

審査官引用は重要か

—— 特許価値判別指標としての被引用回数の有用性 ——

山 田 節 夫

本稿の目的は、審査官引用が特許価値の判別指標として有用かどうかを確かめることにある。米国では、特許が出願人によって引用される回数(被引用回数)はイノベーションの価値を測る尺度として重視され、多くの経済学的な実証分析に用いられている。日本でも2005年に本格的な特許データベースが開発され、今後被引用回数を利用した経済分析が数多く行われるであろう。ところが、日本のデータベースが収集した引用情報は出願人引用ではなく審査官引用であった。米国の出願人引用の有用性はすでに多くの研究によって確かめられているのに対し、日本における審査官引用の有用性を検証した研究はまだ行われていない。そこで本稿では、特許の登録更新確率を被引用回数が有意に説明するか否かをプロビットモデルにより推計した。推計の結果、審査官引用は安定的に登録の更新確率を説明し、日本における審査官引用も特許価値判別指標として有用性を持つ可能性の高いことが確認された。

JEL Classification Codes: O31, O32

1. はじめに

本稿の目的は、日本における審査官引用が特許価値の判別指標として有用かどうかを確かめることにある。米国では、特許が引用される回数(被引用回数)はイノベーションの価値を測る尺度として重視され、数多くの経済学的な実証研究に用いられている。

米国の特許制度では、特許出願に際し、出願人は関連する先行特許文献や技術文献のすべてを引用しなければならない(先行技術文献情報開示制度)¹⁾。学術研究の世界の論文被引用数の場合と同じように、後続の出願人によって引用される回数が多いほどその特許の価値は高いと考えられている。米国の実証研究ではしばしば、登録特許を被引用回数で加重した指標でイノベーションの価値が測られている。米国の出願人引用の有用性は、すでに多くの実証研究によって明らかにされているからである。

特許価値の判別指標として出願人引用に初めて注目したのはTrajtenberg(1990)であった。彼はCTスキャナーに関連する特許データを収集し、被引用回数で加重した特許はそれがもたらす社会的収益率と高い相関があり、イノベーションの成果の指標として有用であるとした。最近では、特許の登録更新確率と被引用回数と

の間に有意な相関を見出したLanjouw and Schankerman(1999)、Harhoff *et al.*(1999)の研究²⁾や、被引用回数で加重したパテントストックがトービンの q を有意に説明するとしたHall, Jaffe and Trajtenberg(2005)、Bloom and Reenen(2002)などの研究をあげることができる。日本でも、後藤他(2006)が重要特許を含む396件の特許について、出願人による引用を検索して被引用回数をカウントし、その有用性を確かめている。

そもそも日本では、米国の「NBER Patent Citation Data file」のような特許データベースが存在しなかったため、日本の特許データを利用した経済学的分析はほとんど行われてこなかった³⁾。しかし、SBIインテクストラ株式会社は整理標準化データから特許文献に記載されている数値データを検索し「Stra Vision」と呼ばれるデータベースを開発して2005年6月に公開した。また、後藤・元橋(2005)は2005年10月に財団法人・知的財産研究所から「IIP特許データベース」を公開した。これらのデータベースの開発により、日本でも産業全体の特許データを用いた本格的な経済分析が可能となり、今後、米国のように被引用回数を利用したイノベーションに関連する実証研究が数多く行われるだろう。

ところが、日本では2002年まで出願人引用が義務付けられてこなかったこと、仮に出願人が先行特許文献を引用していたとしてもその検索が技術的に困難であることなどから、これらのデータベースが収集した引用情報は出願人引用ではなく審査官引用であった。

出願人に引用される回数の多い特許は、多くの出願人がその技術の有用性に触発されて新しいイノベーションの契機を見出しているという意味で、価値の高い特許であると考えられる。一方、審査官引用は主として拒絶理由を探すために行われているので、審査官は技術の有用性に注目して特許文献を引用しているわけではない。審査官は単に出願人に対する拒絶理由として、先行特許文献を提示しているにすぎない。このため、拒絶理由のための審査官引用回数の多さは、単に後続の発明人による重複技術開発の多さを意味している、あるいは当該技術の社会的認知度が低いことを意味しているだけで、審査官引用を特許価値の判別指標として利用するのは危ういとも考えられる。

しかし他方で、審査官によって引用される回数の多い特許は、多くの後続企業が専有権を主張したいと考える有用な技術であること、進歩性や独創性が失われていない技術であることなど、高い価値を有していると考えられることもできる。米国の出願人引用の有用性はすでに多くの研究によって確かめられているのに対し、日本における審査官引用の有用性を検証した研究は筆者の知る限りまだ行われていない。このような動機から、本稿では、日本の審査官引用が特許価値判別指標として有用性を持つか否かを検証しておく必要があると考えた⁴⁾。

検証の方法として、特許価値と登録更新回数の関係に着目した Schankerman(1998)や Lanjouw and Schankerman(1999)の研究を参考にした。特許登録の更新には特許料が課され、しかも登録期間が長くなるほど特許料が上昇するので、価値の高い特許ほど登録期間が長くなると考えられる。したがって、審査官に引用される回数と登録更新確率の間に有意な相関があれば、被引用回数は特許価値を説明する有用な指標と言える。そこで本稿では、「Stra Vision」と「IIP 特許データベース」から30176件の特許データを収集し、特許登録の更新確率と被引

用回数との相関をバイナリー・プロビットモデル(binary probit model)とオーダード・プロビットモデル(ordered probit model)によって推計した。

ただし日本では、出願から登録(公告)までのラグが長いこと、被引用は出願公開日以降からなされること、設定納付金や維持年金の額がクレーム数に応じて増加すること、今回分析に用いた1995年登録特許データの場合、登録期間は登録日からではなく公告日からカウントする必要があることなど、米国の事情とは異なる点が多いため、Lanjouw and Schankerman(1999)のように一般的なプロビットモデルを適用することはできなかった。

