

知的財産政策のR&D促進効果

石 井 康 之*
山 田 節 夫**

抄 録 この論文では、日本における知的財産制度の改定が、各種経済活動とどのような関係にあるかという課題について実証的研究を行った。そのために、我が国の知的財産制度の変遷を一定のルールに基づいて定量的な数値指標として算出した。今回新たに開発した指標を知的財産制度指数 (Index of Intellectual Property System : IIPS) とここでは呼ぶ。このIIPSを用いて、1975年～1994年にわたる6つの産業分野のR&D投資率を推計したところ、IIPSがきわめて強くR&D投資に影響していることが明らかとなった。

知的財産制度改定の推移は、知的財産政策の展開と位置づけることもでき、その意味で我が国知的財産政策は、上記期間においてR&D投資促進的であったということが出来る。

目 次

1. はじめに
2. 先行研究
3. 知的財産制度指数 (IIPS ; Index of Intellectual Property System) の開発
 3. 1 対象とした制度改定の内容
 3. 2 制度改定の効果発現年の特定
 3. 3 制度改定の分類とIIPSの算出
 3. 4 IIPS算出におけるウエイト付けと指数の感応性
4. R&D投資関数の検討
5. 推計モデル式と結果
6. おわりに

1. はじめに

特許制度をはじめとする知的財産制度による権利保護が経済効率に及ぼす影響について、これまで数多くの研究が行われてきた。特許保護の強さが当該国のイノベーションや経済成長に及ぼす影響、さらには当該国への貿易・対内直接投資・技術移転に及ぼす影響など分析の対象はさまざまであるが、経済の効率を改善する知

的財産制度のあり方を模索するという問題意識に基づいているという点では共通している。

しかし、これらの分析はそのほとんどが単年度ベースの各国データをサンプルに用いたものである。というのも、これら分析では多くの場合、各国の知的財産制度のあり方を指数化したデータとして、Ginarte and Park [1997], Rapp and Rozek [1999], Sherwood [1997], Mansfield [1995]らによって開発された指数が用いられたが、これら指数はいずれも特定年に限定した各国データが示されていたためである。

一方、日本をはじめ各国の知的財産権保護に関する制度の実態を補足した時系列データは開発されておらず、日本など一国における知的財産権保護と経済効率の関係をテーマとした実証研究は国際的にも皆無に等しいといってよい。そこで本稿では、日本の知的財産政策の推移を指数化した知的財産制度指数 (IIPS ; Index of

* 東京理科大学大学院総合科学技術経営研究科
知的財産戦略専攻教授 Yasuyuki ISHI

** 専修大学経済学部教授 Setuo YAMADA

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

Intellectual Property System) を作成し、企業の収益力をはじめ¹⁾、研究開発 (R&D) 投資に影響を及ぼす各種変数をベースにR&D投資関数を設定し、そこにIIPSを加えて分析することでIIPSのR&D投資に対する有意性を検定した²⁾。

1975年～1994年までの20年間にわたる、化学工業、鉄鋼業、機械工業、電気機械工業、輸送用機器、精密機械工業の6産業からなるデータベースを作成しR&D投資関数を推計したところ、①IIPSは日本のR&D投資を有意に説明している、②技術の専有手段として特許が重要である産業ほどその定量的効果が大きい、③推計に用いたその他の各種変数の多くは推計期間のR&D投資に対していずれも有意な結果を示している、ことが明らかとなった。

以下、2.ではこの問題に関連する先行研究を紹介する。3.ではIIPSの作成手順を解説する。4.では各種変数を用いたR&D投資関数について検討し、そして5.では推計モデル式とその推計結果を示す。そのうえで6.において推計結果のまとめと今後の課題について付言する。

2. 先行研究

特許政策が産業や企業の研究開発投資に与える影響を、はじめて実証的・総合的に分析した研究はMansfield [1986]であった³⁾。この研究では、米国の様々な産業から100の企業を抽出し、それらの企業に対して、1981年～1983年に実施した研究開発投資について、もし特許の保護制度が存在しなかったらその研究開発投資を実施していたか否かを質問した。そして、もし特許制度が存在しなかったら着手されなかった研究開発投資の全研究開発投資に対する割合を算出した。その集計結果によると、この割合が30%を超えた産業は製薬産業 (60%) や化学産業 (38%) のみであり、その他の産業では特許

保護がそれほど重要ではないことを示している。すなわち、特許制度の存在にかかわらず多くの産業では、同程度の研究開発投資が行われていることになる。

Lerner [2002]は、米国など先進6カ国における過去150年間にわたる特許出願件数を調査し、主要な特許制度の変更の前後で、特許出願傾向に明確な変化がみられたか否かを観察した。その結果、177件に昇る特許制度の変更のうち、特許の保護強化につながる制度変更が特許出願に有意な正の効果をもたらしたものはごくわずかであったと報告している。

これに対し、Kanwar and Evenson [2003]は、知的財産権の保護が研究開発投資を強く刺激するという実証結果を得た。この研究では、1981年～1991年にわたる29カ国のデータをプールし、各国・各期間のR&D投資を、貯蓄率、人口1人あたりのGDPの差分、教育指標、BMP (Black Market exchange rate Premium)、政治的安定度、実質利子率などの説明変数を付加して、そのうえでGinarte and Park [1997]による知的財産権指数 (Index of Intellectual Property Rights : IIPR) のR&D投資に対する効果を推計した⁴⁾。説明変数の入れ換えを何種類か行い、そのいずれの推計モデルにおいても知的財産権指数がR&Dに対して強いプラスの効果を示すことを報告している。そして、知的財産権保護の強化は研究開発を強く刺激するため、知的財産権保護強化に向けたハーモナイゼーションに後ろ向きの傾向を示す途上国に対して、必ずしもこうした姿勢を示す必要性はないと主張している⁵⁾。

知的財産制度が企業の研究開発投資に重要な影響を及ぼすと考えられてきたにもかかわらず、日本についてかかる実証的研究を行ったものとしては、著者が確認したところではSakakibara and Branstetter [2001]しか存在しなかった。この研究は、1988年の日本におけ

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

る特許制度の大幅な変更，すなわち改善多項制の導入などに着目し，こうした制度変更が企業の研究開発投資にどのような影響を与えたかを検討した先駆的な研究である。製造業に分類される307企業の個票データをプールし，各年の研究開発投資の実額の対数値を，平均total q^6 ，企業規模，産業分野などの変数を付加したうえで，1988年の前後においてパラメータに変化が見られるかどうかを観察した。推計の結果，1988年の特許制度の変更は，研究開発投資に有意な影響をもたらさなかったと結論付けた。加えて，特許の保有件数が多い企業ほど，政策変更にも敏感に反応するという仮説をたて，こうした企業について1988年の前後で変化が強く見られるかどうかにも着目した。推計の結果，相対的に多くの特許を保有している企業についても1988年の特許制度の変更が研究開発投資促進に効果を発揮したことは確認されなかった。

直接プロパテント政策とR&D投資の関係を実証分析したものではないが，プロパテント政策がライセンス契約に与える影響を検討した周到な分析に長岡[2003]がある。一般に，知的財産権保護の強化は，ライセンシーに対するライセンス料の交渉力を高め，技術模倣の危険性を低めるので，ライセンス料を高める作用があると考えられている。そこで長岡[2003]は，1995年以降の強制ライセンスの可能性の制限が，有意にライセンス対価を引き上げているかどうかを検討した。31産業4期間からなるデータベースを作成し，8%以上の高額ロイヤルティー率に対して，産業分野，研究開発集約度，有償契約のうち排他権付き契約の占める割合などがどのように影響しているかを分析し，その中でプロパテント政策が高ロイヤルティー率にどのような影響を及ぼしているかを検定した⁷⁾。

推計によると，プロパテント政策は単体では有意に高額ロイヤルティー率を説明し得なかった。しかし，研究開発集約度などとプロパテン

ト政策との交差項(これら二つの変数を乗じた，新たな変数を言う)はきわめて有意に説明することが明らかになった。このような推計結果から，プロパテント政策はライセンス価格の上昇を通じて研究開発の収益を高め，ある条件の下では研究開発投資を促す可能性のあることを指摘している。

