

築山宏樹研究会三田祭論文集

第4卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会

第4期

2023年11月

はじめに

本論文集は、慶應義塾大学法学部政治学科・築山宏樹研究会・第4期の三田祭論文を所収したものである。当研究会は、政治過程や公共政策を研究対象として、特に、計量分析を用いた実証研究を扱う点に特色がある。研究会の三年生には、研究設計・データ収集・データ解析の方法を一から学んでもらい、各自の問題関心に基づき、独力で研究論文を執筆できるようになることを目標に、研究会活動に取り組んでもらった。この度、上梓する本論文集は、そのような三年生の研究会活動の集大成である。

本論文集の知見を要約すると以下のようなものになろう。

政府のデジタル化が進みにくい理由の一端は、官僚の人事制度の閉鎖性にある。地方鉄道では自治体が経営に参画することで経営の合理化が難しくなる。ふるさと納税制度は都市と地方の財政格差の是正に役立っているが、地方と地方の間で新たな格差を生む可能性がある。国土強靭化予算は災害に脆弱な地域というより、与党の支持基盤に配分されやすい。女性候補者のいる選挙区では、投票率が上がりやすい。東日本大震災は被災地域の有権者の政策選好を短期的にリベラルにした。

市場型・非市場型の環境政策の厳格化は、実際に企業の環境保全活動を促進する。電力の自由化によって参入した小規模発電事業者は、再生エネルギーによる発電を増やし、脱炭素に貢献している。QRコード決済の普及が小売販売額を増加させた可能性がある。観光地の通年化の鍵は、季節性のない観光資源の開発と長期滞在者の呼び込みにある。出生率の低下の要因の一つは、住居の狭さである。副業制度は、従業員の労働満足度を高めるが、転職の切欠にもなるために、人材の定着には繋がらない。健康経営は企業の成長と関連している。教員の長時間労働はメンタルヘルスを悪化させるため、公教育支出を増やして、専門職員を雇用することで、教員の授業外の業務負担を減らすべきである。教員のICT活用は、生徒の学力を向上させるが、学力格差の原因になる恐れもある。インクルーシブ教育が国家単位で若年層の意識に広範な悪影響を及ぼすわけではない。外国人を目にすることが多いほど、若年層は雇用への不安を感じて排外意識を強めるかもしれない。

本年度の論文は、理論的な着想に優れた研究や、独創的なデータに注目した研究が多く、教員自身、分析結果を楽しみに指導できた。ぜひ幅広い読者の方々に手に取って頂き、彼らの研究活動の一端が社会に還元されることを願うばかりである。最後まで諦めずに論文を書き上げた所属学生一同には、この場を借りて、厚く御礼申し上げたい。

2023年11月22日

慶應義塾大学法学部准教授
築山 宏樹

目次

はじめに	築山 宏樹	i
第 1 章 官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響	中村 将	1
第 2 章 地方鉄道の経営効率化の要因分析—自治体間の合意形成の観点から	宮川 大輝	19
第 3 章 ふるさと納税制度は地方税収格差是正に貢献しているか	朝来野 颯翔	35
第 4 章 国土強靭化予算は利益誘導されているか—社会資本整備総合交付金の事例から	平山 安那	51
第 5 章 女性候補者の存在は女性有権者の投票参加を促すか—政令指定都市パネルデータに基づく実証分析	戸谷 はるか	63
第 6 章 東日本大震災は有権者の政策選好を変えたのか	斎藤 菜々子	75
第 7 章 国の環境政策と企業の環境保全活動の関連—CDPスコアに基づく実証分析	スマス 理紗	93
第 8 章 電力制度の変化による再生可能エネルギーの普及と脱炭素の関連	諏訪部 純子	111
第 9 章 キャッシュレス決済の普及が地域経済に与える影響—ポイント還元事業における登録加盟店数の変化の事例から	酒井 日菜里	127
第 10 章 観光地の季節間需要分散の要因と影響—客室稼働率の分散の観点から	カ一 涯	139
第 11 章 住居の空間的制約が出生行動に与える影響—日本家計パネル調査に基づく長期的分析	大森 瑞希	157
第 12 章 副業認可が企業における雇用者の定着率に与える影響	吉田 正吾	171
第 13 章 健康経営が企業成長に与える影響—健康経営度調査に基づく実証分析	鈴木 優雨	185
第 14 章 教員の長時間労働がメンタルヘルスに与える影響	上坂 采音	197

第 15 章	I C T の活用が学力格差に与える影響—分位点回帰モデルによる実証分析	井上 海揮	217
第 16 章	インクルーシブ教育が若年層の向社会的意識に与える影響—ヨーロッパの国際比較調査のマルチレベル分析	深見 花れん	237
第 17 章	外国人との接触機会は排外意識を減少させるか—世界価値観調査のマルチレベル分析	佐藤 佑和	255

第1章

官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響

中村 将

要約

世界的なデジタル化の流れの中で、行政機関も電子政府の発展を期待されている。日本の電子政府発展の阻害要因として、公務員試験制度や長期雇用慣行がIT人材の内部化を妨げているという指摘があるが、既存の実証研究では、行政機関内部におけるIT人材の質や量に注目したものに留まり、人材の調達プロセスである官僚人事制度の閉鎖性との関連を見たものは未だ存在しない。そこで本稿は、「QoG Expert Survey」と「UN E-Government Survey」の国際データを用いて、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響を検証した。その結果、途上国のような腐敗の深刻な国において、試験による入庁が電子政府を発展させるのに対し、先進国のような腐敗の程度の低い国においては、むしろ試験による入庁が電子政府の発展を阻害することが明らかになった。日本では、現状の公務員試験を前提とした閉鎖的な官僚人事制度の見直しが、更なる電子政府の発展に重要であると考えられる。

1. はじめに

世界的なデジタル化の進行により、日常生活からビジネスの現場まで、社会のあらゆるところに変化が生じている。行政機関のあり方もその例外ではない。現状、国ごとにデジタル化の進度は異なるものの、世界中の行政機関が制度や政策において抜本的な変化を迫られている(United Nations Department of Economic and Social Affairs 2022)。

行政機関のデジタル化、すなわち電子政府を発展させる意義とは何であろうか。既存研究では、第一に、効率化がよく主張されている。電子政府への取り組みにより、事務作業におけるコスト削減とともに、事務作業から重要業務への最適なリソース配分がもたらされ、効率的な生産が実現される(Yang and Rho 2007)。第二に、行政サービスの質の向上が挙げられる。電子政府の導入は、迅速な行政サービスの提供や市民との容易なコミュニケーションを可能にし、新しいサービスの導入に限らず、既存サービスに対しても、市民の満足度の正確な把握を後押しするため、行政サービスの質を高めることができる(Mahmoodi and

Nojedeh 2016)。第三に、透明性の改善が期待される。Kim et al. (2005) は、ICT による政府の意思決定過程のオープン化や情報の公開が政府の透明性の向上に寄与し、市民による政府の監視を強化させることで民主主義の発展につながることを示している。

上記のように、電子政府の発展には様々な効果が期待されるが、意外にも日本はデジタル化に遅れを取っているわけではない。国連が 2022 年に発表した「電子政府発展度指標」¹では、日本は世界 193 カ国中 14 位で、電子政府の発展度合いが「Very High」のグループに位置付けられている²。また、電子政府発展度指標のうち、電子政府の発展度合いに直接関係する、行政サービスにおける ICT の使用度合いを測ったオンラインサービス指数³に限っても、日本は 10 位である (United Nations Department of Economic and Social Affairs 2022)。

一方で、日本国内においては、日本のデジタル化の遅れに対する危機感が広く共有されている⁴。日本政府が 2023 年 6 月に発表した「骨太方針 2023」では、例年に引き続きデジタル・ガバメントの断行が重要政策課題として掲げられている⁵ことに加え、近年では、特に日本の IT 人材の質・量について警鐘が鳴らされている⁶。また、新型コロナウイルス感染症の流行が、政府の目指す推進方針とは裏腹に、現場の行政機関では ICT の活用が十分に進んでいない内実を明るみにし、危機感を増幅させたとも指摘されている (野村 2020)。

日本の行政のデジタル化の課題として、電子行政サービスの設計におけるユーザー視点の欠如 (谷口・高 2020) や IT 人材の育成 (土肥 2011)、データベースの統合 (藤本 2010) なども指摘されているが、特に、市川 (2020b) は、IT 人材の採用・育成について、日本の官僚組織の人事制度にまで遡った構造的課題を指摘している。具体的に、市川 (2020b) は、日本政府における公務員試験制度と長期雇用慣行が IT 人材の内部化を阻害し、IT システムの外部委託への依存を招いていると指摘する。つまり、行政機関における IT 人材の採用・育成の遅れは、人材の調達プロセスである官僚人事制度に起因していると推測される。そのため、日本の官僚人事制度の特徴から、行政のデジタル化の問題を再考する必要がある。

¹ 電子政府発展度指標は、オンラインサービス指数・情報通信インフラ指数・人的資本指数の 3 つのスコアの平均で算出される。そのうち、情報通信インフラ指数は、インターネットや携帯電話の普及率、人的資本指数は、識字率や就学率が構成要素になっており、行政機関のデジタル化の度合いを直接に表す指標にはなっていない。

² 電子政府発展度指標が 0.75 から 1.00 の値をとる国が、電子政府の発展度合いが「Very High」とされる。2022 年に発表された電子政府発展度指標では、日本を含めて 60 カ国が「Very High」に位置付けられている。

³ オンラインサービス指数については、「必ずしもサービスの「質」を十分に評価したものではない」(市川 2020a, p.3) という指摘もある。

⁴ <https://www.digital.go.jp/policies/report-202109-202208/modernizing-digital-infrastructure-for-inclusive-growth> (2023 年 10 月 1 日)。

⁵ https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/cabinet/honebuto/2023/2023_basicpolicies_ja.pdf (2023 年 11 月 5 日)。

⁶ https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je22/pdf/all_01.pdf (2023 年 10 月 1 日)。

行政学では、能力の実証に基づく任用である資格任用制を、「開放型任用制」と「閉鎖型任用制」の2つに大きく分類する。西尾（1993）は、「開放型任用制を「官民間・政府間・各省間に類似の業務が存在することを前提にし、またそれらの業務相互間の労働力の移動を容易にしようとする」（西尾 1993, pp.108-109）官僚人事制度であり、閉鎖型任用制を「組織単位ごとの終身雇用制と年功序列制を基本にしており、組織の壁を超えた労働力移動、ことに官民間の移動をあまり想定していない」（西尾 1993, p.109）官僚人事制度であると説明している。そのうえで、閉鎖型任用制の特徴として、中途採用は稀であることや、新規採用職員にはジェネラリストとしての潜在的な能力が要求されること、入口採用時の試験区分により身分制が形成されていることを挙げ、日本の官僚人事制度は閉鎖型任用制の特徴を有しているとする。したがって、このような日本の閉鎖的な官僚人事制度が、IT人材の内部化の観点で電子政府の発展を阻害している可能性が考えられる。

行政機関内部の人材と電子政府の発展度合いの関係に注目した実証研究は多数ある（Al-Busaidy and Weerakkody 2009; Arduini et al. 2013; Heintze and Bretschneider 2000; Moon and Norris 2005; Wirtz and Piehler 2015）。しかし、IT人材の調達プロセスである官僚人事制度の閉鎖性にまで遡った実証研究は未だ存在しない。

そこで本稿では、国際データを用いて、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響を実証的に明らかにする。次の第2節では、電子政府の発展の要因について、官僚人事制度の閉鎖性に関連する組織的要因を中心に先行研究を整理する。第3節では、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展度合いに与える影響について、市川（2020b）の知見に依拠しながら、本稿の理論仮説を構築し、続く第4節では、分析に用いるデータと推定方法を説明する。第5節では、重回帰分析による分析結果に基づき、官僚人事制度の閉鎖性が与える効果について先進国と途上国に分けて議論し、最後に第6節では、諸外国の事例研究を参考に、デジタル化の遅れが課題とされる日本に向けた提言を述べる。

2. 先行研究

2-1. 電子政府の発展の要因

電子政府の発展の要因に関する実証研究は、国レベルから地域レベルまで幅広く分析されている。Lee et al. (2011) は、国レベルの分析により、電子政府の発展には、国内要因として人的資本が特に強く影響するが、近隣諸国の電子政府の発展度合いや国際機関で共有される他国で実施された政策からの学びのような国外要因も影響することを明らかにした。一方、Moon and Norris (2005) は、アメリカの地方自治体レベルの分析により、革新志向的で新たな挑戦に積極的であるほど、また人口の多い大都市であるほど、電子政府が全般的

に発展することを示した。加えて、内部ネットワークなどの個別の IT システムの導入に関連する要因として、技術力や財政力なども挙げている。

上記に限らず、先行研究で指摘されている電子政府の発展を規定する要因は、非常に多岐にわたる。Zhang et al. (2014) は、これらの要因を、技術的要因・組織的要因・環境的要因の 3 つに分類している。

2 – 2. 組織的要因に関する実証研究

電子政府の発展を規定する要因のうち、Zhang et al. (2014) の分類に基づき、官僚人事制度の閉鎖性に関する組織的要因について既存の研究の知見を整理する。組織的要因として、第一に、統治制度が挙げられる。民主的な政治体制や行政の透明性、腐敗の抑止、報道の自由といった統治制度は、行政機関が適切な政策を立案・実施するためのインセンティブや規則をもたらすため、長期的な電子政府の発展に影響することが明らかになっている (Azad et al. 2010)。

第二に、IT に対する公務員の認識である。行政機関内部の公務員が持つ、IT システムが職場に及ぼす効果に対する認識や、行政機関が IT システムを導入することへの市民からの期待に対する認識は、職場の改善や IT に対する公務員個人と市民の間の認知的不協和の解消への誘因となるため、公務員の IT システムに対する受容性に影響を与えるとされる (Wirtz and Piehler 2015)。公務員の中でも特に、IT システム導入の意思決定に携わる管理職の認識が重要である。Heintze and Bretschneider (2000) は、地方自治体における IT システムの導入状況には、IT システムの有用性に対する管理職の認識が強く関係していることを明らかにした。

第三に、内部 IT 人材の不足は電子政府の発展を阻害する。Arduini et al. (2013) は、ICT の外部委託と内部化の効果を比較し、外部委託も電子政府の発展に寄与するが、ICT の内部化は、当該行政機関による技術革新だけでなく、新しい技術に対する受容性や外部委託先に対する統制を高めることで間接的にも電子政府の発展を促すため、外部委託よりもはるかに大きな効果をもたらすことを明らかにした。また、Al-Busaify and Weerakkody (2009) も、行政機関間の意思疎通の欠如や IT システムを運用するための体制整備の遅れとともに、IT に関する幅広い知識やスキルを備えた内部人材の不足を、オマーンにおける電子政府戦略の障壁として指摘する。

このように、行政機関内部の IT 人材と電子政府の発展に関する実証研究は広範になされており、行政機関内部の IT 人材の質や量が、電子政府の発展において重要であることが読み取れる。しかし、IT 人材の調達に影響する官僚人事制度と電子政府の間の関連については、実証的に明らかにされていない。そこで本稿では、官僚人事制度の閉鎖性に注目して、それが電子政府の発展に与える影響を明らかにする。

3. 理論仮説

本節では、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響について、理論的に検討する。

まず、日本の官僚人事制度の閉鎖的な特徴は、日本企業の雇用慣行により一般的に見られる。そのため、はじめに企業における日本の雇用慣行とデジタル化の関係について考察する。日本の雇用慣行の特徴とされる長期雇用や年功賃金は、しばしばその硬直性が指摘される。神林（2016）では、日本の雇用慣行について、グローバル化や技術革新により若者や中途採用者の雇用においては変化がもたらされたが、中核の正規雇用者層では、企業内や労働者間で日本の雇用慣行を脱する意義が共有されていないため、日本の雇用慣行が持続しているとされる。よって、デジタル化が進んでいる現状においても、日本企業には日本の雇用慣行が残存していると考えられる。上記のような日本の雇用慣行は、デジタル化が進む以前から、労働者にリスクを冒してまで外部労働市場に出ることを思いとどまらせるため、雇用流動化を妨げることが懸念されている（服部・前田 2000）。この日本の雇用慣行による雇用流動化の阻害が、デジタル業務を主として行わない企業にとって、IT人材を内部人材として長期に渡り雇用することをリスクと感じさせるため、世界的なデジタル化の流れの中で、IT人材の内部化を困難にするとともに、デジタル業務の外部委託化を招いていると市川（2020b）は指摘する。

前述したように、日本政府は日本の雇用慣行の特徴を持つとともに、公務員試験制度が長期雇用慣行を助長している（市川 2020b）。日本の官僚人事制度は、2000年代の公務員制度改革を以てしても幹部候補の採用・育成には変化をもたらしておらず、閉鎖型任用制が根強く定着しているとされる（小田 2023）。そのため、現状として、日本政府の閉鎖型任用制の特徴がIT人材の内部化を妨げ、電子政府の発展を阻害している可能性が考えられる。

閉鎖型任用制は、「長期雇用を前提に、大学卒業時に一括採用した職員を、幹部候補として組織の内部で育成する人事システム」（小田 2023, p.216）と要約される。また、公務員試験による能力の実証も、日本の閉鎖的な官僚人事制度の特徴として挙げられるだろう⁷。以上より、次の仮説が導出される。

仮説1 官僚の入庁が最下層に限定されているほど、電子政府の発展度合いが低い。

仮説2 官僚の採用プロセスに試験が含まれているほど、電子政府の発展度合いが低い。

⁷ 世界各国の行政機関の質について調査している「QoG Expert Survey」では、試験による入庁が最下層の入庁・特別法とともに閉鎖性指数の構成要素となっている。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、電子政府の発展度合いを示す従属変数として、「UN E-Government Survey」⁸におけるオンラインサービス指数、理論的に関心のある独立変数として、上記の仮説に基づき、「QoG Expert Survey」⁹における最下層の入庁と試験による入庁を使用する。

独立変数に用いる「QoG Expert Survey」は、今まで 2011 年・2015 年・2020 年の 3 回実施されている。しかし、「QoG Expert Survey」のデータは、パネルデータを作成するにはいくつか問題がある。第一に、世界各国の専門家に対するアンケート調査の結果を集計することで成り立っているため、調査年ごとの専門家の信頼性のばらつきや測定誤差の問題

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
オンラインサービス指数 _t	国レベルの行政サービス提供における、ICT の使用度合いを測定した指標。	「UN E-Government Survey」
オンラインサービス指数の変化率 _{(t+1)-t}	(オンラインサービス指数 _{t+1} - オンラインサービス指数 _t) ÷ オンラインサービス指数 _t 。	
最下層の入庁	官僚の入庁が最下層のみに限定されているか、また組織の上・中位レベルの職位が内部昇進に限定されているかの国レベルの推定値。	「QoG Expert Survey」
試験による入庁	官僚の採用プロセスの一部に正式な試験が含まれているかの国レベルの推定値。	
腐敗認識指数	経営者やアナリスト、一般大衆が認識する公共部門の汚職の程度を測定した指標。	Transparency Internasional
フリーダムハウス指標	自由・部分的自由・非自由に分類される、政治的権利と市民的自由のスコアを合計した値。	Freedom House
民主主義指標	選挙制度と多元主義、政府の機能、政治参加、政治文化、市民的自由の 5 つの要素で構成される民主主義の程度を示す指標。	The Economist Intelligence Unit
情報通信インフラ指数	国民 100 人当たりのインターネット利用者数、携帯電話加入者数、無線通信加入者数、固定通信加入者数の 4 つの要素で構成される指標。	「UN E-Government Survey」
人的資本指数	成人識字率、総就学率、推定就学年数、平均就学年数の 4 つの要素で構成される指標。	
log(総人口)	国別の総人口を自然対数化した値。	The World Bank Group
log(一人当たり GDP)	国別の一人当たり GDP を自然対数化した値。	

⁸ <https://publicadministration.un.org/egovkb/en-us/Data-Center> (2023 年 10 月 18 日)。

⁹ <https://www.gu.se/en/quality-government/qog-data/data-downloads/qog-expert-survey> (2023 年 10 月 18 日)。2011 年・2015 年のデータについては、<https://www.gu.se/en/quality-government/qog-data/data-archive> (2023 年 10 月 18 日)。

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
オンラインサービス指數 _t	311	0.6210	0.2165	0.0507	1
オンラインサービス指數の変化率 _{(t+1)-t}	208	0.2326	0.6537	-0.7441	7.2433
最下層の入序 ₂₀₁₅	106	3.8539	0.9564	1.7857	6.8000
最下層の入序 ₂₀₂₀	103	0.5167	0.2678	0	1
試験による入序 ₂₀₁₁	102	4.4961	1.3225	1.6471	6.8333
試験による入序 ₂₀₁₅	106	4.3381	1.2521	1.5000	6.8571
試験による入序 ₂₀₂₀	103	0.5864	0.3265	0	1
腐敗認識指數	311	46.9550	20.4411	11	95
フリーダムハウス指標	311	65.4051	26.8273	4	100
民主主義指標	311	6.2352	1.9558	1.7400	9.8100
情報通信インフラ指數	311	0.5082	0.2583	0.0093	0.9795
人的資本指數	311	0.7516	0.1772	0.1903	1
log(総人口)	311	16.6062	1.5667	12.6730	21.0676
log(一人当たりGDP)	311	8.8859	1.3532	5.8897	11.3437

が懸念される。第二に、質問や集計方法¹⁰の一貫性の問題も考慮する必要がある。質問の一貫性について、例えば、独立変数として使用する最下層の入序は、2011年調査では対応する質問がされていないため、分析に組み込むことができない。第三に、官僚人事制度の変化が電子政府の発展に影響を与えるにはタイムラグがあることも予想される。以上より、本稿では、パネルデータを作成せず、調査年ごとに横断面データとして分析に用いる。

一方、「UN E-Government Survey」は隔年で実施されているため、2020年のデータは存在しない。そのため、2020年の直近のデータである2021年のデータを使用する。また、時間的な変化を見るために、従属変数としてオンラインサービス指數の次期への変化率を用いた分析も試みる。

最後に、統制変数として、Lee et al. (2011) を参考に、①腐敗認識指數、②フリーダムハウス指標、③民主主義指標、④情報通信インフラ指數、⑤人的資本指數、⑥総人口、⑦一人当たりGDPを用いる。総人口と一人当たりGDPは自然対数化した値を投入した。さらに、オンラインサービス指數の時間的な変化を見るモデルでは、同年のオンラインサービス指數も統制変数に加えている。

表1で上記の変数群の具体的な説明と出典を、表2でそれらの記述統計を示した。

4-2. 推定方法

¹⁰ 2011年・2015年の調査では、複数の専門家の回答の単純平均だったのに対し、2020年の調査では、同じ国に対する専門家間の測定誤差を考慮するため、項目応答理論が使用されている(Nistotskaya et al. 2021)。それに伴い、データがとる値の範囲も変化している。

上記の変数を用いて、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響を検証する。前述したように、「QoG Expert Survey」におけるデータの性質上の問題から、2011年・2015年・2020年の調査年ごとの重回帰分析により推定する。

5. 分析結果

5-1. 全体データによる推定

表3では、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響について分析した。そ

表3 オンラインサービス指数に対する官僚人事制度の閉鎖性の効果

	従属変数				
	オンラインサービス指標 _t			オンラインサービス指標の変化率 _{(t+1)-t}	
	Model 1 2011	Model 2 2015	Model 3 2020	Model 4 2011-2015	Model 5 2015-2020
(切片)	-0.6542 ** (0.2026)	-0.6027 * (0.2350)	-0.5145 ** (0.1670)	-0.4594 (0.5120)	1.2746 (1.3253)
オンラインサービス指標 _t				-0.7077 ** (0.2485)	-3.3914 *** (0.5568)
最下層の入庁		-0.0086 (0.0157)	-0.0375 (0.0510)		0.0176 (0.0860)
試験による入庁	-0.0108 (0.0089)	0.0018 (0.0116)	0.0374 (0.0355)	-0.0034 (0.0215)	0.0402 (0.0634)
腐敗認識指標	0.0028 ** (0.0011)	0.0003 (0.0013)	0.0021 † (0.0012)	-0.0021 (0.0027)	-0.0007 (0.0072)
フリーダムハウス指標	-0.0005 (0.0012)	0.0002 (0.0010)	-0.0002 (0.0008)	0.0014 (0.0028)	-0.0015 (0.0056)
民主主義指標	-0.0007 (0.0169)	0.0014 (0.0168)	0.0009 (0.0128)	0.0037 (0.0404)	0.0546 (0.0918)
情報通信インフラ指標	0.3472 ** (0.1282)	0.6248 *** (0.1715)	0.1607 (0.1416)	0.1192 (0.3192)	3.1010 ** (0.9982)
人的資本指標	0.1812 (0.1267)	0.1971 (0.1554)	0.5097 ** (0.1527)	0.1972 (0.3069)	-1.4473 † (0.8548)
log(総人口)	0.0431 *** (0.0081)	0.0432 *** (0.0093)	0.0313 *** (0.0077)	0.0272 (0.0221)	0.0657 (0.0560)
log(一人当たりGDP)	0.0201 (0.0255)	0.0080 (0.0287)	0.0105 (0.0228)	0.0386 (0.0613)	-0.0903 (0.1565)
調整済みR ²	0.7025	0.6780	0.6775	0.0442	0.3292
N	102	106	103	102	106

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

の結果、理論的に関心のある独立変数である最下層の入庁と試験による入庁について、統計的に有意な結果を得られなかった。両者に関連が見られない要因として、分析対象の国が世界全体であり、行政機関の質も政策の有効性も異なる国々を一様に扱っていることが考えられる。特に先進国と途上国では、国民から求められる官僚人事制度のあり方も大きく違う可能性がある。そのため、次項では先進国と途上国に分けた分析を試みる。

5－2. OECD・非OECD諸国別データによる推定

前述したように、本項では、先進国と途上国に分けた分析を試みる。先進国としてOECD諸国、途上国として非OECD諸国を対象に、それぞれ分析を行った。表4では、OECD諸

表4 オンラインサービス指数に対する官僚人事制度の閉鎖性の効果（OECD諸国）

	従属変数				
	オンラインサービス指標 _t		オンラインサービス指標の変化率 _{(t+1)-t}		
	Model 1 2011	Model 2 2015	Model 3 2020	Model 4 2011-2015	Model 5 2015-2020
(切片)	0.1319 (0.6975)	-0.2382 (0.7110)	0.1695 (0.4583)	-0.7243 (0.8756)	0.9930 (0.4349)
オンラインサービス指標 _t				-0.6671 (0.2371) **	-1.0160 (0.1175) ***
最下層の入庁		0.0003 (0.0337)	0.0843 (0.0760)		0.0018 (0.0206)
試験による入庁	-0.0047 (0.0187)	0.0095 (0.0209)	-0.1140 (0.0553) *	0.0372 (0.0234)	-0.0355 (0.0128) *
腐敗認識指数	0.0045 (0.0019)	* 0.0026 (0.0031)	0.0018 (0.0023)	0.0040 (0.0026)	-0.0019 (0.0019)
フリーダムハウス指標	-0.0057 (0.0033)	† 0.0005 (0.0017)	0.0000 (0.0008)	-0.0036 (0.0044)	-0.0015 (0.0010)
民主主義指標	0.0377 (0.0527)	0.0290 (0.0551)	-0.0214 (0.0298)	-0.0199 (0.0668)	-0.0474 (0.0338)
情報通信インフラ指標	0.6098 (0.2597)	* 0.2688 (0.3341)	0.4351 (0.2606)	-0.2241 (0.3564)	0.5400 (0.2064) *
人的資本指標	0.9910 (0.6166)	0.2508 (0.5564)	0.3510 (0.5111)	1.5413 (0.8084) †	0.0549 (0.3409)
log(総人口)	0.0578 (0.0159)	** 0.0483 (0.0186) *	0.0154 (0.0108)	0.0123 (0.0242)	-0.0083 (0.0127)
log(一人当たりGDP)	-0.1668 (0.0834)	† -0.0647 (0.0839)	-0.0183 (0.0447)	-0.0099 (0.1118)	0.0435 (0.0518)
調整済みR ²	0.5081	0.1920	0.2209	0.1745	0.7935
N	37	37	37	37	37

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

国¹¹において官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響が示されている。理論的に関心のある独立変数のうち、試験による入庁について、2020年オンラインサービス指数と2015年から2020年へのオンラインサービス指数の変化率に対して5%水準で統計的に有意な負の効果が見られ、本稿の仮説2に整合的な結果となっている。つまり、上記の分析結果から、先進国では、試験による入庁が電子政府の発展を阻害していることが推測される。

対して表5では、非OECD諸国における官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響について分析した。その結果、非OECD諸国における2020年の試験による入庁に

表5 オンラインサービス指数に対する官僚人事制度の閉鎖性の効果（非OECD諸国）

	従属変数				
	オンラインサービス指数 _t		オンラインサービス指数の変化率 _{(t+1)-t}		
	Model 1 2011	Model 2 2015	Model 3 2020	Model 4 2011-2015	Model 5 2015-2020
(切片)	-0.5643 * (0.2531)	-0.5791 † (0.3130)	-0.8680 ** (0.2675)	-0.7102 (0.7908)	1.5052 (2.0531)
オンラインサービス指数 _t				-0.8193 * (0.4002)	-4.6126 *** (0.8302)
最下層の入庁		-0.0183 (0.0189)	-0.0219 (0.0675)		-0.0074 (0.1213)
試験による入庁	-0.0132 (0.0107)	-0.0002 (0.0157)	0.0833 † (0.0459)	-0.0102 (0.0326)	0.0692 (0.1000)
腐敗認識指数	0.0042 * (0.0018)	0.0010 (0.0018)	0.0035 * (0.0017)	-0.0023 (0.0056)	-0.0048 (0.0115)
フリーダムハウス指標	-0.0011 (0.0013)	-0.0009 (0.0016)	0.0001 (0.0015)	0.0016 (0.0040)	-0.0052 (0.0101)
民主主義指標	0.0045 (0.0188)	0.0201 (0.0239)	-0.0005 (0.0208)	0.0161 (0.0562)	0.1046 (0.1536)
情報通信インフラ指標	0.4074 * (0.1577)	0.8295 *** (0.2117)	0.0120 (0.1763)	0.4674 (0.4997)	4.7749 ** (1.5153)
人的資本指標	0.0722 (0.1330)	0.0776 (0.1768)	0.5484 ** (0.1789)	0.0457 (0.3992)	-1.9082 † (1.1291)
log(総人口)	0.0386 *** (0.0100)	0.0463 *** (0.0121)	0.0405 *** (0.0110)	0.0394 (0.0336)	0.0942 (0.0864)
log(一人当たりGDP)	0.0212 (0.0291)	-0.0028 (0.0344)	0.0302 (0.0293)	0.0491 (0.0876)	-0.1289 (0.2191)
調整済みR ²	0.5012	0.5680	0.5848	-0.0150	0.3503
N	65	69	66	65	69

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

¹¹ OECDには、2023年10月現在、38カ国が加盟しているが、「QoG Expert Survey」においてルクセンブルクのデータが欠損しているため、ルクセンブルクを除いた37カ国による推定となっている。

について、10%水準ではあるが統計的に有意な正の効果を得られた。しかし、これは仮説2に反する結果となっている。すなわち、非OECD諸国においては、試験による入庁が電子政府を発展させることになる。非OECD諸国の分析において、他の変数に注目すると、腐敗認識指数も統計的に有意な正の効果を与えており、以上の点から、腐敗の少ない先進国と腐敗の深刻な途上国では、試験による入庁が電子政府の発展に与える効果が異なることが示唆される。上記を踏まえて、次項において追加分析として、試験による入庁と腐敗認識指数の交互作用項を加えた分析を試みる。

5-3. 追加分析

表6 オンラインサービス指数に対する試験による入庁の効果

	従属変数				
	オンラインサービス指数 _t		オンラインサービス指数の変化率 _{(t+1)~t}		
	Model 1 2011	Model 2 2015	Model 3 2020	Model 4 2011-2015	Model 5 2015-2020
(切片)	-0.5899 * (0.2353)	-0.6407 * (0.2843)	-0.7103 *** (0.1819)	-0.4839 (0.5838)	0.4452 (1.5846)
オンラインサービス指数 _t				-0.7064 ** (0.2503)	-3.4045 *** (0.5572)
最下層の入庁		-0.0087 (0.0158)	-0.0267 (0.0499)		0.0163 (0.0860)
試験による入庁	-0.0200 (0.0191)	0.0079 (0.0282)	0.2490 ** (0.0942)	0.0003 (0.0461)	0.1735 (0.1533)
腐敗認識指数	0.0021 (0.0018)	0.0008 (0.0024)	0.0042 ** (0.0015)	-0.0018 (0.0043)	0.0096 (0.0130)
試験による入庁×腐敗認識指数	0.0002 (0.0004)	-0.0001 (0.0005)	-0.0046 * (0.0019)	-0.0001 (0.0009)	-0.0028 (0.0029)
フリーダムハウス指標	-0.0007 (0.0012)	0.0002 (0.0011)	0.0005 (0.0008)	0.0014 (0.0029)	-0.0001 (0.0058)
民主主義指標	0.0007 (0.0171)	0.0007 (0.0172)	-0.0077 (0.0129)	0.0031 (0.0411)	0.0394 (0.0932)
情報通信インフラ指標	0.3530 ** (0.1292)	0.6194 *** (0.1738)	0.1548 (0.1381)	0.1165 (0.3224)	2.9933 ** (1.0050)
人的資本指標	0.1822 (0.1272)	0.1969 (0.1562)	0.5257 *** (0.1490)	0.1966 (0.3087)	-1.4507 † (0.8552)
log(総人口)	0.0427 *** (0.0081)	0.0434 *** (0.0094)	0.0344 *** (0.0076)	0.0273 (0.0222)	0.0700 (0.0563)
log(一人当たりGDP)	0.0169 (0.0262)	0.0097 (0.0297)	0.0147 (0.0223)	0.0398 (0.0631)	-0.0521 (0.1616)
調整済みR ²	0.7003	0.6748	0.6934	0.0338	0.3286
N	102	106	103	102	106

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

図 1 2020年の試験による入庁の限界効果

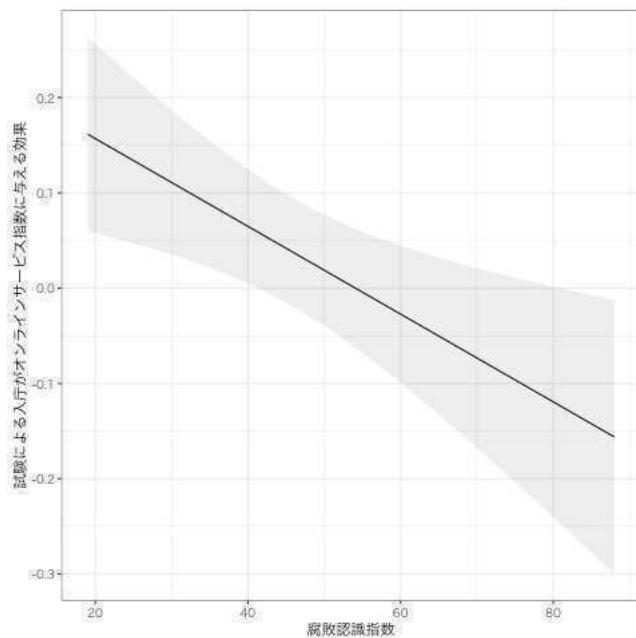
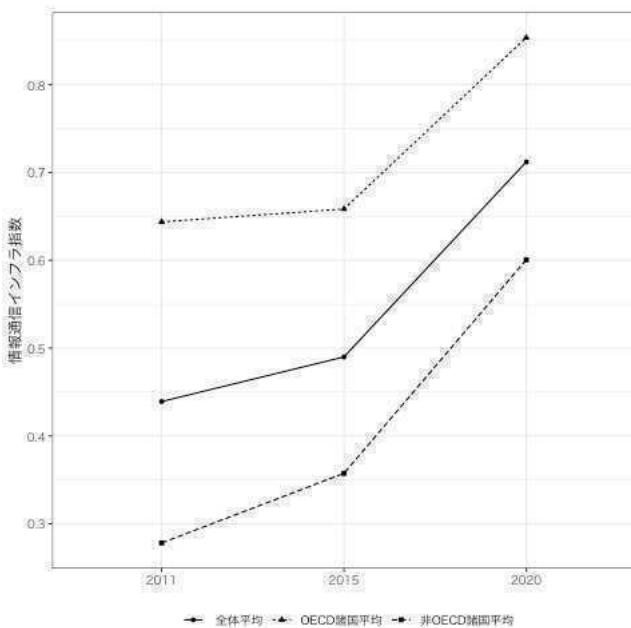


表 6 では、全体データにおいて、試験による入庁と腐敗認識指数の交互作用項を加えた分析を行った。その結果、2020 年の試験による入庁は統計的に有意な正の効果を、試験による入庁と腐敗認識指数の交互作用項は統計的に有意な負の効果を得られた。この結果を解釈すると、試験による入庁が電子政府を発展させる一方で、腐敗していない国では、むしろ試験による入庁が電子政府の発展を阻害することが実証された。図 1 に示した試験による入庁の限界効果とその 90% 信頼区間を見ると、腐敗認識指数が約 80 を超える国においては、試験による入庁が電子政府の発展を阻害することになる。日本について検討すると、日本の 2020 年の腐敗認識指数は 74 であるため、統計的に不確実さは若干残るもの、試験による入庁が電子政府の発展を阻害している傾向にありそうである。

しかし、この分析結果にはいくつか疑問が残る。第一に、なぜ腐敗の程度によって試験による入庁の効果が異なるのだろうか。日本のような腐敗の程度の低い国については、仮説 2 の理論を当てはめることができる。対して、途上国のような腐敗の深刻な国において、試験による入庁が電子政府を発展させるメカニズムについては検討の余地がある。既存研究では、官僚制の構造的特徴が政府の有効性に与える影響について議論されている。Rauch and Evans (2000) は、途上国 35 カ国を対象とした分析により、ウェーバーが体系化した近代官僚制の特徴のうち、正式な試験や一定の学歴を資格要件に設ける能力主義による採用は、有能な官僚を登用し、効果的な政策の継続的な実施をもたらすため、行政機関のパフォーマンスを最も向上させることを明らかにした。一方、Dahlström et al. (2012) による分析では、高中所得国 52 カ国においても同様に、能力主義的な採用が汚職の減少をもたらすことが示されたが、試験による採用を含む官僚組織の閉鎖性は、予測に反して汚職の抑止に効果

図2 情報通信インフラ指数の推移



的ではなかった。さらに、試験による採用が、すべての国において能力主義的な採用方法にはなっていないことも実証されている。Sundell (2014) は、報道の自由や司法の独立が保障されていない国では、情実任用による腐敗を防ぐ手段がないため、正式な試験が最も能力主義的な採用方法になるのに対し、情実任用による腐敗のリスクが低い国では、試験による採用が知識の詰め込みに陥り、職位に適した能力を測るものにならないと指摘する。以上より、腐敗の深刻な国においては、試験による入庁が行政機関の質を保障することで、行政機関のデジタル化という世界的な政策課題の重要性を正しく認識させている可能性を考えられる。

第二に、なぜ 2020 年の試験による入庁に限定して統計的に有意な結果が得られたのだろうか。表 6 の他の変数に注目すると、2011 年・2015 年では情報通信インフラ指数について、統計的に有意な正の効果が得られているのに対し、2020 年では統計的に有意な効果が見られない。図 2 では、2011 年から 2020 年にかけて、全体平均・OECD 諸国平均・非 OECD 諸国平均の情報通信インフラ指数の推移を示している。図 2 を見ると、2015 年から 2020 年にかけて、飛躍的に情報通信インフラ指数が伸びていることが読み取れる。したがって、2020 年以前においては、インターネットや携帯電話の普及度合いが電子政府の発展を規定していたが、情報社会がある程度の水準まで進行し、情報通信インフラの普及の影響が飽和状態に至った結果、試験による入庁が電子政府の発展に与える影響が表面化したと推測できる。

6. 結論

本稿では、官僚人事制度の閉鎖性が電子政府の発展に与える影響について、重回帰分析を用いて検討してきた。分析結果から、先進国のような腐敗していない国においては、試験による入庁が電子政府の発展を阻害するのに対し、腐敗の深刻な国においては、反対に試験による入庁が電子政府を発展させることが明らかになった。

上記の結果から、腐敗の程度が低い日本において、試験による入庁が電子政府の発展を阻害している傾向が推測される。そのため、情報社会となった現在の日本において、電子政府を発展させるためには、現状の公務員試験を前提とした官僚人事制度を見直す必要があるといえる。

日本において、IT人材の内部化に向けた閉鎖的な官僚人事制度の見直しが全くされていないわけではない。例えば、日本のデジタル社会の形成を担うデジタル庁では、2023年7月時点で、行政出身職員と民間出身職員の割合がおよそ半分ずつになったとされる¹²。しかし、デジタル庁では、民間から「一定期間国家公務員に受け入れている者」は、2022年時点で275名いるのに対し、「期間を限らずに国家公務員に受け入れている者」はわずか3名である¹³。また、デジタル庁に限らず中央省庁全体で見ても、民間から「期間を限らずに国家公務員に受け入れている者」のうち、経験者採用試験によらず、「選考により国家公務員に受け入れている者」は2021年時点ですでに1,653名に留まり¹⁴、十分であるとは言い難い¹⁵。

対して諸外国では、より先駆的な取り組みがなされている。例えば、イギリスでは、組織の上位レベルでも中途採用が多く実施されており、採用方法も、試験ではなく履歴書や口頭試問により、任用者の知識や経験が職務明細に適しているか審査している（小田 2019）。そのため、小田（2019）は、IT人材を組織の中・下位レベルで中途採用する日本と上位レベルで中途採用するイギリスでは、同じ中途採用でも組織の業績への貢献に差が生じると指摘する。また、ベルギーでは、一般に卒業証書の提示が採用において重視されるが、IT人材のような労働需要の大きい人材については職務経験の証明で足りるなど、多くのEU加盟国において、外部人材の採用が増加傾向にあり、試験による採用以外に、より専門的かつ

¹² <https://www.digital.go.jp/policies/report-202209-202308/organization> (2023年10月25日)。

¹³ https://www.cas.go.jp/jp/gaiyou/jimu/jinjikyoku/pdf/20230525_r41001.pdf (2023年10月25日)。

¹⁴ https://www.cas.go.jp/jp/gaiyou/jimu/jinjikyoku/pdf/20230525_r31001.pdf (2023年10月25日)。

¹⁵ 「民間から国へ受け入れている職員」は、「一定期間国家公務員に受け入れている者」と「民間経験や専門能力等に着目して、期間を限らずに国家公務員に受け入れている者」に分けられる。さらに、「期間を限らずに国家公務員に受け入れている者」は、「国家公務員法等に基づく選考採用等」と「経験者採用試験等による採用」に細分化される。2021年時点で、「民間から国へ受け入れている職員」は、全体で7,308名である。

多様な選考プロセスの実現に向けて、外部機関の利用や選考委員への訓練が進められている（Ciobanu 2015）。

このように、諸外国では IT 人材の内部化のため、試験に限らない採用が進展している。日本においても、諸外国のような試験に限らない採用を取り入れ、IT 人材の内部化を促進させることが、電子政府の更なる発展には求められているのではないか。

7. 参考文献

- 市川類. 2020a. 「何故、日本の行政手続のデジタル化は遅れているのか—海外比較組織論からの考察」『IIR Working paper』 WP#20-14: pp.1-14.
- 市川類. 2020b. 「「何故、日本のデジタルイノベーションは遅れているのか」—デジタルイノベーションシステムの比較制度分析からみた日本企業・政府の構造的課題」『IIR Working paper』 WP#20-16: pp.1-50.
- 小田勇樹. 2019.『国家公務員の中途採用一日英韓の人的資源管理システム』慶應義塾大学出版会.
- 小田勇樹. 2023. 「日本の国家公務員制度は閉鎖的か?—官民人事交流等による民間企業からの受け入れ職員の分析」『法學研究: 法律・政治・社会』 96(2): pp.215-244.
- 神林龍. 2016. 「日本の雇用慣行の趨勢—サーベイ」『組織科学』 50(2): pp.4-16.
- 谷口洋志・高鶴. 2020.「日本における電子政府の現状と課題」『経済学論纂（中央大学）』61(1): pp.161-184.
- 土肥亮一. 2011. 「電子政府の阻害要因」『経営情報学会 全国研究大会要旨集』 2011 年春季 全国研究発表大会: B4-1
- 西尾勝. 1993. 『行政学』有斐閣.
- 野村敦子. 2020. 「遅れる行政のデジタル化—新型コロナで浮き彫り、成否握る意識改革」『金融財政ビジネス』 (10924): pp.14-17.
- 服部良太・前田栄治. 2000. 「日本の雇用システムについて」『日本銀行調査月報』 2000 年 1 月号: pp.31-71.
- 藤本吉則. 2010. 「電子政府の問題点の類型化—なぜ電子政府はうまく進まないのか」『公共政策研究』 10: pp.94-103.
- Al-Busaidy, Moaman and Vishanth Weerakkody. 2009. “E-government Diffusion in Oman: a Public Sector Employees’ Perspective.” *Transforming Government: People, Process and Policy* 3(4): pp. 375-393.
- Arduini, Davide, Denni, Mario, Lucchese, Matteo, Nurra, Alessandra, and Antonello Zanfei. 2013. “The Role of Technology, Organization and Contextual Factors in the

- Development of e-Government Services: an Empirical Analysis on Italian Local Public Administrations.” *Structural Change and Economic Dynamics* 27: pp.177-189.
- Azad, Bijan, Faraj, Samer, Goh, Jie M., and Tony Feghali. 2010. “What Shapes Global Diffusion of e-Government: Comparing the Influence of National Governance Institutions.” *Journal of Global Information Management* 18(2): pp.85-104.
- Ciobanu, Alina. 2015. “Civil Servant’s Recruitment and Selection Practices in European Union Member States.” *Management Research and Practice* 7(3): pp.21-33.
- Dahlström, Carl, Lapuente, Victor, and Jan Teorell. 2012. “The Merit of Meritocratization: Politics, Bureaucracy, and the Institutional Deterrents of Corruption.” *Political Research Quarterly* 65(3): pp.656-668.
- Heintze, Theresa and Stuart Bretschneider. 2000. “Information Technology and Restructuring in Public Organizations: Does Adoption of Information Technology Affect Organizational Structures, Communications, and Decision Making?.” *Journal of Public Administration Research and Theory* 10(4): pp.801-830.
- Kim, Pan S., Halligan, John, Cho, Namshin, Oh, Cheol H., and Angela M. Eikenberry. 2005. “Toward Participatory and Transparent Governance: Report on the Sixth Global Forum on Reinventing Government.” *Public Administration Review* 65(6): pp.646-654.
- Lee, Chung-pin, Chang, Kaiju, and Frances S. Berry. 2011. “Testing the Development and Diffusion of E-Government and E-Democracy: A Global Perspective.” *Public Administration Review* 71(3): pp.444-454.
- Mahmoodi, Reza K. and Sadegheh H. Nojedeh. 2016. “Investigating the Effectiveness of E-government Establishment in Government Organizations.” *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 230: pp.136-141.
- Moon, M. J. and Donald F. Norris. 2005. “Does Managerial Orientation Matter? The Adoption of Reinventing Government and E-government at the Municipal Level.” *Information Systems Journal* 15(1): pp.43-60.
- Nistotskaya, Marina, Dahlberg, Stefan, Dahlström, Carl, Sundström, Aksel, Axelsson, Sofia, Dali, Cem M., and Natalia A. Pachon. 2021. “The Quality of Government Expert Survey 2020 (Wave III): Report.”: pp.1-56.
- Rauch, James E. and Peter B. Evans. 2000. “Bureaucratic Structure and Bureaucratic Performance in Less Developed Countries.” *Journal of Public Economics* 75(1): pp.49-71.
- Sundell, Anders. 2014. “Are Formal Civil Service Examinations the Most Meritocratic Way to Recruit Civil Servant? Not in All Countries.” *Public Administration* 92(2): pp.440-457.

- United Nations Department of Economic and Social Affairs. 2022. "E-Government Survey 2022: The Future of Digital Government.": pp.1-279.
- Wirtz, Bernd W. and Robert Piehler. 2015. "eGovernment Applications and Public Personnel Acceptance: An Empirical Analysis of the Public Servant Perspective." *International Journal of Public Administration* 39(3): pp.238-247.
- Yang, Kaifeng and Seung-Yong Rho. 2007. "E-Government for Better Performance: Promises, Realities, and Challenges." *International Journal of Public Administration* 30(11): pp.1197-1217.
- Zhang, Hui, Xu, Xiaolin, and Jianying Xiao. 2014. "Diffusion of e-Government: A Literature Review and Directions for Future Directions." *Government Information Quarterly* 31(4): pp.631-636.

第2章

地方鉄道の経営効率化の要因分析 —自治体間の合意形成の観点から—

宮川 大輝

要約

地方公共交通は、地方部での人口減少や自家用車依存の進行により、利用者が大幅に減少し、全国のほとんどの事業者が赤字を計上している。そして、減便や設備の縮小によって利便性が低下し、より一層の利用者の減少を招く負のスパイラルに陥っている。一方で、自家用車を利用することができない高齢者など、交通弱者は増加しており、地域の足として公共交通の重要性は高まっている。そこで本稿では、地方公共交通のうち地方鉄道に着目し、1990年度から2019年度までの「鉄道統計年報」と「鉄道要覧」を活用することで、地方鉄道の経営効率性を阻害する要因を、自治体と鉄道事業者との関連に注目して検証した。分析結果からは、鉄道事業者の主要株主に占める自治体数の増加が、鉄道事業および事業全体の営業損益の悪化を招いていることが明らかになった。この背景としては、自治体数の増加が自治体間での補助金負担などの合意形成を困難とし、運賃の値下げといった経営改革を阻害することで、利用者の減少を招いていることが示唆された。したがって、地方鉄道には、自治体間の合意形成や政策に左右されることのない、自主的かつ柔軟な経営が望まれる。その実現の方策の一つとしては、「上下分離方式」による所有と運行の分離などが挙げられる。

1. はじめに

日本の地方における公共交通の衰退は、近年深刻な問題となっている。平成12年以降、全国で46の鉄軌道路線が廃止され¹、令和元年度には鉄軌道事業者の約8割が赤字を計上している²。乗合バス事業では、規制緩和の影響により、事業者数は平成12年以降増加しているものの、令和元年度には約7割の事業者が赤字を計上している³。

一方で、自ら自動車を運転することができない高齢者や身体障がい者といった交通弱者

¹ <https://www.mlit.go.jp/common/001344605.pdf> (2023年10月31日)。

² <https://www.mlit.go.jp/tetudo/content/001573729.pdf> (2023年10月31日)。

³ <https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/content/001484125.pdf> (2023年10月31日)。

にとって、移動手段の確保は生活を営む上で重要な問題である。また、交通事故の加害者における高齢者の割合は高く、高齢運転者の運転免許の自主返納数は増加している（警察庁交通局運転免許課 2022）。2025 年には団塊の世代が 75 歳以上の後期高齢者となり、一層の高齢化が進行する中で、交通弱者の数も増加することが予想される。この状況で、地域住民の日常的な移動手段や社会参加を維持するためには、公共交通が重要となり、高い持続可能性が要求される。

地域公共交通の持続可能性をめぐっては、政府においても地域社会の日常生活や経済基盤の維持のため、国土交通省を中心に様々な政策が行われてきた。国土交通省が立ち上げた検討会⁴では、令和 4 年 7 月、利用者にとって利便性と持続可能性の高い地域公共交通の再構築に向けた提言が提出された⁵。本提言では、鉄道事業者と沿線自治体などの連携や協議を重視する姿勢が明確にされている。具体的には、地域公共交通を再構築した先行事例として、第三セクター化が第一に挙げられている。その理由としては、地方自治体が直接経営に関与する第三セクター事業者となることにより、地域との連携が改善され、利便性や持続可能性の向上が期待されると述べられている。

では、実際に地方鉄道の経営に複数の自治体が参画した場合、どのような変化が起きているのだろうか。好影響として期待されるのは、前述したように、地域との連携が改善され、利便性が高まることである。実例として、北陸新幹線開業に伴って JR から第三セクターであるあいの風とやま鉄道に運営が移管された路線では、増便やダイヤ設定の工夫などの地域と連携した利用促進により、利用者数が大きく増加したことが報告されている⁶。一方で、懸念される悪影響としては、利害や政策の異なる複数の自治体が経営に参画することで、経営戦略や協議が合意に至らず、地方鉄道の持続可能性を低下させるという恐れである。利用者の少ない鉄道路線の存廃に関わる議論で、この問題は顕著に表れている。一例として、2022 年の豪雨により被災した JR 津軽線の一部区間の存廃を巡る議論がある。町内的一部区間が運休している外ヶ浜町はバス・タクシーを活用した交通体系への転換に理解を示す一方、運休区間が廃止されると町内から鉄道が失われる今別町は、JR による鉄道の復旧を求める方針を堅持しており⁷、結論は出ていない。このように、地域公共交通に関する問題は、複数の自治体が関係することから合意形成が進まない場合が多く、地域との連携が改善されない可能性も十分に指摘できる。

地域公共交通、とりわけ地方鉄道の持続可能性や経営効率性に関しては、様々な事例研究および実証研究がなされている。しかし、それらの先行研究の知見では、次のような点に疑問が残る。第一に、ステークホルダーが地方鉄道の経営に与える影響についてである。地方

⁴ 『鉄道事業者と地域の協働による地域モビリティの刷新に関する検討会』。2-1.制度背景で詳述する。

⁵ <https://www.mlit.go.jp/tetudo/content/001492230.pdf> (2023 年 11 月 4 日)。

⁶ <https://www.mlit.go.jp/tetudo/content/001492230.pdf> p.19 (2023 年 11 月 1 日)。

⁷ 「外ヶ浜と今別 津軽線存廃 2町に温度差 負担巡り 県主導 求める声も」『読売新聞』2023 年 10 月 13 日。

鉄道の経営を巡っては、鉄道事業の所有形態に着目し、第三セクター事業者と民営事業者との費用構造上の差異を分析した大井（2006）の研究や、輸送密度に着目し、路線長や駅間距離、運転本数などが、どのように需要に影響を与えていたかを分析した浅井（2003）の研究などがある。他方、株主や沿線自治体など、鉄道事業者の経営判断に関わる主体に着目し、その合意形成や政策が経営に与える影響について分析した研究は乏しい。

第二に、鉄道事業者の所有形態の変更による、自治体との連携の効果についてである。鉄道事業者の第三セクター化については、個別具体的な事例として、事業者と自治体の連携強化による経営の改善例などが先行研究で取り上げられている。一方で、各地方鉄道事業者のパネルデータを用いた横断的かつ実証的な研究は行われてきていません。

そこで本稿では、地方鉄道事業者の経営状況について、株主や沿線における自治体数の変化と、所有形態の変化による地方鉄道の経営への影響を明らかにする。具体的には、1990年～2018年の隔年（14年度分）の「鉄道統計年報」および「鉄道要覧」から、各事業者の情報を利用し、パネルデータを構築したうえで、所有形態の変化前後や平成の大合併前後での変化を分析する。分析結果からは、鉄道事業者の主要株主に占める自治体数が増加すると、自治体間での補助金負担などの合意形成が困難となり、運賃の値下げといった経営改革が進まず、利用者が減少し、鉄道事業および事業全体の営業損益の悪化を招いていることが明らかになった。

本稿の構成は次の通りである。続く第2節では、地方公共交通を取り巻く制度背景を概観した上で、地方鉄道の経営に関して、定量分析から得られた知見を、費用面、需要面から紹介する。第3節では、公民混合企業における経営判断と自治体の広域連携に着目した本稿の理論仮説を導出する。第4節では、それらの理論仮説を検証するためのデータと分析手法について述べ、第5節において、得られた分析結果を説明する。第6節では、本稿の知見を踏まえ、持続可能な地方鉄道の在り方について示唆を述べたい。

2. 先行研究

この節では、地方公共交通の衰退の背景とその特徴、政府の取り組みについて概観した後、地方公共交通のうち、とりわけ地方鉄道の経営に関する先行研究を紹介する。

2-1. 制度背景

公共交通の衰退の背景には、2つの要因を挙げることができる。第一の要因は、持続的な利用者の減少である。1960年代後半以降、日本においては急速な自家用車の普及が進み、

全国の乗用車の保有台数は 2014 年に 1966 年の約 26 倍となる 6 千万台を記録した⁸。それに伴い、特に地方部においては日常生活での自家用車への依存が進行した。「交通政策白書」によれば、通勤や通学などの日常生活で自家用車を使う人の割合を示す自動車分担率は地方部の人口密度の低い都市ほど高く、経年的に高まる傾向が示されている⁹。これに加え、地方部では 2001 年をピークに人口が減少に転じている。自家用車依存の進行と人口減少という社会的要因により、地方公共交通機関の利用者は鉄道で平成 3 年度から約 22%、バスで平成 12 年度から約 25% 減少している¹⁰。

第二の要因は、公共交通事業が需要に応じた費用の削減が難しい装置産業だという点である。公共交通事業は、費用に占める固定費割合が高いという特徴が存在する。地方鉄道においては、人件費や修繕費、減価償却費といった固定費は費用全体の 80.1% にのぼり、乗合バス事業者においては 68.7% にのぼると指摘されている¹¹。利用者の減少という市場の縮小が進み収入が低下する中、固定費の負担が重いことが採算性の悪化を招く一因と言える。これらの社会的、産業的特徴により、とりわけ人口減少の顕著な地方部において、公共交通の持続可能性は低下している。

地方公共交通の持続可能性を巡っては、前述の通り国土交通省を中心に政策が進められてきた。平成 19 年（2007 年）には、地方公共交通に関する最初の法律である「地域公共交通の活性化及び再生に関する法律」が制定された。この法律によって、すべての地方公共団体に地域公共交通のマスター・プラン作成の努力義務が課せられ、特定の事業で国土交通大臣の認可を受けた場合には予算上の措置などが受けられることとなった。さらに、新型コロナウイルス感染症によって、より一層地方公共交通の経営状況が厳しくなったことを受け、令和 5 年（2023 年）には、「地域交通の再構築」に向け、同法律の改正が行われた。この改正にあたって、国土交通省に「鉄道事業者と地域の協働による地域モビリティの刷新に関する検討会」が立ち上げられ、「地域の将来と利用者の視点に立ったローカル鉄道の在り方に関する提言」が報告された¹²。本提言では、地域交通の再構築に向けて、次の 3 点がまとめられている。第一に、利用者が大幅に減少している鉄道路線では、鉄道の役割や公共政策的な意義を見直し、抜本的な検討を行う必要性である。第二に、厳しい経営状況にあり、広域的な調整が必要な鉄道路線については、国が、鉄道事業者と沿線自治体間の協議が円滑に進むよう、新たな協議の場を設けることである。第三は、鉄道事業者と沿線自治体の協議の上、BRT¹³ やバスへの転換を含めた「人口減少時代に相応しい、コンパクトでしなやかな地域公

⁸ https://www.airia.or.jp/publish/file/r5c6pv0000010qjk-att/01_hoyuudaisuuusui04.pdf (2023 年 11 月 21 日)。

⁹ <https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001408911.pdf> (2023 年 11 月 4 日)。

¹⁰ <https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/content/001484125.pdf> (2023 年 11 月 4 日)。

¹¹ https://www.dbj.jp/pdf/investigate/etc/pdf/book1506_01.pdf (2023 年 11 月 4 日)。

¹² <https://www.mlit.go.jp/tetudo/content/001492230.pdf> (2023 年 11 月 4 日)。

¹³ Bus Rapid Transit の略。運行コストの低いバス車両を使用しながらも、専用道などを整備することで、定時性・速達性を備えた輸送システムのこと。

共交通」へ地域交通の再構築を行うことである。その上で、地域交通を再構築した事例として、先述の第三セクター化などの事例が紹介されている。

国土交通省および政府としては、岸田政権の進める「デジタル田園都市国家構想」の「地域生活圏の構築」を実現するため、地域の関係者による連携と協働を通じ、地域公共交通を利便性・持続可能性・生産性の高いものとする「リ・デザイン」を進める方針である¹⁴。

2－2. 地方鉄道の経営に関する定量分析

地方鉄道の経営に関しては、複数の観点から研究が行われてきた。まず、費用構造に着目した実証研究について紹介する。固定費比率の高い公共交通事業において、その費用構造と可変費用に当たる運営費の圧縮は効率的な経営のために重要な観点となる。大井（2007）では、地方鉄道における減価償却費・諸税を除いた車両キロ当たりの運営費は、第三セクター事業者、中小民営事業者、公営事業者の順に大きくなっていることが示された。ただし、第三セクターダミーを投入すると、第三セクターと民営では有意な費用水準の差がないことも明らかにされており、これは嘱託や出向のある第三セクター特有の雇用制度などの差異が統制されたことによるものと示唆されている。

次に地方鉄道の需要に着目した実証研究について紹介する。地方鉄道の経営において費用の圧縮とともに重要なのが、利用者の増加である。地方鉄道の輸送人員について、2000年度のクロスセクションデータによって分析を行ったのが青木ほか（2006）である。青木ほか（2006）では、地方鉄道全体で、特急列車の運行有無、列車の運行回数、運賃、沿線人口、駅数等が利用者数に影響を及ぼしていることが明らかにされた。一方で、列車の運行回数や駅数は輸送需要の大きさに依ることが多く、特急列車の運行も、路線の立地条件に依ることが多いことから、地方鉄道全体に共通する利用者の増加要因は見当たらないことも指摘している。また、これらの変数が民営鉄道と第三セクター鉄道との間で有意な差があり、特に沿線人口については民営鉄道が第三セクター鉄道の1.5倍程度であることも明らかにされている。それゆえ、利用者数を決定する要因については、民営鉄道よりも第三セクター鉄道が厳しい状況にあることが示唆された。藤田（2019）では、営業キロ当たりの利用者数を示す輸送密度を通勤・通学・定期外に区分したうえで、2005年度から2014年度までのパネルデータでその変化要因を分析している。また藤田（2019）は、運賃と運行本数が通勤需要に大きく影響されることを明らかにしている。さらに、定期外需要が運賃に有意に負の影響を与えており、鉄道事業者が需要拡大を図るために、オフピーク時の需要を喚起させることができることを示唆している。

以上のように、既存研究では、地方民営鉄道と第三セクター鉄道では費用構造において有意差は存在しないものの、両者では需要構造において有意差が存在し、第三セクター鉄道の

¹⁴ <https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/content/001620698.pdf> (2023年11月4日)。

方が厳しい状況におかれていることが示されている。しかしながら、株主や沿線自治体の数など、経営内部の判断に関わる変数についての影響に着目した既存研究は不足している。本稿では、この経営判断や経営戦略に影響を与えると考えられる株主や路線沿線における自治体の数に着目し、パネルデータによってその影響について分析する。

3. 理論仮説

3-1. 公共のステークホルダーによる経営判断への影響

これまで議論してきた第三セクターに代表される公民混合型企業は、地方自治体などの公共セクターから出資を受けているため、様々な制約を受ける場合がある。第一に、議会や首長など公共セクターから、経営面への圧力が生まれ、政治的な介入が行われる場合である。具体的には、経営戦略に対する行政からの圧力、取締役会における代表への行政からの圧力などが働き、民間セクターに比べて利益を減少させている (Boardman et al. 1986)。第二に、複数の自治体など利害の異なる関係者が出資していることで、合意形成が進まず抜本的な改革ができない場合である。金井 (2005) は、第三セクターは、自治体や民間企業など、利害が異なる多くの関係者による「脆い合意」(金井 2005, p.74) によって成り立っており、経営状況が厳しい場合でも、その対処方法について合意を得ることは容易ではないと述べている。そのため、経営改善のための改革は進まず、改善は長期にわたる可能性が考えられる。また、企業に救済のような形で裁量的な出資や補助金の拠出が行われている場合、企業の自助努力が失われ、成長や経営効率化が進まないことも指摘されている (Kornai 1986)。

路線が複数の自治体にまたがることの多い地方鉄道においては、複数の公共セクターから出資を受ける可能性がある。その結果、複数の自治体が経営に関わるようになると、上記のような制約を受け、地方鉄道事業者の利益が減少すると考えられる。

仮説 1 主要株主における自治体数が多いほど、地方鉄道事業者の利益が減少する。

3-2. 自治体間の広域連携における課題

前項の通り、地方鉄道は路線が複数の自治体にまたがっている場合が多い。そのため、自治体が地方鉄道に関与するにあたっては、複数の沿線自治体が関与することとなる。複数の自治体の広域連携によって何らかの事業が行われる際、責任所在の不明確さによるコミットメントの不一致が問題となる。具体的には、どの自治体の財政も厳しいため、各自治体の取り組み具合に差異が生じると指摘されている (石川 2011)。また、隣接する自治体間では空間的な繋がりが乏しく、事業的な広域連携の範囲と財政的な広域連携の範囲とで齟齬が

生じていることが多いことも指摘されている（佐藤 2022）。地方鉄道においては、沿線自治体間で協議会や会議体が設置されている場合が多い¹⁵。そして、これらの広域連携では、前述の出資による株主としての経営関与とは異なり、利用促進事業や地域と連携した活性化事業などの支援が行われている場合が多い。したがって、沿線自治体数の多い地方鉄道では、自治体間の合意形成の困難性から地方鉄道に対する支援が円滑に行われない可能性が考えられる。

仮説 2 沿線自治体数が多いほど、地方鉄道事業者の利益が減少する。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、自治体の関与が地方鉄道の経営に与える影響を明らかにするため、国土交通省が各鉄道事業者の実績・事業報告を編集している「鉄道統計年報」を活用した。また、自治体の経営への関与を捉えるため、国土交通省鉄道局監修の「鉄道要覧」を利用した。各データは、自治体数が大きく変動した平成の大合併前後での比較をするため、1990 年から 2018 年までの 2 年ごと 14 か年分を使用した。

仮説 1・2 の検証に用いる従属変数は、鉄軌道営業損益である。これは鉄軌道事業による収益から、それにかかった費用を差し引いたもので、いわゆる鉄道事業者の「本業の儲け」にあたる。統計値には負の値が含まれるため、分析では、最小値を 0 に基準化した上で、自然対数化したものを使用した。追加分析 1 では、鉄軌道営業損益のほかに、その他営業損益と事業全体の営業損益をそれぞれ自然対数化したものを従属変数に利用した。その他営業損益は、鉄道事業、自動車事業、不動産事業には該当しない「その他の兼業」による収益から費用を差し引いたものである。具体的には、グッズなどの販売による収益や、旅行代理店業などの関連事業による収益などが該当する。営業損益は全事業の収益から費用を差し引いたもので、補助金などを含めない事業者の利益を表している。追加分析 2 では、通勤定期運賃、通学定期運賃、運賃を従属変数に使用した。これらは、藤田（2019）を参考に、それぞれ通勤定期収入、通学定期収入、定期外収入を各利用者数で除したものである。

独立変数には、自治体株主数と沿線自治体数を用いた。自治体株主数は、「鉄道要覧」の「鉄道・軌道事業者の主な株主一覧表」から、各事業者の株主に記載のある都道府県・市区

¹⁵ 岩手県を走る三陸鉄道においては、岩手県と沿線 12 市町村で構成される「岩手県三陸鉄道強化促進協議会」が設置されており、団体利用客の利用促進事業などの支援事業を展開している。<https://www.pref.iwate.jp/kendozukuri/koutsuu/koukyou/1005390.html> (2023 年 11 月 18 日)。

図1 地方鉄道の主要株主に占める自治体数の平均推移

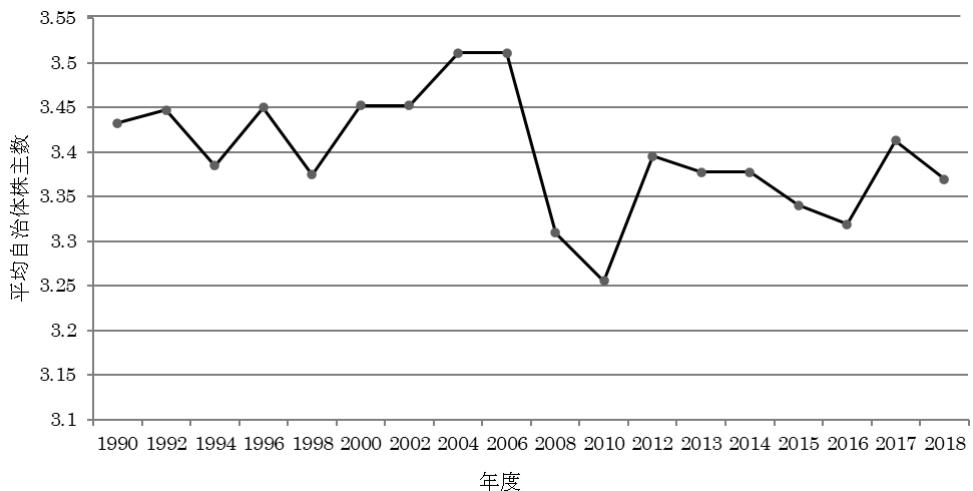


表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
自治体株主数	「鉄道・軌道事業者の主な株主一覧表」に記載のある都道府県、市町村数の和。	「鉄道要覧」
沿線自治体数	各駅の所在市町村の合計。合併があった場合には、合併された町村数を足す形で自治体数を算出。	「市町村変更情報」国土地理協会ホームページ
第三セクターダミー	第三セクター=1、非第三セクター=0のダミー変数。	「第三セクター鉄道等の概要」
log(利用者数)	各年度の利用者数を自然対数化した値(千人)。	「鉄道統計年報」
log(鉄軌道営業損益)	鉄道事業での収益から費用を差し引いたものを自然対数化した値(千円)。	
log(その他営業損益)	その他の兼業での収益から費用を差し引いたものを自然対数化した値(千円)。	
log(営業損益)	全ての事業での収益から費用を差し引いたものを自然対数化した値(千円)。	
log(通勤利用者数)	各年度の通勤定期利用者数を自然対数化した値(千人)。	
log(通学利用者数)	各年度の通学定期利用者数を自然対数化した値(千人)。	
log(定期外利用者数)	各年度の定期以外での利用者数を自然対数化した値(千人)。	
log(利用者数)	事業者ごとの、通勤利用者数、通学利用者数、定期外利用者数の和(千人)。	
運行頻度	車両走行距離÷年度末営業キロ。	
通勤運賃	通勤定期収入÷通勤利用者数。	
通学運賃	通学定期収入÷通学利用者数。	
運賃	定期外収入÷定期外利用者数。	
log(都道府県人口)	路線の所在する都道府県の人口を自然対数化した値。ただし北海道は総合振興局単位(人)。	「社会・人口統計体系」

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
自治体株主数(1990~)	1209	1.8983	1.9667	0	6
沿線自治体数(1990~)	1209	5.8114	4.6099	1	23
log(利用者数)(1990~)	1209	7.2843	1.2380	2.7081	9.8558
log(都道府県人口)(1990~)	1209	14.4842	0.6396	12.7917	16.0388
第三セクターダミー(1990~)	1209	0.5120	0.5001	0	1
log(鉄軌道営業損益)(1990~)	1209	13.7699	0.4782	0	14.7386
自治体株主数(2012~)	575	2.0696	1.9377	0	6
log(通勤利用者数)(2012~)	575	5.3451	1.8247	0	8.7494
log(通学利用者数)(2012~)	575	6.1808	1.3911	0	8.6985
log(定期外利用者数)(2012~)	575	6.4233	1.1823	3.4965	8.8009
運行頻度(2012~)	575	38.2124	35.6413	0	220.0910
log(都道府県人口)(2012~)	575	14.4472	0.6255	13.2303	15.9972
log(鉄軌道営業損益)(2012~)	575	14.3186	0.6151	0	15.0402
log(営業損益)(2012~)	575	14.3657	0.6468	0	15.5665
log(その他営業損益)(2012~)	575	13.3076	0.6076	0	15.0295
運賃(2012~)	575	406.7200	222.1374	44.2731	1390.4450
通勤定期運賃(2012~)	575	199.6847	70.8607	23.0541	551.7059
通学定期運賃(2012~)	575	134.2408	45.4411	9.4264	300.5329

町村数を集計の上、作成した。図1は、株主一覧に自治体が含まれる事業者における自治体数の平均の推移を示したものである。上下はあるものの、平成の大合併のピークとなった2006年から2008年にかけて自治体株主数が減り、大合併の前後で平均自治体株主数も減少したことが読み取れる。沿線自治体数は、各鉄道事業者の保有駅の所在市町村数を集計したものである。市町村合併を考慮し、各年で保有駅の所在自治体数を算出するのが理想だが、データの制約上、合併があった場合には、それ以前の年度は合併された市町村数を足す形で自治体数を算出した。

統制変数としては、各利用者数、第三セクターダミー、都道府県人口、運行頻度を利用した。利用者数に関しては、仮説1・2では鉄道合計利用者数、追加分析1・2では、通勤利用者数、通学利用者数、定期外利用者数をそれぞれ自然対数化したものを使用した。第三セクターダミーは、運営方式が第三セクターの場合を1としたダミー変数である。都道府県人口は、各鉄道路線の所在する都道府県の人口を自然対数化したものを利用しているが、北海道に関しては、総合振興局単位の人口を利用している。表1は、分析にあたって用いた変数を一覧にしたもので、表2は、それぞれの変数の記述統計を表したものである。

4-2. 推定方法

上記のように、鉄軌道営業損益、その他営業損益、営業損益、通勤定期運賃、通学定期運賃、運賃を従属変数とし、自治体株主数、沿線自治体数を独立変数として、固定効果モデルに基づくパネルデータ分析を行った。固定効果モデルでは、個体特有の要因を個体ごと・年度特有の要因を年度ごとに統制しており、各事業者で関与する自治体の数が変化したときに、事業者の経営状況がいかに変化するのかを捉えることが可能である。

5. 分析結果

5-1. 鉄軌道事業に対する自治体株主数と沿線自治体数の効果

表3は、1990年から2018年までの2年ごと14か年分のパネルデータで、自治体株主数と沿線自治体数が鉄軌道事業の営業損益への効果をもたらすかを検証した結果である。分析結果から、Model 1とModel 2の自治体株主数が5%水準で有意に負の効果を持っている。主要株主となっている自治体の多さが、経営への圧力を生み、柔軟で効率的な経営に負の影響を与えていていると考えられる。また、第三セクターであることを1とした第三セクターダミーが有意に負の影響を持っていることから、第三セクター化によって自治体

表3 鉄軌道事業に対する自治体株主数と沿線自治体数の効果

	従属変数 log(鉄軌道営業損益)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
自治体株主数	-0.0481 (0.0206)	* (0.0170)	-0.0373 (0.0170)	*
沿線自治体数			0.0048 (0.0063)	0.0064 (0.0070)
log(利用者数)	0.0695 (0.0647)	0.0723 (0.0649)	0.0629 (0.0639)	0.0693 (0.0644)
log(都道府県人口)	0.9070 (0.8255)	0.8922 (0.8259)	0.8201 (0.8474)	0.8072 (0.8480)
第三セクターダミー		-0.1495 (0.0849)	†	-0.2254 (0.1126) *
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.1572	0.1575	0.1550	0.1569
N	1209	1209	1209	1209

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は事業者ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

が直接経営に関与することで、民営事業者による経営時よりも経営効率性や収益性が損なわれていると考えられる。他方、沿線自治体の数は鉄軌道営業損益と有意な関連がない。

5－2. 各経営指標に対する自治体株主数の効果（追加分析1）

表4は、2012年から2019年の7か年分のパネルデータで、表2で統計的に有意な関連があった自治体株主数が、具体的に地方鉄道の経営のどのような部分へ影響を与えているのか、統制変数を追加したうえで検証した結果である。分析結果からは、自治体株主数の増加が、鉄軌道事業の営業損益および事業全体の営業損益に有意に負の影響を持っていることが分かった。のことから、自治体の主要株主の存在が、鉄道事業の経営に一定程度頑健

表4 各経営指標に対する自治体株主数の効果

	従属変数		
	$\log(\text{営業損益})$		
	Model 1	Model 2	Model 3
自治体株主数	-0.0737 (0.0300)	-0.0715 (0.0295)	-0.0193 (0.0201)
$\log(\text{通勤利用者数})$	-0.0816 (0.0991)	-0.0630 (0.1006)	-0.1298 (0.1144)
$\log(\text{通学利用者数})$	0.0137 (0.0434)	0.0115 (0.0444)	-0.0586 (0.0779)
$\log(\text{定期外利用者数})$	0.1639 (0.1500)	0.1449 (0.1517)	0.1451 (0.1442)
運行頻度	0.0001 (0.0018)	0.0013 (0.0019)	
運賃	0.0007 (0.0003)	0.0007 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)
$\log(\text{都道府県人口})$	1.1650 (1.8120)	1.5650 (1.7950)	-2.7420 (2.3370)
時間効果	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.2206	0.1451	0.2136
N	575	575	575

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は事業者ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

な負の影響を与えると言える。また、自治体株主数が事業全体の営業損益にも有意に負の影響を持つことから、経営資源が少ない地方鉄道においては、鉄道事業の損益が事業全体の損益に与える影響が大きいと考えられる。一方で、鉄道事業者の経営改革の一環として考えられる、鉄軌道事業以外の事業（その他事業）については、有意な関連が見られなかった。これは、その他事業に損益を計上している事業者が 92 社中 47 社と約半数程度にとどまっていること、また、その他の事業に進出していても、大幅な赤字を計上している事業者¹⁶も存在することが要因ではないかと考えられる。

5－3. 運賃改定に対する自治体株主数の効果（追加分析 2）

表 5 は、自治体株主数が鉄道事業の各運賃にどのような影響を与えるかを検証した結果である。分析結果からは、自治体株主数が、通勤定期運賃と通常の運賃に有意に正の影響を与えていていることが示されており、自治体株主数の増加が、それぞれの運賃の値上げ圧力を生んでいると考えられる。また、自治体株主数が多いことにより、自治体間での合意形成が困難となり、値上げの回避や値下げが進まないとも考えられる。藤田（2019）は、運賃と運行本数が通勤需要に大きく影響されることを明らかにすると同時に、定期運賃の引き下げや、オフピーク時の運賃値下げが需要拡大に有効であることを示唆している。このことから、自治体株主数の増加による運賃の高止まりが、利用者の減少を招き、鉄軌道営業損益および事業全体の営業損益の悪化を招いていると考えられる。

実際に、千葉県を走る北総鉄道では、2009 年に千葉県と沿線 6 市が運賃値下げのための補助金拠出を合意したものの、2013 年に沿線の白井市が補助金の打ち切りを表明し¹⁷、合意が破綻したため補助金は打ち切りとなり、普通運賃と通勤定期が値上げされた¹⁸。通学定期に関しては、千葉県知事から「家計を直撃する通学定期（の値下げ）は、なんとしても現状維持を」と要請があり¹⁹、据え置かれた。本事例からも、複数の自治体の合意形成の困難性が、鉄道運賃の値下げの障害となるとともに、値上げ圧力となっていると考えられる。また、分析結果で通学定期運賃について有意な影響がなかったのは、上記の千葉県知事による要請のような公益性の観点から、鉄道事業者が値上げを控えているためと考えられる。

¹⁶ 2018 年度の高松琴平電気鉄道では、その他の兼業で 3 億 3459 万円の赤字を計上しており、鉄軌道事業での利益 4 億 3080 万円に匹敵する赤字となっている。

¹⁷ 「印西・白井市、継続せず 鉄道会社と県は反発 北総線補助金」『朝日新聞』2013 年 12 月 27 日。

¹⁸ 「北総鉄道「値上げ」通告 下げ幅 2 %に縮小 来年度」『朝日新聞』2014 年 4 月 11 日。

¹⁹ 「通学定期は据え置き 北総線「値上げ」後 10 年」『朝日新聞』2014 年 4 月 17 日。

表5 各運賃に対する自治体株主数の効果

	従属変数				
	通勤定期運賃		通学定期運賃	運賃	
	Model 1	Model 2	Model 3		
自治体株主数	25.5100 (8.1100)	** (6.4820)	8.6210 (4.6480)	86.3400 (32.7000)	*
log(通勤利用者数)			2.8780 (10.4800)	69.4300 30.1600	*
log(通学利用者数)	17.4100 (13.1700)			-42.3200 (19.9500)	*
log(定期外利用者数)	5.1020 (11.9100)		7.8890 (8.7190)		
log(都道府県人口)	98.4900 (121.5000)		52.5600 (10.4800)	871.3000 (584.0000)	
時間効果	YES		YES	YES	
個体効果	YES		YES	YES	
調整済みR ²	0.8797		0.9157	0.9007	
N	575		575	575	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は事業者ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

6. 結論

本稿では、1990年度から2019年度までの「鉄道統計年報」および「鉄道要覧」のパネルデータを用いて、地方鉄道の経営に対する自治体の関与の影響を明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に、自治体株主数が、地方鉄道の営業損益に負の影響を持つことが確認された。第二に、地方鉄道の各事業の経営に与える影響を分析したところ、経営多角化の一環とされる兼業に対しては影響を持たない一方、鉄軌道事業には頑健に負の影響を持つ傾向がみられた。第三に、鉄軌道事業にどのように影響を与えていたかを分析したところ、自治体株主数は、通勤定期運賃と一般運賃を上昇させる影響を持っていることが明らかになった。

上記の知見に基づけば、株主としての自治体の地方鉄道に対する経営関与は、自治体間での合意形成の困難性と経営への行政・議会の介入や圧力により、運賃引き下げといった経営改革が進まず、経営の悪化を招いていることが実証された。そのため、関係自治体による出

資と補助金の拠出によって地方鉄道を存続させる、というスキームを見直す必要があると言える。例えば、前述の検討会²⁰が提案する、鉄道車両や施設を自治体が保有し、鉄道事業者に貸し付ける形で運行を行う「上下分離方式²¹」という施策も有効であろう。沿線自治体は恒久的に設備を保有・整備するのみに徹し、従来のような経営関与や欠損補助は行わないことで、鉄道事業者の自主性と収支改善のインセンティブを生み、柔軟な経営を実現することが期待される（渡邊・藤井 2014）。

本稿では、自治体による地方鉄道に対する経営関与の負の側面に着目してきた。しかしながら、今後より一層の過疎化が予測される地方部において公共交通というインフラを維持していくためには、民間事業者の経営努力のみではなく、各自治体および地域住民の当事者意識と主体的な参画が不可欠である。前述の検討会の提言²²では、国が主体となって鉄道事業者・沿線自治体間の協議の場の設け、議論を進めていくことを方針づけている。本稿の結果を踏まえれば、鉄道事業者の主体性を十分に活かしながらも、地域の足として関係自治体が公共交通を支えていくことが肝要である。合意形成の難しい関係自治体の議論にあたっては、国がリーダーシップを持って方向を定めていくことが期待される。

7. 参考文献

- 青木亮・須田昌弥・早川伸二. 2006. 「需要面からみた第三セクター鉄道と地方民鉄の分析」『交通学研究』49: pp.161-170.
- 石川秀樹. 2011. 「縦割りをつなぎ、協働をつくりだす—清瀬市におけるコーディネーターの必要性と職制」『シリーズ 多言語・多文化協働実践研究』14: pp.107-120.
- 大井尚司. 2006. 「第三セクター地方鉄道の費用構造に関する計量分析」『交通学研究』50: pp.99-108.
- 大井尚司. 2007. 「第三セクター地方鉄道の経営に関する定量分析」神戸大学博士論文大学院 経営学研究科博士論文.
- 金井利之. 2005. 「第三セクター処理の合意形成と行政管理（上）」『自治研究』81(10): pp.72-97.
- 佐藤洋. 2022. 「地方自治体における財政に関する広域連携・将来予測への認識—東京大都市圏 134 市町村へのアンケート調査から—」『E-journal GEO』17(2): pp.303-318.
- 藤田知也. 2019. 「地方圏における鉄道需要に関する一考察—パネルデータによる実証分析

²⁰ 『鉄道事業者と地域の協働による地域モビリティの刷新に関する検討会』。2－1. 制度背景で詳述。

²¹ 地方自治体などが、鉄道車両や設備を保有し、鉄道運行事業者に貸し付ける方式。このことで、鉄道事業者は減価償却費や固定資産税の負担がなくなるほか、自治体が設備の使用料を減免すれば、固定費負担の軽減にもつながり、経営改善が期待される。

²² <https://www.mlit.go.jp/tetudo/content/001492230.pdf> (2023年11月4日)。

ー」『交通学研究』62: pp.45-52.

渡邊亮・藤井大輔. 2014. 「地方鉄道における施策別経営改善効果に関する研究～複数のシナリオによる比較～」『交通学研究』57: pp.49-56.

Boardman, Anthony E., Eckel, Catherine C., and Aidan R. Vining. 1986. "The Advantage and Disadvantage of Mixed Enterprises." *Research in International Business and International Relations* 1: pp.221-244.

Kornai, János. 1986. "The Soft Budget Constraint" *KYKLOS* 39: pp.3-30.

