

**COE-RES Discussion Paper Series
Center of Excellence Project
The Normative Evaluation and Social Choice of
Contemporary Economic Systems**

**Graduate School of Economics and Institute of Economic Research
Hitotsubashi University**

COE/RES Discussion Paper Series, No.93

December 8, 2004

**特許ライセンスの契約形態の決定要因
補完的資産と特許の藪**

大西宏一郎

(一橋大学大学院経済学研究科)

岡田羊祐

(一橋大学大学院経済学研究科)

Naka 2-1, Kunitachi, Tokyo 186-8603, Japan

Phone: +81-42-580-8350 Fax: +81-42-580-8351

URL: <http://wakame.econ.hit-u.ac.jp/~koho/1intro/COE/index.htm>

E-mail: COE-RES@econ.hit-u.ac.jp

特許ライセンスの契約形態の決定要因

- 補完的資産と特許の藪 - †

大西宏一郎・岡田羊祐
(一橋大学大学院経済学研究科)

2004年12月

要約

本稿では、特許庁が2002年度に実施した承認統計である『知的財産活動調査』の個票データを利用して、日本の製造業における片務的ライセンスおよび双務的ライセンス(クロスライセンスおよびパテントプール)の決定要因を定量的に分析した。分析結果によれば、(i)従業員規模が大きい、すなわち特許以外の補完的資産の豊富な企業ほど、他社にライセンスする特許件数が少なくなる傾向にあった。また、(ii)特許侵害への警告件数が多い、または製品化に必要となる関連特許の技術分野が広い産業で、クロスライセンスやパテントプール契約の対象となる特許件数が増加するという結果を得た。(ii)の結果は、「特許の藪」(patent thicket)の議論と整合的である。すなわち、特許権の保護範囲が抵触しやすい、あるいは特許が企業間で分散して所有されやすい産業で双務的ライセンス活動が活発になるのである。

キーワード：片務的ライセンス、クロスライセンス、パテントプール、補完的資産、特許の藪

内容照会先：

大西宏一郎

一橋大学大学院経済学研究科

〒186-8601 東京都国立市中2-1

ged2203@srv.cc.hit-u.ac.jp

† 本稿の作成にあたり、特許庁より『知的財産活動調査』の個票データの利用を許可して頂いた。とくに間中耕治氏(特許庁技術調査課)にはデータの利用に当たって数多くの有益なご助言を賜った。知的財産研究所における「特許統計データの経済学的分析に関する調査研究」委員会では、後藤晃委員長並びに参加者各位より数多くの有益なコメントを頂戴した。2004年度日本経済学会秋季大会(岡山大学)では討論者である中泉拓也氏(関東学院大学)より貴重なコメントを頂戴した。さらに、本研究を進めるにあたって文部科学省21世紀COEプログラム(現代経済システムの規範的評価と社会的選択)より研究助成を受けた。これらすべての方々はこの場を借りて心から感謝を申し上げたい。ただし、なお残されたであろう誤りはすべて筆者の責任である。

1. はじめに

企業の特許管理、とりわけライセンス戦略のあり方は、日本や欧米諸国でプロパテントの動きが強まるにつれて、急速にその重要性を増しつつある。したがって、特許ライセンスの決定要因を明らかにすることは、知的財産戦略やそれを補完する諸制度のあり方を検討するうえで重要な知見を与えてくれるはずである。しかし、理論研究の膨大さと比較して、ライセンス契約の実態に関する実証研究、とくに日本国内の技術取引に関する実証研究はきわめて少ないのが実状である。

本稿では、特許庁が2002年度に実施した承認統計である『知的財産活動調査』の個票データを利用して、日本の製造業1444社における片務的ライセンス(unilateral license)および双務的ライセンス(multilateral license)の決定要因を定量的に分析する¹。ここで片務的ライセンスとは、ライセンサーからライセンスシーへの一方向のみの技術取引契約をさす。また双務的ライセンスとは、クロスライセンスやパテントプールなど、双方向で技術取引契約が行なわれることをさす。

われわれは、これまで理論研究でその重要性が幾度も指摘されてきた「補完的資産」(complementary asset)および「特許の藪」(patent thicket)の2つの要因が、特許ライセンスの契約形態に如何なる影響を与えているかという点に注目する。これら要因が特許ライセンスに与えた影響を、日本企業の国内技術取引に即して実証的に明らかにしようとする点に本稿の新規性がある。

補完的資産とは、企業の保有する技術を商業化する際に必要となる設備や機械、販売網などを指す。補完的資産の豊富な企業は、新技術の迅速な市場化や新規投資費用、技術取引費用の節約、あるいは技術の秘匿化によるスピルオーバー効果の内部化という利点を享受できる(Teece 1986)。したがって、補完的資産に恵まれた企業は事業の独占的实施を志向することになるので、競業者への片務的ライセンスのインセンティブはそれだけ弱くなると予想できる。

一方、製品化に必要な不可欠な補完的技術が多数の企業によって分散して特許

¹ 本稿で利用する『知的財産活動調査』のメリットとして、未上場中小企業のデータが豊富に含まれること、ライセンスの契約形態の内訳、たとえば片務的ライセンスやクロスライセンス、パテントプールに関わる特許件数のデータが含まれていることが挙げられる。とくにクロスライセンスやパテントプールについては既存の統計ではほとんどカバーされておらず、『知的財産活動調査』が日本で唯一の公的統計となっている。『知的財産活動調査』の詳細については知的財産研究所(2004)を参照されたい。また本稿と同じ個票データを用いた予備的考察として大西・岡田(2004)も参照されたい。

化されている場合には、企業間で相互にライセンスを行なわないかぎり当該製品の事業化は難しくなる²。このような状況を「特許の藪」と呼ぶことがある（Shapiro 2001）。半導体やフラットパネル・ディスプレイのように製品化に関連する技術分野が多岐にわたるようになると、必須特許が企業間で分散して所有されやすくなる。また商業化・製品化にあたって他社の特許権に抵触する危険が高まるために特許係争も増えるであろう。このような状況のもとで特許ライセンス契約を結ぶ場合には、個々の特許について有償でライセンス契約を結ぶよりも、双務的ライセンスによって一括してライセンスをする方が取引コストの節約になる（Grindley and Teece 1997）。あるいは個々の特許ライセンスにともなうロイヤリティが積みあがることによって製品価格が上昇するためにすべての企業の利潤が低下してしまう状況を、双務的ライセンスによって回避することも可能である（Shapiro 2001）。したがって、特許の藪の問題が深刻な事業分野では双務的ライセンスのインセンティブが高くなると予想できる。

特許件数は非負となる整数である。本稿では、件数データの推計によく用いられる負の二項モデル（negative binomial model）を利用して、片務的ライセンス・クロスライセンス・パテントプールの契約に含まれる特許件数の決定要因を分析した。補完的資産の代理変数として研究開発従事者を除いた従業員数を、また特許の藪の深刻度を測る代理変数として特許侵害への警告件数を利用した。またハーフィンダール指数によって出願特許の技術分野の多様性の程度を指数化した値も説明変数として利用した。

本稿で得られた結論は以下の通りである。多くの先行研究の結論とは異なり、従業員規模が大きい、すなわち特許以外の補完的資産の豊富な企業ほど、他社にライセンスする特許件数が少なくなる傾向にあった。また、特許侵害への警告件数が多い、または製品化に必要となる関連特許の技術分野が広い産業で、クロスライセンスやパテントプールの契約の対象となる特許件数が増加するという結果を得た。後者の結果は、特許の藪の議論と整合的である。すなわち、特許権の保護範囲が抵触しやすい、あるいは特許が企業間で分散して所有されやすい産業で双務的ライセンス活動が活発になるのである。