各国の経済成長率を被説明変数とし，いわゆる成長回帰分析の説明変数に知的財産権保護の程度を表す指数を加えて，その経済成長への効果を観察した研究に，Thompson and Rushing [1996, 1999]，Gould and Gruben [1996]，Falvey, Foster and Greenaway [2004]，Park and Ginarte [1997]，山田・石井 [2006]がある。これらの研究では，おおむね知的財産権保護の強化は成長促進的であり，知的財産権保護の強化は一国のR&D投資を刺激して間接的に経済成長率を高めていること (Park and Ginarte [1997])，知的財産権保護の強化の成長に対する限界効果は，各国の経済の発展段階 (Thompson and Rushing [1996, 1999]，Falvey, Foster and Greenaway [2004]) や，各国の対外経済開放度に規定されていること (Gould and Gruben [1996]) などが示されている。また，山田・石井[2006]は，Andrew and Lai [1996]によって理論的に予見された知的財産権保護と経済効率との間の逆U次関係が，先進国において成立していることを実証し，先進国においても単純な保護強化が成長促進的であるわけではなく，成長を促進する上で適正な知的財産の保護水準が存在する可能性を示唆した。

3. 知的財産制度指数 (IIPS ; Index of Intellectual Property System) の開発

知的財産権制度による権利保護の程度を指数化した指標データとしては，先に述べたようにGinarte and Park [1997]，Rapp and Rozek

[1999], Sherwood [1997], Mansfield [1995], Park [2001] などがある。権利保護指標の作成方法としては, Ginarte and Park [1997], Rapp and Rozek [1999] など各国の法整備等制度実態に基づいてポイントをつける方法と, Sherwood [1997], Mansfield [1995] など実務家に対するインタビューの結果によってポイントをつける方法がある。

このうち, これまでもっとも多くの研究に利用されてきた保護指標は, Ginarte and Park [1997] によるものである。これは, 保護指標を構成する要素として, 権利の保護対象範囲や保護期間など保護の強さをはじめ, 権利執行の実効性, 権利維持に対する制約条件, さらに条約加盟状況など, 知的財産権の制度整備の実態を示す5つの分野それぞれについて, 権利保護の観点からその優劣をポイント化したものである。各分野の最高点を1点とし, 合計得点を最高で5ポイントとした。

これに対し, 各国毎の知的財産権保護指標を時系列的に整備したデータは, これまでまったく存在してこなかった。そのため, 知的財産制度と各国経済効率の関係をテーマとした実証研究として, おそらくは唯一のものと考えられるのが先のSakakibara and Branstetter [2001] であるが, ここでも1988年の特許制度改定時点の効果だけに着目せざるを得なかった。日本における知的財産権制度は, 特許法についても現行昭和34年法律第121号の制定以来, 概して権利保護を拡充する方向に推移してきたものと考えられる。特に1980年代後半以降, その傾向が顕著になってきたと考えられる。以下, 日本における知的財産権制度の変遷を簡単に概観しておこう。

我が国では, 1884年(明治17年)の商標条例と翌1885年の専売特許条例が, 最初の産業財産権(工業所有権)制度として施行された。産業財産権制度は, その後, 数次の改正を経て1959

年に特許法を含む現行の各種制度が制定され, 翌1960年から施行された。それ以降, 現在に至るまで数十回に及ぶ改正を経て, 今日の産業財産権制度が確立された。

その間, 米国の知的財産権保護強化政策の影響を強く受け, コンピュータ・プログラムに関する著作権法改正(1985年改正, 翌86年施行), 半導体チップ法の制定(同左), 営業秘密の保護に関する不正競争防止法改正(1990年改正, 翌91年施行)など, 産業財産権以外の制度についても各種の改定が進められた。

これまでの知的財産制度改定は, 国内固有の事情に基づくものも当然に存在するものの, 国際条約への対応のためのものの他, 特に1980年代以降は知的財産保護強化に向けた米国を中心とする国際的動勢に, かなりの影響を受けてきたと見ることができる。

米国の知的財産権保護強化政策は, 自国における技術革新の促進とその成果に対する保護を通じたハイテク産業の再生に, その目的があったことはよく知られている⁸⁾。こうした国際レベルでの知的財産法制度の整備は, WTO協定の発効によりその方向性について一応の結論が出されたということが出来る。

一方, 今日の日本では, 国全体の政策として知的財産立国を目指し, 研究開発などを通じた知的成果を適切に保護し, それを活用することで新たな価値を創造し, その価値を次なる研究成果を生み出す資源として投入する, いわゆる知的創造サイクルを意図した政策が2002年以降めまぐるしく展開されてきた。

本稿では, こうした知的財産制度の変化のうち特にR&D投資活動に影響を及ぼすと考えられるものを抽出し, その変化を一定のルールに基づいてポイント化した指数を作成した。この指数を, 本稿では知的財産制度指数(IIPS; Index of Intellectual Property System)と呼ぶことにする。

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

R&D活動にもっとも密接な関係を持つと考えられる知的財産権制度は特許である。特許制度をはじめとした我が国の現行産業財産権制度は、先に述べたように昭和34年（1969年）にはじまる⁹⁾。本稿では、この時点より平成17年（2005年）までになされた法律改正を中心とした制度改定を抽出し、その中でも特に企業等のR&D活動に直接的な影響を及ぼすと考えられるものをポイント付けの対象とした。

以下、指数作成の詳細とその際に払った留意事項について概説する。

3. 1 対象とした制度改定の内容

ポイント付けの対象に含めた知的財産制度は、R&D活動に関連するものとして、特許法、実用新案法のほか、種苗法、半導体集積回路の回路配置に関する法律、さらに著作権法のうちコンピュータ・プログラム等に関連するもの、不正競争防止法のうち営業秘密等に関連するもの、その他関連法律改正および制度運用の変更などを抽出した。

特許法を例にとっても、その改正内容は例えば特許料の改定、多項制の導入、物質特許の導入、保護期間の変更、手続き期限の変更など、多様である。こうした制度改定のうち、特許権や営業秘密など知的財産の保有者や権利取得を目指す者（以下、保有者等という）にとって有利に機能すると考えられる制度改定を、ここではR&D促進的改定とみなし、逆に知的財産の保有者等にとって不利に機能するものをR&D抑制的改定とした。

ただ、知的財産制度の改定は、単に研究開発への促進効果だけを意図して行われるものではなく、別途の政策意図が反映されている場合も少なくない。そのため、ここで抽出した制度改定をR&D促進的もしくは抑制的とみなすことは、主観による誤謬の混入が懸念される。そこで、対象とすべき制度改定の抽出と、その促進

的・抑制的効果の方向性を見極めは、先にも述べたようにその改定の内容が知的財産の保有者等にとって直接的に有利、または不利に作用すると考えられるか否かという視点から判断した。

制度改定の内容によっては、見方により保有者等に有利にも、逆に不利にも作用すると考えられるものがある。例えば、審査請求制度の導入は、審査請求手続きを執る必要性が発生するという意味では保有者等にとって不利と見られる反面、事業化等にとって不要と考えられる発明についてのコスト負担を回避できるという意味では有利に作用すると考えられる。こうした両面を持つと考えられる制度改定は、その作用がより大きいと考えられる方向に、一義的に位置づけることにした。たとえば、審査請求制度の導入について見れば、これは権利取得手続きに係るコストの負担軽減効果がより大きいものと考え、権利保有者にとって有利な改定と見なしR&D促進的と位置づけた。

さらに、制度改定の中には、登録手数料等の値上げや特許料の引き下げなど、料金制度にかかわる改定が数多く存在する。料金制度の改定は、その引き上げは保有者等にとって不利に、また引き下げは有利に作用すると見られるものの、これらの改定は基本的には収支相償の原則に基づくものであり、経済全体の価格変化と連動していると考えられる。そのため、これら改定は基本的にはR&D中立的な制度改定であると判断した。また、料金制度は頻繁に改定が行われ、これらをすべてポイント化の対象に含めるとすれば、より実体的政策意図の込められた制度改定の研究開発に対する影響度が、分析の中で希薄化されることが懸念される。そのため本稿では、料金制度改定に関しては、特別の政策的意図が含まれていることが明らかであるもの以外は、R&D活動に対して中立的とみなし、ポイント化の対象から除外した¹⁰⁾。

