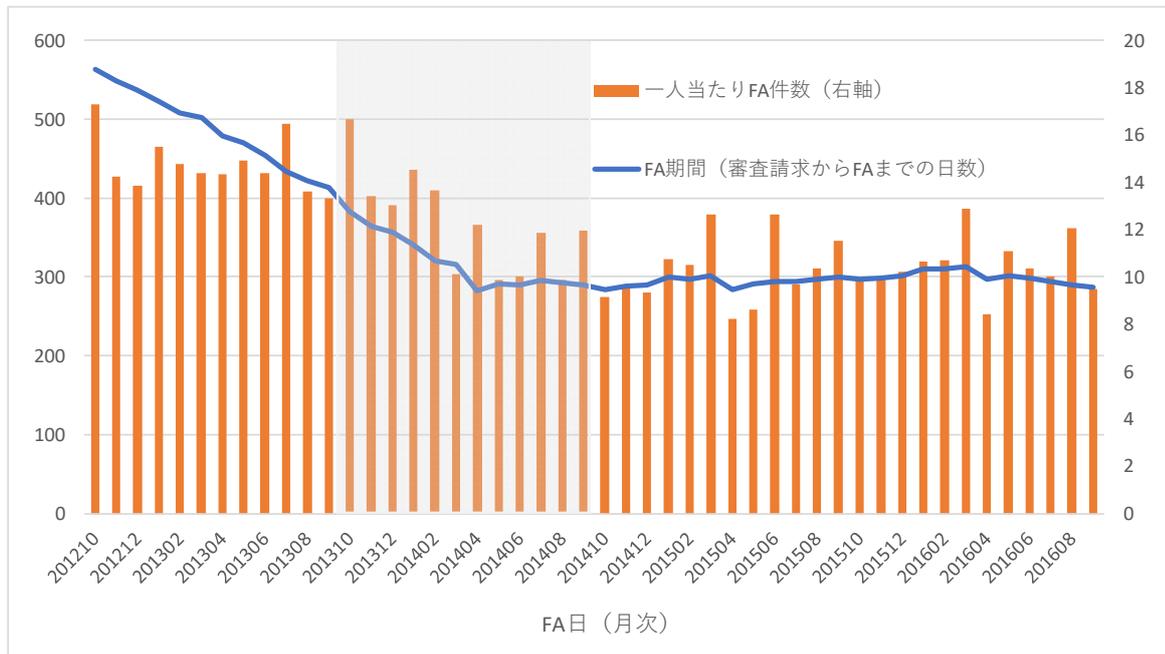


図 2. 審査期間と審査負担



続いて、図 3 において、被説明変数である第一請求項の文字数の変化率、無効審判の発生率についても確認しておく。なお、無効審判については、特許後異議申立と代替的に用いられる場合もあることから、無効審判の発生率についても同時に図示している。

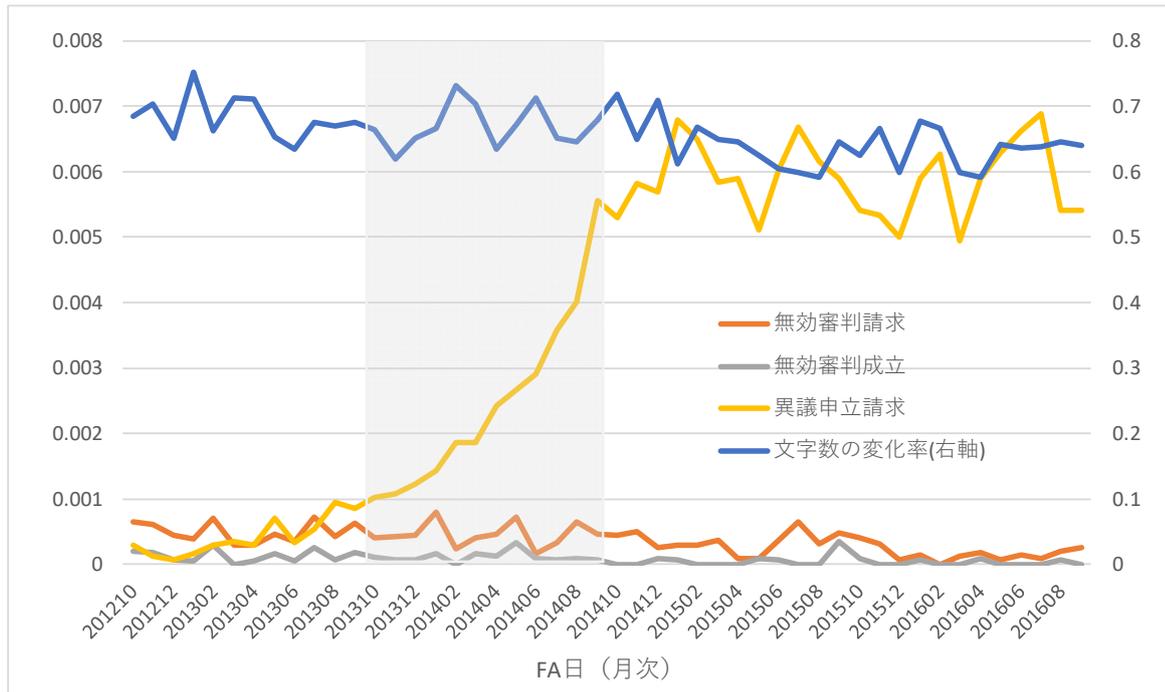
請求項の文字数の変化率は、出願時から登録時にかけての請求項の文字数の変化分を分子、出願時の文字数を分母にして計算したものである。長期的にはやや低下傾向にあり、ガイドライン改訂前（2012年10月から2014年9月）の平均値は67.6%に対し、ガイドライン改訂後（2014年10月から2016年9月）の平均値は63.9%（5.5%の減少率）である。すなわち、権利範囲の縮小は長期的にはやや抑えられていることが見て取れる。

