

博士論文

大学特許のライセンス収入に影響を与える因子に関する研究

新村 和久



## 目次

1 章 序論 .....	1
1.1. 緒言 .....	1
1.2. 先行文献レビュー .....	3
1.2.1. 大学技術移転に関する研究 .....	3
1.2.2. 大学の特許権のライセンスに関する研究 .....	6
1.2.3. 大学の特許出願形態に関する研究 .....	18
1.2.4. 先行研究レビューのまとめ .....	20
2 章 目的 .....	24
3 章 研究方法 .....	25
3.1. 研究に用いるデータ .....	25
3.1.1. データの選択理由 .....	25
3.1.2. データの抽出方法 .....	26
3.2. 分析の枠組み .....	28
3.2.1. アウトプットの設定 .....	28
3.2.2. インプットの設定 .....	28
3.3. 分析方法 .....	32
3.3.1. 被説明変数の設定 .....	32
3.3.2. 説明変数の設定 .....	33
4 章 結果 .....	35
4.1. 記述統計 .....	35
4.2. 順序ロジスティック回帰分析 .....	47
4.2.1. 特許出願全件の分析 .....	47
4.2.2. ライセンス契約成立特許出願の分析 .....	60
4.3. 二項ロジスティック回帰分析 .....	73
4.3.1. 特許出願全件の分析 .....	73
4.3.2. ライセンス契約成立特許出願の分析 .....	110

4.4. 日本における他大学との比較 .....	139
5 章 ディスカッション .....	140
5.1. 分析結果の統合解釈 .....	140
5.2. 本研究の新規性 .....	154
5.3. 本研究成果の政策的含意 .....	157
5.4. 研究の限界 .....	160
6 章 結論 .....	161
Acknowledgement.....	162
References.....	162
Appendix.....	168

# 1 章 序論

## 1.1. 緒言

産学連携にはどのような意義があるだろうか。わが国における産学連携制度は、1996 年の第 1 期科学技術基本計画（文部科学省, 2014）での産学官の人的交流促進への言及から始まり、当初は産学の人的交流の意味合いが強かった。しかし、その後の 20 年間では急速な変革を遂げる。代表的な施策としては、1998 年に大学等技術移転法の制定、1999 年に日本版バイ＝ドール条項（文部科学省, 2014）を含む産業活力再生特別措置法の制定など、大学の技術を移転するための制度整備が推進され（西澤, 2005）、更には、大学の使命として社会貢献を新たに創設した大学改革など、国のイノベーションシステムとして、バブル崩壊以降停滞したわが国の産業競争力を科学技術の活用により高めるための基盤構築が積極的になされてきた（国立研究開発法人科学技術振興機構, 2018）。

しかしながら、2016 年に公表された我が国での第 5 期科学技術基本計画（内閣府, 2016）では、我が国の科学技術イノベーションの基盤的な力が近年急激に弱まってきていることを問題点として捉えており、論文の質・量的問題に加え、技術移転の問題点に関しては、「研究開発成果である特許が事業化に結び付いていない事例が多い」、「我が国における産学連携活動は活性化しつつあるが、大学の持つ技術シーズの多くは基礎研究段階のもので企業が事業化を判断できる実証段階のものは少ない」、「共同出願特許の位置付けや知的財産の保護に関して、産業界と大学との間で意識の違いがあるなど、事業化に向けた技術の橋渡しにはいまだ課題が多い。」などの課題を挙げ、産学連携は本格段階に至っていないと言及されている。

この大学における特許権の活用の代表的な代理指標であるライセンス収入については、2010 年前後においてアメリカに比べて約 1/100、欧州のイギリスと比較して約 1/10 と大きく差があり、日本においては大学の特許権が産業界で活用されていない課題が浮き彫りになっている（The department for business, energy, and industrial strategy (BEIS), 2018）。

この点、ライセンス収入は技術移転を観測する 1 要素であり、大学の知識の活用という点では、必ずしもライセンス収入が増加する必要があるわけではなく、日本においてライセンス収入が発生していないとしても、大学の技術移転が進展しているのであれば日本固有の産学連携の形として問題はない。しかし、上述のように日本において産学連携は未だ本格段階に至っていないと指摘されている。

では、この産学連携施策が誤りであったのであろうか。前述の大学の技術を移転するための制度整備は、アメリカにおける 1980 年代のバイ＝ドール法をはじめとする連邦政府の積極的な展開により大学等の研究成果を活用した企業化が飛躍的に進み、新産業創出の原動力となったことを根拠として導入されたという経緯があり（国立研究開発法人科学技術振興機構, 2018）、大学への知的財産権帰属による技術移転促進が全く誤った施策というわけではない。

一方で、アメリカと同様の技術移転制度を導入したのみでは、必ずしも技術移転が進展するわけではない。先行研究においては、大学における研究の質や研究費 (Jensen and Thursby et al., 2003; Conti and Gaule, 2011; Chapple and Lockett et al., 2005)」、「発明開示や特許出願 (Martinez and Bares, 2018; Friedman and Silberman, 2003; Chapple and Lockett et al., 2005)」、「技術移転機関によるマーケティング力 (Stadler and Castrillo et al., 2007; Friedman and Silberman, 2003; Conti and Gaule, 2011)」、「研究者へのインセンティブなどの制度設計 (Belenzon and Schankerman, 2009; Lach and Schankerman, 2008; Baldini, 2010; Ouellette and Tutt, 2020)」など、技術移転を促進する要因については数多く報告されている。

しかし、これらの多くの要素は相互に影響を及ぼす要因であり、単一の決定要因という形での報告は明らかにされていないことと、日本において大学の特許ライセンス収入が圧倒的に少ないことと結びつけた報告は存在しない。

これらを踏まえ、日本における大学の特許権の出願、権利化における特徴に何らかの問題が存在するのではないかという点に着目すると、諸外国と比較した際の最も大きな差として、日本では大学と企業との共同特許出願が約 50%を占め (隅藏, 2021)、他国では 5%未満 (Kneller, 2007; Lawson, 2013; Martinez and Bares, 2018) など、ほとんど存在しないことが報告されている。

本研究では、大学の特許ライセンス収入をこの技術移転の代理指標として設定し、各国に共通して分析されてきた要因と日本に固有の要因のうち、いずれが日本の大学のライセンス収入が少ない要因となっているのかを解明することを目的として研究を実施した。

## 1.2. 先行文献レビュー

### 1.2.1. 大学技術移転に関する研究

#### 1.2.1.1. 大学技術移転制度に関する研究

大学研究成果の技術移転に関する歴史は、アメリカにおける 1980 年の特許法改正まで遡る。アメリカでは 1980 年の特許法改正により政府資金を活用した研究開発により生まれた発明の知的財産権を大学等の研究機関に帰属させ、大学等がライセンス活動を行うことが可能となった（通称バイ＝ドール法）。

この法案の施行による効果として、大学から企業への技術移転が進展したことが報告されている。例えば、Shane（2004）は、1969 年から 1996 年までの 117 の事業分野にわたる大学の特許の割合を調べ、事業分野におけるライセンスの件数が、バイ＝ドール法施行後における大学の特許の割合と有意に相関していることから、バイ＝ドール法による有効性を報告した。また、Grimaldi ら（2011）は、バイ＝ドール法施行によって大学技術の商業化は、大学発ベンチャーの増加をもたらし、基礎研究も縮小していないことを報告している。

一方で、Henderson ら（1998a）はバイ＝ドール法の施行後は、施行前に比べて大学の特許の被引用が下がったことを報告しており、また Mowery ら（2002）は、バイ＝ドール法施行前の研究成果から多額のライセンス収入を生んでいることを指摘するなど、必ずしも肯定的なものだけではない。

このようなバイ＝ドール法施行効果における議論は残るものの、アメリカから 20 年後に欧州の多くの EU 加盟国、及び日本においても大学の技術移転に関する法制度が整備されている（Gores and Link, 2021）。しかし、これらの各国は米国型の大学特許システムを導入するに至っているが、欧州におけるこの技術移転システムの導入に関する研究としては、Grimaldi ら（2011）は、この米国のシステムが他国において適応できるとは限らないことを指摘している。他国を含めた文献レビューとして、Baldini（2006）は、1980～2004 年の文献レビューを行い、大学の特許の増加には、特許の質と研究の質の両方が重要であり、研究の優位性と技術移転活動は相互に強化されること、これらを推進するには様々な要素が絡むため、アメリカのバイ＝ドールを模倣するだけではうまくいかないことを報告している。Bradley ら（2013）は技術移転の伝統的な線形モデルの欠点を指摘しつつ、技術移転の非公式なメカニズム、組織文化の影響、大学の報酬システムが技術移転に影響を及ぼしていることを指摘している。また、大学との取引ではないが、日本の企業は 99%が中小企業であり、Dana（1998）は、日本では慣習的に下請け業者との契約形態が非常に普及しており恩義、忠誠心、調和といった日本的価値観による契約実態があることを指摘している。

日本における技術移転制度に関する研究としては、永田（2005）は、日本版バイ＝ドール条項

施行前の大学等の研究機関から企業への知識の移転についての定量的な研究から、企業にとって研究機関の知識は有用な情報源である一方、特許権や技術ライセンスを媒介とした知識の移転の重要性は限定的であることを報告しており、馬場、後藤（2007）は、日本における大学特許の帰属の明確化と TLO（Technology Licensing Organization）<sup>1</sup>の設置により、産学の協力関係は増加しつつあるものの、制度改革以前から存在するインフォーマルな技術移転に置き換わるには、まだ至っていないことを指摘している。このインフォーマルな知識や技術の移転が未だ残存しているために、新たに導入されたフォーマルな技術移転システムは、ライセンス収入を増加させていないという解釈をしている。

さらに馬場、後藤（2007）は、バイ＝ドール法制度の導入はアメリカにおけるイノベーションシステムの一面であり、知的財産権がライセンス可能となることのみで実用化が促進されるわけではなく、時間経過の差だけで収入差が生じているとは解釈できないとの主張をしている。この解釈は、特定の産業におけるイノベーションシステムはその学習ネットワーク全体を改善したり、産業の分業関係を再構築する必要があるという点で、Powell ら（1996）や Pisano（2006）と見解と類似している部分がある。

#### 1.2.1.2. 知的財産権の制度差に関する研究

知的財産における特許権の準拠法については、属地主義の原則をとり（梶野（2004）はこの限界性を指摘している）、各国での共同特許出願人の扱いはそれぞれの国の法律に準拠する。

この点、LaFrance（2005）は、日米の特許法における共同特許権者の権利について、共同発明者認定に大きな差はないものの、個々の共同発明者及び共同特許権者の権利に関する法的取扱いは日米で下記のように相当に異なる点を指摘している。

米国においては、契約において特段の定めがない限り、

- ・共同特許権による収益を他の共有者に配分することを要求されることなく当該特許を単独でかつ自由に実施する権利がそれぞれの共有者に対し認められている。
- ・それぞれの共有者は、共同特許権による収益を他の共有者に配分するよう求められることなく他の者に対し単独でかつ自由に通常実施権を与えることができる
- ・自らの判断にのみ基づき当該特許に対する自らの持分を他の者に譲渡することもできる。
- ・ただし、特許全体の譲渡を行うか又は独占的通常実施権を設定する場合には、すべての共有者の同意を得ることが必要になる。

欧州における共同特許権者の地位について、ヒース（2007）は体系的な整理を行った上で、各国での制度差を踏まえた上で、特許実施許諾と持分譲渡に関しては共有権者の同意を必要とし

---

<sup>1</sup> TLO とは Technology Licensing Organization（技術移転機関）の略称。大学の研究成果を特許化し、それを民間企業などへ技術移転（Technology Licensing）する法人であり、産と学の「仲介役」の役割を果たす組織を指す（出典：風間孝彦（2006）大学における知的財産と TLO、表面技術 57 巻, 5 号, pp.330-336）  
TTO（Technology Transfer Office）とも言うが本稿では TLO の用語で統一する。



できるとすべきではないかと提言している。

具体的な欧州の共同特許権者に関する制度差に関しては、

イギリスにおいては、日米と同様、実施については、他の共有者の同意無く自由実施可能である（イギリス特許法第 36 条第 3 項）。

持分譲渡と実施許諾についてはアメリカとは異なり、各共有者は他の共有者の同意を得なければ、自己の持分を第三者に譲渡できない（イギリス特許法第 36 条第 3 項）。

ただし、紛争は特許庁長官に持ち込むことができ（イギリス特許法第 37 条第 1 項 b）、共有特許権の一方が研究機関である場合、研究機関が自らは技術を製品化する手段を有しないとの事情を考慮して、同意なく実施許諾をなす権利を有すると命令を下した決定が報告されている。ただし、この際にはロイヤルティの補償を他の共有特許権者に支払う必要はないとされている。

ドイツについては、自己実施は他の共有者の同意無く自由実施可能である。特に実施を制限する規定が無く、何の補償も必要とされない。ただし、発明を自己実施しない相手方に対しては何らかの補償を必要とするとの説もある。持分譲渡については、各共有者は他の共有者の同意を得ることなく、自己の持分を第三者に譲渡可能であると解されており（ドイツ民法第 747 条第 1 文）、実施許諾においては、非独占的（Non-Exclusive）、独占的（Exclusive）を問わず、各共有者は他の共有者の同意を得なければ、第三者に実施許諾できない（ドイツ民法第 747 条第 2 文）。

フランスにおいては、前述の他国と異なり、実施について、原則他の共有者の同意無く自由実施可能であるが、自ら実施しない共有者に対しては補償を条件に実施可能とされている。（フランス知的財産権法第 613 条 29 (a)）

持分譲渡については、イギリスとは異なり各共有者は他の共有者の同意を得ることなく、自己の持分を第三者に譲渡可能である（フランス知的財産権法第 613 条 29 (b)）。ただし、持分を第三者に譲渡しようとする一方の共有者は、他の共有者に対して、譲渡価格を通知することとし、他の共有者は優先的にこれを買う権利があるとされている。

実施許諾については、非独占的（Non-Exclusive）なライセンスであれば、一定の条件を満たせば、各共有者は他の共有者の同意を得ることなく、第三者に実施許諾可能である（フランス知的財産権法第 613 条 29 (c)）。しかし、独占的（Exclusive）なライセンスであれば、各共有者は他の共有者の同意を得なければ、第三者に実施許諾できず、もし他の共有者の同意が得られない場合、裁判所の許可があれば実施許諾できる（フランス知的財産権法第 613 条 29 (d)）。

日本においては、特許法第 73 条において、実施許諾及び権利譲渡について共有権者の同意が必要とされており、実施については同意を必要としないと規定されている。

## 1.2.2. 大学の特許権のライセンスに関する研究

### 1.2.2.1. 大学の特許権のライセンス件数に関する研究

大学の技術移転の評価については、Friedman ら（2003）は、技術移転の実証研究についてレビューし、ライセンス数、ロイヤリティ、特許数、引用度分析、特許出願数、発明開示、引用度分析などの指標を用いた分析が実施されてきていると報告している（次表）。この報告の中で、Thursby ら（2001）は、主要な 62 社の TLO の役員を対象としたアンケート調査を実施し、TLO の最も重要な目的は、ロイヤリティと手数料、次いで商品化された発明の数であり、ライセンス契約と企業によるスポンサー研究の額は重要性が低いとの報告や、Siegel ら（2003）は TLO ディレクターと大学管理者 15 人へのインタビューから技術移転における重要度の高い順にライセンス数、ロイヤリティの順であり、特許権とスポンサー研究契約は重要度がかなり低いとの報告を挙げている。

また次頁表中の研究では様々な説明変数を用いているが、共通して統計的に有意な変数は教員の質、TLO の規模（スタッフ数）、研究費の額、発明開示数であったと報告している。

また、大学の制度に関する変数は有意差が得られておらず、大学の特徴としてが、医学部の有無 3 つの研究のうち 2 つで統計的に有意であり、国立、公立大学より私立大学の方が有意であったことを報告している。

Table I  
Summary of empirical research on university technology transfer

	Thursby and Kemp (2002)	Rogers <i>et al.</i> (2000)	Foltz <i>et al.</i> (2000)	Siegel <i>et al.</i> (2002)	Thursby <i>et al.</i> (2001)	Carlsson and Fridh (2002)
Statistical technique	DEA and Logit Regression on Efficiency Score	Correlation of characteristics technology transfer score	Linear regression	Stochastic frontier estimation	Linear regression	Linear regression
Sample size	112 Universities	131 Universities	142 Universities	113 Universities	47 Universities	170 Universities
Year(s) analyzed	1991–1996	1996	1991–1998	1991–1996	1994–1996	1991–1995 and 1996
Measurement of effectiveness [dependent variable(s)]	Licenses executed; industry sponsored research; patent applications; invention disclosures; royalties received	Scale based on: invention disclosures; patent applications; licenses yielding income; start-ups; licenses income	Summation of patent applications from 1991–1998 in biotechnology; Total University patents	# of license agreements and license revenue	Licenses executed; amount of royalties received; number of patents; amount of sponsored research	Technology transfer modeled as a sequence of events; focus on number of; patents and number of licenses
Primary data source(s)	AUTM	AUTM and NSF	U.S. Patents, NSF and AUTM	AUTM	AUTM and survey of TTOs	AUTM and survey of TTOs
Key results	Faculty quality important in Engineering; # of staff; significant (+) private more efficient than public; medical school less efficient	Significant and positive are faculty quality; # of staff; age of TTO; Federal research funding	Significant and positive are faculty quality; # of staff; Federal research funding	Universities in States with higher levels of industrial R&D are less inefficient; older TTOs tend to be closer to the frontier	Significant and Positive are invention disclosures; # of staff; medical school; not significant is faculty quality	Research expenditures, invention disclosures, and years TTO operating are important

出所) Friedman and Silberman (2003) 大学の技術移転に関する実証研究のまとめ (表 1)

ライセンス件数の増加要因に関する研究では、Thursby ら (2002) は、大学のライセンス供与の増加は研究方向の変更よりも大学の商業化努力の拡大によるものであること、洪 (2009) は、バイ＝ドール法施行後は大学側が研究成果の権利主張が強くなり、交渉の長期化などの弊害をもたらしたと、などの大学の組織活動の要因の影響を受ける点について報告されている。

また、Baldini (2008) は、大学の特許およびライセンス活動の増加から生じる懸念について 1980 年から 2006 年までの 82 論文をレビューし、ライセンス活動へのインセンティブが研究者個人の研究分野や教育などの特性によって異なる中で、商業的優先事項に対する研究課題の偏りについての懸念を指摘している。加えて、ライセンス活動を行うことが基礎研究への還元につながるならば、ライセンス活動を行う意義が薄れることも指摘している。

日本においては、坪田ら (2004) は、ライセンスが成立した大学の特許の質 (技術完成度、市場性) の評価から、ライセンス成立に技術移転を行う目利き人材の重要性が報告しているが、ライセンス件数や収入を増加する要因に関する報告は見られない。

### 1.2.2.2. 大学の特許権のライセンス収入に関する研究

まずいち早く法制度を整備したアメリカにおいては、Jensen ら（2003）は、アメリカの 62 の研究型大学を対象として、大学の執行部、TLO、教員それぞれが技術移転に係る意思決定で何を重視しているかのプロセスについての研究を行い、順序ロジットモデルを用いた分析により発明者である教員の能力、及び開示に対する意欲がライセンスの成否や収入に影響を及ぼし、また発明開示の促進、開示された発明の評価、ライセンス先の発見、契約の締結など TLO が果たす役割がライセンスの成否や収入に影響を及ぼすことを報告している。

Table 1  
Summary statistics

Variable		No. obs.	Mean	Std. dev.
Fraction public universities	PUBLIC	62	0.63	
Fraction with medical school	MEDSCHUL	62	0.60	
Faculty quality	QUAL	60	3.14	0.83
Faculty income shares		62	38.51	12.69
Fraction proof of concept	PROOF	52	44.16	28.14
Fraction prototype available	PTYPE	52	37.19	27.66
Industry to federal expenditures	INDEXP	54	11.22	9.68
Industrial experience	INDFED	61	0.14	0.09
Income per license (millions of dollars)	INCLIC	57	0.10	0.19
Net income (millions of dollars)	NETINC	61	4.21	8.57
Fraction of licenses from School of Science	SCIFRAC	58	21.90	18.37
Fraction of licenses from School of Engineering	ENGFRAC	58	28.69	22.82
Fraction of licenses from Medical Schools	MEDFRAC	58	33.08	33.69
TTO importance				
	Royalties	61	2.69	0.50
	Sponsored research	61	2.38	0.55
	Licenses executed	62	2.66	0.54
Faculty importance				
	Royalties	61	2.18	0.70
	Sponsored research	61	2.72	0.52
	Licenses executed	61	2.31	0.76
Administration importance				
	Royalties	61	2.43	0.62
	Sponsored research	57	1.75	0.66
	Licenses executed	61	2.03	0.68

出所) Jensen ら（2003）分析に用いたデータ（記述統計）（表 1）

Table 2  
Ordered probit results on TTO measures of success

	Sponsored research	Royalties <sup>†</sup>	Licenses executed
FAC-Spon. research	1.650***		
ADMIN-Spon. research	0.957***		
FAC royalties		3.899**	
ADMIN royalties		7.002**	
FAC licenses			0.538
ADMIN licenses			1.158***
PROOF	-0.027***	-0.198**	0.005
PTYPE	-0.023**	-0.081*	0.008
MEDSCHL	-0.003	5.468**	-0.155
QUAL	0.068	2.579*	0.606*
INDFED	-0.766	76.499*	-1.666
PUBLIC	0.151	-0.311	0.668
INDEXP	-0.008	0.014	-0.016
Pseudo $R^2$	0.313	0.726	0.257
Number of observations	42	42	38
$\chi^2$ statistic for overall fit	27.26***	17.88**	19.92**

\*\*\*, Significant at 1% level; \*\*, significant at 5% level; \*, significant at 10% level; †, Bivariate probit model as explained in text.

出所) Jensen ら (2003) 順序ロジットモデル結果 (表 2)

また、その他の要因に関する報告として、Belenzon ら (2009)、Lach ら (2008)、Kneller (2007) によって大学の教員が受け取るインセンティブが増加することにより、ライセンス収入が増加することも報告されている。

しかし、一方で Ouellette ら (2020) により、研究者へのライセンス収入のインセンティブ付与は効果がないという反対の意見も報告されている。

また、Heisey ら (2011) は、ライセンス収入に関わる要素の比較として、ハウスマン・テイラー法を用いたモデル推定を行い、大学の知識総量、TLO による発明発掘・マーケティング力、研究分野のうち、TLO による発明発掘・マーケティング力が最も影響することを報告している。

特許出願の質については、Martinez ら (2018) は、スペインの 2003 年から 9 年までの 465 件の大学の特許権に焦点を当て、その中から民間企業と共同出願したもの 21 件を除外した 444 件を用いて線形回帰分析、ロジットモデル、順序ロジットモデルを用いて、PCT 出願、パテントファミリー数、被引用などがライセンス成立にプラスの影響を与えると報告している。

**Table 4.** Probability of entering the national phase, having a larger patent family or passing the different phases of international protection via PCT

	Probit			OLS			Ordered Logit		
	National phase entry			Family size			PCT phases		
	0 = no national phase entry 1 = national phase entry			Number of different patent authorities in the family			1 = patent remains national, no PCT; 2 = patent remains at the PCT international phase, no national phase entry; 3 = patent enters PCT national phase		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Licensing agreement	0.142** (0.0574)	0.138** (0.0549)	0.115** (0.0532)	0.579*** (0.216)	0.579*** (0.217)	0.535** (0.214)	1.644*** (0.317)	1.645*** (0.319)	1.599*** (0.317)
Technological importance	0.0275*** (0.00638)	0.0279*** (0.00640)	0.0344*** (0.00698)	0.266*** (0.0831)	0.266*** (0.0829)	0.276*** (0.0835)	0.474*** (0.112)	0.474*** (0.112)	0.502*** (0.113)
Nb patent families filed previous year	0.00260 (0.00198)	0.00350 (0.00219)		0.00981 (0.00940)	0.00964 (0.0118)		0.0403** (0.0184)	0.0409* (0.0212)	
TTO age		-0.00486 (0.00614)			0.000847 (0.0201)			-0.00289 (0.0602)	
University fixed effects			Yes			Yes			Yes
Technological fields	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Priority years	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant				0.633*** (0.148)	0.624** (0.277)	1.007*** (0.273)			
Constant cut1							-0.420 (0.336)	-0.467 (1.045)	-0.979* (0.581)
Constant cut2							2.969*** (0.370)	2.923*** (1.067)	2.580*** (0.600)
Pseudo R-squared	0.2922	0.2946	0.3437				0.1654	0.1654	0.1954
R-squared				0.226	0.226	0.242			
Observations	444	444	389	444	444	444	444	444	444

Standard errors in parentheses, \*\*\*P < 0.01, \*\*P < 0.05, \*P < 0.1.

Robust standard errors in parentheses. Marginal effects for the probit, estimated coefficients for the OLS and ordered logit.

出所) Martinez ら (2018) 国内出願の権利化以降確率、パテントファミリーを持つ確率、PCT 出願から権利化までの移行段階の各段階通過確率 (表 4)

更に、Stadler ら (2007) は、企業と大学との間の情報の非対称性に焦点を当て、規模が大きく、事業を継続して行っていくような TLO では、企業は発明の質を把握することができないため、企業への発明情報開示数をコントロールすることで、保有する特許の価値を一定以上に保ち、継続的に収益を得ることができるが、小さな TLO ではこの発明情報開示のコントロールが困難であることを報告しており、国の規模、TLO 自体の規模が一定以上の規模でなければ技術移転活動を行うことが困難であることを報告している。

加えて、Baldini (2010) は、TLO や特許費用を賄うための資金欠如がライセンス活動を行う基となる大学の特許数を減らすことを報告している。この TLO のパフォーマンスについては、TLO の活動期間 (設立年月日) が大きな影響を与える、マーケティング活動の要素が大きいなどが報告されており、研究成果自体の質のみによってライセンスの成功が決定づけられないことを示唆している。

また、米国と異なる研究者インセンティブに関する報告として、インセンティブには研究者の昇進も含まれており、Baldini (2010) は研究者が公務員である国ではこの設定が有効に機能する可能性があると言っている。



ライセンス収入分析に係る方法論としては、Kim ら（2008）が以下のように体系的なレビューを実施している。

Heher（2006）は、大学の投資収益率（ROI）モデルと単純な経済予測を組み合わせ、大学全体の経済貢献度を評価し、研究・技術移転への投資に対して、機関レベルでは 10 年、国レベルでは 20 年でプラスのリターンが得られることを報告している。

Siegel ら（2003）は、確率的フロンティア分析（Stochastic Frontier Analysis, SFA）を用いて、1991 年から 1996 年までの AUTM データにより、米国 89 大学の技術移転効率を評価している。

ライセンス収入とライセンス数を従属変数とし、発明開示、TLO のスタッフ数、特許出願の弁護士費用という 3 つのインプットを用いて分析を行い、発明開示はライセンス収入とライセンス数の増加に寄与し、TLO のスタッフ数はライセンス数の増加に寄与するがライセンス収入は増加せず、特許出願の弁護士費用は、ライセンス数は増えないがライセンス収入の増加に寄与していることを報告している。

Table 2  
Descriptive statistics and correlation coefficients for inputs and outputs of the stochastic frontier production function (Eq. (3))

Variable name	Description	Mean	Median	Standard deviation	
LICENSE1	Average annual licensing agreements	14.3	8	21.4	
LICENSE2	Average annual licensing revenue (US\$ 000)	1803.7	321	4997.4	
INVDISC	Average annual invention disclosures	53.9	24	67.4	
STAFF	Average annual TTO employees	9.1	5	16.1	
LEGAL	Average annual external legal expenditures on UITT (000)	352.6	129.8	640.1	
Variable name	LICENSE1	LICENSE2	INVDISC	STAFF	LEGAL
Correlation coefficients					
LICENSE1	1.00	0.89	0.66	0.47	-0.39
LICENSE2	0.89	1.00	0.68	-0.03	0.57
INVDISC	0.66	0.68	1.00	0.43	0.48
STAFF	0.47	-0.03	0.43	1.00	0.49
LEGAL	-0.39	0.57	0.48	0.49	1.00

出所) Siegel ら（2003）確率的フロンティア生産関数の入力と出力の記述統計と相関係数（表 2）

Anderson ら（2007）や Thursby ら（2002）は、包絡分析法（Data Envelopment Analysis, DEA）を用いて、高ライセンス収入を得ている大学の評価を実施している。

Thursby ら（2002）は 112 の大学のデータを用いてインプットに企業からの研究費（INDSUPPOT）、ロイヤルティ収入（ROYALTIES）、発明開示数（DISCLOSURES）、ライセンス数（LICENSES）、特許数（PATENTS）、アウトプットに TLO の従業員数（TTOSIZE）、連邦研究開発費（FEDERALSUP）、全米研究協議会（United States National Research Council ; NRC）1992 年評価データによるスコア（教員評価（FACULTY）、領域評価（QUALITY）それぞれの生物科学分野（BIO.SCI）、工学（ENG）、物理科学（PHY.SCI））を設定して、DEA による分析を行った結果、58 の大学が一定の非効率性を示し、その後の回帰分析により、非効率性の要因はライセン

ス能力ではなく分野(生物科学と工学)や教育などの大学の指向性が要因であると報告している。

Table 1  
Output and input mean values

Outputs	Mean	Inputs	Mean
INDUSTRYSUP <sup>a</sup>	10.83	TTOSIZE	2.50
ROYALTIES <sup>a</sup>	1.91	FEDERALSUP <sup>a</sup>	90.81
DISCLOSURES	53.43	FACULTY (BIO.SCI)	151.79
LICENSES	15.05	FACULTY (ENG)	83.41
PATENTS	16.85	FACULTY (PHY.SCI)	119.99
		QUALITY (BIO.SCI)	2.59
		QUALITY (ENG)	2.20
		QUALITY (PHY.SCI)	2.63

<sup>a</sup> Millions of 1996 dollars.

出所) Thursby and Kemp (2002) DEA に用いたアウトプットとインプットの値 (表 1)

Anderson ら (2007) は、Thursby ら (2002) の先行研究を踏まえた上で、インプットに研究費、アウトプットにライセンス収入、ライセンスとオプション契約の実行数、スタートアップ数、米国特許出願数、米国特許登録数データを用いた DEA による分析を行うことで技術移転の効率性を評価し、非効率に分類された大学のインプットについて、効率的であった大学と同じ技術移転効率で技術移転が行われたと仮定した場合、分析対象とした 54 大学のライセンス収入の合計は 659 百万ドル増加する可能性があることを報告している。

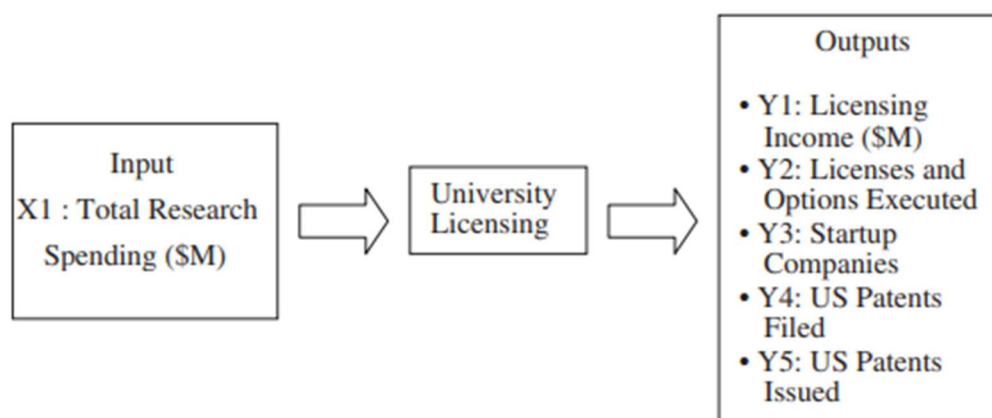


Fig. 4. University licensing DEA model.

出所) Anderson ら (2007) 大学ライセンスの DEA モデル (図 4)



Chapple ら (2005) は、SFE と DEA の 2 つのアプローチの利点を取り入れ、英国の大学の技術移転のパフォーマンスを相対的に評価している。手法としてノイズを含む DEA とノイズを除く SFE の両者それぞれで分析を行った結果、発明開示数、研究費、TLO スタッフ数がライセンス収入とライセンス数の増加に影響を与えていることを報告している。なお、Siegel ら (2003) のアメリカにおける分析結果とは異なり、医学部の有無はライセンス収入に影響を与えたと報告している。

Table 3  
Summary statistics for U.K. universities in our sample

Variable	Variable name	N	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
Number of licences	NOLIC	47	11.72	13.47	0	58
License income (£)	LICINC	48	0.33 m	543802	0	2.97 m
Invention disclosures	INVDISC	47	28.02	30.62	0	152
Total research income (£)	TRESINC	50	31.86 m	37972	0.62 m	146 m
Number of TTO staff	STAFF	50	6.84	7.33	0	35
External legal IP expenditure (£)	LEGAL	49	0.16 m	265712	0	1.16 m
Medical school	MEDSCH	50	0.46	0.50	0	1
Age of TTO	AGE	50	9.32	6.71	0	31
Regional GDP	GDP	50	98.2	17.06	76	128
Regional R&D intensity	R&D	50	0.18	0.15	0.05	0.54

出所) Chapple ら (2005) 要約統計 (表 3)

このようにアメリカと欧州においては大学のライセンス収入に影響を与える要因に関する分析として、「大学における研究の質や研究費 (Jensen and Thursby et al., 2003; Conti and Gaule, 2011; Chapple and Lockett et al., 2005)」、「発明開示や特許出願 (Martinez and Bares, 2018; Friedman and Silberman, 2003; Chapple and Lockett et al., 2005)」、「技術移転機関によるマーケティング力 (Stadler and Castrillo et al., 2007; Friedman and Silberman, 2003; Conti and Gaule, 2011)」、「研究者へのインセンティブなどの制度設計 (Belenzon and Schankerman, 2009; Lach and Schankerman, 2008; Baldini, 2010; Ouellette and Tutt, 2020)」など大きく 4 つに大別される研究が実施されている (表 1) が、日本ではこれらについてライセンス収入との関連で分析した研究は報告されていない。

また、Martinez ら (2018) を除いて大半が大学単位での分析であり、Martinez ら (2018) を含めて個別特許出願に対してのライセンス収入との関連性を定量分析した報告はほとんど存在しない。

この要素以外の報告としては、諸岡 (2010) は、アメリカにおいて法整備からライセンス収入増加までに約 10 年時間を要した一方、日本ではこれほどの長期間を要していないことから、日本の産学連携システムが米国に追いつきつつあると捉えており、この法整備の 20 年の時間差が差の主要因であり、時間の経過とともに、縮小していくとする考え方をとっている。

表 1 既存研究におけるライセンス収入やライセンス数に影響する因子の例

インプットの分類	アウトプットがライセンス収入の場合に有意に影響のあったインプット	アウトプットがライセンス数の場合に有意に影響のあったインプット	主な著者	影響はなかったとする報告
大学における研究の質や研究費	教員の能力	教員の能力	Jensen and Thursby et al., 2003; Foltz and Barham et al., 2000	Thursby ら(2001)は企業からのスポンサー研究は重要性が低いと言及（アンケート結果）
	研究費	研究費	Foltz and Barham et al., 2000	
	研究費（モデルによる）	研究費（モデルによる）	Chapple and Lockett et al., 2005	
	論文数、大学機関に所属する高被引用論文を有する研究者の数	論文数、大学機関に所属する高被引用度科学者の数	Conti and Gaule, 2011	
発明開示や特許出願		PCT 出願、パテントファミリー数、被引用	Martinez and Bares, 2018	
	発明開示数	発明開示数	Friedman and Silberman, 2003; Siegel and Waldman et al., 2003	
	発明開示（モデルによる）	発明開示（モデルによる）	Chapple and Lockett et al., 2005	
技術移転機関によるマーケティング	TLO の規模、活動期間、マーケティング能力（企業への情報開示、交渉）		Stadler and Castrillo et al., 2007	

グカ	TLO スタッフ数、活動期間、マーケティング力		Heisey and Adelman, 2011	
	TLO スタッフ数、ディレクターの産業界経験	TLO スタッフ数、ディレクターの産業界経験	Conti and Gaule, 2011	
	TLO スタッフ数	TLO スタッフ数	Friedman and Silberman, 2003; Foltz and Barham et al., 2000	Siegel ら(2003)は、TLO スタッフ数はライセンス数増加に寄与するが収入には寄与しないと報告
研究者へのインセンティブなどの制度設計	ロイヤルティ配分		Belenzon and Schankerman, 2009; Lach and Schankerman, 2008; Kneller, 2007	Ouellett ら (2020)はライセンス収入に効果なしと言及
	ロイヤルティ配分、昇進		Baldini, 2010	
その他	医学部有	医学部有	Chapple and Lockett et al., 2005	Siegel ら (2003)、Anderson ら (2007)はライセンス件数、収入ともに無しと言及
	特許出願の弁護士費用		Siegel and Waldman et al., 2003	
	分野（生物科学、工学）	分野（生物科学、工学）	Thursby and Kemp, 2002	

出所）著者作成

なお、アメリカにおいても、必ずしも全大学で効率的に特許ライセンス収入を得られているわけではない。Valdivia（2013）は、全大学等のライセンス収入のうち、TOP5%（8 大学）が、全体の約 50%、TOP10%（16 大学）が約 75%を占め、2003 年～2012 年の 10 年間に於いて TOP20 入りした大学は 37 大学のみであることを報告しており、アメリカにおいても全ての大学でライセンス高収入化に成功しているわけではなく、上位大学に限られていることが報告されている。

日本とアメリカにおいてもライセンス収入に 100 倍以上の差があることが報告されている（久保, 2016）が、2020 年においても日本は 4,035（百万円）、アメリカは 393,733（百万円）（2022 年 11 月時点の為替レート）と約 100 倍の差が継続している（図 1）。一方でライセンス件数は日本はアメリカの約 2 倍とむしろ件数が多く（図 1）、発明開示数は約 32%、特許出願数は約 36%とライセンス収入ほどの差はない（図 2）。

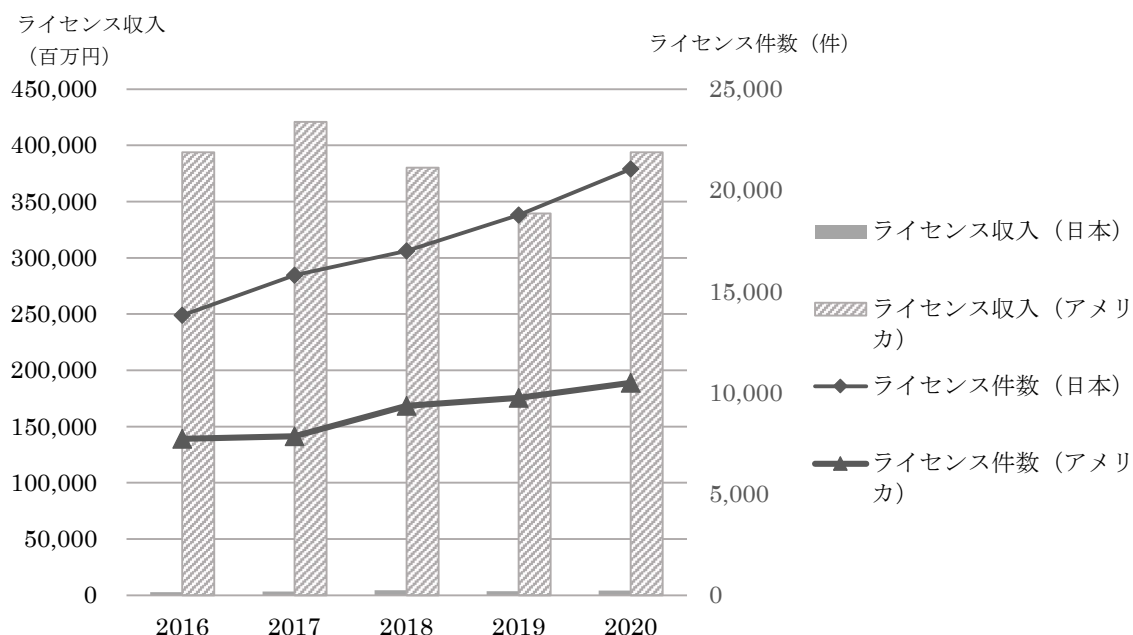


図 1 日米のライセンス収入とライセンス件数の年次推移

出所：アメリカデータは AUTM（Association of University Technology Managers）、日本データは文部科学省 産学連携等実施状況調査より抽出し著者作成

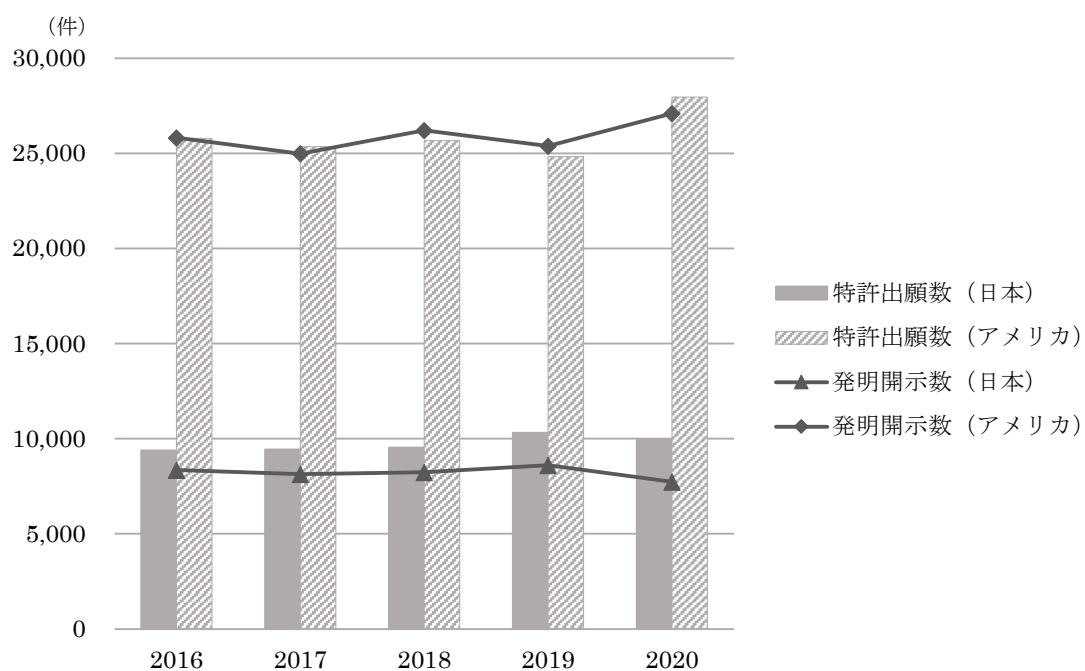


図2 日米の特許出願数と発明開示数の年次推移

出所：アメリカデータは AUTM (Association of University Technology Managers)、日本データは文部科学省 産学連携等実施状況調査より抽出し著者作成

また、前述のとおり上位大学が大多数のライセンス収入を占める状況から、一国の平均と、当該国のライセンス収入上位大学の特許出願属性が類似するとは言いきれない。したがって、両国の上位大学間でも比較しておく必要があるが、東京大学とスタンフォード大学のライセンス収入を比較してみても 2013 年でも約 40 倍の差があり、TOP 大学間においても両国のトップレベル大学間でもライセンス収入の差は大きい。(図 3)。

(Million dollars)

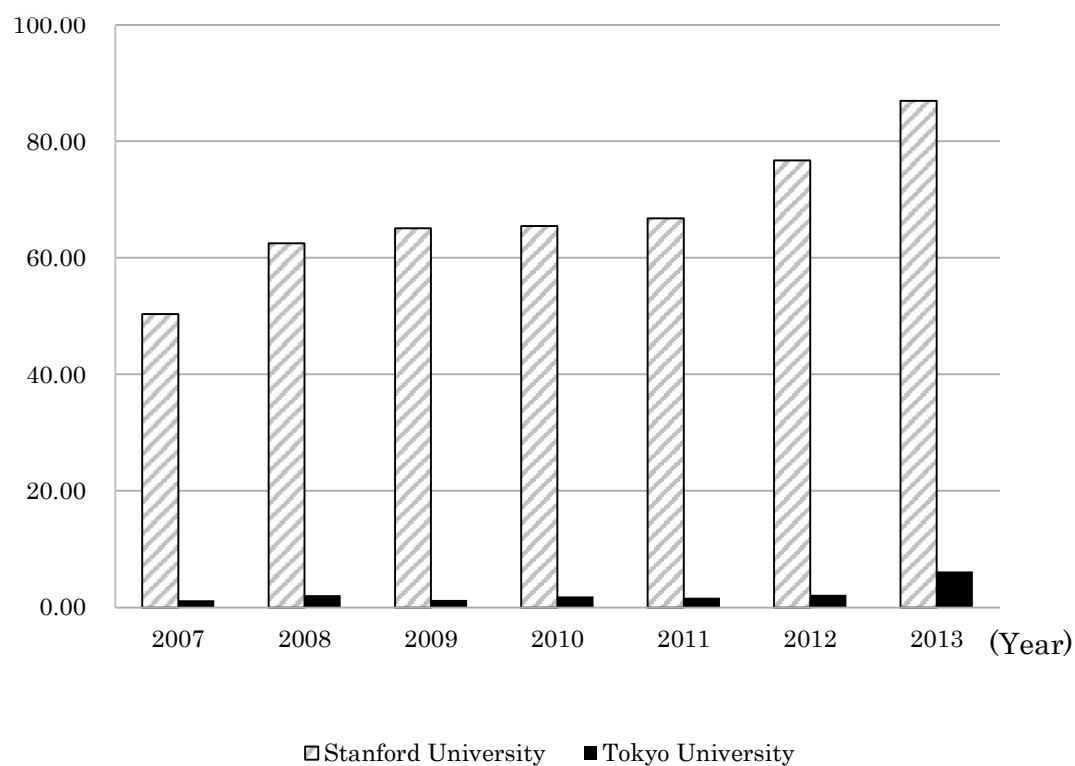


図3 東京大学とスタンフォード大学のライセンス収入

出所) 東京大学は公表データを、スタンフォード大学は AUTM STATT データを用いて著者作成

### 1.2.3. 大学の特許出願形態に関する研究

大学からの技術移転においては TLO による特許権を介した技術移転が中心となるが、大学による特許出願時の権利人の設定は、ライセンス活動における実施権付与の手続きにも影響を与えており、各国の法制度の影響を強く受けている（各国の法制度は 1.2.1.2 を参照）。

