

中国の農業・食品分野におけるイノベーション —企業データからの検証—

新潟県立大学北東アジア研究所准教授 李春霞

新潟県立大学北東アジア研究所准教授 董琪

要旨

近年、農業・食品分野におけるR&Dおよび特許に対する経済学的関心が高まりつつある。中国は世界第2位の人口数を有する国であるので、食料の安定的な供給は世界の食料安全保障にも大きな意義を持っている。農業や食品産業の生産性向上は食料安全保障に寄与することが言うまでもない。

本研究は中国の農業・農産食品加工業・食品飲料製造業の上場企業を研究対象とし、企業の特許出願数をイノベーションの指標とし、企業の特許出願行動の決定要因を分析するとともに、企業所有制の相違により特許出願行動に相違があるかを分析課題とする。

本研究の分析結果は以下のように要約される。第1に、企業の研究開発支出、企業の規模(固定資産または売上高)は特許出願に正の影響を与えていることを検出した。第2に、国有企業に限定した分析では、企業の規模は特許出願に寄与しているが、研究開発支出は統計的に有意ではない。民間企業に限定した分析では研究開発支出と企業の規模はいずれも特許出願に統計的に正の影響を検出した。企業所有制の相違により特許出願行動に相違があることを検出した。

キーワード: 特許、農業、イノベーション、企業所有制

JELコード: Q16, O30, O36

1. はじめに

近年、農業・食品分野における研究開発(R&D)および特許に対する経済学的関心が高まりつつある。WIPO(世界知的所有権機関)が発表した「特許ランドスケープ報告書: アグリフード(2024年)」によれば、世界の農業・食品分野における特許のうち、60%は農業技術(AgriTech: 自動化やIoTなど)、40%は食品技術(FoodTech: サプライチェーンの最適化など)に分類される。国別に見ると、AgriTechやFoodTechのいずれにおいても、アメリカが「最初の出願国」のため、件数で圧倒的な優位性を誇り、長年にわたり当該分野のR&Dおよび特許に関与してきた。第2位は中国、第3位は日本である。特に中国は農業・食品分野におけるR&Dと特許件数が近年急増している。

なぜ農業・食品分野におけるR&D活動に経済学者の注目が集まっているのか。その主たる理由は、WTOの推計によれば、世界の農業・食料安全保障はこれまでにない深刻な課題に直面しているためである。気候変動、異常気象の頻発、地域紛争、産業構造の変化、耕地面積の減少などが、世界の農業システムおよび食料供給の安定性を脅かしている。このような背景のもと、農業分野における技術革新は、極めて重要かつ喫緊の課題である。

我々の関心は二つある。ひとつはR&Dおよび特許が土地や労働といった従来の生産要素の投入のもとでどの程度農業生産性を高め、農業産出量を増加させることができるのかという点にあり、も

う一つは農業・食品分野におけるR&Dおよび特許の出願行動を規定する要因、ならびにそれらが生産性に与える効果である。前者はR&Dおよび特許が農業・食品分野にとっていかに有益であるかを示し、後者はその有益性を高めるために何ができるのかを示唆するものである。

本研究は中国の農業・食品分野の上場企業を研究対象とし、特許出願行動を規定する要因を解明する。また、中国には国有企業、民間企業、外資企業など様々な所有制の企業があるので、所有制が異なる企業には特許出願行動に相違があるのかを明らかにする。

2. 先行研究

理論的および実証的研究において、研究開発および特許の取得・活用が企業の業績や収益に深くかつ重要な影響を及ぼすことが数多く示されている。これまでの文献では、R&Dの弾力性やR&D投資の収益率を推計・分析する試みが数多くなされてきた(Bernstein, 1988; Hall and Mairesse, 1995; Bond et al., 2005; Mairesse et al., 2004; Griffith et al., 2006など)。また、R&Dとの密接な関係を持つ特許取得数は、観察不可能な発明アウトプットの良好な指標としても広く認識されている(Pakes, 1985; Griliches, 1998; Kogan et al., 2005)。

しかしながら、企業・産業・国家といったいずれの分析レベルに

においても、既存の研究の多くは知識集約型産業に焦点を当てており、農業のような中・低技術分野におけるR&D活動や特許の取得・活用に関する研究は限られている。特に、農業分野におけるR&Dは長らく政府主導の取り組みと捉えられ、公的資金による外部的な投資を通じて実施されてきた。この理解の背景には、世界の主要な農業経営主体の多くが小規模農家であり、彼らの技術革新能力および資源が限定的であるという事情がある。そのため、農業経済の進展に関する文献では、R&D投資が農業全体の生産性に及ぼす影響や技術の外部波及効果に焦点を当てる傾向が強ク(Fan and Brzesk, 2010; Wang et al., 2013; Anderson, 2015; Zhang et al., 2015; Fugile, 2018)、農業経営主体の内部におけるR&Dメカニズムに関する分析は極めて少ない。