本稿の構成は以下の通りである。2節で先行研究を概観する。3節で作業仮

² 代表的なものは半導体や液晶ディスプレイにかかわる技術である。たとえば半導体製造に必要な特許は数千件以上になるという（Grindley and Teece 1997）。また、液晶ディスプレイに関連する特許は国内だけで約4万件にものぼる（大西 2003）。

説を提示する。4節では、『知的財産活動調査』の概要と推計対象企業のサンプリングについて説明する。5節では推計方法を、また6節では推計に用いる諸変数の構成について述べる。7節に推計結果を示す。8節で結論と残された課題を述べる。

2．先行研究

特許ライセンスのインセンティブは企業間の戦略的要素に影響を受ける余地が大きいため、ゲーム論を応用した理論研究が数多く行なわれきた³。実証的な視点を意識した理論分析としてはArora and Fosfuri (2003)が示唆に富む。彼らは、マーケットシェアの大きい企業ほど新規参入によるレント消散効果 (rent dissipation effect) が大きくなるので、特許ライセンスに消極的になると主張する。一方、双務的ライセンスに注目した分析では、クロスライセンスが企業間共謀の手段として機能する可能性を理論的に提示したEswaran (1994)、共同研究を行なう上でクロスライセンス契約とジョイント・ベンチャーのどちらが優れているかを理論的に分析したMorasch (1995)や Pastor and Sandonis (2002)などがある。またパテントプールの理論分析としてLerner and Tirole (2002)、長岡(2002)がある。

これら理論的研究の豊富さと比較して、マイクロデータを利用したライセンス契約の実証研究はごく少数に留まる。Arora and Ceccagnoli (2004)は、本稿と比較しうる比較的大規模なサンプルを用いて補完的資産と片務的ライセンスの関係を実証したほぼ唯一の研究である。彼らは、いわゆるカーネゲームロンサーベイのデータを用いて、補完的資産の豊富な企業ほど片務的ライセンスに消極的であることを示した⁴。また、Kollmer and Dowling (2004)も、サーベイデータを用いた医薬品産業の分析により、補完的資産の豊富な企業ほど片務的ライセン

³ Katz and Shapiro (1985)、Gallini (1984)やGallini and Winter (1985)らによる先駆的研究をはじめ、製品市場の競争を緩和する手段として特許ライセンスが利用される可能性を示唆したRockett (1990)、さらに技術の累積性が特許ライセンスのインセンティブに与える影響を分析したScotchmer (1991)やGreen and Scotchmer (1995)などがある。特許ライセンシングに関する最近の理論研究をサーベイしたものとして、Gallini and Scotchmer (2002)、Scotchmer (2004)を参照されたい。

⁴ 彼らは補完的資産の程度を、製造・販売現場と研究開発部門の交流頻度に関する回答項目によって直接に測っている。なお、カーネゲームロンサーベイの詳細についてはCohen et al. (2000)を参照されたい。

スを行なうインセンティブが低いと述べている。

従業員数などの企業規模と片務的ライセンス件数の関係について分析したものに、Fosfuri (2004)と Nagaoka and Kwon (2003)がある。Fosfuri (2004)は、日米欧およびカナダの売上高 10 億ドル以上の主要化学メーカー153 社のデータを利用して、企業規模が大きいほどライセンス件数が増加するという結果を得ている。その理由として、企業規模が大きいほどライセンス時の交渉力が高くなる、あるいは技術的な優位性が高くなるからだと指摘している。また Nagaoka and Kwon (2003)は、日本の製造業 268 社の『有価証券報告書』の技術取引に関する記載情報に依拠して、従業員数や研究開発費を保有特許件数の代理変数とみなし、これらがライセンス件数と正の相関があることを見出している。

クロスライセンスに関する実証研究は極めて少ない。唯一、綿密な実証分析を行なっている先行研究として Anand and Khanna (2000)がある。彼らは、米国企業をライセンスパートナーに含むライセンス契約に関する大規模なデータセットを用いて、他のライセンス形態と比較し電気機械産業においてクロスライセンスが有意に増加すると述べている。

日本企業によるクロスライセンスの数少ない実証研究として Nagaoka and Kwon (2003)と和田・吉永 (1999)がある。Nagaoka and Kwon (2003)は、有価証券報告書の記載情報に依拠して、電気機械産業においてクロスライセンスが多いことを見出している。また和田・吉永 (1999)は、『外国技術導入の動向分析』(科学技術政策研究所)の電気機械産業のライセンス契約件数のデータを利用して、海外からの技術導入契約の際に、被引用件数の多い米国特許ほど、技術導入契約の際にクロスライセンス契約が結ばれる可能性が高いと示唆している。ただし統計的に有意な結果は得られていない。

3 . 仮説の設定

これまで指摘してきたように、補完的資産の豊富な企業では、新技術の迅速な市場化、新規投資費用や技術取引費用の節約、あるいは技術の秘匿化によるスピルオーバー効果の内部化という利点を享受できる。したがって、補完的資産に恵まれた企業では、事業の独占的实施を志向することになるので、競業者への片務的ライセンスのインセンティブはそれだけ弱くなると予想できる。そこで、まず以下の仮説を検証する。

仮説 1：補完的資産の豊富な企業ほど特許を自ら実施する可能性が高いので、片務的にライセンスする特許件数は減少する。

本稿では、補完的資産の代理変数として研究開発従事者を除いた従業員数を用いることとする。しかし、従業員規模が不十分な指標であることは否めないもので、推計結果の解釈に注意が必要である。ただし、先行研究と比較可能であるというメリットを考慮して、本稿でも従業員規模を補完的資産の代理変数とみなすこととしたい⁵。

つぎに、製品化に必要な不可欠な特許が企業間で分散所有される傾向がある産業では、双方向のライセンスを行なわないうかぎり、どの企業も当該製品の事業化ができなくなってしまう。このとき、個々の特許ごとに有償でライセンス契約を結ぶよりも、クロスライセンスやパテントプールによる包括的なライセンス契約を結ぶ方が、ライセンサー・ライセンシーともに望ましくなるだろう。また包括的なライセンス契約は取引コストを削減する効果をも持つかもしれない。そこで以下の仮説を検証する。

仮説 2：特許侵害の警告件数が多い、あるいは製品化に関与する特許の技術分野が広い産業では、クロスライセンスやパテントプール契約の対象となる特許件数が増加する。

特許の藪が深刻な産業では、特許侵害の警告件数は増えるであろう。また、製品化に必要な不可欠な特許が企業間で分散所有される傾向がある産業では、製品化に関与する特許の技術分野が広いといえるかもしれない。本稿では、これらの指標を特許の藪の深刻度を示す代理変数とみなすこととしたい。

特許の藪が深刻な状況によって、補完的資産の規模（従業員数）と双務的ライセンス件数との正の相関が強くなる可能性がある。補完的資産の豊富な企業ほど、特許係争に伴う差止め請求や損害賠償請求など、ホールドアップにともなう損失が大きくなるからである⁶。このような状況がしばしば見られるのが電

⁵ 企業規模とライセンス件数の関係について、先行する実証研究では頑健なファクトファインディングがなされているとはいいがたい。たとえば、Arora and Ceccagnoli（2004）やKollmer and Dowling（2004）では、従業員規模はライセンス件数にマイナスの影響を与えている。一方、Fosfuri（2004）やNagaoka and Kwon（2003）では、企業規模はライセンス件数にプラスの影響を与えているという。

⁶ 同じ事業分野に属する製造企業同士のライセンス交渉ならば、相手企業に必要な不可欠な特許をあらかじめ取得することによってホールドアップの危険を回避できる。しかし、生産を行って