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

同様に、たとえば2004年に改正された特許法35条の改正による職務発明制度の見直しなど、R&D活動に対する効果が必ずしも明確ではないものはポイント化の対象から除外した。

3. 2 制度改定の効果発現年の特定

知的財産制度の実態を時系列指数として作成するためには、各制度の改定による効果がどの年からはじまるものかを特定する必要がある。知的財産制度改定のうちたとえば法律改正について見ると、そこには改正法の成立日と施行日が存在する。また法改正にあたっては、通常、その改正予定情報が事前に社会に公開され、改正の実体的効果が改正日や施行日以前に発現する場合もある。こうした法律改正等の制度改定がいつの時点に帰属すると見なすかについては、それがR&D活動に実体的効果を発現した時点とするのが本稿の研究目的にとっては望ましい。しかし、個別の制度改定毎にその効果の発現時期を特定していく場合、その過程では著者の主観が混入し、実態との乖離が発生する懸念がある。そのため、本稿では法律改正に関してはすべて施行日を効果発現日とみなすことにした。

そして、効果発現日である施行日や実施日が各年の中間日（6月30日）以前であった改定は当該年度から効果が発現したものとし、効果発現日がそれ以降（7月1日以降）のものは翌年から効果が発現したものとしてポイント付けを行った。

3. 3 制度改定の分類とIIPSの算出

R&D投資促進的と判断して抽出した各種制度改定を、まず下表1に示したように特定の区分に分けて分類した。

各制度改定を表1の5つの区分のいずれかに分類し、R&D促進的改定をプラス1個、抑制的改定をマイナス1個として、区分毎に累計し

表1 制度改定の区分

区分		促進		抑制
1	保護範囲の拡充	○	保護範囲の縮小	×
2	権利取得条件・手続きの緩和化	○	厳格化	×
3	特許情報等取得の容易化	○	困難化	×
4	各種手数料・税の引き下げ	○	引き上げ	×
5	権利執行の容易化（含：権利化阻止の困難化）	○	権利執行の制限（含：権利化阻止の容易化）	×

てカウントした正味改定数を算出した。

そのうえで、各区分について昭和34年（1969年）時点を0点、平成17年（2005年）時点の状態を1点として、この間に発生した区分毎の正味改定数で1を除した値を、個々の改定毎のポイント値とした。

たとえば、区分2の「権利取得条件・手続きの緩和化」については、プラスの改定が13個、マイナスの改定が4個存在するので、結果として正味改定数は9個となる。次に、この区分2に属する個々の改定につき、そのポイントの絶対値を0.111（ $1 \div 9$ 個）とし、それぞれプラスの改定に0.111点を、マイナスの改定に-0.111点を付した。そして、これらポイントを累計して、各年末時点の指数を算出した。以上の説明に基づいて抽出した制度改定の抽出とその区分に関する詳細は表2に示した通りである。

3. 4 IIPS算出におけるウェイト付けと指数の感応性

なお、ポイント付けの方法としては、このほかにも例えば個々の制度改定をそれぞれ1点としてカウントすることも考えられる。そうすれば個々の制度改定を同じウェイトでポイント化することもできる。その場合、例えば表1における「2 権利取得条件・手続きの緩和」と

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

表2 知的財産制度指標の開発の詳細

制度改正詳細						
区分	±	改正の名称	改正概要	改正年	施行日	効果発現年
2	+	昭和45年5月22日法律0091 特許法等の一部を改正する法律	出願審査請求制度	1970	1971/1/1	1971
3	+		出願公開制度等の採用に伴う改正		1971/1/1	1971
5	+		優先審査制度（出願人以外の者が実施している場合）		1971/1/1	1971
2	-		先願範囲の拡大（29条の2）		1971/1/1	1971
2	-		補正時期の制限		1971/1/1	1971
1	+	昭和50年法律0046 特許法等の一部を改正する法律	物質特許	1975	1976/1/1	1976
4	+		多項性の採用		1976/1/1	1976
1	+	昭和53年法律第89号 農産種苗法の一部を改正する法律	育成者に種苗の販売の独占権を付与	1978	1978/7/10	1979
2	+	昭和53年法律0030 特許協力条約に基づく国際出願等に関する法律	国際出願に関する制度の制定	1978	1978/10/1	1979
2	+	昭和60年法律0041 特許法等の一部を改正する法律	国内優先権制度の導入	1985	1985/11/1	1986
1	+	昭和60年法律0062 著作権法の一部を改正する法律	プログラム著作物	1985	1986/1/1	1986
1	+	昭和60年5月31日法律第43号 半導体集積回路の回路配置に関する法律	半導体集積回路の回路配置が保護対象になる	1985	1986/1/1	1986
2	+	特許庁における審査運用として実施	実施関連出願の早期審査および早期審理制度導入	1986	1986/2/1	1986
1	+	昭和61年法律0064 著作権法の一部を改正する法律	データベースの著作物としての定義を明示	1985	1987/1/1	1987
2	+	昭和62年法律0027 特許法等の一部を改正する法律	優先権証明書の提出期間の延長3ヶ月⇒1年4ヶ月	1987	1987/6/1	1987
5	-		外国刊行物による無効審判の除斥期間の廃止		1987/6/1	1987
4	+		多項性の改善		1988/1/1	1988
1	+		特許権の存続期間の延長制度の創設		1988/1/1	1988
2	+		異議申立期間の延長2～3ヶ月		1988/1/1	1988
2	+		国際出願の翻訳文提出期間の延長		1987/12/8	1988
1	+	平成2年法律0066 不正競争防止法の一部を改正する法律	営業秘密の保護規定導入	1990	1991/6/15	1991
1	+	平成4年法律0106 著作権法の一部を改正する法律	私的録音録画補償金制度	1992	1993/6/1	1993
5	+	平成5年法律0026 特許法等の一部を改正する法律	早期保護の実現	1993	1993/6/1	1993
1	+	平成6年法律0116 特許法等の一部を改正する法律	譲渡・貸し渡しの申し出を実施に含める	1994	1995/7/1	1996
2	+		外国語書面による出願制度の創設		1995/7/1	1996
1	+		特許の存続期間を公告から15年を出願後20年に		1995/7/1	1996
2	+		特許料の追納による特許権の回復		1995/7/1	1996
5	+		特許付与後異議申立制度の採用		1996/1/1	1996
5	+	平成10年法律0051 特許法等の一部を改正する法律	損害賠償制度見直し	1998	1999/1/1	1999
2	+		国と国以外の民間等の者の特許権等の共有に係る特許料等の減免等に伴う改正		1999/4/1	1999
5	+		刑事罰の非親告罪化、罰則強化		1999/1/1	1999
5	+		無効審判理由の要旨変更補正の制限		1999/1/1	1999
2	+	大学等における技術に関する研究成果の民間事業者への移転の促進に関する法律		1998	1999/4/1	1999
1	+	平成10年法律0083 種苗法改正	対象植物種の拡大	1998	1998/12/24	1999
1	+		派生品種及びその収穫物への保護の効力の拡大		1998/12/24	1999

