

途上国の知的財産制度の整備状況と 日本企業の海外活動に関する研究^(*)

在外研究員 大西宏一郎

WTOやTPP等の貿易交渉において、知的財産制度の整備・強化は先進国が途上国に求めている重要課題の一つである。それにもかかわらず、途上国での知的財産制度の整備・強化がそもそも先進国側企業の収益に結びついているのかはこれまで十分に明らかにされていない。本稿では、日本企業の海外現地法人の生産関数を推計することにより、現地の特許制度の整備・強化が企業の収益性向上に結びついているのかを実証的に分析した。分析結果では、まず中国を除く途上国での特許権の強化は、日本企業が現地で被る模倣被害を減少させる効果を持つことが明らかとなった。また途上国では特に電気機械産業において、当該国の特許権の強化、企業の特許出願件数の増加はともに現地法人の収益性の向上に寄与していることが明らかとなった。これらの結果は、途上国に権利強化を求める先進国の政策は十分にその目的を達成していることを示唆していると言える。

I. はじめに

TRIPS協定成立以降、先進国だけではなく途上国においても知的財産制度の整備・強化が進められているが、このような動きは日本企業が海外で被る模倣品被害を減少させ、それら企業の収益性を高めている可能性がある。しかしながら、それらがどの程度実際に日本企業の収益性に寄与しているかは現在まで十分に分析されていない。WTOやTPP等の貿易交渉において、知的財産制度の整備・強化は先進国が途上国に求めている重要課題の一つである。この流れの中で、実際に途上国における知的財産制度の整備・強化が先進国側企業の収益性の向上につながっているのかどうか定量的に分析することは重要な政策的課題と言える。

本分析では海外現地法人単位の生産関数を推計する。Griliches (1979)が嚆矢となり、現在まで多数の研究で、生産関数を用いた研究開発投資による知識ストックの私的収益率の計測が行われている。本稿の分析もこれらの先行研究に添ったものであるが、特許制度の整備・強化変数を新たに需要関数に挿入することで、知識ストック変数の効果(従来の研究開発収益性効果)と特許制度の強化による専有可能性の上昇を通じた収益性向上効果を区別しようとしているところに特徴がある。

各国の特許制度の整備・強化を表す変数として、多くの先行研究で採用されているGinarte and Park (1997)によって構築されたGPインデックス(以下、GPI)を用いる。本指標は、各国の特許制度の権利の強弱を主に法律の条文を一律に評価することで数値化したものであり、制度変化とその影響を計測する上で非常に有用なツールである。しかしながら、指標の性格として、権利強化に関連する制度の中でも数値化可能なものに限っており、また権利侵害時に欠くことのできな

い司法制度の整備状況についても考慮されていない等の問題点を持つ。したがってGPIが実際に企業の直面する特許権のエンフォースメント指標として妥当なのかは定かではない。そこで、本稿では生産関数の推計を行う前に、GPIが特許権のエンフォースメントの強化を反映しているかどうかを分析した。具体的には、日本企業が各国で受ける模倣被害を調査している特許庁実施調査『模倣被害調査』を使い、日本企業が各国で受ける模倣被害率を計算し、その値がGPIとどの程度相関を持つのかを計算した。推計の結果、中国を除く途上国において、GPIは、模倣被害率と負の相関を持つこと、先進国ではGPIと模倣被害率の間には有意な相関関係がないことが明らかとなった。この結果は、GPIは少なくとも途上国(中国除く)において、ある程度実際の特許権のエンフォースメントを反映していると思われる。

以上の結果を踏まえ、日本企業の生産関数を推計したところ、以下のような結果を得た。まず電気機械産業では途上国でのGPIの上昇、特許出願件数の増加はともに収益性の向上に寄与していることが明らかとなった。また、化学・医薬品産業では、とりわけ先進国においてGPI、特許出願件数ともに統計的に有意に収益性を高めるとの結果を得た。他方で、機械産業では、途上国、先進国の両方でGPI、特許出願件数ともに統計的に有意な結果を得ることができなかった。