気機械器具産業であり、また、物質特許制度によって特許の藪によるホールドアップが生じにくいと思われてきたのが医薬品産業である⁷。そこで以下の仮説を合わせて検証する。

仮説3：電気機械器具産業では、補完的資産の豊富な企業ほどクロスライセンスやパテントプールの対象となる特許件数が増加する。一方、医薬品産業では、補完的資産の豊富な企業ほどクロスライセンスやパテントプールの対象となる特許件数が減少する。

4. 『知的財産活動調査』の概要と推計対象企業のサンプリング

(1) 『知的財産活動調査』の概要

本稿が使用したデータは特許庁が行なった承認統計である『知的財産活動調査』である。われわれの利用した2002年度調査では、2000年度に出願実績のある個人・法人・公的機関が調査対象となっている。このうち特許3件以上、実用新案2件以上、意匠4件以上、商標3件以上の出願があるものは全数調査であり、上記以外で2000年の出願実績があるものは1/100の抽出調査となっている。調査票を送付した16093件のうち6616件から回答があった。回収率は41.4%である。

(2) 推計対象企業のサンプリング

今回用いた初回調査のデータには、論理的に矛盾した回答や空欄・無回答の項目が多数含まれていた。とくに深刻な点として、ライセンス件数が真に未実施の企業と回答拒否による無記入企業とが厳密に区別できないことがある。そこで、回答内容のロジックチェックによるデータサンプリングを行なった。

まず製造業に属する全ての回答企業2942社のうち、売上高、研究費、従業員数、研究従事者数、特許保有件数、特許自社実施件数のデータがひとつでも欠落している企業(1370社)を除外した。次に企業の個別名称から判断して、連

ない研究開発専門メーカーが交渉相手である場合には有効ではない。そもそも研究開発専門メーカーは片務的ライセンスによるロイヤリティ収入を目指して、差止めや損害賠償を求めてくるかもしれないからである。

⁷ ただし、近年のバイオテクノロジーの発展は、医薬品産業におけるライセンスでも同様の危険が高まっているといえるかもしれない。Heller and Eisenberg (1998)、知的財産研究所 (2003) を参照されたい。

結決算に基づいた回答あるいは記入すべき桁数の誤記入によって1人当たり売上高が過大となっている企業（1人当たり売上高10億円以上）4社を異常値としてサンプルから除いた。また営業利益が売上高を上回る企業10社、研究関係従事者数が従業員数より多い企業3社、さらに研究費がマイナスになっている企業1社は、明らかに誤記入と判断できるので除いた。

つぎに、ライセンスに関する回答項目について以下のようなスクリーニングを行なった。まずライセンス収入額を回答しているのにライセンス件数は未回答の企業20社をサンプルから除いた。また、クロスライセンスあるいはパテントプールの受入件数欄に記入があるのに供与件数欄が未記入となっている企業39社をサンプルから除外した。最後に、ライセンス総件数とライセンス契約形態の内訳件数の合計が一致しない企業が数多く見られたため、両者の間に10件以上の開きがある企業51社をデータセットから除いた⁸。

以上のスクリーニングの結果1444社がデータセットとして残った。なお、これらデータ・スクリーニングによる主な項目の基本統計量の違いをみたのが表1および表2である。表1では産業別企業数、表2では売上高、従業員数、研究開発費、特許保有件数、特許ライセンス件数を比較している。表1をみると、食品、繊維、印刷業でややサンプル企業数の減少度が大きいですが、そのほかの産業ではおおむね減少度が40%～60%となっている。産業別回答企業数が比較的少ない産業は、印刷業（9社）と石油製品・石炭製品工業（13社）である⁹。表2をみると、国内特許保有件数とクロスライセンス件数の差が10パーセント水準で有意に異なっているものの、それ以外では統計的に有意な差はみられなかった¹⁰。

5．推計方法

特許ライセンス件数は非負となる整数である。このような件数データの推計によく用いられるものにポワソン・モデル（Poisson model）と負の二項モデルが

⁸ なお、両者が一致しない企業251社をすべて除いたデータセット（1296社）による推計も試みたが、以下で紹介する推計結果との差異はほとんど認められなかった。

⁹ ただし、印刷業9社と石油製品・石炭製品工業13社を除いた1422社によるデータセットを用いて同様の推計を行なったが、以下で述べる推計結果とほとんど違いは見られなかった。

¹⁰ なお、従業員数、特許保有件数などのデータが欠如したサンプルのみを除いた推計（1572社）でも同様の推計を試みたが、以下で説明する推計結果との違いはほとんど見られなかった。

ある。ポワソン・モデルでは、期待値であるポワソン分布のパラメーターを λ_i とおくと、ライセンス件数 Y_i は

$$E(Y_i) = \lambda_i = \exp(X_i\beta)$$

と表わすことができる。ここで X_i は補完的資産などを表わす説明変数、 β はパラメーターである。誤差項がポワソン分布に従うと仮定して最尤法によって推定値を得るのがポワソン・モデルである。しかし、ポワソン分布を仮定した場合、誤差項の平均と分散が等しいという強い仮定が必要となる。われわれの用いる特許ライセンス件数については、次節で説明するデータセットの基本統計量から明らかとなるように、分散が平均より大きくなる。したがってポワソン・モデルを利用するとパラメーターの標準誤差を過小評価する可能性が高い。したがって、除外変数となる u_i が存在し $\exp(u_i)$ が平均 1、分散 α のガンマ分布に従うと仮定した負の二項モデルを推計に利用する (Cameron and Trivedi 1998)。すなわち、

$$E(Y_i) = \lambda_i = \exp(X_i\beta + u_i)$$

$$\exp(u_i) \sim \text{Gamma}(1/\alpha, \alpha)$$

である。ここで α は過剰分散(overdispersion)の程度を表すパラメーターである。

6 . 変数の構成

(1) 被説明変数

本稿で用いる被説明変数は、片務的ライセンス・クロスライセンス・パテントプールの契約に含まれる特許件数である。ライセンスの実証分析では、契約自体の件数やライセンス収入が用いられることも多いが、ライセンスに関与した特許件数は、契約件数だけではとらえることのできないライセンス契約自体の規模をあらわしているといえよう。

『知的財産活動調査』では、特許のライセンスアウトについて有償ライセンス、クロスライセンス、およびパテントプールの 3 つの契約形態に含まれる特許件数について質問している。それぞれ国内権利と国外権利とを分けて質問しているが、本稿では国内権利のみを推計に用いた。その理由は、国外権利には国内権利とほぼ同様の内容の特許が含まれている可能性があるため、両方を合

算すると同一の特許をダブルカウントしてしまう危険が高いからである。なお、パテントプールは他の2つのライセンス形態と比べて極端に契約件数が少ない。したがって推計では、クロスライセンスとパテントプールの各々で対象となった特許件数を足し合わせたものを被説明変数とした。

(2) 説明変数

従業員数

補完的資産とは、企業の保有する技術を商業化する際に必要となる設備や機械、販売網などを指す。本稿では、すでに述べたように、補完的資産の代理変数として研究開発従事者を除いた従業員数を用いた。補完的資産は、研究開発によって獲得した成果を製品化する場合に必要となるものである。そのような資産に研究従事者数は含まれないとみなすこととして、研究従事者数を全従業員数から除くこととした¹¹。ただし総従業員数を用いた推計も行なった。

特許侵害警告件数

特許の藪の深刻度を測る指標として、特許侵害への警告件数を産業別にカウントした¹²。『知的財産活動調査』では、自社特許の侵害に対し他社に警告を行なった件数を質問している。警告件数の定義は、侵害企業への警告状の送付だけでなく何らかの直接的な接触があった件数となっている。本稿では国内権利に焦点を当てているため、国内企業が国内企業に対して行なった警告件数のみを用いている。