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

1	+		保護期間を15年から20への延長		1998/12/24	1999
5	+	平成11年法律0041 特許法等の一部を改正する法律	特許権等の侵害に対する救済措置の整備	1999	2000/1/1	2000
1	+		特許権の存続期間の延長登録出願の見直し		2000/1/1	2000
5	+		特許出願人の請求による早期出願公開の導入		2000/1/1	2000
2	-		新規性阻却事由の拡大		2000/1/1	2000
2	+		新規性喪失の例外規定の適用対象の拡大		2000/1/1	2000
2	-		審査請求期間の短縮		2001/10/1	2002
3	+	平成14年法律第24 特許法等の一部を改正する法律	先行技術文献開示制度	2002	2002/9/1	2003
1	+		プログラムを物の発明とする		2002/9/1	2003
5	+		間接侵害規定の拡大		2003/1/1	2003
4	+	平成15年法律第47 特許法等の一部を改正する法律	審査請求手数料の返還制度	2003	2004/1/1	2004
4	-		審査請求料引き上げ		2004/4/1	2004
4	+		出願・登録料引き下げ		2004/4/1	2004
5	-		異議申立制度を無効審判制度に統一化		2004/1/1	2004
3	+	平成16年法律第79 特許審査の迅速化のための特許法等の一部を改正する法律	インターネットを利用した公報発行	2004	2005/4/1	2005
4	+		予納制度を利用した特許料等の返還		2005/4/1	2005
			職務発明制度の見直し		2005/4/1	2005
2	+		実用新案登録に基づく特許出願制度の導入	2004	2005/4/1	2005
1	+		実用新案権の存続期間の延長		2005/4/1	2005

「4 各種手数料・税の引き下げ」にかかる正味改定数は各々9個と4個であり、改定区分毎のポイントは最大でそれぞれ9ポイントと4ポイントとなる。つまり、各区分のウエイトが正味改定数によって規定されることになる。

このように、ポイント付けにおいては①各制度改定を同じウエイトで扱うか、もしくは②各改定区分を同じウエイトで扱う（本稿のIIPCはこの方法によっている）か、さらには③別途の任意のルールでウエイトを設定するかなど、ウエイト付けについて各種の選択肢が考えられる。①と②については、恣意的な特別のウエイト付けを行わないという点で③とはその性格が異なる。

③の方法による場合、具体的なウエイトを設定するための根拠が求められるが、現状、そうした根拠を裏付ける情報はまったく存在せず、かかる方法を採用することには無理がある。

また①については、各改定を同じウエイトで取り扱うという点では改定毎のウエイト付けについて恣意性を排除できる反面、結果的に改定

区分毎のポイントが正味改定数によって規定されてしまうことになる。逆に、②は各区分のウエイト付けに恣意性を含まず、これらを同等とすることにより、区分毎の改定数の多少によって改定項目毎のウエイトが規定されてしまうことになる。その意味で、①と②のいずれを採用するかは、それぞれに一長一短を持つことになる。

元来、ウエイトの設定はその指数を用いて何を説明したいかに依存する。本稿では、企業のR&D活動への影響が課題であり、それをもっともよく説明するウエイトを選択することが望ましい。既に述べたように本稿のIIPSは、個々の制度改定に対して特別に恣意的なウエイトを考慮しなかったのと同様に、5個の評価区分についても同じウエイトを用いて集計した。

ただしこの方法によらず、たとえば5個の改定区分に関してさまざまなウエイトを想定して作成した指数と、均等ウエイトで作成した指数の相関関係を観察し、均等ウエイト指数とそれぞれの指数との相関が著しく高ければ、ウエイ

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

トの選択は問題ではなくなる。言い換えれば、ウエイト付けの選択は合成された指数の時系列変動に大きな影響をもたらさないことになる。実際、世界各国の特許保護指数を作成した Ginatre and Park [1997]は、こうした指数のウエイトに関する感応性を分析し、均等ウエイトによる特許保護指数を推奨している。

本稿でも、5個の評価区分に割り当てるウエイトの組み合わせを何パターンか想定し、均等ウエイトとの相関係数を観察した¹¹⁾。

その結果、すべての相関係数は0.9を超えており、ウエイト付けの選択はIIPSの時系列での変動に大きな影響をもたらさないことが確認された。そのため本稿では、均等ウエイト(1/5)で日本の知的財産政策の時系列変動を評価し指数化することにした。

図1は、このようにして作成したIIPSと、本稿の推計モデルの被説明変数として利用するR&D投資率(実質R&D投資を実質R&Dストックで割った値)の推移を観察したものである。IIPSの推移から、日本の知的財産制度改定は一貫して権利者等に有利な方向に向けて推移しており、特に1988年の特許制度改定時に指数が大きくジャンプしていることがわかる。また、両者の相関は著しく低く、R&D投資はIIPS以外の適切な変数をさらに付加して分析することが

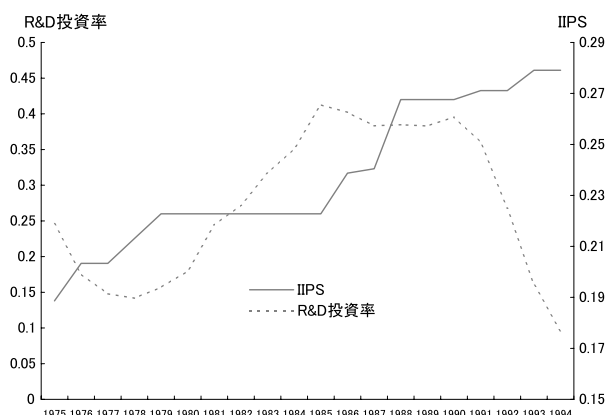


図1 プロパテント政策とR&D投資率の推移

必要であることがわかる。

R&D投資率とIIPSとの相関が高ければ、両方の折れ線グラフはほぼ平行して推移するはずである。しかし、IIPS以外の別の要素がR&D投資率に影響を与えていれば、R&D投資率はそれら別の要素、例えば企業の収益力や市場の競争状態などの影響も受けながら変化している可能性があり、そのため一見してIIPSの推移と何らの関係がないように見えてしまう。

そこで、以下ではR&D投資率を説明するさまざまな要素(変数)について検討し、それを式として表したR&D投資関数について検討することとする。

4. R&D投資関数の検討

すでに見たように、日本の制度改定と研究開発投資の関係を分析した唯一の先行研究である Sakakibara and Branstetter [2001]では、R&D投資を、企業の収益力を示す平均total q という変数を用いて分析した。課税効果を考慮するかしないかなど、平均 q の定義にはさまざまなバリエーションがあるが、この研究における q の定義はHoshi and Kashyap [1990]に従っている。また、Himmelberg and Petersen [1994]は企業の内部資金調達とR&D投資の関係に着目し、米国のハイテク産業に分類される小規模企業のR&D投資を説明する付加的な変数として平均 q を用いている。後者の研究では平均 q は有意にR&D投資を説明しているが、前者の研究ではそうでなく、平均total q を用いてR&D投資を説明した時にも常に頑健な説明力が認められるわけではない。

Hayashi [1982]が明らかにしたように、一定の条件の下では限界 q と平均 q は一致し¹²⁾、 q と投資率(資本ストックに対する投資の比率)は1対1の関係として導出される。したがって、投資を平均 q で説明することは理論的整合性があるため、 q に基づいた投資関数の推計につい

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

ては数多くの研究が行われている¹³⁾。

しかし、本稿や先行研究のように、企業が行うすべての投資ではなく研究開発など特定の種類の投資のみを分析対象とする場合、平均 q にせよ、限界 q にせよ total q を利用するには問題がある。生産関数を規定する資本ストックは単一であると仮定した場合にのみ、投資と total q の 1 対 1 の関係が導出される¹⁴⁾、ということに注意しなければならない。R&D ストックを、生産を規定する 1 つの資本ストックと考え、その蓄積行動を考えるのであれば、R&D 投資を通常の total q によって説明しようとするのは適切ではない。total q は各種の投資を含んだ投資全体を説明はするが、そのなかの R&D 投資だけを説明するものではないからである。

平均 total q は企業全体の収益力を示す指標であるが、本稿ではそのうち R&D 投資に対応する収益力に相当する部分として、R&D ストックの partial q を変数に付加して分析すれば理論的な整合性を保ちながら推計の精度を向上させることができる考えた。

そのため、法人企業統計による各産業の営業利益を実質一般資本ストックと実質 R&D ストックのデータを用いて按分し、それを R&D ストックが生み出している企業収益とみなすことにした¹⁵⁾。つまり、R&D ストックだけが生み出していると考えられる収益の割引現在価値を投資機会とみなし、説明変数の 1 つに加えることとした。R&D ストックが生み出す収益が大きければ大きいほど、研究開発投資は増大すると考えられるためである。

