

築山宏樹研究会三田祭論文集

第 3 卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会

第 3 期

2022 年 11 月

はじめに

本論文集は、慶應義塾大学法学部政治学科・築山宏樹研究会・第3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。

保育所定員の拡充後は、保育所の空間的なアクセシビリティの改善が待機児童対策の鍵を握る。認定こども園は、幼保連携型・幼稚園型など、保育供給の拡充に資する類型の効果が高い。日本企業では労働流動性の低さが教育訓練投資を阻害している。競争的な教育制度は、生徒の精神衛生に悪影響をもたらす。原子力発電と再生可能エネルギー電源は代替関係にあり、供給の安定性を重視するならば、前者が選択肢に上がる。違法漁業は地域的な共有資源問題であり、地域レベルの国際協定による対策が有効である。生産セクターの開発援助の効果は被援助国の産業構造によって異なりうる。起業活動を促進するためには、起業支援を行うだけでは不十分で、市民の起業家精神がなくてはならない。

若年有権者は、安全保障や経済問題などの争点態度に基づいて自民党を支持しているのであって、不合理なわけではない。復活当選制度は、落選リスクの高い現職者を小選挙区に生むことで、選挙区利益の代表活動を促進しうる。男性優位の議会で、候補者クォータ制が導入されるのは不可解だが、その秘密は左派政党の選挙戦略にある。民主主義が、性的少数者の権利保護に積極的でないのは、寛容性の低さの表れである。難民受け入れは、中央政府と地方政府の連携が重要で、ゆえに財政融合的な中央地方関係では難民認定が進む。日本の自治体は、システム導入の不確実性に対応しながら業務のデジタル化を進めているが、研修の増加が職員の負担になっている可能性もある。鉄道・バス会社がサブスクリプション型の運賃制度を導入すると、自動車依存率が低下して、歩行や自転車による移動が増える。日本の多文化共生施策は、エスニックコミュニティの住み分けに依存しているという問題を抱えているかもしれない。自治体の犬猫の不妊・去勢施策は、犬猫の引き取りを減少させて、殺処分を防止する。

いずれの論文も社会的に重要な問題を扱い、理論的・実証的に新規性があり、かつ、政策的な意義の大きい知見を導いている。指導の過程では、学生の問題関心の多様性と、独創的な発想に何度も驚かされた。研究会活動を通じて、最も多くの学びを得ているのは教員自身に他ならない。本論文集の内容は、広く社会に問われるべきものであり、ぜひ、幅広い読者の方々に手に取って頂き、彼らの研究活動の一端が社会に還元されることを願うばかりである。

本年度の研究会は、塾の方針に従い、全面对面授業により実施された。コロナ禍においてスタートした当研究会にとって、はじめて経験する「正常化」の年である。研究会の規模が大きくなるとともに、研究に対する要求水準はますます高くなってしまっている。それだけ学生の能力に対する信頼を深めている証拠であるが、彼らに過度な負担を強いている自覚はある。そのような厳しい期待に応えて、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。

2022 年 11 月 19 日

慶應義塾大学法学部准教授
築山 宏樹

目次

	はじめに	築山 宏樹	i
第 1 章	保育所のアクセシビリティが待機児童の発生に与える影響—GIS データに基づく空間的ミスマッチの指標を用いて	宮内 聡士	1
第 2 章	認定こども園が女性就業に与える影響—都道府県・政令市別パネルデータに基づく実証分析	小門 結花	13
第 3 章	労働流動性が企業の教育訓練投資に与える影響—企業・業界の労働流動性に基づくマルチレベル分析	伊藤 瑞希	25
第 4 章	生徒の幸福度を高める教育制度の国際比較検討—PISA の生徒質問調査を用いた実証分析	古田 明日香	37
第 5 章	原子力発電利用の規定要因—気候変動政策と再生可能エネルギー政策との関係から	蓮沼 介永	55
第 6 章	IUU 漁業問題に対する国際協定の影響—IUU 漁業指数に基づく実証分析	浅井 真悠	77
第 7 章	生産セクターの開発援助と貧困削減—国家の産業構造に条件付けられた効果	戸松 明日香	95
第 8 章	アントレプレナーシップエコシステムが起業活動に与える影響—GEM データに基づく実証分析	山本 優一郎	107
第 9 章	若年有権者はなぜ自民党を支持するのか？—イデオロギー認知の一貫性の低下と重視争点の観点から	吉田 百花	123
第 10 章	並立制下における再選戦略が議員行動に与える影響—復活当選制度と委員会活動とのつながり	佐藤 岳	141
第 11 章	左派政党の伸長が候補者クォータ制の導入に与える影響—離散時間ロジットモデルによる実証分析	永井 帆南美	153
第 12 章	民主主義はなぜ性的少数者を保護しないのか？—民主主義と寛容性の交互作用の観点から	加藤 蒼貴	167
第 13 章	中央地方関係が難民認定率に与える影響—財政分離度・分権度の観点から	倉持 涼音	179

第 14 章	自治体業務のデジタル化の要因とその職員への影響—地方自治情報管理概要に基づく実証分析	加藤 拓海	195
第 15 章	サブスクリプション型運賃制度が公共交通に与える影響—全国パーソントリップ調査に基づく実証分析	遠藤 秀一朗	211
第 16 章	在留外国人と日本人の住み分けが地域社会に与える影響—市区町村ごとの非類似性指数を用いた実証分析	近藤 かのん	225
第 17 章	動物愛護施策が犬・猫の処遇に与える影響—動物愛護管理行政事務提要に基づく実証分析	齋藤 陶子	237

第 1 章

保育所のアクセシビリティが待機児童の発生に与える影響

—GIS データに基づく空間的ミスマッチの指標を用いて—

宮内 聡士

要約

2010 年代以降、保育所の増設が進んでいるが、待機児童問題が解決に至ったわけではない。近年、保育所の量的拡充だけでなく、その最適立地が待機児童問題に影響すると考える研究群が現れている。Kawabata (2014) は、居住地と保育所の位置関係を考慮したアクセシビリティ指標を算出し、保育所と居住地の近接性と待機児童数の間に負の相関があることを示しているが、東京都 23 区の単年度のデータで二変数間の関連を確認することに留まり、市区町村間の異質性や時系列上の変化は考慮されていない。そこで本稿は、東京都内の市区町村別パネルデータを構築した上で、保育所のアクセシビリティが待機児童の発生に与える影響を検証した。その結果、保育所のアクセシビリティが改善した地域では、待機児童の発生が抑制されることが明らかになった。特に、保育所定員の拡充が進んだ 2017 年以降で見ても、保育所定員率よりも保育所のアクセシビリティの指標の影響が待機児童率の減少に頑健に見られた。保育所の利用者は保育所の近接性に制約される側面があるため、保育所の増設にあたっては、空間的な需給のミスマッチを改善する最適な立地を考慮することが重要であると考えられる。

1. はじめに

日本では少子化対策の一環として待機児童問題が重要な政策課題になっている。安倍政権下では 2013 年から「待機児童解消加速化プラン」が実施され、50 万人規模の保育所定員の拡大が掲げられた。しかし、2016 年の参院選前には「保育園落ちた日本死ね」と題する匿名ブログが話題を呼ぶなど¹、保育所の定員拡充は依然として大きな課題として認識されている。

確かに、実証上も保育所定員と待機児童の発生には相関があることが知られているが（米

¹ 「保育園落ちた日本死ね」という言葉はテレビでも取り上げられ、2016 年のユーキャン新語・流行語大賞でトップテンに入っている。<https://anond.hatelabo.jp/20160215171759> (2022 年 11 月 11 日)。

山ほか 2014)、近年の研究では、保育所定員の量的拡大だけではなく、保育サービスの需要者と保育所の間に空間的ミスマッチが存在することが指摘され始めている。河端 (2009) は基本単位区ごとに文京区の保育所のアクセシビリティを求めて、それを地図上で可視化することで、保育所の需給に空間的なミスマッチが生じているエリアが存在することを指摘した。このアクセシビリティを東京都 23 区で求めることで、二変数間の関連においてアクセシビリティと待機児童数の間には負の相関があることも示された (Kawabata 2014)²。アクセシビリティは保育所の需要に対する供給のカバー率の高さを表しており、このような指標に着目すれば、保育所の供給が不十分である地域に重点的に保育所を増設することで、保育所の最適な配置を実現することができると考えられる。

しかし、アクセシビリティ指標の有用性についての検証は十分であるとは言い難い。Kawabata (2014) は単年度のデータのみを用いた分析であり、米山ほか (2014) が言及したような待機児童発生状況の地域間の水準差も考慮できていない。そこで本稿は 2013 年から 2021 年の東京都内 52 市区町村の保育所アクセシビリティのパネルデータを構築して、年毎や市区町村別の異質性を統制した上で、保育所のアクセシビリティが待機児童の発生に対して与えてきた影響を明らかにする。このような試みは、2016 年参院選後の保育所定員拡充に注目することができる点でも有意義である。前述の「保育園落ちた日本死ね」というネット上の書き込みが 2016 年の参院選以降の東京都内の保育所拡充を促進させ、保育所のアクセシビリティを大きく変化させた可能性もある。本稿の分析対象期間からは、2016 年前後のアクセシビリティの変化を捉えることが可能である。

分析の結果、市区町村内の小地域 (町丁目・字等別) レベルで見た保育所のアクセシビリティが向上するほど、待機児童率が減少することが分かった。加えて、2017 年以降では保育所定員率それ自体と比較してもアクセシビリティの影響が頑健に表れていること確認され、アクセシビリティの改善を意識した最適な保育所の配置が重要であることを示す結果となった。

2. 先行研究

2-1. 待機児童の発生要因

待機児童が発生する原因として保育所の過小供給を指摘し、経済学的な観点から保育所の供給が過小になるメカニズムを分析した研究がある。山重 (2001) は、自治体が定める保育所の利用料金が国の基準を下回っていることに着目し、受給曲線上において、価格が低水準に定められた場合に保育サービスの過小供給が起こることを指摘した。同様の観点から、需給の均衡価格を実現した上で、保育所の供給を増加させる施策も提案されている (鈴木

² ただし、有意に負の相関が確認されたのは、2 歳以下の低年齢児においてのみである。

2012)。周（2002）は、保育サービスの供給不足が生じる原因を保育士市場の構造から説明している。保育士の賃金が地域的な独占市場によって決定されることや、公立と私立の保育所間の賃金格差が存在することが、保育士の供給不足を生んでいるという仮説を立てた上で、買手独占的な市場構造や公立・私立保育所間の賃金格差があると待機児童が有意に増加することを示した。

また、保育所の定員の整備状況が待機児童の発生に与える影響も分析されている。若林（2006）は、東京都の市区町村において、認可保育所の定員充足率と待機児童率の間に正の相関があることを確認した。米山ほか（2014）は、平成 22 年度の国勢調査のデータを用いて独自に定員率（保育所定員数対 5 歳以下人口比）と待機率（待機児童数対 5 歳以下人口比）の指標を作成し、2 指標間に有意に負の相関があることを示した。

2-2. 保育所のアクセシビリティの影響

経済学的観点から保育所の供給量が不足している原因が分析され、保育所の利用料金や保育士賃金の適正化、保育所の定員拡充の有用性が示される一方で、保育供給量を増やす際に考慮すべき事項として保育所の立地に着目した研究が存在する。初期には Hodgson（1981）や瀬川・貞広（1996）が、通勤を考慮した保育所の立地最適化について検討している。Hodgson（1981）は通勤時に保育所を経由する行動をモデル化し、住所と勤務地を固定したときに、通勤時間が最小となる保育所の配置を求めている。瀬川・貞広（1996）も、通勤行動をモデル化した上で、保育時間の延長や保育施設の新規開設を行う場合の最適な実施地点を導出するシステムを考案している。

保育所の立地最適化のモデルの検討に加えて、保育所の増設が必要とされるエリアを分析する研究も存在する。たとえば、待機児童問題は、保育所自体やその定員数といった供給量の不足だけでなく、通園・通勤範囲で保育所が利用できないという「空間」のミスマッチによって生じていることが指摘されている。宮澤（1998）は、時間地理学的シミュレーション手法を用いて、東京都中野区における認可保育所のアクセス性を分析した。その結果、保育所のアクセス性は中央部と南部で良好だが北部で不良というように、同一区内にミクロな地域差が存在することを明らかにした。河端（2009）は、保育所と居住地の位置関係だけでなく保育所の定員数をアクセシビリティ指標の計算に含めることで、保育所の需要量に対する供給量の対応度をより正確に分析した。東京都文京区を対象に、基本単位区の区画ごとに保育所のアクセシビリティを求め、それを地図上で可視化することで、アクセシビリティが低い地域が存在することを示した。加えて、同様の方法で算出された東京都 23 区のアクセシビリティは、2 歳児以下の低年齢児においてのみ、待機児童数との間に負の相関を持つことが単回帰分析によって実証された（河端 2017; Kawabata 2014）。

3. 理論仮説

保育所の立地最適化に関する研究が行われてきたのは、保育所の空間的なアクセス性が良好になれば、保育所が利用しやすくなると考えられたからである。保育所の利用にあたっては、保育所を機軸とした空間的移動を伴う「送迎」という活動が必要になるため（宮澤 1998）、通いやすい位置に保育所があることで、「送迎」の負担を軽減することができる。保育所の利用者の立場からしても、保育所の立地は利用する上で重要な基準になっていることが示されている。河端（2010）が行ったアンケート調査³によれば、保育所選定時に自宅からの近接性を重視する割合は、「とても重視する（78.8%）」と「やや重視する（17.3%）」を併せて 96.1%であった。さらに、望ましい保育所の片道通所時間については、5 分以内、10 分以内、15 分以内のいずれかを選択したものを併せると 94.0%に及んだ。

保育所を利用する上では、保護者が子どもを「送迎」をする必要があり、保育所の利用者は居住地と保育所の近接性を重視していた。このことから、居住地と保育所が一定の距離以上離れていると保育所の利用が困難になってしまうと考えられる。河端（2009）が求めた保育所のアクセシビリティを用いれば、こうした保育所のアクセス性と保育所の利用可能性の関係を分析することができる。河端（2009）はアクセシビリティを算出する過程で、保育所の需要者の居住地と保育所の距離（通所限界距離）に制限を設けており、通所限界距離の範囲外の保育所は利用できないという条件を反映させている。保育所の空間的なアクセス性が保育所の利用可能性を決定する要因になっているならば、保育所のアクセシビリティが高まれば保育所を利用できる人が増え、待機児童数が減少すると考えられる。従って以下の仮説が導かれる。

仮説 1 保育所の空間的なアクセシビリティが高まると、待機児童率が減少する。

4. データと方法

4-1. データ

データ

上記の理論仮説を検証するために、東京都の保育所の住所データと「国勢調査」における小地域（町丁・字等別）の境界データを入手し、それらを結合させて保育所と児童の居住地の位置関係を計算する。保育所のデータは、東京都福祉保健局が「社会福祉施設等一覧」⁴

³ 東京都 23 区の、末子が未就学児の女性を対象にしたアンケート調査である。2009 年 11 月 20 日から同月 25 日にかけて、インターネット上で 311 人から回答を得ている。

⁴ 5 月 1 日時点と 10 月 1 日時点があるが、本稿は 5 月 1 日時点のデータを使用している。

を公開しており、各年の東京都の全ての保育所（認可保育所、認証保育所、認定こども園）の住所と定員数の情報がリスト化されている。「国勢調査」の小地域（町丁・字等別）の境界データは e-Stat⁵上で公開されており、区画が属する市区町村、区画の境界を表す緯度経度、区画内の総人口などのデータが含まれている。これらのデータを使えば小地域ごとに保育所と児童の居住地の位置関係から保育所のアクセシビリティを求めることができる。この小地域ごとのアクセシビリティを集計して各市区町村のアクセシビリティを求めて、待機児童の発生率との関連をパネルデータ分析で推定する。なお、データは「社会福祉施設等一覧」で情報が公開されている 2013 年から 2021 年の各年で作成する。島嶼部の町村⁶と檜原村⁷は除外したため、市区町村の観測数は 52 となっている。

従属変数

従属変数は、待機児童率である。待機児童率は、待機児童数を待機児童数と保育サービス利用児童数の和で割ることで求めた。待機児童数及び保育サービス利用児童数のデータは、東京都のホームページ上で公開されている「都内の保育サービスの状況について」⁸より市区町村別に取得した。

今回使用する待機児童に関する集計については、待機児童の定義が途中変更されている点に注意が必要である。具体的には、2017 年 3 月までは、保護者が求職活動を休止している場合はその子供は待機児童としてカウントされなかった。しかし同年 4 月からは、保育所等に入所できた場合に求職活動を再開または復職するという保護者の意思が確認できれば、その子供は待機児童にカウントされるようになった⁹。この定義の変更によって 2017 年度以降は一時的に待機児童数が多くなると考えられる。実際に 2017 年度調査では、東京都内の前年比の待機児童数は旧定義では 773 人減少、新定義では 120 人増加となっている¹⁰。

https://www.fukushihoken.metro.tokyo.lg.jp/kiban/fukushi_shisetsu/shs_list/index.html (2022 年 11 月 1 日)。

⁵ <https://www.e-stat.go.jp/gis> (2022 年 11 月 1 日)。

⁶ 大島町、利島村、新島村、神津島村、三宅村、御蔵島村、八丈町、青ヶ島村、小笠原村。島嶼部の町村は地理的条件が大きく異なるため、本稿の分析からは除外した。

⁷ 檜原村を除いたアクセシビリティの最大値が 3.6578 である一方で、檜原村の保育所のアクセシビリティは 2013 年から 2021 年の間で一貫して 10.8178 であり、外れ値となっていた。檜原村の待機児童率は全期間で 0 であり、檜原村を含めることで、アクセシビリティが待機児童を解消する効果が過剰に評価される恐れがあるため、除外することとした。

⁸ 「市区町村別の状況」から各市区町村の就学前児童人口、保育サービス利用児童数、保育サービス利用率、待機児童数のデータが入手できる。<https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2021/07/28/02.html> (2022 年 11 月 1 日)。

⁹ 定義以外にも、保護者に対して他の利用可能な保育所等の情報提供を行う方法が定められるなどの変更があった。「保育園『待機児童』の定義見直し (2017 年/平成 29 年)」『子育て JAPAN』2017 年 7 月 8 日。<https://kosodatejapan.com/taikijido/definition-2017/> (2022 年 11 月 1 日)。

¹⁰ <https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2017/07/25/07.html> (2022 年 11 月 1 日)。

独立変数

理論的に関心のある独立変数として、保育所のアクセシビリティを用いる。アクセシビリティの算出に当たっては、データの項で説明した保育所のパネルデータと境界データのほか、5歳以下人口割合と入所希望率のデータを使用する。アクセシビリティを求める式は河端（2017）に依拠し、以下のとおりである。

$$A_i = \sum_{j: d_{ij} < d_0} \frac{S_j}{\sum_{k: d_{kj} < d_0} r P_k} \quad (1)$$

(A_i : 居住地 i の保育所アクセシビリティ、 S_j : 保育所 j の供給、 d_{ij} : 居住地 i と保育所 j の直線距離、 d_{kj} : 居住地 k と保育所 j の直線距離、 d_0 : 通所限界距離、 r : 保育所入所希望率、 P_k : 居住地 k の人口)¹¹

(1) 式は「空間的競争 (spatial competition) を考慮した需給バランス (供給 / 需要) を表すアクセシビリティの式」(河端 2017, p.2) である。(1) 式では、保育所 j を中心としたものと、居住地 (区画 i) を中心としたものの二段階の計算が行われている。まず、保育所 j から半径 750m 以内に重心がある区画 k の保育所の需要量を合計し、保育所 j の定員をその値で割る (Ⅰ)。次に、居住地 (区画 i の重心) から 750m 以内にある保育所 j の (Ⅰ) の値を合計する (Ⅱ)。(Ⅱ) の値が区画 i における保育所のアクセシビリティであり、パネルデータ分析をする際には (Ⅱ) を市区町村ごとに平均する。

区画 k における保育所の需要量は、区画内の総人口に 5歳以下人口割合と入所希望率を掛けることで求めている。5歳以下人口割合と入所希望率は、区画 k が属する市区町村における値を使用している。保育所 j と区画 i 及び区画 k の距離は、緯度経度から算出した直線距離である。保育所の緯度経度は、保育所の住所を CSV Geocoding Service¹²を用いて変換することで求めた。各区画の重心と重心の緯度経度は、QGISを用いて特定した。通所限界距離は 750m に設定している。瀬川・貞広 (1996) は子供を連れて徒歩で移動する速度を時速 3km としており、その計算に基づけば、750m は徒歩 15 分圏内であることを意味する。

本稿におけるアクセシビリティの算出方法は、使用するデータや計算方法が Kawabata (2014) のものと一部異なる点に留意されたい。Kawabata (2014) は境界データとして基本単位区データを用い、保育所と居住地の距離を道路上距離で求め、アクセシビリティを 0~5 歳の各年齢に分けて求めている。一方本稿は、境界データとして小地域 (町丁・字等別) の

¹¹ 河端 (2017) より引用。ただし、河端 (2017) は居住地と保育所の距離を道路上距離で求めているが、本稿は直線距離で求めている。

¹² 東京大学空間情報科学研究センターが提供するサービス。<https://geocode.csis.u-tokyo.ac.jp/geocode.cgi/geocode.cgi?action=start> (2022 年 11 月 1 日)。

データを用い、保育所と居住地の距離を直線距離で求め、アクセシビリティは 0~5 歳をまとめて求めている。また本稿では、大田区の保育所アクセシビリティを適切に算出するために、羽田空港エリアに該当する 3 つの区画を除外している。当該区画は人口が小さく保育所需要が極小である一方で、定員数が 120 名（2015 年時点）の「羽田空港アンジュ保育園」と近接しており、定員数を保育所の需要量で割るとアクセシビリティが膨大になる。そのため、異常値によって大田区全体のアクセシビリティが実態と大きく乖離することを避けるために、これを除外した。

統制変数

統制変数としては、①保育所定員率、②三世代世帯割合、③2 歳以下人口割合、④就学前児童人口割合、⑤幼保利用比、⑥入所希望率、⑦人口密度を使用した。保育所定員率は、保育所定員の合計を入所希望者の合計で割ることで求めており、この値が大きいほど保育所の需要に対する供給が充足されていることを示す。2 歳以下人口割合は、2 歳以下人口を 5 歳以下人口で割ることで求めた独自の指標である¹³。就学前児童人口割合は、就学前児童人口を総人口で割ることで求めた。幼保利用比は、幼稚園の利用者数を保育所の利用者数で割った値であり、その値が大きいほど保育所と比較して幼稚園を利用する割合が大きいことを示す¹⁴。入所希望率は、毎年東京都が公表する『都内の保育サービスの状況について』より入手した。人口密度は分析の際には自然対数化して用いている。三世代世帯割合と人口密度は 2010、2015、2020 年の 3 ヶ年、2 歳以下人口割合は 2010、2015 年の 2 ヶ年、幼保利用者は 2013 年から 2017 年の 5 ヶ年分のデータのみ入手可能であった。欠落している年度については、それぞれの最新年のデータを代入している。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、保育所のアクセシビリティが待機児童の発生に与える影響を分析する。待機児童の発生状況には自治体間に差異があり（米山ほか 2014）、自治体によって待機児童問題に対する取り組み方が異なると考えられる（本田・柏原 2019）。また 2016 年以降の保育所の量的拡充や、2017 年の待機児童の定義の変更によって、年度間の待機児童数の変化に差が生じている可能性がある。そこで市区町村・年度の異質性を統制した形で線形固定効果モデルの推定を行う。保育所の利用が保育所と居住地の近接性に制限を受けるならば、両者には関連が見られるであろう。

¹³ 厚生労働省の「保育所等関連状況取りまとめ（令和 3 年 4 月 1 日）」によれば、全国の待機児童の 87.6%は 2 歳以下の低年齢児である。Kawabata (2014) も、2 歳以下で特に保育所のアクセシビリティが低い傾向があることを示している。2 歳以下人口割合が高いと、待機児童率は増加すると考えられる。

¹⁴ 保育所利用者割合と幼稚園在園者割合には強い負の相関があることが確認されている。
<https://www.pref.mie.lg.jp/common/content/000031429.pdf> (2022 年 11 月 13 日)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
待機児童率	待機児童数÷(待機児童数+保育サービス利用児童数)。	「都内の保育サービスの状況について」
三世代世帯割合	三世代世帯数÷一般世帯数。	「国勢調査」
2歳以下人口割合	(0～3歳人口-3歳人口)÷0～5歳人口。	「統計でみる都道府県・市区町村のすがた(社会・人口統計体系)」
就学前児童人口割合	就学前児童人口÷総人口。	「都内の保育サービスの状況について」、「国勢調査」
幼保利用比	幼稚園在園者数÷保育所等在所児数。	「統計でみる都道府県・市区町村のすがた(社会・人口統計体系)」
人口密度	1平方キロメートル当たりの人口。	「国勢調査」
入所希望率	(待機児童数+保育サービス利用児童数)÷就学前児童人口。	「都内の保育サービスの状況について」
保育所定員率	市区町村別の、保育所定員数の合計÷(就学前児童人口×入所希望率)。	「社会福祉施設等一覧」、「都内の保育サービスの状況について」
アクセシビリティ	独立変数の説明を参照。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
待機児童率	468	0.0229	0.0222	0	0.1254
三世代世帯割合	468	0.0224	0.0141	0.0058	0.0901
2歳以下人口割合	468	0.5068	0.0275	0.3622	0.5670
就学前児童人口割合	468	0.0468	0.0067	0.0189	0.0670
幼保利用比	468	0.7571	0.3530	0	2.8724
人口密度	468	10972.2137	5851.9737	21.1000	23182.1000
入所希望率	468	0.4717	0.0912	0.3105	0.9818
保育所定員率	468	1.0476	0.1476	0.6972	1.9444
アクセシビリティ	468	1.4736	0.4804	0.5480	3.6578

5. 分析結果

上記の市区町村別パネルデータから、保育所のアクセシビリティが待機児童の発生に与える影響を検証した。表 3 は 2013～2016 年、2017～2021 年、2013～2021 年の期間で分割したデータに基づく分析結果である。データが欠落している年度には最新年のデータを代入した関係上、2017 年以降に市区町村内で値が変化しない 2 歳以下人口割合と幼保利用比は、2017～2021 年の期間の分析では除外されている。

Model 1 と Model 4 に注目すると、2013～2016 年の期間では、アクセシビリティが待機

児童率に与える影響は 10%水準でも有意でない。これは仮説 1 に反する結果である。一方で、2017～2021 年及び 2013～2021 年の期間では、アクセシビリティが待機児童率に与える影響は 10%水準で有意に負になっている。これは仮説 1 と整合的な結果である。つまり、2017 年以降に限定されるが、アクセシビリティが上昇すると待機児童が減少させるという関連があることが明らかになった。また、統制変数では、三世代世帯割合も待機児童率を有意に低下させていた。三世代同居世帯では、祖父母が保育を代替できることの効果であろう。

興味深い点として、2016 年前後で、待機児童の抑制に対して、保育所定員率の影響が弱まり、アクセシビリティの影響が強まる傾向が見られる。Model 4～6 を比較すると、2013～2016 年では保育所定員率が有意に負の影響を与えているが、アクセシビリティの影響は有意でない。一方 2017～2021 年の期間を含めた分析では保育所定員率の影響は有意でなくなり、アクセシビリティが有意に負の影響を及ぼすようになっている。これは、2013～2016 年の期間では保育所の絶対量が不足していたために保育所定員の増加が有効だったが、2017 年以降は一定程度保育所が整備されたために定員の増加が待機児童の解消に与える影響は小さくなり、地理的な要因で保育所にアクセスできない需要者への保育所の供給が重要になってきたのではないかと考えられる。

表 3 待機児童率に対するアクセシビリティの影響

	従属変数 待機児童率					
	Model 1 2013-2016	Model 2 2017-2021	Model 3 2013-2021	Model 4 2013-2016	Model 5 2017-2021	Model 6 2013-2021
アクセシビリティ	-0.0117 (0.0075)	-0.0314 * (0.0118)	-0.0208 ** (0.0061)	0.0077 (0.0102)	-0.0161 † (0.0092)	-0.0117 * (0.0045)
保育所定員率				-0.0505 * (0.021)	-0.0332 (0.0247)	-0.0191 (0.0125)
三世代世帯割合				0.6559 (0.5787)	-0.8837 * (0.3693)	-0.7543 * (0.3515)
2歳以下人口割合				0.0361 (0.1211)		0.0508 (0.1220)
就学前児童人口割合				0.6399 (1.5760)	-0.6762 (1.3953)	-0.6556 (0.5902)
幼保利用比				0.0029 (0.0082)		-0.0006 (0.0077)
入所希望率				0.0538 (0.0876)	-0.0229 (0.0634)	-0.0067 (0.0475)
log (人口密度)				0.0320 (0.0821)	-0.0139 (0.0435)	0.0344 (0.0315)
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.6932	0.6561	0.6576	0.7136	0.6705	0.6646
N	208	260	468	208	260	468

(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、保育所と居住地の近接性を表す指標として保育所のアクセシビリティに着目し、東京都内の市区町村別のパネルデータ分析から、アクセシビリティが待機児童率に与える影響を検証した。その結果、島嶼部と檜原村を除く東京都全体で、保育所のアクセシビリティが低い市区町村ほど、待機児童が発生しやすい傾向があることが明らかになった。また、2017 年以前とそれ以降を比較して、近年では待機児童対策として、保育所の増設によって定員を確保するだけでなく、アクセシビリティの改善を考慮する必要があることが示唆された。以上のことから、今後の待機児童の解消においては、単に保育所を拡充するというだけでなく、アクセシビリティを可視化して保育所の需給に空間的なミスマッチがあるエリアを分析し、そのミスマッチを効果的に改善できる場所に保育所を増設することが重要であるといえる¹⁵。

地理的な条件によっては保育所の増設が難しいエリアもある¹⁶。そのような地域では、「送迎保育ステーション」を活用することが一案である。「送迎保育ステーション」は駅等のアクセスが良い場所に設けられ、預けられた園児をバスで提携先の保育所に送迎する施設である。保護者は通勤退勤の導線の中で子供の送迎ができるため、地理的な近接性にとらわれずに保育所を利用することができる。

本稿では、アクセシビリティの算出に当たって小地域（町丁・字等別）の境界データを使用した。当境界データの各区画の大きさは不均一である点には注意する必要がある。東京都西部の 1 区画は東部と比較して大きく、通所限界距離を一律に設定すると西部の区画のアクセシビリティは過小に評価されやすい。通所限界距離も徒歩 15 分以内での送迎を想定して 750m に設定しているが、送迎手段は地域によって異なると考えられるため、アクセシビリティが実態よりも厳しく評価されているエリアも存在し得る。そのためより詳細に保育所と居住地の空間的なミスマッチを捉えるためには、基本単位区の境界データを用いた上で、柔軟に通所限界距離を設定することが望ましい。

また、認可保育所、認証保育所、認定こども園以外の保育サービスの影響を考慮できていない点で本稿は待機児童の発生要因を網羅できていない。2021 年時点の東京都では、14,363 人の児童が認可外保育施設¹⁷を利用しており、全体の 5%弱ではあるが保育所の需要をカバ

¹⁵ アクセシビリティの可視化の方法については、GIS を用いて可視化を行った河端（2009）の研究を参考にすることができる。

¹⁶ 開所要件以外にも、騒音を気にする周辺住民からの反対運動が保育所の増設を難しくするケースもある。『園児の声うるさい』…保育園は“迷惑施設”か」読売新聞オンライン、2017 年 10 月 4 日。<https://www.yomiuri.co.jp/fukayomi/20171003-OYT8T50002/>（2022 年 11 月 1 日）。

¹⁷ 家庭的保育事業、小規模保育事業、事業所内保育事業、居宅訪問型保育事業、定期利用保育事業、企業主導型保育事業、区市町村単独保育施策を指す。認可外保育所東京都福祉保健局。「認可外保育施設の立入調査について」https://www.fukushihoken.metro.tokyo.lg.jp/kiban/shidoukensa/hoikushisetsukensa/3nendohoikusyokousyuukai.files/ninkagai2_shir

一している。これらの保育施策を含めた包括的な分析を行うことで、有効な待機児童対策を検討していく必要がある。

7. 参考文献

- 河端瑞樹. 2009. 「保育所アクセシビリティ-東京都文京区の事例研究」『Center for Spatial Information Science, The University of Tokyo, Discussion Paper』 99: pp.1-16.
- 河端瑞貴. 2010. 「仕事と子育ての両立と保育所アクセシビリティに関するアンケート調査報告書」『CSIS Discussion Paper No. 102』.
- 河端瑞樹. 2017. 「保育所需給の空間ミスマッチー東京 23 区の事例」『都市住宅学』 96: pp.9-12.
- 周燕飛. 2002. 「保育士労働市場からみた保育待機児問題」『日本経済研究』 46: pp.131-148.
- 鈴木亘. 2012. 「財源不足下でも待機児童解消と弱者支援が両立可能な保育制度改革: 制度設計とマイクロ・シミュレーション」『学習院大学経済論集』 48(4): pp.237-267.
- 瀬川祥子・貞広幸雄. 1996. 「GIS を利用した保育施設計画立案支援システムの開発」『GIS-理論と応用』 4(1): pp.11-18.
- 本田和隆・柏原正尚. 2019. 「地方自治体の規模別にみる待機児童とその対策」『大阪千代田短期大学紀要』 49: pp.23-30.
- 宮澤仁. 1998. 「東京都中野区における保育所へのアクセス可能性に関する時空間制約の分析」『地理学評論』 71A(12): pp.859-886.
- 山重慎二. 2001. 「日本の保育所政策の現状と課題」『一橋論叢』 125(6): pp.633-650.
- 米山正敏・深田聡・森川美絵. 2014. 「政令指定都市及び中核市の人口規模を考慮した保育施設整備及び待機児童数の実態に関する研究」『保健医療科学』 63(4): pp.407-417.
- 若林芳樹. 2006. 「東京大都市圏における保育サービス供給の動向と地域的差異」『地理科学』 61(3): pp.210-222.
- Hodgson, M. John. 1981. "The Location of Public Facilities Intermediate to the Journey to Work." *European Journal of Operational Research* 6(2): pp.199-204.
- Kawabata, Mizuki. 2014. "Childcare Access and Employment: The Case of Women with Preschool-Aged Children in Tokyo." *Review of Urban & Regional Development Studies: Journal of the Applied Regional Science Conference* 26(1): pp.40-56.

第2章

認定こども園が女性就業に与える影響 —都道府県・政令市別パネルデータに基づく実証分析—

小門 結花

要約

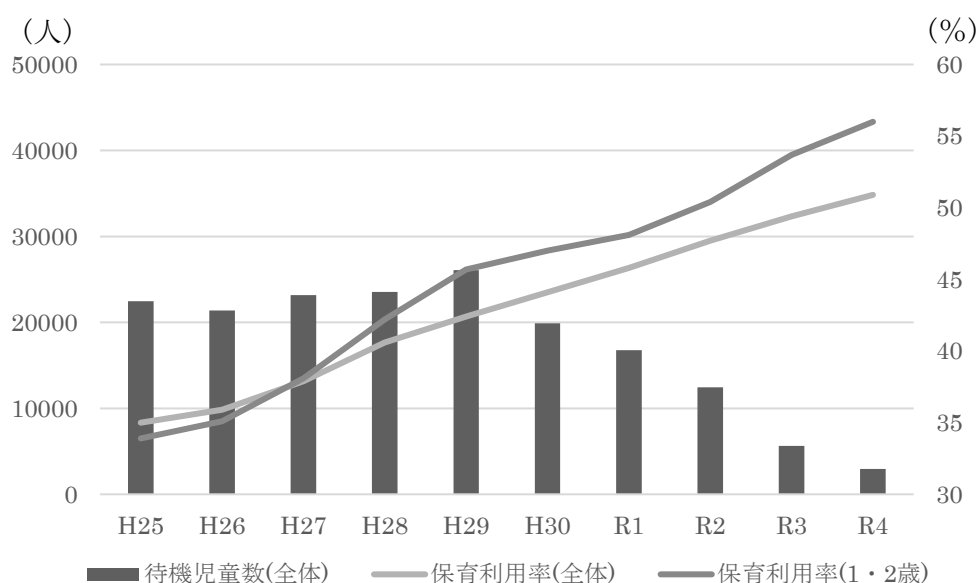
本稿では、女性の育児と仕事の両立の可能性について、認定こども園が女性の育児と仕事の両立に与える影響について検証した。先行研究では、保育所の拡充が女性の就業率に与える影響が議論されてきたが、認定こども園の影響を検討した研究は少なく、認定こども園独自の特徴やその意義については実証的に明らかになっていない。そこで、本稿では認定こども園の定員率や類型ごとの施設数に注目して、認定こども園制度の開始以前の2002年から2017年までの4期間のパネルデータを作成し、認定こども園の量的拡充が待機児童率、女性の離職率、女性の新規就業率に与える影響について固定効果モデルを用いて検証した。分析結果からは、幼保連携型や幼稚園型の認定こども園の拡充が、待機児童率や女性の離職率を引き下げることが明らかになった一方で、保育所型についてはそのような効果がないことが示された。また、認定こども園の整備状況と女性の新規就業率との間には関連がない。認定こども園は、幼保連携型や幼稚園型など、新たな保育供給を増加させる施設の場合に、女性就業に正の効果があるという点が制度の運用を考える上で重要であろう。

1. はじめに

日本では、女性の仕事と育児の両立が長きにわたって社会問題となっており、待機児童の増加はその象徴の一つであった。これが近年では、2017年に待機児童数が過去最多を記録した後、子育て安心プランなどの「保育の受け皿拡大」施策の下で、待機児童は減少傾向に転じている（図1）。このような保育所の拡充は、待機児童を減少させて、女性の就業率を真に高めるのだろうか。保育所整備が女性就業に与える影響については実証研究の蓄積があるが（e.g. 朝井ほか 2016）、保育所の拡充が女性就業を増加させるか否かについては論争が続いている¹⁸。

¹⁸ Asai and Yamaguchi (2015) や朝井ほか (2016) では、保育所拡充と女性就業は関連がないとされている。一方で、宇南山 (2009) をはじめ、関連があるとするものもある。

図 1 保育所等待機児童数及び保育所等利用率の推移



出典：厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ（令和4年4月1日）」¹⁹より筆者作成。

一方、少子化が進行するなかで、子育てに対して多様なニーズが生まれたが、現状では保護者の就業状況によって利用施設が限定されているという問題を指摘する議論もある。そのため、保育所では共働き世帯の増加により待機児童が問題となる一方で、幼稚園では少子化の影響で定員割れが起きているなど、既存の幼稚園、保育所には課題も多かった²⁰。このような課題に応えるために、平成18年10月には「就学前の子どもに関する教育、保育等の総合的な提供の推進に関する法律」が施行され、認定こども園制度が始まった。認定こども園とは、教育・保育を一体的に行う、幼稚園と保育所の両方の機能を併せ持っている施設のこと、平成24年に施行された「子ども・子育て支援新制度法」のもとでも、普及が図られてきた。認定こども園の特徴としては、保護者の就業状況にかかわらず利用可能であること、少子化で定員が余っている幼稚園が保育の機能を併せ持つことによって待機児童解消の効果が期待できることが挙げられる。認定こども園は、通常の保育所とは異なる特徴を持つことから、その効果にも違いがあるものと思われるが、認定こども園が女性就業に与える影響については議論が少ない。保護者の就業状況にかかわらず利用継続可能であるという認定こども園の制度的特徴は、保育園の拡充が女性の就業率と明確な関連が見られないとする現状の知見に対して、興味深い視点を提供するかもしれない。

そこで、本稿では、2012年と2017年の2期のパネルデータを用いて認定こども園の定員率と女性就業率の関係を、2002年から2017年までの4期のパネルデータを用いて認定

¹⁹ <https://www.mhlw.go.jp/content/11922000/000979606.pdf> (2022年11月5日)。

²⁰ https://www8.cao.go.jp/shoushi/shinseido/meeting/kodomoen/k_1/pdf/s2.pdf (2022年11月6日)。

こども園の施設数と女性就業率の関係を分析することで、この制度が確立される前後での女性の働きやすさの変化について見ていくこととする。独自の特徴を持つ認定こども園の効果を検証することは、独自の制度的特徴を持つ認定こども園の拡大は、待機児童の解消のみならず、出産後の女性の就業継続にも貢献するのだろうか。

続く第2節では、保育所の女性就業への影響や、認定こども園の待機児童の効果に関する先行研究を取り上げた後、第3節では、認定こども園の量的拡充による影響について、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分析方法を提示し、第5節では、推定結果について説明する。第6節では、本稿で得られた結果に基づいて、認定こども園の効果について考察を行い、女性就業の促進のためには今後どのような政策が必要なのか示唆を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 保育所整備と女性就業の関連

1990年に合計特殊出生率が過去最低の値を記録して以降、政府は様々な少子化対策を講じており、とりわけ1994年に策定された「エンゼルプラン」では、「働きながら子供を育てる環境」の必要性が指摘され、保育所の整備・拡充が進められてきた。この点、既存研究では、保育所の整備が女性就業に与える影響に焦点が当てられている。

第一に、核家族世帯の女性に対する保育所整備について議論がなされている。朝井ほか(2016)では、保育所の整備と母親の就業との関連に否定的である。保育所が整備されても、三世代同居率が減る現状では、働く母親が、祖父母による保育に代わって公的な保育サービスを利用するようになるだけで、女性の就業率の増加には繋がらないという。しかし、Asai(2015)では、このような三世代同居に関する変化がなければ、保育所の拡充は母親の就業率を増加させることが示唆されている。また、核家族に限定すると、保育所の整備が進むと母親の就業率が増加する傾向が見られている。

第二に、保育所整備が女性の離職を抑制するか否かが議論されている。結婚による離職の要因として、育児休業制度や、三世代同居割合、保育所整備状況との関連を検討すると、保育所定員率が結婚による離職に大きな影響を与えていた(宇南山 2009)²¹。さらに、これに付随した研究としては宇南山・山本(2015)がある。この研究では、保育所整備によって育児と仕事の両立可能性が高まることを示した上で、その先にある女性活用の活発化や少子化対策といった政策的な課題を解決できるだけの影響力が保育所整備に存在しうるのかという点が議論された。分析結果からは、保育所の整備が女性の労働力や出生率を上昇させる

²¹ 宇南山(2011)では、結婚に加えて出産による離職の要因もまた、保育所の整備が関係しているとされた。

効果があるものの、定量的に見ると、保育所の整備のみでは、少子化の解消や女性の労働力率の向上には限界があることが示された。また、深井（2019）は、保育所の整備は離職の抑制には効果があるが、新規就業への効果は大きくないことを示唆している。

2－2．認定こども園と待機児童の関連

前述したように、認定こども園についての研究は進んでおらず、その中でも実証的なものは限られる。近年では認定こども園の施設数、利用者数ともに増加傾向にあり、利用者数が増えていた都市規模群では、待機児童が減少していた（本田・柏原 2019）。また、幼保連携型認定こども園の所在地では幼稚園型認定こども園の所在地よりも保育需要が増加している。政令指定都市や中核市に限定しても、保育需要の増加が目立つ場所の多くが幼保連携型の所在地であることから、幼保連携型認定こども園がその中でも待機児童対策として効果があるといった議論もされている（横山 2016）。一方で、認定こども園制度の特徴に注目して、その量的拡大が女性の就業状況に与える影響を都市別のパネルデータなどを用いて分析する研究は見られない。次節では、認定こども園の特徴を整理した上で、これらの制度が女性就業に与える影響を理論的に考察する。

3．理論仮説

3－1．認定こども園の制度的特徴

認定こども園には、保育所や幼稚園などの既存の施設とは異なる特徴が存在する。第一に、幼稚園と保育所の機能が併存するため、子育ての過程で両親が離職や再就職を行う場合に、保育所と幼稚園とを行き来する必要がなくなる。そのため、認定こども園の存在は、女性の離職を抑制するだけでなく、女性の新規就業を心理的に容易にするかもしれない。

また、第二に、少子化によって利用者が減少している幼稚園施設を、本制度を用いて保育所として活用することが可能となる。保育サービスの供給量を新たに増加させることで、従来の保育施設と同様に、女性の仕事と子育ての両立が図られやすくなるものと考えられる。実際、本田・柏原（2019）では、認定こども園の利用者が年々増加しており、そのように利用者が増えている地域では待機児童が減少する傾向が示されている。認定こども園が待機児童を解消する効果を持つならば、保育所を利用できずにやむなく離職する女性の数も減らすことができると考えられる。

保育の拡充による効果については、保育所の整備が女性の離職率の減少につながることを示されてきた。宇南山（2013）によると、女性の離職率の改善には、保育所の整備が大きく関わっているという。また、保育所の整備状況は都道府県間での差が大きい、その差は

離職率と高い相関を持つことから、保育所の整備は女性の就業継続に効果があると考えられる。さらに、米山ほか（2014）では、保育所定員率が高い地域ほど、待機児童率が低くなる傾向が示されており、女性が離職する原因となる待機児童問題についても、保育所の拡充によって解消されることが認められた。このことから、保育の供給を増やす認定こども園もまた、女性の離職率に対して効果的であることが予想される。これらを踏まえて以下の仮説を導出する。

仮説 1 認定こども園の施設数・定員率が増加すると、待機児童率と女性の離職率が減少し、女性の新規就業率が増加する。

3-2. 認定こども園の型ごとによる効果の違い

認定こども園には4つの型がある。具体的には①幼保連携型、②幼稚園型、③保育園型、④地域裁量型である。内閣府によると²²、①幼保連携型は「幼稚園的機能と保育所的機能の両方の機能をあわせ持つ単一の施設として、認定こども園としての機能を果たすタイプ」の施設、②幼稚園型は「認可幼稚園が、保育が必要な子どものための保育時間を確保するなど、保育所的な機能を備えて認定こども園としての機能を果たすタイプ」の施設、③保育所型は「認可保育所が、保育が必要な子ども以外の子どもの受け入れるなど、幼稚園的な機能を備えることで認定こども園としての機能を果たすタイプ」の施設、④地域裁量型は「幼稚園・保育所いずれの認可もない地域の教育・保育施設が、認定こども園として必要な機能を果たすタイプ」の施設である。型によって、保育の供給の増やし方が異なることに加え、横山（2016）などにも見られるように、それぞれ効果も異なる可能性がある。そこで、本稿では、①幼保連携型、②幼稚園型、③保育園型の3つの型について分析を行う²³。

幼保連携型と幼稚園型のこども園は、その量的拡充が保育の供給の拡大につながり、女性の仕事と育児の両立のしやすさを増大させると考えられる。一方、幼稚園型については、幼稚園の特徴を同時に考慮する必要がある。近年、幼稚園は延長保育の機能のある施設も増え、働く母親にとっても利便性が高まっている。実際に横山（2016）では幼稚園型の認定こども園について、待機児童対策としての効果は小さくとも、母親の就業再開を支援する効果があることを示唆されている。このことから、幼稚園や幼稚園型の認定こども園の整備も、女性の仕事と育児の両立を促す効果があると考えられる。

保育所型の認定こども園では、保育所に幼稚園の機能を認めるものとなるため、保育の供給量を新たに拡大することにはつながりにくい。そのため、女性就業への効果は大きくないかもしれない。よって、幼保連携型と幼稚園型の2つの型について、保育の供給を新たに増

²² <https://www8.cao.go.jp/shoushi/kodomoen/gaiyou.html> (2022年11月6日)。

²³ ④地域裁量型については、設置のない都道府県が半数以上であったため、今回の分析では取り上げないこととした。

加させる点に注目して、以下の仮説を検証する。

仮説 2 幼保連携型・幼稚園型の認定こども園ほど、待機児童率・女性の離職率・新規就業率に与える影響が大きい。

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、まず「社会福祉施設等調査」、「福祉行政報告例」に基づき、2012 年と 2017 年の 2 期間について、都道府県・政令指定都市別の幼保連携型認定こども園の定員率のパネルデータを構築した。また、内閣府の「都道府県別認定こども園の数の推移」に基づき、2002 年・2007 年・2012 年・2017 年の 4 期間について、都道府県別の認定こども園の類型別施設数のデータセットを作成している。データによって利用可能な期間・自治体の範囲が異なる点に注意されたい。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、待機児童率、結婚・育児による女性の離職率、女性の新規就業率である。離職率については、結婚による離職率、育児による離職率、それら 2 つの合計の 3 つの変数を用いた。

理論的に関心のある独立変数としては、認定こども園の幼保連携型潜在的定員率と、幼保連携型・幼稚園型・保育所型施設数を用いる。幼保連携型潜在的定員率は、宇南山 (2009) に従い、認可定員を子供の人口ではなく、20 歳～39 歳の女性人口で割った値を使用する。なお、施設数は全体に 1 を足して自然対数化した値を投入する。

また、統制変数として、朝井ほか (2016) を参考に、夫 (父親) の就業率、完全失業率、核家族世帯率を用いた。完全失業率と核家族世帯率については、「国勢調査」に依拠する都合上、完全失業率・核家族世帯率は、5 年ごとにしか利用できないため、各年の直近のデータを用いた。

表 3 は、認定こども園の類型別施設数及び幼稚園・保育所の施設数の相関行列である。これらの変数は自治体の保育需要と相関することから、同時に投入すると多重共線性の懸念がある。表 3 を見ると、認定こども園の類型別施設数には一定の相関があるものの、それらと幼稚園・保育所の施設数との相関は弱い。そのため、分析では、幼稚園・保育所施設数を統制した上で、認定こども園の量的拡充の効果を確認していく。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
幼保連携型認定こども園施設数	幼保連携型認定こども園の施設数。	内閣府
保育所型認定こども園施設数	保育園型認定こども園の施設数。	
幼稚園型認定こども園施設数	幼稚園型認定こども園の施設数。	
幼稚園施設数	幼稚園の施設数。	「学校基本調査」
保育所施設数	保育所の施設数。	「社会福祉施設等調査」
幼保連携型認定こども園潜在的定員率	認可定員÷20～39歳女性人口。	「社会福祉施設等調査」、「福祉行政報告例」
結婚による離職率	結婚による女性離職者÷女性総人口。	「就業構造基本調査」
育児による離職率	育児による女性離職者÷女性総人口。	
結婚・育児による離職率	結婚・育児による女性離職者数÷女性総人口。	
新規就業者率(女性)	25～44歳女性新規就業者数÷25～44歳女性人口。	
待機児童率	待機児童数÷(利用児童数+待機児童数)。	「保育所等関連状況とりまとめ」
夫(父親)就業率	有業の夫の人数÷子供のいる全世帯数。	「就業構造基本調査」
完全失業率	完全失業率。	「国勢調査」
核家族世帯率	核家族世帯数÷全世帯数。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
幼保連携型潜在的定員率	120	0.0177	0.0266	0.0001	0.1606
幼稚園潜在的定員率	120	0.1505	0.0415	0.0367	0.269
保育所潜在的定員率	120	0.1373	0.0613	0.021	0.3458
幼保連携型施設数	188	22.0904	49.9136	0	434
幼稚園型施設数	188	5.9362	11.7558	0	64
保育所型施設数	188	3.8617	8.7839	0	73
幼稚園施設数	188	276.8617	224.2154	20	1128
保育所施設数	188	368.8138	282.3695	118	2431
結婚による離職率	228	0.0485	0.0125	0.0221	0.0858
出産による離職率	228	0.0492	0.0087	0.0318	0.0754
結婚・出産による離職率	228	0.0977	0.0169	0.0546	0.1486
待機児童率	228	0.0074	0.0115	0	0.0598
女性新規就業率	228	0.0571	0.0084	0.0345	0.087
夫就業率	228	0.8803	0.0192	0.8224	0.931
完全失業率	228	0.0312	0.0080	0.017	0.0681
核家族世帯率	228	0.5594	0.0417	0.4292	0.6546

表 3 相関行列

	幼保連携型	幼稚園型	保育所型	幼稚園	保育所
幼保連携型	1.0000				
幼稚園型	0.6963	1.0000			
保育所型	0.5033	0.5420	1.0000		
幼稚園	0.0699	0.1752	0.0725	1.0000	
保育所	-0.0440	0.1881	0.1634	0.7200	1.0000

4－2．推定方法

上記のように待機児童率、結婚による離職率、育児による離職率、結婚・育児による離職率、新規就業率を従属変数、定員率、施設数を独立変数として、固定効果モデルに基づくパネルデータ分析を行った。固定効果モデルでは、個体ごとの固有の要因を個体ごと・年度ごとの固有の要因を統制しており、各自治体内で認定こども園の量が変化したときに、女性の就業状態がいかに変化するかを捉えることが可能になる。

5．分析結果

5－1．幼保連携型認定こども園潜在的定員率の効果

表 4 は、2012 年、2017 年の 2 期分の都道府県・政令市別のパネルデータで、幼保連携型認定こども園の定員率が、それぞれ待機児童率、離職率、新規就業率にどのような効果をもたらすかを検証した結果である。分析結果からは、Model 3 の育児による離職率についてのみ、幼保連携型潜在的定員率が 10%水準で負の効果を持っている。幼保連携型認定こども園の定員拡充は、育児下での就業継続を促すものと考えられる。他方、待機児童率や結婚による離職率、女性新規就業率とは有意な関連がない。

なお、保育所の定員率は、女性新規就業率を高めるものの、結婚・育児による離職率を高める結果になっている点は予測に反するものである。政府の保育所拡充は、そのような離職が問題化している地域で行われやすいという逆因果が現れているのかもしれない。

5－2．認定こども園の類型別施設数の効果

表 5 では、2002 年、2007 年、2012 年、2017 年の 4 期分の都道府県別のパネルデータパネルデータで、認定こども園の幼保連携型・幼稚園型・保育所型の施設数が、それぞれ待機

表 4 幼保連携型認定こども園の潜在的定員率の効果

	従属変数				
	待機児童率	結婚による離職率	育児による離職率	結婚・育児による離職率	女性新規就業率
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
幼保連携型潜在的定員率	-0.1212 (0.0746)	0.0022 (0.0223)	-0.0337 † (0.0189)	-0.0316 (0.0322)	-0.0258 (0.0409)
幼稚園潜在的定員率	-0.1841 * (0.0862)	-0.0262 (0.0260)	-0.0327 (0.0288)	-0.0589 (0.0454)	-0.0578 (0.0638)
保育所潜在的定員率	0.1218 (0.0964)	0.0957 ** (0.0284)	0.0599 * (0.0282)	0.1556 *** (0.0393)	0.1164 † (0.0694)
夫就業率	0.1390 (0.2288)	0.0314 (0.0602)	0.1557 * (0.0630)	0.1870 † (0.1015)	0.0657 (0.0913)
完全失業率	-0.5201 (0.6921)	-0.3315 * (0.1569)	0.0196 (0.2855)	-0.3120 (0.3787)	0.6322 (0.4618)
核家族世帯率	-0.0445 (0.1250)	0.0790 (0.0476)	-0.0082 (0.0534)	0.0708 (0.0801)	-0.1222 (0.1339)
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.5185	0.9094	0.8898	0.9296	0.3291
N	120	120	120	120	120

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

(2) ()内は都道府県・政令市ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

児童率、離職率、新規就業率にどのような効果をもたらすかを検証した結果である。Model 1～Model 5 ではそれらの独立変数が、それぞれ待機児童率、離職率、新規就業率にどのような効果を与えるか検証した。

Model 1 では、幼保連携型の認定こども園の施設数は、5%水準で統計的に有意に待機児童率を減少させている。保育所の拡充も待機児童を統計的に有意に減少させていることから、保育施設の新設による量的拡充が待機児童の減少を促すという先行研究とも整合性のある結果となった。Model 2～4 では、幼稚園型の認定こども園の施設数や幼稚園数が結婚による離職率を減少させること、幼保連携型・幼稚園型の施設数が結婚・育児による女性の離職を抑制することが明らかになった。一方、育児による離職率に対してはどの種類の施設数も統計的に有意な関連がない。特に、Model 2・4 の結果から、幼保連携型や幼稚園型のように新たに保育の供給を量的に拡充する施設が整備されると、待機児童率や離職率が減る傾向があり、女性が仕事と育児を両立しやすくなると考えられる。また、幼稚園についても、前述したように、近年では仕事のある母親にとっても利便性の高い機能を備えていることから、女性の離職率を減少させる効果があるのかもしれない。一方で、保育所型の認定こども園については、待機児童率、女性の離職率ともに効果がないことが示された。これは、保育所型は、保育の供給を新たに増加させる施設ではないからだと考えられる。最後に Model 5 より、認定こども園、幼稚園、保育所いずれの施設数も女性の新規就業率を増加させる効果はないことが分かった。両親の就業状況に依らずに子供を預けることができる認定こども園においてもこのような結果となったことは、仮説と反する。

表5 認定こども園の類型別施設数の効果

	従属変数					
	待機児童率	結婚による離職率	育児による離職率	結婚・育児による離職率	女性新規就業率	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	
log (幼保連携型+1)	-0.0015 *	-0.0005	-0.0006	-0.0011 **	-0.0014	
	(0.0006)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0005)	(0.0011)	
log (幼稚園型+1)	-1.44e-5	-0.0007 *	-0.0003	-0.0011 *	-0.0007	
	(0.0005)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0005)	(0.0006)	
log (保育所型+1)	-0.0003	0.0010 †	0.0006	0.0016 **	-0.000043	
	(0.0007)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)	-0.0011	
log (幼稚園)	0.0050 *	-0.0068 *	0.0056	-0.0011	0.0037	
	(0.0024)	(0.0028)	(0.0036)	(0.0026)	(0.0065)	
log (保育所)	-0.0060 †	0.0006	0.0021	0.0027	-0.0028	
	(0.0034)	(0.0020)	(0.0022)	(0.0025)	(0.0039)	
夫就業率	0.0576	0.0677 †	0.0405	0.1082 *	0.053	
	(0.0413)	(0.0366)	(0.0367)	(0.0529)	(0.0646)	
完全失業率	0.2951 †	-0.1822	0.2850 **	0.1028	0.3436 †	
	(0.1470)	(0.1086)	(0.0966)	(0.1277)	(0.1933)	
核家族世帯率	-0.0078	0.1313 ***	(0.1802) ***	(0.0489)	-0.031	
	(0.0408)	(0.0307)	(0.0365)	(0.0373)	(0.0494)	
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES	
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES	
調整済みR ²	0.8848	0.9585	0.8635	0.9570	0.5536	
N	188	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、2002年から2017年までの認定こども園の定員率・施設数の都道府県・政令市別パネルデータを用いて、保育の拡充による待機児童率、女性の離職率、女性の新規就業率の変化について明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に幼保連携型の認定こども園の施設数を増加させることは、待機児童率の減少に効果があることが示唆された。第二に、保育所型の認定こども園よりも、幼稚園型や、幼保連携型の認定こども園の整備が女性の離職率を下げることにつながることが分かった。第三に、どの型であっても、認定こども園の整備は女性の新規就業については明確な効果がないことも示唆された。

上記の知見にもとづけば、従来の保育所に幼稚園の機能を認める保育所型よりも、従来の幼稚園に保育所の機能を認める幼稚園型や、両者の機能を有する新たな施設を新設する幼保連携型といった型のこども園を整備することが待機児童率や女性の離職率の低下につながることが分かる。これらは、育児と仕事の両立可能性を高めるためには、第一に保育の拡充を伴う量的施策の一つとして、認定こども園の機能を理解すべきことを示唆するものと考えられる。

一方で、今回の分析結果では、認定こども園は女性の新規就業率を上げる効果が示されなかった。子どもを預けることができるという保育の量的拡充という以外の面からのアプロ

一ちも必要だと考えられる。そのような事例として、女性の就業率が低い神戸市で行われている、母親への職場復帰支援の取り組みが参考になる²⁴。神戸市では 2021 年 9 月に「あすてっぷコワーキング」という託児所付きの施設が新設された。出産や育児を経た女性の職場復帰に向けて、託児所に子供を預けながら、カウンセラーへのキャリア相談や、再就職に向けた資格勉強ができる環境が整っているほか、施設内で働きたい母親同士の横のつながりが生まれることも期待されている。仕事と育児の両立に不安を抱える女性が多くいる中で、今後も新たなサービスの普及によって女性が仕事復帰しやすい社会を作っていくことが重要だと考えられる。

7. 参考文献

- 朝井友紀子・神林龍・山口慎太郎. 2016.「保育所の市日と母親の就業率」『経済分析』(191): pp.121-125.
- 宇南山卓. 2009.「少子高齢化対策と女性の就業について—都道府県別データから分かったこと」『RIETI Discussion Paper Series』10-J-004.
- 宇南山卓. 2011.「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』65(7): pp.1-22.
- 宇南山卓. 2013.「仕事と結婚の両立可能性と保育所: 2010 年国勢調査による検証」『RIETI Discussion Paper Series』13-J-044.
- 宇南山卓・山本学. 2015.「保育所の整備と女性の労働力率・出生率—保育所の整備は女性の就業と出産・育児の両立を 実現させるか」『PRI Discussion Paper Series』No. 15A-2.
- 深井太洋. 2019.「保育所整備は女性の就業率や 出生率を上げたのか—保育所整備の政策評価」『日本労働研究雑誌』707: pp.4-20.
- 本田和隆・柏原正尚. 2019.「地方自治体の規模別にみる待機児童とその対策」『大阪千代田短期大学紀要』(49): pp.23-30.
- 横山由紀子. 2016.「認定こども園の女性就業支援策としての効果」『Journal of University of Hyogo』68(1): pp.85-99.
- 米山正敏・深田聡・森川美絵. 2014.「政令指定都市及び中核市の人口規模を考慮した保育施設整備及び待機児童数の実態に関する研究」『保健医療科学』63 (4): pp.407-417.
- Asai, Y., Kambayashi, R., and S. Yamaguchi. 2015. “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment.” *Journal of the Japanese and International Economies* 38: pp.172-192.

²⁴ 「若い女性の支持競う 関西 25 市町村で比率上昇続く 3 世代同居に補助／就労支援へ託児所（データで読む地域再生）」『日本経済新聞』2022 年 8 月 27 日。

第3章

労働流動性が企業の教育訓練投資に与える影響 —企業・業界の労働流動性に基づくマルチレベル分析—

伊藤 瑞希

要約

日本企業の教育訓練投資の不足が指摘されており、その一因として、教育訓練投資が離職を促進してしまうことに対する懸念が挙げられる。既存研究では、企業は人材の流入と流出に対して教育訓練投資が必要になる反面、一般的訓練は人材流出を促すという逆説的な関係が示されている。しかし、企業特殊的訓練に投資を限定する以外にこの問題を解決する方法については十分な議論がなされていない。そこで本稿では、2012年・2017年・2022年の「CSR 企業総覧」および「CSR 企業総覧雇用・人材活用編」の企業別のデータを用い、業界の労働流動性が企業の教育訓練投資に与える影響を検証した。結果からは、業界の労働流動性が高いほど企業が教育訓練投資を増加させること、また業界の労働流動性が高い場合には中途採用に依存する企業で教育訓練投資が増加するが、労働流動性が低い場合には、むしろ教育訓練投資を減少させることが明らかになった。外部からの人員補充が容易な状況では、企業は教育訓練投資を活発にさせることから、解雇規制の緩和等により業界の労働流動性を向上させることが日本企業の教育訓練投資不足の解消に重要であると考えられる。

1. はじめに

近年、日本企業における教育訓練投資の不足が指摘されるようになってきている。令和3年の「能力開発基本調査」によると、平成20年度調査以降、Off-JT²⁵に費用支出した企業の割合は50%程度、自己啓発支援に対しては25%程度に留まっており、令和2年度調査からは減少も見られる。また、労働者一人当たりの支出費用額に関しても、減少もしくは横ばいという状況であり、企業における教育訓練投資が伸び悩んでいるとされている²⁶。

一般に教育訓練投資は、企業の業績や生産性を向上させるのに有用な手段の一つであるとして捉えられている。日本企業を対象にした既存研究では、Off-JT が企業の生産性を有

²⁵ 調査票によれば、「業務命令に基づき、通常の仕事を一時的に離れて行う教育訓練（研修）」を指す。https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/104-1d_r03_02.pdf (2022年11月14日)。

²⁶ <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/104-03b.pdf> (2022年11月14日)。

意に引き上げることや（黒澤ほか 2006）、企業の付加価値と正の関係を持つこと（宮川ほか 2011）、正社員への計画的な OJT²⁷が労働生産性を高めること（権ほか 2012）が示されている。さらに日本の生産年齢人口は当面の間減少する見込みである²⁸。日本の経済のためには、従業員一人一人の生産性を向上させることが必要になると考えられる。

一方、企業の教育訓練投資の不足は、日本企業の IT 人材不足とも関連する問題である。経済産業省によれば、DX²⁹に必要な人材の不足を自覚している企業の割合は 8 割に近い値である³⁰。その一方で、先端技術に関する社員の学び直しやキャリアサポートなどの具体的な人材育成施策を取れていない企業の割合が、アメリカと比較して多いことが問題に挙げられている³¹。

このように、日本企業における教育訓練投資の必要性が多方面から指摘されている一方で、教育訓練投資が増大しない原因については学術的知見が十分に参照されていない。既存研究からは、教育訓練投資が必要に応じて活発になることが示されている。Forrier and Sels (2003) によれば、離職者数または入職者数が多い場合に、教育訓練投資が増加する。その原因を、離職者数が増えた場合はその人材の補填に、入職者数が増えた場合はその人材の育成のために、教育訓練投資が必要になるためだと説明している。また日本においても、新規学卒採用数が多い場合、教育訓練投資が増大することがわかっている（太田・安田 2010）。企業の教育訓練投資の必要性は、人材の動向やその流動性によって規定される部分が大きいと考えられている。

一方で企業の教育訓練投資が抑制される一因として、育成した人材が流出してしまうことに対する企業側の懸念がある。Haines et al. (2010) は、従業員は、教育訓練投資を受けた人材ほど労働市場での価値が高まることで転職が容易になるため、従業員への教育訓練投資が離職を増加させることを実証的に示している。教育訓練投資に際する人材の離職の

²⁷ 令和 3 年「能力開発基本調査」の調査票によれば、「日常の業務に就きながら行われる教育訓練」のことを言う。https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/104-1d_r03_02.pdf (2022 年 11 月 14 日)。

²⁸ <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/roudou/21/dl/21-2.pdf> (2022 年 11 月 14 日)。

²⁹ デジタル・トランスフォーメーションのことであり、総務省の「デジタルガバナンス・コード 2.0」によれば、「企業がビジネス環境の激しい変化に対応し、データとデジタル技術を活用して、顧客や社会のニーズを基に、製品やサービス、ビジネスモデルを変革するとともに、業務そのものや、組織、プロセス、企業文化・風土を変革し、競争上の優位性を確立すること」として定義されている。https://www.meti.go.jp/policy/it_policy/investment/dgc/dgc2.pdf (2022 年 11 月 14 日)。

³⁰ 「事業戦略上、変革を担う人材の『量』の確保」において、「やや不足している」、「大幅に不足している」と答えた企業の割合は 76%である。同じく「『質』の確保」においては、77.9%である。<https://www.ipa.go.jp/files/000093699.pdf> (2022 年 11 月 14 日)。

³¹ 先端技術領域に関する社員の学び直しの方針を尋ねた結果では、「実施していないが検討中」、「実施していないし検討もしていない」と答えた企業の割合は 66.6%である。またキャリアサポートの実施内容については全 5 項目すべてでアメリカより実施割合が低い。<https://www.ipa.go.jp/files/000093701.pdf> (2022 年 11 月 14 日)。

問題は、日本企業でも広く認識されているところである³²。

企業の教育訓練投資に関する先行研究の知見を踏まえると、次のような点に疑問が残る。第一に、人材流出が多い状況下でも教育訓練投資が増加する要因である。Forrier and Sels (2003) では、離職者数が多い場合に、その補填の必要のために教育訓練投資が増加しているとしている。一方で、Haines et al. (2010) によれば、教育訓練投資は従業員の転職を促進する。人材流出に対応するために教育訓練投資を増やせば、さらなる人材流出を招く恐れがあるにもかかわらず、なぜ企業は教育訓練投資に取り組むのか。人材流出への懸念を抑制する何らかの要因が存在することを示唆するものである。

第二に、人材の動向が教育訓練投資に与える効果に関する、業界の影響である。教育訓練投資の増加要因として、入職と離職など労働流動性の要因が重要であることは前述の通りである。しかし企業の労働流動性が持つ意味は、企業が属する業界の労働流動性に依存する部分が大いと考えられる。例えば中途採用によって人材の補充を行う場合、同一業界内からの転職が主であるならば、業界の労働流動性が高いほど人材補充を行いやすくなると考えられる。企業の人材の動向が教育訓練投資に与える影響を分析する場合、業界内での労働流動性が与える影響を考慮する必要があるだろう。

そこで本稿では、業界の労働流動性が高く外部からの人材確保が容易な状況が、企業の教育訓練投資にどのような影響を与えるのかを明らかにする。具体的には、2012 年・2017 年・2022 年の「CSR 企業総覧」および「CSR 企業総覧雇用・人材活用編」の企業別の情報を利用し、企業の教育訓練投資に対する企業別・業界別の労働流動性の効果を、マルチベルモデルによって分析する。分析結果からは、業界の労働流動性が高いほど企業が教育訓練投資を増加させること、また業界の労働流動性が高い場合には中途採用に依存する企業で教育訓練投資が増加するが、労働流動性が低い場合には、むしろ教育訓練投資を減少させることが明らかになった。外部からの人員補充が容易な状況では、企業は教育訓練投資を活発にさせることから、解雇規制の緩和等により業界の労働流動性を向上させることが日本企業の教育訓練投資不足の解消に重要であると考えられる。

本稿の構成は次の通りである。続く第 2 節では、企業の教育訓練投資の規定要因に関する先行研究を紹介する。第 3 節では、労働流動性が教育訓練投資に与える影響に関して、業界の労働流動性に着目した本稿の理論仮説を導出する。第 4 節で利用するデータと分析手法について説明し、第 5 節においてその結果を議論する。第 6 節では、分析結果から得られた知見を踏まえて、日本の労働法制のあり方についての提言を述べる。

³² 令和 3 年の「能力開発基本調査」によれば、44%の企業が、能力開発や人材育成に関する問題点として「人材を育成しても辞めてしまう」ことを挙げている <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/104-03b.pdf> (2022 年 11 月 14 日)。

2. 先行研究

まず、教育訓練投資の規定要因について、先行研究の知見を整理する。既存研究では、企業の教育訓練投資は、人材育成の必要性に応じて活発になることが示されている。Forrier and Sels (2003) によれば、離職数が多い場合には人員補充のため、入職数が多い場合には新規の従業員教育のために、企業の教育訓練投資が増大する。また、日本企業を対象とした実証研究においては、新規学卒採用数が多い場合に教育訓練投資が活発になることが示されており(太田・安田 2010; 中野ほか 2013)、新規の入職者に対する教育訓練は、日本企業においても活発に行われているものと考えられる。

一方で教育訓練投資は、それが一般的訓練である場合、Haines et al. (2010) が示す通り離職を促進する効果を持つ。ここでいう一般的訓練とは、Becker (1962) の人的資本に基づくものであり、「多くの企業においてその生産性を増大させるのに役に立つ」(Becker 1962, p.12; 著者訳) 訓練として定義される。このような一般的訓練は、他の企業でも生産性の向上に役立つものであるから、従業員の労働市場での価値を高め、転職を容易にしてしまう。そのため多くの企業に、教育訓練投資を事後的に回収できなくなる懸念をもたらす。前述の通り、企業は人材流出に対して内部の人材の育成による人員補充を必要とするため(Forrier and Sels 2003)、人材の流出時には、人的補充のために追加的な教育訓練投資を必要としつつ、更なる人材の流出を防ぐために、そのような教育訓練投資の実行が困難な状況に陥ってしまう。

この問題の解決方法の一つは、教育訓練投資を企業特殊的訓練に限定することである。企業特殊的訓練とは、一般的訓練に対応する概念であり、「他社における生産性の向上には効果がない訓練」(Becker 1962, p.17; 著者訳) として定義される。日本では新規学卒採用が教育訓練投資に正の効果を与えるというだけでなく、太田・安田 (2010) によれば、企業特殊的訓練の制度が整備されている企業ほど、新規学卒採用を重視しているという。つまり、企業特殊的訓練に限定することで、教育訓練投資の増加に伴う人材流出を避けつつ、従業員の生産性を向上させることが可能になるというわけである。

このように既存研究では、人材の流出入が教育訓練投資の必要性を高めるとしつつも、一般的訓練がさらなる人材の流出を引き起こしてしまうという逆説的な問題が提起されてきた。加えて日本型雇用慣行の下では、教育訓練投資を企業特殊的訓練に限定することでそのような問題の解決が図られてきたことが示唆されている。しかしながら、人材の流出が多い状況でも教育訓練投資が可能となることの説明には不完全な部分がある。次節では、先行研究に依拠しながらも、企業が属する業界の労働流動性の高さが、人材流出と教育訓練投資の両立を実現しうることを主張する。

3. 理論仮説

先行研究では、人材流出が、社内に残された人材への教育訓練投資の必要性を高めるが(Forrier and Sels 2003)、そのような教育訓練投資がさらなる人材流出を招いてしまうことが示されていた(Haines et al 2010)。一方で、新卒一括採用と終身雇用制度に特徴づけられる日本型雇用慣行の下では、企業内にのみ通用する企業特殊の訓練を行うことで、人材流出を抑制することができると考えられてきた(太田・安田 2010)。よって、企業の労働流動性が低く、日本型雇用慣行の傾向が強い企業ほど、教育訓練投資が減少すると考えられる。

仮説 1 企業の労働流動性が低いほど、企業の教育訓練投資が減少する。

一方で人材流出に対しては、企業内での人員育成の他に、企業外からの人員補充も可能である。業界の労働流動性が高い場合は、一つの企業から流出した人材が同じ業界内の他の企業へ転職する可能性が高く、外部からの人員の補充が容易になるため、企業の人材流出への懸念が縮小すると考えられる。実際、同じ業界からの転職者は、2020年時点で全体の半数以上を占めており、業界の労働流動性が、企業の人材育成のあり方に与える影響は大きいと考えられる³³。したがって、業界の労働流動性が高い場合には、従業員に対する教育訓練投資が増大すると考えられる。

仮説 2 業界の労働流動性が高いほど、企業の教育訓練投資が増大する。

また、人材流出に対する外部からの人員補充の容易さが教育訓練投資を促進するならば、企業の労働流動性が教育訓練投資に与える効果は、業界の労働流動性の水準によって異なりうる。具体的には、業界内の労働流動性が高い場合、企業内の労働流動性が高く中途採用への依存率が高い企業では、業界内の他企業からの人員補充が容易であるために、教育訓練投資によって人材が流出することへの恐れは小さくなるだろう。一方、業界内の労働流動性が低い場合、労働流動性の高い企業では、外部採用が困難になるため、離職を防ぐために教育訓練投資を行いにくくなるかもしれない。したがって、企業の労働流動性が教育訓練投資に与える効果は、業界の労働流動性が高いほど大きくなる、という条件付きの効果が予想できる。

仮説 3 業界の労働流動性が高いほど、企業の労働流動性が教育訓練投資に与える効果が大きくなる。

³³ 株式会社マイナビの「転職動向調査 2021 年版 (2020 年実績)」によれば、同業種への転職率は 51.2%である。https://career-research.mynavi.jp/wp-content/uploads/2021/03/202103_tenshokudoukou.pdf (2022 年 11 月 14 日)。

4. データと方法

4-1. データ

前節で紹介した理論仮説を検証するため、「CSR 企業総覧」の 2012 年版および「CSR 企業総覧雇用・人材活用編」の 2017 年版、2022 年版から企業別のデータを作成した。収集対象は、3 か年とも採用人数の記載がある 429 社とした。また仮説 2・3 においては、企業別のデータに加えて業界と年度ごとに算出した値を併用する。今回取得できた業界数は各年 32 ずつである。表 1 に使用する変数を示す。なお、本稿で用いる変数、またはその操作化に用いられる変数のうち、従業員数、新卒採用数、中途採用数は全て正規雇用者に関する数値となっている。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
教育訓練制度導入数	「インセンティブ向上への諸制度」の内 7 項目の導入の有無の合計値。	「CSR 企業総覧」2012 年版および「CSR 企業総覧雇用・人材活用編」2017・2022 年版
中途採用超過率	中途採用数 ÷ 採用者総数 - 新卒採用数 ÷ 採用者総数。	
業界中途採用超過率平均	各年度・業界の中途採用超過率の平均値。	
従業員数	自然対数化して使用する。	
雇用純増率	(採用者総数 - 離職者数) ÷ 従業員数。	

全ての仮説を通して、従属変数には教育訓練制度導入数を利用する。教育訓練制度としては、「CSR 企業総覧」の「インセンティブ向上への諸制度」の項目の内、「資格・技能検定の取得奨励制度」、「社内公募制度」、「FA 制度³⁴」、「企業内ベンチャー制度」、「国内留学制度」、「海外留学制度」、「キャリアアップ支援制度」の導入数の合計を用いる。

分析において理論的に関心のある独立変数は、企業の労働流動性である。本稿では労働流動性指標として、山本・黒田 (2016) が用いている指標のうち、「中途採用超過率」を利用する。中途採用超過率は、中途採用率から新卒採用率を引いた値となる。中途採用率は中途採用者数を採用者総数で除した値を指し、新卒採用率も同様である。ここで採用者総数での除算が発生することから、収集対象の企業を採用人数の記載があるものに限定している。また、仮説 2・3 では業界の労働流動性に着目する。こちらについては、中途採用超過率を、業界と年度によって分け、それぞれで平均値を算出した値を指標として利用する。

労働流動性の指標は多数存在し、山本・黒田 (2016) でも、「離職率」、「離入職率」、「中

³⁴ 社内 FA (フリーエージェント) 制度と呼ばれる、社内での異動制度のことを指す。既存研究では、社内公募制度と同じく、人材と業務のミスマッチの解消の他、キャリア形成の支援手段として捉えられることが多いため投入している (e.g. 坂本 2013; 宮島 2012)。