特許の藪が深刻な産業では、商業化・製品化にあたって他社の特許権を侵害してしまう可能性が高まる。たとえば、半導体分野などでは関連する特許だけでも数千に及び、製造工程に関わる特許が多いことから実際に特許侵害の事実を事前に察知するのは容易なことではない。また、侵害しているか判別がつかないグレーゾーンに入る特許も多数存在するように思われる。したがって、特許の藪が深刻な産業では意図しない特許侵害が増えるために警告件数は増加す

¹¹ 本来、補完的資産には製造や販売に関わる資産だけでなく、研究開発に関わる資産も含まれる。しかし、本稿で問題となる資産は前者に関わる補完的資産である。本稿では、後者の資産の効果は保有特許件数で捕捉されているとみなす。

¹² ライセンス契約の増加が警告件数を減らすという逆の因果関係がある可能性も排除できない。残念ながら、今回用いたデータはクロスセクションデータであるため、ラグ付変数などの有効な操作件数を見出すことができなかった。

ると予想できる。

技術の多様性

製品化に關与する技術の多様性を表す指標として、産業別に出願された特許がカバーする技術分野の数を利用する。『知的財産活動調査』では、2001年度の技術分野別出願件数の回答項目がある¹³。この技術分野別の出願件数を産業毎に集計しハーフィンダール指数を計算して、それを1から差し引くことによって技術の多様性を表す指標とした。なお、以上の要領で作成した特許侵害警告件数と技術の多様性の2つの説明変数の交差項も説明変数として利用した。

自社未実施特許比率

自社製品に用いられていない特許（未実施特許）を多く保有する企業は、特許の有効活用の観点から特許ライセンスに積極的になると考えられる。あるいは、未実施特許を数多く保有することによって、クロスライセンス交渉を有利に進めることが可能となるかもしれない。未実施特許の中には交渉相手にとって必須の特許が含まれるかもしれないからである¹⁴。そこで、未実施特許が自社保有特許に占める割合を説明変数に加えることとする。『知的財産活動調査』では、保有特許のうち何件の特許が自社で実施をされているかについての回答項目がある。本稿では、保有特許数から実施特許件数を差し引いて自社未実施特許件数を求め、これを保有特許件数で除したものを自社未実施特許比率とした。

保有特許件数

特許の価値にばらつきがあるとしても、保有特許件数が多くなれば、1件あたりの価値がそれによって減少しない限り、ライセンス契約を行なう蓋然性が高まるであろう。このような規模効果をコントロールするために、『知的財産活動調査』にある各企業の保有特許件数のうち、国内権利分を説明変数に加えるこ

¹³ 技術分野が分かるのは、出願に関してのみである。技術分野の具体的内訳は、(1)農水産・食料品・タバコなど、(2)医薬品・歯科用製剤・化粧品・遺伝子工学、(3)金属加工・工作機械・車両・船舶・ナノ技術など、(4)無機化学・肥料・石油化学・電気化学など、(5)繊維・繊維処理・洗濯・紙、(6)土木・建築・住宅・鉱業など、(7)エンジン・工学一般・照明など、(8)測定・光学・写真・原子核工学など、(9)時計・制御・計算機・表示など、(10)ビジネス方法、(11)電気・電子部品・半導体など、(12)電子回路・通信技術である。

¹⁴ 半導体産業では、ライセンス時の交渉力を確保するために未利用特許出願が増加していると指摘されている。詳しくはHall and Ziedonis (2001)を参照されたい。

とした。

各変数の概要と基本統計量を示したものが表 3 である。契約対象となった特許件数は、平均して片務的ライセンスで 2.22 件、クロスライセンスで 1.38 件、パテントプールで 0.05 件と極めて小さい値である。これは、ライセンスを実施していない企業がデータセットに多数含まれていることによる¹⁵。また、いずれのライセンス契約においても分散が平均を大きく上回っているため、ポワソン・モデルの推定では標準誤差に過小推定バイアスがかかる可能性がある。

各変数の相関を示したのが表 4 である。従業員数と保有特許件数の相関係数が 0.69~0.72 とやや高くなっている。従業員数と保有特許件数を説明変数に加えた場合、多重共線性によって補完的資産の規模による効果と特許を含む知的財産の規模による効果とを区別できない可能性がある。このような可能性を考慮して、これら説明変数については対数化した数値を用いることとする¹⁶。

7. 推計結果

(1) 片務的ライセンスの決定要因

推計結果では、予想通り過剰分散テストにおいて平均 = 分散という帰無仮説が棄却されたので、以下では、負の二項モデルによる推計結果のみを報告する¹⁷。表 5 が片務的ライセンス契約の対象となった特許件数を被説明変数とした推計結果である。(1)式は企業レベルの説明変数のみを加えた推計式、(2)~(5)式は産業レベルで定義される変数を加えた推計式、また(6)式は産業ダミーを入れた推計式である¹⁸。

¹⁵ 推計対象企業のうち、片務的ライセンスを実施していない企業は全体の 80%、クロスライセンスでは 88%、パテントプールでは 99%となっている。

¹⁶ 両変数を対数変換した場合の相関係数は 0.65 ~ 0.68 であり、若干ではあるが相関が低下した。

¹⁷ 件数データにおいて被説明変数にゼロが多数含まれる場合には、ゼロ強調ポワソン・モデル (zero-inflated poisson model) あるいはゼロ強調負の二項モデル (zero-inflated negative binomial model) が推奨されることがある。定数項をインフレートしてゼロ強調負の二項モデルによって推計した結果が付表 1~4 に示されている。ゼロ強調モデルと通常の負の二項モデルのどちらがより望ましいかを選択する検定手法である Vuong テスト (Vuong 1989) によると、表 8 の(24)式のみゼロ強調モデルが支持されるという結果を得た。積極的にゼロ強調モデルを支持する結果は得られなかったため、以下では通常の負の二項モデルの推計結果についてのみ検討する。

¹⁸ この他にライセンスに影響を与えているであろうと思われる変数としてマーケットシェア、研究開発集約度、企業年齢、特許の専有可能性などが考えられる。しかし、別途にわれわれが推計した結果では、いずれの変数についてもライセンス件数に有意な影響を与えていなかった。

まず補完的資産の代理変数である従業員数に関しては、おおむね有意にマイナスの係数値を得た。従業員数を補完的資産の代理変数とみなすことができれば、これらの結果は仮説 1 と整合的である。すなわち補完的資産が豊富な企業ほど片務的ライセンスの対象となる特許件数が減少するといえる。また Arora and Ceccagnoli (2004)や Kollmer and Dowling (2004)の結果とも整合的である。

売上高を企業規模の代理変数とした Fosfuri (2004)や、従業員数を知的資産の代理変数とみなした Nagaoka and Kwon (2003)では、これら企業規模変数が大きくなるほど片務的ライセンス件数が増加するという、本稿とは逆の結果を得ている。本稿の推計では、保有特許件数の規模（知的資産の規模）をコントロールしていること、きわめて小規模な企業もデータセットに含まれていること、の2点の理由から、彼らとは異なる結果を得たのではないかと推測できる。

特許侵害警告件数および技術の多様性については、クロス項を含めて係数値はすべてマイナスであり、(3)式を除いて1%水準で統計的に有意となっている。すなわち、特許の藪が深刻な産業では、片務的ライセンスが実施されない傾向にあることがわかる。

自社未実施特許比率の係数は、すべての推計式でプラスとなり1%水準で有意となった。すなわち、自社未実施特許比率が高いほど片務的ライセンスが行なわれることを示している。また、保有特許件数（対数値）についても係数がプラスであり1%水準で有意となっている。これは特許資産の多い企業ほど片務的ライセンスを行なう傾向があることを示している。負の二項モデルでは対数化した変数の係数値は弾性値を表すので、保有特許件数の1%の増加は片務的ライセンス契約の対象となる特許件数が1~1.2%程度増えることを意味する。