Lippoldt (2015)は1990年から2010年にかけての農業分野の技術革新および特許に関する国際的な動向を分析し、多くの特許取得がOECD諸国においてなされてきたことを指摘した。また、特許取得と経済的パフォーマンスとの関連性を評価し、農業・食品分野における特許出願・取得の流れが一定程度、正の経済効果と関連していることを明らかにした。Gopinath and Vasavada (1999)は、アメリカの食品加工企業を対象に、市場構造とR&Dが技術革新に及ぼす影響を分析し、R&Dと特許、特許と市場構造との間に正の相関があることを示した。すなわち、市場シェアが大きいほど特許数も多い傾向がある。Campi (2016)は、知的財産権の強化が世界規模で農業生産性に与える影響を分析し、その結果、高所得国および低所得国においては穀物の生産性に正の効果があるが、中所得国においては有意な効果が認められなかったことを明らかにした。

農業分野の研究開発と特許に関する先行研究があるものの、中国の農業・食品産業の企業に関する研究はまだ少ない。中国は世界第2位の人口数を持つ国である以上、食料の安定的な供給は中国だけではなく、世界の食料安全保障にも大きな意義を持っている。農業や食品産業の生産性向上は食料安全保障に寄与することが言うまでもない。そのため、我々は研究の第一歩として、まず中国の農業・食品産業の企業を分析対象とし、企業の特許出願に影響を与える要因を解明する。

3. 使用データ説明

本節では、我々の研究で利用するデータ、および分析データセットの構築について説明する。

まず、企業の特許出願行動を研究するためには、研究開発支出や売上高などの財務データが必要である。企業の財務データを入手できるのは上場企業である。そのため、本研究は中国の株式取引所に上場している農業・食品関連産業の企業を分析対象とする。我々は中国の株式取引所のサイトから中国の上場企業リストを入手した。上場企業のリストから、農業・畜産業、農産食品加工業、食品・飲料製造業の企業を選別し、計134社を本研究の分析対象としている。表1は研究対象企業の産業分類および企業数をまとめている。

次に、ビューロー・ヴァン・ダイク社のOrbis Intellectual

表1 分析対象の産業分類および企業数

産業コード	産業名	企業数
A01	農業	11
A03	畜産業	4
A04	漁業	1
C13	農産食品加工業	36
C14	食品製造業	45
C15	酒、飲料と茶製造業	37
	合計企業数	134

出所：著者作成。

Propertyデータベースを利用し、上場企業名で検索し、企業の研究開発支出、売上高、純利益、従業員数などの財務データを入手した。入手可能なデータは2012年以降であるので、分析では、2012年～2019年のデータを利用する。2012年以降に上場した企業もあるが、上場前の財務データは入手できないため、企業の財務データはアンバランスパネルデータ(Unbalanced Panel Data)である。

さらに、分析で利用する企業の特許出願データに関しては、中国知的財産権出版社(IPPH)が運営する特許情報サービスプラットフォームから入手した。このサイトで、上場企業の社名で1社ずつ検索し、特許出願および特許登録の個票データをダウンロードした。企業名称が変更される場合がよくあるが、前記特許検索サイトでは検索した企業名称による特許データのみがヒットされる。つまり、企業名称の変更に対応していない。各企業の正確な特許出願データを入手するために、上場後だけではなく、企業が設立後から使ったすべての名称を調べる必要がある。

中国のポータルサイト「新浪财经」には、上場企業の基本情報や株価の変動情報などを収録している。我々は、前述した上場企業の現在の名称や株のコードを使って、「新浪财经」のサイトで社名変更の情報を調べた。ただ、社名の略称のみ書かれているケースもある。このような企業に関しては、各社のホームページで会社の発展歴史から過去使われていたすべての社名を追跡した。このように各企業が設立してから使ったすべての社名を調べて整理した。特許情報サービスプラットフォームで各社のすべての社名を使い、特許出願・特許登録の個票データを検索し、特許出願個票データを入手した。

最後に、企業名称で特許データと財務データを結合して、独自のデータベースを構築した。

4. 推定モデルと分析結果

4.1. 変数記述統計と相関係数

本項では、変数の記述統計と相関係数を見ていく。表2は、本研究で使用する主な変数の定義および記述統計量を示している。国内発明特許の出願件数(cnapp)の平均値は6件、標準偏差は14、最小値は0、最大値は134であり、企業間におけるイノベーションの成果に大きなばらつきが見られる。

研究開発費(rd)の平均は3,689万元、標準偏差は9,179万元、

表2 変数定義および記述統計量

変数名	定義	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
cnapp	国内発明特許出願数	6	14	0	134	990
rd	研究開発費(万元)	3,689	9,179	0	103,533	1,122
sales	総売上高(万元)	619,919	1,289,634	458	11,000,000	1,123
fixedasset	固定資産(万元)	319,398	594,530	4,919	8,038,973	1,123
staff	従業員数	6,368	12,076	45	95,993	1,080
age	企業年齢	19	5	4	33	1,123
experience	最初の国内特許出願からの経験年数	10	6	-6	28	1,123
dumprivate	民間企業ダミー	0.52	0.50	0	1	1,123
dumstate	国有企業ダミー	0.39	0.49	0	1	1,123
dumfie	外資企業ダミー	0.05	0.22	0	1	1,123
dumother	その他企業ダミー	0.04	0.20	0	1	1,123

注：最初の国内特許出願からの経験年数=データ年-初出願年+1。例えば、A企業は2005年に初めて特許出願した場合、我々のデータセットではA社は2015年に特許出願経験年数は11年である。