以上の結果は、途上国を中心に特許権の整備・強化は日本企業の被る模倣品被害を減少させ、一部業種では明確に収益性の向上に結びついていることが示唆される。この結果は、途上国に権利強化を求める先進国の政策は十分にその目的を達成できている可能性があることを示しているとも言える。ただし、模倣被害が極端に多い中国については他の手段も検討する必要があると言える。

(*) これは特許庁委託平成25年度産業財産権研究推進事業(平成25～27年度)報告書の要約である。

(**) 大阪工業大学知的財産学部専任講師。平成26年7月30日～平成27年3月19日の間ドイツのマックス・プランク・イノベーション競争研究所に派遣。

II. 先行研究

本稿では、日本企業の海外現地法人の生産関数を推計することにより、現地の特許制度の整備・強化が企業の収益性向上に結びついているのかを実証的に分析する。知的財産制度と多国籍企業の活動、特に輸出や現地への技術ライセンス、直接投資の関係性については、既に多数の分析が行われている(Maskus and Penubarti 1995、Maskus 1998、Smith 2001、Branstetter et al. 2006、Javorcik 2002、Ushijima 2013、Ito and Wakasughi 2009、Ushijima 2013など)。ただしこれら研究の多くは、知的財産制度の強化に伴う輸出や直接投資等を通じた知識移転の促進効果を分析対象としており、多国籍企業の収益性と言うよりは、権利強化側のメリットの有無に焦点を当てている。どちらかという途上国側の視点に立った分析と言えよう。このような研究は、途上国での権利強化の正当性を裏付ける一方で、先進国側が得るメリットについては言及されていない。もちろん、先進国側企業はメリットがあるから輸出や直接投資を行うことを考えると、間接的に示しているとも解釈可能である。しかしながら、そもそも輸出や直接投資による知識スピルオーバー効果を期待している途上国政府にとっては、先進国の知的財産権を保護するインセンティブは弱いこと、実際多国籍企業の途上国への進出が知識スピルオーバーを促進することが多くの実証研究で示されていること、企業の海外活動には多くの不確実性が伴うこと、海外立地企業の撤退は現地企業と比較しても高いこと等を考えると、途上国の知的財産制度と海外立地企業の収益性を分析することは必要な分析課題であると言えよう。

III. 推計方法

本稿では、各国の知的財産制度の整備・強化が実際に日本企業の経済活動にプラスの影響を与えているのかどうかを各国に立地する現地法人単位の生産関数を用いて検証する。まず生産関数には、コブ・ダグラス型生産関数を用いて以下のように定式化する。

$$Q_{ijt} = K_{ijt}^{\alpha_k} L_{ijt}^{\alpha_l} \exp(\varepsilon_{ijt}) \quad (1)$$

ここで、 Q_{ijt} は現地法人*i*の*j*国における*t*期の生産量、 K_{ijt} は生産活動に必要な資本投入量、 L_{ijt} は労働投入量を示す。 ε_{ijt} は*t*期に企業の生産量に影響を与えるランダムなショックである。

しかし、このような単純な推定式には結果にバイアスが生じることが知られている。なぜなら、推計式では資本量と労働量以外の生産量に影響を与える全ての要素はランダムな影響として ε_{ijt} で表されているが、現実のデータではその仮定

が満たされないからである。

このような問題への対処としてOlley and Pakes (1996)は、分析者には観察されないが企業側には観察できる生産性を決める要素 ω_{ijt} を生産関数に付け加えることを提案している。この場合、生産関数は以下のように定式化される。

$$Q_{ijt} = K_{ijt}^{\alpha_k} L_{ijt}^{\alpha_l} \exp(\omega_{ijt} + \varepsilon_{ijt}) \quad (2)$$

本稿では、さらに需要関数をDixit-Stiglitz型(CES型)需要関数に特定化して生産関数の推計を行う。このような明示的な仮定を置くメリットとしては、企業レベルの製品価格データの欠如問題を無視できること、需要側の影響を明示的に変数化できることが挙げられよう。この場合に重要関数は、

$$Q_{ijt} = Q_{sjt} \left(\frac{\text{Price}_{ijt}}{P_{sjt}} \right)^{\eta_s} \exp(\mu_{ijct}) \quad (3)$$