無効審判請求率については、改訂前の平均値が0.048%、改訂後の平均値が0.026%（45.8%の減少率）と低下傾向にある。ただし、無効審判については期限が設けられていないことからトランケーションの問題があり、古い出願ほど発生率が高くなるため、時期をコントロールする必要がある。また、第三者にとって重要な発明ほど無効審判の発生率は高くなると考えられることから、面接の申請との内生性の問題についても対処が必要となる。

異議申立制度は2004年に一度廃止されたが、2015年4月1日に意見書の提出機会の付与など若干の変更を加えて復活している。異議申立は特許公報の発行日から6ヶ月以内という期限が設けられている。したがって、トランケーションの問題はほとんど生じていないが、ガイドラインの改訂後に新制度が導入されており、図3で明らかな通り、新制度の導入による大幅な上昇がみられる。これが無効審判の発生率に影響している可能性があることから、異議申立の請求ダミーをコントロール変数として導入する。

なお、これらの被説明変数は、特許査定に至った発明に限定されている点には注意が必要である。また、無効審判は発明の重要性が高いほど増えるものであるから、発明の質に関する欠落変数がある場合には、本稿で検証したい面接の効果とは逆方向のバイアスがかかる。それでも面接により無効審判が減少するのであれば、面接の効果はかなり強いということが示せる。

図 3. 権利範囲や権利の安定性



続いて、筆頭 IPC のセクション (1 桁) 別の面接利用状況と文字数の変化率、無効審判請求率の関係を見たのが表 1 である。ここでは、それぞれの変数について、2013 年 10 月から 2014 年 9 月の 1 年間にサンプルから除外したうえで、ガイドライン前後 4 年間のサンプルで、改訂前の 2012 年 10 月から 2013 年 9 月の 1 年間と改訂後の 2014 年 10 月から 2015 年 9 月の 1 年間に分けて平均値を求めている。なお表中の平均値はすべて%表示である。

この表を見ると、面接利用率が高いセクションとしては、C (固定構造物)、E (処理操作、運輸)、A (生活必需品) が挙げられる。特に E セクションでは対面での面接の利用率が高い。また変化に着目すると、すべてのセクションにおいて面接の利用率は上昇していることが分かる。

文字数の変化率についてみてみると、多くのセクションで (全体平均でも) 変化率が下がっていることが分かる。これは権利範囲の縮小が抑えられている可能性を示唆している。一方で、C セクションについては、他のセクションと異なり、文字数の変化率が大きく上昇している。すなわち、この分野における権利範囲の調整方法は他のセクションとかなり違うことが示唆される。したがって、推計においては、このセクションを除いた推計を行う。

無効審判についても多くの分野で減少傾向にある。前述の通り、無効審判についてはトランケーションの問題があるため、推計では出願年や FA 日ベースのトレンドをコントロールすることによって対処する。

表 1. セクション別面接利用率

セクション	N (全体)	面接(全体, %)			面接(対面, %)			文字数の変化率(%)			無効審判請求率(%)		
		前	後	変化分	前	後	変化分	前	後	変化分	前	後	変化分
A 生活必需品	73960	7.14	9.19	2.06	1.81	2.32	0.51	78.91	74.59	-4.32	0.14	0.10	-0.04
B 化学;冶金	77633	5.65	8.18	2.53	1.31	1.41	0.10	60.51	53.37	-7.14	0.03	0.02	-0.02
C 固定構造物	70675	6.97	10.12	3.15	0.99	1.23	0.24	84.12	100.3	16.17	0.03	0.03	0.00
D 物理学	4147	3.70	6.74	3.04	0.67	1.76	1.08	59.97	58.14	-1.83	0.23	0.22	-0.01
E 処理操作;運輸	13047	6.06	10.03	3.96	2.71	3.92	1.20	60.92	56.55	-4.37	0.15	0.04	-0.11
F 電気	40334	4.45	6.64	2.20	1.46	1.89	0.43	59.34	52.98	-6.36	0.05	0.02	-0.03
G 繊維;紙	107460	6.59	8.23	1.64	1.44	1.88	0.44	66.22	56.61	-9.61	0.03	0.02	-0.01
H 機械工学;照明;加熱;武器;爆破	123840	5.14	6.16	1.03	1.04	1.08	0.04	63.78	55.58	-8.20	0.03	0.02	-0.01
Total	511096	6.02	8.06	2.04	1.33	1.66	0.33	68.22	64.13	-4.08	0.05	0.04	-0.01

