

Title	R&D投資が特許出願に与える影響に関する基礎的研究 : プロパテント政策による構造変化に着目して(知的財産権, 一般講演, 第22回年次学術大会)
Author(s)	真田, 高晴; 渡辺, 千仍
Citation	年次学術大会講演要旨集, 22: 440-443
Issue Date	2007-10-27
Type	Conference Paper
Text version	publisher
URL	http://hdl.handle.net/10119/7305
Rights	本著作物は研究・技術計画学会の許可のもとに掲載するものです。This material is posted here with permission of the Japan Society for Science Policy and Research Management.
Description	一般講演要旨

R&D 投資が特許出願に与える影響に関する基礎的研究

-プロパテント政策による構造変化に着目して

○真田高晴, 渡辺千帆 (東京工業大学)

第1章 研究の背景と目的

1-1. 研究の背景

2003年6月に政府により知的財産戦略大綱が取りまとめられた。これは、「知的財産立国」の実現を唱え、「無形資産の創造を産業の基盤にすえることにより、我が国経済社会の再活性化をはかる」というビジョンに裏打ちされた国家戦略」を実行する指針を示したものである。内容は、企業の研究開発投資を活性化し、開発された技術を特許などの知的財産という形として権利化し保護する内容である。そして、この権利を行使して得たライセンス収支により投資に用いた研究開発費を回収、さらに、新たな研究開発を行う。このように、「知的財産の創造、保護、活用」の知的創造サイクルを活性化することにより、産業競争力を強化するという目的である。

日本経済は1990年代以降長期的に停滞し、この状況を打破するためには企業のイノベーションの活性化が重要になっていた。そうした中で2003年6月、政府により知的財産戦略大綱が取りまとめられた。これは「知的財産立国」の実現を唱え「無形資産の創造を産業の基盤にすえることにより、我が国経済社会の再活性化をはかる」というビジョンに裏打ちされた国家戦略」を実行する指針を示したものである。これは企業の研究開発投資を活性化し、開発された技術を特許などの知的財産という形として権利化・保護する内容であり、この権利を行使して得たライセンス収支により研究開発費に用いた費用を回収、さらなる研究開発を行うという「知的財産の創造、保護、活用」の知的創造サイクルを活性化することにより、イノベーションを促進、産業競争力を強化するという目的である。

この大綱の枠組みの1つとして1999年、プロパテント政策が実施された。これは知的財産権取引の活性化、創造型技術開発の促進、新規産業の創出、ひいては科学技術創造立国の実現を目的とする政策である。その結果2003年7月8日に経済産業省特許庁から発表された「特許戦略計画」によると、特許出願件数が、1997-2001年の5年間で対前年比平均2.9%、2000年には対前年比8%増の44万件と急増し、その後も高い水準を維持している。また図1を見てわかるようにR&D投資額・特許出願件数の割合は政策前より増加している。

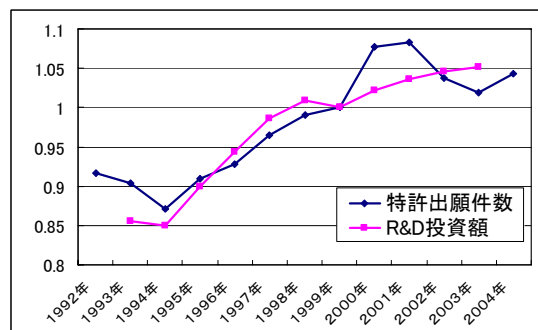


図1. 日本製造業のR&D・特許出願件数の割合推移 (1992-2004) :1999=1.

しかしその一方で90年代後半以降、多くの研究開発を必要とするバイオ産業やIT関連といった分野が躍進したことにより特許出願件数が増加したとも考えられる。従ってプロパテント政策により特許出願件数が増加したとは一概には判断できない。

1-2. 研究の目的

このような背景から、本研究ではR&D投資額と特許出願件数の関係に、プロパテント政策がどのような変化を与えたのかを分析することでプロパテント政策の効果を明確にすることを目的とする。

第2章 既存研究の整理と本研究の位置づけ

2-1. 特許と企業のR&D投資に関する実証分析

張 (2001) は、1991-1997年の日本製造業上場企業346社を対象とし、特許公開件数とR&D投資のデータから、特許性向の推移および特許生産関数の推定を計量的に分析している。しかし、特許に関する制度的な変化はフォローできていない。