と表すことが可能となる。ここで Q_{ijt} は各企業が直面する需要関数、 Q_{sjt} は産業全体の需要、 Price_{ijt} は自社の製品価格、 P_{sjt} は産業全体の平均価格、 μ_{ijct} は需要ショックを表す。企業の売上高 R_{ijt} は $R_{ijt} = P_{ijt} Q_{ijt}$ で表すことができる。ここで(3)式を代入すれば、

$$R_{ijt} = Q_{ijt}^{(\eta_s+1)/\eta_s} Q_{sjt}^{-1/\eta_s} P_{sjt} (\exp(\mu_{ijct}))^{-1/\eta_s} \quad (4)$$

と書ける。さらに、(2)式を(4)式に代入し、対数を取り整理すれば以下の式を得る。なお、小文字は当該変数の対数変換後の値を表す。

$$\widehat{r}_{ijt} = \beta_k k_{ijt} + \beta_l l_{ijt} + \beta_q q_{ijt} + \omega_{ijt}^* + \mu_{ijt}^* + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

ここで、 $\widehat{r}_{ijt} \equiv r_{ijt} - p_{sjt}$ は産業レベルのデフレーターで実質化

された売上高を表す。個々のパラメータは $\beta_k = \left(\frac{\eta_s+1}{\eta_s}\right)\alpha_k$ 、

$\beta_l = \left(\frac{\eta_s+1}{\eta_s}\right)\alpha_l$ 、 $\beta_q = \left(\frac{1}{|\eta_l|}\right)$ 、 $\omega_{ijt}^* \equiv \omega_{ijt} \left(\frac{\eta_s+1}{\eta_s}\right)$ 、 $\mu_{ijt}^* \equiv \mu_{ijt} \frac{1}{|\eta_s|}$ を表す。この式により、企業レベルの価格データが入手できないという問題を回避可能となる¹。本稿では、基本的に本式を推定することになるが、特徴としては当該企業が直面する需要を表す変数として q_{ijt} が推計式に明示的に挿入されていることである。

各国における特許権の強化の影響は以下のように定式化した。本稿では、Helpman (1993)での先進国と途上国での知的財産制度の分析と同様に、企業は製品差別化された財について、先進国企業と途上国企業(模倣者)の間で競争関係にあると想定する。そして特許権の強化は途上国企業の市場からの退出を迫ると仮定する。途上国企業の市場から

の退出は先進国企業が直面する残余需要の増加を意味する。すなわち、特許権の強化は先進国企業が直面する需要関数を右にシフトさせるように機能すると言える。これは、本稿で用いる需要関数において μ_{ijt} を通じた需要ショックとして推計式内に取り込むことが可能となり、以下のように書くことが可能となる。

$$\mu_{ijt}^* = \beta_{IP}IP_{jt} + \beta_{PIP}P_{ijt} \cdot IP_{jt} + \beta_p P_{ijt} + \tilde{\mu}_{it} \quad (6)$$

ここで、企業の需要ショックとして特許権の保護水準 IP_{jt} によって影響を受ける部分、プロダクト・イノベーションと特許取得で追加的に増える保護効果の特許出願件数 P_{ijt} 、特許保護水準と特許取得効果の相乗効果を見る IP_{jt} と P_{ijt} の交差項、 $\tilde{\mu}_{it}$ は独立で同一の分布を持つ確率的な需要ショックに分解できることを表す²。

特許権の強化が残余需要に影響を与えるというモデルは、プロセス・イノベーションが生産性を高めるという効果と特許権によって模倣者が排除されることによって価格が上昇するという効果を切り分けることができる。すなわち、発明による生産性上昇効果と特許権による独占の効果を明確に区別することが可能となるのである。

本稿では、まず親企業の保有する全体の技術水準が生産性に与える影響は、状態変数 ω_{ijt} を通じて行われると仮定する。すなわち、本稿では、より現実的な想定として企業の生産性は、一期前までの研究開発活動の成果、及び企業側も予期していないショック τ_{ijt} に依存してマルコフ過程に従うと仮定する。すなわち、

$$\begin{aligned} \omega_{ijt} &= E(\omega_{ijt} | IN_{ijt-1}) \\ &= E(\omega_{ijt} | \omega_{ijt-1}, RD_{ijt-1}) + \tau_{ijt} \\ &= g(\omega_{ijt-1}, RD_{ijt-1}) + \tau_{ijt} \end{aligned} \quad (7)$$