この特許権に関わる大学の出願形態として、大学の特許出願に占める企業との共同特許出願の比率は、アメリカは 5% 未満（Kneller, 2007）、欧州は、イギリスで 3%（Lawson, 2013）または 6%（Kneller and Mongeon et al., 2014）、スペインで 5%（Martinez and Bares, 2018）、ドイツ及びスイスでも特許を共有しないことが報告されている一方で、日本では 2007 年以降は約 50% が企業との共同特許出願を行っている（隅藏, 2021）点が大きく異なる。

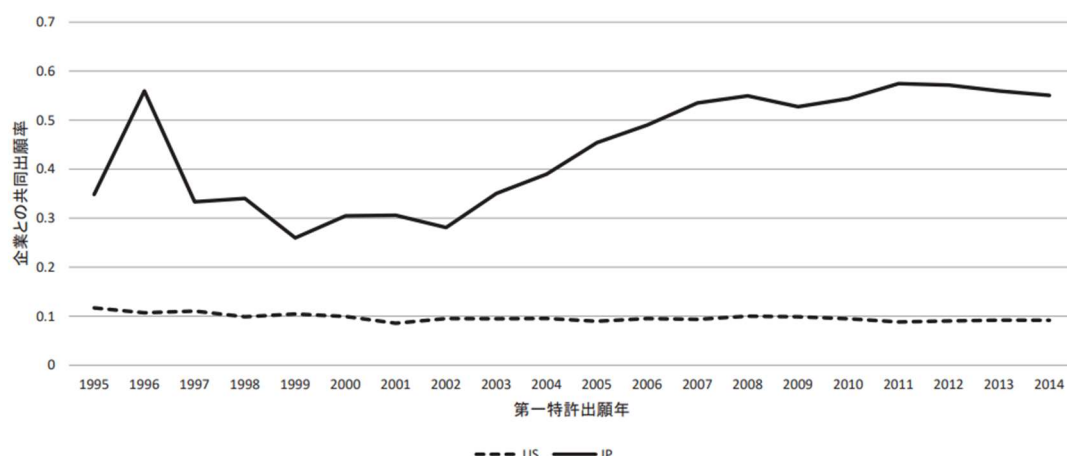


図6 日米の大学における、企業との共同出願率の時系列変化

出所) 隅藏 (2021) 日米の大学における、企業との共同出願率の時系列変化 (図表 6)

なお、共有特許権の定量化に関する研究として、この共同特許の少なさについて、Hicks ら (2005) は、アメリカを対象とした研究において、組織は自分たちの技術の所有権を共有することを好まないと説明している。また、Markman ら (2005) は、アメリカにおいては、大学への研究資金提供を行う段階では、研究対象の技術が未成熟であり、その後研究成果が実用化されるまでに更なる資金が必要であるため、企業は研究資金提供段階でライセンス契約や特許料支払いに消極的であることを指摘している。

Sterzi (2013) は、イギリスを対象とした特許の所有権に関する研究において、大学発明の約 50%が大学ではなく民間企業から出願されていることを報告している。なお、大学と企業との共同出願については数も少なく、重複を避けるため大学所属として扱っている。

一方で、日本においては、金井 (2021) は、企業へのアンケート調査により、契約時の交渉難航を回避するためとりあえずの先送りとした結果として共同特許出願がなされていると考察している。

このように大学との共同特許出願については欧米での数の少なさからほとんど研究対象とされておらず、日本では、金井 (2018) により、ライセンス収入が多い大学について単独特許出願の比率と件数が多いとは言い切れないと報告されている。

なお、大学に限定しない共同特許出願の研究に範囲を広げると、Hagedoorn ら (2003) は共同特許出願の推移について国際比較を行い、共同特許出願の効果には懐疑的であるが増えていることを報告しており、Briggs (2015) は、多国間での共有特許について、多く引用されることによる質の高さについて報告している。

このように、大学に限定しない共同特許出願数の推移や被引用による特許価値の定量評価は

行われているものの、大学と企業との共同特許出願を対象とした研究はほとんど存在せず、かつ、大学と企業の共同特許出願と大学のライセンス収入との関係性で評価した研究はない。

#### 1.2.4. 先行研究レビューのまとめ

1.2.1.の大学技術移転に関する研究としては、アメリカ、欧州、日本においてバイ＝ドール制度が導入され、研究開発により生まれた発明の知的財産権を大学等の研究機関に帰属させることになったが、アメリカにおいてはライセンス件数が増加したものの、制度導入以前から大学の特許ライセンス収入が多かったなど、大学技術移転の促進についての評価軸から意見がわかれている。

欧州においては、大学のライセンス収入の増加には、特許の質と研究の質の両方が重要など、様々な要素が絡むため、アメリカのバイ＝ドールを模倣するだけではうまくいかないことが報告されている。

日本においては、大学特許の帰属の明確化と TLO の設置は、産学の協力関係は増加しつつあるものの、制度改革以前から存在するインフォーマルな技術移転に置き換わるには、まだ至っていないことが報告されている。

また、各国の知的財産権制度により、特許権を共同で所有する場合の共同特許権者の権利に差があることが報告されているが、権利の差の影響については分析がない。

1.2.2. の大学の特許権のライセンスに関する研究としては、ライセンス件数の増加要因としては、欧米では研究費、特許数、引用度分析、特許出願数、発明開示、引用度、大学の商業化努力の拡大などとの関連性の分析がなされており、この中で共通して統計的に有意な変数は教員の質、TLO の規模（スタッフ数）、研究費の額、発明開示数であることが報告されているが、日本ではライセンス件数増加要因に関する報告は見られない。

ライセンス収入に関する報告では、欧米では「研究の質や研究費」として、教員の能力（論文数、高被引用論文を有する研究者数）、研究費、「発明開示や特許出願数」として、発明開示数、「TLO の活動期間・規模（人員）・能力（従業員の経歴）」として、スタッフ数やディレクターの産業界経験の有無、TLO の活動期間、「研究者へのインセンティブ制度設計」としてロイヤルティ配分、昇進など、の大きく 4 種が有意に正の影響を及ぼす報告がなされているが、日本ではこれらの報告はなされていない。また、欧米においても大学単位でのライセンス収入の分析が大半を占め、個別特許権とライセンス収入との関連性分析に関する報告は見られない。

1.2.3. の大学の特許出願形態に関する研究としては、欧米では大学と企業の共同特許は 5%未満であり、これを扱った研究もほとんど存在しない。日本においては、大学と企業の共同特許は約 50%であり、単独特許出願との比較として、単独特許出願の方が特許査定率などの質が高いとの報告や、ライセンス収入との関係については日本の大学全体の分析において単独特許出願の比率との関連性は見いだせなかったとの報告がされている。



このように、大学の特許技術のライセンスについては、1.2.1.の大学技術移転に関する研究、1.2.2.の大学の特許権のライセンスに関する研究で述べたように、欧米間のライセンス収入の差に関する要因が報告されているが、これは多数の要素が複合的に影響するとして、ライセンス収入に影響を与える単一の要因として特定した報告はなされていない。

日本とアメリカにおいてもライセンス収入に 100 倍以上の差があることが報告されている(久保, 2016) が、この要因については、諸岡 (2010) による日米での法整備からの時間差が要因との考察以外の具体的な要因に関する報告はなされていない。

上述のように、各国は米国型の大学特許システムを導入するに至っている。日本においても、アメリカに遅れること約 20 年後に同様の制度改革を行い、政府資金による研究成果の実用化を促してきたが、ライセンス収入による資金の獲得という点では、日本とアメリカでは 100 倍以上の差があることが報告されている (久保, 2016)。

Grimaldi ら (2011) のアメリカの技術移転制度の導入だけでは特許による技術移転は機能しないとの指摘に一致した結果であるが、その要因について、技術移転のシステム論ではなく、個別のインプット (研究、特許出願) レベルで比較すると、大学のライセンス収入の基礎となる研究力では、近年日本の大学の主要技術分野における論文シェアは低下傾向にあるが、2010 年～2015 年の主要国の 19 分野毎の論文数 (整数カウント法) の世界ランクでは、TOP5 に 7 の分野、TOP10 に 16 の分野が入り、基礎生命科学の 8 分野中では TOP5 に 3 分野、TOP8 に 8 分野全てが入るなど、高い研究レベルを有する (文部科学省 科学技術・学術政策研究所, 2021)。

日本とアメリカの技術移転の差については、2005～2009 年において日本の大学のライセンス収入はアメリカの 1%未満と大きな差が生じている (首相官邸, 2011)。

この後の状況について 2020 年の統計データで比較すると、アメリカに対して日本の発明開示数は約 29%、特許出願数は約 56%、ライセンス数は約 210%、ライセンス収入は約 1%と圧倒的にライセンス収入の差が大きく、日本においてはアメリカに比べて、出願された特許をライセンス収入に変換する部分に課題が内在すると考えられる。

この点、ライセンス収入は技術移転を観測する 1 要素であり、大学の知識の活用という点では、必ずしもライセンス収入が増加する必要があるわけではなく、日本においてライセンス収入が発生していないとしても、大学の技術移転が進展しているのであれば日本固有の産学連携の形として問題はない。

ただし、既存文献で記載したように技術移転進展の観測の容易性からライセンス収入が指標として用いられている。

また、この大学の特許ライセンス収入に直接関連する特許ライセンス数は、日本国内においては特許権等実施許諾数として、文部科学省で毎年大学等への調査がなされており、第5期科学技術基本計画において、この特許権等実施許諾数が期間中に5割増とすることが産学連携推進のKPI（Key Performance Indicators）として掲げられているように、日本では産学連携における重要指標として定期的な調査が行われている。

しかしながら、課題として上述したように、日米のライセンス収入差を埋めるようなライセンス収入の増加には結びついておらず、特許権等実施許諾数は産学連携推進のKPIとして最適とは言い難いが、これ以上のデータは日本国内において開示されていないため日本国内では定量的な研究が十分に行われていない。

この日本の技術移転の課題、特にライセンス収入の差の原因についての先行研究を整理すると、3つの説が提唱されている。

第一は、導入のタイムラグを原因とする説である。諸岡（2010）は、アメリカにおいて法整備からライセンス収入増加までに約10年時間を要した一方、日本ではこれほどの長期間を要していないことから、日本の産学連携システムが米国に追いつきつつあると捉えており、この法整備の20年の時間差が差の主要因であり、時間の経過とともに、縮小していくとする考え方をとっている。しかしながら、この説は時間の経過とともに米国に追いつきつつあるというエビデンスは見られず、否定されつつあるのが現状である。

第二は、インフォーマルな技術移転システムの残存によるという説である。システム変更の以前からある産学連携システムの有効性についての報告もなされている。例えば、永田（2005）は、日本版バイ＝ドール条項施行前の大学等の研究機関から企業への知識の移転についての定量的な研究から、企業にとって研究機関の知識は有用な情報源である一方、特許権や技術ライセンスを媒介とした知識の移転の重要性は限定的であることを報告しており、馬場、後藤（2007）は、日本における大学特許の帰属の明確化とTLOの設置は、産学の協力関係は増加しつつあるものの、制度改革以前から存在するインフォーマルな技術移転に置き換わるには、まだ至っていないことを指摘している。このインフォーマルな知識や技術の移転が未だ残存しているために、新たに導入されたフォーマルな技術移転システムは、ライセンス収入を増加させていないという解釈をしている。

第三は、知的財産のライセンスシステムの導入だけでは技術移転は促進されず、周辺の補完システム全体の改善が必要とする説である。馬場、後藤（2007）は、バイ＝ドール法の導入はアメリカにおけるイノベーションシステムの一面であり、知的財産権がライセンス可能となることのみで実用化が促進されるわけではなく、時間経過の差だけで収入差が生じているとは解釈で

きないとの主張をしている。この解釈は、特定の産業におけるイノベーションシステムはその学習ネットワーク全体を改善したり、産業の分業関係を再構築する必要があるという点で、Powellら（1996）や Pisano（2006）と見解と類似している部分がある。

既存のこれら 3 つの仮説は、ライセンス収入が米国と比較して少ない可能性のある原因に言及しているものの、それぞれの要因は複合的に作用している可能性もあり、十分に検証されていない。

加えて、日本国内において開示されている大学等の技術移転に関するデータの限界性に起因して、大学の特許ライセンス収入についての特許権単位での定量的な研究や、日本においてはどのような制度的要因が影響するのかの検証については実施されていない。

特に、制度的要因のうち、特許出願形態に係る共同特許出願については、各国の共有特許権における権利範囲の差の比較が行われているに留まり（LaFrance, 2005）、共同特許出願が大学のライセンス収入に影響を与える要因となっているか否かについては検証されていない。

## 2 章 目的

本研究では、日本と諸外国と比較した際の最も大きな差である、特許出願の形態の差に着目する。先行文献レビューで述べたように、欧米では大学と企業の共同特許出願は 5%未満とほとんど存在せず、大学の特許ライセンス収入に影響を及ぼす要因として、この特許出願形態をパラメータに加えて定量分析した報告はない。

そこで、既存の報告における特許出願の質やライセンス活動に係る要因、及び本研究独自のパラメータである特許出願形態を用いて、大学の特許ライセンス収入の定量分析を特許単位で行うことで、日本の大学の特許ライセンス収入が少ない要因の解明を目的として研究を実施した。

本研究では、3 章において、本研究で用いたデータ、及び分析方法を示す。

4 章では、分析結果を示し、5 章では、分析結果に基づく考察、及び政策的含意について述べ、最後に 6 章において、本研究での結論を述べる。

## 3 章 研究方法

### 3.1. 研究に用いるデータ

#### 3.1.1. データの選択理由

本研究のデータでは東京大学のライフサイエンス分野のデータを用いて分析を実施した。東京大学のデータを用いる理由と、ライフサイエンス分野を用いる理由は後述するが、単独大学のデータを対象とする理由は、日本において公開されている産学連携等の実施状況調査においては、大学単位での集計値である二次データのみしか利用することができず、個別特許権単位での詳細な分析には適さないためである。

##### 3.1.1.1. 東京大学の選択理由

2014 年世界大学学術ランキング<sup>2</sup>において国内 1 位（世界 21 位）であることから、創出される知的財産権のポテンシャルが日本国の中で最高水準と推測できる。

また、アメリカにおいて、全大学等のライセンス収入のうち、TOP5%（8 大学）が、全体の約 50%、TOP10%（16 大学）が約 75%を占める。また、2003 年～2012 年の 10 年間に TOP20 入りした大学は 37 大学のみである（Valdivia, 2013）。従って、アメリカにおいても全ての大学でライセンス高収入化に成功しているわけではなく、上位大学に限られている。

そこで、我が国でも上位大学ライセンス収入が全体収入への影響力が高いと推測し、文部科学省が集計し、公開している「大学等における産学連携等の実施状況調査」（文部科学省, 2016）における公開データを用いて実際に集計を行ったところ、TOP16 大学で約 75%を占めており、同様の分布を示した。

また、特許出願単位でのライセンス契約の時期、契約額、契約種類など公表されていない内部データが利用可能であり、「大学等における産学連携等の実施状況調査」において 2013 年度 1 位（6 億 5,985 万円）の東京大学を代表的なサンプルとして、特許権のライセンス収入に及ぼす影響を解析することで、米国の代表的なトップ大学と比べた際の問題点を可視化できると考えた。

##### 3.1.1.2. ライフサイエンス分野の選択理由

ライフサイエンス分野のライセンス収入は、全分野のライセンス収入に占める割合が約 4 割

---

<sup>2</sup> 世界大学学術ランキング（Academic Ranking of World Universities, 略称：ARWU）は、上海交通大学高等教育研究院（前身は高等教育研究所）の世界トップクラスの大学研究センターによって、初めて 2003 年 6 月に発表されて、それから毎年更新する。ARWU は六つの客観的な指標を参考し順位をつけている。具体的に言えば、ノーベル賞やフィールズ賞を受ける卒業生の換算数、ノーベル賞やフィールズ賞を受ける教師の換算数、高被引用科学者数、『ネイチャー』《Nature》と『サイエンス』《Science》に発表された論文数、（SCIE）と（SSCI）に収録された論文数と教師の平均表現（部門のパフォーマンス）という指標である。毎年恒例の順位をつけられた大学は 2000 所があり、ARWU は世界のトップ 500 所の大学を発表することである。出典：世界大学学術ランキング HP

と最も高い（文部科学省, 2010）。従って、本分野でのライセンス収入動向が、全体収入に最も影響を与えうると考えられる。また、先行研究においても、Mowery ら（2004）はバイオメディカル分野に関してのみは、アカデミアの成果が直接企業のイノベーションに影響を与えやすく、アカデミアの研究成果に依存しているため、特許とライセンスが重要であると指摘しており、技術移転のパフォーマンスを評価する上で適切と考えた。

### 3.1.2. データの抽出方法

東京大学のライフサイエンス特許は、次の①～③の手順で抽出を行い、分析におけるインフォーマル情報を含んだデータセットとした。

①特許出願人に東京大学を含む特許出願を抽出した。

- ・期間・・・1997～2009 年 データ利用可能期間
- ・ソフトウェア・・・NRI サイバーパテントII

＊抽出情報

- ・出願形態
- ・請求項数
- ・筆頭 IPC
- ・特許登録の有無 ＊査定が確定していない出願も含まれる
- ・国際出願の有無
- ・出願国数
- ・被引用数（前方引用）

②下記 IPC（International Patent Classification）<sup>3</sup>第 8 版（2006 年 1 月発効）分類を含む特許出願を指標に、ライフサイエンス特許権のみを抽出した（524 件）。

- ・ Analysis (G01N)
- ・ Biotechnology (C07G, C07K, C12M, C12N, C12P, C12Q, C12R, C12S)
- ・ Chemistry (A61Q, C07B, C07C, C07D, C07E, C07H, C07J, C40B)
- ・ Pharmaceutical (A61K, A61P)

---

<sup>3</sup> IPC（International Patent Classification）とは、特許文献（特許内容を掲載した文献）の国際的な利用の円滑化を目的に作成された世界共通の特許分類。1975 年 10 月に発効した「国際特許分類に関するストラスブール協定」外部サイトへのリンクの加盟国における特許に共通して用いられる分類であり、特許文献の「Int.Cl.」の項に記載されている。2022 年時点において、IPC 第 8 版（2006 年 1 月発効）が最新の分類となっている。この IPC は、発明に関する技術分野を段階的に細分化したものであり、技術の進展に柔軟に対応するため、適宜改正が行われている。（出典：国立国会図書館）

筆頭 IPC は、特許の内容が複数の技術の複合によって構成されている場合、それぞれの技術に対応する IPC 分類記号が複数付与され、このとき最も中心的な技術の IPC 分類記号として筆頭に表示されるもの。

③特許出願ごとに 2014 年 12 月時点での下記情報を付与した（510 件）。

下記情報のソースは、東京大学産学連携本部データベースとなる。なお、データベースの管理上、契約ランクは量的データではなく順序尺度を用いている。

- ・ライセンス契約<sup>4</sup>の時期（≠共同研究契約）
- ・契約ランク（表 2）
- ・契約種類（表 3）
- ・契約先がベンチャーか否か

\*ベンチャーか否かは長谷川、菅原（2015）が報告している東京大学の内部ルール<sup>5</sup>に基づいて付与されている。

表 2 契約ランク

契約ランク	金額
0	ライセンス収入なし
A	100 万円未満 *ライセンス収入なしは除く
B	100 万円以上 500 万円未満
C	500 万円以上 1,000 万円未満
D	1,000 万円以上

出所）著者作成

表 3 契約種類

契約種類	1	2	3	4	5	6	7
一時金契約 <sup>6</sup>	○			○	○		○
ランニングロイヤルティ契約 <sup>7</sup>		○		○		○	○
マイルストーン契約 <sup>8</sup>			○		○	○	○

出所）著者作成

<sup>4</sup> 本研究においてはライセンス契約には表 3 における特許権の実施許諾を伴わない一時金契約のみも含むものとして扱う。

<sup>5</sup> 東京大学の内部ルールとして下記いずれかに該当するベンチャーを大学発ベンチャーとしている。

- (i) 大学から移転された知財（特許やソフトウェア著作権等）が事業の核となったベンチャー
- (ii) 大学の研究成果として生まれた技術が、知財移転以外の形で事業の核となったベンチャー
- (iii) 教職員が役員兼業などの形を通して深くコミットしているベンチャー
- (iv) 学生が創業者であるベンチャー
- (v) 大学が提供する起業家教育を受講した学生や教職員が起業したベンチャー
- (vi) 大学が提供するインキュベーション施設を利用するベンチャー
- (vii) 大学関連 VC が出資したベンチャー

<sup>6</sup> 実施許諾契約の締結時に、企業等から支払われる契約一時金

<sup>7</sup> 実施許諾契約に基づき設定された実施料率により、製品の売上高等に応じて支払われる実施料

<sup>8</sup> 契約に基づき、あらかじめ定められた研究開発の達成度合いに応じて生じる収入

## 3.2. 分析の枠組み

### 3.2.1. アウトプットの設定

1 章で述べた先行研究においては、産学連携は単一の指標に依拠して完全に把握することは難しく、ナショナルイノベーションシステムの一環として包括的に捉えるもの、バイ＝ドール前後の特許出願の質やライセンス収入で評価するもの、技術移転のシステムとして TLO の活動や研究者の関与を評価するものなど多様な観点から評価している。しかし、包括的に捉えるのみでは具体的な課題と解決策を提言することはできない。

そこで、本研究では複合的な要素から日本の大学の技術移転を評価することを目的に図 4 の分析の枠組みを設計した。技術移転の目的は実用化であるが、これは技術移転後の企業における活動に大きく依存するため、直接観測することは難しい。なお、先行文献において、企業のイノベーション活動において産学連携の有効性は多数報告されているが、特定の製品・サービス実用化において大学の特許出願がどの程度の寄与があったかは観測できない。

そこで、代理指標として、ライセンス収入をアウトプットに設定した。これはライセンス収入が発生している、または将来的に発生する契約を行っているのであれば、企業にとって金銭的支払いを容認すべき状況であり、大学特許を活用した実用化の前段階と推認できるためである。

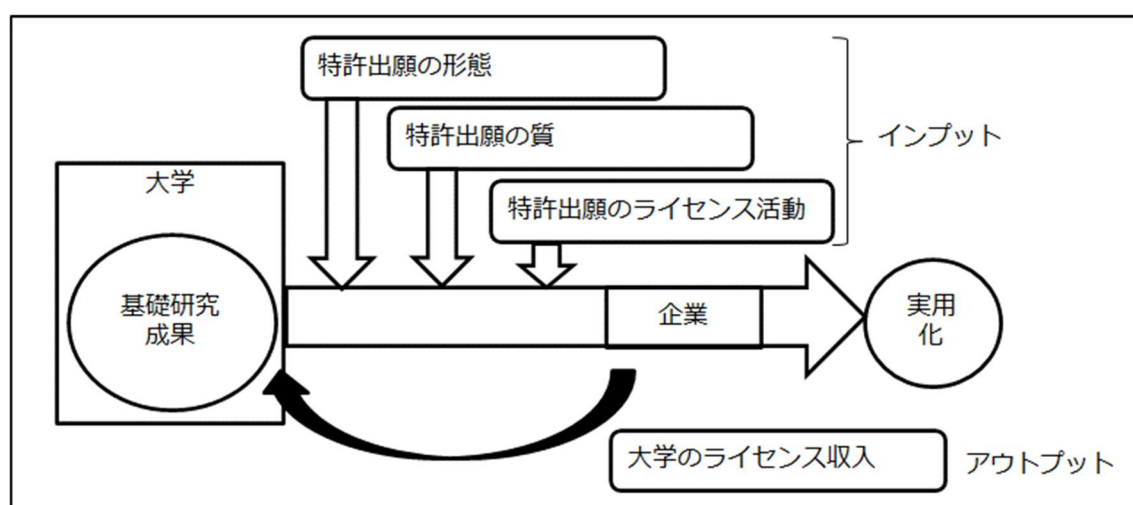


図 4 分析の枠組み

出所) 著者作成

### 3.2.2. インプットの設定

大学に主眼を置いた技術移転に関する先行文献は、知識の移転に関するもの（インフォーマルも含む）、研究の質や研究費に関するもの、技術移転に用いられる特許の質に関するもの、TLO などの組織の活動に関するもの、研究者個人の関与インセンティブに関わるものに大別されるが、上記アウトプットの設計において、収入を発生しない実用化を対象外とした大学からの組織



的な技術移転を対象としたことに伴い、ライセンス収入を発生するための権利として特許権に着目した以下のインプットを検討した。

#### 3.2.2.1. 特許出願の形態

アウトプットであるライセンス収入に影響を及ぼす要因として、日本とアメリカの発明開示数、特許出願数、ライセンス件数に着目すると、これらは、前段階の発生に依存する連続的な事項であるが、日米差に着目すると、発明開示と特許出願数では日米差の幅の増加がないものの、特許出願数からライセンス件数、ライセンス件数からアウトプットであるライセンス収入では、日米差の開きが増加していく。このことから、この間にアウトプットが低下する要因がある可能性がある。また最初の特許出願数についても、その特許出願形態が日米で異なることが報告されている。例えば、大学における特許出願の形態として、大学と企業との共同特許出願の割合は、日本で約 50%（隅藏, 2021）、アメリカでは 5%未満と大きく異なる（Kneller and Mongeon et al., 2014）。

また、日本とイギリスとの比較では、出願件数、発明開示件数には大きな差はない。しかし、ライセンス収入はイギリスの方が日本より 2013 年時点で 7.3 倍、2014 年時点で 7.4 倍高く（BEIS, 2018）、また研究費総額比でのライセンス収入はイギリスの方が日本より 20 倍程度高いことが報告されている（中澤, 2013）。一方で、イギリスの大学と企業との共同特許出願は約 6%であり、アメリカとほぼ同じである（Kneller and Mongeon et al., 2014）。

この共同特許出願の占める割合が日本と他国において大きく異なるにも関わらず、既存の研究ではライセンス収入に及ぼす影響が検証されていないため、この指標を説明変数として選択した。

これを踏まえると、発明開示数と特許出願数の日米差は変わらないが、特許出願の形態が大きく異なることがアウトプットに影響を与えている可能性が考えられるため、1 つ目のインプットとして

##### a. 特許出願の形態（企業との共同出願か否か）

を設定した。

#### 3.2.2.2. 特許出願の質

特許出願数からライセンス件数で日米差が広がる要因について先行文献を踏まえて考慮すると、1.2.2.1. 大学の特許権のライセンス件数に関する研究での Friedman ら（2003）の表で示したように、ライセンス収入の定量分析においては、Thursby ら（2002）、Foltz ら（2000）、Thursby ら（2001）などでは、特許出願件数を Thursby ら（2001）は特許権数を説明変数に設定しているが、特許出願の質に関するパラメータは加えられていない。なお、特許の被引用については、Henderson ら（1998a）はパイ＝ドール法の施行後は、ライセンス収入は増加しているものの施行

前に比べて大学の特許の被引用が下がったことが報告されているため、ライセンス収入との関連性がない可能性も考えられる。ただし、法施行前後の特許の被引用の比較であり、ライセンス収入との関係では論じられていない。

ライセンス件数との関係では、Martinez ら (2018) は PCT 出願 (国際出願)、パテントファミリー数、被引用数がライセンス契約数に正の影響を及ぼすことが報告されているが、ライセンス収入の影響との関係では評価していないことを踏まえ、Martinez ら (2018) が用いている説明変数を参考に、

- b. 請求項数
- c. 特許登録
- d. PCT 出願 (国際出願)
- f. 被引用数

を「特許出願の質」を設定した。

Martinez ら (2018) は分析対象国であるスペインのみの権利化以降の有無を対象としているが、より広範囲な権利化意思を評価するため、

- e. 出願国数

も加えている。

### 3.2.2.3. 特許出願の分野

1 章で述べたように、先行研究においても、Mowery ら (2004) はバイオメディカル分野に関してのみは、アカデミアの成果が直接企業のイノベーションに影響を与えやすく、アカデミアの研究成果に依存しているため、特許とライセンスが重要であると指摘しており、ライフサイエンス特許の中での医療要素の有無での差異を検証するために、

- g. Analysis (IPC に G01N を含む)
- h. Pharmaceutical (IPC に A61K または A61P を含む)

の 2 区分を選択した。

### 3.2.2.4. 特許出願のライセンス活動

4 つ目のインプットとして、1.2.2.2. 大学の特許権のライセンス収入に関する研究の表 1 で示した TLO の活動について「特許出願のライセンス活動」として設定した。大学からの特許技術移転活動は、国によって規模効果があるため、小国では影響が薄いことや、Stadler ら (2007) は、

TLO は、企業と大学との間の情報の非対称という障壁により一定規模以上の TLO でなければ継続的に収益を得ることが困難であることなど、ライセンス活動には組織やマーケットの規模が影響することが報告されている。

アメリカでは大学からのライセンスは中小・ベンチャー企業に多い一方、日本では大学からのライセンスの多くは大企業であることが報告されている（渡部, 2012）。

ただし、このライセンス先が大企業に多いことと、大学の特許出願に共同特許出願が多いことの 2 点がライセンス収入に及ぼす影響は検証されておらず、大学の特許ライセンス収入は契約相手の影響を受ける可能性が考えられる、この可能性を検証するため、説明変数にライセンス相手先がベンチャー企業か否かを加えた。

更に、馬場、後藤（2007）は、日本における大学特許の帰属の明確化と TLO の設置は、産学の協力関係は増加しつつあるものの、制度改革以前から存在するインフォーマルな技術移転に置き換わるには、まだ至っていないことを指摘しており、インフォーマルではない大学の特許ライセンス活動がライセンス収入に与えている効果を検証する為にこの項目を設定した。

また、契約種類が及ぼす影響を評価するため、成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否かを加えた。「3.1. 研究に用いるデータ」における表 3 契約種類で示したように、得られたデータは一時金契約、ランニングロイヤルティ契約、マイルストーン契約のそれぞれの組み合わせであり、ランニングロイヤルティ契約とマイルストーン契約を単独で評価することは困難であるため、成果報酬契約か一時金のみの契約かを区分した。

具体的には、ライセンス契約が成立している特許群のみを対象として解析する場合のパラメータとして、

- j. 相手先がベンチャー企業か否か、
- k. 出願後 1 年以内のライセンスか否か
- l. 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか

が該当する。成果報酬契約を含むか否かは表 3 における 2～7 に該当する場合は含む、1 に該当する場合は含まないとして、一時金のみの契約であるか成果報酬を含む契約であるかを評価した。

加えて、ライセンスが成立しなかった特許も含めて全件の特許を対象として、ライセンス活動期間の影響を評価するため、

- i. 出願後経過日数（データ取得年月（2014 年 12 月 1 日）から出願年月日の差の日数）

を設定した。

### 3.3. 分析方法

図 4 の分析の枠組みで示したように、技術移転の実用化を直接分析することは困難であるため、実用化の前段階であるアウトプットのライセンス収入について、インプットである「特許出願の形態」、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」の 3 種を用いた分析を実施した。

分析の方法としては、設定したインプットの 3 種に関する全てのパラメータを包含する形でロジスティック回帰分析を実施した。

加えて、対象としては特許出願全件（510 件）、及びライセンス契約が成立した特許出願（155 件）のそれぞれについて分析を実施した。

#### 3.3.1. 被説明変数の設定

上述したように被説明変数として用いるライセンス収入の内部データがカテゴリカルデータであるため、ロジスティック回帰分析を選定した。

また、ライセンス収入データが順序尺度であることと、大学特許のライセンスは大きな収益を生むものと全く収益を生まないものに二分されるとの既存報告を踏まえ、順序ロジスティック回帰分析と、ライセンス収入の額で二分した二項ロジスティック回帰分析の 2 種を用いた。更に、二項ロジスティック回帰分析は、ライセンス収入ランクの分類方法で 2 種を設定した（表 4, 5）。

分析には Stata/MP15 を用いた。

表 4 ロジスティック回帰分析における被説明変数設定（全件）

	1	2	3	4
分析方法	順序ロジスティック回帰分析		二項ロジスティック回帰分析	
被説明変数	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0→1, A→2, B→3, C→4, D→5	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0→0, A,B,C,D→1	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0,A→0, B,C,D→1	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0,A,B→0, C,D→1

出所）著者作成

表 5 ロジスティック回帰分析における被説明変数設定（ライセンス成立）

	1	2	3
分析方法	順序ロジスティック回帰分析	二項ロジスティック回帰分析	
被説明変数	ダミー変数 ライセンス収入 ランク：A→1, B→2, C→3, D→4	ダミー変数 ライセンス収入 ランク：A→0、 B,C,D→1	ダミー変数 ライセンス収入 ランク： A,B→0、C,D→1 A,D→1

出所）著者作成

### 3.3.2. 説明変数の設定

3 章の分析の枠組みで示したインプットである「特許出願の形態」、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」の 3 区分について、先行文献を踏まえ下表のデータを説明変数として設定した。なお、特許情報抽出に当たって使用した分野情報も分野による差異の検証のために説明変数に加えている（表 6, 7）。

表 6 説明変数（全件）

分類	説明変数
特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
特許出願の分野	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）
特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数

出所）著者作成

表 7 説明変数（ライセンス成立）

分類	説明変数
特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
特許出願の分野	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）
特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内のライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か

出所）著者作成

## 4 章 結果

### 4.1. 記述統計

3.1.2.で抽出したデータについて記述する。

東京大学の 1997 年～2009 年に出願したライフサイエンス特許出願中、東京大学のライセンス情報を付与できた特許出願数は 510 件であり、そのうち 2014 年 12 月までにライセンスが成立した件数は 155 件であった（表 8）。なお、契約数は契約時期ではなく、契約が成立した特許権の出願年で集計している。

表 8 特許出願数と契約数の年次推移

特許出願年	特許出願数	契約数
1997	6	1
1998	1	0
1999	12	0
2000	11	3
2001	18	5
2002	19	3
2003	42	13
2004	53	20
2005	77	27
2006	81	31
2007	83	20
2008	82	26
2009	25	6
合計	510	155

出所) 著者作成

この契約が成立した 155 件中、相手先がベンチャー企業は 68 件、ベンチャー企業以外は 87 件であった（表 9）。

表 9 契約相手の年次推移

契約相手	ベンチャー以外	ベンチャー	合計
1997	1	0	1
1998	0	0	0
1999	0	0	0
2000	2	1	3
2001	3	2	5
2002	2	1	3
2003	8	5	13
2004	8	12	20
2005	15	12	27
2006	16	15	31
2007	14	6	20
2008	15	11	26
2009	3	3	6
合計	87	68	155

出所）著者作成



これらの年次推移について可視化すると下記となる。(図 5)

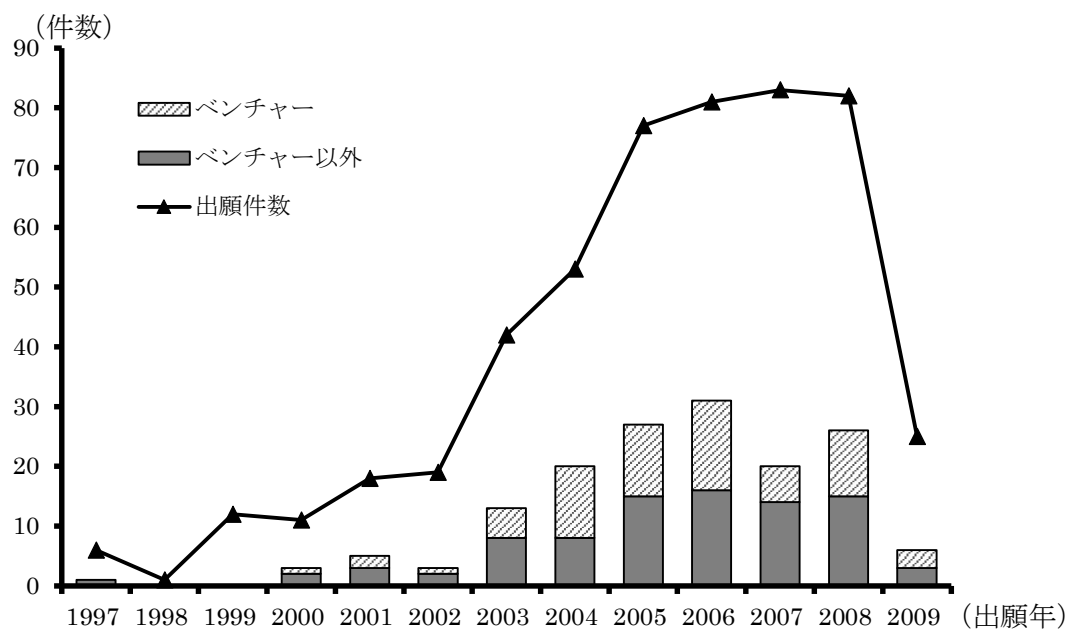


図 5 全特許出願件数に占める契約件数 (契約相手別)

出所) 著者作成

また、特許出願中、単独特許出願は 286 件であり、共同特許出願は 224 件であった。1999 年までは共同特許出願はなされておらず、それ以降徐々に件数が増え、2005 年～2008 年では半数程度が共同特許出願となっている (表 10, 図 6)。

表 10 単独特許出願、共同特許出願の年次推移

特許出願年	単独特許出願	共同特許出願	合計
1997	6	0	6
1998	1	0	1
1999	12	0	12
2000	10	1	11
2001	15	3	18
2002	15	4	19
2003	17	25	42
2004	35	18	53
2005	37	40	77
2006	44	37	81
2007	40	43	83
2008	38	44	82
2009	16	9	25
合計	286	224	510

出所) 著者作成

(件数)

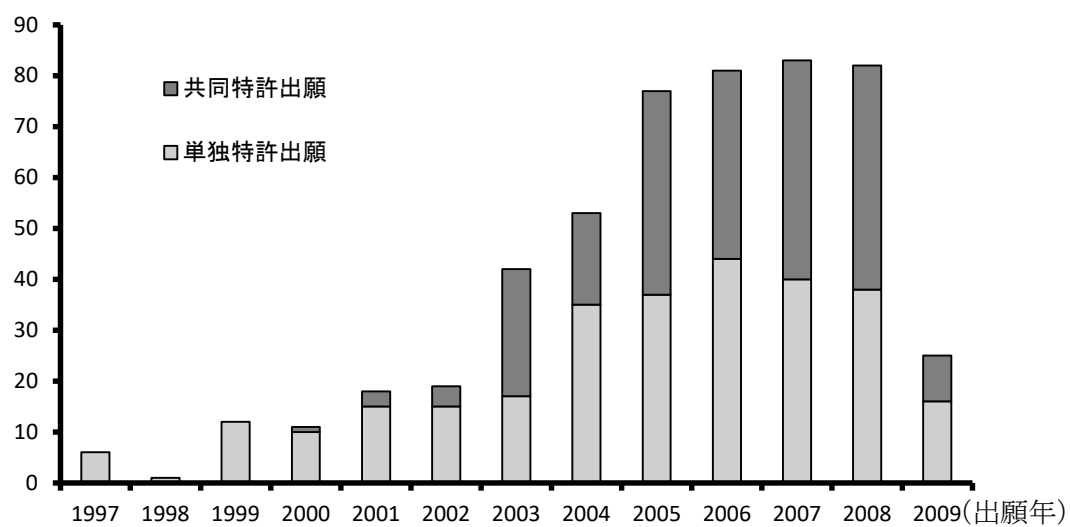


図 6 単独特許出願、共同特許出願の年次推移

出所) Shimmura and Kano (2024)より著者翻訳して作成

上記契約相手先と特許出願形態とのクロス集計結果は下記となる（表 11）。

表 11 契約相手先と特許出願形態

	ベンチャー企業	ベンチャー企業以外	合計
単独特許出願	43	53	96
共同特許出願	25	34	59
合計	68	87	155

出所）著者作成

契約が成立した 155 件について、契約ランク別の年次推移を示す（表 12、図 7）。契約ランクはライセンス契約が成立しなかった場合には 0、契約が成立した場合には金額に応じて A～D の分類を使用している。

表 2 契約ランク

契約ランク	金額
0	ライセンス収入なし
A	100 万円未満 *ライセンス収入なしは除く
B	100 万円以上 500 万円未満
C	500 万円以上 1,000 万円未満
D	1,000 万円以上

出所）著者作成

表 12 契約ランクの年次推移

特許出願年	A	B	C	D	合計
1997	1	0	0	0	1
1998	0	0	0	0	0
1999	0	0	0	0	0
2000	0	1	1	1	3
2001	0	2	0	3	5
2002	1	1	0	1	3
2003	8	3	2	0	13
2004	7	7	5	1	20
2005	8	15	3	1	27
2006	13	15	0	3	31
2007	6	9	4	1	20
2008	16	7	2	1	26
2009	5	1	0	0	6
合計	65	61	17	12	155

出所) 著者作成

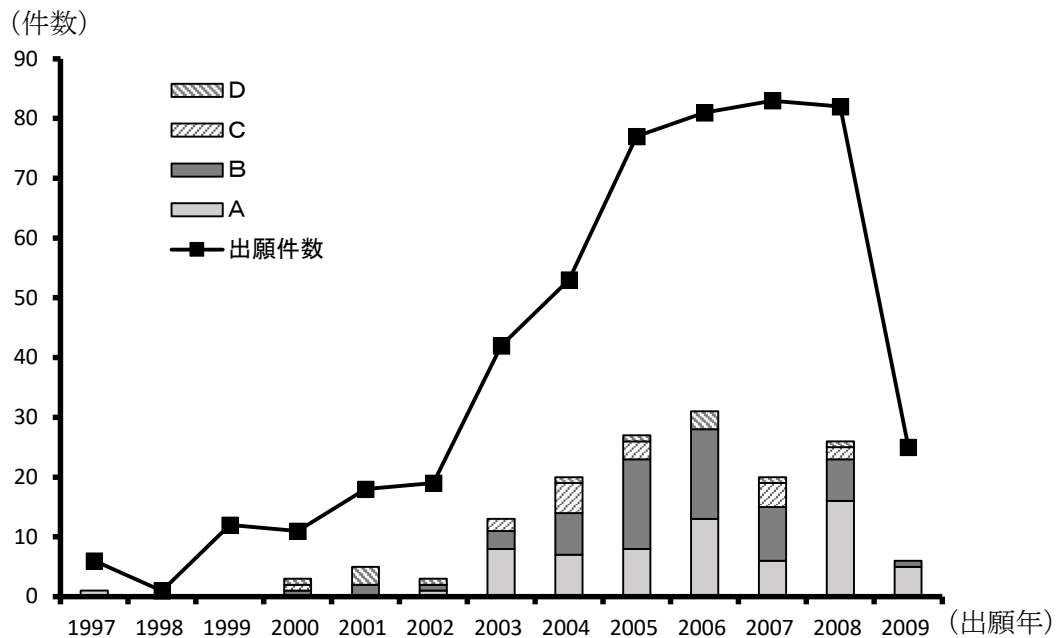


図 7 契約ランクの年次推移

出所) Shimmura and Kano (2024)より著者翻訳して作成

契約が成立した 155 件について、契約種類別の年次推移を示す（表 13、図 8）。契約ランクはライセンス契約が成立しなかった場合には 0、契約が成立した場合には契約の種類組み合わせに応じて 1～7 の分類を使用している。155 件中 102 件が一時金だけの契約であり、ランニングロイヤルティ契約、マイルストーン契約を含む契約の数は少ない。

表 3 契約種類

契約種類	1	2	3	4	5	6	7
一時金契約	○			○	○		○
ランニングロイヤルティ契約		○		○		○	○
マイルストーン契約			○		○	○	○

出所）著者作成

表 13 契約種類の年次推移

契約 種類	1	2	3	4	5	6	7	合計
1997	0	1	0	0	0	0	0	1
1998	0	0	0	0	0	0	0	0
1999	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	1	0	0	1	0	0	1	3
2001	2	0	0	2	1	0	0	5
2002	1	0	0	0	1	0	1	3
2003	6	6	0	1	0	0	0	13
2004	14	2	0	3	1	0	0	20
2005	15	0	0	10	0	0	2	27
2006	17	0	1	11	1	0	1	31
2007	16	1	0	2	0	0	1	20
2008	25	0	0	1	0	0	0	26
2009	5	1	0	0	0	0	0	6
合計	102	11	1	31	4	0	6	155

