

特許制度の改正が企業の審査請求行動に与える影響  
－審査請求可能期間の短縮と特許料金体系の改定－

2011年8月

文部科学省科学技術政策研究所

第2研究グループ

山内勇 長岡貞男 米山茂美

本 Discussion Paper は、所内での討論に用いるとともに、関係の方々からのご意見を頂くことを目的に作成したものである。

また、本 Discussion Paper の内容は、執筆者個人の見解に基づいてまとめられたものであり、機関の公式の見解を示すものではないことに留意されたい。

**【執筆者】**

山内 勇 文部科学省 科学技術政策研究所 第 2 研究グループ 研究員  
長岡 貞男 文部科学省 科学技術政策研究所 客員研究官（一橋大学  
イノベーション研究センター 教授）  
米山 茂美 文部科学省 科学技術政策研究所 第 2 研究グループ 総括主任研究官

**【問い合わせ先】** 文部科学省 科学技術政策研究所 第 2 研究グループ  
〒106-8677  
東京都港区六本木 7-22-1（政策研究大学院大学内）  
電話：03-5775-2651

Discussion Paper No.77

**The Impact of Reforms of Patent System on the Firms' Examination Request Behaviors**

August 2011

Isamu YAMAUCHI, Sadao NAGAOKA and Shigemi YONEYAMA

2<sup>nd</sup> Theory-Oriented Research Group

National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP)

Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT)

JAPAN

## 特許制度の改正が企業の審査請求行動に与える影響 －審査請求可能期間の短縮と特許料金体系の改定－

山内 勇<sup>1</sup>、長岡 貞男<sup>2</sup>、米山 茂美<sup>3</sup>

<sup>1</sup> 科学技術政策研究所 第2研究グループ 研究員、<sup>2</sup> 科学技術政策研究所 客員研究官(一橋大学 イノベーション研究センター 教授)、<sup>3</sup> 科学技術政策研究所 第2研究グループ 総括主任研究官

### 要旨

本稿では、2001年に実施された審査請求可能期間の7年から3年への短縮と、2004年の特許料金体系の改定が、企業の審査請求行動に与えた影響を理論的・実証的に明らかにした。

分析の結果、審査請求可能期間の短縮は、審査請求率を大幅に上昇させたことが分かった。また、各企業が出願している技術分野の中でも、特に、平均と比べて登録率が低く維持期間が短い分野で、より大きく審査請求率を上昇させたことも明らかとなった。すなわち、期間短縮により、審査請求される特許出願の、登録率と維持期間で測った価値が平均的に低下したと言える。

特許料金体系の改定は、各企業において、登録率が低く維持期間が短い技術分野で審査請求率を低下させ、登録率が高く維持期間の長い技術分野で審査請求率を上昇させた。すなわち、審査請求される特許出願の、登録率と維持期間で測った価値を平均的に上昇させたことが明らかとなった。

## The Impact of Reforms of Patent System on the Firms' Examination Request Behaviors

Isamu YAMAUCHI<sup>1</sup>, Sadao NAGAOKA<sup>2</sup> and Shigemi YONEYAMA<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Research Fellow, Second Theory-Oriented Research Group, National Institute of Science and Technology Policy, <sup>2</sup> Affiliated Fellow, National Institute of Science and Technology Policy (Professor, Institute of Innovation Research, Hitotsubashi University) and <sup>3</sup>Director of Research, Second Theory-Oriented Research Group, National Institute of Science and Technology Policy

### ABSTRACT

A policy concern over the optimal design of the examination request system led to the reduction of the allowable period of examination request from 7 years to 3 years in 2001, and to the reforms of patent fee schedule in 2004.

We find that the shortening of the period of examination request increases the rate of examination request, decreasing the average quality of the applications requested for examination. The modification of fee structure improves the quality of the examined applications.

We suggest that the fee structure is an important policy tool to encourage the efficient use of patent system, although practitioners often express doubts on the sensitivity of firms' patenting activities to the fee schedule.

## 目次

1. はじめに.....	1
2. 先行研究.....	3
3. 理論分析.....	7
3-1. モデルの枠組み.....	7
3-2. モデルの解.....	9
3-3. 比較静学.....	11
4. データ.....	16
4-1. データセットの構築.....	16
4-2. データの概観.....	17
5. 実証分析.....	19
5-1. 推計モデル.....	19
5-2. 推計結果.....	21
6. 結論.....	24
参考文献.....	26
参考資料.....	28

## 1. はじめに\*

特許制度は発明者に一定期間の独占権を与えることで発明の創出を促すとともに、出願内容の公開により技術の普及を促し、産業の発達に寄与するという目的がある。しかし、現実には事業領域の確保などの防衛目的で、本来権利化に値しない発明が膨大に出願されている可能性がある。こうした欠点を補う制度として、出願審査請求制度がある。

出願審査請求制度の下では、発明を特許化するために出願人は出願から3年以内に審査請求を行う必要がある（審査請求自体は第三者も行うことができる）<sup>1</sup>。すなわち、特許庁は出願人による審査請求を受けてはじめて審査に着手する仕組みとなっている。特許出願の後、審査請求がなされないまま3年を過ぎた発明については、自動的に出願を取り下げたものとみなされる。

この制度は、特許出願後に出願人に発明の必要性を見極める期間を与えることで、不要な発明の権利化を抑制する効果を持つと考えられる。それにより、出願人と特許庁の両者にとって、直接的な審査費用だけでなく審査期間等も含めた意味での、審査にかかる社会的コストの低減が可能となる。また、出願公開制度との組み合わせで、特許権者の利益を損なうことなく、同時に誰でも利用できる公知技術のプールを拡大させることができる。

その一方で、特許出願が審査されず権利が確定しないまま放置されると、他企業が権利侵害のリスクから自由な研究開発活動を行うことができなくなるという弊害も生じうる。このことは、特許性が乏しい出願をしながら審査請求を行わないことによって、他の企業の行動を制約するという機会主義的な目的で審査請求制度が利用される恐れがあることを意味している。

前者の見極めの効果を重視すれば審査請求期間は長いほうが良く、逆に後者の機会主義の問題を重視すれば審査請求期間は短いほうが良いことになる。すなわち、両者の効果の大小関係で最適な審査請求期間が決まるはずである。事実、各国によって審査請求期間は異なっている（米国では制度の導入を検討中、欧州特許庁は約2年、ドイツは7年）<sup>2</sup>。

日本では、後者の効果が強まったことを反映して、2001年に審査請求期間が7年間から3年間に短縮された<sup>3</sup>。これにより、権利確定が早まり第三者が研究開発を行ううえでの不確実性は低下したが、出願人による見極めの期間の減少が本来権利化に値しない発明の特許化を増加させた可能性がある。

社会厚生観点からは、不要な発明の特許化を抑制する審査請求制度のメリットを残しつつ、審査請求可能期間の短縮により第三者の研究開発にかかる不確実性を低下させるこ

---

\* 本研究は、山内・長岡（2007）を基に、モデル分析の精緻化を図るとともに、特許料金の指標を作成することで、料金体系の改定の影響まで含めた実証分析を行ったものである。

<sup>1</sup> 第三者による審査請求は無視しうるほど少ないため、本稿では第三者による審査請求は考慮しない。

<sup>2</sup> 2009年1月28日に米国特許商標庁（USPTO）は、米国でも審査請求制度を導入すべきかどうかについてのパブリックコメントの募集を始めた。

<sup>3</sup> このときの政策的な意図を審議会資料から確認すると、①権利確定の早期化による新たな技術開発・事業の促進、②第三者が、予期せず権利侵害を問われる可能性の低減、③我が国の審査結果を反映した国際相場の確立、④発展途上国に対する審査協力の推進の4点が挙げられている。

とが望ましい。2004年に行われた審査請求料の値上げ及び特許料の値下げは、審査請求可能期間の短縮のデメリットを緩和し、社会厚生を高める効果を持っていた可能性がある。というのも、この料金体系の変更が、権利化にかかる固定費を上昇させ、権利の維持にかかる費用を低下させることで、登録率が低く維持期間が短い発明にとっては値上げ、登録率が高く維持期間の長い発明にとっては値下げの効果を持っていたためである（料金改定の詳細は巻末の参考表1にまとめてある）。

本稿では、これら審査請求制度に関連する制度改正の影響を評価すべく、リアルオプション理論のアイデアを応用したモデル分析及び、パネルデータを用いた実証分析を行う。特許料金は請求項の数によって異なるため、実証分析を行なうに当たっては、請求項数の違いによる影響と、純粋な料金体系の改定による影響とを厳密に区別する必要がある。そこで本研究では、物価指数の計算手法を用いて新たに特許料金の指標を作成することで、純粋な料金体系の改定の影響の識別を試みる。

特許出願される発明の中には、当面は実施の予定がなく、特許による排他性を直ちに必要としないものも多い。特許権の取得・維持にはコストがかかるため、実施に関する不確実性が高ければ審査請求を保留することが企業にとって合理的である。したがって、企業は特許化の利益とコストを勘案しながら、審査請求の必要性和そのタイミングを決定しているものと考えられる。

企業の審査請求に対する意思決定は、将来の技術動向や市場環境に関する不確実性の下での投資意思決定とみなせる。また、審査請求期間中であればいつでも権利を行使できるという意味では、一種のオプションとしての性質を持っている。この性質の下では、企業は審査請求の意思決定を先に延ばすことができ、それにより発明の価値を見極める時間を長くすることができる。しかしその一方で、特許登録が遅れることで特許による保護期間が短くなり、企業にとっての機会費用が高くなるというトレードオフも存在する<sup>4</sup>。

すなわち、意思決定を遅らせることができるオプションとしての性質は、情報を蓄積して不確実性を減少させるというメリットを持つ一方で、特許による保護期間（投資回収期間）を短縮させるというデメリットも持っている<sup>5</sup>。

本稿では、こうした審査請求制度の持つトレードオフの大小関係が、審査請求可能期間の短縮や料金体系の改定によって、どのように変化するかを簡単な理論モデルによって分析する。また、実証分析においては、制度変更が審査請求率や審査請求のタイミングに与える影響を分析するとともに、審査請求される発明の、登録率と維持期間で測った質に対する影響も明らかにする。実務家からは、料金改定は企業の支払額を変えるだけで、特許活動自体を大きく変化させることはないとの声も聞かれるが、料金体系は特許制度を有効に機能させるための重要な政策的ツールであり、本稿の実証結果においてもその効果が確認されている。

---

<sup>4</sup> 特許による保護期間は審査請求からではなく出願から20年間である。

<sup>5</sup> 本稿で展開されるモデルでは、議論の簡単化のために特許登録をしないと収益は確保できないと仮定している。すなわち、出願によって他企業の研究開発活動を牽制する効果などは考慮していない。

本稿のモデル分析から導かれる主要な検証仮説は以下の通りである。

(i) 審査請求可能期間の短縮は、期間内での特許出願の価値の見極めを難しくすることで、比較的価値の低い発明にまで審査請求を拡大させ、最終的な審査請求率を上昇させる。見極めの期間の減少の影響は、特に、特許の価値に関する不確実性が高い場合に強くなる。さらに、特許の取得・維持費用が高い（スクリーニングの重要性が高い）場合には、追加的な情報量の減少が、意思決定を先に延ばすことのメリットを相対的に小さくするため、審査請求の意思決定のタイミングを早める。

(ii) 審査請求料の値上げと特許料の値下げは、相対的に価値の低い特許出願が審査請求されることを抑制し、価値の高い特許出願が審査請求されることを促進する。

パネルデータを用いた実証分析では、これらの仮説を支持する結果が得られた。それによれば、2001年の審査請求可能期間の短縮は、最終審査請求率を約8.6%上昇させ、早期審査請求率を約2%上昇させたことが分かった。また、各企業が出願している技術分野において、特に全体平均と比較して登録率が低く維持期間が短い分野で審査請求率がより大きく上昇したことが明らかとなった。

また、2004年の料金改定は、平均的には企業の支払額を変化させないが、登録率が平均より高く維持期間が長い技術分野では支払額を平均して2%低下させ、登録率が平均より低く維持期間が短い技術分野では支払額を平均して6%上昇させたことがわかった。これにより、各企業において、登録率が平均より高く維持期間が平均より長い分野における審査請求率が0.4%上昇し、登録率が低く維持期間が短い分野における審査請求率が1.2%低下したことが明らかとなった。

本稿の構成は以下の通りである。まず次の第2章において先行研究のレビューを行い、それを踏まえて第3節において制度変更が審査請求行動に与える影響を分析しうる理論モデルを提示する。その後、第4節でデータセットを概観し、第5節において実証分析を行う。最後に第6節で結論を述べる。

