

# 大学別査読誌掲載論文生産弾力性のパネルデータ分析

## —全国 46 大学及び近畿 8 大学に対する科学研究費効果—

鵜飼 康東\*

### 要約

本研究では科学研究費助成事業の大学別データに着目して、査読誌掲載論文生産の科学研究費採択件数弾力性を推計した。各大学の研究業績数は Researchmap<<https://researchmap.jp>>から収集した。その結果、継続採択件数、新規採択件数、および申請したが不採択であった件数の間の弾力性格差を発見した。すなわち、継続採択件数が 1 パーセント増加すると大学が生産する査読論文数は 0.67 パーセント減少し、新規採択件数が 1 パーセント増加すると大学が生産する査読論文数は 0.53 パーセント減少する。一方、申請したが不採択であった件数が 1 パーセント増加すると大学が生産する査読論文数は 0.42 パーセント増加する。近畿地方の大学でもほぼ同様の傾向が発見された。この逆説的状況は、世界水準の研究者に対して、論文数ではなく、論文引用件数の総和や h-index や i10-index などの引用回数を勘案した研究業績指標の向上が期待されているから生じているのであろう。

キーワード：科学研究費助成事業、大学、論文生産弾力性、パネルデータ分析

Japanese University, Fund Elasticity for Research Production, Panel Data Analysis,

JEL Classification : C23, D24, H43

### 目次

1. 政策的背景と先行研究
2. 研究目的と使用データ
3. 全国パネルデータ分析
4. 近畿パネルデータ分析
5. 会計年度固定効果の検討
6. 政策的含意と残された問題

#### 1. 政策的背景と先行研究

知識集約型産業が支配する 21 世紀の社会において、大学もしくは研究所に投下される膨大な公的研究資金は重要な役割を担っている。なぜならば、これらの研究資金から生み出された学術論文は公共財として科学技術進歩の基盤となるからである。しかしながら公的研究資金は多ければ多いほど良いという訳ではない。その過剰な資金の流れは社会保障・社会保険や社

会基盤整備に流れ込むべき公的資金を阻害する。したがって、公的研究資金が研究成果に与える影響を数量的に推計することは公共政策に課せられた社会的責務のひとつである。

研究成果指標の開発は Research Policy に掲載された Jacob and Lefgren (2011-a) および同時期に Journal of Public Economics に掲載された Jacob and Lefgren (2011-b) が古典である。それによれば、米国 NIH (国立保健機構) の研究資金は若手学者で 7 パーセント、それ以外では 20 パーセント論文生産性を増加させた。

日本では ONISHI and OWAN (2020) が統計学的に最も洗練された業績である。しかし Jacob and Lefgren (2011-a & b) は医学に特化し、ONISHI and OWAN (2020) は社会科学分野の中で最も早く数学モデルと統計分析が導入された経済学に限定されていた。一方、

---

\* 関西大学名誉教授

Heyard and Hottenrott (2021)はスイスの全学問分野を対象にした研究者個票を分析している。そこでは、the Swiss National Science Foundation の研究資金に応募した研究者を、応募したが不採択であった研究者群（対照群）と応募して採択された研究者群（処置群）に二分している。しかも、マッチング機能を用いて近接学問分野の研究者の組み合わせを対照群から一人、処置群から一人選び出して、研究資金の査読論文増産効果を推計した。その結果、論文増産効果は STEM (Science, Technology, Engineering and Mathematics)分野では SSH (Social Science and Humanities)分野の約 4.5 倍となった。驚くべき論文生産格差である。

## 2. 研究目的と使用データ

本研究の目的は、先に述べた先行諸研究のミクロデータに基づいた統計的発見を踏まえた上で、日本の主要な競争的研究資金である科学研究費助成事業が各研究機関の発信する研究業績の向上にどのように貢献したかを数量的に把握し、合理的な研究分野別資金配分に貢献することである。研究業績指標には査読論文公表件数を採用する。分析対象期間は 2014 年から 2020 年の 7 年間、分析対象研究機関は、上記 7 年間に複数期間に渡り科研採択件数順位が 50 位以内であった 46 の大学である。