出所) 著者作成

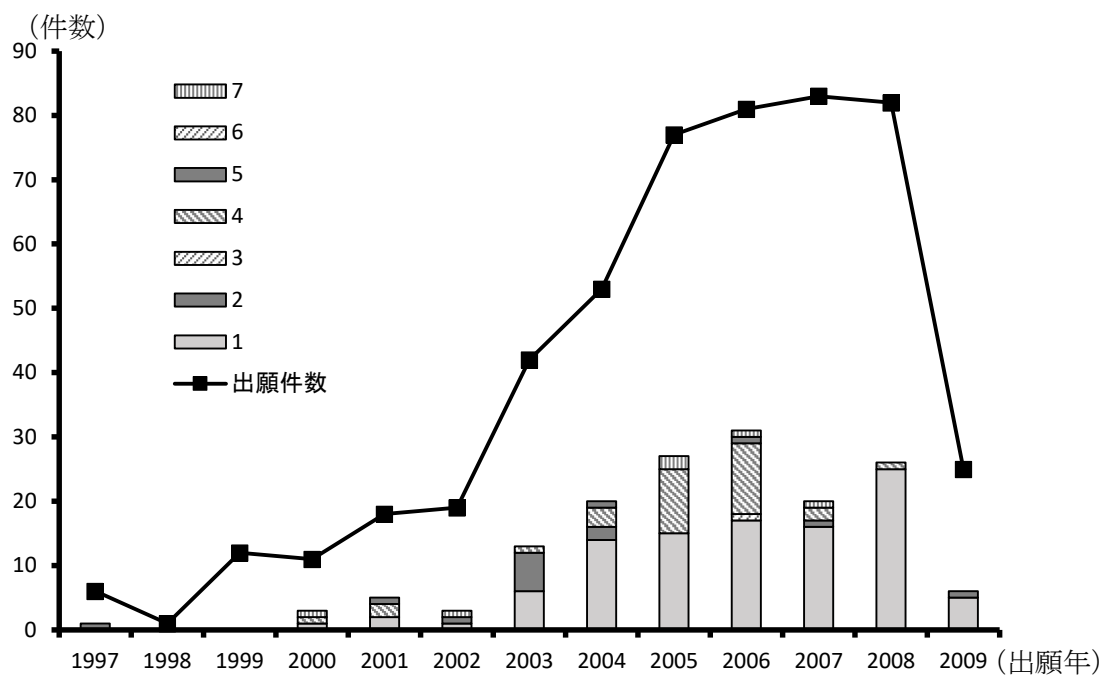


図 8 契約種類の年次推移

出所) 著者作成

対象となる全特許出願のライセンス収入のランクとライセンス種類のクロス集計結果を示す（表 14）。契約が成立していない特許出願は 510 件中 355 件であり、残りの 155 件が契約成立している特許出願となる。このうちライセンス契約の種類 1 である一時金のみの契約が 102 件を占め、この約半数の 54 件が 100 万円未満のランク A の契約となる。

表 14 ライセンス収入のランクとライセンス種類のクロス集計

		ライセンス収入のランク					合計
		0	A	B	C	D	
ライセン ス契約の 種類	0	355	-	-	-	-	355
	1	-	54	36	10	2	102
	2	-	7	2	1	1	11
	3	-	1	-	-	-	1
	4	-	3	20	3	5	31
	5	-	-	2	-	2	4
	6	-	-	-	-	-	0
	7	-	-	-	-	-	6
合計		355	65	61	17	12	510

出所) 著者作成

また、この全件の特許出願形態について単独特許出願と共同特許出願でライセンス契約ランクとクロス集計を行った結果を示す（表 15）。単独特許出願の方が契約ランク B 以上の占める割合が高い。

表 15 特許出願形態とライセンス契約ランクのクロス集計

	0	A	B	C	D	合計
単独特許出願	190	27	44	15	10	286
共同特許出願	165	38	17	2	2	224
合計	355	65	61	17	12	510

出所) 著者作成



この契約が成立した 155 件について、契約相手先と共同特許出願の場合の相手先でクロス集計を行った結果を示す（表 16）。

表 16 契約ランクの相手先（出願・契約）

	契約相手（ベンチャー）				契約相手（ベンチャー以外）				合計
	A	B	C	D	A	B	C	D	
単 独 特 許出願	7	22	9	5	20	22	6	5	96
共 同 出 願（ベン チャー）	9	11	0	0	0	0	0	1	21
共 同 出 願（ベン チ ャ ー 以外）	5	0	0	0	24	6	2	1	38
合計	21	33	9	5	44	28	8	7	155

出所）著者作成

契約ランクと同様に、全件の特許出願形態について単独特許出願と共同特許出願でライセンス契約種類とクロス集計を行った結果を示す（表 17）ランニングロイヤルティ契約のみ（契約種類 2）以外は全て、共同特許出願よりも単独特許出願の件数が多い。

表 17 特許出願形態とライセンス契約種類のクロス集計

	0	1	2	3	4	5	6	7	合計
単 独 特 許 出 願	190	65	4	1	17	3	0	6	286
共 同 特 許 出 願	165	37	7	0	14	1	0	0	224
合計	355	102	11	1	31	4	0	6	510

出所）著者作成

契約が成立した 155 件について、出願相手と契約相手の契約種類を示す（表 18）。共同出願相手がベンチャー企業かつ契約相手先がベンチャー企業の場合にランニングロイヤルティ契約を含む 4 の契約形態が多い。

表 18 契約種類の相手先（出願・契約）

	契約相手（ベンチャー）							契約相手（ベンチャー以外）							合計
	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	
単 独 特 許出願	31	1	0	6	1	0	4	34	3	1	11	2	0	2	96
共 同 出 願（ベン チャー）	6	4	0	11	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	26
共 同 出 願（ベン チ ャ ー 以外）	4	0	0	0	0	0	0	25	3	0	3	1	0	0	36
合計	41	5	0	17	1	0	4	61	6	1	14	3	0	2	155

出所）著者作成

## 4.2. 順序ロジスティック回帰分析

### 4.2.1. 特許出願全件の分析

表 19 のモデル X, Y, Z, T で順序ロジスティック回帰分析を実施した。

モデルの選定においては、逐次選択法を採用し、モデル X においては 3 章で述べた全説明変数（表 6）を使用し、モデル Y においては、研究分野を除き、研究構造で示した 3 区分の全ての変数を説明変数として使用した。モデル Z, T においては、説明変数間で比較的高い相関（相関については後述）を示した国際出願の有無と出願国数について、モデル Z では出願国数を除き、モデル T においては国際出願の有無を除外した。

結果については、p 値が 0.05 未満（Z スコア（標準偏差）が  $<-1.96$ 、または  $>+1.96$ ）を統計的に有意とみなした。

表 6 説明変数（全件）

分類	説明変数
特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
特許出願の分野	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）
特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数

出所）著者作成

表 19 順序ロジスティック回帰分析のモデル（全件）

		モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
被説明変数		ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0→1、A→2、B→3、C→4、D→5			
説明変数	特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
	特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
	特許出願の分野*	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）	-	-	-
	特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数	i: 出願後経過日数	i: 出願後経過日数	i: 出願後経過日数

\* 各分野は IPC に Analysis (G01N)、Pharmaceutical (A61K, A61P)を含むか否かで判定している。

出所) 著者作成

順序ロジスティック回帰分析に先立ち、説明変数間の多重共線性の有無の検証のため、Spearman の順位相関係数を用いて検討した。この結果、いずれの説明変数間での 0.7 を超える相関性は発生していないことが確認された（表 20）。

順序ロジスティック回帰分析は、モデル X, Y, Z, T のモデルのいずれも、ライセンス収入のランクが高くなる確率をモデル化しているため、説明変数中で値が大きくなればライセンス収入のランクも高くなることが期待される変数のパラメータ推定値は正となる。

また、結果における Constant cut は、Cut1 はライセンス収入ランクをライセンス収入 0 とライセンス収入 0 以上（ランク A～D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、Cut2 はライセンス収入ランクをライセンス収入 100 万円未満（ランク 0, A）とライセンス収入 100 万円以上（ランク B～D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、Cut3 はライセンス収入ランクをライセンス収入 500 万円未満（ランク 0, A, B）とライセンス収入 500 万円以上（ランク C, D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、Cut4 はライセンス収入ランクをライセンス収入 1,000 万円未満（ランク 0, A, B, C）とライセンス収入 1,000 万円以上（ランク D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、それぞれ示している。

モデル X, Y, Z, T の順序ロジスティック回帰分析の結果が表 21～24、図 9～12 となる。

まず、非説明変数の区分の妥当性を示す Constant Cut は cut1（ライセンス収入ランクをライセンス収入 0 とライセンス収入 0 以上（ランク A～D）で 2 分する場合）に有意とならず、それ以外の区分である cut2,3,4 では有意性を示した。従って、以下の結果は Cut1（ライセンス収入の有無で区分した場合）においては当てはまらない。

モデル X, Y, Z, T の全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、a: 出願形態、c: 特許登録、i: 出願経過日数であり、d: 国際出願、e: 出願国数もこれらの変数を採用したモデル全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した。

これらの偏回帰係数は a: 出願形態において、モデル X:1.067、モデル Y:1.072、モデル Z:0.829、モデル T:1.092、c: 特許登録において、モデル X:0.990、モデル Y:0.985、モデル Z:1.140、モデル T:0.994、d: 国際出願において、モデル X:0.857、モデル Y:0.863、モデル Z:1.264 となり、全てのモデルで高い値を示している。i: 出願経過日数の偏回帰係数は、全てのモデルで 0.000 であり、ライセンス収入に全く影響を及ぼしていない。

f: 被引用数はモデル T を除いて有意水準 5%で有意差を示しているが、偏回帰係数はモデル X:0.297、モデル Y:0.293、モデル Z:0.323、モデル T:0.210 であり、a: 出願形態、c: 特許登録、d: 国際出願よりも低い。

有意水準 5%で有意差を示さなかった項目は b:請求項数と g: Analysis、h: Pharmaceutical であり、偏回帰係数も低いことからライセンス収入にはほとんど影響を与えていないと推測される。

これらの結果を踏まえると、全特許出願を対象とした順序ロジスティック回帰分析の場合、設定した説明変数では「特許出願形態」、および「特許出願の質」中の a: 出願形態、c: 特許登録、d: 国際出願がライセンス収入の増加と大きく関連しており、「特許出願の質」のうち e: 出願国数、f: 被引用数は、これらの説明変数よりは弱いがライセンス収入と関連している。また、「ライセンス活動」における i: 出願経過日数はライセンス収入とは関連していないことが示された。

表 20 説明変数間の Spearman の順位相関係数 (n=510)

	a	b	c	d	e	f	g	h	i
a: 出願形態	1.00								
b: 請求項数	0.065	1.00							
c: 特許登録	-0.058	-0.177	1.00						
d: 国際出願	-0.109	0.328	0.081	1.00					
e: 出願国数	-0.163	0.144	0.238	0.613	1.00				
f: 被引用数	0.059	-0.030	0.258	-0.155	0.034	1.00			
g: Analysis	-0.132	0.165	-0.019	0.151	0.129	-0.035	1.00		
h: Pharmaceutical	-0.071	0.071	-0.066	0.254	0.176	-0.166	-0.009	1.00	
i: 経過日数	0.158	-0.029	0.241	0.065	0.159	0.345	0.069	-0.028	1.00

出所) 著者作成

表 21 順序ロジスティック回帰分析（モデル X）（全件）（n=510）

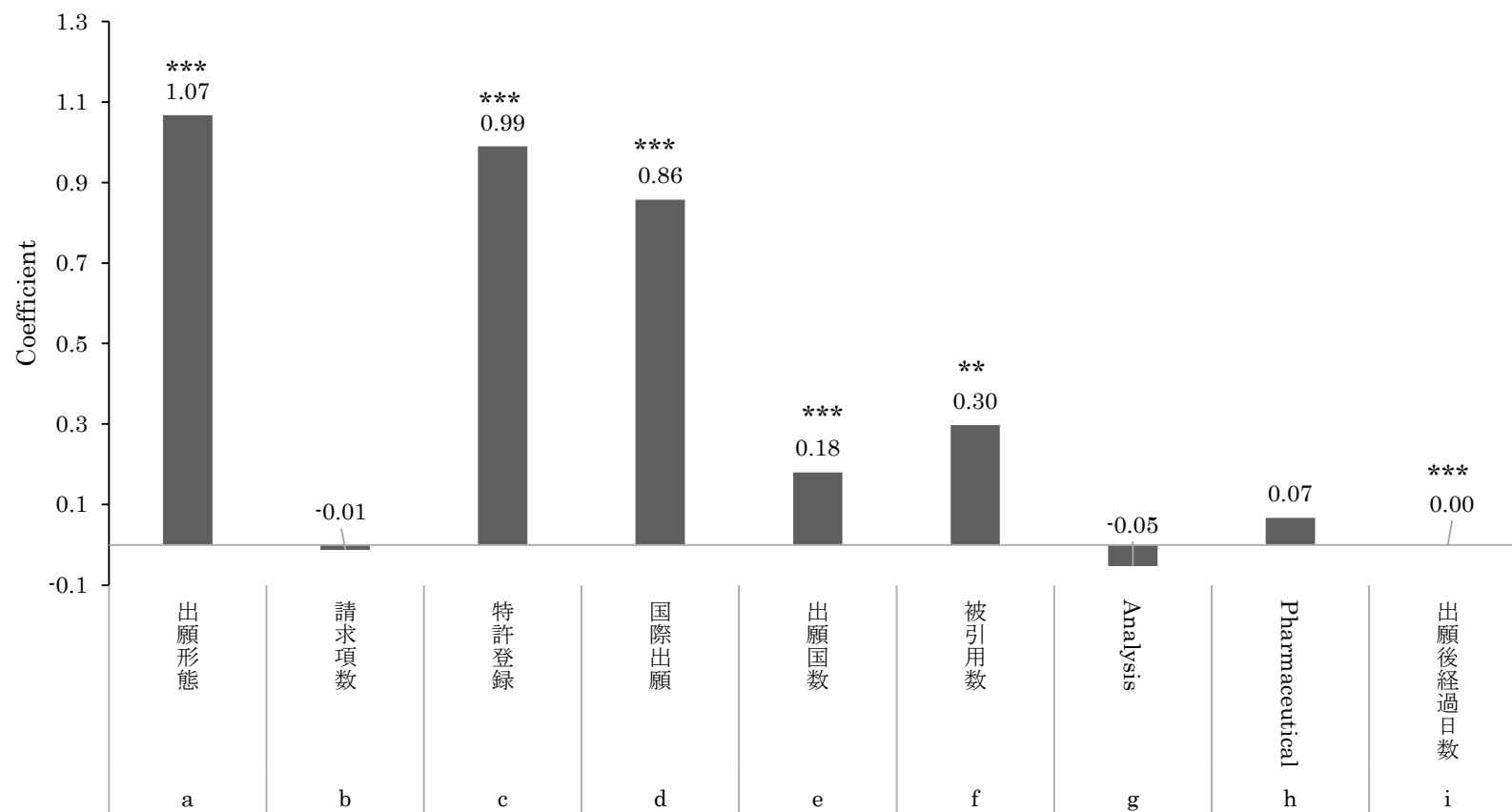
	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.067***	0.226	4.73	0.625	1.509
b: 請求項数	-0.013	0.012	-1.07	-0.036	0.011
c: 特許登録	0.990***	0.236	4.19	0.527	1.452
d: 国際出願	0.857***	0.249	3.45	0.370	1.344
e: 出願国数	0.180***	0.051	3.55	0.081	0.279
f: 被引用数	0.297**	0.129	2.31	0.045	0.550
g: Analysis	-0.053	0.214	-0.25	-0.472	0.365
h: Pharmaceutical	0.067	0.218	0.31	-0.360	0.493
i: 経過日数	0.000***	0.000	-3.95	-0.001	0.000
Constant cut1	0.512	0.440	1.17	-0.349	1.374
Constant cut2	1.355***	0.445	3.04	0.483	2.227
Constant cut3	2.796***	0.476	5.87	1.863	3.729
Constant cut4	3.790***	0.529	7.17	2.753	4.826

Pseudo R-squared = 0.094

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成





\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図9 順序ロジスティック回帰分析（モデルX）（全件）（n=510）

出所）著者作成

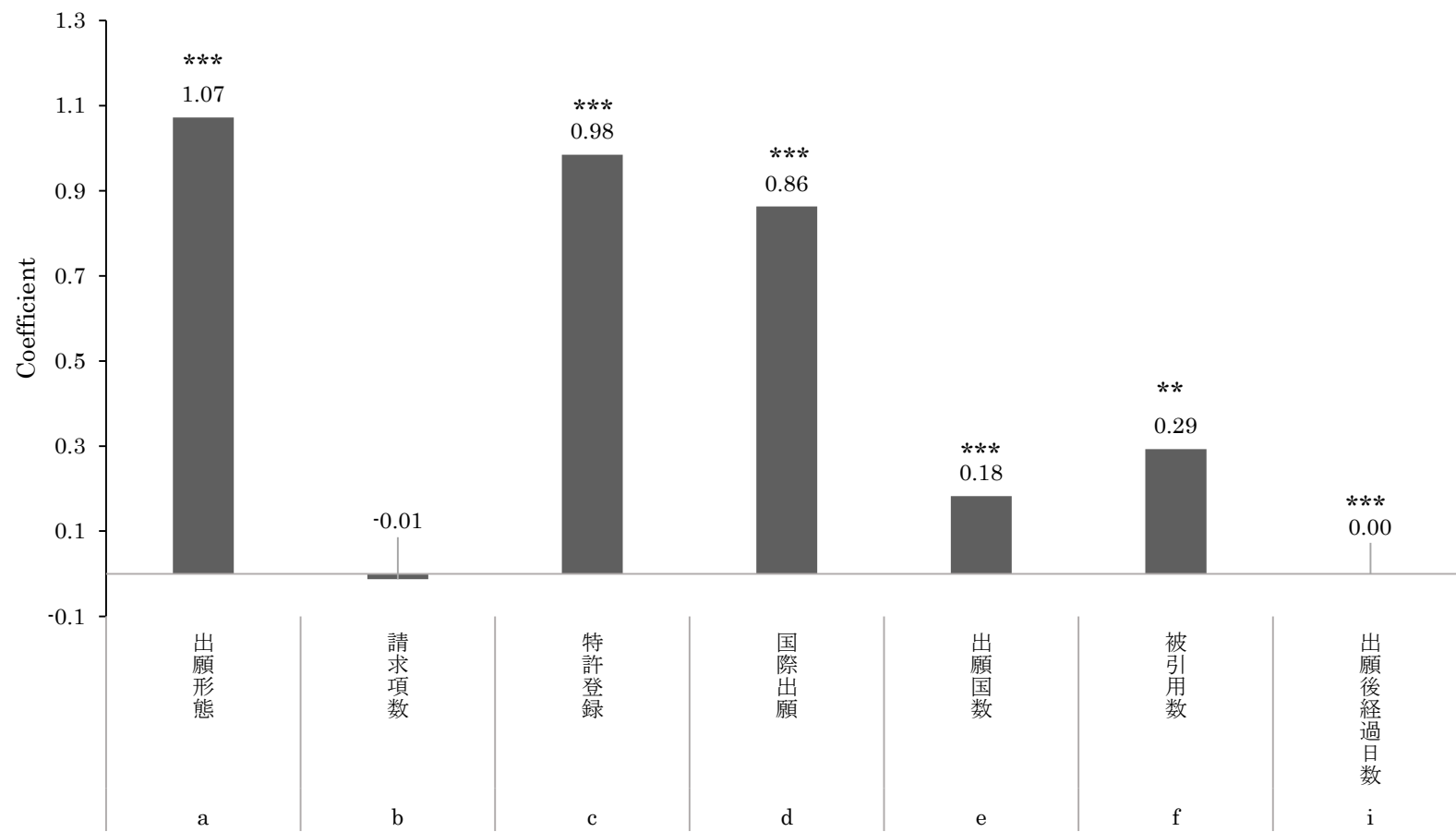
表 22 順序ロジスティック回帰分析（モデル Y）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.072***	0.224	4.78	0.633	1.511
b: 請求項数	-0.013	0.012	-1.10	-0.036	0.010
c: 特許登録	0.985***	0.234	4.21	0.526	1.443
d: 国際出願	0.863***	0.246	3.51	0.381	1.344
e: 出願国数	0.182***	0.050	3.68	0.085	0.280
f: 被引用数	0.293**	0.128	2.29	0.042	0.544
i: 経過日数	-0.001***	0.000	-4.00	-0.001	0.000
Constant cut1	0.495	0.428	1.16	-0.345	1.334
Constant cut2	1.337***	0.433	3.08	0.487	2.186
Constant cut3	2.777***	0.465	5.97	1.865	3.689
Constant cut4	3.770***	0.520	7.25	2.751	4.789

Pseudo R-squared = 0.093

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 10 順序ロジスティック回帰分析（モデル Y）（全件）（n=510）

出所）著者作成

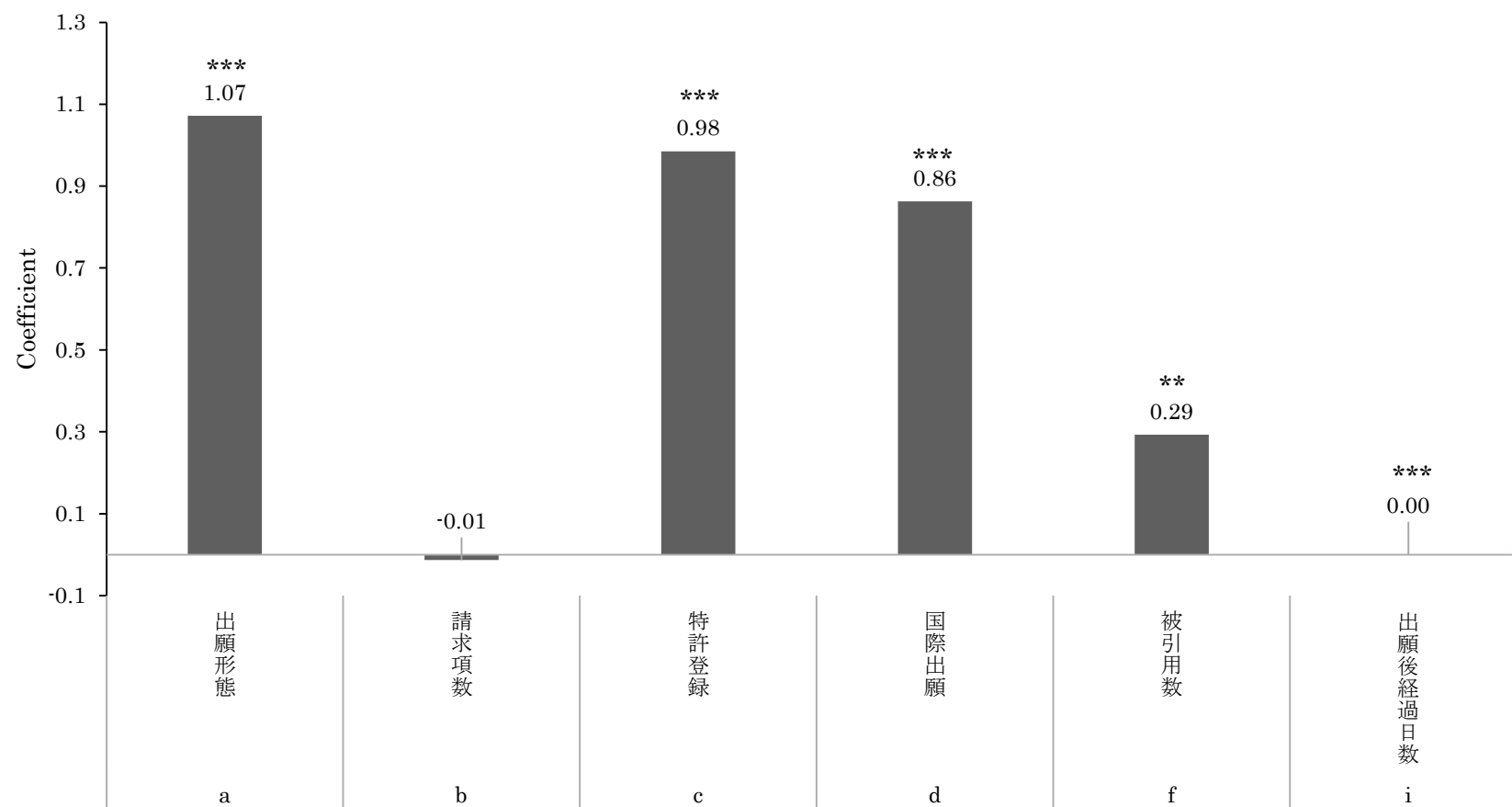
表 23 順序ロジスティック回帰分析（モデル Z）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	0.829***	0.209	3.97	0.420	1.238
b: 請求項数	-0.010	0.012	-0.91	-0.033	0.012
c: 特許登録	1.140***	0.228	5.00	0.693	1.587
d: 国際出願	1.264***	0.219	5.77	0.835	1.694
f: 被引用数	0.323**	0.129	2.51	0.071	0.576
i: 経過日数	0.000***	0.000	-3.47	-0.001	0.000
Constant cut1	0.558	0.427	1.31	-0.278	1.395
Constant cut2	1.383***	0.432	3.20	0.536	2.230
Constant cut3	2.791***	0.463	6.03	1.885	3.698
Constant cut4	3.758***	0.516	7.28	2.747	4.770

Pseudo R-squared =0.080

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 11 順序ロジスティック回帰分析（モデル Z）（全件）（n=510）

出所）著者作成

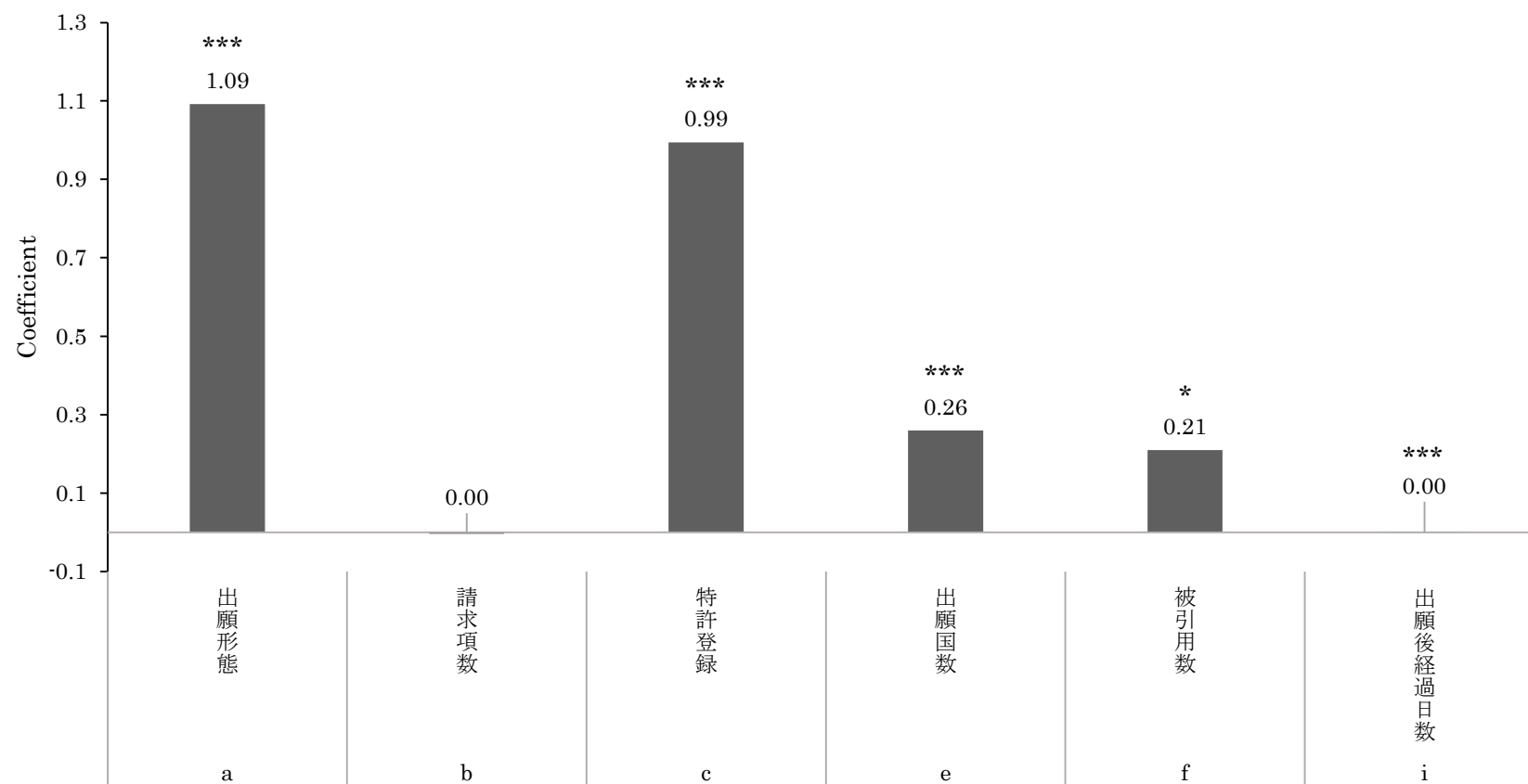
表 24 順序ロジスティック回帰分析（モデル T）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.092***	0.223	4.89	0.654	1.529
b: 請求項数	-0.004	0.011	-0.34	-0.024	0.017
c: 特許登録	0.994***	0.232	4.29	0.540	1.449
e: 出願国数	0.259***	0.045	5.78	0.171	0.347
f: 被引用数	0.210*	0.126	1.67	-0.036	0.456
i: 経過日数	-0.001***	0.000	-3.97	-0.001	0.000
Constant cut1	0.450	0.418	1.08	-0.368	1.269
Constant cut2	1.269***	0.423	3.00	0.441	2.098
Constant cut3	2.683***	0.455	5.90	1.792	3.574
Constant cut4	3.676***	0.511	7.20	2.675	4.677

Pseudo R-squared = 0.081

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 12 順序ロジスティック回帰分析（モデル T）（全件）（n=510）

出所）著者作成

#### 4.2.2. ライセンス契約成立特許出願の分析

表 25 のモデル X, Y, Z, T で順序ロジスティック回帰分析を実施した。

モデルの選定においては、全件を対象とした場合と同様に逐次選択法を採用し、モデル X においては 3 章で述べた全説明変数（表 7）を使用し、モデル Y においては、研究分野を除くことで、研究構造で示した 3 区分の全ての変数を説明変数として使用した。モデル Z, T においては、説明変数間で比較的高い相関（相関については後述）を示した国際出願の有無と出願国数について、モデル Z では出願国数を除き、モデル T においては国際出願の有無を除外した。

結果については、p 値が 0.05 未満（Z スコア（標準偏差）が  $< -1.96$ 、または  $> +1.96$ ）を統計的に有意とみなした。

表 7 説明変数（ライセンス成立）

分類	説明変数
特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
特許出願の分野	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）
特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内のライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か

出所）著者作成



表 25 順序ロジスティック回帰分析のモデル（ライセンス成立）

		モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
被説明変数		ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A→1、B→2、C→3、D→4			
説明変数	特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
	特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
	特許出願の分野*	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）	-	-	-
	特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か

\* 各分野は IPC に Analysis (G01N)、Pharmaceutical (A61K, A61P)を含むか否かで判定している。

順序ロジスティック回帰分析に先立ち、説明変数間の多重共線性の有無の検証のため、Spearman の順位相関係数を用いて検討した。この結果、いずれの説明変数間での 0.7 を超える相関性は発生していないことが確認された（表 26）。

順序ロジスティック回帰分析は、モデル X, Y, Z, T のモデルのいずれも、ライセンス収入のランクが高くなる確率をモデル化しているため、説明変数中で値が大きくなればライセンス収入のランクも高くなることが期待される変数のパラメータ推定値は正となる。

また、Constant cut は、Cut1 はライセンス収入ランクをライセンス収入 100 万円未満（ランク A）とライセンス収入 100 万円以上（ランク B～D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、Cut2 はライセンス収入ランクをライセンス収入 500 万円未満（ランク A, B）とライセンス収入 500 万円以上（ランク C, D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、Cut3 はライセンス収入ランクをライセンス収入 1,000 万円未満（ランク A～C）とライセンス収入 1,000 万円以上（ランク D）で 2 分する場合の閾値の有意性を、それぞれ示している。

モデル X, Y, Z, T の順序ロジスティック回帰分析の結果が表 27～30、図 13～16 となる。

まず、非説明変数の区分の妥当性を示す Constant Cut は cut1（ライセンス収入 100 万円未満（ランク A）とライセンス収入 100 万円以上（ランク B～D）で 2 分する場合）に有意とならず、それ以外の区分である cut2,3 では有意性を示した。従って、以下の結果は Cut1（ライセンス収入 100 万円未満（ランク A）とライセンス収入 100 万円以上（ランク B～D）で 2 分する場合）においては当てはまらない。

モデル X, Y, Z, T の全てにおいて有意水準 5% で有意差を示した項目は、a: 出願形態、f: 被引用数、l: 成果報酬契約、の 3 点であった。

これらの偏回帰係数は a: 出願形態において、モデル X:2.190、モデル Y:2.193、モデル Z:1.918、モデル T:2.207、l: 成果報酬契約において、モデル X:1.714、モデル Y:1.743、モデル Z:1.654、モデル T:1.753 であり、全てのモデルで高い値を示している。

f: 被引用数は偏回帰係数がモデル X:0.485、モデル Y:0.497、モデル Z:0.503、モデル T:0.487 であり、上記 2 点と比較して偏回帰係数の値は低い。

その他有意差を示した項目は、e: 出願国数のみであり、偏回帰係数はモデル X:0.129、モデル Y:0.135、モデル T:0.141 であるが、モデル T のみ有意水準 5% で有意差を示しており、モデル X, B では有意水準 10% の有意傾向を示した。

これらの結果を踏まえると、ライセンス成立特許出願を対象とした順序ロジスティック回帰分析の場合、設定した説明変数では「特許出願形態」、「特許出願の質」中の f: 被引用数、「特許出願のライセンス活動」中の l: 成果報酬契約、がライセンス収入の増加と相関しており、a: 出

願形態、l: 成果報酬契約、f: 被引用数の順で影響が大きい。

また、「特許出願の質」のうち f: 出願国数は、これらの説明変数よりも影響が小さいながらもライセンス収入増加と相関している可能性が示唆された。

表 26 説明変数間の Spearman の順位相関係数 (n=155)

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l
a: 出願形態	1.00											
b: 請求項数	0.10	1.00										
c: 特許登録	-0.11	-0.26	1.00									
d: 国際出願	-0.06	0.31	0.09	1.00								
e: 出願国数	-0.28	0.13	0.31	0.54	1.00							
f: 被引用数	0.12	0.00	0.26	-0.19	0.00	1.00						
g: Analysis	0.02	0.09	0.00	0.04	0.11	-0.08	1.00					
h: Pharmaceutical	-0.14	0.02	-0.01	0.10	-0.05	-0.24	-0.14	1.00				
i: 経過日数	0.08	0.03	0.38	0.14	0.22	0.36	-0.06	0.05	1.00			
j: 相手先	0.02	0.18	0.04	0.18	0.17	0.06	0.09	-0.12	0.02	1.00		
k: 1 年以内ライセンス	0.05	-0.14	-0.12	-0.38	-0.34	-0.14	-0.09	-0.01	-0.23	-0.06	1.00	
l: 成果報酬契約	-0.05	0.10	0.23	0.22	0.27	0.03	0.07	0.04	0.31	0.10	-0.19	1.00

出所) 著者作成

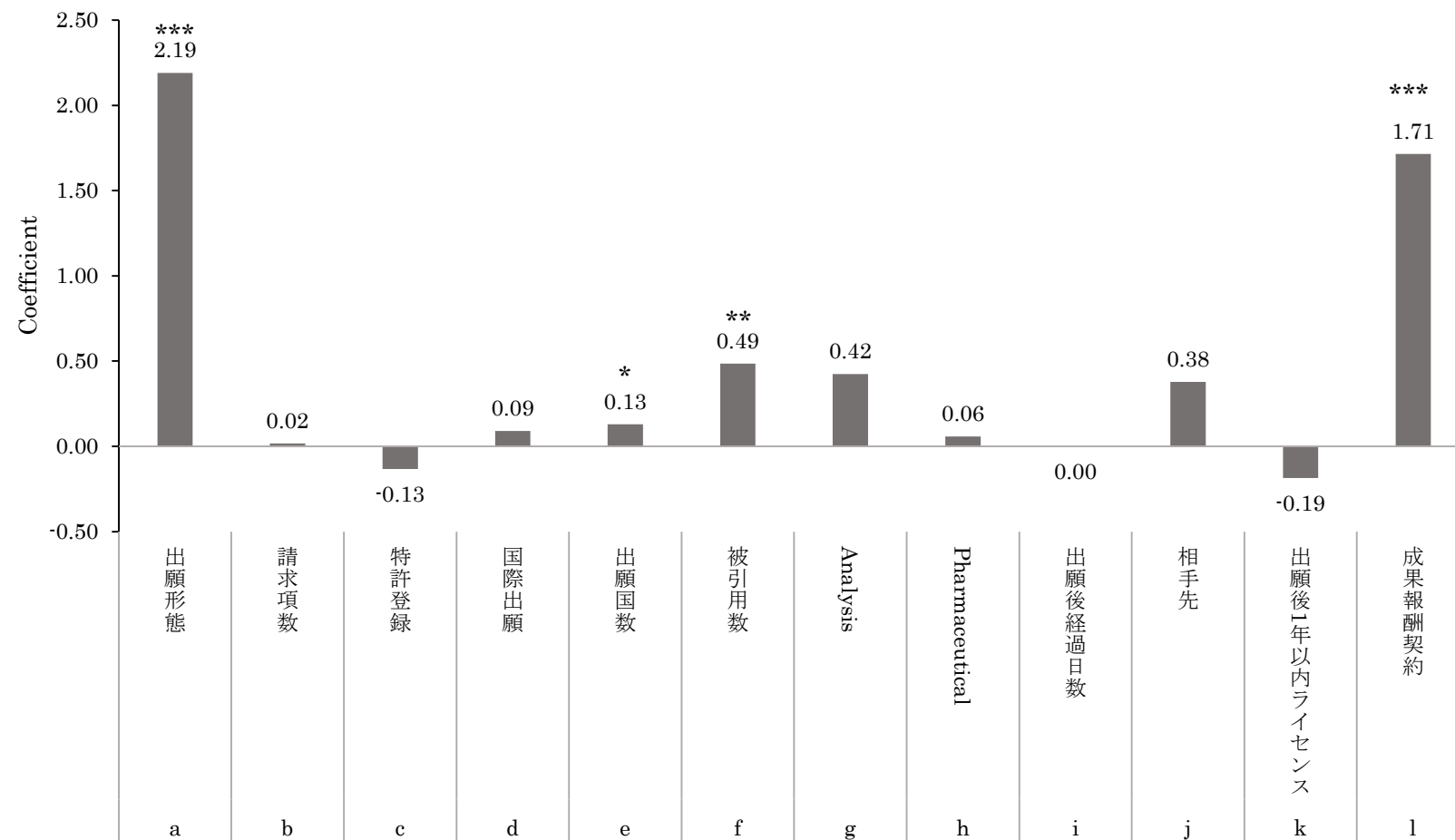
表 27 順序ロジスティック回帰分析（モデル X）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.190***	0.435	5.04	1.338	3.042
b: 請求項数	0.017	0.018	0.92	-0.019	0.052
c: 特許登録	-0.133	0.387	-0.34	-0.891	0.625
d: 国際出願	0.090	0.409	0.22	-0.712	0.892
e: 出願国数	0.129*	0.076	1.70	-0.020	0.278
f: 被引用数	0.485**	0.203	2.39	0.087	0.883
g: Analysis	0.424	0.352	1.20	-0.266	1.114
h: Pharmaceutical	0.058	0.358	0.16	-0.644	0.759
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.52	-0.001	0.000
j: 相手先	0.377	0.342	1.11	-0.292	1.047
k: 1 年以内ライセンス	-0.186	0.395	-0.47	-0.961	0.588
l: 成果報酬契約	1.714***	0.407	4.21	0.916	2.513
Constant cut1	1.898*	0.975	1.95	-0.013	3.808
Constant cut2	4.293***	1.021	4.21	2.292	6.294
Constant cut3	5.614***	1.076	5.22	3.505	7.723

Pseudo R-squared = 0.191

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 13 順序ロジスティック回帰分析（モデル X）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

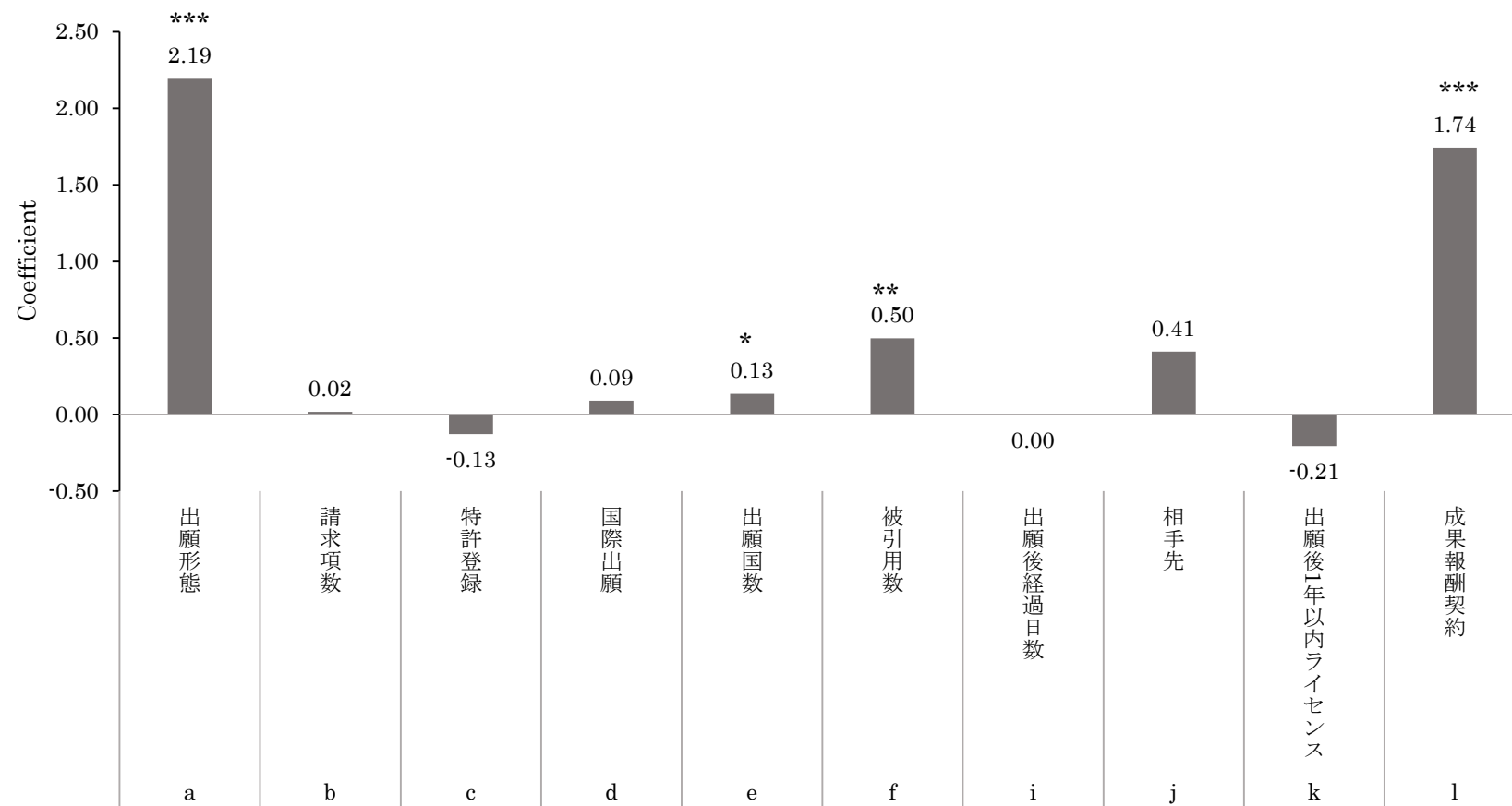
表 28 順序ロジスティック回帰分析（モデル Y）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.193***	0.434	0.00	1.342	3.044
b: 請求項数	0.016	0.018	0.37	-0.019	0.051
c: 特許登録	-0.128	0.385	0.74	-0.884	0.627
d: 国際出願	0.090	0.408	0.83	-0.710	0.890
e: 出願国数	0.135*	0.075	0.07	-0.012	0.282
f: 被引用数	0.497**	0.194	0.01	0.117	0.878
i: 経過日数	0.000	0.000	0.47	-0.001	0.000
j: 相手先	0.410	0.338	0.22	-0.252	1.072
k: 1 年以内ライセンス	-0.208	0.393	0.60	-0.979	0.563
l: 成果報酬契約	1.743***	0.407	0.00	0.947	2.540
Constant cut1	1.584*	0.931	1.70	-0.240	3.409
Constant cut2	3.973***	0.976	4.07	2.060	5.886
Constant cut3	5.278***	1.027	5.14	3.264	7.291

Pseudo R-squared = 0.187

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 14 順序ロジスティック回帰分析（モデル Y）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成