出所：著者作成。

最小値は0、最大値は103,533万元となっており、企業間におけるR&D投資の格差が顕著である。企業規模に関する変数では、売上高(sales)の平均値は619,919万元、標準偏差は1,289,634万元、最大値は1,100億元、最小値は458万元で、企業の規模にも大きな異質性が認められる。固定資産(fixedasset)についても、平均319,398万元、標準偏差594,530万元、最大値8,038,973万元と、企業資本の規模に相当な差があることが示されている。従業員数(staff)は平均6,368人、標準偏差12,076人、最小値はわずか45人であるが、最大値は約10万人に達しており、企業規模の多様性を反映している。また、企業年齢(age)は平均19年、最大値は33年であるので、企業の歴史は短い。中国では、民間企業が成長し始めたのは改革開放以降であるので、上場企業の歴史は比較的短い。

最初の国内特許出願からの経験年数(experience)は平均10年で、最小値-6、最大値28となっている。中国では1985年4月1日より「中国人民共和国特許法」(原文「中国人民共和国専利法」)が施行され、本格的な特許制度が導入されたので、もともと特許制度は歴史がまだ浅い。また、中国の特許出願が急速に増加したのは2010年代以降である。本研究の分析対象企業の特許経験年数平均10年は、中国全体の特許出願の流れにも合致している。

企業の所有制形態に関しては、民間企業のダミー変数(dumprivate)の平均値が0.52であり、過半数(73社)を占めている。国有企業のダミー変数(dumstate)の平均値は0.39で、民間企業に次いで多い(49社)。外資系企業(dumfie)、その他の企業(dumother)の平均値はいずれも小さいので、企業数は少なく、それぞれは7社と5社しかない。

中国では外資出資率が25%以上であれば、外資企業として登記される。したがって、登記上の外資企業の中には実際に中国資本の存在感が高い企業も少なくない。また、中国資本の企業は外国(多い例はバージン諸島などのタックスヘイブン)に企業登記し、主に中国国内でビジネスを展開するケースもあるが、中国では外資

企業として登記される。このように、登記上外資企業であっても、実際には中国系企業である場合が多い。

以上のように、本データセットは、イノベーションの成果である出願件数、R&D支出、企業規模、特許出願経験年数などにおいて顕著な異質性があり、後述の多変量回帰分析に向けて堅実な基盤を提供している。

表3は、本研究で用いた主要変数間のピアソンの相関係数を示している。分析では、特許出願数、研究開発支出、売上高、固定資産は対数をとった。なお、研究開発支出が0のデータも多いので、分析では、研究開発支出に1を足してから対数をとった。

国内発明特許出願数の対数(logcnapp)と研究開発費の対数(logrd)の間には、相関係数0.2595と正の相関が認められ、研究開発支出と特許出願の間に相関関係があることが示され、R&D投資の増加がイノベーションの産出の向上と関連している可能性が示唆されている。

企業規模を示す変数、すなわち売上高の対数(logsales)および固定資産の対数(logfixedasset)も、特許出願数と有意な正の相関を示している。具体的には、logsalesとlogcnappの相関係数は0.4249、logfixedassetとlogcnappの相関係数は0.3561であり、企業規模が大きいほどイノベーション活動が活発である傾向が読み取れる。他方、企業の設立年数を示す変数ageはイノベーション成果との相関が弱いものの、特許出願の経験年数を示す変数experienceは、特許出願数の対数logcnappと中程度の正の相関(0.1873)を有しており、特許出願経験がある企業は経験がない企業より特許出願数が多い可能性がある。

所有制形態に関するダミー変数(民間企業dumprivate、国有企業dumstate、外資系企業dumfie、その他の形態dumother)は、全体的にイノベーション関連変数との相関が低く、あるいは負の相関を示しているが、例外的にdumprivateはlogcnappと0.0707の弱い正の相関を示している。

表3 変数相関

	logcnapp	logrd	logsales	logfixedasset	age	experience	dumfie	dumother	dumprivate	dumstate
logcnapp	1.0000									
logrd	0.2595 (0.0000)	1.0000								
logsales	0.4249 (0.0000)	0.3091 (0.0000)	1.0000							
logfixedasset	0.3561 (0.0000)	0.2246 (0.0000)	0.8253 (0.0000)	1.0000						
age	0.0688 (0.0304)	0.2088 (0.0000)	0.1601 (0.0000)	0.2437 (0.0000)	1.0000					
experience	0.1873 (0.0000)	0.2081 (0.0000)	0.1968 (0.0000)	0.2528 (0.0000)	0.5386 (0.0000)	1.0000				
dumfie	-0.1127 (0.0004)	-0.0237 (0.4275)	-0.0814 (0.0063)	-0.1314 (0.0000)	0.0621 (0.0373)	0.1887 (0.0000)	1.0000			
dumother	0.0218 (0.4928)	0.0762 (0.0106)	0.1178 (0.0001)	0.1241 (0.0000)	0.0583 (0.0508)	0.0466 (0.1184)	-0.0485 (0.1040)	1.0000		
dumprivate	0.0707 (0.0262)	0.1777 (0.0000)	-0.0922 (0.0020)	-0.1746 (0.0000)	-0.2237 (0.0000)	-0.1879 (0.0000)	-0.2473 (0.0000)	-0.2127 (0.0000)	1.0000	
dumstate	-0.0292 (0.3584)	-0.2021 (0.0000)	0.0848 (0.0045)	0.1898 (0.0000)	0.1773 (0.0000)	0.0868 (0.0036)	-0.1886 (0.0000)	-0.1622 (0.0000)	-0.8261 (0.0000)	1.0000