中途採用超過率」の三つの労働流動性指標を利用している³⁵。この中から中途採用超過率を選定した理由は二点である。第一に、中途採用超過率が、外部からの人員補充の状況を最も直接的に表す指標であるからである。離職率には人材の流入に関する情報が含まれず、離入職率では採用方法の違いを区別していない。両指標とも中途採用の状況を反映している可能性はあるが、直接的な指標ではない。第二に、業界の労働流動性指標としての適合性である。仮説 2・3 では、業界の労働流動性が高い時に、離職した人材が同業界内に転職することによるメカニズムを想定していた。これに対して、入職の情報が含まれない離職率と、採用方法の区別のない離入職率を用いると、業界内での人材移動という意味での業界の労働流動性の意味から逸脱してしまう可能性が高まる。

その他、統制変数に二つの変数を投入する。一つ目に従業員数を用いる。権ほか (2012) によれば、企業規模が大きい場合に教育訓練が活発になる。本稿では、企業規模の指標として従業員数を自然対数化して利用することとした。二つ目に山本・黒田 (2016) で利用されている統制変数から、採用者数から離職者数を引いた値を従業員数で除した値として「雇用純増率」を用いる。「雇用純増率」は従業員数が増加している場合により大きい値を示す。従業員数が増加している場合、Forrier and Sels (2003) のように、増加した従業員への対応として教育訓練投資の必要性が発生すると考えられる。

表 2 に上記変数群の記述統計を示す。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
教育訓練制度導入数	1287	3.7661	1.7774	0	7
中途採用超過率	1287	-0.4943	0.4094	-1	0.9302
業界中途採用超過率平均	96	-0.4791	0.2636	-1	0.6393
従業員数	1287	4207.1484	7578.2088	15	76792
雇用純増率	1287	0.0223	0.0924	-0.5225	0.9111

4-2. 推定方法

仮説 2 で示した通り、企業の教育訓練投資は業界ごとの労働流動性によって異なる可能性がある。よって業界ごとに発生する企業の教育訓練投資の差異を捉えるために、レベル 1 を企業、レベル 2 を業界・年度としたマルチレベルモデルの推定を行う。

まず、業界ごとの教育訓練投資の差異を捉えるため、切片に業界・年度ごとのランダム効果を用いたモデルと、切片と中途採用超過率の係数にランダム効果を用いたモデルを推定し、各企業における教育訓練投資と労働流動性の関係を検証する。日本型雇用慣行の傾向が

³⁵ 「離職率」は、離職者数を従業員数で除した値であり、「離入職率」は、離職者数と採用者総数を足した値を従業員数で除した値である (山本・黒田 2016)。

強い企業での教育訓練が企業特殊的訓練に限定されるならば、企業の労働流動性は有意に正の効果を持つと考えられる。

次に、上で推定した両モデルに、業界レベルの変数として業界中途採用超過率平均を投入する。またこの時、企業ごとの中途採用超過率の条件付き効果を検証するために、企業の中途採用超過率と業界中途採用超過率平均との交互作用項を使用する。業界ごとの教育訓練投資の差異が、業界ごとの労働流動性によって説明されるなら、切片や企業ごとの中途採用超過率の係数のランダム効果の分散が縮小すると考えられる。その上で、企業の教育訓練投資が、外部からの人員の補充の容易さによって行われやすくなるならば、業界中途採用超過率平均の係数は有意に正であろう。

また、企業ごとの中途採用超過率の条件付き効果を検証するため、横軸に業界中途採用超過率平均、縦軸には企業の中途採用超過率が教育訓練投資に与える効果を置いた、限界効果プロットを作成する。外部からの人員補充の容易さが教育訓練投資を促進するならば、業界中途採用超過率平均に応じて、企業の中途採用超過率の限界効果は正の方向に大きくなると予想される。

5. 分析結果

表3に、前節であげた4つのモデルの推定結果を示す。Model 1・2では、企業レベルの変数と、切片と中途採用超過率の係数にランダム効果を用いて、企業の中途採用超過率が教育訓練投資に与える影響を検証した。両モデルを見ると、中途採用超過率は教育訓練制度導入数に有意な効果を持たないことがわかる。これは仮説1に整合的な結果ではない。予想と異なる結果となった原因として、業界の労働流動性を考慮していないことが挙げられる。第3節で議論した通り、業界の労働流動性によって外部からの人員補充の容易さが変化するため、企業の中途採用超過率の効果が異なるものになる可能性がある。

業界の労働流動性の効果を確認するため、Model 3・4では、先に検証した2つのモデルに業界レベルの中途採用超過率平均、企業の中途採用超過率との交互作用項を投入して再検証した。両モデルを見ると、業界中途採用超過率平均の影響を考慮しなかったModel 1・2と比較して、切片や中途採用超過率の係数の分散が縮小していることがわかる。よって、業界中途採用超過率平均が、業界ごとの切片や中途採用超過率の効果の差異を説明する変数として機能していると解釈できる。また、業界中途採用超過率平均の係数は有意に正の値を示しており、教育訓練制度導入数が業界中途採用超過率平均によって多くなることがわかる。これは仮説2に整合的な結果である。業界の労働流動性が高ければ、人材流出に対する外部からの人員補充が容易になるため、企業が人材流出に対して持つ懸念が緩和されると考えられる。

加えてModel 3・4では、企業の中途採用超過率と業界中途採用超過率平均の交互作用項

表3 企業の労働流動性が教育訓練投資に与える効果

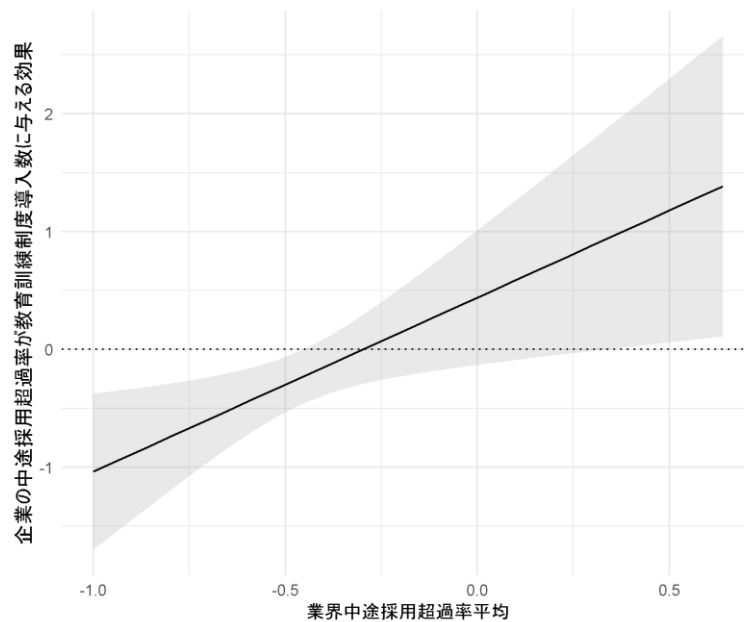
	従属変数 教育訓練制度導入数							
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
固定効果								
(切片)	-2.2524	***	-2.2526	***	-1.6915	***	-1.6843	***
	(0.2677)		(0.2684)		(0.3201)		(0.3153)	
Level 1 (企業レベル)								
中途採用超過率	-0.0975		-0.0745		0.4699	†	0.5074	†
	(0.1041)		(0.1132)		(0.2802)		(0.2910)	
log(従業員数)	0.7938	***	0.7949	***	0.7975	***	0.7996	***
	(0.0346)		(0.0347)		(0.0346)		(0.0346)	
雇用純増率	0.5272		0.5681		0.5903		0.6068	
	(0.4506)		(0.4509)		(0.4500)		(0.4495)	
Level 2 (業界レベル)								
業界中途採用超過率平均					1.4316	**	1.4870	***
					(0.4588)		(0.4437)	
Cross Level 交互作用								
中途採用超過率×業界中途採用超過率平均					1.3940	*	1.4778	*
					(0.5718)		(0.5831)	
ランダム効果								
切片	0.1912		0.2013		0.1630		0.1054	
残差	2.0508		2.0335		2.0488		2.0393	
中途採用超過率			0.1084				0.0830	
AIC	4662.2		4665.3		4656.1		4658.6	
N	1287		1287		1287		1287	
業界・年度数	96		96		96		96	

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

も教育訓練投資に有意な効果を持つことがわかる。交互作用項の効果を解釈するため、図1に、業界中途採用超過率平均による企業の中途採用超過率の限界効果の変化を示す。灰色部分は、企業の中途採用超過率の効果の95%信頼区間となる。図を見ると、業界中途採用超過率平均がおおよそ0.4を超える範囲では、企業の中途採用超過率は教育訓練制度導入数に対して有意に正の効果を持つことがわかる。中途採用が十分に活発な業界では、中途採用を行っている企業ほど教育訓練制度を多く導入していると解釈できる。これは仮説3に整合的な結果である。業界の労働流動性が高いことで人員補充が容易になることの効果は、中途採用を活発に行っている企業ほど受容することができると考えられる。

反対に、業界中途採用超過率平均がおおよそ-0.5以下の範囲では、企業の中途採用超過率は教育訓練制度導入数に有意に負の効果を持つことがわかる。中途採用が一般的でない業界においては、中途採用に依存している企業ほど教育訓練制度を導入することに消極的であると考えられる。業界の労働流動性が低ければ、人材流出に対する外部からの人員補充は容易にならない。すると、既存研究で示されていた新規学卒採用と教育訓練投資の関係のみが維持されることが考えられる。

図1 企業の中途採用超過率の限界効果



6. 結論

本稿では、業界の労働流動性が企業の教育訓練投資に与える影響について、マルチレベル分析を用いて検証してきた。分析結果からは、次のことが言える。第一に、業界の労働流動性が高い場合に企業の教育訓練投資が活発になることである。業界の労働流動性は、人材流出に対する外部からの人員補充を容易にし、企業が人材流出に対して持つ懸念を緩和することが示唆される。第二に、企業の採用行動が教育訓練投資に与える効果が、業界の労働流動性によって変化することである。具体的には、業界の労働流動性が高い場合には中途採用、低い場合には新規学卒採用を行っている企業ほど教育訓練投資を活発にしている。業界の労働流動性によって外部からの人員補充が容易になることの効果は、中途採用を行っている企業ほど大きいことが示唆される。

結果からは、企業の教育訓練投資を増大するためには、業界の労働流動性を高めることが有効であるとわかる。一方で、業界の労働流動性が低い場合には、企業の中途採用を活発にさせることが、教育訓練を実施させる上で逆効果になってしまうこともわかった。そのことから、日本企業の教育訓練投資不足を解消するためには、業界、ひいては日本全体の労働流動性を高めるような構造的な改革が必要になると考えられる。

業界や国全体の労働流動性を変化させる方法について、既存研究では、各企業の採用行動に与える解雇規制の影響が指摘されている。Abraham and Houseman (1993) では、強力な雇用保障規制を備えた国ほど、生産量の変化に対する雇用の調整が遅れやすいとされる。

日本においても、整理解雇の無効判決が多いほど就業率が有意に低下する（奥平 2008）など、解雇規制が労働市場に与える影響は、解雇そのものだけでなく労働参加にも波及していると考えられている。よって、日本の強い解雇規制のあり方を再検討することによって、業界全体の労働流動性を高めることができると思われる。日本企業の問題点として指摘されている教育訓練投資の不足を改善するためにも、日本の労働法制の見直しが求められるだろう。

7. 参考文献

- 太田聡一・安田宏樹. 2010. 「内部労働市場と新規学卒採用—中途採用との比較から」『Keio Economic Society discussion paper series』10(14): pp.1-20.
- 奥平寛子. 2008. 「整理解雇判決が労働市場に与える影響」『日本労働研究雑誌』572: pp.75-92.
- 権赫旭・金榮慤・牧野達治. 2012. 「企業の教育訓練の決定要因とその効果に関する実証分析」『RIETI Discussion Paper Series』12-J-013.
- 黒澤昌子・大竹文雄・有賀健. 2007. 「企業内訓練と人的資源管理施策—決定要因とその効果の実証分析」林文夫編『経済停滞の原因と制度』勁草書房, pp.265-302.
- 坂本理郎. 2013. 「組織内キャリア・マネジメントとキャリア・カウンセリング—自律的キャリア形成の時代における意義と課題」『大手前大学論集』13: pp.83-99.
- 中野貴之・菅原奈々・中里勇介・三橋裕希. 2013. 「企業の採用活動に関する実証分析—就職氷河期の大卒就職の実態に迫る」『生涯学習とキャリアデザイン』10(10): pp.103-120.
- 宮川努・西岡由美・川上淳之・枝村一磨. 2011. 「日本企業の人的資源管理と生産性—インタビュー及びアンケート調査を元にした実証分析」『RIETI Discussion Paper Series』11-J-035.
- 宮島裕. 2012. 「自律的キャリアの課題についての一考察」『目白大学経営学研究』10: pp.105-117.
- 山本勲・黒田祥子. 2016. 「雇用の流動性は企業業績を高めるのか—企業パネルデータを用いた検証」『RIETI Discussion Paper』16-J-062.
- Abraham, Katharine G., and Susan N. Houseman. 1993. “Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility?: Lessons from Germany, France and Belgium.” Blank, Rebecca M. ed. 1994. *Social Protection Versus Economic Flexibility? Is There a Trade-off?*. The University of Chicago Press, pp.59-93.
- Becker, Gary S. 1962. “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.” *Journal of Political Economy* 70(5): pp.9-49.
- Forrier, Anneleen and Luc Sels. 2003. “Flexibility, Turnover and Training.” *International*

Journal of Manpower 24(2): pp.148-168.

Haines III, Victor Y., Patrice, Jalette, and Karine Larose. 2010. "The Influence of Human Resource Management Practices on Employee Voluntary Turnover Rates in the Canadian Non Governmental Sector." *ILR Review* 63(2): 228-246.

第4章

生徒の幸福度を高める教育制度の国際比較検討

—PISAの生徒質問調査を用いた実証分析—

古田 明日香

要約

本人の環境と教育の問題は、主に教育達成や職業選択との関連から議論が行われているが、精神的な幸福度とも関連があると考えることができる。これまで幸福度の国家間格差は文化や慣習によって説明されてきたため、本稿では教育制度が幸福度に与える影響を検証する。PISAの生徒質問調査の国際比較データを用いて、幸福を構成する要素となる指標を7つ作成し、それぞれについて教育制度との相関をマルチレベル分析によって検討する。その結果、競争的な制度を有する自由主義モデルと受験競争モデルは、有意に幸福度の指標に対して負の影響を持つことが明らかとなった。また、家庭環境との関連では、自由主義モデルでSES間の幸福度格差が大きいこと、受験競争モデルではSESが生活満足度に与える正の効果が統計的に有意でなくなることが示された。自由主義モデルでは、能力別のクラス編成が、SESの影響を拡大させる可能性があると考えられる。また、受験競争モデルにおける学力テストによる選抜は一見公平に思われるが、高い社会階層の家庭の子どもは高い教育期待を持たれて受験競争を戦うことを強いられるために、低い社会階層の家庭の子どもとは別種の苦しみを感じている可能性が示唆される。

1. はじめに

新型コロナウイルスの流行に伴い休校となった学校も多く、家庭での学習の重要性が増した。そのような中、顕著になったのが「教育格差」である。教育格差とは、出身家庭など自分で変えることのできない初期条件によって、本人の教育達成の結果が異なることを指す(松岡 2019)。たとえば、三大都市圏や大都市出身の人の方が、その他の地域出身の人と比べて大卒者割合が高く、親の大卒者数が多いほど未就学児や児童で習い事参加率が高まること、などが知られている(松岡 2019)。Oikawa et al. (2022) はインフルエンザで学級閉鎖となった翌年、低所得者世帯の生徒でのみ有意に算数のスコアが5%ほど低下することを明らかにした³⁶。このように「生まれ」によって教育達成に差が生じ、人生の可能性が

³⁶ ただし、国語のスコアについては有意でない。分析対象となった自治体は補習プログラ

狭まる日本の現状を、松岡（2019）は「緩やかな身分社会」と呼び、警句を鳴らす。このような「生まれ」に含まれる両親の学歴や家庭内の資本などは、学術的には社会経済的地位（Socio-Economic Status: SES）³⁷ と呼ばれるものである。いくつかの研究は、SES と学力・教育達成の関連、すなわち教育格差の原因として、教育制度の要因に注目している（Dupriez et al. 2008; 多喜 2010）。たとえば、多喜（2010）は、ドイツや日本の教育制度では、高 SES の生徒が高 SES の学校に集まるため、学校間格差が SES と学力の関係を大きく決定づけるとした。他の教育制度とは異なり、「どの学校に行ったか」ということが、その後の進路に大きな影響を及ぼし、階層の再生産を促すことになるという。

上記のように、本人の環境と教育の問題は、主に教育達成や職業選択の観点から議論が行われているが、本人の環境と精神的幸福度との関連にも目を向ける必要がありそうである。まず、社会階層と幸福は一般的に正の相関があり（e.g. Twenge and Cooper 2022）、SES が高い人の方が幸福度は高くなる。この関係は SES と学力の相関関係と一致するため、SES と幸福度の間にも教育制度が介在する可能性があるとも考えられる。たとえば、ユニセフ・イノチェンティ研究所の報告書³⁸では、日本の子どもは身体的健康のランキングが高い一方、精神的幸福度は低い「パラドックス」的な状況にあると指摘されている。その原因には、日本の競争的・選抜主義的な教育制度がありうる³⁹。2022 年 1 月には、大学受験に向けて勉強していたものの、成績が低迷したことがきっかけで、高校生が殺傷事件を起こす事案も発生した⁴⁰。受験競争の存在が、生徒に強い精神的負担を強いることで引き起こされた事件は枚挙に暇がないが、教育制度のあり方によっては、SES が幸福度と正に相関するとは単純に言えず、教育制度が恵まれた生徒の主観的幸福度を損ねることもありうる。それゆえ、SES と幸福度の相関が単に正とは言えず、家庭環境が生徒の幸福度に与える影響は教育制度によっても異なる可能性がある。

そこで、本稿では、教育制度が生徒の幸福度をどう規定するのか、また、本人の家庭環境と幸福度とのつながりが教育制度によっていかに媒介されるのかという二点に注目して、生徒の幸福度を高める教育制度とは何かを実証的に検討する。分析で用いたのは、「Programme for International Student Assessment」（以下、PISA）という、OECD 諸国の 15 歳の生徒を対象にした調査である。テストに基づく生徒の学力調査に加え、質問紙調査によって生徒の生活や学校環境についてもデータを収集している。2015 年実施の PISA から、生徒の幸福度を測るための質問が追加され、生徒の幸福度を調査した初めての大規模

ムを提供しており、負の効果に持続性は見られなかった。

³⁷ <https://www.apa.org/topics/socioeconomic-status> (2022 年 11 月 9 日)。

³⁸ 「イノチェンティ レポートカード 16 子どもたちに影響する世界 先進国の子どもの幸福度を形作るものは何か」。https://www.unicef.or.jp/library/pdf/labo_rc16j.pdf (2022 年 11 月 2 日)。

³⁹ Rudolf (2020) は生徒間の競争が幸福を低下させると明らかにした。

⁴⁰ 「東大前、受験生ら刺傷事件 少年を殺人未遂罪などで起訴 正式裁判へ」『朝日新聞デジタル』2022 年 7 月 1 日。<https://www.asahi.com/articles/ASQ7164PHQ71UTIL031.html> (2022 年 11 月 2 日)。

調査となった。追加された幸福度を測る設問は、本稿の分析目的によく適合する。幸福を構成する要素をどのように体系化するかは研究者によって異なる (e.g. Bradshaw et al. 2007; Lippman et al. 2011) が、主観的幸福、客観的幸福、物質的幸福と分類することがある。成年において、主観的幸福には国間格差があることが分かっており、この原因として所得格差と集団に共有される文化や慣習があるということが広く知られている (e.g. Bastian et al. 2014; Joshanloo et al. 2013; Morgan et al. 2012; Stankov 2010)。PISA を用いた分析でも、同様の知見が得られており、日本の生徒は全体的な幸福感は高いものの、主観的幸福が低いということが明らかになっている (Lau and Bradshaw 2010)。

本稿では、2018 年度の PISA の生徒質問調査を用いて、各国の教育制度ごとに生徒の幸福度を比較することで、生徒の幸福を高める教育制度を検討する。続く第 2 節では、教育制度の類型と幸福度を構成する要素について既存の知見を提示した上で、教育制度と教育達成、生徒の精神面とのつながりについての実証的な先行研究を参照する。第 3 節では、幸福度を決定づける要因として SES が存在し、その効果が教育制度によって異なることを仮説化する。次に第 4 節で、分析に使用する PISA のデータの概要とマルチレベル分析の手法について述べ、第 5 節でその分析結果に言及する。第 6 節では結論及び、今後の日本の教育制度のあり方について提言を述べたい。

2. 先行研究

2-1. 教育制度と教育達成

Dupriez et al. (2008) の指摘によると、教育制度の分類についてはこれまで多くの試みがなされてきたが、特に Mons (2007) が生徒の能力に対する学校の機能を包括的に説明した分類を提供している。この分類では、教育制度が 4 類型に分けられる⁴¹。①分岐型モデルでは、将来の進路に応じて生徒が早期から異なるコースに明確に分けられる⁴²。②課程主義モデルでは、進級できない生徒が留年していく⁴³。③自由主義モデルは、コンプリヘンシブ

⁴¹ Mons (2007) の分類の説明については、Dupriez et al. (2008)、多喜 (2010) の記述を参考にした。

⁴² ①分岐型モデルの例はドイツである。ドイツでは 10 歳時点で職業教育を受けるか、一般教育を受けるか選択せねばならない。この制度では、途中で職業教育から一般教育を受けるコースに移動することは困難を極める。しかし、そのおかげで資格を持たないまま退学することになる人が少ない (Mons 2007; 多喜 2010)。

⁴³ ②課程主義モデルはフランスが代表的である。文部科学省によれば、「義務教育制度における『義務』の完了を認定するに当たり、一定の教育課程の習得をもって義務教育は終了したとみなすものである」。日本は「年齢主義」であり、義務教育を終える年齢が決まっており、その齢に達すれば習得できたかにかかわらず卒業できる。

スクール⁴⁴内で、能力別クラス編成などが行われる⁴⁵。④平等主義モデルは、コンプリヘンシブスクール内で少人数編成の学級のもとに生徒一人ひとりが最低限の学力を身につけられるよう対応する⁴⁶。

Dupriez et al. (2008) は SES と生徒の学力・意識とが、教育制度類型間の違いと解釈可能な形で対応していることを実証的に示した。たとえば、分岐型モデルは他の制度と異なり、社会的な不平等が成績に有意に影響を及ぼしている。しかし、Dupriez et al. (2008) の分析では、Mons (2007) の類型で④平等主義に分類されていた日本や韓国は除外されている。この点、多喜 (2010) では、日本と韓国を新たに、⑤受験競争モデル⁴⁷に分類した上で、教育制度が SES と学力の関連をどのように媒介しているかを明らかにした。具体的には、受験競争モデルでは中学時の成績と高校入学試験により、学校内の階層格差は小さいものの、学校間の階層格差が激しいため、SES と学力の相関が学校選びに顕著に影響する。

2-2. 教育制度と生徒の精神的態度

前項のように、教育制度は生徒の教育達成を強く規定する存在であると考えられているが、教育社会学では、生徒の精神的態度の規定要因についても関心が払われている。本項では、まず、生徒の精神的態度、とりわけ彼らの幸福度をいかに捉えることができるか、という幸福度の多次元の指標について概説する。既存研究では、幸福は多次元、もしくは多層的に捉えられていることが一般的である。幸福をどのような要素から測定するのかは研究者によって異なるが、複数の指標を利用する点には合意がある (e.g. Bradshaw et al. 2007; Lippman et al. 2011)。一例として、PISA では、幸福を構成する要素として、自己・学校環境・学校外環境に関係する要因が存在し、その主観的指標として認知・感情・満足の側面があるとして整理している。たとえば、自己に関係する要因の中には、健康・教育と技能・

⁴⁴ 総合的に普通教育も職業教育も学ぶことのできる学校のことである。イギリスでは教育改革の中で、社会階層ごとに分けられていた 3 つの学校が統合される形で発展していった (山口 2013)。

⁴⁵ ③自由主義モデルの代表例はアメリカである。集団で生活をするということには重きが置かれておらず、教科や能力でクラスを分けることで生徒中心の教育を目指す (Mons 2007; 多喜 2010)。

⁴⁶ フィンランドやスウェーデンなど、北欧に代表される教育制度である。個別教育が充実しており、皆が同じペースで進むことを重視する。Mons (2007) では日本や韓国もこのモデルに分類されており、個別指導の部分は塾など私教育が担うとされた。

⁴⁷ 多喜 (2010) は、以下の三点から、日本と韓国を受験競争モデルとして新たに類型化している。第一に、日本と韓国では、後期中等教育段階で職業学校へ進学する者が少なくないが、そのような進路を選択してもアカデミックな高等教育に進むことが可能であるという点で、①分岐型モデルではない。第二に、地域間の学校の多様性が小さく、留年が一般的でないという点で、②課程主義モデル・③自由主義モデルでもない。第三に、15 歳時点の学校間の学力格差の大きさから、④平等主義モデルとも言えない (多喜 2010)。本項でも、選抜段階で厳しい受験競争によって進学先が決まる制度であるとして別個の類型に分類する。

心理的機能が含まれる。

Govorova et al. (2020) は、2018 年実施の PISA を用いて、幸福度を測定する試みが行われている。彼らは、PISA の質問紙調査で利用できる 14 の変数を、認知的要素・心理的要素・社会的要素に分類した上で、生徒の自己効力感と失敗への不安の指標が、生徒の心理的幸福の面で最も影響力のある要素であることを示した。同様に Rudolf (2020) は、2018 年実施の PISA を用いて、生徒の主観的幸福を測定して、それらの地域間比較を行っている。その結果、儒教的な東アジア諸国の生徒の生活満足度が低かった。このことは、自己効力感の低さ、人生の意味の認識、失敗への不安を含む個人的要因によって説明することが可能であるとされる。

また、生徒に対して能力別指導を行っている場合、学力の高い生徒ほど自己効力感が低下することが明らかになっている⁴⁸。人間の自己認識は他者との比較において成立するもので、社会学では「相対的剥奪」として知られている（石田 2015）。教育の文脈では、「井の中の蛙効果」と言われ、学力の高い学校に所属している生徒は、自分の自己効力感を高めてくれるような成績の悪い生徒が周囲に存在しないために、学力が高いにもかかわらず自己効力感が低下する（外山 2008; Marsh 1987）。森（2017）は公立中学校と、国立・私立中学校の生徒の数学の自己効力感を比較し、国立・私立中学校の生徒の方が自己効力感が低いことを示している。

既存研究では、生徒の幸福度の差が個人の価値観や、国・地域の文化に起因するということを述べるにとどまっている。能力別指導などの教育方法が生徒の精神的態度に与える影響が推定可能であるならば、教育制度というシステムが生徒の幸福度を規定している可能性も考慮せねばならない。そこで、次節では、生徒が教育制度によって異なる経験をすることで、幸福度にも変化が生じるという仮説を構築する。

3. 理論仮説

3-1. 社会階層の固定化と幸福度

一般に、SES の高さは本人の主観的幸福度と相関し、この相関は階層の固定化の程度によって異なる。そのため、社会階層の固定化と整合的な教育制度、たとえば将来の進路に応じて早期に異なるコースへと選別が行われる分岐型の教育制度は、SES の低い家庭の生徒の主観的幸福度を低下させるかもしれない。Alesina et al. (2004) は、欧米諸国において、所得格差がどのように個人の幸福に影響するかを明らかにした。アメリカは社会の流動性が高いと認識されているため、低所得者でも努力次第で成功の機会があると感じ、格差が幸福に与える影響が小さくなる。一方、欧州は社会の流動性が低いという認識により、低所得

⁴⁸ ここでの整理は、森（2017, p.31）を参照。

者は低所得のままであると感じるために格差は幸福に負の影響を与える。上記のような観点からは、階層の固定化と整合的な教育制度、すなわち分岐型モデルの教育制度の下では、生徒の幸福度が低下しやすく、そのような幸福度の低下は SES の低い生徒でより大きいと考えられる。

仮説 1 分岐型モデルにおいて SES の低い生徒の幸福度が低下する。

3-2. 競争的な教育制度と生徒の精神的態度

一方、教育上の競争を強いる教育制度にも問題がないわけではない。まず、SES が高い生徒は学力が高くなりやすいが、学力が高い生徒で幸福度が下がるという研究がある。その一因は、教育を巡る競争が生徒の精神的な悪影響を与えることにありと考えられる。実際、若年者の自殺は試験期間にピークを迎える⁴⁹。また、小・中学生の自殺の原因の第一位は、学業不振であり、高校・大学生に比べても「入試の悩み」の比重が大きい⁵⁰。以上のことを鑑みると、若い世代の自殺の要因として学業上のストレスがあり、過度な学力競争が生徒の精神的ストレスを高める可能性が高いと考えられる。既存研究では、Rudolf (2020) が、競争に価値を感じる生徒において、満足度が低下していることも明らかにしている。それゆえ、学力競争による選抜と親和的な、自由主義モデルや受験競争モデルなどの教育制度の下では、試験制度や能力別指導によって競争的価値観が内面化され、生徒の幸福度が低下すると考えられる。

仮説 2 自由主義モデルと受験競争モデルにおいて生徒の幸福度が低下する。また、その効果は SES の高い生徒でより強い。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、2018 年実施の PISA の生徒質問調査を用いる。Mons (2007) の類型に従って多喜 (2010) が教育制度を再分類した国家群を参考に、表 1 にある

⁴⁹ 「Suicides by Young People Peak in Exam Season, Report Finds」『The Guardian』<https://www.theguardian.com/society/2017/jul/13/suicides-by-young-people-peak-in-exam-season-report-finds> (2022 年 11 月 2 日)。

⁵⁰ 「小・中学生の自殺、原因の 1 位は「学業不振」」『NIKKEI STYLE 日経 DUAL WOMAN SMART DUAL プレミアム』<https://style.nikkei.com/article/DGXMZO79950870Q4A121C1000000/> (2022 年 11 月 2 日)。

表 1 分析対象国

教育制度	国の略称	国名
分岐型モデル	AUT	オーストリア
	BEL	ベルギー
	CZE	チェコ
	DEU	ドイツ
	HUN	ハンガリー
	NLD	オランダ
	SVK	スロバキア
課程主義モデル	ESP	スペイン
	FRA	フランス
	PRT	ポルトガル
自由主義モデル	AUS	オーストラリア
	CAN	カナダ
	GBR	イギリス
	NZL	ニュージーランド
	USA	アメリカ
平等主義モデル	DNK	デンマーク
	FIN	フィンランド
	ISL	アイスランド
	NOR	ノルウェー
	SWE	スウェーデン
受験競争モデル	JPN	日本
	KOR	韓国

22 か国を分析対象とする。

分析に使用する変数については表 2 にまとめた。まず、生徒の幸福度に関わる指標として、従属変数に投入した 7 つの変数について述べる。認知的要素としては知能増加に対する考えを採用した (cf. Govorova 2020)。この指標は、「自分の知能は、自分ではほとんど変えられないものであると思う」という質問に、4 段階で賛成か反対かを回答してもらったものである。主観的幸福度の要素として生活満足度、幸せ、ポジティブな感情、ネガティブな感情の指標を作成した。これらの指標は、PISA の報告書等でも主観的幸福を構成する要素として広く知られている⁵¹。その他、同報告書では、自己に関係する要因として、健康、教育・技能、心理的機能が挙げられている。健康は若年の生徒においては考慮する必然性が薄

⁵¹ 「PISA 2018 Assessment and Analytical Framework 8. PISA 2018 Well-being Framework」 p.271。

表 2 変数説明

変数名	変数説明	出典
女性ダミー	女性＝1、男性＝0。	PISA
テスト言語話者ダミー	普段家で話す言語がテスト言語＝1、それ以外＝0。	PISA
生活満足度	あなたの最近の生活全般に、どのくらい満足しているか、11段階評価で表したもの(値は0～10で「まったく満足していない」～「十分に満足している」、1刻み)。	PISA
知能増加に対する考え	「自分の知能は、自分ではほとんど変えることができないものである」という質問に賛成するか4段階で評価したもの(1を全くその通りだ、2をその通りだ、3をその通りでない、4を全くその通りでないに反転させて使用)。	PISA
幸せ	「次のような気持ちになることはどのくらいありますか」という質問の、「幸せ」の項目について4段階で評価したもの(値は1から4で、ない、めったにない、時々、いつも)。	PISA
ポジティブな感情	「次のような気持ちになることはどのくらいありますか」という質問の「幸せ」、「元気」、「誇らしい」、「うれしい」、「陽気」の項目について4段階で評価したものの平均	PISA
ネガティブな感情	「次のような気持ちになることはどのくらいありますか」という質問の「怖い」、「惨め」、「心配」、「悲しい」の項目について4段階で評価したものの平均(値は1から4で、ない、めったにない、時々、いつもの順に反転させて使用)。	PISA
失敗への不安	「次のようなことは、あなた自身にどのくらいあてはまりますか」という質問について、 (1)失敗しそうなとき、他の人が自分のことをどう思うかが気になる (2)失敗しそうなとき、自分に十分な才能がないかもしれないと不安になる (3)失敗しそうなとき、自分の将来への計画に疑問をもつ それぞれの項目を4段階で評価したものの平均(値は1から4で、まったくその通りでない、その通りでない、その通りだ、まったくその通りだの順に反転させて使用)。	PISA
自己効力感	「次のようなことは、あなた自身にどのくらいあてはまりますか」という質問について、 (1)物事はたいてい何とかできる (2)物事を達成すると、自分を誇らしく思う (3)同時に複数のことを行うことができる (4)自分を信じることで、困難を乗り越えられる (5)困難に直面したとき、たいてい解決策を見つけることができる それぞれの項目を4段階で評価したものの平均(値は1から4で、まったくその通りでない、その通りでない、その通りだ、まったくその通り)。	PISA
分岐型ダミー	分岐型モデルの国＝1、それ以外＝0。	多喜(2010)を参考に作成
課程主義ダミー	課程主義モデルの国＝1、それ以外＝0。	多喜(2010)を参考に作成
自由主義ダミー	自由主義モデルの国＝1、それ以外＝0。	多喜(2010)を参考に作成
平等主義ダミー	平等主義モデルの国＝1、それ以外＝0。	多喜(2010)を参考に作成
受験競争ダミー	受験競争モデルの国＝1、それ以外＝0。	多喜(2010)を参考に作成
SES	下記①～③の第一主成分。 ①両親のうちのISCED level6(学士相当)を持っている人数 0～2 ②家庭の蔵書数 0～10冊を1、11～25冊を2、26～100冊を3、101～200冊を4、200～500冊を5、500冊より多いを6とした順序尺度 ③家庭の教育資源 勉強机や自室など、13項目の所有財のうち持っているものの合計	PISA

い。心理的機能については、主観的幸福を構成するとされる 3 要素と重なる部分が多い⁵²。それゆえ、本稿では教育・技能の主観的指標とされているものを用いる。具体的には、

⁵² ただし、Seligman (2012) と Kern et al. (2015) は心理的機能も包括的な主観的幸福の

主要な自己効力感と強い相関があるとされる失敗への不安を用いる (cf. Govorova 2020)。

上記の変数は、それぞれ次の質問の回答を利用して作成した。生活満足度は、「あなたの最近の生活全般に、どのくらい満足しているか」という質問に、11 段階評価で回答したものを用いた。値は 0～10 で「まったく満足していない」～「十分に満足している」である。知能増加への考えは、「自分の知能は、自分ではほとんど変えることができないものである」という質問の回答として、「まったくその通りだ」=1～「まったくその通りでない」=4 の 4 段階尺度とした。

幸せは「次のような気持ちになることはどのくらいありますか」という質問の「幸せ」の項目について 4 段階で評価したものを使用した。ポジティブな感情は同質問の、「幸せ」、「元気」、「誇らしい」、「うれしい」、「陽気」の 5 つの項目について 4 段階で評価したものの平均を取った。ネガティブな感情も同質問から、「怖い」、「惨め」、「心配」、「悲しい」の項目について 4 段階で評価したものを逆転させて平均した。

失敗への不安は、「次のようなことは、あなた自身にどのくらいあてはまりますか」という質問について、(1) 失敗しそうなとき、他の人が自分のことをどう思うかが気になる、(2) 失敗しそうなとき、自分に十分な才能がないかもしれないと不安になる、(3) 失敗しそうなとき、自分の将来への計画に疑問をもつ、についてそれぞれの項目を 4 段階で評価したものを逆転させて平均した。自己効力感は、「次のようなことは、あなた自身にどのくらいあてはまりますか」という質問に、(1) 物事はたいてい何とかできる、(2) 物事を達成すると、自分を誇らしく思う、(3) 同時に複数のことを行うことができる、(4) 自分を信じることで、困難を乗り越えられる、(5) 困難に直面したとき、たいてい解決策を見つけることができる、という 5 つの項目をそれぞれ 4 段階で評価したものの平均を使用した。

本稿が理論的に関心を持つのは、教育制度と SES 及びその交互作用項である。各教育制度ダミーについては多喜 (2010) の分類に基づいて、当該モデルの国を 1、それ以外の国を 0 とした。具体的には、分岐型モデル、課程主義モデル、自由主義モデル、平等主義モデル、受験競争モデルの各ダミーを用意し、このうち最も該当国が多い分岐型モデルを基準カテゴリとして、回帰式からは除外した。SES については、森 (2017) や多喜 (2010) を参考に、3 要素の主成分分析から抽出された第一主成分として表した。①両親のうちの ISCED level6 (学士相当) を持っている人数、②家庭の蔵書数について 0～10 冊を 1、11～25 冊を 2、26～100 冊を 3、101～200 冊を 4、200～500 冊を 5、500 冊より多いを 6 とした順序尺度、③家庭の教育資源について勉強机や自室など、13 項目の所有財のうち持っているものの合計⁵³、を主成分分析に投入して、第一主成分を取り出した。主成分負荷量と寄与率は表 3 に記載した。

一部になるとしている。

⁵³ 勉強机や自室、インターネット環境などの 13 の所有財について、持っている=1、持っていない=0 と解答する質問を利用し、13 項目の足し算によって合計を算出した。

統制変数として、女性を 1 とする女性ダミーと、最もよく使う言語とテストの実施言語が一致している人を 1 とするテスト言語話者ダミーを作成した。先行研究では、後者に関係する統制変数として、生まれた場所や移民かどうかの質問への回答を加工して用いているが、今回はテストの点数など言語の理解力が表れやすいものを分析対象にするわけではないため、テストの実施言語についての質問で代用した。表 4 が本稿で使用した変数の記述統計である。

表 3 SES の主成分分析

	第1主成分
	SES
親大卒者数	0.3260
蔵書数	0.6690
教育資源数	0.6680
寄与率	0.5136

表 4 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
女性ダミー	127812	0.5134	0.4998	0	1
テスト言語話者ダミー	127812	0.8813	0.3234	0	1
生活満足度	90727	7.0751	2.4101	0	10
知能増加に対する考え	126032	2.7747	0.8759	1	4
幸せ	109880	3.3595	0.6453	1	4
ポジティブな感情	107587	3.2012	0.5476	1	4
ネガティブな感情	108050	2.5877	0.5895	1	4
失敗への不安	125628	2.3831	0.8062	1	4
自己効力感	122435	2.9908	0.5064	1	4
社会経済的地位 (SES)	127812	0.0094	1.2367	-3.9432	3.3910
分岐型モデルダミー	127812	0.2259	0.4182	0	1
自由主義モデルダミー	127812	0.3071	0.4613	0	1
課程主義モデルダミー	127812	0.2784	0.4482	0	1
平等主義モデルダミー	127812	0.1167	0.3210	0	1
受験競争モデルダミー	127812	0.0719	0.2584	0	1

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、マルチレベルモデルの分析を行う。マルチレベル分析では、サンプルが所属する集団ごとの文脈を考慮に入れることができる。本稿ではレベル 1 の変数が女

性ダミー、テスト言語話者ダミー、SES となり、レベル 2 の集団の効果として教育制度を投入した。これによって、教育制度の違いが、生徒の幸福に及ぼす影響をそれぞれ測定することができる。

7 つの従属変数に対して、交互作用項を入れず教育制度の限界効果を推定するモデルと、SES と交互作用項を投入するモデルの 2 種類のモデルを推定する。交互作用項を入れないモデルでは、教育制度それ自体と SES が幸福度に対してどのような効果を持つのかを確認する。さらに SES と教育制度の交互作用項を用いることで、SES が生徒の幸福に与える影響を教育制度がどのように媒介するかを実証することができる。交互作用項を投入したモデルにおいて、回帰式を SES について整理すると、SES の係数部分には SES 単独の効果と教育制度ダミーにおいて 1 である教育制度の効果が表れる。それゆえ、交互作用項の係数を見ることで、SES が幸福度を与える影響が教育制度によって異なるということを実証したい。また、分岐型モデルについては基準カテゴリとして回帰式から除いているため、交互作用項において 1 となる教育制度ダミーが存在せず、SES の単独項の係数としてその効果を確認できる。

5. 分析結果

5-1. 生徒の幸福度の推定結果

マルチレベル分析を用いて、幸福を構成する 7 つの要素を従属変数に投入して、それぞれに対する教育制度の影響を検証した。

表 2~4 は、7 つの従属変数に対する教育制度の効果を検証した分析結果を示したものである。理論的に関心があるのは、教育制度と SES、及びその交互作用項の係数である。まず、交互作用項のないモデル（各表の Model 1・3 ないし 5）について見ると、SES はすべての精神的態度と相関しており、SES が高い生徒ほど、生活満足度が高く、知能増加に肯定的で、幸せ、ポジティブな感情を抱きやすい一方、ネガティブな感情を抱きにくく、自己効力感が高く、失敗への不安がないなど、親の社会経済的地位が高い生徒ほど、一貫して幸福である。

一方、教育制度との関連では、分岐型モデルの国に比べて、自由主義型モデルの国では、知能増加に対して肯定的な考えを持ちやすく、失敗を恐れないが、生活満足度が低い。同様に、受験競争型モデルの国では、ネガティブな感情を持ちにくく、失敗を恐れないが、生活満足度が低く、自己効力感に乏しい。これらの結果は仮説 2 に整合的である。他方で、分岐型モデルは、課程主義に比べて幸せと感じる生徒が少ないが、平等主義よりは幸せで、特に、平等主義以外の国と比べると、統計的に有意に生徒が失敗への不安を抱きやすい点に特徴がある。

表 5 生徒の幸福度に対する教育制度の効果（生活満足度・知能増加に対する考え）

固定効果	従属変数							
	生活満足度				知能増加に対する考え			
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
(切片)	7.3701 *** (0.0907)		7.3711 *** (0.0922)		2.6757 *** (0.0529)		2.6738 *** (0.0532)	
Level 1 (個人レベル)								
女性ダミー	-0.6253 *** (0.0157)		-0.6264 *** (0.0157)		0.0262 *** (0.0049)		0.0268 *** (0.0049)	
テスト言語話者ダミー	0.1248 *** (0.0266)		0.1281 *** (0.0267)		0.0180 * (0.0077)		0.0204 ** (0.0077)	
SES	0.1536 *** (0.0064)		0.1164 *** (0.0265)		0.0689 *** (0.0020)		0.0503 *** (0.0084)	
Level 2 (国家レベル)								
課程主義モデルダミー	0.0929 (0.1502)		0.0879 (0.1528)		0.0057 (0.0955)		0.0037 (0.0960)	
自由主義モデルダミー	-0.5639 ** (0.1737)		-0.5630 ** (0.1767)		0.1764 * (0.0810)		0.1788 * (0.0815)	
平等主義モデルダミー	0.1444 (0.1512)		0.1354 (0.1541)		0.1461 (0.0869)		0.1425 (0.0874)	
受験競争モデルダミー	-0.7728 *** (0.1738)		-0.8184 *** (0.1770)		-0.0175 (0.1110)		-0.0150 (0.1117)	
Cross Level 交互作用								
SES×課程主義モデルダミー			0.0415 (0.0443)				-0.0047 (0.0147)	
SES×自由主義モデルダミー			0.0711 (0.0512)				0.0522 *** (0.0126)	
SES×平等主義モデルダミー			0.0513 (0.0462)				0.0415 ** (0.0140)	
SES×受験競争モデルダミー			-0.0596 (0.0529)				0.0130 (0.0178)	
ランダム効果								
切片	0.0440		0.0456		0.0190		0.0192	
残差	5.5351		5.5309		0.7438		0.7426	
SES			0.0032				0.0004	
AIC	412817.4		412799.5		320517.0		320377.9	
N	90727		90727		126032		126032	
国数	16		16		21		21	

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

次に、このような教育制度の違いは、SES による精神的態度の格差を媒介するのかを交互作用項のあるモデル（各表の Model 2・4 ないし 6）の結果から検討する。交互作用項の意味は、調整変数となる教育制度ごとに、SES の限界効果を見ることで解釈が容易になる。

図 1 は各教育制度における SES の限界効果を示したキャタピラプロットである。まず、分岐型モデルの SES の限界効果を見ると、SES は依然として多くの従属変数に有意な影響を及ぼしており、特に、低 SES の生徒に失敗への恐れを抱かせやすいという点は特徴的である。しかし、他の教育制度に比べて、SES が精神的態度に与える効果は総じて大きいとまでは言えない。少なくとも早期に選別が行われる教育制度が、高 SES の生徒と低 SES の

表 6 生徒の幸福に対する教育制度の効果（幸せ・ポジティブ・ネガティブな感情）

固定効果	従属変数											
	幸せ				ポジティブな感情				ネガティブな感情			
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
(切片)	3.3179 *** (0.0286)		3.3163 *** (0.0284)		3.1823 *** (0.0319)		3.1805 *** (0.0317)		2.7799 *** (0.0425)		2.7807 *** (0.0426)	
Level 1 (個人レベル)												
女性ダミー	-0.0194 *** (0.0286)		-0.0196 *** (0.0039)		-0.0511 *** (0.0029)		-0.0579 *** (0.0033)		-0.3315 *** (0.0034)		-0.3314 *** (0.0034)	
テスト言語話者ダミー	0.0349 *** (0.0062)		0.0373 *** (0.0062)		0.0344 *** (0.0053)		0.0377 *** (0.0236)		0.0013 (0.0054)		0.0019 (0.0055)	
SES	0.0287 *** (0.0016)		0.0248 ** (0.0088)		0.0339 *** (0.0013)		0.0236 ** (0.0073)		-0.0118 *** (0.0014)		-0.0202 ** (0.0074)	
Level 2 (国家レベル)												
課程主義モデルダミー	0.1053 * (0.0483)		0.1031 * (0.0479)		0.0885 (0.0544)		0.0866 (0.0542)		-0.0310 (0.0730)		-0.0336 (0.0731)	
自由主義モデルダミー	0.0085 (0.0483)		0.0086 (0.0479)		-0.0676 (0.0544)		-0.0689 (0.0541)		-0.0507 (0.0730)		-0.0523 (0.0731)	
平等主義モデルダミー	-0.1031 * (0.0443)		-0.1079 * (0.0440)		-0.0097 (0.0498)		-0.0130 (0.0496)		0.1335 * (0.0667)		0.1250 (0.0669)	
受験競争モデルダミー	-0.0613 (0.0559)		-0.0684 *** (0.0555)		-0.0491 (0.0629)		-0.0546 (0.0626)		-0.1921 * (0.0843)		-0.2013 * (0.0845)	
Cross Level 交互作用												
SES×課程主義モデルダミー			-0.0080 (0.0149)				0.0020 (0.0123)				0.0008 (0.0124)	
SES×自由主義モデルダミー			0.0106 (0.0149)				0.0212 (0.0122)				0.0165 (0.0124)	
SES×平等主義モデルダミー			0.0073 (0.0140)				0.0104 (0.0115)				0.0154 (0.0116)	
SES×受験競争モデルダミー			0.0032 (0.0176)				0.0118 (0.0145)				-0.0027 (0.0147)	
ランダム効果												
切片	0.0046		0.0045		0.0059		0.0058		0.0106		0.0106	
残差	0.4066		0.4063		0.2874		0.2871		0.3079		0.3076	
SES			0.0004				0.0003				0.0003	
AIC	213068.7		213053.9		171318.9		171259.0		179517.1		179483.8	
N	109880		109880		107587		107587		108050		108050	
国数	18		18		18		18		18		18	

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

生徒の幸福度の格差を拡大するわけではない。これは仮説 1 に反する結果である。他方、自由主義モデルでは、生活満足度・知能増加に対する肯定感・ポジティブな感情・失敗への恐れなど、多くの精神的態度で SES 間の格差が大きい。これは仮説 2 に整合的な結果とは言えない。

最後に、受験競争モデルでは、最も特徴的な点として、唯一、SES が生活満足度に与える影響が統計的に有意でない。このことについては、2 つの解釈が可能であろう。まず、学力テストによって競争的に教育達成が決まる「公平」な制度では、SES が高い生徒も低い生徒も不公平感を感じにくいのかかもしれない。一方、SES が高い生徒は、高い教育期待に応える必要があり、長く選抜を勝ち抜き続けることを要求されるため、SES が低い生徒と

表 7 生徒の幸福に対する教育制度の効果（自己効力感・失敗への不安）

固定効果	従属変数							
	自己効力感				失敗への不安			
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
(切片)	2.9860 ***		2.9846 ***		2.7477 ***		2.7470 ***	
	(0.0329)		(0.0325)		(0.0364)		(0.0364)	
Level 1 (個人レベル)								
女性ダミー	-0.0576 ***		-0.0575 ***		-0.3291 ***		-0.3291 ***	
	(0.0028)		(0.0028)		(0.0044)		(0.0044)	
テスト言語話者ダミー	-0.0124 **		-0.0104 *		-0.0227 ***		-0.0220 **	
	(0.0045)		(0.0045)		(0.0069)		(0.0069)	
SES	0.0602 ***		-0.0191 ***		-0.0191 ***		-0.0240 **	
	(0.0012)		(0.0018)		(0.0018)		(0.0076)	
Level 2 (国家レベル)								
課程主義モデルダミー	0.0666		0.0654		-0.1293 *		-0.1295 *	
	(0.0594)		(0.0588)		(0.0653)		(0.0652)	
自由主義モデルダミー	0.0646		0.0633		-0.3510 ***		-0.3539 ***	
	(0.0504)		(0.0499)		(0.0554)		(0.0553)	
平等主義モデルダミー	0.0433		0.0366		-0.0933		-0.0974	
	(0.0540)		(0.0535)		(0.0595)		(0.0594)	
受験競争モデルダミー	-0.1467 *		-0.1500 *		-0.3846 ***		-0.3894 ***	
	(0.0691)		(0.0684)		(0.0759)		(0.0759)	
Cross Level 交互作用								
SES×課程主義モデルダミー			0.0047				0.0106	
			(0.0103)				(0.0133)	
SES×自由主義モデルダミー			0.0099				-0.0125	
			(0.0088)				(0.0114)	
SES×平等主義モデルダミー			0.0222 *				0.0074	
			(0.0096)				(0.0127)	
SES×受験競争モデルダミー			0.0377 **				0.0211	
			(0.0123)				(0.0161)	
ランダム効果								
切片	0.0074		0.0072		0.0088		0.0088	
残差	0.2406		0.2404		0.5953		0.5949	
SES			0.0002				0.0003	
AIC	173222.5		173156.0		291510.2		291492.3	
N	122435		122435		125628		125628	
国数	21		21		21		21	

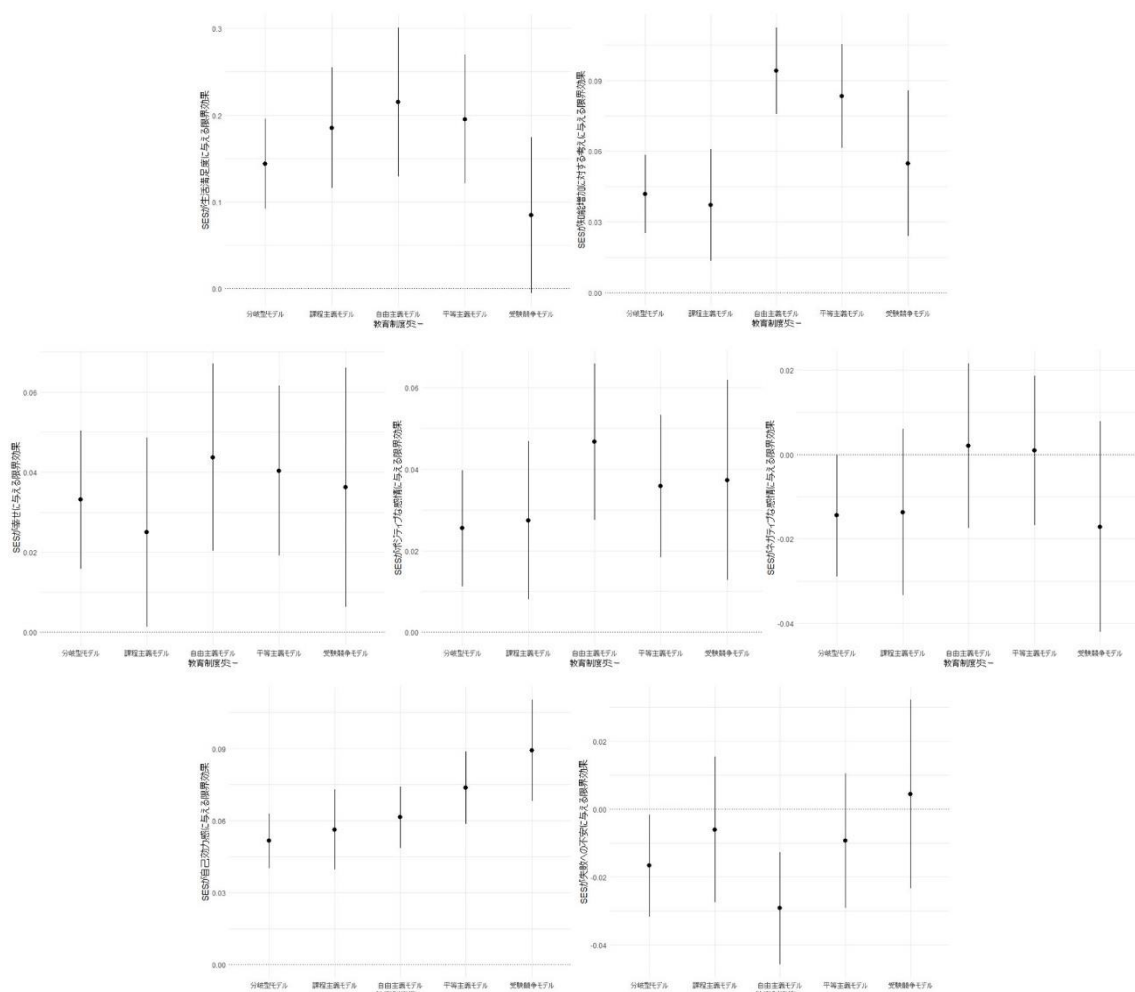
(1) ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

は異なる精神的負担を強いられている可能性がある。後者が本稿の仮説 2 に整合的な議論である。

6. 結論

本稿では、2018 年実施の PISA の生徒質問調査を用いて、生徒の幸福度を高める教育制度をマルチレベル分析によって検討した。その結果、階層が固定化されやすい分岐型モデル

図1 交差項の限界効果のキャタピラプロット



の国において、特に SES が低い生徒の幸福度が低下しやすいという結果は得られなかった。一方、競争的な制度を有する自由主義モデルと受験競争モデルに関しては、有意に負の関連がある従属変数が存在したため、生徒の幸福度を低下させる教育制度であることが示唆された。しかし、SES が高い生徒の方が、幸福度が低くなるという関係については明示的に確認することができなかった。

自由主義モデルにおいて、SES に基づく幸福度の格差が強く表れていたことは特徴的であった。能力別指導を行う自由主義モデルでは、選抜ではない形で早期から生徒の優劣関係が可視化されることで、他人と比べて優れている、または落ちこぼれているというラベルがつけられる。その結果、周囲と比較した自分の評価を認識することとなり、SES による格差の影響が拡大すると考えられる。日本においても、生徒一人ひとりに合った指導を行おうと、能力別のクラス編成を導入することがあるが、安易に多用することで社会階層の再生産を促す危険性がある。よほど同質な生徒の集まった学校でない限りは、能力別クラスは実質的に SES に準じて分けられることになりうる。それゆえ、学力の面からのみではなく、

生徒のメンタル面にも焦点を当て、効果的な指導方法を検討すべきである。

加えて、唯一、受験競争モデルにおいて SES と生活満足度の相関が有意にならなかったのも特徴である。この要因として、公平なテストによる選抜が低 SES の生徒の不満を軽減していることと、高 SES の生徒が競争による精神的負担を感じていることの 2 点が考えられる。前者の例として、不利な環境からでも選抜テストを勝ち抜くことで階層の上方移動を達成した人も多く存在するだろうが、そのような例に注目すると受験競争モデルが公平な教育制度だと過大評価しかねない。制度自体は生徒の幸福度を低下させうるものと認識し、生徒に対する精神的なサポートを拡充する必要がある。

7. 参考文献

- 石田淳. 2015. 『相対的剥奪の社会学—不平等と意識のパラドックス』 東京大学出版会.
- 小塩隆士. 2014. 『「幸せ」の決まり方—主観的厚生を経済学』 日本経済新聞出版社.
- 多喜弘文. 2010. 「社会経済的地位と学力の国際比較—後期中等教育段階における教育と不平等の日本の特徴」『理論と方法』 25(2): pp.229-248.
- 外山美樹. 2008. 「教室場面における学業的自己概念—井の中の蛙効果について」『教育心理学研究』 56: pp.560-574.
- 藤原翔. 2011. 「Breen and Goldthorpe の相対的リスク回避仮説の検証—父親の子どもに対する職業・教育期待を用いた計量分析」『社会学評論』 62(1): pp.18-35.
- 松岡亮二. 2019. 『教育格差—階層・地域・学歴』 ちくま新書.
- 森いづみ. 2017. 「国・私立中学への進学が進学期待と自己効力感に及ぼす影響—傾向スコアを用いた分析」『教育社会学研究』 101: pp.27-47.
- 山口裕貴. 2013. 「戦後のイギリスにおける教育的諸状況について—サッチャー時代以前の学校制度の歴史的動向」『桜美林論考「自然科学・総合科学研究」』 (4): pp.39-52.
- Alesina, A., Di Tella, R., and R. MacCulloch. 2004. “Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?” *Journal of Public Economics* 88: pp.2009-2042.
- Bastian, B., Kuppens, P., De Roover, K., and E. Diener. 2014. “Is Valuing Positive Emotion Associated with Life Satisfaction?” *Emotion* 14(4): pp.639-645.
- Bradshaw, J., Hoelscher, P., and D. Richardson. 2007. “An Index of Child Well-being in the European Union.” *Social Indicators Research* 80(1): pp.133-177.
- Breen, R., and J. H. Goldthorp. 1997. “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory.” *Rationality and Society* 9(3): pp.275-305.
- Dupriez, Vincent, Xavier, Dumay, and Anne Vause. 2008. “How Do School Systems Manage Pupils’ Heterogeneity?” *Comparative Educational Review* 52(2): pp.245-273.
- Govorova, Elena, Benítez, Isabel and José Muñiz. 2020. “Predicting Student Well-Being:

- Network Analysis Based on PISA 2018.” *International Journal of Environmental Research and Public Health* 7(11): p.4014.
- Joshanloo, M., Lepshokova, Z. K., Panyusheva, T., Natalia, A., Poon, W. C., Yeung, V. W. L., and S Tsukamoto. 2014. “Cross-Cultural Validation of Fear of Happiness Scale across 14 National Groups.” *Journal of Cross-Cultural Psychology* 45(2): pp.246-264.
- Kern, M., Lea, E. Waters, Alejandro Adler, and Mathew A. White. 2015. “A Multidimensional Approach to Measuring Well-Being in Students: Application of the PERMA Framework.” *Journal of Positive Psychology* 10(3): pp.262-271.
- Lau, Maggie and Jonathan, Bradshaw. 2010. “Child Well-Being in the Pacific Rim.” *Child Indicators Research* 3: pp.367-383.
- Lippman, L., K. Moore, and H. McIntosh. 2011. “Positive Indicators of Child Well-Being: A Conceptual Framework, Measures, and Methodological Issues.” *Applied Research in Quality of Life* 6(4): pp.425-449.
- Marsh, Herbert W. 1987. “The Big Fish Little Pond Effect on Academic Self-Concept.” *Journal of Educational Psychology* 79(3): pp.280-295.
- Mons, Nathalie. 2007. *Les Nouvelles Politiques Éducatives: La France Fait-elle les Bons Choix? 1re Édition*. Presses Universitaires de France.
- Morgan, A. R., Rivera, F., Moreno, C., and B. J. Haglund. 2012. “Does Social Capital Travel? Influences on the Life Satisfaction of Young People Living in England and Spain.” *BMC public health* 12(1): p.138.
- Oikawa, Masato, Tanaka, Ryuichi, Bessho, Shun-ichiro, Kawamura, Akira, and Haruko Noguchi. 2022. “Do Class Closures Affect Students’ Achievements? Heterogeneous Effects of Students’ Socioeconomic Backgrounds.” *RIETI Discussion Paper Series*.
- Oshio, T. and M. Kobayashi. 2009. “Income Inequality, Area-Level Poverty, Perceived Aversion to Inequality, and Self-rated Health in Japan.” *Social Science & Medicine* 69: pp.317-326.
- Oshio, T. and M. Kobayashi. 2011. “Area-Level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan.” *Journal of Happiness Studies* 12: pp.633-649.
- Rudolf, Robert. 2020. “Life Satisfaction among Middle School Students around the World Cross-cultural Evidence from PISA 2018.” Retrieved November 19, 2022, from <https://ssrn.com/abstract=3544001>.
- Seligman, M. 2012. *Flourish A Visionary New Understanding of Happiness and Well-being*. Simon and Schuster.
- Stankov, L. 2010. “Unforgiving Confucian Culture: A Breeding Ground for High Academic Achievement, Test Anxiety and Self-Doubt?” *Learning and Individual Differences* 20(6): pp.555-563.

- Sulaiman, Agung, Putra. 2019. "The Impact of Education across Different Subjective Well-being Domains." Master's Thesis, University of Tokyo.
- Twenge, J. M. and Cooper, A. B. 2022. "The Expanding Class Divide in Happiness in the United States, 1972-2016." *Emotion* 22(4): pp.701-713.

第5章

原子力発電利用の規定要因

—気候変動政策と再生可能エネルギー政策との関係から—

蓮沼 介永

要約

気候変動への対応が強く求められている現在、各国のエネルギー転換部門は、二酸化炭素排出量を削減しながら、電力の安定供給を実現しなければならないという難題に直面している。近年では、原子力がこの二点を両立する有用な電源として国際的に認められつつあるが、福島第一原発事故以降、日本ではいくつもの原子炉が運転停止を余儀なくされている。これらの原子炉を再稼働させる必要性を議論する上で、原子力利用を促進もしくは阻害する要因を今一度明らかにする必要があるだろう。本稿では、1995年から2012年までの38か国の気候変動政策と再生可能エネルギー政策に関するパネルデータを構築した上で、気候変動に関連する政策が国全体の原子力利用に与える影響を検証した。分析結果からは、気候変動対策としては、原子力よりも再生可能エネルギーがカーボンフリー電源として利用されやすいが、エネルギー需要が高まっている場合は、原子力利用が促進されるという代替関係が明らかになった。また、原子力利用国に限定した分析結果を基に、日本の現状から予測される原子力利用率をシミュレーションしたところ、分析期間において、日本は予測よりも原子力利用の比重が小さい電源構成となっていることが示唆された。原子力利用の有用性を再検討する余地があるかもしれない。

1. はじめに

2021年に米国が主催した気候サミットにおいて、菅義偉首相は2030年度の温室効果ガス排出量について2013年度比46%削減を目指すことを宣言した。この計画は、2050年度までに温室効果ガス排出量を実質ゼロにするという最終的な目標に向けて設定されている。温室効果ガス総排出量のうち約9割を占めているCO₂について、発電や熱の生産に伴う排出量を、生産者からの排出量として計上した場合、CO₂を最も多く排出しているのはエネルギー転換部門である⁵⁴。そのため、カーボンニュートラルを達成するには、発電による二酸

⁵⁴ https://www.nies.go.jp/gio/archive/ghgdata/jqjm10000017v04i-att/L5-7gas_2022_gioweb_ver1.1.xlsx (2022年10月27日)。

化炭素排出量の削減が求められる。

一方で、安定的な電力供給を実現するための対応策も並行して講じる必要がある。カーボンニュートラルに注目が集まる現在、日本では火力発電所の休止・廃止事例が増加してきている。しばらくは火力発電所の新設計画もあるものの、日本国内では、火力による電力供給量が将来にかけて減少していくことが予想される⁵⁵。それにもかかわらず、2022 年の夏季には、電力不足による停電を防ぐために、すでに休止した火力発電所の運転再開を強いられた。また、ウクライナ侵攻への対抗措置として、日本がロシア産の化石燃料の輸入を禁止したことも、エネルギー安全保障上の重要な出来事である。もともと火力への依存度が高い日本では、化石燃料の供給が停滞することで、冬季の電力需給の逼迫やさらなる電気料金の高騰が懸念される。

ここまで述べてきた日本の現状から、発電による二酸化炭素排出量の削減と安定的な電力の供給を並行して実現するための対応策を講じる必要がある。二酸化炭素排出量の削減という側面では、二酸化炭素の排出が多い化石燃料への依存度を下げ、再生可能エネルギーの利用を促進することが一つの方法として考えられる (Finon 2006, p.309)。しかし、電力の安定供給の面でいえば、再生可能エネルギーにはいくつかの懸念がある。たとえば、再生可能エネルギーは火力と比べて、単位面積当たりの発電量が少ないため、発電所を設置する際により大きな敷地を必要とする⁵⁶。さらに、特に太陽光や風力の場合、天候などの自然状況によって供給量が変動するため、電力需要に合わせて発電を行うことができないことも問題点だという⁵⁷。

一方で、二酸化炭素排出量の削減と電力の安定供給を同時に実現するという目的においては、原子力発電の利用が代替策になりうる。原子力は炭素の放出が少ない電源として評価されるため (Corner et al. 2011)、再生可能エネルギーと同じくカーボンフリー電源の一つとしてとらえることができる。また、再生可能エネルギーと比較して単位面積当たりの発電量も多く、自然状況による影響も受けないため、安定的な電力を供給することもできる。そのため、欧州議会では、原子力発電を持続可能な経済活動として認める動きが強まっており⁵⁸、国際的にも、気候変動政策の一部として原子力を利用することに対するハードルが下がりにつつある。

現在、経済産業省は 2050 年の電源構成について、原子力を化石燃料に代わる安定的な電力を供給するエネルギーとして位置づけており、2018 年度現在で電源構成全体の 6%を占

⁵⁵ https://www.meti.go.jp/shingikai/enecho/denryoku_gas/denryoku_gas/pdf/046_04_01.pdf (2022 年 10 月 15 日)。

⁵⁶ たとえば、堺港発電所（火力）の単位面積あたり発電電力量は、堺太陽光発電所の約 2,600 倍以上である。https://www.kepco.co.jp/energy_supply/energy/newenergy/about/task.html (2022 年 10 月 15 日)。

⁵⁷ 同 URL。

⁵⁸ <https://www.europarl.europa.eu/news/en/press-room/20220701IPR34365/taxonomy-meps-do-not-object-to-inclusion-of-gas-and-nuclear-activities> (2022 年 10 月 15 日)。

める原子力を、2030年には20%から22%まで増加させる見通しとしている⁵⁹。経済界の一部も原発を気候変動対策の手段として後押ししている⁶⁰。

しかし、福島第一原発事故以降、日本国民の原子力発電に対する安全面の不安は根強く、原発再稼働への理解は十分に得られていない状況にある⁶¹。それでは、原子力利用を促進する、あるいは阻害する要因とは何であろうか。先行研究では、原子力利用の要因について、経済的要因に基づく説明がほとんどを占めており、他の要因については未解明の部分が多い。まず、原子力利用はカーボンフリー電源として気候変動対策の手段になりうるから、さまざまな気候変動政策が、制度的要因として各国の原子力利用を促進する可能性が考えられる。他方で、気候変動政策の一環として利用される再生可能エネルギーは、原子力を代替する電源になりうるから、原子力利用が減少するほど、再生可能エネルギー利用が増加するという代替的な関係になりうる (Aguirre and Ibikunle 2014; Kilinc-Ata 2016; Marques and Fuinhas 2012; Marques et al. 2010; Popp et al. 2011)。

この点、代替電源としての再生可能エネルギーの利用を促す政策にはさまざまなものが存在する。原子力と再生可能エネルギーの代替関係において、事業者にとって政策が十分に魅力的であるとき、彼らは再生可能エネルギーの利用をより重視するだろう。そのような場合、再生可能エネルギー政策が間接的に原子力利用を減少させる可能性が考えられる。

そこで、本稿は、再生可能エネルギー利用の規定要因を巡る既存研究の知見を踏まえながら、そのような枠組みが原子力利用に与える影響を検証する。具体的には、1995年から2012年までの38か国の気候変動政策と再生可能エネルギー政策のパネルデータを構築した上で、気候変動に関連する政策が国全体の原子力発電利用にいかなる影響を与えてきたのかを明らかにする。

第2節では、原子力利用の規定要因と再生可能エネルギー利用の制度的要因に関する実証的な先行研究を概観する。第3節では、先行研究などの知見を基に原子力利用の規定要因を理論化し、第4節では、それらを検証するために必要なデータと方法を説明する。第5節では、実際の推定結果の議論を基に、日本における妥当な原子力利用をシミュレーションする。第6節では、本稿で得られた知見を踏まえて、日本の原子力政策のあり方を提示していく。

⁵⁹ https://www.meti.go.jp/shingikai/sankoshin/sangyo_gijutsu/chikyu_kankyo/ondanka_wg/pdf/001_05_00.pdf (2022年11月2日)。

⁶⁰ <https://www.keidanren.or.jp/speech/kaiken/2022/0905.html> (2022年11月1日)。また、佐藤 (2014) によると、日本の気候変動政策は日本経済団体連合会 (経団連) の政策選好による影響を大きく受けることで、原子力利用を中核に据えるようになっている。

⁶¹ 日本原子力文化財団が2021年に行った「原子力に関する世論調査」によると、回答者の46.3%は「再稼働を進めることについて、国民の理解は得られていない」と考えている。https://www.jaero.or.jp/data/01jigyau/pdf/tyousakenkyu2021/results_2021.pdf (2022年11月15日)。

2. 先行研究

2-1. 原子力利用の規定要因

原子力利用の要因についての実証研究は、経済的観点に基づく説明が大半を占める。いくつかの研究は、経済成長によって原子力利用が促進されるという因果関係を実証的に支持するが (Kirikkaleli et al. 2020; Lee and Chiu 2011; Wolde-Rufael and Menyah 2010; Yoo and Ku 2009)、多くはグレンジャー因果の検証にとどまっている。反対に、原子力利用が増加するほど経済成長が進む可能性や (Apergis and Payne 2010; Yoo and Ku 2009; Zaman 2015)、両者の相乗効果の可能性を示唆する研究も多くある (Apergis and Payne 2010; Yoo and Ku 2009; Wolde-Rufael and Menyah 2010)。したがって、そもそも経済発展から原子力利用に対する一方向の因果関係は、広く認められているわけではない。

一方で、Wolde-Rufael and Menyah (2010) は、スウェーデンにおいて経済成長が原子力利用を減少させる可能性さえ示唆している。日本、オランダ、スイスの場合には、原子力利用が増えるほど経済成長が後退していると主張されている (Wolde-Rufael and Menyah 2010)。因果の方向性のみならず、効果が正であるか負であるかも各国によって異なる可能性があるのである。

そのほか、原油価格がグレンジャーの意味で原子力利用を増加させることを支持する先行研究も存在するものの (Lee and Chiu 2011; van Ruijven and van Vuen 2009)、経済発展以外に原子力利用を促す可能性のある変数は、ほとんど明らかになっていない。また、国によって因果の方向性が異なる可能性があるため、国ごとの分析を行う先行研究が多いが、各国の情報を統合したパネルデータを用いた研究は数少ない。パネルデータ分析においては、経済成長による原子力利用の促進という先行研究の仮説も考慮するが、逆因果には十分に注意して理論の構築に組み込む必要がある。

2-2. 再生可能エネルギー利用の規定要因

再生可能エネルギーの利用は温室効果ガス削減の効果的な手段として注目されているため、その規定要因に関する実証研究には蓄積がある。第一に、再生可能エネルギーの利用促進を目的とするいくつかの再生可能エネルギー政策は、その正の効果が検証されることが期待されている。

まず、一定の期間において、再生可能エネルギーから生産された電力に対して固定価格での買い取りを保証する FIT 制度 (Feed-in Tariff) は、いくつかの実証研究で再生可能エネルギーの利用を促進する可能性が示されているが (Johnstone et al. 2010; Kilinc-Ata 2016; Polzin et al. 2015; Smith and Urpelainen 2014)、Aguirre and Ibikunle (2014) と Popp et al. (2011) は明瞭に有意な効果を確認していない。また、電力会社に対して再生可能エネル

ギーによる電力供給の最低割合を定めるクォータ制によって (Finon 2006)、再生可能エネルギーの利用率が增加する可能性を支持する研究がある一方で (Carley 2009; Menz and Vachon 2006; Polzin et al. 2015; Yin and Powers 2010)、そのような関係を支持しない研究も存在する (Delmas and Montes-Sancho 2011; Delmas et al. 2007; Kilinc-Ata 2016; Popp et al. 2011; Shrimali et al. 2012)。そのほか、Kilinc-Ata (2016) では、入札制度や税制優遇の効果を確認する分析結果が得られている。

第二に、気候変動政策自体が再生可能エネルギーの利用に影響を与えうること明らかにされている。Aguirre and Ibikunle (2014) や Johnstone et al. (2010)、Popp et al. (2011) は、包括的な気候変動枠組みである京都議定書の締約が、再生可能エネルギー利用を促進する可能性を実証的に示している。また、Polzin et al. (2015) は、各国が運用する温室効果ガス排出量取引が再生可能エネルギーの利用に有意に正の効果を与えることを示す結果を出した。

このように先行研究では、個々の再生可能エネルギー政策や気候変動政策と、再生可能エネルギーの電力利用との関係が明らかにされている。ただし、多くの研究がいかに再生可能エネルギーの利用を増加させるかを研究上の問いにしているため、気候変動政策としての再生可能エネルギーの好ましさが強調される傾向にある。それゆえ、再生可能エネルギーに依存することは、電力の安定供給に懸念をもたらすなどの負の要因は注目されず、気候変動と電力供給の安定性とを両立する望ましい電源構成が議論されることは少ない。次節では、先行研究で得られた知見を基にして、原子力利用の規定要因に関する理論を構築する。

3. 理論仮説

3-1. 気候変動政策としてのカーボンフリー電源の利用

本節では、はじめに、気候変動政策において、原子力と再生可能エネルギーがカーボンフリー電源として積極的に利用されうること理論化する。しかし、再生可能エネルギー政策の直接的な効果と、二つの電源の代替的な関係を踏まえると、再生可能エネルギー政策は原子力利用を抑制する可能性があることを説明する。

発電の際に二酸化炭素を排出しない原子力や再生可能エネルギーはカーボンフリー電源であるため、気候変動問題に熱心に取り組んでいる国ほど、これらの電源の利用を好むだろう。具体的には、国際的な気候変動枠組みである京都議定書に加えて、温室効果ガス排出量取引や炭素税など、気候変動対策の制度化が進んでいる国ほど、カーボンフリー電源の割合が増加することが考えられる。

まず、京都議定書は、温室効果ガス排出量を削減する国際的な取り組みとして 1997 年に採択され、2005 年に発効された。議定書の締約国は、二酸化炭素排出量を削減するために、

カーボンフリー電源の利用に向けてより精力的に取り組むことが求められる (Aguirre and Ibikunle 2014; Popp et al. 2011)。締約国の一部には、1990 年の温室効果ガス排出量を基準とし、2008 年から 2012 年までの約束期間において削減すべき平均排出量の目標が定められた。既存研究では、環境に対する懸念を表す変数として二酸化炭素排出量を用いることが多いが、国際的な気候変動枠組みにおいて削減目標を有さない国では、二酸化炭素排出量を削減するインセンティブが働きにくいかもしれない。したがって、ここでは、京都議定書で割り当てられた削減目標を、その国が抱える環境に対する懸念の代理変数として採用する。削減目標と現実の削減率との乖離が大きく、環境に対する懸念が大きい国では、カーボンフリー電源の利用が促進される可能性があると予想される。

次に、各国が採用してきた気候変動政策の一つである温室効果ガス排出量取引については、EU 圏で運用される欧州連合域内排出量取引 (EU Emissions Trading System: EU ETS) を主要な例として取り上げる。EU ETS では、発電所を含め対象となる設備から排出される温室効果ガスの総排出量に、排出枠と呼ばれる上限が設けられており、この上限が段階的に押し下げられていくことで、総排出量が削減されることが期待されている⁶²。事業者はそれぞれに必要な排出枠を、事業者間の取引を通じて購入することも特徴的である。排出量取引が行われている国の発電事業者は、カーボンフリー電源の利用を増加させることで排出量を削減し、排出枠購入の費用削減に取り組むようになると考えられる。