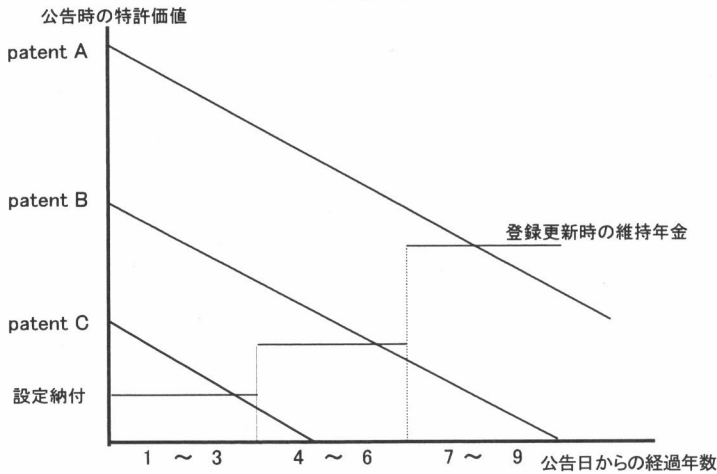
本稿では、このような日本の特許制度の特徴を考慮して、簡単な登録更新モデルを設定した。そして、特許の価値を説明すると予想されるさまざまな特許属性を説明変数とし、登録更新確率を最尤法(maximum-likelihoods method)によって推計した。推計の結果、各種の特許属性のなかで、審査官引用は特許の登録更新確率をもっとも安定的に説明していることが明らかとなり、米国の出願人引用と同様に日本の審査官引用も特許価値判別指標として有用性を持つ可能性の高いことが確認された。

2. 検証の方法

特許価値を説明する指標として審査官引用の有用性を検証するためには、事前に特許の価値や価値の分布がわかっている必要はない。後藤他(2006)は、特許庁の「技術動向調査」において重要特許と認定された特許を収集し、それらの特許が後続の出願人によって引用された回数を全特許文献の中から検索した⁵⁾。しかし、重要特許は数が少なく、推計のサンプル数が限られてしまう。一方、Harhoff, Scherer and Vopel(2003)は、直接特許保有者に特許の売却希望価格を尋ねて特許価値を算出したサーベイデータを使っているが、日本では彼らが利用したような大規模な調査は行われていない。そこで本稿では、特許価値と登録期間の関係に着目した Lanjouw and Schankerman(1999)や Schankerman(1998)の研究を参考にした。

Schankerman(1998)は、シンプルな企業の意味決定行動を仮定し、価値の高い特許ほど登

図1. 登録更新と維持年金



録期間は長くなると考えた。特許価値は時間の経過とともに陳腐化していくのに対し、多くの先進国の特許制度では特許の更新に特許料が課され、しかも特許料は登録期間に比例して増加する。したがって、企業は特許保有から得られる収益と特許更新料が等しくなるまで登録を継続すると考えられる。いま、登録時の特許価値を v_0 、特許価値の陳腐化率を δ 、登録時の特許料を c_0 、特許更新料の成長率を q 、登録期間を l とすれば、企業は $v_0(1-\delta)^l = c_0(1+q)^l$ が成立するまで特許を保有し続けるので、企業が選択する最適な特許保有期間は、

$$l = \frac{\ln v_0 - \ln c_0}{\ln(1+q) - \ln(1-\delta)}$$

となり、登録時の価値 v_0 が高い特許ほど登録期間は長くなる。

もともと米国では特許登録更新制度自体がなかったが、1982年の制度改訂で登録日から5年目も登録を更新する場合は特許料が課されることになった。Lanjouw and Schankerman (1999)は、1922件の登録特許を収集し、それらを5年目も登録が継続した特許とそれ以前に登録が消滅した特許に分割してバイナリー・プロビット推計を行った。登録更新確率の説明変数は、被引用回数(米国特許なので出願人引用)、クレーム数、引用数、出願国数などである。プロビット推計の結果は、被引用回数や出願国数の多さが登録更新確率を有意に引き上げていることを示した。また、4種類の特許属性に単一共通因子モデル(one-factor latent variable

model)を適用した結果、被引用回数は共通因子の分散を大きく低下させる作用をしていることから、被引用回数は特許価値判別指標として特に重要であると主張している⁶⁾。

日本では、米国と異なり毎年特許料が課される。図1にみるように、現実の登録更新時の特許料は3年おきに段階的に上昇する。先に述べたように、企業は登録の更新をその特許の残存価値と特許料を比較することにより決定していると考えられる。たとえば、Patent Cは、公告

時の特許価値が低いので、4年目に登録が更新されることはない。他方、Patent Aは、公告時の特許価値が高いので、7年目も登録が更新される。

後に述べるように、本稿では日本の大手企業40社が1995年に登録した特許の出願日、公告日、登録日、権利消滅日、その他の特許属性を収集した。当時の日本では図2のように特許料が支払われていたので、登録期間は登録日ではなく、公告日からカウントしなければならない。まず、特許庁から出願人に対して特許査定謄本の送達がなされた日(査定日)より30日以内にあらかじめ3年間の特許料がまとめて納付される。これを「設定納付」といい、その後特許権が発生し特許登録日が定められる。当時はまだ異議申立制度が残っており、登録日の前に「公告日」が定められ、異議申立期間は「公告日」から3ヶ月以内となっていた⁷⁾。4年目も登録を更新する場合には、同様に特許料を支払う必要があり、この特許料は「維持年金」と呼ばれ、維持年金の支払い期限は「公告日」からカウントされていた⁸⁾。

4年目以降は3年分の維持年金をまとめて納付する必要はないが、実際の日本の大企業では、毎年特許の残存価値を精査し、登録更新の意思決定が行われているわけではない。大手電気メーカーになると登録特許が数万件にもおよぶため、維持年金が段階的に上昇する直前にまとめて対費用効果が検討される場合が多い。

本稿ではこうした企業の実態を踏まえ、登録

図2. 1995年当時の登録期間

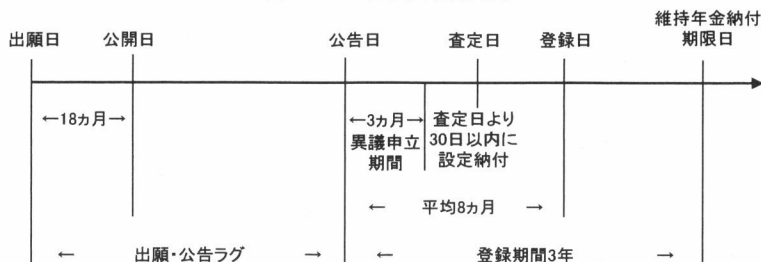
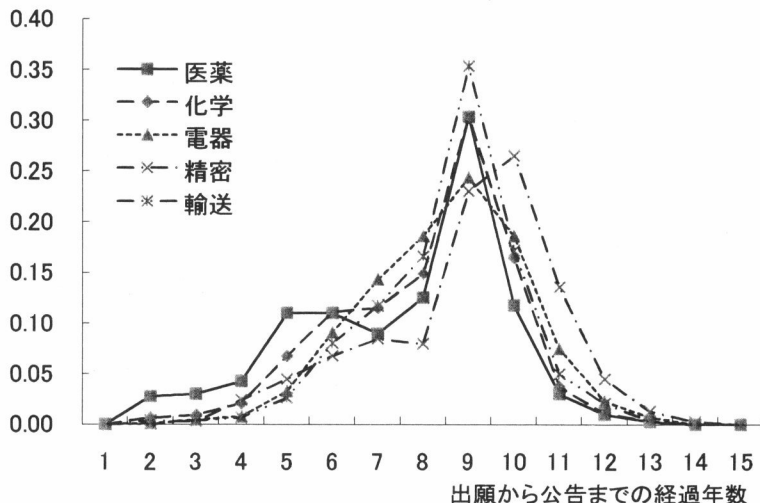


