Discussion Paper # 97 - DOJ -83

バイオテクノロジー関連産業における産学共同研究

小田切宏之
加藤　祐子

１９９７年５月

通商産業研究所 Discussion Paper Series は、通商産業研究所における研究成果等を取りまとめ、所内での議論に用いるとともに、関係の方々から御意見を頂くために作成するものである。この Discussion Paper Series の内容は、研究上の試論であって、最終的な研究成果ではないので、著者の許可なく、引用または複写することは差し控えられたい。また、ここに記された意見は、著者個人のものであって、通商産業省または著者が所属する組織の見解ではない。

要旨

産学共同研究は、企業にとっては基礎研究の充実やネットワークの創出、大学にとっては研究資金の補充や企業における研究との交流、あるいは研究成果の産業への活用など、多くのメリットがあるとされている。特に、バイオテクノロジーの基本技術は大学における研究から生まれただけに、企業は専門知識を習得するために大学との関係を密接にせざるを得なかった。このため、バイオテクノロジー関連産業では、アメリカを中心に活発に産学共同研究が行われてきている。

このような背景を踏まえ、本稿では日本におけるバイオテクノロジー関連産業における産学共同研究の要因と効果の分析を行なった。第二節では、どのような企業が産学共同研究をおこなっているかを明らかにするため、企業ごとのバイオテクノロジー産学共同研究件数を従属変数とするトービット・モデルの推定を行なった。この結果、バイオテクノロジー分野における研究開発費が大きい企業ほど、またバイオテクノロジーに関連の深い産業にいる企業ほど、多くの産学共同研究を実施していることが分かった。第三節では、産学共同研究が特許出願にもたらした効果について明らかにするため、バイオテクノロジー関連の IPC（国際特許分類）ごとの特許出願件数を従属変数とし、産学共同研究ダミー、バイオテクノロジー分野における研究開発費、及びそれらの交差項を説明変数とするモデルをパネル・データにより推定した。この結果、産学共同研究を実施している企業ほど、バイオテクノロジー研究開発支出からの限界的な特許出願性向が高いことが分かった。これは、産学共同研究そのものが生み出す成果に限らず、その成果が社内の他の研究陣にスピルオーバーすることにより関連分野における特許出願活動を活発化する効果があることを示唆しているものと思われる。

バイオテクノロジー関連産業における産学共同研究*

小田切 宏之**
加藤　祐子***

1997年5月

目次

1. はじめに ―― 1
　1. 1 本稿の目的 ―― 1
　1. 2 文部省データで見る産学共同研究 ―― 3
2. 産学共同研究の決定要因 ―― 6
　2. 1 仮説 ―― 6
　2. 2 変数 ―― 9
　2. 3 推定結果 ―― 13
3. 産学共同研究と特許出願 ―― 17
　3. 1 バイオテクノロジーの特許 ―― 17
　3. 2 モデルと推定方法 ―― 19
　2. 3 推定結果 ―― 21
4. まとめ ―― 24
参照文献 ―― 25

---

* 本稿の第1, 2節は加藤が筑波大学大学院に提出した修士論文をもとにしており、筑波大学先端学際領域研究センター講師江藤学氏より貴重な助言を得た。また、第3節で用いた特許データの収集にあたっては通商産業省通商産業研究所和田義和氏の協力を得た。記して感謝したい。なお、本稿に記された見解は著者個人のものであり、著者らの属する組織あるいは通商産業省のものではないことをお断りしておく。

** 筑波大学社会工学系教授・通商産業研究所特別研究官
*** (株) 日経リサーチ研究員

1. はじめに

1.1 本稿の目的

企業にとって共同研究開発は、単独での研究開発と比較して様々な経済効果があるとされている。後藤（1993）は、企業同士の共同研究開発の利点として以下の三つを指摘している。第一に、複数企業が必要な資源を持ち寄ることで研究開発における規模の経済が実現可能になる。第二に、複数企業が重複したテーマを研究する無駄が回避できる。第三に、専有可能性（appropriability）の問題をある程度解決し、研究開発への投資を増加させる可能性を持つ。

企業と大学の共同研究は、企業間のそれによる利益に加え、次のような利点があるとされる。

まず企業側の利点は、基礎研究の充実である。大学で行なわれる研究はもともと学問追究がその中心であり、製品開発等に直接つながらない場合が多い。これに対し、一企業では経費、期間、設備などの制約があり、またその研究成果の予測が困難であること、さらに専有不可能性の問題が基礎研究については深刻なことから、こうした研究は行ないにくい。そこで大学と共同研究を行なうことによって、企業は大学の基礎的研究の成果をもとに、応用研究、ひいては製品へと結びつく新しい技術を手に入れることが可能となる。

第二は、新たなネットワークの創出である。研究者同士の交流は情報提供の場となり、新たなアイディアが生まれたりする可能性がある。また大学において、学生が企業と関連の深い研究内容に接する機会が多くなり、企業に対して関心を抱きやすい。それは企業にとって人材の発掘を容易にする。

大学にも利益がもたらされる。一般に、国立大学の研究環境は必ずしも満足すべき状況にない（科学技術白書, 1996）。これが事実ならば、企業との共同研究に伴なう資金的バックアップによって、研究設備などの充実がはかられるであろう。また、企業側の利点とも同様に、外部から刺激を受けたり、交流が盛んになることにより、研究自体の活性化及び、より発展した内容の研究が期待できよう。

榊原（1995）は、「日本の大学は研究機関としてはきわめて脆弱な存在」であると指摘する。また同時に「大学、および国公立の研究所は基礎研究の実施主体であると同時に技術移転のセンターである」ともしている。これらは、大学が研究組織また技術の供給元として、産業に果たす役割が潜在的に非常に大きいことを示唆するものである。すなわち、大学の研究機関としての役割は、企業のそれが取って替わることのできないものなのである。したがって、大学の研究環境を整備することが、結果として産業の活性化をもたらすであろう。

バイオテクノロジーは（以下バイオと略すことがある）特に、大学の研究室における基礎的

研究から生まれた技術であり、企業は専門知識を習得するため大学との関係を密接にせざるを得なかった。つまり、この産業は初めから大学と深く関わっていた。このため、バイオテクノロジーに関わる産業において、大学の存在は不可欠である。

なお、ここで言うバイオテクノロジーとは、細胞レベル、遺伝子レベルでの技術を指す。具体的には、細胞培養、遺伝子操作などがある。

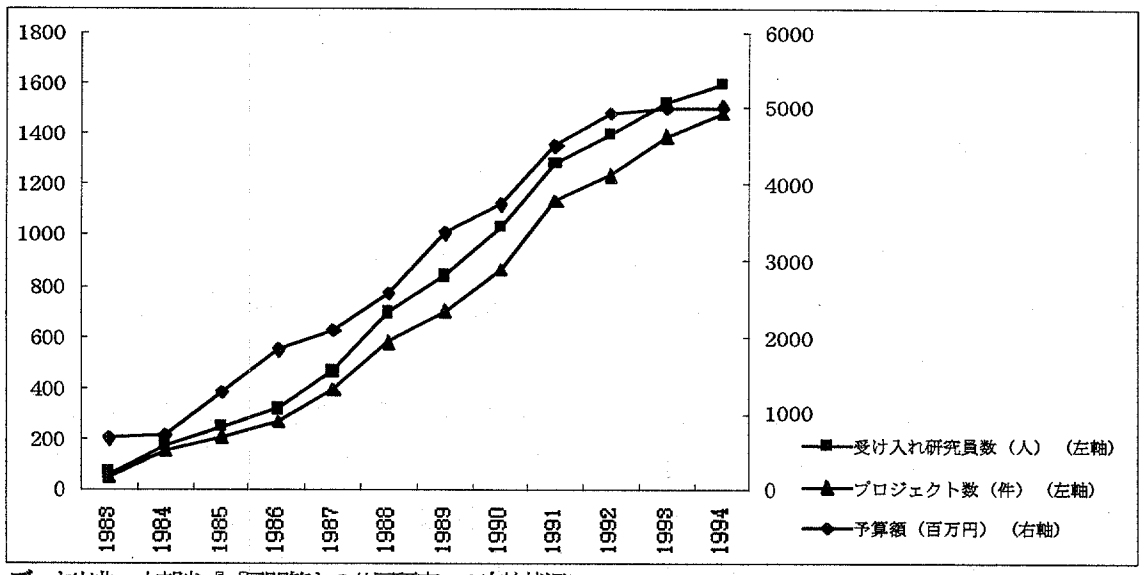
このような背景を踏まえ、本稿では産業と大学の関わりについて、バイオテクノロジーに関連する分野の分析を行なう。はじめに、日本の現状として文部省の「民間等との共同研究制度」について触れる。続いて第二節では、どのような企業が産学共同研究をおこなっているか、モデルを示し、その推定結果について述べる。第三節では、産学共同研究が特許出願にもたらした効果についてのモデルを推定する。最後に、第四節で結論を述べる。

