

出願公開制度と技術知識のスピルオーバー効果*

山田 節夫**

<要約>

日本では1971年に「出願公開制度」が導入され、公開される発明の量が飛躍的に増大し(量的効果)、公開のタイミングが著しく早まった(時間効果)。それに伴い、審査官によって引用される特許文献の量が急増した。一般に、審査官引用は出願人引用とは異なり、「技術知識のスピルオーバー効果」を捉えたデータとして有用ではないと考えられてきたが、出願公開制度導入の前後に観察された特許データの構造変化を分析した結果、審査官引用は関連発明発生の「事後報告」という性質を有しており、過去の発明に誘発されて起こされた発明に関する情報を含んでいる可能性が高いことが明らかとなった。そして、出願公開制度の導入は「量的効果」と「時間効果」を通して、技術知識のスピルオーバー効果を強める作用をした。また、特許誘発関数の推計により、関連特許出願の公開弾力性は1を超えていて、公開によって誘発される発明には「規模の経済」が成立し、「内生的成長論」が持続的経済成長の拠り所としている「自律メカニズム」が成立するための必要条件が満たされていることが明らかとなった。さらに、出願公開制度の導入はこうした「自律メカニズム」を駆動させやすい環境を提供した。

JEL区分：O31, O32, O34

キーワード：出願公開制度，技術知識のスピルオーバー効果，内生的成長論

1. はじめに

現代の特許制度は、技術知識の発明者に対して排他的独占権を付与する代わりに、発明の公開を要求する。発明の公開により「技術知識のスピルオーバー効果」が機能して、知識生産の量や効率が改善され、ひいては経済成長が促進されると考えられている。本稿では、技術知識のスピルオーバー効果を「累積的イノベーションによって生じる知識の外部性が、技術知識生産の量を増加させ効率を改善させる現象」と定義する。ここで「累積的イノベーション」とは、発明の公開が新たな発明の誘因となっていくプロセスを意味する。

1990年代に発展をみせた Romer (1990), Aghion and Howitt (1992, 1998), Grossman and Helpman (1992) らによる「内生的成長論 (endogenous growth theory)」では、こうした技術知識のスピルオーバー効果が持続的な経済成長を支える基本条件を提供している。また、「成長会計分析」

* 本稿の作成にあたり、井上淳一氏(エヌユー知財フィナンシャルサービス株式会社・代表取締役社長)に整理標準化マスターから「公告日」を抽出していただき、引用データの基本集計をお願いした。ここに記して感謝の意を表したい。

** 専修大学経済学部教授

に関する多くの実証研究は、TFP (Total Factor Productivity) の持続的改善が経済成長を説明するもっとも重要な要因であるとしており、TFP の改善は技術知識の蓄積と密接な関係があると考えられている。

一般に、特許文献に記録されている引用情報は、累積的イノベーションのプロセスを捉えている貴重なデータソースとみなされており、欧米では特許引用情報を用いて、地域的・時間的なイノベーションの伝播プロセスを明らかにした研究が数多く行われている (Jaffe and Trajtenberg (1999), Branstetter (2000), Hu and Jaffe (2001))。また、知識の外部性が研究開発活動の効率をどの程度改善しているのか、という問題意識から行われた研究も少なくない (Bernstein and Nadiri (1988), Griliches (1979, 1990), Goto and Suzuki (1989))。

累積的イノベーションに関する研究の多くは、日本で主に用いられている「審査官引用」とは性質が異なる「出願人引用」による分析であるが、累積的イノベーションのプロセスを明らかにするうえで多くの研究者が「出願人引用」の有用性を認めているのに対し、「審査官引用」については、出願人が過去の特許文献を直接参照しているわけではないので、その有用性を疑問視する見方が根強い。

技術知識のスピルオーバー効果が機能するためには、何より発明が公開される必要があるが、日本では1971年に「出願公開制度」が導入され、公開される発明の量が著しく増大し、公開のタイミングが大幅に早まった。そして、制度導入後、審査官によって引用される特許文献の量は飛躍的に増大した。こうした被引用回数急増の背景には、「審査官引用」の意味を吟味するうえで、あるいは、技術知識のスピルオーバー効果の存在を実証的に明らかにするうえで有用な情報が潜んでいると考えられる。そこで本稿では、Goto and Motohashi (2007) によって開発された IIP 特許データベースに整理標準化データから直接抽出した特許データを補完し、出願公開制度導入前後の特許データの構造変化に着目して統計的分析を行った。その結果、以下のような含意が得られた。

(1) 審査官引用情報は、関連発明発生 (関連特許出願) の事後報告という性質を有しており、出願人による引用情報の場合と同じように、累積的イノベーションの形成プロセスを捉えている。(2) 出願公開制度の導入は、技術知識公開の「量的効果」と「時間効果」を作用させ、過去の公開発明に誘発された関連特許出願を著しく増加させた。(3) 関連特許出願の増大は研究開発効率の改善を意味すると考えられるので、出願公開制度の導入は技術知識のスピルオーバー効果を強める作用をした。(4) 出願公開制度の導入は、発明公開に関する動学的プロセスを通して長期的に関連特許出願を誘発する効果を持った。(5) 「関連特許出願の公開弾力性」は1を超えており、公開によって誘発される関連発明には「規模の経済」が成立している。(6) 関連発明に関する「規模の経済」は、内生的成長論が持続的成長の拠り所としている「自律メカニズム」を成立させるための「必要条件」であり、出願公開制度の導入は「自律メカニズム」が駆動しやすい環境を提供した。

以下、2. では、出願公開制度導入後の被引用回数の急増をデータで確認し、3. では、その要因が引用インフレーションではなく主として出願数効果によるものであることを指摘する。4. では、審査官引用で結びつけられた先願特許と後願特許の公開時点と出願時点の関係から、審査官引用が累積的イノベーションの「必要条件」を満たしていることを確認する。5. では、出願公開制度導入により「量的効果」と「時間効果」が作用して関連する特許出願数を大きく増加させた可能性を指摘し、この点を実証的に明らかにするため、6. では「特許誘発関数」を定式化する。7. では、特許引用情報から関連特許出願数をカウントし、8. では「特許誘発関数」を推計する。9. と10. では出願

公開制度導入の長期効果を検討するためのシミュレーションモデルを構築する。おわりに、では、若干の政策的含意を述べる。

2. 被引用回数の急増

日本では、技術知識の公開に強く影響する重要な制度改訂が1971年に実施された。出願公開制度の導入である。1960年代の日本では、欧米から導入した新技術をベースにした改良発明が活発に行われ、そうした発明の特許出願が急速に増加していた。その結果、1960年代後半には、特許審査が大幅に遅延するようになった。技術の高度化や複雑化は、いっそう審査の滞りを増加させる要因となった。当時の特許法では、実体審査終了後の「公告日」まで発明の内容は公開されなかったため、審査の遅延は重複技術開発の増大による研究開発資源の社会的な浪費を深刻化させた。また、企業が他社の出願状況を知るには、手間と費用をかけて外国の特許公開情報入手せざるを得ない、という状況も続いていた。こうした問題を解消させるため、すでにオランダ、旧西ドイツ、オーストラリアで採用されていた出願公開制度が日本にも導入され、原則的にすべての特許出願の内容は出願日から18ヶ月後に公開されるようになった（1971年1月1日より施行）。

出願公開制度の導入以降、被引用回数（前方引用回数：forward citation）の急増がみられた。図1. は IIP 特許データベース（Goto and Motohashi (2007)）の引用情報ファイルから、1964～1985年に出願された特許が2009年までに受けた引用回数をカウントしたものである。被引用回数は、特許公開後の経過時間が長くなるほど増加する傾向にあるので、公開から観測時点までの経過時間が不足していると、被引用回数に欠損が生じる可能性がある。こうした被引用回数の欠損は、切断バイアス（truncation bias）といわれる。ただし、公開後の経過年数が20年で、生涯被引用回数のおよそ95%が発生することが知られている（Nakanishi and Yamada (2007)）。本稿で利用した IIP 特許データベースの経過情報観測時点は2009年なので、切断バイアスによる欠損は深刻ではなく、生涯にわたって受ける引用数を概ね捉えていると考えて差し支えない。

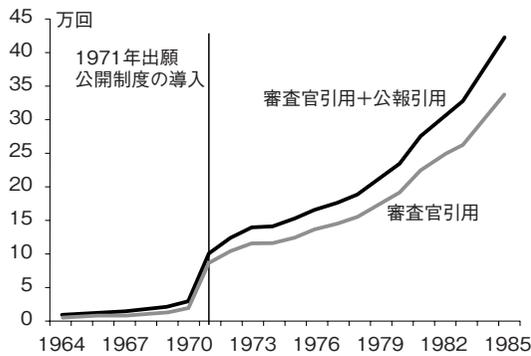
IIP 特許データベースが整理標準化データから収集した引用情報には、審査官引用と公報引用がある。図1. によると、出願公開制度が導入されてから、審査官引用も公報引用もともに急増していることがわかる。1970年に出願された特許が受けた審査官引用は1万9159回であったが、1971年にはおよそ4.6倍も増加し8万7642回となっている。審査官引用と公報引用の合計では、3.5倍の増加を示している。

図2. は、各年の特許出願数（公開特許出願数）で生涯被引用回数を割った生涯平均被引用回数の推移をみたものである¹⁾。実数の場合と同様、出願公開制度の導入を境に急増を示している。審査官引用では、1970年に0.25回であったものが、1971年には0.82回に増加している。また、生涯平均被引用回数の推移には趨勢的な上昇傾向もみられる。

通常、ある特許出願は生涯にわたって一度も引用されない場合もあれば、複数回引用される場合もある。図3. は、全特許出願に対する0～5回の引用を受けた特許出願の割合が、経時的にどのように変化しているのかを観察したものである。たとえば、1964年に出願された特許のうち、生涯にわたって1回も引用を受けたことがない特許は84%にも上るが、5回の引用を受けた特許は僅か0.15%を占めるにすぎない。

