

築山宏樹研究会三田祭論文集

第5卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会

第5期

2024年12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5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。

(1) 政府公共調達の電子化は、特に政府の有効性が低い場合には、公共調達の汚職リスクを有意に低減する。(2) マレーシアの君主輪番制では、自州のスルタンが君主に選出された国民は、他民族への排外意識が低下して、国民としてのアイデンティティが高まっていた。(3) 欧州では自国内のテロ事件の発生後に、安全の確保を重視する有権者の間で、排外主義政党への投票が増加するようになった。(4) 日本の特定年代向け政策における意見対立は、若年者と高齢者の対立ではなく、特定のコーホート間の対立から生じているものである。(5) 外国人の国籍別犯罪報道は、その国の親近感にマクロな影響はなく、やはり外交問題の影響が大きいようである。

(6) 日本でも特定の産業では、法人税率の引き下げが労働分配率の低下をもたらしていた。(7) 農業の6次産業化は、農家の生産農業所得を高めた。(8) 太陽光発電システムに対する補助金制度のある市区町村ほど、太陽光発電の普及が進む。(9) 東京都23区では、緑地率が低下した区ほど、メタンガスや全体化水素などの特定の大気汚染物質が増加していた。(10) 公立学校の英語教育においては、教員の英語力が高く、授業で英語を使う機会が多く、到達目標が厳格に管理されている都道府県ほど、生徒の英語力が向上している。(11) 2010年代以降の都道府県の予算編成過程の透明化は、都道府県の財政健全化に貢献している。(12) 地方自治体が Facebook のアカウントを開設すると観光入込客数が増加する。

(13) 公共交通で結ばれた拠点集中型のコンパクトシティ政策は、ストロー現象によって都市郊外の魅力を高めてしまう恐れもある。(14) 中心市街地のエリアマネジメントは、子育て世代の流入を促して、地価を高める効果がある。(15) 重要伝統的建造物群保存地区への指定はごく短期的には流動人口の注目を集めるが、地価を下げ止まりさせる効果はないようである。(16) 就業女性の出生率は、本人の勤務先よりも、配偶者である夫の勤務先のWLB制度が充実しているほど高まる。(17) 柔軟な勤務制度の存在は、就業女性の離転職を抑制する。(18) 日本企業の働き方改革は、障害者雇用の受け入れの素地を作る結果、障害者雇用を促進した可能性がある。

本年度の論文は、特殊な制度的条件や予測不可能な事件を利用するなど研究設計の独創性が高いもの、数千万のビッグデータや自治体独自の統計調査を活用したデータの新規性

が高いもの、時系列分析・イベントスタディデザイン・一般化合物コントロール法といった高度な分析手法を駆使したものなど、研究水準の発展を感じさせる論文が並んだ。研究者や実務家の目からみても気づきのある知見が含まれているのではないか。

本論文集が、ぜひ幅広い読者の方の手に届き、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。

2024年12月12日

慶應義塾大学法学部教授

築山 宏樹

目次

	はじめに	築山 宏樹	i
第 1 章	政府公共調達の電子化が汚職リスクに与える影響	下吹越 アナ	1
第 2 章	君主制の国民統合の効果—マレーシア選挙君主制 および連邦君主制からの証拠	東野 碧斗	17
第 3 章	テロ事件が欧州諸国の排外主義政党支持に与える 心理的影響—欧州社会調査に基づく実証分析	上西 知奈	31
第 4 章	出生コホートが特定年代向け政策への態度に与 える影響—J G S S (日本版総合的社会調査) に 基づく実証分析	福島 瑞月	45
第 5 章	外国人の犯罪報道が対外意識に与える影響—国籍 別犯罪報道の時系列分析	名古屋 佳那	65
第 6 章	法人税率の引き下げが産業別労働分配率に与える 影響—V A R 構造モデルによる実証分析	石川 大翔	81
第 7 章	6次産業化事業が地域農業に与える影響—都道府 県パネルデータに基づく実証分析	小林 未来	97
第 8 章	太陽光発電補助金の政策効果—市区町村データに よる実証分析	青木 瑞季	109
第 9 章	東京都区部における緑地面積が大気汚染に与える 影響	八巻 璃咲	121
第 10 章	公教育が学生の英語力に与える影響—「英語教育 実施状況調査」に基づく実証分析	佐藤 馨音	133
第 11 章	政府の透明性が財政健全化に与える影響—都道府 県データによる実証分析	山本 柚寿	153
第 12 章	市町村の S N S アカウソトの開設が地域活性化に 与える影響	柿沼 歩夢	165
第 13 章	拠点集中型コンパクトシティが地価に与える影響	栗山 慧三	179
第 14 章	エリアマネジメントが地域環境に与える影響—イ ベソトスタディ分析に基づく実証分析	日高 千広	195

第 15 章	重要伝統的建造物群保存地区が都市再生に与える影響—保存地区 2 事例の人流・地価データに基づく実証分析	田中 青空	211
第 16 章	柔軟な勤務制度が出生行動に与える影響—日本家計パネル調査に基づく実証分析	寺田 陽奈乃	225
第 17 章	企業のWLB制度が女性の就業継続に与える影響—日本家計パネル調査に基づく実証分析	小栗 実紗	237
第 18 章	働き方改革が障害者雇用に与える影響—「CSR 企業総覧」に基づく実証分析	外谷 あかね	251

第 1 章

政府公共調達電子化が汚職リスクに与える影響

下吹越 アナ

要約

本稿は、政府公共調達の電子化が汚職リスクに与える影響を実証的に分析したものである。公共調達は世界の GDP の約 5 分の 1 を占める重要な経済活動であるが、その規模の大きさと行政担当者の裁量性の高さから、汚職のリスクが特に懸念される分野である。近年、多くの国で導入が進められている電子調達システムは、調達プロセスの透明性と効率性を向上させることで、汚職抑制に寄与することが期待されている。本稿では、「GTI Global Public Procurement Database」に収録された、2006 年から 2021 年までの 18 カ国における政府調達契約の個票データを用い、電子調達の導入効果を検証した。特に、電子調達の効果が各国の政府機関の質によってどのように異なるかに注目し分析を行った結果、電子調達の導入は汚職リスクを有意に低下させること、そしてその効果は政府機関の質が相対的に低い国においてより大きいことが明らかとなった。さらに、この結果の妥当性を検証するため、分析対象国であるケニアと日本の政府関係機関における事例分析を行った。両事例から、電子調達システムの導入が透明性向上や競争性改善といった効果をもたらす一方で、制度面・技術面での様々な実務的課題が存在することが判明した。これらの分析結果は、電子調達システムが特に制度的基盤が脆弱な国において、効果的なツールとして機能する可能性を示すとともに、その効果を最大限に発揮するためには、各国の状況に応じた段階的な導入アプローチと適切な支援体制の構築が不可欠であることを示唆している。

1. はじめに

持続可能な社会経済の実現に向け、公共調達の適正化は国の重要課題である。公共調達とは、一般に政府機関が国民や事業者の税金を原資として、民間企業から商品やサービスを購入するプロセスを指す¹。公共調達支出は、高所得国では政府支出の約 29%、開発途上国では約 50%を占め、過去 10 年間で 10 倍に拡大している (World Bank 2016)。特に、昨今の新型コロナウイルスのパンデミックにより、保健分野における支出が顕著に増加している

¹ https://www.startupindia.gov.in/content/sih/en/public_procurement.html (2024 年 11 月 6 日)。

(OECD 2023)。コロナ禍で明らかになったように、公共調達戦略・実践は国民の生活の質と福祉に直結するため、各国は公共調達の競争性、透明性を担保し、調達手続きの効率化と費用対効果の改善に努める必要がある。

一方で、公共調達においては、入札談合やカルテルなどの汚職事件が後を絶たない²。国を問わず、取引規模が大きく、業態の特殊性や取引対象の保秘性が高い分野については、汚職が発生するリスクが高まる傾向にあり、公共調達は最も不正の影響を受けやすい政府活動の一つとされている(野田 2022; OECD 2016)。特に、コロナ禍により途上国には国際機関等から多額の援助資金が流入しているが、短期間での大規模な調達は、汚職の温床となる危険性が高い(野田 2022)。

公共調達における汚職は、政府と市民社会の双方に重大な損失をもたらす。OECD (2013)の報告によれば、2000年代初頭において、世界の公共調達予算の20~25%、金額にして年間約2兆ドルが汚職により失われたと推定されている。汚職は入札プロセスにおける競争原理を歪め、インフラと公共サービスの質の低下を招き、経済発展に直接的な悪影響を及ぼす(World Bank 2016)。特に発展途上国では、限られた財政資源の効率的な活用が経済発展の鍵となることから、公共調達の適正化は喫緊の課題となっている。

こうした状況を背景に、各国では、効率的かつ有効的な調達を実現するため、公示・公告、入札・開札、契約、施工管理、維持管理などの公共事業調達の一連のプロセスを電子化し、行政・事業者間とのやりとりをインターネット上で行う電子調達の導入が進められている(島田 2003)。既存研究では、公共調達の電子化には主に3つのメリットがあるとされる。第一に、透明性の向上である。入札の過程や結果が電子的に記録・公表されることで透明性が向上し、公共調達プロセスにおける恣意的な行動の機会が排除され、汚職リスクが最小限に抑えられる(OECD 2008)。第二に、競争性の向上である。オンラインでの入札参加を可能にすることで、応札者の人件費や移動コストを削減し、地理的・時間的制約を超えた競争性の向上が期待される³。第三に、事務の効率化である。公示や応札案件情報の提供、開札行為を電子化することで、事務負担の軽減および業務の効率化が図れる⁴。特に、入札参加資格の審査や、入札価格の評価などの重要なプロセスが自動化されることで、人為的な判断の余地が減少し、より公平な調達が実現される。

電子調達の推進が世界的な潮流になる中、その効果を実証的に検証し、どのような制度設計と運用方法が汚職リスクの減少に効果的かを明らかにすることは、公共調達制度の改革において重要な示唆をもたらすと考えられる。しかし、既存研究の多くは電子調達と汚職の理論的メカニズムの解明に重点を置いており、両者の関係を計量的に分析した研究は極め

² 近年、日本では2020年の新型コロナウイルス感染症への緊急対応として行われた全世帯へのマスク配布事業や、2020年から2021年にかけて行われた東京オリンピック・パラリンピックの観客向けアプリの入札等で、業者選定の不透明性や入札の公正性が指摘された(梅澤 2022)。

³ <https://www.cals.jacic.or.jp/coreconso/aboutus/merit.html> (2024年11月6日)。

⁴ <https://www.e-bisc.go.jp/service/index.html> (2024年11月19日)。

て限られている⁵。そこで本稿では、2006年から2021年の政府調達案件について、国際データを用いた実証分析を行い、政府公共調達の電子化が汚職リスクに与える影響を定量的に明らかにすることを目的とする。

本稿の構成は以下の通りである。次の第2節では、公共調達の制度背景と、電子調達が汚職に与える影響のメカニズムについて、先行研究を整理する。第3節では、本稿の理論仮説を構築し、第4節では、理論仮説を検証するためのデータと推定方法を提示する。第5節では、分析結果を示すとともに、分析対象国であるケニアと日本の政府関係機関の事例分析を通じて、電子調達の効果と課題について考察する。最後に第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、効果的な公共調達の実現に向けた政策の示唆を述べる。

2. 先行研究

2-1. 制度背景

国の財政支出には、補助金や交付金等の直接支出と、民間企業との契約による物品やサービスの調達があり、後者は公共調達と呼ばれる（梅澤 2022）。公共調達はエネルギー供給から医療サービスに至るまで、政府が市民に提供する基礎的サービスの重要な柱であり、市民生活に広く影響を及ぼしている⁶。そのため、公共調達の適切な運用は財政規律と経済発展の両面で重要な政策課題となっている。

公共調達における契約方式は各国によって異なるものの、現在、国内外を問わず、一般競争入札が最も基本的な調達手続きとして広く採用されている（館 2013）。一般競争入札は、最低価格で応札した者が落札する、最低価格落札方式が基本となっている。これは、財政的な消費が納税者の負担に基づいて行われることから、公的主体による契約の公正さと経済性を確保すべきという思想に依拠している（金崎 2019）。ただし、価格のみで落札者を決定すると、品質に問題が生じる可能性があるため、契約の性質等に応じて価格と提案内容を総合的に評価する総合評価落札方式も導入されている（岩崎 2018）。

伝統的な公共調達システムには様々な課題も指摘されている。OECD (2016) は、プロセスの不透明性や競争の制限、汚職リスク、非効率な文書管理、支払いの遅延などを主要な問題として指摘している。これらの課題は特に途上国において深刻化する傾向にあり、公共サービスの質の低下や財政資金の非効率な使用を引き起こしているケースが報告されている（Asian Development Bank 2013）。このような状況は、公共調達本来の目的である効率的な

⁵ Jiménez et al. (2022) は両者の関係を計量的に分析した数少ない研究の一つである。ただし、同研究は World Bank Enterprise Survey のアンケート調査に基づく企業レベルの分析にとどまっている。これに対し本稿は、各国の調達契約を分析単位とし、Fazekas (2024) の複合汚職リスク指数を用いることで、より客観的な検証を可能にしている。

⁶ <https://www.oecd.org/en/topics/public-procurement.html> (2024年11月19日)。

財政運営と質の高い公共サービスの提供を阻害する要因となっている。これらの課題に対応するために、近年、各国が導入を進めているのが電子調達システムである。電子調達とは、従来の紙ベースの調達手続きを置き換え、入札公告から支払いまでの一連の調達プロセスをデジタル化することで、業務の効率化と調達の有効性向上を目指すシステムである(OECD 2011)。調達プロセスを電子化することで、データの一元管理や他の IT システムとの連携が可能となり⁷、業務の正確性を高めながら効率化を図ることができる。政府は限られた財源の中で政策効果を最大化させるため、調達プロセスの費用対効果の向上が求められており、電子調達はその有力な手段として注目されている。

2-2. 理論背景

電子調達システムの導入効果については、主に透明性向上と汚職抑制の観点から分析が進められてきた。Szymanski (2007) は公共調達プロセスを体系的に分析し、(1) 調達計画、(2) 製品設計と文書化、(3) 入札、(4) 契約締結と履行、(5) 会計と監査の 5 段階に分類している。この分類に基づき、Neupane et al. (2012) や Dema (2015) は各段階における電子調達の具体的な効果を検討している。まず、(1) 調達計画段階においては、政府関係者による私的利益の追求や機密情報の漏洩といった構造的な問題が指摘されてきた。これに対し電子調達システムは、入札者による調達活動の監視機能を強化するとともに、技術仕様書の電子ポータルでの公開を通じて、担当者による恣意的な仕様変更を制度的に防止する機能を果たしている。(2) 製品設計と文書化段階では、特定の事業者を優遇するような技術仕様書を設計するという問題が存在していたが、電子調達システムの導入によるプロジェクト仕様書の一元的な公開や標準文書への準拠により、調達の透明性と公平性が担保されるようになった。(3) (4) の入札・契約締結段階は、特に開発途上国において最も深刻な汚職リスクが指摘される領域である。政府職員による間接的な不正介入や、競合事業者への不当な圧力行使などの問題に対し、電子入札システムの導入は、従来の紙ベースの入札で発生していた人的エラーの排除と、担当職員による恣意的な不正行為の防止に大きく貢献している。(5) 会計・監査段階においては、従来の体制下では定期的かつ体系的な監査の実施が困難であったが、電子調達システムの導入により、調達結果および決算報告の常時モニタリングが可能となり、事後的なガバナンス機能が大幅に強化されている。このように、電子調達は公共調達の透明性・公平性の向上に対して、包括的かつ体系的な効果をもたらすことが明らかになっている。

⁷ デジタル請求書などの関連システムとも統合することで、調達の全過程をシームレスにデジタル化することができる (OECD 2019)。

3. 理論仮説

3-1. 電子調達システムの透明性向上効果と汚職抑制メカニズム

電子調達システムは調達担当者の裁量的な判断や権力の濫用をチェックするための重要なツールとして国際的に認識されている (Sohail and Cavill 2008)。電子調達システムの導入は、公共調達プロセスの透明性向上と汚職抑制に包括的な効果をもたらす。特に、不正や汚職の機会の大半は対面での接触を通じて生じているため、電子調達システムにより標準化された取引プロセスは、従来の対面でのやり取りで発生していた不正の機会を大幅に削減することができる (Pictet and Bollinger 2008)。また、低コストで多数の潜在的なサプライヤーに効率的に情報を配布することが可能となり、特定業者への便宜供与を構造的に抑制する効果も期待できる (OECD 2008)。さらに、システム上に記録が残る電子的なやり取りは、事後的な監査や検証を容易にし、不正行為の抑止力として作用する。これらの理論的考察に基づき、以下の仮説を導出する。

仮説 1 公共調達の電子化が進むほど、調達プロセスにおける汚職リスクが減少する。

この仮説は、電子調達システムが持つ包括的な効果が、対面接触の機会の制限、情報アクセスの改善、そして監視機能の強化を通じて、調達プロセスにおける汚職リスクを構造的に低減させるというメカニズムを想定している。

3-2. 政府機関の質による電子調達の効果の異質性

電子調達システムの汚職抑制効果は、各国の政府機関の質によって異なる影響を受けると考えられる。特に、政府機関の質が相対的に低い国において、電子調達システムの導入がもたらす限界的な改善効果がより大きくなることが想定される。

Mistry and Jalal (2012) は、2003年から2010年の国際比較分析により、電子政府の汚職抑制効果が先進国よりも発展途上国において顕著に大きいことを実証的に示している。同様に、Bhuiyan (2011) は発展途上国の事例研究を通じて、電子政府が透明性の向上と汚職抑制に特に効果的であることを明らかにしている。

この現象の理論的説明として、以下のメカニズムが考えられる。まず、政府機関の質が低い国ほど、既存の調達プロセスにおける裁量性や不透明性が高く、それゆえ電子調達システムの導入による構造的な改善余地が大きい。Pathak et al. (2007; 2008; 2009) の一連の研究が示すように、エチオピアやフィジーなどの発展途上国において、電子政府の導入が政府と市民の関係改善に大きく寄与し、公共サービスの質的向上をもたらしている。

これらの知見を総合すると、電子調達システムの汚職抑制効果は、政府機関の質が中程度から低い国において最も顕著に表れると考えられる。すなわち、基本的な政府機能は維持されているものの、従来の調達プロセスに改善の余地が大きい国で、電子調達システムの限界効果が最大化されると予想される。以上の理論的考察に基づき、以下の仮説を導出する。

仮説 2 政府機関の質が低いほど、電子調達システムが汚職に与える影響が大きい。

この仮説は、電子調達システムの効果が各国の制度的文脈に依存するという条件付きの関係を想定している。特に、政府機関の質の相対的な低さが、電子調達システムの潜在的効果を増幅させるという因果メカニズムを示唆している。

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、本稿では『GTI Global Public Procurement Database』⁸ (以下、GPPD) を用いた実証分析を行う。GPPD は、ウェブスクレイピング手法により収集された国際的な公共調達データベースであり、2006年から2021年までの期間において、42カ国から7,200万件以上の政府調達契約に関するデータを収録している。各国の調達情報は共通のデータ標準に従って標準化されており、買い手とサプライヤーの情報、製品分類、価格情報、契約日、調達手続きの種類など、契約プロセスに関する詳細な情報を含む。本分析では、データの利用可能性を考慮し、18カ国 (Bulgaria, Cyprus, Finland, Hungary, Italy, Kenya, Lithuania, Luxembourg, Latvia, Malta, Mexico, Netherlands, Norway, Portugal, Romania, Slovenia, Slovakia, United States) の2006年から2021年のデータを使用する。これらの国々は、電子調達システムの導入前後において十分な期間のデータが蓄積されており、電子調達の導入効果を検証するために適したサンプルである。

本分析の従属変数には、公共調達における汚職を測定するための、複合汚職リスク指数 (Composite Risk score) を採用する。この指標は、Fazekas (2024) によって開発され、公共調達の契約レベルでの不正を包括的に捉えたものである。複合汚職リスク指数は、表1に示す9つの個別指標の平均値として算出される。この指標を用いることの利点として、以下の三点が挙げられる (Fazekas 2024)。第一に、様々な形態の汚職リスクを包括的に評価できる点である。例えば、一者応札指標や特定業者への支出集中度指標は、入札の競争性が損なわれている可能性を示している。また、調達手続き指標や応札・審査期間、入札公告の有無等の指標は、手続き面で調達担当者が恣意的な操作を行っている可能性を示している。

⁸ <https://data.mendeley.com/datasets/fwzpywbhgw/3> (2024年11月10日)。

表 1 複合汚職リスク指数の構成要素

変数名	定義
一者応札指標 (corr_singleb)	入札過程において一者応札の場合は1、複数の応札があった場合は0となる二値変数。
調達手続き指標 (corr_proc)	一者応札の可能性が高い非公開型の調達手続きが採用された場合に1、オープンな調達手続きの場合は0となる二値変数。
応札期間 (submission_period)	入札公告日から応札締切日までの日数を示す変数。
応札期間リスク指標 (corr_subm)	応札期間の長さが一者応札の確率と有意な関係を持つ場合に1、そうでない場合は0となる二値変数。
入札公告指標 (corr_nocft)	入札公告が存在しない場合は1、存在する場合は0となる二値変数。
審査期間 (decision_period)	応札締切日から落札者決定日までの日数を示す変数。
審査期間リスク指標 (corr_decp)	審査期間の長さが一者応札の確率と有意な関係を持つ場合に1、そうでない場合は0となる二値変数。
タックスヘイブン指標 (corr_tax_haven)	落札者が高金融リスク国に所在する場合に1、そうでない場合は0となる二値変数。
支出集中度指標 (corr_spending_concentration)	特定の発注者による特定の業者への支出総額（入札価格ベース）が当該発注者の総支出に占める割合を示す変数。この値が高いほど、特定業者への支出集中度が高いことを示す。
複合汚職リスク指数 (Composite Risk score)	上記のリスクスコアの平均値。

さらに、タックスヘイブン指標は、応札者の競争環境に関する潜在的な汚職リスクを示している。第二に、この指標は客観的な評価基準に基づいているため、異なる制度背景を持つ国家間の比較を可能にしている。第三に、個別指標の平均値を用いることで、より安定的で信頼性の高いリスク評価が可能となる。ただし、これらの指標は直接的な不正行為を示すものではなく、あくまでも汚職リスクを示唆するものとして解釈する必要がある。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説 1 では電子調達ダミーを用いる。これは各国の電子調達導入年度を基準に、導入前を 0、導入後を 1 とする二値変数である。なお、この操作化には測定上の制約が存在する。多くの国では、電子調達システム導入後、従来型の入札から電子入札への移行が段階的に進められるため、実際の普及度を十分に反映できていない可能性がある。この点は本稿の主要な限界の一つであり、今後の研究では、各国における電子入札の利用割合など、実際の普及度を示すデータを用いたより精緻な分析が求められる。仮説 2 では、国レベルの政府機関の質の影響を見るために、電子調達ダミーと政府機能指数の交互作用項を投入した。政府機能指数は、フリーダムハウスが毎年発表している「Freedom in the World」⁹における、政治的権利指標の一つである。この指標は、3つの質問項目¹⁰の合計として、0 から 12 の値を取る。具体的には、政府の説明責任、透明性、

⁹ <https://freedomhouse.org/report/freedom-world/2024/mounting-damage-flawed-elections-and-armed-conflict> (2024 年 11 月 10 日)。

¹⁰ 1 つ目は、選挙で選ばれた政府が実質的な統治能力を持ち、非国家的利益団体からの圧力に影響されることなく、独立して政策の立案・実施を行っているかを評価する。2 つ目は、政府機関における汚職の程度とその防止システムの機能状況を評価している。3 つ目は、政

汚職の程度、官僚機構の機能などの観点から、政府機関の実効的な運営能力を評価している。分析にあたり、政府機能指数は最小値を 0 に基準化した。その他には、統制変数として、総人口と一人あたり GDP (いずれも自然対数値) を投入した。表 2 に各変数の具体的な説明と出典、表 3 に記述統計を示す。

表 2 変数説明

変数名	変数説明	出典
複合汚職リスク指数	公共調達における汚職を測定するための指数。	「GTI Global Public Procurement Database」
電子入札ダミー	各国の電子調達導入年度を基準に、導入前を 0、導入後を1とした二値変数。	「Global Public Procurement Database」 (The World Bank)
log (総人口)	国別の総人口を自然対数化した値。	
log (一人あたりGDP)	国別の一人あたりGDPを自然対数化した値。	「Freedom in the World2024」
政府機能指数	各国政府の制度的実効性、すなわち汚職管理や政策立案・執行における透明性、説明責任の程度を数値化した指標。	

表 3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
複合汚職リスク指数	39679441	0.2472	0.2598	-0.0001	1
電子入札ダミー	39679441	0.7655	0.4237	0	1
log (総人口)	39679441	9.5092	1.4862	4	12
log (GDP)	39679441	10.6077	0.6666	6.9557	11.8034
政府機能指数	39679441	18.7217	1.5570	12.9124	19.6208

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、公共調達の電子化が汚職リスクに与える影響を推定する。推定には、国別の切片のランダム効果を考慮したマルチレベルモデルを採用した。約 4,000 万件におよぶ大規模な政府調達契約の個票データを効率的に処理するため、データを無作為に 10 分割し、並列処理による推定を行った後、メタアナリシスで結果を統合した。また、電子調達ダミーと政府機能指数の交互作用項を含むモデルについても同様の手順で推定を行った。

府の説明責任と市民に対する応答性を評価するもので、政治的・官僚的な意思決定過程における開放性と透明性の確保に焦点を当てている。

5. 分析結果

5-1. マルチレベルモデルによる分析結果

まず、表4では、各国の政府調達契約の個票データから、電子調達の導入が汚職リスクに与える影響を分析した。Model 1の分析結果によると、電子調達は汚職リスクに対して10%水準で有意に負の効果を示しており、これは理論仮説1と整合的である。この結果は、電子調達システムの導入が汚職リスクの減少に寄与することを示している。Model 2では、電子調達の効果が各国の政府機能によってどのように異なるかを分析するため、電子調達ダミーと政府機能指数の交互作用項を投入している。分析の結果、電子調達ダミーの主効果は5%水準で有意に負の効果、政府機能との交互作用項は5%水準で有意に正の効果を示した。図1は、Model 2の推定結果に基づき、政府機能指数の値ごとに電子調達が汚職リスクに与える影響を示した限界効果プロットである。このプロットからは、政府機能の質が低い国において、電子調達による汚職リスク抑制効果が最も大きく、政府機能の質が向上するにつれてその効果が弱まることが確認された。この結果は理論仮説2に整合的であり、電子調達システムの導入は、特に政府機関の質が低い国において、より効果的に汚職リスクを抑制することが実証された。

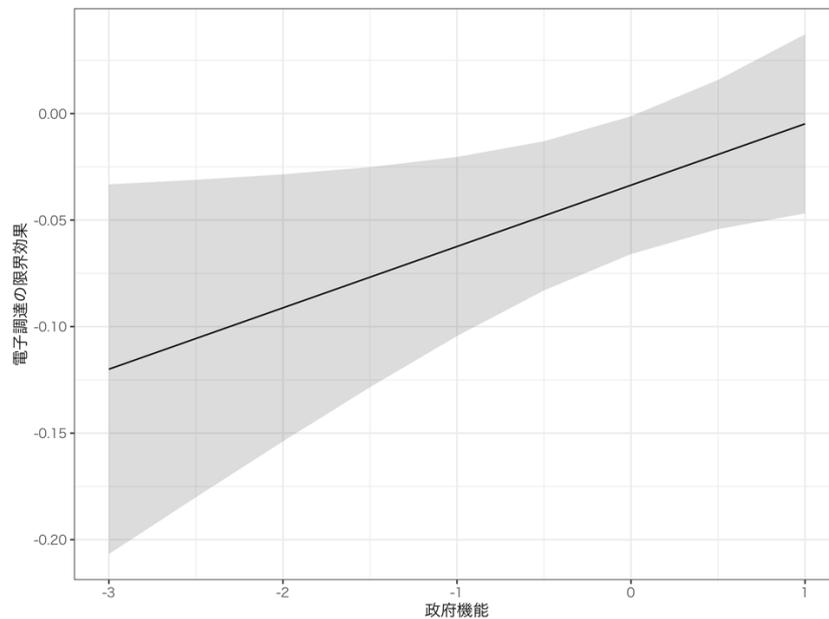
表4 汚職リスクに対する電子調達導入の効果

	従属変数			
	複合汚職リスク指数			
	Model 1		Model 2	
電子調達ダミー	-0.0298	†	-0.0336	*
	(0.0165)		(0.0165)	
政府機能指数	0.0016		-0.0194	
	(0.0093)		(0.0136)	
log(総人口)	0.0099	*	0.0118	*
	(0.0048)		(0.0049)	
log(GDP)	-0.0414	**	-0.0395	**
	(0.0134)		(0.0133)	
電子調達ダミー*政府機能			0.0288	*
			(0.0137)	
N	39679441		39679441	

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

(2) () 内は国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

図1 電子調達に限界効果



5-2. 事例研究：ケニアにおける電子調達システムの導入事例

前節の分析結果では、電子調達の導入が汚職リスクを有意に低下させ、特に政府機関の質が低い国においてその効果が顕著であることが明らかとなった。本節では、この分析結果の妥当性を検証するため、2014年に電子調達システムを制度化した¹¹ケニアの事例を取り上げる。

2000年代初頭のケニアでは、公共調達がGDPの9%（2004年）から11%（2014年）を占め、経済的重要性を有していたにもかかわらず、調達プロセスにおいて実質的な競争が機能せず、調達手続きは不透明かつ未規制の状態にあった（Kamotho 2014）。特に問題視されていたのが国内で統一的な調達システムや、規則違反に対する制裁・罰則が存在せず、調達プロセスにおける透明性と説明責任が欠如していたことであり、これらの要因が公共資金の著しい損失を招いていた（Osir 2016）。これに対しケニア政府は、2005年に「公共調達および処分法（The Public Procurement and Asset Disposal Act）」を制定し、2006年に全国適用の公共調達規則を整備した（Osir 2016）。また、世界の成功事例を参考に2014年より電子調達システムの本格的な運用を開始した。複数の先行研究では、電子調達システムの導入後、ケニアの公共調達における透明性と効率性が向上したことを示している。Jeptoo and Kabare (2017) の調査によると、電子調達の導入より、入札・受注・契約などの各業務において、効率性が大幅に向上し、取引コストが削減されたことがわかった。さらに、行政手続

¹¹ https://www.globalpublicprocurementdata.org/gppd/country_profile/KE (2024年11月10日)。

きの迅速化が進み、意思決定プロセスの透明性が向上したことで、汚職行為の減少につながったことがわかった。同様に、Obiero and Ngugi (2024) は、Kiambu 郡政府でのアンケート調査から、電子調達を導入が調達業務の時間効率を改善し、政府のパフォーマンスを顕著に向上させた結論づけている。これらの研究は、前節の分析結果を具体的に裏付けるものである。

しかしながら、電子調達システムの導入過程では複数の課題も顕在化した。まず、Osir (2016) は、電子調達を支える法的枠組みとネットワークインフラの未整備、事業者のデジタルリテラシー不足を主要な制度的障壁として指摘している。さらに Schuppan (2009) は、サハラ以南のアフリカにおける電子政府システムの導入に関して、より根本的な課題を指摘している。これらの地域では、インターネットアクセス率が著しく低く、多くの国で 5% 未満にとどまっている。加えて、農村部における不安定な電力供給や、識字率の低さ、言語の多様性といった社会インフラ上の制約が、システムの効果的な運用を阻害する要因となっていると分析している。

これらの事例は、電子調達システムの導入には段階的なアプローチが不可欠であることを示唆している。特に、インフラ整備、人材育成、制度的枠組みの整備を並行して進める必要性が示唆された。Schuppan (2009) が指摘するように、先進国で確立された電子政府の概念を機械的に移転するのではなく、当該国の社会経済的文脈に応じた適切な導入戦略の策定が不可欠である。ケニアにおける事例は、他の開発途上国が電子調達システムを導入する際の有用な参考例を提供している。

5-3. 事例研究：政府関係機関における電子調達システムの導入事例

前節のケニアの事例は、開発途上国における電子調達システムの導入による効果と課題を、制度・技術・社会インフラの観点から包括的に示すものであった。本節では、これらの知見を補完する視点として、日本の政府関係機関における電子調達システムの導入事例を取り上げ、システムの運用側と利用側の両面から、導入時の具体的な課題と対応策について考察する。

当該機関では組織 DX 化の動きや新型コロナウイルスの影響により、電子入札システムの導入を段階的に進めており、現在では原則として全ての一般競争入札案件において電子入札を実施している。筆者が当該機関の職員とともに 2023 年に実施したアンケート調査では、過去に当該機関の電子入札に参加した経験のある企業 96 社を対象に、電子調達システムの現状と課題について調査を行った。調査対象は国内調達及び海外調達における電子入札案件であり、有効回答数は 54 (回答率 56%) であった。調査では、電子調達システムの導入により、空間的・時間的制約が軽減され、入札プロセスの透明性が向上したという肯定的な評価も得られたが、一方で、システムの導入・運用に関して、以下三つの課題が明らかとなった。

一つ目は、システムの導入初期における課題である。具体的には、調達案件の本公告・公示日から入札までの期間が短い中で、複雑かつ工程数の多い電子入札システムの導入作業を完了させなければならないという課題である。この問題は、特に初めてシステムを導入する事業者にとって大きな障壁となっている。二つ目は、電子入札システムの操作性に関する課題である。アンケート調査の結果、システム上での調達案件の検索、競争参加資格申請書の提出、入札書・見積書の提出、再入札時の操作が特に分かりにくいという指摘が多く寄せられた。従来の対面での入札方式では直感的に実施できていた作業が、システム上では慣れない操作が多く、使いこなすまでに時間を要することが明らかとなった。三つ目は、電子調達システムのポータルサイトにおける情報提供の不十分さである。電子調達システムの利用に不慣れな事業者にとって、ポータルサイトに掲載されたマニュアルは不親切な部分が多く、操作方法が分かりにくいという課題が指摘された。これは、システム運用側の支援体制にも改善の余地があることを示唆している。

以上の事例から、電子調達システムの導入には十分な準備期間と段階的なアプローチが必要であることがわかる。特にデジタル基盤が脆弱な開発途上国においては、以下の点に留意が必要である。第一に、デジタルインフラの整備状況である。インターネット接続の安定性や必要な機器・ソフトウェアへのアクセスが確保されていない場合、システムの効果的な運用は困難である。第二に、技術的キャパシティの向上である。システムの操作に慣れるまでには一定の時間と支援が必要であり、事業者側の準備態勢と政府職員の運用能力の双方を段階的に向上させていく必要がある。第三に、競争性への影響である。システム導入に伴う技術的・時間的負担が、特に小規模事業者の参加を妨げ、かえって競争性を低下させる可能性がある。

これらの課題に対応するため、以下の三段階の導入プロセスを提案する。まず、第一段階では、パイロットプロジェクトの実施、関係者への研修、システムの使用テストを行う。特に、操作マニュアルの整備や技術支援体制の構築に重点を置く必要がある。第二段階では、特定の調達カテゴリーでの試験的導入、フィードバックの収集と改善、事業者支援体制の構築を進める。この段階では、システムの操作性向上と並行して、事業者が十分な準備期間を確保できるよう、入札スケジュールの見直しも検討する。第三段階では、システムの本格導入を進め、対象範囲の段階的拡大、継続的なモニタリングと改善、ヘルプデスク等のサポート体制の強化を実施する。

以上の事例は、電子調達システムが汚職リスクの低減に効果的である一方で、導入には慎重なアプローチが必要であることを示している。特に開発途上国では、デジタルインフラや事業者の対応力を考慮した段階的な導入が重要である。本稿の分析結果を踏まえると、電子調達システムの効果を最大限に発揮するためには、各国の状況に応じた適切な導入戦略が求められると結論付けられる。

6. 結論

本稿では、各国の政府調達契約の個票データを用いて、電子調達システムの導入が汚職リスクに与える影響を実証的に分析した。分析結果から、電子調達システムの導入は汚職リスクを有意に抑制する効果があることが明らかになった。さらに、この効果は国の政府機関の質によって異なり、特に政府機関の質が低い国においてより顕著であることが示された。また、事例研究を通じて、本稿の分析結果の妥当性を検証するとともに、電子調達システムの具体的な導入過程における課題と対応策を明らかにした。事例研究の結果が示すように、電子調達システムの効果的な導入には技術的準備や運用能力の向上が前提となる。なかでも、発展途上国においては、デジタルインフラの整備状況や事業者の対応能力を慎重に考慮し、各国の状況に即した段階的なアプローチが必要である。具体的には、パイロットプロジェクトを通じた関係者への研修から始め、特定カテゴリでの試験的導入を経て、全面的な展開へと段階的に移行することが望ましい。この過程では、システムの操作性向上や技術支援体制の整備と並行して、小規模事業者の参加機会が制限されないよう配慮することも重要である。システムの導入自体が新たな参入障壁とならないよう配慮しつつ、透明性向上と競争性確保の双方を実現していくことが、効果的な公共調達の実現には不可欠である。

最後に、本稿の限界と今後の課題について触れておきたい。まず、本稿で用いたデータセットは18カ国に限られており、より広範な国々での検証が必要である。分析方法に関しても、大規模な政府調達契約の個票データを処理するため、データを無作為に10分割し並列処理による推定を行った後、メタアナリシスで結果を統合するというアプローチを採用した。この方法は計算効率の面で利点がある一方で、データ全体を一括して分析した場合と比べて、より細かな交互作用効果や非線形な関係性を見落としている可能性がある。さらに、電子調達の効果が国や地域によって異なる可能性を考慮すると、データの分割方法自体についても、より慎重な検討が必要かもしれない。これらの点については、今後の研究課題としたい。

7. 参考文献

- 岩崎和隆. 2018. 「官公庁の情報システム調達における供給者選定方法の課題」『情報システム学会 全国大会論文集』14: 1-5.
- 梅澤孝助. 2022. 「公共調達の現状と課題」『国立国会図書館 調査と情報—ISSUE BRIEF』1183: 1-11.
- 金崎健太郎. 2019. 「政府情報システム調達の事例研究—マイナンバー・情報提供ネットワークシステムの調達事例」『法と政治』70(2): 699-726.

- 島田達巳. 2003. 「行政における電子入札と業務改革—IT 革命と企業経営」『経営學論集』73: 178-179.
- 館健太郎. 2013. 「総合評価方式による一般競争入札とその特徴」『駒沢大学経済学論集』44(4): 53-58.
- 野田恒平. 2022. 「還流する地下資金—犯罪・テロ・核開発マネーとの闘い [7] 汚職対策とマネロン規制の深い関係」財務省『ファイナンス』財務省, 675: 58-65.
- Asian Development Bank. 2013. *E-Government Procurement Handbook*. Asian Development Bank.
- Bhuiyan, Shahjahan H. 2011. “Modernizing Bangladesh Public Administration Through E-Governance: Benefits and Challenges.” *Government Information Quarterly* 28(1): 54-65.
- Dema, Jamyang. 2015. “The Role of Electronic Procurement in Preventing Corruption.” *SSRN Electronic Journal*: 1-14.
- Fazekas, Mihály, Tóth, Bence, Abdou, Aly, and Ahmed Al-Shaibani. 2024. “Global Contract-Level Public Procurement Dataset.” *Data in Brief* 54: 110412.
- Jeptoo, Naomi, and Karanja Kabare. 2017. “Effect of Governance Structure on E-Procurement Implementation by State Corporations in Kenya.” *International Academic Journal of Procurement and Supply Chain Management* 2(3): 76-91.
- Jiménez, Alfredo, Hanoteau, Julien, and Ralf Barkemeyer. 2022. “E-Procurement and Firm Corruption to Secure Public Contracts: The Moderating Role of Governance Institutions and Supranational Support.” *Journal of Business Research* 149: 640-650.
- Kamotho, Daniel Kariuki. 2014. “E-Procurement and Procurement Performance Among State Corporations in Kenya.” *University of Nairobi Journal of Procurement Studies*: 1-40.
- Mistry, Jamshed J. and Abu Jalal. 2012. “An Empirical Analysis of the Relationship Between E-Government and Corruption.” *The International Journal of Digital Accounting Research* 12: 145-176.
- Neupane, Arjun, Soar, Jeffrey, Vaidya, Kishor, and Jianming Yon. 2012. “Role of Public E-Procurement Technology to Reduce Corruption in Government Procurement.” *Proceedings of the 5th International Public Procurement Conference (IPPC5)* 304-334.
- Obiero, Reuben and Lucy Ngugi. 2024. “E-Procurement Practices and Organizational Performance: A Case of Kiambu County Government, Kenya.” *International Academic Journal of Economics and Finance* 4(2): 238-262.
- OECD. 2008. *Fighting Bribery in Public Procurement in Asia and the Pacific*. OECD Publishing.

- OECD. 2011. *E-Procurement*. OECD Publishing.
- OECD. 2013. *Implementing the OECD Principles for Integrity in Public Procurement: Progress Since 2008*. OECD Publishing.
- OECD. 2016. *Preventing Corruption in Public Procurement*. OECD Publishing.
- OECD. 2019. *Government at a Glance 2019*. OECD Publishing.
- OECD. 2023. *Government at a Glance 2023*. OECD Publishing.
- Osir, Edward O. 2016. "Role of E-Procurement Adoption on Procurement Performance in State Corporations in Kenya: A Case of Kenya Utalii College." *International Academic Journal of Procurement and Supply Chain Management* 2(1): 66-100.
- Pathak, Ramesh, Naz, Rafia, Rahman, Habibur, Smith, Roger, and Kamlesh Nayan Agarwal. 2009. "E-Governance to Cut Corruption in Public Service Delivery: A Case Study of Fiji." *International Journal of Public Administration* 32(5): 415-437.
- Pathak, Ramesh, Singh, Gurmeet, Belwal, Rakesh, and Roger Smith. 2007. "E-Governance and Corruption: Developments and Issues in Ethiopia." *Public Organization Review* 7: 195-208.
- Pathak, Ramesh, Singh, Gurmeet, Belwal, Rakesh, Naz, Rafia, and Roger Smith 2008. "E-Governance, Corruption, and Public Service Delivery: A Comparative Study of Fiji and Ethiopia." *Journal of Administration and Governance* 3(1): 65-79.
- Pictet, Jean and Didier Bollinger. 2008. "Extended Use of the Cards Procedure as a Simple Elicitation Technique for MAVT: Application to Public Procurement in Switzerland." *European Journal of Operational Research* 185(3): 1300-1307.
- Schuppan, Tanja. 2009. "E-Government in Developing Countries: Experiences from Sub-Saharan Africa." *Government Information Quarterly* 26(1): 118-127.
- Sohail, Mu and Sue Cavill. 2008. "Accountability to Prevent Corruption in Construction Projects." *Journal of Construction Engineering and Management* 134(9): 4-27.
- World Bank Group. 2016. *Benchmarking Public Procurement 2016: Assessing Public Procurement Systems in 77 Economies*. World Bank Group.

第 2 章

君主制の国民統合の効果

—マレーシア選挙君主制および連邦君主制からの証拠—

東野 碧斗

要約

世界の国々の 5 分の 1 が君主制を奉じているにもかかわらず、君主制は時代遅れの政治制度と見なされることが多い。しかし、多民族・多宗教社会において、君主の存在は社会上の軋轢を軽減し、国民統合を促進しているという見方もある。その研究の重要性に対して、国民統合の効果について定量的に分析した先行研究は少なく、君主制の効果とその理論的説明については明らかでなかった。本稿では、マレーシアの連邦君主制・選挙君主制という独自の制度に着目し、君主の選出が国民に与える影響を検証した。世界価値観調査の結果を用いたマルチレベル分析からは、君主の選出によって他民族への排外意識が減少し、マレーシア国民であるという意識が向上することが示された。マレーシアのような多民族・多宗教社会においても、君主制には国民統合に資する効果があると考えられる。

1. はじめに

現在、国連加盟国 193 カ国のうち、42 カ国は何らかの形で君主制を奉じている。このうち、34 カ国は立憲君主制である¹ (Ginsburg et al. 2023, p.3)。これは実に、全世界の 22% の国家が君主制を採用していることを意味する。

これほど君主制国家が残存する一方で、君主制を時代遅れの政治制度とする向きも多い (e.g. Corbett et al. 2016; Gerring et al. 2021; Ginsburg et al. 2023; Huntington 1966)。さらに、立憲君主制に対しては、以下に挙げるような 5 つの批判がある (Bentley 2002; Bulmer 2017; Fabricius 2022; Norton 2022)。第一に、君主が選挙ではなく世襲で選ばれるために、一定の政治的権限を有する民主的正当性および説明責任がない。第二に、前述の非民主的な選出方法に加えて、王室は家族形態・仕事・収入など様々な面で社会的に全く異質の存在であり、国民や国家における代表性が著しく欠如している。第三に、平等主義と実力主義を是とする多くの社会において、王室の存在はその原則に反する。第四に、王室の維持

¹ 君主制国家の数については数え方によって上下し、43 カ国とする立場もある他 (Guillen 2018)、立憲君主国の数についても 36 カ国であるとする場合がある (Inata 2022)。

には多額の費用がかかり、社会的不平等を促進する。第五に、分裂のある社会で君主があるひとつの勢力と結びつくことで分断が深まったり、反民主主義的な傾向が生じたりする。この他、君主個人の資質や王室成員によるスキャンダルなども俎上に載せられる。

上記のように、立憲君主制に対しては様々な批判があるが、その優れた面も指摘されてきた。例えば、現代の立憲君主制において、君主は国家を代表し、国民統合のための象徴となることが期待できるとされる (Hazell and Morris 2020; Huntington 1966; Norton 2022)。また、別人種の移民であっても君主制に対して肯定的な意見を持ち、君主制が市民的アイデンティティの中核となる可能性も示唆されている (Mansillo 2016)。殊に複数の民族が共存する多民族社会においては、君主は特定の民族に偏らず、国家全体を象徴する存在として、民族間の緊張を和らげ、国民統合を促進することができるかもしれない。

本稿ではこの問いを検証するために、マレーシアの君主制に注目する。マレーシアは次の3つの理由から仮説検証に適していると考えられる。まず、マレーシアは分断の深い社会であり、この条件は問いに適っている。実際、マレーシアはブミプトラ系²、中華系、インド系などを擁する多民族国家であり、イスラム教を国教としつつもキリスト教・仏教などの他宗教の信徒を多く抱える多宗教国家でもある³。

加うるに、それぞれの民族内にも多様なサブ・エスニシティ⁴があるとされる。マレー人においては、アラブやインドネシアに起源がある場合や出身州ごとにも異なるアイデンティティを有する (Nagata 1984)。華人においても、中国における出身地・移民の時期・言語などによる差異があり (金子 2001; 田崎 2021)、インド人においても言語・出身地・教育程度・移民背景に基づく差異があるとされる (古賀 2022; 田崎 2021; 山田 2000)。

次に、マレーシア君主制の特殊性が挙げられる。マレーシアは立憲君主制の国家であるが、連邦君主制・選挙君主制という他に類を見ない特殊な君主制を敷いている。連邦君主制とは、連邦全体で一人の国王を戴くだけでなく、連邦を構成する各州も伝統的な統治者⁵を擁する政体のことである (左右田 2020a, pp.10-11)。また、選挙君主制とは、マレーシアの場合は9名の統治者が互選によって君主を選出する政体のことである (左右田 2020a, p.11)。君主の任期は5年で、独立以来9州から輪番で選出されており、実質的には輪番制となっている。これらの制度によって、君主制と国民統合の関係を短期間かつ連続的に観察することができる。

最後に、先行研究ではマレーシアの君主制の意義として「政治的権力」と「国民統合」の

² マレー人および先住民の総称 (小野沢 2012)。

³ 2023年時点で人種構成は、ブミプトラ系が70% (うち先住民12%)、中華系が23%、インド系が7%である。宗教構成はイスラム教徒が64%、仏教徒が19%、キリスト教が9%となっている。 <https://open.dosm.gov.my/data-catalogue> (2024年11月19日)。

⁴ 中国人、インド人といった主要なエスニシティを、国籍・言語・出身地・社会階級などによって細分化した概念 (古賀 2022)。

⁵ 以降、本稿では混乱を避けるため、連邦全体の国王を「君主」、各州の伝統的な統治者を「統治者」と呼称する。

二側面が指摘されており、特に後者は本稿のテーマに合致している。前者は、君主が新型コロナウイルス感染症の大流行などの社会的危機において非常事態宣言を発して国会を停止したり、上院の過半数を君主が指名できたり、与野党伯仲時には君主の形式的な首相任命権が政治的重要性を帯びたりと、民主主義および政治的安定に少なくない影響を与えている点が指摘される（左右田 2020a, 2020b）。後者は、君主が歴史的・現代的にマレー人とムスリムのアイデンティティのみならず⁶、多民族からなる「マレーシア国民」のアイデンティティを醸成する社会的・文化的役割を果たしている点について議論されている（左右田 2020a; Milner 2012）。

以上を踏まえ、先行研究の不足について指摘したい。第一に、立憲君主による国民統合の効果についてはその定性的研究の多さに比して、実証研究は乏しく、定量的な裏付けの必要性がある。第二に、連邦君主制・選挙君主制の実証的な研究は未だ行われておらず、州の統治者から君主が選出されることの効果および理論的説明については不明確な部分が多い。

そこで、先行研究の間隙を埋めるため、本稿では世界価値観調査（World Values Survey）を用い、君主制による国民統合の効果について仮説検証を行った。具体的には、州を分析単位としたマルチレベル分析によって、君主が選出されることがその州の国民の意識に与える影響を明らかにする。分析結果からは、君主が選出された州では他民族に対する排外意識が減少し、マレーシア国民であるという自己認識が上昇することが分かった。このことから、多民族国家における君主には国民統合に資する効果があるという知見が得られた。

以下では前述の結果について次のように論じている。まず、第 2 節では君主制研究について概観した上で、関連分野である宗教指導者の先行研究を列挙する。第 3 節では、州の統治者から君主が選出されるメカニズムについて理論仮説を導出し、第 4 節では使用するデータと方法を示す。第 5 節では分析結果、第 6 節では結論を述べる。

2. 先行研究

2-1. 君主制の諸効果に関する研究

君主制の効果に関する研究としては、歴史的・社会的・経済的・政治的な側面において蓄積がある。

歴史的影響として、McDonagh (2015) は君主制が福祉国家の発展に寄与したことを指摘している。具体的には、伝統的な家族観と国家観が同一視されることで、君主制国家においては社会保障の責任は国家にあるという認識・支持が高まり、福祉国家化を促進したことを

⁶ 憲法上、君主および統治者はマレー人・ムスリムのみなることができ、マレー人・ムスリムの保護者であると明記されている。ただし、国民・州民全体の保護者であることも同様に記述されている（左右田 2020a）。

実証的に明らかにしている。これは既に君主制を放棄したドイツやイタリアなどにおいても、福祉制度の充実という形で君主制の遺産となっているとされる。

政治的影響としては、君主制が政治的安定に貢献していることが中東君主制国家の研究を中心に示されている。君主はその伝統的・象徴的役割によって、現政権や政治体制自体への国民の支持を高めることができ、反体制運動のリスクに強いことが分かっている（浜中 2014; Menaldo 2012; Rose and Kavanagh 1976）。また、君主自身が大きな政治的権力を有する中東君主国や人口規模の小さい君主制国家⁷では、君主が議会政治の正常化に働きかけることで、君主制に対する国民の支持を確保できていることが指摘されている⁸（浜中・白谷 2015; Anckar 2020; Corbett et al. 2016）。さらに、立憲君主は国民の支持が低い場合は政治的主張を控え、国民が現政権に満足していない場合は、国民の選好に合った政治介入を行う可能性が高くなるとされる（Inata 2020）。

経済的影響としては、君主が法の支配および財産権の保護を遵守することで経済成長を促したことや、観光業への貢献が挙げられる。前者については、君主制国家は共和制国家よりも内部紛争が財産権に及ぼす悪影響などが少なく、結果的に経済成長に利することが明らかになっている（Guillén 2018）。後者については、王室所有の施設や所縁のある土地へ観光客を呼び寄せ⁹、地域経済を刺激しているとされる（Palmer and Long 2018）。

社会的影響としては、儀礼的・象徴的役割しか持たない立憲君主であっても、世論に働きかけ、その政策選好に影響を与えられることが示されている（Annaka and Kato 2022）。

2-2. マレーシア君主制の歴史および役割に関する研究

マレーシアの君主制は、イギリス植民地期から独立期にかけて形成されたものである。現在のマレーシアは、9つのマレー系諸王国と2つのイギリス直轄領に起源がある（左右田 2020a）。歴史的に、15世紀初頭にマレー半島とスマトラ半島にまたがるマラッカ王国が成立したことはあるものの、今日の領域を完全に包摂するような国家の経験はなかった¹⁰。したがって、文化的・歴史的に異なる諸地域が、イギリスによって初めて単一の国家として糾合された経緯がある。

イギリスはマレーシアを植民地化・統治するにあたり、各州にイギリス人理事官（Resident）やイギリス人顧問（Advisor）を置き、それぞれの統治者に助言を与えるという

⁷ トンガやモナコ、リヒテンシュタインなどが例として挙げられている（Anckar 2020; Corbett et al. 2016）。

⁸ ただし、浜中・白谷（2015）によれば、モロッコの事例における議会制民主主義は、コスメティック・デモクラシー（偽装的民主政治）に過ぎない可能性も指摘されている。

⁹ <https://www.regionalstudies.org/rsa-blog/blog-the-impact-of-the-uk-royal-family-on-tourism/>（2024年11月19日）。

¹⁰ 15世紀末、マジャパヒト王国がマレー半島やボルネオ島北部を含めたインドネシア地域一帯を版図に収めていたとする説もあるが、この点は議論も多い（Munandar 2020）。

形で間接統治を行っていた（左右田 2020a）。また、この植民地期にダーバー（Durbar）と呼ばれる各州の統治者による評議会が設置され、現在の君主選出の場である統治者会議の前身となった（Bastin and Robin 1966）。

その後、日本軍による占領を経て、マレーシアでは英軍が復帰するまでの権力空白期に現地勢力が力を持ってしまっていた（都丸 2006）。そこで、イギリスは政治経済的支配を取り戻すために、従来の間接統治から転換し、マレーシアを中央集権的に統合し、1946年にマラヤ連合を成立させた（内田 1958）。この中央集権化の過程で各州の統治者の主権が剥奪されたが、1948年にはマレー人を中心とした反対運動によってこの措置は撤回され、連合はマラヤ連邦として再編され、統治者の主権も回復した。この時、マラヤ連邦の住民を民族等の区別なく「マラヤ人」と定義し、このマラヤ人意識を育てるために統治者や教育の重要性が掲げられた（都丸 2006, pp.128-129）。これを受けて、独立時に制定された連邦憲法では、植民地期から連綿と君主制が続いていた 9 州の統治者の互選によって選出される「マラヤ人」の君主という地位が新たに創設された。

Milner (2012) によれば、このような経緯からマレーシアの君主には独自の君主制の設計段階から国民統合の役割が期待されていたとされる¹¹。また、現代においてもマレーシア君主は「マレー人」ではなく、民族や信仰とは関係がない「国民」という語を積極的に用いたり、属性に関係なく称号・勲章を授与したりすることで、象徴的なアイデンティティとしての役割を果たしている（Milner 2012）。

2-3. 宗教指導者による情報発信の効果に関する研究

君主制に関連して、宗教指導者に関する先行研究も参考になると思われる。なぜなら、イギリス・日本などを筆頭に、立憲君主はしばしば宗教指導者の地位も兼ねており（Annaka and Kato 2022; Norton 2022）、マレーシア君主も同様にイスラム教の指導者だからである。

先行研究では、宗教指導者による情報発信が政治参加や政治選好に影響を与えることが示されている。ただし、「どの宗教であるか」や「どのような内容の情報であるか」あるいは「受け取り手の属性」によって、情報発信の効果は大きく異なることが報告されている。キリスト教に関する過去の知見では、自己肯定を促すメッセージが政治参加を高めること（McClendon and Riedl 2015）や、気候変動への対策を訴える教皇のメッセージが保守的なカトリック教徒や非カトリック教徒には逆に反抗的な態度を促してしまうこと（Li et al. 2016）などが明らかになっている。

上記のように、宗教指導者による情報発信の効果については、広範な合意がある訳ではないのが現状である。

¹¹ ただし、マレー人ムスリムであることが君主の条件であるため、多文化主義というよりマレー人の優位を保障するための設計だったとする議論もある（Ginsburg et al. 2023）。

3. 理論仮説

3-1. 君主選出による国民統合の効果

君主による国民統合の効果には 2 つの経路があると考えられる。第一に、君主への忠誠である。多民族・多宗教国家において、君主は多様な属性を持つ国民を、その民族や宗教に基づくアイデンティティではなく、君主への共通の忠誠心のもとに団結させることが期待できる (Mansillo 2016; Norton 2022)。

第二に、国民意識の向上である。この経路はさらに 3 つに細分化できる。まず、君主の代表性である。君主は戴冠式などの国家的行事に参加したり、外交の場で国家の代表として諸外国の要人と接したりと、国内外においてマレーシアを代表・象徴する存在となっている (Norton 2022)。

次に、君主の象徴性である。国民は日常生活の各所で、君主のシンボルと触れ合う機会がある。例えば、人々は日常的に君主が描かれた紙幣を用いたり、君主を称えて名付けられた道路を走ったり、そのような学校や病院を利用したりする。実際、マレーシアの全ての紙幣には初代国王の肖像が印刷されており¹²、首都の主要道路には歴代君主にちなんだ名前がつけられており¹³、君主の名のつく学校や病院は多くある¹⁴。こういった王族の肖像や国旗、記念日の心理的影響と国民意識形成の関係も深いと考えられている (都丸 2006)。特に貨幣については、国家と国民を結び付けるマスコミュニケーションの一つであり、紙幣に価値を与えているのは国家の権威と正当性であるため、国家アイデンティティとの関連が強いことが指摘されている (Lauer 2008)。

最後に、君主の平等性である。君主はマレー系やムスリムのみならず、マレーシア国民の象徴として国民に接したり (Milner 2012)、民族間・宗教間の対立が起きている場合には仲介を行ったりすることで (Harding and Harshan 2022)、マレーシア国家・マレーシア国民という旗の下に団結させることが期待できる。

ここでマレーシア君主制の事例に立ち返ると、先述したように 9 州それぞれの統治者たちの中から 1 人が君主として選出される政治体制である。このように、州の統治者が国家全体の君主となった場合、選出州の国民は国民統合の効果を取りわけ強く受けると考えられる。つまり、自州の統治者が国家を代表していると認識し、「マレーシア人」としてのアイデンティティが高まる。その結果、自州や自民族ではなく、国家全体に対する帰属意識が強化され、他民族・他宗教間の融和も促進されると考えられる。具体的には、以下の仮説が

¹² <https://www.bnm.gov.my/web/guest/current-banknote-series> (2024 年 11 月 19 日)。

¹³ https://www.malaymail.com/news/malaysia/2014/11/25/kuala-lumpur-road-names-to-be-changed-at-request-of-royalty-says-dep-min/790057#google_vignette (2024 年 11 月 19 日)。

¹⁴ <https://zafigo.com/stories/zafigo-stories/20210813-places-in-malaysia-named-after-women/> (2024 年 11 月 19 日)。

導出できる。

仮説 1 国王が選出された州では、他民族への排外意識が減少する。

仮説 2 国王が選出された州では、マレーシア国民であるという自己認識が上昇する。

仮説 3 国王が選出された州では、人種差別が減少する。

3-2. マレーシア君主制の制度的な国民統合の効果

マレーシアの連邦君主制・選挙君主制は、ROSCA との類似点が多く見られる。ROSCA¹⁵ (Rotating Savings and Credit Associations: 回転型貯蓄信用講) とは開発経済学で用いられる用語で、互助的な金融制度のことである (松井 2015; 柳原 2014)。具体的には、人々が定期的に会合を開き、その場で一定額を拠出する。その際、集められた財すべてを成員全員が輪番で受け取るものである。これは一種の貯蓄ないし借入と見なすこともできる。つまり、毎回定額を講に預け、自分の番が来れば引き出すという制度、あるいはある回に受け取った財を毎回返すという制度と捉えることもできる。

ROSCA は経済学のみならず、社会学や人類学、民俗学においても分析対象となっており、社会的結束や社会資本関係の観点からも研究が行われている。マレーシアの君主制はこの ROSCA との共通点が多くあり、当研究テーマにも敷衍できると考えられる。例えば、マレーシアの君主制は、「君主」の様々な影響力を講 (国家) に預け、それを 5 年ごとに輪番で各州が受け取っていると解釈できる。

ROSCA の社会的連帯の側面として、ROSCA のような緊密なコミュニティに属する人々は自分がコミュニティの成員ではないと考えることが難しく、コミュニティに属しているために必要なことを率先して行うことが挙げられる (Mbamaonyeukwu 2013)。したがって、マレーシア君主制の下にある国民は、君主の選出を経験する度に、マレーシアという国家の一員であることを再認識することになり、国家への帰属意識が強まると予想される。これは、先の仮説 1~3 を支持する、異なる理論的説明である。

4. データと方法

4-1. データ

¹⁵ ROSCAs との略称もある。また、同様の制度は日本で「無尽講」や「頼母子講」といった名称が歴史的に用いられてきた (松井 2015)。

上記の理論仮説を検証するため、本稿では「世界価値観調査 (World Values Survey)」の Wave5~7 (2006, 2012, 2018) のデータを用いる。

マレーシアを対象とした社会調査としては他にもアジアバロメーター (AsiaBarometer) やマレーシア家族生活調査 (Malaysian Family Life Surveys) などがある。しかし、これらは調査が実施された地域が、州別ではなく、より大きな地域区分で記録されており、州を単位として分析を行う本稿の研究デザインに適さない。その点、世界価値観調査は調査地域が州別にコード化されており、本分析に好個のデータである。

分析に際しては、調査データのうち、従属変数として3つの質問項目を選択した。第一に「このリストには様々なグループの人がいます。隣人として望ましくない人を言及して下さい。」(Inglehart et al. 2014: 筆者訳) という問いに対して、「異なる人種の人々」に「0=言及されていない」、「1=言及された」の尺度を反転させたものを他民族に対する排外意識の指標として用いる¹⁶。この変数は異なる人種に対する排外意識が生じている場合に1となるダミー変数である。

第二に「あなたは自分自身をマレーシアの国民だと考えていますか？」(Inglehart et al. 2014: 筆者訳) という問いに対する「0=いいえ」、「1=はい」を国民意識の指標として用いる。この変数はマレーシア国民であるという自己認識がある場合に1となるダミー変数である。

第三に「あなたの近所では以下のことがどれほど頻繁に起きますか？」(Inglehart et al. 2014: 筆者訳) という問いに対して、「人種差別的な振る舞い」に「1=非常に頻繁」～「4=全く起きない」の4点尺度を反転させたものを他民族に対する人種差別傾向の指標として用いる。

独立変数は個人レベルと集団レベルの2レベルからなる。集団レベルの独立変数には国王選出ダミーを用いる。これは調査年に国王が選出されている州であった場合は1、選出されていなければ0として操作化したダミー変数である。この基準に従い、2006年調査ではトレンガヌ州、2012年調査ではクダ州、2018年調査ではクランタン州が国王選出州(=1)として数値化されている。

個人レベルの独立変数には性別、年齢、教育水準、収入を投入した。これは個々人の社会経済的要因を統制するものである。

なお、分析に用いる変数の説明は表1、記述統計は表2の通りである。

4-2. 推定方法

前掲の通り、本稿で使用するデータは個人レベルと集団レベルの両者を含んでいる。このように階層性を有するデータに対し、通常最小二乗法で推定を行うと誤差項に相関がな

¹⁶ 回答のうち、「Don't know」、「No answer」、「Not asked」、「Missing: other」はデータから除いている。後述する世界価値観調査の変数はいずれもこの処理を行っている。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
性別	女性=0、男性=1としたダミー変数。	WVS Wave 5~7の間X001
年齢	15歳から64歳までを10年ごとに1-5に分け、65歳以上を6とした6点尺度。	WVS Wave 5~7の間X003R
教育程度	教育程度が低い場合は1、中程度の場合は2、高い場合は3とした3点尺度。	WVS Wave 5~7の間X025R
収入	収入が低い場合は1、中程度の場合は2、高い場合は3とした3点尺度。	WVS Wave 5~7の間X047R_WVS
国王選出ダミー	君主が選出されたトレンガヌ州、クダ州、クランタン州の回答者なら1、それ以外なら0として操作化したダミー変数。	「マレーシア議会」ホームページ WVS Wave 5~7の間S002VS WVS Wave 5~7の間X048WVS
排外意識	言及されていない=1、言及された=0として操作化したダミー変数。	WVS Wave 5~7の間A124_02
国民意識	はい=1、いいえ=0として操作化したダミー変数。	WVS Wave 5~7の間G005
近所での人種差別	「非常に頻繁」=4~「全く起きない」=1として操作化した4点尺度。	WVS Wave 5~7の間H002_04

表 2 記述統計

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
性別	3809	0.4954	0.5000	0	1
年齢	3809	2.7359	1.3549	1	6
教育程度	3809	1.8889	0.6864	1	3
収入	3809	1.9800	0.5844	1	3
国王選出ダミー	3809	0.0543	0.2267	0	1
排外意識	3809	0.8028	0.3979	0	1
国民意識	2612	0.8943	0.3075	0	1
近所での人種差別	2575	1.7386	0.8576	1	4

いというガウス・マルコフの定理に違反する。その場合、推定量が BLUE（最良線形不偏推定量）でなくなり、誤った結果を導く可能性が高い。したがって、階層性を考慮するため、マルチレベル分析を採用する¹⁷。より具体的には、個人レベルの切片に州ごとに異なるランダム効果を想定するランダム切片モデルを用いて推定を行う。

また、分析対象はマレーシア全 13 州と連邦直轄領¹⁸における 3 回分の調査結果である。ただし、問 G005 の「国民意識」および問 H002_04 の「他民族に対する人種差別傾向」については 2006 年調査では質問が行われていないため、2 回分の調査結果のみが分析対象と

¹⁷ 従属変数がダミー変数であるため、仮説 1 と仮説 2 ではマルチレベル・ロジスティック回帰モデルを用いる。

¹⁸ なお、連邦直轄領は 2012 年ではクアラルンプールのみが、2018 年ではクアラルンプール・プトラジャヤ・ラブアンが調査対象となっている。

なっている。

5. 分析結果

表 3 は、君主の選出による他民族への排外意識 (Model 1)、マレーシア国民であるという意識 (Model 2)、近所での人種差別的傾向 (Model 3) への効果を分析した結果である。

分析結果から、Model 1 と Model 2 で君主選出ダミーがそれぞれ 1%水準、10%水準で正に統計的に有意な係数が得られた。これらは仮説 1、仮説 2 に整合的な結果である。このことから、君主が選出された州においては、君主の象徴的役割を通じて、他民族への排外意識が減少し、同時に国民意識が上昇すると考えられる。

実際に、2006 年調査時点で君主であったトレンガヌ州のミザン・ザイナル・アビディン・スルタンは、ハリ・ラヤ・プアサ¹⁹ (Hari Raya Puasa) において「様々な宗教・人種・文化を受け入れることで、この国に存在する多様性を尊重して下さい」(筆者訳) という多文化主義的なメッセージを発している²⁰。また、現君主であるイブラヒム国王は中華系マレーシア人にとって最大の祭事である春節(旧正月)において、春節の祝祭が人種や宗教に関係なく、マレーシア国民の結束をさらに強めることを期待する旨の発言をしたり²¹、学校で発生した人種問題に対し、迅速な対応を呼びかけつつ、デマや憎悪に掻き立てられないように注意すべきとの声明を発したりした²²。これらの事例が指し示すように、マレーシア君主は国民を宗教や人種の別なく平等に扱い、民族間・宗教間対立を緩和するメッセージを発信している。分析結果については、君主がこのように象徴的役割を演ずることで「他民族への排外意識」や「マレーシア国民であるという意識」に影響を及ぼしていたのではないかと考えられる。

6. 結論

本稿では、マレーシアの連邦君主制・選挙君主制に注目し、君主制が国民統合にどのような影響を与えるのか分析を行った。分析結果からは、君主が州から選出されることで他民族

¹⁹ 1ヶ月の断食月(ラマダン)の終わりを記念する祭りであり、マレーシア・ムスリムにとっては最大の祭事である。<https://www.malaysia.gov.my/portal/content/141> (2024年11月5日)。

²⁰ <https://thesun.my/home-news/sultan-mizan-celebrate-racial-and-religious-diversity-maintain-tolerance-FA10896157> (2024年11月19日)。

²¹ <https://www.thestar.com.my/news/nation/2024/02/09/king-queen-extend-chinese-new-year-greetings> (2024年11月19日)。

²² <https://www.freemalaysiatoday.com/category/nation/2023/01/24/respond-swiftly-to-Racial-issues-johor-sultan-reminds-authorities/> (2024年11月19日)。

表3 国王選出による選出州に対する効果

固定効果	従属変数		
	他民族への排外意識	マレーシアの国民であるという意識	近所で人種差別が起きているか
	Model 1	Model 2	Model 3
(切片)	0.6619 (0.0422)	0.9048 (0.0297)	1.5756 (0.1076)
Level 1 (個人レベル)			
性別	0.0104 (0.0120)	-0.0069 (0.0120)	-0.0229 (0.0307)
年齢	0.0132 (0.0047)	0.0059 (0.0045)	-0.0273 (0.0115)
教育程度	0.0142 (0.0093)	-0.0087 (0.0085)	0.0376 (0.0217)
収入	0.0258 (0.0111)	-0.0043 (0.0103)	0.0810 (0.0271)
Level 2 (州レベル)			
国王選出ダミー	0.1127 (0.0421)	0.0476 (0.0263)	-0.1843 (0.1522)
ランダム効果			
切片	0.0310	0.0016	0.1603
残差	0.1352	0.0930	0.5949
AIC	3354.6	1290	6096.9
N	3809	2612	2575
州・調査年の数	43	30	30

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

への排外意識が減少し、マレーシア国民であるという自己認識が向上することが明らかになった。

本稿は、君主制の効果に関する研究において、以下の3つの貢献がある。第一に、先行する定性的研究によって蓄積のあった君主制の国民統合の効果について、定量的にも実証することができた。

第二に、従来あまり注目されてこなかった連邦君主制・選挙君主制について実証分析を行い、これらの効果と理論的説明をある程度示すことができた。

第三に、多民族・多宗教国家において、特定の民族・宗教に根差す君主であっても国民統合に資する効果があると明らかにできた。前出の通り、マレーシアはブミプトラ系・中華系・インド系が共存する多民族国家である一方、君主および統治者はマレー人のムスリムでなければならない。このように君主とは異なる属性の国民が一定の割合存在するマレーシアの事例ですら、君主選出による効果が観察できることが示された。これは Mansillo (2016)

の別人種の移民であっても君主に由来するアイデンティティを抱くことができるという知見を別の側面から裏書きするものでもある。

最後に、本稿の課題としてデータの制約による分析の限界があったことが挙げられる。まず、3回の調査結果のみに依拠しているため、全ての州について国民統合の効果は確認できず、分析期間の短さは否定できない。次いで、今回の君主選出州であるトレンガヌ州、クダ州、クランタン州はいずれもマレー人割合が比較的高い地域であり（中村 2009）、それぞれの君主も欧米への留学経験などから人気が高いとされる（Ahmad et al. 2013）。例えば、今回の対象ではないジョホール州・ペラ州・セランゴール州の君主は汚職や暴力事件によって人気が低く、国民からの忠誠心が低い可能性がある。その場合、今回観察された国民統合の効果は異なることが考えられる。今後は、このような州ごと、君主ごとの違いを考慮した分析が求められる。

7. 参考文献

- 内田直作. 1958. 「マラヤ連邦の独立とその政治経済的背景」『アジア研究』4(3): 102-132.
- 小野沢純. 2012. 「ブミプトラ政策—多民族国家マレーシアの開発ジレンマ」『マレーシア研究』1: 2-36.
- 金子芳樹. 2001. 『マレーシアの政治とエスニシティ：華人政治と国民統合』晃洋書房.
- 古賀万由里. 2022. 「マレーシアにおけるインド人のエスニシティ形成」『開智国際大学紀要』21(2): 83-96.
- 榊原健一. 2014. 「無尽講の経済的意味」『千葉大学経済研究』29(3): 133-146.
- 左右田直規. 2022a. 「マレーシアの君主制と政党政治—首相と州首相の任命に関する一考察—(1)」『東京外大東南アジア学』27: 1-33.
- 左右田直規. 2022b. 「マレーシアの君主制と政党政治—首相と州首相の任命に関する一考察—(2)」『東京外大東南アジア学』27: 34-72.
- 田崎亜希子. 2021. 「マレーシアの国民形成における華人の統合に関する研究—その様態の考察とコミュニケーション政策の役割の検討を中心に—」武蔵野学院大学大学院博士論文.
- 都丸潤子. 2006. 「脱植民地化過程における多文化統合の試み—英領マラヤでのマルコム・マクドナルドの社会工学—」『インターカルチュラル』4: 119-136.
- 中村正志. 2009. 「マレーシア：亀裂投票がもたらす長期的傾向と業績投票による変動」間寧編『アジア開発途上諸国の投票行動：亀裂と経済』アジア経済研究所, 211-263.
- 浜中新吾. 2014. 「中東諸国の体制転換／非転換の論理」『日本比較政治学会年報』16: 49-77.
- 浜中新吾・白谷望. 2015. 「正統性をめぐるパズル—モロッコにおける君主制と議会政治—

- 『比較政治研究』 1: 1-19.
- 松井柳平. 2015. 「ROSCA 研究に見る「講」研究の可能性」『佛教経済研究』 44: 1-24.
- 山田満. 2000. 『多民族国家マレーシアの国民統合：インド人の周辺化問題』 大学教育出版.
- Anckar, Carsten. 2020. “Constitutional Monarchies and Semi-constitutional Monarchies: A Global Historical Study, 1800–2017.” *Contemporary Politics* 27(1): 23-40.
- Annaka, Susumu and Gento Kato. 2022. “Can a Constitutional Monarch Influence Democratic Preferences? Japanese Emperor and the Regulation of Public Expression.” *Social Science Quarterly* 103: 699-708.
- Bastin, John and Robin Winks. 1966. *Malaysia: Selected Historical Readings*. Oxford University Press.
- Bentley, Tom and Wilsdon, James. 2002. *Monarchies: What are Kings and Queens for?* London.
- Bulmer, Elliot W. 2014. “Constitutional Monarchs in Parliamentary Democracies.” International IDEA.
- Corbett, Jack, Veenendaal, Wouter, and Lhawang Ugyel. 2016. “Why Monarchy Persists in Small States: the cases of Tonga, Bhutan and Liechtenstein.” *Democratization* 24(4): 689-706.
- Fabricius, Møller Jes. 2020. “The Monarch: Head of State and National Symbol.” Peter Munk Christiansen, Jørgen Elklit, and Peter Nedergaard. eds. 2020. *The Oxford Handbook of Danish Politics*. Oxford University Press, 46-55.
- Guillén, Mauro F. 2018. “Symbolic Unity, Dynastic Continuity, and Countervailing Power: Monarchies, Republics, and the Economy.” *Social Forces* 97(2): 607-648.
- Ginsburg, Tom, Rodriguez, Daniel B., and Barry R. Weingast. 2023. “The Functions of Constitutional Monarchy: Why Kings and Queens Survive in a World of Republics” *SSRN Electronic Journal* 1-47.
- Gerring, John, Wig, Tore, Veenendaal, Wouter, Weitzel, Daniel, Teorell, Jan, and Kyosuke Kikuta. 2021. “Why Monarchy? The Rise and Demise of a Regime Type.” *Comparative Political Studies* 54(3-4): 585-622.
- Hamid, Ahmad Fauzi Abdul and Ismail Muhamad Takiyuddin. 2013. 「マレーシアにおける君主制—正当性をめぐる闘い」『Kyoto Review of Southeast Asia』 13: 1-5.
- Harding, Andrew and Harshan Kumarasingham. 2022. “The Malay Monarchies in Constitutional and Social Conception.” *Asian Journal of Law and Society* 9(3): 399-417.
- Huntington, Samuel P. 1966. “The Political Modernization of Traditional Monarchies.” *Daedalus* 95(3): 763-788.
- Hazell, Robert and Morris Bob. 2020. *The Role of the Monarchy in Modern Democracy: European Monarchies Compared*. Oxford and London.

- Inata, Kana. 2022. "Is Political Engagement by Constitutional Monarchs Compatible with Democracy?." *Asian Journal of Comparative Politics* 7(4): 1127-1142.
- Inglehart, Ronald, Haerpfer, Christian, Moreno, Alejandro, Welzel, Christian, Kizilova, Kseniya, Diez-Medrano, Juan, Lagos, M, Norris, Pippa, Ponarin, Eduard and Puranen, Bi et al. eds. 2014. World Values Survey.
- Lauer, Josh. 2008. "Money as Mass Communication: U.S. Paper Currency and the Iconography of Nationalism." *The Communication Review* 11(2): 109-132.
- Li, Nan, Joseph Hilgard, Dietram A Scheufele, Kenneth M Winneg, and Kathleen Hall Jamieson. 2016. "Cross-pressuring Conservative Catholics? Effects of Pope Francis' encyclical on the U.S. public opinion on climate change." *Climatic Change* 139: 367-380.
- Mansillo, Luke. 2016. "Loyal to the Crown: Shifting Public Opinion towards the Monarchy in Australia." *Australian Journal of Political Science* 51(2): 213-235.
- Mbamaonyekwu, Valerie Siganga. 2013. "ROSCAs: An Instrument for the Sustainable Development of the Solidarity Economy." *Social Solidarity Economy* 15: 4-21.
- McDonagh, Eileen. 2015. "Ripples from the First Wave: The Monarchical Origins of the Welfare State." *Perspectives on Politics* 13(4): 992-1016.
- McClendon, Gwyneth and Riedl, Rachel Beatty. 2015. "Religion as a Stimulant of Political Participation: Experimental Evidence from Nairobi, Kenya." *The Journal of Politics* 77(4): 1045-1057.
- Menaldo, Victor. 2012. "The Middle East and North Africa's resilient monarchs." *Journal of Politics* 74(3): 707-722.
- Milner, Anthony. 2012. "'Identity Monarchy': Interrogating Heritage for a Divided Malaysia." *Southeast Asian Studies* 1: 191-212.
- Munandar, Agus Aris. 2020. "Majapahit and the Contemporary Kingdoms: Interactions and Views" *Berkala Arkeologi* 40(1): 1-22.
- Nagata, Judith A. 1974. "What Is a Malay? Situational Selection of Ethnic Identity in a Plural Society." *American Ethnologist* 1(2): 331-350.
- Norton, Philip. 2022. "The Crown." Bill, Jones. ed. 2022. *Politics UK*. Routledge, 336-58.
- Palmer, Nicola J. and Long, Philip. 2018. "The Peculiar Attraction of Royalty for Tourism and the Popular Cultural Construction of 'Royal Tourism'" Lundberg, Ziakas. ed. 2018. *Handbook on popular culture and tourism*. Tilburg University, 170-182.
- Rose, Richard, and Dennis Kavanagh. 1976. "The Monarchy in Contemporary Political Culture." *Comparative Politics* 8(4): 548-76.

