

大学別査読誌掲載論文生産性に対する科学研究費効果の多様性分析

—全国主要 46 大学における近畿主要 8 大学の特色—

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、各大学の査読誌掲載論文生産性に対する科学研究費採択件数効果を推計した。特に、研究者多様性の観点から、女性研究者および若手研究者の増加がもたらす論文生産性への関与を重視した。その結果、全国主要 46 大学の女性研究者と若手研究者への資金の重点的配分が必ずしも期待した正の関与を上げてはいないことが判明した。これに反して近畿主要 8 大学の女性研究者には顕著な正の関与があったことも判明した。

キーワード：科学研究費、女性研究者、若手研究者、大学別論文生産性、パネルデータ分析
Japanese University, Fund Effect for Research Production, Diversity, Panel Data Analysis
JEL Classification : C23, D24, H43, J16, J24

目次

1. 多様性分析の政策的背景
2. 大学別データ収集の概要
3. 全国データおよび近畿データの記述統計
4. 全国 46 大学の計量分析
5. 近畿 8 大学の計量分析
6. 二元配置固定効果モデルによる分析
7. 政策的含意

1. 多様性分析の政策的背景

現代日本において解決すべき第一の政策課題は経済力の回復である。1968 年以来 40 数年に渡って世界第 2 位であった国内総生産（米国通貨換算）は、2010 年に中国に抜かれ世界第 3 位となり、2023 年にドイツに抜かれて世界第 4 位となった。

しかし、経済力と表裏一体をなす科学技術力の復興もまた喫緊の政策課題である。文部科学省科学技術・学術政策研究所(2024)によれば、日本が発信する科学技術論文の数（整数カウント法）は 2000 年—2002 年移動平均で約 7 万 3000 編、世界第 2 位であった。第 1 位は米国で約 23 万 5000 編、第 3 位はドイツで約 6 万

6000 編、以下、第 4 位は英国約 6 万 4000 編、第 5 位はフランス約 4 万 8000 編、第 6 位は中国約 3 万 4000 編と続いていた。

ところがその 10 年後、2010 年—2012 年の移動平均で日本は約 7 万 5900 編と世界第 5 位に転落した。第 1 位は米国で約 31 万 7000 編、第 2 位は中国で約 16 万編、以下、第 3 位はドイツ、第 4 位は英国と続く。日本が経済力で中国に抜き去られたと同時期に科学技術力でも抜かれていたことは殆ど知られていない。

科学技術力における日本の衰退はその後も持続し、2020 年—2022 年の移動平均では日本は約 9 万 2000 編、世界第 6 位に低迷している。第 1 位は中国で約 61 万編、第 2 位は米国で約 41 万編、以下、第 3 位は英国約 13 万編、第 4 位はドイツ約 12 万編、第 5 位はインド約 10 万編と続く。

論文数は科学技術力の量的尺度である。では、質的尺度のひとつとみなしうる「論文引用件数が当該年の全論文の上位 10 パーセントの範囲にある質の高い論文の数」を示す Top10%補正論文数の 2020 年—2022 年移動平均はどうか。

* 関西大学名誉教授

ここでも日本は世界順位第 13 位と低迷している。第 1 位は中国、第 2 位は米国、第 3 位は英国、第 4 位はドイツと続き、日本は第 7 位のインド、第 12 位の韓国よりも下位である¹。

したがって日本政府および各都道府県庁は経済改革と同時に科学技術改革に真摯に取り組まなければならない。少子高齢化が急速に進行する現代日本にあって残された最後の労働フロンティアは女性と若者である。

同様の発想に立ち、文部科学省は 2006 年度から 2014 年度まで実施した「女性研究者研究活動支援事業」を拡充発展させて、2015 年度から「ダイバーシティ研究環境実現イニシアティブ」を開始し、研究環境のダイバーシティを高め、優れた研究成果の創出につなげるため、研究環境の整備や女性研究者の研究力向上のための取組などを支援している。

さらに、科学技術・学術審議会学術分科会（2020）では「科研費等の研究費の若手研究者への重点配分」が提案されている。

しかし、資金を女性・若手研究者に重点的に配分した結果がどのような研究成果を生み出すかは必ずしも明らかではない。エビデンスに基づいた政策の策定が必要であろう。

2. 大学別データ収集の概要

本研究の目的は、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（以下、科研と略称する）が、各研究機関の発信する研究業績の向上にどのように関与したかの尺度に対して、研究チームを代表する人材の多様性が与える影響を数量的に推計することである。先行研究である鶴飼（2024）との各種統計量比較を容易にするために、被説明変数である各大学別の研究業績指標には各年度の大学別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²、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 の主要大学である³。

大学別査読誌掲載論文数は<researchmap>より著者が収集して各年度の大学個票データに入力した。さらに、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。

なお、上記 7 年間に科研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数は 2 であるが、学術研究に加えて教育事業も並行して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⁴。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統合する作業が進んでおり 2020 年のデータが時系列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。