具体的に言えば、国立大学は北海道、弘前、東北、群馬、山形、千葉、東京、東京工業、東京医科歯科、横浜国立、金沢、新潟、富山、静岡、福井、山梨、信州、岐阜、名古屋、三重、京都、大阪、神戸、岡山、広島、鳥取、山口、徳島、愛媛、九州、長崎、熊本、鹿児島 の 33 大学である。公立大学は東京都立、横浜市立、名古屋市立、大阪公立の 4 大学である。私立大学は早稲田、慶応義塾、日本、順天堂、東京理科大学、東海、同志社、立命館、近畿の 9 大学である。

なお、上記 7 年間に採択年間件数順位が 50 位以内であった国立研究開発法人の研究所は 2 であるが、教育事業も行う大学とは組織の性質

が異なるので分析対象から控除した。<sup>1</sup>さらに国立筑波大学は<Researchmap>から論文公表情報を入手する場合に通信障害がしばしば発生したので正確性を期すために控除した。また大阪市立大学と大阪府立大学の論文公表情報は 2022 年 4 月の大阪公立大学発足以来両者を合体する作業が進んでおり 2020 年のデータが時系列全体の傾向から大きく外れるので、両大学を大阪公立大学として集計処理した。この結果 46 大学の 7 年間の数値、すなわち 322 個票が統計分析の対象となる。

被説明変数の研究業績である大学別査読誌掲載論文数は<Researchmap>より著者が収集して個票データに入力した。後述するパネルデータ分析に活用するために、2021 年度と 2022 年度の査読誌掲載論文数を追加入力した。

説明変数は、7 年間に渡る大学別の複数年継続採択者数、新規採択者数、申請後不採択者数および科研交付金額の直接経費と間接経費である。文部科学省研究振興局および独立行政法人日本学術振興会の Web Site より研究機関番号が付与されている大学、公立研究所、民間企業の各年における科研費獲得件数、獲得金額がエクセル・ファイルの形式でダウンロード可能である。

ただし、このデータに研究機関番号は付与されていない。著者は分析期間 7 年の科研データに研究機関番号を手作業で追記した。

これに加えて、操作変数の候補データ群として、各大学のホームページより手入力された情報は以下である。7 年間の常勤研究者数(教授、准教授、助教、助手の合計値、特別任用教員と大学付属病院勤務医師は含まれない)、医学系教員数、学部学生数、修士課程・博士課程前期大学院生数(含専門職大学院生数)、博士課程後期大学院生数(含一貫制博士課程大学院生数)。<sup>2</sup>

<sup>1</sup> 理化学研究所および産業技術総合研究所である。

<sup>2</sup> 医学系教員数を収集した理由は、研究者個人のミクロデータに基づく先行諸研究において、理科系諸分野、特に医学系分野の査読論文生産性が非常に高かったため、これを大学別に検証するためである。

ただし、7年間の専任研究者（教授・准教授・講師・助教・助手）の数が各大学 WEB ページに不記載のためやむなく暫定的データを入力した大学、もしくは大学院研究科が複数存在する。すなわち、山形大学は全て 2023 年データを適用、千葉大学は全て 2023 年データを適用、横浜市立大学は 2014 年-2017 年データに 2017 年データを適用、新潟大学は全データに 2023 年データを適用、富山大学は 2014 年-2020 年データに 2020 年データを適用、山梨大医学系教員は 2023 年データを適用、信州大学は全データに 2023 年データを適用、静岡大学は 2014 年-2019 年は 2019 年データを適用、名古屋大学 2014-2017 年は 2017 年データを適用、山口大学は全データに 2023 年暫定値を適用、徳島大学は全データ 2023 年暫定値を適用、鹿児島大学医系教員 2014 年データは 2015 年データを適用、東京都立大学は全データが 2023 年暫定値、横浜市立大学は全データが 2023 年暫定値、名古屋市立大学は全データが 2023 年暫定値、慶応大学医学部教員数は教授・准教授・講師の合計値、東海大学医学部教員値は 2021 年データで固定、東京理科大教員数は山口と諏訪の系列大学を含む、同志社大学の博士課程後期学生数は 2019 年データを適用、立命館大学の 2014-2017 年大学院生数は 2018 年データを適用、近畿大学教員数は全て 2023 年データを暫定入力。

一方、各大学付属病院の教授・准教授・講師・助教はどこまで治療行為以外の基礎研究に専念可能か不明のため、医系教員に加えなかった。金沢大学の医系教員には、大学院の医系研究科に加えて、がん進展制御研究所、疾患モデル総合研究センター、先進予防医学研究センターの教員を加えた。福井大学の特命教員は科研申請資格につき不明なため研究者データから削除した。しかし 2021 年と 2020 年のデータからは特命教員数が不明なので削除できなかった。