第3章

ふるさと納税制度は地方税収格差是正に貢献しているか

朝来野 鳩翔

要約

ふるさと納税制度は、自治体間の税収格差の是正や地方創生を目的に設立された制度であるが、返礼品にばかり納税者の注目が集まっている現状から、その有効性に対して否定的な声が多く挙がっている。しかし、実際のふるさと納税受入額の規定要因や格差是正への影響に対する実証的な研究は乏しく、包括的かつ定量的なふるさと納税の流出入メカニズムは明らかとなっていなかった。そこで、本稿は令和2年度及び3年度のふるさと納税に関する現況調査を活用し、ふるさと納税制度による地方税収格差是正に対する効果を検証した。分析結果からは、ふるさと納税制度は、財政力の高い地域から低い地域、都市部から地方部への再分配の性質を持つ一方で、地域資源の偏在が税源再分配の偏りに寄与していることと、前年度同条件で成功していた自治体ほど、より広報費用や返税率を高める努力を行っており、さらに格差を拡大させる可能性を有する制度であることが明らかになった。したがって、制度趣旨の一つである自治体間の健全な競争を促進する、という点において、受け入れに成功している自治体の先進的な取り組みを共有するための情報公開基準を設けるなど、制度設計に改善の余地があると考えられる。

1. はじめに

ふるさと納税制度とは、個人が選択した自治体に寄附を行うことで、寄附額のうち2000円を超える部分において、所得税と住民税から全額が控除される制度である。加えて、寄附先は自身の生まれ育った「ふるさと」に限らず、お世話になった自治体や応援したい自治体など、どの自治体でも自由に選択することができる点が特徴といえる¹。一方、自治体からの視点として、ほぼ全ての自治体²に対して控除額の75%が国からの地方交付税交付金によって補填されるため、本来納められるはずだった住民税の控除が行われることによる歳入

¹ https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/mechanism/about.html (2023年10月26日)。

² 東京特別区及び約70のその他自治体は、自治体の独自税収のみで運営できる団体として不交付団体と認定され、地方交付税交付金は交付されない。<https://www.soumu.go.jp/main-content/000826808.pdf> (2023年10月26日)。

減の影響は一定軽減されている。

このような制度の目的・意義は、主に自治体間の税収格差の是正や地方創生にあるとされている。総務省によると、ふるさと納税制度は「都会に転出した者が、地方が負担した教育や福祉のコストを還元するしくみ」³と位置づけられるものであり、寄附金による地域間の資金の移動を通して、自治体間の税収格差是正を意図していることが読み取れる。また、総務省が掲げる三つの意義として、「税に対する意識の高まり」、「人を育て、自然を守る、地方の環境を育む支援」、「より寄附を集めるための自治体間の競争」が挙げられている⁴。2点目からは、経済的な支援による地方創生を、3点目からは、既存の地方交付税制度と違い、自治体間の競争による自治体の成長を目指す趣旨がうかがえる。

しかし、実際のふるさと納税制度は、返礼品を目的とした寄附が多く、ふるさと納税制度本来の趣旨を損なっているとの批判もみられる。現状として、消費者の目線では、住民税等の控除に加え、寄附を行った自治体から返礼品が受け取れるという経済的便益の意味が大きく、地域との関係性や応援の意志にかかわらず、返礼品を目当てとした節税手段として浸透している。加えて、自治体間でも寄附金をより多く集めるための競争が激化し、より豪華な、返礼率の高い返礼品を用意することにばかり重点が置かれ、健全な競争環境とはいえない状況が続いた。総務省は、この返礼品競争を沈静化させるために、2017年4月と2018年4月に返礼率を3割以下にとどめ、良識的な行動を求める総務大臣通知を各都道府県知事に対して発出した⁵。しかしながら、一部自治体が通知に従わなかったことを受け、さらに2019年4月から、返礼割合が3割以下かつ返礼品が地場産品である自治体のみをふるさと納税制度の対象とする措置を講じた⁶。こうした「返礼品の対価としての寄付という疑似通信販売の様相」(木村 2021, p.17) となっている現状に対して、制度趣旨に対する歪み、さらには不正な競争、返礼品による不平等などが発生しているとの批判がみられる(木村 2021)。

加えて、ふるさと納税制度が地域間の財政格差是正に与える影響が小さいことも指摘されている。実状として、ふるさと納税制度の活用に積極的な一部の自治体に寄附が集中し、人的資源に余裕のない小規模自治体では、ふるさと納税制度自体をうまく活用できていない点が課題点として挙げられる(橋本・鈴木 2017)。また、地方部の住民から地方部の他の自治体への寄附も行われるため、財政力が低いにもかかわらずふるさと納税による自治体収支⁷がマイナスとなっている自治体が存在することを根拠に、ふるさと納税制度による財

³ https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/furusato_tax/kaisai01.html (2023年10月26日)。

⁴ https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/policy/ (2023年10月26日)。

⁵ https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/file/report20180402.pdf (2023年11月10日)。

⁶ https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/topics/20190401.html (2023年10月30日)。

⁷ 自治体がふるさと納税により集めた寄附金額と、自治体住民から本来納められるはずだつ

源の移転が、必ずしも財政力の低い自治体に向けて効率的に行われているわけではないとの指摘もみられる（矢部ほか 2017）。つまり、ふるさと納税は一部の自治体に寄附が偏在しており、都市と地方の格差は正に与える影響は小さく、地方と地方の新たな格差を生むなどの偏在性の問題が取り沙汰されているのである。

他方、上記のようにふるさと納税制度に対する疑念が叫ばれる中で、実際のふるさと納税受入額の規定要因や格差は正への影響を論じた実証的な研究は乏しく、研究上の課題が残されている。第一に、先行研究では、財政力、住民所得、制度の利便性など、様々な観点でふるさと納税受入額への影響を分析しているものの、それらの要因を包括的・定量的に検証した研究はみられない。例えば、金目（2023）は、財政力とふるさと納税による収支の整理を行い、都市部から地方部への大まかな財政格差は正効果を報告しているが、グラフによる視覚的な検討と主観的な基準による評価しかなされておらず、定量的根拠が乏しいことは否めない。また、木村（2021）は、住民の豊かさと自治体の財政的な豊かさに着目し、計量分析により制度の財政調整機能を検証しているが、研究における説明変数である「一人当たり所得割税額」は、「豊かさ」の一面であるにすぎない点を指摘したい。こうした先行研究によって各要因の影響は説明されてきたものの、網羅的に要因を検証できているものではなく、ふるさと納税の偏在性に対する懸念に十分に実証的に答えたものとなっていない。第二に、財政状況や都市化度を説明変数とする検証はこれまでにも行われてきたが、返礼品のポテンシャルとなる地方資源や、ふるさと納税制度を活用し、返礼品提供を企画するための行政能力が生む格差に着目した研究がみられない。これらの観点を加え、多変量解析を行うことで、ふるさと納税制度の格差は正効果やその偏在性を検証することが可能になる。

上記の問題意識から、本稿は、総務省「ふるさと納税に関する現況調査」に記載されている全国市区町村のふるさと納税受入額及び控除額を利用し、ふるさと納税の流入入メカニズムを明らかにする。本稿の分析結果からは、ふるさと納税制度は、都市部から地方部、財政力の高い地域から低い地域への再分配の性質を持ち、地方格差は正効果が認められた。一方、地方交付税交付金との差異に着目し、ふるさと納税制度が自治体の自助努力を促すのかを検討した追加分析では、前年度同条件で成功を収めていた自治体ほど、より広報費用や返礼品率を高める努力を行っており、より格差が拡大していく可能性が示された。これらの知見を踏まえると、ふるさと納税制度の目的である、寄附金による地域間の資金の移動を通じた自治体間の税収格差は正については一定程度機能している反面、自治体間の競争を促進するという目的に関しては、成功自治体とその他の自治体の格差が拡大する傾向があり、健全な競争が行われているわけではないと考えられる。

次節では、ふるさと納税制度の効果と限界に関する既存の研究を整理した後、第3節において、ふるさと納税制度による財源の移転メカニズムに対する本稿の理論仮説を構築する。第4節では、構築された6つの理論仮説を検証するためのデータ及び検証方法を提示し、第5節では、得られた結果に対して議論を行う。最後に、第6節では、本分析による知

たが他の自治体へのふるさと納税によって住民税が控除された額の差。

見を踏まえて、ふるさと納税制度の設計について提言を述べる。

2. 先行研究

2-1. ふるさと納税制度の問題点

ふるさと納税制度に対しては、地方創生や地域格差是正といった本来の目的と、返礼品を目的とした実際の寄附行動との間に乖離があり、様々な観点からその制度上の問題点が指摘されてきた。木村（2021）は、制度が実際には納税ではなく、本来課される税からの控除と寄附の組み合わせとする制度設計と、寄附を受けることを目的として返礼品を設ける自治体が多い実態から、返礼品の対価として寄附金を支払う「疑似通信販売」（木村 2021, p.17）のような運用⁸がなされていると指摘し、地域の支援や応援といった本来の制度趣旨に反していると主張している。また、居住していない自治体に対して寄附を行うことで、居住している自治体への住民税を免除される制度は、応益原則⁹や負担分任原則¹⁰といった、地方税の原則を逸脱しているとも指摘している。さらに、所得が高く、本来納める税額が高いほどより多くの返礼を受け、得をするような制度設計に対し、富の再分配機能としての累進課税制度の趣旨を損ねているとの見解を示している。この点に関しては、橋本・鈴木（2017）も類似の指摘をしており、寄附上限は高額所得者ほど高くなり、それに応じた返礼品が得られるため、高額所得者にとって有利な節税策を提供することになってしまっている。加えて、小規模な自治体では、マンパワーの不足から制度自体を十分に活用することができない事例を挙げ、制度による地域間の税収格差是正効果は極めて小さいことを指摘している。そこから、橋本・鈴木（2017）は、総務省のポータルサイト拡充を行い、成功事例を参考にする機会を創出することで、情報格差を減らし、税収格差の是正や地方創生につなげるよう提言している。こうした地域間での格差是正効果に対する疑念は、後述の通りほかの研究でも多く指摘されており、ふるさと納税制度の問題点の一つといえよう。

以上のように、先行研究では様々な切り口によって、ふるさと納税制度に対する課題点が明らかとなっている。一方、課題点の中でも、定量的な観点で実証することが可能である論点の一つでありながら、包括的な地方格差是正に対する効果の検討、およびふるさと納税の

⁸ コロナウイルスの流行時に、消費者が自宅に居ながら高級な特産品を全国各地から入手できる手段としての利用が一般化したことを受け、国ぐるみのショッピングシステムとしての認識が浸透したという見解がある（Rausch 2021）。

⁹ 居住地で享受している行政サービスに対して、その便益に応じた税負担をすべきであるという原則。https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/150790_02.html (2023年11月10日)。

¹⁰ 地域に住む住民が、その地域の共同体運営にかかるコストを分担すべきであるという原則。https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/150790_02.html (2023年11月10日)。

不平等・偏在性の要因の検証については、実証的な研究が進められていない。そのため、本稿では特にふるさと納税制度が地域間格差是正に与える影響について検証を行う。

2－2. ふるさと納税制度の地方税収格差是正に与える影響

前述の通り、ふるさと納税制度に対する実証的な研究は限られるが、いくつかの既存研究によって同制度の地方税収格差是正への効果とその限界が定量的に検討されている。第一に、重藤ほか（2020）は、制度による返礼品として、地域産品（地域資源）を提供し、かつその製造事業者が該当地域内の雇用者中心であった場合に、返礼額の40～70%が域内雇用者所得として地方経済に還元されているという結果を明らかにした。この研究では、5つの返礼品事業者を対象に、地域における金銭の循環状況を表すLM3を算出し、返礼品により新たに発生した自治体内の非雇用者所得を指標として地域経済効果を検証している。これにより、ふるさと納税制度は返礼品の生産を通じて地域経済に新たな所得を創出する可能性があり、返礼品を地場産品に限る総務省の方針には一定の合理性があるといえる。特に、原材料が当該自治体のものであるかという視点のほかに、加工や雇用が域内で行われていることも重要であろう。第二に、ふるさと納税制度が税源の偏在是正に対する一定の効果を持つことがいくつかの研究で示されている。富田（2017）は、各市区町村における平成27年度の受入額及び控除額の收支状況を分析し、三大都市圏所在地方からその他の地方への税源の移転に加え、大規模な地方公共団体から中小規模の地方公共団体への移転が発生していることを示し、制度が税源の偏在是正に対して一定以上の正の影響を与えていていることを明らかにした。矢部ほか（2017）も同様の見解を示しており、財政力指数、人口、納税義務者一人当たり課税対象所得と、各自治体のふるさと納税収支との間の関係を分析し、相対的にみれば制度によって首都圏から地方へ税の移転が生じており、地方間格差是正に対して正の影響を与えているとの結論を導いている。

上記の通り、ふるさと納税制度は、都市部から地方部への財源の移転を伴い、一定の地域格差是正への貢献が見出されてきた一方で、その効果の大きさや配分原理の平等性に対しては否定的な意見も多い。

はじめに、ふるさと納税による財源偏在是正に対する効果の大きさが非常に小さいという点が挙げられる。橋本・鈴木（2015）は、「ふるさと納税により、地域間の税収格差は縮小しているものの、その縮小度合いはきわめて小さい」（橋本・鈴木 2015, p.15）という見解を示している。これは、都道府県別個人住民税の一人当たり税収について、ふるさと納税制度による減収が生じた場合と生じなかった場合の変動係数を比較したときに、その差がほとんどなかったことに起因する。あわせて、金目（2023）も同様の指摘を行っており、ふるさと納税収支と財政力や人口当たり地方税収との相関がみられず、加えて地方税収の少ない地方自治体間において収支の格差が顕著に表れていることから、地方に絞ったよりミクロな視点では、その格差是正効果は限定的であるとの見方を示している。しかし、先に述

べた通り、この研究では定量的な根拠に乏しいことに加え、市区町村単位での分析は収支の黒字が多い宮崎県と赤字の多い神奈川県に限って行っている点、財政的な変数とふるさと納税収支の関係のみで検証を行っている点などから、さらに包括的な分析が求められるだろう。

さらに、ふるさと納税による税源偏在は正機能は、特に地方自治体において効率的な再分配を実現していないという指摘も挙がっている。木村（2021）は、基礎自治体を対象に、一人あたり所得割税額と転出者数を独立変数、ふるさと納税における流出（住民税控除額）と流入（寄附金額）及びその差額による収支を従属変数とした回帰分析を行い、豊かな自治体から流出した税を、人口流出の程度や自治体の豊かさによらず、無差別的に各自治体に再分配を行う制度であると結論付けている。こうした実状は地方創生や自治体間の税収格差の是正を目的とする制度趣旨に反しているといわざるを得ない。また、中規模（人口1万人以上10万人未満）の自治体956団体の内、約30%の団体では控除額超過でふるさと納税制度による赤字が発生している現状から、ふるさと納税制度の恩恵が中小規模の自治体すべてにいきわたっているわけではない点も問題点として指摘されている（富田 2017）。上記を中心とした先行研究では、ふるさと納税制度による大まかな地方間税収格差は正効果は認められるが、その効果は限定的であるとの見解が多い。その上でさらに、現実ではどのようなメカニズムで税源の流入出が行われているのかを検討し、ふるさと納税制度による税源偏在性の是正機能に対する検証が必要となる。

3. 理論仮説

3-1. 地方間税収格差是正の効果

自治体間の税収格差の是正や地方創生を目的とし、「都会に転出した者が、地方が負担した教育や福祉のコストを還元するしくみ」¹¹であるふるさと納税制度において、その税源の偏在性は正に対する効果を検討する。先行研究において、税の流入出の大まかな流れについては、都市圏から地方部への移転が確認されているものの、その効果は限定的であると指摘されているのは先に述べたとおりである。そのため、今一度その制度理念に立ち返り、ふるさと納税制度が地方税収格差は正に与える影響について、理論的に検討を行う。制度の趣旨を鑑みると、財政的に豊かな自治体から貧しい自治体へ、都市部から地方部へ、という二つの財源の移転が並立的に発生しているべきであろう。以上より、次の仮説が導かれる。

仮説1-1 財政力が低い自治体ほど、ふるさと納税制度における収支が大きい。

¹¹ https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/furusato_tax/kaisai01.html (2023年10月26日)。

仮説 1－2 都市化度が低い自治体ほど、ふるさと納税制度における収支が大きい。

加えて、地域資源の偏在による地方自治体間の不平等も考慮すべき論点といえる。須山（2020）の研究では、税源の配分を受けるべき対象である地方の自治体において、魅力的な返礼品を取り扱うことで多くの寄附金を集めている団体と、逆に魅力的な返礼品を用意できず、ほとんど寄附金が集まらない団体の間で格差が認められた。その結果から、「ふるさと納税を励起する返礼品となりうる地域資源が偏在している限り、寄附金の配分原理は必ずしも平等とはいはず、新たな不平等を生み出す側面を持つ」（須山 2020, p.12）との示唆を導いている。しかし、この点に関して直感的ではあるものの、ふるさと納税収支の格差の要因を地域資源に結び付けるまでに理論的説明がなく、論理展開に飛躍がみられる。加えて、検証自体も、人口、返礼品数、ふるさと納税収支の多寡に対して、主観的な基準で評価を下しているにすぎず、定量的な根拠が希薄である。そのため、返礼品になりうるポテンシャルを持つともいえる地域資源の偏在が、ふるさと納税収支に寄与しているのかという点は再度計量的な検討が必要であるといえよう。

さらに、その返礼品を制度として提供する企画力・実行力も各自治体に求められる可能性がある。橋本・鈴木（2017）の指摘通り、マンパワーの不足により制度を十分に活用することができず、寄附を集めることに苦戦している団体も少なからず存在していることからも、行政能力が税源再分配の偏りの一因であると考えることができる。これらを踏まえた仮説が以下のとおりである。

仮説 2－1 地域資源が豊富な自治体ほど、ふるさと納税制度における収支が大きい。

仮説 2－2 行政能力が高い自治体ほど、ふるさと納税制度における収支が大きい。

3－2. 自治体の自助努力促進効果

本稿では、前節の内容に加えて、ふるさと納税制度特有の効果として見込まれる自治体の自助努力促進効果についても理論的に検討を行う。ただ都市から地方へ、豊かな自治体から貧しい自治体へ格差のは正を行いたいのであれば、地方交付税交付金などを用い、国が直接再分配を行えばよいという話になる。地方交付税制度ではなく、ふるさと納税制度である特有の意味・価値として、総務省が掲げる三つの意義の一つである「より寄附を集めるための自治体間の競争」¹²が挙げられる。Doi（2010）の研究では、地方交付税交付金は、税収を増やし、地域の経済成長を高めるための努力を阻害し、その結果地域の所得をさらに低下させるという制度上の問題を指摘している。すでに多額の交付金を受けている自治体は、地方税の徴収努力を怠ったとしても、交付金額を算定する際の因数である基準財政収入額の減少

¹² https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/policy/ (2023年10月26日)。

によって交付金額が多くなるため、基準財政需要額のコントロールや基準財政収入額を増やすインセンティブが弱く、「貧困の罠」が発生してしまっているというメカニズムを明らかにした。そこで、ふるさと納税制度が地方交付税制度の補完手段として地方自治体に競争を促し、財政力の乏しい自治体やふるさと納税収支で後れをとっている自治体ほど、寄附金額を多く集めるための努力をより多く行っているのかという点について以下の仮説が立てられる。

仮説 3－1 ふるさと納税制度における収支が振るわなかつた自治体ほど、翌年度の集金努力を行う。

仮説 3－2 財政力が低い自治体ほど、翌年度の集金努力を行う。

4. データと方法

4－1. データ

本稿では、ふるさと納税制度の地方税収格差是正に与える影響を明らかにするため、総務省が行っている「ふるさと納税に関する現況調査」を活用した。すべてのデータが横断的に集まる令和 2 年度及び令和 3 年度の実績値を利用し、全国 1736 市区町村¹³を対象に検証を行った。分析に使用する変数は表 1 の通りである。

地方間税収格差是正の効果の分析では、ふるさと納税受入額、市区町村民税控除額及びその差額によって表されるふるさと納税収支を人口で除し、自然対数化したものを従属変数としてそれぞれ利用する。また、追加分析である自治体の自助努力促進効果の検証で用いた従属変数は、翌年度（令和 3 年度）のふるさと納税制度における広報費用、返礼率の増減、返礼率の変化率を自然対数化したものである。ふるさと納税制度は、各自治体に対して地域特有の魅力や特産品を宣伝するための広報を促す（Rausch 2017）という知見から、翌年度の広報費用、より良い返礼品や少しでも還元率の高い返礼品を提供することで、より消費者に選択してもらおうとする努力が生じているのではないかという仮説から、返礼率の増減と変化率を採用した。

仮説 1 における主要な独立変数として、財政力と都市化度をそれぞれ指標化したデータを用いた。具体的には、各自治体の財政力を表す変数として「地方財政調査」に基づく財政力指数、都市化度を表す変数として「社会・人口統計体系」と「国勢調査」に基づく総人口及び人口密度を対数化した値、第 3 次産業就業者比率、高齢化率を利用する。加えて仮説 2 では、行政能力を表す変数として「地方公務員給与実態調査」に基づく行政職員の給与水

¹³ ふるさと納税受入額または市区町村民税控除額が 0 円であった、長野県平谷村、沖縄県粟国村、東京都御藏島村、高知県奈半利町はデータから除外している。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
log(人口当たり寄附金額)	ふるさと納税受入額÷人口総数を自然対数化した値。	「令和3年度ふるさと納税に関する現況調査」
log(人口当たり控除額)	市区町村民税控除額÷人口総数を自然対数化した値。	「社会・人口統計体系」
log(人口当たり差額)	(ふるさと納税受入額-市区町村民税控除額)÷人口総数を自然対数化した値。	
log(広報費用2020)	令和2年度においてふるさと納税制度の広報に係る費用を自然対数化した値。	
log(広報費用2021)	令和3年度においてふるさと納税制度の広報に係る費用を自然対数化した値。	「令和4年度ふるさと納税に関する現況調査」
返礼率増減	令和3年度返礼品の調達に係る費用割合-令和2年度返礼品の調達に係る費用割合。	「令和4年度ふるさと納税に関する現況調査」
log(返礼品変化率)	令和3年度返礼品の調達に係る費用割合÷令和2年度返礼品の調達に係る費用割合を自然対数化した値。	「令和3年度ふるさと納税に関する現況調査」
財政力指数	基準財政収入額÷基準財政需要額。	「地方財政状況調査」
log(総人口)	人口総数を自然対数化した値。	「社会・人口統計体系」
log(人口密度)	可住地面積1km ² 当たり人口密度を自然対数化した値。	
第3次産業就業者比率	第3次産業就業者数÷就業者総数。	「国勢調査」
高齢化率	65歳以上人口÷人口総数。	「社会・人口統計体系」
地域団体商標数	地域団体商標の対象に指定されている件数。	特許庁ホームページ 「地域団体商標登録案件一覧」
一般行政職員平均月収	一般行政部門職員の月額支給される給料及び手当(百円)。	「地方公務員給与実態調査」
四大都市圏ダミー	東京23区、横浜市、川崎市、千葉市、さいたま市、相模原市、名古屋市、京都市、大阪市、堺市、神戸市、北九州市、福岡市を1とするダミー。	筆者作成
町村ダミー	町村自治体を1とするダミー。	
寄附金残差	Model 1における残差。	
差額残差	Model 5における残差。	

準と、地域資源¹⁴の豊富さを表す変数として特許庁によって定められている地域団体商標¹⁵

¹⁴ 地域資源とは、地域特有の特産品や環境といった有形の地域資源に加え、祭りといったイベントから醸成される雰囲気や地域住民のもてなしの中で体験する対話といった無形の地域資源も対象となるとされているが(平田 2017)、ふるさと納税制度において返礼品となるポテンシャルを有するのは前者に限られるため、本稿では有形の地域資源を対象とする。

¹⁵ 地域団体商標制度とは、「地域の产品等について、事業者の信用の維持を図り、地域ブランドの保護による地域経済の活性化を目的として」導入されたもので、「地域の名称及び商品(サービス)の名称等からなる文字商標について、登録要件を緩和する制度」であるとされている。宇治抹茶や神戸牛などの食品や今治タオルなどの特産品、草津温泉といった環境的な地域資源等が登録されている。<https://www.jpo.go.jp/system/trademark/gaiyo/chidan/>

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(人口当たり寄附金額)	1736	8.3779	1.9401	0.1650	14.2351
log(人口当たり控除額)	1736	6.4927	0.8634	2.7782	9.7231
log(人口当たり差額)	1736	1.8852	2.4459	-8.3661	8.3369
log(広報費用2020)	1736	6.5774	6.9537	0	19.1314
log(広報費用2021)	1736	7.2041	7.1033	0	19.1851
返礼率増減	1736	0.0158	0.0861	-0.3170	0.3300
log(返礼品変化率)	1637	0.0645	0.5531	-4.0806	5
財政力指數	1736	0.5146	0.2863	0.0700	2.2100
log(総人口)	1736	10.0265	1.5287	5.1299	15.1446
log(人口密度)	1736	6.2558	1.3792	2.2618	10.0511
第3次産業就業者比率	1736	62.9310	9.6347	20.6700	96.1200
高齢化率	1736	0.3475	0.0792	0.1027	0.6524
地域団体商標数	1736	0.5017	1.0152	0	11
一般行政職員平均月収	1736	3063.5634	157.4711	2439	3558
四大都市圏ダミー	1736	0.0190	0.1366	0	1
町村ダミー	1736	0.5444	0.4982	0	1
寄附金残差	1637	0.0332	1.5409	-7.2564	5.1303
差額残差	1637	0.0256	1.6048	-7.3969	5.9365

の登録件数¹⁶を使用する。また、四大都市圏ダミーと町村ダミーを統制変数として加えて分析を行う。

さらに、追加分析における理論的に関心のある独立変数として、一つ目の分析の際に構築したモデルの残差を用いる。ここでの残差は、一つ目の分析における社会経済的変数から予測される受入額及び差額と、実測値との差であり、この差が正であれば社会経済的変数が同条件の自治体の中でも受け入れに成功している団体、負であれば失敗している団体であるといえる。つまり、この変数は同条件の自治体間の格差を表すものとして考えることができるため、独立変数として回帰分析に投入した上で、受け入れに失敗した自治体が翌年度に自助努力によって受け入れを伸ばそうとしているのかを検証する。さらに、仮説3-2における財政力については、仮説1と同様に財政力指數を独立変数として用いる。また、統制変数として令和2年度における広報費用、総人口、町村ダミーを加えている。

各変数の記述統計は上記表2の通りである。

4-2. 推定方法

t_dantai_syouhyo.html (2023年11月4日)。

¹⁶ 対象商品が「北海道産の米」である「北海道米」など、対象地域が都道府県全域にわたる商標の件数は、市区町村単位の分析において地域特有の資源とはいえないためカウントを行っていない。

上記の変数を用い、重回帰分析を行うことで、ふるさと納税制度が地方間税収格差是正と自治体の自助努力促進に与える影響を検証する。特に地方間格差是正効果においては、二変数間のプロットによる視覚的な確認及び独立変数の入れ替えを行ったモデルの構築も行い、推定のロバストネス、センシティビティもあわせて確認する。

5. 分析結果

5-1. 地方間税収格差是正の効果

まず、表3では、ふるさと納税制度における人口当たりの寄附金額、控除額、及びその収支を従属変数とし、同制度が地方間税収格差の是正に与える効果を検証した。九つのモデルすべてにおいて、決定係数が0.3~0.7の間に収まっており、説明力としても一定程度信頼のおけるモデルであるといえる。その上で、財政力指数についてみると、寄附金額及び差額において有意な負の値、控除額において有意な正の値をとっており、これは仮説1-1に整合的な結果であるといえる。また、都市化度を表す各種変数を参照すると、第3次産業就業者

表3 ふるさと納税制度の地方間税収格差是正に対する効果

	従属変数					
	log(人口当たり寄附金額)		log(人口当たり控除額)		log(人口当たり差額)	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
(切片)	13.5787 ***	13.6478 ***	4.6058 ***	4.5709 ***	8.9729 ***	9.0768 ***
	(0.9698)	(0.9835)	(0.2937)	(0.3053)	(1.0093)	(1.0392)
財政力指数	-1.5821 ***		0.7985 ***		-2.3806 ***	
	(0.2234)		(0.0677)		(0.2325)	
log(総人口)	-0.2323 ***	-0.3041 ***	0.0137	0.0499 **	-0.2459 ***	-0.3540 ***
	(0.0573)	(0.0572)	(0.0174)	(0.0178)	(0.0597)	(0.0605)
log(人口密度)	-0.4267 ***	-0.5410 ***	0.0985 ***	0.1562 ***	-0.5253 ***	-0.6972 ***
	(0.0529)	(0.0511)	(0.0160)	(0.0159)	(0.0550)	(0.0540)
第3次産業就業者比率	-0.0048	-0.0030	0.0134 ***	0.0125 ***	-0.0182 ***	-0.0155 **
	(0.0049)	(0.0050)	(0.0015)	(0.0015)	(0.0051)	(0.0053)
高齢化率	-1.3582	1.0553	-3.5755 ***	-4.7936 ***	2.2172 **	5.8488 ***
	(0.7372)	(0.6629)	(0.2233)	(0.2058)	(0.7672)	(0.7005)
地域団体商標数	0.1172 **	0.1266 **	0.0122	0.0074	0.1050 *	0.1192 **
	(0.0398)	(0.0404)	(0.0121)	(0.0125)	(0.0415)	(0.0427)
一般行政職員平均月収	0.0005	0.0004	0.0004 ***	0.0004 ***	0.0001	0.0000
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0003)	(0.0003)
四大都市圏ダミー	-1.3831 ***	-0.8058 **	0.6841 ***	0.3927 ***	-2.0673 ***	-1.1985 ***
	(0.3144)	(0.3079)	(0.0952)	(0.0956)	(0.3272)	(0.3254)
町村ダミー	-0.3737 **	-0.4449 ***	-0.0372	-0.0013	-0.3365 **	-0.4437 ***
	(0.1178)	(0.1190)	(0.0357)	(0.0370)	(0.1226)	(0.1258)
調整済みR ²	0.3387	0.3199	0.6937	0.6692	0.5493	0.5222
N	1736	1736	1736	1736	1736	1736

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

比率はほとんど 0 に近いものの、その他総人口、人口密度、高齢化率、四大都市圏ダミーでは、寄附金額及び差額において有意な負の値、控除額において有意な正の値が得られ、仮説 1-2 におおむね合致する結果といえる。つまり、ふるさと納税制度の収支でみた時に、財政的に豊かな自治体から貧しい自治体へ、都市部から地方部へ、という二つの財源の移転が並立して発生していることが分かった。

さらに、地域団体商標数に着目すると、控除額では有意でないものの、寄附金額及び差額では有意に正の値を取ることが分かった。これは仮説 2-1 を支持する結果であり、地域資源の偏在が、税源再分配の偏りに寄与しているという一面も明らかになった。また、一般行政職員平均月収については、控除額以外では有意でなく値も 0 に近いことから、仮説 2-2、行政能力が高い自治体ほどふるさと納税制度における収支が大きいことは立証できなかった。

図 1 総人口と各従属変数の散布図

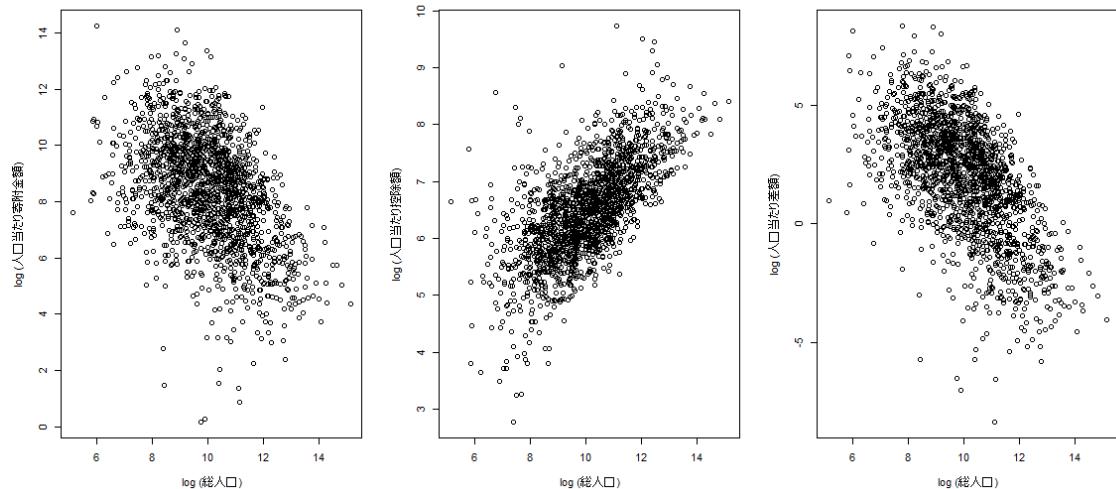
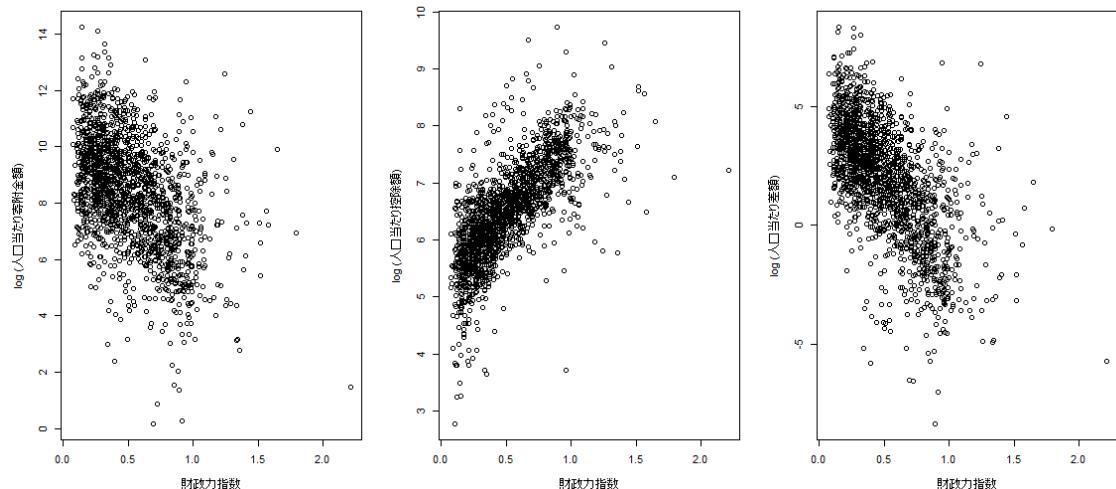


図 2 財政力指数と各従属変数の散布図



ただ、本稿では行政職員の給与水準でのみ行政能力の置き換えを行っているため、別の観点で指標化を行えば有意な結果が得られる可能性はあるだろう。

加えて図1・2では、二変数間の散布図を用いて上記の結果を確認した。散布図は、y軸をモデルにおける従属変数三種、x軸を図1では対数化した総人口、図2では財政力指数と設定して作成を行った。いずれも寄附金額と差額は負の相関、控除額は正の相関がみてとれ、仮説及び重回帰分析の結果と合致している。同一従属変数でのモデルの比較においても、主要な独立変数において、正負の逆転や値の大きな変化は確認されず、頑健な結果であるといえる。

5-2. 自治体の自助努力促進効果

次に表4では、ふるさと納税制度が自治体の自助努力促進に与える影響を検討した。ふるさと納税収支が振るわなかつた自治体ほど翌年度の集金努力を行う、という仮説3-1に対し、寄附金残差及び差額残差は六つのモデル全てで有意に正の値を取っていることが認められた。つまり、社会経済的変数が同条件の自治体の中でも受け入れに成功している団体が、さらに広報や返礼品の面で自助努力を行うことでより多くの寄附金を集めようとしており、仮説とは逆の現状が明らかになった。そのため、前年度寄附金の集金に失敗した自治体に対して競争意識による自助努力を促す制度にはなっておらず、成功自治体と失敗自治体の格差を拡大させている可能性があるという結果となった。前年度寄附の受け入れに成功し、財政的なゆとりができることで、広報費用や返礼品により資金を投入できるようになることに加え、ふるさと納税制度の成功体験やノウハウの蓄積が、さらに翌年度の効率的

表4 ふるさと納税制度の自助努力促進に対する効果

	従属変数					
	log(広報費用2021)		返礼率増減		log(返礼率変化率)	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
(切片)	-4.4167 *	-4.3423 *	0.0194	0.0197	0.0225	0.0241
	(1.8757)	(1.8890)	(0.0207)	(0.0207)	(0.1677)	(0.1677)
寄附金額残差	1.4317 ***		0.0051 ***		0.0359 ***	
	(0.1011)		(0.0011)		(0.0090)	
差額残差		1.2915 ***		0.0048 ***		0.0336 ***
		(0.0977)		(0.0011)		(0.0087)
財政力指数	-6.6874 ***	-6.6598 ***	0.0024	0.0024	-0.0071	-0.0071
	(0.7521)	(0.7575)	(0.0083)	(0.0083)	(0.0672)	(0.0673)
log(広報費用2020)	0.2384 ***	0.2436 ***	-0.0008 **	-0.0008 **	-0.0050 *	-0.0049 *
	(0.0227)	(0.0228)	(0.0003)	(0.0002)	(0.0020)	(0.0020)
log(総人口)	1.3737 ***	1.3626 ***	-0.0006	-0.0006	0.0074	0.0072
	(0.1882)	(0.1895)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0168)	(0.0168)
町村ダミー	-0.4919	-0.4885	-0.0047	-0.0047	0.0064	0.0064
	(0.4644)	(0.4677)	(0.0051)	(0.0051)	(0.0415)	(0.0415)
調整済みR ²	0.2481	0.2373	0.0140	0.0132	0.0084	0.0079
N	1637	1637	1637	1637	1637	1637

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

な集金努力を促すといった解釈が考えられる。他方、財政力指数においては、返礼率に関する Model 3～Model 6 では統計的に有意ではないものの、翌年度広報費用が従属変数である Model 1・Model 2 では統計的に有意な負の値を取っている。これは仮説 3-2 に対して整合的な結果であり、財政力という面で他の自治体より不利な自治体ほど、翌年度の寄附額を増やすために広報に力を入れるという意味では、ふるさと納税制度が自助努力を促している部分もあるかもしれない。

6. 結論

本稿では、令和 2 年度及び 3 年度の「ふるさと納税に関する現況調査」を活用し、ふるさと納税制度による地方税収格差是正に対する効果を明らかにしてきた。本稿の分析結果によると、第一に、ふるさと納税制度は、財政力指数や総人口などの変数でみた場合、財政力の高い地域から低い地域、都市部から地方部への再分配の性質を持つことが確認された。しかし、地域団体商標数に基づく地域資源の偏在が税源再分配の偏りに寄与していることも示唆され、制度が不平等を生み出している側面も明らかとなった。

第二に、広報と返礼品という観点で同制度が自治体の自助努力促進に与える影響を分析したところ、財政力の低い自治体ほど翌年度の広報努力を行う傾向がみられた。一方で、上記のような社会経済変数の回帰式における残差に着目すると、前年度同条件で成功していた自治体ほど、より広報費用や返礼率を高める努力を行っており、ますます格差を拡大させている可能性が示唆された。

上記の知見に基づけば、ふるさと納税制度は地方税収格差是正に貢献してはいるものの、地域資源の多寡に起因する不平等や、前年度受け入れに成功した自治体による格差が拡大する方向への努力を生み出す性質を有することが実証された。そのため、制度趣旨の一つである自治体間の健全な競争を促進する、という点において、今一度制度設計を見直す必要があるといえる。例えば、受け入れに成功した自治体とそうでない自治体での情報格差是正を目的とするのであれば、橋本・鈴木（2015）が提案する、ふるさと納税の競争に国が介入し、情報公開の基準を設けることで、受け入れに成功している自治体の先進的な取り組みを共有するという施策も有効であろう。加えて、Yamamura et al. (2018) の研究では、質が高い地場産品を有している場合でも、宣伝のためのノウハウや資金がないために、認知不足による需要の不振が発生していることが指摘されている。その点に対しても、先ほどの、返礼品としての広報ノウハウを共有する仕組み作りが重要な役割を果たす可能性がある。

最後に、本稿に残された課題と今後の方向性を述べる。第一の課題として単年度の分析に留まるという点である。蓄積されてきている「ふるさと納税に関する現況調査」を活用し、複数年度における分析を行うことでより精緻な検討が行えるだろう。第二に、行政能力の指標を給与という一面的なもののみで評価している点である。本稿では、一般行政職員平均月

収が有意な値を取らず、行政能力が高い自治体ほどふるさと納税制度における収支が大きいというわけではないという示唆にとどまったが、別の観点で指標化を行うことで有意な結果が得られる可能性がある。例えば、Walker and Andrews (2015) の研究では、地方自治体の行政能力に影響を与える要因として、組織規模、職員の質、職員の定着度など、七つの要素が挙げられている。そのため、本稿でも利用した「地方公務員給与実態調査」にデータとして含まれる、職員数や職員平均年齢、退職者数などは行政能力の別の指標化として機能する可能性がある。第三に、自治体の自助努力促進効果の検証における、メカニズムの精緻化の必要性が指摘できる。本稿では、前年度受け入れに成功した自治体による、格差を拡大させうる努力を促している可能性があるとの示唆が得られたが、予算の変化や個別の事例などをさらに検討することによって、本稿の分析結果をより精密に解釈することが必要であるといえる。

7. 参考文献

- 金目哲郎. 2023. 「地方間の財政格差と「ふるさと納税」の純収支に関する検討」『人文社会科学論叢』(14): pp.139-148.
- 木村高宏. 2021. 「ふるさと納税の計量的検討—2019年を例に」『金沢法学』64(1): pp.15-36.
- 重藤さわ子・織田竜輔・森山慶久・藤山浩・青木大介. 2020. 「ふるさと納税返礼品へのLM3調査手法適用による地域経済効果分析」『事業構想研究』(3): pp.35-40.
- 須山聰. 2020. 「ふるさと納税にみる所得再分配機能と地域復興」『駒澤地理』(56): pp.1-21.
- 富田武宏. 2017. 「ふるさと納税制度による税源の偏在機能と限界」『立法と調査』(386): pp.88-100.
- 橋本恭之・鈴木善充. 2015. 「ふるさと納税制度の検証」『日本財政学会第72回大会報告論文』.
- 橋本恭之・鈴木善充. 2017. 『地方財政改革の検証』清文社.
- 平田徳恵. 2017. 「先進観光地における評価指標設定についての分析—地域ブランディングの視点から交流という地域資源に着目して」『観光科学研究』(17): pp.49-59.
- 矢部拓也・笠井明日香・木下斉. 2017. 「「ふるさと納税」は東京一極集中を是正し、地方を活性化しているのか」『徳島大学社会科学研究』(31): pp.17-70.
- Doi, Takero. 2010. "Poverty Traps with Local Allocation Tax Grants in Japan." *Japanese Economic Review* 61(4): pp.466-487.
- Rausch, Anthony M. 2017. "A Paradox of Japanese Taxation: Analyzing the Furusato Nozei Tax System." *Japan Focus* 15(11), Article 6.
- Rausch, Anthony M. 2021. "Furusato Nozei Revisited: Beyond the Early Questions of Neoliberal Ideology Versus Supporting a Place." *Electronic Journal of Contemporary*

Japanese Studies 21(1).

- Walker, Richard M. and Rhys Andrews. 2015. “Local Government Management and Performance: A Review of Evidence.” *Journal of Public Administration Research and Theory* 25(1): pp.101-133.
- Yamamura, Eiji, Tsutsui, Yoshiro, and Fumio Otake. 2018. “Altruistic and Selfish Motivations of Charitable Giving: The Case of the Hometown Tax Donation System (Furusato Nozei) in Japan.” *IDEAS Working Paper Series from RePEc* : pp.1-43.

第4章

国土強靭化予算は利益誘導されているか —社会資本整備総合交付金の事例から—

平山 安那

要約

政府は大規模な自然災害への備えとして国土強靭化基本計画を閣議決定し、国土全体の強靭化を推進している。中でも、防災・安全交付金は、当該計画に基づき支援が実施される交付金や補助金において最も規模の大きいものである。これまでに政治家による補助金の地域間配分と選挙との関係についての研究は多く蓄積されているが、防災を目的とする補助金についての研究は乏しい。そこで、本稿は、2013年から2021年までの防災・安全交付金を含む社会資本整備総合交付金の市区町村別パネルデータを構築し、同交付金の配分においても、他の補助金や公共投資と同じく自民党議員による政治的裁量が認められるかを検証した。分析結果からは、国政選挙で選出される自民党議員が多い選挙区の市区町村ほど、配分される社会資本整備総合交付金が増加すること、特に、衆議院の自民党議員数が与える影響が大きいことが明らかになった。加えて、同交付金は自然災害による被害額や地域の脆弱性に依拠せず配分されていることが示唆された。この結果は、地域の安全確保、防災を目的の一つとする社会資本整備総合交付金も、自民党議員による利益誘導の手段となっている可能性を示唆するものであり、交付金の不適切な配分はかえって自然災害による危険を招く恐れがあるため、地域の需要を正しく評価し、反映させる制度が求められる。

1. はじめに

政府は2013年に制定された「強くしなやかな国民生活の実現を図るための防災・減災等に資する国土強靭化基本法」に基づき、翌年に国土強靭化基本計画を閣議決定した。そして、この基本計画を踏まえて国家強靭化推進本部による国家強靭化年次計画と、地方自治体による国家強靭化地域計画が策定されており、大規模な自然災害に備えて国土全体の強靭化に力を入れている¹。また、2021年には「防災・減災、国土強靭化のための5年加

¹ https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kokudo_kyoujinka/pdf/kokudo_pamphlet_r3.pdf (2023年11月12日)。

速化対策」を実施しており、2024年度の国土強靭化関係予算概算要求額は6.2兆円にも上っている²。

中でも、国土交通省が所管する国庫支出金である防災・安全交付金は、国土強靭化地域計画に基づき支援が行われる交付金や補助金において最も規模の大きいものであり、毎年1兆円前後が配分されている³。同交付金は、2010年に創設された社会资本整備総合交付金の一部を区分する形で、2012年度補正予算において創設され、地域の防災・減災や安全を確保するための取り組みを集中的に支援することを目的としている⁴。

このような中央政府から地方政府への大規模な交付金や補助金に関して懸念されるのが、これらに政治的な裁量が入り込むことである。補助金や公共投資の地域間配分と政治の関係には、多くの研究者の関心が集められ、とりわけ補助金の地域間配分をめぐる政治家の行動と選挙との関係についての研究は多数行われてきた。米国の連邦議会議員に関する研究では、選挙での再選が下院議員の第一の目的であり、自らの選挙区に利益を優先的に配分することで選挙上の利益を得ていることが明らかにされてきた(Alvarez and Saving 1997; メイヒュー 2013)。

いわゆる利益誘導(pork barrel, ポークバーレル)に関する研究は日本においても盛んであり、これまでに補助金や道路投資の配分が政治家の集票や選挙結果への応答の手段として利用されてきたことが指摘されている(斎藤 2010; 近藤 2013; 鷺見 2000)。また、国庫支出金や公共事業への投資などの財政的な政策だけでなく、新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金の配分という緊急時の交付金においても、自民党及び与党の得票率が高い地域により多くの交付金が配分されている可能性が明らかにされた(市島 2022)。これは、補助金が経済的政策として配分される場合だけでなく、特定の目的のもとに配分される場合にも政治家による利益誘導の手段になり得ることを示唆している。

以上を踏まえると、国土強靭化を政府の急務として位置づけ、巨額の予算が編成されている防災に関する補助金も同様に、利益誘導の手段として用いられている可能性が懸念される。しかし、国内での防災を目的とした補助金についての実証的な分析は少ない。

そこで本稿では、防災・安全交付金を含む、社会资本整備総合交付金の2013年から2021年までの市区町村パネルデータを構築し、自民党所属の国会議員数の変化に伴う社会资本整備総合交付金の増減を分析する。分析結果からは、災害による被害状況や地域の災害に対する脆弱性にかかわらず、選出される自民党議員が増えるほど、該当の選挙区に含まれる市区町村において配分される社会资本整備総合交付金が増加するということが示された。社会资本整備総合交付金についても、本来の目的以外に政治的に配分される余地が存在していると考えられる。

² https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kokudo_kyoujinka/pdf/r06_gaisanyoukyu.pdf (2023年11月12日)。

³ https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kokudo_kyoujinka/pdf/230131_r5torikumisien.pdf (2023年11月12日)。

⁴ <https://www.mlit.go.jp/page/content/001603554.pdf> (2023年11月12日)。

第2節では、米国におけるポークバーレル研究を取り上げた後、日本国内の補助金の地域間配分に関する先行研究を整理する。続く第3節では、社会資本整備総合交付金の制度背景と、自民党議員による利益誘導が行われるメカニズムから本稿の理論仮説を構築し、第4節では、用いるデータと方法を提示する。第5節では、推定結果を概観し、最後に第6節では、実際の制度を参考に、社会資本整備総合交付金の望ましい決定過程について提言を述べる。

2. 先行研究

2-1. 米国におけるポークバーレル研究

ポークバーレルとは、選挙での支持獲得に寄与するような利益を選挙区などの特定の集団にもたらすことであり⁵、米国を中心に多くの研究が蓄積されている。連邦議会議員の行動目的について分析したマイヒュー(2013)は、政治家として目指すキャリアを実現するためには再選が必ず求められ、議員活動のあらゆる目標の礎であるという点と、本来望まれる説明責任が機能するには、議員は常に再選を目指すことが前提とされているという点から、再選が議員の最大の目標であると説明し、選挙区への公共事業の誘致や補助金の配分はこの目標を果たすための重要な要素であるとしている。

ここでは、米国のポークバーレル研究を事例として、ポークバーレルに用いられる支出の性質別に先行研究を整理する。まず、Alvarez and Saving (1997) は、1980年代の現職議員は各地区に新たに配分したプログラムの数とそれに伴う支出から選挙上の利益を得ていたことを示し、深刻な財政赤字であってもポークバーレル政治は存在していたことを明らかにした。また、公共事業費の配分に関する分析においても、河川や港湾事業のプロジェクトが必要に応じておらず非効率的な配分が行われており、議員が自らの選挙区に十分な予算を配分するために奔走していたことが指摘された(Wilson 1986)。

さらに、同時多発テロを受けてテロ攻撃などに対応するために創設された国土安全保障省の補助金に関しても、国民一人当たりの選挙人得票数が1%増加すると、国民一人当たりの国土安全保障省による支出が1.3%増えることを示し、国土安全保障省の補助金と大統領選挙の選挙人得票数の間に強い相関があることを明らかにした研究もある(Coats et al. 2006)。

ただし、Stein and Bickers (1994) は、ポークバーレルから全ての議員が同様の利益を得るわけではないことや、利益の分配が有権者の投票行動に与える影響も有権者の政治的な立場によって異なることを指摘し、ポークバーレルと政治との関連を過大評価せず、緻密な研究が求められるとしている。

⁵米国の古典的な研究として、Ferejohn (1974) などがある。

以上のように、米国では、政治家による選挙区への利益の誘導が再選という動機付けによって説明され、現にこうした行動が議員の再選に寄与するところが大きいという知見が示されている。また、このような研究の示唆は、米国のみならず、諸外国にも広く受容されるものである（菊池 2018）。さらに、国庫からの支出や公共事業などの経済政策に関する補助金の配分だけでなく、国民の安全にも関わる国土安全保障省による補助金においてもポークバーレルが行われていることは重要な視座をもたらす。

2－2. 日本の利益誘導の実証研究

次に、選挙制度など個別的な事象を反映した国内の研究を整理する。日本においても補助金の地域間配分と政治の関係に関する研究は盛んであり、補助金や公共投資の配分に自民党による政治的な力が働いていることは、近藤（2013）や斎藤（2010）ら、多くの研究者によって指摘されてきた。

鷺見（2000）は、与党議員による補助金の地域間配分について、「集票仮説」と「応答仮説」、つまり選挙での票を獲得するための手段と、選挙の結果に対する報奨という2つの観点があるとしている。このうち、選挙結果に対する応答も、次の選挙において継続して支持を得るためのものならば、補助金の配分は、やはり再選を目的とした行動であると捉えることができる。

また、補助金の地域間配分は、選挙制度との関連という文脈からも説明されてきた（斎藤 2010）。名取（2022）によると、衆議院の中選挙区制下においては、候補者が政党内で得票を競うため、選挙区内での支持基盤の確立の重要性が増したこと、そして、定数が複数であることから当選に要する得票数は少ないため、広く大勢ではなく一部の有権者に向けた働きかけが重要となったことから、中選挙区制が自民党議員による利益誘導をもたらす主たる原因であるという議論が繰り広げられてきた。一方、小林（2008）は、補助金の地域間配分と自民党の得票率の関連は小選挙区比例代表並立制下においても存在しており、選挙制度に固有のものではないと考えている。

以上の先行研究は、国庫支出金や道路建設をはじめとした公共事業費など、経済政策の一環として配分されている補助金を対象に分析を行ったものであり、補助金と政治との関連については議論の余地はあるものの⁶、自民党議員が補助金の地域間配分に影響を与えていることが指摘された。

他方、経済政策ではなく、特定の目的のために配分される補助金について、分析を行なったものもある。市島（2022）は、新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金が与党得票率または自民党得票率が高い地域に多く配分されており、交付金額は新型コロナウ

⁶ 斎藤（2010）は、公共事業への投資は不可逆的であり、建設の完了後は有権者が継続して支持する動機がなくなると指摘しているほか、有権者は補助金の金額よりも道路の建設など実際に施工される内容に関心を持つということも考えられる（鷺見 2000）。

イルスの感染状況ではなく政治的な要素によって説明されることを明らかにした。

このように、先行研究では本来の目的にかかわらず、補助金が自民党によって政治的に配分されていることが指摘されてきたが、近年多額の予算が割り当てられている防災に関する補助金についての議論はあまりなされていない。そこで、次節では、国土強靭化計画並びに社会资本整備総合交付金に注目することの重要性を示した上で、本稿の理論仮説を提示する。

3. 理論仮説

3-1. 社会資本整備総合交付金の制度背景

2014年に閣議決定された国土強靭化基本計画は、大規模な自然災害に対する備えとして、「強さとしなやかさ」を兼ね備えた社会を構築することを目的としており、経済財政運営と改革の基本方針、いわゆる骨太の方針にも反映される政府の重要課題である⁷。また、2023年からは新たな方針として、デジタルなどの新しい技術を取り入れることや、地域での防災力を強めることを打ち出し⁸、政府は今後も国土強靭化に注力していくことが見込まれる。この点、国土強靭化関係予算の多くは国庫支出金として地方自治体に配分されることから、国土強靭化の政策にかかる政府からの大規模な財政支出は、1990年代から推進してきた地方分権改革を中央集権へと引き戻す効果をもたらしたという指摘もある（森 2018）。

特に、57ある国土強靭化地域計画に基づく支援対象の交付金・補助金（2023年度）のうち、その他と大差をつけて予算規模が最大のものが防災・安全交付金である。防災・安全交付金は、国土交通省所管の個別的な補助金を一元化させた社会资本整備総合交付金の中で、命や安全を守る取り組みの支援を集中的に行うために細分化されたものであり、近年減少傾向にはあるものの毎年1兆円前後が配分されている⁹。実際に、災害予防や国土保全にかかる予算は、社会资本整備総合交付金の創設された2010年に大きく減額されていることから、それらにかかる事業が同交付金によって賄われていることが分かる¹⁰。

森（2018）は、政府の推し進める国土強靭化政策に関する国庫支出金の中で核となる防災・安全交付金は、巨額かつ中央から地方への財政移転という性格を有することから、地方自治体の政策は防災・安全交付金の配分によって強く影響されるとしている。そのため、こうした影響力の大きい補助金は、政治家の利益誘導の手段としても有効であることが考

⁷ https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kokudo_kyoujinka/3kanentokusetsu/pdf/jirei2-1.pdf (2023年11月17日)。

⁸ <https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/resilience/dai73/siryou2.pdf> (2023年11月17日)。

⁹ <https://www.mlit.go.jp/page/content/001603554.pdf> (2023年11月17日)。

¹⁰ 総務省消防庁. 2023.「令和4年版 消防白書 附属資料 33 年度別防災関係予算額」参照。

えられる。

3－2. 社会資本整備総合交付金の政治的配分

これまでの先行研究では、国庫支出金や公共事業費など政府からの支出が、自民党議員の利益誘導の手段として利用され、政治的に配分されていることが指摘されてきた。これらの研究で分析の対象とされてきた補助金は、いずれも予算規模の大きなものであり、配分される金額が多いほど恣意的な操作が行われても見えにくいため、政治的なノイズが介入しやすいと考えられる。また、市島(2022)は、新型コロナウイルスの感染拡大防止、並びに経済的打撃を受けた地方の創生を目的として創設された新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金においても政治的な影響が及んでいる可能性を指摘した。

以上を踏まえると、政府による予算規模の大きい交付金では、その目的にかかわらず、自民党による政治的な裁量が入り込む余地があると考えられる。そこで、本稿では社会資本整備総合交付金を取り上げる。同交付金は、地域の防災や安全確保という政治に影響されない特定の目的を持ち、年間1兆円規模の多額の予算が編成されている防災・安全交付金が半分以上を占めているため、本稿の問題関心に適合的である。社会資本整備総合交付金は、全てが防災や安全確保の取り組みに対して交付されるわけではないものの、過半数が防災・安全交付金であることから、防災が大きな目的の一つであると言える。社会資本整備総合交付金が本来の目的にかかわらず、その性質上、自民党によって政治的な配分が行われているならば、以下の仮説が導出される。

仮説1 国政選挙で自民党議員が選出された市区町村は、災害による被害状況や地域の脆弱性にかかわらず、社会資本整備総合交付金の交付金額が増える。

また、政策決定や予算編成に対して衆議院の与える影響が大きいことから(鷲見2000)、次の仮説も導出される。

仮説2 衆議院議員選挙で自民党議員が選出された市区町村は、災害による被害状況や地域の脆弱性にかかわらず、社会資本整備総合交付金の交付金額が増える。

4. データと方法

4－1. データ

上記の理論仮説を検証するために、「地方財政状況調査」に基づき、2013年から2021年

に交付された社会資本整備総合交付金の交付金額を集計した、特別区を含む市区町村パネルデータを構築した。

本稿の分析に用いる従属変数は、本来ならば防災・安全交付金を用いるのが望ましいが、データの制約上、市区町村別のデータが公開されている社会資本整備総合交付金を用いる。社会資本整備総合交付金は、半分以上を防災・安全交付金が占めており、その割合は上昇傾向にある。そのため、防災を主たる目的の一つとする交付金として説明されうる。

理論的に関心のある独立変数として、市区町村別の衆議院、参議院それぞれの自民党議員数と国会議員全体の自民党議員数を用いる。衆議院の自民党議員数は、「衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調」に基づき、自民党議員が小選挙区選挙において当選、または比例代表選挙において復活当選した場合に 1、そうでない場合は 0 とし、選挙区に含まれる市区町村ごとに集計を行った¹¹。また、参議院の自民党議員数は、「参議院議員通常選挙結果調」に基づき、選挙区選挙にて選出された自民党議員数を選挙区定数で

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
$\log(\text{一人当たり社会資本整備総合交付金})$	社会資本整備総合交付金 ÷ 人口で算出し、自然対数化した値。	「地方財政状況調査」、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
自民党議員数	衆議院自民党議員数 + 参議院自民党議員数。	「衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調」、「参議院議員通常選挙結果調」
衆議院自民党議員数	衆議院選挙の小選挙区選挙において当選、または比例代表選挙において復活当選した場合に 1、そうでない場合に 0 として集計した自民党議員数。	「衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調」
参議院自民党議員数	参議院選挙の選挙区選挙で当選した自民党議員数 ÷ 選挙区定数。	「参議院議員通常選挙結果調」
財政力指数	基準財政収入額 ÷ 基準財政需要額。	「地方財政状況調査」
$\log(\text{一人当たり前年度災害復旧事業費})$	前年度の災害復旧事業費 ÷ 前年度の人口で算出し、自然対数化した値。	「災害統計」、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
$\log(\text{一人当たり前年度水害被害額})$	前年度の水害被害額 ÷ 前年度の人口で算出し、自然対数化した値。	「水害統計調査」、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
15歳未満人口割合	15歳未満の人口 ÷ 総人口 × 100。	「国勢調査」
65歳以上人口割合	65歳以上の人口 ÷ 総人口 × 100。	

¹¹ 一つの市区町村に複数の選挙区が含まれている場合、加重平均を用いるのが望ましいが、集計の都合上、自民党議員が選出された選挙区が市区町村に一つでも含まれるならば 1 として数える。

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(一人当たり社会資本整備総合交付金)	15669	1.9089	1.0185	0	7.3949
自民党議員数	15669	1.5035	0.4875	0	2
衆議院自民党議員数	15669	0.9161	0.2773	0	1
参議院自民党議員数	15669	0.5874	0.3723	0	1
財政力指数	15669	0.5031	0.2850	0.0500	2.2100
log(一人当たり前年度災害復旧事業費)	15669	0.4087	0.9217	0	8.0470
log(一人当たり前年度水害被害額)	15669	0.9034	1.3949	0	8.9934
15歳未満人口割合	15647	11.8738	2.4351	0	23.4570
65歳以上人口割合	15647	31.5472	7.7662	9.1920	100

割った値を用いる。国会議員全体の自民党議員数は、上記で集計したものを合算した値を用いる。

次に統制変数として、社会資本整備総合交付金の中でも、特に防災・安全交付金に対する需要量を考慮するため、「災害統計」に基づく前年度の国土交通省及び農林水産省所管の災害復旧事業費を合算した災害復旧事業費と、「水害統計調査」に基づく前年度の水害被害総額を用いる。

また、経済・社会的な環境を統制する変数として、「地方財政状況調査」に基づく財政力指数と、「国勢調査」に基づく15歳以下人口割合、65歳以上人口割合を投入する¹²。15歳以下人口割合、65歳以上人口割合については、国勢調査に依拠した5年単位のデータであるため、各年の直近の値であることに注意されたい。

なお、社会資本整備総合交付金と水害被害総額、災害復旧事業費の単位は千円であり、それぞれ「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」に基づく住民一人当たりの金額に基準化し、自然対数化したものを用いる。以上の分析に用いる変数の説明を表1に、それらの変数群の記述統計を表2に示す。

4－2. 推定方法

上記の通り、自然対数化した住民一人当たりの社会資本整備総合交付金を従属変数、衆議院及び参議院における自民党議員数を独立変数として、固定効果モデルに基づくパネルデータ分析を行った。固定効果モデルでは、個体や時間ごとの固有の要因が統制されるため、市区町村から選出される自民党の議員数に変化があった場合に、その市区町村に配分される社会資本整備総合交付金にどのような変化が見られるのか明らかにすることができる。また、選挙制度を考慮すると都道府県より小さな単位での分析が望まれるため(近藤2013)、特別区を含む市区町村単位での分析を行った。

¹² 国勢調査の結果に基づき、原子力災害による帰還困難区域を含む市区町村は欠損値となっている。

5. 分析結果

表3は、衆議院と参議院、及び国会議員全体の自民党議員数の変化が、社会資本整備総合交付金の交付額の変化に与える効果を検証したものである。Model 1から、国政選挙で選出される自民党議員数が増加した市区町村では、社会資本整備総合交付金の交付金額が統計的に有意に増加していることが確認された。また、Model 2では、衆議院の自民党議員数が増えると、社会資本整備総合交付金の配分を増加させており、10%水準で統計的に有意であった。このことから、社会資本整備総合交付金も、これまで指摘されてきた国庫支出金や公共投資にかかる補助金と同様に、自民党議員、特に衆議院自民党議員の政治的裁量が働いていると考えられる。

加えて、Model 1～3いずれにおいても、財政力指数が高まると社会資本整備総合交付金

表3 自民党議員数が社会資本整備総合交付金の配分に与える効果

	従属変数 log(一人当たり社会資本整備総合交付金)					
	Model 1	Model 2	Model 3			
自民党議員数	0.0596 (0.0270)	*				
衆議院自民党議員数		0.0873 (0.0450)	†			
参議院自民党議員数			0.0365 (0.0298)			
財政力指数	-0.5827 (0.2919)	*	-0.5864 (0.2918)	*	-0.5832 (0.2928)	*
log(一人当たり前年度災害復旧事業費)	0.0006 (0.0113)		0.0019 (0.0113)		0.0009 (0.0113)	
log(一人当たり前年度水害被害額)	-0.0005 (0.0065)		-0.0009 (0.0065)		-0.0004 (0.0065)	
15歳未満人口割合	-0.0730 (0.0163)	***	-0.0721 (0.0162)	***	-0.0730 (0.0163)	***
65歳以上人口割合	-0.0039 (0.0091)		-0.0034 (0.0091)		-0.0032 (0.0090)	
時間効果	Yes		Yes		Yes	
個体効果	Yes		Yes		Yes	
調整済みR ²	0.6554		0.6554		0.6551	
N	15647		15647		15647	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は市区町村ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

の交付金額は統計的に有意に減少している一方で、前年度の災害復旧事業費や水害被害額は、社会資本整備総合交付金の交付金額の変化に対して統計的に有意な効果は与えていない。これは、社会資本整備総合交付金は、地域の防災や安全確保を目的の一つにしているにもかかわらず、自然災害による被害状況や地域の脆弱性に依拠せず、その他の要因に基づいて配分されている可能性を示唆している。これらの結果は仮説1・2に整合的である。

前述の通り、社会資本整備総合交付金には、通常の社会資本整備総合交付金と防災・安全交付金の2つが含まれており、前者は公共投資の側面を持つ。しかし、それらの割合は概ね3:7~4:6となっており、防災・安全交付金が過半数を占める交付金において、自然災害による被害状況や地域の脆弱性に基づいた配分がされていないことは、制度の運用の実態として再考の余地があると考える。

6. 結論

本稿では、社会資本整備総合交付金を取り上げ、2013年から2021年までの市区町村パネルデータを用いて、自民党議員数が同交付金の地域間配分に与える効果を明らかにした。分析結果からは、社会資本整備総合交付金の地域間配分においても自民党議員、特に衆議院の自民党議員による影響が見られ、政治的に配分されていることが示唆された。また、同交付金には地域の防災・減災や安全確保を目的とする防災・安全交付金が含まれているにもかかわらず、自然災害による被害額や災害復旧事業費は交付金の配分に影響を及ぼしていないことが明らかになった。

他方で、こうした補助金について、関連する事業主などでない限り、各自治体に配分される金額やその存在すら知らない有権者が多いと考えられる。また、Healy and Malhotra (2009)は、有権者は災害に備えるための支出より災害後の救援に対する支出に対して報酬を与えるということを明らかにしている。以上のことから、有事に備える防災などを目的とした補助金では情報の非対称性が生まれやすく、政治家による非効率的な配分が行われやすいと考えられる。

しかし、防災や減災は国民の生活や命に関わる課題であり、こうした補助金の地域間配分に政治的な影響が及ぶことは望ましくない。加えて、防災や減災を目的とする補助金が多額に配分される場合、モラルハザードが発生し、補助金が意図するものとは真逆の効果を生んでしまう可能性がある。そのため、そういった補助金では、正確に計測された各自治体の需要量に基づき、厳格に配分される制度が求められる。

決定プロセスが画一的であり、政治的裁量の介在しにくい制度の例として、本稿の分析で統制変数にも用いた災害復旧事業費が挙げられる。災害復旧事業費は、地方自治体による災害復旧申請に基づく災害査定が行われ、必要に応じて厳格に決定されている¹³。地方

¹³ https://www.mlit.go.jp/river/bousai/hukkyu/shinsei/S_1/aramashi_r3.pdf (2023年11月17日)。

自治体の申請に基づき補助される金額が決定されるという点では社会資本整備総合交付金と一致しているものの、その後、査定が行われて最終的な決定がなされるという点で違いがある。ここでの災害査定とは、地方自治体などの申請者と主務省の査定官、財務局の立会官の3者が現地に赴いて行われるものである。ただし、査定前に工事に着手することも可能であるため、迅速な災害復旧を損なわない。多額の予算が割り当てられ、地域の防災や安全な生活空間の確保に大きく関わる社会資本整備総合交付金の決定過程においても、こうした第三者による査定や評価を踏まえた厳格な配分方式が求められる。

7. 参考文献

- 市島宗典. 2022. 「新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金の配分に関する検証—補助金配分研究の枠組みで説明しうるか」『公共選択』78: pp.41-53.
- 菊池啓一. 2018. 「ブラジルにおける「行政府主導型ポーク・バレル」の分析に向けた予備的考察—非営利団体への財政移転の事例を念頭に」上谷直克編『途上国の分配政治研究に向けた予備的考察』独立行政法人日本貿易振興機構アジア経済研究所, pp.14-28.
- 小林良彰. 2008. 『制度改革以降の日本型民主主義—選挙行動における連続と変化』木鐸社.
- 近藤春生. 2013. 「道路投資における政治的要因の実証分析」『西南学院大学経済学論集』47(3・5): pp.41-63.
- 斎藤淳. 2010. 『自民党長期政権の政治経済学—利益誘導政治の自己矛盾』勁草書房.
- 名取良太. 2002. 「選挙制度改革と利益誘導政治」『選挙研究』17: pp.128-144.
- メイヒュー, ディヴィッド, 岡山裕訳. 2013. 『アメリカ連邦議会—選挙とのつながり』勁草書房.
- 森裕之. 2018. 「国土強靭化政策と地方自治—地方財政の視点から」『地域経済学研究』35: pp.1-10.
- 鷺見英司. 2000. 「補助金の地域配分における政治・官僚要因の検証」『三田学会雑誌』93(1): pp.33-50.
- Alvarez, R. Michael and Jason L. Saving. 1997. "Deficits, Democrats, and Distributive Benefits: Congressional Elections and the Pork Barrel in the 1980s." *Political Research Quarterly* 50(4): pp.809-831.
- Healy, Andrew and Neil Malhotra. 2009. "Myopic Voters and Natural Disaster Policy." *American Political Science Review* 103(3): pp.387-406.
- Stein, Robert M. and Kenneth N. Bickers. 1994. "Congressional Elections and the Pork Barrel." *The Journal of Politics* 56(2): pp.377-399.
- Ferejohn, John A. 1974. *Pork Barrel Politics: Rivers and Harbors Legislation, 1947-1968*. Stanford University Press.

Wilson, Rick K. 1986. "An Empirical Test of Preferences for the Political Pork Barrel: District Level Appropriations for River and Harbor Legislation, 1889-1913." *American Journal of Political Science* 30(4): pp.729-754.

Coats, R. Morris, Karahan, Gökhan, and Robert D. Tollison. 2006. "Terrorism and Pork-Barrel Spending." *Public Choice* 128: pp.275-287.

第5章

女性候補者の存在は女性有権者の投票参加を促すか —政令指定都市パネルデータに基づく実証分析—

戸谷 はるか

要約

本稿では、地方議会選挙における女性の候補者の割合と、その議員が出馬した選挙区における女性有権者の投票率の関連について考察する。先行研究に基づくと、日本ではそもそも女性議員・候補者と女性の投票率の関連を統計分析した事例が少なく、女性政治家の効果に関する検証が乏しい。海外においても、研究対象国によって分析結果が異なり、一貫性に欠ける。本稿では、日本の政令指定都市における統一地方選挙の過去 5 回分のデータを用いたパネルデータを構築した上で、選挙区レベルでの女性候補者と女性投票率の関連を検証した。分析結果からは、女性の候補者と有権者全体の投票率に正の相関が見られた。しかし、女性候補者・女性議員割合が、女性の投票率のみを高めるという統計的に有意な結果は見られなかった。地方議会選挙における女性の出馬は、男女問わず有権者の政治的な関心を高め、全体としての投票参加を促す可能性を示唆する。このことは、国民の政治的関心を向上させるという観点から、女性の立候補の促進に大きな政策的意義を認めるものと考えられる。

1. はじめに

近年、女性就業者の増加や要職での女性の起用増加など、女性の社会進出はあらゆる分野で進んでいる。政治分野においても、今年の 4 月に行われた統一地方選挙では女性の当選者の割合が過去最高を記録した（堀内 2023）。しかし、政治分野における女性の参画は、世界的に見るとその他先進国から大きく遅れをとっている。世界経済フォーラム主催の「ジェンダーギャップ指数 2023」によると、政治分野において日本は 146 カ国中 138 位であり、昨年の 139 位から改善が見られない¹。特に政治分野の小項目 3 つ²のうちの 1 つ、国会議員（衆議院議員）の男女比は 131 位と 3 項目の中で最も低かった。実際に、現在の衆議院議員における女性の割合は、令和 5 年 4 月時点で 10%、参議院でも 26% と、有権者のうちの

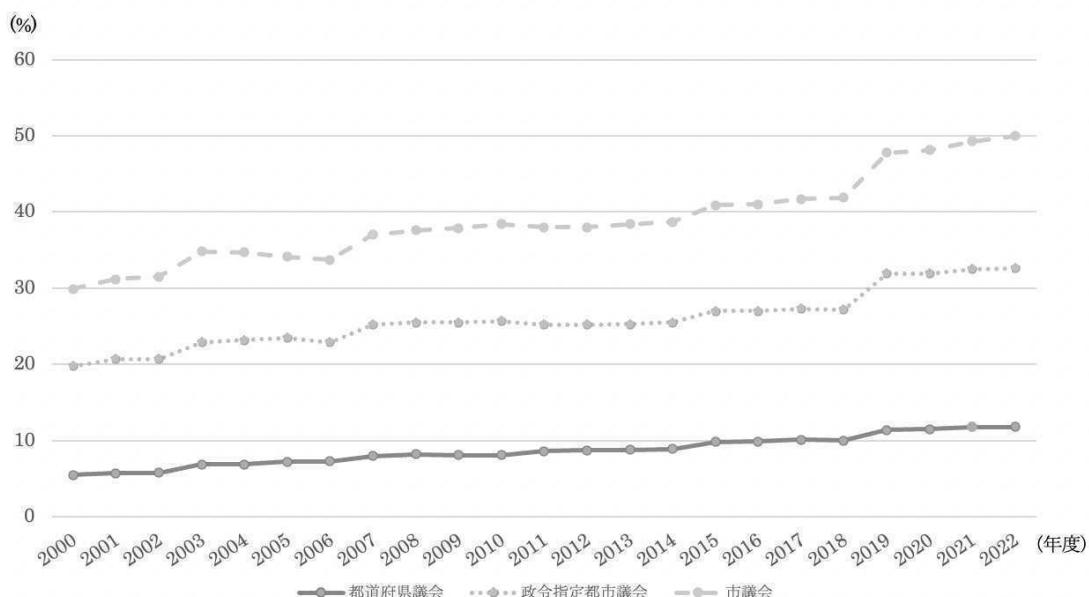
¹ https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2023.pdf (2023 年 11 月 5 日)。

² 政治分野の小項目として、「国会議員の男女比」「閣僚の男女比」「過去 50 年の首相の男女比」の 3 つがある。

57%を女性が占めている社会の縮図になっていない³。地方議会レベルでも女性の割合は、都道府県議会で 11.8%、市区町村議会では 15.4%であり、令和 3 年 12 月時点で女性議員が 1 人もいない都道府県議会はないものの、市区町村議会ではまだ 15.8%も存在しているという⁴。

また、一方では、有権者の投票率の低下一すなわち政治参加の遅れも問題になっている。表 2 は、統一地方選挙の男女別投票率の推移を示したものであるが、都道府県議会議員、市区町村議会議員を選ぶどちらの選挙の投票率も年々低下しており、2011 年を境に 50%を下回っている。候補者・有権者の両方のレベルで女性の政治参加が遅れていることは、女性の声が政治に反映されにくいなど、政治的代表の観点から大きな課題である⁵。したがって、本稿は、この二つの問題を結びつけて考える。具体的には、女性の候補者が存在することが、有権者の投票参加、特に女性の投票率を引き上げる要因になるのかを考察していく。

表 1 地方議会における女性比率の推移



出典：男女共同参画局公表データより著者作成⁶。

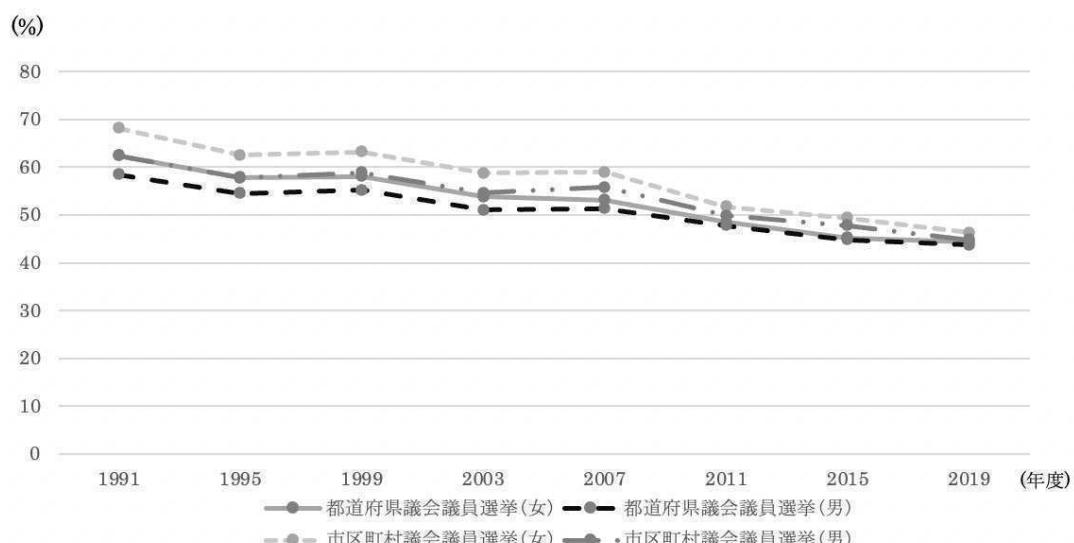
³ https://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/wg-nwec/pdf/wg_01.pdf (2023 年 11 月 5 日)。

⁴ <https://www.gender.go.jp/research/kenkyu/sankakujokyo/2022/pdf/1-2-a-1.pdf> (2023 年 11 月 17 日)。

⁵ しかし、先行研究では、女性比率を向上させることが女性の利益など女性の代表としての機能を果たすとは限らず、ただ単に女性を増やせば良いというわけでもないとも指摘されている（三浦・衛藤 2014）。

⁶ <https://www.gender.go.jp/research/kenkyu/sankakujokyo/2022/pdf/1-2-a-1.pdf> (2023 年 11 月 17 日)。

表2 地方議会における男女別投票率の推移



出典：総務省選挙部公表データより著者作成⁷。

実際、既存研究では、女性の記述的代表⁸と女性の政治参加の関連が議論されている。日本では、女性の首長の存在が、その地域の審議委員議員や自治会長の女性比率と正の相関があることが示唆されているが（安部 2022）、インドでも女性の地方議会への当選が一般的な女性の政治参加を後押しするとの結果が示されている（Beaman et al. 2009）。しかし、アメリカでは、女性が公職につくことによる、女性の投票率への影響はないとの見解（Broockman 2014）など、その結果はまちまちである。

以上のように、女性の記述的代表と女性の投票率との関係については様々な研究が行われているが、日本を事例とした研究は数が少ない。ジェンダーギャップ指数に示される通り、先進国の中でも女性の社会進出が進んでいない日本では、女性の記述的代表の影響は大きいのだろうか。本稿では、政令指定都市の行政区別の選挙結果データを用いて、女性候補者の出馬が女性投票率に与える効果を検証した。分析結果からは、女性候補者が多い行政区であるほど、その行政区の全体の投票率が統計的に有意に高まる傾向が示された。一方で、女性の出馬の増加が、女性の投票率だけを引き上げる効果は見られなかった。女性の出馬を促すことは、住民の政治関心や政治参加を高める意味で、投票啓発としても意義深いものであると考えられる。

2. 先行研究

⁷ https://www.soumu.go.jp/main_content/000786840.pdf (2023年11月17日)。

⁸ 女性が政治参加をする意義として、実際の社会の構図を反映するように政治機関の女性議員の割合も増やしていくべきという考え方である。

女性の記述的代表が与える影響については、主に海外で研究が多くなされている。世界価値観調査と国レベルの追加変数を用いて、内閣に占める女性の割合がその国の女性の政治参加に与える影響を検証した研究では、内閣における女性の割合が高いほど、投票など比較的コストのかからない政治的活動から、請願書への署名、平和的デモまで、幅広い政治的な参加を増加させることがわかった (Liu and Banaszak 2016)。また、先述した通り、インドでは、地方や地域の政治団体に女性が選出されることでその他女性の投票率や立候補意欲を向上させるという研究も存在する (Beaman et al. 2009)。

一方で、そのような女性の記述的代表の影響を否定する研究も見られる。アメリカで3,813の州議会選挙のデータを用いて、女性候補者の当選が他の女性の政治参加に与える影響を検証した論文では、それらに因果関係がないと結論づけられている (Broockman 2004)。このような結果の相違については、女性の活躍が少ないインドでは、女性が政治的ポジションにつくことには大きな影響があるが、女性が政治的要職につき、その存在を国民が十分に知っているアメリカにおいてはそうした象徴的な影響が少ないのでないかと説明がなされている。

しかし、同じアメリカにおける研究でも、女性国会議員が多い場所では、特に思春期の女性が政治について友人と議論し、大人になっても政治に参加する意向を持つ可能性が高いことを示す研究もある (Wolbrecht and Campbell 2007)。また、女性の政治意識を向上させるには、議員の数ではなく、メディアでの注目が重要であるという指摘もある (Campbell and Wolbrecht 2006) など、結論はまちまちである。

このように、海外を中心に、女性が政治的地位に就くことによる女性の政治参加への影響については様々な研究が進められてきている。しかし、その結果は国の政治体制や女性活躍の進度に依拠する部分が多く、日本に応用できるとは言い難い。日本国内において、女性の記述的代表は女性の政治参加にどのような影響を与えているのだろうか。

3. 理論仮説

女性の記述的代表はなぜ女性の投票率を増加させるのか。その理論的メカニズムとしては以下のものが考えられる。

第一に、女性議員の存在が象徴的な意味を持ち、女性の選挙への参加意欲を高める可能性がある。インドでは、地方や地域の政治団体に女性が選出されることでその他女性の投票率や立候補意欲を意欲が向上し (Beaman et al. 2009)、アメリカでは内閣において、女性議員が占める割合が大きいほど、特に若い世代において女性が友人と政治について議論する機会が増加し、政治活動への参加も増える (Wolbrecht and Campbell 2007) など、海外を調査対象にした論文の多くが女性議員のロールモデル効果を支持している。

第二に、女性が自身の出馬する選挙区の女性を支援者として動員することで、女性投票率を向上させるメカニズムが考えられる。アメリカの民主党、共和党女性議員を対象にした調査では、両党の女性議員は、男性議員に比べ、議会外の女性団体から選挙活動の支援を受ける傾向が高いことが判明した⁹。また、両党の女性議員が議会内外でも女性コミュニティとの関係を重要視し、ほとんどの女性議員が最低一つの女性団体に所属しているという。そのように、女性議員が自身の支持基盤として、女性団体との関係を持つことは重要であり、女性団体のメンバーを通じた一般女性の投票動員につながるのではないかと考えられる。

第三に、有権者は同性の候補者を支援しやすく、女性の候補がいることにより、女性の投票率が上がる可能性がある。特に日本の地方議会選挙で採用されている中選挙区制は、定数が 2 以上であり、候補者の所属政党以上に候補者個人の属性が投票の要因になりやすいとされる (Carley and Shugart 1995)。その場合、候補者の性別が投票の基準として採用されることで、女性が女性の候補者に投票しやすく (Dolan 2008)、女性の候補者の出馬が女性の投票参加を促す可能性が考えられる。

これら三つのメカニズムから、次のような仮説が導出できる。

仮説 1 女性候補者が多い選挙区ほど、女性有権者の投票率が高い。

4. データと方法

4-1. データ

上記の仮説を検証するために、本稿では、政令指定都市の直近 5 回分の選挙結果—全候補者 8,462 名、862 選挙区のデータを用いて分析を行う。統一地方選挙では、2007・2011・2015・2019・2023 年の 5 回が対象となる。データは、総務省の「地方選挙結果調」や各市区選挙管理委員会発行の「選挙結果調」及び「選挙の記録」であり、全選挙区の女性候補者数、全体候補者数、性別、当落などの変数を入手した。そのほか、選挙ドットコム¹⁰、朝日新聞デジタル¹¹から補足的にデータを得た。なお、政令指定都市の中では、静岡市と北九州市は、統一地方選挙時に議会選挙が行われないが、パネルデータ上は、直後の統一地方選挙と同一のタイミングで行われたものとみなして、同一の年度ダミーを割り振った。

従属変数

⁹ <https://cawp.rutgers.edu/sites/default/files/resources/stlegpastpresentfuture.pdf> (2023 年 11 月 17 日)。

¹⁰ <https://go2senkyo.com/local> (2023 年 11 月 17 日)。

¹¹ <https://www.asahi.com/senkyo/local/2023/koho> (2023 年 11 月 17 日)。

従属変数には、全 862 選挙区の女性の投票率と全体の投票率の両方を用いた。

独立変数

独立変数には、全 862 選挙区の女性の候補者割合を用いた。女性の候補者割合は各選挙区の候補者に占める、女性候補の割合を指す。また、女性の候補者割合のみならず、女性の候補者の有無が女性の投票率に与える影響も検討するため、女性の候補者がいる場合を 1、そうでない場合を 0 とするダミー変数を作成した。加えて、現職の女性議員の割合が女性の投票率に与える影響を調べるため、選挙前の各選挙区選出の女性の現職議員割合も計算した。

次に、統制変数については、先行研究に倣い、総人口、高齢化率を投入した。加えて、選挙の構図の影響を統制するため、全体の投票率や候補者数も統制変数として投入した。総人口と高齢化率は「国勢調査」のデータを用いた。特に「国勢調査」に基づくデータは、選挙実施年の直近の調査のデータを採用した。

表 3 は、今回の分析で使用するデータの記述統計である。女性投票率並びに全体投票率に関しては、無投票の選挙区が含まれるため、観測数が他の変数とは異なる。

表 3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
女性議員数	862	1.3039	1.1973	0	9
候補者数	862	9.8167	5.8529	2	67
女性候補者割合	862	0.1977	0.1431	0	1.3333
女性議員割合	862	0.1909	0.1703	0	2
女性投票率	833	45.5802	7.5631	25.5100	78.6200
全体投票率	833	44.9468	7.3616	25.1400	77.8600
log (総人口)	862	11.8707	0.4619	10.1934	13.5049
高齢化率	862	23.1432	4.7719	10.5700	45.5850

4 – 2. 分析手法

本稿では、女性候補者の割合と女性の投票率の関連をパネルデータ分析によって推定する。具体的には、行政区の固定効果と、選挙年度の固定効果を統制した二方向固定効果モデルを用いて、選挙区や年度の異質性を統制した上で、女性候補者の効果を明らかにする。

5. 分析結果

5-1. 女性候補者割合と女性投票率の関連

表4は、行政区における女性の候補者割合と女性の投票率の関連を推定する固定効果モデルの結果をテーブルにまとめたものである。表4では、行政区の個体効果を統制した上で、全体投票率などの統制変数を投入しないモデルでのみ、女性候補者割合が女性投票率に統計的に有意に正の関連を持っていた。しかし、統制変数を投入した場合、仮説とは異なり、全体投票率を一定とすると、女性の候補者割合の係数は負で統計的に有意ではなかった。

そこで、表5では全体投票率を従属変数として、女性候補者割合との関連を検証した。その結果、女性候補者割合は、行政区の固定効果を統制したモデルでは、統制変数の有無にかかわらず、全体投票率に5%水準で有意に正の関連が見られた。

以上の分析結果からは、女性の候補者割合の増加は、女性の投票参加だけでなく、有権者全体の投票参加を促すことが示唆される。

5-2. 女性候補者の有無と女性の投票率の関連

表6は、女性候補者の有無と投票率との関連を固定効果モデルで推定したものである。Model2では、全体投票率を統制すると、女性候補者の有無は女性投票率に10%水準で負

表4 女性候補者割合と女性の投票率との関連（固定効果モデル）

	従属変数 女性投票率			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
女性候補者割合	-2.3190 (2.8100)	-0.4961 (0.4069)	2.7380 (1.2120)	* (0.1913)
log(総人口)		0.4334 (0.2480)		0.8892 (0.6080)
候補者数		-0.0186 (0.0123)		-0.0091 (0.0094)
高齢化率		0.0355 (0.0320)		0.0115 (0.0304)
全体投票率		1.0020 (0.0079)	***	0.9844 (0.0161) ***
時間効果	YES	YES	YES	YES
固定効果	NO	NO	YES	YES
調整済みR ²	0.0023	0.9762	0.0074	0.9620
N	833	832	833	832

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は行政区ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表5 女性候補者割合と全体の投票率との関連（線形回帰モデル）

	従属変数 全体投票率			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
女性候補者割合	(1.7320) (2.8060)	0.7886 (2.4840)	3.0420 (1.2220)*	2.6620 (1.0720)*
log(総人口)		0.8164 (1.3630)		5.2460 (5.4560)
候補者数		(0.0641) (0.0725)		0.5433 *** (0.1051)
高齢化率		0.5753 (0.1119)***		(0.5194) (0.1483)
時間効果	YES	YES	YES	YES
固定効果	NO	NO	YES	YES
調整済みR ²	0.0013	0.1007	0.0092	0.1391
N	833	832	833	832

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は行政区ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表6 女性候補者の有無と投票率の関連（線形回帰モデル）

	従属変数			
	女性投票率		全体投票率	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
女性候補者の有無	1.0010 (0.6484)	-0.1184 (0.0689)†	1.146 (0.6241)†	0.9718 (0.5372)†
log(総人口)		0.8303 (0.5756)		5.6800 (5.4960)
候補者数		(0.0070) (0.0095)		0.5253 *** (0.1026)
高齢化率		0.0117 (0.0298)		(0.5234) (0.1480)
全体投票率		0.9846 (0.0163)***		
年度	YES	YES	YES	YES
行政区	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.0068	0.9621	0.0090	0.1384
N	833	832	833	832

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は行政区ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

の影響があるものの、全体投票率に対しては、やはり 10%水準で統計的に正の影響があった。

5 – 3. 現職女性議員割合と女性の投票率の関連

表7 現職女性議員割合と投票率の関連（線形回帰モデル）

	従属変数			
	女性投票率		全体投票率	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
現職女性議員割合	0.8634 (1.2880)	(0.1422) (0.1806)	1.0320 (1.3240)	0.9265 (1.1560)
log(総人口)		0.9684 (0.6152)		5.1070 (5.5330)
候補者数		(0.0080) (0.0092)		0.5414 *** (0.1074)
高齢化率		0.0109 (0.0308)		(0.5408) (0.1531)
全体投票率		0.9835 (0.0165)	***	
年度	YES	YES	YES	YES
行政区	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.0010	0.9615	0.0014	0.1312
N	811	811	811	811

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は行政区ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表7は、現職の議員に占める女性議員の割合と投票率との関連を同様に固定効果モデルで推定したものである。表7によると、女性投票率、全体投票率のいずれも、現職議員の女性割合が投票率に与える影響は統計的に有意なものでないという結果になった。

現職の議員が象徴的な意味を持ったり、動員努力を行ったりするというよりは、選挙区に女性の候補者がいるか否かが重要であると考えられる。

6. 結論

本稿では、政令指定都市における過去5回分の選挙結果に関するデータを用いて、日本の行政区における女性候補者割合と女性の投票率との関連について検討した。その結果、女性候補者の割合は、女性の投票率を全体の投票率に比べて押し上げる効果はないものの、全体の投票率には統計的に有意な正の関連が見られることが明らかになった。また、女性候補者の有無に関しても、女性候補者が一人以上いる行政区に関しては、全体の投票率の向上が見られた。女性候補者の存在が、女性の投票率を引き上げるという当初の仮説は否定されたものの、女性が候補者として立候補することで、男女を問わず、有権者の政治関心を引き上げ、投票率の向上につながったと考えられる。さらに、現職の女性議員の割合が投票率に与える影響に関しては、女性投票率、全体投票率のいずれとも統計的に有意な関連は見られなかった。これは、現代の日本では、女性議員が女性にとってのロールモデルとして象徴的な意味を持たないためではないかと考えられる。本稿は、行政区レベルにおける女性候補者の

割合が女性有権者ではなく、有権者全体の投票率を高める可能性があるという点で、意義深いものだとえるだろう。投票率の低下が社会問題として問題視される中で、女性の立候補が市民の政治参加を喚起すると考えられる。理論的解釈にはより詳細な分析が必要になるが、女性の候補者の存在は、選挙競争を活発化させて、男性・女性双方の選挙に対する関心を引き起こす可能性があるかもしれない。女性の立候補の障壁を取り除き、女性の立候補を促進することが、投票率の低下を防ぐという意味でも政策的に重要と言える。

そこで最後に、女性の立候補を促進させるための方策について整理する。まず、現在日本に女性候補者が少ない理由としては、主に2点が挙げられる。第一に、女性は男性に比べ政治的関心が低く、立候補する意欲のある人が少ない傾向にある（増山 2007）。これに対する説明としては、性別役割分業意識が現在でも存在していることから、政治的リーダーには男性がよりふさわしいという社会規範が共有されてしまっていることが考えられる。それゆえ、女性の立候補意欲を削ぐことにつながっているとされる（Fox and Lawless 2005）。第二に、選挙活動に必要な資源が男性に比べて十分でないことがある。性別役割分業意識から家族などの支援を受けにくいこと（金子 2010）や、男性に比べ学歴が低いなど経済的資源が不足しやすいこと（増山 2007）、そして家事・育児との両立のため時間的な制約も多い（LeBlanc 1999）など多方面での資源の欠如により、女性の立候補が阻まれている。

女性の立候補に対して多くのハードルがある中、女性の立候補を促すための方策として、政党の女性候補者に対する支援の拡充が挙げられる。地方選挙においても、選挙区の人口が大きい場合、有権者はより政党名を判断材料として投票を行う（松林・上田 2012）ため、政党の公認や推薦を受け、政党ラベルを獲得することが選挙活動に必要な資源を補填する重要な要素となる。また、資金面に関しても、政党のサポートが受けられるため、人口の多い地区では政党所属の女性候補者が誕生しやすい（松林・上田 2012）。実際、自由民主党が「女性候補者支援制度」や「子育て・介護支援制度」を設けており¹²、立憲民主党も独自の女性支援制度を設立する¹³など、女性の金銭的制約や家事による時間的制限を緩和するため、支援に動き出している政党も数多い。地方議会ではいかに地方議員の政党化を進めるのかが女性の候補者の増加にとって重要である。一方、既に政党化している国会においては、政党に女性の擁立を一定数義務付ける政党クオータ制度の導入が、より本質的な問題解決に繋がるものと考えられる。

7. 参考文献

金子優子. 2010. 「日本の地方議会に女性議員がなぜ少ないのか—山形県内の地方議会についての一考察—」『年報政治学』61(2): pp.151-173.