とする。 IN_{ijt-1} は次期の生産性を決定する情報セット、そして RD_{ijt-1} は企業の研究開発投資水準を表す。企業の生産性水準は一期前の生産性水準と研究開発投資額及び、 $t-1$ 期から t 期の間にかかる予期しないショック τ_{ijt} に依存することを表している。残念ながら本稿では現地法人レベルの研究開発投資データは保有していないので、代理変数として親企業全体の研究開発投資データを用いる³。現地法人の技術水準の大部分は、現地法人の研究開発投資の結果と言うよりはむしろ、親企業からの技術移転と言うことを考えると妥当だと言えよう。このような仮定は、企業の研究開発投資が直接生産性を高めるのではなく、 τ_{ijt} を通じた不確実な経路を通じて生産性を高めることを想定しているが、この点は現実との妥当性が高いと思われる⁴。

ここで、本稿では、特許権取得効果と国レベルの特許権

強化の効果を見るために、さらに、(6)式を(5)式に代入すると以下の式を得る。

$$\tilde{r}_{ijt} = \beta_k k_{ijt} + \beta_l l_{ijt} + \beta_p P_{ijt} + \beta_{PIP} P_{ijt} \cdot IP_{jt} + \beta_{IP} IP_{jt} + \beta_q Q_{ijt} + \omega_{ijt}^* + \tilde{\varepsilon}_{ijt} \quad (8)$$

ここで、 $\tilde{\varepsilon}_{ijt} = \tilde{\mu}_{it} + \varepsilon_{ijt}$ であり、共にランダムなショックであり、どの独立変数とも相関を持たない。仮に特許件数自体が生産性に正の影響を与えている場合 β_p が正となる。この効果の中には、プロダクト・イノベーションと特許取得の両方の効果が含まれる。他方で、特許権の強化が模倣企業を減少させるという需要関数のシフトを通じた効果を β_{IP} で計測する。最終的に、特許権保護水準の向上を通じた生産性の上昇効果を β_{PIPR} で計測することとなる。

さらに、日本企業の現地法人の場合には、日本から派遣される従業員が少なからず存在する。これらの従業員は給与体系が異なるとともに(日本基準での給与水準である)、現地採用の従業員とは役割も異なると考えられる。そこで労働投入量を現地採用 I_{ijt}^H と日本からの派遣従業員 I_{ijt}^P とにわけると。その場合、(8)式は以下のように定式化される。

$$\tilde{r}_{ijt} = \beta_k k_{ijt} + \beta_{IH} I_{ijt}^H + \beta_{IP} I_{ijt}^P + \beta_p P_{ijt} + \beta_{PIPR} P_{ijt} \cdot IP_{jt} + \beta_{IPR} IP_{jt} + \beta_q Q_{ijt} + \omega_{ijt}^* + \tilde{\varepsilon}_{ijt} \quad (9)$$

本稿では、この(9)式を推計する。

次に、企業にとって観察可能な生産性ショック ω_{ijt} の取り扱いを説明する。本稿ではOlley and Pakes (1996)やLevinson and Petrin (2003)で示された手法を採用するが、その場合、企業の投入物の意思決定のタイミングが非常に重要な要素となる。まず本稿では、企業の設備投資は、1期ラグを伴って資本投入量を増加させることを想定する。つまり、設備投資の実施を決定してから実際に使用可能となるまでに1年間のラグを置くと言うことである。つまり以下のような式を想定する。

$$k_{ijt} = (1 - \delta)k_{ijt-1} + I_{ijt}$$

I_{ijt} は今期の設備投資額、 δ は陳腐化率を表す。

企業の労働投入量 L_{ijt} は完全に可変投入物(variable input)と仮定する。これはつまり、労働投入量は每期必要な量を必要な分だけ増減、投入可能であることを意味し、将来の生産量等に全く影響を与えないことを仮定していることとなる(状態変数ではないという意味)。立地先での労働投入量の柔軟性は日本企業が海外に生産拠点を立地する大きな要因の一つだと考えられる。また、国内からの派遣従業員数も生産状態に応じて企業は柔軟に変更することが可能であ