1.2 文部省データで見る産学共同研究

文部省は1983年に「民間等との共同研究制度」を発足させた。これは、『国立大学等が民間企業等から研究者および研究経費を受け入れ、当該大学等の教官と相手方民間企業の研究者とが共通の課題について対等の立場で共同して研究する』というものである。この制度の対象は国立大学、国の研究機関、高専のみであるため、公立、私立大学の実態は明らかでない。また、制度発足以前から現在も存在する「非公式」の共同研究についても不明である。しかしながら、ある程度の傾向は読みとることができる。

図1-2-1に示したのは、この制度全体でのプロジェクトにおける相手方民間企業等からの受け入れ研究員数および、プロジェクト総数、予算額の推移である。受け入れ研究員数とプロジェクト総件数の相関係数は、0.999であり、明らかに強い相関関係がある。なお、プロジェクト1件当たりの受け入れ研究員数は約1.1人から1.2人である。予算額は1993年から1994年にかけては変化がないものの、受け入れ研究員数およびプロジェクト数の伸びとほぼ同じ推移傾向を示している。しかしながらプロジェクト1件当たりの予算額については年々減少していく傾向にある。

図1-2-1 産学共同研究の推移

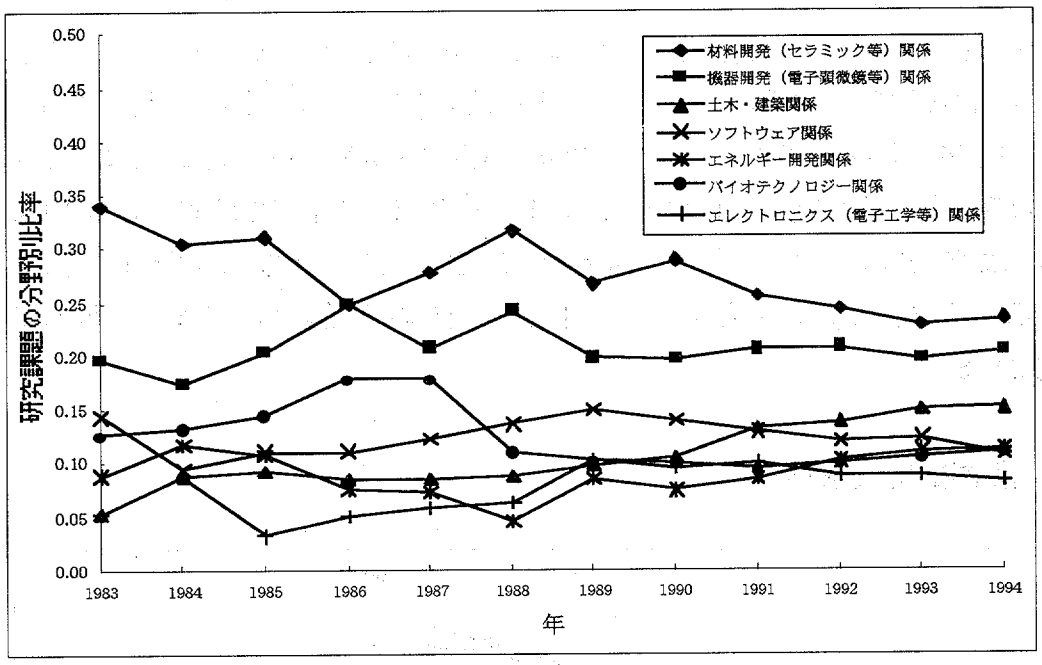


データ出典：文部省『「民間等との共同研究」の実施状況』

プロジェクトのそれぞれの分野が全体に占める割合を示したものが、図1-2-2である。すべての年で「材料開発（セラミック等）関係」が最も高い割合を示し、これに次いで「機器開発

（電子顕微鏡等）関係」も多い。「バイオテクノロジー関係」については1988年に落ち込んだ以外は増加傾向にある。ただし、バイオと他の技術との境目が無くなりつつあると考えれば、内容はバイオテクノロジーでも、実際には「材料開発（セラミック等）関係」、あるいは「機器開発（電子顕微鏡等）関係」に分類されている可能性があり、「バイオテクノロジー関係」の割合が低くなったとは言い切れない。これら以外の分野は0.10付近で推移している。

図1-2-2　研究課題の分野別の比率変化



データ出典：図1-2-1に同じ

こうして見てくると制度上、大学と企業との交流は年々盛んになっている。しかし、これは共同研究そのものが増加したと言うよりも、制度が浸透し、これを利用する研究者が増加したという側面が大きい。

1996年夏、科学技術基本計画が閣議決定され、産学連携の意義が強調されるようになった。各省庁もこれに対応し、産学交流の促進に取り組んでいる。文部省は、大学教員の兼業規制を緩和し、民間での共同研究、指導、またそのための休職を柔軟に認めることとなった。

この動きに合わせ、大学側にも変化が見られる。早稲田大学、東京工業大学は産学交流の窓口組織を設置した。北海道大学でも産学提携のベンチャーキャピタルファンドの構想がある。筑波大学では既に、先端学際領域研究センターで「学内ベンチャー」が試みられており、筑波大の教官、国立研究機関の研究者、民間企業経営者等が出資し、株式会社が設立された。事業

のねらいは、学内の有望な技術を発掘し特許出願を手伝ったり、民間への移転を仲介するなど大学と企業との連携を深めることにあるとされている。

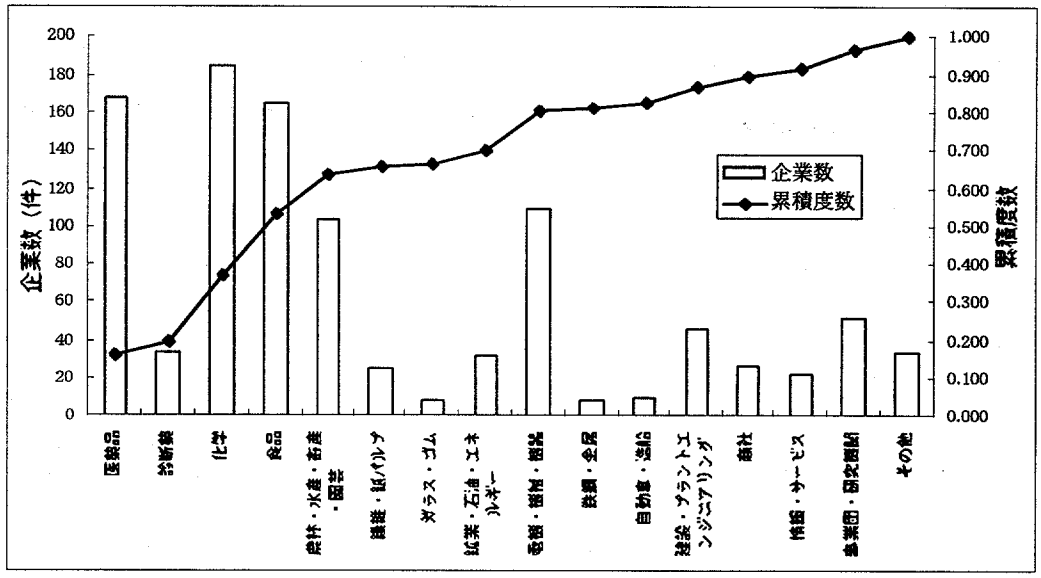
2. 産学共同研究の決定要因

2.1 仮説

バイオテクノロジー分野に限って議論を進めるが、この枠組みの中に含まれる企業の業種は実に様々である。「94/95 世界のバイオ企業2000社」(編集：日経バイオテク　発行：日経BP社) では掲載されている日本企業1,034社を以下のように分類している (図2-1-1)。これを見ると、医薬品、化学、食品などバイオテクノロジーにもとより深く関わっている業種が多いのはもちろん、そうでない企業も何らかの形でバイオテクノロジーを利用しているらしいことがわかる。