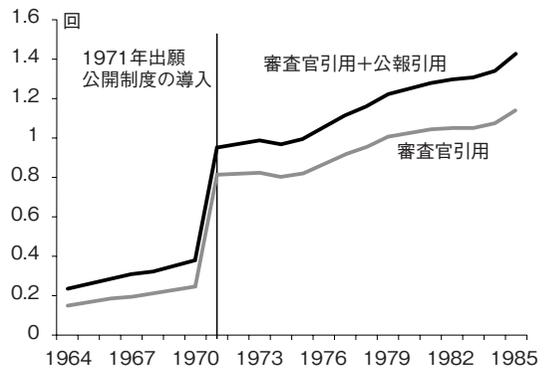
こうした被引用回数に関する相対度数分布は、出願公開制度の導入を境に著しい構造変化を示している。1970年では、全く引用を受けない特許の割合は77%であったが、1971年には59%に低下し

図1. 生涯被引用回数の推移



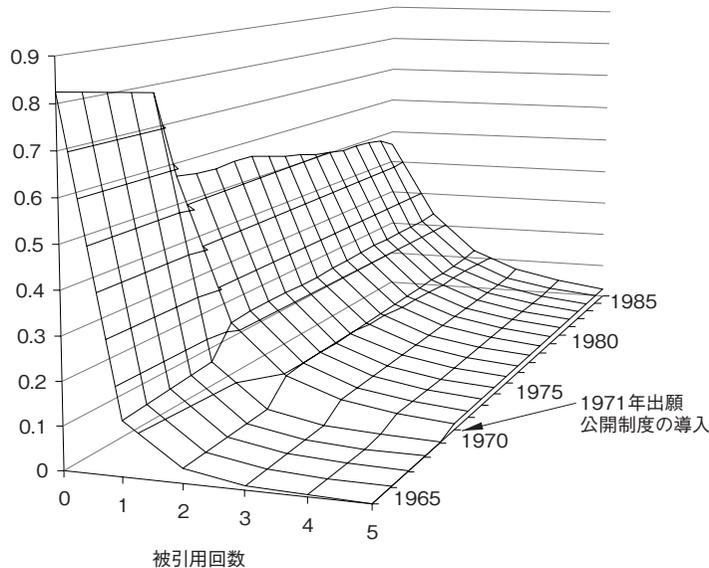
資料：IIP 特許データベース

図2. 平均生涯被引用回数の推移



資料：IIP 特許データベース

図3. 生涯平均被引用回数の度数分布



資料：IIP 特許データベース

ている。また、1回の引用を受けた特許の割合は、1970年の15.4%から1971年には21.8%に増加し、2～5回の引用を受けた特許の割合もかなり増加している。さらに、時間が経過するにつれ、全く引用を受けない特許出願の割合が次第に低下していき、そのかわりに1回および複数回の引用を受けた特許出願の割合が趨勢的に増加していることもみてとれる。

3. 引用インフレーション (citation inflation)

1971年以降にみられた被引用回数急増について、まず考えられる原因は「引用インフレーション (citation inflation)」の進展である。引用インフレーションとは、特許の質や価値とは関係なく、検索条件や検索技術の変化、特許行政の運用の変化などが原因で特許文献が引用される頻度が高まる現象を指す。後に詳しくみるように、出願公開制度の導入は公開される発明の量を飛躍的に増大さ

せ、審査官が検索できる特許文献のプールを著しく拡大させたので、1971年以降にみられた被引用回数の急増は、こうした引用インフレーションが作用した結果かもしれない。そこでこの点を明らかにするため、以下では特許引用情報（後方引用：backward citation）の側面に注目してみよう。

先にも指摘したように、引用情報の種類には審査官引用と公報引用がある。審査官が実体審査において特許の成立を拒絶する場合、先行特許文献を提示して拒絶理由を示す場合がある。この拒絶理由を示すための引用が審査官引用である。ただし、拒絶通知を受けても、出願人には「補正書」および「意見書」の提出による再審査の機会が与えられているので、審査官引用が記録された特許のすべてが拒絶査定となっているわけではなく、査定となった特許にも審査官引用が記録される場合が少なくない。また、審査官は拒絶理由通知なしで特許査定とする場合も先行特許文献を引用する場合があるが、こうした引用は公報引用と呼ばれる。ところが、公報引用については、1985年以降の登録公報に記載された引用情報しか整理標準化データには記録されていない（Goto and Motohashi (2007)）。そこで以下では、データの連続性を重視し審査官引用に限定して分析を行う。

図4. は、1971～1990年に出願された特許に記録されている引用総数の推移をみたものである。1970年代前半の引用総数はごくわずかであったが、その後急速に増加していき1990年に出願された特許に記録されている引用総数は23万9222件に上っている。一般に審査官は、1つの特許出願の審査について複数の引用を行う場合があるので、引用総数と過去の特許文献の引用が記録されている特許出願数（引用がある特許出願数）は一致せず、前者が後者を上回る。そこで図4.には、引用がある特許出願数をカウントしてその推移も示してある。

引用のある特許出願数で引用総数を割った平均引用数の推移は、引用インフレーションの進展を示していると考えられる。図4.によると、平均引用数は趨勢的に上昇しており、審査官が1件当りの特許審査について引用する特許文献の量が増加傾向にあることがわかる。このように、1971年以降の被引用回数の急増の一部は引用インフレーションによって説明されるが、以下にみるように、

図4. 引用数と平均引用数の推移

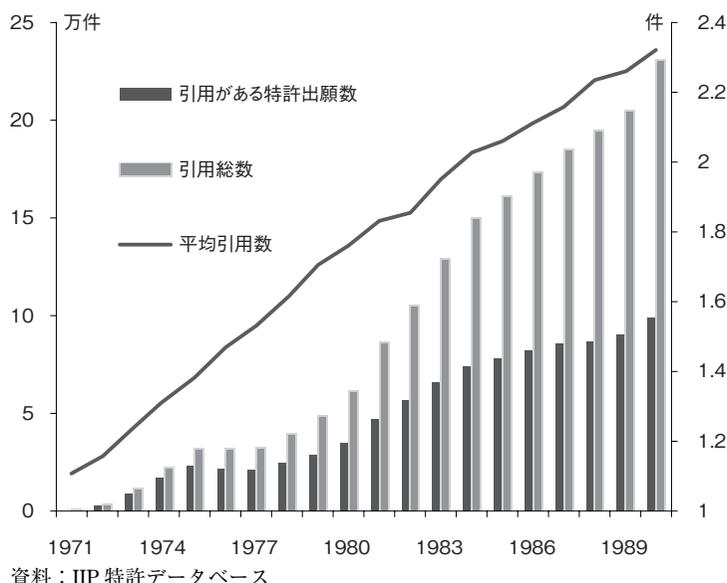
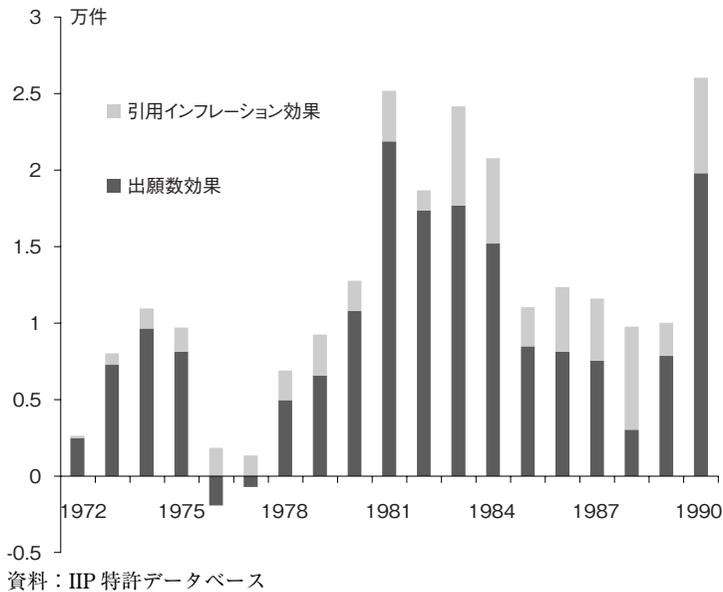


図5. 引用インフレーションの効果



引用インフレーション以外にも引用総数を増加させる要因がある。

いま、 l 年に出願された特許の引用総数を c_l 、引用が記録されている特許出願数を p_l 、平均引用数を v_l としよう。このとき、引用総数は $c_l = v_l p_l$ となるので、引用総数の増加分 Δc_l は、

$$\Delta c_l = v_l \Delta p_l + p_l \Delta v_l \quad (1)$$

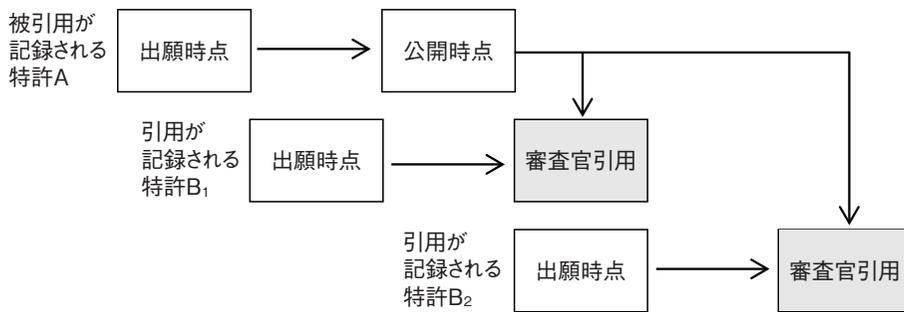
と表される。(1)式右辺の第1項は引用総数増加に対する出願数効果、第2項は引用インフレーション効果を意味している。図5.は、各年の引用総数の増加を、これらの2つの効果に分けて示したものである。それによると、1988年のように引用総数増加の主要原因が引用インフレーションによる場合もあるが、ほとんどの場合は出願数効果が主に引用総数の増加を説明している。このように、引用インフレーションは1971年以降の被引用回数急増の主要な原因ではなく、引用のある特許出願数の増加が重要であったことがわかる。