一方、東京工業大学と東京医科歯科大学の東京科学大学への統合は 2024 年 10 月であるので本研究では別個の大学として処理した。

この結果 46 大学の 7 年間の数値、すなわち 322 個票が本研究の統計分析の対象となる。

説明変数の計算基礎は、7 年間に渡る大学別の男性研究代表者採択件数、女性研究代表者採択件数、熟練研究代表者（40 歳以上）採択件数⁵、若手研究代表者（40 歳未満）採択件数、申請後不採択件数（男性・女性もしくは熟練・若手の内訳は不明）および科研交付金額の直接経

年度までの分析に限定した。（鶴飼（2024）参照）

³ 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、鹿児島島の 33 大学、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、私立大学は、早稲田、慶応義塾、日本、順天堂、東京理科、東海、同志社、立命館、近畿の 9 大学である。

⁴ 理化学研究所および産業技術総合研究所である。

⁵ 熟練研究者は学問的に正確ではない呼称である。しかし若手ではない研究者を非若手と呼称するのも奇妙である。止む無くこの呼称を暫定的に採用する。

¹ 文部科学省科学技術・学術政策研究所（2024）、統計集、186-187 頁、参照。

² 本研究が 2020 年度科学研究費補助金の効果尺度として採用する翌々年査読論文公表数は 2022 年度公表数である。本稿執筆時の 2025 年 1 月現在、2023 年以後の検索論文数が非常に不安定であるために安定化した 2020

費と間接経費⁶である。

2014 年以降、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採択件数、応募後不採択件数、研究代表者女性比率、研究代表者若手比率、直接経費、間接経費がエクセル・ファイルでダウンロード可能である。

これに加えて、制御変数の候補として、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、ただし特別任用教員と大学付属病院勤務医師は含まれない）、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）。

なお、7 年間の専任研究者（教授・准教授・講師・助教・助手）の数が各大学の Web Site に不記載のために暫定的データを入力した大学もしくは大学院研究科が 16 存在する⁷。

さらに、本研究では各大学に所属する研究者を以下のように分割して計算した。第 1 に、科研に申請したが不採択であった研究代表者数 l_3 を計算した⁸。科研の因果推論に使用するためである。第 2 に、当該年度に科研費を受けた研究代表者数の中で、男性代表者数 ml と女性代表者数 fl 、および、熟練研究代表者数 sl と若

手研究代表者数 jl を計算した⁹。第 3 に、ダミー変数として、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。なお、web に公表されているために計算不要である各大学各年の採択研究代表者数は l_1 と表示されている。

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¹⁰。

最後に、各大学所属研究者数の規模の効果を排除するために、上記の 12 種類の変数の一人当たり数値、すなわち各大学所属教員数で除した数値を算出した。最初に、研究代表者数 l_1 を当該大学の全教員数で除した数 l_1pc を計算した¹¹。以後、同様に一人当たり男性研究代表者数 $mlpc$ 、一人当たり女性研究代表者数 $flpc$ 、および、一人当たり熟練教員数 $slpc$ と一人当たり若手教員数 j_1pc を計算した。各変数末尾の記号 pc は *per capita*（一人当たり）の略称である。

3. 全国データおよび近畿データの記述統計

上記の収集されたデータは各大学の 7 年間の情報を含んでいるので統計学者からパネルデータと呼ばれている。

図表 1 および図表 2 は、全国主要 46 大学および近畿主要 8 大学の一人当たりデータ 12 項目の平均値、標準偏差、最大値、最小値についての基本情報を与えるものである。

各項目説明欄の第 1 行である全体分布の行には 46 大学 7 年間のデータを合計 322 個票のデータと解釈した場合の平均値、標準偏差、最小値、および最大値が記載されている。第 2 行である大学間分布の行には各大学の 7 年期間平均値の標準偏差と最小値と最大値が記載されている。第 3 行である大学内分布の行には各大学

⁶ 間接経費とは、研究上の直接的研究経費ではないが、所属先大学の一般的研究環境を整備するために直接経費の一定割合で各大学に補助される経費である。

⁷ 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、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、名古屋大学は 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、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 年暫定値を適用、東京理科大学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。

⁸ 各大学の採択率と採択者数基礎データから逆算した。

⁹ 各大学の女性採択率および若手採択率から逆算した。

¹⁰ 整数カウント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論文生産への貢献度を正確に測定できる。しかし膨大な作業量が発生するので本研究では整数カウント法を採用する。（文部科学省科学技術・学術政策研究所（2024）、185 頁、参照）