注 1: FA 日ベースで、ガイドライン改訂前の 2012 年 10 月から 2013 年 9 月の 1 年間と、改訂後の 2014 年 10 月から 2015 年 9 月の 1 年間を比較している。

5. 面接利用による権利範囲と権利の安定性への影響

(1) 操作変数法による分析

表 2 は、操作変数法による 2 段階推定の結果である。また表 3 には推計で用いた変数の記述統計量を示している。なお、ここでは出願人の出願の規模（累積出願件数）により、サンプルを分けた推計も同時に行っている。出願人ごとにサンプル期間の直前 3 年間（2009 年 10 月から 2012 年 9 月）について累積の特許出願件数を計算し、サンプルが半分程度に分かれる 300 件を基準に、大規模出願人と小規模出願人を分けている。表 2 においては、全体のサンプルを用いた推計結果と、直近 3 年間の累積出願件数が 300 件未満である小規模出願人のみをサンプルに用いた推計結果を分けて表示している。

まず、第 1 段階の推計結果（モデル(7)から(10)）を見ていく。ここでは、ガイドライン改訂が面接の利用確率に与える影響を分析している。モデル(7)と(8)はすべてのタイプの面接を含めたダミー変数が被説明変数となっており、モデル(9)と(10)では対面での面接のみに限定したダミー変数が被説明変数となっている。モデル(7)と(8)を見ると、ガイドライン改訂ダミーは、電話などを含む全タイプの面接ダミーに対していずれも有意とはなっていない。他方で、モデル(9)と(10)において、対面での面接ダミーに対しては強く有意な効果を持っている。したがって、ガイドラインの改訂は特に対面での面接の利用を促したことが分かる。

続いて、第 2 段階では、第 1 段階の分析で有意に増加した対面での面接のみに限定して、文字数の変化率や無効審判請求率への影響を見ている。

面接ダミー（対面）の係数はモデル(1)から(6)いずれにおいても、負で有意となっている。すなわち、対面での面接は文字数の変化率を小さくする効果があり、また、無効審判の発生率も低下させる効果があることが分かる。そして、係数の有意性は小規模出願人より強いことも確認できる。このことは、適切な権利範囲を確保するうえで、権利化の経験の相対的に少ない出願人ほど、審査官との面接がより有益であることを示唆している。

モデル(9)におけるガイドライン改訂ダミーの係数の値を見ると、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 0.5%上昇させたことが確認

できる。なお、表1の記述統計を見ると、改訂前の対面での面接利用率の平均値は1.3%程度であるから、上昇率は38%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、モデル(9)の推計結果において、被引用件数、拒絶通知回数、早期審査請求ダミー、発明者数といった変数の係数は正で有意となっている。これは、全体として、自社にとっての権利化の必要性が高い（拒絶理由通知回数が多い、発明者数が多い）、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）といった特徴を持つ発明ほど、面接の利用確率が高いことを示している。特に他者からの注目度が高い発明は、無効審判の対象となりやすいと考えられ、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、ファミリーサイズの係数が対面ダミーに対して負で有意となっているのは、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。外国の出願人が日本の審査官と面接を行う場合、代理人に支払う金銭的成本や、自身で面接を行う場合でもコミュニケーションコストなど非金銭的なコストが高い（したがって外国出願人の日本での面接利用率は低い）と考えられる。