る。企業がどの程度労働投入量を決めるかどうかは、 ω_{ijt} 及び他の変数に依存して決定されると言うて良い。

この場合は、現地従業員に対する需要関数は以下のように記述することができる。

$$l_{ijt}^H = l_{ijt}^H(\omega_{ijt}, k_{ijt}, l_{ijt}^P, p_{ijt}, IP_{jt}, q_{ijt})$$

となる。本稿では、Levinsohn and Petrin (2003)に従って、このような労働投入量の要素需要関数を用いて ω_{ijt} のノンパラメトリックに値を特定する⁵。ただ、多くの先行研究では要素需要関数を用いる場合には、時間についての変動は許容する一方で各企業は共通の価格(労働賃金)等の要因に直面すると仮定する⁶。しかし、本稿のように、複数国立地企業を扱う場合には、各国で賃金水準が大きく異なるので、このような仮定は非現実的である。他方で、この問題を回避するために国別に推計した場合には、特許権強化の効果を国単位で識別できなくなってしまう。そこで本稿では、企業が直面する労働需要は各国のt期の賃金水準 w_{jt} に依存することを想定する。その場合、

$$l_{ijt}^H = l_{ijt}^H(\omega_{ijt}, k_{ijt}, p_{ijt}, IP_{jt}, q_{ijt}, w_{jt})$$

この式を ω_{ijt} について逆関数を取ることで、

$$\omega_{ijt} = h_{ij}(k_{ijt}, p_{ijt}, IP_{jt}, q_{ijt}, w_{jt}, l_{ijt}^H)$$

と表すことができる⁷。ただし h_{ij} の関数形は未知であるので、ここでは3次のpolynomial functionで代理する。この式を、(9)式に代入すると、

$$\begin{aligned} \tilde{r}_{ijt} = & \beta_k k_{ijt} + \beta_H l_{ijt}^H + \beta_{lP} l_{ijt}^P + \beta_p p_{ijt} + \beta_{PIP} p_{ijt} \cdot IP_{jt} + \beta_{IP} IP_{jt} \\ & + \beta_q q_{ijt} \\ & + h_{ij}(k_{ijt}, p_{ijt}, IP_{jt}, q_{ijt}, w_{jt}, l_{ijt}^H) + \tilde{\varepsilon}_{ijt} \end{aligned} \quad (10)$$

となる。推計では、最初に(10)式をOLSで回帰するが、 l_{ijt}^P 以外の変数は逆関数にも含まれているために識別できない。したがってOLSで回帰する目的は、 l_{ijt}^H パラメータ及び、

$$\begin{aligned} \hat{\varphi}_{ijt} \equiv & \beta_k k_{ijt} + \beta_p p_{ijt} + \beta_{PIP} p_{ijt} \cdot IP_{jt} + \beta_{IP} IP_{jt} + \beta_q q_{ijt} \\ & + h_{ij}(\omega_{ijt}, k_{ijt}, p_{ijt}, IP_{jt}, q_{ijt}, w_{jt}, l_{ijt}^H) \end{aligned}$$

を計算することである。ここで、そして $\hat{\varphi}_{ijt}$ が分かれば、

$$\hat{\omega}_{ijt} = \hat{\varphi}_{ijt} - (\beta_k k_{ijt} + \beta_p p_{ijt} + \beta_{PIP} p_{ijt} \cdot IP_{jt} + \beta_{IP} IP_{jt} + \beta_q q_{ijt})$$

となるから $\hat{\omega}_{ijt}$ の計算式を導くことができる(ただし、この時点では $\hat{\omega}_{ijt}$ は計算できない)。ここで、(7)式より、 $\hat{\omega}_{ijt}$ を過去の $\hat{\omega}_{ijt-1}$ と R_{ijt-1} に回帰することで残りのパラメータを計算できる。その場合、これら残りの変数と τ_{ijt} が無相関である必要であるが、

$$E\{\tau_{ijt}(\beta_k, \beta_p, \beta_{PIP}, \beta_{IP}, \beta_q, \beta_H)(k_{ijt-1}, p_{ijt}, p_{ijt} \cdot IP_{jt}, IP_{jt}, q_{ijt}, l_{ijt-1}^H)\} = 0$$