第3章

テロ事件が欧州諸国の排外主義政党支持に与える心理的影響

—欧州社会調査に基づく実証分析—

上西 知奈

要約

排外主義政党支持の要因分析は、国ごとに異なる社会的文脈に依存することが知られているが、そのような違いを生む要因については明らかになっていない。既存研究では、国レベル・個人レベルの個別の要因への注目にとどまっており、両者の要因の相互作用を定量的に分析した研究は少ない。とりわけ、予測不可能な事態が政党支持に与える影響については、テロ攻撃が排外主義政党支持を増加させることはないという理論の予測に反する結果も示されており、その心理的メカニズムには疑問も残る。そこで、本稿では、2010年から2023年までの欧州社会調査をもとに、国レベルと個人レベルの要因の相互作用に焦点を当て、テロ事件の発生によって引き起こされる社会不安が、有権者の価値観に与える心理的影響と、それらが排外主義政党に結びつく規定要因となりうるかを検証した。分析結果からは、テロ事件発生前は、政府に強い権力を求める価値観は、排外主義政党への投票の規定要因になっていなかったのに対し、テロ事件発生後は、そのような価値観を重要視する有権者ほど、排外主義政党に投票する傾向があることが明らかになった。テロ事件などの予測不可能な事態は、メディアや政党などによる煽情的な報道を通じて世論を形成する。そのような報道が社会的分断や排外主義を招かないか、予測不可能な事象による市民の価値観の変容プロセスの体系的な理解が必要であると考えられる。

1. はじめに

欧州諸国では、移民難民の受け入れ政策が各国選挙の争点に挙げられ、その対立を煽る極右政党の台頭が危ぶまれている。そもそも、特定の政党を「極右」として分類するには、一定の基準が必要であり、Mudde (2000) は 7 つのイデオロギーをもって各国の政党を分類している。そのイデオロギーとは、①ナショナリズム、②排外主義、③外国人嫌悪、④法と秩序の重要性、⑤福祉ショービニズム、⑥伝統的な倫理、⑦修正主義であり、これらのイデオロギーは各極右政党の支持基盤や公約にも大きく影響する。特に、シリア内戦が激化した 2015 年以降、欧州難民危機を皮切りに中東の情勢不安や、ロシアのウクライナ侵攻など

によって、移民難民の流入が拡大した。これらの流入を受け、欧州諸国では反移民態度や排外意識が増加傾向にあり、排外主義政党支持に繋がっているとされる。例として、2023年11月のオランダ総選挙では、反移民を掲げた「自由党 (PVV)」が勝利し、他右派3党による連立政権の発足を行った。当合意には、移民政策の厳格化が含まれており、具体的にはビザの取得要件厳格化、国境管理強化、庇護申請却下時の強制送還措置の強化などが挙げられる¹。このように、移民難民の受け入れ姿勢については、欧州各国で依然議論が続いており、それに比例する形で国民の排外意識を煽る極右政党が支持を集めるべく様々な公約を掲げている。2017年の連邦議会選挙では、「ドイツのための選択肢 (AfD)」がEU懐疑主義的な主張と反移民政策で有権者の支持を集め、12.6%の議席を獲得した。2023年には、ドイツ国内における複数の自治体でAfDの首長が誕生し、同年7月には国内政党支持率が22%を記録した²。

このような現状において、排外主義政党の支持の要因についても研究上の関心が高まっている。排外主義政党の台頭要因に関する分析では、極右政党への「需要」と「供給」の相互作用によって支持基盤が確立されると論じられる (Golder 2016)。Golder (2016) によると、極右政党の需要側の議論では、近代化や経済化、文化に対する不満に焦点が当てられる一方で、供給側の議論では、政治的機会構造や強力な政党主義、勝利のイデオロギーが重要であり、供給側がオープンかつ需要が高い場合、極右政党は成功するという。極右政党への需要として挙げられる、経済化や近代化に対する不満について、中井 (2020) は、欧州諸国における排外主義政党支持の要因には、欧州統合に対する反感と、移民による非経済的な脅威の認識があると論じている。また、移民難民が自国文化を侵食するという脅威認識のような反移民態度は、彼らが自国の治安を破壊しかねないという主観的な認識から来ると述べている。したがって、中井 (2020) は伝統や規則、自国文化を重視する態度が右翼政党の支持を促進させる効果があるとする。

排外主義政党への支持の要因については、膨大な先行研究があるものの、いくつかの研究上の課題もある。第一に、先行研究では、さまざまな個人的な心理的態度が排外主義政党を支持する要因になっていることが指摘されているが、どのような態度が支持の規定要因になっているのかは国によって結果がまちまちであり、国ごとの社会的文脈の違いが示唆される (村田 2017)。しかし、従来の研究では、国ごとの社会的文脈の要因が、個人の心理的態度の効果の違いにどのような影響をもたらしているのかは明らかになっていない。国家単位の要因と個人単位の要因の相互作用を考慮した理論的説明が求められるところである。

そのような国ごとの社会的文脈の違いとして、予測不可能な事件の影響に注目した研究は多い (e.g. Vlandas and Halikiopoulou 2024)。しかし、第二に、予測不可能な事象が発生した際の価値観の急激な変動をデータに組み込んだ実証的な検討には、再考の余地があ

¹ <https://www.dlri.co.jp/files/macro/336875.pdf> (2024年12月7日)。

² 2017年の連邦議会選挙では、「ドイツのための選択肢」は得票率12.6%で94議席を獲得している (星野 2019)。

る。Vlandas and Halikiopoulou (2024) は、サーベイ調査中に発生した予測不可能な事象、とりわけテロ事件について、オランダ、スウェーデン、フランス、ドイツの4か国のデータを使用し極右政党支持に与える影響を分析したが、テロ攻撃が極右支持を増加させるという彼らの予測に反し、統計的に有意な変化は観察されなかった。したがって、テロが反移民感情や制度への信頼に影響を与える可能性は小さいという結論が示唆されている(Vlandas and Halikiopoulou 2024)。しかし、予測不可能な事象が排外主義政党の支持の要因の構造を変化させる可能性については考慮されていない。前述のように、排外主義政党の心理的要因は複数存在しており、テロ事件による社会不安の増大が特定の心理的要因を活性化させる可能性が考えられる。

上記の問題意識から、本稿は、2010年から2023年までの全7回の欧州社会調査(ESS: European Social Survey)をもとに、ヨーロッパ諸国民の政府や社会に対する価値観が、排外主義政党の支持に与える心理的影響を明らかにする。特に、テロ事件発生前後で、国家の安全や政府の権力強化に関する認識の影響に変化が生じるとの仮説から、排外主義政党の規定要因の構造変化を検証する。本稿の分析結果からは、テロ事件発生前は、安全性や強い政府の権力を重要視する価値観は排外主義政党支持の規定要因になっていなかったが、テロ事件発生後には、政府の権力が強く、安全を確保することが重要であるという価値観を持つ有権者ほど排外主義政党を支持する傾向が強まった。この結果を踏まえると、テロ事件の発生が、安全への認識を活性化させ、排外主義政党を支持する社会的文脈を形成すると考えられる。

続く第2節では、排外主義政党支持の要因を国レベルの要因と個人レベルの要因とに分類して概観した後、第3節では、テロ事件が欧州諸国の排外主義政党支持に与える心理的影響について本稿の理論仮説を導出する。第4節では、理論仮説を検証するために必要なデータと方法を提示したうえで、第5節では、実際の推定結果を論じる。第6節では、本稿で得られた知見を踏まえ、予測不可能な事象が社会的文脈に与える影響と、排外主義政党の台頭について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 排外主義政党支持の要因：国家レベルの説明

ヨーロッパ諸国における排外主義政党の台頭要因を、国家単位で論じる先行研究は、大きく二つに分けられる。ヨーロッパ全域を対象とした国際比較調査などに依拠した研究と、各国の事例に焦点を当てた研究である。第一に、国際比較調査グループISSP(International Social Survey Programme)が2013年に実施した調査「国への帰属意識」の31の国・地域を対象とした結果を用いて、国への愛着と対外国人意識の関係性について比較分析を行

った研究では、外国人人口の多寡にかかわらず、国民と認める条件の「純粋性」が排外意識の規定要因になっていると論じられた（村田 2017）。ここで述べられている「純粋性」とは、自国民であることの条件を厳しく捉えた愛国主義的思想と定義され、多様性を忌避する傾向にあるとしている。このような愛国主義と強く結びつく排外意識の主成分として、①雇用機会の剥奪、②文化・伝統が損なわれる、③権利意識が挙げられており、特に、移民難民に対する非経済的な脅威認識が排外意識の規定要因であることが指摘されている（村田 2017）。一方で、樋口（2013）は、村田（2017）と同様の ISSP を用いた分析によって、排外主義政党の支持基盤となるのは、農民自営業層や福祉ショービニズムの労働者層であり、経済的な脅威認識も依然として反移民感情に結びつくとも指摘している。

第二に、各国の事例に焦点を当てた先行研究では、統合政策や犯罪対策などの各国の移民難民政策の不備が、排外主義の増加を招いたという指摘が存在する。まず、ドイツの例では、松岡・足立（2004）は、ドイツの多文化統合政策が外国人を対象とする社会統合プログラムと、ドイツ人を対象とする共生トレーニングによって双方向からの多文化統合を試みていると報告する。具体例として、フランクフルト市の多文化局が実施する外国人の母親に対するドイツ語学習クラスや、エッセン市の幼稚園児を持つ母親を対象とした母語の重要性や教育の知識を学ぶクラスは、教育機関との連携によって外国籍の保護者の教育参加を支援する取り組みである。さらに、ドイツ人が持つ移民難民への偏見の解消を図るため、ケルンの応用科学大学では、警察官や公務員向けの異文化トレーニングが実施されている（松岡・足立 2004）。しかし、小林（2009）は、これらドイツの統合コースから参加者がドロップアウトする事例が少なくなく、妊娠・就業といったやむを得ない事情だけでなく、「モチベーションの低下」により「サボリ」を行う参加者が 39.1%もいる点が問題であると認識している。この消極的な統合コースへの参加姿勢が、ドイツ社会における多文化主義への疑念や移民政策への批判を加速させていると指摘する（小林 2009）。他方、竹村（2016）によるとフランスでは犯罪対策の強化を求める声が、イスラム教徒全体への脅威認識に深く結びついていると論じた。テロ事件発生後の世論調査では、政府による自由の制限を容認するとした回答者が 84%を占め³、2015 年 12 月の地方選挙でも排外主義政党の国民戦線が反移民・治安強化を掲げて躍進した背景を踏まえ、排外主義の強まりは、「要塞化」によって部外者を締め出すことになっていると述べる。

このように、国レベルの先行研究では、各国特有の移民問題や政策を背景に排外主義や多文化主義への疑念が加速していることが明らかにされている。しかし、国ごとに異なる社会的文脈では、排外主義政党の支持に結びつく国民の価値観や行動心理を一概に説明することは難しく、個人レベルでの研究が必要となる。

2-2. 排外主義政党支持の要因：個人レベルの説明

³ 「安全を保障するために今以上の監視と一定の自由の制限を受け入れる」と回答した割合が 84%であった（竹村 2016）。

前述のように、排外主義政党支持に繋がる心理的要因を個人単位のデータから分析した先行研究も多い。Aichholzer and Zandonella (2006) は、極右政党 (RRP) 支持の性格的根拠を、イデオロギーの心理学的アプローチを用いて調査した結果、政党支持は有権者の性格と中核的なイデオロギー的態度に根差していると結論づけた。この研究では、性格を①誠実さ、②経験への開放性、③協調性、④感情の安定、⑤外向性の 5 つの要素から測定した上で、各項目が右翼権威主義、社会的支配志向、移民の脅威認識とどのような相関があるかを調査した。結果、特に経験への開放性、協調性が低い人々が極右政党を支持しやすく、両項目ともに移民への脅威認識と強く関連していると論じられた (Aichholzer and Zandonella 2006)。

このように先行研究では、個人のイデオロギーや、移民難民に対する政策、社会的背景がどのように排外主義政党支持に結びつくのかについて、国レベル・個人レベルで分けて説明されている。一方で、このような国ごとの社会的文脈と、個人の心理的態度との相互作用に注目した研究は必ずしも多くないようである。排外主義政党の台頭要因が国ごとに異なる場合、国ごとの社会的文脈が個人の心理的態度の規定力を変化させることが考えられる。次節では、先行研究で得られた多くの知見をもとに、異なるレベルの要因の相互作用を理論的に検討することで、排外主義政党支持の規定要因を統一的に説明することを試みる。

3. 理論仮説

3-1. 排外主義政党支持の規定要因となる心理的態度・社会的文脈

先行研究では、移民難民の流入と、それに伴う統合政策の実施・治安悪化によって、国レベル・個人レベルで、それぞれ排外主義政党支持を規定する効果がみられた。国家レベルでは、雇用機会の剥奪や、文化・伝統が侵害される脅威、福祉を受ける権利などが移民に対する脅威認識に繋がることが、全体的な傾向として見られる (樋口 2013; 村田 2017)。特定の国に着目し、受け入れ政策や社会的事象との関連を分析すると、多文化主義を推進する統合コースの失敗がかえって疑念を生じさせかねず、社会的文脈によって社会的なコントロールに対する統制意欲が高まるなど、国ごとに排外主義政党の支持に結びつく心理的態度に違いがあることが明らかとなった (小林 2009; 竹村 2016; 松岡・足立 2004)。個人レベルの要因では、経験への開放性や協調性の低さが移民難民への脅威認識と結びつき、排外主義的な立場を取る有権者が増加することが明らかとなった (Aichholzer and Zandonella 2006)。

一方で、排外主義政党を支持する要因となる個人的価値観も、社会的文脈の影響も国によって指摘される要因が同様に異なっている。両者をあわせて考えるならば、ヨーロッパ諸国

において排外主義政党支持の規定要因が異なるのは、国ごとに有権者が関心を持つ社会問題に違いがあるなどの社会的文脈に依存する可能性があるのではないか。たとえば、社会不安が増幅する事態が起これば、排外意識や安全な生活を守ろうとする閉鎖的な価値観が高まると考えられる。そのため、本稿では予測不可能な事態であるテロ事件の発生が引き起こす社会不安に着目する。

3-2. テロ事件が排外主義政党支持の心理的メカニズムに与える影響

テロ事件が排外主義政党支持に影響を与えるとの仮説は既に Vlandas and Halikiopoulou (2024) によって検証されている。しかし、この先行研究では、欧州社会調査の調査期間に発生したテロ事件が反移民感情や調査対象国（オランダ、スウェーデン、フランス、ドイツ）の移民受け入れ制度への信頼に直接的な影響を与えるという結果は確認されなかった。他方で、テロ事件の発生によって治安の悪化への懸念が強まり、そのような安全対策のため、政府による自由の制限を受け入れる傾向は強まった。フランス同時テロ事件後の世論調査では、安全を保障するための一定の自由の制限を受け入れる傾向にあり（竹村 2016）、テロ事件の発生が治安維持を求める心理的要因に影響を与える可能性が指摘できる。

排外主義政党が台頭する社会的要因の一つとして、先行研究では治安悪化の懸念が指摘されている（中井 2020）。そのため、竹村（2016）の結論を踏まえると、テロ事件の発生後には治安悪化が排外主義政党支持の社会的要因となる心理的メカニズムが活性化すると考えられる。具体的には、国民の安全を重視すべきとの理由から排外主義政党に投票する有権者が増加しやすいと考えられる。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 テロ事件が発生した国では、安全な環境の重要性認識が排外主義政党への投票を促す効果が強まる。

仮説 2 テロ事件が発生した国では、強い政府権力の重要性認識が排外主義政党への投票を促す効果が強まる。

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、2010年から2023年までに実施された全7回の『欧州社会調査 (ESS)』を用いる⁴。まず、本稿の分析に用いる従属変数は、各調査年の国政選

⁴ 欧州社会調査 round 5 (2010)、round 6 (2012)、round 7 (2014)、round 8 (2016)、round

挙で排外主義政党に投票した有権者を 1、その他政党に投票した有権者を 0 とする排外主義政党投票のダミー変数である。本稿で対象とした国は、中井 (2020) が分析対象とした 17 か国のうち、2010 年以降にテロ事件が発生した 10 カ国のみを扱った。対象国は、オーストリア、スイス、ドイツ、フィンランド、フランス、イギリス、イタリア、オランダ、ノルウェー、ベルギーの全 10 カ国である。排外主義政党の定義は、中井の方法に従い、先述の Mudde (2000) の 7 つのイデオロギーを掲げる政党として、以下の政党を対象とした。具体的には、ドイツの「ドイツのための選択肢」、イタリアの「イタリアの同胞」、フランスの「国民連合」、スイスの「スイス社会民主党」、オーストリアの「オーストリア自由党」、イギリスの「ブリテンファースト」、オランダの「自由党」、ベルギーの「フラームス・ベルンフ」、ノルウェーの「進歩党」、フィンランドの「フィン人党」である。上記政党に投票したと回答した有権者を 1、その他の政党に投票した、ないしは、投票を棄権したと回答した有権者を 0 とするダミー変数を用いている。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説 1 では、安全な環境の重要性認識の変数を用いる。具体的には、欧州社会調査の調査項目である「安全で安心な環境で暮らすことが重要」という意見に同意する度合いを、1 から 6 で数値が大きいほど重要性認識が強いものとして回答した結果を投入する。仮説 2 では、政府権力に対する重要性認識の変数を用いる。同様の調査項目である「政府の力が強力で、国民の安全を確保することが重要」という価値観に同意する度合いを 1 から 6 で数値が大きいほど重要性認識が強いものとして回答した結果を投入する。

上の理論的に関心のある変数に加え、2010 年以降に対象国でテロ事件が発生した場合、それ以降の調査年結果を 1 とし、以前の調査結果を 0 とする、テロ事件発生後ダミーを投入する。このテロ事件発生後ダミーと、安全な国家に対する各種の重要性認識との交互作用項を投入する。テロ事件が排外主義政党の支持要因に心理的影響を与えているならば、両者の交互作用項の係数は正となることが予測される。

その他には、個人レベルの変数として、過去 3 か月以内に犯罪に遭遇した回答者を 1、遭遇していない回答者を 0 とする犯罪遭遇ダミーを投入する。加えて、世帯収入 (十分位数)、教育水準、過去 3 か月以内に失業し、その状態が継続しているかという失業ダミーを、有権者の社会的地位を判断する指標として用いる。さらに、自身の生活への満足度、国の経済状況に対する満足度、政府への満足度⁵を、排外主義政党に繋がる自国経済・政治への不信・不満を表す指標として投入した。

表 1 は、上記変数の説明を、表 2 は上記の変数群の記述統計を示した。

9 (2018)、round 10 (2020)、round 11 (2023) を用いた。<https://ess.sikt.no/en/?tab=overview> (2024 年 12 月 10 日)。

⁵ 欧州社会調査 (European Social Survey) における質問項目「(国の) 政府について考えてみると、その政府の仕事のやり方にどの程度満足していますか？」に基づく。https://ess.sikt.no/en/datafile/9c96a1b2b02743c18c74e883f892d0bb/88?tab=1&elems=e0eb21d8-57d0-41ec-96ce-bca0a3d359b5_2 (2024 年 12 月 7 日)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
排外主義政党支持	該当政党に投票した回答者=1、その他政党に投票ないし棄権した回答者=0。	「Europe Social Survey」 2010~2023年度
世帯収入	世帯の総収入を十分位数で表したものの。	
教育水準	回答者の最高学歴。中等学校以下=1、大学以上=7。	
失業ダミー	過去3か月以内に失業状態が続く回答者=1、そうでない回答者=0。	
生活への満足度	現状の生活に非常に満足=10、非常に不満=0。	
経済への満足度	自国の経済状況に非常に満足=10、非常に不満=0。	
政府への満足度	自国の政府が役割を果たす方法に非常に満足=10、非常に不満=0。	
犯罪遭遇ダミー	3か月以内に犯罪に遭遇した回答者=1、そうでない回答者=0。	
安全性認識	安全を求める意見に強く同意する=6、強く同意しない=1。	
政府権力	政府の強い権力を求める意見に強く同意する=6、強く同意しない=1。	
テロ事件発生後ダミー	テロ事件発生以降の調査年結果=1、以前の調査年結果=0 (2010年以降)。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
排外主義政党支持	224694	0.0234	0.1514	0	1
世帯収入	224694	5.2819	2.7657	1	10
教育水準	224694	3.9528	1.8215	1	7
失業ダミー	224694	0.2907	0.4541	0	1
生活への満足度	224694	2.9684	2.2102	0	10
経済への満足度	224694	5.2871	2.5127	0	10
政府への満足度	224694	5.7113	2.5063	0	10
犯罪遭遇ダミー	224694	0.1501	0.3572	0	1
安全性認識	224694	4.6692	1.2188	1	6
政府権力	224694	4.7025	1.1803	1	6
テロ事件発生後ダミー	224694	0.1373	0.3342	0	1

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、マルチモデル分析を行う。今回は、国レベルの変数を個人レベルのデータに結合しており、データが、階層性を含む。そのため、このような階層性を考慮することが可能なマルチレベル分析を用いた。

なお、調査年によっては、従属変数である排外主義政党投票ダミーの作成に用いるための、国政選挙での投票先結果が調査対象外となっている国が存在する。そのため、それらの国・調査年は除いた上で、合計 224,694 人の回答結果が本稿での分析対象となっている。

5. 分析結果

5-1. 欧州社会調査に基づく推定

表 3 では、欧州社会調査のデータから、テロ事件の発生が、排外主義政党への投票要因の変化に与える影響を検証した。まず統制変数では、統計的に正に有意な係数は、教育水準・失業ダミーに認められた。すなわち、教育水準が高く、過去三か月以内に失業を経験した有権者ほど、排外主義政党に投票する確率が高かった。特に犯罪経験が排外主義政党の投票に繋がるという点は、治安問題が排外主義政党の支持要因になっているという見解に整合的な結果である。また、統計的に負に有意な係数は、世帯収入・生活への満足度・経済への満足度に認められた。世帯収入が低く、生活満足度や経済満足度が低い有権者ほど、排外主義政党へ投票する確率が高い。生活や経済への不満が、排外主義政党への支持を促すことは先行研究の知見と整合的である。

理論的に関心がある係数は、テロ発生後ダミーと安全性認識・政府権力との交互作用項の係数である。これらの係数は統計的に正であり、すなわちテロ事件発生後では、安全な社会・生活環境を重要視する価値観の有権者や、自由を制限できる政府の強い権力を望む価値観を持つ有権者ほど、排外主義政党への投票確率が上昇すると考えられる。したがって、これらの推定結果は仮説 1、仮説 2 に整合的な結果である。

5-2. テロ事件と安全性・政治権力の交互作用項の限界効果

この点について、図 1・2 ではテロ事件発生後ダミーと安全性への認識・政治権力の強さとの交互作用について限界効果プロットを用いて図示する。限界効果プロットとは、他の変数が一定であると仮定した場合に、テロ事件発生ダミーの値が増加したときに各種重要性認識が排外主義政党投票に与える効果の変化を図示したものである。まず、安全の重要性認識では、テロ事件発生ダミーが 0、すなわち事件発生前は、安全な社会や生活を重

視する有権者ほど、むしろ排外主義政党に投票していなかった。しかし、テロ事件発生ダミーが1、すなわちテロ事件発生後には、安全の重要性認識の限界効果は95%信頼区間が0をまたいでおり、統計的に有意な関連が消失している。そのため、安全の重要性認識は、排外主義政党への投票要因になったとは言えないまでも、安全を重視する有権者ほど排外主義政党を忌避する傾向はなくなったものと考えられる。一方で、政府に強い権力を望むか否かは、テロ事件発生前は排外主義政党への投票とは統計的に有意な関連がなかった。しかし、テロ事件発生後の限界効果は、統計的に有意に正であり、安全のために政府に強い権力を求める有権者ほど、排外主義政党を支持する確率が高くなっている。これは政府の権力を求める価値観は政党支持の規定要因であり、仮説2に整合的な結果である。

図1 安全性の重要性認識の限界効果

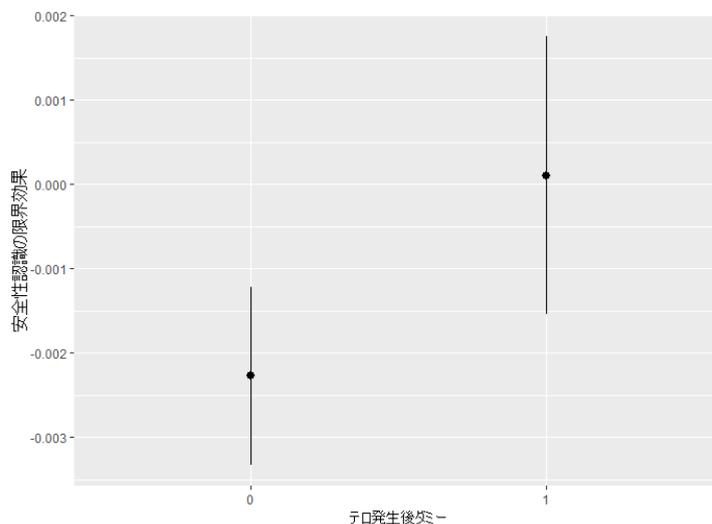


図2 政治権力の重要性認識の限界効果

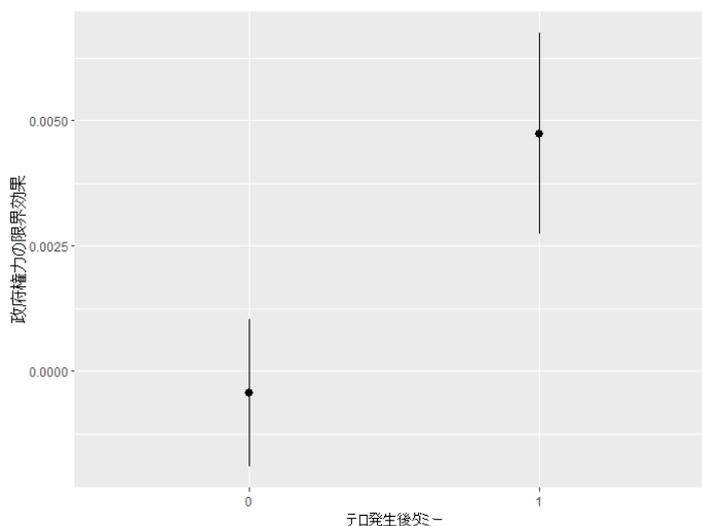


表 3 テロ事件が排外主義政党への投票要因に与える影響

	従属変数 排外主義政党支持	
固定効果		
(切片)	0.0266	***
	(0.0036)	
Level 1 (個人レベル)		
世帯収入	-0.0005	***
	(0.0001)	
教育水準	0.0027	***
	(0.0002)	
失業ダミー	0.0038	***
	(0.0007)	
生活への満足度	-0.0019	***
	(0.0002)	
経済への満足度	-0.0029	***
	(0.0002)	
政府への満足度	0.0002	***
	(0.0002)	
犯罪遭遇ダミー	0.0006	***
	(0.0009)	
安全性認識	-0.0018	**
	(0.0005)	
政府権力	-0.0001	
	(0.0007)	
Level 2 (国家レベル)		
テロ発生後ダミー	0.0009	
	(0.0045)	
Cross Level 交互作用		
安全性認識×テロダミー	0.0024	**
	(0.0008)	
政府権力×テロダミー	0.0052	***
	(0.0009)	
ランダム効果		
切片	0.0075	
残差	0.1506	
安全性認識	0.0011	
政府権力	0.0017	
AIC	-212816.7	
N	224694	

***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$.

6. 結論

本稿では、2010年から2023年までに実施された全7回の『欧州社会調査 (ESS)』を用いて、予測不可能な事態の発生が排外主義政党支持に繋がる心理的要因に与える影響を明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に、一定の自由の制限を受け入れ、政府が強い権力を有することを望む有権者ほど、テロ事件の発生により排外主義政党に投票する確率が高まることが示唆された。一方で、安全で安心できる環境での生活を望む有権者は、テロ事件発生以前は排外主義政党を支持しない傾向にあったが、テロ事件の発生によりこのような傾向が無くなったことが分かった。したがって、本稿の分析結果は、テロ事件の発生という社会的文脈によって、安全に対する重要性認識が排外主義政党を支持する心理的要因として強い効果を持つようになるという理論的予測に整合的なものであった。テロ事件の発生に代表されるように、どのような個人レベルの心理的態度が排外主義政党の支持の要因になるのかは、国レベルの社会的文脈に依存している可能性がある。

上記の知見に基づけば、予測不能な事象発生後のメディアの扇動的な報道や、排外主義政党による反移民感情への訴えは、社会的分断や排外主義の原因になる恐れがあると考えられる。テロ事件などの予測不可能な事態は、報道を通じて有権者に広められるもので、世論はメディアの報道内容や強調の仕方に大きく依存する。そのため、メディアによる偏向的または過度に否定的な感情を刺激するような報道が、国民の恐怖や不安を増幅させてしまい、社会的なパニックや文脈を形成しかねない (Slone 2000)。そこで、メディア報道のあり方について、テロ事件などのショッキングな報道は多角的な視点からなされるべきである。迅速な報道の重要性に加えて、なぜ発生したのかなどの因果関係を正確に伝えるニュースを幅広く取り扱う必要があり、国民もまた複数の報道機関を参照し、主張の偏りがいないか確認する必要があるだろう。

また、世論はメディアだけでなく排外主義政党や、それに準ずるデモ活動などによっても扇動される。たとえば、「ドイツのための選択肢 (AfD)」は「西洋のイスラム化に反対する愛国的欧州人」⁶活動に多く参加しており、デモ参加者の圧倒的多数が2015年の選挙で AfD に票を投じる結果となった (佐藤 2018)。佐藤 (2018) によると、欧州中央銀行の通貨政策による利率低下の影響を受けていた富裕層や年金生活者などが排外主義政党を支持したという。本稿では、テロ事件の発生にのみ着目して分析を行ったが、このような通貨政策など、社会に多大な影響を与えうる事件・政策が心理的態度の影響を規定するのかは検証の余地がある。排外主義政党の台頭の理由を理解するためには、他の社会的事件やイベントに注目した検証を通じて、有権者の価値観の変容を捉える必要があるだろう。

⁶ Patriotische Europ er gegen die Islamisierung des Abendlandes、通称 PEGIDA。2014年頃から、主に旧東ドイツ地域でデモ活動を繰り広げる政治団体である。<https://imidas.jp/bun/detail/Y-16-E-0547.html> (2024年12月7日)。

7. 参考文献

- 小林薫. 2009. 「ドイツの移民政策における「統合の失敗」」『ヨーロッパ研究』 8: 119-139.
- 佐藤成基. 2018. 「グローバル化のなかの右翼ポピュリズム：ドイツ AfD の事例を中心に」『社会志林』 65(2): 95-115.
- 竹村典良. 2016. 「難民・移民統制と犯罪統制の融合および普遍的人権の再構築」『桐蔭法学』 23(1): 1-29.
- 中井遼. 2020. 「欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析—翼政党支持・反移民態度・反欧州統合」『北九州市立大学国際論集』 18:43-72.
- 樋口直人. 2013. 「極右政党の社会的基盤—支持者像と支持の論理をめぐる先行研究の検討」『アジア太平洋レビュー』 10: 15-28.
- 星野智. 2019. 「2017年のドイツ連邦議会選挙と極右ポピュリズム政党の議会進出」『中央大学社会科学研究所年報』 24: 1-22.
- 松岡洋子・足立祐子. 2004. 「ドイツの多文化共生プログラムの実際」『異文化教育学会第25回大会発表抄録』 67-68.
- 村田ひろ子. 2017. 「国への愛着と対外国人意識の関係—ISSP 国際比較調査「国への帰属意識」から」『放送研究と調査』 67(3): 58-70.
- Aichholzer, Julian and Martina Zandonella. 2016. “Psychological Bases of Support for Radical Right Parties.” *Personality and Individual Differences* 96: 185-190.
- Golder, Matt. 2016. “Far Right Parties in Europe.” *Annual Review of Political Science* 19(1): 477-497.
- Mudde, Cas. 2000 *The Ideology of the Extreme Right*. Manchester University Press.
- Slone, Michelle. 2000. “Responses to Media Coverage of Terrorism.” *Journal of Conflict Resolution* 44(4): 508-522.
- Vlandas, Tim and Daphne Halikiopoulou. 2024. “Jihadist Terrorist Attacks and Far-Right Party Preferences: An “Unexpected Event During Survey Design” in Four European Countries.” *Perspectives on Politics* 2024: 1-20.

第4章

出生コーホートが特定年代向け政策への態度に与える影響

—JGSS（日本版総合的社会調査）に基づく実証分析—

福島 瑞月

要約

高齢化による人口構成の変化は政治における高齢者の発言力を強める可能性があり、結果的に高齢者優遇の政策が増加することへの懸念や、それに起因した世代間の対立が問題となっている。高齢化が政策選好に与える影響を実証的に検討した研究は多いが、特に欧米諸国の検証では、高齢化と政策選好の相関は、加齢によるものではなく出生コーホートの違いによる見かけ上のものだという指摘が存在する。しかし、国内の研究では、その大半が年齢と政策選好の関連を指摘するにとどまっており、政策選好の規定要因としてのコーホート効果に関する検討はほとんどなされていない。そこで、本稿は、2000年から2010年までの「JGSS（日本版総合的社会調査）」を利用して、若年者に便益の大きい教育、雇用・失業対策分野と、高齢者に便益の大きい社会保障・年金分野に対する政府支出に対する選好における年齢効果とコーホート効果の影響を検証した。分析結果からは、どの分野における評価においても年齢効果は見られず、雇用・失業対策分野においては1940～1950年代生まれの世代におけるコーホート効果が存在することが明らかになった。この結果からは、日本における高齢者と若年者の間の政策対立は年齢によるものではなく、特定の世代間での対立であることが示唆された。世代間の政策対立を緩和するためには、出生コーホートから生じる政策選好の違いを理解して、そのような特定の出生年代の選好を充足させる政策の展開が重要であると考えられる。

1. はじめに

日本では高齢化が進んでおり、2024年現在で65歳以上の人口は全体の29.3%を占め¹、この数字は2050年には37%を超えるという推計がある²。このような高齢化が政治に及ぼす影響として、高齢者優遇の政策が増加する可能性がある。中位投票者定理（ダウنز

¹ https://www.stat.go.jp/data/topics/pdf/topi142_01.pdf (2024年10月31日)。

² https://www.ipss.go.jp/pp-zenkoku/j/zenkoku2023/pp2023_ReportALLc.pdf (2024年10月31日)。

1980)によれば、候補者は特定の条件のもと中位投票者が最も好む政策をとろうとするため、高齢化によって中位投票者がより高齢となった場合、高齢者にとって便益の高い社会保障や年金に関する政策を候補者がとりやすくなると考えられる。このように「高齢化の進行は中位投票者の年齢を高め、結果的に高齢者の政治的プレゼンスを強めることとなるので、高齢者に有利な政策が採用されることになる」懸念がある(八代ほか 2012, p.11)。

一方で、高齢化はこうした特定年代向け政策(age-targeted policy)に影響しないという議論も存在する。たとえば、高齢者が長期的視点で意思決定を行う、利他的である、より小さな税負担を求めて地域間移動を行う、その政策が高齢者に間接的に便益をもたらすなどの場合には、有権者の高齢化が政策決定に影響しないとも言われている(Poterba 1998)。このように、日本を含めた先進諸国の高齢化を背景に、有権者の高齢化が政治に与える影響については多く議論されてきた。

他方で、年齢ではなく出生コーホートに着目した研究も存在している。コーホートとは出生年をもとに分けられる世代集団のことであり、Fullerton and Dixon (2010) はアメリカの社会調査に基づく分析から、単に年齢が高い有権者が教育支出に反対するというよりは、近年に生まれたコーホートほど教育支出に賛成する傾向が強いことを明らかにした。いわゆる年齢効果とコーホート効果との関連では、前者よりも後者の影響が強く、コーホートの入れ替わりによって高齢有権者の間でも若者に便益の多い政策への支持が高まる可能性があることを示唆する結果である。

しかしながら、日本では年齢が政策選好に与える影響を実証した研究は複数存在するものの、Fullerton and Dixon (2010) のようなコーホートが特定年代向けの政策に対する選好に与える影響に着目した研究はなされていない。日本においても有権者の高齢化やそれに伴う高齢者優遇政策の増加は懸念されており、そのような状況に不満を持った若年層と高齢者の世代間対立も大きな問題となっている。しかし、年齢ではなくコーホートが特定の政策への選好を規定しているのならば、有権者の年齢ではなく各コーホートの需要を考慮した政策を展開することで、年齢を端緒とする世代間対立の解消に繋げることができる可能性がある。以上のことから、日本でも年齢やコーホートが政策選好に及ぼす影響が存在するかどうかを明らかにする必要がある。

上記の問題意識から、本稿は、2000年から2010年までの「JGSS(日本版総合的社会調査)」のデータを用いた上で、政策選好にコーホートが与える効果を明らかにする。本稿の分析結果からは、教育、社会保障・年金、雇用・失業対策の分野に対する政府支出の評価には、回答者の年齢による影響が存在しないことが明らかになった。また雇用・失業対策に対する評価では、回答者のコーホートが影響を与えることが明らかになった。これらの結果を踏まえると、政策の領域によっては、年齢ではなくコーホートに着目した政策立案が世代間対立の解消を促すものと考えられる。

続く第2節では、年齢やコーホートが政治に与える影響を明らかにした既存の研究を整理した後、第3節では、年齢及びコーホートが政策選好に与える影響についての理論仮説

を構築する。第4節では、理論仮説の検証に使用するデータと方法を提示した上で、第5節では、分析結果とその考察を述べる。最後に、第6節では、本稿の分析結果から得られた知見を踏まえて、今後の政策展開のあり方について示唆を述べる。

2. 先行研究

高齢化は先進諸国全体で拡大する問題であり、欧米諸国でも高齢化が個人の政策選好や自治体の公的支出に与える影響を実証した研究の蓄積がある。これらの既存研究をその分析モデルから二種類に大別すると、一つは自治体の人口構成とその政策選択に関するデータを用いてその相関を検証するタイプの研究であり、もう一つは個人単位のサーベイデータを用いて個人の属性と政策意見との相関を検証するタイプの研究である。本節では、若年者向け政策と高齢者向け政策に対する選好のメカニズムに関する研究を整理する。その際には、集計データに基づく前者のタイプの研究と、サーベイデータに基づく後者のタイプの研究を順に、それぞれ海外と国内の研究とに分けて整理していく。

2-1. 若年者向け政策の選好に対する年齢効果

高齢化が政策選好に与える影響を検証する研究において、特に研究の対象となるのは、年齢によって便益が異なる政策に対する態度の変化である。たとえば、若年者に便益の多い政策の例として、代表的なものに教育分野の政策がある。公的な教育への支出は主に現役で教育を受ける若年者とその便益を受けるものであり、高齢者には直接的な便益がほとんどないといえるからである。

高齢化による人口構成の変化が教育分野への公的支出に与える影響を明らかにした研究では、その多数が高齢者の存在が教育関連支出に対して負の影響を持つという結論に至っている。例えば、アメリカ各州のパネルデータによる分析では、高齢者比率と教育支出は負の相関を持つことが示されている (Poterba 1997)。学区別データによる分析でも、その効果は州別データにおける結果よりも小さいことが指摘されているものの、高齢者比率と教育支出にはやはり負の相関がある (Harris et al. 2001)。

国内の研究でも高齢化は教育支出に負の影響を与えるという結論が多く主張されている。大竹・佐野 (2009) は 1990 年代以降の分析において、人口における高齢者比率が上昇すると自治体の義務教育支出が減少することを明らかにした。また、教育支出の教育段階を区別した分析では、1990 年代以前は、高齢者比率が上昇すると高校・大学教育への支出が増加する傾向があったものの、2000 年代以降はそのような傾向がなくなったこと、また、すべての期間で高齢者比率の上昇は幼稚園や小学校などの初等教育への支出を減少させることが示された (宮錦・木村 2016)。さらに、有権者の中位年齢が上昇することによって児童福

社費及び教育費が減少するという結論も存在し（入江 2022; 八代ほか 2012）、給食費や学用品費を含めた就学にかかる費用の一部を自治体が負担するという就学援助制度に関しても、人口における高齢者比率が上昇すると、就学援助受給率が低下することが明らかになっている（小林・林 2011）。

一方で、高齢化は自治体の教育支出に影響しないと結論づける研究も存在する。ブラジルの市町村パネルデータによる分析では、教育費支出に高齢者比率が与える効果は統計的に有意ではなかった。しかし、高い教育支出が地域の税率を高める場合、高齢者は教育支出の低い地域に移住することで、高齢化と教育支出が同時決定になる可能性があることに注意が必要である（大竹・佐野 2009; Ladd and Murray 2001）。

また、個人の選好レベルの研究でも、高齢者は教育関連の支出に賛成しない傾向があるという主張が行われている。OECD12 か国を対象とした個人の意識に対する調査データに基づいた研究では、一般に高齢者は教育に対する支持が低いことが明らかになっている（Busemeyer et al. 2009）。22 か国のデータを用いた研究でも、国ごとによって効果に違いはあるものの、全体としてはコーホート効果を考慮した後も高齢者は教育支出に支持的ではない（Sørensen 2013）。コーホート効果とは、ある世代に所属していることを要因として生じる効果のことである。個人の選好の規定要因を検証するような分析においては、しばしば年齢、時代、コーホートの三つの要因に分けてそれぞれの効果を検証する。年齢効果は年齢レベルの差異を原因として起こる効果のことであり、時代効果はその時期の特徴の差異を原因として起こる効果である。本稿では、一般的な同年代、同年齢の人々を指す言葉としての世代と区別して、分析単位としてのまとまりである特定の生年の人々の集団に対して、コーホートという言葉を使用する。

一方で、年齢が政策選好へ与える影響を否定し、コーホートによる効果を指摘する研究も存在する。アメリカの社会調査データによる分析では、教育支出の支持に対する世代間の差異は、高齢化ではなくコーホート効果によるものであると主張されている（Plutzer and Berkman 2005）。教育支出に対する態度は年齢ではなくコーホートによって決定されるのであり、コーホート効果を考慮すれば高齢者も教育支出を支持しているとされる（Fullerton and Dixon 2010; Street and Cossman 2006）。

2-2. 高齢者向け政策の選好に対する年齢効果

前述のように、高齢化が高齢者の直接的な利益に合致しない政策に与える影響を検討した研究が複数存在する一方で、高齢者の利益に合致するような支出の増減に与える影響について検討した研究も存在する。高齢者に直接的な便益の多い政策には、医療福祉政策、社会保障政策、年金政策などが挙げられる。以下では、前項と同様に、まず自治体の人口構成とその政策選択への影響を分析した研究を挙げ、その後個人単位の属性と政策選好の関連を分析した研究を整理する。

高齢者比率と高齢者に便益の大きい政策の支出との間に正の相関があるという結論は、国内外の複数の研究で示されている。たとえば、OECD21 か国のデータを使用した研究では、高齢化は国家の年金支出に正の影響を与えると結論付けている (Tepe and Vanhuysse 2010)。また、高齢者の増加は福祉関連支出全体の拡大に正の影響を与えることも明らかになっている (Shelton 2008)。日本国内の研究でも、有権者の中位年齢が上昇することによって、公的支出のうち老人福祉費が増加する (入江 2022; 八代ほか 2012) ことが指摘されている。

その一方で、高齢者人口が福祉関連支出に与える有意な影響はないと結論付ける研究も存在する (Gizelis 2005)。Rattsø and Sørensen (2010) によると、高齢者の人口が多いほど高齢者一人あたりの介護や医療サービスへの支出は減少する傾向があり、年金支出の増加は年金受給資格を持つ人数が増えたことによる機械的な結果である可能性も指摘されている (Vlandas et al. 2021)。

個人の年齢とその選好との相関を検証した研究でも、高齢世代は教育よりも医療や社会保障サービスの優先順位を高く考えるという結果が示されている (Cattaneo and Wolter 2009; Rattsø and Sørensen 2010)。22 か国のデータによる調査によれば、時代による効果、コーホートによる効果を考慮に入れても、高齢者は教育支出を減らし、医療や年金支出の増加を望む傾向があることが実証されている (Sørensen 2013)。ヨーロッパ 27 カ国における分析でも、一般に高齢者は年金の削減に反対する傾向が見られ、特に高齢者の貧困率が高い国ほど、その傾向が強いことがわかった (Fernández and Jaime-Castillo 2013)。

他方で、年齢は医療、社会保障関連政策に対する態度には影響しないと結論づける研究も存在する。アメリカの研究では、若年者の方が高齢者よりも社会保障関連支出の増加を支持する (Hamil-Luker 2001; MacManus 1995; Street and Cossman 2006)。しかし、アメリカの場合は社会保障収入に頼る度合いには高齢者の間でも大きな差があり、最も所得の高い層では社会保障収入は総収入の 20%程度を占めるが、収入の 83%を社会保障収入が占める層も存在しており、裕福な高齢者ほど社会保障費の増額に積極的ではない可能性に注意すべきである (Binstock 2006)。イギリスの研究では、コーホート間の違いを差し引いた結果、高齢者は再分配政策や福祉政策に関わる支出を支持していない。ここでは、年齢による効果はコーホートによる効果よりも小さいことを示唆している (Grasso et al. 2019)。

以上のように、自治体の人口構成が政策選択に与える影響や、高齢化が政策選好に与える影響について検証した既存研究は多く存在する。しかし、その結論は一貫したものではない。また、欧米諸国では、高齢化と政策選好の相関は年齢効果によるものではなくコーホート効果による見かけ上のものであると主張する研究が複数存在するものの、国内の研究ではその大半が年齢と政策選好の関連性を指摘するにとどまっており、コーホート効果の影響を検証した研究は管見の限り存在しない。日本でも高齢化やそれに伴う政策の高齢者優遇化が懸念されており、そのような状況に不満を持った若年世代と高齢世代の対立も大きな問題となっている。このような対立の解消のためには、若年者層と高齢者層の政策選好の違い

を規定する要因を、年齢及びコーホートの両者の視点から検証することが必要だろう。これらを踏まえ、本稿では国内の有権者の政策選好に与える年齢効果とコーホート効果の影響を検証する。

3. 理論仮説

3-1. 年齢効果

前節で概観したように、高齢者は一般的に教育に対する支持が低く (Busemeyer et al. 2009)、教育よりも医療・社会保障サービスの優先順位を高く考えるなど (Cattaneo and Wolter 2009; Rattsø and Sørensen 2010)、人々は加齢に伴って教育のような自分に直接的な恩恵のない政策への支持を弱め、医療のような直接的な恩恵のある政策への支持を強めるという年齢による変化が存在すると解釈できる。

このように、ある政策への態度に年齢が影響する場合、人々の政策選好には年齢効果が存在すると言える。この効果は主に自己利益仮説に基づいて考えられ、この仮説では人々は自分が置かれている社会経済的状況下で効用最大化を図ると仮定する。そのため、ある政策による恩恵を受けている、または恩恵を受ける可能性がある人は、そうでない人に比べて、その政策に賛成する傾向があると予想できる (羅 2018)。

この理論に基づくと、人々は自己の利益を第一に考え、自身の立場に直接的に利益のある政策を支持するので、年齢が低いほど自身に身近な教育や雇用に対する支出を政府に求め、社会保障や年金に対する支出を支持しないはずである。同様に、年齢が高いほど自身とは直接的に関連のない教育や雇用に対する政府の支出を支持しなくなり、社会保障や年金に対する支出を求めるはずである。以上のことから、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 年齢が上がるほど、教育に対する政府の支出を過大と評価する。

仮説 2 年齢が上がるほど、社会保障・年金に対する政府の支出を過少と評価する。

仮説 3 年齢が上がるほど、雇用・失業対策に対する政府の支出を過大と評価する。

3-2. コーホート効果

コーホート効果とは、同じコーホート (世代) に属することを原因として生じる効果のことである。コーホートとは、特定の時期に生まれた人々の集団で、社会的かつ歴史的な共通の経験を持つ集団を指す (Mannheim 1952)。Mannheim (1952) によれば、同じコーホー

トに所属する人々は同じ時期に同じ事件や状況を経験することで、同じコーホートの人々の間に社会的な絆を生み出し、それによって世代内の意識や見解に特有の傾向を生み出すことになる。

政治的場面におけるコーホート効果を実証した研究は多く存在しており、たとえば Grasso et al. (2019) は、イギリスにおいてマーガレット・サッチャーの政権下で育った 1959～1976 年生まれの「サッチャーの子供たち (Thatcher's Children)」と呼ばれる世代は、その他の世代よりも右派的で権威主義的な価値観を持ち、再分配政策や福祉政策に対して否定的な見解を示す傾向があることを明らかにした。その一方で、1945～1958 年生まれの「ウィルソン/キャラハンの子供たち (Wilson's/Callaghan's children)」と呼ばれる世代は「サッチャーの子供たち」世代と比較するとよりリベラルな価値観を持ち、再分配政策や福祉政策への支持が強いというコーホート特有の傾向を主張した。高齢化と特定年代向け政策への態度との関連を検証した研究群でも、教育支出への支持や態度は年齢やライフサイクル効果によるものではなく、コーホート効果によって決定されるという指摘が多く、特定年代向け政策への意識は年齢よりもコーホートが与える影響の方が大きいという可能性を示唆するものである。

以上の議論に基づけば、日本でもコーホートが人々の政治意識に与える効果が存在すると考えられる。人々は自身の所属するコーホートに基づいてある政治行動について判断するのならば、各コーホートによって評価する政策が異なり、あるコーホートの中では政策に対する評価に同様の傾向が見られるはずである。以上のことから、以下の仮説が導出できる。

仮説 4 特定年代向け政策に関連する政府の支出に対する評価は、出生コーホートごとに異なる。

日本でも、特定の世代の中で同じ政治的選好を共有するコーホートの存在が指摘されている。たとえば、伊藤 (2017) は 1944～1953 年生まれの団塊世代と比べて、1954～1968 年生まれの新人類世代及び 1969 年生まれ以降の団塊ジュニア世代以降の世代は政治的疎外感を感じやすいことを指摘している。これは戦争を実際に体験したもしくは戦後まもない状況で育った世代は戦後の民主化の過程を体験し、政治に影響力を行使しようという感覚を持っている一方で、すでに民主化が達成された後に生まれた世代は政治への影響力の行使を体験しなかったという時代背景の差異によって説明されている。

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、「JGSS（日本版総合的社会調査）」の 2000 年、2001 年、2003 年、2006 年、2010 年の個票データを用いる³。

まず、本稿の分析に用いる従属変数として、教育、雇用・失業対策、社会保障・年金に対する政府の支出の評価を問う設問を用いた。以下が分析に投入した設問である。

以下の事柄に対する政府の支出について、あなたはどのように思いますか。

- (1) 教育
- (2) 社会保障・年金
- (3) 雇用・失業対策

回答は「1= 多すぎる、2= 適切、3= 少なすぎる」の 3 つの尺度で行われた。回答の値が大きいほど、よりその政策に対する支出を増やすべきだと考えている、つまりよりそのような政策を支持していると解釈できる。

次に、理論的に関心のある独立変数には、年齢効果を推定するための変数として回答者の年齢とその二乗を投入し、コーホート効果を推定するための変数としては回答者の出生コーホートを投入した。回答者の出生コーホートに関しては、回答者の生年を 10 年ごとに区切り、1980 年生まれから 1989 年生まれの回答者を 1980 年コーホートのよう分類し、ダミー変数として投入した。また、時代効果を推定するための変数として調査年度を投入した。その他には、統制変数として女性ダミー、最終学歴、世帯収入、既婚ダミー、子供ダミーを投入した。

表 1 は上記の変数群の具体的な説明と出典であり、表 2 は、上記の変数群の記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、調査年度や回答者の出生コーホートのダミー変数を投入して固定効果を考慮した一般化順序ロジットモデルで分析を行った。推定方法は、アメリカの社会調

³ 日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。JGSS 累積データ 2000-2003 は、学術フロンティア推進拠点の助成を受け、東京大学社会科学研究所と共同で実施した（研究代表：谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事：佐藤博樹・岩井紀子、事務局長：大澤美苗）。JGSS-2006/2008 は学術フロンティア推進拠点、JGSS-2010/2012 は共同研究拠点の推進事業の助成を受けた。JGSS-2006～2012 は、東京大学社会科学研究所の協力を得て実施した。<https://www.icpsr.umich.edu/web/ICPSR/studies/4472>、<https://www.icpsr.umich.edu/web/ICPSR/studies/25181>、<http://www.icpsr.umich.edu/web/ICPSR/studies/34623>（2024 年 10 月 31 日）。

⁴ 1910 年から 1919 年生まれのコーホートのみ、観測数の制約上、1920 年から 1929 年生まれのコーホートと統合し、1920 年代コーホートとして分析に使用している。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
教育	「以下の事柄に対する政府の支出について、あなたはどのように思いますか」という設問の「教育」に対する3点尺度の回答。	「JGSS」2000, 2001, 2003, 2006, 2010
雇用・失業対策	「以下の事柄に対する政府の支出について、あなたはどのように思いますか」という設問の「雇用・失業対策」に対する3点尺度の回答。	
社会保障・年金	「以下の事柄に対する政府の支出について、あなたはどのように思いますか」という設問の「社会保障・年金」に対する3点尺度の回答。	
年齢	回答者の年齢。	
年齢（二乗項）	回答者の年齢の2乗。	
女性	女性=1、男性=0のダミー変数。	
最終学歴	「あなたが最後に通学した（または現在通学している）学校は次のどれにあたりますか。」という設問に対する回答を、旧制尋常小学校・旧制高等小学校・申請中学校を1、旧制中学校・高等女学校・旧制実業学校・旧制師範学校・新制高校を2。旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校・新制短大・高専を3、旧制大学・大学院・新制大学・大学院を4として設定した。	
世帯収入	「あなたの世帯全体の昨年一年間の収入についておろかがいします。税金を差し引き前の収入でお答えください。株式配当、年金、不動産収入などすべての収入を合わせてください。」という設問の回答で、「なし」を1、「2300万以上」を19とした19の尺度で行われた。	
結婚	既婚（離死別を含む）=1、未婚=0のダミー変数。	
子供	1人以上子供がいる場合を1とするダミー変数。	
1920年代生まれ	回答者の生年が1910~1929年の場合を1とするダミー変数。	
1930年代生まれ	回答者の生年が1930~1939年の場合を1とするダミー変数。	

表 1 変数説明（続き）

1940年代生まれ	回答者の生年が1940~1949年の場合を1とするダミー変数。	
1950年代生まれ	回答者の生年が1950~1959年の場合を1とするダミー変数。	
1960年代生まれ	回答者の生年が1960~1969年の場合を1とするダミー変数。	
1970年代生まれ	回答者の生年が1970~1979年の場合を1とするダミー変数。	
1980年代生まれ	回答者の生年が1980~1989年の場合を1とするダミー変数。	
2000年度	調査年が2000年の場合を1とするダミー変数。	「JGSS」 2000
2001年度	調査年が2001年の場合を1とするダミー変数。	「JGSS」 2001
2003年度	調査年が2003年の場合を1とするダミー変数。	「JGSS」 2003
2006年度	調査年が2006年の場合を1とするダミー変数。	「JGSS」 2006
2010年度	調査年が2010年の場合を1とするダミー変数。	「JGSS」 2010

査データを利用して個人の政策選好に与える年齢、時代、コーホートの影響を分析した Fullerton and Dixon (2010) に従っている。分析手法については、従属変数が 1 から 3 の値をとる順序変数であり、またそれぞれのカテゴリ間の間隔は質的に異なるものであるため、異なる間隔を持つカテゴリ間の移行確率をそれぞれ推定することが可能な一般化順序ロジットモデルを採用した。

5. 分析結果

5-1. 教育支出の評価に関する推定

本稿の分析においては、Model 1 では各コーホートのダミー変数を投入せずに分析を行い、Model 2 では各コーホートのダミー変数を投入して分析を行う。そして、両者の分析結

表2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
教育	6267	2.4738	0.5820	1	3
雇用・失業対策	6364	2.6840	0.5420	1	3
社会保障・年金	6824	2.6889	0.5349	1	3
年齢	7180	52.1489	15.2311	20	89
年齢（二乗項）	7180	2951.4595	1591.3131	400	7921
女性	7180	0.4904	0.4999	0	1
最終学歴	7180	2.3546	1.0070	1	4
世帯収入	7180	9.9164	3.4144	1	19
結婚	7180	0.8958	0.3055	0	1
子供	7180	0.8226	0.3821	0	1
1920年代生まれ	7180	0.0813	0.2734	0	1
1930年代生まれ	7180	0.1705	0.3761	0	1
1940年代生まれ	7180	0.2316	0.4219	0	1
1950年代生まれ	7180	0.1974	0.3980	0	1
1960年代生まれ	7180	0.1709	0.3764	0	1
1970年代生まれ	7180	0.1234	0.3289	0	1
1980年代生まれ	7180	0.0249	0.1559	0	1
2000年度	7180	0.2422	0.4284	0	1
2001年度	7180	0.2263	0.4185	0	1
2003年度	7180	0.1398	0.3468	0	1
2006年度	7180	0.1752	0.3802	0	1
2010年度	7180	0.2164	0.4118	0	1

果を比較することで、コーホート効果を考慮する場合としない場合で政策選好に与える年齢効果の影響に変化があるかどうかを検証する。

まず、表3では、年齢、時代、コーホートが教育支出への評価に与える効果を検証した。Model 1では、年齢が教育支出の評価に与える影響を推定したところ、年齢、年齢の二乗はともに統計的な有意な結果にはならず、仮説1に整合的でない結果となった。出生コーホートの変数を加え、コーホート効果が教育支出の評価に与える影響を推定したModel 2においても統計的に有意となる変数はなく、年齢による効果、コーホートによる効果はともに見られなかった。以上の結果から、教育支出への評価においては、年齢効果、コーホート効果はともに存在しないことが明らかとなった。

表3 年齢・時代・コーホートが教育支出への評価に与える効果

	従属変数 教育	
	Model 1	Model 2
年齢	-0.0013 (0.0115)	0.0343 (0.0229)
年齢 (二乗項)	-0.0001 (0.0001)	-0.0004 * (0.0002)
性別	0.1469 ** (0.0512)	0.1480 ** (0.0512)
最終学歴	0.2189 *** (0.0279)	0.2170 *** (0.0280)
世帯年収	0.0116 (0.0082)	0.0126 (0.0083)
結婚	0.2915 * (0.1246)	0.2544 * (0.1261)
子供	0.3702 *** (0.0999)	0.3748 *** (0.1002)
2000年度	-0.2316 ** (0.0753)	-0.2133 † (0.1094)
2001年度	-0.2650 *** (0.0758)	-0.2491 * (0.1032)
2003年度	0.0328 (0.0877)	0.0474 (0.1028)
2006年度	0.0314 (0.0816)	0.0412 (0.0871)
1920年代生まれ		-0.0065 (0.5243)
1930年代生まれ		-0.2377 (0.4566)
1940年代生まれ		-0.3350 (0.3963)
1950年代生まれ		-0.2466 (0.3366)
1960年代生まれ		-0.1089 (0.2639)
1970年代生まれ		-0.0630 (0.2004)
カットポイント1 2	-2.2469 *** (0.2861)	-1.5367 ** (0.4885)
カットポイント2 3	0.8020 ** (0.2820)	1.5132 ** (0.4865)
McFadden R ²	0.0202	0.0209
N	6,267	6,267

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

5-2. 社会保障・年金支出の評価に基づく推定

続いて、表4では、年齢、時代、コーホートが社会保障・年金支出への評価に与える効果を検証した。Model 1では年齢が社会保障・年金支出の評価に与える影響を推定したところ、年齢、年齢の二乗の係数はいずれも正で、0.1%水準で統計的に有意であった。つまり、コーホート効果を考慮しない場合のモデルでは、年齢効果が存在するという仮説1に整合的な結果となった。

しかし、コーホート効果が支出への評価に与える影響を同時に考慮したModel 2では、年齢、年齢の二乗はいずれも統計的に有意ではなくなるという結果が得られた。これは、仮説1とは整合的でない結果となり、Model 1で見られた年齢効果はコーホート効果を考慮することによって消失したことになる。これらのことから、Model 1で見られた年齢効果は、コーホートの違いを起因とした政策選好の違いが引き起こしていた見かけ上の効果であったことが示唆される。また、各コーホートダミーの変数については、統計的に有意となったものは存在しなかった。以上の結果から、社会保障・年金支出の評価においては、特定のコーホートにおける一定の傾向は見られないものの、コーホートによる効果を考慮すれば、年齢による効果は統計的に有意に存在しないことが明らかになった。

5-3. 雇用・失業対策支出の評価に基づく推定

最後に、表5では、年齢、時代、コーホートが雇用・失業対策支出への評価に与える効果を検証した。Model 1では年齢が雇用・失業対策支出の評価に与える影響を推定したところ、年齢、年齢の二乗の係数はいずれも正で、0.1%水準で統計的に有意であった。つまり、コーホート効果を考慮しない場合のモデルでは、年齢効果が存在するという仮説1に整合的な結果となった。

しかし、コーホート効果が支出への評価に与える影響を同時に考慮したModel 2では、年齢、年齢の二乗はいずれも統計的に有意ではなくなった。これは、年齢が政府支出の評価に影響を与えるという仮説1とは整合的でない結果である。この結果から、社会保障・年金分野での結果と同様に、雇用・失業対策分野においてもModel 1で見られた年齢効果はコーホート効果によって生じていた見かけ上のものであったことが明らかになった。

また、1940年代生まれのコーホートの係数は10%水準、1950年代生まれのコーホートの係数は5%水準で統計的に正に有意となった。これは、1940年や1950年代生まれの人々は基準カテゴリである1980年代に生まれた人々よりも雇用・失業対策に関連する支出を過少と評価する傾向が存在することを示している。言い換えれば、これらのコーホートはより多くの雇用対策関連支出を支持しているということである。この結果は、特定のコーホートの中で雇用・失業対策支出への選好に一定の傾向が有意に存在しているということであり、仮説4に整合的な結果である。1940年代及び1950年代といえ、第二次世界大戦終盤ま

表4 年齢、年代、コーホートが社会保障・年金支出への評価に与える効果

	従属変数		
	社会保障・年金		
	Model 1		Model 2
年齢	0.0629 ***		0.0019
	(0.0122)		(0.0245)
年齢 (二乗項)	-0.0006 ***		-0.0001
	(0.0001)		(0.0002)
性別	0.2689 ***		0.2675 ***
	(0.0555)		(0.0555)
最終学歴	-0.0376		-0.0332
	(0.0298)		(0.0300)
世帯年収	-0.0474		-0.0508 ***
	(0.0088)		(0.0089)
結婚	0.0437		0.1126
	(0.1332)		(0.1341)
子供	0.0583		0.0466
	(0.1063)		(0.1065)
2000年度	-0.2459 **		-0.2768 *
	(0.0821)		(0.1185)
2001年度	-0.3627 ***		-0.3941 ***
	(0.0816)		(0.1113)
2003年度	-0.1214		-0.1414
	(0.0956)		(0.1115)
2006年度	0.1386		0.1246
	(0.0926)		(0.0982)
1920年代生まれ			0.0179
			(0.5685)
1930年代生まれ			0.2384
			(0.5008)
1940年代生まれ			0.4676
			(0.4368)
1950年代生まれ			0.3221
			(0.3724)
1960年代生まれ			0.0449
			(0.2933)
1970年代生まれ			-0.1279
			(0.2261)
カットポイント1 2	-2.4358 ***		-3.8455 ***
	(0.3056)		(0.5337)
カットポイント2 3	-0.0891		-1.4949 **
	(0.3005)		(0.5301)
McFadden R ²	0.0142		0.0163
N	6,824		6,824

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

表5 年齢、年代、コーホートが雇用・失業対策関連支出への評価に与える効果

	従属変数			
	雇用・失業対策			
	Model 1		Model 2	
年齢	0.0590 (0.0129)	***	-0.0284 (0.0252)	
年齢（二乗項）	-0.0005 (0.0001)	***	0.0002 (0.0002)	
性別	0.3696 (0.0581)	***	0.3689 (0.0582)	***
最終学歴	-0.0696 (0.0305)	*	-0.0671 (0.0307)	*
世帯年収	-0.0445 (0.0092)	***	-0.0483 (0.0093)	***
結婚	-0.2711 (0.1335)	*	-0.1831 (0.1347)	
子供	0.1552 (0.1063)		0.1415 (0.1066)	
2000年度	0.1091 (0.0834)		-0.0333 (0.1232)	
2001年度	0.2695 (0.0853)	**	0.1410 (0.1170)	
2003年度	0.4794 (0.1035)	***	0.3857 (0.1199)	**
2006年度	-0.2880 (0.0867)	***	-0.3451 (0.0936)	***
1920年代生まれ			0.5388 (0.5890)	
1930年代生まれ			0.8174 (0.5081)	
1940年代生まれ			0.8541 (0.4359)	†
1950年代生まれ			0.8532 (0.3683)	*
1960年代生まれ			0.3090 (0.2852)	
1970年代生まれ			-0.0189 (0.2135)	
カットポイント1 2	-2.0813 (0.3137)	***	-4.0506 (0.5379)	***
カットポイント2 3	0.2121 (0.3092)		-1.7499 (0.5340)	**
McFadden R ²	0.0232		0.0265	
N	6,364		6,364	

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

たは直後に生まれた世代であり、団塊の世代（1947～1949 年生まれ）も含まれる。これらのコーホートが雇用・失業対策支出への評価に特有の傾向を持つ理由として、この世代が共通に体験した戦後日本の社会的背景が考えられる。伊藤（2017）でも指摘されている通り、この世代は戦後の復興や民主化を経験したという特殊な時代背景から、他のコーホートと異なる一定の政策選好を共有するコーホートである可能性が考えられる。このことを踏まえれば、これらの世代は戦後の急速な復興や高度経済成長を経験しており、労働による社会や経済への影響力を強く認識していることから、雇用や失業対策に関する政策支出を重視する傾向があると解釈することができるだろう。一方で、分析の基準年とした 1980 年代生まれのコーホートは就職氷河期⁵直後に就職活動を行った世代を含んでいる。それゆえ、このコーホートに属する人々は、2000 年代前半から導入されてきた政府の若年者向けの雇用対策を直接的に受容してきた背景がある⁶。これらのことから考えれば、1980 年代生まれの人々は 1940、1950 年代生まれの人々と比較して雇用や失業対策に関する政策の存在をより多く体験しているため、雇用・失業対策にかかる政府の支出をより過大と評価する傾向があるとも考えられる。

図 1 と図 2 は年齢とコーホートをそれぞれ横軸に取り、上記の結果を予測確率のプロットから確認したものになる。図 1 では、すべての予測確率においてグラフはおおむね横ばいとなっており、年齢による予測確率の変化は見られない。しかし、図 2 では、1930～1950 年生まれのコーホートから 1950～1970 年生まれのコーホートにかけて「少なすぎる」と回答する予測確率が低下し、「ちょうどいい」と回答する予測確率が上昇する傾向が確認できる。これは、コーホートによって回答の予測確率が変動することを示しており、予測確率のプロットからも、分析結果と同様に 1940～1950 年代におけるコーホート効果の存在が示唆された。

6. 結論

本稿では、2000 年から 2010 年に実施された「JGSS (日本版総合的社会調査)」の回答データを用いて、特定年代に向けた政策に対する政府支出への評価に及ぼす年齢の効果とコーホートによる効果の影響を明らかにしてきた。分析では、特定年代に向けた政策の中でも若年者向けの政策として教育及び雇用・失業対策政策、高齢者向けの政策として社会保障・

⁵ 一般に「就職氷河期」と表現される 1993～2004 年の新卒就業率は学部卒業者の場合 69.7% であり、その期間を除く 1985 年～2019 年の平均 80.1%と比較して 10%ポイント以上の低下が起こっていた。https://www5.cao.go.jp/keizai3/2019/0207nk/pdf/n19_2_1.pdf (2024 年 10 月 31 日)。

⁶ 政府は就職難に対峙する若年者を支援するため、2003 年に「若者自立・挑戦プラン」を策定し、以来「新卒応援ハローワーク」、「わかものハローワーク」などの若年者向けの就職支援策を矢継ぎ早に導入した (玄田 2024)。

図1 年齢別の雇用・失業対策関連支出への評価に対する予測確率

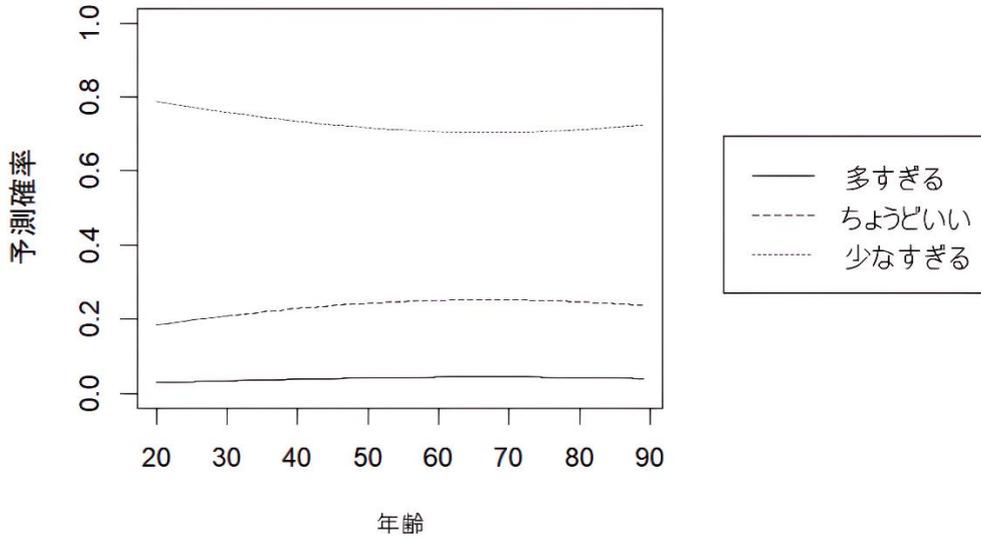
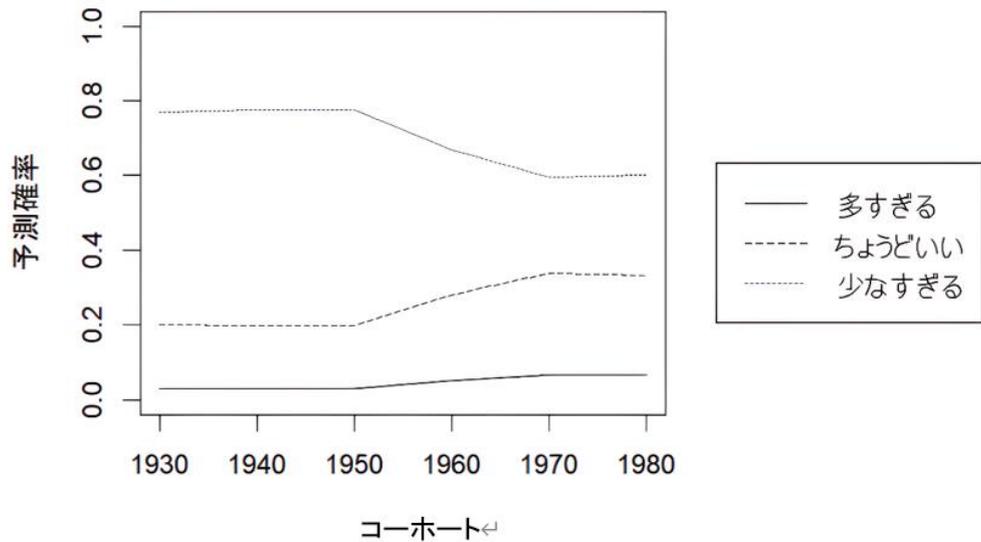


図2 コーホート別の雇用・失業対策関連支出への評価に対する予測確率



年金政策に対する政府の支出への評価を対象とした。本稿の分析結果からは、以下のことが明らかになった。

第一に、コーホートによる影響を考慮すれば、年齢が政府支出の評価に与える影響は存在しないことが示された。このことから、先行研究で指摘されているような高齢化と政策選好の相関は、コーホートによる違いが引き起こす見かけ上の効果であったことが示唆される。このことは、通説的見解に反して日本の有権者の政策選好における年齢効果の存在を否定するものである。

第二に、雇用・失業関連支出に対する評価に関する分析においては、1940～1950年代生

まれのコーホートに属する人々は雇用・失業対策支出を過少と評価する特有の傾向が存在することが示された。この背景には、戦後の特殊な時代背景を体験したというコーホート内の共通した経験があるものと考えられる。

上記の知見に基づけば、高齢者と若年者の政策的対立の背景にはコーホートによる政策選好の違いが存在し、そのような対立は年齢間での対立ではなく、特定の世代間での対立である可能性が示唆される。そのため、世代間の政策対立を調和するためには、出生コーホートの違いによる政策選好の差異を理解し、そのような特定の出生年代の選好を充足させる政策の展開が重要であると考えられる。たとえば、1975～1985年生まれのコーホートは「就職氷河期」と呼ばれる1990年代前半から2000年前半の就職の困難化を経験した背景がある。このような背景を持つ人々の不満を緩和するため、政府は2019年6月に「就職氷河期世代支援プログラム」を策定してから、就職氷河期を経験した世代への様々な支援を進めている。このような取り組みは、就職氷河期世代というコーホート特有の背景を踏まえた上で、そのコーホートが抱える特定の不満を解消する支援を行っているという点で、有効性のあるものだと考えられる。

今後、日本ではさらなる高齢化が見込まれており、それに伴った高齢者の政治的発言力の増幅や政治の高齢者優遇化が予想される。このことから、若年者と高齢者の世代間対立はさらに深刻な問題となっていくだろう。しかし、今回の分析で若年者層と高齢者層の政策的対立は年齢の差異によるものではなく、世代の差異によるものであることが明らかになった。そのため、今回分析を行った3つの政策以外の分野においても、一定の傾向を持つような出生コーホートの存在を特定し、そのような特定の世代の選好を満たすことができるような政策の展開を進めていくことが求められる。

7. 参考文献

- アンソニー・ダウンズ. 古田精司監訳. 1980. 『民主主義の経済理論』成文堂.
- 伊藤理史. 2017. 「日本人の政治的疎外意識—政治的有効性感覚のコーホート分析」『フォーラム現代社会学』16: 15-28.
- 入江啓彰. 2022. 「地方自治体の歳出配分における「シルバー民主主義」の検証」『経済分析』205: 72-89.
- 大竹文雄・佐野晋平. 2009. 「人口高齢化と義務教育費支出」『大阪大学経済学』59(3): 106-130.
- 玄田有史. 2024. 「就職氷河期とその前後の世代について—雇用・賃金等の動向に関する比較」『社会学研究』75: 1-31.
- 小林庸平・林正義. 2011. 「一般財源化と高齢化は就学援助制度にどのような影響を与えたのか？」『財政研究』7: 160-175.

- 羅一等. 2018. 「福祉意識の両価性とその規定要因—2015年SSM調査データを用いて」『専修人間科学論集 社会学篇』8: 41-52.
- 宮錦三樹・木村真樹. 2016. 「人口高齢化と公教育費の変遷—高齢者はどの教育段階を支持するか」『日本経済研究 = JCER Economic Journal』77: 61-88.
- 八代尚宏・島澤諭・豊田奈穂. 2012. 「社会保障制度を通じた世代間利害対立の克服—シルバ—民主主義を超えて」『NIRA モノグラフシリーズ』34: 1-20.
- Binstock, Robert H. 2006. "Older Voters and the 2004 Election." *Gerontologist* 46(3): 382-384.
- Busemeyer, Marius R., Achim Goerres and Simon Weschle. 2009. "Attitudes Towards Redistributive Spending in an Era of Demographic Ageing: The Rival Pressures from Age and Income in 14 OECD Countries." *Journal of European Social Policy* 19(3): 195-212.
- Cattaneo, Alejandra and Stefan Wolter. 2009. "Are the Elderly a Threat to Educational Expenditures?" *European Journal of Political Economy* 25(2): 225-236.
- Fernández, Juan and Antonio Jaime-Castillo. 2013. "Positive or Negative Policy Feedbacks? Explaining Popular Attitudes Towards Pragmatic Pension Policy Reforms." *European Sociological Review* 29(4): 803-815.
- Fullerton, Andrew and Jeffery Dixon. 2010. "Generational Conflict or Methodological Artifact? Reconsidering the Relationship Between Age and Policy Attitudes in the U.S." *The Public Opinion Quarterly* 74(4): 643-673.
- Gizelis, Theodora-Ismene. 2005. "Globalization, Integration, and the European Welfare State." *International Interactions* 31(2): 139-162.
- Grasso, Maria Teresa, Farrall, Stephen, Gray, Emily, Hay, Colin, and Will Jennings. 2019. "Thatcher's Children, Blair's Babies, Political Socialization and Trickle-Down Value Change: An Age, Period and Cohort Analysis." *British Journal of Political Science* 49(1): 17-36.
- Hamil-Luker, Jenifer. 2001. "The Prospects of Age War: Inequality between (and within) Age Groups." *Social Science Research* 30: 386-400.
- Harris, Amy Rehder, Evans, William, and Robert Schwab. 2001. "Education Spending in an Aging America." *Journal of Public Economics* 81(3): 449-472.
- Ladd, Helen and Shelia Murray. 2001. "Intergenerational Conflict Reconsidered: Country Demographic Structure and the Demand for Public Education." *Economics of Education Review* 20: 343-357.
- MacManus, Susan A. 1995. "Taxing and Spending Politics: A Generational Perspective." *The Journal of Politics* 57(3): 607-629.
- Mannheim, Karl. 1952. "The Sociological Problem of Generations." Keckskemeti, Paul. ed.

- Essays on the Sociology of Knowledge*. New York: Oxford University Press, pp.163-195.
- Plutzer, Eric, and Michael Berkman. 2005. "The Graying of America and Support for Funding the Nation's Schools." *Public Opinion Quarterly* 69(1): 66-86.
- Poterba, James M. 1997. "Demographic Structure and the Political Economy of Public Education." *Journal of Policy Analysis and Management* 16(1): 48-66.
- Poterba, James M. 1998. "Demographic Change, Intergenerational Linkage and Public Education." *American Economic Review* 88(2): 48-66.
- Rattsø, Jørn and Rune Sørensen. 2010. "Grey Power and Public Budgets: Family Altruism Helps Children, but Not the Elderly." *European Journal of Political Economy* 26(2): 222-234.
- Shelton, Cameron. A. 2008. "The Aging Population and the Size of the Welfare State: Is There a Puzzle?" *Journal of Public Economics* 92(3-4): 647-651.
- Sørensen, Rune J. 2013. "Does Aging Affect Preferences for Welfare Spending? A Study of Peoples' Spending Preferences in 22 Countries, 1985–2006." *European Journal of Political Economy* 29: 259-271.
- Street, Debra, and Jeralynn Sittig Cossman. 2006. "Greatest Generation or Greedy Geezers? Social Spending Preferences and the Elderly." *Social Problems* 53: 75.
- Tanioka, Ichiro, Iwai, Noriko, Nitta, Michio, and Sato, Hiroki. Japanese General Social Surveys (JGSS) Cumulative Data, 2000-2003. Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2008-12-08. <https://doi.org/10.3886/ICPSR04472.v1>
- Tanioka, Ichiro, Iwai, Noriko, Nitta, Michio, and Yasuda, Tokio. Japanese General Social Survey (JGSS), 2006. Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2010-05-06. <https://doi.org/10.3886/ICPSR25181.v1>
- Tanioka, Ichiro, Maeda, Yukio, and Iwai, Noriko. Japanese General Social Survey (JGSS), 2010. Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2015-07-22. <https://doi.org/10.3886/ICPSR34623.v3>
- Tepe, Markus S. and Pieter Vanhuysse. 2010. "Elderly Bias, New Social Risks and Social Spending: Change and Timing in Eight Programmes Across Four Worlds of Welfare, 1980–2003." *Journal of European Social Policy* 20(3): 217-234.
- Vlandas, Tim, McArthur, Daniel, and Michael Ganslmeier. 2021. "Ageing and the Economy: A Literature Review of Political and Policy Mechanisms." *Political Research Exchange* 3(1).