表2. 面接の効果（操作変数法による2段階推定）

	第2段階						第1段階			
	文字数の変化率		無効審判請求ダミー				面接ダミー (全タイプ)		面接ダミー (対面)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	全体	小規模 出願人	全体	全体	小規模 出願人	小規模 出願人	全体	小規模 出願人	全体	小規模 出願人
面接ダミー（対面）	-15.096*	-10.166**	-0.247*	-0.259*	-0.133**	-0.139**				
	(-1.814)	(-2.114)	(-1.910)	(-1.880)	(-2.110)	(-2.135)				
ガイドライン改訂ダミー							0.001	0.009	0.005**	0.014***
							(0.205)	(1.262)	(2.302)	(3.744)
一人当たりFA件数（月次）	0.014**	0.021***	0.000**	0.000**	0.000*	0.000*	0.000	0.001	0.001***	0.002***
	(2.271)	(2.926)	(2.040)	(2.024)	(1.829)	(1.868)	(0.103)	(1.042)	(3.234)	(4.010)
異議申立ダミー				0.014***		0.015***				
				(2.849)		(4.177)				
被引用回数（対数）	0.078**	0.064**	0.001**	0.001**	0.001***	0.001***	0.003***	0.002	0.005***	0.005***
	(1.968)	(2.156)	(2.313)	(2.251)	(3.355)	(3.300)	(2.722)	(1.439)	(8.793)	(6.286)
ファミリーサイズ	0.014***	0.017***	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.001***	-0.001***	-0.000***	-0.000***
	(5.904)	(6.674)	(-0.811)	(-0.866)	(-0.335)	(-0.442)	(-3.894)	(-3.536)	(-3.278)	(-3.989)
拒絶通知回数	0.438***	0.420***	0.003**	0.003**	0.002**	0.002**	0.103***	0.113***	0.011***	0.012***
	(4.871)	(6.984)	(2.069)	(2.028)	(2.516)	(2.529)	(79.806)	(57.770)	(15.902)	(11.680)
早期審査請求ダミー	1.375*	0.767*	0.026**	0.027**	0.015***	0.016***	0.150***	0.151***	0.092***	0.085***
	(1.791)	(1.892)	(2.126)	(2.082)	(2.824)	(2.820)	(44.509)	(32.235)	(52.831)	(34.597)
IPC付与数（対数）	0.043**	0.097***	-0.001**	-0.001**	-0.000**	-0.001**	-0.001	0.003*	-0.002***	-0.001
	(2.560)	(6.448)	(-2.263)	(-2.228)	(-2.526)	(-2.549)	(-1.433)	(1.821)	(-3.196)	(-1.097)
発明者数	0.029***	0.024***	0.000	0.000	-0.000	-0.000	0.001***	-0.001	0.001***	-0.000
	(3.632)	(4.503)	(1.121)	(1.130)	(-1.552)	(-1.522)	(3.801)	(-1.112)	(4.627)	(-0.128)
請求項数（対数）	-0.075***	-0.097***	0.000	0.000	-0.000	-0.000	0.011***	0.009***	0.001*	-0.001*
	(-6.673)	(-6.820)	(1.251)	(1.279)	(-1.503)	(-1.487)	(11.610)	(6.733)	(1.707)	(-1.922)
トレンド（一次）	-0.094**	-0.069***	-0.002**	-0.002**	-0.001***	-0.001***	-0.002	-0.004*	-0.006***	-0.007***
	(-2.171)	(-2.685)	(-2.312)	(-2.269)	(-3.054)	(-3.102)	(-1.410)	(-1.685)	(-7.745)	(-5.760)
定数項	1.582**	0.986**	0.024**	0.024**	0.013**	0.014**	-0.029	0.753**	0.046	-0.027
	(2.179)	(2.316)	(2.092)	(2.051)	(2.381)	(2.394)	(-0.000)	(2.494)	(0.000)	(-0.170)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	176,888	82,021	172,819	172,819	79,453	79,453	176,888	82,021	176,888	82,021

z-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3. 操作変数法による分析の記述統計量

	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max		
全体	面接ダミー (対面)	176,888	0.0204	0.1412	0.0000	1.0000	
	文字数の変化率	176,888	0.6058	1.6474	-0.9825	370.77	
	無効審判請求ダミー	171,527	0.0004	0.0208	0.0000	1.0000	
	一人当たりFA件数 (月次)	176,888	13.1448	2.4921	8.2397	17.321	
	異議申立ダミー	176,888	0.0026	0.0511	0.0000	1.0000	
	被引用回数 (対数)	176,888	1.5751	0.6576	0.6931	5.9532	
	ファミリーサイズ	176,888	3.2492	5.0082	1.0000	100.00	
	拒絶通知回数	176,888	1.2639	0.4949	1.0000	5.0000	
	早期審査請求ダミー	176,888	0.0499	0.2177	0.0000	1.0000	
	IPC付与数 (対数)	176,888	0.9935	0.6816	0.0000	4.7185	
	発明者数	176,888	2.5524	1.7941	1.0000	33.000	
	請求項数 (対数)	176888	1.7860	0.7836	0.0000	5.3660	
	小規模 出願人	面接ダミー (対面)	82021	0.0236	0.1517	0.0000	1.0000
		文字数の変化率	82021	0.6715	2.2145	-0.9825	370.77
		無効審判請求ダミー	78780	0.0008	0.0283	0.0000	1.0000
一人当たりFA件数 (月次)		82021	13.0583	2.5132	8.2397	17.321	
異議申立ダミー		82021	0.0037	0.0608	0.0000	1.0000	
被引用回数 (対数)		82021	1.5334	0.6385	0.6931	5.4072	
ファミリーサイズ		82021	3.8209	5.8784	1.0000	100.00	
拒絶通知回数		82021	1.2869	0.5160	1.0000	5.0000	
早期審査請求ダミー		82021	0.0713	0.2573	0.0000	1.0000	
IPC付与数 (対数)		82021	0.9569	0.6937	0.0000	4.7185	
発明者数		82021	2.5795	1.8063	1.0000	33.000	
請求項数 (対数)		82021	1.8006	0.8292	0.0000	4.9558	

(2) DID による分析

前節の分析において、面接が出願人と審査官の間の情報の非対称性を減少させることが示唆された。ガイドラインの改訂を操作変数にすることで、発明の質に関する欠落変数があっても係数の一致性は保証される。他方で、対象期間の制限やコントロール変数の導入だけでは、ガイドラインの改訂と審査の質に関するトレンドの影響を十分に除去できていない可能性もある。