4. 公開と出願のタイミング

特許引用情報を用いて、累積的イノベーションのプロセスを追跡したり、スピルオーバー効果の機能を明らかにしようとする研究はこれまでに数多く行われてきた (Jaffe and Trajtenberg (1999), Branstetter (2000), Hu and Jaffe (2001))。しかし、これらの研究に用いられた引用情報は「出願人引用」であり、本稿で用いている「審査官引用」とは根本的に性質が異なっている。出願人引用の場合、引用を受けた特許の背後にある技術知識は、それを引用した発明者に伝播していると考えられるので、確かに累積的イノベーションのプロセスを捉えているといえよう。

ところが、審査官引用の場合、審査官が審査の対象とした特許文献と、審査官が審査の際に引用した特許文献の間に技術的な関係があることは間違いないとしても、必ずしも後願特許の発明者が先願特許の内容に触発されて発明を起こしたとはいいい切れないので、審査官引用の情報から累積的

図6. 出願と公開のタイミング



イノベーションのプロセスを捉えることは困難であるとする見方が根強い。しかし他方で、同一企業組織内の審査官引用、いわゆる自己引用（self citation）の場合には、十分に累積的イノベーションを仮定できると考えられるし、自己引用の場合に限定されず、技術開発のヒントをどこから得たかという質問に対して、先行特許文献を挙げる企業が多いことも知られている²⁾。

ただし、審査官引用が累積的イノベーションのプロセスを捉えているなら、後願特許の発明者は少なくとも先願特許を事前に見ることができなくてはならない。すなわち、先願特許は後願特許の前に公開されていなくてはならない。

図6.は、こうした公開と出願のタイミングを例示したものである。いま、被引用が記録される先願特許をA、引用が記録される後願特許をB₁・B₂としよう。審査官が後願特許B₁の審査にあたり、先願特許Aを引用した場合、明らかに先願特許Aと後願特許B₁は技術的な関連を有しているので、審査官引用は関連発明発生（関連特許出願）の「事後報告」という性質を持っている。

問題は、先願特許Aの公開時点と後願特許B₁の出願時点の関係にある。後願特許B₁のように、先願特許Aの公開以前に出願された場合には、後願特許B₁の発明者は先願特許Aの内容の詳細を知らないで発明を起こしているはずなので、これらの特許間の技術的関連は偶然に生じている可能性が高い³⁾。これに対して、後願特許B₂のように、出願時点が先願特許Aの公開時点の後である場合、後願特許B₂の発明者は先願特許Aの内容の詳細を少なくとも見ることはできたはずなので、これらの特許間に累積的イノベーションが成立している可能性がある。このように、公開後出願は累積的イノベーション成立の「必要条件」となる。

そこで本稿では、IIP特許データベースの引用情報ファイルを用いて、こうした公開前後出願がどの程度存在するのかを確認した。ただし、出願公開制度導入後の特許出願は、原則的に出願日から18ヶ月で公開されるので公開日の特定は容易だが、それ以前の特許出願の公開は「公告日」に行われていたので別途それを調べなければならない。そこで、整理標準化データから公告日を検索し、それらを引用情報ファイルに補填して公告前特許出願の割合を調べた。その結果、1964～1990年の引用情報が記録されている特許出願について、引用先特許の公開前に出願されている特許は全体のわずか3.79%にすぎなかった。すなわち、引用情報が記録されている特許出願のほとんどは公開後出願で、累積的イノベーション成立の「必要条件」を満たしていることがわかった。

5. 出願公開制度導入にともなう「量的効果」と「時間効果」

出願公開制度が導入されるまでの日本において、特許出願は、特許査定、拒絶査定、特許査定と

なったものの設定納付金（最初の3年間の維持年金）が納付されなかった特許の3種類に分類される。このうち、特許査定と設定納付金未納特許は公開されるが、拒絶査定となった特許は公開されていなかった。当時の日本では、権利付与前異議申立制度⁴⁾が採用されており、実体審査終了後、査定が予定されている特許については「特許出願公告公報」を発行して第三者からの異議申立を受け付けた。異議申立受付の開始日は「公告日」と呼ばれ、発明の内容はこの公告日に公開された。したがって、拒絶査定となった特許はそもそも公告公報が発行されないため、整理標準化データに記録は残らない。ただし、整理標準化データに登録日は記録されていないが、公告公報が発行され公開されていた特許が存在する。それが設定納付金未納特許である。

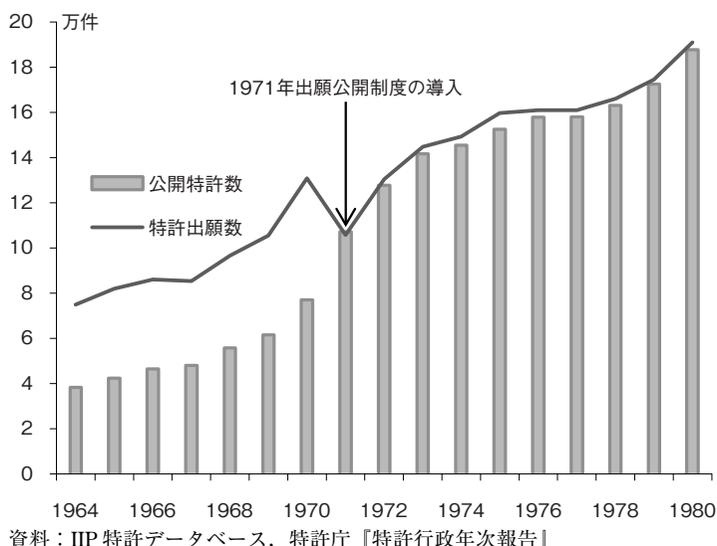
当時は審査請求制度が導入されていなかったため、特許出願のほぼすべては実体審査となっていたが、権利化の必要の無い特許であることが判明した場合、出願人は査定を受けた後、設定納付金を未納とすることで「取下げ」を行う場合があった。設定納付金未納特許は、特許審査に要した有形・無形の費用の浪費を意味するので、こうした特許が増加するにつれ、審査請求制度導入の必要性が認識されるようになったと推察される。

このように、1971年までは、査定を受けた特許と設定納付金未納特許だけが公告日に公開されていたが、出願公開制度の導入以降は、原則的にすべての特許出願が出願日より18ヶ月後に公開されるようになった。

図7. は、出願公開制度の導入により、公開される特許出願数がどれほど増加したのかを観察したものである。図7. から明らかなように、1964～1970年において、公開され整理標準化データに記録が残っている特許出願数（公開特許出願数）は、特許庁がカウントしている特許出願数を大幅に下回っている。たとえば、1970年についてみると、特許出願数は13万831件であったが、公開特許出願数は7万7053件で、全体の59%が公開されていたにすぎない。ところが、出願公開制度導入後は原則的にすべての特許出願が公開されるようになったので、公開特許数は1970年の7万7053件から1971年の10万7253件におよそ40%も増加している⁵⁾。

ところで、特許出願数自体は1971年に大きく減少しているが、これは第三者による迂回発明のり

図7. 特許出願数と公開特許数の推移



スクの増大を懸念した企業が、一時的に特許出願を抑制したためである。ただし、出願から権利化までの期間においても「補償金請求権」⁶⁾が認められていたので、こうした発明の保護の実体が認識されるようになり、特許出願数も1972年から順調な増勢傾向に復帰している。そこで、1970年と1972年の比較でみると公開特許出願数はおよそ66%増加している。このように、出願公開制度の導入により公開される特許出願数は著しく増加した。

公開される発明の増加は、それに誘発された関連特許出願を増大させる効果を持っていた可能性がある。本稿ではこれを出願公開制度導入にともなう「量的効果」と呼ぶ。もし「量的効果」が作用しているなら、出願公開制度の導入は、技術知識のスピルオーバー効果を強める作用をしたことになる。

さらに、出願公開制度の導入は発明の公開時点を早期化させ、そうした経路からも関連特許出願を増加させた可能性がある。先にも指摘したように、出願公開制度が導入されるまでの特許出願の公開は「公告日」に行われていた。公告日は実体審査終了後に定められるので、出願から公開まではかなりの時間を要していた。図8.は、整理標準化データから1964～1970年の特許出願の公告日を検索し、各年の出願・公開（公告）ラグの平均を見たものである。出願・公開ラグは、1964年には3.4年であったがその後徐々に長期化し、1971年には4.3年となっている。1964～1970年の平均出願・公開ラグはおよそ4年であった。他方、出願公開制度導入後の出願・公開ラグは一律1.5年となったので、制度導入後著しく公開のタイミングが早まったことになる。

また、図9.は、1964～1970年における出願・公開ラグの相対度数分布を観察したものである。それによると、出願・公開ラグが最も短い特許で0.5年、最長で20.5年であり、3～7年に82%の特許が集中している。また、出願から1.5年以下で公開されていた特許は全体の僅か2%にすぎず、残りの98%の特許の出願・公開ラグは1.5年を超えていた。このように、出願公開制度の導入は、ほとんどの特許出願に対して公開の早期化を意味した⁷⁾。

出願公開制度の導入により、出願後早期に発明が公開されるようになると、以前にも増して誘発される特許出願数が増加した可能性がある。もし、技術知識が出願時点から陳腐化するとすれば、