2-2. 日本の特許制度と企業のイノベーション活動に関する実証分析

元橋 (2004) では、日本の特許制度の変遷と日本企業のイノベーション活動に対する影響について、特許庁の「特許行政年次報告書」や総務省「科学技術研究調査」を基に特許や研究開発費などに関する統計データや企業インタビュー調査等の結果に基づいて考察を行っている。しかし経年的な変化は追っているものの計量的な分析は行われていない。

2-3. 本研究の特徴

従って本研究では、プロパテント政策という制度的変化によって特許出願件数とR&D投資額との間に、どのような変化を及ぼしたのかを計量的に検証する。その際、政策による特許件数の増加の要因として、以下のような例が挙げられる。

まず、プロパテント政策によって特許の価値が上がり、また企業は同業種の中で有利に経営していくことを望むため、企業は研究開発により重点を置くことが予想される。その結果、研究開発投資の増加により研究開発が進み特許出願件数も増加すると考えられる。

また、特許出願とは、権利化することで保護される一方で、他者にその内容を公開するリスクを負うことや、特許出願費用のため新たなコストを要することになる。そのため企業は全ての発明を特許に出願しているわけではない。しかしプロパテント政策により特許の保護が強化されたため、特許の価値が上がり、一つの発明に対して特許出願する割合は増加すると考えられる。

以上のようなことを踏まえ、プロパテント政策が特許出願件数とR&D投資額の関係に、どのような影響を及ぼしたのかを計量的に検証する。また、業種によってその影響に違いがあるかを検証する。

第3章 分析対象とデータ

3-1. 分析モデル

被説明変数が離散量の場合に適したカウントデータモデルとして代表的な負の2項分布モデル (NBモデル) を用いる。NBモデルは、被説明変数が負の2項分布に従うという仮定の下で

尤度関数：

$$L(n_{it}|\gamma_{it}, \lambda) = \frac{\Gamma(n_{it} + \alpha^{-1})}{\Gamma(\gamma_{it})\Gamma(n_{it} + \lambda_{it})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_{it}} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda_{it}}{\alpha^{-1} + \lambda_{it}} \right)^{n_{it}} \quad (1)$$

平均： $E(n_{it}|X_{it}) = \lambda_{it}$ 分散： $V(n_{it}|X_{it}) = \lambda_{it} + \alpha\lambda_{it}^p$

負の2項分布モデルでは、2つのタイプに分けられて、

Negbin1(NB1)： $p = 1, \lambda_{it} = \exp(X_{it}\beta)$

Negbin2(NB2)： $p = 2, \lambda_{it} = \exp(X_{it}\beta)$

各尤度関数を最大化する事でパラメータを推定する。

○推定パラメータについて

特許出願件数の期待値と説明変数に関して、説明変数に対数をとると、

$$E(n_{it}) = \exp[(\ln X_{it})\beta] = X_{it}^{\beta_1} X_{2it}^{\beta_2} \dots X_{kit}^{\beta_k} \quad (2)$$

となり、推定パラメータ β_i というのは、特許生産弾力性と考えられる。

3-2. 分析データ

本研究分析対象は、日本の企業レベルである。IT産業として電気機器、バイオ産業として化学、その他産業として機械の3業種の1995年から2004年までの企業別データを用いる。

被説明変数：特許出願件数

説明変数：当期から4年前までの各年のR&D投資額、従業員数、トレンド項、政策ダミー、当期から4年前までの各年のR&D投資額×政策ダミーの交差項、従業員数×政策ダミー

第4章 推定結果と考察

4-1. 分析結果

表1より企業特有の効果を除くため、企業ダミーを入れることにした。

表1 推定比較指標 (企業ダミー変数の有無)

	電気産業	化学産業	機械産業
SBIC:企業ダミー変数無	6553.34	6394.62	6166.29
SBIC:企業ダミー変数有	6478.20	6219.73	5892.03