そこで、ここでは、外国出願人と国内出願人の違いを利用して面接の効果に関する **Differences in Difference (DID)** 分析を行う。外国出願人と国内出願人では言語や文化の壁、移動コスト等により、対面での面接のコストや効果は大きく異なると考えられる。また、日本の代理人を利用した場合でも、間接的な面接となることや、代理人との間での認識に齟齬が生じる可能性もあるため、依然として国内出願人との間で面接の効果は異なると考えられる。

なお、本稿における「対面」での面接には、オンラインでの面接も含まれているが、分析期間においてデータ上でそれらの区別がなされていない。ただし、Covid19 が流行する前は、それほどオンラインでの会議は実施されていなかった(2016年1月以降はオンラインか否かの識別が可能であるが、2016年12月までの1年間でのオンラインでの面接実施件数は57件に過ぎず、無視しうるほど少ない)。したがって、本稿での「対面」は実際にはオンラインでの面接をほとんど含んでおらず、実質的には文字通り対面での面接を意味していると言える。

外国出願人と国内出願人の区別については、データベースに出願人の国籍に関する情報は含まれていないため、優先権が外国にある発明を外国出願人による発明とみなし、優先権が国内にある発明を国内出願人による発明とみなしている。まず、図4において、両グループに平行トレンドが存在することを確認すべく、FA月別にそれぞれのグループの面接発生率の推移を見る（点線は12ヶ月移動平均である）。

この図を見ると、ガイドライン改訂（2014年10月）の影響が大きくなる前の期間（2013年9月以前）について、国内出願人と外国出願人の面接発生率の推移は非常に似通っていたことが分かる。そして、ガイドライン改訂の影響が出始める2013年10月以降は、国内出願人の面接利用率がより大きく上昇したことが見て取れる。

なお、この図において、ガイドライン改訂前の期間については、外国出願人の面接利用率が高くなっている。これは、外国出願人が日本に出願している場合、外国出願されるような質や重要性の高い発明にサンプルが偏っているためと考えられる。推計においては、発明の質をコントロールし、また外国出願に限定した分析も行うことで、こうした影響を緩和している。

図4. 国内出願人と外国出願人の面接利用率の推移

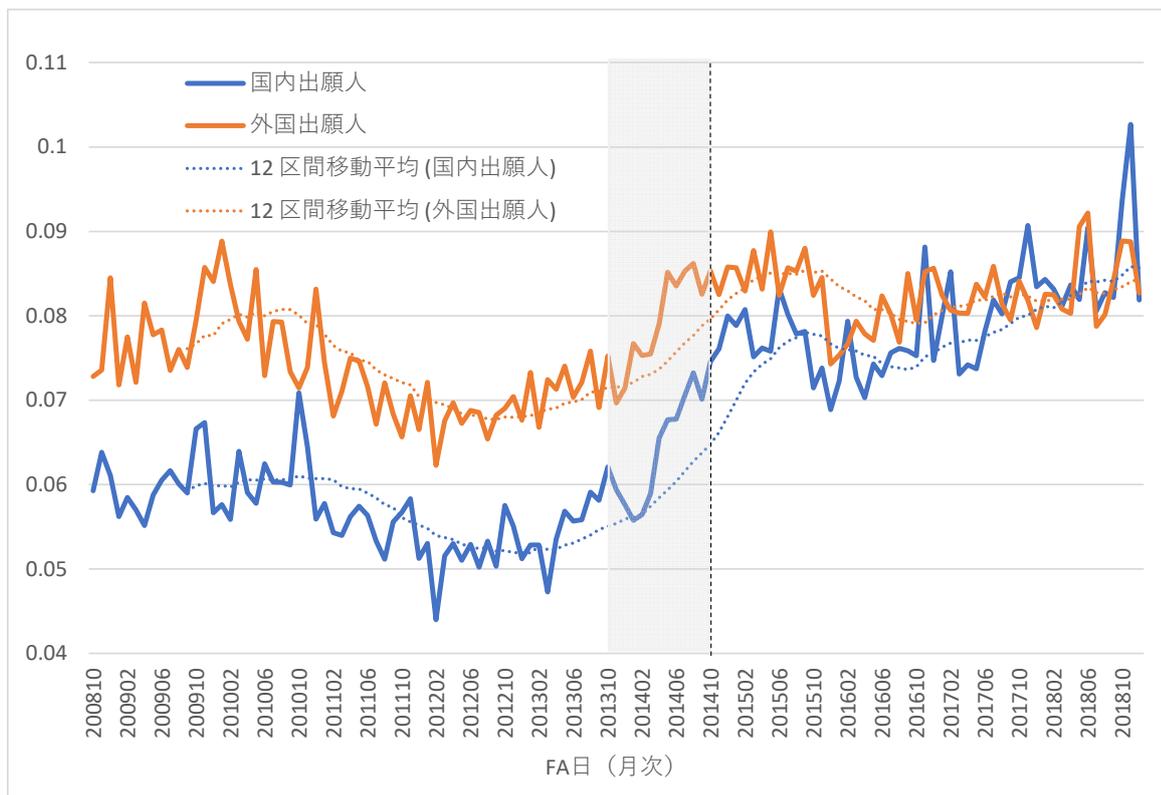


表4は、国内出願人と外国出願人の面接利用及びガイドライン改訂の影響の違いを回帰分析によって確認したものである。ここでは、全タイプを含む面接ダミー（(1)から(4)のモデル）と対面のみ限定した面接ダミー（(5)から(8)のモデル）を被説明変数、外国出願人ダミー及び外国出願人ダミーとガイドライン改訂ダミーの交差項を説明変数として、probitモデルで推計を行っている（表中の数値は限界効果である）。なお、ここでは、サンプルを外国に出願されていない国内出願も含めた場合（(1), (2), (5), (6)のモデル）と、外国に出願されている発明のみ限定した場合（(3), (4), (7), (8)の