¹² <https://www.jimin.jp/news/information/206393.html> (2023年11月17日)。

¹³ https://koubo2022.cdp-japan.jp/female_candidates (2023年11月17日)。

- 堀内匠. 2023. 「この1年における自治体選挙の動向（2022年5月から2023年4月）」『自治総研』538: pp.35-63.
- 増山幹高. 2007. 「女性の政界進出：国際比較と意識調査」川人貞史・山元一編『政治参画とジェンダー』 321-345.
- 松林哲也・上田路子編. 2012. 「市町村議会における女性の参入」『選挙研究』28(2): pp.94-109.
- 三浦まり・衛藤幹子編. 2014. 『ジェンダー・クオーター世界の女性議員はなぜ増えたのか』明石書店.
- Beaman, Lori, Chattopadhyay, Raghabendra, Duflo, Esther, Pande, Rohini, and Petia Topalova. 2009. "Powerful Women: Does Exposure Reduce Bias?" *The Quarterly Journal of Economics* 124(4): pp.1497-1540.
- Broockman, David E. 2014. "Do Female Politicians Empower Women to Vote or Run for Office? A Regression Discontinuity Approach." *Electoral Studies* 34: pp.190-204.
- Carey, John M. and Matthew S. Shugart. 1995. "Incentives to Cultivate a Personal Vote: A Rank Ordering of Electoral Formulas" *Electoral Studies* 14(4): pp.417-439.
- Dolan, Kathleen. 2008. "Is There a 'Gender Affinity Effect' in American Politics? Information, Affect, and Candidate Sex in U.S House Elections." *Political Research Quarterly* 61(1): pp.79-89.
- Fox, Richard L. and Jennifer L. Lawless. 2010. "If Only They'd Ask: Gender, Recruitment, and Political Ambition." *Journal of Politics* 72(2): pp.310-36.
- LeBlanc, Robin M. 1999. *Bicycle Citizens: the Political World of the Japanese Housewife*. University of California Press.
- Liu, Shan-Jan S. and Lee Ann Banaszak. 2016. "Do Government Positions Held by Women Matter? A Cross-National Examination of Female Ministers' Impacts on Women's Political Participation." *Politics & Gender* 13(1): pp.132-162.
- Wolbrecht, Christina and David E. Campbell. 2007. "Female Members of Parliament as Political Role Models." *American Journal of Political Science* 51(4): pp.921-939.

第6章

東日本大震災は有権者の政策選好を変えたのか

齊藤 菜々子

要約

2011年に発生した東日本大震災は東北地方、そして日本全国に甚大な被害をもたらした。災害が発生すると市民の行動が変化するという知見は多いものの、災害が政治的態度に与える影響については用いるデータや分析デザインによって異なる結論が導かれている。そこで本稿では、2009年、2012年、2014年の東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査の有権者調査と東日本大震災の被害データを用いて、東日本大震災が有権者の政策選好に与えた影響を明らかにする。有権者は震災の被害や社会状況の変化によって政策選好を変化させることを理論的に考察した上で、被災者は震災後どのように政策選好を変化させたのか検証した。分析結果から、被災者は震災後リベラルな方向に政策選好を変化させたこと、政策選好の変化は短期的である可能性が高いことが明らかになった。このことから、一般的な理解とは異なり、震災は対外脅威認識を高めて社会を不安定化させるというよりは、有権者の協調行動を促すものと理解される。

1. はじめに

災害の発生時には、犯罪などの反社会的行動の増加が問題視される。例えば、2005年にアメリカで発生したハリケーンカトリーナがメキシコ湾に直撃した際には、ニューオーリンズで殺人率が上昇したことを示す研究がある (Frailing et al. 2015)。実際に日本でも1923年の関東大震災発生時に、流言を信じた市民や警察によって朝鮮出身者が数多く虐殺された¹。このように災害の発生が市民の反社会的行動を増加させる可能性が指摘されている一方で、救助活動などの向社会的行動を促すとも言われている (Zaki 2020)。つまり、災害は向社会的行動と反社会的行動の両方の契機となり、市民の行動に大きな影響を与えるという点では一致しているのだろう。

被災経験が市民の行動に影響を与えると言われているが、他方で被災経験のような個人的な経験の内容や有無が政治的態度に与える影響についても、さまざまな議論が存在する。洪水の発生と気候保護措置の賛否の相関の指摘 (Baccini and Leemann 2020) など個人的

¹ <https://www.nhk.or.jp/kaisetsu-blog/100/486896.html> (2023年11月6日)。

経験が政治的態度に影響を与えることが示されている。一方で、個人的経験による影響は弱く、よりもむしろ政治的シンボルに対する感情といった政治的信念が政治的態度に強い影響を及ぼしているという指摘もなされており、個人的経験と政治的態度の相関は使用するデータやデザインによって異なる結論が導かれている。

日本における研究では、国内の大規模災害として記憶に新しい東日本大震災を取り上げ、個人的経験による政治的態度の変化を分析する試みが、境家（2013）によって行われている。この分析では、途上国支援やエネルギーの原発依存については震災の社会的被害認識が大きい人ほど消極化が見られるようになっており、外交政策に関しては社会的被害認識と対外強硬姿勢には正の相関が見られる（境家 2013）ことが示された。

このように政治的態度への影響が指摘される東日本大震災は、戦後最悪の自然災害とも呼ばれ、甚大な人的・物理的被害をもたらしたとともに、深刻な心理的被害を被災者に与えたことも明らかになっている。被災者は震災直後から意識・無意識にかかわらず、連続的にストレスにさらされ、抵抗力の低下や心身の不調をきたすようになった（酒井・渥美 2020）。特に避難者のメンタルヘルス問題は深刻であり、心的外傷の症状を示す人の割合はアメリカの同時多発テロと同程度とも言われている（Yabe 2014）。

以上のように、東日本大震災は非常に大きな被害をもたらしたにもかかわらず、国民の政治的態度に与えた影響は境家（2013）を除きほとんど研究されていない。さらにこの境家（2013）では、震災前の争点態度の代理変数として震災後の自己報告を使用しており、1年以上前の状態について回答者が正しく回答できるかは懸念もあるため、政治的態度の発生前後の変化が不明確であると言える。

本稿では先行研究の課題を踏まえ、2009年、2012年、2014年の東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査の有権者調査と東日本大震災の被害データを用いて東日本大震災が市民の政策選好に与えた影響を明らかにする。外因的な出来事を経験し被害を受けると、人は自己利益の保護や最大化、ニーズの充足を目的とした行動をとるようになり、資源に限りがある場合は外集団への脅威認識を持ち、排外性を高め、それに伴い攻撃性も高めるようになるという理論枠組みを用いて、本分析の解釈を行う。分析の結果、被災地域の有権者は震災後一部の政策において選好が変化したことが分かった。政策争点のうち、強硬な対外政策には反対を示し、外国人に関する政策では寛容な態度を示していたことから、被災地域の有権者は震災後リベラルな方向に政策選好を変化させたことが示された。この結果から、被災者は震災直後に将来への不安を抱いていたことや、東日本大震災が被災者の排外意識を高める要因にはならなかったと考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、市民の政治的態度に影響を与える数々の要因のうち個人的経験、中でも自然災害の経験に焦点を当てて先行研究を整理し、第3節では東日本大震災が有権者の政策選好に与えた影響について理論仮説を提示する。第4節では第3節で提示した理論仮説の検証方法と使用データを説明し、第5節で検証結果を示す。第6節では本稿の分析結果から得られた示唆を述べる。

2. 先行研究

2-1. 個人的経験と政治的態度

個人の政治的態度に影響を与える要因として政治的信念や経済状況、年齢、性別などが挙げられている。実際に、貧困、女性、若年層といった社会的弱者と言われるような人や左寄りのイデオロギーを持つ人は、右寄りのイデオロギーを持つ人と比較して、国家の介入拡大を好む傾向があること (Park 2010)、政治的イデオロギーの自己認識と政府支出の支持には部分的に相関があること (池田 2018)、若い頃の不況の経験が再分配政策への支持を形成すること (Giuliano and Spilimbergo 2009) などが実証的に示されている。

また、個人的経験が政治的態度に与える具体的な影響として、さまざまな分析結果が示されている。1995 年から 2010 年のスイスのデータを用いた分析では、洪水を経験した後に気候保護措置に対する賛成が約 20% 増加していた (Baccini and Leemann 2020)。また、アメリカ全土の気象データを用いた分析によると、1 週間の気温が通常の気温を華氏 3.1 度上回るごとに地球温暖化の進行に確信を持つ可能性が 1% 高くなることが分かった (Egan and Mullin 2012)。さらに、サッカーのワールドカップの出場権をかろうじて獲得した国と惜しくも逃した国の国際的な軍事紛争の数を比較したところ、ワールドカップの出場権を獲得し出場すると、国家の攻撃性が大幅に高まっていたことが明らかになった (Bertoli 2017)。

以上のように、個人的経験が政治的態度に影響を与えるという議論が存在する一方で、この影響力を否定するような議論も多く存在する。例えば、ベトナム戦争で戦う軍隊に親しい家族や友人を持つ人は、そうでない人よりもベトナム戦争に強い反対を示したわけではなかったことから、個人的な事情よりも政治的象徴に対する態度が与えた影響の方が大きいことが指摘された (Lau et al. 1978)。加えて、個人的な経済的不満が政治的態度に影響を与える傾向も見られない (Kinder and Kiewiet 1979) ことから、有権者は個人的な経済状況と政治的態度を結びつけて考えていないと考えられる。

このように個人的経験と政治的態度の相関は使用データやデザインによって全く異なる結論を導いていることが分かる。

2-2. 自然災害が政治的態度に与える影響

前項では個人的経験が政治的態度に与える影響についての先行研究を整理した。その中でも昨今日本では自然災害が増加していることを踏まえ、個人的経験としての自然災害に注目する。自然災害が政治的態度に影響を与える可能性については、災害の発生前後の比較

で、被害の責任を政府に帰すること (Arceneaux and Stein 2006) や、被害の程度の比較では、被害の大きい有権者は次の選挙で現職の候補者に投票しにくくなること (Nakajo et al. 2019) などが示されている。国内の事例では、東日本大震災を機に日本人のエネルギー政策・途上国支援政策への意見が変化したことが明らかになっている (境家 2013)。さらにこの分析では、変化の要因として、個人的な被害状況よりも社会全体が受けた被害の認識が重要であると述べられている。

自然災害を含む個人的経験が政治的態度に及ぼす影響に関して、多くの研究が蓄積されている一方で、研究のデザインについては次の 2 点が Egan and Mullin (2012) によって問題点として指摘されている。1 点目は説明変数の偽相関の可能性である。多くの研究で説明変数として採用している個人的経験は、市民が同じ確率で経験するようなものではなく、経験の発生確率や内容が、分析対象となる経験以前の他の経験に依存するものとなってしまっている。そのため、実際には分析対象の経験ではない別の経験による影響を分析してしまっている可能性がある。2 点目は、多くの研究では経験の自己報告を説明変数として使用していることである。これらの自己報告はそもそも別の態度の表れである可能性があり、正確性には疑問が残る。

以上のような既存研究の考察から、個人的経験が政治的態度に影響を与えるかどうかは、用いるデータによって結論が二分されており、さらに、説明変数の多くが別の経験によって導かれていたり、自己報告に依存していたりする。このような課題を解消するため、個人的経験の中でもランダムに発生する自然災害に焦点を当てた研究が多く存在する。しかし国内の事例、特に近年発生した災害の中でも甚大な被害をもたらした 2011 年の東日本大震災を取り上げた研究は数が乏しい。境家 (2013) は東日本大震災が日本人の政治的な意識に与えた影響を分析しているが、この分析では信頼性のある震災前のデータを用いていない。そこで本稿では、個人的経験の中でも東日本大震災に焦点を当て、震災発生前後の比較と被害程度の差による比較を用いて震災経験が有権者の政策選好に与えた影響を実証的に明らかにする。

3. 理論仮説

前節では個人的経験が政治的態度に与える影響についての議論を取り上げたが、具体的な影響の内容として、自然災害が再分配政策への支持を強めることや攻撃性を高めることを示した。再分配志向を強める要因としては、自然災害のような外因的ショックを経験すると、社会的地位の決定要因を実力や努力よりも運が重要であると考えるようになることが指摘されている (Gualtieri et al. 2019)。また、戦争等の外生的な出来事に接すると、自己的ニーズを最大限に満たし、自己利益にかなうような態度を身につけると言われている。例えば福祉国家政策への支持度合いは、政策が個人の利益を高められるかどうかによって変

化し、実際に経済的・社会的に弱者と言われるような人が福祉国家政策に支持を示していた (Hasenfeld and Rafferty 1989)。他の影響としては、アウトグループに対する負の感情が予想される。これは限られた資源を分配する際に集団外の人と争う必要があるためであり、実際に 2012 年 8 月に韓国の政治家が竹島に上陸した際には、日本国民は韓国に対して負の感情を持つようになったことが明らかになった。また、中国の活動家が尖閣諸島に上陸した際の日本国民の感情の変化も同様であったことが分かっている (Igarashi 2018)。

以上のように、外因的な出来事を経験し被害を受けると、人は自己利益の保護や最大化、ニーズの充足を目的とした志向や行動をとるようになる。資源に限りがある場合は外集団への脅威認識を持ち、排外性を高め、それに伴い攻撃性も高めるようになると理論的に予測される。

東日本大震災がもたらした被害の大きさを鑑みると、十分にこの理論を適用できると考える。2011 年に発生した東日本大震災では国内観測史上最大のマグニチュード 9.0 の地震と巨大な津波が発生し、2 万人を超える死者行方不明者が発生した²。津波は太平洋沿岸地域に甚大な被害をもたらし、津波によって福島第一原子力発電所では事故が発生し避難者は福島県内外で一時 16 万人ほどに上った³。このような人的・経済的被害に加え、心理的被害も大きかった。特に避難者のメンタルヘルス問題は深刻であり、心的外傷を負った人の割合はアメリカの同時多発テロの際と同程度であった (Yabe 2014)。また、避難を余儀なくされた人は住環境の度重なる変化により連続的にストレスにさらされ、抵抗力の低下や心身の不調を訴えた (酒井・渥美 2020)。

以上のように、東日本大震災の発生により被災地域の住民は経済的・精神的に被害を受けしており、先述の理論を適用すると、再分配志向や外集団への攻撃性を高め、アウトグループの権利に反対を示すようになると予想できる。具体的に以下の仮説を導出する。

仮説 1 東日本大震災の被災県の居住者や被害の大きかった地域の居住者は、震災前に比べて震災後に再分配政策や福祉政策への支持を増やす。

仮説 2 東日本大震災の被災県の居住者や被害の大きかった地域の居住者は、震災前に比べて震災後に強硬な対外政策への支持を増やす。

仮説 3 東日本大震災の被災県の居住者や被害の大きかった地域の居住者は、震災前に比べて震災後に外国人の権利保護に関する政策への支持を減らす。

4. データと方法

² 消防庁「平成 23 年 東北地方太平洋沖地震について (146 報)」。

³ <https://www.pref.fukushima.lg.jp/site/portal/hinansya.html> (2023 年 11 月 21 日)。

4－1. データ

前節の理論仮説を検証するため、「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査有権者調査」の2009年、2012年、2014年の個票データと総務省消防庁「平成29年版消防白書」の東日本大震災における都道府県別死者数等及び住家被害等（平成29年9月1日現在）を回答者の居住する都道府県情報を基にマージしたデータセットを作成し、仮説の検証に用いる。

従属変数として、東日本大震災の発生前後の2009年、2012年、2014年の全ての調査で質問されている、回答者の争点態度を問う項目と投票参加を問う項目を本稿の全ての分析に用いた。以下が分析に投入した争点態度を問う設問である。

- (1) 憲法を改正すべきだ
- (2) 日本の防衛力はもっと強化すべきだ
- (3) 他国からの攻撃が予想される場合には、先制攻撃もためらうべきではない
- (4) 北朝鮮に対しては対話より圧力を優先すべきだ
- (5) 日本は集団的自衛権を行使すべきだ⁴
- (6) 永住外国人の地方参政権を認めるべきだ
- (7) 外国人労働者の受け入れを進めるべきだ
- (8) 治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ
- (9) 社会福祉など政府のサービスが悪くなっても、お金のかからない小さな政府の方が良い
- (10) 公共事業による雇用確保は必要だ
- (11) 当面は財政再建のために歳出を抑えるのではなく、景気対策のために財政出動を行うべきだ

政策争点に対する順序変数は値が大きいほど賛成を、値が小さいほど反対を表すように5点尺度で値を割り当てた。

本分析における理論的に関心のある独立変数として、回答年度と回答者の居住地域、または回答者の居住地域の被害規模との交互作用項を投入した。具体的には、①年度と被災3県⁵ダミーの交互作用項、②年度と東北⁶ダミーの交互作用項、③年度と人的被害⁷の交互

⁴ 2012年は「憲法を改正するか解釈変更して集団的自衛権を行使できるようにすべきだ」、2014年は「あなたは、集団的自衛権の行使を認める閣議決定が行われたことを評価しますか、それとも評価しませんか」に対する回答を用いた。

⁵ 被災3県とは岩手県、宮城県、福島県のことを指す。

⁶ 東北とは岩手県、宮城県、福島県、青森県、秋田県、山形県のことを指す。

⁷ 東日本大震災の死者、行方不明者の合計者数。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
投票参加	投票参加=1、棄権=0のダミー変数。	
憲法改正	「憲法を改正すべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査（2009、2012、2014年）有権者調査」（「有権者調査」）
防衛力強化	「日本の防衛力はもっと強化すべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
先制攻撃	「他国からの攻撃が予想される場合には、先制攻撃もためらうべきではない」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
北朝鮮圧力	「北朝鮮に対しては対話より圧力を優先すべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
集団的自衛権	「日本は集団的自衛権を行使すべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
地方参政権	「永住外国人の地方参政権を認めるべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
外国人労働者	「外国人労働者の受け入れを進めるべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
プライバシー	「治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
小さな政府	「社会福祉など政府のサービスが悪くなつても、お金のかからない小さな政府の方が良い」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
公共事業	「公共事業による雇用確保は必要だ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
財政出動	「当面は財政再建のために歳出を抑えるのではなく、景気対策のために財政出動を行うべきだ」に対する5=賛成～1=反対的回答結果。	
被災3県ダミー	回答者の居住地が岩手、宮城、福島=1、その他=0のダミー変数。	
東北ダミー	回答者の居住地が東北地方=1、その他=0のダミー変数。	
log(人的被害)	東日本大震災の都道府県別死者行方不明者の合計に1を足して自然対数化した値。	「平成29年版消防白書」
log(住家被害)	東日本大震災の都道府県別住宅の全壊、半壊、一部損壊の合計件数に1を足して自然対数化した値。	
年度	調査実施年。	「有権者調査」
男性ダミー	男性=1、女性=0のダミー変数。	
年齢	回答者の年齢が20代以下=1、30代=2、40代=3、50代=4、60代=5、70代以上=6。	
最終学歴	最終学歴が小中学校=1、高校=2、短大・専門学校=3、大学=4、大学院=5。	

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
投票参加	4806	0.7905	0.4070	0	1
憲法改正	4806	3.2757	1.2425	1	5
防衛力強化	4806	3.4424	1.1702	1	5
先制攻撃	4806	2.9051	1.1846	1	5
北朝鮮圧力	4806	3.4209	1.1607	1	5
集団的自衛権	4806	3.1914	1.1534	1	5
地方参政権	4806	3.2863	1.1633	1	5
外国人労働者	4806	2.9478	1.0047	1	5
プライバシー	4806	3.3502	1.1282	1	5
小さな政府	4806	2.8077	1.0313	1	5
公共事業	4806	3.5882	0.9962	1	5
財政出動	4806	3.4238	1.0211	1	5
被災3県ダミー	4806	0.0468	0.2113	0	1
東北ダミー	4806	0.0793	0.2702	0	1
log(人的被害)	4806	2.4173	2.6695	0	9.6765
log(住家被害)	4806	4.0196	4.6229	0	13.0440
年度	4806	1.9825	0.8118	1	3
男性ダミー	4806	0.4919	0.5000	0	1
年齢	4806	3.8146	1.6104	1	6
最終学歴	4806	2.6094	1.0359	1	5

作用項、④年度と住家被害⁸の交互作用項を使用した。分析の際は人的被害と住家被害の変数を全体の値に1を足したのち自然対数化したものを使用した。その他には、政策選好に対する統制変数として性別、年齢、最終学歴を使用した。境家（2013）が性別、年齢、教育程度、世帯収入、結婚の有無を使用していたため、これを参考にし、今回の使用データのうち使用可能なものとして上記の3つの変数を用いた。

表1は使用する変数の説明であり、表2はその記述統計である。なお、今回の分析で使用する調査の質問紙には居住年数を尋ねる項目がなく、震災後に被災地域に転入した回答者を除外することができなかった。しかし、宮城県の転入率は2012年度が5.06%、2014年

⁸ 東日本大震災による住宅の全壊、半壊、一部損壊の合計件数。

度が 5.04%⁹で、岩手県では 2012 年度が 3.12%、2014 年度が 3.04%¹⁰、福島県では 2012 年度が 1.34%、2014 年度が 1.58%¹¹であり分析結果に大きな影響を及ぼさないと判断し、分析に使用した¹²。また、今回使用した東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査は衆議院・参議院議員選挙の際に調査が行われるため、1 年ごとのデータを得ることができなかった。そのため、今回の分析では、東日本大震災が 2011 年に発生したことを踏まえ、2009 年、2012 年、2014 年のデータを用いた。

4－2. 推定方法

上記の変数を用いて、重回帰分析を行う。独立変数として、ロバスト性を確かめるために①年度と被災 3 県ダミーの交互作用項を投入するモデル、②年度と東北 6 県ダミーの交互作用項を投入するモデル、③年度と人的被害の交互作用項を投入するモデル、④年度と住家被害の交互作用項を投入するモデルの計 4 パターンの分析を行った。

5. 分析結果

5－1. 被災地域の限界効果

図 1 は、東日本大震災で特に被害の大きかった岩手県、宮城県、福島県の被災 3 県では他の地域の居住者と比較して投票参加や政策争点に対して震災後どのような変化が生じたのか検証するため、独立変数として年度と被災 3 県ダミーの交互作用項を投入した分析の結果を示している。この図は、年度と被災 3 県ダミーの交互作用項を投入して推定した被災 3 県ダミーの 2009 年、2012 年、2014 年度の限界効果とその 95% 信頼区間を表しており、信頼区間が 0 を跨がない場合は統計的に有意と言える。

図 1 から、まず「投票参加」で 2012 年に有意に正の方向に変化した。ただしこの効果は 2012 年のみ観察可能であり、2014 年では相関は見られなかった。このことから被災 3 県の有権者は 2012 年により投票に参加するようになったことが分かる。

また、「小さな政府」、「公共事業」による雇用確保、「財政出動」といった政府の財政政策に対しては統計的に有意な相関は見られなかった。有意ではないものの、震災前の 2009 年に比べて 2012 年に小さな政府には反対を強めたにもかかわらず、公共事業を増やすことと財政出動にも反対を強めていた。このように、財政政策に関しては有意な相関は見られない

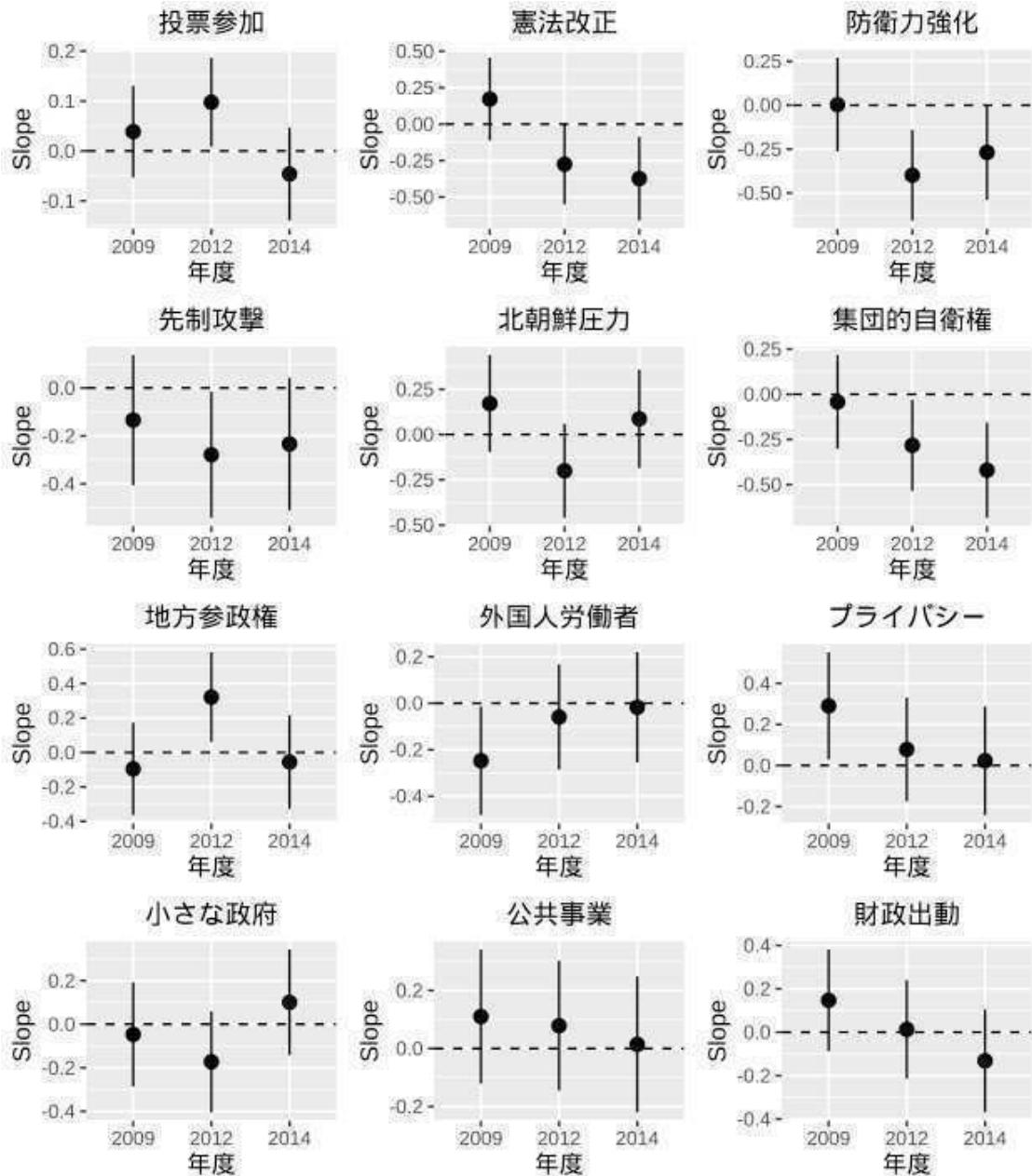
⁹ 宮城県震災復興・企画部統計課「平成 26 年 10 月 1 日 宮城県推計人口（年報）」。

¹⁰ 岩手県政策地域部「平成 30 年 岩手県人口移動報告年報」。

¹¹ 福島県企画調整部統計課「福島県の推計人口(福島県現住人口調査年報) 令和 4 年版」。

¹² 転入率(%)=転入者数/該当年の総人口×100。

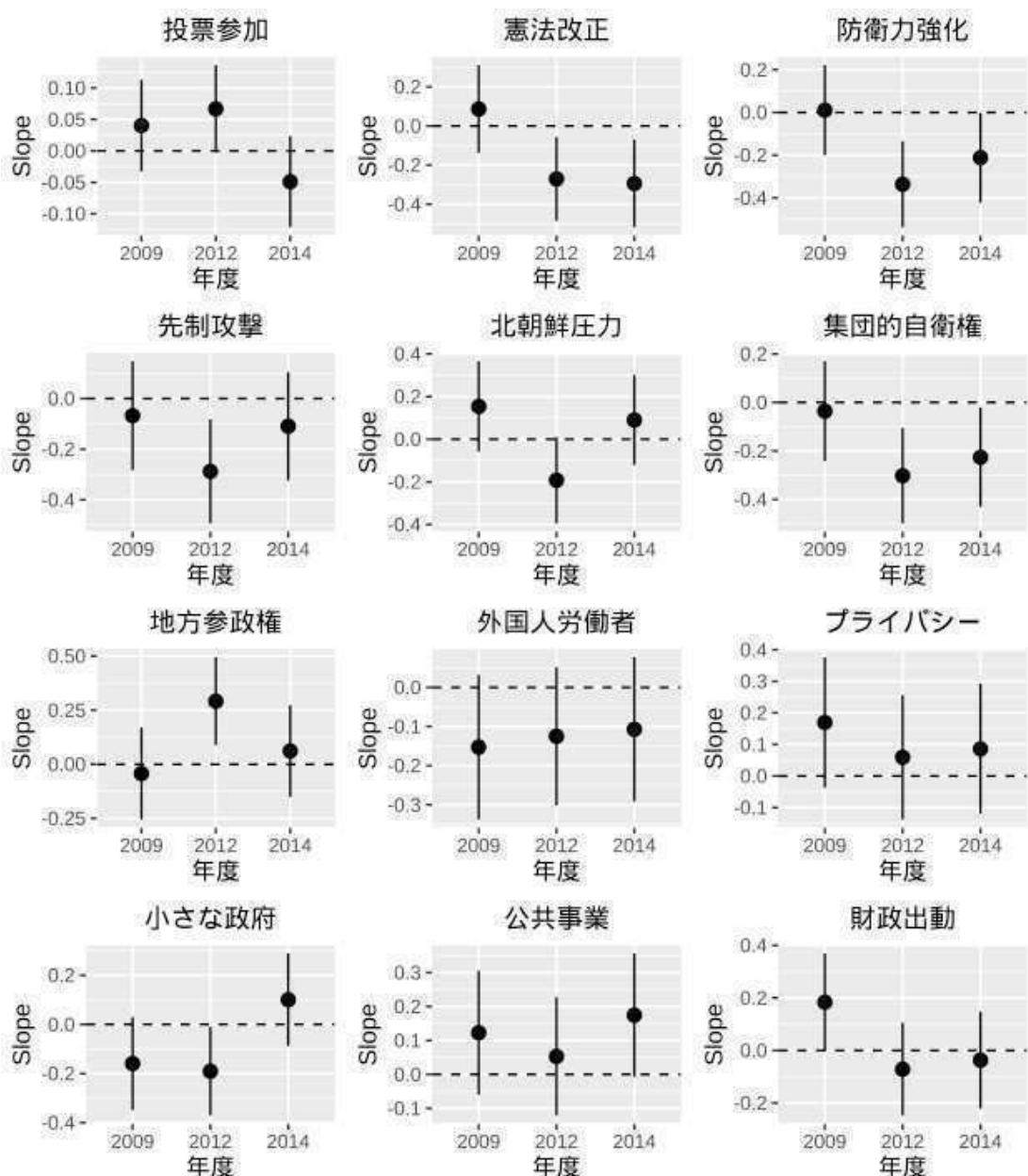
図1 投票参加と各政策への争点態度に対する被災3県ダミーの効果



上に、一貫した傾向も確認できないため、仮説1の効果は認められなかった。

次に「憲法改正」では2012年と2014年に有意に負の相関、「防衛力強化」は2012年と2014年に負の相関、「先制攻撃」許容は2012年に負の相関、「集団的自衛権」の行使は2012年と2014年に負の相関が見られ、反対を強めていた。「北朝鮮圧力」の強化では有意な相関は見られなかったが、2012年には負の方向に変化していた。このように被災3県の有権者は、震災後に強硬的な対外政策には反対を強めていることが分かり、仮説2とは反する結果となった。

図2 投票参加と各政策への争点態度に対する東北ダミーの効果



さらに「地方参政権」は2012年に有意に正の相関がみられ、「外国人労働者」は有意な相関が見られなかったものの、震災前の2009年に比べて震災後の2012年には正の方向に変化していた。このことから、被災3県の有権者は外国人の権利について震災後に寛容になっていることが分かり、仮説3に反するものとなった。

「プライバシー」では有意な相関は見られないものの、震災後に負の方向へ変化していることから、プライバシーや個人の権利が制約されることに反対を強めていることが分かる。このように、図1から、震災後に被災3県の居住者の政策選好がリベラルな方向へと変

化したことが伺える。

続く図2は、東北6県に居住する有権者は他の地域の有権者と比較して投票参加や政策争点に対して震災後どのような変化を生じさせたのか明らかにするため、独立変数として年度と東北ダミーの交互作用項を投入した分析の結果を示している。各グラフは、年度と東北ダミーの交互作用項を投入して推定した東北ダミーの2009年、2012年、2014年度の限界効果とその95%信頼区間を表しており、信頼区間が0を跨がない場合は統計的に有意と言える。

図2からは、東北ダミーが従属変数に与える効果として、「小さな政府」においては、被災3県ダミーとは異なり、震災翌年の2012年に有意な負の相関が見られたものの、それ以外は被災3県が与える効果と同様の結果が得られた。被災3県ダミーと東北ダミーといった細かな差異に依存した結果ではないことから、本稿の分析結果には一定のロバストネスがあるものと考えられる。

5－2. 被害規模の限界効果

次に、有権者の居住地が受けた人的被害の規模の差が投票参加や政策選好に対して震災後どのような変化をもたらしたのか明らかにするため、独立変数として年度と各回答者の居住都道府県の死者行方不明者数の交互作用項を投入して検証した結果を図3に示す。各グラフは年度と人的被害の交互作用項を投入して推定した人的被害の2009年、2012年、2014年度の限界効果とその95%信頼区間を表しており、信頼区間が0を跨がない場合は統計的に有意と言える。

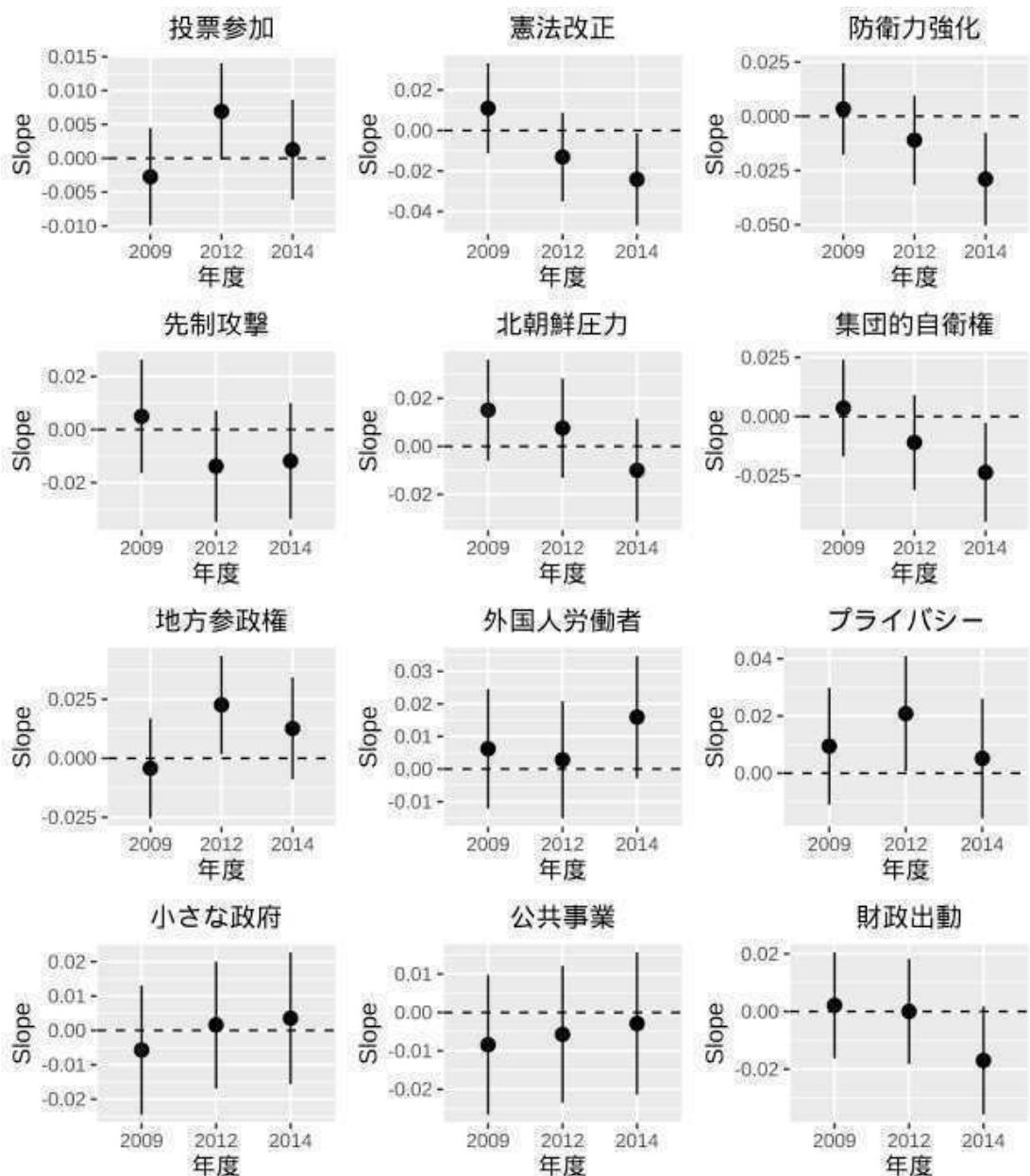
図3から、まず「投票参加」で2012年に有意に正の効果が見られた。ただしこの効果は短期的であり、2014年では相関は見られなかった。

また、「小さな政府」、「公共事業」による雇用確保、「財政出動」といった政府の財政政策に対しては震災後有意な相関は見られなかつたため、福祉政策や再分配政策を支持するようになったとは言えず、仮説1の効果は認められなかつた。

「憲法改正」では2012年に有意な相関はみられなかつたものの、2009年に比べて震災後に負の方向に変化していた。対外政策においては「北朝鮮圧力」の強化、「先制攻撃」許容といった政策で相関は見られなかつたが、2009年に比べて震災後に負の方向へ変化していた。また、「防衛力強化」、「集団的自衛権」の行使といった政策に対しては2014年に有意に負の相関を示した。このように、人的被害が大きい地域の有権者ほど強硬的な対外政策には反対を強めていることが分かり、対外政策については基本的に図1、図2と同様、仮説2とは反する結果となつた。

また、「地方参政権」は2012年に正の相関が見られた一方で、「外国人労働者」受け入れは相関が見られなかつた。このことから、少なくとも永住外国人への「地方参政権」には震災後賛成を強めていることが分かり、外国人の権利保護に関する政策への支持を減らして

図3 投票参加と各政策への争点態度に対する人的被害の効果

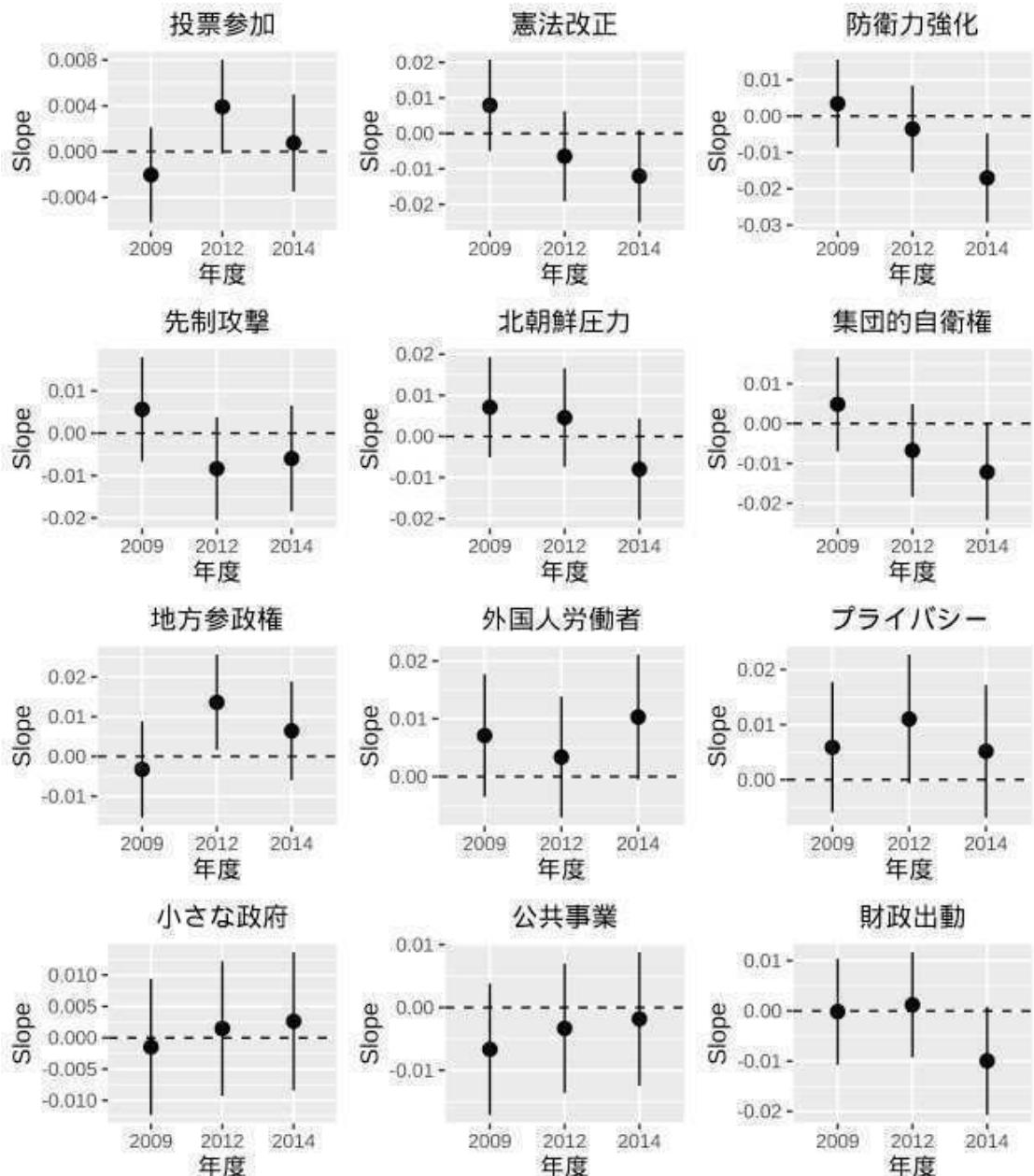


いるとは言えないため、この結果も図1、図2の分析と同様に仮説3に反するものとなつた。

一方で図1、図2の分析とは異なり、「プライバシー」には2012年に有意に正の相関を示したことから、プライバシーや個人の権利が制約されることに対しては震災後に賛成を強めていることが分かった。

このように、財政政策への選好と人的被害の大きさには有意な相関はなかったが、プライバシーや個人の権利の制限には賛成を示していた。一貫性は見られないものの、少なくとも

図4 投票参加と各政策への争点態度に対する住家被害の効果



防衛政策と外国人の権利保護に関する政策選好はリベラルな方向に変化したことが分かる。

続く図4は、東日本大震災によって有権者の居住地が受けた住家被害の規模の差が投票参加や政策選好に対して震災後どのような変化をもたらしたのか明らかにするため、独立変数として年度と各回答者の居住都道府県の全壊・半壊・一部損壊と認められた住宅件数の合計値との交互作用項を投入した分析の結果を示している。図4は、年度と住家被害の交互作用項を投入して推定した住家被害の2009年、2012年、2014年度の限界効果とその95%信頼区間を表している。信頼区間が0を跨がない場合は統計的に有意であると言える。

図4から、住家被害が従属変数に与える効果は、人的被害が与える効果と同様の効果であることが読み取れる。人的被害・住家被害などの細かな差異に依存した結果ではないことから、本稿の分析結果には一定のロバストネスがあるものと考えられる。

6. 結論

本稿では、東日本大震災が有権者の政策選好に与えた影響を明らかにするため、有権者の各争点に対する賛否を示す順序変数と東日本大震災の被害データを用いて検証した。本稿の分析結果から次のようなことが明らかになった。

第一に、被災3県または東北6県で小さな政府、雇用確保のための公共事業、景気対策のための財政出動といった再分配政策の賛否に震災後有意な相関は見られないということが分かった。これは人的被害や住宅被害でも同様であった。このように、被災者は財政政策に対して一貫した態度を示していないことが分かり、仮説1の効果は認められないと言える。

第二に、被災3県または東北6県の居住者は震災後に防衛力強化、先制攻撃、集団的自衛権といった強硬的な防衛政策に有意に負の相関を示しているということが分かった。また、人的被害や住家被害との相関においても防衛力強化と集団的自衛権の行使に反対を強めていた。このことは、仮説2に反する結果であり、被災地域の有権者は震災後に攻撃性を高めるのではなく、むしろ減少させていたと言える。

第三に、被災3県と東北6県、人的被害や住家被害の大きい地域の有権者は震災後、永住外国人への地方参政権の容認に有意に正の相関を示しているということが分かった。このことは、仮説3に反する結果であり、むしろアウトグループに対して寛容な態度を示すようになったと言える。

以上のことから、震災後に被災地域ではリベラルな方向に政策選好が変化したことが伺える。また、投票参加に関しては全ての分析で2012年の選挙で有意に増加していることが示された。このことから、被災者は震災後に政治関心を高めた可能性が考えられる。先行研究でも、自然災害が発生すると、被災者は災害による被害の責任を政府に帰する可能性が高いと指摘されている(Arceneaux and Stein 2006)ため、東日本大震災の被災地域では甚大な被害の責任や政府の震災処理の評価の機会として2012年の選挙の注目度が高かったことが予想される。

東日本大震災の被災者が先述のようにリベラルな方向に政策選好を変化させたことは、リスク回避的な行動志向の表れと捉えることができ、既存研究では若い頃に不況を経験すると将来を楽観視できなくなる(Giuliano and Spilimbergo 2009)と示されているため、被災者は将来に不安を抱えていることが示唆される。また、外集団への脅威を高めなかつた

ことから、世界各国からの援助等¹³で外国人との接点が生まれ、脅威認識や排外意識が高まらなかつたことも示唆される。

今後日本ではいくつかの巨大地震が想定されており、また近年は豪雨による被害も増えている。災害の発生時には通常時と比べて有権者のニーズが変化していることが分かったため、今後災害が発生した際には、政府や自治体が被災者のニーズの変化を速やかに汲み取り、実行に移すことが求められる。

7. 参考文献

- 池田裕. 2018. 「保革自己イメージと政府支出への支持—世論研究における分位点回帰の適用」『ソシオロジ』 62(3): pp.21-39.
- 酒井明子・渥美公秀. 2020. 「東日本大震災後の被災者の心理的回復過程—震災後 7 年間の語りの変化」『実験社会心理学研究』 59(2): pp.74-88.
- 境家史郎. 2013. 「東日本大震災は日本人の政治意識・行動をどう変えたか」『選挙研究』29(1): pp.57-72.
- Arceneaux, Kevin and Robert M. Stein. 2006. "Who Is Held Responsible When Disaster Strikes? The Attribution of Responsibility for a Natural Disaster in an Urban Election." *Journal of Urban Affairs* 28(1): pp.45-53.
- Baccini, Leonardo and Lucas Leemann. 2020. "Do Natural Disasters Help the Environment? How Voters Respond and What That Means." *Political Science Research and Methods* 9(3): pp.468-484.
- Bertoli, Andrew D. 2017. "Nationalism and Conflict: Lessons from International Sports." *International Studies Quarterly* 61(4): pp.835-849.
- Egan, Patrick J. and Megan Mullin. 2012. "Turning Personal Experience into Political Attitudes: The Effect of Local Weather on Americans' Perceptions About Global Warming." *The Journal of Politics* 74(3): pp.796-809.
- Frailing, K, Harper, D. Wood Jr. and Ronald Serpas. 2015. "Changes and Challenges in Crime and Criminal Justice After Disaster." *American Behavioral Scientist* 59(10): pp.1278-1291.
- Giuliano, Paola and Antonio Spilimbergo. 2009. "Growing Up in a Recession: Beliefs and the Macroeconomy." *National Bureau of Economic Research Working Paper* 15321.
- Gualtieri, Giovanni, Nicolini, Marcella, and Fabio Sabatini. 2019. "Repeated Shocks and

¹³ 震災発生後わずか 2 ヶ月で延べ 23 の国と地域から救援隊や医療チームが支援のため日本を訪れた。このほかにも国連機関の専門家チームも多数訪日した。<https://www.mofa.go.jp/mofaj/press/pr/wakaru/topics/vol73/index.html> (2023 年 11 月 9 日)。

- Preferences for Redistribution.” *Journal of Economic Behavior & Organization* 167: pp.53-71.
- Hasenfeld, Yeheskel and Jane A. Rafferty. 1989. “The Determinants of Public Attitudes Toward the Welfare State.” *Social Forces* 67(4): pp.1027-1048.
- Igarashi, Akira. 2018. “Territorial Conflicts and Japanese Attitudes Towards East Asian Countries: Natural Experiments with Foreigners’ Landings on Disputed Islands.” *Political Psychology* 39(4): pp.977-992.
- Kinder, Donald R. and D. Roderick Kiewiet. 1979. “Economic Discontent and Political Behavior: The Role of Personal Grievances and Collective Economic Judgments in Congressional Voting.” *American Journal of Political Science* 23(3): pp.495-527.
- Lau, Richard R., Brown, Thad A. and David O. Sears. 1978. “Self-Interest and Civilians’ Attitudes Toward the Vietnam War.” *The Public Opinion Quarterly* 42(4): pp.464-482.
- Nakajo, Miwa, Kobayashi, Yoshiharu and Kiichiro Arai. 2019. “Do Voters Punish Governments for Natural Disasters?: Evidence from the 2015 Kinu River Flood and the 2016 Kumamoto Earthquake in Japan.” Unpublished Working Paper.
- Park, Chong-Min. 2010. “Public Attitudes Toward Government Spending in the Asia-Pacific Region.” *Japanese Journal of Political Science* 11(1): pp.77-79.
- Yabe, Hirooki, Suzuki, Yuriko, Mashiko, Hirobumi, Nakayama, Yoko, Hisata, Mitsuru, Niwa, Shin-ichi, Yasumura, Seijo, Yamashita, Shunichi, Kamiya, Kenji, Abe, Masafumi and Mental Health Group of the Fukushima Health Management Survey. 2014. “Psychological Distress After the Great East Japan Earthquake and Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident: Results of a Mental Health and Lifestyle Survey Through the Fukushima Health Management Survey in FY2011 and FY2012.” *Fukushima Journal of Medical Science* 60(1): pp.57-67.
- Zaki, Jamil. 2020. “Catastrophe Compassion: Understanding and Extending Prosociality Under Crisis.” *Trends in Cognitive Sciences* 24(8): pp.587-589.

第7章

国の環境政策と企業の環境保全活動の関連

—CDPスコアに基づく実証分析—

スミス 理紗

要約

本稿では、各国の環境政策と企業の環境保全努力の関係について検証を行う。温室効果ガス排出量の大部分を占めるとも言われている企業活動に対して、規制を行う環境政策の数や導入国は増えているものの、依然として排出量は高止まりしている現状がある。こうした状況を危惧して、既存研究では、温室効果ガス排出量や海外直接投資のデータを活用し、環境政策が企業行動に与える影響について検討してきたが、企業の行動決定に関わる複雑な要因を捉え切れていない点が課題として指摘できる。そこで本稿は、企業環境汚染とそれに対する認識のレベル、さらに、環境汚染を削減するための計画とその実施可能性を評価したデータを用いることで、企業行動の複雑な決定要因を捉えた分析を試みた。具体的には、2016年から2020年までの企業に対する質問書の回答を使用して換算された、CDP(Carbon Disclosure Project)の気候変動パフォーマンススコアの国別・企業別のパネルデータを構築した上、パネルデータ分析を行った。分析結果からは、市場型政策と非市場型政策の厳格化は企業の環境保全活動を促す一方で、技術支援政策は企業の保全活動を減少させる効果が明らかになった。また、短期的には、非市場型政策の方が市場型政策よりも企業の環境保全活動を促す効果が大きいこと、移動性の高い企業は規制の緩い国に逃避する可能性が高いことが分析結果から示唆された。こうした分析を踏まえると、エネルギー価格を引き下げない政策や、国内外の生産者の競争条件を平準化する国境炭素調整政策が有効であると考えられる。

1. はじめに

世界における温暖化対策は、1990年代半ばから本格的に取り組まれるようになった。1992年、気候変動問題解決に向けた初めての多国間条約である国連気候変動枠組条約が採択され、先進国に対する気候変動に取り組む義務が強化された¹。その後、世界初の法的拘束力のある気候変動条約として1997年に締結された京都議定書をきっかけに、徐々に気候

¹ COP1.qxd (nies.go.jp) (2023年11月22日)。

変動問題に対する環境政策の有効性についての議論が進んだ。しかし、中国やインドといった主要な炭素排出国を対象とせず、また、米国は後に署名を取り下げるなど、京都議定書にはいくつかの課題が残されていた (Rosen 2015)。こうした課題と深刻化する気候変動問題を受けて、2015 年の国連気候変動枠組み条約締約国会議では、途上国を含むすべての国に排出削減の誓約を求め、世界の平均気温上昇を産業革命以前と比べて 1.5 度以内に抑える努力を行うことを掲げたパリ協定を締結した²。

しかしながら、未だに環境政策は十分に機能していないという批判が数多くなされている。例として、誤った前提や不正確な政策モデルから、多くの環境政策は失敗しているとの指摘が見られる (Laitos and Wolongevicz 2014)。実際に、各国の環境政策の数は増加しているものの、世界の温室効果ガスの排出量は増え続け、2022 年から 2030 年にかけて、世界の温室効果ガス排出量は 14%近く増加することが予想されている³。その上、1988 年から 2015 年にかけて世界で排出された温室効果ガスの 70%以上は企業活動によって排出されているといわれているが⁴、こうした企業に対する規制政策も十分に機能していないとの批判も挙がっている。温室効果ガス排出量削減のためには企業の環境保全活動を促進することが欠かせないため、各 government はより効果的な環境政策を立てる必要があるといえる。したがって、効果的な環境政策を決定するためにも、まずは環境政策と企業行動の関係を明確にする必要性がある。

環境政策と企業行動の関係についての研究は大きく発展してきたものの、いくつかの課題が残されている。はじめに、一国内の温室効果ガスデータを利用している研究については、バリューチェーン上で排出される温室効果ガスが分析対象になっていないため、企業が排出する温室効果ガスの総量を分析することが困難である。さらに、分析に輸出入や直接投資を考慮していないため、厳しい環境政策は、単に汚染物質を規制の緩い発展途上国に移動させるだけだという環境汚染逃避地仮説 (pollution haven hypothesis) を根拠とした批判が残る (e.g. Sadik-Zada and Ferrari 2020; Rezza 2013)。一方で、環境汚染逃避地仮説を検証する研究にもいくつかの課題が残されている。一点目に、こうした研究の多くは、企業の移転のコストやリスクを考慮していないという批判がある (Gill et al. 2018)。二点目に、環境政策が緩い国へと新規投資が流入する形の環境汚染逃避は発見が難しいため、これらを考慮した分析ができるないと指摘されている (Grubb et al. 2022)。

上記の問題意識から、本稿では、2016 年から 2020 年の 5 年分の Carbon Disclosure Project (CDP) を活用し、16 カ国における国別・企業別の気候変動パフォーマンススコアについてパネルデータを構築した上で、環境政策と企業の環境保全活動の関係を明らかにする。本稿の分析結果から、市場型政策と非市場型政策の厳格化は、企業の環境汚染逃避を

² <https://unfccc.int/process-and-meetings/the-paris-agreement> (2023 年 11 月 22 日)。

³ <https://news.un.org/en/story/2022/03/1114322> (2023 年 11 月 20 日)。

⁴ <https://www.cdp.net/en/articles/media/new-report-shows-just-100-companies-are-source-of-over-70-of-emissions> (2023 年 11 月 22 日)。

上回るような環境保全活動を促す効果があることが明らかになった。ただし、移動性の高い企業は規制の緩い国へと移転している可能性があることが示された。また、短期的には、非市場型政策の方が市場型政策よりも有効性が高い傾向が明らかになり、技術支援政策は企業の環境保全活動を減少させる傾向が見受けられたことから、リバウンド効果⁵の可能性が明らかになった。これらの知見を踏まえると、各国政府は、環境汚染逃避対策として、国境炭素調整 (Border Carbon Adjustment) などの、厳しい規制を受ける国内生産者と規制が緩い国の生産者の間の競争条件を平準化する政策を導入し、リバウンド効果対策として、エネルギー価格を引き下げない市場型政策および非市場型政策を導入する必要があることが考えられる。

続く第 2 節では、今までの環境政策の国際比較に関する先行研究を概観し、それらの問題点を指摘した後、第 3 節では、環境政策の規制の度合いと企業行動の間のメカニズムを含む理論仮説を述べる。さらに、第 4 節では、独立変数である OECD の環境政策指数 (Environmental Policy Index) と従属変数である企業別の気候変動パフォーマンススコアを中心に、データと検証方法について説明した上で、第 5 節では、推定結果を議論する。最後に第 6 節では、本稿で得られた知見を踏まえて今後の環境政策の在り方について政策提言を行う。

2. 先行研究

国際社会の環境問題に対する意識は 1950 年代から 1960 年代にかけて高まった。特に、1956 年、化学会社から排出された水銀が原因で水俣病が日本で発生したことや、アメリカの生物学者レイチェル・カーソンによる『沈黙の春』の出版によって公害の危険性が認知されるようになったことが大きな要因であった⁶。近年は、環境政策に関する研究は多様化し、環境政策と様々な事象の関係が実証的に研究されている。具体的には、政治環境と環境政策の策定との関係、環境規制と経済成長や企業の競争力の関係、環境政策の環境保全効果等が主要な研究対象となっている。本稿は、環境政策の効果を環境政策と企業行動の関係に焦点を当てて実証的に分析をする。

2-1. 環境政策の類型

環境政策の分類方法は複数存在するが、本稿では OECD の環境政策指数を基に、政策手

⁵ リバウンド効果とは、研究開発の効率性の向上によってエネルギー価格が低下し、エネルギーサービスの利用が増加する現象である (Herring 2004)。

⁶ <https://www.britannica.com/topic/environmental-policy/Global-policy-agreements> (2023 年 11 月 20 日)。

段別に 3 つの類型に分類する⁷。環境政策の一つ目の類型は、市場型政策である。市場型政策は、環境汚染に価格をつける政策で、排出権取引制度が代表的である。市場型政策導入後、持続可能な技術に投資する行為者は、回避された汚染の社会的コストに相当する経済的補償を受ける。その一方で、汚染技術に投資する行為者は経済的に罰せられることを恐れ、また企業は自らの利益のために汚染防止に取り組むため、環境汚染が削減される (Jaffe 2003)。

環境政策の二つ目の類型は、非市場型政策である。非市場型政策は、排出規制と基準を義務づける政策であり、排出規制値の設定などが代表的である。非市場型政策導入後、単位生産量あたりの排出量の上限などのパフォーマンス基準を通じて企業の行動がコントロールされるため、設定された基準以上の排出は抑制され、汚染が減るというメカニズムになっている (Bergek et al. 2014)。

環境政策の 3 つ目の類型は、技術支援政策である。技術支援政策は、補助金を通じて特定の行動を奨励または支援する政策であり、低炭素エネルギー技術の研究開発補助金が代表的である。技術支援政策は、研究開発のコストを削減し、研究の失敗に伴うリスクを軽減することで、特定の類型の技術を研究する動機付けとなるため、持続可能な技術を新しく生みだす。さらに、企業はエネルギー効率の高い技術を使用することでエネルギー消費を削減し、競合他社との差別化を図るために、新しい技術を導入するため、環境汚染が減るというメカニズムが想定される。

2 – 2. 環境政策の効果

以上の各政策の類型を裏付けるメカニズムから、市場型政策、非市場型政策、技術支援政策を厳格に定めるほど環境汚染は削減するはずである。Wang et al. (2020) は、1990 年から 2015 年までの OECD 加盟国 23 カ国のパネルデータに基づき、環境政策の厳しさが大気質に与える影響を実証的に分析し、環境政策が厳格化するほど CO₂、NOx、SOx、PM2.5 が削減されることを明らかにした。また、Wolde-Rufael and Weldemeskel (2020) は、1993 年から 2014 年のブラジル、ロシア、インド、インドネシア、中国、トルコ、南アフリカなどの新興国を対象として、環境政策指数と CO₂ 排出量の関係を分析しており、環境政策の厳格化が環境悪化を防ぐ効果的な方法であることを明らかにした。

環境政策に関する既存研究の中でも、特に市場型政策や研究開発投資に焦点を当てた実証的な研究が多く存在する。はじめに、Doğan et al. (2022) は、環境税に注目し、厳格な環境税法は G7 諸国の排出量を効果的に削減し、企業がより環境に優しい方法へと生産をシフトすることを可能にすることを明らかにした。同様に、Ghazouani et al. (2020) は、ヨ

⁷ 各類型の説明は、OECD の “Measuring environmental policy stringency in OECD countries: An update of the OECD composite EPS indicator” を参照。<https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/90ab82e8-en.pdf?expires=1700581410&id=id&accname=guest&checksum=F7669EE73B38E805A47474F6A83874D7> (2022 年 11 月 20 日)。

一ロッパ諸国では、炭素税の導入は CO₂排出量を有意に削減すると結論付けている。さらに、研究開発投資に焦点をあてた研究領域では、Fernández et al. (2018) 等を含む複数の研究者が、G7 諸国において、政府による環境やクリーンエネルギーのための研究開発への支出の増加が CO₂削減に効果的であることを指摘している。以上より、市場型政策、非市場型政策、技術支援政策のいずれに対しても、厳格化を行うことで温室効果ガスを低下させる理論的メカニズムとそれを裏付ける実証的研究が多く存在するといえる。

しかしながら、これらの先行研究は一国内の温室効果ガスデータを用いて分析を行っているため、二つの課題が存在する。第一に、多くの企業のバリューチェーンが多国間にまたがっている実状に対し、一国内の温室効果ガスデータのみで分析を行った場合、企業の生産活動が排出する温室効果ガスの一部しか分析対象に含まれていないこととなっている (Grubb et al. 2022)。特に、バリューチェーン上の温室効果ガス排出量は、企業全体の活動の温室効果ガス排出量の平均で 92% を占めることから、バリューチェーン上の温室効果ガス排出量を分析対象に含めることは重要である⁸。第二に、環境汚染逃避地仮説の批判が指摘されている。この点については、次項で詳しく扱う。

2 – 3. 環境汚染逃避地仮説

環境汚染逃避地仮説 (pollution-haven hypothesis) は、企業が環境規制の厳しい国から緩い国へと設備を移転することで、厳しい環境規制を回避する点を強調する。環境政策が厳しくなると、エネルギーコストと生産コストが上昇し、環境政策の緩い国で生産できる企業に対して競争上不利になる。よって、厳格な環境政策は、環境政策が緩い国に生産拠点や新規設備投資を移すインセンティブが働くことが考えられ、そのような環境汚染逃避地仮説を支持する実証研究も存在する。

Sadik-Zada and Ferrari (2020) は、環境の厳しさを示す OECD の環境政策指数と、1995 年から 2011 年までの OECD 加盟国 26 カ国の輸入に含まれる炭素排出量のデータを用いて、環境汚染逃避仮説を支持する結果を得ている。さらに、Rezza (2013) は、1999 年から 2005 年までのノルウェーの多国籍企業の関連会社の売上高に関するデータを用いた実証研究で、ホスト国の環境規制の厳しさと海外直接投資の関係を検証したところ、ノルウェーの多国籍企業はより規制の緩やかな国へと移動していることを明らかにした。

しかしながら、環境汚染逃避地仮説の有効性を支持する研究も支持しない研究もともに多く存在し、仮説の妥当性は依然として不明確だと考えられる。加えて、環境汚染逃避地仮説の既存研究にもいくつかの課題が残されている。第一に、既存研究の大部分は、産業の移転コストを考慮した分析を行っていない (Gill et. al 2018)。企業は、海外進出をする際に、移転先国の政治状況、経済政策、文化、法律等、複雑な要素を考慮しているため、これらの

⁸ https://cdn.cdp.net/cdpproduction/cms/reports/documents/000/005/554/original/CDP_SC_Report_2020.pdf?1614160765 (2023 年 11 月 22 日)。

複雑な要素を考慮した分析を行う必要があると考えられる。第二に、環境政策が緩い国へと新規投資が流入する形の環境汚染逃避は、緩やかで発見が難しいことから、既存研究はこれを考慮した分析ができていないと指摘されている (Grubb et. al 2022)。エネルギー多消費セクターは、固定工場コストが高く、物理的資本は移動性が低いことから、直接的な企業設備の物理的移転よりも、環境政策が緩い国へと新規投資が流入する形での環境汚染逃避がより可能性として高いと考えられる (Naegele and Zaklan 2019; Grubb et. al 2022)。よって、新規投資の流入出を考慮する必要性があるといえる。

2－4. 本稿の新規性

以上より、環境政策の有効性を支持する研究と環境汚染逃避地仮説を支持する研究の両者において、一国内の温室効果ガスデータや海外直接投資等の企業の外部データを用いて複雑な企業行動の推定を試みていることが課題であると考えられる。そのため、本稿では、企業に対する質問書の回答を使用して換算された、企業の環境保全努力を表す気候変動パフォーマンススコアを用いて、既存研究の不明点を明らかにする。具体的には、気候変動パフォーマンススコアは、企業の直接管理する排出源からの排出量に加えて、企業が直接管理しないバリューチェーンの上流と下流が排出する温室効果ガス量も考慮されているため、バリューチェーン上の温室効果ガス排出量を含めた分析が可能だと考える。さらに、企業が直接的および間接的に排出している温室効果ガスに対する具体的な温室効果ガス削減計画の質や、投資計画も気候変動パフォーマンススコアに考慮されているため、企業の環境汚染逃避行動も分析対象に含むものと考えられる。

3. 理論仮説

本節では、環境政策を市場型政策・非市場型政策・技術支援政策に分けて、それぞれが企業の気候変動対策に与える影響を理論的に検討する。

3－1. 市場型政策の効果

ピグー税とは、負の外部性を抑制することを目的とした税であり、環境汚染に価格をつける市場型政策は一種のピグー税であるといえる。企業が温室効果ガス排出から受ける限界便益とその排出の社会的限界費用が等しくなる社会的に効率的な排出水準でピグー税の税率は設定される。ピグー税は、汚染する行動のコストを引き上げることで、汚染する企業や個人が汚染の社会的限界費用に直面することを保証し、汚染を削減するのに有効であるといえる (Nellor and McMorran 1994)。

排出権取引制度は、政府が排出可能な温室効果ガスの総量に上限を設け、企業や個人が必要に応じて温室効果ガスを排出するための排出枠を互いに売買する制度を指す。政府が排出物の価格を決定するピグー税と異なり、排出権取引制度では、排出の総量を政府が決定し、その価格を市場に決定させる。どちらの市場型政策についても、汚染する企業や個人は社会的コストに直面するため、市場型政策は企業の環境保全活動を促す効果があるだろう。以上のピグー税と排出権取引制度のメカニズムから、具体的に以下の仮説が導出できる。

仮説 1 市場型政策が厳格化している国ほど、企業の気候変動パフォーマンススコアは高い。

3－2. 非市場型政策の効果

非市場型政策は、規制や基準を用いて環境に配慮した行動を奨励することを目的としている。非市場型政策の規制を遵守することで、企業は、政府機関による厳重な監視の可能性、政治的リスク、より厳しい規制の制定や既存規制の強化などの法的強制力から逃れることができるために、温室効果ガス削減に有効であるといえる (Berrone et al. 2012)。よって、非市場政策は企業の環境保全活動を促す効果があるだろう。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 非市場型政策が厳格化している国ほど、企業の気候変動パフォーマンススコアは高い。

3－3. 技術支援政策の効果

持続可能な技術の開発は、エネルギー効率を上げ、気候変動問題の解決に大きく貢献する可能性がある。しかし、技術開発にはインフラといった一般的な資源と、専門知識を持つ労働者等の専門的な資源の両方に高いコストがかかる(Gao et al. 2021)。その上、技術開発投資は投資の回収に高い不確実性が伴うため、企業は外部資金を獲得することも困難である (Czarnitzki et al. 2011)。そこで、技術支援政策は、資源獲得のコストを減らし、また、開発に失敗した場合のリスクを削減することができることから、技術開発を促すことが考えられる。以上の理論から、具体的には以下の仮説が導出できる。

仮説 3 技術支援政策が厳格化している国ほど、企業の気候変動パフォーマンススコアは高い。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、2016 年から 2020 年までの OECD の環境政策指数 (Environmental Policy Stringency Index) と CDP (Carbon Disclosure Project) の気候変動パフォーマンススコアを用い、企業別・16 カ国別パネルデータを構築した⁹。

まず、従属変数は、CDP (Carbon Disclosure Project) の気候変動パフォーマンススコアを用いる。CDP は、英国の非政府組織であり、投資家、企業、国家、地域、都市の環境影響を管理するための世界最大の環境データベースを保有している。また、2022 年には、世界の株式時価総額の半分に相当する 18,700 以上の企業が CDP を通じて情報開示を行っており¹⁰、データの量および信頼性が担保されているといえる。本稿で用いる気候変動パフォーマンススコアは、企業の環境保全努力を包括的に表し、毎年 CDP から企業に送られるアンケートを通じて収集された 12 分野にわたる 130 間の回答を CDP のアナリストが採点することで算出されている¹¹。具体的には、企業の環境保全に向けたベストプラクティスに基づく戦略策定とその実施状況、気候変動リスクの評価戦略の策定状況、企業が直接的および間接的に関連する事業、サプライチェーン、投資における温室効果ガスの排出量等を採点している。つまり、気候変動パフォーマンススコアは、企業環境汚染とそれに対する認識のレベル、さらに、環境汚染を削減するための計画とその実施可能性を評価しているといえる。さらに、CDP のスコアリングは長年研究されており、環境配慮をしているように見せかけているだけのグリーンウォッシングの効果を考慮した評価手法をとっている。そのため CDP のスコアリングは、企業のカーボン・パフォーマンスとマネジメントに関する価値ある情報を提供する効果的なメカニズムとして認識されている (Datt et al. 2019; Tang and Demeritt 2017)。

次に、独立変数は、環境政策の厳しさを 7 段階に定量的に評価している OECD の環境政策指数 (Environmental Policy Stringency Index) を用いる。環境政策指数は、政策手段別に「市場型政策」、「非市場型政策」、「技術支援政策」の 3 つの政策類型に分類され作成されており、類型の中には、より細かく分類された政策の指標が含まれている。具体的には、市場型政策の環境政策指数には、CO₂排出取引権政策、再生可能エネルギー取引権政策、そし

⁹ 分析対象となる国は、オーストラリア、ブラジル、中国、フランス、ドイツ、ハンガリー、インド、インドネシア、イタリア、日本、ポルトガル、ロシア、南アフリカ共和国、トルコ、イギリス、アメリカ合衆国の 16 カ国である。

¹⁰ <https://www.cdp.net/en/companies/companies-scores> (2023 年 11 月 20 日)。

¹¹ <https://guidance.cdp.net/en/guidance?cid=30&ctype=theme&idtype=ThemeID&incchilld=1µsite=0&otype=Questionnaire&page=1&tags=TAG646%2CTAG605%2CTAG-600> (2023 年 11 月 20 日)。

て、温室効果ガスに対する税の厳しさを表す指数が含まれる。非市場型政策の環境政策指数には、エネルギー分野における排出基準を表す温室効果ガスの露限度値（Emission Limit Value: ELV）政策の厳しさを表す指数が含まれている¹²。技術支援政策には、政府による低炭素エネルギー技術の研究開発支出金額および太陽光・風力エネルギー技術への価格補助の量が含まれる。

また、先行研究にならい、国ごとの統制変数として、国内総生産（2015 年米ドル固定）、財・サービスの輸出対入、財・サービスの輸入対 GDP 比、海外直接投資の純流入対のデータをすべて自然対数化して投入した。

以上を踏まえた各変数の説明及び記述統計は表 1・2 の通りである。

4－2. 推定方法

企業の環境保全努力は、企業が属する業界や、拠点を置く国の政治的・経済的状況によって水準差が存在する。具体的には、金融業のように形ある製品を製造しない業種に比べて、天然資源への依存度が高い業種の企業は、資源費が上昇した場合に環境保全努力を行う参加意欲が減る可能性が高い。また、消費者に直接影響を与えるような気候変動に関する会議や異常気象による大規模な被害が発生すれば、企業の行動は消費者の持続可能性に対する意識の高まりに合わせて変化するかもしれない。そこで、本稿では企業や年度ごとにみられる異質性を統制する個体効果と時間効果を推定に投入する。とりわけ、本稿では企業の特性が統制されていないという限界があるが、企業の固定効果を統制することでこの限界に対処する。

以上を踏まえて、本稿では、固定効果モデルを採用した上で企業ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を用いてパネルデータ分析を実施した。具体的には、前節で設定した 3 つの仮説を検証するために 5 つのモデルを構築したパネルデータ分析を実施した。まず、Model 1 では市場型政策、非市場型政策、技術支援政策の総合指数を独立変数に投入した上で、Model 2（市場型政策）・3（非市場型政策）・4（技術支援政策）では、各類型の総合指数の構成要素である個別政策の指数をそれぞれ投入する。最後に、Model 5 では個別政策の指数をすべて投入したモデルを推定した。

¹² 露限度値（Emission Limit Value: ELV）政策とは、許容される温室効果ガス排出の最大濃度を定める政策である。<https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/90ab82e8-en.pdf?expires=1700581410&id=id&accname=guest&checksum=F7669EE73B38E805A%47474F6A83874D7> (2022 年 11 月 20 日)。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
市場型政策	二酸化炭素排出取引、再生可能エネ排出取引、炭素税、NOx 税、SOx 税、軽油燃料税の点数を0点から6点の範囲に収まるように均等に加重した点数。	OECD Environmental Policy Stringency Index
非市場型政策	NOx ELV、PM ELV、SOx ELV、軽油の硫黄含有量規制の点数を0点から6点の範囲に収まるように均等に加重した点数。	
技術支援政策	公的研究開発費、太陽光支援、風力支援の点数を0点から6点の範囲に収まるように均等に加重した点数。	
二酸化炭素排出取引	二酸化炭素の年間平均許可価格。	
再生可能エネ排出取引	再生可能エネルギー証明書の取引における義務付けられた持続可能エネルギー源からの電力調達比率。	
炭素税	二酸化炭素排出に対する税率。	
NOx 税	窒素酸化物排出に対する税率。	
SOx 税	硫黄酸化物排出に対する税率。	
軽油燃料税	軽油税 ÷ 企業が軽油に対して支払う全国税引前価格。	
NOx ELV	大型の新設石炭火力発電所で許容される二酸化窒素排出の最大濃度。	
PM ELV	大型の新設石炭火力発電所で許容される粒子状物質排出の最大濃度。	
SOx ELV	大型の新設石炭火力発電所で許容される硫黄酸化物排出の最大濃度。	
軽油の硫黄含有量規制	自動車用軽油の許容される最大硫黄濃度。	
公的研究開発費	低炭素エネルギー技術の研究開発に対する政府の支出額のGDP比。	
太陽光支援	固定価格買取制度 (FIT) や再生可能エネルギーオークションによる太陽光エネルギー技術への価格補助の、世界的な平準化電気料金 (LCOE) に対する水準。	
風力支援	固定価格買取制度 (FIT) や再生可能エネルギーオークションによる風力エネルギー技術への価格補助の、世界的な平準化電気料金 (LCOE) に対する水準。	
企業の気候変動パフォーマンススコア	CDPの気候変動に関するアンケートに対する企業の回答に基づき、A～Fのスコアを1～9の範囲で数値化した点数。	CDP Climate Change Report
log (GDP)	一人当たりGDP (2015年米ドル固定) を自然対数化した値。	World Bank Database
log (FDI)	対外直接投資の純流入を自然対数化した値。	
log (Exports)	財・サービスの輸出 (対GDP比) を自然対数化した値。	
log (Imports)	財・サービスの輸入 (対GDP比) を自然対数化した値。	

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
市場型政策	16334	1.7100	1.1300	0	6
非市場型政策	16334	4.9400	1.4400	0	6
技術支援政策	16334	2.5300	1.1600	0	5
二酸化炭素排出取引	16334	1.2400	1.0700	0	3
再生可能エネ排出取引	16334	2.1000	2.4900	0	6
炭素税	16334	0.8700	1.5100	0	6
NOx 税	16334	1.0200	1.7500	0	5
SOx 税	16334	1.7900	2.3800	0	6
軽油燃料税	16334	2.9100	1.7100	0	6
NOx ELV	16334	4.9200	1.7300	0	6
SOx ELV	16334	5.1300	1.2900	0	6
PM ELV	16334	4.6600	1.7400	1	6
軽油の硫黄含有量	16334	5.5300	0.6500	4	6
公的研究開発費	16334	2.3500	1.7700	0	6
太陽光支援	16334	2.5000	2.0800	0	6
風力支援	16334	2.8000	2.0500	0	6
企業の気候変動 パフォーマンススコア	16334	3.6500	3.2800	1	9
log (GDP)	16334	10.5000	0.9900	7.4400	11.0100
log (FDI)	16334	25.0100	1.1100	21.4500	26.5100
log (Exports)	16334	3.0100	0.4100	2.3200	4.4600
log (Imports)	16334	3.0400	0.3500	2.4700	4.3800