n

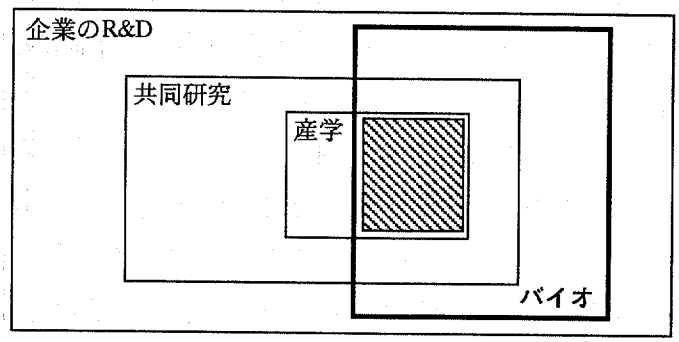
図2-1-1　94年度掲載の産業別企業数



データ出典：日経バイオテク「世界のバイオ企業」

このように含まれる業種が多岐にわたることから、それぞれの企業に占めるバイオテクノロジーの比率は異なると考えられる。第一段階の分析は、企業のバイオテクノロジーに関する研究開発の中で「バイオに関する産学共同研究」が行われる特徴を明らかにすることを目的としている。図2-1-2でこれを具体的にモデル化した。太枠の内側が企業におけるバイオテクノロジーの比率、斜線で示した部分が、企業における「バイオテクノロジー分野の産学共同研究」を表わしている。

図2-1-2　企業におけるバイオテクノロジー分野の産学共同研究



このモデルを検証するために、以下のような仮説を設定した。

◇仮説1.　「バイオ関連の研究開発費が高額になるほどバイオに関する産学共同研究の件数は増加する。」

この仮説は、バイオの研究開発に対する投資が多いと、一種の規模の経済が働き、外部研究機関への投資も可能になるのではないかという仮定に基づくものである。

◇仮説2.　「企業全体での売上高が高額であるほどバイオの産学共同研究の件数は多い」

D.Blumenthalら（1986）はバイオテクノロジー関連企業及び、大学に関する研究で、企業規模として売上高を用いている。そこでここでも、売上高を企業規模を測る変数として使用する。仮説2は、規模の大きい企業ほど大学研究者との日常の関わりが多かったり、より基礎的な研究に伴うリスクや長期投資に耐えられるため、大学との共同研究を多く実施できるという考え方に基づいている。

◇仮説3.　「バイオに深く関わっている企業ほどバイオに対する産学共同研究の件数も多くなる。」

医薬品や食品などの業種は、バイオテクノロジーに関わりが深い。バイオテクノロジーが大学の研究から生まれた技術であるという経緯から、こうした業種に属する企業は常日頃から大学と密接な協力関係を結んでいる可能性が高い。このためにこういう企業ほど産学共同を多く実施するというのが仮説3である。

バイオに参入した年、設立年を分類し、組み合わせることにより、企業を以下のように区分しよう（表2-1-3）。設立年が早くバイオへの参入も早い企業はもともとバイオに関連の深い事業を中心に行ってきたと考えられる。よって、「バイオ専業」の企業が多い。設立年は早いがバイオには比較的最近参入している企業は、本業はどちらかというとバイオから離れている企業であろう。つまり「非バイオ専業」の傾向が強い。設立年、バイオ参入年ともに比較的遅い企業は、設立当初からバイオ主体の事業を行なうと考えられる。よって「バイオ専業ベンチャー」と呼んでいいものが多い。なお、ここではサンプル全体の中で参入年、設立年が早いか遅いかという相対比較をしており、バイオ参入年が早く設立年が遅いという企業は存在しえない。

表2-1-3　設立年、バイオ参入年による企業の分類

バイオ参入年／設立年	早い	遅い
早い	バイオ専業	
遅い	非バイオ専業	バイオ専業ベンチャー

この表をもとに、年齢効果を見るため、仮説４、５を設定した。年齢により産学共同研究の頻度がどう変わるかについては先験的に予測することが難しい。例えば設立が古い企業ほど長年にわたり大学との関係を維持してきており、共同研究を行ないやすいかもしれない。しかし一方では、新規に設立された企業ほど、あるいは新規にバイオに参入した企業ほど、アメリカのバイオ・ベンチャー企業のように、大学からスピンアウトしたり大学の技術協力を得たりして参入・設立しているかもしれず、このときにはむしろ若い企業ほど大学との共同研究を多く行なっているかもしれない。ここでは、とりあえず長年の大学との関係の持つ意味、あるいは長年の研究の蓄積からの産学共同研究への要求を重視して、設立年数・参入年数のプラス効果を仮説として立てるが、後に見るように実際には年齢変数は有意な係数を持ちえていない。これは、この年齢効果の両面性によるものであろう。

◇仮説４.　「設立からの年数が長い企業ほどバイオの産学共同研究を多く行なっている。」
◇仮説５.　「バイオへの参入からの年数が長い企業ほどバイオの産学共同研究の件数も多い。」

2.2 変数

2.1 で設定した仮説を検証するために以下のデータを用いる。

主なデータの出典

- 「世界のバイオ企業」 編集：日経バイオテク 発行：日経BP社 (1989、1990、1992、1994)
- 「会社年鑑」 日本経済新聞社
- 「会社総鑑」 日本経済新聞社

分析に用いる変数（変数の詳細については後述する）

- 従属変数：各企業における、大学を含むバイオ共同研究件数（「世界のバイオ企業」より）
- 説明変数：

RDB： バイオにおける研究開発費・予算（「世界のバイオ企業」より）

EY： バイオ参入からの年数（「世界のバイオ企業」より）

PY： 設立からの年数（「世界のバイオ企業」および、一部「会社年鑑」、「会社総鑑」より）

AS： 企業全体の売上高（「世界のバイオ企業」による。一部「会社年鑑」、「会社総鑑」より）

ID： バイオ産業ダミー

・「世界のバイオ企業」に基づくデータ

ここに掲載されているデータは基本的に、企業を対象とするアンケート調査から作成されている。この調査は、日経バイオテク独自のもので、90 年より 2 年に一度実施されている。調査概要が判明している過去 3 回の調査は、以下のような回収結果である（表 2-2-1）。

表 2-2-1 「世界のバイオ企業」調査対象企業

調査年度	調査票配布企業数	回収企業数	回収率(%)
90	750	341	45.5
92	1400	414	29.6
94	1100	384	34.9

・従属変数について

従属変数の「各企業における大学を含むバイオ共同研究件数」とは、企業別に掲載されてい

る研究動向のうち提携相手先に大学を含むものの実数をカウントしたものである。なお、提携相手先の大学には国立、公立、私立、さらに海外の大学も含まれる。海外の大学を含む共同研究件数は極めて少なく、これを国内の大学と区別するかどうかは分析結果には影響しないと判断した。