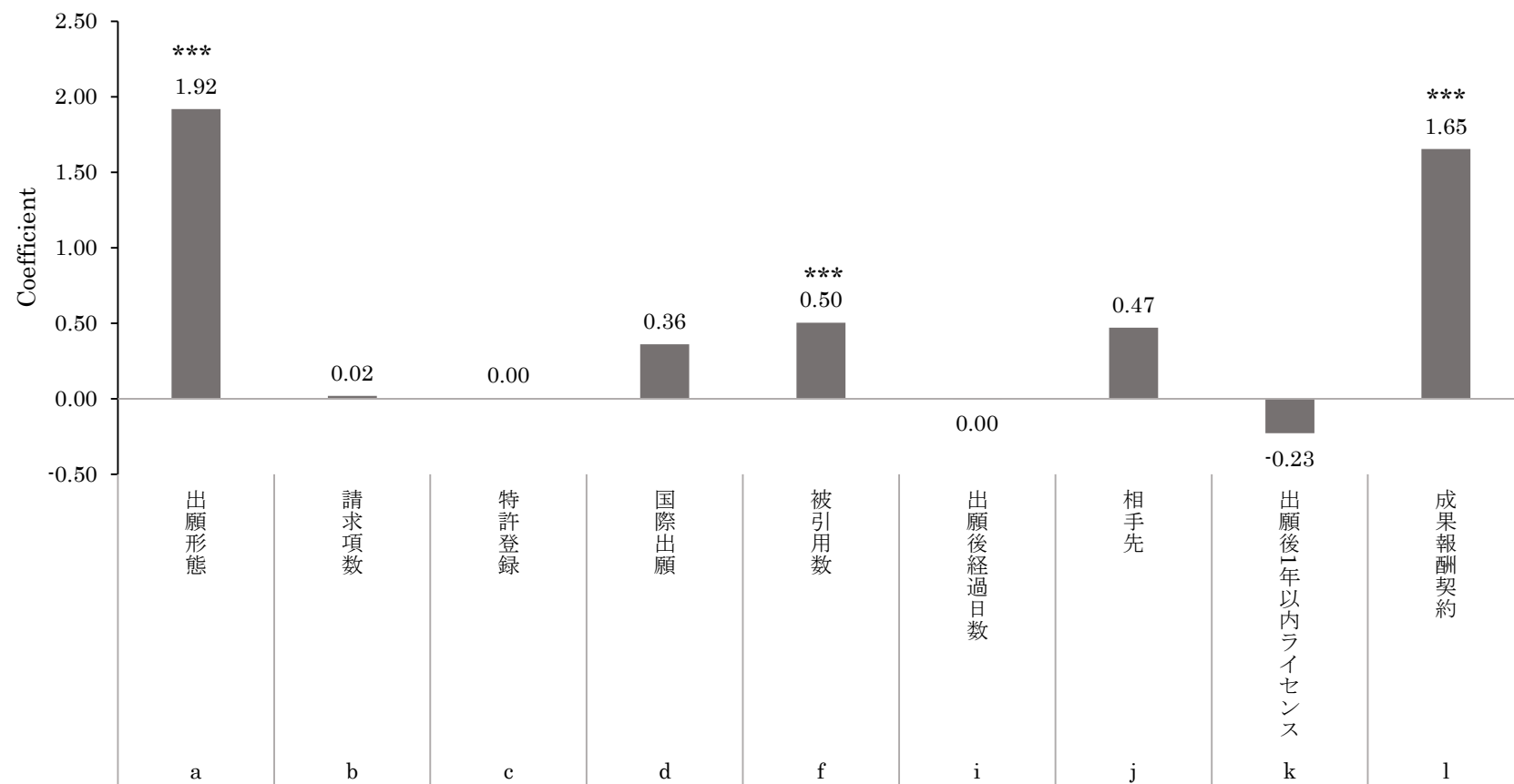
表 29 順序ロジスティック回帰分析（モデル Z）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.918***	0.391	4.91	1.152	2.684
b: 請求項数	0.018	0.018	1.00	-0.017	0.052
c: 特許登録	0.004	0.375	0.01	-0.732	0.739
d: 国際出願	0.361	0.377	0.96	-0.377	1.100
f: 被引用数	0.503***	0.193	2.61	0.125	0.881
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.38	-0.001	0.000
j: 相手先	0.470	0.335	1.40	-0.187	1.127
k: 1 年以内ライセンス	-0.229	0.391	-0.59	-0.995	0.537
l: 成果報酬契約	1.654***	0.398	4.15	0.873	2.434
Constant cut1	1.648	0.925	1.78	-0.164	3.460
Constant cut2	4.021***	0.971	4.14	2.118	5.924
Constant cut3	5.311***	1.023	5.19	3.306	7.316

Pseudo R-squared =0.178

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 15 順序ロジスティック回帰分析 (モデル Z) (ライセンス成立) (n=155)

出所) 著者作成

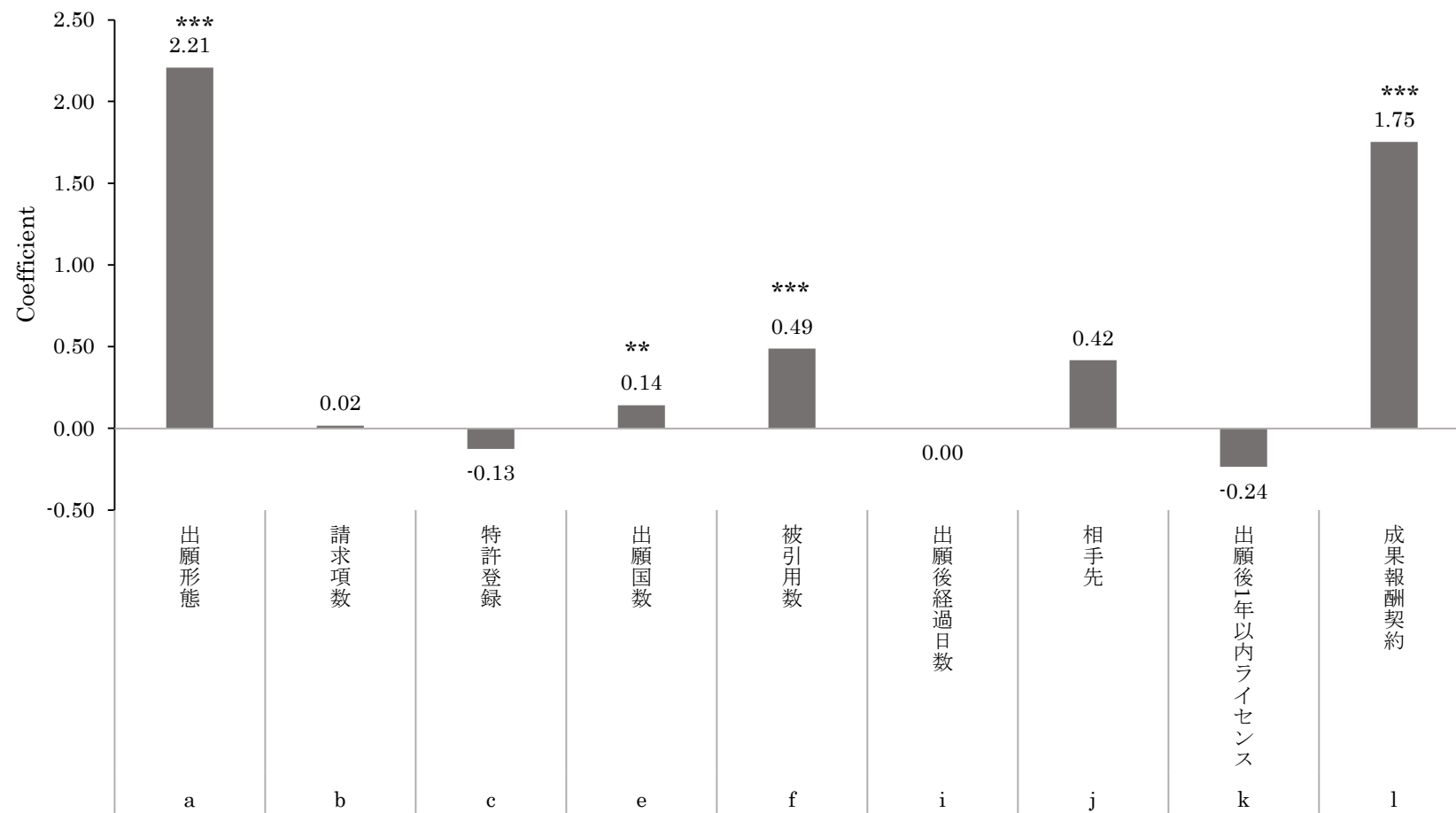
表 30 順序ロジスティック回帰分析（モデル T）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.207***	0.430	5.13	1.364	3.050
b: 請求項数	0.016	0.018	0.93	-0.018	0.051
c: 特許登録	-0.126	0.385	-0.33	-0.880	0.629
e: 出願国数	0.141**	0.070	2.02	0.004	0.278
f: 被引用数	0.487***	0.187	2.60	0.120	0.854
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.74	-0.001	0.000
j: 相手先	0.416	0.336	1.24	-0.243	1.075
k: 1 年以内ライセンス	-0.235	0.373	-0.63	-0.966	0.496
l: 成果報酬契約	1.753***	0.405	4.33	0.959	2.546
Constant cut1	1.551	0.917	1.69	-0.247	3.349
Constant cut2	3.941***	0.964	4.09	2.052	5.830
Constant cut3	5.246***	1.016	5.16	3.255	7.237

Pseudo R-squared =0.187

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 16 順序ロジスティック回帰分析 (モデル T) (ライセンス成立) (n=155)

出所) 著者作成

### 4.3. 二項ロジスティック回帰分析

#### 4.3.1. 特許出願全件の分析

順序ロジスティック回帰分析と同様に表 4 の 1～4 のそれぞれに対し、表 6 の説明変数を用いて、表 31 で記載のモデル X, Y, Z, T で二項ロジスティック回帰分析を実施した。モデルの名称は表 4 のナンバリング+アルファベットの組み合わせで表記する。(例：表 4 の被説明変数 1 のモデル X の分析は 1X、被説明変数 2 のモデル Z の分析は 2Z)

モデルの選定も順序ロジスティック回帰分析と同様に逐次選択法を採用し、モデル X においては 3 章で述べた全説明変数を使用し、モデル Y においては、研究分野を除き、研究構造で示した 3 区分の全ての変数を説明変数として使用した。モデル Z、T においては、説明変数間で比較的高い相関（相関については順序ロジスティック回帰結果の項を参照）を示した国際出願の有無と出願国数について、モデル Z では出願国数を除き、モデル T においては国際出願の有無を除外した。

結果については、p 値が 0.05 未満（Z スコア（標準偏差）が  $<-1.96$ 、または  $>+1.96$ ）を統計的に有意とみなした。

表 4 ロジスティック回帰分析における被説明変数設定（全件）

	1	2	3	4
分析方法	順序ロジスティック回帰分析		二項ロジスティック回帰分析	
被説明変数	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0→1, A→2, B→3, C→4, D→5	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0→0, A,B,C,D→1	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0,A→0, B,C,D→1	ダミー変数 ライセンス収入ランク： 0,A,B→0, C,D→1

出所）著者作成

表 6 説明変数（全件）

分類	説明変数
特許出願形態	出願形態（企業との共同出願か否か）
特許出願の質	請求項数 特許登録の有無 国際出願の有無 出願国数 被引用数
特許出願の分野	Analysis（IPC に G01N を含む） Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）
特許出願のライセンス活動	出願後経過日数

出所）著者作成

表 31 二項ロジスティック回帰分析のモデル（全件）

		モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
被説明変数		1. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0→0、A, B, C, D→1			
		2. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0, A→0、B, C, D→1			
		3. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0, A, B→0、C, D→1			
		4. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0, A, B, C→0、D→1			
説明変数	特 許 出 願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）
	特 許 出 願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
	特 許 出 願 の 分 野*	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K また は A61P を含む）	-	-	-
	特 許 出 願 の ラ イ セ ン ス活動	i: 出願後経過日数	i: 出願後経過日数	i: 出願後経過日数	i: 出願後経過日数

\* 各分野は IPC に Analysis (G01N)、Pharmaceutical (A61K, A61P)を含むか否かで判定している。

出所) 著者作成

説明変数間の多重共線性の有無については、順序ロジスティック回帰分析と説明変数が同一であり、Spearman の順位相関係数においていずれの説明変数間においても 0.7 を超える相関性は発生していない（表 20）。

二項ロジスティック回帰分析は、モデル X, Y, Z, T のモデルのいずれも、ライセンス収入のランクが高くなる確率をモデル化しているため、説明変数中で値が大きくなればライセンス収入のランクも高くなることが期待される変数のパラメータ推定値は正となる。

モデル X, Y, Z, T の二項ロジスティック回帰分析の結果が表 32～47、図 17～32 となる。

被説明変数であるライセンスランクのダミー変数の設定方法の違いによる表 31 の 1～4 の項目ごとに結果を記述する。

モデル 1 の X, Y, Z, T の全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、a: 出願形態、c: 特許登録、i: 出願後経過日数であり、d: 国際出願、e: 出願国数も説明変数として加えたモデル全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した。

これらの偏回帰係数は a: 出願形態において、モデル X:0.913、モデル Y:0.910、モデル Z:0.706、モデル T:0.926、c: 特許登録において、モデル X:1.049、モデル Y:1.033、モデル Z:1.178、モデル T:1.022、i: 出願後経過日数において、モデル X, Y, Z, T 全てで 0.000、d: 国際出願において、モデル X:0.799、モデル Y:0.814、モデル Z:1.214、e: 出願国数において、モデル X:0.173、モデル Y:0.179、モデル T:0.267 となり、a: 出願形態、c: 特許登録、d: 国際出願が高い値を示している。

モデル 2 の A～D についてもモデル 1 と同様、全てのモデルにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、a: 出願形態、c: 特許登録、i: 出願後経過日数であり、d: 国際出願、e: 出願国数も説明変数として加えたモデル全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した。

これらの偏回帰係数は a: 出願形態において、モデル X:1.947、モデル Y:1.903、モデル Z:1.551、モデル T:1.931、c: 特許登録において、モデル X:1.149、モデル Y:1.125、モデル Z:1.296、モデル T:1.132、i: 出願後経過日数において、モデル X, Y, Z, T 全てで 0.000、d: 国際出願において、モデル X:1.048、モデル Y:1.066、モデル Z:1.468、e: 出願国数において、モデル X:0.181、モデル Y:0.189、モデル T:0.288 となり、モデル 1 と同様に a: 出願形態、c: 特許登録、d: 国際出願が高い値を示しているが、モデル 1 よりも a: 出願形態の偏回帰係数が他の項目と比較して高い値を示している。

モデル 3 の X, Y, Z, T の全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、a: 出願形態、f: 被引用数であり、e: 出願国数も説明変数として加えたモデル全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した。

モデル 1,2 と異なり、d: 国際出願はモデル Z のみで有意水準 5%で有意差を示し、c: 特許登



録、i: 出願後経過日数は有意水準 5%で有意差を示さなかった。

全てのモデルで有意差を示した項目の偏回帰係数は a: 出願形態において、モデル X:2.302、モデル Y:2.329、モデル Z:1.761、モデル T:2.376、e: 出願国数において、モデル X:0.2494、モデル Y:0.235、モデル T:0.281、f: 被引用数において、モデル X:0.335、モデル Y:0.350、モデル Z:0.358、モデル T:0.312 となり、モデル 2 よりも更に a: 出願形態の偏回帰係数が他の項目と比較して高い値を示している。

なお、モデル Z のみ有意差を示した d: 国際出願の偏回帰係数は、モデル X:0.638、モデル Y:0.610、モデル Z:1.133 であり、a: 出願形態に次いで高い値を示している。

モデル 4 の X~T の全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、f: 被引用数であり、e: 出願国数も説明変数として加えたモデル全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した。

モデル 1~3 と異なり、a: 出願形態はモデル Y,T では有意水準 5%で有意差を示し、モデル X, Z では有意水準 10%での有意傾向を示すに留まる。

d: 国際出願はモデル 3 と同様に、モデル Z のみで有意水準 5%で有意差を示し、特許登録は有意水準 5%で有意差を示さなかった。

全てのモデルで有意差を示した項目の偏回帰係数は、e: 出願国数において、モデル X:0.428、モデル Y:0.411、モデル T:0.439、f: 被引用数において、モデル X:0.554、モデル Y:0.534、モデル Z:0.505、モデル T:0.510 となり、モデル Y,Z では有意水準 5%で有意差を示した a: 出願形態の偏回帰係数はモデル X:2.039、モデル Y:2.710、モデル Z:1.340、モデル T:2.772 であり（モデル X,Z は有意水準 10%での有意傾向）、モデル 2, 3 と同様に a: 出願形態の偏回帰係数が他の項目と比較して高い値を示している。

これらの結果を踏まえると、ライセンス契約の有無でダミー変数を設定したモデル 1 では、「特許出願形態」、「特許出願の質」中の c: 特許登録、d: 国際出願が同程度ライセンス収入増加と相関しているが、高額ライセンスを評価するモデル 2~4 では、「特許出願形態」が「特許出願の質」の各説明変数よりもライセンス収入と強く相関していることから、「特許出願の質」よりも「特許出願形態」がライセンス収入との相関性が高いことが示された。

また、「特許出願の質」においても、モデル 1 から 4 のダミー変数を 1 と設定する契約ランクを高額に絞るほど f: 被引用数の偏回帰係数が上昇していくことから、ライセンス契約額が上昇するほど被引用数との関連性が強くなっている。

なお、「特許出願のライセンス活動」に係る説明変数として設定した、i: 出願後経過日数はライセンス収入に影響を及ぼしていない。

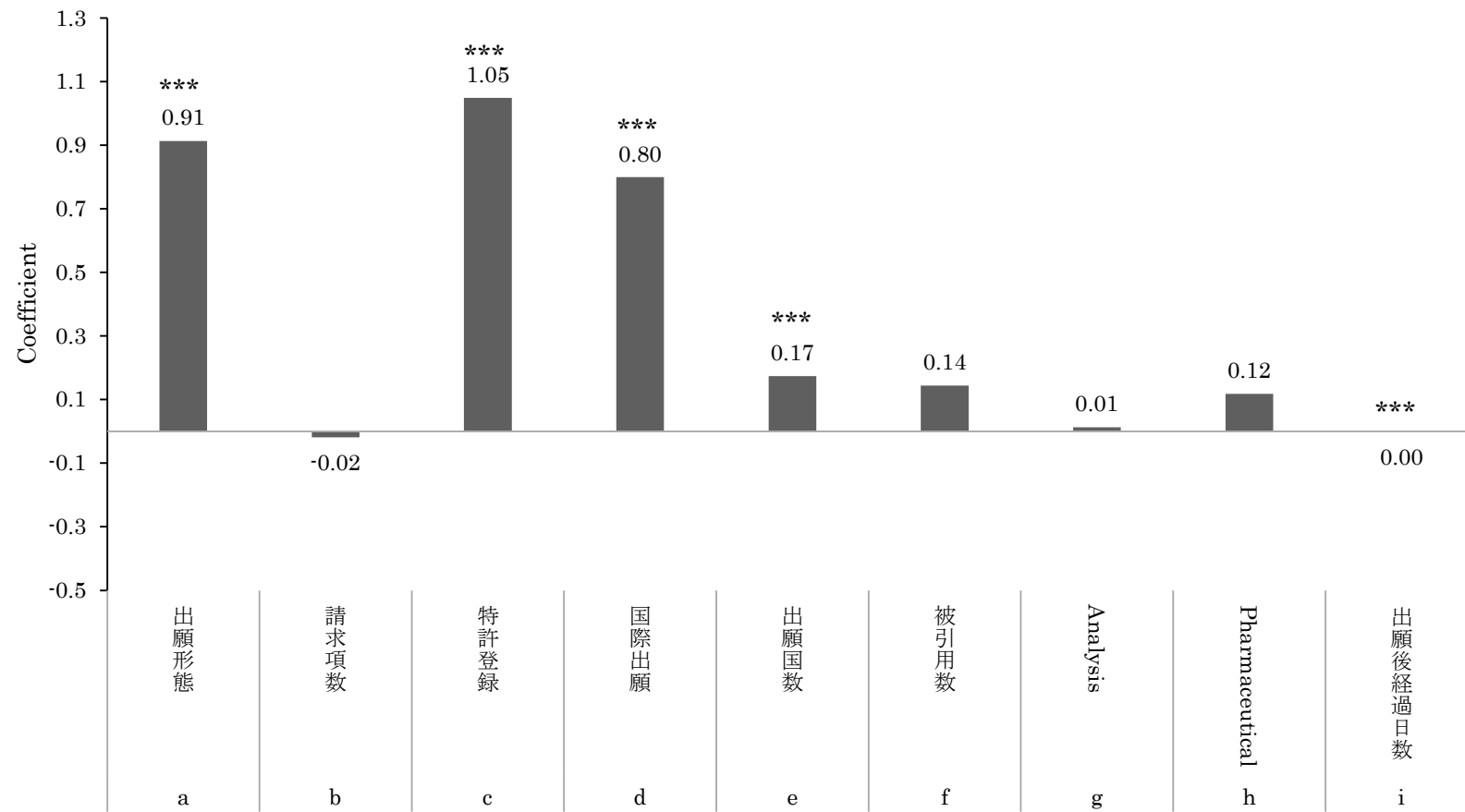
表 32 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1X）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	0.913***	0.235	3.88	0.452	1.374
b: 請求項数	-0.019	0.013	-1.54	-0.044	0.005
c: 特許登録	1.049***	0.253	4.15	0.554	1.544
d: 国際出願	0.799***	0.267	2.99	0.276	1.322
e: 出願国数	0.173***	0.059	2.92	0.057	0.290
f: 被引用数	0.144	0.123	1.17	-0.097	0.385
g: Analysis	0.013	0.223	0.06	-0.425	0.450
h: Pharmaceutical	0.118	0.225	0.52	-0.323	0.559
i: 経過日数	-0.001***	0.000	-3.77	-0.001	0.000
Constant	-0.354	0.459	-0.77	-1.254	0.545

Pseudo R-squared = 0.124

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 17 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1X）（全件）（n=510）

出所）著者作成

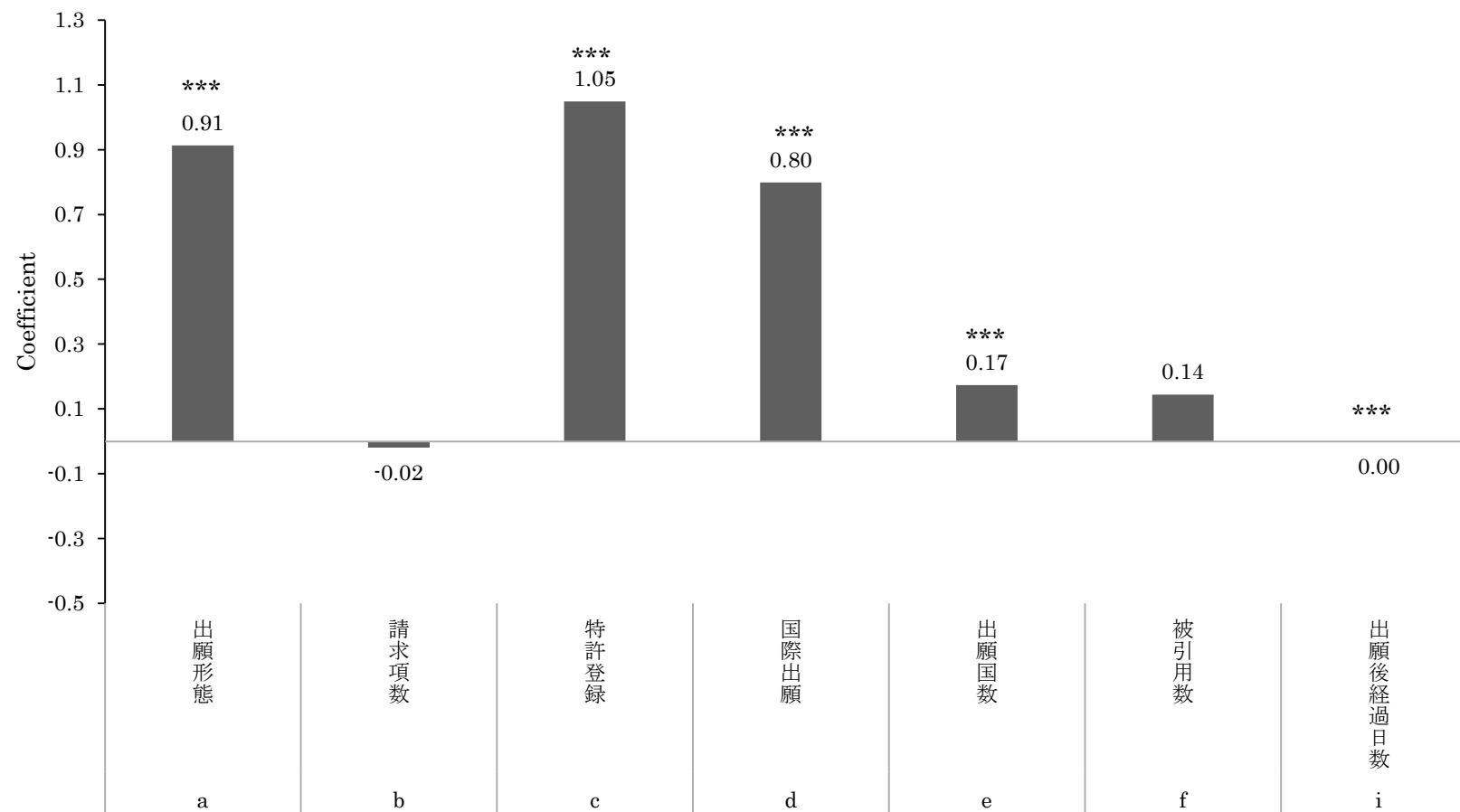
表 33 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Y）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	0.910***	0.234	3.90	0.452	1.368
b: 請求項数	-0.020	0.013	-1.55	-0.044	0.005
c: 特許登録	1.033***	0.250	4.13	0.543	1.523
d: 国際出願	0.814***	0.265	3.07	0.294	1.334
e: 出願国数	0.179***	0.058	3.06	0.064	0.293
f: 被引用数	0.137	0.122	1.12	-0.103	0.376
i: 経過日数	-0.001***	0.000	-3.79	-0.001	0.000
Constant	-0.303	0.446	-0.68	-1.177	0.572

Pseudo R-squared = 0.123

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 18 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Y）（全件）（n=510）

出所）著者作成

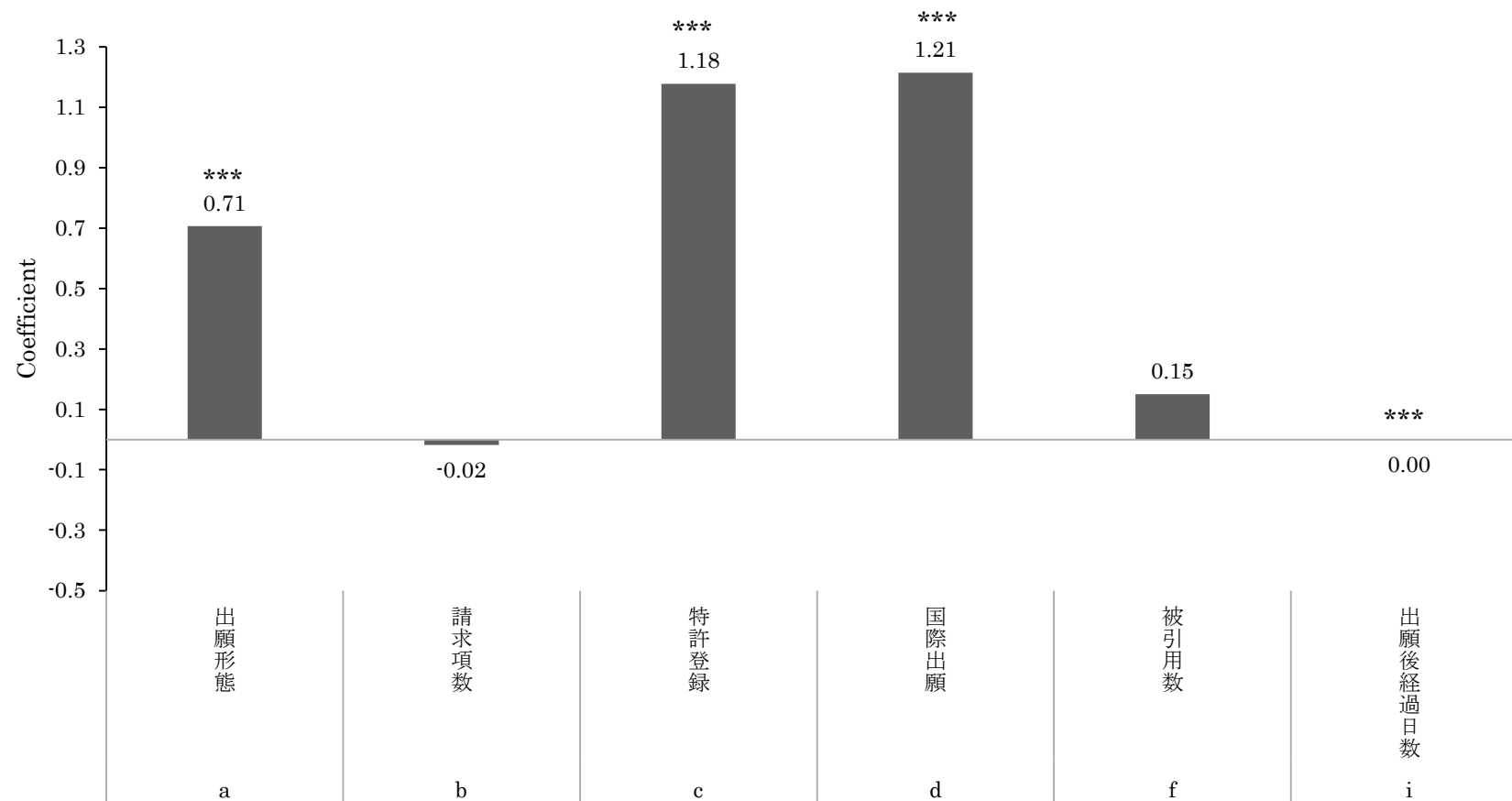
表 34 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Z）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	0.706***	0.219	3.23	0.278	1.135
b: 請求項数	-0.018	0.012	-1.42	-0.042	0.007
c: 特許登録	1.178***	0.243	4.84	0.701	1.654
d: 国際出願	1.214***	0.232	5.23	0.759	1.669
f: 被引用数	0.150	0.119	1.26	-0.084	0.384
i: 経過日数	0.000***	0.000	-3.36	-0.001	0.000
Constant	-0.363	0.442	-0.82	-1.229	0.502

Pseudo R-squared = 0.107

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 19 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Z）（全件）（n=510）

出所）著者作成

表 35 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1T）（全件）（n=510）

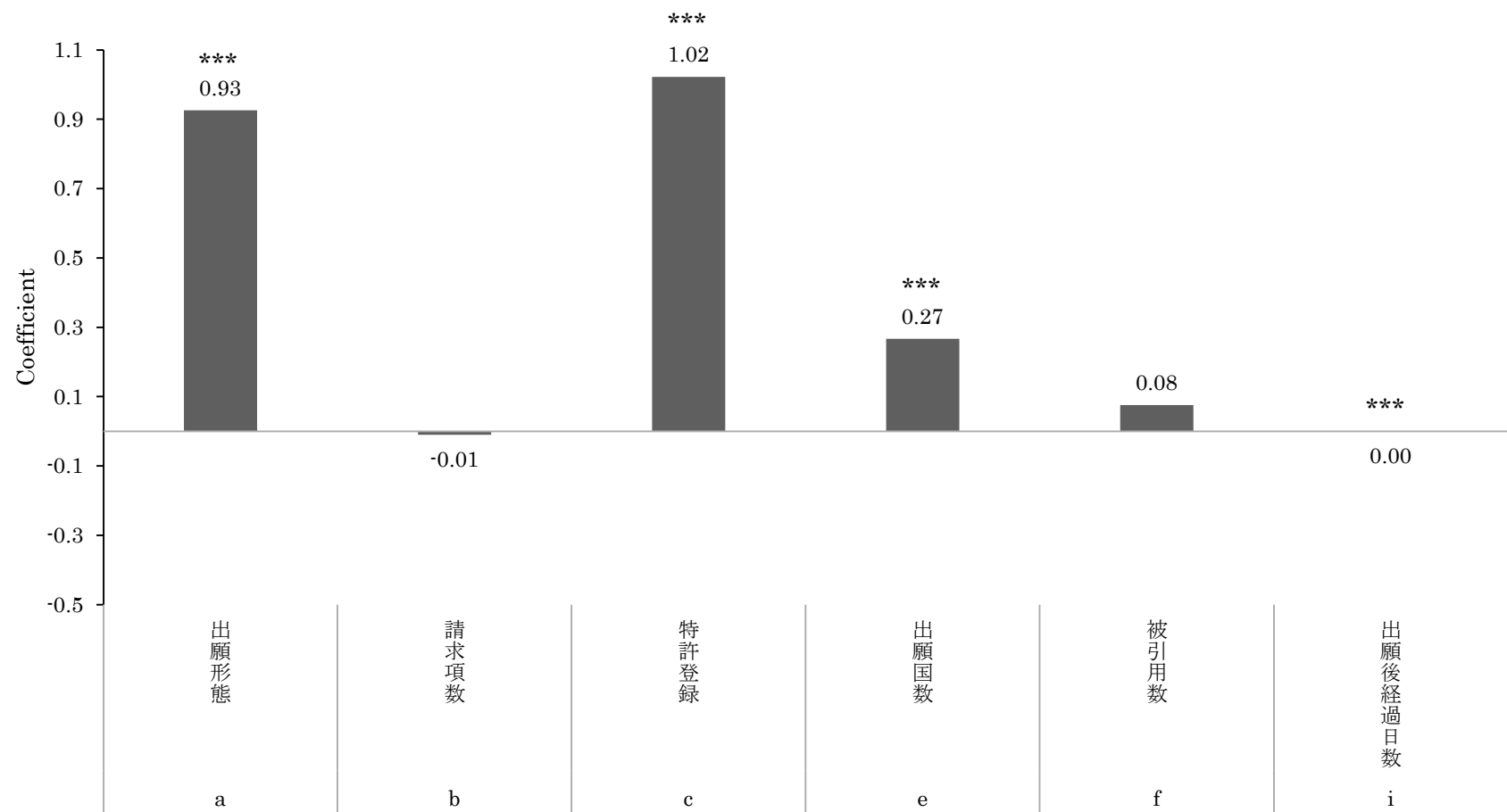
	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	0.926***	0.232	3.99	0.471	1.380
b: 請求項数	-0.010	0.011	-0.92	-0.032	0.012
c: 特許登録	1.022***	0.247	4.14	0.538	1.506
e: 出願国数	0.267***	0.053	5.01	0.162	0.371
f: 被引用数	0.075	0.118	0.64	-0.156	0.307
i: 経過日数	-0.001***	0.000	-3.82	-0.001	0.000
Constant	-0.254	0.436	-0.58	-1.109	0.602

Pseudo R-squared = 0.108

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成





\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 20 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1T）（全件）（n=510）

出所）著者作成

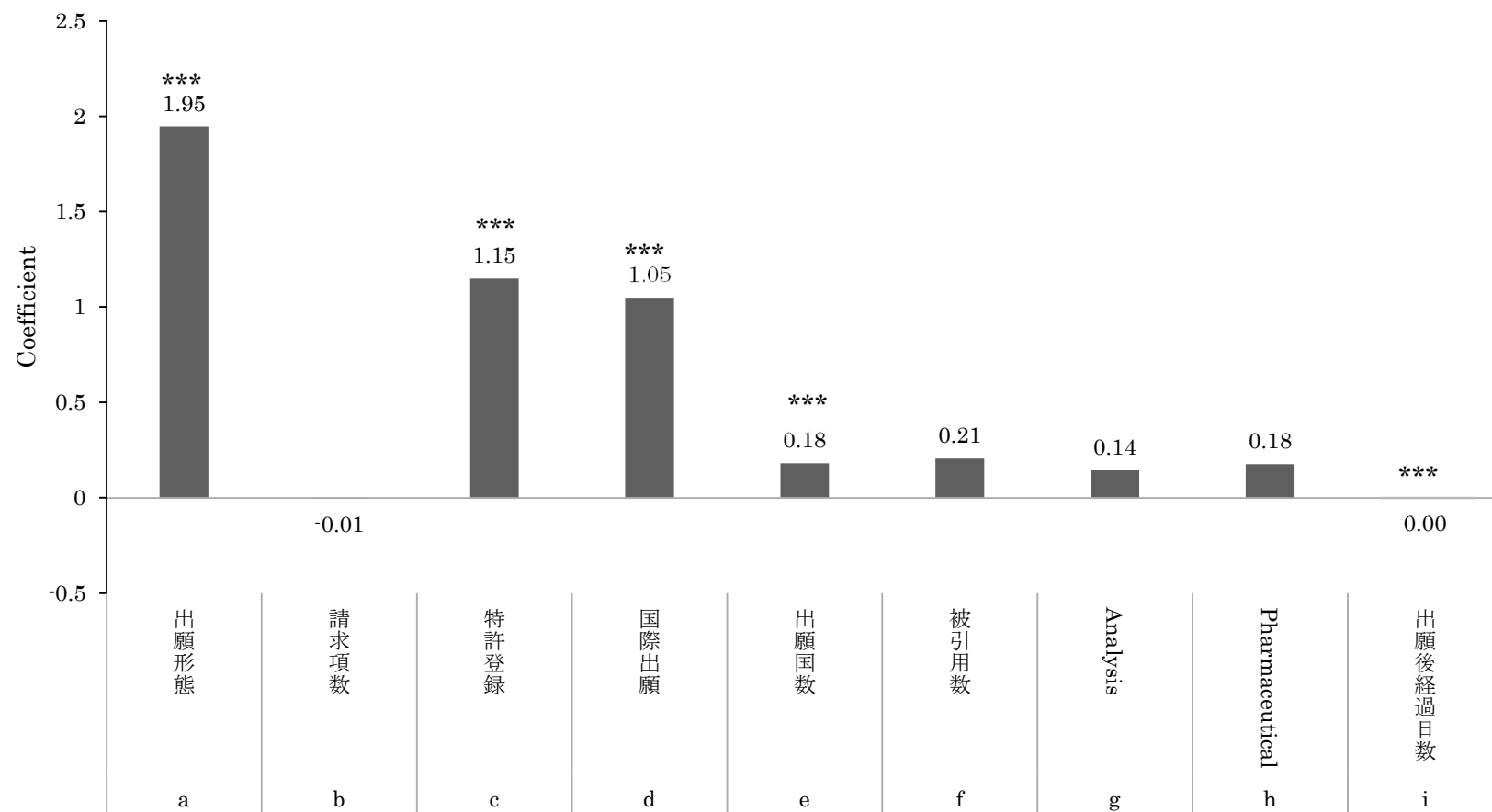
表 36 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2X）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.947***	0.349	5.58	1.263	2.631
b: 請求項数	-0.005	0.014	-0.37	-0.033	0.022
c: 特許登録	1.149***	0.304	3.78	0.553	1.745
d: 国際出願	1.048***	0.312	3.36	0.436	1.660
e: 出願国数	0.181***	0.067	2.71	0.050	0.312
f: 被引用数	0.206	0.135	1.53	-0.058	0.470
g: Analysis	0.143	0.274	0.52	-0.395	0.680
h: Pharmaceutical	0.176	0.278	0.63	-0.368	0.720
i: 経過日数	0.000***	0.000	-2.69	-0.001	0.000
Constant	-2.572***	0.607	-4.23	-3.762	-1.381

Pseudo R-squared = 0.186

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 21 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2X）（全件）（n=510）

出所）著者作成

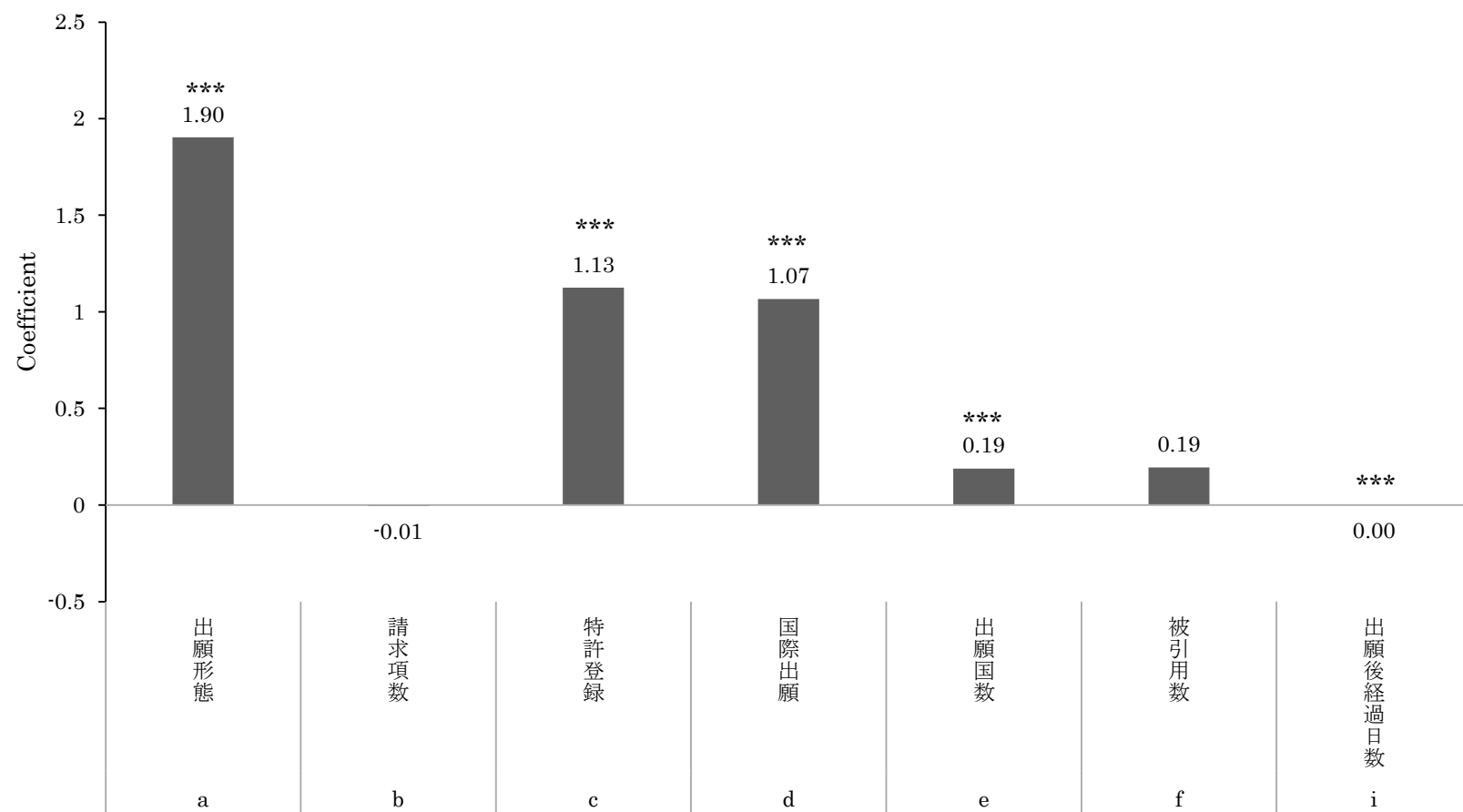
表 37 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Y）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.903***	0.341	5.58	1.235	2.571
b: 請求項数	-0.005	0.014	-0.37	-0.033	0.022
c: 特許登録	1.125***	0.301	3.74	0.535	1.715
d: 国際出願	1.066***	0.311	3.43	0.457	1.675
e: 出願国数	0.189***	0.066	2.86	0.059	0.318
f: 被引用数	0.195	0.133	1.46	-0.067	0.456
i: 経過日数	0.000***	0.000	-2.68	-0.001	0.000
Constant	-2.443***	0.577	-4.23	-3.574	-1.311

Pseudo R-squared = 0.184

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 22 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Y）（全件）（n=510）