5. 分析結果

5-1. 市場型政策・非市場型政策と企業の環境保全活動の関係

仮説1・2は支持される結果となった。表3にあるように、市場型政策と非市場型政策は気候変動パフォーマンススコアに有意に正の結果をもたらすことから、市場型政策の厳格化は一般的に企業の環境保全活動を促す効果があることが示された。特に、環境政策の企業の環境保全努力を促す効果は、環境逃避地仮説が述べるような規制の緩い企業への設備移転および投資先移転を促す効果よりも大きい可能性があることが示唆される。これは、企業の移転決定が人件費や市場への近さなど、他の多くの要因に左右され、移転コストが環境規制に伴う高いエネルギー費を上回ることが原因であると考えられる(Millimet and List

表3 企業の環境保全活動に対する環境政策の影響

	従属変数				
	企業の気候変動パフォーマンススコア				
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
市場型政策	0.1361 *				
	(0.0638)				
非市場型政策	0.3285 ***				
	(0.0984)				
技術支援政策	-0.1042 *				
	(0.0462)				
二酸化炭素排出取引		0.0547			0.0441
		(0.0482)			(0.0569)
再生可能エネ排出取引		0.0601 †		0.0847 *	
		(0.0331)		(0.0354)	
炭素税		0.0007		-0.0194	
		(0.0290)		(0.0325)	
NOx 税		-0.0517 *		-0.0657 **	
		(0.0247)		(0.0251)	
SOx 税		0.0959 *		0.2086 ***	
		(0.0479)		(0.0494)	
軽油燃料税		-0.0570		-0.0438	
		(0.0367)		(0.0384)	
NOx ELV		-0.1326		-0.2175 *	
		(0.0904)		(0.1090)	
PM ELV		0.2173 ***		0.2098 ***	
		(0.0383)		(0.0371)	
SOx ELV		0.0046		-0.0017	
		(0.0357)		(0.0362)	
軽油の硫黄含有量規制		0.0315		0.1886 **	
		(0.0514)		(0.0624)	
公的研究開発費		0.0289		0.0504	
		(0.0440)		(0.0501)	
太陽光支援		-0.0436 **	-0.0185		
		(0.0139)	(0.0142)		
風力支援		-0.0219	-0.0454		
		(0.0266)	(0.0282)		
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES
国別統制変数	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8467	0.8464	0.8470	0.8466	0.8475
N	16334	16334	16334	16334	16334

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は企業ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

2004; Grubb et. al 2022)。また、新規投資の規制逃避よりも環境政策の効果が上回る理由として、新たな国での環境規制導入の可能により、将来の不確実性が考えられる (Naegele and Zaklan 2019)。

さらに、表3のModel 1にあるように、非市場型政策の方が市場型政策より統計的な確実性が高いことが示された。これは、排出権を買ったり環境税を払ったりすることで、汚染行動を行い続けることを可能にする市場型政策よりも、規制・基準を義務付ける非市場型政策の方が、短期的には環境保全活動を促す可能性を示唆する。

一方で、個別政策において、仮説を支持しない結果も示された。市場型政策の個別政策において、CO₂排出規制に関わる炭素税、CO₂取引政策、軽油燃料税については有意な結果を得られなかった。これは、CO₂規制の対象となる企業は、規制が緩い国に逃避する企業としない企業が混在している可能性を示唆している。既存研究において、固定コストが高い移動性の高い産業に属する企業は、環境政策の厳格化に伴って、規制逃避を行うことが明らかになっている (Dou and Han 2019)。また、繊維製造業、紙・紙製品製造業など、移動性が高い産業の内の多くは CO₂排出量が多い産業であるため、他の温室効果ガス規制よりも逃避するインセンティブが高いと考えられる。よって、CO₂規制の対象となる企業には、移動性が高い企業と低い企業が混在しているため、有意な結果が得られなかつたことが考えられる。

また、窒素酸化物 (NOx) に対する環境政策は、市場型政策と非市場型政策のどちらにおいても企業保全活動を減らす結果が得られた。これは、本稿で用いた窒素酸化物の環境政策指数に変動が少なく、政策効果が捉えられていないことが原因だと考える。具体的には、窒素酸化物の露限度値規制については、16カ国の5年分の環境政策指数のデータの内、変動が1度しか存在せず、窒素酸化物税についても、環境政策指数の変動は4回しか見られなかつた。よって、データの制約から、窒素酸化物に対する環境政策の効果を本稿では捉えられなかつた可能性がある。

5－2. 市場型政策・非市場型政策と企業の環境保全活動の関係

仮説3は不支持という結果となった。表3にあるように、技術支援政策の総合政策指数は有意に負の結果であり、個々の政策の環境政策数は有意ではないことから、技術支援政策の増加は、企業の環境保全活動に負の影響がある、または影響がない可能性が明らかになった。これは、研究開発による効率性の向上によってエネルギー価格が低下し、エネルギーサービスの利用が増加するリバウンド効果である可能性がある (Herring 2004)。この結果に対しては、特定の分野での環境技術革新は、エネルギー価格を引き下げ、環境政策の効果を鈍化させ、他産業が環境的に持続可能な産業に転換するインセンティブを減らすというメカニズムが想定される。Koçak and Ulucak (2019) や Petrović and Lobanov (2020) も、研究開発費のCO₂排出量への影響を研究しており、研究開発費がCO₂排出量を増やす効果を持つという本稿の分析結果と同様の示唆を導いている。

6. 結論

本稿では、パネルデータ分析を用いて、環境政策と企業の環境保全活動の関係について検証を行った。環境政策の効果を認める既存研究は、企業の生産活動が排出する温室効果ガスの一部しか分析対象に含まれていないこと、そして、厳しい環境規制を回避するために企業が環境規制の厳しい国から緩い国へと設備を移転するという環境汚染逃避地仮説の存在が課題として指摘されている。一方で、環境汚染逃避地仮説を支持する既存研究においても、産業の移転コストを考慮した分析が足りておらず、特に、環境政策が緩い国へと新規投資が流入する形の環境汚染逃避は、緩やかで発見が難しいことから、これを考慮した分析ができていないという課題が残されている。このような企業の複雑な行動決定を捉え切れていないという既存研究の共通の課題に対して、本稿では、企業環境汚染とそれに対する認識のレベル、さらに、環境汚染を削減するための計画とその実施可能性を評価した豊富なデータを用いることで、企業行動の複雑な決定要因を捉えた分析を試みた。

その結果、以下の 4 つの示唆を得ることができた。第一に、市場型政策と非市場政策の厳格化は企業の環境保全活動を促し、この効果は、環境逃避地仮説が述べるような規制の緩い国への設備移転および投資先移転の効果よりも大きい可能性がある。第二に、市場型政策と比較して、即時に強制力を持つ非市場型政策が短期的には環境保全活動を促す可能性がある。第三に、移動性が高い産業は規制の緩い国に逃避する可能性がある。第四に、技術支援政策はリバウンド効果の影響から、企業の環境保全活動を減少させる可能性がある。

以上の分析結果および示唆から、2 つの政策を提言する。まず、移動性の高い企業の規制逃避が多い国においては、厳しい規制を受ける国内生産者と規制が緩い国の生産者の間の競争条件を平準化する政策が効果的であると考えられる。具体的には、輸入財に含まれる排出量に国内炭素価格を適用する国境炭素調整政策が挙げられる (Bohringer et al. 2022)。実際に、2021 年 7 月、欧州委員会は、炭素国境調整メカニズム (CBAM) を段階的に導入することを提案し、欧州連合では 2026 年に導入される予定である¹³。次に、技術支援政策を無効化する可能性があるリバウンド効果に対して、エネルギー価格を引き下げない市場型政策および非市場型政策が有効であると考える。具体的には、温室効果ガスの取引政策の場合、リバウンド効果によってエネルギー需要が増加したとしても、各企業は許可証の価格上限を超えない範囲で費用対効果の高い排出量を目指して許可証を取引することができる (Li et al. 2019)。以上の政策を導入することで、企業の環境保全活動を活発化させることができるだろう。

最後に、本稿のデータは、5 年分の環境政策の効果しか検証していないという限界があることも事実である。今後、より長い期間を対象にすることで、環境政策が有する長期的な影

¹³ https://taxation-customs.ec.europa.eu/carbon-border-adjustment-mechanism_en (2023 年 11 月 20 日)。

影響を検証することが可能となる。

7. 参考文献

- Berrone, Pascual, Fosfuri, Andrea, Gelabert, Liliana, and Luis R. Gomez-Mejia. 2012. "Necessity as the Mother of "Green" Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations." *Strategic Management Journal* 34(8): pp.891-909.
- Bohringer, Christoph, Fischer, Carolyn, Rosendahl, Knut E., and Thomas f. Rutherford. 2022. "Potential Impacts and Challenges of Border Carbon Adjustments." *Nature Climate Change* 12(1): pp.22-29.
- Czarnitzki, Dirk, Hottenrott, Hanna, and Susanne Thorwarth. 2011. "Industrial Research Versus Development Investment: The Implications of Financial Constraints." *Cambridge Journal of Economics* 35(1): pp.527-544.
- Laitos, Jan and Lauren Wolongevic. 2014. "Why Environmental Laws Fail." *William & Mary Environmental Law and Policy Review* 39(1).
- Jaffe, Adam B., Newell, Richard G., and Robert N. Stavins. 2003. "Chapter 11 - Technological Change and the Environment." *Handbook of Environmental Economics* 1: pp.461-516.
- Bergek, Anna, Berggren, Christian, and KITE Research Group. 2014. "The Impact of Environmental Policy Instruments on Innovation: A Review of Energy and Automotive Industry Studies." *Ecological Economics* 106: pp.112-123.
- Datt, Ragini Rina, Luo, Le and Qingliang Tang. 2019. "Corporate Voluntary Carbon Disclosure Strategy and Carbon Performance in the USA." *Accounting Research Journal* 32(3): pp.417-435.
- Doğan, Buhari, Chu, Lan K., Ghosh, Sudeshna, Truong, Huong H.D., and Daniel Balsalobre-Lorente. 2022. "How Environmental Taxes and Carbon Emissions are Related in the G7 Economies?" *Renewable Energy* 187: pp.645-656.
- Dou, Jianmin and Zu Han. 2019. "How Does the Industry Mobility Affect Pollution Industry Transfer in China: Empirical Test on Pollution Haven Hypothesis and Porter Hypothesis." *Journal of Cleaner Production* 217: pp.105-115
- Fernández, Yolanda F., López, M.A. F., and Blanca O. Blanco. 2018. "Innovation for Sustainability: The Impact of R&D Spending on CO₂ Emissions." *Journal of Cleaner Production* 172: pp.3459-3467.
- Ghazouani, Assaad, Xia, Wanjun, Jebli, Mehdi, and Umer Shahzad. 2020. "Exploring the Role of Carbon Taxation Policies on CO₂ Emissions: Contextual Evidence from Tax

- Implementation and Non-Implementation European Countries.” *Sustainability* 12(20).
- Gill, Fozia L., Viswanathan, K. K., and Mohd Z. A. Karim. 2018. “The Critical Review of the Pollution Haven Hypothesis.” *International Journal of Energy Economics and Policy* 8(1): pp.167-174.
- Grubb, Michael, J., Nino D., Hertwich, Edgar, Neuhoff, Karsten, Das, Kasturi, Bandyopadhyay, Kaushik R., Asselt, Harro van, Sato, Misato, Wang, Ranran, Pizer, William A., and Hyungna Oh. 2022. “Carbon Leakage, Consumption, and Trade.” *Annual Review of Environment and Resources* 47: pp.753-95.
- Herring, Horace 2004. “Rebound Effect of Energy Conservation.” *Encyclopedia of Energy* 5: pp.237-244.
- Li, Jianglong, Liu, Hongxian, and Kerui Du. 2019. “Does Market-Oriented Reform Increase Energy Rebound Effect? Evidence from China's Regional Development.” *China Economic Review* 29: pp.48210-48232.
- Millimet, Daniel L. and John A. List 2004. “The Case of the Missing Pollution Haven Hypothesis.” *Journal of Regulatory Economics* 26(3): pp.239-262.
- Naegele, Helene and Aleksander Zaklan. 2019. “Does the EU ETS Cause Carbon Leakage in European Manufacturing?” *Journal of Environmental Economics and Management* 93: pp.125-147.
- Nellor, David and Ronald McMorran. 1994. “Tax Policy and the Environment: Theory and Practice.” *IMF Working Papers* 1994(106).
- Petrović, Predrag and Mikhail Lobanov. 2020. “The Impact of R&D Expenditures on CO₂ Emissions: Evidence from Sixteen OECD Countries.” *Journal of Cleaner Production* 248(1): p.119187.
- Rezza, Alief A. 2013. “FDI and Pollution Havens: Evidence from the Norwegian Manufacturing Sector.” *Ecological Economics* 90: pp.140-149.
- Rosen, Amanda M. 2015. “The Wrong Solution at the Right Time: The Failure of the Kyoto Protocol on Climate Change.” *Politics & Policy* 43(1): pp.30-58.
- Sadik-Zada, Elkhan R. and Mattia Ferrari. 2020. “Environmental Policy Stringency, Technical Progress and Pollution Haven Hypothesis.” *Sustainability* 12(9).
- Tang, Samuel and David Demeritt. 2017. “Climate Change and Mandatory Carbon Reporting: Impacts on Business Process and Performance.” *Business Strategy and the Environment* 27(4): pp.437-455.
- Wang, Ke, Yan, Mingyi, Wang, Yiwei, and Chun-Ping Chang. 2020. “The Impact of Environmental Policy Stringency on Air Quality.” *Atmospheric Environment* 231.
- Wolde-Rufael, Yemane and Eyob Mulat-Weldemeskel. 2020. “Do Environmental Taxes and Environmental Stringency Policies Reduce CO₂ Emissions? Evidence from 7

Emerging Economies." *Environmental Science and Pollution Research*. 28: pp.22392-22408.

第8章

電力制度の変化による再生可能エネルギーの普及と脱炭素の関連

諏訪部 紗子

要約

国際的な課題である温室効果ガスの削減には、エネルギー転換が重要である。日本におけるエネルギー転換を進める制度的要因に電気事業制度改革と固定価格買取制度が挙げられる。これらは柔軟な電力市場を生み出し、再生可能エネルギー事業への新規参入を容易にした。そこで本稿は、2016年から2020年までの旧一般電気事業者を除く小規模電気事業者の発電量のデータを用いて、小規模電気事業者が再生可能エネルギーの普及と二酸化炭素排出量削減に与える影響を分析した。分析結果からは、小規模電気事業者の増加は再生可能エネルギーの普及を促し、最終的に二酸化炭素排出量を削減させることができたことが明らかになった。これらの知見から、小規模電気事業者を支える適切な制度改革や、補助金をはじめとした支援の重要性が示唆される。

1. はじめに

近年脱炭素への取り組みは国際的にも重要な関心事となっている。資源エネルギー庁によると、2021年時点で世界の154カ国が、カーボンニュートラルを掲げている¹。一方で国内における二酸化炭素排出量削減に対する解決策として重要視されているのは、エネルギーの転換である。資源エネルギー庁によると、日本のエネルギー構造のうちの再生可能エネルギーが占める割合を36%～38%まで上げることが現状の課題となっている²。

日本のエネルギー転換の背景には大きく分けて二つの流れが存在する。第一に、固定価格買取制度の開始である。固定価格買取制度とは、電力会社が再生可能エネルギーによる電力を固定価格で買い取る制度である³。これによって再生可能エネルギーの導入が容易になる。

¹ <https://www.enecho.meti.go.jp/about/whitepaper/2022/html/1-2-1.html> (2023年11月17日)。

² 温室効果ガス削減の目標値を達成するためには、再生可能エネルギーの比率を36%～38%まで引き上げる必要がある。https://www.enecho.meti.go.jp/category/saving_and_new/saiene/community/dl/05_01.pdf (2023年11月11日)。

³ 固定価格による買い取りは一定期間に定められたものである。一定期間の買い取りは国が約束する形で成立する。https://www.enecho.meti.go.jp/category/saving_and_new/saiene/

実際に、本制度開始後に再生可能エネルギーの電源構成比率が 10 年間で 9.4% 増加した⁴。第二に、電気事業制度改革である。一般に、発電や小売における電力自由化を含むこの改革は、従来の一般電力会社による電力市場の独占を解き、電力市場における競争を促したと理解される。1995 年の発電の自由化から 2016 年の電力小売全面自由化を経て、消費者は自身のニーズに合った電力を購入することが可能になった⁵。これにより、環境エネルギーであることを強調して電力を販売する小売事業者や、地域に分散して再生可能エネルギーの発電を行う分散型エネルギーが増加した⁶。

固定価格買取制度と電気事業制度改革はともに再生可能エネルギーの普及を促し、脱炭素化に貢献しうることが既存の研究からも明らかになっている。特に、固定価格買取制度は海外におけるエネルギー転換政策としても主流であり、多くの研究が行われている。その多くは、学習曲線の概念を通じて解釈される。学習曲線とは、ある技術の市場での経験や学習を通じたコストダウンを予測するものである (Wand and Leuthold 2011)。固定価格買取制度は再生可能エネルギーの導入量を増やすことで、再生可能エネルギー技術の市場での経験を増やし学習効果を高めるため、設備のコストダウンを促す可能性があると考えられる (Alizamir et al. 2016)。一方で日本では海外で行われているような定量的な研究は少ないものの、茅野 (2014) は、2012 年の固定価格買取制度による買取価格が、20 年間 42 円/kWh と高額であったため確実な収益が見込まれ、導入障壁の少ない太陽光発電を中心に電力事業を行う事業者が増加したという。以上の観察を中心に、日本国内の固定価格買取制度は、再生可能エネルギー事業における収益の見通しを立てることを容易にする点が評価される (小林 2021; 茅野 2014)。

電気事業制度改革に関しても、国外の研究は豊富である。再生可能エネルギーの普及に影響する要因として主に議論されることとは、電力自由化によりエネルギー事業が多様なものになったということである。Pepermans et al. (2005) は顧客のニーズによって柔軟に変化する自由化後の電力市場において、再生可能エネルギーを含む分散型エネルギー⁷が適していることを主張する。分散型エネルギーの技術は、火力発電等の集中型エネルギーと比較して小規模な傾向にあるため、建設のリードタイムが短く柔軟な市場に適しているといふ

data/kaitori/2018_fit.pdf (2023 年 11 月 14 日)。

⁴ https://www.meti.go.jp/shingikai/enecho/denryoku_gas/saisei_kano/pdf/040_01_00.pdf (2023 年 11 月 14 日)。

⁵ サイト下部の電力システム改革も本稿では電気事業制度改革とする。https://www.enecho.meti.go.jp/category/electricity_and_gas/electric/summary/ (2023 年 11 月 19 日)。

⁶ 自治体新電力、デマンドレスポンス等、電力自由化によってビジネスモデルに多様性が生まれた。<https://www.enecho.meti.go.jp/about/special/tokushu/denryokugaskaikaku/denryokujiyuka.html> (2023 年 11 月 15 日)。

⁷ 分散型エネルギーとは、小規模で地域に分散しているエネルギーを示す概念である。再生可能エネルギーやコーチェネレーション、熱源機などを示す。それらの利用方法も、自家消費、面的利用、固定価格買取制度利用など多様な方法がある。https://www.enecho.meti.go.jp/committee/council/basic_policy_subcommittee/mitoshi/006/pdf/006_05.pdf (2023 年 11 月 17 日)。

(Pepermans et al. 2005)。また日本における研究でも、電力の自由化が、自由化後の市場の柔軟性を利用した分散型エネルギーや自治体新電力等の小規模電気事業者の普及を促した点で評価されている(川波ほか 2016)。

本稿では、先行研究で明らかになったことを参考にしつつ、それらの研究には研究上の課題が残されていることを指摘したい。第一に、国内の固定価格買取制度に関する研究において、再生可能エネルギーの普及に与える影響を定量的に分析する研究は少ない。定量的な研究に関しては、杉山・朝野(2013)による短期間のシナリオ推定に基づいたものが存在するが、固定価格買取制度における最適な価格設定やその頻度を提言するものであり、再生可能エネルギーの普及に対する影響を検証するものではない。第二に、電気事業制度改革に関する研究は、小売の自由化により成立した新電力会社に対する消費者の契約意識の変化に着目したもの(依田・村上 2016; 川波ほか 2016)や、新電力会社の相次ぐ倒産から制度の欠陥を主張するもの(山本 2022)は豊富であるが、再生可能エネルギーの普及と関連づけた定量的な研究は少ない。電気事業制度改革により分散型エネルギーなどの小規模かつ新たなエネルギー形態が普及したことが再生可能エネルギーの普及にどのような影響を及ぼしたのか定量的に評価することに研究の余地がある。

以上の研究上の課題に対して、本稿では電気事業制度改革と固定価格買取制度を通じた小規模電気事業者の普及が再生可能エネルギーの普及に与える影響を分析する。加えて、それらの制度を通じた再生可能エネルギーの普及が、エネルギー転換の本来の目的である脱炭素化に与える影響を検証する。具体的には、2016年から2020年までの小規模電気事業者の発電量、固定価格買取制度に登録済みの太陽光発電設備の受容量、及び再生可能エネルギーの発電量の都道府県別パネルデータを構築する。その上で、電気事業制度改革や固定価格買取制度を通じて増加した小規模発電事業者の発電量の変化が、再生可能エネルギーの普及に与える影響を検証する。さらに、再生可能エネルギーによる発電量とエネルギー由來の二酸化炭素排出量の都道府県別パネルデータを用いて、再生可能エネルギーの普及が二酸化炭素排出量に与える影響を検証する。分析の結果からは、小規模電気事業者による発電量の増加は再生可能エネルギーの普及に有意に影響を与えていたことが明らかになった。さらに、固定価格買取制度は小規模電気事業者の増加を促す形で間接的に再生可能エネルギーの普及を促していることが示された。また、こうした小規模電気事業者の増加を通じた再生可能エネルギーの普及は二酸化炭素排出量を削減しうることが明らかになった。

第2節では、国内外の再生可能エネルギーの普及要因を中心に先行研究をまとめる。第3節では、先行研究の知見を基に小規模電気事業者が再生可能エネルギーの発電割合、二酸化炭素排出量に与える影響を理論構築し、第4節では分析に必要なデータと方法を説明する。第5節では、実際の推定結果を元に、小規模電気事業者の増加を通じた再生可能エネルギーの普及と脱炭素への影響について議論する。第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、日本のエネルギー転換のあり方を提示する。

2. 先行研究

2-1. 再生可能エネルギーの普及要因

再生可能エネルギーの普及要因は制度的要因と社会的要因の二つから説明できる。制度的要因としては、電気事業制度改革と固定価格買取制度の開始が挙げられる。

まず、電気事業制度改革は、エネルギー事業を多様化させる手段として評価される。日本の電気事業制度改革は、1995年の発電の自由化から始まり、2016年的小売全面自由化を経て、さまざまな電気事業者が再生可能エネルギーを含む多様な事業に取り組むことを可能にした（川波ほか 2016）。エネルギー事業の多様化は供給者と消費者の双方に相互的な影響を与えるものである。例えば、2016年の電力の小売全面自由化後には、環境意識の高い個人や機関が自身のニーズに従って再生可能エネルギーを供給する事業者を選択するといった電力選択が可能になった（西江・諏訪 2020）。実際に、大学などの教育機関では電力の供給先を再生可能エネルギー比率の高い新電力に一部変更するなどの事例も見られる（西江・諏訪 2020）。一般消費者の間でも、環境価値の高いエネルギーを選好する傾向があり（西江・諏訪 2020; Murakami et al. 2015）、電力の契約先を変更する「スイッチング」⁸は増加傾向にある⁹。

一方で供給者の視点に立つと、電気事業制度改革は事業の幅を広げる結果、再生可能エネルギーの普及を促したと考えられる。海外の研究では、電力自由化による分散型かつ小規模な発電設備によるエネルギー供給に対する期待が大きい。Pepermans et al. (2005) は、建設のリードタイムが短い小規模な再生可能エネルギーが電力自由化後の柔軟な市場に適していると主張する。国内でも、発電の自由化や小売の自由化を通じて、中小企業が電気事業を行えるようになった。しかし、新たに市場参入する電気事業者が大きな資本投下を要する大型発電を営むには障壁が高い（川上 2015）。そのため、再生可能エネルギーをはじめとした少ない資本で運営できる小規模な発電事業を営むことが多い（川上 2015）。また、地域が出資する形で市内の再生可能エネルギーを販売する自治体新電力にも期待が集まっている（川波ほか 2016; 諸富 2021）。

一方で、第二に、固定価格買取制度は、再生可能エネルギー市場への参画者を増やし、市場の学習効果により再生可能エネルギー設備のコストダウンを図る点で評価されている（Alizamir et al. 2016; Wand and Leuthold 2011）。海外における固定価格買取制度に関する

⁸ 電力自由化以後の一年半で一般家庭における電力供給先の契約切り替えは 10.6%に達した。<https://www.enecho.meti.go.jp/about/special/tokushu/denryokugaskaikaku/denryokujiyuka.html> (2023 年 11 月 16 日)。

⁹ ただし、消費者には現状の契約に対する「現状維持バイアス」が根強くあり（依田・村上 2016）、電力自由化後にも環境意識に基づく電力契約の切り替えが一般化したとも言い切れない。

研究の多くは学習曲線の概念¹⁰を用いた研究である。適切な固定価格により学習効果が高まると、再生可能エネルギー運営におけるコストが低下する。そのため、適切な固定価格の設定が重要である (Alizamir et al. 2016; Wand and Leuthold 2011)。加えて、Kilinc-Ata (2016) は、エネルギー転換を促す複数の政策を比較した結果、価格に基づく再生可能エネルギーの支援政策が、本質的に再生可能エネルギーの普及を促しやすいと主張した。また、国内の研究によると、固定価格買取制度は再生可能エネルギー事業の収益性を予測しやすくなつた点が評価されている。再生可能エネルギーの導入コストに対する収益性を確実なものにすることで、事業に対する投資の回収に確実性をもたらすことが主張される (小林 2021; 茅野 2014)。このことは固定価格買取制度により、新規の電気事業者が自由化された市場に参入しやすくなつたことを示唆する。

このような制度の要因以外にも、再生可能エネルギーの普及には社会的な背景が関係しているともされる。例えば、日本の再生可能エネルギー導入に対する社会的要因として、東日本大震災後の原子力発電所の事故に起因する原子力発電に対する国民の抵抗が挙げられる。東日本大震災後の電力供給不安により、日本国内の節電意識やエネルギー源に対する関心が高まった (田中・外岡 2013; 森田・馬奈木 2013)。それと同時に二酸化炭素を排出しない電力源である原子力発電に対する支持が得られなくなつた (岩井・宍戸 2021)。また、化石燃料を利用した発電による電力供給の割合と、再生可能エネルギーによる電力供給の割合には一般に負の関係性があることからも (Aguirre and Ibikunle 2014)、東日本大震災後の脱原発の動きは、日本で再生可能エネルギーの普及を促す社会的要因の一つになったと考えられる。

以上の先行研究の整理から、電気事業制度改革と固定価格買取制度が再生可能エネルギーの普及を促す可能性が指摘されている。このような再生可能エネルギーの普及は、エネルギー転換の目的である脱炭素にどのような影響を与えるのだろうか。

2-2. 再生可能エネルギーが二酸化炭素排出量に与える影響

再生可能エネルギーが二酸化炭素排出量に与える影響は、国家間比較によるものが多い。Hamid et al. (2022) は、拡張 STIRPAT モデルを用いて BRICS 国家間を、民主主義度合い、経済成長、再生可能エネルギー消費率等を軸に比較した。その結果、再生可能エネルギーの消費割合が 1%高いと一人当たりの二酸化炭素排出量が平均して 0.5%減少することが明らかになった (Hamid et al. 2022)。また、Le et al. (2020) は豊かさで分類した国家のグループを比較し、先進国における再生可能エネルギーの普及が二酸化炭素排出量の削減を促すことを明らかにした。他方で、蓄電池をはじめとした再生可能エネルギーに関連する技術の進歩と脱炭素の関連を論じた研究も多い。小林・吉田 (2017) は蓄電池価格の低下によ

¹⁰ 学習曲線とは、ある技術の市場での経験や学習を通じたコストダウンを予測するものである (Wand and Leuthold 2011)。

って二酸化炭素排出量が減少することを示している。以上のことから、再生可能エネルギーによる発電の増加が、二酸化炭素排出量の減少を促すものと考えられる。

しかし、以上のような先行研究群に対して、日本では、国内の電気事業制度改革と固定価格買取制度により促進された、小規模電気事業者の増加による再生可能エネルギーの普及に関する定量的な研究が少ないことがわかる。そのため、本稿では再生可能エネルギーの普及を促進する制度的要因に着目する。その中でも、日本の電気事業制度改革と固定価格買取制度が小規模電気事業者の市場参入を促した点に注目し、これらの制度を通じた小規模電気事業者の増加が再生可能エネルギーの普及に与えた影響を検証する。加えて、その制度的要因が国内のエネルギー転換本来の目的である、二酸化炭素排出量削減にどれほど影響を与えていているのかを実証的に明らかにする。

3. 理論仮説

3-1. 制度的要因による小規模電気事業者の増加

本節では、電気事業制度改革と固定価格買取制度が再生可能エネルギーの普及を促したメカニズムとして、両制度が小規模電気事業者の新規参入を行いやすくした点に着目する。小規模電気事業者とは、従来の一般電気事業者以外の電気事業者ことを指す。具体的には、1995年の発電の自由化により市場参入した IPP (Independent Power Producer) やその後漸次的に行われた電力小売自由化により生まれた PPS (Power Producer and Supplier)、その他再生可能エネルギーや蓄電池等を用いて固定価格買取制度により売電を行う発電事業者等を指す。

先行研究によると電気事業制度改革により実現した柔軟な市場のもとで、小規模電気事業者は増加すると考えられる。Papermans et al. (2005) は、電力市場の自由化により消費者の選好を反映しやすくなった市場には、再生可能エネルギーなどの小規模な発電方法が適していると主張した。具体的には、蓄電池などを利用した小規模な発電方法は建設にかかる時間が少ないため、顧客の多様な電力供給の好みを反映しやすいという。また、川上 (2015) は、発電・小売自由化以後の新たなエネルギー事業者の市場参入に関して、太陽光発電による事業の始めやすさや、発電規模の柔軟性に注目する。その上で太陽光発電を中心とした小規模な発電方法であれば、中小企業でも市場に参入することが可能であるとしている (川上 2015)。

他方で固定価格買取制度は、自由化された市場に新しく参入する電気事業者の参入障壁をなくす点で、小規模電気事業者を増加させる。茅野 (2014) によると、2012年の固定価格買取制度による買取価格が、20年間 42 円/kWh と高額であった。そのため確実な収益が見込まれ、導入障壁の少ない太陽光発電を中心に電力事業を行う事業者が増加した (茅野

2014)。加えて、固定価格買取制度は再生可能エネルギーの設備コストを低下させる役割もあるため (Alizamir et al. 2016; Wand and Leuthold 2011)、川上 (2015) が言及する新規電気事業者の莫大な資本を要しない電気事業への参入を促進する。

3－2. 小規模電気事業者の増加による再生可能エネルギー普及の効果

以上の制度的要因に基づく小規模電気事業者の増加は、再生可能エネルギーの普及を促す。諸富 (2021) によると、再生可能エネルギーは原子力発電、火力発電のような大規模かつ「集中型」の電源と異なり、「分散型」としての性質を持っている。分散型というのは、再生可能エネルギーの、土地の面積に制限されず、どこでも発電を行える性質を示す。つまり、分散型の発電事業を行う電気事業者の増加は直接的に再生可能エネルギーの増加を促していると言える。また、小規模電気事業者による発電を増加させる上で、必要な電力系統¹¹の強化が間接的に再生可能エネルギーの普及に貢献する可能性がある¹²。小規模電気事業者が主に行う分散型エネルギーを導入するに当たって、低圧系統、上位系統の増強が必要になってくる。その増強の過程で、配電網を提供する事業者が配電において、デジタル技術を用いた電力の制御を行うことで柔軟な系統運用を実現しようとする結果、低コストで再生可能エネルギーの大量導入を可能にする基盤が生まれることになる (資源エネルギー庁 2023)。以上から、小規模かつ分散型の発電事業を営む小規模電気事業者の増加は、直接的・間接的に再生可能エネルギーの導入を推し進める可能性が高い。しかし、分散型エネルギーや小規模電気事業者の増加と再生可能エネルギーの普及の関連を定量的に分析した研究は少ない。Papermans et al. (2005) は小規模な発電技術のリードタイムの短さが、分散型の性質を持つ再生可能エネルギーの導入を促すと主張しつつも、風力発電等は住民の抵抗を受けることもあり、発電方法によって事情は異なるとされる。

以上のことから、本稿では、電気事業制度改革と固定価格買取制度を通じた小規模電気事業者の増加が再生可能エネルギーによる発電量の増加に与える影響に注目して、以下の仮説を検証する。

仮説 1－1 小規模発電事業者が増加するほど、再生可能エネルギーの発電量も増加する。

仮説 1－2 固定価格買取制度による発電受容量が増加するほど、小規模発電事業者が増加する。

3－3. 再生可能エネルギーの普及による二酸化炭素排出量への影響

¹¹ 電力系統とは、発電から消費までを行う際に利用する設備のことである。https://xtech.nikkei.com/dm/article/WORD/20130215/266134/ (2023 年 11 月 17 日)。

¹² 以下の説明は資源エネルギー庁 (2023) 参照。

先行研究から、再生可能エネルギーの普及している国家とそうでない国家では二酸化炭素排出量が異なることが明らかにされている (Hamid et al. 2022; Le et al. 2020)。諸富 (2021) も同様に、地域ごとに利用する化石燃料由来のエネルギーを、身近な地域で生産された再生可能エネルギーに置き換えることで脱炭素に貢献できることを主張する。また、小林・吉田 (2017) は、再生可能エネルギー設備の拡張が二酸化炭素排出量を減少させることを示した。よって、本稿では、日本の地域間の比較でも同様の関係が見出されると考え、以下の仮説を検証する。

仮説 2 再生可能エネルギーによる発電量が増加するほど、二酸化炭素排出量は減少する。

4. データと方法

4-1. データ

前節の理論仮説を検証するために、2016 年から 2020 年までの都道府県別のパネルデータを構築した。

仮説 1-1 で用いる変数について説明する。従属変数では、資源エネルギー庁が公開する「電力調査統計表」¹³に基づき、すべてのエネルギー源による発電量を合計した全体の発電量のうち再生可能エネルギー¹⁴による発電量が占める割合を再生可能エネルギーによる発電割合として用いる。

理論的に関心のある独立変数は、少規模電気事業者による発電割合、事業用 FIT 発電割合、住宅用 FIT 発電割合の三つである。まず、「電力調査統計表」の全ての発電事業者による発電量のうち、旧一般電気事業者による発電量を除いた部分を、小規模電気事業者の発電量とみなす¹⁵。その上で、小規模電気事業者の発電量¹⁶が全体の発電量に占める割合を小規

¹³https://www.enecho.meti.go.jp/statistics/electric_power/ep002/results_archive.html (2023 年 11 月 21 日)。

¹⁴ ここでは、水力、風力、太陽光、地熱、バイオマス、廃棄物を再生可能エネルギーとする。バイオマス発電は資源エネルギー庁の基準に従い再生可能エネルギーとみなす。また、廃棄物もバイオマス発電に含まれる。https://www.enecho.meti.go.jp/category/saving_and_new/saiene/renewable/biomass/index.html (2023 年 11 月 18 日)。

¹⁵ 旧一般電気事業者とは、電気事業法による発電の自由化がなされる前の独占体制における大規模電力事業者のこと。<https://pps-net.org/glossary/2439> (11 月 21 日)。

¹⁶ 小規模電気事業者を都道府県別に割り振る際に、https://www.enecho.meti.go.jp/category/electricity_and_gas/electric/summary/retailers_list/ (2023 年 11 月 21 日) と https://www.enecho.meti.go.jp/category/electricity_and_gas/electricity_measures/004/list/ (2023 年 11

模電気事業者による発電割合として計算した。次に、「再生可能エネルギー電気の利用の促進に関する特別措置法 情報公開ウェブサイト」¹⁷が公開する「エリア別の認定及び導入量」に基づき、固定価格制度新規認定分の都道府県別太陽光発電設備の導入容量が、「電力調査統計表」上のエネルギー源を問わない全体の発電量に占める割合を FIT 発電割合とする。経済産業省の買取価格の規定に従い、発電規模が 10kW 未満の太陽光発電所を住宅用、10kW 以上の発電所を事業用と区別している¹⁸。以上の従属変数、独立変数ともに自然対数化したものを分析に用いる。

仮説 1-2 の検証では、仮説 1-1 と同様の変数を用いて、小規模電気事業者による発電割合を従属変数、事業用 FIT 発電割合・住宅用 FIT 発電割合を独立変数として、両者の関連を分析する。

最後に仮説 2 で用いる変数について説明する。従属変数では、「都道府県別エネルギー消費統計調査」¹⁹の結果に基づき、人口²⁰百人あたりの二酸化炭素排出量を用いる。二酸化炭素排出量はエネルギーを生産する際に排出されたものに限定しており、当該統計表の中で

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
log(再生可能エネルギー発電割合)	再生可能エネルギーによる発電量：総発電量 × 100 を自然対数化した値。	「都道府県別エネルギー消費統計調査」、「電力調査統計」
log(小規模電気事業者による発電割合)	旧一般電気事業者を除いた電気事業者による発電量 ÷ 総発電量 × 100 を自然対数化した値。	「電力調査統計」
log(事業用FIT発電割合)	固定価格買取制度を利用している太陽光発電の導入容量 (10kW以上) ÷ 総発電量を自然対数化した値。	「再生可能エネルギー電気の利用の促進に関する特別措置法情報公開用ウェブサイト」、「電力調査統計」
log(住宅用FIT発電割合)	固定価格買取制度を利用している太陽光発電の導入容量 (10kW未満) ÷ 総発電量を自然対数化した値。	「再生可能エネルギー電気の利用の促進に関する特別措置法情報公開用ウェブサイト」、「電力調査統計」
log(総人口)	総人口を自然対数化した値。	「国勢調査」
log(事業所あたりの製造品出荷額)	一事業所あたりの製造品出荷額(百万円)を自然対数化した値。	「工業統計調査」、「経済センサス」
財政力指数	基準財政収入額 ÷ 基準財政需要額。	「地方財政状況調査」
log(人口あたりの二酸化炭素排出量)	(エネルギー生産により排出された二酸化炭素排出量 + 電力寄与損失・排出量配分) ÷ 総人口 (1000tC) を自然対数化した値。	「都道府県別エネルギー消費統計調査」、「国勢調査」

月 21 日)を参照した。これらに記載がないものに関しては、自身で企業ウェブサイトの本社所在地を参照するほか、不明又は曖昧なものは排除した。

¹⁷ <https://www.fit-portal.go.jp/PublicInfoSummary> (2023 年 11 月 21 日)。

¹⁸ <https://www.meti.go.jp/press/2021/03/20220325006/20220325006.html> (2023 年 11 月 18 日)。

¹⁹ https://www.enecho.meti.go.jp/statistics/energy_consumption/ec002/results.html (2023 年 11 月 22 日)

²⁰ 人口は国勢調査に基づく総人口。

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(再生可能エネルギー発電割合)	235	0.8865	0.8689	0	3.5089
log(小規模電気事業者による発電割合)	235	2.5119	1.3450	0	8.7961
log(事業用FIT発電割合)	235	0.7351	0.6817	0.0126	3.6815
log(住宅用FIT発電割合)	235	0.2204	0.3680	0.0044	2.1883
log(総人口)	235	14.4541	0.7813	13.2238	16.458
log(事業所あたりの製造品出荷額)	235	7.2535	0.4626	5.8916	8.2741
財政力指數	235	0.5165	0.1900	0.2520	1.1790
log(人口あたりの二酸化炭素排出量)	235	7.4328	0.9722	5.7401	9.3594

は「エネルギー利用」と「電力寄与損失・排出量配分」²¹の値を足したものを利用する。理論的に関心のある独立変数は仮説1-1で用いたものと同様の再生可能エネルギーによる発電割合を用いる。こちらも、従属変数、独立変数共に自然対数化した値を用いる。

統制変数は、全てのモデルを通じて同様のものを用いる。地域毎の人間の活動量や製造品由来の電力需要と二酸化炭素排出量等を制御するため、総人口、「工業統計調査」・「経済センサス」の事業所あたりの製造品出荷額、「地方財政状況調査」の財政力指數を利用する。総人口と事業所あたりの製造品出荷額は自然対数化したものを使用する。

4-2. 推定方法

再生可能エネルギーの導入率や発電源の数は、その土地の立地条件により大きく左右される。また、都市と山間部で人口差の大きい日本では、人間の活動が行われている地域が大きく限られ、二酸化炭素排出量にも地域差がある。そのため、地域によって再生可能エネルギーを導入するポテンシャルや二酸化炭素排出量に地域差があることに注意する必要がある。さらに、電力の発電量は、その需要量によって大きく変化する。年度毎に事業所や家庭からの電力の需要量も異なるため、年度間の差にも注意する必要がある。そこで本稿では、検証の際に、都道府県や年度毎に見られる異質性を統制するため、個体効果と時間効果を投入する。したがって本稿では、年度間の違いと地域間の違いの両方向を固定した固定効果モデルに基づくパネルデータ分析による検証を行う。

5. 分析結果

²¹ 電力寄与損失とは電力を外部から購入する際に損失されたエネルギーのことを指す。ここでは、電力寄与損失からのCO₂排出量を示す。https://www.enecho.meti.go.jp/statistics/energy_consumption/ec002/pdf/dkiyosonn.pdf(2023年11月18日)。

5－1. 小規模電気事業者の増加による再生可能エネルギー普及の効果

まず、表3では電気事業制度改革と固定価格買取制度が促した小規模電気事業者による発電量の増加が、再生可能エネルギーの普及に与える影響を検証した。小規模電気事業者の発電割合、事業用FIT発電割合、住宅用FIT発電割合を従属変数とし、再生可能エネルギーによる発電割合を独立変数としている。Model1を見ると、小規模電気事業者の発電割合が増加すると統計的に有意に再生可能エネルギー発電割合が増加している。このことは、仮説1-1に整合的である。つまり小規模電気事業者による発電を増加させることは再生可能エネルギーによる発電の増加に寄与する。Model2～3を見ると、事業用FIT発電割合、住宅用FIT発電割合が増加するほど再生可能エネルギー発電割合が増加している。このことは、固定価格買取制度を利用する太陽光発電受容量が増加するほど、再生可能エネルギーによる発電割合の増加を促すことを示す。留意したい点として、固定価格買取制度により供給された発電量は、従属変数である再生可能エネルギー発電割合に含まれていないため、あくまでも再生可能エネルギーとの関連は間接的なものでしかない。では、何が原因で間接的に再生可能エネルギーの普及を促したのだろうか。Model4は再生可能エネルギー発電割合を従

表3 小規模発電事業者の増加による再生可能エネルギー普及の効果

	従属変数			
	log(再生可能エネルギー発電割合)			
	Model 1 2016-2020	Model 2 2016-2020	Model 3 2016-2020	Model 4 2016-2020
log(小規模電気事業者の発電割合)	0.3611 ** (0.1331)			0.2502 * (0.0939)
log(事業用FIT発電割合)		0.5458 ** (0.1579)		0.2995 † (0.1624)
log(住宅用FIT発電割合)			1.3160 * (0.5016)	0.3305 (0.3978)
log(総人口)	-4.4840 † (2.4680)	-3.9000 (2.9110)	-7.3810 * (3.0440)	-5.3540 † (2.6630)
log(事業所あたりの製造品出荷額)	-1.2760 (0.8455)	-1.3070 (0.8793)	-1.4470 (0.8917)	-1.3560 (0.8139)
財政力指数	3.6360 (2.5940)	5.4600 † (3.1880)	6.1190 † (3.2190)	3.5260 (2.9030)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9300	0.9317	0.9247	0.9412
N	235	235	235	235

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表4 固定価格買取制度が小規模発電事業者の発電割合に与える影響

	従属変数			
	\log (小規模電気事業者の発電割合)			
	Model 1 2016-2020	Model 2 2016-2020		
\log (事業用FIT発電割合)	0.6468 (0.2463)	*	0.6757 (0.2410)	**
\log (住宅用FIT発電割合)	-0.0671 (0.5500)		-0.2225 (0.5434)	
\log (総人口)			2.8080 (4.8180)	
\log (事業所あたりの製造品出荷額)			0.0601 (0.8912)	
財政力指数			7.8220 (3.6010)	*
時間効果	YES		YES	
個体効果	YES		YES	
調整済みR ²	0.9338		0.9342	
N	235		235	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

属変数、小規模電気事業者の発電割合、事業用 FIT 発電割合、住宅用 FIT 発電割合を独立変数としている。これを見ると小規模電気事業者の発電割合を変数として投入した結果、事業用 FIT 発電割合、住宅用 FIT 発電割合の変数の統計的な不確実性が高まっている。そのため、固定価格買取制度が小規模電気事業者の発電を促進させることを通じて、再生可能エネルギーの発電割合の増加を促すというメカニズムが想定される。この点を検証したもののが表4となる。

表4では、小規模電気事業者による発電割合を従属変数に、事業用 FIT 発電割合、住宅用 FIT 発電割合を独立変数とした。Model 1～2を見ると、事業用 FIT 発電割合が増加すると統計的に有意に小規模電気事業者の発電割合も増加する。つまり固定価格買取制度を利用する事業用の太陽光発電設備の受容量の増加が、小規模電気事業者の発電量を増加させることができた。このことは仮説 1-2 に整合的である。住宅用 FIT 発電割合が統計的に有意な結果が得られなかつたのは、住宅用の太陽光発電で発電を行い固定価格買取制度で電力供給する場合、自家消費を目的に発電を行うことが多いためであると考えられる。発電

表5 再生可能エネルギーの普及が二酸化炭素排出量に与える影響

	従属変数		
	$\log(\text{人口あたりの二酸化炭素排出量})$		
	Model 1 2016-2020	Model 2 2016-2020	
$\log(\text{再生可能エネルギー発電割合})$	-0.0146 (0.0097)	-0.0178 (0.0099)	†
$\log(\text{総人口})$		-0.5646 (0.5155)	
$\log(\text{事業所あたりの製造品出荷額})$		-0.0136 (0.0985)	
財政力指数		0.5661 (0.3842)	
時間効果	YES	YES	
個体効果	YES	YES	
調整済みR ²	0.9981	0.9981	
N	235	235	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

量のうち利用しなかった余剰電力を電力会社に供給するため²²、固定価格買取制度により発電事業への参入障壁を緩和するほどの影響は持たないのかもしれない。

統制変数に関しては、表3、表4とともに、財政力指数が統計的に有意に再生可能エネルギー発電割合、小規模発電事業者の発電割合を増加させており、都道府県の財政的余裕が再生可能エネルギーの利用促進に貢献する可能性を示唆している。また、表3においては、総人口が増加するほど、再生可能エネルギー発電割合が減少していることを示している。これは、人口の多い都市部での発電よりも、人口の少ない山間部の方が土地も広く再生可能エネルギーを設置しやすいことが挙げられる²³。

以上の分析結果から明らかになった再生可能エネルギーの普及は、日本のエネルギー転換本来の目的である二酸化炭素排出量の削減を遂げているだろうか。表5では、人口あたりの二酸化炭素排出量を従属変数とし、再生可能エネルギーの普及が二酸化炭素排出量に与えた影響を検証する。Model 2において、再生可能エネルギー発電割合が増加するほど、

²² 10kW 未満の出力の太陽光発電は余剰電力の売電のみ。<https://www.smart-tech.co.jp/column/solar-power/surplus-sales/> (2023年11月18日)。

²³ <https://www.env.go.jp/earth/report/h22-02/gaiyo.pdf> (2023年11月18日)。

人口あたりの二酸化炭素排出量が減少することが明らかになった。これは、仮説 2 に整合的な結果である。つまり、日本の都道府県間の比較でも、再生可能エネルギーの普及が、実際に二酸化炭素排出量の削減に貢献している。

6. 結論

本稿では、2016 年から 2020 年までの都道府県別小規模電気事業者と固定価格買取制度利用事業者のパネルデータを用いて、電気事業に関する制度変化が再生可能エネルギーの普及、二酸化炭素排出量に与える影響を明らかにした。本稿の分析結果からは、第一に、小規模電気事業者による発電が増加するほど、再生可能エネルギーの普及を促すことが明らかになった。このことは、電気事業制度改革や固定価格買取制度という日本のエネルギー事業に関する制度変化が、小規模電気事業者を増加させることを通じて、再生可能エネルギーの普及を促したこと示唆する。実際に、固定価格買取制度に登録している太陽光発電設備の受容量の増加が、小規模電気事業者による発電量を増加させることも、本稿の分析で明らかとなった。この結果は、固定価格買取制度が再生可能エネルギー事業の開始を容易にし、小規模電気事業者による発電量を増加しうることが示唆される。

第二に、以上の制度を通じて普及した再生可能エネルギーが、二酸化炭素排出量を削減することが明らかになった。このことから、日本が脱炭素を成し遂げるために進めたエネルギー転換には一定の効果があることが示唆される。

上記の知見に基づくと、電気事業制度改革と固定価格買取制度により増加した小規模電気事業者は再生可能エネルギーの普及を促し、脱炭素に貢献することが期待される。そのため、小規模電気事業者の事業継続を支援する取り組みが今後必要であると考えられる。具体的には、現在政府が行なっている「脱炭素先行地域」²⁴の取り組みが一例となる。これは、民生部門のカーボンニュートラルを目標に、脱炭素に向けた先進的な取り組みを行なった地方自治体が先行地域として認定を受ける制度である。この認定を受けた自治体には交付金が与えられる。このようなエネルギー事業の分散化や小規模化に対する支援が今後重要なってくる。

また、日本の小規模電気事業を支えることに加えて、その歪みを是正することも重要である。電気事業制度改革は柔軟な市場を生み出した反面、反発も多い。電力小売自由化以後大量に設立された新電力会社の多くが倒産に追い込まれている。山本（2022）は、相次ぐ新電力会社の倒産の原因として、電力小売全面自由化の制度内で新電力会社が安定したエネルギー調達源の確保を義務付けていないことを指摘した。加えて、固定価格買取制度によって再生可能エネルギーの大量導入が促され、混乱に陥る事例もある。陳（2017）は固定価格買取制度による再生可能エネルギーの大量導入によって、電気を送電するための系統が不足

²⁴ <https://policies.env.go.jp/policy/roadmap/grants/> (11月18日)。

してしまう可能性を問題視している。実際に日本の固定価格買取制度の規定では、電力系統の不足により系統接続の申し込みを断ることができてしまう。これに対してドイツでは、電気を送電する際に、再生可能エネルギーを優先的に給電することが制度上可能である。以上のような問題に対して、電気事業制度改革や固定価格買取制度による再生可能エネルギーの増加に適した電力系統に関する義務の明確化が重要となってくる（陳 2017）。

このような小規模電気事業者に対する期待の中、今後はより多様な電気事業に関する制度が小規模電気事業者に与える影響に注目することに研究の余地がある。例えば、本稿では扱わなかった炭素税²⁵や非化石証明書²⁶などの取り組みが、事業者にどのような影響を与えるのか検証することで、より網羅的に日本のエネルギー転換に向けた制度改革を考えることができるだろう。

7. 参考文献

- 依田高典・村上佳世. 2016. 「電力全面自由化を前にした消費者の電力選択意識の調査」『計測と制御』 55(7): pp.598-603.
- 岩井紀子・宍戸邦章. 2013. 「東日本大震災と福島第一原子力発電所の事故が災害リスクの認知および原子力政策への態度に与えた影響」『特集・東日本大震災・福島第一原発事故を読み解く』 64(3): pp.420-438.
- 川上義明. 2015. 「再生可能エネルギー分野への中小企業の進出：電力自由化および FIT との関連において」『福岡大學商學論叢』 59(4): pp.271-310.
- 川波匠・高橋義文・佐藤剛史・矢部光保. 2016. 「地方自治体主導による再生可能エネルギーの生産・販売と新電力事業者の選択に関する住民意識の構造分析」『九州大学大学院農学研究院学芸雑誌』 71(2): pp.59-70.
- 小林久. 2021. 「農業計画と再生可能エネルギー」『農村計画学会誌』 40(2):pp.68-71.
- 小林勇介・吉田好邦. 2017. 「電力小売自由化と再生可能エネルギー普及の CO2 排出量への影響評価」『日本エネルギー学会誌』 96: pp.42-51.
- 資源エネルギー庁. 2023. 「分散型エネルギーシステムへの新規参入のための手引き」
- 杉山昌広・朝野賢司. 2013. 「固定価格買い取り制度（FIT）における太陽光発電の機動的な買い取り価格改定の必要性」『エネルギー・資源学会論文誌』 34(2):pp.9-16.
- 田中昭雄・外岡豊. 2013. 「東日本大震災後の住宅エネルギー需要の変化と地域性」『エネルギー・資源学会論文誌』 34(2): pp.17-24.

²⁵ 炭素税とは、企業などが排出した二酸化炭素排出量に課税する制度である。https://www.enecho.meti.go.jp/about/special/johoteikyo/carbon_pricing.html (2023年11月19日)。

²⁶ 非化石証明書とは再生可能エネルギーを中心とする化石燃料を用いない発電方法のうちの環境価値のみを取引するもの。<https://www.whole-energy.co.jp/column/3380/> (2023年11月19日)。

- 茅野恒秀. 2014. 「固定価格制度（FIT）導入後の岩手県の再生可能エネルギー」『サステナビリティ研究』4: pp.27-40.
- 陳拂衣. 2017. 「再生可能エネルギー固定価格買取制度の概要と課題について」『現代社会文化研究』64: pp.215-230.
- 西江莉子・諏訪亜紀. 2020. 「電力小売自由化を背景とした教育機関の電力事業者選択：京都女子大学のエネルギー消費と温室効果ガス排出量分析から」.
- 森田玉雪・馬奈木俊介. 2013. 「東日本大震災後のエネルギー・ミックス—電源別特性を考慮した分析」独立行政法人経済産業研究所ディスカッションペーパー.
- 諸富徹. 2021. 「地域における脱炭素社会の構築」『風力エネルギー』45(3): pp.417-419.
- 山本一郎. 2022. 「電力自由化の失政、エネルギー安定供給を見据えた長期展望を」『日本原子力学会誌 ATOMO Σ』64(10): pp.544-546.
- Aguirre, Mariana and Gbenga Ibikunle. 2014. "Determinants of Renewable Energy Growth: a Global Sample Analysis" *Energy Policy* 69: pp.374-384.
- Alizamir, Saed, de Véricourt, Francis, and Peng, Sun. 2016. "Efficient Feed-In-Tariff Policies for Renewable Energy Technologies", *Operations Research* 64(1): pp.52-66.
- Hamid, Ishfaq, Alam, Md Sdabbir, Kanwal, Asma, Jena, Pabitra Kumar, Mursheed, Muntasir and Risana Alam. 2022. "Decarbonization Pathways: The Roles of Foreign Direct Investments, Governance, Democracy, Economic Growth, and Renewable Energy Transition" *Environmental Science and Pollution Research* 29: pp.49816-49831.
- Kilinc-Ata, Nurcan. 2016. "The Evaluation of Renewable Energy Policies Across EU Countries and US States: An Econometric Approach" *Energy for Sustainable Development* 31: pp.83-90.
- Le, Thai-Ha, Chang, Youngho, and Donghyun Park. 2020. "Renewable and Nonrenewable Energy Consumption, Economic Growth, and Emissions: International Evidence" *The Energy Journal, International Association for Energy Economics* 0(2): pp.73-92.
- Murakami, Kayo, Ida, Takanori, Tanaka, Makoto and Lee Friedman. 2015. "Consumers' Willingness to Pay for Renewable and Nuclear Energy: A Comparative Analysis Between the US and Japan" *Energy Economics* 50: pp.178-189.
- Pepermans, Guido, Driesen, Johan L.J., Haeseldonckx, Dries, Belmans, Ronnie J.M. and William D. D'Haeseleer. 2005. "Distributed Generation: Definition, Benefits and Issues", *Energy Policy* 33(6): pp.787-798.
- Wand, Robert and Florian Leuthold. 2011. "Feed-in Tariffs for Photovoltaics: Learning by Doing in Germany?", *Applied Energy* 88(12): pp.4387-4399.

第9章

キャッシュレス決済の普及が地域経済に与える影響 —ポイント還元事業における登録加盟店数の変化の事例から—

酒井 日菜里

要約

現在、キャッシュレス決済への注目度が高まっており、日本国内でも普及が進んでいる。しかし、どのような決済手段がどれほどの経済効果を与えるのかを分析した国内の研究は限られている。そこで本稿では、経済産業省が公表している「ポイント還元事業における登録加盟店数」のデータを用い、業種を小売業に絞ったうえで、キャッシュレスの普及が実際にどれほどの経済効果をもたらしたのか、また、最も経済効果をもたらした決済手段は何であるのかを市区町村レベルで分析した。分析の結果、ポイント還元事業の加盟店数、特にQRコード利用可能店数の増加が小売業売上額の増加と正の関係にあることが明らかとなった。この結果は、国の事業による政策的なキャッシュレス決済の普及であっても、小売業の売上額を増加させる効果があったことを示すものである。キャッシュレス化は実店舗における売上額の増加、ひいては日本の経済成長につながる可能性がある。今後もポイント還元事業や専用端末の導入支援などを行い、国が先導してキャッシュレス化の推進を行う意義は十分にあると考えられる。また、キャッシュレス決済の普及が売上額を増加させるという店舗側のメリットを明確に示して周知することで、さらなる普及を推し進めることが可能になるかもしれない。

1. はじめに

決済のキャッシュレス化には数多くのメリットが指摘してきた。例として、支払いの利便性¹の改善、不正や犯罪の防止、現金維持のコスト削減に加え、個人消費を増加させ、経済成長を促進することも明らかとなっている (Zandi et al. 2016)。こうしたメリットを背景として、キャッシュレス決済の市場規模は急速に拡大している。2017年には約70兆円であった国内における電子決済サービスの市場規模は、2020年に87兆円を突破し、2025年

¹ 取引の際、支払いという行為に対して消費者が知覚する労力の少なさを指す (Teo et al. 2015)。

には約 113 兆円に上るといわれている²。

長年、世界の主要国と比べてキャッシュレス決済比率³が低水準であることを課題としてきた日本⁴でも、2010 年では 13.2%、2015 年では 18.2%、2020 年では 29.7%と、キャッシュレスの普及は堅調に進んでいる（キャッシュレス推進協議会 2023）。また、その成長スピードも速まっている傾向にあり、2008 年から 2013 年には 1.0% 未満であった前年比が、2021 から 2022 年にかけては 3.5% にまで加速した（キャッシュレス推進協議会 2023）。このようにキャッシュレス化が進んできた要因としては、新型コロナウイルス感染症の流行による非接触・非対面決済への注目、少子高齢化や人口減少に伴う実店舗における人手不足、政府によるキャッシュレスの推進などが考えられる（経済産業省 2022）。

本稿では、3 つ目の要因として挙げた「政府によるキャッシュレスの推進」に焦点を当てている。2019 年 6 月、政府は「2025 年（令和 7 年）6 月までにキャッシュレス決済比率 4 割程度」を目標として掲げ⁵、2019 年 10 月から 2020 年 6 月にかけて「キャッシュレス・ポイント還元事業」（以下、ポイント還元事業）を実施した。これにより、日本のキャッシュレス普及率が大幅に高められたことは間違いない。事業後、店舗でのキャッシュレス導入率は全体で約 10% 増加し、還元事業参加店舗の売上全体に占めるキャッシュレス決済の比率は約 5% 増加した（キャッシュレス推進協議会 2020）。

しかし、先行研究には課題も残されている。第一に、キャッシュレスの研究は国外で盛んに行われているが、日本ではキャッシュレス化がもたらす経済効果の定量的な分析があまりされていないことである。キャッシュレス決済比率の推移に注目した分析に限れば日本でも多く行われているが、海外の先行研究にあるような経済効果に着目した分析は少ない。第二に、国外の研究の多くは、国を単位として分析されたもので、ミクロな分析単位での研究がほとんどされていないことである。本稿は、経済産業省のポイント還元事業にかかる調査の市区町村別データを活用して、この点に貢献する。第三に、最も経済効果が大きい決済手段は何なのかについての研究が限られていることである。各決済手段のメリット・デメリットについて言及した論文や、ある 1 つの決済手段に絞って研究が行われた論文は多数あるが、それぞれがもたらす効果の大きさについての論文はほとんど見られない。

² 電子決済を「物品の購入、サービスを受けた際に発生する支払いについて、現金を用いずに、電子的なデータで処理すること」と定義した調査結果である。<https://lab.epayments.jp/archives/5732>（2023 年 11 月 8 日）。

³ クレジットカード、デビットカード、電子マネー、QR コード決済それぞれの支払額合計を民間最終消費支出で割ったもの。2017 年に経済産業省の「FinTech ビジョンについて」の中で定義づけされ、キャッシュレスの普及状況の指標となっている。

⁴ 同じ東アジア地域でも、韓国のキャッシュレス決済比率は約 90%、中国でも 60% を超えている（中田 2019）。

⁵ 2018 年に経済産業省によって策定された「キャッシュレス・ビジョン」で「支払い方改革宣言」として発表され、2019 年 6 月に閣議決定された「成長フォローアップ」で定量目標として掲げられた。<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/portal/cashless/index.html>（2023 年 11 月 19 日）。

以上の問題意識から、本稿では、政府によるポイント還元事業の成果を、定量的かつ市区町村レベルで分析したうえで、日本においてキャッシュレスの普及が地域経済にどのような影響をもたらしたのか、また、最も影響をもたらした決済手段は何なのかを検証した。分析にあたっては、百貨店、スーパー、コンビニエンスストアなど、消費者にとって最も決済の機会が多い小売店に絞り、小売業売上額との関連を調べた。データは、上述した経済産業省による市区町村ごとのキャッシュレス普及率の推移データを用いている。分析の結果、小売業売上額と最も正の関連が強いのは QR コード決済が利用できる店舗の数であることが明らかになった。

第 2 節では、キャッシュレスが経済にもたらすプラスの影響の例と、そのメカニズムについての先行研究を取り上げた後、日本のキャッシュレスの現状とポイント還元事業の成果を概観する。第 3 節では、キャッシュレスの普及と売上額の関係について本稿の理論仮説を導く。第 4 節では、本稿の研究で用いたデータと分析手法を提示し、第 5 節で分析結果について議論する。そして第 6 節では、前節の議論をまとめつつ、本稿で明らかになったこととそれを踏まえた提言、本稿の課題を述べたい。

2. 先行研究

2-1. キャッシュレス化の効果

主要国を中心に、キャッシュレス決済の普及が世界中で推進されるのはなぜなのか。キャッシュレス化のメリットについては、今までにも多くの研究がされており、新たな科学技術やイノベーションの創出、雇用機会の増加、汚職やテロリズムの防止、現金支払いインフラを維持するコストの削減など、様々な効果が期待されている (Singhraul and Garwal 2018)。また、売上に与える影響については、キャッシュレス決済は現金決済よりも支払い時の心理的苦痛が緩和されることや (Prelec and Simester 2001)⁶、実店舗における支払いの利便性を改善することで、消費者の支払い意思額を増加させる効果があること (e.g. 林 2021) が明らかとなっている。これまでにも、支払いの利便性は消費者の支払い意思レベルと強い関連があるといわれており (Carow and Staten 1999)、クレジットカードの普及は個人消費、ひいては GDP をも増加させることが指摘されている (Zandi et al. 2016)⁷。

小売店の売上についても研究がされており、Boden et al. (2020) は、モバイル決済の利

⁶ そのため、現金よりも電子マネーやクレジットカード利用者の方が、もともと計画していない購買行動をとる傾向にある。 <https://www.dei.or.jp/aboutdei/column/20200305> (2023 年 11 月 6 日)。

⁷ 実際、ユーロ圏に絞った分析 (渡邊 2018) では、キャッシュレス化が実質 GDP に対して正に影響していることが判明しており、デジタル通貨は 2003 年から 2008 年のあいだに世界の実質 GDP を約 3.4% 上昇させた (Ovat 2012)。

便性が向上すれば消費者の支払い意思レベルが上昇するため、小売業者は便利な支払い方法を消費者に提供することによって収益を増加させることができると予測している。第3節では、この予測を踏まえてキャッシュレスの普及と小売業売上額の関係について理論仮説を導出する。

2-2. 日本におけるキャッシュレス化の現状

2022年時点で、日本のキャッシュレス決済比率は36.0%、金額にして約111兆円である。その内訳をみると、クレジットカードが30.4%、デビットカードが1.0%、電子マネーが2.0%、コード決済が2.6%であった（経済産業省 2022）。クレジットカードが8割以上を占めていることから、日本のキャッシュレス決済はクレジットカード決済が主流であることがわかる。世界と比較しても、日本のクレジットカード発行枚数はアメリカ、中国に次いで世界で3番目に多く、一人当たりのクレジットカード保有枚数も、アメリカ、香港に次いで第3位であり（前田 2018）、日本は世界的にもクレジットカードの利用が多い（2016年末時点）。

QRコード決済については、経済産業省（2022）の調査から、決済額・決済比率ともに増加していることが明らかになっている。48,208人を対象としたアンケート調査（山本・遠藤 2020）では、最も利用しているQRコード決済サービスの利用開始時期は2019年7月から12月であるという回答が最も多かった。この時期は政府によるポイント還元事業の実施期間と重なっており、QRコード決済はポイント還元事業を通して注目度が高まった決済手段であると推測できる。

また、日本のキャッシュレス決済比率の2%を占める電子マネーであるが、2016年時点での日本における電子マネーは発行枚数・利用額ともに世界最多で、一人当たり電子マネー保有枚数は世界第2位である（前田 2018）。都市圏を中心に、SuicaやPasmoなどの交通系電子マネーが普及していることがその要因と考えられる。

2-3. 日本のキャッシュレス政策

キャッシュレス化のメリット・現状を踏まえ、日本政府もキャッシュレスの普及に向けて動いている。その一例として、2019年10月から2020年6月にはキャッシュレス決済比率の大幅な改善を図るため「キャッシュレス・ポイント還元事業」（以下、ポイント還元事業）を実施した。

ポイント還元事業の大きな特徴は以下の3つにまとめられる。1つ目は、キャッシュレスの導入コスト削減である。実施期間中に事業に加盟した店舗は、端末導入のコストを国に負担してもらうことができ、店舗にとってのキャッシュレス化へのハードルを下げた。2つ目は、決済手数料の引き下げる。例えば、クレジットカード決済を導入する場合、その店舗は契約するクレジットカード会社に決済手数料として売上の数パーセントを支払わなければ

ればならない。2021 年の経済産業省の調査⁸によると、キャッシュレス決済の手数料は、決済手段にかかわらず 3%台前半に設定されることが多いが、ポイント還元事業期間中、加盟店舗は決済手数料を実質 2.17%以下に設定することができた。これによって、店舗は比較的ローリスクでキャッシュレス決済を取り入れることが可能となった。中田（2019）は、地方でキャッシュレス決済が普及しない原因として「手数料の存在」を挙げているが、ポイント還元事業ではこの課題を解決するための手段が講じられていたことがわかる。3 つ目に消費者へのポイント還元である。消費者は対象店舗でキャッシュレス決済をした際にポイントが還元され、キャッシュレスを取り入れるインセンティブが与えられた。

ポイント還元事業によって、キャッシュレス決済比率は大幅に増加した。キャッシュレス推進協議会（2020）によると、ポイント還元事業をきっかけとしてキャッシュレスを始めた、または支払手段を増やした消費者は全体の 70%に上り、事業後、店舗ではキャッシュレスの導入率が 27%から 37%に増加した。また、還元事業参加店舗の売上全体に占めるキャッシュレス決済の比率は、2019 年 4 月からの 1 年間で、28%から 33%に増加している。ポイント還元事業参加店舗へのアンケート調査では、売上増に効果があったと答えたのは 46%、顧客獲得に効果があったと答えたのは 44%、業務効率化に効果があったと答えたのは 46%と、多くの店舗でキャッシュレス導入の効果を実感していることが判明した。

3. 理論仮説

3-1. キャッシュレス化が売上額に与える影響

先行研究で述べたとおり、キャッシュレスは実店舗での支払い利便性を改善し、支払い時における心理的苦痛を緩和することによって、消費者の支払い意思額を向上させる効果をもつ。また、Boden et al. (2020) は、小売業者は利便性の高い支払い方法を消費者に提供することで収益を増加させることができると予測している。よって、キャッシュレス決済の導入率と小売業の売上額には正の関連あると考えられる。また、2019 年 10 月から 2020 年 6 月に実施されたポイント還元事業により、各市町村でキャッシュレス導入率は大幅に上昇した。以上から、2019 年から 2020 年にかけて、小売業店舗のキャッシュレス導入率が高まった場合、小売業の売上額が増加したと考えられる。以上を踏まえて仮説 1 を導出する。

仮説 1 ポイント還元事業加盟店数変化率が大きい市区町村では、小売業売上額変化率も大きい。

⁸ <https://www.meti.go.jp/press/2021/06/20210618002/20210618002-1.pdf> (2023 年 11 月 22 日)。

3－2. 売上額に最も影響を及ぼす決済手段

前節で、日本のキャッシュレスの現状を概観した通り、日本のクレジットカードの発行枚数・一人当たりの所有枚数はともに世界第3位であり、日本ではクレジットカード決済が最も利用率の高いキャッシュレス決済手段であると考えられる。QRコード決済や電子マネー決済の利用可能店数と比較して、クレジットカード利用可能店数はポイント還元事業が開始される以前から多く存在し、利用者数も多かったことから、ポイント還元事業による利用可能店数の変化と、それに伴う売上額の変化は顕著には表れないかもしれない。

また、電子マネーは発行枚数・利用額ともに世界最多で、一人当たり電子マネー保有枚数は世界第2位であるが、電子マネーの利用金額は小口であり、2017年の電子マネー一件当たりの決済金額は959円である（前田 2018）⁹。よって、キャッシュレス化の推進要因としては限定的であることが指摘されており、売上額に及ぼす影響も小さい可能性がある。

一方、QRコード決済については、2019年の7月から12月にかけて利用者数が増えたという調査結果（山本・遠藤 2020）があり、ポイント還元事業によって注目度が高まったことが推測される。よって、ポイント還元事業による利用可能店数の変化と、それに伴う売上額の変化が最も明確に表れると推測できる。さらに、QRコード決済では硬貨を財布から取り出したり、暗証番号を入力したりする必要がないため、支払いの処理速度が速い。よって、支払い時の心理的苦痛が小さく、支払いの利便性が高い決済手段とされる（林 2021）。以上を踏まえて仮説2を導出する。

仮説2 QRコード利用可能店数変化率は、クレジットカード・電子マネー利用可能店数変化率よりも、小売業売上額変化率と正の関連が強い。

4. データと方法

4－1. データ

上記の理論仮説を検証するにあたり、経済産業省が公表している「ポイント還元事業における登録加盟店数」のデータを使用した。本データは、2019年6月21日から2020年10月1日まで10日おきに還元事業加盟店数を決済手段別・市区町村別に集計したもので、還元事業期間におけるキャッシュレス利用可能店数がどのように推移したのかを確認することができる。本稿では、データ集計の初日である2019年10月1日のデータを2019年デ

⁹ デビットカード一件当たりの決済金額は2016年時点では8,260円であった（前田 2018）。

ータ、最終日である 2020 年 6 月 21 日のデータを 2020 年データとして 2 点間の変化率に着目した。また、先行研究を参考に、最も消費者にとって決済機会が多い小売店におけるキャッシュレス化の影響を分析するために、利用可能店数の業種を小売業のみに絞った。

ここで、注意しなくてはならないのが、新型コロナウイルス感染症の影響と外れ値の取り扱いである。まず、新型コロナウイルス感染症が経済に与えた影響は非常に大きく、特に人の移動を前提とする観光業には一際大きな打撃を与えた。パンデミックによる各国の移動制限などにより、世界では約 11 億人の外国旅行客と、約 141 兆円の国際観光輸出が失われたという推計もある（阿部 2021）。観光地における小売業の売上も同様にパンデミックの影響を強く受けていると考えられるため、この点は考慮して統制する必要がある。次に、外れ値については、東日本大震災以降続いている避難指示の一部が 2017 年 3 月 31 日に解除された福島県の飯館村と近江町、そして、国によるポイント還元事業の時期とあわせて、町独自の事業¹⁰も展開していた沖縄県の与那国町は特殊なケースと考え、本稿における分析では外れ値として除外している。

4 – 2. モデル

本項の分析に用いた独立変数は、2019 年から 2020 年にかけての、ポイント還元事業加盟店総数、クレジットカード利用可能店数、QR コード利用可能店数、その他電子マネー等利用可能店数の対数変化率である。また、従属変数は小売業売上額の対数変化率であり、2019 年と 2020 年のデータを確認できなかつたため、最も時期が近い 2016 年と 2021 年の 2 点間のデータを使用した。

統制変数としては、第一に、人口構造・産業構造を統制するために、65 歳以上人口割合、第二次産業就業者比率、第三次産業就業者比率、自然対数化した総人口を用いた。第二に、小売店数が多い地域は元々小売業が盛んである可能性を考え、自然対数化した千人当たり小売店数と十万人当たり大型小売店数を用いた。第三に、新型コロナウイルス感染症の影響を統制するために、自然対数化した宿泊業・飲食サービス業売上額割合と一人当たりの新型コロナウイルス対応交付金額¹¹を用いた¹²。また、都道府県ごとの異質性をコントロールするため、都道府県を固定効果として投入している。分析単位は市区町村で、分析手法は重回帰分析である。

¹⁰ 観光客等の消費拡大の促進と地域活性化施策による新たな町民支援を目的として、与那国町商工会・琉球銀行・NTT ドコモによるキャッシュレス推進事業を実施していた。

¹¹ 正式名称は「新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金額」で、新型コロナウイルスの感染拡大の防止及び感染拡大の影響を受けている地域経済や住民生活の支援等図るために創設されたものである（石川・赤井 2022）。その交付限度額の算定には、感染状況や人口、財政力指數などが用いられた。

¹² 各統制変数の調査年は、千人当たり小売店数と十万人当たり大型小売店数が 2016 年、その他は 2020 年である。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
\log (従業者一人当たり小売業売上額変化率)	$(2021\text{年の従業員一人当たり小売業売上額}) \div (2016\text{年の従業員一人当たり小売業売上額})$ を自然対数化した値。	「経済センサス-活動調査」
\log (ポイント還元事業加盟店数変化率)	$(2020\text{年のポイント還元事業加盟店数}+1) \div (2019\text{年のポイント還元事業加盟店数}+1)$ を自然対数化した値。	「ポイント還元事業における登録加盟店数」
\log (クレジットカード利用可能店数変化率)	$(2020\text{年のクレジットカード利用可能店数}+1) \div (2019\text{年のクレジットカード利用可能店数}+1)$ を自然対数化した値。	
\log (QRコード利用可能店数変化率)	$(2020\text{年のQRコード利用可能店数}+1) \div (2019\text{年のQRコード利用可能店数}+1)$ を自然対数化した値。	
\log (その他電子マネー等利用可能店数変化率)	$(2020\text{年のその他電子マネー等利用可能店数}+1) \div (2019\text{年のその他電子マネー等利用可能店数}+1)$ を自然対数化した値。	
65歳以上人口割合	65歳以上人口 ÷ 人口総数。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
第二次産業就業者比率	第二次産業就業者数 ÷ 就業者総数。	「国勢調査」
第三次産業就業者比率	第三次産業就業者数 ÷ 就業者総数。	
\log (千人当たり小売店数)	千人当たり小売店数を算出し、1を足して自然対数化した値。	「経済センサス-活動調査」
\log (十万人当たり大型小売店数)	十万人当たり大型小売店数を算出し、1を足して自然対数化した値。	
\log (宿泊業・飲食サービス業売上額割合)	宿泊業・飲食サービス業売上額 ÷ 売上総額を自然対数化した値。	
\log (一人当たり新型コロナウィルス対応交付金)	一人当たりの新型コロナウィルス感染症対応地方創生臨時交付金額を算出し、自然対数化した値。	「地方財政状況調査」
\log (総人口)	人口総数を自然対数化した値。	「国勢調査」

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(従業者一人当たり小売業売上額変化率)	1603	-0.0882	0.2488	-2.2962	1.2631
log(ポイント還元事業加盟店数変化率)	1603	0.6252	0.2057	0	1.8101
log(クレジットカード利用可能店数変化率)	1603	0.5351	0.2056	0	2.0431
log(QRコード利用可能店数変化率)	1603	0.8723	0.3289	0	2.3979
log(その他電子マネー等利用可能店数変化率)	1603	0.5719	0.2825	-0.2877	2.1518
65歳以上人口割合	1603	34.6623	7.7090	14.5900	62.1390
第二次産業就業者比率	1603	24.9102	8.1062	2	53
第三次産業就業者比率	1603	62.7760	9.4635	21	89
log(千人当たり小売店数)	1603	1.8925	1.1923	0	5.0766
log(十万人当たり大型小売店数)	1603	2.1721	0.3535	0.9042	4.0380
log(宿泊業・飲食サービス業売上割合)	1603	0.6188	0.8799	-3.6830	4.2058
log(一人当たり新型コロナウイルス対応交付金)	1580	2.4252	0.8595	-0.8049	4.6840
log(総人口)	1603	10.1197	1.4300	6.0958	15.1446

5. 分析結果

表3が本稿の分析結果である。Model 1を見ると、ポイント還元事業加盟店数変化率は、小売業売上額変化率と正の関連があるが、統計的に有意ではなかった。よって、「ポイント還元事業加盟店数変化率が大きい市区町村では、小売業売上額変化率も大きい」という仮説1を立証することはできなかった。また、Model 2、Model 4でもModel 1同様、有意な結果を得ることはできなかった。5%水準で統計的に有意に小売業売上額を増加させていたのは、Model 3のQRコード利用可能店数であった。これは、「QRコード利用可能店数変化率は、クレジットカード・電子マネー利用可能店数変化率よりも、小売業売上額変化率と正の関連が強い」という仮説2と整合的な結果である。

表3 キャッシュレス利用可能店数変化率と小売業売上額変化率

	従属変数			
	log(従業者一人当たり小売業売上額変化率)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
(切片)	-0.2341 (0.1249)	-0.2757 (0.1217)	-0.2652 (0.1201)	-0.2784 (0.1205)
log(ポイント還元事業加盟店数変化率)	0.0298 (0.0320)			
log(クレジットカード利用可能店数変化率)		-0.0043 (0.0330)		
log(QRコード利用可能店数変化率)			0.0554 ** (0.0199)	
log(その他電子マネー等利用可能店数変化率)				0.0009 (0.0227)
65歳以上人口割合	-0.0011 (0.0014)	-0.0007 (0.0014)	-0.0008 (0.0014)	-0.0063 (0.0014)
第二次産業就業者比率	0.0004 (0.0012)	0.0003 (0.0012)	0.0001 (0.0012)	0.0003 (0.0010)
第三次産業就業者比率	-0.0031 ** (0.0010)	-0.0027 ** (0.0010)	-0.0029 ** (0.0010)	-0.0027 ** (0.0010)
log(千人当たり小売店数)	-0.0667 ** (0.0241)	-0.0100 *** (0.0023)	-0.0111 *** (0.0023)	-0.0101 *** (0.0023)
log(十万人当たり大型小売店数)	0.0428 *** (0.0070)	0.0439 *** (0.0070)	0.0423 *** (0.0070)	0.0437 *** (0.0070)
log(宿泊・飲食サービス業売上割合)	0.0149 † (0.0084)	0.0174 * (0.0082)	0.0159 † (0.0082)	0.0173 * (0.0083)
log(一人当たり新型コロナウイルス対応交付金)	-0.0206 (0.0125)	-0.0190 (0.0125)	-0.0195 (0.0124)	-0.0190 (0.0125)
log(総人口)	0.0309 *** (0.0071)	0.0283 *** (0.0071)	0.0260 *** (0.0071)	0.0282 *** (0.0071)
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.1978	0.2036	0.2076	0.2035
N	1580	1580	1580	1580

(1)***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

統制変数については、第三次産業就業者比率、千人当たり小売店数が有意に負であった。第三次産業は、第一次・第二次産業と比べて顧客と直接的に接觸する業種が多く、新型コロナウイルス感染症の影響を強く受けた可能性が考えられる。小売店数も同様に、小売店が多い地域は商業が盛んな地域と考えられ、新型コロナウイルス感染症の影響が大きかったのだと推測される。有意に正であったのは、十万人当たり大型小売店数と宿泊・飲食サービス業売上割合、そして総人口であった。大型小売店・総人口が多い地域は、比較的安定した売り上げ利益が見込まれる地域であり、コロナ禍であっても小売業界への打撃が少なかったと考えられる。新型コロナウイルス感染症の影響を統制するために投入した宿泊・飲食サービス業売上割合の場合も同様に、小売業が盛んな地域の安定した売上額を反映した結果であると思われる。また、大型小売店ではイオンカードや東急カードなど、企業・店舗オリジナルのクレジットカードが発行されているなど、キャッシュレスが多く利用される傾向に

あり、感染の懸念から現金決済への躊躇いがあった消費者も、非接触のキャッシュレス決済は利用しやすかった可能性も考えられるだろう。

6. 結論

本稿では、ポイント還元事業の成果を定量的かつ市区町村レベルで分析し、日本においてキャッシュレスの普及が地域経済にどのような影響をもたらしたのか、また、最も影響を与えた決済手段は何であったのかを検証した。分析の結果、QRコード利用可能店数の増加が小売業売上額を有意に増加させていることが明らかとなった。一方、還元事業加盟店数、クレジットカード・電子マネー利用可能店数と小売業売上額には正の関連がみられたが、統計的に有意な結果ではなかった。

以上の分析結果から導かれる示唆としては、ポイント還元事業がQRコード決済への注目度を高め、QRコード決済の利用が小売店の売上額を増加させたということである。QRコード決済は専用の端末が不要であることから、導入コストを抑えられるなどのメリットがあり（増田 2019）、ポイント還元事業により決済手数料も低く設定されたため、店舗にとって最も導入のハードルが低かった決済手段であったと考えられる。また、利用者のメリットとしては、クレジットカードや電子マネーと異なり専用のカードを作る必要がないため、すぐに利用を開始できる点、サービスによってはポイントが還元される点などがある。さらに、ポイント還元事業期間中は、通常よりも還元率が高く設定され、コストパフォーマンスがより高められていた。フードチェーンにおけるキャッシュレス利用の調査（尾室 2022）では、ポイント還元率の上昇が購買を促進するという結果が得られており、小売店においても同様の効果があった可能性がある。このようなQRコード決済固有の長所がポイント還元事業によって注目を集め、普及が急速に広まったことで小売業における売上増の効果が分析結果に表れたのだと思われる。QRコード決済の市場規模は将来的にも拡大する見込みで、2019年で0.5兆円であった取引高は2015年には約20倍の9.7兆円にまで増加すると推定されている（電子決済研究所 2020）。今後も政府が先導してキャッシュレス決済の普及を推進する意義は十分にあるだろう。具体的には、導入・利用開始のハードルを下げ、売上額増加などの店舗側のメリットと利便性向上やポイント還元などの利用者側のメリットの両方を強調し、 국민に周知していくことが重要と考える。

本稿の課題としては、ポイント還元事業の期間がコロナ禍であったことから、キャッシュレス決済の普及が小売業の売上に与える影響を正確に分析することができなかつたと考えられる点、調査期間が短かった点が挙げられる。新型コロナウイルス感染症の収束後、かつ、3時点以上のデータでパネルデータを構築して分析することで、さらにキャッシュレス化がもたらす効果を明らかにすることが可能だろう。

7. 参考文献

- 阿部桂三. 2021. 「新型コロナウイルスの感染拡大が新興国の観光業に与えた影響—タイの現状を例に」『財務総研スタッフ・レポート』.
- 石川達哉・赤井伸郎. 2022. 「新型コロナウイルスが地方公共団体の歳入・歳出に与えた影響—コロナ禍において地方公共団体の収支は悪化したのか?」『フィナンシャル・レビュー』3: pp.5-36.
- 尾室拓史. 2022. 「フードチェーンにおけるキャッシュレス利用時の購買促進効果—マクドナルドおよびスターバックスの比較を通じた分析」『生活経済学研究』56: pp.19-31.
- キャッシュレス推進協議会. 2020. 『キャッシュレス調査の結果について』.
- キャッシュレス推進協議会. 2023. 『キャッシュレス・ロードマップ 2023』.
- 経済産業省. 2022. 『第1回 キャッシュレスの将来像に関する検討会』.
- 経済産業省. 2022. 「2022年のキャッシュレス決済比率を算出しました—1. 算出結果概要」
<https://www.meti.go.jp/press/2023/04/20230406002/20230406002.html> (2023年11月8日).
- 電子決済研究所. 2020. 『電子決済総覧 2019-2020』カード・ウェーブ.
- 中田真佐男. 2019. 「地方におけるリテール決済のキャッシュレス化の進展に向けた課題」『佐賀大学経済学会講演会』.
- 林牧仁. 2021. 「多様化する支払方法が消費者行動に及ぼす影響」『マーケティングジャーナル』41(1): pp.82-89.
- 前田真一郎. 2018. 「日本におけるキャッシュレス化の現状と推進要因の分析」『日本クレジット協会 CCR』8: pp.12-39.
- 増田悦夫. 2019. 「店舗におけるレジの省力化・効率化策の動向と今後の展望」 pp.25-43.
- 山本龍平・遠藤正之. 2020. 「モバイル決済アプリ「PayPay」の普及戦略の考察」『経営情報学会 2019年周期全国研究発表大会』 pp.179-182.
- 渡邊真治. 2018. 「キャッシュレス化が経済活動に与える影響に関する時系列分析」『2018年秋季全国研究発表大会』.
- Boden, Joe, Maier, Erik, and Robert Wilken. 2020. "The Effect of Credit Card Versus Mobile Payment on Convenience and Consumers' Willingness to Pay." *Journal of Retailing and Consumer Services* 52.
- Carow, Kenneth A. and Michael E. Staten. 1999. "Debit, Credit, or Cash: Survey Evidence on Gasoline Purchases." *Journal of Economics and Business* 51(5): pp.409-421.
- Ovat, Okey O. 2012. "The Central Bank of Nigeria's Cashless Policy in Nigeria: Benefits and Challenges." *Journal of Economics and Sustainable Development* 3: pp.128-133.