山梨大学は、教員組織が医学部教育担当者と工学部教育担当者が一体化されているために医系ダミーが使用できなかった。

三重大学は 2014 年から 2017 年までのデータ

が不明なので直近の 2018 年データを適用する。

さて、各大学が獲得した 2021 年度科学研究費補助金に基づく、翌々年査読論文公表数は 2023 年度公表数である。本稿執筆時である 2024 年 1 月 24 日現在データ数が不安定であるために、2021 年度データを全ての大学で不採用として、2020 年度までのデータで分析した。

さらに、各大学の教員数を以下のように解釈して分割した。当該年度にすでに継続的に（少なくとも 2 年以上）科研費を受けている研究代表者数（評価が高く研究意欲も高い教員数）<sup>11</sup>、当該年度に新規に科研費を受けた研究代表者数（評価は中程度だが研究意欲が高い教員）<sup>12</sup>、当該年度に科研費を申請して不採択であった研究代表者数（評価は低いが高研究意欲が高い教員）<sup>13</sup> の 3 分類である。

最後に、ダミー変数として、科研審査体制の完全デジタル化ダミー（2014 年から 2017 年までゼロ、2018 年から 2020 年まで 1）rs と、新型コロナウイルス感染症蔓延ダミー（2014 年から 2019 年までゼロ、2020 年 1）co を作成した。

本研究における論文数は整数カウント法を採っており、1 編の論文の著者所属欄に複数の大学が記入されていた場合には、いずれの大学についても論文数が 1 編と算定される。なお、この方法よりも論文数を著者がまたがる大学数で割る分数カウント法の方が、各大学の論文生産性を厳密に測定できる。しかしながら現在のところ分数化の作業は人力に頼らざるを得ず、膨大な作業量が発生するので、本研究では便宜上整数カウント法を採用する。<sup>3</sup>

### 3. 全国パネルデータ分析

本研究では大学が発信する研究成果を査読誌掲載論文に限定することにした。特許件数、各種学術賞受賞、学会招待論文などはさしあたり無視する。

最初に、全体の傾向を把握するために、収集された 322 個票を別々の研究組織とみなして、

<sup>3</sup> 伊神（2018）34 ページ掲載、図表 3 によれば、整数カウント法も分数カウント法も一長一短であり、万人を納得させるカウント法は存在しない。

通常の最小二乗法による自然対数値重回帰分析を実施した。いわゆるプールした最小二乗 (Pooled OLS) 推定量の計算である。統計解析ツールとして、大阪産業経済リサーチセンターが保有している Stata 14.0 を用いた。自然対数値を用いる理由は、各変数が正規分布ではなく原点に偏った分布をしていることが分かったので、なるべく正規分布に似通った分布に変換するためである。以下の記述では対数値と記述すれば自然対数値を意味する。

被説明変数は、科研費採択年から 2 年後の査読論文数の対数値  $\ln p3_{it}$  であり、説明変数は当該年の各大学における科研費継続採択件数対数値  $\ln l1_{it}$ 、科研費新規採択件数対数値  $\ln l2_{it}$ 、科研費に応募したが採択されなかった件数対数値  $\ln l3_{it}$ 、および各大学専任教員数対数値  $\ln l_{it}$  である。下付き添え字  $i$  は 5 桁の研究機関番号を示し、下付き添え字  $t$  は西暦年数を示す。

被説明変数に  $\ln p3_{it}$  を採用する理由は、鶴飼 (2023) の地域データ対数値を用いた査読論文生産関数分析によって、科学研究費による研究成果の測定は科研費採択の 2 年後の成果が最も高い自由度修正済決定係数を示し、系列相関も消滅したからである。<sup>4</sup>

Stata 14.0 の計算結果の概要を以下に示す。

Pooled OLS

```
regress ln p3 ln l1 ln l2 ln l3 ln total rs
Number of obs = 322
```

```
F( 5, 316) = 251.8 Prob > F = 0.0000
```

```
R-squared = 0.7994
```

```
Adj R-squared = 0.7962
```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t
ln l1	.2927993	.1750905	1.67	0.095
ln l2	.1879198	.1770971	1.06	0.289
ln l3	.4273938	.1134863	3.77	0.000
ln total	.3068432	.0808271	3.80	0.000
rs	-.4534179	.0517541	-8.76	0.000