¹¹ 各大学の採択率と採択者数基礎データから逆算した。

図表 1 全国 46 大学 2014-2020 年統計

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値
一人当採択件数	全体分布	0.591	0.197	0.188	1.125
	大学間分布		0.196	0.202	1.080
	大学内分布		0.032		
一人当男性採択数	全体分布	0.490	0.175	0.141	0.973
	大学間分布		0.174	0.154	0.951
	大学内分布		0.024		
一人当女性採択数	全体分布	0.100	0.034	0.025	0.238
	大学間分布		0.032	0.034	0.210
	大学内分布		0.013		
一人当熟練採択数	全体分布	0.148	0.129	0.146	0.775
	大学間分布		0.128	0.155	0.753
	大学内分布		0.234		
一人当若手採択数	全体分布	0.172	0.075	0.039	0.412
	大学間分布		0.075	0.046	0.382
	大学内分布		0.013		
一人当翌々年論文数	全体分布	2.042	1.085	0.440	5.492
	大学間分布		0.901	0.672	4.441
	大学内分布		0.616		
一人当科研直接経費（単位千円）	全体分布	1320.454	891.810	247.940	4427.206
	大学間分布		896.373	282.931	4336.081
	大学内分布		82.825		
一人当科研間接経費（単位千円）	全体分布	396.136	267.543	74.382	1328.162
	大学間分布		268.911	84.879	1300.824
	大学内分布		24.847		
一人当申請後不採択件数	全体分布	0.628	0.191	0.225	1.218
	大学間分布		0.154	0.308	0.942
	大学内分布		0.115		
一人当学部学生数	全体分布	9.479	6.533	1.693	34.143
	大学間分布		6.518	1.882	33.651
	大学内分布		0.995		
一人当修士課程学生数	全体分布	1.434	0.764	0.129	4.115
	大学間分布		0.769	0.138	3.694
	大学内分布		0.063		
一人当博士課程学生数	全体分布	0.750	0.529	0.078	3.389
	大学間分布		0.532	0.081	3.329
	大学内分布		0.044		

図表 2 近畿 8 大学 2014-2020 年統計

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値
一人当採択件数	全体分布	0.595	0.251	0.217	1.125
	大学間分布		0.264	0.249	1.082
	大学内分布		0.031		
一人当男性採択数	全体分布	0.499	0.226	0.192	0.973
	大学間分布		0.239	0.214	0.951
	大学内分布		0.022		
一人当女性採択数	全体分布	0.096	0.030	0.025	0.151
	大学間分布		0.029	0.034	0.131
	大学内分布		0.012		
一人当熟練採択数	全体分布	0.432	0.166	0.165	0.775
	大学間分布		0.174	0.191	0.753
	大学内分布		0.025		
一人当若手採択数	全体分布	0.162	0.088	0.045	0.350
	大学間分布		0.093	0.057	0.329
	大学内分布		0.011		
一人当翌々年論文数	全体分布	2.397	1.490	0.489	5.492
	大学間分布		1.375	0.672	4.441
	大学内分布		0.732		
一人当科研直接経費（単位千円）	全体分布	1453.914	1129.926	324.301	3991.378
	大学間分布		1194.835	352.950	3857.220
	大学内分布		69.603		
一人当科研間接経費（単位千円）	全体分布	436.174	338.977	97.290	1197.413
	大学間分布		358.450	105.885	1157.166
	大学内分布		20.881		
一人当申請後不採択件数	全体分布	0.583	0.206	0.270	1.098
	大学間分布		0.181	0.359	0.835
	大学内分布		0.115		
一人当学部学生数	全体分布	13.574	10.134	2.047	34.143
	大学間分布		10.465	4.768	33.651
	大学内分布		2.267		
一人当修士課程学生数	全体分布	1.627	0.570	0.455	2.438
	大学間分布		0.600	0.491	2.302
	大学内分布		0.056		
一人当博士課程学生数	全体分布	0.716	0.371	0.111	1.409
	大学間分布		0.393	0.119	1.341
	大学内分布		0.020		

の平均からの標準偏差が記載されている。その他の大学内統計量は混乱を避けるためにあえて記載していない。

大多数の項目で大学間の平均値の標準偏差が大学内の標準偏差よりもはるかに大きい。すなわち各大学の研究文化や研究慣習などの個性の違いが時間変動よりも大きい。

本節では個票観察から得た 10 項目の発見を掲載しておくことにする。

1. 所属教員一人当科研採択件数が 1 を越えている個票が 8 存在した。東京大学と京都大学である。理論的には全員が科研に研究代表者として採択されていることになる¹²。2. 所属教員一人当科研採択件数の 7 年間個票平均値の最高は京都大学である。3. 所属教員一人当若手研究代表者科研採択件数の 7 年間平均値の最高は東京大学である。4. 所属教員一人当科研女性研究代表者採択数が最も多い個票は東京医科歯科大学 2017 年データである。5. 所属教員一人当査読誌掲載論文数が最も多い個票は京都大学 2017 年データである¹³。6. 所属教員一人当科研直接経費が最も多い個票は東京大学 2015 年データである。7. 所属教員一人当科研不採択件数が 1 を越えている個票は東京医科歯科大学 2015 年である。8. 所属教員一人当学部学生数が最も多い個票は同志社大学 2014 年データである。9. 所属教員一人当大学院修士課程学生数が最も多い個票は早稲田大学 2014 年データである。10. 一人当大学院博士課程学生数が最も多い個票は九州大学 2016 年データである¹⁴。