研究動向の提携相手先には、時として複数の大学、企業が含まれる。一つの研究動向に複数の大学を含む場合は、大学数に関係なくこれを一件とした。複数の企業を含む研究動向は、その企業だけでなくほかの企業でもカウントの対象とした。この意味で重複がある。

本分析では件数を従属変数として用いているため、研究プロジェクトの規模や内容の違いが無視されるという欠点がある。これは特許数や論文数を従属変数とする分析の場合と同じ欠点である（第三節参照）。また複数の共同研究を行なっている場合、それがどれだけ多様な分野にわたっているか、どれだけ多様な相手と共同研究しているかといった差異も無視されている。しかもこのデータはあくまで企業の自己申告によるものであるから、公表されていない情報があったり、企業によって共同研究として分類するときの基準が異なっていたりする可能性を否定できない。こうした問題はデータ上の制約によるため回避できず、以下での推定結果の解釈にはこの意味で注意が必要である。

・説明変数について

説明変数のうち、「バイオにおける研究開発費・予算」および「企業全体の売上高」（バイオ以外の部門の売上高を含む）については企業間のばらつきが大きく、分散不均一性の可能性を弱めるために、それぞれ自然対数を取った値を用いた推定結果を報告する。実際、金額の実数を用いた場合よりも自然対数を用いた場合の方がモデルの当てはまりはよい。

「バイオにおける研究開発費・予算」については、89年度調査のデータは86年から88年、90年度調査では87年から89年、92年度調査では89年から92年、94年度調査では91年から94年の数値が得られる。なお、このように86年から94年の9年分のデータが得られるのは「バイオにおける研究開発費・予算」のみで、「企業全体の売上高」、従属変数である「各企業における大学を含むバイオ共同研究数」等は89年度、90年度、92年度、94年度の4年度分のデータに限られる。これを区別するため、以降「バイオにおける研究開発費・予算」の数値については「年」、これ以外の変数については「年度」と呼ぶ。ただし、これは簡便化のためだけのものである。「バイオにおける研究開発費・費用」も決算年度ベースであり、暦年ベースの値であることを意味するわけではない。

なお、掲載されている全ての企業が9年分のデータを公表している訳ではなく、以下ではサンプル数をできるだけ多くするため、一年でも「バイオにおける研究開発費・予算」の数値を

掲載している企業は全て分析対象とした。これを「最大サンプル」と呼ぶ。この「最大サンプル」では同年度内の分析でも「バイオにおける研究開発費・予算」の年が変わることによって、用いられるサンプル数が変化する。なお、サンプル数を固定する形での推定も行なったが、後述するように自由度が減少し、モデルの当てはまりも悪化したため、ここでは「最大サンプル」による推定結果のみを紹介する。

「バイオ参入年」は企業の申告によるものである。実際の分析には、次のような方法で算出した変数を用いた。

EY＝「分析対象年度」－「バイオ参入年」

したがって、この数値は同一企業においても分析の年度によって異なる値を取る。また参入が早い企業ほど値は大きくなる。

「設立年」は、基本的に「世界のバイオ企業」掲載のものを採用したが、一部「創業年」にあたると思われる企業については、「会社年鑑」、「会社総鑑」に記載の「設立年」を採用した。分析に用いた数値は「 EY 」同様、以下の算出方法による。

PY＝「分析対象年度」－「設立年」

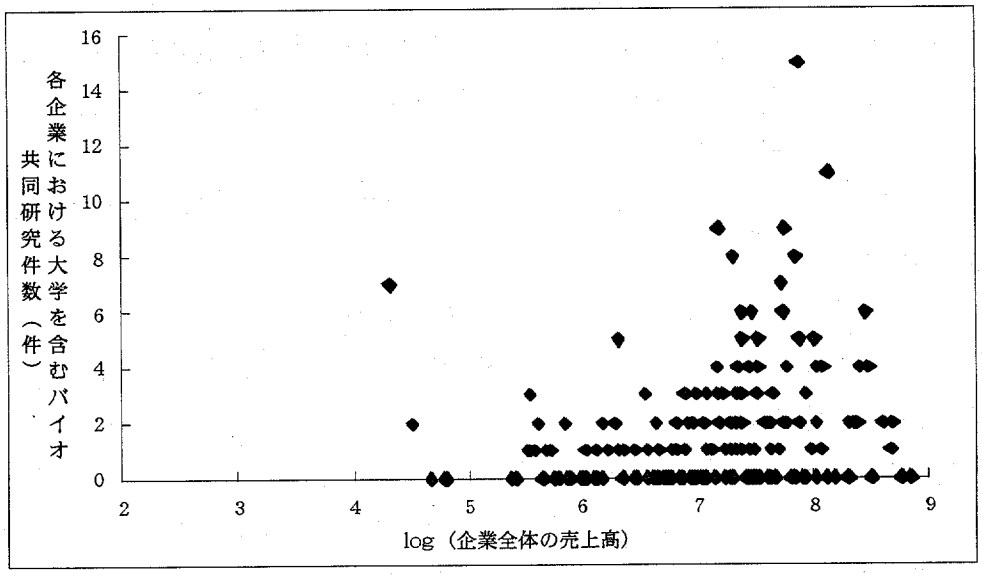
これも分析の年度により、同一企業であっても異なる数値になる。また、数値は設立が早い企業ほど大きくなる。

バイオ産業ダミーは、対象企業をバイオに関連の深い産業に属している（ID=1）か、属していない（ID=0）かを区分するための変数である。バイオに関連の深いと判断された産業は、医薬品、食品、化学、農林・水産・畜産・園芸に含まれる業種であるが、これに加え業種区分が「研究機関・事業団」、「その他」で、その業務内容がバイオ専業であろうと判断した企業も含む。

・データの概観

ここまで説明してきたデータを使って産学共同研究を行なう企業の特徴をつかんでみたい。データは94年度の分析で用いるものを示した。まず、「企業全体の売上高」と「大学を含むバイオ共同研究件数」との関係を見よう（図2-2-2）。分析で売上高は自然対数を用いているため、ここでも自然対数を採用した。これを見ると、大学を含むバイオ共同研究件数が1件もない企業は、売上高に関係なく存在することがわかる。売上高が大きくなると大学を含む共同研究件数が多い企業が増える。しかしながら、売上高がさほど大きくないながらも件数は多いという企業も見られる。