## 2. 先行研究

審査請求制度を直接の考察対象にした先行研究は数少ないが、社会的に望ましい特許制度について分析した研究は多数存在する<sup>6</sup>。中でも、Cornelli and Schankerman (1999) や Scotchmer (1999) は、社会的に望ましい特許権の期間と特許料との組み合わせについて分析を行っている<sup>7</sup>。彼らのモデルでは、価値の高い発明が多いほど、また、市場が競争的

---

<sup>6</sup> 特許権の幅（範囲）と期間との関係に着目して、それらが社会厚生や企業のイノベーション活動に与える影響を考察したものとして、例えば、Gilbert and Shapiro (1990)、Matutes et al. (1996)、O'Donoghue et al. (1998) などがある。

<sup>7</sup> Cornelli and Schankerman(1999) は、企業の研究開発生産性が異なる場合には、企業ごとに特許権の有効期間も異なることが社会的に望ましく、それは政策決定者が維持年金の額を適切に設定し企業に維持期間を選択させることで達成できると主張している。一方、Scotchmer (1999) は、イノベーション

であるほど社会厚生が高くなるのに対し、特許権による独占利潤が大きいほど企業にとって価値の高い発明を生み出すインセンティブが強くなるというトレードオフが基本的なアイデアとなっている。このトレードオフの存在により、企業の研究開発インセンティブを確保しつつ、社会厚生を最大にするような特許期間と維持年金の組み合わせが導出される。

また、審査請求の意思決定問題は、特許の更新料支払いの意思決定問題に類似しており、こうしたテーマを扱った研究が参考になる。

特許権を維持するかどうかの意思決定は、現在保有している特許が将来どれだけの価値を持つかが分からない状態で、更新料（維持年金）を支払うかどうかを決定するという点で、不確実性下における投資の意思決定問題と捉えることができる。したがって、現在は維持年金以下の収益しかあげていなくても、将来に大きな利益を生むことを見越して更新しておくということも十分あり得る。この状況は、価値を生むか分からない特許出願に対し、費用をかけて審査請求を行うことと本質的には同じ状況であると考えられる。

特許権の維持期間や維持年金が企業行動に与える影響を理論的に分析した研究としては、Pakes (1986) や Deng (2006) などがある。Pakes (1986) は特許権の更新の問題に対して、厳密なモデル分析の枠組みを提供した最初の研究と考えられる。ここでは、経過年数別の特許コーホートの更新履歴のデータと年金支払いのデータを用いて、特許のオプション価値に関するシミュレーション分析を行っている。

この手法を用いた最近の研究が Deng (2006) である。Deng は、Pakes のモデルに基づき、EPO（欧州特許庁）設立前後の特許の価値の変化を調べている。彼は、独・仏・英の三ヶ国における特許更新データを用いて、EPO による統一的な特許手続（審査・査定手続）への統合がそれぞれの国における特許の価値に与えた影響をシミュレーションにより評価している。それによれば、統一的な特許手続きの導入が国ごとの特許の価値のバラつきを解消するよう機能するのに対し、特許権の有効期間や更新料の変更は特許の価値にはほとんど影響を与えないという結果が示されている。

彼らの特許更新に関するモデルはいずれもリアルオプション理論のアイデアに基づいて構築されている<sup>8</sup>。リアルオプション理論の利点は、意思決定の柔軟性を考慮できる点にある。例えば、意思決定の先延ばしや投資プロジェクトの打ち切りなど、各段階で状況に応じた意思決定を迫られる問題の分析に適している<sup>9</sup>。ただし、権利行使日が予め決まっているヨーロピアンオプションと異なり、特許の更新や審査請求に関するオプションは、有限期間のアメリカンオプションであるため、一般的な形で解析的な解を求めることは困難である。そこで本稿では、オプション理論を用いた特許更新に関する先行研究を参考にしながらも、解析的に分析が可能なレベルに単純化したモデルを構築する。

---

の価値とその発明にかかるコストが正の関係を持つ場合には、企業が自らのコストに見合った維持年金の額を選択するように、年金体系を適切に設計することで、社会的に望ましい特許の維持期間が企業間で同一になる可能性を示した。

<sup>8</sup> リアルオプション理論の特許制度への応用可能性については、Pitkethly (1997) や鈴木 (2004) に詳しい。

<sup>9</sup> 企業の(研究開発)投資の意思決定について、それを先延ばしにすることの合理性をリアルオプション理論を用いて分析したものに、Hubbard (1994) や Weeds (2002) がある。



特許の重要性と審査にかける時間との関係を分析した研究としては、**Regibeau and Rockett (2003)** がある。彼らは、企業が価値の高い発明の開発に取り組み、それが誤って拒絶され、権利化されないときに最も社会厚生が高くなるという発想から、企業が重要発明に投資するインセンティブさえ維持できれば、審査にかける時間は短い（審査の精度が低い）ほど社会的に望ましいという結論を導いている。

彼らの後の研究（**Regibeau and Rockett, 2010**）では、技術のライフサイクルをコントロールすると、重要な発明ほど審査期間が短くなることが実証的に明らかにされている。技術のライフサイクルの初期に重要発明が多く出願され、また、そうした先端的な技術については審査官の知識が蓄積されておらず審査に時間がかかるとすると、重要発明ほど審査が遅くなるという関係が導出されてしまう。これに対して、彼らは、技術のライフサイクルをコントロールすると重要な発明ほど早く審査され、発明の質をコントロールすると先端技術分野の発明ほど審査が遅くなることを見出している。

彼らの実証結果の理論的背景には次のような論理がある。技術が普及し審査官が早く正確に発明の特許性を判断できるような状況においては、出願人は重要な発明ほど早く審査手続きを完了させようとするのに対し、質の低い発明についてはなるべく審査結果（拒絶されること）を遅らせて他社を牽制する期間を長期化しようとする。

ただし、彼らの研究では、出願人が見極めのための期間を確保する目的で、権利化のプロセスを長期化させるというインセンティブについては考慮されていない。

他に、EPOにおける審査期間について、出願人属性に加えて審査の難しさと発明の質の影響を考察した研究として **Harhoff and Wagner (2009)** がある。彼らの研究によれば、審査の難しい発明は審査期間が長くなる反面、審査プロセスにおいて出願人による取り下げも早く行われる。また、価値の高い発明ほど出願人が登録に向けた審査プロセスに協力的になり、逆に拒絶通知に対しては長く争うようなることも明らかにされている。

**Harhoff and Wagner** の結果は、出願人の意思により審査プロセスが長期化する可能性を示している。しかし、出願人の意思による審査プロセスの長期化を評価するのであれば、出願人の審査請求行動を観察した方がより厳密な分析を行なうことができる。

出願人による審査請求行動を直接的に分析した数少ない先行研究としては、**Palangkaraya et. al. (2008)** と **Henkel and Jell (2010)** がある。

**Palangkaraya et. al.** は、米国、欧州、日本、オーストラリアに出願された（米国は登録）同一の出願を対象に、各国の審査請求可能期間の違いにより、審査請求のタイミングが異なることを確認した。彼らによれば、この事実は、出願人が他企業の投資意思決定を歪めるよう戦略的に審査請求を遅らせていることを示すものとされている。

しかし、同一の出願だからといって、見極めの期間の必要性がコントロールされているわけではない。例えば、見極めが難しい発明については、同一の出願でも各国の審査請求可能期間の最後に審査請求がなされるため、審査請求のタイミングは国によって自ずと異なるはずである。また、各国によって審査請求の必要性やそれが必要となるタイミングも異なるため、同じ出願でも審査請求の有無やタイミングは国によって異なりうる。したがって、彼らの研究では、見極めの時間を確保するという出願人の動機が過小評価されてい

る。

Henkel and Jell (2010) は、出願人が審査期間を長期化させるインセンティブについて、審査請求行動を直接の分析対象とした貴重な研究である。彼らは特許データ、インタビュー、質問票調査を用いて、出願人が審査請求を遅らせる要因として、発明の価値を見極める時間の確保とライバル企業の直面する不確実性の上昇のいずれが重要かについて分析を行なっている。

彼らの特許データからは、特許出願の 20% が審査請求可能期間の最終日まで審査請求がなされず、そのうち 50% 以上（特許出願の 11%）は審査請求されないまま、みなし取り下げとなっていることが明らかにされている（後述するが、我が国でみなし取り下げとなる特許の割合ははるかに高い）。

インタビュー調査の結果では、特許出願が取り下げられた理由として、第 1 に審査請求のコストに見合わないことが判明したこと、第 2 に最初から価値がないことが分かっていたが他企業の直面する不確実性を高めるために出願だけして放置していることが挙げられている。

調査票データを用いた実証分析では、「他企業の不確実性を高める」ことや「見極めの時間を設ける」ことの重要性が高まるにつれて、審査請求が行われる確率が低下し、また、出願人が出願と同時に審査請求を行う確率も低下することが明らかにされている。

彼らは、出願人が審査請求を遅らせる目的としては、他企業の不確実性を高める（他企業を牽制する）ことが最も重要な目的だと考えており、その上で、審査請求可能期間の短縮が企業の機会主義的な審査請求行動を抑制し、社会厚生を高める可能性があると指摘している。

しかしながら、本研究で強調されるように、審査請求可能期間の短縮は、見極めの期間を減少させることで、価値の低い発明が審査請求される確率を高め、それにより社会厚生を悪化させる可能性がある。我が国では審査請求可能期間が 7 年から 3 年に短縮され、いわゆる社会実験が行われているため、この制度変更に対する実際の企業の反応を用いることで、審査請求期間短縮の影響を直接的かつより正確に評価することができる。

他企業を牽制するという機会主義的な目的によって、審査請求可能期間の短縮が審査請求率を上昇させることはない。はじめから審査請求を行うつもりがなく他企業を牽制するだけの目的で放置されている発明については、審査請求可能期間が短縮されても、その発明が審査請求されるようにはならない。また、最終的には審査請求を行う予定であるが他企業の牽制にも用いられている発明については、審査請求可能期間が短縮されても、期限の最終日に審査請求がなされることに変わりはない。

本稿の分析結果によれば、審査請求可能期間の短縮により審査請求率は大幅に上昇しており、これは、見極めの期間が減少したことの影響の大きさを示している<sup>10</sup>。したがって、審査請求可能期間の短縮の影響を分析するに当たっては、審査請求を限界まで先に延ばし

---

<sup>10</sup> Henkel and Jell のインタビュー調査でも、出願の取下げが行なわれる理由として、審査請求のコストに見合わないことが判明したことが挙げられており、これは審査請求可能期間が見極めの期間として機能していることを示している。

たときに得られる追加的な情報量が減少し、審査請求のオプションとしての価値が低下するという側面に着目する必要がある。

本稿では、上述の先行研究では扱われていない、この審査請求のオプションバリューに着目した分析を行う。その上で、見極めの期間が減少することによって生じる社会厚生への悪影響を相殺する手段として、特許料金の改定という政策ツールの有効性を検証する。

### 3. 理論分析

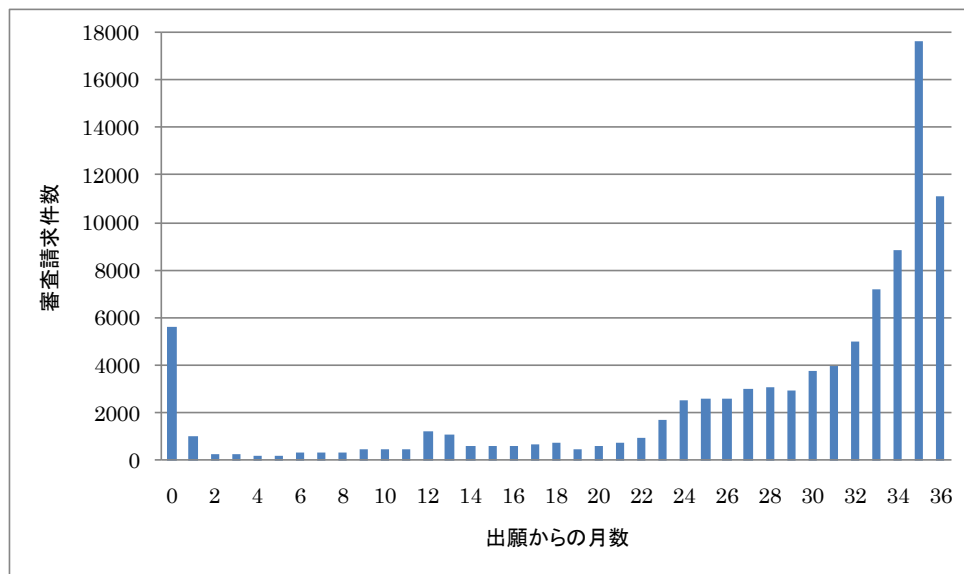
#### 3-1. モデルの枠組み

日本企業の審査請求プロファイルには二つのピークが確認できる。図1は2005年におけるサンプル企業の特許出願を対象に、出願から何ヶ月目に審査請求がなされたかを見たものである（サンプルの詳細については第3節で説明する）。最初のピークは出願時点付近であり、もうひとつのより大きいピークは審査請求期限付近である。