4. 全国 46 大学の計量分析

本研究では各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、

¹² 両大学には研究代表者として科研に採択されない教員も相当数存在する。したがって複数種目の科研に研究代表者として採択されている教員が不採択者よりも多いことを意味する。

¹³ 京都大学は出身研究者や在籍研究者にノーベル賞受賞者が多い大学として知られている。京都大学の研究重視の文化は量的尺度にも顕著である。

¹⁴ 上記 3 大学は重い教育負担に耐えながら科研による

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、最小二乗法による一人当たり数値を被説明変数もしくは説明変数とする重回帰分析を実施した。「プールした最小二乗 (Pooled OLS) 推定量」の計算である。推計には大阪産業経済リサーチセンター所有の Stata 14.0 を用いた。

被説明変数は科研費採択年から 2 年後の一人当たり数値査読論文数 **p3pc** である。被説明変数に **p3pc** 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¹⁵。また、「論文数が多いから科研採択件数が多いのではないか」という内生性の懸念も時間差を 2 年に採ることによって回避できる。

説明変数は当該年の各大学における一人当たり男性研究代表者採択件数 **mlpc**、一人当たり女性研究代表者採択件数 **flpc**、科研費に応募したが採択されなかった件数一人当数値 **l3pc**、新型コロナウイルスダミー **co** である。

4-1 全国 46 大学男性女性 Pooled OLS¹⁶

Number of obs = 322

F(4, 317) = 93.92 Prob > F = 0.000

R-squared = 0.542 Adj R-squared = 0.536

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
mlpc	2.965	0.368	8.04	0.000
flpc	-1.214	1.531	-0.79	0.428
l3pc	1.119	0.325	3.44	0.001
co	-0.875	0.108	-8.07	0.000
_cons	0.255	0.169	1.51	0.132

全偏回帰係数の結合仮説を検定する F 値は

93.92 と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。自由度修正済決定係数 **Adj R-squared** は **0.536** と妥当であろう。この推計の直感的理解は以下の(1)で示される。10 パーセント水準で統計学的に有意な偏回帰係数の直後に星印一つを打ち、5 パーセント水準で統計学的に有意な偏回帰係数の直後に星印二つを打ち、1 パーセント水準で統計学的に有意な偏回帰係数の直後に星印三つを打っている。なお、表記の煩雑さを避けるために各偏回帰係数の数値を小数点以下四桁から切り捨てて表示してある¹⁷。

一人当翌々年査読論文公刊数 = **0.255 + 2.965★★★**一人当男性研究代表者数 - **1.214**一人当女性研究代表者数 + **1.119★★★**応募後不採択研究代表者 - **0.875★★★**新型コロナウイルスダミー (1)

4-2 全国 46 大学熟練若手 Pooled OLS¹⁸

Number of obs = 322

F(4, 317) = 90.78 Prob > F = 0.000

R-squared = 0.533 Adj R-squared = 0.528

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
slpc	2.307	0.623	3.70	0.000
jlpc	2.660	1.026	2.59	0.010
l3pc	1.168	0.327	3.57	0.000
co	-0.927	0.107	-8.64	0.000
_cons	0.148	0.173	0.85	0.394

F 値は **90.78** と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。自由度修正済決定係数は **0.528** と妥当であろう。この推計の直感的理解は以下の(2)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = **0.148 + 2.307★★★**一人当熟年研究代表者数 + **2.660★**

研究活動にも健闘している。

¹⁵ 鶴飼 (2023) 30 頁の式 (4) 参照。

¹⁶ Stata command: reg p3pc mlpc flpc l3pc co

¹⁷ 西山・新谷・川口・奥井 (2019) の重回帰式を日本語で簡易に記述した説明法に従う。

¹⁸ Stata command: reg p3pc slpc jlpc l3pc co

★一人当若手研究代表者数+1.168★★★応募後不採択研究代表者-0.927★★★新型コロナウイルス感染症ダミー (2)

さて、研究者の多様性を代表する説明変数 flpc および jlpc の偏回帰係数 Coef がゼロである確率を示す P 値を見れば、女性研究者比率係数の P 値がいかなる水準でも統計学的に有意ではない。いっぽう、若手研究者比率係数は 5 パーセント水準で統計学的に有意である。研究者の多様性の尺度である性別と年齢の比較を行うためには、上記の(1)と(2)の直観的理解は統計学的に不十分である。

そこで、統計数字には表れない各大学の研究文化と研究慣習を考慮した分析手法であるクラスター構造に頑健なパネルデータ分析（固定効果モデル）を用いることにした¹⁹。

4-3 全国 46 大学男性女性パネルデータ分析

20

Number of obs = 322

Number of groups = 46 Group variable: id

R-sq: within=0.706

R-sq: between=0.106

R-sq: overall=0.299

F(4,45) = 48.67 Prob > F = 0.000

corr(u_i,Xb)=0.0211

sigma_u | .852

sigma_e | .363

rho | .846 (fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
mlpc	-0.506	1.174	-0.43	0.669
flpc	-4.295	2.465	-1.74	0.088
l3pc	2.409	0.256	9.39	0.000
co	-0.578	0.070	-8.25	0.000
_cons	1.373	0.484	2.83	0.007