第5章

外国人の犯罪報道が対外意識に与える影響

—国籍別犯罪報道の時系列分析—

名古屋 佳那

要約

近年日本では、少子高齢化による人手不足の打開策として外国人労働者の受け入れが急速に進んでいる。しかし、未だ外国人住民に対する人々の不信感は根強く、特定の民族を対象とした排斥運動が起きることもしばしばある。こうした外国人への偏見や排外意識を助長する要因はさまざまに仮説が検証されてきたが、その有力な説の一つとしてメディアの影響が挙げられる。しかし、既存研究では日本人の外国に対する親近感などを指す対外意識の長期的なマクロの変動を捉えた上で、そのような変動に対するメディアの影響を検討した実証研究は少ない。そこで本稿は、1985年から2019年までの内閣府による「外交に関する世論調査」と朝日新聞、読売新聞、毎日新聞のオンライン記事データを用いて外国籍の容疑者の犯罪報道がその国に対する対外意識に与える影響を検証した。分析の結果、分析対象国であるアメリカ・中国・韓国・ロシアのいずれの国においても犯罪報道による有意な影響が見られなかった。この背景としては、世論のマクロな対外意識に対しては外交問題の影響が大きく、犯罪報道の集積的な影響は限定されることが考えられる。

1. はじめに

現代の日本は、世界でも特に深刻な人口減少と少子高齢化問題に直面している¹。2024年1月1日時点で日本の総人口はおおよそ1億2,488万人であり、前年の同時期と比べ53万1,702人、率にして0.42%の減少を見せている²。これは15年連続の減少であり、2070年には総人口が9,000万人を割り込むという推計も存在する³。また、人口減少の原因ともいえる少子高齢化については2023年の出生者数が72万9,367人と調査開始以来過去最低を記録する中、2024年初頭の65歳以上の老年人口割合が28.77%と過去最高の数値となるな

¹ 世界銀行の統計によると2023年時点で日本の高齢化率はモナコに次ぐ世界第2位の高さである。https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.65UP.TO.ZS?locations=JP&most_recent_value_desc=true (2024年11月6日)。

² https://www.soumu.go.jp/main_content/000892926.pdf (2024年11月6日)。

³ <https://www.mhlw.go.jp/content/12601000/001093650.pdf> (2024年11月6日)。

ど状況は悪化の一途を辿るばかりである⁴。

日本人住民が減少する一方で、外国人住民の数は年々増加傾向にある。2024年1月1日時点での外国人人口は332万3,374人であり、前年より32万9,535人、率にして11.01%の増加を見せている⁵。これは調査開始以来最多の数値であり、その背景には日本の人手不足を補うため国が本格的に外国人労働者を受け入れるようになったことがある。実際、2017年には技能実習制度の拡充に伴い高度外国人材の受け入れが促進され⁶、2019年4月からは入管法で新たな在留資格の「特定技能」が設けられた⁷。2023年10月時点で日本における外国人労働者数は204万8,675人と前年に比べ2.4%増加し、過去最高を更新したことから今後さらに働き手として日本社会を支える存在となることが予想される⁸。

このように外国人の住民が増加する一方、日本人の外国人に対する排外的な意識は未だ根強い。事実、法務省が2023年に実施した『外国人との共生に関する意識調査（日本人対象）』によると、「外国人が増加することについての考え」で「具体的な心配事はないが、外国人住民が増えることに漠然とした不安を感じる」という項目に対し50.6%が「そう思う」と回答し、38.2%が「そう思わない」と回答している。また、公益財団法人日本国際交流センターが2023年1月に実施した『在留外国人についてのアンケート』によると、3人に1人の回答者が外国人の増加に対して否定的であり、否定派の49%がその理由を「治安が心配」だと回答している。つまり、日本人の間で外国人に対して「犯罪」や「トラブル」との関連付けによる漠然とした危機感や不安感は強いままなのである。

こうしたネガティブなステレオタイプが共有される背景にはメディアの影響が大きいと考えられる。現代社会において、メディアは人々が直接体験できない世界を知るためのツールであり、日本人にとってまだ交流機会の少ない「外国人」もメディアによるイメージ形成が働いていると言える⁹。このようにメディアが排外意識に与える影響を鑑みて、マクロな対外意識に対する報道の影響を明らかにすることは、日本の多文化共生時代における報道のあり方を検討するきっかけになる。

メディアが排外意識に与える影響を調査した論文は数多く存在するが、先行研究には大きく二つの研究上の課題が残されていることを指摘したい。第一に、全国レベルの調査データをもとに計量的に分析した論文が少ない点である。李（2009）では、2003年から2005年までの朝日新聞における外国人犯罪報道件数と共生志向の相関を調査しているが、分析対象期間は3年間と相対的に短く、全国紙一紙の報道内容にのみ注目していることから、分

⁴ https://www.soumu.go.jp/main_content/000892926.pdf (2024年11月6日)。

⁵ https://www.soumu.go.jp/main_content/000959267.pdf (2024年11月6日)。

⁶ <https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000183027.html> (2024年11月6日)。

⁷ <https://www.mofa.go.jp/mofaj/ca/fna/ssw/jp/index.html> (2024年11月6日)。

⁸ <https://www.mhlw.go.jp/content/11655000/001195785.pdf> (2024年11月6日)。

⁹ 令和5年に実施された法務省による「外国人との共生に関する意識調査」によると、普段の生活で外国人と交流する頻度がある人は回答者の26.5%である一方、ない人は73.0%となっている。<https://www.moj.go.jp/isa/content/001416008.pdf> (2024年11月26日)。

析結果の一般化可能性には留保が必要である。第二に、犯罪報道が対外意識に与える影響を国別に検証したものが少ない点である。日本人の外国人に対するネガティブイメージの定着のしやすさは彼らの出身国と日本の歴史的関係性の影響などから国籍により異なることがさまざまな研究で報告されている。そのため、国別の報道と対外意識との関連を検証することで、そのような国による効果の異質性から、対外意識の形成メカニズムについて新たな知見が得られる可能性もある。

上記の問題意識から、本稿は 1985 年から 2019 年の 35 年間の国籍別外国人犯罪報道件数が各国に対する親しみやすさにどのような影響を与えるのかを時系列分析を用いて検証する。本稿の分析結果からは、アメリカ、中国、韓国、ロシアのいずれも犯罪報道が親近感を低下させる効果は見られない一方、相手国との外交上の事件発生が対外意識に負の影響を与えることが明らかとなった。この背景には、分析対象国の多くはいずれも日本と外交上の問題を抱える国であり、国内で発生したミクロな事件は対外意識に影響を与えにくいことが挙げられる。

次節では、排外意識の形成要因に関する既存の研究を、特にメディアが与える影響に焦点を当てて整理した後、第 3 節において、外国人の犯罪報道が対外意識に与える影響について本稿の理論仮説を構築する。第 4 節では、構築された 2 つの理論仮説を検証するための使用データ及び検証方法を提示し、第 5 節では、分析結果に対して考察を行う。最後に、第 6 節では、本分析で得られた知見を踏まえ、多文化共生時代における外国人犯罪報道のあり方について提言を述べる。

2. 先行研究

2-1. 排外意識の形成要因

排外意識の形成要因についてはこれまで複数の仮説が提唱されてきたが、本稿では中でも特に有力とされる 4 つの仮説を取り上げる。経済不安仮説、集合脅威仮説、メディア影響仮説、そして東アジア地政学仮説である。それぞれの仮説と、関連する実証研究の内容について順を追って論じていく。

第一に、経済不安仮説とは、経済的に不安定な立場にある人々が外国人の増加に対して不安や不満を抱く傾向を示すという仮説である。高原 (2006) は、グローバル化の進展に伴い安価な外国人労働力がホスト社会の労働者にとって代わることで先住民の排外主義的なナショナリズムが強まると主張している。また、実際に在日特権を許さない市民の会、通称「在特会」への取材を行った安田 (2012) では、活動する人々の多くが非正規労働者であることや、外国人が雇用や生活保護の面で日本人と同等もしくはそれ以上の「特権」を享受していることに不満を抱き排外運動を正当化している実態を明らかにした。

一方、近年ではこの仮説を否定する声も挙げられている。まず、樋口 (2014) は、安田 (2012) で取材を受けた排外主義運動の参加者の多くが中産階級であり、調査対象に偏りがあると批判している。また、永吉 (2014; 2015) の実証研究では、主観的経済状況が高い人ほど排外意識を持ちやすいという、仮説に反する結論に達している。こうした理由から経済不安仮説の妥当性については未だ賛否両論が分かれている。

第二に、集団脅威仮説とは、内集団と外集団が限られた資源を巡って競争関係に置かれる場合において内集団の排外意識が高まるとするものである (Blumber 1958)。永吉 (2012) の考察によるとここでの競合関係は、経済的な面と文化的な面に分けられる。経済的側面は、社会経済的に脆弱な層が雇用機会や労働条件の悪化を外国住民の増加と結びつける傾向であり、文化的側面は、ホスト社会の生活様式や価値観が外集団により脅かされると認識する状況を指す。このメカニズムについて、Quillian (1995) は「Eurobarometer Survey 30」の移民や人種マイノリティに対する態度の調査結果と人口データを用い、移民割合が高く経済不安の大きな国で排外意識が高まることを示した。一方、日本においては眞住 (2015) が集団脅威理論を実証的に検証したが、経済状況や外国人労働者の人口割合が排外意識に与える影響について有意な結果が得られず、仮説は棄却されている。このことから、経済不安仮説と同様に未だ評価の分かれる仮説であるといえる。

第三に、本稿で特に注目するメディア影響仮説がある。この仮説はマスメディア研究における「議題設定効果」や「培養効果」の理論に基づく仮説である。Scheufele and Tewksbury (2007) によると、議題設定効果とはマスメディアが報道の配置や量に基づき、ある議題を強調する程度と大衆がその議題を重要だと捉える程度には強い関連があるという考えを指し、そのメカニズムは実証研究でも明らかになっている (McCombs and Shaw 1972)。一方、培養効果について Gerbner et al. (1980) は、人々がメディアを通じて世界を認識し、特に長時間テレビに接することで、メディアで描かれる現実を信じるようになることを述べている。こうした理論に基づき、李 (2009) は外国人に関する報道が排外意識に与える影響を実証的に分析した。その結果、外国人犯罪の報道が共生志向に負の影響をもたらす傾向が見出され、メディア影響仮説には一定の妥当性があることが示された。

最後に、日本の排外主義に特有とされるのが、東アジア地政学仮説である。樋口 (2014) によるとこの仮説は、排斥感情の根本にはステレオタイプよりも近隣諸国との歴史的な関係性が大きく関係するという考えに基づく。よって、在日コリアンへの排外主義運動も単なる差別運動ではなく、彼らが旧植民地出身者であるという出身国との歴史的・政治的因縁に根ざしていると主張する。この仮説を裏付ける実証研究としては田辺 (2016) が挙げられる。2009年と2013年に実施された日本全国対象の量的社会調査データを用い、愛国主義の高まりと中国人や韓国人への排外意識の間に相関関係があることを明らかにした。一方、その他の国については愛国主義と排外意識の関連性は見られなかったことから、中韓においては尖閣諸島沖での衝突事件や竹島問題など外交上の課題がメディアを通じて度々報じられたことなどが排外意識を強めたと指摘している。

以上の議論を踏まえ、永吉（2016）は特にメディア影響仮説と東アジア地政学仮説に基づく更なる実証研究の必要性を訴えている。これは、日本の外国籍人口が依然として限られる中では、排外意識の主要な原因として経済不安仮説や集団脅威理論が主張するメカニズムが適用しにくいためである。むしろ、メディアにおける外国人表象や東アジアの地政学的関係が、排外意識においてより強い影響力を持つと考えられるため、本稿でもこれらの仮説により注目していく。

2-2. メディアにおける外国人表象

前述の通り、メディアが排外意識に負の影響を与える可能性が示唆されているが、その影響を助長するかのように外国人が犯罪や治安問題などネガティブな事象と関連づけて報道されやすいことが多くの研究で明らかになっている。

まず、海外における研究として、Dixon and Linz (2000) は、ロサンゼルスとカリフォルニア州のオレンジ郡のテレビにおける犯罪報道を対象に内容分析を行った。その結果、黒人やラテン系の民族マイノリティが白人と比べて事件の加害者や犯罪者として表象されやすいことが確認された。一方、日本においても飯島（2007）が外国人は「犯罪」などネガティブなイメージと結びつけて報道されやすいことを明らかにしている。特に、メディアが取材に殺到したり、容疑者を実名報道することで社会的制裁を与えたり、事実を誇張して情報の受け取り手の不安を煽ることで、事態の異常性を外国人の異質性とつなげて認識する傾向が高まると主張している。さらに、船山（2008）は読売新聞の記事データベース「ヨミダス文書館」を用いて窃盗団に関する記事の内容分析を行った。この分析から、同じ「窃盗団」に関する記事であっても、そのメンバーが外国人の場合には、国籍や民族名がほぼ必ず併記される傾向にあることがわかった。このように、メディアが外国人をネガティブな文脈で報道することがさまざまな研究で示唆されており、排外意識の形成に影響を与える可能性が指摘されている。

2-3. 日本人の国別対外意識

メディアにおける外国人のネガティブな表象は、人々の排外意識を高めるが、その影響の度合いは国によって異なることが実証研究から明らかになっている。

田辺（2008）は田辺（2004）で明らかになった日本人の「西欧重視・アジア軽視」の傾向に基づき、さらに独自の意識調査を用いて各国にまつわるメディア報道と好感度の関係性を調査した。その結果、日本との間に利害関係を抱え否定的な報道がなされることの多い中国、韓国、ロシア、そしてイラクに対する好感度は低い一方、オーストラリアやドイツなど日本と主要な対立がなく観光地などとして好意的なイメージが残りやすい地域は好感度が高いことが示された。また、アメリカに関しては肯定・否定のどちらのイメージも感じ取れ

る報道がなされることで国に対する印象の良し悪しはあまりないことが導かれた。近隣諸国に比べ、アメリカの好感度が報道に左右されにくいことは、伊藤・河野（2008）の研究結果でも明らかにされている。この研究では、アメリカ、中国、韓国に関するテレビニュースが視聴者の対外意識に与える影響について実証分析を行った。その結果、報道量が多いアメリカに対しては視聴者の対外イメージが長期的に形成される一方で、報道量の少ない中国や韓国についてはメディア以外の情報や、直近の短期的な報道の影響がイメージ形成に影響しやすいことが明らかにされた。

3. 理論仮説

前節の通り、先行研究では排外意識の形成要因としてメディアの影響が挙げられ、その影響力は対象国によって異なることが明らかにされてきた。しかし、犯罪報道の変動を長期的かつ複数媒体のデータを踏まえた上で国籍別に影響を検討した実証研究は少ない。よって、本稿では、以下の二つの仮説を元に改めて外国人の犯罪報道がその国に対する対外意識に与える影響を検証する。

3-1. 排外意識の形成要因としての犯罪報道

メディアの議題設定効果や培養理論に基づき、人々はメディア報道によってある意味「操作された」ステレオタイプの社会への認識を持つようになる（Gerbner et al. 1980; Scheufele and Tewksbury 2007）。そうした中で、メディアは外国人を否定的な文脈で報道しがちであり、同じ犯罪報道でも容疑者が外国人の場合は国籍名と併せて報じられることが多い。加えて、情報の受け取り手である大衆もメディアによって過剰に報じられる犯罪事件の事態の異常性を外国人という異質な存在と繋ぐ傾向がある（飯島 2007; 船山 2008）。その結果、外国人に対する印象は低下し、彼らとの友好的な関係構築に反対する意識が人々の間で高まる（李 2009）。上記の先行研究と排外意識の形成要因であるメディア影響仮説のメカニズムにしたがって、以下の仮説が導出できる。

仮説1 外国人の犯罪報道件数が増加すると、その国に対する親近感が低下する。

3-2. 国籍による犯罪報道の効果の異質性

外国人のメディア表象が対外意識に与える負の影響は全ての国に対して一律ではない。そもそも、日本人は一般的に歴史または政治的な関係性や個人的な接触の経験上、近隣地域のアジアを軽視し、西欧諸国を重視する傾向が強い（田辺 2004）。そうした潜在的な対外意

識の差が存在する上に、メディアによる各国の報道量や報道内容に基づきさらに諸外国へのイメージに変化が生まれる。具体的には、中国や韓国、北朝鮮といった日本に近いが故に多くの外交問題を抱える国々は否定的な文脈で報じられることが多く、ネガティブなイメージが定着しやすい。加えて、ロシアやイラクなどといった戦争にまつわる話題と結びつきやすい国々も人々に好ましくない印象を与える。一方で、同じように否定的な報道が度々される国でも、例えばアメリカは同時に肯定的なニュースも頻繁に報じられることで、好感度においてネガティブ報道の影響を受けにくい（伊藤・河野 2008）。このような先行研究の結果と排外意識研究における東アジア地政学仮説のメカニズムから、外国人の犯罪報道が国別好感度に与える影響についても同じ傾向が見られる可能性がある。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 犯罪報道件数の効果は、中国・韓国などの東アジア諸国に対する報道でより大きい。

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、内閣府の「外交に関する世論調査」および朝日新聞、読売新聞、毎日新聞のオンライン記事データベースに基づき、1985年から2019年までの日本国民の対外意識と外国人の犯罪報道件数の時系列データを構築した。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、「外交に関する世論調査」においてアメリカ、中国、韓国、ロシアへの親しみやすさを尋ねた質問への回答結果である。「親しみを感じる」と「どちらかというとき親しみを感じる」と回答した割合の合計を算出し、各国への「親近感」を測定した。なお、1991年にソ連から国名変更がなされたロシアについては、1992年以降のデータのみを分析に用いることとする。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説1・2共にアメリカ、中国、韓国、そしてロシアの犯罪報道件数を用いる。具体的には、朝日新聞、読売新聞、毎日新聞のオンライン記事データベースである『朝日新聞クロスサーチ』、『ヨミダス』、『毎索』において【逮捕 AND (〇〇国籍 OR 〇〇)】(〇〇に国名が入る)というキーワードが本文と補助キーワードに含まれる件数を記録した。記事検索の期間は各年度の「外交に関する世論調査」の調査開始日前から過去1ヶ月間と1年間でデータを収集し、それぞれ「犯罪報道件数(一ヶ月)」と「犯罪報道件数(一年)」と名付けた。この値は推定の際には自然対数化を行った。

その他には、総務省と出入国在留管理庁のデータを用いて割り出した日本の総人口に占める各国籍の人口割合と警察庁が集計する国籍ごとの犯罪件数を自然対数化した値を統制

した。なお、中国と韓国においては、2011年に尖閣諸島沖での中国漁船衝突事件が発生し、2012年には当時の韓国の李明博大統領が竹島に上陸し外交問題化したことから、それぞれの事件が発生した年を1としたダミー変数を「外交問題ダミー」と名づけ、両国の親近感を説明するモデルで投入した。

表1に上記の変数群の具体的な説明と出典、そして表2に記述統計を示す。

4-2. 推定方法

本稿では、上記の変数を用いて、国籍別にARIMAXモデルによる時系列分析を行う。なお、ARIMAXモデルとは、自己回帰和分移動平均(Auto Regressive Integrated Moving Average)を指すARIMAモデルに外生変数を組み込んだ発展的な分析方法であり、過去の値が現在の値に与える自己相関や外部要因がもたらす影響を考慮した上で時系列データ間

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
log(アメリカ人犯罪件数)	各年の国籍別の検挙件数の総数を自然対数化した値。	「犯罪統計書」
log(中国人犯罪件数)		
log(韓国人犯罪件数)		
log(ロシア人犯罪件数)		
log(アメリカ人犯罪報道件数(一ヶ月))	各年の「外交に関する世論調査」の調査開始前一ヶ月間、一年間の記事で【逮捕 AND (〇〇国籍 OR 〇〇) (〇〇は国名)と検索しヒットした件数を自然対数化した値。	朝日新聞クロスサーチ、ヨミダス、毎索
log(中国人犯罪報道件数(一ヶ月))		
log(韓国人犯罪報道件数(一ヶ月))		
log(ロシア人犯罪報道件数(一ヶ月))		
log(アメリカ人犯罪報道件数(一年間))		
log(中国人犯罪報道件数(一年間))		
log(韓国人犯罪報道件数(一年間))		
log(ロシア人犯罪報道件数(一年間))		
log(アメリカ人口率)		
log(中国人口率)		
log(韓国人口率)		
log(ロシア人口率)		
アメリカ親近感	「あなたは、(国名)に親しみを感じますか、それとも感じませんか。」という設問で「親しみを感じる」と「どちらかという親しみを感じる」と回答した割合の和。	「外交に関する世論調査」の問1(1)~(4)
中国親近感		
韓国親近感		
ロシア親近感		
外交問題ダミー(尖閣国有化)	2011年の尖閣諸島沖での中国漁船衝突事件を1とした外交問題ダミー。	
外交問題ダミー(竹島上陸)	2012年に韓国の李明博大統領が竹島に上陸した問題を1とした外交問題ダミー。	

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(アメリカ人犯罪件数)	35	6.2186	0.2246	5.8805	6.7250
log(中国人犯罪件数)	35	8.9272	0.7328	7.2821	9.8477
log(韓国人犯罪件数)	35	9.2530	0.4857	8.1415	10.0790
log(ロシア人犯罪件数)	28	5.3075	0.4300	4.4659	6.0259
log(アメリカ人犯罪報道件数(一ヶ月))	35	5.9310	0.3616	4.5539	6.4998
log(中国人犯罪報道件数(一ヶ月))	35	6.8755	0.8097	4.2767	7.7493
log(韓国人犯罪報道件数(一ヶ月))	35	6.3437	0.4508	5.0434	7.0388
log(ロシア人犯罪報道件数(一ヶ月))	28	5.7862	0.3045	5.2364	6.5162
log(アメリカ人犯罪報道件数(一年間))	35	3.3436	0.5737	1.9459	4.7791
log(中国人犯罪報道件数(一年間))	35	4.3144	0.8255	2.0794	5.8319
log(韓国人犯罪報道件数(一年間))	35	3.6085	0.5369	2.4849	4.6634
log(ロシア人犯罪報道件数(一年間))	28	3.1589	0.4948	1.7918	3.7842
log(アメリカ人口率)	35	-7.9334	0.1646	-8.3351	-7.6680
log(中国人人口率)	35	-5.9005	0.6945	-7.3875	-5.0469
log(韓国人人口率)	35	-5.3611	0.1603	-5.6473	-5.1770
log(ロシア人口率)	28	-10.1172	0.6228	-11.7678	-9.5101
アメリカ親近感	35	0.7706	0.0435	0.6750	0.8450
中国親近感	35	0.4121	0.1653	0.1480	0.7540
韓国親近感	35	0.4559	0.0890	0.2670	0.6310
ロシア親近感	28	0.1511	0.0284	0.0990	0.2080
外交問題ダミー(尖閣国有化)	35	0.0286	0.1690	0	1
外交問題ダミー(竹島上陸)	35	0.0286	0.1690	0	1

の相関を分析するものである。Rのforecastライブラリのauto.arima関数を用いて、各分析において予測誤差が最小化するAR(自己回帰)・MA(移動平均)・I(階差)の次数を選定したのちに時系列分析を実行した。

5. 分析結果

5-1. 犯罪報道件数の妥当性の検証

仮説の検証に入る前に、先行研究で明らかにされてきたメディア報道におけるネガティブな外国人表象の実態について明らかにしていく。具体的には、国籍別の犯罪件数と犯罪報道件数の相関を他の外生変数と併せて分析することで報道件数の指標の妥当性を検証する。なお、自動選択されたARIMAモデルの次数はARIMAの行に記載しており、括弧内の第一項がAR、第二項がI、第三項がMAの次数である。

分析の結果、アメリカと中国の犯罪件数においてそれぞれ1%と0.1%水準で有意に正の影響が見られる一方、韓国とロシアでは有意な結果は得られなかった。これは、外国人がメディア報道において「犯罪」などの否定的な文脈で語られやすいと主張した飯島(2007)らの研究に一部整合的な結果となり、犯罪報道件数には一定の妥当性があることが示された。

表3 犯罪件数と犯罪報道件数の相関

	従属変数			
	アメリカ報道件数	中国報道件数	韓国報道件数	ロシア報道件数
log(国籍別犯罪件数)	0.4767 ** (0.1656)	0.9358 *** (0.0512)	0.1237 (0.2199)	-0.0012 (0.1129)
log(国籍別外国人人口比率)	1.5770 * (0.6757)	0.2532 *** (0.0766)	-0.9415 * (0.3840)	-0.2041 (0.1372)
外交問題ダミー		-0.1205 (0.2346)	-0.2338 (0.2226)	
ARIMA	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)
AIC	6.2300	15.1300	23.2600	0.7600
N	35	35	35	28

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

5-2. 時系列分析に基づく推定

続いて、本稿の主題である犯罪報道が対外意識に与える影響について時系列分析の結果を見ていく。表4は、各年度の「外交に関する世論調査」の調査開始前1ヶ月間に報じられたアメリカ、中国、韓国、ロシアの犯罪報道が対外意識に与える影響をARIMAXモデルで検証した結果である。いずれの国籍も犯罪報道件数に負の係数が見られるものの、統計的に有意な結果は得られなかった。

表4 調査開始前1ヶ月の犯罪報道が親近感に与える影響

	従属変数			
	アメリカ親近感	中国親近感	韓国親近感	ロシア親近感
log(国籍別犯罪報道件数(一ヶ月))	-0.0138 (0.0204)	-0.0178 (0.0293)	-0.0047 (0.0314)	-0.0176 (0.0204)
log(国籍別犯罪件数)	-0.0052 (0.0235)	0.0569 (0.0366)	0.0771 * (0.0391)	-0.0125 (0.0106)
log(国籍別外国人人口比率)	0.1193 † (0.0704)	-0.2343 *** (0.0344)	0.0453 (0.0705)	0.0176 (0.0133)
外交問題ダミー		-0.1211 ** (0.0384)	-0.1274 ** (0.0395)	
ARIMA	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)
AIC	-140.5200	-106.2200	-96.6100	-126.6300
N	35	35	35	28

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

表 5 調査開始前 1 年間の犯罪報道が親近感に与える影響

	従属変数			
	アメリカ親近感	中国親近感	韓国親近感	ロシア親近感
log(国籍別犯罪報道件数(一年間))	-0.012 (0.0095)	0.0028 (0.0151)	0.0181 (0.0179)	0.0096 (0.0107)
log(国籍別犯罪件数)	-0.0026 (0.0227)	0.0427 (0.0291)	0.0760 (0.0370)	* -0.0166 (0.0111)
log(国籍別外国人人口比率)	0.1106 † (0.0610)	-0.2443 (0.0335)	*** 0.0606 (0.6510)	0.0270 * (0.0114)
外交問題ダミー		-0.1162 (0.0416)	** -0.1329 (0.0392)	***
ARIMA	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)	(1,0,0)
AIC	-141.6500	-105.8900	-97.6000	-126.7600
N	35	35	35	28

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

また、表 5 では各年度の「外交に関する世論調査」の調査開始前 1 年間に報じられた犯罪報道の影響を分析したが、アメリカ以外の 3 カ国では正の係数が見られるだけでなく、調査開始前 1 ヶ月間のデータ分析と同様に有意な結果は得られなかった。つまり、仮説 1 に反してメディア影響仮説が棄却される結論が得られ、先行研究の李 (2009) の主張とも異なる結果となった。

犯罪報道による影響が見られなかった一方で、中国と韓国の分析に投入した外交問題ダミーはどちらの国においても 1%水準で有意に負の影響が見られ、外国への親近感には外交上の事件が大きな影響を与えることがわかった。また、アメリカ人と中国人の総人口に占める割合がそれぞれ親近感に 10%水準そして 0.1%水準で正と負に有意な影響を与えたことから、田辺 (2004) や田辺 (2008) の先行研究と同様に西欧重視・アジア軽視の構図が支持されたと解釈できるかもしれない。また、負の係数が見られた中国に限っては、Blumber (1958) や永吉 (2012) らが提唱した集団脅威仮説とも整合的である。

仮説 1 と仮説 2 に整合的な結果が得られなかった理由としては、分析対象国の偏りと犯罪報道データの制限が挙げられる。具体的には、まず本稿の分析対象に選出した 4 カ国はどれも日本と外交上の関係性が深い国である。個人レベルの犯罪よりも国レベルの外交上の事件の方がメディアの議題として強調されやすく、人々の対外意識により強く影響を与えたと考えられる。一方、今回はデータの制約上比較することができなかったベトナムやフィリピンなどの日本との外交関係への注目度は相対的に小さいが、在留外国人の受け入れ国として強い繋がりを持つ東南アジア諸国などの国々を分析対象とすれば、犯罪報道の影響力を観測できた可能性がある¹⁰。実際、国を持たない世界最大の民族として日本と直接外交上の問題を持たず外国人労働者としてのイメージが強いクルド人に対しては、埼玉県

¹⁰ <https://www.moj.go.jp/isa/content/001425981.pdf> (2024 年 11 月 15 日)。

川口市を中心にヘイトデモやヘイトスピーチが常態化しており、その排外意識は昨年 7 月に川口市内の病院で起きたクルド人による殺傷事件を境により一層増幅している¹¹。

第二に、本稿では犯罪報道のデータ収集に全国紙の新聞記事を用いたが、現代ではテレビやインターネットなどといったデジタル媒体を情報源とする人が多く¹²、紙媒体の影響力は比較的弱い可能性がある。実際、テレビニュースが世論に大きく影響することは複数の研究 (Iyengar et al. 1982; Page et al. 1987) で明らかにされている。また、ソーシャルメディアの発展によりアルゴリズムに沿った情報を摂取する機会が多い現代では人々が触れる報道の量も質も影響力もさまざまであろう。よって、そうした複雑化する現代のニュース発信と受信をより正確に捉えた指標を分析に用い、報道と対外意識の相関を個票データをもとに検証できればより精緻にメディア影響を測れる可能性がある。

6. 結論

本稿では、1985 年から 2019 年までの「外交に関する世論調査」と各年の朝日新聞、読売新聞、毎日新聞のオンラインデータベースの国籍別犯罪報道件数のデータを用いて、外国人の犯罪報道が日本人の対外意識に与える影響を調査してきた。分析結果からは、まず、分析対象国となったアメリカ、中国、韓国、ロシアの国籍に関する長期または短期的な犯罪報道は日本人の対外意識に影響を与えていないことが明らかとなった。つまり、この 4 カ国に関してはメディア影響仮説が棄却され、本稿の仮説 1・2 のどちらとも整合しない結果となった。一方、中国と韓国の分析に投入した外交問題ダミー変数は対外意識に有意に負の影響を与え、個人ではなく国レベルの大きな事件の発生は外国への親近感の低下に寄与する可能性が導かれた。また、親近感に対する外国人人口比率の影響について、アメリカと中国でそれぞれ正と負に有意な結果が得られ、排外意識研究における集団脅威仮説と東アジア地政学仮説が支持される形となった。

上記の研究結果の通り中国と韓国においては犯罪報道よりも外交に関する事件の方が否定的な対外イメージを醸成することが分かった。とはいえ、グローバル化に伴う多文化共生時代において、外国人や外国に関するネガティブ報道はより一層慎重に行われるべきだとも考えられる。なぜなら、本稿では日本と外交上の関係が深い国々が分析対象に選出されたが、ベトナムやフィリピンなど日本への出稼ぎ国として主要な国においては犯罪報道が排外意識に大きく影響する懸念もあるからと考えられるからである。そもそも、マスメディアは国民の知る権利に応え日々社会で起きている出来事を報道する「報道の自由」が憲法 21 条で規定されており、世論形成や公共の議論を促進するための判断材料を国民に提供する

¹¹ <https://www.tokyo-np.co.jp/article/324122> (2024 年 11 月 26 日)。

¹² <https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/h27/html/nc122310.html> (2024 年 11 月 15 日)。

使命がある¹³。一方で、放送倫理・番組向上機構が策定した放送倫理基本綱領において「報道は、事実を客観的かつ正確、公平に伝え、真実に迫るために最善の努力を傾けなければならない」との規定があるようにメディアは単純な出来事の報道だけではなく、その背景に潜む社会制度の歪みや心理的動機など多角的に真実を伝える使命も充分にあるだろう¹⁴。また、外国人住民の増加や近隣諸国との歴史的因縁を元に抱かれる漠然とした不安を解消するためにも事件の報道だけではなく、外国人や外国文化をより身近に感じられるポジティブな文脈での報道も積極的に行われることが望ましい。事実、オリンピックやワールドカップなどのメディアによって大規模に報道されるイベントの直後は短期的に活躍国の好感度が高まることが複数の研究で明らかになっている（上瀬・萩原 2004; 向田ほか 2001）。外国人が「危険で異質な他者」と偏ったラベリングをされることのないよう外国にまつわる事象を多面的に取り上げることではじめて、複数の情報を比較する情報リテラシーが人々に根付き平和な多文化社会が実現されるだろう。

本稿の限界としては、メディアが排外意識に与える実態を十分に反映したデータが得られなかったことにある。具体的には、分析対象国に偏りがある点や犯罪報道件数のデータをテレビやインターネットなどのデジタル媒体から収集できなかった点、そして個票データをもとにメディアが対外意識に与える影響を分析できなかった点が挙げられる。今後、グローバル化の進展により多国籍間・多人種間の良好な関係性の維持が必須課題となる中、メディアを通じた外国にまつわる情報発信の影響力について更なる調査が進められるよう利用可能データの拡充が推進されるべきであろう。

7. 参考文献

- 飯島伸彦. 2007. 「多文化共生とメディアの役割—犯罪報道を手がかりに」『名古屋市立大学人間文化研究所年報』 2: 35-37.
- 伊藤陽一・河野武司編. 2008. 『ニュース報道と市民の対外国意』慶應義塾大学出版会.
- 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: 149-159.
- 上瀬由美子・萩原滋. 2003. 「ワールドカップによる外国・外国人イメージの変化」『メディア・コミュニケーション: 慶應義塾大学メディア・コミュニケーション研究所紀要』 53: 97-114.
- 高原基彰. 2006. 『不安型ナショナリズムの時代—韓中のネット世代が憎みあう本当の理由』

¹³ https://www.nichibenren.or.jp/document/civil_liberties/year/1999/1999_3.html (2024年11月26日)。

¹⁴ https://www.bpo.gr.jp/?page_id=1299 (2024年11月27日)。

洋泉社.

- 田辺俊介. 2004. 「国別好感度から見る『日本人』の世界認知—JGSS 第一次予備調査を用いて」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』 3: 199-213.
- 田辺俊介. 2008. 「『日本人』の外国好感度とその構造の実証的検討—亜細亜主義・東西冷戦・グローバリゼーション」『社会学評論』 59(2): pp.369-387.
- 田辺俊介. 2016. 「日本におけるナショナリズムの時点間比較と規定要因—2 時点間の測定における等価性の実証的検討」『現代日本におけるナショナリズムと政治—時点国際比較による実証研究 JSPS 科研費基盤研究 (B) 成果報告書』 29-48.
- 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」『日本版 General Social Survey 研究論文集』 7: 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): 19-35.
- 永吉希久子. 2014. 「外国籍者への権利付与意識の規定構造—潜在クラス分析を用いたアプローチ」『理論と方法』 29(2): 343-359.
- 永吉希久子. 2015. 「排外意識に対する社会経済的地位の効果—権威主義的態度の媒介効果の検証」筒井淳也・神林博史・長松奈美江・渡邊大輔・藤原翔編『計量社会学入門—社会をデータで読む』世界思想社. 208-219.
- 永吉希久子. 2016. 「日本の排外意識に関する研究動向と今後の展開可能性」『東北大学文学研究科研究年報』 66: 143-64.
- 樋口直人. 2014. 『日本型排外主義—在特会・外国人参政権・東アジア地政学』名古屋大学出版会.
- 船山和泉. 2008. 「犯罪「行為者」としての外国人の表象に関しての一考察—メディア・フレームの中の『窃盗団』」 5: 17-31.
- 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: 51-61.
- 向田久美子・坂元章・村田光二・高木栄作. 2001. 「アトランタ・オリンピックと外国イメージの変化」『社会心理学研究』 16(3): 159-69.
- 安田浩一. 2012. 『ネットと愛国—在特会の「闇」を追いかけて』講談社.
- 李容玲. 2009. 「日本人と外国人の共生を促す決定要因について—JGSS-2005 データに反映する制度と意識の相関性」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』 8: 121-140.
- Blumber, Herbert. 1958. "Race Prejudice as a Sense of Group Position." *The Pacific Sociological Review* 1(1): 3-7.
- Dixon, Travis L. and Daniel Linz. 2000. "Overrepresentation and Underrepresentation of African Americans and Latinos as Lawbreakers on Television News." *Journal of Communication* 50(2): 131-154.

- Gerbner, George, Gross, Larry, Morgan, Michael, Signorielli, Nancy., and James Shanahan. 2002. "Growing up with Television: Cultivation Processes. In Bryant, Jennings. and Dolf Zillmann. eds." *Media effects: Advances in theory and research* 43-67.
- Gilliam, Franklin D. and Shanto Iyengar. 2000. "Prime Suspects: The Influence of Local Television News on the Viewing Public." *American Journal of Political Science* 44(3): 560-573.
- Iyengar, Shanto, Peters, Mark D. and Donald Kinder R. 1982. "Experimental Demonstrations of the "Not-So-Minimal" Consequences of Television News Programs." *The American Political Science Review* 76(4): 848-858.
- McCombs, Maxwell E. and Donald Shaw L. 1972. "The Agenda Setting Function of Mass Media." *The Public Opinion Quarterly* 36(2): 176-187.
- Page, Benjamin I., Shapiro, Robert Y. and Glenn Dempsey R. 1987. "What Moves Public Opinion?." *The American Political Science Review* 81(1): 23-44.
- 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): 586-611.
- Scheufele, Dietram A. and David Tewksbury. 2007. "Framing, Agenda Setting, and Priming: The Evolution of Three Media Effects Models." *Journal of Communication* 57: 9-20.

第6章

法人税率の引き下げが産業別労働分配率に与える影響

—VAR構造モデルによる実証分析—

石川 大翔

要約

1980年代のグローバル化に伴い、多国籍企業の事業拠点誘致を目的として、世界的に法人税減税が行われた。法人税減税には企業の投資拡大を促す効果が期待される一方、労働分配率の低下をもたらすなどの問題が指摘されている。しかし、現状、法人税と労働分配率の関連を実証的に論じた研究は少なく、法人税減税による労働分配率の低下効果は地域・産業を横断的する普遍性があるのか定かではない。そこで、本稿は、日本の1973年から2021年までの法人税実効税率と6つの産業の労働分配率の時系列データを構築した上で、日本の法人税減税に起因する労働分配率の低下効果の有無とそのメカニズムを検証した。分析結果からは、日本においても一部産業で法人税減税が労働分配率を低下させる効果が認められた。一方、既存研究が指摘する法人税減税による資本集約的企業の台頭を介した労働分配率低下のメカニズムの説明は必ずしも日本の事例には妥当しないことが示唆された。法人税減税による労働分配率の低下が認められる産業については、そのメカニズムを特定し、実質賃金を高めるための産業特定の施策などの対策を取る必要があると考えられる。

1. はじめに

法人税とは、法人の企業活動によって得られる所得に対して課される税である。日本では企業会計上の当期純利益に対し、税務調整を通じて算出された所得金額が課税対象とされている¹。令和5年度における日本の税収全体に占める法人税の割合は22%であり²、1980年代以降の法人税引き下げを経てもなお、日本の主要財源としての役割を担っている。

1980年代以降の法人税減税は、グローバル経済の進展により台頭した多国籍企業の事業拠点を誘致するため、アメリカのレーガン政権や英国のサッチャー政権が主導する形で世

¹ <https://www.nta.go.jp/publication/pamph/hojin/aramashi2023/pdf/01-03.pdf> (2024年11月4日)。

² https://www.mof.go.jp/tax_policy/reference/fy2023_budget_and_settlement.pdf (2024年11月4日)。

界的な法人税引き下げ競争が始まったことに起因する³。この法人税率引き下げ競争は各国において現在も続いており、日本も例外ではない。

しかし、法人税減税は企業の投資拡大や多国籍企業の事業拠点誘致のような正の効果が期待されている反面、次のような負の効果が懸念されている。第一に、政府は法人税減税による減収分を別の課税によって補う必要がある。鈴木（2007）は法人税減税の税収へのフィードバック効果⁴が10%程度と限定的であり、減収分の課税が必要であることを指摘している。第二に、世界的な労働分配率の低下が挙げられる。世界的な法人税率引き下げ競争の開始とはほぼ同時期に米国、日本、欧州において労働分配率⁵が低下している⁶。

労働分配率低下の原因は多岐にわたると考えられており、法人税率と労働分配率の関連を論じる先行研究もいくつか存在する。例えば、Kaymak and Schott (2023) は法人税実効税率⁷と労働分配率の間には正の相関があると主張している。また、法人税率と労働装備率⁸や企業投資額との間の負の相関から、法人税減税が企業の資本投資を拡大させること (Li et al. 2021)、資本労働比率や産業用ロボットストックと労働分配率との間の負の相関から、企業の資本投資拡大が労働分配率の低下を促す可能性を示唆する研究などがあり (羽田ほか 2021; Stockhammer et al. 2013)、法人税減税が様々な経路を通じて労働分配率を抑制することの傍証が見出されている。

労働分配率の低下は近年の日本でも問題となっており、2000年以降に労働生産性上昇が大きく見られる。一方、労働分配率が低下していることから、労働者は労働生産性の上昇の恩恵を享受できていないことが指摘されている (野田・阿部 2010)。また、山田 (2018) は労働分配率低下の問題点として、労働生産性や、実質賃金の伸び悩み、所得格差の拡大を挙げており、実際に1990年以降の労働分配率に低下傾向が見られるOECD諸国の実質労働生産性について、労働生産性と実質賃金の両方が伸び悩んでいるほか、所得再分配後のジニ係数が増加していることを明らかにしている。

本稿では、以上のような問題意識から、法人税率の引き下げと労働分配率の低下の間の因果関係について明らかにすることを目指す。現状、法人税率と労働分配率の関連について論じている実証研究は、アメリカの製造業を対象とした Kaymak and Schott (2023) と中国のオフショア・アウトソーシング税額控除前後における一部ハイテク企業の動向を分析した Li et al. (2021) など一部の国の事例に限定されている。そのため、理論の一般化可能性の観点では、より幅広い産業を分析対象として、既存の説明が産業横断的に成立するのかを

³ 「法人税率引き下げ競争とは 80年代、米英が主導」『日本経済新聞』（2021年11月28日）。

⁴ ここでは法人税減税によって企業の投資拡大が促進され、経済が活性化することで税収が増加する効果を指す。

⁵ 企業の生み出した付加価値のうち、人件費に分配される割合。

⁶ 「(エコノミクス トレンド・経済教室) 労働分配率低下の"真犯人" 「スター企業」の興隆 主因か」『日本経済新聞』（2017年9月14日）。

⁷ 国・都道府県・地方自治体などに納める法人税の合計税率。

⁸ 従業員一人当たりの設備投資額。

検討すべきである。特に、日本の法人税制のあり方を考える上では、日本の事例での適用可能性を検証すべきであると考えられる。

本稿では1973年から2021年までの日本における法人税実効税率と各産業における労働分配率の時系列データを構築した上で、法人税率の変化が産業別労働分配率に与える影響を明らかにする。特に、海外の先行研究で示された理論メカニズムの日本における適用可能性とその解釈を検討する。本稿の分析結果からは、日本の一部産業において法人税減税が短期的な労働分配率低下に寄与すること、そのメカニズムは先行研究の示唆とは異なり労働装備率を媒介変数としたものではない可能性があることが示された。これらの知見から、法人税率の変化が労働分配率に影響を与える際、少なくとも日本においては労働装備率とは別の媒介変数の存在を考慮に入れる必要がある。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では、労働分配率の変化の要因と、法人税率と労働分配率の関連を論じた実証的な先行研究群を確認する。第3節では、それらの研究に依拠しながら、法人税減税が労働分配率低下に寄与するメカニズムについて本稿の理論仮説を導出する。第4節では理論仮説の検証に用いるデータと分析手法を提示し、第5節では、分析結果について議論・考察する。第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、今後の日本における法人税制について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 労働分配率の低下の要因

労働分配率は、企業が生み出した付加価値の人件費に対する分配比率を表す指標で、企業が従業員に支払った給与・賞与総額（役員報酬は除く）と福利厚生費等手当の合計金額を企業が生み出した付加価値によって除した値である。労働分配率は、過度に高い場合、経営を圧迫する問題がある一方、過度に低い場合にも、企業の利益が労働者へ適切に分配されない問題がある。それゆえ、付加価値拡大と賃金上昇が繰り返す好循環を生み出すような税率に設定することが重要である。現状、労働分配率の変化の要因として挙げられる要素は多岐にわたるが、ここでは法人税減税との関連が示唆されているという点で注目すべき二つの要素について紹介する。

第一に、資本投資の増加が挙げられる。資本労働比率の増加やそれに付随する技術進歩、産業用ロボットストックの増加が労働分配率の低下を引き起こすことは複数の研究で一致した主張がなされている（Stockhammer et al. 2013; 羽田ほか 2021）。一方、資本投資の増加が労働分配率の低下に与える影響の大きさについては合意が形成されていない。羽田ほか（2021）は、資本投資の増加や技術革新が労働分配率の低下を引き起こす大きな要素であると主張しているが、Stockhammer et al. (2013) はこれらの要素よりもグローバル化や

金融化⁹をはじめとするほかの要素の影響の方がはるかに大きいと主張している。

第二に、セクター特有の要因が挙げられる。Dimova (2019) は労働分配率の低下の要因について、セクター特有の効果が大きいことを指摘し、製造業において輸入比率と労働分配率に正の相関が見られることを示した。また、Elsby et al. (2019) はオフショアリングの労働分配率低下に対する影響について、安価な労働力が得られる途上国に生産拠点を移転させるため、労働集約的な産業ほど労働分配率の低下幅が大きいと指摘している。さらに、Kaymak and Schott (2023) は、労働分配率の低下要因として、市場集中度の上昇を挙げている。市場集中度とはある財の市場がどのくらいの企業によって占められているかを表す指標であり、市場集中度が高い財ほど、少数の企業による寡占状態が進んでいると言える。このように、セクター特有の労働分配率低下の要因は複合的で多岐にわたる。

上記のような労働分配率低下の要因に関する知見は、法人税減税が労働分配率の低下を引き起こすメカニズムを考える上で、意義深いものである。

2-2. 法人税減税による労働分配率低下

前述のように、法人税減税には、減収分を補う課税の必要性や労働分配率の低下などの批判がある。特に、本稿では後者の問題に注目する。まず、Li et al. (2021) は、中国の21都市において行われたオフショアサービス・アウトソーシング業務に対する法人所得税控除政策¹⁰の適用対象企業の2008年から2013年までのバランスシートデータから、回帰不連続デザインを用い、次のような知見を見出している。具体的には、法人税減税が、労働装備率、投資額、銀行借入額の増加や雇用拡大をもたらすが、雇用の増加幅は労働装備率、投資額、銀行借入額の増加幅には及ばず、労働分配率低下を引き起こしている可能性を指摘している。

Kaymak and Schott (2023) は、1972年から2012年までのアメリカの州レベルデータを分析し、全産業、製造業共に法人税実効税率と労働分配率の間には正の相関があること、製造業の方が全産業に比べて法人税減税による労働分配率低下の弾力性が高いということを示している。また、主要産業における法人税実効税率に対する労働分配率の弾力性についても言及している。具体的には、労働分配率のばらつきが大きい産業ほど法人税実効税率に対する労働分配率の弾力性が大きいことや、法人税実効税率と市場集中度、および市場集中度と労働分配率の間に負の相関が見られたことから、法人税減税によって、資本集約的で労働分配率が低い企業に産業内シェアが偏り（市場集中度が高まり）、結果として産業全体の労働分配率が低下することを示唆している。

⁹ 金融市場において商品やアクターの多様性および規模が拡大し、実体経済を大幅に上回る金融資産が蓄積する現象を指す（宮田 2018）。

¹⁰ <https://www.nacglobal.net/cn/model-city-offshore-service-outsourcing/>（2024年11月16日）。

このように先行研究では、世界的な労働分配率の低下を背景に、その原因として考えられる要素を明らかにしており、法人税率と労働分配率の関連性についても、傍証的事実を基に理論的メカニズムが示唆されている。しかし、現状、法人税と労働分配率の関連性について論じた研究は少ない上、分析対象となる地域や産業が限定されており、メカニズムの国家横断的あるいは産業横断的な一般化の可否を判断するための知見が蓄積されていないように思われる。次節では、先行研究で得られた知見に基づき、法人税減税がどのようにして労働分配率に影響を与えるのか検討した上で、仮説を立てる。

3. 理論仮説

3-1. 法人税率と資本・労働の相対価格の変化

前節で述べた通り、法人税減税によって労働分配率が低下する背景の一つには、法人税減税による企業の銀行借入額・投資額・労働装備率の増加幅が、人件費の増加幅よりも大きいことがある。そのような結果から法人税の負担は労働よりも資本に帰着していると解釈される (Li et al. 2021)。したがって、法人税減税による負担の減少も資本により多く帰着すると考えられる。その根拠として、法人税の課税対象が企業所得すなわち企業の純利益であることが挙げられる。一般に、企業の税引き前利益は売上高から売上原価などの費用が引かれた額によって算出され、この費用に労働に対する支出の人件費や、会計上の資本に対する支出の減価償却費が含まれる。しかし、資本に対する実際の支出は税引き後利益の蓄積である内部留保が資金源となる。法人税率が下がると、人件費や減価償却費などの費用は変わらない一方、税引き後利益が増加する。これにより、資本投資の資金源である内部留保の拡大が容易になる。すなわち、資本の労働に対する相対価格が低下すると考えられる (Kaymak and Schott 2023)。それゆえ、以下の仮説が導出される。

仮説 1 法人税率が低下すると労働分配率が低下する。

3-2. 媒介変数としての労働装備率

先に述べたように、法人税減税によって資本の労働に対する相対価格低下が起こる。これによって産業の資本集約度が上がると考えられるが、その際、生産した財・サービスに対するおおよその生産要素の比率は決まっているため、各企業の資本集約度は大きく変化しない。Kaymak and Schott (2023) もこれと整合的な知見を挙げており、アメリカの製造業において、法人税減税の前後で企業の労働分配率による階級分布に大きな変化がない一方、各労働分配率階級に属する企業の産業全体に占める付加価値の割合には大きな変化があると

している。具体的には、法人税減税前の1967年においては、製造業全体の付加価値の半分は労働分配率が49%以下の企業によって生み出されていたが、断続的な法人税減税が行われた後の2012年においては製造業全体の付加価値の半分が労働分配率34%以下の企業によって生み出されている。他方で、同研究では、ほぼ同時期の1958年から2011年の間に米国の製造業における資本労働比率が4.6倍に増加したことが示されている。このことから、付加価値および利益を拡大した労働分配率の低い企業は、法人税減税後に資本の相対価格が低下したことで、容易に規模を拡大できたことが示唆される。そして、それらの企業が産業内において高いシェアを占めることで、産業全体での労働装備率の上昇と労働分配率の低下を引き起こしたと考えられる。また、アメリカでは1950年代以降、産業用ロボットが普及したことによって、資本による労働の代替が生じており (Acemoglu and Restrepo 2020)、これも法人税減税による資本の相対価格低下に後押しされていると推測される。そのため、法人税減税に起因する労働分配率の低下には、労働装備率が媒介変数として関わっていると考えられ、次のような仮説が導出される。

仮説 2 法人税減税による労働装備率の上昇効果が大きい産業ほど、労働分配率の低下幅も大きい。

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、『財政金融統計月報』および『World Bank Open Data』に基づき、1973年から2021年までの日本の全産業と6産業の財務状況や法人税実効税率に関する時系列データを構築した。本稿では、このデータに基づき3つの分析（以下、それぞれ分析1、分析2、分析3とする）を行う。

まず分析1では、仮説1、仮説2の検証に共通して必要な、法人税実効税率の労働分配率に与える影響を分析する。従属変数は、労働分配率 (Labor Share: LS) である。労働分配率は、従業員給与・従業員賞与・福利厚生費の合計を付加価値額で除し、百分率で表した値である。次に、独立変数として、法人税実効税率 (Effective Corporate Tax Rate: ECTR) を用いる。法人税実効税率とは、国に納める法人税と地方自治体に納める法人住民税などの企業が実際に払う所得税の合計税率である。また、統制変数には、法人税率と労働分配率の両方に影響を与えると推測される一般的経済指標として、日本のGDP成長率 (Gross Domestic Product Growth Rate: GDPGR) を用いる。

分析2では、仮説2において法人税率の変化の労働分配率に対する影響を媒介すると予想される労働装備率 (Labor Equipment Rate: LER) を従属変数、法人税実効税率を独立変

数、日本の GDP 成長率を統制変数として用い、法人税実効税率の労働装備率に対する影響を分析する。

分析 3 では、労働装備率の変化の労働分配率に対する影響の分析のため、従属変数として労働分配率、独立変数として労働装備率、統制変数として日本の GDP 成長率を投入する。

4-2. 推定方法

本稿では、日本国内において全ての産業の法人税実効税率が同一であること、特別な制度による法人税の一時的な減税ではなく、長期的かつ断続的な減税を扱うことから、時系列分析を用いる。上記の変数を用いて、10 年を予測期間に設定した VAR 多変量モデルによる推定を行い、インパルス応答関数を示した上で、分散分解も行う。

この分析手法によって、法人税減税が労働分配率に与える影響についての直接的な検証とあわせて、労働装備率を介した間接的な影響についても検証する。また、各変数について ADF 単位根検定を行い、非定常データに対しては一階差分を取り、定常データに変換した上で、分析に投入する。

表 1 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ECTR	49	43.7918	7.7091	29.7000	52.9000
GDPGR	49	2.0898	2.5760	-5.7000	8.0000
LS (全産業)	49	60.8327	2.2395	53.3000	64.3000
LS (製造業)	49	65.3082	3.5870	54.7000	73.2000
LS (建設業)	49	62.0592	3.9810	54.0000	68.4000
LS (卸売業)	49	58.3755	4.0299	44.2000	65.0000
LS (サービス業)	49	63.8878	1.8915	59.6000	67.1000
LS (不動産業)	49	23.2102	2.9254	16.9000	31.4000
LS (電気業)	49	35.7347	11.2944	22.4000	83.1000
LER (全産業)	49	899.6327	325.2767	249.0000	1265.0000
LER (製造業)	49	817.1224	303.8017	241.0000	1180.0000
LER (建設業)	49	454.8980	184.7007	104.0000	642.0000
LER (卸売業)	49	660.2245	252.9603	186.0000	924.0000
LER (サービス業)	49	682.3469	302.8617	226.0000	1310.0000
LER (不動産業)	49	8497.2245	4147.1370	1697.0000	15158.0000
LER (電気業)	49	16407.7755	6078.2339	3076.0000	22835.0000

5. 分析結果

5-1. 単位根検定

まず、分析に入る前に、各変数に対して ADF 検定を行い、非定常データを定常データに変換する。表 2 は、各変数の ADF 検定を行った結果である。単位根が存在するという帰無仮説が 5%水準で棄却されなかった場合には、非定常データであると判断して、定常データに変換できるまで差分を取り、再度 ADF 検定を実行した。次項以外では、ADF 検定で単位根の存在が 5%水準で棄却されたデータを投入する。

5-2. インパルス応答関数

表 3 は、産業ごとに、左から分析 1：法人税実効税率 (ECTR) → 労働分配率 (LS)、分析 2：法人税実効税率 (ECTR) → 労働装備率 (LER)、分析 3：労働装備率 (LER) → 労働分配率 (LS) についてのインパルス応答関数を示したものである。実線がインパルス応答推定値、破線がその 95%信頼区間を表す。インパルス応答は、独立変数の値が瞬間的に 1 標準偏差上昇したときの従属変数の変化を表したものであるため、法人税率の低下に正の影響がある場合は下方向、負の影響がある場合は上方向にショックが見られるはずである。

はじめに、法人税減税による労働分配率低下の効果について検証する。本稿のすべての仮説から期待される効果は、すべての産業において、法人税減税が労働分配率を低下させるというものである。表 3 の法人税実効税率上昇に関する労働分配率のインパルス応答は正になるはずである。表 3 からは、全産業、製造業、建設業、卸売業、サービス業については中期的におおむね期待通りの効果があらわれており、特に全産業とサービス業では 4 期後、卸売業では 3 期後の正の効果は 5%水準で統計的に有意である。一方、1・2 期後に即時に効果があるわけではなさそうである。これは増益が賞与に反映される影響かもしれない。また、長期的には、労働分配率の低下効果が確認できなかった。その背景には、日本の雇用流動性の低さから、人件費を安定的に支払う必要のある企業は増益後も人的資本への投資に慎重であることが考えられる。業界別の異質性としては、法人税の減税が不動産業と電気業では、短期的に労働分配率を上昇させる点は興味深い。表 1 の記述統計にも見られるように、これらの産業は、他の産業に比して、労働分配率が著しく低いという共通点がある。このことから、法人税減税による労働分配率低下効果は、Elsby et al. (2019) の提唱するオフショアリングの労働分配率低下効果に媒介されている可能性が示唆される。

次に、法人税減税と労働分配率低下の間の労働装備率による媒介効果を検証する。仮説 2 では、表 3 の法人税実効税率上昇に関する労働装備率のインパルス応答、および労働装備率上昇に関する労働分配率のインパルス応答は負になるはずである。しかし、表 3 ではどの産業でも期待通りの効果が見られなかった。原因として、Kaymak and Schott (2023) が

表2 ADF検定の結果

	F統計量	p値
ECTR	-2.5430	0.3570
一階差分ECTR	-3.2380	0.0420
GDPGR	-3.4590	0.0580
一階差分GDPGR	-5.1450	0.0100
LS(全産業)	-3.9371	0.0197
LER(全産業)	-1.4466	0.7957
二階差分LER(全産業)	-5.1926	0.0100
LS(製造業)	-4.2507	0.0100
LER(製造業)	-1.4365	0.7997
二階差分LER(製造業)	-5.2245	0.0100
LS(建設業)	-2.6645	0.3083
一階差分LS(建設業)	-3.4344	0.0419
LER(建設業)	-1.1680	0.9028
二階差分LER(建設業)	-5.9665	0.0100
LS(卸売業)	-2.6216	0.0325
LER(卸売業)	-1.2427	0.8773
二階差分LER(卸売業)	-4.5799	0.0100
LS(サービス業)	-2.6026	0.0333
LER(サービス業)	-1.6543	0.7126
二階差分LER(サービス業)	-5.0381	0.0100
LS(不動産業)	-3.2151	0.0953
一階差分LS(不動産業)	-5.5689	0.0100
LER(不動産業)	-1.5719	0.7455
一階差分LER(不動産業)	-3.5176	0.0495
LS(電気業)	-2.8914	0.2174
一階差分LS(電気業)	-4.1254	0.0122
LER(電気業)	-2.7565	0.2714
一階差分LER(電気業)	-5.2957	0.0100

指摘するメカニズムは低労働分配率の企業の台頭が前提であることが挙げられる。GAFAMやアリババなどの新興企業が世界的に台頭するケースが珍しくないアメリカや中国ではこの前提が適用可能である一方、起業志向が低く（胥 2018）、時価総額の高い企業に旧財閥系の伝統的企業が多い日本では、このメカニズムの適用が不適切な可能性が示唆される。

表3 インパルス応答関数

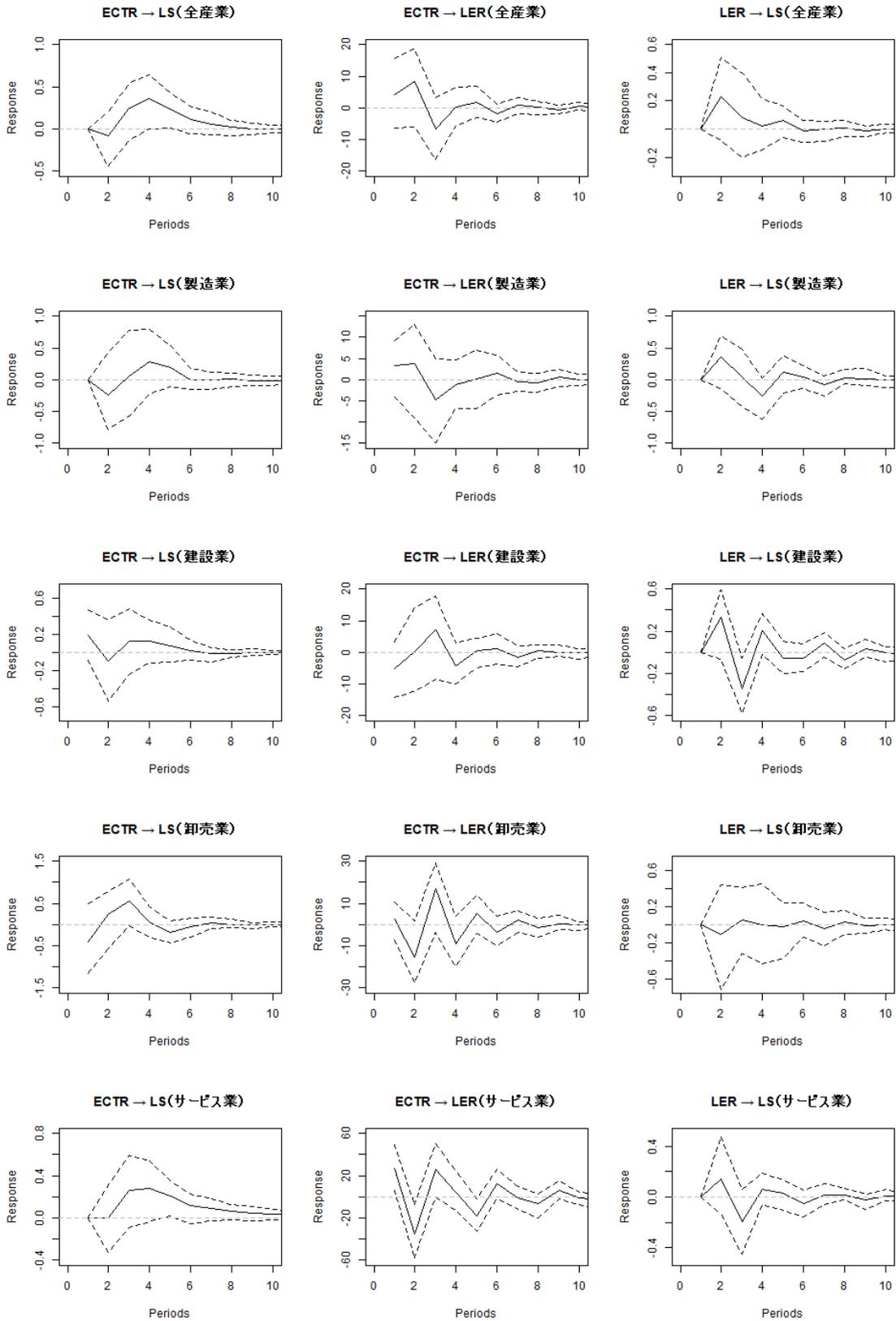
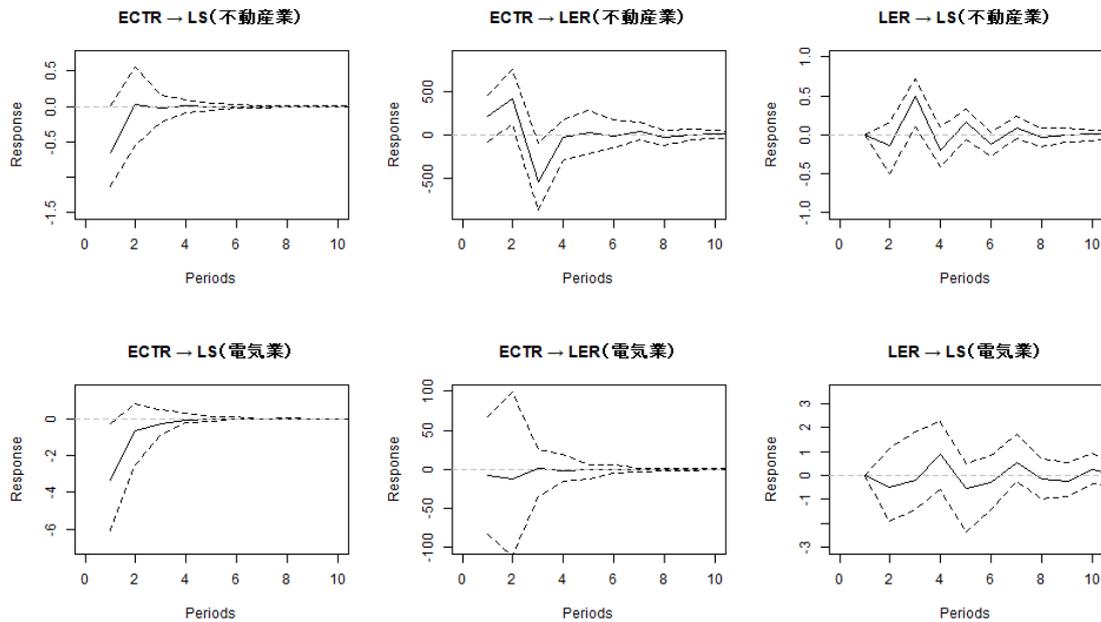


表3 インパルス応答関数（続き）



5-3. 分散分解

ここでは、分析1、分析2、分析3における変数間の影響度について、分散分解によって検証していく。表4は各分析における変数間のショックについて2、5、10期先の予測誤差分散分解を示したものである。

まず、分析1の分散分解において、労働分配率の変動に対する法人税実効税率ショックの寄与率は、全産業に共通して5期後の時点ではほぼ定着しており、その寄与度は全産業で8.0%、製造業で15.4%、建設業で1.8%、卸売業で3.8%、サービス業で5.1%、不動産業で0.8%、電気業で18.9%であることが示された。このことから、建設業、卸売業、不動産業を除き、法人税実効税率の引き下げが労働分配率に一定の影響を与えていると推測される。また、前項で示したように、全産業、製造業、サービス業に関しては、法人税実効税率上昇に関する労働分配率のインパルス応答が正であった。よって、これらの産業については、仮説1が実証されたと言えよう。

分析2では、10期後の法人税実効税率ショックの労働装備率に対する影響について、いずれの産業においても5%を超える寄与度が観測されなかったため、日本において法人税実効税率の引き下げが労働装備率に影響を与えるとは考えにくい。

分析3では、10期後の労働装備率ショックの労働分配率に対する影響について、電気業以外において、5~35%程度の比較的大きな寄与度が観測され、Acemoglu and Restrepo (2020)の指摘と整合的であった。労働装備率ショックの労働分配率に対する影響が認められた産業については、資本と労働の代替性が認められるが、法人税実効税率ショックの労働

装備率に対する影響が認められないため、仮説 2 と整合的な結果とはいえ、法人税率の労働分配率に対する影響と、資本深化の労働分配率に対する影響は独立である可能性が示唆される。

表 4 予測誤差分散分解

分析1(全産業)				分析2(全産業)				分析3(全産業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9823	0.0023	0.0155	LERショック	0.8845	0.0289	0.0866	LSショック	0.9364	0.0146	0.0491
ECTRショック	0.0278	0.9459	0.0262	ECTRショック	0.0015	0.8942	0.1043	LERショック	0.0078	0.9469	0.0453
GDPGRショック	0.2635	0.0092	0.7273	GDPGRショック	0.0367	0.0055	0.9578	GDPGRショック	0.1272	0.0320	0.8409
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9081	0.0659	0.0260	LERショック	0.8738	0.0421	0.0841	LSショック	0.9247	0.0149	0.0604
ECTRショック	0.0799	0.8587	0.0615	ECTRショック	0.0048	0.8404	0.1548	LERショック	0.0154	0.9409	0.0437
GDPGRショック	0.3068	0.0132	0.6800	GDPGRショック	0.0799	0.0239	0.8962	GDPGRショック	0.2139	0.0726	0.7135
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9023	0.0698	0.0280	LERショック	0.8722	0.0434	0.0844	LSショック	0.9245	0.0150	0.0605
ECTRショック	0.0814	0.8555	0.0631	ECTRショック	0.0060	0.8390	0.1550	LERショック	0.0154	0.9409	0.0437
GDPGRショック	0.3110	0.0142	0.6749	GDPGRショック	0.0887	0.0247	0.8866	GDPGRショック	0.2137	0.0805	0.7058

分析1(製造業)				分析2(製造業)				分析3(製造業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9627	0.0053	0.0320	LERショック	0.7451	0.0141	0.2408	LSショック	0.9309	0.0110	0.0582
ECTRショック	0.0354	0.9410	0.0237	ECTRショック	0.0042	0.9061	0.0897	LERショック	0.0945	0.8441	0.0615
GDPGRショック	0.2343	0.0249	0.7407	GDPGRショック	0.0340	0.0144	0.9517	GDPGRショック	0.1441	0.0013	0.8547
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9340	0.0158	0.0502	LERショック	0.6754	0.0240	0.3006	LSショック	0.9124	0.0169	0.0707
ECTRショック	0.1536	0.7929	0.0535	ECTRショック	0.0171	0.8492	0.1337	LERショック	0.1451	0.7032	0.1517
GDPGRショック	0.3673	0.0217	0.6111	GDPGRショック	0.1231	0.0470	0.8300	GDPGRショック	0.2957	0.0760	0.6282
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9317	0.0158	0.0526	LERショック	0.6731	0.0256	0.3013	LSショック	0.9110	0.0176	0.0715
ECTRショック	0.1574	0.7866	0.0560	ECTRショック	0.0205	0.8446	0.1350	LERショック	0.1565	0.6750	0.1685
GDPGRショック	0.3745	0.0234	0.6021	GDPGRショック	0.1276	0.0474	0.8250	GDPGRショック	0.2925	0.0873	0.6202

分析1(建設業)				分析2(建設業)				分析3(建設業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8463	0.0131	0.1405	LERショック	0.9900	0.0080	0.0020	LSショック	0.8353	0.0329	0.1318
ECTRショック	0.0029	0.9263	0.0708	ECTRショック	0.0001	0.9224	0.0775	LERショック	0.0340	0.9649	0.0011
GDPGRショック	0.0000	0.0096	0.9904	GDPGRショック	0.0615	0.0046	0.9338	GDPGRショック	0.0021	0.0344	0.9636
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8075	0.0225	0.1700	LERショック	0.9488	0.0238	0.0275	LSショック	0.7923	0.0745	0.1332
ECTRショック	0.0175	0.8937	0.0888	ECTRショック	0.0319	0.8578	0.1103	LERショック	0.0563	0.9220	0.0217
GDPGRショック	0.1407	0.0165	0.8428	GDPGRショック	0.1172	0.0141	0.8687	GDPGRショック	0.1556	0.0964	0.7480
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8066	0.0227	0.1707	LERショック	0.9447	0.0242	0.0311	LSショック	0.7883	0.0788	0.1329
ECTRショック	0.0179	0.8917	0.0904	ECTRショック	0.0379	0.8522	0.1100	LERショック	0.0596	0.9161	0.0244
GDPGRショック	0.1451	0.0164	0.8385	GDPGRショック	0.1335	0.0145	0.8521	GDPGRショック	0.1507	0.1375	0.7118

表4 予測誤差分散分解（続き）

分析1(卸売業)				分析2(卸売業)				分析3(卸売業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8546	0.0276	0.1178	LERショック	0.9215	0.0587	0.0198	LSショック	0.8493	0.0015	0.1492
ECTRショック	0.0193	0.9003	0.0804	ECTRショック	0.0029	0.9136	0.0835	LERショック	0.0391	0.9517	0.0091
GDPGRショック	0.0087	0.0118	0.9795	GDPGRショック	0.0212	0.0037	0.9751	GDPGRショック	0.0103	0.0388	0.9509
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8166	0.0665	0.1169	LERショック	0.8829	0.0931	0.0240	LSショック	0.8167	0.0017	0.1816
ECTRショック	0.0380	0.8597	0.1023	ECTRショック	0.0318	0.8495	0.1187	LERショック	0.1730	0.7885	0.0385
GDPGRショック	0.1025	0.0275	0.8700	GDPGRショック	0.1144	0.0246	0.8609	GDPGRショック	0.0963	0.1205	0.7831
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8164	0.0668	0.1168	LERショック	0.8825	0.0937	0.0238	LSショック	0.8156	0.0022	0.1822
ECTRショック	0.0398	0.8581	0.1020	ECTRショック	0.0334	0.8473	0.1193	LERショック	0.1781	0.7838	0.0381
GDPGRショック	0.1103	0.0281	0.8616	GDPGRショック	0.1141	0.0254	0.8605	GDPGRショック	0.1112	0.1183	0.7704

分析1(サービス業)				分析2(サービス業)				分析3(サービス業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9574	0.0000	0.0426	LERショック	0.8723	0.1265	0.0011	LSショック	0.9629	0.0062	0.0308
ECTRショック	0.0460	0.8965	0.0576	ECTRショック	0.0010	0.9049	0.0941	LERショック	0.1315	0.8513	0.0172
GDPGRショック	0.0787	0.0070	0.9143	GDPGRショック	0.0015	0.0030	0.9956	GDPGRショック	0.0577	0.0004	0.9419
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.9039	0.0464	0.0497	LERショック	0.8216	0.1567	0.0217	LSショック	0.9490	0.0148	0.0362
ECTRショック	0.0508	0.8729	0.0763	ECTRショック	0.0111	0.8415	0.1475	LERショック	0.2092	0.7566	0.0342
GDPGRショック	0.0811	0.0237	0.8952	GDPGRショック	0.0225	0.0157	0.9618	GDPGRショック	0.0626	0.0187	0.9186
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8980	0.0518	0.0502	LERショック	0.8098	0.1621	0.0280	LSショック	0.9482	0.0154	0.0363
ECTRショック	0.0514	0.8719	0.0767	ECTRショック	0.0131	0.8394	0.1474	LERショック	0.2136	0.7465	0.0399
GDPGRショック	0.0819	0.0240	0.8941	GDPGRショック	0.0298	0.0169	0.9533	GDPGRショック	0.0655	0.0241	0.9104

分析1(不動産業)				分析2(不動産業)				分析3(不動産業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8977	0.0695	0.0328	LERショック	0.8112	0.0916	0.0972	LSショック	0.7813	0.0046	0.2141
ECTRショック	0.0051	0.9261	0.0688	ECTRショック	0.0008	0.9210	0.0782	LERショック	0.3424	0.6082	0.0494
GDPGRショック	0.0206	0.0099	0.9694	GDPGRショック	0.0001	0.0065	0.9934	GDPGRショック	0.0142	0.0088	0.9769
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8908	0.0690	0.0402	LERショック	0.6060	0.1618	0.2322	LSショック	0.7125	0.0739	0.2136
ECTRショック	0.0082	0.9221	0.0697	ECTRショック	0.0034	0.8947	0.1019	LERショック	0.2791	0.4856	0.2353
GDPGRショック	0.0287	0.0096	0.9616	GDPGRショック	0.0191	0.0240	0.9569	GDPGRショック	0.0344	0.0914	0.8742
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8907	0.0690	0.0403	LERショック	0.6047	0.1616	0.2336	LSショック	0.6908	0.0767	0.2325
ECTRショック	0.0082	0.9221	0.0698	ECTRショック	0.0034	0.8943	0.1022	LERショック	0.2782	0.4816	0.2401
GDPGRショック	0.0288	0.0096	0.9615	GDPGRショック	0.0194	0.0242	0.9564	GDPGRショック	0.0351	0.0942	0.8708

表 4 予測誤差分散分解（続き）

分析1 (電気業)				分析2 (電気業)				分析3 (電気業)			
2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率				2期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8120	0.1346	0.0534	LERショック	0.9497	0.0010	0.0494	LSショック	0.8931	0.0032	0.1038
ECTRショック	0.1539	0.8028	0.0433	ECTRショック	0.0000	0.9034	0.0966	LERショック	0.0124	0.9683	0.0193
GDPGRショック	0.0076	0.0148	0.9776	GDPGRショック	0.0935	0.0073	0.8992	GDPGRショック	0.0027	0.0955	0.9018
5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率				5期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8072	0.1337	0.0591	LERショック	0.9484	0.0009	0.0506	LSショック	0.8581	0.0142	0.1276
ECTRショック	0.1890	0.7607	0.0503	ECTRショック	0.0144	0.8900	0.0956	LERショック	0.0113	0.9495	0.0393
GDPGRショック	0.0103	0.0145	0.9752	GDPGRショック	0.1551	0.0068	0.8381	GDPGRショック	0.0031	0.1682	0.8287
10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率				10期後の全ショックによる寄与率			
	LS	ECTR	GDPGR		LER	ECTR	GDPGR		LS	LER	GDPGR
LSショック	0.8072	0.1337	0.0591	LERショック	0.9484	0.0009	0.0507	LSショック	0.8509	0.0191	0.1300
ECTRショック	0.1891	0.7606	0.0503	ECTRショック	0.0145	0.8899	0.0956	LERショック	0.0116	0.9433	0.0451
GDPGRショック	0.0103	0.0145	0.9752	GDPGRショック	0.1554	0.0067	0.8379	GDPGRショック	0.0033	0.1860	0.8108

6. 結論

本稿では、1973年から2021年までの『財政金融統計月報』の法人税実効税率・労働分配率の時系列データを用いて、日本の各産業における法人税減税の労働分配率低下に対する影響と、労働装備率を媒介変数とするメカニズムの適用可否について検証してきた。本稿の分析結果からは、一部の産業において法人税減税が労働分配率の低下に一定程度寄与することが確認された。他方で、その他の産業については仮説とは反対の効果や、法人税率と労働分配率の間に関連がないことが示唆された。また、法人税減税が労働分配率を低下させていた産業についても、法人税減税が労働装備率を上昇させるという効果は確認できなかったため、少なくとも日本の産業においては、労働装備率の上昇が労働分配率の低下の媒介変数になっているという説明は妥当しない可能性がある。その背景には、先行研究の分析対象国であったアメリカや中国の市場に比べて、日本では新興企業が興りにくく、企業の新陳代謝が低いことがあるかもしれない。

本稿で得られた知見に基づけば、法人税減税が労働分配率の低下を引き起こす懸念が大きい全産業やサービス業では、法人税率引き下げの副作用を認識して、実質賃金を高めるための産業特定の施策が講じられる必要があると言える。

他方、法人税のむやみな引き上げは、当初の法人税減税の意図とは反して多国籍企業の事業拠点撤退や企業の投資縮小につながる恐れもある。法人税制の見直しに際しては、日本国内における法人税率の引き下げの効果とそのメカニズムについて、更なる研究が期待される。例えば、今回の分析結果では労働分配率の低い産業において、法人税減税による労働分配率低下の効果が確認できなかった。このことから、法人税減税による労働分配率低下効果がElsby et al. (2019) が指摘するようなオフショアリングによる労働分配率低下効果に媒介されている可能性については検証の余地があるだろう。また、日本において法人税減税とは

ば同時期に起こった大企業の内部留保増加や配当性向¹¹の上昇が法人税減税による労働分配率低下の理論的メカニズムを説明する手掛かりになるかもしれない。

本稿では日本の製造業やサービス業において、法人税減税が労働分配率の低下を引き起こすこと、そこに労働装備率の媒介効果がないことを明らかにした。今後は、法人税減税による労働分配率の低下効果について、他地域のデータを分析することで知見を蓄積するとともに、理論的メカニズムに関連する変数データや企業レベルのデータを用いて、より細かな分析を行う必要があるだろう。

7. 参考文献

- 胥鵬. 2018. 「スタートアップのリスクテイキング及び収益: 国際比較」『Center for Research on Startup Finance Working Paper Series』 13: 1-20.
- 野田知彦・阿部正浩. 2010. 「労働分配率, 賃金低下」樋口美雄『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会, 3-45.
- 羽田翔, 権赫旭・井尻直彦. 2021. 「日本における労働分配率の決定要因分析」『RIETI Discussion Paper Series』, 21-J-006.
- 鈴木将覚編. 2007. 「法人税率引き下げが経済に及ぼす影響」『みずほ総研論集』 2007(4): 1-40.
- 宮田惟史. 2018. 「マルクス信用論と金融化」『立教経済学研究』 71(3): 1-28.
- 山田久. 2018. 「労働分配率の低下をどうみるか—国際比較からのアプローチとわが国への示唆」『Viewpoint』 2018(8): 1-10.
- Acemoglu, Daron and Restrepo Pascual. 2020. “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets.” *Journal of Political Economy* 128(6): 2188-2244.
- Dimova, Dilyana. 2019. *The Structural Determinants of the Labor Share in Europe*. IMF Working Paper 2019(67): 1-42.
- Elsby, Michael W.L., Hobijn, Bart, and Sahin Aysegul. 2013. “The Decline of the US Labor Share.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2013(2): 1-63.
- Kaymak, Barış and Schott Immo. 2023. “Corporate Tax Cuts and the Decline of the Manufacturing Labor Share.” *Econometrica* 91(6): 2371-2408.
- Li, Bing, Liu, Chang, and Sun Stephen Teng. 2021. “Do Corporate Income Tax Cuts Decrease Labor Share? Regression Discontinuity Evidence from China.” *Journal of Development Economics*. 150: 102624.
- Stockhammer, Engelbert. 2013. *Why Have Wage Shares Fallen? A Panel Analysis of the Determinants of Functional Income Distribution*. International Labour Organization.