注：括弧内はp値。

出所：著者作成。

4.2. 推定結果

本項では、我々が構築したデータセットを用いて、企業の国内特許出願の影響要因を検証していく。ここでは、国内特許出願件数の対数(logcnapp)を被説明変数とする次のような基本推計モデルを想定する。

$$\log cnapp_{it} = \alpha + \beta_1 \log rd_{it-1} + \beta_2 \log fixedasset_{it-1} + \beta_3 experience_{it} + year \quad (式1)$$

logcnappは国内特許出願数に1を足した対数値である。説明変数logrdは企業の研究開発支出の対数値である。研究開発支出額が0の企業もあるので、ここでは1を足して自然対数を取った。特許出願数と研究開発支出の間に明確な正の相関があることが多くの先行研究で証明され、初めて実証したのはPakes and Griliches (1984)である。また、企業の規模も考慮する必要があり、ここでは、企業の固定資産の対数logfixedassetを用いている。

前述したように、中国の特許制度はまだ歴史が浅いので、すでに特許出願経験がある企業はまったく経験がない企業よりもさらに特許出願する可能性があると考えられる。ここでは、先行研究Dang and Motohashi (2015)を参考にし、最初の国内特許出願してからの経験年数を説明変数に加えた。また、特許出願は政策やマクロ経済状況などにも影響する可能性があり、ここでは我々が利用しているデータセットの各データ年のダミー変数yearを作成し、説明変数に加え、各年の時間効果をコントロールしている。

表4は企業所有制をコントロールしていない全サンプルの推計結果である。研究開発から特許出願まではタイムラグがあると考

えられ、推定 [1] ~ 推定 [3] は研究開発支出logrd、固定資産logfixedassetの1期のタイムラグを取っている。利用しているデータセットはパネルデータであるので、パネルデータの固定効果(推定 [1])、ランダム効果(推定 [2])、between推定(個体間でのばらつき)(推定 [3])を行った。固定効果の推定 [1] では、研究開発支出logrdのパラメーターは0.0047と推計されたが、統計的に有意ではなかった。ランダム効果の推定 [2] では、logrdのパラメーターは正で、0.0224と推計され、10%水準で有意である。つまり、企業の研究開発支出が1%増加すると、特許出願は0.0224%増加する関係にある。また、between推定 [3] では、logrdのパラメーターは0.0829となり、1%水準で有意である。

固定資産logfixedassetに関しては、固定効果の推定 [1] では有意ではないが、ランダム効果の推定 [2] では0.1894に推計され、1%水準で有意である。また、between推定 [3] では、パラメーターは0.3895で、1%水準で有意である。つまり、規模が大きい企業ほど、特許出願数が増える。

最初の国内特許出願してからの経験年数experienceに関しては、between推定 [3] では正に推計され、10%水準で有意である。固定効果の推定 [1] とランダム効果の推定 [2] ではパラメーターは正であるが、統計的に有意ではない。

推定 [4] ~ 推定 [6] は研究開発支出logrd、固定資産logfixedassetの2期のタイムラグを取っている。研究開発支出logrdはbetween推定 [6] では依然として1%水準で有意であるが、パラメーターは1期のタイムラグを取った推定 [3] の結果より小さくなった。固定資産logfixedassetに関しては、固定効果の推定 [4] では有意ではないが、ランダム効果の推定 [5] とbetween推定 [6]

では1%水準で有意で、パラメーターは1期のタイムラグを取った推計結果と比べて見ると大きな変化がない。国内特許出願の経験年数experienceに関しては、between推定 [6]だけは10%水準で有意である。

企業所有制の違いにより特許出願行動に相違があるかを分析するために、国有企業や民間企業のサンプルだけを使って同じ式で推計した。前述したように、外資企業とその他の企業は数社しかないため、所有制別の推計では、外資企業とその他の企業を除外した。

表5は国有企業のサンプルだけを使って推定した結果である。推定 [7]～推定 [9]は研究開発支出logrd、固定資産logfixedassetの1期のタイムラグを取った推計である。研究開発支出logrdはいずれの推定でも統計的に有意ではない。

固定資産logfixedassetは固定効果の推定 [7]では正に推定されているが、統計的に有意ではない。ランダム効果の推定 [8]では1%水準で有意で、パラメーターは0.3438に推定され、全サンプルを対象とした推計 [2]の0.1894よりも大きい。between推定 [9]では、logfixedassetのパラメーターは0.4551になり、さらに大きくなり、有意水準も1%である。つまり、全サンプルの推定結果と比べてみると、国有企業の研究開発支出は有意ではないが、固定資産は全所有制企業の平均よりも特許出願への影響は強い。国内特許出願の経験年数experienceはいずれの推定においても有意ではない。

推定 [10]～推定 [12]は研究開発支出logrd、固定資産logfixedassetの2期のタイムラグを取った推計である。研究開発支出logrdは1期のタイムラグの推定と同様に統計的に有意では

ない。固定資産logfixedassetは固定効果の推定 [10]を除き1%水準で有意である。国内特許出願の経験年数experienceは有意ではない。企業の特許出願行動に関する多くの先行研究では、研究開発支出は特許出願数に寄与することが証明されたが、国有企業では有意ではないので、国有企業の特殊性があることがうかがえる。