- Prelec, Drazen and Duncan Simester. 2001. "Always Leave Home Without It: A Further Investigation of the Credit Card Effect on Willingness to Pay." *Marketing Letters* 12(1): pp.5-12.
- Singhraul, Budheshwar P. and Yogita S. Garwal. 2018. "Cashless Economy: Challenges and Opportunities in India." *Pacific Business Review International* 10(9): pp.54-63.
- Teo, Aik-Chuan, Tan, Garry Wei-Han, Ooi, Keng-Boon, Hew, Teck-Soon, and King-Tak Yew. 2015. "The Effects of Convenience and Speed in M-payment." *Industrial Management & Data Systems* 115(2): pp.311-331.
- Zandi, Mark, Koropeckyj, Sophia, Singh, Virendra, and Paul Matsiras. 2016. "The Impact of Electronic Payments on Economic Growth." *Moody Analytics*.

第10章

観光地の季節間需要分散の要因と影響 —客室稼働率の分散の観点から—

カ一 涙

要約

観光業は、その経済効果や地域外との交流促進機能を持つ産業として、日本政府の重要な政策分野となっており、近年の訪日観光客増加や円安の傾向は適切な観光資源開発による成長と地方創生への期待を高めている。そのような中で、近年、観光地における「通年化」が注目されている。特に、観光地の宿泊業では、季節間の客室需要の不安定さが事業の安定性を低下させるという見方があり、観光業の生産性の向上や持続的な成長を阻害している可能性がある。そこで、本稿は「宿泊旅行統計調査」に基づき客室稼働率の年間分散を、観光地の通年化の指標として採用することで、各都道府県の客室の季節間の需要分散要因と、その宿泊業の経営状況への影響を検証した。分析結果からは、季節間需要分散が宿泊業・飲食サービス業の事業者数や雇用者に与える影響は見られなかったものの、客室稼働率平均が高い地域ほど事業者数・雇用者数が増加すること、訪日外国人の平均滞在期間が長く、観光資源に占める自然・歴史文化資源の割合が大きい都道府県ほど、客室稼働率の分散が小さくなることが明らかになった。開発の応用が可能な自然資源や四季の影響を受けづらい歴史文化資源は観光地の通年化を促進する側面があり、サステナブルツーリズムが評価される中でこれらの資源を活かした入込数の量より滞在期間などの質を重視する集客が通年化のために重要であると考えられる。

1. はじめに

日本における観光産業は今、大きな変革の時を迎えており、1967年に国際連合が「観光は平和へのパスポート (Tourism; Passport to Peace)」というスローガンを採択してから久しいが、21世紀に入り世界的に観光産業の拡大が潮流となっている。UNWTO¹によると、新型コロナウイルス感染拡大以前の2019年においては、世界中で15億人の国境を越えた観光が記録された(UNWTO 2020)。日本も例外なく訪日外国人観光客が急増しており、

¹ The United Nations World Tourism Organisation の略称で、観光分野の国際協力を推進する機関。<https://www.unwto.org/> (2023年11月23日)。

2013年には初めて1000万人の大台に乗った後、2019年には3188万人を記録した（観光庁 2021）。新型コロナウイルスの影響は顕著で2020年には訪日外国人観光客が年間411万人まで落ち込むなど大打撃を受けたが、日本政府観光局による2023年10月の推計値は、251万人を超える、コロナ以前の2019年同月よりも0.8%増加し回復を見せている²。

観光は、来訪者の観光拠点となる宿泊業、さらには建築業、飲食、交通から農林水産業まで幅広い産業に複合的な経済効果を持つ。多種多様な産業が関わる観光業は、地方創生が重要政策となっている日本において特に評価されている産業であり、日本政府は2003年の「観光立国」以降、訪日外国人の誘客を中心とした様々な施策を実施してきた。同年開始の「ビジット・ジャパン事業」³を手始めに、2007年には観光立国推進基本法が改正され、観光を「21世紀における日本の重要な政策の柱」と位置付けた後、2008年には観光庁を創設、2016年⁴・2020年には観光ビジョン実現プログラム⁵が策定され、2023年には「観光立国推進基本計画」が閣議決定された。基本計画では、新型コロナウイルスからの回復を前提に、観光の質を向上することを重点目標としている⁶。質の重視は、観光業の特色として、純粋な量としての需要追求がオーバーツーリズムを引き起こし、地域と観光客両方の満足度を低下させる上に、一定の入込を超えると売り上げが減少するからである（梅川 2015）。特に、本計画は、基本的な方針として、持続可能な観光地域づくり、インバウンド回復、国内交流拡大という3つの戦略に取り組むことを明記している。以上のことから、日本における観光への期待は年々高まっていると言えるだろう。

しかし、観光業はその性質上、外部の要因にその発展と継続を依存する。事実これまで自然災害や国際情勢の外的ショックに大きな影響を受けてきた。特に、インバウンド観光に注目が集まっていた分、前述のように、新型コロナウイルスの感染拡大は観光業の構造的な脆弱性を露呈する結果となった。観光業の持続可能性には、地域経済を越えた広い視点での戦略が必要不可欠であり、観光地域づくり法人（DMO）⁷や官民連携を推進する潮流を生み出

² https://www.jnto.go.jp/news/press/20231115_monthly.html (2023年11月22日)。

³ 国土交通省による訪日旅行促進事業の一環で、具体的な訪日外国人旅行者数を設定し海外プロモーション等を官民で行うもの。<https://www.pref.tokushima.lg.jp/FAQ/docs/0014182/> (2023年11月22日)。

⁴ 日本政府が「観光先進国」を目指して策定したもので、正式名称は「明日の日本を支える観光ビジョン」である。https://www.mlit.go.jp/kankocho/topics01_000205.html (2023年11月22日)。

⁵ 観光ビジョン策定後に、観光庁が計6回の有識者会議を開催し、日本政府の行動計画を定めたもの。新型コロナウイルスの影響軽減と回復に向けた施策を議論している。https://www.mlit.go.jp/kankocho/news02_000419.html (2023年11月22日)。

⁶ 観光立国推進基本法に基づき、2023年3月に閣議決定したこの計画では、「訪日外国人旅行消費額単価を令和7年までに20万円にする」や「訪日外国人旅行者一人当たり地方部宿泊数を令和7年までに2泊にする」といった数値目標を通じて質向上を目指している。<https://www.mlit.go.jp/kankocho/kankorikkoku/kihonkeikaku.html> (2023年11月22日)。

⁷ 観光庁が定めた、地域密着型で稼ぐ力を引き出し地域経営の視点に立った戦略策定と実施のための調整機能を備えた法人のこと。https://www.mlit.go.jp/kankocho/page04_000048.

していると言えるだろう。複合的で単純な利益追求が成り立たない観光産業における持続可能性は、計量化することが難しい反面、国際的には持続可能性の指標の開発が取り組まれている。具体的には、1993年にUNWTOにより発表されたツーリズムの持続的マネジメントのための指標⁸、EUは2013年に「欧州版観光指標システム」⁹を策定している。これらの指標は観光によって創出された雇用や、地域の満足度、エネルギーや水の使用量などが評価対象となっている。

この点、日本の観光業における労働生産性が、他国と比較して低いことも指摘してきた（重谷・角谷 2022 藤山 2023）。特に、訪日外国人の観光消費全体の3割を占め¹⁰、観光業の中核を担う宿泊業の生産性の向上は観光業の持続的な発展のために重要であると考えられる。宿泊業における生産性の低下は、国内観光地が休暇制度や旅行目的が同一である国内需要に依存してきた故に生じたという背景もあり、実は、宿泊業の季節間の需要分散の問題が関係しているとみられる。つまり、季節によって宿泊業の客室稼働率に差があり、そのような季節依存性が、宿泊業の経営面の安定性や持続性に悪影響を及ぼす可能性が指摘されているのである。

具体的には、矢ヶ崎（2015）では、旅行行動の発生が祝日、及び週末に集中していることを指摘し、有給休暇の取得などの施策を通した需要の平準化を提言している。また、坂倉（2015）は日本のスノーリゾートが、都市部からのアクセスが良く低コストであるという点から、欧米諸国とは違った「日本型スキースタイル」を生み出したと指摘しており、和田（2015）では、質よりも数を重視する「さばく」観光¹¹に繋がってしまったとしている。このように需要を分散させるような観光地経営は、閑散期にも発生する宿泊施設の固定費用を賄うだけの収入を確保する必要性や、これに由来する設備投資の回避という持続的な発展を妨げる状況を招きかねない。

これに対して、観光研究は全般的に、観光統計整備の遅れなども起因して、省庁やシンクタンク等の報告書が中心となっているという現状がある。まず需要分散の研究として矢ヶ崎（2019）が挙げられる。この研究では、日本の休暇制度に依存しない訪日外国人の増加が観光を受け入れる地域の雇用状況を変化させたことを指摘しているが実証的な分析を伴うものではない。森川（2015）は観光地の需要変動が生産性の低下をもたらすことを、大井（2016）は訪日外国人による国内観光地の構造変化が季節間の需要変動をもたらすという分

html (2023年11月23日)。

⁸ UNWTOが定めた観光地の持続可能性を評価するための国際的な指標のこと。<https://www.mlit.go.jp/kankochō/content/001329568.pdf> (2023年11月22日)。

⁹ EUに諸組織の一つである欧州委員会によって持続性を望む観光地向けに定められた「European Tourism Indicators System」のこと。https://single-market-economy.ec.europa.eu/sectors/tourism/eu-funding-and-businesses/funded-projects/sustainable/indicators_en (2023年11月23日)。

¹⁰ 「訪日外国人消費動向調査」2019年・年次報告書に基づく。<https://www.mlit.go.jp/kankochō/siryou/toukei/content/001345781.pdf> (2023年11月22日)。

¹¹ 質よりも回転率などの量を重視する、受け入れ体制。詳しくは和田（2015）。

析結果を示しているが、需要変動の要因と影響を包括的に分析した研究は少ないと言えるだろう。

以上のような問題意識の中、本稿では、観光地の持続性を定量化する指標の一つとして、観光地の「通年化」の概念に注目し、月別客室稼働率の年間分散を通年化の指標として採用した上で、その要因と宿泊・飲食サービス業の開廃業数に及ぼした影響を検証する。具体的には、①客室稼働率の分散が「雇用保険事業年報」で見た宿泊業・飲食サービス業の事業者数・従業者数に及ぼした影響と、②客室稼働率の分散の要因を、「宿泊旅行統計調査」の都道府県別の月次パネルデータ（2015年4月～2019年12月）を使用して推計する。

分析結果によれば、自然・歴史文化資源による集客を行う割合が高く、訪日外国人の平均滞在期間が伸びるほど、客室稼働率の分散が小さくなり、客室稼働率の平均が高い地域ほど宿泊業・飲食サービス業の事業者数・雇用者数が増加していることが明らかになった。これらの知見を踏まえると、開発の応用が可能な自然資源やその普遍的な価値から四季の影響を受けづらい歴史文化資源は通年化を促進する側面があり、サステナブルツーリズム¹²が評価される中で、これらの資源を活かした入込数の量より滞在期間などの質を重視する集客が通年化のためにも重要であると解釈できる。

続く第2節では、観光産業における需要平準化の重要性、また既存の研究で指摘されている訪日外国人による季節分散の要因を、事例研究から概観した後、第3節では、客室分散の要因と宿泊業の経営状況に与えるメカニズムについて本稿の理論仮説を導出する。第4節では、データと方法を提示した上で、第5節では、推定結果を考察する。第6節では、日本における生産性が高く投資対象としても魅力的となる持続的な観光業のあり方について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 観光産業における需要平準化の重要性

観光産業における需要平準化の重要性は実務家等の観光関係者を中心に議論されており、幅広く認知されていると言えるだろう。しかし、日本においては観光業全般に質的研究が多い現状があり、需要分散に関する実証研究は特に不足している。観光地域づくり法人などの観光地経営主体が観光産業を盛り立てようとする際に、参照できるような理論的枠組みを

¹² UNWTOはサステナブルツーリズムを「訪問客、産業、環境、受け入れ地域の需要に適合しつつ、現在と未来の環境、社会文化、経済への影響に十分配慮した観光」(JNTO訳)と定義しており、SDGsをはじめとした社会的な持続可能性の観光版であると言える。<https://www.jnto.go.jp/projects/overseas-promotion/theme/sustainable-tourism.html>(2023年11月22日)。

構築することは、これから観光業の鍵となると言える。本節では、需要の分散が観光地の雇用と生産性に与える影響に関する既存研究を整理する。

第一に、観光地における需要分散は人材の不安定性をもたらす。宿泊施設等の観光事業者は変化する需要に合わせて、人材を採用・解雇する必要があり、正規雇用者よりも非正規労働者を好む傾向を持つ。日本における、需要分散が宿泊業の雇用に与える影響は、矢ヶ崎(2019)が整理している。前述したように、これまで日本の観光地は国内需要に依存してきた故に、週末や祝日に需要が集中する構造があった。しかし、国内観光地は過去の経験からこれらの需要集中の対応方法を熟知しており、非正規雇用の採用も派遣会社や近隣大学との連携で実現してきた。ただ、訪日観光客に関しては日本の休暇制度に依存しないため、これまでの需要傾向に変化を生み出し、宿泊業を含む観光産業に人材確保の対応を強いいるという背景があることなどが指摘されている(矢ヶ崎 2019)。

第二に、需要分散が生産性に悪影響を与えることは様々な研究で議論されている。代表的なものとして、スペインの宿泊業を事例に分析した Romão and Saito (2017) では、需要の季節変動が生産性に悪影響を与えることを実証している。また季節分散の指標として宿泊業の客室稼働率を採用した森川(2015)においては、外国人宿泊者数増加の需要平準化機能が、宿泊業の全要素生産性を向上させることを示唆している。これは生産性の改善が課題となっている日本経済においても重要な見解であり、「稼働率はいわば物的に測った資本生産性に近い指標と理解することもできる」(森川 2015, p.4) としている。以上のことから、持続的な観光地経営において需要の平準化は、主に雇用・生産性の観点から重要であることがわかる。

観光需要の平準化の観点では、訪日観光客が国内観光客と違った行動パターンを持つことに由来して様々な角度から観光地を変革する点は特筆される。国内観光客は一般的に日帰りまたは1~2泊の短期滞在型の観光を行う傾向を持つというのが観光業における通説であり、事実、全国旅行支援¹³等の旅行推進があったコロナ禍においても同様の動きが見られた。三菱UFJリサーチ&コンサルティングが、2022年11月に実施した調査¹⁴では、1泊の滞在が4割弱、日帰りが3割程度で2泊が2割程度となっている。一方、訪日外国人観光客は滞在期間の長さに特徴がある。山田(2018)では、訪日外国人が平均して日本人の倍近くの期間、観光地に宿泊するという特徴を踏まえ、日本のリゾート地を「滞在型」¹⁵へと変化させていることを指摘した。この点は北海道ニセコや長野県白馬などのスノーリゾートの事例研究も踏まえて後述する。

四季が明確な日本において、需要の分散は季節間でも顕著に生じる。スキーベンチを中心を集

¹³ 新型コロナウイルスの打撃を軽減するため日本政府は宿泊の金銭支援等を行なった。<https://travel.rakuten.co.jp/special/zenkokuryokoshien/about/> (2023年11月22日)。

¹⁴ 前河一華ほか.2023.「ポストコロナ時代に備えた日本人の観光意識について」『三菱UFJリサーチ&コンサルティング レポート』https://www.murc.jp/library/report/seiken_230913/ (2023年11月22日)。

¹⁵ 特定の観光地に数日間に渡り滞在する観光スタイルのこと。

客をするような北海道のスノーリゾートは夏季に、避暑地として重宝される東北や北陸では冬季の需要が低下する¹⁶。このような繁忙期と閑散期の需要分散を低減する試みを「通年化施策」と呼び、季節変動が大きい観光地は閑散期の固定費用の支出を避けて設備投資が行われにくいなどのリスクが指摘されている（齋藤 2017）。需要の季節変動を対象とした数少ない実証研究として大井（2016）がある。この研究は、2010 年から 2015 年の「観光地域経済調査」などからジニ係数¹⁷を用い、訪日外国人の増加で日本の観光地における季節変動は拡大していることを明らかにした。日本は海外の観光地と比べて季節変動が小さいものの、平準化を実現するためにさらなる研究の必要性についても述べている。

この点、観光地経営の視点において宿泊業は中核を担う重要な産業である。これは宿泊費が外国人観光客の観光消費の約 3 割を占めていることや、観光地の宿泊業は顧客自身がサービスの生産地を訪れるという特性を持った外貨獲得の「稼ぐ力」がある産業であることからも説明される（森川 2015; 2016）。しかし、市町村別に訪日外国人の実態を明らかにした柴田ほか（2019）においては、訪日外国人による宿泊の経済効果に市町村ごとに大きな違いがあることを明らかにしており、「量」に留まらず、「質」を改善する施策が必要であることを示唆している。観光地における宿泊日数は地域での滞在時間に直結することから滞在期間の延長は観光業による地域経済への貢献を向上させることが考えられる。

このように先行研究では、観光業、特に中核となる宿泊業に対して需要分散が与える影響が様々な角度から明らかにされており、訪日観光客が需要標準化において多様な影響をもたらしていることがわかる。しかし、前述したように四季がはっきりしており多種多様な観光資源を持つ日本の観光地においては、季節変動の傾向をより包括的に分析する必要があると考えられ、この需要分散が実際に宿泊業の経営状況を悪化させたかに關しても検証の必要があると言える。

2－2. 観光産業における季節需要の変動の要因

前述のように、多様な観光資源を持つ日本の観光地は、訪日外国人という新しいマーケットの誕生によって、新規需要が創出され、平準化が実現しているとするのが既存研究の見解である。しかし、大井（2016）が指摘したように、季節間の需要分散は訪日外国人の増加でむしろ拡大している。また、後述するスノーリゾートの事例に見られるように、観光資源の種類別で季節分散が生じているケースも考えられる。しかし、訪日外国人と観光資源の種類に関する理論的枠組みも少なく、インバウンド観光による経済効果を実証研究している鈴木（2019）では、歴史・文化資源やスポーツ・レクリエーション資源がインバウンド需要に

¹⁶ 冬の観光需要が大幅に落ち込むことが長年の課題となっている。平成 26 年国土交通省東北 6 県観光振興戦略を参照。<https://www.tb.mlit.go.jp/tohoku/content/000181461.pdf> (2023 年 11 月 22 日)。

¹⁷ 経済格差の研究などでよく用いられる指標で、数値の分布の均等度を示す。

正の影響があることを分析しているが、特に政策的な示唆は残されていない。季節間の需要変動という観点から、訪日外国人に特徴的な滞在期間についての現状を整理する必要があるだろう。

第一に、滞在期間の延長は消費額の増加と直結し、観光客のいわゆる「質」の向上のためには、長期滞在できる観光地が望まれる。注目すべきなのは訪日観光客の滞在傾向が休暇制度や旅行目的の違いなどの理由から、国籍によって大きく異なることである。一般的に、欧米豪の観光客は滞在期間が長くなる傾向があると言われており、特にオーストラリア人は日本での平均宿泊日数が2週間に近く非常に長い上、消費額も全体トップとなっている¹⁸。また、2019年においては、1週間以内の短期滞在者が訪日外国人全体の過半数を占めているが、2週間以上の長期滞在となると、スペイン、オーストラリアやフランスが4割を占めている¹⁹。

観光客に長期滞在を促すことを目的とした研究として、七枝（2019）が挙げられる。この研究では、広島県において欧米豪諸国から訪れた外国人の滞在期間が、他県に比べて短いことに問題意識を持ち、当該地域の具体的な観光資源と訪日客の動向を整理している数少ない文献である。

这样的に滞在期間の重要性は実務家や各種報告書において指摘されているが、実証研究は依然として少ない。川口ほか（2021）の研究はデータの制約から単年度の分析ではあるが、ジニ係数を用いてインバウンド消費の地方分散を研究しており、訪日外国人による日本での滞在日数が長いほど、消費額と訪問者数が地方に分散することを明らかにしている。日本政府による「観光立国推進基本計画」において観光客の質が重要とされているにもかかわらず、日本における滞在日数の実証研究がまだ少ないのは今後の課題であると言えるだろう。

2-3. 事例研究：スノーリゾート

日本のスノーリゾートはインバウンド観光の先進事例として盛んに研究されており、特定の観光資源に依存するリスクの参考事例になりうる。日本はその地理的な性質から、冬季において軽く、質の良いパウダースノー、いわゆる「Japow」が降るため、北海道のニセコをはじめ、長野県の白馬などが世界有数のスキーリゾートとして評価されている²⁰。観光庁も日本のスノーリゾートには政策分野として重点をおいており、有識者を招いたヒアリン

¹⁸ オーストラリア人シドニー日本商工会議所事務局長の原田氏は2019年のレポートで、オーストラリア人の長期滞在の理由で、Annual Leave、つまり有給の取得率が高いことを取り上げている。他には地理的に時差のなく日本に渡航しやすいことなどが考えられる。<https://www.jcci.or.jp/international/latest-reports/2019/1210090001.html>（2023年11月22日）。

¹⁹ https://www.mlit.go.jp/kankochō/topics02_000182.html（2023年11月22日）。

²⁰ 日本のスキーリゾートの世界評価については新見（2016）参照。

グや施策を複数回行なっている。国土交通省「国際競争力の高いスノーリゾート形成促進事業」²¹の一環で令和2年4月に実施された「スノーリゾートの投資環境整備に関する検討会」²²においては、観光業の有識者を招待し、設備投資型産業であるスノーリゾートの投資環境を議論している。この検討会は、日本のスキー場を世界水準のデスティネーションへ改革することを目的とし、滞在型で長期滞在や消費拡大に繋がるスノーリゾートの活性化を目指している。報告書においては、欧米豪を中心とする訪日外国人から高い評価を受けており有力なコンテンツであることを踏まえ、スキー場がグリーンシーズン²³において稼働率が極めて小さくなっていることによる新規投資の障害を指摘している。スキー場を取り巻くインフラ機能、宿泊施設や飲食店に至っても、観光客が減少する夏に合わせて設計した場合には冬季のキャパシティ不足、つまりオーバーツーリズム²⁴が生じる。対して冬季に合わせた設計は夏季において稼働しない施設が増えることで生産性や雇用に不一致が生じることが考えられる。

また、坂倉（2015）は、日本のスノーリゾートは、シーズンが長く長期滞在型に発達した欧米のスノーリゾートと大きな違いがあることを取り上げ、日本的な大衆スキーマーケット²⁵が誕生した背景を説明している。欧米との違いの要因として、都市部からのアクセスが良く、スキー場の規模が大きくない日本のスノーリゾートは、国内観光客が平日に休みを取る必要がなく、前述したような週末への需要集中が生じたからであるとしている。さらに需要の集中が観光環境の劣悪化をもたらし、ブームの縮小につながった点を指摘し、持続的な観光地経営の失敗事例と判断することができる。日本のスノーリゾートを長期滞在型観光地に変革させるためには、相応のインフラ機能が必要であるため、投資先としても魅力的なスノーリゾートである必要がある。持続的な発展のためにも、年間の稼働率向上を通じた生産性の向上が観光地全体の経営に寄与することがわかる（坂倉 2015）。

他方、国内のスキーリゾートは欧米スノーリゾートに比べ後発的に訪日外国人の受け入れ始めたことにより訪日外国人が多様である現状が指摘されている。これは、中国本土、台湾、香港の観光客が多い新潟県湯沢町の事例研究を行った吉沢・呉羽（2019）で示唆されており、中国系観光客が豪州の長期滞在型とは大きく異なり、短期と中期の滞在に多いことを指摘している。訪日外国人受け入れのタイミングが集客する観光客の特徴にどのような影

²¹ 国土交通省による外国人対応、インフラ整備、通年化などのコンテンツ強化を目的とした支援事業のこと。<https://www.mlit.go.jp/kankocho/shisaku/kankochi/snowresort-kento-u.html> (2023年11月22日)。

²² 投資促進から国内スノーリゾートの国際競争力を強化することを目的に、実務家や自治体等からなる有識者会議を計4回開催された。https://www.mlit.go.jp/kankocho/news04_000170.html (2023年11月22日)。

²³ スノーリゾートにおける雪の降らない時期のことを指す。

²⁴ 観光地のキャパシティを超える観光客の訪問が、地域や環境などに負の影響をもたらすこと。<https://smbiz.asahi.com/article/15041711> (2023年11月22日)。

²⁵ 価格が安く万人がスキーを楽しむことのできる一種の大量消費型観光である。坂倉（2016）参照。

影響を及ぼすかの検討も今後必要になるだろう。

本稿では、国内スノーリゾートにおける季節変動の事例として、北海道のニセコエリア²⁶を取り上げる。ニセコエリアはその雪質を評価され、2000年以降、オーストラリアを中心とした外国人観光客にとって魅力的な観光地となった。滞在型スノーリゾートとしてのニセコを対象に研究した後藤（2015）においては、ニセコエリアが国際観光地として先進的であった要素の一つとして、コンドミニアム²⁷の存在を取り上げている。コンドミニアムとは宿泊特化型施設のことを指し、リビングやキッチンが備えられた長期滞在に特化している物件である。さらに、ニセコにおいてはリピーターの滞在期間が長いことが示されており、コンドミニアムの性質上、不動産投資対象としての魅力と別荘の機能を両方持つことが寄与していると考えられる。しかし、冬季の観光客が増加傾向にあるのに対して夏季の観光入込数は減少しており、同研究では夏季の宿泊延数が冬季の半分に満たないことも指摘している。

このように、スノーリゾートに限れば、長期滞在型の観光地に変革する中で、閑散期の需要との不一致が加速する恐れがあると言える。国土交通省によって2017年に開催された「スノーリゾート地域の活性化に向けた検討会」²⁸においては、通年での雇用を通じた専門人材の育成や事業継続性という観点からグリーンシーズンの誘客が重要であり、通年化を実現することを優先課題としている。季節間で別の仕事に従事するといった働き方改革の必要性も挙げられており、多方面から季節変動の影響を軽減する必要性が問われる。俱知安町の観光地マスターplan²⁹には、通年化を実現するいくつかの施策が取り上げられており、各種イベントを通じた閑散期における需要の創出の効果施策の一つとなっている。俱知安町は、イベント観光は開催側で時期をコントロールできることから閑散期に誘致・開催することで、需要の平準化を目指している。具体的には多くがビジネス目的である国際会議（MICE）³⁰の誘致が挙げられ、ビジネス利用などの新規価値創出の可能性からその効果を期待されている。国際会議に関する統計は本稿でも需要平準化の効果を検証する变数として用いている。

²⁶ 北海道ニセコ町・俱知安町・蘭越町の3つの町を跨ぐ国際的なスキーリゾートエリアのこと。

²⁷ 観光地に魅力を感じる投資家が自身の別荘としてコンドミニアムを購入し、滞在しない期間に貸出できるよう管理会社などに委託することで収益を得る投資スキームを持つ（高橋2020, 第3章）。

²⁸ https://www.mlit.go.jp/kankochō/news04_000147.html (2023年11月22日)。

²⁹ 俱知安町は、令和2年度からの12年間ににおける観光振興計画を策定している。https://www.town.kutchan.hokkaido.jp/town_administration/seisaku_keikaku_jigyou/kutchan-tourism-promotionplan/ (2023年11月22日)。

³⁰ Meeting, Incentive, Conference, Exhibitionの略で、JNTOは国際会議統計を発行している。<https://mice.jnto.go.jp/document/statistics.html> (2023年11月22日)。

3. 理論仮説

3-1. 観光地における需要分散が宿泊業の経営状況に与える影響

観光地において需要の分散を極力抑えることは、雇用、生産性、投資誘致などの観点から持続性を生み出す上で重要とされている。雇用に関しては変化する需要に合わせて従業員を採用、解雇する必要が生まれるため、専門人材を育成することが困難になったり人手不足が生じたりする（矢ヶ崎 2019）。また季節間の需要変動に関しても、繁忙期のキャパシティに合わせた設備投資を行うと閑散期に固定費用が生じ投資先としての魅力が減少し、閑散期に合わせた場合はピーク時のキャパシティが不足するオーバーツーリズムが生じるため、生産性への支障をきたす（Romão and Saito 2017）。よって、観光関連産業の事業者は需要の分散が激しい地域ほど、過酷な環境での経営を強いられることが考えられ、廃業の原因や新規起業を避ける原因となる。宿泊業は訪日外国人の観光消費約 3 割を占める中核を担う産業であり、滞在期間が延びると観光消費の向上に繋がることも考えると、宿泊業の健全な経営状況は観光地全体の持続的な発展に寄与すると言える。したがって、需要分散の程度が大きい観光地ほど関連産業の経営状況が悪化するとも言えるだろう。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 客室稼働率の分散が大きい地域ほど、宿泊業の事業者数・従業者数が減少しやすい。

3-2. 観光資源の季節性が観光地における需要分散に与える影響

四季がはっきりしている日本において、季節性を持った観光資源に観光客誘致を依存している場合、稼働率の季節間分散が生じる可能性がある。歴史・文化資源や都市観光資源などは訪れる季節が観光の質に影響を及ぼしづらいと考えられる。対してスノーリゾートなどの季節性が強いような特定の観光資源はその逆だと言えるだろう。観光資源の分類に関しては、「統一基準における観光入込統計」³¹の中分類に基づく必要があり、スキー場などの小分類の統計を手に入れることができないというデータの制約はあるものの、以下の仮説を導出した。

仮説 2 季節性のない観光資源割合が高い地域ほど、客室稼働率の分散が小さい

³¹ 各都道府県独自の手法により集められていた観光統計を観光庁の基準で策定するように平成 21 年から整備された観光入込客統計のこと。<https://www.mlit.go.jp/kankochosiryou/toukei/irikomi.html> (2023 年 11 月 22 日)。

3－3. 滞在期間が観光地における需要分散に与える影響

国内の観光地は休暇制度などが一律化している国内観光客が主要顧客であった関係で、週末における短期、日帰り観光の需要に対応してきた。日帰り客は特定の観光施設で観光を完結させる恐れがあるため、質の改善よりも量を重視する大量消費・大量生産の観光が取られ、一人当たりの消費額の低迷に繋がったという背景がある。対して訪日外国人は、欧米豪を中心に日本人の倍近い平均滞在期間を記録していることから、平日にも需要を分散させることに貢献するはずである。以上のことから以下の仮説が導出できる。

仮説3 外国人観光客の平均滞在期間が長い地域ほど、客室稼働率の分散が小さい。

3－4. MICEなどのイベントの需要平準化効果

平均滞在日数が長く滞在型スキーリゾートとして世界的に有名な北海道ニセコの事例や、訪日外国人の季節変動の影響（大井 2016）が指摘されている中、通年化は観光産業における共通の課題であり、自治体や関連事業者はさまざまな施策を講じている。特に開催側で時期をコントロールすることのできるMICEを代表とするイベント観光資源は、閑散期への誘致で需要分散を軽減することが期待されている。よって以下の仮説を導出した。

仮説4 MICEの開催回数が多い地域ほど、客室稼働率の分散が小さい。

4. データと方法

4－1. データ

上記の理論仮説を検証するために、「宿泊旅行統計調査」に基づき、2015年から2019年までに記録された月別客室稼働率の都道府県別・宿泊タイプ別のパネルデータを構築した。本稿は、分析1として、仮説1の需要季節変動が宿泊業の経営状況に与える影響を、厚生労働省「雇用保険事業年報」のデータから分析する。次に、分析2で各都道府県の客室稼働率の分散要因として仮説2～4を検証する。

分析1では、生産性や雇用の観点から宿泊業の経営状況を悪化させると考えられている需要分散の影響を検証する。分析に用いる従属変数は、1つ目に「雇用保険事業年報」より2015年から2019年の宿泊業・飲食サービス業事業者数及び従業員数を総人口で除することで、一人当たりの事業者数と雇用者数を算出した変数を用いる。この統計調査は年次でのデータが手に入るが、産業分類が「大分類」であり、都道府県別では宿泊業を分けて算出する

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
人口あたり宿泊・飲食サービス事業者数	各都道府県ごとに労働保険が成立している宿泊・飲食サービス業の事業者数を人口で割った値。	厚生労働省「雇用保険事業年報 V附表」
人口あたり宿泊・飲食サービス被保険者数	各都道府県ごとに労働保険が成立している宿泊・飲食サービス業の被保険者数を人口で割った値。	
平均客室稼働率	都道府県ごとに月別で手に入る宿泊施設全体の定員稼働率から、年間の平均を計算した値。	観光庁「宿泊旅行統計調査」
log(客室稼働率分散)	平均客室稼働率と同様のデータから、年間の分散を計算し、自然対数化した値。	
平均滞在期間	都道府県ごとに、訪日外国人が平均何日間滞在しているかを示した値。	観光庁「訪日外国人消費動向調査」
log(人口)	都道府県ごとの総人口を自然対数化した値。	総務省統計局「国勢調査」
自然資源割合	自然資源観光客数/観客数×100。	観光庁「共通基準による観光入込統計」
歴史・文化資源割合	歴史・文化資源観光客数/観客数×100。	
log(国際会議件数)	都道府県ごとの国際会議件数を対数化した値。	日本政府観光局「JNTO国際会議統計」

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
人口あたり宿泊・飲食サービス事業者数	235	0.9799	0.2613	0.3420	1.7251
人口あたり宿泊・飲食サービス被保険者数	235	9.0045	4.1219	3.8711	29.7048
平均客室稼働率	235	56.9567	9.4408	35.4833	86.2111
log(客室稼働率分散)	235	3.3724	0.5981	1.7031	4.7846
平均滞在日数	235	4.5478	3.7038	0.2613	19.5417
log(人口)	235	7.5511	0.7782	6.3226	9.5473
自然資源割合	195	8.9037	5.3334	0.2499	27.9426
歴史・文化資源割合	195	26.5637	12.6477	6.6087	81.3734
log(国際会議件数)	235	2.7978	1.7395	0	6.5088

ことができなかった。飲食サービス業に観光産業が与える影響は宿泊業に比べれば小さいと考えられるが、一定程度の関係性があるとして次善の策としてこの統計を用いている³²。

理論的に関心のある独立変数は、客室稼働率分散で、「宿泊旅行統計調査」の都道府県別・月次の客室稼働率からその年間の分散を計算し、分布の歪みを調整するために自然対数化を行った。また、同様の都道府県別・月次の客室稼働率からその年間の平均を客室稼働率平均として投入することで、客室稼働率の向上の影響を検証する。加えて、分析1では、分析2で理論的な関心がある訪日外国人の平均滞在日数と、総務省統計局の「国勢調査」から自然対数化した総人口を投入する。

分析2では、自然対数化した客室稼働率分散を従属変数として用いた上で、仮説2では、

³² この点、「経済センサス」では宿泊業に限定した都道府県別の分析が可能である。しかし、「経済センサス」は2016年度・2021年度のデータしか利用できず、新型コロナ以前ではパネルデータ分析ができなかった。今後のデータの蓄積が待たれる。

各都道府県の観光資源種類別訪問率を理論的に関心のある独立変数として投入する。具体的には、官公庁の「共通基準による観光入込客統計」から各都道府県の観光資源（自然、歴史・文化、温泉・健康、スポーツ・レクリエーション、都市型観光、その他、行祭事・イベント）ごとの訪問者数を訪問者数の合計で除して 100 を乗じた観光資源割合を表す変数を計算した。特に、季節性のない観光資源として、自然資源割合、歴史・文化資源割合の二つの変数を用いる。仮説 3 では、「訪日外国人消費動向調査」に基づき、訪日外国人の各都道府県別の平均宿泊日数のデータを用いた。仮説 4 では、観光地の需要分散を低減する策として自治体によって用いられている国際会議の開催回数を、「JNTO 国際会議統計」より入手して、自然対数化した値を投入した。それぞれの分析には、統制変数として、「国勢調査」の総人口を自然対数化したものも追加している。

表 1 は上記の変数群の変数説明、および表 2 は記述統計である。

4－2. 推定方法

上記の変数を用い、2015 年から 2019 年のパネルデータ分析を行うことで、都道府県別の季節間需要分散の要因分析と宿泊業の経営状況に与えた影響を検証する。2020 年・2021 年のデータは新型コロナウイルスによって、客室稼働率の分散及び宿泊業・飲食サービス業の事業者数・雇用者数は甚大な影響を受けているため、これらのデータを用いて分析は行わない。

5. 分析結果

5－1. 都道府県別の需要分散が宿泊業の経営状況に与える影響

まず、表 3 では、都道府県別パネルデータから、都道府県内の客室稼働率の変化が宿泊業・飲食サービス業の経営状況に与える効果を、人口当たり宿泊業・飲食サービス業の事業者数・雇用者数に対する固定効果なし (Model 1・3)・固定効果あり (Model 2・4) の 4 モデルから検証した。Model 1 と Model 3 を見ると、都道府県の固定効果なしでは、客室稼働率平均が高い地域ほど、事業者数・雇用者数が 10% 水準で増加していることがわかるが、稼働率分散が経営状況に与える影響は確認されない。これは本稿のデータの制約上、従属変数に宿泊業とは異なる飲食サービス業の情報が含まれることの限界かもしれない。宿泊業のみのデータを手に入れることのできる「経済センサス」のデータを用いた長期的観察は、今後の課題であるといえるだろう。

表3 都道府県の季節間需要分散が経営状況に与える影響

	従属変数(人口あたり宿泊・飲食サービス事業)			
	log(事業者数)		log(被保険者数)	
	Model 1 2015-2019	Model 2 2015-2019	Model 3 2015-2019	Model 4 2015-2019
平均客室稼働率	0.0129 (0.0069)	-0.0002 (0.0010)	0.0188 (0.0100)	0.0004 (0.0011)
log(客室稼働率分散)	0.0467 (0.0594)	-0.0060 (0.0061)	0.0303 (0.0750)	-0.0033 (0.0084)
平均滞在日数	-0.0075 (0.0138)	-0.0003 (0.0011)	-0.0098 (0.0158)	0.0016 (0.0015)
log(人口)	-0.2116 (0.0774)	** 1.2650 (0.3627)	-0.0769 (0.1021)	** 0.4672 (0.6379)
年度効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	NO	YES	NO	YES
調整済みR ²	0.2207	0.9953	0.1309	0.9948
N	235	235	235	235

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

5－2. 都道府県別の客室稼働率が分散する要因

次に、表4では、同様の都道府県別の客室稼働率分散のデータから、季節変動を引き起こしている要因を、観光地点割合と国際会議の変数の投入の有無と、都道府県の固定効果の有無で分けた4モデルで検証した。どのモデルにおいても、滞在期間の変数は負の影響を及ぼしており、Model 2～4においては、負に有意な結果が出ている。これは都道府県において訪日外国人の平均滞在日数が伸びるほど、通年化に貢献するという解釈ができる。さらに、観光地点の訪問割合の変数を追加して固定効果を統制した場合、自然資源、歴史・文化資源割合が10%水準で客室稼働率分散に負の影響を及ぼしていることがわかり、これらの観光資源は季節性が弱いと考えられる。つまり、観光資源としての開発の余地がある自然資源や、季節性の弱い歴史・文化資源は観光地を通年化に近づける効果を持つといえる。国際会議に関しては、固定効果の有無に関わらず、稼働率分散に負の影響を与えてはいるが有意とはならなかった。国際会議を目的別に分類するなど、さらなる分析が必要だろう。

表4 訪日外国人の滞在期間、観光資源の傾向及びMICEと季節間需要分散

	従属変数 log(客室稼働率分散)				
	Model1 2015-2019	Model2 2015-2019	Model3 2015-2019	Model4 2015-2019	
平均客室稼働率	-0.0209 (0.0058)	-0.0187 (0.0074)	* (0.0106)	-0.0138 (0.0103)	-0.0118
平均滞在日数	-0.0259 (0.0132)	-0.03143 (0.0130)	* (0.0085)	-0.0259 (0.0090)	-0.0269 **
log(人口)	-0.2728 (0.0988)	-0.2265 (0.1040)	* (3.7000)	12.1800 (4.3140)	13.0700 **
自然資源割合		0.0185 (0.0102)			-0.0156 (0.0099)
歴史・文化資源割合		0.00029 (0.0031)			-0.0153 (0.0085)
log(国際会議件数)		-0.0418 (0.0482)			-0.1159 (0.0795)
年度効果	YES	YES	YES	YES	
個体効果	NO	NO	YES	YES	
調整済みR ²	0.3982	0.4333	0.7987	0.8028	
N	235	195	235	195	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

6. 結論

本稿は、「宿泊旅行統計調査」より、2015年から2019年までの客室稼働率の分散を通年化の指標として採用することで、各都道府県の宿泊業の経営状況への影響と分散の要因を検証した。

本稿の分析結果からは、第一に客室稼働率の分散が宿泊業の経営状況に影響を与え、事業者や従業者を増加させるという仮説は実証されなかった。「雇用保険事業調査」上で、宿泊業と飲食サービス業とを分けて分析できなかったことが原因として考えられる。しかし、都道府県の固定効果がないモデルでは、客室稼働率平均の向上は事業者数・雇用者数を上昇させていることが明らかになっており、稼働率安定の重要性を微力ながらも支持する結果と考えられる。一方で、需要分散の要因分析においては、自然・歴史文化資源による集客を行う都道府県の需要分散が小さいことが明らかになっている。自然資源については、季節性の強いリゾート地で、資源開発が行われやすいことが関係しているかもしれない。具体的には、スノーリゾートも通年化に向けて参考にすることのできる、山岳ツーリズム開発などの事例が挙げられるだろう（呉羽 2021）。また、季節性の影響を受けづらく、通年で普遍的価値をもつ歴史・文化資源による観光地の集客は、季節分散が起きづらい事例として扱うことが

できるだろう。また、訪日外国人の平均滞在期間が伸びるほど、客室稼働率の分散が小さくなっている。消費額とも直結し訪日外国人の質を示す指標となる滞在時間の延長は、矢ヶ崎(2019)が示唆するように、曜日間の需要平準化効果や、新規需要の創出、長期滞在に合わせたインフラ整備による観光地の魅力向上などが背景にあると考えられる。

上記の知見に基けば、自然資源は新規価値創出の開発可能性を持った資源であるといえる。入込数の「量」を重視し日本特有の大衆スキーマーケットを創出したスノーリゾートの事例を参考に、滞在期間などの「質」を重視する集客が通年化のために重要であると考えられるならば、質を担保した持続的な開発を目指すことで、近年注目されているサステナブルツーリズムとも、合いを成すことが出来るのではないか。さらに観光業が文化輸出の効果をもつことから、歴史・文化の適切な観光資源化を実現していくことが日本の観光地には望まれているといえる。また、滞在型リゾートとして訪日外国人を誘致するようなスノーリゾートは、インフラ機能の充実という強みを活かして、ビジネス目的で滞在するワーケーションの拡大や長期滞在を好むシニア層向けにも対応していくと、顧客の多様化と投資促進につながっていくだろう。本稿では、有意な結果がでなかつたが、これらの理由からも国際会議の誘致といったビジネス需要の創出は重要と考えられる。客室稼働率に注目した通年化の研究は、目的別の客室稼働率のデータなども活用することが今後望まれる。

本稿は、データの制約から、宿泊業と飲食サービス業を分けて分析することができなかつた。「経済センサス」の調査の蓄積を待ち、コロナ禍以降の日本の観光地の通年化の実態を分析することが課題である。

7. 参考文献

- 梅川智也. 2015. 「「平準化」をめぐるいくつかの論点」『日本交通公社 観光文化』227(4): pp.1-5.
- 大井達雄. 2016. 「観光地域における観光需要の季節変動の要因分析—ジニ係数および要因分解手法に基づく実証研究—」『日本政策金融公庫論集』33: pp.39-59.
- 川口 明子・小林隆史・大澤義明. 2021. 「訪日観光客による消費の地方分散に関する研究—個人観光時代に求められる方策の立案に向けて～」『計画行政』44(3): pp.63-74.
- 観光庁. 2019. 「訪日外国人の消費動向 訪日外国人消費動向調査結果及び分析 2019年 年次報告書」『訪日外国人消費動向調査』.
- 吳羽正昭. 2021. 「日本における山岳ツーリズムの特性に関する一考察」『観光科学研究』14: pp.23-29.
- 齋藤久光. 2017. 「観光需要の季節変動と地域経済」『地域経済経営ネットワーク研究センター一年報』6: pp.88-91.
- 坂倉海彦. 2015. 「わが国のスキーリゾート産業における平準化—スノーリゾートにおける需要の平準化へ向けて」『日本交通公社 観光文化』227(4): pp.17-20.

- 重谷洋一・角谷尚久. 2022.「観光業における労働生産性—沖縄県における宿泊業での事例研究」『観光マネジメント・レビュー』2: pp.12-29.
- 柴田優作・日比野直彦・森地茂. 2019.「宿泊旅行統計を用いた訪日外国人の市町村別宿泊実態の把握」『土木学会論文集』75(5): pp.461-474.
- 鈴木紫. 2019. 「日本のインバウンド観光による経済効果」『経営論集』29(1): pp.57-73.
- 高橋克英. 2020.『なぜニセコだけが世界リゾートになったのか 「地方創生」「観光立国」の無惨な結末』講談社+a 新書.
- 七枝敏洋. 2019.「訪日旅行者の観光消費に関する研究—広島県内の欧米豪諸国からの訪日旅行者と宿泊数の増加について」『比治山大学短期大学部紀要』54: pp.1-11.
- 新見憲一郎. 2016.「海外から注目される日本のスノーリゾートとその鑑定評価」『不動産鑑定ネットワークサービス株式会社』28.
- 藤山光雄. 2023. 「コロナ禍後を見据えた観光業の雇用改革に向けた課題 —労働生産性の向上と雇用の安定による人手不足克服が急務—」『経済・政策レポート JRI レビュー』2(105).
- 森川正之.2015.「外国人旅行客と宿泊業の生産性」『RIETI Discussion Paper Series』15(049).
- 森川正之.2016.「外国人旅行客と宿泊業の生産性：ミクロデータによる分析」『RIETI Discussion Paper Series』16(044).
- 矢ヶ崎紀子. 2015. 「わが国の休暇・休日制度と需要の平準化」227(4): pp.12-16.
- 矢ヶ崎紀子. 2019.「旅行産業の成長と宿泊業における雇用・労働に与える影響」『日本労働研究雑誌』708: pp.4-16.
- 山田雄一. 2018.「インバウンド観光時代のリゾート開発」『日本不動産学会誌』32(3): pp.22-27.
- 吉沢直・呉羽正昭.2019.「新潟県湯沢町における冬季インバウンド・ツーリズムの発展—スキー場における中国系ツーリストへの対面調査より —」『スキー研究』16(1): pp.1-11.
- 和田寛. 2015. 「スキーリゾートにおける需要の平準化の実態」227(4): pp.20-23.
- Romão, Joān and Hisamitsu Saito. 2017. "A Spatial Analysis on the Determinants of Tourism Performance in Japanese Prefectures." *Asia-Pacific Journal of Regional Science* 1(2).

第11章

住居の空間的制約が出生行動に与える影響

—日本家計パネル調査に基づく長期的分析—

大森 瑞希

要約

日本において少子化は最重要課題の一つである。少子化の要因として、海外を中心に研究が盛んなものとして住居の空間的制約が挙げられる。他国を対象に住居の空間的制約と居住者の出生行動の関係を検証した先行研究では、育児に適した住環境が居住者の出生確率を上昇させること、また出産を志向するカップルがより良い育児環境を求め出産のタイミングで転居を行うことが明らかにされた。日本においても同様の知見を示した先行研究は存在するが、いずれも分析対象が単年度のデータに留まっている。そのため本稿では、日本家計パネル調査の17年度分のパネルデータを用いて延床面積と敷地面積、転居増改築のタイミングが居住者の出生行動にどのように影響しているかをそれぞれ分析した。結果からは、第一に住居の居住スペースの広さが居住者の出生行動に有意な正の影響を与えており、第二に転居増改築のタイミングと出産のタイミングが密接に関連していることが示された。このことから育児環境にアクセスが困難な場合に出産を諦める世帯が存在することが示唆され、日本における少子化対策としての住居政策の必要性が示された。

1. はじめに

少子化は多くの先進国が抱えている問題であり、日本も例外ではない。先進国の多くが少子化のもたらす国家への長期的な負の影響に頭を悩ませている。少子化が負の影響をもたらす主な根拠としては、人口の減少による国家の収入源の縮小が挙げられる。それは社会保障制度を逼迫し、最終的には国力と経済に大きな影響を及ぼす可能性がある¹。日本政府は出生率の回復のため数多くの政策を施行してきたが²、理想とする成果には程遠い現状がある。2022年の合計特殊出生率は過去最低の1.26を記録し³、回復のための有効な政策の必

¹ <https://www.pewtrusts.org/en/research-and-analysis/issue-briefs/2022/12/the-long-term-decline-in-fertility-and-what-it-means-for-state-budgets> (2023年11月20日)。

² 1994年のエンゼルプランを皮切りに現金給付や働き方改革など多方面からの政策が施行された。

³ <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai22/dl/gaikyouR4.pdf> (20

要性が増大している。

少子化の要因として一般的に挙げられるのは、女性の高学歴化、就業の促進による社会の変化⁴と若者の貧困化（中井 2015）である。女性の就業が進んだ社会における未婚率の上昇や初婚年齢の上昇による晩産化、仕事と育児の両立の困難さなどが少子化に与える影響は多くの先行研究で明らかにされている⁵。また、若者の貧困が彼らの結婚、出産への意欲に与える負の影響も数多く検証されている⁶。これらの要因に対しては日本政府も積極的なアプローチを行い、状況の改善を試みている。

一方、少子化との関係が指摘されているにもかかわらず、育児に適した住居へのアクセスのための政府による施策は十分ではない。事実、子供を持たない理由として、育児に適した住環境を整備することが難しいとの声が多く上がっている⁷。さらに、日本より少子化の進展が深刻な韓国においても同様の指摘がなされており、若者世代が安定した住環境を手に入れることは難しいと言われている⁸。

既存研究で住居と少子化の関係を論じたものには大きく分けて二つの方向性がある。一つは経済学的側面から住宅価格や土地価格と出生率の関係を論じたものである（e.g. Clark 2012）。保有資産である土地や不動産の価格が変化することは居住者の経済的状況に影響を与える。出産とその後の育児は家計の経済に大きな影響を与える消費活動という側面を持つため、保有資産の価値の変化が出生行動に影響を与えるという理論である（Dettling 2014）。しかしこの理論は持ち家者と賃貸居住者で逆の方向性で働くという指摘もあり（Dettling 2014）、考察は複雑な様相を呈している。

もう一つは、社会学・人口学的側面から住居の構造に着目したものである⁹。海外では住居による空間的制約が居住者の出生行動に与える影響を検証した研究が多数存在する。それらの研究では一戸建てやアパートなどといった住居の種類や部屋数、面積が居住者の出生行動に影響を与えることに加えて（Felson and Solaun 1975; Ström 2010）、育児に理想的な居住空間を求め行われる転居¹⁰が結果として出生率の向上につながっていることが示

23年11月20日)。

⁴ https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2004/html_h/html/g1221010.html (2023年11月22日)。

⁵ 坂爪（2007）は出生率回復のためには就業女性のための保育サービスの充実、就業環境の整備が重要であるとした。

⁶ 阿藤（2017）は非正規雇用の若者が金銭的不安から結婚して家族を持つことを諦めている傾向を明らかにした。

⁷ <https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUD26CKF0W3A120C2000000/> (2023年11月20日)。

⁸ <https://www.newsweekjapan.jp/stories/world/2022/12/post-100389.php> (2023年11月20日)。

⁹ たとえば、Kulu and Vikat（2007）は育児に適した住環境が居住者の出生行動にプラスの影響を与えると明らかにした。

¹⁰ たとえば、Mulder and Wagner（1998）は西ドイツとオランダを対象にした分析から、持ち家への移行が出産と関連していることを明らかにした。

されている。日本においては前者の経済的側面に着目した研究は多数行われているが¹¹、後者の社会学・人口学的側面から住居の構造に着目した既存研究は少ない。

本稿では日本よりも実証研究が進んでいる海外の研究を参考に、日本家計パネル調査を用いた長期的な分析を行う。具体的には、住居の延床面積、敷地面積また転居・増改築の有無が居住者の出生行動に与える影響を17年度分のデータを用いて分析する。本稿の分析結果から得られた知見としては、延床面積が広い住居の居住者ほど出生確率が高まること、また出産のタイミングで転居と増改築が行われやすいことが挙げられる。この結果は日本の少子化を克服する上で育児に適した住環境を多くの人に供給することが有効であることを示している。

続く第2節では、住居と少子化の関係を検証した先行研究を整理しその知見を概観した後、第3節では住居の面積、転居増改築のタイミングと出生行動の関係を検証する本稿の理論仮説を導出する。第4節では、検証する際に用いるデータと分析方法を説明し、第5節では分析から得られた推定結果を考察する。第6節では本稿で得られた知見から、日本における少子化対策としての住居政策の重要性についての示唆を述べる。

2. 先行研究

2-1. 経済的側面からの住居と出生行動の関係

住居と少子化の関係を経済的側面から論じる際、出生行動とそれに続く子育てが「消費」行動であるという前提が存在する。事実子育てに関連する諸「消費」の中で最も大部分を占めるのは住居費であり (Lino 2010)、子育てをしていくにあたって住居に関連する資金が重要な役割を果たすことは言うまでもない。以下でその前提に基づき両者の関係のメカニズムを整理し、海外と日本の既存研究を概観する。

第一に、住居価格や土地価格の変動は所有者の生涯保有資産の変動を意味しており、生涯保有資産の変動は所有者の経済活動に影響を与える (堀・新関 2017)。つまり価格が上昇して保有資産が増大した場合には出生行動に前向きに、価格が下落して保有資産が縮小した場合には出生行動に後ろ向きになるという仮説が成り立つ。一方でこのことから住宅価格や土地価格の変動はそれを所有せず居住している者、すなわち借家居住者にとっては逆の効果をもたらすと推察される。借家居住者は家賃を払い土地・不動産に居住している立場であるため、価格の上昇は資産の減少を、下落は資産の増加を意味するのである。そのため当然、価格の上昇と下落が出生行動にもたらす効果も持ち家者とは逆のメカニズムになるのである。

¹¹ 日本における住居の経済的側面と出生行動の影響を検証した先行研究としては、浅見ほか (2000) や Iwata and Naoi (2007) が挙げられる。

第二に、住居価格や土地価格の変動が持ち家者の消費活動を変化させるという説明には、不動産の流動性の高さが前提になる。居住者が土地価格の変動によって転居を行い、利益を得るという前提である。ホームエクイティ・ローンなど土地や住宅の評価額によって自身の資産を測る考え方、たとえばアメリカなどでは一般に浸透している¹²。アメリカでは居住物件の資産の上昇・下落によって柔軟に不動産の売買を繰り返すということが珍しくない。一方日本においてそのような不動産を資産として運用する意識は希薄であり、それら文化の違いが、住宅・土地価格と出生行動の相関の違いにも表れている。

上記のメカニズムを検証した研究は海外、日本とともに数多く存在するが¹³、結果には大きな隔たりがある。ホームエクイティの概念が浸透しているアメリカでは住宅価格と出生率の間に有意な相関が確認されている。住宅価格が1万ドル分上昇した場合のシミュレーションでは、分析対象地域の住宅保有率が30%に達した時点で住宅価格の上昇による出生率への効果はプラスに転じることが検証された(Dettling 2014)。この結果は持ち家者と非持ち家者の出生率に価格の上昇と下落が逆方向の作用をするということも説明している。一方、日本では土地価格と住宅価格ともに出生率との関連においてアメリカのように強い相関は確認されていない。この違いはやはり両国間に存在する住居に対する見方の違いと考えられる。

2-2. 構造的側面からの住居と出生率の関係

住居の種類や面積、部屋数と出生率の関係を検証した事例は海外、特にヨーロッパで豊富であるが、そこには二種類の方向性がある。一つは出生により家族が増えたことをきっかけに住居の種類や面積、部屋数を変化させるというメカニズムである。もう一つが住居の種類や面積、部屋数が居住者の出生行動に影響を与えるというメカニズムである。本稿では後者のメカニズムに着目し、それを明らかにした先行研究を中心に概観する。

多数の先行研究が住居の空間的制約と出生行動の関係を検証しており、多少の主張の違いは見られるものの、住居の種類や部屋数、面積が居住者の出生行動に影響を与えていているという点でその主張が一致している。Kulu and Vikat (2007) はフィンランドの長期的データを用いて検証を行い、一戸建てに住む夫婦が他タイプの住居に住む夫婦に比べて有意に出産確率が高いこと、また転居経験がある夫婦が転居経験のない夫婦に比べて有意に出産確率が高いことを明らかにした。Ström (2010) はスウェーデンの長期的データを用いて検証を行い、部屋数が出生確率と有意な関係を持つことを明らかにした。また Ström (2010) はこの結果から住居のタイプよりも住居の広さが出生行動に影響を与えていると結論づけて

¹² 住宅担保貸出の一形態であるホーム・エクイティ・ローンはアメリカで広く一般化している。住宅が担保になっているため貸し手にとっての信用リスクが低く、借り手は低金利の恩恵を受けることができる。https://www3.boj.or.jp/josa/past_release/chosa199001j.pdf (2023年11月20日)。

¹³ 日本における実証研究としては、樋口ほか(2007) や Iwata and Naoi (2007) がある。

いる。Felson and Solauns (1975) はコロンビアのボゴタを対象に分析を行い、きつく建ち並んだ混み合ったアパートに居住し他に行き場のない人は出生確率が低下する傾向があることを指摘している。

日本において行われた先行研究でも、海外の研究と同様の知見が検証されている。浅見ほか (2000) は住居の種類や部屋数が居住者の出生行動に影響を与えていていること明らかにし、またさらに大きな影響を与える因子として住居への入居時期を上げた。佐藤 (2021) は床面積と居住者の出生行動の関連を分析し、同居家族数が多いほど床面積の広狭が居住者の出生行動に与える影響が高くなること、親の年齢が若いほど床面積の広狭が出生行動に与える影響が大きいことを明らかにした。

海外の先行研究と日本の先行研究の大きな違いとして、海外はパネルデータを用いて住居の種類や面積、部屋数と出生行動の関係を検証したもののが存在するのに対して日本では単年度のデータを用いて分析したものに限られるという点が挙げられる。海外の先行研究では長期的データを用いているため、分析対象者の転居時期と出産時期の比較検討が可能になっているが、日本の先行研究は単年度のものに限られているため「転居の有無」のみの分析となっている。また長期的なデータを用いることは普遍的な傾向を立証する上で重要だが、単年度のデータを用いた分析ではそこから得られた知見が普遍的な説明力を持つのかに疑問が残る。加えて、部屋数や住居の種類を統計分析のアプローチで検証したものはあっても延床面積や敷地面積など住居の面積が居住者の出生行動に与える影響について統計分析を用いて検証した例は乏しい。そのため本稿では、日本家計パネル調査の 17 年度分のパネルデータを用いて分析を行い、住居の面積が居住者の出生行動に与える影響についてより説得力のある知見を導き出す。

3. 理論仮説

3-1. 住宅条件が出生行動に与える影響

快適な住環境が居住者の出生行動にプラスの影響を与えることを示した先行研究は数多く存在する。定行 (2018) は育児に適した安定した住環境の整備が快適な住生活の充実につながるため、住居政策は少子化対策として有効だと提言した。日本と同様に少子化の進行が深刻なイタリアを対象に分析を行った Vignoli et al. (2013) は、住宅事情に関する居住者の安心感が出生行動に影響を与えていていることを明らかにした。加えてその安心感は経済的に不安要素がないことと家の部屋数と正の相関を持つとされた。後者の部屋数は本稿で問題とする住宅条件に当てはまる。また Ström (2010) が部屋数と出生行動の間のプラスの相関から出生行動には家の面積が重要な影響を与えていると解釈している。以上のことから、日本において住宅の広さが居住者の出生行動に与える影響を検証することは有意義であると

言える。事実、令和4年の第16回出生動向基本調査において予定子供数が理想子供数を下回る原因として、10%近い夫婦が「家が狭いから」と回答している¹⁴。つまり、家に育児のための十分なスペースがないことによって子供を持つことや増やすことを諦めている夫婦は一定数存在すると推察される。裏を返せばそれは十分な広さのある住宅の居住者は、育児スペースの問題によって出生行動を断念する可能性が低いということであり、以下の仮説が導出される。

仮説1 住宅の延床面積・敷地面積が大きいほど、世帯の出生確率が高まる。

3-2. 選択的な住居移動・改築が出生行動に与える影響

住居条件が居住者の出生確率に与える影響を検証した先行研究では、出産と育児のためにより良い住居条件に移動する世帯に言及している場合がある。

多くの先行研究において、育児にとってより良い住宅条件として持ち家と一戸建てが挙げられている。Kull and Vikat (2007) は新生児が初産の場合も二人目三人目の場合も転居後に出生率が高まること、加えて一戸建ての住宅は居住者の出生確率を高めることを明らかにした。さらにこのことから、より育児に適した住環境に移動することが子供を持つ条件として働いている可能性を示唆している。また Mulder (2006) は持ち家が賃貸よりも育児に適した環境であるという前提のもと、国毎の持ち家へのアクセスの容易さが出生行動にプラスの影響を与える可能性を示した。分析の対象国に日本は含まれていないが、日本においても持ち家が賃貸よりも育児環境として優れていることを示唆する知見は存在している¹⁵。そのため日本でも、持ち家所有者が賃貸居住者に比べて出生行動に前向きになる可能性が考えられる。

一方、日本を対象にした研究から得られた知見として、母親の精神面においては賃貸住宅の方が育児にとってプラスになるという知見も存在する¹⁶。事実、育児世代の女性の間では賃貸住宅を嗜好する声もあり¹⁷、日本においてどの住居形態が出産・育児にとってプラスとされているかは議論の余地がある。

しかしいずれにせよ、個々人が出産・育児の際に理想とする住居タイプに転居・増改築を

¹⁴ https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/JNFS16_Report04.pdf (2023年11月20日)。

¹⁵ 横浜市を対象に行ったアンケートにおいて、育児や経済、広さや性能に加えて立地環境を評価軸に構成された住宅の総合評価において一戸建てや分譲マンションといった持ち家は他の賃貸（借家・民間賃貸住宅・公的賃貸住宅・社宅・官舎）に比べて高いスコアを記録した。https://www.nli-research.co.jp/files/topics/35288_ext_18_0.pdf?site=nli (2023年11月21日)。

¹⁶ 寺見（2015）は持ち家居住者が育児の際に育児書に頼っているのに対して、賃貸居住者が近隣住民のサポートを得ていることを明らかにした。

¹⁷ <https://resemom.jp/article/2020/02/05/54622.html> (2023年11月21日)。

行う可能性は海外の先行研究から指摘することができる。そのため本稿では特定の住居タイプを出産・育児に適したものと限定せず、個々人が出産・育児に適した理想の住居形態の構想を持つという前提にたつ。そしてそのような理想の住居形態での子育てを志向する場合、計画的に転居・増改築を行うものと想定して、以下の仮説を導出する。

仮説2 転居・増改築と同時ないしは直後に、世帯の出生確率が高まる。

4. データと方法

4-1. データ

本稿の分析にあたっては日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) のうち、KHPS データを使用する。日本家計パネル調査は慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが全国 4000 世帯、約 7000 人を対象に行っている調査であり、2014 年に (旧) 慶應義塾大学家計パネル調査 (KHPS) と (旧) 日本家計パネル調査 (JHPS) が統合されたものである。調査の質問内容としては、基本となる世帯構成に加えて収入や支出や資産、住居などの項目が用意されている。加えて、対象者の居住住居の延床面積や転居の有無などは各年に渡り調査時点まで更新を行う質問も用意されており回顧パネル調査としての使用も可能である。そのため本稿の分析に最適と判断した。また、KHPS データに限定して使用する理由としては、より長期的な分析を行うため多くの年度が揃っているデータを使用する必要があるためである¹⁸。なお、KHPS は 2007 年と 2012 年、2013 年に新規コホートを追加しているが本稿では新規コホートも分析対象に含めており、対象年度は 2005 年から 2021 年の 17 年度である。

4-2. 従属変数

仮説 1 と 2 の双方で用いる従属変数は「出産ダミー」である。直近 1 年間の回答者の世帯における変動の有無とその内容を尋ねる質問のうち、「あなたの子供が生まれた」に丸をつけた場合を 1、つけていない場合を 0 としてダミー変数を作成した。

4-3. 独立変数

仮説 1 で使用する独立変数は延床面積と敷地面積である。敷地面積は持ち家所有者を対象に毎年尋ねられている。一方、延床面積は 2005 年に回答者全員を対象に質問しているが、それ以降の年度は直近 1 年間に転居・増改築を行った回答者のみに質問している。そのた

¹⁸ JHPS は 2009 年から、KHPS は 2004 年から調査を開始した。

表1 住居情報に関する質問項目対象者

年度	延床面積	敷地面積	直近1年間の転居・増改築の有無
2005	全員	一戸建て持ち家者	質問なし
2006	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2007	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2008	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2009	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2010	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2011	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2012	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2013	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2014	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2015	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2016	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2017	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2018	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2019	転居又は増改築者	持ち家者	全員
2020	転居又は増改築者	持ち家者	全員

め延床面積のデータは2005年（新規コホートの場合は回答開始年度）の始点データを基本に、転居・増改築者の回答結果を反映させ更新して作成した。

仮説2で使用する独立変数は1年以内転居増改築ダミーと2年以上前転居増改築ダミーである。両変数は2006年以降毎年回答者全員を対象にしている直近1年間の転居・増改築の有無を尋ねる質問の回答から作成した。表1は、延床面積、敷地面積、直近1年間の転居・増改築の有無の回答対象者を調査年度ごとに一覧にして表記したものである。

4-3. 統制変数

仮説1、仮説2の検証の際に用いる統制変数は共通である。統制変数の選定に当たっては、Iwata and Naoi (2007) を参考に、自然対数化した世帯の年収・妻の年齢・妻の無職ダミー・新生児を除く子供数¹⁹、地域変数、政令市ダミーを用いる。また同居家族数が床面積と居住者の出生行動の関係に影響を与えていていることから（佐藤 2021）、回答者を除く同居家族数も統制変数に加えた。

¹⁹ 新生児の人数を聞く質問項目は存在しないため、新生児が双子や三つ子であった場合は測定誤差として扱う。

表2 変数説明

変数名	変数説明	出典
出生ダミー	直近1年間の回答者の世帯における変動のうち 「あなたの子供がうまれた」に該当する場合を1とするダミー変数。	「KHPS」 2005 - 2021
log(延床面積)	「延べ床面積」の回答を自然対数化した値。	「KHPS」 2005 - 2021
log(敷地面積)	「敷地面積」の回答を自然対数化した値。	「KHPS」 2005 - 2021
1年以内転居増改築ダミー	回答年から直近1年間に転居または増改築をおこなっている場合を1とするダミー変数。	「KHPS」 2006 - 2021
2年以内転居増改築ダミー	回答年から2年以上前に転居または増改築をおこなっている場合を1とするダミー変数。	「KHPS」 2007 - 2021
同居家族数	「あなたが一緒に住んでいるご家族はあなたを含めて何人ですか」の回答から1を引いた変数。	「KHPS」 2005 - 2021
log(世帯の年収)	「世帯の年収(税込み)」の回答を自然対数化した値。	「KHPS」 2005 - 2021
妻の年齢	回答者が女性の場合は回答者の年齢を、男性の場合は配偶者の年齢を反映させた変数。	「KHPS」 2005 - 2021
妻の無職ダミー	「先月の就業状況」の回答から無職を1、有職を0とするダミー変数。	「KHPS」 2005 - 2021
新生児を除く子供数	子供数から、新生児が生まれている場合は1を引いた変数。*	「KHPS」 2005 - 2021
市郡規模変数	居住者の市郡規模を示す変数。 1:政令市(特別区含む)、2:その他の市、3:町村	「KHPS」 2005 - 2021
地域変数	回答者の居住地を8区分に分けた変数。**	「KHPS」 2005 - 2021

*新生児の数を尋ねる質問項目は存在しないため、新生児が双子や三つ子であった場合は測定誤差として扱う。

**1:北海道 2:東北 3:関東 4:中部 5:近畿 6:中国 7:四国 8:九州 今回の分析では外国居住者はNAとして対象から除外した。

表3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
出生ダミー	10429	0.0629	0.2428	0	1
log(延床面積)	10429	4.4530	0.5593	2.3026	7.8785
log(敷地面積)	6694	4.9912	0.8360	2.9957	9.1065
1年以内転居増改築ダミー	10429	0.1417	0.3488	0	1
2年以上前転居増改築ダミー	10429	0.4586	0.4983	0	1
同居家族数	10429	3.9883	1.2580	0	10
log(世帯の年収)	10429	6.4333	0.4494	2.9957	8.8247
妻の年齢	10429	38.5473	4.8148	21	45
妻の無職ダミー	10429	0.3659	0.4817	0	1
新生児を除く子供数	10429	1.9046	1.0941	0	7
市郡規模変数	10429	1.7786	0.6074	1	3
地域変数	10429	4.2178	1.7316	1	8

4 – 4. 推定方法

上記のように、独立変数を延床面積、敷地面積、1年以内転居増改築ダミー、2年以上前転居増改築ダミーとして分析を行った。分析は固定効果を取らないプーリングモデルと固定効果を取る固定効果モデル、計二種類のパネルデータ分析を行った。ともに線形モデルを推定しており、固定効果モデルでは回答者を統制した。年度と回答者を統制することにより、延床面積や転居増改築のタイミングが居住者の出生行動に長期的な影響を与えていているか否かを検証することが可能になる。

5. 分析結果

表4は住居の空間的制約が出生行動に与える影響を検証した結果である。仮説1の延床面積と出生行動の関係の検証としてはプーリングモデルのModel1では5%水準で有意な正の相関を、固定効果モデルのModel4では10%水準で有意な正の相関を確認できた。

表4 住居の空間的制約が出生行動に与える影響

	従属変数 出産ダミー						
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	
log(延床面積)	0.0122 (0.0051)	*	0.0127 (0.0076)	†	0.0435 (0.0135)	**	0.0093 (0.0517)
log(敷地面積)		0.0029 (0.0040)	0.0014 (0.0045)		0.0035 (0.0193)	0.0047 (0.0215)	
1年以内転居増改築ダミー	0.0283 (0.0095)	** (0.0110)	0.0346 (0.0113)	** (0.0113)	0.0337 (0.0169)	** (0.0197)	-0.0170 (0.0203)
2年以上前転居増改築ダミー	0.0158 (0.0063)	*	0.0041 (0.0072)		0.0032 (0.0072)		0.0009 (0.0174)
同居家族数	0.0013 (0.0040)		0.0014 (0.0046)	-0.0001 (0.0047)	-0.0072 (0.0080)	-0.0022 (0.0102)	-0.0113 (0.0110)
log(世帯の年収)	0.0020 (0.0057)		0.0035 (0.0070)	0.0022 (0.0073)	-0.0315 (0.0120)	** (0.0144)	-0.0215 (0.0144)
妻の年齢	-0.0107 (0.0006)	*** (0.0008)	-0.0109 (0.0009)	*** (0.0009)	-0.0110 (0.0112)	*** (0.0239)	-0.0103 (0.0244)
妻の無職ダミー	0.0664 (0.0056)	*** (0.0067)	0.0555 (0.0068)	*** (0.0068)	0.0543 (0.0086)	*** (0.0097)	0.1036 (0.0097)
新生児を除く子供数	-0.0381 (0.0057)	*** (0.0067)	-0.0388 (0.0068)	*** (0.0068)	-0.0376 (0.0143)	*** (0.0193)	-0.2892 (0.0143)
年度	YES		YES		YES		YES
地域	YES		YES		YES		YES
政令市ダミー	YES		YES		YES		YES
ID	NO		NO		YES		YES
調整済みR ²	0.1076		0.1059		0.1047		0.2888
N	10429		6694		6486		10429
					6694		6486

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は回答者ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

つまり住居が広いほど居住者の出生確率は高まることが推察され、これらは仮説 1 に整合的な結果である。また固定効果モデルがより有意な結果を示したことは、観測できない個人の特性を統制してもなお、住居の広さが個人の出生行動に影響を与え続けることを示唆する。続いて仮説 1 の敷地面積と出生行動の関係の検証としては Model 2 と Model 5 ともに正の係数を取っているが有意と言える水準ではない。この結果からは、仮説 1 は支持されなかった。このような結果に至った理由の一考察としては、敷地面積は実際に居住者が暮らす家屋の面積ではないため、その広さと実際の居住空間の相関が弱い可能性が考えられる。

仮説 2 の転居増改築のタイミングと出生行動の関係の検証としては、プーリングモデルのみで有意な相関を確認することができた。Model 1、Model 2、Model 3 の全てで 1 年以内転居増改築の有無と出生確率の間に 10% 水準で有意な正の相関を確認することができた。つまり転居増改築のタイミングで居住者は出生行動を行っていることが推察され、これは仮説 2 に整合的な結果である。また 2 年以上前転居増改築の有無と出生確率の間には Model 1 で 5% 水準で有意な相関を確認することができたが、1 年以内転居増改築の有無ほどの強い相関を確認することができなかった。この結果は転居増改築のタイミングと出産のタイミングは非常に密接に関連していることを示唆するだろう。

6. 結論

本稿では住居の空間的制約が居住者の出生行動に与える影響を検証した。検証結果からは、居住スペースが広いほど居住者の出生確率が上昇すること、転居増改築のタイミングが出産のタイミングと密接に関連していることが明らかになった。このことは、出産のタイミングで居住者が育児のためのスペースがある、より広い住居に転居または増改築を行っている可能性を示唆する。

上記の検証結果からは、出産・育児に適した住居へのアクセスが困難な場合に出産を諦める世帯の存在が推察される。少子化を克服する一つの方策として、そのような世帯を減らすことは有効だろう。その為には育児に適した住環境を整備し、その供給を安定させることが重要である。

日本における少子化対策としての住居政策は主に子供を持つ世帯に限られる。また支援対象の住居も公営のものや国の管轄下にある法人の管理下の物件に限られ、支援の幅は非常に限定的である²⁰。日本より少子化が深刻な韓国²¹ではより充実した少子化対策としての

²⁰ 日本における少子化対策としての住居政策としては、良質なファミリー向け賃貸住宅の供給を促進する「民間供給支援型賃貸住宅制度」などが挙げられるが、韓国の住居政策と比べて支援の幅は狭い。<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2007/19webhonpen/html/i24d1100.html> (2023 年 11 月 20 日)。

²¹ 2022 年、韓国の合計特殊出生率は 0.78 と過去最低を記録した。<https://www.nli.go.kr>

住居政策が行われており、その対象は結婚を控える若者にまで拡大している。また、結婚後も出産を迎える場合にはより広い住宅を申請する機会も整えられている（菅・曹 2021）。

一方、韓国の若者の間では住宅へのアクセスの困難さは依然として問題とされている。韓国においては1980年代後半から住居政策が行われ、住宅のストックの増加、質の向上という明らかな成功を収めてきた（Kim and Park 2016）。それにもかかわらず若者間に存在する住宅確保への絶望感は、住居政策のその成果が人々に感應されにくい困難な性格を表している。日本は韓国と同様、少子化に苦しみ、また都市への人口流入によって人口の過密化も進んでいる。韓国の先例は日本にとって示唆に富んでいる。住居政策の効果は短期間では期待できない。合計特殊出生率の回復が見込めていない現状、政府は少子化対策としての住居政策の充実を早急に検討すべきである。

7. 参考文献

- 阿藤誠. 2017. 「少子化問題を考える—少子化の人工学的メカニズムを踏まえつつ」『医療と社会』27(1): pp.5-20.
- 浅見泰司・石坂公一・大江守行・小山泰代・瀬川祥子. 2000. 「少子化現象と住宅事情」『人口問題研究』56(1): pp.8-37.
- 坂爪聰子. 2007. 「都道府県別にみる出生率と女性就業率に関する一考察」『現代社会研究』10: pp.137-150.
- 定行まり子. 2018. 「日本の少子社会における子ども・子育て世帯の現状—住居学の視点から」『都市社会学』100: pp.59-65.
- 佐藤晴彦. 2021. 「少子化時代における家計収入・住居面積と結婚・出生率関係の考察」『平成法政研究』25(2): pp.169-189.
- 菅桂太・曹成虎. 2021. 「人口政策としての住宅政策：シンガポール・韓国の例」『厚労省科研報告書』1: pp.89-120.
- 寺見陽子. 2015. 「母親の育児ストレスの背景とソーシャルサポートに関する研究—母親の成育経験と子育て環境との関連」『神戸松陰女子学院大学研究紀要人間科学部篇』4: pp.59-73.
- 中井章太. 2015. 「若者の貧困化と少子化のメカニズム—高齢化は止められなくても少子化は止められる」『産開研論集』大阪府商工労働部編(27): pp.37-48.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨. 2007. 「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について一家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析」『RIETI Discussion Paper Series』07-J-012.
- 堀雅博・新関剛史. 2017. 「日本における住宅資産効果—マイクロデータによる実証分析」

『ESRI Discussion Paper』 339.

- Clark, William A.V. 2012. "Do Women Delay Family Formation in Expensive Housing Markets?" *Demographic Research* 27(1): pp.1-24.
- Dettling, Lisa J. 2014. "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby." *Journal of Public Economics* 110: pp.82-100.
- Felson, Marcus and Mauricio Solaun. 1975. "The Fertility-Inhibiting Effect of Crowded Apartment Living in a Tight Housing Market." *American Journal of Sociology* 80(6): pp.1410-1427.
- Iwata, Shinichiro and Michio Naoi. 2007. "The Asymmetric Housing Wealth Effect on Child Birth." *Review of Economics of The Household* 15(4): pp.1373-1397.
- Kim, Kyung-Hwan and Miseon Park. 2016 "Housing Policy in the Republic of Korea." *ADBI Working Papers* 570.
- Kulu, Hill, and Andres Vikat. 2007. "Fertility Differences by Housing Type; The Effect of Housing Conditions or of Selective Moves?" *Demographic Research* 17: pp.775-802.
- Mulder, Clara H. 2006. "Home-ownership and Family Formation." *Journal of Housing and the Built Environment* 21(3): pp.281-298.
- Mulder, Clara H. and Michael Wagner. 1998. "First-time Home-ownership in the Family Life Course: A West German-Dutch Comparison" *Urban Studies* 35(4): pp.687-713.
- Ström, Sara. 2010. "Housing and First Births in Sweden, 1972-2005." *Housing Studies* 25: pp.509-526.
- Vignoli, Daniel, Rinesi, Francesca, and Eleonora Mussino. 2013. "A Home to Plan the First Child?: Fertility Intentions and Housing Conditions in Italy." *Population Space and Place* 19(1): pp.60-71.