排出量取引のように、炭素の排出に対して実質的に価値をつける取り組みをカーボンプライシングと呼ぶが、もう一つの代表的な例としては炭素税があげられる。炭素税では、二酸化炭素など炭素を含む物質を排出する化石燃料の消費に対して課税がなされる⁶³。各国政府は、化石燃料の種類によって環境負荷の大きさを判定し、異なる税率を定めている⁶⁴。炭素税が導入されている国の発電事業者は、同様に、カーボンフリー電源の利用を増加させることで化石燃料の消費量を削減し、租税の費用削減に取り組むようになると考えられる。具体的には、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 気候変動政策（京都議定書の締約、温室効果ガスの削減目標、排出権取引、炭素税）の下で、温室効果ガスの削減に取り組んでいる国ほど、カーボンフリー電源の利用率が高い。

3-2. 再生可能エネルギー政策による代替関係

⁶² https://climate.ec.europa.eu/eu-action/eu-emissions-trading-system-eu-ets_en#tab-0-1 (2022 年 10 月 19 日)。

⁶³ 一般的に排出量取引の対象となっているセクターでは、炭素税が免除される。例えば、EU においては、おおむね EU ETS の対象となっていないセクターに炭素税が課されている (Kossoy et al. 2015, p.27)。

⁶⁴ <https://www.env.go.jp/content/900498772.pdf> (2022 年 10 月 24 日)。

カーボンフリー電源の利用は気候変動対策の手段としてとらえられる。ただし、気候変動政策は二酸化炭素をはじめとする温室効果ガスの削減を主な目的としているため、原子力と再生可能エネルギーのどちらか一方の利用を促すことは意図されていない。各電源を個別に見たときに、原子力利用を促進する制度というのは考えにくい。再生可能エネルギーの利用を促進する制度としては、主に FIT 制度とクォータ制という二種類の制度がある。以下では、各制度が実際に再生可能エネルギーの普及に寄与することを具体的に理論化する。

先行研究では、再生可能エネルギー利用の促進を目的としたいくつかの制度の効果が検証されてきたが、本稿の分析期間においては、FIT 制度とクォータ制が主流になってきている (Kilinc-Ata 2016)。同時期には、国際的に再生可能エネルギーの利用率が上昇していることから、これら二つの制度が再生可能エネルギーの利用推進に貢献してきた可能性がある。既存研究では、入札制度や税制優遇などの他の仕組みと比較しても、FIT 制度やクォータ制が再生可能エネルギーの普及の制度的要因になっていることが広く認められており (e.g. Polzin et al. 2015)、本稿もそのような分析枠組みに依拠する。

FIT 制度は、発電される電力の価格に直接アプローチする価格ベースの政策、クォータ制は、発電量を補助や制限の基準とする数量ベースの政策に分類できる。まず、FIT 制度では、一定の期間において再生可能エネルギーから生産された電力に対して、固定価格での買取が保証される (Finon 2006)。競争入札制度下における再生可能エネルギー事業への参入や投資では、その他の電源と比較したときに費用面が問題となるが⁶⁵、固定価格が保証される FIT 制度では、投資家にとって費用面の懸念が解消されやすい (Mimantean et al. 2003)。この制度の下では、発電事業者は再生可能エネルギー事業への参入に対して前向きになると考えられる。

一方で、クォータ制は、電力会社に対して再生可能エネルギーによる電力供給の最低割合を定める、数量ベースの政策である (Finon 2006)。この最低割合を満たせない場合、電力会社には罰金が科される可能性がある (Wiser et al. 2007, p.3)。同様の政策に対するその他の一般的な名称としては、RPS 制度 (Renewable Portfolio Standard) が挙げられる。クォータ制の下では、再生可能エネルギーの利用が法的に強制されるため、電力会社は一定の再生可能エネルギー由来の電力を供給せざるを得なくなると考えられる。

以上の政策が事業者にとって十分なインセンティブとなる場合、事業者は再生可能エネルギーの利用に比重を置きやすくなると考えられる。このとき、同じく気候変動対策の手段となる原子力の利用は、再生可能エネルギー政策から間接的な影響を受けることになる。つまり、再生可能エネルギー政策は、原子力と再生可能エネルギーの間に代替関係を生む可能性があるといえる。

⁶⁵ Buckman (2011) は、発電時の費用が (カーボンプライシングを反映していない) 化石燃料の火力よりも高いことを問題点として挙げている。

仮説 2 価格ベースおよび数量ベースの再生可能エネルギー政策（FIT 制度、クォータ制）が整備されている国では、再生可能エネルギー利用率が高い一方で、原子力については利用率が低い。

3-3. エネルギー安全保障上の代替関係

太陽光や風力といった主要な再生可能エネルギーは、電力を安定的に供給することが難しく、設備利用率も比較的低い電源である。また、Fiore (2006) によると、天然ガスや石油などの化石資源には限りがあることに加え、地政学的に不安定な地域で多く産出されるため、輸入をする際には価格が変動しやすいことが懸念点となる。

他方で、原子力は再生可能エネルギーや火力に比べて安価な技術によって利用できる上に⁶⁶、実質的にカーボンフリー電源とみなされるため、エネルギー安全保障と温暖化問題を両立して解決する主要な対応策になると考えられている (Adamantiades and Kessides 2009; Apergis et al. 2010)。核燃料も石油などと同様に輸入によって賄われることがあるが、使用済み燃料内のウランやプルトニウムを発電に再利用する、核燃料サイクルが可能であることから、原子力を利用する国は、核燃料の輸入量が比較的少量でも数年にわたる電力の供給が可能だと考えている (Adamantiades and Kessides 2009)。さらに、貯蔵中の核燃料は、石炭のように劣化することがないという利点をもつ (Lidsky and Miller 2002, pp.11-12)。したがって、エネルギーの多くを輸入に依存しているほど、化石燃料に関する費用面の不確実性を回避するために、原子力利用が重視される可能性がある (Fiore 2006)。

しかし、原子力利用には安全上の強い懸念が存在しており、特に日本では、福島第一原発事故の経験が原発反対の世論を強めるきっかけとなった。各国政府が電力の安定供給という経済性と運用上の安全性のいずれを重視するかによって、気候変動対策として、原子力と再生可能エネルギーのどちらの利用を拡大するかが決まるといふ、エネルギー安全保障上の代替関係が想定されるのである。つまり、エネルギー安全保障上の懸念が大きいとき、原子力の利用が増加する一方で、電源間の代替関係において再生可能エネルギーの利用が減少すると考えられる。

仮説 3 エネルギー安全保障上の懸念が大きい国ほど、再生可能エネルギー利用率が低い一方で、原子力の利用率が高い。

⁶⁶ 再生可能エネルギーと同じだけの発電量を、より小さな敷地で得ることができる。つまり、原子力は設備利用率が低い。また、再生可能エネルギーと比べ、建設費や工事費などの資本費が安く、火力よりも燃料費が安い。 <https://www.enecho.meti.go.jp/about/special/to-kushu/nuclear/nuclearcost.html> (2022 年 10 月 15 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、1995年から2012年までのOECD加盟国35か国と非加盟国3か国（ブルガリア、クロアチア、ルーマニア）、合計38か国のパネルデータを構築した。表1に本稿の分析に用いる変数を示す。仮説1から仮説3にかけて同じデータを用いる。

まず、従属変数は、総発電量のうち原子力を電源とする発電量の割合を表す原子力利用（Electricity Production from Nuclear Sources: *EPNS*）と、水力以外の再生可能エネルギー（風力、太陽光、地熱、バイオマス）を電源とする発電量の割合を表す再生可能エネルギー利用（Electricity Production from Renewable Sources: *EPRS*）の二つの変数を用いる⁶⁷。こ

表1 変数説明⁶⁸

変数名	変数説明	出典
原子力利用	総発電量に占める原子力による発電量の割合 (%)	World Development Indicators
再生可能エネルギー利用	総発電量に占める水力を除く再生可能エネルギーによる発電量の割合 (%)	World Development Indicators
火力利用	総発電量に占める火力による発電量の割合 (%)	World Development Indicators
水力利用	総発電量に占める水力による発電量の割合 (%)	World Development Indicators
京都議定書	京都議定書の締約国を「1」、非締約国を「0」とするダミー変数	United Nations Treaty Collection
GHG削減目標未達成	京都議定書のGHG削減目標の未達成分を表す量的変数	国立環境研究所
GHG排出量取引	GHG排出量取引の導入国を「1」、非導入国を「0」とするダミー変数	IEA's Policies and Measures Database, Kossoy et al. (2015, p.23)
炭素税	炭素税の導入国を「1」、非導入国を「0」とするダミー変数	IEA's Policies and Measures Database, Kossoy et al. (2015, p.23)、環境省
FIT制度	FIT制度の導入国を「1」、非導入国を「0」とするダミー変数	IEA/IRENA Renewable Energy Policies and Measures Database, Hass et al. (2011)
クォータ制	クォータ制の導入国を「1」、非導入国を「0」とするダミー変数	IEA/IRENA Renewable Energy Policies and Measures Database, Hass et al. (2011)
一人当たりエネルギー使用量	原油換算の一人当たりエネルギー使用量 (t)	World Development Indicators
エネルギー輸入依存度	エネルギー使用量に対するエネルギー純輸入量 (%)	World Development Indicators
一人当たりGDP	一人当たりGDP (現1万米ドル)	World Development Indicators
人口	人口	World Development Indicators
面積	領土の面積 (km ²)	World Development Indicators

⁶⁷ 電源の割合に関するデータは、世界銀行の「World Development Indicators」から収集した。<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (2022年10月24日)。

⁶⁸ 人口と面積はのちの分析で用いるため、その際に説明をする。

ここで水力を再生可能エネルギー利用に含めないのは、研究対象となる再生可能エネルギー政策が水力の普及を目的としていないためである (Kilinc-Ata 2016)。

次に、理論的に関心のある独立変数として、仮説 1 ではまず、気候変動政策 (Climate Change Policy: CCP) として京都議定書の締約国⁶⁹を表す京都議定書ダミーと、京都議定書の温室効果ガス (greenhouse gas: GHG) 削減目標の未達成分を表す量的変数である GHG 削減目標未達成に注目する⁷⁰。京都議定書ダミーでは、協定が発効した 2005 年以降、当該年度の 8 月より前に締約していた国を締約国とみなす (Aguirre and Ibikunle 2014)。GHG 削減目標未達成では、その時点で目標を達成している国は「0」をとる。それ以外は、数値が大きいほど環境に対する懸念が大きいと解釈できる。先行研究では、環境に対する懸念を二酸化炭素排出量で操作化しているものが多いが、気候変動対策に取り組むインセンティブのない国では、排出量が多くなっても環境に対する懸念にはつながらないため、GHG 削減目標未達成がより適当であると考ええる。また、仮説 1 では、排出量取引の導入を表す GHG 排出量取引ダミーと、炭素税の導入を表す炭素税ダミーにも注目する⁷¹。仮説 2 では、再生

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
原子力利用	684	18.3189	22.2364	0	87.4408
再生可能エネルギー利用	684	3.9209	5.4930	0	48.2720
火力利用	684	53.3181	28.5570	0.2049	99.7304
水力利用	684	20.9100	24.4470	0.0220	99.5137
京都議定書	684	0.5512	0.4977	0	1
GHG削減目標未達成	684	1.0157	3.9411	0	29.6400
GHG排出量取引	684	0.3041	0.4604	0	1
炭素税	684	0.2149	0.4111	0	1
FIT制度	684	0.4094	0.4921	0	1
クオータ制	684	0.1301	0.3367	0	1
一人当たりエネルギー使用量	684	3.8152	1.7544	1.0527	9.4288
エネルギー輸入依存度	684	22.4631	127.7288	-843.4819	98.8299
一人当たりGDP	684	2.6119	1.9959	0.1361	12.0422
人口	378	45661835.3439	65211759.7709	1981629	313877662
面積	378	1124702.0939	2609929.2442	20140	9161920

⁶⁹ https://treaties.un.org/Pages/ViewDetails.aspx?src=TREATY&mtdsg_no=XXVII-7-a&chapter=27&clang=_en (2022 年 10 月 24 日)。

⁷⁰ 削減目標と各年度の現状の削減率は、国立環境研究所のホームページの達成状況アーカイブから収集した。<https://www.nies.go.jp/gio/archive/ai-cp1/index.html> (2022 年 10 月 24 日)。

⁷¹ 国際エネルギー機関 (International Energy Agency: IEA) の「IEA's Policies and Measures Database」と、Kossoy et al. (2015, p.23) を基に作成した。<https://www.iea.org/policies> (2022 年 10 月 24 日)。特に炭素税に関するデータは、環境省の資料からも収集した。https://www.env.go.jp/policy/tax/misc_jokyo/attach/intro_situation.pdf (2022 年 10 月 5 日)。

可能エネルギー政策 (Renewable Energy Policy: REP) としての FIT 制度の導入を表す FIT 制度ダミーと、クォータ制の導入を表すクォータ制ダミーを用いる⁷²。

ただし、この操作化には限界があることにも留意されたい。FIT 制度の場合、特定の種類の再生可能エネルギーのみを対象としていることもあるが、本稿ではそのような対象となる電源の区別は行っていない。そのほかの制度についても、制度対象に関する区別をしていない。

また、仮説 3 では、エネルギー安全保障 (Energy Security: ES) の要因として、エネルギー総使用量に対する輸入依存度と、人口一人当たりのエネルギー使用量 (t) の自然対数を投入する。それぞれ数値が大きいほど、エネルギー安全保障上の懸念が大きいと解釈する。その他、エネルギー安全保障上の代替電源を表す統制変数として、火力利用の割合を表す火力利用と、水力利用の割合を示す水力利用を用いる。最後に、経済規模を統制する目的から、一人当たり GDP (現 1 万米ドル) の自然対数を用いる⁷³。

表 2 は、上記の変数群の記述統計である。

4-2. 推定方法

原子力と再生可能エネルギーの利用には、地域ごとの水準差が存在する。具体的には、地形や水辺へのアクセスといった永続的な地理条件によって、特定の電源を使うことが困難になることがある。また、福島第一原発事故のようなイベントがあると、日本に限らず各国の原発が稼働停止を余儀なくされる可能性にも注意すべきである。燃料の先物価格を表す国際的な指標も、各電源の利用率に水準差を生む要因として考えられる。そこで、本稿では推定の際に、国や年度ごとにみられる異質性を統制するため、個体効果と時間効果を投入する。

また、総発電量に占める各電源の利用率は、当該年度において同時的に決定されていると考えられ、双方向の因果関係を持つ可能性がある。本稿では、従属変数ごとに代替電源を統制変数として投入するモデルと、投入しないモデルを推定する。なお、国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を用いる。

$$EPNS \text{ or } EPRS_{i,t} = \beta_1 CCP_{i,t} + \beta_2 REP_{i,t} + \beta_3 ES_{i,t} + \theta x_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式において、 i は国、 t は年度を表しており、 $x_{i,t}$ は統制変数のベクトル、 θ はその係数、 α_i は国の固定効果、 γ_t は年度の固定効果となっている。

⁷² 「IEA/IRENA Renewable Energy Policies and Measures Database」と Hass et al. (2011) を基に作成した。<https://www.iea.org/policies?source%5B0%5D=IEA%2FIRENA%20Renewables%20Policies%20Database> (2022 年 10 月 24 日)。

⁷³ 統制変数はすべて「World Development Indicators」から収集した。

ここでは、全サンプルで推定したモデルと、全期間にわたって原子力利用が「0」となっている国を除外した原子力利用国のみのモデルを分ける。これは、原発が設置されており、電源構成のうちに原子力利用の選択肢がある国と、原発ゼロを基本方針としている国では、同じ条件にあっても全く異なる電源構成を選択すると考えられるためである。原子力が気候変動政策として有効であり、安定性においても優れていることがわかっていたとしても、原発が建設されていない国で原子力利用を突然に増やすことは不可能である。

また、代替電源は、原子力と再生可能エネルギーの利用率の決定に対して、同時的に決定される変数であるため、規定要因として好ましくないかもしれない。よって、代替電源を統制しないモデルと統制するモデルの両方を推定する。つまり、全サンプルと原子力利用国サンプルのモデルそれぞれにおいて、代替電源統制なしとありの計四つのモデルを、各従属変数で推定することになる。

5. 分析結果

5-1. 原子力利用・再生可能エネルギー利用の規定要因

まず、表3と表4では、国別パネルデータから、気候変動政策と再生可能エネルギー政策の導入と、エネルギー需要の変化が原子力もしくは再生可能エネルギーの利用率の変化に与える効果を検証した。

気候変動政策のうち、国際的な枠組みとしての京都議定書とGHG削減目標未達成は、どのモデルにおいても有意な効果を示す結果が得られていない。京都議定書では、38か国に対して温室効果ガス排出量の削減目標が割り当てられており、2008年から2012年までの約束期間における排出量の平均が、基準年である1990年の排出量に対する目標値を達成していることが求められる⁷⁴。ただし、各国の純粋な排出量が目標を達していなかったとしても、森林等による二酸化炭素の吸収や、排出量取引による排出量の転嫁を加味して上で、達成できていれば良いとされているため、京都議定書とその削減目標が、各国に対して大きな強制力を持っていなかった可能性がある。

各国が導入する気候変動政策のなかでは、GHG排出量取引が表3のModel2とModel4において、原子力利用に対する有意な負の効果を示しており、表4のすべてのモデルにおいて、再生可能エネルギー利用に対する有意な正の効果を示している。すなわち、電力部門において気候変動への対応が求められるときには、再生可能エネルギーが利用され、その代替関係においては原子力の利用割合が減少する。

⁷⁴ 38か国のうち、アメリカは京都議定書の批准国ではなく、カナダは2012年12月に離脱している。https://www.nies.go.jp/gio/archive/ai-cp1/jqjm1000000p118j-att/161102_ai_kp-cp1_result.xlsx (2022年10月16日)。

表 3 原子力利用の規定要因

	従属変数 原子力利用			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	全サンプル	原子力利用国		
京都議定書	-0.4252 (0.5648)	-0.0642 (0.4555)	-1.1063 (1.2485)	-0.0700 (0.4438)
GHG削減目標未達成	0.0635 (0.1033)	0.0036 (0.0820)	-0.0248 (0.1561)	-0.0908 (0.1238)
GHG排出量取引	-0.0142 (1.0629)	-3.0524 (0.9915)	** 0.7137 (2.4564)	-4.1989 (1.1421)
炭素税	0.0908 (3.2233)	2.5934 (1.7989)	-2.3002 (3.2871)	4.2343 (1.8481)
FIT制度	-0.5227 (0.9289)	-0.3420 (0.5590)	-0.2920 (1.6602)	0.1169 (0.4797)
クォータ制	-0.7491 (1.4477)	-0.0103 (0.6762)	-1.9254 (1.9779)	-0.7458 (1.2188)
エネルギー輸入依存度	-0.0409 (0.0470)	-0.0024 (0.0066)	-0.4373 (0.3136)	-0.0072 (0.0446)
log (一人当たりエネルギー使用量)	8.9485 (13.6764)	9.5307 (3.7676)	* -0.5793 (14.7618)	4.8723 (2.2100)
log (一人当たりGDP)	-1.2018 (6.5079)	2.1691 (1.3453)	-4.4211 (9.7503)	1.2073 (1.4139)
火力利用		-0.9242 (0.1482)	***	-1.1127 (0.0539)
水力利用		-0.9759 (0.1771)	***	-1.0480 (0.1258)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9365	0.9874	0.8811	0.9906
N	684	684	378	378

(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。

一方で、炭素税は表 3 の Model 4 において原子力利用を増やし、表 4 の Model 3・4 において再生可能エネルギー利用を減らす可能性を示している。EU ETS がカーボンプライシングの主流となっている EU 圏においては、EU ETS の対象企業に対して炭素税が課されないことが多く、炭素税は EU ETS に比べて対象となる温室効果ガス排出量も非常に少ない (Kossoy et al. 2015, p.23)。また、発電用の燃料に対しては減免措置を行っている国が存在することから⁷⁵、炭素税は、特に発電部門において化石燃料の使用を削減させる効果が

⁷⁵ 発電用の燃料に対して明確に免税を行っている国として、フィンランド、スウェーデン、

表 4 再生可能エネルギー利用の規定要因

	従属変数			
	再生可能エネルギー利用			
	Model 1 全サンプル	Model 2	Model 3 原子力利用国	Model 4
京都議定書	0.1344 (0.4140)	0.1611 (0.4091)	0.2026 (0.2816)	0.1430 (0.3381)
GHG削減目標未達成	0.0154 (0.0832)	0.0127 (0.0780)	0.0858 (0.1322)	0.0886 (0.1277)
GHG排出量取引	3.5261 *** (0.8272)	3.2254 *** (0.7982)	3.6585 ** (1.1261)	3.9445 ** (1.0983)
炭素税	-1.7576 (2.1373)	-1.5093 (2.0434)	-4.2197 * (1.6948)	-4.6215 * (1.7366)
FIT制度	0.2264 (0.5858)	0.2050 (0.5344)	-0.1335 (0.4109)	-0.1410 (0.4429)
クォータ制	-0.2287 (0.5711)	-0.1425 (0.5727)	0.5390 (0.9258)	0.4702 (0.9848)
エネルギー輸入依存度	-0.0091 (0.0099)	-0.0051 (0.0066)	0.0287 (0.0507)	0.0015 (0.0387)
log (一人当たりエネルギー使用量)	-9.4067 * (4.2223)	-8.7077 * (4.1572)	-3.6668 (2.5513)	-4.2758 † (2.1502)
log (一人当たりGDP)	-2.3259 † (1.2313)	-1.9978 (1.2514)	-1.6837 (1.4102)	-2.0005 † (1.1438)
火力利用		-0.0972 (0.1275)		0.0704 (0.0437)
水力利用		-0.0755 (0.1452)		0.0367 (0.1145)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8006	0.8089	0.8062	0.8146
N	684	684	378	378

(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。

小さく、カーボンフリー電源の利用を促進できていないと考えられる。分析結果は、炭素税の実状からしても予想しうるものである。

次に、FIT 制度とクォータ制の二種類の再生可能エネルギー政策については、どのモデルにおいても有意な効果を確認していない。FIT 制度に関しては、Aguirre and Ibikunle (2014) や Popp et al. (2011) の先行研究でも、再生可能エネルギー利用に対する有効性を

アイルランドなどが挙げられる。<https://www.env.go.jp/content/900498772.pdf> (2022 年 10 月 19 日)。

確認していない。固定価格買取期間が終了してしまった際の費用面のリスクが大きく感じられるなど、事業者にとって魅力的な制度ではないものと考えられる。

FIT 制度が有意でないという今回の分析結果は、以下のようにも解釈できる。Menanteau et al. (2003) によると、再生可能エネルギーを用いて発電量を増加させる際の限界費用の推移が、発電事業者にとって経験上明らかでなく、実際にそれが予想よりも緩やかであった場合、事業者は予想以上に発電量を増やさなければ資源配分上好ましい運用ができなくなる。つまり、価格ベースの政策における費用の不確実性が、再生可能エネルギー事業への参入や投資を阻害している可能性がある。その点においては、再生可能エネルギー発電所の設置目標に応じて、政府側が数量的な基準を定めるクォータ制の方が、目標は達成されやすい上に、事業者も不本意な発電をする必要がなくなるのであろう (Menanteau et al. 2003)。

クォータ制に関しては、Carley (2009) や Delmas and Montes-Sancho (2011)、Delmas et al. (2007)、Kilinc-Ata (2016)、Popp et al. (2011)、Shrimali et al. (2012) も再生可能エネルギーの普及に寄与することを確認していない。むしろクォータ制が再生可能エネルギーの利用率を減らす可能性を示唆する研究もある (Carley 2009; Delmas and Montes-Sancho 2011; Shrimali et al. 2012)⁷⁶。すべてのクォータ制が有効でないわけではないが、十分な強制力をもつ制度設計になっていなかったり、制度を守らないことに対する罰則が規定されていなかったりすることが、有効性を阻害する原因になると考えられている (Wiser et al. 2007, pp.7-8; Wiser et al. 2005)。

また、エネルギー安全保障上の要因としてのエネルギー輸入依存度は、どのモデルにおいても有意な効果が確認できていない。この点では、エネルギー安全保障上の理由で再生可能エネルギーの代わりに原子力利用が促進されているとは認められない。一方で、もう一つのエネルギー安全保障の変数である、一人当たりエネルギー使用量は、表 3 の Model 2・4 において原子力利用を促進するという結果となっているが、表 4 の Model 1・2・4 においては再生可能エネルギー利用を減少させるという結果が示されている。つまり、エネルギーの需要が高いとき、電力の安定供給に不安のある再生可能エネルギーの利用は抑制されるが、安定性の高い原子力の利用が促進されるととらえられる。特に、代替電源の変数を投入していない表 4 の Model 1 においても、一人当たりエネルギー使用量が有意であることは、再生可能エネルギーが主要電源の地位を確立していないことを示唆する結果かもしれない。

また、代替電源の火力利用と水力利用に関しては、原子力利用を減少させる可能性が示されている一方で、再生可能エネルギー利用に対する効果は認められない。石炭、天然ガス、石油による火力発電は、伝統的に主要な発電手法である。水力もほかの再生可能エネルギーと異なり、地域によっては電力供給の 60%以上を担うこともある主要電源の一つである。

⁷⁶ Shrimali et al. (2012, p.6) はクォータ制の風力に対する正の効果を確認した Menz and Vachon (2006) の分析方法について、国や年度の固定効果が重要な要因であるにもかかわらず、彼らが理由も示さずに固定効果を除外することでモデルの頑健性を損ねていると批判している。

つまり、原子力は火力や水力といった安定性のある主要電源を代替する傾向にあるが、再生可能エネルギーがその役割を担うことは一般的でないことを、分析結果は表している⁷⁷。

このような電源同士の代替関係を考慮すると、表 3 の Model 2 や 4 で示されている気候変動政策の効果に関しても説明がつく。GHG 排出量取引には、カーボンフリー電源の利用率を増加させる効果があると思われるが、カーボンフリー電源内の代替関係では、再生可能エネルギーに比べて原子力は利用されにくい傾向がある。たとえば、代替電源を統制したモデルでは、気候変動対策は再生可能エネルギーの電源利用を増加させつつ、原子力の電源利用に負の影響を及ぼしている。

したがって、以上の分析結果から、エネルギー変換部門において気候変動への対応が求められるとき、カーボンフリー電源全体の利用率は高まるが、その傾向は原子力よりも再生可能エネルギーに顕著であることが明らかになった。他方、エネルギー需要が高まると、再生可能エネルギー利用を減少させ、原子力利用を増加させることで安定的な電力供給と二酸化炭素排出量の削減の両立が試みられると考えられる。気候変動政策がカーボンフリー電源の利用を促進することを支持する結果は、仮説 1 に整合的である。さらに、エネルギーの需要が高まるほど、再生可能エネルギーの代わりに原子力の利用が増加するのは、二つの電源の代替関係を理論化した仮説 3 に整合的な結果である。一方で、再生可能エネルギー政策に関して、仮説 2 は支持されなかった。

5-2. 日本の原子力利用のシミュレーション

原子力利用が気候変動対策とエネルギー需要を両立させるものであるならば、現状の日本ではどの程度、原子力に依存する必要があるのだろうか。これまでの分析を踏まえて、国際比較の観点から、妥当と思われる日本の原子力利用率を算出する。まず、算出に当たっては全サンプルではなく、原子力利用国のみのサンプルを用いて、時間効果のみを統制したプーリングモデルによる推定を行う。日本には多くの原発が立地していることから、利用率の比較は原発が運用されている国との間でなされるべきであろう。

次に、国際的な基準でシミュレーションを行うため、各国が政治的に原発推進派であるか反対派であるかなど、電源構成に対する説明力の高い要因は考慮しないことにする。分析では、国の個体効果は投入せず、年度の時間効果のみを統制することになる。その代わりに、期間中の変動がほとんどない地理的変数として、国の面積 (km²) の自然対数を追加で投入する⁷⁸。

⁷⁷ 電源利用同士の同時性を考慮した場合、エネルギーに対する需要が高いときに、再生可能エネルギー利用の減少分を補完するのが火力や水力でないのなら、補完しているのは原子力ということになるだろう。さらに、表 3 の Model 1 と Model 3 において、原子力利用に対してエネルギー使用量が有意でないことから、エネルギー需要が高いときにより利用されやすいのは、火力や水力である可能性がある。

⁷⁸ 「The World Development Indicators」から収集した。

また、従属変数と同時性のある変数はなるべく除外する。たとえば、代替電源の変数は原子力の利用率の決定に対して同時的に決定される変数である。代替電源の利用率自体がエネルギー政策における各国の意思決定を反映してしまうため、その予測値は現実の原子力利用率をそのまま近似するものになってしまいかねない。

一人当たりエネルギー使用量も、原子力利用からの影響を同時的に受けているととらえられる。たとえば、福島第一原発事故の際には、事故の危険性が高い原発が運転停止を余儀なくされ、夏季の電力不足が懸念された。2012年におけるエネルギー使用量の急激な減少は、原子力利用の減少に由来しているのである。つまり、エネルギー使用量という変数では、電力需要によって原子力利用が規定されているのか、原子力利用の可能性によって電力需要が上下しているのかという双方向の因果関係を区別することができない。この場合、人口の自然対数が各国における本来の電力需要を表す指標になりうる。人口が多く電力需要が高い国ほど、再生可能エネルギーよりも原子力利用が好まれるだろう。

そのほか、先の分析結果において有効性が低いと考察した制度的変数として、京都議定書、炭素税、FIT制度、クォータ制のダミー変数を除外する。ただし、GHG削減目標未達成は、制度的変数であると同時に、環境に対する懸念を操作化した変数として引き続き用いるこ

表5 年度の固定効果のみを考慮したモデル

	従属変数 原子力利用
	Model 1
GHG削減目標未達成	-0.2618 (0.5079)
GHG排出量取引	5.2403 (7.4455)
エネルギー輸入依存度	0.2745 * (0.0984)
log (一人当たりGDP)	0.6103 (3.5817)
log (人口)	-6.4579 † (3.4003)
log (面積)	3.1050 (3.2237)
時間効果	YES
調整済みR ²	0.2911
N	378

(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。

とにする。つまり、気候変動政策として GHG 排出量取引のダミー変数と GHG 削減目標未達成を残すことになる。

表 5 は、原子力利用国の国別パネルデータからプーリングモデルを推定した推定結果である。現実の原子力利用を説明するモデルではないため、調整済み決定係数が相対的に低いことや、統計的に有意な変数が少ない点に留意しつつ、ここでは係数の正負とその大きさに注目する。

気候変動政策としての GHG 排出量取引は、統計的に有意でないが、原子力利用を促進する変数となっている。温室効果ガスの削減が求められるとき、エネルギー転換部門がカーボンフリー電源としての原子力利用を増加させる可能性がある。

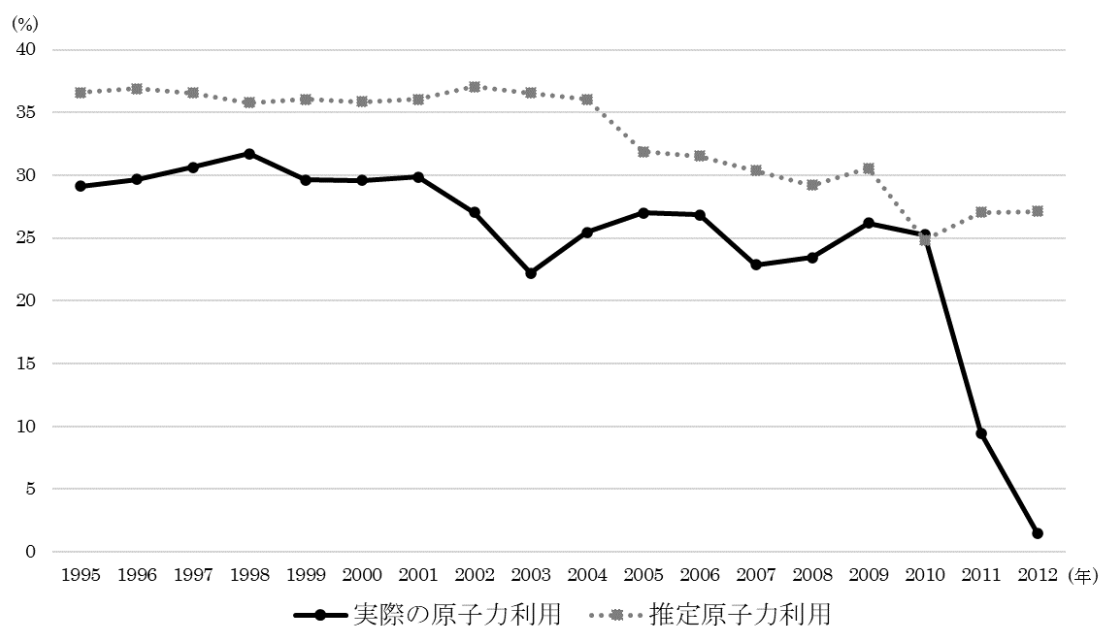
エネルギー安全保障上の懸念を表す、エネルギー輸入依存度は正の値をとっており、統計的に有意である。エネルギーへの輸入依存度が高まっており、エネルギー安全保障上の懸念が大きい国では、原子力利用による安定的な電力供給が重視されるのであろう。

また、社会的変数としての人口の自然対数は負の値をとっている。エネルギー需要が大きい国では、火力発電などの主要電源への依存が強まり、相対的に原子力利用率が低下するものと考えられる。

次に、このような表 5 の Model 1 の推定結果から表される回帰式に、日本の各年の変数の値を代入して、国際比較の観点から、妥当な日本の原子力利用率を算出するシミュレーションを行う。ダミー変数に関しては、該当する年度に「1」を、そうではない年度に「0」を入れて計算する。

図 1 では、1995 年から 2012 年までの実際の原子力利用率と予測値を、折れ線グラフで

図 1 実際の原子力利用と予測値の比較



比較している。破線のプロットは、推定式から算出した原子力利用率の予測値であり、実線で表されている実際の原子力利用の数値と比較できるようになっている。図 1 によると、実際の原子力利用は予測値よりもおおむね低く推移している。1995 年から 2012 年にかけて、日本はエネルギー安全保障上妥当と思われる原子力利用を実現できていなかったといえる。特に 2002 年から 2004 年と、2011 年以降に乖離が大きい。

2011 年は福島第一原発事故が起きたため、日本では原子力利用が大幅に減少し、2012 年には電源構成全体の 2%以下に落ち込んでいる。一方で、予測値は 2010 年から 2012 年にかけて上昇していることから、国際的には事故の影響が大きくなかったことがわかる。実際に、対象国のなかで、事故の影響を受けて利用率を大幅に低下させた国は日本とドイツだけである。

福島第一原発事故のほか、2002 年に東京電力が管内の原発トラブルに関する記録を隠蔽していた事件など、原発に関連する不祥事は国内の原子力利用率を減少させる要因になると考えられる。2003 年にかけて続く原子力利用率の減少は、一連の事件の影響を受けたものとしてとらえられる⁷⁹。

6. 結論

本稿では、1995 年から 2012 年までのパネルデータを用いて、原子力利用の制度的要因を明らかにしてきた。分析結果からは、第一に、気候変動対策としては、再生可能エネルギーの方が原子力よりもカーボンフリー電源として利用されやすいが、エネルギーの需要が高まっている状況では、原子力の利用が促進されるという代替関係が明らかになった。これは、仮説 1 と仮説 3 に整合的な結果である。

また、第二に、国際比較データに基づいて、日本の原子力利用率の予測値を算出することで、1995 年から 2012 年までの間、日本は電力の安定供給上、妥当と考えられる電源構成を実現していなかった可能性が示された。特に、東京電力の不祥事があった 2002 年から 2004 年までと、福島第一原発事故が起きた 2011 年以降にその傾向は顕著である。

上記の知見に基づけば、気候変動対策と電力の安定供給の両立という観点から、原子力の有用性は再評価されるべきであると思われる。特に、原子力利用率を従前の 30%程度にまで引き上げるためには、原発再稼働はやむを得ない。

他方、本稿の分析結果では、京都議定書などの気候変動枠組みの効果は限定的であった。本稿の分析対象期間以降、2015 年の COP21 で採択されたパリ協定は、アメリカや中国など温室効果ガスを多く排出している国も含め、すべての国が参加していることから、前身の京都議定書よりも公平な枠組みとなっており、この合意の下で、先進国と途上国が足並みを

⁷⁹ 「[電力危機](上) 運転再開、「不信」が壁 原発理解、国が指導力を(連載)」『読売新聞』2003 年 6 月 28 日 1 面。

そろえて気候変動の抑制に取り組むことが期待されている⁸⁰。パリ協定以降の期間を分析対象とする研究の実施が待たれるところである。

7. 参考文献

- 佐藤圭一. 2014. 「日本の気候変動政策ネットワークの基本構造—三極構造としての団体サポート関係と気候変動政策の関連」『環境社会学研究』20: pp.100-116.
- Adamantiades, Achilles and Ioannis Kessides. 2009. “Nuclear Power for Sustainable Development: Current Status and Future Prospects.” *Energy Policy* 37(12): pp.5149-5166.
- Aguirre, Mariana and Gbenga Ibikunle. 2014. “Determinants of Renewable Energy Growth: A Global Sample Analysis.” *Energy Policy* 69: pp.374-384.
- Apergis, Nicholas and James E. Payne. 2010. “A Panel Study of Nuclear Energy Consumption and Economic Growth.” *Energy Economics* 32(3): pp.545-549.
- Apergis, Nicholas, Payne, James E., Menyah, Kojo, and Yemane Wolde-Rufael. 2010. “On the Causal Dynamics Between Emissions, Nuclear Energy, Renewable Energy, and Economic Growth.” *Ecological Economics* 69(11): pp.2255-2260.
- Buckman, Greg. 2011. “The Effectiveness of Renewable Portfolio Standard Banding and Carve-Outs in Supporting High-Cost Types of Renewable Electricity.” *Energy Policy* 39(7): pp.4105-4114.
- Carley, Sanya. 2009. “State Renewable Energy Electricity Policies: An Empirical Evaluation of Effectiveness.” *Energy Policy* 37(8): pp.3071-3081.
- Corner, Adam, Venables, Dan, Spence, Alexa, Poortinga, Wouter, Demski, Christina, and Nick Pidgeon. 2011. “Nuclear Power, Climate Change and Energy Security: Exploring British Public Attitudes.” *Energy Policy* 39(9), pp.4823-4833.
- Delmas, Magali A. and Maria J. Montes-Sancho. 2011. “U.S. State Policies for Renewable Energy: Context and Effectiveness.” *Energy Policy* 39(5): pp.2273-2288.
- Delmas, Magali, Russo, Michael V., and Maria J. Montes-Sancho. 2007. “Deregulation and Environmental Differentiation in the Electric Utility Industry.” *Strategic Management Journal* 28(2): pp.189-209.
- Finon, Dominique. 2006. “The Social Efficiency of Instruments for the Promotion of Renewable Energies in the Liberalised Power Industry.” *Annals of Public and Cooperative Economics* 77(3): pp.309-343.
- Fiore, Karine. 2006. “Nuclear Energy and Sustainability: Understanding ITER.” *Energy*

⁸⁰ https://www.mofa.go.jp/mofaj/ic/ch/page1w_000119.html (2022 年 11 月 9 日)。

- Policy* 34(17): pp.3334-3341.
- Haas, Reinhard, Panzer, Christian, Resch, Gustav, Ragwitz, Mario, Reece, Gemma, and Anne Held. 2011. "A Historical Review of Promotion Strategies for Electricity from Renewable Energy Sources in EU Countries." *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 15(2): pp.1003-1034.
- Johnstone, Nick, Hašič, Ivan, and David Popp. 2010. "Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts." *Environmental and Resource Economics* 45: pp.133-155.
- Kilinc-Ata, Nurcan. 2016. "The Evaluation of Renewable Energy Policies Across EU Countries and US States: An Econometric Approach." *Energy for Sustainable Development* 31: pp.83-90.
- Kirikaleli, Dervis, Adedoyin, Festus F., and Festus V. Bekun. 2020. "Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in the UK: Evidence from Wavelet Coherence Approach." *Journal of Public Affairs* 21(1): e2130.
- Kossoy, Alexandre, Peszko, Grzegorz, Oppermann, Klaus, Prytz, Nicolai, Klein, Noemie, Blok, Kornelis, Lam, Long, Wong, Lindee, and Bram Borkent. 2015. *State and Trends of Carbon Pricing 2015*. World Bank.
- Lee, Chien-Chiang and Yi-Bin Chiu. 2011. "Oil Prices, Nuclear Energy Consumption, and Economic Growth: New Evidence Using a Heterogeneous Panel Analysis." *Energy Policy* 39(4): pp.2111-2120.
- Lidsky, Lawrence M. and Marvin M. Miller. 1998. "Nuclear Power and Energy Security: A Revised Strategy for Japan." *Science and Global Security* 10(2): pp.127-150.
- Marques, António C. and José A. Fuinhas. 2012. "Are Public Policies Towards Renewables Successful? Evidence from European Countries." *Renewable Energy* 44: pp.109-118.
- Marques, António C., Fuinhas, José A., and J.R. Pires Manso. 2010. "Motivations Driving Renewable Energy in European Countries: A Panel Data Approach." *Energy Policy* 38(11): pp.6877-6885.
- Menanteau, Philippe, Finon, Dominique, Marie-Laure Lamy. 2003. "Prices Versus Quantities: Choosing Policies for Promoting the Development of Renewable Energy." *Energy Policy* 31(8): pp.799-812.
- Menz, Fredric C. and Stephan Vachon. 2006. "The Effectiveness of Different Policy Regimes for Promoting Wind Power: Experiences from the States." *Energy Policy* 34(14): pp.1786-1796.
- Polzin, Friedemann, Migendt, Michael, Täube, Florian A., and Paschen von Flotow, "Public Policy Influence on Renewable Energy Investments: A Panel Data Study

- Across OECD Countries.” *Energy Policy* 80: pp.98-111.
- Popp, David, Haščič, Ivan, and Neelakshi Medhi. 2011. “Technology and the Diffusion of Renewable Energy.” *Energy Economics* 33(4): pp.648-662.
- Shrimali, Gireesh, Jenner, Steffen, Groba, Felix, Chan, Gabriel, and Joe Indvik. 2012. “Have State Renewable Portfolio Standards Really Worked?: Synthesizing Past Policy Assessments to Build an Integrated Econometric Analysis of RPS Effectiveness in the U.S.” *DIW Berlin Discussion Paper* 1258.
- Smith Michael G. and Urpelainen Johannes. 2014. “The Effect of Feed-in Tariffs on Renewable Electricity Generation: An Instrumental Variables Approach.” *Environmental and Resource Economics* 57(3): pp.1-26.
- van Rujiven, Bas and Detlef P. van Vuuen. 2009. “Oil and Natural Gas Prices and Greenhouse Gas Emission Mitigation.” *Energy Policy* 37(11): pp.4797-4808.
- Wiser, Ryan, Namovicz, Cristopher, Gielecki, Mark, and Robert Smith. 2007. “Renewables Portfolio Standards: A Factual Introduction to Experience from the United States.” *Ernest Orland Lawrence Berkeley National Laboratory* LBNL-62569.
- Wiser, Ryan, Porter, Kevin, and Robert Grace. 2005. “Evaluating Experience with Renewables Portfolio Standards in the United States.” *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change* 10: pp.237-263.
- Wolde-Rufael, Yemane and Kojo Menyah. 2010. “Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in Nine Developed Countries.” *Energy Economics* 32(3): pp.550-556.
- Yin, Haitao and Nicholas Powers. 2010. “Do State Renewable Portfolio Standards Promote in-State Renewable Generation?” *Energy Policy* 38(2): pp.1140-1149.
- Yoo, Seung-Hoon and Se-Ju Ku. 2009. “Causal Relationship Between Nuclear Energy Consumption and Economic Growth: A Multi-Country Analysis.” *Energy Policy* 37(5): pp.1905-1913.
- Zaman, Khalid. 2015. “Determinants of Nuclear Energy Consumption in South Asia: Economic and Energy Security Issues.” *International Journal of Energy Economics and Policy* 5(3): pp.822-827.

第6章

IUU漁業問題に対する国際協定の影響

— IUU漁業指数に基づく実証分析 —

浅井 真悠

要約

IUU 漁業は、違法・無報告・無規制に行なわれている漁業であり、過剰な漁獲により海洋資源の状態に悪影響を及ぼしている。IUU 漁業規制の法的枠組みは、海洋問題を包括的に規律する国連海洋法条約を基に整備されてきた。先行研究では、国際協定が IUU 漁業に与える影響について定量的に分析したものは少ない。そこで、本稿では、2021 年の「IUU 漁業指数」のデータを用いて、国際協定の締約状況が IUU 漁業の発生や各国の対応にどのような影響を及ぼしているのかについて検討した。分析結果から、旗国または寄港国の対応を規定する協定に締約している国ほど、IUU 漁業の対応度が高くなること、また、同じ地域内で監視抑制を行う地域レベルでの規制の方が、対策義務が守られやすく、IUU 漁業の発生度が低くなることがわかった。さらに、IUU 漁業対策に積極的で、旗国と寄港国において RFMO の規制義務を遵守している国ほど、IUU 漁業が抑制される傾向があった。この結果から、旗国・寄港国の措置を規定した国際協定の締約国を増加させ、また魚種と地域を絞った実効的な機関である RFMO に加盟し、義務を遵守することが、IUU 漁業問題の解決を促すと考えられる。

1. はじめに

世界の漁業資源の減少が深刻な問題になっている。国際連合食糧農業機関（Food and Agriculture Organization: FAO）の「The State of World Fisheries and Agriculture 2022」⁸¹が、生物学的に持続可能な水準内にある漁業資源の割合は、1974 年の 90%から 2019 年には 64.6%に減少していると発表した。

漁業資源の減少が著しい原因として、まず資源の需要拡大が挙げられる。水生食品の消費量は、1960 年代の平均 9.9kg から 2019 年には 20.5kg となり、過去最高を記録した⁸²。消費量が大幅に増加した背景には、世界的な栄養不足の問題が関係している。たとえば、栄養

⁸¹ <https://www.fao.org/3/cc0461en/cc0461en.pdf> (2022 年 10 月 31 日)。

⁸² 同 URL。

不足蔓延率は、2019 年から 2020 年にかけて 8.0%から 9.3%に上昇し、2021 年には 9.8%と年々悪化している⁸³。このような栄養不足を解消する上で、豊富なタンパク源を有している魚は効果的な資源として注目されてきた。現在 33 億人が栄養源を魚に依存しているというデータもあり、魚は重要な栄養源といえる。しかし、1961 年以来、人口増加率が年平均 1.6%であるのに対し、水産物の消費量は年平均 3%の割合で増加しており、急速な需要拡大が資源の減少を及ぼしている⁸⁴。

世界的な漁業資源の需要拡大を背景に、漁業管理のための国際協定が策定されてきた。たとえば、包括的な海洋秩序を記した国連海洋法条約（UNCLOS）に基づいて、管理措置の強化を規定したフラッグGING協定（CA）⁸⁵ や、ストラドリング魚類資源⁸⁶と高度回遊性魚類に関する規定が盛り込まれた国連公海漁業協定（UNFSA）が発効されている。また、そのような協定の枠組みを基に、実効的な保存管理措置を行っているのが、地域漁業管理機関（RFMO）⁸⁷ である。RFMO は、魚種と海域別に公海の漁業活動を規制する国際機関であり、具体的には、操業する船舶の数を制限する漁船能力規制や、魚種ごとの漁獲量規制、他にも漁獲技術における規制や監視システムが敷かれている⁸⁸。

しかし、このような規制の網をかいくぐる存在として、IUU 漁業が問題化している。IUU（Illegal, Unreported and Unregulated）漁業は、違法・無報告・無規制に行われている漁業を指し、国際協定の規制の範囲外で過剰漁獲を行い、資源を枯渇させる恐れだけでなく、適切な資源状況のデータ取得を困難にすることで、資源管理政策の効果を損なっている。IUU 漁業による漁獲状況について、54 カ国と公海における違法・無報告漁業の損失総額は、最低でも年間 100 億ドルから多ければ 235 億ドル、漁獲量は 1100 万トンから 2600 万トンであると推定された（Agnew et al. 2009）。さらに、IUU 漁業の横行は、漁業従事者への経済的打撃や乗組員の不当労働の問題を誘発させる。IUU 漁業が、発展途上国に年間 20 億ドルから 150 億ドルの経済的損失を与えており（Liddick 2014）、強制労働や人身売買といった犯罪や人権侵害が伴うことも多いと指摘されている⁸⁹。

⁸³ <https://www.fao.org/3/cc0639en/cc0639en.pdf> (2022年10月31日)。

⁸⁴ 脚注 81、前掲 URL。

⁸⁵ 同協定では、公海で操業する船舶に対して旗国の責任を強化し、国際的な規制措置に従わない便宜置籍船（船の籍を自国以外に置く船舶）の防止が目指されている。具体的には、旗国の責任として、自国船舶が公海で漁業活動をする場合は許可が必要であること（3 条 2 項）、船舶の記録を保持すること（4 条）などが定められている。<https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/fishery/seafo.html> (2022 年 11 月 1 日)。

⁸⁶ 「分布範囲が EEZ の内外に存在する魚類資源」を指す。https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/treaty/pdfs/treaty164_12a.pdf (2022 年 11 月 1 日)。

⁸⁷ RFMO は The Regional Fisheries Management Organizations の略称で、RFMOs と表記する場合もある。

⁸⁸ https://www.jfa.maff.go.jp/j/kikaku/wpaper/h28_h/trend/1/t1_1_3_2.html (2022 年 11 月 8 日)。

⁸⁹ <https://www.whitehouse.gov/briefing-room/statements-releases/2022/06/27/fact-sheet-president-biden-signs-national-security-memorandum-to-combat-illegal-unreported-an>

資源管理の有効性を高めるために、IUU 漁業を規制する効果的な枠組みを構築することが各国に求められている。Gallic and Cox (2006) は、現行海事法では IUU 漁業が禁止されておらず、その他の協定においても、不十分な監視システムや低レベルの制裁により IUU 漁業を効果的に規制できていないことから、現在の国際的な規制が不完全であると指摘した。さらに、IUU 漁業に対抗するためには、国際協定の義務を全ての締約国に遵守させるといった国際的な法的枠組みの有効性を向上させる施策が必要であると述べている。

先行研究では、国際協定の規制の不十分さについて指摘されているものの、IUU 漁業対策の内容を規定する国際協定の影響を定量的に分析していない。そこで本稿では、2021 年の「IUU 漁業指数」のデータを用いて、国際協定の締約状況が各国の IUU 漁業の発生や対応に効果的な影響を及ぼしているかを分析し、対策を講じる必要性を示すとともに、国際協定は今後どうあるべきかについて検討したい。

2. 先行研究

2-1. 国際協定に基づく IUU 漁業規制

本章では、IUU 漁業規制を敷く国際協定について整理した上で、国際協定の効果に言及した先行研究を取り上げる⁹⁰。そもそも、国際協定とは、国家間の文書による合意を意味する。IUU 漁業規制の法的枠組みは、海洋問題を包括的に規律する UNCLOS を基に、沿岸国・旗国・寄港国⁹¹の責任や措置について規定され、IUU 漁業を実効的に取り締まれるよう、整備されてきた。特に、旗国の義務の強化が進められてきたが、近年寄港国による措置の実施も重要視されている。

UNCLOS は、1982 年に採択され、1994 年 11 月に発効した条約であり、2022 年 5 月時点で 167 ヶ国及び欧州連合が締結している。具体的には、旗国の義務として、公海では自国を旗国とする船舶に対して有効に管轄権を行使し規制を行うこと (94 条 1 項) が規定され、船舶が旗国の排他的管轄権に服するとした 92 条も含めて、「旗国主義」に基づく規制の在り方が明記された。さらに、ストラドリング魚類資源と高度回遊性魚類の保全と最適な利用促進のために、沿岸国や漁業国が協力することが定められた (63、64 条)⁹²。

d-unregulated-fishing-and-associated-labor-abuses/ (2022 年 10 月 31 日)。

⁹⁰ 本稿の分析で取り扱う協定のみを対象とし、全ての国際協定をまとめたものではない。たとえば、フラッグング協定 (CA) の受諾や、IUU 漁業の防止、抑制及び廃絶のための国際行動計画 (International Plan of Action to Prevent, Deter and Eliminate Illegal, Unreported and Unregulated Fishing: IPOA-IUU) の実施などは、IUU 漁業指数上のデータの制約により、分析対象から除外した。

⁹¹ 沿岸国とは、領海と EEZ に対して主権の権利を持つ国を指す。また、旗国は船舶が登録されている国であり、寄港国は港の所在国である。

⁹² https://www.un.org/depts/los/convention_agreements/texts/unclos/unclos_e.pdf (2022

その後、2001 年 12 月に発効した UNFSA⁹³は、資源枯渇が進みやすいストラドリング魚類資源と高度回遊性魚類の管理について、UNCLOS の内容を補完する形で規定された。具体的には、地域漁業管理機関 (RFMO) の加盟国や保存管理措置に合意する国のみが両魚類資源を利用できる (8 条 4 項) ことが定められ、RFMO が主体となって規制することが求められている点に特徴があった。加えて、寄港国の措置として、違法に獲られた漁獲物であると認められた場合には、陸揚げや転載を禁止する権限がある (23 条)⁹⁴。

さらに、権限に留まっていた寄港国の責任について、2016 年 6 月に発効した違法漁業防止寄港国措置協定 (PSMA 協定)⁹⁵ では、寄港国の措置の実施を通じて、IUU 漁業を防止、抑止、そして排除することが明確に示された。具体的には、港の指定 (7 条)、入港拒否 (9 条)、港の使用の拒否 (11 条)、船舶の検査 (12 条) が記され、IUU 漁業によって獲られた漁獲物の流通を阻止する措置がとられた⁹⁶。

UNFSA で中心的な役割を担うことが明記された地域漁業管理機関 (RFMO) では、以上の協定で定められた規制対策を、魚種・海域ごとに分けて実施している。たとえば、高度回遊性魚種であるまぐろを管理する RFMO には、ICCAT (大西洋まぐろ類保存国際委員会)、CCSBT (みなみまぐろ保存委員会)、IATTC (全米熱帯まぐろ類委員会)、WCPEC (中西部太平洋まぐろ類委員会)、IOTC (インド洋まぐろ類委員会) の五つがあり、日本は全ての機関に加盟している⁹⁷。具体的な IUU 漁業対策として、IUU 船舶のリスト化や漁獲証明制度の措置が挙げられる。

上記のように、IUU 漁業規制を規定する国際協定には、旗国や寄港国の義務を規定するものから特定の魚種に絞ったものまで様々存在するが、それらの国際協定が IUU 漁業問題に与える影響について、計量分析を行った事例はない。ただし、もちろん国際協定の意義に注目した実証研究は存在する。公海漁業の管理において、UNCLOS は基本的な法的基盤となる条約であるが (猪又 2015)、IUU 漁業行為を取り締まる措置が明記されていないため、UNFSA や CA (フラッグング協定) などによって補完、強化されているという。楊 (2017) は、UNCLOS を軸に他協定で不足内容を補い規制の枠組みを整備することで、IUU 漁業を阻止する措置を強化し、旗国と外国船舶の権利保障を確保した点は評価できるとした。また、RFMO の効果について、Agnew et al. (2009) は、まぐろの違法漁獲の割合が低い理由は、漁獲の大半が RFMO の管轄内で行われているためであり、IOTC など一部の機関では無報告の漁獲が非常に少ないと指摘した。一方で、公海で漁獲され RFMO の管理下にある資源の三分の二が、枯渇または乱獲されているという調査結果もあり (Cullis-Suzuki and Pauly 2010)、RFMO の規制措置が有効であるかについての検討は依然として必要である。

年 11 月 1 日)。

⁹³ 現在、91 カ国及び欧州連合が締約している。

⁹⁴ <https://www.mofa.go.jp/mofaj/files/000236592.pdf> (2022 年 11 月 12 日)。

⁹⁵ 現在、72 カ国及び欧州連合が締約している。

⁹⁶ <https://www.mofa.go.jp/mofaj/files/000236592.pdf> (2022 年 11 月 1 日)。

⁹⁷ <https://www.mofa.go.jp/mofaj/files/100224973.pdf> (2022 年 11 月 12 日)。

以上のように、国際協定の内容を整理した論文や、RFMO の効果を検証した論文はあるが、多種多様な協定の効果を横断的に分析した研究はない。よって、本稿では、協定の締約状況が各国の IUU 漁業減少にどのように寄与しているかについて計量分析を用いて明らかにする。

2-2. IUU 漁業指数を用いた実証研究

本稿では、各国の IUU 漁業の発生状況やその対策状況を捉えるために「IUU 漁業指数」を用いる。IUU 漁業指数は、世界 152 カ国における IUU 漁業に由来するリスク及び対策の状況を数値で表したものである。このような指数を利用した実証的な研究は非常に少ない。Hosch (2021) は、環インド洋協会 (IORA) の地域 22 カ国を対象に、IUU 漁業と MCS⁹⁸ 対策について IUU 漁業指数を用いて分析した。その結果、国際文書の批准や採択、その実施といった分野で進展が非常に遅れていることが示された。さらに、Hosch and Macfadyen (2022) は、世界の八つの地域を対象に線形回帰分析を行い、IUU 漁業に対する国の対応とガバナンスの質との相関を検証した。具体的には、①アフリカ、ヨーロッパ、北米、オセアニア、南米の五つの地域では両者の相関が有意であったのに対し、アジア、カリブ海諸国、中米、中東では相関は見られなかったこと、②IUU 漁業への対応を大幅に改善するためには、ガバナンスの改善だけでは不十分であり、各国で漁業管理の重要性を高める努力が必要であることを指摘した。

以上のように、IUU 漁業指数を用いた先行研究は、本データの一部を使用し、特定の地域を対象を絞った研究に限られている。よって、本稿では、本データに含まれる、欠損値を除く全ての国を対象に、IUU 漁業の発生度と対応度に関する細分化された指標を用いて分析を行うことで、国際協定の効果を網羅的に把握する。

3. 理論仮説

3-1. 国際協定が IUU 漁業に与える影響

海洋は、地球規模で人類が共有する資産であり、グローバルコモンズと呼ばれる。共有地である海洋がオープンアクセスであることから、人々が利益最大化を求めて恣意的に漁獲を行うと、資源が過剰消費される「共有地の悲劇」が起こりうる。実際に、国際的に共有さ

⁹⁸ MCS とは、Monitoring, Control and Surveillance の略称であり、記録・管理・監視制度を指す。記録は、漁業努力や漁獲高の測定、管理は資源規制、監視は規制管理の遵守について観測されている。<https://www.wcpfc.int/wcpfc-monitoring-control-and-surveillance-mcs-scheme> (2022 年 11 月 12 日)。

れている魚種ほど資源悪化が起きており (McWhinnie 2009)、特に途上国周辺海域で資源の枯渇状況が悪化していると指摘されている (藤井 2021)。しかし、Gallic and Cox (2006) が指摘するように、国内漁業が生み出す収入が高いほど、漁業者が IUU 漁業に従事するインセンティブが低くなるため、管理体制が脆弱で法の施行が不十分な国ほど IUU 漁業に従事する船舶を生み出しやすい。そこで、広範囲に利益を生み出すグローバルコモンズを管理するためには、国際的な枠組みに全ての関連国を参加させる必要がある (猪又 2012)。

前節で整理したように、IUU 漁業対策を敷く国際協定は、IUU 漁業に従事する船舶を取り締まろうと、UNCLOS で明記された「旗国主義」に基づき、旗国の義務の強化を進めてきた。しかし、RFMO 非加盟国や規制の緩い国への船舶変更が行われるという抜け道があり、旗国主義による保存管理措置には限界がある (西村 2018)。そのため、旗国による措置に加えて、PSMA 協定では寄港国の責任が明確化された。寄港国の管理措置を強化することで、違法に獲られた漁獲物が市場へ流通することを防ぐだけでなく、IUU 漁業船舶の操業継続が困難になる。

仮説 1 旗国の対応が規定されている協定、または、寄港国の対応が規定されている協定に締結している国ほど、IUU 漁業の対応度が高くなる。

さらに、漁業は、広範囲に利益が漏出するコモンプール財であり、特に他国の IUU 漁業の悪影響は近隣諸国に及びやすい。ある海域の沿岸国は領海と排他的経済水域 (EEZ) に対して主権の権利を持つものの、船舶を管理していないため、IUU 漁業に対して有効な措置をとることができず、IUU 漁業従事者が流入してしまう。そのため、自国周辺の海域で IUU 漁業を減少させるためには、グローバルレベルでの対策よりも地域レベルでの規制の方が有効であり、監視の目が行き届きやすいため、対策義務を遵守するインセンティブが生まれると考えられる。

仮説 2 同じ地域内で監視抑制を行う地域レベルでの規制、つまり RFMO の加盟国もしくは協力国では、対策義務が守られやすく、IUU 漁業の発生度が低くなる。

3-2. IUU 漁業の対応度が発生度に与える影響

IUU 漁業に対する各対応策が講じられた際に、IUU 漁業の発生がどのように抑制されるのかについても考える。IUU 漁業対策には、監視・情報システムの構築、関係国のガバナンス・検査体制の整備、消費者意識の向上、などの類型がある。

第一に、監視・情報システムの構築が求められる。まず、衛星船位測定送信機 (Vessel Monitoring System: VMS)、または、VMS を装備した船舶の監視を担当するセンター (Fisheries Monitoring Center: FMC) は有効なツールとして理解されている。VMS は、船

船舶の航行状況を監視し、違反者を起訴するための証拠となるデータを提供することで、IUU 漁業規制の実効化に役立つ。特に、商業船舶に VMS 等の追跡機能が装備されていると、いつ、どこで、どのように漁業を行っているかが常に把握できるため、IUU 漁業船舶が減少しやすい⁹⁹。さらに、Global Record (The Global Record of Fishing Vessels, Refrigerated Transport Vessels and Supply Vessels) に対する船舶データの提供も重要である。Global Record では、IUU 漁業を排除するために、国家と RFMO が協力して、船舶・低温輸送船・補給船の船舶活動の記録を保管している¹⁰⁰。そのような記録の提供により、漁業活動の透明性と追跡可能性を向上させ、IUU 漁業に対抗することができる。

第二に、関係国のガバナンス・検査体制の整備が不可欠である。まず、関係国のガバナンスとして、旗国・寄港国における RFMO の義務遵守である。RFMO の保全管理措置の下では、VMS による監視や IUU リストの作成・共有による IUU 船舶の判別といった対策がとられており、加盟国、場合によっては協力非締約国¹⁰¹の義務遵守を毎年監視、評価しているため、IUU 漁業の減少に効果的である。また、外国船舶が入港できる港を指定し、適切な検査体制を整えることで、違法に獲られた魚の水揚げと市場参入を防ぐことができる。

第三に、消費者意識が向上する必要がある。MSC 製品に対する国内市場の需要である。MSC 製品とは、MSC 認証¹⁰²された製品を指す。需要の高まりは、持続可能かつ合法的に調達された製品を購入するという消費者の意識の高さを示し、違法に獲られた漁獲物が市場に浸透する機会を減らすことになる。これらの IUU 漁業対策が有効であれば、次のような仮説を設定できるだろう。

仮説 3 IUU 漁業対策に積極的で、それらの義務を遵守している国ほど、IUU 漁業の発生が抑制される。

4. データと方法

4-1. データ

仮説 1 から 3 を検証するために、IUU 漁業指数から変数の操作化を行った。IUU 漁業指数は、2019 年 1 月に公開された、世界 152 カ国の IUU 漁業に由来するリスク及び対策の

⁹⁹ <https://globalfishingwatch.org/commercial-fishing/> (2022 年 11 月 15 日)。

¹⁰⁰ <https://www.fao.org/global-record/background/about/en/> (2022 年 11 月 12 日)。

¹⁰¹ 加盟国ではないが、RFMO の保存管理措置の実施に協力することに同意した国を指す。

¹⁰² 水産資源や環境に配慮し、適切に管理された持続可能な漁業に送られる。漁業に対する「MSC 漁業認証」と、水産物の水揚げ以降のサプライチェーンに対する「MSC CoC 認証」がある。<https://www.msc.org/jp/standards-and-certification/summary-of-MSC-certification-JP> (2022 年 11 月 5 日)。

状況に関する調査データである。漁業および水産養殖コンサルタント会社である「Poseidon Aquatic Resource Management Ltd.」と、人権や民主主義問題の専門家からなる NGO ネットワーク「Global Initiative Against Transnational Organized Crime」によって共同開発されたもので、IUU 漁業のリスクを 1 から 5 (1 が良い・強い、5 が悪い・弱い) でスコア化している。さらに、国としての責任を沿岸国・旗国・寄港国・その他の四つに分けて、発生度・対応度・脆弱度の三つの指標に基づいて評価している。ただし、現在 2019 年と 2021 年のデータが公開されているが、全ての指標において最新のデータを用いた評価を行っている訳ではない点に留意する必要がある。

本稿では、現時点で最新の 2021 年のデータを用いて分析を行う。結果を直感的に解釈できるように、スコアを 1 が悪い・弱い、5 が良い・強いに尺度を反転させて、さらに協定の締約状況といった 1 か 5 のみを扱うデータに関しては、締約している場合を 1、締約していない場合を 0 としてダミー変数化した。

4-2. 従属変数

仮説 1 の分析で用いる従属変数は、IUU 漁業への「対応度」である。具体的には、沿岸国の指標については、VMS・FMC を運用しているか否かを表す VMS・FMC ダミーを作成した。旗国の指標については、Global Record に対して船舶データを提供しているか否かを表す船舶データダミーと、旗国における RFMO の義務遵守の度合いを使用した。寄港国の指標については、外国船舶の入港を指定しているか否かを表す外国船舶指定港ダミーと、寄港国における RFMO の義務遵守の度合いを用いた。それ以外の指標では、商業船舶の追跡システムの搭載有無を表す商業船舶追跡ダミーと、MSC 製品の需要の度合いを採用した¹⁰³。

仮説 2・3 の分析で用いる従属変数は、IUU 漁業の「発生度」である。変数として、沿岸国の指標については、MSC 認証を取得した回数と、EEZ 内で規制義務を遵守していないと MCS (Monitoring, Control and Surveillance) 担当者に注目された回数を用いた。旗国の指標については、RFMO が管理する IUU リストに掲載された船舶数と、旗国の MCS 担当者と漁業監視員¹⁰⁴が各国の船舶を IUU 漁業の発生源として言及した回数を採用した。寄港国の指標については、寄港で規制義務を遵守していないと、MCS 担当者と漁業監視員に注目された回数を使用した。それ以外の指標では、EU によるイエローカード・レッドカードの発行状況¹⁰⁵と、アメリカ海洋大気庁 (National Oceanic and Atmospheric Administ

¹⁰³ 対応度の指標の中で、「外国籍または所有者不明の船舶」と「IUU 漁業対策に関するメディア報道での言及」の項目に関しては、本稿の分析とは関係ないものと考えて扱わない。

¹⁰⁴ 漁業監視員は、漁獲量や魚種を調査し、質の高いデータを収集・提供する。また、規制違反を目撃した際に法執行機関に報告する役割も果たす。<http://eli-ocean.org/observers/> (2022 年 11 月 12 日)。

¹⁰⁵ イエローカードは、違法漁業問題があると判断された場合に、レッドカードは、イエローカード発行後、IUU 漁業を減らす努力をしていないと判断された場合に発行される。

ration: NOAA)¹⁰⁶ により IUU 漁業に直面していると報告された度合いを用いた¹⁰⁷。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
RFMO加盟国(沿岸国)	RFMO管轄下の海域に位置する国がRFMO加盟国かどうか。	
RFMO加盟国(旗国)	RFMO管轄下で遠洋船舶を保有する国がRFMO加盟国かどうか。	
RFMO加盟国(市場国)	RFMO管轄下の地域で魚の買い手である国が加盟国かどうか。	
PSMA協定締約	締約国=1、非締約国=0のダミー変数。	
UNCLOS批准	批准=1、批准していない=0のダミー変数。	
UNFSA批准	批准=1、批准していない=0のダミー変数。	
MSC認証の取得	認証を取得した漁業数。	
MCS担当者(沿岸国)	EEZ内での遵守について各国を注目すべき国として挙げた回数。	
IUUリスト	RFMOが管理するIUUリストに載っている船舶の数。	
漁業監視員(旗国)	各国の漁船を発生源として言及した回数。	
MCS担当者(旗国)	各国の漁船を発生源として言及した回数。	
MCS担当者(寄港国)	寄港での遵守について各国を注目すべき国として挙げた回数。	
漁業監視員(寄港国)	寄港での遵守について各国を注目すべき国として挙げた回数。	
EUによるカードの発行	レッドカードを1、イエローカードを3、発行なしを5。	「IUU漁業指数」
NOAAによるIUU漁業特定	IUU漁業に直面する国として報告書に掲載されたか。	
VMS.FMCの運用	運用している=1、していない=0のダミー変数。	
船舶データの提供	提供している=1、していない=0のダミー変数。	
RFMOの義務遵守(旗国)	義務を遵守していないと報告書に記載された回数。	
外国船舶の入港指定港	外国船舶の入港を指定=1、していない=0のダミー変数。	
RFMOの義務遵守(寄港国)	義務を遵守していないと報告書に記載された回数。	
商業船舶の追跡	追跡システムの搭載を義務化=1、していない=0のダミー変数。	
MSC製品の需要	MSCラベル付きの魚の相対的な販売量。	
EEZの大きさ	35,000km ² 未満を1、～140,000km ² を2、～360,000km ² を3、 ～1,200,000km ² を4、それ以上を5。	
タンパク質の依存	0-10を1、10-20を2、20-30を3、30-40を4、41以上を5。	
漁港数	0を1、1を2、2-10を3、11-100を4、101以上を5。	
汚職レベルの認識	0-20を1、21-40を2、41-60を3、61-80を4、80を上回ると5。	
一人当たりGNI	～2,000を1、～4,750を2、～10,000を3、～25,000を4、 25,000を上回ると5。	
漁獲高	世界漁獲量に対する一国の漁獲量の寄与度。	

4-3. 独立変数

仮説 1・2 の分析に用いる独立変数は、「国際協定の締約状況」であり、同様に IUU 漁業指数より、RFMO 加盟国(沿岸国)、RFMO 加盟国(旗国)、RFMO 加盟国(市場国)¹⁰⁸、PSMA 協定締約、UNCLOS 批准、UNFSA 批准の六つを変数に採用した¹⁰⁹。仮説 3 では、

¹⁰⁶ 海洋についての研究やデータの収集が行われる機関である。<https://www.restec.or.jp/glossary/noaa.html> (2022 年 11 月 12 日)。

¹⁰⁷ 発生度の指標の中で、「IUU 漁業に関するメディア報道での言及」の項目に関しては、本稿の分析とは関係がないものと考えて扱わない。

¹⁰⁸ ここでの市場国とは、RFMO 管轄海域で魚の購入国であると認識された沿岸国を指す。

¹⁰⁹ 国際協定のうち、「フラグging協定(CA)受諾」と「NPOA-IUUの有無」の項目に関

仮説 2 の従属変数と同様の変数を使用した。

その他統制変数には、IUU 漁業への「脆弱度」を用いた。IUU 漁業問題における環境的要因として、EEZ の大きさと漁港数を投入した。加えて、社会的要因として魚に対するタンパク質の依存、経済的要因として一人当たり GNI と漁獲高、政治的要因として汚職のレベルに対する認識を投入した¹¹⁰。

表 1 は変数説明¹¹¹、表 2 は記述統計である。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
RFMO加盟国 (沿岸国)	123	4.5935	0.8477	1	5
RFMO加盟国 (旗国)	123	4.8943	0.4210	2	5
RFMO加盟国 (市場国)	123	4.7398	0.8081	1	5
PSMA協定締約	123	0.6829	0.4672	0	1
UNCLOS批准	123	0.8943	0.3087	0	1
UNFSA批准	123	0.5528	0.4992	0	1
MSC認証の取得	123	1.7073	1.3103	1	5
MCS担当者 (沿岸国)	123	4.5285	0.9524	1	5
IUUリスト	123	4.6748	0.7840	1	5
漁業監視員 (旗国)	123	4.7724	0.8079	1	5
MCS担当者 (旗国)	123	4.7073	0.7968	1	5
MCS担当者 (寄港国)	110	4.4818	1.0814	1	5
漁業監視員 (寄港国)	109	4.7431	0.8542	1	5
EUによるカードの発行	123	4.8374	0.6575	1	5
NOAAによるIUU漁業特定	122	4.9180	0.4740	2	5
VMS.FMCの運用	101	0.9010	0.3002	0	1
船舶データの提供	123	0.4878	0.5019	0	1
RFMOの義務遵守 (旗国)	103	3.1068	1.4136	1	5
外国船舶の入港指定港	116	0.6466	0.4801	0	1
RFMOの義務遵守 (寄港国)	109	4.5413	0.8875	1	5
商業船舶の追跡	94	0.8830	0.3232	0	1
MSC製品の需要	123	1.6748	1.2642	1	5
EEZの大きさ	123	2.9268	1.3859	1	5
タンパク質の依存	123	3.4472	1.3133	1	5
漁港数	123	2.7805	0.9455	1	5
汚職レベルの認識	123	2.7154	1.0124	1	5
一人当たりGNI	123	3.0976	1.4396	1	5
漁獲高	123	4.3984	1.1433	1	5

しては、データ数の問題から扱わない。

¹¹⁰ 脆弱度のうち、上記の 6 項目で網羅的に統制できると判断し、他の 7 項目は扱わない。

¹¹¹ 詳細な説明は以下を参照。<https://iuufishingindex.net/methodology.pdf> (2022 年 10 月 31 日)。

4－4．推定方法

上記の変数を用いて、重回帰分析を行う。IUU 漁業指数が 2019 年と 2021 年のみのデータであることから、時間的な過程を考慮せず、横断面データによる分析を試みた。なお、重回帰分析を用いることで、国家間の異質性を考慮できない点には留意したい。

5．分析結果

5－1．国際協定が IUU 漁業の対応度に与える影響

表 3 では、国際協定の締約状況が各国の IUU 漁業の対応度に与える影響を検証した。まず、旗国が RFMO の加盟国である、つまり遠洋船舶の保有国が RFMO の加盟国であるほど、旗国における RFMO の義務遵守と、外国船舶の入港指定港に関して、統計的に有意に正の相関がみられた。遠洋漁業を行う際に、RFMO に加盟していれば、RFMO の管轄下で規制義務を守った操業が行われやすく、寄港国の措置として特定の港を外国船舶の入港場所に指定する傾向があることを表している。

次に、市場国が RFMO の加盟国である、つまり魚の買い手が RFMO の加盟国であるほど、寄港国における RFMO の義務遵守が有意に高まっている。これは、魚を輸入する際に違法に獲られた漁獲物を流入させないために、港での規制義務が守られる傾向があることを意味し、RFMO の規制措置が有効に働いていることを示す結果と言える。

加えて、UNCLOS を批准している場合、商業船舶の追跡が有意に高まっているため、商業船舶の追跡システムが搭載されやすいとわかる。また、PSMA 協定に締約している場合、もしくは UNFSA を批准している場合には、Global Record に対する船舶データの提供と外国船舶の入港指定港への対応が進みやすい。

一方で、沿岸国が RFMO 加盟国である場合、旗国における RFMO の義務遵守において有意に負の相関が確認できた。つまり、RFMO の管轄海域で沿岸国が RFMO の加盟国であると、IUU 漁業に対する対応がむしろなされていないことを示しており、船舶の登録国でも入港国でもない沿岸国では、船舶が規制の範囲外で操業しやすいと推測できる。

以上の分析結果を整理すると、第一に、旗国主義を規定する UNCLOS に締約し、旗国の責任として地域レベルでの規制に積極的な国ほど、追跡システムや外国船舶の入港を指定するといった IUU 漁業対策を行っていることがわかった。第二に、寄港国の責任を規定している UNFSA や PSMA 協定に締約している国ほど、港の指定に加えてデータの提供の面で IUU 漁業減少へ努力がなされていると言える。これらは、仮説 1 の見解と一致している。しかし、船舶を管理していない沿岸国については、IUU 漁業に対して有効な措置がとられていない状況にある。

表3 国際協定の締約状況がIUU漁業の対応度に与える影響

	従属変数 IUU漁業への対応度				
	VMS.FMC の運用	船舶データ の提供	RFMOの義務 遵守 (旗国)	外国船舶の 入港指定港	
(定数項)	1.4195 (0.4138)	*** (0.5296)	0.3913 (0.0467)	-3.5148 (2.4508)	-1.0423 (0.5484)
RFMO加盟国 (沿岸国)	-0.0713 (0.0420)	0.0716 (0.0467)	-0.5308 (0.2063)	* (0.0480)	0.0287 (0.0480)
RFMO加盟国 (旗国)	-0.0178 (0.0746)	-0.0753 (0.0971)	1.1856 (0.3983)	** (0.0963)	0.2834 (0.0963)
RFMO加盟国 (市場国)	-0.0176 (0.0408)	-0.0889 (0.0542)	0.3206 (0.2032)	-0.0555 (0.0540)	
PSMA協定締約	0.0692 (0.0826)	0.2693 (0.0965)	** (0.3455)	0.1026 (0.0964)	0.2684 (0.0964)
UNCLOS批准	-0.0388 (0.1192)	-0.1066 (0.1302)	0.3123 (0.4951)	0.0021 (0.1347)	
UNFSA批准	0.0567 (0.0791)	0.2677 (0.0997)	** (0.3516)	0.6088 (0.1040)	0.3163 (0.1040)
汚職レベルの認識	0.0455 (0.0428)	0.0609 (0.0545)	-0.2028 (0.1941)	0.0689 (0.0547)	
漁港数	-0.0640 (0.0427)	-0.1336 (0.0525)	* (0.1852)	-0.1090 (0.0570)	-0.0246 (0.0570)
EEZの大きさ	0.0124 (0.0271)	-0.0190 (0.0341)	0.2460 (0.1273)	0.0174 (0.0344)	
タンパク質の依存	-0.0052 (0.0278)	0.0775 (0.0350)	* (0.1313)	0.1760 (0.0363)	-0.0064 (0.0363)
一人当たりGNI	-0.0165 (0.0332)	0.0293 (0.0414)	0.2416 (0.1534)	-0.0289 (0.0431)	
漁獲高	0.0028 (0.0344)	0.0511 (0.0456)	-0.0307 (0.1659)	0.0044 (0.0461)	
調整済みR ²	0.1286	0.3959	0.2627	0.3765	
N	101	123	103	116	