表6は民間企業に限定して推定した結果である。推定 [13]～推定 [15]は研究開発支出logrd、固定資産logfixedassetの1期のタイムラグ、推定 [16]～推定 [18]は2期のタイムラグを取った推定である。

まず、1期のタイムラグ推定の結果を見ていく。研究開発支出logrdは固定効果の推定 [13]では正に推計されたが、統計的に有意ではない。ランダム効果の推定 [14]とbetween推定 [15]では正に推計され、5%水準または1%水準で有意である。パラメーターも前述した全所有制の企業を対象とする表4の推定 [2]と推定 [3]より大きい。特にbetween推定 [15]では、logrdのパラメーターは0.1334に推定されているので、民間企業の研究開発支出が1%増加すると、特許出願は0.1334%増加することを意味しており、弾力性は他の所有制企業よりも高い。固定資産logfixedassetに関しては、固定効果の推定 [13]とランダム効果の推定 [14]では有意ではないが、between推定 [15]では1%水準で有意である。ただ、民間企業の研究開発支出logfixedassetのパラメーターは国有企業に限定した推定のパラメーターより小さい。

次に、2期のタイムラグ推定の結果を見ていく。研究開発支出logrdは固定効果の推定 [16]では1期のタイムラグ推定と同様に統計的に有意ではない。ランダム効果の推定 [17]ではパラメーター

表4 国内特許出願数の推計結果 (1) (全所有制企業)

	全所有制 固定効果 [1]	全所有制 ランダム効果 [2]	全所有制 Between [3]	全所有制 固定効果 [4]	全所有制 ランダム効果 [5]	全所有制 Between [6]
L1.logrd	0.0047 [0.38]	0.0224 [1.91]*	0.0829 [3.06]***			
L2.logrd				-0.0088 [-0.57]	0.0174 [1.26]	0.0698 [2.76]***
L1.logfixedasset	0.0442 [0.42]	0.1894 [3.23]***	0.3895 [5.07]***			
L2.logfixedasset				0.0204 [0.16]	0.1956 [3.18]***	0.3518 [4.55]***
experience	0.0183 [0.90]	0.0230 [1.35]	0.0277 [1.79]*	0.0366 [1.62]	0.0221 [1.29]	0.0267 [1.66]*
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.3787 [0.33]	-1.3349 [-1.99]**	-7.1377 [-3.42]***	0.5066 [0.37]	-1.4300 [-2.03]**	-6.1085 [-3.28]***
R-squared						
Within	0.0116	0.0085	0.0000	0.0106	0.0051	0.0037
Between	0.1192	0.1787	0.2992	0.0265	0.1569	0.2750
Overall	0.0912	0.1554	0.0067	0.0269	0.1501	0.0300
N	855	855	855	721	721	721

注：括弧内はt値。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意を意味する。
出所：筆者推定。

が0.0415に推定され、1期のタイムラグのパラメーター0.0393よりほんの少しではあるが上昇したが、有意水準は5%から10%へと若

干低下した。between推定[18]では推定[15]と同様に正で、1%水準で有意である。固定資産logfixedassetはランダム効果の推

表5 国内特許出願数の推計結果(1)(国有企業)

	国有企業 固定効果 [7]	国有企業 ランダム効果 [8]	国有企業 Between [9]	国有企業 固定効果 [10]	国有企業 ランダム効果 [11]	国有企業 Between [12]
L1.logrd	-0.0043 [-0.22]	-0.0046 [-0.24]	0.0104 [0.22]			
L2.logrd				-0.0285 [-1.18]	-0.0247 [-1.09]	-0.0007 [-0.02]
L1.logfixedasset	0.1896 [0.89]	0.3438 [3.56]***	0.4551 [3.80]***			
L2.logfixedasset				0.1311 [0.66]	0.3480 [4.11]***	0.4541 [3.69]***
experience	0.0300 [1.08]	0.0252 [1.37]	0.0196 [0.95]	0.0416 [1.39]	0.0271 [1.50]	0.024 [1.13]
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-1.4798 [-0.60]	-3.2736 [-2.85]***	-8.6022 [-2.08]**	-0.8095 [-0.36]	-3.2712 [-3.28]***	-7.3356 [-1.98]*
R-squared						
Within	0.0283	0.0262	0.0000	0.0337	0.0288	0.0034
Between	0.2455	0.2867	0.3114	0.1560	0.2716	0.2916
Overall	0.1802	0.2106	0.0024	0.1232	0.2058	0.0023
N	336	336	336	287	287	287

注：括弧内はt値。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意を意味する。
出所：筆者推定。

表6 国内特許出願数の推計結果(1)(民間企業)