¹¹ 企業の当期純利益のうち配当として株主に支払った金額の割合。

第7章

6次産業化事業が地域農業に与える影響 —都道府県パネルデータに基づく実証分析—

小林 未来

要約

6次産業化は、衰退を続ける日本の農業に対して所得安定化や経営の安定化を目指して取り組まれてきた。その経済的効果は、政府による調査や、それに基づいた既存研究において様々論じられてきたが、事業継続の困難さや実際の成果の不明瞭さなどの疑問も残る。そのうえ、統計データを用いた全国的な実証研究はほとんどなく、6次産業化の実際の効果は定かではなかった。そこで、本稿は、「6次産業化総合調査」のデータに基づいて、2011年から2022年までの都道府県パネルデータを構築したうえで、6次産業化事業が実際に農業・経済関連の変数にどのような影響をもたらすかを検証した。分析結果からは、農家一戸当たりの農業生産関連事業の年間販売売上が多い地域ほど、農家一戸当たりの生産農業所得が高まることが明らかになった。6次産業化事業の規模の拡大が、農業事業者の所得向上に寄与している可能性があり、今後の農業振興政策においても、6次産業化の導入を支援していくことが重要であると考えられる。

1. はじめに

日本の農業は、少子高齢化に伴う農業人口の減少、耕作放棄地や荒廃農地の増加、食料自給率の低迷など、様々な課題を抱えている。特に農業人口の減少は著しく、日常的に自営農業に従事している者を指す基幹的農業従事者数は、2000年から2023年までの23年間で約240万人から約116万人へと大幅に減少した¹。さらに、2023年の基幹的農業従事者の平均年齢は68.7歳であり、10、20年後の農業の中心となる層である50代以下の割合はわずかに約20%となっている²。そのため、今後も農業人口が減少していくことが確実視されている。

このような現状の一因と考えられているのが、低い農業所得である。日本の生産農業所得

¹ https://www.maff.go.jp/j/kobetu_ninaite/nougyoukeiei_jousei_r6apr_set.pdf (2024年10月31日)。

² https://www.maff.go.jp/j/kobetu_ninaite/nougyoukeiei_jousei_r6apr_set.pdf (2024年10月31日)。

はピークであった 1980 年代以降、農業総産出額の減少や資材価格の上昇により、長期的に減少傾向が続いてきた³。農林水産省の「農業経営統計調査」の「令和 4 年 農業経営体の経営収支」によると、2022 年の全農業経営体における平均農業所得は 98.2 万円であり、前年に比べて 21.7%減少した⁴。また、近年では一般的な農業経営体のみならず、農業法人の経営の脆弱性も指摘されている。農業法人の経営状況については、損益分岐点比率の高さや自己資本比率の低さ、そして高い借入金依存度など、他産業と比べて脆弱な財務基盤が問題視されてきた⁵。上記のような、農業経営を取り巻く厳しい状況により、後継者不足や新規就農者不足が加速していると考えられる。

6 次産業化は、こうした農業の諸課題を解決する策の一つとして、所得向上や経営の安定化を目指して進められてきた取り組みである。農業を含む 1 次産業と加工や製造を行う 2 次産業、サービスや販売を行う 3 次産業を連携させて新たな付加価値を生み出す取り組みとして、1990 年代なかばに提唱された⁶。政府は、「地域資源を活用した農林漁業者等による新事業の創出等及び地域の農林水産物の利用促進に関する法律」（六次産業化・地産地消法）を 2010 年に公布し、以降は 6 次産業化事業を認定するなどして支援を行っている。

実際に、6 次産業化は農業事業者にとって経済的なメリットがあると考えられており、その効果が報告されてきた。農林水産省が行った「六次産業化・地産地消法に基づく認定事業者に対するフォローアップ調査結果（令和 5 年度）」によると、経営全体の売上高が増加したと回答した事業者⁷は全体の約 75%にのぼった⁸。加えて、事業体の雇用数増加や付加価値額（経常利益+人件費+減価償却費）の増加など、地域への波及効果も示唆されている⁹。

しかし、6 次産業化の概念や制度が発案されてから相当の年月が経つなか、その実効性に疑念を呈する議論も少なくない。事実、6 次産業化に取り組む全ての事業が成果を出しているわけではない。前述した農林水産省のフォローアップ調査では、約半数の事業者が、事業認定時と比較して、経営全体の経常利益及び売上高経常利益率を減少・低下させたことが分かっている¹⁰。さらに、総務省が行ったアンケート結果によれば、特に事業規模が 100 万円

³ https://www.maff.go.jp/j/wpaper/w_maff/r2/r2_h/trend/part1/chap3/c3_1_00.html (2024 年 10 月 31 日)。

⁴ https://www.maff.go.jp/j/tokei/kekka_gaiyou/noukei/einou/r4/einou_syusi/ (2024 年 10 月 31 日)。

⁵ https://www.maff.go.jp/j/wpaper/w_maff/r5/pdf/zentaiban.pdf (2024 年 11 月 2 日)。

⁶ https://www.pref.okayama.jp/uploaded/life/832515_7873122_misc.pdf (2024 年 11 月 2 日)。

⁷ 「六次産業化・地産地消法」に基づく総合化事業計画の認定を受けた事業者。総合化事業とは、「農林漁業者等が、①農林漁業経営の改善を図ることを目的に、②農林水産物等の生産及びその加工又は販売を一体的に行う事業活動であって、③農林水産物等の価値を高めることを目指したもの」。 <https://www.maff.go.jp/j/nousin/inobe/6jika/attach/pdf/shinsei-23.pdf> (2024 年 11 月 4 日)。

⁸ <https://www.maff.go.jp/j/nousin/inobe/6jika/attach/pdf/other-1.pdf> (2024 年 11 月 4 日)。

⁹ <https://www.maff.go.jp/j/nousin/inobe/6jika/attach/pdf/other-1.pdf> (2024 年 11 月 4 日)。

¹⁰ <https://www.maff.go.jp/j/nousin/inobe/6jika/attach/pdf/other-1.pdf> (2024 年 11 月 5 日)。

未満の事業者のうち、事業の進捗が順調と考えられる事業者の占める割合はわずか 8.8%にとどまる一方で、事業の縮小・撤退などを検討している事業者は 21.4%にもものぼった¹¹。小規模な事業者を中心に、6 次産業化事業の運営が継続しない背景として、大きく 2 つの課題があげられる。第一に、経営経済上の課題がある。経費の増加に伴う採算性の悪化や事業負担の増大により、事業撤退に追い込まれる事業者が後を絶たないことが分かっている¹²。第二に、事業立案上の課題も大きい。6 次産業化に取り組む事業者には、事業立案に関するノウハウや長期的視野が不足している場合が少なくないことが指摘されているうえに（室屋 2013）、事業の多くが農産加工一辺倒で、どこも画一的な事業構想であることも懸念されている（中村 2012）。

他方で、上記のように 6 次産業化に対する疑念が残る中、実際の 6 次産業化の効果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。まず第一に、先行研究はアンケートや事例集からの個別事例による研究が多く（e.g. 青山・納口 2017; 工藤・今野 2014）、網羅的・全国的な研究を行っているものがほとんど見受けられない。第二に、6 次産業化の直接的な効果、あるいは間接的な効果を、データを用いて実証的に分析している研究も十分ではない。数少ない実証研究として、中嶋ほか（2011）は、茨城県の農産物直売所が集落の露地野菜作農家率の上昇と農家所得の増大に寄与することを明らかにしたが、地域的かつ事業限定的な研究にとどまっている。また、農林水産省は 2011 年から毎年、「6 次産業化総合調査」を実施し、6 次産業化事業の売上高や事業体数、雇用数などを全国農業地域別、都道府県別に集計している。しかし、この調査結果を用いた研究も少なく、大橋（2015）が 6 次産業化事業の全国的な展開を研究した例などに限られている。

そこで本稿では、「6 次産業化総合調査」の結果を用いて、2011 年から 2022 年までの都道府県パネルデータを構築し、6 次産業化が地域農業にもたらす効果を明らかにする。分析結果からは、6 次産業化事業の規模が拡大して売上高が増加すると、農業所得が高まる可能性が示された。

続く第 2 節では、6 次産業化が農業に与える影響を論じた先行研究を整理し、第 3 節では、6 次産業化事業の定量的な効果について本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では、理論仮説を検証するために用いるデータと分析方法について述べ、第 5 節では、分析結果について論ずる。第 6 節では、本稿の分析で得られた知見を踏まえ、6 次産業化のあり方や今後の日本の農業政策について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 6 次産業化が農業や地域経済に与える総合的な効果

¹¹ https://www.soumu.go.jp/main_content/000610688.pdf (2024 年 11 月 5 日)。

¹² https://www.soumu.go.jp/main_content/000610688.pdf (2024 年 11 月 5 日)。

6次産業化の概念が全国に広まって以降、日本各地の先駆的な取り組みについて様々な研究がなされてきた。その研究の多くは、6次産業化が農業や地域にもたらすメリットについて論じている。

第一に、6次産業化は、農業事業者の売上高・収益の向上をもたらし、6次産業化本来の実行目的である所得向上や経営安定化を実現する、という主張がある。青山・納口（2017）は、中四国の6次産業化認定事業について調査し、6次産業化が農畜産物の付加価値を高め、農業者の収益向上に貢献すると述べている。具体的には、6次産業化事業における自然景観に恵まれた農村立地でのビジネスや特徴ある素材の活用が、一般的な商品との差別化をもたらし、独自の事業として成立させることを可能にしているという。そして、農業事業者がそうした事業を導入して収益を出せる体制を構築することで、6次産業化が経営体に優位性をもたらすことを明らかにした。また、6次産業化が、農業を含む第1次産業において付加価値向上や収益向上をもたらすことを経済学的に分析した研究も少なくない。たとえば、赤壁（2018）は第1次産業事業者が6次産業化を実現させた際の経済モデルを分析し、1次産品の一部を内部調達して2次産品に加工し、独占的に販売することによって、事業者が正の超過利潤を生み出すことができる、というメカニズムを主張している。

第二に、6次産業化が事業体に経済的メリットをもたらすのみならず、農業における新たな事業や雇用を生み出し、地域経済に貢献するという主張も存在する。工藤・今野（2014）は、北海道の6次産業化事業を分析し、6次産業化が地域資源を活用した新たな産業の創出を促進することにより、農山漁村における雇用と所得を確保すると結論づけている。そして、新たな事業や雇用の創出にとどまらず、将来的には農山漁村を支える「人」の育成、確保や定着に大きく寄与する可能性を示唆している。

2-2. 6次産業化の各事業による効果

ひとくちに6次産業化といっても農業事業者の取り組みは多岐に渡り、先行研究では様々な事業の個別的な効果について論じたものも多い。まず、6次産業化の主となる事業として、農産物や農産加工品の直売があげられる。たとえば、住本（2003）は、農産物直売所の設置が、生産者の意欲の向上や生産の活発化、販売額の増加をもたらし、地域農業の活性化に貢献すると述べている。さらに、数少ない実証研究のひとつとして、農産物直売所が集落の露地野菜生産を後押しし、ひいては農業所得の増大にも寄与することを明らかにしたものがある（中嶋ほか 2011）。加えて、香月ほか（2009）は、農産物直売による流通コストの低減や出荷規格の緩和に伴う商品化率の向上を指摘し、生産者の手取額増加を主張すると同時に、直売所施設の運営に伴う雇用創出や地域住民の所得増加といった派生効果も論じている。また、その他の6次産業化事業に関する研究として、大學（2022）は、農家民宿や農村観光事業が地域産業に様々な効果をもたらすと主張した。農村における新たな6次産業化

事業の一環である農村観光に着目した研究は、日本のみならず海外にも存在する。Park and Lee (2019) は、韓国における 6 次産業化とスマート農村構想について分析し、とりわけ農村観光事業による地域の雇用創出と所得向上を指摘している。

以上のように、既存研究では、主に所得や雇用といった経済面における 6 次産業化の効果が論じられてきた。しかしながら、その研究の多くは個別具体的、地域限定的な分析にとどまり、全国的なデータを用いた実証分析は不足している。そのうえ、事業が軌道に乗らず、6 次産業化からの撤退を余儀なくされた事業者も少なくないことから、6 次産業化そのものの効果にはまだまだ不明確な点が残る。そのため、実際の 6 次産業化の効果を、計量的かつ全国的なレベルで研究する必要性は高いと考えられる。本稿では、6 次産業化事業についての全国データと農業生産所得などのデータを用い、6 次産業化の実際の効果を実証的に明らかにしていく。

3. 理論仮説

3-1. 6 次産業化による農業の高付加価値化

農林水産省の調査や先行研究などで広く指摘されている通り、6 次産業化が農業や農産品に新たな付加価値を与え、農業事業者の所得や利益を増加させる可能性がある。6 次産業化に取り組む事業者は、生産物に新たな価値を付与して商品単価を高めること、そしてこれまでよりも多岐に渡る販売機会を得ることにより、さらなる売上拡大を実現できるのである。さらに、単なる売上の向上のみならず、1 次産業から 3 次産業までを一体的に行うことによる経費削減、収益向上の効果も大きい。経済学的なモデルにおいても、原材料を内部調達して加工し、独占的に販売することが効率的に超過利潤を生み出すと考えられている（赤壁 2018）。また、直売による出荷規格の緩和が、農産品の商品化率を向上させ得る点も指摘されており（香月ほか 2009）、無駄の少ない効率的な農産品の活用と、利益率の向上が見込まれる。

このように 6 次産業化は、農産品の高付加価値化と効率的な事業運営を実現することによって、農業事業者の売上向上、さらには利益や所得の向上を可能にする。既存の生産物の高付加価値化に成功すれば、さらなる農業生産のインセンティブが生まれ、農業所得の増加が期待される。もし、6 次産業化の規模拡大が、上記のように事業者の所得を向上させるのであれば、次のような仮説が導かれる。

仮説 1 6 次産業化事業の売上高が増加するほど、農業所得が高まる。

3-2. 6 次産業化による雇用の創出

6次産業化事業の拡大は、所得の増加だけでなく、雇用の創出や人材確保に貢献すると考えられる。雇用の創出は、大きく分けて6次産業化新規事業における直接の雇用と、地域や農産漁村経済の発展に伴う新たな雇用の2つに分類される。まず、おおもとの農業と6次産業化事業の拡大が、農業従事者や関連従業者の雇用を生み出す。続いて、6次産業化によって活性化された地域経済は、それまで上手く活用されてこなかったモノやヒトといった地域資源を活用し、新たな産業の創出を促進する(工藤・今野 2014)。そして新たな産業の創出は、将来的に農山漁村を支える「人」の育成、確保や定着に大きく寄与すると考えられている(工藤・今野 2014)。よって具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説2 6次産業化事業の売上高が大きい地域ほど、雇用が増える。

3-3. 6次産業化が事業体数に与える影響

6次産業化が農業・農産品に新たな付加価値を与え、農業事業者の所得や利益を増加させるのであれば、収益や利益率の向上により農家や農業経営体の存続確率が高まると考えられる。事実、今日の日本における農家数の減少は、深刻な少子高齢化はもちろん、低い農業所得及び経営の不安定さによるところが大きい。以前農林水産省が行った調査では、農業経営を断念した理由で最も多かったのが「高齢化や病気により体力的に厳しくなったから」であり、次いで「収益が低下し、十分な収入が得られなかったから」であった¹³。農家数は現在も減少の一途を辿っているものの、6次産業化により経営の安定化が進めば、その減少はゆるやかなものとなる可能性がある。ゆえに、以下の仮説が導出できる。

仮説3 6次産業化事業の売上高が大きい地域ほど、農家数が減少しない。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、上記の理論仮説を検証し、6次産業化が地域農業に与える影響を明らかにするため、農林水産省が行っている「6次産業化総合調査」を活用した。調査が開始した2011年から2022年までの12年間のデータを用い、全国47都道府県を対象に分析を行った。分析に使用する変数は表1のとおりである。

まず、仮説1の検証に用いる従属変数は、農家一戸当たり生産農業所得である。これは、

¹³ <https://www.maff.go.jp/j/finding/mind/pdf/20030917cyosa.pdf> (2024年11月8日)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
農家一戸当たり生産農業所得	生産農業所得 (百万円) ÷ 農家数。	「生産農業所得統計」
log (基幹的農業従事者数)	基幹的農業従事者数を自然対数化した値。	「農林業センサス」
有効求人倍率	月間有効求人数 ÷ 月間有効求職者数。	「一般職業紹介状況」
log (農家数)	農家数を自然対数化した値。	「社会・人口統計体系」(「農林業センサス」、「耕地及び作付面積統計」)
農家一戸当たり農業生産関連事業の年間販売売上	農業生産関連事業 (6次産業化事業) の年間販売売上金額 (百万円) ÷ 農家数。	「6次産業化総合調査」
65歳以上人口割合	65歳以上人口 ÷ 人口総数。	「国勢調査」
農家一戸当たり耕地面積	耕地面積 (ha) ÷ 農家数。	「社会・人口統計体系」(「耕地及び作付面積統計」、「農林業センサス」)

「生産農業所得統計」で推計されている生産農業所得を、その都道府県における農家数で除したものである。生産農業所得は、農業産出額から減価償却費や間接税を含む物的経費を控除し、経常補助金を実額加算したものであり、農業純利益や農業が生み出した付加価値額として扱われている¹⁴。続いて仮説 2 では、地域における農業従事者数と雇用の指標として、自然対数化した基幹的農業従事者数と有効求人倍率を用いる。基幹的農業従事者は、日常的に自営農業に従事している者を指すものである。基幹的農業従事者数の都道府県別推計データは 5 年ごとに行われる「農林業センサス」によるものであるため、本稿では 2015 年度と 2020 年度調査分、計 2 年分のデータで分析を行う。最後に仮説 3 では、農家数を自然対数化したものを用いる。ここでいう農家とは、経営耕地面積が 10 アール以上の農業を営む世帯、または農産物販売金額が 15 万円以上あった世帯のことを指す。

仮説 1 から 3 までを通して用いる独立変数は、農家一戸当たりの農業生産関連事業の年間販売売上である。これは、農業経営体または農業協同組合などによって営まれた 6 次産業化事業の年間販売売上金額であり、「6 次産業化総合調査」において農業生産関連事業 (6 次産業化事業) と定義された 5 つの事業¹⁵の合計売上金額となっている。

その他には、都道府県ごとの統制変数として、65 歳以上人口割合と農家一戸当たりの耕地面積を投入する。表 2 は上記の変数群の記述統計である。

¹⁴ https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/nougyou_sansyutu/gaiyou/index.html (2024 年 11 月 18 日)。

¹⁵ 生産した農産物の販売を目的として加工する「農産加工」、生産した農産物または農産加工品を直接販売する「農産物直売所」、観光客等の第三者に農産物の収穫などを体験させる「観光農園」、生産した農産物などを用いた料理の提供をする「農家レストラン」、生産した農産物などを用いた料理と宿泊場所を提供する「農家民宿」の計 5 つである。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
農家一戸当たり生産農業所得	564	1.5327	1.5430	0.4021	13.2601
log(基幹的農業従事者数)	94	10.2503	0.5906	8.9839	11.3537
有効求人倍率	564	1.1259	0.3591	0.2700	2
log(農家数)	564	10.6156	0.4892	9.1661	11.6726
農家一戸当たり農業生産関連事業の年間販売売上	564	1.0622	0.8925	0.1751	7.7851
65歳以上人口割合	564	28.7699	3.5762	17.3000	38.6000
農家一戸当たり耕地面積	564	2.0878	3.6373	0.5159	30.4038

4-2. 推定方法

本稿では、上記の変数を用い、6次産業化が地域農業にもたらす影響をパネルデータ分析によって推定する。具体的には、都道府県の固定効果と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、都道府県や年度の異質性を統制した上で、6次産業化の効果を明らかにする。

5. 分析結果

表 3 は、2011 年から 2022 年までの 12 年分のパネルデータで、農業生産関連事業（6次産業化事業）の年間販売売上が農業所得、農業従事者数や求人数、そして農家数へどのような効果をもたらすかを検証した結果である。まず、Model 1 の分析結果は、農家一戸当たりの農業生産関連事業の年間販売売上が、農家一戸当たりの農業生産所得に対して 5%水準で有意に正の効果を持っていることを示している。具体的には、農家一戸当たりの農業生産関連事業の年間販売売上が 1 ポイント（100 万円）増加すると、農家一戸当たりの農業生産所得が 0.4816、すなわち約 48 万円高まることが読み取れる。このことから、6次産業化が進んで事業の売上高が増加するほど、農家の農業生産所得が増加すると考えられ、この結果は仮説 1 に整合的である。

他方、Model 2 と Model 3 の結果からは、農家一戸当たりの農業生産関連事業の年間販売売上が、自然対数化した基幹的農業従事者数及び有効求人倍率との間に有意な関連がないことが分かった。これは仮説 2 で予測した結果に反し、6次産業化事業が地域の農業人口や雇用に影響を与えているとは言えない、という結果である。

最後に、Model 4 の分析結果は、農家一戸当たりの農業生産関連事業の年間販売売上が、自然対数化した農家数に対しても有意な影響をもたらしているとは言えないことを示して

表3 地域農業に対する6次産業化事業の効果

	従属変数			
	農家一戸当 たり生産農 業所得	log(基幹的 農業従事者 数)	有効求人倍 率	log(農家数)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
農家一戸当たり農業生産関連 事業の年間販売売上	0.4816 *	-0.0083	-0.0085	0.0138
	(0.2237)	(0.0905)	(0.0434)	(0.0175)
65歳以上人口割合	0.1654 *	0.0074	0.0631 **	-0.0056
	(0.0664)	(0.0119)	(0.0214)	(0.0080)
農家一戸当たり耕地面積	0.5624 ***			-0.0086
	(0.0391)			(0.0158)
log(農家数)	1.6660 *			
	(0.6650)			
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9758	0.9960	0.9373	0.9967
N	564	94	564	564

(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。

いる。これは仮説3に整合的な結果ではなく、6次産業化が進展しても、農家数や事業体数そのものに正の効果を与える可能性は低いと考えられる。

以上の結果より、6次産業化が少なくとも農業所得に対しては、有意に好ましい影響を与えていることが示唆される。一方で、雇用や事業体数への有意な影響は見られなかったため、6次産業化は既存の事業者の生産性のみを高めている、とも解釈できる。

6. 結論

本稿では、2011年から2022年までの6次産業化事業の都道府県別パネルデータを用いて、6次産業化事業が地域農業に与える影響を明らかにしてきた。分析結果からは、第一に、6次産業化が農産物の高付加価値化などをもたらし、農業所得を高めていることが示唆された。第二に、6次産業化の地域の雇用への影響や事業体数への影響は観測できず、所得向上以外の効果が存在するとまでは言えないことが分かった。このことから6次産業化は、主に既存の事業者の生産性や利益を高めていると考えられる。

上記の知見に基づけば、6次産業化事業の規模の拡大は、農業事業者の所得向上に寄与することで事業の縮小や廃業などを抑制している可能性があり、今後の農業振興政策におい

でも、6次産業化の導入を支援していくことが重要であると考えられる。今日の深刻な農家不足に歯止めをかける策として、その有用性は低くないと考えられるからである。ただしここで、本稿の分析結果においては、農業就業人口や雇用、そして事業体数の増大などが確認できなかったことに留意したい。この結果からは、6次産業化が既存の事業体の生産性を高めて、存続確率を向上させているだけであり、新規事業の創出や新規就農者の増加には貢献できていない、との見方をすることもできる。実際、通常の農家や第1次産業従事者にとって加工・製造や販売の領域に参入することは、初期投資やノウハウなどの点で容易ではない。さらに、6次産業化を行う小規模な事業体の多くは、事業が順調に進まず、早期に撤退してしまうことが少なくない。現在の6次産業化推進政策の多くは、すでに事業を展開している事業者への認定制度や補助金交付などが主である。そのため、今後は6次産業化事業の新規導入を検討している事業者や零細農家なども支援できるような制度設計や取り組みが求められる。

今後の研究課題としては、今回の使用データが都道府県単位であるため、分析の粒度が粗いこと、そして個票に基づくものではないため、実際に所得を高めているのは大規模な農業協同組合や農業経営体に限るのではないか、という疑問が拭えないことなどが挙げられる。6次産業化は、その概念が提唱されてから四半世紀が経っているのにもかかわらず、その実効性や課題に関する実証研究が十分ではない。政府が今後も6次産業化を進めていくのならば、さらなる調査の実施や情報収集、そしてデータの利活用を推進していく姿勢も重要だと考えられる。

7. 参考文献

- 青山浩子・納口るり子. 2017. 「6次産業化が農業経営体の収益性に与える影響と経営者による評価」『農業経済研究』 88(4): 394-399.
- 赤壁弘康. 2018. 「第1次産業事業者による6次産業化の経済的メリット—不確実性に対するヘッジ効果を含めて」『日本観光学会誌』 59: 1-15.
- 大橋めぐみ. 2015. 「6次産業化の展開の地域性—6次産業化総合調査の組替集計による分析」『農業経済研究』 87(2): 168-173.
- 工藤康彦・今野聖士. 2014. 「6次産業化における小規模取り組みの実態と政策の課題—北海道「6次産業化実態把握調査」結果から」『北海道大学農経論叢』 69: 63-76.
- 香月敏孝・小林茂典・佐藤孝一・大橋めぐみ. 2009. 「農産物直売所の経済分析」『農林水産政策研究』 16: 21-63.
- 住本雅洋. 2003. 「都市近郊地域における農産物直売所による地域農業活性化の実態分析—兵庫県三田市を事例として」『農林業問題研究』 39(1): 74-77.
- 大學寛和. 2022. 「農家民宿経営における費用構造と地域への経済効果に関する実証研究」

『農業研究』 35: 331-355.

中嶋晋作・村上智明・佐藤和憲. 2011. 「農産物直売所の地域農業への影響評価—空間的地理情報を活用した差の差推定と空間計量経済学の適用」『農業情報研究』 20(3): 131-138.

中村剛治郎. 2012. 「中山間地域の内発的発展をめぐる理論的諸問題」『地域開発』 572: 7-10.

室屋有宏. 2013. 「6次産業化の現状と課題—地域全体の活性化につながる「地域の6次化」の必要性—」『農林金融』 66(5): 302-321.

Park, Jonghoon and Seongwoo Lee. 2019. “Smart Village Projects in Korea: Rural Tourism, 6th Industrialization, and Smart Farming.” Visvizi, Anna, Lytras, Miltiadis, and György Mudri eds. *Smart Villages in the EU and Beyond*. Emerald Publishing, 139-153.

第 8 章

太陽光発電補助金の政策効果 —市区町村データによる実証分析—

青木 瑞季

要約

FIT 制度は、個人や法人が発電した再生可能エネルギーを国が電力消費者から集めた賦課金で補助金を給付し、再生可能エネルギーへの参入を促進させるものである。この制度により、再生可能エネルギーの導入が推進されてきたが、再生可能エネルギーの導入状況には依然として地域差が存在している。このような地域差はどのような制度的要因によるものだろうか。そこで、本稿では、自治体の独自の取り組みとして太陽光発電に対する補助金制度の効果に注目した上で、2019 年から 2023 年までの市区町村別データを用いて、日本国内の市区町村の太陽光発電補助金制度の有無および補助金上限額が太陽光発電パネル設置件数に与える影響を分析した。その結果、補助金制度の存在、補助金上限額の高さのどちらも太陽光発電パネル設置件数に正の影響を与えていることが明らかとなった。太陽光発電の補助金による導入支援は、初期費用を低下させて太陽光発電の導入を促進するものと考えられる。

1. はじめに

FIT 制度は、「再生可能エネルギーの固定価格買取制度」と称されており、太陽光発電、風力発電、水力発電、地熱発電、バイオマス発電などの再生可能エネルギーで発電された電気を一定期間固定価格で買い取ることを国が保証する制度のことである。日本では、電気利用者から賦課金を集めることでコストの高い再生可能エネルギーの導入を支援するという形をとっており（資源エネルギー庁 2024）、2012 年 7 月の施行からわずか 4 年ほどで、再生可能エネルギーの導入量がおおよそ 2.5 倍増加したなどの成果をあげている。とりわけ、本制度により住宅用の太陽光発電への参入が容易になった。FIT 制度は国内外で広く導入されており、再生可能エネルギーの普及を促しているように考えられるが、買取費用の急増といった課題があり、経済性も考慮して目標を達成するために制度設計を見直すべきであるという議論も存在する（伊藤 2015）。具体的に、FIT 制度の先進国であるドイツやスペインでは、費用負担の課題や再生可能エネルギーを電力系統に組み入れるためのインフラ整

備上の課題などが続出している。同様に日本でも FIT 制度により再生可能エネルギーの導入量が増加したが、賦課金のバランスをいかに調整するのかなど、依然制度の運用には難航している部分もある。

FIT 制度は再生可能エネルギーの導入を促進するシステムであるが、前述の通り、太陽光発電は事業者や法人だけではなく、家庭における導入を増加させたことが特徴的である。実際、家庭において、太陽光発電の設備を整えるには、太陽光発電パネル代や設置工事代などの高額の初期費用が必要である。それゆえ、FIT 制度を通じて、家庭での発電電力の買取が保証される場合、太陽光発電の導入コストを売電収入で補えるために、経済的観点から太陽光発電パネルの設置を促すものと考えられる。

このように FIT 制度は太陽光発電の導入量を増加させるために施行された制度だが、その運用実態に関する実証研究は多くない。とりわけ、FIT 制度という同一の制度下にあっても、自治体ごとに家庭での太陽光発電設備の導入状況には地域差が存在しており、このような地域差がいかなる制度的要因によって生まれているのかは疑問も残る。海外では、太陽光発電に関する補助金制度の効果に関する議論も多いが (e.g. García-Álvarez et al.; Jenner et al.)、日本では行政単位のデータを用いて、そのような制度の効果を検証した研究は限られる。

そこで、本稿では、2019 年から 2023 年までの市区町村別データから、日本の市区町村独自の補助金制度の導入に注目して、その政策効果を推定する。具体的には、各自治体が提供している太陽光発電のパネル設置に対する補助金制度の有無及び補助金額のデータを収集した上で、それらが FIT 制度で認定された発電設備の導入量に与える影響を検証する。分析結果からは、補助金制度の存在、補助金上限額の高さのどちらも太陽光発電パネル設置件数に正の影響を与えていることが明らかとなった。

続く第 2 節では、国内外の FIT 制度及び太陽光発電の導入要因に関する先行研究を概観した後、第 3 節では、太陽光発電導入に対する補助金の有無とその補助金額が太陽光発電パネル設置件数を増加させるメカニズムについて本稿の理論仮説を導入する。第 4 節では、データと方法を提示した上で、第 5 節では、推定結果を議論する。第 6 節では、本稿で得られた知見を踏まえて、太陽光発電導入に対する補助金制度のあり方について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 日本における FIT 制度

日本では、FIT 制度が、電気事業者に再生可能エネルギーの導入量の目標を設定する RPS

制度 (Renewables Portfolio Standard)¹ と比較して、再生可能エネルギーの促進の効果が高く、FIT 制度の賦課金として得られる固定価格を引き上げることで、再生可能エネルギーの発電量が大幅に増加することが理論的に指摘されている (庫川 2013)。RPS 制度は 2003 年から施行された制度であり、2017 年から 5 年間で段階的に廃止されている²。その理由は、制度を施行してから再生可能エネルギーの発電量が年々増加していたが、導入義務量が少ないことから普及速度が遅くなっており、効果が薄かったからである³。導入義務量が低く設定されているのは、量的効果と技術開発によって価格が低減することがあらかじめ予測できず、経済主体の行動が明確化しなかったからである。また、導入義務量さえ達成すれば、それ以降の再生可能エネルギー設備の新規設置の誘因が失われてしまうため、制度自体が再生可能エネルギー発電の普及を抑制してしまう恐れもあった。このような課題から日本では導入義務量に注目した RPS 制度から、経済的誘因を持つ FIT 制度への移行が進んだという背景がある。

一方、FIT 制度が再生可能エネルギーの導入に繋がらない、あるいはそれを抑制する可能性を指摘する議論もある。まず、そもそも日本の FIT 制度の固定価格は海外と比較してあまりにも高額であり、固定価格の高さは電力料金を通じて消費者の負担に転化するため、むしろ FIT 制度の拡大が、火力発電を多用する新電力などへの消費者の契約の切り替えを促し、むしろ再生可能エネルギーの利用を全体として抑制する可能性もあった (塚田 2013)。

2-2. 海外における FIT 制度

先述の通り、FIT 制度は海外での施行例が多数ある。ここでは、特に欧州連合 (EU) 諸国を対象とした FIT 制度に関する実証研究を整理する。

まず、García-Álvarez et al. (2017) は、EU28 カ国の 2000 年から 2014 年までのパネルデータを用いて、FIT 制度および RPS 制度が風力発電容量を増加させるのかを検証している。分析結果からは、RPS 制度よりも FIT 制度の設計が陸上風力発電容量を増加させること、FIT 制度の買取契約期間が長ければ長いほど、その効果が大きいことが明らかになった。また、他にも、Jenner et al. (2013) は、EU26 カ国の 1992 年から 2008 年までのパネルデータを用いて、FIT 制度が風力発電や太陽光発電の発電容量に与える影響を評価している。分析結果からは、FIT 制度の存在による投資収益率 (ROI) の向上が太陽光発電の導入を促進しているという結果が得られている。このように、FIT 制度が再生可能エネルギーの導入促進の重要な要素になっていることは先行研究でも広く示唆されている。

¹ RPS 制度とは、経済産業省によると、再生可能エネルギーの促進のために利用目標量を定め、電気事業者に対して、その利用を義務付ける制度である (経済産業省 2016)。

² 具体的に 2017 年から電力の義務量が年間で 4.9 億 kWh ずつ引き下げられている。

³ <https://pps-net.org/column/19090> (2024 年 11 月 10 日)。

2-3. 家庭での太陽光発電導入の規定要因

国内外の文献より、FIT 制度の存在が太陽光発電の導入に貢献していることが明らかにされてきたが、住宅用太陽光発電の導入の規定要因については別種の問題も存在する。先述の通り、住宅用太陽光発電の導入を阻害する要因として、パネル代や設置工事代といった経済的なコストの問題が大きい。宮内ほか (2020) によると、住宅用太陽光発電において、平均所得が高いほど、太陽光発電を設置する住宅の割合が統計的に有意に高くなるという (宮内ほか 2020)。また、自治体に対するヒアリング調査においても、太陽光発電システムの設置費用が導入の障壁になっているという認識が示された (宮内ほか 2020)。実際、日本でも、太陽光発電システムの導入促進のための国・自治体の補助事業として、個人に対する補助金制度が実施されている。2002 年から 2011 年にかけて 47 都道府県を対象とした研究では、都道府県ごとの補助金制度は住宅用太陽光発電システムの導入数に正の影響を与えることが分かった (中田・松本 2014)。加えて、太陽光発電システムの平均価格が低いほど、導入効果が高くなるという結果も得られた。このように住宅用太陽光発電システムを導入する上で、太陽光発電パネルの価格や設置工事費用といった経済的な要因が大きく影響していることが示唆される。

なお、経済的な要因の他には、日射量が多い地域において、設置容量の拡大を容易にすることで、販売される電力量が増加し、回収年数を短縮させ、市民の導入意欲を高められるという指摘もある (吉田 2012)。太陽光発電は日照時間といった自然条件が大きく関わっており、住宅用太陽光発電パネル設置件数に影響していることも無視できないだろう。

3. 理論仮説

先行研究より、太陽光発電の導入において、発電パネル代や設置工事代といった経済的な要因が導入を阻害していることが明らかになった。日本では、FIT 制度をはじめとした太陽光発電の補助金制度の認知度は決して高くない。とりわけ、都道府県や市区町村の補助金事業の効果については、市民の認知度を考慮すれば疑問も残る。そこで本稿では、日本の FIT 制度下の太陽光発電容量の市区町村別データに注目した上で、市区町村の補助金制度の存在が、太陽光発電導入にどのような影響を与えているのかを検討する。

3-1. 太陽光発電導入に対する補助金の効果

先に述べたように、住宅用太陽光発電を導入する上で解消すべき課題は発電パネル代や設置工事代といった経済的要因である。これらの課題を克服することで住宅用太陽光発電の導入が促進されるのであれば、太陽光発電の導入時に自治体から助成を受けることが可

能な補助金制度が整っているほど、太陽光発電システムの導入が増加することが考えられるだろう。消費者自身は、再生可能エネルギーの導入が地域に便益をもたらす場合、金銭的負担を行ってでも再生可能エネルギーの導入を好む可能性がある。実際、2015年に長野県飯田市民1,000人を対象にFIT制度の賦課金の支払意思額を調査した研究では、「環境にやさしい地域」や「エネルギー自立度が高い地域」が実現するなどの地域便益が得られる場合、一定の金額まではFIT制度の賦課金などの金銭的負担を受容する可能性が示唆されている(弘中ほか 2017)。

そのため、住民の太陽光発電システムの導入に対して補助金を助成する制度がある自治体では、住民の初期費用が低下するために、太陽光発電パネルの設置が進むはずである。そこで、以下の仮説が導出できる。

仮説1 太陽光発電補助金制度が存在する自治体ほど、太陽光発電パネル設置件数が増加する。

先行研究に依拠すると、太陽光発電の導入促進において、自治体の補助金制度は重要な役割をはたしている。その際には、単に補助金制度があるだけでなく、その補助金額の多寡にも注目する必要がある(Jenner et al. 2013)。実際、各自治体によって補助金の上限額が異なるため、補助金額の高低によって、太陽光発電導入に対する需要が異なるはずだからである。具体的には、補助金額が高額であるほど、住宅用太陽光発電を導入する家庭にとって、導入時の初期費用が軽減され、太陽光発電パネル設置への参入障壁が低くなる傾向があるだろう。一方で、補助金額が低い場合は自己負担が増して、導入に対するためらいが生じる可能性が高い。このような補助金額の違いが、最終的に太陽光発電パネル設置件数の差として現れると考えられる。したがって、補助金額は、太陽光発電の導入における経済的・心理的負担の軽減を通じて、太陽光発電パネル設置件数の増加に寄与すると考えられる。そのため、以下のような仮説が導出できる。

仮説2 太陽光発電補助金制度の補助金上限額が高い自治体ほど、太陽光発電パネル設置件数が増加する。

3-2. その他の要因

太陽光発電パネル設置件数に影響する要因として、人口、日照時間、平均気温などの自然条件的な要因を考慮する必要もあろう。第一に、人口は、太陽光発電パネルの設置機会を増加させる要因になると考えられる。人口の多い地域では、住居数が多く、パネル設置件数が増えるだろう。第二に、日照時間は、太陽光発電パネルの発電効率に直接影響を与える要因である。太陽光発電は日照量に依存するため、日照時間が長い地域では、エネルギー変換効

率が向上する。その結果、日照時間が長い地域ほどパネル設置の便益が大きく、設置件数の増加に寄与すると考えられる。第三に、平均気温も発電効率に影響を及ぼす要因とみなされる。平均気温が高い地域では、太陽光の強度が増し、エネルギー変換効率がさらに高まることが期待される。したがって、平均気温が高い地域では、パネル設置による便益が大きくなり、パネル設置件数の増加を促進する要因として作用すると推測できる。人口、日照時間、平均気温の変数を回帰モデルに追加することで、そのような自然条件に適した自治体ほど補助金制度を導入しやすいという見かけ上の相関を統制することができるとともに、自然条件と太陽光発電パネル設置件数との相関から、回帰モデルの妥当性を確認することができるであろう。

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、経済産業省の資源エネルギー庁が公表している『B表 市町村別認定・導入量』⁴に基づき、2019年から2023年までの全5年度分の太陽光発電パネル設置件数と、各自治体の太陽光発電パネル設置に対する補助金制度の有無、およびその補助上限額に関する市区町村別パネルデータを構築した。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は太陽光発電パネル設置件数である。資源エネルギー庁の提供する『B表 市区町村別認定・導入量』には、FIT制度における再生可能エネルギーの買取電力量、買取金額料などが記載されており、太陽光発電パネル設置件数を市区町村別で確認することができる。設置件数は自然対数化を行う。2019年から2023年の5年間における太陽光発電パネル設置の推移を時系列的に把握する。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説1では市区町村ごとの補助金制度の有無、仮説2では補助金上限額を用いる。これらのデータは省エネドットコムが収集・公表している2019年から2023年の全国の市区町村ごとの太陽光発電パネル設置に対する補助金制度の詳細に関するデータ⁵に基づくもので、仮説1では補助金が提供されている市区町村を1、補助金が提供されていない市区町村を0として、ダミー変数で表した。仮説2では補助金上限額を、同様に省エネドットコムのデータから測定した。ただし、補助金上限額は、補助金制度がない場合は0とした。また、データの制約上、補助金上限額のデータを収集したときに、上限という形ではなく一律の場合は、その値を用いた。補助金制度のない自治体では補助金上限額が0となるため1を足したあとに、自然対数化を行い、分析を進める。

また、補助金制度の有無や補助金上限額以外に、太陽光発電パネル設置件数に影響を与え

⁴ <https://www.fit-portal.go.jp/publicinfosummary> (2024年11月10日)。

⁵ <https://www.shouene.com/photovoltaic/subsidy> (2024年11月10日)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
補助金制度の有無	太陽光発電補助金制度のある市区町村を0、太陽光発電補助金制度のない市区町村を1とするダミー変数。	『省エネドットコム』
log(補助金上限額)	各市区町村の太陽光発電補助金の上限額に自然対数化を行う。ただし、補助金制度のない市区町村は0に1を足して自然対数化を行なったもの。	『省エネドットコム』
log(人口)	各市区町村の人口に自然対数化を行なったもの。	『e-Stat』
日照時間	各市区町村の年間平均日照時間。	『e-Stat』
平均気温	各市区町村の年間平均気温。	『e-Stat』
log(太陽光発電パネル設置件数)	各市区町村の家庭における太陽光発電パネルの設置件数に自然対数化を行なったもの。	『資源エネルギー庁』

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
補助金制度の有無	8701	0.3317	0.4709	0	1
補助金上限額	8672	33732.7413	82741.4441	0.0000	2000000.0000
人口	8672	72272.8464	188617.6990	159.0000	3759939.0000
日照時間	6961	2010.7558	178.9977	1535.7000	2319.6000
平均気温	6961	15.5984	2.8349	9.8000	23.9000
太陽光発電パネル設置件数	8701	1004.8277	2015.3258	0.0000	30678.0000

ると考えられるコントロール変数として、先述の通り、人口・日照時間・平均気温を用いる。人口に関しては、自然対数化を行う。

データの制約上、2023年の日照時間と平均気温のデータが得られなかったため、これらの独立変数を投入するモデルでは2019年から2022年までのデータを用いる。

表1は、上記の変数群の変数説明、表2は記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、太陽光発電パネル設置に対する補助金の有無と補助金上限額の影響を検証するためにパネルデータ分析を行う。分析では、年度と自治体の固定効果を統制する二方向固定効果モデルと、年度の固定効果のみを統制するプーリングモデルの両方のモデルを推定する。本来であれば自治体ごとの観察できない異質性を統制すべきであるが、本稿の分析対象期間は2019年から2023年までの5年間と期間が短く、補助金制度やその上限額には大きな変化が起きにくいとも考えられ、自治体の固定効果を統制すると、制度の効果を捉えることが難しくなる。そのため、本稿では、自然条件などのコントロール変数を投入した上で、プーリングモデルの結果についても解釈を行っていく。

5. 分析結果

5-1. 太陽光発電補助金制度の政策効果

まず、表3では、市区町村別パネルデータから、市区町村・年度別の太陽光発電補助金制度の有無が太陽光発電パネル設置件数に与える効果を分析した。市区町村の固定効果がないModel 1~2では、補助金制度が太陽光発電パネル設置件数に統計的に有意に正の影響を与えている。これは仮説1に整合的な結果である。また、他の変数では、人口や日照時間、平均気温の値が大きいほど、太陽光発電パネル設置件数が統計的に有意に増加している。日照時間が長く、平均気温が高いなど、太陽光発電の発電効率のポテンシャルの高い自治体ほど実際に、太陽光発電の設置が進んでおり、回帰モデルには一定の妥当性があると言える。一方、市区町村の固定効果を統制したModel 3~4では、補助金制度が同様に太陽光発電パネル設置件数に正の影響を与えているが、これらの係数は統計的に有意でなかった。二方向固定効果モデルで統計的に有意な関連が見られなかった理由としては、先述の通り、分析対象期間が短く、市区町村内での制度変動が少なかった可能性が考えられる。しかし、市区町村の固定効果のないプーリングモデルでも決定係数は0.8以上で比較的に高いことから、回帰モデルには一定の説明力があると考えられる。

表3 太陽光発電補助金制度の有無が太陽光発電パネル設置件数に与える効果

	従属変数			
	log(太陽光発電パネル設置件数)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
補助金制度の有無	0.0925 ** (0.0322)	0.1048 *** (0.0307)	0.0041 (0.0032)	0.0032 (0.0025)
log(人口)	1.1410 *** (0.0144)	1.0980 *** (0.1450)	0.8261 *** (0.0993)	0.7067 *** (0.1138)
日照時間		0.0014 *** (0.0001)		0.0000 * (0.0000)
平均気温		0.0289 *** (0.0081)		0.0244 (0.0140)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	NO	NO	YES	YES
調整済みR ²	0.8330	0.8503	0.9977	0.9977
N	8670	6914	8670	6914

(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。

5-2. 太陽光発電補助金上限額の効果

次に、表4では、市区町村別のパネルデータから、太陽光発電補助金上限額の多寡が太陽光発電パネル設置件数に与える効果を分析した。同様に、市区町村の固定効果がない Model 5~6 では、補助金の上限額が高いほど、太陽光発電パネル設置件数が統計的に有意に増加していた。これは仮説2に整合的な結果である。また、市区町村の固定効果がない Model 7~8 では、補助金の上限額が高いほど、太陽光発電パネル設置件数が増加するが、それらの係数は統計的に有意とならなかった。

表4 太陽光発電補助金上限額が太陽光発電パネル設置件数に与える効果

	従属変数			
	log (太陽光発電パネル設置件数)			
	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
log (補助金上限額)	0.0070 * (0.0030)	0.0083 ** (0.0029)	0.0003 (0.0003)	0.0002 (0.0002)
log (人口)	1.1410 *** (0.0144)	1.1010 *** (0.0144)	0.8340 *** (0.0993)	0.7174 *** (0.1138)
日照時間		0.0014 *** (0.0001)		0.0000 (0.0000)
平均気温		0.0289 *** (0.0081)		0.0294 (0.0141)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	NO	NO	YES	YES
調整済みR ²	0.8338	0.8513	0.9976	0.9977
N	8641	6891	8641	6891

(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。

6. 結論

本稿では、FIT 制度下における日本の市区町村別の太陽光発電補助金制度が太陽光発電パネル設置件数に与える影響を評価することを目的として、パネルデータ分析を通じて補助金制度の政策効果を明らかにすることを試みた。本稿の分析結果からは、第一に、太陽光発電の導入に対する補助金制度が太陽光発電パネル設置件数に正の影響を与えていることが明らかになった。加えて、第二に、実際に補助金の上限額が高いほど、太陽光発電パネル設置件数に正の影響を与えていることが明らかになった。このことから、太陽光発電システムの導入に対して補助金を助成することが、システム導入のための初期費用を低下させることを通じて、住宅用太陽光発電システムの普及を促進することが示唆された。

太陽光発電補助金については、すでに都道府県の補助金制度が太陽光発電の導入に正の効果をもたらしていることが明らかになっていたが（中田・松本 2014）、本稿の分析結果は市区町村の補助金制度にも同様の効果を見出すものである。もちろん、補助金制度の導入については、その費用対効果も問われるべきであろう。少なくとも、日照時間が長く、平均気温が高いなど、太陽光発電の発電ポテンシャルが高い地域では、太陽光発電の導入が進みやすいだけでなく、その経済効率性が高いことが推測される。そのような自治体では、より積極的に補助金を助成して、自治体内の住宅用太陽光発電システムの普及を進めることが重要かもしれない。

7. 参考文献

- 伊藤葉子. 2015. 「再生可能エネルギー支援策の変遷—国内外の制度事例から得る日本の FIT 見直しへの示唆」『エネルギー経済』.
- 茅野恒秀. 2014. 「固定価格買取制度 (FIT) 導入後の岩手県の再生可能エネルギー」『法政大学学術機関リポジトリ』 4: 27-40.
- 経済産業省資源エネルギー庁. 2022. 「再生可能エネルギー FIT・FIP 制度ガイドブック 2022 年度版」.
- 経済産業省資源エネルギー庁. 2023. 「今後の再生可能エネルギー政策について」.
- 庫川幸秀. 2013. 「RPS 制度と FIT 制度下の再生可能エネルギー導入量の比較」『環境経済・政策学会』 6(1): 65-74.
- 国立環境研究所. 2024. 「日本国温室効果ガスインベントリ報告書 (NID)」.
- 塚田俊三. 2013. 「再生可能エネルギー発電の固定価格買取条件の妥当性の検証」『環境技術学会』 42(12): 739-746.
- 中田沙羅・松本健一. 2014. 「住宅用太陽光発電システム導入に対する補助金制度の有効性の実証研究」『土木学会』 70(5): 121-128.
- 日引聡・庫川幸秀. 2013. 「再生可能エネルギー普及促進策の経済分析—固定価格買取 (FIT) 制度と再生可能エネルギー利用割合基準 (RPS) 制度のどちらが望ましいか？」『独立行政法人経済産業省研究所』 13-J-070: 1-31.
- 藤本ひかり・本藤祐樹・弘中雄介. 2016. 「太陽光発電システムへの心理的近接性が省エネルギー意識・行動に及ぼす影響」『日本 LCA 学会誌』 12(1): 2-14.
- 宮内洋明・河北拓人・蒲倉光・陳啓晟. 2020. 「家庭用太陽光発電システムの導入促進に向けた自治体目標と現状に関する分析」『リスク・レジリエンス工学グループ PBL』 1-6.
- 吉田肇. 2012. 「地域における住宅用太陽光発電システムに対する補助支援策の展開に関する考察」『公益社団法人日本都市計画学会』 47(3): 943-948.
- Dong, Changgui. 2012. “Feed-in Tariff vs. Renewable Portfolio Standard: An Empirical

- Test of Their Relative Effectiveness in Promoting Wind Capacity Development.” *Energy Policy* 42(2012): 476-485.
- Endo Seiya, Genkai Toru, Matsuo Yuji, Nagao Toshiteru, and Hideaki Obane. 2022 “Modeling Potential Installation of Solar and Wind Energy Considering Cannibalization.” *Journal of Japan Society of Energy and Resources* 43(4): 162-171.
- Cabeza-García, Laura, García-Alvarez, María Teresa, and Soares Isabel. 2017. “Analysis of the Promotion of Onshore Wind Energy in the EU: Feed-in Tariff or Renewable Portfolio Standard?” *Renewable Energy* 111(2017): 256-264.
- Groba, Felix, Jenner, Steffen, and Joe Indvik. 2013. “Assessing the Strength and Effectiveness of Renewable Electricity Feed-in Tariffs in European Union Countries.” *Energy Policy* 52(2013): 385-401.
- Yusuke, Hironaka and Hiroki Hondo. 2016. “Estimation Regional Benefits of Renewable Energy Installation Using Willingness to Pay.” *Journal of Japan Society of Energy and Resources* 96: 52-57.
- Zhang, Yuxin and Zhidong Li. 2019. “A Comparative Analysis of China's and Japan's Photovoltaic Power Generation Dissemination Measures using Econometric Methods.” *Journal of Japan Society of Energy and Resources* 40(3): 28-38.

第9章

東京都区部における緑地面積が大気汚染に与える影響

八巻 璃咲

要約

緑地の増加は、国内外の研究から大気汚染物質の減少に有効であると考えられている。しかし、既存研究では、地域単位のデータを用いて緑地の増加が大気汚染に与える影響を実証的に検討したものが少ない上に、網羅的な大気汚染物質への影響は明らかにされておらず疑問も残る。そこで、本稿は、日本の東京都区部を事例として、長期的・網羅的な観点から、緑地と大気汚染物質の関連を明らかにすることを試みる。具体的には、1986年から2021年までの区部別・大気汚染物質別のパネルデータを構築した上で、緑地が大気汚染物質に与える影響を検証した。分析結果からは、緑地の増加が温室効果ガスである CH₄、及び光化学スモッグの原因となる OX を生成する成分となる THC を減少させることが明らかになった。緑地の増加が特定の大気汚染物質の抑制において政策的な重要性を有すると考えられる。

1. はじめに

近年、大気汚染が世界的に問題視されている。WHOによると、屋内外の大気汚染の複合的な影響によって毎年 670 万人が早期に死亡していることが明らかになっている¹。これらの早期死亡は低・中所得国に集中しているものの、2019 年時点で世界の 99%の人口が WHO の定める大気質ガイドラインの基準を満たさない場所に住んでいるとされる²。このように世界的に大気汚染による健康被害が問題となっている。

一方、日本は環境省が設定する環境基準の達成率という意味では、多くの大気汚染物質が環境基準を満たしているものの、光化学オキシダント (OX) などのいくつかの物質汚染がやはり問題化している。たとえば、環境省の令和 4 年度の観測結果では、微小粒子状物質 (PM_{2.5})、二酸化硫黄 (SO₂)、二酸化窒素 (NO₂)、浮遊粒子状物質 (SPM)、一酸化炭素 (CO)

¹ [https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/ambient-\(outdoor\)-air-quality-and-health](https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/ambient-(outdoor)-air-quality-and-health) (2024 年 11 月 17 日)。

² [https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/ambient-\(outdoor\)-air-quality-and-health](https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/ambient-(outdoor)-air-quality-and-health) (2024 年 11 月 17 日)。

のすべての物質が、ほぼすべての一般局・自排局で環境基準を達成しているが、OX については、一般局で 0.1%、自排局では 0%の達成率に留まっている³。OX 注意報発令レベルの超過割合が多い地域における OX の濃度は長期的には減少傾向にあるが、令和 3 年度と比較して発令延べ日数は微増している⁴。最大都市である東京都における状況も同様の傾向である⁵。OX はいわゆる光化学スモッグの原因物質であり、高濃度になると粘膜を刺激し、呼吸器に影響を与えるほか、農作物等への影響も明らかにされている⁶。このように光化学スモッグなどの特定の大気汚染は、日本においても問題になっている。

大気汚染物質を減少させる解決策の一つとして、緑地の存在があげられる。まず、ガス状の大気汚染物質は、植物の葉の表面にある気孔に取り込まれ、葉の内部で細胞間の空間に拡散されることで、葉に永久に取り込まれる⁷。また、粒子状の大気汚染物質は、植物の表面に堆積することで一時的に除去される⁸。これらのメカニズムを通じて大気汚染物質は減少する。加えて、緑地はヒートアイランド現象の緩和においても効果的であると考えられている。ヒートアイランド現象は、都市部の上空の空気を暖め、大気汚染物質の拡散を妨げるダストドームを生じさせる原因の一つとなっており、緑地の増加は気温の低下を通じて、このようなメカニズムを抑制しうる。このように、緑地の増加は、直接的・間接的に大気汚染物質を減少させることが期待される。

国外においては、緑地面積の増加が、様々な大気汚染物質の減少を促すことが明らかにされている (Currie and Bass 2008; Jaafari et al. 2020; Taha et al. 2000)。しかし、日本で環境基準を達成していない OX と緑地面積の関係については検証されていないなど、網羅的な研究は行われていない。また、国内においては、緑地面積が NO₂ に与える影響や、葉面と大気汚染物質の吸着の関係についてなど、様々な研究が行われているものの (阪井 1987; 三澤 1981)、大気汚染の緩和において緑地の増加の重要性が叫ばれる中、緑地面積が大気汚染物質に与える影響に関する研究は少なく、実証研究に乏しい状況が続いてきた。

上記の問題意識から、本稿では、1986 年から 2021 年までの東京都 23 区別・大気汚染物質別のパネルデータを構築した上で、緑地面積が大気汚染物質に与える影響を明らかにする。本稿の分析結果からは、緑地の増加が温室効果ガスであるメタン (CH₄) と、光化学スモッグの原因となる OX を生成する成分となる全炭化水素 (THC) を減少させることが示された。これらの知見を踏まえると、緑地の増加が特定の大気汚染物質の減少を促すことに

³ https://www.env.go.jp/press/press_03287.html (2024 年 11 月 17 日)。

⁴ https://www.env.go.jp/press/press_03287.html (2024 年 11 月 17 日)。

⁵ 東京都においては、令和 5 年度の観測結果によると環境基準が設定されている 6 物質のうち 5 物質の PM_{2.5}・SO₂・NO₂・SPM・CO は一般局、自排局ともに 100%であったものの、日本の観測結果と同様に OX は一般局で 0%と達成率は低く、自排局では測定が行われていない。 <https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2024/09/02/16.html> (2024 年 11 月 17 日)。

⁶ https://tenbou.nies.go.jp/download/explain_materials.html (2024 年 11 月 17 日)。

⁷ <https://www.nps.gov/articles/000/uerla-trees-air-pollution.htm> (2024 年 11 月 15 日)。

⁸ <https://www.nps.gov/articles/000/uerla-trees-air-pollution.htm> (2024 年 11 月 15 日)。

貢献するものと考えられる。

続く第 2 節では、大気汚染の影響と要因に関する先行研究を概観した後、第 3 節では、緑地率が大気汚染物質に与える影響について本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では、データと分析方法を提示したのちに、第 5 節では、実際の分析結果について議論する。第 6 節では、本稿で得られた知見を踏まえて、東京都における緑地のあり方や今後の研究の課題について示唆を述べたい。

2. 先行研究

大気汚染物質は様々な影響を与える。例えば、OX は高濃度化することで光化学スモッグを発生させ、人体への影響とともに農作物への被害も与えている (中村・松中 1974)。SO₂・窒素酸化物 (NOX) による雨水の酸性化によって酸性雨が発生する (玉置 2000)。大気汚染物質による鉄の腐食促進や酸性雨による銅の腐食による文化遺産・文化財への影響が明らかにされている (古明地 1993)。SO₂ などを総称した硫黄酸化物は呼吸機能や死亡率に及ぼす影響が明らかにされている (常俊 1989)。CO は温室効果ガスであるメタンの寿命を長くし、HC は光化学スモッグの原因だと考えられている (大野ほか 1997)。このように、大気汚染物質は人間の健康、植物、文化財に被害をもたらすと考えられる。

2-1. 大気汚染物質の発生要因

福井ほか (2014) によると、SO₂ は発電所と廃棄物焼却施設以外の工業部門を中心とする大規模燃焼が発生源である。OX は大気中の揮発性有機化合物 (VOC) と NOX の混合系が紫外線を受けることによる化学反応により生成される (石丸・小川 2004)。NOX は高速道路や幹線道路に沿って濃度が高くなる傾向があることが明らかになっており、ディーゼル車の増加、化石燃料の消費など自動車や工場からの排出ガスが要因として示されている (大野ほか 1997; 水野谷・水飽 1998; 李ほか 2000)。SPM は工場や自動車の排出ガスに含まれる汚染物質であり、大気中の VOC が化学反応を起こし、反応性生成物が凝集することによって生成される (石丸・小川 2004; 李ほか 2000)。CO・PM_{2.5} は自動車が最も排出寄与の大きい発生源である (福井ほか 2014)。

2-2. 緑地と大気汚染物質の関連

先行研究では、実測調査やシミュレーションの手法を用いて、国内外で緑地と大気汚染物質との関連が明らかにされてきた。例えば、緑地のオゾン (O₃) への影響があげられる。Taha et al. (2000) は、米国で最もスモッグが多い地域とされるロサンゼルス盆地を対象と

して、大気質等のシミュレーションから、緑被率の増加が気候や大気質に与える影響を考察している。分析結果からは、緑被率の増加が、気温を減少させるとともに、O₃の露出量を減少させる可能性が示唆されている (Taha et al. 2000)。O₃は、OXの大部分を占める成分である⁹。したがって、O₃を減少させることで光化学スモッグの発生を緩和させることができると考えられる。

また、緑地のNO₂への影響も明らかにされている。田村ほか (1999) によると交通量の多い都心にあり規模の大きい公園を含む広範囲で実測調査を行ったところ、緑地率の高い地点では、相対的に夏季にNO₂濃度が低くなる傾向が見られたが、明確な関係が見られていないと述べている。一方で、阪井 (1987) は、夏季において道路緑化がNO₂の削減に対して有効な手段であることを明らかにしている。加えて、自動車排出ガスの拡散防止¹⁰の面でも有効な機能を果たすことが指摘されている。

その他にも、多様な大気汚染物質との関連が研究されている。三澤 (1981) によると、葉面による粉塵吸着量は群葉近傍の粉塵濃度及び暴露期間にほぼ直線的に相関することが示されている。国内の研究にとどまらず、国外における研究も数多く存在する。フランスのストラスブール市内の公共緑地の樹木は1年間に約88トンの汚染物質を除去していると推計される (Selmi et al. 2016)。特にPM₁₀¹¹を約7%削減することがわかっているが、他の大気汚染物質への影響は小さいと考えられている (Selmi et al. 2016)。トロント市街地の屋上・壁面緑化の大気汚染削減効果を調査した研究では、樹木、低木、緑の屋根、壁面緑化がNO₂・O₃・PM₁₀・SO₂の汚染除去割合を高めることが明らかになっている (Currie and Bass 2008)。また、テヘランを対象とした研究でも、緑地はCO・NO₂・O₃・PM₁₀・PM_{2.5}・SO₂による大気汚染を緩和させる統計的に有意な効果が示されている (Jaafari et al. 2020)。

このように先行研究では、大気汚染物質の影響・要因、及び緑地の大気浄化効果が明らかにされている。しかし、多くの研究が緑地と大気汚染物質の短期的な空間的相関に注目する傾向があり、緑地の長期的な変化を捉えた研究は少ない。本稿は、世界有数の都市領域である東京都区部に注目して、区の緑地の長期的変化と大気汚染物質の関連を検証する。次節では、先行研究で得られた多くの知見をもとに、東京都都区部における緑地が大気汚染物質に与える影響を理論的に検討する。

3. 理論仮説

先行研究では、各種の実測調査・シミュレーション研究から、樹木、屋上緑地、壁面緑地

⁹ <https://www.env.go.jp/council/06earth/y060-kondan01/ref05.pdf> (2024年11月14日)。

¹⁰ 拡散とは、障害物としての植物により汚染質が広がり希釈され汚染質濃度を低下させる効果があるが、全体の総量は減少しないことを指す (阪井 1987)。

¹¹ 捕集効率が50%となる空気力学径が10 μ mとなる粒子。 <https://www.nies.go.jp/kanko/news/20/20-5/20-5-05.html> (2024年12月2日)。

などの緑化により大気汚染物質が減少することがわかっている (Selmi et al. 2016; Currie and Bass 2008)。これらの効果は大気汚染物質の形状によってそのメカニズムが異なっている。まず、SO₂・NO₂・CO・O₃などのガス状の大気汚染物質は植物の葉の表面にある気孔が有害な汚染物質を取り込み、葉の内部で細胞間の空間に拡散されることで、植物の葉に永久的に取り込まれる¹²。一方、PM_{2.5}などの粒子状の大気汚染物質は植物の表面に堆積することで一時的に除去される¹³。ガス状の大気汚染物質は大気中に再浮遊したり、雨によって流出物に溶解されたり、土壌に移行されたりするため、植物は一時的な滞留場所として考えられている¹⁴。このようなメカニズムで緑地が大気汚染物質を減少させることが明らかになっている。

加えて、ヒートアイランド現象も大気汚染を引き起こす一つの要因だと考えられている。都市のヒートアイランドは、逆転層という壁で包まれたドーム構造をしているため、ドームの中で排出された汚染物質は内部を循環し、ドーム外に出られない状態が続くことで大気汚染が進行する (三上 2006)。ヒートアイランド現象の主な原因は人口排熱の増加、地表面被覆の人工化、都市形態の高密度化だとされる (鍵屋・足永 2013)。その緩和効果の一つとして緑化の推進があげられる¹⁵。具体的に緑が果たす役割としては冷涼な空気のかたまりの形成、冷涼な空気の移動のスムーズ化などがあげられる¹⁶。

したがって、緑化が大気汚染物質を吸収するという直接的効果と気温を低下させることでダストドームによる大気汚染物質の充満を抑制するという間接的効果の両方のメカニズムを通じて、大気汚染を緩和する効果がある。よって、以下の仮説が導出できる。

仮説 東京都区部において緑地率が増加するほど、大気汚染物質が減少する。

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、「大気汚染常時監視データ¹⁷」に基づき、1986年から2021年まで1年ごとに計測された大気汚染物質別及び東京都区部別のパネルデータを構築した。

¹² <https://www.nps.gov/articles/000/uerla-trees-air-pollution.htm> (2024年11月15日)。

¹³ <https://www.nps.gov/articles/000/uerla-trees-air-pollution.htm> (2024年11月15日)。

¹⁴ <https://www.nps.gov/articles/000/uerla-trees-air-pollution.htm> (2024年11月15日)。

¹⁵ <https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha03/04/040625/01.pdf> (2024年11月12日)。

¹⁶ <https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha03/04/040625/01.pdf> (2024年11月12日)。

¹⁷ 「国立環境研究所 環境展望台 月間値・年間値データファイル」を用いた。
<https://tenbou.nies.go.jp/download/> (2024年11月12日)。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、国立環境研究所の環境展望台で月別・測定局別に観測されている 11 種類の大気汚染物質観測データを用いる。具体的には、SO₂・OX・NO₂・NOX・CO・一酸化窒素 (NO)・非メタン炭化水素 (NMHC)・CH₄・THC・SPM・PM_{2.5} の 11 種類の大気汚染物質である。この観測データを測定局の所在地の区部ごと、大気汚染

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
大気汚染物質月別平均値	区部別での観測所別の観測値の合計÷観測所数。	「大気汚染常時監視データ」
SO ₂ 月別平均値	二酸化硫黄 (SO ₂) の観測値の月別平均値。	
OX月別平均値	光化学オキシダント (OX) の観測値の月別平均値。	
NO ₂ 月別平均値	二酸化窒素 (NO ₂) の観測値の月別平均値。	
NOX月別平均値	窒素酸化物 (NOX) の観測値の月別平均値。	
CO月別平均値	一酸化炭素 (CO) の観測値の月別平均値。	
NO月別平均値	一酸化窒素 (NO) の観測値の月別平均値。	
NMHC月別平均値	非メタン炭化水素 (NMHC) の観測値の月別平均値。	
CH ₄ 月別平均値	メタン (CH ₄) の観測値の月別平均値。	
THC月別平均値	全炭化水素 (THC) の観測値の月別平均値。	
SPM月別平均値	浮遊粒子状物質 (SPM) の観測値の月別平均値。	
PM _{2.5} 月別平均値	微小粒子状物質 (PM _{2.5}) の観測値の月別平均値。	
緑地率	公園等、農用地、水面・河川・水路、森林・原野の面積の合計÷総面積。	「東京の土地利用」
昼夜間人口比率	昼間人口÷総人口。	「e-Stat」
高齢化率	65歳以上人口÷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
SO2月別平均値	511	0.0054	0.0036	0.0000	0.0160
OX月別平均値	323	0.0322	0.0073	0.0120	0.0510
NO2月別平均値	823	0.0314	0.0101	0.0087	0.0630
NOX月別平均値	823	0.0546	0.0292	0.0097	0.1670
CO月別平均値	628	0.8788	0.5684	0.1000	3.7000
NO月別平均値	823	0.0233	0.0180	0.0010	0.1095
NMHC月別平均値	511	0.0054	0.0036	0.0000	0.0160
CH4月別平均値	496	1.9239	0.0580	1.7600	2.1667
THC月別平均値	496	2.1722	0.1339	1.1200	2.5700
SPM月別平均値	349	728.2883	38.2727	368.5000	744.0000
PM2.5月別平均値	242	14.8440	3.4368	7.1000	22.2000
緑地率	823	0.1176	0.0555	0.0311	0.2418
昼夜間人口比率	823	2.5393	4.3909	0.7542	27.3117
高齢化率	823	0.1665	0.0420	0.0708	0.2546

物質ごとに集計して月別の平均値を算出した。本稿では、観測データを最も長期間収集できる4月の平均値のデータを用いる。ただし、4月の観測データがないOX、及びSPMは5月の平均値のデータで代替する。

次に、独立変数として、緑地率を用いる。具体的には、東京都が公開している『東京の土地利用』に基づき、1986年から2021年まで5年ごとに計測された東京都区部の公園等、農用地、水面・河川・水路、森林・原野の面積の合計を区部の総面積で除して緑地率を計算した¹⁸。

その他には、統制変数として、昼夜間人口比率、高齢化率を用いる。e-Statの1980年から2020年まで5年ごとのデータに基づき、昼夜間人口率は昼間人口を総人口で除した。高齢化率は65歳以上人口を総人口で除した。

緑地率、昼夜間人口比率、高齢化率は5年ごとにしか収集されないため、データが収集できない年度は、各年度の最新の値を当てはめた。

表1は、上記の変数群を整理した変数一覧であり、表2は記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、緑地率が大气汚染物質に与える影響をパネルデータ分析によって推定する。パネルデータ分析を用いることで個体間の水準差や時間毎の水準差を統制する

¹⁸ 緑地の定義は、以下に依拠した。<http://www.chiikiseikatsu.org/databook2014/databook2014tnk.pdf> (2024年11月12日)。

ことができるが、時間毎に変化する可能性がある個体の水準差は統制することができない。そのため、時間毎に変化する可能性がある昼夜間人口比率、及び高齢化率を統制変数として用いることで統制する。

5. 分析結果

まず、表3では、区別パネルデータから、Model 1~4まで、それぞれSO₂・OX・NO₂・NOXについて、東京都区部内の緑地率の変化が大気汚染物質月別平均値の変化に与える効果を検証した。Model 1では、昼夜間人口比率が増加すると、1%水準で統計的に有意にSO₂が増加している。緑地率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。Model 2¹⁹では、昼夜間人口比率が増加すると、5%水準で統計的に有意にOXが減少している。緑地率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。Model 3では、緑地率・昼夜間人口比率・高齢化率のすべてで統計的に有意な効果は見られない。Model 4では、昼夜間人口比率が増加すると、1%水準で統計的に有意にNOXが増加している。緑地率・高齢化率については統計的に有意な結果は出なかった。

次に、表4では、区別パネルデータから、Model 5~8まで、それぞれCO・NO・NMHC・

表3 大気汚染物質の月平均値に対する緑地率の効果
(SO₂・OX・NO₂・NOX)

	従属変数			
	大気汚染物質月別平均値			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	SO ₂	OX	NO ₂	NOX
緑地率	-0.0030 (0.0026)	0.0005 (0.0090)	0.0173 (0.0113)	0.0783 (0.0475)
昼夜間人口比率	0.0003 ** (0.0001)	-0.0007 * (0.0003)	0.0002 (0.0002)	0.0032 ** (0.0011)
高齢化率	-0.0088 (0.0080)	0.0027 (0.0492)	-0.0019 (0.0263)	-0.1425 (0.1372)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8963	0.7442	0.9219	0.8412
N	511	323	823	823

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

(2) ()内は区部ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

¹⁹ OXは4月の観測値がないため、5月の観測値で代替している。

表4 大気汚染物質の月平均値に対する緑地率の効果
(CO・NO・NMHC・CH4)

	従属変数			
	大気汚染物質月別平均値			
	Model 5 CO	Model 6 NO	Model 7 NMHC	Model 8 CH4
緑地率	1.763 (1.033)	0.0618 (0.0396)	-0.0030 (0.0026)	-0.4826 (0.0746) ***
昼夜間人口比率	0.0126 (0.0213)	0.0029 (0.0009) **	0.0003 (0.0001) **	-0.0046 (0.0033)
高齢化率	-0.8817 (2.869)	-0.1405 (0.1145)	-0.0088 (0.0080)	0.1396 (0.2033)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.7824	0.7745	0.8963	0.6036
N	628	823	511	496

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

(2) ()内は区部ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

CH4 について、東京都区部内の緑地率の変化が大気汚染物質月別平均値の変化に与える効果を検証した。Model 5 では、緑地率・昼夜間人口比率・高齢化率のすべてで統計的に有意な効果はなかった。Model 6 では、昼夜間人口比率が増加すると、1%水準で統計的に有意に NO が増加している。緑地率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。Model 7 では、昼夜間人口比率が増加すると、1%水準で統計的に有意に NMHC が増加している。緑地率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。Model 8 では、緑地率が増加すると、0.1%水準で統計的に有意に CH4 が減少している。昼夜間人口比率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。

最後に、表 5 では、区部別パネルデータから、Model 9~11 まで、それぞれ THC・SPM・PM2.5 について、東京都区部内の緑地率の変化が大気汚染物質月別平均値の変化に与える効果を検証した。Model 9 では、緑地率が増加すると、0.1%水準で統計的に有意に THC が減少している。昼夜間人口比率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。Model 10²⁰では、昼夜間人口率が増加すると、5%水準で統計的に有意に SPM が減少している。緑地率・高齢化率については統計的に有意な効果はなかった。Model 11 では、緑地率・昼夜間人口比率・高齢化率の説明変数すべてで統計的に有意な効果はなかった。

以上の検証から、CH4・THC については、緑地率が増加した地域ほど、大気汚染物質が減少するといった統計的に有意な負の関連が見出された。これらの結果は仮説に整合的な

²⁰ SPM は 4 月の観測値がないため、5 月の観測値で代替している。

表5 大気汚染物質の月平均値に対する緑地率の効果
(THC・SPM・PM2.5)

	従属変数		
	大気汚染物質月別平均値		
	Model 9 THC	Model 10 SPM	Model 11 PM2.5
緑地率	-0.7106 (0.1612)	*** -43.3990 (74.5328)	13.5944 (62.0140)
昼夜間人口比率	-0.0008 (0.0035)	4.9495 * (1.9686)	0.2684 (0.2414)
高齢化率	-0.2143 (0.3168)	-313.2134 (352.4662)	-12.1214 (10.3476)
時間効果	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.5287	0.0006	0.9439
N	496	349	242

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

(2) ()内は区部ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

結果であった。他方、SO₂・NO_x・NO・NMHC・SPMでは、昼夜間人口比率が増加した地域ほど、大気汚染物質が増加するなど、都市活動によって大気汚染が進む傾向が見られる。これらは直感的な結果であり、大気汚染物質の月別平均値が大気汚染状況の測定として一定の妥当性を有する証左であると考えられる。

6. 結論

本稿では、1986年から2021年まで1年ごとに計測された大気汚染物質別及び東京都区部別のパネルデータを用いて、東京都区部の緑地率の増加が大気汚染物質に与える影響を明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に、緑地率の増加がCH₄の減少に効果をもたらしていることが確認できた。CH₄は炭化水素に分類され、CO₂の次に地球温暖化に影響を与える温室効果ガスであることがわかっている²¹。そのため、緑地率の増加が地球温暖化を緩和させることが示唆された。第二に、緑地率の増加がTHCの減少に影響をもたらしていることが確認できた。THCはCH₄とそれ以外の炭化水素であるNMHCを総称し

²¹ <https://www.nies.go.jp/whatsnew/20200806/20200806.html> (2024年11月17日)。

た炭化水素である²²。NMHC は太陽の紫外線によって大気中の NOX と光化学反応を起こすことで光化学スモッグが発生する原因物質である OX を生成する²³。そのため、緑地率の増加が光化学スモッグを緩和させることを示唆する結果と言える。

上記の知見に基づけば、東京都区部における緑地率の増加が、温室効果ガスの減少による地球温暖化を緩和させ、OX を直接的に減少させるわけではないものの光化学スモッグの緩和に寄与している可能性があると考えられる。東京都区部における 1986 年から 2021 年にかけての緑地率は 0.4%ほど減少している。現在東京都では、屋上緑化の推進や校庭の芝生化などを行い、緑化を推進の取り組みを積極的に行っている²⁴。東京都による屋上緑化への助成金制度は存在しないが、東京都公園協会による東京都都市緑化基金や区で独自に助成を行っている自治体もある²⁵。これらの取り組みが、東京都区部における緑化に寄与すると考えられる。ただし、本稿の分析では、先行研究で多くの研究者によって明らかにされていた緑地率の増加が CO・NO₂・PM_{2.5}・SO₂ に与える影響において有意な結果が確認されなかった点は注意されたい。

最後に、本稿の今後の研究課題について言及しておきたい。本稿では、区部の大気汚染物質の月別平均値を求める際に、区部ごとに設置されている大気汚染物質の観測値の和を単純に観測所数で除した値を用いている。そのため、区内の観測所ごとの近隣緑地と観測値との関連など、よりミクロな空間的相関は確認できなかった。今後は、区などの行政単位よりも小規模な地理的単位で、緑被と大気汚染との関連を長期的に観察する試みが求められる。これらの点は、今後の研究課題としたい。

7. 参考文献

- 石丸泰・小川進. 2004. 「改正大気汚染防止法 (VOC 規制) と揮発性有機化合物 (VOC) の排出抑制について」『DNT 技術コーティング技報』: 25-32.
- 大野栄治・森杉壽芳・高木真志・鈴木慎治. 1997. 「ディーゼル車抑制策による大気汚染物質の削減効果」『環境科学会誌』 10(1): 29-37.
- 鍵屋浩司・足永靖信. 2013. 「ヒートアイランド対策に資する「風の道」を活用した都市づくりガイドライン」『国総研資料』 730: 1-171.
- 古明地哲人. 1993. 「大気汚染の文化財への影響」『大気汚染学会誌』 28(5): A103-111.
- 阪井清志. 1987. 「緑地帯の大気浄化機能に関する基礎的研究」『都市計画論文集』 22: 25-30.
- 玉置元則. 2000. 「日本の酸性雨調査研究の現状と今後の課題」『大気環境学会誌』 35(1): A1-

²² <https://www.nishi.or.jp/homepage/nishisora/other/yogo/#:~:text=> (2024 年 11 月 17 日)。

²³ <https://www.nishi.or.jp/homepage/nishisora/other/yogo/#:~:text=> (2024 年 11 月 17 日)。

²⁴ <https://www.kankyo.metro.tokyo.lg.jp/nature/green> (2024 年 12 月 9 日)。

²⁵ <https://www.kankyo.metro.tokyo.lg.jp/nature/green> (2024 年 12 月 9 日)。

A11.