出所）著者作成

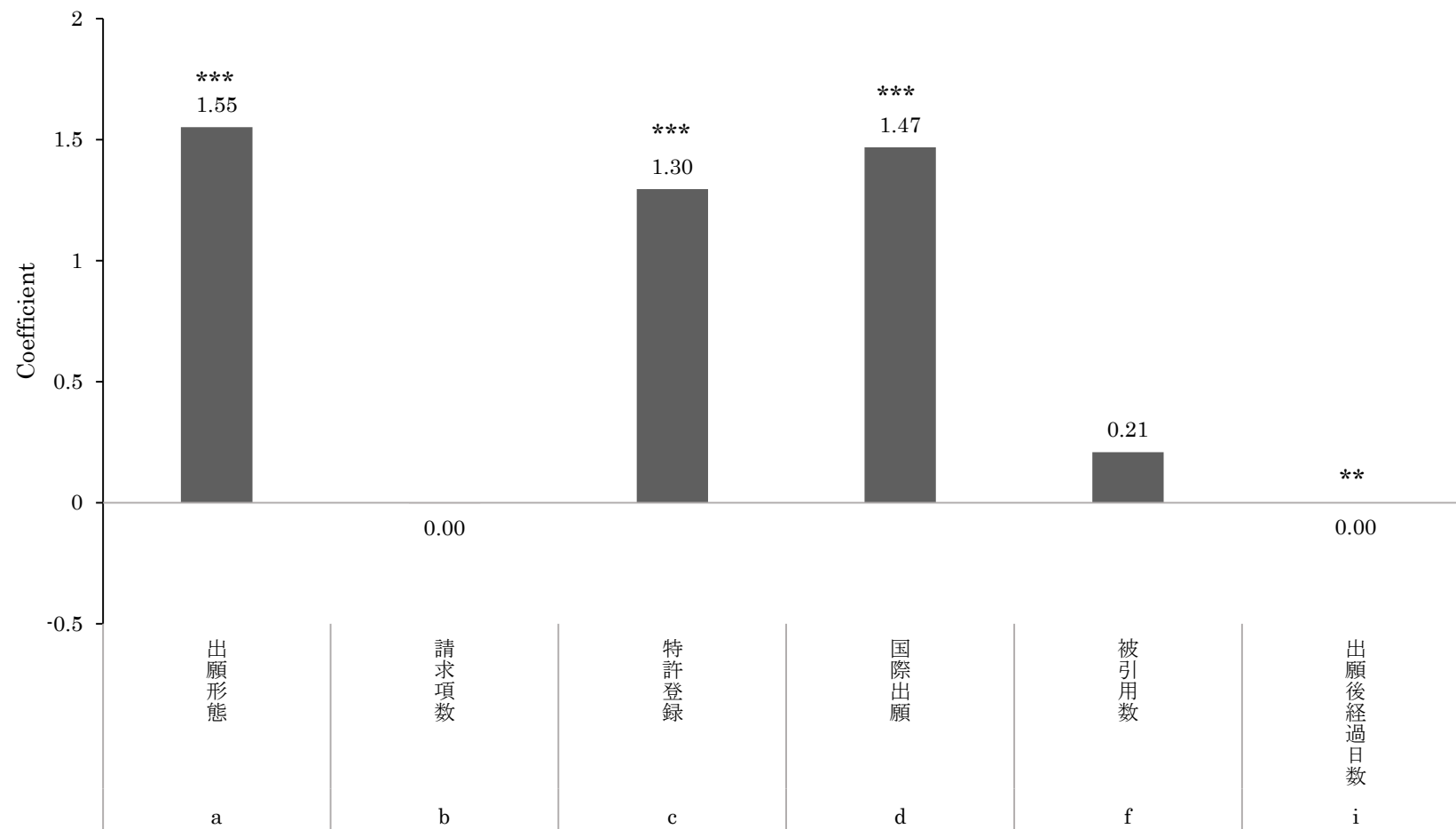
表 38 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Z）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.551***	0.296	5.24	0.971	2.131
b: 請求項数	-0.003	0.014	-0.25	-0.030	0.024
c: 特許登録	1.296***	0.291	4.45	0.725	1.867
d: 国際出願	1.468***	0.276	5.31	0.926	2.009
f: 被引用数	0.208	0.130	1.60	-0.047	0.464
i: 経過日数	0.000**	0.000	-2.30	-0.001	0.000
Constant	-2.359***	0.563	-4.19	-3.461	-1.256

Pseudo R-squared = 0.166

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 23 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Z）（全件）（ $n=510$ ）

出所）著者作成

表 39 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2T）（全件）（n=510）

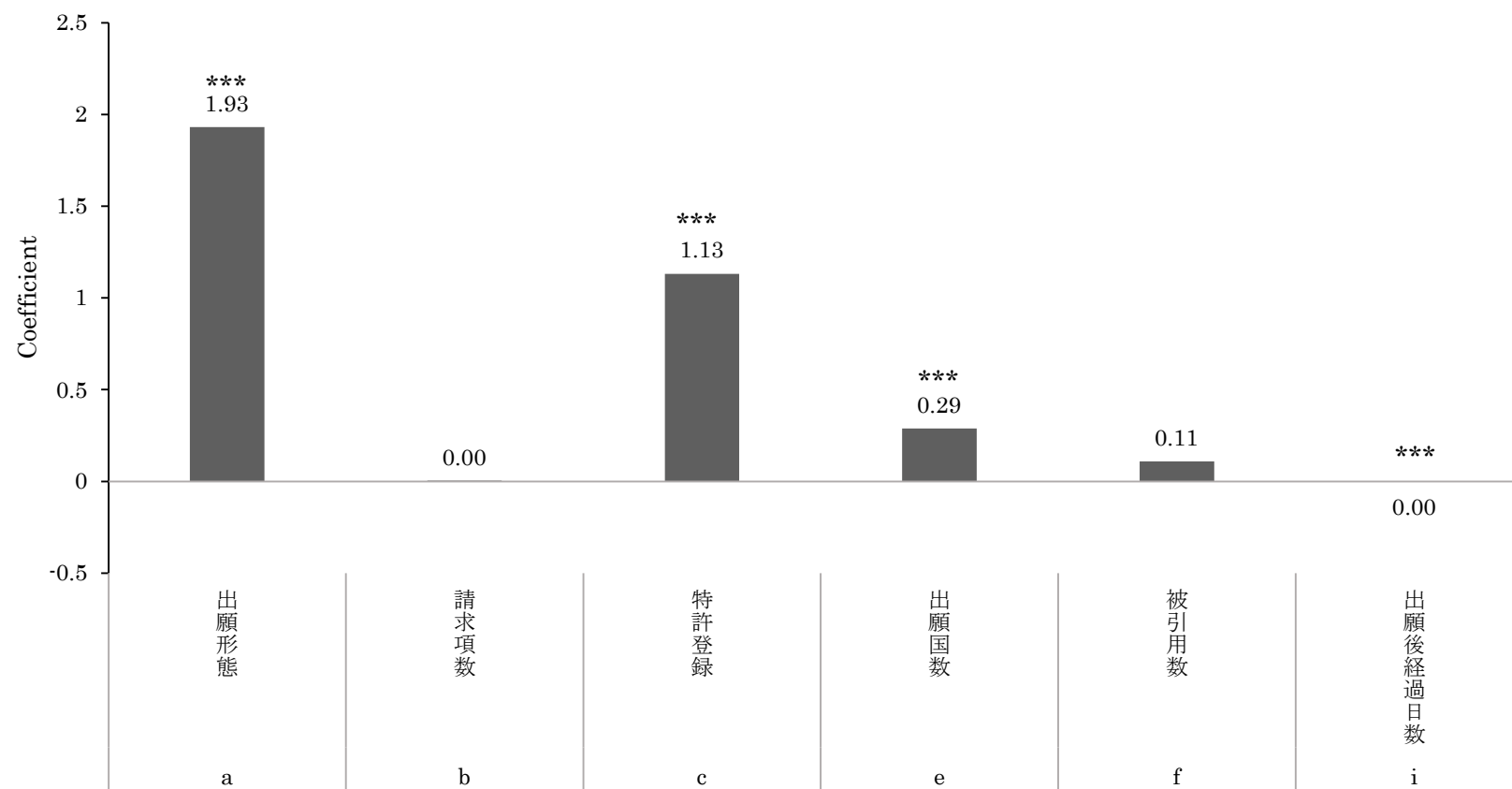
	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.931***	0.341	5.66	1.262	2.601
b: 請求項数	0.004	0.012	0.32	-0.020	0.028
c: 特許登録	1.132***	0.294	3.85	0.556	1.708
e: 出願国数	0.288***	0.060	4.83	0.171	0.405
f: 被引用数	0.110	0.126	0.87	-0.138	0.357
i: 経過日数	0.000***	0.000	-2.75	-0.001	0.000
Constant	-2.294***	0.557	-4.12	-3.386	-1.201

Pseudo R-squared = 0.159

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成





\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 24 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2T）（全件）（ $n=510$ ）

出所）著者作成

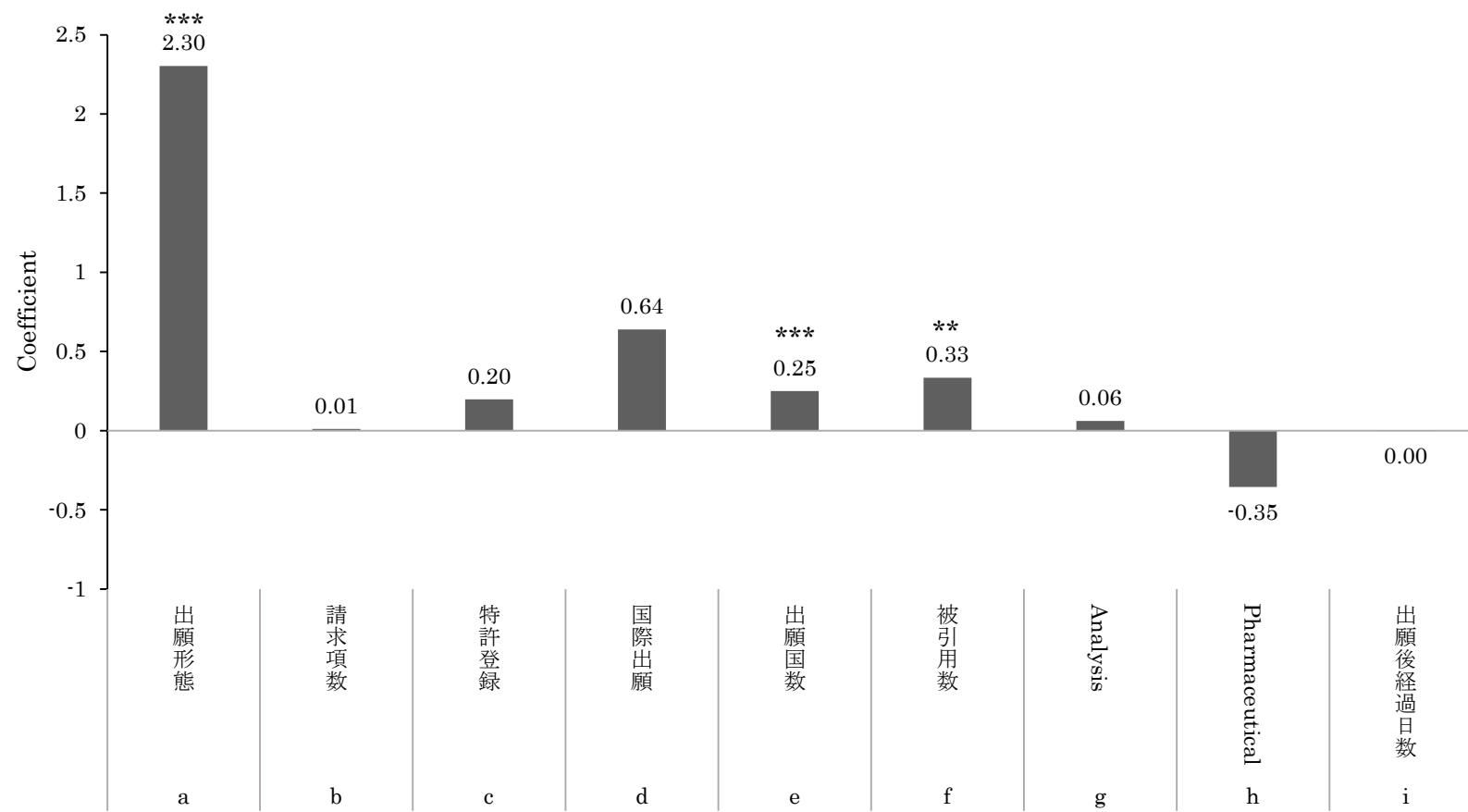
表 40 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3X）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.302***	0.682	3.38	0.966	3.638
b: 請求項数	0.012	0.017	0.67	-0.023	0.046
c: 特許登録	0.198	0.498	0.40	-0.777	1.173
d: 国際出願	0.638	0.490	1.30	-0.322	1.598
e: 出願国数	0.249***	0.090	2.77	0.073	0.426
f: 被引用数	0.335**	0.152	2.20	0.036	0.633
g: Analysis	0.061	0.438	0.14	-0.797	0.919
h: Pharmaceutical	-0.355	0.468	-0.76	-1.271	0.561
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.77	-0.001	0.000
Constant	-4.843***	1.036	-4.68	-6.872	-2.813

Pseudo R-squared = 0.172

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 25 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3X）（全件）（n=510）

出所）著者作成

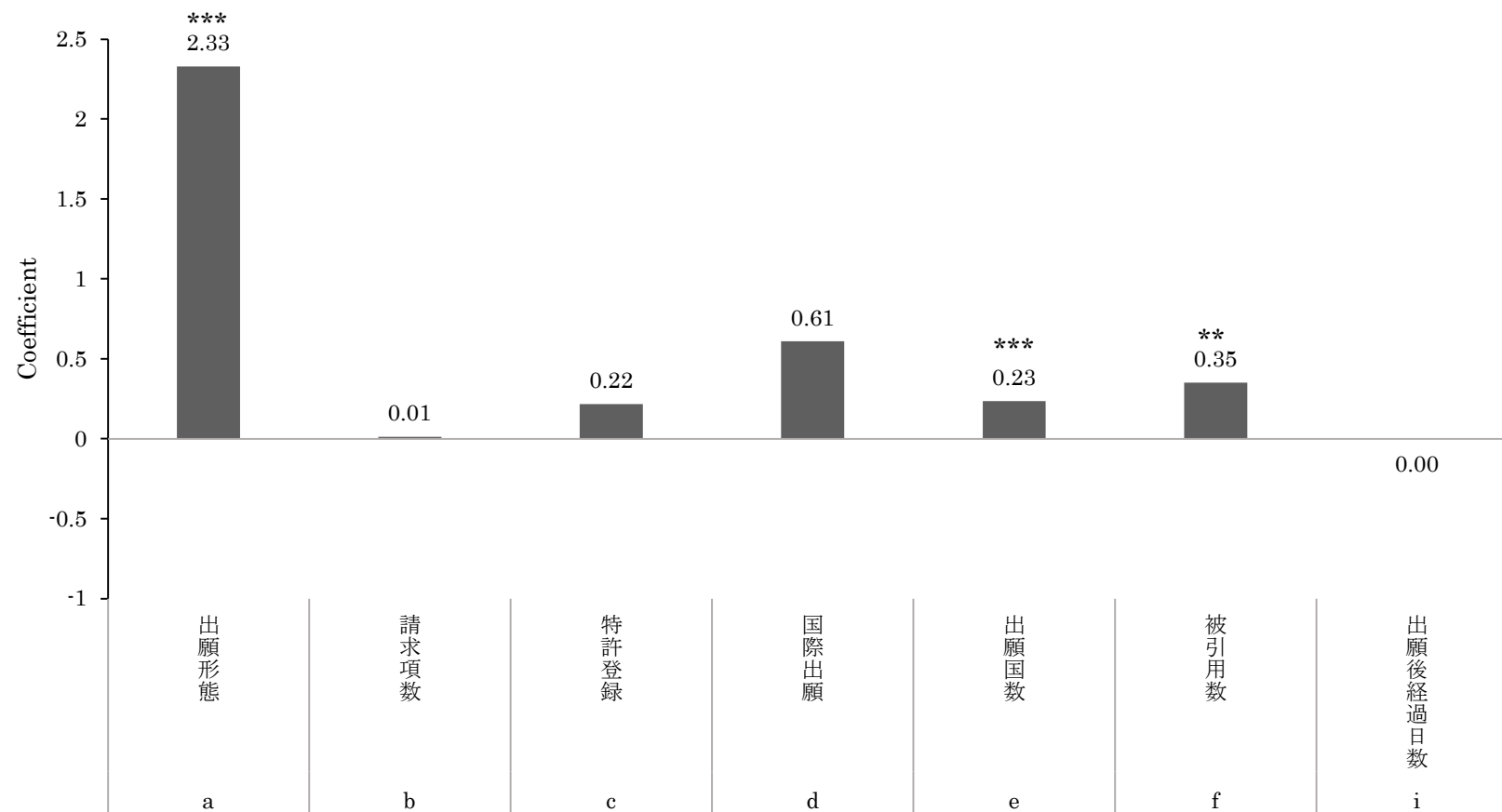
表 41 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Y）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.329***	0.662	3.52	1.032	3.626
b: 請求項数	0.012	0.017	0.70	-0.022	0.046
c: 特許登録	0.216	0.499	0.43	-0.762	1.194
d: 国際出願	0.610	0.489	1.25	-0.349	1.568
e: 出願国数	0.235***	0.088	2.66	0.062	0.408
f: 被引用数	0.350**	0.152	2.31	0.053	0.648
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.72	-0.001	0.000
Constant	-4.992***	0.988	-5.05	-6.929	-3.055

Pseudo R-squared = 0.170

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 26 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Y）（全件）（n=510）

出所）著者作成

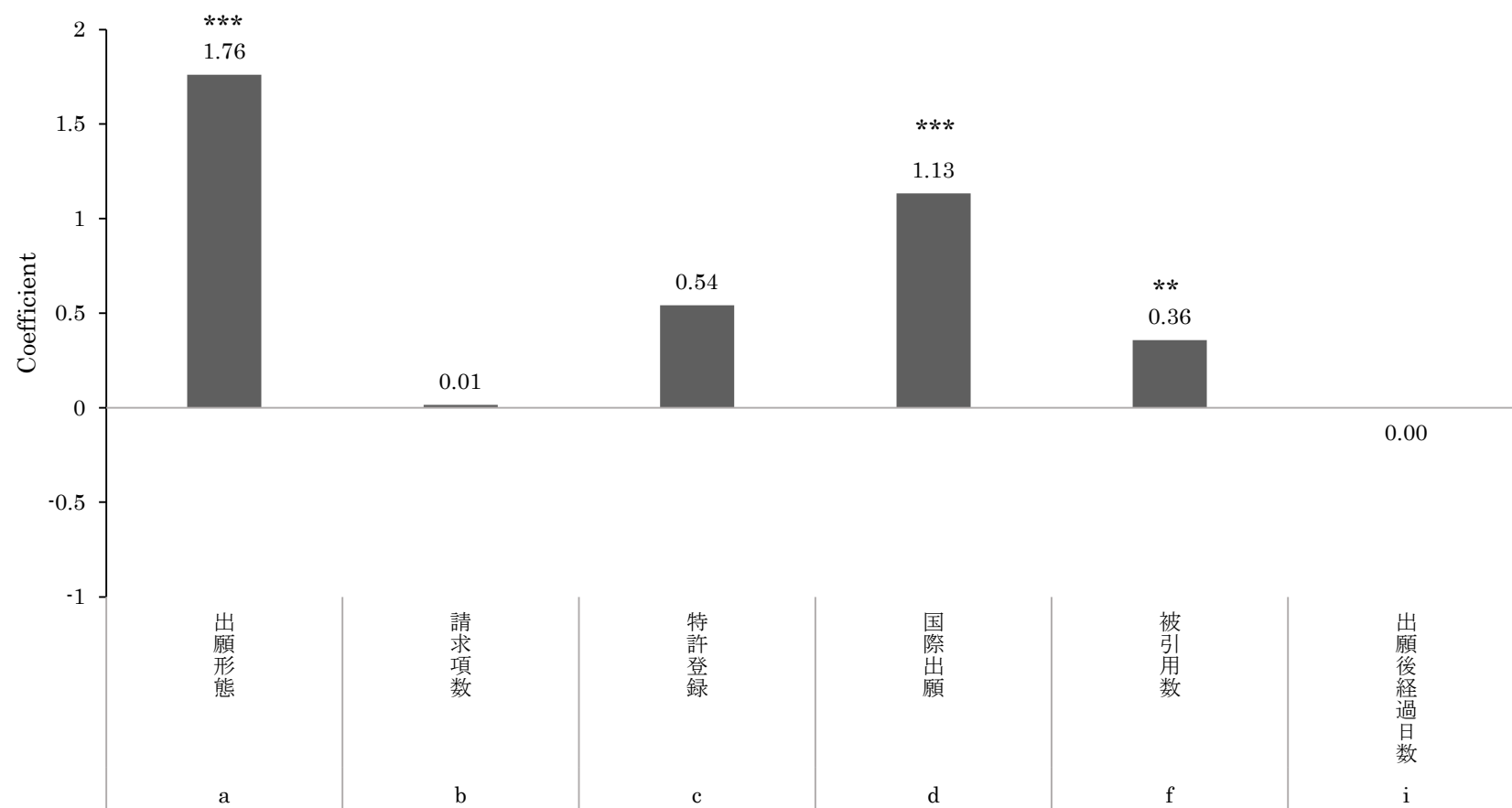
表 42 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Z）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.761***	0.560	3.14	0.662	2.859
b: 請求項数	0.014	0.017	0.86	-0.018	0.047
c: 特許登録	0.542	0.457	1.19	-0.353	1.437
d: 国際出願	1.133***	0.429	2.64	0.292	1.974
f: 被引用数	0.358**	0.147	2.42	0.069	0.647
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.41	-0.001	0.000
Constant	-4.743***	0.939	-5.05	-6.584	-2.902

Pseudo R-squared = 0.139

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 27 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Z）（全件）（n=510）

出所）著者作成

表 43 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3T）（全件）（n=510）

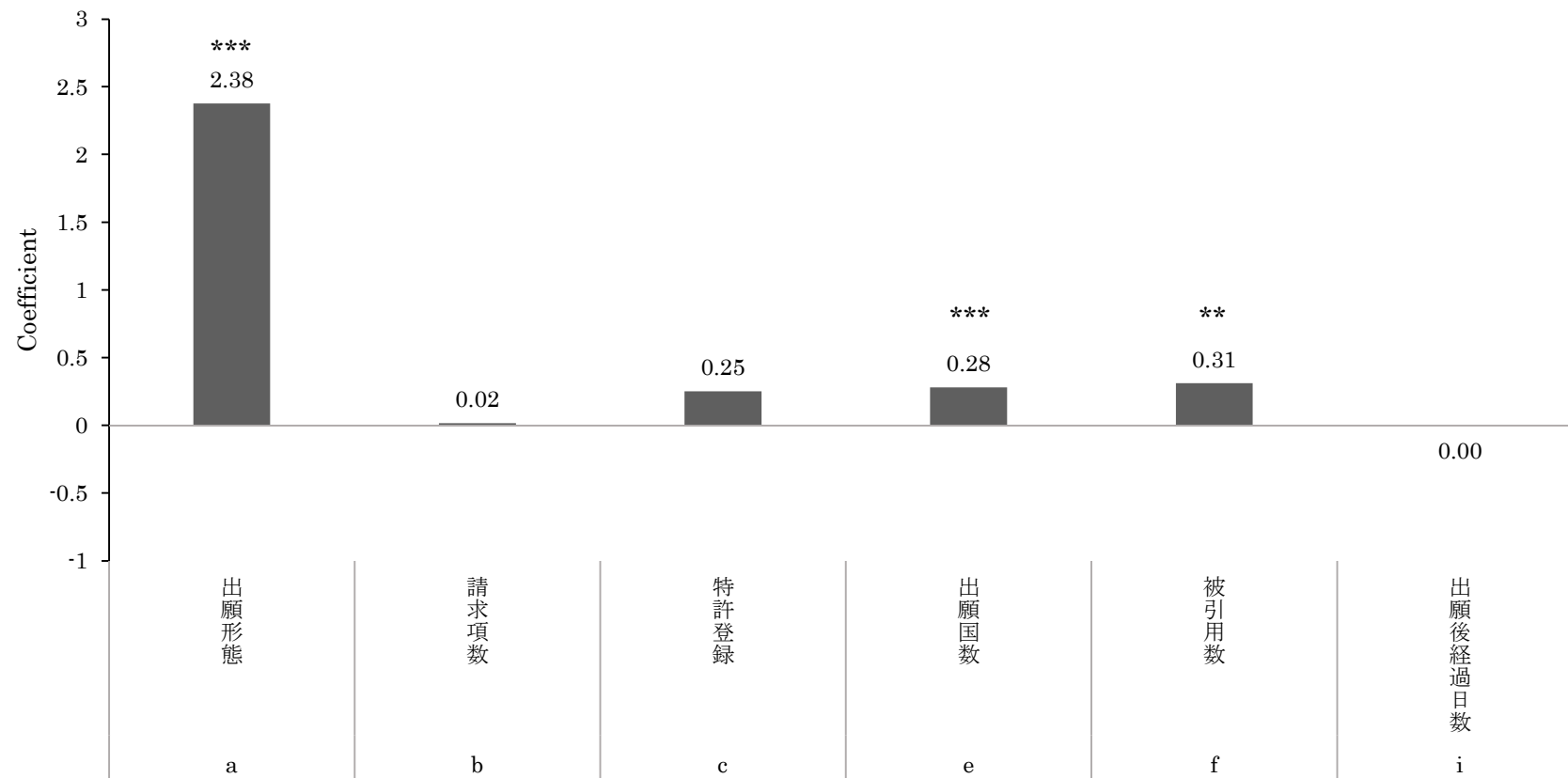
	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.376***	0.677	3.51	1.050	3.703
b: 請求項数	0.016	0.016	1.00	-0.015	0.047
c: 特許登録	0.251	0.495	0.51	-0.719	1.222
e: 出願国数	0.281***	0.079	3.54	0.126	0.436
f: 被引用数	0.312**	0.146	2.14	0.026	0.598
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.81	-0.001	0.000
Constant	-4.848***	0.976	-4.97	-6.760	-2.936

Pseudo R-squared = 0.163

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成





\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 28 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3T）（全件）（n=510）

出所）著者作成

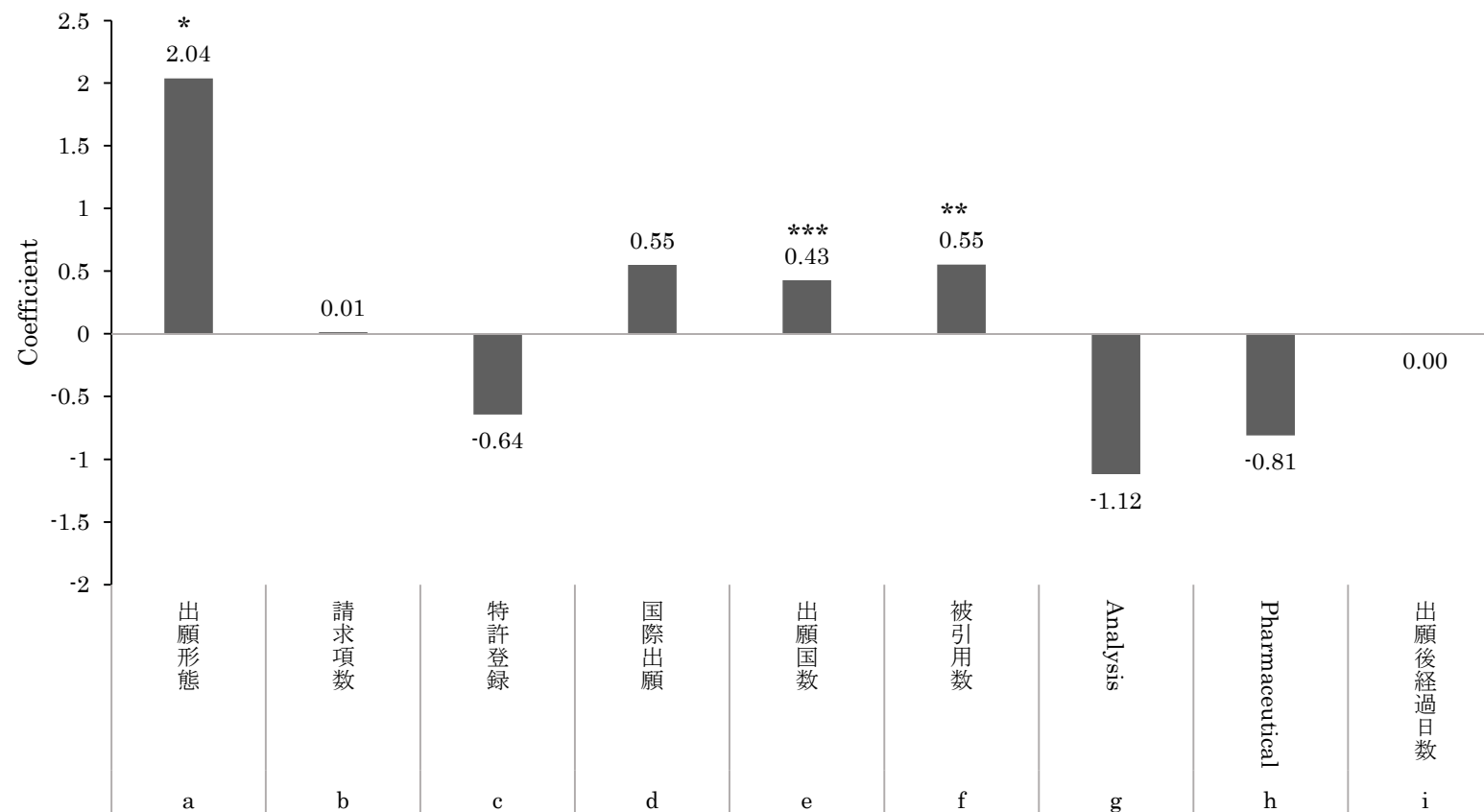
表 44 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4X）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.039*	1.140	1.79	-0.195	4.272
b: 請求項数	0.013	0.028	0.48	-0.041	0.068
c: 特許登録	-0.643	0.956	-0.67	-2.515	1.230
d: 国際出願	0.550	0.853	0.64	-1.123	2.222
e: 出願国数	0.428***	0.133	3.22	0.168	0.689
f: 被引用数	0.554**	0.215	2.58	0.133	0.975
g: Analysis	-1.119	0.911	-1.23	-2.905	0.667
h: Pharmaceutical	-0.810	0.862	-0.94	-2.499	0.878
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.30	-0.001	0.001
Constant	-5.801***	1.672	-3.47	-9.078	-2.523

Pseudo R-squared = 0.322

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 29 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4X）（全件）（ $n=510$ ）

出所）著者作成

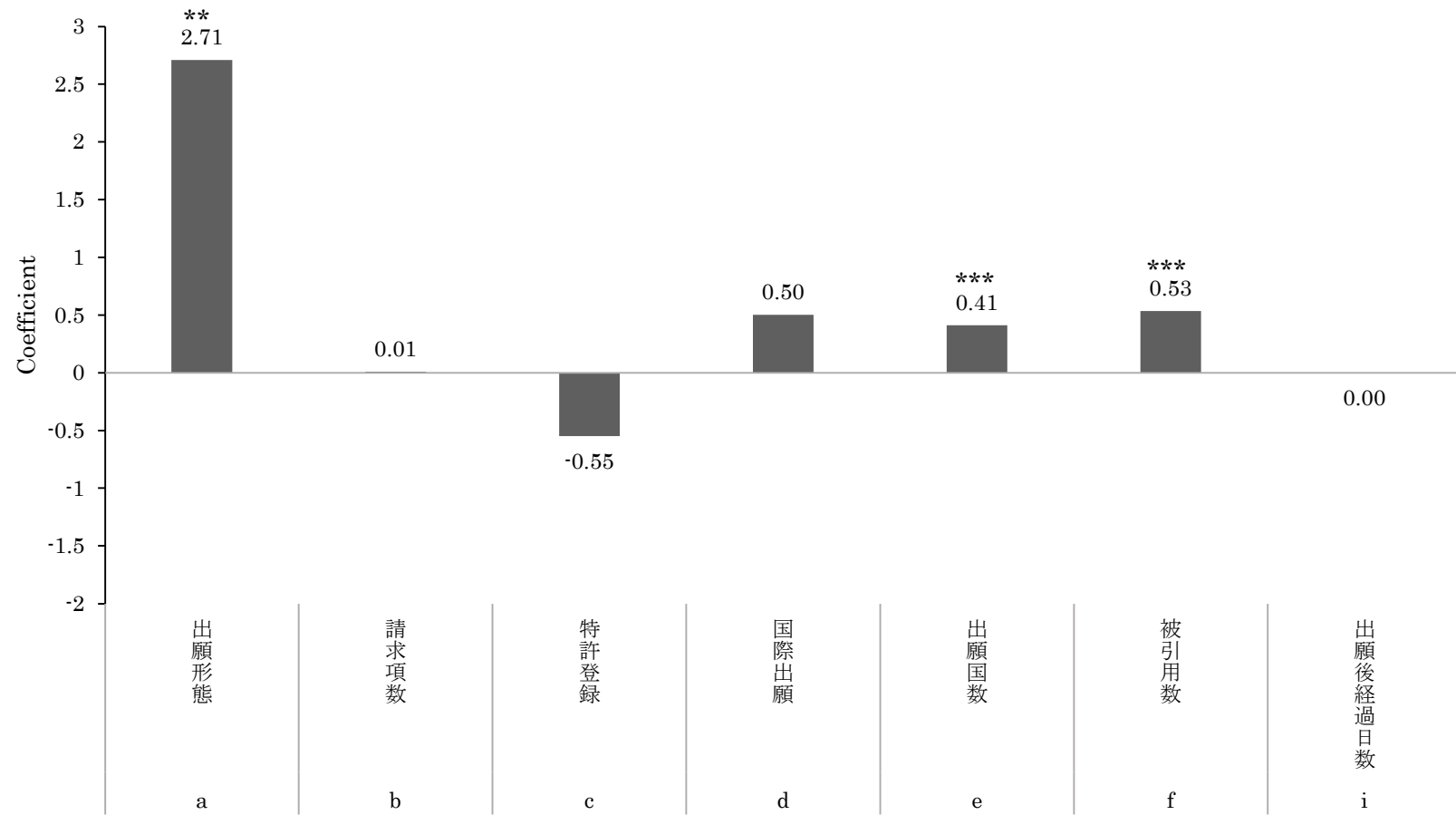
表 45 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4Y）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.710**	1.146	2.36	0.463	4.956
b: 請求項数	0.009	0.030	0.31	-0.049	0.068
c: 特許登録	-0.549	0.926	-0.59	-2.364	1.266
d: 国際出願	0.503	0.833	0.60	-1.129	2.135
e: 出願国数	0.411***	0.126	3.26	0.164	0.658
f: 被引用数	0.534***	0.190	2.82	0.162	0.905
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.38	-0.001	0.001
Constant	-6.730***	1.692	-3.98	-10.048	-3.413

Pseudo R-squared = 0.298

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 30 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4Y）（全件）（n=510）

出所）著者作成

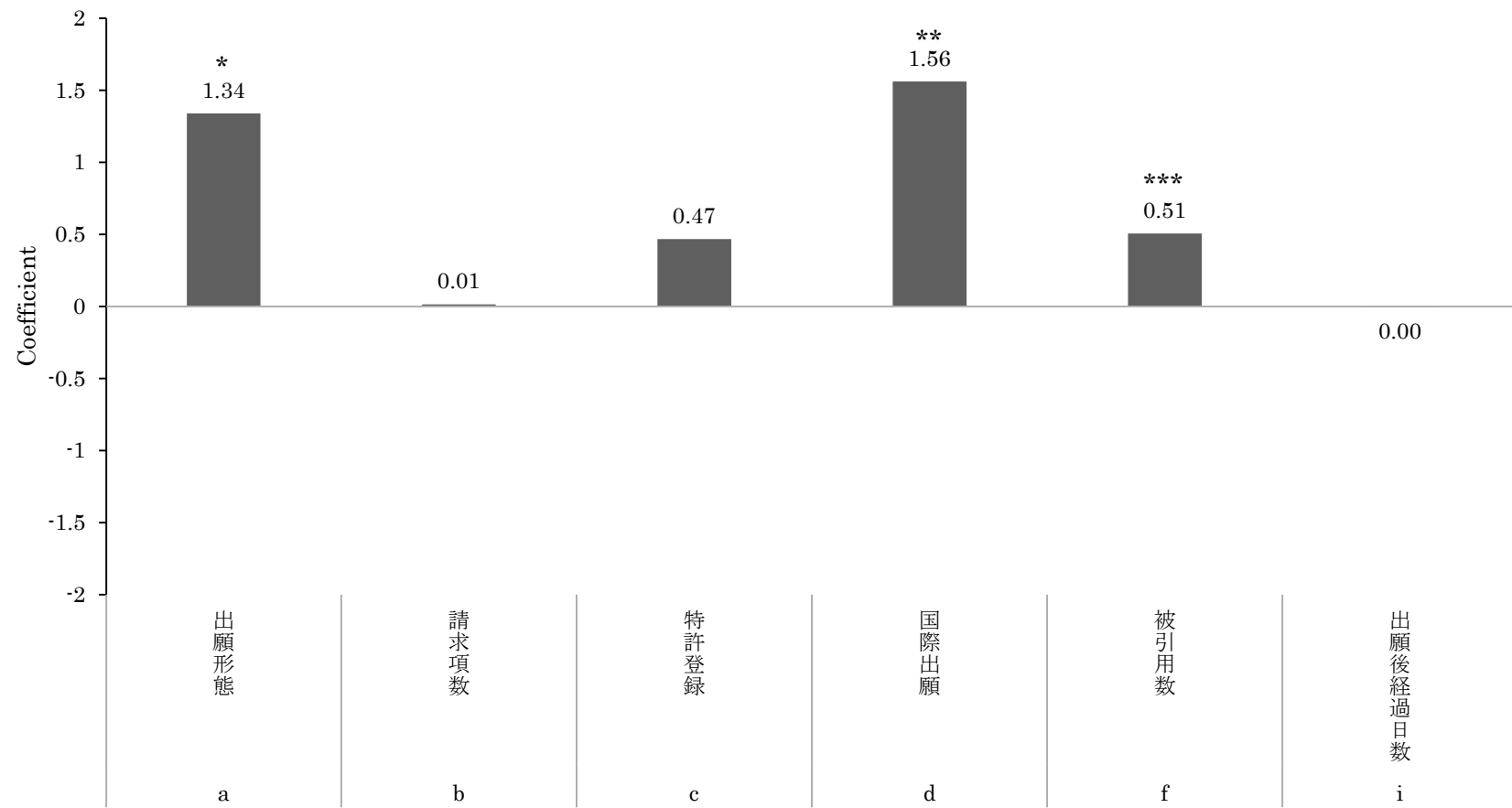
表 46 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4Z）（全件）（n=510）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.340*	0.812	1.65	-0.253	2.932
b: 請求項数	0.014	0.027	0.52	-0.038	0.066
c: 特許登録	0.467	0.723	0.65	-0.949	1.883
d: 国際出願	1.560**	0.716	2.18	0.156	2.964
f: 被引用数	0.505***	0.175	2.89	0.163	0.847
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.04	-0.001	0.001
Constant	-6.011***	1.494	-4.02	-8.939	-3.082

Pseudo R-squared = 0.195

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 31 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4Z）（全件）（n=510）

出所）著者作成

表 47 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4T）（全件）（n=510）

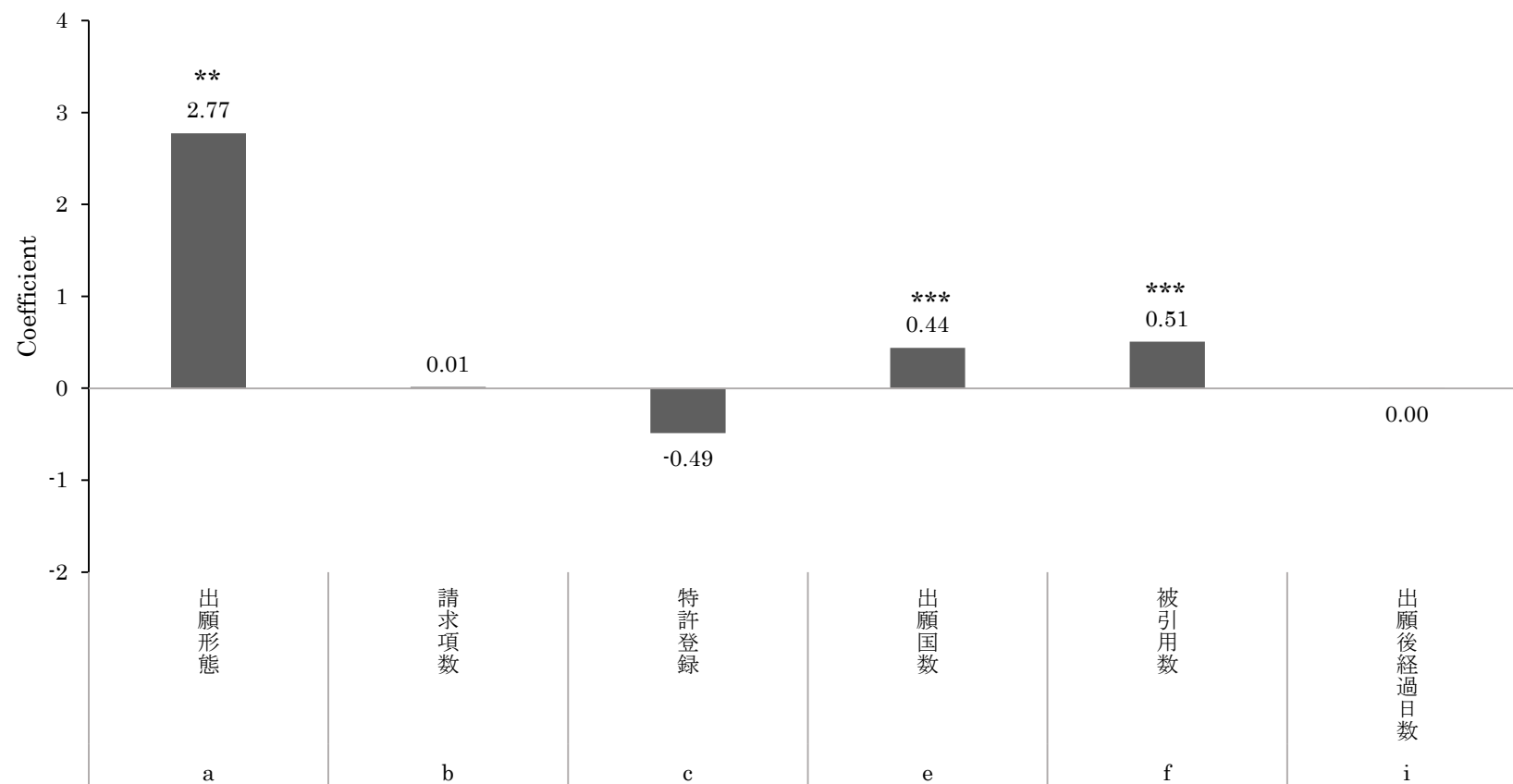
	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.772**	1.180	2.35	0.460	5.084
b: 請求項数	0.014	0.027	0.50	-0.039	0.066
c: 特許登録	-0.488	0.913	-0.54	-2.277	1.301
e: 出願国数	0.439***	0.118	3.73	0.208	0.669
f: 被引用数	0.506***	0.182	2.78	0.149	0.863
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.45	-0.001	0.001
Constant	-6.596***	1.680	-3.93	-9.888	-3.304

Pseudo R-squared = 0.295

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成





\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 32 二項ロジスティック回帰分析（モデル 4T）（全件）（n=510）

出所）著者作成

#### 4.3.2. ライセンス契約成立特許出願の分析

順序ロジスティック回帰分析と同様に表 5 の 1～3 のそれぞれに対し、表 7 の説明変数を用いて、表 48 で記載のモデル X, Y, Z, T で二項ロジスティック回帰分析を実施した。モデルの名称は表 4 のナンバリング+アルファベットの組み合わせで表記する。(例：表 5 の被説明変数 1 のモデル X の分析は 1X、被説明変数 2 のモデル Z の分析は 2Z)

モデルの選定も順序ロジスティック回帰分析と同様に逐次選択法を採用し、モデル X においては 3 章で述べた全説明変数を使用し、モデル Y においては、研究分野を除き、研究構造で示した 3 区分の全ての変数を説明変数として使用した。モデル Z、T においては、説明変数間で比較的高い相関（相関については順序ロジスティック回帰結果の項を参照）を示した国際出願の有無と出願国数について、モデル Z では出願国数を除き、モデル T においては国際出願の有無を除外した。

結果については、p 値が 0.05 未満（Z スコア（標準偏差）が  $<-1.96$ 、または  $>+1.96$ ）を統計的に有意とみなした。

表 5 ロジスティック回帰分析における被説明変数設定（ライセンス成立）

		1	2	3
分析方法	順序ロジスティック回帰分析	二項ロジスティック回帰分析		
被説明変数	ダミー変数	ダミー変数	ダミー変数	ダミー変数
	ライセンス収入	ライセンス収入	ライセンス収入	ライセンス収入
	ランク：A→1, B→2, C→3, D→4	ランク：A→0、 B,C,D→1	ランク： A,B→0、C,D→1	ランク： A,B,C→0、 A,D→1

出所）著者作成

表 7 説明変数（ライセンス成立）

分類	説明変数
特許出願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否か）
特許出願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数
特許出願の分野	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K または A61P を含む）
特許出願のライセンス活動	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内のライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤルティ契約、またはマイルストーン契約）を含むか否か

出所）著者作成

表 48 二項ロジスティック回帰分析のモデル（ライセンス成立）

		モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
被説明変数		1. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A→0、B, C, D→1			
		2. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A, B→0、C, D→1			
		3. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A, B, C→0、D→1			
説明変数	特 許 出 願形態	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）	a: 出願形態（企業との共同出願か否 か）
	特 許 出 願の質	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 e: 出願国数 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無 d: 国際出願の有無 f: 被引用数	b: 請求項数 c: 特許登録の有無  e: 出願国数 f: 被引用数
	特 許 出 願 の 分 野*	g: Analysis（IPC に G01N を含む） h: Pharmaceutical（IPC に A61K また は A61P を含む）	-	-	-
	特 許 出 願 の ラ イ セ ン ス活動	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤ ルティ契約、またはマイルストーン 契約）を含むか否か	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤ ルティ契約、またはマイルストーン 契約）を含むか否か	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤ ルティ契約、またはマイルストーン契 約）を含むか否か	i: 出願後経過日数 j: 相手先がベンチャー企業か否か k: 出願後 1 年以内ライセンスか否か l: 成果報酬契約（ランニングロイヤ ルティ契約、またはマイルストーン契 約）を含むか否か