	民間企業 固定効果 [13]	民間企業 ランダム効果 [14]	民間企業 Between [15]	民間企業 固定効果 [16]	民間企業 ランダム効果 [17]	民間企業 Between [18]
L1.logrd	0.0105 [0.53]	0.0393 [2.13]**	0.1334 [3.46]***			
L2.logrd				0.0009 [0.04]	0.0415 [1.93]*	0.1137 [3.14]***
L1.logfixedasset	-0.0840 [-0.55]	0.1105 [1.33]	0.4082 [3.29]***			
L2.logfixedasset				-0.0372 [-0.18]	0.1565 [1.70]*	0.3262 [2.63]**
experience	0.0251 [0.70]	0.0284 [0.91]	0.0302 [1.10]	0.0448 [1.03]	0.0215 [0.67]	0.0209 [0.74]
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	1.841 [1.22]	-0.3882 [-0.45]	-6.8908 [-2.44]**	1.1025 [0.53]	-0.9877 [-1.02]	-5.1136 [-2.06]**
R-squared						
Within	0.0196	0.0110	0.0000	0.0176	0.0084	0.0000
Between	0.0032	0.2165	0.3603	0.0086	0.2023	0.3316
Overall	0.0035	0.1676	0.0146	0.0081	0.1844	0.0275
N	438	438	438	365	365	365

注：括弧内はt値。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意を意味する。
出所：筆者推定。

定[17]では有意になり、パラメーターも1期のタイムラグの推定[14]より大きくなった。between 推定 [18]ではパラメーターは1期のタイ

ムラグより若干小さくなり、有意水準は5%になった。特許出願の経験年数 experience はいずれの推定においても有意ではない。

表7 国内特許出願数の推計結果(2)(全所有制企業)

	全所有制 固定効果 [19]	全所有制 ランダム効果 [20]	全所有制 Between [21]	全所有制 固定効果 [22]	全所有制 ランダム効果 [23]	全所有制 Between [24]
L1.logrd	0.0053 [0.41]	0.0197 [1.70]*	0.0612 [2.27]**			
L2.logrd				-0.0091 [-0.59]	0.0132 [1.00]	0.0527 [2.15]**
L1.logsales	-0.0593 [-0.52]	0.1860 [2.61]***	0.3515 [5.86]***			
L2.logsales				0.0388 [0.53]	0.2549 [5.25]***	0.3529 [5.81]***
experience	0.0275 [1.44]	0.0247 [1.51]	0.0276 [1.84]*	0.0368 [1.92]*	0.0226 [1.42]	0.0289 [1.90]*
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	1.5331 [1.18]	-1.4246 [-1.69]*	-6.3449 [-3.34]***	0.2724 [0.33]	-2.2645 [-3.82]***	-6.1368 [-3.64]***
R-squared						
Within	0.0122	0.0034	0.0003	0.0108	0.0052	0.0023
Between	0.0028	0.2643	0.3374	0.0559	0.2487	0.3346
Overall	0.0007	0.2057	0.0114	0.0528	0.2152	0.0354
N	855	855	855	721	721	721

注：括弧内はt値。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意を意味する。
出所：筆者推定。

表8 国内特許出願数の推計結果(2)(国有企業)

	国有企業 固定効果 [25]	国有企業 ランダム効果 [26]	国有企業 Between [27]	国有企業 固定効果 [28]	国有企業 ランダム効果 [29]	国有企業 Between [30]
L1.logrd	-0.0029 [-0.15]	-0.0054 [-0.28]	-0.0109 [-0.23]			
L2.logrd				-0.0271 [-1.16]	-0.0255 [-1.19]	-0.0177 [-0.41]
L1.logsales	0.1924 [1.17]	0.3204 [3.95]***	0.4041 [4.05]***			
L2.logsales				0.1056 [0.70]	0.3151 [3.84]***	0.4121 [4.05]***
experience	0.0344 [1.25]	0.0253 [1.41]	0.0206 [1.02]	0.0475 [1.73]*	0.0276 [1.56]	0.0245 [1.18]
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-1.6278 [-0.85]	-3.1299 [-3.16]***	-7.8421 [-1.98]*	-0.6046 [-0.33]	-3.0158 [-2.99]***	-6.8016 [-1.94]*
R-squared						
Within	0.0292	0.0275	0.0000	0.0334	0.0281	0.0026
Between	0.2676	0.3080	0.3354	0.1558	0.3081	0.3255
Overall	0.1983	0.2280	0.0021	0.1235	0.2327	0.0027
N	336	336	336	287	287	287

注：括弧内はt値。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意を意味する。
出所：筆者推定。

表4～表6は企業の研究開発支出と固定資産を主な説明変数として推定した結果であった。全体的に見れば、固定効果の推定では有意ではないが、ランダム効果の推定とbetween推定では強い有意の結果を得た。固定効果の推定はwithin推定で個体内での変動を用いているので、各企業内の変動が小さいことから、固定効果の推定は有意ではない可能性がある。

民間企業に限定した推定では、研究開発支出は特許出願数に正に寄与していることが検出された。国有企業に限定すると、研究開発支出は有意でなくなった。固定資産に関しては、国有企業の方がパラメーターは大きく、有意度も高い。

我々の研究対象は農業・食品関連産業という大まかな範囲であるが、なかには加工業の企業や製造業の企業がある。細分化すると産業分類は違うので、固定資産の規模も異なると考えられる。そのため、我々は固定資産を入れ替え、企業の売上高の対数logsalesを使って推定した。

表7は全所有制企業の推定結果である。推定[19]～推定[21]は1期のタイムラグ、推定[22]～推定[24]は2期のタイムラグを取った推定である。全体的に見れば、表7の推定結果は表4の推定結果と大きな差がない。研究開発支出の対数logrdは固定効果の推定では有意ではないが、ランダム効果の推定(1期タイムラグ)とbetween推定では正で統計的に10%または5%有意である。企業の売上高の対数logsalesはランダム効果の推定とbetween推定では正に推定され、1%水準で有意である。パラメーターは固定資産の推計結果(表4)と同じくらいの大きさになっている。企業の特許出願経験年数はbetween推定では10%水準で有意である。