であるから、これらの変数を使ってGMM推定でパラメータを推定することが可能である⁸。なお、 $E(\omega_{ijt} | \omega_{ijt-1}, RD_{ijt-1})$ の関数形は未知であるので、ここでも3次のpolynomial functionで近似することとする。

IV. 分析データの説明

本稿の分析の中核となるデータは東洋経済新報社発行『海外進出企業総覧』であり、現地法人売上高、従業員数、日本人派遣従業者数、資本金、業種データを用いる。各国業種別のデフレータ及び業種別需要として、The World Input-Output Database (WIOD)が提供する産業連関表を利用した。日本企業の海外出願特許データについて欧州特許庁発行『PATSTAT』、そして進出国等のデータについては以下で述べるような様々なデータベースに依拠した。さらに、各国の特許権の保護水準についてはGPIを用いるが、そのデータがどの程度実際のエンフォースメントにつながっているかどうかを以下のように分析した。

収益性の推計結果を述べる前に、本章ではGPIがどの程度実際に日本企業が直面する特許権のエンフォースメントを説明できるのかを、GPIと日本企業が海外で被る模倣被害の関係を見ることで確認した。

模倣被害の決定要因として、以下のようなシンプルな式を推計する。

$$\begin{aligned} \text{Imitation rate} = & \beta_0 + \beta_1 \text{GPI}_{jt} + \beta_2 \ln \text{GDPcapita}_{jt} \\ & + \beta_3 \ln \text{Rpatent}_{jt} + \beta_4 \ln \text{Fpatent}_{jt} \\ & + \beta_5 \text{FDI}_{jt} + \beta_6 \text{EX}_{jt} + \varepsilon_{jt} \end{aligned}$$

式はt年のj国でのデータを表す。特許庁によって実施・公開されている『模倣被害調査報告書』(以下、模倣被害調査)を用いて、被害社数を全回答企業で除した値を模倣被害率と定義し被説明変数とした。本変数は0から1の間の値を取る。説明変数については、特許権の整備・強化を測る指標としてGPIを用いる。本変数が統計的に有意に被害率を減少させているかどうか分析の焦点となる。GDPcapita変数は各国の人口一人当たりのGDPの対数値である。一人当たりGDPが模倣被害に直接影響を与えるわけではないが、特許制度

の強化自体が経済発展に伴う他の制度の整備と同時に進行して行くことが知られている(Chen and Puttitanun 2005、Park and Lippoldt (2008)。全体的な経済発展レベルと他の制度変更を捉える変数として本変数を用いることとした。

lnRpatent変数は、国内居住者による国内特許出願件数の対数値である。本変数は、各国の模倣能力を表す変数として用いている。先行研究では、各国の模倣能力の違いが企業の輸出先や生産拠点等の立地に影響していると示す結果が多い(Qi 2001, Ushijima 2010)。本稿では、そのような模倣能力の違いが模倣率に有意に影響するかどうかを、本変数を通じて確認する。

lnFpatentは当該国への海外企業等からの出願件数の対数値である。これは、海外企業の特許制度の利用状況を反映した変数である。

FDIは、回答企業に占める当該国への拠点の有無を変数化したものである。先述したとおり、そもそも模倣被害を認知できるかどうかは、各企業の認知能力に依存する。当該国に立地しているほど、認知率が高まることが考えられる。また、拠点を持っているほど、大規模に生産や販売を行っている可能性も高く、その分、模倣の可能性も高まっている可能性も考えられる。したがって、模倣被害率に対しては正の相関が期待される。