この実態を考慮して、我々は、各企業が2回審査請求を行う機会を持つ簡単な2期間モデルによる分析を行う。最初の審査請求の意思決定は出願時点（ $t=1$ ）であり、2回目の審査請求の機会審査請求期限（ $t=2$ ）である。

各企業は自社の特許出願 $i$ の真の価値 $\hat{q}_i$ は分からないが、特許出願 $i$ に対する主観的割引現在価値 $q_{i,t}$ に基づいて審査請求に関する意思決定を行う<sup>11</sup>。ここで、第 $t$ 期に出願された発明の真の価値の平均値を $\mu$ とする。すなわち、企業は第 $t$ 期に出願した発明群の真の価値の平均は $\mu$ であることを経験的に知っているが、真の価値 $\hat{q}_i$ 自体は分かっていない。

図1. 出願からの経過月数別の審査請求件数（2005年の特許出願を対象）



<sup>11</sup> 各期における特許出願の価値に関する企業の期待の分布はすべての企業について共通と仮定する。

特許による保護期間（日本では出願から 20 年）を  $T$  とし、審査請求可能期間を  $L$  とする。モデルにおける一連のイベントのタイミングは以下のように定式化される。

まず第 1 期首（出願直後）に自然が企業に対して特許出願の価値に関するシグナルを送る。このシグナルを基に、企業は審査請求を行うか否かを決定する。企業が第 1 期に審査請求を行なった場合、特許による保護期間は  $T$  となる。他方で、意思決定を先に延ばすことで、企業は特許出願の価値に関する追加的な情報を得ることができる。すなわち、第 2 期首（審査請求期限の直前）に企業は 2 回目のシグナル受け取り、それによって自社の期待を改善することができる（期待値を真の値に近づけることができる）。なお、企業が第 2 期目に審査請求を行なった場合、特許による保護期間は  $(T - L)$  となる。

第  $t$  期のシグナル  $s_{i,t}$  は次式のように定式化される。

$$s_{i,t} = (\hat{q}_i - q_{i,t-1} + \delta_{i,t}) , \quad (1)$$

ここで、 $\delta_{i,t}$  はシグナルに含まれるノイズを表し、単純化のため、期待値が 0 で  $[-d, d]$  区間上に一様分布しているものと仮定する。

(1)式は、企業の予想値と真の価値との間に差がある場合に、每期自然がその差を埋めるようなシグナルを送り（ただしノイズを含む）、それを基に企業が予想を改訂することを意味している。

$(\hat{q}_i - q_{i,t-1})$  が正しい改訂値であるが、企業は  $\hat{q}_i$  を観察できないため、 $(\hat{q}_i - q_{i,t-1} + \delta_{i,t})$  から正しい改訂値を推計することになる。推計値  $\varepsilon_{i,t}$  は次式で表すことができる。

$$\varepsilon_{i,t} = m_t \cdot s_{i,t} \quad (2)$$

ここで、 $m_t$  は真のシグナル  $(\hat{q}_i - q_{i,t-1})$  とノイズの分散の比で決まるパラメータであり、 $m_t = 1 / \{1 + \frac{\text{var}(\delta_{i,t})}{\text{var}(\hat{q}_i - q_{i,t-1})}\}$  として得られる（企業に共通であるとする）。

ただし、簡単化のため本稿では  $m_t$  を、企業が入手できる情報量を表す外生変数とみなす。第 2 期の情報量  $m_2$  は審査請求期間  $(L)$  に依存するが、第 1 期の情報は出願と同時に入ってくるため、 $m_1$  と  $L$  は無関係である。

さらに、情報量  $m_t$  は分野ごとの不確実性の程度  $(\eta)$  に応じて異なり、 $L$  と  $\eta$  の関数  $m_t = m_t((t-1)L, \eta)$  として書けるものとする。ただし、 $\partial m_t / \partial L \geq 0$ 、 $\partial m_t / \partial \eta \leq 0$  を仮定する。なお、第 1 期  $(t = 1)$  においては、シグナルが審査請求期間に依存しないため、 $m_1 = m_1(0, \eta)$  で、 $\partial m_1 / \partial L = 0$  である。また、 $L$  と  $\eta$  の限界効果は独立であると仮定する  $(\partial^2 m_t / \partial L \partial \eta = \partial^2 m_t / \partial \eta \partial L = 0)$ 。

第  $t$  期に企業が予想する特許出願の期待価値は、(2)式を用いて、次のように書くことができる。

$$q_{i,t} = q_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} , \quad t = 1, 2 . \quad (3)$$

企業は情報が全く存在しない初期時点 ( $t = 0$ ) では、特許出願の価値を平均的な価値と予想するものとする ( $q_{i,0} = \mu$ )。したがって、第1期と第2期における主観的価値  $q_{i,1}$ 、 $q_{i,2}$  は  $\mu$  と  $\hat{q}_i$  を使ってそれぞれ次のように書き換えることができる。

$$q_{i,1} = (1 - m_1)\mu + m_1\hat{q}_i + m_1\delta_{i,1} , \quad (4)$$

$$q_{i,2} = (1 - M)\mu + M\hat{q}_i + m_1(1 - m_2)\delta_{i,1} + m_2\delta_{i,2} . \quad (5)$$

ここで、 $M = m_1 - m_1m_2 + m_2$  である。なお、 $M \geq m_1$  であるから、これらの2式は、時間の経過とともに企業の予想が真の値に近づいていく状況を表している。

いずれかの期首に審査請求を行った場合に支払う審査請求料を  $C$ 、各期の割引因子を  $\beta_t$ 、第  $t$  期末以降の特許による利益のフローの割引現在価値を  $R_{i,t}$  とすると、第  $t$  期における特許出願  $i$  のオプションバリューの割引現在価値  $V_{i,t}$  は次式で与えられる。

$$V_{i,t} = \max \{ \beta_t R_{i,t} - C, \beta_t V_{i,t+1} \} . \quad (6)$$

(6)式は、審査請求権 (オプション) の期待割引現在価値が、第  $t$  期に審査請求したときに得られる期待利益と、意思決定を次の期に延ばした場合のオプションバリューの割引現在価値の大きい方で決まることを表している。

$R_{i,t}$  は審査請求を行うことによって次期以降に得られる利益の主観的な割引現在価値とみなせる。なお、本稿では、特許を出願するだけでは利益が得られず、登録されて初めて利益が発生するものと仮定している。すなわち、特許出願による競合企業に対する牽制・ブロッキングやシグナリング効果等による利益は考慮していない。また、本稿では単純化のため、審査請求された発明は必ず登録されるものと仮定する。

特許の保護による期待割引現在価値は、審査請求期間  $L$  が長くなるほど小さくなる (第2期に審査請求した場合の保護期間は  $(T - L)$  で表されるため)。また、それは発明の主観的価値  $q_{i,t}$  や維持費用 (年金)  $\gamma$  に依存する。したがって、 $R_{i,t}$  は次式のように表現することができる<sup>12</sup>。

$$R_{i,t}(q_{i,t}, (t - 1)L, \gamma) = \{T - (t - 1)L\}(q_{i,t} - \gamma) , \quad t = 1, 2 \quad (7)$$

### 3 - 2. モデルの解

企業は各期において、審査請求を行なうときの期待価値が、行わないときの期待価値 (次期の審査請求の期待割引オプションバリュー) 以上であれば、審査請求を行う。すなわち、第  $t$  期に特許出願  $i$  に対して審査請求を行う ( $X_{i,t} = 1$ ) か、行わない ( $X_{i,t} = 0$ ) かの意思決定は、次式のように書くことができる。

$$X_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \beta_t R_{i,t}(q_{i,t}, (t - 1)L, \gamma) - C \geq \beta_t V_{i,t+1} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} . \quad (8)$$

<sup>12</sup>  $q_{i,t}$  は期待登録率、期待維持期間、割引率等を含めた主観的割引現在価値である。したがって、企業が予想する特許の保護による毎期の利益を  $r_i$  とし、第  $t$  期末以降の特許による保護期間を  $P$  とすると、 $q_{i,t}$  は  $q_{i,t} = \sum_{j=1}^P (\prod_{k=j}^t \beta_k) r_i$  のように書くことができる。

審査請求可能期間を過ぎた場合 ( $t > T$ )、審査請求のオプションバリューは 0 となることに注意すれば、我々の 2 期間のモデルでは、各ステージにおける意思決定は次のようになる。

$$X_{i,2} = \begin{cases} 1 & \text{if } \beta_2(T-L)(q_{i,2} - \gamma) - C \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} . \quad (9)$$

$$X_{i,1} = \begin{cases} 1 & \text{if } \beta_1 T(q_{i,1} - \gamma) - C \geq \beta_t V_{i,2} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} . \quad (10)$$

第 2 期における企業の予測は、(4)式より、平均的には  $q_{i,2} = (1-M)\mu + M\hat{q}_i$  のように改訂される。 $X_{i,2} = 1$  となる条件を等式で満たす  $\hat{q}_i$  は特許出願ごとに異なるが、その平均値  $\underline{q}_2$  は次の式を満たす水準として求められる。

$$\beta_2(T-L)\{(1-M)\mu + M\underline{q}_2 - \gamma\} - C = 0 . \quad (11)$$

平均的には、真の価値が  $\hat{q}_i \geq \underline{q}_2$  となる特許出願が最終的に審査請求されることになる。他方で、平均的には  $\hat{q}_i < \underline{q}_2$  となる特許出願は取り下げられることになる。

第 1 期における平均的な閾値  $\underline{q}_1$  は次の(12)式を満たす  $\hat{q}_i$  として求めることができる。

$$\beta_1 E[R_{i,1}(q_{i,1}, 0, \gamma)] - C = \beta_1 \Pr[X_{i,2} = 1] E[\beta_2 R_{i,2}(q_{i,2}, L, \gamma) - C | X_{i,2} = 1] . \quad (12)$$

(12)式の右边は審査請求の意思決定を第 1 期から第 2 期に延ばすことによる期待割引現在価値を意味している。なお、 $\Pr[X_{i,2} = 1]$  ( $= \Pr[\beta_2 R_{i,2}(q_{i,2}, L, \gamma) \geq C]$ )は、第 2 期に審査請求が行われる確率であり、 $E[\beta_2 R_{i,2}(q_{i,2}, L, \gamma) - C | X_{i,2} = 1]$ は第 2 期に審査請求を行なったときの期待利得の割引現在価値である。我々のモデルでは、第 2 期に審査請求を行わなかった場合、企業の期待利得の割引現在価値は 0 となる ( $E[\beta_2 R_{i,2}(q_{i,2}, L, \gamma) | X_{i,2} = 0] = 0$ )。

パラメータの範囲を  $\Pr[X_2 = 1] \in (0,1)$  が成立する範囲に限定すると、第 1 期の閾値は次式を満たす水準として書き直すことができる。

$$\beta_1 T \left\{ (1-m_1)\mu + m_1 \underline{q}_1 - \gamma \right\} - C = \beta_1 \left\{ 1 - \frac{(B-A)^2}{2B^2} \right\} A . \quad (13)$$

ここで、 $A = \beta_2(T-L)\{(1-M)\mu + M\underline{q}_1 - \gamma\} - C \geq 0$  であり、第 2 期に審査請求を行い特許による保護を受けることの期待割引現在価値を表している。なお、 $B = \beta_2(T-L)Md \geq 0$  であり、 $0 \leq A \leq B$  が成立する<sup>13</sup>。

$\hat{q}_i$  が大きい領域では、(13)式の左辺 (第 1 期に審査請求を行うときの期待価値) は右辺

<sup>13</sup>  $\Pr[X_2 = 1] \in (0,1)$  という仮定は、 $0 < \{1 - (B-A)^2/2B^2\} < 1$  を意味しており、これにより  $-B \leq A \leq B$  が成立する。このとき、 $0 \leq A$  であるから、 $0 < A \leq B$  となる。このことは、シグナルが必ずノイズを含むことを意味している ( $d \neq 0$ 、すなわち  $B \neq 0$  が成立する)。  $A > B$  であれば、 $\Pr[X_2 = 1]$  は常に 1 となり、 $A = B$  の場合は常に 0 となる。したがって、仮にシグナルにまったくノイズが含まれていない場合 ( $d = 0$  かつ  $m = 1$  の場合) は、最終的に審査請求を行うのであれば、第 1 期に行うことが第 2 期に行うよりも期待価値が高くなる (意思決定を延ばしても情報は変わらず、特許による保護期間が短くなるだけである)。