図3. 出願・公告ラグ分布



年が1995年の特許を収集し、4年目、もしくは7年目にも登録が更新される確率を、審査官引用回数を含む各種の特許属性で説明するプロビット推計を行った。ただし、米国に比べて日本の特許制度は複雑なので、一般的なプロビットモデルを利用することはできなかった。その理由は以下の通りである。

第1に、日本では出願・登録(公告)ラグが米国に比べて著しく長いので、出願年から公告年までの経過年数に応じた特許価値の陳腐化を無視するわけにできなかった。Lanjouw and Schankerman(1999)は、5年目でも登録が更新される確率を推計しているが、米国では出願・登録ラグが短いので(平均2年程度)、出願からの経過年数に応じた登録時の価値減衰は考慮されてない。しかし、日本では出願から公告まで10年を超える特許も少なくないし、出願・公告ラグの分散も大きい。図3は、日本の大手企業40社が1995年に登録した特許データ(30176件)から計算した出願・公告ラグ分布を産業別にみたものである。各産業とも出願から公告ま

で平均8年程度を要し、精密などでは10年以上を要す特許も少なくないことがわかる。

第2に、日本では登録時クレーム数に応じて設定納付金や維持年金が定められているので、特許によって登録維持のための費用負担が異なっている。したがって、登録時クレーム数の多い特許ほど維持年金が高額になるので、他の条件が等しい限り登録更新確率は低下すると考えなければならない。

第3に、米国では登録から特許が公開されるため、被引用が発生する可能性があるのは登録日以降となる⁹⁾。しかし、日本には出願公開制度があるため、審査官引用が発生する可能性があるのは公開日以降とな

る。Lanjouw and Schankerman(1999)は、登録後5年間の被引用回数で、登録更新確率を説明しているが、日本では登録年が同じでも公開年からの経過年数が特許によって大きく異なっているので、彼らのように被引用発生期間を基準化することができない¹⁰⁾。

本稿では、このような日本の制度的特徴を考慮して、以下に示すような推計モデルを考え、推計用のデータベースを作成した。

3. 推計モデル

ある企業が出願した*i*番目の特許を p_i としよう。この特許の出願時の価値 v_i は、分析者が観察できる特許属性のベクトル $\mathbf{h}_i$ と観察不可能な誤差項 ε に規定されるとしよう。

$$\ln(v_i) = \theta' \mathbf{h}_i + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

ただし、誤差項 ε は、平均ゼロ・分散一定の正規分布に従うと仮定する。特許価値は出願時から δ で陳腐化していくとする。また、特許 p_i の出願年を s_i 、公告年を d_i とする。出願・公告ラグ $d_i - s_i$ は特許によって異なっている。

企業は、登録更新時の特許価値と維持年金を比較して登録更新を決定する。日本の特許制度における維持年金は、固定額部分とクレーム比例部分から構成されている。そこで、登録時クレーム数を clg_i とし、公告年から r 年目の維持年金を $\alpha_r + \beta_r \cdot clg_i$ ($r=4or7$) と表す。特許 p_i が r 年目も登録を継続する条件は、維持年金より特許の残存価値が上回っている必要があるので、

$$v_i(1-\delta)^{d_i-s_i+r-1} > \alpha_r + \beta_r \cdot clg_i \quad (2)$$

となる。(1)式を(2)式に代入して整理すれば、

$$z_{r,i} - \mu_i < \varepsilon, z_{r,i} = \ln \left(\frac{\alpha_r + \beta_r \cdot clg_i}{(1-\delta)^{d_i-s_i+r-1}} \right),$$

$$\mu_i = \theta' h_i \quad (3)$$

となる。特許 p_i の公告年から権利消滅年までの経過年数を l_i とし、バイナリー変数 y_i を次のように定義する。

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } l_i \geq r \\ 0 & \text{if } l_i < r \end{cases} \quad (4)$$

バイナリー変数 y_i は、特許 p_i の公告年から権利消滅年までの経過年数 l_i が r 年以上のとき1、そうでないとき0となる変数である。

(1)式における誤差項の累積密度関数を $F(\cdot)$ で表せば、企業が r 年目に特許 p_i の登録を更新する確率と更新しない確率はそれぞれ、

$$\begin{aligned} \Pr[y_i = 1] &= 1 - F(z_{r,i} - \mu_i) \\ \Pr[y_i = 0] &= F(z_{r,i} - \mu_i) \end{aligned} \quad (5)$$

となる。(5)式から、特許 p_i の r 年目の更新確率は、出願時に特許価値を規定するさまざまな属性 h_i に影響されるだけでなく、登録時クレーム数が多いほど、出願・公告ラグが長いほど $z_{r,i}$ の上昇を通して低下することがわかる。

(5)式において、すべての特許について登録時クレーム数や出願・公告ラグが同じであるなら、 $z_{r,i}$ は一定となり定数項に吸収されるので Lanjouw and Schankerman (1999) と同じように説明変数を h_i とした一般的なプロビット推計を行えばよい。しかし、日本の場合、特許によってクレーム数も出願・公告ラグも大きく異なっており、これらの要因は強く登録更新確率に影響していると予想される。

そこで本稿では、(5)式より次のような対数尤度関数を設定し、最尤法によってパラメータベクトル θ と陳腐化率 δ を推定する。

$$\begin{aligned} L(\theta, \delta) &= \sum_{i=1}^n [y_i \ln \{1 - F(z_{r,i} - \mu_i)\} \\ &\quad + (1 - y_i) \ln \{F(z_{r,i} - \mu_i)\}] \end{aligned} \quad (6)$$

後に述べるように、本稿では1995年に登録された特許を収集したので、登録期間を3年以下、3年超6年以下、6年超に3分割することができる。そこで、情報量を増加させる目的で、次のようなオーダード・プロビットモデルによる推計も行う。バイナリー・プロビットモデルの場合と同じように、特許 p_i の公告年から権利消滅年までの経過年数を l_i とし、離散変数 y_i^* を次のように定義する。

$$y_i^* = \begin{cases} 1 & \text{if } l_i < 4 \\ 2 & \text{if } 4 \leq l_i < 7 \\ 3 & \text{if } l_i \geq 7 \end{cases} \quad (7)$$