¹⁹ 変量効果モデルの推定およびハウスマン検定による固定効果モデルの採用という教科書的手順は統計理論的問題が指摘されているので実施しない。(西山・新谷・川口・奥井 (2019)、252-255 頁、を参照)

²⁰ Stata command: xtreg p3pc mlpc flpc l3pc co, i(id) fe vce(cluster id)。最後は robust でも vce(cluster id) でもクラスター構造に頑健な標準誤差が導出される。

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

F 値は 48.67 と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は 0.70 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。

この推計の直感的理解は(3)で示される。なおパネルデータ分析では定数項の推定値を記載する意味がないので省略している²¹。

一人当翌々年査読論文公刊数=-0.506 一人当男性研究代表者数-4.295★一人当女性研究代表者数+2.409★★★応募後不採択研究代表者-0.578★★★新型コロナウイルス感染症ダミー+大学固定効果 (3)

4-4 全国 46 大学熟練若手パネルデータ分析

22

Number of obs = 322

Number of groups = 46 Group variable: id

R-sq: within = 0.707

R-sq: between = 0.000

R-sq: overall = 0.178

F (4, 45) =61.37 Prob > F =0.000

corr(u_i, Xb) = -0.13

sigma_u | .942

sigma_e | .362

rho | .871 (fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
Slpc	-0.010	1.024	-0.01	0.992
Jlpc	-4.572	1.860	-2.46	0.018
l3pc	2.608	0.244	10.67	0.000
co	-0.576	0.067	-8.52	0.000
_cons	1.363	0.461	2.95	0.005

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

F 値は 61.37 と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。大学内自由度

²¹ 西山・新谷・川口・奥井 (2019) 244 頁を参照。

²² Stata command: xtreg p3pc slpc jlpc l3pc co, i(id) fe vce(cluster id)

修正済決定係数 R-sq: within は 0.70 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。

この推計の直感的理解は(4)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = -0.010 一人当熟練研究代表者数 - 4.572 ★ 一人当若手研究代表者数 + 2.608 ★ ★ ★ 応募後不採択研究代表者 - 0.576 ★ ★ ★ 新型コロナウイルスダミー + 大学固定効果 (4)

ここで、上記の(3)と(4)の直観的理解の政策的意味を考えよう。研究者の多様性を代表する説明変数 flpc および jlpc の偏回帰係数 Coef がゼロである確率を示す P 値を見れば、有意水準に若干の差はあるがともに統計学的に有意である。問題は偏回帰係数の符号がともに負であることである。すなわち、大学教員一人当の科研研究代表者における多様性尺度が上昇すると大学教員一人当査読論文生産性は低下する。しかもこの低下は女性研究者と若手研究者ではほぼ同一である。

5. 近畿8大学の計量分析

次に、近畿地方8大学の7年間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4節と同様に、収集された56個票を別々の研究組織とみなして「プールした最小二乗(Pooled OLS)推定量」の計算を行った。

5-1 近畿8大学男性女性 Pooled OLS²³

Number of obs = 56

F(4, 51) = 41.21 Prob > F = 0.000

R-squared = 0.763

Adj R-squared = 0.745

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
mlpc	5.738	0.957	5.99	0.000
flpc	-21.275	5.988	-3.55	0.001
l3pc	1.967	0.803	2.45	0.018

²³ Stata command: reg p3pc mlpc flpc l3pc co

co	-0.548	0.270	-2.03	0.048
_cons	0.595	0.424	1.40	0.167

F 値は 41.21 と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。自由度修正済決定係数 Adj R-squared は 0.745 と妥当であろう。この推計の直感的理解は以下の(5)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = 0.595 + 5.738 ★ ★ ★ 一人当男性研究代表者数 - 21.275 ★ ★ ★ 一人当女性研究代表者数 + 1.967 ★ ★ 応募後不採択研究代表者 - 0.548 ★ ★ ★ 新型コロナウイルスダミー (5)

5-2 近畿8大学熟練若手 Pooled OLS²⁴

Number of obs = 56

F(4, 51) = 37.79 Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.747 Adj R-squared = 0.727

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
slpc	-2.707	1.718	-1.58	0.121
jlpc	13.154	3.039	4.33	0.000
l3pc	2.639	0.822	3.21	0.002
co	-0.914	0.260	-3.51	0.001
_cons	0.150	0.388	0.39	0.700

F 値は 37.79 と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。自由度修正済決定係数は 0.727 と妥当であろう。この推計の直感的理解は以下の(6)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = 0.150 - 2.707 一人当熟練研究代表者数 + 13.154 ★ ★ ★ 一人当若手研究代表者数 + 2.639 ★ ★ ★ 応募後不採択研究代表者 - 0.914 ★ ★ ★ 新型コロナウイルスダミー (6)