(意思決定を第2期に延ばすときの期待価値)よりも大きくなる。なぜなら、特許の質が高いほど特許による保護期間を長くすることの利得の増加分が大きくなるためである。

均衡の一意性を保証するため、 $\hat{q}_i$  の限界効果は(13)式の左辺の方が右辺よりも大きいことを仮定する。この場合、第1期に審査請求される特許の質は相対的に高くなる。この仮定と逆のケースを想定すると、相対的に質の低い特許も質の高い特許と一緒に第1期に審査請求が行われ、第2期に審査請求される特許は存在しなくなる。これは非現実的である

この仮定の下では、 $\hat{q} \geq \underline{q}_1$  の特許出願が第1期に審査請求され、 $\hat{q} < \underline{q}_1$  の出願は審査請求の意思決定が第2期に先延ばしされる(後の図3を参照)。

次節では、外生変数の変化が閾値 $\underline{q}_1$ 、 $\underline{q}_2$ に与える影響を分析することで、審査請求プロフィールへの影響を確認する。

### 3-3. 比較静学

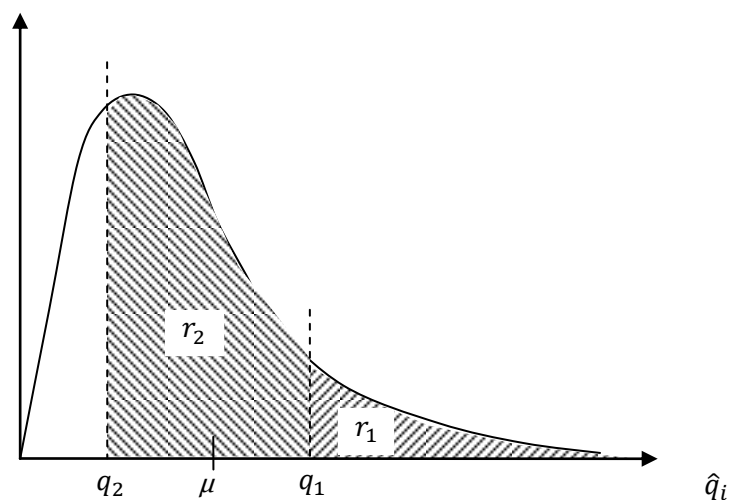
特許出願の真の価値の分布関数を $F(\hat{q})$ とすると、第1期の審査請求率( $r_1$ )、第2期の審査請求率( $r_2$ )、最終審査請求率( $x$ )はそれぞれ以下の(14)から(16)式で表される。

$$r_1 = \int_{\underline{q}_1}^{\infty} f(\hat{q})d\hat{q} = 1 - F(\underline{q}_1) \quad , \quad (14)$$

$$r_2 = \int_{\underline{q}_2}^{\underline{q}_1} f(\hat{q})d\hat{q} = F(\underline{q}_1) - F(\underline{q}_2) \quad , \quad (15)$$

$$x = \int_{\underline{q}_2}^{\infty} f(\hat{q})d\hat{q} = 1 - F(\underline{q}_2) = r_1 + r_2 \quad . \quad (16)$$

図2. 各期における審査請求率



特許の質の分布は右に大きく歪んでおり、平均値は中央値よりもかなり大きいことが知られている。また、日本では半分以上の出願が最終的に審査請求されているが、早期に審査請求される割合はかなり低いことが図 1 から確認できる。したがって、このモデルでは  $\underline{q}_2 < \mu$  と  $\underline{q}_1 > \mu$  を仮定する。この仮定により、 $\underline{q}_2 < \underline{q}_1$  が成立し、第 2 期の審査請求率が正となることが保証される（図 2 を参照）。

最初に、審査請求期間が短縮されたとき（ $L$ が減少したとき）の影響を確認する<sup>14</sup>。

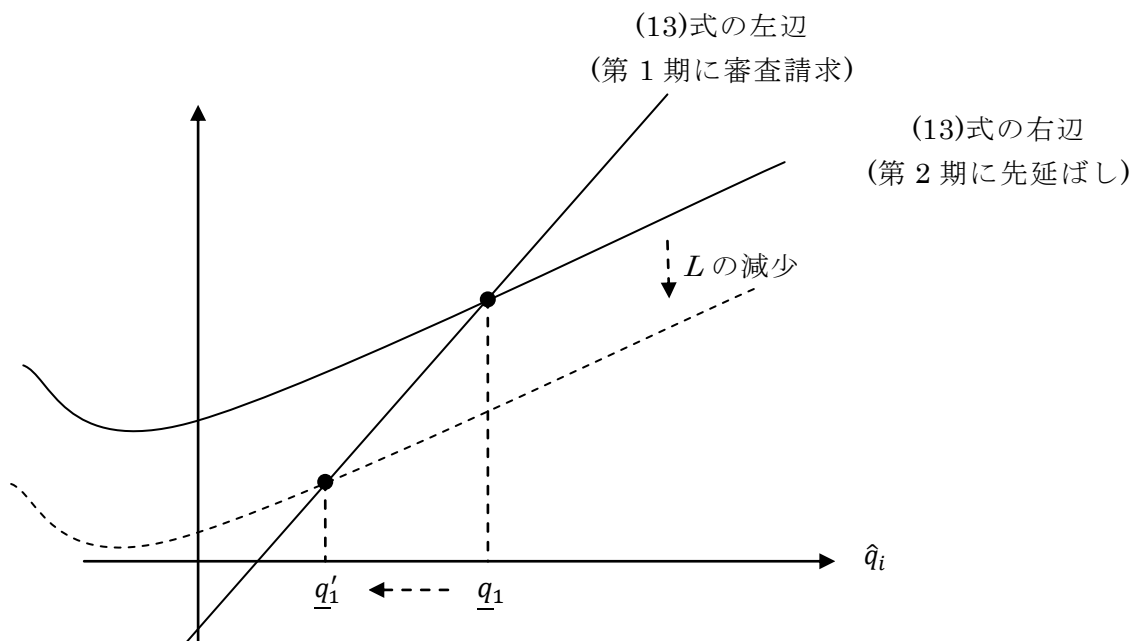
$$\frac{\partial \underline{q}_2}{\partial L} = \frac{(1-M)\mu + M\underline{q}_2 - \gamma + (T-L)m_{2,L}(1-m_1)(\mu - \underline{q}_2)}{(T-L)M} > 0, \quad (17)$$

$$\frac{\partial \underline{q}_1}{\partial L} = \frac{BA_L(B^2 + 4AB - 3A^2) - 2A^2(B-A)B_L}{2B^2Tm_1 - \beta_2(T-L)M(B^2 + 4AB - 3A^2)}. \quad (18)$$

ここで、 $A_L = \partial A / \partial L = \beta_2\{-\mu - M(\underline{q}_1 - \mu) + \gamma + m_{2,L}(T-L)(1-m_1)(\underline{q}_1 - \mu)\}$  であり、 $B_L = \partial B / \partial L = \beta_2d\{-M + m_{2,L}(T-L)(1-m_1)\}$  である。

上述の仮定の下では、特許出願の真の価値  $\hat{q}_i$  が  $\underline{q}_1$  より大きい場合、審査請求を第 2 期に延ばすことの期待割引現在価値は早期に審査請求を行うことの価値よりも小さくなる（図 3 参照）。この場合、(13)式の  $\hat{q}_i$  に対する左辺の傾きは、右辺の傾きよりも大きくなる。すなわち、 $2B^2Tm_1 > (T-L)M(B^2 + 4AB - 3A^2)$  が成立する。したがって、(18)式の分母は常に正である。

図 3. 比較静学： $L$  の減少が  $\underline{q}_1$  に与える影響



<sup>14</sup> 単純化のため、各期における割引因子（ $\beta_1$ と $\beta_2$ ）は審査請求期間の長さには依存しないものとする。



(18)式の分子は、 $A$ が十分小さく  $m_{2,L}$  が大きい場合 ( $C$  や  $\gamma$  が十分大きく、新たなシグナルの情報量が大きい場合) に正となる<sup>15</sup>。すなわち、 $\partial q_1 / \partial L$ の符号は、知財活動にかかる費用を節約するためのスクリーニングの重要性が高いときに正となる。

審査請求期間短縮の影響をまとめると次の命題 1 のようになる。

### 命題 1

審査請求期間が短縮された場合、

- (a) 比較的質の低い特許出願まで審査請求されるようになり、最終審査請求率が上昇する。
- (b) 審査請求にかかる費用が高いときには、比較的質の高い特許出願については保護期間を長くすることが合理的であり、早期審査請求率が上昇する。

審査請求可能期間の減少は、企業が特許出願の質を見極めることを困難にする一方で、最終期限で審査請求される特許の保護期間 ( $T-L$ ) を長くするため、第 2 期において審査請求を行うことの価値を相対的に上昇させる。これにより、最終審査請求率は上昇する。

早期の (第 1 期の) 審査請求は出願と同時になされるため、審査請求期間が短縮されても直接的には影響を受けないはずである。しかし、審査請求のオプションバリューが変化するため、これが早期の審査請求行動にも影響を及ぼす。審査請求期間の短縮は、意思決定を第 2 期に延ばしたときに入手できる情報量を減少させ、審査請求のオプションバリューを低下させる。これにより、最終的には審査請求することになるであろう比較的質の高い特許出願については、早期に審査請求した方が合理的となる。すなわち、質の高い発明の審査請求率が上昇し、全体として早期審査請求率が上昇する。

続いて、審査請求可能期間の短縮の効果が、分野間の不確実性の程度 ( $\eta$ ) によって異なるかどうかを確認する。

$$\frac{\partial^2 q_2}{\partial L \partial \eta} = -\frac{(\mu - q_2)\{M_\eta + (T-L)m_{2,L}m_{1,\eta}\} + G(T-L)M_\eta}{(T-L)^2 M^2} > 0 . \quad (19)$$

ここで、 $M_\eta = (1 - m_2)m_{1,\eta} + (1 - m_1)m_{2,\eta} < 0$ 、 $G = (1 - M)\mu + Mq_2 - \gamma + (T - L)m_{2,L}(1 - m_1(\mu - q_2)) > 0$  である。

(19)式より、期間短縮の影響は不確実性が高い分野でより大きくなることが分かる。すなわち、次の命題 2 が成立する。

### 命題 2

特許の質に関する不確実性が高い (追加的に得られる情報量が小さい) 分野では、審査請求可能期間の短縮による最終審査請求率の上昇がより大きくなる。

<sup>15</sup>  $m_{2,L}$  が大きいときには、 $A_L > 0$  と  $B_L > 0$  が成立する。

不確実性の高い技術分野では審査請求期間短縮による情報量の減少が、特許の質を見極めることをいっそう難しくする。これにより、不確実性の高い分野ほど最終審査請求率が上昇することになる。このことは、(11)式と $M$ の定義( $= m_1 - m_1 m_2 + m_2$ )から、審査請求期間の長さや情報量が審査請求の閾値に乘数的に影響を与えていることから容易に推測できる。

次に、審査請求料の値上げと年金の値下げの影響を、 $C$ の上昇と $\gamma$ の低下の効果として確認する。

$$\frac{\partial q_2}{\partial C} = \frac{1}{\beta_2(T-L)M} > 0, \quad (20)$$

$$\frac{\partial q_2}{\partial \gamma} = \frac{1}{M} > 0, \quad (21)$$

$$\frac{\partial q_1}{\partial C} = \frac{2B^2 - \beta_2(B^2 + 4AB - 3A^2)}{2B^2 T m_1 - \beta_2(T-L)M(B^2 + 4AB - 3A^2)}, \quad (22)$$

$$\frac{\partial q_1}{\partial \gamma} = \frac{2B^2 T - \beta_2(T-L)(B^2 + 4AB - 3A^2)}{2B^2 T m_1 - \beta_2(T-L)M(B^2 + 4AB - 3A^2)} > 0. \quad (23)$$

$\partial q_1 / \partial C$ の符号については、 $A$ が十分小さければ( $C$ や $\gamma$ が十分大きければ)正となることが分かる。すなわち、審査請求料の値上げは審査請求される発明の平均的な質を高め、早期に及び最終的に審査請求される特許出願の割合を低下させることが分かる。同様に年金の値下げは、早期及び最終審査請求率を上昇させる方向に働くことが分かる。したがって、次の命題3が成立する。

### 命題3

審査請求料が上昇するとき [維持年金が低下するとき]、

(a) 最終的に審査請求される特許出願の平均的な質が上昇し [下落し]、最終審査請求率が低下する [上昇する]；

(b) 審査請求にかかる費用が高いときには、早期に審査請求される特許出願の平均的な質が上昇し [下落し]、早期審査請求率が低下する [上昇する]

特許活動費用の上昇は、企業がコストに見合う出願を選別しようとするインセンティブを高める。これは最終的に審査請求される発明を減少させる。同時に特許活動費用の上昇は、意思決定を先延ばしにして見極めの期間を設けることへの価値(審査請求のオプションバリュー)を高めるため、早期に審査請求される発明を減少させる。したがって、コストの上昇は、最終審査請求率と早期審査請求率の両方を低下させる。逆に、年金の値下げによるコストの低下は、両者を上昇させる方向に働く。