<sup>4</sup> 鶴飼 (2023) 30 頁の式 (4) 参照。

```
_cons |.069352 .3846741 0.18 0.857
-----
```

この概要の直感的理解は(1)で示される。<sup>5</sup>  
 査読論文公刊対数値 =  $0.69352 + 0.2927993$   
 継続採択件数対数値 +  $0.1879198$  新規採択者数  
 対数値 +  $0.4273938$  応募後不採択者数対数値  
 +  $0.3068432$  専任教員数対数値 -  $0.4534179$  審査  
 体制デジタル化ダミー (1)

しかしながら、科研費に直接関連する 3 種の説明変数  $\ln l1$ ,  $\ln l2$ ,  $\ln l3$  のなかで、偏回帰係数  $\text{Coef}$  がゼロではない確率を示す P 値を見れば、0.05 以下、すなわち、5 パーセント水準で統計学的に有意な変数は科研費に応募したが採択されなかった件数  $\ln l3$  のみであり、これでは政策的に意味のある分析ができない。

そこで、統計数字には表れない各大学の研究意欲と研究設備を考慮した分析手法であるパネルデータ分析を用いることにした。

Panel Data Analysis

```
xtreg ln p3 ln l1 ln l2 ln l3 ln total rs, fe robust6
```

```
Fixed-effects(within)regression
```

```
Number of obs=322 Group-variable:id
```

```
Number of groups = 46
```

```
R-sq: within= 0.7551
```

```
between=0.5342
```

```
overall=0.1288
```

```
F(5,45) = 63.86 Prob > F= 0.0000
```

```
(Std. Err. adjusted for 46 clusters in id)
```

Robust

	Coef.	Std. Err.	t	P> t
ln l1	-.6755626	.2206954	-3.06	0.004
ln l2	-.5313437	.1143977	-4.64	0.000
ln l3	.426303	.0801544	5.32	0.000
ln total	.5464878	.6234495	0.88	0.385
rs	-.3806817	.0300372	-12.67	0.000
_cons	8.126677	4.306111	1.89	0.06
sigma_u	1.0960976			

<sup>5</sup> 西山・新谷・川口・奥井 (2019) の簡易記述に従う。

<sup>6</sup> 最後のオプションは `robust` でも `vce (cluster id)` でも同一の結果が出ることを確認済である。

sigma\_e | .17170746  
rho | .9760475 (fraction of variance due to u\_i)

この概要の直感的理解は(2)で示される。  
査読論文公刊数対数値 = -0.6755626 継続採択  
件数対数値 -0.5313437 新規採択者数対数値 +  
0.426303 応募後不採択者数対数値 + 0.  
5464878 専任教員数対数値 -0.3806817 審査体  
制デジタル化ダミー + 大学固定効果 (2)

今回は、科研費に直接関連する3種の説明変  
数 ln1, ln2, ln3 の偏回帰係数 Coef の P 値が  
すべての 0.00 以下となり、1 パーセント水準で  
統計学的に有意となる満足すべき結果を得た。

所属教員数の効果を示す lntotal の偏回帰係  
数 Coef の P 値が 0.385 となり、5 パーセント  
水準で統計学的に有意ではない。したがって全  
国的に見れば大学の研究成果に規模の効果は  
ない。俗に言えば「小さくてもきらりと光る大  
学」が全国には存在するのである。

さらに 2018 年から開始された科研費応募者  
審査システム完全デジタル化ダミー rs は、偏回  
帰係数 Coef はマイナス 0.38 であり、P 値が 0.00  
なので 1 パーセント水準で有意、論文の生産弾  
力性を 0.38 低下せるといふ統計学的に有意な  
効果があったことも明らかである。<sup>7</sup>

政策的に非常に興味深いのは説明変数 ln1,  
ln2, ln3 の偏回帰係数 Coef の符号である。  
ln1, ln2 の偏回帰係数の符号が負であること  
は以下の現象を意味する。科研費の継続採択者  
もしくは新規採択者が 1 パーセント増加すれば  
前者の査読論文は約 0.67 パーセント下落し、後  
者の査読論文は約 0.53 パーセント下落する。一  
方、申請したが採択されなかった研究者が 1 パ  
ーセント増加すれば査読論文数は 0.42 パーセ  
ント増加する。

一見すれば、極めて不自然な統計分析結果で  
ある。しかし厳しい競争にさらされている現代  
日本の各分野における卓越研究者の行動を考  
慮すれば、納得できる結果である。この謎解き