(2) クロスライセンス・パテントプールの決定要因

表 6 は、クロスライセンスまたはパテントプールの契約対象となった特許件数を被説明変数とした推計結果である。まずクロスライセンスに含まれる特許件数を単独で被説明変数とした推計では、(7)式が企業レベルの説明変数のみ加えた推計式、(8)~(10)式が産業レベルの変数を加えた推計式、(11)式が産業ダミーを入れた推計式である。また、(12)式・(13)式は、クロスライセンスとパテントプールに含まれる特許件数を合計したものを被説明変数とした推計式である。

従業員数については、表 6 の全ての推計式で有意な結果は得られなかった。補完的資産が豊富な企業でクロスライセンスやパテントプールが減少するとは

いえないようである。

特許侵害警告件数と技術の多様性については、クロス項も含め係数値はすべてプラスであり1%水準で有意となっている。この結果は仮説2と整合的である。すなわち、特許の藪が深刻な産業ほどクロスライセンスが実施される傾向にあると見てよい。片務的ライセンスではこれら変数のパラメーターがマイナスであったことは対照的な結果である。

自社未実施特許比率の係数はすべての推計式においてプラスとなり1%水準で有意であった。すなわち、自社未実施特許比率が高い企業ほどクロスライセンスを行なう傾向にあることを示している。

産業ダミーを加えた(11)式、またクロスライセンスとパテントプール契約の対象となった特許件数の合計を被説明変数とした(12)式と(13)式の推計結果は、おおむね他の推計式の場合と同様であった。

特許侵害警告件数や技術の多様性とクロスライセンス・パテントプールの特許権数との正の相関は、特許の藪が問題となる半導体などの業種を多数含む電気機械器具産業の影響を強く受けたための見かけ上の相関にすぎない可能性がある。その点を検証するために、電気機械器具産業に属する企業をデータセットから除いて推計したのが表7の(14)式～(20)式である。表7に示されるように、電気機械器具産業を除いても表6の推計結果とほとんど違いは生じなかった。したがって、警告件数や技術の多様性は、クロスライセンス・パテントプールによる特許ライセンスにプラスの影響を与えていたと見てよい。

(3) 電気機械器具産業と医薬品産業における特許ライセンス

表8は、特許の藪の問題が深刻であると考えられる電気機械器具産業と、物質特許が多いために特許の藪が生じにくいとみなされる医薬品産業に絞って、同様の推計を行なった結果である。電気機械器具産業の推計では、(21)式は片務的ライセンス、(22)式はクロスライセンス、(23)式はクロスライセンスとパテントプールについて、各々契約対象となった特許件数を被説明変数としたものである。医薬品産業の推計では、(24)式が片務的ライセンス、(25)式がクロスライセンスの、それぞれ契約対象となった特許件数を被説明変数としたものである¹⁹。

¹⁹ ただし、表8の(25)式では過剰分散の帰無仮説が棄却されず、ポアソンモデルが望ましいという結果を得た。しかしパラメーターの推計値にはほとんど差異がみられなかったので負の二項モデルによる推計結果のみをここでは示してある。なお、医薬品産業のパテントプールの実施件

まず、(22)式および(23)式において従業員数のパラメーターはプラスであり 1%水準で有意となった²⁰。逆に、(25)式ではマイナスで有意な結果となっている。これは仮説 3 と整合的な結果である。すなわち、特許の藪が深刻であると思われる電気機械器具産業では、補完的資産の豊富な企業ほどクロスライセンスやパテントプールの契約対象となる特許件数が増加し、一方、特許の藪によるホールドアップが生じにくいと思われる医薬品産業では、補完的資産の豊富な企業ほどクロスライセンスやパテントプールの対象となる特許件数が減少するのである。

8 . おわりに

本稿で得られた結果をまとめると以下の通りになる。第 1 に、従業員規模が大きい、すなわち特許以外の補完的資産が豊富となる企業では、他社にライセンスする特許件数が少なくなる傾向にあった。第 2 に、特許侵害への警告件数が多い、または製品化に必要となる関連特許の技術分野が広い産業では、クロスライセンスやパテントプールの契約の対象となる特許件数が増加するという結果を得た。これは特許の藪の議論と整合的である。すなわち、特許権の保護範囲が抵触しやすい、あるいは特許が企業間で分散して所有されやすい産業で双務的ライセンス活動が活発になるのである。第 3 に、特許の藪が深刻であると思われる電気機械器具産業では、従業員規模と双務的ライセンスの間に正の相関が見られた。これは、特許の藪が深刻な産業では、特許侵害によるホールドアップのリスクが高い大企業を中心にクロスライセンスやパテントプールが活発に行われていることを示唆している。

本稿に残された課題について触れておこう。まず従業員規模は補完的資産の代理変数として不十分である可能性がある。補完的資産には、ブランド力や販売網など従業員数の規模だけでは十分にとらえることのできない要素が含まれているからである。また、データが単年度ベースであったために、本稿では同時性の問題を十分に考慮していない。この点については、複数年にわたる『知

数は、われわれのデータでは存在しなかった。

²⁰ ただし、付表 4 に見られるように、ゼロ強調負の二項モデルでは電気機械器具産業における従業員数のパラメーターはプラスであるが有意とならなかった。したがって電気機械器具産業については、従業員数に関する推計結果の頑健性は確かであるとはいいたい。

的財産活動調査』の個票データが利用可能となれば改善する余地もでてこよう。今後の課題としたい。ただし、特許ライセンス市場の契約形態の決定要因として、補完的資産や特許の藪の問題が重要であることは、本稿の分析によって十分に確認できたように思う。

本稿の結論より得られる含意として以下の 2 点を述べておこう。第 1 に、片務的ライセンスと双務的ライセンスの比較により、特許ライセンス市場の不完全性の問題が浮かび上がる。本稿の推計によれば、特許を数多く持つ大企業では片務的ライセンスが不活発となる一方で、双務的ライセンスによって特許の藪の状況を打破する余地があるという結果を得た。すなわち、双務的ライセンスが行なわれない限り、特許ライセンス市場が十分に機能しなくなる可能性が示唆されるのである。

第 2 に、特許保護は、研究開発に対する収益性を高め、研究開発インセンティブを高めるという側面もある。しかし、過度に保護範囲が広い特許 (overbroad patent) を付与すると、権利関係が相互に抵触する危険を回避するためにクロスライセンスなど双務的ライセンスが行なわれる傾向が強くなるだろう。プロパテント政策によって特許の保護範囲が拡大する傾向が強まるなかで、それが特許ライセンス市場に如何なる影響を与えているかを十分に見極める必要がある。特許の保護範囲の拡大は、むしろ特許の円滑な移転を阻害するかもしれないのである。

参考文献

- 大西宏一郎(2003)「液晶産業における知識スピルオーバーと研究開発生産性について」2003年度日本経済学会秋季大会報告論文。
- 大西宏一郎・岡田羊祐(2004)「特許ライセンスの契約形態の決定要因」『特許統計データの経済学的分析に関する調査研究報告書』知的財産研究所、112-123。
- 知的財産研究所 (2004) 『特許統計データの経済学的分析に関する調査研究報告書』、平成 15 年度特許庁産業財産権制度問題調査研究報告書。
- 知的財産研究所 (2003) 『産業界におけるライセンス契約の動向及び経済学的問題に関する調査研究報告書』、平成 14 年度特許庁産業財産権制度問題調査研究報告書。
- 長岡貞男 (2002)「技術標準への企業間協力：パテントプールの経済学」『組織科学』35 巻 3 号、35-48。
- 和田哲夫・吉水正義(1999)「累積的イノベーションにおける技術専有と特許クロスライセンス」DISCUSSION PAPER, No.10, 科学技術政策研究所。
- Anand, B. N. and T. Khanna (2000) “The Structure of Licensing Contracts,” *Journal of Industrial Economics* 48, 103-35.
- Arora A. and M. Ceccagnoli (2004) “Patent Protection, Complementary Assets, and Firms’ Incentives for Technology Licensing,” *Management Science*, forthcoming.
- Arora, A. and A. Fosfuri (2003) “Licensing the Market for Technology,” *Journal of Economic Behavior & Organization* 52, 277-295.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.