最後に、多項制の導入の影響について確認する。多項制の導入は特許出願の平均的な質を高めると同時に、審査請求を先延ばしにするインセンティブを高めると考えられる。追

加的なクレームはコアとなるクレームに比べて、権利範囲を広くするために周辺部分をカバーした発明であることが多く、より拒絶されやすく価値の不確実性も高いと考えられる。すなわち、単項制の下では拒絶のリスクが高く出願されなかったであろう発明が、多項制の下ではクレームに追加されることがある。そうした発明は、不確実性がすぐには解消されない(前半よりも後半により多くの情報が入る)と考えられる。そこで、ここでは $\mu$ と $m_2$ の与える影響について比較静学分析を行う。

$$\frac{\partial q_2}{\partial \mu} = -\frac{1-M}{M} < 0, \quad (24)$$

$$\frac{\partial q_1}{\partial \mu} = -\frac{2B^2T(1-m_1)-\beta_2(T-L)(1-M)(B^2+4AB-3A^2)}{2B^2Tm_1-\beta_2(T-L)M(B^2+4AB-3A^2)} < 0, \quad (25)$$

$$\frac{\partial q_1}{\partial m_2} = \frac{\beta_2(T-L)(1-m_1)\{(q_1-\mu)(B^2+4AB-3A^2)+2A(A+B)d\}}{2B^2Tm_1-\beta_2(T-L)M(B^2+4AB-3A^2)} > 0. \quad (26)$$

特許出願の平均的な質の上昇は、企業の期待利潤を増加させることで、審査請求される発明の質の閾値を低下させる。それと同時に、特許出願の真の価値に関する分布 $F(\hat{q})$ を右方にシフトさせる。これにより、最終審査請求率と早期審査請求率の両方が上昇する。他方で、後半により多くの情報が得られるような発明(追加的なクレーム)については、早期に審査請求されることが少なくなる。したがって、多項制の導入は最終審査請求率を上昇させることは明らかであるが、早期審査請求率の変化の方向については、質の上昇による効果と不確実性の解消による効果の大小関係によって決まるため、一概には言えない。すなわち、次の命題4が成立する。

#### 命題 4

多項制の導入により、

- (a) 特許出願の平均的な価値が上昇し、最終審査請求率が上昇する;
- (b) 特許出願の権利範囲が拡大することで、平均的な価値が高まり早期審査請求率が上昇する可能性がある一方で、追加的なクレームの価値に関する不確実性の高さにより早期審査請求率が低下する可能性もある。

特許出願の平均的な質の上昇は企業の期待利潤を増加させることで、企業がそれ以前には審査請求しなかった質の特許出願まで審査請求を行うことを可能にする。これにより、クレーム数の増加は早期審査請求率と最終審査請求率を上昇させる効果がある。その一方で、追加的なクレームの価値に関する不確実性は、見極めの期間の必要性を高めることで、早期審査請求率を低下させる効果もある。

制度変更の影響をまとめると表 1 によるになる ( $C$  と  $\gamma$  が十分大きい場合についてまとめている)。

表 1. 外生変数が最終審査請求率及び早期審査請求率に与える影響

	最終審査請求率	早期審査請求率
審査請求可能期間の短縮 ( $L$ の低下)	+	+
審査請求可能期間の短縮と不確実性の程度との交差項 ( $\eta$ が大きいときの $L$ の低下)	+	
料金の値上げ ( $C$ と $\gamma$ の上昇)	-	-
多項制の導入 ( $\mu$ や $m_2$ の上昇)	+	?

## 4. データ

### 4-1. データセットの構築

本稿で用いるデータソースは大きく分けて、特許データと財務データの 2 種類である。特許データは「IIP パテントデータベース (2008 年版)」(IIP-DB と呼ぶ) と特許庁の「特許電子図書館」(IPDL) を、財務データは日経メディアの「NEEDS」を用いる<sup>16</sup>。IIP-DB ではカバーしきれない部分については IPDL で補完したうえで、2008 年 12 月までの審査請求データをすべてカバーしている。審査請求期間は 2001 年 9 月末までの出願については 7 年間であり、それ以降の出願については 3 年間であるため、2005 年 12 月末までの特許出願であれば、すべて 2008 年 12 月までには審査請求期間が終了している。

まず、1986 年から 2005 年までの期間について、売上高、有形固定資産額、研究開発費等の主要な項目が欠損なく取得できる上場企業を NEEDS から抽出する (704 社)。これらの企業に対し、名寄せを行い、企業名 (出願人名) と住所を用いて特許データを接続する (697 社)。この 697 社を本稿の分析対象とする<sup>17</sup>。

企業や技術分野の違いによる影響をコントロールするため、本稿では企業×技術分野レベルの推計を行う。なお、技術分野については IPC (国際特許分類) の 3 桁レベル (約 120 クラス) の分類を用いる。さらに、ここでは 2004 年 4 月の料金改定の影響を 2005 年 12 月までの特許出願データから把握するために、年次レベルではなく月次レベルのデータで分析を行う。

被説明変数としては、「最終」審査請求率と「早期」審査請求率を用いる。最終審査請求率は、特定の 1 ヶ月に出願された特許出願のうち、審査請求期限までに最終的に審査請求された特許出願の割合を意味している。また、早期審査請求率は、特定の 1 ヶ月に出願された特許出願のうち、出願日から 1 年以内に審査請求された特許出願の割合を表している。

<sup>16</sup> IIP-DB は財団法人知的財産研究所と株式会社人工生命研究所によって管理・運営されている。IIP-DB には日本特許庁に出願されたすべての特許出願について、主要な書誌情報、経過情報、引用情報等が収録されている。詳細については、Goto and Motohashi (2007) を参照されたい。

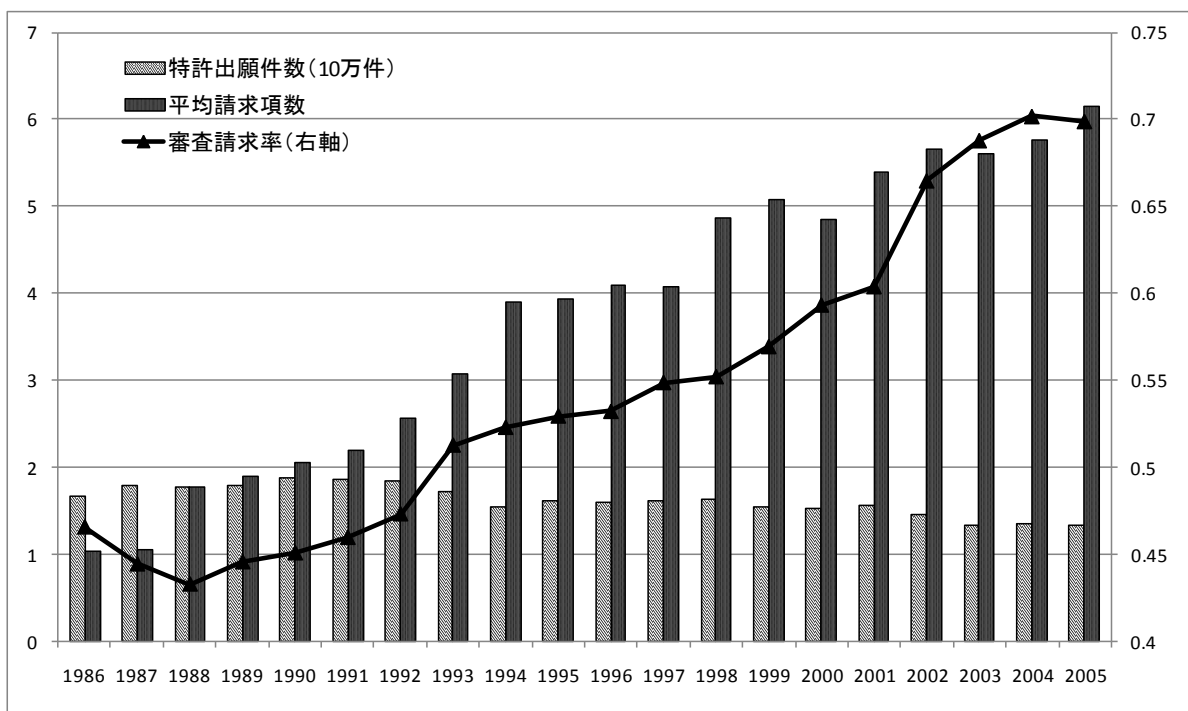
<sup>17</sup> 名寄せ作業に当たっては、一部、大西宏一郎氏 (大阪工業大学) からデータの貸与を受けた。記して感謝の意を表す。

#### 4-2. データの概観

まずは簡単な集計結果によりデータセットの特徴を概観する。図4は、最終審査請求率、特許出願件数、平均請求項数を出願年別に特許レベルで集計したものである（推計では、出願月別に企業×技術分野レベルで集計を行っており、この図の集計方法とは異なる点には注意が必要である）<sup>18</sup>。最終審査請求率は、各年に出願された発明が審査請求期限内にどの程度審査請求されたかを示している。なお、分析対象697社の1986年から2005年の特許出願件数は平均して、日本全体の特許出願件数の約50.6%をカバーしている。

図4を見ると、サンプル企業の特許出願件数は1990年以降若干減少傾向にあるが、最終審査請求率は1988年から2001年にかけて、平均請求項数の増加とともに徐々に上昇してきている（この間、最終審査請求率は43%から60%へと上昇し、平均請求項数は1.8件から5.4件へと増加している）。さらに、最終審査請求率は期間短縮（2001年）の直後に大幅に上昇し、その後料金改定（2004年）の後に上昇が止まっている。

図4. 出願年別の最終審査請求率、出願件数、平均請求項数



<sup>18</sup> なお、特許出願件数や請求項数は出願人の数によって分数カウントしている。例えば、出願人が2社の場合、0.5件と数えている。

表 2. 審査請求期間の短縮後の最終審査請求率の変化（産業平均による比較）

上昇分の上位5産業				上昇分の下位5産業			
業種	短縮前 (2001年9月)	短縮後 (2001年10月)	上昇分	業種	短縮前 (2001年9月)	短縮後 (2001年10月)	上昇分
医薬品	50.3%	76.5%	26.2%	通信	78.3%	66.3%	-12.0%
窯業	38.9%	64.2%	25.4%	造船	62.9%	61.3%	-1.6%
自動車	54.7%	79.5%	24.8%	サービス	95.2%	96.6%	1.5%
食品	65.1%	81.6%	16.4%	鉄鋼	65.5%	67.3%	1.8%
化学	47.9%	63.7%	15.8%	ガス	71.2%	73.0%	1.8%

表 2 は、審査請求期間短縮の直前から直後の 1 ヶ月（2001 年 9 月から 2001 年 10 月）にかけて、平均最終審査請求率の上昇幅の大きい産業と小さい産業の 5 業種を、それぞれまとめたものである（平均出願件数が 20 件未満の業種は集計から除いている）。

医薬品産業の平均最終審査請求率は 2001 年 9 月の特許出願では 50.3%であったのが、2001 年 10 月の特許出願では 76.5%まで上昇している。表 2 は、審査請求期間の短縮が特許の価値に関する不確実性の高い産業により大きな影響を与えた可能性を示唆している。

次に、審査請求 1 件当たりの期待料金の変化を見ていく。期待料金は、期待審査請求料と期待維持年金の合計である。なお、期待維持年金は、期待登録率と期待維持期間を用いて計算される。期待登録率は 1980 年 1 月から 1984 年 12 月の間に提出された発明について、技術分野（IPC の 3 桁）別の登録件数を同じ技術分野の審査請求件数で割ったものである（月レベル）。同様に、期待維持期間は、1980 年 1 月から 1984 年 12 月までの特許出願について、技術分野別に特許維持期間の平均値を計算したものである<sup>19</sup>。

料金体系の改定の趣旨は、価値の高い特許に対しては支払うべき料金の総額を減額し、価値の低い特許に対しては実質的な値上げをすることで、審査請求される特許の平均的な価値を高めることである。これにより、審査請求可能期間の短縮によって生じるデメリット（審査請求される特許の平均的な価値の低下）を抑え、メリット（他企業の研究開発活動を阻害する期間の減少）を生かすことができる。

この効果を確認するため、我々はサンプルを企業×IPC レベルで、「高質グループ」と「低質グループ」の二つに分ける。高質グループは、各企業において、登録率が技術分野全体の平均より高く、かつ、維持期間が全体平均より長い技術分野のグループであり、低質グループは、各企業において、登録率が全体平均より低く、維持期間が全体平均より短い技術分野のグループである。