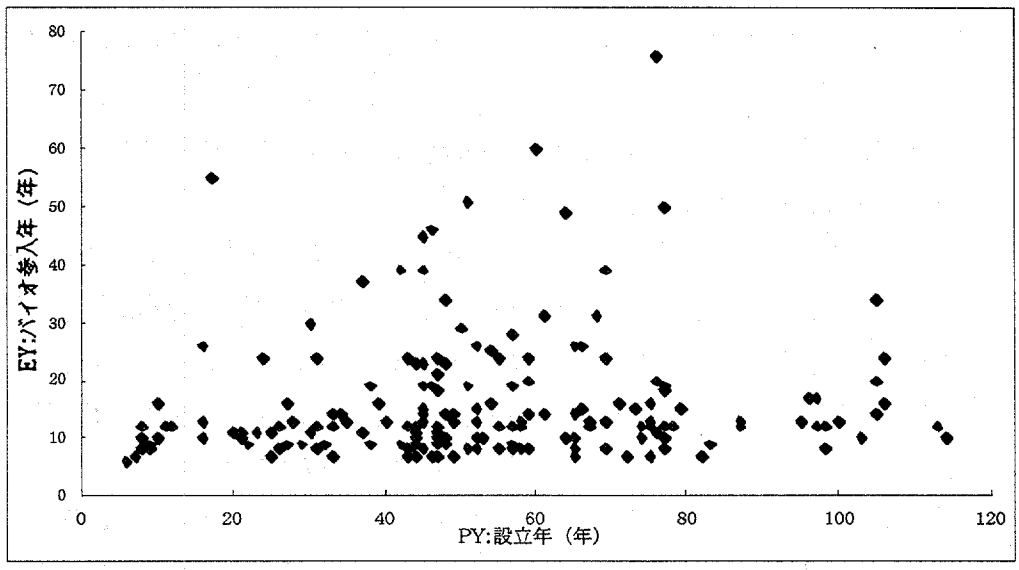
図2-2-2　散布図：企業の売上高、大学を含むバイオ共同研究件数



データ出典：日経バイオテク「世界のバイオ企業」

次に、図2-2-3では企業の設立年とバイオ参入年の関係を見ている。基本的にバイオ参入年が設立年よりも早くなることはない。しかし、設立年、創業年の区別が判然としない企業は「世界のバイオ企業」掲載の年次をそのまま用いており、場合によってはバイオ参入からの年数が設立からの年数を上回ることがある。この散布図から、設立年に関係なくバイオに参入して10年から20年という企業が非常に多いことがわかる。これらの企業には、バイオ専業、非専業とも含まれる。バイオテクノロジーが技術として確立されつつあったのが、1970年代後半から80年であることを考えるとこれは当然の結果といえる。設立が最近でバイオへの参入が早いという企業はそれほど多くない。これらの企業の多くはバイオ専業であるが売上高はさほど高くない。設立年数が長い企業において、バイオ専業でなく売上高が大きい企業が多く見られたのと対照的に、設立が最近でバイオへの参入が早い企業は、表2-1-3でバイオ専業ベンチャーと呼んだように、バイオテクノロジーそのものの利用が企業設立の要因となった可能性がある。一方、バイオ参入年数が45年以上の企業は表2-1-3で分類したようにほとんどがバイオ専業である。

図2-2-3　散布図：設立年、バイオ参入年



・推定方法

従属変数に大学との共同研究件数を用いるが、図2-2-2で見たように、サンプルには件数が0のものを多く含んでいる。このことによるバイアスが発生するのを防ぐため、今回の分析ではトービット・モデルによる推定を行なう。

2.3　推定結果

2.2節に示したモデルによる推定は、表2-3-1にまとめられている。なお、SIGMAは非負条件を課す前の理論的モデルにおける撹乱項の標準偏差の推定値であり、nは推定に用いられたサンプル数である。前述したように、「最大サンプル」を用いたため、年によって「バイオにおける研究開発費・予算」の得られた企業数に差があり、nは一定ではない。表2-3-1には4つの表が示されているが、それぞれの左上に示した「1989」等が「年度」を示し、従属変数のバイオ産学共同研究件数や説明変数のEY（バイオ参入からの年数）、PY（設立からの年数）、AS（企業全体の売上高）が測定された年を示す。一方、RDB（バイオにおける研究開発費・予算）にはそれぞれの年が2桁の数字で付け加えられている。例えば、1989年度分析における

RDB86は1986年のバイオ研究開発費・予算であるから、左端の列に示された分析結果は1989年度の共同研究件数を説明する変数の1つとして1986年の研究開発費を用いていることになる。いいかえれば、研究開発費の違いが共同研究件数に影響を与えるのに3年間のラグがあると想定した場合のモデルの推定結果を示す。これに対し、例えば最下段（1994）の表での最右端の列の分析結果では研究開発費（RDB94）、共同研究件数のいずれも1994年の値を用いており、ラグはないものと想定されていることになる。

表2-3-1の結果を、順を追って見ていこう。1989年度のモデルではバイオ産業ダミー（ID）のみが有意である。しかしながら、1990年度モデルではバイオ産業ダミーは有意性を失ない、「バイオにおける研究開発費・予算」（RDB）が有意になる。売上高（AS）は、係数が87年で-0.108、88年で-0.122、89年では-0.059と、全て負の値になり、企業規模が比較的小さい方が産学共同研究が多いという結果を示している。ただし有意ではない。

1992年度モデルではバイオ産業ダミーおよび売上高が有意性を示した。これは、規模が比較的大きく、バイオに直接結びつく業種の企業で、産学共同研究の件数が多くなることを示唆している。1994年度のモデルについては、バイオ研究開発費・予算、バイオ産業ダミー、売上高が有意になる。バイオ参入年数、設立年数はいずれの年度においても有意でなかった。

以上の結果を第2節で立てた仮説にしたがって整理しよう。仮説1は「バイオ関連研究開発費が多いほどバイオ産学共同研究件数は増加する」として、RDBの係数が正であることを予測している。推定結果はこの予測通り、全ての場合にRDBの係数が正であることを示しており、仮説1は支持される。ただし、両側検定10%水準で有意なのは1990年度、1994年度の分析に限られ、1989年度では20%水準でしか有意でなく、1992年度ではRDB92を用いた時を除いて20%水準でも有意ではない。このように1992年度では研究開発費から共同研究件数へのラグがない方が比較的t値が高いが、1990年度ではラグを3年間取った方がよく、1994年度では2年ラグの場合にt値が高い。ただし前述したとおり、ラグの取り方によりサンプル数が変化するので、この違いが真にラグ年数の違いによるものかどうかは結論が困難である。

仮説2は「企業の全売上高が大きいほどバイオ産学共同研究件数が多い」とするものであった。1990年度を除きASの係数は正であり、特に1992年度、1994年度においてはその多くが有意であった。よって、仮説2もほぼ支持される。ただし、1990年度については、有意ではないとはいえ、係数は負であった。

仮説3は「バイオに深く関わっている企業ほどバイオ産学共同研究件数が多い」とするものであった。バイオ産業ダミー（ID）の係数はいずれも正であり、1990年度を除き有意でもあって、この仮説を支持するものとなっている。

仮説4、5は「設立からの年数が長い企業ほど」また「バイオへの参入からの年数が長い企

業ほど」バイオ産学共同研究を多く行なうというものであった。しかし、EY、PY の係数はいずれも有意ではなく、特に EY についてはしばしば負であった。よって仮説４、５が支持されたとはいえない。これは第２節で述べた通り、設立や参入から短かい企業ほど活発に産学共同研究をおこなう可能性も否定できず、正・負両方の結果が混在するためであろうと思われる。

表2-3-1　大学を含むバイオ共同研究件数の要因分析－最大サンプルによる推定結果

1989	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-5.696	-2.916 ***	-5.490	-2.948 ***	-5.320	-2.653 ***
RDB86	0.232	1.505				
RDB87			0.241	1.531		
RDB88					0.208	1.200
EY89	-0.010	-0.483	-0.018	-0.873	-0.019	-0.868
PY89	0.009	0.814	0.010	1.014	0.011	1.010
ID	1.815	3.330 ***	1.856	3.475 ***	1.936	3.317 ***
AS89	0.107	0.757	0.077	0.550	0.072	0.453
SIGMA	1.819	8.000 ***	1.812	8.349 ***	1.938	8.043 ***
n		103		118		115

1990	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-3.886	-1.880 *	-3.443	-1.619	-3.625	-1.525
RDB87	0.501	2.680 ***				
RDB88			0.465	2.224 **		
RDB89					0.378	1.740 *
EY90	0.008	0.366	0.012	0.494	-0.005	-0.216
PY90	0.009	0.656	0.008	0.566	0.016	1.134
ID	0.638	1.032	0.475	0.742	0.232	0.356
AS90	-0.108	-0.656	-0.122	-0.695	-0.059	-0.311
SIGMA	2.282	8.976 ***	2.333	8.601 ***	2.098	7.816 ***
n		91		91		74

1992	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-14.351	-3.421 ***	-19.170	-2.872 ***	-17.503	-3.300 ***	-18.361	-3.321 ***
RDB89	0.230	0.767						
RDB90			0.408	0.723				
RDB91					0.380	0.918		
RDB92							0.579	1.385
EY92	0.022	0.750	0.019	0.181	0.001	0.016	-0.032	-0.420
PY92	0.017	0.959	0.040	1.325	0.009	0.416	0.014	0.611
ID	1.186	1.378	2.789	2.146 **	2.149	1.956 *	2.236	1.829 *
AS92	0.614	2.207 **	0.655	1.396	0.718	2.159 **	0.642	1.896 *
SIGMA	2.650	7.615 ***	2.900	5.340 ***	2.605	5.874 ***	2.685	5.709 ***
n		74		40		46		47