第12章

副業認可が企業における人材の定着率に与える影響

吉田 正吾

要約

多様性やワークライフバランスが重視される現代社会において、本業以外で収入や経験を得ることができる副業は今後の広がりが期待される。しかし、その有用性について企業側の視点から計量的に検証した事例は少ない。そこで本稿は、2017・2019・2021・2023の4カ年において、「CSR企業総覧（雇用・人材活用編）」を用いて企業別の副業認可の状況のパネルデータを構築し、人材の流出防止という観点から副業導入の効果を検証した。また、背後にあるメカニズムを検証するにあたっては、2014年から2021年までの「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を利用して、個人単位での副業状況と本業の満足度、および就業継続状況の関連を調査した。分析結果からは、副業制度の導入が人材流出の防止に寄与していないこと、また副業の実施は本業への満足度を高める一方で、むしろ転職を促す傾向があることが明らかになった。この結果からは、企業が副業を認めることで、社員は労働環境に充足感を得るが、副業の経験が労働流動性の向上に有用な側面を持つため、両者の効果が相殺されて人材の定着には繋がらないことが考えられる。そのため、労働流動性が高まると人材確保が困難になる中小企業では、副業を認める利点が小さく、副業制度が広まらない可能性がある。

1. はじめに

令和5年のモデル就業規則¹において、「労働者は、勤務時間外において、他の会社等の業務に従事できる」という記載があるように、副業・兼業は、積極的に社内で認めることが奨励されているが、実際に副業制度を導入している企業は少ない。このような状況を鑑みて、厚生労働省は副業の利点を強調し、「副業・兼業の促進に関するガイドライン」(厚生労働省2018)の作成を通じて就労規定の具体化を行うなど、企業に対して積極的な後押しを行っている。しかし、資料で述べられているような、企業が副業・兼業制度を導入するメリット

¹ 雇用者、被雇用者間の労働上のトラブルを避けるために、雇用者が遵守する必要のある規則を厚生労働省が定めたもの。<https://www.mhlw.go.jp/content/001018385.pdf>(2023年11月9日)。

についての効果検証は十分に行われておらず、多くの企業が制度の導入に二の足を踏んでいるのが現状である。

現在に至るまでになされてきた副業の効果検証の多くは副業従事者の視点に立ったものである。何（2020）は、慶應義塾大学の「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を用いて、副業従事者の特徴を把握するとともに、その後の転職や本業の賃金率との関係性を実証的に分析している。特に男性の正規雇用者と女性の非正規雇用者について、副業経験が転職確率を高めることを指摘し、労働市場の流動性の確保に寄与している可能性を示唆している。

一方で、企業側の視点に立った先行研究に関しては検高（2022）の論文が新しく、副業における実証研究が従事者視点に限られている問題についても言及している。検高（2022）は、2018年から2021年までの4年間の「CSR企業総覧²（雇用・人材活用編）」を分析対象として副業制度の導入が企業の業績に与える影響を分析した上で、企業の生産性に対して副業制度は影響を持たない一方、業績に対しては正の影響を与える可能性を見出している。

本稿では、従来の副業研究の課題を指摘した上で、新たな論点に注目する。まず、先行研究の第一の課題は、副業に関する実証研究が少ないとある。この背景には、働き方改革以前に企業が副業を容認することが一般的でなく、その実態を示すデータが限られていることが影響している。第二に、副業を認めることができると企業にどのような影響を与えるのかという視点の欠如である。検高（2022）が述べているように、副業の認否が企業に与える影響については計量分析に基づく知見が少ない。給与所得者に副業が広がるためには、副業を容認する企業が増加することが重要であり、そのためには企業が副業を認めるとの意義が明確である必要がある。

上記の問題意識から、本稿では、企業が副業を容認することの意味を、副業制度が人材の定着にどのような影響を与えるのかという観点から論じる。第一に、2017・2019・2021・2023年の4カ年において、「CSR企業総覧（雇用・人材活用編）」の企業別・副業認可のパネルデータを構築し、企業単位で新卒入社3年後社員の定着率との関連を分析する。第二に、2014年から2021年までの全8回の「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」のパネルデータを用いて、個人別・副業実施状況が業務満足度、就業継続状況に与える影響を分析し、副業の影響を個人レベルで観察する。企業と個人の両方の分析単位から副業制度導入と人材の定着との関連を明らかにすることにより、企業が副業制度を導入する理由の一つとして挙げる「人材の流出防止」効果がどのようなメカニズムで発生しうるのか判断することを試みる。本稿の分析結果からは、企業レベルでは、副業制度導入が新卒社員3年定着率に有意な影響がないこと、また、個人レベルでは、副業の実施が会社への満足度を高める一方で、離職や転職の確率を高めている可能性が示唆された。この結果は副業が労働市場の流動性を高めることを指摘した何（2020）とも一貫している。つまり、副業の容認は、社員の労働

² 全上場企業と主要未上場企業を対象として毎年度行われている実態調査で、後の検高（2022）でも同様のデータが用いられている。

満足度を高める効果がある一方で、人材の流動化を促す可能性がある。このことは、人材確保が相対的に困難な中小企業では、人材の流出を恐れて副業の導入が進まない可能性を示唆する。

2. 先行研究

2-1. 副業を保有する個人の属性

副業の保有者の属性を特定する研究は近年盛んに行われてきた。小倉・藤本（2006）では、リクルートワークス研究所が提供する調査データをもとに日本の副業従事者の属性を確かめている。分析結果からは、高年齢の女性で、職場の従業員規模が小さく、退職やフリータ一経験が豊富な人ほど副業に従事しやすい傾向があるということが明らかにされている。また副業従事者と希望者とでは、本業に対して抱いている感情が異なる。前者は就業形態に不満を抱えているのに対し、後者は将来的な雇用に対する不安を持っている。両者に共通するのは、本業への不信感を埋め合わせるための手段として副業が位置付けられていることである。

一方で、イギリス人労働者を対象とした BHPS³を用いて副業従事者の特徴を分析した Wu et al. (2009) は、本業の労働時間に満足している労働者と、対照的に本業の収入に満足していない労働者が副業に従事する傾向を指摘している。前者の副業のインセンティブは非金銭的動機によるものであることに対して、後者は金銭的動機によるものであり、副業従事者の特性をより細分化して読み解く必要性が示唆された。

川上（2017）は、インターネット調査データを用いて金銭的・非金銭的動機の分類から副業に従事する人々の属性をより詳細に特定した。非金銭的動機による副業従事者は、副業に注がれる時間を本業の延長線ではなく、余暇の代替として捉えている。そのため、従事の動機は個人の嗜好によるところが大きく、理由の特定が困難であるが、副業従事が本業の業務に役立つとする趣旨的回答が見られたことから、副業が自己啓発効果をもたらす可能性を指摘している。一方の金銭的動機による副業従事者は、労働時間が短く賃金率が低いパートやアルバイト等が本業の非正規雇用に多く見られるとされ、副業として雇用される形態もまた同様にパートやアルバイトである割合が多い。加えて金銭的動機による場合、本業と副業の業務内容は異なる傾向にあるともいう。

2-2. 副業による効果の実証

³ Survey (BHPS) は、イギリスにおける世帯及び個人の社会状況、経済状況の変化を捉えた調査で、後の Panos et al (2014) も同様のデータを用いて分析している。

副業の効果検証は、副業に従事する労働者と、彼らの経験が還元される企業との視点に分けて行われてきた。

労働者の視点では、川上（2021）が、収入を目的とする副業希望者は、スキル習得を目的とする副業希望者や副業を希望しない者と比較して、幸福度が低いことを指摘している。この差は前者が副業を実際に保持することによって解消される傾向にあるため、副業に従事することで幸福度が改善されるのは、金銭的不安の解消が大きな要因だと考えられる。

また、副業によるスキル向上効果を調査した Panos et al. (2014) は、イギリスにおける労働者の就労移動との関係から、本業との仕事内容の差が大きいほど、副業によるスキル上昇を実感するという結論を導いている。前述の通り、本業の収入を補うことを目的とした副業従事者は本業と内容が異なる業務に携わることが多いが、副業の目的のいかんによらず、副業従事者がスキルの向上を実感していることは、副業の利点を強調するものと言える。他方で Kawakami (2019) は、副業によるスキル向上効果はスキルの性質によって一様ではないという問題意識から、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて本業で求められるスキルの分類によって、副業保有の効果の異質性を見ている。分析結果からは、特に本業がフルタイム労働であり分析的思考が求められる職業の場合、副業の実施が本業の賃金率を有意に高めることがわかる。すなわち、副業のスキル向上が期待できるのは、限られたタスクを求める職業に限られることを示唆している。

副業の保有者は非保有者と比較して転職や起業を経験する傾向にあり、またそのような就労移動の際には、本業の賃金率が高まることが指摘されている (Panos et al. 2014)。何 (2020) はそのような就労移動に影響を及ぼす副業従事者の属性を特定している。転職確率について、副業経験を持つ男性の正規雇用者と女性の非正規雇用者が有意に影響しており、賃金率については、前者に限って転職時に向上することが示されている。副業は労働市場における流動性の確保に貢献するという結果であろう。

企業を対象とした研究は、副業を容認する企業の特徴を捉えることを出発点として発展してきた。川上 (2021) は CSR データベースを用いて、副業制度の導入有無と、他の人事施策の導入状況との関係性を企業単位で検証している。副業制度が導入されている企業においては、勤務の柔軟性を高める制度も同時に導入されている場合が多い。このことから、副業制度の導入には、制度を導入する際に補完的にその他の人事施策を導入するパターンと、逆に特定の人事施策を導入する際に副業制度を補完的に加えるパターンと考えられる。後者に関して、副業を近年認めた企業の半数は、社員の 65 歳までの雇用を制度的に既に認めており、これは高齢従業者の雇用維持を目的 (八木 2009) として、副業制度を補完的に導入している例と言える。

検高 (2022) による分析においては、企業の副業容認がその企業の生産性や業績に与える

影響に着目している。推定結果からは、企業の副業許可が売上高経営利益率⁴に対しては正の影響が与える一方で、ROE⁵に対して負の影響を与えることが示唆された。このため副業制度の導入は経営活動における収益力強化を促す傾向があるが、業績には負の影響を与える可能性を否定できない。

3. 理論仮説

先行研究では、副業従事者の実態を読み解くとともに、副業実施による個人の効用を定量的に明らかにすることが中心的に行われてきた。企業を対象として、副業の導入状況や利点を明らかにしようとする取り組みも徐々に広まりつつあるが、企業が副業を認めることで得られる効用に関する研究は現状においても少ない。厚生労働省は、企業が副業を認める利点を以下のように説明している。「①労働者が社内では得られない知識・スキルを獲得することができる。②労働者の自律性・自主性を促すことができる。③優秀な人材の獲得・流出の防止ができ、競争力が向上する。④労働者が社外から新たな知識・情報や人脈を入れることで、事業機会の拡大につながる。」(厚生労働省 2018) このうち、本稿では特に、人材の流出防止という観点に着目して副業制度導入の効果を実証することを目的とする。

副業制度の導入が人材の流出に繋がるメカニズムとして、企業の福利厚生制度に関する見解が参考になる。企業は福利厚生制度の充実度合いを同業他社の水準に合わせる(Rind et al. 2021)ことで転職先となり得る他社との待遇差を埋め合わせ、他社への人材流出を防いでいる。また企業の福利厚生制度の充実は、社員の満足度(Thuo and Teresa 2022)やパフォーマンス(Agusioma et al. 2019)の向上に寄与するため、企業も生産性やイノベーションの促進(Woan et al. 2022)などの恩恵を受ける。つまり、企業の積極的な福利厚生制度の導入は社員のワークライフバランス充実に貢献し、結果的に、待遇に不満を感じる社員の人材流出を防ぐ効果を持つ。

副業制度を福利厚生制度の一つとして捉えるならば、副業を認めている企業ほど、社員のワークライフバランスが充実し、人材の定着率は高いはずである。そのため、以下の仮説が導出される。

仮説 1 副業制度を導入している企業ほど、社員の定着率が高い。

また、仮説 1 が正しいとすれば、個人レベルの観察では、副業制度のある職場で働く、な

⁴ 経営利益を売上高で除して、100 を乗じた値であり、企業の収益性を評価するのに用いる指標。

⁵ 自己資本利益率のことと、当期純利益÷自己資本×100 で導出される。一般的にこの値が大きいほど、経営効率が良いとみなされる。

いしは副業を保有する労働者は、ワークライフバランスが充実しており、企業に対する満足度が高く、所属企業で就業を継続する傾向が見られるだろう。よって次の仮説を検証する。

仮説2 副業制度を導入している企業に勤めている社員ほど、企業への満足感が高く、その企業で就業を継続しやすい。

4. データと方法

4-1. 企業レベルにおけるデータ

本稿では上記の理論仮説の実証のため、企業単位と個人単位のデータを用いて、副業が企業の定着率に与える影響を明らかにすることを試みる。

企業単位の分析では、東洋経済新聞社の「CSR企業総覧（雇用・人材活用編）」を用いて、2017・2019・2021・2023年の4回分のデータから、企業の副業制度の導入状況と各年度の新卒の3年定着率に関するパネルデータを構築した。年度の選択基準に関しては、「副業・兼業の促進に関するガイドライン」（厚生労働省 2018）の策定、及びコロナ禍での労働環境の変化を反映した効果を確認する意図から設定した。また、企業単位での副業制度の効果検証を行った検高（2022）においては、対象とする企業を副業の導入が進んでいない製造業種に限定しているが、本稿ではデータ数の確保と業種の多様性の確保のために第二次産業のうち建築業、鉱業、鉄鋼業、非金属業から広く企業を選定した。

まず、分析に用いる従属変数は、各年度における3年前の新卒入社社員の人数を、当該年度におけるそれら社員の在籍人数で除して、百を乗じた新卒3年後定着率である。

次に理論的に興味のある独立変数に関して、副業認否に関する表記の有無を確認し、制度導入がある場合を1、ない場合を0としてダミー変数化したものと、検高（2022）を参考にして、副業を全面的に承認している場合を3、副業の内容等に制約がある場合を2、導入を検討している場合を1、未導入の場合を0として順序尺度化したものの2通りを作成した。また、副業導入状況については、その年度の副業導入状況をそのまま入力したものと、新卒社員の入社時にすでに副業が導入されていたかどうかを確認するため。1期前（3年前）の副業導入状況を回帰したものの2通りを作成し、計4通りのモデルを試す。

また統制変数に関して、新卒入社社員の定着率に影響を与える変数として、当該年度における社員の平均給与・月平均での残業時間を自然対数化したもの、そして有休取得率を投入した。なお、上記の変数はすべて「CSR企業総覧（雇用・人材活用編）」からデータ化している。

図1は、副業の導入状況について企業ごとの推移を表したものである。2016年度には副業を導入している企業が分析対象中には一つもなく、厚生労働省のガイドラインが策定さ

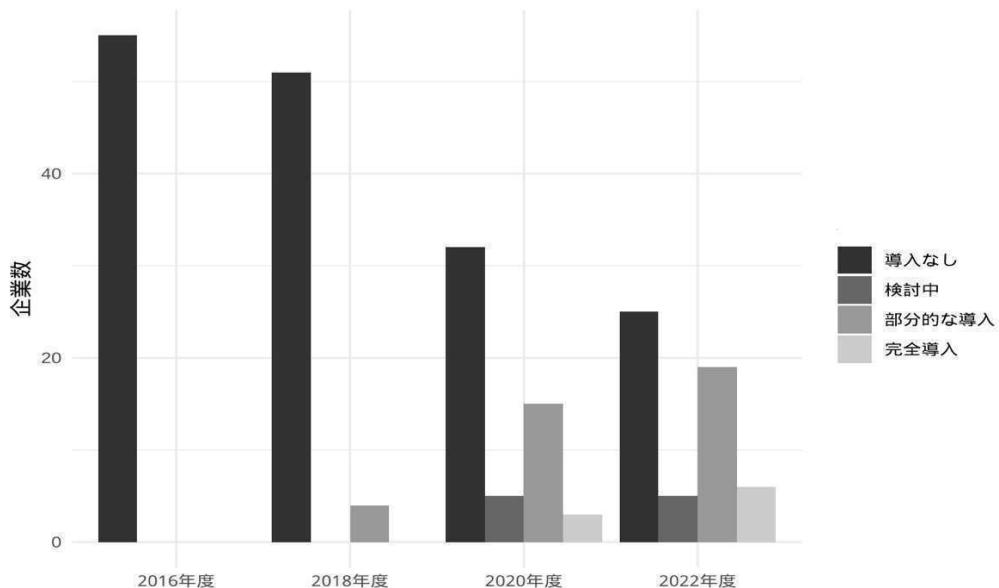
表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
新卒3年後定着率	各年度における3年前の新卒入社社員数÷当該年度におけるそれら社員の在籍人数×100。	「CSR企業総覧・雇用人材活用編」2017・2019・2021・2023年度版
副業容認 _t (ダミー)	当該年において副業が容認されているか否かのダミー変数。	
副業容認 _{t-1} (ダミー)	当該年の1期前において副業が容認されているか否かのダミー変数。	
副業容認 _t (順序)	当該年における副業の導入状況を示す4段階のダミー変数。	
副業容認 _{t-1} (順序)	当該年の1期前における副業の導入状況を示す4段階のダミー変数。	
log(残業時間)	従業員一人当たりの月平均残業時間を自然対数化した値。	
log(賃金)	従業員一人当たりの平均年収を自然対数化した値。	
有給取得率	毎年度付与される有給休暇の日数÷実際に従業員が取得した日数×100。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
新卒3年後定着率	220	85.1900	10.4700	36.3600	100
副業容認 _t (ダミー)	220	0.2100	0.4100	0	1
副業容認 _{t-1} (ダミー)	165	0.1300	0.3400	0	1
副業容認 _t (順序)	220	0.5100	0.9200	0	3
副業容認 _{t-1} (順序)	165	0.3200	0.7500	0	3
log(残業時間)	220	3.1800	0.4300	1.9600	3.9300
log(賃金)	220	15.8400	0.1800	15.2700	16.2400
有給取得率	220	55.0000	16.3200	0	93.6000

図 1 副業導入状況の推移



れた 2018 年に部分的な導入を行う企業が現れた。コロナ禍以降は副業の導入が増え、現在は 45% の企業が副業を認めている。

4-2. 個人レベルにおけるデータ

個人単位での分析では、2014 年から 2021 年までの全 8 回の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて副業実施状況と本業への満足度、そして前年度からの就業継続状況を集約したパネルデータを構築した。その上で、副業の実施が本業への満足度と継続状況それぞれに与える影響を分析する。

本業の満足度を従属変数とする分析を行う上では、仕事への満足度を 10 段階で尋ねる質問を参照した。また、転職への影響を従属変数とする上では、1 年前の就業状況からの変化を尋ねる設問を参照し、同じ勤め先に勤続している場合、離職した場合、そして転職した場合の 3 つに分けて考え、就業継続及び離職を 0、転職を 1 とするダミー変数を設けた。

独立変数に関しては、個人の副業有無と企業の副業容認の二つの尺度を設けた。具体的には、本調査の「昨年 1 年間（1 月～12 月）に、あなたは、主なお仕事の他に副業となるお仕事をしましたか」という設問に対して、「1. 副業をした」、「2. 副業は禁止されているのでしていない」、「3. 副業は許されているがしていない」の 3 つの回答結果から個人の副業有無と企業の副業容認の状況を特定した。個人の副業有無については、1 のみを副業保有、2・3 は副業の未保持としてダミー変数化し、企業の副業容認については、1・3 を企業が副業を容認している、2 を副業を容認していないものとしてダミー変数化した。

また、統制変数については何 (2020) を参照して、当該年度における週あたりの平均労働時間と年間の賃金を自然対数化して設定した上で、企業内の労働組合の有無を独自にダミー変数として投入した。

表 3 変数説明

変数名	変数説明	出典
仕事の満足度	自身の仕事に満足しているかを 10 段階で記録したもの。	「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」2014～2021 年度
1 年前の勤め先からの転職	1 年前の会社・経営組織に継続して従事、または辞任して無業=0、転職=1。	
企業の副業容認	副業が禁止されている=0、副業が禁止されていない=1 とするダミー変数。	
個人の副業有無	昨年 1 年間に、副業をしていない=0、副業をした=1 とするダミー変数。	
log (賃金)	年間給与を自然対数化した値、単位は万。	
log (労働時間)	残業を含めた週あたりの残業時間を自然対数化した値。	
労働組合	所属している企業に労働組合がない=0、労働組合がある=1 とするダミー変数。	

表4 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
仕事の満足度	18780	5.4200	2.4200	0.0000	10
1年前の勤め先からの転職	15090	0.0400	0.2000	0	1
企業の副業容認	16152	0.6400	0.4800	0	1
個人の副業有無	16152	0.1000	0.3000	0	1
log(賃金)	13815	0.3600	0.2500	-1.3500	0.5700
log(労働時間)	11888	3.4100	0.7200	0	4.9600
労働組合	10766	0.3600	0.4800	0	1

4－3. 推定方法

仮説1の企業レベルでの推定について、分析の対象となっている企業はそれぞれ規模感や事業内容が大きく異なるため、企業ごとの固定効果を捉えるためにパネルデータ分析を行う。副業の容認が新卒入社社員に魅力的に写り、企業への帰着意識を高めているのであれば、定着率に対する係数は有意に正となるだろう。

仮説2の個人レベルにおける副業容認による本業の満足度の推定でも同様に、個人の異質性を固定効果モデルで統制するパネルデータ分析を行う。社員が企業の副業制度導入に充足感を得ているならば満足度に対する係数は有意に正になる。同じく転職への影響についての推定は、回答者の異質性を考慮した固定効果ロジットモデルで推定する。社員が企業の副業制度導入により帰属意識を高めているのであれば、転職ダミーに対する係数は有意に負となる。

5. 分析結果

5－1. 企業レベルの副業制度の効果

表5に、前述した4つのモデルの推定結果を示した。Model 1・3は、当年度の副業容認有無が新卒社員の定着率に与える影響を検証したものである。Model 1では独立変数に副業の有無のダミー変数を投入したが、係数は負で有意ではない値をとった。Model 3は独立変数に副業導入状況の段階的な順序変数を投入したが、係数は正で有意でない。Model 2・4は、前期(3年前)の副業容認有無が当時の新卒社員の定着率に与える影響を検証したものである。Model 2の副業有無ダミーの係数は、係数は負で有意ではない。またModel 4の副業導入状況の順序変数の係数は正で有意でない。いずれのモデルにおいても独立変数に統計的な有意は確認できず、仮説1に整合的な結果とは言えない。

表5 企業の副業容認が新卒社員の3年後定着率に与える効果

	従属変数 新卒3年後定着率			
	Model 1		Model 2	
		Model 3		Model 4
副業容認 _t (ダミー)	-0.5185 (1.8310)			
副業容認 _{t-1} (ダミー)		-1.0540 (2.2150)		
副業容認 _t (順序)			0.0977 (0.8424)	
副業容認 _{t-1} (順序)				0.2098 (0.9443)
log(平均残業時間)	21.6200 * (9.6997)	13.4700 (19.3900)	21.8600 * (9.8301)	12.2100 (19.3700)
log(賃金)	1.3260 (2.9984)	-2.3970 (3.9480)	1.3630 (3.0603)	-2.1140 (3.9220)
有休取得率	-0.0677 (0.0677)	-0.0807 (0.0876)	-0.0689 (0.0669)	-0.0795 (0.0870)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.3562	0.4507	0.3560	0.4500
N	220	165	220	165

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は企業ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

5－2. 個人レベルの副業制度の効果

本業の満足度

表6は副業容認、実施が本業の満足度に与える影響の分析結果である。Model 1・2は企業の副業制度導入がその企業の満足度に与える影響を示しており、両モデルともに独立変数の係数は有意に正である。Model 3・4で個人の副業実施が、所属する企業の満足度に与える影響を推定すると、独立変数はともに正の係数で本業への満足度を有意に高めていることが分かる。これは仮説2に整合的である。結果からは、各個人が副業を実際に実施するかどうかにかかわらず、所属する企業が副業を容認することに対して満足感を得ることが示唆される。

転職への影響

表7は副業容認、実施が転職に与える影響を分析した結果である。Model 1・2は企業の副業制度導入が社員の就業状況に与える影響を示しており、独立変数の係数はModel 1が正、Model 2が負である。Model 3・4は、個人の副業実施が、企業に所属する社員の就業状況に与える影響を示している。どちらの独立変数も係数は正である。Model 3のみ10%水準で有意であったが、係数は正であり、むしろ個人の副業の有無は転職を促している。よって、仮説2に整合的な結果ではない。上記の分析結果を整理すると、企業が副業を導入し

表6 企業の副業容認、及び個人の副業実施が仕事の満足度に与える影響

	従属変数 仕事の満足度(順序)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
企業の副業容認(ダミー)	0.7365 (0.1197)	0.7869 (0.1421)		
個人の副業有無(ダミー)			1.2550 (0.5989)	* (0.7043)
log(労働時間)		-2.5360 (0.1618)	***	-2.6760 (0.1627)
log(賃金)		1.2200 (0.1562)	***	0.8741 (0.1666)
労働組合(ダミー)		0.2250 (0.1164)	†	0.1669 (0.1201)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.4125	0.4480	0.4136	0.4490
N	21347	18920	16152	14285

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は個人IDごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表7 企業の副業容認、及び個人の副業実施が転職に与える影響

	従属変数 1年前の勤め先からの転職(ダミー)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
企業の副業容認(ダミー)	0.2118 (0.1961)	-0.0522 (0.3430)		
個人の副業有無(ダミー)			0.4437 (0.2295)	* (0.3908)
log(労働時間)		0.2271 (0.1948)		0.2280 (0.1952)
log(賃金)		-1.9880 (0.4074)	***	-1.9680 (0.3980)
労働組合(ダミー)		-0.0836 (0.3405)		-0.0845 (0.3403)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.0752	0.1314	0.0764	0.1316
N	2883	1197	2883	1197

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は個人IDごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

ても短期的には新卒3年定着率は増加しない。その理由として、個人レベルでは確かに副業の容認・実施は本業への満足度を高めるものの、副業の実施経験は社員の転職を促す傾向があることが考えられる。

6. 結論

本稿では、企業と個人の双方の観点から副業による人材定着への影響を検証した。前者においては CSR に記載のある第二次産業に属する企業を対象として、企業の副業制度の導入状況と新卒 3 年目社員の定着率との関連を確認した。後者においては「家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、個人が副業に従事することと本業への満足度や就業継続状況との関連を特定した。

分析の結果からは、第一に、企業が副業制度を導入することによる人材の定着効果は期待できないことが示唆された。第二に、企業の副業容認と個人の副業従事は、共に本業への満足度を向上することに寄与することが明らかになった。副業を福利厚生制度の一つとして捉えた場合、これらの充実が企業への帰属意識を高めることは Emmah and Teresa (2022) の分析結果にも整合的である。第三に、副業に従事することで、本業からの転職、離職が促されることが読み取れた。何 (2020) の示唆していた副業制度の労働流動性向上機能を、本稿の検証でも支持する形となった。

副業が企業における新卒社員の定着率向上に寄与しないとすると、転職先として魅力的な大企業では副業制度を積極的に導入して社員の福利厚生を高めることができるが、人材の確保が困難な中小企業では副業制度の導入に消極的になり、副業制度の拡大を阻害する可能性がある。

副業の実施は金銭的動機によるものが大部分であるため、中小企業に従事する労働者はほど副業を必要としているだろう。「モデル就業規則」(厚生労働省 2018) では、労働者の自由を保障する観点から、企業は副業の解禁に向けて努力すべきとする旨が見られる。中小企業においていかに副業制度の導入を支援していくかが、働き方改革の進展において重要な政策的論点になると考えられる。副業制度は近年ようやく導入が進み始めた制度であり、本稿の分析結果はその点を差し引いて考える必要がある。今後副業を導入する企業が一般化すれば、副業が人材の定着に与える影響がより一層明確化されるかもしれない。

7. 参考文献

- 小倉一哉・藤本 隆史. 2006. 「サラリーマンの副業」『日本労働研究雑誌』48(7): pp.4-14.
- 川上淳之. 2017. 「誰が副業を持っているのか?—インターネット調査を用いた副業保有の実証分析」『日本労働研究雑誌』680: pp.102-119.
- 川上淳之. 2021. 「『副業』の研究—多様性がもたらす影響と可能性」慶應義塾大学出版会. 検
- 高郁弥. 2022. 「副業の実証分析—企業側の視点から」『三田商学研究学生論文集』
- 土屋佑介・安達晃史. 2022. 「副業研究の発展可能性」『大阪産業大学経営論集』24(2): pp.1-

14.

- 何芳. 2020. 「副業の保有と転職、賃金の関係－パネルデータを用いた実証分析」『JILPT Discussion Paper 20-03』 .
- 八木充史. 2009. 「定年延長と継続雇用制度－60歳以降の雇用延長と人的資源管理」『日本労働研究雑誌』 p.589.
- 厚生労働省. 2018. 「副業・兼業の促進に関するガイドライン」 .
- Agusioma, Nickson L., Nyakwara, Simon, and Evans Mwiti. 2019. "The Influence of Staff Welfare on Employee Performance at Public Service Commission in Kenya." *Asian Journal of Business and Management* 7(5): pp.77-82.
- Kawakami, Atsushi. 2019. "Multiple Job Holding as a Strategy for Skills Development." *Japan and the World Economy*, Elsevier 49: pp.78-83.
- Liang, Woan-lih, Nguyen, Duc N., Tran, Quynh-Nhu, and Quang-Thai Truong. 2022. "Employee Welfare and Firm Financial Performance Revisited." *Emerald Publishing Limited* 49(2): pp.248-267.
- Panos, Georfios A., Pouliakas, Konstantinos, and Alexandros Zangelidis. 2014. "Multiple Job Holding, Skill Diversification, and Mobility." *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 53(2): pp.223-272.
- Rind, Asad A., Akbar, Saeed, Boubaker, Sabri, Lajili-Jarjir, souad, and Sabur Mollah. 2022. "The Role of Peer Effects in Corporate Employee Welfare Policies." *British Journal of Management* 33: pp.1609-1631.
- Thuo, Emmah M and Teresa Wambugu. 2022. "Influence of Employee Welfare Practice on Job Satisfaction in Selected Universities in Kenya." *International Journal of Social Science and Humanities Research* 10(3): pp.399-420.
- Wu, Zhongmin, Baimbridge, Mark, and Yu Zhu. 2009. "Multiple Job Holding in the United Kingdom: Evidence from the British Household Panel Survey." *Applied Economics* 41(21): pp.2751-2766.

第13章

健康経営が企業成長に与える影響 —「健康経営度調査」に基づく実証分析—

鈴木 優雨

要約

企業における従業員の健康管理を経営的視点で検討・実行する「健康経営」のアプローチは、欧米を中心とした様々な国で普及と推進が掲げられている。しかし、「健康経営」に関して実証的に検討する既存研究は諸外国において豊富である反面、国内における健康経営の効果に関しては明確になっていない。そのため、本稿では、2019年および2021年の日本企業2000社に対して行われた「健康経営度調査」のデータを用いた上で、企業の健康経営が財務指標から企業成長に与える影響を検証した。分析結果からは、健康経営の指標と財務指標に関して顕著な関係性は確認できなかったものの、健康診断・ストレスチェックに代表される個人の健康課題の把握と管理職への健康経営に関する教育支援の充実は、少なからず企業成長の促進に寄与する傾向が明らかになった。従業員に対するこまめな健康状態の把握と並行して、健康経営の理解を深める教育や学習企画の拡充を行うことが重要と言える。

1. はじめに

企業の従業員に対する健康管理に注目が集まったのは、2020年の新型感染症の蔓延によるものが大きい。パンデミックに伴い日本国内にある企業の中には事業形態の変更を余儀なくされた結果、業績が大きく揺らいだ企業が多く存在している。その証左として、民間が実施した中小企業の意識調査によれば、新型感染症流行に伴い売上減少を経験した中小企業は70%に及び、そのうち、経営課題を「コロナ感染拡大による売上減」と回答した企業の割合は65.5%¹に及んだ。このような売上への大きな打撃を被る傍ら、国内企業の多くは感染防止対策の一環として従業員の健康管理や勤務形態の刷新を図った。その結果、内閣府の調査によれば、約50%の従業員が「感染症拡大前と比べ、生活を重視するようになった」と

¹ 株式会社東京商工リサーチの2021年度調査による。https://www.tsr-net.co.jp/data/detail/1190812_1527.html (2023年11月12日)。

回答した他、「家族と過ごす時間が増えた」と回答した従業員は約70%を超えた²。リモートワークをはじめとした企業の新たな健康施策によって、従業員も生活や健康に対する意識の変化を少なからず経験したといえる。このような社会の変化は、2019年から政府主導で推進されている従業員の健康へ配慮した経営形態への見直しの動きを一層強めることとなった。中でも、昨今多くの国内企業が注力しているのが、健康管理を経営的視点から検討し戦略的に実践する「健康経営」と呼ばれる経営形態の実装である。

「健康経営」とは、企業が従業員の健康維持・増進を図る施策に投資を行い、企業利益につなげる経営を行う積極的な概念として定義されるものである³。留意したいのは、従来のいわゆる「健康管理(Healthy Management)」つまり、従業員の良い健康状態を持続させることで企業における営業活動を円滑に保つという受動的な概念とは異なるという点である。

この「健康経営」という概念は、欧米諸国を中心に既に普及が進んでいる。その大きな理由として、健康経営の推進の有無は企業イメージを左右するだけでなく、ESG投資の決定要因になり得るという考え方の浸透がある。ESGとは、環境(Environment)・社会(Society)・統治/ガバナンス(Governance)の三つの要素に配慮する必要性を説いた言葉であり、このESGに注力している企業へ積極的に投資を行うことをESG投資と呼ぶ⁴。世界におけるESG投資の合計残高は35兆米ドルを超えており⁵、諸外国ではESG投資が既に拡大傾向にあることがわかる。健康経営はESGのうち社会(Society)の主要項目である「従業員の健康と安全」に該当する(尾崎2017)ため、健康経営に注力することは、投資家からの信頼や出資につながるといえる。この考えが定着している諸外国では、研究分野において健康経営が企業成長に与えるメカニズムに関する検証の蓄積も多く(e.g. Raymond et al. 2013)、各企業でもそれに基づいた独自の取り組みがなされてきた。

一方、国内においては、諸外国と同様に健康経営の重要性が認知されつつあるものの、未だ健康経営の実施においては後進的であると言わざるを得ない。原因として、そもそも日本の人材に対する価値評価は海外に比べて低く、人材投資(OJTを除く)の国際比較でも国内企業はGDPにおける人材への投資率が諸外国と比べ最も低く、かつ減少傾向にあることが挙げられる⁶。さらに健康経営に関する研究面においても、労働環境と健康管理に向けた企

²内閣府実施の新型コロナウイルス感染症の影響下における生活意識・行動の変化に関する調査結果による。https://www5.cao.go.jp/keizai2/wellbeing/covid/pdf/result6_covid.pdf(2023年11月23日)。

³ 経済産業省HPの「健康経営」についての説明より。https://www.meti.go.jp/policy/mono_info_service/healthcare/kenko_keiei.html(2023年11月23日)。

⁴ 年金積立金管理運用独立行政法人の「ESG投資」についての説明より。<https://www.g-pif.go.jp/esg-stw/esginvestments/>(2023年11月23日)。

⁵ Global Sustainable Investment Review 2020が発表した世界におけるESG投資残高の推移より抜粋。

⁶ パーソル総合研究所「APAC就業実態・成長意識調査(2019年)」を基に経済産業省が作成。https://rc.persol-group.co.jp/thinktank/data/apac_2019.html(2023年11月22日)。

業の関わりや健康経営における企業価値の向上についての定性的な知見の蓄積は少なからずあるものの（e.g. 新井・玄場 2020）、健康経営の目指すところである従業員の健康促進施策の積極的な打ち出しと、それによる企業利益の向上についての実証的な研究は未だ少ない。

そこで本稿では、経済産業省が公開した日本の企業 2000 社における「健康経営度調査」の結果を用いて各企業の財務状況と照らし合わせることで、健康経営の推進が実際に企業利益に影響を与えていているのかについて検証する。分析結果からは、2019 年度から 2021 年度における健康経営の推進と財務指標の、両者の変化率の間には明確な関係性がないことがわかった。しかし、健康経営施策の具体的な内容に注目すると、従業員の健康診断およびストレスチェックの実施と、従業員・管理職に向けた健康経営に関する教育実施が、少なからず企業成長につながることが示された。

続く第 2 節では、国内外における健康経営および従業員の健康に対する施策の効果について概観した後、第 3 節では、健康経営と企業成長の関係について本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では、仮説検証のためのデータと方法を提示し、第 5 節では、導出された推定結果について論じる。第 6 節では、本稿の知見を交えながら健康経営のあり方について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 従業員の健康管理に関する検証

企業が健康経営の一環として行う従業員への健康管理は、一概にメリットのみ表れるわけではない。一般的に、健康管理を積極的に推進している職場に勤める人は、そうでない職場に勤めている人と比べ心理的ストレスを抱えにくい傾向がある⁷。例えば、健康管理の一種で、従業員の勤務形態の柔軟性を高めるリモートワークは、従業員の勤務形態の柔軟性を高める。その結果、感染症の予防に限らず、通勤時間の短縮や勤務場所の制約をなくすことによる仕事のストレスを減少させ、従業員の成果物の質を高める。（Gopalakrishnan and Kovoov-Misra 2021）。しかし一方で、リモートワークによって椅子に「座りっぱなし」になることは、メンタルヘルスの低下や仕事の生産性の低下につながるという指摘もある（Hernández et al. 2021）。また、経済的な側面でみても、労働者や企業の属性による会社でのリモートワーク実施の格差は、労働者の収入や労働時間の格差にもつながる（江ほか 2022）。

それにも関わらず、健康管理において、毎年の新たな衛生基準の規定は、パンデミックを

⁷ ニッセイ基礎研究所のアンケート調査における結果による。<https://www.nli-research.co.jp/report/detail?id=73022?site=nli> (2023 年 11 月 12 日)。

例とした未曾有の事態に対して回復力のある企業になるためにも、財政的支援、新しいビジネスシステムの開発等の政策を推進することに並んで必要である (Acciarini et al. 2021)。企業がワークライフバランスの土壌となる経営形態を整備することは、従業員の健康推進に直結するかは明確ではないものの、企業の基礎体力の醸成には必要であるといえる。

2－2. 健康経営に関する研究

「健康経営」の概念に関しては、主に欧米を中心として健康経営と企業の生産性等の関係を定量的に検証した研究の蓄積がある (高橋ほか 2022)。例えば、アメリカの優良健康経営表彰企業を対象とした研究において、アメリカの代表的な株価指数である「S&P500」と 13 年後における株価のパフォーマンス比較がおこなわれた結果、優良健康経営表彰企業が「S&P500」⁸より約 1.8 倍に上昇していた (Raymond et al. 2013)。また企業における健康経営の取り組みについて、2002 年から 2008 年にわたり健康増進プログラムを実施した企業において、医療支出総額が年間約 3.5% 減少し、1 ドルの健康に対する投資につき従業員一人当たりおよそ 3 ドルの投資における収益が得られる結果となった (Henke et al. 2011)。

日本においては、健康経営に関する研究としては定性的な検証が主として存在する。例えば、健康経営における「職場における健康文化」(高橋ほか 2022, p.15) の醸成が進んでいる職場であるほど、健康リスク数やプレゼンティーアイズム (何らかの疾患または症状を抱えつつも出勤し、業務パフォーマンスが低下している状態) による損失は小さくなる (高橋ほか 2022)。また人材採用という観点から見れば、健康経営度の高さは、大学生のその企業に対する就職意欲を高める効果がある (新井・玄場 2020)。黒田・山本 (2014) は、メンタルヘルスにおける対策も含め、健康経営について具体的にどのような施策や制度が効果的かを検討することが今後の課題としている。以上をふまえ本稿では、財務指標と健康経営の個別具体的な施策との関係を明確にすることを実際に試みる。

3. 理論仮説

3－1. 健康経営度調査銘柄の効果

諸外国の先行研究によれば、優良な健康経営企業として対外的に認知されることは、株価をはじめとした企業の業績につながることが明らかになっている (e.g. Fabius et al. 2013)。そもそも「健康経営」とは、企業に勤める従業員の健康保持や推進にかかる経費を「費用」

⁸ 「S&P500」とは、米株式市場の株価指数を指し、証券取引所等に上場している代表 500 銘柄の時価総額によって算出される。 https://www.bk.mufg.jp/column/shisan_unyo/0045.html (2023 年 11 月 23 日)。

ではなく将来的に収益性等を高める「投資」であると考え、従業員の健康に関する制度設計を経営戦略の一環としておこなう経営形態を指す。それに追随する「健康経営度調査」は、法人における健康経営の実践・取組度合いを可視化、経年変化を観察することを目的にしたものである。経済産業省によれば、同調査は、年度ごとに「健康経営銘柄」および「健康経営優良法人」の選定に用いるための基礎情報として用いるものであり、法令遵守状況だけでなく健康経営の取り組むための組織体制の整備から評価・改善の実施にいたる項目から評価するものである。それぞれの評価は偏差値化され、企業別の結果が対外的に公表される。

同調査が選定基準となる上記「健康経営銘柄」は、企業価値及び持続的な経営を重視する投資家に向けた魅力ある企業としての紹介という役割を担う。また、「健康経営優良法人」とは、企業の規模に関係なく健康経営に取り組む優良な法人の可視化を図ることで社会的な評価を受けることを目的としている。⁹

加えて、同調査は経済産業省が主体となっている調査であることから信頼度も高く、どちらも投資家をはじめとした世間の注目を集めることから、上記銘柄への認定は企業にとってもメリットが大きい。

以上のことから、健康経営に熱心に取り組む企業、つまりは従業員の健康管理に注力している企業であるほど投資家の目に留まりやすくなる。その結果、対外的な経済的関係性の構築が容易になり投資を受けやすくなることを通じ、企業の経済的な成長につながる可能性が高い。

3－2. 従業員への健康施策に対する投資の効果

また、健康経営の推進は、従業員のパフォーマンスに対して有意に働き、結果として企業業績の向上につながるかもしれない。例えば、医療スタッフに対する人件費や診察設備やフィットネスジム等の設備費を健康経営における投資とする。上記の先行研究に基づけば、プレゼンティーズムの解消をはじめとする生産性の向上や、心理的ストレスの減少によるモチベーションの底上げが期待され、投資よりもより大きい額のリターンが企業の業績として見込める可能性がある (e.g. Henke et al. 2011)。また、健康経営への投資によって健康経営度の指数が高くなるほど、就職先として人気が高まるリクルート効果も期待できるといえる。これらを踏まえると、具体的には以下の仮説が予想できる。

仮説 1 従業員の健康経営が進んでいる企業ほど、企業成長（財務指標における成長）に繋がっている。

⁹ 経済産業省 HP にある「健康経営度調査」「健康経営優良法人」の説明より。https://www.meti.go.jp/policy/mono_info_service/healthcare/kenkoukeieido-chousa.html (2023 年 11 月 22 日)。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、経済産業省が 2022 年 3 月に公開した「令和 3 年度健康経営度調査に基づく 2,000 社分の評価結果」を用いて、健康経営の推進が企業の財務指標に与える影響を調査する。データの取得対象年度に関しては、健康経営度調査のデータ制約の関係上、分析対象年度を絞り、2019 年度と 2021 年度において検証した。

分析対象となる企業に関しては、令和 3 年度健康経営度調査に回答した 2,869 社（上場企業 1,058 社を含）から評価結果の開示に同意した 2,000 社のデータを使用し、そのうち、従属変数の財務指標が入手可能な約 400 社を調査対象とした。詳細な変数の説明および記述統計は以下の表 1、表 2 を参照されたい。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
log(当期純利益)	1 事業年度に計上されるすべての収益から、すべての費用を差し引いて計算される当期の最終的な純利益を自然対数化した値。	「Electric Disclosure for Investors' NETwork (EDINET)」
log(ROE)	ROE (%) = (当期純利益 ÷ 自己資本) × 100 で算出される財務指標を自然対数化した値。	
log(営業利益)	総売上から売上原価、販売費、一般管理費を差し引いて算出される利益を自然対数化した値。	
log(時価総額)	株価×発行株数を自然対数化した値。	
log(売上高)	各企業の売上高を自然対数化した値。	
log(従業員数)	各企業の従業員数を自然対数化した値。	「有価証券報告書」、「民間給与実態統計調査」
経営理念・方針偏差値	健康経営推進に対する社内外への発信及び普及拡大活動の度合。	「経済産業省 令和3年度 健康経営度調査」
組織体制偏差値	健康づくりにおける責任者のポジションと健保等保険者との連携の度合。	
制度・施策実行偏差値	従業員の健康課題の把握、ヘルスリテラシーの向上、保健指導、メンタルヘルス対策の推進度合。	
評価・改善偏差値	健康経営における施策の効果検証度合。	
1_1 明文化・社内浸透偏差値	全社方針の明文化と健康経営で解決する経営上の課題特定の推進度合。	
1_2 情報開示・他社への普及偏差値	社外への情報開示と経営トップの取り組み、及び取引先への考慮と取り組みの支援度合。	
2_1 経営層の関与偏差値	健康づくり責任者の役職と取締役会・経営会議等での議題化の推進度合。	
2_2 実施体制偏差値	専門職の担当者人数、産業医・保健師の関与、保健者への従業員の健康診断データの提供、健保組合等保険者との協議・連携度合。	
2_3 従業員への浸透偏差値	推進のための管理職に対する取り組み、従業員組織との協議、健康経営推進担当者の設置度合。	
3_1 目標設定、健診・検診等の活用偏差値	健康経営の具体的な推進計画・目標数値、健康診断の実施、医療機関への受診を促す取り組みに対する度合。	
3_2 健康経営の実践に向けた土台づくり偏差値	管理職および従業員への教育、コミュニケーションの促進や復職・私病との両立支援への取り組み度合。	
3_3 保健指導偏差値	特定保健指導実施率向上のための施策、特定健診・特定保健指導実施率の把握度合。	
3_4 生活習慣の改善偏差値	食生活の改善や運動増進に向けた取り組み、禁煙率低下や受動喫煙対策に関する取り組み度合。	
3_5 その他の施策偏差値	女性特有の健康関連課題や長時間労働者への対応、感染症予防に対する取り組み度合。	
4_1 健康診断・ストレスチェック偏差値	従業員の健康診断、ストレスチェックの集計結果、従業員や組織の活性度の度合。	
4_2 労働時間・休職偏差値	正社員の労働時間・休暇取得の状況および疾病による休職・退職者数の把握状況。	
4_3 課題単位・施策全体の効果検証・改善偏差値	健康経営の実施についての効果検証の度合。	

従属変数について、金融庁が公開している EDINET に記載されている財務指標のうち、企業成長を多角的に観察するため「当期純利益」、「ROE」、「営業利益」、「時価総額」の 4 種類を用い、自然対数変換を行った上で検証した。同じく財務指標の一つである「売上高」に関しては、統制変数として使用している。

独立変数は、健康経営度調査の大項目である「経営理念」、「組織体制」、「制度・施策実行」、「評価・改善」の計 4 項目における偏差値を用いる。その後それぞれの大項目を構成する小項目である「明文化・社内浸透偏差値」、「情報開示・他者への普及偏差値」、「経営層の関与偏差値」、「実装体制偏差値」「従業員への浸透偏差値」、「目標設定、健診・検診等の活用偏差値」、「健康経営実践の土台づくり偏差値」、「保健指導偏差値」、「生活習慣の改善偏差値」、

表 2 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(当期純利益)	530	0.3157	0.9052	-3.2539	4.9029
log(ROE)	485	0.0621	0.7675	-3.2888	2.7942
log(営業利益)	478	0.1596	0.8341	-3.5364	3.1685
log(時価総額)	536	0.2360	0.4227	-1.0067	2.4441
log(売上高)	536	12.2964	1.7459	7.8995	17.4306
log(従業員数)	574	7.3844	1.1361	5.0752	11.1571
経営理念・方針偏差値(令和1年度)	1446	53.5198	8.6448	33.5	75.6
組織体制偏差値(令和1年度)	1446	53.0243	8.2102	24.1	69.7
制度・施策実行偏差値(令和1年度)	1446	53.0328	8.0338	26.4	70.3
評価・改善偏差値(令和1年度)	1446	53.0100	8.0130	25.5	69.3
経営理念・方針偏差値(令和3年度)	2000	53.6385	7.9570	28.7	69.8
組織体制偏差値(令和3年度)	2000	53.5317	8.3385	23.6	67.8
制度・施策実行偏差値(令和3年度)	2000	53.6980	8.5675	24.7	70
評価・改善偏差値(令和3年度)	2000	53.7284	7.4543	19.8	67.5
1_1 明文化・社内浸透偏差値	2000	53.2802	7.7309	27.2	64
1_2 情報開示・他社への普及偏差値	2000	53.4468	8.3835	31.5	72.9
2_1 経営層の関与偏差値	2000	53.0608	6.8005	17	60.6
2_2 実施体制偏差値	2000	52.4464	9.0064	26.8	70.5
2_3 従業員への浸透偏差値	2000	52.9378	8.6575	30.3	64.5
3_1 目標設定、健診・検診等の活用偏差値	2000	52.8680	8.3573	19.2	67.5
3_2 健康経営実践の土台づくり偏差値	2000	52.8792	8.2984	20	66
3_3 保健指導偏差値	2000	52.4867	8.3653	19.7	62
3_4 生活習慣の改善偏差値	2000	52.8200	9.0413	27.4	71.1
3_5 その他の施策偏差値	2000	52.6144	9.2429	26.1	72.5
4_1 健康診断・ストレスチェック偏差値	2000	52.2953	8.4823	23.3	69.8
4_2 労働時間・休職偏差値	2000	51.8086	8.1219	12.7	68.5
4_3 課題単位・施策全体の効果検証・改善偏差値	2000	53.3064	6.3614	26.9	64.5

「その他の施策偏差値」、「健康診断・ストレスチェック偏差値」、「労働時間・休職偏差値」、「課題単位・施策全体の効果検証・改善偏差値」の計 13 項目を抽出し、それらを投入したモデルも推定する。なお、統制変数としては各企業の売上高と従業員数を使用するが、企業別の財務状況に左右されていると考えられるため、自然対数化して用いることとする。加えて小項目の偏差値が公開されたのは 2021 年度調査からであるため、大項目については 2019 年度と 2021 年度の変化の分析¹⁰を行うが、小項目については 2021 年度調査の横断面の分析のみを行った。

統制変数については、使用した従業員数に関しては有価証券報告書および民間給与実態統計調査を基に抽出した 2021 年度における 2,000 社分の従業員数のデータを使用している。

4－2. 推定方法

上記のデータを用い、4 種の財務指標を従属変数、計 17 項目の健康経営度を示す偏差値を独立変数として、2019 年度と 2021 年度の健康経営度偏差値と財務指標の変化率を見るモデルと、2021 年度の詳細項目に関する横断面の比較を行うモデルを推定した。両者とも推定手法は、最小二乗法である。

5. 分析結果

5－1. 財務指標の変化率に健康経営が与える影響

はじめに、表 3 では、2019 年度および 2021 年度の 2 年度分の健康経営度を示す偏差値と財務指標を用い、健康経営の推進が企業の財政的成長に与える効果を検証した。結果、全てのモデルにおいて健康経営の統計的に有意な結果は見られなかった。その理由として、健康経営度の大分類は抽象度が高く、各偏差値が企業の健康経営の何を表しているのかが判然とせず、企業の業績への影響が観察しにくい可能性が考えられる。そこで、これらの健康経営度の大分類の構成要素である 13 個の詳細区分の偏差値に注目して財務指標への影響を検証する。前述のように、この詳細区分の偏差値は 2019 年調査からのみ企業単位で公開がはじまったもので、2023 年時点での單年度分の調査しか利用できないため、2021 年の企業データの横断面の分析を行う。

¹⁰ 従属変数、独立変数とともに 2019 年度および 2021 年度の 2 年度分のデータを用い、2021 年度の数値を 2019 年度の数値で割ることで、2 年間での経営偏差値の推移と財務指標の推移を比較する。

表3 企業の業績に対する健康経営度の効果(変化率)

	従属変数 財務指標変化率			
	Model 1 当期純利益 変化率	Model 2 ROE 変化率	Model 3 営業利益 変化率	Model 4 時価総額 変化率
	2019-2021	2019-2021	2019-2021	2019-2021
(切片)	0.9029 (0.6743)	1.2271 (0.5670)	* (0.6522)	0.0874 (0.2827)
経営理念・方針偏差値 変化率	0.1887 (0.4485)	0.7446 (0.3897)	-0.0102 (0.4183)	-0.1563 (0.1832)
組織体制偏差値 変化率	-0.3462 (0.5934)	-0.7736 (0.5183)	-0.5759 (0.5692)	-0.1369 (0.2437)
制度施策実行偏差値 変化率	-1.1668 (0.6984)	-1.0275 (0.5986)	-0.4419 (0.6532)	-0.3440 (0.2719)
評価改善偏差値 変化率	0.6641 (0.4204)	0.4264 (0.3551)	0.3037 (0.4192)	0.0306 (0.1792)
log(従業員数)	-0.1353 (0.0616)	-0.1215 (0.0515)	-0.0891 (0.0606)	-0.0410 (0.0260)
log(売上高)	0.0897 (0.0403)	* (0.0338)	0.0314 (0.0436)	0.0720 (0.0169)
調整済みR ²	0.0358	0.0429	0.0192	0.1068
N	337	327	313	390

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

5－2. 単年度財務指標に健康経営が与える影響

表4では、前項で用いた健康経営度偏差値の4項目の構成要素である13項目の詳細区分の偏差値を用いて、2021年度の健康経営度が同年の財務指標に与える効果を検証した。なお、詳細項目1が「経営理念・方針偏差値」、詳細項目2が「組織体制偏差値」、詳細項目3が「制度施策実行偏差値」、詳細項目4が「評価改善偏差値」にそれぞれ属している。

Model 1～4にわたって、健康経営の実践に向けた土台づくりを積極的に推進していることや、健康診断・ストレスチェックの結果が良好なほど、統計的に有意に財務指標に正の影響を与えていることがわかる。ここでの「健康経営の実践に向けた土台づくり」とは、管理職に対する従業員の健康保持および増進施策に関する教育実施の頻度やタイミング、ワークライフバランスの推進、職場のコミュニケーション活性化に向けた取り組みなどが内包されている¹¹。つまり、従業員の職場における働きやすさや健康管理における施策推進等の

¹¹ 健康経営優良法人の認定に要する要件について、経済産業省は小項目「健康経営の実践に向けた土台づくり」の構成要素に、管理職・従業員への教育やワークライフバランスの推

表4 財政指標に対する健康経営度（小項目別）の効果

	従属変数 2021年度財務指標			
	Model 1 log(当期純利益)	Model 2 log(ROE)	Model 3 log(営業利益)	Model 4 log(時価総額)
1_1 明文化・社内浸透偏差値	-0.0071 (0.0103)	-0.0069 (0.0084)	-0.0040 (0.0105)	-0.0001 (0.0098)
1_2 情報開示・他社への普及偏差値	0.0085 (0.0094)	0.0164 * (0.0076)	0.0147 (0.0097)	0.0086 (0.0088)
2_1 経営層の関与偏差値	-0.0098 (0.0090)	0.0085 (0.0073)	-0.0020 (0.0096)	-0.0083 (0.0084)
2_2 実施体制偏差値	0.0052 (0.0098)	-0.0133 (0.0079)	-0.0057 (0.0100)	0.0050 (0.0092)
2_3 従業員への浸透偏差値	-0.0242 ** (0.0089)	-0.0158 * (0.0072)	-0.0116 (0.0094)	-0.0109 (0.0085)
3_1 目標設定、健診・検診等の活用偏差値	0.0045 (0.0091)	-0.0010 (0.0074)	0.0008 (0.0092)	-0.0058 (0.0085)
3_2 健康経営の実践に向けた土台づくり偏差値	0.0274 ** (0.0106)	0.0183 * (0.0086)	0.0254 * (0.0107)	0.0282 ** (0.0100)
3_3 保健指導偏差値	-0.0056 (0.0097)	-0.0055 (0.0078)	-0.0028 (0.0101)	-0.0096 (0.0089)
3_4 生活習慣の改善偏差値	0.0027 (0.0090)	0.0049 (0.0074)	0.0052 (0.0096)	0.0081 (0.0085)
3_5 その他の施策偏差値	-0.0063 (0.0119)	-0.0076 (0.0097)	-0.0156 (0.0121)	-0.0077 (0.0113)
4_1 健康診断・ストレスチェック偏差値	0.0358 *** (0.0092)	0.0164 * (0.0075)	0.0266 ** (0.0094)	0.0298 *** (0.0086)
4_2 労働時間・休職偏差値	0.0017 (0.0065)	-0.0049 (0.0053)	0.0037 (0.0065)	-0.0031 (0.0599)
4_3 課題単位・施策全体の効果検証・改善偏差値	-0.0136 (0.0112)	-0.0151 (0.0091)	-0.0219 (0.0113)	-0.0092 (0.0101)
log(従業員数)	0.1096 * (0.0540)	-0.0783 (0.0440)	0.0236 (0.0564)	0.1873 *** (0.0506)
log(売上高)	0.8773 *** (0.0386)	0.1151 *** (0.0313)	0.9662 *** (0.0443)	0.8112 *** (0.0362)
調整済みR ²	0.7879	0.0939	0.7812	0.7904
N	436	435	392	479

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

従業員の健康状態を底上げする側面と、定期的な健康診断の実施等による個別の健康状態の把握をする側面という大きく分けて二つの健康経営の実施を推進することによって、企業成長にプラスの効果があるといえる。

加えて、Model 2において、情報開示・他社への普及偏差値が ROE に対して統計的にやや有意に正の効果をもたらしている。ROE 数値に関して、日本では、投資家における最低基準の投資利回りが 8% (栗野ほか 2015) と言われており、それ以上の水準になることが求められている。このことから、ROE を増加させると考えられる機関投資家をはじめとする外部に対しての健康経営推進の情報公開は企業成長を促すといえよう。

また、Model 1～2において、従業員への浸透偏差値が、当期純利益および ROE にやや統計的に有意に負の効果を与えることがわかった。ここでの「従業員への浸透」とは、健康経営の推進に際し、管理職にどれほどの権限を付与しているか、または従業員組織との協議、

進の取り組みの度合いに関する質問を含めている。https://www.meti.go.jp/shingikai/mono_info_service/kenko_iryo/kenko_toshi/pdf/009_s02_00.pdf (2023年11月23日)。

情報共有の方法、健康経営推進の担当者の有無を表している。この結果について、企業成長に劣る企業ほど、健康経営の中でも特に従業員との健康課題に対する共有や中長期的な施策を共同で考案するなど、従業員や職場への健康経営の浸透に注力する傾向があると推論できる。

6. 結論

本稿では、2019年度および2021年度の経済産業省実施の健康経営度調査データを用いて、健康経営と企業成長との関係性を明らかにしてきた。分析結果からは主に3点の結果を得ることができた。1点目に、健康診断やストレスチェックの結果が良好であるほど、また管理職をはじめとする企業上層部に対する健康経営に関わる教育を推進しているほど、少なくとも企業成長につながることがわかった。前者については、いくつかの先行研究においてすでに実証済みである(e.g. 黒田・山本 2014)。一方で、健康経営に関する従業員への教育的支援が企業成長にプラスの効果を与えることが示唆されたのは、新たな知見であるといえる。2点目に、健康経営、つまり健康経営に関する対外的な情報開示は、企業イメージのみならず財務的な側面においても企業成長を少なからず促進させる効果があることがわかった。

上記の知見から、企業が健康経営の推進する際には、特に管理職を含めた従業員に対する健康経営の認知や教育の促進を図るべきといえる。具体的には、外部講師および社内担当者による対面セミナーの積極的な実施の他に、ウェビナーやeラーニングをはじめとしたオンライン媒体も活用しながら、ヘルスリテラシーや健康保持・増進に特化した学習機会を底上げすることによって、少なからず財務面での経済成長が期待できると考えられる。

上記の具体例として、国内企業同士が協業し、「健康経営推進コース」という新たなeラーニングサービスを実装することで、従業員が小休憩中に気軽にできるストレッチなどを提供する事業内容も既に存在している¹²。健康経営と従業員とのタッチポイントを増やす工夫は、健康経営推進の大きな一助となるとも考えられる。

最後に、本稿の研究の限界として、検証結果に一定のバイアスがある点が挙げられる。今回使用した健康経営調査の企業2000社のデータは、あくまでも情報開示に同意した企業のみが公開されていることから、健康経営について評価が振るわなかった企業は公開に至っていない可能性を拭いきれず、調査対象に偏りが生じている可能性がある。今後、より精緻な検証を行うためには、企業規模や財務状況において偏りのないデータでの実証が求められる。また、先に述べたように、日本国内における健康経営は未だ年数の蓄積が十分でない。

¹² 株式会社ファンケルとライトワークスは協業によって健康知識を手軽に学べるオンラインサービスを提供している。<https://www.nikkan.co.jp/releases/view/146967>(2023年11月22日)。

そのため、より中長期的な視座から、再度企業成長との関係性について実証的な検討をする必要があるだろう。

7. 参考文献

- 新井卓二・玄場公規. 2020. 「『ホワイト企業』と『健康経営』のリクルートにおけるイメージ分析」『BMA ジャーナル』20: pp.5-18.
- 栗野智之・小西健史・本間丈明. 2015. 『投資指標としての ROE』. 三菱 UFJ 銀行.
- 尾崎弘之. 2017. 「健康経営と企業価値の向上」『国民経済雑誌』216(5): pp.57-72.
- 黒田祥子・山本信人. 2014. 『従業員のメンタルヘルスと労働時間—従業員パネルデータを用いた検証』. 独立行政法人経済産業研究所.
- 江聚名・石井僚・大山拓也. 2022. 「テレワークの場所と時間の確定がワークライフバランスを介して精神的健康に及ぼす影響」『心理学研究』93(4): pp.311-319.
- 高橋由香・津野陽子・大森純子. 2022. 「健康経営における「職場における健康文化」に関する評価指標の検討」『産業衛生学雑誌』64(5): pp.225-237.
- Acciarini, Chiara, Boccardelli, Paolo, and Mario Vitale. 2021. "Resilient Companies in the Time of Covid-19 Pandemic: A Case Study Approach." *Entrepreneurship and Public Policy* 10(3): pp.336-351.
- Hernández, Yessica A.T., Parente, Fabio, Faghy, Mark A., Roscoe, Clare M. P., and Frances A. Maratos. 2021. "Influence of the COVID-19 Lockdown on the Physical and Psychosocial Well-being and Work Productivity of Remote Workers: Cross-sectional Correlational Study." *JMIRx Med* 2(4): e30708
- Global Sustainable Investment Alliance. 日本サステナブル投資フォーラム訳. 2020. "Global Sustainable Investment Review 2020."
- Henke, Rachel M., Goetzel, Ron Z., McHugh, Janice, and Fik Isaac. 2011. "Recent experience in health promotion at Johnson & Johnson: lower health spending, strong return on investment" *Health Affairs* 30(3): pp.490-499.
- Raymond, Fabius R., Dixon, Thayer, Konicki, Doris L., Yarborough, Charles M., Peterson, Kent W., Isaac, Fikry, Loeppke, Ronald R., Eisenberg, Barry S., and Marianne Dreger. 2013. "The Link Between Workforce Health and Safety and the Health of the Bottom Line" *Journal of Occupational and Environmental Medicine* 55(9): pp.993-1000.
- Goetzel, Ron Z and Ronald J Ozminkowski. 2008. "The health and cost benefits of work site health-promotion programs."
- Gopalakrishnan, Shanthi and Sarah Kovoov-Misra. 2021. "Understanding the impact of the COVID-19 pandemic through the lens of innovation." *BRQ Business Research Quarterly* 24(3): pp.224-232.

第14章

教員の長時間労働がメンタルヘルスに与える影響

上坂 采音

要約

本稿では、教員の長時間労働がメンタルヘルスに与える影響について考察する。長時間労働がメンタルヘルスに与える影響については多くの研究で明らかにされているが、教員の業務時間のうち、「授業に関連する時間」と「その他業務の時間」を区別した研究は限られている。本稿では、2018年実施のOECD国際教員指導環境調査(TALIS)の中学校教員のデータを用いて授業関連業務とその他業務の労働時間がそれぞれ教員のメンタルヘルスに与える影響を検討した。その結果、授業関連業務・その他業務ともに労働時間がストレスを高めていた。また、授業関連時間は労働満足度を低下させ、その他時間は労働満足度を上昇させることができた。さらに、国ごとの長時間労働の規定要因の分析も行った結果、公教育支出が高い国ほどその他業務の時間を減少させ、教員一人当たりの生徒数の多さは授業関連業務時間・その他業務時間双方を増加させることが判明した。

1. はじめに

日本における教員の長時間労働は以前から問題視され、議論が行われている。この背景には、超過勤務の観念が認められる教員の勤務実態の特殊性を踏まえて、教員の給与や勤務条件などを規定した昭和46年制定の「公立の義務教育諸学校等の教職員の給与等に関する特別措置法」(以下、給特法)の存在がある。もとは、「多年の懸念でありかつ学校の管理・運営上の大問題であったいわゆる超勤問題の解決」と「教員の給与制度の抜本的改善に向けた第一歩」として制定された法律であった¹。給特法では、教員の勤務の特殊性に合わせて残業手当を支給しない代わりに、教職調整額²を基本給に上乗せすることが規定されている。

しかし、現在では「定額勧かせ放題」と揶揄されるように教員の労働環境向上のために定められた給特法が、反対に教職調整額を口実とした長時間労働の正当化につながり、給特法

¹ https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo3/042/siryo/attach/1259040.htm
(2023年11月15日)。

² 月給の4%に相当する額。

を教員の長時間労働の原因とする見解が多い。こうした議論の中で、2019年には改正給特法³が成立し、2022年に施行された。改正給特法では、長期休業期間における業務時間と学期中の業務短縮を目的に地方公共団体の判断により、教職に「一年単位の変形労働時間制」の適用を可能とした。「変形労働時間制」とは、業務の繁閑や特殊性に応じて工夫しながら労働時間の配分を行う制度である⁴。例えば、繁忙期には労働時間を長くして閑散期には短くすることで、全体としての労働時間の短縮を図る効果がある。したがって、変形労働時間制が導入されると特定期間に法定労働時間を超えて労働することができる。「一年単位」とは、変形労働時間の対象期間が1年以内ということを意味し、対象期間における1週間の平均労働時間が40時間を超えてはいけないとされる⁵。その上で、教職における「一年単位の変形労働時間制」とは、長期休業期間中の集中的な休日の確保を可能にした制度であり、導入によって過重労働化しやすい教師のリフレッシュ時間を確保することを目的としている。

さらに、勤務時間外に行う業務の多くが超過勤務命令によらないものであるという現状を踏まえ、「教師業務量の適切な管理その他教師の服務を監督する教育委員会が教師の健康及び福祉の確保を図るために講すべき措置に関する指針」が定められた。この指針は、これまでの給特法で教師の勤務時間の規定を曖昧にしていた「超勤4項目⁶以外の業務」を明確にし、勤務時間の上限を規定するものである。具体的には、超勤4項目以外も含めて教職員が在校している時間を勤務時間と定義し、さらに、「職務とされる校外での研修」、「各地方団体で定めるテレワークの時間」も勤務時間に加えられる。一方で、「勤務時間外の自己研鑽及び業務外の時間」や「休憩時間」は勤務時間から除外される⁷。文部科学省はこのような教員の時間外労働を「時間外在校等時間」(以下、在校等時間)と呼んでいる。また、在校等時間の上限は、1か月で「45時間以内」、1年間で「360時間以内」と定められている⁸。さらに、この限度時間を超えた教職員に対しては、医師による健康診断、休日取得の督促、保健指導を受けること等の措置を講じることとされる。

3 「公立の義務教育諸学校等の教職員の給与等に関する特別措置法の一部を改正する法律」。

4 <https://www.pref.kanagawa.jp/documents/5081/1805kh14.pdf> (2023年11月21日)。

5 <https://hcm-jinjer.com/blog/kintai/modifiedworkinghourssystem-year/> (2023年11月21日)。他にも「労働時間が1日10時間・1週52時間以内」、「1年あたりの労働日数の限度が280日」、「連続して労働させる日は連続6日が上限」、「対象期間の労働日・労働日事の労働時間を特定する」など条件が細かく定められている。また、公立学校の教職における期間内1週間の正規勤務の労働時間は38時間45分までが条件である。

6 給特法が例外的に超過勤務を認める4つの項目。具体的には、「生徒の実習に関する業務」、「学校行事に関する業務」、「教職員会議に関する業務」、「非常災害等やむを得ない場合に必要な業務」。

7 <https://www.ieyasu.co/media/setting-limits-on-teachers-work-hours/> (2023年11月21日)。

8 但し、児童生徒等に係る臨時の特別事情で業務を行う場合は「1か月100時間未満」、「1年間720時間以内」、「連続する複数月の平均時間外在校等時間80時間以内かつ在校等時間45時間超の月は年間6か月まで」と別で定められている。

ところが、このように教員の労働環境改善により一層注力した改正給特法においても依然として問題は残る。高橋（2021）の指摘によると、文部科学省は「在校等時間」は労働基準法の労働時間とは別物であるという解釈を前提としている。その上で、正規の勤務時間内で行われた業務は「労働基準法上の労働時間」にあたるが、同じ業務内容であっても正規の勤務時間を超えた時点でその労働は本人の「自発的行為」として処理される。要するに、在校等時間は労基法上にはない独自概念であり、結局のところそこに上限はないということである。したがって、常に時間外労働は制限されないため、「特定期間に法定労働時間を超えて労働することができる」一年単位変形労働時間制導入の意味は乏しいと言える。実際に、改正給特法適用後の令和4年度教員勤務実態調査（2023）によると、中学校教諭の1日当たりの勤務時間は平均11時間を超え、平成28年度の調査より30分減少しているが、労働基準法における8時間を比べると依然として長時間労働である。

海外と比較しても日本の教員制度の問題は際立つ。アメリカ・フランス・フィンランドでは「定められた職務以外の教育活動については、拒否する権利をも含めて何らかの処遇が明記されていて、「教員以外の多くの職種の支援が積極的に行われている」（岩崎2020, p.151）。それに対して、日本の制度では教員の業務は幅広く「職務内容の曖昧さ」が目立ち、これが長時間労働の原因の一つとなっている。

他方で、近年の教員の業務範囲とその量の増加も長時間労働の要因になっている。令和4年度教員勤務実態調査によると、平成18年時点では中学校教員の平日の残業時間としてあがらなかつた「保護者・PTA対応」が平均1日9分となり、保護者対応による業務負担や調査への回答や学納金関連の「事務」に当たる時間が増加している。さらに、山本（2023）によると、日本の中学校教員は「部活動」の負担が大きい。TALIS2018の結果では、日本の小学校における「課外活動の指導に使った時間」⁹は0.6時間であるのに対し、中学校では7.5時間であった。海外と比較しても「課外活動の指導に使った時間」の参加国平均は1.9時間であり、日本の中学校における部活動の問題は顕著である（山本2023）。したがって、制度的側面に加えて授業以外の業務量自体の増加も長時間労働の要因であると言える。

各国の学校制度や業務量の増加など様々な要因から生じる長時間労働は教員のメンタルヘルスに大きな影響を与えていていると考えられる。美濃ほか（2022）は、中学校教員の時間外労働がストレスに影響を及ぼし、精神的負担の要因になっていることを示した。Ceylan and Özbal（2020）はトルコとフィンランドにおいて仕事量が教師の不満に結びついていることを明らかにした。また、日本では教員の業務量の多さと職務の曖昧さが長時間労働の要因の一つになっていると述べたが、Nalipay（2023）は、学校における利害関係者の参加と教員の職場満足度の関係性を検討し、学校に関する業務を教員以外の職種が担うことで職場満足度が上昇することを示した。以上のようなストレスの高まりや労働満足度の低下といったメンタルヘルスの悪化は教員の精神疾患や離職の原因になることが分かっており（Johnson et al. 2012）、教員不足の原因になり得る。また、教員のメンタルヘルスの悪化が

⁹ 課外活動に部活動が含まれる。

生徒の成績に悪影響を及ぼすことを示した研究もある (Herman et al. 2018)¹⁰。したがって、教員のメンタルヘルスを向上させることは重要であると言える。

このように教師の労働時間や仕事量とメンタルヘルスについて述べた研究はいくつか存在するが、本稿では日本における授業以外の業務量増加が長時間労働化に影響を与えていくことに注目して、OECD 国際教員指導環境調査 2018 (Teaching and Learning International Survey 2018, 以下 TALIS2018) を用いて、教師の総労働時間を授業に関連する時間（授業関連業務）とその他の業務時間（その他業務）とに分けて、それらがメンタルヘルスに与える影響をそれぞれ検証した。加えて、TALIS2018 の結果を国別に集計した上で、教員の長時間労働に影響を与える国別の要因の分析も行った。分析結果からは授業関連業務・その他業務の長さはともにストレスを高め、労働満足度に関しては長時間の授業関連業務が労働満足度を低下させるのに対して、その他業務での長時間労働は労働満足度を高めることが実証された。また、長時間労働の規定要因分析では、教員一人当たりの生徒数が多いほど長時間労働化し、公教育支出が高いほどその他業務の労働時間が低下することが確認された。

続く第 2 節では、教員のメンタルヘルス悪化の要因と長時間労働の規定要因について実証的な先行研究を参照する。第 3 節では、授業関連業務とその他業務の労働時間を区別し、それぞれが教員のメンタルヘルスに与える影響と、長時間労働の規定要因を、先行研究をもとに仮説として導出する。次に第 4 節で、分析に使用する TALIS2018 データと OECD Statistics の概要と分析手法について説明し、第 5 節でその分析結果の考察をする。最後の第 6 節では結論及び、今後の日本の教員の労働環境整備についての提言を述べる。

2. 先行研究

2-1. 教員のメンタルヘルスの悪化の要因

教員のメンタルヘルスの要因を分析した先行研究は多い。例えば、教員同士のチームワークなど学校内の人間関係が労働満足度に影響を与えることを示した研究がいくつかあり、Olsen and Huang (2019) は、校長による教員のサポートや教員間の協力が満足度に大きな正の影響を与えていていることを明らかにした。他に Toropova et al. (2021) や Skaalvik and Skaalvik (2009) の研究でも教員同士のチームワークが教員のメンタルヘルスに正の影響があることが示されている。また、生徒や学校関係者による教員への誹謗中傷による影響を示した研究も散見される。Woudstra et al. (2018) は生徒による教員への中傷が精神状態を悪化（不安やうつ状態）させていることを示唆し、Kõiv (2015) は中傷を受けた教師が、自身の生徒や保護者、他の教師との対人関係において大きな個人的立場かつ職業的立場への

¹⁰ 教師の満足度と生徒の成績には関連がないとする研究もある (e.g. Caprara et al. 2006)。

脅威や孤立、身体的な不調を感じているとする。

上記のように多くの先行研究で教員のメンタルヘルスの規定要因の分析が行われているが、その要因として教員の労働時間や労働環境について指摘する研究が多い。日本の研究では、徳永（2023）がTALIS2018を用いた日本の小中学校教員の労働満足度、雇用条件満足度、給与満足度の規定要因分析を行っている。労働時間が労働満足度に与える影響としては、授業準備や生徒対応の時間が長いほど教員の労働満足度が高くなり、採点・添削、保護者とのコミュニケーションの時間が長いほど満足度は低くなることが判明した。雇用条件満足度に関しては、残業や同僚とのチームワーク、課外活動、その他業務に費やす時間が長いことが満足度の低下につながっている。給与満足度においては学校運営と課外活動に費やす時間と満足度に正の関連があり、添削の時間が長いほど、満足度が低くなるという（徳永2023）。他の先行研究においても、日本の長時間労働が労働満足度を低下させることが明らかにされている（神林2020）。さらに、ストレスとの関係性を示した研究も存在する。美濃ほか（2022）は時間外勤務がストレス要因¹¹に正の影響を与え、時間外労働が教員の思い通りの業務の遂行を阻害し、それが心理的負担の増大につながると述べている。

海外の研究では、Ceylan and Özbal（2020）がPISA¹²とTALIS2018を用いて外発的要因が中等教育教員の労働満足度に及ぼす影響を分析している。イタリアでは、労働時間が長いほど労働満足度が下がる結果が得られたのに対し、トルコとフィンランドでは教員の仕事量が労働満足度に正の影響を与えるなど国家間で両者の関係が異なる点は特筆される。フィンランドに関しては長時間労働をする教員は教職への貢献性を表し、それが労働満足度を高めるという。しかし、Madero（2019）のブラジル・チリ・メキシコを対象とした研究では、長時間労働よりも学校運営への参加や協力の方が重視されており、3か国は長時間労働が存在しているにも拘わらず仕事量は労働満足度と関連がなかった。また、労働時間によるストレスへの影響を示した分析では、教師の非専門領域における労働に追われることで授業を時間通りに進めることができなかつた時にストレスを感じ、その過剰な仕事量が生活を乱していることが判明した（Ahmed 2019）。

このように、長時間労働が教員のメンタルヘルスに与える影響を示した研究は多数存在する。しかし、授業に関連する業務とそれ以外の業務を区別してメンタルヘルスへの影響を分析した研究は少ない。前節でも述べたように、教員の課外活動の参加といった授業などの通常業務から逸脱した超過労働による教師の心身への悪影響が問題視されていることから、この二つを区別した分析を行う必要があるだろう。

以上から、本稿ではTALIS2018の中学校教員に対するアンケート調査の集計を用いて授業に費やす時間とその他業務に費やす時間を区別し、それぞれが教師の労働満足度とストレスに与える影響を分析する。

¹¹ 職業性ストレス簡易調査票簡略版 23 項目より得た「ストレスの原因と考えられる因子」のうち「心理的な仕事の負担」、「仕事のコントロール」。

¹² Programme for International Student Assessment。

2－2. 長時間労働の規定要因

仕事量の多さが長時間労働に影響を与えていることは前項で示した通りであるが、いくつかの先行研究では他の規定要因についても述べられている。浦川（2018）は、仕事量の他に教師自身の持つ「教師」のイメージに起因する熱意や誠意が長時間労働に影響を与えることを示唆している。具体的には、労働時間内に業務を行うことが不可能だと思いながらも、責任感や情熱から業務に真摯に向き合おうとして業務量が増加し、長時間労働につながると説明した。大内（2021）は、日本において教育の新自由主義改革によって教育予算や教員の増員を行うことなく、保護者を「顧客」とした「顧客」志向の改革が実行されたことが長時間労働につながったと述べている。例えば、教員一人当たりの業務量の多さの軽減や生徒数が多く指導が足りていないという保護者の声に耳を傾けた結果、非常勤講師を増加させるに至った。しかし、このときに教育予算増加をしなかったため給与水準の低下を招いた。さらに、正規職員を一定の比率で非常勤に換算する「定数くずし」により、結局は正規教員の仕事量増加につながった。また、Hojo（2021）は教員一人当たりの生徒数が総労働時間と教育時間に正の関連があり、学校レベルで教員一人当たりの生徒数が多いほど、教員の労働時間が長くなることを示した。教師一人が対応する生徒の人数が増えれば、教師の業務量が必然的に増加することは理に適っていると言える。

以上の先行研究より、本稿では前項の TALIS2018 のデータと併せて OECD データを使用して、公教育支出や教員一人当たりの生徒数が労働時間にどのような影響を与えているか検討した。このような先行研究の要因に包括的に注目して TALIS2018 と OECD データを組み合わせつつ、授業関連業務時間とその他業務の要因の違いに注目した点に本稿の新規性がある。

3. 理論仮説

3－1. 長時間労働がメンタルヘルスに与える影響

日本において、精神疾患を理由とした教員離職者が増加している要因として、教員の業務量増加・長時間労働・休日出勤の多さが挙げられるなど¹³¹⁴、長時間労働は教員のメンタルヘルスに悪影響を及ぼすものと考えられている。それを裏付けるように、そのような労働環境の悪化によるストレスや満足度の低下が教師の定着率に影響することも分かっている（e.g. Ceylan and Özbal 2020; Ryan et al. 2017）。

¹³ <https://www.yomiuri.co.jp/kyoiku/kyoiku/news/20230728-OYT1T50328/> (2023年11月15日)。

¹⁴ <https://hataractive.jp/useful/4103/> (2023年11月15日)。

前節でも述べたように、授業関連業務とその他業務を区別してメンタルヘルスを分析した研究は乏しいが、時間外労働や非専門領域における労働時間にフォーカスした研究はある。本稿で分析するその他業務は授業に関連しない業務であるため、上記の先行研究における時間外労働や非専門領域とは厳密には異なる性質のものである。しかし、本稿で用いるその他業務に含まれる課外活動や保護者対応に充てる時間などは業務時間外に行われる場合や必ずしも教員の専門領域でない場合があり、時間外労働や非専門領域と類似した側面があると言える。したがって、それら先行研究をもとに本稿の仮説を導出する。

教員の時間外労働が他の業務の遂行を阻害し、それがメンタルヘルスに悪影響を及ぼすこと示した美濃ほか（2022）の分析から、教員が行う必要のない業務や他の教員らと分担すべき業務を一人の教員が担う学校構造が、教師の本来の業務である生徒への質の高い授業の提供を阻害させていると言える。また、Ahmed（2019）によれば非専門領域における労働の多さは、ストレスを感じさせることが分かっている。このような超過労働を原因とした理想の教師像と現実の乖離がメンタルヘルスの悪化につながっていると考えることができる。一方、高原（2014）によると労働条件が教員の仕事量や仕事の質に見合っていないことがストレスや満足度の低下を引き起こすが、生徒に勉強を教える教員という仕事そのものには強く満足しているともいう。したがって、授業関連業務による長時間労働化とその他業務による長時間労働化がメンタルヘルスに与える影響は異なると考えることができる。以上から導き出される4つの仮説を示す。

仮説1 授業関連業務に費やす時間が長いほど、ストレスが高くなる。

仮説2 その他業務に費やす時間が長いほど、ストレスが高くなる。

仮説3 授業関連業務に費やす時間が長いほど、労働満足度が高くなる。

仮説4 その他業務に費やす時間が長いほど、労働満足度が低くなる。

3-2. 長時間労働の規定要因

教員以外の専門家を含めた豊富な人材確保や、ICT導入による業務効率化の観点から政府の公教育に対する支出も長時間労働に関係する重要な要素である。教員以外の専門家とは、例えば、スクールカウンセラー、スクールソーシャルワーカー、特別教育専門教員、看護師などが挙げられる。実際に、OECD諸国の中でも公教育支出の高いフィンランドやノルウェーなど北欧では生徒の相談に対してはスクールカウンセラーやスクールナース、保護者対応には特別教育教諭が対応するなど外部委託が進んでいる。さらに問題があると発覚した際にはケースワーカーと連携を取るなど授業をする教員以外の人物が生徒に関わる

機会が多い（石田・是永 2017）。

教員の長時間労働が深刻化している日本においても部活動を含めた業務の外部委託・ICT化は長時間労働軽減のために検討・実施されつつある¹⁵。以上のように公教育支出は作業効率化や教員の負担軽減につながることを踏まえ、2つの仮説を示す。

仮説5 公教育支出が高いほど、授業関連業務に費やす時間は短くなる。

仮説6 公教育支出が高いほど、その他業務に費やす時間は短くなる。

さらに、先行研究の節でも示したように、一般に教員一人当たりの生徒数が増えるほど業務量は増加する。これをさらにミクロな視点で見ると、例えば、授業関連業務においては教師一人当たり生徒数が増加する分、担当教師の「採点や添削」にかける時間は長くなる。また、その他業務においては生徒数の増加と保護者の数は比例するため保護者対応に費やす時間や頻度は多くなると考えることができる。以上から2つの仮説を導出する。

仮説7 教員一人当たりの生徒数が多いほど、授業関連業務に費やす時間は長くなる。

仮説8 教員一人当たりの生徒数が多いほど、その他業務に費やす時間は長くなる。

4. データと方法

4-1. データ

上記理論仮説を検証するために、2018年に実施されたTALISの中学校教員指導環境調査のデータを主として用いる。TALISは学校の学習環境や教師・校長の職場環境に焦点を当てた国際調査で、2008年・2013年・2018年とこれまでに3度の調査が行われた。日本は、第2回調査から中学校、第3回調査から小学校が参加している。本稿で用いるTALIS2018の前期中等教育教員データにおける調査対象国は日本を含めた48か国である。サンプルの抽出方法は、各国200校、1校につき20名の教員と1名の校長を抽出することとされている¹⁶。分析に使用する変数については表1にまとめた。

¹⁵https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/uneishien/detail/1407520_00010.htm (2023年11月20日)。

¹⁶ TALIS2018の詳しいサンプリング方法については、TALIS 2018 and TALIS Starting Strong 2018 User Guide 2019を参照されたい。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
授業関連業務	一週間のうち授業に費やす時間、授業作成に費やす時間、生徒の採点添削に費やす時間の合計値。	TALIS2018
その他業務	同僚とのチームワークや対話に費やす時間、生徒のカウンセリングに費やす時間、学校運営に費やす時間、一般管理業務に費やす時間、保護者とのコミュニケーションに費やす時間、課外活動に費やす時間、その他の業務に費やす時間の合計値。	
ストレス	仕事でストレスを感じる、仕事でプライベートの時間を確保できる、仕事によってメンタルヘルスに悪影響がある、仕事によって身体的健康に悪影響がある（値は1=全くない、2=少しある、3=かなりある、4=多くある、仕事でプライベートの時間を確保できるのみ反転尺度）。	
労働満足度	この仕事に全体的に満足している（値は1=強く反対、2=反対、3=賛成、4=強く賛成の4段階評価）。	
男性ダミー	男性=1、女性=0。	
教育レベル	1=ISCED 2011 Level3未満、2=ISCED 2011 Level3、3=ISCED 2011 Level4、4=ISCED 2011 Level5、5=ISCED 2011 Level6、6=ISCED 2011 Level7、7=ISCED 2011 Level8 (7段階の順序尺度)。	
教員歴	教員として働いた合計年数。	
年齢	1=25歳未満、2=25-29歳、3=30-39歳、4=40-49歳、5=50-59歳、6=60歳以上 (6段階の順序尺度)。	OECD Statistics
公教育支出	公教育財政支出対GDP。	
教員一人当たり生徒数	教員と生徒の比率。	
log (一人当たりGDP)	一人当たりGDPを自然対数化した値。	
log (人口)	総人口を自然対数化した値。	

4-2. 労働時間がメンタルヘルスに与える影響

まず、従属変数として用いる2つの変数について説明する。ストレスの変数は仕事によって「ストレスを感じる」・「プライベートの時間を確保することができる」・「メンタルヘルスに悪影響がある」・「身体的健康に悪影響がある」というストレス変数について全くないを1、少しあるを2、かなりあるを3、多くあるを4、とした順序尺度を主成分分析に投入して第一主成分を抽出した¹⁷。満足度の変数には「(この仕事に) 全体的に満足している」強く反対を1、反対を2、賛成を3、強く賛成を4とした順序尺度を用いている。

¹⁷ 変数「プライベートの時間を確保できる」には反転尺度を用いている。また、第一主成分の寄与率は58.9%であった。

次に、労働時間がメンタルヘルスに与える影響の分析における独立変数として投入している 2 つの変数について説明する。「授業関連業務」は TALIS2018 のうち労働時間についての質問項目より授業に直接的に関係する 3 つの変数を用いている。具体的には、一週間のうち「授業」・「授業作成」・「生徒の採点・添削」に費やす時間の合計値を授業関連業務としている。但し、外れ値が分析結果に影響を与えることが判明したため¹⁸、「授業」は 60 時間以上、「授業作成」は 40 時間以上、「生徒の採点添削」は 30 時間以上を欠損値として処理した¹⁹。その他業務は、「生徒への授業提供」という教師としての本来の業務に直接的には関係しない変数を用いた。具体的には、一週間のうち「同僚とのチームワークや対話」・「生徒のカウンセリング」・「学校運営」・「一般管理業務」・「保護者とのコミュニケーション」・「課外活動」・「その他業務」に費やす時間の合計値で作成した²⁰。こちらも授業関連業務と同様の理由で、30 時間以上を欠損値として除外して分析を行った²¹。統制変数には、性別として男性を 1 とする男性ダミーを作成し、教員の学歴指標である ISCED 2011²²のレベル、教員歴、教師の年齢を投入している。

4 – 3. 長時間労働の要因分析

以下では、各国の長時間労働の要因分析の変数について説明する。従属変数には OECD より入手した各国の政府支出のうち教育に充てる支出の割合を示した「公教育支出」と生徒と先生の比率を用いている。独立変数には、前項で操作化した従属変数である「授業関連業務」と「その他業務」の国平均を計算し分析に適用した。また、統制変数として各国の経済状況を示した一人当たり GDP、人口をそれぞれ自然対数化したものを用いて分析を行った。表 2 が本稿で使用した変数の記述統計である。なお、分析対象国は 30 か国²³である。

¹⁸ 例えば、授業関連業務では「授業準備」に最大値で 98 時間、その他業務では「生徒のカウンセリング」に最大値で 98 時間用いるといった合理的でない解答もみられ、全業務の合計値の最大値は 980 時間であった。

¹⁹ 欠損値処理後に除外されるデータの割合は「授業」が 5.2%、「授業作成」が 2.9%、「生徒の採点・添削」が 3.1%である。

²⁰ TALIS2018 のうち「専門能力開発に費やす時間」のみ専門的な知識を習得するための教師の自主的な勉強時間という意味合いが強いため本稿の分析では除外している。

²¹ 欠損値処理後に除外されるデータの割合は「同僚とのチームワークや対話」が 2.9%、「生徒のカウンセリング」が 2.9%、「学校運営」が 3.2%、「一般管理業務」が 3.1、「保護者とのコミュニケーション」が 2.7%、「課外活動」が 3%、「その他業務」が 4.8%である。

²² 国際標準教育分類 (2011)。レベル 3 は後期中等教育、レベル 4 は中等教育後非高等教育、レベル 5 は短期高等教育、レベル 6 は学士号・学士号同等、レベル 7 は修士号・修士号同等、レベル 8 は博士号・博士号同等を示している。

²³ 内訳は、オーストリア、ベルギー、ブルガリア、ブラジル、チリ、コロンビア、チェコ、デンマーク、スペイン、エストニア、フィンランド、フランス、クロアチア、ハンガリー、イスラエル、イタリア、日本、韓国、リトアニア、ラトビア、メキシコ、オランダ、ノルウェー、ニュージーランド、ポルトガル、ルーマニア、ロシア、スロバキア、スウェーデン、トルコ、アメリカ合衆国である。

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
授業関連業務	142940	30.3069	12.2427	0	111
その他業務	143323	13.7867	11.4387	0	168
ストレス	148399	0	1.5350	-2.4942	4.0710
労働満足度	147956	3.1600	0.6191	1	4
男性ダメー	153674	0.3094	0.4623	0	1
教育レベル	145628	5.3415	0.7277	1	7
教員歴	142925	14.6729	10.4265	0	90
年齢	153163	3.8544	1.1626	1	6
公教育支出	30	5.2367	1.1406	3.1000	7.6000
教員一人当たり生徒数	30	13.4384	5.0205	7.7470	27.8430
log (GDP)	30	10.1960	0.6920	8.8220	11.3177
log (人口)	30	16.5735	1.3944	14.0946	19.6050

4－4. 推定方法

上記の変数を用いて労働時間がメンタルヘルスに与える影響を検証する分析1では、マルチレベル分析を行う。マルチレベル分析ではサンプルが所属する国ごとの効果を反映して分析を行うことができる。本稿では、ストレスと満足度の平均値に国ごとに差異があるかを考慮したランダム切片モデル(Model 1)と、授業関連業務時間とその他業務時間がそれぞれストレスと満足度に与える影響に国ごとの差異があるかを考慮したランダム係数モデル(Model 2・3)の両方を推定した。ランダム係数モデルではランダム切片は考慮していない。さらに、それぞれの独立変数における国ごとのランダム効果の回帰係数と95%信頼区間のプロットを出力し、各国の授業関連業務・その他業務の正負の効果を確認する。