再び、上記の(5)と(6)の直観的理解の政策的意味を考えよう。研究者の多様性を代表する説明変数 flpc および jlpc の偏回帰係数 Coef がゼロ

²⁴ Stata command: reg p3pc slpc jlpc l3pc co

である確率を示す P 値を見れば、ともに統計学的に有意である。問題は偏回帰係数の符号が逆転していることである。全国 46 大学のパネルデータ分析の結果と整合的ではない。

そこで、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慣習を考慮した分析手法であるクラスター構造に頑健なパネルデータ分析（固定効果モデル）を用いる。

5-3 近畿 8 大学男性女性パネルデータ分析²⁵

Number of obs = 56

Number of groups=8 Group variable: id

R-sq: within = 0.651

R-sq: between = 0.614

R-sq: overall = 0.057

F(4,7) = 5.71 Prob > F = 0.023

corr(u_i, Xb) = -0.667

sigma_u | 1.964

sigma_e | .483

rho | .942 (fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
mlpc	-4.913	6.158	-0.80	0.451
flpc	1.454	8.619	0.17	0.871
l3pc	3.100	0.906	3.42	0.011
co	-0.658	0.183	-3.58	0.009
_cons	3.088	2.754	1.12	0.299

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

F 値は 5.71 と小さく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説はかろうじて 5 パーセント水準で棄却される。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は 0.651 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。この推計の直感的理解は(7)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = -4.913 一人当男性研究代表者数 +1.454 一人当女性研究代表者数 +3.100 ★★応募後不採択研究代表者 -

²⁵ Stata command: xtreg p3pc mlpc flpc l3pc co, i(id) fe vce(cluster id)

0. 658★★★新型コロナウイルスダミー+大学固定効果 (7)

5-4 近畿 8 大学熟練若手パネルデータ分析²⁶

Number of obs = 56

Number of groups = 8 Group variable: id

R-sq: within = 0.651

R-sq: between=0.550

R-sq: overall=0.039

F(4,7) = 4.74 Prob > F = 0.036

corr(u_i, Xb) = -0.639

sigma_u | 1.923

sigma_e | .483

rho | .940 (fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
slpc	-2.597	4.027	-0.64	0.540
jlpc	-7.118	8.089	-0.88	0.408
l3pc	3.130	0.964	3.24	0.014
co	-0.551	0.276	-1.99	0.086
_cons	3.010	2.712	1.11	0.304

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

F 値は 4.74 と小さく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説はかろうじて 5 パーセント水準で棄却される。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は 0.651 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。この推計の直感的理解は(8)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = -2.597 一人当熟練研究代表者数 -7.118 一人当若手研究代表者数 +3.130 ★★応募後不採択研究代表者 -0.551 ★新型コロナウイルスダミー+大学固定効果 (8)

以上、近畿 8 大学を見れば、(7) も(8)も研究代表者の多様性尺度が統計学的に有意ではなく何も言えない。すなわち近畿 8 大学は全国 46 大学と比較して特殊な地位を占めていること

²⁶ Stata command: xtreg p3pc slpc jlpc l3pc co, i(id) fe vce(cluster id)

が分かる。全国に当てはまる傾向が近畿には通用しない。

6. 二元配置固定効果モデルによる分析

第4節と第5節で展開されたパネルデータ分析における固定効果モデルとは、統計数字に表れない各大学の研究文化と研究習慣を考慮した推計であった。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各大学を通底する心理的要素が存在しているかも知れない。仮にこの心理的要素に時間的変化が生じたとするならば、(3)、(4) および(7)、(8)における偏回帰係数の値と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46大学データに対して、二元配置パネルデータ分析(two-way fixed effects model)を実施した。

6-1 全国46大学男性女性二元配置パネルデータ分析²⁷

Number of obs = 322

Group variable: id Number of groups = 46

R-sq: within = 0.772

R-sq: between = 0.005

R-sq: overall = 0.186

F(9,45) = 27.51 Prob > F = 0.000

corr(u_i, Xb) = -0.130

sigma_u | .950

sigma_e | .322

rho | .896 (fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	T	P> t
mlpc	-1.874	1.409	-1.33	0.190
flpc	-1.603	2.641	-0.61	0.547
l3pc	2.756	0.525	5.24	0.000
co	-0.974	0.102	-9.51	0.000

²⁷ Stata command: xtreg p3pc mlpc flpc l3pc co year1-year6, i(id) fe vce(cluster id)

year 1	-0.336	0.118	-2.86	0.006
year 2	-0.228	0.117	-1.59	0.058
year 3	-0.344	0.111	-3.09	0.003
year 4	Omit.			
year 5	-0.537	0.576	-9.32	0.000
year 6	0.285	0.050	5.14	0.000
_cons	1.839	0.620	2.97	0.005

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

F値は27.51と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は0.77と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。会計年度ダミーは大部分が10パーセント水準で有意である。この推計の直感的理解は(9)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = -1.874 一人当男性研究代表者数 -1.603 一人当女性研究代表者数 + 2.756 ★★★応募後不採択研究代表者 -0.974 ★★★新型コロナウイルスダミー + 大学固定効果 + 会計年度固定効果 (9)