<sup>19</sup> サンプル期間が 2005 年の特許出願までであり、特許の維持期間は最大 20 年間であるから、維持期間を計算するためには 1985 年以前の特許出願を対象にする必要がある。そこで、本稿では 1985 年以前の 5 年間の特許出願を用いて特許の期待料金（期待維持期間と期待登録率）を計算している。

図 5. 特許出願の質による期待料金の変化

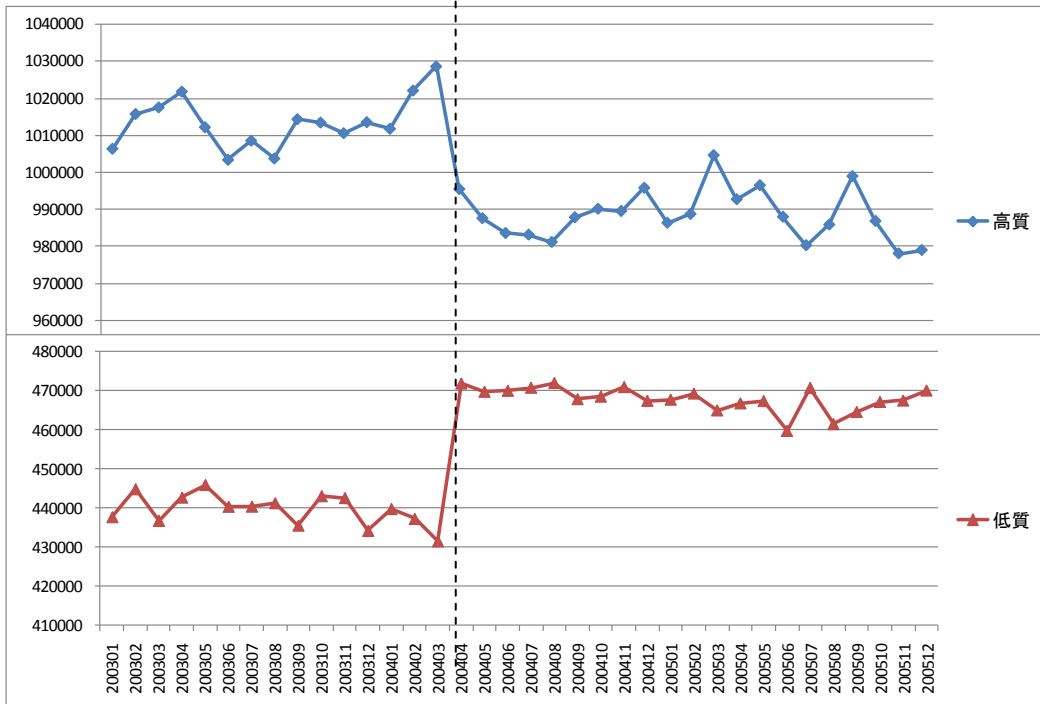


図 5 は、それぞれのグループについて、料金改定の前後の期間について期待料金の推移を見たものである。この図によれば、狙い通り、高質グループの期待料金は料金改定後（2004 年 4 月以降）に低下（約 2%）し、低質グループの期待料金は改定後に上昇（約 6%）している<sup>20</sup>。

## 5. 実証分析

### 5-1. 推計モデル

ここでは、最終審査請求率及び早期審査請求率（出願から 1 年以内の審査請求率）を被説明変数として、次式のモデルによる推計を行う。

$$\begin{aligned}
 Rate_{i,j,t} = & \beta_0 + \beta_1 shorten_t + \beta_2 (uncertainty_j \times shorten_t) + \beta_3 (LD_{i,j} \times shorten_t) \\
 & + \beta_4 feeindex_{i,j,t} + \beta_5 (LD_{i,j} \times feeindex_{i,j,t}) + \beta_6 avclaim_{i,j,t} \\
 & + \beta_7 rdint_{i,t} + \beta_8 lnasset_{i,t} + \beta_9 ap_{i,j,t} + \beta_{10} lnpcap_{j,t} \\
 & + \sum_t \gamma_t year_t + \sum_i \sum_t \omega_{i,t} (industry_i \times year_t) + \theta_i + \rho_j + \varepsilon_{i,j,t} .
 \end{aligned} \tag{27}$$

(27)式において、 $i$ は企業、 $j$ は技術分野（筆頭 IPC の 3 桁レベル）、 $t$ は時間（月レベル）を意味している。ベクトル  $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\omega$  が推計すべき回帰係数である。変数  $\theta_i$  は企業の固定効果、変数  $\rho_j$  は IPC の固定効果を表している。なお、 $\varepsilon_{i,j,t}$  は誤差項である。

<sup>20</sup> 当然ながら絶対額で比較すれば、登録率が低く維持期間が短い低質グループの方が、全体として支払うべき料金は少なくなる。

企業レベル及び技術分野レベルの固定効果を推計モデルに導入することで、請求項数のみではコントロールしきれない特許出願の質の違いや、研究開発集約度や有形固定資産では捉えられない技術の利用能力・事業化能力の違い等の、観測されない変数から生じる潜在的なバイアスをコントロールしている。また、固定効果により、企業特有の特許性向や技術分野ごとの特許取得の必要性等もコントロールすることができる。さらに、ここでは企業の属する業種と年ダミーの交差項 $\sum_i \sum_t \omega_{i,t} (industry_i \times year_t)$ を入れることで、産業ごとの技術動向、需要状態、専有可能性等のマクロレベルの変化もコントロールしている<sup>21</sup>。

被説明変数 $Rate_{i,j,t}$ は、企業 $i$ が技術分野 $j$ に $t$ 時点に行なった特許出願に対する、最終審査請求率及び早期審査請求率である。

説明変数 $shorten_t$ は2001年9月以前には0の値をとり、2001年10月以降は1の値をとるステップファンクション変数である。理論モデルの命題1によれば、審査請求可能期間の短縮は最終審査請求率だけでなく、早期審査請求率も上昇させる。

命題2は、特許の価値に関する不確実性が審査請求期間短縮の効果を強くすることを予想する。そこで、推計モデルに技術分野レベルでの特許の価値の不確実性を表す変数として、 $uncertainty_j$ と $shorten_t$ との交差項を導入する。変数 $uncertainty_j$ は、各技術分野において、審査請求可能期間の後半に審査請求される特許出願の割合が、全体平均と比較してどの程度乖離しているかを表す指標である。すなわち、技術分野 $j$ において審査請求可能期間の後半に審査請求される特許出願の割合を $latter_j$ 、サンプル全体の特許出願において後半に審査請求される割合の平均値を $\overline{latter}$ としたとき、 $uncertainty_j$ は $uncertainty_j = latter_j - \overline{latter}$ として定義される。なお、我々は $uncertainty_j$ を時間を通じて不変な技術分野特有の変数として考えているため、 $latter_j$ と $\overline{latter}$ についてはサンプル期間の最初の1ヶ月（1986年1月）という特定の時点における特許出願について計算を行なっている。

企業の意思決定が遅い技術分野は見極めに時間がかかる不確実性の高い技術分野であると考えられる。そこで、交差項( $uncertainty_j \times shorten_t$ )の係数を見ることで、不確実性の高い分野ほど審査請求可能期間の短縮の影響が大きくなるかどうかを確認する。

さらに、審査請求可能期間の短縮による最終審査請求率の上昇は、価値の低い特許出願でより大きいことが予想される。これは、期間短縮により最も影響を受けるのが、判断に迷う閾値付近の特許出願であると考えられるためである。この関係を確認するため、企業×技術分野レベルでの特許出願の質を表すダミー変数 $LD_{i,j}$ と $shorten_t$ との交差項も推計式に追加する。 $LD_{i,j}$ は企業×技術分野レベルの変数で、登録率が平均より低く維持期間が平均より短いときに1をとるダミー変数である（図5における低質グループと同じ）。交差項( $LD_{i,j} \times shorten_t$ )は最終審査請求率に正の効果を持つと予想される。

変数 $feeindex_{i,j,t}$ は、物価指数の計算方法を応用して導出した、審査請求1件当たりの期待料金のフィッシャー指数である。この指数は、第 $t$ 期の技術分野 $j$ における請求項数を $claim_{j,t}$ とし、それに依存して決まる第 $t$ 期における料金体系の下での期待料金を $fee_t$ とする

<sup>21</sup> 業種分類については、NEEDSの小分類（3桁）を用いている（約139業種）。



と、 $feeindex_{i,j,t} = \sqrt{\{fee_t(claim_{j,t})/fee_0(claim_{j,t})\}\{fee_t(claim_{j,0})/fee_0(claim_{j,0})\}}$  のように計算される。ここで、添え字の 0 はベースとなる初期時点（1986 年 1 月）を意味しており、 $fee_t$  は第  $t$  期の料金体系の下での（請求項数に応じた）期待料金を、 $fee_0$  は初期時点の料金体系の下での期待料金を表している<sup>22</sup>。

この指数を用いることで、料金体系の改定による影響を請求項数の増加による影響から切り離して分析することができる。命題 3 によれば、料金指数の上昇は最終審査請求率と早期審査請求率の両方を低下させる方向に働く。さらに、図 5 で見たように、料金改定は相対的に高い質の特許出願に対しては値下げ、低い質の特許出願に対しては値上げの意味を持っていた。したがって、 $feeindex_{i,j,t}$  の係数が負で有意であれば、料金改定により審査請求される特許出願の平均的な質が上昇したと結論付けることができる。

さらに、期待料金上昇の限界効果は、審査請求の判断に迷う閾値付近の比較的低質な特許出願においてより大きいと考えられる。そこで、交差項( $LD_{i,j} \times feeindex_{i,j,t}$ )を説明変数に追加することで、料金体系の改定の影響が特許の質に依存して異なることを確認する。この交差項の係数は負となることが予想される。

変数  $avclaim_{i,j,t}$  は平均請求項数である。ここでは、企業、技術分野、業種レベルの違いをコントロールした後でも、特許 1 件当たりの請求項数を増加させた企業×技術分野で、より審査請求率が高まったかどうかを確認する。命題 4 (a) は、 $avclaim_{i,j,t}$  は最終審査請求率に対して正の効果を持つことを予測する。他方で、命題 4 (b) は  $avclaim_{i,j,t}$  が早期審査請求率に対して、正と負のどちらの効果も持ちうることを示している。この点については、どちらの効果がより大きいかを実証分析で明らかにする必要がある。

他の変数はコントロール変数である。変数  $rdint_{i,t}$  は企業の研究開発集約度（＝研究開発費／有形固定資産）である。また、 $lnasset_{i,t}$  は有形固定資産の対数であり、企業の補完的資産の代理変数として用いる。変数  $ap_{i,j,t}$  は特許出願件数であり、企業の各技術分野に対する特許出願性向をコントロールする。また、技術分野レベルの特許出願件数の対数値 ( $lnipcap_{j,t}$ ) によって、技術分野による特許出願性向や技術機会の違い等をコントロールする。

推計に用いる各変数の説明や記述統計量は巻末の参考表 2、3 にまとめてある。

## 5－2．推計結果

表 3 は被説明変数を最終審査請求率として、表 4 は被説明変数を早期審査請求率（出願から 1 年以内の審査請求率）として、(27)式を固定効果 OLS で推計した結果である。