図8. 出願・公開ラグの推移

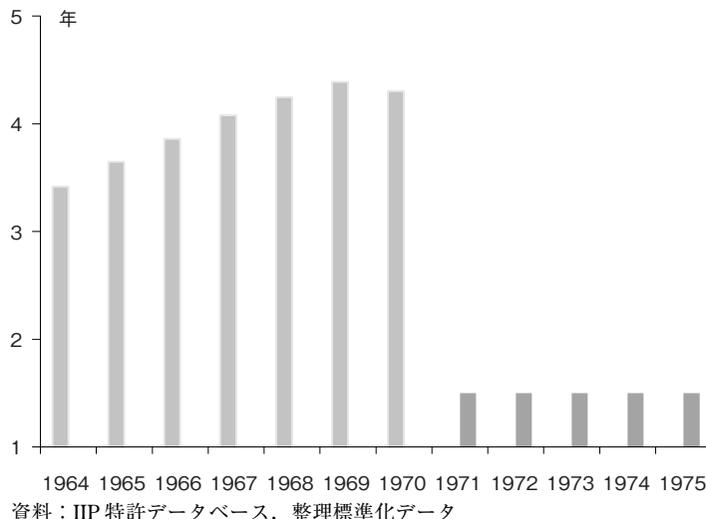
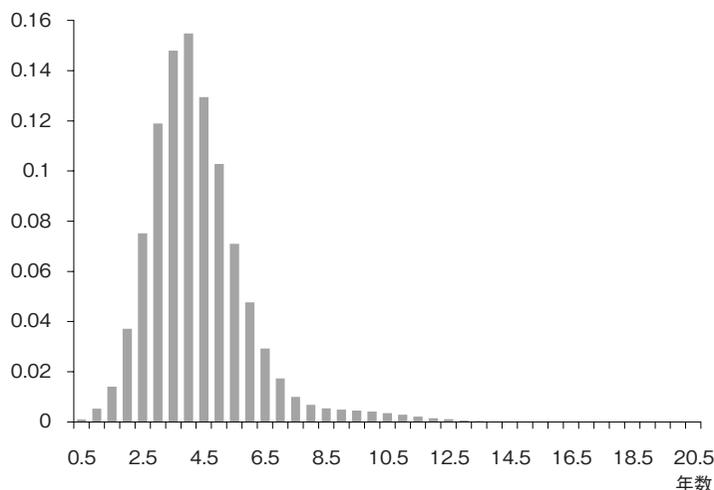


図9. 出願・公開ラグの度数分布1964～1970年



資料：IIP 特許データベース，整理標準化データ

公開時点が遅くなるほど後続の発明者にとってその技術知識の有用性は低下すると考えられる。したがって、発明の早期公開は、技術知識の有用性の程度がまだ高いうちに、後続の発明者による参照を可能とさせるので、それに触発されて起こされる発明の頻度も高くなると予想される。本稿ではこれを出願公開制度導入にともなう「時間効果」と呼ぶ。もし、「時間効果」が作用しているなら、先にみた「量的効果」と相まって、出願公開制度の導入は、技術知識のスピルオーバー効果を一層強める作用をしたことになる。

6. 特許誘発関数の定式化

これまでの特許データの観察から、被引用回数急増の主要原因は引用インフレーションとはいえない、引用情報が記録されている特許出願のほとんどが累積的イノベーション成立の「必要条件」を満たしている、などの点が明らかとなった。また、1971年の被引用回数急増の背景には、「量的効果」と「時間効果」の作用が考えられた。

ただし、審査官によって事後的に関連づけられた特許間の公開と出願のタイミングに関する情報だけで、累積的イノベーション成立の「充分条件」が満たされているとはいえない。なぜなら、後願の発明者が先願の発明の内容を見ることができたとしても、出願人引用の場合とは異なり、後願の発明者が先願の発明を直接引用しているわけではないので、偶然に関連発明が起きた可能性が完全に払拭されるわけではないからである。

また、「量的効果」や「時間効果」を確かめるためには、被引用情報から関連特許出願数を割り出し、公開率の向上や出願・公開ラグの短縮と関連特許出願数の間に統計的に有意な相関が認められるかどうかを検証しなければならない。そこで本稿では、以下のような「特許誘発関数」を定式化して推計する。

もし、関連特許出願数が過去に起こされた発明の公開によって誘発されているなら、それらは、公開特許出願数、技術知識の陳腐化効果と流布効果、誘発年効果などの影響を受けているはずである。そこで、 t 年に出願され、後に公開された特許出願数を a_t とし、それらが $t+h+s$ 年に誘発し

た関連特許出願数を c_{t+h+s} としよう。ここで、 h は出願から公開までの経過年数(出願・公開ラグ)、 s は公開からの経過年数を意味する。また、公開率を ρ 、特許出願数 p_t をとすれば、公開された特許出願数は $a_t = \rho p_t$ と表される。

陳腐化効果と流布効果は出願時点や公開時点からの経過時間に規定されると考えられる。日本では、出願公開制度が導入される前は公告日から、導入後は出願日から18ヶ月で特許出願が公開される。本稿では、こうした制度変更の影響を捉えられるように、特許誘発関数を次のように定式化する。

$$c_{t+h+s} = \delta (\rho p_t)^\alpha \psi_{t+h+s} \exp\{-\beta(h+s)\} \{1 - \exp(-\gamma s)\} \quad (2)$$

(2)式において、公開される特許出願数 $a_t = \rho p_t$ が大きいほど、後年に誘発される関連特許出願数も増加する。また、技術知識の陳腐化効果は $\exp\{-\beta(h+s)\}$ で捉えられている。出願時点からの経過年数($h+s$)が長いほど、技術知識の陳腐化が激しくなると考えられるので、関連発明を誘発する頻度は低下する。特許公開後の流布効果は $1 - \exp(-\gamma s)$ で説明されている。関連発明は、先行特許が公開され発明の詳細が明らかにされた後に誘発されると考えられるので、公開からの経過年数が $s=0$ のとき関連発明は発生しない。すなわち、 $s=0$ のとき $c_{t+h+s} = 0$ である。そして、公開からの経過年数が長いほど、後続の発明者が先行発明を見出す確率は高くなると考えられるので、関連発明は増加する。

ψ_{t+h+s} は誘発年効果を表している。 t 年に出願され後に公開された特許出願がアイデアを後年の発明者に伝達したとしても、実際に発明が行われ特許出願に至るかどうかは誘発年の多様な経済状況に依存すると考えられる。たとえば、先行発明の公開によるヒントが発明創出として具体化されるかどうかは、ヒントが伝達された時点での投入可能な研究開発資源の量に依存する。日本の研究開発費は経時的に増勢傾向を保っているので、特許出願が後年になるほど誘発される発明は増加し、関連特許出願も増加すると考えられる。

他方、1988年の改善多項制の導入以降、1つの特許出願に複数の発明が包含されるようになっていたので、改善多項制の利用の普及は、後年の特許出願数自体を抑制し、関連特許出願数を減少させる作用をしているかもしれない⁸⁾。本稿では、このような多様な影響を、以下のような誘発年ダミーによってコントロールする。

$$\psi_{t+h+s} = \exp \left\{ \sum_{g=t^*}^{t^{**}-1} \omega_g d(t+h+s=g) \right\} \quad (3)$$

ここで、 t^* はデータベースにおける誘発年 (t 年の特許出願と関連する発明が特許出願された年) の初め、 t^{**} はその終わりを意味し、 g は誘発年を意味する。 $d(t+h+s=g)$ は引数が真のとき1、偽のときはゼロとなるダミー変数である。

ところで、(2)式で表される関数は、Hall, Jaffe and Trajtenberg (2001) が定式化し、Caballero and Jaffe (2002) や Johnson and Popp (2003) などに利用された特許被引用関数に酷似しているが、被説明変数にあたる c_{t+h+s} が被引用回数ではなく関連特許出願数を意味しているという点、公開された特許出願数がその後の関連特許出願数を説明するという点などにおいて異なっている。

本稿で定式化した特許誘発関数の顕著な特徴は、「関連特許出願の公開弾力性」が1以外となることを許容している、という点である。 t 年に出願された特許が生涯にわたって誘発する生涯関連

特許出願数 c_t^* は、誘発年効果を所与とすれば、

$$c_t^* = \int_0^{\infty} c_{t+h+s} ds = \frac{\partial \bar{\psi} \gamma}{\beta (\beta + \gamma)} (\rho p_t)^\alpha \exp(-\beta h) \quad (4)$$

と表される。したがって、 α は公開される特許出願数が1%増加したとき、生涯関連特許出願数が何%増加するかを表す弾力性（関連特許出願数の公開弾力性）を意味している。もし、この弾力性が1を超えているなら、公開によって誘発される関連発明には「規模の経済」が成立していることになる。

(4)式で表される関数は、出願公開制度の導入が生涯関連特許出願を誘発するメカニズムを説明している。まず、先に指摘した「量的効果」が作用する。図7. でみたように、出願公開制度の導入とともに、公開率が向上し公開される特許出願数が急増したが、それに連動して生涯関連特許出願数も急増する。また、出願・公開ラグ h の短縮も生涯関連特許出願数増大の原因となるので、先にみた「時間効果」を捉えることもできる。図8. でみたように、出願公開制度の導入により、出願公開（公告）ラグは4年（1964～1970年の平均）から1.5年に短縮された。こうした出願・公開ラグ h の大幅な短縮は、(4)式より生涯関連特許出願数の急増をもたらすことがわかる。

7. 関連特許出願数のカウント

(2)式で表される特許誘発関数の被説明変数は、被引用回数ではなく関連特許出願数であった。通常カウントされる被引用回数は、もしすべてが単独引用ならば、誘発された可能性のある関連特許出願数を捉えているが、1つの特許文献に複数の引用情報が記録される場合があるので、関連特許出願数を大幅に超過してしまう。

たとえば、2000年に特許Dに2件の引用情報が刻まれていたとし、この特許出願の審査に当たって審査官が引用した特許文献は、1990年に特許Eと1995年に特許Fであったとしよう。こうした複数引用の場合、1990年出願と1995年出願の特許にそれぞれ被引用回数1回が記録されるが、それぞれが1件の関連特許出願を誘発したと考えることはできない。なぜなら、1990年と1995年の特許は2000年に特許Dと同じ1件の特許に引用されているからである。そこで、本稿では次のような方法で被引用回数から誘発された可能性のある関連特許出願数をカウントした。