EXは当該国への輸出を行っているかどうかをあらわす変数である。輸出され商品化されているほど、当該国での模倣被害が高まる可能性がある。

推計期間は1999年から2009年のunbalanced panel dataである。ただし、2000年は全回答数が不明なので除いてある。推計では、国間の比較が大きな部分を占めるであろうOLS推計及び、データの切断を考慮したトービット推計をはじめに行う。その後、国毎の時系列の特許制度の変化が被害率に影響しているかどうかを見る固定効果推計を行う。

まず、途上国を対象とした推計では、GPIがプラスであり一部係数が有意となった。しかし、中国を除いた推計では、OLS、トービット、固定効果のすべての推計方法で強くマイナスで有意となった。中国はGPIの値と無関係に非常に模倣被害率が高く、途上国を対象とした推計において、外れ値であることが示唆される結果である。少なくとも、中国を除いた途上国では、GPIが高い国ほど、企業が受ける模倣被害が減少する傾向にあると考えられる。係数は-0.002であることから、GPIの一単位の上昇が0.2パーセント模倣被害を減少させることを示唆している。この結果は、中国以外の途上国ではGPIはある程度特許権のエンフォースメントを反映している可能性を示している。逆に、中国では特許権の形式上の規定と比較して、実際のエンフォースメントが極めて弱いことを示唆している。この結果は、多くの海外企業が中国において模倣被害に苦しんでいるとしたケーススタディの結果と一

致する。

先進国では、一部を除いて統計的に有意な結果を得ることができなかった。この結果は、先進国においては既に特許制度が整備されており、エンフォースメントもそれなりに有効に機能しているため、追加的な形式的権利強化は模倣被害の減少にそれほど寄与していないためだと思われる。

V. 推計結果

生産関数を用いて、途上国での電機機械、機械、化学・医薬品業種についてそれぞれ推計式をOLS、固定効果推計、LPモデルで推計した。なお化学・医薬品業種については、GPI及びLiu and La Croix (2015)で構築された医薬品に関する特許インデックスPIPPを用いた。まず、電気機械産業において、特許出願件数及びGPIが売上高に対し統計的に有意にプラスという結果となった。しかし、これら2変数の交差項はマイナスで有意となった。電気機械産業では、現地への特許出願が有効に収益性の向上に寄与していることを示唆している。また、現地国での特許権の保護強化もそれら企業における専有可能性を高めていることを示唆する結果を得た。ただし、交差項を見る限りその効果には限界があり、特許権が強化されているほど、追加的に特許出願による収益性上昇効果は低下すると言える。

機械産業、医薬品産業では特許出願件数は統計的に有意ではないという結果を得た。現地での特許出願が現地企業の収益性に貢献していないことを示している。機械産業および医薬品産業でのGPI及びPIPPは、いくつかの推計で有意にプラスとなった。サンプル数が少ないこと、両インデックスの時系列の変動も少ない中での結果であることを考慮すると、特許権の強化はここでもある程度生産性に寄与している可能性があると言えそうである。他の変数については、需要の係数がマイナスで有意になった。本変数は需要の価格弾力性の逆数を表しており、理論とは一致しない結果となっている。需要を表す2桁分類の市場規模変数が的確に現地法人の需要を取られていないことが原因と考えられる。

先進国間では電気機械産業、機械産業において、GPIは統計的に有意な結果とならなかった。もともと先進国では特許権のエンフォースメントが高いことを考慮すると、追加的な権利強化は企業の収益性を高めないと示していると言えよう。この結果は、模倣被害率を使った上記分析結果とも一致する。さらには電気機械や機械産業での特許の専有可能性は高くないとした先行研究とも一致する。

化学・医薬品産業においては、PIPPは有意ではないもののGPIは統計的に有意にプラスという結果を得た。また特許出願件数も概ね有意にプラスである。これら結果は、化学・医薬品産業では、先進国において、特許権の強化が有意に

収益性を高めている可能性を示している。先進国において、当該産業での特許の専有可能性の高さが改めて示されたと言えよう。

ただし、ここでも特許権の強化と特許出願件数の交差項がマイナスで有意になっている。特許出願による追加的な生産性上昇効果は、特許権が強化されるにしたがって低下することを示している。