\* 各分野は IPC に Analysis (G01N)、Pharmaceutical (A61K, A61P)を含むか否かで判定している。

出所) 著者作成

説明変数間の多重共線性の有無については、順序ロジスティック回帰分析と説明変数が同一であり、Spearman の順位相関係数においていずれの説明変数間においても 0.7 を超える相関性は発生していない（表 26）。

二項ロジスティック回帰分析は、モデル X, Y, Z, T のモデルのいずれも、ライセンス収入のランクが高くなる確率をモデル化しているため、説明変数中で値が大きくなればライセンス収入のランクも高くなることが期待される変数のパラメータ推定値は正となる。

モデル X, Y, Z, T の二項ロジスティック回帰分析の結果が表 49～60、図 33～46 となる。

被説明変数であるライセンスランクのダミー変数の設定方法の違いによる表 48 の 1～3 の項目ごとに結果を記述する。

モデル 1 の A～D の全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、a: 出願形態、l: 成果報酬契約のみであり、これらの偏回帰係数はa: 出願形態において、モデル X:2.218、モデル Y:2.208、モデル Z:2.049、モデル T:2.240、l: 成果報酬契約において、モデル X:1.602、モデル Y:1.610、モデル Z:1.628、モデル T:1.635 と高い値を示している。

モデル 2 の A～D の全てのモデルにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、モデル 1 と同様 a: 出願形態、l: 成果報酬契約のみであり、これらの偏回帰係数は a: 出願形態において、モデル X:2.369、モデル Y:2.360、モデル Z:1.810、モデル T:2.330、l: 成果報酬契約において、モデル X:1.483、モデル Y:1.498、モデル Z:1.382、モデル T:1.475 と高い値を示している。

一方、モデル 3 の A～D の全てにおいて有意水準 5%で有意差を示した項目は、e: 出願国数、f: 被引用数、l: 成果報酬契約のみであり、これらの偏回帰係数は、e: 出願国数において、モデル X:0.650、モデル Y:0.571、モデル T:0.576、f: 被引用数において、モデル X:1.149、モデル Y:1.244、モデル Z:0.935、モデル T:1.222、l: 成果報酬契約において、モデル X:4.336、モデル Y:4.432、モデル Z:3.321、モデル T:4.447 の値を示している。特に l: 成果報酬契約は値が高く、かつモデル 1,2 よりも高い値を示している。

モデル 1,2 と異なり、a: 出願形態ではモデル Z のみが有意水準 5%で有意差を示さなかったが、モデル X:3.811、モデル Y:3.280、モデル T:3.282 と上記有意差を示した e: 出願国数、f: 被引用数よりも非常に高い値を示し、かつモデル 1,2 よりも高い値を示している。

また、c: 特許登録においてもモデル Z のみが有意水準 5%で有意差を示さなかったが、モデル X:-3.416、モデル Y:-3.015、モデル T:-3.024 と上記有意差を示した説明変数よりも非常に低い値を示している。

これらの結果を踏まえると、モデル 1（ライセンス収入ランクをライセンス収入 100 万円未満

(ランク A) とライセンス収入 100 万円以上 (ランク B~D) で 2 分する場合)、モデル 2 (ライセンス収入ランクをライセンス収入 500 万円未満 (ランク A,B) とライセンス収入 500 万円以上 (ランク C,D) で 2 分する場合))、モデル 3 (ライセンス収入ランクをライセンス収入 1,000 万円未満 (ランク A~C) とライセンス収入 1,000 万円以上 (ランク D) で 2 分する場合) と高額ライセンス収入のみを限定するほど、a:特許出願形態、「特許出願の質」における、e: 出願国数、f: 被引用数、および「特許出願のライセンス活動」における l: 成果報酬契約のライセンス収入との正の相関が強く、「特許出願の質」における c: 特許登録の負の相関が強くなっている。

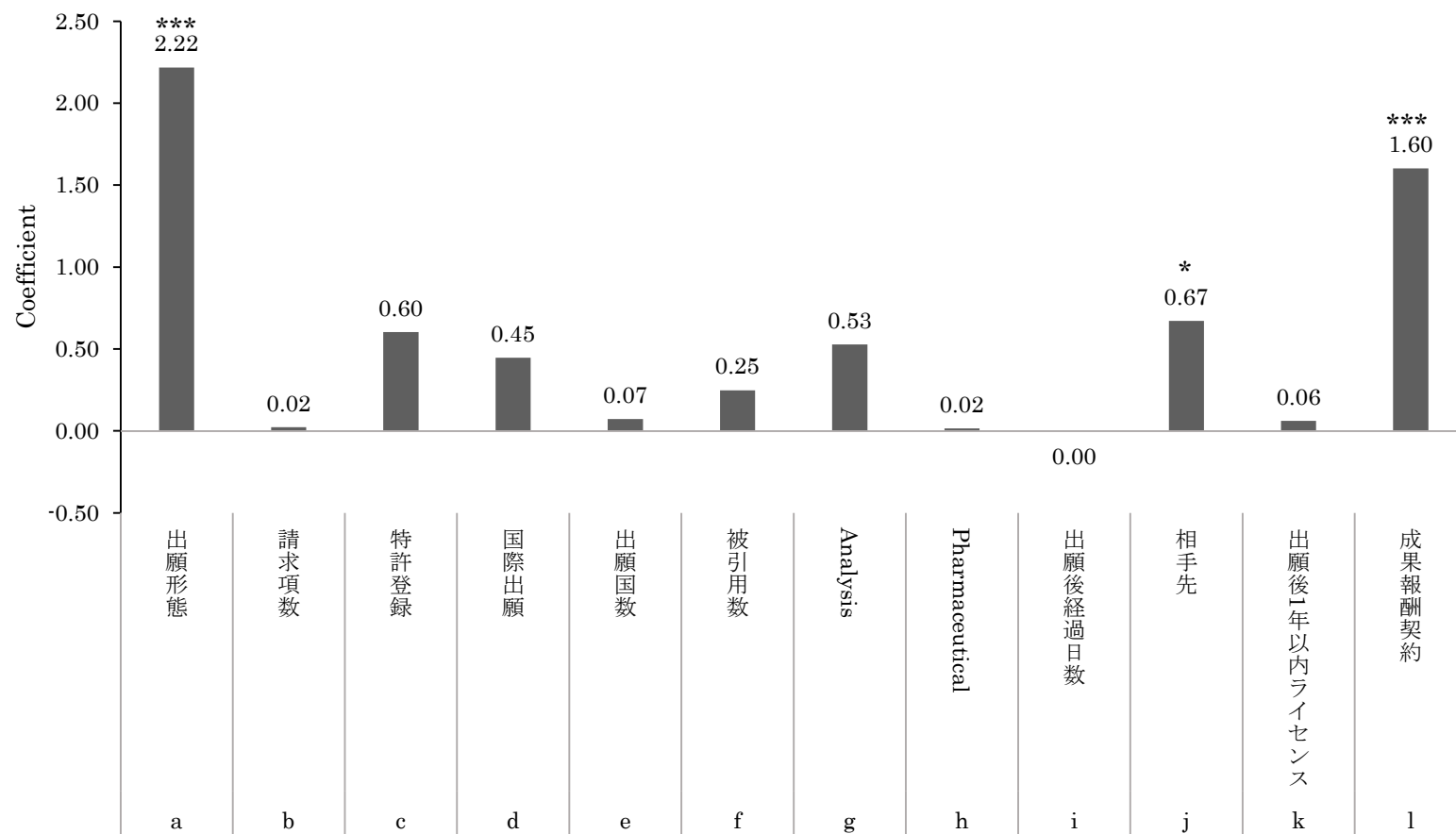
表 49 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1X）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.218***	0.501	4.42	1.235	3.201
b: 請求項数	0.022	0.023	0.96	-0.023	0.068
c: 特許登録	0.603	0.491	1.23	-0.360	1.566
d: 国際出願	0.446	0.481	0.93	-0.497	1.389
e: 出願国数	0.072	0.086	0.83	-0.097	0.241
f: 被引用数	0.248	0.289	0.86	-0.317	0.814
g: Analysis	0.528	0.430	1.23	-0.315	1.370
h: Pharmaceutical	0.016	0.429	0.04	-0.824	0.856
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.89	-0.001	0.000
j: 相手先	0.671*	0.405	1.66	-0.122	1.464
k: 1 年以内ライセンス	0.062	0.472	0.13	-0.862	0.986
l: 成果報酬契約	1.602***	0.498	3.22	0.626	2.579
Constant	-1.981*	1.125	-1.76	-4.186	0.224

Pseudo R-squared = 0.251

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 33 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1X）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成



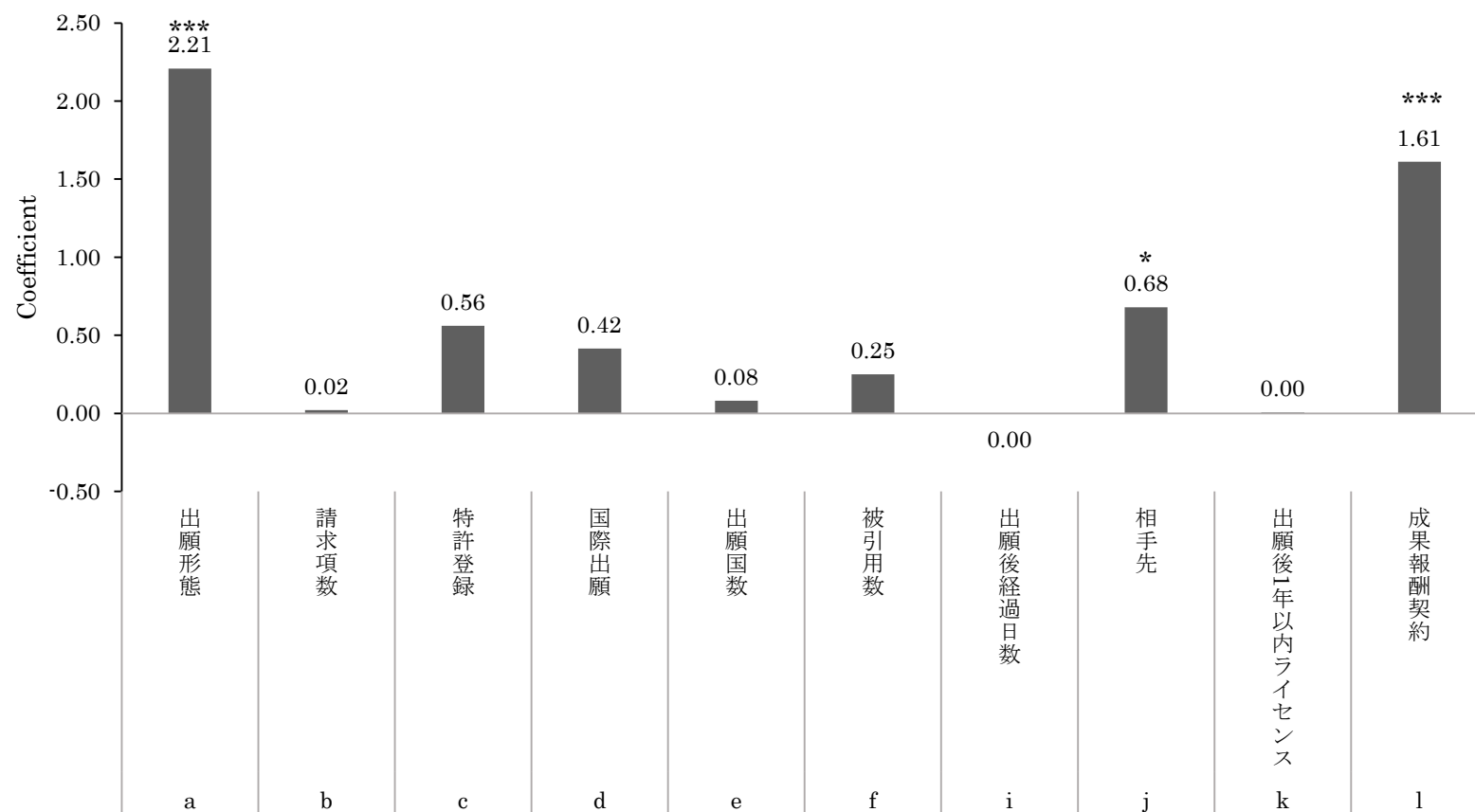
表 50 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Y）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.208***	0.495	4.46	1.238	3.179
b: 請求項数	0.021	0.023	0.88	-0.025	0.066
c: 特許登録	0.560	0.483	1.16	-0.387	1.507
d: 国際出願	0.416	0.477	0.87	-0.519	1.350
e: 出願国数	0.080	0.088	0.91	-0.093	0.253
f: 被引用数	0.250	0.263	0.95	-0.266	0.766
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.96	-0.001	0.000
j: 相手先	0.679*	0.399	1.70	-0.102	1.460
k: 1 年以内ライセンス	0.005	0.465	0.01	-0.906	0.915
l: 成果報酬契約	1.610***	0.496	3.25	0.638	2.582
Constant	-1.699	1.095	-1.55	-3.845	0.447

Pseudo R-squared = 0.243

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 34 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Y）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

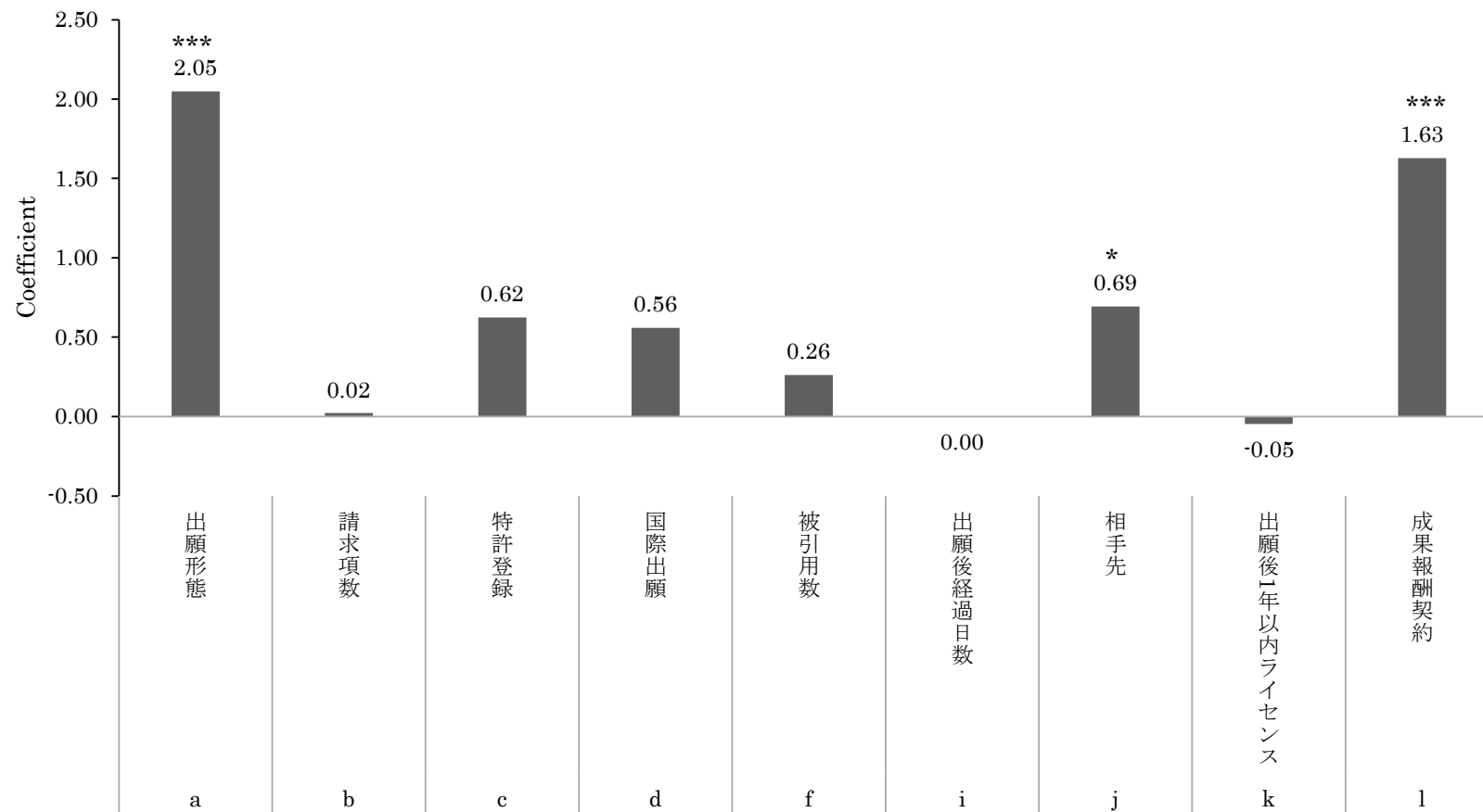
表 51 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Z）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.049***	0.453	4.52	1.161	2.936
b: 請求項数	0.021	0.024	0.90	-0.025	0.067
c: 特許登録	0.624	0.478	1.31	-0.313	1.562
d: 国際出願	0.559	0.455	1.23	-0.334	1.451
f: 被引用数	0.261	0.266	0.98	-0.260	0.783
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.86	-0.001	0.000
j: 相手先	0.694*	0.397	1.75	-0.085	1.472
k: 1 年以内ライセンス	-0.047	0.458	-0.10	-0.944	0.850
l: 成果報酬契約	1.628***	0.495	3.29	0.657	2.598
Constant	-1.633	1.076	-1.52	-3.742	0.476

Pseudo R-squared = 0.239

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 35 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1Z）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

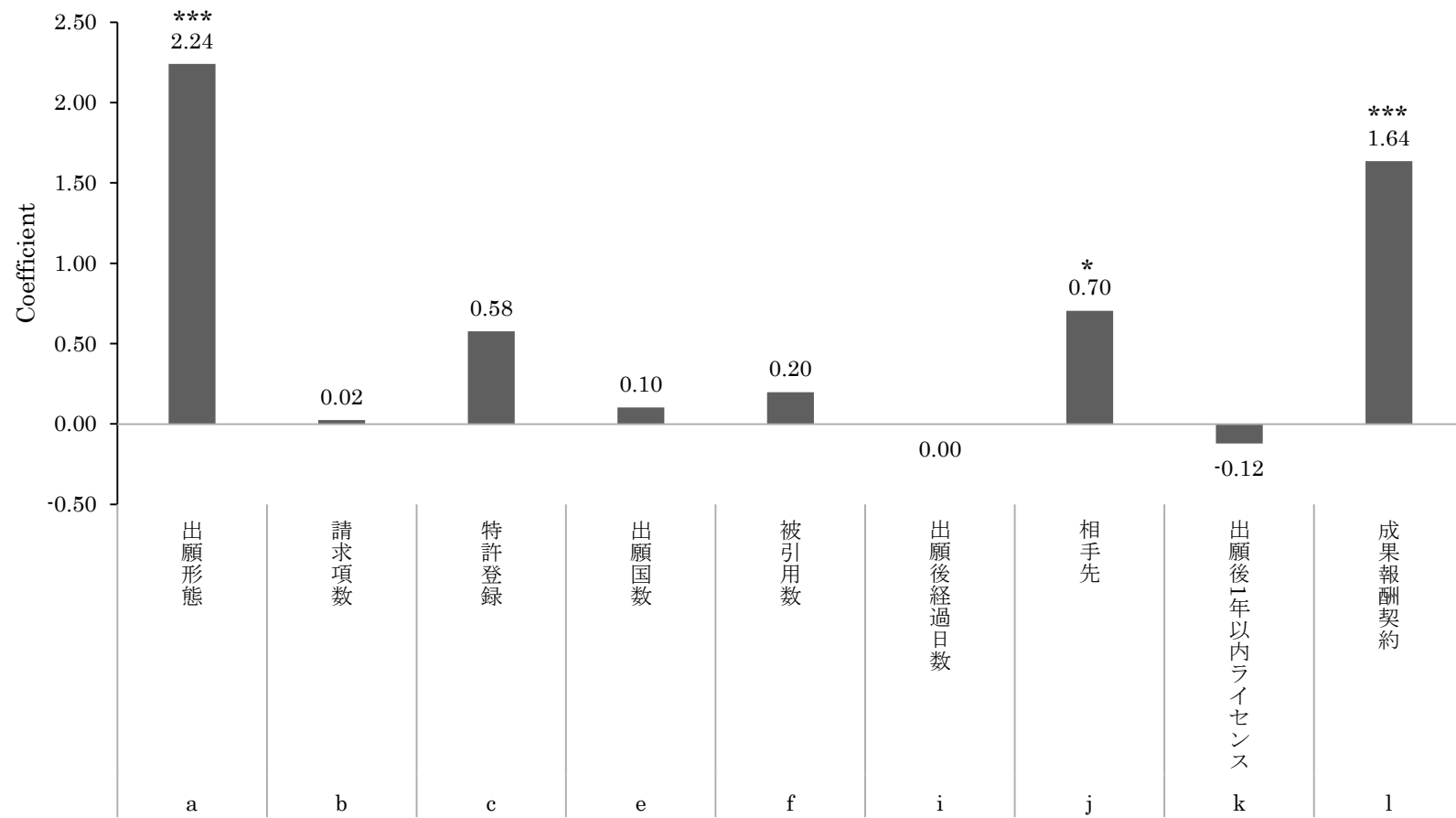
表 52 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1T）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.240***	0.494	4.53	1.271	3.208
b: 請求項数	0.024	0.024	0.99	-0.023	0.070
c: 特許登録	0.577	0.480	1.20	-0.363	1.517
e: 出願国数	0.103	0.084	1.23	-0.062	0.268
f: 被引用数	0.198	0.247	0.80	-0.287	0.682
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.93	-0.001	0.000
j: 相手先	0.705*	0.397	1.77	-0.074	1.483
k: 1 年以内ライセンス	-0.122	0.441	-0.28	-0.986	0.743
l: 成果連動契約	1.635***	0.495	3.30	0.665	2.605
Constant	-1.599	1.088	-1.47	-3.732	0.534

Pseudo R-squared = 0.240

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 36 二項ロジスティック回帰分析（モデル 1T）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

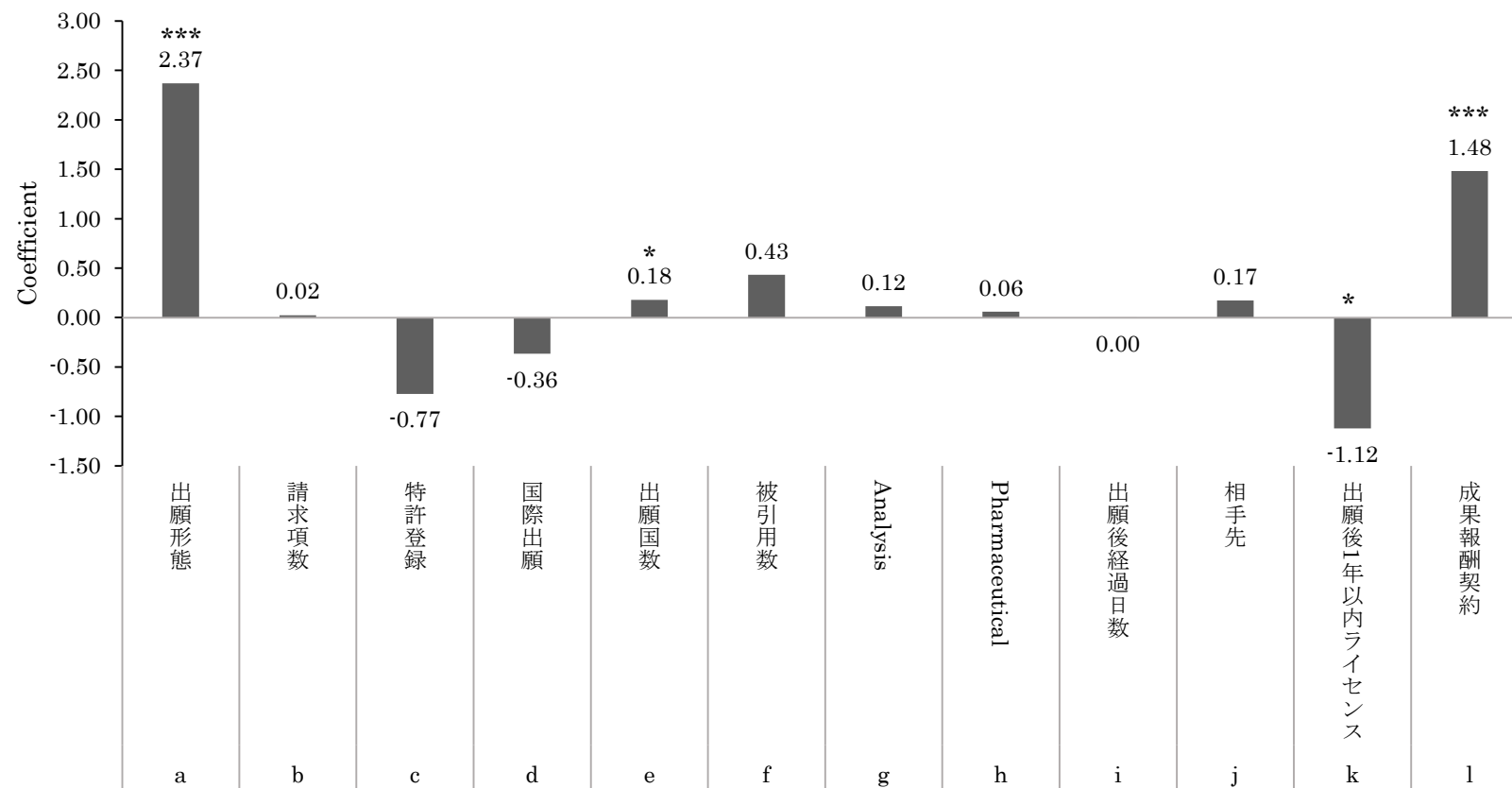
表 53 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2X）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.369***	0.752	3.15	0.895	3.844
b: 請求項数	0.024	0.024	0.99	-0.023	0.071
c: 特許登録	-0.772	0.597	-1.29	-1.942	0.398
d: 国際出願	-0.365	0.582	-0.63	-1.505	0.776
e: 出願国数	0.180*	0.093	1.93	-0.003	0.363
f: 被引用数	0.431	0.276	1.56	-0.110	0.973
g: Analysis	0.116	0.509	0.23	-0.883	1.114
h: Pharmaceutical	0.060	0.523	0.12	-0.965	1.085
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.23	-0.001	0.001
j: 相手先	0.173	0.500	0.35	-0.806	1.152
k: 1 年以内ライセンス	-1.121*	0.618	-1.81	-2.332	0.091
l: 成果報酬契約	1.483***	0.533	2.78	0.438	2.527
Constant	-3.855***	1.420	-2.71	-6.639	-1.072

Pseudo R-squared = 0.241

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 37 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2X）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成



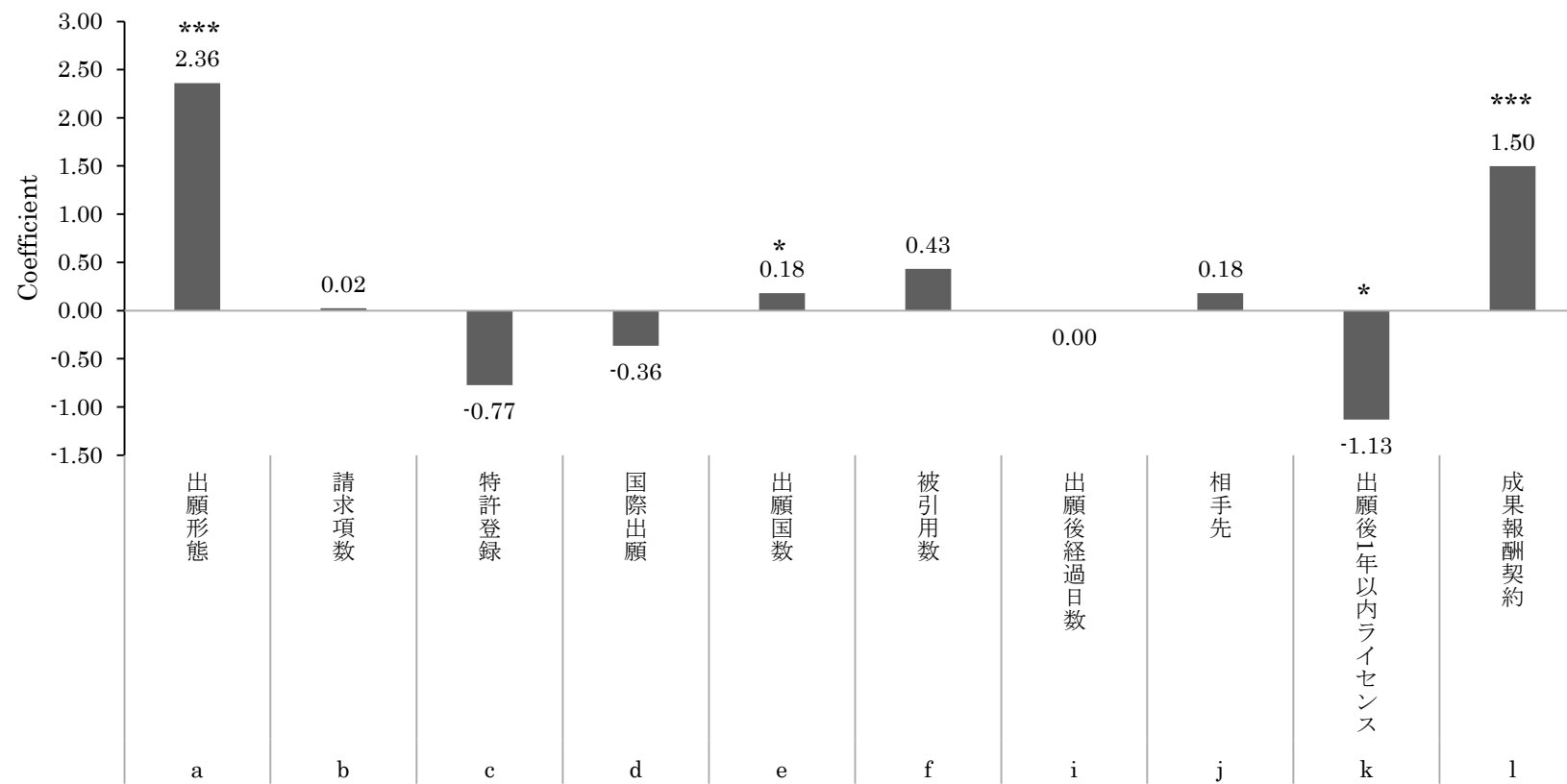
表 54 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Y）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.360***	0.750	3.15	0.890	3.830
b: 請求項数	0.024	0.024	1.00	-0.023	0.071
c: 特許登録	-0.772	0.598	-1.29	-1.944	0.400
d: 国際出願	-0.364	0.582	-0.63	-1.504	0.775
e: 出願国数	0.180*	0.093	1.93	-0.003	0.363
f: 被引用数	0.432	0.265	1.63	-0.087	0.951
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.27	-0.001	0.001
j: 相手先	0.182	0.494	0.37	-0.786	1.150
k: 1 年以内ライセンス	-1.129*	0.618	-1.83	-2.339	0.082
l: 成果報酬契約	1.498***	0.530	2.83	0.459	2.537
Constant	-3.754***	1.355	-2.77	-6.410	-1.098

Pseudo R-squared = 0.241

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 38 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Y）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

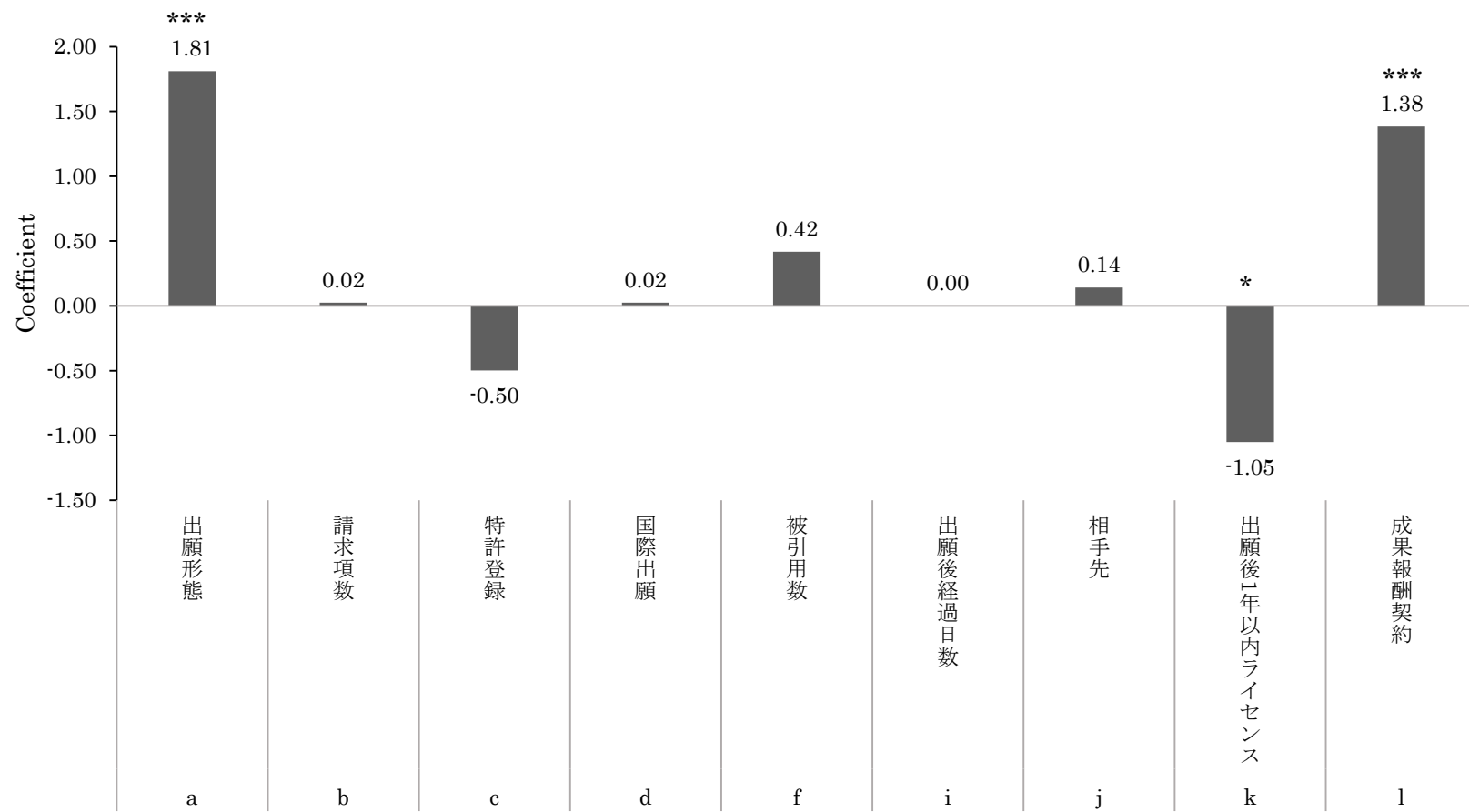
表 55 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Z）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.810***	0.642	2.82	0.552	3.068
b: 請求項数	0.025	0.023	1.07	-0.021	0.070
c: 特許登録	-0.498	0.561	-0.89	-1.597	0.601
d: 国際出願	0.024	0.534	0.04	-1.022	1.069
f: 被引用数	0.416	0.255	1.63	-0.084	0.917
i: 経過日数	0.000	0.000	0.04	-0.001	0.001
j: 相手先	0.142	0.487	0.29	-0.813	1.097
k: 1 年以内ライセンス	-1.050*	0.603	-1.74	-2.231	0.131
l: 成果報酬契約	1.382***	0.515	2.68	0.373	2.391
Constant	-3.538***	1.333	-2.65	-6.151	-0.925

Pseudo R-squared = 0.218

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 39 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2Z）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

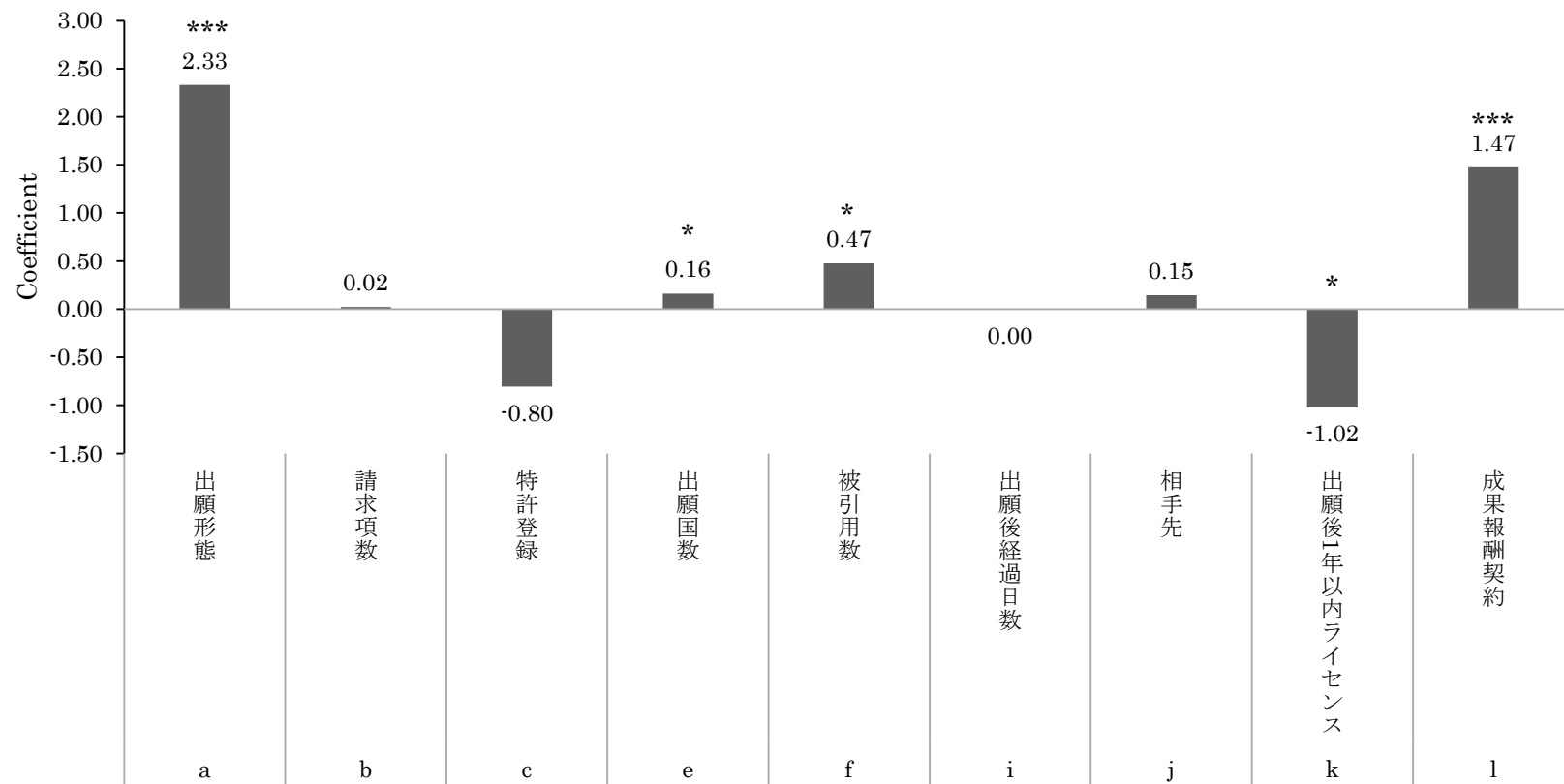
表 56 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2T）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	2.330***	0.744	3.13	0.872	3.788
b: 請求項数	0.022	0.024	0.93	-0.025	0.069
c: 特許登録	-0.805	0.596	-1.35	-1.973	0.364
e: 出願国数	0.160*	0.089	1.81	-0.014	0.334
f: 被引用数	0.475*	0.264	1.80	-0.043	0.993
i: 経過日数	0.000	0.000	-0.22	-0.001	0.001
j: 相手先	0.145	0.489	0.30	-0.813	1.103
k: 1 年以内ライセンス	-1.021*	0.591	-1.73	-2.179	0.138
l: 成果報酬契約	1.475***	0.526	2.80	0.443	2.506
Constant	-3.907***	1.338	-2.92	-6.529	-1.284

Pseudo R-squared = 0.238

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 40 二項ロジスティック回帰分析（モデル 2T）（ライセンス成立）（ $n=155$ ）

出所）著者作成

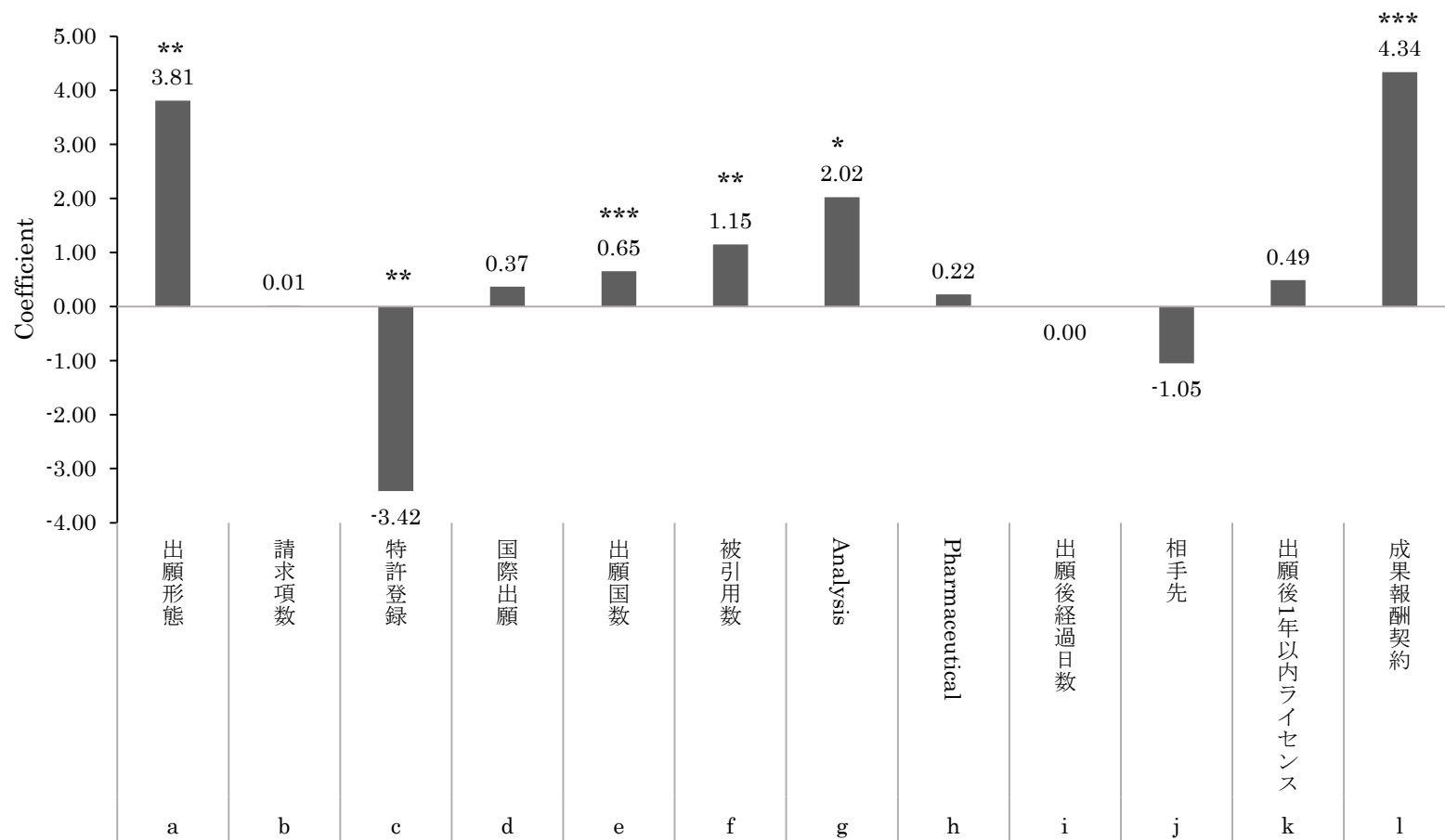
表 57 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3X）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	3.811**	1.636268	2.33	0.02	0.603543
b: 請求項数	0.011	0.052242	0.21	0.837	-0.09166
c: 特許登録	-3.418**	1.722168	-1.98	0.047	-6.79356
d: 国際出願	0.368	1.181296	0.31	0.755	-1.94713
e: 出願国数	0.650***	0.221228	2.94	0.003	0.216615
f: 被引用数	1.149**	0.559314	2.05	0.04	0.05231
g: Analysis	2.023*	1.037971	1.95	0.051	-0.01142
h: Pharmaceutical	0.224	0.967099	0.23	0.817	-1.67156
i: 経過日数	0.000	0.00058	-0.31	0.753	-0.00132
j: 相手先	-1.053	1.165782	-0.9	0.367	-3.3376
k: 1 年以内ライセンス	0.487	1.146085	0.43	0.671	-1.75901
l: 成果報酬契約	4.336***	1.42874	3.03	0.002	1.53524
Constant	-10.173***	3.263273	-3.12	0.002	-16.5691