特許 p_i の公告年から権利消滅年までの経過年数が3年以下、3年超6年以下、6年超となる確率は、

$$\begin{aligned} \Pr[y_i^* = 1] &= F(z_{4,i} - \mu_i) \\ \Pr[y_i^* = 2] &= F(z_{7,i} - \mu_i) - F(z_{4,i} - \mu_i) \\ \Pr[y_i^* = 3] &= 1 - F(z_{7,i} - \mu_i) \end{aligned} \quad (8)$$

となるので、オーダード・プロビットモデルの対数尤度関数は、

$$L(\theta, \delta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^3 \ln \{ \Pr[y_i^* = j] \} \phi(y_i^* = j) \quad (9)$$

となる。 $\phi(\cdot)$ はインジケータ関数で引数が真のときは1、偽のときは0となる関数である。

本稿では、特許価値を規定する説明変数の候補として次を選択した。

$$\begin{aligned} \mu_i &= \theta_0 + \theta_1 \cdot cited_i + \theta_2 \cdot citing_i + \theta_3 \cdot claim_i \\ &\quad + \theta_4 \cdot ipc_i + \theta_5 \cdot obj_i \end{aligned} \quad (10)$$

ここで、 $cited_i$ ；被引用回数、 $citing_i$ ；引用数、 $claim_i$ ；出願時クレーム数、 ipc_i ；IPCクラス数、 obj_i ；オブジェクト数(情報提供数、異議申立件数、無効審判請求件数の合計)を意味する。これらの特許属性については以下で説明するが、それぞれの特許属性のパラメータの有意性の検定を通して審査官引用の有用性を検討する。

4. 特許データ

特許データは、SBI インテクストラ株式会社

表 1. 1995 年登録特許の特許料

登録年数	特許料
1～3 年	13000 円+1 クレーム当り 1400 円
4～6 年	23000 円+1 クレーム当り 2100 円
7～9 年	40600 円+1 クレーム当り 4200 円

資料) 特許庁『工業所有権法規沿革』。

による「Stra Vision」と後藤・元橋(2005)による「IIP 特許データベース」の両方を利用し、医薬、化学、電気、精密、輸送の各業種から東証第一部上場企業を選び、その中から特許出願数のとくに多い 40 社が 1995 年に登録した特許の次のような属性を収集した。収集した特許属性は、出願日、公告日、登録日、権利消滅日、被引用回数、引用数、登録時クレーム数、出願時クレーム数、IPC クラス数、情報提供数、異議申立件数、無効審判請求件数である。以下では、特許価値を説明すると予想されるこれらの特許属性について説明する¹¹⁾。

まず、被引用回数であるが、改めて指摘するまでもなく実体審査中に審査官によって引用された回数である。Lanjouw and Schankerman (1999)では、登録更新確率を説明する際、それぞれの特許が登録から 5 年の間に受けた引用回数を収集して基準化している。当時の米国特許の場合、登録日と公開日がほぼ同じであるため、このような基準化で問題はないが、日本には出願公開制度があるので、被引用は公開日(出願日から 18 ヶ月後)から発生する可能性がある。すなわち、登録年が同じ特許を収集してもそれぞれの特許の公開年がまちまちであるため、引用を受ける可能性のある期間が特許によって異なってしまうのである。

日本のデータベースでは、審査官引用がなされた時点特定することができないので、出願から引用を受ける可能性のある期間を特許ごとに基準化することもできない。そこで、Hall, Jaffe and Trajtenberg(2001)による固定効果修正法(fixed effects approach)を用いて観察された被引用回数を産業別に次のように規格化した。

$$cited_t = \frac{avr(c_{i1987})}{avr(c_{it})} \cdot c_{it} \quad (11)$$

ここで、 c_{it} は観察された被引用回数を意味し、 $avr(c_{i1987})$ は 1987 年に登録された特許の平均被引用回数、 $avr(c_{it})$ は t 年に登録された特許の平均被引用回数を意味する¹²⁾。

日本では 1988 年の改善多項制の導入以来、1 つの特許出願に複数のクレームを含めることができるようになった。したがって、1 つの特許出願に複数のイノベーションが包含されている可能性もあり、クレーム数が多い特許ほど出願時の価値は高いと考えられる¹³⁾。一般に、出願時クレーム数は実体審査の過程で変更される場合があり、出願時クレーム数と登録時クレーム数が異なっているケースも多い。設定納付金や維持年金を計算する際のクレーム数は登録時のものを使えばよいが、出願時の特許価値を説明する変数としては企業の判断を尊重して出願時クレーム数を採用した。

引用数は、審査官が審査の過程で何件の特許文献を参考にしたかを意味している。米国の引用数は出願人引用なので学術論文のリファレンスに掲載されている文献数に性格が似ているが、日本の場合そうではない。米国の研究では引用数は出願時の特許価値を説明すると予想され、説明変数の 1 つに加えられているが有意性は確認されていない。

出願された特許には IPC(International Patent Classification)コードが割り当てられるが、IPC コードはメインクラス、サブクラス、メイングループ、サブグループなどから構成されている。IPC クラス数は、IPC のメイングループまでの種類をカウントしたもので、この数値が大きいほど技術の応用範囲が広く、より価値の高い特許であると考えられている。

設定納付金や維持年金はたびたび変更されているので、特許庁編集による「工業所有権法規沿革(I 巻～V 巻)」から、1995 年に登録された特許が支払った当時の特許料を調べた(表 1 参照)。

本稿では、ある特許が受けた異議申立件数、無効審判請求件数、情報提供数の合計件数をオブジェクト数と呼ぶ。

審査官による審査は必ずしも完全ではないことから、審査の段階では発見されなかった拒絶理由を見出し、特許権付与の是非を見直させる目的で、1995 年当時の日本の特許制度では、無効審判請求制度と併せて異議申立制度が設けられていた。また、この他にも第三者が特許成立の可否判断に協力できる仕組みが用意されている。その 1 つが情報提供制度である¹⁴⁾。これ