6-2 全国46大学熟練若手二元配置パネルデータ分析²⁸

Number of obs = 322

Number of groups = 46 Group variable: id

R-sq: within = 0.776

R-sq: between = 0.011

R-sq: overall = 0.165

F(9,45) = 37.73 Prob > F = 0.000

corr(u_i, Xb) = -0.174

sigma_u | .971

sigma_e | .319

rho | .902 (fraction of variance due to u_i)

²⁸ Stata command: xtreg p3pc slpc jlpc l3pc co year1-year6, i(id) fe vce(cluster id)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
slpc	-0.110	1.419	-0.08	0.938
jlpc	-5.091	2.075	-2.45	0.000
l3pc	2.705	0.554	4.88	0.000
co	-0.974	0.102	-9.51	0.000
year 1	-0.273	0.131	-2.07	0.044
year 2	-0.182	0.127	-1.44	0.158
year 3	-0.329	0.116	-2.82	0.007
year 4	Omit.			
year 5	-0.536	0.536	-10.00	0.000
year 6	0.240	0.050	4.77	0.000
_cons	1.691	0.604	2.80	0.008

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

F 値は 37.73 と大きく、全偏回帰係数がゼロであるという仮説は棄却される。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は 0.77 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。会計年度ダミーは大部分が 10 パーセント水準で有意である。この推計の直感的理解は(10)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = -0.110 一人当熟練研究代表者数 -5.091★★一人当若手研究代表者数 +2.705★★★応募後不採択研究代表者 -0.974★★★新型コロナウイルスダミー + 大学固定効果 + 会計年度固定効果 (10)

この結果、大学固定効果と会計年度固定効果を制御すると、一人当女性研究代表者数と大学の査読論文生産性には統計的に有意な関係は発見できない。したがって女性研究代表者数の増加が大学の査読論文生産性に寄与するかどうかは不明である。いっぽう、一人当若手研究代表者数と大学の査読論文生産性には統計的に有意な関係が発見できた。しかしながら偏回帰係数の符号は負である。すなわち大学教員一人当の科研研究代表者多様性尺度が上昇すると大学教員一人当査読論文生産性は低下する。

6-3 近畿 8 大学男性女性二元配置パネルデータ分析²⁹

Number of obs = 56

Number of groups = 8 Group variable: id

R-sq: within = 0.771

R-sq: between = 0.724

R-sq: overall = 0.200

corr(u_i, Xb) = -0.844

sigma_u | 2.54

sigma_e | .415

rho | .973(fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
mlpc	-9.967	6.280	-1.59	0.157
flpc	30.065	12.814	2.35	0.051
l3pc	3.295	1.124	2.93	0.022
co	-1.567	0.239	-6.55	0.000
year 1	0.047	0.246	0.19	0.852
year 2	0.072	0.315	0.23	0.826
year 3	-0.297	0.311	-0.95	0.371
year 4	Omit.			
year 5	-0.880	0.114	-7.66	0.000
year 6	0.435	0.169	2.57	0.037
_cons	3.083	2.605	1.18	0.275

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

F 値は個票数が少ないために算定できない。したがって会計年度効果が存在するかどうかは厳格な意味では判定できない。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は 0.77 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。暫定的に会計年度ダミーを観察してみると統計学的に有意な年度と有意ではない年度が混在している。ある程度の会計年度効果はあるとおおまかに判断すれば、この推計の直感的理解は(11)で示される。

²⁹ Stata command: xtreg p3pc mlpc flpc l3pc year1-year6 co, i(id) fe vce(cluster id)

一人当翌々年査読論文公刊数 = -9.967 一人当男性研究代表者数 + 30.065 一人当女性研究代表者数 $\star + 3.295 \star \star$ 応募後不採択研究代表者 $-1.567 \star \star \star$ 新型コロナウイルスダミー + 大学固定効果 + 会計年度固定効果 (11)

6-4 近畿8大学熟練若手二元配置パネルデータ分析³⁰

Number of obs = 56

Groupvariable: id

Number of groups = 8

R-sq: within = 0.735

between = 0.598

overall = 0.094

corr(u_i, Xb) = -0.750

sigma_u | 2.190

sigma_e | .447

rho | .959 (fraction of variance due to u_i)

p3pc	Coef.	StdErr	t	P> t
slpc	-2.144	4.893	-0.44	0.674
jlpc	-11.532	13.197	-0.87	0.411
l3pc	3.540	1.639	2.16	0.068
co	-0.887	0.379	-2.34	0.052
year 1	-0.388	0.326	-1.19	0.273
year 2	-0.235	0.323	-0.73	0.491
year 3	-1.390	0.206	-1.24	0.323
year 4	Omit.			
year 5	-0.753	0.184	-4.09	0.005
year 6	0.140	0.154	0.91	0.392
_cons	3.632	3.239	1.12	0.299

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

F 値は個票数が少ないために算定できない。したがって会計年度効果が存在するかどうかは厳格な意味では判定できない。大学内自由度修正済決定係数 R-sq: within は 0.735 と妥当であろう。その他の自由度修正済決定係数は低い。