長時間労働の要因分析を行った分析2では、重回帰分析を実行する。重回帰分析を行うことによって各国の政策や職場環境が長時間労働にどのような影響を与えていているのかを分析することができる。

5. 分析結果

5－1. 労働時間がメンタルヘルスに与える影響

表3・4では、国ごとのランダム切片を考慮したModel 1、ランダム切片を考慮せずに授業関連業務時間を国ごとのランダム係数を考慮したModel 2、ランダム切片を考慮せずにその他業務時間を国ごとのランダム係数を考慮したModel 3を推定している。

表3の分析結果から、授業関連業務に費やす時間・その他業務に費やす時間は全てのモデルにおいてストレスと正に相関しており、授業関連業務に費やす時間・その他業務に費やす時間が長いほどストレスを感じやすいことが分かった。これは仮説1・2と整合的な結果である。

表4の分析結果から、国ごとの授業関連業務の平均値の違いを考慮したModel1では仮説に反して授業関連業務に費やす時間が長いほど労働満足度が下がり、その他業務に費やす時間が長いほど労働満足度が上がるという結果が得られた。この結果は仮説3・4に整合的でない。しかし、その他業務においては、ランダム係数で国別の影響の違いを考慮すると結果が有意ではなくなる。

表3 各業務時間がストレスに与える影響

固定効果	従属変数 ストレス					
	Model 1		Model 2		Model 3	
(切片)	0.6027 (0.0797)	***	0.5098 (0.0405)	***	0.4985 (0.0396)	***
Level 1(個人レベル)						
授業関連業務	0.0141 (0.0004)	***	0.0161 (0.0021)	***	0.0165 (0.0004)	***
その他業務	0.0088 (0.0004)	***	0.0097 (0.0004)	***	0.0106 (0.0036)	**
男性ダミー	-0.1690 (0.0090)	***	-0.1593 (0.0090)	***	-0.1534 (0.0091)	***
教育レベル	0.0501 (0.0064)	***	0.0554 (0.0063)	***	0.0548 (0.0062)	***
教員歴	-0.0341 (0.0005)	***	-0.0349 (0.0005)	***	-0.0352 (0.0005)	***
年齢	-0.2160 (0.0042)	***	-0.2191 (0.0042)	***	-0.2205 (0.0042)	***
ランダム効果						
切片	0.2052					
傾き(授業関連業務時間)		0.0002				
傾き(その他業務時間)			0.0006			
残差	1.9594		1.9771		2.0259	
AIC	426607.7		427695.7		430648.0	
N	121430		121430		121430	
国家数	44		44		44	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

表4 各業務時間が労働満足度に与える影響

固定効果	従属変数 労働満足度					
	Model 1		Model 2		Model 3	
(切片)	2.6926 (0.0273)	***	2.7204 (0.0168)	***	2.7538 (0.0164)	***
Level 1 (個人レベル)						
授業関連業務	-0.0018 (0.0001)	***	-0.0018 (0.0006)	**	-0.0018 (0.0001)	***
その他業務	0.0013 (0.0002)	***	0.0010 (0.0002)	***	0.0013 (0.0011)	
男性ダミー	-0.0363 (0.0037)	***	-0.0345 (0.0037)	***	-0.0265 (0.0037)	***
教育レベル	-0.0228 (0.0027)	***	-0.0275 (0.0026)	***	-0.0329 (0.0025)	***
教員歴	0.0166 (0.0002)	***	0.0168 (0.0002)	***	0.0168 (0.0002)	***
年齢	0.1012 (0.0018)	***	0.0999 (0.0018)	***	0.0978 (0.0017)	***
ランダム効果						
切片	0.0200					
傾き (授業関連業務時間)		0.0000				
傾き (その他業務時間)			0.0000			
残差	0.3393		0.3408		0.3451	
AIC	213224.0		213728.7		215240.5	
N	121173		121173		121173	
国家数	44		44		44	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

次に、図1・2のプロットによる分析結果から国ごとの状態を確認する。図1・2はランダム切片・ランダム係数のプロットで、各従属変数における国ごとの切片（従属変数の平均値の違い）と国ごとの各独立変数の係数（独立変数の傾きの違い）を表している。国名はISO 3166に基づいた国名コードを用いている。本稿で関心のある日本はJPNで表される。ランダム切片で確認すると、各国と比較して日本の教員はストレスが高く（図1・左ファセット）、労働満足度においては分析対象国中最下位と労働満足度が最も低い（図2・左ファセット）。さらに、ランダム係数で見ると日本では授業関連業務・その他業務とともにストレスと労働満足度を悪化させる要因になっている。

図1 ストレスのランダム切片・ランダム係数プロット

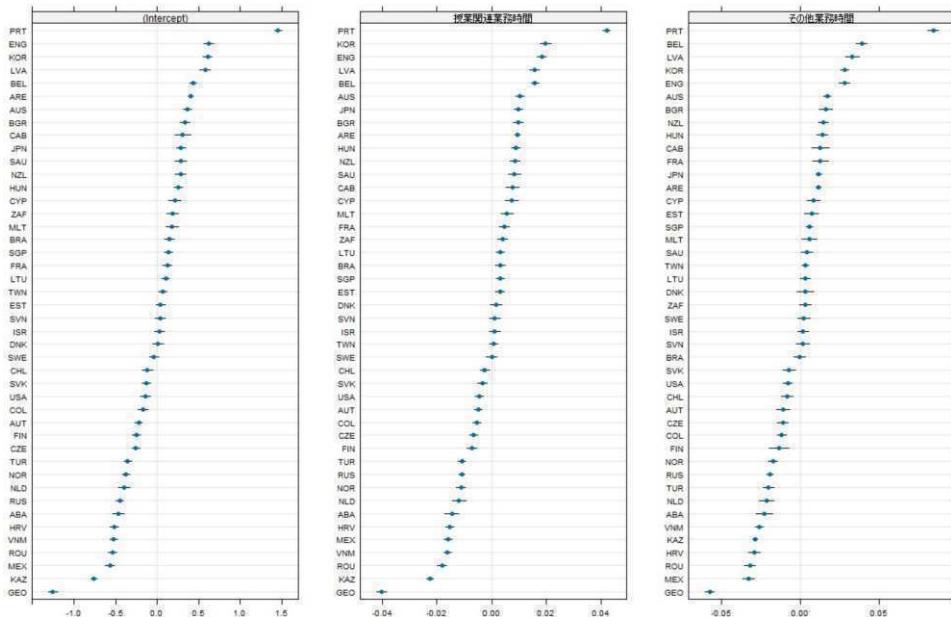
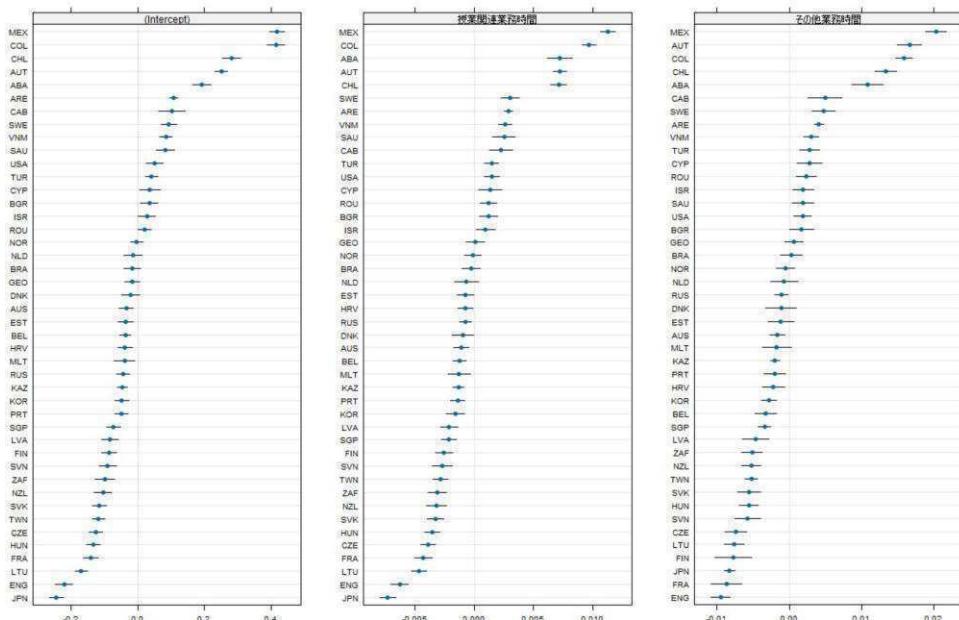


図2 労働満足度のランダム切片・ランダム係数プロット



5-2. 長時間労働の要因分析

このような長時間労働はどのような要因で行われるのだろうか。表5・6のModel 1は統制変数を投入していない場合のモデル、Model 2は統制変数を投入したモデルである。どちらも決定係数が高いModel 2を採用して解釈を行う。表5においては公教育支出の割合、教員一人当たりの生徒数とともに、統計的に有意な関連がなかった。よって、仮説5・7は支

持されなかった。表 6 からは公教育支出の割合が高いとその他業務にかける時間は統計的に有意に短くなり、教員一人当たりの生徒数が多いほどその他業務に費やす時間が長くなることが示されている。以上より、仮説 6・8 は支持された。公教育支出の割合が高いほど授業関連業務に充てる時間が長くなり、その他業務の時間が減少するという結果は、公教育支出による作業効率化の効果がその他業務において大きく反映されていると考えることができる。

表5 授業関連業務に対する公教育支出・教員一人当たりの生徒数の効果

	従属変数	
	授業関連業務	
	Model 1	Model 2
(切片)	26.8819 *** (3.2079)	31.3688 * (13.0035)
公教育支出	-0.1617 (0.5177)	0.1661 (0.7994)
教員一人当たり生徒数	0.3092 * (0.1176)	0.2276 (0.2022)
log (一人当たりGDP)		-0.8098 (1.4566)
log (人口)		0.1886 (0.6169)
時間効果	NO	NO
調整済みR ²	0.2065	0.2163
N	30	30

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

表6 その他業務に対する公教育支出・教員一人当たりの生徒数の効果

	従属変数	
	その他業務	
	Model 1	Model 2
(切片)	13.9162 *** (3.4738)	-15.3994 (12.7102)
公教育支出	-0.7653 (0.5607)	-1.7724 * (0.7814)
教員一人当たり生徒数	0.1877 (0.1274)	0.3744 † (0.1976)
log (一人当たりGDP)		3.0423 * (1.4238)
log (人口)		0.0697 (0.6030)
時間効果	NO	NO
調整済みR ²	0.1313	0.3010
N	30	30

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

6. 結論

本稿では、TALIS2018の中学校教員の労働環境データを用いて、長時間労働がメンタルヘルスに与える影響と長時間労働の規定要因を明らかにしてきた。本稿の分析結果によると、第一に、統計的に有意に授業関連業務・その他業務に費やす時間が長いほどストレスが高まることが示された。このことから、ストレスは授業関連業務・その他業務に拘わらず、長時間労働によって高まることが読み取れる。さらに、授業関連業務に費やす時間が長いと労働満足度が低下し、その他業務は反対に労働満足度を上昇させるが、ランダム係数で国別の違いを考慮すると後者の影響は統計的に有意な結果ではなくなることが判明した。この点、国別のランダム係数に注目し、日本に焦点を当ててみてみると、授業関連業務・その他業務に費やす時間はともにストレスと労働満足度を悪化させる要因になっていた。

第二に、教員一人当たりの生徒数が多くなるほど授業関連業務・その他業務の時間が長くなる、すなわち長時間労働につながることが示された。公教育支出の割合は、統計的に非有意に授業関連業務に正の影響を与えた。一方で、公教育支出の増加はその他業務に費やす時間を統計的に有意に短くするという結果が得られた。

本稿の結果に基づくと、諸外国と比較しても特に日本における教員の本来の業務である授業関連業務や課外活動などのその他業務の長時間労働化は、ともにメンタルヘルスに大きな悪影響を与えており、公教育支出や教員数の増加は日本で深刻化しているその他業務の労働時間を短縮していた。したがって、日本ではその他業務における長時間労働を改善するための教員制度改革が必要になると言える。特に、公教育支出を増加させて業務の外部委託を推進するべきである。具体的には、教育に対する支出を増加させ、スクールカウンセラー・スクールソーシャルワーカー・特別教育専門教員・看護師など、「生徒に授業を教える教員以外の専門家」の雇用を推し進める必要がある。これまで述べてきたように、日本における長時間労働化の大きな原因として業務の外部委託が進んでいないことに起因する教員の職務内容の曖昧さが指摘されている。さらに、教員の職務内容の曖昧さは、教員一人当たりの業務量と生徒数の増加に結びつき、これが長時間労働に繋がる。令和元年の働き方改革²⁴では、外部人材の配置など教育条件の整備を進める検討段階で、未だ実施には至っていない。また、文部科学省²⁵は本来地域や家庭で対処すべき課題を学校に任せるべきでないとの意見を考慮しつつも、そのような事情は地域や学校によっても事情が変わってくるため役割分担をすることは困難であるとの姿勢であり、曖昧な職務形態は当面は改善されないだろう。さらに長時間労働改善の取り組みとして TALIS2018 調査後、本格的に働き方改革に乗り出して令和元年に公布された改正給特法の効果にも疑問が残る。2022 年の文部科学

²⁴ https://www.mext.go.jp/content/20200227-mext_zaimu-000002858_1.pdf (2023 年 11 月 22 日)。

²⁵ https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/attach/1337000.htm (2023 年 11 月 19 日)。

省の調査によると、各地方公共団体の判断で選択的に活用できるようにした休日の「まとめ取り」については、令和4年時点で整備済みである都道府県は23.4%、政令は5.0%と依然として低水準である。以上のように、日本の教員の働き方改革は難航している。

最後に、子どもの成長のために専門性を発揮できるよう教師を援助する制度が整っているなど（五百住・八木 2017）、教員の労働環境が充実しているフィンランドの例を参考に今後の日本の教員働き方改革の提言とする。第一にフィンランドでは、公教育支出が高く教育財源が豊富なため、教育における地方自治体の権限が強い。例えば、財源の確保から教育カリキュラム、人材確保までの決定権を地方自治体が持つ²⁶。このことによって、地方自治体が特定の地域・学校に応じた問題に対処できる。これは、教員の人数が足りず、長時間労働化している学校があれば、地方自治体の判断で教員数を増加させることもできるという点で非常に重要な要素である。対して日本では文部科学省初等中等教育局によると、市町村立の学校の管理権限・財政的権限は市町村教育委員会にあるが、教職員の任命権は都道府県教育委員会にあるなど、権限の所在が不明確であり各地域・学校に応じた問題には対処できない²⁷。また、前段落でも述べた通り、地方公共団体に委託された権限も活用できていない状況にある。したがって、フィンランドの例を参考にすると、日本には公教育に対する財源を拡充し、地方公共団体の権限拡大を行うことでミクロな部分での問題の対処を可能にすることが求められる。

第二に、フィンランドの教員は専門性が高いことで知られており、教職の人気が高い²⁸。一方日本では、教職の過重労働を原因とする「ブラック」イメージが教職の嫌厭につながり、それによる教職志望者の減少が教員数減少に繋がるという悪循環を生み出している。さらに、教員採用倍率の大幅な低下と大量退職の継続によって教員の質の低下と人数減少が今後も懸念される²⁹。公教育支出の増加は「ブラック」と形容される労働環境を改善にも寄与するだろう。具体的には、公教育支出の増大によって給与水準の引き上げとそれによる雇用の創出、さらには一部業務の外部委託を行うことで業務の明確化と教員一人当たりの業務量を削減することができる。教職が「ブラック」であるという理由で忌避されている現状を鑑みると、労働環境改善は教員の人気回復を促し、教員数増加を見込めるだろう。労働環境の優れたフィンランドでは公教育支出が高いのに対して、日本は公教育財政支出の対GDP比がOECD諸国38カ国中37位と非常に少ないと公教育支出と労働環境は結びついていると捉えることができる。したがって、公教育支出を増加させ十分な財源の中で、権限の分散・業務の外部化による業務内容の明確化などを行うことで教員制度の改革に努め、教員の労働環境改善を図ることが急務である。本稿の結果で示されたように長時間労

²⁶ フィンランド教育概要（2013）。

²⁷ https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo1/gijiroku/__icsFiles/afieldfile/2013/05/28/1335357_6.pdf (2023年11月22日)。

²⁸ https://www.murc.jp/library/column/sn_191011/ (2023年11月19日)。

²⁹ https://www.mof.go.jp/about_mof/councils/fiscal_system_council/sub-of_fiscal_system/proceedings/material/zaiseia20220408/02.pdf (2023年11月22日)。

働はメンタルヘルスに悪影響を与えることからも、教員の健康でストレスの少ない労働環境を実現するために長時間労働を早期に改善する必要がある。

7. 参考文献

- 石田祥代・是永かな子. 2017 「心理的・福祉的諸問題に注目した義務教育諸学校における児童生徒支援に関する研究—デンマーク・ノルウェー・スウェーデン・フィンランドにおける支援システムモデルの特徴と課題から」『北ヨーロッパ研究』(13): pp.1-11.
- 岩崎正吾. 2020. 「国際比較から見る教員の働き方改革—教員の働き方における日本の現状と問題」『国際教育=Journal of international education』26: pp.152-157.
- 浦川麻緒里. 2018. 「小学校教師の長時間労働の要因とその軽減方略に関する考察—教師の職務に対する認知及び人間関係に着目して」『純心人文研究』(24): pp.203-214.
- 大内祐和. 2021. 「教員の過剰労働の現状と今後の課題」『日本労働研究雑誌』63(5): pp.4-13.
- 神林寿幸. 2020. 「教員の業務負担に関する実証的研究の課題と展望—教職員のワーク・ライフ・バランスに関する原理的・制度的・実証的研究にむけて」『日本教育経営学会紀要』(62): pp.28-38.
- 五百住満・八木真由美. 2017. 「教員の資質能力の向上とそれを支援する教育行政の在り方について—フィンランドが教育から考える」『教育学論究』9(1): pp.1-11.
- 高橋哲. 2021. 「公立学校教員の労働時間概念—労働基準法を潜脱する改正給特法の問題」『日本労働研究雑誌』63(5): pp.14-25.
- 高原龍二. 2014. 「日本における公立学校教員の年齢・職場満足関係—教員労働組合員と民間労働組合専門職労働者の比較検討」『産業衛生学雑誌』56(4): pp.91-101.
- 徳永真直. 2023. 「教員の職務・待遇満足度と職務意識・環境の関係をめぐる計量社会学研究(2)—OECD 国際教員指導環境調査(TALIS)2018 を用いた職務満足度、雇用条件満足度、給与増額要求と職務・待遇満足度をめぐる教員類型の規定要因分析」『九州大学教育社会学研究集録』25: pp. 21-39.
- 美濃陽介・吉田浩子・庄子和夫. 2022. 「学校教員の職業性ストレスと関連する諸要因の分析」『心身健康科学』18(2): pp.73-86.
- 山本聖志. 2023. 「日本における教員の勤務実態について」『明海大学教職課程センター研究紀要』(6): pp.31-41.
- Ahmed, Ishtiaq. 2019. "Causes of Teacher Stress: Its Effects on Teacher Performance and Health Problems." *International Journal of Management and Business Sciences* 1(1): pp.1-13.
- Caprara, Gian V., Barbaranelli, Claudio, Steca, Patrizia, and Patrick S. Malone. 2006. "Teachers' Self-Efficacy Beliefs as Determinants of Job Satisfaction and Students'

- Academic Achievement: A Study at the School Level.” *Journal of School Psychology* 44(6): pp.473-490.
- Ceylan, Eren and Ece Ö. Özbal. 2020. “The Effects of Extrinsic and Intrinsic Factors on Teachers’ job Satisfaction in TALIS 2018.” *International Online Journal of Primary Education* 9(2): pp.244-259.
- Herman, Keith, Hickmon-Rosa, Jal’et, and Wendy M. Reinke, 2018. “Empirically Derived Profiles of Teacher Stress, Burnout, Self-Efficacy, and Coping and Associated Student Outcomes.” *Journal of Positive Behavior Interventions* 20(2): pp.90-100.
- Hojo, Masakazu. 2021. “Association Between Student-Teacher Ratio and Teachers’ Working Hours and Workload Stress: Evidence from a Nation Survey in Japan.” *BMC Public Health* 21(1635): pp.1-8.
- Johnson, Susan M., Kraft, Matthew A., and John P. Papay. 2012. “How Context Matters in High-Need Schools: The Effects of Teachers’ Working Conditions on Their Professional Satisfaction and Their Students’ Achievement.” *Teachers College Record* 114(10): pp.1-39.
- Kõiv, Kristi. 2015. “Changes Over a Ten-year Interval in the Prevalence of Teacher Targeted Bullying.” *Social and Behavioral Sciences* 171: pp.126-133.
- Madero, Cristobal. 2019. “Secondary Teacher’s Dissatisfaction with the Teaching Profession in Latin America: The Case of Brazil, Chile, and Mexico.” *Teachers and Teaching Theory and Practice* 25(3): pp.1-21.
- Nalipay, Ma. J.N. 2023. “What Aspects of School Climate Matter most to Asian Teachers’ Job Satisfaction and Well-being? Evidence from the TALIS 2018.” *Teachers College Record* 25(3): pp.264-288.
- Olsen, Amanda and Francis Huang. 2019. “Teacher Job Satisfaction by Principal Support and Teacher Cooperation: Results from the Schools and Staffing Survey.” *Education Policy Analysis Archives* 27(11): pp.1-31.
- Ryan, Shannon V., von der Embse, Nathaniel P., Pendergast, Laura L., Saeki, Elina, Segool, Natasha, and Shelby Schwing. 2017. “Leaving the Teaching Profession: The Role of Teacher Stress and Educational Accountability Policies on Turnover Intent.” *Teaching and Teacher Education* 66: pp.1-11.
- Skaalvik, Einar M. and Sidsel Skaalvik. 2009. “Does School Context Matter? Relations with Teacher Burnout and Job Satisfaction.” *Teaching and Teacher Education* 25(1): pp.518-524.
- Toropova, Anna, Myberg, Eva, and Stefan Johnson. 2021. “Teacher Job Satisfaction: The Importance of School Working Conditions and Teacher Characteristics.” *Educational Review* 73(1): pp.71-97.

Woudstra, Marit H., Janse van Rensburg, Estie, Visser, Maretha, and Joyce Jordaan. 2018. "Learner-to-Teacher Bullying as a Potential Factor Influencing Teachers' Mental Health." *South African Journal of Education* 38(1): pp.1-10.

第15章

I C T の活用が学力格差に与える影響 —分位点回帰モデルによる実証分析—

井上 海揮

要約

本稿では、学校での ICT の活用が生徒の学力や学力格差にどのような影響をもたらすのかについて考察する。既存の研究では、ICT の活用が生徒の学力を向上させることを主張する研究もあるが、結果はまちまちで、学力格差への影響については一貫した結果がない。そこで、本稿では学校単位で集計した PISA データを利用して、生徒と教員の ICT 利用が、生徒の学力及び学力格差に与える効果を分析した。学力への影響ではデータの階層性を考慮して階層線形モデルを、学力格差への影響では、格差の縮小と拡大への寄与を捉えるために固定効果分位点回帰モデルを適用した。分析の結果、生徒の ICT 利用率は学力と負の関連を持つ一方、教員の ICT 利用率は学力向上に寄与するという知見が得られた。しかし、学力格差との関係では、教員の ICT 利用率は特に上位層の生徒の学力を向上させる傾向が見られ、むしろ学力格差の拡大の一因となっている可能性が示唆された。ICT の教育利用では、教科ごとの有効性の違いに留意しつつ、学力下位層の生徒の取り込みが課題になると言える。

1. はじめに

本稿では、学校における ICT の活用が生徒の成績及び学力格差に与える影響を明らかにすることを目的とする。学力格差は、子どもが生まれ育った環境により学力に差が生じる状況を指し、多くの国で社会問題として認識されている。この格差を解消するために教育関係者や政策立案者が ICT の教育への潜在的価値に着目し始め、多くの先進的 ICT 機器の導入が進められている (Gumus and Atalmis 2011; Skryabin et al. 2015)。このような背景のもと、ICT が教育に与える影響に関する研究は注目を集めており、特に学力格差を解決する手段として ICT の利用に期待が寄せられている (Sanfo 2023)。

Blurton (1999) によれば、ICT は「情報を伝達、作成、普及、保存、管理するために利用される多様な技術的手段と資源の集合」(Blurton 1999, p.46) と定義される。多くの研究により、ICT の導入が学力向上に貢献しているとの報告がなされている。学校の授業でコン

ピュータを活用することは、従来の教室では講義のペースについていけない生徒や、自分のペースでより早く教材を進めることができる生徒の双方に有益であるとされる (Barrow et al. 2009)。しかし、全ての研究で見解が一致しているわけではなく、ICT の教育利用に関する共通の学術的意見は確立されていない。一部の研究では、ICT の利用方法によって学力効果が変わる可能性を指摘しており、成績が優れている生徒は自らの学習に ICT を効率的に組み入れる能力があるため、ICT の利用によって得られる利益が他の生徒と比べてより顕著であるという主張も見られる (Falck et al. 2018)。

しかし、上記のような既存研究の多くは国レベルの分析を中心としており、学校や生徒個々の ICT の影響に関する研究は不足している。国別のデータを用いると、国内の学校における教育環境や文化、社会経済的背景の違いが一律に扱われる恐れがある。そのため、本稿では学校レベルで集計されたデータを用いて、ICT の活用が学業成績や学力格差に与える影響を検証する。

理論的には、生徒が ICT を活用することにより、それまで教育資源にアクセスすることが困難だった生徒にも平等な学習手段が与えられて、他の生徒の学力レベルに追いつく機会が得られると考えられる。また、教員が ICT を利用することで、学習進捗のモニタリングや個別指導を含んだ、多くの面で生徒の学習を促進することが可能になる (Bulman and Fairlie 2015)。しかし、実際の分析結果からは、教員の ICT 利用が生徒の学力向上に寄与する一方で、生徒自身の ICT 利用は成績と負の関係が見られた。また、生徒及び教員の ICT 利用が学力格差の拡大を助長する可能性も示唆された。更に、教員向けの ICT サポート体制の強化が、全体的な学力水準の向上をもたらすものの、やはり格差を拡大させるリスクもあることが結論づけられた。この点を踏まえ、ICT を活用しつつ学力格差の拡大を防ぐためには、生徒の個々の能力や教科の特性に応じた ICT の利用と、教員が効果的に ICT を活用するための研修及びサポート体制の整備が重要であると考えられる。

2. 先行研究

ICT の活用が教育効果を向上させることを期待して、学校はテクノロジーに多額の資金を投じている (Barrow et al. 2009; Bulman and Fairlie 2015)。ICT の活用と学力の関係性について、学校でのコンピュータ利用が生徒の学業成績に良い影響を及ぼすことが示されている (Simões et al. 2022)。Carrasco and Torrecilla (2012) によると、学校に自由に使えるコンピュータが 10 台以上設置されている場合、学校全体の成績が向上するとされている。しかし、学校でのコンピュータ利用と生徒の学業成績の関係は逆 U 字型であるとの研究結果もあり (Fuchs and Woessmann 2004)、一概に ICT の増加が成績向上に寄与するわけではないことが示唆されている。

個別の教科ごとの ICT の有効性の違いも注目されており、正負両方の影響が報告されて

いる。一般的には数学、理科、国語の三教科において研究されるケースが多く、Harrison et al. (2002) はいずれの教科においても ICT の利用と成績の間に正の関係があることを明らかにしている。特定の教科に焦点を当てた研究もあり、数学では、ゲーム活動や情報管理、技術操作、コンテンツの創造や問題解決の手段として ICT を利用することで、数学の成績が上がるという報告もある (Meggiolaro 2018)。理科においては、ICT の利用経験があり、インターネットを頻繁に閲覧し、基本的な ICT 作業に自信を持っている生徒ほど、理科の得点が高いという (Luu and Freeman 2011)。一方で、ICT の利用と個別の教科の教育成果との間に負の相関を見出す研究もある。Hu et al. (2018) は OECD 加盟国 44 カ国を分析し、学校での ICT 利用が各教科のテストスコアに負の影響を及ぼすと結論付けている。Petko et al. (2017) も、39 カ国の分析で同じ結果を導いている。

上記のように ICT 活用と学力向上の関連については多くの研究が行われているが、ICT 活用と学力格差の関連に注目した研究は少ない。その中でも、Karlsson (2022) によると、学校での日常的なコンピュータ利用はテストスコアと負の関連があり、そのような負の関連は成績の低い生徒において顕著で、ICT の過剰利用は学力格差を拡大させると指摘した。また、Sanfo (2023) は日本のデータを用いて、学校での ICT 利用はその形態に応じて学業成績にプラスにもマイナスにも影響することを明らかにした。具体的には、成績が低い生徒では ICT 利用と学業成績の間に負の相関があり、成績が高い生徒では正の相関があるが、この関係は国語のみで統計的に有意な結果が得られた。

このように、ICT の学習効果に対する期待にもかかわらず、その実証的な結果は一貫していない (Odell et al. 2020; Torgerson and Zhu 2004)。その一因として、コンピュータの利用方法や活動内容に学習成果が大きく依存していることが挙げられる (Meggiolaro 2018)。ICT の利用法の中には、生徒の成績を向上させるものもあれば、オンラインサーフィンやメール、メッセンジャーの利用など、勉強の妨げとなり成績を下げることにつながるものもある (Lei and Zhao 2007)。特に、学習ツールとしてではなく娯楽目的で ICT を利用する生徒や、コンピュータを暇つぶしやゲームをするための道具であると感じる生徒は、成績が低い傾向にある (Simões et al. 2022)。しかし同時に、ICT は情報収集やコミュニケーションのための有効なツールとしての価値を持ち、適切に利用すれば学習効果を高めることができる (Lei and Zhao 2007)。そのため、教育における ICT の効果的な取り入れ方には、教育プログラムの内容や学習活動の方法を綿密に考慮することが重要であると考えられる。

3. 理論仮説

ICT が生徒の学力向上に与える影響については、多岐にわたる理論が提唱されている。一つには、ICT の利用は生徒の個別化された学習を可能にし、生徒一人ひとりの学習ペースや能力に合わせた教材や課題を提供することができる。このような環境は、生徒が自らの弱点

を特定し、克服することを助けるとされる (Barrow et al. 2009)。また、ICT は生徒の学習モチベーションを高める要因ともなり得る。生徒が関心を持った際、より主体的に学習に取り組み、結果として学業成績にプラスの影響を与える (Habók et al. 2020)。特定の教科においては、数学や理科では図形を視覚的に表示することにより直感的な理解を促進する。そして、国語や英語では、文章を音声データとして再生することで、個々の習熟度に応じた学習が可能になる (Lee and Wu 2012)。

一方で、教員による ICT の利用は、作業効率を向上させることで生徒の成績に良い影響を与えると考えられる。まず、ICT の活用により、教員の作業能力が向上し、授業準備や指導が効率的かつ適切になり、教室マネジメントが容易になる (Gellerstedt et al. 2018; Mugizi and Amwine 2020)。また、最新の教材を用いた指導により、教員はより興味深く魅力的な授業を設計し、生徒の積極的な授業参加を促すことができる (Ghavifekr and Rosdy 2015)。これらの考察に基づき、次の仮説が導かれる。

仮説 1－1 生徒が ICT を活用する授業ほど、生徒の学力平均点を向上させる。

仮説 1－2 教員が ICT を活用する授業ほど、生徒の学力平均点を向上させる。

また、ICT の利用は学力格差にも影響を与える。学力格差が縮小するプロセスとしては、アクセスの平等化とフィードバックの迅速化の二つの側面が考えられる。アクセスが平等化されることで、これまで教育資源にアクセスできなかった生徒が他の生徒と同等の学習機会を得ることができ、結果として学力格差が縮小する可能性がある。また、教員が ICT を用いて生徒の進捗をリアルタイムで確認できれば、授業全体の進度についていけない生徒の問題点を早期に特定し、効果的な対応を取ることができる。これに基づく仮説は以下の通りである。

仮説 2－1 生徒が ICT を活用する授業ほど、生徒の学力格差を縮小させる。

仮説 2－2 教員が ICT を活用する授業ほど、生徒の学力格差を縮小させる。

一方、ICT はデジタルデバイドを拡大させる問題も有している。デジタルデバイドとは、ICT へのアクセスとこれらの技術を効果的に利用するスキルを持つ者と持たない者との間に生じる情報格差を指す (Hilbert 2011)。Falck et al. (2018) によると、全ての生徒が均等に ICT を活用することはできず、成績の高い生徒は低い生徒に比べて ICT の恩恵をより多く受ける。成績が低い生徒は、ICT を利用して学習の難易度やスピードを自分のレベルに合わせて繰り返し学習することができるが、成績が高い生徒は既に優れた成績を収めており、さらに ICT を活用するための自主性を身に付けている。その結果、成績が高い生徒はさらに成績を向上させる一方で、成績が低い生徒は遅れを取ることで学力格差が拡大する可能性がある。この考えに基づいた仮説は以下の通りである。

仮説2－3 生徒がICTを活用する授業ほど、生徒の学力格差を拡大させる。

仮説2－4 教員がICTを活用する授業ほど、生徒の学力格差を拡大させる。

最後に、学力格差の縮小に寄与する要因として、学校における教員へのICTサポートに注目する。一般的に教員は、既存の教え方を変更せずに限られた範囲でのみICTを利用し、必ずしも十分に効果的な活用がされていない(Ertmer and Ottenbreit-Leftwich 2010)。これは、教員のICT利用頻度の高さは、学習成果と直接的な強い関連性を持たない可能性を示唆している(Hu et al. 2018)。したがって、教員がICTを有効活用できるように、学校のサポート体制を充実させることが重要であり、このようなICTサポートの存在は生徒にプラスの影響を与える助けとなると考えられる。Hockly(2020)は、2021年度から日本の小中学校で開始された1人1台の端末環境整備¹が成功するためには、教員のトレーニングが不可欠であると主張する。さらに、教員向けのICT研修プログラムは、生徒に実用的な利益を提供すると期待される(Bozkus 2021; Ghavifekr and Rosdy 2015)。これらを踏まえて、以下の仮説を検討する。

仮説3－1 教員へのICTサポート体制が整っている学校ほど、生徒の学力平均点を向上させる。

仮説3－2 教員へのICTサポート体制が整っている学校ほど、生徒の学力格差を縮小させる。

4. データと方法

4-1. データ

授業中のICTの活用が学力向上及び学力格差に与える影響を明らかにするため、経済協力開発機構(OECD)が実施する国際的な学習到達度調査であるPISAのデータセットを活用した。PISAは2000年以降3年ごとに実施され、義務教育修了段階の15歳の生徒を対象に、読解リテラシー、数学的リテラシー、科学的リテラシー²の3分野を評価している³。本稿では、ICT教育に関するデータが拡充された2018年度のデータを用いた。PISAでは2015年から従来の冊子型の問題をコンピュータ画面上で実施する形式に移行し、ICT教

¹ 文部科学省は2019年に、学校で児童生徒に1人1台のパソコンやタブレットなどのICT機器を割り当てるなどを含むGIGAスクール構想を発表した。https://www.mext.go.jp/content/20200605-mxt_chousa02-000007680-6.pdf(2023年11月11日)。

² 以降、国語、数学、理科と呼称。

³ <https://www.oecd.org/pisa/aboutpisa.htm>(2023年11月11日)。

育に関する項目も増加させている⁴。日本では、調査対象となるのは高校1年生で、2018年の調査は6月から8月に実施された⁵。この年度の調査には、日本を含むOECD加盟国37カ国と、非加盟国42カ国及び地域を合わせた、79カ国及び地域のデータが含まれている(OECD 2019)。

4－2. 従属変数

従属変数としては、学校平均テストスコアを利用する。PISAが提供する「Student questionnaire」から得た「plausible value (PV)」を用いて算出した。PVは個々の生徒の成績の推定値であり、個人レベルでの利用は適切ではないが、集団レベルの統計量としては信頼性がある(OECD 2014)。そこでまず、生徒のサンプリングウェイトを考慮し、各教科のスコアの計算を行った。具体的には、各教科の10個のPVについてそれぞれサンプリングウェイトを適用した加重平均を求め、これらの単純平均を取ることで生徒の平均スコアを算出した。最後に、学校IDに基づく生徒のデータをグループ化し、学校平均テストスコアを導いた。

4－3. 独立変数

主要な独立変数として、ICTスコアを設定する。このスコアはPISAの「ICT familiarity questionnaire」における「対象の教科の授業でICT機器を利用しているか」⁶という質問的回答を基に算出し、生徒と教員の利用状況に応じて異なる変数を設けた。回答選択肢は、「教員も生徒も利用する」、「生徒のみが利用する」、「教員のみが利用する」、「利用しない」、「この教科を履修していない」の5つであった。それぞれの学校の選択率に基づき、「生徒のみが利用する」を「生徒のみICT利用率」、「教員のみが利用する」を「教員のみICT利用率」、「教員も生徒も利用する」を「生徒教員両方ICT利用率」とした。さらに、「教員も生徒も利用する」と「生徒のみが利用する」の合計回答率を「生徒ICT利用率」、「教員も生徒も利用する」と「教員のみが利用する」の合計回答率を「教員ICT利用率」と設定した。

次に、学校が教員に提供するICTサポートの程度を求める。具体的には「School questionnaire」からICTを利用して学習と教育を強化する学校の能力について尋ねた質問から、教員に特化した回答を選んだ⁷。回答は1(強く反対)から4(強く同意)の4段階評価

⁴ <https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA-2022-Integrated-Design.pdf> (2023年11月11日)。

⁵ https://www.nier.go.jp/kokusai/pisa/pdf/2018/01_point.pdf (2023年11月11日)。

⁶ “Within the last month, has a digital device been used for learning or teaching during lessons in the following subjects?”の筆者訳。

⁷ “To what extent do you agree with the following statements about your school’s capacity to enhance learning and teaching using digital devices?”の質問から、“Teachers have the

であり、その平均値を使用した。

なお、従属変数と独立変数の関係を正確に評価するため、いくつかの統制変数を導入した。学校レベルでは学校の形態を示す私立ダミーと学校サイズ、生徒レベルでは性別を示す男性ダミーと社会経済的地位の計 4 つを加えた。社会経済的地位とは、生徒の経済的、社会的、文化的地位を示す指標であり、家庭の財産、親の教育水準、親の職業の地位などから計算された複合スコアである (OECD 2014)。以上の変数の説明は表 1 の通りである。

生徒を学校ごとにグループ化する過程で、分析の信頼性を確保するため、データに含まれる生徒数が 10 人以上の学校のみを分析対象とした。この基準を適用した結果、学校数は 11094 校から 9735 校へと減少した。しかしながら、データの約 87.8%が保持されていることから、データの妥当性は維持されていると考えられる。

表 2 は表 1 で示した各変数の記述統計を詳細に示したものである。3 つの教科のテストスコアの平均値はほぼ同じであり、分散にも顕著な差異は見られない。一方で、生徒と教員の ICT 利用率は、教科によってわずかに異なる傾向が見られる。特に、理科と国語の ICT 利用率は数学に比べて全体的に高い。これは、各教科のカリキュラムにおける ICT の活用方法の違いを示唆していると考えられる。

4 – 2. 分析手法

本稿では、学力向上と学力格差の影響を検討する上で、異なる分析モデルを使用する。まず、学力向上の推定には階層線形モデルを用いる。このモデルは、学校と国という 2 つのレベルでの階層的なデータ構造に特有の分散を考慮しており、同じ国内で異なる学校間の学力の相対的な変動を評価するのに適している (Delen and Bulut 2011)。階層線形モデルの分析には、R の lme4 パッケージ (Bates et al. 2015) を使用した。

一方、学力格差については固定効果付きの分位点回帰モデルを用いて推定する。分位点回帰は、データの分布における異なる分位点を使用し、回帰分析を行う手法である。通常の最小二乗法による線形回帰は、ある目的変数 (y) の値を、説明変数 (x) の値に基づいて期待値 $E(y|x)$ を求める手法である。それに対し、分位点回帰は説明変数 (x) と目的変数 (y) の分布における特定の分位点 (p) に基づいて、 $Q_p(y|x)$ を推定する手法である。目的変数の格差を検討する場合、分布の両端、例えば 10% と 90% の分位点で分位点回帰を実施し、傾きの差を見ることで評価が行える。分位点ごとの回帰分析を行うことにより、説明変数の

necessary technical and pedagogical skills to integrate digital devices in instruction, Teachers have sufficient time to prepare lessons integrating digital devices, Effective professional resources for teachers to learn how to use digital devices are available, An effective online learning support platform is available, Teachers are provided with incentives to integrate digital devices in their teaching, The school has sufficient qualified technical assistant staff” の 6 つの項目の回答率を用いた。

値の変動に伴う目的変数の分布形状の変化を分析することも可能となる（元山 2015）⁸。分位点回帰に加えて、本稿の研究では国ごとの固定効果を考慮する必要があるため、階層データの分位点回帰モデルに R の lqmm パッケージ (Geraci 2014) を利用した。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
テストスコア（教科別）	10個の各教科のPV値それぞれにサンプルの重みを適用して加重平均を求め、単純平均を取った値。	Student questionnaire data files (PISA 2018)
生徒のみICT利用率（教科別）	生徒のみがICTを使用している授業割合（%）。	
教員のみICT利用率（教科別）	教員のみがICTを使用している授業割合（%）。	
生徒教員両方ICT利用率（教科別）	生徒と教員の両方がICTを使用している授業割合（%）。	
生徒ICT利用率（教科別）	生徒のみICT利用率と生徒教員両方ICT利用率の合計割合（%）。	
教員ICT利用率（教科別）	教員のみICT利用率と生徒教員両方ICT利用率の合計割合（%）。	
教員ICTサポート	学校で教員に対するICT使用におけるサポート体制がなされている割合（%）。	
私立ダミー	私立学校を1とするダミー変数。	School questionnaire data files (PISA 2018)
学校サイズ	「SCHSIZE」という項目を平均0、分散1でスケール化し、平均を取った値。	
男性ダミー	男性を1とするダミー変数。	Student questionnaire data files (PISA 2018)
社会経済的地位	「ESCS」という項目の中の平均を取った値。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
数学テストスコア	9735	468.7288	69.2119	234.6279	730.8236
理科テストスコア	9735	466.8617	67.6051	202.6359	693.6597
国語テストスコア	9735	463.8383	69.9630	224.9373	679.1202
数学生徒のみICT利用率	9735	0.1316	0.1142	0	1
数学教員のみICT利用率	9735	0.2141	0.1642	0	1
数学生徒教員両方ICT利用率	9735	0.2822	0.1906	0	1
数学生徒ICT利用率	9735	0.4138	0.2202	0	1
数学教員ICT利用率	9735	0.4963	0.2198	0	1
理科生徒のみICT利用率	9735	0.1342	0.1117	0	1
理科教員のみICT利用率	9735	0.2666	0.1813	0	1
理科生徒教員両方ICT利用率	9735	0.3189	0.2000	0	1
理科生徒ICT利用率	9735	0.4531	0.2200	0	1
理科教員ICT利用率	9735	0.5855	0.2089	0	1
国語生徒のみICT利用率	9735	0.1314	0.1085	0	1
国語教員のみICT利用率	9735	0.2233	0.1751	0	1
国語生徒教員両方ICT利用率	9735	0.3516	0.2119	0	1
国語生徒ICT利用率	9735	0.4830	0.2300	0	1
国語教員ICT利用率	9735	0.5749	0.2141	0	1
教員ICTサポート	9735	2.6355	0.5661	1	4
私立ダミー	9735	0.1843	0.3877	0	1
学校サイズ	9735	0.0169	0.8497	-0.9748	12.7924
男性ダミー	9735	0.5033	0.1728	0	1
社会経済的地位	9735	-0.2577	0.7199	-3.7392	1.5148

⁸ 分位点回帰は外れ値の影響を受けにくいというメリットもある。

5. 分析結果

5-1. ICT利用率と学力の関係

図1では、学校平均の教科別テストスコアとICT利用率の関係を散布図と回帰直線で図示している。また、表3から表5には、各教科でのICT導入授業がテストスコアに与える影響を示す回帰テーブルが示されている。全体的な結果からは、生徒のみのICT利用率がテストスコアと負の関係にあることが分かる。対照的に、教員のICT利用率とテストスコアとの間には正の関係が見られる。生徒と教員が同時にICTを利用する場合の効果は、教科によって異なることが確認された。教科別の結果を詳しく見ると、数学では生徒のみのICT利用率が1ポイント上昇するとテストスコアが-92.2点も減少することが示唆され、3教科の中で最も大きな負の値であった。教員のみのICT利用に関しては、理科では係数が39.8、国語では38.7と、数学の23.8よりも大きな正の効果が見られた。つまり、数学では生徒のICT利用の負の影響が大きく、教員のICT利用の正の影響が小さい。生徒と教員の両方がICTを利用する場合の効果は、ほぼ横ばいであった。そして、理科における教員と生徒の両方のICT利用率を除く全ての変数において、統計的に有意な結果が得られた。

図1 教科別のICT利用率とテストスコア（散布図と回帰直線）

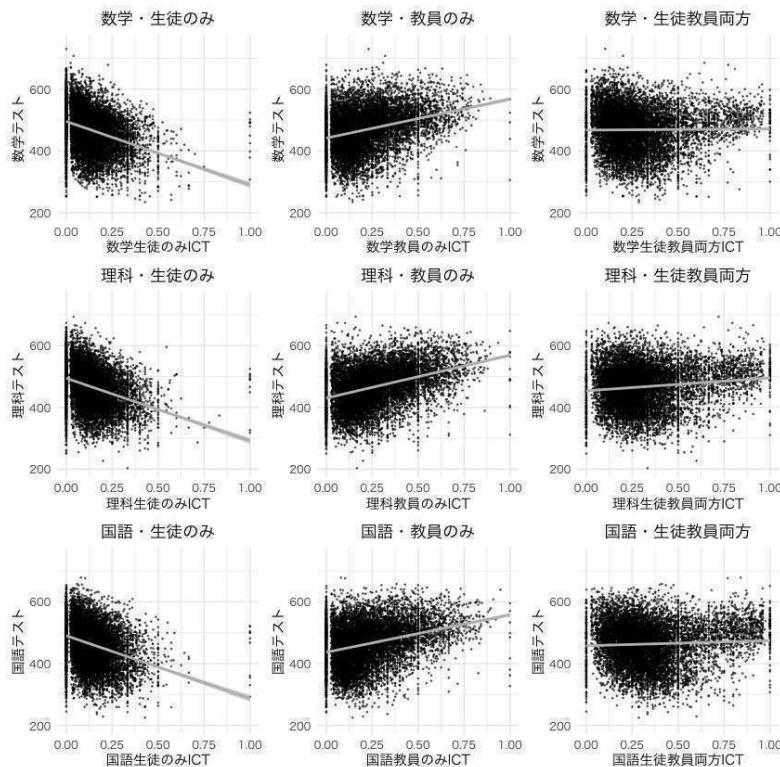


表3 数学ICT利用率がテストスコアに及ぼす効果（階層線型モデル）

固定効果	従属変数 数学テストスコア		
	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	504.9005 *** (5.0742)	491.9923 *** (5.3021)	499.3381 *** (5.4527)
Level 1 (学校レベル)			
数学生徒のみICT利用率	-92.1511 *** (3.4891)		
数学教員のみICT利用率		23.7761 *** (2.6353)	
数学生徒教員両方ICT利用率			-7.4169 ** (2.4022)
私立ダミー	-10.1943 *** (1.0868)	-10.6431 *** (1.1210)	-10.6711 *** (1.1298)
学校サイズ	1.2204 * (0.4755)	1.4188 ** (0.4904)	1.3432 ** (0.4921)
男性ダミー	-6.6667 *** (2.0214)	-13.6390 *** (2.0663)	-13.4892 *** (2.0748)
社会経済的地位	67.4164 *** (0.7106)	70.1185 *** (0.7244)	70.6679 *** (0.7243)
ランダム効果			
切片	1146.7427	1240.0460	1317.2903
残差	1135.7296	1207.6086	1216.2853
AIC	95469.6	96062.6	96134.3
N	9646	9646	9646
国家数	47	47	47

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05。

(2) ()内は標準誤差。

表4 理科ICT利用率がテストスコアに及ぼす効果（階層線型モデル）

固定効果	従属変数 理科テストスコア		
	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	507.7076 *** (4.9311)	486.8235 *** (4.9748)	498.0782 *** (5.3240)
Level 1 (学校レベル)			
理科生徒のみICT利用率	-82.4683 *** (3.6021)		
理科教員のみICT利用率		39.8011 *** (2.4930)	
理科生徒教員両方ICT利用率			4.6213 (2.4200)
私立ダミー	-11.4228 *** (1.1108)	-10.1994 *** (1.1298)	-11.9931 *** (1.1477)
学校サイズ	1.4303 ** (0.4862)	1.6112 ** (0.4928)	1.5151 ** (0.4992)
男性ダミー	-19.2928 *** (2.0569)	-21.8310 *** (2.0793)	-23.4488 *** (2.1033)
社会経済的地位	67.1069 *** (0.7231)	67.7332 *** (0.7337)	69.4544 *** (0.7367)
ランダム効果			
切片	1074.2441	1069.7211	1242.6796
残差	1187.6454	1220.1644	1251.1708
AIC	95895.5	96155.2	96402.9
N	9646	9646	9646
国家数	47	47	47

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05。

(2) ()内は標準誤差。

表5 国語ICT利用率がテストスコアに及ぼす効果（階層線型モデル）

固定効果	従属変数 国語テストスコア		
	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	522.3103 *** (4.7823)	503.9606 *** (4.8208)	519.9489 *** (5.0624)
Level 1 (学校レベル)			
国語生徒のみICT利用率	-80.6496 *** (3.9145)		
国語教員のみICT利用率		38.6901 *** (2.7941)	
国語生徒教員両方ICT利用率			-19.1138 *** (2.4935)
私立ダミー	-11.9429 *** (1.1782)	-11.1907 *** (1.1939)	-11.1536 *** (1.2071)
学校サイズ	3.0611 *** (0.5157)	3.1478 *** (0.5218)	2.9402 *** (0.5254)
男性ダミー	-53.9958 *** (2.1817)	-56.4380 *** (2.2018)	-57.1122 *** (2.2158)
社会経済的地位	70.7803 *** (0.7635)	71.3569 *** (0.7726)	72.6668 *** (0.7724)
ランダム効果			
切片	997.1104	995.2222	1104.0252
残差	1337.1773	1369.0105	1387.1510
AIC	97029.8	97256.2	97387.4
N	9646	9646	9646
国家数	47	47	47

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05。

(2) ()内は標準誤差。

Model 1 の結果からは、生徒のみが ICT を利用する授業は、生徒の学力平均点を減少させることが確認され、仮説 1-1 は支持されなかった。これは、生徒が授業中に ICT を学習ツールとして利用するのではなく、他の目的で利用する可能性があることに注意を促す先行研究の知見と一致する (e.g. Lei and Zhao 2007; Simões et al. 2022)。しかし、Model 2 の結果は、教員のみが ICT を利用する授業では、生徒の学力平均点が向上することを示し、仮説 1-2 は支持された。

5 – 2. ICT 利用率と学力格差の関係

次に、ICT 利用率と学力格差との関係について検証した。表 6 及び表 7 の結果⁹から、生徒と教員の ICT 利用率と学力格差の間に若干の拡大傾向が見られる。図 2 及び図 3 は、この関係を図示したものである。

まず、生徒の ICT 利用率に関する結果を考察すると、全教科にわたり負の関係が確認され、独立変数の中でも特に関心のある生徒 ICT 利用率は全ての結果で統計的に有意であった。具体的には、数学では 0.9 分位点で係数が -0.30、0.5 分位点で -0.52、0.1 分位点で -0.62

⁹ lqmm パッケージを利用するにあたり、テストスコアが平均 0、分散 1 にスケール化されている。そのため、実際のテストの点数を直接反映していないことに留意が必要である。

となり、係数の傾きが徐々に大きくなる傾向が見られる。これは、テストスコアの高い生徒(0.9 分位点)と低い生徒(0.1 分位点)との間の格差が開いていることを示唆している。国語でも同様の傾向が見られるが、数学ほど上位層と下位層との差はなかった。理科においては、このような明瞭な傾向は見られなかった。

一方、教員の ICT 利用に関する結果では、階層線形モデルの結果と同様、教員の ICT 利用率の増加とテストスコアの間に正の相関が見られた。理科では 0.1 分位点で係数が 0.45、0.5 分位点で 0.57、0.9 分位点で 0.73 となり、テストスコアが高い生徒ほど係数の傾きが大きくなることが確認された。これは格差が拡大していることを示し、全ての分位点で統計的に有意であった。数学と国語では、理科と同様に 0.9 分位点での教員の ICT 利用の正の効果が大きかったが、0.5 分位点や 0.1 分位点では統計的に有意ではなかった。これは、教員の ICT 利用が特定の生徒層に対してのみ利益をもたらす可能性を示唆している。

表 6 生徒 ICT 利用率がテストスコアに及ぼす効果（分位点回帰モデル）

	数学テストスコア			理科テストスコア			国語テストスコア		
	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点
(切片)	0.6536 *** (0.1247)	0.6644 *** (0.0952)	0.4910 ** (0.1429)	0.5769 *** (0.1260)	0.7735 *** (0.1211)	1.0046 *** (0.1823)	1.2130 *** (0.1650)	1.1000 *** (0.1014)	1.0518 *** (0.1630)
生徒ICT利用率（教科別）	-0.6179 *** (0.1159)	-0.5243 *** (0.0883)	-0.3012 ** (0.0882)	-0.3489 ** (0.1097)	-0.4571 *** (0.1066)	-0.3504 ** (0.1083)	-0.5614 *** (0.1424)	-0.5516 *** (0.1055)	-0.4629 *** (0.1112)
私立ダミー	-0.2155 *** (0.0576)	-0.0916 (0.0558)	-0.0998 * (0.0453)	-0.1642 * (0.0616)	-0.1109 (0.0682)	-0.1446 * (0.0561)	-0.1593 * (0.0740)	-0.1204 * (0.0578)	-0.0779 (0.0482)
学校サイズ	0.0618 ** (0.0187)	0.0281 (0.0176)	-0.0351 (0.0261)	0.0371 † (0.0213)	0.0115 (0.0184)	-0.0496 * (0.0206)	0.0629 * (0.0243)	0.0469 ** (0.0171)	0.0053 (0.0208)
男性ダミー	-0.2006 * (0.0860)	-0.1859 * (0.0790)	-0.0521 (0.0966)	-0.4160 *** (0.0928)	-0.3717 *** (0.0812)	-0.1166 (0.1093)	-0.8806 *** (0.0857)	-0.8377 *** (0.0894)	-0.6116 *** (0.1052)
社会経済的地位	1.0246 *** (0.0670)	0.9670 *** (0.0669)	1.0032 *** (0.0717)	1.0111 *** (0.0695)	0.9862 *** (0.0707)	1.0409 *** (0.0639)	1.0079 *** (0.0757)	1.0030 *** (0.0696)	1.0005 *** (0.0829)
AIC	18746.7	14517.2	18787.9	19833.0	15698.7	19250.0	20601.2	15825.8	19042.3

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) () 内は標準誤差。

図 2 生徒 ICT 利用率がテストスコアに及ぼす効果（分位点回帰モデル）

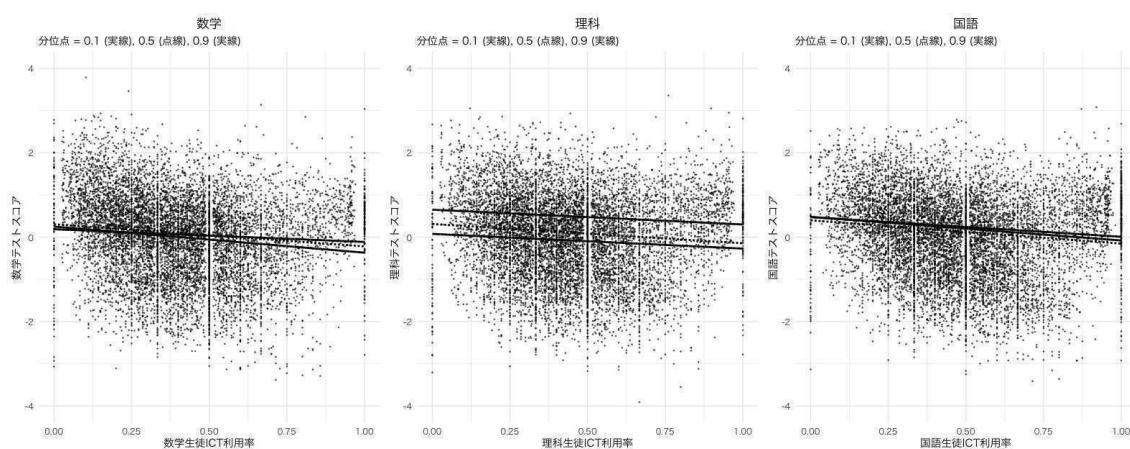


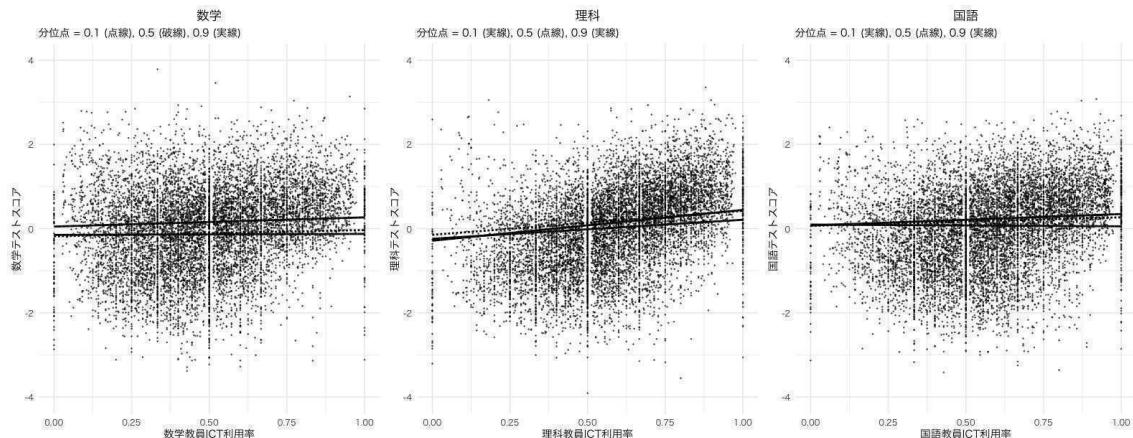
表7 教員ICT利用率がテストスコアに及ぼす効果（分位点回帰モデル）

	従属変数			数学テストスコア			理科テストスコア			国語テストスコア		
	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点
(切片)	0.2972 †	0.2160	0.3760 **	0.2398 †	0.2964 *	0.0757	0.8504 ***	0.7923 ***	0.6568 ***	(0.1605)	(0.1366)	(0.1369)
教員ICT利用率（教科別）	0.0237	0.1489	0.2186 *	0.4516 **	0.5693 ***	0.7304 ***	-0.0409	0.2029 *	0.2711 ***	(0.0909)	(0.0911)	(0.0954)
私立ダミー	-0.1977 **	-0.1515 *	-0.1081 *	-0.1661 *	-0.1666 *	-0.1401 *	-0.1645 *	-0.1606 **	-0.1222 **	(0.0663)	(0.0582)	(0.0419)
学校サイズ	0.0491 *	0.0097	-0.0185	0.0495 *	0.0319	-0.0199	0.0616 *	0.0435 **	0.0202	(0.0201)	(0.0189)	(0.0291)
男性ダミー	-0.2938 **	-0.2043 *	-0.0905	-0.4039 ***	-0.3354 **	-0.1757 †	-0.9424 ***	-0.8662 ***	-0.6040 ***	(0.0901)	(0.0859)	(0.1053)
社会経済的地位	1.0192 ***	1.0393 ***	1.0141 ***	0.9622 ***	0.9465 ***	0.9613 ***	0.9726 ***	1.0164 ***	0.9994 ***	(0.0721)	(0.0655)	(0.0637)
AIC	18955.8	14866.4	18803.8	19807.7	15548.7	19037.1	20909.2	16110.7	19284.9			

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

図3 教員ICT利用率がテストスコアに及ぼす効果（分位点回帰モデル）



5-3. 教員ICTサポートと学力格差の関係

これまでの分析では、各教科の授業におけるICTを利用する主体が学力向上と学力格差に与える影響を検証してきた。最後に、学力格差を縮小させる要因として、学校の教員へのICTサポート体制に焦点を当て、追加の分析を試みる。

表8の階層線形モデルを用いた分析結果から、教員へのICTサポートが数学、理科、国語の各教科のテストスコアに正の効果を持つことが示唆された。しかし、これらの効果は統計的に有意ではないため、教員へのICTサポートが学生の学力に与える影響は限定的であると考えられる。また、表10に示された分位点回帰モデルを用いた分析結果からも、ICTサポート体制が学力格差に与える影響は限定的であることが確認された。図4及び図5から、散布図が左右対称であり、分位点回帰を用いるのに適した裾の広がり方ではないことが分かる。現状のICTサポートは生徒の学力と関連しておらず、教育現場におけるICTサポートの提供方法や利用方法を再評価し、より効果的な教育支援を目指すべきである。

図4 教員ICTサポートと教科別のテストスコア（散布図と回帰直線）

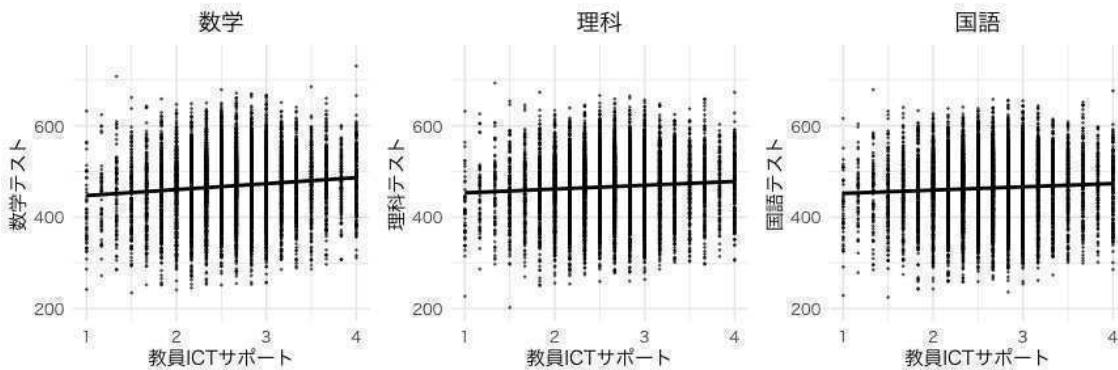


表8 教員ICTサポートがテストスコアに及ぼす効果（階層線型モデル）

固定効果	従属変数 教科別テストスコア		
	数学	理科	国語
(切片)	Model 1 494.8904 *** (5.7626)	Model 2 498.4353 *** (5.6017)	Model 3 513.4509 *** (5.4428)
Level 1(学校レベル)			
教員ICTサポート	1.0160 (0.7221)	0.3844 (0.7322)	0.2421 (0.7730)
私立ダミー	-11.2543 *** (1.1378)	-11.8349 *** (1.1536)	-12.2037 *** (1.2176)
学校サイズ	1.3353 ** (0.4926)	1.4825 ** (0.4994)	3.0256 *** (0.5272)
男性ダミー	-13.7955 *** (2.0755)	-23.4419 *** (2.1046)	-57.7243 *** (2.2223)
社会経済的地位	70.6091 *** (0.7286)	69.5285 *** (0.7386)	72.6207 *** (0.7794)
ランダム効果			
切片	1331.2849	1238.8613	1129.3245
残差	1217.1812	1251.6287	1395.4810
AIC	96144.2	96408.7	97448.3
N	9646	9646	9646
国家数	47	47	47

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05。

(2) ()内は標準誤差。

6. 結論

本稿では、学校におけるICTの利用が学力向上及び学力格差に与える影響を分析した。分析の結果、まず生徒のみがICTを利用する授業では、学力平均点が減少することが明らかになり、仮説1-1は支持されなかった。特に数学では、生徒のICT利用率の増加に伴い、テストスコアが著しく低下する傾向が示された。この結果は、教科や生徒がICTを利用する方法によって、学力向上に逆効果をもたらす可能性があることを示唆しており、Meggiolaro (2018) の指摘するように、コンピュータを使った様々な活動の詳細な区別が重

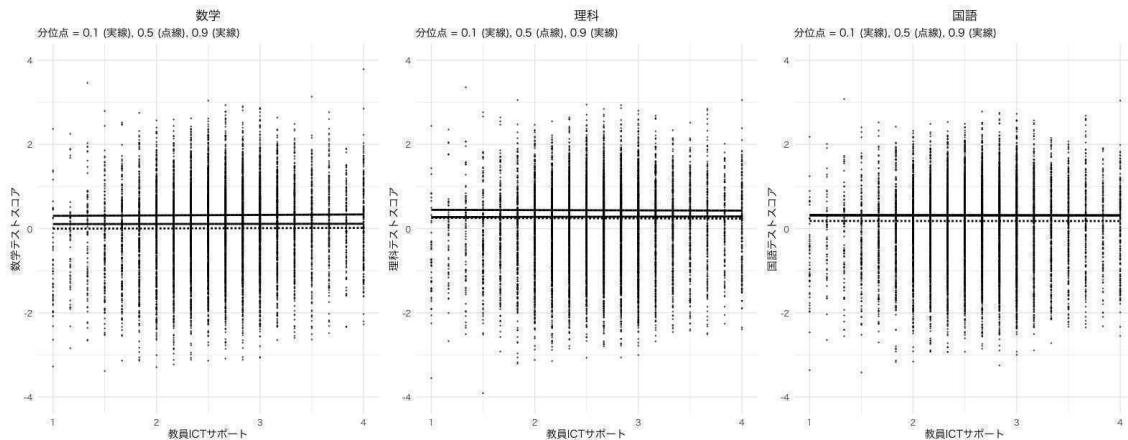
表9 教員ICTサポートがテストスコアに及ぼす効果（分位点回帰モデル）

	数学テストスコア			理科テストスコア			国語テストスコア		
	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点	0.1分位点	0.5分位点	0.9分位点
(切片)	0.5641 *	0.3990 *	0.6209 ***	0.9555 ***	0.7377 ***	0.6454 **	1.0667 ***	0.8971 ***	0.9195 ***
(0.2198)	(0.1623)	(0.1550)	(0.1610)	(0.1552)	(0.2357)	(0.1561)	(0.1284)	(0.2194)	
教員ICTサポート	0.0062	0.0187	0.0334	-0.0184	-0.0175	0.0168	-0.0056	-0.0019	-0.0002
(0.0259)	(0.0213)	(0.0263)	(0.0304)	(0.0268)	(0.0310)	(0.0262)	(0.0230)	(0.0264)	
私立ダミー	-0.2038 *	-0.1643 **	-0.1069 †	-0.1516 †	-0.1623 *	-0.1491 †	-0.1598 *	-0.1453 **	-0.1631 ***
(0.0788)	(0.0563)	(0.0562)	(0.0858)	(0.0782)	(0.0836)	(0.0759)	(0.0540)	(0.0440)	
学校サイズ	0.0467 †	-0.0012	-0.0264	0.0490 *	0.0176	-0.0397 *	0.0483 *	0.0478 *	0.0076
(0.0273)	(0.0202)	(0.0310)	(0.0214)	(0.0178)	(0.0197)	(0.0237)	(0.0194)	(0.0175)	
男性ダミー	-0.3103 ***	-0.2037 †	-0.0796	-0.4466 ***	-0.3595 ***	-0.1583	-0.9250 ***	-0.8447 ***	-0.6387 ***
(0.0808)	(0.1019)	(0.1125)	(0.0842)	(0.0932)	(0.1102)	(0.0892)	(0.1092)	(0.1048)	
社会経済的地位	1.0180 ***	1.0373 ***	0.9981 ***	0.9992 ***	1.0546 ***	1.0254 ***	0.9578 ***	1.0227 ***	1.0022 ***
(0.0739)	(0.0752)	(0.0756)	(0.0739)	(0.0688)	(0.0730)	(0.0705)	(0.0759)	(0.0749)	
AIC	19046.7	14992.6	18836.8	20091.8	15880.2	19430.0	20966.4	16184.1	19354.3

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

図5 教員ICTサポートがテストスコアに及ぼす効果（分位点回帰モデル）



要であることを示している。一方で、教員のみのICT利用は学力平均点を向上させることができ確認され、仮説1-2は支持された。この傾向は特に理科と国語で顕著であり、教員がICTを使って効果的な指導を行なえる可能性があり、ICTを利用した教育が生徒の理解を深める一助となっていると言える。

しかし、本稿の分析結果からはICT利用が学力格差を拡大させる可能性も示唆された。数学では、特にテストスコアが低い生徒と高い生徒との間で格差が拡大していることが明らかになり、理科では教員のICT利用率の増加がテストスコアの高い生徒に対してより大きな恩恵をもたらしていることが示された。これらの結果から、ICTの利用が生徒の学力格差を拡大するとした仮説2-3、仮説2-4が支持され、仮説2-1と仮説2-2は支持されなかつた。特定の生徒層に対してのみICTが恩恵をもたらす可能性があるならば、ICTを活用する際、テストスコアの低い生徒へのサポートが求められるであろう。また、学校による教員へのICTサポートが生徒のテストスコアに及ぼす影響は、各教科に対して正であるものの、統計的に有意でなく、学力格差への影響も一貫しないことから、仮説3-1・3-2は支持され

なかった。さらに、これによる学力格差の縮小も期待できないことが明らかになり、仮説 3-2 は支持されなかった。

総じて、生徒の ICT の利用には学習以外の目的での利用リスクがあるため、適切な監督が行われる環境が必要である。それに加えて、Sanfo (2023) によれば、数学では複雑な問題を解く際に時間の使い方を指導することを推奨している。他にも理科では生徒に直接ツールを使わせるのではなく、例えばミニ実験プロジェクトを通じて ICT を効果的に使えるような指導が有効であること、国語では学習の不安を軽減し、自立した学習者になるための ICT 活用法の指導が重要であると提言している。結果として、学校における ICT への投資や教員への ICT サポート体制は生徒の学業成績に影響を与える要素の一部に過ぎず、学力格差の大幅な改善を期待することは困難である。しかし、ICT は学校と教員との連携、保護者への情報提供など、学業成績では捉えられてない多くの教育的効果を提供する可能性を秘めている。

最後に、本稿での結論を踏まえ、今後の課題や方向性について述べる。まず、本稿では学校における ICT の利用と成績との関連を明らかにしたが、これは因果関係を直接示すものではない。したがって、ICT の利用が報告された成績の差を直接引き起こすと断定することは難しい。また、本稿の分析は PISA の生徒調査アンケートから得たデータに依存しているが、自己報告による測定は参加者が真実や正確な回答をするとは限らないため、完全な信頼性を保証することはできない (Wenglinsky 2005)。アンケートでは、授業での学習や指導を利用する ICT について尋ねているが、実際に生徒が学習に ICT を利用しているか、また教員が ICT を利用しているかについては、生徒の自己申告に依存している。さらに、サンプルの偏りも考慮すべきである。PISA のデータは主に先進国に基づいており、発展途上国や本稿で除外された国々の状況を反映していない。このため、これらの国の状況について語る際には慎重な解釈が必要である。最後に、本稿では学力格差を縮小させる要因として教員への ICT サポートに焦点を当てたが、明確な結果を得ることはできなかった。Bellibas (2016) が提案するように、家庭での教育リソース、ICT の利用可能性、授業規模の縮小などの他の要因も考慮し、学力格差縮小のための更なる研究が求められる。

7. 参考文献

- 元山斎. 2015. 「Commentary 分位点回帰について—理論と応用」『社会と調査』(14): pp.92-97.
- Barrow, Lisa, Markman, Lisa, and Cecilia E. Rouse. 2009. "Technology's Edge: The Educational Benefits of Computer-Aided Instruction." *American Economic Journal: Economic Policy* 1(1): pp.52-74.
- Bates, Douglas, Maechler, Martin, Bolker, Ben, and Steven Walker. 2015. "Fitting Linear

- Mixed-Effects Models Using lme4.” *Journal of Statistical Software* 67(1): pp.1-48.
- Bellibas, Mehmet S. 2016. “Who Are the Most Disadvantaged? Factors Associated with the Achievement of Students with Low Socio-Economic Backgrounds.” *Educational Sciences: Theory and Practice* 16(2): pp.691-710.
- Blurton, Craig. 1999. “New Directions of ICT-Use in Education.” *World Communication and Information Report* pp.46-61.
- Bozkus, Kivanc. 2021. “Digital Devices and Student Achievement: The Relationship in PISA 2018 Data.” *International Online Journal of Education and Teaching* 8(3): pp.1560-1579.
- Bulman, George and Robert W. Fairlie. 2015. “Technology and education: Computers, Software, and the Internet.” *Handbook of the Economics of Education* 5: pp.1-65.
- Carrasco, Marcela R. and F. Javier Murillo Torrecilla. 2012. “Learning Environments with Technological Resources: A Look at Their Contribution to Student Performance in Latin American Elementary Schools.” *Educational Technology Research and Development* 60(6): pp.1107-1128.
- Delen, Erhan and Okan Bulut. 2011. “The Relationship Between Students' Exposure to Technology and Their Achievement in Science and Math.” *Turkish Online Journal of Educational Technology* 10(3): pp.311-317.
- Ertmer, Peggy A. and Anne T. Ottenbreit-Leftwich. 2010. “Teacher Technology Change.” *Journal of Research on Technology in Education* 42(3): pp.255-284.
- Falck, Oliver, Mang, Constantin, and Ludger Woessmann. 2018. “Virtually No Effect? Different Uses of Classroom Computers and Their Effect on Student Achievement.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 80: pp.1-38.
- Fuchs, Thomas and Ludger Woessmann. 2004. “Computers and Student Learning: Bivariate and Multivariate Evidence on the Availability and Use of Computers at Home and at School.” *CESifo Working Paper* (1321): pp.1-20.
- Gellerstedt, Martin, Babaheidari, Said M., and Lars Svensson. 2018. “A First Step Towards a Model for Teachers' Adoption of ICT Pedagogy in Schools.” *Heliyon* 4(9).
- Geraci, Marco. 2014. “Linear Quantile Mixed Models: The lqmm Package for Laplace Quantile Regression.” *Journal of Statistical Software* 57(13): pp.1-29.
- Ghavifekr, Simin, and Wan A.W. Rosdy. 2015. “Teaching and Learning with Technology: Effectiveness of ICT Integration in Schools.” *International Journal of Research in Education and Science* 1(2): pp.175-191.
- Gumus, Sedat and Erkan H. Atalmis. 2011. “Exploring the Relationship between Purpose of Computer Usage and Reading Skills of Turkish Students: Evidence from PISA 2006.” *Turkish Online Journal of Educational Technology* 10(3): pp.129-140.

- Habók, Anita, Magyar, Andrea, Németh, Mária B., and Benő Csapó. 2020. "Motivation and Self-Related Beliefs as Predictors of Academic Achievement in Reading and Mathematics: Structural Equation Models of Longitudinal Data." *International Journal of Educational Research* 103.
- Harrison, Colin, Comber, Chris, Fisher, Tony, Haw, Kaye, Lewin, Cathy, Lunzer, Eric, McFarlane, Angela, Mavers, Di, Scrimshaw, Peter, Somekh, Bridget, and Rob Watling. 2002. "ImpaCT2: The Impact of Information and Communication Technologies on Pupil Learning and Attainment. *ICT in Schools Research and Evaluation Series* (7): pp.1-53.
- Hilbert, Martin. 2011. "The End Justifies the Definition: The Manifold Outlooks on the Digital Divide and Their Practical Usefulness for Policy-Making." *Telecommunications Policy* 35(8): pp.715-736.
- Hockly, Nicky. 2020. *Focus on Learning Technologies*. Oxford University Press.
- Hu, Xiang, Gong, Yang, Lai, Chun, and Frederick K.S. Leung. 2018. "The Relationship Between ICT and Student Literacy in Mathematics, Reading and Science Across 44 Countries: A Multilevel Analysis" *Computers & Education* 125: pp.1-13.
- Karlsson, Linn. 2022. "Computers in Education: The Association Between Computer Use and Test Scores in Primary School." *Education Inquiry* 13(1): pp.56-85.
- Lee, Yuan-Hsuan and Jiun-Yu Wu. 2012. "The Effect of Individual Differences in the Inner and Outer States of ICT on Engagement in Online Reading Activities and PISA 2009 Reading Literacy: Exploring the Relationship Between the Old and New Reading Literacy." *Learning and Individual Differences* 22(3): pp.336-342.
- Lei, Jing and Yong Zhao. 2007. "Technology Uses and Student Achievement: A Longitudinal Study." *Computers & Education* 49(2): pp.284-296.
- Luu, King and John G. Freeman. 2011. "An Analysis of the Relationship Between Information and Communication Technology (ICT) and Scientific Literacy in Canada and Australia." *Computers & Education* 56(4): pp.1072-1082.
- Meggiolaro, Silvia. 2018. "Information and Communication Technologies Use, Gender and Mathematics Achievement: Evidence from Italy." *Social Psychology of Education* 21(2): pp.497-516.
- Mugizi, Wilson and Christopher M. Amwine. 2020. "Information Communication Technology Use and Job Performance of Teachers at a Private International School in Uganda." *Creative Education* 11: pp.166-181.
- Odell, Bryce, Cutumisu, Maria, and Mark Gierl. 2020. "A Scoping Review of the Relationship Between Students' ICT and Performance in Mathematics and Science in the PISA Data." *Soc Psychol Educ* 23(6): pp.1-33.

- OECD. 2014. *PISA 2012 Technical Report* <https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA-2012-technical-report-final.pdf> (2023 年 11 月 11 日).
- OECD. 2019. *PISA 2018 Results: Combined Executive Summaries Volume I, II & III* https://www.oecd.org/pisa/Combined_Executive_Summaries_PISA_2018.pdf (2023 年 11 月 11 日).
- Petko, Dominik, Cantieni, Andrea, and Doreen Prasse. 2017. "Perceived Quality of Educational Technology Matters: A Secondary Analysis of Students' ICT Use, ICT-Related Attitudes, and PISA 2012 Test Scores." *Journal of Educational Computing Research* 54(8): pp.1070-1091.
- Sanfo, Jean-Baptiste M.B. 2023. "Examining Student ICT Use and Learning Outcomes: Evidence from Japanese PISA Data." *Computers and Education Open* 4: pp.1-20.
- Simões, Sofia, Oliveira, Tiago, and Catarina Nunes. 2022. "Influence of Computers in Students' Academic Achievement." 8(3).
- Skryabin, Maxim, Zhang, JingJing, Liu, Luman, and Danhui Zhang. 2015. "How the ICT Development Level and Usage Influence Student Achievement in Reading, Mathematics, and Science." *Computers & Education* 85: pp.49-58.
- Torgerson, Carole and Die Zhu. 2004. "A Systematic Review and Meta-Analysis of the Effectiveness of ICT on Literacy Learning in English." *The Impact of ICT on Literacy Education* 5(16): pp.1-97.
- Wenglinsky, Harold. 2005. "Technology and achievement: The Bottom Line." *Educational Leadership* 63(4): pp.29-32.