	従属変数 IUU漁業への対応度		
	RFMOの義務 遵守 (寄港国)	商業船舶 の追跡	MSC製品 の需要
(定数項)	2.0971 (1.5997)	-0.2483 (0.4155)	-1.4796 (1.1520)
RFMO加盟国 (沿岸国)	-0.0302 (0.1221)	0.0161 (0.0478)	0.0914 (0.1015)
RFMO加盟国 (旗国)	0.2956 (0.2588)	0.0993 (0.0754)	0.0993 (0.2112)
RFMO加盟国 (市場国)	0.3569 (0.1328)	** (0.0405)	0.1101 (0.1179)
PSMA協定締約	-0.1039 (0.2211)	0.0811 (0.0888)	0.3327 (0.2100)
UNCLOS批准	0.0855 (0.3214)	0.4157 (0.1181)	*** (0.2833)
UNFSA批准	-0.0438 (0.2289)	-0.0224 (0.0832)	0.2249 (0.2168)
汚職レベルの認識	-0.0223 (0.1228)	0.0287 (0.0446)	0.4422 (0.1186)
漁港数	-0.0906 (0.1182)	0.0339 (0.0435)	*** (0.1142)
EEZの大きさ	0.2358 (0.0803)	** (0.0289)	0.0072 (0.0741)
タンパク質の依存	0.0331 (0.0854)	0.0433 (0.0288)	0.0967 (0.0761)
一人当たりGNI	-0.0046 (0.0997)	0.0262 (0.0346)	* (0.0901)
漁獲高	-0.2275 (0.1044)	* (0.0352)	0.1648 (0.0992)
調整済みR ²	0.1862	0.2636	0.5495
N	109	94	123

***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

表 4 国際協定の締約状況がIUUの発生度に与える影響

	従属変数 IUU漁業の発生度						
	MSC認証 の取得	MCS担当者 (沿岸国)	IUUリスト		漁業監視員 (旗国)	MCS担当者 (旗国)	
(定数項)	1.61351 (1.1666)	4.0042 (1.0469)	***	1.61975 (0.9548)	2.09218 (0.8770)	*	1.92568 (0.8732)
RFMO加盟国 (沿岸国)	-0.2090 (0.1028)	* (0.0923)	**	-0.1806 (0.0842)	* (0.0773)	*	-0.1167 (0.0770)
RFMO加盟国 (旗国)	0.0508 (0.2139)	-0.2359 (0.1920)		0.5390 (0.1751)	** (0.1608)	*	0.2580 (0.1601)
RFMO加盟国 (市場国)	0.3679 (0.1194)	** (0.1072)	**	-0.0356 (0.0977)	0.0397 (0.0898)		0.1855 (0.0894)
PSMA協定締約	0.0397 (0.2126)	-0.0823 (0.1908)		0.2055 (0.1740)	0.1442 (0.1599)		0.1122 (0.1592)
UNCLOS批准	0.0805 (0.2869)	-0.3141 (0.2575)		-0.1674 (0.2348)	0.0519 (0.2157)		-0.2653 (0.2148)
UNFSA批准	0.1385 (0.2196)	-0.0493 (0.1971)		-0.0152 (0.1797)	0.1711 (0.1651)		0.0742 (0.1644)
汚職レベルの認識	0.2909 (0.1201)	* (0.1078)		0.2052 (0.0983)	* (0.0903)		0.1009 (0.0899)
漁港数	-0.3435 (0.1157)	** (0.1038)		-0.0021 (0.0947)	-0.0353 (0.0870)		-0.1053 (0.0866)
EEZの大きさ	-0.2286 (0.0751)	** (0.0674)	**	0.0239 (0.0615)	0.0595 (0.0565)		0.0453 (0.0562)
タンパク質の依存	0.0360 (0.0771)	0.1015 (0.0692)		0.0929 (0.0631)	0.0419 (0.0580)		0.0278 (0.0577)
一人当たりGNI	0.1778 (0.0913)	0.0861 (0.0819)		0.0449 (0.0747)	-0.1146 (0.0686)		-0.0788 (0.0683)
漁獲高	-0.2171 (0.1004)	* (0.0901)		0.0802 (0.0822)	0.2912 (0.0755)	***	0.3024 (0.0752)
調整済みR ²	0.5699	0.3443		0.1953	0.3605		0.3484
N	123	123		123	123		123

	従属変数 IUU漁業の発生度				
	MCS担当者 (寄港国)	漁業監視員 (寄港国)	EUによる カードの発行	NOAAによる IUU漁業特定	
(定数項)	3.44967 (1.3891)	* (1.1325)	***	3.92082 (0.8013)	*** (0.6093)
RFMO加盟国 (沿岸国)	-0.0351 (0.1221)	-0.0266 (0.0995)		0.0553 (0.0706)	0.0082 (0.0539)
RFMO加盟国 (旗国)	-0.1704 (0.2507)	-0.1990 (0.1972)		-0.0556 (0.1469)	-0.0838 (0.1118)
RFMO加盟国 (市場国)	0.5143 (0.1392)	*** (0.1114)	*	0.1739 (0.0820)	* (0.0624)
PSMA協定締約	-0.2861 (0.2631)	0.1357 (0.2070)		-0.1714 (0.1460)	0.0317 (0.1116)
UNCLOS批准	-0.1570 (0.3446)	-0.1123 (0.2860)		0.2598 (0.1971)	-0.2039 (0.1504)
UNFSA批准	0.0043 (0.2721)	0.1586 (0.2195)		-0.4140 (0.1508)	** (0.1147)
汚職レベルの認識	0.0122 (0.1440)	-0.0390 (0.1133)		0.0723 (0.0825)	0.1128 (0.0630)
漁港数	-0.2004 (0.1488)	-0.0553 (0.1197)		-0.0185 (0.0795)	-0.0345 (0.0604)
EEZの大きさ	0.0640 (0.0926)	0.0643 (0.0737)		-0.0587 (0.0516)	0.0421 (0.0395)
タンパク質の依存	0.0268 (0.0948)	-0.0849 (0.0770)		0.0482 (0.0530)	-0.0282 (0.0403)
一人当たりGNI	0.0137 (0.1100)	-0.1293 (0.0890)		0.1072 (0.0627)	-0.0908 (0.0477)
漁獲高	0.0253 (0.1210)	0.1616 (0.0977)		-0.0563 (0.0690)	0.0628 (0.0525)
調整済みR ²	0.1712	0.1824		0.1942	0.1043
N	110	109		123	122

***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

5-2. 国際協定がIUU漁業の発生度に与える影響

次に、表4では、国際協定の締約状況が各国のIUU漁業発生度に与える影響を検証した。まず、旗国がRFMOの加盟国である、遠洋船舶の保有国がRFMOの加盟国であるほど、IUUリストと旗国の漁業監視員に関して、統計的に有意に発生度が低まっている。これは、遠洋船舶保有国のRFMO加盟率が高いほど、IUUリストに掲載される船舶数が減少し、旗国の監視員によってIUU漁業発生源の言及がされていないことを示している。

また、市場国がRFMOの加盟国である、つまり魚の買い手がRFMOの加盟国であるほど、MSC認証の取得と、沿岸国・旗国・寄港国全てにおけるMCS担当者、寄港国の漁業監視員、EUによるカードの発行の7つの指標で、有意に発生度が抑えられていると示された。この結果から、市場国が地域レベルでの規制に積極的であると、全ての監視指標においてIUU漁業の発生件数が少ないことに加えて、資源や環境に配慮した持続可能な漁業と認められる船舶数が増加していることがわかる。

一方で、沿岸国がRFMOの加盟国であった場合は、MSC認証の取得、沿岸国のMCS担当者、旗国の漁業監視員において、有意に負の相関がみられた。前項の分析と同様、沿岸国については、IUU漁業の発生減少に寄与できていない。船舶の登録国でも入港国でもない沿岸国では、ガバナンスの状態にかかわらず、IUU漁業者が規制の範囲外で操業しやすい状況になっていると推測できる。

さらに、UNFSAを批准していた場合、EUによるカードの発行において、発生度が有意に増大していると示された。つまり、UNFSA協定に批准している国でもIUU漁業が横行しており、EUによる輸入規制の対象となっていることが示された。

以上の分析結果を整理すると、旗国と市場国がRFMOの加盟国である場合にIUU漁業の発生リスクを抑えられている一方、国際的な規制を敷く協定において有意な結果が出なかったことから、同じ地域内で監視抑制を行う地域レベルでの規制の方が、IUU漁業の発生度が低くなると言えそうである。これは、仮説2の見解と整合的である。

5-3. IUU漁業への対応度が発生度に与える影響

最後に、表5では、IUU漁業問題への対応度が各国のIUU漁業の発生度に与える影響を検証した。まず、監視システムであるVMS・FMCの運用が、IUUリストに掲載される船舶数を統計的に有意に減少させることがわかった。

次に、旗国においてRFMOの義務が遵守された場合、IUUリストと旗国の漁業監視員において有意に発生度が低くなっていると示された。そのため、旗国がRFMOにおける義務を遵守するほど、IUUリストに掲載される船舶が減少し、旗国におけるIUU漁業の発生が減少するといえる。

加えて、外国船舶の入港する港が指定された場合、IUUリスト、旗国の漁業監視員とMCS

表5 IUU漁業への対応度が発生度に与える影響

	従属変数 IUU漁業の発生度						
	MSC認証 の取得	MCS担当者 (沿岸国)	IUUリスト	漁業監視員 (旗国)	MCS担当者 (旗国)		
(定数項)	0.1061 (0.9576)	2.0777 (1.0081)	*	2.3343 (0.6731)	***	3.2451 (0.7710)	***
VMS.FMCの運用	0.6154 (0.4505)	-0.5417 (0.4742)		0.7754 (0.3166)	*	0.1230 (0.3627)	-0.1215 (0.3887)
船舶データの提供	-0.2736 (0.2430)	-0.2375 (0.2558)		-0.0889 (0.1708)		0.1821 (0.1956)	0.1130 (0.2096)
RFMOの義務遵守 (旗国)	0.0135 (0.0825)	-0.0463 (0.0868)		0.1232 (0.0580)	*	0.2321 (0.0664)	***
外国船舶の入港指定港	-0.4176 (0.2989)	-0.6632 (0.3147)	*	0.8866 (0.2101)	***	0.5122 (0.2407)	*
RFMOの義務遵守 (寄港国)	0.2818 (0.1199)	* (0.1262)	0.0733 (0.0842)	0.1104 (0.0965)		0.0357 (0.1034)	
商業船舶の追跡	-0.0196 (0.4178)	0.1962 (0.4399)		-1.2083 (0.2937)	***	-0.6460 (0.3364)	-0.7104 (0.3605)
MSC製品の需要	0.5136 (0.1188)	*** (0.1251)	-0.0888 (0.0835)	0.0575 (0.0957)		0.1562 (0.1025)	0.1826 (0.1025)
汚職レベルの認識	0.1690 (0.1683)	0.3642 (0.1771)	*	0.1094 (0.1183)		-0.0559 (0.1355)	0.0216 (0.1452)
漁港数	0.0223 (0.1624)	-0.1472 (0.1710)		0.1154 (0.1141)		0.0552 (0.1308)	0.0493 (0.1401)
EEZの大きさ	-0.3422 (0.1012)	** (0.1065)	0.1846 (0.1065)	-0.1498 (0.0711)	*	-0.0809 (0.0815)	-0.0584 (0.0873)
タンパク質の依存	0.0241 (0.1018)	0.2554 (0.1071)	*	0.1306 (0.0715)		0.0127 (0.0819)	0.0385 (0.0878)
一人当たりGNI	0.2095 (0.1161)	0.2339 (0.1222)		0.0267 (0.0816)		-0.2499 (0.0935)	** (0.1002)
漁獲高	-0.1884 (0.1157)	0.1219 (0.1218)		0.0779 (0.0813)		0.2833 (0.0932)	** (0.0999)
調整済みR ²	0.6773	0.3010		0.4713		0.5034	0.3781
N	83	83		83		83	83

	従属変数 IUU漁業の発生度				
	MCS担当者 (寄港国)	漁業監視員 (寄港国)	EUによる カードの発行	NOAAによる IUU漁業特定	
(定数項)	3.5532 (1.2329)	** (0.9892)	4.1495 (0.9892)	*** (0.4956)	5.2846 (0.6105)
VMS.FMCの運用	-1.0031 (0.5789)	-0.0798 (0.4645)		-0.2551 (0.2331)	-0.2453 (0.2851)
船舶データの提供	-0.0422 (0.3275)	-0.0263 (0.2628)		-0.2265 (0.1257)	-0.0053 (0.1484)
RFMOの義務遵守 (旗国)	0.0062 (0.1064)	0.0118 (0.0854)		0.0224 (0.0427)	-0.0152 (0.0504)
外国船舶の入港指定港	0.4086 (0.3861)	0.2835 (0.3098)		0.2809 (0.1547)	0.4988 (0.1827)
RFMOの義務遵守 (寄港国)	0.3846 (0.1554)	* (0.1247)	0.1702 (0.0620)	-0.0900 (0.0620)	-0.0557 (0.0732)
商業船舶の追跡	0.2761 (0.5647)	-0.3352 (0.4531)		0.1583 (0.2162)	-0.1984 (0.2617)
MSC製品の需要	0.2592 (0.1536)	0.3031 (0.1233)	*	0.0380 (0.0615)	0.0630 (0.0725)
汚職レベルの認識	-0.0780 (0.2181)	-0.1989 (0.1750)		0.0088 (0.0871)	0.1021 (0.1029)
漁港数	-0.0919 (0.2159)	0.1669 (0.1732)		-0.0167 (0.0840)	0.0010 (0.0995)
EEZの大きさ	-0.0537 (0.1416)	-0.0799 (0.1136)		0.0293 (0.0524)	0.0737 (0.0623)
タンパク質の依存	-0.1124 (0.1336)	-0.0767 (0.1072)		-0.0046 (0.0527)	-0.0585 (0.0622)
一人当たりGNI	-0.1758 (0.1545)	-0.1693 (0.1240)		0.0183 (0.0601)	-0.1425 (0.0710)
漁獲高	0.1186 (0.1491)	0.1164 (0.1197)		-0.0551 (0.0599)	0.0383 (0.0708)
調整済みR ²	0.2234	0.2030		0.1682	0.1998
N	77	77		83	82

***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。

担当者、NOAA による IUU 漁業の特定の 4 指標において有意に発生度を抑えることがわかった。特に、IUU リストとの指標間で、強い相関がみられている。ただ、沿岸国における IUU 漁業の発生との指標間では、負の相関が確認されていることから、船舶管理を行わない沿岸国では、外国船舶の入港する港が指定されたとしても、ガバナンスの状態にかかわらず、IUU 漁業従事者が流入してしまっていると推測できる。

さらに、MSC 製品の需要では、MSC 認証の取得と寄港国の漁業監視員において有意に正の相関がみられた。そのため、MSC 製品の需要が高まると、実際に MSC 認証の取得が増えるだけでなく、違法に獲られた漁獲物が受容されづらくなるため、寄港国における IUU 漁業の発生が減少すると考えられる。

一方で、商業船舶の追跡に関しては、IUU リストにおいて有意に負の相関が確認されたため、IUU リストに掲載される船舶が増加すると示された。IUU リストに記載される船舶が多い地域ほど、商業船舶の追跡を行いやすいという逆の因果関係が強いのかかもしれない。

以上の分析結果を整理すると、監視システムの構築、旗国と寄港国におけるガバナンスの向上、検査体制の整備、消費者意識の向上といった対策が、IUU 漁業の発生を網羅的に抑えていることがわかった。これは、仮説 3 と整合的な結果である。なかでも、外国船舶の入港する港の指定による検査体制の拡充が、IUU 漁業の発生を抑制する有効な解決策であることが示された。この結果から、漁業活動の監視や規制の遵守といった直接的な対策を講じるだけでなく、違法に獲られた漁獲物の水揚げと市場流通を防ぎ、IUU 漁業船舶の操業の継続を困難にさせるという間接的な対策も講じる必要があり、寄港国の管理措置の強化が効果的な規制方法であることは間違いないだろう。

他方で、Global Record に対する船舶データの提供は、IUU 漁業の発生減少に貢献していないことが示唆された。5-1 では、分析結果を踏まえて、寄港国の責任を規定する協定に締約している国ほど、データの提供の面で IUU 漁業減少へ努力がなされていると述べた。しかし、データを提供していても発生度の低下に効果がみられなかったことから、データの提供が直接的に効果を及ぼすのは、漁業活動の透明性や追跡可能性の向上に対してであって、IUU 漁業の発生減少に対しては間接的に影響を与えている可能性があるかと推察できる。

6. 結論

本稿では、IUU 漁業指数の 2021 年のデータを用いて、国際協定の締約状況が IUU 漁業の発生や各国の対応にどのような影響を及ぼしているのかについて検討した。分析結果から、第一に、旗国または寄港国の対応が規定されている協定に締約している国ほど、特に船舶データの提供と外国船舶の入港指定の面で、IUU 漁業の対応度が高くなると示された。第二に、旗国と市場国が RFMO の加盟国である場合に、発生度のうち大半の指標において有意な結果となったことから、同じ地域内で監視抑制を行う地域レベルでの枠組みの方が、

対策義務が守られやすく、IUU 漁業の発生度が低くなることがわかった。第三に、IUU 漁業対策のなかでも、特に外国船舶の入港場所の指定に積極的で、旗国と寄港国における RFMO の規制義務を遵守している国ほど、IUU 漁業が抑制される傾向があった。

上記の結果より、旗国と寄港国の措置を規定した国際協定に締約すること、さらに魚種と地域を絞った実効的な機関である RFMO に加盟し、義務を遵守することが、IUU 漁業の減少につながり、また各国の IUU 漁業への対応を高めるといえる。さらに、国際協定と対応度、対応度と発生度の有意な関連同士を追うと、特に寄港国の指標である外国船舶の入港指定において、国際協定の締約状況が IUU 漁業の対応度を高め、対応度の向上が IUU 漁業発生度の低下をもたらすという間接効果を生んでいることが示唆された。外国船舶の入港指定は PSMA 協定の寄港国措置を支える対策であり、違法に捕獲された魚の水揚げと市場流入を防ぐことができる。入港指定が IUU 漁業の発生リスク低下に効果を生む一方で、PSMA 協定の締約数は 72 カ国及び欧州連合に留まっている。そのため、今後は、入港指定による規制の有効性を高めるために、発生リスクの高い国が PSMA 協定に締約し、連携した措置を実施することが必要であろう。

PSMA 協定の締約国である日本では、IUU 漁業によって獲られた漁獲物の流入を防ぐ対策として、「水産流通適正化法」が 2022 年の 12 月 1 日より施行される。具体的には、国内の水産物取扱事業者と海外事業者に証明書の添付を義務化し、添付されていないものに関しては輸出と輸入を規制するという内容であり¹¹²、世界第二位の水産物輸入国である日本で、効果的に IUU 漁業を取り締まる規制となることを期待したい。

最後に、本稿では、データの制約によりパネルデータ分析が行えなかったことに加えて、分析上の問題から、全ての国際協定を変数として用いることができなかった。IUU 漁業指数のデータの蓄積に伴い、そのような課題に対処することが可能になるかもしれない。

7. 参考文献

- 猪又秀夫. 2012. 「国際共同体と漁業資源管理—コモンズ論からの一考察」『日本海洋政策学会誌』 2: pp.81-99.
- 猪又秀夫. 2015. 「国際法の立憲化と国連海洋法条約—公海漁業資源管理を題材として」『日本海洋政策学会誌』 5: pp.17-47.
- 西村弓. 2018. 「公海漁業規制」『法学セミナー』 63(10): pp.31-36.
- 藤井孝宗. 2021. 「海洋漁業資源の利用状況と資源枯渇—世界の現状と資源枯渇の要因」『高崎経済大学地域科学研究所紀要』 56(2): pp.67-87.
- 楊名豪. 2017. 『IUU 漁業と旗国主義—「旗国以外の国」による法執行の制度的展開』 京都大学.

¹¹² https://www.jfa.maff.go.jp/j/kakou/pdf/tekiseika_gaiyou.pdf (2022 年 11 月 12 日)。

- Agnew, David J., Pearce, John, Pramod, Ganapathiraju, Peatman, Tom, Watson, Reg, Beddington, John R., and Tony J. Pitcher. 2009. "Estimating the Worldwide Extent of Illegal Fishing." *PLOS One* 4(2): e4570.
- Cullis-Suzuki, Sarika and Daniel Pauly. 2010. "Failing the High Seas: A Global Evaluation of Regional Fisheries Management Organizations." *Marine Policy* 34(5): pp.1036-1042.
- Gallic, Bertrand L. and Anthony Cox. 2006. "An Economic Analysis of Illegal, Unreported and Unregulated (IUU) Fishing: Key Drivers and Possible Solutions." *Marine Policy* 30(6): pp.689-695.
- Hosch, Gilles. 2021. "Analysis of Measures to Combat IUU Fishing in the IORA Region." COFREPECHE Technical Report No.4.
- Hosch G. and G. Macfadyen. 2022. "Killing Nemo: Three World Regions Fail to Mainstream Combatting of IUU Fishing." *Marine Policy* 140: pp.1-8.
- Liddick, Don. 2014. "The Dimensions of a Transnational Crime Problem: The Case of IUU Fishing." *Trends in Organized Crime* 17: pp.290-312.
- MacWhinnie, Stephanie F. 2009. "The Tragedy of the Commons in International Fisheries: An Empirical Examination". *Journal of Environmental Economics and Management* 57(3): pp.321-333.

第7章

生産セクターの開発援助と貧困削減 —国家の産業構造に条件付けられた効果—

戸松 明日香

要約

本稿では、生産セクターの開発援助が貧困削減に与える影響について、国家の産業構造の条件付き効果に着目して検証を行う。世界では、開発途上国を中心に深刻な飢餓が問題となっており、飢餓撲滅には農林水産業を含む生産セクターへの開発援助が不可欠である。しかし、生産セクターの開発援助額は全体の6%程度にとどまっている。長年の援助が行われていることにもかかわらず世界の飢餓人口は増加の一途をたどっており、現状行われている開発援助を見直す必要があると考えられる。既存研究では、開発援助の効果を産業構造の側面から論じたものは少ない。そこで、本稿では92か国19年分のパネルデータを用いて、生産セクターへの開発援助が貧困削減に与える影響を固定効果モデルに基づき推定した。分析からは、第一次産業就業者比率の高い国ほど、生産セクターの開発援助額が貧困率に与える影響は大きいことが分かった。したがって、工業化の進んでいない開発途上国においては、生産セクターへの積極的な援助が必要であることが示唆される。

1. はじめに

世界では、6億5600万人に及ぶ人々が1日1ドル90セントという国際貧困ライン未満で暮らしている¹¹³。貧困は飢餓や栄養不良、教育機会の不平等、社会的差別など、多くの社会問題の引き金になっている。中でも開発途上国では、3人に1人の子どもが発育不良に陥っている現状があり、飢餓は特に深刻な問題となっている。

国際連合食糧農業機関（FAO）の旗艦報告書「世界の食糧安全保障と栄養の現状（The State of Food Security and Nutrition in the World Report : SOFI）」は、世界の飢餓人口は増加傾向が続いており、約8億人にのぼると発表した¹¹⁴。また、持続可能な開発目標（SDGs）では、「飢餓をゼロに」が目標の一つに掲げられており、食糧の安定確保と栄養状態の改善が目指されている。

¹¹³ <https://unstats.un.org/sdgs/report/2022/> (2022年11月14日)。

¹¹⁴ <https://www.fao.org/3/cc0639en/online/cc0639en.html> (2022年11月14日)。

開発途上国の多くは農業が主要産業であり、飢餓問題の解決には農林水産業への投資や、持続可能な食料供給システムの構築が不可欠だと言われている。国際社会では飢餓や貧困を解決するために、農業分野を重視して開発途上国の経済成長を目指す援助が長年にわたり行われてきた。2018年時点で、農業・農村開発セクターの政府開発援助（ODA）額はDAC諸国で63億米ドルに達し、ドイツ、日本、イギリス、アメリカ、フランスといった国々が主要援助国となっている¹¹⁵。

しかし、開発援助全体に占める農業援助の割合は低水準で推移しており¹¹⁶、農業援助が包含される生産セクターに対する開発援助は、社会インフラ・サービスや経済インフラ・サービスと比べると全体に占める割合が小さい¹¹⁷。現状、開発途上国の飢餓人口は依然として増加し続けており、安定した食料供給を可能にする農業システムの構築が急がれる。先行研究では、開発援助と貧困削減の関連については様々な議論が行われているが、その有効性は議論の的となっている。また、開発援助は被援助国の産業構造によって効果が変わることが予想されるが、国別の産業構造に注目した研究は少ない。

そこで、本稿では、生産セクター援助が貧困削減に与える影響について、国ごとの産業構造の観点から検証を行った。分析にあたっては2002年度から2020年度までの19年分のパネルデータを構築した。その結果、第一次産業就業者比率が高い国では生産セクター援助が貧困削減に与える影響が大きいことが明らかになった。

以下では、開発援助が経済成長や貧困削減に与える影響や、援助配分に関する実証研究、産業構造と国家の成長の関連性に関する先行研究の議論を整理する。その上で、生産セクターの開発援助が貧困削減に与える影響についての本稿の理論仮説を導出し、理論仮説を検証するためのデータと方法を提示する。最後に、検証結果から明らかになったことを踏まえて、生産セクターの開発援助のあり方について提言したい。

2. 先行研究

2-1. 開発援助が経済成長や貧困削減に与える影響

開発援助に関する研究は、先進国や国際機関による援助が盛んに行われた1970年代ごろから多数行われてきた。しかし、開発援助の有効性については異論もあり、開発援助が経済成長や貧困削減に与える影響に関する議論は現在も続いている。

貧困を測る指標は大きく二つに大別できる。第一に、所得等の経済データを用いて測る貧

¹¹⁵ <https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/bunya/agriculture/statistic.html> (2022年11月14日)。

¹¹⁶ <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=CRS1> (2022年11月19日)。

¹¹⁷ <https://www.oecd.org/development/financing-sustainable-development/development-finance-data/aid-at-a-glance.htm> (2022年11月16日)。

困者比率やジニ係数などの指標がある。第二に、経済データに加えて、平均寿命や識字率といった非経済データを用いる指数や、人間開発指数、人間貧困指数指標である。開発援助研究においては、経済データを用いた検証と非経済データを用いた検証の両者が存在するため、ここではそれぞれについて研究を整理していく。

第一に、開発援助が経済的な貧困指標の改善に影響をもたらすかに関しては、古くから大きな論点となっていた。一般的な見解として、被援助国政府の受け入れ能力が援助の効率性に大きく影響する (Burnside and Dollar 2000) ことや、二国間援助では民主的な政府がより多い援助を受ける (Alesina and Dollar 2000) ことが広く受け入れられている。

第二に、非経済的な貧困指標に与える影響についても多数の研究が存在する。初期の研究では、開発援助は乳児死亡率や初等教育就学率などに影響をもたらさないが、民主主義国においては援助が成長に与える効果が高いと言われていた (Boone 1996)。しかし、良い政治体制の国の下では援助が貧困指標の改善に良い効果を持つことが示されている (Collier and Dollar 2002)。近年の研究では、援助が過去 40 年にわたって就学率や平均寿命、乳児死亡率の改善に貢献してきたこと (Arndt et al. 2015) も明らかにしてきた。

以上のような研究群は、開発援助の全体が経済成長や貧困削減に与える影響に見たものであるが、開発援助の対象分野ごとの効果に関心を持つ研究もある。たとえば、貧困削減に対しては、援助が農業、教育、インフラなどの貧困層に配慮した用途に使用される場合において有効であり (Mosley and Suleiman 2007)、特に農業援助は成長を通じて直接的および間接的に貧困削減に資する (Kaya et al. 2013) ことが分かっている。

また、開発援助の分野の相違に注目した論点としては、援助のファンジビリティという概念を提唱した研究がある。援助のファンジビリティとは、受け入れ国政府が援助を受け取った際に、予算をどう配分するのか、拠出側が指定した対象分野の条件を守るのか否かを表す概念であり (Pack and Pack 1990, 1993)、農業、教育、エネルギー部門の援助は軍事資金等に転用されやすいことが知られている (Feyzioglu and Zhu et al. 1998)。

2-2. 援助配分に関する実証研究

開発援助の非効率性を改善するという研究上の目的から、供出国が受入国に割り当てる援助額がいかんにして決定されるのかを問う援助配分に関する議論も数多く行われてきた。開発援助は受入国の経済的需要よりも、政治的、戦略的、歴史的理由を背景に配分されており、これが貧困削減には非効率に働いている可能性がある (Alesina and Dollar 2000)。実際の援助配分と貧困削減への効率が高い援助配分は大きく異なり、供出国が後者の配分を用いれば年間 1000 万人の人々を貧困から脱却させられると言われている (Collier and Dollar 2002)。

このような研究の着眼点からは、開発援助の援助配分によって貧困削減に与える効果が異なることが示唆される。また、実際の援助配分と効率性の高い援助配分には乖離があると

いう指摘も重要であろう。よって、本稿では目的別援助の効率的な援助配分について分析を進めていきたい。

2-3. 国家の産業構造と貧困削減の関係性

開発途上国の経済成長や貧困削減を考察する上で、どの産業の発展が有効かを見出すことは重要である。しかし、産業構造の変化が貧困削減に与える影響に関しては、同じ国を対象にした研究でも見解が分かれており、コンセンサスは形成されていない。

一般的に国家の経済成長は、平均所得の増加に帰結する。Dollar and Kraay (2002) は、経済成長は富裕層の所得のみならず貧困層の所得も同時に増加させるものであり、貧困削減に有効であることを示した。一方で、Wade (2004) は、貿易や投資の自由化といった経済開放は富裕層のみが恩恵を受け、貧困層との所得格差が広がる懸念があると主張している。

国家の産業構造と貧困削減に関して、特定の国を事例とした研究を見ていく。Ravallion and Datt (1996) は、インドにおいて第一次産業と第三次産業の発展は、農村部と都市部とともに貧困減少に有効だったが、第二次産業の発展はいずれの地方でも貧困減少に有効ではなかったことを示している。しかし、同じくインドのデータを用いた Aggarwal and Kumar (2012) は、第二次産業の生産増加は貧困削減に大きなプラスの効果を持ち、特に農村部で強く効果が見られるということを述べている。

このように先行研究では、経済成長が富裕層だけでなく貧困層をも豊かにするか、どの産業の発展が貧困削減に有効か、必ずしも一貫した主張はなされていない。本稿では、開発途上国の経済成長を目指して行われる開発援助が貧困削減に有効かを検証していくとともに、第一次産業就業者比率と生産セクター援助の開発援助額の相互作用に注目することで、援助の効果が産業構造に依存するかについて明らかにする。

3. 理論仮説

本稿では、生産セクター援助は国家の産業構造がどのような場合に貧困削減に有効であるかを検証する。Kaya et al. (2013) は、開発援助の効果は分野によって異なることを示している。援助国の政治的配慮から行われる援助や、緊急事態に対応するための人道援助は、貧困削減を直接目的していないため、貧困率の低下につながりにくいことが理由に挙げられている。さらに、ほとんどの開発途上国において、農村部は都市部より貧困率が高い傾向にある。農村部の人口と都市部の人口割合によって、特定の産業が発展した場合の貧困削減への効果が地域によって異なることが示されている (Ravallion and Datt 1996)。以上のことから、開発途上国の貧困削減に最も直接的な効果を与える分野は、生産セクター援助であ

る可能性が推測される。そこで本稿では、産業構造の変化によって生産セクター援助を中心とする部門別開発援助が貧困削減にどのような影響を与えるのかを検証する。

今回の検証では、生産セクター援助が貧困層を経済的に豊かにするかを検証するために、貧困率 (Poverty Headcount Ratio) を用いて、所得ベースでの貧困を測定する。生産セクター援助と貧困率の関係については、Kaya et al. (2013) が、農業分野の開発援助が 1% 増えると貧困率が 0.2% 減少することを示している。しかし、国ごとに産業構造は大きく異なり、生産セクター援助の効果はそのような産業構造に応じて変わってくることが予想される。開発援助は、援助分野とその国での主要産業が一致すると効果が大きいと考えられるため、第一次産業就業者比率の高さは生産セクター援助が貧困率を改善するのに有効だと推測した。分析では、生産セクター援助が貧困削減に与える影響を、国ごとの第一次産業就業者比率の側面から明らかにするために、第一次産業就業者比率の条件付き効果を見る。以上の説明を踏まえて仮説 1 を導出する。

仮説 1 生産セクターの援助額が多い国ほど、貧困率が低い。この効果は、第一次産業従事者割合が高い国ほど強い。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、OECD statistics の Creditor Reporting System の部門別開発援助額と、World Bank Open Data の各国の貧困率の状況等を組み合わせて、2002 年から 2020 年まで 19 年分の 92 カ国のパネルデータを構築し、仮説 1 の検証を行った。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は貧困率 (Poverty Headcount Ratio) である。これは、全人口に占める貧困層の割合で、1 日 2.15 ドル未満の水準で生活している人の数を総人口で割ることにより求められる。なお、貧困率に関しては自然対数化を行った上で分析に投入した。

次に、理論的に関心のある独立変数は部門別開発援助額である。特に、第一の独立変数では、生産セクター分野の開発援助額が GDP に占める割合に注目する。生産セクターには農林水産業や鉱業等が含まれている¹¹⁸。一方、他の主要分野の開発援助額も、貧困削減に効果がありうるだろう。生産セクター分野の援助額の他に、第二、第三の独立変数として、経済

¹¹⁸ 第一次産業就業者率との相互作用を考える上では、農林水産業分野の援助額を用いるのが率直かもしれない。しかし、農林水産業分野の援助額は援助額に占める割合が小さく、そもそも貧困率を大幅に削減する効果が見られない可能性がある。そこで、本稿では、農林水産業分野が包含される生産セクター分野の援助額を用いた。

インフラ分野、社会インフラ分野の開発援助額がそれぞれ GDP に占める割合を投入する。これらの独立変数は、Kaya et al. (2013) の部門別開発援助額の分類になった。なお、3つの独立変数は自然対数化を行った上で分析に投入した。部門別開発援助額には、0 や負の値が含まれているが、これらは自然対数化できないため、0 以上の値の最小値を全体に足した上で自然対数化を行った。

その他には、国家ごとの統制変数として、一人当たり GDP、ジニ係数、軍事支出、農村人口、政府の有効性、第一次産業就業者比率、第二次産業就業者比率を、Kaya et al. (2013) にならって投入した。なお、一人当たり GDP、ジニ係数、軍事支出、農村人口、政府の有効性¹¹⁹に関しては自然対数化を行った上で分析に投入した。

表 1 は、上記の変数群の一覧、表 2 は記述統計である。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
貧困率	2017年の購買力調整価格で、1日2.15ドル未満で生活している人の割合。	World Bank Open Data
生産セクター援助	生産セクターの開発援助がGDPに占める割合。	OECD Creditor Reporting System
経済インフラ援助	経済インフラの開発援助がGDPに占める割合。	
社会インフラ援助	社会インフラの開発援助がGDPに占める割合。	
一人当たりGDP	GDP÷総人口。	World Bank Open Data
軍事支出	軍事支出がGDPに占める割合(%)。	
ジニ係数	世帯間の所得格差を表す尺度。	
農村人口	農村部の人口。	
政府の有効性	「国民の発言力と説明責任」、「政治的安定と暴力の不在」、「政府の有効性」、「規制の質」、「法の支配」、「汚職の抑制」を統合したガバナンス指標。	
第一次産業就業者比率	第一次産業就業者数÷就業者総数。	ILO STAT
第二次産業就業者比率	第二次産業就業者数÷就業者総数。	

¹¹⁹ 「国民の発言力と説明責任」、「政治的安定と暴力の不在」、「政府の有効性」、「規制の質」、「法の支配」、「汚職の抑制」を統合した世界銀行のガバナンス指標。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
貧困率	613	12.0680	17.5355	0.1000	91.6000
生産セクター援助	613	0.1421	0.2397	0.0001	1.8933
経済インフラ援助	613	0.2155	0.3863	0.0000	4.6740
社会インフラ援助	613	0.7662	1.1221	0.0060	7.4739
一人当たりGDP	613	4526.7810	3556.6665	248.3935	18802.8211
軍事支出	613	1.7216	1.1393	0.1400	9.3000
ジニ係数	613	64.9497	8.7945	47.7000	88.5000
農村人口	613	23299713.7075	80784019.1315	166003	803130815
政府の有効性	613	41.4383	18.1035	1.8957	86.3276
第一次産業就業者比率	613	0.3049	0.1798	0.0356	0.9026
第二次産業就業者比率	613	0.1919	0.0628	0.0259	0.3470

4-2. 推定方法

上で設定した仮説を検証するために、国別パネルデータについて固定効果モデルに基づくパネルデータ分析を行う。従属変数や独立変数の水準は国家や年度ごとに異なり、固有の要因が存在するため、これらを統制する必要から、年度効果や個体効果を考慮する固定効果モデルを利用することとした。なお、標準誤差は、国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を用いる。

分析では、二つのモデルを用意する。Model 1 では、部門別開発援助が貧困率に与える影響を検証した。Model 2 では、Model 1 の変数に加え、生産セクター援助と第一次産業就業者比率の交互作用項を投入した。産業別就業者比率によって、部門別開発援助額が異なるという予想を検証するため、交互作用項によって限界効果の変化を確認する。

また、今回の分析では、独立変数である部門別開発援助額はラグ項として投入した。開発援助が行われてから貧困削減に対して効果を発揮するまでには、時間的遅れが発生すると考えられる。よって、一期前の開発援助が当該期の貧困率に与える影響を分析するために、部門別開発援助額についてはそのラグ項 ($t-1$) を用いる。また、開発援助額と経済規模とは同時的に決定される可能性があるため、一人当たり GDP もラグ項として投入する。

5. 分析結果

まず、表 3 では、国別パネルデータから、生産セクター援助が貧困率に与える効果を検証した。交互作用項を投入していない Model 1 では、生産セクター、経済インフラ、社会インフラ、すべての分野の開発援助額について係数は負であるが、統計的に有意な関連はみられなかった。Kaya et al. (2013) では、農業援助が統計的に有意な負の結果となっており、

今回の分析とは異なる。今回は、農業援助に限らず生産セクター援助の効果を検証しているため、こうした結果が得られたと考えられる。開発援助額と貧困削減との関連は、開発途上国の産業構造の異質性に依存しているのかもしれない。次に、生産セクター援助額と第一次産業就業者比率の交互作用項を投入した Model 2 を見ると、交互作用項の係数は統計的に有意ではないが、負であった。つまり、第一次産業就業者比率が高い国ほど、生産セクター援助が貧困削減に有効である可能性がある。統制変数である第一次産業就業者比率の値の範囲によっては、生産セクター援助が貧困率に統計的に有意な負の影響を与える区間がある可能性がある。よって、95%信頼区間とその信頼区間を確認するため、生産セクター援助と第一次産業就業者比率の交互作用項の限界効果プロットを確認した。

図 1 は、生産セクター援助と第一次産業就業者比率の交互作用項の限界効果を表している。第一次産業就業者比率が 0.25 前後を超える部分に関しては、生産セクター援助が貧困率に負の効果をもたらすことが明らかとなった。これは、第一次産業就業者比率が 25% を超える国では、生産セクター援助が貧困率を減少させる効果を持ちうることを示唆している。したがって、生産セクター援助は、単にそれが単独で貧困削減に効果があるというよりは、援助受け入れ国の産業構造のあり方に依存している可能性がある。

6. 結論

本稿では、2002 年から 2020 年までのパネルデータを用いて、部門別開発援助額が貧困削減に与える影響を明らかにしてきた。分析結果からは、第一次産業就業者比率が 25% を超える国家においては、生産セクター援助が貧困率に与える効果は大きくなることが明らかになった。本節では、検証を通じて得られた示唆を踏まえて、今後の開発援助のあり方を提言する。現在、生産セクターの援助額は開発援助額全体の約 6%にとどまっており、貧困、飢餓人口は依然として増加し続けている。また、多くの開発途上国の主要産業は農業であり、第一次産業就業者比率の高い国も多い。このような工業化が未達の農業国に対しては、生産セクター援助額の割合を増やすことが、貧困削減に有効だと考えられる。今後先進国が開発援助を行う際は、被援助国の産業構造の状況を踏まえて部門別開発援助額を配分することが求められる。

また、現行の援助配分には批判がある。Development Initiatives の報告書「Improving ODA allocation for a post-2015 world¹²⁰」では、「開発途上国の最貧層 20%に利益をもたらす」ODA の目標に到達するための援助配分を提言している。現在、一人当たりの ODA 援助額は、貧困率が高い国で低くなっている傾向にある。さらに、貧困削減に直接的な効果を生むことが予想される農業等の生産セクターに分類される援助は、小規模農家の生産性向上を通じて全体の貧困改善につながるため、その割合の低さが問題視されている。今回の分

¹²⁰ <https://devinit.org/resources/improvingoda2015/> (2022 年 11 月 19 日)

表3 貧困率に対する分野別援助額の効果

	従属変数 貧困率	
	Model 1	Model 2
log (生産セクター援助 _{t-1})	-0.0483 (0.0325)	-0.0408 (0.0233)
log (経済インフラ援助 _{t-1})	-0.0145 (0.0227)	-0.0148 (0.0233)
log (社会インフラ援助 _{t-1})	-0.0385 (0.0642)	-0.0392 (0.0652)
log (一人当たりGDP _{t-1})	0.1064 (0.1960)	0.1044 (0.1979)
log (軍事支出)	0.0521 (0.1255)	0.0504 (0.1252)
log (ジニ係数)	5.6760 *** (1.3870)	5.6680 *** (1.3810)
log (農村人口)	1.6730 ** (0.5033)	1.6580 ** (0.5306)
log (政府の有効性)	-0.0466 (0.1444)	-0.0470 (0.1446)
第一次産業就業者比率	4.4440 ** (1.3940)	4.3400 ** (1.4490)
第二次産業就業者比率	-3.1450 (2.6660)	-3.2040 (2.6380)
log (生産セクター援助 _{t-1}) × 第一次産業就業者比率		-0.0294 (0.1480)
時間効果	YES	YES
個体効果	YES	YES
調整済みR ²	0.9464	0.9463
N	613	613

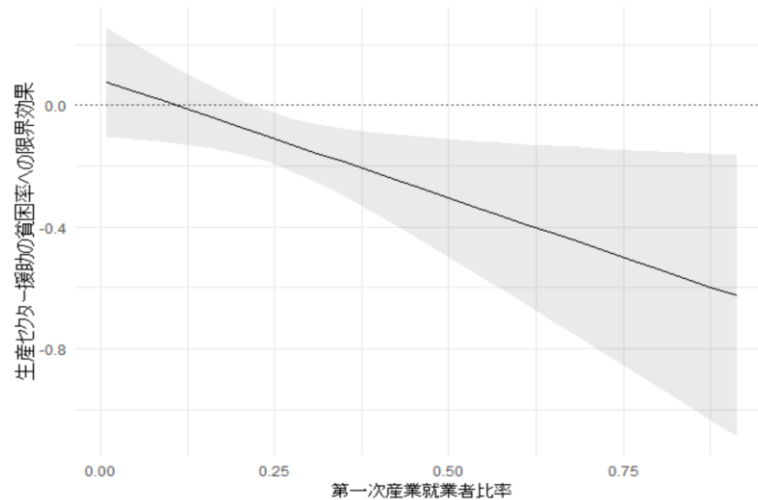
(1) ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$ 。

(2) ()内は国家ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

析と現状のODA批判を踏まえると、第一次産業就業者比率が高い開発途上国はODA全体の援助額が少ない上、生産セクターへの援助も不十分な可能性がある。援助国がODAの目標を達成するためには、貧困率が高い国における援助額を増やすとともに、開発援助に占める生産セクターの割合を高める必要があると言える。

しかしながら、今回の分析には貧困度を測る指標として経済的な指標である貧困率のみを用いており、非経済的な指標は用いていない。生産セクターという特定の領域を扱う上で、

図1 生産セクター援助の条件付き効果



所得以外のデータを考慮すると、子どもの貧困に与える影響を含めたメカニズムの解明が可能となったと考えられる。今後は、所得以外の貧困指標のデータの利用可能性を検討した上で、開発援助の貧困削減への効果を検証すべきである。

7. 参考文献

- Alesina Alberto, and David Dollar. 2000. "Who Gives Foreign Aid to Whom and Why?." *Journal of Economic Growth* 5: pp.33-63.
- Arndt, Channing, Jones, Sam and Tarp, Finn. 2015. "Assessing Foreign Aid's Long-Run Contribution to Growth and Development." *World Development* 69: pp.6-18.
- Boone, Peter. 1996. "Politics and the Effectiveness of Foreign Aid." *European Economic Review* 40: pp.289-329.
- Burnside, Craig and David Dollar. 2000. "Aid, Policies, and Growth." *American Economic Review* 90: pp.847-868.
- Collier, Paul, David Dollar. 2002. "Aid Allocation and Poverty Reduction." *European Economic Review* 46(8), pp.1475-1500.
- Dollar, David and Aart Kraay. 2002. "Growth Is Good for the Poor." *Journal of Economic Growth* 7(3): pp.195-225.
- Feyzioglu, Tarhan, Swaroop, Vinaya, and Min Zhu. 1998. "A Panel Data Analysis of the

- Fungibility of Foreign Aid.” *The World Bank Economic Review* 12(1): pp.29–58.
- Kaya, Ozgur, Kaya, Ilker, and Lewell Gunter. 2013. “Foreign Aid and the Quest for Poverty Reduction: Is Aid to Agriculture Effective?” *Journal of Agricultural Economics* 64(3): pp.583-596.
- Kumar, Rajesh, Dinesh Kumar, J Jagnoor, Arun K Aggarwal and P V M Lakshmi. 2012. “Epidemiological Transition in a Rural Community of Northern India: 18-year Mortality Surveillance Using Verbal Autopsy.” *J Epidemiol Community Health* 66: pp.890-893.
- Mosley, Paul and Abrar Suleiman. 2007. “Aid, Agriculture and Poverty in Developing Countries.” *Review of Development Economics* 11(1): pp.139–158.
- Pack, Howard and Janet Rothenberg Pack. 1990. “Is Foreign Aid Fungible? The Case of Indonesia.” *The Economic Journal* 100(399): pp.188-194.
- Pack, Howard and Janet Rothenberg Pack. 1993. “Foreign Aid and the Question of Fungibility.” *The Review of Economics and Statistics* 75(2): pp.258-265.
- Ravallion, Martin Gaurav Datt. 1996. “How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth?” *The World Bank Economic Review* 10(1): pp.1-25.
- Wade, Robert Hunter. 2004. “Is Globalization Reducing Poverty and Inequality?” *International Journal of Health Services* 34(3): pp.567-589.

第8章

アントレプレナーシップエコシステムが起業活動に与える影響

—GEMデータに基づく実証分析—

山本 優一郎

要約

日本の起業活動は、他の先進国と比べて低迷しており、長きにわたる経済停滞の原因の一つとされてきた。既存研究では、アントレプレナーシップの要因について、起業家個人の特性に注目したミクロレベルの分析と、国家環境などの違いに注目したマクロレベルの分析とが別個に行われてきたが、近年では起業家を取り巻く環境が多様化・複雑化しており、そのような要因群を包括的に捉える必要性を指摘する議論も現れている。本稿は、起業活動の要因群を、起業家個人に関わるミクロ条件と、国家環境に関わるマクロ条件とに整理して、それらの相互作用が起業活動を促進するというアントレプレナーシップエコシステムの働きに注目する。このような理論的枠組みの下、Global Entrepreneurship Monitor から起業活動状況に関わる国別パネルデータを構築して、エコシステムがアントレプレナーシップに与える影響を検証した。分析結果からは、第一に経済発展段階によって起業活動を促す要因は異なること、第二に、起業に対するリスク評価が低く、起業のためのスキルや知識を有すると自負する人が多いミクロ的条件が整っている国ほど、アントレプレナーシップ政策・教育などのマクロ条件が起業活動に与える影響が強まることが明らかになった。起業活動を促進するためには低リスク評価性などミクロ的条件の環境整備を進める必要がある。低リスク評価性を高めるためには、幼少期から青年期にかけて困難克服や努力達成の経験を積ませ教育プログラムが有効な施策となりうる。

1. はじめに

シュンペーターの創造的破壊に代表されるように、起業活動と経済成長との関連は古くから議論されてきた。ビジネスの機会を認識し、価値を創造しようとする精神と定義されてきたアントレプレナーシップと経済成長との関連性を示す実証研究が積み重ねられている(Siegfried and Evans 1994)。たとえば、Wennekers and Thurik (1999) は、アントレプレナーシップに関する国際比較調査である Global Entrepreneurship Monitor のデータから、起業家の数が経済成長を促すことを主張している。

日本国内でも、同様に起業活動と経済成長を結び付ける指摘がある。佐脇（2019）は、「失われた 20 年」とされる日本の経済停滞の原因の一つとして開業率の低さを挙げている。実際に平成 30 年度の「就業構造基本調査」¹²¹によれば、2007 年から 2017 年の期間で、起業希望者数は 101.4 万人から 72.5 万人、起業家は 18.1 万人から 16.0 万人、起業準備者は 52.4%から 36.0%へと推移しており、少子高齢化の影響を鑑みても、起業に携わる人は横ばいである。アントレプレナーシップに関する国際調査報告書である「Global Entrepreneurship Monitor 2019/2020 Global Report」によれば、日本の GDP に対するベンチャーキャピタル (VC) 投資額の割合は 2009 年で 0.02%だったが、2019 年でも 0.04%に過ぎない。アメリカの GDP に対する VC 投資額の割合が 2009 年に 0.18%、2019 年には 0.63%に上ることを鑑みると、日本の起業活動の低調さがわかる。

先行研究では、企業や個人の属性に注目したミクロレベルの分析と国家環境の違いに注目したマクロレベルの分析からアントレプレナーシップの要因について研究が行われてきた。しかし、近年ではアントレプレナーシップの要因群をエコシステムという枠組みで包括的に捉える議論が広がってきている。相山（2011）は、起業家を取り巻く環境が多様化しており、起業家周辺のプレイヤー同士が高度に相互依存する現状を理解するために、アントレプレナーシップの要因群をエコシステムという枠組みから捉えることの重要性を指摘している。

これまでも、アントレプレナーシップの要因を、起業家に対するアンケート調査などから国際比較した研究（高橋 2013）はあるものの、国家単位の比較で各国のアントレプレナーシップのエコシステムを捉えようとした研究蓄積は管見の限りほとんどない。各国の起業環境の実態をエコシステムとして理論的に整理した上で、アントレプレナーシップ醸成の条件を特定することは、日本の起業活動を促進する要因を明らかにするためにも有意義であろう。

そこで、本稿は 2010 年から 2020 年の Global Entrepreneurship Monitor のデータに基づき、各国の起業環境に関するパネルデータを構築したうえで、アントレプレナーシップエコシステムが起業活動の活発化にどのように影響しているのかを実証的に明らかにする。次の第 2 節では、これまでに蓄積されてきたアントレプレナーシップの効果と要因、並びにそのエコシステムに関する先行研究を整理し、続く第 3 節では、本稿におけるアントレプレナーシップエコシステムの定義づけと、それらが起業活動にもたらす影響を理論化する。第 4 節では理論仮説の検証に必要なデータと分析方法を議論し、第 5 節では、実際の推定結果から現状のエコシステムの実態を考察する。最後に第 6 節では、考察から示唆される日本の起業活動を促進するためのアントレプレナーシップ政策について議論する。

¹²¹ https://www.meti.go.jp/meti_lib/report/H30FY/000274.pdf (2022 年 11 月 7 日)。

2. 先行研究

2-1.アントレプレナーシップの効果

これまでもアントレプレナーシップと経済成長の関連について、様々な起業活動の指標との相関が指摘されてきた。たとえば、Siegfried and Evans (1994) は 11 カ国のスタートアップ企業のデータを用い、スタートアップの市場参入が経済成長率を高めることを明らかにしている。同様に Wiseman and Young (2011) は、アメリカ州別データを用い、州の起業活動スコアの増加が州の経済指標を高めることを示唆した。他方で Romain and Pottelsbergh (2004) は、ドイツ連邦銀行のデータから VC 投資額が経済成長には正の相関が認められることを主張している。くわえて「Global Entrepreneurship Monitor 2019/2020 Global Report」では、同調査機関が実施する国際比較調査のデータから起業準備を進める人と経済成長とが関連することを指摘している。

2-2.アントレプレナーシップの要因

アントレプレナーシップはいつ促進されるのか、その要因の研究は、大きく起業家個人の属性に注目したミクロレベルの分析と、国家環境の違いに注目したマクロレベルの分析とに分かれる。特に、ミクロ的要因に基づく研究蓄積が多い。まず、Löfsten and Lindelöf (2002) は、スウェーデン産業技術開発委員会のデータを用い、以前の起業経験、教育水準、家族構成、リスク態度を起業活動の要因と指摘している。Davidsson and Honig (2003) は、スウェーデンの起業家へのアンケート調査のデータを使って、起業家の学歴、アントレプレナーシップ教育プログラム参加可否・回数、職務経験、知人家族の起業経験から定義された人的資本が起業活動を促すとしている。

他方で、アントレプレナーシップを醸成する国家環境などの違いに注目したマクロレベルの分析は、大きく法、教育、インフラ、政府支援の観点に注目している。まず、法制度という観点ではエンジェル税制の効果がしばしば指摘される。Bell et al. (2012) は、米国のユーイング・マリオン・カウフマン財団の州別データを用い、州のエンジェル投資税額控除が起業家の起業活動を加速させ、州の起業活動水準を高めるとする。同様に、ニューメキシコ州開発局の 2012 年レポートによれば、エンジェル投資税額控除は新規事業の投資額の増加につながり、起業活動を促進させことが報告されている¹²²。国家インフラの観点では、教育がアントレプレナーシップに正の影響を与えることが指摘されてきた。Tkachev and Kolvereid (1999) は、アメリカ、南アフリカ、コロンビアの 3 カ国の大学生に実施したアンケート調査のデータを用い、学校が提供する起業教育プログラムの数がスタートアップ

¹²² <https://edd.newmexico.gov/pr/new-mexico-border-ports-of-entry-saw-record-breaking-commercial-crossing-numbers-in-> (2022 年 11 月 7 日)。

活動を促すと主張している。同様に、Morris and Shirokova (2017) は 50 カ国が参加する大学生の起業意識調査 Global University Entrepreneurial Spirit Students' Survey (GUESS)¹²³ を用い、起業教育プログラムへの参加は、その後の学生の起業活動と結びつくことを指摘している。他に起業のインフラの議論として、政府機関の起業サポートが指摘されてきた。その他にも政府機関の起業支援の重要性が指摘されてきた。Lee and Kim (2019) は韓国の起業支援機関である Center for Creative Economy and Innovation (CCEI)¹²⁴のデータを用い、韓国政府の起業支援政策は起業活動、特に事業の継続性に貢献する点を示唆している。

2-3.アントレプレナーシップエコシステム

以上のように、従来の先行研究は起業家個人などのミクロレベルの要因と、国家環境などのマクロレベルの要因が別個に研究されてきたが、近年では、両者の要因群を一種のエコシステムとして捉える議論が広がっている。両者の要因群をエコシステムという枠組みで捉えることで、起業家を取り巻く環境の多様化や、彼らを取り巻くプレイヤー同士の相互依存関係を正しく理解することができる(相山 2011)。

たとえば、次のような例を考えることができるだろう。起業活動にはリスク選好的な起業家の存在が求められる。そのような「起業家精神が生まれる条件」と、「起業家精神が機能を発揮できる文脈」は、両者が揃ってはじめてアントレプレナーシップを促進するかもしれない。リスク選好性の低い市民には、起業活動のための資源を有効活用できないだろうし、起業活動のための資源がなければ、リスク選好性の高い市民は起業活動を開始できないかもしれない。

Stam (2015) は、起業家精神が生まれる条件をフレームワーク条件、そういった起業家精神が機能を発揮できる文脈的要素をシステム条件として整理した上で、両者の相互作用を捉えることの重要性を指摘している。具体的には、フレームワーク条件には、公的制度、文化、物理的インフラ、市場の需要などが、システム条件には、人的ネットワークの存在、財政資源、人材、知識などの要素が当てはまる。Stam and van de Ven (2021) は、この枠組みのもと The Dutch Financial Times (Financieele Dagblad) やオランダ国勢調査局 (CBS) の 2009 年、2012 年、2015 年の 3 年のパネルデータを用い、独自に作成したオランダの 12 州のエコシステム指数が州の起業水準を高め、スタートアップ企業の成長率にも寄与することを示唆した。

¹²³ <https://www.guesssurvey.org/> (2022 年 11 月 7 日)。

¹²⁴ <https://www.kised.or.kr/menu.es?mid=a20202010000> (2022 年 11 月 7 日)。

3. 理論仮説

前項で整理したように、既存研究では、リスク態度など起業に対する文化や国民性（ミクロ的条件）が起業活動の規模に影響を及ぼすこと、並びに、国の法規制、起業支援やアントレプレナーシップ教育などの国家環境（マクロ的条件）が起業活動を促進することが明らかにされてきた。アントレプレナーエコシステムという理論枠組みは、起業家精神を持つ個人に注目したミクロな要因と、そのような起業家精神が有効に機能するためのシステムのマクロな要因との相互作用の重要性を強調するものとも理解できる。しかし、両者の相互作用を国家レベルの観察から実証した研究は管見の限りほとんど見られない。

そこで、本稿では、国の法規制や起業支援などの国家環境（マクロ的条件）が、市民個人の起業に対する文化や国民性の違い（ミクロ的条件）によって、いかに実際の起業活動を促すのか、という両者の相互作用に注目する。Stam (2015) は「起業家精神が機能を発揮できる教育・政策」の起業活動への効果は「起業家精神が生まれる条件」の整備により異なるとした。本稿では、ミクロ的条件とマクロ的条件の相互作用として、起業家精神が機能を発揮できる法規制や起業支援（マクロ的条件）が、起業活動に与える影響は、起業を受け入れやすい文化や国民性（ミクロ的条件）が備わっている場合に強まると考える。たとえば、起業に対するリスク評価が高い人が多い社会では、様々な政策的支援が実際に利用される機会はほとんどないかもしれないが、起業に対するリスク評価が低い人が多い社会では、アクセス可能な起業資源の存在は、起業活動にあたって重要であろう。

そこで、ミクロ的条件とマクロ的条件とが独立に起業活動を促進するだけでなく、両者が揃った場合に起業活動がますます加速するというようなエコシステムの機能について、以下のような仮説を導出する。

仮説 1 起業に対する市民の文化などのミクロ的条件が整っている国や、起業に対する法規制や起業支援などのマクロ的条件が整っている国ほど、起業活動が増加する。

仮説 2 マクロ的条件が起業活動に与える正の効果は、ミクロ的条件が整っている国ほど大きい。

なお、Wurth et al. (2022) は起業の性質に着目し、必要性に迫られた起業と機会創出を目的にした起業は性質的に全く異なるものであることに留意すべきだと主張している。前者は発展途上国、あるいは「Global Entrepreneurship Monitor 2019/2020 Global Report」が定義するところの要素主導型経済の国家に多く、後者は先進国や革新主導型経済の国家が大半を占める¹²⁵。ミクロ的条件とマクロ的条件の相互作用という議論は、生活上の必要性

¹²⁵ GEM によれば、要素主導型経済の国では、自給自足の農業と採鉱事業が中心で、労働力

に迫られた起業ではなく、機会創出を目的にした自発的な起業にこそ当てはまるだろうから、あわせて以下の理論仮説も導出できる。

仮説 3 ミクロ的条件とマクロ的条件の相互作用は、経済発展段階の高い国で強い。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、起業に対する市民の文化をミクロ的条件、起業に対する法規制や起業支援をマクロ的条件として、両者の相互作用をアントレプレナーエコシステムとして定義する。仮説 1 では、ミクロ的条件とマクロ的条件の各構成要素の単独効果を、仮説 2 では、両条件の相互作用が起業活動に与える効果を検証する。

上記の仮説を検証するため、Global Entrepreneurship Monitor (GEM) を用いて、2010 年、2015 年、2019 年調査に継続的に参加した 37 か国の起業環境に関するパネルデータを構築した。GEM は 1999 年に、米国パブソン大学と英国ロンドン大学の起業研究者らによって各国の起業の状況を測る目的で始まった調査である。GEM の特徴は以下の点に分けられる。まず、調査内容について、GEM は一般成人調査 (Adult Population Survey: APS) と専門家調査 (National Expert Survey: NES) の二つの調査からなる。APS は、各国の成人の母集団を代表するように抽出された最低 2,000 人の成人のサンプルに対して、起業に向けた動機、起業や経営のために取った行動、起業に関連する態度などを調査したものである。国際比較分析のため、APS の値については、サンプルの平均を国ごとに算出したデータを用いる。NES は GEM によって選出された国ごとに、少なくとも 36 人の国内の専門家が 10 段階でアントレプレナーシップに関する国家環境を評価した指標である。選出されている専門家は、起業家、起業学者、政府の政策立案者 VC 投資家やエンジェル投資家などである。

次に分析対象に関して、GEM は調査参加国を経済発達段階に分けて、調査・分析を行っている。本稿は、Wurth et al. (2022) に基づき、調査対象国を経済発達段階に応じて、一人当たり GDP の平均値であった 24.9 万ドル以上の国と 24.9 万以下の国に分けて、それぞれデータ分析を行う。また、「Global Entrepreneurship Monitor 2019/2020 Global Report」における名称に基づき、一人当たり GDP が 24.9 万ドル以上の国を Tier 1、一人当たり GDP が 24.9 万ドル未満の国を Tier 2 と呼称する。

や天然資源に大きく依存している。他方で、革新主導型経済の国では、ビジネスがより知識集約的になり、第三次産業が拡大している。

4-2. 変数

従属変数には、起業活動を表す指標として、GEM データの中で最も一般的な指標である、総合起業活動指数 (Total Early Stage Entrepreneurial Activity: TEA) を用いる。「Global Entrepreneurship Monitor 2019/2020 Report」では、起業プロセスを一般成人 (起業態度無)、起業活動予備軍 (起業態度有)、懐妊期の起業家 (具体的な起業準備をしている人)、誕生期の起業家 (誕生後 3 年半未満)、成人期の起業家 (誕生後 3 年半以上) の 5 つのフェーズに分けている。TEA は上記のフェーズのうち成人の人口 100 人当たりの懐妊期の起業家と誕生期の起業家の 2 フェーズの合計を指標化した数値である。

独立変数には、主にミクロ的条件とマクロ的条件の 2 つを用いる。ミクロ的条件は APS の調査結果に基づき、タレントと失敗に対する恐れという変数を取り扱う。具体的に、タレントは「起業するにあたって必要な知識、能力、経験を持っていると思うか」という質問に対して「はい」と回答した人数の成人人口 100 人当たりの値で、失敗への恐れは「失敗することに対する恐れがあり、起業を躊躇しているか」という質問に対して「はい」と回答した人数の成人人口 100 人当たりの値となっている。ミクロ的条件は、 $(100 - \text{失敗に対する恐れ}) + \text{タレント}$ の合計値を標準化した値を用いる¹²⁶。

次に、マクロ的条件は NES のデータを用いる。具体的には、研究開発移転、政府・政策支援、物的インフラ、学校内アントレプレナーシップ教育、学校外アントレプレナーシップ教育、政府提供アントレプレナーシップ教育、アントレプレナーシップ金融力、参入障壁の評価指標を用いる。これらの変数は 1~10 の 10 段階で 1 を非常に不十分な状態、10 を非常に十分な状態としたときの各セクションの専門家評価である。より詳細には、研究開発移転は研究活動が起業にスピノフする可能性に関する評価、政府・政策支援は公共政策による起業への支援の程度に関する評価、物的インフラは通信・公共事業・交通・土地・空間などの物理的資源を適切な価格で利用できる程度に関する評価としている。学校内アントレプレナーシップ教育は初等・中等教育段階での中での起業に関する教育の規模と質に関する評価、学校外アントレプレナーシップ教育は職業訓練校・ビジネススクールなどの高等教育における教育・訓練システムの中での起業に関する教育の規模と質に関する評価、政府提供アントレプレナーシップ教育は起業家を直接支援する教育プログラムの規模と質に関する評価、アントレプレナーシップ金融力は起業家が利用できる助成金や補助金を含む資金に関する評価、参入障壁は新規企業が既存市場に参入できる程度に関する評価である。マクロ的条件は、上記の評価の合計値を標準化した値を用いる。

最後に統制変数には、まず Acs et al. (2008) に基づき、TEA に対する説明力が高い一人当たりの GDP を投入する。次に Reynolds et al. (1994) の先行研究に依拠し、18 歳から 64 歳までの労働力人口割合、及び失業率を統制する。

¹²⁶ 失敗に対する恐れを 100 から引く理由は、回答の意味をポジティブな方向で統一するためである。

表 1 が上記の変数説明、表 2 がその記述統計を示したものである。ミクロ的条件とマクロ的条件は、経済発展段階に応じて Tier 1・Tier 2 ごとのデータで標準化している点に留意されたい。

4-3. 推定方法

まず、仮説 1 でミクロ的条件とマクロ的条件の個別の構成要素の単独効果を検証するために、一人当たり GDP が平均以上の国 (Tier 1) と以下の国 (Tier 2) にデータを分けた上で、すべての構成要素を別個に投入し、年度と国の個体効果に基づく固定効果モデルを推定する。

次に、仮説 2 でエコシステムの相互作用を検証するために、ミクロ的条件とマクロ的条件とそれらの交差項を投入した年度と国の個体効果に基づく固定効果モデルを推定する。

最後に、仮説 3 で経済発展段階による相互作用の強さの比較の検証のため、マクロ的条件の限界効果プロットを出力し、交互作用項の意味を解釈する。さらに、日本におけるミクロ的条件とマクロ的条件の交互作用を確認するため、ミクロ的条件を X 軸、マクロ的条件を Y 軸に置いた散布図を図示する。

表 1 変数説明

エコシステム	変数名 (GEMベース)	変数説明	出典
アウトプット	TEA (APS)	成人人口100人当たりの(懐妊期、誕生期)の段階にあたる起業家の人数。	Global Entrepreneurship Monitor
	失敗に対する恐れ (APS)	「起業するにあたって必要な知識、能力、経験を持っていると思うか」という質問に対して「はい」と回答した人数を成人人口100人当たりの人数。	Global Entrepreneurship Monitor
ミクロ的条件	タレント (APS)	「失敗することに対する恐れがあり、起業を躊躇しているか」という質問に対して「はい」と回答した人数を成人人口100人当たりの人数。	Global Entrepreneurship Monitor
	ミクロ的条件	失敗に対する恐れ+タレントの合計値を標準化した値。	
マクロ的条件	研究開発移転 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの国の研究開発が新たな商業的機会につながり、利用できる程度に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	政府・政策支援 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの公共政策の起業への支援の程度に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	物的インフラ (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの通信、公共事業、交通、土地、空間などの物理的資源を、適切な価格で利用できる程度に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	学校内アントレプレナーシップ教育 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの初等・中等教育段階での起業に関する教育の規模と質に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	学校内アントレプレナーシップ教育 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの職業訓練校、大学、ビジネススクールなどの高等教育における教育・訓練システムの中に、起業の教育の規模と質に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	政府提供アントレプレナーシップ教育 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの起業家を直接支援する教育プログラムの規模と質に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	アントレプレナーシップ金融力 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの起業家が利用できる助成金や補助金を含む資金に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	参入障壁 (NES)	0を非常に不十分な状態、10を非常に十分な状態としたときの新規企業が既存市場に参入できる程度に関する10段階評価。	Global Entrepreneurship Monitor
	マクロ的条件	研究開発移転+政府・政策支援+物的インフラ+学校内アントレ教育プログラム+学校外アントレプレナーシップ教育+政府提供アントレプレナーシップ教育+アントレプレナーシップ金融力+参入障壁の合計値を標準化した値。	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
TEA	111	12.1756	8.2000	2.3471	49.6000
政府・政策支援	111	3.6121	1.1607	1.7000	6.9000
物的インフラ	111	5.5073	1.6856	0.4000	8.4000
学校内アントレプレナーシップ教育	111	2.7245	0.9475	1.4000	6.0000
学校外アントレプレナーシップ教育	111	3.9733	1.1316	2.2000	6.6000
政府提供アントレプレナーシップ教育	111	3.7746	1.2902	1.6000	6.6000
アントレプレナーシップ金融力	111	3.7050	1.2542	1.7000	6.8000
参入障壁	111	3.6576	1.1098	1.6000	6.3000
研究開発費	111	3.4073	1.0675	1.7200	6.2200
失敗に対する恐れ	111	38.5780	9.0462	14.3500	67.9600
タレント	111	47.7722	14.4216	10.0520	78.3000
一人当たりGDP	111	24.9910	22.2993	1.2380	94.4417
失業率	111	8.1614	5.5114	0.6000	29.2200
労働力人口割合	111	59.8851	6.9657	40.9500	77.3130
ミクロ的条件 (Tier 1)	44	0.0000	1.0000	-2.8300	1.6900
マクロ的条件 (Tier 1)	44	0.0000	1.0000	-1.5500	2.0000
ミクロ的条件 (Tier 2)	67	0.0000	1.0000	-2.0600	2.2000
マクロ的条件 (Tier 2)	67	0.0000	1.0000	-1.6000	2.3800

5. 分析結果

5-1. エコシステムの構成要素の効果

表 3 では、国別パネルデータを用い、エコシステムのミクロ的条件・マクロ的条件の各構成要素が TEA に与える効果を検証した。統制変数を投入しない Tier 1 の Model 1 では、ミクロ的条件のうち、失敗に対する恐れが 10%水準で負の相関がみられた。マクロ的条件のうち学校内アントレプレナーシップ教育が 1%水準で、学校外アントレプレナーシップ教育が 5%水準で有意に TEA と正の関連があった。統制変数を投入した Tier 1 の Model 2 では、引き続きマクロ要素のうち学校内アントレプレナーシップ教育が 1%水準で正の関連が見られたが、一転して研究開発移転が 10%水準で負の関連を示した。ミクロ的条件については、失敗への恐れが 10%水準で負の相関、タレントが 1%水準で、強い正の相関がみられた。

Tier 2 は統制変数にかかわらず、学校外アントレプレナーシップ教育のみが有意な正の関連性を示した。学校外アントレプレナーシップ教育の係数の絶対値は大きく、Model 4 に基づけば、この指標に対する専門家評価が 1 点上昇すると人口 100 人当たりの起業準備をしている者と起業してから 3 年以内の起業家の人数が 6.29 人増加する。他方で他の指標に関して TEA との有意な関連性は認められなかった。

5-2. ミクロ的・マクロ的条件の交互作用の効果

表 4 では、引き続き国別パネルデータを用いミクロ的条件とマクロ的条件の交互作用項の効果进行分析した。ここでは、ミクロ的条件・マクロ的条件の各構成要素の合計値を標準化した値をそれぞれ用いている。Tier 1 に関する Model 1・2 では、ミクロ的条件、マクロ的条件、その交互作用項のいずれも TEA と有意な関連性は認められなかった。一方で、Tier 2 に関する Model 3・4 では、マクロ的条件の係数と両者の交互作用項の係数が統計的に有意に正であった。ミクロ的条件が 0、すなわち平均値である国では、マクロ的条件は統計的に有意に TEA を増加させており、そのようなマクロ的条件の効果は、ミクロ的条件が上昇するほど強まる。Tier 1・2 のいずれについても、交互作用項の意味を解釈するためには、限界効果が有意になる範囲を確認する必要がある。

図 1 はマクロ的条件の限界効果プロットとミクロ的条件を X 軸、マクロ的条件を Y 軸に置いた散布図図示したものである。図では、それぞれ Tier 1 の Model 2 と Tier 2 の Model 4 の限界効果とその 95%信頼区間を示している。図 1 を見ると Tier 1、Tier 2 いずれにおいても、マクロ的条件が TEA に与える効果はミクロ的条件のスコアが高まれば高まるほど、強くなっていることがわかる。ミクロ的条件を有する国では、マクロ的条件の整備がアントレプレナーシップを醸成するという仮説 2 に整合的な結果である。また、ミクロ的条件のスコアが低ければ、マクロ的条件の限界効果は有意でなくなる点も確認される。つまり、ミクロ的条件のスコアが低いでは、エコシステムが機能しにくい。また、散布図をみると、いずれの年度の日本のミクロ的条件のスコアは-1 を下回っており、マクロ的条件の限界効果は有意でないことがわかる。このことから、日本でまずミクロ的条件を整えることが重要であると考えられる。

次に Tier 間の起業の質の違いについて限界効果プロットから考察する。図 1 より、Tier 1 と Tier 2 の間に限界効果の傾きにほとんど差はないが、Tier 1 では、ミクロ的条件のスコアが高ければ高いほどマクロ的条件が TEA に与える影響が加速する一方、Tier 2 では、限界効果の有意な範囲がミクロ的条件のスコアが 0.6 ポイントから 1.3 ポイント付近と限定的である。このことは仮説 3 に整合的な結果であるといえる。

6. 結論

6-1. 結論

本稿では、2010 年、2015 年、2019 年の三か年の GEM データからパネルデータを構築し、先行研究を整理しながらアントレプレナーシップエコシステムを定義した上で、エコシステムがアントレプレナーシップに与える影響について明らかにしてきた。本稿の分

表3 エコシステムの構成要素がTEAに与える影響

	従属変数 TEA			
	Tier 1		Tier 2	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
失敗への恐れ	-1.3080 † (0.7453)	-0.4954 † (0.2810)	-0.2399 (1.6320)	-0.6040 (1.4243)
タレント	0.6059 (0.6499)	1.4600 (0.2732)	*** 1.8850 (1.7430)	1.4070 (1.4943)
政府・政策支援	-2.7050 (2.2100)	1.6740 (1.1370)	1.5500 (1.7570)	0.5973 (1.6811)
物的インフラ	-0.1631 (0.5558)	-0.4910 (0.3694)	-0.3126 (1.6910)	-0.4352 (1.7366)
学校内アントレプレナーシップ教育	1.6250 ** (0.5560)	3.0480 ** (0.7704)	1.6490 (1.1790)	0.9264 (0.9594)
学校外アントレプレナーシップ教育	1.7020 † (0.8599)	-0.5559 (1.2010)	5.1110 * (2.2830)	6.2910 * (2.6642)
政府提供アントレプレナーシップ教育	-0.2096 (2.0210)	-1.3030 (1.3440)	-0.2498 (1.6450)	-1.5212 (1.9529)
アントレプレナーシップ金融力	1.7500 (1.4740)	-0.6361 (1.1410)	-3.4160 (2.3340)	-2.7372 (2.2740)
参入障壁	1.2170 (1.1910)	-0.0992 (0.5786)	-0.3709 (1.2100)	-0.2000 (1.3892)
研究開発移転	1.1490 (1.6720)	-2.7450 † (1.4210)	-3.2200 (2.2930)	-1.6572 (2.3415)
log (一人当たりGDP)		5.9300 ** (1.7740)		-4.6103 (3.2424)
失業率		-0.9372 * (0.3811)		-0.2771 * (0.3016)
労働人口割合		0.5388 † (0.2878)		0.0320 † (0.3367)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.5817	0.8512	0.4032	0.4657
N	44	44	67	67

(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。

析の結果から第一に、Tier 1 の国においては失敗に対する恐れやタレントなどのミクロ的条件と、学校内アントレプレナーシップ教育などのマクロ的条件が起業活動を強く規定している一方で、Tier 2 の国では職業訓練学校やビジネススクールでの学校外アントレプレナーシップ教育が起業活動を促進していることがわかった。第二に、Tier 1、Tier 2 においても国民性や文化に関するミクロ的条件のスコアが高い国ほど、政策や教育などマクロ的

表4 ミクロ的条件とマクロ的条件のTEAへの効果

	従属変数 TEA			
	Tier 1		Tier 2	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
ミクロ的条件	0.5470 (0.6852)	0.0165 (0.5319)	1.9340 (2.7780)	1.2500 (2.4690)
マクロ的条件	0.4400 (0.4203)	0.1835 (0.5042)	2.7990 (1.2380)	* 2.8370 (1.2700)
ミクロ的条件×マクロ的条件	0.2058 (0.4966)	0.2920 (0.3674)	1.3220 (0.4344)	** 1.4070 (0.5497)
log(一人当たりGDP)		6.4290 (2.3250)	*	-5.0231 (3.3611)
失業率		-0.3160 (0.2717)	*	-0.0905 (0.3691)
労働人口割合		0.1105 (0.3144)		-0.0025 (0.3286)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.0679	0.3730	0.1770	0.2369
N	44	44	67	67

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

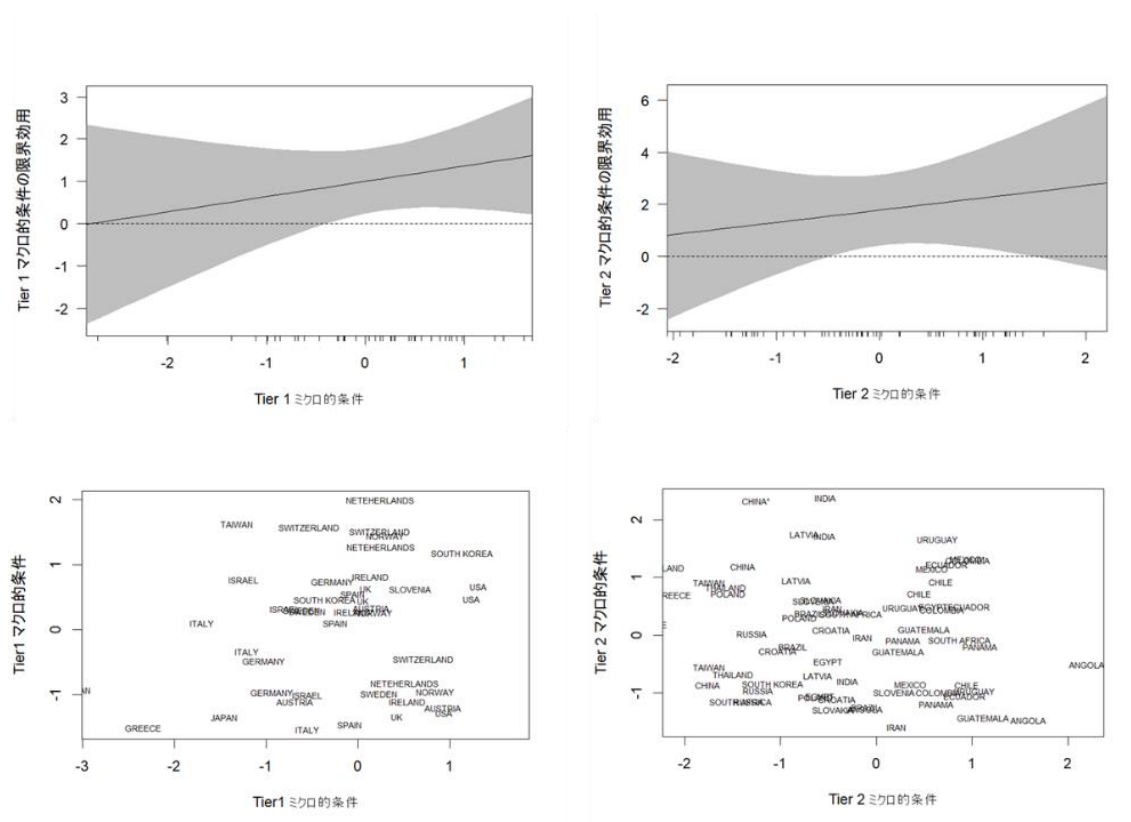
(2) ()内は国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

条件がTEAに与える影響が高まることが示唆された。このような国のアントレプレナーシップエコシステムではミクロ的条件が土台となって、マクロ的条件がTEAを高めると考えられる

6-2. 政策提言

上記の結論からエコシステムを形成し、アントレプレナーシップを加速させるためにはミクロ的条件のスコアを高めることが重要であることが示唆される。分析結果ではいずれの年度においても日本のミクロ的条件のスコアは-1を下回っており、起業家的な態度が市民の間に広がっていないことがわかった。故に、日本の起業活動を促進するためには、法規制を撤廃したり、起業支援を行うだけでなく、国民の起業家精神を高めるような土台作りが必要である可能性が高い。具体的には、ミクロ的条件の構成要素である起業の失敗に対する恐れを低下させること、自分のビジネススキルに自信身に付けさせることが重要となる。高井(2007)はアンケート調査を通して、失敗を恐れる気持ちや、失敗したことをくよくよ考えるといった「失敗懸念」の傾向性は学童期から青年期にかけて最も高いことを明らかにしている。他方で、失敗を恐れる気持ちや、失敗したことをくよくよ考えることから脱却した、

図1 限界効果プロットと散布図



脱「失敗懸念」は困難克服経験や努力達成経験と正の関連性があることも示されており、さらにそれが 40 代から 50 代にかけて進むことが示されている。この知見から困難克服経験や努力達成経験を学童期から青年期にかけて早期に経験させることで失敗懸念からの脱却が進む可能性が示唆される日本において起業活動を促進させるためには、アントレプレナーシップに関する直接的な教育プログラムはもとより、幼少期から青年期にかけて困難克服や努力達成の経験を積ませるような教育が重要なのではない。

7. 参考文献

- 佐脇英志. 2019. 「ASEAN 日本人起業家とイノベーションの研究 (タイ・マレーシアの事例)」『国際ビジネス研究』11(1): pp.21-43.
- 梶山泰生. 2011. 「エコシステムの境界とそのダイナミズム」『組織科学』45(1): pp.4-16.
- 高井範子. 2007. 「青年期および成人期における忍耐力と失敗懸念に関する研究」『太成学院大学紀要』9: pp.31-40.