- 田村優佳・吉野博・北条祥子・安田延壽・佐藤洋・佐々木澄. 1999. 「都市内緑地の暑熱緩和・大気浄化効果に関する実測調査」『日本建築学会技術報告集』5(9): 167-170.
- 常俊義三. 1989. 「大気汚染の人体影響に関する疫学的研究—呼吸器症状・呼吸機能に及ぼす影響」『大気汚染学会誌』24(2): 75-89.
- 中村拓・松中昭一. 1974. 「大気汚染にたいする指標植物の利用—(1) 光化学オキシダントにたいするアサガオの感受性とその変動要因」『日本作物学会紀事』43(4): 517-522.
- 福井哲夫・國領和夫・馬場剛・神成陽容. 2014. 「大気汚染物質排出インベントリー EAGrid2000-Japan の年次更新」『大気環境学会誌』49(2): 117-125.
- 三澤彰. 1981. 「緑地帯の大気浄化機能に関する研究—特に自動車走行に伴う粉塵の葉面吸着量について」『造園雑誌』44(4): 191-202.
- 水野谷剛・水鉋揚四郎. 1998. 「日本における大気汚染物質排出抑制のための最適税政策に関する研究」『地域学研究』29(3): 1-23.
- 李海峰・高偉俊・吉田公夫・湯屋博史・尾島俊雄. 2000. 「東京都区部の地域における大気環境の影響要因に関する研究」『日本建築学会径角形論文集』537: 85-91.
- Currie, Beth Anne and Brad Bass. 2008. “Estimates of Air Pollution Mitigation with Green Plants and Green Roofs Using the UFORE Model.” *Urban Ecosystems* 11: 409-422.
- Jaafari, Shirkou, Shabani, Afshin Alizadeh, Moeinaddini, Mazaher, Danehkar, Afshin, and Yousef Sakieh. 2020. “Applying Landscape Metrics and Structural Equation Modeling to Predict the Effect of Urban Green Space on Air Pollution and Respiratory Mortality in Tehran.” *Environmental Monitoring and Assessment* 192(412): 1-15.
- Selmi, Wissal, Weber, Christiane, Riviere, Emmanuel, Blond, Nadege, Mehdi, Lotfi and David Nowak. 2016. “Air Pollution Removal by Trees in Public Green Spaces in Strasbourg City, France.” *Urban Forestry & Urban Greening* 17: 192-201.
- Taha, Haider, Meier, Alan, Gao, Weijun, and Toshio Ojima. 2000. “Mitigation of Urban Heat Islands: Meteorology, Energy, and Air Quality Impacts.” 『日本建築学会計画系論文集』529: 69-76.

第10章

公教育が学生の英語力に与える影響 —「英語教育実施状況調査」に基づく実証分析—

佐藤 馨音

要約

グローバル化が進む現在、日本においても英語教育の充実による学生の英語力の向上は目下の課題となっている。しかしながら、既存研究はアンケート調査に基づくものが多く、行政単位のデータを用いた英語教育の効果検証は少ないという課題が残る。そこで、本稿は2019年から2023年までの「英語教育実施状況調査」の結果から、都道府県別のパネルデータを構築し、中学校と高等学校の各英語教育施策が学生の英語力にどのような効果をもたらすか検証した。分析結果からは、教員の英語力や、授業内での英語の発話機会、学習到達目標の設定・公表・到達状況の把握が学生の英語力の向上に有意に正の影響をもたらす一方で、ALT人材やICT機器の活用は有意な効果が得られないことが示された。以上の結果から、英語教育においては、技術的な施策よりも、教員の英語力の向上を目指した研修制度の整備や、学生が実際に英語を使って学ぶ環境づくりを徹底しつつ、それらを具体的な学習到達目標の管理下において実施することが重要であると示唆される。

1. はじめに

昨今、グローバル化が急速に加速する中で、日本においても国際競争力向上のための外国語教育はますます重要性を高めている。特に、国際共通語としての英語教育は現在に至るまで日本が最も注力してきた外国語教育といえよう。グローバル社会で求められる外国語能力について、文部科学省は「異なる国や文化の人々と外国語をツールとして円滑にコミュニケーションを図ることができる能力」としている¹。平成15年に文部科学省が策定した『英語が使える日本人』の育成のための行動計画¹においても、文法や語彙といった知識の習得だけでなく、「聞く」、「話す」、「読む」、「書く」の4技能を関連付け、コミュニケーション

¹ 「国際共通語としての英語力向上のための5つの提言と具体的施策～英語を学ぶ意欲と使う機会の充実を通じた確かなコミュニケーション能力の育成に向けて～」https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2011/07/13/1308401_1.pdf (2024年11月22日)。

を目的とした英語の運用能力を強化することが目標として強調されている²。加えて、平成 23 年に発表された「国際共通語としての英語力向上のための 5 つの提言と具体的施策」では、生徒に求められる英語力についてその達成状況を把握・検証することや、外国語指導助手（以下 ALT）や ICT の効果的利用により生徒の英語の使用機会を増やすこと等が提言された³。

実際、令和 5 年度の「英語教育実施状況調査」によれば、平成 25 年度の調査開始以来、日本の生徒や教師の英語力は着実に向上している⁴。これは、前述のコミュニケーションツールとしての英語力の強化を中心に置く教育方針の効果であるとも考えられる。一方で、日本の公教育における学生の英語力向上の要因についての研究は、アンケートデータに基づく記述的な研究や文部科学省が実施する調査結果の相関分析などが中心になっている。特に、現行の ALT や ICT といった新たな教育施策が学生の英語力に直接的に及ぼす影響について、全国規模で定量的に分析している研究は管見の限りない。このような実証研究の少なさは、客観的な根拠に基づく政策立案の推進を掲げる日本の教育政策において、大きな課題であるといえる。

本稿では、上記の先行研究の課題を踏まえ、2020 年を除く 2019 年から 2023 年までの全 4 年分の「英語教育実施状況調査」の結果を用い、都道府県別のパネルデータを構築した上で、公立中学校・高等学校における英語教育が学生の英語力にどのような効果をもたらすのかを明らかにする。本稿の分析結果からは、教師の英語力、授業中の教師または学生の英語使用量、学習目標の設定・公表・把握などの施策は、中学生および高校生の英語力の向上に正の影響をもたらすことが示された。他方で、ALT や ICT の活用については、一部の項目を除き、効果が見られない結果となった。これらの知見を踏まえると、ALT や ICT といった技術的施策よりも、教師の英語の質を高め、生徒が実践的に英語を使用する学習環境を整えることが重要であり、そのために学習到達目標を各学校が設定することによって、実際の到達状況を踏まえて教育改善を推進していくことが必要であると考えられる。

続く第 2 節では、英語教育と学生の英語力の関係性に関する先行研究を概観した後、第 3 節では、日本の英語教育が学生の英語力に与える影響について本稿の理論仮説を導出する。

² 「『英語が使える日本人』の育成のための行動計画」https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo3/004/siryu/04031601/005.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

³ 「国際共通語としての英語力向上のための 5 つの提言と具体的施策～英語を学ぶ意欲と使う機会の充実を通じた確かなコミュニケーション能力の育成に向けて～」https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2011/07/13/1308401_1.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

⁴ 具体的には、中学校卒業段階で英検 3 級相当にあたる CEFR A1 以上の英語力を有する中学生の割合は平成 25 年の 32.2%から令和 5 年において 50.0%に、高等学校卒業段階で英検準 2 級相当にあたる CEFR A2 以上の英語力を有する高校生の割合は平成 25 年の 31.0%から令和 5 年において 50.6%に向上している。また、教師の英語力に関しては、平成 25 年から令和 5 年の間に、英検準 1 級相当の英語力を持つ教師の割合が、中学校で 15%以上、高等学校で 25%以上も増加している。https://www.mext.go.jp/content/20240527-mxt_kyoiku01-000035833_1.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

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方法を提示した上で、第5節では、実際の推定結果を議論する。第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、今後の英語教育政策について示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 教師の英語力が学生の英語力に与える影響

学生の学業成績に影響を与える一つの要因として教員の質を指摘する研究は多く存在する。さらに、学生の英語力に焦点を絞ると、教師の指導能力のうち、特に英語力が生徒の英語力の向上に寄与しているという議論もある。例えば、その一つに *Serge et al. (2021)* のルワンダの中学校における教師の英語力と生徒の英語力の関係性を調査した研究がある。この研究において *Serge et al. (2021)* は、教師の英語の運用能力の欠如は、生徒の英語の読み書きやリスニング、スピーキング能力の低迷と有意に関係することを示している。また、インドネシアの中学校における教師の能力、学生の英語能力、そして学生の学習意欲の3つの相関関係を実証的に探った *Septiani et al. (2021)* の研究でも同様に、教師の能力は学生の英語能力と学習意欲の双方に有意に正の影響を与えることが指摘されている。上記のような海外における実証研究の知見は、日本の教育環境との違いには注意する必要があるものの、教師の英語力が生徒の英語力の向上に正の影響をもたらしていることを示した点で意義深い。加えて日本においても、*笹川ほか (2017)* が「英語教育実施状況調査」の結果を用いて学生の英語力に影響を与える要因を都道府県パネルデータに基づく固定効果モデルで推定している。その結果、中学生、高校生どちらにおいても教師の英語力は学生の英語力に有意に正の影響をもつことが明らかにされている。

2-2. 英語の発話量が英語力に与える影響

次に、英語能力のうち、特にスピーキング能力の向上に影響を与える要因として英語の使用機会の多さが挙げられる。例えば、タイの高校生に対し、*Discussion・Problem-Solving・Role-Playing* の三つのコミュニケーション活動を行わせた結果、学生のスピーキング能力は活動後に有意に向上することが明らかとなっている (*Oradee 2012*)。また、こういった発話活動を行うと生徒の英語学習のモチベーションの向上にも正の影響がもたらされることが分かっている (*Oradee 2012*)。同様の結果は、マレーシアの中学生を実験群と対照群に分類し、授業中に英語のみの使用を要求した場合とそうでない場合のスピーキング能力とモチベーションの変化を分析した研究でも実証されている (*Azhar and Gopal 2021*)。

日本の英語の発話経験と英会話力の関係性を示した論文としては、*杉田 (2004)* の研究が

挙げられる。杉田（2004）は、日常生活で英語を使用する機会が少ない日本において、英語を使用する機会を増加させることが英語の学習意欲や英会話力を向上させることを指摘している。特に学校教育としての英語教育について、高等学校や大学における英語教育は英会話力に正の影響をもたらすが、中学校の英語教育は影響をもたらさないことが示された（杉田 2004）。杉田（2004）によれば、この違いは中学校においては会話よりも文法の習得に重点をおいていること、生徒自身が受験対策以外の英語を学ぶ意義を把握していないことが原因であるとされている。さらに、笹川ほか（2017）は、前述の教員の英語力の他にも授業内での学生の英語使用量が中学生・高校生ともに英語力に正の影響を与えることを主張している。このように、調査時期により日本における英語教育政策が変化しているために結果に多少の違いは見られるものの、おおむね英語の使用量の増加は英語力、特にスピーキング力の向上に効果的であるという見解で一致している。

2-3. ICT活用が学生の学業成績に与える影響

加えて、世界でも教育分野での ICT 化が進むなか、英語教育における学習効果や学習意欲への影響を調べた先行研究は多数存在する。Liu and Yang (2012) は、中国の大学の英語教育におけるマルチメディア技術の活用について、テキストや音声などを組み合わせた複合的な英語の 4 技能学習を可能にすることで授業の有効性が高まることを示唆している。実際、生徒のアンケート結果からもスピーキング力とリスニング力の向上に効果的であるという肯定的な意見が多く見られた。また、日本の大学生 4 人を対象として e ラーニングといった ICT 教育の効果を分析した研究では、英語学習に対する意識の向上や TOEIC の点数の向上といった学業成績への正の影響が見られることが明らかにされている（山本 2020）。同様に、鳥取県の中学校を対象に ICT 端末を利用した実践的な授業の効果を調べた研究では、ICT 機器を通して自身の考えをまとめたり、生徒間での意見交換をしたりすることで英語を使う経験が得られたことが、生徒の学習意欲を高め、自信を創出することにつながったと指摘されている（福政・中尾 2022）。一方で、Poudel (2022) は、ネパールの高等教育の英語教育において、ICT 活用は授業の準備や発表、さらには共同学習活動を行う上で有効であることを指摘しながらも、ICT 機器を使うスキルといった技術面での課題から教師や学生は ICT 活用に満足していないという結果を示している。さらに先進国であるカナダにおいても、学校における ICT 統合に関して、リーダーである校長を中心に明確な目標や将来像を定めることや学校のインフラ整備、教師への技術的サポートの必要性を課題としてあげている（Rabah 2015）。ただし、これらの先行研究はすべてアンケート結果を元にした記述的な研究であり、学生の英語力に対する効果を直接的に実証したものではないことには注意されたい。

2-4. 学習目標設定が学生の学業成績に与える影響

最後に、学習目標を設定することが学生の学業成績に与える影響についても議論されている。まず、Morisano et al. (2010) は、無作為に選ばれた学業に苦しむ学生を目標設定プログラムに参加する群と参加しない対照群に分類し、目標設定が学業成績に与える効果を分析した結果、目標設定を行なったグループにおいて GPA の向上に有意に正の効果が見られたことを明らかにした。また、Morisano et al. (2010) は、学業成績以外にもネガティブな感情の軽減に有意な効果を示すことを指摘している。加えて、Schippers et al. (2019) が、同様に大学生に対して目標設定プログラムの介入の有無で準実験的分析を行ったところ、目標が学業に関係するものであるかどうかにかかわらず目標設定を行なったグループの方が有意に学業成績が上がることを明らかにした。この研究は、目標設定の内容自体ではなく、目標設定を行うプロセス自体が、学生の学業成績に正の影響を与えることを示唆している。

3. 理論仮説

3-1. 教師の英語力の効果

教師の英語能力が高いことは、学生に英語を教える上での指導力と、教師自身の自己効力感の 2 点において学生の英語力を高めるものと考えられる。前者については先行研究でも指摘されているように、英語教材を不自由なく使いこなし、生徒との英語でのやり取りをリードする、または英語で自身を表現するといった英語能力が教師自身に備わっていることは学生の英語力を向上させる効果をもつことが期待できる (Serge et al. 2021)。

このような直接的な効果以外にも、教師の自己効力感が上がることによって学生の英語力が向上するという間接的な効果を指摘する研究も存在する。そもそも自己効力感 (Self-Efficacy) とは「自分の能力で良い状況に向かうために必要な行動指針を組織し、実行できると信じる信念」(Bandura 1997, p.3: 著者訳) のことをいい、これについて Klassen and Tze (2014) は教師の自己効力感と教育効果には小さいながら有意に正の影響が見られることを実証的に示している。加えて、英語を指導言語とした教育⁵における教師の英語能力と教育自己効力感の相関関係を分析した研究においては、その二つに強い正の相関関係があることも指摘されている (Wang 2019)。以上の二つの研究から、教師の英語能力が向上し、教師自身の英語の指導に対する自己効力感が上がることで、学生に対する指導にも自信を持って前向きに取り組めるようになり、学生の英語能力の向上にも正の影響を与えることが予想される。

以上の直接的、間接的メカニズムから、具体的には以下の仮説が導出できる。

⁵ English medium instruction (通称 EMI) のこと。

仮説1 教師の英語能力が高いほど、学生の英語力は向上する。

3-2. 英語の発話機会の効果

英語学習における英語の発話経験はスピーキング能力の向上と生徒の英語の学習意欲の向上の2点において生徒の英語能力の向上に貢献することが指摘されている (Azhar and Gopal 2021; Oradee 2012)。日本の公教育においても、従来の知識の暗記に重点を置いた教育からコミュニケーションの手段としての英語学習に目標が転換されてきたことは前述した通りである。また、杉田 (2004) が指摘している通り、日常生活において英語を使用する機会が特に少ない日本においては、授業中に生徒が自ら英語で話す機会、または、教師自身も英語を使用することで、英語でやり取りをする機会を増加させることは、生徒のスピーキング能力の向上に必要不可欠であることは容易に想像できる。加えて、北條 (1996) によると学生は人前で恥をかきたくないという理由から英語を話すことに強い不安を感じており、自身の英語力の評価も低いことが示されている。このことから、授業内での英語の発話機会を増やすことによって、学生の英語の発話への抵抗感を減らし、自信をつけることも英語力の向上に役立つものと考えられる。

仮説2 授業中の生徒の英語の言語活動時間が多いほど、学生の英語力は向上する。

仮説3 授業中に英語で発話を行う教師が多いほど、学生の英語力は向上する。

さらに、最近の日本では英語教育の補助のためにALT活用が進んでいることについても言及したい。文部科学省によると、ALTとは英語担当教員の指導のもと、授業補助を行う存在であり、具体的には、授業前の教材作成の補助や、授業内における児童との会話や母国の言語、文化に関する情報提供などが主な任務とされる。ALTの主な募集先としては「外国青年を招致して地方自治体等で任用し、外国語教育の充実と地域の国際交流の推進を図る事業」⁶であるJETプログラムがあり、現在では5,000人を超えるALT人材がこのプログラムを経由して世界各国から来日し、国内の学校で活躍している。ALTの効果については、例えば山本・川野 (2017) は、宇治市でのALTの取り組み調査において、ALTとの交流により生徒が外国語活動を肯定的に捉えるようになった可能性を指摘している。また、総務省の報告によれば、香川県におけるALTの提案によるアメリカ中学校との交流企画や山形県における英語のディベート講座のオンライン実施などは事後のアンケートで生徒からの高い評価が得られていることが報告されている⁷。このようなALTの活用事例は全国各地で実施されており、生徒の英語学習に正の影響を与えることが期待される一方で、英語能力

⁶ <https://jetprogramme.org/ja/> (2024年11月22日)。

⁷ https://www.soumu.go.jp/main_content/000894323.pdf (2024年11月22日)。

の向上についての実証的な研究が少ないことは課題として未だ残る。そこで、以下の仮説を立て、実証的な分析を試みる。

仮説4 ALTの活用が進んでいるほど、学生の英語力は向上する。

3-3. ICT活用の効果

日本では、第3期教育振興基本計画においてICT利活用のための基盤整備が目標として唱えられてから⁸、GIGAスクール構想の元、1人1台端末の整備と高速大容量の通信ネットワーク環境の整備が一気に進んだ⁹。また、文部科学省による報告書では、ICTの積極的な活用が進んでいる都道府県の方が生徒の英語力が目標値に達しているという相関関係が報告されている¹⁰。Sarkar(2012)によれば、教育分野におけるICTの活用は学生の特定のニーズに合わせた学習内容、ペース、場所、時間の調節を可能にすることで、生徒の学習機会を向上させ、教育の質を向上させる役割があると主張されている。また、先行研究においても、学生はICT活用による教育効果に期待を寄せており、ICT機器の導入に前向きであることが明らかになっている(福政・中尾 2022; Dang and Nguyen 2014; Liu and Yang 2012)。このことから、英語教育において、文部科学省が主張している通り、遠隔地や海外とのやり取りや、音声や画像を用いて英語で学習するコンテンツの提供などにICTが有効的に活用された場合、学生の学習意欲を高めながら、スピーキング力やリスニング力といった4技能を意識した英語力の向上に繋がることが考えられる。

仮説5 ICT機器の活用が進んでいるほど、学生の英語力は向上する。

3-4. 目標設定の効果

日本では、「国際共通語としての英語力向上のための5つの提言と具体的施策」において、各中学校・高等学校がCAN-DOリストを用いて英語力向上のための具体的な学習到達目標を定めることが提言された。CAN-DOリストとは、具体的に、学習指導要領上の目標に基づき、生徒の学習状況や地域の特性に踏まえ「～することができる」という形で卒業時の学

⁸ https://www.mext.go.jp/content/1406127_002.pdf (2024年11月22日)。

⁹ 文部科学省による調査によれば、平成23年から令和5年に至るまでに教育用コンピュータ1台あたりの児童生徒数は6.6人から0.9人へと比較的減少している。都道府県別に見ても児童生徒一人当たりの教育用コンピュータ台数は1台を越えていることから全国的にICT環境の整備が進んでいることが分かる。https://www.mext.go.jp/content/20231031-mxt_jogai01-000030617_1.pdf (2024年11月22日)。

¹⁰ https://www.mext.go.jp/content/20201027-mxt_daigakuc02-000010610_8.pdf (2024年11月22日)。

習到達目標を定めたものである¹¹。ここで定められた具体的な目標を念頭に置き、授業を実施し、さらには達成状況を把握した上で目標を随時見直していくというサイクルを繰り返していくことによって、適切な教育体制を整備していくことが期待されている。実際、前節でも確認した通り、学習の目標設定が学生の英語力の向上に正の効果を与えることは既に明らかにされている (Morisano et al. 2010; Schippers et al. 2020)。各学校が目標設定を行うことで、教師が具体的なゴールを意識した授業改善を行い、さらには学生自身もその達成目標を意識して学習することができれば、生徒の英語力が向上する可能性がある。そこで、以下の仮説を導出する。

仮説 6 学習到達目標の設定・公表・到達把握がされているほど、学生の英語力は向上する。

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、「英語教育実施状況調査」に基づき、2020 年を除く¹²2019 年から 2023 年までの全 4 年分の公立中学校及び高等学校の英語教育に関する都道府県別のパネルデータを独自に構築した。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、CEFR A1 レベル相当以上の英語力を有すると思われる中学生の割合と CEFR A2 レベル相当以上の英語力を有すると思われる高校生の割合の二つである¹³。これらの変数は、2 技能または 3 技能を測る試験におけるスコアや、公式な記録としては認定されない試験のスコア等を判断材料に、実際に外部検定試験の級、スコア等は取得していないが、それに相当する英語力を有していると英語担当教師が判断する生徒の人数を基に割り出されているものである¹⁴。

¹¹ https://www.mext.go.jp/a_menu/kokusai/gaikokugo/_icsFiles/afieldfile/2013/05/08/1332306_4.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

¹² 2020 年は「英語教育実施状況調査」が実施されていなかったため除外した。

¹³ CEFR (Common European Framework of Reference for Languages: Learning, teaching, assessment: 外国語の学習、教授、評価のためのヨーロッパ共通参照枠) とは 2001 年に欧州評議会が発表した外国語の熟達度を同一の基準で評価する世界的な指標のことを指す。A1 から C2 までの 6 段階に分かれており、A1 は英検 3 級相当、A2 は英検準 2 級相当、B1 は英検準 1 級相当の英語力であることを示している。 https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/koutou/091/gijiroku/_icsFiles/afieldfile/2018/07/27/1407616_003.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

¹⁴ https://www.mext.go.jp/content/20240509-mxt_kyoiku01-000035833_3.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説 1 では、英語担当教師のうち CEFR B2 レベル以上を取得している教師の割合を用いる。ここでいう英語担当教師とは、調査基準日時点において中学校または高等学校に所属し、外国語（英語）免許状を所有し、かつ英語の授業を担当している者から、非常勤講師を除いた教師のことを指す¹⁵。

仮説 2 では、授業における英語担当教師の英語使用状況を示す変数として、全学科において発話の半分以上を英語で行なっている英語担当教師の割合を用いる。具体的には、普通科・英語教育を主とする学科及び国際関係に関する学科・その他の専門学科及び総合学科の 3 つの学科を合わせた全ての学科において、学校全体で「発話の半分以上を英語で行っている（50%程度以上～75%程度未満）教師の割合」と「発話をおおむね英語で行っている教師の割合（75%程度以上）」を合算することで計算した¹⁶。

仮説 3 では、授業における生徒の英語による言語活動時間の割合を示す変数を使用する。具体的には、外国語（英語）の授業において、1 単位時間の授業に占めるペア・ワークやグループ・ワーク等を含めた生徒が英語で言語活動をしている時間の割合が半分を超える当該科目を担当する教師数割合¹⁷を、「半分以上の時間、言語活動を行っている（50%程度以上～75%程度未満）授業の該当教師数割合」と「授業中、おおむね言語活動を行っている（75%程度以上）授業の該当教師数割合」を合わせて計算したものである¹⁸。

仮説 4 では、外国語授業の年間総授業時数に対する ALT 等活用の割合を用いる。具体的に ALT 等の活用を示す変数としては、「英語教育実施状況調査」で収集された項目のうち、全年度で共通して集められた、①教師とのやり取りを生徒に示すやり取り・発表のモデル提示に ALT 等を活用した学科の割合、②パフォーマンステスト等の補助に ALT 等を活用した学科の割合、③生徒のやり取りの相手に ALT 等を活用した学科の割合、④発音のモデル・発音指導に ALT 等を活用した学科の割合、⑤生徒の発言や作文等に対するコメント・フィードバックに ALT 等を活用した学科の割合、⑥外国語（英語）の授業外での生徒との交流に ALT 等を活用した学科の割合、の 6 つを採用した¹⁹。

仮説 5 では、英語の授業における ICT 機器の活用割合を使用する。ICT 機器の活用を示す変数について詳述すると、「英語教育実施状況調査」で収集された項目のうち、全年度で

¹⁵ https://www.mext.go.jp/content/20200715-mxt_kyoiku01-000008761_6.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

¹⁶ 令和 4 年からは教師数割合ではなく学科数割合に変化していることには留意されたい。
https://www.mext.go.jp/content/20230516-mxt_kyoiku01-00029835_4.pdf (2024 年 11 月 28 日)。

¹⁷ https://www.mext.go.jp/content/20200715-mxt_kyoiku01-000008761_6.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

¹⁸ 令和 4 年からは教師数割合ではなく学科数割合に変化していることには留意されたい。
https://www.mext.go.jp/content/20230516-mxt_kyoiku01-00029835_4.pdf (2024 年 11 月 28 日)。

¹⁹ 高等学校の ALT 等活用割合データにおいてはデータの制約上、普通科のみのデータを採用していることには留意されたい。

共通して集められた、①生徒がパソコン等を用いて発表や話すことにおけるやり取りをする活動のために ICT 機器を活用した学校の割合、②生徒が発話や発音などを録音・録画する活動のために ICT 機器を活用した学校の割合、③生徒がキーボード入力等で書く活動のために ICT 機器を活用した学校の割合、④生徒が遠隔地の児童生徒等と英語で話をして交流する活動のために ICT 機器を活用した学校の割合、⑤児童生徒が遠隔地の英語に堪能な人と個別に会話を行う活動のために ICT 機器を活用した学校の割合、⑥遠隔地の教師や ALT 等とティーム・ティーチングを行う授業のために ICT 機器を活用した学校の割合、の 6 つを抽出した。

仮説 6 では、「CAN-DO リスト」形式による学習到達目標の設定・公表・達成状況の把握の 3 つの変数を用いる。ここでいう「公表している」とは、「一覧表にした学習到達目標の生徒への配布、単元で使用するワークシートの形式での生徒への配布、『学校だより』での紹介、学校のホームページへの掲載等の方法で、生徒、保護者等と共有されている状態のこと」を指す²⁰。また、「達成状況を把握している」とは、「一覧表やワークシートの形式で生徒に配布した『CAN-DO リスト』形式による学習到達目標をもとに、学年末、学期末、単元内等で評価を行い、学習到達目標を達成しているかどうかを教師が把握していること」を示している²¹。

その他には、都道府県ごとの統制変数として、「地方教育費調査」の結果に基づき、中学校生徒一人当たり経費と高等学校全日制課程生徒一人当たり経費を対数化してそれぞれ用いた。また、学校教育以外の影響を統制するために、中学生には各時点で直近の「全国学力・学習状況調査」の結果から通塾率を計算した。高校生については、同調査において直接的な通塾に関するアンケート項目がなかったため、先行研究を参考に「学校基本調査」から大学進学率を計算し、採用した。

表 1 は、上記の変数群をまとめた変数説明である。また、表 2 では中学生を対象とした変数群、表 3 では高校生を対象とした変数群の記述統計を整理した。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、前述の各教育施策が学生の英語力に与える影響を検証する。ここでは、都道府県や年度の異質性を考慮するために、都道府県・年度ダミーを投入した固定効果モデルでの推定を行う。

²⁰ https://www.mext.go.jp/content/20240509-mxt_kyoiku01-000035833_3.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

²¹ https://www.mext.go.jp/content/20240509-mxt_kyoiku01-000035833_3.pdf (2024 年 11 月 22 日)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
生徒の英語力・中学生	CEFR A1レベル相当以上の英語力を有すると思われる生徒数+中学校第3学年に所属している生徒数。	「英語教育実施状況調査」
生徒の英語力・高校生	CEFR A2レベル相当以上の英語力を有すると思われる生徒数+高等学校第3学年に所属している生徒数。	
教師の英語力	CEFR B2レベル以上を取得している英語担当教師数+英語担当教師数。	
生徒の英語使用	生徒が50%程度以上言語活動を行っている授業の担当教師（学科）数+全学年の英語担当教師（学科）数。	
教師の英語使用	50%程度以上の発話を英語で行っている教師（学科）数÷全学年の英語担当教師（学科）数。	
ALT・活用モデル提示	教師とのやり取りを生徒に示すやり取り・発表のモデル提示のためにALT活用をしている学科数+全学科数。	
ALT・活用テスト補助	パフォーマンステスト等の補助にALT活用をしている学科数+全学科数。	
ALT・活用やり取り	生徒のやり取りの相手にALT活用をしている学科数+全学科数。	
ALT・活用発音指導	発音のモデル・発音指導にALT活用をしている学科数+全学科数。	
ALT・活用フィードバック	生徒の発言や作文等に対するコメント・フィードバックにALT活用をしている学科数+全学科数。	
ALT・活用授業外交流	外国語（英語）の授業外での生徒との交流にALT活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用話す	生徒がパソコン等を用いて発表や話すことにおけるやり取りをする活動のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用録音録画	生徒が発話や発音などを録音・録画する活動のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用メール等	生徒が電子メールやSNSを用いたやり取りをする活動のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用書く	生徒がキーボード入力等で書く活動のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用児童交流	生徒が遠隔地の児童生徒等と英語で話をして交流する活動のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用教師連携	遠隔地の教師やALT等とチーム・ティーチングを行う授業のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
ICT・活用会話練習	児童生徒が遠隔地の英語に堪能な人と個別に会話を行う活動のためにICT機器活用をしている学科数+全学科数。	
学習到達目標の設定	「CAN-DOリスト」形式による学習到達目標を設定している学校+学校数。	
学習到達目標の発表	「CAN-DOリスト」形式による学習到達目標を公表している学校+学校数。	
学習到達目標の達成把握	「CAN-DOリスト」形式による学習到達目標の達成状況を把握している学校+学校数。	
log（中学生一人あたり経費）	中学校生徒一人当たり経費を対数化した値。	「地方教育費調査」
log（高校生一人あたり経費）	高等学校全日制課程生徒一人当たり経費を対数化した値。	
通塾率	通塾している中学生数+全中学生数。	「全国学力・学習状況調査」
大学等進学率	高等学校（全日制・定時制）の大学等進学率。	「学校基本調査」

表2 記述統計（中学生）

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
生徒の英語力・中学生	188	0.4520	0.0826	0.3010	0.8640
教師の英語力	188	0.4029	0.0920	0.1990	0.6660
生徒の英語使用	188	0.7538	0.1081	0.4950	1.0000
教師の英語使用	188	0.7325	0.1320	0.3670	0.9950
ALT・活用モデル提示	188	0.9841	0.0346	0.7700	1.0000
ALT・活用テスト補助	188	0.9553	0.0433	0.7250	1.0000
ALT・活用やり取り	188	0.9847	0.0350	0.7700	1.0000
ALT・活用発音指導	188	0.9802	0.0365	0.7700	1.0000
ALT・活用フィードバック	188	0.9741	0.0395	0.7600	1.0000
ALT・活用授業外交流	188	0.7788	0.1114	0.4400	0.9640
ICT・活用話す	188	0.7879	0.2118	0.2470	0.9970
ICT・活用録音録画	188	0.6693	0.2040	0.2370	0.9760
ICT・活用書く	188	0.6990	0.2771	0.1230	0.9760
ICT・活用メール等	188	0.1120	0.0761	0.0000	0.3860
ICT・活用児童交流	188	0.0931	0.0619	0.0000	0.3860
ICT・活用教師連携	188	0.0624	0.0408	0.0000	0.2070
ICT・活用会話練習	188	0.0599	0.0546	0.0000	0.4820
学習到達目標の設定	188	0.9626	0.0808	0.5210	1.0000
学習到達目標の公表	188	0.5359	0.2858	0.0310	1.0000
学習到達目標の達成把握	188	0.7149	0.2206	0.2020	1.0000
通塾率	188	0.5174	0.1522	0.0520	0.7550
log(中学生一人あたり経費)	188	14.0166	0.1493	13.6978	14.4753

5. 分析結果

5-1. 中学校における英語教育の効果の推定

まず、表4では、都道府県別パネルデータから、中学校における英語教育の効果を検証した。具体的には全てのModelに共通する独立変数として教師の英語力、生徒の英語使用、教師の英語使用および統制変数を採用し、それに加えてModel1はALTの活用状況を、Model2ではICTの活用状況を、Model3では学習到達目標の設定・公表・達成把握の状況をそれぞれ投入した。Model4はこれら全ての独立変数を投入したものである。Model1～4を見ると、教師の英語力と教師の英語使用はおおむね生徒の英語力の向上に有意に正の

表3 記述統計（高校生）

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
生徒の英語力・高校生	188	0.4703	0.0572	0.3320	0.6140
教師の英語力	188	0.7764	0.1105	0.5120	0.9910
生徒の英語使用	188	0.4823	0.1384	0.1510	0.9590
教師の英語使用	188	0.4550	0.1425	0.1310	0.8450
ALT・活用モデル提示	188	0.9691	0.0561	0.3950	1.0000
ALT・活用テスト補助	188	0.8753	0.1117	0.3680	1.0000
ALT・活用やり取り	188	0.9704	0.0543	0.3950	1.0000
ALT・活用発音指導	188	0.9501	0.0622	0.4210	1.0000
ALT・活用フィードバック	188	1.0065	0.6192	0.4470	9.4100
ALT・活用授業外交流	188	0.8090	0.1404	0.3540	1.0000
ICT・活用話す	188	0.7440	0.2042	0.2500	1.0000
ICT・活用録音録画	188	0.5650	0.1923	0.1470	0.9580
ICT・活用書く	188	0.6403	0.2605	0.0910	1.0000
ICT・活用メール等	188	0.2072	0.1213	0.0000	0.5710
ICT・活用児童交流	188	0.1524	0.0968	0.0000	0.4290
ICT・活用教師連携	188	0.0984	0.0699	0.0000	0.4470
ICT・活用会話練習	188	0.1062	0.1034	0.0000	0.6580
学習到達目標の設定	188	0.9668	0.0945	0.4740	1.0000
学習到達目標の公表	188	0.5946	0.2601	0.1600	1.0000
学習到達目標の達成把握	188	0.6122	0.2020	0.1780	1.0000
大学等進学率	188	51.9574	5.8503	38.8000	65.9000
log（高校生一人あたり経費）	188	2.6474	0.0106	2.6233	2.6734

影響をもたらしている。これは、仮説 1 と仮説 3 に整合的な結果である。しかしながら、ALT の活用の効果については、一部発音指導を目的とした活用には有意に正の効果が見られるものの、それ以外は生徒の英語力に対する影響がないという結果となった。同様に、ICT 活用や学習到達目標の設定・公表・達成把握についても有意な影響は見られない。これらは仮説 4～6 に反する結果である。

5-2. 高等学校における英語教育の効果の推定

次に、表 5 では、中学校と同様の推定方法で、都道府県別パネルデータを用い、高等学校における英語教育の効果を検証した。Model 1～Model 4 の変数構成は中学生と同じであるため詳しい説明はここでは割愛する。これらの結果を見ると、教師の英語力と生徒の英語使

表 4 中学校における英語教育の効果

	従属変数			
	生徒の英語力・中学生			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
教師の英語力	0.2130 † (0.1104)	0.2055 † (0.1169)	0.1936 (0.1158)	0.2039 † (0.1188)
生徒の英語使用	-0.0635 (0.0839)	-0.0358 (0.0778)	-0.0495 (0.0786)	-0.0465 (0.0859)
教師の英語使用	0.1395 † (0.0727)	0.1324 † (0.0692)	0.1218 † (0.0708)	0.1435 † (0.0766)
ALT・活用モデル提示	-1.0780 (0.6624)			-1.177 † (0.7005)
ALT・活用テスト補助	-0.2817 (0.2432)			-0.2727 (0.2557)
ALT・活用やり取り	0.6106 (0.6397)			0.6607 (0.6251)
ALT・活用発音指導	0.7780 * (0.3232)			0.7099 † (0.3578)
ALT・活用フィードバック	0.2779 (0.2951)			0.3670 (0.3034)
ALT・活用授業外交流	0.0266 (0.0587)			0.0027 (0.0846)
ICT・活用話す		-0.0505 (0.0632)		-0.0459 (0.0646)
ICT・活用録音録画		-0.0365 (0.0556)		-0.0394 (0.0620)
ICT・活用書く		0.0452 (0.0710)		0.0371 (0.0849)
ICT・活用メール等		0.0142 (0.1006)		-0.0328 (0.1025)
ICT・活用児童交流		-0.1554 † (0.0812)		-0.1373 (0.0877)
ICT・活用教師連携		0.0578 (0.1310)		0.0238 (0.1333)
ICT・活用会話練習		0.0346 (0.1242)		0.0418 (0.1413)
学習到達目標の設定			0.0097 (0.0403)	0.0100 (0.0441)
学習到達目標の公表			0.0188 (0.0246)	0.0272 (0.0319)
学習到達目標の達成把握			0.0051 (0.0296)	-0.0006 (0.0333)
通塾率	0.0263 (0.0658)	0.0009 (0.0746)	0.0072 (0.0688)	0.0163 (0.0628)
log(中学生一人あたり経費)	0.0067 (0.0602)	-0.0049 (0.0648)	-0.0084 (0.0605)	-0.0095 (0.0331)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8942	0.8902	0.8881	0.8975
N	188	188	188	188

(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。

用はどの Model においても生徒の英語力の向上に有意に正の効果があることが読み取れる。また、Model 3・4 の結果から学習到達目標の設定と達成把握にも有意な正の結果が見られ、これは仮説 6 に整合的な結果である。一方で、中学生の結果と同様、ALT 活用や ICT 活用は一部を除き有意な関連は見られず、仮説 4 や仮説 5 は支持されない結果となった。

これら二つの結果を合わせて考えると、第一に教師の英語力は中学生・高校生のどちらの教育段階においても有意な正の影響があり、生徒の英語力の向上のために重要であることがわかる。加えて、生徒の英語使用と教師の英語使用は、中学生と高校生で結果にばらつきがあることには留意すべきであるが、統計的に有意な正の関連も見られ、授業中に生徒が英語を使用することで英語力が向上する可能性が支持される。

さらに、学習到達目標の設定・公表・達成把握については高校生のみで有意に正の結果となった。学習到達目標の設定や達成把握をすることで、英語教育において PDCA サイクルを回すことの効果が期待できる一方で、中学校ではそのような効果が見出されなかったことから、運用上の改善の余地もありうる。例えば、札幌市立八条中学校の報告書によれば、CAN-DO リストの作成により、定めた目標の具現化のためにはどのような活動が必要であるかの見通しが立てやすくなり、授業が大きく改善されたと述べられている²²。他方、CAN-DO リストそのものが生徒にとって分かりづらいことや、利点を感じるまでに時間がかかったことなどが課題として挙げられていた²³。これについて渡部 (2015) は、福島県猪苗代町立東中学校において、CAN-DO リストを単元別にも作成し、生徒自身が自己評価をするツールとして使うことによって、外部の英語試験である GTEC のスコアやライティング・スピーキング能力の向上に正の影響があったことを指摘している。加えて、渡部 (2015) は、CAN-DO リストを「教える側と教えられる側が学習のステップや到達度を共有化し、相互に質の高い授業の形成と英語力の向上・醸成に寄与できる有効な学習ツール」(渡部 2015, p.34) と評価している。このように CAN-DO リストを有効に活用するためには、生徒も巻き込み、教師と生徒が一体となって共通の目標を認識することが重要であると考えられる。

最後に、ALT や ICT の活用は中学生・高校生ともにどちらも有意な効果が得られなかった。これは、ALT と英語教師の連携不足や、ICT を活用する教師のスキル不足など、ALT 人材の登用や ICT 機器の導入が進んでも、利用する学校側が有効活用できていないことが背景にあることが考えられる。以上のことから、本稿の分析結果を踏まえると、ALT や ICT といった技術的な施策よりも、教師の英語力の向上や生徒の英語使用の機会増加、また CAN-DO リストといった学習到達目標の有効的な活用が学生の英語力の向上には有効であることが示唆される。

²² <https://www.city.sapporo.jp/kyoiku/top/kokusairikai/documents/hachijo-can-do.pdf>. (2024 年 11 月 22 日)。

²³ <https://www.city.sapporo.jp/kyoiku/top/kokusairikai/documents/hachijo-can-do.pdf>. (2024 年 11 月 22 日)。

表5 高等学校における英語教育の効果

	従属変数 生徒の英語力・高校生			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
教師の英語力	0.1545 * (0.0632)	0.1574 * (0.0707)	0.1726 ** (0.0589)	0.1698 * (0.0643)
生徒の英語使用	0.0604 * (0.0281)	0.0508 † (0.0300)	0.0564 † (0.0285)	0.0592 † (0.0294)
教師の英語使用	-0.0080 (0.0422)	-0.0038 (0.0435)	0.0060 (0.0415)	0.0052 (0.0482)
ALT・活用モデル提示	0.0006 (0.1153)			-0.0245 (0.0986)
ALT・活用テスト補助	-0.0330 (0.0393)			-0.0232 (0.0409)
ALT・活用やり取り	0.0918 (0.1311)			0.0968 (0.1081)
ALT・活用発音指導	-0.0578 (0.0590)			-0.0488 (0.0574)
ALT・活用フィードバック	0.0031 * (0.0012)			0.0020 † (0.0012)
ALT・活用授業外交流	-0.0145 (0.0336)			-0.0135 (0.0309)
ICT・活用話す		0.0024 (0.0301)		0.0067 (0.0348)
ICT・活用録音録画		0.0034 (0.0357)		0.0054 (0.0311)
ICT・活用書く		0.0122 (0.0328)		0.0094 (0.0255)
ICT・活用メール等		-0.0120 (0.0289)		-0.0154 (0.0330)
ICT・活用児童交流		0.013 (0.0427)		-0.0121 (0.0402)
ICT・活用教師連携		-0.0055 (0.0441)		-0.0155 (0.0345)
ICT・活用会話練習		0.0135 (0.0235)		0.0091 (0.0268)
学習到達目標の設定			0.1015 † (0.0568)	0.0965 † (0.0570)
学習到達目標の公表			-0.0253 (0.0178)	-0.0255 (0.0173)
学習到達目標の達成把握			0.0636 ** (0.0204)	0.0639 ** (0.0222)
大学等進学率	-0.0007 (0.0014)	-0.0006 (0.0013)	-0.0004 (0.0012)	-0.0005 (0.0012)
log(高校生一人あたり経費)	-0.0085 (0.0341)	-0.0110 (0.0347)	-0.0077 (0.0296)	-0.0095 (0.0331)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8979	0.8965	0.9108	0.9128
N	188	188	188	188

(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

本稿では、2020年を除く2019年から2023年までの「英語教育実施状況調査」の結果を用いて構築した都道府県別のパネルデータから、公立中学校・高等学校における英語教育が学生の英語力にどのような効果をもたらすのかを分析してきた。本稿の分析結果からは、中学校・高等学校どちらにおいても教師自身の英語力は学生の英語力に有意に正の影響を与えることが明らかとなった。また、授業内の生徒または教師の英語の発話や学習到達目標の設定から到達状況の把握についても、中学校、高等学校での結果の違いはあったものの、生徒の英語力の向上に正の効果をもたらしていることを示している。他方で、ALTやICT機器の活用に関しては有意な結果が見られなかった。上記の知見に基づけば、ALT人材の登用やICT機器の導入といった技術的施策の推進よりも、まずは教師自身の英語力向上のために、日本人が不安感を抱きやすいスピーキング研修などの教育プログラムを充実させるべきである。また、授業内の英語の使用機会を増やすことや、各学校で生徒を巻き込みながらCAN-DOリストをさらに有効活用することで、生徒の目指すべき姿を意識した授業改善が行えるような教育環境を整備することが望ましいと言えるだろう。

最後に、本稿に残された課題として、従属変数である、目標の英語力水準に達している生徒数は各学校の自己申告に依存しているというデータの測定誤差の問題がある。全国規模で行われた英語試験における実際の学生のテストスコアを投入することができれば、より正確な分析をすることができたかもしれない。また、データの制約上、対象としている学科や学年の統一が困難であったことや、分析期間の短さ、学校以外の英語教育の効果が統制できていないなどの問題も課題として指摘できるであろう。今後は、上記で挙げた投入する変数の精査や、学業成績以外の異文化理解といった学生の意識面への効果についての検討などが求められる。

7. 参考文献

- 笹川真理子・前川賢太・川島彩・白木亮太郎・手嶋瑞季. 2017. 「日本の英語教育改革に関する実証分析—日本人の英語能力を高めるために」『WEST2017 本番論文』: 15-18.
- 杉田陽出. 2004. 「英語の学習経験が日本人の英会話力に及ぼす効果: JGSS-2002 のデータから」『JGSS 研究論文集』3: 45-57.
- 総務省. 2023. 「JET プログラム 外国語指導助手 (JET-ALT) 活動事例集」.
- 福政純子・中尾尊洋. 2022. 「ICT 端末の活用と英語に対する学習意欲に関する考察」『鳥取大学附属中学校研究紀要』53: 83-90.
- 文部科学省. 2003. 「『英語が使える日本人』の育成のための行動計画」.
- 文部科学省. 2011. 「国際共通語としての英語力向上のための 5 つの提言と具体的施策～英

- 語を学ぶ意欲と使う機会の充実を通じた確かなコミュニケーション能力の育成に向けて
～』『文部科学省報告書』。
- 文部科学省. 2018. 「第3期教育復興基本計画」.
- 山本玲子・川野智. 2017. 「児童・教員による ALT 効果の検証—JET プログラム活用の成果
と課題—」『LET 関西支部研究集録』 16: 87-100.
- 山本淳子. 2020. 「ICT を中心とする英語教育を受けた学生の意識に関する質的研究」『日本
教科教育学会誌』 43(3): 35-47.
- 渡部真喜子. 2015. 「CAN-DO リストを活用した英語科授業の実践」『札幌市研究開発事業研
究報告書』: 18-35.
- Azhar, Iliana Putri and Revathi Gopal. 2021. “Effects of 'English-Only Policy' on
Students' Fluency and Motivation Level in Speaking English.” *The English Teacher*
50(3): 102-113.
- Bandura, Albert. 1997. *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. W.H. Freeman and
Company New York.
- Dang, Hoang Tri and Nhung Hong Thi. Nguyen. 2014. “An Exploratory Study of ICT Use
in English Language Learning among EFL University Students.” *Teaching English
with Technology* 14(4): 32-46.
- Klassen, Robert M. and Virginia M. C. Tze. 2014. “Teachers’ Self-Efficacy, Personality,
and Teaching Effectiveness: A Meta-Analysis.” *Educational Research Review* 12: 59-
76.
- Liu, Aiqin and D. Yang. 2012. “An Exploratory Study on Application of Multimedia
Technology in College English Teaching and Learning.” *Physics Procedia* 24: 2334-
2338.
- Morisano, Dominique, Hirsh, Jacob B., Peterson, Jordan B., Pihl, Robert O. and Bruce
M. Shore. 2010. “Setting, Elaborating, and Reflecting on Personal Goals Improves
Academic Performance.” *Journal of Applied Psychology* 95(2): 255-264.
- Oradee, Thanyalak. 2012. “Developing Speaking Skills Using Three Communicative
Activities (Discussion, Problem-Solving, and Role-Playing).” *International Journal of
Social Science and Humanity* 2(6): 533-535.
- Poudel, Ambika Prasad. 2022. “Information and Communication Technology in English
Language Teaching: Some Opportunities and Challenges.” *Journal of Comparative &
International Higher Education* 14(4): 103-116.
- Sarkar, Sukanta. 2012. “The Role of Information and Communication Technology (ICT)
in Higher Education for the 21st Century.” *The Science Probe* 1(1): 30-40.
- Schippers, Michaéla C., Morisano, Dominique, Locke, Edwin A., Scheepers, Ad W.A.,
Latham, Gary P. and Elisabeth M de Jong. 2020. “Writing about Personal Goals and

- Plans Regardless of Goal Type Boosts Academic Performance.” *Contemporary Educational Psychology* 60: 101823-101833.
- Septiani, Eka, Petrus, Ismail and Soni Mirizon. 2021. “The Correlations Among Teachers’ Competences, Students’ Learning Motivation, and Students’ English Proficiency.” *Eralingua* 5(1): 134-151.
- Serge, Girimbabazi ,Oyebimpe, Adegoke and Hesbon Opiyo Andala. 2021. “Relationship between Teachers' Competency Level in Teaching English Language and Students' English Language Proficiency in Secondary Schools in Rwanda.” *Journal of Education* 4(7): 104-122.
- Wang, Mingmei. 2019. “On the Relationship between Language Proficiency and Teaching Knowledge Acquisition of English Majors at a Normal School.” *Theory and Practice in Language Studies* 9(6): 729-735.

第 1 1 章

政府の透明性が財政健全化に与える影響

—都道府県データによる実証分析—

山本 柚寿

要約

本稿は、政府の透明性が地方財政健全化に与える影響を実証的に分析したものである。日本の地方財政は、少子高齢化や人口減少による税収減少・福祉費の増大といった課題に直面しており、財政の持続可能性が問われている。このような状況下、近年、地方自治体において財政の透明性を向上させる制度改革が進んでいる。政府の透明性は、政策決定や財政支出内容の公開を通じて説明責任を強化し、効率的な財政運営を促進する重要な手段とされる。しかし、日本では近年の地方財政透明化の効果を体系的に検証した研究は少ない。本稿では、全国市民オンブズマン連絡会議が実施した 2010 年から 2020 年までの都道府県別の透明性データを用い、政府の透明性が地方財政に与える影響について実証的に検証を行った。その結果、透明性スコアが高い自治体ほど実質公債費比率が低くなる傾向が明確に見られ、予算編成過程における透明性の向上が公債費の管理および抑制において重要な役割を果たしている可能性が示唆された。一方で、市民参加度は必ずしも歳出を抑制するものではなかった。これらの実証結果は、予算編成過程の透明性向上策や市民参加の形態の見直し、地方財政の持続可能性を高める上で重要であると示唆するものである。

1. はじめに

日本の地方財政は、少子高齢化と人口減少¹の進展に伴う深刻な財政問題に直面している。特に地方都市や過疎地域においては、税収の減少と高齢者福祉費の増大により財政構造が脆弱化し、自治体の持続的な財政運営が困難になりつつある。総務省の令和 2 年度の調査²によると、日本の市町村のうち 533 団体が赤字団体とされ、財政均衡の維持が難しい現状が顕在化している。さらに、地方財政全体の借入金残高は増加の一途をたどり、令和 5 年度の見込みでは 183 兆円に達するとされている³。このような財政問題は、地方自治体の安定

¹ https://www.soumu.go.jp/main_content/000785317.pdf (2024 年 11 月 21 日)。

² <https://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukeiR02.html> (2024 年 11 月 21 日)。

³ <https://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/27data/2015data/27020501.html> (2024 年 11 月 21 日)。

的な行政サービスの提供を困難にするなど、市民生活に実際に悪影響を及ぼす可能性がある。

地方財政の悪化が市民生活に及ぼす影響を象徴する例として、2006年に財政破綻を宣言した北海道夕張市が挙げられる⁴。夕張市は炭鉱業の衰退後、観光産業への依存を強めたが、その失敗により財政破綻にまで発展した。この財政破綻の影響で、夕張市は公共施設の閉鎖やサービスの大幅な削減を余儀なくされ、道路補修や上下水道のメンテナンスといった基盤的インフラの維持が困難となった。この事例は、地方財政が破綻した際に市民生活が受ける影響の深刻さを示しており、地方財政の健全化の重要性を浮き彫りにしている。

地方財政の健全化は、市民生活の安定にとどまらず、国全体の財政にも影響を及ぼす。地方自治体の財政状況が悪化することで、地方交付税交付金の増額が求められ、国の財政負担が増加する傾向にある。2024年度の予算案において、地方交付税交付金は一般会計総額の15.9% (17兆7,863億円) を占めており、地方財政の問題が国の財政に与える影響が顕著である⁵。したがって、地方自治体が自立的な財政運営を実現し、交付金の配分が減少すれば、国全体の財政負担も軽減される可能性がある。

地方財政の健全化に向けて透明性の向上が重要な役割を果たすとの指摘は、これまで数多くの研究で行われてきた。財政の透明性の欠如は、選挙民の判断を誤らせ、財政赤字を拡大させるバイアスが生じるとされる (Buchanan and Wagner 1977)。また、透明性が低い場合には、政治家が自己利益を優先し、選挙に有利な政策や短期的な財政支出を優先する傾向が強まる可能性が指摘されており、これが財政の持続可能性を損なう要因となりうる (Alesina and Cukerman 1990)。日本においても、透明性向上の取り組みは地方財政の健全化に寄与するとの見解が広がっており、その代表的な事例として2010年の大阪府の改革が挙げられる⁶。この改革は、大阪維新の会によって主導され、財務データの積極的な公開や行政コストの削減といった政策が実施された。この一連の取り組みによって、住民に対する説明責任が強化され、透明性の向上が長期的な財政負担の軽減に寄与したと評価されている。大阪府の成功事例は他の地方自治体にも広がりを見せ、全国的に政府の情報開示や説明責任の重要性に対する関心が高まる契機となった。例えば、東京都では知事部局の公金支出一覧を毎月公表し、1万件から5万件超のデータセットを機械判読可能な形式で提供している⁷。また、長野県では森林組合の補助金不正受給事件に関連して、監査委員による聞き取り内容を情報公開請求に応じて部分公開するなど、積極的な情報公開の取り組みが見られる⁸。これらの事例は、大阪府の成功が他の自治体にも影響を与え、情報公開の重要性が全

日)。

⁴ <https://yubaricci.sakura.ne.jp/revival.html> (2024年11月21日)。

⁵ https://www.mof.go.jp/policy/budget/budger_workflow/budget/fy2024/seifuan2024/index.html (2024年11月21日)。

⁶ <https://oneosaka.jp/policy/result2/> (2024年11月21日)。

⁷ <https://www.kaikeikanri.metro.tokyo.lg.jp/koukinsisyutsu.htm> (2024年11月21日)。

⁸ <https://www.pref.nagano.lg.jp/rinsei/kensei/soshiki/soshiki/kencho/shinrin/taihokush>

国的に認識されるようになったことを示している。こうした事例を通して、日本において政府の透明性が財政健全化に果たす役割が改めて注目される一方で、2010年以降の予算編成過程の透明化が地方財政に及ぼす具体的な影響については、依然として実証的な研究が不足している。

以上の背景を踏まえ、本稿では、2010年から2020年の都道府県パネルデータを用いて、政府の透明性が財政健全性に与える影響を固定効果線形回帰分析により実証的に検証した。分析においては、政府の透明性を表すスコアと市民参加度のスコアを主要な独立変数とし、実質公債費比率、将来負担率、人口一人当たり土木費を従属変数として設定した。その結果、実質公債費比率については、透明性スコアおよび市民参加スコアが負の影響を及ぼすことが統計的に有意に確認され、透明性の向上が財政健全化に寄与する可能性が示された。一方、については、市民参加が支出増加に寄与する正の有意な影響が見られるとともに、特に選挙サイクルに合わせた歳出増加が観察されるなど、政治的景気循環の存在が示唆された。

2. 先行研究

2-1. 政府の透明性と財政赤字・財政効率性への効果

政府の透明性は、政府が効率的な財政運営を行い、市民に説明責任を果たすための重要な手段である (Buchanan and Wagner 1977)。透明性が確保されることで、政治家は非効率的な財政支出を行うことによる批判や選挙での落選リスクを避けるため、効率的な政策運営を行うインセンティブを持つ。この点については、Alesina and Cukierman (1990) によっても議論されており、透明性の向上が短期的な選挙利益に基づく支出を抑制し、財政赤字を軽減するメカニズムを示している。

さらに、Caamaño-Alegre et al. (2013) は、スペインのガリシア地方の自治体を対象に透明性スコアを算出し、その高低と財政効率の関係を分析した結果、透明性の高い自治体ほど教育や医療、インフラ分野で効率的な資源配分が行われていることを示した。また、IMF (2012) は、財政透明性が高い政府では予算執行が厳格化され、不必要な支出が抑制されると報告している。これらの研究結果は、透明性が高いほど効率的かつ持続可能な財政運営が実現されることを示唆している。

国内に目を向けると、赤井・山下 (2005) は、日本の地方自治体を対象とした研究で、情報公開が外部監視を強化し、不必要な歳出が抑制される傾向があることを指摘している。また、和足 (2018) は、市場規律が強い環境下での財政透明性の向上が財政赤字の削減に寄与していることを実証している。これらの結果は、透明性が財政赤字や財政効率性において重要な役割を果たすことを裏付けている。

inrinkumiai hutekiseijyukyuu.html (2024年11月21日)。

2-2. 市民参加の効果と財政運営への影響

近年では、予算編成過程の透明性に加えて、市民参加が財政運営に与える影響も注目されている。市民参加は、住民が意思決定に直接関与することで、政府に説明責任を果たさせると同時に、無駄のない効率的な資源配分を促進する手段として機能する (Park et al. 2023)。この研究では、韓国の地方政府において、市民参加と議論が財政バランスに正の影響を与えることが確認されており、住民の意見が反映されることで、不必要な支出が抑制される可能性が示されている。

さらに松田 (2005) は、日本における具体的な事例を示し、予算編成への市民参加を通じて、市民は政府の財政運営や政策決定に対する理解を深めることができると述べている。この結果、市民の意識は高まり、行政に対する信頼が向上する。また、行政側も市民に対して説明責任を果たすことが求められるため、予算編成過程はより透明になり、行政の説明責任が強化される。このようなプロセスは、市民との信頼関係を築くために重要な役割を果たすのである。

以上の先行研究は、国内外において政府の財政の透明性が歳出効率や財政健全性に重要な影響を与えることを示しており、政府の透明性の重要性が強調されている。しかし、日本では 2010 年代以降、地方財政の透明化に注目が集まっているものの、そのような透明化の効果を検証した実証研究は依然として不足している。本稿では、これまでの先行研究で得られた知見を踏まえ、日本の地方自治体における財政透明化の事例から、政府透明性の向上が財政運営にどのような影響をもたらすかを明らかにすることを試みる。

3. 理論仮説

本稿は、政府の透明性と市民参加が地方自治体の財政運営にどのような影響を及ぼすのかを明らかにするため、以下の 4 つの仮説を設定する。それぞれ、予算編成過程の透明性と市民参加が財政健全化や歳出削減に寄与するメカニズムを理論的に説明する。

3-1. 予算編成過程の透明性と財政健全化の関連

政府が予算編成過程を透明にすることで、市民や市場がその内容を把握しやすくなる。この「見られている」という状況が、政治家や官僚にとっての外部からの圧力として働き、不必要な支出を避けるインセンティブを生み出す (Kopits and Craig 1998)。たとえば、予算に含まれる各事業やその費用が公開されていれば、市民や専門家はその妥当性を議論することができる。このプロセスにより、無駄遣いや非効率的な支出を抑える効果が期待される。

また、透明性の向上は債務管理にも影響を与える。たとえば、政府が負担する公債費について、その詳細が公開されることで、慎重な資金運用が行われる可能性が高まる（IMF 2012）。これにより、実質公債費比率や将来負担比率のような地方自治体の健全性を示す指標が改善することが予想される。

さらに、予算編成過程の透明性は特定の分野、特にインフラ支出に対しても効果があると考えられる。透明性が高まることで、公共事業の優先順位やコストが精査され、無駄な支出が減少する。このようなメカニズムを考慮し、以下の仮説を立てる。

仮説 1 予算編成過程の透明性が高まるほど、実質公債費比率・将来負担比率が低下する。

仮説 2 予算編成過程の透明性が高まるほど、一人当たり土木費が減少する。

3-2. 市民参加と財政健全化の関連

予算編成過程に市民が積極的に参加することで、住民の意見が政府の意思決定に反映されやすくなる。このプロセスにより、住民は不要な支出を見直すプレッシャーを政府に与えることができる。たとえば、予算会議や市民ワークショップで住民が直接意見を述べる場があれば、非効率な支出や地域の実情にそぐわない事業に対して改善を求める声上がる（Ganapati et al. 2019）。これが、政府に効率的な財政運営を行わせるインセンティブとなり、財政健全化に寄与する。

また、市民参加も特定の歳出分野、特にインフラ事業に影響を及ぼすと考えられる。住民が予算編成に関与することで、公共事業の内容がより現実的なニーズに基づいて選定される可能性が高まる（Park et al. 2023）。結果として、地域の実情にそぐわない大型インフラ事業が抑制され、歳出が効率化される。このような効果を踏まえ、以下の仮説を設定する。

仮説 3 予算編成過程における市民参加が進むほど、実質公債費比率・将来負担比率が低下する。

仮説 4 予算編成過程における市民参加が進むほど、一人当たり土木費が減少する。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、仮説を検証するために全国市民オンブズマン連絡会議が実施した「予算編成過程・住民参加状況調査」のデータに、e-Stat から収集した都道府県データを組み合わせたパネルデータを構築する。具体的には、2010・2012・2022 年度に実施された「予算編成過程・住民参加状況調査」から、すべての年度に共通する項目のみを抽出し、これを基に後述する透明性スコアを算出し、2010 年から 2020 年までの都道府県パネルデータに対して、最新の調査データの透明性スコアを当てはめた。

まず、本稿の分析で使用する従属変数は 3 つある。1 つ目は実質公債費比率 (%) であり、2010 年度から 2020 年度までのデータを e-Stat より取得した。地方自治体が債務の元利返済にどれだけの財源を割いているかを示す指標である。この比率は、地方財政計画の健全性を評価する上で重要な役割を果たす。実質公債費比率が高いほど、地方自治体の歳入の多くが過去の債務返済に充てられ、新規事業への投資や住民サービスの充実が制約される。具体的には、公債費（借入金の元利返済額）を基礎財政収支に基づく収入で割った値で計算される。この指標は、地方自治体が債務管理をどれだけ効率的に行っているかを反映し、透明性の向上が債務抑制にどのように寄与するかを分析する上で適している。2 つ目の従属変数は将来負担比率 (%) で、地方自治体が今後支払うべき負債総額を、将来の収入見通しを基にどれだけ負担する必要があるかを示す指標である。この比率は、地方自治体の財政健全性を中長期的な視点から評価する上で重要であり、現在の財政運営が将来にどのような影響を及ぼすかを示す。3 つ目は人口一人あたりの土木費であり、各都道府県における土木費を総人口で割って算出した指標である。透明性がインフラ投資の支出効率にどう作用するかを分析するために、仮説 3 の検証に使用する。これら 3 つの従属変数を通じて、各仮説で示した政府の透明性と財政健全性との関連性を包括的に検証する。

本稿で使用する独立変数は 2 つある。1 つ目は予算編成過程の透明性スコアである。このスコアは、全国市民オンブズマン連絡会議が実施した「予算編成過程・住民参加状況調査」のデータを基に算出した。具体的には、予算編成過程開示度、事業別要求額・事業額開示度、事業別主な事業内容開示度、財源内訳開示度、事務レベル査定額開示度、知事レベル査定額開示度、予算説明書開示度の 7 項目を抽出し、それぞれ最小値 0、最大値 1 で標準化した上で合計し、9 点満点の指標とした。2 つ目は市民参加スコアである。このスコアも同様に、上記調査データを基に算出した。政策に対して意見を述べる場の有無、その意見の公表状況、および意見に対する回答の公開状況という 3 項目を抽出し、同様に最小値 0、最大値 1 で標準化して合計し、3 点満点の指標とした。

さらに、いくつかの統制変数を導入する。統制変数として、まず各都道府県の対数化した総人口を使用し、人口規模が財政指標に与える影響を統制する。人口規模が大きいかほど財政規模も拡大するため、財政運営への影響が排除できるようにする。また、高齢化率 (65 歳以上人口の割合) も統制変数に含め、各都道府県の高齢化状況が財政負担に及ぼす影響を考慮する。さらに、選挙年度による支出への影響を評価するため、選挙年度ダミー変数も導入する。具体的には、都道府県知事選挙実施 1 年後ダミー、選挙 2 年後ダミー、選挙 3 年後

ダミーを投入して、選挙による政治的景気循環を統制する。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
実質公債費比率	公債費÷基準財政収入額×100。	e-Stat
将来負担比率	将来債務総額÷財政収入額×100。	
人口1人当たり土木費	都道府県財政土木費÷総人口。	
予算策定過程合計スコア	予算編成方針開示度、事業別要求額・事業額開示度、事業別主な事業内容開示度、財源内訳開示度、事務レベル査定額開示度、知事レベル査定額開示度、予算説明書開示度の各項目を最小値0、最大値1で標準化。それぞれの項目を数値化し、9点満点で評価するスコアを算出。	全国市民オンブズマン連絡会議「予算編成過程・住民参加状況調査」
市民参加合計スコア	意見を述べる機会があるか、意見が公表されているか、意見に対する回答が公表されているかの各項目を最小値0、最大値1で標準化。それぞれの項目の数値を合計し、3点満点で評価するスコアを算出。	
log (総人口)	各都道府県の総人口の自然対数。	e-Stat
65歳以上人口割合	65歳以上人口÷総人口。	
都道府県知事選挙1年後ダミー	都道府県知事選挙1年後を1、それ以外の年を0とするダミー変数。	全国知事会「歴代公選知事名簿(都道府県別)」
都道府県知事選挙2年後ダミー	都道府県知事選挙2年後を1、それ以外の年を0とするダミー変数。	
都道府県知事選挙3年後ダミー	都道府県知事選挙3年後を1、それ以外の年を0とするダミー変数。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
実質公債費比率	517	13.2400	3.4294	0.6000	24.1000
将来負担比率	517	194.0000	59.5188	12.5000	351.7000
人口1人当たり土木費	517	111.1592	36.8315	49.6000	288.9000
予算編成過程合計スコア	517	3.0986	2.7087	1	9
市民参加合計スコア	517	0.2785	0.8305	0	3
log (総人口)	517	14.4700	0.7716	13.2200	16.4600
65歳以上人口割合	517	27.9400	3.5399	17.3000	37.6000
都道府県知事選挙1年後ダミー	517	0.2596	0	0	1
都道府県知事選挙2年後ダミー	517	0.2411	0	0	1
都道府県知事選挙3年後ダミー	517	0.2411	0	0	1

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、都道府県レベルで政府の透明性が財政運営に与える影響を推定す

るため、都道府県の財政パネルデータを用いた固定効果線形回帰分析を行う。地域と年度を考慮した固定効果モデルを採用し、地域や年度に特有の影響を統制する。さらに、地域ごとにクラスタリングした標準誤差を用いることで、標準誤差の過小推定に対処する。

5. 分析結果

5-1. 予算策定過程の透明性に関する推定結果

表3は、実質公債費比率、将来負担比率、人口一人当たり土木費を従属変数とし、予算編成過程の透明性がどのように影響を与えるかを分析した結果を示している。Model 1では、実質公債費比率に対して、予算編成過程の透明性合計スコアが統計的に有意な負の影響を与えていることが確認された。この結果は、透明性の向上が債務管理の改善を促進し、実質公債費比率を減少させることを示している。具体的には、予算編成過程での情報公開や透明性が進むことで、政府が説明責任を果たすインセンティブが高まり、不必要な借入を抑制する動きが強まると解釈できる。

Model 2では、将来負担比率に対して、予算編成過程の透明性合計スコアは統計的に有意な影響を示していない。この結果は、将来負担比率のような長期的な財政指標に対しては、透明性の効果が直ちに現れない可能性を示している。将来負担比率は、既存の債務状況や人口動態といった構造的要因に強く影響されるため、短期間の透明性向上では改善に結びつかない場合があると考えられる。

Model 3では、人口一人当たり土木費に対して、予算編成過程の透明性合計スコアが負の係数を示したものの、統計的に有意ではなかった。この結果は、予算編成過程の透明性が直接的に土木費の削減に寄与することは確認されておらず、透明性の向上がインフラ支出を効率化する効果を持つかどうかについてはさらなる検証が必要であることを示唆している。一方で、選挙ダミー変数（都道府県知事選挙2年後）は正の係数を示し。選挙後に土木費が増加する傾向が確認された。これは、選挙サイクルに基づく政治的景気循環が土木費に影響を与えている可能性を示唆しており、公共事業が有権者へのアピール手段として活用されていることを反映している。

これらの結果から、予算編成過程の透明性は短期的な財政指標（実質公債費比率）には有意な改善効果を示しているが、長期的な指標（将来負担比率）や特定の歳出項目（土木費）に対する効果は限定的であることが分かった。特に、選挙サイクルが土木費の増加に影響を与える一方で、透明性の向上による抑制効果が直ちに反映されていない点が注目される。

表3 予算編成過程の透明性が財政健全性に与える影響

	従属変数			
	実質公債費比率	将来負担比率	一人当たり土木費	
	Model 1 2010-2020	Model 2 2010-2020	Model 3 2010-2020	
予算編成過程合計スコア	-0.4706 (0.1275)	*** 0.2149 (1.2870)	-0.5311 (0.8302)	
log(総人口)	-18.5802 (22.2608)	-242.9874 (276.4203)	-744.3233 (249.6745)	**
65歳以上人口割合	-0.0937 (0.0469)	-7.9930 (5.4420)	-2.4250 (2.6170)	
都道府県知事選挙1年後ダミー	-0.0410 (0.0545)	-1.0310 (0.7730)	0.4636 (0.4682)	
都道府県知事選挙2年後ダミー	0.0050 (0.0932)	-0.5378 (0.6543)	1.6820 (0.7500)	*
都道府県知事選挙3年後ダミー	0.0690 (0.0722)	-1.2100 (0.0722)	1.2970 (0.6526)	†
固体効果	YES	YES	YES	
時間効果	YES	YES	YES	
調整済みR ²	0.8905	0.8898	0.8865	
N	517	517	517	

(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. 市民参加度に関する推定結果

表4では、実質公債費比率、将来負担率、人口一人当たり土木費を従属変数とし、市民参加がこれら変数に与える影響を分析した結果が示されている。Model 1では、実質公債費比率に対して、市民参加合計スコアが統計的に有意な負の影響を与えることが確認された。これは、市民参加が進むことで自治体の実質公債費比率が低下することを示唆しており、住民が政府に対して説明責任を求めることで、不要な借入を抑制し、財政の健全性が強化される可能性を示している。Model 2では、将来負担比率に対して分析を行った。市民参加合計スコアの係数は正の値を示したものの、この影響は統計的に有意ではなかった。特に、将来負担比率においては、短期的な政策や参加ではなく、長期的かつ構造的な要因がより重要である可能性が考えられる。

Model 3では、人口一人当たり土木費に対して、市民参加合計スコアが統計的に正に有意

な影響を与えることが確認された。この結果は、市民参加が活発になることで、むしろ公共インフラへの支出が増加する可能性を示唆している。

さらに、選挙ダミー変数において、特に選挙年の2～3年後に土木費の増加が観察される点は興味深い。この結果は、選挙のサイクルに一致して、土木費の支出が増加する政治的景気循環が発生していることを示唆している。具体的には、次回選挙に近づくにつれて土木費が増加する傾向が見られるため、選挙時期に有権者へのアピールとして公共事業が積極的に実施される可能性がある。

表4 市民参加スコアが財政健全性に与える影響

	従属変数			
	実質公債費比率	将来負担比率	一人当たり土木費	
	Model 1 2010-2020	Model 2 2010-2020	Model 3 2010-2020	
市民参加合計スコア	-1.5970 (0.5417)	*** 3.8950 (4.6830)	2.0860 (0.9302)	*
log(総人口)	-24.5864 (22.7253)	-227.3415 (278.7965)	-743.1510 (250.9954)	**
65歳以上人口割合	-0.0469 (0.4504)	-8.0890 (5.4660)	-2.5080 (2.6360)	
都道府県知事選挙1年後ダミー	-0.0402 (0.0586)	-1.0030 (0.7586)	0.5456 (0.4544)	
都道府県知事選挙2年後ダミー	0.0265 (0.0975)	-0.4564 (0.6682)	1.7910 (0.7507)	*
都道府県知事選挙3年後ダミー	0.6940 (0.0699)	-1.2180 (0.7385)	1.2350 (0.6579)	†
固体効果	YES	YES	YES	
時間効果	YES	YES	YES	
調整済みR ²	0.8865	0.9648	0.9648	
N	517	517	517	

(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

本稿では、2010年から2020年の都道府県データを用いて、政府の透明性および市民参

加が地方財政の主要な財政指標に与える影響を実証的に検証した。その結果、政府の透明性や市民参加が財政指標に対して異なる影響を及ぼすことが明らかとなった。まず、実質公債費比率に対しては、透明性スコアが高い自治体ほど実質公債費比率が低下する傾向が確認された。この結果は、予算編成過程の透明性が高まることで説明責任が強化され、債務管理が改善されることを示唆している。一方で、将来負担率に関しては、透明性や市民参加が統計的に有意な影響を示さなかった。これには、将来負担率が構造的要因や長期的な視点に依存していることが影響している可能性がある。また、人口一人当たり土木費については、市民参加が支出の増加に寄与する傾向が確認され、地域住民の意見が公共インフラ支出に反映される可能性が示された。さらに、選挙サイクルに合わせて土木費が増加する政治的景気循環の存在も明らかとなった。これらの結果は、政府の透明性の向上が短期的な財政指標には一定の抑制効果をもたらす一方で、すべての指標に対して一貫した効果を発揮するわけではないことを示唆している。また、市民参加の促進が必ずしもコスト削減に結びつくわけではなく、地域のニーズが反映されることで特定の支出が増加する可能性も示された。

したがって、今後の制度設計においては、予算編成過程の透明性向上の効果を積極的に評価し、その取り組みをさらに進めることが重要である。また、市民参加については、特定の支出分野への偏りを防ぎつつ、住民の意見が財政運営の効率化や持続可能性に寄与するよう設計を工夫することが求められる。透明性と市民参加の双方の意義を最大限に活かしながら、財政健全化に向けた施策が実効性を持つ形で展開されることが期待される。

一方、市民参加が公共支出に及ぼす影響については、上方的なバイアスがないか、行政・住民の意識的な対応が求められる。市民参加が特定の支出分野での優先順位を引き上げる一方で、財政全体の効率性や持続可能性に影響を及ぼす可能性を含んでいる。財政健全化の文脈においては、このような市民参加の効果に自覚的であり、適切な制御を行うことが必要である。透明性と市民参加の双方の意義を最大限に活かしながら、財政健全化に向けた施策が実効性を持つ形で展開されることが期待される。

7. 参考文献

- 赤井伸郎・山下耕治. 2005. 「財政運営の透明性（情報公開、政策評価）と事業効率性」『長崎大学経済学部研究年報』 21: 61-73.
- 松田真由美. 2005. 「自治体予算編成過程への市民参加」『TORC レポート』 26: 155-165.
- 和足憲明. 2021. 「政令指定都市における財政赤字の比較分析：1975－2014」『年報行政研究』 56: 189-210.
- Alesina, Alberto, and Alex Cukierman. 1990. “The Politics of Ambiguity.” *Quarterly Journal of Economics* 105(4): 829-850.
- Buchanan, James M. and Richard E. Wagner. 1977. *Democracy in Deficit: The Political*

Legacy of Lord Keynes. Academic Press.

- Caamaño-Alegre, José, Lago-Peñas, Santiago, Reyes-Santias, Francisco and Aurora Santiago-Boubeta. 2013. "Budget Transparency in Local Governments: An Empirical Analysis." *Local Government Studies* 39(2): 182-207.
- Ganapati, Sukumar, Cid, Gabriela Purón and Christopher G. Reddick. 2019. "Online Fiscal Transparency of US State Governments: An Analysis Using Public Value Framework." Bolívar, Manuel Pedro Rodríguez, Bwalya, Kelvin Joseph and Christopher G. Reddick. eds. 2019. *Governance Models for Creating Public Value in Open Data Initiatives* Springer Cham, 31: 41-60.
- Hameed, Farhan. 2005. "Fiscal Transparency and Economic Outcomes." *IMF Working Paper*. International Monetary Fund.
- International Monetary Fund. 2012. "Fiscal Transparency, Accountability, and Risk." International Monetary Fund.
- Park, Jinsol, Butler, J. S. and Nicolai Petrovsky. 2023. "Understanding Public Participation as a Mechanism Affecting Government Fiscal Outcomes: Theory and Evidence from Participatory Budgeting." *Journal of Public Administration Research and Theory* 33(2): 375-389.