モデル) に分けて推計を行っている。外国出願に限定した場合は、国内出願人の発明も外国に出願されているものに限定されているため、外国出願人の発明との間で質の差はより小さくなっている。

この表を見ると、外国出願人ダミーはいずれのモデルにおいても強く有意となっている。すなわち、外国出願人は日本での審査において、国内出願人に比べて面接を利用しない傾向にあることが分かる。これは外国出願されるような質の高い発明に限定したモデルでも同様である（したがって、図4における外国出願人の面接利用率の高さは、発明の質の違いによるものと言える）。

また、ガイドライン改訂と外国出願人ダミーとの交差項の係数は、電話やFAXを含む全タイプの面接ダミーに対しては負で有意となっている（(2)と(4)のモデル）。すなわち、外国出願人は国内出願人に比べてガイドライン改訂の影響が小さかったことが分かる。したがって、ガイドライン改訂の効果に関してDIDを行う際のコントロールグループとなりうる。この点は、図4において、ガイドライン改訂後に、国内出願人で面接利用率の上昇がより大きくなっていることと整合的である。

表4. 国内出願人と外国出願人の面接利用及びガイドライン改訂の影響の違い

	面接ダミー(全タイプ)				面接ダミー(対面)			
	純粋国内出願を含む		外国出願案件のみ		純粋国内出願を含む		外国出願案件のみ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
外国出願人ダミー	-0.006*** (-4.651)	-0.004** (-2.307)	-0.007*** (-3.744)	-0.004* (-1.711)	-0.004*** (-6.709)	-0.004*** (-5.756)	-0.006*** (-7.900)	-0.006*** (-6.172)
ガイドライン改訂ダミー	0.002 (0.499)	0.004 (1.099)	-0.011** (-2.094)	-0.007 (-1.231)	0.004*** (2.953)	0.004*** (2.817)	-0.003 (-1.618)	-0.003 (-1.481)
ガイドライン改訂×外国出願人		-0.006*** (-2.882)		-0.006** (-2.056)		0.000 (0.374)		-0.000 (-0.175)
一人当たりFA件数(月次)	0.000 (0.407)	0.000 (0.454)	-0.000 (-0.372)	-0.000 (-0.337)	0.000*** (2.797)	0.000*** (2.789)	-0.000 (-0.345)	-0.000 (-0.341)
被引用回数(対数)	0.004*** (5.774)	0.004*** (5.775)	0.007*** (6.022)	0.007*** (6.055)	0.004*** (11.006)	0.004*** (11.005)	0.006*** (11.362)	0.006*** (11.364)
ファミリーサイズ	0.000 (0.160)	0.000 (0.121)	0.000 (0.256)	0.000 (0.232)	0.000 (1.219)	0.000 (1.225)	-0.000 (-0.099)	-0.000 (-0.101)
拒絶通知回数	0.063*** (78.878)	0.063*** (78.801)	0.069*** (55.726)	0.069*** (55.689)	0.007*** (19.410)	0.007*** (19.413)	0.008*** (14.591)	0.008*** (14.589)
早期審査請求ダミー	0.128*** (39.822)	0.128*** (39.835)	0.128*** (28.763)	0.128*** (28.743)	0.061*** (35.520)	0.061*** (35.519)	0.063*** (26.677)	0.063*** (26.674)
IPC付与数(対数)	-0.002*** (-2.578)	-0.002** (-2.522)	-0.001 (-1.258)	-0.001 (-1.226)	-0.001*** (-3.882)	-0.001*** (-3.887)	-0.002*** (-4.421)	-0.002*** (-4.418)
発明者数	0.001*** (4.993)	0.001*** (4.992)	0.001** (2.021)	0.001** (2.031)	0.001*** (5.713)	0.001*** (5.714)	0.001*** (4.240)	0.001*** (4.241)
請求項数(対数)	0.009*** (12.697)	0.009*** (12.639)	0.008*** (7.059)	0.008*** (7.027)	0.001** (2.313)	0.001** (2.318)	0.000 (0.669)	0.000 (0.667)
トレンド(一次)	-0.002 (-1.588)	-0.002 (-1.634)	0.002 (1.089)	0.002 (1.044)	-0.004*** (-8.450)	-0.004*** (-8.444)	-0.002** (-2.169)	-0.002** (-2.171)
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	234,431	234,431	99,546	99,546	233,620	233,620	98,354	98,354