VI. 結論

本稿では、まず各国の知的財産制度の整備・強化を定量化した特許インデックスがどの程度現実の権利のエンフォースメントの向上と関係しているかを、日本企業が各国で被る模倣被害と相関関係を分析することで明らかにした。その上で、生産関数と特許インデックスを用いることにより、特許制度の強化が日本企業の海外現地法人の収益性をどの程度高めるかを推計し、制度の効果を分析した。

推計結果では、まず特許インデックスの上昇は、中国を除いた途上国で日本企業の模倣被害と負の相関が見られるが、中国や先進国では統計的に有意な関係性が見られないことが明らかとなった。この結果は、特許権の整備が不十分な多くの途上国においては、定量化可能な形式的な制度の強化でさえ、十分にエンフォースメントの向上に寄与していることを示している。ただし、模倣被害が非常に多い中国に関しては当てはまらないことも結果は示唆している。また、既に十分に特許制度が整っている先進国では、形式的な特許制度の整備・強化は追加的なエンフォースメントにつながっていない可能性を示唆していると言えよう。

以上の分析を基に生産関数による収益性の推計結果は以下のとおりである。まず電気機械産業では、途上国において、特許インデックスの上昇や企業の特許出願件数の増加はともに収益性の向上に寄与していることが明らかとなった。しかし、これら2変数の交差項はマイナスで有意であり、特許インデックスが高い場合には、追加的な特許出願の効果が弱いことが明らかとなった。この結果は、特許取得の限界的な効果は権利自体が強くなるにつれて減少することを示していると言える。

化学・医薬品産業では、先進国において特許インデックス、特許出願件数共に統計的に有意に収益性を高めるとの結果を得た。先行研究においては、医薬品産業での特許の持つ専有可能性が高いことが示されているが、本稿の結果は生産関数を用いた収益性の面から改めて示したものと見えよう。ただし、ここでも交差項はマイナスで有意な結果を得ており、強い権利がある場合には、追加的な特許取得の効果は減少すると考えられる。

以上の結果は、各国の特許権の整備・強化は、日本企業

が被る模倣被害を減少させ、収益性を高めるのに貢献していることを示している。ただし、その効果は業種によって異なり、途上国では電気機械産業が、先進国では化学・医薬品産業で収益性向上効果が強く見られることが明らかとなった。

これら結果を踏まえると、我が国を含む先進国が途上国に対して、特許権の整備・強化を求め、そのための協力を実施することは、結果として先進国企業の模倣被害の減少と、収益性の向上に貢献している可能性が高いと言えよう。

¹ 特許権による技術保護は、企業の生産性を高めると言うよりはむしろ、市場独占によるマークアップの上昇と捉えるのが正しいかも知れない。その場合、Hall (1986)やCassiman and Vanormelingen (2013)のように特許権とマークアップの関係を分析する必要がある。しかしその場合には、労働のコストシェア(労働コスト/全生産コスト)のデータが必要となる。本稿のデータには、残念ながらそのようなデータが含まれていないので、マークアップの推計は今後の課題としたい。

² Hall et al. (2005)では、研究開発投資を前提とした上で、特許件数は当該企業が特許は専有可能な新知識の成功事例を表すとしている。

³ ただ、現地法人で研究開発を実施している企業は少なく、規模も企業全体の研究開発費の4.4%程度である(経済産業省(2014)『第43回海外事業活動基本調査』)。

⁴ Doraszelski and Aumandreu(2013)はこのようなモデルの方が、Griliches (1979)から引き継がれている生産関数の推定方法よりも現実的であることを主張している。

⁵ Levinsohn and Petrin (2003)では、当期に決定される電力使用量などの原材料コストが用いられているが、本稿ではこのようなデータを入手することができなかったため労働投入の需要を ω_{ijt} の表出に用いている。

⁶ 例外的な研究としてDoraszelski and Jaumandreu (2013)がある。彼らは個別企業の労働賃金データを用いて明示的に労働需要関数をパラメトリックに推計している。

⁷ 独占的競争の基での逆関数を取れることの証明については、De Loeker (2011)を参照されたい。

⁸ τ_{ijt} と今期の現地従業員数は相関があるが、現地従業員数は完全な可変投入物と仮定しているのでt-1期の現地従業員数とは相関がない。