表8は国有企業だけを取り出して推定した結果をまとめている。

研究開発支出の対数logrdはいずれの推定でも有意ではない。企業の売上高の対数logsalesはランダム効果の推定とbetween推定では1%水準で有意で、パラメーターは全所有制企業の推定結果(表7)よりも大きい。企業の特許出願経験年数は2期のタイムラグを取った固定効果の推定[28]だけでは、10%水準で有意である。

表9は民間企業だけを対象とした推定結果を示している。1期のタイムラグを取った場合、研究開発支出の対数logrdはランダム効果の推定[32]とbetween推定[33]では正に推計され、5%水準または1%水準で有意である。2期のタイムラグを取ると、ランダム効果の推定[35]とbetween推定[36]では正に推定され、10%または1%水準で有意である。つまり、より長い期間で見ても、民間企業の研究開発支出は特許出願にプラスに寄与していることが分かった。企業の売上高の対数logsalesはランダム効果の推定[32]、between推定[33]と[36]では正に推定され、10%水準で有意であるが、パラメーターの値も有意度も国有企業の推定結果(表8)より低下している。

企業の研究開発支出と売上高を主な説明変数とした推定結果(表7～表9)に関しては、表4～表6の推定結果と同様に、民間企業の研究開発支出は特許出願数にプラスに寄与している。国有企業に関しては、研究開発支出は特許出願への寄与を検出できなかった。売上高に関しては、国有企業の方がパラメーターの値は民間企業より高く、有意度も高い。本研究は、企業の研究開発、固定資産や売上高は企業の特許出願にプラスに寄与していることを解明した。また、国有企業と民間企業は特許出願行動に相違があることを明らかにした。

表9 国内特許出願数の推計結果(2)(民間企業)

	民間企業 固定効果 [31]	民間企業 ランダム効果 [32]	民間企業 Between [33]	民間企業 固定効果 [34]	民間企業 ランダム効果 [35]	民間企業 Between [36]
L1.logrd	0.0126 [0.66]	0.0387 [2.13]**	0.1122 [2.96]***			
L2.logrd				0.0011 [0.05]	0.0389 [1.86]*	0.1007 [2.92]***
L1.logsales	-0.2135 [-1.50]	0.1125 [1.05]	0.3562 [4.07]***			
L2.logsales				-0.0373 [-0.36]	0.2411 [3.73]***	0.3500 [3.95]***
experience	0.0280 [0.99]	0.0308 [1.03]	0.0350 [1.32]	0.0415 [1.33]	0.0248 [0.86]	0.0307 [1.16]
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	3.4158 [2.12]**	-0.5226 [-0.43]	-6.1704 [-2.51]**	1.1537 [0.99]	-2.1322 [-2.86]***	-5.8557 [-2.67]***
R-squared						
Within	0.0330	0.0050	0.0006	0.0176	0.0060	0.0000
Between	0.1110	0.3052	0.4060	0.0007	0.2956	0.4045
Overall	0.0674	0.2233	0.0237	0.0012	0.2605	0.0373
N	438	438	438	365	365	365

注：括弧内はt値。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意を意味する。
出所：筆者推定。

先行研究Dang and Motohashi (2015)や、電子産業を分析対象とした李(2018)は企業の特許出願経験年数が特許出願数にプラスに寄与していることを検出したが、本研究では経験年数の有意度は強くなかった。本研究は農業・食品加工・食品製造企業に限定しているため、農業・食品産業関連の企業は特許出願行動では他の産業と相違があると考えられる。

もともと、企業の研究開発の成果は特許だけではない。特に農業・食品関連産業の場合は、電子産業と違って、たとえば新しい植物品種などはイノベーションの成果であるが、特許出願になりにくい¹。そのため、農業・食品関連産業はそもそも特許出願が少ない。

国有企業に限定する場合、研究開発支出が特許出願に有意ではないことについてその原因をさらに解明する必要がある。考えられる原因の一つは、中国の企業に関する多くの研究でも明らかにされたように、民間企業の方が効率が良いことが考えられ、農業・食品関連産業でもそれは同様であると考えられる。もう一つは、本研究の分析対象の企業と関連している。分析企業のうち、国有企業は49社があるが、企業名称を見ると、21社は酒・飲料と精製茶製造業の企業である。例えば、中国の上海株式取引所の時価総額第1位の貴州茅台酒株式会社は分析対象の中の1社である。お酒を製造する企業の場合は、研究開発支出は特許よりもマーケティングに使われている可能性がある。

5. おわりに

中国のような人口大国における食料の安定供給は、世界の食

料安全保障に密接な関係がある。農業・食品産業の生産性は食料安全保障に寄与している。そのため、本研究は中国の農業・農産食品加工業・食品飲料製造業の上場企業を研究対象とし、企業の特許出願数をイノベーションの指標とし、企業の特許出願行動の決定要因を分析した。また、中国では国有企業、民間企業、外資企業などさまざまな企業所有制があるので、企業所有制の相違により特許出願行動に相違があるかを分析した。