表2. データベースの基本統計量

	医薬	化学	電気	精密	輸送
企業数	11	9	8	7	5
登録特許数(1995年)	400	3063	22540	1011	3249
登録期間 $3 \leq l$ (%)	15.8	7.2	8.0	8.5	17.5
登録期間 $3 < l \leq 6$ (%)	17.3	20.2	25.2	15.0	20.8
登録期間 $6 < l$ (%)	66.9	72.6	66.8	76.0	61.7
平均維持年金(4年目, 10万円)	0.38	0.28	0.26	0.26	0.25
平均維持年金(7年目, 10万円)	0.68	0.52	0.44	0.49	0.48
平均出願・公告ラグ(年)	7.05	7.59	7.99	8.46	8.05
平均クレーム(出願)	3.45	1.56	1.41	1.41	1.26
平均クレーム(登録)	3.05	1.49	1.36	1.31	1.23
平均被引用回数	1.45	1.82	1.62	2.33	1.87
平均引用数	1.13	1.29	1.08	1.55	1.07
平均 ipc クラス数	2.42	2.50	1.54	1.75	1.78
平均オブジェクト数	0.04	0.08	0.04	0.11	0.03

表3. バイナリー・プロビット推計の結果(4年目)

Binaly	医薬	化学	電気	精密	輸送	産業全体
<i>const</i>	0.890* (0.472)	-0.023 (0.253)	0.438** (0.089)	0.417 (0.494)	0.097 (0.239)	0.476** (0.076)
<i>cited</i>	0.199** (0.070)	-0.045** (0.012)	0.055** (0.006)	0.127** (0.044)	0.079** (0.013)	0.061** (0.005)
<i>citing</i>	-0.127** (0.047)	0.040* (0.023)	0.003 (0.009)	-0.018 (0.030)	0.096** (0.024)	0.015** (0.007)
<i>claim</i>	0.065** (0.030)	0.156** (0.022)	0.110** (0.006)	0.015 (0.027)	0.393** (0.055)	0.116** (0.005)
<i>ipc</i>	0.005 (0.045)	0.034 (0.023)	0.020 (0.015)	0.024 (0.059)	-0.027 (0.026)	0.013 (0.011)
<i>obj</i>	-0.513 (0.392)	0.373 (0.259)	0.941** (0.125)	0.339 (0.282)	0.416* (0.244)	0.485** (0.088)
δ	0.118** (0.038)	0.028** (0.021)	0.061** (0.007)	0.057** (0.037)	0.104** (0.017)	0.065** (0.006)
Log likelihood	-170	-783	-6343	-292	-1457	-9108
LRI	0.022	0.010	-0.009	0.007	0.033	0.009
sample	399	3063	22459	1006	3249	30176

注) カッコ内は標準誤差, ** は5% 有意, * は10% 有意を意味する。LRI は尤度比インデックス。

らのオブジェクト数を多く受けた特許は、第三者の利益を脅かすほど価値の高い特許であると考えられることから、特許価値を説明する属性の1つに加えた。権利が消滅した特許に対しても無効審判請求が行われることがあるので、オブジェクト数も被引用回数と同様に時間の経過とともに増加する傾向にある。そこで、被引用回数の場合と同じように先の(11)式を用いて規格化した。

特許権の存続期間は出願日より最長20年なので、出願・登録ラグが13年を超える特許は、7年目の更新を前に企業の意思決定とは関係なく強制的に権利が消滅してしまった特許である可能性が高い。こうした特許は、本稿の推計にバイアスをもたらすので、データベースから削除した。また、複数の企業による共同出願は特許データの重複をもたらすのでデータベースから削除した¹⁵⁾。

表2に、推計用データベースの基本統計量を示した。特許庁の公表データによれば、1995年に日本の特許庁に登録された全特許数が10万9100件だったので、本稿のデータベースは全体の28%を占めていることになる。

5. 推計結果

本稿ではまず、1995年に登録された特許を、登録期間3年以下と3年超に分割し($r=4$)、先の(6)式で表わされる対数尤度関数を最大化するパラメータベクトル θ と陳腐化率 δ を推計した。推計は、医薬、化学、電気、精密、輸送のそれぞれの産業について、また、産業別ダミーを加えて全産業についても推計を行った。推計結果を表3に示した。特許価値を説明すると予想された引用数(*citing*)、クレーム数(*claim*)、IPCクラス数(*ipc*)、オブジェクト数(*obj*)は、産業によって符号や有意性に違いが見られたが、被引用回数(*cited*)の係数は常に正で有意となり、被引用回数が多い特許の平均価値は高く、登録更新確率が高まるという安定的な関係が見出された。

係が見出された。

被引用回数以外の属性で、比較的安定的に登録更新確率を説明したものは出願時クレーム数(*claim*)であった。出願時クレーム数(*claim*)は精密を除く産業で正の有意な効果がみられた。

次に、登録期間6年以下と6年超に分割($r=7$)した場合の推計結果を表4に示した。この推計ではオブジェクト数(*obj*)が有意であるケースが増加した。また、予想に反してIPCクラス数(*ipc*)が有意にマイナスの効果をもたらしめているケースが多くみられた。しかし、依然として被引用回数(*cited*)は有意に登録更新確率を説明した。

表5は、4年目と7年目の登録更新を同時に考慮して、先の(9)式で表わされる対数尤度関数を用いた推計結果である。このオーダード・プロビット推計では、引用数(*citing*)が有意であるケースが増加した¹⁶⁾。オーダード・プロビ

表 4. バイナリー・プロビット推計の結果(7年目)

Binaly	医薬	化学	電気	精密	輸送	産業全体
<i>const</i>	0.297 (0.444)	-0.299 (0.200)	0.445** (0.077)	1.150** (0.415)	0.694** (0.238)	0.404** (0.067)
<i>cited</i>	0.210** (0.048)	0.071** (0.009)	0.055** (0.004)	0.131** (0.028)	0.098** (0.011)	0.064** (0.003)
<i>citing</i>	-0.168** (0.047)	0.043** (0.015)	-0.001 (0.007)	0.007 (0.026)	0.027 (0.018)	0.006 (0.005)
<i>claim</i>	0.076** (0.024)	0.139** (0.016)	0.103** (0.004)	0.040 (0.026)	0.241** (0.022)	0.108** (0.004)
<i>ipc</i>	-0.022 (0.032)	0.001 (0.015)	-0.031** (0.010)	0.025 (0.045)	-0.050** (0.022)	-0.023** (0.008)
<i>obj</i>	-0.036 (0.405)	0.348** (0.124)	0.549** (0.073)	0.412** (0.152)	0.685** (0.223)	0.482** (0.054)
δ	0.046** (0.031)	0.015** (0.014)	0.065** (0.005)	0.099** (0.023)	0.105** (0.014)	0.065** (0.004)
Log likelihood	-241	-1772	-14314	-531	-2086	-19010
LRI	0.050	0.015	-0.003	0.033	0.035	0.005
sample	399	3063	22459	1006	3249	30176

注) カッコ内は標準誤差, ** は 5% 有意, * は 10% 有意を意味する. LRI は尤度比インデックス.