1994	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-16.182	-4.273 ***	-16.345	-4.226 ***	-22.786	-3.516 ***	-26.562	-3.358 ***
RDB91	0.806	2.612 ***						
RDB92			0.951	3.271 ***				
RDB93					0.752	1.661 *		
RDB94							0.679	1.297
EY94	-0.051	-1.032	-0.057	-1.182	-0.045	-0.641	-0.029	-0.366
PY94	0.005	0.288	0.011	0.698	0.008	0.355	0.008	0.285
ID	1.503	1.715 *	1.695	1.747 *	3.158	2.035 **	3.358	1.904 *
AS94	0.505	2.438 **	0.387	1.866 *	0.804	2.070 **	1.035	2.160 **
SIGMA	1.597	6.357 ***	1.604	6.206 ***	1.958	4.930 ***	2.090	4.337 ***
n		33		34		26		23

***,**,* はそれぞれ両側検定で、1%、5%、10%有意であることを示す。

なお、研究開発費のラグの効果だけを比較するため、年度毎にサンプルを固定したモデルの推定も試みた。つまり89年度、90年度、92年度、94年度それぞれで掲載されている3年分、もしくは4年分全てについて「バイオにおける研究開発費・予算」が得られる企業だけを取り出し、それぞれの年度で企業数を固定したものである。このサンプルは各年度では同じ企業を分析対象としているが、年度が異なる場合にはサンプルの数も対象企業も異なる。

この「固定サンプル」による推定結果は加藤（1997）に示されているが、表2-3-1と比較してみると、サンプル数が減少するため、総じてモデルの当てはまりが悪くなる。例えば94年度モデルでは、「バイオにおける研究開発費・予算」が有意でなくなる。このように、推定結果は全体的に有意性が低下する。したがって「バイオにおける研究開発費・予算」のラグの違いと、サンプル企業の違いのいずれが変数の当てはまり度に貢献しているのかという判断をすることは困難である。

3. 産学共同研究と特許出願

3.1 バイオテクノロジーの特許

前節では、どのような企業がバイオ関連分野での産学共同研究を多く行なっているかを見るためのモデルを推定したが、本節ではこうした産学共同研究がどのような成果を上げているかを分析しよう。成果としては、論文、特許、新製品数、生産性上昇率、利益への貢献などが考えられるが、ここではデータ入手の制約から特許件数に限って分析する。よく知られているように、新知識・新技術と言っても全てが特許申請可能なわけではなく、また発明者が全て特許出願することを選択するとも限らない。しかも件数であるから、特許間での新奇性や利潤への貢献などの違いが無視される（Griliches, 1990）。アメリカでは特許出願に当たり先行関連特許を引用する制度があり、しばしば被引用回数を特許の質の代理変数とする分析が行なわれている。しかし日本ではこの制度がないため、単に件数で研究成果を測定することにしよう。

なお、特許については出願後７年以内に審査請求されたものについてのみ実体審査が行なわれ、審査に通ったものについて出願公告が行なわれる。よって出願件数で見ることも公告件数で見ることもできるが、以下では出願件数で分析する。これは、公告まで数年以上かかるのが通例であるため、最近の共同研究からの発明については出願はされていても公告されていない可能性が高いからである。

産学共同研究の成果としての特許出願件数を調べるための直接的な方法は「世界のバイオ企業」に掲載の産学共同研究プロジェクトをもとに、キーワードや出願者による検索を行ない、そのプロジェクトのテーマで、そのプロジェクト参加の企業と大学による共同出願があるかどうか、その件数を調べてみることであろう。ところが実際にこのような検索を行なったところ、該当する共同出願はほぼ皆無であった。これは必ずしも共同研究が成果を上げていないことを意味するものではない。一つの可能性は、産学共同研究の成果が基礎的なものであって、特許として認められにくいものであることであろう。もう一つの、よりもっともらしい可能性は、大学の研究者にとって特許取得の利益が大きくなく、むしろ特許申請・管理にともなう煩雑さを考慮すると、共同出願でなく企業単独で特許出願させる方が好都合であるということであろう。実際、日本の大学による特許出願件数は極めて少ないことが明らかにされている（小田切, 1997）。よって、共同特許出願件数で産学共同研究の成果を測ることは、過小評価の可能性を含み、極めて危険である。

そこで本稿では産学共同研究そのものが生み出す成果に限らず、その成果が社内の他の研究陣にスピルオーバーすることにより、産学共同研究実施企業の関連分野における特許出願活動

を活発化する可能性を考えてみる。この分析を行うためには、まずバイオテクノロジー関連分野の特許を特定化する必要がある。

Pierre-Benoit Joly ら(1996)は、バイオテクノロジーに関連する特許を、IPC (国際特許分類)番号によって定義している。IPC 番号とは世界共通の特許分類のためのコードである。彼らは、A01G、A01H、A01N、C12M、C12N、C12P、C12Q の7つのコードが、バイオテクノロジー全体を示すものであるとしている。したがって、本稿の分析でもこれを用いることにする。

ここで用いる7つのコード以外にもバイオテクノロジーに関するものは存在する。しかしながら、一つの特許出願に対し IPC 番号を複数つけることが認められているため、バイオに関する特許出願はこれらにおおむね含まれていると考えてよい。

なお、これらの IPC 番号の内容は、以下のようになっている。

A01G： 園芸；野菜、花、稲、果樹、ぶどう、ホップ、海草の栽培；林業；灌水

A01H： 新規植物またはそれらを得るための処理；組織培養技術による植物の増殖

A01N： 人間または動物または植物の本体、またはそれらの一部の保存；殺生物剤、例 殺菌剤として、殺虫剤として、除草剤として；有害生物忌避剤または誘因剤；植物生長調整剤

C12M： 酵素学または微生物学のための装置

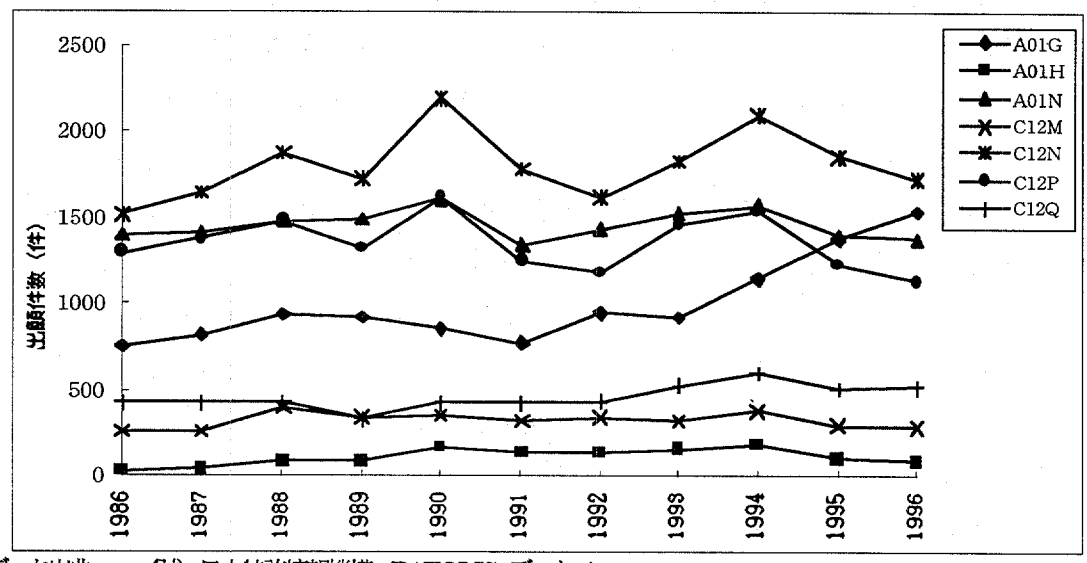
C12N： 微生物または酵素；その組成物；微生物の増殖、保存、維持；突然変異または遺伝子工学；培地