z-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ただし、対面での面接については、外国出願案件に限定した場合でも国内のみの出願を含めた場合でも交差項の係数は有意とはなっていない（モデル(6)と(8)）。このことは、対面での面接に対して、ガイドラインの改訂の効果が国内出願と外国出願人の間で差がないことを意味している。これは、そもそも外国出願人は面接を利用しない傾向にあり、特に対面での面接ではその傾向が顕著である（対面での面接利用率に対して、外国出願人ダミーの係数の有意性はより高い）ことが関係している可能性がある⁵。すなわち、対面での面接を利用するのは限られた一部の外国出願人のみであり、それら外国出願人は日本での審査官とのやり取りに対して、国内出願人と同等の対応能力（日本の代理人を活用している場合には資金力）を有しており、それによってガイドライン改訂の影響が国内出願人と変わらない可能性がある。

続いて、外国出願人をコントロールグループとして、面接を利用したときの効果を DID によって分析する。ここでは面接ダミーと国内出願人ダミーの交差項を説明変数として、文字数の変化率や無効審判の発生ダミーに対する影響を見る。なお、表 4 の結果から、対面の面接に限定すると外国出願人がコントロールグループとして機能しない可能性があるため、ここでは、全タイプの面接と国内出願人との交差項によって分析を行う。

また、外国に出願されている発明に限定することで発明の質に関するバイアスを抑えることができるが、その反面、サンプルサイズが小さくなり無効審判の発生件数が 35 件と非常に少なくなってしまう。そこで、無効審判を被説明変数にした場合に限っては、分析期間を前後 5 年間ずつ（before が 2008 年 10 月から 2013 年 9 月、after が 2014 年 10 月から 2019 年 9 月）に拡張している⁶。

表 5 が推計結果である（推計に用いた変数の記述統計量を表 6 に示す）。表 5 をみると、文字数の変化率に対して、面接ダミーと国内出願人の交差項のダミーは、すべてのモデルにおいて負で有意となっている。すなわち、外国出願人をコントロールグループとして、国内出願人は面接によって文字数の変化率や無効審判の発生率が抑えられていることになる。このことは面接による情報の非対称性は、外国出願人に比べて国内出願人でより解消しやすいことを示唆している。言語の壁や、出願の記載に関する戦略の差異などが背景にあることが推測される。また、無効審判ダミーに対する交差項の係数が負であることは、面接を通じた情報の交換において、審査官が出願人の要望を過度に取り入れ権利範囲を広げ過ぎるということが起こっていないことも示唆している。したがって、表 2 のベンチマークとなる推計結果は頑健であると言える。

⁵ 係数の大きさ（限界効果）は対面での面接の方がやや小さくなっているが、対面での面接の実施率は面接全体の実施率に比べて非常に低いため、割合で見れば対面での面接に対する外国出願人の効果は非常に大きいと言える。

⁶ 前後 5 年間ずつのサンプルでは無効審判の発生件数は 175 件となる（before で 146 件、after で 29 件）。

表 5. DID による面接の効果の分析

	純粋国内出願を含む		外国出願案件のみ	
	文字数の 変化率	無効審判 ダミー	文字数の 変化率	無効審判 ダミー
	(1)	(2)	(3)	(4)
面接ダミー(全タイプ)	0.121*** (4.484)	0.001*** (6.054)	0.112*** (2.948)	0.001*** (6.049)
面接ダミー(全タイプ)×国内出願人	-0.156*** (-4.937)	-0.000** (-2.026)	-0.196*** (-3.356)	-0.001*** (-3.149)
国内出願人	-0.090*** (-6.377)	0.000 (0.789)	-0.064*** (-3.063)	0.000 (1.213)
一人当たりFA件数(月次)	0.009*** (3.913)	-0.000** (-2.386)	0.017*** (3.801)	-0.000*** (-4.174)
被引用回数(対数)	0.007 (1.124)	0.000*** (10.904)	-0.004 (-0.276)	0.001*** (8.030)
拒絶通知回数(対数)	0.700*** (33.277)	0.000 (0.189)	0.731*** (17.290)	-0.000 (-0.362)
ファミリーサイズ(対数)	0.055*** (8.153)	0.000*** (3.474)	0.109*** (7.514)	0.000*** (6.240)
早期審査請求ダミー	0.009 (0.395)	0.005*** (31.158)	-0.032 (-0.799)	0.004*** (19.334)
審査請求からFAまでの月数	0.003*** (2.950)	0.000*** (5.790)	0.008*** (3.945)	0.000*** (3.576)
IPC付与数(対数)	0.068*** (11.109)	-0.000 (-1.224)	0.098*** (7.945)	-0.000 (-0.228)
発明者数(対数)	0.037*** (5.955)	-0.000*** (-4.609)	0.062*** (4.732)	-0.000*** (-3.031)
請求項数(対数)	-0.101*** (-17.423)	-0.000 (-1.495)	-0.094*** (-7.670)	-0.000 (-0.085)
Constant	0.119 (0.000)	-0.002 (-0.405)	0.486 (0.000)	-0.001 (-0.000)
出願年ダミー	yes	yes	yes	yes
IPC3桁ダミー	yes	yes	yes	yes
Observations	176,472	722,404	77,316	296,537
R-squared	0.015	0.003	0.012	0.003

t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：無効審判を被説明変数にした場合に限っては、分析期間を前後 5 年間ずつ (before が 2008 年 10 月から 2013 年 9 月、after が 2014 年 10 月から 2019 年 9 月) に拡張している。