推定結果は表 2 のようになった。3 業種の考察をする。

表 2 推定結果

変数	電気産業	化学産業	機械産業
	係数	係数	係数
Log(RD(当期))	0.0154	0.0082	0.0162
Log(RD(1年前))	0.0226	0.0206	-0.0122
Log(RD(2年前))	-0.0165	0.0508	-0.0173
Log(RD(3年前))	-0.0943	0.0475	0.0401
Log(RD(4年前))	0.1098	-0.0295	0.0798
Log(従業員数)	0.7696 **	0.2089 *	1.2173 **
Log(RD(当期))×ダミーの交差項	0.0042	0.0791	0.0608
Log(RD(1年前))×ダミーの交差項	0.0142	0.0000	-0.0021
Log(RD(2年前))×ダミーの交差項	-0.0361	-0.0491	0.1190
Log(RD(3年前))×ダミーの交差項	0.0744	-0.0194	-0.0341
Log(RD(4年前))×ダミーの交差項	-0.1140	0.0096	-0.0648
Log(従業員数)×ダミーの交差項	0.0389	-0.0789	-0.1220 *
トレンド項	0.0135	-0.0143	0.0282 *
政策ダミー	0.1551	0.4676 *	0.2629
ALPHA	0.2344 **	0.1618 **	0.2346 **
指標			
Σ LogRD	0.0371	0.0976 **	0.1066 **
Σ LogRD×ダミーの交差項	-0.0573	0.0201	0.0787 *
対数尤度	-5904.61	6219.73	5169.80
SBIC	6478.20	6219.73	5892.03

(1) 企業規模による影響

電気・機械産業では、従業員数が正の値となり、統計的にも有意な結果となった。電気・機械産業共に研究開発を累積的に行う業種であり、研究する環境をよくするためには、企業規模が大きい方が良いと考えられる。

(2) 研究開発による影響

変数である当期から 4 年前までの研究開発費の係数を $\alpha_i (i=0,1,2,3,4)$ とすると、

$$H_0 : \sum_{i=0}^4 \alpha_i = 0, \quad H_1 : \sum_{i=0}^4 \alpha_i \neq 0 \quad (3)$$

という仮説のもと、ワルド検定する。

結果は、化学産業・機械産業共に正の値となり、統計的にも有意な結果となった。研究開発を多くしている企業ほど特許出願件数が多いことがわかる。電気産業は有意な値を得られなかった。

(3) プロパテント政策後の影響

同様に、変数である当期から 4 年前までの研究開発費×政策ダミーとの交差項の係数を $\delta_i (i=0,1,2,3,4)$ とすると、

$$H_0 : \sum_{i=0}^4 \delta_i = 0, \quad H_1 : \sum_{i=0}^4 \delta_i \neq 0 \quad (4)$$

という仮説のもと、ワルド検定する。

結果としては、機械産業では正の値となり、統計的にも有意な結果となったのに対し、化学産業では有意な結果は得られなかった。また、政策ダミーを見ると、化学産業では正に有意な値となったのに対し、機械産業では有意な値は得られなかった。

4-2. 考察

(1) 政策による影響が業種によって異なる理由

機械産業と化学産業に関して、プロパテント政策によって研究開発と特許出願件数との関係に構造変化が存在していたことが確認された。このことから、プロパテント政策によって企業の特許に対する出願行動に変化が生じたことがわかる。

要因の 1 つとして考えられることは、特許の価値が上がり、また企業は同業種の中で有利な経営戦略を望むため、企業は研究開発により重点を置き、その結果、研究開発投資の増加により研究開発が進み特許出願件数も増加したと考えられる。

また、研究開発から特許出願までに企業が行うこととして、発明がある。新しい発明をしないことには特許出願できない一方、企業は発明品をすべて特許出願するわけではない。なぜなら、これまで特許を公開することで負わなければならないコストに対して、相対的に出願することの便益が低かったからである。

しかし、プロパテント政策によって相対的に便益が高められた結果、以前ならば出願されなかったであろう発明品も出願するようになり、一つの発明に対して特許出願する割合が増加したと予想される。

化学産業と機械産業が政策施行前後でどのような変化をしたかを以下で考察する。

(2) 政策前後での業種別変化

まず、政策施行前の特許出願件数と R&D 投資額との関係式は、以下のようになる。

$$Y = \exp(\beta \log X) = X^\beta \quad (5)$$

Y : 特許出願件数 X : R&D 投資額

化学産業に関して、図 2 である。政策施行後は、

$$Y = \exp(\beta \log X + \gamma Dummy) = e^{\gamma Dummy} X^\beta \quad (6)$$

Dummy : 政策ダミー

と変化する。これは、全体的に一定の割合だけ増加したグラフに変化したことがわかる。

機械産業に関しては、図 3 である。政策施行後は、

$$y = \exp(\beta \log X + \delta Dummy \log X) = X^{\beta + \delta Dummy} \quad (7)$$

と変化する。これは、特許生産弾力性が増加したグラフに変化したことがわかる。

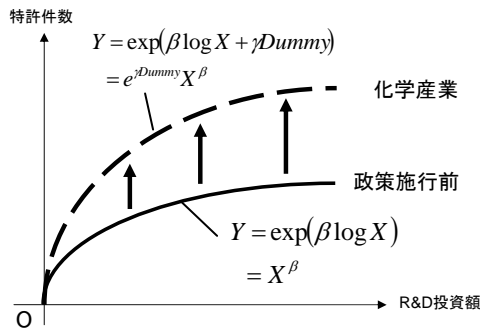


図 2. 政策施行後の変化 (化学産業) .