R&D ストックは、基本的に次のような積算によって求めた。

$$RS_t = RI_t + (1 - \delta)RS_{t-1} \quad (1)$$

ここで、 RS_t ; R&D ストック、 RI_t ; R&D 投資、 δ ; R&D ストックの減耗率を意味する。一般に産業ベースでの物理的資本ストックは、国

富調査などをもとにしたベンチマークの資本ストックを用いて各年のストックが推計されている。しかし、R&D ストックの場合、国富調査に相当するベンチマークは存在しない。そこで、R&D ストックのベンチマークを推計した¹⁶⁾。

本稿では、1966 年をベンチマーク (R&D ストック算出を行う最初の基準) とし、それ以前の 7 年間の R&D 投資の平均成長率を g とした。R&D ストックに関する減耗率は、化学工業 8.00%、鉄鋼業 11.90%、機械工業 16.67%、電気機械工業 10.53%、輸送機器 13.16%、精密機械工業 13.89%、とした。減衰率は UFJ 総研 (2005) を参照のうえ算出した。UFJ 総研 (2005) では、研究開発成果により事業化された製品等が市場投入後に一定利益の得られた期間がアンケート調査によって算出されており、その平均年数で 1 を除した値をここでの減衰率とした。

partial q を推計するために用いた割引率は、短期金利と長期金利の加重平均によって求めた。また、実質 R&D ストックは、知的財産研究所 [1994] において作成されたデータを用いて算出した。実質 R&D ストックは、R&D 投資の積算によるものであるが、技術の化によるストックの減耗などを考慮して作成したものである。なお、この R&D ストックデータは 1963 年から作成されている。

Partial q を推計するために用いた割引率は、短期金利と長期金利の加重平均によって求めた。加重平均する際のウエイトは、法人企業統計の各産業の長期負債 (長期借入金+社債) と短期負債 (短期借入金+割引手形) を用いて作成した。短金金利は日本銀行・手形売買レートを、そして長期金利は日本銀行・10 年物国債利回りを利用した。また、課税効果は考慮せず、静学的期待を仮定して partial q を計算した¹⁷⁾。

本稿では、1975 年～1994 年までの 20 年間、化学工業、鉄鋼業、機械工業、電気機械工業、輸

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

送用機器、精密機械工業の6産業からなるパネルデータベースを作成した。したがって、サンプル数は最大で120となる。推計期間を1975年～1994年としたのは、内閣府による旧基準(68SNA)の民間資本ストック統計が1997年までしか作成されていないこと、R&Dストックのベンチマークが存在しないので初期の過小評価を回避するため、1988年の大規模な特許制度改定時を推計期間の中央に入れることを意図した。また特にWTO発足後の1995年以降は知的財産制度の改定が頻繁に行われ、その前後において制度改定に関して構造変化が生じている可能性が考えられる¹⁸⁾。今回の分析ではこうした構造変化にまで立ち至ることは控える方が、開発したIIPSの意義をより明確に把握し易いと考えたためである。

知的財産制度や政策展開との関連を実証したものに限定しなければ、R&D投資の決定要因自体に関する先行研究は数多く存在する。とくに、1990年代に入り、主要先進国のR&D投資が低迷していることから、こうした低迷要因を解明するため多くの推計が行われてきた。これらの実証研究では、R&D投資を説明する付加的な変数として、キャッシュフロー、外部研究費、市場競争度などが重要であると指摘されている。

5. 推計モデル式と結果

以上に鑑みて、本稿では推計モデルを以下のように設定した。

$$R_{it} = c_0 + c_1 PQ_{it} + c_2 CF_{it} + c_3 REC_{it} + c_4 COM_{it} + c_5 IIPS_t + e_{it} \quad (2)$$

ここで、 R ；実質R&D投資率（R&Dストックに対するR&D投資額の比率）、 PQ ；partial q、 CF ；キャッシュフロー比率、 REC ；受入研究費比率、 COM ；市場競争度、 $IIPS$ ；知的財産制度指数、を意味する。

本稿では、partial qと併せて他の変数を加え、そのうえでIIPSの有意性を検定した。実質R&D投資率は、産業の実質R&D投資を1期前の実質R&Dストックで割ったものを推計モデルの被説明変数 R として採用した。

情報の非対称性などが原因で、資本市場が不完全であるとき、R&D投資の資金を外部資金から調達することは困難であると考えられている。したがって、内部資金の多寡がR&D投資を左右する要因とみなされている。しかし、企業や産業のキャッシュフローがR&D投資を有意に説明するか否かについては論争がある。Kamien and Schwartz [1982] は、多くの研究ではキャッシュフローが有意にR&D投資を説明していないとしたが、近年の実証研究ではHall [1992] やHimmelberg and Petersen [1994] など、有意性を見出しているものが多い。本稿のキャッシュフロー比率 CF は、法人企業統計の経常利益+減価償却費を名目のR&Dストックで割ったものを利用した。

R&D投資のように外部経済効果が高いと考えられる経済活動の私的収益率は、その社会的収益率を下回りやすい。この場合、社会的に望ましいと考えられる十分なR&D投資は実施されない。不足したR&D投資を政府やそれ以外の組織が補うことには十分な合理性がある。政府などによってファイナンスされたR&D投資の相対的な規模はそれほど大きくないが、それが呼び水となって全体のR&D投資を刺激する可能性が考えられる。そこで本稿では、総務省・科学技術調査報告から得られる各産業の受入研究費を、名目R&D投資額で割った値を受入研究費比率 CF として説明変数に加えた。

市場競争度もR&D投資を規定する重要な変数と考えられている。ただし、市場競争が激しいとイノベーションから十分な利益を引き出すことができず、R&D投資はむしろ抑制されるという議論と、市場支配力を確保しようとイノ

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

バージョンが活発になりR&D投資は増加する、という対立した議論がある。Blundell, Griffith and Van Reenen [1999] は、市場競争度の指標として、市場専有率や輸入浸透度などを用い、イギリスの製造業を対象にした推計で、市場競争の激化はR&D投資を促進させるという実証結果を得ている。それに対して逆の結論を導いた実証研究が存在し、それにはSymeonides [2000] がある。本稿では、市場競争度COMを代理する変数として、法人企業統計による資本金10億円以上の企業の数と全企業数に対する割合を利用した。

表3に本稿で用意したデータの基本等計量を示した。また、表4は、変数間の単純相関係数をみたものである。先にも確認したが、被説明変数とIIPSの相関はきわめて低く、R&D投資は他の適切な変数を付加した上で分析される必要のあることがここでも分かる。また、説明変数間の相関は全体としてかなり低く、多重共線性¹⁹⁾によってもたらされる推計上の誤りも基本的には心配ないと考えられる。

表5の推計1は、(52)式に単純な最小二乗法(OLS)を適用した推計結果である²⁰⁾。キャッシュフロー比率は理論的な符号条件を満たさなかったが、それ以外の変数はR&D投資を有意に説明した。また、市場競争度はマイナスの符号を示しBlundell, Griffith and Van Reenen [1999] を支持する結果となった。IIPSの有意性も高く、知的財産制度の変更は頑健にR&D投資に影響していると言える²¹⁾。

表4 変数間の相関

	R	PQ	CF	REC	COM	IPP
R	1	—	—	—	—	—
PQ	0.210	1	—	—	—	—
CF	0.117	-0.039	1	—	—	—
REC	0.286	-0.135	-0.095	1	—	—
COM	-0.581	-0.029	-0.268	-0.248	1	—
IIPS	-0.171	0.228	-0.491	0.112	0.218	1

表5 R&D投資関数の推計結果

推計No	1	2
推計法	OLS	OLS
定数項	0.1792 ***	0.1814 ***
	0.0128	0.0120
PQ	0.0494 ***	0.0466 ***
	0.0070	0.0068
CF	-0.0128 **	-0.0128 **
	0.0074	0.0073
REC	0.6226 ***	0.6670 ***
	0.1282	0.1286
COM	-3.3467 *	-3.8339 ***
	0.4789	0.5176
IIPS	0.0642 ***	
	0.0258	
IIPS・APP		0.1777 ***
		0.0668
Sample	120	120
Cross unit	6	6
Time series	1975~1994	1975~1994