表1. は、引用情報ファイルにおける“citing”と“cited”の系列に記録されている出願番号の一部を抽出して示したものである。表1. によると、審査官によって過去の特許文献と関連づけられた特許出願は1971年に3件、1972年に4件で合計7件である。“citing”側に記録されている出願番号の数11件と、この特許出願数7件が一致しないのは、複数引用が刻まれている特許出願が2件存在するためである。すなわち、出願番号1971067808には2件、出願番号1972037392には4件の引用情報が刻まれている。

“citing”側の出願番号1971066147は、“cited”側の出願番号1967038974と一対一の関係にあるので、こうした単独引用の場合には、1967年の出願番号1967038971が1件の関連特許出願（出願番号1971066147）を1971年に誘発した可能性を示唆している。これに対し、“citing”側に同一出願番号が複数刻まれている場合には、複数の特許が後年に1件の関連出願を誘発していることになる。たとえば、“citing”側の出願番号1972037392は、4件の先願特許と関連を持っている。そこで、引用

表1. “citing” と “cited” の系列

出願番号 citing	出願番号 cited	citing count
1971066147	1967038974	1
1971067089	1966056034	1
1971067808	1964036517	0.5
1971067808	1965031999	0.5
1972014149	1967001240	1
1972017952	1965036714	1
1972027506	1966077862	1
1972037392	1967011415	0.25
1972037392	1966051885	0.25
1972037392	1966014390	0.25
1972037392	1967015631	0.25

表2. 関連特許出願のカウント

A. 被引用数のカウント					
出願年	1964	1965	1966	1967	合計
1971	1	1	1	1	4
1972	0	1	3	3	7
B. 関連特許出願数のカウント					
出願年	1964	1965	1966	1967	合計
1971	0.5	0.5	1	1	3
1972	0	1	1.5	1.5	4

情報が複数刻まれている場合には、“citing”側に記録されている同じ出願番号の数の逆数(“citing count”)を、誘発された関連特許出願数とみなした。たとえば、“cited”側の出願番号1967011415は、1972年に0.25件の関連特許出願を誘発した可能性があると考えられるわけである⁹⁾。

このような方法で引用データをカウントすれば、引用インフレーションの影響を除外し、過去の特許文献が誘発した可能性のある関連特許出願数を把握することができる。表2.は、表1.の引用・被引用情報をもとに、1964～1967年に出願された特許が、どの時点で引用されたのか(A.)、あるいはどの時点で関連特許出願を誘発した可能性があるのか(B.)をクロス集計したものである。表2.のA.から明らかのように、被引用回数をそのまま横集計してしまうと、1971年に過去の特許文献から誘発された関連特許出願数を4件とみなすことになってしまい重複計算が含まれてしまう。これに対して、“citing count”の場合には1971年の関連特許出願数は3件で、表1.の元データの出願数と一致する。

また、引用情報ファイルには、“citing”側に複数の同出願番号が刻まれ、尚且つ“cited”側にも複数の同出願番号が刻まれている場合がある。これは、実体審査の過程で拒絶通知が複数回行われ、審査官により同じ特許文献が幾度も引用されているケースと考えられるが、“citing count”を用いればこうした場合の関連特許出願数の重複計算も解消される。

図10.は、以上のようにしてカウントした生涯関連特許出願数と生涯被引用回数の推移を比較し

たものである。生涯被引用回数は生涯関連特許出願数を超過しており、超過の程度は1971年以降徐々に拡大している。

図11.は、生涯関連特許出願数を公開特許出願数で割った生涯平均関連特許出願数の推移を見たものである。生涯平均関連特許出願数は1970年に0.127であったが、出願公開制度が導入された1971年には0.46となり急上昇をみせている¹⁰⁾。先の(4)式の両辺を公開特許出願数 a_i で割れば、生涯平

図10. 関連特許出願数の推移

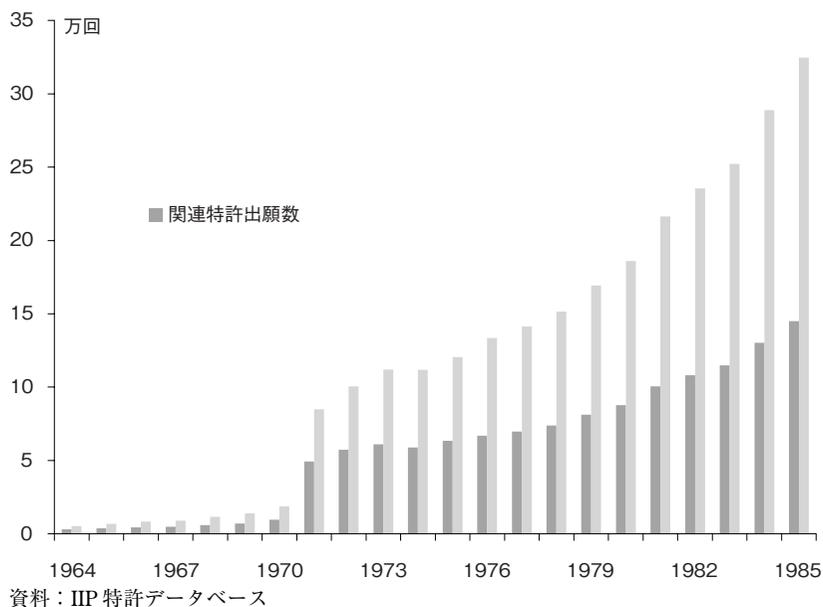
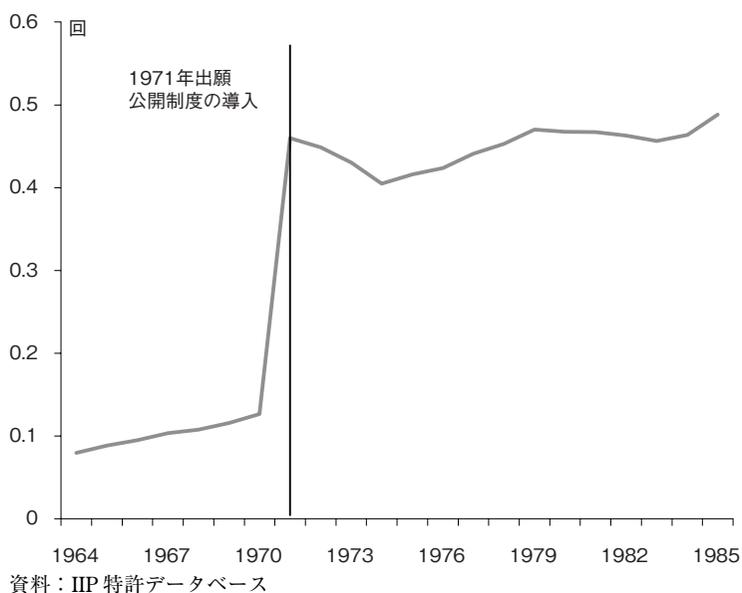


図11. 平均関連特許出願数の推移



均関連特許出願数は

$$\frac{c_t^*}{a_t} = \frac{\partial \bar{\psi} \gamma}{\beta(\beta + \gamma)} a_t^{\beta-1} \exp(-\beta h) \quad (5)$$

と表されるが、(5)式より、もし関連特許出願の公開弾力性 α が1なら、生涯平均関連特許出願数の途絶は「時間効果」のみによって説明されることになり、生涯関連特許出願数を誘発する程度において「量的効果」はあまり重要でないということになる。したがって、「量的効果」の重要性を判断するうえで、公開弾力性の推計値が1を超えているかどうか推計上の注目すべきポイントとなる。

また、生涯平均関連特許出願数の急増は、誘発年効果の影響による場合も考えられるが、1971年に公開された特許は数年にわたって関連特許を誘発しているはずなので、1971年に出願された特許だけが大きな誘発年効果に直面したとは考えにくい。

8. 特許誘発関数の推計結果

本稿では、被説明変数を“citing count”から計算された関連特許出願数とし、(2)式に対数をとった以下の式を用い、非線形の最小自乗法を用いてパラメータ $\alpha, \beta, \gamma, \omega_q$ を推計する。

$$\ln c_{t+h+s} = \ln \delta + \alpha \ln(a_t) - \beta(h+s) + \ln(1 - e^{-\gamma s}) + \sum_{g=t^*}^{t^{**}-1} \omega_q d(t+h+s=g) \quad (6)$$

出願・公開ラグ h は出願公開制度導入後すべて一律に1.5年となったが、それ以前は特許によって異なっているので、出願年ごとの平均値を用いて推計を行う。また、6.でみた公開前出願は累積的イノベーションの「必要条件」を満たしていないので、データベースから除外した。(6)式の被説明変数は関連特許出願数なので、推計期間の終りを十分に遡及させないと切断バイアスによるデータの欠損が生じてしまい、関連特許出願の公開弾力性 α を過少推計してしまう原因となる。そこで、IIP 特許データベースの経過情報観測時点は2009年と考えられるので、推計期間を切断バイアスの影響が軽微と考えられる $t=1964 \sim 1990$ 年とした¹¹⁾。

表3.は、推計に用いたデータの基本統計量を示したものである。関連特許出願数の平均は1987.06件、公開特許数の平均は14万1734.80件、などであった。関連特許出願数の最小値や最大値が「整数」となってないのは、これらが“citing count”から計算された数値だからである。

表4.は、非線形の最小自乗法を用いて(6)式の各パラメータを推計した結果を示したものである。推計結果によると、すべてのパラメータは理論的な符号条件を満たし、統計的な有意性も確認され

表3. 基本統計量

基本統計量	平均	標準偏差	最小	最大
関連特許出願数 c_{t+h+s}	1987.06	2488.38	0.17	14157.78
公開特許数 a	141734.80	73051.33	38384	297048
出願からの経過年数 $h+s$	17.11	9.16	1	38
公開からの経過年数 s	15.58	9.09	0.5	37.5
Sample		658		