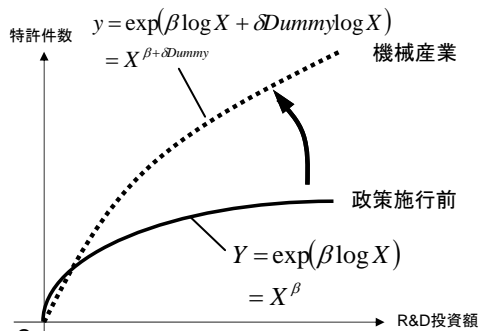


図 3. 政策施行後の変化 (機械産業) .

(3) 化学産業・機械産業の変化の違い

化学産業・機械産業の違いを表しているのが、図 4 である。このように、化学産業に関しては、R&D 投資額に関係なく、R&D 投資額が多い企業も少ない企業も一定の割合で増加している。つまり、化学産業全体を押し上げる効果が見られた。機械産業に関しては、R&D 投資額が少ない産業に関しては、政策施行前よりも特許出願件数が少なくなっているが、R&D 投資額が多くなればなるほど、特許出願件数の増加割合も大きくなる。つまり、特許生産弾力性の効果が見られた。このように、産業によって、プロパテント政策の影響に違いがあったことがわかる。

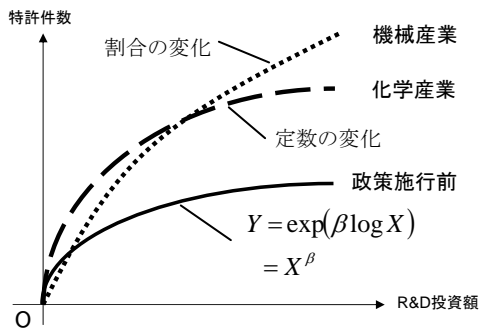


図 4. 化学産業と機械産業の政策施行前後での変化の違い。

一方、電気産業が R&D 投資額の効果が見られないと

いう結果となった。張 (2001) では、電気産業と他の産業との推定結果から、電気産業は他の業種より、研究開発から特許出願までのタイムラグが長いとされている。そのため、本研究では、サンプルサイズが少ないということ、そして、研究開発費のラグが 4 年間と短いことから構造変化まで追いきれなかったのではないかと考えられる。また、電気産業といっても、総合電気、重電、通信機など分類することができ、もっと細かく分類する必要があったのではないかと考えられる。そのため、対象期間を長くし、サンプルサイズを多くすることによって、異なる結果が得られる可能性も示唆できる。

第 5 章 結 論

化学産業・機械産業に関して制度変化が見受けられ、産業によって変化の仕方に違いがあることがわかった。

上でも述べたが、電気産業に関しては、対象期間を長くし、サンプルサイズを多くすることによって、異なる結果が得られる可能性があるため、検証する必要がある。

また、医薬品など今回扱わなかった他産業についても、同様に構造変化が見られるか検討の余地がある。

モデルに関して、負の 2 項分布モデルを用いたが、ランダム効果への拡張も考えられる。また、他のモデルによりより良いモデルがあるかを調べる必要がある。

参考文献

- [1] 元橋一之 (2003) 「日本の特許制度と企業のイノベーション活動：プロパテント政策の再評価」一橋大学イノベーション研究センター ワーキングペーパー#03-06.
- [2] 張星源 (2001) 「特許と企業の R&D 投資—製造業上場企業のデータ分析：1991—1997 年」国民経済雑誌第 183 巻第 3 号 p.87-102.
- [3] 浅野哲・中村二郎『計量経済学』2000 有斐閣.
- [4] 蓑谷千風彦「統計学入門」2004 東京図書.
- [5] 「特許行政年次報告書 特許庁編」(2004) 発明協会.
- [6] J, H, Bronwyn, H. Hall. and Z. Griliches(1984), Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship', *Econometrica*, Vol. 52, pp. 909-938.
- [7] A, C, Cameron and P, K, Trivedi 'Regression analysis of count data' *Econometric Society Monograph No.30*, Cambridge University Press, 1998.