会計年度ダミーは統計学的に有意な年度は 2018 年のみである。それでも若干の会計年度効果があると便宜的に判断すれば、この推計の直感的理解は(12)で示される。

一人当翌々年査読論文公刊数 = -2.144 一人当熟練研究代表者数 -11.532 一人当若手研究代表者数 + $3.540 \star$ 応募後不採択研究代表者 $-0.887 \star$ 新型コロナウイルスダミー + 大学固定効果 + 会計年度固定効果 (12)

この結果、大学固定効果と会計年度固定効果を制御すると、近畿8大学の一人当女性研究代表者数と一人当査読論文刊行数には統計的に有意な関係が発見できた。しかも偏回帰係数の絶対値は非常に大きい。いっぽう、一人当若手研究代表者数と大学の査読論文生産性には統計的に有意な関係が発見できなかった。

なお、操作変数の候補として、図表2と図表3に示されている一人当学部学生数、一人当修士課程学生数および一人当たり博士課程学生数を採用して分析を試みた。しかし、2段階最小二乗法による分析の結果は全て統計的に有意ではなかった。今後、研究者対象の心理実験で有効な操作変数の発見に努めたい。

7. 政策的含意

本研究の統計分析の結果、全国主要46大学の女性研究者と若手研究者への資金の重点的配分が期待した正の効果を上げてはいないことが判明した。これに反して、近畿主要8大学の女性研究者には、暫定的推計ではあるが、顕著な正の効果があったことも判明した。

これをもって、近畿主要8大学が女性研究者にとって有利な研究文化と研究慣習を備えていると判断することは早計であろう。論文生産関数の労働に関する限界生産力が逓減するという妥当な仮定に従えば、女性採択率が低い大学では女性研究者の限界生産性が高いからである。これについては山本(2022)の分析手法を参考にしながら検討を進めたい。

最後に、研究者多様性を促進する重点的資金

³⁰ xtreg p3pc slpc jlpc l3pc year1-year6 co, i(id) fe vce(cluster id)

配分が期待した正の成果を上げていない推計結果をもって、当該政策が誤っていたと判断することは危険である。ゲーム理論の観点から見れば、研究競争ゲームに参加する相互依存的プレイヤーである男性研究者と女性研究者が同一条件の下でゲームに参加していないことは社会学者にしばしば指摘されている³¹。

同様に、熟練研究者と若手研究者も平等な条件に置かれてはいないと予想される。この点人文社会科学系学協会男女共同参画推進連絡会（2021）は示唆に富んだ提案を行っている³²。

科学技術に関する公的研究資金はハード面ではなくソフト面の研究環境を整備することに柔軟に振り向けることが日本政府および各都道府県庁に要請されているのである。

【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。京都大学大学院人間・環境学研究科教授・浅野耕太、大阪大学大学院経済学研究科教授・福重元嗣、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・福井紳也。

〈参考文献〉

（論文）

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 Horion』（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。

鶴飼康東（2024）「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—」『産開研論集』、2024 年、大阪府商工労働総務課、36 巻、11-18 頁。

科学技術・学術審議会学術分科会（2020）、『研究人材の育成・確保について』第 76 回分科会（令和 2 年 2 月 12 日）配布資料 3-2（文部科学省科学技術・学術政策局人材政策課作成）
https://www.mext.go.jp/content/20200217-mxt_sinkou01-000005002_9.pdf

人文社会科学系学協会男女共同参画推進連絡会（2021）、『GEAHSS ジェンダー平等推進のためのグッド・プラクティス構想』（2021 年 9 月 18 日）、1-3 頁。

<https://geahssoffice.wixsite.com/geahss/geahss-gps>

信田理奈（2022）「STEM 分野における女性研究者の論文生産性とキャリア形成—科学技術人材の多様性とイノベーションをめざして—」『秋草学園短期大学紀要』、2022 年、第 39 号、123-140 頁。

村上昭義・伊神正貫（2024）「研究論文に着目した日英独の大学ベンチマーキング 2023—大学の個性を生かし、国全体としての水準を向上させるために—」、調査資料-340、2024 年 6 月、文部科学省科学技術・学術政策研究所科学技術予測・政策基盤調査報告センター、2024 年、文部科学省。

山本 鉦（2022）「組織の論文生産性を評価するための新たな試み—国内 33 大学のデータを基に—」、『大学評価と IR』、2022 年、第 16 号、3-10 頁。

（単行本）

西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮（2019）『計量経済学』、有斐閣。

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

文部科学省科学技術・学術政策研究所（2024）『科学技術指標 2024』、文部科学省。

³¹ 信田（2022）は新型コロナウイルス感染症が女性研究者に与える負の影響が男性研究者よりも大きいと指摘している。これは家事・育児の負担時間が女性の方が男性よりも大きいことを意味している。科研申請書に記載する申請者のエフォートに隠された格差が存在するのである。

³² 人文社会科学系学協会男女共同参画推進連絡会（2021）における「5. 育児や介護への各種配慮に関して」を参照されたし。