<sup>22</sup> 期待料金を計算するに当たって、1980 年から 1985 年の特許出願に対する平均登録率と平均維持期間を用いている。

表 3. 最終審査請求率に対する影響（固定効果 OLS 推計）

	最終審査請求率											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>shorten</i>	0.086*** (18.71)	0.086*** (18.71)	0.086*** (18.59)	0.086*** (18.60)	0.078*** (15.49)	0.078*** (15.49)	0.071*** (10.86)	0.071*** (10.86)	0.070*** (10.85)	0.071*** (10.86)	0.066*** (10.15)	0.067*** (10.17)
<i>uncertainty×shorten</i>			0.027*** (3.04)	0.027*** (3.05)							0.012 (0.80)	0.012 (0.81)
<i>LD×shorten</i>					0.007** (2.24)	0.007** (2.29)					0.023*** (5.24)	0.023*** (5.19)
<i>feeindex</i>							-0.201*** (4.01)	-0.198*** (3.96)	-0.138*** (2.75)	-0.136*** (2.71)	-0.199*** (3.87)	-0.196*** (3.81)
<i>LD×feeindex</i>									-0.033*** (14.91)	-0.032*** (14.61)	-0.037*** (15.81)	-0.036*** (15.51)
<i>avclaim</i>	0.008*** (56.43)	0.008*** (56.49)	0.008*** (55.55)	0.008*** (55.61)	0.008*** (52.55)	0.008*** (52.62)	0.008*** (39.99)	0.008*** (40.09)	0.008*** (39.87)	0.008*** (39.99)	0.008*** (39.89)	0.008*** (40.01)
<i>rdint</i>	-0.031*** (7.68)	-0.031*** (7.69)	-0.031*** (7.76)	-0.031*** (7.77)	-0.038*** (8.87)	-0.038*** (8.89)	-0.058*** (8.18)	-0.059*** (8.23)	-0.057*** (8.06)	-0.058*** (8.12)	-0.060*** (8.43)	-0.061*** (8.50)
<i>Inasset</i>	-0.077*** (34.64)	-0.077*** (34.70)	-0.076*** (34.42)	-0.077*** (34.49)	-0.083*** (35.08)	-0.084*** (35.18)	-0.099*** (30.98)	-0.100*** (31.19)	-0.099*** (30.91)	-0.100*** (31.16)	-0.099*** (30.83)	-0.100*** (31.08)
<i>ap</i>	-0.075** (2.18)		-0.082** (2.38)		-0.096*** (2.84)		-0.120*** (3.66)		-0.154*** (4.69)		-0.156*** (4.75)	
<i>Inipcap</i>	-0.021*** (11.34)	-0.021*** (11.46)	-0.021*** (11.21)	-0.021*** (11.34)	-0.020*** (10.16)	-0.021*** (10.33)	-0.012*** (4.42)	-0.012*** (4.71)	-0.011*** (4.26)	-0.012*** (4.63)	-0.011*** (4.24)	-0.012*** (4.61)
<i>year*industry</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>firm fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>IPC fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	1.083 (0.00)	1.085 (0.00)	2.446 (0.00)	2.450 (0.00)	1.504 (0.00)	1.508 (0.00)	2.034*** (18.70)	2.037*** (18.73)	1.969*** (18.09)	1.974*** (18.14)	2.030*** (18.55)	2.034*** (18.59)
Observations	700657	700657	690013	690013	584783	584783	284381	284381	284381	284381	284278	284278
R-squared	0.15	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18

Absolute value of t statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

表 4. 早期審査請求率に対する影響（固定効果 OLS 推計）

	早期審査請求率（出願から12ヶ月間の審査請求率）											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>shorten</i>	0.020*** (8.66)	0.020*** (8.67)	0.020*** (8.53)	0.020*** (8.54)	0.022*** (8.96)	0.022*** (8.96)	0.018*** (5.67)	0.018*** (5.69)	0.018*** (5.66)	0.018*** (5.68)	0.017*** (5.31)	0.017*** (5.35)
<i>uncertainty×shorten</i>			0.033*** (7.28)	0.033*** (7.32)							0.045*** (6.12)	0.045*** (6.14)
<i>LD×shorten</i>					-0.001 (0.40)	-0.000 (0.25)					0.003 (1.58)	0.003 (1.46)
<i>feeindex</i>							-0.104*** (4.28)	-0.099*** (4.11)	-0.089*** (3.66)	-0.086*** (3.55)	-0.099*** (3.98)	-0.096*** (3.85)
<i>LD×feeindex</i>									-0.008*** (7.26)	-0.007*** (6.46)	-0.008*** (7.38)	-0.008*** (6.59)
<i>avclaim</i>	-0.000*** (2.79)	-0.000*** (2.61)	-0.000*** (2.84)	-0.000*** (2.66)	-0.000*** (3.27)	-0.000*** (3.08)	-0.001*** (5.82)	-0.001*** (5.56)	-0.001*** (5.89)	-0.001*** (5.61)	-0.001*** (5.97)	-0.001*** (5.69)
<i>rdint</i>	0.006*** (2.91)	0.006*** (2.88)	0.006*** (2.83)	0.006*** (2.79)	0.004* (1.73)	0.004* (1.67)	0.032*** (9.16)	0.031*** (9.01)	0.032*** (9.22)	0.031*** (9.06)	0.031*** (8.99)	0.031*** (8.83)
<i>Inasset</i>	-0.011*** (10.20)	-0.012*** (10.40)	-0.011*** (9.89)	-0.011*** (10.10)	-0.014*** (12.19)	-0.015*** (12.47)	-0.004** (2.44)	-0.005*** (2.96)	-0.004** (2.40)	-0.005*** (2.94)	-0.004** (2.31)	-0.004*** (2.85)
<i>ap</i>	-0.143*** (8.29)		-0.145*** (8.46)		-0.154*** (9.12)		-0.176*** (11.08)		-0.184*** (11.56)		-0.184*** (11.57)	
<i>Inipcap</i>	-0.007*** (7.94)	-0.008*** (8.33)	-0.008*** (8.09)	-0.008*** (8.49)	-0.008*** (7.93)	-0.008*** (8.43)	-0.009*** (6.82)	-0.010*** (7.68)	-0.009*** (6.74)	-0.010*** (7.64)	-0.008*** (6.57)	-0.010*** (7.47)
<i>year*industry</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>firm fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>IPC fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	-0.003 (0.00)	0.002 (0.00)	1.587 (0.01)	1.593 (0.01)	0.098 (0.00)	0.105 (0.00)	0.492*** (9.35)	0.496*** (9.42)	0.477*** (9.05)	0.482*** (9.16)	0.493*** (9.31)	0.499*** (9.41)
Observations	700657	700657	690013	690013	584783	584783	284381	284381	284381	284381	284278	284278
R-squared	0.15	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20

Absolute value of t statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

ここでの関心事のひとつは審査請求可能期間の短縮の効果である。期間短縮ダミー (*shorten*) の係数はいずれにおいても、正で有意となっている<sup>23</sup>。すなわち、審査請求可能期間の短縮は、最終審査請求率を高めると同時に、審査請求のオプションバリューを低下させることで早期審査請求率も上昇させることが分かる。この結果は命題 1 と整合的である。なお、期間短縮により最終審査請求率は約 8.6% 上昇したことが分かる。

不確実性の程度と期間短縮ダミーの交差項 (*uncertainty* × *shorten*) の係数の符号をみると、最終審査請求率を被説明変数とした表 3 のモデル(3)、(4)において正で有意となっており、命題 2 を支持する結果となっている。すなわち、審査請求可能期間の短縮の影響は、各企業において特許の価値に関する不確実性が高い技術分野ほど大きくなる。さらに、この交差項は表 4 においても正で有意となっている。したがって、審査請求可能期間が短くなると、不確実性の高い分野では、意思決定を先に延ばしても得られる情報量が少なく、待つことのオプションバリューが小さくなるため、審査請求のタイミングが早まることが分かる。

また、低質ダミーと期間短縮ダミーの交差項 (*LD* × *shorten*) は最終審査請求率に正の効果を持っている。すなわち、見極めの期間の減少は、特に、各企業において登録率が低く維持期間が短い技術分野において、最終審査請求率を大きく上昇させたことが分かる。このことは、審査請求される特許出願の平均的な質が低下したことを示唆している。

我々のもうひとつの主要な関心事は、料金改定の影響である。期待料金指数 (*feeindex*) は、最終審査請求率と早期審査請求率の両方に対して有意に負の効果を持っている。これは命題 3 と整合的である。すなわち、料金改定によって企業の審査請求行動が変化し、料金の値上げは審査請求率を低下させる。図 5 でみたように、2004 年の料金体系の改定は、各企業において比較的質の高い技術分野で平均して約 2% の値下げ、質の低い分野で平均して約 6% の値上げの意味を持っていた。この結果と表 3 における *feeindex* の係数を併せて考えると、各企業において登録率が高く維持期間が長い技術分野では最終審査請求率が 0.4% ほど上昇し、登録率が低く維持期間が短い分野では最終審査請求率は 1.2% ほど低下したと推測できる。このことは、料金体系の改定が、審査請求される特許出願の平均的な質を高め、審査請求可能期間の短縮によるデメリットを一部打ち消す効果があったことを示している。

さらに、低質ダミーと期待料金指数との交差項 (*LD* × *feeindex*) は最終審査請求率及び早期審査請求率の両方に対して有意に負の効果を持っている。したがって、料金体系の改定は特に、登録率が低く維持期間の短い分野における審査請求を抑制する効果があったことが分かる。

---

<sup>23</sup> 巻末の参考資料では、審査請求可能期間を前半と後半に分けて、早期審査請求率に対する効果を調べている。すなわち、2001 年 9 月以前の特許出願（審査請求可能期間が 7 年間）については、前半と後半をそれぞれ 42 ヶ月で計算し、2001 年 10 月以降の特許出願については前半と後半をそれぞれ 18 ヶ月で計算して推計を行った。推計結果は参考表 3 に示している。主な違いは、*shorten* の早期審査請求率に与える影響が負で有意となっていることである。この設定の下では、期間短縮後の前半の長さがかなり短くなっているため、こうした結果が出ることは不思議ではない。

平均請求項数 (*avclaim*) は、企業レベル、産業レベル、技術分野レベルの変化をコントロールしても最終審査請求率に対して有意に正の効果を持っている。平均請求項数は 1986 年から 2001 年の間に約 4.3 件増加しているため、多項制の導入による請求項数の増加が長期的に審査請求率を約 3.4% 上昇させたと推測される。この結果は命題 4 (a) と整合的である。

他方で、表 4 を見ると、平均請求項数の増加は、早期審査請求率を低下させる方向に働く。すなわち、多項制の導入は、特許の質を高め権利化による利得を増加させるものの、それ以上に、不確実性の高いクレームが含まれることの影響が大きく、意思決定を先延ばしにすることの価値を大きく上昇させる。これにより、早期審査請求率が低下する。

最後に、推計結果の妥当性を確認するため、コントロール変数の影響をみていく。研究開発集約度 (*rdint*) については、最終審査請求率には負の効果を持ち、早期審査請求率には正の効果を持っている。研究開発集約度の長期的な上昇は発明の発生頻度を高め、既存発明の陳腐化を早めることで、審査請求されない発明の割合を高める。その一方で、イノベーションの実現は、短期的には直近の補完的発明を特許化するインセンティブを高める。

有形固定資産 (*lnasset*) は最終審査請求率と早期審査請求率の両方に対して負の効果を持つ。補完的資産が大きければ、より質の低い発明でも事業化に結びつけることが可能となる。したがって、補完的資産の増加はより質の低い発明に対する特許出願のインセンティブを高め、それが最終的には審査請求率を低下させる。このことは、出願件数 (*ap*) も最終審査請求率と早期審査請求率に対して負の効果を持っていることと整合的である。出願件数の係数が負であるということは、企業がある特定の分野で特許出願を増やしたとしても、その増加分ほどは審査請求が増えないことを意味しているためである。

これらコントロール変数の影響は、推計結果の妥当性を支持している。

## 6. 結論

本稿では、特許制度の改正が企業の審査請求行動に及ぼす影響について、リアルオプション理論に基づくモデル分析を行うとともに、そこから得られた仮説をパネルデータを用いた実証分析によって検証した。本稿で着目した制度改正は、2001 年に実施された審査請求可能期間の 7 年から 3 年への短縮と、その後の 2004 年に実施された特許料金体系の改定である。特に、特許料金については、物価指数の計算手法を用いた指標を作成することで、純粋な料金体系の変化による効果の識別を試みた。

出願審査請求制度は、出願人からの審査の請求があつてはじめて審査が開始される制度であり、出願人に対して特許出願後の一定期間、当該出願について権利化の必要性を見極める時間を与えている。他方で、この制度の下では、特許出願の権利の帰趨が長期間確定しないために、他企業の自由な研究開発活動が阻害されるという弊害も生じうる。2001 年の審査請求可能期間の短縮は、この研究開発の阻害効果を軽減すべく実施された。しかし、見極めの期間が減少したことで、本来権利化に値しないような発明が審査請求される

ようになった可能性もある。2004年に行われた料金改定の目的は、権利化に値するような価値の高い発明については、全体として特許の取得・維持にかかるコストを低くし、価値の低い発明については支払額を高くすることで、特許の平均的な価値を高めることであった（本稿では、各企業が出願している各技術分野について、技術分野全体の平均と比較して、登録率が低く維持期間が短い分野を、発明の価値が低い技術分野と定義して、制度改正の影響を分析している）。

こうした審査請求制度の改正について、理論モデルの分析から、次のような検証仮説が導出された。

(i) 審査請求可能期間の短縮により、出願人は期間内に特許出願の価値を見極めることが難しくなり、比較的価値の低い発明でも審査請求を行なうようになるため、最終審査請求率が上昇する。また、審査請求期間の短縮により期間内の見極めが困難となる場合、意思決定を先に延ばすメリットが小さくなるため、審査請求の意思決定のタイミングが早くなる。

(ii) 審査請求料の値上げと特許料の値下げは、特許の取得にかかる固定費を上昇させ維持費を低下させることで、維持期間が短く相対的に価値が低いとみなされる特許出願に対する審査請求を抑制し、維持期間が長く価値が高いとみなされる特許出願に対する審査請求を促進する。