- Cohen, W. M., R. R. Nelson, and J. P. Walsh (2000) "Protecting their Intellectual Assets: Appropriability Conditions and Why U.S. Manufacturing Firms Patent or Not," NBER Working Paper, No.7552.
- Eswaran, M. (1994) "Cross-licensing Competing Patents as a Facilitating Device," *Canadian Journal of Economics* 27, 689-708.
- Fosfuri, A. (2004) "The Licensing Dilemma: Understanding the Determinants of the Rate of Licensing," Working Paper 04-15, Universidad Carlos III de Madrid.
- Gallini, N. (1984) "Deterrence through Market Sharing: A Strategic Incentive for Licensing," *American Economic Review* 74, 931-941.
- Gallini, N. and S. Scotchmer (2002), "Intellectual Property: When Is It the Best Incentive System?" in A. B. Jaffe, J. Lerner and S. Stern eds., *Innovation Policy and the Economy*, vol.2, MIT Press, 51-77.
- Gallini, N. and R. Winter (1985) "Licensing in the Theory of Innovation," *Rand Journal of Economics* 16, 237-252.
- Green, J. and S. Scotchmer (1995) "On the Division of Profit in Sequential Innovation", *RAND Journal of Economics* 26, 20-33.
- Grindley, P. and D. Teece (1997) "Managing Intellectual Capital: Licensing and Cross-licensing in Semiconductors and Electronics," *California Management Review* 39, 8-41.
- Hall, B. H. and R. H. Ziedonis (2001) "The Patent Paradox Revisited: An Empirical Study of Patenting in the U.S. Semiconductor Industry, 1979-1995," *Rand Journal of Economics* 32, 101-128.
- Heller, M. A. and R. S. Eisenberg (1998) "Can Patents Deter Innovation? The

- Anticommons in Biomedical Research,” *Science* 280, 698-701.
- Katz, M. and C. Shapiro (1985) “On the Licensing of Innovations,” *Rand Journal of Economics* 16, 504-520.
- Kollmer, H. and M. Dowling (2004) “Licensing as a Commercialisation Strategy for New Technology-based Firms,” *Research Policy* 33, 1141-1151.
- Lerner, J. and J. Tirole (2002) “Efficient Patent Pools,” NBER Working Paper, no.9175.
- Morasch, K. (1995) “Moral Hazard and Optimal Contract Form for R&D Cooperation,” *Journal of Economic Behavior and Organization* 28, 63–78.
- Nagaoka, S. and H. U. Kwon (2003) “Unilateral vs. Cross Licensing: How Do Firm Characteristics Affect Licensing Decisions?,” IIR Working Paper, No.03-02, Hitotsubashi University.
- Pastor, M. and J. Sandonis (2002) “Research Joint Ventures vs. Cross Licensing Agreements: an Agency Approach,” *International Journal of Industrial Organization* 20, 215–249.
- Rockett, K. (1990) “Choosing the Competition and Patent Licensing,” *Rand Journal of Economics* 21, 161-171.
- Scotchmer, S. (1991), “Standing on the Shoulders of Giants: Cumulative Research and the Patent Law”, *Journal of Economic Perspectives* 5, 29-41.
- Scotchmer, S. (2004), *Innovation and Incentive*, MIT Press.
- Shapiro, C. (2001) “Navigating the Patent Thicket: Cross Licenses, Patent Pools, and Standard Setting,” in A. B. Jaffe, J. Lerner and S. Stern eds., *Innovation Policy and*

the Economy, vol.1, MIT Press, 119-150.

Teece, D. J. (1986) "Profiting from Technological Innovation: Implications for Integration, Collaboration, Licensing and Public Policy," *Research Policy* 15, 285-305.

Vuong, Q. H. (1989) "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypothesis," *Econometrica* 57, 307-333.

表1 産業別サンプル数の比較

	全サンプル企業数	データ・クリーン・アップ 後のサンプル企業数	%
1 食品産業	337	87	0.26
2 繊維産業	123	32	0.26
3 パルプ・紙産業	42	24	0.57
4 印刷業	30	9	0.30
5 総合化学・化学繊維産業	97	57	0.59
6 油脂・塗料産業	49	26	0.53
7 医薬品産業	140	57	0.41
8 5～7以外の化学産業	192	85	0.44
9 石油製品・石炭製品産業	21	13	0.62
10 プラスチック製品産業	187	89	0.48
11 ゴム製品産業	45	25	0.56
12 窯業	97	48	0.49
13 鉄鋼業	36	19	0.53
14 非鉄金属産業	69	35	0.51
15 金属製品鋳業	171	90	0.53
16 機械産業	429	270	0.63
17 電気機械器具産業	346	188	0.54
18 通信・電子・電気計測器産業	193	92	0.48
19 自動車産業	140	93	0.66
20 19以外の輸送用機械産業	42	23	0.55
21 精密機械産業	156	82	0.53
全製造業	2942	1444	0.49

表2 主要データの平均値の比較

	全サンプル	データ・クリーン・アップ 後のサンプル	t 値	p 値
売上高(百万円)	68666.58 (924927.77)	45145.19 (149299.05)	1.34	0.18
従業員数	822.15 (2918.77)	768.29 (1778.87)	0.76	0.45
研究費(百万円)	2002.01 (14430.65)	1660.92 (6903.31)	1.06	0.29
保有特許件数	201.67 (1661.88)	133.99 (419.79)	2.07	0.04*
特許の自社実施件数	60.09 (377.52)	55.76 (172.03)	0.52	0.60
片務的ライセンス	3.32 (37.36)	1.38 (9.51)	1.29	0.20
クロスライセンス	5.66 (94.30)	2.22 (19.21)	2.44	0.01*
パテントプール	0.11 (3.04)	0.04 (0.73)	1.16	0.25

注1) 括弧内は標準偏差である。

注2) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表3 基本統計量と変数の定義

変数名	定義	単位	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
片務的ライセンス	相手側特許の実施許諾を伴わないでライセンスされた特許件数。	件数	1444	2.22	19.21	0	600
クロスライセンス	相互に実施許諾を行う契約でライセンスされた特許件数。	件数	1444	1.38	9.51	0	183
パテントプール	パテントプールで供与した特許件数	件数	1444	0.04	0.73	0	25
従業員数(研究従事者除く)	従業員数 - 研究従事者数	人数(対数)	1444	667.66	1571.57	0	34859
従業員数	従業員数	人数(対数)	1444	768.29	1778.87	2	36559
自社未実施特許比率	$(\text{保有特許件数} - \text{自社実施特許件数}) / \text{保有特許件数}$		1444	0.37	0.30	0	0.980
保有特許件数	保有している登録特許件数	件数(対数)	1444	133.99	419.79	1	7387
特許侵害警告件数	特許侵害に対し国内企業が国内企業を警告した件数の産業別の合計件数	件数	1444	60.14	45.76	1	151
技術の多様性	1 - 産業毎の出願分野別特許件数によるハーフィンダール指数		1444	0.79	0.11	0.38	0.916