<sup>7</sup> 新型コロナウイルス感染症蔓延ダミー変数 co につ  
いては、統計学的に有意でない場合が多く、当面の分析  
対象から除外した。

は最後の第 6 章で行う。

#### 4. 近畿パネルデータ分析

次に、機関番号によって近畿地方に分類され  
ている 8 大学のデータを抽出して統計分析を行  
う。具体的には、三重大学、京都大学、大阪大  
学、神戸大学、大阪公立大学、同志社大学、立  
命館大学、近畿大学である。

第 3 章と同様に、近畿地方の傾向を把握する  
ために、収集された 56 個票を別々の研究組織  
とみなして、通常 of 最小二乗法による自然対数  
値重回帰分析を実施した。

Kinki OLS Pooled Data

regress ln p3 ln1 ln2 ln3 lntotal rs

Number of obs = 56

-----+-----

F( 5, 50) = 69.72

Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.8746

Adj R-squared = 0.8620

	Coef.	Std. Err.	t	P> t
ln1	.4758546	.4790021	0.99	0.325
ln2	-.2218579	.4951642	-0.45	0.656
ln3	.5272558	.2565014	2.06	0.045
lntotal	.8526362	.2779523	3.07	0.003
rs	-.4366674	.1230704	-3.55	0.001
_cons	-3.345563	1.247602	-2.68	0.010

この概要の直感的理解は(3)で示される。  
査読論文公刊数対数値 = -3.345563 +  
0.4758546 継続採択件数対数値 -0.2218579 新  
規採択者数対数値 + 0.5272558 応募後不採択者  
数対数値 + 0.8526362 専任教員数対数値 -0.  
4366674 審査体制デジタル化ダミー (3)

全国データと同様に、近畿地方でも科研費に  
直接関連する 3 種の説明変数 ln1, ln2, ln3 の  
なかで、偏回帰係数 Coef が統計学的に有意な  
変数は科研費に応募したが採択されなかった  
件数 ln3 のみであり、これでは政策的に意味の  
ある分析ができない。

よって統計数字には表れない近畿地方の各大学の研究意欲と研究設備を考慮した分析手法であるパネルデータ分析を用いる。

#### Kink Panel Data Analysis

```
xtreg lnp3 ln11 ln12 ln13 lntotal rs, fe robust
```

```
Fixed-effects(within)regression
```

```
Number of obs = 56 Group-variable:id
```

```
Number of groups = 8
```

```
R-sq:within=0.8115
```

```
between=0.7604
```

```
overall=0.7322
```

```
F(5,7) = 243.40
```

```
corr(u_i,Xb)=-0.9585
```

```
Prob > F = 0.0000
```

```
(Std. Err. adjusted for 8 clusters in id)
```

#### Robust

	Coef.	Std. Err.	t	P> t
ln11	-.6529636	.2670155	-2.45	0.044
ln12	-.5244167	.1921586	-2.73	0.029
ln13	.0691287	.143609	0.48	0.645
lntotal	7.169784	1.339726	5.35	0.001
rs	-.3897189	.0934178	-4.17	0.004
_cons	-37.72012	8.939424	-4.22	0.004

この概要の直感的理解は(4)で示される。  
 査読論文公刊数対数値 = -0.6529636 継続採択  
 件数対数値 -0.5244167 新規採択者数対数値 +  
 0.0691287 応募後不採択者数対数値 7.169784  
 専任教員数対数値 -0.3897189 審査体制デジ  
 タル化ダミー + 大学固定効果 (4)

近畿地方では、科研費に直接関連する 3 種の説明変数 ln11, ln12, ln13 の偏回帰係数 Coef の符号も P 値もばらばらである。説明変数 ln11, ln12 の偏回帰係数は負の値を採り、5 パーセント水準で統計学的に有意である。ln13 の偏回帰係数は正の値を採り、統計学的に有意ではない。

ところが、所属教員数の効果を示す lntotal の偏回帰係数 Coef の符号は正であり、P 値は 0.001 となり 1 パーセント水準で統計学的に有

意である。したがって近畿地方では全国と異なり、大学の研究成果の自然対数値に規模の効果が認められる。すなわち、近畿地方では卓越した研究成果弾力性を出した大学は所属研究者が多い大規模大学である傾向が強い。