表 5. オーダード・プロビット推計の結果(4年目, 7年目)

Ordered	医薬	化学	電気	精密	輸送	産業全体	産業全体 1986
<i>const</i>	1.847* (1.082)	0.025 (0.212)	1.202** (0.112)	3.292** (1.516)	3.016** (1.034)	1.270** (0.108)	4.161** (1.878)
<i>cited</i>	0.361** (0.127)	0.060** (0.009)	0.059** (0.005)	0.247** (0.073)	0.208** (0.038)	0.074** (0.004)	0.123** (0.031)
<i>citing</i>	-0.240** (0.087)	0.042** (0.014)	0.007 (0.007)	0.002 (0.048)	0.113** (0.048)	0.017** (0.006)	-0.002 (0.020)
<i>claim</i>	0.042 (0.047)	0.136** (0.014)	0.088** (0.005)	-0.025 (0.051)	0.336** (0.060)	0.092** (0.005)	0.048 (0.070)
<i>ipc</i>	-0.028 (0.060)	0.007 (0.014)	-0.024** (0.011)	0.034 (0.088)	-0.100** (0.050)	-0.019** (0.009)	0.037 (0.030)
<i>obj</i>	-0.479 (0.600)	0.283** (0.114)	0.548** (0.079)	0.805** (0.348)	1.401** (0.475)	0.506** (0.062)	0.391* (0.229)
δ	0.127** (0.059)	0.040** (0.013)	0.110** (0.006)	0.189** (0.069)	0.237** (0.054)	0.114** (0.006)	0.268** (0.088)
Log likelihood	-330	-2261	-18471	-681	-2934	-24822	-5868
LRI	0.279	0.393	0.234	0.507	0.154	0.249	0.225
sample	399	3063	22459	1006	3249	30176	7021

注) カッコ内は標準誤差, ** は 5% 有意, * は 10% 有意を意味する. 産業全体 1986 は, 1986 年出願の特許だけで推計した結果を意味する. LRI は尤度比インデックス.

ット推計においても, 被引用回数(cited)は登録更新確率を有意に説明していることには変わりはなかった¹⁷⁾.

ところで, 一般的なオーダード・プロビット推計では, 先の(8)式における $z_{r,i}$ を定数項として推計する. 表5には示していないが, このような一般的なオーダード・プロビット推計を用いたところ, クレーム数(claim)の係数は精密を除いたすべての産業でマイナスの符号となり, 有意性も確認されなかった. 日本の特許制度では, クレーム数の増加は維持年金を高額にするので, 一方で登録更新確率を低下させる作用と, 他方で出願時の特許価値を高め登録更新確率を上昇させる作用をする. おそらくこのよ

うな結果は, 特許によって維持年金を差別化しないと, クレーム数の維持年金負担効果が強く推計に反映されるためと思われる. このことは, (8)式のように, 維持年金や出願から公告までの価値減衰を特許ごとに差別化して推計する必要があることを示唆している.

本稿では 2007 年 8 月までに観察された被引用回数を収集したが, 特許によって出願・公開年が異なるため, 引用を受ける可能性のある期間が大きく異なっていた. この問題は固定効果

修正法で観測データを規格化することにより対処したが, この修正法はきわめて単純なものである. 切断バイアスが十分に払拭されていない可能性もある.

また, 審査官引用は特許制度や運用の変化の影響を受けやすいことが知られている. 米国の出願人引用についても, 審査官の意志が強く反映されているので,

特許制度の変更や情報化の進展によって被引用回数が増える. 研究者はこれを被引用インフレーション(citation inflation)と呼んでいる. 日本の特許データでは, 審査官による引用が行われた時点を特定できないので, このようなバイアスを取り除くことは難しい. そこで, これらの問題に対処するため, 1995 年登録特許のうち 1986 年に出願された特許がもっとも多いので, 1986 年に出願された特許だけでオーダード・プロビット推計を行った.

被引用回数(cited)とオブジェクション数(obj)は規格化されていない観測値を用いて推計を行った. 推計の結果を表5の産業全体 1986 に示した. 推計の結果, クレーム数

(claim)や引用数(citing)の有意性は低下したが、被引用回数(cited), オブジェクト数(obj)が有意に登録更新確率を説明していることがわかった。

以上の推計結果から、さまざまな特許属性のなかで審査官によって特許が引用される回数は、産業の選択やデータ集計の方法に左右されないもっとも安定的な価値判別指標ということができよう。

6. おわりに

本稿では、価値の高い特許は登録期間が長いと考え、登録更新確率を被引用回数、引用数、出願時クレーム数、IPC クラス数、オブジェクト数で説明するプロビット推計をおこなった。推計の結果、各種の特許属性のなかで被引用回数(審査官引用)がもっとも安定的に登録更新確率を説明しており、米国の出願人引用と同様に日本の審査官引用も特許価値判別指標として有用性を持つ可能性の高いことが確認された。

ところで、本稿の推計モデルは、特許価値に関する企業の内部評価が正確であるという前提に立っていた。しかし、数万件にも及ぶ登録特許を保有している大企業は、自ら保有している特許の企業収益や企業価値に対する貢献度を必ずしも正確に把握しているとは限らない。特許価値を企業が正しく評価することができなければ、合理的に登録期間を選択することもできない。したがって、登録期間から特許価値を推測する本稿のアプローチにはこの点で問題があるのかもしれない。

しかし、Nakanishi and Yamada(2007)は、Hall, Jaffe and Trajtenberg(2005)と同じように、登録特許数や被引用回数の切断バイアス(truncation bias)を修正し、被引用回数で加重したパテントストックを用いて、企業ベースのパネルデータでトービンの q を推計した。その結果、被引用パテントストックはきわめて有意にトービンの q を説明した。山田(2007)においても、日本の主要企業12社のパネル推計で、切断バイアスの処理が十分でないものの、被引用パテントストックが有意にトービンの q を説明している。

また、最近の産業界では、企業の技術力を評価する指標としてこの審査官引用が重視され、

本稿で利用したSBI インテクストラ株式会社の「Stra Vision」をはじめ、野村総合研究所の「NRI サイバーパテント」など、複数の特許情報会社により審査官拒絶引用データの収集が行われ活用されている。このような異なったアプローチによる推計結果や産業界の動向は、本稿の実証結果を補完しているといえよう。

ただし、日本の審査官引用データは先に指摘した被引用インフレーションの影響を受けている、という問題が依然として残されている。本稿では、出願年を1986年に固定した推計もおこなって、被引用回数に関する切断バイアスや被引用インフレーションの影響を除外したが、被引用回数で加重したパテントストックなどを時系列分析に用いる場合にはこの問題が特に深刻化する(山田(2008))。近年の日本の特許庁では、特許の早期審査を重要な政策目標に掲げ、先行技術調査の外注化などを進めており、今後も審査官引用の増加傾向が予想されよう。被引用インフレーションによるバイアスを取り除くためには、審査官引用が発生した時点を特定することが不可欠である。