第 1 2 章

市町村の SNS アカウントの開設が地域活性化に与える影響

柿沼 歩夢

要約

少子高齢化が進む中、地域活性化のための自治体の SNS の活用が進んでいる。しかし、このような自治体の SNS 活用が地域活性化に与える影響については国内ではほとんど研究がない。そこで、本稿は、2010 年から 2022 年までの千葉県市町村の観光入込客数と流入人口のパネルデータを構築して市町村の SNS アカウントの開設が観光入込客数や流入人口の増加にどのような影響を与えるのかを、固定効果モデルに基づくパネルデータ分析によって検証した。その結果、SNS アカウントの開設はその自治体の観光入込客数増加率に正の影響を与えること、また、それらの効果はフォロワー数が多い自治体でより強まることが明らかになった。加えて、実際に市町村の SNS 運用が成功している自治体の質的分析を実施した結果、明確な運用目的を定めて、工夫した運用を行うことで発信力を強めることが可能になり、地域活性化につながる事が明らかになった。市町村が目的に沿った SNS 運用を行うことで、地域経済の活性化、地方創生に繋がるものと期待される。

1. はじめに

日本では少子高齢化が急速に進んでおり、2070 年には総人口が 9,000 万人を割り込み、高齢化率は 39%の水準になると推計されている¹。こうした人口減少、高齢化の中で、地方では地域経済の縮小、地域間競争の激化が進行しており（地方自治機構 2023）、東京圏をはじめとした都市部への過度の人口移動も相まって、中山間地域では集落の維持・存続すら危ぶまれる状況にある²。

そこで、こうした状況に対応するために地域経済の活性化や、地域コミュニティの強化が求められている。地域経済の活性化において重要な産業の一つであるのが観光業である。なぜなら観光業は地域に密着した経済活動であり、その波及効果も多岐にわたるからである（谷口ほか 2014）。実際、観光庁の「観光立国推進基本計画」においても「観光は今後とも

¹ 厚生労働省. 2024. https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_21481.html (2024 年 10 月 30 日)。

² <https://www.jri.co.jp/page.jsp?id=26319> (2024 年 10 月 30 日)。

成長戦略の柱、地域活性化の切り札である」³とし国も観光立国を目指す姿勢を明確にしている。

このような観光業の発展のためには、スマートツーリズムなどの言葉にも代表されるように、デジタルの活用が求められる。このスマートツーリズムの中心的な位置を占めているのが SNS である (Park et al. 2016)。SNS の活用に関しては全国の市町村で Facebook の開設率は 80.0%、Instagram の開設率は 74.8%と概ね高い水準ではあるものの⁴、実際にはどのような運用がなされているのかは明らかになっていない。

この点、地方自治体の具体的な SNS 運用に関する事例研究は多く存在するものの実証研究は極めて少ない。日本においては、鷺尾 (2018) が自治体に向けたアンケート調査を用いてパネルデータ分析を行い、Web 観光案内の多言語化や無線 LAN アクセスポイントの設置などの取り組みが訪日外国人観光客の増加に有意にプラスの影響を与えているが、SNS 等を活用した自治体の外国人向けの情報発信・PR は有意な影響がないことを明らかにしている。しかし、SNS の開設の効果を実際の観光客数や人口移動データから捉えた研究はほぼ見られない。

上記の問題意識から、本稿は市町村の SNS アカウントに注目し、千葉県市町村の観光入込客数と流入人口のパネルデータを構築して市町村の SNS アカウントの開設が観光入込客数や流入人口の増加にどのような影響を与えるのかを明らかにする。さらに、一定のフォロワー数を獲得している自治体とその他の自治体でどのようにアカウント開設の効果が異なるのかについても検証する。

分析結果からは、Facebook 開設の有無が観光入込客数増加率に与える影響に関して有意な正の効果が確認できた。特に、そのような正の効果は、1,000 人以上のフォロワー数を事後的に獲得している自治体で、より明瞭であることがわかった。しかし、市町村の SNS 開設の有無と流入人口には有意な関係が認められなかった。以上の結果を踏まえ事例研究を行ったところ、SNS 開設後フォロワー数を多く獲得している自治体では実際に観光客や人口増加が確認できる事例があることがわかった。上記の知見に基づけば、市町村が積極的な SNS 運用を行い、フォロワー数を獲得することで、観光入込客数が増加し、地域経済の活性化、地方創生に繋がるものと期待される。

本稿の構成は次の通りである。続く第 2 節では、国内外の地方自治体や政府が運用する SNS に関する実証的な先行研究を概観した後、第 3 節では、市町村の SNS の開設と観光客と流入人口の増加の関係について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方法を提示した上で、第 5 節では、実際の推定結果を議論するとともに事例研究を行う。第 6 節では、本稿で得られた知見を踏まえて、市町村の SNS の運用のあり方について示唆を述べたい。

³ 観光庁. 2023. 「観光立国推進基本計画」 <https://www.mlit.go.jp/kankocho/content/810001005.pdf> (2024 年 10 月 30 日)。

⁴ <https://www.koho.or.jp/useful/research/2023/web.html> (2024 年 10 月 30 日)。

2. 先行研究

2-1. 公共部門におけるSNSの役割

そもそも、国や地方自治体が運用する SNS は住民に対してどのような役割を果たしているのだろうか。ここでは、Criado and Villodre (2020) の枠組みに依拠しながら、公共部門における SNS の役割を整理する。この研究ではソーシャルメディアの役割を、「情報提供」、「市民との交流」、「公共サービスの提供」という 3 点の枠組みにまとめている。

「情報提供」は、地方自治体によるソーシャルメディアの利用の主な役割である。米国の地方自治体が Facebook に投稿したメッセージの大半が、「情報提供」に関するものである (DePaula et al. 2018) ほか、ヨーロッパの 4 カ国 8 自治体⁵のツイートの 52%は「情報提供」に分類されるものであることが確認されている (Criado and Villodre 2020)。

「市民との交流」は、地方自治体のツイートの 30%を占めている (Criado and Villodre 2020)。このような SNS 利用は、住民の信頼度や市民参加に大きく影響していると考えられている。例えば、インドネシアにおいて、COVID-19 流行中の政府に対する国民の信頼は、SNS 上での政府関係者とのやりとり、政府の対応に対する認識、等によって影響を受けている (Hartanto et al. 2021)。また、地方自治体の広報担当者へのインタビューから、ソーシャルメディアが地方自治体にとって有益なコミュニケーションツールとして高く評価されていることが明らかになっており (Graham 2014)、自治体側も SNS の「市民との交流」という側面を重要視していることが明らかになっている。

「公共サービスの提供」とは、公共サービス、例えば、教育、交通、公共交通機関、都市計画、警察等の案内や、社会的イベント、重要なイベント、救援要請などに関する行動の呼びかけを行う利用法である (Criado and Villodre 2020)。

以上のように公共部門によるソーシャルメディアの利用は、情報提供、市民との交流、公共サービスの提供など、様々な機能を有しており、実際に、公共部門のソーシャルメディア利用が住民の信頼や市民参加に寄与するなどの正の影響が指摘されている。

2-2. 公共部門におけるSNSの運用実態とその効果

次に、国内外における国や地方自治体が運用する SNS の運用方法とその観光への影響について確認する。海外において、本稿の問いと極めて近い領域で分析を行っているのが Park et al. (2016) である。韓国の地方自治体が観光分野の目的で Facebook をどのように活用し

⁵ 対象自治体はオランダ (アイントホーフェン、ユトレヒト)、スペイン (アルコベンダス、セビリヤ)、スウェーデン (マルメ、ウプサラ)、イギリス (リーズ、ブリストル) である。

ているかを調査したところ、133自治体の Facebook のフォロワー数と自治体の観光に関する投稿数が、入国観光客数と有意に正に相関していること、また、自治体の総投稿数および観光に関する投稿数は、入国観光客数と有意に正に相関していることが明らかになった。地方自治体による SNS の活用は、地元住民だけでなく、地域外に住む潜在的な観光客にも有益であることを指摘した上で、観光プロモーションへの地方自治体の関与は、文化観光の取り組みに関して特に重要であるとした。なぜなら、自然環境や物理的環境に依存する観光商品と比較して、文化観光は、特定の地域の文化的背景に馴染みのない観光客にプロモーションする際に、より多くの文脈情報と感受性を必要とするからである。この点では、日本の観光資源も、伝統文化、宮中行事、芸道などの文化観光に関するものが多く、観光プロモーションに対する地方自治体の関与は重要であろう。

SNS の存在が観光客の意識や行動に与える影響については、オンラインサーベイに基づく研究が行われている。たとえば、Joo et al. (2020) は、観光客の訪問意欲が上昇する要因は雰囲気と個人の主観であることを明らかにしている。つまり、観光地の魅力を単に説明するのではなく、観光体験の共有を促進することが重要だという。また、SNS の利用と観光体験の満足度の関係を検証した希少な論文である Chung et al. (2017) では、SNS を使用する韓国人観光客を対象にオンラインアンケートを行い、SNS の使用と観光体験の満足度の中に正の関係があることを明らかにしている。

一方、日本においてはこうした公共部門が運用する SNS に関する実証研究は極めて限られる。Park et al. (2016) のような SNS 利用と観光客の関係について客観的なデータを用いて分析した研究はなく、アンケート調査に基づく分析や事例研究にとどまっている。

アンケート調査に基づく分析では、SNS・イベント・ロコミは、コミュニティ意識に正の影響を及ぼすこと（三井・伊藤 2021）、住民の Facebook 使用頻度が高いほど当該自治体職員への信頼と親近感が向上すること（伊藤 2014）が明らかになっており、自治体の SNS 利用が住民の信頼度や市民参加に影響するという海外の知見（Hartanto 2021）に整合的な結果が得られている。

事例研究においては、投稿内容の頻出単語を地方自治体間で比較分析することで、フォロワー数を多く獲得するアカウントは、フォローや RT を応募条件とするキャンペーンを行うことでフォロワーを獲得していること（柴田・野津 2023）を明らかにした研究や、自治体の観光計画と、各自治体に関する Twitter 上の投稿の「話題」との間には隔たりがあること（谷口ほか 2014）が確認されている。

このように先行研究においては市町村の SNS が地域の観光業に影響を及ぼすことが明らかになっているが、実際に SNS が開設された後で地域活性化、特に観光業に対する変化があるかは検証されていない。そこで本稿では、市町村の SNS の開設に注目し、開設前と開設後でどのような影響が当該自治体にあるのかを、パネルデータにより分析する。

3. 理論仮説

ソーシャルメディアは、何百万人に瞬時にリーチできるコスト効率の高いマーケティング手法である。また、地方自治体、観光代理店、業界パートナーなど、観光分野でビジネス関係を築くことに関心のあるアクター同士を結び付けるハブを作成するためにも使用できるため (Park et al. 2016)、特に観光業との相乗効果が期待できる。実際、消費者の多くが観光情報を入手する際に、SNS を利用している⁶。そのため、自治体が広報活動の一環として SNS アカウントを開設して情報発信を行うと、消費者がその情報を参照ようになる。そして魅力的であると感じれば、その自治体に行く可能性が高まる。加えて、その自治体が SNS で話題になっていけば、その場合においても情報を参照する可能性が高まる。つまり、非居住自治体が SNS を開設し、SNS での広報の取り組み度合いを高めるほど、その広報活動により該当自治体の知名度や好感度が上昇する。知名度や好感度の上昇に伴い、今までその町を知らなかった人の観光に対する動機が強まり、観光客数が増加する。このようなメカニズムから導かれる仮説は、以下の通りである。

仮説 1 市町村が SNS を開設すると、観光入込客数増加率が開設前よりも上昇する。

また、広報活動は、人口流入に貢献し地域活性化に与える影響は大きいとされている。千葉県流山市は「母になるなら、流山市」、「都心から一番近い森のまち」等のキャッチフレーズを発信し、JR・メトロ・小田急線の計 16 箇所の首都圏駅で大型ポスターを掲示した⁷。このような認知度を向上させる取り組みが功を奏し、10 年間で人口が約 4.2 万人増え合計特殊出生率は全国平均以上になったという⁸。つまり、自治体の魅力や取り組みを発信することで、潜在的な移住希望者に情報が届き、認知度が向上する。加えて、広報活動により地域のブランドイメージを向上させることも可能である。特に SNS はこうした効果をさらに高めると考えられる。例えば SNS ではターゲティング広告を使うことで、ターゲット層を絞り込むことで、より効果的な情報発信が可能である。また、魅力的なコンテンツはユーザーによる共有を通じて大きな拡散が期待できるため、従来の広報よりも拡散性が大きい。このようなメカニズムから導かれる仮説は、以下の通りである。

仮説 2 市町村が SNS を開設すると、流入人口増加率が開設前よりも上昇する。

⁶ 非居住自治体の情報を参照するとき際の原因として「観光・レクリエーションの行く先を検討するとき」、「新聞やニュースでとりあげられているとき」、「公共施設の所在地を調べる時」が、約 3 割と一番多く、「SNS で話題になっているとき」も約 2 割を占めている (地方自治機構 2023)。

⁷ <https://prtimes.jp/main/html/rd/p/000000002.000021614.html> (2024 年 11 月 16 日)。

⁸ <https://www.city.nagareyama.chiba.jp/appeal/1003878/1003882.html> (2024 年 11 月 16 日)。

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、2010年から2022年の千葉県市町村の観光入込客数と流入人口のパネルデータを構築した。具体的には、千葉県市町村により調査され、千葉県が集計した『千葉県観光入込調査報告書』に基づく観光入込客数のパネルデータと『都道府県・市区町村のすがた（社会・人口統計体系）』に基づく千葉県市町村別転入者数（日本人移動者）のパネルデータを構築した。仮説1の検証では観光入込客数データを、仮説2の検証では転入者数データを用いる。

千葉県は「市町村広報広聴活動に関する調査」を昭和45年から県内の各市町村広報広聴担当課に依頼し毎年実施しており、各市町村のSNSの開設有無、またそのフォロワー数が確認できる。このような市町村運営SNSに関して毎年調査を行っている都道府県は管見の限り他にない。さらに観光入込客数についても毎年市町村が調査を行っており県が集計公表しているため、市町村別のパネルデータを構築できる。以上から、本稿では市町村運営SNS開設の効果を、千葉県内市町村を分析対象として検証する。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、観光入込客数から前年度観光入込客数を引いた観光入込客数増加数を前年度観光入込客数で除した観光入込客数増加率と、転入者数から前年度転入者数を引いた転入者増加数を前年度転入者数で除した流入人口増加率である。

次に、理論的に関心のある独立変数として、市町村運営SNS開設ダミーを用いる。具体的には、各市町村がSNSを開設する前を0、開設後を1とするダミー変数を作成した。本稿では先行研究で多く取り上げられ、観光マーケティングに効果があるとされている⁹FacebookとInstagramを対象とする。

表1は、上記の変数群の変数説明であり、表2はその記述統計である。

4-2. 推定方法

上記のように、観光入込客数増加率、流入人口増加率を従属変数とし、市町村運営Facebook開設の有無、市町村運営Instagram開設の有無を独立変数として、市町村・年度の固定効果を統制した固定効果モデルに基づくパネルデータ分析を行った。

⁹ インドネシアの北スマトラ州メダン市観光局が使用する各プラットフォームのデジタルメディアの有効性を調査した研究で、Instagramは観光マーケティングに非常に効果的であり、YouTube、Facebook、Webサイトは効果的であるが、Twitterとアプリケーションは効果的ではないという結果が示されている（Yanti et al. 2023）。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
観光入込客数増加率	$(\text{観光入込客数} - \text{前年度観光入込客数}) \div \text{前年度観光入込客数}$	「都道府県・市区町村のすがた（社会・人口統計体系）」
流入人口増加率	$(\text{転入者数} - \text{前年度転入者数}) \div \text{前年度転入者数}$	「千葉県観光入込調査報告書」
市町村Facebookダミー	市町村運営Facebookを開設した自治体を1としたダミー変数	「市町村広報広聴活動に関する調査結果」
市町村Instagramダミー	市町村運営Instagramを開設した自治体を1としたダミー変数	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
観光入込客数増加率	542	1.0227	0.4684	0.0886	9.1019
流入人口増加率	648	0.9885	0.0949	0.6119	1.5225
市町村Facebookダミー	702	0.3761	0.4847	0	1
市町村Instagramダミー	702	0.1624	0.3691	0	1
市町村Facebookダミー（フォロワー1,000人以上）	702	0.3889	0.4878	0	1
市町村Instagramダミー（フォロワー1,000人以上）	702	0.3889	0.4878	0	1
Facebookフォロワー数	702	1314.8333	1998.1997	0	10237
Instagramフォロワー数	702	1408.0185	2687.0260	0	14847

また、分析対象として13年分のパネルデータを使用しているが観光入込客数に関しては2012年度分のデータが公開されていなかったため12年分のパネルデータとなっている。

5. 分析結果

5-1. 市町村SNS開設の効果

表3は、市町村運営SNS開設と観光入込客数増加率、流入人口増加率に関するパネルデータ分析である。Model 1・2では観光客、Model 3・4では流入人口に対する効果を検証した。Model 1では、10%水準ではあるが統計的に有意な正の効果を得られ、Facebook開設の有無が観光入込客数増加率に正の影響を与えていることが確認できた。これは仮説1に整合的な結果である。また、Park et al. (2016)の地方自治体によるSNSの活用が地域外に住む潜在的な観光客にも有益であるという主張とも整合的な結果である。一方、流入人口増加率に対しては、市町村のSNSアカウントの開設は統計的に有意な関連がなかった。市

表 3 市町村 SNS 開設の効果

	従属変数			
	観光入込客数増加率		流入人口増加率	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
市町村 Facebook ダミー	0.0583 † (0.0343)		0.0047 (0.0096)	
市町村 Instagram ダミー		0.0155 (0.0270)		0.0028 (0.0079)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済み R ²	0.2207	0.2198	0.0618	0.0617
N	542	542	648	648

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

(2) ()内は市町村ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

町村 SNS の開設がその地域に移住する動機にまではつながらないことが考えられる。また、修正済み決定係数が低くモデルの説明力が限られている可能性がある。

5-2. 追加分析

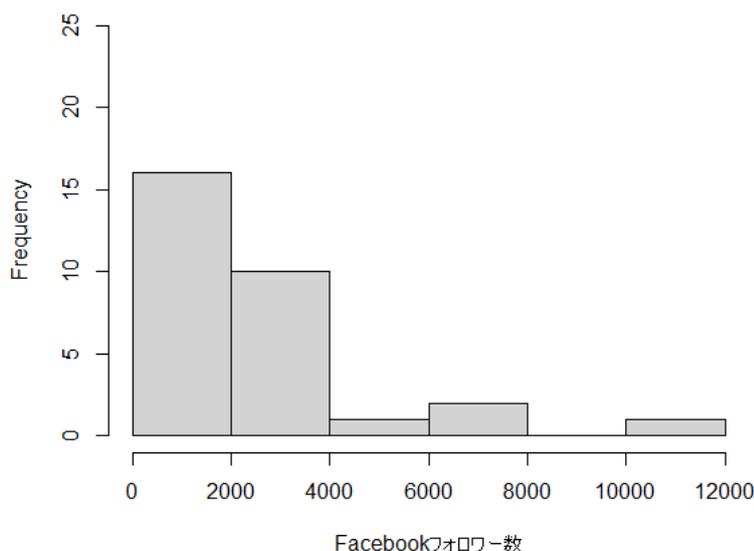
前項の分析では、市町村の SNS アカウントは観光入込客数に弱い正の相関があるものの、観光・人口流入ともにほとんど大きな影響がないことが明らかになった。そもそも自治体が開設する SNS はフォロワー数という意味で、どの程度意味のある運用が行われているのだろうか。表 4 は千葉県市町村の Facebook フォロワー数の分布であり、表 5 は千葉県市町村の Instagram フォロワー数の分布である。表からは、どちらの SNS のアカウントも半分程度の市町村のフォロワー数が 2,000 人以下であることがわかる。Facebook のフォロワー数に関しては、1,000 人未満が 9 自治体、1,000 人以上 2,000 人未満が 7 団体、2,000 人以上が 14 団体であった。Instagram のフォロワー数に関しては、1,000 人未満が 9 自治体、1,000 人以上 2,000 人未満が 11 団体、2,000 人以上が 10 団体であった。ここで注目したいのは、フォロワー数が 1,000 人未満の自治体には、極めてフォロワー数が少ない自治体が含まれることである。例えば、令和 3 年度時点で、Facebook においてはフォロワー数が 57 人の芝山町や 226 人の栄町といった自治体があり、Instagram においては、フォロワー数が 220 人の御宿町や 210 人の匝瑳市といった自治体が存在する。こうした自治体はフォロワー数が少ないなど、単にマーケティングに消極的というだけでなく、SNS のフォロワー数の拡大などに力を入れている自治体が少ないと推察できる。ただフォロワー数を獲得することで、情報発信力の強化、認知度の向上、アルゴリズムによる波及効果等のメリットを享受することができる。

そこでフォロワー数 1,000 人未満の自治体の SNS は観光や人口流入に影響を及ぼしているとは考えにくい¹⁰ため、フォロワー数が 1,000 人以上である自治体にサンプルを限定した追加分析を行う。フォロワー数を一定程度獲得している自治体は仮説 1・2 の効果を高めることが期待できる。

ここで千葉県総合企画部報道広報課戦略広報推進室が作成している令和 3 年度『市町村広報広聴活動に関する調査結果』に記載がある令和 3 年度時点での市町村の SNS のフォロワー数に依拠し、市町村の単年度 SNS フォロワー数データを作成し、1,000 人以上ダミーを作成した。これを用いて、フォロワー数が 1,000 人以上の自治体に限定して再度パネルデータ分析を行った。なお、いくつかの市町村において SNS を運用しているが『市町村広報広聴活動に関する調査結果』にフォロワー数を報告していない自治体があった。そのような自治体においては 2024 年 10 月 29 日時点でのフォロワー数を便宜的に採用した。

表 6 が Facebook と Instagram のフォロワー数が 1,000 人以上の SNS を持っている市町村のみ、開設後を 1、開設前を 0 としたダミー変数を用いた分析の結果である。Facebook 開設の有無と観光入込客数増加率の関係に関して 5%水準で統計的に有意な正の効果が見られ、仮説 1 に整合的な結果となった。また、それらの効果はフォロワー数が多い自治体でより強まることが明らかになった。ただ、表 3 で統計的に有意な結果を得ることができなかった Model に関しては同様に統計的に有意でない。

表 4 千葉県市町村の Facebook フォロワー数の分布



¹⁰ そもそも日本の自治体は、マーケティングをあまり重視していないという指摘があるが(地方自治研究機構 2023)、当該自治体にはこうした指摘が該当すると考えられる。

表5 千葉県市町村のInstagramフォロワー数の分布

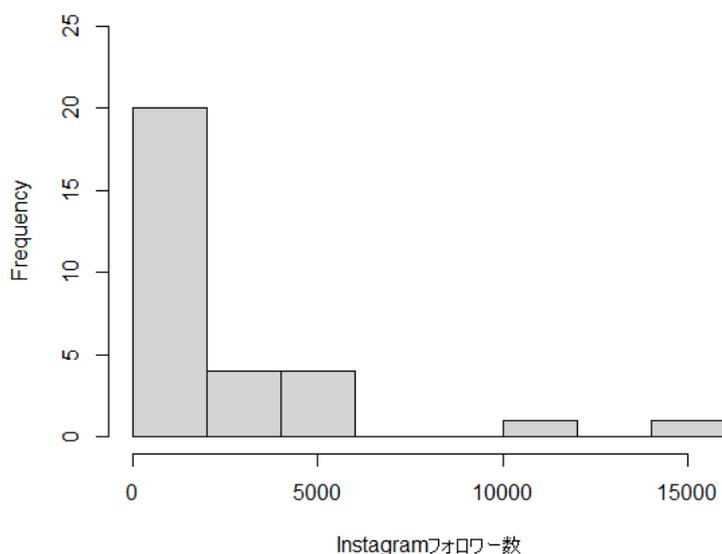


表6 フォロワー数1,000人以上の市町村SNS開設の効果

	従属変数			
	観光入込客数増加率		流入人口増加率	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
市町村Facebookダミー (フォロワー1,000人以上)	0.0652 * (0.0310)		0.0140 (0.0112)	
市町村Instagramダミー (フォロワー1,000人以上)		0.0441 (0.0619)		0.0067 (0.0139)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.4383	0.5506	0.1177	0.0971
N	210	210	252	252

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

(2) ()内は市町村ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

5-3. 事例研究

前述の定量的な結果を踏まえた上で、実際に市町村のSNS運用が成功している自治体の事例研究を行う。本稿では、2024年11月現在、人口約3.2万人を上回る3.8万人のフォロ

ワーを抱えている¹¹神奈川県葉山町公式 Instagram の事例を取り上げる。葉山町は、鉄道の駅や大型商業施設などが無く利便性が高いとは言えず、若者からの認知度が低いこと、また人口の社会減が自治体としての課題となっていた¹²。そこで葉山町は 2015 年に葉山町公式アカウント@hayama_official を立ち上げ運用を開始した。人口減少という課題に対し、移住・定住促進という明確な目的を設定し、ターゲットを「暮らす場所をこれから探す若い女性」に絞った運用¹³は高く評価され、2016 年の全国広報コンクール企画部門で入選している¹⁴。実際に Instagram のアカウントを開設した 2015 年度に人口の社会増減が大きくプラスに転じ、以降も社会増が続いている¹⁵。そこで本稿では、公式アカウントの運用を行っている政策財政部政策課秘書広報係への複数のインタビュー記事をもとに、なぜ葉山町では SNS 運用が成功し、地域活性化につながっているのかを分析する。

1 点目の特徴は、独自のハッシュタグの作成である。葉山町では担当者が撮影した写真を投稿するだけでなく、独自のハッシュタグ「#葉山歩き」を設けて、他のユーザーの投稿を促している¹⁶。運用を担当している宮崎は「葉山町には鉄道駅がない。バスの運行本数も多くはないので、葉山で生活すれば歩くことは避けられないし、歩くことへの抵抗感もなくなる。また、細い小道の先に海が望める景色など、歩く速度と目線でこそ見つけられる魅力がある」¹⁷と述べ、歩いてもらうことでより町の魅力を感じてもらい、その写真を発信してもらう工夫をハッシュタグの名前にも凝らしている。葉山町の公式 Instagram には 2024 年 11 月時点で 1,671 件の投稿があるが、「#葉山歩き」を付けた一般のユーザーによる投稿は約 14 万件である。一般ユーザーにも投稿を促すことで、波及的な広報活動を実現させている。

2 点目は自治体の SNS に対する積極性である。葉山町では 2015 年から 2019 年にかけて庁舎などでフォロワーを対象にした写真講座や撮影会を開くオフ会¹⁸を開催したことが

¹¹ 自治体の公式アカウントとしては異例の数値である。そもそも、日本の市町村で Instagram のフォロワー数が 1 万人を超えている自治体は 25 団体しかなく、葉山町は全国で 3 番目に多いフォロワー数を獲得している。https://note.com/tsuzucle/n/n636bc8c13f7c (2024 年 11 月 16 日)。

¹² https://www.jichiro.gr.jp/jichiken_kako/report/rep_shizuoka39/07/0705_re/ (2024 年 11 月 16 日)。

¹³ https://www.advertimes.com/20241105/article478618/ (2024 年 11 月 16 日)。

¹⁴ https://www.koho.or.jp/contest/zenkoku/2016_result.html (2024 年 11 月 16 日)。

¹⁵ https://project.nikkeibp.co.jp/atclppp/PPP/434167/041800105/ (2024 年 10 月 30 日)。
社会増とは転入者数から転出者数を引いた値であり、葉山町は 2015 年から 2024 年までの近年 10 年間で社会増であった。

¹⁶ https://project.nikkeibp.co.jp/atclppp/PPP/434167/041800105/?P=1#02 (2024 年 11 月 16 日)。

¹⁷ https://project.nikkeibp.co.jp/atclppp/PPP/434167/041800105/?P=1#02 (2024 年 11 月 16 日)。

¹⁸ オフ会とは、インターネット上で知り合った人たちが実際に会って集まることである。なお自治体の取り組みとしてのオフ会は当時全国初と謳われた。https://www.jichiro.gr.jp/Jichiken_kako/report/rep_shizuoka39/07/0705_re/ (2024 年 11 月 16 日)。

ある。パネルディスカッションやグループワークを通じてフォロワーのニーズを把握し、投稿のキャプションを「タメ口化」したところ、これがいいね！数やフォロワー数の増加に繋がった¹⁹。こうした主体的に利用者の声を聴く取り組みにより、適切な改善が可能になり、より現状に即した運用が可能になっている。さらに、職員がInstagramの解析機能を使用しニーズを探り、多くの新規フォローにつながった投稿を把握し投稿の改善に日々努めている²⁰。

これらの特徴により、波及的な広報活動とより現状に即した運用が可能になり、移住・定住促進という目的を達成したと推察できる。以上の神奈川県葉山町の事例から、地域活性化のためには SNS を開設するだけでなく、その運用方法についても工夫が必要であることがわかる。

6. 結論

本稿では、2010 年から 2022 年までの観光入込客数と人口流入の千葉県市町村別のパネルデータを用いて、市町村運営 SNS の開設が観光客と流入人口増加に与える影響を明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に、Facebook 開設有無が観光入込客数増加率に与える影響に関して正の傾向があることがわかった。加えて 1,000 人以上のフォロワー数を獲得している場合には、そのような正の影響がより強まることが確認できた。

一方で、第二に、市町村 SNS の開設に伴う効果は限定的であることが分かった。つまり SNS の開設自体に効果があるのではなく、実際の SNS 運用の内容や頻度によって効果が表れている可能性がある。実際に、事例研究では SNS のアカウント開設以降、人口の社会増減が大きくプラスに転じた自治体において、他の自治体では行われていない工夫された運用が行われていたことが確認できた。

本稿に残された課題として、千葉県市町村での分析にとどまっており全国規模で市町村の SNS にどのような効果があるのかについては検証できていない点がある。また、Facebook と Instagram の開設のみに焦点を当てた研究であることが指摘できる。さらなる研究として、他の SNS、フォロワー数、投稿数を含むより大規模なデータセットや複数県のデータを扱った分析が必要だろう。たとえば観光産業が主要産業である都道府県であれば、市町村の SNS の効果は更に重要になる可能性が考えられる。この点については今後の研究課題である。

本稿の結果を踏まえると、Chung et al. (2017) でも指摘されているように²¹、市町村が

¹⁹ https://www.jichiro.gr.jp/jichiken_kako/report/rep_shizuoka39/07/0705_re/ (2024 年 11 月 16 日)。

²⁰ <https://project.nikkeibp.co.jp/atclppp/PPP/434167/041800105/?P=2> (2024 年 11 月 16 日)。

²¹ 観光体験の満足度を共有することで SNS の活性化が促進されるため、SNS 管理者は観

観光分野に特化した SNS 運用を行うことで、観光入込客数が増加し、地域経済の活性化、地方創生に繋がるものと期待される。例えば事例研究でも取り上げた、Instagram においてハッシュタグをつけてその町の写真を投稿するキャンペーンなどの施策である²²。また、そもそも SNS のフォロワー数が少なく、更新が滞っていて休止状態になっている自治体においては定期的な更新とフォロワー数の獲得が必要である。こうした自治体の現状に即した運用施策が必要だろう。

7. 参考文献

- 伊藤直哉. 2014. 「自治体広報測定をどのように行うべきか—佐賀県武雄市の Facebook 広報提言評価を中心として」『広報研究』 18: 65-77.
- 一般財団法人地方自治研究機構. 2023. 「自治体広報戦略のあり方に関する調査研究」.
- 王元元・岳五一. 2019. 「Twitter を活用した地方都市の観光客誘致戦略」『パーソナルコンピュータ利用技術学会論文誌』 13(1): 16-24.
- 柴田海斗・野津喬. 2023. 「地方自治体による地域観光資源に関する情報発信の比較分析—X (旧 Twitter) 上の情報発信に着目して」『第 38 回日本観光研究学会全国大会学術論文集』 11-16.
- 谷口守・星野奈月・富永透見. 2014. 「自治体の観光資源に対する認識と SNS 上の「話題」とのギャップ分析」『土木計画学研究・講演集』 50: 35.
- 三井祐介・伊藤直哉. 2021. 「政令指定都市における行政広報チャンネルが協働意識に及ぼす影響札幌市における住民意識の定量的分析」『広報研究』 25: 58-73.
- 鷺尾哲・篠崎彰彦. 2018. 「ICT を活用した施策がインバウンド観光に及ぼす影響 地方自治体へのアンケート調査を用いたパネルデータ分析」『InfoCom Economic Study Discussion Paper Series』 8: 1-17.
- Criado, Ignacio and Julian Villodre. 2020. “Delivering Public Services Through Social Media in European Local Governments. An Interpretative Framework Using Semantic Algorithms.” *Local Government Studies*, 47(2):253-275.
- Chung, Namho, Tyan, Inessa and Hee Chung Chung. 2017. “Social Support and

光客が観光体験の満足度を共有し、他の観光客をサポートするように誘導することも必要だと指摘している (Chung et al. 2017)。

²² フォロワー数を多く獲得するアカウントは、フォローや RT を応募条件とするキャンペーンを行うことでフォロワーを獲得していること (柴田・野津 2023) が明らかになっており、加古川市観光協会の公式 X を対象に行った実証実験においても、デジタルスタンプがもらえるキャンペーンを実施した際、アクセス数が増え、インプレッション数も増加している (王 2019)。そのためキャンペーンの際にはプレゼント企画等を実施することで投稿する動機を強め、より積極的な反応が期待できる。

- Commitment within Social Networking Site in Tourism Experience” *Sustainability* 9 (11): 2102-2125.
- DePaula, Nic, Dincelli, Ersin, and Teresa Harrison. 2018. “Toward a Typology of Government Social Media Communication: Democratic Goals, Symbolic Acts and Self-Presentation.” *Government Information Quarterly* 35(1): 98-108.
- Graham, Melissa W. 2014. “Government Communication in the Digital Age: Social Media’s Effect on Local Government Public Relations.” *Public Relations Inquiry* 3(3): 361-376.
- Hartanto, Dadang, Agussani, Agussani and Juhriyansyah Dalle. 2021. “Antecedents of Public Trust in Government During the COVID-19 Pandemic in Indonesia: Mediation of Perceived Religious Values.” *Journal of Ethnic and Cultural Studies* 8(4): 321-341.
- Joo, Yeajin, Hwayoon, Seok, and Yoonjae Nam. 2020. “The Moderating Effect of Social Media Use on Sustainable Rural Tourism: A Theory of Planned Behavior Model” *Sustainability* 12(10): 4095-5009.
- Park, Ji Hoon, Lee, Cheolhan, Yoo, Changsok, and Yoonjae Nam. 2016. “An Analysis of the Utilization of Facebook by Local Korean Governments for Tourism Development and the Network of Smart Tourism Ecosystem” *International Journal of Information Management* 36(6B): 1320-1327.
- Yanti, Dewi, Liyushiana, Dalimunthe, Femmy Indriany, Prayogi, Budi, and Wan Nor Azilawanie Tun Ismail. 2023. “The Effectiveness of Digital Media Management by Local Governments in Tourism Marketing.” *PLANNING MALAYSIA* 21(6): 1-16.

第13章

拠点集中型コンパクトシティが地価に与える影響

栗山 慧三

要約

本稿は、富山県富山市を事例に拠点集中型コンパクトシティ政策が地価に与える影響を検証したものである。富山市は2005年の市町村合併を経て、2009年に旧自治体の複数拠点を考慮した拠点集中型のコンパクトシティ政策を策定した。コンパクトシティ政策が都市に与えた影響については多くの研究が行われているが、このような拠点集中型コンパクトシティ政策が異なる拠点に与える文脈依存的な影響は十分に指摘されていない。本稿では、富山市と他の中核市の地価データを対照させた上で、一般合成コントロール法による推定を行い、拠点設定が地価に与える効果の地域間の異質性を明らかにした。分析結果からは、旧富山市の拠点地域では政策開始後も地価上昇の効果は確認されず、拠点指定の効果が十分発揮されていないことが示唆された。一方、合併で富山市に加わった地域では、拠点までの距離にかかわらず地価が上昇する傾向が見られた。この結果は、公共交通の整備や補助金政策が旧富山市以外の地域に恩恵をもたらすものの、都市の中心部に人口や経済活動を集約するという施策本来の目的が達成されていない可能性を示している。本稿は、過剰な拠点の設定が都市の拡散を招く可能性があるという先行研究の指摘と整合的であり、コンパクトシティ政策において拠点の数を適切に絞り込む必要性を実証的に浮き彫りにするものである。

1. はじめに

コンパクトシティの概念は市民のアクセシビリティの向上を突き詰めた都市のモデルとして Saaty and Datzig (1973) が提案したもので、経済や環境の面での有用性が見出され、多方面から注目されている(海道 2007)。「コンパクトシティ」という語の定義は論者によって異なることも多いが、一般に、「①高密度で近接した開発形態、②公共交通機関でつながった市街地、③地域のサービスや職場までの移動の容易さ」という特徴を有する都市構造を意味し、行政による立地適正化計画のもとで進められる¹。

¹ <https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/h25/hakusho/h26/html/n1213000.html> (2024年12月5日)。

コンパクトシティ発祥の地である欧米では、都市を集約することで森を保護し、人の移動距離を短くして温室効果ガス排出量を抑えるという環境保護の側面が強い（吉田 2013）。そのため、人口密度が上がるとその都市の中の交通に係る一人あたりのエネルギー消費量が少なくなること（ニューマン＝ケンワージー・カーブ）が引き合いに出されることが多い²。

一方、日本では、コンパクトシティは人口減少による税収減や人口密度の低下、スプロール化による行政コストの増大に対応する方策として捉えられている。実際に、本稿で分析対象とする富山県富山市の「立地適正化計画」においても、人口減少時代に「財政面及び経済面において持続可能な都市経営をすることが大きな課題」であると明記されている³。このような課題の原因となる日本特有の事情として、他国に比べて圧倒的に速いスピードで進む少子高齢化と、モータリゼーションにより都市がスプロール化してきた背景がある。

この問題は全国各地で起きており、所轄官庁である国土交通省と政府の対応方針として、2002年に都市再生特別措置法を制定して、都市計画の改善に取り組んでいる。同法では「行政と住民や民間事業者が一体となったコンパクトなまちづくり」の推進を目的とし、立地適正化計画制度が創設された。これに基づいて市区町村が個別に都市計画を策定するようになった。また、2014年に閣議決定された「まち・ひと・しごと創生総合戦略」にも都市のコンパクト化の必要性は明記され、関係省庁が予算要求を行なっている。

日本政府が推し進めるコンパクトシティ政策の大きな特徴の一つは、その都市の中で最も栄えた地域（中心拠点）のほかに、より小規模な拠点（生活拠点）を複数用意し、拠点ごとに人口・商業地の集約を目指す「拠点集中型」を基本線としていることである。本来のコンパクトシティの前提には、一定の地域に人口が集中した方が経済活動を効率化できるという「集積の利益」の概念がある。それに基づくと、都市内に1つの中心地を定めて人口や商業地を集約する「一極集中型」のまちづくりが理想的ではあるが、都市の面積を急激に縮小することの現実的な困難さから、「拠点集中型」が採用されることが多い。実際に、国土交通省が定める「国土のグラウンドデザイン 2050」では、「コンパクトシティ・プラス・ネットワーク」を重点政策と位置付け、中心拠点と生活拠点とを利便性の高い公共交通機関が結ぶ「多極ネットワーク型コンパクトシティ」を目指すことが明記されている⁴。

しかし、日本国内の事例に対しては、このような拠点集中型のコンパクトシティ政策は郊外から中心部への人口の集約に成功していないという批判もある。第一に、コンパクトシティの成功事例として知られる富山県富山市についても、人口集中地区（DID）人口比率は中核市のなかで9番目に低く、人口集中に成功しているとも言い難い。加えて、一世帯あたりの自動車の保有台数は全国で2位であり、自動車に依存した市民のライフスタイルを変革するものにはなっていないのが現状である。すなわち、コンパクトシティは欧米で目指され

² ただし、消費者のエネルギー消費の決定要因はエネルギー価格であり、エネルギー価格が都市の密度を変化させる可能性を考えると、因果関係ではなく相関関係であることに注意が必要である。

³ 富山市役所. 2017. 「富山市都市整備事業の概要」 p.6.

⁴ https://www.mlit.go.jp/toshi/toshi_ccpn_000016.html (2024年11月30日)。

ようなエコで自家用車を不要とする都市を実現できてはいないのである。第二に、拠点集中型コンパクトシティ政策はむしろ都市の拡大化政策になりうる危険性を孕んでいる。これは拠点集中型のコンパクトシティの本質的な問題でもある。現在の制度では、各市区町村の都市計画マスタープランを決定するのは、各市区町村である。本来、都市計画の段階で過剰な拠点設定が行われると、コンパクトシティ政策は本来開発の必要がない地域に投資をする方便にもなってしまうことには注意が求められる。しかし、市区町村内のアクターは自己の関連地域が拠点として設定されて集中投資の対象になることを望むため、そのような関係者らに対して自治体が総花的に拠点の設定を行えば都市のコンパクト化は進まない。実際に先行研究では、多くの都市において拠点設定が過剰であることが示されている（肥後ほか 2014）。

このようにコンパクトシティ政策の意義や問題については、すでに様々な論点が提起されているが、コンパクトシティの効果については、いまだ研究上の課題も残されている。第一に、計画段階の拠点の設定が適切かを問う視点は肥後ほか（2014）などを除き関心が少ない。多くの先行研究では、都市のコンパクトさを DID への人口の集約度に着目して吟味するものや、自治体がコンパクト化を目指して行った施策の効果を測定するものなど、「拠点へ集約すること」を主眼に置いてきた（佐保 1988）。しかし、先述した通り都市計画の段階で過剰な拠点の設定が行われると、本来ならば費用対効果を考えると開発が不必要な地域に投資をすることが既定路線になりやすく、その必要性が問われにくくなってしまう。拠点がその地域の中心であるためには、中心の数は厳選されるべきであり、拠点としての機能を果たしているかは定期的に検討されるべきである。そこで本稿では、「拠点到集約する」だけでなく、「拠点そのものの数を集約する」必要性に注目して、自治体の各拠点の効果の異質性を検証する。

第二に、先行研究でも特定の自治体に対してメッシュデータを用いた分析は行われている（佐藤ほか 2020）。しかし、自治体内における各メッシュの文脈を遡って分析した研究は限られる。特に、市町村合併による各拠点の異質性が重要である。富山市はいわゆる「平成の大合併」の中で 2005 年に市町村合併を行った。平成の大合併は、1999 年から 2010 年までの 11 年間で全国の市町村数が 3,232 から 1,727 まで減少する大規模な改革であった。このような市町村合併は、旧市町村区域の中心地が拠点として存続しやすく、拠点の集約というコンパクトシティの目的の障壁になりやすい。本稿では、長期的な地価データを用いた上で、市町村合併によって拠点が分散することの効果を検定する。

本稿では、国土交通省不動産・建設経済局が公表する地価公示資料を基に、1984 年から 2024 年までの富山県富山市の公示地価のデータを分析した。地価に土地の魅力が包摂されると仮定するヘドニックアプローチに依拠することで、地価の変化を分析することで都市機能の集約への影響を検証する⁵。分析では、富山市が 14 の拠点の策定を行った都市計画マ

⁵ ヘドニックアプローチとは、財やサービスが持つ特性の価値を価格に基づいて推定する手法であり、地価の分析に広く用いられる。この手法では、土地の特性や周辺環境要因（治安

スタープランを公表した 2009 年のタイミングを施策開始年と設定した上で、2005 年の市町村合併前の旧富山市域と旧富山市域外とに拠点に分けて、コンパクトシティ政策の拠点と設定されることが地価に与える影響を、一般合成コントロール法を用いて推定した。分析結果からは、旧富山市の拠点地域では施策開始後も地価上昇の効果は確認されず、拠点指定がその地域の魅力度を向上させていないという示唆が得られた。一方で、富山市に加わった地域については、拠点までの距離にかかわらず統計的に有意に地価が上昇していた。このような地域は現在の富山市のなかでは郊外に位置する拠点であるため、拠点集中型コンパクトシティが郊外の魅力度を向上させるという、政策本来の意図とは逆の方向に作用している可能性が確認された。

続く第 2 節では、拠点集中型コンパクトシティ施策が地域に及ぼす影響を施策の効果・課題の観点から、構造的に整理する。第 3 節では、先行研究に基づいて本稿の理論仮説を導出する。次に、第 4 節では、データと分析手法を説明し、第 5 節で分析結果から施策の効果を検討する。第 6 節では、本稿から示唆される拠点集中型コンパクトシティが効果を発揮するための改善点について議論する。

2. 先行研究

2-1. 日本のコンパクトシティ政策の類型

日本のコンパクトシティ政策は大きく「一極集中型」と「拠点集中型」に分類され、両者を分けて分析することが必要である。前者は自治体が定めた中心市街地を中心として、同心円状に都市の機能をレイアウトすることを目指す。前者は開発の限界の線引きを明確に行うため、よりコンパクトな都市計画を策定しやすい。後者は都市の中に、小規模な中心地としての機能を備えた拠点を複数設定し、住民・事業者をそれらの拠点に向かって集約することを目指す。そのため、後者は前者に比べて都市の範囲が広範になりやすいという問題がある。理想的な意味でのコンパクトシティを実現するためには、一極集中型の都市構造を取ったほうがアクセシビリティの面でも環境の面でも良いことは自明である。しかし、実際には既存の住民の住居を一極の拠点に強制的に移動させることは非現実的であり、この点が一極集中型コンパクトシティの最大の問題である。基本的には、小規模多数の町の中心地区と大規模な中心市街地を公共交通で結ぶほうが既存の都市構造を大幅に改変する必要がない

や景観など) という数値に置換しづらい情報を地価が包摂して変化し、地価が「その地点の魅力度」を表すものであるという前提に基づいている。コンパクトシティ政策の効果を評価する際には、交通利便性や商業施設へのアクセス性、緑地の有無といった都市特性が地価に与える影響を検討することで、政策の効果を間接的に測定できる。ヘドニックアプローチを用いることで、コンパクトシティ政策が地価の上昇や都市空間の改善に寄与しているかを定量的に議論することが可能となる(唐渡 2016)。

ため、ゆるやかに都市の変革を促す「拠点集中型」が一般的である（饗庭 2015）。

一極集中型のコンパクトシティは事例が少ないが、代表例として青森県青森市が挙げられる。青森市が一極集中型を採用したのは、同市が豪雪地帯であり例年の降雪量で市の歳出の 2%、大雪の年は 4%が道路の除雪のために使われていたため、都市の面積そのものを圧縮したいという背景があった。その証拠に、青森市は 1999 年に、「市街地の拡大に伴う新たな行財政需要の抑制」を基本理念の一つに掲げ、青森市都市計画マスタープランを策定し、これに則って一極集中型コンパクトシティを目指した。青森市は都市構造を「インナー・ミッド・アウター」に区分し、アウターエリアのこれ以降の開発を認めなかった点で強い規制的手法が用いられていた。このような特徴を持つ青森市について、先行研究では人口の集約に対する有効性が確認されていない。250m メッシュ別の詳細な分析では、ミッド・アウターエリアの人口減少は確認されたが、青森市全体の人口減少要因に支えられる部分が大きく、コンパクトシティ政策が各地域の構成比を変えるほどには寄与していないとされる（大橋・石坂 2009）。

2-2. 拠点集中型コンパクトシティの事例研究：富山県富山市

コンパクトシティの類型のうち、拠点集中型のコンパクトシティを行なった自治体の代表例として富山県富山市があげられる。富山市は全国に先駆けてコンパクトシティ化に取り組み始めた事例であり、そのような施策の歩みの途中で市町村合併を経験したという点で特筆すべき特徴がある。

富山市がコンパクトシティ政策を開始した背景は、日本の地方部において一般的に見られる人口減少に加えて、郊外に戸建て住宅を建てる市民が多く市街地が低密度化したことである⁶。実際に、2015 年の国勢調査では DID 内の人口密度は 47 都道府県の中で最も低かった。これらの問題により、都市管理にかかる行政コストが割高になっていたことが施策開始の出発点となった。

2003 年に富山市は中心市街地活性化基本計画を策定し、コンパクトシティ化への歩みを進めてきた。合併以前の旧富山市は 1999 年から中心市街地活性化推進室の設置などコンパクトシティの前身となる都市の集約を模索し、2002 年 2 月の森市長初就任を機に本格的にコンパクトシティ化へと取り組んできた。コンパクトシティ政策の実施過程で、富山市は施策開始後の 2005 年に市町村合併を経験した。富山市は都市としての面積自体が施策の途中で倍増したため、合併はそれ以降の施策に影響を与えた。現在の富山市は旧富山市、上新川郡大沢野町、大山町、婦負郡八尾町、婦中町、山田村、細入村の 7 市町村が合併することで発足した。合併後の拠点の選定について、富山市では 2008 年 3 月に 14 の拠点を選定した。

⁶ 市街地の低密度化の背景には、富山平野が平坦なことから居住地域が拡大しやすいことや、道路の整備環境が良いことや住民の戸建て志向が強いためにスプロール化しやすい環境であったことが指摘されている。富山市役所. 2017. 「富山市都市整備事業の概要」 p.6.

この拠点は、合併前に旧富山市以外だった地域にも満遍なく振り分けられ、拠点集中型コンパクトシティとしての特徴が読み取れる。このような拠点の設定の仕方について、拠点としての実体の有無について調査した研究もある。肥後ほか（2014）は、都市サービス施設の集積度合いに注目した上で、過剰な拠点設定を行い、施策の実体が不十分な都市には、メガロポリス（東京・名古屋・大阪）周辺の都市や富山市のように市町村合併を経て市域を拡大した都市が多いことを指摘している（肥後ほか 2014）。その意味では、市区町村合併を経験した富山市を事例に、拠点集中型のコンパクトシティの効果を地価の観点から確認することは研究上の意義があると思われる。

富山市は、拠点集中型コンパクトシティ実現のため、公共交通機関の充実と、公共交通の結節点の近隣を居住推進地区として設定し、人口を誘導してきたことが特徴的である。富山市はまちづくりの理念として、「鉄軌道をはじめとする公共交通を活性化させ、その沿線に居住、商業、業務、文化等の都市の諸機能を集積させることによる、公共交通を軸とした拠点集中型のコンパクトなまちづくり」を掲げている⁷。これは地方都市のなかでは比較的鉄軌道網が充実している優位性を活かし、さらに公共交通を充実させる施策である。具体的には、富山市の中心部における「富山ライトレール」の整備や、富山市郊外における朝夕の時間帯の鉄道の増便やパーク・アンド・ライド駐車場の整備を行い、自動車から鉄道へと移動手段の転換を促してきた⁸。また、居住推進地区への人口の誘導について、富山市は開発規制ではなく補助金の活用による誘導的手法を採った。たとえば、富山市の定めた居住推進区域に一定水準以上の住宅を購入することで、50万円の補助が個人向けに支払われる⁹。事業者向けにも、スーパーマーケットの開業について最大で初期費用の50%の補助がされるなど、補助金によって自発的な市民の移住や開業を促している。

これらの、公共交通の充実と補助金による人口の誘導の施策の効果については、先行研究でも関心が寄せられてきた。まず、住民の居留意向の調査では、地域の選択について、全般的に「まちなか」での居留意向が強く、「郊外」での居住を希望するのは男性高齢者のみであることが明らかになっている（田村ほか 2016）。そのため、充実した公共交通で市街地と居住地を結ぶよう整備していくことは住民のニーズに即した施策であると考えられる。

一方、住民を各拠点に集約する際には郊外の住民一人ひとりの住み替えが必要になる。このような住み替えはコンパクトシティ実現の難所であり、住み替えを阻害する要因も指摘されている。ランダムサンプリングによって選ばれた群馬県前橋市の住民を対象にしたアンケート（N = 9,720）では、若い世代では費用面、高齢世代では売買機会の少なさが特に大きな障壁であることが明らかになった。しかし、これらの要因について、居住費用補助や

⁷ 富山市役所. 2017. 「富山市都市整備事業の概要」 p.4.

⁸ 「パーク・アンド・ライド」とは、主に郊外において、最寄りの駅まで自動車で行き、駅から目的地までは公共交通機関で移動すること。<https://www.city.toyama.lg.jp/> (2024年11月30日)。

⁹ 富山市の「まちなか住宅取得支援事業」による補助金。<https://www.city.toyama.lg.jp/kurashi/sumai/1010267/1010268/1011326/1006634.html> (2024年12月5日)。

高齢者向け住宅の整備といった居住誘導施策を行うことは、潜在的な住み替えニーズの顕在化に効果的であることが示されている（古澤ほか 2002）。

公共交通の充実に関する施策について、拠点型コンパクトシティ政策開始以降に富山市の狙い通りに各鉄道駅近辺に人口や事業者が集中する動きが見られた。実際に、国勢調査と都市計画基礎調査によるクラスター分析を用いた先行研究では、施策の開始以降、市内の各鉄道駅から 500m 圏内域の人口密度や生活利便施設の充実度が向上したことが明らかになっている（坂本ほか 2021）。これは、鉄道の利便性が向上したことを示唆し、自動車依存社会からの脱却の足掛かりになっているとも考えられる。住民の移動手段と居住地との関係について、自動車利用傾向が弱い個人は自治体が定める居住誘導区域を居住地に選ぶ傾向が強いことは、群馬県高崎市などの他の地域の事例からも示されている（藤井 2008）。そのため、個人が自動車を手放すことと、鉄道駅近くへ移住することは同時的な関係を生み、コンパクトシティ形成に大きく寄与すると考えられる。

一方、住民と事業者に対する補助金事業を通じた人口誘導的な手法については、アンケート調査上、事業開始から 14 年経過後の時点でも人口誘導に統計的に有意な効果をもたらしていないという指摘もある（佐藤ほか 2020）。

このように先行研究では、富山市の人口誘導政策の効果について相反する主張がある。しかし、先行研究では、市民向け・事業者向け双方の補助金事業のみを人口誘導政策の分析対象としているため、公共交通機関が充実することや、商業施設の集積によってまちの魅力が向上し、市民が自発的に移住する効果には十分な関心が向けられていない。また、拠点への集積効果を検証する研究では、拠点周辺への住民・事業者の集中度合いしか測定されておらず、拠点同士の比較や、拠点以外の市内全体への施策の効果は確認されていない。

そこで本稿では、コンパクトシティ政策にかかわる各種政策の効果を包含して表すことのできる指標として地価を採用した上で、各拠点を市町村合併前の富山市の範囲と旧富山市以外の範囲に二分し、拠点の中心地点から 1km 以内の地点と 1km 以上の地点に分けて計 4 パターンの処置効果の推定を行った。次節では、拠点ごとに住民・事業者を集めることの効果と、公共交通を充実させることの効果について、地価をアウトカムとした仮説を導出する。

3. 理論仮説

3-1. 拠点集中型コンパクトシティの効果

自治体がコンパクトシティの拠点として、商業施設や役所、病院など生活に必要な施設が全て揃った地域を整備することは、その地域の土地への需要を高める。実際に、居住意向に関する先行研究では、そのような生活利便施設が居住地を選ぶ要因となることが示されて

いる（田村ほか 2016）。

また、居住意向について補助金事業の面から分析した研究では、居住推進区域へと移住する人に向けて自治体が補助金を提供することは、居住推進区域の魅力を相対的に高めるといえる。移住の意向がある住民を対象に熊本県熊本市で行われた SP 調査では、移住への補助金は使途が限定されているからといってその価値が額面よりも割引されて移住者に捉えられることはなく、移住者は補助金の額面の分だけ家賃や住宅購入価格が低くなったと考えることが明らかになった（奈須ほか 2017）。これは居住推進区域の住宅は補助金分「割安」に捉えられるということであり、市民一人ひとりが経済的合理性に基づく選択をすれば居住地の集約が達成される可能性を示唆している。

さらに、コンパクトシティ化政策に付随する事業者向けの補助金事業について、富山市の指定地域内の新規の開業に対し、たとえばスーパーマーケットの開業に 1 億円を限度額として施設整備費の 2 分の 1 の補助金が支給される¹⁰。このような施策が自治体の定める拠点周辺に生活利便施設の立地を促すならば、田村ほか（2016）が指摘したように住民が拠点周辺に移住する引き金になると考えられる。そのような地域は奈須ほか（2017）が示すように他の地域に比べ住民にとって割安で住民が集住しているため、事業者からすれば商圈の充実度が高い新規開業に適した地域となる。

このように、生活環境・事業環境が充実している居住推進区域に移動することのメリットは、住民・事業者の双方にとって単に補助金を受け取り費用を抑えられる以上の効果があるだろう。上記のプロセスを通じて、住民・事業者の居住推進区域への集約が進めば、土地の需要の増大、周辺環境の利便性・魅力の向上によって、地価の上昇をもたらすだろう。よって、観察可能な含意として、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 拠点集中型コンパクトシティが拠点近隣に住民・事業者を集約する効果があるならば、拠点から 1km 以内の地点において地価が上昇する。

3-2. 公共交通の整備の効果

自治体による増便などの公共交通機関の充実化により、拠点間の移動にかかる時間は短縮される。そのため、中心市街地付近に住まなくとも、郊外の拠点から通勤・通学をすることが容易になるため、郊外の拠点の住宅需要を押し上げるだろう。これは郊外の人気を高めるものであり、コンパクトシティが本来目指す「高密度な都市空間」と逆行して都市が拡大していく現象である。

この危険性は肥後ほか（2014）によって指摘されており、自治体が定量的な指標を用いることなく拠点設定を恣意的に行える制度を導入することは都市の拡大に繋がりがかねない。

¹⁰ 富山市都市機能立地促進事業補助金による助成。 <https://www.city.toyama.lg.jp/shisei/machizukuri/1015125/1015133/1006127.html> (2024 年 12 月 2 日)。

特に、郊外通勤鉄道が発達した大都市圏周辺の都市と、富山市のような市町村合併によって市域を拡大させた都市に、過剰な拠点設定の傾向が顕著に見られることが明らかになっている¹¹。

この理由について、自治体が都市計画マスタープランを策定する段階で、本来拠点として設定する必要のないような地域にも拠点を設定する結果、拠点集中型コンパクトシティというコンセプトが都市の拡大を後押しする政策となっている可能性がある。具体的には、富山市が行ったパーク・アンド・ライド事業などの交通政策は自動車の利便性を向上させる方向にも働き、郊外の拠点を「電車でも自動車でも便利で割安の住宅地」にし、郊外へのスプロール化が起きた可能性がある。

スプロール化現象が起きる都市の特徴として、自動車依存社会であることや都心部の地価上昇によって農村部の土地利用が居住用に変化することなどが挙げられている(Mouratidis 2018)。自動車への依存に関しては、富山市は全国のなかでも突出して自動車保有率が高く、コンパクトシティ策定当初から課題として挙げられているものの、いまだ解決できていない。富山市の世帯あたりの乗用車保有台数は 2023 年度の時点で 1.65 台であり、都道府県の単位で全国 1 位の福井県が 1.70 台であることから富山市は自動車依存社会から脱却できていないのが実情である¹²。

都市計画の段階で自治体が過剰な数の拠点を設定した場合、むしろ都市の拡散政策になる危険性がある。郊外の拠点の需要が高まることは、地価に反映されるだろう。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 拠点集中型コンパクトシティで拠点の設定が過剰に行われているならば、旧富山市よりも旧富山市以外の拠点の近隣地域の方が地価の上昇が大きい。

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、拠点集中型コンパクトシティを実施した富山県富山市の地価公示地点ごとの地価公示価格を分析対象とした。富山市は 2009 年に都市計画マスタープランを策定し、拠点として設定した地点の近辺への人口の誘導を図るとともに、鉄道の増便等を通して利便性の向上に取り組んできた。富山市は 2003 年に中心市街地活性化基

¹¹ 肥後ほか (2014) の研究では、都市計画を策定する段階で、関係者の間で地域間の公平性への配慮から、抜本的な都市の改革が難しいことのみをこの問題の理由として指摘している。実際に、市町村合併で旧富山市に吸収された上新川郡大沢野町、大山町、婦負郡八尾町、婦中町、山田村、細入村の合併前の市域に必ず一つは拠点が設定されている。

¹² 一般財団法人自動車検査登録情報協会「自動車保有車両数月報 2023 年 4 月版」。

本計画を策定したため、2003年を政策開始年度とみなす先行研究も多い。しかし、2005年の市町村合併で市域が大幅に拡大したことと、2009年策定の拠点の中には合併で富山市に取り込まれた地点も多く含まれることを考慮し、本稿では2009年を現在まで続く都市計画の原型を定めた政策開始年度と設定し、その前後の地価の変化を分析した。

上述の2009年策定の都市計画マスタープランでは、14の拠点が選定された。拠点は「富山中央（富山駅周辺）・富山北部（東岩瀬駅周辺）・和合・呉羽（呉羽駅南）・富山西部（富山大学周辺）・富山南部（南富山駅周辺）・富山東部（不二越駅周辺）・水橋（水橋駅周辺）・大沢野（笹津駅周辺）・大山（上滝駅周辺）・八尾（越中八尾駅周辺）・婦中（速星駅周辺）・山田・細入（楡原駅周辺）」であり、既存の鉄道駅かつ周辺にはコミュニティセンターがある地点が多い。これらの拠点への都市機能の集積の効果を検証するために、各地価公示地点から最も近い拠点までの直線距離を両者の緯度・経度からRのgeosphereパッケージを用いて計算し、最短距離が1km以内を拠点「1km区域内」と定義し、最短距離が1km以遠のエリアを「拠点1km区域外」と定義した。

富山市に88地点ある地価公示地点を富山市役所が市町村合併の際に公表した「住所表示一覧」と照合すると、15地点は合併以前は旧富山市以外の地点であった。富山市が都市計画マスタープランで過剰に拠点を設定することによって都市が拡大する影響を捉えるために、両者を分けてダミー変数化した。

そのため、拠点までの距離が1km未満か、1km以上かの分類と、市町村合併前の旧富山市に含まれる地点であったか否かの分類で、計4種のダミー変数を設定した。これらの変数を用いて、2009年以降の地価公示地点の地価の変化を観察し、拠点型コンパクトシティ政策の処置効果の推定を行った。

政策の特性上、富山市全域が処置群となってしまう、富山市内では処置を受けない統制群を設定できないため、他の中核市の地価公示価格のデータを富山市と同様に収集した。中核市には富山市の他にもコンパクトシティ政策を行っている自治体が多いため、DID人口比率が富山市よりも低い市をコンパクトシティ化がなされていない自治体とみなし、統制群として設定した。具体的には、「香川県高松市・島根県松江市・群馬県高崎市・群馬県前橋市・鳥取県鳥取市・広島県福山市・愛知県豊田市」の7都市を選定した¹³。

その上で、富山県富山市と統制群7都市の1984年から2024年までの公示地点地価のパネルデータを構築した。

表1は、変数群の記述統計である。誌面の都合からパネルデータ全体の結果のみを記載している。従属変数は、仮説1、仮説2ともに定点地価を自然対数化したものを用いる。独立変数は仮説1では、「旧富山市・拠点1km区域内ダミー」、「旧富山市外・拠点1km区域内ダミー」を用いて、仮説2では「旧富山市・拠点1km区域内ダミー」、「旧富山市・拠点1km区域外ダミー」「旧富山市外・拠点1km区域内ダミー」、「旧富山市外・拠点1km区域外ダミー」を用いた。

¹³ 福島県いわき市は2011年の震災以降の人口減が大きいため、除外した。

表 1 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
地価	19945	174952.2387	403578.1821	2970	12400000
旧富山市・拠点1km区域内ダミー	19945	0.0185	0.1346	0	1
旧富山市・拠点1km区域外ダミー	19945	0.0367	0.1879	0	1
旧富山市外・拠点1km区域内ダミー	19945	0.0026	0.0505	0	1
旧富山市外・拠点1km区域外ダミー	19945	0.0087	0.0930	0	1

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、拠点型コンパクトシティの拠点として設定されることが地価に及ぼす影響を検証する。そのために、一般合成コントロール法を用いて、コンパクトシティの拠点として設定される前後の効果を推定する。この手法は、複数の統制群（本稿では、コンパクトシティを実施していない 7 都市内の各地点）の従属変数の値を加重平均して処置群の反事実仮想となる「合成統制ユニット」を作成し、もし施策による介入がなかった場合の処置群（本稿では富山県富山市内の各地点）の地価を推定し、実際の地価との差をとることで施策の効果を推定する手法である。この差の平均を、「処置群に対する平均処置効果 (Average Treatment Effects on Treated)」と呼ぶ。

この手法の優れた点は、処置前の処置群と統制群との間の従属変数の変化が同一であるという平行トレンド仮定に依拠することなく因果効果を推定できることである。

本分析では、データの制約により全ての時点の地価データを採取できなかったサンプルがあったため、EM 法 (Expectation-Maximization algorithm) を用いて欠損データを補完して分析を行なった。

5. 分析結果

5-1. 拠点集中型コンパクトシティが拠点の近隣の地価に与える影響

一般合成コントロール法を用いて、2009 年の富山市都市計画マスタープランにおける拠点選定が、拠点から 1km 以内の地域の地価に与える影響を推定した。2005 年の市町村合併の影響も考慮するため、合併前に旧富山市であった地点と旧富山市外であった地点を分けて分析している。図 1 は、2005 年 4 月の市町村合併前の旧富山市の区域内の拠点から、1km 以内の距離に存在する地点の地価に対する影響を推定した結果である。図 1 において、実線は ATT の推定値を指し、灰色の帯は実線の ATT の 95%信頼区間を示している。図 1 では、2009 年の施策開始後に ATT の 95%信頼区間が常に Y 軸の 0 を跨いでおり、マスタ

ープラン策定は地価に有意な影響を与えていない。

一方、図2の市町村合併前の旧富山市の区域外であった拠点から、1km以内の距離に存在する地点に対する影響のATTでは、5%水準で統計的に有意に地価が上昇する傾向が見られた。

すなわち、仮説1に部分的に反する結果となり、拠点から1km以内の地域で地価に上昇傾向があるのは旧富山市外の郊外の拠点のみであった。このことから、拠点集中型コンパクトシティは市町村合併を経験した都市の場合、郊外の拠点付近の地域の魅力を向上させるが中心地の拠点付近の魅力を向上させることには寄与しないことがわかった。

図1 旧富山市内・拠点1km以内の地点に対する平均処置効果

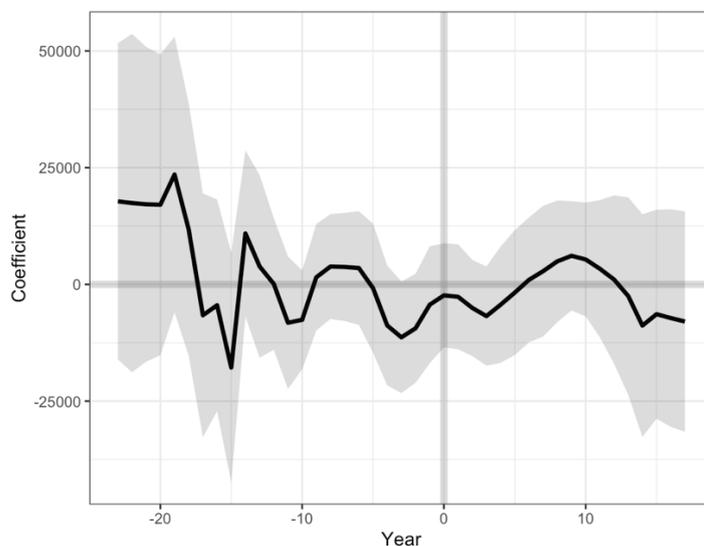
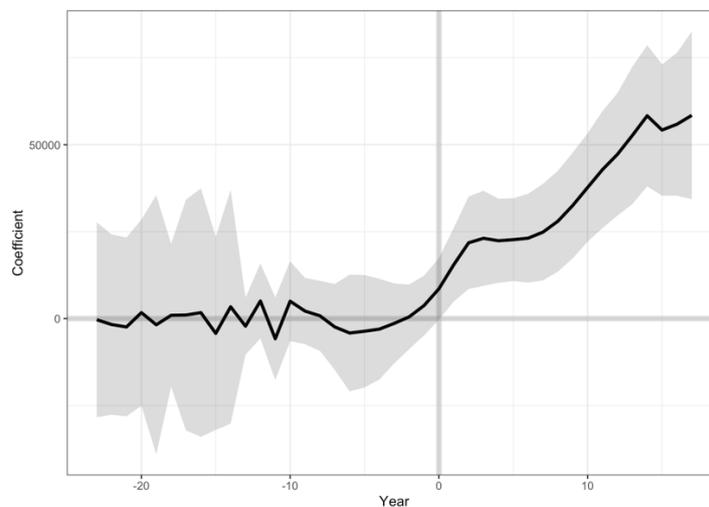


図2 旧富山市外・拠点1km以内の地点に対する平均処置効果



5-2. 拠点集中型コンパクトシティが拠点の郊外の地価に与える影響

図3・図4では、市町村合併前に旧富山市と旧富山市外の拠点について拠点から1km以上の地点における地価への影響を推定した。

図3では、2009年のマスタープラン策定後、ATTの95%信頼区間がほとんどの期間でY軸の0を跨いでおり、マスタープラン策定は旧富山市で拠点から1km以上離れた地点の地価に有意な影響を与えていないことがわかる。

一方、図4では、ATTが正に傾き、95%信頼区間の下限が常に0を超えていることから、旧富山市外で拠点から1km以上離れた地域の地価は5%水準で統計的に有意に地価が上昇していることがわかる。

前項の分析結果と併せると、旧富山市の地域では、拠点からの距離にかかわらず地価に有意な上昇傾向は見られないものの、旧富山市外の地域では拠点からの距離にかかわらず地価が有意に上昇していることがわかった。これは、仮説2に整合的な結果であり、マスタープランの計画段階から拠点の設定が過剰である可能性が示唆されている。

肥後ほか(2014)によると、地域間でのバランスを取ることが実務では重視され、定量的な指標に基づく拠点の策定は行われていないという。コンパクトシティの実施は行政だけでなく自治体の議会の可決も必要なことを考えると、コンパクトシティ政策によって極端に不利益を被る関係者がいることは政策実施そのものを危うくしてしまうため、総花的な政策になってしまっていると考えられる。

図3 旧富山市内・拠点1km以上の地点に対する平均処置効果

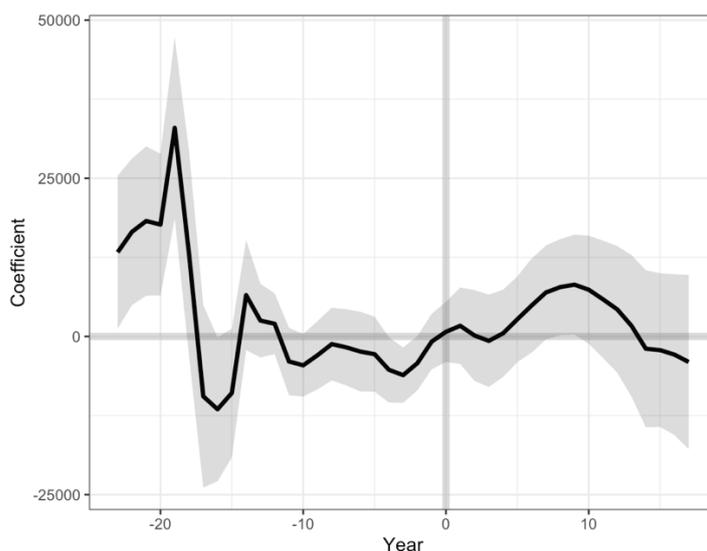
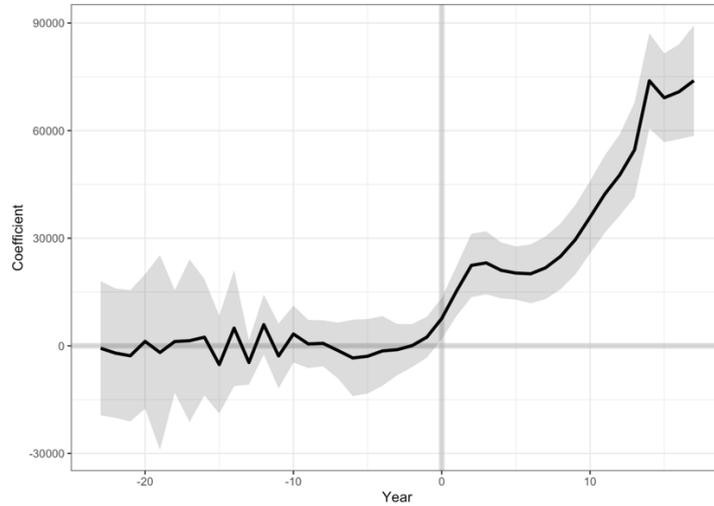


図4 旧富山市外・拠点1 km以上の地点に対する平均処置効果



6. 結論

本稿では、富山県富山市における拠点集中型コンパクトシティが地価に与える影響を推定することで、ヘッドニックアプローチの観点からコンパクトシティ政策の効果を検証した。富山市は2003年にコンパクトシティ政策の原型に取り組み始め、2005年に周辺の町村との合併を経験した。その後、2009年に拠点集中型コンパクトシティに舵を切る際、旧町村区域も拠点を設定しながら、14の拠点を策定した。本稿では、この拠点を策定が適切なものであったかという問題意識から、旧富山市と合併された地域を分けて施策の効果を推定した。分析結果からは、第一に、旧富山市の拠点から1km以内ではコンパクトシティ政策が地価の上昇に寄与しないことが明らかになった。これは、富山市の中心市街地の魅力が必ずしも高まらなかったということを示している。

また、第二に、2005年に富山市に合併された地域は旧富山市からすれば郊外であるが、そのような地域の地価は拠点からの距離にかかわらず施策開始以降上昇することが分かった。拠点集中型コンパクトシティの方針に沿って行われる公共交通の充実や地域の拠点となる施設の整備、事業者への補助金などは、合併された郊外の地域に恩恵をもたらし、人口の集約を進める政策にはならない可能性がある。これは、肥後ほか(2014)の指摘と整合的で、コンパクトシティの計画段階で拠点数を過剰に設定する場合や、自治体が各拠点の関係者への配慮などから拠点を取捨選択しない場合、むしろ都市拡大の方向に機能する可能性があることを実証的に確認するものである。このような総花的な運用をする場合、コンパクトシティは国の指針に従い都市運営の補助金を得るための方便となってしまう恐れがあるだろう。

本稿の分析結果からは、コンパクトシティ政策において都市の拠点の数そのものを集約する施策が必要であることが示唆される。そのためには、広域的な視野での地域間の連携と、不利益を被る住民への補償や理解の形成を前提としながら、拠点を厳選する姿勢が必要である。

実際に、ドイツ・ベルリンでは、コンパクトシティの拠点の数を3分の1に減らした事例もある。ベルリン（市であり、単独で独立州である）とそれを取り囲むブランデンブルク州は一体の地域とみなされることが多い。両者は1996年から共同計画事務所（GL）を策定し、広域な計画を一体で策定している。これ以前は、同州内の区域内に4段階の階層構造を持つ152ヶ所の中心地が定められていた。このような都市設計は富山市と同じように自治体合併によって州域が拡大することに応じて見直しが図られてきた。その結果、拠点の階層は下位2階層を拠点指定から外すことで2階層に整理され、アクセシビリティの観点から拠点までの時間距離が自動車で30分以内の範囲内に人口3万人以上を抱えることが拠点として指定を受ける要件となった。その結果、拠点の数は54ヶ所まで削減された（高見ほか2011）。

拠点として設定されるか否かで開発の許可の範囲や補助金に大きな差があったことから、拠点指定から外れた地域の担当者からの反発は大きかったようである¹⁴。このような反発を招くことがあったとしても、交通政策や都市のデザインを大規模に変革することは、本質的には優先順位をつけることである（Rode 2016）。コンパクトシティにおいて、拠点の設定を行政がブラックボックスの中で決めるのではなく、ベルリンの市のように明確な基準を設けて住民と積極的なコミュニケーションを取りながら拠点を選ぶことが必要だろう。ベルリンのように数値で明確な基準を設けるなど「エビデンスに基づく政策立案」を都市計画の策定段階にも取り入れる必要があると言える。

最後に、本稿の分析にはいくつかの課題がある。まず、地価に影響を与える処置として、都市計画マスタープランの効果のみに注目している点があげられる。分析対象期間中には、2015年3月に長野駅から金沢駅間の北陸新幹線が開業したことが富山駅周辺の地価に影響を与えた可能性が考えられるが、そのような処置の効果を考慮できていない。そのため、本稿の分析ではストロー現象が起きて金沢駅などに土地の需要が移動し、富山駅周辺の地価を下げた可能性が無視されている。また、処置群の設定方法として、自治体が都市計画で拠点と決めた地点からの直線距離でダミー化する方法にも問題がある。住民の移動のアクセシビリティは直線距離ではなく、移動にかかる時間を指す時間距離によって決まるからである。今後の研究では、より多くの自治体を分析対象にすることで、新幹線の開業といった地域固有のイベントの影響を統制しながら、時間距離をダミー化するなどしてより市民の生活の実態に即した研究が望まれる。

¹⁴ http://www.londonfirst.co.uk/documents/CSR_PBR_highlights.pdf (2024年12月3日)。

7. 参考文献

- 饗庭伸. 2015. 『都市をたたむ—人口減少時代をデザインする都市計画』 花伝社.
- 大橋佳子・石坂公一. 2009. 「コンパクトシティの実証分析—青森市を例として—」『日本建築学会計画系論文集』 74(635): 177-183.
- 海道清信. 2007. 『コンパクトシティの計画とデザイン』 学芸出版社.
- 唐渡広志. 2016. 「ヘドニック・アプローチを利用した不動産価格指数の推定方法とその問題点」『都市住宅学』 92: 17-20.
- 古澤浩司・杉木直・青島縮次郎. 2002. 「地方都市におけるコンパクトシティ実現のための居住誘導政策とその効果に関する分析」『土木計画研究』 25: 1-4.
- 坂本知萌巳・高木直樹・中谷岳史. 2021. 「地方都市のコンパクトシティ政策による経年変化の分析と評価」『都市計画論文集』 56(2): 217-223.
- 佐藤徹治・原祐樹・名越綾香. 2020. 「立地適正化計画に基づく居住誘導施策検討の実態と富山市における施策効果の分析」『都市計画論文集』 55(3): 561-568.
- 佐保肇. 1998. 「中小都市における都市構造のコンパクト性に関する研究」都市計画学会論文集』 33(1): 73-78.
- 高見淳史・植田拓磨・藤井正・谷口守. 2011. 「ベルリン都市圏の中心地再編にみる新たな縮退型都市圏計画の一考察」『地域学研究』 41(3): 785-797.
- 田村将太・田中貴宏・西名大作. 2016. 「中山間地域における住民の将来の居留意向に関する研究—住民意向を考慮したコンパクトシティのシナリオ作成のための基礎的検討」 81 (724): 553-562.
- 藤井聡. 2008. 「交通行動が居住地選択に及ぼす影響についての仮説検証—コンパクト・シティへの誘導に向けた交通政策に関する基礎的研究」『交通工学』 43 (6): 53-62.
- 肥後洋平・森英高・谷口守. 2014. 「『拠点へ集約』から『拠点を集約』へ—安易なコンパクトシティ政策導入に対する批判的検討」『都市計画論文集』 49(3): 921-926.
- 吉田恭. 2013. 「海外事例から考えるコンパクトシティ実現のための政策的示唆」『計画行政』 36 (4): 15-20.
- Mouratidis, Kostas. 2019. “Compact city, Urban Sprawl, and Subjective Well-being.” *Cities* 92: 261-272.
- Rode, Philipp. 2016. “The Integrated Ideal in Urban Governance: Compact City Strategies and the Case of Integrating Urban Planning, City Design and Transport Policy in London and Berlin.” London School of Economics and Political Science.
- Saaty, Thomas and Bernard George Datzig. 1973. *Compact City: Plan for a Liveable Urban Environment*. W.H.Freeman & Co Ltd.