最後に、2018 年から開始された科研費応募者審査システム完全デジタル化ダミー rs は、偏回帰係数 Coef はマイナス 0.389 であり、P 値が 0.004 となり、論文の生産弾力性を低下させるという統計学的に有意なマイナスの効果があつたことも明らかである。

#### 5. 会計年度固定効果の検討

(2)および(4)における大学固定効果とは、統計数字に表れない各大学の研究意欲と研究設備を考慮した部分であった。しかしながら、各会計年度（日本では 4 月から翌年 3 月までの 12 か月間）においても、統計数字では把握不可能な文化的要素が存在しているかも知れない。仮にこのような要素に変化が生じたとするならば、(2)および(4)における偏回帰係数の値とその統計学的有意性に歪みが生じる筈である。そこで、本研究では、大学固定効果と会計年度固定効果を並置して、全国データに対して、再度パネルデータ分析を実施した。

#### Two-way Fixed Effect Model

```
xtreg lnp3 ln11 ln12 ln13 year1-year6, i(id) fe  
vce(robust)
```

```
Fixed-effects(within)regression
```

```
Number of obs = 322 Group-variable:id
```

```
Number of groups = 46
```

```
Obs per group: min = 7
```

```
avg = 7.0
```

```
max = 7
```

```
R-sq: within=0.8390
```

```
between=0.6828
```

```
overall=0.0061
```

```
F(9,45) = 42.44
```

```
corr(u_i,Xb)=-0.2874
```

```
Prob > F = 0.0000
```

```
(Std. Err. adjusted for 46 clusters in id)
```

Robust	Coef.	Std. Err.	t	P> t
lnl1	-0.1726982	.21658	-0.80	0.429
lnl2	-0.1379399	.1270313	-1.09	0.283
lnl3	0.2067691	.1690706	1.22	0.228
year1	0.6526318	.0798605	8.17	0.000
year2	0.7033981	.0803711	8.75	0.000
year3	0.6664389	.0785044	8.49	0.000
year4	0.6374328	.0445935	14.29	0.000
year5	0.3970407	.0397799	9.98	0.000
year6	0.1866863	.0274512	6.80	0.000
_cons	7.622137	2.10179	3.63	0.001
sigma_u	.8601508			
sigma_e	.1402378			
rho	.9741066(fraction of variance due to u_i)			

この概要の直感的理解は(5)で示される。  
 査読論文公刊数対数値 = -0.1726982 継続採択  
 件数対数値 -0.1379399 新規採択者数対数値 +  
 0.2067691 応募後不採択者数対数値 + 大学固定  
 効果 + 会計年度固定効果 (5)

Ln11、ln12、ln13 の偏回帰係数の絶対値は低下した上に、統計的有意性は 5 パーセント水準でも 10 パーセント水準でも失われた。すなわち、各大学固有の研究意欲と研究設備の違い、および各会計年度 year t に固有の研究文化の違いを考慮すると、日本の科学研究費補助金が査読論文生産性に与える効果は統計学的に測定できないのである。

なお、近畿地方 8 大学についてはサンプル数が少ないため会計年度固定効果を考慮するパネルデータ分析が不可能となった。

## 6. 政策的含意と残された問題

第 3 章の一見すれば不自然な統計解析結果は以下のように解釈できる。

複数年に渡り科学研究費補助金の申請に採択される研究計画の代表者は研究意欲が高く、かつ研究実績もある。したがってこのような研究代表者は、査読論文刊行数よりもむしろ論文

引用件数の増加を目標として、Impact Factor に代表されるような国際的評価の高い査読誌に投稿するであろう。評価の高い査読誌は投稿論文に対する匿名審査が厳しく、投稿原稿への修正意見も多数付与される。必然的に年間論文公表数は低下する。

実際に、研究者評価の国際的指標とみなされている<google scholar citation index>では個別研究者の論文引用件数、h-index<sup>8</sup>、i10-index<sup>9</sup>が並記されており、24 時間常時更新されている。

これに反して、科学研究費に申請して不採択であった研究代表者は、申請行動によって研究意欲が高いことは証明できても研究実績に乏しい。したがって不採択が決定した年から数年以内に採択されることを目的として、審査体制がそれほど厳格ではないが新規性に富んだ将来性のある投稿論文を採択する傾向がある査読誌に投稿するであろう。このような野心的査読誌は投稿論文の審査時間の短さを魅力のひとつとしている場合も散見される。