(注) 下段は標準誤差, ***は1%, **は5%, *は10%水準で有意であることを示す。

ところで、知的財産制度の変更がすべての産業のR&D投資の意思決定に同じ効果をもたらすと考えるのは非現実的である。一般に企業が

表3 変数の基本統計量

変数		サンプル数	平均	中央値	最小	最大	標準偏差
R&D投資率	R	120	0.182	0.188	0.318	0.056	0.050
Partial q	PQ	120	1.240	1.174	3.283	0.083	0.608
キャッシュフロー比率	CF	120	0.889	0.667	3.561	0.205	0.615
受入研究費比率	REC	120	0.034	0.025	0.095	0.007	0.023
市場競争度	COM	120	0.009	0.008	0.028	0.002	0.006
知的財産制度指数	IIPS	120	0.246	0.172	0.427	0.070	0.114

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

技術の専有を確保するための手段には、技術情報の秘匿、製品の先行的な市場化、生産・製品設計の複雑化などがあり、特許取得による専有確保はそのうちの1つの手段でしかない。科学技術庁科学技術政策研究所 [2000]は、さまざまな産業に属する593の企業に対してアンケート調査を実施し、特許による専有確保の重要性を集計している。表6は製品イノベーションについてその集計結果をまとめたものである。この調査によると、化学工業、石油・石炭製品、医薬品などでは特許による専有確保が重要であるが、ガラス製品や自動車などではその他の手段が重要であることがわかる。そこで、こうした特許による専有確保手段の重要性の違いを推計に反映させるため、IIPSと表6の専有可能性（APP；appropriability）との交差項²³⁾を説明変数に入れたものが表5の推計2である。

推計の結果、IIPSそのものを変数とした場合（表5の推計1の場合）と比較してパラメータが大きくなり、それ以外には大きな違いは見ら

れず、IIPSとAPPの交差項は有意にR&D投資率を説明した²³⁾。このような推計結果から、技術の専有手段として特許が重要である産業ほどR&D投資率に対してIIPSのプラスの効果が大きいが明らかとなった。

6. おわりに

これまで、日本における知的財産政策のR&D投資効果に関する評価を、時系列を追って分析したものは皆無に等しかった。そこで、本稿では、日本における知的財産政策の推移を指数化したIIPSを作成し、この指数が産業のR&D投資を有意に説明しているかどうかを、6産業・20年間からなるパネルデータベースを作成して検定した。推計結果はおおむね良好であり、推計結果から、IIPSはR&D投資にプラスの影響をもたらしていることが確認された。また、技術専有手段として特許を重要とする産業のR&D投資ほどIIPSに強く反応していることが明らかとなった。

表6 特許による専有可能性

業種	特許による 専有可能性	業種	特許による 専有可能性
食品工業	27.9	金属製品	37.8
繊維工業	33.5	一般機械	37.6
パルプ・紙	23.1	特殊機械	45.8
出版・印刷	37.5	工作機械	27.5
石油・石炭製品	41.0	コンピューター	47.1
化学工業	55.5	電気機械機器	38.6
基礎化学品	35.0	電気・発電機	43.6
プラスチック原料	45.8	電線・ケーブル	40.0
医薬品	65.7	半導体	38.1
その他化学工業	44.0	通信機器	32.0
プラスチック製品	38.3	テレビ・ラジオ	32.9
窯業・土石製品	29.3	医療用機器	32.5
ガラス製品	20.0	計量器・測定器	37.9
コンクリート製品	40.0	自動車	29.0
基礎金属	34.2	自動車部品	33.7
鉄鋼業	36.0	その他の製造業	46.7

(注) 単位は%で製品イノベーションに関する数値、科学技術庁[2000]により作成。

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

1975年～1994年にわたる期間には、米国の知的財産保護強化政策やWTO協定におけるTRIPS協定発足を見越した国際的な知的財産保護の方向性により、少なからず日本における知的財産制度の改定も影響されてきたところと考えられる。しかしそうではあっても、我が国の知的財産制度改定の方向性は、産業政策を企図する政策当局による知的財産政策の展開そのものと位置づけることができる。その意味では、この期間における知的財産政策は、おしなべてR&D促進的であったと評価することができる。

本稿の推計期間は、データの制約などから1975年～1994年に設定せざるを得なかったが、90年代に入り権利保護系の制度改革が頻繁に行われており、IIPSも大きな変化を示している。さらに、今回のIIPSをもってしても、分析期間によってはIIPSがR&D投資を有意に説明しているといえないケースも認められた。その意味からも、IIPSの精度をより高めることの必要性和併せて、より直近のデータを含めてこれら政策のR&D投資に対する含意を詳細に分析することが必要と考えられる。その場合、Andrew and Lai [1996] が予見したような逆U次関係が、知的財産権保護と経済効率の間にも存在する可能性の検討なども一例として挙げられ、さらに多面的な可能性の探求を進めることが、本稿にとっての今後の課題である。

注 記

1) 企業の収益力に着目した投資決定理論としては、トービンの q 理論がある。トービンの q にもいくつかの種類が存在するが、ここでは企業の動学的最適化行動の帰結として導出される限界 $partial\ q$ を用いて分析を行うこととした。ここでの限界 $partial\ q$ は、研究開発(R&D)投資から得られる収益の割引現在価値、つまり研究開発投資の経済的価値を意味する。なお、トービンの q には、限界 q と併せて平均 q という指標が取り上げられることが多い。企業全体としての平均 $total\ q$ は、「企業の市場価値÷現存資本の

再取得価値」として表される。つまり、収益力を加味して市場が評価した企業の価値が、その企業の各種資産等の再調達価値よりも大きいとか否か(平均 $total\ q$ が1より大きいとか、小さいか)を見ることで、投資する意味があるかどうかを判断することができる指標として平均 q は位置づけられる。

- 2) 有意性の検定とは、説明される側の変数(被説明変数)と説明する側の変数(説明変数)が理論的に考えて互いにプラスの関係の有している場合(つまり、説明変数が増減する場合はそれに連れて被説明変数も同じ方向に増減する場合)に、説明変数の係数(パラメータ)がプラスであり、それが0もしくはマイナスになる確率が5%(場合によっては1%もしくは10%を用いることもある)未満であるかどうかを確認することをいう。符号プラスで0以下となる確率が5%未満の場合、それを「有意」といい、通常は「5%水準(1%もしくは10%)で有意」という言い方がされる。
- 3) この研究以前にも、Taylor and Silberston (1973) が同様な調査を行っているが、サンプル数が27とかなり少なく包括性にかけるものであった。
- 4) BMP (Black Market exchange rate Premium)、政治的安定度にかかる変数としては、かかる実施対について一定水準以上のレベルにある場合とない場合について、それぞれを「1」と「0」とする変数が用いられた。このように特定の属性に該当するか否かで1もしくは0とする変数をダミー変数という。
- 5) 近年、先進国主導で進められている知的財産制度にかかわる国際ハーモナイゼーションに対する途上国の立場に関しては山下 [2004] が詳しい。
- 6) 平均 $total\ q$ については先の前掲注1)を参照。
- 7) ここでのプロパテント政策については、強制ライセンスにかかわる日米合意とTRIPS協定以降(1995～1998)の期間を1とし、その他の期間を0とするダミー変数が用いられた。今回の場合は期間によって1と0の変数が設定されたが、この変数を一般に「時間ダミー」変数という。
- 8) この点は、産業競争力に関する大統領委員会 [1985]、いわゆるヤングレポートにも明確に記されている。