- 高橋徳行. 2014. 「起業態度と起業活動の国際比較—日本の女性の起業活動はなぜ低迷しているのか」 『日本政策金融公庫論集』 22: pp.1-24.
- Acs, Zoltan, Desai, Sameeksha, and Jolanda Hessels. 2008. “Entrepreneurship, Economic Development and Institutions.” *Small Business Economics* 31(1): pp.219-234.
- Romain, Astrid and Bruno van Pottelsberghe de la Potterie. 2003. “The Economic Impact of Venture Capital.” *Working Paper: WP-CEB 04/014*.
- Bell, Joseph, Blair, Brittany, and Don K. Martin. 2012. “State Funded Angel Investor Tax Credits: Implementation and Perceived Effectiveness in a Sample of States Within the United States.” *Journal of Entrepreneurship and Public Policy* 1(1): pp.5-60.
- Davidsson, Per and Benson Honig. 2003. “The Role of Social and Human Capital among Nascent Entrepreneurs.” *Journal of Business Venturing* 18(3): pp.301-331.
- Harhoff, Dietmar. 1999. “Firm Formation and Regional Spillovers: Evidence from Germany.” *Economics of Innovation and New Technology* 8(1-2): pp.27-55.
- Iansiti, Marco and Roy Levien. 2004. *The Keystone Advantage: What the New Dynamics of Business Ecosystems Mean for Strategy, Innovation, and Sustainability*. Harvard Business School Press.
- Lee, Wooseung and Boyoung Kim. 2019. “Business Sustainability of Start-Ups Based on Government Support: An Empirical Study of Korean Start-Ups.” *Sustainability* 11(18): pp.48-51.
- Löfsten, Hans and Peter Lindelöf. 2002. “Science Parks and the Growth of New Technology-Based Firms-Academic-Industry Links, Innovation and Markets.” *Research Policy* 31(6): pp.859-876.
- Morris, Michael and Galina Shirokova. 2017. “Student Entrepreneurship and the University Ecosystem: A Multi-Country Empirical Exploration.” *European Journal of International Management* 11(1): pp.65-85.
- Reynolds, Paul, Storey, David, and Paul Westhead. 1994. “Cross-national comparisons of the variation in new firm formation rates” *Regional Studies* 28(4): pp.443-456.
- Siegfried, John and Laurie Beth Evans. 1994. “Empirical Studies of Entry and Exit.” *Review of Industrial Organization* (9): pp.121-155.
- Stam, Erik. 2015. “Entrepreneurial Ecosystems and Regional Policy: A Sympathetic Critique.” *European Planning Studies* 23(9): pp.1759-1769.
- Stam, Erik and Andrew van de Ven. 2021. “Entrepreneurial Ecosystem Elements.” *Small Business Economics* 56(2): pp.809-832.
- Tkachev, Alexei and Lars Kolvereid. 1999. “Self-Employment Intentions among Russian Students.” *Entrepreneurship & Regional Development* 11(3): pp.269-280.

- Wennekers, Sander and Roy Thurik. 1999. "Linking Entrepreneurship and Economic Growth." *Small Business Economics* 13(1): pp.27-56.
- Wiseman, Travis, and Andrew T. Young. 2011. "Economic Freedom, Entrepreneurship, & Income Levels: Some US State-Level Empirics." *American Journal of Entrepreneurship* 6(1): pp.104-124.
- Wurth, Brend, Stam, Erik, and Ben Spigel. 2022. "Toward an Entrepreneurial Ecosystem Research Program." *Entrepreneurship Theory and Practice* 46(3): pp.729-778.

第9章

若年有権者はなぜ自民党を支持するのか？ —イデオロギー認知の一貫性の低下と重視争点の観点から—

吉田 百花

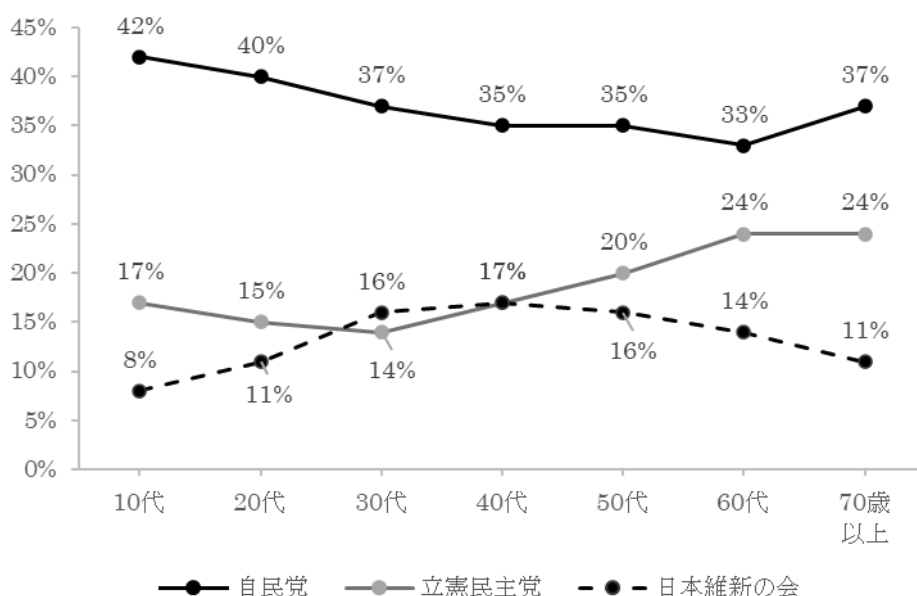
要約

近年、若年有権者においてイデオロギーと政党支持の一貫性が失われているという議論が多く見られる。すなわち、ジェンダーやマイノリティの問題に代表される社会的価値の争点に関してはリベラル・左派的な態度をとるにもかかわらず、保守・右派政党とされる自民党を支持する若者が多いという指摘である。しかしながら、既存研究は、若年層の保守化や非一貫的な政党支持を示唆することにとどまっており、若年層の自己のイデオロギー認知と支持政党選択の具体的な関連性の指摘には至っていない。そこで、本稿では、「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査」有権者調査の2017年データを用いて、若年層の争点態度と自己のイデオロギー認知及び支持政党との関連性を分析し、若年有権者の自民党支持のメカニズムを検証した。分析の結果、若年有権者は、安全保障強化に賛成するほど自己を右派と認識すること、安全保障強化と小さな政府に賛成するほど自民党を支持することが明らかになった。つまり、若年有権者は、従来指摘されてきたような、争点態度や左右イデオロギーに依拠しない政治理解や政党支持を行っているとは言えず、特定の争点に基づく合理的な政治参加を行っている部分がある。一方で、社会的価値の争点は野党が自民党と対立する政策提案を行っている領域であるが、若年層には重視争点と捉えられていない。社会的価値の争点を強調することは、左派政党が若年層の支持を動員する鍵になるかもしれない。

1. はじめに

結党以来、自民党では「年齢が上がれば上がるほど自民党支持」という「若低老高」の支持基盤形態が続いていたが、近年は広く支持層が拡大していると言われている（米田 2018）。特に若年層での自民党支持は顕著で、他政党の支持傾向と比較すると、若年有権者における圧倒的な自民人気を観察できる（図 1）。若年層で自民党得票率が上昇し始めたのは2012年以降、他世代と比較してその得票率の高さが顕著になったのは2014年以降である（谷口 2020）。つまり、若者の自民党支持は近時の現象と言える。このような政党支持傾向からは、

図1 比例投票先の年代別割合（2021年衆院選出口調査・朝日新聞）



一見、若年層が保守化しているように思われ、実際に安定志向が若年層の保守化を導いているとする研究もある（山田 2009）。

若年層の保守化に加え、近年、一般有権者の政治的態度について問題視されているのが、彼らの争点態度とイデオロギー認知・政党支持との一貫性の低下である（遠藤・ジョウ 2014a）。特に若年層においてこの傾向が顕著で、竹中（2014）は、そもそも若年層が自身の保革イデオロギーを認識しておらず、自覚している場合には自己を革新と位置付ける若年層が多いことを明らかにした。さらに、若年層における各政党の保革イデオロギー評価の特異性を指摘する研究も存在する。若年有権者は、「自民・共産・維新」の順で各政党を「保守―革新」と評価しており、本来は革新・リベラル政党であるはずの共産党が中道またはやや右派、改憲の立場を主張している保守政党であるはずの日本維新の会が左派として認識されているという（遠藤・ジョウ 2019）。このように、若年有権者における自民党支持拡大と、争点態度と自己のイデオロギー認知・支持政党の一貫性の低下は既存研究で広く指摘されていることであり、近年の若者はそもそも保革イデオロギーに基づく政治理解を行っていないと言えそうである。

また、若年層の争点態度やイデオロギーとの関連で、年齢が若いほどジェンダーやマイノリティの問題に関して寛容である一方で、自民党支持者はそれらの問題には不寛容である点を指摘する議論もあり（田辺 2017）、高齢の自民支持者と若年の自民支持者とでは、社会的価値の争点において異なる政策選好を有している可能性が高い。

以上のような既存研究では、近年の若者の特徴的な政治認知を指摘しながらも、実際に若者がどのようなメカニズムで自民党支持に至っているのかを明らかにしたものが少ない。

有権者の政策選好が政治へ反映されることで代議制民主主義が機能するならば、若年層の政党支持のメカニズムが明らかでないことは問題である。なぜなら、前述したように自己を革新と位置付ける若者が多いにもかかわらず（竹中 2014）、結果として多くの若者が自民党を支持しているという状況は、政党の選択を通じて、若者の真の政策選好が反映できていない可能性を示唆するからである。

そこで、本稿では、2017 年衆議院議員総選挙時の「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査」（東大朝日調査）の有権者調査のデータを使用して、因子分析・重回帰分析・多項プロビット分析を行い、若年有権者の争点態度と自己のイデオロギー認知および自民党支持の関連性を検討する。本稿の目的は大きく 2 点ある。第一に、若年有権者がどのようなメカニズムによって自民党を支持しているのかを明らかにすることを目的とする。また第二に、それらのメカニズムの検証から、なぜ野党が若年有権者の票を動員できていないのかを検討する。その結果、野党の争点提示の問題を指摘したい。

第 2 節では、有権者の争点態度・イデオロギー・支持政党決定に関する従来の研究と、近年の若年有権者の政治態度の特徴を捉えた研究群に言及する。続く第 3 節では、日本の若年有権者の争点態度とイデオロギーの関係性および自民党支持のメカニズムについて、本稿の理論仮説を構築している。第 4 節では理論仮説を検証するためのデータと方法を提示し、第 5 節ではその推定結果を概観しつつ、ディスカッションを行う。最後に第 6 節では、本稿で得られた推定結果をもとに、日本の若年有権者の自民党支持メカニズムの合理性と、野党の政策提示による若年有権者の支持動員の可能性について示唆したい。

2. 先行研究

2-1. イデオロギー・争点態度と投票先選択の関連

選挙において投票政党を決定するとき、各政党の提示する政策位置を詳細に理解することは非常に困難である。そのため、イデオロギーは、本来は複雑でコストの大きい投票政党決定の判断を、政党の政策を一つにラベル付けすることによって容易にするという手がかかる機能を有しているものと説明されてきた（Downs 1957; Sniderman et al 1991）¹²⁷。同

¹²⁷ 一方で、さまざまな政策争点をイデオロギーという一次元的理解にまとめ上げて政党の政策位置と自身の選好とを比較することは困難であり、政治的に洗練された有権者にしか不可能であるという指摘も存在する（Luskin 1987）。しかしながら、仮に政治的洗練性が低く、政党の政策位置に関する情報に乏しい場合でも、象徴的な政策に重点を置くことでわずかなイデオロギーを有していれば、それに一致する政党に投票することができる（Lupia and McCubbins 1998, Miller and Shanks 1996）。あるいは、象徴的な政策に重点を置くような部分的なイデオロギーさえ有していれば、（Achen and Bartels 2016）、イデオロギーラベルを張り付けることで投票先を決定している可能性もありうる。そのため、やはりイデオロギーのヒューリスティクスの役割は大きいだろう。

様に、日本においても、有権者はイデオロギーに基づく投票先選択を行ってきたと考えられている。戦後の日本社会は、保守―革新の対立軸のほか、伝統―近代という文化的な次元での対立軸が生まれたと言われており（綿貫 1976）¹²⁸、戦後から 2000 年代に至るまで、日本においても争点態度とその束であるイデオロギーは有権者の投票行動を説明する大きな要因の一つであった。また、年代別のイデオロギーに関して、従来は、若者が革新・高齢者が保守というイデオロギー傾向が成立しており、「年齢が上がれば上がるほど自民党支持」という「若低老高」が自民党の支持基盤の形態であったと言われている（米田 2018）。しかしながら、2000 年代後半以降、自民党は支持を広く獲得するようになり、特に、民主党政権を経て自民党政権が復活後、選挙におけるイデオロギーの影響力は大きく低下したと言う（蒲島・竹中 2012）。

2-2. 日本の若年有権者のイデオロギー認知

争点態度と政党支持に関して、安全保障・経済面では保守、社会的価値ではリベラルという日本の若者に特徴的な争点態度の存在を示唆する研究がある。谷口（2020）は、2019 年参院選の東大朝日調査の有権者調査における若年層の自民党支持傾向の強さに注目しつつ、若年層の争点態度の矛盾に言及している。具体的には、日本の若者は「防衛力強化」、「憲法 9 条改正」等の安全保障に関する質問項目には賛成し、「緊縮財政よりも財政出動すべきである」という経済施策に関する質問項目には反対しており、その一方で、選択的夫婦別姓・同性婚法制化のような社会的価値に関する質問項目には賛成している（谷口 2020）。すなわち、安全保障・経済政策に関しては保守であり、社会的争点についてはリベラルであるという、伝統的な保守とは異なる若年層の争点態度が観察できる。上記に加えて、谷口（2020）は暮らし向きに関する質問への回答結果に言及しており、生活に「余裕がある」、「どちらかといえば余裕がある」という回答が他世代と比べて若年層で顕著に多く、若年層が既存の経済状態に対する現状維持志向を持っている可能性を示唆している。

争点態度をまとめ上げたものと考えられているのがイデオロギーである。前述したイデオロギーの政党支持に対する影響力の低下に加え、近年では、若者のイデオロギー認識・争点態度・投票政党の一貫性が低下しているという研究が多く発表されている。たとえば、政策争点態度と自身の保守イデオロギーの相関は 1980 年代以降低下していることや（遠藤・ジョウ 2014b）、若年層ほど自身の保守イデオロギーを認識していない、または自己を革新的と位置づけていること（竹中 2014）が検証されている。さらには、各政党の保守―革新の認識については、若者が従来とは異なる政党のイデオロギー認知をしていることも指摘される。たとえば、年齢が低いほど共産党を革新的な政党とは評価せず、特に 1960 年代半

¹²⁸ 具体的には、伝統的な日本文化の維持と近代的な西洋文化の受容という対立軸である。この対立軸は学歴や世代と有意に相関があるほか、保守―革新の対立とも複雑に結びついていることから、「文化政治」と呼ばれた（綿貫 1987）。

ば以降に生まれた人たちは、共産党を保守的とすら評価しているという（竹中 2014; Endo and Jou 2014）。

このように、若年有権者における自民党支持拡大と、彼らの争点態度と自己のイデオロギー認知及び支持政党の一貫性の低下は既存研究で広く指摘されていることである。しかしながら、既存研究では、近年の若者の特徴的な政治認知を指摘しながらも、実際に若者がどのようなメカニズムで自民党支持に至っているのかを明らかにするものが少ない。そこで、次節では、若年有権者の争点態度およびイデオロギーと自民党支持のメカニズムについて理論構築を行っていく。

3. 理論仮説

3-1. 若年有権者の重視争点と投票先選択

若者のイデオロギー的一貫性の低下は、若者が合理的な政治判断を行えていないことを意味するのだろうか。本稿では、若者も他世代と同様に何らかの根拠に基づいた政治判断を行っていると考え。具体的には、(1) 近年の若年有権者は政策争点に対して個別の判断を行っており、その態度が必ずしも保革・左右イデオロギー的に一致するものではないということ、(2) 若者には各政策争点の中でもより重要と考えられる重視争点が存在し、その重視争点に基づいて自己のイデオロギー認知や支持政党の決定が行われているということを検証したい。すなわち、若者は個別の争点ごとに態度を決定する傾向があるため、その態度が互いに矛盾し、結果として従来の保革イデオロギー次元では一貫性がないが、実際には、重視争点レベルで合理的な政治判断を行っていると考え。冷戦後は保革対立に基づく政党支持傾向が弱まったことが指摘されているように（井出 2006）、冷戦終結以降に生まれた世代は保革イデオロギー対立をそもそも政党支持の前提としておらず、むしろ個々の政策争点を政党支持の手がかりとして利用するようになっていくことが考えられる。つまり、投票先選択を行うためのヒューリスティクスとして機能していたものが、保革イデオロギーから特定の重視争点へと変化しつつあるのかもしれない。

実際、争点態度間のイデオロギー的一貫性が低いことが必ずしも政治的に洗練されていないことを示すわけではないこと、また、重視争点の存在によってイデオロギー的一貫性が低下することを指摘する議論もある。三輪（2014）は、政治的知識レベルの最も高い層と低い層の有権者において争点態度間のイデオロギー的一貫性が低く、政治的レベルが中間層において一貫性が高いという逆 U 字的な関係があることを実証した。これは、政治的知識レベルの高い有権者が個別の争点ごとに判断を行うために「保守—リベラル（革新）」や「左派—右派」、「現状維持—改革」というイデオロギーにまとめられている各争点態度同士が必ずしも相互に関連づかないことを示唆したものである。加えて、秦（2020）は、各政

党が強調する「看板政策」が他の政策の重要性を低下させることによって、有権者の重視争点の認識に影響を及ぼし、各争点態度とイデオロギーとの一貫性が低下することを検証している。

また、保革イデオロギーの認識が防衛力および日米安全保障体制の強化や改憲に対する賛否と強く相関していることから（蒲島・竹中 2012, pp.175-195）、自己の保革・左右イデオロギー認知や支持政党の決定が、安全保障のような特定の争点に重点を置いて行われている可能性も示唆できる。さらに、前述の谷口（2020）の研究のように、近年の若年層には安全保障・経済政策については保守、社会的価値の争点についてはリベラルという従来の自民党支持層とは異なる争点態度が存在していることも踏まえると、若年有権者は社会的価値よりも安全保障・経済政策をより重要な政策争点とみなしており、その選好が自己のイデオロギー認識と自民党支持に結びついていることも考えられる。そこで、理論仮説として、本稿では以下の2点を提示する。

仮説1 若年有権者は、重視争点—安全保障・経済的争点に対する態度から自己の左右イデオロギー認識を行っている。

仮説2 若年有権者は、重視争点—安全保障・経済的争点に対して保守的な態度をとるほど、自民党を支持しやすい。

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、「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査」有権者調査¹²⁹に基づき、2017年衆議院総選挙における有権者の政策争点態度・イデオロギーに関連するデータを構築した。本稿の分析に用いる従属変数は、(1) 自己のイデオロギー認知、(2) 支持政党、(3) 自民党に対する感情温度である。独立変数は、各政策争点態度である。

従属変数の一つである自己のイデオロギー認知の操作化に関しては、2017年の東大朝日調査において、「日本に限らず、世界各国では政治的立場を『左』-『右』の言葉で表現することがよくあります。このものさしで、あなたの立場を示すとしたらどうなりますか。0(=最も左)～10(=最も右)のうち、あてはまる番号に1つだけ○を付けてください」という質問の回答の数値をそのまま採用する。また、支持政党に関しては、「多くの人が『長期的に見ると、自分は△△党寄りだ』とお考えのようです。短期的に他の政党へ投票することはもちろんあり得るとして、長い目で見ると、あなたは『何党寄り』と言えるでしょうか。1

¹²⁹ <http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/utas/utasindex.html> (2022年11月13日)。

表 1 各政策争点次元における因子負荷量

	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
	安全保障次元	経済次元	社会的 価値次元	権威主義次元
先制攻撃	0.7424	-0.0242	0.0075	0.0084
防衛力強化	0.6927	0.0584	0.0422	-0.0385
北朝鮮圧力	0.6149	-0.0613	-0.0456	-0.0092
靖国神社参拝	0.3881	0.1536	-0.1104	0.0183
原発再稼働	0.3869	0.1100	-0.0286	0.1013
非核三原則	-0.3828	0.1027	0.0384	0.0345
国会一院制	0.1525	-0.0801	-0.0248	0.0486
外国人労働者受け入れ	0.0513	0.0483	-0.0368	-0.8995
治安維持・人権制約	0.0467	0.0489	-0.0360	0.8762
選択的夫婦別姓	0.0469	-0.0493	0.7149	0.0042
同性婚法制化	-0.0569	0.0584	0.6750	0.0002
被選挙権年齢引き下げ	0.1258	0.0244	0.2351	0.0762
公共事業	-0.0473	0.6910	-0.1710	-0.0297
小さな政府	0.1424	-0.5678	-0.0339	0.0010
財政出動	0.2082	0.5844	0.0236	0.0760
累進課税強化	-0.1432	0.2857	0.1634	-0.0020
教育無償化	-0.0456	0.2794	-0.0023	0.0549
寄与率	0.3568	0.2865	0.1920	0.1647

つだけ○を付けてください」という質問項目の回答結果を使用し、「自民党」の回答を 1、自民党以外の政党の回答を 2、「どの政党でもない」の回答を 0 として、支持政党なしを基準カテゴリにした。加えて、既存研究では、遠藤・ジョウ（2019）のように、政党に対する感情温度¹³⁰の高さを政党支持とみなすものもあることから、0～100 の値をとる自民党に対する感情温度も従属変数に投入することとした。

独立変数に関しては、有権者の争点態度を測定するために、政策争点態度に関わる質問全 17 項目を因子分析によって 4 つの次元に集約した。以下が因子分析に投入した設問である。

- (1) 日本の防衛力はもっと強化すべきだ (Q23_1)
- (2) 他国からの攻撃が予想される場合には先制攻撃もためらうべきではない (Q23_2)
- (3) 北朝鮮に対しては対話よりも圧力を優先すべきだ (Q23_3)
- (4) 非核三原則を堅持すべきだ (Q23_4)
- (5) 首相には靖国神社に参拝してほしい (Q23_5)
- (6) 社会福祉など政府のサービスが悪くなっても、お金のかからない小さな政府の方が良い (Q23_6)

¹³⁰ 政治家や政党に対する好意的な気持ちを 0～100 の数値で回答してもらった値。

表 2 変数説明

変数名	変数説明	出典
左右イデオロギー認知	自己のイデオロギー認知に関して、0 (=最も左派) ~10 (=最も右派) の数値での回答値。	
支持政党	「自分は△△党寄りだ」に対する回答結果。自民党=1、その他の政党=2、支持政党なし=3。	
自民党感情温度	自民党に対する好感度。0~100での回答値。	
安全保障次元	因子分析にて抽出。値が大きいほど、他国への先制攻撃や国防強化、北朝鮮への圧力強化に賛成である。	
経済次元	因子分析にて抽出。値が大きいほど、財政出動や公共事業に賛成・小さな政府に反対である。	
社会的価値次元	因子分析にて抽出。値が大きいほど、選択的夫婦別姓や同性婚法制化に賛成である。	
権威主義次元	因子分析にて抽出。値が大きいほど、治安維持のためのプライバシー制約に賛成・外国人労働者受け入れに反対である。	
男性	男性=1、女性=0のダミー変数。	「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査」2017年衆院選有権者調査
教育程度	最終学歴について、小・中学校=1、高校・専門学校=2、短期大学・大学=3、大学院=4。	
政治信頼	政治について、いつも信頼している=4、だいたい信頼している=3、ときどきは信頼している=2、まったく信頼していない=1。	
政治知識	政治について、よく知っているほうだと思う=5、どちらかと言えばよく知っているほうだと思う=4、どちらとも言えない=3、どちらかと言えばあまり知らないほうだと思う=2、あまり知らないほうだと思う=1。	
内閣業績評価	安倍政権について、よくやっていると思う=1、どちらかと言えばよくやっていると思う=2、どちらとも言えない=3、どちらかと言えばよくやっているととは思わない=2、よくやっているととは思わない=1。	

- (7) 公共事業による雇用確保は必要だ (Q23_7)
- (8) 当面は財政再建のために歳出を抑えるのではなく、景気対策のために財政出動を行うべきだ (Q23_8)
- (9) 幼稚園・保育所から大学まで教育を無償化すべきだ (Q23_9)
- (10) 所得や資産の多い人に対する課税を強化すべきだ (Q23_10)
- (11) 治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ (Q23_11)
- (12) 外国人労働者の受け入れを進めるべきだ (Q23_12)
- (13) 原子力規制委員会の審査に合格した原子力発電所は運転を再開すべきだ (Q23_13)
- (14) 夫婦が望む場合には、結婚後も夫婦がそれぞれ結婚前の名字を称することを、法律で認めるべきだ (Q23_14)
- (15) 男性同士、女性同士の結婚を法律で認めるべきだ (Q23_15)

(16) 被選挙権を得られる年齢を引き下げるべきだ (Q23_16)

(17) 国会は一院制にすべきだ (Q23_17)

先行研究では、因子数を 2 (保革イデオロギー次元、日本型システム維持—改革次元。谷口 (2020)) とするものも多いが、前述したように、同じイデオロギー内に包摂される各争点態度が必ずしも相互に関連するわけではないため (三輪 2014)、2 次元のみではやや争点の分類が粗いように思われる。一方、田中 (2009) は現在の日本イデオロギー空間には「安全保障次元」、「経済次元」、「中央集権次元」、「社会的価値次元」の 4 つの次元の対立軸が存在するとしており、遠藤・ジョウ (2019) もこの分析枠組みを採用している。本稿でも、因子数を 4 として因子分析を行った結果が表 1 である。因子負荷量の絶対値が 0.5 以上のものを有効として解釈し、「安全保障次元 (対外強硬)」、「経済次元 (公共事業・財政出動)」、「社会的価値次元 (ジェンダー・マイノリティ受容)」、「権威主義次元 (プライバシー制約受容・外国人受け入れ反対)」として各因子名を設定した¹³¹。なお、因子負荷量の推定は最小残差法、因子軸の回転方法はオブリミン回転を指定している。因子得点が高くなるほど該当因子のトピックに賛成であることを示す。そのほか、統制変数としては、性別 (男性を 1、女性を 0 とした男性ダミー)、教育程度、政治信頼、政治知識、内閣業績評価¹³²を投入した。

表 3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
左右イデオロギー認知	1445	5.2062	1.5676	0	10
支持政党	1778	1.1580	0.8349	0	2
自民党感情温度	1627	54.4032	24.8660	0	100
安全保障次元	1633	0.0035	0.8827	-2.6177	2.3499
経済次元	1633	-0.0064	0.7855	-2.8710	2.0865
社会的価値次元	1633	0.0127	0.8151	-2.0494	2.0233
権威主義次元	1633	0.0062	0.9424	-2.0660	2.0713
男性	1761	0.4832	0.4999	0	1
教育程度	1725	2.2718	1.4632	1	4
政治信頼	1732	3.2460	0.8034	2	5
政治知識	1737	2.6062	1.0342	1	5
内閣業績評価	1736	3.3416	1.2019	1	5

¹³¹ 遠藤・ジョウ (2014・2019) の研究では、第 4 因子として「中央集権次元」を指定していたが、今回使用するデータには中央集権または地方分権を問う質問項目がなかったほか、この次元は戦後まもなくの時代背景を反映したものであり、時期特有のものである可能性が高い。そのため、本分析で抽出された因子である「権威主義次元」も「中央集権次元」同様のものとみなし、分析には投入するが解釈はしないものとする。

¹³² 当時は、第 2 次安倍晋三内閣である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、重回帰分析および多項プロビット分析を行う。なお、本稿では、若年有権者の特徴的な政治理解を明らかにすべく、全分析において、全世代・若年層（18~39歳）・40歳以上の3つのモデルにデータを分割して各モデルの比較検討を行った。

仮説1では重回帰分析を用いて、まず、若年有権者の争点態度と支持政党の一貫性が低下しているという事実が本データでも確認できるかを検証する。各政策争点をまとめた4つの争点態度次元が若年有権者の自己のイデオロギー認知とどのように関連があるのかを検討したい。従属変数には自己イデオロギー認知、独立変数には4つの争点態度次元の因子得点を設定しており、4つのうちいずれかの特定の争点態度と自己のイデオロギー認知に強い相関が見られれば、自己のイデオロギー認知を決定づける重視争点が存在すると考える。

仮説2では、各政策争点と政党支持の関連性を検討する。「自分は△△党寄りだ」という直接的に支持政党を尋ねる質問への回答結果と、自民党への感情温度の2つをそれぞれ従属変数に設定した推定を行う。前者では、支持政党なしを基準カテゴリとして、自民党とそれ以外の政党への支持確率を多項プロビット分析で推定し、後者では重回帰分析を用いる。独立変数には、4つの争点態度の因子得点を設定した。4つのうちいずれかまたは複数の特定の争点態度と自民党支持に強い相関が見られれば、自民党支持を決定づける重視争点が存在するということである。

5. 分析結果

5-1. 争点態度と自己のイデオロギー認知の関連性の推定

表4では、各争点態度次元が左右イデオロギーの自己認識に及ぼす効果を、重回帰分析を用いて推定している。全年代と40歳以上では、「経済次元」以外すべてイデオロギー次元が左右イデオロギーの自己認識に有意な影響を与えていることがうかがえる。すなわち、安全保障強化に賛成し、社会的価値の問題に対して不寛容であるほど自己を右派と認識しやすい。一方、18~39歳の有権者においては、「安全保障次元」の影響のみが統計的に有意であり、安全保障強化に賛成するほど自己を右派と認識しやすい。つまり、若年有権者は、安全保障の争点と関連付けて自己のイデオロギー認知を行っており、仮説1と一部合致する結果である。

注目すべきは、どの年代においても「安全保障次元」が左右イデオロギーの自己認識に影響を及ぼしている点である。既存研究では、若年有権者の争点態度間のイデオロギー的一貫性の低下が強調される傾向にあったが、若者も他年代と同様のイデオロギー認知を共有し

表 4 争点態度と自己のイデオロギー認知の関連性の推定
(重回帰分析)

	従属変数					
	左右イデオロギー認知					
	全年代		18～39歳		40歳以上	
(定数項)	3.1512	***	3.4177	***	3.1261	***
	(0.1984)		(0.4460)		(0.2230)	
経済次元	-0.0667		-0.1195		-0.0465	
	(0.0533)		(0.1247)		(0.0594)	
安全保障次元	0.4342	***	0.3826	**	0.4312	***
	(0.0503)		(0.1197)		(0.0562)	
社会的価値次元	-0.1745	***	-0.1067		-0.1675	**
	(0.0517)		(0.1272)		(0.0580)	
権威主義次元	-0.0756		-0.2445	*	-0.0370	
	(0.0422)		(0.0974)		(0.0473)	
男性ダミー	-0.1416		-0.0062		-0.1558	
	(0.0801)		(0.1898)		(0.0888)	
教育程度	0.0237		0.0007		0.0460	
	(0.0268)		(0.0623)		(0.0306)	
政治信頼	0.2643	***	0.2539	*	0.2435	***
	(0.0579)		(0.1240)		(0.0667)	
政治知識	0.1946	***	0.2076	*	0.1748	***
	(0.0384)		(0.0861)		(0.0440)	
内閣業績評価	0.1957	***	0.0893		0.2330	***
	(0.0406)		(0.0916)		(0.0459)	
調整済みR ²	0.2231		0.1931		0.2346	
N	1320		262		1058	

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

ている部分があると言えよう¹³³。一方で、他世代と比べて顕著にリベラルである¹³⁴「社会的価値次元」が自己のイデオロギー認知に与える影響は小さい。若年層は、「安全保障次元」

¹³³ 55 年体制下のイデオロギー対立は安全保障次元を中心としたものであった大嶽 (1999)。その意味では、若年層は従来の政治理解を受け継いでいる部分もあると言える。

¹³⁴ 社会的価値次元に分類される質問の回答 (1～5。数値が大きいほど、ジェンダーやマイノリティ等の問題に寛容) の平均値は、全年代で 3.1044、若年層で 3.5700、40 歳以上で 2.9905 である。

に基づいて自己の左右イデオロギー認知を行っており、「社会的価値次元」については重要視していないのかもしれない。

5-2. 争点態度と支持政党の関連性の推定

表 5 では、4 つの争点態度と支持政党の関連性を、多項プロビット分析を用いて分析した。全年代および 40 歳以上では、「社会的価値次元」が自民党支持に有意な影響を与えており、ジェンダーやマイノリティの問題に不寛容な有権者ほど自民党を支持する傾向が読み取れる。一方、若年層では、「経済次元」が自民党支持の影響が統計的に有意で、公共事業や財政出動には反対の小さな政府寄りの若者ほど自民党を支持しているといえる。また、若年層において、安全保障次元や社会的価値次元は支持政党に有意な影響を及ぼしていないことから、近年の若者は経済次元を重視して政党を評価する傾向にあるとみられ、仮説 2 と一部合致する結果である。生活水準を問う質問に対して、「余裕がある」と回答する若者が多いこと、小さな政府を望む若者が多いことから若者の現状維持志向を示唆した谷口(2020)の指摘とも整合性があると思われる。加えて、やはり本分析においても、若年層が政治を捉

表 5 争点態度と支持政党の関連性の推定
(多項プロビット分析)

	従属変数 支持政党					
	全年代		18～29歳		40歳以上	
	自民党	その他	自民党	その他	自民党	その他
(定数項)	-3.5341 *** (0.4603)	-0.4614 (0.4209)	-4.0063 *** (0.1581)	-0.4614 (0.4209)	-3.5675 *** (0.4860)	-0.2161 (0.2311)
経済次元	-0.0751 (0.0691)	-0.0308 (0.0485)	-0.3075 † (0.0100)	-0.0308 (0.0485)	-0.0212 (0.0798)	-0.0099 (0.0424)
安全保障次元	0.0883 (0.1151)	-0.1586 (0.1611)	-0.0434 (0.1675)	-0.1586 (0.1611)	0.1542 (0.1239)	-0.1288 (0.1709)
社会的価値次元	-0.2133 ** (0.0680)	-0.0793 (0.0807)	-0.1551 (0.1544)	-0.0793 (0.0807)	-0.1444 (0.0741)	-0.0130 (0.0488)
権威主義次元	0.0074 (0.3133)	-0.0087 (0.1151)	-0.1803 (0.1654)	-0.0087 (0.1151)	0.1742 (0.0693)	-0.1087 (0.0597)
左右イデオロギー認知	0.0017 (0.0852)	0.0052 (0.0226)	0.0869 (0.0589)	0.0052 (0.0226)	-0.0217 (0.0427)	-0.0077 (0.0250)
男性ダミー	-0.0918 (0.1068)	0.0616 (0.0852)	0.3293 (0.2246)	0.0616 (0.0852)	-0.1748 (0.1250)	0.0776 (0.1173)
教育程度	-0.0034 (0.0325)	-0.0009 (0.0199)	0.0151 (0.0725)	-0.0009 (0.0199)	0.0064 (0.0400)	0.0114 (0.0258)
政治信頼	0.4783 *** (0.0756)	0.0756 (0.0769)	0.1903 (0.1903)	0.0756 (0.0769)	0.5501 *** (0.0935)	0.0301 (0.0615)
政治知識	0.1558 † (0.0910)	0.1612 (0.1507)	0.1232 (0.1101)	0.1612 (0.1507)	0.1081 (0.1000)	0.1213 (0.1471)
内閣業績評価	0.1717 * (0.0811)	0.1047 (0.1035)	0.2699 † (0.1608)	0.1047 (0.1035)	0.1384 (0.1126)	0.1107 (0.1382)
McFadden R2	0.1947	0.1947	0.1642	0.1642	0.2034	0.2034
N	1320	1320	262	262	1058	1058

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

える上で社会的価値次元を重視しないことがうかがえる。

5-3. 争点態度と自民党に対する感情温度の関連性の推定

最後に表 6 では、各争点態度次元と自民党に対する感情温度の関連性を、重回帰分析を用いて検討している。全年代において、すべての争点態度次元が自民党に対する感情温度に有意な影響を与えており、40 歳以上では、「社会的価値次元」以外の争点態度次元が自民党に対する感情温度に有意な影響を与えている。すなわち、安全保障の強化と小さな政府への賛成が自民党に対する好感度を高めている。一方、若年層においては、「安全保障次元」のみが自民党感情温度に有意な影響を与えており、安全保障強化を求める若者ほど自民党を好意的に感じている。若年有権者は「安全保障次元」を重視争点として「好ましい政党」を決めており、仮説 2 と一部合致する。前述の支持政党を従属変数に設定した推定と合わせて考えれば、若者は安全保障と経済を重視争点として支持政党を決定するという理論仮説は概ね検証されたと言えよう。

また、若年層においても左右イデオロギーの自己認知が自民党に対する感情温度に影響を与えていることが確認できる点にも注意したい。他世代と同様に、若者は右寄りだと自認するほど自民党を好意的に感じており、若者のイデオロギー認知と支持政党の一貫性がないという先行研究の知見とは異なる部分がある。そもそも若者はイデオロギー的一貫性があるか否かは別として、左右イデオロギーの自己認知と政党への好感を結び付けて理解しているようである。

5-4. 議論

前項では、若年有権者は「安全保障次元」に基づいて自己の左右イデオロギー認識を行い、また「安全保障次元」と「経済次元」を重視して支持政党を決定していること、すなわち安全保障強化・小さな政府に賛成であるほど自民党を支持しやすいことが検証された。もし若者が安全保障次元や経済次元を重視して自己イデオロギー認識や支持政党を選択するようになりつつあるのであれば、これらの争点を選挙の際に重視する争点としてあげる割合が他の年代よりも高いはずである。そこで、2012～2017 年の東大朝日調査の有権者調査から、「最も重視した政策」を尋ねる質問項目の回答結果を参照し、「安全保障次元」または「経済次元」にかかわる争点と回答した有権者の年代別割合をまとめたのが表 7 である¹³⁵。

¹³⁵ 社会的価値次元については、社会的価値次元の争点態度を問う質問項目が導入されたのが 2014 年以降と新しく、また質問文や質問内容が質問文や質問内容が各年度で異なるため、単純な比較判断が難しく、本稿では検討しなかった。

表 6 争点態度と自民党に対する感情温度の関連性の推定
(重回帰分析)

	従属変数 自民党感情温度		
	全年代	18～39歳	40歳以上
(定数項)	-9.3523 *** (2.4640)	-9.3336 (5.4321)	-9.3141 *** (2.7953)
経済次元	1.7912 ** (0.6044)	1.1064 (1.3500)	1.9452 ** (0.6844)
安全保障次元	3.9072 *** (0.5843)	4.4099 ** (1.3322)	3.7329 *** (0.6608)
社会的価値次元	-0.8598 (0.5860)	1.0519 (1.3738)	-1.1002 (0.6670)
権威主義次元	0.1294 (0.4810)	-1.6111 (1.0703)	0.4809 (0.5471)
左右イデオロギー認知	2.0575 *** (0.3138)	1.6609 * (0.6887)	2.1127 *** (0.3551)
男性ダミー	0.8585 (0.9085)	2.9699 (2.0742)	0.5286 (1.0198)
教育程度	-0.4264 (0.3039)	0.2713 (0.6806)	-0.5223 (0.3514)
政治信頼	6.8012 *** (0.6637)	6.4072 *** (1.3793)	6.7825 *** (0.7714)
政治知識	-0.7472 (0.4392)	-1.2927 (0.9497)	-0.6839 (0.5083)
内閣業績評価	10.0191 *** (0.4671)	9.9679 *** (1.0032)	10.0472 *** (0.5371)
調整済みR ²	0.6246	0.5844	0.6352
N	1283	253	1030

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

「安全保障次元」においては、若年層と他の世代とで顕著な違いは観察できず、若者が特別に安全保障を重視しているわけではなさそうである。一方、経済次元においては、一貫して若年層が他年代よりも経済次元を重要視していることが確認できる。これは、2010年代以降、若年層が経済次元を重視して支持政党を決定しており、小さな政府を望む有権者ほど自民党を支持するという本稿の分析結果と合致する。

それでは、なぜ若者が経済的争点を重視しているのだろうか。前述したように、近年の

表 7 年代別の最重視争点の割合

	安全保障			経済		
	全年代	18～39歳	40歳以上	全年代	18～39歳	40歳以上
2012年	12.33%	15.04%	11.73%	18.97%	21.80%	18.34%
2013年	11.55%	11.05%	11.65%	17.55%	26.52%	15.84%
2014年	13.11%	8.97%	14.20%	19.35%	22.22%	18.78%
2016年	16.31%	14.65%	16.61%	14.59%	15.29%	14.55%
2017年	24.43%	22.10%	24.98%	10.93%	17.13%	9.95%

若年層の経済的な安定志向が影響しているのかもしれない。益田（2014）は、日本の若者の安定志向を心理学的に検討し、新卒・中途採用を問わずに厳しい就職環境で「安定的なキャリアを積みたい」という志向が若者の間で共有されていることを指摘している¹³⁶。また、2019年に内閣府が実施した「我が国と諸外国の若者の意識に関する調査¹³⁷」では、日本の若者の悩みや心配事の有無を日本の若者に尋ねており、その結果、「心配」または「どちらかといえば心配」と答えた割合は「お金のこと」が79.3%で最も高く、次いで「自分の将来のこと」が78.1%、「仕事のこと」が70.8%であった。就職活動をはじめとした経済環境の近年の悪化によって、若者が経済を最重要争点とみなすようになり、安定志向から自民党を支持しているのかもしれない。

しかしながら、2012年から開始した第2次安倍内閣によるアベノミクス以降では、景気は回復傾向にあり、それに伴い雇用状況も改善している。その一方で、若者の経済や雇用に対する不安はむしろ高まっていることから、そのような景気状況の改善を若者が実感できていない可能性がある。

6. 結論

本稿では、若年有権者の争点態度及び自己のイデオロギー認知と自民党支持の関連性を明らかにしてきた。18～39歳の若年有権者において、自己の左右イデオロギー認識を決定づけるものは、各争点態度のうち防衛力強化や対外強硬の是非を問う「安全保障次元」であり、安全保障強化に賛成するほど、自己を右寄りと認識しやすい。つまり、若者は安全保障の争点に基づいて自己のイデオロギー認知を行っているということである。また、各争点態

¹³⁶ このような安定志向は短職歴者においてのみ確認できるものであり、職歴が長くなるごとに徐々に減少していくと言う（益田 2014）。

¹³⁷ <https://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/ishiki/h30/pdf-index.html> (2022年11月13日)。

度次元と支持政党の関係性の関連では、「安全保障次元」と「経済次元」で保守的な態度をとる若年有権者ほど自民党を支持する傾向が観察できた。若者は争点態度やイデオロギーに依拠しない政党支持を行っているわけではなく、重視争点に関連付けた政治判断を行っているということが示唆できよう。

また、社会的価値が自己のイデオロギー認知にも支持政党の決定にも影響を与えていない点にも注目したい。この点から、社会的価値の面で野党が自民党との政策提案の差別化をできていないために若者を支持層へ動員できていないという可能性が浮かび上がる。たとえば、社会的価値次元の政策に関して、立憲民主党のホームページ¹³⁸では、基本政策に「人権を尊重した自由な社会」や「多様性を認め合い互いに支え合う共生社会」というワードが見られる。一方、自民党のホームページ¹³⁹においても、重点政策に「自民党は、経済や外交、憲法といったテーマだけではなく、子供や女性、障害者を対象とした政策に力を入れています」という文言が強調されている。これらの政策提案からだけでは、両党の相違点を明白に区別することは難しいだろう。社会的にリベラルな政策選好を若者が有しているにもかかわらず、野党のリベラルな社会政策が自民党の社会政策との差別化に成功していないがために、社会的価値の争点が重視争点として認識されていないのではないか。それゆえに、若年有権者にとって、与野党の対立は安全保障次元の対立に基づいて認識されているのかもしれない。そうであるならば、野党は、社会的価値次元での独自性を強調することで、若年有権者の票を動員できると考えられる。

7. 参考文献

- 井出知之. 2006. 「ポスト冷戦過程としての「支持政党なし」の増加」『日本応用数学会論文誌』 16(4): pp.217-231.
- 遠藤晶久・ウィリー・ジョウ. 2014a. 「若者にとっての「保守」と「革新」世代で異なる政党間対立」『アステイオン』 80: pp.149-168.
- 遠藤晶久・ウィリー・ジョウ. 2014b. 「イデオロギーラベル理解の世代差に関する実験的検証」『早稲田大学現代政治経済研究所 Working Paper Series』 J1402: pp.1-17.
- 遠藤晶久・ウィリー・ジョウ. 2019. 『イデオロギーと日本政治—世代で異なる「保守」と「革新」』 新泉社.
- 大嶽秀夫. 1999. 『日本政治の対立軸—93年以降の政界再編の中で』 中公新書.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦. 1996. 『現代日本人のイデオロギー』 東京大学出版会.
- 竹中佳彦. 2014. 「保革イデオロギーの影響力低下と年齢」『選挙研究』 30(2): pp.5-18.
- 田辺俊介. 2017. 「政党支持と社会階層の関連構造—価値意識の媒介効果も含めた検討」

¹³⁸ <https://cdp-japan.jp/about/basic-policies> (2022年11月13日)。

¹³⁹ <https://www.jimin.jp/policy/> (2022年11月13日)。

- 『2015 年 SSM 調査報告書』 9(2): pp.133-150.
- 谷口将紀. 2020. 「若年層の「保守化」をめぐる」『UP』 49(7): pp.8-13.
- 秦正樹. 2020. 「争点を束ねれば「イデオロギー」になる?—サーベイ実験とテキスト分析の融合を通じて」『年報政治学』 71(1): pp. 58-81.
- 益田勉. 2014. 「「若者の安定志向」の心理学的検討」『人間科学研究』 35: pp.15-26.
- 三輪洋文. 2014. 「現代日本における争点態度のイデオロギー的一貫性と政治的洗練—Converse の呪縛を越えて—」『年報政治学』 65: pp.148-171.
- 米田幸弘. 2018. 「自民党支持層の趨勢的变化—その「保守」的性格の変質—」『2015 年 SSM 調査報告書』 8(1): pp.165-185.
- 綿貫譲治. 1976. 『日本政治の分析視角』 中央公論社.
- Achen, Christopher, H. and Larry M. Bartels. 2016. *Democracy for Realists: Why Elections Do Not Produce Responsive Government*. Princeton University Press.
- Downs, Anthony. 1957. “An Economic Theory of Political Action in a Democracy.” *Journal of Political Economy* 65(2): pp.135-150.
- Endo, Masahisa and Willy Jou. 2014. “How Does Age Affect Perceptions of Parties’ Ideological Locations?” *Japanese Journal of Electoral Studies* 30(1): pp.96-112.
- Lupia, Arthur and Mathew D. McCubbins. 1998. *The Democratic Dilemma Can Citizens Learn What They Need to Know?* Cambridge University Press.
- Miller, E. Warrren and J. Merrill Shanks. 1996. *The New American Voter*, Harvard University Press.
- Sniderman, Paul M, Hagen, Michael G, Tetlok, Phillip E., and Henry E. Brady. 1986. “Reasoning Chains: Causal Models of Policy Reasoning in Mass Publics.” *British Journal of Political Science* 16(4): pp.405-430.
- Siedler, Thomas. 2011. “Parental Unemployment and Young People’s Extreme Right Wing Party Affinity Evidence from Paneldata.” *Statistics in Society* 174(3): pp.737-758.

第 10 章

並立制下における再選戦略が議員行動に与える影響

—復活当選制度と委員会活動とのつながり—

佐藤 岳

要約

衆議院議員総選挙で用いられている小選挙区比例代表並立制は、小選挙区制と比例代表制の長所を組み合わせ、欠点を補い合う選挙制度であるが、小選挙区で落選した重複立候補者が比例区で復活当選するという仕組みには批判もある。復活当選は、議員の再選戦略をいかに規定し、議員行動にどのような影響を与えるだろうか。本稿は、選挙制度によって生み出される選挙競争と議員行動の関連を検証する。具体的には、混合的な選挙制度に着目し、小選挙区の当選者と比例区での復活当選者の間で委員会活動に相違が生じるのかを比較する。次回選挙での再選可能性が低い議員ほど、委員会での発言回数が増加するという仮説を立て、2014 年と 2017 年の衆議院議員総選挙の結果と選挙後の委員会活動のデータを作成した上で、議員の個体効果を統制した固定効果モデルを推定した。分析結果からは、選挙競争の結果から再選可能性が低いと考えられる議員ほど、国土交通委員会など利益誘導に関わる委員会での発言回数を増加させる傾向にあることが示された。復活当選制度は、選挙区への利益誘導努力を促すという意味で賛否が分かれる制度といえる。

1. はじめに

半世紀以上前、シュンペーターは、民主主義を「政治決定を下すための制度上の取り決めであり、市民の票を集めるという競争を通じて個人が決定権を勝ち取る」（シュンペーター 2016, p.80）ものであるとして、古典的な民主主義観に対して、選挙競争の存在を重視する民主主義観を提示した。実際に、候補者間の競争は、投票率や代表の質を高めるとされ（McDonald and Samples 2006）、選挙の接戦度の認知が高まるほど、投票参加が促進される¹⁴⁰（谷口 2020）など、選挙競争の存在意義は多くの面から指摘されている。

民主主義の原理が、競争を勝ち抜いて支持を得た人間に決定権を委ねるものであるならば、日本の衆議院議員総選挙が採用する重複立候補・復活当選制度は有権者にとって理解が

¹⁴⁰ 有権者が接戦を伝える報道を受け取る際に、「接戦状況で劣勢」という情報を読んでいる時は、行動への準備に関する認知が活性化することが判明した（谷口 2020, p.62）。

難しいものとなるであろう。現実にも、小選挙区で落選した選挙区の代表としてふさわしくないはずの議員が、比例区では当選を果たすことに納得できないという感情は、依然として国民の間に広がっている（河野 2020）。また有権者だけではなく、重複立候補に対するネガティブな印象は一部の議員の中でも共有されているといえる。国会内でも重複立候補制については議論が行われており、制度の見直しに関する質問主意書¹⁴¹なども提出され、その是非が問われている。

しかし森（2018）が指摘するように、小選挙区比例代表並立制などの異なる原理を有する制度は、政治過程に複雑な力学をもたらしているともいえ、選挙区内に複数の現職者が存在しうる復活当選の制度は、ネガティブな側面だけではなく、特殊な選挙競争環境を作っているとも評価できる。第一に、復活当選者が並存すると、小選挙区の当選者が唯一の現職者ではなくなるために、現職優位が働かず、小選挙区当選者の再選も安泰ではなくなる（Horiuchi et al. 2016）。第二に、復活当選議員は政党執行部によって分配型の委員会に配置され、次回選挙の議席拡大を目指すという政党の戦略に利用される（Pekkanen et al. 2006）。自民党などは党の得票拡大のために選挙に弱い議員に役職を優先的に与えており、次回選挙での再選可能性を高めている（藤村 2021）。このように、復活当選は、選挙区に特殊な選挙競争の原理を持ち込むものである。

そこで本稿は、小選挙区比例代表並立制における重複立候補・復活当選制度に注目し、当選形態の変化が、議員の選挙競争をどのように構造化して、議員行動にいかなる影響を与えるか検証を行う。混合制に焦点を当て選挙制度と議員行動との関連を実証的に研究した先駆的研究としては、吐合（2022）の研究がある。本稿では、吐合（2022）の知見に依拠しながら、2014 年から 2021 年までの衆議院議員データを用いて、小選挙区候補者の相対得票率及び当選形態の変化が、利益誘導型の委員会における発言回数という意味での委員会活動量に与える影響を明らかにする。分析結果からは、国土交通委員会では、選挙の得票率が低下して復活当選に回った与党議員ほど委員会での発言回数が増加しており、利益誘導的な議員行動を促進させる可能性があることが示唆された。重複立候補・復活当選制度は、選挙上、不利な立場に置かれている議員を生み出し、彼らの議員行動を活性化させるというポジティブな一面があるかもしれない。

2. 先行研究

2-1. 選挙競争と議員行動の結びつき

現在の日本では代議制民主主義が採用され、有権者が選挙を通じて選挙区の代表者を選

¹⁴¹ 平成 28 年 2 月 25 日提出質問第 151 号「衆議院選挙制度改革の一環としての重複立候補制度及び議員定数の見直しに関する質問主意書」。

ぶことによって、自分たちの意思を政策決定に反映させようとしている。選挙は、有権者にとっては、代表者である政治家の業績を評価する貴重な機会となっていると同時に、候補者にとっては、シェンペーターが指摘したような票の獲得競争となっているといえる。実際、候補者同士による競争の存在が、議員行動に影響を与えるとする研究は数多く存在する。例えば、接戦の選挙区を制した議員は、ライバル候補が存在しない無風選挙で当選した議員よりも、当選後の業績が優れているとされる (Vincenzo and Tomasso 2011)。また、米国の州議会議員を対象にした研究においても、過去の選挙で政治的競争相手にさらされなかった議員は、議会に出席する回数と法案提出の頻度が減少することが明らかにされている (Konisky and Ueda 2011)。

2-2. 選挙制度と議員行動の結びつき

代議制民主主義において選挙競争は必要不可欠なものであるならば、選挙競争を形作る選挙制度も同様に重要な役割を担うものといえる。選挙制度は代議制民主主義の一連のサイクルの根本として、有権者の投票行動と議員行動を規定している (吐合 2018)。この点、現代日本において衆議院議員総選挙で採用される小選挙区比例代表並立制はどのような選挙競争を生み出す選挙制度であるのだろうか。小選挙区比例代表並立制は、個人本位ではなく政党・政策本位となる選挙制度かつ政権交代が可能である選挙制度として (河野 2013)、1994 年に衆議院議員総選挙に導入された。実際に、新制度下において二回の政権交代が発生しており、「有効政党数をみると、小選挙区レベルでは 1996 年の 2.95 から 2009 年の 2.31 へ、全国レベルでは 2.94 から 2.08 となり、着実な減少を見せて」(濱本・根元 2011, p.71) いることから、制度の導入意図が反映されていることがわかる。制度改革の趣旨が部分的に実現しているといえる。とはいえ、重複立候補及び復活当選を認める並立制の特殊な事情は、小選挙区制の二大政党化を条件づけるものである (増山 2015)。

一方で、並立制が選挙競争を完全に政党・政策本位に置き換えたかといえ、議論の余地が残る。小選挙区制では、同一政党から一人の候補者しか出馬しないため、中選挙区制に比べ、政党を重視した投票が行われうる。実際に、令和 4 年に公表された衆議院議員総選挙に関わる調査¹⁴²に拠れば、有権者は小選挙区において候補者個人よりも政党を重視した投票行動を行っている¹⁴³。しかし、そのような現状にもかかわらず、自民党の当選回数を重ねて

¹⁴² 明るい選挙推進協会「第 49 回衆議院議員総選挙全国意識調査」<http://www.akaruisenkyo.or.jp/wp/wpcontent/uploads/2018/07/49syuishikichosa.pdf> (2022 年 11 月 17 日)。

¹⁴³ 「あなたは小選挙区選挙で、政党の法を重く見て投票しましたか、それとも候補者個人を重くみて投票しましたか」という質問に対して、投票者中の 46.7%が、「政党を重く見て」、34.4%が「候補者個人を重く見て」、18.9%が「一概にいけない・わからない」と答えている。

いる中堅以上の自民党議員レベルでも選挙区活動量の上昇がみられ¹⁴⁴、実際に選挙区活動の得票への効果も認められている（濱本・根元 2011）。有権者は政党のラベリングによって投票先を決定する一方で、多くの議員はこれまでと同様に個人の議員行動に基づく再選戦略に大きな関心を寄せ続けている。これは、自民党議員にも民主党議員にも共通し、後援会を軸とした個人中心の集票も有効な戦略であるとされている（濱本・根元 2011）。政党本位の投票を促すとされる小選挙区制においても、個人単位の議員行動を行った方が再選に有効であると判断できるのであれば、これまで培ってきた政治的リソースを手放すことはせず（名取 2002）、個人レベルでの再選戦略が今後も継続されていくだろう。

それでは、二大政党化が進む一方で議員個人による集票活動も重要視される小選挙区比例代表並立制下において、議員はどのような活動を通じて選挙区の支持者を取り込み、集票に結び付けているのであろうか。近年、吐合（2022）は、日本の衆議院議員を対象に、小選挙区選出議員の再選戦略が比例代表での復活当選議員の出現によってどのように変化するかをパネルデータを用いて実証的に分析をしている。分析結果からは、選挙区内に現職が複数存在する場合、農林水産委員会や国土交通委員会での活動量が増加傾向にあることが明らかになっている。

しかし、吐合の研究における分析は、現職並存の有無にしか焦点を当てておらず、小選挙区比例代表並立制における細かな当選状況の特徴が捉えきれていないとは言えない。小選挙区比例代表並立制の混合制の全貌を把握するために、本稿では、吐合（2022）の知見に依拠しながら、単に復活当選議員が並存するというだけでなく、本人が復活当選に回ることもまた、異なる議員行動を促す可能性に注目したい。復活当選議員については、選挙制度上の問題点を指摘する声も多く、小選挙区比例代表並立制を議論する上で重要な論点になっている。例えば、復活当選者は小選挙区において落選を経験しているにもかかわらず、比例復活の当選者が決定されるため、同選挙区内に有力候補者が二人いた場合、有権者の一票が当選者を決めることに寄与しないとも考えられる（増山 2015）。選挙区によっては、重複立候補のために、三人の候補者が当選する場合などもあり¹⁴⁵、小選挙区制の意図を反映できていないとも指摘できる。そこで本稿は、先行研究で論じられた選出方法に加え、比例代表での復活当選者も分析対象に含める。さらに、二大政党化を前提とした小選挙区での得票分配にも注目し、得票率の差を指標として用いた上で、選挙競争の結果が議員の再選戦略にどのような影響を及ぼすのかを明らかにする。

¹⁴⁴ 「再選を目標とする議員が、選挙区の有権者と交流し、個人的な支持者を得る一連の活動」（濱本・根元 2011, p.73）を指す。

¹⁴⁵ 第 47 回衆議院議員総選挙では大阪 4 区や大阪 10 区など 5 選挙区で 3 人の立候補者が同選挙区で当選を果たした。https://www.soumu.go.jp/main_content/000328960.pdf (2022 年 11 月 17 日)。

3. 理論仮説

3-1. 選挙競争と利益誘導型の委員会活動

議員は選挙区での有権者の支持・集票のために、利益誘導型の政治活動を行うことがある。今井（2003）は、利益誘導に関する部会に所属しているほど有権者の議員に対する評価が高いことを明らかにしており¹⁴⁶、議員にとって利益誘導に関する委員会に所属することは選挙戦略の一つであるといえるだろう。特に、委員会での活動は発言内容が必ずしも制限されないため、選挙区の需要や期待に応え、有権者に対するアピールを行うことができる。すなわち、委員会は再選戦略における駆け引きが可能な場であるともいえる。また、委員会への議員の配属は、政党に決定権があるものの、議員の再選を考慮した決定が行われているため、委員会において個人レベルの利益誘導的な発言を行う動機にもなっている（松本・松尾 2011）。そこで本稿では、再選を最終目標とする選挙戦略において、議員は委員会内での活動をより活発に行うと予測し、委員会での発言回数を議員行動の指標とした分析を行う。特に、選挙競争において地元利益を表出しやすく、特定の有権者に対して便益を図ることのできる分野であるとされる（吐合 2022）、農林水産委員会と国土交通委員会での発言回数に注目する。

本稿は、このような利益誘導型の委員会活動の必要性が、選挙競争の激しさによって異なりうると予想する。選挙競争の尺度としては、選挙の接戦度合いの指標を取り入れる。具体的には、小選挙区の当選者と最上位で落選した候補者の得票率の差を相対得票率差として測定する。選挙の接戦度が高いほど、地元への利益への応答性を提示するために利益誘導型の委員会での発言を増加させる（松本・松尾 2011）。以上の議論から次の仮説が導出される。

仮説 1 相対得票率差が小さい議員ほど、利益誘導型の委員会での発言回数が増加する。

3-2. 小選挙区比例代表並立制下における再選戦略

1996 年以降、小選挙区比例代表並立制の下で衆議院議員総選挙が行われている。並立制では、重複立候補制度によって小選挙区制と比例代表制が一部連動しており、双方の長所を活かしつつ短所を補う制度¹⁴⁷になっている。候補者は小選挙区または比例代表で選出され

¹⁴⁶ 自民党現職議員をよく知っている有権者の間では、ポークバレル関連の部会・調査会への所属数が多いほど、有権者は議員に対して利益誘導に関する業績イメージを抱く確率が高く、感情温度計による評価も高いという傾向にあることが確認された。

¹⁴⁷ 小選挙区比例代表並立制は、二大政党制を促し安定した政権を作ることができる一方で、死票が多くなるという短所を持ち合わせた小選挙区制と、特定の候補者を選べないものの死票が比較的少ない比例代表制を組み合わせた選挙制度である。

るが、小選挙区に立候補する候補者の当選方法の状況は大きく以下の三つに分類することができると考えられる。

第一に、小選挙区で最も多くの票を獲得し同選挙区内に比例代表での復活当選者が存在しない当選者である（以下、小選挙区単独当選者）。同選挙区内に政治的競争力のある候補者がおらず、多くの得票が一人に集中することが多い。第二に、小選挙区で最も多くの票を獲得し同選挙区内に比例代表での復活当選者が存在する当選者である（以下、比例復活並存小選挙区当選者）。同選挙区内に比例代表での復活当選者が並存するため、現職優位が働かず（Horiuchi et al. 2016）、再選のために異なる議員行動を取る必要性に迫られるかもしれない。第三に、小選挙区では落選したものの比例代表での復活当選を果たした当選者である（以下、小選挙区落選比例復活当選者）。小選挙区落選比例復活当選者は、小選挙区での選挙競争に脆弱であることが選挙結果から明白である。小選挙区落選比例復活当選者も小選挙区選出議員と同等の歳費を受け取り、権限を行使することはできるが、選挙区での落選者として（増山 2015）次回選挙での小選挙区当選に向けてこれまでよりも再選を意識した議員行動をとることが予想できる。よって、以下の仮説が導出できる。

仮説 2 比例復活並存小選挙区当選者と小選挙区落選比例復活当選者は、利益誘導型の委員会での発言回数が増加する。また、小選挙区落選比例復活当選者の方が比例復活並存小選挙区当選者よりも発言回数が増加する。

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、2014 年と 2017 年の二期間について衆議院議員総選挙の選挙結果及び任期期間中の農林水産委員会と国土交通委員会の発言回数をまとめたデータを作成した。まず、本稿の分析に用いる従属変数である農林水産委員会と国土交通委員会の発言については、委員の発言記録を R の `kaigiroku` パッケージを用いてダウンロードした。2014 年の当選議員については、第 188 回国会から第 194 回国会までの期間、2017 年の当選議員については第 195 回国会から第 205 回国会までの期間で、一回以上委員会内で発言している議員の発言回数をまとめた¹⁴⁸。その結果、委員会内で一回以上発言した議員は、農林水産委員会において 2014 年で 58 人、2017 年で 74 人、国土交通委員会において 2014 年で 82 人、2017 年で 102 人となった。なお、両委員会で発言を行っている議員も存在する¹⁴⁹。

¹⁴⁸ 議事進行を担う委員長長の発言回数は除外している。

¹⁴⁹ 分析では、発言回数を自然対数化した値を用いる。

次に、理論的に関心のある独立変数の作成にあたり、2014年に行われた第47回衆議院議員総選挙と2017年に行われた第48回衆議院議員総選挙の選挙結果をNHK選挙WEBから収集した¹⁵⁰。仮説1で用いる相対得票率差は、小選挙区当選者の得票率と最上位落選者の得票率の差によって表す。なお、小選挙区落選比例復活当選者は、比例復活並存小選挙区当選者との得票率の差を使用する¹⁵¹。相対得票率差は、接戦の度合いを上位二名の候補者で検討することが可能であるという解釈に基づき利用する。現職の存在や役職経験の有無などにより、選挙競争の様相は各選挙によって異なるが、二大政党化が進む小選挙区制下において実質的な得票争いは上位二名で行われることが多いとされるためである。また、上位の議会ほど選挙区内における全候補者同士の競争の激しさは低下する(Hogan 2003)とされていることから、衆議院議員総選挙の選挙区の競争性を測るために相対得票率差を利用することは適切であろう。仮説2では、比例復活並存小選挙区当選者であるか否か、小選挙区落選比例復活当選者であるか否かのダミー変数を用いる。これらのダミー変数の係数は、基準カテゴリとなる小選挙区単独当選者ないしは比例単独当選者との比較を表す。また、自然対数化した当選回数、与野党を識別するために政党所属の変数を用いた。分析に用いる変数の変数説明は表1、記述統計は表2に示した。

4-2. 推定方法

上記のように各委員会での発言回数を従属変数、相対得票率差・当選形態の議員の当選状況に関する指標を独立変数として、選挙年・議員ダミーを含む固定効果モデルに基づきパネルデータ分析を行なった。固定効果モデルでは、議員個人ごとの固有の要因と年度ごとの固有の要因が統制されるため、本稿では当選回数以外の前歴などの議員属性の変数や、選挙区に関する変数は投入しない。なお、議院内閣制下においては、与党議員と野党議員で委員会活動の意味が大きく異なると考えられる(松本・松尾 2011)。そこで、分析では、自民党・公明党に所属する与党議員のみでの推定結果と、それ以外の野党議員のみでの推定結果の二通りを用意する。また、議員個人を単位とするクラスター化した標準誤差を用いる。

¹⁵⁰ なお、何らかの形で繰り上げ当選を果たしている議員については、任期期間にズレが生じてしまうため、データから除外している。

¹⁵¹ 比例代表単独当選者は小選挙区での得票が無いいため、相対得票率差は欠損値となっている。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
農林水産委員会発言回数	農林水産委員会での発言回数。	R kaigirokuパッケージ
国土交通委員会発言回数	国土交通委員会での発言回数。	
当選回数	過去の衆議院議員総選挙での当選回数。	NHK選挙WEB
相対得票率差	小選挙区当選者は本人得票率－最上位落選者得票率、小選挙区落選者は、本人得票率－小選挙区当選者得票率。	
比例復活並存小選挙区当選者	同選挙区に比例復活当選議員が存在するか否かの	
小選挙区落選比例復活当選者	小選挙区選挙で落選し比例復活当選を果たしたか	

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
農林水産委員会発言回数	306	43.2941	96.3978	0	701
国土交通委員会発言回数	306	39.7810	79.7147	0	634
当選回数	306	3.1111	1.9903	1	10
相対得票率差	260	3.9508	17.4496	-50.6	66.6
比例復活並存小選挙区当選者	306	0.2386	0.4269	0	1
小選挙区落選比例復活当選者	306	0.3824	0.4868	0	1

5. 分析結果

5－1. 農林水産委員会での議員活動に与える影響

表 3 では小選挙区での選挙結果が農林水産委員会の発言回数の変化に与える効果を与野党別に検証した。

Model 1・3 では、与野党の両議員について相対得票率差の係数は負であるが、統計的に有意ではない。また、Model 2・4 では、野党議員について、小選挙区単独当選や比例単独当選から、比例復活者が並存する小選挙区当選や復活当選に回ると、農林水産委員会での発言回数が統計的に有意に減少する。これらは仮説 1・2 に反する結果であった。ただし、野党議員では、小選挙区単独当選など基準カテゴリに含まれる議員の数が少なく、限られた議員の変動の情報が強い相関をもたらしている可能性もあり、結果の解釈には注意が必要かもしれない。

表3 選挙結果が農林水産委員会発言回数に与える影響（固定効果モデル）

	従属変数 農林水産委員会発言回数			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	与党	与党	野党	野党
log (当選回数)	0.6046 † (0.3194)	0.6049 (0.5710)	2.3490 ** (0.7925)	-1.6180 † (0.9663)
相対得票率差	-0.0086 (0.0068)		-0.0641 (0.0405)	
比例復活並存小選挙区当選者		-0.2600 (0.3815)		-1.1920 *** (0.1960)
小選挙区落選比例復活当選者		-0.4865 (0.3574)		-3.4230 *** (0.4623)
選挙年	YES	YES	YES	YES
議員名	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8638	0.6886	0.8114	0.9718
N	57	71	56	60

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

(2) ()内は議員ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表4 選挙結果が国土交通委員会発言回数に与える影響（固定効果モデル）

	従属変数 国土交通委員会発言回数			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	与党	与党	野党	野党
log (当選回数)	0.3061 (1.7080)	-1.1730 (1.4620)	-0.0562 (5.1790)	-1.4470 (4.6200)
相対得票率差	-0.0572 * (0.0247)		0.0919 (0.0698)	
比例復活並存小選挙区当選者		0.3795 (0.3390)		0.1618 (1.5010)
小選挙区落選比例復活当選者		0.7896 ** (0.2645)		1.1440 (1.4300)
選挙年	YES	YES	YES	YES
議員名	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.5100	0.3347	-0.2368	-0.2461
N	69	84	78	91

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

(2) ()内は議員ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

5-2. 国土交通委員会での議員活動に与える影響

次に表4では、小選挙区での選挙結果が国土交通委員会の発言回数の変化に与える効果を与野党別に検証した。

Model 1では、与党議員について、相対的得票率の係数が有意に負であり、相対的得票率が低下して次回選挙で苦戦する恐れがあるほど、国土交通委員会での発言回数を増加させている。またModel 2では、同様に与党議員について、小選挙区単独当選や比例単独当選から、復活当選に回ると国土交通委員会での発言回数が統計的に有意に増加する。これらは仮説1・2に整合的な結果である。相対得票率が低下している与党議員や、復活当選に回った与党議員は、次回選挙での再選のために、国土交通委員会で積極的に発言して、地元利益の表出を狙うよう行動すると考えられる。このような効果は、Model 3・4の野党議員では有意でなく、実際に補助金の配分などに影響力を行使できる与党議員で有効性の高い議員行動なのかもしれない。

6. 結論

本稿では、衆議院議員総選挙で用いられる小選挙区比例代表並立制に着目し、2014年と2017年に当選した衆議院議員の選挙結果と委員会での発言回数の比較から、選挙結果が議員行動の変化に与える影響を実証的に明らかにしてきた。本稿の分析結果からは、第一に、相対得票率差が大きく、他の候補者よりも多くの票を獲得した選挙に強い与党議員ほど国土交通委員会での発言回数が減少していることがわかる。すなわち、選挙結果から次回選挙での再選可能性が高いと予測できる議員ほど、委員会での発言に注力しないということが示唆される。第二に、復活当選者の与党議員ほど、発言回数が増加傾向にある。この結果からは、再選可能性を上昇させるための一つの議員行動として委員会での活動が位置付けられており、地元利益を表出しようと利益誘導型の委員会での発言回数が増加している可能性がある。一方で、第三に、農林水産委員会では、特に野党の比例復活並存小選挙区当選者と小選挙区落選比例復活当選者の発言回数が減少しており、仮説や先行研究の知見に反する結果となった。

本稿の中心的議論となった重複立候補・復活当選制度は、小選挙区に選挙区当選者と復活当選者という二人以上の現職者を生む可能性がある特異な制度である。本稿の分析結果からは、復活当選者の存在が小選挙区当選者の行動を活性化させるとまでは言えないものの、復活当選者には次回選挙での再選に向け集票努力を促し、議員行動を促進させる可能性があることが明らかにされた。重複立候補・復活当選制度については、依然として根強い批判論も存在しているが、強い再選への危機感を持った議員を構造的に生み出すという点において、選挙競争を強める制度として肯定的な評価を下すことができるといえる。

7. 参考文献

- 今井亮佑. 2003. 「有権者と政治エリート—国会議員の活動と有権者の業績評価」『選挙研究』 18: pp.113-124, 257.
- 河野武司. 2013. 「並立制の制度的影響についての一考察」『公共選択』 60: pp.41-63.
- 河野武司. 2020. 「重複立候補と結果としての死に票の救済」『法學研究：法律・政治・社会』 93(1): pp.1-22.
- 谷口尚子. 2020. 「fMRI を用いた有権者の脳活動の計測—選挙の接戦度に関する報道が有権者の認知に与える影響に関する実験研究」『法學研究：法律・政治・社会』 93(1): pp.49-64.
- 名取良太. 2002. 「選挙制度改革と利益誘導政治」『選挙研究』 17: pp.128-141, 207.
- 吐合大祐. 2018. 「選挙区定数と議員の再選戦略—日本の都道府県議会議員の委員会所属に注目して」『年報政治学』 69(1): pp.293-315.
- 吐合大祐. 2022. 「復活当選と政策活動—現代日本の議員行動と利益誘導政治」『選挙研究』 38(1): pp.76-88.
- 濱本真輔・根元邦朗. 2011. 「個人中心の再選戦略とその有効性—選挙区活動は得票に結び付くのか?」『年報政治学』 62(2): pp.70-97.
- 品田裕. 2001. 「地元利益指向の選挙公約」『選挙研究』 16: pp.39-54.
- 藤村直史. 2021. 「議会、政府、政党の役職就任は議員の再選可能性を高めるのか?」『政策科学』 28(3): pp.297-312.
- 増山幹高. 2015. 『立法と権力分立』 東京大学出版会.
- 松本俊太・松尾晃孝. 2011. 「国会議員はなぜ委員会で発言するのか?—政党・議員・選挙制度」『選挙研究』 26(2): pp.84-103.
- ヨーゼフ, シュンペーター, 大野一. 2016. 『資本主義、社会主義、民主主義Ⅱ』 日経 BP 社.
- Hogan, Robert E. 2003. “Institutional and District-Level Sources of Competition in State Legislative Elections.” *Social Science Quarterly* 84(3): pp.543-560.
- Holbrook, Thomas M and Tidmarch, Charles, M. 1993. “The Effects of Leadership Positions on Votes for Incumbents in State Legislative Elections.” *Political Research Quarterly* 46(4): pp.897-909.
- Horiuchi, Yusaku, Ariga, Kenichi, Mansilla, Roland, and Umeda Michio. 2016. “No Sorting, No Advantage: Regression Discontinuity Estimates of Incumbency Advantage in Japan.” *Electoral Studies* 43: pp.21-31.
- Konisky, David M and Ueda, Michiko. 2011. “The Effects of Uncontested Elections on Legislator Performance.” *Legislative Studies Quarterly* 36(2): pp.199-229.
- Mcdonald, Michael P and John, Samples. 2006. *The Marketplace of Democracy: Electoral Competition and American Politics*. Brookings Institution Press.