表 6. DID による分析の記述統計量

		Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
	文字数の変化率	77316	0.661	2.288	-0.982	370.8
	面接ダミー(全タイプ)	77316	0.090	0.285	0.000	1.000
	面接ダミー(全タイプ)×国内出願人	77316	0.036	0.187	0.000	1.000
	国内出願人	77316	0.432	0.495	0.000	1.000
外国出願	一人当たりFA件数 (月次)	77316	13.06	2.503	8.240	17.32
案件のみ	被引用回数 (対数)	77316	1.602	0.664	0.693	5.598
(前後1年間ずつ	拒絶通知回数 (対数)	77316	0.811	0.200	0.693	1.792
のサンプル)	ファミリーサイズ (対数)	77316	1.557	0.657	0.693	5.561
	早期審査請求ダミー	77316	0.065	0.246	0.000	1.000
	審査請求からFAまでの月数	77316	12.82	6.447	0.000	71.00
	IPC付与数 (対数)	77316	1.057	0.702	0.000	4.718
	発明者数 (対数)	77316	0.812	0.646	0.000	3.497
	請求項数 (対数)	77316	2.114	0.730	0.000	5.366
	無効審判ダミー	296537	0.001	0.024	0.000	1.000
	面接ダミー(全タイプ)	296537	0.093	0.290	0.000	1.000
	面接ダミー(全タイプ)×国内出願人	296537	0.040	0.196	0.000	1.000
	国内出願人	296537	0.468	0.499	0.000	1.000
外国出願	一人当たりFA件数 (月次)	296537	12.91	2.464	8.132	17.72
案件のみ	被引用回数 (対数)	296537	1.635	0.694	0.693	6.080
(前後5年間ずつ	拒絶通知回数 (対数)	296537	0.826	0.212	0.693	2.197
のサンプル)	ファミリーサイズ (対数)	296537	1.515	0.642	0.693	5.846
	早期審査請求ダミー	296537	0.056	0.229	0.000	1.000
	審査請求からFAまでの月数	296537	18.36	10.903	0.000	71.00
	IPC付与数 (対数)	296537	1.068	0.694	0.000	4.890
	発明者数 (対数)	296537	0.796	0.643	0.000	3.738
	請求項数 (対数)	296537	2.100	0.755	0.000	5.451

6. 結論

特許審査は単に審査官が特許性の有無を判断するだけのものではなく、出願人と審査官が共同で事業に貢献する権利を作っていくプロセスでもある。

出願人と審査官の間で発明の特許性に関する認識に齟齬があると、本来権利化すべき発明が拒絶査定となったり、本来拒絶すべき発明が特許査定となったりすることが増える。それだけでなく、特許査定となった際に、権利範囲が不必要に狭くなったりする恐れもある。また、社会的に望ましい権利範囲が完全には分からない場合、審査官が出願人の意向を酌み過ぎて権利範囲が過度に広くなるという懸念もある。その場合、第三者による無効審判が多くなり、権利は不安定なものになるだろう。そのため、情報の非対称性を解消すべく、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と考えられる。

我が国では2014年に面接・応対に関するガイドラインが改訂され、出願人等から面接の申請があった場合、原則一回は面接を受諾することが明記された。本稿では、このイベントを操作変数とした推計を行うことで、重要な発明ほど面接が申請されやすく、同時に、権利範囲が広く安定性も低いといった内生性の問題に対処している。

分析の結果、ガイドラインの変更は対面での面接を増やしたことが明らかとなった。また、対面での面接は、請求項の文字数の変化率で測定した権利範囲の縮小を抑える効果があることも確認され

た。さらに、面接により、権利化後に無効審判の請求が生じる確率は低下しており、権利の安定性が高まることが分かった。これは、面接により出願人の要望を取り入れる過程で、権利範囲が広くなり過ぎるといった問題が生じていないことを示している。したがって、面接は、出願人と審査官の間の共通理解を促進し、過度の権利範囲の縮小・拡大を抑えることで、適切な権利範囲の特許権を生み出すことに寄与すると言える。

本稿の分析から、オンラインでの面接環境の構築など、面接にかかるコストを抑えつつ、面接の実施を促進していくことが、特許制度のイノベーション促進効果を高めることにつながると考えられる。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と考えられる。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。

なお、本稿では外国出願人は国内出願人に比べて面接を利用しない傾向があることや、その効果が相対的に小さくなるという結果も得られた。この点は、言語や文化の壁などが、コミュニケーションの効率性を低下させていることを示唆している。データセットにおいて、対面の面接とオンラインの面接を区別できれば、こうしたメカニズムについてある程度明らかにできる可能性がある。こ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 office. *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.