表 4. 特許誘発関数の推計結果

$\ln\delta$	α	β	γ
-8.140 ** (1.062)	1.209 ** (0.081)	-0.142 ** (0.007)	-0.789 ** (0.177)
Log likelihood		-908.502	
R-squared		0.871	
Sample		763	
Wald 検定 帰無仮説 ($\alpha = 1$)		F 値 F[1, 618] に対する 5%値	6.6063 3.8544

注) カッコ内は標準誤差, **は5%有意を意味する。誘発年効果ダミーを含む。

た¹²⁾。決定係数は0.8を大きく超えており、モデルの追跡力もかなり良好といえよう。注目すべきは、関連特許出願の公開弾力性 α が1を超えており、関連特許出願には「規模の経済」が成立しているという点である。表2.には、この点の頑健性を確かめるため、 $\alpha = 1$ という帰無仮説を Wald 検定によって検定した結果も示してある。検定の結果 $\alpha = 1$ という帰無仮説は、有意水準5%で棄却された。

以上の推計結果から、関連特許出願数は、公開特許出願数、技術知識の陳腐化効果と流布効果、誘発年効果によってかなりうまく説明されており、過去の発明の公開によって誘発されている可能性が高いといえる。また、公開弾力性が1を超えていることから、7.でみた生涯平均関連特許出願数の急増は、「時間効果」だけでなく「量的効果」によっても説明される。

次に、推計されたパラメータを用いて、出願公開制度の導入が1971年にどの程度生涯関連特許出願数を誘発する効果があったのかを試算してみよう。まず、出願公開制度の導入によって、特許出願の公開率が1970年の58.9%から1971年にはほぼ100%に上昇した。先の(4)式より計算すると、こうした「量的効果」は生涯関連特許出願数を46.7%増加させる効果を持った。一方、出願・公開ラグは1970年の4.3年から1971年には1.5年に短縮された。こうした「時間効果」は生涯関連特許出願数を48.8%増加させる効果を持った。したがって、「量的効果」より「時間効果」の方が生涯関連特許出願数増加に対してやや強く影響していたことになる。さらに、「量的効果」と「時間効果」の総合効果では、生涯関連特許出願数を118.2%増加させる効果が認められた。このように、推計誤差や出願年効果を考慮しても、「量的効果」と「時間効果」は1971年に観察された生涯関連特許出願数急増の多くの部分を説明している。

ところで、出願公開制度の導入は、導入時だけ関連特許出願数を増加させるに止まらない。関連特許出願数の増大は公開される特許出願数を増大させ、さらにそれに誘発された関連特許出願数を生成させるというプロセスが繰り返される。また、誘発された発明は過去の知識を活用して起こされたものなので研究開発の効率が低いと考えられる。そこで以下では、こうした動学プロセスや誘発された発明の効率の側面を考察しよう。

9. シミュレーションモデル

Caballero and Jaffe (2002) は、過去に公開された発明から誘発された発明は、そうでない発明に比べて、研究開発の生産性や効率が低いと考えた。そうした発明は、過去の技術知識の蓄積を利

用している分だけ研究開発資源が節約されていると考えられるからである。いま、過去の技術知識の蓄積が利用されず、独自に開発が行われた発明を「独立発明」、そうした発明の特許出願を「独立特許」と呼ぶことにしよう。一方、過去の発明に誘発されたものを「誘発発明」、そうした発明の特許出願を「誘発特許」と呼ぶ。Caballero and Jaffe (2002) が指摘しているように、全特許出願に占める誘発特許の割合の上昇は、研究開発効率の改善を意味する。そして、こうした効率改善の程度は、以下に示すように、(5)式で表される特許誘発関数の集計法を変更することで捉えられる。

いま、 l 年を $l = t + h + s$ と定義しよう。過去に公開された特許出願が l 年に誘発した特許出願数(誘発特許出願数) c_l^{**} は、

$$c_l^{**} = \int_{-\infty}^{l-h} \delta a_t^\alpha \psi_l \exp\{-\beta(l-t)\} [1 - \exp\{-\gamma(l-t-h)\}] dt \quad (7)$$

と表される。(7)式は過去に公開された発明から、新たな発明が生み出されていく動学的プロセスを示している。過去に公開された特許が誘発特許を生成させる程度は、公開特許がいつの時点で公開されたものかによって異なる。まず、 $l-h$ 年に公開された特許は流布効果がまだ作用しないので、誘発特許を生み出すことはなく、 $l-h$ 年より前に公開された特許が誘発特許を生み出す。ただし、公開の時点が新しいと陳腐化の程度が低いので多くの誘発特許を生み出す要因となるが、公開されて間もないため、流布効果が十分に作用しないので、ネットでは発明を誘発する効果も小さい。一層時間を遡及させると、陳腐化効果は大きくなるが、流布効果が高まるため誘発特許も増加していく。さらに時間を遡及させると今度は陳腐化効果が流布効果を凌駕しはじめ、誘発特許は減少していく。

各年の特許出願数は、独立特許出願数 k_t と誘発特許出願数 c_t^{**} の合計なので、 t 年に公開された特許出願数 a_t は、次のように表される。

$$a_t = \rho (k_t + c_t^{**}) \quad (8)$$

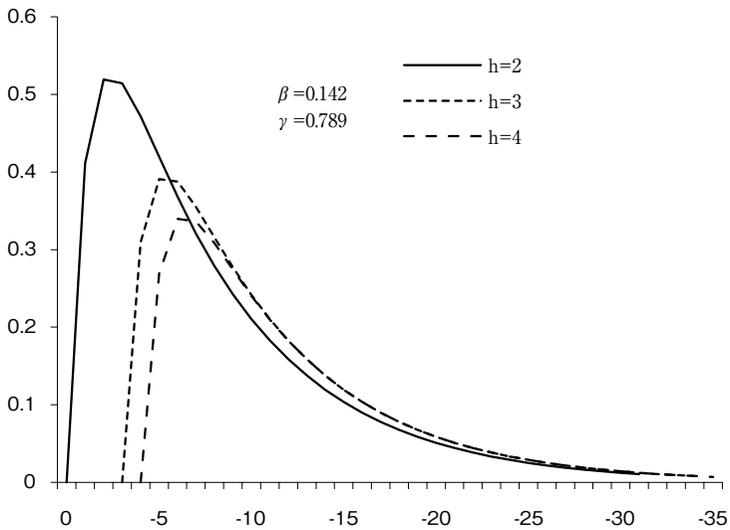
(7)式と(8)式は、各年の誘発特許出願数が動学的なメカニズムによって生成されていることを意味している。過去に公開された特許出願は後に誘発特許を生み、その時点の独立特許と合わさって一定割合がさらに公開される。公開された特許出願はさらに誘発特許を生みだす。こうしたプロセスが繰り返され、誘発特許出願数の時系列が形成される。時間の経過が離散的に変化すると仮定し、(8)式を(7)式に代入すれば、

$$c_l^{**} = \delta \psi_l \rho^\alpha \sum_{t=-\infty}^{l-h} (k_t + c_t^{**})^\alpha \exp\{-\beta(l-t)\} [1 - \exp\{-\gamma(l-t-h)\}] \quad (9)$$

が得られる。

(9)式に誘発特許関数の推計から得られたパラメータの推定値を代入して、誘発特許出願数 c_l^{**} の経時変化を再現してみよう。いま、単純化のため独立発明を起こすには相応の研究開発費が必要とされるが、誘発発明を起こすには費用がかからない(あるいは費用が大幅に節約される)と仮定しよう。さらに、独立発明は每期一定で \bar{k} の独立特許の出願がなされるとしよう。これは、投入される研究開発資源が每期一定であると仮定してシミュレーションを行うことを意味している。独

図12. 誘発関数の時間分布



立特許は毎期一定なので、誘発特許出願数の時系列が増加傾向を示せば、研究開発の効率が持続的に改善されていくことになる。

誘発特許出願数の経時的振る舞いは、公開率 ρ 、出願・公開ラグ h 、公開弾力性 α 、陳腐化率を規定するパラメータ β 、流布率を規定するパラメータ γ 、誘発年効果 ψ の組合せによって様々な経路を示す可能性がある。公開率 ρ と出願・公開ラグ h は「政策変数」なので、これらの変数を操作することにより、他の条件を一定とした場合、出願公開制度の導入が技術知識生産の量や効率に対してどのような動学的影響をもたらしたのかをシミュレーションによって明らかにすることができる。

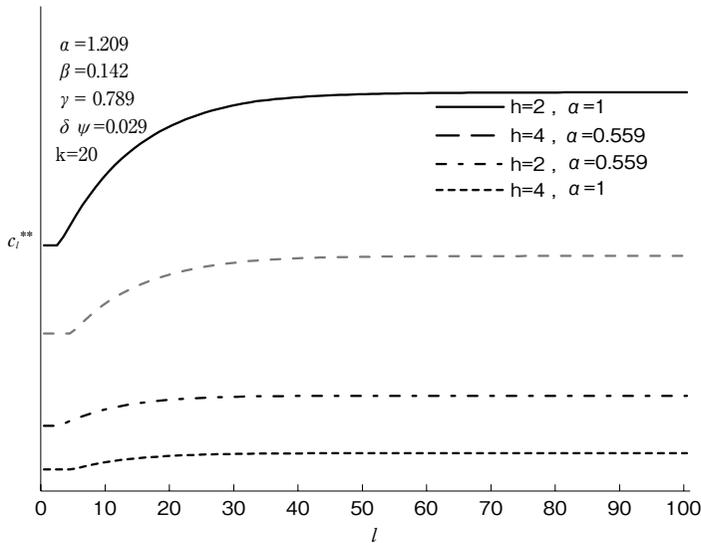
(9)式から明らかなように、公開率 ρ の向上は l 年に誘発される関連特許出願数を増加させ、その効果は公開弾力性 α が大きいほど強い。一方、出願・公開ラグ h の短縮は誘発時間分布に影響することで誘発特許出願数を増加させる。図12. は推計されたパラメータ β と γ から出願・公開ラグごとに誘発時間分布を計算したものである。出願・公開ラグが短縮されると誘発時間分布が左に移動し、誘発される時点が早期化される。また、分布の面積が増大して誘発特許出願数が増加する。また、出願・公開ラグに関わらず、30年より前に出願された特許が現在の特許出願を誘発する可能性はほぼゼロとなるので、実際のシミュレーションでは時点 t を30年ほど遡及させればよいこともわかる。