IIP 特許データベースの引用情報ファイル(cc. csv)には、引用特許出願番号(citing)と被引用特許出願番号(cited)が並んだ形でデータが収録されており、引用年を特定することができるように見える。しかし、これが米国のように出願人引用ならばこの情報から引用年を特定することができるが、審査官引用を収集した日本のデータベースでは、拒絶理由起案日などを調べない限り、引用年を特定することができない。引用年の特定は、被引用データの切断バイアスを修正する際にも必要となり、このデータを検索することの意義は大きい。特許審査の経過情報から拒絶理由起案日などを収集し、引用年月日を特定することができれば、特許価値判別指標としての審査官引用の有用性は一層高まるであろう。

(投稿受付 2007 年 9 月 18 日・最終決定
2009 年 5 月 20 日、専修大学経済学部)

注

1) 日本においても、2002 年 9 月に先行技術文献情報開示制度が導入され、規定の要件が満たされないと拒絶理由になることがある。

2) Harhoff *et al.*(1999)は、存続期間を満了した特

許はそうでないものより引用を多く受ける傾向にあることを明らかにした。

3) USPTO に登録された日本企業の特許データに関する分析に、Sakakibara and Branstetter(2001)、絹川(2005)、Nagaoka(2005)などがある。例外的に、日本の医薬品産業における特許データを用いて、範囲の経済性やスピロオーバー効果の検証をおこなった貴重な研究に岡崎・河原(2002)がある。この研究において特許の質は審査官引用の多さで測られている。

4) 米国の出願人引用にも審査官引用が含まれている。しかし、日本のデータベースが収集した審査官引用は拒絶理由を中心に審査官が審査の過程で引用した特許文献で、同じ審査官引用(examiner citation)と呼ばれていながら、米国のそれとは性格が異なる。米国の特許制度では、審査官は出願人の引用漏れや隠匿をチェックする責任を負っており、審査官の判断によって書誌情報に特許文献が追加されることがある(Hall, Jaffe, Trajtenberg(2001))。米国では、2001年より出願人による純粋な引用数と、審査官による追加引用数を分けて公表するようになった。Alcacer and Gittelman(2006)によれば、出願特許1件当たりの平均被引用数のおよそ63%は審査官が追加した引用文献であるという。

5) 後藤他(2006)は、収集した特許を重要特許か否かに区分し、発明者数、引用特許数、引用論文数、被引用回数を説明変数としてバイナリー・ロジット推計を行った。推計の結果、被引用回数が多いほどその特許が重要である確率が高まることから、被引用回数は特許価値判別指標として有用であるとしている。

6) Lanjouw and Schankerman(1999)では、それぞれの特許属性に含まれている「ノイズ」も検出されている。各種特許属性の分散に対する因子負荷量の二乗で計測された signal ratios は、被引用回数によるものよりも大きく、被引用回数は他の属性にくらべて「ノイズ」の小さなインデックスであることが明らかにされている。筆者も、被引用回数、クレーム数、引用数、IPC クラス数について、単一因子モデルを適用し、各種特許属性のノイズを検出してみた。その結果、signal ratios は被引用回数 0.21、クレーム数 0.03、IPC クラス数 0.05、引用数 0.06 となり、日本においても被引用回数がもっとも「ノイズ」の少ないインデックスであることが確認された。

7) 異議申立期間は1996年に特許権付与後6か月に変更された。また、2004年に異議申立制度は無効審判請求制度に統合された。

8) たとえば、ある大手電気メーカーが1992年7月17日に提出した特許(出願番号 H04-189793)の公告日は1994年11月16日、査定日は1995年4月21日、そして登録日は1995年8月25日であった。したがって、維持年金の納付期限は1997年11月16日であったが、納付期限までに維持年金が支払われなかったため、年金不納により権利が消滅し、権利消滅日は維持年金納付期限日の1997年11月16日となっている。本稿のデータベースから公告・登録平均ラグを計算すると0.85年で1年を下回っているが、あくまでも平均値なので公告・登録ラグが1年を超える特許も少なからず存在するし、異議申立を受けた特許は登録

がかなりずれ込むこともある。たとえば、出願番号 S59-259651 の公告日は1993年6月3日であったが、異議申立を受けたため、登録日が1995年4月25日となり、公告から登録までおよそ2年を要している。

9) 米国でも国際的ハーモナイゼーションの流れのなかで、サブマリン特許や重複技術開発の抑制を図る目的で、2000年11月から出願公開制度が導入され、日本と同様に提出後18ヵ月で公開が義務付けられるようになった。この制度改革による効果を分析したものととして Popp, Juhl and Johnson(2003)、Johnson and Popp(2003)がある。

10) たとえば、ある精密機械メーカーが1981年に提出した特許(出願番号 S56-204453)は2007年8月までに8件も審査官引用(精密機械産業の平均は2.33件)を受けているが、わずか3年で権利が消滅している。相対的に多くの引用を受けているにもかかわらず、登録期間が短いのは、この特許の出願広告ラグが12.37年と著しく長く、登録時クレーム数も3件(精密機械産業の平均は1.31件)と多いので、登録更新時に特許価値がかなり陳腐化してしまい、維持年金の費用負担も大きいためと考えられる。もちろん、この特許は公開からの経過年数が長いので、多くの引用を受けるのは当然であるが、後に述べる固定効果修正法で基準化しても、この特許の被引用回数は4.31件(平均1.86件)と、相対的に多くの引用を受けた特許ということには変わりはない。

11) IIP 特許データベースは、6種類の CSV ファイルで提供されており、利用にさいしては、必要なデータをこれらのファイルから組み合わせる検索システムを作成する必要がある。本稿では、出願人ごとに必要なデータをそれぞれのファイルから収集するプログラムを作成した。

12) 被引用回数の規格化は産業別に行った。ただし、固定効果修正法は、被引用回数の時系列発生構造を無視しているという点できわめて単純な修正法である。しかし、本稿における被引用回数の観測時点は2007年、1995年登録の特許の中でもっとも出願が遅い特許は1994年であった。したがって、出願から観測時点までの経過年数をもっとも短い特許でも13年近くは経過している。山田(2008)による被引用ラグ分布の推計によれば、13年で83%の被引用が発生するので、そもそも切断バイアスの影響は軽微であると考えられる。