パネルデータを用いた実証分析では、これらの仮説を支持する結果が得られた。それによれば、審査請求可能期間の短縮は、最終審査請求率を高めると同時に、早期審査請求率（出願から1年以内の審査請求率）を上昇させたことが分かった。なお、期間短縮により最終審査請求率は約8.6%上昇したことが確認された。

また、見極めの期間の減少によって、特に、登録率が低く維持期間が短い技術分野における最終審査請求率が、そうでない分野と比べて大きく上昇したことが分かった。このことは見極めの期間の減少が、全体として、審査請求される特許出願の平均的な価値を低下させたことを示唆している。

それに加えて、特許出願の価値の見極めに時間のかかる技術分野（技術分野全体の平均と比べて、審査請求までの期間が長い技術分野）ほど、期間短縮によってより大きく最終審査請求率が上昇したことも明らかとなった。

2004年の料金改定では、各企業において登録率が高く維持期間が長い技術分野では、1特許あたりの支払額が平均して2%ほど減少し、登録率が低く維持期間の短い分野では、1特許あたりの支払額が平均して6%ほど増加した。同時に、登録率が高く維持期間が長い技術分野では最終審査請求率が平均して0.4%ほど上昇し、登録率が低く維持期間が短い分野では最終審査請求率が平均して1.2%ほど低下したことが分かった。このことは料金体系の改定が、全体として、審査請求される特許出願の平均的な価値を高め、審査請求可能期間の短縮によるデメリットを一部打ち消す効果があったことを示唆している。

以上の結果から、2001年の審査請求期間の短縮は、当初の政策目標通り、すべての分野において特許出願の権利の帰趨の確定を早めたが、同時に、見極めの期間を減少させることで、特に発明の価値が低いとみなされる技術分野において、審査請求率を大きく上昇させるという負の効果を持っていたことが明らかとなった。2004年の料金改定は、この負の効果を一部相殺する効果があったと考えられる。したがって、この分析結果に見られるように、料金改定という政策ツールは他の政策に伴うデメリットを解消する補完的ツールとしても重要であると言える。

## 参考文献

- Cornelli, F. and Schankerman, M. (1999) "Patent renewals and R&D incentives." *RAND Journal of Economics*, vol.30, No.2, 197-213.
- Deng, Y. (2006) "The effects of patent regime changes: a case study of the European Patent Office." *International Journal of Industrial Organization*, vol.25, Issue.1, 121-138.
- Gilbert, R. and Shapiro, C. (1990) "Optimal patent length and breadth." *RAND Journal of Economics*, vol.21, No.1, 106-112.
- Goto, A. and Motohashi, K. (2007) "Construction of a Japanese patent database and a first look at Japanese patenting activities." *Research Policy*, Vol.36, Issue 9, pp.1431-1442.
- Henkel, J. and Jell, F. (2010) "Patent Pending – Why faster isn't always better", *SSRN Working Paper Series* 1738912.
- Hubbard, R.G. (1994) "Investment under uncertainty: keeping one's options open." *Journal of Economic Literature*, vol.XXXII, 1816-1831.
- Matutes, C., Regibeau, P. and Rockett, K. (1996) "Optimal patent design and the diffusion of innovations." *RAND journal of Economics*, vol.27, No.1, 60-83.
- O'Donoghue, T., Scotchmer, S. and Thisse, J.F. (1998) "Patent breadth, patent life, and the pace of technological progress." *Journal of Economics & Management Strategy*, vol.7, No.1, 1-32.
- Pakes, A. (1986) "Patent as options: some estimates of the value of holding European patent stocks." *Econometrica*, Vol.54, No.4, 755-784.
- Palangkaraya, A., Jensen, P. H. and Webster, E. (2008) "Applicant behavior in patent examination request lags." *Economics Letters*, vol.101, Issue 3, 243-245.
- Pitkethly, R.H. (1999) "The valuation of patents: a review of patent valuation methods with consideration of option based method and the potential for further research." *OIPRC Electronic Journal of Intellectual Property Rights*, WP 05/99.
- Regibeau, P. and Rockett, K. (2003) "Are more important patents approved more slowly and should they be?" *Economics Discussion Papers* 556, University of Essex.
- Regibeau, P. and Rockett, K. (2010) "Innovation Cycles and Learning at the Patent Office: Does the Early Patent Get the Delay?" *Journal of Industrial Economics*, vol. L VIII, No.2, 222-246.
- Scotchmer, S. (1999) "On the optimality of the patent renewal system" *RAND Journal of Economics*, vol.30, No.2, 181-196.

- Weeds, H. (2002) “Strategic delay in a real options model of R&D competition.” *Review of Economic Studies*, vol.69, 729-747.
- 鈴木公明(2004) 「投資意思決定とリアルオプション－特許権の価値評価」 *企業会計* vol.56, No.6, 34-40.
- 長岡貞男、西村陽一郎、山内勇、大西宏一 (2007) 「日本企業の審査請求行動の分析」『我が国企業の国際競争力強化にむけた知的財産戦略の評価に関する調査研究報告書－知的財産統計に関する調査研究－』、5-36 頁、知的財産研究所
- 山内勇、長岡貞男(2007) 「審査請求制度の経済分析」『特許の経営・経済分析』第 14 章、373-407 頁、雄松堂

## 参考資料

参考表 1. 料金改定の詳細

審査請求料の値上げ				
2004年3月31日まで	¥84,300	+	(¥2,000 × 請求項数)	
2004年4月1日以降	¥168,600	+	(¥4,000 × 請求項数)	
特許料の値下げ				
2004年3月31日まで	¥13,000	+	(¥1,100 × 請求項数)	3年
	¥20,300	+	(¥1,600 × 請求項数)	4年～6年
	¥40,600	+	(¥3,200 × 請求項数)	7年～9年
	¥81,200	+	(¥6,400 × 請求項数)	10年以上
2004年4月1日以降	¥2,600	+	(¥200 × 請求項数)	3年
	¥8,100	+	(¥600 × 請求項数)	4年～6年
	¥24,300	+	(¥1,900 × 請求項数)	7年～9年
	¥81,200	+	(¥6,400 × 請求項数)	10年以上

注：例えば、登録率を同一とすると、請求項数が10の発明については、6年以上維持する場合に値下げとなる。また、請求項数が10の発明を15年間維持した場合、改定前の総支払額は1,374,200円、改定後の支払額は1,265,800円であり、ひとつの発明につき108,400円の値下げとなる。なお、期待料金の計算においては、平均的な登録率（=登録件数／審査請求件数）も考慮する必要がある。



参考表 2. 変数の説明

変数	説明	変数のレベル
<i>shorten</i>	審査請求可能期間の短縮後(2001年10月以降)に1をとるダミー変数	企業・技術分野に共通、月次
<i>LD</i>	登録率が平均より低く維持期間が平均より短い場合に1をとるダミー変数	企業×技術分野レベル、時間を通じて一定
<i>uncertainty</i>	各技術分野ごとに審査請求可能期間の後半に審査請求される特許出願の割合を計算し、全体平均との差をとったもの	技術分野レベル、時間を通じて一定
<i>LD×shorten</i>	<i>LD</i> と <i>shorten</i> の交差項	企業×技術分野レベル、月次
<i>uncertainty×shorten</i>	<i>uncertainty</i> と <i>shorten</i> の交差項	技術分野レベル、月次
<i>feeindex</i>	審査請求1件当たりの期待料金のフィッシャー指数	企業×技術分野レベル、月次
<i>LD×feeindex</i>	<i>LD</i> と <i>feeindex</i> の交差項	企業×技術分野レベル、月次
<i>avclaim</i>	平均請求項数	企業×技術分野レベル、月次
<i>rdint</i>	研究開発集約度 (=研究開発費/有形固定資産)	企業×技術分野レベル、年次
<i>lnasset</i>	有形固定資産(対数)	企業×技術分野レベル、年次
<i>ap</i>	特許出願件数	企業×技術分野レベル、月次
<i>lnipcap</i>	技術分野全体での特許出願件数(対数)	技術分野レベル、月次
<i>industry×year</i>	産業ダミーと年ダミーとの交差項	企業レベル、年次
<i>firm dummies</i>	企業の固定効果	企業レベル、時間を通じて一定
<i>IPC dummies</i>	技術分野の固定効果	技術分野レベル、時間を通じて一定

参考表 3. 記述統計量

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
最終審査請求率	701234	0.612	0.416	0	1
早期審査請求率	701234	0.172	0.339	0	1
<i>shorten</i>	701234	0.201	0.400	0	1
<i>LD</i>	585211	0.175	0.380	0	1
<i>uncertainty</i>	690520	0.000	0.132	-0.697	0.303
<i>LD×shorten</i>	585211	0.033	0.179	0	1
<i>uncertainty×shorten</i>	690520	0.000	0.059	-0.697	0.303
<i>fisher</i>	284383	1.001	0.014	0.903	1.486
<i>LD×fisher</i>	284383	0.185	0.389	0	1.486
<i>avclaim</i>	700680	4.421	4.178	1	186
<i>rdint</i>	701234	0.133	0.192	0	21.457
<i>lnasset</i>	701234	11.285	1.539	3.497	16.297
<i>ap (thousand)</i>	701234	0.005	0.015	0.000	0.777
<i>lnipcap</i>	701234	5.734	1.243	0.087	8.455

参考表 4. 早期審査請求率に対する影響（固定効果 OLS 推計）

（ここでの早期審査請求率は、審査請求可能期間の前半に審査請求される割合として定義したものである。すなわち、2001年9月末までの特許出願については出願から42ヶ月まで、2001年10月以降の特許出願については出願から18ヶ月までの期間に審査請求されたものの割合が、ここでの早期審査請求率である。）

	早期審査請求率(審査請求期間の前半の審査請求率)											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>shorten</i>	-0.135*** (36.75)	-0.135*** (36.74)	-0.136*** (36.59)	-0.136*** (36.58)	-0.136*** (34.19)	-0.136*** (34.18)	-0.140*** (27.87)	-0.140*** (27.85)	-0.140*** (27.88)	-0.140*** (27.85)	-0.141*** (27.78)	-0.141*** (27.74)
<i>uncertainty×shorten</i>			0.084*** (11.70)	0.084*** (11.74)							0.131*** (11.13)	0.132*** (11.15)
<i>LD×shorten</i>					0.001 (0.49)	0.002 (0.63)					-0.003 (0.78)	-0.003 (0.88)
<i>feeindex</i>							-0.044 (1.15)	-0.039 (1.01)	-0.027 (0.69)	-0.023 (0.60)	-0.024 (0.61)	-0.020 (0.51)
<i>LD×feeindex</i>									-0.009*** (5.44)	-0.008*** (4.81)	-0.009*** (4.89)	-0.008*** (4.26)
<i>avclaim</i>	0.002*** (17.95)	0.002*** (18.13)	0.002*** (17.84)	0.002*** (18.02)	0.002*** (15.92)	0.002*** (16.10)	0.002*** (10.83)	0.002*** (11.04)	0.002*** (10.78)	0.002*** (11.01)	0.002*** (10.60)	0.002*** (10.82)
<i>rdint</i>	0.020*** (6.47)	0.020*** (6.44)	0.021*** (6.48)	0.020*** (6.44)	0.019*** (5.55)	0.019*** (5.50)	0.053*** (9.71)	0.053*** (9.58)	0.054*** (9.75)	0.053*** (9.62)	0.053*** (9.64)	0.053*** (9.52)
<i>Inasset</i>	-0.011*** (5.99)	-0.011*** (6.19)	-0.010*** (5.50)	-0.010*** (5.71)	-0.015*** (8.06)	-0.016*** (8.30)	-0.007*** (2.74)	-0.008*** (3.15)	-0.007*** (2.71)	-0.008*** (3.14)	-0.006*** (2.58)	-0.007*** (3.02)
<i>ap</i>	-0.225*** (8.23)		-0.226*** (8.28)		-0.218*** (8.08)		-0.224*** (8.84)		-0.234*** (9.20)		-0.233*** (9.18)	
<i>lnipcap</i>	-0.005*** (3.30)	-0.005*** (3.68)	-0.005*** (3.04)	-0.005*** (3.43)	-0.003** (2.08)	-0.004** (2.51)	-0.000 (0.07)	-0.002 (0.74)	-0.000 (0.01)	-0.001 (0.72)	0.001 (0.30)	-0.001 (0.40)
<i>year*industry</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>firm fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>IPC fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	-0.186 (0.00)	-0.179 (0.00)	2.295 (0.00)	2.304 (0.00)	0.188 (0.00)	0.198 (0.00)	0.492*** (5.84)	0.497*** (5.90)	0.474*** (5.62)	0.481*** (5.71)	0.490*** (5.79)	0.497*** (5.87)
Observations	700657	700657	690013	690013	584783	584783	284381	284381	284381	284381	284278	284278
R-squared	0.18	0.18	0.19	0.19	0.19	0.19	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22

Absolute value of t statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%