第16章

インクルーシブ教育が若年層の向社会的意識に与える影響 —ヨーロッパの国際比較調査によるマルチレベル分析—

深見 花れん

要約

インクルーシブ教育は、全ての人が排除されることなく平等に学ぶことを目的とした制度であるが、障害を持つ子どもの教育ニーズの多様化やそれに対応した環境整備の遅れなどという問題から、批判的な見方も存在する。既存の研究においては、インクルーシブ教育の効果を実証的に分析したものは少なく、特に、インクルーシブ教育を実際に受けた生徒に対してどのような影響があるか研究されたものは少ない。そこで、本稿では、「European Agency Statistics on Inclusive Education」と「Flash Eurobarometer」のデータを用いてマルチレベル分析を行い、ヨーロッパ15カ国において、インクルーシブ教育が若年層の向社会的意識にどのような影響を与えていているのかという観点から、インクルーシブ教育の効果を検証した。分析の結果、インクルーシブ教育が向社会的意識に正の影響を与えるという明確な根拠は得られなかったが、消極的な影響を与えるとも言えない結果となった。少なくとも、インクルーシブ教育という制度は障害を持つ子どもも、持たない子どもの発達どちらにも好影響をもたらすという知見が多く存在するため、向社会的意識という一側面においては、社会全体への広範な影響の懸念なく、今後制度移行の積極的な促進が可能であると考えられる。

1. はじめに

あらゆる人々に対して平等で質の高い教育を確保すること、そしてそのシステムを持続可能なものにしていくことが近年、世界的に重要な課題として取り上げられている。中でも、障害¹の有無にかかわらず平等な教育を実現しようとするインクルーシブ教育もその取り組みの一例である。1993年に国際連合総会で、障害のある人が一市民として、障害のない人と同等の権利を行使できることを目的とした「障害者の機会均等化に関する標準規則」が採択された。そして、1994年にはUNESCOとスペイン政府によって「サラマンカ声明」が

¹ 「障害」という表記には多くの議論が存在するが、本稿では国が定める正式文書においてこの表記が用いられていることから、以下、「障害」と表記する。

採択され、「万人のための教育」を達成する必要性と、学校をインクルーシブな環境に転換する必要性が説かれている²。

UNICEFによれば、インクルーシブ教育とは、「全ての子どもが同じ教室で学ぶことである。それは、障害のある子どもに限らず、少数言語を話す子どもなど伝統的に排除の対象になってきた集団を含む子どものための真の学習の機会である」(筆者訳) という³。また、インクルーシブ教育は、あらゆるバックグラウンドを持つ子どもを多面的に評価し、多様なグループが共に成長するための効果的な制度であるとされている⁴。

しかし、インクルーシブ教育の実効性については、多くの批判や課題が挙げられる。まず、第一に、障害者に対する態度である。栗田・楠見(2014)は、教育や就労のさまざまな場面で社会に依然として残る障害者への偏見や差別を指摘した上で、その原因となる障害者への態度を研究する必要性を説いている。インクルーシブ教育の効果については、障害のある生徒に対する研究が多く、障害のない生徒に関するものは少ないとの指摘もある(Kart and Kart 2021)。障害のない人々がインクルーシブ教育の理念を理解し、彼らの「社会的態度」がより肯定的になれば、インクルーシブ教育制度が目指す、誰もが平等に学び成長することが達成できるのではないかと考える。また、第二に、インクルーシブ教育を実施しようとする動向は見られるものの、国によってその方法や資源は異なる点である。たとえば、EU諸国では SEN (Special Educational Needs, 特別な教育的ニーズ) の子どもがインクルーシブ教育と特別教育どちらに属すか決定するのは親の場合もあれば、専門家が子どもにとつて最適な教育を選択する場合もある(Schwab 2020)。このように、国によってインクルーシブ教育の定義や実践、効果にばらつきが生じる。また、国や学校、指導者がインクルーシブ教育の必要性は認識できいても、大半の学校には多様なニーズを抱える障害を持つ生徒に十分対応できるアクセシビリティが不足しており、さらに専門的な知識や経験を持つ教師の不足、インクルーシブ教育に関する専門性を持った教師を育成する研修の不足が多くの論文で指摘されている(Hrabovets et al. 2020; Leijen et al. 2021; Schwab 2020)。インクルーシブ教育の実践内容に関する事例研究や定義に関する議論はこれまで多く存在するが(e.g. Krischler et al. 2019; Leijen et al. 2021)、既存研究では、インクルーシブ教育による障害のない生徒への影響と、国家の違いを考慮した横断面の効果検証という二つの課題が残されているのである。

以上の問題意識を踏まえ、本稿では、インクルーシブ教育環境に晒された子どもの向社会的意識に注目する。具体的には、「European Agency Statistics on Inclusive Education」と「Flash Eurobarometer」を結合したデータを用いてマルチレベル分析を行い、インクルーシブ教育の国別の導入率の違いが、その国の青少年の向社会的意識に与える影響を検証す

² https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/attach/1396563.htm (2023年11月20日)。

³ <https://www.unicef.org/education/inclusive-education> (2023年11月20日)。

⁴ <https://www.unicef.org/education/inclusive-education> (2023年11月20日)。

ることを試みる。分析結果からは、旧共産主義国ではインクルーシブ教育の導入が進んでいても向社会的意識は低く、一方で非旧共産主義国ではインクルーシブ教育の導入率は低いが向社会的意識は高い傾向が見られた。ただし、全体として、インクルーシブ教育が若者の向社会的意識に与える影響は限定的で正とも負とも言えない結果となった。

第2節では、教師や親といった主体にインクルーシブ教育が与える影響に関する既存の先行研究を整理し、第3節ではインクルーシブ教育が障害のない子どもの向社会的意識に与える影響のメカニズムについて理論仮説を構築する。第4節では、理論仮説の実証に使用するデータと分析方法を示し、その結果と考察を第5節で述べる。最後に第6節では、本稿の分析結果から導出できる結論と示唆を論じる。

2. 先行研究

2-1. インクルーシブ教育に対する教師の態度

インクルーシブ教育に対する教師の態度に関する研究は多く、教師の態度が肯定的なものもあれば否定的なものもある。2000年から2020年までの20年間のインクルーシブ教育に対する55カ国における教師の態度をメタ回帰分析した研究では、平均就学期待年数が長い国ほど、通常学級における教師のインクルージョンに対する態度が好意的であることが明らかになっている(Guillemot et al. 2022)。しかし、性別や年齢、教師の指導経験、学校教育のレベルについては統計的に有意な結果が得られていない(Guillemot et al. 2022; Jury et al. 2021)。

小学校と中学校の教師でインクルーシブ教育に対する態度が異なるという研究もある。小学校の教師の方が95%の信頼区間で中学校の教師より障害を持つ子どもを包摂するべきとする考え方には積極的な態度を示すという。そして、小学校教師の方が自己効力感が高く、障害のある生徒への受け入れのハードルを低く感じるという指摘もある(Parey 2019)。そのため、インクルーシブ教育の対象となる子どもの年齢や教育の段階によってインクルーシブ教育に対する教師の見方に変化が見られる可能性が示唆される。

2-2. インクルーシブ教育に対する親の態度

教育を受ける子どもだけではなく、子どもの教育環境の決定に関与する親の理解や価値観も重要である。ドイツにおける通常学級に通う子どもの親とインクルーシブ学級に通う子どもの親のインクルーシブ教育に対する態度を計量分析した研究では、インクルーシブクラスに通う子どもを持つ親の大多数は全ての障害を持つ生徒に対してかなり肯定的な意見を持つものの、通常のクラスに通う子どもを持つ親はより否定的な考えを持っているこ

とが明らかになっている (Paseka and Schwab 2019)。加えて、身体障害および学習障害のある生徒を受け入れることに関しては、親の学歴や収入が高くなるほど、保護者の態度はより積極的な傾向がある。また、女性の方が精神障害と学習障害に対する受け入れにより寛容な態度をとるという (Paseka and Schwab 2019)。社会経済的地位と教育水準が高く、インクルージョンの経験が多い保護者の方がそうでない保護者より寛容的な態度を持っているという研究もある (de Boer et al. 2010)。

2 – 3. インクルーシブ教育に対するクラスメイトの態度

本稿が特に着目するクラスメイトの態度についても既存研究を整理する。SENの生徒に対して、女性で年齢が高く、インクルーシブ教育や障害のある生徒と接した経験があり、それらに関する知識を持っている生徒は SEN の生徒に対してより肯定的な態度をとった。また、親から障害について聞いたことがあるほど SEN の生徒に対して肯定的な態度をとるが、中程度から重度の障害がある生徒に対しては否定的な態度をとる (de Boer et al. 2010)。

加えて、インクルーシブ教育が障害のないクラスメイトの態度にポジティブな影響を与えるとする研究がある。包括的で多様なクラスメイトがいる環境に置かれることで、生徒間の共感・理解・受容の姿勢が形成され、向社会的態度の発達を促すという (Spörer et al. 2020)。

以上のように、先行研究では、インクルーシブ教育に対するさまざまな主体の態度が検証されている。ただし、その態度は正の側面と負の側面両方の可能性が示唆されている。また、そもそもインクルーシブ教育の目的とは、多様な子どもが共に学んで共に成長することであり、それを達成するためには目的を子どもたち自身が理解し、どんな仲間とも協働するべきだとする価値観を持つようになることが必要であると考える。これらを踏まえ、本稿は実際にインクルーシブな教育環境で教育を受けた若年層の意識はどのような影響を受けるかという点に着目する。

3. 理論仮説

本節では、既存研究を参考に、インクルーシブ教育が若者の向社会的意識に与える影響に関する理論を構築する。前節のように、インクルーシブ教育に対する生徒の態度には賛否両論ある。たしかに、インクルーシブ教育を受けた生徒が低学年以降になると学業成績に負の影響を与える可能性を指摘した論文がある (Kart and Kart 2021)。しかし、インクルーシブ教育が障害のない生徒に対してはプラスの影響や中立的な影響を指摘する研究が多く、こうした否定的な影響は非常に小さい (Kart and Kart 2021)。実際に、Ogelman and Secer (2012) は、包括的で多様なクラスメイトがいる環境に晒されることで、生徒間の共感・理

解・受容の姿勢が形成され、向社会的態度の発達を促すとの見方を示している。このように、インクルーシブ教育を通じた障害のあるクラスメイトとの接触によって、障害のない子どもの向社会的な意識を生み出す可能性が考えられる。

本稿では、団体参加・投票行動・政策選好の3つの行動を向社会的意識を測る指標として設定したい。Putnam et al. (1997) は、組織への参加は向社会的な態度を形成するのに効果的であり、民主主義の発展に寄与すると主張している。①団体参加に関して、インクルーシブ教育を受けることでボランティア団体や政治団体などの活動に積極的に参加するようになる可能性が考えられる。また、投票行動が向社会的行動の誘引に関連するという研究もある。頻繁に投票参加する人は、そうでない人より、干ばつの際に水の使用を大幅に控えるという向社会的といえる協力的な態度をとった (Bolsen et al. 2014)。そこで、②投票参加に関して、インクルーシブ教育を受けることで当事者意識が高まり、政治参加するようになる可能性が考えられる。③政策選好に関して、インクルーシブ教育を受けることで、福祉や外国人の受け入れなどの再分配政策に賛同するようになるとえた。先行研究では、インクルーシブ教育には積極的な影響を示す研究が多くあること、そして、子どもの教育段階によってインクルーシブ教育に対する態度が変化するということを踏まえ、以下2つの理論仮説を立てた。

仮説1 インクルーシブ教育の導入率が高い国ほど、若年層の向社会的意識が高まる。

仮説2 インクルーシブ教育の導入時点の教育段階が上がるほど、若年層の向社会的意識が高まる。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、理論仮説を検証するに伴い、2016・2017学校年に調査が行われた「European Agency Statistics on Inclusive Education」のデータテーブル⁵から収集したEU諸国のインクルーシブ教育の導入率のデータと、「Flash Eurobarometer」の European Youth & Studentsで2017年に調査が行われた Flash Eurobarometer 455 (European Youth) の若

⁵ 男女と年齢ごとのデータ入手するため、「European Agency Statistics on Inclusive Education」の Data tables and background information からデータセットを作成した。<https://www.european-agency.org/activities/data/data-tables-background-information> (2023年11月20日)。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
インクルーシブ教育導入率	SENの公式認定を受けた学習者のうち、少なくとも80%の期間、通常クラスで教育を受けている学習者の数÷全ての正式な教育環境に在籍している学習者の数×100。	「European Agency Statistics on Inclusive Education」
団体参加	「過去1年間に、以下の組織の活動に参加しましたか？」という質問に対して、以下の項目で「はい」(=1)と回答された数の合計値(1:スポーツクラブ、2:ユースクラブ等、3:文化団体、4:政治団体または政党、5:ボランティア活動を行う団体、6:気候変動／環境問題の分野で活動する団体、7:人権またはグローバル開発を推進する団体、8:他の非政府組織等)。	「Flash Eurobarometer European Youth & Students Flash Eurobarometer 455 (European Youth)」(2017)
投票参加	「過去3年間に、地方、地域、国、EUレベルの政治選挙に投票しましたか。その時点で選挙権がなかった場合は、その旨をお答えください。」という質問に対して、以下の項目で「はい」(=1)と回答された数の合計値(1:リージョンレベル、2:ローカルレベル、3:国レベル、4:EUレベル)。	「Flash Eurobarometer European Youth & Students Flash Eurobarometer 455 (European Youth)」(2017)
政策選好	「欧州連帯団体は欧州委員会の新しい取り組みで、若者が自国や海外で、欧州各地の地域社会や人々のためになるプロジェクトにボランティアとして参加したり、働いたりする機会を創出するものです。以下のどの分野において、EUは若者の連帯表明を促すために行動を起こすべきだと思いますか？」という質問に対して、以下の項目で「はい」(=1)と回答された数の合計値(1:第三国民の受け入れと統合、2:教育と研修、3:起業、4:雇用、5:福祉と社会扶助、6:地域協力と結束、7:市民権および民主的参加)。	「Flash Eurobarometer European Youth & Students Flash Eurobarometer 455 (European Youth)」(2017)
性別	サーベイ回答者の性別(女性=1、男性=0)。	
年齢	サーベイ回答者の年齢(15~30歳)。	
自営業ダミー	サーベイ回答者の職業(自営業=1、そうではない=0)。	
被雇用者ダミー	サーベイ回答者の職業(被雇用者=1、そうではない=0)。	
肉体労働者ダミー	サーベイ回答者の職業(肉体労働者=1、そうではない=0)。	
教育修了までの年数	サーベイ回答者の教育を修了するまでの年数(1:15年以下、2:16~19年、3:20年以上、4:学習継続中、5:フルタイム教育を受けていないの項目を1:フルタイム教育を受けていない、2:15年以下、3:16~19年、4:20年以上に反転させ、4:学習継続中に関しては教育開始年齢を7歳として現年齢から引いた時に15年以下であれば1、16~19年であれば2、20年以上であれば3として変換)。	
旧共産主義国ダミー	旧共産主義国=1、非旧共産主義国=0。	堀林(2015)を参考に判別し作成
log(一人当たりGDP)	国別の一人当たりGDPを自然対数化した値。	World Bank Data

年者の向社会的意識を含む個票データを結合したデータセットを構築した⁶。

分析に使用する変数は表1の変数説明にまとめた。第一に、独立変数は「European Agency Statistics on Inclusive Education」のインクルーシブ教育における、SENの公式認定を受けた子ども／学習者の就学率に設定し、これをインクルーシブ教育導入率とする。計算方法は、SENの公式認定を受けた学習者のうち、少なくとも80%の期間、主流クラスで教育を受けている学習者の数÷全ての正式な教育環境に在籍する学習者の数×100である⁷。また、調査対象は、9歳、15歳、17歳の男女である。それぞれ初等教育、中等教育、高等教育における教育段階として捉え、それぞれの時点におけるインクルーシブ教育導入の効果の差

⁶ 分析対象国は、ブルガリア、キプロス、チェコ、デンマーク、エストニア、スペイン、フランス、ハンガリー、アイルランド、リトアニア、ポーランド、ポルトガル、スウェーデン、スロベニア、スロバキアの計15カ国である。

⁷ 計算方法は「European Agency Statistics on Inclusive Education」の2016・2017学校年Cross-Country Report・p.67参照。https://www.european-agency.org/sites/default/files/easie_2018_dataset_cross-country_report.docx(2023年11月20日)。

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
団体参加	5868	0.9092	1.2510	0	8
投票参加	5868	1.5225	1.4323	0	4
政策選好	5868	2.4419	0.8154	0	3
スポーツクラブへの参加	5868	0.2517	0.4340	0	1
ユースクラブ等への参加	5868	0.1645	0.3707	0	1
文化団体への参加	5868	0.1285	0.3347	0	1
政治団体または政党への参加	5868	0.0521	0.2223	0	1
ボランティア活動を行う団体への参加	5868	0.1116	0.3149	0	1
気候変動／環境問題の分野で活動する団体への参加	5868	0.0424	0.2016	0	1
人権またはグローバル開発を推進する団体への参加	5868	0.0600	0.2375	0	1
その他の非政府組織等への参加	5868	0.0983	0.2978	0	1
ローカルレベルの投票への参加	5868	0.4458	0.4971	0	1
リージョンレベルの投票への参加	5868	0.3410	0.4741	0	1
国レベルの投票への参加	5868	0.5269	0.4993	0	1
EUレベルの投票への参加	5868	0.2088	0.4065	0	1
第三国国民の受け入れと統合	5868	0.2718	0.4449	0	1
教育と研修	5868	0.6549	0.4754	0	1
起業	5868	0.3362	0.4725	0	1
雇用	5868	0.4484	0.4974	0	1
福祉と社会扶助	5868	0.3132	0.4638	0	1
地域協力と結束	5868	0.1777	0.3823	0	1
市民権および民主的参加	5868	0.2396	0.4269	0	1
インクルーシブ教育導入率（9歳時点）	5868	4.8745	4.3931	0.0900	22
インクルーシブ教育導入率（15歳時点）	5868	5.0569	3.5327	0.1200	12.2500
インクルーシブ教育導入率（17歳時点）	5868	2.9695	2.8285	0.0100	9.9300
性別	5868	0.4722	0.4993	0	1
年齢	5868	23.5435	3.9841	15	30
自営業ダミー	5868	0.0683	0.2523	0	1
被雇用者ダミー	5868	0.4039	0.4907	0	1
肉体労働者ダミー	5868	0.0743	0.2623	0	1
教育修了までの年数	5868	2.7587	1.2355	1	4
旧共産主義国ダミー	5868	0.5416	0.4983	0	1
log（一人当たりGDP）	5868	10.0208	0.5828	8.9325	11.0492

異を同時に観察する。

次に、従属変数は若者の向社会的意識を測定可能と考えられる質問を検討した結果、「Flash Eurobarometer」の Flash Eurobarometer 455 (European Youth) の 15~30 歳を対象にしたサーベイデータに依拠する。具体的には、前節で述べた①団体参加、②投票参加、③政策選好の 3 点を、向社会的意識を測る指標として用いる。表 1 の通り、①では、スポーツクラブ、ユースクラブ等、文化団体、政治団体または政党、ボランティア活動を行う団体、気候変動／環境問題の分野で活動する団体、人権またはグローバル開発を推進する団体、その他の非政府組織等への参加の 8 種類の団体参加、②では、ローカルレベル、リージョンレベル、国レベル、EU レベルへの参加の 4 種類の投票参加、③では、第三国国民の受け入れと統合、教育と研修、起業、雇用、福祉と社会扶助、地域協力と結束、市民権および民主的参加の 7 種類の政策選好について尋ねている。各団体への参加、各レベルの投票への参加、または各政策への同意に対する「はい」 = 1、「いいえ」 = 0 の回答結果について、無回答や不明を除いた上で、それぞれの個別の回答結果のダミー変数と、①~③の合計値を算出した。

その他に、統制変数として、性別、年齢、職業、教育修了までの年数、旧共産主義国ダミー、一人当たりのGDPを自然対数化した値を投入した。ただし、職業については自営業、被雇用者、肉体労働者、学生の4つのカテゴリをそれぞれダミー変数として投入して、学生を基準カテゴリとして除外した。また、旧共産主義国ダミーは、堀林（2005）の論文を参考に旧共産主義国と非旧共産主義国を判別した⁸。

4－2. 推定方法

上記の変数を使用して、個人と個人が所属する集団の階層構造を考慮した分析が可能なマルチレベル分析で推定する。対象は、全てのデータが揃っているヨーロッパ15カ国⁹に絞った。ここでは、ランダム切片モデルを使用して、国ごとの平均値の違いを表すランダム効果を投入した。

5. 分析結果

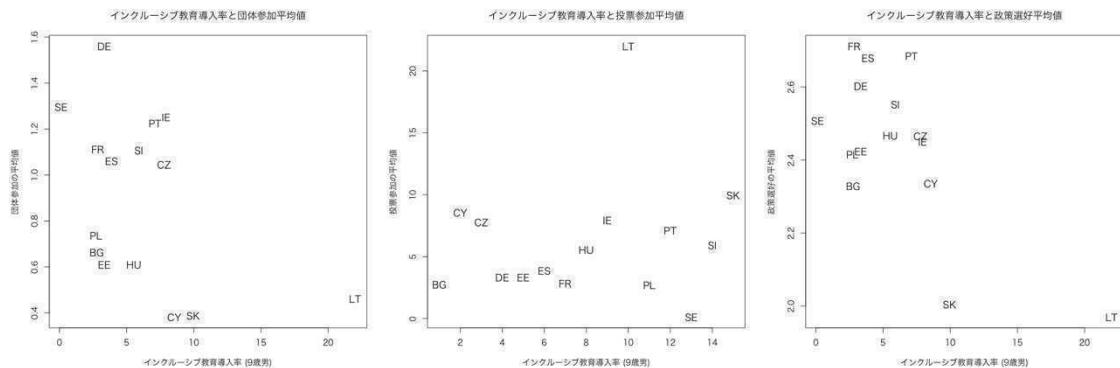
5－1. 国別平均値の比較

まず、図1のように、国ごとの全体の傾向を推定するために、9歳時点の男子のインクルーシブ教育導入率と、①団体参加、②投票参加、③政策選好のそれぞれの参加数合計の国別平均値の単純散布図を作成した。散布図を見ると、リトアニアやスロバキアといった旧共産主義国はインクルーシブ教育の導入率が高く、向社会的意識は低い傾向が確認された。対照的に、経済発展している傾向にあるスウェーデンやデンマークといった非旧共産主義国では、向社会的意識を持つ人は多いがインクルーシブ教育への転換は遅れている。こういった国では、すでに教育制度が標準化されているためにインクルーシブ教育の導入が進んでいない可能性が考えられる。

⁸ 旧共産主義国として該当する国は、ブルガリア、チェコ、エストニア、リトアニア、ハンガリー、リトアニア、ポーランド、スロベニア、スロバキアの計9カ国である。

⁹ BG:ブルガリア、CY:キプロス、CZ:チェコ、DE:デンマーク、EE:エストニア、ES:スペイン、FR:フランス、HU:ハンガリー、IE:アイルランド、LT:リトアニア、PL:ポーランド、PT:ポルトガル、SE:スウェーデン、SI:スロベニア、SK:スロバキア。

図1 インクルーシブ教育導入率と若年層の向社会的意識の国別平均値



5-2. インクルーシブ教育導入率と若年層の向社会的意識の関係

次に、表3～5のように、従属変数それぞれに対してマルチレベル分析を行い、インクルーシブ教育の導入が若年層の向社会的意識に与える効果を検証した。ユースクラブ等への参加、政治団体または政党への参加、その他非政府組織等への参加、地域協力と結束において、一部インクルーシブ教育が向社会的行動に負の影響を与えるという傾向が見られるが、全体として、インクルーシブ教育が向社会性に正または負の影響を与えるという一貫した結果は確認できなかった。これは、仮説1に反する結果である。

団体参加では、統制変数である性別、年齢、肉体労働者ダミー、教育修了までの年数で有意に負の傾向がある。特に、有意に負の効果が見られたユースクラブ等への参加では、教育段階が上がるごとに向社会的意識は低くなるという結果になった。ただし、インクルーシブ教育導入率の効果が、導入段階が上がるほど強まるという一貫した傾向は見られない。よって、仮説2は必ずしも支持されなかった。

投票参加では、どのレベルでも有意な結果は得られなかった。統制変数に関しては性別、年齢などが統計的に有意な結果となり、職業も関連している可能性がある。しかし、インクルーシブ教育の導入が投票行動に及ぼす影響にはばらつきがある。

インクルーシブ教育と政策選好の関係にもばらつきが見られたが、地域協力と結束の9歳時点と15歳時点で負に有意な結果となった。また、教育段階が上がるごとに向社会的意識は低くなる傾向が確認されたため、仮説2に反する結果となった。

以上のように、2つ目の分析においては傾向に一貫性がなく、仮説1と仮説2に整合的な結果は得られなかった。このような結果になった背景には、インクルーシブ教育導入率の低さがあると考える。表2の記述統計や図1の国別平均値比較からも分かるように、ヨーロッパの調査対象国のインクルーシブ教育導入率は最小で1%にも満たず、最大でも22%にとどまる。ゆえに、インクルーシブ教育の導入率がヨーロッパ15カ国ですら低く、現状では社会全体への影響には繋がっていない可能性が考えられるため、本稿の分析では、インクルーシブ教育の効果が観察できなかつたのかもしれない。

表3 インクルーシブ教育導入に対する若年層の団体参加への影響

固定効果	従属変数					
	スポーツクラブへの参加			ユースクラブ等への参加		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	-0.8749 (0.5021)	-0.8925 (0.5121)	-0.8854 (0.4761)	-0.0571 (0.3371)	-0.0924 (0.3745)	-0.0911 (0.3654)
Level 1(個人レベル)						
性別	-0.1088 *** (0.0144)	-0.1093 *** (0.0169)	-0.1102 *** (0.0134)	-0.0391 *** (0.0118)	-0.0435 ** (0.0140)	-0.0343 ** (0.0113)
年齢	-0.0109 *** (0.0020)	-0.0109 *** (0.0020)	-0.0109 *** (0.0020)	-0.0081 *** (0.0017)	-0.0081 *** (0.0017)	-0.0081 *** (0.0017)
自営業ダミー	0.0487 (0.0249)	0.0487 (0.0249)	0.0483 (0.0249)	-0.0212 (0.0216)	-0.0212 (0.0216)	-0.0224 (0.0215)
被雇用者ダミー	0.0293 (0.0155)	0.0291 (0.0155)	0.0289 (0.0155)	0.0030 (0.0134)	0.0023 (0.0134)	0.0019 (0.0134)
肉体労働者ダミー	-0.0110 (0.0237)	-0.0109 (0.0238)	-0.0116 (0.0237)	-0.0701 *** (0.0205)	-0.0703 *** (0.0206)	-0.0706 *** (0.0206)
教育修了までの年数	-0.0091 (0.0072)	-0.0091 (0.0072)	-0.0092 (0.0072)	-0.0288 *** (0.0062)	-0.0286 *** (0.0062)	-0.0287 *** (0.0062)
旧共産主義国ダミー	0.0153 (0.0557)	0.0174 (0.0576)	0.0214 (0.0532)	0.0258 (0.0375)	0.0335 (0.0423)	0.0297 (0.0409)
log(GDP)	0.1449 ** (0.0476)	0.1466 ** (0.0486)	0.1464 ** (0.0451)	0.0537 (0.0319)	0.0576 (0.0355)	0.0563 (0.0346)
Level 2(国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率(9歳時点)	-0.0036 (0.0033)			-0.0075 ** (0.0024)		
インクルーシブ教育導入率(15歳時点)		-0.0035 (0.0042)			-0.0084 * (0.0034)	
インクルーシブ教育導入率(17歳時点)			-0.0079 (0.0051)			-0.0111 ** (0.0041)
ランダム効果						
切片	0.0040	0.0042	0.0035	0.0016	0.0021	0.0020
残差	0.1734	0.1734	0.1734	0.1301	0.1301	0.1301
AIC	6487.8	6487.8	6486.0	4800.9	4803.1	4801.6
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

固定効果	従属変数					
	文化団体への参加			政治団体または政党への参加		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	-0.2394 (0.4544)	-0.2610 (0.4913)	-0.2537 (0.4609)	-0.1279 (0.2047)	-0.1365 (0.2058)	-0.1359 (0.1922)
Level 1(個人レベル)						
性別	-0.0097 (0.0117)	-0.0073 (0.0140)	-0.0097 (0.0110)	-0.0233 ** (0.0072)	-0.0275 *** (0.0083)	-0.0238 *** (0.0067)
年齢	0.0020 (0.0016)	0.0020 (0.0016)	0.0020 (0.0016)	0.0007 (0.0011)	0.0007 (0.0011)	0.0007 (0.0011)
自営業ダミー	-0.0081 (0.0197)	-0.0082 (0.0197)	-0.0085 (0.0197)	0.0124 (0.0132)	0.0125 (0.0132)	0.0120 (0.0131)
被雇用者ダミー	-0.0022 (0.0122)	-0.0024 (0.0122)	-0.0026 (0.0122)	-0.0098 (0.0082)	-0.0100 (0.0082)	-0.0102 (0.0082)
肉体労働者ダミー	-0.0415 * (0.0188)	-0.0413 * (0.0188)	-0.0419 * (0.0188)	-0.0180 (0.0125)	-0.0184 (0.0125)	-0.0185 (0.0125)
教育修了までの年数	-0.0110 (0.0057)	-0.0110 (0.0057)	-0.0111 (0.0057)	0.0052 (0.0038)	0.0052 (0.0038)	0.0052 (0.0038)
旧共産主義国ダミー	0.0055 (0.0504)	0.0052 (0.0551)	0.0107 (0.0514)	-0.0153 (0.0227)	-0.0102 (0.0233)	-0.0117 (0.0216)
log(GDP)	0.0376 (0.0431)	0.0392 (0.0467)	0.0391 (0.0437)	0.0183 (0.0194)	0.0198 (0.0195)	0.0193 (0.0182)
Level 2(国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率(9歳時点)	-0.0041 (0.0028)			-0.0023 (0.0015)		
インクルーシブ教育導入率(15歳時点)		-0.0030 (0.0036)			-0.0035 (0.0019)	
インクルーシブ教育導入率(17歳時点)			-0.0078 (0.0046)			-0.0048 * (0.0022)
ランダム効果						
切片	0.0033	0.0040	0.0035	0.0006	0.0006	0.0005
残差	0.1083	0.1083	0.1083	0.0484	0.0484	0.0484
AIC	3734.8	3735.6	3732.9	-986.2	-987.7	-988.9
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

表3 インクルーシブ教育導入に対する若年層の団体参加への影響（続き）

固定効果	従属変数					
	ボランティア活動を行う団体への参加			気候変動／環境問題の分野で活動する団体		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	-0.4407 (0.3359)	-0.4560 (0.3419)	-0.4551 (0.3436)	-0.1325 (0.1444)	-0.1391 (0.1422)	-0.1398 (0.1437)
Level 1 (個人レベル)						
性別	-0.0262 * (0.0105)	-0.0196 (0.0123)	-0.0206 * (0.0099)	-0.0011 (0.0062)	-0.0038 (0.0070)	-0.0006 (0.0059)
年齢	0.0003 (0.0015)	0.0003 (0.0015)	0.0003 (0.0015)	0.0001 (0.0010)	0.0001 (0.0010)	0.0001 (0.0010)
自営業ダミー	0.0088 (0.0186)	0.0083 (0.0186)	0.0083 (0.0120)	0.0084 (0.0120)	0.0085 (0.0120)	0.0080 (0.0120)
被雇用者ダミー	-0.0045 (0.0116)	-0.0048 (0.0116)	-0.0048 (0.0116)	-0.0054 (0.0074)	-0.0057 (0.0074)	-0.0058 (0.0074)
肉体労働者ダミー	-0.0211 (0.0177)	-0.0205 (0.0177)	-0.0206 (0.0177)	-0.0079 (0.0114)	-0.0083 (0.0114)	-0.0082 (0.0114)
教育修了までの年数	-0.0011 (0.0054)	-0.0011 (0.0054)	-0.0011 (0.0054)	-0.0019 (0.0034)	-0.0018 (0.0034)	-0.0019 (0.0034)
旧共産主義国ダミー	0.0030 (0.0373)	-0.0022 (0.0386)	-0.0010 (0.0384)	-0.0047 (0.0161)	-0.0014 (0.0162)	-0.0032 (0.0161)
log (GDP)	0.0570 (0.0318)	0.0573 (0.0324)	0.0574 (0.0326)	0.0190 (0.0136)	0.0201 (0.0134)	0.0197 (0.0136)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0023 (0.0023)			-0.0017 (0.0011)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		0.0001 (0.0030)			-0.0024 (0.0015)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			-0.0006 (0.0037)			-0.0028 (0.0018)
ランダム効果						
切片	0.0017	0.0018	0.0018	0.0003	0.0002	0.0003
残差	0.0967	0.0967	0.0967	0.0402	0.0402	0.0402
AIC	3063.9	3064.3	3063.9	-2084.4	-2085.4	-2085.6
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。 (2) ()内は標準誤差。

固定効果	従属変数					
	人権またはグローバル開発を推進する団体への参加			その他の非政府組織等への参加		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	-0.1641 (0.3049)	-0.1764 (0.3142)	-0.1752 (0.3163)	-0.1508 (0.2806)	-0.1583 (0.2620)	-0.1607 (0.2845)
Level 1 (個人レベル)						
性別	0.0041 (0.0082)	0.0037 (0.0097)	0.0058 (0.0078)	-0.0217 * (0.0097)	-0.0319 ** (0.0110)	-0.0225 * (0.0092)
年齢	0.0014 (0.0011)	0.0014 (0.0011)	0.0014 (0.0011)	0.0029 * (0.0014)	0.0029 * (0.0014)	0.0029 * (0.0014)
自営業ダミー	0.0147 (0.0139)	0.0148 (0.0139)	0.0145 (0.0139)	0.0117 (0.0176)	0.0122 (0.0176)	0.0113 (0.0176)
被雇用者ダミー	0.0059 (0.0087)	0.0058 (0.0087)	0.0057 (0.0087)	-0.0032 (0.0110)	-0.0034 (0.0110)	-0.0036 (0.0110)
肉体労働者ダミー	-0.0251 (0.0133)	-0.0251 (0.0133)	-0.0253 (0.0133)	-0.0379 * (0.0168)	-0.0386 * (0.0168)	-0.0387 * (0.0168)
教育修了までの年数	-0.0111 ** (0.0040)	-0.0111 ** (0.0040)	-0.0112 ** (0.0040)	-0.0147 ** (0.0051)	-0.0147 ** (0.0051)	-0.0147 *** (0.0051)
旧共産主義国ダミー	-0.0210 (0.0338)	-0.0194 (0.0353)	-0.0197 (0.0353)	-0.0106 (0.0312)	0.0003 (0.0297)	-0.0059 (0.0319)
log (GDP)	0.0241 (0.0289)	0.0253 (0.0298)	0.0250 (0.0300)	0.0252 (0.0266)	0.0276 (0.0248)	0.0265 (0.0269)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0026 (0.0019)			-0.0028 (0.0020)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		-0.0025 (0.0024)			-0.0060 * (0.0025)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			-0.0039 (0.0032)			-0.0059 (0.0032)
ランダム効果						
切片	0.0015	0.0016	0.0016	0.0011	0.0010	0.0012
残差	0.0544	0.0544	0.0544	0.0871	0.0871	0.0871
AIC	-298.9	-298.7	-299.6	2451.0	2447.0	2448.7
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。 (2) ()内は標準誤差。

表4 インクルーシブ教育導入に対する若年層の投票参加への影響

固定効果	従属変数					
	ローカルレベルの投票への参加			リージョンレベルの投票への参加		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	0.5851 (0.9720)	0.5602 (0.9886)	0.5653 (0.9778)	0.5566 (1.4556)	0.5738 (1.4214)	0.5818 (1.3785)
Level 1 (個人レベル)						
性別	-0.0379 * (0.0173)	-0.0384 (0.0203)	-0.0362 * (0.0163)	-0.0329 (0.0169)	-0.0413 * (0.0196)	-0.0472 ** (0.0159)
年齢	0.0355 *** (0.0022)	0.0355 *** (0.0022)	0.0355 *** (0.0022)	0.0290 *** (0.0020)	0.0290 *** (0.0020)	0.0290 *** (0.0020)
自営業ダミー	-0.0736 ** (0.0269)	-0.0734 ** (0.0269)	-0.0740 ** (0.0249)	-0.0197 (0.0249)	-0.0193 (0.0250)	-0.0193 (0.0249)
被雇用者ダミー	-0.0074 (0.0167)	-0.0075 (0.0167)	-0.0077 (0.0167)	0.0251 (0.0155)	0.0252 *** (0.0155)	0.0253 *** (0.0155)
肉体労働者ダミー	-0.0409 (0.0257)	-0.0408 (0.0257)	-0.0412 (0.0257)	-0.0478 * (0.0239)	-0.0479 * (0.0239)	-0.0481 * (0.0239)
教育修了までの年数	0.0270 *** (0.0077)	0.0269 *** (0.0077)	0.0269 *** (0.0077)	0.0020 *** (0.0072)	0.0020 (0.0072)	0.0020 (0.0072)
旧共産主義国ダミー	-0.1571 (0.1075)	-0.1542 (0.1100)	-0.1526 (0.1086)	-0.2285 (0.1607)	-0.2218 (0.1573)	-0.2143 (0.1525)
log (GDP)	-0.0910 (0.0923)	-0.0887 (0.0939)	-0.0893 (0.0929)	-0.0783 (0.1383)	-0.0786 (0.1351)	-0.0782 (0.1310)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0053 (0.0045)			0.0024 (0.0045)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		-0.0051 (0.0054)			-0.0005 (0.0053)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			-0.0089 (0.0075)			-0.0051 (0.0077)
ランダム効果						
切片	0.0161	0.0167	0.0163	0.0369	0.0351	0.0330
残差	0.2018	0.2018	0.2018	0.1740	0.1740	0.1740
AIC	7390.8	7390.9	7389.7	6533.1	6533.1	6531.9
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

固定効果	従属変数					
	国レベルの投票への参加			EUレベルの投票への参加		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	0.7992 (1.2612)	0.7625 (1.2912)	0.7641 (1.2909)	-0.4116 (0.8617)	-0.4040 (0.8381)	-0.3862 (0.7393)
Level 1 (個人レベル)						
性別	-0.0569 ** (0.0175)	-0.0468 * (0.0204)	-0.0450 ** (0.0165)	-0.0532 *** (0.0148)	-0.0553 ** (0.0172)	-0.0707 *** (0.0135)
年齢	0.0427 *** (0.0021)	0.0427 *** (0.0021)	0.0427 *** (0.0021)	0.0236 *** (0.0018)	0.0236 *** (0.0018)	0.0236 *** (0.0018)
自営業ダミー	-0.0161 (0.0262)	-0.0164 (0.0262)	-0.0167 (0.0262)	-0.0048 (0.0227)	-0.0047 (0.0227)	-0.0046 (0.0227)
被雇用者ダミー	0.0107 * (0.0163)	0.0104 * (0.0163)	0.0103 * (0.0163)	0.0070 (0.0141)	0.0070 (0.0141)	0.0070 (0.0141)
肉体労働者ダミー	-0.0822 ** (0.0250)	-0.0820 ** (0.0250)	-0.0821 ** (0.0250)	-0.0760 *** (0.0217)	-0.0760 *** (0.0217)	-0.0764 *** (0.0217)
教育修了までの年数	0.0125 (0.0075)	0.0124 (0.0075)	0.0124 (0.0075)	0.0077 (0.0065)	0.0077 (0.0065)	0.0076 (0.0065)
旧共産主義国ダミー	-0.0839 (0.1393)	-0.0904 (0.1431)	-0.0906 (0.1429)	-0.0496 (0.0953)	-0.0484 (0.0932)	-0.0304 (0.0822)
log (GDP)	-0.1208 (0.1198)	-0.1191 (0.1227)	-0.1195 (0.1227)	0.0089 (0.0818)	0.0085 (0.0796)	0.0097 (0.0702)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0062 (0.0046)			0.0013 (0.0038)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		-0.0025 (0.0055)			0.0005 (0.0046)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			-0.0038 (0.0079)			-0.0094 (0.0061)
ランダム効果						
切片	0.0275	0.0289	0.0289	0.0127	0.0120	0.0092
残差	0.1917	0.1918	0.1918	0.1443	0.1443	0.1443
AIC	7098.7	7099.9	7099.1	5426.8	5426.5	5423.9
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

表5 インクルーシブ教育導入に対する若年層の政策選好への影響

固定効果	従属変数					
	第三国国民の受け入れと統合			教育と研修		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	0.3476 (0.5372)	0.3317 (0.5675)	0.3376 (0.5526)	0.9640 (0.5084)	0.9441 (0.5330)	0.9477 (0.5215)
Level 1 (個人レベル)						
性別	0.0552 (0.0149)	0.0716 (0.0176)	0.0608 (0.0141)	0.0308 (0.0159)	0.0380 * (0.0187)	0.0353 * (0.0151)
年齢	-0.0039 *** (0.0020)	-0.0038 *** (0.0020)	-0.0039 *** (0.0020)	0.0027 (0.0023)	0.0027 (0.0023)	0.0027 (0.0023)
自営業ダミー	-0.0276 (0.0255)	-0.0284 (0.0255)	-0.0278 (0.0255)	-0.0415 (0.0281)	-0.0419 (0.0281)	-0.0419 (0.0281)
被雇用者ダミー	-0.0083 (0.0159)	-0.0084 (0.0159)	-0.0083 (0.0159)	0.0274 (0.0175)	0.0270 (0.0175)	0.0270 (0.0175)
肉体労働者ダミー	-0.0627 ** (0.0243)	-0.0620 * (0.0243)	-0.0623 * (0.0243)	-0.0347 (0.0268)	-0.0338 (0.0268)	-0.0344 (0.0268)
教育修了までの年数	-0.0126 (0.0073)	-0.0126 (0.0073)	-0.0126 (0.0073)	-0.0069 (0.0081)	-0.0069 (0.0081)	-0.0069 (0.0081)
旧共産主義国ダミー	-0.1868 ** (0.0596)	-0.2015 ** (0.0638)	-0.1921 ** (0.0617)	-0.0393 (0.0564)	-0.0447 (0.0601)	-0.0409 (0.0583)
log (GDP)	0.0140 (0.0509)	0.0128 (0.0539)	0.0140 (0.0524)	-0.0337 (0.0481)	-0.0331 (0.0506)	-0.0329 (0.0494)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0011 (0.0034)			-0.0031 (0.0035)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		0.0043 (0.0044)			-0.0005 (0.0046)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			0.0016 (0.0057)			-0.0029 (0.0057)
ランダム効果						
切片	0.0046	0.0052	0.0049	0.0039	0.0044	0.0042
残差	0.1817	0.1817	0.1817	0.2215	0.2214	0.2214
AIC	6764.9	6763.7	6764.0	7919.8	7920.0	7919.4
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。 (2) ()内は標準誤差。

固定効果	従属変数					
	起業			雇用		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	1.3397 * (0.6249)	1.3357 * (0.6254)	1.3392 * (0.6440)	0.8530 (0.7821)	0.8474 (0.7939)	0.8557 (0.7958)
Level 1 (個人レベル)						
性別	-0.0899 *** (0.0164)	-0.0904 *** (0.0192)	-0.0922 *** (0.0154)	0.0342 (0.0179)	0.0325 (0.0210)	0.0275 (0.0168)
年齢	0.0014 (0.0022)	0.0014 (0.0022)	0.0014 (0.0022)	0.0072 ** (0.0023)	0.0072 ** (0.0023)	0.0072 ** (0.0023)
自営業ダミー	0.1506 *** (0.0275)	0.1506 *** (0.0275)	0.1505 *** (0.0275)	-0.0513 (0.0291)	-0.0512 (0.0291)	-0.0513 (0.0291)
被雇用者ダミー	0.0624 *** (0.0171)	0.0624 *** (0.0171)	0.0623 *** (0.0171)	-0.0113 (0.0181)	-0.0113 (0.0181)	-0.0114 (0.0181)
肉体労働者ダミー	-0.0153 (0.0263)	-0.0153 (0.0263)	-0.0156 (0.0263)	0.0579 * (0.0278)	0.0579 * (0.0278)	0.0572 * (0.0278)
教育修了までの年数	-0.0004 (0.0079)	-0.0004 (0.0079)	-0.0005 (0.0079)	0.0096 (0.0084)	0.0096 (0.0084)	0.0096 (0.0084)
旧共産主義国ダミー	-0.0313 (0.0693)	-0.0304 (0.0702)	-0.0274 (0.0718)	-0.0796 (0.0866)	-0.0774 (0.0866)	-0.0697 (0.0866)
log (GDP)	-0.1002 (0.0593)	-0.0998 (0.0594)	-0.0997 (0.0611)	-0.0563 (0.0742)	-0.0555 (0.0754)	-0.0553 (0.0756)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0009 (0.0039)			-0.0014 (0.0044)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		-0.0010 (0.0048)			-0.0018 (0.0054)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			-0.0033 (0.0064)			-0.0072 (0.0073)
ランダム効果						
切片	0.0063	0.0063	0.0067	0.0101	0.0105	0.0105
残差	0.2122	0.2122	0.2122	0.2375	0.2375	0.2374
AIC	7676.3	7675.9	7675.2	8338.1	8337.7	8336.2
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。 (2) ()内は標準誤差。

表5 インクルーシブ教育導入に対する若年層の政策選好への影響（続き）

固定効果	従属変数					
	福祉と社会扶助			地域協力と結束		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	-1.1884 *	-1.2083 *	-1.2039 *	0.2186	0.1877	0.1866
	(0.5178)	(0.5652)	(0.5119)	(0.4785)	(0.4881)	(0.4694)
Level 1 (個人レベル)						
性別	0.0816 ***	0.0819 ***	0.0822 ***	-0.0583 ***	-0.0631 ***	-0.0522 ***
	(0.0156)	(0.0185)	(0.0146)	(0.0132)	(0.0155)	(0.0124)
年齢	0.0010	0.0010	0.0010	0.0015	0.0015	0.0015
	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)
自営業ダミー	-0.0383	-0.0381	-0.0388	0.0114	0.0116	0.0105
	(0.0271)	(0.0272)	(0.0271)	(0.0225)	(0.0226)	(0.0225)
被雇用者ダミー	-0.0117	-0.0117	-0.0122	-0.0232	-0.0235	-0.0239
	(0.0169)	(0.0169)	(0.0169)	(0.0140)	(0.0140)	(0.0140)
肉体労働者ダミー	0.0412	0.0415	0.0406	-0.0411	-0.0411	-0.0413
	(0.0259)	(0.0259)	(0.0259)	(0.0215)	(0.0215)	(0.0215)
教育修了までの年数	-0.0024	-0.0024	-0.0025	-0.0026	-0.0026	-0.0027
	(0.0078)	(0.0078)	(0.0078)	(0.0065)	(0.0065)	(0.0065)
旧共産主義国ダミー	0.1523 **	0.1540 *	0.1568 **	0.0496	0.0572	0.0511
	(0.0575)	(0.0636)	(0.0572)	(0.0531)	(0.0549)	(0.0524)
log (GDP)	0.1384 **	0.1402 **	0.1399 **	-0.0021	0.0015	0.0001
	(0.0491)	(0.0536)	(0.0485)	(0.0454)	(0.0463)	(0.0445)
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	-0.0041			-0.0072 *		
	(0.0035)			(0.0031)		
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		-0.0037			-0.0082 *	
		(0.0046)			(0.0039)	
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			-0.0074			-0.0095
			(0.0055)			(0.0049)
ランダム効果						
切片	0.0042	0.0051	0.0041	0.0036	0.0038	0.0035
残差	0.2063	0.2063	0.2063	0.1423	0.1423	0.1423
AIC	7507.1	7507.0	7505.8	5332.1	5332.6	5332.8
N	5868	5868	5868	5868	5868	5868
国家数	15	15	15	15	15	15

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

固定効果	従属変数					
	市民権および民主的参加					
	Model 1	Model 2	Model 3			
(切片)	-0.0572	-0.0511	-0.0558			
	(0.5415)	(0.5577)	(0.5574)			
Level 1 (個人レベル)						
性別	0.0052	0.0079	0.0092			
	(0.0147)	(0.0173)	(0.0139)			
年齢	0.0020	0.0020	0.0020			
	(0.0020)	(0.0020)	(0.0020)			
自営業ダミー	-0.0316	-0.0318	-0.0315			
	(0.0250)	(0.0250)	(0.0250)			
被雇用者ダミー	-0.0285	-0.0285	-0.0283			
	(0.0156)	(0.0156)	(0.0156)			
肉体労働者ダミー	-0.0622 **	-0.0623 **	-0.0618 **			
	(0.0239)	(0.0239)	(0.0239)			
教育修了までの年数	-0.0063	-0.0063	-0.0063			
	(0.0072)	(0.0072)	(0.0072)			
旧共産主義国ダミー	-0.0798	-0.0830	-0.0867			
	(0.0601)	(0.0627)	(0.0622)			
log (GDP)	0.0315	0.0305	0.0306			
	(0.0513)	(0.0529)	(0.0529)			
Level 2 (国家レベル)						
インクルーシブ教育導入率 (9歳時点)	0.0017					
	(0.0034)					
インクルーシブ教育導入率 (15歳時点)		0.0025				
		(0.0044)				
インクルーシブ教育導入率 (17歳時点)			0.0060			
			(0.0056)			
ランダム効果						
切片	0.0047	0.0050	0.0050			
残差	0.1755	0.1755	0.1754			
AIC	6560.7	6560.1	6558.8			
N	5868	5868	5868			
国家数	15	15	15			

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

6. 結論

本稿では、マルチレベル分析を用いて、ヨーロッパにおけるインクルーシブ教育の導入が若年層の向社会性にどのような影響を及ぼすのかについて検証してきた。分析の結果、インクルーシブ教育が向社会的意識に有意に正の影響を与えるという明確な根拠は得られなかったが、一方で消極的な影響を与えるともいえない結果となった。ただし、インクルーシブ教育は全ての子どもが平等に学ぶ機会を設け、共に学ぶことで障害を持つ子どもも、持たない子どもの発達どちらにも好影響をもたらすという知見は多く存在する。Spörer et al. (2020) では、異なる背景や能力を持つ仲間と交流することで、包括性・協力・相互に助け合う感覚が促進され、向社会的な態度を醸成することが述べられている。以上のように、少なくともインクルーシブ教育が学生の態度に悪影響を及ぼすという明確な証拠はなく、一方で障害のある子どもに対しても障害のない子どもに対しても好影響があるという点ではかなり広範な合意がある。よって、将来的には分離教育を採用している国においてもインクルーシブ教育への制度移行は可能であると考えられる。

この点、現在インクルーシブ教育の障壁となっている多様なニーズに対応できる設備や教師の育成を強化しながら、子どもが教育を通じてさまざまな違いを受け入れ、社会に貢献しようとできる意識を持てるよう改革していくことも重要である。Maeda et al. (2021) が指摘するように、インクルーシブ教育の実現可能性が過小評価されている日本においても、ヨーロッパにおけるインクルーシブ教育の導入やその取り組みは参考になる点が多く、部分的な転換も実現可能と思われる。

本稿の限界は、使用した「Flash Eurobarometer」が健常者の子どもに対するアンケートに依拠するもので、その子どもが実際にインクルーシブ教育を受けている、または導入している学校に通学しているかは確かではない点である。また、今回は単年度のみのデータを使用したが、今後は同じ質問を実施した数年分のデータによって意識変化を検証することも有効であると考えられる。

7. 参考文献

- 栗田季佳・楠見孝. 2014. 「障害者に対する潜在的態度の研究動向と展望」『教育心理学研究』62(1): pp.64-80.
- 堀林巧. 2005. 「EU 東方拡大と社会政策」『金沢大学経済学部論集』25(1): pp.95-125.
- Bolsen, Toby, Ferraro, Paul J, and Juan J Miranda. 2014. "Are Voters More Likely to Contribute to Other Public Goods?: Evidence from a Large-Scale Randomized Policy

- Experiment.” *American Journal of Political Science* 58(1): pp.17-30.
- de Boer, Anke, Pijl, Sip J, and Alexander Minnaert. 2010. “Attitudes of Parents Towards Inclusive Education: A Review of the Literature.” *European Journal of Special Needs Education* 25(2): pp.165-181.
- Guillemot, Françoise, Lacroix, Florence, and Isabelle Nocus. 2022. “Teachers' Attitude Towards Inclusive Education from 2000 to 2020: An Extended Meta-Analysis.” *International Journal of Educational Research Open* 3: 100175.
- Hrabovets, Iryna, Kalashnikova, Liudmyla, and Liudmyla Chernous. 2020. “The Problems of Implementation of Inclusive Education in Ukraine: Generalization The Experience of Empirical Sociological Researches Experience.” *SHS Web Conferences* 75: 03011.
- Jury, Mickaël, Perrin, Anne-Laure, Rohmer, Odile, and Caroline Desombre. 2021. “Attitudes Toward Inclusive Education: An Exploration of the Interaction Between Teachers' Status and Students' Type of Disability Within the French Context” *Frontiers in Education* 6: 655356.
- Kart, Ayse and Mehmet Kart. 2021. “Academic and Social Effects of Inclusion on Students without Disabilities: A Review of the Literature” *Education Sciences* 11(1): 16.
- Krischler, Mireille, Powell, Justin J. W, and Ineke M. Pit-Ten Cate. 2019. “What Is Mean by Inclusion? On the Effects of Different Definitions on Attitudes Toward Inclusive Education.” *European Journal of Special Needs Education* 34(5): pp.632-648.
- Leijen, Äli, Arcidiacono, Francesco, and Aleksander Baucal. 2021. “The Dilemma of Inclusive Education: Inclusion for Some or Inclusion for All.” *Frontiers in Psychology* 12: 633066.
- Maeda, Kaede, Hashimoto, Hirofumi, and Kosuke Sato. 2021. “Japanese Schoolteachers' Attitudes and Perceptions Regarding Inclusive Education Implementation: The Interaction Effect of Help-Seeking Preference and Collegial Climate.” *Frontiers in Education* 5: 587266.
- Paseka, Angelika and Susanne Schwab. 2019. “Parents' Attitudes Towards Inclusive Education and Their Perceptions of Inclusive Teaching Practices and Resources.” *European Journal of Special Needs Education* 35(2): pp.254-272.
- Putnam, Robert D, Leonardi, Robert and Raffaella Y. Nanetti. 1997. *Making Democracy Work : Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton University Press.
- Parey, Bephyer. 2019. “Understanding Teachers' Attitudes Towards the Inclusion of Children with Disabilities in Inclusive Schools Using Mixed Methods: The Case of Trinidad.” *Teaching and Teacher Education* 83: pp.199-211.

Schwab, Susanne. 2020. “Inclusive and Special Education in Europe” *Oxford Research Encyclopedia of Education*. Oxford University Press.

第17章

外国人との接触機会は排外意識を減少させるか —世界価値観調査のマルチレベル分析—

佐藤 佑和

要約

外国人に対する差別意識、すなわち排外意識に関する研究は、グローバル化に伴う外国人との交流機会の増加により近年ますます重要性を増している。接触仮説や集合脅威理論などの排外意識に影響しうる仮説については、海外・国内双方において盛んに研究が行われている。しかし特に日本国内を対象とした研究では、外国人との接触機会を細分化した上でそのような接触の効果における個人属性ごとの異質性を検証したものはない。そこで本稿は、先行研究の蓄積も多く、排外意識に正の影響を与える変数として有力な市民の年齢を用いて、年齢が接触仮説または集合脅威理論の効果に影響を及ぼすメカニズムを検証した。世界価値観調査2019の日本の結果を利用した分析結果からは、集合脅威理論の効果が支持され、また年齢が若いほどその効果が大きいことが明らかになった。本稿の結果は、外国人労働者の受け入れを進める際には、特に若年者の集合脅威認識を低減させるような方策が必要であることを示唆する。

1. はじめに

グローバル化の影響を受け、日本の在留外国人数や外国人観光客の数は年々増加傾向にあった。新型コロナウイルスの流行で一時、日本を訪れる外国人数が大きく減少したとはいえ、2023年7月の訪日外国人観光客数推計値は2,320,600人であり、この数値は2019年同月比の8割に迫るものである¹ことから、外国人観光客の数はコロナ以前の水準に戻りつつあることがわかる。在留外国人数も2022年末時点で3,075,213人を記録しており、前年比11.4%増と過去最高を更新した²。こうした現状を踏まえると、パンデミックの影響を受けながらも、日本国内では外国人との交流機会がますます多くなっていると言える。しかし、

¹ JNTO「訪日外客数（2023年7月推計値）」による。https://www.jnto.go.jp/statistics/data/20230816_monthly.pdf（2023年11月22日）。

² 出入国在留管理庁「令和4年末現在における在留外国人数について」https://www.moj.go.jp/isa/publications/press/13_00033.html（2023年3月24日）。

そのように外国人との交流機会が増加している中でも、外国人に対する差別問題は非常に深刻なままである。たとえば、立場の弱い技能実習生に対するパワー・ハラスメント³や、SNS を利用した特定の民族・国籍に向けたヘイトスピーチは今や社会問題化している。日本に住む在留外国人を対象に行われた調査⁴においても、家を探すときに、外国人であることを理由に入居を断られたことがある人は回答者の 39.3%、仕事においては、同じ仕事をしているのに、賃金が日本人より低かったと回答した人が 19.6%、また、「あなたは日本で過去 5 年の間に、外国人であることを理由に侮辱されるなど差別的なことを直接言われたことがありますか」という問い合わせに対し、「よくある」または「たまにある」と回答した人の割合は 29.8%まで上った。加えて、日本人の側も、令和 4 年 8 月に実施された内閣府による「人権擁護に関する世論調査」⁵では、「特定の民族や国籍の人々を排斥する不当な差別的言動が、一般に「ヘイトスピーチ」と呼ばれています。あなたは、このようなヘイトスピーチについて、見聞きしたことはありますか」という問い合わせに対し、「テレビ・ラジオや新聞、インターネットなどの報道で見たり聞いたりしたことがある」と回答した人が 56.2%、「インターネット上の書き込みを直接見たことがある」と回答した人が 15.4%、「デモや集会、街宣活動などで直接見たり聞いたりしたことがある」と回答した人は 13.7%であった。

このように、当事者である外国人から見ても、日本人から見ても、外国人に対する差別の現状は深刻なものである。こうした状況下で、海外の研究を踏襲しつつ、日本でも排外意識に関する研究が進められてきた。排外意識に影響を与える要因についての仮説は数多く存在するが、ここではいくつかの有力な仮説について整理する。

はじめに、多くの先行研究で研究対象とされている変数として、年齢、性別、教育年数等の個人的な変数が挙げられる。特に年齢については、年齢が若い人ほど、排外意識が低い傾向にあることが様々な先行研究で明らかにされてきた（大槻 2006; 濱田 2010; 真住 2015）。性別に関しては、一部有意ではない結論が見られるが（濱田 2010）、男性のほうが女性よりも排外意識を抱きやすいという研究結果もある（真住 2015）。また教育年数は、一般的に排外意識と負の関連を持つとされる。これは、教育年数が高い人ほど高度な仕事内容かつ高給な職業に就く傾向があり、そのような職業に従事する人々は低賃金労働者に比べ、外国人労働者に雇用を奪われる可能性が低いためである。ただし、真住（2015）の研究では、職種や年収を統制した上で教育年数の効果を調べたところ、それらの変数を統制してもなお教育年数に負の関連が見られたことから、少なくとも日本においては教育課程で外国人に対する理解が深められるような仕組みになっており、そのような教育を受けることが外国人に対してより寛容な態度を生むのではないかと結論付けている。

また、排外意識に関する仮説として、接触仮説と集合脅威理論（group threat theory）と

³ 朝日新聞 GLOBE+ 「「ろつ骨 3 本折られた」ベトナム人技能実習生が訴えた暴行被害とは」 <https://globe.asahi.com/article/14535788> (2023 年 11 月 22 日)。

⁴ 「平成 28 年度 法務省委託調査研究事業 外国人住民調査報告書—訂正版」。 <https://www.moj.go.jp/content/001226182.pdf> (2023 年 11 月 22 日)。

⁵ <https://survey.gov-online.go.jp/r04/r04-jinken/gairyaku.pdf> (2023 年 11 月 22 日)。

呼ばれる仮説が、主に排外意識を低減するために有力な手段として検討され続けている。Allport が提起した「接触仮説」は、外国人などの外集団とある一定の条件を満たした接触をすることで排外意識が低減することを主張する（大槻 2006）。また海外の研究をもとに、大槻（2006）は、欧米とは文化的背景が大きく異なる日本における接触仮説の有効性について定量的な研究を行い、接触仮説の日本における有効性を統計的に示した。一方、集合脅威理論は、外国人と職業や文化などをめぐる競合関係にあることで、外国人を自らや自らが所属する国にとって脅威だと認識することが排外意識の要因だとする理論である（Quillian 1995）。したがって、比較的年収の低い人々やブルーカラー職に従事する人々、また文化的多様性の増加に脅威を感じやすい人々の間で排外意識が高まるとされている。

本稿では、上記の先行研究を踏まえた上で、今なお先行研究に残されている課題について議論したい。第一に、接触仮説に関しては、日本において未だ研究蓄積が少ない。日本の在留外国人数や外国人観光客数は増加傾向にあるとはいえ、欧米と比較して移民の数や比率は低い。そのため、外国人との接触機会も少なく、社会的摩擦が問題になりにくいことが一因だと考えられる。第二に、日本では、年齢等の個人的な変数と接触仮説や集合脅威理論の相関関係を実証的に研究した先行研究がないことである。特に、個人的な属性によって各仮説の効果は違う可能性があるが、個人属性との相互作用によって排外意識がどう変化するのかについての研究蓄積は少ない。濱田（2010）は、集合脅威理論に基づき、日本のデータを用いて年齢が集合脅威理論にどう影響しているのかについて実証的に検討しているが、調査対象は外国人集住地域である群馬県大泉町と愛知県豊橋市の 2 地点のみである。そのため、日本全国での傾向は不明瞭である。

上記の問題意識から、本稿は、接触仮説と集合脅威理論に基づき、個人的な要因と 2 つの仮説がどのように相互作用を及ぼしているのかを検証する。個人的要因については、先行研究の蓄積も多く、排外意識に影響しうる要因として有力な年齢の変数を用いる。また、独立変数は、接触仮説と集合脅威理論双方に関連するよう、日本における都道府県別の外国人数、外国人労働者数、外国人接客業従事者数を用いて検証を行う。接触仮説に基づいた場合、接客業に従事する外国人が増加するほど外国人との接触機会が増加し、これらの 3 つのうち排外意識は最も減少するはずである。一方で集合脅威理論に基づくと、接客業に従事する外国人が多いほど、外国人を「自らと雇用を奪い合う脅威」として認識し、排外意識が強まるはずである。分析結果からは、集合脅威理論の効果が実証された上、年齢が若いほど集合脅威理論の効果が高まることが示された。

続く第 2 節では、海外または日本における接触仮説と集合脅威理論に関する先行研究を概観する。第 3 節では、排外意識が増加・減少するメカニズムについて、接触仮説と集合脅威理論に基づいて年齢の影響も踏まえた上で本稿の理論仮説を導出し、第 4 節では、それらの理論仮説を検証するために本稿で使用するデータと方法について述べる。その上で第 5 節では、分析結果を提示し、第 6 節では、本稿で得られた知見を踏まえて結論を提示する。

2. 先行研究

2-1. 接触仮説に関する先行研究

接触仮説を提唱した Allport は、外集団との接触経験を通して、個人の外集団に対する偏見や排外意識が低減されるとし、そのような排外意識を低減する効果を持つ接触の条件として、次の 4 つを提示した (大槻 2006)。第一にそれぞれのグループがお互いを「同じ地位にある」と認識していることである。この認識はポジティブな集団間の態度を促す。第二に共通のゴールを持っていることである。目標を追い求める中で、ともに努力し、お互いを頼りあうことにより、効果的な接触が可能になる。第三に「相互知悉性」(大槻 2006, p.150) があること、そして第四に権力、法、文化などによる支持があることである (Dovidio et al. 2005)。これに関して大槻 (2006) は、欧米に比べ民族的多様性が少ない日本においては、海外で行われた研究で示された接触条件とは異なる条件が適用されるのではないかという仮説を立て、研究を行った。その結果、Allport が提示した接触仮説の条件を満たさないような、外国人を見かける程度または外国人とあいさつを交わす程度の接触でも、排外意識を減少させる効果を持つことが明らかになった (大槻 2006)。また永吉 (2008) は、大槻 (2006) の研究を踏まえ、外国人の増加が地域社会に与える影響について人々がどのように認知しているのか、肯定的な影響のみ認知・否定的な影響のみ認知・肯定的な影響と否定的な影響どちらも認知・影響がないと認知・影響がわからない場合に分類し、それぞれの認知形態の違いが排外意識にどう影響しているのかを調査した。その結果、「外国人増加の影響がわからない」と回答した場合に排外意識が最も高くなることが明らかになった。また、外国人との接触経験は、外国人増加の影響の認知をコントロールしても有意に排外意識を弱める効果を持っていたことから、外国人との接触は、外国人が与える影響への認知を変える以外の効果を持っていることが分かった (永吉 2008)。

2-2. 集合脅威理論に関する先行研究

Quillian (1995) は、「Eurobarometer Survey 30」による移民や人種的マイノリティに対する態度に関する調査結果を用いて、集合脅威理論について研究を行った。その結果、外国人住民の割合が増加することで、住民の排外意識は増加することを明らかにした (原田 2019)。すなわち、職業や文化などをめぐる競合関係を認識することによって、外国人を脅威だと認識し、排外意識が強まるのである。集合脅威理論における「脅威」は経済的脅威と文化的脅威の 2 つに分けることができるとした永吉 (2012) によると、前者の場合、外国人住民が増加することで、人々は外国人に雇用を奪われることを危惧し、自身の雇用を守ろうするために、外国人に対する排外意識が強めるとしている。また、後者の場合、国の固有

の文化や民族的優位性を保つため、外国人を文化や価値観が異なるものとして認識する場合や、文化的多様性の増加に対して寛容ではない場合、排外意識が高まるとされている。日本においては、眞住（2015）や濱田（2010）が集合脅威理論について実証している。眞住（2015）は、半熟練職に就く人々や低年収の勤労世帯の人々は、外国人の受け入れに対してより否定的であることを明らかにした。また濱田（2010）は、ブルーカラー職に就いている人々は排他的意識をより強く認識しやすいという傾向があることを明らかにした。このような結果になった理由として、濱田（2010）は、ブルーカラー職に従事する人々は、比較的外国人と雇用をめぐる競合関係になりやすいためであると述べている。

2－3. 個人的属性が排外意識に与える影響

年齢については、年齢が高くなるほど排外意識が強まるという正の関連を示すことがいくつもの先行研究で明らかになっている（大槻 2006; 濱田 2010; 眞住 2015）。原田（2019）は、年齢の効果は、一時点では、加齢による年齢効果、現在の時代背景による時代効果、ある世代に属するという世代効果を含んだものになるため、これらの効果を識別した上で、排外意識との関連を調べている。その結果、時代効果と世代効果を統制しても、年齢が上がるほど、排外意識が高まることを明らかにした。つまり、そのときの時代背景や世代に共通するなんらかの特徴や認識に関係なく、年を重ねること自体が排外意識を高める原因になるという。世代効果に関しても年齢効果と時代効果を統制した上で若年層コホートの方が低い排外意識を持つ傾向にあることが分かり、時代効果においても、インターネットの普及率または外国人居住数の推移と排外意識との関連を調査し、これらの数の上昇とともに排外意識も高まる効果があることが明らかになった。しかし、なぜ年齢が高いほど排外意識が強まるのかについては、原田（2019）、濱田（2010）、大槻（2006）、眞住（2015）において言及されていない。したがって、本稿では、年齢と接触仮説または集合脅威理論の相互作用に着目して研究を行う。

3. 理論仮説

3－1. 接触の効果

Allport は、異なる人種や民族集団など外集団との接触経験を通して、個人の外集団に対する偏見や排外意識が低減されるとし（大槻 2006）、そのような排外意識を低減する効果を持つ接触の条件として、双方の集団が同じ地位にあると認識していること、共通のゴールを持っていること、「相互知悉性」（大槻 2006, p.150）があること、そして権力、法、文化などによる支持があることの 4 つを提示した（Dovidio et al. 2005）。一方で、欧米に比べて民

族的多様性が少ない日本においては、外国人とのあいさつ程度の接触が排外意識の低減に寄与するという知見がある（大槻 2006）。外国人労働者数は年々増加傾向にあり、接客業に従事する外国人との接触機会も急速に増加していることから、このような接触によっても排外意識が減少するのかということには関心が持たれる。したがって、仮説は以下のようになる。

仮説 1 接客業に従事する外国人が多い地域ほど、排外意識は減少する。

3－2. 集合脅威理論の効果

Quillian (1995) による集合脅威理論では、同じ資源をめぐる競合として外国人を認識することで、排外意識は強まるとされている。日本国内で行われた研究においても、眞住 (2015) や濱田 (2010) が、集合脅威理論の日本での妥当性を実証している。このような集合脅威理論は、接触仮説とは反対に、接客業での外国人との接触機会の増加が、日本人の雇用を外国人が奪っているとの認識を形成して、排外意識を強める結果になると考えられる。したがって、以下の仮説が導出される。

仮説 2 接客業に従事する外国人が多い地域ほど、排外意識は増加する。

3－3. 両仮説と年齢の相互作用

排外意識に対する年齢の影響は多くの先行研究で実証されている。年齢が排外意識に与える効果は「世代効果」、「時代効果」、「年齢効果」に分類することができるが、これらの効果を識別した上で分析を行ったところ、3つとも排外意識に影響を与えていていることが実証された（原田 2019）。このうち年齢効果は、年を取るにつれて排外意識が大きくなるという主張である（原田 2019）。先行研究では、なぜ加齢が排外意識の増大に結びつくのか、その因果関係は明らかにされていないため、ここでは排外意識に影響を与える要因として有力な2つの仮説の効果を加齢が弱めているとの仮説を立て、実証を行いたい。たとえば、接触仮説の観点では、高齢者の意欲の減退により接触効果が弱まることが指摘される。老年症候群とは、「高齢者にありふれた、非常に多岐に亘る心身の諸症状・兆候の総称」（木村 2018, p.2420）とされており、その症状中には意欲の低下も含まれている。このような加齢による意欲の減退は、他者とのコミュニケーション意欲の減退に結びつき、高齢になるほど、外国人との接触機会があったとしてもその際に積極的にコミュニケーションを取ろうとしない可能性がある。また集合脅威理論の観点では、内閣府の「高齢者の健康に関する調査」⁶によると、「パートタイム・臨時の被雇用者」は全体の4割ほどにのぼることから分かるよう

⁶ https://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/r04/zentai/pdf/2_4_1.pdf (2023年11月22日)。

に、「人生 100 年時代」と言われる今日では、就労している高齢者が非常に多い上、その多くは低賃金労働である。このように、現状多くの高齢者は、雇用において比較的外国人労働者と競合しやすい職業に従事していることが多いため、外国人を自らの雇用を奪う「脅威」と捉え、排外意識が高まる可能性がある。したがってここでは、加齢によって接触仮説または集合脅威理論の効果が低減または増加するという仮説を立て、分析を行う。

仮説 3－1 接客業に従事する外国人が多い地域ほど排外意識は減少し、その効果は年齢が低い者ほど強まる。

仮説 3－2 接客業に従事する外国人が多い地域ほど排外意識は増加し、その効果は年齢が低い者ほど弱まる。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を実証するために、世界価値観調査 (WVS: World Values Survey) Wave 7 (2017-2022) の Japan 2019 のデータと、その回答者の居住都道府県の情報に、法務省の出入国在留管理庁の調査 (2019 年 6 月)、厚生労働省による「「外国人雇用状況」の届出状況まとめ」(2019 年 10 月末) のデータを都道府県別に結合してデータセットを作成し、マルチレベル分析を行った。本稿の分析に用いる従属変数は、「WVS Wave 7 (2017-2022)」の Japan 2019 の問 121 (日本調査では問 28) の、外国人が自国に与える影響への意見を尋ねた回答結果を「外国人に対する寛容度」として排外意識を測る尺度として用いる。具体的には、「日本への移民 (日本で生活するために来日する外国人) についてあなたの意見を教えて下さい。移民は日本の発展にどのような影響を与えると思いますか」という問い合わせに対する、「非常に好ましい影響」 = 5 ~ 「非常に好ましくない影響」 = 1 の 5 点尺度の結果を用いる⁷。この変数は数値が高いほど排外意識が低いことを表している。

次に、理論的に関心のある独立変数として、個人レベルの独立変数と集団レベルの独立変数の 2 段階の変数を用意した。個人レベルの独立変数としては、学歴、社会的地位、年齢の 3 つを用いた。学歴については、「WVS Wave 7 (2017-2022)」の Japan 2019 にある問 275R (日本調査では F10) の回答結果を使用した。この設問では、自身の最終学歴を尋ねており、「保育園・幼稚園」、「小学校」、「中学校」、「高校」、「高等学校専攻科」、「専門学校/短期大学」、「4 年制大学」、「6 年制大学」、「大学院博士課程」、「わからない」の 10 個の選択肢が

⁷ WVS 2019 上で、「Don't know」、「Not applicable (filter)」、「No answer/refused」、「Missing; Not applicable for other reasons」の回答については除外した。後述する他の設問についても同様である。

与えられている。ここではこれらの指標を3つのグループに分けて分析を行った。具体的には、「わからない」という回答を除外した上で、保育園・幼稚園または小学校が最終学歴の場合を1、中学校・高校が最終学歴の場合を2、それ以上の学歴の場合を3とした。つまりこの変数は数値が高いほど教育程度が高いことを表している。

社会的地位についても、同じくWVS Wave 7(2017-2022)におけるJapan 2019の問287(日本調査ではF17)を使用した。ここでは自身の社会的地位について主観的な評価を尋ねたもので、「あなたの生活の程度は、世間一般からみて、次のどれに入ると思いますか」という問い合わせに対する、「上」、「中の上」、「中の中」、「中の下」、「下」、「わからない」の6つの

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
log(人口当たり外国人数)	都道府県別外国人数÷都道府県人口で算出し、自然対数化した値。	「都道府県別 国籍・地域別 在留外国人」(2019年6月)
log(人口当たり外国人労働者数)	都道府県別外国人労働者数÷都道府県人口で算出し、自然対数化した値。	「「外国人雇用状況」の届出状況まとめ」(令和元年10月末)
log(人口当たり外国人接客業従事者数)	都道府県別接客業に従事する外国人数(卸売業・小売業に従事する外国人労働者数+宿泊業・飲食サービス業に従事する外国人労働者数)÷都道府県人口で算出し、自然対数化した値。	
外国人に対する寛容度	外国人が日本に与える影響について、「非常に好ましい影響」=5~「非常に好ましくない影響」=1の5点尺度の結果を用いる。	WVS Wave 7(2017-2022) Japan 2019の問121(日本調査では問28)
教育程度	自身の最終学歴を尋ねた設問では、「保育園・幼稚園」、「小学校」、「中学校」、「高校」、「高等学校専攻科」、「専門学校／短期大学」、「4年制大学」、「6年制大学」、「大学院博士課程」、「わからない」の10個の選択肢が与えられている。ここではこれらの選択肢を3つのグループに分けて分析を行った。具体的には、「わからない」という回答を除外した上で、保育園・幼稚園または小学校が最終学歴の場合を1、中学校・高校が最終学歴の場合を2、それ以上の学歴の場合を3とした。	WVS Wave 7(2017-2022) Japan 2019の問275R(日本調査では問F10)
社会的地位	自身の社会的地位について主観的な評価を尋ねた設問に対する、「上」、「中の上」、「中の中」、「中の下」、「下」、「わからない」の6通りの回答について、「わからない」という回答を除外した上で、「下」=1~「上」=5として5点尺度として測定した。	WVS Wave 7(2017-2022) Japan 2019の問287(日本調査では問F17)
年齢	年齢についての設問に対する回答を使用。	WVS Wave 7(2017-2022) Japan 2019の問262(日本調査ではF2)

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(人口当たり外国人数)	1050	-3.9863	0.5300	-5.4310	-3.3206
log(人口当たり外国人労働者数)	1050	-4.6509	0.4902	-6.0833	-3.7641
log(人口当たり外国人接客業従事者数)	1050	-6.3234	0.5496	-7.9849	-5.5503
外国人に対する寛容度	1050	2.9962	0.9395	1	5
教育程度	1050	2.4853	0.6099	1	3
社会的地位	1050	2.7314	0.8961	1	5
年齢	1050	54.4362	17.9087	18	94

選択肢について、「わからない」という回答を除外した上で、「下」=1～「上」=5として5点尺度として測定した。この変数は数値が高いほど自認する社会的地位が高いことを表している。また年齢については、上記の調査における問262(日本調査ではF2)の年齢についての回答結果を用いた。

都道府県レベルの独立変数には、法務省の出入国在留管理庁により2019年6月に行われた調査⁸で得られた「外国人数」のデータと、厚生労働省による「外国人雇用状況」の届出状況まとめ(令和元年10月末)の「都道府県別・産業別外国人労働者数」から得た「外国人労働者数」のデータと、卸売業・小売業に従事する外国人労働者数と宿泊業・飲食サービス業に従事する外国人労働者数を足した「外国人接客業従事者数」のデータを用いた。さらに、「国勢調査」の人口をもとにつくられた人口推計(2019年10月1日)を、都道府県人口のデータとして用いて、上記の「外国人数」、「外国人労働者数」、「外国人接客業従事者数」のデータを各都道府県人口で割った上で、自然対数化を行った。

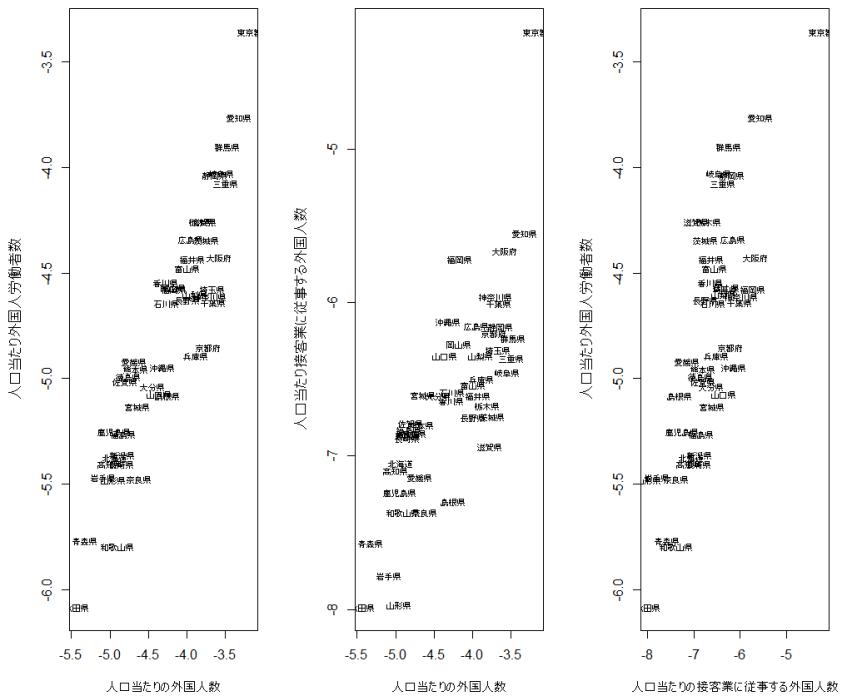
具体的な変数説明は表1、その記述統計は表2に示した。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いてマルチレベルモデル分析を行い、接触仮説及び集合脅威理論の効果を分析するとともに、その仮説の効果が年齢によってどう影響を受けるのかを検証する。以下の図1は、人口当たり外国人数、人口当たり外国人労働者数、人口当たり外国人接客業従事者数(すべて自然対数化)の各二変数間の関連を示した散布図である。これらの散布図を見ると、特に人口当たり外国人接客業従事者数について、東京都の値が極めて大きいことがわかる。したがって、分析は東京都を除外した上で行うこととする。また、従属変数として使用した「WVS Wave 7(2017-2022)」のJapan 2019の調査対象者の中には、鳥取県と宮崎県の回答者が含まれていなかったため、今回の分析では東京都・鳥取県・宮崎県を除く44都道府県のデータでのマルチレベル分析となる。

⁸<https://www.e-stat.go.jp/statsearch/files?tclass=000001048670&cycle=1&year=20190&month=12040606>

図 1 散布図



5. 分析結果

5-1. マルチレベルモデル分析

マルチレベルモデル分析の推定結果を確認する。はじめに表 3 では、外国人変数と年齢の交互作用を投入しないベースラインとなるモデルを推定した。表 3 の Level 1 の分析結果から、教育程度の係数は負で統計的に有意でない。この結果は大槻（2006）、原田（2019）などの先行研究の知見と異なるものである。また社会的地位については、社会的地位が高いほど排外意識が低減することが明らかになった。

本稿において、社会的地位は、自分自身がどの階級に所属していると認識しているかという問い合わせに対する回答を使用した。この結果は、社会的地位を「年収の高さ」や「ホワイトカラーラー層かどうか」に置き換えると、原田（2019）や眞住（2015）などの先行研究の知見に一致するものである。年齢については、年齢が高いほど排外意識が高まるという大槻（2006）や眞住（2015）などの主張と一致するものであった。

さらに、Level 2 の結果より、外国人に対する寛容度に対して、外国人数のみが統計的に有意に負の影響を与えることが明らかになった。最も脅威認知の効果が高いと予想していた接客業従事者数が有意な値にならなかった点は予想と異なった。とはいっても、外国人数、外

表3 外国人数が外国人に対する寛容度に与える影響（交互作用なし）

固定効果	従属変数 外国人に対する寛容度					
	Model 1		Model 2		Model 3	
(切片)	2.5734 (0.3010)	***	2.4942 (0.3381)	***	2.3701 (0.3950)	***
Level 1 (個人 レベル)						
教育程度	-0.0256 (0.0501)		-0.0292 (0.0500)		-0.0279 (0.0500)	
社会的地位	0.0891 (0.0328)	**	0.0893 (0.0328)	**	0.0892 (0.0328)	**
年齢	-0.0038 (0.0017)	*	-0.0038 (0.0017)	*	-0.0038 (0.0017)	*
Level 2 (都道府県 レベル)						
log (外国人数)	-0.1130 (0.0564)	*				
log (外国人労働者数)			-0.1157 (0.0592)			
log (外国人接客業従事者数)				-0.1041 (0.0538)		
ランダム効果						
切片	0.0346		0.0000		0.0034	
残差	0.8711		0.8726		0.8716	
AIC	2881.5		2881.9		2882.0	
N	1051		1051		1051	
都道府県数	44		44		44	

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

国人労働者数、外国人接客業従事者数のすべてにおいてその数の増加は排外意識の増加に寄与していることが明らかになったことから、この結果は仮説 2 の集合脅威理論の効果を支持していると言える。

次に、表 4 では、外国人変数と年齢の交互作用を投入した交互作用モデルを推定した。交互作用項をみると、年齢との交互作用は、どれも係数がプラスになっている。つまり、仮説

表4 外国人数が外国人に対する寛容度に与える影響（交互作用あり）

固定効果	従属変数 外国人に対する寛容度		
	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	1.7763 * (0.7075)	1.287 (0.8806)	1.1247 (1.0568)
Level 1 (個人レベル)			
教育程度	-0.0259 (0.0501)	-0.0299 (0.0500)	-0.0288 (0.0500)
社会的地位	0.0891 ** (0.0328)	0.0893 ** (0.0328)	0.0902 ** (0.0328)
年齢	0.0108 (0.0119)	0.0185 (0.0150)	0.0190 (0.0180)
Level 2 (都道府県レベル)			
log (外国人数)	-0.3120 (0.1695)		
log (外国人労働者数)		-0.3747 * (0.1843)	
log (外国人接客業従事者数)			-0.3008 (0.1641)
Cross Level 交互作用			
log (外国人数×年齢)	0.0036 (0.0029)		
log (外国人労働者数×年齢)		0.0048 (0.0032)	
log (外国人接客業従事者数 ×年齢)			0.0036 (0.0028)
ランダム効果			
切片	0.0454	0.0005	0.0045
残差	0.8704	0.8710	0.8705
AIC	2891.8	2891.4	2892.3
N	1051	1051	1051
都道府県数	44	44	44

(1) ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

(2) ()内は標準誤差。

とは異なり、年齢が高いほど、外国人変数が排外意識を弱めることがわかる。次項では、こ

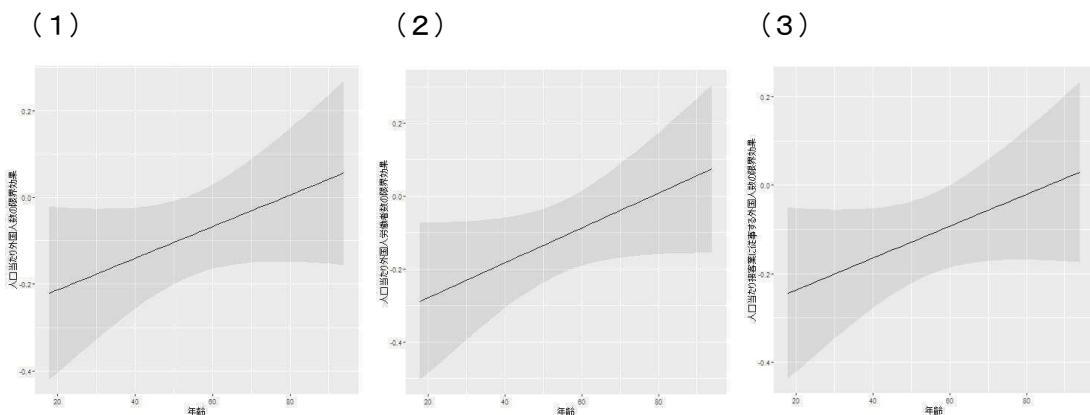
の点を限界効果プロットから確認する。

5-2. 限界効果の検討

図2は、外国人との接触機会の限界効果とその90%信頼区間である。全体的な結果としては、年齢は集合脅威理論の効果に影響を与えることが実証された。それぞれ効果の大きさや有意である年齢の範囲には多少の差が見られるものの、外国人数、外国人労働者数、外国人接客業従事者数それぞれについて、年齢が低いほどそれぞれの数の増加によって除外意識が増大することが明らかになったと言える。

図2について1つずつ詳細に見ていくと、まず図2(1)は、外国人数の限界効果である。人口当たり外国人数が除外意識に与える影響は、年齢が低いほど統計的に有意に負で、年齢が高まるほど正に傾いていく。つまり、年齢が低い回答者ほど外国人との接触機会が多い都道府県に住むことは、除外意識の増大に強く働いている。特に、10%水準で統計的に有意な範囲は、10代から50代まで幅広く、60代以上の高齢層でのみ、このような集合脅威理論の効果が確認されない。次に図2(2)は、外国人労働者数の限界効果である。この表を見ると、係数の値を表す実線がやはり右肩上がりであり、年齢が低いほど係数の値が大きくマイナスの値に傾いていることがわかる。したがって年齢が低いほど外国人労働者数の増加は除外意識を増大させる効果が高いと言えるだろう。この表によると50代半ばまでは10%水準で有意であるとの結果が出ており、幅広い世代で集合脅威理論の効果に影響を与えていたことが実証された。最後に図2(3)は、外国人接客業従事者数の限界効果である。結果としては、年齢が低いほど外国人接客業従事者数の増加は除外意識を増大させる効果が高く、60歳までは10%水準で有意であることが明らかになった。これらの結果は、仮説2に整合的な結果であるが、仮説3-2には反する結果となった。また、このような効果は、接客業の従事者に限定されず、幅広い外国人との接触機会が高齢層以外では、外国人への除外意識を増大させる機会になっているようである。

図2 外国人数の限界効果



6. 結論

本稿では、外国人の接客業従事者数を用いて、その数の増減が排外意識にどのような影響を与えるのか分析を行った。またその際、外国人数や外国人労働者数についても、その数の増減が接触または脅威認知の機会を増やすことにつながり得ると考え、分析を行った。その上で、年齢が集合脅威理論の効果にどのような影響を与えるのかを明らかにした。

本稿の分析結果からは、以下のことが実証された。第一に、外国人数、外国人労働者数、外国人の接客業従事者数すべてにおいて、その数の増加は排外意識の増大に寄与することが明らかになった。つまり、本稿では仮説 2 の集合脅威理論が支持される形になったと言える。この結果は、外国人数の増加（外国人人口比率の増加）が、排外意識を高めると結論付けた大槻（2006）の研究結果に一致する。一方で、外国人数の増加だけでなく、外国人労働者数や外国人の接客業従事者数の増加も排外意識を強めることが明らかになった。特に外国人の接客業従事者数の増加は、外国人との接触機会の増加につながり、排外意識の低減につながる可能性もあるのではないか（仮説 1）と考えていたため、予想に反する結果となったと言える。とはいえ、本稿では、「働いている外国人を見かけたり、接触したりする」という行為は、外国人と雇用を奪い合う関係であるとの認知を増大させ、排外意識の低減ではなくむしろ増大につながることが示唆された。

第二に、年齢が若いほど集合脅威理論の効果は強まることが分かった。すなわち、年齢が若い人ほど、外国人との接触によって排外意識が増大しやすいということである。この結果は、仮説 3-2 に反する結果となった。なぜ若い人ほど集合脅威理論の効果が大きいという結果になったのだろうか。この理由については、若者ほど長期的な雇用への不安を抱きやすいことが挙げられるだろう。若者は高齢者に比べ、長期的な視点から生活設計を行うはずである。したがって、高齢者よりも雇用に対する将来の不安を抱えやすく、働く外国人を見て「脅威」だと捉える可能性が高い。また、これは社会的地位が低いほど寛容度が低いという本稿の分析結果とも整合的である。比較的社会的地位が低い若者は、自身の地位を守るために、外国人などの脅威を排除しようとする動きがみられると考えられる。これらの結果は、外国人労働者の受け入れを進める際には、特に若年者の集合脅威認識を低減させるような方策が必要であることを示唆する。若年者の将来不安を解消することなく、外国人労働者の受け入れを進めることは、日本社会に大きな摩擦を生む可能性があるかもしれない。

最後に、本稿の課題として 2019 年の単年度の分析しか行われていない点が挙げられる。外国人数の長期的な変化のデータを集積することで、長期的な外国人数の増加が、接触と集合脅威のいずれの効果を高めるのかは注意深く観察される必要があると思われる。

7. 参考文献

- 大槻茂実. 2006. 「外国人接触と外国人意識 JGSS-2003 データによる接触仮説の再検討」『JGSS で見た日本人の意識と行動—日本版 General Social Surveys 研究論文集』5: pp.149-159.
- 木村琢磨. 2018. 「老年症候群と高齢者総合的機能評価」『日本内科学会雑誌』107(12): pp. 2420-2429.
- 永吉希久子. 2008. 「排外意識に対する接触と脅威認知の効果—JGSS-2003 の分析から」『JGSS で見た日本人の意識と行動—日本版 General Social Surveys 研究論文集』7: pp.259-270.
- 永吉希久子. 2012. 「日本人の排外意識に対する分断労働市場の影響—JGSS-2006 の分析から」『社会学評論』249(63): pp.19-35.
- 濱田国佑. 2010. 「外国人集住地域における日本人住民の排他性／寛容性とその規定要因—地域間比較を通して」『日本都市社会学会年報』28: pp.101-115.
- 原田哲志. 2019. 「JGSS 累積データ 2000-2012 にみる排外主義の変化—若者の排外主義高揚論の検討」『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集[17] JGSS Research Series』14: pp.19-28.
- 眞住優助. 2015. 「少子高齢化時代の日本における外国人労働者の受け入れ意識を規定する要因—JGSS-2008 を用いた分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』15: pp.51-61.
- Dovidio, John F., Glick, Peter, and Laurie A. Rudman. 2005. *On the Nature of Prejudice: Fifty Years after Allport*. Blackwell Publishing Ltd.
- Quillian, Lincoln. 1995. "Prejudice as a Response to Perceived Group Threat: Population Composition and Anti-Immigrant and Racial Prejudice in Europe." *American Sociological Review* 60(4): pp.586-611.

築山宏樹研究会三田祭論文集
第4巻

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会 編

2023年11月23日 発行