表4 変数間の相関係数

	a	b	c	d	e	f	g	h	i
a 片務的ライセンス件数	1.00								
b クロスライセンス件数	0.44	1.00							
c パテントプール件数	0.08	0.01	1.00						
d 従業員数(研究従事者除く)	0.32	0.15	0.07	1.00					
e 従業員数	0.33	0.16	0.07	0.99	1.00				
f 自社未実施特許比率	0.10	0.12	0.04	0.22	0.23	1.00			
g 保有特許件数	0.58	0.32	0.03	0.69	0.72	0.22	1.00		
h 特許侵害警告件数	-0.05	0.03	0.00	-0.06	-0.07	-0.05	-0.02	1.00	
i 技術の多様性	-0.02	0.03	0.02	-0.10	-0.11	-0.14	-0.07	0.44	1.00

表5 片務的ライセンスの決定要因:全製造業(負の二項モデル)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
従業員数(研究従事者数を除く)	-0.166* (0.085)	-0.262*** (0.085)	-0.199** (0.082)	-0.275*** (0.082)		-0.380*** (0.086)
従業員数(総数)					-0.303*** (0.090)	
特許侵害警告件数		-0.459*** (0.097)				
技術の多様性			-1.217 (0.929)			
警告件数×技術の多様性				-0.426*** (0.093)	-0.439*** (0.092)	
自社未実施特許比率	1.770*** (0.310)	1.558*** (0.299)	1.673*** (0.302)	1.505*** (0.292)	1.474*** (0.293)	1.228*** (0.276)
保有特許件数	1.031*** (0.088)	1.104*** (0.085)	1.055*** (0.082)	1.115*** (0.080)	1.140*** (0.087)	1.274*** (0.080)
定数項	-4.366*** (0.337)	-2.316*** (0.509)	-3.270*** (0.860)	-2.697*** (0.453)	-2.537*** (0.477)	-2.818*** (0.480)
産業ダミー						Yes
過剰分散テスト(² 統計量)	7163.27***	6480.27***	7132.36***	6644.06***	6619.10***	5204.86***
サンプル数	1444	1444	1444	1444	1444	1444
対数尤度	-1277.74	-1267.49	-1276.38	-1267.92	-1267.64	-1245.47
Pseudo R ²	0.16	0.17	0.16	0.16	0.16	0.18

注1) 被説明変数は、片務的ライセンス契約の対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) 括弧内はGLS推定による標準誤差である。

注3) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

表6 クロスライセンス・パテントプールの決定要因:全製造業(負の二項モデル)

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	クロスライセンス				クロスライセンス+パテントプール		
従業員数(研究従事者除く)	-0.112 (0.106)	-0.064 (0.107)	-0.078 (0.104)	-0.053 (0.105)	-0.004 (0.091)	-0.065 (0.099)	-0.06 (0.092)
特許侵害警告件数		0.352 ^{***} (0.130)					
技術の多様性			3.557 ^{***} (1.222)				
警告件数×技術の多様性				0.409 ^{***} (0.130)		0.345 ^{***} (0.124)	
自社未実施特許比率	2.718 ^{***} (0.438)	2.757 ^{***} (0.450)	2.716 ^{***} (0.429)	2.753 ^{***} (0.447)	2.708 ^{***} (0.410)	2.613 ^{***} (0.433)	2.470 ^{***} (0.399)
保有特許件数	0.854 ^{***} (0.100)	0.810 ^{***} (0.096)	0.831 ^{***} (0.097)	0.804 ^{***} (0.094)	0.803 ^{***} (0.096)	0.791 ^{***} (0.091)	0.833 ^{***} (0.094)
定数項	-4.358 ^{***} (0.431)	-5.867 ^{***} (0.759)	-7.360 ^{***} (1.168)	-5.845 ^{***} (0.698)	-5.225 ^{***} (0.672)	-5.382 ^{***} (0.636)	-4.802 ^{***} (0.647)
産業ダミー					Yes		Yes
過剰分散テスト(χ^2 統計量)	8275.71 ^{***}	8204.14 ^{***}	8091.88 ^{***}	8143.17 ^{***}	7135.24 ^{***}	8183.19 ^{***}	7231.38 ^{***}
サンプル数	1444	1444	1444	1444	1444	1444	1444
対数尤度	-935.49	-932.97	-932.06	-931.85	-918	-988.02	-974.03
Pseudo R ²	0.08	0.09	0.09	0.09	0.10	0.09	0.10

注1) 被説明変数は、クロス・ライセンスのみ、あるいはクロスライセンスおよびパテントプールにおいて、契約対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注3) 括弧内はGLS推定による標準誤差である。

注4) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

表7 クロスライセンス・パテントプールの決定要因: 電気機械器具産業を除く製造業(負の二項モデル)

	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	クロスライセンス				クロスライセンス+パテントプール		
従業員数(研究従事者除く)	-0.17 (0.108)	-0.104 (0.108)	-0.133 (0.105)	-0.092 (0.106)	-0.062 (0.096)	-0.102 (0.099)	-0.114 (0.096)
特許侵害警告件数		0.412 ^{***} (0.149)					
技術の多様性			3.370 ^{***} (1.213)				
警告件数 × 技術の多様性				0.472 ^{***} (0.148)		0.401 ^{***} (0.142)	
自社未実施特許比率	2.545 ^{***} (0.480)	2.665 ^{***} (0.487)	2.552 ^{***} (0.467)	2.658 ^{***} (0.483)	2.501 ^{***} (0.439)	2.500 ^{***} (0.467)	2.258 ^{***} (0.424)
保有特許件数	0.870 ^{***} (0.103)	0.819 ^{***} (0.096)	0.849 ^{***} (0.099)	0.814 ^{***} (0.094)	0.822 ^{***} (0.100)	0.797 ^{***} (0.091)	0.851 ^{***} (0.097)
定数項	-4.052 ^{***} (0.447)	-5.820 ^{***} (0.824)	-6.899 ^{***} (1.151)	-5.767 ^{***} (0.756)	-4.815 ^{***} (0.683)	-5.279 ^{***} (0.678)	-4.400 ^{***} (0.656)
産業ダミー					Yes		Yes
過剰分散テスト(χ^2 統計量)	7030.56 ^{***}	6995.44 ^{***}	6881.18 ^{***}	6937.68 ^{***}	5947.32 ^{***}	6970.49 ^{***}	6036.61 ^{***}
サンプル数	1256	1256	1256	1256	1256	1256	1256
対数尤度	-782.41	-780.14	-779.41	-778.98	-765.74	-830.34	-816.65
Pseudo R ²	0.09	0.09	0.09	0.09	0.11	0.09	0.10

注1) 被説明変数は、クロス・ライセンスのみ、あるいはクロスライセンスおよびパテントプールにおいて、契約対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) 括弧内はGLS推定による標準誤差である。

注3) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

表8 クロスライセンス・パテントプールの決定要因：電気機械器具産業と医薬品産業(負の二項モデル)

	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)
	電気機械器具産業			医薬品産業	
	片務的ライセンス	クロスライセンス	クロスライセンス + パテントプール	片務的ライセンス	クロスライセンス
従業員数(研究従事者除く)	-0.612 ^{***} (0.192)	0.737 ^{***} (0.272)	0.723 ^{***} (0.272)	0.270 (0.283)	-1.368 ^{***} (0.306)
自社未実施特許比率	1.715 ^{**} (0.704)	4.413 ^{***} (1.084)	4.388 ^{***} (1.078)	-0.606 (1.348)	-1.617 (2.213)
保有特許件数	1.521 ^{***} (0.206)	0.511 [*] (0.277)	0.532 [*] (0.277)	0.645 ^{**} (0.278)	1.314 ^{***} (0.415)
定数項	-4.659 ^{***} (0.741)	-8.613 ^{***} (1.214)	-8.573 ^{***} (1.209)	-3.271 ^{**} (1.350)	2.011 (1.763)
過剰分散テスト(χ^2 統計量)	337.62 ^{***}	1174.14 ^{***}	1182.41 ^{***}	202.97 ^{***}	21.73
サンプル数	188	188	188	57	57
対数尤度	-132.86	-150.19	-154.81	-81.55	-16.67
Pseudo R ²	0.18	0.09	0.09	0.08	0.25