C12P： 発酵または酵素を使用して所望の化学的物質もしくは組成物を合成する方法またはラセミ混合物から光学異性体を分離する方法

C12Q： 酵素または微生物を含む測定または試験方法そのための組成物または試験紙；その組成物を調整する方法；微生物学的または酵素学的方法における状態応答制御

これらの分類番号での、日本での特許出願件数を調べた。その推移を図 3-1-1 に示す。これを見ると、C12N がもっとも多く、A01N、C12P が次ぐことがわかる。これらに含まれる内容が、近年のバイオテクノロジーの相当部分を説明すると考えてよいであろう。また、A01G が 1993 年から 1996 年にかけて増加している以外、多少の増減はあるもののほぼ横這いで推移していることがわかる。

図3-1-1　特許分類別出願件数の推移



データ出典：　(財) 日本特許情報機構　PATOLIS データベース

3.2　モデルと推定方法

このモデルでは、それぞれのIPC分野における特許出願件数を従属変数とし、大学を含む共同研究の有無およびバイオにおける研究開発費・予算との関係を見る。

この分析で用いる変数は次の通りである。

- 従属変数：

  $PAT_{i(t)}$　　i社t年の特許出願件数

- 説明変数：

  D_i　　i社の産学共同研究ダミー

  $RDB_{i(t)}$　　i社t年のバイオにおける研究開発費・予算

産学共同研究ダミーとは、2.3節で従属変数として用いた「大学を含む共同研究件数」をダミー変数に変換したものである。つまり、大学を含む共同研究件数が1以上のもの、すなわち分析期間内に1件でも産学共同研究を行なった企業について 1、件数が1件も含まれていない企業について0としている。本分析で、件数そのものでなくダミー変数としたのは、共同研究件数データが、1989、1990、1992、1994 年の4時点でしか得られずパネル分析を行なうのに

不都合なこと、またこれら4年度のデータが異なった時点でのアンケート調査から得られているために、回答者の交代による影響などがないとは言い切れないことによる。このため、共同研究の有無だけを区別するダミー変数にした方が危険が少ないと判断した。

バイオにおける研究開発費・予算のデータは1986年から1994年までであるが、研究から特許出願までにラグがある可能性を考慮し、ラグ0年（ラグなし）、1年、2年の3つのケースについて推定を行なった。推定結果はほぼ共通しており、ラグ年数による重要な差異は認められなかった。ただしt値などについて2年ラグの場合にもっとも高いケースが多く、以下では2年ラグの場合についてのみ報告する。したがって、ある年の特許出願件数に対応するバイオにおける研究開発費・予算は2年前のものである。また、前章の分析では自然対数を用いていたが、ここでは数値をそのまま用いる。自然対数を取っても結果はほぼ共通するが、モデルの当てはまりが悪くなることが分かったからである。

推定式は次の通りである。

$$PAT_{i(t)} = c + \beta_1 RDB_{i(t-2)} + \beta_2 D_i + \beta_3 D_i \cdot RDB_{i(t-2)} + u_{i(t)} \qquad (1)$$

ただし c は定数項、$u_{i(t)}$ は撹乱項を示す。

よって、産学共同研究実施企業については、$D_i = 1$ より

$$PAT_{i(t)} = (c + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3) RDB_{i(t-2)} + u_{i(t)} \qquad (2)$$

非実施企業については、$D_i = 0$ より

$$PAT_{i(t)} = c + \beta_1 RDB_{i(t-2)} + u_{i(t)} \qquad (3)$$

となり、β_3が正であれば、バイオ研究開発からの限界的な特許出願性向が共同研究実施企業ほど高い傾向にあることを示すことになる。またβ_2が正であれば、バイオ研究開発費・予算に関わらず、共同研究実施企業の方が特許出願件数は多いことを示す。よって、これらの係数が正と推定されれば、共同研究そのものによって、あるいは共同研究が社内の他の研究プロジェクトに及ぼすスピルオーバー効果によって、特許出願が増えたと判断されることになる。

推定は3.1節で示したIPC分類の7分野それぞれにつき、1988～1996年（9年間）、8社のパネルデータにより行なった。分析の対象となる8社の選出は次の手順による。

まず、2.2節で用いたサンプルのうち、バイオにおける研究開発費・予算を9年分全て公表し

ている企業を選んだ。また、バイオ産業ダミーが0であったものは除外した。これは、2.3節の推定結果より、業種と大学を含む共同研究件数に有意な関係が見られたことから、バイオ共同研究からの効果が顕著に表われるのはバイオに関連の深い産業の企業であろうと予想されたためである。さらにそのうち、できるだけ規模の大きい企業で、産学共同研究ダミーが1と0両方ともほぼ同数になるように抽出した。ただしこの段階で、産学共同研究ダミーが0になるものは、ほとんどなかったため、少なくとも8年分のバイオにおける研究開発費・予算を掲載している企業の中から、前述の条件に合うものを抽出した。したがって、産学共同研究ダミーが0になるもののうち3社は、バイオにおける研究開発費・予算に欠損値を含んでいる。よってサンプル数は69（＝8社×9年－3）である。なお分析対象8社は次の通りである。

バイオ分野における産学共同研究実施企業：キューピー（株）、住友化学工業（株）、日本化薬（株）、ハリマ化成（株）、湧永製薬（株）
バイオ分野における産学共同研究非実施企業：荏原インフィルコ（株）、オリエンタル酵母工業（株）、呉羽化学工業（株）

推定方法は、まず最小二乗法によった。さらに、2.3節同様、件数を従属変数として用いていることから、トービット・モデルによる推定も行なった。なお、説明変数にダミー変数を含むこともあり、パネル分析での固定効果モデルやランダム効果モデルは用いていない。

3.3 推定結果

表3-3-1は最小二乗法の推定結果を示す。

推定結果によれば、*D*RDB*の係数、すなわち(1)式でのβ_3がIPC 7分野のいずれでも正で有意である。よって、(2)式で示した通り、産学共同研究実施が研究開発費からの「限界的な」特許出願性向を高めていることがわかる。一方、*D*の係数、すなわち(1)式でのβ_2は有意ではなく、符号も負である場合が多い。このことは、産学共同研究実施企業の方が研究開発費に関わらず特許出願件数が多いわけではないことを意味している。産学共同研究の効果は、主としてスピルオーバーによって全社のバイオ研究開発の限界的効率性を高めることにあるようである。*RDB*の係数（β_1）は有意ではなく、負の場合も見られる。これは、産学共同研究を実施していない企業の場合には、バイオ研究開発費支出の増加がバイオ関連特許出願を増やす効果があるかどうかを確認できなかったことを意味している。

表3-3-1　特許出願件数の要因分析1：最小二乗法の推定結果

	A01G		A01H		A01N	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-0.170	-0.157	-3.052E-03	-0.014	-0.858	-0.168
RDB	4.860E-06	-1.031	2.887E-07	0.296	2.706E-05	1.221
D	-0.469	-0.333	-0.223	-0.792	-6.937	-1.081
D*RDB	4.663E-05	3.297 ***	1.910E-05	7.231 ***	6.017E-04	10.009 ***
n		69		69		69
$\bar{R}^2$		0.281		0.510		0.678

	C12M		C12N		C12P		C12Q	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	0.204	1.892 *	2.807	2.922 ***	0.772	0.627	1.104	1.811 *
RDB	-2.433E-07	-0.518	-1.172E-06	-0.281	5.238E-06	0.978	4.019E-07	0.152
D	-0.116	-0.855	-0.889	-0.735	0.477	0.308	-0.418	-0.544
D*RDB	2.503E-06	1.965 *	8.093E-05	7.143 ***	8.443E-05	5.814 ***	1.715E-05	2.385 **
n		69		69		69		69
$\bar{R}^2$		0.015		0.500		0.449		0.061