Pseudo R-squared = 0.563

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所）著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 41 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3X）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成



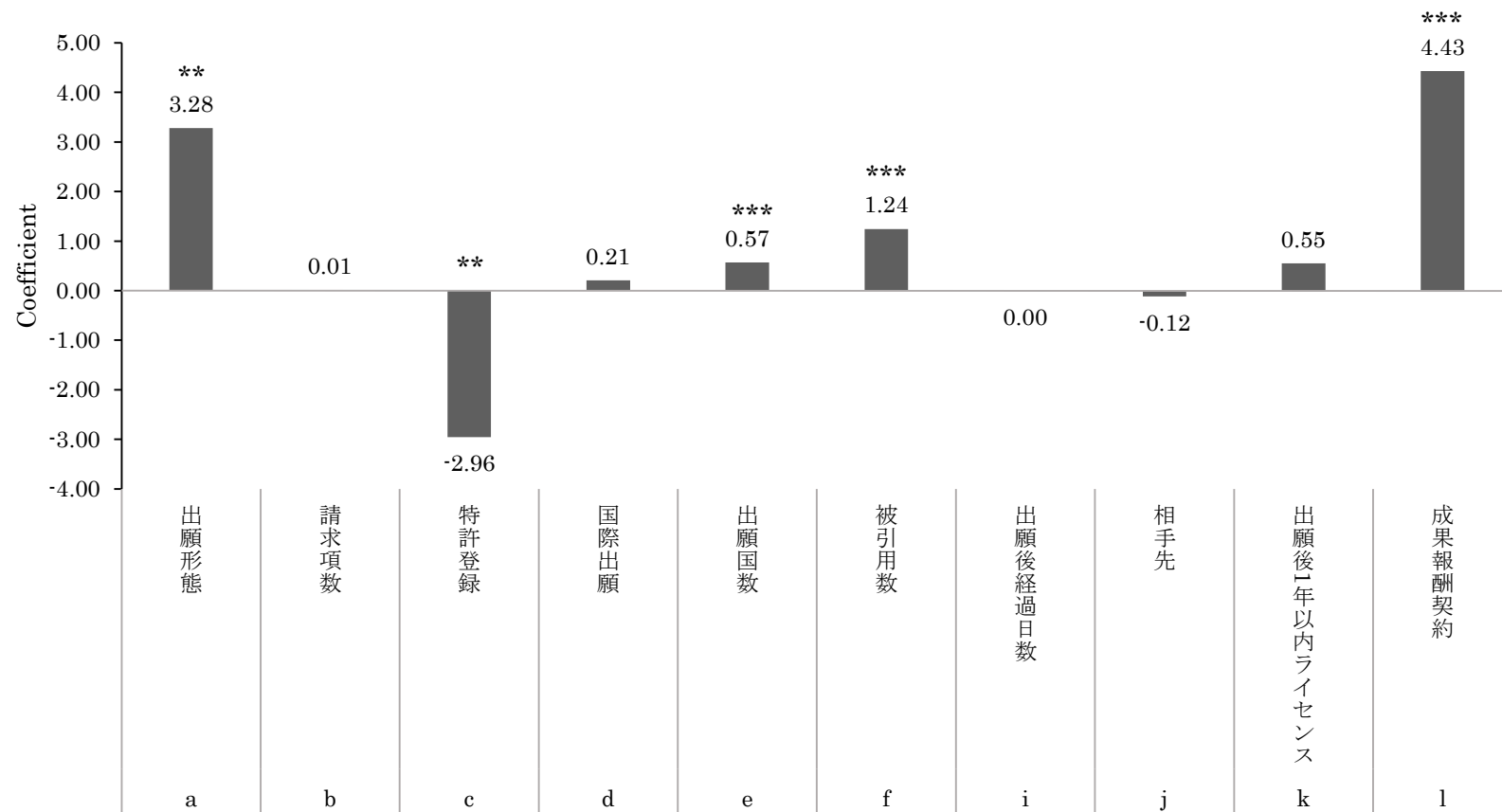
表 58 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Y）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	3.280**	1.443	2.27	0.452	6.107
b: 請求項数	0.013	0.046	0.28	-0.077	0.102
c: 特許登録	-2.957**	1.491	-1.98	-5.880	-0.034
d: 国際出願	0.209	1.141	0.18	-2.027	2.445
e: 出願国数	0.571***	0.197	2.90	0.186	0.956
f: 被引用数	1.244***	0.471	2.64	0.321	2.168
i: 経過日数	0.000	0.001	-0.74	-0.002	0.001
j: 相手先	-0.116	0.956	-0.12	-1.990	1.758
k: 1 年以内ライセンス	0.549	1.040	0.53	-1.490	2.587
l: 成果報酬契約	4.432***	1.441	3.07	1.607	7.257
Constant	-8.187***	2.924	-2.80	-13.918	-2.456

Pseudo R-squared = 0.513

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 42 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Y）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

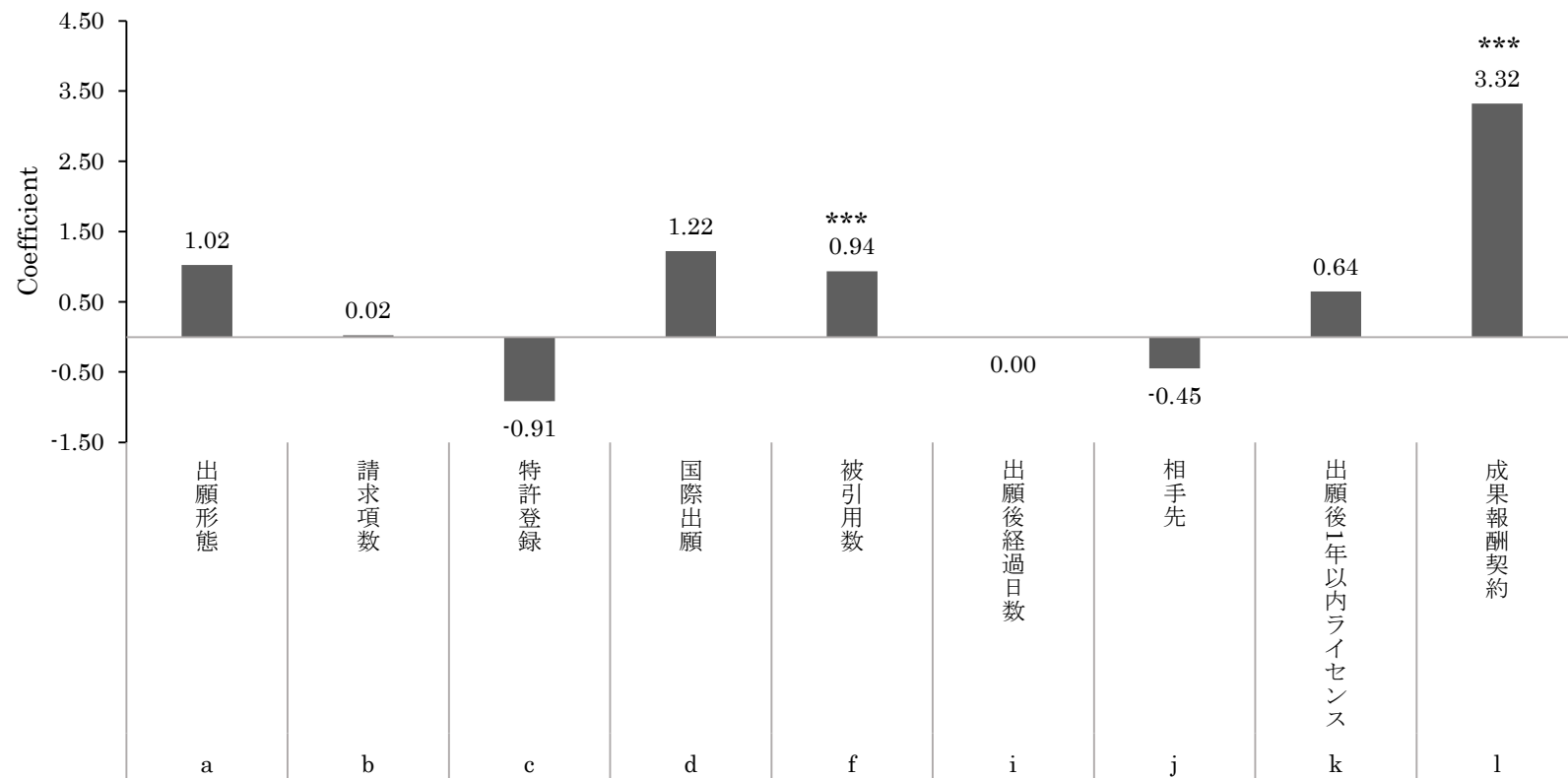
表 59 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Z）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	1.022	0.948	1.08	-0.836	2.880
b: 請求項数	0.021	0.034	0.62	-0.045	0.088
c: 特許登録	-0.913	0.861	-1.06	-2.602	0.775
d: 国際出願	1.220	0.935	1.30	-0.614	3.053
f: 被引用数	0.935***	0.352	2.66	0.246	1.625
i: 経過日数	0.000	0.001	-0.41	-0.001	0.001
j: 相手先	-0.450	0.838	-0.54	-2.093	1.193
k: 1 年以内ライセンス	0.644	0.927	0.70	-1.172	2.461
l: 成果報酬契約	3.321***	1.119	2.97	1.127	5.514
Constant	-5.653**	2.261	-2.50	-10.084	-1.221

Pseudo R-squared = 0.364

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 43 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3Z）（ライセンス成立）（ $n=155$ ）

出所）著者作成

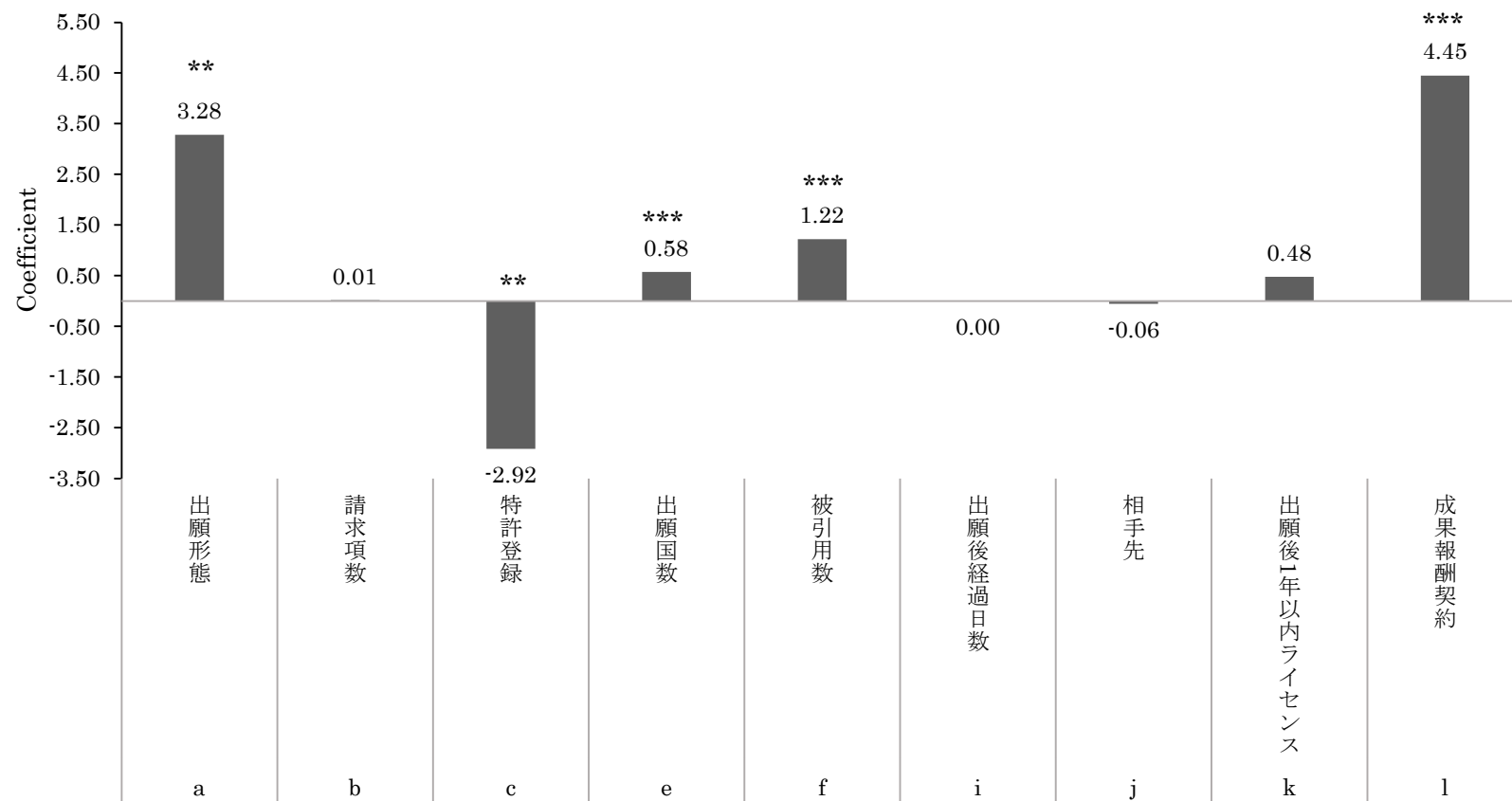
表 60 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3T）（ライセンス成立）（n=155）

	Coefficient	standard error	z	[95%Conf.Interval]	
a: 出願形態	3.282**	1.445	2.27	0.449	6.115
b: 請求項数	0.014	0.044	0.33	-0.072	0.101
c: 特許登録	-2.918**	1.465	-1.99	-5.790	-0.047
e: 出願国数	0.576***	0.193	2.99	0.198	0.955
f: 被引用数	1.222***	0.449	2.72	0.341	2.103
i: 経過日数	0.000	0.001	-0.75	-0.002	0.001
j: 相手先	-0.058	0.905	-0.06	-1.831	1.716
k: 1 年以内ライセンス	0.478	0.963	0.50	-1.410	2.366
l: 成果報酬契約	4.447***	1.446	3.08	1.613	7.281
Constant	-8.126***	2.912	-2.79	-13.833	-2.419

Pseudo R-squared = 0.512

\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

出所) 著者作成



\* $P < .10$ , \*\* $P < .05$ , \*\*\* $P < .01$

図 44 二項ロジスティック回帰分析（モデル 3T）（ライセンス成立）（n=155）

出所）著者作成

#### 4.4. 日本における他大学との比較

本研究の結果を日本全体に一般化できる余地があるか否かについて、共同特許出願比率、ライセンス収入、共同研究費の3点から比較を行う。

まず共同特許出願比率については、最新の文部科学省の統計データ（文部科学省, 2022）においては、日本全体の共同特許出願率は65%であり、特許権等実施収入上位5大学においても、東京大学で65%、東北大学で65%、京都大学で67%、大阪大学で61%、九州大学で69%であることから、東京大学の共同特許出願比率は上位大学と日本全体とで大きく変わらない（Appendix 表 64）。

ライセンス収入に関しては、上記5大学においては、東京大学で実施許諾4033件に対して261,744千円、東北大学で実施許諾270件に対して157,139千円、京都大学で実施許諾1,992件に対して698,373千円、大阪大学で実施許諾1,278件に対して509,759千円、九州大学で実施許諾955件に対して601,936千円であり、1件当たりのライセンス収入は東京大学が最も少ない（Appendix 表 65）。

なお、民間企業との共同特許出願においては、その前段階として民間企業との共同研究が存在する。この共同研究について、上記5大学においては、東京大学で1,977件に対して13,249,314千円、東北大学で1,306件に対して5,171,714千円、京都大学で1,300件に対して5,935,115千円、大阪大学で1,382件に対して9,014,489千円、九州大学で716件に対して2,118,556千円であり、1件当たりの共同研究費受入額は東京大学が最も多い（Appendix 表 66）。

これらのデータを踏まえると、企業との共同研究を行うことで共同特許出願を行う割合が高い点は各大学に共通しているが、共同研究の件数・受入額や1件当たりの特許権のライセンス収入は大学間で差があり、本研究の結果が日本の他大学にも一般化できるかは、各大学での同様の追加検討を行う必要がある。

## 5 章 ディスカッション

### 5.1. 分析結果の統合解釈

本研究では複合的な要素から日本の大学の技術移転を評価することを目的に図 4 の分析の枠組みを設計し、アウトプットである「ライセンス収入」に対し、インプットである「特許出願の形態」、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」について、4 章において全説明変数を用いてロジスティック回帰分析を実施した。これらの偏回帰係数をまとめた結果を次の表で示す（表 61～63）。

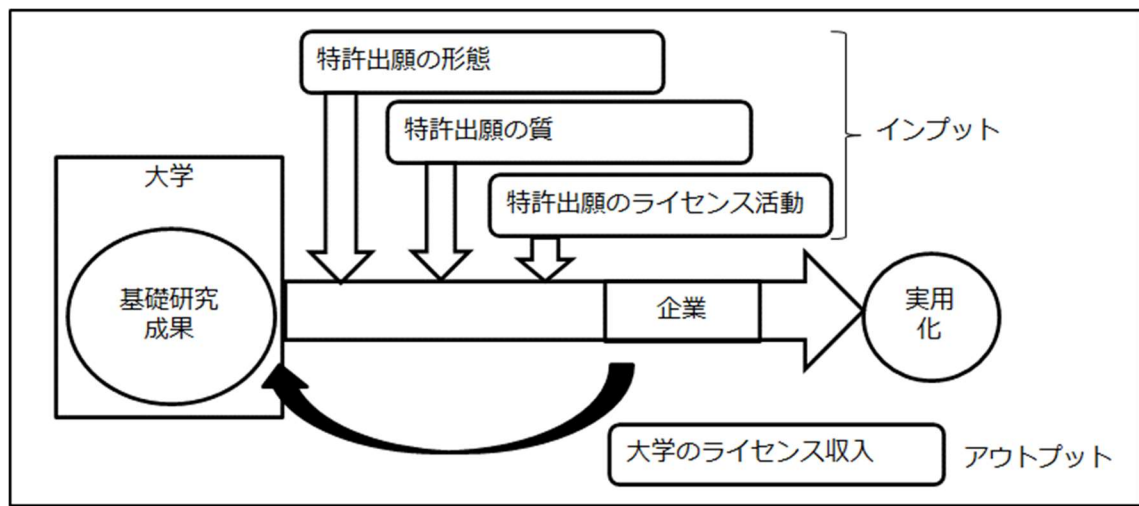


図 4 分析の枠組み

出所) 著者作成

以下、ロジスティック回帰分析において複数のモデルを用いてインプットの 3 要素について包括的に解析した結果の解釈を述べる。



表 61 順序ロジスティック回帰分析の結果まとめ

	全件				ライセンス成立			
	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
a: 出願形態	1.067	1.072	0.829	1.092	2.190	2.193	1.918	2.207
b: 請求項数	-0.013	-0.013	-0.010	-0.004	0.017	0.016	0.018	0.016
c: 特許登録	0.990	0.985	1.140	0.994	-0.133	-0.128	0.004	-0.126
d: 国際出願	0.857	0.863	1.264		0.090	0.090	0.361	
e: 出願国数	0.180	0.182		0.259	0.129	0.135		0.141
f: 被引用数	0.297	0.293	0.323	0.210	0.485	0.497	0.503	0.487
g: Analysis	-0.053				0.424			
h: Pharmaceutical	0.067				0.058			
i: 経過日数	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
j: 相手先					0.377	0.410	0.470	0.416
k: 1 年以内ライセンス					-0.186	-0.208	-0.229	-0.235
l: 成果報酬契約					1.714	1.743	1.654	1.753
Constant cut1	0.512	0.495	0.558	0.450	1.898	1.584	1.648	1.551
Constant cut2	1.355	1.337	1.383	1.269	4.293	3.973	4.021	3.941
Constant cut3	2.796	2.777	2.791	2.683	5.614	5.278	5.311	5.246
Constant cut4	3.790	3.770	3.758	3.676				
Pseudo R-squared	0.094	0.093	0.080	0.081	0.191	0.187	0.178	0.187

グレーのハイライト箇所:  $P < .05$

出所) 著者作成

表 62 二項ロジスティック回帰分析の結果まとめ（全件）

	1				2				3				4			
	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
a: 出願形態	0.913	0.910	0.706	0.926	1.947	1.903	1.551	1.931	2.302	2.329	1.761	2.376	2.039	2.710	1.340	2.772
b: 請求項数	-0.019	-0.020	-0.018	-0.010	-0.005	-0.005	-0.003	0.004	0.012	0.012	0.014	0.016	0.013	0.009	0.014	0.014
c: 特許登録	1.049	1.033	1.178	1.022	1.149	1.125	1.296	1.132	0.198	0.216	0.542	0.251	-0.643	-0.549	0.467	-0.488
d: 国際出願	0.799	0.814	1.214		1.048	1.066	1.468		0.638	0.610	1.133		0.550	0.503	1.560	
e: 出願国数	0.173	0.179		0.267	0.181	0.189		0.288	0.249	0.235		0.281	0.428	0.411		0.439
f: 被引用数	0.144	0.137	0.150	0.075	0.206	0.195	0.208	0.110	0.335	0.350	0.358	0.312	0.554	0.534	0.505	0.506
g: Analysis	0.013				0.143				0.061				-1.119			
h: Pharmaceutical	0.118				0.176				-0.355				-0.810			
i: 経過日数	-0.001	-0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
j: 相手先																
k: 1 年以内ライセンス																
l: 成果報酬契約																
Constant	-0.354	-0.303	-0.363	-0.254	-2.572	-2.443	-2.359	-2.294	-4.843	-4.992	-4.743	-4.848	-5.801	-6.730	-6.011	-6.596
Pseudo R-squared	0.124	0.123	0.107	0.108	0.186	0.184	0.166	0.159	0.172	0.170	0.139	0.163	0.322	0.298	0.195	0.295

1. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0→0、A、B、C、D→1

2. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0、A→0、B、C、D→1

3. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0、A、B→0、C、D→1

4. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク 0、A、B、C→0、D→1

グレーのハイライト箇所:  $P < .05$

出所) 著者作成

表 63 二項ロジスティック回帰分析の結果まとめ（ライセンス成立）

	1				2				3			
	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T	モデル X	モデル Y	モデル Z	モデル T
a: 出願形態	2.218	2.208	2.049	2.240	2.369	2.360	1.810	2.330	3.811	3.280	1.022	3.282
b: 請求項数	0.022	0.021	0.021	0.024	0.024	0.024	0.025	0.022	0.011	0.013	0.021	0.014
c: 特許登録	0.603	0.560	0.624	0.577	-0.772	-0.772	-0.498	-0.805	-3.418	-2.957	-0.913	-2.918
d: 国際出願	0.446	0.416	0.559		-0.365	-0.364	0.024		0.368	0.209	1.220	
e: 出願国数	0.072	0.080		0.103	0.180	0.180		0.160	0.650	0.571		0.576
f: 被引用数	0.248	0.250	0.261	0.198	0.431	0.432	0.416	0.475	1.149	1.244	0.935	1.222
g: Analysis	0.528				0.116				2.023			
h: Pharmaceutical	0.016				0.060				0.224			
i: 経過日数	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
j: 相手先	0.671	0.679	0.694	0.705	0.173	0.182	0.142	0.145	-1.053	-0.116	-0.450	-0.058
k: 1 年以内ライセンス	0.062	0.005	-0.047	-0.122	-1.121	-1.129	-1.050	-1.021	0.487	0.549	0.644	0.478
l: 成果報酬契約	1.602	1.610	1.628	1.635	1.483	1.498	1.382	1.475	4.336	4.432	3.321	4.447
Constant	-1.981	-1.699	-1.633	-1.599	-3.855	-3.754	-3.538	-3.907	-10.173	-8.187	-5.653	-8.126
Pseudo R-squared	0.251	0.243	0.239	0.240	0.241	0.241	0.218	0.238	0.563	0.513	0.364	0.512

1. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A→0、B、C、D→1

2. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A、B→0、C、D→1

3. ライセンスランクのダミー変数：ライセンス収入ランク A、B、C→0、D→1

グレーのハイライト箇所:  $P < .05$

出所) 著者作成

順序ロジスティック回帰分析において、全件を対象とした場合、非説明変数の区分の妥当性を示す Constant Cut は cut1（ライセンス収入ランクをライセンス収入 0 とライセンス収入 0 以上（ランク A～D）で 2 分する場合）に有意とならず、それ以外の区分である cut2,3,4 で有意となるのに対し、ライセンス成立特許のみを対象とした場合、ライセンス収入 100 万円未満（ランク A）と 100 万円以上（B～D）で区分する場合（Cut1）以外では、有意な区分であることを示している。この cut1 の結果を踏まえると、①全件の場合の「ライセンスが成立するか否か」と、②ライセンス成立特許のみの場合の「100 万円以上の高額ライセンス収入が発生するか否か」では影響を与える因子が以下のように異なる。

まず、①全件の場合の「ライセンスが成立するか否か」では、そもそも疑似決定係数が低く（モデル X, Y, Z, T で 0.08～0.09）、かつ cut1 が有意ではないことから被説明変数をライセンスが成立しない特許と成立した特許で区分して二項ロジスティック回帰を実施しても、モデルの適合度は低いことを示唆している（表 61）。

このライセンス成立の有無のみで被説明変数を構成した二項ロジスティック回帰分析を実施した結果（全件の二項ロジスティック回帰:モデル 1X（表 32 及び表 62）、疑似決定係数 0.124）と比較すると、二項ロジスティック回帰分析では

- ・「被引用数」が有意でなくなり、
- ・「出願形態」、「特許登録」、「国際出願」、「出願国数」は順序ロジスティックと同程度に有意であった。

この結果は、「特許出願の質」の中でも「被引用数」は、ライセンス収入のランクを区分して評価する場合には重要だが、ライセンス収入が発生するか否かでは重要ではないことを意味している。一方、2 つの回帰分析ともに共通して、「特許登録」が最も重要であり、次いで「国際出願」されていること、偏回帰係数は低いものの「出願国数」も有意であることから、ライセンスされるか否かという場合には、被引用が高いか否かよりも、特許登録される出願であり、かつ国際出願される程度に出願者が本気であるか否かが重要となると解釈される。

なお、この「特許登録」は「特許出願形態」の単独特許出願か否かとは、同程度の偏回帰係数を示しており、Spearman の順位相関係数は-0.109（表 20）と相関性も低い。「特許出願形態」では、単独出願の方がライセンス収入が発生しやすいという結果になっている。

次に、②ライセンス成立特許のみの場合の「100 万円以上の高額ライセンス収入が発生するか否か」では、順序ロジスティック回帰分析において疑似決定係数はやや低く（モデル X～T で 0.18～0.19）、cut1 が有意ではないことから被説明変数を 100 万円以上の高額ライセンス収入が発生した特許としていない特許で区分して二項ロジスティック回帰を実施しても、モデルの適合度は低いことを示唆している（表 61）。

この 100 万円以上の高額ライセンス収入発生の有無のみで被説明変数を構成した二項ロジスティック回帰分析を実施した結果（ライセンス成立の二項ロジスティック回帰:モデル 1X（表 49）、疑似決定係数 0.251）と比較すると、二項ロジスティック回帰分析では、

・「出願国数」、「被引用数」が有意でなくなり（ただし、出願国数はモデル X のみ順序ロジスティック回帰分析モデルでも有意ではない）、

・「出願形態」、「成果報酬契約」は順序ロジスティックと同程度に有意であった。

この結果は、「特許出願の質」の中でも「出願国数」と「被引用数」は、100 万円以上の高額ライセンス収入が発生するか否かでは重要ではなく、更にライセンス収入のランクを区分して評価する場合に重要であることを意味している。従って、①とは異なり、「特許出願の質」は、100 万円以上の高額ライセンス収入が発生するか否かでは重要ではなく、「出願形態」、「成果報酬契約」が重要と解釈される。

なお、この「特許出願形態」の単独特許出願か否かと、「ライセンス活動」の成果報酬契約は、二項ロジスティック回帰分析において同程度の偏回帰係数を示しており、Spearman の順位相関係数は-0.051（表 20）と相関性も低い。「特許出願形態」では、単独出願の方がライセンス収入が発生しやすいという結果になっている。

次に、順序ロジスティック回帰分析において、Constant Cut が有意であった区分についての考察を述べる。

全件を対象とした場合には cut2,3,4 で有意となり、ライセンス成立特許のみを対象とした場合には cut2,3 が有意になった点を踏まえると（表 61）、前述の①全件の場合の「ライセンスが成立するか否か」と、②ライセンス成立特許のみの場合の「100 万円以上の高額ライセンス収入が発生するか否か」を除くライセンス金額の区分においては、順序ロジスティック回帰分析の結果のみからでもライセンス収入に与える因子の解釈ができる。ただし、疑似決定係数が低いため（全件を対象とした場合はモデル X～T:0.08～0.09、ライセンス成立特許を対象とした場合にはモデル X～T:0.18～0.19）、結果の解釈については二項ロジスティック回帰分析の結果も踏まえる必要があると考える。

全件を対象とした場合では、二項ロジスティック回帰分析においても疑似決定係数は 0.11～0.32 と低い値を示すモデルも存在する（順序ロジスティック回帰分析よりは高い値を示している）（表 62）。一方で、ライセンス成立特許のみを対象とした場合の二項ロジスティック回帰分析は、疑似決定係数は全て 0.2 以上、モデル 3X～3T においては 0.36～0.56 を示しており（表 63）、全件を対象としたモデルの適合性自体があまり高くなく、ライセンス成立特許のみを対象としたモデルの方が適合性が高い。

まず、全件を対象とした前述の①（モデル 1X～1T）を除くライセンス区分（モデル 2～4 の X～T）においては、

○全件対象のモデル 2X～2T（ライセンス収入を 100 万円未満と以上で区分した場合）はモデル 1X～1T 同様、順序ロジスティック回帰分析と二項ロジスティック回帰分析とを比較すると、

・「被引用数」が有意でなくなり、

・「出願形態」、「特許登録」、「国際出願」、「出願国数」は順序ロジスティックと同程度に有意

であったことから、前述の①と同様の結論と解釈される。

○全件対象のモデル 3X～3T（ライセンス収入を 500 万円未満と以上で区分した場合）は順序ロジスティック回帰分析と二項ロジスティック回帰分析とを比較すると、

- ・「特許登録」、「国際出願」が有意でなくなり、
- ・「出願形態」、「出願国数」、「被引用数」は順序ロジスティックと同様に有意であり、偏回帰係数が高くなった。

○全件対象のモデル 4X～4T（ライセンス収入を 1,000 万円未満と以上で区分した場合）は、順序ロジスティック回帰分析と二項ロジスティック回帰分析とを比較すると、モデル 3X～3T と同様に

- ・「特許登録」、「国際出願」が有意でなくなり、
- ・「出願国数」、「被引用数」は順序ロジスティックと同様に有意であり、偏回帰係数が高くなった。
- ・一方で、「出願形態」についてはモデル X と Z で有意差を示さなかった。

これらの結果を踏まえると、全件を対象としたモデル 2X～2Z と 3X～3T におけるライセンス収入を 500 万円未満と以上を境に「特許出願の質」における「特許登録」と「国際出願」はライセンス収入に重要ではなく、「被引用数」の重要性が高まることを意味している。「出願国数」においては、共通して重要性を示しているが、高額ライセンス収入帯の方が、重要性が高まることを示している。

次に、ライセンス成立特許を対象とした前述の①（モデル 1X～1T）を除くライセンス区分（モデル 2,3 の X～T）においては、

○ライセンス成立特許のモデル 2X～2T（ライセンス収入を 500 万円未満と以上で区分した場合）はモデル 1X～1T 同様、順序ロジスティック回帰分析と二項ロジスティック回帰分析とを比較すると、

- ・「出願国数」、「被引用数」が有意でなくなった（ただし、出願国数はモデル X のみ順序ロジスティック回帰分析モデルでも有意ではない）、
  - ・「出願形態」、「成果報酬契約」は順序ロジスティックと同程度に有意であった。
- ことから、前述の①と同様の結論と解釈される。

○ライセンス成立特許のモデル 3X～3T（ライセンス収入を 1,000 万円未満と以上で区分した場合）は順序ロジスティック回帰分析と二項ロジスティック回帰分析とを比較すると、

- ・「特許登録」が有意差を示し、かつ偏回帰係数は大きな負の値を示し、

・「出願形態」、「成果報酬契約」、「出願国数」、「被引用数」は順序ロジスティックと同程度に有意であった。ただし、出願国数はモデル X のみ順序ロジスティック回帰分析モデルで有意ではない。

上記ライセンス成立特許のモデル 2,3 の X~T の結果を踏まえると、モデル 2 と 3 におけるライセンス収入を 1,000 万円未満と以上を境に「特許出願の質」における「特許登録」はライセンス収入に負の影響を与えており、「出願国数」、「被引用数」の重要性が高まることを意味している。

なお、この「特許出願形態」の単独特許出願か否かと、「ライセンス活動」の成果報酬契約は、二項ロジスティック回帰分析において双方ともに非常に偏回帰係数が高く、高額ライセンス収入の発生に強く影響を及ぼしている。

以上のロジスティック回帰分析結果の考察を踏まえ、図 4 の分析の枠組みにおける、アウトプットである「ライセンス収入」に対し、インプットである「特許出願の形態」、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」がどのように影響を及ぼしているかの考察を述べる。

#### （1）特許出願形態

本研究に特徴的な説明変数として用いた特許出願形態（単独出願か否か）では、順序ロジスティック回帰分析、二項ロジスティック回帰分析のほぼすべてのモデルにおいても有意水準 5% で正の値を示していることから、特許ライセンス収入の増加に強く影響を及ぼしていることが示唆された。

また、この特許出願形態においては、ライセンス契約が成立した特許出願のみを対象とした場合、特許出願の質として用いた請求項数、特許登録の有無、国際出願の有無、出願国数、被引用数のいずれの説明変数よりもほぼすべてのモデルで偏回帰係数が高く、「特許出願の質」よりも「特許出願形態」における単独特許出願か否かの方が特許ライセンス収入に強く影響を及ぼしている。

一方で、全特許出願を対象とした場合は、二項ロジスティック回帰分析のモデル 1（ライセンス収入の発生有無で 2 分した場合）では、特許出願形態は特許登録と国際出願と同程度の値を示している。

これらの結果より、特許出願形態はライセンス収入が大きくなるほど特許出願の質よりも相対的にライセンス収入に影響を及ぼしていると考えられる。

ここで、大学における特許出願の形態として、大学と企業との共同特許出願の割合は、日本では約 50%（隅藏, 2021）、アメリカでは 5% 未満、イギリスの大学と企業との共同特許出願は約 6%（Kneller and Mongeon et al, 2014）と大きく異なり、ライセンス収入は 2013 年、2014 年時点においてアメリカが日本の約 100 倍、イギリスが日本の約 7.4 倍と高い（BEIS, 2018）ことを踏まえると、日本で約 50% を占める共同特許出願が単独特許出願と比較してライセンス収入増加に

影響を及ぼしていないことが、日本と欧米とのライセンス収入差の一つの要因と推測される。

## （２）特許出願の質

特許出願数からライセンス件数で日米差が広がる要因について先行文献を踏まえると、特許出願の質に関する研究が多い（(Henderson and Jaffe et al., 1998a,b; Mowery and Ziedonis, 2002) など）。

本研究においては、請求項は全てのモデルで有意差を示さなかったため、ライセンス収入には影響を及ぼしていない。

特許登録については、全件を対象とした場合には、二項ロジスティック回帰分析における低額ライセンス収入帯（契約が発生したか否か、及び 100 万円未満か以上かで 2 分した場合）では有意に正の値を示しているが、ライセンス契約成立のみを対象とした二項ロジスティック回帰分析の高額ライセンス帯（1,000 万円未満か以上かで 2 分した場合）では大きな負の値を示している。このことは、ライセンス契約の締結と特許登録の間に相関関係がある一方で、ライセンス収入との相関関係が低いことを示唆している。具体的には、全ての特許出願を対象とした場合、ライセンス契約に至らず、特許登録もされない出願が相当数存在し、これらの出願が「ライセンス収入なし」のカテゴリーに占める割合が高くなるため特許登録がされている場合に正の相関が発生する。一方で、ライセンスが付与された特許に限定して分析した場合には、ライセンスが付与されておらず、特許として登録されていない特許出願は除外される。このため、ライセンス収入の有無を判断する価格境界を高く設定すると、ライセンス収入は低いの特許登録されているライセンス契約が「ライセンス収入なし」に含まれることが多くなり、ライセンス収入との負の相関が観察されたと考えられる。また、登録される可能性のある審査中の特許出願が「特許登録なし」として扱われ、特許登録の影響を過小評価する可能性も存在する。なお、すべてのモデルにおいて、「経過日数」の偏回帰係数がほぼ 0 であるため、特許出願された時期の影響ではないと考えられる。

国際出願と出願国数については、国際出願は全件を対象とした場合の低額ライセンス帯のみで有意差を示した一方、出願国数は全件、及びライセンス契約成立を対象とした場合の両方において高額ライセンス帯で有意差を示したことから、他国での権利取得の余地を幅広く残していることを示す出願国数の方がライセンス収入増加に影響を及ぼしていると考えられる。

被引用数は高額ライセンス帯に限定するほど正の影響が強くなり、「特許出願の質」の中では高額ライセンス収入への影響が最も強いと推測される。少額ライセンス収入には影響を及ぼしていないため、ライセンス収入の金額に影響する因子であることが示唆された。

## （３）特許出願の分野



バイオメディカル分野に関しては、アカデミアの成果が直接企業のイノベーションに影響を与えやすく、アカデミアの研究成果に依存している（Mowery and Sampat, 2004）ことを踏まえ、ライフサイエンス特許の中での医療要素の有無での差異を検証するために IPC 分類により Analysis、Pharmaceutical の 2 分野を説明変数に加えて回帰分析を実施したが、いずれのモデルにおいてもこれらの技術分野はライセンス収入に影響を及ぼしていない。

#### （４）特許出願のライセンス活動

アメリカでは大学からのライセンスは中小・ベンチャー企業に多い一方、日本では大学からのライセンスの多くは大企業であることが報告されている（渡部, 2012）が、この点がライセンス収入に及ぼす影響、及び大学の特許出願に共同特許出願が多いことがライセンス収入に及ぼす影響は検証されていない。

後者については、（１）で述べたように、特許出願形態（単独出願か否か）は順序ロジスティック回帰分析、二項ロジスティック回帰分析のほぼすべてのモデルにおいても有意水準 5% で正の値を示していることから、特許ライセンス収入に影響を及ぼしている。

前者については、順序ロジスティック回帰分析、二項ロジスティック回帰分析共に、ライセンス成立特許出願を対象とした場合において、相手先がベンチャー企業か否かは有意水準 5% で全てのモデルで有意差を示さなかったことから、相手先がベンチャー企業であることはライセンス収入の増加には影響を与えていない。

また、相手先以外の説明変数では、出願からの経過日数は全件を対象とした場合、低額ライセンス帯のみで有意水準 5% で有意差を示すが、偏回帰係数が極めて低く、ほとんど影響を及ぼしていない。

ライセンス契約の種別については、順序ロジスティック回帰分析、及び二項ロジスティック回帰分析の全てのモデルにおいて成果報酬契約の有無が有意水準 5% で有意差を示し、特に二項ロジスティック回帰分析のモデル 3（1,000 万円未満と以上で 2 分した場合）において非常に高い値を示したため、成果報酬契約はライセンス収入の増加に強く影響を及ぼしている。逆に一時金だけの契約ではほとんど高額ライセンス収入が発生しないことを意味している。

これら（１）～（４）の結果をまとめると、「特許出願の形態」、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」はいずれも大学の特許ライセンス収入に影響を及ぼすことが明らかになったが、その影響力には差があり、「特許出願の質」よりも「特許出願形態」の方がライセンス収入に影響を与えていることが明らかになった。

なお、「特許出願の質」における出願国数と被引用数は高額ライセンス収入帯ほど影響が強くなることから、これらの変数はライセンス収入の高額化において特徴的な影響を与えている。

「特許出願のライセンス活動」においては、出願経過日数、1年以内のライセンス、相手先がベンチャーか否かは全く影響を及ぼしておらず、成果報酬契約のみがライセンス収入との関連性を示した。

この成果報酬契約と「特許出願の形態」との関係では二項ロジスティック回帰分析における高額ライセンス収入帯（1,000万円未満と以上で2分した場合）のみで成果報酬契約との相関性が若干強いが、「特許出願の形態」も当該条件において成果報酬契約に次いで高い値を示しており、他のモデルでは全て「特許出願の形態」の方が強い相関を示している。

以上の結果を踏まえると、ライセンス収入が高い特許出願は「被引用数」が高く、「出願国数」が多いものであり、ライセンス活動においては質の高い特許出願を多数国での権利化余地を残した上でライセンス成立している場合にライセンス収入が高いと推測される。なお、「出願経過時期」が有意差を示さないことから、特許出願日からの時間は影響を及ぼしておらず、あくまでも特許権利化の影響と推測できる。

なお、高ランク帯においても「被引用数」よりも「特許出願形態」の方が偏回帰係数が高いため、ライセンス収入の影響は「特許出願形態」の相関性の方が高い。

契約の種類については、アメリカのライセンス収入の項目についてのトップ20大学のライセンス契約種類の比較を行うと、ランニングロイヤルティの比率が高いことから（Appendix表67）、一時金のみ契約よりも成果報酬契約の方がライセンス収入の増加に結び付きやすいことは容易に予測されることではあるが、この成果報酬契約よりもほとんどの条件で「特許出願の形態」の方がライセンス収入の増加に影響を及ぼしている。

これらの結果から、「特許出願の形態」、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」はいずれも大学の特許ライセンス収入に影響を及ぼすことが明らかになったが、その影響力には差があり、「特許出願の質」、「特許出願のライセンス活動」よりも「特許出願形態」の方がライセンス収入に影響を与えていると解釈される。

既存報告では、出願国数、被引用数、マイルストーン契約（オプション契約）が高額ライセンス収入と相関性があることが示されているが、これらと同様の結果が得られたことに加え、これらよりも「特許出願の形態」の方が強く影響を及ぼしていることから、日本特有の共同特許出願が明確にライセンス収入に影響を与えていると解釈される。

なお、相手先がベンチャーか否かについては有意差を示しておらず、アメリカでは大学からのライセンスは中小・ベンチャー企業に多い一方、日本では大学からのライセンスの多くは大企業であることが報告されている（渡部, 2012）が、この相手先の違いによってライセンス収入への影響が生じているわけではないと解釈される。

次に、分析した結果の一般化可能性について述べる。

本研究では東京大学のライフサイエンスデータのみを用いているが、アメリカにおけるスタンフォード大学の単独・共同特許出願比率と東京大学の単独、共同特許出願比率について、NRIサイバーパテントデスクⅡを用いて、データを抽出し、それぞれ算出した結果、東京大学では、共同特許出願が全出願中4割弱を占めるのに対し、スタンフォード大学では約5%であった。既存文献では、日本における共同特許出願比率は約50%(隅藏, 2021)、アメリカでは5%未満(Kneller, 2007)と報告されており、分析対象とした両大学はそれぞれの国における単独特許出願、共同特許出願比率の分布と類似している。

加えて、記述統計で示したように、本研究で用いたデータは、単独特許出願は286件、共同特許出願は224件であり(表9)、共同特許出願が約4割を占めることから、本研究対象のデータの共同特許出願比率も日本全体、及び東京大学と近い値を示す。

本研究において、ライフサイエンス分野のみを対象としている影響については、Powellら(1998)、Owen-Smithら(2001)、Moweryら(2004)、Pisano(2006)、元橋(2003)らはバイオメディカル分野に関しては、アカデミアの成果が直接企業のイノベーションに影響を与えやすく、アカデミアの研究成果に依存しているため、特許とライセンスが重要であると指摘しているように、分野特異性が強く、他の分野への一般化可能性は低いと考えられる。

この理由として、ライフサイエンス分野におけるバイオテクノロジー技術の特性として、遺伝子治療や脂肪遺伝子の同定といった基本的な新発見は、科学的、医学的に直ちに重要であると同時に、創薬分野における商業面にも非常に大きな意味を持ち、基礎科学と応用科学の区別を大きく崩壊させたことが言及されており(Powell and Owen-Smith, 1998)、一方で、例えば、物理科学の発明の場合、磁気共鳴イメージングの新技术のような物理科学の発明は、多くの場合、既存の製品や知的財産が存在する市場に対しての発明であり、他の知的財産権の制約を受けると例示されている(Owen-Smith, J. and W.W. Powell (2001))ように、ライフサイエンス分野では他分野と比較して大学で創出される知的財産権が独占排他性の観点から他分野よりも相対的に有利であるためである。

従って、本研究では大学の特許ライセンス収入の多くを占めるライフサイエンス分野の特徴を明らかにしたものであり、残りの基礎分野と応用分野が離れており既存市場の知的財産権の影響を受けるような他分野にはそのまま適用できるとは限らず、これらのデータを用いた追加検証が必要と考える。

なお、本研究ではパラメータとして含めていないが、諸岡(2010)が指摘するように日本ではバイ＝ドール制度の導入にアメリカより約20年の遅れがある。また、TLOのパフォーマンスについては、TLOの活動期間(設立年月日)が大きな影響を与えることが報告されていることから、時間軸の差異の影響を完全に排除はできない点に留意する必要がある。