注1) 被説明変数は、片務的ライセンス、クロス・ライセンス、あるいはクロスライセンスおよびパテントプールの契約対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) (21)～(23)式は電気機械器具産業、(24)(25)式は医薬品産業に属する企業が推計の対象である。

注3) 医薬品産業におけるパテントプールの件数はゼロであるため、(25)式ではクロスライセンスの契約対象となった特許件数のみとなっている。

注4) 括弧内はGLS推定による標準誤差である。

注5) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

付表1 片務的ライセンスの決定要因(ゼロ強調負の二項モデル)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
従業員数(研究従事者数を除く)	-0.166** (0.069)	-0.262*** (0.073)	-0.190*** (0.072)	-0.275*** (0.074)		-0.385*** (0.083)
従業員数(総数)					-0.303*** (0.079)	
特許侵害警告件数		-0.459*** (0.103)				
技術の多様性			-1.076 (0.740)			
警告件数×技術の多様性				-0.426*** (0.097)	-0.439*** (0.097)	
自社未実施特許比率	1.770*** (0.340)	1.558*** (0.340)	1.694*** (0.344)	1.505*** (0.342)	1.474*** (0.343)	1.219*** (0.351)
保有特許件数	1.031*** (0.072)	1.104*** (0.075)	1.049*** (0.074)	1.115*** (0.076)	1.140*** (0.080)	1.277*** (0.088)
定数項	-4.366*** (0.318)	-2.316*** (0.548)	-3.418*** (0.735)	-2.697*** (0.484)	-2.537*** (0.503)	-2.786*** (0.495)
産業ダミー						Yes
Vuongテスト(z統計量)	-0.11	0.71	-0.19	0.39	-0.24	0.00
サンプル数	1444	1444	1444	1444	1444	1444
対数尤度	-1277.74	-1267.49	-1276.4	-1267.92	-1267.64	-1245.47

注1) 被説明変数は、片務的ライセンス契約の対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) 定数項でインフレートしている。

注3) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

付表2 クロスライセンス・パテントプールの決定要因(ゼロ強調負の二項モデル)

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	クロスライセンス				クロスライセンス+パテントプール		
従業員数(研究従事者除く)	-0.112 (0.118)	-0.064 (0.118)	-0.082 (0.117)	-0.053 (0.117)	-0.019 (0.115)	-0.065 (0.110)	-0.068 (0.109)
特許侵害警告件数		0.352** (0.154)					
技術の多様性			3.601*** (1.284)				
警告件数×技術の多様性				0.409*** (0.149)		0.345** (0.141)	
自社未実施特許比率	2.718*** (0.559)	2.757*** (0.539)	2.720*** (0.544)	2.753*** (0.534)	2.694*** (0.547)	2.613*** (0.512)	2.452*** (0.528)
保有特許件数	0.854*** (0.103)	0.810*** (0.102)	0.835*** (0.102)	0.804*** (0.101)	0.792*** (0.103)	0.791*** (0.096)	0.828*** (0.101)
定数項	-4.359*** (0.559)	-5.868*** (0.869)	-7.388*** (1.234)	-5.845*** (0.779)	-4.409*** (0.995)	-5.382*** (0.714)	-4.307*** (1.041)
産業ダミー					Yes		Yes
Vuongテスト(z統計量)	-0.5	0.07	-0.19	-0.06	0.35	0.07	0.16
サンプル数	1444	1444	1444	1444	1444	1444	1444
対数尤度	-935.49	-932.97	-932.06	-931.85	-917.53	-988.02	-973.88

注1) 被説明変数は、クロスライセンスのみ、あるいはクロスライセンスおよびパテントプールにおいて、契約対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) 定数項でインフレートしている。

注3) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

付表3 クロスライセンス・パテントプールの決定要因:電気機械器具産業を除く(ゼロ強調負の二項モデル)

	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	クロスライセンス				クロスライセンス+パテントプール		
従業員数(研究従事者除く)	-0.17 (0.122)	-0.104 (0.126)	-0.133 (0.121)	-0.092 (0.125)	-0.088 (0.117)	-0.102 (0.116)	-0.129 (0.111)
特許侵害警告件数		0.412** (0.188)					
技術の多様性			3.370*** (1.307)				
警告件数×技術の多様性				0.472*** (0.176)		0.401** (0.165)	
自社未実施特許比率	2.545*** (0.580)	2.665*** (0.568)	2.552*** (0.567)	2.658*** (0.562)	2.456*** (0.559)	2.500*** (0.535)	2.210*** (0.541)
保有特許件数	0.870*** (0.106)	0.819*** (0.107)	0.849*** (0.105)	0.814*** (0.106)	0.817*** (0.104)	0.797*** (0.100)	0.848*** (0.102)
定数項	-4.052*** (0.576)	-5.820*** (0.998)	-6.899*** (1.259)	-5.767*** (0.866)	-3.685*** (0.941)	-5.279*** (0.787)	-3.612*** (0.958)
産業ダミー					Yes		Yes
Vuongテスト(z統計量)	-0.07	0.55	0.12	-0.07	0.52	0.02	0.29
サンプル数	1256	1256	1256	1256	1256	1256	1256
対数尤度	-782.41	-780.14	-779.41	-778.98	-764.71	-830.34	-816.22

注1) 被説明変数は、クロス・ライセンスのみ、あるいはクロスライセンスおよびパテントプールにおいて、契約対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) 定数項でインフレートしている。

注3) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。

付表4 クロスライセンス・パテントプールの決定要因：電気機械器具産業と医薬品産業（ゼロ強調負の二項モデル）

	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)
	電気機械器具産業			医薬品産業	
	片務的ライセンス	クロスライセンス	クロスライセンス + パテントプール	片務的ライセンス	クロスライセンス
従業員数(研究従事者除く)	0.737 (0.477)	0.737 (0.477)	0.723 (0.466)	0.270 (0.339)	-1.341 ^{***} (0.426)
自社未実施特許比率	0.511 (0.413)	4.413 ^{**} (1.859)	4.388 ^{**} (1.830)	-0.606 (1.530)	-1.975 (3.317)
保有特許件数	4.413 ^{**} (1.859)	0.511 (0.413)	0.532 (0.404)	0.645 ^{**} (0.324)	1.357 [*] (0.702)
定数項	-8.614 ^{***} (2.422)	-8.614 ^{***} (2.422)	-8.574 ^{***} (2.376)	-3.271 [*] (1.790)	2.111 (1.717)
Vuongテスト(z統計量)	-0.00	-0.00	-0.00	2.19 ^{**}	0.03
サンプル数	188	188	188	57	57
対数尤度	-150.19	-150.19	-154.81	-81.55	-16.66

注1) 被説明変数は、クロス・ライセンス、あるいはクロスライセンスおよびパテントプールの契約対象となった保有特許件数を企業ごとに集計した値である。

注2) (21)～(23)式は電気機械器具産業、(24)(25)式は医薬品産業に属する企業が推計の対象である。

注3) 医薬品産業におけるパテントプールの件数はゼロであるため、(25)式ではクロスライセンスの契約対象となった特許件数のみとなっている。

注4) 定数項でインフレートしている。

注5) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%である。