10. 長期効果と内生的成長論における「自律メカニズム」

図13. は、表4. で推計された特許誘発関数の構造パラメータを用いて、誘発特許出願数の経時的振る舞いを再現したものである¹³⁾。4. でみたように、出願公開制度の導入は公開率を54.4% (1964～1970年の平均) からほぼ100%へ向上させ、出願・公開ラグを4年 (1964～1970年の平均) から1.5年 (シミュレーションではこれを2年とする) に短縮させた。

出願公開制度導入以前の状態は ($h=4$, $\alpha=0.544$) であるが、このケースでは誘発特許出願数の経時変化に明確な増勢傾向は再現されなかった。一方、制度導入後の状態 ($h=2$, $\alpha=1$) を仮

図13. 誘発特許出願数の時間経路



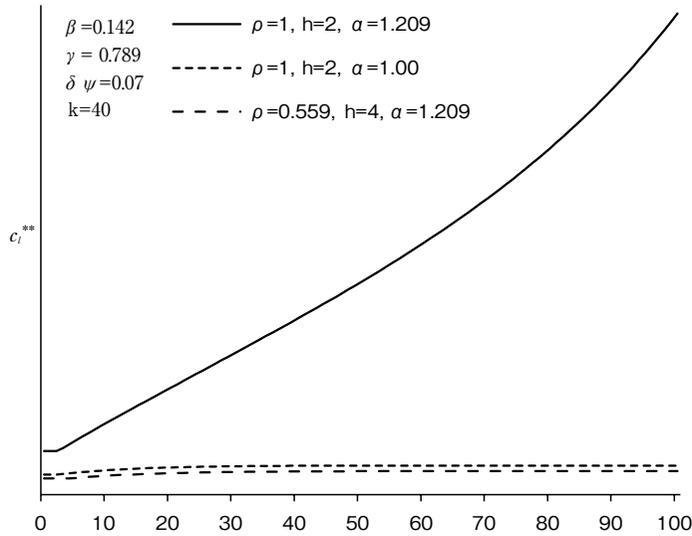
定したケースでは、誘発特許出願数が大きく増加し、明確な増勢傾向は概ね30年ほど続いて一定値に収束する経時変化が再現された。また、「量的効果」と「時間効果」の違いをみるため、 $(h=4, \alpha=1)$ や $(h=2, \alpha=0.544)$ のケースについても経時変化を再現した。それによると、出願・公開ラグがどうであれ、公開率が0.544のように低い場合には、誘発特許出願数を増加させる効果は弱く、公開率が1の場合には強い増勢効果が再現された。

以上のシミュレーション分析により、出願公開制度の導入は発明公開に関する動学的プロセスを通してかなり長期間にわたり関連特許出願を誘発する効果を持つ、誘発特許出願数の経時変化に対しては「時間効果」より「数量効果」が強く影響する、などが明らかとなった。

ところで、公開弾力性が1を超えており、公開によって誘発される関連発明には「規模の経済」が成立しているにもかかわらず、誘発特許出願数は逡減的にしか増加せず、長期的には一定値に収束する経時的振る舞いを示した。しかし、公開弾力性が1を超えている限り、十分大きな誘発年効果と独立特許出願数を想定すれば、誘発特許出願数の逡増的な経時的振る舞いを再現することもできる。図14は、独立特許出願数を40（万件）とし、十分に大きな誘発年効果を想定して再現された誘発特許出願数の推移を示したものである。 $\bar{k}=40$ 、 $\delta\psi=0.07$ とし、出願公開制度を前提（ $\rho=1$ 、 $h=2$ ）とした場合、誘発特許出願数は逡増していくことがわかる。ただし、公開弾力性 α を1とした場合（あるいは1以下とした場合）、いくら大きな独立特許出願数や誘発年効果を想定しても、逡増的な経時変化が再現されることはない。さらに、出願公開制度を前提としない場合（ $\rho=0.559$ 、 $h=4$ ）にも逡増的な経時変化は再現されなかった。このことから、公開弾力性が1を超えているということは、誘発特許出願数逡増の必要条件であり、出願公開制度の導入は逡増経路を実現させやすい環境を提供したと考えられる。

誘発特許出願数の逡増現象は、毎年の研究開発資源の投入量が一定であると想定して行われたシミュレーション結果なので、内生的成長論が理論レベルで仮定する技術知識のスピルオーバー効果と密接な関係を持っている。以下では、この関係について述べよう。

図14. 誘発特許出願数の遞増現象



1990年代に発展をみせた Romer (1990), Aghion and Howitt (1992, 1998), Grossman and Helpman (1992) らによる「内生的成長論 (endogenous growth theory)」では、それまでの古典的な成長モデルとは異なり、技術進歩が「内生変数」として決定され持続的な成長のメカニズムが明らかにされるようになった。

Romer (1990) の内生的成長モデルでは、研究開発に投入される労働力 n と技術知識の生産量 p との間に次のような関係が仮定される。

$$d \ln p = \theta n \tag{10}$$

(10)式は、技術知識の生産量の成長率が、研究開発部門に投下される労働力に比例することを意味している¹⁴⁾。通常の生産関数などにおいて、生産量が一定の成長率を維持するためには、資本ストックや労働力などの生産要素も一定の成長率で増加していかなければならない。これに対して技術知識生産の場合には、研究開発部門に投下される労働力（研究開発資源）が一定でも、技術知識の生産量は一定の成長率で自律的に増加していく。こうした現象の背景には、技術知識のスピルオーバー効果の存在が強く意識されている。

Romer (1990) のモデルでは、過去から蓄積され伝達された技術知識が多いほど、研究開発部門の生産性は高くなると仮定されている。Romer (1990) は、同じ能力を持ったエンジニアでも、現代のエンジニアの方が100年前のエンジニアよりもはるかに生産性が高いはずだ、と指摘する。それは、現代のエンジニアは、過去100年の間に蓄積された技術知識の利益を受けることができるからである。そして、現代のエンジニアが蓄積の利益を得るには、過去に生産された技術知識が「公開」されていなければならない。

以上のように、標準的な内生的成長モデルでは、経時的・横断的な技術知識のスピルオーバー効果により、研究開発資源の投入が一定でも技術知識の生産量やその効率は持続的に高まっていく。本稿ではこうした現象を、内生的成長論における「自律メカニズム」と呼ぶことにする。内生的成

長のモデルにおいて、この「自律メカニズム」は経済が持続的な成長を維持するための不可欠な基本条件を提供している¹⁵⁾。

したがって、図14でみたシミュレーションの結果は、1を超える公開弾力性は「自律メカニズム」を駆動させるための「必要条件」であり、出願公開制度は「自律メカニズム」が駆動しやすい環境を提供した、と読み替えることができよう。

一般に、企業が発明から得られる収益を市場で専有するための手段には様々なものがあり、特許取得は1つの手段にすぎない。発明の専有手段として特許取得が選択される割合は、「特許性向 (propensity to patent)」,あるいは「特許による専有可能性 (appropriability)」と呼ばれている。2000年に科学技術庁の科学技術政策研究所は、この専有可能性に関する調査を日本で初めて実施した。この調査は、専有可能性にかかわる質問項目を記載した調査票を、研究開発を実施している資本金10億円以上の企業1219社に送付し(回収率52.7%)、その回答を集計したものである(調査時点は1994年)。調査票は、発明から得られる収益の専有を確保するうえで、どのような手段が有効であったかを尋ねている¹⁶⁾。調査結果によると、特許による保護は必ずしも有効な発明の専有手段とはいええず、産業平均では、全体の発明のうち37.8%しか特許による保護は有効でなかった。このような調査結果は、発明の大半は「クローゼット」の中に隠れているので、公開される発明の量を増大させる「のりしろ」がまだ十分残っていることを示唆している。

図13.でみたシミュレーション分析から明らかなように、発明の公開はその後の発明の量を長期間にわたり増大させ、研究開発の効率を高めた。したがって、「クローゼット」に隠れている残りの発明を公開させられれば、発明の量や効率を一層向上させることができるはずである。また、図14.のシミュレーション分析でみたように、公開される発明の量の増大(独立特許の増大)は、内生的成長論における「自律メカニズム」が駆動する可能性を高める。

おわりに

一般に、審査官引用は出願人引用情報とは異なり、スピルオーバー効果を捉えた統計データとしては有用でないと考えられてきた。しかし本稿の分析によると、審査官引用情報は関連発明発生の「事後報告」という性質を有しており、過去の発明に誘発されて起こされた発明に関する情報を含んでいる可能性が高い。そして、出願公開制度の導入は、公開される発明を増大させる「量的効果」と公開のタイミングを早める「時間効果」を通して、過去の発明と関連のある特許出願数を大きく増加させたことが明らかとなった。関連発明は、過去の技術知識をベースに起こされるので、研究開発資源が節約されていると考えられる。したがって、誘発特許出願数の増加は研究開発効率の改善を意味するので、出願公開制度の導入はスピルオーバー効果を強める作用をしたと判断される。また、特許誘発関数の推計により、関連特許出願の公開弾力性が1を超えており、公開によって誘発される関連発明には「規模の経済」が成立し、前提条件によっては、内生的成長論が仮定する技術知識の「自律メカニズム」が駆動する可能性があることも示唆された。推計結果によるシミュレーション自体は「自律メカニズム」成立の必要条件を満たしていなかったが、出願公開制度はそれを駆動させやすい環境を提供したと考えられる。