- Pekkanen, R, Byblade, B, and Krauss, E. S. 2006. "Electoral Incentives in Mixed-Member Systems: Party, Posts, and Zombie Politicians in Japan." *The American Political Science Review* 100(2): pp.183-193.
- Vincenzo, Galasso and Tommaso, Nannicini. 2011. "Competing on good politicians." *American Political Science Review* 105(1): pp.79-99.

第 1 1 章

左派政党の伸長が候補者クォータ制の導入に与える影響 —離散時間ロジットモデルによる実証分析—

永井 帆南美

要約

女性議員を増やすための政策として、ここ数十年でクォータ制の導入が世界中で広がりを見せている。なかでも、近年、法律によって各政党に一定割合の女性候補者の擁立を義務付ける候補者クォータ制の普及が進んでいる。既存研究では、国際的な圧力や国内外の女性運動の相互作用が、候補者クォータ制の導入を推し進めることが明らかになっているが、このような国際的なトレンドに基づく説明は、国家間の差異を十分に説明できない。そこで、本稿では、1989 年から 2019 年までの世界 20 か国のパネルデータを作成した上で、国家間の差異を説明する国内要因として、政策決定に直接的な影響を及ぼす政党システムに注目し、左派政党の伸長が候補者クォータ制の導入に与える影響を検証した。分析結果からは、議会内・閣僚内において左派政党の勢力が拡大するほど、候補者クォータ制を導入する可能性が高まることが明らかになった。政治分野における男女格差が深刻な日本においてクォータ制の導入を促進していくには、左派政党の伸長を促す制度設計が重要だと考えられる。

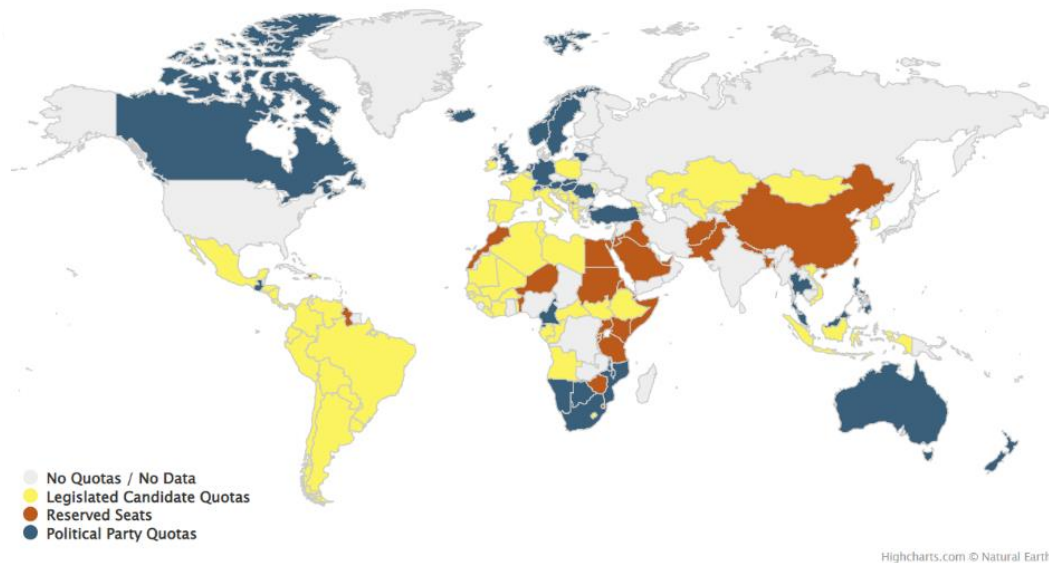
1. はじめに

ここ数十年で、国際的に女性議員が増加してきた。1995 年時点で 11.3%だった世界全体の女性国会議員の割合は、2022 年には 26.1%を記録した¹⁵²。このような女性議員増加の背景には、世界規模で急速に広がっているクォータ制の導入がある（図 1）。クォータ制とは、政治分野における男女格差を是正するために、議席または候補者の一定比率を女性に割り当てる制度を指す¹⁵³。クォータ制には、政党が自発的に女性候補者を擁立する政党クォータ制、法律によって各政党に女性候補者の擁立を義務付ける候補者クォータ制、憲法で議席の一部を女性枠とする議席クォータ制の三種類があるが、現在 118 の国と地域においていず

¹⁵² [https://www.ipu.org/resources/publications/reports/2022-03/women-in-parliament-in-](https://www.ipu.org/resources/publications/reports/2022-03/women-in-parliament-in-2021)
2021 (2022 年 10 月 21 日)。

¹⁵³ <https://www.nhk.or.jp/kaisetsu-blog/700/367844.html> (2022 年 10 月 28 日)。

図1 世界におけるクオータ制導入状況



出典: IDEA「Gender Quotas Database」¹⁵⁴。

れかのクオータ制が導入されており¹⁵⁵、とりわけ 1990 年代以降、候補者クオータ制の導入が広がってきた (Weeks 2018)。

このような潮流に反して、日本の政治分野における男女格差の現状は先進国内のみならず世界的にみても最低水準にある。2021 年に世界経済フォーラムが公表したジェンダーギャップ指数ランキングにおいて、日本は 156 か国中 120 位だったが (WEF 2021)、とりわけ、ジェンダーギャップ指数の構成要素である経済、政治、教育、健康の中でも政治分野は 147 位と、政治分野における男女格差が大きな課題であることがわかる (WEF 2021)。実際、2022 年現在、衆議院議員のうち女性議員割合は 9.7%であり、世界 193 か国中 165 位に位置している¹⁵⁶。このように、政治分野における女性の活躍で世界に大幅な後れをとっているにもかかわらず、日本国内ではクオータ制の導入に向けた議論が一向に進んでいない。

女性議員が極端に少ない現状は何が問題なのか。そもそも、日本を含む多くの民主主義国では、国民が選挙を通じて代表者を選び、彼らが政策決定を行っている。もし、性別によって政策選好に違いがあるならば (Thomas and Welch 1991; Poggione 2004)、政策決定に関わる代表者が一方の性別に大きく偏っている状況では、有権者の属性と政治家の属性の分布が一致しておらず、政治過程において有権者の政策選好を反映できなくなる。すなわち、代議制民主主義が機能していないとも考えられる。

¹⁵⁴ <https://www.idea.int/data-tools/data/gender-quotas> (2022 年 10 月 28 日)。なお、Legislated Candidate Quotas は候補者クオータ制、Political Party Quotas は政党クオータ制、Reserved Seats は議席クオータ制を指す。

¹⁵⁵ <https://www.gender.go.jp/policy/seijibunya/> (2022 年 10 月 21 日)。

¹⁵⁶ <https://data.ipu.org/women-ranking?month=9&year=2022> (2022 年 10 月 21 日)。

上記を踏まえると、女性議員の増加に即時的に影響するクォータ制の導入は、日本において重要な政策課題になりうる。実際、2018年に施行された「政治分野における男女共同参画の推進に関する法律」では、政党その他の政治団体の責務として「当該政党等に所属する男女のそれぞれの公職の候補者の数について目標を定める等、自主的に取り組むよう努めるものとする」¹⁵⁷と定められている。しかし、この法律の施行後、初の衆議院総選挙となった2021年総選挙における女性候補者の割合は17.7%で、前回の2017年(17.8%)の選挙時から改善が見られなかった¹⁵⁸。つまり、各政党の自主性に任せていては女性議員増加に向けた取り組みが進まないのが現状である。そこで、日本においても、法律によって全政党に一定割合の女性候補者の擁立を義務付ける候補者クォータ制の導入が考慮されるべきかもしれない。

男性が多数を占める議会や政党でクォータ制の導入が進むことは一見すると不可解であり、政治学ではクォータ制の導入要因をめぐって数多くの議論が行われてきた。特に、1975年に導入が始まった政党クォータ制の導入要因に関しては、先行研究によって体系的な理論的枠組みが提示されている。一方で、政党クォータ制よりも歴史が浅い候補者クォータ制の制定過程については研究上の課題が多い。まず、国際的規範の普及や国内外の女性運動の影響など、国際的な影響に関する導入要因は明らかにされているものの、国内の内的要因を明らかにした研究は少ない。また、クォータ制に関する研究の大半は単一の国または少数の国を対象としている。候補者クォータ制の導入は地域的な相関が強く(Krook 2006)、地域を超えた導入要因は依然明らかでない。本稿は、1989年から2019年までの世界20か国のパネルデータを作成した上で、国家間の差異を説明する国内要因として、政策決定に直接的な影響を及ぼす政党システムに注目しながら、左派政党の伸長が候補者クォータ制の導入に与える影響を明らかにする。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、女性議員増加の効果や各種クォータ制の導入要因に関する先行研究を整理する。第3節では、候補者クォータ制導入のメカニズムについて本稿の理論仮説を提示し、第4節では、分析に用いるデータと推定手法を説明する。第5節では、計量分析による推定結果を確認した後、2006年に候補者クォータ制を導入したポルトガルの事例を過程追跡していくことで、計量分析では明らかにできない因果メカニズムを質的に検証する。第6節では、本稿のまとめとして、クォータ制の導入が進まない日本に向けた提言を述べていく。

2. 先行研究

2-1. 女性議員の増加による政治的影響

¹⁵⁷ https://www.gender.go.jp/policy/seijibunya/seijibunya_law.html (2022年10月21日)。

¹⁵⁸ <https://www.soumu.go.jp/senkyo/49syusokuhou/index.html> (2022年10月26日)。

前述の通り、既存研究では、女性議員と男性議員の政策選好の違いに注目した上で、女性議員の増加が立法・政策形成にどのような影響を及ぼすのかが議論されている。例えば、アメリカの州議会を対象とした Thomas (1991) の研究では、女性議員の割合が高い州では、女性、子ども、家族の問題を扱った法案が多く提出・可決されていることが指摘されている。また、スウェーデンの地方議会においても女性議員が増加したことで、高齢者介護に比べ保育・教育への支出が増加したという (Svaleryd 2009)。さらに、Baskaran and Hessami (2019) は、ドイツのバイエルン州の事例から、女性議員の増加が地方自治体による保育サービスへの公的支援拡大につながったことを報告している。

以上のように、女性議員が増加することで、特に女性、子ども、家族、福祉等に関する政策や法案の成立が促される。そうであるならば、議会において女性議員が少ない状況では、特定の政策が十分に議論されずに軽視されている可能性があり、民意を十分に反映できていないと言える。

2-2. 政党クオータ制の導入要因

男性が多数を占める議会または政党において女性議員を増やすクオータ制が採用されることは一見すると合理的でない。そのため、政治学では、理論上のパズルとしてこれまで多くの研究によって知見が蓄積されてきた。クオータ制の導入の歴史に沿って、まず、本項では、政党クオータ制の導入要因に関する研究を概観する。

そもそも政党クオータ制とは、「政党が党の規則等により、議員候補者の一定割合を女性又は男女に割り当てることを定めたもの」を指す (内閣府男女共同参画局 2020)。1975 年にノルウェーの社会党と自由党がクオータ制を導入したことに端を発し、その後西ヨーロッパ全域の政党に広がった (衛藤 2007)。政党クオータ制は、現在 55 か国で導入されているが、そのうち欧州での導入が 46.9%を占めており、主に西ヨーロッパで広く利用されている制度だと言える (内閣府男女共同参画局 2020)。先行研究では、政党クオータ制の導入要因として、①女性活動家、②選挙制度、③政党間競争、④政党の特徴の四つを指摘している (Caul 2001)。

まず、党の最高意思決定機関に女性が多ければ多いほど、女性議員を増やすための措置をとるよう党の指導部に直接圧力をかける結果、政党がクオータ制を導入する可能性が高まる (Caul 1999)。また、選挙制度に着目すると、比例代表制の国はクオータ制を導入しやすいと指摘されている (Caul 1999; Hughes et al. 2015; Kang and Tripp 2018)。一方、有権者をめぐる政党間競争の観点から、政党が選挙的・戦略的なインセンティブを考慮した上で政党クオータ制を導入する可能性も示唆されてきた。具体的には、ある政党がクオータ制を採用すると、他の政党は女性票を失うことを恐れ、自身もクオータ制を導入するようになる (Matland and Studlar 1996; 衛藤 2007; Weeks 2018)。実際、ドイツでは、1986 年に男女

同権を掲げる緑の党が政党クオータ制を導入して成功を収めたことで、女性票の確保をめぐって他の政党にもクオータ制導入の圧力がかかった（中谷 2010）。結果的に、政党クオータ制は保守政党にまで広がっていった¹⁵⁹。加えて、政党の特徴として、左派政党は右派政党よりも女性の代表性を支持する傾向が強いこと（Caul 2001）、新しい政党ほど女性の代表性を高めるための措置を制定する可能性が高いこと（Matland and Studlar 1996）などが指摘されてきた。

2-3. 候補者クオータ制の導入要因

候補者クオータ制は、1991年にアルゼンチンが世界で初めて導入した後、一気にラテンアメリカ諸国に広がり、現在では60か国が導入するなど世界的な広がりを見せている。しかし、その導入要因については未だに明らかになっていない部分が多い。先行研究では、主に国際的規範の普及や、国際的な女性運動の高まり、それに伴う国内での女性運動の影響などが指摘されている。

具体的には、1979年に採択された女性差別撤廃条約や、1995年の北京行動綱領など、女性の政治参加を要請する国際的規範は、クオータ制が世界的に急速に広がる上で大きな役割を果たした（朴 2009）。実際、国際的な女性運動の規模が拡大するにつれてクオータ制の導入の可能性が高くなること、国内の女性運動もクオータ導入に正の影響を与えることが明らかにされている（Hughes et al. 2015）。さらに、国際的なアクターの努力や政府への圧力以上に、国内の女性グループがクオータ制の採用において役割を果たしていることを指摘するものもある（Kang and Tripp 2018）。加えて、1991年に世界で初めて候補者クオータ制を導入したアルゼンチンの事例研究では、正義党がかつて政党クオータ制を経験していた点、クオータ制導入運動が既存の女性運動の支持を受け、最終的には超党派的なものになった点が制度導入の背景としてあげられている（菊池 2013）。

なお、議席クオータ制は、主にアフリカ、アジア、中東で、政党クオータ制は西ヨーロッパで、候補者クオータ制はラテンアメリカでよく見られるなど、クオータ制の導入は地域と強い相関があると言われている。具体的には、ラテンアメリカにおける候補者クオータ制の普及は、この地域の多くの国がスペイン語圏であることに大きく起因しているという指摘がある（Krook 2006）。また、西ヨーロッパでは地域内の社会主義政党や社会民主主義政党のつながりが、政党クオータ制の普及を促した（Krook 2006）。

このように、候補者クオータ制の導入要因として、国際的な影響力を指摘する研究が数多くなされてきた一方で、国内要因に注目した研究は少ない。そのため、国際的な影響力を受けたときに、候補者クオータ制の導入につながる国とそうでない国の差異がなぜ生じるのかは明らかになっていない。そこで、本稿は、政党クオータ制導入の要因の中でも政策決定

¹⁵⁹ <https://www.gender.go.jp/research/kenkyu/sekkyoku/pdf/h19shogaikoku/sec2.pdf> (2022年11月8日)。

に直接的な影響を及ぼす政党システムと候補者クォータ制導入の関係を明らかにするために、左派政党の伸長に注目して実証分析を行う。

3. 理論仮説

本稿では、政党クォータ制の導入要因として言及されてきた左派政党の存在が、候補者クォータ制の採用にも影響するということを主張する。まずは、政党クォータ制の導入要因として明らかにされている理論的枠組みを整理する。先行研究では、左派政党がクォータ制の導入を促す理由として、政党のイデオロギーの影響と、政党間競争の影響の二点が指摘されてきた。第一に、平等主義は左派政党のイデオロギーの重要な構成要素であり (Caul 2001)、左派政党はより女性候補者を議会に送り出す傾向があることから (Caul 1999)、左派政党は右派政党よりも女性の政治的代表的理念と親和性が高く、クォータ制を支持する傾向が強いと考えられる。第二に、政党クォータ制を導入しているか否かにかかわらず、政党は、他の政党が女性候補者を公認し始めると、より多くの女性を公認することに圧力を感じるようになる。いわゆる政党間競争に伴う「伝染効果」が存在する (Matland and Studlar 1996)。こうした政党間競争によるクォータ制導入や女性議員増加に向けた潮流の形成において、左派政党は先駆的な役割を果たしている。上記の議論から、左派政党が議会内で勢力を伸ばすにつれて、女性候補者の公認が増加するとともに、クォータ制導入論議が伝染しやすくなると考えられる。これらのメカニズムは、候補者クォータ制にも当てはまるだろう。

一方、候補者クォータ制に固有の特徴を踏まえると、選挙競争の観点からも、左派政党の台頭が候補者クォータ制の導入を促す理由を説明できる。具体的には、全政党に一定比率の女性候補者の擁立を義務付けるという候補者クォータ制の特徴を利用して、左派政党が右派政党を選挙上、不利な立場に追い込むことが可能となる。候補者クォータ制が導入されて、女性候補者の擁立が義務付けられると、それまで女性候補者をあまり擁立してこなかった右派政党は新人の女性候補者探しに奔走しなければならない (Weeks 2018)。左派政党の選挙戦略上、候補者クォータ制の導入は、右派政党を脆弱にできるという点で合理的かもしれない。そのため、左派政党が議会内・閣僚内で勢力を伸ばさせると、候補者クォータ制の導入に向けた議論が進むだろう。以上の議論から、次のような仮説が導出される。

仮説 1 議会・内閣における左派政党の勢力が拡大するほど、候補者クォータ制が導入されやすい。

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、1989年から2019年までの世界20か国のパネルデータを構築した。対象年は、世界で初めて候補者クオータ制が導入された1991年の直前から観察する。対象国は、Comparative Political Data Set (以下、CPDS) に含まれるOECDおよびEU加盟国の中で、分析対象期間内に候補者クオータ制を導入している国と、各種クオータ制のいずれも導入していない国である。具体的には、ベルギー、ブルガリア、クロアチア、チェコ、デンマーク、エストニア、フィンランド、フランス、ギリシャ、アイルランド、イタリア、日本、ラトビア、ルクセンブルク、マルタ、ポーランド、ポルトガル、スロベニア、スペイン、アメリカの計20か国が含まれる。

まず、本稿の分析に用いる従属変数は、候補者クオータ制導入の有無のダミー変数である。具体的には、対象国において、1989年から2019年の間に候補者クオータ制が導入されていない期間は0、導入された場合は導入年をもって1となり、それ以降の観察は打ち切りとしてデータセットから除外する。今回の分析においては、政党クオータ制のみを採用している国については分析の対象外とした。政党クオータ制は大小問わず各国の政党が導入しているため、すべてのケースで導入年の正確な情報を得ることが困難だと判断したためである。また、国内で政党クオータ制の導入が進み、議会における女性議員比率が高い国では、候補者クオータ制を導入する誘因が少なくなるであろう (Hughes et al. 2015)。

次に、理論的に関心のある独立変数として、CPDSに含まれる政党システムに関する三つの指標を用いた。具体的には、社会民主主義政党およびその他の左派政党の、①閣僚ポストの割合、②政権与党に占める議席割合、③議会における議席占有率である。

その他、統制変数には、社会経済的な指標として自然対数化した人口、自然対数化した一人当たりGDP、失業率を用いた。また、女性議員比率¹⁶⁰も投入した。女性議員比率が高い国ほどクオータ制を導入して女性議員を増やそうとする誘因が下がるため、候補者クオータ制の導入に負の影響を与えると推測される (Hughes et al. 2015)。

表1と表2は、それぞれ上記の変数について整理した変数一覧と、記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、候補者クオータ制の導入に関する生存分析、特に離散時間ロジットモデルを推定する。離散時間ロジットモデルにおいては、時間の経過とともに値を変える独立変数を分析に用いることができる。各国における候補者クオータ制導入の生起確率や説明要因の値は時間の経過とともに変化する。したがって、候補者クオータ制の導入要因を分

¹⁶⁰ 二院制の場合は、下院を対象とする。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
クオータ制導入ダミー	0＝クオータ制未導入。 1＝クオータ制導入。	IDEA (Gender Quotas Database)
左派政党閣僚率	内閣の総ポストに占める社会民主主義政党およびその他の左派政党の割合 (%)。	Comparative Political Data Set
左派政党政権内議席率	政権与党の議席数に占める社会民主主義政党およびその他の左派政党の議席割合 (%)。	Comparative Political Data Set
左派政党議席率	社会民主主義政党およびその他の左派政党の政権における議席数シェア (%)。	Comparative Political Data Set
女性議員比率	国会議員に占める女性の割合 (%)。	Comparative Political Data Set
失業率	労働力人口に占める失業者の割合 (%)。	Comparative Political Data Set
総人口	総人口 (千人)。	Comparative Political Data Set
一人当たりGDP	GDP÷総人口。	World Bank Data
時間経過年数	観察開始時から時間経過 (年)。	IDEA (Gender Quotas Database)

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
クオータ制導入ダミー	466	0.0193	0.1378	0	1
左派政党閣僚率	466	27.5342	32.095	0	100
左派政党政権内議席率	466	29.8032	35.3557	0	100
左派政党議席率	466	16.1082	18.6029	0	65.9000
女性議員比率	466	18.1994	9.9229	1.4000	47
失業率	466	8.5223	4.5299	1.6000	27.5000
総人口	466	38866.9637	75138.7771	360.1000	328527
一人当たりGDP	466	25597.3883	20757.0949	1361.3924	123678.7021
時間経過年数	466	14.2039	8.2595	1	31

析するにあたり、時間の経過を考慮できる生存分析は最も適した分析手法と言える（福田 2005）¹⁶¹。国ごとに候補者クオータ制の導入のしやすさには違いがあると考えられるが、国ごとのランダム切片を考慮したランダム効果離散時間ロジットモデルではランダム切片の分散が 0 となった。そこで、ランダム効果を考慮しない離散時間ロジットモデルを推定する。また、時間経過をコントロールするために観察開始からの時間経過年数とその二乗項を投入した¹⁶²。

本稿では、対象期間中に最初に候補者クオータ制が導入されたタイミングまでを観察対象とする。クオータ制が導入された後に、閾値の段階的な引き上げや、新たな配置義務の採

¹⁶¹ www.pdrc.keio.ac.jp/jpsc/wp-content/uploads/2018/01/p12-5.pdf (2022 年 11 月 2 日)。

¹⁶² 1989 年以降に民主化した国では、その時点からの時間経過年数を測定している。具体的には、ブルガリア、チェコ、ハンガリー、ルーマニア、スロバキアは 1990 年から、ポーランドは 1991 年から、エストニア、リトアニアは 1992 年から、ラトビア、スロベニアは 1993 年から、クロアチアは 2000 年から測定している。

用などの改革が行われることはしばしばある。しかし、これまでの国際的な研究においてクオータ制の改革が分析の際に考慮されていないため (Hughes et al. 2015)、先行研究に倣って今回はクオータに関する法律や規則が変更される点は考慮しないものとする。

5. 分析結果

5-1. 主要結果

表 3 では、議会や内閣における左派政党の伸長が、候補者クオータ制の導入に与える効果を検証した。左派政党に関する三つの指標をすべて投入した Model 1 では、統計的に有意な効果が見られなかった。表 4 では、三つの指標の相関行列を示したが、三つの独立変数間の相関係数はすべて 0.95 以上と、統計的に有意な強い正の相関がある。このような多重共線性によって係数の正負が一貫しなかったものと思われる。そこで、次に、Model 2~4 では、三つの指標を一つずつ独立変数に投入した。その結果、三つの指標すべてにおいて 5% 水準で統計的に有意な正の効果が確認できた。これは、左派政党の勢力が拡大するほど候補者クオータ制を導入する可能性が高まるという本稿の理論的枠組みに整合的な結果である。その他、統制変数に注目すると、女性議員比率については、女性議員比率が高い国ほど候補者クオータ制の導入がなされにくいとする先行研究 (Hughes et al. 2015) とは異なり、統計的に有意な結果は得られなかった。

5-2. 事例研究

本稿では、計量分析を通じて、左派政党の伸長が候補者クオータ制の導入に影響を与えるという因果関係を明らかにしてきた。しかし、上記の理論が成り立つメカニズムは明らかになっていない。そこで、本項では、2006 年に候補者クオータ制が導入されたポルトガルの事例を過程追跡していくことで、その因果メカニズムを質的に検証する。

1974 年のポルトガルでは、軍事クーデターの勃発によって約 48 年間続いていた権威支配体制が終わり、民主主義体制が確立され始めた (Baum and Espírito-Santo 2012)。それ以降、法律によって男女同権が認められ、第四回となる憲法改正において女性の政治参加について言及が行われた。1990 年代後半に、左派政党である社会党 (PS) の提案によってクオータ制の議論が始まった¹⁶³。クオータ制の法案は、社会党によって 1998 年、2000 年、2003 年に、左翼ブロック (BE) によって 2001 年、2003 年に提出されたが、これらの法案は多数派である右派政党の反対によってすべて否決された (Baum and Espírito-Santo

¹⁶³ 女性の権利が大きく制限されていた権威主義体制以降、クオータ制を支持する人々は民主主義の推進という観点から議論を展開した (Weeks 2018)。

表3 候補者クォータ制の導入に対する左派政党伸長の効果

	従属変数 クォータ制導入ダミー			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
(定数項)	-22.8675 ** (8.4419)	-20.3144 ** (7.6323)	-22.0787 ** (8.0889)	-22.0505 ** (8.0345)
左派政党閣僚率	-0.0162 (0.0364)	0.0246 * (0.0102)		
左派政党政権内議席率	0.0066 (0.0574)		0.0258 * (0.0103)	
左派政党議席率	0.0680 (0.0972)			0.0518 * (0.0203)
女性議員比率	-0.0295 (0.0392)	-0.0250 (0.0374)	-0.0312 (0.0384)	-0.0272 (0.0378)
失業率	0.0334 (0.0956)	0.0446 (0.0928)	0.0433 (0.0932)	0.0327 (0.0951)
log (総人口)	0.1145 (0.2185)	0.0772 (0.1976)	0.0717 (0.2013)	0.1115 (0.2060)
log (一人当たりGDP)	1.1544 (0.7210)	0.9473 (0.6382)	1.1131 † (0.6681)	1.0648 (0.6582)
時間経過年数	0.6933 † (0.3609)	0.6928 † (0.3611)	0.7055 † (0.3624)	0.7070 † (0.3637)
時間経過年数 ²	-0.0191 † (0.0101)	-0.0192 † (0.0101)	-0.0195 † (0.0101)	-0.0195 † (0.0101)
McFadden R ²	0.1689	0.1518	0.1618	0.1666
N	466	466	466	466

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

表4 相関行列

	左派政党閣僚率	左派政党政権内 議席率	左派政党議席率
左派政党閣僚率	1.0000		
左派政党政権内議席率	0.9758	1.0000	
左派政党議席率	0.9584	0.9793	1.0000

2012; Weeks 2018)。

しかしその後、左派政党が一気に勢力を拡大していったことで政策形成過程において大きな影響力を持つようになり、2006年に候補者クォータ制の導入が実現した。具体的には、2005年に行われたポルトガル議会選挙において、野党だった社会党が大きく得票率を伸ば

して過半数の議席を獲得し、社会民主党（PSD）に勝利したことがあげられる¹⁶⁴。さらに、極左新党である左翼ブロックの伸長も注目に値する（Weeks 2018）。社会党と左翼ブロックは、男女平等の問題については協調関係にあったとされ、共同で法律を提案した。これらの左派政党の拡大が候補者クオータ制導入の議論を促進するのに役に立ったと言える。

以上のように、ポルトガルの事例から、左派政党はより女性の代表性に政策関心を持ち、候補者クオータ制の導入に先駆的な役割を果たしてきたこと、左派政党の伸長が候補者クオータ制導入の契機となることが明らかになった。したがって、本稿の理論仮説は、量的、質的いずれの場合においても整合的なものと検証された。

6. 結論

本稿では、1989年から2019年までの世界20か国のパネルデータを作成した上で、左派政党の伸長が候補者クオータ制の導入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、議会内・閣僚内における左派政党の影響力が拡大するほど、候補者クオータ制を導入する可能性が高まることが示唆された。

今回得られた知見をふまえ、日本において候補者クオータ制導入を進めていくためには、左派政党伸長のための制度設計が重要だと言える。具体的には、選挙制度改革があげられる。現在、衆議院議員総選挙では、小選挙区に重きをおいた小選挙区比例代表並立制が用いられているが¹⁶⁵、その比例代表制部分の比重を大きくするか、もしくは比例代表制に変更することで、左派政党の得票が促進され、結果的に候補者クオータ制の導入が期待できる。このような選挙制度改革は、候補者クオータ制の導入という点に限らず、政治的・社会的マイノリティの権利拡充を進めていく上で有益だと考えられる。

また、事例研究から明らかになったのは、右派政党から左派政党への政権交代をきっかけに候補者クオータ制の導入が進むということである。今回取り上げたポルトガルの事例に加え、2007年に候補者クオータ制が導入されたスペインにおいても、左派政党が伸長し政権が交代した時に導入が進んだ。すなわち、候補者クオータ制のような抜本的な改革を実行するには、政権交代も重要な要素だと推測される。

最後に、本稿では世界20か国のデータを用いて分析を行ったが、最も候補者クオータ制の導入が進んでいる地域であるラテンアメリカ諸国は含まれていない。したがって、今後の研究では、ラテンアメリカでも候補者クオータ制の導入と左派政党の伸長に同様の関係が見られるのかについて明らかにされたい。

¹⁶⁴ 2005年のポルトガル議会選挙において、与党・社会民主党が大敗した背景には、ポルトガル国内における経済不振がある。低成長によって財政赤字が拡大する状態が続き、政府のパフォーマンスが非難され、支持率が急落した（Weeks 2018）。

¹⁶⁵ 衆議院議員の総議員定数465名のうち、小選挙区選出議員の定数が289名、比例代表選出議員の定数が176名に配分されている。

7. 参考文献

- 衛藤幹子. 2007. 「女性の過少代表とクォータ制度--特定集団の政治的優先枠に関する考察」『法學志林 = Review of law and political sciences』104(4): pp.1-46.
- 菊池啓一. 2013. 「アルゼンチンとクォータ制」『国際女性：年報 = International women: annual』27: pp.92-95.
- 内閣府男女共同参画局. 2020. 「諸外国における政治分野の男女共同参画のための取組」.
<https://www.gender.go.jp/policy/seijibunya/pdf/pamphlet.pdf> (2022 年 10 月 22 日)。
- 中谷毅. 2010. 「ドイツにおける女性議員のクォータ制：ドイツ社会民主党の事例を中心に」『日本政治学会.年報政治学』61 (2): pp.48-67.
- 朴仁京. 2009. 「女性の政治的代表とクォータ制」『国際女性』23 (1): pp.9-16.
- 福田節也. 2005. 「第 4 章 離婚の要因分析」財団法人家計経済研究所編『リスクと家計—消費生活に関するパネル調査—平成 17 年版』国立印刷局.
- Baskaran, Thushyanthan and Zohal Hessami. 2019. “Competitively Elected Women as Policy Makers.” *Policy File. CESifo Group Munich*.
- Baum, Michael, and Ana Espírito-Santo. 2012. “Portugal’s Quota-Parity Law: An Analysis of Its Adoption.” *West European Politics* 35 (2): pp.319-342.
- Caul, Miki. 1999. “Women’s Representation in Parliament: The Role of Political Parties.” *Party Politics* 5 (1): pp.79-98.
- Caul, Miki. 2001. “Political Parties and the Adoption of Candidate Gender Quotas: A Cross-National Analysis.” *The Journal of Politics* 63(4): pp.1214-1229.
- Svaleryd, Helena. 2009. “Women’s Representation and Public Spending.” *European Journal of Political Economy* 25(2): pp.186-198.
- Hughes, Melanie M., Krook, Mona Lena, and Pamela Paxton. 2015. “Transnational Women’s Activism and the Global Diffusion of Gender Quotas.” *International Studies Quarterly* 59(2): pp.357-372.
- Kang, Alice J., and Aili Mari Tripp. 2018. “Coalitions Matter: Citizenship, Women, and Quota Adoption in Africa.” *Perspectives on Politics* 16(1): pp.73-91.
- Krook, Mona Lena. 2006. “Reforming Representation: The Diffusion of Candidate Gender Quotas Worldwide.” *Politics & Gender* 2(3): pp.303-327.
- Matland, Richard E. and Donley T. Studlar. 1996. “The Contagion of Women Candidates in Single-Member District and Proportional Representation Electoral Systems: Canada and Norway.” *The Journal of Politics* 58(3): pp.707-733.
- Poggione, Sarah. 2004. “Exploring Gender Differences in State Legislators’ Policy

- Preferences.” *Political Research Quarterly* 57(2): pp.305-314.
- Thomas, Sue. 1991. “The Impact of Women on State Legislative Policies.” *The Journal of Politics* 53(4): pp.958-976.
- Thomas, Sue and Susan Welch. 1991. “The Impact of Gender on Activities and Priorities of State Legislators.” *The Western Political Quarterly* 44(2): p.445-456.
- Weeks, Ana Catalano. 2018. “Why Are Gender Quota Laws Adopted by Men? The Role of Inter- and Intraparty Competition.” *Comparative Political Studies* 51 (14): pp.1935-1973.
- World Economic Forum. 2021.「Global Gender Gap Report 2021」. https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2021.pdf (2022 年 10 月 21 日)。

第 12 章

民主主義はなぜ性的少数者を保護しないのか？

—民主主義と寛容性の交互作用の観点から—

加藤 蒼貴

要約

現在、性的少数者の権利保護への関心が高まっており、そのような権利保護の要因についての研究が進んでいる。しかし、既存研究では、一部の地域に限定した研究が多く、世界規模の研究は少ない。また、民主主義か否かと性的少数者の権利保護との間には関連がないという知見が得られているが、その理由は追及されていない。そこで、本稿では、2017 年の性的少数者に対する法的保護状況のデータセットを構築した上で、民主主義指標と、性的少数者に対する寛容度の指標との交互作用項を用いて、民主主義が性的少数者の法的保護に与える影響のメカニズムを検証した。分析結果からは性的少数者への寛容性が高い地域では民主主義の国ほど性的少数者の権利保護が拡充していくが、性的少数者への寛容性が低い地域では、民主主義は権威主義国と同程度に性的少数者の権利保護に消極的になることが明らかとなった。性的少数者の法的保護の拡充の上で、性的少数者への寛容性が高い国では、民主化を進めることが重要であるが、性的少数者への寛容性が低い国では、性的少数者への偏見を是正するとともに、国際的な圧力によって権利保護を訴えていくことが重要であると考えられる。

1. はじめに

近年、国際的に性的少数者¹⁶⁶の権利保護が進んでいる。2012 年時点では、世界で 10 カ国のみが同性婚を導入しているに過ぎなかったが、2022 年現在では同性婚導入国数が 31 カ国となっており、導入ペースは高まっている。また、日本においても、2015 年から自治

¹⁶⁶ 性的少数者とは、同性愛者などの性のあり方が一般的なものとは違った人を指し、しばしば LGBT と表記される。LGBT はそれぞれ Lesbian (女性同性愛者)、Gay (男性同性愛者)、Bisexual (両性愛者)、Transgender (性自認が生物学的な性別と異なる人) の頭文字である。また、LGBT に Queer (性的少数者又は LGBT に当てはまらない性的少数者) と Questioning (性自認や性的指向が定まっていない人) を加えた LGBTQ、Intersex (身体的な性が一般に定められている男性や女性に当てはまらない人) を加えて LGBTI と表記することもある (cf. 齊藤 2019)。https://tokyorainbowpride.com/lgbt/ (2022 年 11 月 17 日)。

体におけるパートナーシップ制度が導入され、2021 年 3 月には同性婚を認めないことは法の下での平等を定める憲法 14 条 1 項に反するという判決が札幌地方裁判所で下されるなど、性的少数者に対する関心や理解が徐々に増えつつある¹⁶⁷。

確かに国際的には、同性婚合法化を中心に、性的少数者の権利を保護する法制度が広まりはじめているが、世界全体を見てもそのような制度が一般に浸透しているとまでは言えない。例えば、同性婚合法化の導入ペースは高まっているものの、未だ世界全体の 2 割の国が導入しているにすぎない¹⁶⁸。また、一部の国や地域では、依然として同性愛が懲役刑や死刑などの厳罰の対象となっている。

既存研究では、このような性的少数者の法的保護が拡充する要因がいくつか指摘されている。Ayoub (2015) は、EU 加盟国内で性的少数者の権利保護が普及する要素として、国際的な LGBT 権利保護団体の存在が影響を与えることを示唆している。また、Helfer and Voeten (2013) では、欧州裁判所の判決が性的少数者の法的保護の拡充に正の影響があることが明らかになっている。

このように、性的少数者の権利保護の規定要因の研究が進んでいるが、既存研究にはいくつかの課題が指摘できる。第一に、既存研究は一部の地域の観察が中心で、地域横断的なデータは用いられていない研究が多い。一部の地域に事例を限定することで、政治体制や宗教的要因などの地域的な偏りのある要因を考慮できない問題がある。例えば、EU を分析対象とすると (Ayoub 2015)、民主主義体制と非民主主義体制の比較が難しく¹⁶⁹、イスラム教などの性的少数者の権利保護と負の関連 (e.g. Asal et al. 2013) を持つ宗教的背景のある国での知見の一般化可能性にも留保が置かれることになるだろう。第二に、政治体制が性的少数者の権利保護に影響を与えるメカニズムについては疑問が残されている。例えば、民主主義体制の国であれば、市民的自由が保障されやすく、性的少数者の自由も尊重されやすいと思われるが、既存研究では民主主義の影響は負に有意や統計的に関連がないなど、解釈が難しい結果が出ており (Asal et al. 2013; Ayoub 2015)、それらの理論的な説明も少ない。

上記の問題意識から、本稿は、既存研究ではメカニズムが定かでない民主主義体制の影響に着目し、2017 年の 36 カ国の性的少数者に対する法的保護状況のデータセットを構築した上で、民主主義が性的少数者に対する法的保護を進める（進めない）メカニズムを理論的・実証的に明らかにする。本稿は、民主主義の特徴を市民の選好が政策決定に反映される政治体制と捉え、性的少数者に対する寛容度が低い場合には、そのような市民の選好が法的保護の拡充を阻害することを主張する。分析結果からは、民主主義は単独では性的少数者の法的保護と関連はなく、性的少数者への寛容性が高い地域でのみ、法的保護の拡充を進めることが明らかになった。

¹⁶⁷ 札幌地判令和 3 年 3 月 17 日裁判所 HP 参照 (平成 31 年 (ワ) 267 号)。

¹⁶⁸ <http://emajapan.org/promssm/world> (2022 年 10 月 27 日)。

¹⁶⁹ <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX%3A12016M049> (2022 年 10 月 31 日)。

続く第2節では、既存研究で指摘されている性的少数者の権利保護の規定要因を整理し、第3節では民主主義が性的少数者に対する法的保護を拡充するメカニズムについて、性的少数者への寛容性に着目した理論仮説を導出する。第4節では本稿の理論仮説を検証するためのデータと分析手法について説明を行い、第5節では分析結果の議論を行う。最後に、第6節では議論によって得た知見をもとに、性的少数者への法的保護を進めるための示唆を提示したい。

2. 先行研究

2-1. 性的少数者の権利保護の規定要因

性的少数者の権利保護の規定要因について、既存研究の知見の整理を行う。まず、第一に、国際的な組織の影響が指摘されている。たとえば、EU加盟国内では、EUという地域連合そのものが作用し、性的少数者への法的保護が進むことが示唆されている (Ayoub 2015; Swimelar 2017)。加えて、欧州裁判所の判決 (Helfer and Voeten 2013) や国家をまたぐLGBT団体の存在 (Ayoub 2015) も性的少数者の権利保護に影響を与えると示唆される。また、性的少数者の権利保護を阻害するような規定要因としては、Asal et al. (2013) は、コモンローの国では、性的少数者に否定的な判決基準が参照されるため、性的少数者のための法制度の採択数が減少することを明らかにしている。

驚くべき知見の一つは、性的少数者の権利保護と民主主義の水準との間には強い関連がないというものである。Ayoub (2015) はEU12カ国の比較では、民主主義の水準と性的少数者の権利保護との間にはむしろ負の相関があり、新規加盟国を含めると統計的に有意な関連が失われるという結果を報告している。また、Asal et al. (2013) では、民主主義国ほど、同性愛行為の合法化のタイミングは早いですが、横断的な比較では民主主義の水準は合法化と統計的に有意な関連がないとされる。

上記のように、性的少数者の権利保護の規定要因について、研究の蓄積があるが、本稿が注目する民主主義と性的少数者の法的保護との関連については一貫した関連がないか、ときに負の関連すらあるという直感に反する結果も得られている。そこで、本稿では、民主主義がなぜ性的少数者の権利を保護しない場合があるのかという問題を考えたい。

2-2. 性的少数者に対する寛容性の影響と要因

このような民主主義と性的少数者の権利保護との奇妙な関係を説明する鍵として、市民の文化的要因があるかもしれない。まず、性的少数者に対する寛容性については、宗教的要因の影響が強いことが明らかとなっている。例えば、イスラム教は性的少数者に対して否定

的であり (Hooghe et al. 2010)、実際にイスラム教徒が多い国では同性愛行為が非合法化されている可能性が高い (Asal et al. 2013)。イスラム教が性的少数者の権利保護を阻害する原因として、クルアーンの逸話を同性愛禁止と捉えていることが考えられる (大形 2019)¹⁷⁰。また、聖書やコーランなどを第一とする宗教的原理主義的な傾向を持つ人物は、性的少数者に対して寛容でないことも示唆されている (Laythe et al. 2002; Sherkat et al. 2011)。

一方、宗教的要因によらない性的少数者の寛容性の問題もある。Andersen and Fetner (2008) では、民主主義国 35 カ国の同性愛への寛容性について、国民所得の不平等が拡大するにつれて、同性愛への許容度が低下することが示されている。また、Sherkat et al. (2011) では、アメリカ国内において、共和党支持者や保守派は同性婚に反対しやすいことが明らかとなっており、性的少数者への寛容性が低いことがうかがえる。加えて、Brewer (2003) は、平和主義者は性的少数者の権利を保護する政策を支持しやすく、性的少数者に対して寛容であるという。

次節では、このような性的少数者に対する寛容性の違いが、民主主義が「民主的に」性的少数者の権利保護を抑制する可能性を主張する。

3. 理論仮説

3-1. 性的少数者に対する寛容度と民主主義

一般市民が主権者となる民主主義は、市民の自由との関わりが深い政治体制である¹⁷¹。しかし、既存研究では、民主主義体制の国ほど、性的少数者の権利保護が進むという一貫した結果は得られていない。

本稿は、このような問いに対して、性的少数者に対する寛容性が背後で影響することを主張する。性的少数者への寛容性は国によって違いがあり、必ずしも民主主義体制と結びついているものではない。例えば、セルビアは民主主義国であるが、性的少数者に対する寛容度が低い¹⁷²。民主主義国では、民主主義の水準が高まるほど、一般市民の政策選好が政策決定に反映されやすいため (e.g. Acemoglu et al. 2015)、性的少数者への寛容性が低い社会では、民主的なプロセスを通じて、有権者の性的少数者に対する寛容度の低さが性的少数者の権利拡充を阻害するという状況が生まれるのではないかと考えられる。

上記のメカニズムが機能する場合、性的少数者への寛容性の違いによって、民主主義の水

¹⁷⁰ しかし、一部ではあるがこのクルアーンの逸話を同性愛禁止だと捉えないイスラム学者も存在する (cf. 大形 2019)。

¹⁷¹ <https://freedomhouse.org/about-us> (2022 年 11 月 17 日)。

¹⁷² <http://en.gsa.org.rs/wp-content/uploads/2012/08/Research-Prejudices-Exposed-2010-GSA.pdf> (2022 年 11 月 17 日)。

準が性的少数者の法的保護に与える影響が異なると推察される。具体的には、民主主義国では、性的少数者への寛容性が高いほど、性的少数者への権利拡充が進むが、寛容性が低い場合には、権利拡充が進まない。したがって、以下の仮説が導出できる。

仮説 1 性的少数者への寛容性が高い場合のみ、民主主義体制であることが性的少数者の権利保護を促進する。

3-2. その他の要因

その他の要因として、いくつかの統制変数を考慮する。第一に、選挙制度の影響がある。選挙制度は、大きく多数代表制と比例代表とに分類されるが、このうち比例代表制は、少数派の代表に重点を置いた選挙制度であり (Norris 1997)、市民の政治的有効性感が高まり投票率が向上することもある (Karp and Banducci 2008)、多数代表制に比べて、少数派の意見が取り入れられやすいと考えられる。よって、選挙制度に比例代表制を採用している国はそれ以外の国と比べて、性的少数者の意見が反映されやすく、性的少数者の権利保護が進んでいるだろう。第二に国際機関の影響がある。Ayoub (2015) や Swimelar (2017) では、EU という地域連合への加盟が性的少数者の法制度導入に正の影響を与えることが明らかとなっている。最後に、前節で述べた通り、イスラム教国は性的少数者に対する法制度の採択状況に対して負の影響を与えることが示唆されている (Asal et al. 2013)。以上の三つの要因は、その影響に一定の関心があるものとして統制変数に投入する。

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、2017 年の性的少数者に対する法的保護状況、民主主義指標、性的少数者に対する寛容度を集約したデータセットを構築した。頑健性の確認のため、民主主義指標は Polity 5 と Freedom House の 2 種類のデータを用い¹⁷³、二通りの分析を実施した。分析対象国はデータセット内で欠損値が確認されなかった国で、Polity 5 の民主主義指標を用いた分析では 35 カ国、Freedom House の民主主義指標を用いた分析では 36 カ国が含まれる。

従属変数には、「The International Lesbian, Gay, Bisexual, Trans and Intersex Association」のサイト¹⁷⁴に基づき、性的少数者に対する法的保護状況のデータを用いた。

¹⁷³ 2 種類の民主主義指標は既存研究から選定した (cf. Asal et al. 2013; Ayoub 2015)。

¹⁷⁴ <https://ilga.org/> (2022 年 10 月 27 日)。

この変数では、性的少数者に対する法的保護の状況を三段階で捉え、同性愛について、同性婚またはそれに近い制度を導入している国を 3、同性婚やそれに近い制度がない国を 2、同性愛が懲罰となる国を 1 とした。

次に理論的に関心のある独立変数として、性的少数者に対する寛容度を用いた。性的少数者に対する寛容度は、World Values Survey (世界価値観調査) のデータ¹⁷⁵に基づき作成した。World Values Survey は、世界各国の市民を対象とした国際比較調査であり、各国の個人の価値観を知ることができる。性的少数者に対する寛容度のデータを構築する上で、World Values Survey の二つの設問を用いた。第一の設問は「同性愛について、それが常に正当化されると思うか、決して正当化されないと思うか」であり、1 から 10 までの 10 段階で評価する。数値が高ければ高いほど正当化の度合いが高い。この設問は、石原 (2012) も同性愛の寛容性を測る尺度として用いている。第二の設問は「隣人に同性愛者がいたら嫌か」である。この設問では、隣人に同性愛者がいることについて、嫌であれば 1、嫌でなければ 2 を選択する。以上の 2 つの設問の回答結果を各国の回答者で平均し、その値を分析対象国全体で標準化¹⁷⁶した後、両設問の標準得点の平均値を性的少数者に対する寛容度とした。ただし、一方の設問のみしか尋ねられていない国では、その設問の標準得点を用いる。

加えて、同じく理論的に関心のある独立変数として、民主主義指標を用いる。民主主義指標は、頑健性の確認のため、2 種類のデータを用いた。第一に Polity 5 の民主主義指標である (以下、民主主義指標 (Polity))¹⁷⁷。民主主義指標 (Polity) は 0 から 10 の 11 段階で制度化された民主主義の度合いから同じく 0 から 10 の 11 段階で制度化された権威主義の度合いの値を引いた -10 から 10 の 21 段階で示される値である。第二に、Freedom House の民主主義指標である (以下、民主主義指標 (FH))¹⁷⁸。民主主義指標 (FH) は 7 つの項目の点数からできており、選挙プロセス、政治多元性と参加、政府の機能、表現と信仰の自由、団体や組織の権利、法の支配、個人の自律性と個人の権利が含まれる。各項目の点数はそれぞれ、12 点、16 点、12 点、16 点、12 点、16 点、16 点満点で評価されている。

その他の統制変数として、選挙制度・国際機関・宗教的要因・経済規模を投入する。選挙制度の要因として、比例代表制ダミーは IDEA のデータを基に作成した¹⁷⁹。比例代表制を導入している国を 1、そうではない国を 0 とした。また、国際機関の要因として、EU 加盟国ダミーは EU の公式サイトに基に作成した¹⁸⁰。2017 年までに EU に加盟している国を 1、それ以外の国を 0 とした。さらに、宗教的要因としてイスラム教ダミーを CIA の「The World

¹⁷⁵ <https://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp> (2022 年 10 月 27 日)。

¹⁷⁶ 1 つ目の設問が 10 段階、2 つ目の設問が 2 段階で尺度に違いが生じているため、標準化を行い、尺度を統一している。

¹⁷⁷ <https://www.systemicpeace.org/polityproject.html> (2022 年 11 月 5 日)。

¹⁷⁸ <https://freedomhouse.org/> (2022 年 10 月 27 日)。

¹⁷⁹ <https://www.idea.int/> (2022 年 11 月 5 日)。

¹⁸⁰ https://european-union.europa.eu/index_en (2022 年 10 月 27 日)。

Fact Book」のサイトの情報を基に作成した¹⁸¹。イスラム教徒が過半数を超えている国を 1、それ以外を 0 とした。最後に、国家の経済規模を統制するため、World Bank Data から一人当たり GDP のデータを収集した¹⁸²。一人当たり GDP は自然対数化して分析に用いる。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
性的少数者の法的保護状況	同性婚またはそれに近い制度を導入している国を 3、同性婚やそれに近い制度がない国を 2、同性愛が懲罰となる国を 1 と三段階で示した値。	International Lesbian, Gay, Bisexual, Trans and Intersex Association
性的少数者に対する寛容度	以下の二つの設問の回答結果を各国の回答者で平均し、その値を分析対象国全体で標準化した後、両設問の標準得点を平均した値。 1. 同性愛について、それが常に正当化されると思うか、決して正当化されないと思うか。 2. 隣人に同性愛者がいたら嫌か。	World Values Survey
民主主義指標 (Polity)	0 から 10 の 11 段階で制度化された民主主義の度合いから同じく 0 から 10 の 11 段階で制度化された権威主義の度合いの値を引いた -10 から 10 の 21 段階で示される値。	Polity 5
民主主義指標 (FH)	選挙プロセス、政治多元性と参加、政府の機能、表現と信仰の自由、団体や組織の権利、法の支配、個人の自律性と個人の権利の 7 つの項目の点数から成り立つ指標。	Freedom House
比例代表制ダミー	2017 年までに比例代表制を採用しているか否かのダミー変数。	International IDEA
EU ダミー	2017 年までに EU に加盟しているか否かのダミー変数。	European Union
イスラム教ダミー	国民の多くがイスラム教徒か否かのダミー変数。	CIA
一人当たり GDP	GDP (国内総生産) ÷ 総人口。	World Bank Data

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
性的少数者の法的保護状況	36	2.0000	0.7817	1	3
性的少数者に対する寛容度	36	0.0000	0.9487	-1.4188	2.0493
民主主義指標 (Polity)	36	6.3714	3.2521	0	10
民主主義指標 (FH)	36	59.4722	26.6411	13	99
比例代表制ダミー	36	0.4444	0.4969	0	1
EU ダミー	36	0.1111	0.3143	0	1
イスラム教ダミー	36	0.3333	0.4714	0	1
一人当たり GDP	36	16475.4333	17921.0702	1235.1890	61150.7272

¹⁸¹ <https://www.cia.gov/the-world-factbook/> (2022 年 10 月 27 日)。

¹⁸² <https://data.worldbank.org/> (2022 年 11 月 5 日)。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、重回帰分析を実施した。なお、性的少数者の法的保護状況のデータは2012年～2017年までの最大6年分のデータセットが揃っていたため、重回帰分析の他に固定効果によるパネルデータ分析を行うという選択肢もあった。しかし、6年の間で従属変数には大きな変動がなく、固定効果モデルによるパネルデータ分析よりも、単年度の重回帰分析を行う方が適切であると判断した。重回帰分析の結果の解釈では、国ごとの時間的に変動しない異質性の影響を統制できていない点には注意されたい。

5. 分析結果

表3は、2017年の性的少数者の法的保護状況について、民主主義指標（Polity）を用いて重回帰分析を行った結果である。Model 1・3では交互作用項を投入しないモデル、Model

表3 性的少数者の法的保護状況の重回帰分析（民主主義指標（Polity））

	従属変数			
	性的少数者の法的保護状況			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
(定数項)	2.0718 *** (0.1525)	1.7594 *** (0.2083)	2.3953 † (1.1723)	2.2850 * (1.0892)
民主主義指標 (Polity)	-0.0107 (0.0230)	0.0202 (0.0264)	-0.0095 (0.0235)	0.0253 (0.0264)
性的少数者に対する寛容度	0.6112 *** (0.1222)	0.1815 (0.2363)	0.5251 ** (0.1710)	0.0205 (0.2675)
民主主義指標 (Polity)×寛容度		0.0554 * (0.0265)		0.0624 * (0.0266)
比例代表制ダミー			0.4194 * (0.1894)	0.3109 † (0.1818)
EUダミー			-0.1359 (0.3291)	-0.2285 (0.3081)
イスラム教ダミー			-0.4887 † (0.2444)	-0.6223 * (0.2339)
log (一人当たりGDP)			-0.0384 (0.1222)	-0.0536 (0.1137)
調整済みR ²	0.4818	0.5311	0.5406	0.6041
N	35	35	35	35

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

(2) ()内は標準誤差。

2・4 では性的少数者に対する寛容度と民主主義指標 (Polity) の交互作用項を投入したモデルを推定している。Model 3 を見ると、寛容度は統計的に有意に正であるが、民主主義指標 (Polity) の係数は統計的に有意でない。既存研究の知見通り、民主主義は必ずしも性的少数者の法的保護を拡充するものではない。

一方、Model 4 を見ると、寛容度と民主主義指標 (Polity) の交互作用項の係数は統計的に有意に正である。つまり、性的少数者に対する寛容度が高まるほど、民主主義が法的保護に与える効果は強まる。仮説 1 に整合的な結果である。

他の統制変数では、イスラム教ダミーが有意に負、比例代表制ダミーが有意に正である。宗教的要因は性的少数者の権利保護に多大な影響を与えており、比例代表制は少数派の意見を取り入れやすい選挙制度であることが示唆される。

表 4 は、同様の重回帰分析を、民主主義指標 (FH) を用いて行った結果である。Model 3 では、民主主義指標 (FH) は統計的に有意でなく、各国の自由度に注目した指標でも、自由と性的少数者の権利保護との間に関連がないというのは意外である。一方、Model 4 では、性的少数者に対する寛容度と民主主義指標 (FH) の交互作用項は 10%水準ではある

表 4 性的少数者の法的保護状況の重回帰分析 (民主主義指標 (FH))

	従属変数			
	性的少数者の法的保護状況			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
(定数項)	1.6192 *** (0.3285)	1.4496 *** (0.3686)	2.1284 † (1.0550)	2.1586 * (1.0161)
民主主義指標 (FH)	0.0064 (0.0053)	0.0076 (0.0054)	0.0029 (0.0056)	0.0055 (0.0056)
性的少数者に対する寛容度	0.4564 ** (0.1488)	0.0817 (0.3987)	0.4418 * (0.1677)	-0.2003 (0.3899)
民主主義指標 (FH)×寛容度		0.0050 (0.0050)		0.0086 † (0.0047)
比例代表制ダミー			0.4109 * (0.1886)	0.4205 * (0.1817)
EUダミー			-0.2202 (0.3208)	-0.3145 (0.3133)
イスラム教ダミー			-0.4851 * (0.2359)	-0.5794 * (0.2330)
log (一人当たり GDP)			-0.0328 (0.1124)	-0.0666 (0.1098)
調整済みR ²	0.5087	0.5091	0.5652	0.5968
N	36	36	36	36

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

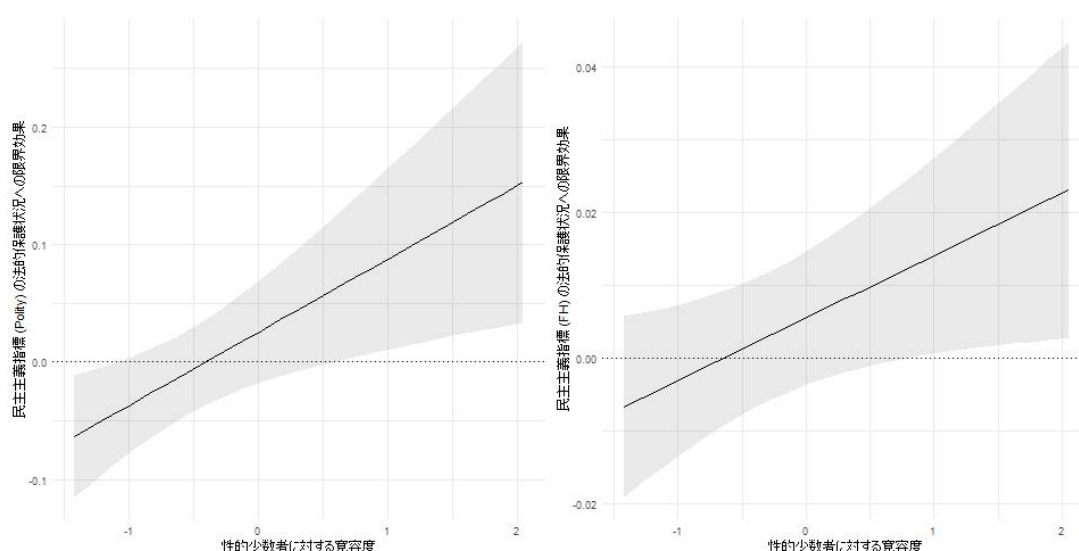
(2) ()内は標準誤差。

が、正に有意である。寛容度が高い国ほど、民主主義が法的保護を拡充する。

性的少数者に対する寛容度がどのような範囲にある時に民主主義指標が性的少数者の法的保護に影響するのかを明らかにするために限界効果プロットを作成した。

図 1 では、各民主主義指標の性的少数者に対する法的保護状況への限界効果とその 90% 信頼区間を示している。図を見ると、いずれも性的少数者に対する寛容度が 1 を超えるあたりから、90%信頼区間の下限が 0 を超えている。すなわち、10%水準で統計的に有意に正になることが分かる。反対に、寛容度が低い国では、民主主義の限界効果は有意でないか、民主主義指標 (Polity) では、寛容度が-1 を下回ると、統計的に有意に負の関連になる。民主主義度合いが進むと性的少数者への権利保護が進むのは性的少数者に対する寛容度が高い国に限られ、寛容度が低い国ではこのメカニズムが機能しない、あるいは、寛容度が低い国では民主主義国の方が性的少数者の権利保護に消極的な可能性すらあることが分かった。

図 1 民主主義指標と性的少数者に対する寛容度の限界効果プロット



6. 結論

本稿では、性的少数者に対する法的保護について、性的少数者に対する寛容度と民主主義指標の交互作用項を用いて、民主主義が性的少数者の法的保護に与える影響のメカニズムを明らかにしてきた。分析結果では、性的少数者の権利保護に民主主義が貢献するのは性的少数者への寛容性が高い国に限られ、性的少数者への寛容性が低い国では、「民主的に」性的少数者の権利保護に消極的になっていることが示唆された。

以上の知見から、性的少数者の権利拡充のための提言を考えたい。性的少数者に対する寛容度が高い国では、民主主義の水準を高めることが効果的であるが、性的少数者への寛容性

が低い国では、性的少数者に対する偏見を是正することが必要である。また、既存研究の知見に依拠すれば、国際的な機関の圧力によって外圧的に法的保護の機運を高めることが重要であると考えられる。

国際的な機関の圧力が法的保護を拡充した一例として、セルビアの事例がある。セルビアは民主主義国家であるが、性的少数者に対する寛容度が低く、性的少数者の権利保護に消極的な国だったという¹⁸³。しかし、2009年にEU加盟を申請以降、加盟交渉を通じてEUとの関係性を築くことによって、性的少数者の権利拡充が進んだ (Swimelar 2017)。EUのように国際的な機関が性的少数者の権利保護について国際的な圧力を醸成するような取り組みが求められる。

7. 参考文献

- 石原英樹. 2012. 「日本における同性愛に対する寛容性の拡大—「世界価値観調査」から探るメカニズム」『*相関社会科学*』(22): pp.23-41.
- 大形里美. 2019. 「インドネシアにおける LGBT 運動を取り巻く状況—LGBT 運動の展開と近年の対立の構図—」『*九州国際大学国際・経済論集*』(3): pp.47-78.
- 齊藤功高. 2019. 「南米における LGBTI の現状と米州人権委員会の活動」『*文教大学国際学部紀要*』30(1): pp.17-49.
- Acemoglu, Daron, Naidu, Suresh, Restrepo, Pascual, and James A. Robinson. 2015. “Democracy, Redistribution, and Inequality.” *Handbook of Income Distribution* 2: pp.1885-1966.
- Andersen, Robert and Tina Fetner. 2008. “Economic Inequality and Intolerance: Attitudes toward Homosexuality in 35 Democracies.” *American Journal of Political Science* 52(4): pp.942-958.
- Asal, Victor, Sommer, Udi, and Paul G. Harwood. 2013. “Original Sin: A Cross-National Study of the Legality of Homosexual Acts.” *Comparative Political Studies* 46(3): pp.320-351.
- Ayoub, Phillip M. 2015. “Contested Norms in New-Adopter States: International Determinants of LGBT Rights Legislation.” *European Journal of International Relations* 21(2): pp.293-322.
- Brewer, Paul R. 2003. “The Shifting Foundations of Public Opinion about Gay Rights.”

¹⁸³ セルビアの民主主義指標 (Polity) は 8。EU 加盟申請前の 2008 年では、70%の市民が「私の意見では、同性愛は病気である」という言明に同意しており、EU 加盟申請後の 2010 年でも 67%と依然として多い。<http://en.gsa.org.rs/wp-content/uploads/2012/08/Research-Prejudices-Exposed-2010-GSA.pdf> (2022 年 11 月 17 日)。

- The Journal of Politics* 65(4): pp.1208-1220.
- Helfer, Laurence R. and Erik Voeten. 2013. "International Courts as Agents of Legal Change: Evidence from LGBT Rights in Europe." *International Organization* 68(1): pp.77-180.
- Hooghe, Marc, Claes, Ellen, Harell, Allison, Quintelier, Ellen, and Yves Dejaeghere. 2010. "Anti-Gay Sentiment Among Adolescents in Belgium and Canada: A Comparative Investigation into the Role of Gender and Religion." *Journal of Homosexuality* 57(3): pp.384-400.
- Karp, Jeffrey A. and Susan A. Banducci. 2008. "Political Efficacy and Participation in Twenty-Seven Democracies: How Electoral Systems Shape Political Behaviour." *British Journal of Political Science* 38(2): pp.311-334.
- Laythe, Brian, Finkel, Deborah, and Lee A. Kirkpatrick. 2002. "Predicting Prejudice from Religious Fundamentalism and Right-Wing Authoritarianism: A Multiple-Regression Approach." *Journal For The Scientific Study Of Religion* 40(1): pp.1-10.
- Norris, Pippa. 1997. "Choosing Electoral Systems: Proportional, Majoritarian and Mixed Systems." *International Political Science Review* 18(3): pp.297-312.
- Sherkat, Darren E., Powell-Williams, Melissa, Maddox, Gregory, and Kylan Mattias de Vries. 2011. "Religion, Politics, and Support for Same-Sex Marriage in the United States, 1988-2008." *Social Science Research* 40(1): pp.167-180.
- Swimelar, Safia. 2017. "The Journey of LGBT Rights: Norm Diffusion and its Challenges in EU Seeking States: Bosnia and Serbia." *Human Rights Quarterly* 39(4): pp.910-942.

第 13 章

中央地方関係が難民認定率に与える影響 —財政分離度・分権度の観点から—

倉持 涼音

要約

本稿は、中央政府と地方政府の関係性に着目し、先進国が難民受け入れを進める要因を考察する。近年では、難民受け入れにおける地方自治体の重要性が指摘されつつあるものの、既存研究は、受け入れ国の経済的・政治的要因に着目したものが大半であり、中央地方関係に着目したものはほとんど見られない。そこで本稿は、「分離・融合」、「分権・集権」、「分散・集中」の三つの側面から中央地方関係を捉え、それぞれを財政融合度、連邦制分権度、分散度という数値指標に表した上で、2015 年から 2019 年までのデータに対して、プーリングモデルによる分析を行った。その結果、融合的、地方分権的な中央地方関係を持つ国ほど難民認定率が高くなることが明らかとなった。これらの結果は、中央政府と地方政府の連携を強めること、また中央政府から地方政府へ多くの財政移転を行うことが国の難民受け入れを促進させることを示唆しており、難民受け入れにおける地方政府の役割の重要性を改めて提起する形となった。

1. はじめに

2022 年 5 月現在、世界の難民人口は一億人を超えたとされる¹⁸⁴。ロシアによるウクライナ侵攻により 1300 万人を超える避難民が発生し、日本がその一部の受け入れを開始したことも記憶に新しいが、深刻化する難民問題は解決が急がれる重大な国際問題だといえる。

難民となった人々は庇護を求めて国境を越えるため、難民問題は紛争の当事国間には収まらず、世界規模の問題となる。そのため、解決には国際的な負担の分担が重要だとされている¹⁸⁵。難民問題への恒久的解決策としては、①出身国への自主帰還、②庇護先での定住、③第三国での定住の三つが挙げられるが、三つの解決策に優劣は存在せず、それぞれは相補

¹⁸⁴ <https://www.unhcr.org/globaltrends#:~:text=The%20announcement%20by%20the%20US,if%20other%20countries%20follow%20suit> (2022 年 11 月 1 日)。

¹⁸⁵ <https://www.unhcr.org/jp/protect-agenda-goal03> (2022 年 11 月 1 日)。

的な役割を担っている¹⁸⁶。

しかし、出身国の平和と秩序の回復には相当の時間を要するため、①は簡単なことではない。また②に関しては、庇護先が難民発生地に隣接する途上国となることが多く、その場合は途上国へ大量の難民が流入することになってしまう。たとえば、シリア難民の場合、トルコに約 300 万人、ヨルダンに約 70 万人、レバノンに約 100 万人の難民が流れ込んだ¹⁸⁷。これでは受け入れ国にとって多大な負担となり、また難民にとっても途上国の持つ財源では十分な支援が見込めないといえる。そのため、③を中心とする先進国での受け入れが重要となる。先進国による受け入れは長期的な解決策を難民に提供するだけでなく、多くの難民を受け入れる発展途上国の助けになるという点で、重要な役割を担っているとされる（「UNHCR Statistical Yearbook 2002」）。

難民が他国へ移動し定住する権利を得るためには、希望する国で難民申請を行い、審査を受け、難民認定を取得する必要がある。先進国による難民認定では、その認定率には国ごとに大きな差が生まれている。たとえば、2019 年の各国の難民認定率は、カナダ 55.8%、イギリス 46.2%、ドイツ 25.9%、フランス 18.5%、であったのに対し、日本は 0.3%と著しく低いものだった。国際的な負担の分担が重要である難民問題の解決において、受け入れ規模が国ごとに大きく異なっていることは国際貢献の観点で問題であるといえる。

各国の認定率に差をもたらす要因を分析した実証研究は複数存在する。とりわけ、失業率や政権の立場など、受け入れ国の経済状況や中央政府の要因に着目したものが多い。しかし近年では、難民の受け入れにおける地方自治体の役割の重要性が指摘されはじめている。その背景には、難民認定後に行われる中央政府による定住支援が十分でないことが挙げられる¹⁸⁸。中央政府の行う支援が不十分である以上、定住先の地方自治体が主体となって行う継続的な支援が、定住後の難民にとって必要不可欠となる。実際、各国の地方自治体では、難民の共生を支えるための独自の取り組みが行われている。たとえば、アメリカのメリーランド州は、受け入れた難民に対して職業紹介、自立までの期間の生活保護、英語教育を行う官民共同のワン・ストップサービスを提供している¹⁸⁹。

地方政府による支援が難民定住の鍵となる中で、地方政府と中央政府との関係性にも焦点が当てられている。たとえば、洪（2008）は、難民受け入れを積極化させるためには、受け入れる意思を有する地方自治体と中央政府との連携が十全に機能しているかが重要になると述べている。また、受け入れを積極的に検討する自治体や市民が法整備や財源投入の必

¹⁸⁶ <https://www.unhcr.org/jp/durablesolutions> (2022 年 11 月 1 日)。

¹⁸⁷ https://www.jica.go.jp/information/seminar/2019/ku57pq00002l4wd8att/20190701_01_01.pdf (2022 年 11 月 1 日)。

¹⁸⁸ 中央政府が受け入れた難民は、中央政府やその認定機関による言語教育や職業斡旋などを経て定住にいたるが、国からの支援は難民にとって十分ではないことが多い（ヴァーティキムスアン 2005）。

¹⁸⁹ https://dl.ndl.go.jp/view/download/digidepo_8667581_po_06_culture2.pdf?contentNo=1&alternativeNo= (2022 年 11 月 1 日)。

要性を訴えたとしても、中央政府が全く動かないというケースも多くあるため、地方政府が難民受け入れの実践の中で成功事例を中央政府に宣伝していく必要がある（井口ほか 2013）。

上記のように、中央政府と地方政府の連携は難民受け入れに大きく関わる要因であると推測され、実際の状況にも影響を及ぼすと考えられる。そこで、本稿では中央政府と地方政府の連携に注目して、その難民認定率を比較することで、難民受け入れが進んでいる国の中央地方関係の特徴を明らかにする。中央政府と地方政府の連携の度合いを図るために、本稿は「財政融合度（曾我 2013）」を用いる。この指標は、地方政府の自主財源率によって表され、地方歳入に占める地方税の割合を示したものである。地方政府と中央政府がどれほど密接な関係を持っているかを「分離・融合」の関係に捉え直しており、財政面から中央地方間の行政上の融合関係をはかることが可能である。加えて、地方分権の程度にも注目する。地方政府がより多くの権限を保持している場合、地方政府独自の取り組みが行われやすいと考えられるからである。地方分権の程度については、「連邦制・分権指数」（レイプハルト 2014）を用い、各国の分権の度合いを測る。

分析結果からは、融合的・地方分権的な中央地方関係を持つ国ほど難民認定率が高くなることがわかった。これらの結果は、中央政府と地方政府の連携を強めること、中央政府から地方政府へ多くの財政移転を行うこと、また地方政府の中央政府に対する影響を強めることが難民受け入れを進める上で重要となることを示唆しており、難民問題における地方政府の役割の重要性を改めて提起する形となった。

以下の第 2 節より、難民認定率、地方自治における二つの観点から、本稿の内容に関わる先行研究をいくつか紹介した上で、本稿が実証すべき事象を明らかにする。続く第 3 節では、中央地方関係を捉えるために本稿で用いる枠組みについて説明し、それらの枠組みのうち、いずれの状態において難民認定率が高くなるのかについて具体的な検討を行った上で、理論仮説を導出する。第 4 節では本稿の分析に用いるデータと分析方法を提示し、第 5 節で分析結果について議論を行う。最後に、第 6 節では、分析結果より難民受け入れにおいて本稿から示唆される点を述べるとともに、今後の課題についても言及したい。

2. 先行研究

2-1. 難民認定率の規定要因

難民認定率は、難民申請の審査件数のうち難民として認定された件数の割合である。難民認定率を従属変数とした実証研究は複数存在するが、これらは、難民申請者の出自に関する要因に着目したものと、難民受け入れ国に関する要因に着目したものの二つに分けることができる。第一に、難民申請者側の要因については、出身国が独裁的であり、人権侵害の程

度が高く、内紛や政府の崩壊が起きており、虐殺や政治的殺害による死者数が多い国であるほど、難民申請者の認定率は高くなることが分かっている (Neumayer 2005)。第二に、受け入れ国の条件に着目したものでは、失業率が高いほど難民認定率は低くなることが明らかになっている。さらに、難民申請者が増加すると難民認定率は低下し、難民認定率が上昇すると難民申請者が増加するというように、難民申請者数と難民認定率との間にも相関関係が存在する (Toshkov 2014)。加えて、政治的要因も難民認定率に影響を与えることがある。例えば、選挙前には、政党が穏健な政策を選択するため、左翼政権下であっても、右翼政権下であっても、難民申請が集中する (Burmam et al. 2017)。また右翼政権下の場合、左翼政権下の場合と比べて、選挙後の四半期に発生する難民申請者は少なくなることが分かっている。

上記のように、複数の研究が難民認定率の要因を明らかにしており、難民認定率は難民の受け入れを表す指標として重視されている。しかし、既存研究の大半は受け入れ国の経済的・政治的要因に着目したもので、中央地方関係などの行政的な要因への関心は弱い。

2-2. 地方自治体が難民受け入れに与える影響

一方、難民統合とは少し異なるが、移民統合の分野においては地方政府の重要性が広く指摘されてきており (Borkert and Caponio 2010)、とりわけ地方分権についての研究が散見される。たとえば、分権的な国では、地方自治体が移民統合政策に与える影響は大きく、集権的な国ではその影響は少ないとされる。これと同様のことは、難民受け入れの分野においても一部指摘されている。たとえば、分権的な連邦制国家であるドイツにおける研究では、州政府が国家の難民政策に大きな影響を与えていると言われている (Laubenthal 2015)。

しかし、地方分権については、難民保護の水準が低下するというような負の外部性をもたらしやすいとの指摘もなされている (Holzer et al. 2000)。たとえば、各地方自治体が難民受け入れのコストを削減するために、難民を社会保障金受給者から除外したり、庇護希望者の滞在期間を短く設定したりするなどの負の競争が起こる恐れがあるといわれており、また寛大な難民政策を行う地方自治体にそれ以外の自治体がただ乗りをするという事態も起こりうるとされる。一方このような場合、政府は財政移転を通じて、地方自治体が難民政策にかかるコストを埋め合わせ、難民保護水準の低下を防ぐことができる。要するに、地方政府が難民受け入れに消極的なものとして捉えられているが、中央政府の財政移転がそのような消極化を防ぐとしている。

また、地方分権が、地方政府の難民政策にどのような影響を与えるかに関する記述もみられる。例えば、地方分権的な中央地方関係を持つノルウェーは難民の統合を非常に安定的に行っているが、その理由には、中央政府が地方自治体の自律性を重要視しているということ、地方自治体が財政面において貪欲であること、また国家の財源が豊富であることが挙げられている (Askim and Steen 2020)。この研究では、一転、地方政府を難民受け入れに積極

的なものとして扱っているが、このような場合も同様に財政資源が豊富であることが重要となる。

以上のような既存研究から、中央政府からの財源保障が地方政府の難民受け入れにとって重要であるという点を読み取れる。しかし、中央地方間の財源移転が国の難民受け入れに影響を与えているかどうかに関しては、未だ実証的に明らかになっていない。加えて、地方分権の観点でも、中央地方関係が分権的である場合に地方政府が国家の難民政策に大きな影響を与えうるとする指摘はあるものの、中央政府の難民認定の積極性にどのような影響を与えるかは分かっていない。そこで本稿は、中央地方関係に着目した上で、中央地方政府間の財源移転と分権の度合いが難民認定率に与える影響を、実証的に明らかにする。

3. 理論仮説

先述の通り、難民の受け入れを規定する要因として、中央政府と地方政府との関係が重要になると考えられる。それでは、どのような中央地方関係を構築することが、難民受け入れを促進するといえるのだろうか。

3-1. 中央地方関係と「分離・融合」

本稿では、中央地方関係を把握する上で、第一に「分離・融合」の概念を用いる。中央地方関係の分離・融合は、政策実施における両者の機能の重複度を表している。ある政策領域の政策実施について、中央政府と地方政府が連携的に政策供給を行う場合を融合、そうでない場合を分離として捉える。融合型の中央地方関係においては、政策の共同実施がはかられるため、財政的には中央政府が地方政府への財政移転の度合いが高まることになる。それゆえ、分離・融合は自主財源比率などの観点から指標化される。このような分離・融合は洪(2008)が指摘するような、中央政府と地方政府がどの程度連携しているかを理解する際に重要となる。

続いて、「分離・融合」の概念を難民問題に当てはめて考えるが、留意すべき点が二つある。第一に、難民を受け入れるかの判断が最終的には中央政府によって行われるということである。つまり、地方政府の難民受け入れ体制がいくら整っていたとしても、中央政府がそのような政治的意思を持たなければ、難民の受け入れは進まない。難民認定率の判断を直接左右できるのは中央政府であるという点に注意したい。

第二に、中央政府と地方政府との間で、難民受け入れに対する積極性が異なる場合がある。それぞれの状況を検討するために、ここでは、中央・地方政府の難民受け入れに対する態度を①中央政府も地方政府も積極的な場合、②中央政府は消極的だが地方政府が積極的な場合、③中央政府は積極的だが地方政府が消極的な場合、④中央政府も地方政府も消極的な場