第14章

エリアマネジメントが地域環境に与える影響

—イベントスタディ分析に基づく実証分析—

日高 千広

要約

日本の各都市は、中心市街地の賑わいの喪失や遊休不動産の増加など、様々な地域課題を抱えており、これらを解決し、エリアの価値を向上させる取り組みが一層求められている。そこで近年、エリアマネジメントと呼ばれる、地域の価値を維持・向上させるための民間による主体的な取り組みが注目を集めている。先行研究では、エリアマネジメント活動が商業地の地価に正の影響を与えることが明らかになっているが、エリアマネジメント活動が地価を上昇させるメカニズムを客観的指標の変化から捉えた研究は少ない。本稿は、官民一体型のエリアマネジメント活動である「リノベーションまちづくり」の先進事例として知られる和歌山市を対象に、エリアマネジメント活動が地価や人口、経済等の様々な変数に与える影響を、イベントスタディ分析を用いて検証した。分析結果からは、エリアマネジメント対象範囲の地価が上昇していること、またそれに対応して、同対象地区の20～39歳人口が有意に増加していることが明らかになった。「リノベーションまちづくり」における遊休不動産を子供向け教育施設や子育て世帯向け住宅に利活用する取り組みが、子育て世代である20～30代の居住移転を促し、間接的に地価の上昇をもたらしていると考えられる。

1. はじめに

日本が成長社会から成熟社会へ移行した¹ことに伴い、各都市は中心市街地の賑わいの喪失や遊休不動産の増加、地域経済の停滞など、様々な課題に直面している。一方で、財政の逼迫や社会の多様化に伴い、行政のみで各都市の個別の課題に対応するのは困難になっており、民間による主体的な地域活性化の取り組みの推進が求められている。そこで近年注目を集めているのが、エリアマネジメントと呼ばれる「地域における良好な環境や地域の価値を維持・向上させるための、住民・事業主・地権者等による主体的な取り組み」²である。例えば、住宅地において住民が景観に関するルールを策定して良好な街並み景観を形成・維

¹ <https://www.mlit.go.jp/common/001205669.pdf> (2024年11月15日)。

² <https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha08/03/030425/02.pdf> (2024年11月12日)。

持する活動や、広場や集会所の管理組合がコミュニティづくりをする取り組み、商業地において地域美化やイベントの開催、広報等のプロモーションを展開する取り組み等、その活動内容は多岐に渡る³。

京都大学経営管理大学院等が行った、全国のエリアマネジメント団体を対象にしたアンケート調査⁴（以下、エリアマネジメント・アンケート）では、エリアマネジメント活動がまちなみや景観を維持・向上させる効果や、にぎわいや集客を生み出す効果等、様々な効果をもたらすとの結果が示された。また、このアンケート調査結果を活用し、エリアマネジメントの定量的な効果を明らかにする研究も進んでおり、エリアマネジメント活動は商業地の地価に正の影響をもたらすことが明らかになっている（平山ほか 2015）。さらに、エリアマネジメント活動がもたらす効果のうち、特に「まちなみや景観への効果」、「消費・売上・雇用等への効果」を通じて地価が上昇するとの分析結果も示されている（平山・御手洗 2016）。他方、これらのエリアマネジメント活動の効果は大都市で発現しやすく、人口が少ない、もしくは人口減少率の高い地方都市ではエリアマネジメントの効果が発現しにくいという課題も指摘されている（宮崎 2019）。

しかし、先行研究にはいくつかの課題も残されている。第一に、先行研究では、エリアマネジメントが地価に影響を与えるメカニズムを客観的指標から把握する試みは少ない。平山・御手洗（2016）はすでにアンケート調査を用いて、地価と相関するエリアマネジメントの主観的な評価点を明らかにしているが、エリアマネジメントが土地のどのような魅力を高める効果を通じて地価を上昇させているのかについて、国勢調査データ等の客観的なデータに基づいた検証がなされていない。

この点、第二に、先行研究はエリアマネジメント活動が地価に与える影響を分析するとどまっており、エリアマネジメント活動がその他の地域環境に与える影響については検討が及んでいない。人口や経済など、地域環境に関する網羅的な変数への影響を見ることは、第一の課題として挙げた地価上昇のメカニズムを説明する上でも有用だと思われる。

そこで本稿は、地方都市の先進的なエリアマネジメントの一事例を対象に、様々な地域環境への影響を分析し、エリアマネジメントが地価を上昇させるメカニズムを新たな角度から明らかにすることを試みる。地価以外の地域環境に関する変数の数を担保するため、本稿では一事例を対象を絞って分析を行った。また、地方都市における先進的なエリアマネジメント活動の成功要因を明らかにすることは、エリアマネジメントの効果が発現しにくい地方都市において、エリアマネジメント活動を成功に導く上で有意義であると思われる。以上のことから、本稿の分析対象には、官民連携のエリアマネジメント活動である「リノベーションまちづくり」の先進事例として知られる和歌山県和歌山市⁵を選定した。2010年から

³ <https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha08/03/030425/02.pdf> (2024年11月12日)。

⁴ https://www.project.gsm.kyoto-u.ac.jp/erimane/wp-content/uploads/2020/10/150926_results.pdf (2024年11月12日)。

⁵ 和歌山市はコンパクトなまちづくりの推進都市として「国土交通大臣賞」を受賞する等、その取り組みの効果が行政から高い評価を受けている。<https://www.city.wakayama.waka>

2017年までの和歌山市内の地価公示データのパネルデータに対するイベントスタディ分析からは、エリアマネジメント対象範囲の調査地点の地価が上昇していること、そのような地価の上昇に対応して、同対象範囲地区の20～39歳の子育て世代の人口が有意に増加していることが明らかになった。これらの知見に基づけば、和歌山市においては、子育て世代だけでなくその他の世代も包摂するようなエリアマネジメント活動を行うことが重要である可能性がある。また、和歌山市の事例を一般的なエリアマネジメントのあり方に敷衍すれば、空地・空き家の増加が進む地方都市においては、遊休不動産を店舗や住宅等にリノベーションするエリアマネジメント活動が、エリアの価値を向上させるために非常に有効な手段であると示唆される。

2. 先行研究

2-1. エリアマネジメントが土地に与える影響の定性分析

日本におけるエリアマネジメントに関する先行研究は、大都市や住宅地等の個別事例や事例の比較研究が中心であった。例えば、大都市におけるエリアマネジメントに関する研究には、複数の国内事例を取り上げて地区特性を分類し比較した浅井（2002）や、長いエリアマネジメントの歴史を持つ大手町・丸の内・有楽町地区に焦点を絞り、エリアマネジメント活動の詳細な分析を行った李ほか（2004）がある。また、住宅地におけるエリアマネジメントに関する研究には、日本の戸建て住宅におけるマネジメント組織の導入について論じたものや（斎藤 2002）、住民自治による住環境マネジメントの実態について整理したもの（斎藤 2003）がある。

これら特定地域へ注目が集まる一方で、日本におけるエリアマネジメントの全国的な実態の把握は進んでいなかった。こうした状況の中、日本で初めてエリアマネジメントに関する全国的な調査を行ったのが、京都大学経営管理大学院等が2015年に実施したアンケート⁶である。このアンケートは、都市再生整備計画を策定済みの約950市区町村を調査対象とし、都市再生整備計画区域内のエリアマネジメントの実施状況等について、団体ごとに自治体の担当者から回答を得たものである。

アンケートの結果、全国のエリアマネジメント団体の活動内容のうち「イベント・アクティビティ」が最も多く、そのほかにも「防災・防犯、環境維持」、「まちづくりルール等の策定」など、活動内容は多岐にわたることがわかった。また、エリアマネジメント活動の効果に関しては、「まちなみや景観への効果」、「防災・防犯への効果」、「にぎわいや集客への効

yama.jp/kurashi/douro_kouen_machi/1007741/1036102.html (2024年11月12日)。

⁶ https://www.project.gsm.kyoto-u.ac.jp/erimane/wp-content/uploads/2020/10/150926_results.pdf (2024年11月12日)。

果」、「消費・売上・雇用等への効果」、「ネットワーク形成への効果」等に一定の効果があるとの回答が得られている。

2-2. エリアマネジメントが土地に与える影響の定量分析

前述のエリアマネジメント・アンケートの結果を用い、エリアマネジメント活動の効果を初めて定量的に明らかにしたのが平山ほか (2015) の研究である。この研究では、エリアマネジメント活動の効果の帰着点として地価に着目し、その推定を行った。同アンケートでは、都市再生整備計画内及び近傍の地価公示及び都道府県地価調査地点の有無を回答してもらい、地点がある場合はエリアマネジメントの効果が発見できると考えられるかについても回答を得ている。これにより地点をエリアマネジメント活動有り・エリアマネジメント活動無しに分類した地価データを基に、エリアマネジメント活動が行われているか否かをエリアマネジメントダミーとして投入し、クロスセクション分析及びパネルデータ分析を行った。その結果、クロスセクション分析とパネルデータ分析のいずれにおいても、エリアマネジメント活動が商業地の地価に正の影響を与えることが明らかになった。さらに、エリアマネジメント団体の特性を考慮した分析の結果、活動の回数が多い、民間発意である等、エリアマネジメント活動を本格的に行っている団体がある地点ほど、地価が有意に高いという結果が得られた。

平山ほか (2015) を踏まえ、平山・御手洗 (2016) はエリアマネジメントが地価にもたらす影響のメカニズムを検討した。具体的には、エリアマネジメント・アンケートで自治体担当者から回答があったエリアマネジメント活動がもたらす効果のうち、特にどの効果が地価への正の影響があるのかを推定した。その結果、エリアマネジメント活動は「まちなみや景観への効果」及び「消費・売上・雇用等への効果」の2つの効果を通じて地価に正の影響を与えていることが明らかになった。

また、日本のエリアマネジメントに類する国外の事例としては BID (Business Improvement Districts) がある。BID とは、地域の民間事業者が自らに課税して市街地再生に取り組む地域組織のことである (渡辺 2020)。ニューヨークにおける BID の経済効果を検証した Ellen et al. (2007) では、BID 実施地域では BID 非実施地域に比べて有意に不動産価値が上昇していること、さらにその影響は BID の規模や予算、提供するサービスの内容等により異なることが明らかになっている。

2-3. エリアマネジメントの団体特性と効果の差異の定量分析

これらのエリアマネジメント・アンケートの結果を基にエリアマネジメント団体の分類を試みた先行研究としては宋ほか (2016) があり、全国に広がっているエリアマネジメント活動の内容が個々で多様化していることに着目し、エリアマネジメント団体を 8 つのグル

ープに類型化した。

さらに、宮崎ほか (2019) は都市の人口規模により、エリアマネジメントの効果や、効果を発揮しやすいエリアマネジメントの態様が異なることを明らかにした。具体的には、市区町村の人口規模が大きければ大きいほど、また、人口増加率が高ければ高いほど、エリアマネジメントの効果が生じやすいこと、反対に人口が少ない都市と人口増加率の低い都市は、エリアマネジメントの効果が小さい傾向にあることを指摘した。その一方で、人口の少ない都市や人口減少率が高い都市においても効果のあるエリアマネジメントの態様が存在することも明らかになった。前述した宋ほか (2016) の分類に基づけば、人口の少ない都市では、まちの賑わい創出のための物販・飲食やイベント活動を行う団体の活動が効果を発揮することがわかった。また、人口減少率が高い都市では、株式会社等の法人格を有する民間組織による、民間施設や公共施設の利活用に関する事業が効果を発揮することが明らかになった (宮崎ほか 2019)。

このように先行研究では、エリアマネジメント活動が地価に正の影響を与えること、また地域特性や活動団体の類型によりその効果に差異が生じることが明らかにされている。しかし、エリアマネジメントが地価に正の影響を与えるメカニズムを客観的かつ詳細に説明する実証研究が不足しているように思われる。次節では、官民が連携しながら、民間主導で遊休不動産を活用し、地域課題の解決を図る「リノベーションまちづくり」(宇随 2020) の先進事例として知られる和歌山市を対象に、エリアマネジメント活動が様々な地域環境に影響を与えることを理論的に主張し、エリアマネジメント活動が地価に正の影響を与える具体的な経路の提示を試みる。

3. 理論仮説

3-1. エリアマネジメントが地価に与える影響

前述のように、エリアマネジメント活動が地価に及ぼす影響は、地域特性や団体の活動内容に依存する。エリアマネジメントの効果として、先行研究で指摘・整理されている要因を踏まえた上で、本稿では和歌山市のまちづくりへの取り組み事例から、エリアマネジメント活動が地価を上昇させる具体的な経路を仮説として特定する。和歌山市を選定した基準は、①エリアマネジメント活動により地域課題の解決を図る地方都市であること、②活動の効果が行政により評価されていることである。第一に、和歌山市は人口の減少や若者世代の流出、中心市街地の衰退など、様々な課題を抱えている⁷。特に、15～29歳の世代の多くは、進学や就職を機に県外へ転出する傾向にある。加えて、和歌山市が2014年に実施した「駐

⁷ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/002/217/170113kousouann.pdf (2024年11月7日)。

「駐車場・空き地等調査」では、空き家・空き店舗・駐車場が中心市街地の約 50%を占めるほどになっていた。和歌山市は大阪などの大都市に出やすい場所にあるため、買い物や遊びには大阪まで出る人が多いことも手伝い、中心市街地のコンテンツ不足が深刻化していた（宇随 2020）。これらの現状を問題視し、和歌山市は 2014 年より民間主導の公民連携プロジェクトである「わかやまリノベーションまちづくり」を開始した。「リノベーションまちづくり」とは、日本全国で展開されている「公民連携のもと、遊休不動産等の今あるものを新しい使い方に変えていく、リノベーションによるまちづくり」⁸の取り組みである。このうち和歌山市は、「まちなか 3 地区」と呼ばれる本町地区・城北地区・大新地区⁹を中心に、遊休不動産・公共空間を活かして雇用と産業、質の高い教育の創出を図る「11 の戦略」を策定した。表 1 でその一覧を示す。

第二に、和歌山市は、2018 年に国土交通省から地域再生のための事業効果を評価され「地方再生のモデル都市」に選定され¹⁰、また 2021 年にはコンパクトなまちづくりの推進都市として「国土交通大臣賞」を受賞¹¹する等、エリアマネジメント活動に関して一定の効果を上げている。様々な課題を抱える地方都市において、民間主体のエリアマネジメント活動が

表 1 リノベーションまちづくりの「11 の戦略」¹²

-
-
- ①質の高い教育機会と子育て環境の創出
 - ②遊休不動産の住宅転用
 - ③都市型産業の振興と質の高い雇用の創出
 - ④民間駐車場の農園等への転用
 - ⑤道路の歩行者空間化
 - ⑥まちなかフリンジ駐車場や和歌山大学を結ぶ二次交通
 - ⑦河川・水辺空間の活用
 - ⑧水辺周辺の公共不動産の活用
 - ⑨新たなファイナンススキームの構築
 - ⑩まちなかと周辺エリアをつなぐ新たな観光戦略
 - ⑪まちなかと周辺エリアのネットワーク化と情報発信
-
-

⁸ <https://www.city.wakayama.wakayama.jp/shisei/1009206/1015801.html> (2024 年 11 月 10 日)。

⁹ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/002/217/160715torikumi.pdf (2024 年 11 月 10 日)。

¹⁰ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/kurashi/douro_kouen_machi/1007741/1019140.html (2024 年 11 月 10 日)。

¹¹ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/kurashi/douro_kouen_machi/1007741/1036102.html (2024 年 11 月 10 日)。

¹² https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/015/801/honpen.pdf (2024 年 11 月 11 日)。

効果を発揮した事例の成功要因を分析することは、エリアマネジメント活動の効果が発現しにくい地方都市に施策を導入する上でも有意義である。

エリアマネジメントが地価の上昇をもたらすメカニズムを仮説として導出する前に、和歌山市においてもエリアマネジメントが地価に正の影響を与えることを確認する必要がある。本稿も先行研究と同様、都市経済の分野で広く用いられている、土地の価格が土地を取り巻く様々な特性により決定されると仮定することで、土地の環境の便益を測る手法であるヘドニック・アプローチ (Kurosawa et al. 2022) に基づき推定を行う。和歌山市はリノベーションまちづくりの「11 の戦略」に基づき、空き地・空き家を店舗やオフィス、住宅等へリノベーションしたり、公共空間でイベントを開催したりする等、様々なエリアマネジメント活動を行っており、これらの活動によりもたらされる複数の効果を通じて、地価に正の影響を与えられられる。

仮説 1 「リノベーションまちづくり」開始後、対象地域内の地価調査地点の地価は上昇する。

3-2. エリアマネジメントが地域環境に与える影響

和歌山市は「11 の戦略」のうち「⑤道路の歩行者空間化」、「⑥まちなかとフリンジ駐車場や和歌山大学を結ぶ二次交通」、「⑦河川・水辺空間の活用」、「⑧水辺周辺の公共不動産の活用」により、駐車場等の交通政策の検討や道路の歩行者空間化、民間イベント実施エリアの拡大等を行っている¹³。これらの取り組みを通じて街の利便性向上、賑わい創出、景観整備等の効果もたらされ、エリア全体の魅力が高まり、対象エリアに居住したいと考える人々が増加すると考えられる。また、「②遊休不動産の住宅転用」により、空き店舗・空き家等をリノベーションした住宅が創出されることで、居住地が増加し人口の増加につながることも期待される。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 「リノベーションまちづくり」開始後、対象地区の人口は増加する。

和歌山市は「リノベーションまちづくり」指針の方向性の一つとして、空間資源の活用を通じた「都市型産業の振興」を示している¹⁴。「11 の戦略」のうち「③都市産業の振興と質の高い雇用の創出」では、空き店舗・空き家等をリノベーションし、店舗やオフィス等を提

¹³ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/015/801/honpen.pdf (2024 年 11 月 12 日)。

¹⁴ 「空間資源の活用」、「質の高い教育機会と子育て環境の創出」、「質の高い雇用の創出・都市型産業の振興」の三つを「リノベーションまちづくり」の方向性として示している。
https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/015/801/honpen.pdf (2024 年 11 月 10 日)。

供しており、これらの取り組みを通じた商業店舗数の増加や商業売上の向上が期待できる。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説3 「リノベーションまちづくり」開始後、対象地区の全産業事業所数に占める商業事業所割合は増加する。

仮説4 「リノベーションまちづくり」開始後、対象地区の小売業の年間商品販売額は増加する。

和歌山市の「リノベーションまちづくり」指針のもう一つの方向性として、「質の高い教育機会と子育て環境の創出」がある。「11の戦略」のうち「①質の高い教育機会と子育て環境の創出」がこれに該当する。小中一貫校の開校や3大学の誘致、図書館や市民会館等の建替のほか、従来型の勉強にとどまらない民間による教育機会の提供を推進している。例えば、空き家の子供向け教室へのリノベーションや、子供向け音楽教室の開催等を行っている¹⁵。さらに「②遊休不動産の住宅転用」は、子育て世代の流入促進を主な目的としており、子育て世代への住宅転用の支援等も行われている。これらの取り組みは、子育て世代である20～30代に訴求し、対象地区への居住を促進すると考えられる。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説5 「リノベーションまちづくり」開始後、対象地区の全人口に占める20～39歳人口割合は増加する。

前述したような空き店舗・空き家等をリノベーションした新たな店舗やイベント等の開催は、対象地区の居住者だけでなく、市内の他地区や市外に暮らす人々にとっても魅力となるはずである。さらに、前述した雇用創出の取り組みにより、対象地区へ労働を目的に訪れる人々も増えると考えられる。観光・労働等を目的として外部から対象地区を訪れる人数を測る指標として、本稿では市内の駅の日あたり乗降客数を用いる。具体的には、リノベーションまちづくりの対象エリアに含まれる和歌山市駅と、市内のその他の駅の日あたり乗降客数を比較する。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説6 「リノベーションまちづくり」開始後、和歌山市駅の日あたり乗降客数は増加する。

¹⁵ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/015/801/honpen.pdf (2024年11月12日)。

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、本稿では和歌山市を対象に分析を行った。仮説 1 の検証のため、国土交通省が提供する『国土数値情報ダウンロードサービス』の地価公示データを用い、2010 年から 2017 年までの地価調査地点ごとのパネルデータを構築した。また、仮説 2～仮説 5 の検証のため、和歌山市が提供する『統計資料』の地区別データを用い、2005 年から 2021 年までの各変数のパネルデータを構築した。人口データは国勢調査に基づいており、5 年ごとに 2005 年、2010 年、2015 年、2020 年のデータである。また、商業事業所数、全産業事業所数、年間商品販売額は商業統計調査（2007 年～2014 年）及び経済センサス（2015 年～2021 年）に基づいており、2006 年、2007 年、2009 年、2012 年、2014 年、2016 年、2021 年のデータである。さらに、仮説 6 の検証のため、『国土数値情報ダウンロードサービス』の駅別乗降客数データを用い、2011 年から 2017 年までの和歌山市内の駅ごとのパネルデータを構築した。

まず、本稿の分析に用いる独立変数は、エリアマネジメントの実施範囲に含まれる分析単位を 1、含まれない分析単位を 0 としたダミー変数である。仮説 1 では和歌山市内の 78 の地価調査地点を分析対象とし、リノベーションまちづくりの対象地域に含まれる 5 つの地価調査地点¹⁶を 1、その他の調査地点を 0 とした。仮説 2～仮説 5 では和歌山市内の 43 地区を分析単位とし、リノベーションまちづくりの対象である本町地区・城北地区・大新地区を 1、その他を 0 とした。仮説 6 では和歌山市内の 32 の駅を分析単位とし、JR 紀勢本線および南海電鉄本線の和歌山市駅を 1、その他の駅を 0 とした。

次に、理論的に関心のある従属変数として、仮説 1 では、地価調査地点ごとの地価公示データを自然対数化したものを用いる。仮説 2 では、地区ごとの人口を自然対数化したものを用いる。仮説 3 では、地区ごとの卸売業と小売業の合計である商業事業所数を全産業事業所数で割った商業事業所割合を投入する。仮説 4 では、地区ごとの小売業の年間商品販売額を自然対数化したものを用いる。仮説 5 では、地区内の 20～39 歳人口を地区の全人口で割った 20～39 歳人口割合を用いる。仮説 6 では、駅別の一日あたり乗降客数を自然対数化したものを投入する。

表 2 は、上記の変数群の記述統計である。

¹⁶ 地図情報から、和歌山 5-1 (和歌山県和歌山市友田町 5 丁目 50 番外)、和歌山 5-7 (和歌山県和歌山市十三番丁 12 番)、和歌山 5-12 (和歌山県和歌山市十番丁 5 番)、和歌山 5-18 (和歌山県和歌山市畑屋敷西ノ丁 68 番 1 外)、和歌山 5-20 (和歌山県和歌山市屋形町 2 丁目 7 番) の 5 地点をリノベーションまちづくりの対象地域内の地価調査地点とした。
<https://search.lic.or.jp/searchtop/searchdo.php?pv=1&type=kouji&year=6&pref=30&lim=15&p1=&p2=201&p0=&street=&station=&area=1.3.2.4.5&useful=00.03.05.07.09.10&prices=&pricee=&st=60&view=prc> (2024 年 11 月 15 日)。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
地価	621	82800.0000	59322.3238	13500	507000
地価調査地点ダミー	621	0.0644	0.2457	0	1
地区ダミー	462	0.0714	0.2578	0	1
人口	168	8731.1786	6006.0910	506	23551
商業事業所数	252	110.0476	80.8250	6	332
全産業事業所数	210	402.3571	261.1033	13	1285
年間商品販売額（小売業）	114	954466.6667	985367.6125	1878	4617113
20～39歳人口	168	1881.2679	1466.4341	33	5973
駅ダミー	230	0.0609	0.2396	0	1
駅別乗降客数（人/日）	230	3284.0348	7180.7808	0	39312

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、リノベーションまちづくりが対象地域の地価及び地域環境に与える影響を検証する。リノベーションまちづくりの開始前後で、対象地域と対象地域外の変数の推移を比較するために、イベントスタディデザインを分析手法として用いる。

イベントスタディデザインとは差分の差分法的一种である。差分の差分法とは、ある時点において何らかの介入が開始された介入群と、同じ時点においてそのような介入が起きなかった対照群を研究対象とする手法である（松林 2021）。介入群と対照群それぞれについて介入が起きる前後の比較を行い、介入群では従属変数に変化が観察されるが対照群ではそのような変化が見られないのであれば、介入が従属変数に因果効果を与えたといえることができる。その中でもイベントスタディデザインは、介入群と対照群の介入以前のトレンドに統計的に有意な違いがないのか、そしてこれら 2 群のトレンドが介入以後には有意に異なるのかの検証を可能にする。

イベントスタディデザインの実行に必要な基準点として、和歌山市が 2014 年にリノベーションまちづくりの開始を公表していることから、前年の 2013 年を採用した。なお、仮説 2 と仮説 5 の人口データは、国勢調査が 5 年ごとに行われていることから、2013 年に最も近い 2010 年を採用した。仮説 3 の年間商品販売額のデータは 2007 年、2014 年、2021 年のみであるため、2014 年を基準年度とした。仮説 4 の商業事業所数及び全産業事業所数の調査は 2013 年に行われていないため、最も近い 2012 年を採用した。以上の基準点の介入群と対照群の差と、各年度の介入群と対照群の差に有意な違いがあるかを検証する。

なお、差分の差分法では従属変数が持つトレンドの影響を取り除くため、平行トレンドの仮定が満たされているかを確認する必要がある。介入前の年度で介入群と対照群の差に有意な違いがあった場合は、介入以前から介入群と対照群に従属変数のトレンドの差があっ

たとえられるため、平行トレンドが成り立っているとはいえない。一方、介入前の年度に有意な違いがなかった場合は、介入群と対照群の差が基準年までなかったといえるため、平行トレンドが成り立っているといえる。平行トレンドが確認された場合、介入後の介入群と対照群に有意な違いがあった場合は、介入群と対照群の差が基準点から変化しているといえるため、介入が従属変数に何らかの因果効果を与えた可能性が高いといえる。

5. 分析結果

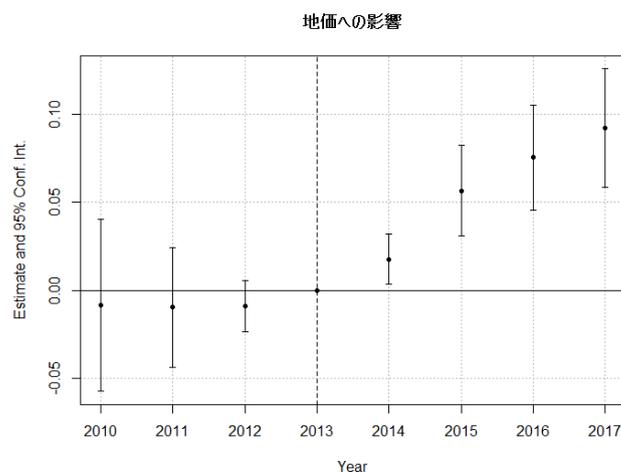
5-1. エリアマネジメントが地価に与える影響

図1は、地価調査地点別パネルデータから、リノベーションまちづくりが和歌山市の地価に与える効果を検証した限界効果プロットである。各黒点は、基準点である2013年と、その前後の年度における限界効果の推定値である。また、黒点の上下に伸びる線は95%信頼区間を示している。

まず、イベントスタディ分析の前提となる平行トレンドの仮定が満たされていることを確認する。施策開始前の年度において、95%信頼区間が0と交差しており、施策実施前の交差項の係数が有意でないことから、平行トレンドは成り立っているといえる。

平行トレンドが確認できたことを踏まえ、次に施策効果を確認する。限界効果プロットを見ると、施策開始後の2014年の地価は5%水準で、2015年、2016年、2017年の地価は0.1%水準で有意に上昇していることがわかった。つまり、リノベーションまちづくり開始後、対象地域内の地価調査地点の地価は上昇しており、仮説1に整合的な結果となった。

図1 エリアマネジメントが地価に与える影響の限界効果プロット



5-2. エリアマネジメントが地域環境に与える影響

次に、図2では、和歌山市の地域環境に関する変数のパネルデータから、エリアマネジメント活動が各変数に与える効果を検証した限界効果プロットを示す。まず、平行トレンドの仮定を確認すると、人口、商業事業所割合、20～39歳人口割合、駅別乗降客数の限界効果プロットは、それぞれの基準点以前の年度において、95%信頼区間が0と交差しており、施策開始前の交差項の係数が有意でなかったため、平行トレンドが成り立っているといえる。一方、年間商品販売額の限界効果プロットを見ると、2007年の係数が正で有意になっており、平行トレンドが成立していないことがわかる。

続いて、平行トレンドが成立していた4つの限界効果プロットを対象に施策効果を確認する。人口のプロットを見ると、施策開始後の2015年と2020年の係数が0.1%水準で有意に負となっている。つまり、リノベーションまちづくり開始後、対象地域内の人口は減少しており、仮説2に反する結果となった。また、商業事業所割合のプロットにおいても、2016年の交差項の係数は、2012年と比較して5%水準で負の差となっていた。このことから、リノベーションまちづくり開始後、対象地域内の商業事業所割合は減少していることがわかり、仮説3に反する結果となった。

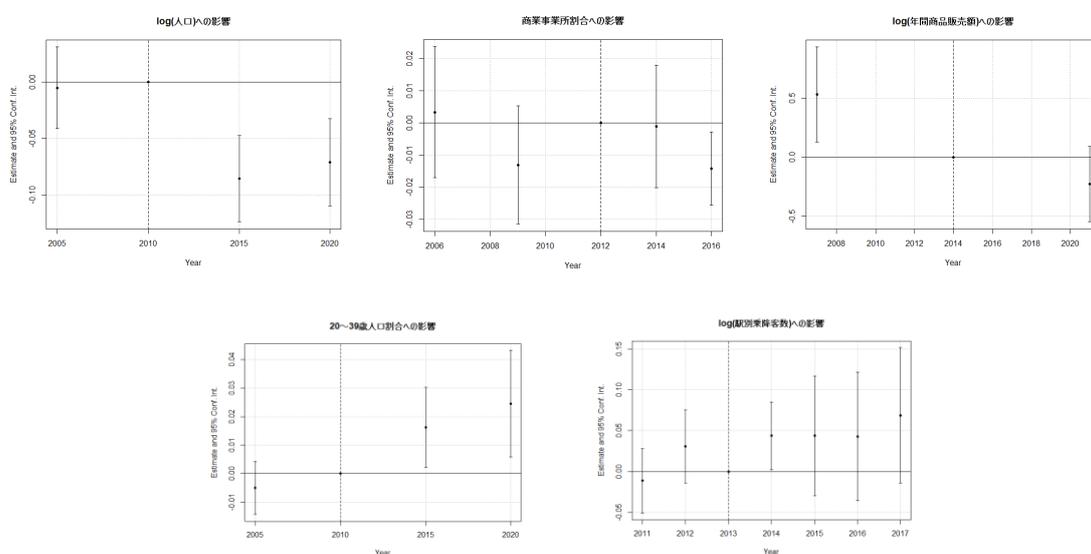
一方、20～39歳人口割合の限界効果プロットを見ると、2015年、2020年の交差項の係数が、2010年と比較して5%水準で有意に正であることが明らかになった。つまり、リノベーションまちづくり開始後、対象地域内の20～39歳人口割合は増加しており、仮説5に整合的な結果となった。前述した「リノベーションまちづくり」の取り組みのうち、空き店舗・空き家を子供向け教育施設にリノベーションして子供向け教室を開催したり、子育て世帯向け住宅に転用したりする等の取り組みが効果を発揮し、子育て世代である20～30代の居住移転を促したと考えられる。

また、駅別乗降客数のプロットを見ると、2014年の係数が5%水準で有意に正となっている。また、2017年の係数が10%水準で有意に正となっている。しかし、介入直後の2014年の係数は、介入発生以前の介入群と対照群の間の異なるトレンドそのものを反映している可能性がある（松林 2021）ことから、2014年の係数が正で統計的に有意であったという結果のみでは、介入が因果効果を与えたとは解釈することはできない。また、2017年の係数が正で有意であったことについても、2015年、2016年の係数が有意でないことから、介入が因果効果を与えたとは解釈することは難しい。つまり、リノベーションまちづくりは和歌山市駅の一日当たり乗降客数に影響を与えなかったと解釈される。

6. 結論

本稿では、2010年から2017年までの和歌山市内の地価調査地点の地価のパネルデータを用いて、エリアマネジメント活動が対象地域内の地価調査地点の地価に正の影響を与え

図2 エリアマネジメントが地域環境に与える影響の限界効果プロット



ることを確認した。その上で、2007年から2021年までの和歌山市の人口や経済など、様々な地域環境に関する変数のパネルデータを用いて、エリアマネジメントが地価を上昇させるメカニズムを明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に、エリアマネジメントは人口や商業事業所割合に負の影響を与えていることが明らかになった。人口減少に関しては、空き店舗等のリノベーションにより、中心市街地の子育て世代向けコンテンツは増加したものの、特に流出傾向の高い若者世代を市内に引き留める誘因にはならなかったものと推察した。また、同市は1991年から2002年にかけて、商店数が減少する一方で売り場面積が増加傾向にあり、小売業の大型化が進んでいた¹⁷。加えて、2004年から2014年にかけても、商業事業所数の減少に対し、年間商品販売額は横ばいであり、1事業所あたりの平均売上高は増加傾向にあった¹⁸。これらの傾向が2016年まで継続していたとすれば、商業事業所割合の低下は各小売業店舗の大型化が原因だと解釈される。

第二に、対象地域全体の人口が減少している状況下でも、子育て世代である20～39歳の人口に関しては有意に増加していることが明らかになった。これは、「11の戦略」のうち「①教育・子育て環境の充実」の取り組みとして、空き店舗・空き家等の子供向け教室や、子育て世帯向け住宅へのリノベーションが、子育て世代である20～30代に訴求し、対象地区への居住を促した結果だと考えられる。つまり、和歌山市のリノベーションまちづくり対象地域の地価上昇は、子育て世代人口の増加という経路を通じてもたらされたものだと解される。

¹⁷ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/002/250/menu_1/gyousei/toshisaisei/keikaku/pdf/4.pdf (2024年11月12日)。

¹⁸ https://www.city.wakayama.wakayama.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/002/226/tosimasu-1.pdf (2024年11月12日)。

上記の知見に基づけば、和歌山市に関しては、リノベーションまちづくりの主なターゲットである子育て世代への訴求には成功している一方、その他の世代へのまちなかの魅力発信が不十分であるといえる。今後は子育て世代だけでなく、その他の世代を含む全世代を包摂するようなエリアマネジメント活動を行うことが重要かもしれない。特に、就職や進学を機に県外への流出が進む10～20代の若者に訴求するエリアマネジメント活動が、まちなかの人口維持・増加に効果を発揮すると思われる。

また、和歌山市の分析から得られた知見は、一般的なエリアマネジメントのあり方にも示唆的である。例えば、遊休不動産を活用し、店舗や住宅等にリノベーションするエリアマネジメント活動は、人口減少が加速し、空地・空き家の増加が進む地方都市において、エリアの価値を向上させるために非常に有効な手段であると考えられる。特に、子育て世代をターゲットにした取り組みは、エリアの将来人口を増加させる上でも意義がある。取り組みの結果として居住を始めた子供たちが、地域内で就職や進学を希望するよう、長期的な視点で地域の魅力を高めるエリアマネジメント活動を実践していくことが、地域の持続的な人口維持や活性化を目指す上で重要ではないか。

7. 参考文献

- 浅井孝彦・森田佳綱・内海麻利・小林重敬・南珍. 2002. 「大都市におけるエリアマネジメントの実態に関する研究」『都市計画論文集』 37: 601-606.
- 宇隨幸雄. 2020. 「リノベーションまちづくりの現状と課題に関する研究」『URBAN STUDY』 69: 28-65.
- 齊藤広子. 2002. 「戸建て住宅地における居住地マネジメント組織としての HOA 導入のための課題」『都市住宅学』 39: 31-36.
- 齊藤広子. 2003. 「日本における HOA 型住環境マネジメント組織の実態と課題」『都市住宅学』 43: 156-161.
- 宋俊煥・泉山墨威・御手洗潤. 2016. 「組織・活動特性から見た我が国のエリアマネジメント団体の類型と傾向分析—全国の「都市再生整備計画」の区域を対象として—」『都市計画論文集』 51(3): 269-276.
- 平山一樹・要藤正任・御手洗潤. 2015. 「エリアマネジメントによる地価への影響の定量分析」『日本不動産学会秋季全国大会論文集』 31: 13-20.
- 平山一樹・御手洗潤. 2016. 「エリアマネジメントが地価にもたらす影響のメカニズムの分析」『都市計画論文集』 51(3): 474-480.
- 松林哲也. 2021. 『政治学と因果推論—比較から見える政治と社会』岩波書店.
- 宮崎薫・御手洗潤・宋俊煥. 2019. 「都市の人口規模と人口動態によるエリアマネジメントの効果とその態様による差異の分析」『都市計画論文集』 54(1): 30-40.

- 李三洙・小林重敬. 2002. 「大都市都心部におけるエリアマネジメント活動の展開に関する研究 大手町・丸の内・有楽町（大丸有）地区を事例として」『都市計画論文集』39: 745-750.
- 渡辺達朗. 2020. 「イギリスにおける市街地再生政策と公民連携の取り組み—2 都市でのTCM から BID への展開事例を中心に—」『専修商学論集』111: 109-140.
- Ellen, Ingrid, Schwartz, Amy, and Ioan Voicu. 2007. “The Impact of Business Improvement Districts on Property Values: Evidence from New York City.” *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs* 2007: 1-31.
- Kuroda, Yuta and Takeru Sugawara. 2023. “The Value of Scattered Greenery in Urban Areas: A Hedonic Analysis in Japan.” *Environ Resource Economics* 85: 523-586.

第15章

重要伝統的建造物群保存地区が都市再生に与える影響

—保存地区2事例の人流・地価データに基づく実証分析—

田中 青空

要約

重要伝統的建造物群保存地区制度は、城下町や宿場町、門前町などの歴史的集落や町並みを保存することを目的に創設されたもので、伝統的建造物の保全や地域活性化に一定の効果をもたらしている一方、過疎化や人口減少、高齢化といった現代的な地域課題との両立が求められている。しかし、既存研究においては保存地区制度が地域に与える影響を統計データによって実証的に検討したものは少なく、保存地区への選定が具体的にどのような効果をもたらすかについては不明な点が多い。そこで本稿では、2019年12月に保存地区として指定された兵庫県たつの市・龍野地区と鹿児島県南さつま市・加世田麓地区を対象とし、流動人口および定点地価データに基づくパネルデータを構築した上で、差分の差分法に基づくイベントスタディモデルおよび一般化合成コントロール法を用いて、保存地区選定の影響を検証した。分析の結果、保存地区への選定が短期的には流動人口の増加に寄与する一方で、長期的にはその効果が持続しないことが明らかとなった。また、保存地区への選定は地価に影響を及ぼさないことが明らかとなった。これらの結果から、自治体や地域団体といった官民が連携し、保存地区の価値を継続的に発信する体制を整備することが、長期的な地域活性化や観光地化の推進に不可欠であることが示唆される。

1. はじめに

日本では、特に地方部において過疎化や人口減少が顕著に進んでいる。2023年現在、過疎地域が含まれる市町村数は全国の全自治体数の約半数を占め、それらの面積は国土の約6割を占めている¹。また、総人口に対する過疎地域の人口割合は、1960年に24.3%だった一方、2020年には9.3%まで減少し²、人口減少が深刻なものとなっている。

こうした状況に加え、高度経済成長期からの急速な都市開発により、文化財や歴史的な景

¹ https://www.soumu.go.jp/main_content/000944362.pdf (2024年10月29日)。

² https://www.soumu.go.jp/main_content/000944362.pdf (2024年10月29日)。

観ないし街並みが消失することに対する危機感が高まっている³。そこで、政府は 1975 年に改正された文化財保護法の中で「伝統的建造物群保存地区制度」を発足させた。この制度は、城下町や宿場町、門前町といった歴史的な集落や街並みの保存を目的としたもので、各市町村が伝統的建造物群保存地区に指定した地域に対し、保存条例に基づき保存活用計画を定めることが制度化された。さらに、伝統的建造物群保存地区の中でも特に保存価値の高い地区⁴に対しては、文部科学大臣が「重要伝統的建造物群保存地区」に選定する。これに選定された地区では、市町村の保存に向けた取り組みに対して、文化庁や教育委員会が指導・助言を行うほか、修理事業や防災設備の設置事業、案内板の設置事業など一連の利活用事業において、政府から税制優遇措置を受けることができる⁵。2024 年現在、重要伝統的建造物群保存地区に 106 市町村 129 地区が選定されており、約 4,000ha の合計面積の中に 30,000 件ほどの伝統的建造物が保存されている⁶。

重要伝統的建造物群保存地区に選定された地域では、税制優遇といった財政補助によって、伝統的建造物の保存に一定の効果があると指摘されている（呂 2015）。また、宇於崎・泉山（2023）が主張するように、自治体は地区の知名度向上や、地域の活性化など制度の副次的な効果も意識しながら申請を行っている。しかし、人口減少や空き家の増加などにより地域の衰退が進む中、歴史的建造物の保存と観光・地域振興の連携の難しさが浮き彫りになっているともされる（長峯・呂 2014; 呂 2015）。

一方、これらの研究は、制度の効果に注目するか課題に注目するかにかかわらず、個別事例に関するアンケート調査に基づくものが多く、人口動態や経済指標を用いて、その効果を客観的指標から実証的に分析した研究は見られない。そこで本稿では、重要伝統的建造物群保存地区の選定が流動人口⁷および地価に与える影響を明らかにする。具体的には、2019 年 12 月に保存地区に選定された兵庫県たつの市龍野地区の 1km メッシュ別人流オープンデータおよび、同地区及び同地区と同日に保存地区に選定された鹿児島県南さつま市加世田麓地区の定点地価データを用いて、パネルデータを構築した。そして、それに対し、差分の差分法的一种であるイベントスタディモデルと一般化合成コントロール法を推定して、重要伝統的建造物群保存地区への選定が流動人口及び地価に与える影響を明らかにする。本

³ https://www.city.kaga.ishikawa.jp/ed/bunka_shinko/denken/12414.html (2024 年 10 月 29 日)。

⁴ 伝統的建造物群保存地区のうち、「伝統的建造物群が全体として意匠的に優秀なもの」、「伝統的建造物群及び地割がよく旧態を保持しているもの」、「伝統的建造物群及びその周囲の環境が地域的特色を顕著に示しているもの」のいずれかに該当する地区があたる。https://www.bunka.go.jp/seisaku/bunkazai/shokai/hozonchiku/judenken_ichiran.html (2024 年 10 月 30 日)。

⁵ <https://www.bunka.go.jp/seisaku/bunkazai/shokai/hozonchiku/> (2024 年 10 月 29 日)。

⁶ https://www.bunka.go.jp/seisaku/bunkazai/shokai/hozonchiku/judenken_ichiran.html (2024 年 10 月 30 日)。

⁷ 流動人口とは、「1 ヶ月間にある地点において滞在した人口の 1 日あたりの平均値」を指す。<https://www.geospatial.jp/ckan/dataset/mlit-1km-fromto> (2024 年 10 月 30 日)。

稿の分析結果からは、重要伝統的建造物群保存地区への選定は、流動人口の増加に短期的に寄与するものの長期的には影響を及ぼさないこと、また、地価の変化には影響を及ぼさないことが明らかになった。

続く第2節では、重要伝統的建造物群保存地区への選定が地域に及ぼす影響を制度の効果・課題の観点から構造的に整理し、第3節では、先行研究に基づく効果・課題の実態から本稿の理論仮説を導出する。次に、第4節では、その理論仮説の検証方法について、データと分析手法を説明し、第5節で分析結果から得られる制度の効果を考察する。第6節では、本稿から示唆される重要伝統的建造物群保存地区制度の改善方法について議論する。

2. 先行研究

2-1. 重要伝統的建造物群保存地区制度が地域に及ぼす効果

重要伝統的建造物群保存地区への選定は、その地域の建造物の保存に対して効果があるという主張が存在する。呂（2015）は、自治体へのアンケート調査から、保存地区では財政補助が伝統的建造物の保存に対して一定の効果をもたらしていることを主張し、補助金が保存活動の支えになっていると述べている。

加えて、建造物の保存にとどまらず、制度の副次的な効果の可能性に着目した主張もある。川副（2015）は、栃木市嘉右衛門町の事例から、歴史的建造物の保存は地域アイデンティティの形成に重要な役割を果たしており、地域活性化のツールとしても機能すると主張している。また、根田（2010）は、保存地区でのイベント開催などで地域を観光地化することにより、居住者の増加につながる可能性があると指摘している。

2-2. 重要伝統的建造物群保存地区における課題

重要伝統的建造物群保存地区では、その効果だけでなく、特に地方で進む過疎化や人口減少、高齢化といった問題と、保存地区内における歴史的建造物の保存との両立に課題感を持つ自治体も存在する。長峯・呂（2014）は、自治体の政策担当者へのアンケート調査から、歴史的建造物や景観の保存と観光・地域振興の連携の難しさを指摘している。宇於崎・泉山（2023）も同様に、空き家対策や高齢化問題、人口減少との両立に課題感を示す自治体が存在していることを主張し、それらに対しては空き家バンクへの登録、庁内各課との連携、移住促進の制度整備といった政策が行われていると明らかにした。加えて、岩井（2007）は、保存地区を効果的に活用するためには、保存と観光の両面からアプローチする必要があると述べており、保存だけでなく観光とのバランスが課題となることを強調している。

このように、重要伝統的建造物群保存地区制度が地域に及ぼす効果に対しては、その地域が

抱える課題との両立も考えながら検討しなければならない。しかし、現状の先行研究は、自治体・住民へのアンケート調査や特定の自治体への個別研究が中心であり、人口動態や経済指標を用いた上で、本制度の効果や副作用を実証的に分析した研究は存在しない。そのため、制度の効果・課題に対する示唆としては不十分であると言える。

3. 理論仮説

3-1. 重要伝統的建造物群保存地区の観光資源としての可能性

重要伝統的建造物群保存地区への選定は、地域の歴史的建造物の保存を促進し、その歴史のおよび文化的な価値を向上させることにつながる。文化財は観光地に真正性を与え、地域の観光発展にとって大きな機会となることが明らかになっている (Farac 2024; Kuizinaitė and Martynas 2020)。そのため、保存地区での一連の保存活動により、歴史的建造物が広がる地区は、観光資源としての魅力を高め、観光客を惹きつける要因となることが考えられる。具体的には、歴史的な建造物や文化財が観光地としての地位を強化し、地域の活性化や経済効果をもたらすことが期待される⁸。

実際に、自治体は重要伝統的建造物群保存地区の指定に際し、知名度の向上や地域の活性化といった副次的な効果を意識しながら申請を行っている (宇於崎・泉山 2023)。保存地区制度は、地域全体の観光資源としての魅力を高め、外部からの関心を引き寄せる役割を果たす可能性がある。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 重要伝統的建造物群保存地区では、地区選定前と比べた流動人口増加率が他の地区より高い。

3-2. 重要伝統的建造物群保存地区における土地利用の実態

重要伝統的建造物群保存地区に選定されることにより、地域の土地利用に対する規制が強化されることが指摘されている。保存地区では、新たに建造物を建築する際や既存の建造物の保存・修理を行う際に、周囲の歴史的風致と調和した外観を整備することが求められる⁹。また、大平 (2003) は、保存地区への選定後に地域内における建造物の建て詰まりや農地の減少といった現象があることを明らかにし、土地利用の制約があることを指摘してい

⁸ https://www.bunka.go.jp/seisaku/bunkazai/rekishibunka/pdf/r1392234_110.pdf (2024年10月30日)。

⁹ https://www.bunka.go.jp/tokei_hakusho_shuppan/shuppanbutsu/bunkazai_pamphlet/pdf/pamphlet_ja_05.pdf (2024年10月31日)。

る。このような制約が、投資家や開発者にとって土地利用の幅を狭め、土地の魅力を低下させる可能性がある。土地の魅力の低下は、地価に反映されるであろう。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 重要伝統的建造物群保存地区制度は、地区の公示地価を低下させる。

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、本稿では兵庫県たつの市龍野地区および、鹿児島県南さつま市加世田麓地区を対象に分析を行った。両地区は 2019 年 12 月 23 日に保存地区に選定された。これは、以下 2 点の理由により分析に適していると言える。第一に、比較的近年に選定されたことから、選定前の流動人口および地価に関するデータが充実している。また、選定から 5 年程度経過していることから、保存地区への選定による影響を観測しやすい。第二に、両地区とも周辺市街地から距離があり、他地域の影響を受けにくい。そのため、保存地区の選定に対しての効果として分析に適していると考え、分析対象を両地区に定めた。

その上で、流動人口に対する分析に関しては、G 空間情報センターが提供する『全国の人流オープンデータ (1km メッシュ、市区町村単位発地別)』の流動人口データを用い¹⁰、たつの市における 2019 年から 2021 年までの月別・メッシュ別流動人口のパネルデータを構築した。また、地価に対する分析に関しては、国土交通省が提供する定点地価データを用い、たつの市とその周辺市¹¹、および南さつま市とその周辺市¹²における 2009 年から 2023 年までの定点地価のパネルデータを構築した。

なお、地価の分析において 2 事例を対象とした理由は、保存地区選定が地価に及ぼす影響をより広範に検証し、一般化するためである。流動人口の分析については、元データが月別・メッシュ別であるため、流動人口の変動を詳細かつ精密に観測できる。一方で、地価データは年別かつ観測点別であり、データの精度や詳細性に限りがあるため、1 事例のみでの分析では不十分である。したがって、地価の分析では 2 事例を対象とし、保存地区選定による影響をより一般化できるように検証を行った。

従属変数は、仮説 1 では流動人口を用いる。仮説 2 では、たつの市および南さつま市の定点地価を、それぞれ自然対数化したものを用いる。

¹⁰ <https://www.geospatial.jp/ckan/dataset/mlit-1km-fromto> (2024 年 11 月 7 日)。

¹¹ たつの市と隣接する相生市、宍粟市、揖保郡太子町を分析対象に加えた。

¹² 南さつま市と隣接する枕崎市、日置市、南九州市を分析対象に加えた。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
龍野地区メッシュダミー	龍野地区か否かのダミー変数	「G空間情報センサー」
たつの市流動人口	たつの市と周辺市のメッシュ別流動人口	
龍野地区地価調査地点ダミー	龍野地区か否かのダミー変数	「国土数値情報」
たつの市定点地価	たつの市と周辺市の定点地価	
加世田麓地区地価調査地点ダミー	加世田麓地区か否かのダミー変数	
南さつま市定点地価	南さつま市と周辺市の定点地価	

独立変数は、仮説 1、仮説 2 両者において、各メッシュ・町丁が保存地区に選定されているか否かのダミー変数を用いる。各メッシュが保存地区に選定されているか否かは、総務省統計局が提供している『市区町村別メッシュ・コード一覧¹³』を用いて調査した。保存地区とそれ以外の区域との境目が 1 つのメッシュの中にある場合は、保存地区がメッシュの面積の 5 割以上を占めている場合のみ、保存地区に含まれるとした。表 1 は上記の変数群の変数説明であり、また、表 2 は上記の変数群の記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、重要伝統的建造物保存地区への選定が地区の流動人口および地価に及ぼす影響を検証する。重要伝統的建造物群保存地区への選定前後で、保存地区に選定された地域と保存地区域外の流動人口推移・地価推移を比較するために、「動的な処置効果を推定するために用いられるイベントスタディモデル」(Miller 2023) を分析手法として用いる。

イベントスタディモデルは、差分の差分法に基づいた手法の 1 つである。差分の差分法とは、処置を受けたグループ (処置群) と処置を受けていないグループ (対照群) の処置前

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
龍野地区メッシュダミー	4901	0.0881	0.2835	0	1
たつの市流動人口	4901	534.6697	781.8402	10	6246
龍野地区地価調査地点ダミー	640	0.1500	0.3574	0	1
log(たつの市定点地価)	640	10.4333	0.6723	8.5942	11.3771
加世田麓地区地価調査地点ダミー	672	0.1429	0.3502	0	1
log(南さつま市定点地価)	672	9.3383	0.7234	7.4384	11.0186

¹³ https://www.stat.go.jp/data/mesh/m_itiran.html (2024 年 10 月 31 日)。

後の変化を比較して、介入の効果を分析する方法である。処置群における変化から対照群の変化を差し引くことで、介入の影響を測定できる。通常、この手法は処置前後の二つの時点と比較するものだが、本稿で従属変数に用いる人口や地価のように短期間で変化しにくい変数を扱う場合は、長期的な効果を評価できるイベントスタディモデルが適している。イベントスタディモデルを実行する際に必要な基準点には、たつの市、南さつま市ともに 2019 年 12 月に保存地区に選定されたことから、流動人口に対する分析では前月の 2019 年 11 月、地価に対する分析では前年の 2018 年と設定した。また、地価に関しては、保存地区への選定が検討されていることが公表されてから長期的に変化すると考えられるため、選定に向けた検討が始まった年¹⁴を基準点とした分析もあわせて行った。

基準年の処置群と対照群の流動人口差および地価差と、各年月の処置群と対照群の流動人口差および地価差に有意な違いがあるのかを検証する。もし有意な違いがあった場合は、処置群と対照群の流動人口差および地価差が基準点から変化していると言えるため、処置後にそのような有意な違いが確認されたとき、処置の影響を受けていると考えられる。また、処置前に有意な違いがなかった場合は、処置群と対照群の差は基準点までなかったと言えるため、平行トレンドが成立しているとみなされる。

5. 分析結果

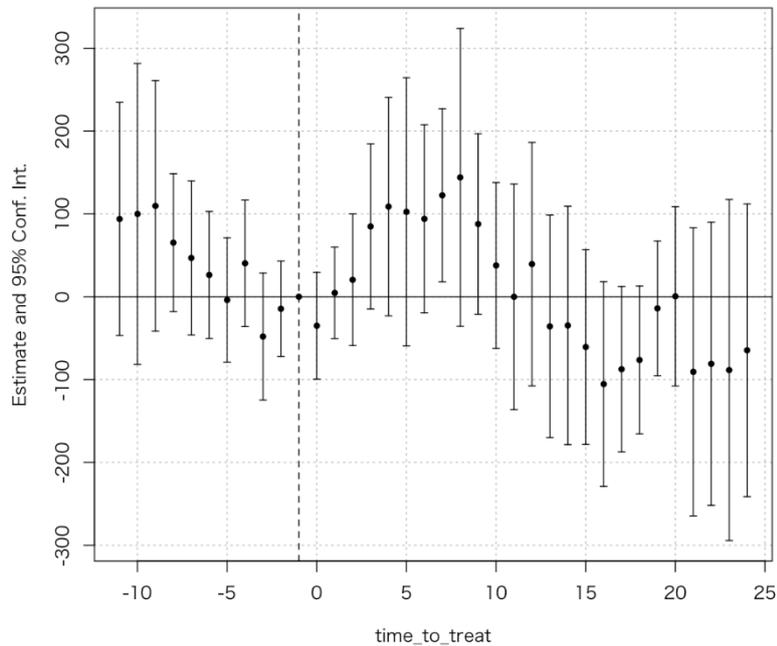
5-1. 保存地区への選定が流動人口に及ぼす影響の推定

図 1 では、龍野地区において、重要伝統的建造物群保存地区への選定が域内の流動人口に及ぼす影響を検証し、限界効果をプロットした。横軸 (time_to_treat) は、2019 年 11 月を基準点である「0」とし、その前後の期間を表している。縦軸 (Estimate and 95% Conf. Int.) は、推定された効果の値とその 95%信頼区間を示している。プロットされている点は推定された点推定値を、縦に伸びる線はその信頼区間を示しており、推定値が 0 を中心に上下していることから、この値が流動人口への影響を表している。

第一に、差分の差分法では、施策実施前に平行トレンドが成立していることが前提となるため、限界効果プロットから平行トレンドを確認する。施策実施前において、95%信頼区間が 0 を交差しており、施策実施前の交差項の係数が有意でないことから、平行トレンドが成立していることがわかった。

¹⁴ たつの市は 2016 年に、南さつま市は 2017 年に保存地区選定に向けた検討を開始した。

図1 龍野地区の流動人口に対する交差項の限界効果プロット



第二に、施策による流動人口への効果を確認する。プロットを見ると、選定直後から数ヶ月にわたり、流動人口が増加していることがわかる。具体的には、選定4～8ヶ月後にかけて、係数が100～200の範囲で正の値を示している。特に、選定7ヶ月後の係数は95%信頼区間の下限値が正であり、統計的に有意である。つまり、保存地区への選定が一時的に地域の流動人口の増加に影響を及ぼしていることが分かり、仮説1に整合的な結果となった。

しかし、選定後に期間が経過するにつれて増加幅は次第に小さくなり、係数は選定13ヶ月後から負の値を示している。ここから、保存地区選定による流動人口増加への効果は一時的なものであり、長期的な増加にはつながらないことが示唆される。

5-2. 保存地区への選定が地価に及ぼす影響の推定

次に、図2、図3では、重要伝統的建造物群保存地区への選定が地域の地価に及ぼす影響を検証した。図2は龍野地区の地価を、図3は加世田麓地区の地価を分析したものである。また、各図の左側のプロットは、保存地区への選定に向けた検討が始まった年を基準点としたものであり、右側のプロットは、保存地区へ選定された前年を基準点としたものである。

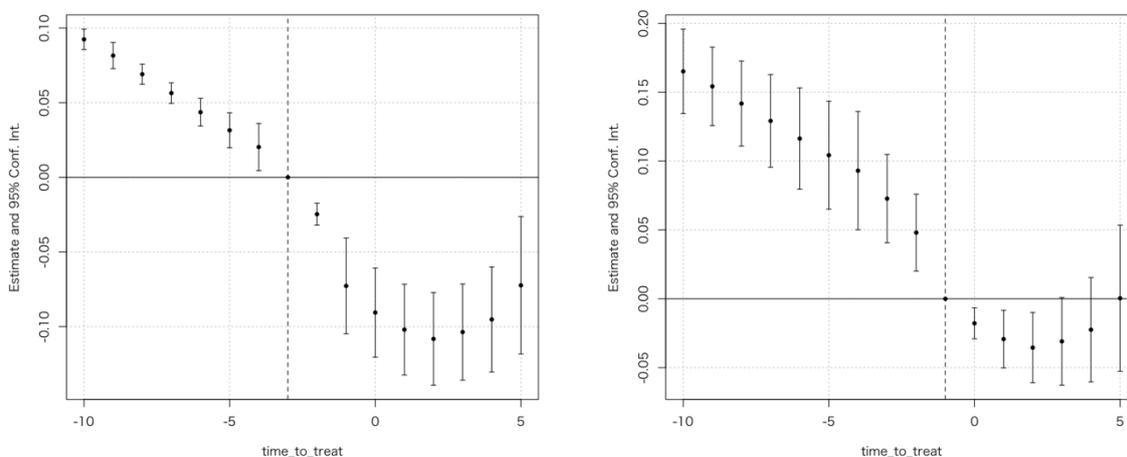
流動人口に対する効果の検証と同様に、まず限界効果プロットから平行トレンドを確認する。龍野地区、加世田麓地区両地区ともに、施策実施前における95%信頼区間の範囲が正に留まっており、施策実施前の交差項の係数が有意であるため、平行トレンドが成立して

いないことがわかる。ここから、保存地区は、その選定前においても、処置群と対照群で異なる地価のトレンドを有しているものと判断できる。とりわけ、重要伝統的建造物保存地区の選定区域は、周辺地域に比べても地価が下落していた地域であることがわかる。すなわち、地価の下落が問題になっている地域ほど保存地区に選定される誘因が強いという示唆が導かれる。

次に、施策による地価への効果を確認する。プロットを見ると、図2の龍野地区においては、保存地区への選定に向けた検討が開始されてから地価の下落幅が拡大していることを示しているが、選定から数ヶ月が経過すると上昇に転じていることがわかる。一方、図3の加世田麓地区においては、保存地区への選定によらず地価の下落幅は一定であり、地価の下げ止まりが起きていない。

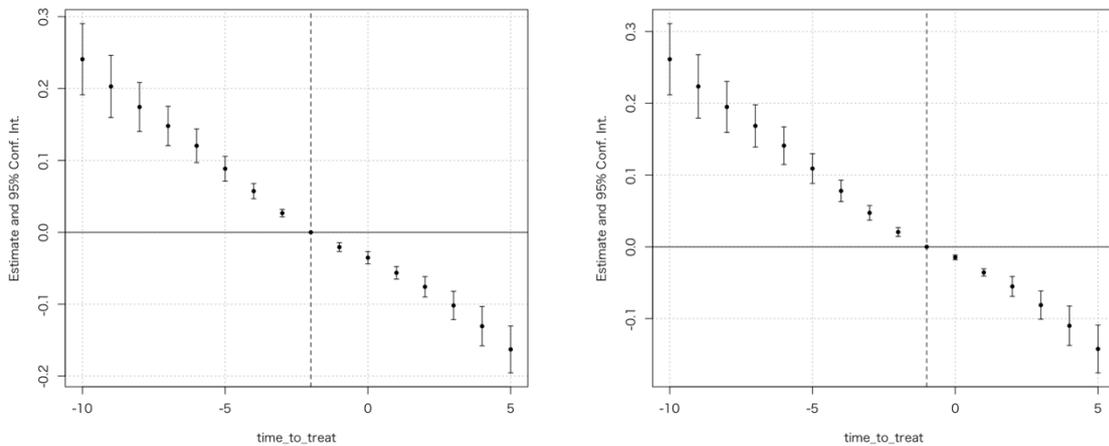
上記のように、地価に対しては、保存地区と他の地区の平行トレンドが確認されず、保存地区の効果が識別できなかった。そこで、このような問題に対処した追加分析として、次項では、追加分析として、一般化合成コントロール法を用いた地価に及ぼす影響の分析を試みる。

図2 龍野地区の地価に対する交差項の限界効果プロット



注：左図は選定に向けた検討開始年を基準点とし、右図は選定年を基準点としたもの。

図3 加世田麓地区の地価に対する交差項の限界効果プロット



注：左図は選定に向けた検討開始年を基準点とし、右図は選定年を基準点としたもの。

5-3. 追加分析

追加分析として、一般化合成コントロール法を用いることにより重要伝統的建造物群保存地区への選定が地価に及ぼす影響を検証する。一般化合成コントロール法は、複数の対照群を加重平均して1つの「合成コントロールユニット」を作成し、施策による介入がなければ処置群が取るであろう反事実的な地価の推移を推定する方法である (Abadie 2021; Kreif et al. 2016)。

一般化合成コントロール法の主な優位性は、平行トレンド仮定に依存せず、観測された変数および未観測の変数の効果が時間とともに変化することを許容できる点である (Abadie 2021; Kreif et al. 2016)。一般化合成コントロール法では、処置前のデータを活用して処置群と類似した地価推移を持つ合成コントロールユニットを構築し、処置後の結果を比較することで、施策による介入の影響を推定する。このため、イベントスタディモデルにおいて平行トレンドの成立が困難な状況でも、一般化合成コントロール法を用いることで信頼性の高い推定が可能となる。

図4は龍野地区における地価に及ぼす影響の反事実予測プロット、図5は加世田麓地区における地価に及ぼす影響の反事実予測プロットである。図4、図5ともに、実線は保存地区の平均地価の推移を示し、破線は非選定地区から構成される合成コントロールユニットの推定地価の推移を示している。また、縦軸は自然対数化された地価を表し、横軸は年次を表す。縦の灰色の線は、保存地区への選定がされた年を示しており、選定前後の変化を比較することができる。

図4 龍野地区における地価に及ぼす影響の反事実予測プロット

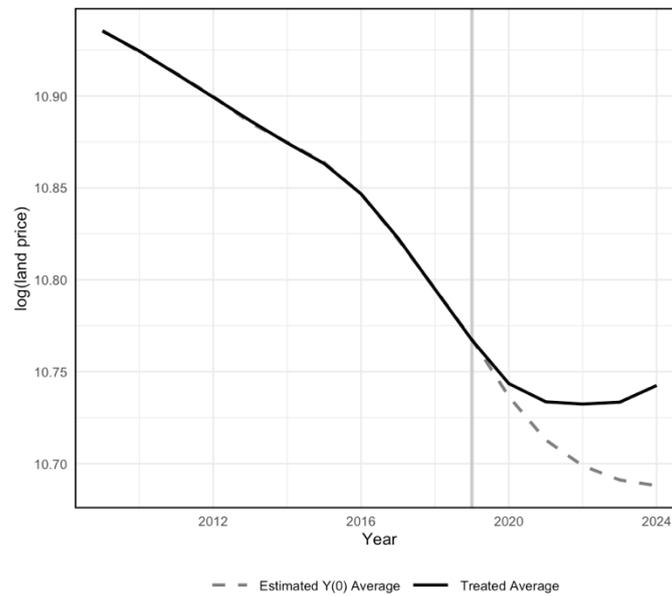
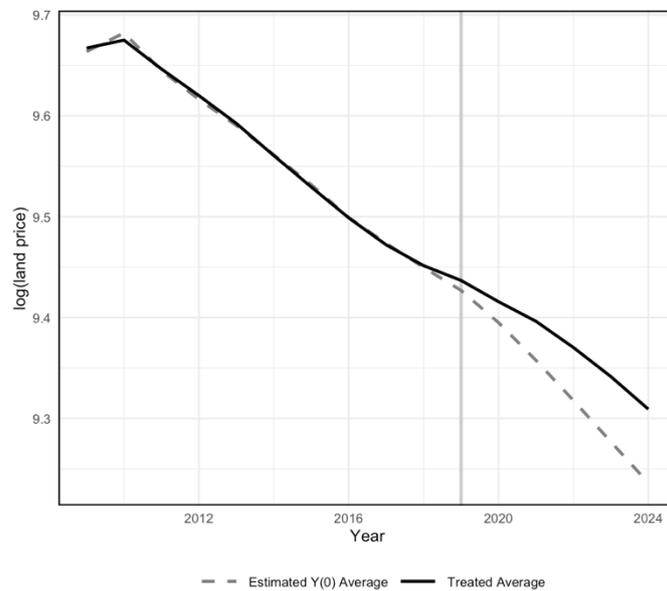


図5 加世田麓地区における地価に及ぼす影響の反事実予測プロット



まず、分析結果を見ると、両図ともに選定前は保存地区の地価と推定された合成コントロールユニットの地価がほぼ一致しているが、選定後は両者に差が生じている。具体的には、選定後に保存地区の地価が合成コントロールユニットよりも高く推移している。

しかし、両地区ともに、分析結果における ATT¹⁵は統計的に有意ではない。具体的には、龍野地区の分析における ATT の p 値が 0.4631、加世田麓地区の分析における ATT の p 値が 0.3306 である。そのため、保存地区への選定は地価に影響を及ぼさないことが考えられ、仮説 2 に反する結果となった。

6. 結論

本稿では、兵庫県たつの市・龍野地区および鹿児島県南さつま市・加世田麓地区における重要伝統的建造物群保存地区の選定が地域の流動人口および地価に及ぼす影響を検証するため、1km メッシュ別流動人口データと定点地価データを用いてパネルデータを構築し、差分の差分法であるイベントスタディモデルを両データに適用した。さらに、地価に対しては一般化合成コントロール法も用いた追加分析を行い、保存地区選定が地価に与える効果を詳細に検証した。分析結果として、第一に、保存地区の選定が流動人口に短期的な増加効果をもたらす一方で、長期的にはその影響が持続しないことが示された。これは選定直後のメディア露出により観光客数が増加するが、地元自治体や団体による継続的な施策がなければ、流動人口増加は一時的なものにとどまることを示唆している。根田 (2010) の提言に沿う形で、持続的な地域活性化にはイベント開催や広報活動が不可欠であることが再確認された。具体例としては、伝統的建造物群保存地区制度創設 50 周年を記念して行われた『伝建デジタル de スタンプラリー』¹⁶があり、保存地区の価値を広く発信し、来訪者に歴史的景観を楽しませることで住民との交流を促進する取り組みとして注目される。このような取り組みを自治体や地元団体とも連携して定期的実施することで、保存地区としての地域の魅力を持続的に発信することが期待される。

第二に、保存地区への選定が地価に影響を及ぼさないことが示された。保存地区への選定により、建造物の建て詰まりや土地利用の制約が生じる問題が指摘されているが (大平 2003)、自治体はこれに対処するため、建物の修景事業に対する補助金の給付といった政策を実施している。例えば、龍野地区が位置するたつの市では、修景事業に対して最大 800 万円の補助金が提供されており¹⁷、加世田麓地区が位置する南さつま市では最大 350 万円の補助金が支給されている¹⁸。このように、課題に対する対策が講じられていることで、問題

¹⁵ 「Average Treatment Effect on the Treated」の略で、処置群に対する因果効果の推定値を指す。具体的には、処置後に実際に観察された結果と、介入がなかった場合に予測される反事実的結果との差を測定したものである。<https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC5111584/> (2024 年 11 月 11 日)。

¹⁶ <https://www.denken.gr.jp/news/2024/05.html> (2024 年 11 月 2 日)。

¹⁷ https://www.city.tatsuno.lg.jp/machinami/denken_syuuri_syukei.html (2024 年 11 月 11 日)。

¹⁸ <https://www.city.minamisatsuma.lg.jp/living/docs/1%20gaiyou020318kasedafumoto.pdf> (2024 年 11 月 11 日)。

による影響が相殺され、地価に大きな影響を与えないという分析結果につながっている可能性がある。

しかし、本稿の分析結果にはいくつかの課題がある。具体的には、まず、分析対象とした地区が2事例のみであり、ケース数が限られている点である。次に、データの制約により、流動人口に対する分析の対象期間が3年間にとどまっており、長期的な効果を十分に検討できていない点が挙げられる。これにより、保存地区選定の長期的な影響を評価するには不十分である可能性がある。さらに、保存地区に影響を及ぼす可能性のある第三の変数を考慮していない点も問題である。第三の変数が保存地区制度の効果を媒介している場合、その変数を考慮しないと、異なる事例間での効果比較が困難になる。このような限界を踏まえ、今後の研究では、より多くの事例を対象にし、長期的なデータを用いた分析や第三の変数を考慮した分析が期待される。

7. 参考文献

- 岩井正. 2007. 「伝建地区（伝統的建造物群保存地区）の現状と課題—伝建地区全国アンケートからみたまちづくりのサステナビリティ」『創造都市研究 2』 2(1): 1-17.
- 宇於崎勝也・泉山墨威. 2023. 「重要伝統的建造物群保存地区の保存活用方策の実態と今後の活用」『公益社団法人日本都市計画学会 都市計画報告集』 22: 462-467.
- 大平富士夫. 2003. 「町並み保存地区における指定後の変化に関する研究 ～伝建地区の保存と観光のバランスを追究する～」『東京大学大学院 都市工学専攻 2003年度 修士論文梗概集』.
- 川副早央里. 2015. 「地域における伝親的建造物群保存地区設定の意義と今後の課題」『関東都市学会年報』 15: 42-47.
- 長峯純一・呂茜. 2014. 「重要伝統的建造物群保存地区の取り組みと課題に関する自治体アンケート調査」『Working papers series. Working paper』 51: 1-30.
- 根田克彦. 2010. 「伝統的建造物群保存地区におけるイベント型観光の可能性—橿原市今井町の事例—」『奈良教育大学紀要 人文・社会科学』 59(1): 101-115.
- 呂茜. 2015. 「重要伝統的建造物群保存地区制度の効果と空き家問題」『日本公共政策学会』 15: 78-89.
- Abadie, Alberto. 2021. “Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects.” *Journal of Economic Literature* 59(2): 391-425.
- Farac, Lucija. 2024. “Cultural Tourism as a Tourist Development Strategy of City of Split.” *Open Access Library Journal* 11(1): 1-9.
- Kreif, Noémi, Grieve, Richard, Hangartner, Dominik, Turners, Alex, Nikolova, Silviya, and Matt Sutton. 2016. “Examination of the Synthetic Control Method for Evaluating

- Health Policies with Multiple Treated Units.” *Health Economics* 25(12): 1514-1528.
- Kuizinaite, Aurelija and Martynas Radzevicius. 2020. “Cultural Tourism and Cities: Kaunas Case.” *Informacijos Mokslai* 89: 83-97.
- Miller, Douglas L. 2023. “An Introductory Guide to Event Study Models.” *Journal of Economic Perspectives* 37(2): 203-230.