13) Tong and Frame(1994)は、クレームの数がイノベーションの規模を規定していると考え、クレーム数で加重された特許はR&D支出と高い相関にあるとしている。また、Lanjouw and Schankerman(1997)は、クレーム数の多い特許ほど訴訟を受ける確率が高くなるとしている。

14) 無効審判請求制度と異議申立制度は、いずれも他者が特定の特許について無効理由もしくは異議申立理由を主張し、審査官や審判官がそれを参照してその主張が妥当と判断された場合に、特許権を無効もしくは取消しとする制度である。情報提供制度の下では、他者は出願公開された発明について、特許庁に対し当該特許出願が特許要件を満たさない旨の情報を提供することができる。なお、その情報を審査官が拒絶理由と

して採用するかどうかは審査官の裁量に任されている。

15) たとえば、ある医薬メーカーが1980年3月31日出願した特許(S55-041292)の出願日は1980年3月31日、公告日は1994年11月16日、登録日は1995年12月20日であった。したがって、存続期間満了日は2000年3月31日となり、実際、この特許の権利消滅日は2000年3月31日となっている。すなわち、この特許は7年目の維持年金の納付期限(2000年11月16日)を迎えるまでに、権利が消滅してしまったことになる。

16) Harhoff, Scherer and Vopel(2003)は、引用数が多い特許ほど、また、異議申立を受けた特許ほど価値が高いとしている。ドイツには、異議申立制度があり、異議申立期間は特許登録後3ヵ月とされている。

17) (1)式を単純な線形関数を前提として推計も行ったが推計の傾向に大きな変化はなかった。また、左辺に対数をとった形式の方が尤度が増加した。

参考文献

- 後藤晃・玄場公規・鈴木潤・玉田俊平太(2006)「重要特許の判別指標」『RIETI ディスカッションペーパーシリーズ』06-J-018。
- 後藤晃・元橋一之(2005)「特許データベースの開発とイノベーション研究」『知財フォーラム』Vol. 63, pp. 43-49。
- 絹川真哉(2005)「最適プロパテント政策——特許の権利範囲と累積的技術確認に関する実証研究——」『富士通総研 研究レポート』No. 240。
- 岡田羊祐・河原朗博(2002)『日本の医薬産業における研究開発生産性——規模の経済性・範囲の経済性・スピルオーバー効果——』医薬産業政策研究所、リサーチペーパーシリーズ, No. 9。
- 山田節夫(2007)「知財収益率推定の論理——パテントストックと企業価値——」『日本知財学会誌』Vol. 3, No. 2, pp. 21-26。
- 山田節夫(2008)「日本における patent stock と citation stock の作成——HJT モデルの日本への応用——」『経済分析』内閣府経済社会総合研究所, 第180号。
- Alcacer, Juan and Michelle Gittelman (2006) "Patent Citations as a Measure of Knowledge Flows: The Influence of Examiner Citations," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 4, pp. 774-779。
- Bloom, Nicholas and Jhon Van Reenen (2002) "Patents, Real Option and Firm Performance," *The Economic Journal*, Vol. 112, No. 478, pp. C97-C116。
- Hall, Bronwyn, Adam Jaffe, and Manuel Trajtenberg (2000) "Market Value and Patent Citations: A First Look," *NBER Working Paper Series*, 7741。
- Hall, Bronwyn, Adam Jaffe, and Manuel Trajtenberg (2001) "The NBER Patent Citation Data File: Lessons, Insights and Methodological Tools," *NBER Working Paper Series*, 8498。
- Hall, Bronwyn, Adam Jaffe and Manuel Trajtenberg (2005) "Market Value and Patent Citations," *RAND Journal of Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 16-38。
- Harhoff, Dietmar, Frederic Scherer and Katrin Vopel (2003) "Citation, Family Size, Opposition and the Value of Patent Rights: Evidence from Germany," *Research Policy*, Vol. 31, No. 8, pp. 1343-1363。
- Harhoff, Dietmar, Francis Narin, F.M. Schere and Katrin Vopel (1999) "Citation Frequency and the Value of Patented Inventions," *The Review of Economic and Statistics*, Vol. 81, No. 3, pp. 511-515。
- Johnson, Daniel and David Popp (2003) "Forced Out of the Closet: the Impact of the American Inventors Protection Act on the Timing of Patent Disclosure," *RAND Journal of Economics*, Vol. 34, No. 1, 96-112。
- Lanjouw, Jean and Mark Shankerman (1997) "Stylized Facts of Patent Litigation: Value, Scope and Ownership," *NBER Working Paper Series*, 6297。
- Lanjouw, Jean and Mark Schankerman (1999) "The Quality of Ideas: Measuring Innovation with Multiple Indicators," *NBER Working Paper Series*, 7345。
- Lanjouw, Jean and Mark Schnkerman (2004) "Patent Quality and Research Productivity: Measuring Innovation with Multiple Indicators," *Economic Journal*, Vol. 114, No. 495, pp. 441-465。
- Nagaoka, Sadao (2005) "Patent Quality, Cumulative Innovation and Market Value: Evidence from Japanese Firm Level Panel Data," IIR Working Paper WP#05-06。
- Nakanishi, Yasuo and Setsuo, Yamada (2007) "Market Value and Patent Quality in Japanese Manufacturing Firms," MPRA Paper No. 10285。
- Parkes, Ariel (1986) "Patents as Options: Some Estimates of the Value of Holding European Patent Stocks," *Econometrica*, Vol. 54, No. 4, pp. 755-784。
- Pop, David, Ted Juhl and Daniel Johnson (2003) "Time in Purgatory: Determinations of the Grant Lag for U. S. Patent Applications," *NBER Working Paper Series*, 9518。
- Sakakibara, Mariko and Lee Branstetter (2001) "Do Stronger Patents Induce more Innovation? Evidence from the 1988 Japanese Patent Law Reforms," *RAND Journal of Economics*, Vol. 32, No. 1, pp. 77-100。
- Schankerman, Mark (1998) "How Valuable is Patent Protection? Estimates by Technology Field," *RAND Journal of Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 77-107。
- Schankerman, Mark and Ariel Pakes (1986) "Estimations of the Value of Patent Rights in European Countries During the Post-1950 Period," *The Economic Journal*, Vol. 96, No. 384, pp. 1052-1076。
- Tong, Xuesong and J. Davidson Frame (1994) "Measuring National Technological Performance with Patent Claims Data," *Research Policy*, Vol. 23, No. 2, pp. 133-141。
- Trajtenberg, Manuel (1990) "A Penny for Our Quotes: Patent Citations and the Value of Innovations," *RAND Journal of Economics*, Vol. 21, No. 1, pp. 172-189。