合の4つに分ける。表1は4つの分類と、それぞれの状況で分離型と融合型のどちらが難民受け入れを進めやすいか検討した結果を表にまとめたものである。

表1 中央政府と地方政府の積極性

		中央政府	
		積極的	消極的
地方政府	積極的	① 分離型 ○ 融合型 ○	② 分離型 × 融合型 ○
	消極的	③ 分離型 × 融合型 ○	④ 分離型 × 融合型 ×

まず、①中央政府も地方政府も積極的な場合であれば、両者の意思が一致しているため、融合的であろうとなかろうと、結果として難民受け入れは進むと考えられる。次に、④中央政府も地方政府も消極的な場合についても、両者の意思が一致すると、外部的な要因が働かない限り、分離的か融合的にかかわらず難民の受け入れを進めることは難しい。

それでは、②中央政府は消極的だが、地方政府が積極的な場合はどうか。この場合には、地方政府の積極性が中央政府に影響を与えて受容される場合に難民の受け入れが進むだろう。融合型であれば、政策領域の重複度合いが高いため、それだけ両者の接触の機会も多くなると考えられる。実際、日本の府県・政令市の関係を対象とした研究では、融合型の地方自治制度が評価されており、府県と政令市が相互に補完・連携することで地方自治が充実するという実態が実証的に明らかになっている（水谷 2017）。このような連携を通して効果的なサービスの提供を目指す地域は多くあり¹⁹⁰、それらの地域では府県と政令市の首長間の協議やコミュニケーションが意識的に行われる。難民政策においても、地方と中央政府との間で協議などが頻繁に行われていれば、地方政府の積極性を中央政府が汲み取る可能性も高くなり、また相互に補完しながら政策実行できるのであれば、中央政府が消極的であったとしても、難民認定が進められやすくなるかもしれない。これに対し、分離的である場合、両者の連携が取れていないため、中央政府が難民認定を積極的に行うようになるきっかけが特に与えられないと考えられる。よって、融合型の中央地方関係のもとで両者の連携が取

¹⁹⁰ 例えば、愛知県・名古屋市、広島県・広島市、京都府・京都市、新潟県・新潟市などである。

られていることが重要だといえるが、これは、前述の洪（2008）が示唆するところである¹⁹¹。

最後に③中央政府は積極的だが、地方政府は消極的な場合については、これも同様に融合的である方が難民認定率の増加につながると考えられる。融合的であれば、中央政府からの移転財源が多くなるため、地方政府の難民政策に対する財政措置が行いやすくなると推測される。また、融合型は機能の重複を通して中央政府が地方自治体の意思決定に関与するため、地方政府に大きく関わる難民受け入れのような問題であっても、意思決定を行いやすいと考えられる。

以上の検討結果を踏まえると、中央政府と地方政府の積極性に違いにかかわらず、融合型の方が難民受け入れを進めやすいと考えられる。よって、以下の仮説が導出される。

仮説 1 融合型の国ほど、難民認定率は高くなる。

3－2．権力分割と国家制度

次に、権力の分割という観点から、中央政府と地方政府との関係を捉えたい。本稿では、国家制度に注目する。なぜなら、権力分割の問題はしばしば国家制度と関連づけられるからである¹⁹²。中央地方関係を基準とした国家制度には、主に連邦制と単一制の二種類が存在し、それぞれは異なる理念のもとに成立している。

まず、連邦制では、複数の州が契約関係を結ぶことで一つの連邦国家が形成される。「地方が集まって国家をつくる」という連邦主義の考え方を元にしており、具体的には、アメリカ、オーストラリア、カナダなどの国が連邦制に当てはまる。基本的な特徴は、中央政府と地方政府との間の権限分割を保障することであり（Lijphart 2014）、両者は互いに対等な関係にあるとされる（岩崎 1987）。反対に、単一制は、まず国家が存在しそれを地方に分けるという考え方に基づいており、中央政府が対外的にも対内的にも主権を持つ。具体的には、フランス、イタリア、日本などの国に当てはまる。単一制の特徴として、中央政府は全ての分野における立法権を持ち、地方政府との間では地方よりも優位に立つという優劣関係を持っている（岩崎 1987）。Lijphart（2014）は国家制度の分類を通して、「ほとんどの連邦制国家は分権的」であり、「ほとんどの単一国家は中央集権的」としている。

それでは、難民受け入れの増加に適した国家制度はどちらになるだろうか。第一に、連邦制の場合、国家全体として難民政策の質の向上が促進されると考えられる。連邦制の国家では、地方政府が、国家の政策決定に影響を与えやすいとされている（Borkert and Caponio 2010）。たとえば、ドイツの連邦制の特徴は、州政府が国家の政策に大きな影響を与えるこ

¹⁹¹ 洪（2008）は、難民受け入れを積極化させるためには、受け入れる意思を有する地方自治体と中央政府との連携が十全に機能しているかが重要になると述べている。

¹⁹² たとえば、政治学では権力分割と連邦制を同義のものとして扱うことが多いとされている（レイプハルト 2014）。また、連邦制は統治におけるさまざまなレベルで権力を分割しており、「最も単純で明快な権力分割の方法」（レイプハルト 2014）だと考えられている。

とにあるとされる (Laubenthal 2015)。そのため、難民の統合政策を実行する州政府が、労働市場における問題などの難民統合に関する主張を行うと、その内容が政策に反映され、結果として国家全体での難民政策の質の向上につながると考えられる。つまり、連邦制は地方分権的でありながら、地方の意思を対等な関係で中央政府に伝えることができるため、国としての難民受け入れを積極化させる可能性がある。

第二に、地方分権的である方が、地方の実情に即した効率的な意思決定を行えると考えられる。地方政府は、投票行動を通じて住民のニーズを把握し、それをもとに地方政府予算を配分する。そのため、地方のニーズに沿った効率的な資源配分が可能になる¹⁹³。たとえば、小学校の増設は地方住民の生活に大きく関わる問題だが、この政策決定は中央政府が一律で行うよりも、それぞれの地方政府が行った方が良いと考えられる。なぜなら、それぞれの地方で小学校増設の優先度は異なるからである。地方政府の取り組みが重要となる難民受け入れにおいても同じことが言えると考えられる。地方自治体ごとに、難民を受け入れる余裕がどの程度あるかは財政面でも住居などの施設面でも異なるため、これらの政策決定はそれぞれの地方政府が行う方が効率的になされる可能性が高い。

以上の検討結果を踏まえると、地方分権的な連邦制の方が難民受け入れに適していると考えられる。よって以下の仮説が導出される。

仮説 2 分権的な国ほど、難民認定率は高くなる。

なお、中央地方関係を捉えるもう一つ概念に「集中・分散」がある。これは両政府間の権限配分と、それぞれの政府が取り持つ機能の大きさを表す概念である。地方政府がより多くの権限を持っており、公的サービスにおいても多くの責任を持っている場合は分散的であるとされる。地方が多くの権限を持つという点に注目すると、仮説 2 と同様に、以下の仮説が導出される。

仮説 3 分散的な国ほど、難民認定率は高くなる。

ところが、分離と分権、融合と集権はそれぞれ相関しやすいとも言われている。確かに、分離型のように地方政府が自主財源を多く有するなら、それらの財源を用いて中央政府から自律的に意思決定を行うことが可能になるため、両者の関係は分権的になると考えられる。その場合、仮説 1 と仮説 2 が両立しない可能性もある。

しかし、この二つの概念は必ずしも同じ前提を共有しない。例えば、曾我 (2013) は、分離・融合を中央政府と地方政府の接触や働きかけの有無と広く理解すると、地方政府から中央政府への働きかけも容易になるため、「融合の方が地方政府の意向の実現につなが

¹⁹³ https://www.ide.go.jp/Japanese/Research/Theme/Pol/Decentralization/200608_higashikata.html

りやすいこともある」とし、「地方の意向が国政・地方政治全体としてどの程度反映されるかという観点と分離・融合とは別問題である」と述べている。

また、分散・集中の概念を含めた場合に、三つの側面は「分散・集中・集権」と「集中・分離・分権」という二つのパターンに整理されてきたとされる¹⁹⁴。しかし、この場合も同様に、三つの概念は「原理上は相互に独立している」と指摘されている（建林ほか 2009）。そのため、本稿においても、全ての側面を互いに相関し合っているものとして盲目的に捉えるのは相応しくないということがいえるだろう。

したがって、本稿では、「分離・融合」「分権・集権」「分散・集中」の三つの概念について、基本的にはそれぞれを別個の概念として扱う。

4. データと方法

4-1. 使用するデータ

上記の理論仮説に基づき、本稿では難民認定率の規定要因を明らかにしていく。一般的に難民認定率は、年間の難民認定数を難民審査件数の合計で割り、百分率に直したものを指す。難民認定率の算出の仕方に国際的な決まりは存在しないが、UNHCR は二種類の方法を提示している¹⁹⁵。この二種類の違いは、分子となる難民認定数に「補完的保護数¹⁹⁶」を含めるかどうかというものである。今回の分析では、「補完的保護数」を含めず、正式な難民認定を受けた「認定数」のみを難民認定数に数えた「Refugee Recognition Rate」を用いる。また、難民申請者の中でも、庇護国に到着して初めての申請を行う者や、一度拒否された難民申請の不服申し立てとして再申請を行う者など、それぞれ審査の段階が異なっている。既存研究では、一次審査の判断による認定数のみを対象とした難民認定率を用いたものが多いが、今回の分析では「補充的保護」、「一時的保護」、「一時的庇護」の三つのみを除いた全ての段階¹⁹⁷を認定数の合計に含めることにした¹⁹⁸。

¹⁹⁴ なお、実際には「集中・融合・集権」と「分散・分離・分権」という組み合わせが成立しやすいと後述されている（建林ほか 2009）。

¹⁹⁵ 「Refugee Recognition Rate (RRR)」と「Total Recognition rate (TRR)」の二種類である（UNHCR Statistical Yearbook 2009）。

¹⁹⁶ 「補完的保護」とは、難民として正式な認定を受けていないものの、さまざまな理由から帰還が不可能、または望ましくない者の在留を認め、保護する制度である。<https://www.refworld.org/cgi-bin/tehis/vtx/rwmain/opendocpdf.pdf?reldoc=y&docid=48a5731c2>（2022年11月2日）。

¹⁹⁷ 具体的には、「新規申請 (NA)」、「不服審査の判断 (AR)」、「再申請／再開申請 (RA)」、「米国市民権及び移住サービス (IN)」、「米国移住事務局による審査 (EO)」、「司法審査 (JR)」、「一次審査及び不服申し立て／審査請求 (FA)」、「特定の事件の際に処理された再申請 (BL)」、「特別在留 (TR)」、「スイスにおける州の規定 (CA)」の10段階である。

¹⁹⁸ 新規申請かどうかにかかわらず中央政府の下す難民認定件数を把握したいためである。

表 2 変数説明

変数名	変数説明	出典
難民認定率	認定数÷(総処理数-その他中断件数)×100。	UNHCR Data Finder
財政分離度	地方税÷地方政府歳入。	OECD data (曾我謙悟 (2013)、『行政学』に基づいて作成。)
連邦制分権度	連邦制・分権指数 (1981-2010)。	レイプハルト (2014)、『民主主義 対 民主主義 多数決型とコンセンサス型の36カ国比較研究 [原著第2版]』、p.271
分散度	地方政府歳出÷全政府部門歳出 (2015)。	OECD data (建林ほか (2009)、『比較政治制度論』に基づいて作成。)
総人口	総人口。	The World Bank Data Bank
労働者人口割合	15~64歳人口÷総人口。	The World Bank Data Bank
外国人人口割合	外国人人口÷総人口 (2015)。	The World Bank Data Bank
失業率	失業率。	OECD data
一人当たりGDP	一人当たり年間GDP。	OECD data

表 2 は分析に使用する変数をまとめたものである。独立変数のうち、本稿では「財政分離度」、「連邦制・分権度」、「分散度」の三つに理論的関心を寄せている。まず、仮説 1 の検証には「財政分離度」を用いる。これは、地方税を地方歳入¹⁹⁹の合計で割ったものを百分率に直したもので、曾我 (2013) による記述に基づいて作成した。この数値が高い国ほど、分離的な国であるといえることができる。

次に、仮説 2 の検証では「分権度」を用いる。この指標については、レイプハルト (2014) が作成した「連邦制・分権指数」を使用した。分権の度合いを図る指標は他にも存在するが、連邦制か単一国家制かという国家制度が考慮されており、対象国が比較的多かったために「連邦制・分権指数」を選択した。具体的には、憲法に連邦制を規定する旨が表明されているかどうかという基準のもと、各国を連邦制国家と単一制国家という二つのカテゴリに分け、それぞれをさらに中央集権的か地方分権的かというサブカテゴリに分けたのち、これらの各カテゴリを点数化することで作成されたものである。上記のどのカテゴリにも明確に分類できない国に関しては、半連邦制というカテゴリが設けられ、「連邦制・中央集権」と「単一国家・分権」との中間に位置づけられている。本稿では、レイプハルト (2014) に掲載されている中では最新のものである 1981 年から 2010 年のデータを使用した。

最後に、「分散度」は、全政府部門歳出を地方政府歳出で割り百分率に直したもので、建林ほか (2009) による記述に基づいて作成した。分散度は各国 2015 年度のものを一定の値として使用した。

その他には、統制変数として、各国の総人口、労働者人口割合、外国人人口割合、失業率、一人当たり年間 GDP を投入する。表 3 は分析に使用する変数群の記述統計である。

¹⁹⁹ なお、地方政府のデータは基本的に「local government」のものをを用いているが、オーストラリアとアメリカ合衆国については「state government (州政府)」のデータを用いている。

表 3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
難民認定率	120	30.4053	18.9558	0.0777	74.0168
財政分離度	120	38.1172	15.6313	10.1604	78.3124
連邦制分権度	120	2.5667	1.5542	1	5
分散度	120	36.1542	18.4040	6.2000	76.2000
総人口	120	41284881.2833	67305795.8272	330815	328329953
労働力人口割合	120	65.2030	2.4886	59.4249	73.3589
外国人人口割合	120	15.1100	8.9827	1.6148	43.9641
失業率	120	6.9790	4.4757	2.4000	24.9000
一人当たり年間GDP	120	52538.5095	17054.8437	26760.1522	116441.7904

分析ではデータの制約上²⁰⁰、24 カ国のデータを用いる。先にも述べた通り、本稿は先進国での難民受け入れに焦点を当てるため、対象国は全て OECD 加盟国としてある²⁰¹。欧州難民危機によりヨーロッパ諸国に大量の難民が流入²⁰²した 2015 年から、新型コロナウイルスの世界的な流行によって難民申請者が激減²⁰³した 2020 年より前のデータを用いるため、分析に際して、2015 年から 2019 年の 5 年間分をまとめたプーリングデータを作成した。

4-2. 推定方法

上記のプーリングデータを用いて重回帰分析を行う²⁰⁴。先述の通り、従属変数を難民認定率、独立変数を財政分離度、分権度、分散度とし、統制変数には総人口、労働力人口割合、外国人人口割合、失業率、一人当たり年間 GDP を投入する。分析に際して、総人口と一人当たり年間 GDP については自然対数化を行い、国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を推定している。また、年度は固定効果として投入している。

²⁰⁰ レイプハルト (2014) に「連邦制・分権指数」の記載のあった 36 カ国のうち、分離度、分散度の算出に必要なデータが収集されなかった国を除いた 24 カ国である。

²⁰¹ 内閣府は、先進国を「OECD 加盟国。ただし一人当たり GDP が一万米ドル以下の国を除く」と定義しており（内閣府「世界経済の潮流 2014 年 I」）、本稿で扱う国々はこの定義に従う。

²⁰² 2015 年の初めから 12 月 7 日までに 91 万人の難民・移民がヨーロッパの海岸へ到着した。そのうちの 75%以上は、アフガニスタン、シリアの戦乱から逃れてきた者である。https://www.unhcr.org/news/stories/2015/12/56ec1ebde/2015-year-europes-refugee-crisis.html (2022 年 11 月 15 日)。

²⁰³ 例えば、イギリスでは 2020 年度の難民申請者は 18%減少した。https://www.refugeecouncil.org.uk/latest/news/asylum-applications-fall-in-2020-as-the-backlog-of-cases-awaiting-a-decision-reaches-a-new-high/ (2022 年 11 月 15 日)。

²⁰⁴ 中央地方関係や国家制度は短期的に変化するものではない。そのため、2015 年から 2019 年までの 5 年間を分析対象とする本稿では、国内での変動を捉えた固定効果モデルによる分析は行わなかった。

5. 分析結果

表4が分析結果である。Model 1では理論的関心のある独立変数のみを投入し、Model 2では人口に関わる統制変数（総人口、労働年齢人口割合、外国人人口割合）を、Model 3では経済に関わる統制変数（失業率、一人当たり年間GDP）をさらに投入した。

表4 中央地方関係が難民認定率に与える影響

	従属変数 難民認定率					
	Model 1		Model 2		Model 3	
財政分離度	-0.3356	*	-0.5390	***	-0.5751	***
	(0.1496)		(0.1141)		(0.1269)	
連邦制分権度	6.1770	*	5.6430	**	5.2760	**
	(2.7500)		(1.7820)		(1.7930)	
分散度	-0.2378		-0.0324		-0.0297	
	(0.2697)		(0.1806)		(0.1925)	
log(総人口)			-4.7040	**	-4.9770	**
			(1.5020)		(1.7710)	
労働年齢人口割合			-1.1000		-1.2060	
			(0.8152)		(0.9905)	
外国人人口割合			0.4029		0.6032	
			(0.2616)		(0.4945)	
失業率					-0.7681	
					(0.5156)	
log(一人当たり年間GDP)					-11.7700	
					(16.1100)	
年度効果	YES		YES		YES	
調整済みR ²	0.2584		0.4381		0.4504	
N	120		120		120	

(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。

5-1. 財政分離度と難民認定率の関連

分析の結果、財政分離度において、Model 1では5%水準で有意な負の相関が、Model 2・

3 では 0.1%水準で有意な負の相関が見られた。つまり、財政分離度が高まるほど難民認定率が低下しており、分離的な地方自治制度が難民の受け入れを阻害することが明らかになった。これは、中央政府と地方政府の機能の重複が両者の連携を強め、難民受け入れにおいて相互に補完し合うことを可能にするため、中央政府による難民認定が行われやすくなっているということなのであろう。それゆえ、分析結果は仮説 1 に整合的である。さらに、財政分離度は地方政府の自主財源率と同じ数値であるため、分析結果は地方政府の自主財源率が高い国ほど難民認定率が低くなることも意味している。中央政府が多くの財政移転を行うことが難民受け入れを円滑に進め、結果として中央政府による難民認定を行いやすくさせることが推測される。

5－2. 分権度と難民認定率の関連

次に、連邦制分権度に関しては、Model 1 では 5%水準で有意な正の相関が、Model 2・3 では 1%水準で有意な正の相関が見られた。この結果は、地方分権的な国ほど難民認定率が高くなることを意味しており、分権的な地方自治制度が難民受け入れを進めることが明らかになった。地方政府の意向が中央政府に反映されることで国家全体の難民政策の質が向上すること、また各地方政府による効率的な難民政策が行われることから、難民の受け入れが順調に進み、これを受けて中央政府による難民認定も行われやすくなるものと考えられる。これは仮説 2 に整合的な結果である。分散度に関しては、特に有意な結果が得られなかった。地方自治体の持つ機能の大きさは、中央地方政府の関係性を考慮したものではないため、それ自体では難民受け入れに影響することはないのかもしれない。

6. 結論

本稿では、難民認定率を増加させる要因として中央政府と地方政府の関係に注目し、「分離・融合」、「分権・集権」、「分散・集中」の三つの側面から分析を行ってきた。分析の結果、両者の関係は、分離型よりも融合型、中央集権的であるよりも地方分権的である方が、それぞれ難民の受け入れは進みやすいということが明らかになった。

このことから、まず、難民受け入れには中央政府と地方政府との強い連携が重要になると分かった。そのため、両政府間の協議の場を設けることが、連携を強化し、難民受け入れを進めるものと期待できる。例えば日本では、国の政策の企画や実施において地方自治に影響を及ぼすものについて国と地方が協議を行う「国と地方の協議の場」が法律で定められている²⁰⁵。国と地方の協議の場では、税率や地方創生、近年では新型コロナウイルスの対策等に

²⁰⁵ <https://www.cao.go.jp/bunken-suishin/ayumi/chiiki-shuken/bahousei/bahousei-index.html> (2022 年 11 月 15 日)。

について地方政府の意見を取り入れた議論が行われているが、難民政策に関わる議論は未だ見られない²⁰⁶。本稿の分析結果に基づくと、このような協議の場で難民政策について両政府の意見をすり合わせることで、連携を強める一つの手段になると期待される。難民の受け入れが財政的な融合によって進むのであれば、難民受け入れ施策について、中央政府による財政移転を拡充することが重要かもしれない。さらに、地方政府の意見を国家の難民政策に反映すること、各地方政府の実情に合わせた政策を行うことも重要である。

最後に、本稿の問題点、並びに今後の課題とされる点についても述べたい。まず、本稿で扱った難民認定率は、難民申請者の審査段階を考慮したものではない。先行研究では一次審査のみの結果を難民認定率として求めたものも多いため、対象とする審査段階について本稿の分析に適したものの検討を行う余地がある。次に、本稿のデータは 2015 年度から 2019 年度までの 5 年分を対象としたものであり、対象国も 24 カ国のみであったことから、データの数が限られている。この点について、対象期間と対象国を増やすことで、結果をより頑健なものにすることが求められる。

本稿では、難民認定率を増加させることに焦点を当てて分析を行ってきたが、認定率を増加させることだけが最適な難民受け入れの形であるとはいえない。難民の人数増加に伴って、難民政策の質の維持も問題となるからである。とはいえ、中央政府が行う難民認定に影響を与える要因として、中央地方関係のあり方を検討することは、地域社会と大きく関わる難民受け入れにおいて重要な視点である。難民研究の分野においても、地方政府の役割を改めて検討する必要があるかもしれない。

7. 参考文献

- 井口泰・石井宏明・長谷部美佳. 2013. 「日本での難民の社会統合を考える」『難民研究ジャーナル』(3): pp.21-22.
- 岩崎美紀子. 1992. 「連邦主義と連邦制」『年報行政研究』1992(27): pp.141-166.
- ヴァーティキムスアン. 2005. 「最新のアンケート調査の結果よりーベトナム難民出身者からの提言」『東京財団研究報告書 日本の難民・避難民受け入れのあり方に関する研究』
- 曾我謙悟. 2013. 『行政学』有斐閣アルマ.
- 建林正彦・曾我謙悟・待鳥聡史. 2009. 『比較政治制度論』有斐閣アルマ.
- 洪性旭. 2008. 「日本社会における難民受け入れの論点ー日韓比較の可能性」『国際関係論叢』7(2): pp.75-131.
- 水谷利亮. 2017. 「融合型の地方自治制度における「二重行政」の研究」『科学研究費助成事業研究成果報告書』2005(5): pp.76-82.

²⁰⁶ 「国と地方の協議の場における協議の概要に関する報告書」（平成 23 年度第 5 回臨時会合、平成 27 年度第 3 回、令和 4 年度第 1 回）。

- レイプハルト, アレンド, 粕谷祐子・菊池啓一訳. 2014. 『民主主義対民主主義—多数決型とコンセンサス型の36ヵ国比較研究』 頸草書房.
- Askim, Jostein and Anton Steen. 2020. "Trading Refugees: The Governance of Refugee Settlement in a Decentralized Welfare State." *Scandinavian Political Studies* 43(1): pp.24-45.
- Borkert, Maren and Tiziana Caponio. eds. 2010. *The Local Dimension of Migration Policymaking*. Amsterdam University Press.
- Burmann, Martina, Drometer, Marcus and Romuald Meango. 2017. "The Political Economy of European Asylum Policies" *ifo Working Paper* 245.
- Holzer, Thomas, Schneider, Gerald, and Thomas Widmer. 2000. "Discriminating Decentralization: Federalism and the Handling of Asylum Applications in Switzerland, 1988-1996." *The Journal of Conflict Resolution* 44(2): pp.250-276.
- Laubenthal, Barbara. 2015. "Refugees Welcome? Federalism and Asylum Policies in Germany." *Fieri Working Paper*.
- Neumayer, Eric. 2005. "Bogus Refugees? The Determinants of Asylum Migration to Western Europe." *International Studies Quarterly* 49(3): pp.363-387.
- Toshkov, Dimitar. 2014. "The Dynamic Relationship between Asylum Applications and Recognition Rates in Europe (1987-2010)." *European Union Politics* 15(2): pp.192-214.

第 14 章

自治体業務のデジタル化の要因とその職員への影響

—地方自治情報管理概要に基づく実証分析—

加藤 拓海

要約

近年、業務の電子化を始めとしたデジタル・トランスフォーメーション（DX）が官民ともに推進されている。しかし、行政の取り組みに関してその要因や効果を実証した研究は限られている。そこで本稿では、各自治体のデジタル化への取り組みが、近隣自治体におけるデジタル化の推進状況の影響を受けているのか、また、取り組み実施によって職員の業務への満足度が向上し、結果として離職率が低下しうるのかの二点を、総務省の「地方自治情報管理概要」からパネルデータを作成した上でそれぞれ分析した。その結果、制度の策定状況やシステムの利用状況は同都道府県の他の自治体の推進状況と正の関係にあることが明らかとなった。また、ICT の研修の取り組みが進む自治体ほど離職率が高まる傾向にあるという、仮説とは逆の分析結果が得られた。このことから、自治体は近隣自治体の制度やシステムの利用状況を、自組織における取組推進のための参考にしていること、また、ICT の研修の取り組みは業務への満足度に影響を与える一要素であることが示唆される。自治体は、研修が職員の業務負担や業務満足度を向上させるべく、自組織の現状を踏まえた適切な内容で行われるように制度を運用していく必要があると言える。

1. はじめに

日本の行政におけるデジタル化は、世界的に見れば進んでいると言える。例えば、2022 年に国連が発表した、電子政府の発展度合いの指標である **E-Government Development Index** において、日本は世界 193 か国中 14 位と比較的高い順位に位置している²⁰⁷。同じく国連が 2022 年に発表した、電子政府への国民参加の指標である **E-Participation Index** では、日本は首位であった。

しかし、官民に共通してデジタル化は世界に後れを取っているという認識が強く、社会的な課題となっている²⁰⁸。デジタル化の後れは、業務の効率性や生産性の改善に負の影響を与

²⁰⁷ <https://publicadministration.un.org/egovkb/en-us/Data-Center> (2022 年 10 月 26 日)。

²⁰⁸ <https://www.digital.go.jp/policies/report-202109-202208/modernizing-digital-infrastr>

えうる。その例として、2021年に、官僚が作成した法案で合計181か所もの誤りが発覚した事件が挙げられる。ミスの発生を防止できなかった原因として浮き彫りになったのが、法案の説明用資料の印刷作業や誤字脱字の確認作業に忙殺され、内閣法制局への手渡しでの法案提出を求められるなど、デジタル化が進むなかで非効率と言える作業に多大な時間を費やす必要に迫られている業務実態である²⁰⁹。このようなデジタル化の後れによる非効率的な作業は、国家公務員組織だけでなく地方公務員組織にも存在すると推測される。

デジタル化を推進する上で妨げとなっているのが、従来の制度・組織体制である。これらをデジタル化に合うよう改革する動きは、デジタル・トランスフォーメーション（DX）と呼ばれる。DXを進めるためには、民間企業だけでなく政府の役割も重要となる。実際に、政府はDXを「将来の成長、競争力強化のために、新たなデジタル技術を活用して新たなビジネスモデルを創出・柔軟に改変すること」と定義している²¹⁰。また、国が実施するデジタル化に関しては、「国民生活の利便性を向上させ、行政機関や民間事業者等の効率化に資する」ものであるとしている²¹¹。

DXは、地方自治体でも重要な政策課題になっている。2021年、いわゆる「デジタル改革関連法」が成立し、そのなかで地方自治体は「デジタル社会の形成に関し、国との適切な役割分担を踏まえて、その地方公共団体の区域の特性を活かした自立的な施策を策定し、及び実施する責務」を持つことが規定された²¹²。その前年となる2020年には、総務省が地方行政のデジタル化の進展を目指すべく、「自治体DX推進計画」を策定している²¹³。同計画では、「自治体情報システムの標準化・共通化」や「マイナンバーカードの普及促進」、「行政手続のオンライン化」など、デジタル化に向けて自治体が重点的に行うべき取り組みが示された²¹⁴。同年9月には、政府や自治体のICTのシステムを共通化し、両者の連携を強化しつつ、DXの大幅な推進を図るべく、新しい官庁としてデジタル庁が発足した²¹⁵。

しかし、地方自治体のDXの取り組みが日本全体で大きく進んでいるとまでは言い難いのが現状である。表1は、2021年度時点での市町村別のDXの取り組み状況を表したものである。市に限っても、取り組みを実施している自治体は全体の2割から4割弱に留まっ

ucture-for-inclusive-growth/ (2022年11月3日)。

²⁰⁹ なお、ミスが多発した原因としては他に、前年に発生した新型コロナウイルスへの対応に追われたことも指摘されている。https://www3.nhk.or.jp/news/special/kasumigaseki/article/article_210607.html (2022年11月1日)。

²¹⁰ <https://warp.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/12187388/www.kantei.go.jp/jp/singi/it2/kettei/pdf/20200717/siryou3.pdf> (2022年11月3日)。

²¹¹ <https://www.city.shijonawate.lg.jp/uploaded/attachment/15914.pdf> (2022年11月7日)。

²¹² <https://elaws.e-gov.go.jp/document?lawid=503AC00000000035> (2022年11月7日)。

²¹³ <https://www.soumu.go.jp/denshijiti/> (2022年10月26日)。

²¹⁴ https://www.soumu.go.jp/main_content/000835167.pdf (2022年10月26日)。

²¹⁵ <https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/r03/html/nd113410.html> (2022年11月1日)。

表 1 市町村のDXの取り組み状況（2021年度）

	全体方針を策定	全庁的・横断的な推進体制を組んでいる	DX推進専任部署を設置している
市	167 (21.1%)	315 (39.8%)	311 (39.3%)
町	36 (4.8%)	121 (16.3%)	87 (11.7%)
村	4 (2.2%)	30 (16.4%)	22 (12.0%)

出典：総務省「自治体 DX 推進計画策定後の動き」²¹⁶を基に筆者作成。

ている。町村に関しては、実施する自治体の割合が1割強と、デジタル化の後れが顕著となっている。

自治体のデジタル化は、限られた予算と人員のなかでサービスの質を向上させるために不可欠な取り組みであると言える。したがって、行政においてデジタル化を推進・阻害する要因があるならば、その実態を明らかにすることは重要である。その先行研究として、有馬・堀（2017）は、自治体のデジタル化のための人材育成の方針とその実際の育成との間に乖離が生じていることを指摘している。また、黒木（2022）は、自治体の財政状況が健全であるほどIT関連予算が増加し、ITの調達の適正化が実施されやすくなる一方で、IT関連予算が過度に大きい場合には、その用途がITの活用と関連しなくなる可能性を実証的に明らかにしている。

本稿では、自治体のデジタル化の取り組み状況と近隣自治体の同取り組み状況、また、デジタル化の取り組みの推進とそれに伴う職員の負担軽減を理由とした離職率の低下とがそれぞれ関連しているのかを検証した。分析にあたっては、総務省の「地方自治情報管理概要」の2012年度から2020年度までの9年分のデータを用いた。その結果、自治体のシステム利用状況や制度に関するデジタル化の推進状況は近隣の自治体の取り組み状況と、ICTの研修は職員の離職率とそれぞれ正の関連があることが分かった。以下では、地方自治体のデジタル化の推進要因や効果に関する先行研究を紹介した上で、理論仮説及び使用するデータの詳細と分析手法を説明し、最後に分析結果とその解釈及び示唆を述べる。

2. 先行研究

2-1. 地方行政のデジタル化の推進要因

²¹⁶ https://www.soumu.go.jp/main_content/000813683.pdf (2022年11月13日)。

どのような要因が、自治体の電子化の推進に影響を与えるのか。従来指摘されてきた要因は、自治体の財政力や技術力、定員及びプライバシーの扱いをはじめとした法律上の問題などである (Moon 2002)。それに加えて、日本特有の原因として指摘されることとして、行政が紙媒体をベースとした業務手続きにいまだに依存していることが挙げられる。土肥 (2016) は、行政で利便性に欠けるシステムが設計される原因として、従来の紙による事務作業がコンピュータ普及後も継承されており、デジタル化に適合させるための事務手続きの改善が行われていない点を指摘している。

行政のデジタル化は、自治体の先進的な取り組みの一つであるだろう。それゆえ、そもそも自治体はどのような状況であれば、他の自治体に先んじて新規施策を導入するのかという政策形成行動のメカニズムが参考になる。伊藤 (2002) は「動的相互依存モデル」の中で、政策実施のための社会経済的・政治的条件が整っているとき、及び政策実施によって生じる効果が確実なときの二つの状況下で新規政策が実施されると主張する。

自治体のデジタル化についても、政策実施に影響を与える社会経済的・政治的条件が数多く指摘されてきた。例えば、Tolbert et al. (2008) はアメリカの州政府を対象とした分析から、州の歳入の多寡や住民の教育程度が電子政府の発展と関連することや、人口あたりの歳入及び所得、都市化率、人種の多様性が州政府の ICT の組織規模と関連することを明らかにした。また、Serrano-Cinca et al. (2009) は、市民とのコミュニケーション手段としての技術利用に積極的な政治家の存在や、市民の経済的豊かさ、商業活動の規模などの要因を指摘している。日本では、自治体の DX の推進度合いが人口規模や地域住民からの期待、首長の DX に対する意思の明確さと関連していることが実証的に明らかになっている (浜口 2022)。それに加えて、先行研究では、他地域の政策からの影響がデジタル化に関しても存在する可能性を指摘している。例えば Ingrams et al. (2020) は、電子政府の発展度合いと正の関係にある要因として、人口や GDP の他に、地域間の競争を挙げている。

2-2. デジタル化の推進の効果と職員の離職

行政のデジタル化は実際に自治体の運営や職員にどのような効果をもたらすのか。先行研究で指摘されてきたのは、職員による汚職や住民による脱税を抑止する効果である。Nam (2018) は複数の国際統計を用いて分析を行い、電子自治体の成熟度と腐敗の抑制に正の関連があることを明らかにした。また、Uyar et al. (2021) の研究では、電子政府の取り組みの推進が脱税総額の減少に影響を与えていることが示唆された。

本稿では、自治体 DX の推進が公務員の業務負担の改善やそれに伴う業務満足度の向上をもたらす効果に注目したい。その効果を測るために、離職率を用いることが可能であると考えられる。なぜなら、業務負担が過大であることや業務への満足度が低いことが職員の離職につながるとすれば、自治体 DX の効果は職員の離職行動に一定程度反映されうるからである。

行政職員の離職率に影響を与える要因についても複数の存在が指摘されてきた。まず、離職には、解雇によりやむを得ず離職するケースと、自発的に離職するケースが存在する (Sowa 2021)。後者の要因に関しては、個人特有の要因を除けば、組織の内部環境と外部環境の要因に大別できる。組織の内部要因を検証した研究としては、職員の内発的な動機付けが燃え尽き症候群の発症や離職意向の増加を抑制しうることを指摘した Kim (2018) などが挙げられる。また、アメリカの地方政府組織への調査結果を分析した Kaufmann et al. (2022) は、組織の規則が不合理であるほど職員の離職意向が増加することが示唆されている。

組織外の環境要因の例としては、Bertelli and Lewis (2012) が、外部組織への転職可能性の高さと離職率の上昇、所属する組織特有の専門性の保有と離職率の低下が、それぞれ関連していることを示した。また、賃金の多寡も離職率と関連があるとされる。Cho and Lewis (2012) は、賃金が高いほど離職意向は抑制されるものの、勤続年数が長くなるほどその効果が減少することを示した。また、Moynihan and Landuyt (2008) がアメリカ・テキサス州の行政機関を対象に行った分析では、給与が高いほど離職意向が高まるという結果となった。彼らはその原因として、給与の高さは個人の能力の高さと比例しやすいため、能力が高い職員ほど、より給与の高い民間企業への転職意向が強まりうるという議論を行っている。

3. 理論仮説

本節では、自治体 DX の要因とその職員への影響について理論的説明を行う。

3-1. 自治体のデジタル化の推進における相互参照行動

まず、前節で紹介した伊藤 (2002) の「動的相互依存モデル」に注目して理論仮説を構築したい。「動的相互依存モデル」とは、自治体の管理する区域の社会経済的・政治的条件である「内生条件」、自治体が他の自治体の動きを参考にする「相互参照」、自治体が他の自治体に先んじて政策の採用を行おうとする「横並び競争」の三つのメカニズムによって、自治体が政策を決定する動きを説明するモデルである (伊藤 2002)。まず、「内政条件」の整った自治体が政策を採用する。続いて、政策による効果が不確実である場合、各自治体は「相互参照」を行い、一方で確実である場合は「横並び競争」を実施する (伊藤 2002)。

自治体の一政策である業務のデジタル化の効果が確実であるか否かは、現時点で明らかになっていない。それゆえに、自治体のデジタル化では「動的相互依存モデル」のうち「相互参照」のメカニズムが機能すると言える。つまり自治体は、近隣の自治体が行政のデジタル化を進める際、他の自治体の動きを参考にしやすいと考えられる。

また、システムの導入状況に関しては、自治体が他の自治体と共同でシステムを利用する場合がある。例えば、近年進んでいるクラウドの導入に関しては、町村部を始めとした人口が少ない自治体ほど住民一人当たりの導入費用が高くなり、それに見合う効果が得づらい(有馬・堀 2019)。また、人口の比較的多い自治体でもクラウドの共同利用にはメリットがある。例えば、業務システムの標準化によって他自治体とのシステムの連携にかかる費用を減少でき、自治体単独でのクラウド導入よりも財政面での効率化を図ることができる(野津・広田 2021)。それゆえ、限られたリソースを効率化するために、近隣の自治体同士でグループを結成し、クラウドの共同利用を目指す事例が多数存在する。実際に、クラウドの共同利用を行う自治体は、導入自治体のうちの半数近くを占めている²¹⁷。この現状を踏まえれば、自治体のデジタル化の推進は、共同利用を促進させることによって加速すると考えられる。

以上の説明を踏まえて、仮説 1 を導出する。

仮説 1 近隣自治体で業務のデジタル化の取り組みが推進されるほど、自治体のデジタル化の取り組みも進む。

3-2. 自治体業務のデジタル化による職員への効果

前節の先行研究の整理では、行政職員の自発的な離職の要因が、個人、組織内及び組織外の三つに大別できることを説明した。自治体が外部環境や職員個人の要因を解決することは容易ではない一方、組織内部の要因は自治体の取り組みによってのみ改善できると考えられる。そこで本稿では、自治体職員の離職要因を分析するにあたって、組織内要因の一つとして業務のデジタル化を取り上げたい。

先行研究では、職員の内発的なモチベーションの度合いや組織のルール of 合理化が離職意向を抑制するために効果的であることが示唆されている(Kaufmann et al 2022; Kim 2018)。これらの要因は、デジタル化にも関連すると考えられる。具体的には、自治体が業務のデジタル化を行う場合、それに伴う制度の整備が必要となると考えられる。その際、デジタル化に適合するように規則が変更されることで、組織規則の合理性が高まる可能性がある。また、デジタル化が適切なかたちで推進されれば、非効率的な業務が減少して業務負担が改善され、結果として職員のモチベーションは向上しうると言える。実際、総務省が自治体 DX の推進で期待する効果の一つに、行政手続きを行う住民と事務方職員の負担を軽減することが挙げられる²¹⁸。以上を踏まえれば、デジタル化は職員の離職意向を減少させると考えられる。

一方、統制すべき要因としては、職員の年齢も自治体のデジタル化の推進に影響を与える

²¹⁷ https://www.soumu.go.jp/main_content/000743584.pdf (2022 年 11 月 11 日)。

²¹⁸ https://www.soumu.go.jp/main_content/000835167.pdf (2022 年 10 月 26 日)。

一因となりうる。日本では、若者ほどスマートフォンやパソコンなどの IT 機器を活用できる一方、高齢になるほどこれらの機器を利用できていない傾向にあるという、世代間の情報格差の問題が生じているとされる²¹⁹。若手職員よりも十分な ICT 教育を受けてきておらず、ICT に関する理解が不足する傾向にある年代の職員がデジタル化の計画や判断を行うことによって、その取り組みが不適切なカタチで推進され、結果として業務の効率性が大きく改善されない可能性がある。したがって、分析の際には年齢の影響を統制する必要があると言える。

以上の説明を踏まえて、仮説 2 を導出する。

仮説 2 自治体業務のデジタル化の取り組みが推進されるほど、職員の離職率は低下する。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するにあたっては、総務省が公表する「地方自治情報管理概要」のデータを使用した²²⁰。本データは、総務省が毎年、都道府県及び市町村に対し、デジタル化の推進体制や情報化に関する各取り組みの実施有無などを調査した結果をまとめたものである。同調査は設問項目が多く、その内容も具体的である。例えば、デジタル化のための制度の策定有無や人事交流の取組有無、部門別のシステム導入有無といったデータが利用できる。また、全自治体のデータが網羅されており、2020 年度までは大幅な設問内容の変動も見られない²²¹。したがって、「地方自治情報管理概要」は各自治体のデジタル化の進展状況を計測するためのデータとして適切であると判断した。

分析にあたっては、「地方自治情報管理概要」の 2012 年度から 2020 年度までの 9 年分のデータからパネルデータを作成した。

4-2. 変数

²¹⁹ <https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/r04/pdf/n4600000.pdf> (2022 年 11 月 1 日)。ただし、世代間のデジタル・ディバイドはすでに解消されたという見解も存在する。<https://www.nikkei.com/article/DGXMZO98209890Z00C16A3I00000/> (2022 年 11 月 1 日)。

²²⁰ https://www.soumu.go.jp/denshijiti/060213_02.html (2022 年 11 月 11 日)。

²²¹ 「地方自治情報管理概要」は 2021 年度から名称が「自治体 DX・情報化推進概要」に変更され、設問内容の大幅な更新が行われた。そのため、2021 年度のデータは分析で用いなかった。

分析にあたっては、デジタル化の各項目の実施有無を五つに分類し、それぞれ主成分分析によって第1主成分の得点を算出して変数を作成した。第一に、制度の策定状況である。この変数は、申請・届出等手続の「オンライン化実現に関する計画」、「オンライン利用促進に関する計画」、「オンライン化するための条例」及び「e-文書条例」の策定・制定有無のダミー変数を縮約した値である。

第二に、研修の取組状況である。この変数は、「職員に対し情報化研修を実施」、「ITを活用した業務改善方法についての職員研修を実施」、「部外の情報化研修に職員を派遣」、「情報処理に関する資格取得を奨励」の各項目の実施有無のダミー変数を縮約した値である。

第三に、人事の取組状況である。この変数は、「職員に対し情報化研修を実施」、「ITを活用した業務改善方法についての職員研修を実施」、「部外の情報化研修に職員を派遣」、「情報処理に関する資格取得を奨励」の各項目の実施有無のダミー変数を縮約した値である。

第四に、システム利用状況である。この変数は、「公共事業の入札」、「物品調達の入札」、「手数料等の歳入の納付」、「公共施設予約」、「図書館蔵書検索・予約」の各システムの導入有無のダミー変数を縮約した値である。

第五に、システム共同利用状況である。この変数は、「公共事業の入札」、「物品調達の入札」、「手数料等の歳入の納付」、「公共施設予約」、「図書館蔵書検索・予約」の各システムの共同利用有無のダミー変数を縮約した値である。

表2 主成分分析の結果

	第1主成分				
	制度 策定状況	研修 取組状況	人事 取組状況	システム 利用状況	システム 共同利用状況
申請・届出等手続のオンライン化実現に関する計画の策定状況	0.6046				
申請・届出等手続のオンライン利用促進に関する計画の策定状況	0.5895				
申請・届出等手続をオンライン化するための条例の制定状況	0.4629				
e-文書条例の制定状況	0.2695				
職員に対する情報化研修の実施状況		0.5523			
ITを活用した業務改善方法についての職員研修の実施状況		0.4651			
部外の情報化研修への職員の派遣状況		0.5585			
情報処理に関する資格取得の奨励状況		0.4084			
業務担当部門と情報主管課の積極的な人事交流の推進状況			0.6417		
民間企業等への職員の派遣状況			0.5664		
情報化のための外部の専門人材の採用状況			0.5171		
公共事業にかかる電子入札システムの導入状況				0.5588	
物品調達（非公共事業）にかかる電子入札システムの導入状況				0.4983	
手数料等の歳入の電子納付システムの導入状況				0.2887	
公共施設予約システムの導入状況				0.4786	
図書館蔵書検索・予約システムの導入状況				0.3564	
公共事業にかかる電子入札システムの共同利用状況					0.6360
物品調達（非公共事業）にかかる電子入札システムの共同利用状況					0.6284
手数料等の歳入の電子納付システムの共同利用状況					0.2276
公共施設予約システムの共同利用状況					0.3737
図書館蔵書検索・予約システムの共同利用状況					0.0957
寄与率	0.5260	0.3492	0.3829	0.3905	0.3290

仮説 1 の従属変数は、制度の策定状況、研修の取組状況、人事の取組状況、システム利用状況をそれぞれ用いた。また、仮説 1 の独立変数は、近隣自治体からの政策波及効果を検証するべく、前述の四変数の都道府県内平均値及びシステム共同利用状況を使用した。

なお、他自治体の施策の実施による波及効果を検証した研究としては、田中（2013）が挙げられる。この研究に基づけば、他自治体の政策実施状況の平均値は、厳密には、隣接する自治体における平均値を使用するのが適切であろう。ただし、本稿では同都道府県の他の自治体における平均値をその代わりとして用いた。

仮説 2 の従属変数は、総務省の「地方公務員給与実態調査」のデータをもとに、各市町村の離職者数を一般行政職員数で割って算出した離職率を、最小値を足して自然対数化した上で用いた²²²。また、仮説 2 の独立変数は、仮説 1 の従属変数で使った四つの変数を使用した。

表 3 変数説明

変数名	変数説明	出典
制度策定状況	申請・届出等手続の「オンライン化実現に関する計画」、「オンライン利用促進に関する要請計画」、「オンライン化するための条例」及び「e-文書条例」の策定・制定有無の情報を主成分分析によって縮約した値。	「地方自治情報管理概要」
研修取組状況	「職員に対し情報化研修を実施」、「IT を活用した業務改善方法についての職員研修を実施」、「部外の情報化研修に職員を派遣」、「情報処理に関する資格取得を奨励」の各項目の実施有無の情報を主成分分析によって縮約した値。	
人事取組状況	「業務担当部門と情報主管課の積極的な人事交流を推進」、「情報化のための外部の専門人材を採用」、「民間企業等へ職員を派遣」の各項目の実施有無の情報を主成分分析によって縮約した値。	
システム利用状況	「公共事業の入札」、「物品調達の入札」、「手数料等の歳入の納付」、「公共施設予約」、「図書館蔵書検索・予約」の各システムの導入有無の情報を主成分分析によって縮約した値。	
システム共同利用状況	「公共事業の入札」、「物品調達の入札」、「手数料等の歳入の納付」、「公共施設予約」、「図書館蔵書検索・予約」の各システムの共同利用の有無の情報を主成分分析によって縮約した値。	
離職率	退職者数÷一般行政職員数×100 の式で算出し、対数化した値。	「地方公務員給与実態調査」
平均年齢	市町村別の一般行政職員の平均年齢。	
平均給与	市町村別の一般行政職員の平均給与。	
総人口	市町村別の総人口を対数化した値。	「社会・人口統計体系」
財政力指数	基準財政収入額÷基準財政需要額の値の過去3年間の平均値。	

²²² ただし、同調査の離職者数は一般行政職員以外の職員も含んだ値であることに留意されたい。一般行政職員に限った離職者数のデータが同調査に掲載されていないためである。

表 4 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
総人口	13386	10.0332	1.4016	5.0689	13.3686
財政力指数	13386	0.4961	0.2833	0.0500	2.2100
平均年齢	13386	41.9898	2.0252	33.3000	51.3000
平均給与	13386	3124.4503	177.5658	2313	3683
離職率	13386	10.0133	6.8981	0.0000	163.2653
制度策定状況	13386	-0.0005	1.4520	-1.1254	3.8382
研修取組状況	13386	-0.0220	1.1670	-1.5922	4.6240
人事取組状況	13386	-0.0008	1.0621	-0.4213	9.0874
システム利用状況	13386	-0.0695	1.3582	-1.1317	5.3005
システム共同利用状況	13386	-0.0125	1.2744	-0.8188	6.4800
職員に対する情報化研修の実施状況	13386	0.6769	0.4677	0	1
ITを活用した業務改善方法についての職員研修の実施状況	13386	0.0671	0.2502	0	1
部外の情報化研修への職員の派遣状況	13386	0.5105	0.4999	0	1
情報処理に関する資格取得の奨励状況	13386	0.0365	0.1874	0	1
業務担当部門と情報主管課の積極的な人事交流の推進状況	13386	0.1182	0.3228	0	1
民間企業等への職員の派遣状況	13386	0.0113	0.1056	0	1
情報化のための外部の専門人材の採用状況	13386	0.0559	0.2297	0	1
申請・届出等手続のオンライン化実現に関する計画の策定状況	13386	0.2743	0.4462	0	1
申請・届出等手続のオンライン利用促進に関する計画の策定状況	13386	0.1860	0.3891	0	1
申請・届出等手続をオンライン化するための条例の制定状況	13386	0.4325	0.4954	0	1
e-文書条例の制定状況	13386	0.0576	0.2330	0	1
公共事業にかかる電子入札システムの導入状況	13386	0.2662	0.4420	0	1
物品調達（非公共事業）にかかる電子入札システムの導入状況	13386	0.0914	0.2881	0	1
手数料等の歳入の電子納付システムの導入状況	13386	0.0249	0.1558	0	1
公共施設予約システムの導入状況	13386	0.2419	0.4282	0	1
図書館蔵書検索・予約システムの導入状況	13386	0.3669	0.4820	0	1
公共事業にかかる電子入札システムの共同利用状況	13386	0.2829	0.4504	0	1
物品調達（非公共事業）にかかる電子入札システムの共同利用状況	13386	0.0962	0.2949	0	1
手数料等の歳入の電子納付システムの共同利用状況	13386	0.0080	0.0891	0	1
公共施設予約システムの共同利用状況	13386	0.1433	0.3504	0	1
図書館蔵書検索・予約システムの共同利用状況	13386	0.1077	0.3100	0	1

仮説 1・仮説 2 に共通の統制変数としては、第一に、職員の年齢が高まるほど ICT への理解度が低下し、デジタル化が推進されづらくなると考え、職員の平均年齢を投入した。第二に、財政状況に余裕のある自治体ほどデジタル化が推進されると考え、財政力指数を投入した。第三に、人口規模が大きい自治体ほど業務の効率化のためにデジタル化が推進されると考え、総人口を自然対数化して用いた。また、仮説 2 では、職員の給与が高まるほど離職率は低下すると考え、一般行政職員の平均給与も統制変数として投入した。

4-3. 分析手法

本稿の分析にあたっては、「地方自治情報管理概要」の 2012 年度から 2020 年度までの市町村別データを利用し、デジタル化の項目別取り組み状況のパネルデータを作成した²²³。さ

²²³ 本稿の分析では 2012 年度以降に追加された設問のデータを用いているため、それ以前のデータは使用しなかった。

らに、項目別の実施有無の情報を、前述の主成分分析によって分野別に縮約した上で分析を行った。さらに、年度や自治体固有の要因を統制するため、本稿の分析では固定効果モデルを用いた。なお、前年度の自治体の環境・状況が、翌年の取り組み状況や職員の離職に影響を及ぼすというタイムラグを考慮して、従属変数はすべて翌年の値を投入する。

5. 分析結果

5-1. 自治体のデジタル化の取り組み状況と近隣自治体の推進状況との関係

自治体のデジタル化への取り組み状況が近隣の自治体の取り組み状況と関連しているかを、デジタル化の分野ごとに分析した。その結果、表5のModel 1における制度取組状況の都道府県内平均と、Model 4のシステム利用状況における都道府県内平均はいずれも統計的に1%水準で正に有意となった。すなわち、制度策定状況とシステム利用状況の二つの要素は、他の自治体における推進状況と正の関連のあることが示された。この結果から、自治体は近隣自治体のICTに関する制度やシステムの利用状況を、自らの取り組みの実施を判断するために把握し、その情報を活用していることが示唆される。

一方で、研修取組状況と人事取組状況に関しては、都道府県内平均は有意とはならなかった。これらの分野は、自治体が他自治体の取り組みを注視せずに独自で取り組みを進めているか、他自治体の取り組みは参考にしつつも、人員・予算面の限界やその他自治体特有の要因のため自らの組織に反映しづらい可能性が考えられる。

独立変数であるシステム共同利用状況に関しては、人事取組状況を従属変数としたモデルにおいて正に有意となった。このことから、システムの共同利用が推進されることに伴って、デジタル化に関する人事の取り組みが活性化すると考えられる。一方で、制度策定状況や研修取組状況を従属変数とした場合、システム共同利用状況は有意にはならなかった。この結果からは、システムの共同利用が自治体の制度策定状況や研修取組状況の進展には必ずしも直結しないことが示唆される。システムの共同利用を進めても、そのために新たな制度や研修を導入する必要がないのだとしたら、コストの面からも、システムの共同利用のメリットは大きいと言える。

また、統制変数に関しては、システム利用状況を従属変数としたモデルの総人口及び制度策定状況を従属変数とした場合の平均年齢が、それぞれ正に有意となった。総人口に関しては、人口が多い自治体ほど、人口に比例して増加するデータを効率的に管理するためにシステムを導入する必要性が高まると考えれば、結果は妥当であると言える。また、職員の平均年齢が高い自治体ほど制度の策定が推進される原因としては、平均年齢が高いほど、制度の策定に関与できる職員の割合が高まり、結果として制度の整備が進みやすくなっている可能性が挙げられる。

表5 自治体のデジタル化の取り組み状況が近隣自治体の推進状況から受ける効果

	従属変数			
	制度策定 状況 _{t+1}	研修取組 状況 _{t+1}	人事取組 状況 _{t+1}	システム利用 状況 _{t+1}
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
制度策定状況の都道府県内平均	0.3168 *** (0.0720)			
研修取組状況の都道府県内平均		0.0005 (0.0801)		
人事取組状況の都道府県内平均			-0.0313 (0.0792)	
システム利用状況の都道府県内平均				0.2720 *** (0.0598)
システム共同利用状況	-0.0100 (0.0145)	-0.0152 (0.0161)	0.0362 * (0.0170)	0.1617 *** (0.0242)
log(総人口)	-0.1110 (0.3216)	0.1919 (0.4702)	-0.4059 (0.4654)	2.2864 *** (0.3658)
平均年齢	0.0122 † (0.0068)	-0.0066 (0.0120)	-0.0096 (0.0103)	0.0055 (0.0093)
財政力指数	-0.4419 (0.3368)	-0.3617 (0.4691)	-0.2020 (0.3431)	0.0625 (0.4325)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9172	0.7026	0.5905	0.8464
N	13386	13386	13386	13386

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

(2) ()内は自治体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

5-2. 自治体のデジタル化の取り組み状況と職員離職率の関係

続いて、自治体のデジタル化への取り組みが離職率の改善と関連しているかを検証した。Model 1 では、制度策定状況及び人事・研修の各取組状況とシステム利用状況の四変数を投入して分析を行った。Model 2 では、これらに加えて、総人口及び平均年齢、平均給与、財政力指数を統制変数として投入し分析した。その結果、10%水準ではあるものの、いずれも研修取組状況が有意となった。しかし、その回帰係数の符号は仮説に反して正となった。すなわち、分析結果からは、ICT の研修に関する取り組みと離職率の増加に正の関連があることが示された。

また、統制変数に注目すれば、総人口と平均給与が負に、平均年齢が正にそれぞれ有意となった。平均年齢が上がるほど離職率が高まる要因としては、統制変数の投入目的の通り、定年に近い職員の数が増加し、それに伴い定年退職・早期退職者の数も増えることが挙げら

れる。また、平均給与の増加に関しては、低賃金を理由とした職員の離職意向を抑制させ、離職率を下げる効果があると考えられる。それに加えて、人口が多い自治体ほど離職率が低下する理由としては、組織規模が挙げられる。人口が多い自治体ほど自治体組織も大規模となり、効率化のために諸制度の整備が進みやすくなる。その結果、職員の業務や制度に対する満足度が、規模の小さな自治体よりも高まる可能性がある。

表6 自治体のデジタル化への取り組み状況が職員の離職率に及ぼす効果

	従属変数 離職率 _{t+1}	
	Model 1	Model 2
制度策定状況	-0.0011 (0.0091)	-0.0021 (0.0092)
研修取組状況	0.0108 † (0.0064)	0.0120 † (0.0063)
人事取組状況	-0.0013 (0.0057)	-0.0014 (0.0057)
システム利用状況	-0.0083 (0.0055)	-0.0061 (0.0056)
log(総人口)		-0.8680 *** (0.2057)
平均給与		-0.0004 ** (0.0001)
平均年齢		0.0942 *** (0.0095)
財政力指数		0.1625 (0.2125)
時間効果	YES	YES
個体効果	YES	YES
調整済みR ²	0.4429	0.4577
N	13386	13386

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

(2) ()内は自治体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、自治体のデジタル化の効果を検証するべく、各自治体のデジタル化の取り組みに対する近隣自治体からの影響と、デジタル化の取り組みが離職率に与える効果を分析し

た。その結果、自治体のデジタル化の取り組みと近隣自治体における推進状況との間には正の関連があるとした仮説は、従属変数を制度策定状況及びシステム利用状況とした場合において支持された。一方で、自治体のデジタル化の取り組みが推進されるほど職員の離職率は低下するとした仮説は支持されなかった。さらには、研修取組状況に関しては取り組みの推進が離職率を高めるという、仮説とは反対の結果となった。

以上の分析結果から示唆されることとして、第一に、自治体がデジタル化を進めるにあたって近隣の自治体における取り組みの内容や推進状況を参考にしていることが挙げられる。自治体が単独でデジタル化を推進させることは、予算面・人員面などの限界や、支出増加による市民からの反発への恐れから、困難となっている可能性がある。それゆえ、全国的にデジタル化の推進を加速させる上では、官民が連携して、自治体に対する支援や情報交換を積極的に行うことが必要であると考えられる。実際に、自治体 DX の支援のための技術提供やコンサルティングを行う企業は多く存在する。また、総務省も自治体 DX を推進させるため、デジタル化の経験や技能を有する民間の人材を自治体に派遣するべく募集を行っている²²⁴。

第二に、行政のデジタル化に関する研修は職員の業務負担や業務満足度、ひいては離職意向に影響を与える重要な要素であることが挙げられる。研修の取り組みが推進されるほど職員の離職率が高まるという本稿の分析結果からは、研修自体に問題が生じている可能性が指摘できる。自治体のデジタル化が職員負担の軽減を目的の一つとするならば、研修もその目的に直結するように実施されるべきだろう。しかし、研修の頻度や内容、方法が適切でない場合、期待される効果が生じるとは言い難い。場合によっては、研修への参加自体が職員の業務全体への負担を増加し、満足度を低めるのかもしれない。また、システムの構造や利用方法は、自治体ごとに程度の差はあれ異なっているのが現状だろう。そのため、すべての自治体が画一的な内容で研修を行う場合、その内容が自治体特有の環境に適さない場合がある。したがって、自治体は、職員の業務負担を確実に改善できるように、ICT 研修に関する制度や内容を、組織の特性に適合するように設計し直す必要がある。

さらに、ICT の技術革新が年々加速する現状を鑑みれば、研修の内容や形式の前例踏襲は不適切だろう。最新の技術や知見を行政に反映させるためには、研修内容の定期的な見直しが必要であると考えられる。例えば、総務省は自治体のデジタル化の推進を担当する職員に対し、デジタル化への正しい理解や技能・知識の習得させるため、「自治体 CIO 育成地域研修教材」を作成し公開している²²⁵。しかし、同教材の最新版は 2017 年度に作成されたものであり、5 年ほど改訂が行われていない。作成時点での内容の完成度は高いものであったとしても、ICT を取り巻く状況は日々刻々と変化することを鑑みれば、改訂の頻度は高められ

²²⁴ https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01ryutsu06_02000333.html (2022 年 11 月 17 日)。

²²⁵ https://www.soumu.go.jp/menu_seisaku/ictseisaku/ictriyoi/cio_kyozai.html (2022 年 11 月 17 日)。

るべきであると言える。

なお、本稿の分析の課題としては、第一に、独立変数の一つである近隣自治体のデジタル化の取組状況の正確さが挙げられる。本稿では、近隣の自治体からの影響を測定するため、同都道府県における他自治体の取り組み実施状況の平均値を用いた。しかし厳密には、隣接する自治体の平均値を用いた方が、近隣自治体の影響を測定する上では適切であるとも考えられる。第二に、統制変数として投入した職員年齢の精度が挙げられる。本稿の分析で用いた職員の平均年齢の場合、自治体職員の年齢分布の正確な特徴を分析に反映させる上では限界がある。ただし、年齢分布に関するデータは一般公開されておらず、入手は困難である。これらの情報を独自の調査などによって入手できれば、より正確な分析を行える可能性がある。

7. 参考文献

- 有馬昌宏・堀信也. 2017. 「電子自治体の進展の現状と課題」『経営情報学会全国研究発表大会要旨集』 2017f: pp.195-198.
- 有馬昌宏・堀信也. 2019. 「自治体クラウドは電子自治体推進の切り札か？」『経営情報学会全国研究発表大会要旨集』 201906: pp.149-152.
- 伊藤修一郎. 2002. 『自治体政策過程の動態—政策イノベーションと波及』慶應義塾大学出版会.
- 黒木淳. 2022. 「地方公共団体における IT 予算の決定要因と成果」『会計検査研究』 66: pp. 11-28.
- 田中宏樹. 2013. 『政府間競争の経済分析—地方自治体の戦略的相互依存の検証』勁草書房.
- 土肥亮一. 2016. 「官の情報システム研究部会報告 (21) 第 21 回: IT 清書機論 (電子政府構築阻害の主要因)」『経営情報学会誌』 25 (2): pp.123-127.
- 野津成希・広田啓朗. 2021. 「自治体クラウドと市町村歳出—自治体クラウドと単独クラウドに着目した実証分析」『地域学研究』 51(2): pp.235-253.
- 浜口伸明. 2022. 「自治体 DX の実証研究」経済産業研究所.
- Bertelli, Anthony M. and David E. Lewis. 2012. “Policy Influence, Agency-specific Expertise, and Exit in the Federal Service.” *Journal of Public Administration Research and Theory* 23 (2): pp.223-245.
- Cho, Yoon Jik, and Gregory B. Lewis. 2012. “Turnover Intention and Turnover Behavior: Implications for Retaining Federal Employees.” *Review of public personnel administration* 32(1): pp.4-23.
- Ingrams, Alex, Manoharan, Aroon, Schmidhuber, Lisa, and Marc Holzer. 2020. “Stages and Determinants of E-government Development: A Twelve-year Longitudinal Study

- of Global Cities.” *International Public Management Journal* 23(6): pp.731-769.
- Kaufmann, Wesley, Borry, Erin L., and Leisha DeHart-Davis. 2022. “Can Effective Organizational Rules Keep Employees from Leaving? A Study of Green Tape and Turnover Intention.” *Public Management Review*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1080/14719037.2022.2026687>
- Kim, Jungin. 2018. “The Contrary Effects of Intrinsic and Extrinsic Motivations on Burnout and Turnover Intention in the Public Sector.” *International Journal of Manpower* 39(3): pp.486-500.
- Moon, M. Jae. 2002. “The Evolution of E-government among Municipalities: Rhetoric or Reality?” *Public administration review* 62(4): pp.424-433.
- Moynihan, Donald P. and Noel Landuyt. 2008. “Explaining Turnover Intention in State Government: Examining the Roles of Gender, Life Cycle, and Loyalty.” *Review of Public Personnel Administration* 28(2): pp.120-143.
- Nam, Taewoo. 2018. “Examining the Anti-corruption Effect of E-government and the Moderating Effect of National Culture: A Cross-Country Study.” *Government information quarterly* 35(2): pp.273-282.
- Serrano-Cinca, Carlos, Rueda-Tomás, Mar, and Pilar Portillo-Tarragona. 2009. “Determinants of E-government Extension.” *Online Information Review* 33(3): pp.476-498.
- Sowa, Jessica. 2021. “Voluntary Turnover in Public Organisations.” *Research Handbook on HRM in the Public Sector*: pp.145-157.
- Tolbert, Caroline J., Mossberger, Karen, and Ramona McNeal. 2008. “Institutions, Policy Innovation, and E-Government in the American States.” *Public administration review* 68(3): pp.549-563.
- Uyar, Ali, Nimer, Khalil, Kuzey, Cemil, Shahbaz, Muhammad, and Friedrich Schneider. 2021. “Can E-government Initiatives Alleviate Tax Evasion? The Moderation Effect of ICT.” *Technological Forecasting and Social Change* 166: 120597.

第 15 章

サブスクリプション型運賃制度が公共交通に与える影響 —全国パーソントリップ調査に基づく実証分析—

遠藤 秀一郎

要約

サブスクリプション型運賃制度は、自動車依存社会から抜け出すことを目的に国土交通省が推進している「日本版 MaaS」の取り組みの一つであり、制度導入に向けた法整備が徐々に進められている。既存研究では、サブスクリプション型運賃を始めとする公共交通機関への定期券の導入が人々の移動に影響を与えることが示されているが、パーソントリップ調査などを用いて人々の移動目的や移動手段への影響を実証的に検証した研究はほとんど見られない。そこで、本稿は、1999 年から 2015 年の間に実施された全 4 回の「全国都市交通特性調査」から自治体別のパネルデータを構築したうえで、鉄道・バスのサブスクリプション型運賃の導入によって、人々の移動目的や交通手段の利用状況にどのような影響がもたらされるのかを検証した。分析結果からは、鉄道やバスのサブスクリプション型運賃制度の導入は、外出機会の創出や、自動車依存からの脱却をもたらす効果を有することが示唆された。さらに、サブスクリプション型運賃制度の副次的効果として、徒歩での移動機会が増加することとともに、自転車での移動機会が増加したことから、シェアサイクルなど、自転車利用と公共交通機関との連携を図る施策が有効であると考えられる。

1. はじめに

我が国の公共交通では、地方部を中心に自家用車依存が深刻な問題となっている。自動車依存の進行は顕著であり、それに伴う環境負荷の増大や高齢者運転者の増加が懸念されている。令和 3・4 年度の「国土交通白書」では、過去 30 年間で 70 歳以上の運転免許保有者が 10 倍以上にまで増加したことや、自動車の二酸化炭素排出量は運輸部門のうち約 86%を占めていること、交通事故死者数のうち高齢者の占める割合が 57.7%に達していることなどが指摘されている²²⁶。加えて、自動車依存率が高まることで、地域社会での人との関わりが損なわれていくこと（宇都宮 2019）や、地域の空洞化に深刻な影響を与え、郊外部で交通弱者が発生する（室田 2003）といった様々な問題が引き起こされることを示唆している。

²²⁶ <https://www.mlit.go.jp/statistics/file000004.html> (2022 年 11 月 15 日)。

以上のような問題を抱える自家用車依存社会から脱却するため、国土交通省は「日本版 MaaS」の円滑な普及の促進を目指して、「交通事業者の運賃設定に係る手続きのワンストップ化」を実施している²²⁷。MaaS (Mobility as a Service) とは、一人ひとりの移動ニーズに応じて複数の公共交通機関や移動手段を最適に組み合わせ、運賃の支払いや予約を一括で行えようにするサービスである。その一環として、公共交通機関のサブスクリプション化²²⁸を図るために「一括定額運賃」の導入が進められている。具体的な取り組みとしては、令和 2 年 4 月に国土交通省が、同年 11 月からタクシーの新たな運賃・料金サービスである「一括定額運賃」の申請受付を開始すると発表した²²⁹。令和 2 年 6 月には、「地域公共交通の活性化及び再生に関する法律」の改正に伴って、バス路線の定額制乗り放題運賃の促進が規定される²³⁰といった、制度導入のための法整備が徐々に取り組みされている。

本稿は、サブスクリプション型運賃制度の導入が人々の移動目的や交通手段にどのような影響を及ぼしているのかを検証することを目的とする。サブスクリプション型運賃の効果に関する先行研究では、バス全線定期券の導入が公共交通の利用頻度を増加させること (Azami and Nakagawa 2021) や外出機会の創造に役立っていること (石田・谷口 2007) が事例研究としては示されているものの、パーソントリップ調査を始めとした詳細な行動データを用いた実証研究は少ない。また、サブスクリプション型運賃に関してパーソントリップ調査を利用した研究としては、田淵・福田 (2020) が挙げられる。しかし、同研究の目的はサブスクリプション型運賃の社会的影響ではなく、MaaS を導入するうえで適切な空間範囲と定額料金設定を定量的に確かめることであった。

以上の問題意識から、本稿では、1999 年から 2015 年までの間に実施された全 4 回の「全国都市交通特性調査」の都市別パネルデータを構築したうえで、鉄道とバスを始めとする公共交通機関へのサブスクリプション型運賃の導入が、人々の移動目的や交通手段にどのような影響を与えるのかを検証する。分析結果からは、鉄道やバスのサブスクリプション型運賃制度の導入が、外出機会の創出や自動車依存社会からの脱却をもたらすことが示唆された。さらに、サブスクリプション型運賃制度の導入の副次的効果として、自転車での移動機会が増加したことから、自転車と公共交通機関の併用が行いやすいよう、両者の連携のための取り組みを進めることがより有効的であると考えられる。

本論の構成は次の通りである。第 2 節では、自動車依存が与える社会的影響やサブスクリプション型運賃の導入による効果に関する実証的な先行研究に言及し、第 3 節では、サブスクリプション型運賃制度が公共交通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、それらの理論仮説を検証するためのデータと分析方法の詳細について述べたうえで、第 5 節では、得られた推定結果について説明する。第 6 節では、分析結果に対する

²²⁷ <https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/japanmaas/promotion/> (2022 年 11 月 15 日)。

²²⁸ 乗車券の定期購入化のこと。

²²⁹ https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/sosei_transport_tk_000055.html (2022 年 11 月 15 日)。

²³⁰ https://www.mlit.go.jp/report/press/jidosha03_hh_000330.html (2022 年 11 月 15 日)。

考察を行うとともに、今後の MaaS の展開に関する示唆を述べたい。

2. 先行研究

本節では、自動車依存の社会的影響と、サブスクリプション運賃の導入の効果に関する先行研究を紹介する。

2-1. 自動車依存の社会的影響

まず、自動車依存が社会に与える影響について論じる。資源エネルギー庁の統計によれば、温室効果に影響を及ぼす二酸化炭素の排出量が 20%以上を占める運輸部門のうち、自動車からの排出量はその 86%を占めており、自動車の利用が環境負荷の増加につながることを示されている²³¹。また、Fujii et al. (2001) では、自動車を利用する頻度が高い者ほど公共交通機関に対して消極的な考えを抱きやすいことが示されており、過度な自動車依存の進行によって、交通空白地帯が生じる可能性が示唆される。その他にも、自動車依存率の上昇がその地域の中心都市の空洞化に影響を与えていること（室田 2003）や、地域社会における信頼や互助といった関わりを損なわせること（宇都宮 2019）が明らかにされている。

以上のように、自動車への大幅な依存は、様々な社会問題を引き起こす可能性がある。したがって、公共交通機関の利用を促進し、脱自動車依存社会を目指すことが、より安全で持続可能な社会の形成につながると言える。

2-2. サブスクリプション運賃の導入の効果

サブスクリプション運賃の導入がもたらす効果としては、全線定期券の導入によって、公共交通の利用頻度が増加し、自動車の利用頻度が減少することや、通勤通学以外の私事を目的とした外出が増加すること（石田・谷口 2007; Azami et al. 2021）、社会的活動への参加のための移動が増えること（Tansawat et al. 2015）が示されてきた。しかし、いずれの研究も、一つの事例に着目した分析となっており、複数の都市を対象とした実証研究ではない。例えば、筑波大学内での大口特約一括定期の事例（石田・谷口 2007）や、栃木県小山市のバス全線定期券の事例（Azami et al. 2021）、タイでの公共交通無償化の事例（Tansawat et al. 2015）などが挙げられる。

一方、サブスクリプション型運賃に関連してパーソントリップ調査を用いた研究も存在する。田淵・福田（2020）は、東京都市圏パーソントリップ調査のデータをもとに、都市圏での交通行動を把握することで、MaaS を導入する上での適切な空間範囲と定額料金設定

²³¹ https://www.enecho.meti.go.jp/category/others/basic_plan/ (2022 年 11 月 15 日)。

を定量的に明らかにしている。しかし、同研究はパーソントリップ調査を利用しているものの、サブスクリプション型運賃制度を導入する手続きに言及したものであり、社会的影響には触れていない。

以上を踏まえて、本稿では、全国の自治体を対象とした全国パーソントリップ (PT) 調査を用いて、サブスクリプション型運賃制度の導入が外出率の増加や自動車依存率の抑制へ与える効果を実証する。

3. 理論仮説

本節では、公共交通機関のサブスクリプション化が、利用者の移動目的や移動交通集団の選択に与える影響について、理論仮説を導出する。

まず、定額制に対する利用者の態度について検討する。定額料金制度の導入は、利用者の定期券購入を促すことにつながると考えられる。実際、従量料金制（切符）と定額料金制（定期券）の二つの課金制度を比較した場合、定額料金制度に対する利用者の評価が高いことが知られている（三友ほか 2008）。これは、利用すれば利用するほど安くなるだろうという思考から生じる料金低下への誤解や、切符を購入する度に料金を徴収される煩雑さを感じずに済むという心理的コストによるものが大きい（三友ほか 2008）。

また、定期券の利用者は、自動車を利用する機会が減り、その分公共交通機関の利用頻度が増える。具体的には、公共交通機関を利用する経験を得るほど、公共交通機関に対して肯定的な考えを抱くようになり、その利用頻度が増加し（中山ほか 2001）、その習慣と態度は維持される（藤井 2004）。さらに、割引運賃定期券の導入には、中心市街地への私事のための訪問回数を増加させる効果があることから（石田・谷口 2007）、私事に対する外出機会が増加すると考えられる。以上の議論から、次の仮説が導出される。

仮説 1 鉄道・バスの全線定期券の導入は、自動車依存率を低下させ、私事に対する外出機会を創出する。

続いて、自動車依存率の低下や公共交通機関の利用増加の副次的な効果として、徒歩での移動が促進されると推察される。なぜなら、歩行の質は、前後の交通手段の質から強い影響を受けており（大矢ほか 2021）、公共交通機関の利用が増加すれば、徒歩での移動の必要性が高まると考えられる。実際、先行研究では、定期券を導入した結果、定期券非保有者と比べ保有者の歩行量が増加することや（鎌田・松中 2017）、公共交通の利用は車の利用より 1 日の歩行量を増加させること（柳原・服部 2014）が明らかになっている。そのため、仮説 1 に付随した効果として、次の仮説が導出される。

仮説 2 鉄道・バスの全線定期券の導入は、代表交通手段の徒歩の割合を増加させる。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では、住民の交通機関の利用実態を捉える指標として全国 PT 調査²³²を用いた。PT 調査とは、「人（パーソン）」単位での一日の移動を尋ねることで、その人々の暮らす都市ごとに、移動する目的や場所、時間、使用した交通手段などを把握し、データ化したものである。この調査を活用することで、都市交通を始めとした諸分野の研究による様々な施策検討が可能となる。例えば、ある人がどの時間帯に、どのような交通手段を使って移動したのかをシミュレーションすれば、新型ウィルスの感染拡大スピードの予測が可能である²³³。

本稿で使用するのは、PT 調査のうちの目的トリップと手段トリップの指標である²³⁴。目的トリップとは、仕事や学校、買い物、食事、通院、帰宅など、一つの目的を達成するための移動を 1 トリップと数えて算出した指標である。たとえば、通勤トリップは、自宅を出て勤務先へ到達するまでの一連の移動を 1 トリップとするものである。目的トリップのうち、通勤トリップが占める割合は目的種類別構成比（通勤）として指標化されている。一方、手段トリップとは、鉄道やバス、自転車、徒歩といった移動手段が切り替わるごとに 1 トリップと加算して求めた指標である。その例としては、家から勤務先までの経路で、徒歩→鉄道→バス→徒歩の順で交通手段を切り替えて移動したとき、徒歩は 2 トリップ、鉄道は 1 トリップ、バスは 1 トリップと算出される。また、トリップで利用した主な交通手段を代表交通手段と呼ぶ。上の例の場合は、代表交通手段は鉄道となる²³⁵。

従属変数には、全国 PT 調査に基づいたデータとして、平成 11 年、平成 17 年、平成 22 年、及び平成 27 年の 4 年分の調査データを使用した。調査の対象となる都市数はそれぞれ 44（平成 11 年）、62（平成 17 年）、70（平成 22 年）、70（平成 27 年）の計 246 都市である。本稿の分析では、基礎集計表に掲載されている都市別に平均化された都市別指標を利用した。具体的には、仮説 1 では自動車依存率を表す指標として①代表交通手段別構成比（自動車）を、私事に対する外出機会を表す指標として②目的種類別構成比（私事）をそれぞれ採用した。また、外出機会に与える影響をより細分化して分析するために、③外出率、④目的種類別構成比（通勤・通学）、及び目的種類別構成比（私事）のうち、買い物のためのトリッ

²³² https://www.mlit.go.jp/toshi/tosiko/toshi_tosiko_tk_000033.html (2022 年 11 月 15 日)。