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

- 9) 特許法ほか、現行産業財産権制度はすべてが昭和34年4月13日制定によるものである。特許法（昭和三十四年四月十三日法律第百二十一号）特許法（昭和三十四年四月十三日法律第百二十一号）、実用新案法（昭和三十四年四月十三日法律第百二十三号）実用新案法（昭和三十四年四月十三日法律第百二十三号）、意匠法（昭和三十四年四月十三日法律第百二十五号）、商標法（昭和三十四年四月十三日法律第百二十七号）。
- 10) 収支相償の原則以外の政策意図が明確であったと考えられる改定としては、たとえば2003年の審査請求料引き上げと、それに対応した出願・登録料引き下げが挙げられる（平成15年法律第47 特許法等の一部を改正する法律）。
- 11) まず本稿のIIPCと、①によって算出した（つまり、各区分の改定数よって加重平均した）指数との相関係数を求めると、下表Iのように非常に高い値が得られた。

表 I ①による指数と本稿IIPCの相関係数

	①による指数	本稿によるIIPS
①による指数	1	
本稿によるIIPS	0.99285	1

また、各改定区分に任意のウエイトを付加して算出した指数と、本稿のIIPCとの相関係数を示したものが表IIである。

表 II 指数の感応性分析

IIPS.1-40	0.999
IIPS.2-40	0.992
IIPS.3-40	0.993
IIPS.4-40	0.994
IIPS.5-40	0.981
IIPS.1-60	0.998
IIPS.2-60	0.975
IIPS.3-60	0.958
IIPS.4-60	0.973
IIPS.5-60	0.934

(注) 数字は、IIPSとの単純相関係数

表IIのIIPS.1-40は、評価区分1（保護範囲の拡充）に割り当てるウエイトを0.4とし、その他の評価区分のウエイトを0.15として集計した指数を意味する。IIPS.2-40からIIPS.5-40は、評価区分2（権利取得条件・手続きの緩和化）から評価区分5（権利執行の容易化）に割り当てる

ウエイトを順番に0.4とし、その他のウエイトを0.15として集計した指数を意味する。同じように、IIPS.1-60は、評価区分1（保護範囲の拡充）に割り当てるウエイトを0.6とし、その他の評価区分のウエイトを0.1として集計した指数を意味する。IIPS.2-60からIIPS.5-60は、評価区分2（権利取得条件・手続きの緩和化）から評価区分5（権利執行の容易化）に割り当てるウエイトを順番に0.6とし、その他のウエイトを0.1として集計した指数を意味する。

- 12) ここでいう一定の条件とは、生産関数と調整費用関数の一次同次性が成立する場合をいう。
- 13) 近年の推計では、原田 [2001], Barnett and Sakellaris [1999], 上村・前川 [1999] などがある。
- 14) この点は、企業の動学的最大化の1階の条件から導き出されるものである。
- 15) よく知られているように、Wildasin [1984] は、生産関数と調整費用関数の一次同次性の下で、実質収益の現在割引価値の合計である実質企業価値 $V(0)$ はそれぞれの実質資本ストック $K_i(0)$ のシャドープライス $\lambda_i(0)$ と実質資本ストックの一次結合によって表せることを証明した。

$$V(0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i(0) K_i(0) \quad (I)$$

(I)式を i 番目の実質資本ストック $K_i(0)$ について微分すれば容易にわかるように、 i 番目のシャドープライスは、 i 番目の資本ストックが企業価値を限界的に高めている部分、すなわち、 i 番目の資本ストックに関するpartial qを意味している。そして、(I)式はまた、total qがpartial qの加重平均によって表されることも意味している。

i 番目の資本ストックに関するpartial qは、企業収益に関する動学的最大化の1階の条件と横断性条件から、

$$mq_i = \frac{(1-\tau)P}{(1-z_i)P_i K_i} \int_0^{\infty} \left[\frac{\partial Y}{\partial K_i} K_i - \frac{(1-z_i)P_i}{(1-\tau)P} I_i - C_i(I_i, K_i) \right] \exp\left[-\int_0^t r ds\right] dt \quad (II)$$

と表すことができる。ここで、 τ ; 法人税率、 P ; 生産物価格、 I_i ; i 番目の実質投資額、 z_i ; i 番目の投資1単位あたりの減価償却控除額の現在割引価値、 P_i ; i 番目の投資財価格、 $C_i(\cdot)$ は調

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

整費用関数, $\partial Y/\partial K_i$; i 番目の資本ストックに関する生産関数の偏導関数, を意味する。調整費用関数を2次式に特定化すれば, 第 i 番目の資本ストックに関する投資関数が,

$$\frac{I_i}{K_i} = \beta_i + \alpha_i \frac{(1-z_i)P_i}{(1-\tau)P} (mq_i - 1) \quad (\text{III})$$

のように導出される。(III)式は, R&Dの投資比率は, total q ではなくR&Dストックのpartial q によって説明されなければならないことを意味している。

(II)式の積分内はR&Dストックのみが生み出す企業収益を意味しているが, 企業収益それ自体のデータは観測されても, R&Dストックが企業収益に貢献している部分を観測することはできない。ただし, total平均 q のデータを作成し, partial q を推計することはできる。この方法は浅子他 [1984]が土地のpartial q の推計に用いた方法である。調整費用関数のパラメータが推計されれば, 観測可能な実質投資額と名目資本ストックのデータを用いてpartial q を計算することができる。調整費用関数のパラメータは, total平均 q から1を引いた被説明変数を, それぞれの投資率で回帰することで推計される。

しかし, 浅子他 [1984]もそうであったように, 先行研究によるpartial q の推計は理論的な符号条件が満たされない場合が多く, 推計精度もよくない。原田 [2001]は, SNA統計を用いてマクロレベルの q を推計し, 合わせてMultiple- q の推計も行っているが, 単純なOLSでも操作変数法でも, 理論的符号条件が満たされず良好な推定結果は得られなかったとしている。

16) ベンチマークは以下のように算出した。

(1)の代入を繰り返せば,

$$RS_t = RI_t + (1-\delta)RI_{t-1} + (1-\delta)^2 RI_{t-2} + \Lambda + (1-\delta)^{T-1} RI_{t-T+1} + (1-\delta)^T RS_{t-T}$$

が成立する。 $t-T+1$ からR&D投資は一定率 g で成長してきたと仮定すれば,

$$RS_t = \frac{(1+g)RI_t}{g+\delta} \left\{ 1 - \left[\frac{1-\delta}{1+g} \right]^T \right\} + (1-\delta)^T RS_{t-T}$$

となる。 T を十分大きくとれば t 年のR&Dストックのベンチマークは,

$$RS_t = \frac{(1+g)RI_t}{g+\delta}$$

となる。

- 17) Hoshi and Kashyap [1990]は, 産業別に課税効果を考慮した q とそうでない q を推計しているが, 両者は高い相関を見せている。また, 小川・北坂 [1998]やAbel and Blanchard [1986]のように, 利潤率や割引率に時系列モデルを適用し, その合理的期待値を計算する方法もある。
- 18) 1960年に0からスタートしたIIPSは1994年までの0.406に上昇したが, 以後1995年から2005年までの10年間で指数はここから1.00までの0.594の上昇幅を示した。先の34年間と1995年以降の10年間で, その上昇スピードに隔絶した変化が認められる。
- 19) 多重共線性とは, ある説明変数どうしの相関が高い場合, そのうちの一つの説明変数で説明すればよいはずの所を, さらに相関の強い説明変数を回帰分析に適用することによって, 推計の結果が適切に得られない現象をいう。
- 20) 最小二乗法 (OLS)とは, (2)式に現実の説明変数の値を入れて算出した被説明変数 (ここでは実質R&D投資率)の値 (この値はいわば計算によって求められる「理論値」である)と, 実際の被説明変数との誤差の二乗が最小になるように各説明変数のパラメータを求める分析手法をいう。
- 21) 今回は6つの産業分野にわたるデータを使用しており, こうした産業分野毎のデータ間で分散が不均一となっている可能性が懸念される。最小二乗法による推計は分散が均一であることを仮定しており, その仮定が成立しない場合, 最適な分析結果を得ることができない。そのため, 不均一分散の問題を処理するために行われるGLS推計によっても分析してみた。GLS推計では, 産業分野毎のデータ間における攪乱項 (誤差項)の分散が異なると仮定して, 分散共分散マトリックスを修正して推計するものである。GLS推計による結果も, 単純なOLSとほとんど変わらず, 依然としてIIPSは有意にR&D投資を説明していることが確認できた。