しかし他方で、出願公開制度の導入はデメリットをもたらしたことに注意する必要がある。制度導入後一時的に特許出願数が大きく減少したが、これは発明の早期公開により迂回発明のリスクの増大を恐れた企業が特許出願を抑制したためであった。米国では2000年から出願早期公開制度が

導入されたが、有名な経済学者のモジリアニ (Modigliani, F) を代表とする26人のノーベル賞を受賞した研究者らは、制度導入に強く反対した。彼らは、早期公開制度が導入されると中小企業や個人の研究開発活動が停滞し、企業の特許性向が低下すると警告した (Johnson and Popp (2003))。

日本においても、1971年に大幅な特許出願数の減少が観察されているので、恒久的な特許性向の低下が懸念される。特許性向の低下は、公開される発明の量を増やすという出願公開制度のメリットの一部を削減してしまう。しかし、5.でも指摘したように、「補償金請求権」による保護の実態が認識されるようになり、特許出願数も1972年から増勢傾向を取り戻していることから推察して、著しい特許性向の低下が生じたとは考えにくい。

発明の公開がスピルオーバー効果を通して経済の効率改善や成長に貢献するなら、そして発明の公開によるデメリットが軽微なものなら、できるだけ多くの発明を公開させることが望ましい。ところが、実際の日本の特許行政は発明の公開をむしろ抑制するように運営される場合があり、発明公開の重要性が十分に認識されてきたとはいえない。特許庁は、出願数や審査請求数が増加し審査の滞貨が増加すると、特許出願数の多い大企業に対して出願の自粛を要請することがある。

企業の多くは公開による「迂回発明」を懸念しているため、特許は必ずしも有効な専有手段とはいえず、専有手段として特許が選択される割合は4割を下回っていた。企業は研究開発から最大限の利益が得られるように専有手段を選択しているはずであり、その意味では特許を選択しないのは合理的な経済行動といえよう。しかし、発明の公開は、内生的成長論や成長会計分析が示唆するように、スピルオーバー効果を作用させ持続的な経済成長を支える要因となり、長期的には個別企業の利益として還元されるはずであるが、「迂回発明」に対する企業の短視眼的な懸念は根強い。こうした現象は、個々の企業の合理的行動が、むしろ経済全体の利益を損なってしまう一種の「合成の誤謬」を意味していると考えられる。したがって本稿の実証分析は、こうした「合成の誤謬」を払拭し一層の発明の公開を促すには、どのような政策手段を講じたら良いかを検討することが、特許政策上重要な課題となることを示唆している。

注

- 1) ただし、1964～1970年では出願公開制度が導入されていなかったため、特許出願の一部しか公開されていなかった。この期間における生涯平均被引用回数は、生涯被引用回数を公開された特許出願数で割った数値である。
- 2) 経済産業研究所は、発明者に対して、発明の目的・動機、知識源、スピルオーバー、研究開発実施への資金制約、成果活用への制約、などを尋ねた「RIEIT 発明者サーベイ」を2007年に実施した。この調査では、日本、米国及び欧州特許庁に同時出願された特許サンプル (三極特許) と、その他の特許サンプルについて発明者の回答が求められている。調査では研究開発への着想あるいは実施に有用であった知識源として何が重要であったかを尋ねており、重要性の高いと考えられる三極特許については、組織内の情報や特許文献が最も重要であることが示されている。
- 3) 後願特許 B_1 のケースのように、特許 A と同類発明が特許 A の公開前に出願された場合、特許 A を拒絶理由とすることができないので、審査官は一時的に特許 B_1 の審査を停止し、特許 A の公開後に審査を再開する。
- 4) 1921年に制定された特許法以来、特許審査の過誤を排除するため、すべての人たちが特許権成立の可否判断に参加できる機会が設けられていた。その機会が「異議申立制度」である。当時の特許法では、異議申立期間は「公告日」から3ヶ月と定められていた。こうした権利付与前異議申立制度は、登録までの期間を長期化させる要因となるため、1996年には権利付与後異議申立制度が採用され、2004年には異議申立制度自体が廃止された。
- 5) 図7において、1971年以降も特許出願数と公開特許出願数が乖離している年がみられるが、これは公開前

に取下げられる特許出願が僅かに存在するためである。

- 6) 特許法第65条①では、補償金請求権を「特許出願人は、出願公開があった後に特許出願に係る発明の内容を記載した書面を提出して警告をしたときは、その警告後特許権の設定の登録前に業としてその発明を実施した者に対し、その発明が特許発明である場合にその実施に対して受けるべき金銭の額に相当する額の補償の支払いを請求できる」権利と規定している。
- 7) 米国では、2000年から出願早期公開制度 (early disclosure system) が導入され、日本と同様に出願後18ヶ月で発明が公開されるようになった。米国においても、制度導入以前に登録まで18ヶ月以上を要す特許が全体の70%を超えていた (Johnson and Pop (2003))。
- 8) 日本の特許法は長い間「単項制」を採用し1発明1出願の原則が堅持されてきたが、1987年には1発明1出願の規定が削除され、2つ以上の発明については任意の1つの請求項に記載される発明と一定の関係を有する発明に限って、1つの出願であることができると規定されるようになった。
- 9) 複数引用の場合、それぞれの先願特許の後願特許への誘発貢献度が同一と考えることはでないかもしれない。貢献度の違いを把握する方法として、IPCコードを用いて技術的関連のウエイト付けをする方法が考えられる。しかし、IIP特許データベースには、1960年代の後半に出願された特許のIPCコードが記録されていないため、このようなウエイト付けを行うことができなかった。
- 10) 図2. でみた生涯平均被引用回数は、生涯被引用回数を公開された特許出願数で割った数値であったが、生涯平均関連特許出願数は、分子が生涯関連特許出願数になっているという点で、生涯平均被引用回数とは異なっている。
- 11) (6)式の推計に用いられる被説明変数は、10. でみた“citing count”から計算された関連特許出願数であった。(6)式では、 t 年の公開特許出願数が $t+h+s$ 年の関連特許出願を説明している。こうした定式化は、引用が単独引用の場合には問題がないが、複数引用の場合には異なった時点の公開特許数が関連特許出願に影響しているはずなので t 年の公開特許数だけでそれを説明するのは問題がある。ただし、本論3. でみたように、引用インフレーションの影響は強くないので、複数引用がもたらす推計バイアスは比較的軽微であると考えられる。
- 12) ただし、誘発年効果については、有意性の確認されなかったダミーは除外して推計を行った。有意性の確認されなかった誘発年効果ダミーは、1977年と1978年であった。
- 13) ただし、誘発年効果は最も大きなダミー変数を示した年のパラメータを用いている。これは、過去から伝達されたアイデアが最も具体的な発明創出につながりやすい経済環境を想定してシミュレーションを行っている、ということの意味する。また、毎年の独立特許出願数は20 (万件) と仮定した。
- 14) Aghion and Howitt (1992, 1998) のモデルでは、研究開発部門の労働力と最高の技術知識の質とその平均の乖離が技術知識の質の成長率を説明する。
- 15) Aghion and Howitt (1992, 1998) の内生的成長モデルにおいても、こうした「自律メカニズム」が仮定されているが、技術知識の流布が企業間で生じ、横断的なスピルオーバー効果が仮定されているという点でRomer (1990) のモデルとは異なっている。
- 16) 企業が回答する専有手段の選択肢として、a. 技術情報の秘匿、b. 特許による保護、c. 他の法的手段、d. 製品の先行的な市場化、e. 販売・サービス網の保有・管理、f. 製造設備やノウハウの保有、g. 生産、製品設計の複雑性、が挙げられている。

参考文献

- Aghion, P. and Howitt, P. (1998) *Endogenous Growth Theory*, Cambridge: MIT Press.
- Aghion, P. and Howitt, P. (1992) “A Model of Growth Through Creative Destruction.” *Econometrica*, 60, 323–351.
- Bernstein, J.I. and Nadiri, M.I (1988) “Interindustry R&D Spillover, Rate of Return, and Production in High-Tech Industries.” *AER Papers and Proceedings*, 78, 429–434.
- Branstetter, B. (2000) “Is Foreign Direct Investment a Channel of Knowledge Spillover? Evidence from Japan’s FDI in the United States.” *NBER Working Paper*, 8015.
- Goto, A and Motohashi, K (2007) “Construction of a Japanese Patent Database and a first look at Japanese patenting activities,” *Research Policy*, 36,, 1431–1442.

- Goto, A. and Suzuki, K. (1989) "R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries." *The Review of Economic and Statistics*, 71, 555–564.
- Griliches, Z. (1979) "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth." *Bell Journal of Economics*, 10, 92–116.
- Griliches, Z. (1990) "Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey." *Journal of Economic Literature*, 28, 1661–1707.
- Grossman, G.M. and Helpman, E. (1991) *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Hall, B.H., Jaffe, A. and Trajtenberg, M. (2001) "The NBER Patent Citation Data File: Lessons, Insights and Methodological Tools." *NBER Working Paper*, 8498.
- Hu, A.G. and Jaffe, A.B. (2001) "Patent Citations and International Knowledge Flow: The Case of Korea and Taiwan." *NBER Working Paper*, 8528.
- Jaffe, A.B. and Trajtenberg, M. (1999) "International Knowledge Flows: Evidence from Patent Citations." *Economics of Innovation and New Technology*, 8, 105–136.
- Johnson, K.N. and Popp, D. (2003) "Forced Out of the Closet: the Impact of the American Inventors Protection Act on the Timing of Patent Disclosure." *RAND Journal of Economics*, 34, 96–112.
- Nakanishi, Y. and Yamada, S. (2007) "Market Value and Patent Quality in Japanese Manufacturing Firms." *MPRA Paper* No.10285.
- Romer, P.M. (1990) "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economics*, 98, S71–S102.