また日本特有の不実施補償問題についても考慮する必要がある。この不実施補償について述

べる前に、特許法上の共同特許権の扱いについて説明する。日本の特許法上、共同特許権は特別な同意がない限り、共有相手方の同意を得ずに実施することが出来る（特許法 73 条 2 項）。従って、大学と企業の共同特許権においては、大学は企業に対して実施料を徴収することは当然には認められていない。一方で、共同特許権の実施許諾は相手方の同意を必要とするため（同 3 項）、大学は企業の同意がない限り共同特許権を第三者に実施許諾してロイヤルティを受け取ることが出来ない。この法律上の規定について、高橋（2006）は、「研究開発に投下した資本を大学が回収する道は、事実上閉ざされており大学の保有する特許は不良資産化するだけである。特許法のデフォルトルールでは大学に一方的に不利であることは認めざるを得ない」と指摘している。

ただし、この特許法 73 条 2 項は任意規定であるため、当事者が合意するのであれば異なる契約を実施することは可能である。不実施補償とは、大学と共同研究の相手方企業との間で、企業が自己実施しながら大学が自己実施しないことを根拠に、企業は大学に実施料相当額を支払うとの合意をすることをいう。従ってライセンス収入を発生している共同特許権は個別取り決めがあると推定することができる。

なお、アメリカにおいては共同特許権の実施許諾は相手方の同意を必要としないため、上記のような問題を生じない。

また、本研究では単独特許出願と共同特許出願を比較しているが、共同特許出願においては、その前段階として共同研究が存在する。この共同研究における契約内容によって、ライセンス先が共同出願相手に限られる等、ライセンス活動に何らかの制約がかかっている可能性は否定できない。

本研究においては、これらの内在的な要素は考慮せずに、あくまでもライセンス収入に対して出願形態（単独特許出願か共同特許出願）が与える影響を評価している点に留意が必要となる。なお、東京大学の共同研究ひな形においては、共同で得られた発明に基づき特許出願を行う場合には、共同出願契約を締結し、共同で特許出願を行う旨が規定されており、共同研究契約締結時に原則共同特許出願しか選択肢がないことになる。ただし、ライセンス先の制約については、東京大学共同研究ひな形上は明記されていない（東京大学 共同研究契約書）。

この点、日本国内において共同研究件数・金額の上位 4 大学（東京大学、京都大学、大阪大学、東北大学）（文部科学省, 2022）のうち東京大学以外の 3 大学の共同研究ひな形においても以下で記載するように共同特許出願契約を締結する旨は記載されているものの、ライセンス先の制約については東京大学と同様に明記されていない<sup>9</sup>。

---

<sup>9</sup> ・京都大学：共同出願契約を締結し、共同で特許出願を行う。ただし、出願前に大学への通知により共同研究相手となる企業は①有償譲受、②独占的实施、③非独占的实施を選択することができ、③非独占实施

更に、本研究において、アウトプットであるライセンス収入を実用化の代理指標としているが、このようなライセンス収入が実用化を適切に反映しているかには議論の余地がある。

この理由として、大学の知識の基づく実用化は、教育基本法第七条における大学の役割としての社会貢献に位置づけられるが、これは必ずしも特許権の技術移転に限定されない。例えば、永田（2005）、馬場、後藤（2007）が指摘する、従来から存続するインフォーマルな技術移転では特許権のライセンス収入が発生しないが、大学の知的資産に基づき実用化が実現するのであれば、法上の役割を充足していると言えるからである。

その上で本研究においては特許権のライセンス収入を代理指標として用いた理由としては、この大学の知的資産の活用を観測することが可能であるためである。

知的財産推進計画 2022（首相官邸, 2022）においても、大学と企業の共有特許権が活用されていない未活用問題についての提言がなされているように、インフォーマルな技術移転では正確な実態を観測することは困難であるが、特許権のライセンス収入の場合は、特許権の実施、不実施により大学の知識が活用されているか否かを観測することが可能となる。

本研究においては、特許権のライセンス収入のみを対象としたが、大学の知的資産の活用状況の評価という観点では、今後特許権の存続期間の評価を行うことで、共有特許権の実施、不実施による活用状況の評価を行うことが必要となる。

---

の場合は、大学は企業への同意なしで第三者に非独占的な実施許諾が可能と規定されている（京都大学 共同研究標準契約書）。

・大阪大学：共同出願契約を締結し、共同で特許出願を行う。ただし、出願前に大学への通知により共同研究相手となる企業は①有償譲受、②独占的实施、③非独占的实施を選択することができ、③非独占实施の場合は、大学の第三者への非独占的な実施許諾への同意をしたものとみなすと規定されている（大阪大学 共同研究 契約書（様式 3-1）（2022.7. 改訂））。

・東北大学：共同出願契約を締結し、共同で特許出願を行う。大学の無償での自己実施についての規定はあるものの、大学から第三者への許諾についての記載はない（東北大学 共同研究契約書（雛形））。

## 5.2. 本研究の新規性

先行文献においては、各国は米国型の大学特許システムを導入するに至ったが、Grimaldi ら (2011) は、このシステムが他国において適応できるとは限らないこと、Baldini (2006) は、研究の優位性と技術移転活動は相互に強化されること、これらを推進するには様々な要素が絡むことを指摘しており、それぞれの国でアメリカ型の技術移転を導入した際の成否や、適応しなかった場合の要因については各国ごとに異なることが考えられるが、日本国内においては、この技術移転の成否についての定量研究は実施されていない。

また、海外における大学のライセンス収入に影響を与える個別要因については、大学における研究の質や研究費、研究者へのインセンティブなどの制度設計、発明開示や特許出願、技術移転機関によるマーケティング力など、技術移転を促進する要因については数多く報告されているが、これらの定量研究は大学間の比較分析が大半であり、これまでは個々の特許がどれだけのライセンス収入を発生させたかというデータを取得することには限界があったことから、大学の個別特許出願とライセンス収入をデータに基づいて分析した報告はほとんど存在しなかった。

また、大学と企業の特許出願は日本以外の他国ではほとんど存在せず、この共同特許出願を説明変数とした定量分析は世界的にも実施されていない。

従って、本研究は、東京大学の学内データに基づき、大学特許出願の個別特許とライセンス収入の関係を導出先の区分、出願形態としての単独出願か大学と企業の共同特許出願か区分も説明変数として採用して特許単位で分析しており、「特許単位の分析」という点で方法論的に既存研究に対して新規性を有する。

「1.2.4 先行研究レビューのまとめ」で指摘したように、日本における技術移転上の課題に言及した3つの既存研究と本研究で得られた結果との関係を以下に整理しておく。第一の説は「技術移転の法整備の20年のタイムラグが原因で日米差が起きている」説であり、日本の産学連携システムが米国に追いつきつつあるとする見解（諸岡, 2010）であるが、この説に対しては、本研究のデータ期間である1997年から2008年の間でも、2007年～2013年の東大とスタンフォード大学との比較（図3）でも、2016年～2020年の日米比較（図1,2）でも、システム整備の進展によりライセンス件数は増加し2016年以降は米国よりも多くなったが、1件当たりのライセンス収入は少なく収入レベルで日米差は解消しておらず、諸岡（2010）の2010年時点でのタイムラグ説の指摘は、時間経緯とともに金額ベースでは当てはまらないことが明らかになってきている。一方、本研究は、件数の増加が収入の増加に結びつかない理由を、収入が少ない共同出願の増加により説明しており、タイムラグ説では説明できない背景メカニズムを明らかにしている。

第二の説である、永田（2005）、馬場、後藤（2007）による「従来のインフォーマルな技術移転が未だに有効に機能しており、ライセンス収入を生み出すフォーマルな技術移転が機能していない」とする説に対しては、本研究はインフォーマルな技術移転を対象としていないためこの

説を直接的に否定するものではない。

ただし、2004 年の大学の独立法人化以降の現在の大学特許システムは、インフォーマルな特許出願を許容するような制度設計にはなっておらず、大学教員の大学への発明報告制度を回避した企業による出願は、コンプライアンス上も企業行動として選択肢にはなりえず、事実上なくなったものと想定される。また、大学への発明報告を回避した教員の特許出願は教員の職務規定違反となり重ければ解雇事由にもなりえることから、教員側も選択肢となりえない。こうした理由により、企業の技術顧問として企業の課題解決に関与する場合を除き、インフォーマルな技術移転は、発明者である大学教員が発明報告後、機関継承されなかった発明を個人的に出願する場合に限定されていると考えられる。また、Dana (1998) が指摘するように、日本では慣習的にサブコンが非常に普及しており恩義、忠誠心、調和といった日本的価値観による契約実態が行われてきたことから、インフォーマルな技術移転が制度上困難になった後に、権利を共有する共同特許出願を選択することで調和を指向する意図があった可能性も示唆される。

このような背景事情から、先行研究が指摘するようなインフォーマルシステムが制度変更後も残存して機能しているケースは機関継承されなかった発明報告に限定されており、本研究の結果は、日本における大学と企業との技術移転制度整備以前の共同研究とその成果の企業のみによる出願（発明人に大学の教員名があるが、出願人には法人として大学がなく、教員名がある場合とない場合がある出願）に基づく旧来の技術移転システムは、技術移転制度の整備後に大学と企業の共同特許出願という形でフォーマルな技術移転に置き換えられたと解釈することが最も妥当であると考えられ、これが結果として収入を生まない事態を生んでいるという可能性が示唆される。実際のところ、日本の大学の共同出願特許の比率は 2006 年以降 50%~60%の間で推移している。この解釈は、従来の永田 (2005)、馬場、後藤 (2007) らによる説とも異なり、「インフォーマルシステムが収入の少ない企業との共同出願に置き換えられた」とする新説であり、制度変更後に増加した企業との共同特許出願は単独特許出願と比較してライセンス収入増加に影響を及ぼしていないという本研究の新規事実発見は、この新説を裏打ちしている。

第三の説明である、馬場、後藤 (2007) が指摘した、「パイ＝ドール法制度の導入はアメリカにおけるイノベーションシステムの一面であり、知的財産権がライセンス可能となることのみで実用化が促進されるわけではない」との説に対しては、この説を否定する検証は行っていないが、イノベーションシステムの一面にすぎないという指摘は漠然とし過ぎており、具体性に欠けている。本研究では、日本の大学のイノベーションシステムと米国の大学のイノベーションシステムの違いとして、具体的に、1) 特許の出願形態の比率が大きく異なること（共同出願特許の比率が 50%を占める日本と 5%しかない米国）、2) 共同出願の場合には大学側は少額の不実施補償に収入が限定されているのに対して、大学の単独出願のほうが大学に収入をもたらしており、ライセンス収入を実用化の代理指標とした場合、単独出願特許のほうが実用化の実態を把握できていること、を明らかにしている。日米のイノベーションシステムの差分は、本研究が扱った変数以外にも存在しており、例えば、単独出願特許のライセンス先としての大学発ベンチャー

の設立数や大学発ベンチャーによる単独出願特許の利用の程度、大学発ベンチャーを育成するエコシステム全体の差分もライセンス収入の差分の要因となっている可能性は考えられるが、本研究は、日本の大学固有の共同特許出願の比率の高さとその収入の低さが、具体的なイノベーションシステムの差とライセンス収入の差の関係を明らかにしたという点で、第三の説を補強し、より具体的な内容ともに指摘したという点で、新規性を有している。

すなわち、過去の研究においては、日米で特許ライセンス収入の100倍差が生じる要因に係る、日本の技術移転制度の具体的な問題は指摘されてこなかったが、本研究において、日本特有の特許出願形態である共同特許出願の存在が日米のライセンス収入差の大きな要因である可能性を初めて明らかとし、既存の報告との関係では、第一の「タイムラグ」説を否定し、第二の「インフォーマルシステム残存」説も間接的に否定し、第三の「特許がライセンス可能になるだけではライセンス収入は増加しない」説をより具体的に補強した。



### 5.3. 本研究成果の政策的含意

今まで日本の大学において企業との共同特許出願が多いことが知られていたが（渡部, 2012）、本研究において、企業との共同特許出願の多くがライセンス収入をもたらしていない、すなわち共同出願であるため企業も利用権を有していることから、利用の対価を支払うことなく利用しているのか、対価設定はされているが利用していないのか、対価設定はされているが製品を構成する特許となっているかの判別ができておらず利用の実態が把握されていないのかの違いも追跡できておらず、大学における知的資産が企業で有効に活用されていない可能性が明らかになった。実際に表 17 で示すように契約成立共同特許出願の契約時の一時金だけの契約は 59 件中 37 件（62.7%）と、契約が成立した共同特許出願の 6 割以上が契約成立以降の共同特許出願の企業側での利用の実態把握ができていない状況と推測できる。なお、本研究においては契約形態のパラメータを含めた分析方法を設計することで、利用の実態把握が困難な一時金だけの契約よりも、利用の実態把握可能性の高い 4 割弱の成果報酬契約の方が有意にライセンス収入と関連することを明らかにしている。

この技術移転について、日本とアメリカの差を技術移転の主要な指標で比較すると、2005～2009 年において日本の大学のライセンス収入はアメリカの 1%未満と大きな差が生じており（首相官邸 2011）、その後 2020 年の統計データ（文部科学省, 2022; AUTM, 2021）においても、アメリカに対して日本の発明開示数は約 29%、特許出願数は約 56%、ライセンス数は約 210%、ライセンス収入は約 1%と圧倒的にライセンス収入の差が大きく、ライセンス収入の差はいまだに解消されていない。

むしろ、2020 年時点ではライセンス件数ではアメリカを上回っており、質よりも数が増加している状況にある。これは、日本特有の共同出願特許に対して、少額のライセンス収入しか発生させない不実施補償という対処を実施していることが、日本のライセンス件数の増加と収入が少ないことの主な要因であると考えられる。

この不実施補償という大学の知的資産が活用されていない現状に対する解決策として、単独特許出願を増やすこと、共同特許出願が活用されるようにし、かつ活用されればライセンス収入につながるよう方策をとることの二点が考えられる。

前者については、大学単独出願の場合、ライセンス契約締結までの期間に必要な国際出願を含む特許出願費用を大学が負担することに予算上の制約があることが指摘されているため（首相官邸, 2022）、アメリカにおける優先交渉権（First Refusal Right）<sup>10</sup>のように、企業が自らの実用化の意思に基づき特許権及び実施権（独占的かつ再実施権付の通常実施権）獲得可能性を担保した上で、大学単独特許出願とする設計が考えられる。ただし、日本とアメリカの共同特許出願の違いとして、アメリカでは共有者の同意なく自らの持分を譲渡、ライセンスできるのに対し、日

---

<sup>10</sup> 特定の買い手が他の買い手よりも優先して売り手と交渉できるという権利。売り手が買い手に対して与える

本では相手方の同意が必要である（LaFrance, 2005）。

すなわち、日本においては大学との共同特許出願は、大学が自ら実施することはないため、特許権の実施が事実上企業側にとって企業の単独特許出願と変わらない状況にある。今までの慣習として共同特許出願を行っていた企業にとって、共同特許出願を放棄して優先交渉権を得る動機付けは働きがたいと想定される。この点は、現行の特許法制度における共有特許権の規定に従えば、企業側には現状維持のインセンティブがある。

契約に予め優先交渉権条件を付与した上での大学の単独特許出願とするように現状を変更しようとする場合、大学が企業にとって魅力的な基礎研究を売りにして共同研究契約のひな型を変更することが必要となってくる。

しかしながら、この共同研究契約のひな型変更のハードルは高いことが想定される。この実現のための1案としては、大学が共同研究の成果を大学が単独で出願し、大学単独特許出願とすることで、共同研究相手の企業側の発明者に対し、権利帰属企業が当該発明の成果を未利用であった場合にも企業側の発明者に収入がもたらされるといったインセンティブが働くような制度設計を行うことが想定される。このような管理方法を実現することで、共同研究企業が当該成果である大学の単独特許出願を利用しない場合においても、特許の未利用状態を生まずに共同研究企業、並びに企業側の発明者の権利も保護する余地を生み出すことが可能と想定される。このような権利管理方法は大学単独出願である場合にのみ実現する。

後者については、共同特許出願を企業が実施している場合は、利用の態様の報告義務を強化すべきである。

この報告義務は、製品に対する当該特許権の貢献を明らかにし、売り上げに対してのロイヤルティ収入の計算を明確にし、実施契約において報告義務違反に対する罰則を強化することである。

この罰則と併せて、企業側で実施していない共有特許権について、大学が第三者に特許権の実施許諾を可能とするなどの制度設計が考えられる。具体的には、共有特許権について、企業側で一定期間実施がされていない場合の大学の第三者へのライセンスへの合意を共同出願契約に盛り込む方法が該当する。これにより、大学の知的資産である特許権の実施状況を正確に把握し、共有特許権の未実施を防ぐことが期待される。

この理由として、本研究の記述統計において明らかにしたように、ベンチャー企業へのライセンスは実用化により継続的に収入が発生するランニングロイヤルティ契約が多く、一時金だけの契約が少ない。

ライセンス収入の増加という点に関わらず、ランニングロイヤルティ契約を結ぶということは大学の知的資産が技術の実用化において重要な位置づけを占めていると推測することができ、

積極的な実用化意思を持つ第三者へのライセンスの余地を担保することが大学の技術移転による実用化という観点からも重要と考える。

また、前述したように契約成立共同特許出願の契約時の一時金のみの契約は 59 件中 37 件 (62.7%) であるが、この内訳はベンチャー企業との共同出願の場合は一時金のみの契約が 26 件中 8 件 (ランニングロイヤリティまたはマイルストーン契約を含む契約が 26 件中 18 件)、大企業との共同出願の場合は 36 件中 29 件 (ランニングロイヤリティまたはマイルストーン契約を含む契約が 36 件中 7 件) (表 18) であり、ベンチャー企業との共同特許出願の方が契約成立以降の企業側での利用の態様を捕捉できていると言える。

この方向性は、2022 年に公表された知的財産推進計画 2022 (首相官邸, 2022) において、「大学等が第三者にライセンスすることが可能となるよう、共同研究の成果の取扱いルールを整備に向けて法改正を含め検討する。」とされ、その後に公表された大学知財ガバナンスガイドライン (首相官邸, 2023) で「大学と企業が保有する共同特許権が実施されない場合には、大学が第三者に実施許諾できるよう、大学と企業が協議すること。」という方向性に沿ったものである。このように、現在の施策の方向性、及び課題認識とも一致し、本研究では、知的財産推進計画が提言される以前よりこの計画の方向性に一致する内容について報告し (新村、加納、山中, 2015)、定量データを用いた分析により具体的に示している。

なお、「5.4. 研究の限界」で言及するように、本研究の対象は特許出願を用いた技術移転に限定されるため、技術移転の手段は特許出願に限定されず、フォーマル/インフォーマルなノウハウの移転などもあり、多様な技術移転の方法論の一つに過ぎない点には留意する必要がある。

すなわち、研究者の立場では、研究成果の実用化を達成するために、特許出願による技術移転に限定される必要はないため、必ずしも本研究の結論を全ての研究者の研究の実用化に当てはまるわけではない。本研究は大学の技術を実用化する為の 1 つのパスにおける現状の課題を明らかにするものであり、このパスを介して実用化を指向している、またはこれから指向する特許出願からの技術移転の促進について有用な知見を与えるものに限定される。

## 5.4. 研究の限界

本研究は、大学の特許を介した技術移転のパフォーマンスを評価するものであり、技術移転による実用化とは完全に一致はしていない点に留意が必要となる。すなわち、インフォーマルな技術移転を含まないことや、先行研究における研究者へのインセンティブや TLO のマーケティング力を含まない点で、技術移転に影響を及ぼすと報告されている全ての因子を網羅しているわけではない。

発明開示数で東京大学とスタンフォード大学、日本とアメリカを比較して標準化した上で、アメリカとのライセンス収入の差が日本全体の抱える課題であり、東京大学のデータを用いて特許ライセンス収入の課題解析を実施しているが、本研究の結論が日本全体の技術移転の課題と断定できるかには更なる検証が必要である。

5.1. において言及したように、ライフサイエンス分野は基礎研究と応用研究の区別を大きく崩壊させ、他分野よりも大学の知的財産権が商業化されやすい分野であることから、他分野にまで適応可能か否かは追加検証が必要となる。

本研究では単独特許出願と共同特許出願を比較しているが、共同特許出願においては、その前段階として共同研究が存在し、この共同研究における契約の制約を受ける可能性は否定できない。5.1. の考察で言及したように、東京大学に加えて、京都大学、大阪大学、東北大学の共同研究契約のひな形においては、ライセンス活動に関する制約は規定されていないが、ライセンス活動に何らかの制約がかかっているとした場合、この制約の影響を正しく評価するためには、本研究においてはデータが取得できなかったためパラメータとして使用できていないが、共同特許出願の前段階である共同研究契約におけるライセンス先の制約の有無についての変数を設定した上で、再度本研究におけるロジスティック回帰分析を行うなどの追加検証が必要となる。

加えて、大学特許を活用しない形での共同研究による実用化も同様にライセンス契約が発生しない為、観測対象外となる。ただし、特許権の成立要件を踏まえると、学会発表・論文公表前に特許出願を行う必要がある。大学での特許出願を介さずに共同研究を実現するためには、秘密保持契約を結びつつ、共同研究契約相手を探すという企業と大学との間の情報の非対称性の中での相手先を探すという制約があり実用化に到達する確度は低下すると考える。

ただし、学会発表・論文公表の後に、その公表した研究内容をもとに企業との共同研究により実用化を達成する方法であれば、企業と大学との間の情報の非対称性の問題は生じないため、大学が特許出願を行うことなく研究者は実用化を達成できる可能性がある。これは従来のインフォーマルな技術移転に近い形であるが、最初に公表した研究内容については特許権を取得できず、企業にとって実用化に必須の排他的な権利範囲の獲得機会が低下する可能性がある。

## 6 章 結論

本研究では、大学の特許ライセンス収入に影響を与える因子について、特許単位での定量分析を初めて実施した。その結果、諸外国で共通して分析されてきた特許出願の質などの項目よりも、日本固有の特許出願形態である共同特許出願か否かの方がライセンス収入増加との相関が強いことを明らかにした。

## Acknowledgement

本研究においてご指導ご鞭撻いただきました、東京大学大学院新領域創成科学研究科加納信吾先生、山中隆幸先生、政策研究大学院大学鈴木潤先生、情報のご提供、およびご見解を賜りました東京大学産学連携本部小蒲哲夫氏、鶴岡拓二氏、株式会社東京大学 TLO 本田圭子氏に深く感謝いたします。また、長い研究期間中、絶えず支えと励ましをくださった妻の恵里沙にも心からの感謝を表します。

## References

- Anderson, T. R., Daim, T. U., & Lavoie, F. F. (2007). Measuring the efficiency of university technology transfer. *Technovation*, 27(5), 306-318.  
<https://doi.org/10.1016/j.technovation.2006.10.003>
- Association of University Technology Managers (AUTM). (2021). Licensing Activity Surveys. Retrieved January 18, 2024, from <https://autm.net/surveys-and-tools/surveys/licensing-survey>
- Baldini, N. (2006). University patenting and licensing activity: A review of the literature. *Research Evaluation*, 15(3), 197-207. <https://doi.org/10.3152/147154406781775878>
- Baldini, N. (2008). Negative effects of university patenting: Myths and grounded evidence. *Scientometrics*, 75(2), 289-311. <https://doi.org/10.1007/s11192-007-1865-y>
- Baldini, N. (2010). Do royalties really foster university patenting activity? An answer from Italy. *Technovation*, 30(2), 109-116. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2009.09.007>
- Belenzon, S., & Schankerman, M. (2009). University knowledge transfer: Private ownership, incentives, and local development objectives. *The Journal of Law and Economics*, 52(1), 111-144.  
<http://doi.org/10.1086/595763>
- Bradley, S. R., & Hayter, C. S. (2013). Models and methods of university technology transfer. *Foundations and Trends® in Entrepreneurship*, 9(6), 571-650.  
<http://dx.doi.org/10.1561/03000000048>
- Briggs, K. (2015). Co-owner relationships conducive to high quality joint patents. *Research Policy*, 44(8), 1566-1573. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2015.05.011>
- Chapple, W., Lockett, A., Siegel, D., & Wright, M. (2005). Assessing the relative performance of U.K. university technology transfer offices: Parametric and non-parametric evidence. *Research Policy*, 34(3), 369-384. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2005.01.007>
- Conti, A., & Gaule, P. (2011). Is the U.S. outperforming Europe in university technology licensing? A new perspective on the European Paradox. *Research Policy*, 40(1), 123-135.  
<https://doi.org/10.1016/j.respol.2010.10.007>
- Dana, L. P. (1998). Small but not independent: SMEs in Japan. *Journal of Small Business Management*, 36(4), 73-76.
- Foltz, J. D., Barham, B., & Kim, K. (2000). Universities and agricultural biotechnology patent

production. *Agribusiness*, 16, 82-95. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1520-6297\(200024\)16:1<82::AID-AGR7>3.0.CO;2-V](https://doi.org/10.1002/(SICI)1520-6297(200024)16:1<82::AID-AGR7>3.0.CO;2-V)

- Friedman, J., & Silberman, J. (2003). University technology transfer: Do incentives, management, and location matter? *The Journal of Technology Transfer*, 28(1), 17-30. <https://doi.org/10.1023/A:1021674618658>
- Gores, T., & Link, A. N. (2021). The globalization of the Bayh–Dole Act. *Annals of Science and Technology Policy*, 5(1), 1-90. <http://dx.doi.org/10.1561/110.00000018>
- Grimaldi, R., Kenney, M., Siegel, D., & Wright, M. (2011). 30 years after Bayh-Dole: Reassessing academic entrepreneurship. *Research Policy*, 40(8), 1045-1057. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2011.04.005>
- Hagedoorn, J., van Kranenburg, H., & Osborn, R. N. (2003). Joint patenting amongst companies: Exploring the effects of inter-firm R&D partnering and experience. *Managerial and Decision Economics*, 24(2-3), 71-84. <https://doi.org/10.1002/mde.1078>
- Heher, A. (2006). Return on investment in innovation: Implications for institutions and national agencies. *The Journal of Technology Transfer*, 31(4), 403-414. <http://dx.doi.org/10.1007/s10961-006-0002-z>
- Heisey, P. W., & Adelman, S. W. (2011). Research expenditures, technology transfer activity, and university licensing revenue. *The Journal of Technology Transfer*, 36, 38-60. <https://doi.org/10.1007/s10961-009-9129-z>
- Henderson, R., Jaffe, A. B., & Trajtenberg, M. (1998a). *University patenting amid changing incentives for commercialization*. In G. B. Navaretti, P. Dasgupta, K. G. Mäler, & D. Siniscalco (Eds.), *Creation and transfer of knowledge* (pp. 1-20). Springer, Berlin, Heidelberg. [https://doi.org/10.1007/978-3-662-03738-6\\_6](https://doi.org/10.1007/978-3-662-03738-6_6)
- Henderson, R., Jaffe, A. B., & Trajtenberg, M. (1998b). Universities as a source of commercial technology: A detailed analysis of university patenting, 1965-1988. *The Review of Economics and Statistics*, 80, 119-127. <https://doi.org/10.1162/003465398557221>
- Hicks, D., & Hegde, D. (2005). Highly innovative small firms in the markets for technology. *Research Policy*, 34(5), 703-716. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2005.03.008>
- Jensen, R. A., Thursby, J. G., & Thursby, M. C. (2003). Disclosure and licensing of university inventions: 'The best we can do with the s\*\*t we get to work with'. *International Journal of Industrial Organization*, 21(9), 1271-1300. [https://doi.org/10.1016/S0167-7187\(03\)00083-3](https://doi.org/10.1016/S0167-7187(03)00083-3)
- Kim, J., Anderson, T., & Daim, R. (2008). Assessing university technology transfer: A measure of efficiency patterns. *International Journal of Innovation and Technology Management*, 5(4), 495-526. <http://dx.doi.org/10.1142/S0219877008001497>
- Kneller, R. (2007). The beginning of university entrepreneurship in Japan: TLOs and bioventures lead the way. *The Journal of Technology Transfer*, 32(4), 435-456.

<http://dx.doi.org/10.1007/s10961-006-9024-9>

- Kneller, R., Mongeon, M., Cope, J., Garner, C., & Ternouth, P. (2014). Industry-University Collaborations in Canada, Japan, the UK and USA – With Emphasis on Publication Freedom and Managing the Intellectual Property Lock-Up Problem. *PLOS ONE*, 9(3), e90302.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0090302>
- Lach, S., & Schankerman, M. (2008). Incentives and invention in universities. *RAND Journal of Economics*, 39(2), 403-433. <https://doi.org/10.1111/j.0741-6261.2008.00020.x>
- LaFrance, M. (2005). Comparison of laws on joint inventions between Japan and the United States and its impact on technology transfer. *IIP Bulletin*, 14, 72-78.
- Lawson, C. (2013). Academic patenting: The importance of industry support. *The Journal of Technology Transfer*, 38, 509-535. <https://doi.org/10.1007/s10961-012-9266-7>
- Martinez, C., & Bares, L. (2018). The link between technology transfer and international extension of university patents: Evidence from Spain. *Science and Public Policy*, 45(6), 827-842.  
<https://doi.org/10.1093/SCIPOL/SCY008>
- Markman, G. D., Phan, P. H., Balkin, D. B., & Gianiodis, P. T. (2005). Entrepreneurship and university-based technology transfer. *Journal of Business Venturing*, 20(2), 241-263.  
<https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2003.12.003>
- Mowery, D. C., & Ziedonis, A. A. (2002). Academic patent quality and quantity before and after the Bayh-Dole Act in the United States. *Research Policy*, 31, 399-418. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(01\)00116-0](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(01)00116-0)
- Mowery, D. C., & Sampat, B. N. (2004). The Bayh-Dole Act of 1980 and university-industry technology transfer: A model for other OECD governments? *The Journal of Technology Transfer*, 30, 115-127. <https://doi.org/10.1007/s10961-004-4361-z>
- OECD. (2013). *OECD Science, Technology and Industry Scoreboard 2013: Innovation for Growth*. OECD Publishing, Paris. [https://doi.org/10.1787/sti\\_scoreboard-2013-en](https://doi.org/10.1787/sti_scoreboard-2013-en)
- Ouellette, L. L., & Tutt, A. (2020). How do patent incentives affect university researchers? *International Review of Law and Economics*, 61, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.irl.2019.105883>
- Owen-Smith, J., & Powell, W. W. (2001). To patent or not: Faculty decisions and institutional success at technology transfer. *The Journal of Technology Transfer*, 26(1-2), 99-114.  
<https://doi.org/10.1023/A:1007892413701>
- Pisano, P. G. (2006). Science business: The promise, the reality, and the future of biotech. *Biotechnology Journal*, 1(12), 1474-1474. <https://doi.org/10.1002/biot.200690142>
- Powell, W. W., Koput, W. K., & Smith-Doerr, L. (1996). Interorganizational collaboration and the locus of innovation: Networks of learning in biotechnology. *Administrative Science Quarterly*, 41(1), 116-145. <https://doi.org/10.2307/2393988>
- Powell, W. W., & Owen-Smith, J. (1998). Universities and the market for intellectual property in the



life sciences. *Journal of Policy Analysis and Management*, 17(2), 253–277.

<http://www.jstor.org/stable/3325660>

- Shane, S. A. (2004). *Academic entrepreneurship: University spinoffs and wealth creation*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Shimmura, K., & Kano, S. (2024). Effects of Japan's past industry-academia collaboration reforms on university patent licensing income: The case of the University of Tokyo. *International Journal of Technology Transfer and Commercialisation*. Accepted for publication.
- Siegel, D. S., Waldman, D., & Link, A. (2003). Assessing the impact of organizational practices on the relative productivity of university technology transfer offices: An exploratory study. *Research Policy*, 32(1), 27-48. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(01\)00196-2](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(01)00196-2)
- Stadler, I. M., Castrillo, D. P., & Veugelers, R. (2007). Licensing of university inventions: The role of a technology transfer office. *International Journal of Industrial Organization*, 25(3), 483-510. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2006.06.001>
- Sterzi, V. (2013). Patent quality and ownership: An analysis of UK faculty patenting. *Research Policy*, 42(2), 564-576. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2012.07.010>
- The Department for Business, Energy, and Industrial Strategy (BEIS). (2018). Research into issues around the commercialisation of university IP [February 2018]. Retrieved January 18, 2024, from <https://assets.publishing.service.gov.uk/media/5acf1bcee5274a76c13df8e5/university-ip-commercialisation-research.pdf>
- Thursby, J. G., & Thursby, M. C. (2001). Objectives, characteristics and outcomes of university licensing: A survey of major U.S. universities. *The Journal of Technology Transfer*, 26, 59–72. <https://doi.org/10.1023/A:1007884111883>
- Thursby, J. G., & Kemp, S. (2002). Growth and productive efficiency of university intellectual property licensing. *Research Policy*, 31(1), 109-124. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(00\)00160-8](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(00)00160-8)
- Valdivia, W. D., (2013). *University Start-Ups: Critical for Improving Technology Transfer*. Center for Technology Innovation at Brookings. Washington, DC: Brookings Institution.
- 風間孝彦 (2006). 大学における知的財産と TLO. *表面技術*, 57(5), 330-336.
- 梶野篤志 (2004). 特許法における属地主義の原則の限界. *知的財産法政策学研究*, 1, 159-186. <http://hdl.handle.net/2115/43396>
- 金井昌宏 (2018). 大学等の単独保有特許と技術移転成果との関係. *産学連携学*, 14(2), 21-30. [https://doi.org/10.11305/jjsip.14.2\\_2\\_21](https://doi.org/10.11305/jjsip.14.2_2_21)
- 金井昌宏 (2021). 産学共同特許出願による大学発研究成果の死蔵化に関する調査研究. *産学連携学*, 18(1), 49-58. [https://doi.org/10.11305/jjsip.18.1\\_49](https://doi.org/10.11305/jjsip.18.1_49)
- 久保浩三 (2016). 日米大学ライセンス収入の差とその対応. *Japlo YEAR BOOK 2017*, 124-129. [https://japio.or.jp/00yearbook/files/2017book/17\\_1\\_12.pdf](https://japio.or.jp/00yearbook/files/2017book/17_1_12.pdf)

- ・ 国立研究開発法人科学技術振興機構 (2018). 社会経済動向と科学技術イノベーション政策の変遷. 調査報告書, CRDS-FY2018-RR-01. <https://www.jst.go.jp/crds/pdf/2018/RR/CRDS-FY2018-RR-01.pdf>
- ・ 首相官邸 (2011). 大学知財本部・TLOの評価指標の検討について. 知的財産による競争力強化・国際標準化専門調査会 (第2回) 経済産業省・文部科学省提出資料. [https://www.kantei.go.jp/jp/singi/titeki2/tyousakai/kyousouryoku/2012dai2/siryou2\\_2.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/titeki2/tyousakai/kyousouryoku/2012dai2/siryou2_2.pdf)
- ・ 首相官邸 (2022). 知的財産推進計画 2022 (案). Retrieved January 18, 2024, from <https://www.kantei.go.jp/jp/singi/titeki2/220603/siryou2.pdf>
- ・ 首相官邸 (2023). 大学知財ガバナンスガイドライン. Retrieved January 18, 2024, from [https://www.kantei.go.jp/jp/singi/titeki2/tyousakai/daigaku\\_gov/pdf/shiryo1.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/titeki2/tyousakai/daigaku_gov/pdf/shiryo1.pdf)
- ・ 新村和久、山中隆幸、加納信吾 (2015). 大学特許のライセンス収入に影響を与える因子に関する研究-東京大学ライフサイエンス特許の事例報告-. 日本MOT学会2014年度年次研究発表会.
- ・ 隅藏康一 (2021). 大学を源泉とする知の移転. *研究技術計画*, 36(3), 271-289. [https://doi.org/10.20801/jsrpim.36.3\\_271](https://doi.org/10.20801/jsrpim.36.3_271)
- ・ 高橋雄一郎 (2006). 産学連携と法的問題 第2回, 「不実施補償」要求の法的根拠. *産学官連携ジャーナル*, 2(1), 32-34. Retrieved November 14, 2023, from [https://www.jst.go.jp/tt/journal/journal\\_contents/before2015/pdf/2006/0601-all.pdf](https://www.jst.go.jp/tt/journal/journal_contents/before2015/pdf/2006/0601-all.pdf)
- ・ 坪田高樹, 森本茂雄, 細江孝雄 (2004). 技術移転活動における目利き人材の配置とその検討結果から見たライセンス成立特許の傾向. 第19回研究技術計画学会年次学術大会講演要旨集, 222-225. <http://hdl.handle.net/10119/7048>
- ・ 内閣府 (2016). 第5期科学技術基本計画. 平成28年1月22日 閣議決定. Retrieved November 14, 2023, from <https://www8.cao.go.jp/cstp/kihonkeikaku/5honbun.pdf>
- ・ 中澤真吾 (2013). イギリスの産学連携における現状について. *Tokugikon*, 270, 100-107. Retrieved November 14, 2023, from <http://www.tokugikon.jp/gikonshi/270/270kiko3.pdf>
- ・ 永田晃也 (2005). 科学セクターから民間企業への知識フローに関する分析. *経済学研究*, 71(2), 237-248. <https://doi.org/10.15017/3782>
- ・ 西澤昭夫 (2005). 産学技術移転のための大学における組織イノベーション. *日本知財学会誌*, 2(1), 30-42. [https://www.ipaj.org/bulletin/pdfs/JIPAJ2-1PDF/2-1\\_p030-042.pdf](https://www.ipaj.org/bulletin/pdfs/JIPAJ2-1PDF/2-1_p030-042.pdf)
- ・ 長谷川克也、菅原岳人 (2015). 東京大学における大学発ベンチャーの属性に関する分析. *研究・技術計画学会第30回年次大会*. <https://www.ducr.u-tokyo.ac.jp/content/400060253.pdf>
- ・ 馬場靖憲, 後藤晃 (2007). 産学連携の実証研究. 東京大学出版会.
- ・ ヒース, 立花 (翻訳) (2007). 欧州の法における共有特許権者の地位について. *知的財産法政策学研究*, 16, 1-29. <http://hdl.handle.net/2115/43529>
- ・ 洪美江 (2009). 米国バイ・ドール法28年の功罪 新たな産学連携モデルの模索も. *産学官連携ジャーナル*, 5(1), 4-10. Retrieved November 14, 2023, from

[https://www.jst.go.jp/tt/journal/journal\\_contents/before2015/pdf/2009/0901-all.pdf](https://www.jst.go.jp/tt/journal/journal_contents/before2015/pdf/2009/0901-all.pdf)

- ・ 元橋一之 (2003). バイオテクノロジーの進展と医薬品の研究開発プロセスの変化：イノベーションシステムの視点からの検証, WP#03-07. <http://www.mo.t.u-tokyo.ac.jp/seika/files/WP03-07motohashi1.pdf>
- ・ 諸岡健一 (2010). さらなる産学連携の発展に向けて—大学の視点から—, *特許研究*, 49(3), 14-26. <https://www.inpit.go.jp/content/100041950.pdf>
- ・ 文部科学省 (2010). 大学等の特許の戦略的活用に関する参考資料. 産学官連携基本戦略小委員会 (第 4 回) .  
[https://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/gijyutu/gijyutu8/011/gijiroku/\\_icsFiles/afieldfile/2010/07/06/1294844\\_1.pdf](https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/gijyutu/gijyutu8/011/gijiroku/_icsFiles/afieldfile/2010/07/06/1294844_1.pdf)
- ・ 文部科学省 (2014). 平成 27 年版科学技術白書 第 1 部第 2 章科学技術基本計画の変遷と実績. Retrieved June 25, 2022, from  
[http://www.mext.go.jp/b\\_menu/hakusho/html/hpaa201501/detail/1359576.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/hpaa201501/detail/1359576.htm)
- ・ 文部科学省 (2016). 平成 26 年度 大学等における産学連携等実施状況について.  
[https://www.mext.go.jp/a\\_menu/shinkou/sangaku/1365479.htm](https://www.mext.go.jp/a_menu/shinkou/sangaku/1365479.htm)
- ・ 文部科学省 (2022). 令和 2 年度 大学等における産学連携等実施状況について.  
[https://www.mext.go.jp/a\\_menu/shinkou/sangaku/1413730\\_00013.htm](https://www.mext.go.jp/a_menu/shinkou/sangaku/1413730_00013.htm)
- ・ 文部科学省 科学技術・学術政策研究所 (2021). 科学技術指標 2021.  
[https://www.nistep.go.jp/sti\\_indicator/2021/RM311\\_00.html](https://www.nistep.go.jp/sti_indicator/2021/RM311_00.html)
- ・ 渡部俊也 (2012). 何のための共同研究：産学連携共同出願特許の行方. *日本知財学会第10回年次学術大会*.

## Appendix

### ・日本の特許権実施等収入上位 5 大学間の比較

表 64 特許出願件数・共同特許出願件数

	特許出願件数	共同特許出願件数	共同特許出願率
東京大学	419	271	0.65
大阪大学	362	221	0.61
東北大学	309	201	0.65
京都大学	274	184	0.67
九州大学	178	123	0.69

出所) 文部科学省 (2022)令和 2 年度大学等における産学連携等実施状況についてより 著者作成

表 65 特許権実施等件数・収入

	特許権実施等件数	特許権実施等収入 (単位：千円)	特許権実施等収入/特許 権実施等実施件数 (単位：千円)
東京大学	4,033	261,744	65
大阪大学	1,278	509,758	399
東北大学	270	157,139	582
京都大学	1,992	698,373	351
九州大学	955	601,936	630

出所) 文部科学省 (2022)令和 2 年度大学等における産学連携等実施状況についてより 著者作成

表 66 民間企業と共同研究実施件数・受入額

	民間企業との共同研究 実施件数	民間企業との共同研究 費受入額 (単位：千円)	民間企業との共同研究 費受入額/共同研究実施 件数 (単位：千円)
東京大学	1,977	13,249,314	6,702
大阪大学	1,382	9,014,489	6,523
東北大学	1,306	5,171,714	3,960
京都大学	1,300	5,935,115	4,565
九州大学	716	2,118,556	2,959

出所) 文部科学省 (2022)令和 2 年度大学等における産学連携等実施状況についてより 著者作成

- ・ 日米のライセンス収入に係る集計方法

2 章で述べたように日米のライセンス収入が 100 倍異なること（久保, 2016）の要因解明を目的に本研究を設計しているが、両国の比較において、ライセンス収入の集計方法が異なる場合、日本の大学のライセンス収入に問題があるという問いが成立しない可能性があるため、日本とアメリカにおけるライセンス収入の集計上の差の影響を排除するため、日米でのライセンス収入の区分の比較を実施した。

ライセンス収入の種類は単一ではないため、ライセンス収入の項目についてのアメリカのトップ 20 大学における内訳を確認した。この結果、アメリカでは、総額に対して、Running Royalties (LIRUNR)の占める割合が最も高く（80%以上の大学が多い）、Cashed-In Equity (CAINEQ)の寄与率が低い（5%以下の大学が大半を占める）ことが明らかになった（表 67）。

表 67 アメリカ大学 TOP20 (2012 年度) のライセンス収入

2012 年順 位	Institution	LIRECD	LIRUNR	CAINEQ	LIOTHR	LIPDIN
1	New York University	\$184,632,915	\$177,150,002	\$603,363	\$6,879,550	\$58,852
2	Columbia University	\$161,748,043	\$153,135,663	\$5,699,101	\$2,913,279	\$54,434,467
3	Massachusetts Institute of Technology	\$137,070,000	\$54,090,000	\$2,750,000	\$80,230,000	\$6,070,000
4	Princeton University	\$130,086,000	\$127,018,000	\$0	\$3,068,000	\$468,375
5	Northwestern University	\$122,198,183	-	-	-	\$92,404
6	Univ. of California System	\$102,191,043	\$69,467,013	\$884,254	\$31,839,776	\$5,986,472
7	University of Washington	-	-	-	-	-
8	Stanford University	\$76,727,029	\$61,580,755	\$1,230,502	\$13,915,772	\$771,000
9	Mount Sinai School of Medicine	\$75,993,197	\$74,581,763	\$0	\$1,411,434	\$3,154,869
10	University of Texas System	\$61,309,587	-	-	-	\$1,714,873
11	University of Massachusetts All Campuses	\$52,178,726	\$28,916,331	\$10,911	\$23,251,484	\$35,933
12	University of Minnesota-Twin Cities	\$45,651,548	\$42,261,705	\$0	\$3,389,843	\$2,015,981
13	University of Wisconsin- Madison	-	-	-	-	-
14	University of Rochester	\$39,436,018	\$39,139,943	\$0	\$296,075	\$0
15	University of Utah	\$37,337,517	\$12,023,171	\$311,916	\$25,002,430	\$914,956

16	University of Florida	\$33,922,249	\$29,327,889	\$1,525,423	\$3,068,937	\$108,643
17	University of Colorado System	\$1,055,558	\$929,641	\$0	\$125,917	\$20,537
18	California Institute of Technology	\$29,416,511	\$3,188,024	\$1,485,597	\$24,742,890	\$105,724
19	Emory University	\$25,425,749	\$9,463,384	\$15,114,149	\$848,216	\$345,954
20	Duke University	\$24,590,271	\$21,613,156	\$436,893	\$2,540,222	\$187,096

LIRECD : Gross License Income received

LIRUNR : License Income: Running Royalties

CAINEQ : License Income: Cashed-In Equity

LIOTHR : License Income: Other Sources

LIPDIN : License Income: Paid to Other Institutions

出所 : AUTM (Association of University Technology Managers)    STATT よりデータを抽出して著者作成