***,**,* はそれぞれ両側検定で、1%、5%、10%有意であることを示す。

なお、この結果には次の意味で注意が必要である。図 3-1-1 からもわかるように A01H、C12M、C12Q は特許出願件数そのものが、他に比べて少ない。したがって、企業毎での出願件数も少なく、件数が0の企業・年が多い。それだけに、最小二乗法による推定結果の信頼性は低い。特に A01H については出願件数が全ての年において0という企業が8社中4社に及んでいる。したがって決定係数は 0.510 と高いものの、その信憑性には疑問がある。この問題を解決するために、トービット・モデルによって推定した結果を表 3-3-2 に示す。サンプル数は全て 69 で、最小二乗法の場合と同様である。

表3-3-2　特許出願件数の要因分析2：トービット・モデルの推定結果

	A01G		A01H		A01N	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-17.340	-1.086	-6.066	-1.747 *	-43.392	-3.085 ***
RDB	4.502E-05	1.105	8.650E-06	0.943	1.341E-04	3.125 ***
D	13.830	0.867	2.809	0.841	15.583	1.044
D*RDB	2.172E-05	0.502	3.131E-05	2.545 **	6.735E-04	7.285 ***
SIGMA	4.707	7.291 ***	2.215	4.633 ***	24.522	8.474 ***
n		69		69		69

	C12M		C12N		C12P		C12Q	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
C	-1.108	-1.715 *	1.730	1.458	-2.640	-1.378	-0.927	-0.717
RDB	-1.410E-06	-0.550	8.867E-08	0.018	1.166E-05	1.529	5.632E-07	0.103
D	-0.564	-0.802	-0.410	-0.279	1.744	0.760	-0.973	-0.608
D*RDB	1.074E-05	1.702 *	8.500E-05	6.389 ***	9.596E-05	4.872 ***	3.219E-05	2.190 **
SIGMA	1.432	4.104 ***	4.010	10.097 ***	5.785	9.062 ***	3.903	7.044 ***
n		69		69		69		69

***,**,* はそれぞれ両側検定で、1%、5%、10%有意であることを示す。

*D*RDB* の係数（β_2）のt値は最小二乗法の場合に比べいずれも低下しているが、全て正であり、A01G を除いて10%水準で有意である。よってトービット・モデルによっても、産学共同研究参加がバイオ研究開発費支出からの限界的な特許出願性向を高めていると結論できる。最小二乗法の場合と異なり、A01N について *RDB* の係数（β_1）が正で有意となった。すなわち、共同研究に参加していない企業でも、バイオ研究開発支出の増加がA01N 分野での特許出願件数を増やしていることが確認された。A01G や C12N においても、有意ではないものの β_1は正となっており、この点では最小二乗法による推定結果よりもトービット・モデルによる推定結果の方がより現実的と思われる。*D* の係数（β_2）についても、A01G、A01H、A01N においてトービット・モデルの推定結果では符号が正に変わっている。

4. まとめ

2つの分析の結果をここでまとめてみよう。

まず、最初の分析では、大学を含む共同研究件数を従属変数として、モデルの推定を行なった。その結果、バイオにおける研究開発費・予算が大きい企業ほど、またバイオに関連の深い産業にいる企業ほど、多くの産学共同研究を実施していることが分かった。

これに基づき、次の分析ではIPC分類ごとの特許出願件数を従属変数とし、産学共同研究ダミーおよびバイオにおける研究開発費・予算を説明変数としたモデルを推定した。この結果、産学共同研究を実施している企業ほど、バイオ研究開発支出からの限界的な特許出願性向が高いことが分かった。

よって、産学共同研究が成果を上げていると結論づけてよいように思われる。ただし、今回の分析は限られたものであることに注意を要する。例えば、共同研究、特許いずれについても、件数データについての分析であるから、その内容や質による差異が無視されている。共同研究プロジェクトに投入された研究開発費や参加している大学・企業からの研究員数などのデータが得られれば、より詳しい分析ができよう。また、基礎研究という性格の強い共同研究であれば、1つのプロジェクトにかかる期間も長いと考えられるため、一律的なラグの設定には問題があり、成果を特許数で測ることにも疑問が残る。研究開発費にしても、1年にどの程度投資しているのかということよりも、これまでにいくら投資してきたのかというストック・データを用いれば、より正確な指標となる可能性がある。

さらに、今回の分析で用いたデータについては信頼性が決して高くない。データはアンケート調査によるものであり、カバーされていない企業、あるいは企業が公表していない数値、情報がある可能性が残る。このために、全ての企業を同等に分析するということは不可能であった。特に特許に関する分析については8社に限られ、どれだけ結果が一般的に成立するかは憶測の域を越えない。

本来、大学と共同研究を行なう目的は、基礎および先端研究の技術をできるだけ効率よく入手することにあろう。しかしながら現実には、人材の早期確保、情報収集の場のみに利用されている可能性も否定できない。あるいは複数企業が関わっているプロジェクトの場合、他社との「つきあい」といった形で参加している企業が全くないとはいえない。こうした問題が本研究での分析結果にどのような影響を与えているかを知ることは不可能であるが、今後の産学共同研究を発展的に考えていく上で、無視できない点であろう。産学共同研究についてのより実態に則した詳細な調査が望まれる。

［参照文献］

小田切宏之（1997）「日本のイノベーションと大学の役割」 通商産業研究所「日本経済の中長期的展望と課題」研究会報告論文。

科学技術庁（1996）『科学技術白書平成８年版』 大蔵省印刷局。

加藤祐子（1997）「バイオテクノロジー関連産業における産学共同研究」 筑波大学大学院経営・政策科学研究科提出修士論文。

後藤晃（1993）『日本の技術革新と産業政策』 東京大学出版会。

榊原清則（1995）『日本の研究開発マネージメントー"組織内同形化"とその超克ー』千倉書房。

Blumenthal, David et al (1986), "Industrial Support of University Research in Biotechnology," *Science*, vol.231, pp.242-246.

Griliches, Zvi (1990), "Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey," *Journal of Economic Literature*, vol.28, pp.1661-1707.

Joly, Pierre-Benoit and deLooze, Marie-Angela (1996), "An Analysis of Innovation Strategies and Industrial Differentiation through Patent Applications; The Case of Plant Biotechnology," *Research Policy*, vol.25, pp.1027-1046.

University-Industry Research Collaboration in the Biotechnology Industry

by

Hiroyuki Odagiri *
Yuko Kato **

May 1997

Abstract

University-industry research collaboration has been considered to be advantageous both for universities and firms. For the firm, it will give an opportunity to enrich its basic research and nurture research networks. For the university, it will help augmenting its research resources, promoting its link with industrial research, and utilizing the research outcome. Such research collaboration is considered to be particularly useful in biotechnology because the basic concept of biotechnology was created in university laboratories. Thus, university-industry research collaboration has been active in this field, particularly in the United States.

In this paper we analyze the determinants and contributions of university-industry research collaborations in biotechnology-related industries in Japan. In Section 2, a Tobit model is estimated with the number of joint research projects with universities of each firm as the dependent variable. The result suggests that the firm spending more on biotechnology research and the firm in a biotechnology-oriented industry tend to undertake more joint research projects with universities. In Section 3, to estimate the contribution of university-industry joint research, the number of firm's patent applications in each of biotechnology-related patent codes is regressed on biotechnology research expenditures, a joint-research dummy variable, and their cross term. The coefficient of the cross term is significantly positive, indicating that a firm conducting joint research with a university(ies) has a higher marginal propensity to patent out of its biotechnology R&D expense. The result seems to suggest that joint research with universities fosters the firm's patent applications through its spillover to other research projects within the firm, in addition to the direct contribution of the joint research project itself.

---

* Professor, Institute of Policy and Planning Sciences, University of Tsukuba, and Special Research Fellow, Research Institute of International Trade and Industry.

** Nikkei Research, Co.