第16章

柔軟な勤務制度が出生行動に与える影響

—日本家計パネル調査に基づく実証分析—

寺田 陽奈乃

要約

本稿は、柔軟な勤務制度が家庭の出生行動に与える影響について、既存のパネル調査を用いて分析したものである。先行研究では、育児休業制度が女性の勤務先に設置されている場合、出生率や出生意欲に正の影響があるという実証結果が明らかになっている。しかし、その影響は限定的であり、また育児休業制度以外の勤務制度と出生行動との関連性や、配偶者である夫の勤務先の柔軟な勤務制度の効果に注目した実証研究はほとんど存在しない。そこで本稿では、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の14年分のパネルデータを作成した上で、柔軟な勤務制度の存在が出生行動に与える影響について固定効果モデルを用いて分析した。その結果、夫の勤務先に短時間勤務制度、半日・時間単位休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度が設置されている場合、出生確率が上昇することが明らかになった。すなわち、出生行動に与える効果は妻よりも夫の勤務先の勤務制度の方が大きい可能性が示唆された。出産する女性だけでなく、男性も配偶者の出産にあたって柔軟な勤務形態を選択できるような施策の推進が重要であると考えられる。

1. はじめに

近年の日本社会では、急速な少子高齢化とそれに伴う労働人口の減少が深刻な課題となっている。このような問題に歯止めをかけるために、日本政府は女性の社会進出を促進するとともに、仕事と家庭の両立を支援する環境整備に取り組んでいる。

まず、女性の社会進出の促進という意味では、1985年に男女雇用機会均等法が制定され、性別を理由とした採用、業務内容、昇進・降格における差別、結婚や出産を理由とする女性への不当な扱いが禁止されるようになったことは一つの画期とされる。また、2016年には、女性活躍推進法が制定され、企業に対し、女性登用の行動計画策定や社内での女性の活躍に関する情報公開が義務付けられるようになり、女性管理職割合の向上などが目指されている。加えて、2019年に施行された働き方改革では、長時間労働の是正や多様な働き方の選択肢を広げることで、女性・高齢者・障がい者などの就業機会を拡大して、労働人口減少に

対応することが企図されている¹。

このように女性の働き方の法整備が進んでいったことで、女性の労働力率は 1985 年の 39.7%から 2022 年には 44.4%まで年々上昇している²。また、女性の管理職割合も、係長クラスでは 1989 年の 4.6%から 2018 年には 18.3%まで増加している³。

一方、女性の社会進出が進むと同時に、1991 年には育児休業法（現・育児・介護休業法）が施行されるなど、仕事と家庭の両立支援策の充実も進んでいる。育児休業法はその後の改正によって、子どもの看護休暇、産後パパ育休などの制度が追加され、時代に即した法整備が進められている。2007 年には多様な働き方の促進や社会と生活の調和の実現を目指し、仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章が施行された⁴。この憲章では、「国民一人ひとりがやりがいや充実感を感じながら働き、仕事上の責任を果たすとともに、家庭や地域生活などにおいても、子育て期、中高年期といった人生の各段階に応じて多様な生き方が選択・実現できる社会」の実現が掲げられ、ワーク・ライフ・バランス施策（以下、WLB 施策）が普及するきっかけを作った。

このように労働と子育ての両立に対する支援策が進められているにもかかわらず、合計特殊出生率は 2022 年に 1.26 と過去最低水準を記録し、出生率の向上や人口増加といった少子化問題に対する根本的解決には至っていないのが現状である。

女性の社会進出が進むなか、WLB 施策の拡充は女性の仕事と家庭の両立にどのような影響を与えているのだろうか。柔軟な働き方と女性の就業継続との関連性や、育児休業制度の導入と出生行動の関連性にまつわる実証研究は数多く存在するが（今田・池田 2006; 坂爪・川口 2007; 佐藤 2014; 駿河・張 2003; 戸田 2012）、柔軟な働き方が出生行動に与える影響を実証的に分析した研究は多くない。特に、育児休業制度以外の柔軟な勤務制度の効果に焦点を当てたものや、女性本人の勤務先だけでなく、配偶者である夫の勤務先の WLB 制度の効果を実証的に分析した研究はほとんどない。

そこで、本稿では、夫婦それぞれの勤務先において WLB 施策が導入されることが女性の家庭の出生行動に与える影響を検証することを目指す。具体的には、2009 年から 2022 年の 14 年分の「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を用いて WLB 施策の導入と女性の出生行動に関するデータを集約したパネルデータを構築した上で、夫婦それぞれの勤務先における WLB 施策が女性の出生行動にどのような影響を与えているのかを分析する。分析結果からは、WLB 施策の導入が出生行動にポジティブな影響を与えていること、特に、男性の勤務先で施策を導入する場合に、その効果がより大きいことが明らかになった。

¹ <https://www.mhlw.go.jp/content/000474499.pdf> (2024 年 10 月 28 日)。

² <https://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/josei-jitsujo/dl/22-01.pdf> (2024 年 10 月 29 日)。

³ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r01/zentai/html/zuhyo/zuhyo01-02-12.html (2024 年 11 月 4 日)。

⁴ https://www.cao.go.jp/wlb/government/20barrier_html/20html/charter.html (2024 年 11 月 13 日)。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、就業と出産の関連性や女性の勤務先のWLB施策と出産の関連性に関わる実証的な先行研究を取り上げて整理する。その後の第3節では、WLB施策が出生行動に与える影響のメカニズムについて本稿の理論仮説を提示する。第4節では、データや分析方法を説明し、第5節では、その推定結果を示す。最後に第6節では推定結果から得られた知見から考察し、少子高齢化問題の解決に向けた政策的なインプリケーションを述べる。

2. 先行研究

2-1. 就業と出産の関連性

女性の就業継続と出産の関連性については、女性の社会進出を背景に盛んに研究が行われている。2000年代の実証研究では、女性の出産と就業継続にはトレードオフの関係があり、両立が困難であることが示唆されている(駿河・張 2003)。厚生労働省が発表した2000～2004年のデータでは、出産1年前に就業していた女性のうち59%以上の女性が出産半年後には就業を辞めていたという⁵。したがって、出産か仕事かのどちらかしか選べない二者択一の状況を改善すべく、出産・教育の機会費用を低減させ、両立を支援する施策の導入が必要とされている(駿河・張 2003)。しかし、近年では25～29歳の女性について、女性の就業率が出生率にプラスの影響を与えるという実証結果も報告されている(牧田ほか 2024)。このように、かつて出産は女性の就業継続を阻害する要因とされていたが、近年の実証研究では、女性の社会進出が、出生率向上の阻害要因にはならない可能性も示唆されている。

2-2. 女性の勤務先のWLB施策と出生行動の関連性に関する実証研究

WLB施策に関する実証研究では、育児休業制度に関するものが多く見られる。そこでは、育児休業制度が出産行動に一定の影響があることが確認されている(戸田 2012)。しかし、その影響は限定的であるとの指摘もある。具体的には、非正規雇用の場合(佐藤 2014)、親族からの援助や保育所など子育て支援体制がある場合(今田・池田 2006)、労働時間が短い場合(坂爪・川口 2007)には、育児休業制度の影響が小さいとされている。その意味では、育児休業制度以外の勤務制度の効果についても興味を持たれるところである。

この点、休暇制度などの時間関連制度については、女性の出生行動に対して有効な影響は確認されていない(戸田 2012)。一方で、短時間勤務制度を導入することで、母親の就業促

⁵ https://wwwa.cao.go.jp/wlb/government/top/hyouka/k_45/pdf/s1.pdf (2024年11月15日)。

進に影響を与えるという知見もある（平河 2019）。

2-3. 海外の柔軟な勤務制度（WFA）と出生行動の関連性に関する実証研究

海外、特に欧米諸国を中心に柔軟な勤務制度の導入が進んでいる。これらの施策は「Work - Family Arrangements (WFA)」と呼ばれ、仕事と家庭の両立を支援するために広く普及している。フランスでは、育児休業制度を取得後の復職を前提として整備したことで2016年には他国を大きく上回る合計特殊出生率1.93を記録したとされている（水野 2018）。

このように国内外でWLB施策と出生率との関連については研究が行われているが、その多くは育児休業制度に関するものである。しかし、近年では、育児休業制度以外のWLB施策の整備も進んでいることに加えて、女性だけではなく男性のWLB施策利用の必要性も議論されており、そのような多様なWLB施策の効果について、さらなる実証研究が求められるところである。

以上を踏まえて、本稿では「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」の個票データを用いて、育児休業制度以外の柔軟な勤務制度の導入の有無が出産行動に与える効果を、妻・夫それぞれの勤務先に区別して分析することを試みる。

3. 理論仮説

WLB制度の導入により、柔軟な働き方が実現することで出生確率が向上することが理論的に想定される。

まず、女性の出生行動を阻害する主な要因として、仕事と育児の両立の難しさが挙げられる。駿河・張（2003）によれば、出産と女性の就業継続は同時決定的な関係にあり、両立の難しさが障壁になっているとされていた。

しかし、近年では働き方改革やコロナ禍を契機として、勤務場所や勤務時間に柔軟なWLB制度が各企業で普及している。具体的な施策としては、テレワーク制度、短時間勤務制度、半日・時間単位の有給休暇制度、再雇用制度などが挙げられる。総務省の発表によると、全国のテレワークの導入率は、2017年の13.9%から2022年には51.7%まで上昇した⁶。また、東京都の産業労働局の調査によると、都内の事業所において短時間勤務制度の導入率は2018年の72.9%から2023年には78.6%へ、半日や時間単位の有給休暇制度の導入率は2018年の72.0%から2023年には84.6%に増加した⁷。このような柔軟な勤務制度を通じ

⁶ <https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/r05/html/nd24b220.html> (2024年12月10日)。

⁷ <https://www.sangyo-rodo.metro.tokyo.lg.jp/data/koyou/danjo> (2024年12月10日)。

て、出産や子育てに伴う機会費用や経済的負担を低減させることが期待され、各家庭で柔軟かつ自律的に就業と出産・子育てをできる環境が整備されつつあると考えられる。よって、以下の理論仮説を導出する。

仮説 1 妻の勤務先が WLB 施策を設置しているほど、妻の出産確率が上昇する。

加えて、現代では夫妻での共働きが一般化しており、2000 年には全世帯の 52%を占めていた共働き世帯が、2022 年には 70%にまで上昇している⁸。また、出産と女性の就業が同時決定の関係ではなくなりつつあり（牧田ほか 2024）、夫の家事・育児への参画時間は 2001 年から 2016 年にかけて微増していることが示されている⁹。このような変化から、出産行動には、妻だけでなく、夫の働き方も影響を与えていると考えられる。特に、夫が家事・育児に積極的に参画することで、妻の就業にプラスの影響を与えることが分かっている（鶴・久米 2018）。そのため、妻の仕事と子育ての両立に伴う機会費用を低減させるためには、夫の育児・家事参加が重要となる。

しかし、OECD（経済協力開発機構）の調査によれば、日本人男性の平均有償労働時間 452 分は OECD 平均の 317 分を大きく上回っており、長時間の労働が家事・育児に割く時間を確保しづらい現状を生んでいる¹⁰。したがって、妻の仕事と家庭の両立に貢献するためには、配偶者である夫の WLB 施策を通じて勤務時間・場所に柔軟性を持たせることが重要であり、これが出産行動に与える効果を考察する必要がある。以上のメカニズムを踏まえて、以下の仮説を立てる。

仮説 2 夫の勤務先が WLB 施策を設置しているほど、妻の出産確率が上昇する。

これらの仮説を通じて、これまでの実証研究で十分な検証が得られなかった夫婦別の勤務先の制度の効果を包括的に分析することを目的とする。少子化問題としての WLB 施策の有効性を検証し、柔軟な働き方の重要性を示唆することを目指す。

4. データと方法

4-1. データ

⁸ <https://www.mhlw.go.jp/stf/wp/hakusyo/kousei/22/backdata/02-01-01-03.html> (2024 年 12 月 10 日)。

⁹ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r02/zentai/html/zuhyo/zuhyo01-00-02.html (2024 年 12 月 10 日)。

¹⁰ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r02/zentai/html/column/clm_01.html (2024 年 12 月 10 日)。

上記の理論仮説を検証するために、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データを用いた¹¹。この調査は2004年に開始した「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」と2009年に開始した「日本家計パネル調査 (JHPS)」を2014年に統合したものである。本稿では、2009年から2022年までの計14回の調査データを結合してパネルデータ化を行った。分析対象となるサンプルは有配偶者の20歳以上45歳以下の女性の個票データである。

まず、本稿の分析に使用する従属変数は、出産ダミーである。過去1年間の回答者の世帯変動についての質問の中で、回答者の子供が生まれた場合を1、生まれていない場合を0としてダミー変数を作成した。

理論的に関心のある独立変数として、勤務先におけるWLB制度の導入の有無をダミー変数として測定した。具体的には、短時間勤務制度、在宅勤務制度、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度、異動の社内公募制度、育児や介護等で退職した者の再雇用制度、非正社員から正社員への転換制度の7つを対象とした。「あなたの会社に当該制度があるか」との質問に対し、「ある」もしくは「利用経験あり」と回答した場合を1、「ない」もしくは「わからない」と回答した場合を0としてダミー変数化した。なお、これらの変数を夫と妻それぞれの勤務先について作成した。出生行動に対する意思決定は約1年前には行われると考えられるため、独立変数にはすべて1年前のデータを採用した。

統制変数は、先行研究にならい住宅ローン借入れダミー、妻の正規雇用ダミー、妻の年齢、妻の年齢の2乗項、既存子ども数(1年前)、妻の勤務先の従業員規模を投入した。

表1は変数説明、表2は記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、柔軟な勤務制度の導入の有無と出生行動の関連性をパネルデータ分析によって推定する。本稿では、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」から収集した14年分のパネルデータを用いるため、個人や年度の影響を統制する必要がある。そこで今回はこの点を考慮して、個人と年度の二方向固定効果線形回帰モデルを用いて分析する。

5. 分析結果

柔軟な勤務制度の導入が出生行動に与える効果を、固定効果線形回帰モデルを用いて析した結果を述べる。

¹¹ 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
出産	直近1年間で子どもが生まれた=1、生まれていない=0のダミー変数。	「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」 2009～2022年
妻_短時間勤務制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に短時間勤務制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_在宅勤務制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に在宅勤務制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_半日・時間単位の休暇制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に半日・時間単位の休暇制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_長期リフレッシュ休暇制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に長期リフレッシュ休暇制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_異動の社内公募制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に異動の社内公募制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_育児や介護等で退職した後の再雇用制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に育児や介護等で退職した後の再雇用制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_非正社員から正社員への転換制度 (1年前)	妻の勤務先において、1年前に非正社員から正社員への転換制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_短時間勤務制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に短時間勤務制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_在宅勤務制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に在宅勤務制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_半日・時間単位の休暇制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に半日・時間単位の休暇制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_長期リフレッシュ休暇制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に長期リフレッシュ休暇制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_異動の社内公募制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に異動の社内公募制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_育児や介護等で退職した後の再雇用制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に育児や介護等で退職した後の再雇用制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
夫_非正社員から正社員への転換制度 (1年前)	夫の勤務先において、1年前に非正社員から正社員への転換制度が設置されていた=1、設置されていなかった=0のダミー変数。	
妻_正規雇用	妻が正規雇用=1、その他=0のダミー変数。	
妻_年齢	妻の年齢。	
妻_年齢 (2乗項)	妻の年齢を二乗したもの。	
妻_従業員規模	妻の勤務先の従業員規模が1～4人=1、5～29人=2、30～99人=3、100～499人=4、500人以上=5、官公庁=6の変数。	
既存子ども数 (1年前)	世帯の1年前の子どもの数。	
住宅ローン借入	世帯で住宅ローン借入がある=1、借入がない=0のダミー変数。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
出産	4990	0.0513	0.2206	0	1
妻_短時間勤務制度(1年前)	4167	0.2817	0.4499	0	1
妻_在宅勤務制度(1年前)	4167	0.0427	0.2022	0	1
妻_半日・時間単位の休暇制度(1年前)	4167	0.3420	0.4744	0	1
妻_長期リフレッシュ休暇制度(1年前)	4167	0.1401	0.3472	0	1
妻_異動の社内公募制度(1年前)	4167	0.1317	0.3383	0	1
妻_育児や介護等で退職した後の再雇用制度(1年前)	4167	0.2049	0.4037	0	1
妻_非正社員から正社員への転換制度(1年前)	4167	0.3168	0.4653	0	1
夫_短時間勤務制度(1年前)	4167	0.1829	0.3866	0	1
夫_在宅勤務制度(1年前)	4167	0.0362	0.1869	0	1
夫_半日・時間単位の休暇制度(1年前)	4167	0.3240	0.4680	0	1
夫_長期リフレッシュ休暇制度(1年前)	4167	0.1596	0.3663	0	1
夫_異動の社内公募制度(1年前)	4167	0.1555	0.3624	0	1
夫_育児や介護等で退職した後の再雇用制度(1年前)	4167	0.1476	0.3547	0	1
夫_非正社員から正社員への転換制度(1年前)	4167	0.2625	0.4401	0	1
妻_正規雇用	4990	0.8487	0.3584	0	1
妻_年齢	4990	36.1002	6.3407	20	45
妻_年齢(2乗項)	4990	1343.4212	440.1130	400	2025
妻_従業員規模	4990	4.6529	2.4439	1	9
既存子ども数(1年前)	4167	1.1413	1.1088	0	7
住宅ローン借入	4990	0.4008	0.4901	0	1

表 3 は、2009 年から 2022 年までの 14 年分のパネルデータを基に、夫と妻の勤務先に制度が導入されている場合、妻の出産行動へどのような変化を与えるかを定量的に検証した結果である。Model 1 では妻の勤務先の WLB 施策、Model 2 では夫の勤務先の WLB 施策、Model 3 では夫妻の勤務先の WLB 施策を変数として投入し、それらの効果を検証している。

まず、Model 1 では、妻の勤務先における WLB 施策に注目する。分析結果からは、妻の勤務先に短時間勤務制度が導入されていると出生確率が正に、長期リフレッシュ休暇制度が導入されていると出生確率に負に有意に変化することが明らかになった。よって、仮説 1 は部分的に支持されたと言える。

統制変数については、正規雇用が 5%水準で有意に負の影響を与えていることから、正規雇用以外で働く女性は、出産行動に対して困難を抱えている可能性が示唆される。また、既存の子どもの数や妻の年齢の二乗項が 1%水準で負の影響を与えることから、年齢が高くなりすぎるほど、またすでに子どもが多いほど出産しにくくなることが分かる。

次に、Model 2 の夫の勤務先における WLB 施策に注目する。分析結果からは、夫の勤務先に短時間勤務制度、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度が導入されている場合、妻本人の行動に正の影響を与えていることが確認された。よって、仮説 2 に整合的な結果が得られた。特に、出産後に就業や育児を両立するためには、男性が柔軟な勤務制度を活用できることが重要であることが示唆される。長期リフレッシュ休暇制度について

表3 夫婦別の勤務先におけるWLB施策の効果

	従属変数 出産		
	Model 1	Model 2	Model 3
妻_短時間勤務制度 (1年前)	0.0260 *		0.0227 †
	(0.0126)		(0.0123)
妻_在宅勤務制度 (1年前)	0.0139		0.0140
	(0.0176)		(0.0173)
妻_半日・時間単位の休暇制度 (1年前)	-0.0162		-0.0189 †
	(0.0111)		(0.0107)
妻_長期リフレッシュ休暇制度 (1年前)	-0.0352 *		-0.0345 *
	(0.0163)		(0.0161)
妻_異動の社内公募制度 (1年前)	-0.0041		-0.0046
	(0.0135)		(0.0134)
妻_育児や介護等で退職した後の再雇用制度 (1年前)	0.0011		-0.0010
	(0.0127)		(0.0125)
妻_非正社員から正社員への転換制度 (1年前)	-0.0060		-0.0030
	(0.0110)		(0.0108)
夫_短時間勤務制度 (1年前)		0.0333 †	0.0319 †
		(0.0173)	(0.0172)
夫_在宅勤務制度 (1年前)		-0.0108	-0.0107
		(0.0305)	(0.0307)
夫_半日・時間単位の休暇制度 (1年前)		0.0631 ***	0.0629 ***
		(0.0157)	(0.0156)
夫_長期リフレッシュ休暇制度 (1年前)		0.0396 *	0.0419 *
		(0.0187)	(0.0187)
夫_異動の社内公募制度 (1年前)		-0.0004	0.0002
		(0.0170)	(0.0167)
夫_育児や介護等で退職した後の再雇用制度 (1年前)		-0.0048	-0.0055
		(0.0148)	(0.0146)
夫_非正社員から正社員への転換制度 (1年前)		0.0095	0.0092
		(0.0143)	(0.0143)
妻_正規雇用	-0.0386 *	-0.0370 *	-0.0365 *
	(0.0162)	(0.0157)	(0.0159)
妻_年齢	0.2361 ***	0.2136 ***	0.2129 ***
	(0.0312)	(0.0297)	(0.0300)
妻_年齢 (2乗項)	-0.0009 ***	-0.0008 ***	-0.0009 ***
	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)
妻_従業員規模	0.0201 ***	0.0196 ***	0.0194 ***
	(0.0030)	(0.0029)	(0.0029)
既存子ども数 (1年前)	-0.1712 ***	-0.1776 ***	-0.1789 ***
	(0.0186)	(0.0187)	(0.0189)
住宅ローン借入	0.0293 †	0.0217	0.0204
	(0.0165)	(0.0160)	(0.0162)
時間効果	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.2661	0.2769	0.2795
N	4167	4167	4167

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

(2) ()内は個人ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

は、数週間から数ヶ月にわたる休暇を取得することで仕事に割く時間を減らし、家事・育児に参画できるため、家庭内の負担軽減に寄与する可能性があるのではないかと。最後に、Model 3では、夫婦それぞれの勤務先におけるWLB施策の効果を同時に推定する。ここで注目すべきは、妻・夫ともに有意に正の影響が確認された短時間勤務制度の効果の違いである。両者の係数を比較すると、同じ短時間勤務制度が導入された場合でも、妻の勤務先よりも夫の勤務先に導入された方が、出生行動に対する効果が相対的に大きいことが示唆される。これらの結果から、出生の意思決定における要因として、夫の勤務時間に柔軟性を持たせることによって、家事や育児への参加がしやすい勤務環境の存在が寄与していると考えられる。つまり、妻の勤務先だけでなく、夫の勤務先における柔軟な勤務制度が、出産行動に対して大きな影響を与えているのである。

これまでの実証研究では、出産に直接的な影響を受ける女性に焦点を当てたものが多く見られた。しかし、本稿を通じて、夫の勤務先に導入されたWLB制度の方が出産行動に与える影響が大きいことが明らかになった。今後のWLB施策の運用においては、妻だけでなく夫の柔軟な勤務制度の利用をさらに促進することが重要であると考えられる。したがって、同じWLB制度であっても、性別やキャリア意識に応じた制度の運用方針を検討する必要があるだろう。

6. 結論

本稿では、過去14年間のパネルデータを基に分析を行い、勤務場所や勤務時間の柔軟化を目的としたWLB施策の導入が、出生行動に正の影響を与えることを明らかにした。実証結果から、第一に柔軟な勤務制度の中でも、妻の勤務先に短時間勤務制度がある場合、夫の勤務先に短時間勤務制度、半日・時間単位休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度が設置されている場合、妻の出生確率が上昇することが分かった。第二に、同じ勤務制度を導入されている場合でも、妻の勤務先よりも夫の勤務先に導入されている方が、出産行動に与える正の影響が大きい可能性が示唆された。特に、短時間勤務制度を導入する場合には、妻よりも夫の勤務先において、その有効性が高い。このように、夫が家事に参加しやすい職場環境を整備することが家庭における出生行動を促進する要因になっていることは興味深い。これは、夫の育児分担が追加出生意欲にポジティブな影響を与えるという水落(2010)の主張を裏付けるものである。高度経済成長を背景に強まった性別役割分業意識が、女性の社会進出や働き方改革などの時代の変化を経て、次第に緩和されていることの現れとも言える。

上記の知見に基づくと、日本企業のWLB施策について次のような示唆が得られるだろう。第一に、WLB施策の導入は、妻の出産確率の向上に一定程度効果を与えるものであった。そのため、柔軟な働き方を可能とするWLB施策の導入を企業で促進あるいは義務付けることが、少子化対策として有効であると言える。このことから、少子高齢化を食い止める

ためには柔軟な働き方を目的とした WLB 施策の導入を促進、義務付けることが効果的なのではないだろうか。第二に、配偶者である夫の勤務先に WLB 施策が導入されていることの効果が、本人である妻の勤務先に WLB 施策が導入されている効果よりも相対的に大きいという知見は、政策的に重要である。日本では、男性の育児休業制度の利用率が 2023 年時点で 30.1%と欧米諸国と比較して低く¹²、男性の WLB 制度の利用には様々な障壁が存在することが示唆される。そのため、特に男性の WLB 施策の利用促進のための方策を講じることが必要である。例えば、企業が WLB 施策を利用する男性社員に対して給与補助を支給するなど、利用に対するハードルを下げるための対応策を講じることが有効であると言える。

本稿の課題として、第一に WLB 施策の効果の業種や家族構成による異質性を分析することができなかったことが挙げられる。就業形態や同居家族の違いによって、WLB 施策の効果がどのように変わりうるのかは今後の検討課題である。第二に、新たな働き方の効果もさらに検証する必要がある。コロナ禍を機に時差出勤制度、フレックスタイム制度をはじめとする新たな WLB 制度が普及している。さらなる働き方の多様化を図るために、長期的な効果を見ながら今回分析対象とできなかった他の勤務制度に対しても効果検証を行うことで、より包括的な少子化対策の実現が可能になるだろう。

7. 参考文献

- 今田幸子・池田心豪. 2006. 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』 48(8): 34-44.
- 坂爪聡子・川口章. 2007. 「育児休業制度が出生率に与える効果」『人口学研究』 40: 1-15.
- 佐藤一磨. 2014. 「育児休業制度が結婚に及ぼす影響」『季刊・社会保障研究』 50: 125-136.
- 駿河輝和・張建華. 2003. 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『家計経済研究』 59: 59-63.
- 鶴光太郎・久米功一. 2018. 「夫の家事・育児参加と妻の就業決定—夫の働き方と役割分業意識を考慮した実証分析」『経済分析』 198: 50-71.
- 戸田淳仁. 2012. 「両立支援策の普及実態と両立支援策が出生行動に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所ディスカッションペーパーシリーズ. No.2011-Jo6.
- 平河茉璃絵. 2019. 「短時間勤務制度が母親の就業に与える影響」『年金研究』 12: 29-53.
- 牧田修治・豊田哲也・奥嶋政嗣・水ノ上智邦. 2024. 「コーホート出生率決定要因の再検討—都道府県パネルデータによる実証分析」『社会保障研究』 8(4): 505-523.
- 水落正明. 2010. 「夫の育児と追加出生に関する国際比較分析」『人口学研究』 46: 2-13.
- 水野圭子. 2018. 「フランスにおける父親の育児休業制度—なぜ、高い就業率と特殊合計出生率が両立したのか」『Business labor trend = ビジネス・レーバー・トレンド』労働政策

¹² <https://www.jili.or.jp/lifeplan/lifeevent/799.html> (2024 年 12 月 10 日)。

研究・研修機構. 34-39.

第17章

企業のWLB制度が女性の就業継続に与える影響

—日本家計パネル調査に基づく実証分析—

小栗 実紗

要約

男女の就業率の差は日本に特徴的な課題であり、その解決策の一つとして WLB 制度の導入が指摘されている。しかし、既存研究では WLB 制度が女性社員比率に対して正の相関があることが明らかになっている一方、企業データの性質上の限界によりその中間的なメカニズムが明らかになっていない。本稿では、2010 年度から 2022 年度まで全 13 回の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」から、WLB 制度の実施状況と、女性の前年度からの就業継続状況の変化を対照させたパネルデータを構築し、離散時間ロジットモデルによる競合リスクモデルを用いて、WLB 制度が女性就業者の離職にどのような影響を与えるかを検証した。分析結果として、まず WLB 制度全体の充実と一日単位未満での休暇取得制度が女性の転職を有意に防ぐことが分かった。次に、在宅勤務制度と正社員への転換制度は離職を有意に防ぐことが分かった。転職と離職とに対してでは効果のある WLB 制度が異なるため、企業は目的や必要性に応じて WLB 制度を使い分けることが、女性の就業継続のために重要であると考えられる。

1. はじめに

男女の就業率の差は日本の特徴的な課題である。1985 年に男女雇用機会均等法が制定されて以来、女性の就業参加の拡大は日本の重要政策の一つであり続けた。2015 年には女性活躍推進法が制定され、女性の働き方改革が進められているものの、2020 年現在、日本の女性の就業率は OECD38 カ国中 13 位の 70.6%に留まっている¹。

女性活躍が進んでいる国々では、WLB (ワーク・ライフ・バランス) 制度が女性就業率を向上させており、同制度は女性に限らず従業員全体の働きやすさにもつながっていることが指摘されている。例えばオランダでは、パートタイム雇用により、柔軟な働き方が実現さ

¹ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r04/zentai/html/zuhyo/zuhyo02-02.html (2024 年 10 月 29 日)。

れたことで、女性就業率が 1985 年の 40.9%から 2023 年には 81.9% (15 歳から 64 歳)² へと上昇した。パートタイム雇用が進んだことで、女性就業率が上がっただけでなく、労働形態、労働時間、労働場所を自由度高く選択できるようになり、1 人当たりの労働時間が短くなった (権丈 2010; 権丈 2011; 善積 2019)。オランダでパートタイム雇用が進んだ背景として、パートタイム雇用とフルタイム労働の待遇均等化がある。具体的には、1996 年に労働時間による差別が禁止されたことによって、パートタイム労働とフルタイム労働の待遇に差がなくなり、仕事と生活を天秤にかける必要がなくなった (権丈 2010; 善積 2019)。加えて、労働時間の変更に関して理由は問われないため、単身者や子育てを終えた者も柔軟に働き方を変更することができ、オランダでは生涯においてワーク・ライフ・バランスが取りやすい社会が形成されている³。

このような海外の動向を受け、日本でも WLB 制度の導入が進んだが、男女の就業率の格差を埋めきるには至っていない。2007 年に厚生労働省による「ワーク・ライフ・バランス憲章」の策定によって仕事と生活の調和に関して大まかな指針が示され、「仕事と生活の調和推進のための行動指針」で具体的な取り組みや施策が示された。その行動指針の中で多様な働き方についても触れられている。具体的には、「育児・介護休業、短時間勤務、短時間正社員制度、テレワーク、在宅就業など個人の置かれた状況に応じた柔軟な働き方を支える制度の整備、それらを利用しやすい職場風土づくりを進める」、「女性や高齢者等が再就職や継続就業できる機会を提供する」⁴ことが明記された。その後 2010 年代以降に働き方改革や新型コロナ感染症の影響により WLB 制度を導入する企業が増え、2022 年時点ではテレワーク導入率は 51.7%、2021 年時点で短時間勤務制度の導入率は 68.9%まで上昇した⁵。しかし、2021 年時点の男性就業率は 83.9%に対し、女性就業率は 71.3%⁶に留まっており、男女の就業率の格差は、WLB 施策によって完全に解消されたとは言えない。

現在までの WLB 制度に関する効果検証の多くは企業データを用いているため、企業ごとの女性社員割合や女性管理職割合に対してのみ WLB 制度の効果を測ってきた (阿部ほか 2017; 齋藤 2017; 高村 2016; 山本 2014)。そのため、WLB 制度が個人の就業状態に対してどのような影響を与えているのかという点においては疑問が残る。具体的には、WLB 制度の存在が、女性の企業における就業継続を促進するのかという問題を、単に WLB 制度が

² OECD Employment Database, [https://data-explorer.oecd.org/vis?df\[ds\]=DisseminateFinalDMZ&df\[id\]=DSD_LFS%40DF_LFS_INDIC&df\[ag\]=OECD.ELS.SAE&dq=NLD...F.&pd=%2C&to\[TIME_PERIOD\]=false&vw=tb](https://data-explorer.oecd.org/vis?df[ds]=DisseminateFinalDMZ&df[id]=DSD_LFS%40DF_LFS_INDIC&df[ag]=OECD.ELS.SAE&dq=NLD...F.&pd=%2C&to[TIME_PERIOD]=false&vw=tb) (2024 年 11 月 5 日)。

³ 権丈 (2011) は 1 人当たりの労働時間が短く、幼児をもつ母親も含めて、男女ともに就業率が高い社会を「参加型」の社会と呼んでいる。一方、日本のように限られた人が長時間働くモデルを「分業型」と呼んでいる。

⁴ https://www.cao.go.jp/wlb/government/20barrier_html/20html/indicator.html (2024 年 11 月 4 日)。

⁵ <https://www.rodco.jp/series/136962/> (2024 年 10 月 29 日)。

⁶ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r04/zentai/html/zuhyo/zuhyo02-02.html (2024 年 11 月 4 日)。

充実した企業に女性が就業しやすいという自己選択を考慮に入れた上で検証する必要がある。

以上を踏まえて本稿では、WLB 制度が女性の就業継続に与える影響を検証する。具体的には、2010 年から 2022 年の全 13 回分の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、WLB 制度の実施状況と、女性の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上で、WLB 制度が転職と離職それぞれにどのような影響を与えているのかを分析する。分析結果からは、WLB 制度の存在が女性の離転職確率を低下させて、その企業における就業継続を促すことが明らかになった。しかし、転職と離職とに対してでは効果のある WLB 制度が異なるため、企業は目的や必要性に応じて WLB 制度を使い分けることが、女性の就業継続のために重要であると考えられる。

続く第 2 節では、女性の就業継続に影響を与える要因についての先行研究を取り上げた後、WLB 制度と女性社員比率の関係について整理する。第 3 節では WLB 制度と女性の離転職に関して本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では仮説を検証するために必要なデータと分析方法について述べ、第 5 節では分析結果について説明する。第 6 節では、本稿のまとめとして、女性の離転職を防ぐための WLB 制度について提言を述べていく。

2. 先行研究

2-1. 女性の就業継続の諸要因

女性の就業継続に影響を与える要因は何か。まず、仕事に対する満足度と女性の就業継続には正の相関があることが認められている。Clark et al. (2012) はパネルデータを用いて同一個人の離転職に対して賃金を与える効果を検証し、個人が次の年に離職する確率に関しては、仕事への満足度が最も大きな要因となることを示した。3 年分の日本家計パネル調査を使って変量効果プロビット分析を行った田中 (2013) は、個体の異質性を考慮したとしてもなお、仕事満足度が女性の就業継続を促すことを明らかにした。なお、藤本 (2009) は、女性に限らず、仕事の負荷が低く裁量が大きい仕事であるほど、仕事に対する満足度が高いことを指摘している。馬 (2010) はその仕事満足度に関して、女性に限らず絶対所得および相対所得の両方に依存することを示した。

賃金が就業継続に与える影響に関しては見解が分かれている。家計経済研究所による 6 年分の消費生活に関するパネル調査を使って離散時間ロジット分析を行い、女性の出産離職要因を検証した坂本 (2012) は、出産離職に関しては就労所得が出産離職を防ぐ傾向があるとした上で、就業と収入の均等な機会を女性に提供することで、離職を減らす効果が期待できることを示唆している。Kato and Kodama (2013) は企業データを用いて出産とキャリアの関係を実証した結果、出産は将来的に収入を 20%から 30%減らすという影響があるが、

育休からは早く復帰し、労働時間を短くせず働き続けることでそのペナルティを回避できることを明らかにした。

他にも、坂本ほか (2016) によって、夫の所得が高いほど、妻の就業継続率が低いことが明らかになっていたり、大津 (2013) によって、要介護 4・要介護 5 の要介護者が同居していると、就業している有配偶女性の翌年度の離職率は有意に高くなることが明らかになっていたりするため、家庭環境が女性の就業継続に影響を与えることも指摘できる。

2-2. WLB制度と女性社員比率

企業の WLB 制度が企業の女性社員比率に対して概ね正の効果を与えることが先行研究で明らかになっている。例えば、山本 (2014) が企業データを用いて職場環境と女性活用の関係を検証した結果、法律を上回る育児休業制度・介護休業制度、短時間勤務制度などの、長時間労働是正の取り組みが女性社員比率を高めることが分かった。また、阿部ほか (2017) が企業データを用いて WLB 制度と女性社員比率を検証した結果、事業所内託児施設、転勤免除、再雇用制度などの支援が女性社員比率と正の相関があることが分かった。出産と就業継続の関係について消費生活に関するパネル調査を用いて検証した駿河・張 (2003) は、育児休業制度が就業継続を促進することを示し、出産・育児の機会費用の低下が就業継続を促すことを示唆している。女性人材や外国人材の活躍の促進要因と阻害要因を、CSR 企業総覧を用いて検証した高村 (2016) も、WLB 制度が女性比率に対して概ね正の効果を与えることを示している。具体的にはフレックス制度・在宅勤務制度・半日休暇制度・育児休業取得率が促進要因、残業時間の長さ・有給取得率の低さが阻害要因であると指摘している。

しかし、その効果は女性社員の年代によって異なるという指摘もある。齋藤 (2017) は企業データを使用し、電器産業に属する企業において WLB 制度の効果を検証した。具体的には、WLB 制度や管理職女性比率、年代別女性社員比率などをまとめたパネルデータを構築し、固定効果モデルを使用した重回帰分析を行うことで、WLB 制度が女性活用に与える影響を検証した。その結果、柔軟な働き方は女性の管理職比率を高めること、キャリアアップ支援策は 40 代から 50 代の女性比率を高めること、短時間勤務は 30 代の女性比率を高めることが分かった。同じ女性であっても、子育て世代や中堅層など、年代によって必要とされる施策が異なるため、世代間で効果にばらつきがあることが分かる。

3. 理論仮説

先行研究では多くの場合、企業データを用いて WLB 制度と女性社員比率や女性管理職比率の関係を中心的に明らかにしてきた。仕事の満足度や家庭環境が女性の就業継続に影響を与え (大津 2013; 坂本ほか 2016; 田中 2013; Clark et al. 2012)、企業の WLB 制度は

年代と施策内容によってその効果は異なるものの概ね女性社員比率や女性管理職比率に効果を与えている（阿部ほか 2017; 齋藤 2017; 高村 2016; 山本 2014）ことが分かっている。

しかし、WLB 制度がどのようなメカニズムで女性の社員比率を高めているのかは判然としない。とりわけ、企業が WLB 施策を行うことで、入社した女性とその企業で働き続けるからこそ女性社員比率が高まるのか、企業が WLB 施策を行うことで、働き続けたい女性とその企業に転職してくることで女性社員比率が高まるのかは実証上分離されていない。女性社員の流出を防ぎたい企業にとって、WLB 制度と女性の就業継続の関係を明らかにすることは、効率的な WLB 施策導入につながり、日本全体の女性の就業継続に寄与できるだろう。本稿では企業データではなく個人データを用いることで、WLB 制度と転職・離職の関係を明らかにすることを目的とする。

WLB 制度が女性の就業継続につながるメカニズムとして、変化するライフステージへの対応が考えられる。長時間労働を前提とした日本的雇用慣行⁷において、家庭的な役割を担うことの多い女性は、結婚、出産、育児、介護などのライフステージの変化が生じた場合、長時間労働を継続することが難しくなる。そのため、そのような変化に際して、女性は離職、または働きやすい企業への転職を選びやすい。したがって、短時間勤務制度などの長時間労働を是正する WLB 制度は、ライフステージの変化が生じた女性全体に対して、家庭での役割との両立を可能にすることで就業継続を促す効果があると考えられる。また、在宅勤務制度や半日・時間単位での休暇制度などの柔軟な働き方を可能にする WLB 制度は、特に出産や育児、介護と就業の両立をしやすくすることで、就業継続を促す効果があると考えられる。よって、以下の 2 つの仮説が導出できる。

仮説 1 WLB 制度がある企業に勤めている女性ほど、転職する確率が低い。

仮説 2 WLB 制度がある企業に勤めている女性ほど、離職する確率が低い。

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、2010 年から 2022 年まで全 13 回の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、WLB 制度の実施状況と前年度からの就業継続状況を集約

⁷ 山極 (2021) は女性活躍の阻害要因の 1 つとして、高度経済成長期に形成された長時間労働などの日本的雇用慣行を指摘している。

したパネルデータを構築し、そこから女性就業者のデータを抽出した⁸。

まず、本稿で用いる従属変数は、前年度からの就業継続状況のダミー変数である。仮説1を検証する際は、転職を1、就業継続を0とした転職ダミーを作成した上で、離職を打ち切りとみなし0を割り当て、そこで勤続年数のカウントをリセットする操作を行う。仮説2を検証する際は、同様に、離職を1、就業継続を0とした離職ダミーを作成した上で、転職を打ち切りとみなし、そこで勤続年数のカウントをリセットする。

独立変数には、7つのWLB制度の有無とWLB制度の有無の合計数を用いる。具体的には、「短時間勤務制度」、「在宅勤務制度」、「半日・時間単位の休暇制度」、「長期リフレッシュ休暇制度」、「異動の社内公募制度」、「育児・介護等で退職した者の再雇用制度」、「非正社

表1 変数説明

変数名	変数説明	出典
前年度からの就業継続状況(転職)	前年度から転職した場合=1、そうでない場合は0のダミー変数。	「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」2010～2022年度
前年度からの就業継続状況(離職)	前年度から離職した場合=1、そうでない場合は0のダミー変数。	
WLB制度合計(1年前)	7つのWLB制度の1年前の有無を合計したもの。	
在宅勤務制度(1年前)	1年前の在宅勤務制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
短時間勤務制度(1年前)	1年前の在宅勤務制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
半日・時間単位の休暇制度(1年前)	1年前の半日・時間単位の休暇制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
長期リフレッシュ休暇(1年前)	1年前の長期リフレッシュ休暇の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
異動の社内公募制度(1年前)	1年前の異動の社内公募制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
育児・介護などで退職した者の再雇用制度(1年前)	1年前の育児・介護などで退職した者の再雇用制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
正社員への転換制度(1年前)	1年前の正社員への転換制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
勤続年数	勤続年数。	
勤続年数(2乗項)	勤続年数を二乗したもの。	
配偶者の有無	配偶者あり=1、配偶者なし=0のダミー変数。	
同居人数	同居している人数。	
最終学歴	最後に通学した学校。	
年齢	各女性の年齢。	
正規雇用ダミー(1年前)	正規雇用=1、その他=0のダミー変数。	
派遣社員ダミー(1年前)	派遣社員=1、その他=0のダミー変数。	

⁸ 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」の個票データを提供していただいた。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
前年度からの就業継続状況（転職）	2820	0.0628	0.2426	0	1
前年度からの就業継続状況（離職）	2820	0.0358	0.1859	0	1
WLB制度合計（1年前）	2820	1.1812	1.3006	0	5
在宅勤務制度（1年前）	2820	0.0528	0.2237	0	1
短時間勤務制度（1年前）	2820	0.4106	0.4920	0	1
半日・時間単位の休暇制度（1年前）	2820	0.4493	0.4975	0	1
長期リフレッシュ休暇（1年前）	2820	0.1599	0.3666	0	1
異動の社内公募制度（1年前）	2820	0.1752	0.3802	0	1
育児・介護などで退職した者の再雇用制度（1年前）	2820	0.2950	0.4561	0	1
正社員への転換制度（1年前）	2820	0.4372	0.4961	0	1
勤続年数	2820	14.8504	9.2110	3	54
勤続年数（2乗項）	2820	305.3454	402.0561	9	2916
配偶者の有無	2820	1.3443	0.4752	1	2
同居人数	2820	3.3394	5.2745	1	9
最終学歴	2820	3.0504	1.3512	1	6
年齢	2820	50.6135	12.5544	23	81
正規雇用ダミー（1年前）	2820	0.6440	0.4789	0	1
派遣社員ダミー（1年前）	2820	0.2287	0.4201	0	1

員から正社員への転換制度」について、「ない」と回答した場合は0、「ある」、「利用経験あり」と回答した場合は1とした。また、WLB制度全体の充実度と前年度からの就業継続状況の関係を検証するために、すべての制度を合計した「WLB制度合計」という変数も作成した。加えて、離職した場合はその年のWLB制度の有無に関しては無回答となり、また転職した場合はその年のWLB制度の有無は転職後の会社の制度に対しての回答になるため、WLB制度に関する変数は、すべて1年前のラグを取った変数を作成した。

勤続年数が就業継続状況に与えるハザード率を捉えるために、勤続年数とその2乗項を投入した。

統制変数については、個人レベルでの異質性を統制するために、「配偶者の有無」、「同居人数」、「最終学歴」、「年齢」、「正規雇用ダミー」を用いた。

表1は上記の変数についてそれぞれ整理した変数一覧、表2は記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、WLB制度が女性の就業状態に与える影響を分析するために、離散時間ロジットモデルに基づく競合リスクモデルを推定する。離散時間ロジットモデルでは、独立変数として時間の経過とともに変化する変数を使用することが可能である。競合リスクモデルは、三つ以上のカテゴリの離散選択に対するイベントヒストリー分析の手法であり、転職と離職という複数のリスクを同時に分析することができる。イベントヒストリー分析に関しては、Allison (2014) を参照されたい。

5. 分析結果

5-1. WLB制度が転職に与える効果

表3ではWLB制度が転職に与える効果を検証した。Model 1とModel 2が1年前のWLB制度の合計が転職に与える影響を検証したものであり、Model 2では統制変数を追加した。Model 3とModel 4が1年前のそれぞれのWLB制度が転職に与える影響を検証したものであり、Model 4では統制変数を追加した。Model 2を見ると、1年前のWLB制度の合計が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、WLB制度の全体的な充実が女性の転職を防ぐことが分かった。Model 4を見ると、1年前の半日・時間単位の休暇制度が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、個別的には、一日単位未満での休暇取得制度が女性の転職を防ぐことが分かった。よって、仮説1と整合的な結果が得られた。

統制変数については、正規雇用が5%水準で有意に正の影響を与えていることから、正規雇用以外の女性就業者は、労働市場において転職に困難を抱えやすいことが示唆される。また、年齢が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、年齢が高いほど転職しにくいと考えられる。

5-2. WLB制度が離職に与える効果

次に、表4ではWLB制度が転職に与える効果を検証した。Model 1とModel 2が1年前のWLB制度の合計が転職に与える影響を検証したものであり、Model 2では統制変数を追加した。Model 3とModel 4が1年前のそれぞれのWLB制度が転職に与える影響を検証したものであり、Model 4では統制変数を追加した。Model 2では、1年前のWLB制度の合計と統制変数を追加したが、離職に対して有意な効果は得られなかったため、WLB制度の全体的な充実が女性の離職に影響を与えないことが分かった。Model 4を見ると、1年前の在宅勤務制度と1年前の正社員への転換制度が10%水準で有意に負の影響を与えていた。よって、在宅勤務制度と正社員への転換制度が女性の離職を防ぐことが分かり、仮説2と整合的な結果が得られた。

ハザード率に関して、勤続年数の一次項が5%水準で負の影響を与えていて、二次項が5%水準で正の影響を与えていることから、勤続年数が長くなるほど離職する確率が低下するが、一定の勤続年数を超えるとそのような効果が反転することが分かる。

統制変数については、配偶者の有無と学歴が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、配偶者がいるほど、また学歴が高いほど、離職しにくいことが分かった。また、派遣社員が5%水準で負の影響を与えていることから、正社員よりも派遣社員の方が自由度の高

表3 転職に対するWLB制度の効果

	従属変数 前年度からの就業継続状況(転職)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
WLB制度合計(1年前)	-0.1251 *	-0.1431 *		
	(0.0563)	(0.0701)		
在宅勤務制度(1年前)			-0.1615	0.1701
			(0.3392)	(0.3701)
短時間勤務制度(1年前)			0.1364	0.0383
			(0.1475)	(0.1642)
半日・時間単位の休暇制度(1年前)			-0.3846 **	-0.4592 **
			(0.1490)	(0.1678)
長期リフレッシュ休暇(1年前)			-0.315	-0.069
			(0.2142)	(0.2409)
異動の社内公募制度(1年前)			-0.0124	0.1548
			(0.2053)	(0.2193)
育児・介護などで退職した者の再雇用制度(1年前)			-0.0177	-0.1324
			(0.1641)	(0.1832)
正社員への転換制度(1年前)			0.1772	0.1007
			(0.1403)	(0.1551)
勤続年数	-0.0582	0.0134	-0.0788 **	-0.0392
	(0.0341)	(0.0427)	(0.0262)	(0.0313)
勤続年数(2乗項)	-0.0007	-0.0013	0	0
	(0.0010)	(0.0012)	(0.0008)	(0.0009)
配偶者の有無		0.2239		0.1011
		(0.1751)		(0.1552)
同居人数		0.0003		0
		(0.0122)		(0.0137)
最終学歴		0.0849		0.0367
		(0.0592)		(0.0530)
年齢		-0.0368 ***		-0.0227 **
		(0.0083)		(0.0070)
正規雇用ダミー(1年前)		1.447 ***		1.0109 ***
		(0.2364)		(0.1991)
派遣社員ダミー(1年前)		0.0350		-0.2203
		(0.1930)		(0.1782)
McFadden R ²	0.0508	0.0752	0.053	0.0595
N	4351	2899	5104	3510

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

(2) ()内は個人ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

い働き方が可能であるため、むしろ離職という選択肢に対しては就業を継続しやすいことが示唆される。

表 4 離職に対するWLB制度の効果

	従属変数 前年度からの就業継続状況（離職）			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
WLB制度合計（1年前）	-0.0312 (0.0631)	0.0642 (0.0758)		
在宅勤務制度（1年前）			-0.3432 (0.4300)	-1.291 † (0.7302)
短時間勤務制度（1年前）			0.3335 (0.1826)	0.2423 (0.1969)
半日・時間単位の休暇制度（1年前）			-0.1615 † (0.1849)	-0.0947 (-0.2043)
長期リフレッシュ休暇（1年前）			-0.1105 (0.2575)	0.1874 (0.2798)
異動の社内公募制度（1年前）			-0.6606 * (0.2998)	-0.3604 (0.3047)
育児・介護などで退職した者の再雇用制度（1年前）			0.0754 (0.2054)	0.1011 (0.2172)
正社員への転換制度（1年前）			-0.2047 (0.1825)	-0.3251 † (0.1955)
勤続年数	-0.0688 * (0.0274)	-0.0959 ** (0.0353)	-0.0522 * (0.0246)	-0.0718 * (0.0303)
勤続年数（2乗項）	0.0011 (0.0006)	0.0018 * (0.0007)	0.0008 (0.0005)	0.0015 * (0.0007)
配偶者の有無		-0.6051 ** (0.2274)		-0.4466 * (0.2051)
同居人数		0.0109 (0.0128)		0.0113 (0.0126)
最終学歴		-0.252 ** (0.0848)		-0.2331 ** (0.0778)
年齢		0.0088 (0.0094)		0.0056 (0.0085)
正規雇用ダミー（1年前）		0.0298 (0.2356)		0.0462 (0.2216)
派遣社員ダミー（1年前）		-3.6793 *** (1.0059)		-3.8938 *** (1.0054)
McFadden R ²	0.0071	0.0813	0.0139	0.0865
N	4351	2899	5104	3510

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

(2) ()内は個人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、企業のWLB制度が女性の就業継続に与える影響を検証した。具体的には、2010年度から2022年度の「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を用いて、WLB制度全

体の充実や各 WLB 制度と、女性の転職・離職の関係を明らかにした。

分析の結果からは、第一に、WLB 制度全体の充実と一日未満単位での休暇取得制度が女性の転職を防ぐこと、第二に、WLB 制度全体の充実は女性の離職に影響を与えず、在宅勤務制度と正社員への転換制度は離職を防ぐことが示唆された。既存研究では、WLB 制度が整っている企業ほど女性社員比率が高いことが明らかにされているが、そのような企業レベルの相関は、WLB 制度の存在による女性社員の就業継続によってもたらされていることが示唆される。加えて、第三に、雇用形態について、非正社員は労働市場で転職行動を取ることが難しい一方で、むしろ派遣社員は柔軟な働き方を実現しやすいために、離職との比較では就業継続の傾向があることが示唆された。

上記の知見から、3つの提言を行うことができる。1つ目は、女性社員の転職を防ぐために、企業は一日未満単位での休暇制度の設置と WLB 制度全体の充実を図るべきだということである。

2つ目は、女性社員の離職を防ぐために、企業は在宅勤務制度と正社員への転換制度を設置すべきだということである。

3つ目は、女性社員の流出を防ぐという目的であっても、転職と離職とに対してでは、効果のある WLB 制度が異なるため、企業は目的や必要性に応じて WLB 制度を使い分けるべきだということである。なぜなら、女性の転職理由としては「労働条件（賃金以外）がよくなかったから」が最も多く⁹、よりよい労働環境を求めて転職が行われており、離職理由としては、個人的理由¹⁰が最も多く¹¹、ライフステージの変化によって離職が行われていることが窺えるためである。したがって、転職を防ぐためには、働き方への全体的な満足感の上昇やどんなライフステージの女性でも利用しやすい制度の充実に注力すべきであり、離職を防ぐためには、働く場所に関する柔軟性向上や正社員への転換などキャリア継続のための制度の設置に注力すべきである。

本稿の課題としては、投入した WLB 制度の少なさがあげられる。例えば、CSR 企業総覧などの企業データを用いた先行研究では、サテライトオフィスの有無や事業所内または提携託児施設の有無、特別休暇の有無などの制度の効果についても検証されている。これらについてはデータの蓄積が求められる。

7. 参考文献

阿部正浩・児玉直美・齋藤隆志. 2017. 「なぜ就業継続率は上がったのか：ワーク・ライフ・

⁹ <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/6-18c-h27-2-02.pdf> (2024年11月17日)。

¹⁰ 「結婚」、「出産・育児」、「介護・看護」及び「その他の個人的理由」の合計。

¹¹ https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/21-2/dl/kekka_gaiyo-05.pdf (2024年11月17日)。

- バランス施策は少子化対策として有効か』『経済研究』 68(4): pp.303-323.
- 大津唯. 2013. 「在宅介護が離職に与える影響についての分析」樋口美雄・赤林英夫・大野由香子・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析 4』慶應義塾大学出版会, pp.139-151.
- 権丈英子. 2010. 「オランダにおけるワーク・ライフ・バランス: オランダのアプローチとは何か」『亜細亜大学経済学紀要』 34(1): pp.31-53.
- 権丈英子. 2011. 「オランダにおけるワーク・ライフ・バランス: 労働時間と就業場所の柔軟性が高い社会」『RIETI Discussion Paper Series』 11-J-030.
- 齋藤隆志. 2017. 「企業の WLB 施策が女性活用に及ぼす影響—電機産業企業のパネルデータによる実証分析—」『明治学院大学産業経済研究所研究所年報』 34: pp.127-136.
- 坂本有芳. 2012. 「出産離職のイベントヒストリ分析—均等施策とワーク・ライフ・バランス施策への示唆」『社会科学研究』 64(1): pp.90-113.
- 坂本和靖・萩原里紗・樋口美雄. 2016. 「女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証: 家計パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析」『三田商学研究』58(6): pp.29-57.
- 駿河輝和・張建華. 2003. 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』 59: pp.56-63.
- 高村静. 2016. 「企業における多様な人材の活用: 女性人材・外国人材に着目して」『RIETI Discussion Paper Series』 16-J-047.
- 田中規子. 2013. 「賃金と仕事満足の変化と離転職: 日本家計パネル調査の結果から」『ジェンダー研究: お茶の水女子大学ジェンダー研究センター年報』 16: pp.19-36.
- 馬欣欣. 2010. 「給与所得およびその変化が雇用者の仕事満足度に与える影響」『慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点 Discussion Paper Series』 DP-2010-006.
- 藤本哲史. 2009. 「従業者の仕事特性とワーク・ライフ・バランス」『日本労働研究雑誌』 583: pp.14-29.
- 山極清子. 2021. 「企業における女性活躍の阻害要因とその解決への道筋」『社会デザイン学会学会誌』 12: pp.12-23.
- 山本勲. 2014. 「企業における職場環境と女性活用の可能性—企業パネルデータを用いた検証」『RIETI Discussion Paper Series』 DP14-J-017.
- 善積京子. 2019. 「オランダにおけるワーク・ファミリー・バランス」『追手門学院大学地域創造学部紀要』 4: pp.101-133.
- Allison, Paul David. 2014. *Event History and Survival Analysis*. SAGE.
- Clark, Andrew, Georgellis, Yannis, and Peter Sanfey. 2012. “Job Satisfaction, Wage Changes, and Quits: Evidence from Germany.” Polachek, S. W. and Konstantinos Tatsiramos. eds. 2012. *35th Anniversary Retrospective*. Emerald, pp.500-525.
- Kato, Takao and Naomi Kodama. 2015. “Work-life Balance Practices, Performance-

Related Pay, and Gender Equality in the Workplace: Evidence from Japan.” *IZA Discussion Paper* 9379.

第18章

働き方改革が障害者雇用に与える影響 —「CSR企業総覧」に基づく実証分析—

外谷 あかね

要約

本稿では、働き方改革が障害者雇用に与える影響について、混合研究法を用いて考察する。欧米の既存研究では、働き方の柔軟化が障害者の雇用機会の創出に影響を与えているという実証研究がある。他方、日本では、働き方の柔軟化との関連については記述的な言及に留まり、障害者雇用の促進・阻害要因に関する実証研究はほとんど存在しない。そこで本稿では、「CSR企業総覧」に基づき、2012年から2021年まで3年ごとの企業別パネルデータを独自に作成し、働き方改革の外生変動を利用して、働き方の柔軟化が障害者雇用に与える影響を検証した。その結果、勤務時間の柔軟化の指標である有給休暇取得率と短時間勤務制度は、障害者雇用にポジティブな影響を与えることが認められた。一方で、勤務場所の柔軟化の指標である在宅勤務制度と障害者雇用率には有意な関係が認められなかった。加えて、日本企業の事例を基に質的分析を実施した結果、勤務時間の柔軟化を促進することによって、障害者の健康に配慮した働き方が可能になり、障害者の雇用機会につながるようになった。したがって、日本で障害者雇用の促進させるためには、フレックスタイム制度や短時間勤務制度といった勤務時間の柔軟化を支援する制度の拡充が重要だと考えられる。

1. はじめに

「超高齢社会」と位置付けられる日本では、生産年齢人口の減少による労働者不足の問題が深刻化している¹。そのため、女性や高齢者、外国人、障害者といった新たな働き手が活躍できる環境を整えることが早急に求められている。

とりわけ障害者雇用に関しては、障害者雇用促進法において、法定割合以上の障害者を雇うことが事業主に義務づけられている²。これらの法定雇用率は近年段階的に引き上げられ

¹ WHO の定義によると、高齢化率（総人口に占める 65 歳以上人口の割合）が 21%を超えた社会のことを「超高齢社会 (super-aged society)」と呼ぶ。内閣府の「令和 6 年版高齢社会白書」によると、令和 5 年 10 月 1 日現在の日本の高齢化率は 29.1%である。

² https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/koyou/shougaihakoyou/03.html (2024 年 10 月 20 日)。

ており、令和4年の法改正では、2024年に法定雇用率が2.5%、2026年には2.7%にまで引き上げられることが決定している³。同時に、政府による助成金が新設されるなど⁴、事業主が障害者を雇用する際の支援が拡充されており、障害のある労働者数は年々増加している。

しかし、法定雇用率を達成している民間企業の割合は50.1%で、雇用義務のある半数の民間企業が未達成という現状がある⁵。加えて、中央省庁での障害者雇用者数の水増し問題⁶や、農園型障害者雇用代行ビジネス⁷が蔓延するなど、単に法定雇用率の達成のみを目的とした雇用も後を絶たない。このような障害者雇用の現状を鑑みて、障害者雇用の促進要因や阻害要因について検討し、より効果的な支援制度を拡充することで、事業所の障害者雇用を促進する必要があると考えられる。

日本では、障害者雇用納付金制度の経済効果に関する実証研究は存在しているものの（長江 2005；長江 2014；両角 2017）、障害者雇用制度の促進・阻害要因についての研究は、アンケート分析などの記述的研究に留まり、政策効果を分析した定量的な研究はほとんど見られない。一方、欧米の先行研究では、障害者雇用の促進・阻害要因について、勤務時間や勤務場所の自由度を高める働き方の柔軟化が果たす役割についての実証研究が複数存在している。たとえば、フレックスタイム制度や短時間勤務制度などの勤務時間の自由度を高める制度は、通院や急な体調不良といった健康問題により、フルタイム労働が困難な障害者にとって有効な手段である（Schur 2003）。また、在宅勤務制度は Covid-19 以降に注目を集め、欧米で研究が盛んに行われているが、研究によって在宅勤務制度の効果に対する評価が異なるなどの興味深い議論もある（Hoque and Bacon 2021；Schur et al. 2020）。

本稿では、働き方改革に伴う日本企業の働き方の柔軟化に着目し、障害者雇用制度の促進・阻害要因について定量的に研究する。日本的雇用慣行⁸を前提に、フルタイム出社などの非柔軟的な日本企業の労働慣行は、長期に渡り、障害者が働く上での障壁となっていた（近藤 2022；眞保 2019）。しかし、そのような日本企業の働き方は、働き方改革によって変化するとされる（星加・西田 2021）。働き方改革関連法案では、長時間労働を是正し多様な働き方を選択できる社会を実現するため、主に「有給休暇取得の義務化」、「残業時間の上限規制」、「フレックスタイム制度の拡充」が定められた⁹。これらの改革は、雇用機会の創出

³ https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000077386_00019.html (2024年10月20日)。

⁴ <https://www.mhlw.go.jp/content/001120190.pdf> (2024年11月1日)。

⁵ <https://www.mhlw.go.jp/content/11704000/001180701.pdf> (2024年10月20日)。

⁶ 日本経済新聞によると、2017年6月時点で国の28機関で計約3,700人分を水増しして計上していたことが発覚した。

⁷ 労働政策審議会障害者雇用分科会によると、令和5年時点で23の事業者法定雇用率未達成の企業に農園を貸し、その農園内で雇用した労働者を従事させるというビジネスをしている。<https://www.mhlw.go.jp/content/11704000/001087755.pdf> (2024年10月20日)。

⁸ 一般に、高度経済成長期に確立した、年功序列、終身雇用、企業別労働組合を軸とする伝統的な日本企業の体制を「日本的雇用慣行」と呼ぶ（濱秋ほか 2011）。

⁹ 厚生労働省. 2019.「働き方改革——億総活躍社会の実現に向けて」。<https://www.mhlw.go.jp>。

や生産性の向上において一定の効果が認められているが、障害者雇用への影響については定量的な検証が行われていない¹⁰。

そこで本稿は、働き方改革によって働き方の柔軟化が普及したという外生変動を利用して、働き方の柔軟化が障害者の雇用機会に与える影響を分析する。働き方改革の外生変動に合わせて、2012年から2021年までの3年ごとのパネルデータを独自に作成した。具体的には、働き方の柔軟化に関する指標として、「CSR企業総覧」に記載のある有給休暇取得率、月平均残業時間、フレックスタイム制度の有無、短時間勤務制度の有無、在宅勤務制度の有無の変数を用いて、障害者雇用率に与える影響について検証した。その結果、有給休暇取得率と短時間勤務制度の存在が、障害者雇用率を有意に増加させるなど、勤務時間の柔軟化が障害者雇用を促進していることが実証された。しかし、勤務場所の柔軟化の指標である在宅勤務制度の有無と障害者雇用率には有意な関係が認められなかった。以上の結果を踏まえて、より具体的なメカニズムを観察するため、株式会社リクルートホールディングスの事例を基に質的分析を実施した。その結果、勤務時間の柔軟化を促進する制度を導入することによって、障害者の健康に配慮した働き方が可能になり、障害者の雇用機会と雇用の安定化につながるということが明らかになった。

2. 先行研究

前述のように、障害者雇用の促進・阻害要因に関する実証研究は日本ではほとんど見られないものの、欧米では働き方の柔軟化が障害者雇用に与える影響についての研究が進んでいる。本稿では、アメリカとイギリスの実証研究を中心に、勤務時間と勤務場所とに分けて、働き方の柔軟化が障害者雇用に与える影響を整理する。前提として、アメリカでは1990年に施行された「障害のあるアメリカ人法: Americans with Disabilities Act of 1990 (以下、AAD)¹¹」、イギリスでは1995年に制定された「障害者差別禁止法: Disabled Persons Employment Act 1994 (以下、DDA)¹²」が障害者雇用の中核を担う法律である。ただし、日本とは異なり両国とも障害者雇用率という概念がなく、これらは障害者への合理的配慮を目的とした法律であることに留意したい(権ほか 2013)。

jp/content/000474499.pdf (2024年10月22日)。

¹⁰ <https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je20/index.html> (2024年10月22日)。

¹¹ ADAは2008年に改正され、ADAAAとなっている。目的は変わらず、内容が具体化された。<https://www.ada.gov/> (2024年10月23日)。

¹² 北アイルランドでは、DDAが現行法であるが、イングランドでは、2010年により包括的な「平等法: Equality Act 2010」が制定された。<https://www.legislation.gov.uk/ukpga/Geo6/7-8/10/enacted> (2024年10月23日)。

2-1. 勤務時間の柔軟化が障害者雇用に与える影響

勤務時間の柔軟化が障害者雇用に与える影響については、多くの記述研究や実証研究でその重要性や障害者雇用への正の影響が認められている。

まず、記述的な言及について Harlan and Robert (1998) は、インタビューを基に、勤務時間の非柔軟化が障害者の雇用機会を阻害する構造的な要因であると主張する。低コストで即変更可能な補助器具や駐車場などの物理的な周辺環境への配慮と比較して、勤務日程や仕事内容の変更のような社会的な労働環境への配慮は、高コストで継続的な支援を必要とするため交渉が難航するという。そのため、勤務時間などの社会的な労働環境を整備することの重要性を主張した。Schur (2003) も同様に、勤務時間の柔軟化の重要性を指摘した上で、パートタイムジョブではなく、フルタイム出社の企業で短時間勤務制度を導入することを推奨している。その理由として、障害者は、通院や健康状態によって不規則に休息が必要な場合が多く、勤務時間の融通が効くパートタイムジョブを選択する人が多いが、パートタイムジョブはフルタイム出社の企業に比べて雇用が不安定で賃金が安いことから、障害者の自立した生活を支えるには不十分だとする。そのため、より雇用が安定していて賃金の高いフルタイム出社の企業において勤務時間の柔軟化を進めることが重要であるという。

次に、定量的な研究について Anand and Sevak (2017) は、オハイオ州・ニュージャージー州・ミシシッピ州のデータを用いて分析したところ、フレックスタイム制度を導入し勤務時間の柔軟化を図った企業と障害者雇用の関係に有意な正の相関が認められた。他方、障害者の仕事に対する満足度の観点からも、勤務時間の柔軟化が障害者雇用を促進していることが示唆される。Giovanis and Ozdamar (2019) によると、欧州労働条件調査の2000年から2015年のEU28か国と関連する7か国を対象にした実証研究で、フレックスタイム制度を利用している障害者は、そうでない障害者と比較して仕事満足度が高いことが認められている。上記の先行研究から、勤務時間の柔軟化は障害者の雇用機会の創出や障害者の満足度向上に繋がっていると考えられる。日本の事例研究においても、同様に、勤務時間を個人で自由に設定できるようにすることによって、健康上の課題を克服し、障害者の雇用機会創出や、安定した雇用を実現しているという事例が報告されている(眞保 2019)。

2-2. 勤務場所の柔軟化が障害者雇用に与える影響

次に、勤務場所の柔軟化が障害者雇用に与える影響については、Covid-19以降に在宅勤務制度やテレワークが普及したことによって、各国で研究が盛んに行われるようになった。具体的なメカニズムとしては、在宅勤務を利用することによって、障害者が働く上での障壁となる移動コストの削減、治療器具を設置する負担軽減がなされ、障害者雇用が促進されるというものである(Schur et al. 2020)。しかし、その効果については、正の影響と負の影響の指摘が混在している。

正の影響については、障害者が健常者よりも在宅勤務制度を利用する可能性が高く (Jones 2022; Schur et al. 2020)、在宅勤務制度を利用することによって障害者の雇用機会が高まることが指摘されている (Schur et al. 2020)。また、障害の種類によって効果が異なり、視覚障害者や聴覚障害者と比較して、身体障害者など移動に困難を抱える人にとって高い効果を発揮する (Schur et al. 2020)。加えて、テレワークを実施することによって、障害のある労働者の仕事満足度が向上することと欠勤率が低下することが実証されている (Giovanis and Ozdamar 2019)。

負の影響については、障害者は健常者と比較して、在宅勤務制度が一般化している高収入の職や管理職に就く割合が低い (Hoque and Bacon 2021; Jones 2022)、在宅勤務制度を利用する可能性が低いことが示された (Hoque and Bacon 2021)。また、Moon et al. (2014) は、テレワークの業務に不可欠な ICT を使いこなせない障害者が排除される可能性について言及している。そのため、在宅勤務制度の効果は限定的であり、障害者雇用の機会の増加に役立つとは言えないと結論される (Hoque and Bacon 2021)。また、長期的に障害者と健常者の格差を拡大するリスクを抱えている (Jones 2022)。

日本では、障害者雇用の促進・阻害要因に関する実証研究はほとんど行われていないものの、堂井ほか (2023) は、アンケート分析から在宅勤務制度の効果を示している。とりわけ在宅勤務制度の効果として、移動が困難な身体障害者移動を減らすことで業務を効率よく進められること、地方在住の障害者が都内の希望職種に就職できることが強調されていた。

3. 理論仮説

本稿では、障害者雇用の促進・阻害要因として、働き方の柔軟化、より具体的には勤務時間の柔軟化と勤務場所の柔軟化に注目する。

3-1. 勤務時間の柔軟化が障害者雇用率に与える影響

多くの障害者は、通院や急な体調不良などの健康上の問題を抱えている¹³ため、フルタイム出社が前提の仕事に従事することが困難である (眞保 2017; Schur 2003)。とりわけ働き方改革以前の一般的な日本の労働慣行では、長時間労働が常態化し、勤務時間や休憩時間を柔軟に設定することができず、障害者の雇用機会が失われている (眞保 2019)。逆に、フレックスタイム制度のように勤務時間の柔軟化を推進している企業は、障害者が個人の健康状態に合わせて勤務スケジュールを管理することができるため、そうでない企業と比較して雇用機会が増加する (Anand and Sevak 2017)。日本では、働き方改革によって、長時間

¹³ なかでも精神障害者は、人間関係など仕事上のストレスを抱えやすくフルタイムで継続的に働くことが困難である (早野 2005)。

労働の軽減のために労働時間の上限規制、有給休暇取得の義務化、フレックスタイム制度の拡充が行われている（星加・西田 2021）。これらの勤務時間の柔軟化に取り組んでいる企業では、障害者個々人の状況に合わせた勤務管理が可能となり、障害者雇用率が増加する（岩佐ほか 2021）。このようなメカニズムから導かれる仮説は、以下の通りである。

仮説 1 有給休暇取得率が高まった企業ほど、障害者雇用率が増加する。

仮説 2 月平均残業時間が減少した企業ほど、障害者雇用率が増加する。

仮説 3 フレックスタイム制度を導入した企業ほど、障害者雇用率が増加する。

働き方改革から導き出される上記 3 つの仮説に加えて、企業のワーク・ライフ・バランス (WLB) 施策によりもたらされた勤務時間の柔軟化の指標として、短時間勤務制度にも注目する。短時間勤務制度は、子育てや介護と仕事の両立を図ることを目的として、育児介護休業法で定められている¹⁴。加藤・平賀 (2014) によると、育児や介護と仕事を両立するためにパートタイムジョブなどの勤務時間の自由度の高い仕事に変更せざるを得なかった労働者が、この制度によってフルタイム出社の企業で働くことが可能となった。短時間勤務制度は直接的に障害者雇用に関わる制度ではないものの、制度導入の背景やそれに伴う職場環境の整備の点で短時間勤務の障害者への合理的配慮と重なる点が多い。そのため、短時間勤務制度を導入している企業は障害者の短時間勤務への合理的配慮に取り組みやすいと考えられる。このようなメカニズムから導かれる仮説は、以下の通りである。

仮説 4 短時間勤務制度を導入した企業ほど、障害者雇用率が増加する。

3-2. 勤務場所の柔軟化が障害者雇用率に与える影響

在宅勤務制度によって改善される障害者が就労する上での障壁は主に 3 つに分類できる。第一に、障害者の移動困難性が挙げられる。移動が困難な障害者にとって、通勤移動の負担が大きいことや、通勤可能な範囲に希望する職場がなく職業選択に制約があること、通勤時間が長く通院や治療のための時間の確保が困難なこと、といった課題がある（堂井ほか 2022; 吉見ほか 2011; Schur et al. 2020）。第二に、医療体制が不十分な職場の作業環境が挙げられる。医療機器や医薬品をいつでも使用できる状態にしておく必要がある障害者にとって、職場環境は不十分である（Moon et al. 2014; Schur et al. 2020）。第三に、精神的・認知的コミュニケーションが挙げられる。主に、精神障害者は視覚や聴覚といった感覚が敏

¹⁴ <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000130583.html> (2024 年 10 月 22 日)。

感であるため、周りの人の視線や周囲の環境が気になって仕事に集中することが難しい（堂井ほか 2022；山岡 2015）。在宅勤務制度の導入によって、これらの障壁が解消され、障害者の雇用機会が増加する（堂井ほか 2022）。このようなメカニズムから導かれる仮説は、以下の通りである。

仮説5 在宅勤務制度を導入した企業ほど、障害者雇用率が増加する。

4. データと方法

4-1. データ

働き方の柔軟化が障害者雇用に与える影響を検証するため、東洋経済新報社が公開している「CSR 企業総覧」と株式会社ユーザベースが運営する経済情報プラットフォーム「SPEEDA」を用いて、独自の企業別パネルデータを作成した。業界は不動産業・情報通信業・サービス業・卸売業・小売業・建設業・電気機器・化学の8業界、全225社を対象とし、分析対象年度は2012年度、2015年度、2018年度、2021年度とした。業界については、産業別障害者雇用率が平均よりも低い業界¹⁵で、かつ「CSR 企業総覧」で検索可能な業界を選定した。

本稿の分析に用いる変数については、表1にまとめている。まず従属変数は、障害者雇用率を用いる。欧米の既存研究では、障害者雇用率という概念がなかったが、日本では障害者の雇用機会を示す変数として障害者雇用率が最も適していると考えられる。次に独立変数は、勤務時間の柔軟化の指標として、有給休暇取得率、月平均残業時間、フレックスタイム制度と短時間勤務制度の有無をダミー変数化したものを、勤務場所の柔軟化の指標として、在宅勤務制度の有無をダミー変数化したものを用いる。さらに、統制変数は、企業の従業員数と売上高を自然対数化したものを投入した。これは、先行研究に基づいて、大企業や財務状況の良い企業は、働き方の柔軟化を可能にする職場環境の整備に投資しやすいことを考慮したためである。

なお、表2は記述統計であるが、未回答のため欠損値となる年度があること、障害者雇用率のデータを記載している企業は、働き方改革の諸制度の導入が進んでいる可能性が高いことに注意する必要がある。

4-2. 推定方法

¹⁵ 厚生労働省.2023.「障害者雇用状況の集計結果」<https://www.mhlw.go.jp/content/11704000/001180701.pdf> (2024年10月22日)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
障害者雇用率	障害者雇用実人数 / 従業員数合計×100	「CSR企業総覧」
有給休暇取得率	有給休暇の取得日数 / 全従業員の有給休暇付与日数×100	
月平均残業時間	従業員の月平均残業時間	
フレックスタイム制度の有無	フレックスタイム制度を導入している企業を1としたダミー変数	
短時間勤務制度の有無	短時間勤務制度を導入している企業を1としたダミー変数	
在宅勤務制度の有無	在宅勤務制度を導入している企業を1としたダミー変数	
従業員数合計	企業の従業員数を自然対数化したもの	
売上高	企業の売上高を自然対数化したもの	「SPEEDA」

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
業種	861	4.3391	2.0968	1	8
社名	861	116.4541	65.4507	1	229
障害者雇用率	861	2.1031	0.4691	0	4.2900
有給休暇取得率	861	58.1439	16.4088	9.1000	96.8000
月平均残業時間	861	18.6306	9.5221	2.1000	72.8000
フレックスタイム制度の有無	861	0.6899	0.4628	0	1
短時間勤務制度の有無	861	0.9582	0.2003	0	1
在宅勤務制度の有無	861	0.5981	0.4906	0	1
従業員数合計	861	4133.0674	7387.9406	22	104181
売上高	861	929491.6214	1990052.9431	3745	20126321

上記のパネルデータを用いて、社名・年度の固定効果を統制した固定効果モデルで検証する。独立変数のみを投入する Model 1、従業員数合計の統制変数を追加する Model 2、従業員数合計と売上高の統制変数を追加する Model 3 で分析を行う。

5. 分析結果

5-1. 企業別パネルデータによる推定

表 3 では、企業別パネルデータを用いて、働き方の柔軟化が障害者雇用に与える効果を検証した。Model 1~3 を見ると、有給休暇取得率が増加すると、5%水準で有意に障害者雇

表3 障害者雇用率に対する働き方の柔軟化の効果

	従属変数 障害者雇用率		
	Model 1	Model 2	Model 3
有給休暇取得率	0.0030 *	0.0028 *	0.0028 *
	(0.0012)	(0.0012)	(0.0012)
月平均残業時間	0.0003	-0.0001	0.0002
	(0.0023)	(0.0023)	(0.0022)
フレックスタイム制度の有無	-0.0040	-0.0013	0.0010
	(0.0532)	(0.0524)	(0.0534)
短時間勤務制度の有無	0.1350 †	0.1356 †	0.1377 †
	(0.0796)	(0.0790)	(0.0795)
在宅勤務制度の有無	-0.0221	-0.0224	-0.0183
	(0.0356)	(0.0354)	(0.0348)
log(従業員数合計)		-0.0765 **	-0.0785 ***
		(0.0241)	(0.0235)
log(売上高)			0.0858
			(0.0810)
年度	YES	YES	YES
社名	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.7569	0.7590	0.7615
N	861	861	861

(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。

用率が増加している。また、短時間勤務制度が導入されると、10%水準で有意に障害者雇用率が増加している。つまり、勤務時間の自由度が高まると障害者の雇用機会が増加する傾向がある。これは仮説に整合的である。一方で、在宅勤務制度やフレックスタイム制度の導入については有意な結果とならなかった。

5-2. 事例研究

前項の定量的な結果を踏まえた上で、日本企業の働き方改革における勤務時間の柔軟化がどのように障害者の雇用機会拡充につながるのか、そのメカニズムを観察するために事

例研究を行う。本稿では、株式会社リクルートホールディングス（以下、リクルート）の事例を取り上げる。リクルートは、HRテクノロジー事業、マッチング&ソリューション事業、人材派遣事業を軸にサービス業を展開しており¹⁶、グループ従業員数 51,373 名、売上高は 3 兆 4,164 億円の規模で¹⁷、特例子会社¹⁸を 3 社設立している¹⁹。障害者雇用率については、「CSR 企業総覧」によると 2012 年 2.13%、2015 年 2.24%、2018 年 2.51%、2021 年 2.85% と推移している。働き方改革については、このような障害者雇用率の向上に先立って、2006 年にフレックスタイム制度と短時間勤務制度を導入、2009 年に在宅勤務制度を導入している²⁰。こうした働き方の柔軟化に対する特例子会社²¹の取り組みは、「障害者雇用事例リファレンスサービス」で紹介されており²²、優秀賞を受賞している。本稿で扱う特例子会社は、親会社と同時期の 2006 年までにフレックスタイム制度と短時間勤務制度を導入している。また、障害者雇用者数は 2006 年時点で、113 名であったところから、2024 年には 511 名へと着実に増加している。そこで本稿では、特例子会社の受賞理由を基に勤務時間の柔軟化が障害者雇用に与える影響を分析する。

リクルートが受賞した主な理由は、フレックスタイム制度や短時間勤務制度を導入することによって、障害者個々人の特性に合った安定した雇用を実現していることである²³。

まず、フレックスタイム制度の導入によって、入社や退社時間を自由に設定できることによって、通勤ラッシュの時間帯を避けた通勤が可能になり、体力面の負担が軽減されたという効果が示された。

次に、短時間勤務制度の導入によって、定期的な通院が必要な障害者が、通院に合わせて勤務スケジュールを変更できるようになり、心身ともに健康な状態で勤務できるという効果が示された。具体的な事例として、人工透析者のインタビューが挙げられている。人工透析は週 3 回の通院が必要であるため、フルタイム出社の企業では休職せざるをえなかったが、短時間勤務制度が導入されたことで、通院に合わせて勤務できるようになったという。

¹⁶ <https://recruit-holdings.com/ja/> (2024 年 10 月 27 日)。

¹⁷ <https://recruit-holdings.com/ja/about/profile/> (2024 年 10 月 27 日)。

¹⁸ 特例子会社とは、障害者の雇用機会の促進と雇用の安定化を実現するために、障害者の雇用に特化した子会社のことである。特例子会社の特徴は、障害者雇用者数を親会社の障害者雇用者数として、法定雇用率にカウントすることができることである。<https://www.mhlw.go.jp/bunya/koyou/shougaisha/dl/07.pdf> (2024 年 10 月 24 日)。

¹⁹ 日本国内では、リクルートオフィスサポート、リクルートスタッフィングクラフツ、スタッフサービスビジネスサポートの 3 つの特例子会社を設置している。<https://recruit-holdings.com/ja/sustainability/people/diversity/disability/> (2024 年 10 月 27 日)。

²⁰ <https://www.recruit.co.jp/people/diversity/disability/> (2024 年 10 月 27 日)。

²¹ 株式会社リクルートオフィスサポートでは、障害者 511 名（身体 355 名、知的 11 名、精神 145 名）、健常者 91 名の計 602 名が働いている。<https://www.recruit-os.co.jp/company/> (2024 年 10 月 27 日)。

²² 独立行政法人 高齢・障害・求職者雇用支援機構「障害者雇用事例リファレンスサービス」<https://www.ref.jeed.go.jp/index.html> (2024 年 10 月 27 日)。

²³ https://www.ref.jeed.go.jp/pdf_archives/18/19128.pdf (2024 年 10 月 27 日)。

これらの制度を活用したことによって、障害者の雇用機会の拡充と障害者の安定した雇用の実現につながったと示されている。

以上のように、リクルートの事例から、フレックスタイム制度や短時間勤務制度のように勤務時間の柔軟化を促進する制度を導入することによって、障害者の健康に配慮した働き方が可能になり、障害者の雇用機会と雇用の安定化につながることが明らかになった。したがって、本稿の理論仮説は、定量的にも、質的にも、仮説に整合的であると考えられる。

6. 結論

本稿では、2012年から2021年までの企業別パネルデータを用いて、働き方の柔軟化が障害者雇用率に与える影響とそのメカニズムについて検討してきた。分析結果からは、有給休暇取得率の増加と短時間勤務制度の導入によって、障害者雇用率が有意に高まることが明らかになった。その結果から、勤務時間の自由度が高まると障害者の雇用機会が増加する傾向があることが示された。一方で、在宅勤務制度の導入は有意な結果とならなかった。

これらの知見は、短時間勤務の障害者を包摂しようとする、近年の段階的障害者雇用制度改正の方針の正当性を裏付けるものといえる。障害者雇用制度では原則、障害者手帳を持つ障害者を週30時間以上、1年以上継続して雇用することで実雇用率の算定において1人としてカウントされる²⁴が、法改正によって短時間勤務の障害者をここに包括しようとする流れがある。たとえば、令和2年には、10時間以上20時間未満勤務する障害者を雇用した場合に、特例給付金が支給されることとなった²⁵。また令和6年度からは、特定短時間労働者が障害者雇用率に換算されるようになった²⁶。しかし、令和2年に制定された特例給付金制度は、令和6年に廃止されることとなり、事業主が短時間勤務の障害者を雇用するメリットが分かりにくくなったという批判もある²⁷。そのため、引き続き勤務時間の柔軟化の推進とそれに伴う障害者雇用制度の見直しを図ることが重要である。障害者雇用に特化した勤務時間の柔軟化の制度を考える上で、近藤（2022）で示された「超短時間雇用モデル」²⁸を

²⁴ ただし、障害の程度や種類によって換算方法は異なる。厚生労働省「障害者雇用率制度の概要」<https://www.mhlw.go.jp/content/000859466.pdf> (2024年10月25日)。

²⁵ 厚生労働省「特例給付金制度のご案内」<https://jsite.mhlw.go.jp/mie-roudoukyoku/content/contents/000620284.pdf> (2024年10月25日)。

²⁶ 精神障害者、重度身体・知的障害者で週10時間以上20時間未満勤務する障害者を雇用した場合、0.5人としてカウントできるようになった。厚生労働省「第129回障害者雇用分科会資料」<https://www.mhlw.go.jp/content/11704000/001049750.pdf> (2024年10月25日)。

²⁷ <https://www.jeed.go.jp/disability/seido.html> (2024年11月5日)。

²⁸ 超短時間雇用モデルとは、東大先端研IDEAプロジェクトが開発した、週1時間程度から就労可能な超短時間のジョブ型雇用のことである。現在、神奈川県川崎市と兵庫県神戸市では、超短時間雇用モデルを自治体独自の制度として実装・運用している。松清ほか（2024）は、超短時間雇用モデルの効果について検証しており、実証範囲は限定的ではあるが、雇用

参考にすることもできよう。

他方、現在日本では、障害者雇用におけるテレワークの推進や支援を拡充している²⁹が、本稿では在宅勤務制度と障害者の雇用機会の創出に有意な関係は見られなかった。この点については、大西ほか（2021）の知見を踏まえると、「テレワーク環境の整備」、「在宅に適した業務の創出」、「体調管理やコミュニケーションも含めた業務マネジメントの困難さ」といったものが障害者の雇用機会の創出に際して問題になっていると考えられる。そのため、在宅勤務制度の導入と支援の拡充を同時に進めていくなど、在宅勤務制度を推進する政策やその効果については今後も慎重に検討していく必要がある。

7. 参考文献

- 岩佐美樹・野澤紀子・永登大和. 2021. 「障害者の週 20 時間未満の短時間雇用に関する調査研究」『調査研究報告書サマリー』 1: 33-40.
- 大西守・諏訪裕子・加藤枝里・中田貴晃. 2021. 「働き方の変化がもたらした産業精神保健精神障害者就労への影響を中心に」『日本社会精神医学会雑誌』 30(2): 161-166.
- 加藤喜久子・平賀明子. 2014. 「ワーク・ライフ・バランスの職場環境—労働市場の女性化をめぐる問題」『現代社会学研究』 27: 19-36.
- 權借珍・小原愛子・韓昌完. 2013. 「障害者差別禁止法の国際動向に関する文献的考察—アメリカ・イギリス・韓国・日本の国際比較を通して」『琉球大学教育学部附属発達支援教育実践センター紀要』 4: 37-47.
- 近藤武夫. 2022. 「超短時間雇用による障害者の就労拡大の試みとそれによって生じる新しいストレスの意義」『産業ストレス研究』 29(2): 245-252.
- 眞保智子. 2017. 「障害者雇用進展期の雇用管理と障害者雇用促進法の合理的配慮」『日本労働研究雑誌』 685(4): 4-19.
- 眞保智子. 2019. 「障害者雇用における合理的配慮への課題—柔軟な労働時間と多様な働き方の観点から」『職業リハビリテーション』 32(2): 34-37.
- 堂井康宏・伊藤丈・野澤紀子・安房竜矢・布施薫. 2023. 「テレワークに関する障害者のニーズ等実態調査」『独立行政法人高齢・障害・求職者雇用支援機構障害者職業総合センター』 171.
- 長江亮. 2005. 「障害者雇用と市場評価—大阪府内個別企業障害者雇用状況開示のイベントスタディ」『日本労働研究雑誌』 536: 91-109.
- 長江亮. 2014. 「障害者雇用と生産性」『日本労働研究雑誌』 646: 37-50.
- 濱秋純哉・堀雅博・前田佐恵子・村田啓子. 2011. 「低成長と日本的雇用慣行」『日本労働研

創出と QOL の向上への効果が示された。

²⁹ https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_41280.html (2024 年 10 月 26 日)。

- 究雑誌』 611: 26-36.
- 早野禎二. 2005. 「精神障害者における就労の意義と就労支援の課題」『東海学園大学研究紀要: 人文学・健康科学研究編』 10: 29-43.
- 星加良司・西田玲子. 2021. 「労働市場内の包摂性の評価に関する研究—日本の障害者雇用に焦点を当てて」『経済分析』 203: 312-342.
- 松清あゆみ・青木瑛佳・近藤武夫. 2024. 「超短時間雇用モデルで働く人々の生活満足度 (QOL) の調査」『職業リハビリテーション』 37(2): 10-16.
- 山岡由美. 2015. 「精神障害のある人たちの在宅勤務の実際からみる促進要因の検討と課題—企業へのヒアリング事例を通して」『岩手県立大学社会福祉学部紀要』 17: 11-20.
- 吉見憲二・藤田宜治・箆島専. 2011. 「在宅就業障害者支援制度から考えるテレワークと障害者雇用」『情報通信政策レビュー』 3: E57-E76.
- 両角良子. 2017. 「障害者雇用に関する法制度の経済分析」『日本労働研究雑誌』 685: 45-56.
- Anand, Priyanka and Purvi Sevak. 2017. “The Role of Workplace Accommodations in the Employment of People with Disabilities.” *IZA Journal of Labor Policy* 6: 1-20.
- Giovanis, Eleftherios and Oznur Ozdamar. 2019. “Accommodating Employees with Disabilities: The Role of Flexible Employment Schemes in Europe.” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3441925> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3441925>.
- Harlan, Sharon and Robert Pamela. 1998. “The Social Construction of Disability in Organizations: Why Employers Resist Reasonable Accommodations.” *Work and Occupations* 25(4): 397– 435.
- Hoque, Kim and Nick Bacon. 2022. “Working from Home and Disabled People's Employment Outcomes.” *British Journal of Industrial Relations* 60(1): 32-56.
- Jones, Melanie. 2022. “COVID-19 and the Labour Market Outcomes of Disabled People in the UK.” *Social Science & Medicine* 292.
- Moon, Nathan W., Linden, Maureen A., Bricout, John C., and Paul Baker. 2014. “Telework Rationale and Implementation for People with Disabilities: Considerations for Employer Policymaking.” *Work* 48(1): 105-115.
- Schur, Lisa A. 2003. “Barriers or Opportunities? The Causes of Contingent and Part - Time Work among People with Disabilities.” *Industrial Relations* 42(4): 589-622.
- Schur, Lisa A., Ameri, Mason, and Douglas Kruse. 2020. “Telework after COVID: A “Silver Lining” for Workers with Disabilities?.” *Journal of Occupational Rehabilitation* 30(4): 521-536.

築山宏樹研究会三田祭論文集
第5卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会 編

2024年12月12日 発行