科学研究費に新規に採択された研究計画の代表者の行動様式については不明の点が多いので今後の検討課題としたい。

本研究の分析結果は、冒頭に述べた優れた先行研究における特定学問分野に焦点を絞った研究者個人のミクロデータの分析から得られた結論とどのように関連付けられるであろうか。本研究では、操作変数の候補として、先行研究の医学系分野研究補助金の研究業績弾力性が高いことに着目して、各大学の全教員に占める医師の比率を収集した。また理科系諸分野では大学院修士課程（博士課程前期）と大学院博士課程大学院生が全学生に占める比率を収集した。しかし 2 段階最小二乗法による分析の結果は統計学的に有意ではなかった。今後、心理実験で有効な操作変数の発見に努めたい。

あるいは、依田（2017）における電気料金市

<sup>8</sup> ある学者の論文 h 編が他の学者の h 編以上の論文で引用されれば h-index は h と算定される。

<sup>9</sup> ある学者の論文のなかで、他の学者の論文 10 編以上で引用されている論文の数を i10-index と呼ぶ。

場分析で展開されているような自然実験の方法を検討したい。また、千木良（2011）における動学的パネルデータ分析も本研究の個票データに対して有効であろう。

### 【謝辞】

本研究に対して以下の方々から有益な助言を賜った。記して深謝する。関西学院大学経済学部教授（大阪産業経済リサーチセンター長）・小林伸生、大阪府商工労働部総括研究員・町田光弘、同部主任研究員・北出芳久、同部主任研究員・廣岡昭彦、同部主任研究員・天野敏昭、同部主任研究員・福井紳也。

### 〈参考文献〉

（論文）和文

- 伊神正貫（2018）、「論文の生産性分析を考える：分析者・利用者が確認すべきことと、分析を実施する上での課題」『STI Horizon』（文部科学省科学技術・学術政策研究所）第 4 巻第 4 号、pp.32-37.
- 鶴飼康東（2023）、「研究発信力と人的研究投資の実証分析—地域間格差及び近畿圏地域内格差と科学研究費助成事業—」『産開研論集』、2023 年、大阪府商工労働総務課、35 巻 23-31 頁。
- 科学技術・学術審議会学術分科会（2017）、『科学研究費助成事業の審査システム改革について』（平成 29 年 1 月 17 日）  
[https://www.mext.go.jp/component/a\\_menu/science/detail/\\_icsFiles/afieldfile/2017/01/19/1367698\\_01.pdf](https://www.mext.go.jp/component/a_menu/science/detail/_icsFiles/afieldfile/2017/01/19/1367698_01.pdf)
- （単行本）和文
- 依田高典・田中誠・伊藤公一朗『スマートグリッド・エコノミクス—フィールド実験・行動経済学・ビッグデータが拓くエビデンス政策』、2017 年、有斐閣。
- 千木良弘朗・早川和彦・山本拓『動学的パネルデータ分析』、2011 年、知泉書館。
- 筒井淳也・平井裕久・水落正明・秋吉美都・坂本和靖・福田恒孝『Stata で計量経済学入門 第 2 版』、2011 年、ミネルヴァ書房。

西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮『計量経済学』、2019 年、有斐閣。

文部科学省研究振興局『科学研究費助成事業 100 周年記念誌』、2018 年、文部科学省。

（論文）英文

- Heyard, Rachel and Hanna Hottenrott (2021), “The value of research funding for knowledge creation and dissemination: A study of SNSF Research Grants”, *Humanities and Social Sciences Communications*, 8, Article Number 217, : 1-6, Springer Nature.
- Jacob, Brian A., and Lars Lefgren (2011-a), “The impact of NIH postdoctoral training grant on scientific productivity”, *Research Policy* 40 (9): 864-874.
- Jacob, Brian A., and Lars Lefgren (2011-b), “The impact of research grant funding on scientific productivity”, *Journal of Public Economics* 95 (9): 1168-77.
- ONISHI, Koichiro and OWAN, Hideo (2020), “Heterogenous Impacts of National Research Grants on Academic Productivity”, *RIETI Discussion Paper Series* 20-E-052, May 2020, Research Institute of Economy, Trade, and Industry, Japan.
- Matsumoto, K., Shibayama, S., Kang, B., and Igami, M. (2021), “Introducing a novelty indicator for scientific research: validating the knowledge-based combinatorial approach” *Scientometrics*, Vol. 126, pp.6891-6915, Springer.