なお, partial q に基づく投資の決定式において, 推計上もっとも問題となるのが同時決定性問題である。すなわち, 企業の動学的最適化

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

行動から導出された先の(Ⅲ)式は、投資と q に1対1の関係があることを示しているだけで、純粹な誘導型ではない。さらに、Busom [2000]が指摘しているように、R&D投資関数固有の問題として民間企業のR&D投資の意思決定が、政府による補助の決定要因となったり、R&D投資が企業収益の源泉となったりするので、同時決定性によるバイアスを取り除くことが不可欠である。そこで、R&D投資率とpartial q の同時決定性を考慮して、OLSとGLSによる以外にもIV (Instrumental Variable)法による推計を行った。操作変数を定数項、1期前のR&D投資率とpartial q 、キャッシュフロー比率、受入研究費比率、市場競争度、IIPSとして推計した結果、キャッシュフロー比率を除き、すべての変数は有意でIIPSの有意性も変わらなかった。また、R&D投資関数自体の同時決定性を考慮して、ランダム効果モデルにGMM (Generalized Method of Moments)を適用してみた。操作変数は、定数項、1期前と2期前のR&D投資率、1期前のキャッシュフロー比率、受入研究費比率、市場競争度、IIPSとした。GMM推計では、市場競争度が有意でなくなったが、IIPSは有意にR&D投資率を説明した。このGMM推計では、推計されるパラメータの数が6、操作変数が7あるので過剰識別の有効性を検定することとしたが、その点についても問題は認められなかった。

- 22) 交差項とは、2つの変数を乗じて作成した新たな変数を意味する。つまり、ここではIIPSと専有可能性指数を乗じた変数となる。
- 23) この分析についてもGMM推計を行ったが、ここでも交差項は有意にR&D投資率を説明し、5%の有意水準で「過剰識別は有効である」という帰無仮説は棄却されなかった(つまり、過剰識別という問題は見いだされなかった)。

参考文献

- ・ Abel, A.B. and O.Blanchard [1986] "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment." *Econometrica*, 54, 249~273.
- ・ Andrew, H.W. and E.L.C. Lai [1996] "Patent Length and the Rate of Innovation." *International Economic Review*, 37, 785~801.
- ・ Barnett, S.A. and P. Sakellaris [1999] "A New Look at Firm Market Value, Investment and Adjustment Costs." *Review of Economic and Statistics*, 81, 250~257.
- ・ Blundell, R., Griffith, R. and J. van Reenen [1999] "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms." *Review of Economic Studies*, 66, 529~554.
- ・ Busom, I. [2000] "An Empirical Evaluation of the Effects of R&D Subsidies." *Economics of Innovation and New Technology*, 9, 111~148.
- ・ Falvey, R., Foster, N. and D. Greenaway [2004] "Intellectual Property Rights and Economic Growth." *International of Economic Policy, research paper series*, 2004/12.
- ・ Ginarte, J.C. and W.G. Park [1997] "Determinants of Patent Rights : A Cross-National Study." *Research Policy*, 26, 283~301.
- ・ Gould, C.M. and W.C. Gruben [1996] "The Role of Intellectual Property Rights in Economic Growth." *Journal of Development Economics*, 48, 323~350.
- ・ Hayashi, F. [1982] "Tobin's marginal q and average q : A neoclassical interpretation." *Econometrica*, 50, 213~224.
- ・ Hall, B.H. [1992] "Investment and Research and Development at the Firm Level : Does the Source of Financing Matter?" *NBER Working Paper* No.4096.
- ・ Himmelberg, C.P. and Petersen, B.C [1994] "R&D and Internal Finance : A Panel Study of Small Firms in High Tech Industries." *Review of Economics and Statistics*, 76, 38~51.
- ・ Hoshi, T. and Kashyap, A.K. [1990] "Evidence on q and Investment for Japanese Firms." *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 371~400.
- ・ Kamien, M.I. and Sxhwartz, N.L [1982] *Market structure and innovation*, Cambridge University Press, Cambridge, England.
- ・ Kanwar, S. and R. Evenson [2003] "Does intellectual property protection spur technological change?" *Oxford Economic Papers*, 55, 235~264.
- ・ Lerner, J. [2002] "Patent Protection and Innovation Over 150 Years." *NBER Working Paper*, W8977.
- ・ Mansfield, E. [1986] "Patent and innovation : An empirical study." *Management Science*, Feb, 173~

※本文の複製、転載、改変、再配布を禁止します。

- 181.
- ・ Mansfield, E. [1995] “Intellectual Property Protection, Direct Investment, and Technology Transfer: Germany, Japan, and the United States.” *World Bank, International Finance Corporation, Discussion Paper 27*.
 - ・ Park, W.G. and J. Ginarte [1997] “Intellectual property rights and economic growth.” *Contemporary Economic Policy*, 15, 51~61.
Park, Walter G. “Intellectual Property and Patent Regimes,” in *Economic Freedom of the World: 2001 Annual Report*, ch.4, 101~118.
 - ・ Rapp, R.T. and R.P.Rozek [1990] “Benefits and Costs of Intellectual Property Protection in Developing Countries.” *Journal of World Trade*, 24, 75~105.
 - ・ Sakakibara, M. and L. Branstetter [2001] “Do stronger patents induce more innovation? Evidence from the 1988 Japanese patent law reforms.” *RAND Journal of Economics*, 32, 77~100.
 - ・ Sherwood, R.M. [1997] “Intellectual Property Systems and Investment Stimulation : The Rating of Systems in Eighteen Developing Countries.” *IDEA : The J. Law and Technology*, 37 : 261~371.
 - ・ Symeonidis, G. [2000] “Price Competition, Non-Price Competition and the Market Structure: Theory and Evidence from the UK.” *Economica*, 67, 437~456.
 - ・ Taylor, C. and Z. Silverston [1973] *The Economic Impact of the Patent System*, Cambridge University Press, Cambridge.
 - ・ Thompson, M.A. and F.W. Rushing [1996] “An Empirical Analysis of the Impact of Patent Protection on Economic Growth.” *Journal of Economic Development*, 21, 61~79.
 - ・ Thompson, M.A. and F.W. Rushing [1999] “An Empirical Analysis of the Impact of Patent Protection on Economic Growth : A Extension.” *Journal of Economic Development*, 24, 67~76.
 - ・ Wildasin, D.E. [1984] “The q theory of investment with many capital goods.” *American Economic Review*, 74, 203~210.
 - ・ UFJ総合研究所(株) [2005] 「平成16年度産業技術調査 研究開発促進税制の経済波及効果に係る調査報告書」, 18.
 - ・ 浅子和美・国則守生・井上徹・村瀬英彰 [1989] 「土地評価とトービンのq/Multiple qの計測」 *経済経営研究*, 10-3.
 - ・ 上村敏之・前川聡子 [1999] 「企業財務データを利用したTax-adjusted Qの計測」『大阪大学経済学』, 49.
 - ・ 小川一夫・北坂真一 [1998] 『資産市場と景気変動』 日本経済新聞社.
 - ・ 科学技術庁科学技術政策研究所 [2000] 『サーベイデータによるイノベーション・プロセスの研究-日本側調査結果の概要』.
 - ・ 原田信行 [2001] 「SNA統計を用いた民間法人企業ベースの「トービンのq」と投資関数」『日本経済研究』, No.42.
 - ・ 知的財産研究所 [1994] 「知的財産の経済的効果に関する基本問題調査研究」平成6年3月 通産省委託事業
 - ・ 長岡貞男 [2003] 「ライセンス契約から見たプロパテント政策の影響」長岡貞男・後藤晃編『知的財産制度とイノベーション』第3章, 東京大学出版会.
 - ・ 山下崇 [2004] 「国際特許システムと途上国問題」特許研究 No.37.
 - ・ 山田節夫・石井康之 [2006] 「知的財産権の保護と経済成長」 *知財ふりずむ*, Vol.4, No.44.

(原稿受講料 2006年8月28日)