本研究の分析では以下のことが明らかになった。

第1に、民間企業に限定すると、企業の研究開発支出は特許出願数にプラスに寄与していることが検出された。国有企業に関しては、研究開発支出は有意ではない。農業・食品産業はもともと特許出願が少ない産業であるため、イノベーションの成果は特許ではない可能性がある。

第2に、企業の規模(固定資産または売上高)は特許出願に正の影響を与えていることを検出した。特に、国有企業の推定では、固定資産または売上高のパラメーターは民間企業のパラメーターよりも大きく、有意度も高い。

第3に、中国の企業所有制の相違により特許出願行動に相違があることを明らかにした。

ただ我々は企業の特許出願行動の決定要因だけでなく、企業の研究開発や特許出願が農業・食品産業の生産性を高めることができるのかを解明したい。本研究は我々の第一歩の研究であるため、上記の課題がまだ残されている。企業の研究開発と生産性との関係について、今後の研究で解明していきたい。

<参考文献>

(英語)

- Andersen, M. A. (2015). Public investment in US agricultural R&D and the economic benefits. *Food Policy*, 51, 38-43.
- Bernstein, J. I., & Nadiri, M. I. (1988). Interindustry R&D spillovers, rates of return, and production in high-tech industries. NBER Working paper.
- Bond, S., Harhoff, D., & Van Reenen, J. (2005). Investment, R&D and financial constraints in Britain and Germany. *Annales d'Economie et de Statistique*, 433-460.
- Dang, Jianwei and Kazuyuki Motohashi (2015) "Patent statistics: A good indicator for innovation in China? Patent subsidy program impacts on patent quality" *China Economic Review Volume 35*, Sep 2015, 137-155.
- Fan, S., & Brzeska, J. (2010). Production, productivity, and public investment in East Asian agriculture. *Handbook of Agricultural Economics*, 4, 3401-3434.
- Fuglie, K. (2018). R&D capital, R&D spillovers, and productivity growth in world agriculture. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 40(3), 421-444.
- Gopinath, M., & Vasavada, U. (1999). Patents, R&D, and market structure in the US food processing industry. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 127-139.
- Griffith, R., Harrison, R., & Van Reenen, J. (2006). How special is the special relationship? Using the impact of US R&D spillovers on UK firms as a test of technology sourcing. *American Economic Review*, 96(5), 1859-1875.
- Griliches, Z. (1998). Patent statistics as economic indicators: a survey. In *R&D and productivity: the econometric evidence* (pp. 287-343). University of Chicago Press.
- Hall, B. H., & Mairesse, J. (1995). Exploring the relationship between R&D and productivity in French manufacturing firms. *Journal of Econometrics*, 65(1), 263-293.
- Kogan, L., Papanikolaou, D., Seru, A., & Stoffman, N. (2017). Technological innovation, resource allocation, and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2), 665-712.
- Lippoldt, D. C. (2015). *Innovation and the Experience with Agricultural Patents since 1990*. Paris: Food for Thought.
- Mairesse, J., & Mohnen, P. (2004). The importance of R&D for innovation: a reassessment using French survey data. *The Journal of Technology Transfer*,

¹ ただ、植物新品种の場合は、特許ではなく、植物育成権という知的財産権を申請することが可能である。

30(1), 183-197.

- Pakes, A. and Griliches, A. (1984) "Patents and R&D at the Firm Level: A First Look." Griliches, Z. ed. *R&D patents and Productivity*. Chicago Press.
- Pakes, A. (1985). On patents, R & D, and the stock market rate of return. *Journal of Political Economy*, 93(2), 390-409.
- Wang, S. L., Heisey, P. W., Huffman, W. E., & Fuglie, K. O. (2013). Public R&D, private R&D, and US agricultural productivity growth: Dynamic and long-run relationships. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5), 1287-1293.
- World Intellectual Property Organization (2024) Patent Landscape Report – Agrifood, 2024
- Zhang, D., Chen, C., & Sheng, Y. (2015). Public investment in agricultural R&D and extension: An analysis of the effects on Australian broadacre farming productivity. *China Agricultural Economic Review*, 7(1), 86-101.

(日本語)

李春霞 (2018) 『中国の産業発展とイノベーション政策』専修大学出版局。

Innovation in China's Agricultural and Food Sectors: An Empirical Analysis Using Firm-Level Data (Summary)

Chunxia LI,

Economic and Social Research Institute for Northeast Asia, University of Niigata Prefecture

Qi DONG

Economic and Social Research Institute for Northeast Asia, University of Niigata Prefecture

In recent years, there has been growing economic interest in R&D and patent activities within the agricultural and food sectors. As the world's second most populous country, China's stable food supply plays a vital role in global food security. Enhancing productivity in agriculture and agri-food industries is essential to achieving this goal.

This paper focuses on publicly listed firms in China's agriculture, agricultural processing, and food and beverage manufacturing sectors. Using patent applications as an indicator of innovation, it examines the factors influencing firms' patenting behavior and investigates how ownership structure affects this behavior.

The findings can be summarized as follows: First, R&D expenditure and firm size (measured by fixed assets or sales) have a significant positive impact on patent applications. Second, within state-owned enterprises, firm size remains a significant driver of patenting, while R&D expenditure is not statistically significant. In contrast, both R&D investment and firm size significantly promote patenting in private firms. These results suggest that ownership structure plays an important role in shaping firms' innovation activities.

Keywords: Patents, Agriculture, Innovation, Firm Ownership