²³³ https://www.kkr.mlit.go.jp/plan/pt/pdf/pt_guide.pdf (2022 年 11 月 15 日)。

²³⁴ <http://www.nilim.go.jp/lab/bcg/siryoutnn/tnn1015pdf/ks101511.pdf> (2022 年 11 月 15 日)。

²³⁵ 複数の交通手段を利用している場合、主な交通手段を決める際の優先順位は、鉄道、バス、自動車、二輪車、徒歩の順である。

ブから算出した⑤目的種類別構成比（私事 買物）、買物以外のためのトリップから算出した⑥目的種類別構成比（私事 買物以外）を用いた。仮説 2 では、徒歩移動の割合を表す指標として⑦代表交通手段別構成比（徒歩）を採用した。どの交通手段の割合が増加するのかを詳細に分析するために、⑧自転車・⑨鉄道・⑩バス各々における代表交通手段別構成比も投入した。

独立変数には、鉄道とバスのサブスクリプション型運賃の導入有無を表す指標として鉄道・全線定期券ダミーとバス・シルバーパスダミーを作成した。鉄道・全線定期券ダミーは、現時点で全線定期券を導入している鉄道局のホームページから導入年度を調べ、その鉄道局の路線が所在する市区町村を 1、そうでない市区町村を 0 とすることによって算出した²³⁶。バス・シルバーパスダミーは、JTB グループの調査²³⁷を参照し、各市区町村における 2018 年現在のシニア向け交通費支援制度の導入の有無を調査し求めた。シニア向け交通費支援制度は、高齢者無料乗車証や高齢者割引乗車証、助成金支援といった多岐にわたり、その全てがサブスクリプション型運賃制度と同一視できるものではないことには注意されたい。

統制変数には、高齢化率、人口密度、総人口、最寄駅からの距離 500m 未満戸数割合、人口当たり第三次産業事業所数、及び人口当たり道路橋りょう費を投入した。そのうち、総面積、最寄駅からの距離 500 未満戸数割合の指標は、「住宅・土地統計調査」に基づき、平成 10 年、平成 15 年、平成 20 年、平成 25 年の各年当時の最新のデータを使用した。なお、人口当たり第三次産業事業所数のデータのうち、平成 11 年と平成 17 年のデータは、「事業所・企業統計調査」を利用して作成し、平成 22 年と平成 27 年のデータは、「経済センサス」に基づいて作成した。

4－2．推定方法

本稿では、鉄道とバスを始めとする公共交通機関へのサブスクリプション型運賃の導入が、人々の移動目的や交通手段にどのような影響を与えるのかを検証する。以下の検証では、合わせて 20 通りの推定を行う。

第一に、鉄道のサブスクリプション型運賃の導入による影響についての検証では、パネルデータ分析を用いる。具体的には、平成 11 年、平成 17 年、平成 22 年、及び平成 27 年の各年の PT 調査から、最大 70 市区の集計値によるパネルデータを構築して、各年・各市区の時間ダミー、及び個体ダミーを投入する。第二に、バスのサブスクリプション型運賃の導入による影響についての検証では、重回帰分析を行う。バスでの分析では、シルバーパス制度の種類が多岐にわたり、導入年度を定めることが困難であり、過去にさかのぼって制度の導

²³⁶ 現時点で導入されている鉄道局のみ導入年度を遡りデータ化したため、現在導入していないか、以前に廃止した自治体は追跡できないという分析上の限界がある。

²³⁷ <https://jtbob.com/> (2022 年 11 月 15 日)。

表 1 データ一覧

変数名	変数説明	出典
外出率	外出率 (%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
目的トリップ (私事)	目的種類別構成比 (私事)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
目的トリップ (通勤・通学)	目的種類別構成比 (通勤,通学)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
代表交通手段別構成比 (自動車)	代表交通手段別構成比 (自動車)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
代表交通手段別構成比 (自転車)	代表交通手段別構成比 (自転車)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
代表交通手段別構成比 (徒歩・その他)	代表交通手段別構成比 (徒歩・その他)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
代表交通手段別構成比 (鉄道)	代表交通手段別構成比 (鉄道)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
代表交通手段別構成比 (バス)	代表交通手段別構成比 (バス)(%)	全国 PT (都市交通特性) 調査
総人口	総人口 (人)	e-Stat
総面積	総面積 (北方地域及び竹島を除く)【h a】	e-Stat
道路橋りょう費	道路橋りょう費 (千円) / 総人口 (千人)	e-Stat
高齢化率	65 歳以上人口 / 総人口 (千人)	e-Stat
最寄駅からの距離 500 m 未満戸数割合	最寄駅からの距離 500 m 未満戸数/総戸数 (%)	住宅・土地統計調査
人口当たり第三次産業事業所数	第三次産業事業所数 / 総人口 (所数)	事業所・企業統計調査, 経済センサス
鉄道ダミー	鉄道全線定期券の導入の有無	各鉄道会社のホームページ
バスダミー	シルバーバス導入の有無	JTB グループの調査

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
外出率	246	82.5907	3.6979	69.1	90.9
目的種類別構成比 (通勤通学)	280	4.3968	1.8382	0	8.4
目的種類別構成比 (私事)	280	44.9657	16.8443	0	56
目的種類別構成比 (私事・買物)	246	20.8280	2.8532	0	26.6
目的種類別構成比 (私事・買物以外)	246	30.3524	3.0692	21.7	52.5
代表交通手段別構成比 (自動車)	280	59.2489	25.7126	0	88.9
代表交通手段別構成比 (自転車)	246	9.4118	4.6092	1	29.5
代表交通手段別構成比 (徒歩)	246	13.2240	5.3250	4.3	30.6
代表交通手段別構成比 (鉄道)	246	6.5370	6.3786	0.2	28.2
代表交通手段別構成比 (バス)	246	1.5923	1.5227	0	8.7
鉄道・全線定期券ダミー	280	0.0571	0.2325	0	1
バス・シルバーバスダミー	70	0.3857	0.4903	0	1
高齢化率	280	21.8604	5.5392	9.7	39.7020
総人口	280	608779.0357	1189281.6112	24514	9272740
人口密度	280	23.9708	29.9014	0.5894	147.9614
最寄駅から500m未満戸数割合	265	0.2336	0.3359	0.0005	4.2378
人口当たり第3次産業事業所数	273	0.0378	0.0094	0.0161	0.0789
人口当たり道路橋りょう費	280	15.1319	8.0600	2.9363	47.8138

入状況のデータを収集することができなかった。そのため、全国 PT 調査の最新年度である 2015 年に限定した回帰分析とすることにした²³⁸。

以上の推定方法を用いて、鉄道とバスそれぞれについて、外出率、目的種類別構成比 (私事)、目的種類別構成比 (通勤・通学)、目的種類別構成比 (私事 買物)、目的種類別構成比 (私事 買物以外)、代表交通手段別構成比 (自動車)、代表交通手段別構成比 (自転車)、代表

²³⁸ ただし、2018 年のバス・シルバーバスの導入状況のデータを 2015 年の全国 PT 調査のデータに代入しているという点でも分析上の限界がある。

交通手段別構成比（徒歩）、代表交通手段別構成比（鉄道）、及び代表交通手段別構成比（バス）の 10 個の従属変数ごとに分析を行った。

5. 分析結果

本節では、公共交通機関へのサブスクリプション型運賃の導入が人々の移動目的や交通手段に与える影響を、鉄道およびバスそれぞれにおけるサブスクリプション型運賃の導入の有無で分け、パネルデータ分析と重回帰分析を用いて検証した結果を述べる。

5-1. 鉄道の全線定期券導入による影響

表 3 は、鉄道の全線定期券導入の影響についての分析結果である。まず、自動車依存率に注目した分析では、代表交通手段別構成比（自動車）に対して、鉄道・全線定期券ダミーの係数が 0.1%水準で負に統計的に有意な結果となった。このことから、全線定期券の導入には自動車依存率を低下させる効果があるということが示された。また、外出率においては、鉄道・全線定期券ダミーの係数が 5%水準で正に有意な結果となり、全線定期券の導入は制度が導入された地域における外出機会の創出に効果があることが分かる。その一方で、私事を目的としたトリップ数に対しては、5%水準で負に統計的に有意な結果となったが、買い物と買い物以外とで目的を細分化した場合では、共に有意な結果とならなかった。以上のことから、仮説 1 の分析では、鉄道の全線定期券の導入は、自動車依存率を低下させ、外出機会の創出に効果があることが明らかになった。

次に、鉄道・全線定期券ダミーの係数が代表交通手段に占める徒歩の割合に与える影響は、5%水準で統計的に有意な結果となり、仮説 2 で想定された通りの結果となった。また、自転車の占める割合に対しても 0.1%水準で正に有意な結果となり、鉄道の全線定期券導入によって代表交通手段に占める自転車の割合が増加することが明らかになった。その要因としては、鉄道を利用するために、最寄り駅から家までの往復の移動をする手段として、徒歩とともに自転車を使う機会が増えたものと考えられる。

5-2. バスのシルバーパス（全線定期券）導入による影響

続く表 4 は、バスの全線定期券導入の影響についての分析結果である。まず、自動車依存率と外出機会に注目した分析では、鉄道の分析結果と同様に、バス・シルバーパスダミーの係数が交通手段別構成比（自動車）に対して 1%水準で負に有意な結果となった。しかし、外出率と目的種類別構成比においては、いずれも統計的に有意ではなかった。そのため、仮説 1 に関する分析からは、バス全線定期券の導入は自動車依存率を低下させるものの、外

表3 鉄道全線定期券が移動目的・移動手段へ与える効果

	外出率	従属変数			
		目的種別 構成比 (通勤通学)	目的種別 構成比 (私事)	目的種別 構成比 (私事・買物)	目的種別 構成比 (買物以外)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
鉄道・全線定期券ダミー	1.4515 * (0.6286)	-0.9556 * (0.3914)	-13.0854 *** (3.6126)	-1.2330 (0.8812)	0.1838 (0.8700)
高齢化率	-0.1189 (0.2019)	0.1434 (0.1150)	0.6179 (1.1986)	0.1072 (0.2393)	-0.3278 (0.2504)
log(人口密度)	-1.9165 (2.2915)	1.9285 (1.9735)	21.3859 (19.1991)	-3.9163 (9.0363)	7.0248 (8.9481)
log(総人口)	-1.6289 (3.2280)	0.4101 (2.3317)	1.2351 (21.3539)	9.3689 (8.8756)	-13.1173 (8.5256)
log(最寄駅から500m未満戸数割合)	-0.0562 (0.1484)	-0.0426 (0.0981)	1.6687 (0.7416)	* 0.0367 (0.1304)	0.1705 (0.1256)
log(人口当たり第3次産業事業所数)	0.1384 (1.9500)	0.3515 (0.8715)	-10.8667 (8.8951)	-0.1004 (2.1046)	-1.4060 (2.1943)
log(人口当たり道路橋りょう費)	-0.4013 (0.5487)	1.5383 (0.3403)	*** 11.5365 (3.0998)	*** -0.3377 (0.5531)	-0.6093 (0.5222)
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8056	0.5745	0.5341	0.5293	0.5923
N	235	265	265	235	235

	従属変数				
	代表交通手段 別構成比 (自動車)	代表交通手段 別構成比 (自転車)	代表交通手段 別構成比 (徒歩)	代表交通手段 別構成比 (鉄道)	代表交通手段 別構成比 (バス)
	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
鉄道・全線定期券ダミー	-21.8109 *** (5.2876)	2.4218 *** (0.5511)	2.5321 * (1.1032)	0.3872 (0.6619)	0.7158 (0.4796)
高齢化率	0.07101 (1.6843)	0.0947 (0.1552)	0.0779 (0.2509)	-0.0563 (0.1459)	0.0445 (0.0523)
log(人口密度)	-3.5301 (25.3986)	-0.0097 (2.8969)	9.8181 (6.0019)	3.7211 (2.7722)	0.4639 (0.6336)
log(総人口・人.)	21.5301 (30.7098)	-3.8853 (2.7428)	-0.3988 (3.0205)	0.9419 (1.2991)	-0.2164 (0.8494)
log(最寄駅から500m未満戸数割合)	2.0109 * (1.0004)	-0.0415 (0.1229)	-0.2754 (0.1533)	-0.1059 (0.1089)	-0.0016 (0.0448)
log(人口当たり第3次産業事業所数)	-4.8693 (11.9333)	1.2637 (1.2624)	0.5019 (1.9838)	-0.6042 (0.9328)	-0.3364 (0.3671)
log(人口当たり道路橋りょう費)	14.0261 ** (4.3920)	0.1668 (0.6808)	0.3971 (0.6192)	0.0844 (0.4302)	0.0119 (0.1514)
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.6257	0.9163	0.8998	0.9769	0.9177
N	265	235	235	235	235

(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。

出機会の創出に効果があるとはいえないことが示された。

また、代表交通手段割合に着目した分析では、バス・シルバーパスダミーの係数が代表交通手段に占める自転車の割合に対して正に有意となった。すなわち、バス全線定期券の導入によって自転車の利用機会が増加することが明らかとなった。また、徒歩や鉄道、バスの占

表 4 バス全線定期券が移動目的・移動手段へ与える効果

	従属変数				
	外出率	目的種類別 構成比 (通勤通学)	目的種類別 構成比 (私事)	目的種類別 構成比 (私事・買物)	目的種類別 構成比 (私事・買物 以外)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
(定数項)	94.7201 *** (6.8560)	7.0515 * (2.7991)	52.0569 *** (5.1656)	2.9302 (7.2957)	49.1267 *** (8.0898)
バス・シルバーパスダミー	0.9226 (0.7525)	-0.4144 (0.3071)	1.0751 (0.5667)	0.9549 (0.8003)	0.1202 (0.8874)
高齢化率	-0.3727 *** (0.0744)	-0.0105 (0.0304)	-0.0525 (0.0560)	0.1124 (0.0791)	-0.1649 (0.0877)
log (人口密度)	-0.2131 (0.3538)	-0.2368 (0.1444)	0.4813 (0.2664)	0.6631 (0.3763)	-0.1818 (0.4173)
log (最寄駅から500m未満戸数割合)	0.1903 (0.1575)	-0.1537 * (0.0643)	0.2424 * (0.1186)	-0.0688 (0.1675)	0.3112 (0.1857)
log (人口当たり第3次産業事業所数)	-0.1947 (1.3669)	0.3581 (0.5578)	0.1903 (1.0293)	-3.4778 * (1.4537)	3.6680 * (1.6120)
log (人口当たり道路橋りょう費)	-1.1737 (0.6957)	0.6692 * (0.2839)	-1.2888 * (0.5239)	-1.4099 (0.7399)	0.1211 (0.8204)
調整済みR ²	0.4905	0.1946	0.2523	0.1671	0.1219
N	68	68	68	68	68

	従属変数				
	代表交通手段 別構成比 (自動車)	代表交通手段 別構成比 (自転車)	代表交通手段 別構成比 (徒歩)	代表交通手段 別構成比 (鉄道)	代表交通手段 別構成比 (バス)
	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
(定数項)	47.4991 (36.3687)	34.9879 ** (12.0860)	13.5844 (12.9843)	-3.3621 (17.8978)	-2.1255 (4.0629)
バス・シルバーパスダミー	-13.6100 ** (3.9895)	3.2881 * (1.3258)	4.0098 ** (1.4243)	4.6066 * (1.9633)	1.2264 ** (0.4457)
高齢化率	0.0786 (0.3943)	-0.0223 (0.1311)	-0.0481 (0.1408)	-0.0108 (0.1941)	0.0601 (0.0441)
log (人口密度)	2.6565 (1.8759)	0.1976 (0.6234)	-0.5159 (0.6697)	-1.0994 (0.9232)	0.1483 (0.2096)
log (最寄駅から500m未満戸数割合)	1.7379 * (0.8348)	-0.0099 (0.2774)	-0.68437* (0.2980)	-0.7005 (0.4108)	-0.2318 * (0.0933)
log (人口当たり第3次産業事業所数)	8.1192 (7.2468)	4.3595 (2.4082)	-3.6177 (2.5872)	-9.4233 * (3.5663)	0.0166 (0.8096)
log (人口当たり道路橋りょう費)	12.1851 ** (3.6882)	-4.9694 *** (1.2257)	-2.0050 (1.3168)	-5.4431 ** (1.8151)	-0.2611 (0.4120)
調整済みR ²	0.4833	0.3872	0.3822	0.4350	0.3718
N	68	68	68	68	68

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, .:p<0.1

める割合も、いずれも 1%水準もしくは 5%水準で正に有意となった。

以上の結果から、鉄道やバスのサブスクリプション型運賃の導入は、人々の外出を促した上で、自動車依存率を下げ、徒歩と自転車による移動を増加させ、外出機会を創出すると考えられる一方で、私事のための外出割合に負の影響を及ぼす可能性があることが示唆された。この結果は、栃木県小山市コミュニティバス全線定期券の事例 (Azami and Nakagawa 2021) や、筑波大学キャンパス交通システムの事例 (石田・谷口 2007) の知見とも一致す

る。小山市コミュニティバス全線定期券「noroca (ノロカ)」は、小山駅周辺の路線バスとデマンドバスを対象とした全線定期券である。noroca 導入後 1 年半で、定期券保有者のバス利用回数が月平均 3.3 回増加し、定期券保有者の 51%が通勤通学などの利用目的以外にもバスを使うようになるとされ (Azami and Nakagawa 2021)、その有効性が伺える。また、筑波大学キャンパス交通システムの事例 (石田・谷口 2007) では、筑波大学の教職員や学生を対象として大口特約一括定期を販売したことによる短期的効果として、小山市の事例と同様にバス分担率が 10.2%増加したことに加え、教職員の自動車分担率が 17.9%減少し、学生の通学以外を目的とした買い物や娯楽を始めとした私事のトリップ数が増える傾向にあったことが示されている。以上の事例を踏まえても、路線バスの全線定期券の導入の効果は、鉄道全線定期券においても見られると言える。

6. 結論

本稿では、1999 年から 2015 年の間に実施された全 4 回の全国都市交通特性調査の自治体別のパネルデータを構築した上で、鉄道とバスを始めとする公共交通機関へのサブスクリプション型運賃の導入が人々の移動目的や交通手段に与える影響を分析した。分析結果からは、鉄道やバスのサブスクリプション型運賃の導入によって、人々の外出が促され、自動車依存率が下がり、自転車による外出機会が創出されと考えられ、私事のための外出割合が減少する可能性のあることが示唆された。

以上の結論から、今後の政策についての提言を行いたい。まず、サブスクリプション型運賃の導入を進めることで自動車依存率が下がり、外出が促されることから、国土交通省の掲げる「日本版 MaaS」を推進する施策には、地域交通が抱える問題を解決する効果があることが期待される。また、その際には、公共交通機関のサブスクリプション化によって自転車利用が増加するため、特に自転車とバス・鉄道などの公共交通機関との連携を強めることがより効果的であると考えられる。具体的には、鉄道やバスを降りて目的地までの区間でレンタル自転車を利用する「シェアサイクル」の試みが挙げられる。最後にシェアサイクルの二つの事例を取り上げ、公共交通機関との連携を前提とした活用方法を紹介する。

山下ほか (2005) は、宇都宮市で導入されているレンタサイクルの利用者を対象としたアンケート調査を実施した。その結果、他の公共交通機関と比べて待ち時間がないという利点が、観光目的でのレンタサイクルの導入に大きな影響を与えていることや、公共交通情報を分かりやすく明示することがシェアサイクルと公共交通の双方の利用を促進させることにつながることが示唆されている。また、カナダの最大都市であるトロントを対象に、公共のバイクシェアリング需要に影響を与える要因を分析した研究 (Wafic et al. 2017) によると、大学キャンパスや交通機関の駅に近い公共自転車シェアステーションほど、トリップ率が高くなるとされる。そのため、日本でも駅に近接してポートを設置することで、シェアサイ

クルの活用が進むことが期待される。

国土交通省の推進するサブスクリプション型運賃制度の導入は、外出機会の創出や自動車依存の抑制に貢献するだけでなく、徒歩や自転車の利用を促進させる効果もあるため、公共交通とシェアサイクルとの連携を強める形で MaaS の導入を進めていくことが必要だと考えられる。具体的には、シェアサイクルと公共交通機関との間で情報やサービスの一元化を行うことや、交通系 IC を利用した決済サービスの統一化、公共交通との結節点付近へのポートの設置といった施策などは一考されるべきであろう。

7. 参考文献

- 石田東生・谷口綾子. 2007. 「筑波大学「新学内バス」の導入とその効果」『土木計画学研究発表会・講演集』 36.
- 宇都宮浄人. 2019. 「地域交通とソーシャル・キャピタル—「生活意識調査」, 「くるくるバス調査」による実証」『運輸政策研究』 21: pp.6-14.
- 大矢周平・中村一樹・板倉颯. 2021. 「交通手段の組み合わせを考慮した移動の質の評価」『土木学論文集』 76:(5).
- 鎌田佑太郎・松中亮治. 2017. 「公共交通運賃割引施策と高齢者の歩数ならびに外出先との関連性分析」『都市計画論文集』 52:(3) pp.841-848.
- 田淵景子・福田大輔. 2020. 「再帰ロジック型交通行動モデルを用いたサブスクリプション型 MaaS の評価に関する基礎的研究」『都市計画論文集』 55(3): pp.666-673.
- 中山晶一郎・藤井聡・北村隆一・山田憲嗣. 2001. 「一時的構造変化に伴う持続的行動変容に関する実証研究」『土木計画学研究・論文集』 18(3): pp.497-502.
- 藤井聡・河本一郎・北村隆一. 2004. 「『一時的構造変化方策』の有効性の検証—自動車運転者への無料バス定期券配布実験」『交通工学』 39(2): pp.59-65.
- 三友仁志・大塚時雄・永井研・中場公教. 2008. 「情報通信および交通サービスにおける定額料金プリファレンスの実証的分析—行動経済学的アプローチに依拠して」『地域学研究』 38(2): pp.311-329.
- 室田篤利. 2003. 「地方都市における都心部空洞化と都市特性に関する研究」『運輸政策研究』 6(1): pp.4-14.
- 柳原崇男・服部託夢. 2014. 「郊外住宅地における高齢者の交通行動と歩行量に関する研究」『土木計画学研究』 70:(5). pp. 1003-1011.
- 山下晴美・古池弘隆・森本章倫. 2005. 「端末交通としてのレンタサイクル利用促進に関する一考察」『土木計画学研究・講演集』 31.
- Azami, Tomohide and Kento Nakagawa. 2021. “Effect of Low-Cost Policy Measures to Promote Public Transport Use: A Case Study of Oyama City, Japan.” *Sustainability*

13(11): pp.1-20.

Fujii, Satoshi, Tommy, Gärling, and Ryuichi Kitamura. 2001. "Changes in Drivers' Perceptions and Use of Public Transport during a Freeway Closure: Effects of Temporary Structural Change on Cooperation in a Real-Life Social Dilemma." *Environment and Behavior* 33(6): pp.796-808.

Tansawat, Tithiwach, Kanitpong, Kunawee, Kishi, Kunihiro, Utainarumol, Supornchai, and Piyapong Jiwattanakulpaisarn. 2015. "The Impact of Public Transport Subsidy on Social Inclusion: The Case of Free Train Policy in Thailand." *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies* 11: pp.2558-2574.

El-Assi, Wafic, Mohamed, Salah Mahmoud, and Khandker Nurul Habib. 2017. "Effects of Built Environment and Weather on Bike Sharing Demand: A Station Level Analysis of Commercial Bike Sharing in Toronto." *Transportation* 44(3): pp.589-613.

第16章

在留外国人と日本人の住み分けが地域社会に与える影響

—市区町村ごとの非類似性指数を用いた実証分析—

近藤 かのん

要約

日本では、日本人と在留外国人の住み分けが起こっている地域がある。アメリカでは、人種間・民族間の分離によって犯罪発生率が高まるという実証的な知見が示されている一方、日本では、住み分けと治安の関係性を明らかにしようとした研究は少ない。そこで本稿では、平成27年度に行われた国勢調査小地域集計を用いて、在留外国人と日本人の住み分けの度合いを市区町村ごとに算出し、その住み分けが地域社会の犯罪発生率にどのような影響を及ぼしているかを検証した。分析結果からは、第一に、アメリカの研究の知見に反して、住み分けが大きい地域では刑法犯発生率が低下すること、第二に、住み分けが大きな地域では自治体の在留外国人政策が進んでいることが分かった。この結果は、自治体の在留外国人政策が地域のエスニックコミュニティの存在に依存している可能性を示唆し、エスニックコミュニティに属さない在留外国人の包摂施策を充実させる必要性を明らかにするものである。

1. はじめに

日本に住む外国人は、戦後から一貫して増加しており、令和元年には在留外国人数が過去最高の293万3137人を記録した²³⁹。2019年には在留資格「特定技能」による外国人材の受け入れも開始されている。特定技能とは、熟練した知識や技能を要する、特定産業分野の業務に従事する外国人向けの在留資格であり²⁴⁰、中小・小規模事業者の人手不足の対応策として在留外国人の増加が期待されている²⁴¹。このような流れの中で、今後、日本では多文化共生がますます重要な政策課題になりうる。戦後から先立って外国人労働者を受け入れてきた西ヨーロッパ諸国では、大量の外国人労働者の流入が起こった後、政府の意図に反して

²³⁹ https://www.moj.go.jp/isa/publications/press/nyuukokukanri04_00003.html (2022年10月31日)。

²⁴⁰ <https://www.ssw.go.jp/about/ssw/> (2022年10月31日)。

²⁴¹ https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/bluebook/2022/html/chapter4_01_01.html (2022年10月31日)。

労働者の定着化、それに伴う家族の呼び寄せ（family reunification）が起こり、移民は出稼ぎを目的とした一時的な滞在者から、ホスト住民と同じ社会に住む居住者に変化していったことが指摘されている（森田 1994）。実際に日本政府も平成 30 年には「外国人材の受け入れ・共生のための総合的対応策」を施行しており、外国人を「社会を構成する一員として」受け入れる環境の整備を、取り組むべき重要な課題として認識している²⁴²。

しかし、在留外国人を受け入れている地域社会の中には、現状、在留外国人と日本人の間に住み分けが生じている地域があり、同じ社会の構成員として包摂されているとはいえない状況がある。実際に、在留外国人の居住区が分離されている地域では、在留外国人と日本人との間に摩擦や文化衝突が起きていることが確認されている（都築 1998）。それにもかかわらず、日本の住み分けを研究対象とした実証研究は少なく（福本 2018）、特に住み分けが地域社会に及ぼす影響を明らかにしようとした研究はほとんどない²⁴³。

そこで、本稿では、住み分けの社会的影響に関して日本よりも実証研究が進んでいるアメリカの研究を参考に、日本社会における住み分けの社会的影響を明らかにする。具体的には、平成 27 年度に行われた国勢調査小地域集計を用いて、在留外国人と日本人の住み分け度合いを市区町村ごとに算出した上で、重回帰分析を行い、住み分けが犯罪発生率にどのような影響を及ぼしているかを明らかにする。本稿の分析結果からは、アメリカの研究の知見に反して、住み分けが大きい地域では刑法犯発生率が低下すること、また、住み分けが大きな地域では自治体の在留外国人政策が進んでいることが明らかになった。この結果は、自治体の在留外国人政策が地域のエスニックコミュニティの存在に依存している可能性を示唆し、エスニックコミュニティに属していない在留外国人に対する政策を充実させる必要性を明らかにした。

続く第 2 節では、人種間の住み分けが社会に及ぼす影響を研究したアメリカと日本の先行研究をそれぞれ構造的に整理し、第 3 節では、アメリカの先行研究をもとに、本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では、その理論仮説の検証方法を、データと分析手法から説明し、第 5 節では、分析結果が示す意味について考察する。第 6 節では、本稿で得られた知見をもとに、在留外国人に対する今後の施策について提言をする。

2. 先行研究

2-1. アメリカにおける人種間分離の社会的影響

人種間分離の社会的影響に関する先行研究を整理するにあたり、アメリカに注目する。アメリカが受け入れている移民の数は世界で最も多い 5100 万人であり、この数は全世界の国

²⁴² <https://www.mhlw.go.jp/content/12601000/000468894.pdf>（2022 年 10 月 31 日）。

²⁴³ 住み分けの発生要因に関しては、是川（2009）や福本（2010）が実証研究を行っている。

際移民の 19%に相当する²⁴⁴。実際、アメリカでは人種間の住み分けに関する研究が進んでおり、住み分けが社会に及ぼす影響に関してもいくつかの視点から実証研究が行われている。

第一に、住み分けの大きさと、黒人の教育・雇用状況の関係に関する研究が進んでいる。隔離されていない地域に住む黒人に比べ、より分離された地域に住む黒人は学校教育と雇用の状況が有意に悪く、居住区の分離の大きさと、白人と黒人の高校修了率の差は正の相関を持っていることがわかった (Cutler and Glaeser 1997)。また、黒人にとって、都市の孤立した居住区から郊外へと移住することは、雇用状況の改善につながり、失業率が下がる結果につながる (Popkin et al. 1993)。

第二に、住み分けの大きさは犯罪発生率と正の相関を持っていることが指摘されている。都市が拡大するに伴って中心都市の黒人コミュニティが孤立し、その結果重要犯罪の発生率が高まることが、大都市圏の空間的な特徴と犯罪発生率の関係から指摘された (Shihadeh and Ousey 1996)。これは重要犯罪に限られた話ではなく、住み分けの大きさは窃盗や暴行など刑法犯全般と正の相関があることが確認されている (Akins 2003; Hipp 2011)。また、これらは黒人に限られた話ではない。人種・民族構成にかかわらず、住み分けの度合いが高いほど暴力犯罪の発生率が上がることが指摘され、たとえ最も特権的な立場にいるホスト住民であっても、居住区が高度に分離された地域においては犯罪発生率が高まることがわかっている (Krivo et al. 2009)。

2-2. 日本における外国人の住み分けの社会的影響

日本の住み分けに関する実証研究は、住み分けの発生要因を明らかにしようとしたものがほとんどである。先行研究では、地域の産業構造や在留外国人の国籍 (是川 2009)、オールドカマーかニューカマーかが (福本 2010) ²⁴⁵、住み分けの大きさを決める要素となりえることが明らかにされた。一方、住み分けの大きさが社会に与える影響に関して検証した研究は、在留外国人の日本社会への溶け込み度合いに注目した研究が大半であった。例えば、高智 (2008) は、日本語が未習得な在留外国人による過度なエスニックコミュニティへの依存は、日本社会との乖離を生むことを示した。同じく駒井 (2010) も、外国人コミュニティでの一体感の高まりは、日本人社会との間に壁を作りやすく、日本社会と心理的な距離が広がることを指摘している。

このように、日本の住み分けの社会的影響に関する研究は、限定的な分野にとどまっており、定量的な研究がほとんど行われていない。そこで次節では、アメリカの先行研究で示された住み分けの影響が、日本社会においても当てはまる可能性を理論的に説明する。この時、

²⁴⁴ https://www.unic.or.jp/news_press/info/34768/ (2022 年 11 月 5 日)。

²⁴⁵ オールドカマーとは「第二次世界大戦前の植民地からの渡来者とその子孫」であり、ニューカマーとは「1980 年代以降急増した外国人」である (福本 2010)。

アメリカの先行研究で示された犯罪発生率に対する影響のみに注目する。本稿で、教育・雇用状況に与える影響に注目しなかったのは、データの制約と住み分けの起きている地域的特徴の違いからである。教育状況に関して、外国人の子供の就学状況の調査は都道府県単位にとどまり²⁴⁶、先行研究と同様に都市ごとに比較することが不可能であった。雇用状況に関しては、都市の中で孤立したコミュニティを対象に理論が組み立てられる一方 (Popkin et al. 1993)、日本ではアメリカと異なり、住み分けが「大都市インナーエリアではなく、地方の工業地帯において見られる」(是川 2009) 点で相違する。そのため、本稿では犯罪発生率に対する影響のみを検討する。

3. 理論仮説

3-1. 住み分けの大きさが犯罪発生率を高めるメカニズム

Merton (1938) によると、社会には文化的に定義された目標が存在しており、個人はその目標の達成を目指すものである。しかし、その目標達成に向けて社会が規定した制度的な手段にアクセスできない状況下では、時に制度的な手段を放棄し、社会的に逸脱した行動をとってしまうことがある。つまり、制度的な手段にアクセスできないという状況は、犯罪行為を誘発する非生物学的条件となりうる。

Logan and Messner (1987) は、この Merton の研究を受け、エスニックマイノリティにとって住み分けは犯罪行為を誘発する十分条件となりうることを示した²⁴⁷。居住地は、人々の物理的な生活範囲を決めるだけでなく、社会的なネットワークを決める要素となり (Merton 1938)、制度的な手段へのアクセス可能性に大きくかわる。例えば、居住地の分離は雇用機会の不均衡を生む。分離された居住区に住む人々が居住区外で働くことは、ホスト社会の住民から好ましく思われず、そのことで、分離された居住区に住む人々の雇用機会が制限される (Wilson 1989)。また、Villemez and Kasarda (1977) は、分離された居住区に住む黒人の失業率の高さは、決して人種的特徴によるものではなく、外部環境によるものだとしている。このように、住み分けの大きな地域に住むエスニックマイノリティは、社会的なネットワークへのアクセス状況に不平等さを感じ、その結果、犯罪を行うことがある。Logan and Messner (1987) は、エスニックマイノリティは居住区の分離により、社会・経済的移動性が制限されている上に、さらに政治活動の機会も制限されているため、制度的な手段ではなく、暴力犯罪など違法な手段で解決を試みる傾向があることを明らかにした。ま

²⁴⁶ https://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/31/09/1421568_00002.htm (2022 年 10 月 31 日)。

²⁴⁷ Merton (1938) を用いた、住み分けが犯罪を誘発するメカニズムの理論的な説明は、所得や教育など他の人種的不平等にも言えることであり、住み分けに限定した理論になっていないと批判されている (Shihadeh and Flynn 1996)。

た、Lichter(1988) は都市の中で孤立した黒人たちが構造的な不利と社会的疎外から、主流社会にアクセスできず、その結果、重大犯罪発生率が高まっていると指摘している。

3-2. 日本の在留外国人の社会的なネットワークへのアクセス状況

日本に住む在留外国人も日本の社会的制度にアクセスをしづらい状況にある。高智(2008)によると、日本語が不自由な在留外国人は、エスニックコミュニティに頼るしかなく、その結果条件の悪い就労情報から選択しなくてはならない状況に置かれている。また、日本社会と関わりを持たないエスニックコミュニティの中で、正式な代表団体を持たないコミュニティは、地域社会と交渉するすべを持たず、地方自治体の地方運営に意見できない状況が起こっている(都築 1998)。このような日本社会における在留外国人の制度的な手段へのアクセス状況の問題から、以下の仮説が導出される。

仮説 1 日本国内においても、住み分けが大きな地域では、犯罪発生率が上がる。

4. データと方法

4-1. データ

まず、本稿では従属変数として、一万円当たりの刑法犯発生率、窃盗犯発生率を用いる。それぞれ自然対数化した値を使用する。

次に、理論的に関心のある独立変数として、住み分けの度合いを表す非類似性指数を用いる。非類似性指数とは、「2 集団間の分布の相違に着目し、集団間での分布の偏り度合いを把握」(福本 2010, p.290) できる指数であり、本稿では外国人と日本人という 2 集団の住み分け度合いを指標化する。是川(2009)に基づき、非類似性指数を算出する式は以下のとおりである。

$$D = \sum \left| \frac{P_{ij}^F}{P_i^F} - \frac{P_j^J}{P^J} \right| \div 50 \quad (1)$$

(D: 非類似性指数、 P_{ij}^F : 区画 j の国籍 i の人口、 P_i^F : 国籍 i の自治体内の総人口、 P_j^J : 区画 j の日本人人口、 P^J : 日本人の自治体内の総人口)²⁴⁸

ここでいう区画 j は町丁・字単位で区切られた区画を指す。式(1)では、町丁・字単位で在留外国人と日本人の住み分けの大きさを算出し、各町丁・字が属する自治体ごとに合計し

²⁴⁸ 是川(2009, p.5)より引用。

ている。在留外国人と日本人の住み分けの大きさは、自治体に住む在留外国人の中で区画 j に住んでいる割合と、同じく自治体に住む日本人の中で区画 j に住んでいる割合の差分に、絶対値をとることで算出している。この差分を自治体内のすべての区間について合計した値を 50 で割ることで、 D を 0 から 100 の範囲に収めている。 D が 0 のとき、「その自治体の全ての区画で、外国人人口と日本人人口の比率は一定である」(是川 2009, p.5) ことを表し、 D が 30 のとき、在留外国人と日本人の人口分布を一定にするには、自治体内の外国人の 30%が移動する必要があることを意味する(是川 2009)。

しかし、非類似性指数は地域間の人口比率の差による影響を受けやすいという批判もある(福本 2010)。そこで、平成 27 年に存在する全国の 1724 の自治体のうち外国人比率の高い上位 10%の自治体から、非類似性指数が 60 以上、犯罪発生率が 3 以下と外れ値になっていた自治体、及び千代田区を除外した 164 の自治体を対象とした。千代田区を除外したのは、昼夜間人口比率が著しく高く²⁴⁹、犯罪発生率と千代田区の住民構成との関連性が低いと考えられるためである。さらにその中から、各都道府県の HP 上で市区町村別の刑法犯数・窃盗犯数が公表されており、確認ができた 113(刑法犯)・87(窃盗犯)の自治体のみをそれぞれ分析対象とした。この時、統制変数は、Logan and Messner (1987) で用いられている、15～29 歳人口比率、外国人人口比率、居住年数 5 年未満の人口比率、総人口に加え、人口密度、納税義務者数当たりの課税所得対象額を用いる。このうち、総人口、人口密度、一人当たり課税所得対象額は、自然対数化した値を使用する。いずれも平成 27 年度の日経 NEEDS、国勢調査、国土交通省国土地理院が公表しているデータを用いて作成した。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

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
刑法犯発生率	$(\text{刑法犯件数} + 1) \div \text{総人口} \times 10000$	各都道府県のHP
窃盗犯発生率	$(\text{窃盗犯件数} + 1) \div \text{総人口} \times 10000$	各都道府県のHP
非類似性指数	本稿p.5(1)参照	「国勢調査小地域集計」
15～29歳人口比率	$15 \sim 29 \text{歳人口} \div \text{総人口}$	「日経NEEDS」
外国人人口比率	$\text{外国人人口} \div \text{総人口}$	「国勢調査」
居住年数5年未満の人口比率	$\text{居住年数5年未満の人口} \div \text{総人口}$	「国勢調査」
総人口	総人口	「国勢調査」
人口密度	$\text{総人口} \div \text{自治体面積}$	「国土交通省国土地理院」
1人当たり課税所得対象額	$\text{課税所得対象額} \div \text{納税義務者数}$	「国勢調査」

²⁴⁹ <https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kekka/jyutsu1/pdf/gaiyou.pdf> (2022 年 11 月 6 日)。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
刑法犯発生率	113	112.9818	67.2069	3.6476	517.7879
窃盗犯発生率	87	85.1269	53.5715	3.4166	378.6438
非類似性指数	113	31.9213	11.0995	4.6921	58.7762
15～29歳人口比率	113	14.7254	3.0708	5.0424	23.0169
外国人比率	113	3.5959	2.0326	1.9701	14.6401
居住年数5年未満人口比率	113	20.8244	4.2349	10.6706	32.3699
総人口	113	151883	151940.7417	1211	717082
人口密度	113	6345.4873	6612.5288	2.1193	22380.2460
1人当たり課税所得対象額	113	4083.4706	2026.4424	2646.7283	13035.7518

上記の変数を用いて、住み分けの大きさが刑法犯発生率、窃盗犯発生率のそれぞれに及ぼす影響を検証する。本稿で使用する各都道府県の HP 上にある市区町村別の刑法犯数・窃盗犯数は、公表されている年度に限りがあるため、分析手法としては単年度のデータの重回帰分析を用いる。重回帰分析には、固体や時間に依拠した固定効果を取り除くことができないという限界があるため、以下の分析結果を検討する際は、市区町村や採用した年度による固定効果に影響を受けている可能性がある点に留意しなくてはならない。

5. 分析結果

5-1. 住み分けの大きさが犯罪発生率に与える影響

表 3 では、非類似性指数が刑法犯発生率・窃盗犯発生率に与える影響を検証した。Model 1 をみると、非類似性指数が上昇するのに伴い、10%水準で有意に刑法犯発生率が下がっていることがわかる。つまり、住み分けが大きいほど刑法犯発生率は下がる傾向があり、仮説の予測とは反対の結果となった。また、Model 2 では、非類似性指数と窃盗犯発生率に統計的に有意な関係性は見られなかった。なぜ、日本では住み分けが犯罪発生率を抑制しているのだろうか。住み分けの大きさと刑法犯発生率に負の相関がみられた要因を検討していく。

5-2. 追加分析

表 3 で実証された非類似性指数の刑法犯発生率に与える負の影響は、在留外国人と日本人の住み分けが大きいほど、社会的な制度へのアクセスが良いということを示唆するのか。

そこで、公的機関である自治体が行っている在留外国人向けの多文化政策に注目する。

表 3 住み分けの大きさが犯罪発生率に与える影響

	従属変数	
	Model 1 刑法犯発生率	Model 2 窃盗犯発生率
(Intercept)	4.1130 ** (1.2449)	4.2591 * (1.6675)
非類似性指数	-0.0092 † (0.0052)	-0.0006 (0.0078)
15～29歳人口比率	0.0324 (0.0201)	0.0319 (0.0300)
外国人比率	0.0257 (0.0247)	0.0819 * (0.0388)
居住年数5年未満人口比率	0.0144 (0.0123)	0.0226 (0.0212)
log(総人口+1)	0.0215 (0.0629)	(0.0560) (0.0950)
log(人口密度)	0.0906 † (0.0476)	0.1273 † (0.0703)
log(1人当たり課税所得対象額)	-0.1271 (0.1632)	-0.1972 (0.2099)
調整済みR ²	0.3276	0.2424
N	113	87

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

自治体が実施している在留外国人向けの施策は、在留外国人比率と比べ、在留外国人の集住地区の有無と強い相関があり、集住地区がある地域の方が在留外国人向けの施策が進んでいるということが分かっている（阿部 2017）。また、地域にエスニックコミュニティがあることは、自治体が在留外国人向けの施策を行うきっかけになりうる。実際に、八尾市では在留外国人で構成された市民団体が民族教育運動を起こしたことで、1970年代という早い段階から市職員の採用時の国籍条項が撤廃されるなど²⁵⁰、在留外国人に対する取り組みが進んだ（高智 2008）。つまり、在留外国人の集住地区や活動的なエスニックコミュニティが

²⁵⁰ <https://www.city.yao.osaka.jp/cmsfiles/contents/0000001/1948/shishin.PDF> (2022 年 11 月 12 日)。

あることが、自治体の在留外国人政策を促進している可能性がある。そこで、実際に住み分けの大きい地域では、自治体の在留外国人政策が充実しているのかを検証する。

この検証は、表 2 で分析対象としている 113 の自治体の中から、政令指定都市を除いた 88 の自治体を対象に行った。政令指定都市の行政区は自治立法権を持たず²⁵¹、在留外国人政策は政令指定都市ごとに推進されているため、住み分けの大きさを表す非類似性指数を行政区単位で算出した便宜上、政令指定都市は分析から除外した。自治体の在留外国人政策の充実度を計る指標としては、国際交流協会の有無を用いた。国際交流協会とは、「自治体に窓口がある、または自治体の外郭団体などで多文化共生や国際交流を推進している団体」であり²⁵²、総務省が自治体に連携することを推奨している²⁵³。国際交流協会には在留外国人と社会制度を結びつける役割があることが指摘されていることから（毛受 2011）、分析の指標として適切であると考ええる。

表 4 では、国際交流協会のある・ない自治体の外国人比率・非類似性指数・刑法犯発生率の平均値を比較した。t 検定を用いたとき、非類似性指数の平均値の差のみ 5%水準で有意であった。この分析結果から、国際交流協会が存在している自治体の方が、非類似性指数がむしろ高い傾向にあることが分かった。つまり、住み分けが大きな市区町村では、在留外国人政策が進んでいる可能性がある。

表 4 国際交流協会の有無による自治体の比較

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
外国人比率	48	3.2922	2.1983	1.9701	14.6401
国際交流協会がある 非類似性指数	48	35.2709	11.5183	12.8500	58.7762
刑法犯発生率	48	96.4638	40.7394	3.6476	238.0981
外国人比率	38	3.5595	1.3851	1.9827	7.6516
国際交流協会がない 非類似性指数	38	30.1811	11.4439	4.6921	57.3810
刑法犯発生率	38	103.1977	46.3726	33.6370	261.1197

6. 結論

本稿では、平成 27 年度に行われた国勢調査小地域集計を用いて、在留外国人と日本人の住み分けの度合いを市区町村ごとに算出した上で、重回帰分析を行い、住み分けの大きさが犯罪発生率にどのような影響を及ぼしているかを明らかにしてきた。本稿の分析結果から

²⁵¹ https://www.soumu.go.jp/main_content/000051164.pdf (2022 年 11 月 2 日)。

²⁵² <http://www.clair.or.jp/tabunka/portal/associations/> (2022 年 11 月 2 日)。

²⁵³ https://www.soumu.go.jp/main_content/000718717.pdf (2022 年 11 月 2 日)。

は、第一に、日本では在留外国人と日本人の住み分けが大きいほど、犯罪発生率が下がることがわかった。これは、アメリカの先行研究の知見に反するものであった。日本の在留外国人は、日本人の住民から分離された居住区に住み、エスニックコミュニティに依存しているほど、社会的な制度へのアクセス性が高い可能性がある。第二に、実際、住み分けが大きな地域ほど自治体の在留外国人政策が進んでいることがわかった。

上記の結果は、自治体の在留外国人政策が、地域のエスニックコミュニティに依存した構造になっている可能性を示唆するものである。確かに、組織化されたエスニックコミュニティがホスト住民と在留外国人の社会的分離を防ぐことは既存研究でも指摘されており（武田 2004）、エスニックコミュニティがホスト社会と在留外国人を結ぶ役割を果たすことは否定できない。しかし、住み分けが小さい、すなわち在留外国人が分散している地域において、在留外国人が社会的に包括されていないとすれば問題である。実際、在留外国人が分散している地域では、強固なエスニックネットワークがなく、日本人との接触も少ないため在留外国人は社会的な孤立に陥りやすい（俵 2006; 山本 2016）。また、分散地域では在留外国人の子供に教育支援が行き届かず（土屋ほか 2014）、学校で差別的な扱いを受けることがある（劉 2018）。したがって、今後、日本全国に在留外国人で増加していくことが予想される中（武田 2004）、分散地域での在留外国人の包摂施策を充実させるべきである。具体的な施策としては、エスニックコミュニティの存在を活かした既存の在留外国人政策に加えて、「ワンストップ」かつ「伴走型」の個別支援を実施し（藤井 2021）²⁵⁴、場合によっては、分散地域におけるエスニックコミュニティの形成・組織化の支援を自治体が行うなど（武田 2004）、分散地域に住む在留外国人の社会的制度へのアクセス性を高める施策が必要になるだろう。

7. 参考文献

- 阿部亮吾. 2017. 「愛知県の自治体における外国人住民施策と多文化共生事業」『地理学報告』119: pp.99-111.
- 高智富美. 2008. 「マルチエスニック・コミュニティにおける民族関係とエスニシティー大阪府八尾市を事例として」『日本都市社会学会年報』2008(26): pp.187-203.
- 駒井美智子. 2010. 「日本における外国人コミュニティの形成と負のスパイラル」『東京福祉大学・大学院紀要』1(1): pp.49-54.
- 是川夕. 2009. 「非類似性指数からみた在日外国人の住み分けの現状と要因—国勢調査小地

²⁵⁴ 「ワンストップ」な支援とは、教育や就労、医療など複数の場所に分散していたサービスを総合的に一か所に対応できる支援のことである（藤井 2021）。また、「伴走型」の支援とは、受動的な支援や本人のみを対象とした支援ではなく、家族など本人の暮らし全体を支援の対象と捉え、継続的な関わりを持った支援のこと。http://www.homeless-net.org/docs/2019-03_kyozai.pdf (2022 年 11 月 17 日)。

- 域集計を用いた分析』『人口学研究』 44: pp.1-17.
- 武田丈. 2004. 「コミュニティ・エンパワーメントのための参加型リサーチの可能性：対日外国人コミュニティの抱える問題とその支援方法」『関西学院大学社会学部紀要』 96: pp.223-234.
- 俵希貴. 2006. 「日系ブラジル人の居住地域と生活展開—石川県小松市と集住地域との比較から」『ソシオロジ』 51(1): pp.69-85.
- 土屋千尋・内海由美子・中川祐治・関裕子. 2014. 「外国人散在地域における外国人につながる子どもの教育支援の連携・協働—山形・福島を事例として」『帝京大学教育学部紀要』 2: pp.147-155.
- 都築くるみ. 1998. 「エスニック・コミュニティの形成と「共生」—豊田市 H 団地の近年の展開から」『日本都市社会学会年報』 1998(16): pp.89-102.
- 福本拓. 2010. 「東京および大阪における在日外国人の空間的セグリゲーションの変化—「オールドカマー」と「ニューカマー」間の差異に着目して」『地理学評論』 83(3): pp.288-313
- 福本拓. 2018. 「日本の都市におけるエスニック・セグリゲーション研究の動向」『都市地理学』 2018(13): pp.77-91.
- 藤井えりの. 2021. 「外国人住民の社会的孤立と地域共生—地域コミュニティを基盤とした社会サービスの可能性」『岐阜協立大学論集』 55(2): pp.43-62.
- 毛受敏浩. 2011. 『人口激減—移民は日本に必要である』 新潮社.
- 森田桐郎. 1994. 「現代の国際労働移動—実態・特徴・分析視角」森田桐郎編『国際労働移動と外国人労働者』 同文館出版株式会社, p.3-34.
- 山本薫子. 2016. 「外国人住民の居住をめぐる問題の諸相—集住地域・分散居住それぞれの課題」『日本不動産学会誌』 30(2): pp.61-65.
- 劉麗鳳. 2018. 「外国にルーツを持つ子供にいじめ経験と教師の指導方法への示唆—中国帰国者三世の事例にもとづいて」『教育學雑誌』 54: pp.103-114.
- Akins, Scott. 2003. "Racial Segregation and Property Crime: Examining the Mediating Effect of Police Strength." *Justice Quarterly* 20(4): pp.675-695.
- Cutler, David M. and Edward L. Glaeser. 1997. "Are Ghettos Good or Bad?" *The Quarterly Journal of Economics* 112(3): pp.827-872.
- Hipp, John R. 2011. "Spreading the Wealth: The Effect of the Distribution of Income and Race/Ethnicity Across Households and Neighborhoods on City Crime Trajectories." *Criminology* 49(3) pp.631-665.
- Krivo, Lauren J., Peterson, Ruth D., and Danielle C. Kuhl. 2009. "Segregation, Racial Structure, and Neighborhood Violent Crime." *American Journal of Sociology* 114(6): pp.1765-1802.
- Lichter, Daniel T. 1988. "Racial Differences in Underemployment in American Cities." *American Journal of Sociology* 93(4): pp.771-792.

- Logan, John R. and Steven F. Messner. 1987. "Racial Residential Segregation and Suburban Violent Crime." *Social Science Quarterly* 68(3): pp.510-527.
- Merton, Robert K. 1938. "Social Structure and Anomie." Alderson, Art and Dina Okamoto. eds. 1938. *American Sociological Review*. American Sociological Association, pp.672-682.
- Popkin, Susan J., Rosenbaum, James E., and Patricia M. Meaden. 1993. "Labor Market Experiences of Low-Income Black Women in Middle-Class Suburbs: Evidence from a Survey of Gautreaux Program Participants." *Social Problems* 38(4): pp.448-461.
- Shihadeh, Edward S. and Graham C. Ousey. 1996. "Metropolitan Expansion and Black Social Dislocation: The Link between Suburbanization and Center-City Crime." *Social Forces* 75(2): pp.649-666.
- Shihadeh, Edward S. and Nicole Flynn. 1996. "Segregation and Crime: The Effect of Black Social Isolation on the Rates of Black Urban Violence" *Social Forces* 74(4): pp.1325-1352.
- Villemez, Wayne J. and John D. Kasarda. 1977. "The Impact of Regional Destination on Black Migrant Income." *Social Science Quarterly* 57(4): pp.767-783.
- Wilson, William Julius. 1989. "The Underclass: Issues, Perspectives, and Public Policy." Wilson, William Julius. ed. 1993. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*. Sage Publications, pp.182-192.

第 17 章

動物愛護施策が犬・猫の処遇に与える影響 —動物愛護管理行政事務提要に基づく実証分析—

齋藤 陶子

要約

日本国内は、動物愛護管理法の改正や各自治体の取り組みなどにより、犬や猫の飼育放棄や殺処分数は減少傾向にあるが、依然として動物愛護先進国である欧州諸国には遅れをとっている。しかし、国内の既存研究では、各自治体の施策の効果を実証的に明らかにしたものは少ない。そこで、本稿は、2010・2015・2020 年の環境省の「動物愛護管理行政事務提要」から作成した都道府県別のパネルデータを用いて、殺処分や飼育放棄問題のメカニズムを理論的に整理し、行政の施策が犬・猫の処遇に与える影響について検証を行った。分析結果からは、保護施設の管理体制や動物愛護に関する条例・規則などの法整備が、犬・猫の処遇の改善につながることが明らかになった。施設では、長期的な保管日数を設けることで収容されている犬や猫の譲渡機会を増やすことが望ましい。また、引き取り手数料や不妊・去勢手術助成金は犬の飼育放棄の要因を排除し、地域猫活動や TNR に関する法制度は猫の個体数抑制に効果があるため、引き続き取り組むべき施策である。ただし、睪丸を切除する TNR よりも精管を切除する TVHR の方が野良猫の個体数抑制に効果があるとの研究結果が報告されているため、海外の施策を積極的に導入する姿勢も必要だと考えられる。

1. はじめに

現代において、犬や猫などの動物は、単なるペット（愛玩動物）の枠を越え、「家族の一員として普段から健康管理を含めて、獣医学的知見から責任を持てる動物」（福井 2021 p.2）、すなわちコンパニオン・アニマル（伴侶動物）として人間と共生している。特に犬や猫は国際的にみても飼養率が高く²⁵⁵、人間生活と深く関わり合う存在となっている。

しかし、その背後では、大量の犬や猫が飼い主の個人的な理由や、引き取った動物の行動上の問題などから飼育放棄され（Hawes et al. 2020）、殺処分のリスクに晒されている。先

²⁵⁵ GfK が 2016 年に公開した「グローバルのペット飼育率調査」によると、世界的に見て最も飼われている動物は犬で 33%、猫で 23%という。<https://www.gfk.com/ja/insights/dc9669#> (2022 年 11 月 7 日)。

進国の中には、ドイツのように病気や怪我などのやむを得ない理由以外で殺処分を行わない地域もあるが（岩倉 2014）、日本では収容スペースに限りがあるなどの理由から、大量の動物が殺処分されている²⁵⁶。

このような動物の殺処分問題は、人と動物が共生していく上で解決すべき社会問題として認識されており、世界各国では動物の愛護および管理に関する法規制が整えられている。特に欧州は、世界に先立って体系的な動物愛護保護法またはそれに類する法律を制定しており、動物保護先進諸国として世界を牽引している（遠藤 2014）。動物愛護先進国と比較すると日本の動物を取り巻く法整備は遅れているが²⁵⁷、年々、犬・猫の引取り数や殺処分率は大幅に改善されている²⁵⁸。しかし依然として犬・猫引取り数の約 3 割が殺処分されているため、日本の動物愛護管理行政の施策には改善が求められている。

先行研究では、飼い主の飼育放棄や譲渡の失敗²⁵⁹の要因に、飼い主や動物の属性が挙げられている。犬の養子縁組の成功に影響を与える要因を明らかにした研究（Diesel et al. 2008）によると、問題行動のない犬と比較して、人に対して攻撃的な態度を示し、飼い主が専門機関からのアドバイスを受けていない犬は、譲渡後も飼育放棄される可能性が高い。また、譲渡後に犬の世話にかかる労力が予想以上と感じた飼い主は飼育放棄する可能性が高いことも示されている。

飼育放棄により動物保護施設が陥りやすい問題は犬・猫の過剰収容である。動物保護施設で収容されている動物が過剰な場合、動物一頭あたりに十分なスペースを確保できないことで、動物に身体的・精神的ストレスが加えられる。ストレスを受けた動物は、免疫低下による伝染病感染や行動上の問題をはらむ可能性が高く、結果として譲渡されることなく殺処分される可能性が高い（Edinboro et al. 2004）。

これらの問題解決に効果的な施策に関する研究分野も進んでいる。例えば、犬を不妊・去勢手術させることで問題行動が減り、譲渡数が増加することが報告されており（Clevenger and Kass 2003）、不妊・去勢手術の有効性を示す研究がなされている。しかし日本では動物に関する実証研究が少なく²⁶⁰、海外の研究でも各地域によって結果が異なっているため、日本における各施策の効果は定かではない。

そこで本稿では、動物の殺処分問題に関する研究が進んでいる欧米の研究を参考に、日本の動物愛護管理行政の施策が犬・猫の処遇に与える影響を明らかにする。具体的には、環境

²⁵⁶ 平成 16 年度の犬・猫引取り数は 418,413 頭にもおよび、そのうち約 94%を占める 394,749 頭が殺処分されている。 https://www.env.go.jp/nature/dobutsu/aigo/2_data/statistics/dog-cat.html (2022 年 11 月 7 日)。

²⁵⁷ ドイツでは 2001 年に制定されていた使用管理基準の厳格化に伴う数量規制や幼齢犬猫の販売規制など（中川 2012）が令和 3 年に施行されたばかりである。

²⁵⁸ 令和 2 年度の犬・猫引取り数は 72,433 頭に減り、殺処分率も約 32%に減少している。 https://www.env.go.jp/nature/dobutsu/aigo/2_data/statistics/dog-cat.html (2022 年 11 月 7 日)。

²⁵⁹ 一度譲渡された動物は、再度動物愛護施設に返還される可能性がある。

²⁶⁰ 地域猫活動の効果に関しては、土田ほか（2012）は実証研究を行っている。

省の「動物愛護管理行政事務提要」を用いて、各自治体が取り組む動物の愛護及び管理に関する施策が、犬・猫の引取り数・殺処分数・譲渡数に与える影響を明らかにする。本稿の分析結果からは、動物保護施設での保管日数の長期化により譲渡数が増加することや、現行の動物愛護施策の有効性が示された。そのため、動物保護施設の管理体制や動物に関する条例・規則などの法制度を整えることの必要性を示唆している。

続く第 2 節では、動物の殺処分や譲渡に焦点を当てた先行研究をそれぞれ構造的に整理し、第 3 節では、第 2 節で整理した先行研究をもとに本稿の理論仮説を組み立てる。第 4 節では、その理論仮説の検証方法を説明し、第 5 節では、分析結果を考察する。第 6 節では、本稿で得られた知見をもとに、動物愛護管理行政の今後の施策について提言を行う。

2. 先行研究

2-1. 飼い主が犬・猫を手放す要因の研究

多くの家庭で家族の一員のように大切に育てられている犬や猫がいる一方、どの地域でも毎年多くの犬や猫が飼育放棄されている。このような問題が生じる要因を明らかにする実証研究はいくつかあり、具体的には飼い主・動物に関連する問題が挙げられている。

飼い主に関連する要因としては、主に、飼い主の健康状態や住まいの問題、動物に対する理解不足の問題が挙げられている。Jensen et al. (2020) によると、犬・猫ともに飼い主の健康状態や住まいの問題などの飼い主の個人的な理由が飼育放棄理由の 70%以上を占めていることや、飼い犬については、犬の世話にかかる時間がないという動物に対する理解不足が 14%を占めていることが明らかになった。犬・猫ともに飼い主の問題が第一の理由であることから、飼い主に関連する理由に焦点を当てた施策の必要性が示唆されている。また、Hawes et al. (2020) は譲渡後の失敗が生じる原因について研究しており、動物に対する理解不足を理由に飼育放棄をした飼い主は、譲渡後に犬の世話にかかる労力が予想以上と感じているため、飼い主への適正飼養への理解をさらに充実させる必要があると述べている。

動物に関連する要因は、犬を対象とした研究が多く報告されており、犬の年齢や行動上の問題（特に攻撃的な行動）などが飼育放棄の原因とされている。Wells and Hepper (2000) は、犬の年齢が問題行動の発生に影響を及ぼし、結果的に譲渡後の失敗が生じることを明らかにした。彼らの研究によると、新しい飼い主の譲渡後 1 ヶ月以内に問題行動が報告された子犬は成犬よりも少なく、子犬の方が成犬より問題行動を起こす可能性が低いことが示されている。同時に、成犬は子犬より人に対する恐怖心から攻撃的な態度をとる可能性が高いこともわかっている。しかし、この結果は飼い主の主観に基づくものである点に留意しなければならない。次に、行動上の問題としては、人に対して攻撃的な態度をとり、犬の飼い主が専門機関に相談をしない犬の方が、問題行動のない犬よりも譲渡後に返還される可能

性が 11.1 倍高い (Diesel et al. 2008)。しかし、そのような問題行動のある犬であっても、飼い主が専門機関に相談している場合は、譲渡後に返還される可能性は半減するという。

これらの要因から、飼育放棄された犬や猫が動物保護施設に引き取られることで、施設での犬・猫の過剰収容問題が生じる。動物保護施設に収容されている動物が過剰な場合、一頭あたりに十分なスペースが与えられないことで収容されている動物に病気やストレスなどの負担がかかってしまう (Edinboro et al. 2004)。そのことで、動物保護施設の運営費や動物の治療費が必要以上にかかり、譲渡数の減少と殺処分数の増加につながる (Karsten et al. 2017)。

以上のように、飼い主が犬・猫を手放す要因に関する研究や、動物保護施設での過剰収容問題の研究はいくつか見られる。日本にも同様に当てはまる部分があると思われるが、先行研究の知見の多くは、日本とは法制度も文化も異なる欧米を事例に限定されるため、日本を対象とした実証研究が行われる必要がある。

2-2. 殺処分数や譲渡数へのアプローチ方法の研究

前述したように、飼い主が犬・猫を手放す要因は主に、飼い主や動物にあり、飼育放棄される数が増加することで動物保護施設での問題に発展する。その上で、殺処分問題や飼育放棄問題を解決するために効果的な施策に関する研究も進められている。まず、不妊・去勢手術は犬の譲渡率や殺処分数の改善に効果があることが示されている。Clevenger and Kass (2003) は不妊・去勢された犬とそうでない犬の譲渡率、殺処分数を比較し譲渡前の不妊・去勢手術の効果を検証した。その結果、譲渡前の不妊・去勢手術は行動上や医療上の理由による殺処分数を増加させることなく譲渡率を増加させることが明らかにされた。その理由として、具体的には、①不妊・去勢手術を受けた犬は新しい飼い主が手術費を負担せずに済むため、手術していない犬よりも経済的負担が少ないこと、②不妊・去勢手術を受けている犬は攻撃的な行動を示す可能性が低く、譲渡される条件が整っていること (Gershman et al. 1994) が挙げられる。ただし、手術の有無にかかわらず動物保護施設での保管期間が長期化するにつれ、収容スペースの制約を理由とする殺処分数の増加が見られた。

また、国内では、野良猫の個体数を管理するために実施されている地域猫活動²⁶¹や TNR²⁶²の効果に関する研究も進んでいる。Mitsui et al. (2020) が行った東京都都市部の地域猫活動実施地域と未実施地域を対象とした研究では、地域猫活動が猫の個体数の減少に

²⁶¹ 地域猫活動は、地域住民と飼い主のいない猫との共生をめざし、不妊去勢手術の実施や新しい飼い主探しなどを通じて将来的に飼い主のいない猫をなくしていく活動のこと。 https://www.env.go.jp/nature/dobutsu/aigo/2_data/pamph/h2202.pdf (2022 年 11 月 9 日)。

²⁶² TNR 活動は、地域猫活動の基本となる考え方で、飼い主のいない猫の繁殖を抑え、自然淘汰で数を減らしていくことを目的に、捕獲 (Trap) し、不妊去勢手術 (Neuter) を施して元のテリトリーに戻す (Return) 活動のこと。 https://www.env.go.jp/nature/dobutsu/aigo/2_data/pamph/h2202.pdf (2022 年 11 月 9 日)。

効果があることが示されている。加えて、土田ほか（2011）は、地域猫活動への行政の支援が与える猫の殺処分数や苦情件数への影響について研究しており、行政機関の早急な支援が猫の殺処分数減少に有効である可能性の示唆されている。一方、TNR の効果については批判的な研究がいくつかある。TNR 実施前後の猫の個体数をもとに TNR 実施が及ぼす影響について分析した研究（Natoli et al. 2006）では、TNR により猫の個体数は 16%～32% ほど顕著に減少したが、捨て猫や家猫の流入による個体数の増加が見られたことがわかっている。そのため TNR の他に家猫の繁殖を抑制するための効果的な教育プログラムを組み込むことが提案されている。

さらに、人々に対する動物愛護精神や適正飼養の啓発の必要性を示唆する研究（Hawes et al. 2020）や、動物愛護施設の収容スペースを拡大することの効果을明らかにした研究（Karsten et al. 2017）が行われており、殺処分数や譲渡数の改善に効果があることがわかっている。しかし、引取り手数料の有料化は、飼い主からの引取り数減少のための根本的な策ではないとも推測されており、むしろ、飼い主の抱える動物に関する悩みを相談する場所の提供や、適正飼養の啓発活動などの人的介入の方が、飼い主の引取り依頼行動を抑制する可能性が高いことが示唆されている（岩倉 2016）。

このような犬・猫の殺処分数減少や譲渡数増加に対する施策の効果も、研究対象や地域によって結果が異なるなど、特に、日本国内の事例を用いて更なる実証研究が求められるところである。次節では、日本の自治体で実際に行われている動物愛護管理行政に関する施策を中心に、その犬・猫の処分に与える影響を理論的に考察する。

3. 理論仮説

3-1. 繁殖管理に関する施策の効果

動物愛護管理行政の中心的な政策手段の一つは、動物の繁殖管理に関わる施策である。具体的には、不妊・去勢手術助成金の給付や、野良の動物の不妊・去勢を行い、個体数管理を行うなどの施策が行われている。

まず、犬に焦点を当てた研究では、不妊・去勢手術を受けた犬はそうでない犬よりも、殺処分数が低下し、譲渡率が増加する可能性が高いことが示されている（Clevenger and Kass 2003）。その理由として、不妊・去勢手術による攻撃的な行動の抑制が挙げられている（Gershman et al. 1994）。人に対して攻撃的な態度をとる犬は問題行動のない犬よりも飼育放棄される可能性が高く（Diesel et al. 2008）、積極的な不妊・去勢手術が望ましい。そのため、不妊・去勢手術料の免除や助成金の有無は、犬の引取り数や譲渡数、殺処分数の改善に影響があることが考えられる。また、金銭的な負担の観点では、引取り手数料の有料化が犬の引取り数に影響を与えることが指摘されている（岩倉 2016）。

猫に焦点を当てた研究では、繁殖能力の高い猫の個体数を管理するために、地域猫活動や TNR の実施が望ましいと示唆されている（土田ほか 2011）。それらの施策は捨て猫や家猫の流入には効果がないとする研究もあるが（Natoli et al. 2006）、引取り数や殺処分数などへの影響も確認すべきであろう。地域猫活動や TNR などの施策の推進を条例・規則などで規定している地域では、野良猫などの個体数が管理されるため、引き取りや殺処分が減少するかもしれない。具体的には、「猫の保護（愛護）及び管理に関する条例、規則、要綱等の概要」²⁶³などの策定状況は、猫の引取り数や譲渡数、殺処分数に影響することが考えられる。また、猫についても、犬と同様に、不妊・去勢手術の助成金の有無が、繁殖管理などに効果を持ちうるだろう。

これらの議論を踏まえて具体的には以下の仮説が考えられる。なお、分析に際しては、成犬・子犬・成猫・子猫を細分化して扱う。犬の年齢は犬の問題行動と密接に関連しており（Wells and Hepper 2000）、地域猫活動や TNR の実施によって生殖能力を失う猫が増えると、猫の年齢別の個体分布も歪むだろうから、そのような年齢の違いも考慮すべきであろう。

仮説 1 不妊・去勢手術助成金のある地域ほど、犬・猫の引取り数・殺処分数が減少して、譲渡数が増加する。

仮説 2 引取り手数料の有料化を実施している地域ほど、犬・猫の引取り数・殺処分数が減少して、譲渡数が増加する。

仮説 3 猫に関する概要が定められている地域ほど、猫の引取り数・殺処分数が減少して、譲渡数が増加する。

3-2. 動物愛護推進員・協議会の効果

日本の各地域では動物愛護推進協議会の設置や動物愛護推進員の委嘱が行われている²⁶⁴。神奈川県健康医療局²⁶⁵によると、動物愛護推進員は「県や市町村が実施する動物愛護普及事業への協力や、各種動物の飼い方等に関する相談対応など、地域に根ざした動物愛護の推進」に取り組む人々のことを指しており、推進員の中には動物に関する識見を有する獣医師などを含む地域もある。また、彼らが意見交換を行う場として動物愛護推進協議会が設けられている。地域社会と密に関係を持つ動物愛護推進員の存在は、飼い主が犬や猫を手放す要因として挙げられる飼い主の個人的な理由や動物の行動上の問題の解決に影響を与えるこ

²⁶³ 環境省の「動物愛護管理行政事務提要」に詳細が記載されており、主に飼い猫の適正飼養の指導や猫の不妊・去勢手術助成金に関する要綱などがまとめられている。

²⁶⁴ 環境省の「動物愛護管理行政事務提要」に記載されている。

²⁶⁵ <https://www.pref.kanagawa.jp/docs/e8z/doubutsuagosuishinin.html> (2022 年 11 月 16 日)。

とがある²⁶⁶。特に獣医師などの専門的な知識を有する推進員は、一般市民の推進員よりも信憑性の高い助言を与えるだろう。このように、動物愛護推進員の存在により、地域社会全体の動物愛護精神が高められることで、犬・猫の処遇が改善されることが考えられる。これらから、具体的には以下の仮説を導入する。

仮説 4 動物愛護推進協議会の設置と推進員の委嘱が実施されている地域ほど、犬・猫の引取り数・殺処分数が減少して、譲渡数が増加する。

仮説 5 獣医師の推進員数が多い地域ほど、犬・猫の引取り数・殺処分数が減少して、譲渡数が増加する。

3-3. 動物保護施設の管理体制

飼い主に飼育放棄された犬・猫のほとんどが動物保護施設に引き取られることにより、施設での犬・猫の過剰収容問題が生じる。Edinboro et al. (2004) の研究では、動物保護施設に収容されている動物が過剰な場合、一頭あたりに十分なスペースが与えられていないことから、収容されている動物に病気やストレスなどの負担がかかることが示されている。それにより動物保護施設の運営費と動物の健康管理費が増加し、譲渡数の減少または殺処分数の増加に繋がる (Karsten et al. 2017)。したがって、長期間の収容日数を設けている動物保護施設ほど一頭あたりの収容スペースが制限され、結果的に医療上の理由などでやむをえず殺処分される可能性があることが考えられる。これらは、具体的には以下の仮説が導入できる。

仮説 6 収容日数を長期間設定している地域ほど、犬・猫の引取り数・譲渡数・殺処分数は改善されない。

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、環境省の「動物愛護管理行政事務提要」に基づき、2010・2015・2020 年の動物愛護管理行政の施策に関する都道府県別の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、成犬・子犬・成猫・子猫それぞれの引取り数・

²⁶⁶ 飼い主が動物の飼養に関する悩みを抱えている場合、専門機関に相談することで問題が解決する可能性が高い (Diesel et al. 2008)。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
成犬の引取り数	施設に引き取られた成犬の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
子犬の引取り数	施設に引き取られた子犬の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
成犬の譲渡数	引き取られた犬のうち、譲渡された成犬の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
子犬の譲渡数	引き取られた犬のうち、譲渡された子犬の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
成犬の殺処分数	引き取られた犬のうち、殺処分された成犬の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
子犬の殺処分数	引き取られた犬のうち、殺処分された子犬の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
成猫の引取り数	施設に引き取られた成猫の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
子猫の引取り数	施設で引き取られた子猫の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
成猫の譲渡数	引き取られた猫のうち、譲渡された成猫の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
子猫の譲渡数	引き取られた猫のうち、譲渡された子猫の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
成猫の殺処分数	引き取られた猫のうち、殺処分された成猫の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
子猫の殺処分数	引き取られた猫のうち、殺処分された子猫の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
犬の不妊・去勢手術助成金の実施率	市町村別人口を用いて、都道府県内の市区町村の実施状況を人口で加重平均し、その値を都道府県ごとに足し合わせた。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、「動物愛護管理行政事務提要」
猫の不妊・去勢手術助成金の実施率	市町村別人口を用いて、都道府県内の市区町村の実施状況を人口で加重平均し、その値を都道府県ごとに足し合わせた。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、「動物愛護管理行政事務提要」
引取り手数料	生後90日未満と91日以上引取り手数料を足して、平均をとった値。	「動物愛護管理行政事務提要」
猫に関する概要の制定率	市町村別人口を用いて、都道府県内の市区町村の制定状況を人口で加重平均し、その値を都道府県ごとに足し合わせた。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」、「動物愛護管理行政事務提要」
動物愛護推進員・協議会ダミー	動物愛護推進員・協議会のある地域は1、ない地域は0とするダミー変数。	「動物愛護管理行政事務提要」
推進員数	推進員数の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
獣医師数	推進員数のうち、獣医師の数。	「動物愛護管理行政事務提要」
犬の保管日数	$(\text{保管最大日数} + \text{保管最低日数}) \div 2$ 。	「動物愛護管理行政事務提要」
猫の保管日数	$(\text{保管最大日数} + \text{保管最低日数}) \div 2$ 。	「動物愛護管理行政事務提要」
犬の引取り箇所数	猫の引取りを行う施設数。	「動物愛護管理行政事務提要」
猫の引取り箇所数	犬の引取りを行う施設数。	「動物愛護管理行政事務提要」
犬の咬傷事故件数	犬の咬傷事故件数。	「動物愛護管理行政事務提要」
総人口	都道府県別の総人口（千人）。	「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」

譲渡数・殺処分数である。子と成で各独立変数の影響が異なることが考えられるため細分化して投入している。この値は、分析の際には自然対数化を行う。なお、最小値が0の場合には、全体の値に1を足してから自然対数化する。

独立変数には理論的に興味のある変数を投入した。具体的には①不妊・去勢手術助成金の実施率、②引取り手数料、③猫の概要の制定率、④動物愛護推進員・協議会のダミー、⑤動

物愛護推進員数、⑥動物愛護推進員数のうちの獣医師数、⑦動物保護施設での収容日数である。④以外の変数は全て自然対数化したものを分析に用いており、①と③は都道府県内の市区町村の値を算出している。具体的には、総務省の「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」²⁶⁷に記載の市町村別人口を用いて、都道府県内の市区町村の実施状況を人口で加重平均した値を計算した。

その他には、統制変数として都道府県ごとの総人口と犬の咬傷事故件数、引き取り箇所数を投入する。分析の際は、都道府県ごとの総人口のみ自然対数化を行う。

表 1 は、上記の変数群の変数説明で、表 2 は変数群の記述統計である。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
成犬の引取り数	141	706.8723	610.3204	56	3112
子犬の引取り数	134	199.0075	301.7133	0	1802
成犬の譲渡数	141	231.9716	591.8662	10	6602
子犬の譲渡数	129	94.8915	137.7825	0	776
成犬の殺処分数	141	355.9858	504.0439	0	2554
子犬の殺処分数	122	99.1721	219.8000	0	1485
成猫の引取り数	141	430.0851	556.1998	0	3452
子猫の引取り数	133	1054.3985	836.3361	56	4799
成猫の譲渡数	141	92.1064	167.2249	0	1088
子猫の譲渡数	126	173.6429	189.3692	0	847
成猫の殺処分数	141	496.9220	782.5520	0	4866
子猫の殺処分数	121	799.9091	763.4413	5	3003
犬の不妊・去勢手術助成金の実施率	141	0.1592	0.2465	0	1
猫の不妊・去勢手術助成金の実施率	141	0.4280	0.3314	0	1
引取り手数料	141	1735.0355	859.5976	650	6120
猫に関する概要の制定率	141	0.6099	0.4699	0	1
動物愛護推進員・協議会ダメー	141	0.8333	0.3255	0	1
推進員数	141	41.8369	54.5981	0	327
獣医師数	141	12.9007	21.3626	0	110
犬の保管日数	141	82.6667	97.8062	1	366
猫の保管日数	141	82.3475	95.6447	1	366
犬の引取り箇所数	141	12.0426	13.4928	1	114
猫の引取り箇所数	141	11.3121	13.6005	1	114
犬の咬傷事故件数	141	65.6028	56.2117	6	356
総人口	141	2705.2118	2686.7781	561.1750	13834.9250

²⁶⁷ 2010・2015・2020年の3か年の住民基本台帳に関するデータが記載されている。以下の URL には 2020 年度の住民基本台帳に関するデータが記載されている。https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei02_02000220.html (2022 年 11 月 9 日)。

4－2．推定方法

上記の変数を用いて、①譲渡数と殺処分数を従属変数に、引取り数を独立変数に投入するモデルと、②引き取り数のみ従属変数に投入するモデルの 2 パターンの分析を行う。分析手法は、都道府県ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を用いた固定効果モデルによるパネルデータ分析を採用している。

5．分析結果

5－1．犬の主要結果

表 3 では、都道府県別パネルデータから、都道府県別の動物愛護施策が犬の引取り数・譲渡数・殺処分数に与える影響を検証した。まず、引取り手数料や不妊・去勢手術助成金は犬の引取り数に有意に負であり、これらの施策を採用する自治体の多い都道府県ほど、犬の引取り数が減少していることがわかる。つまり、引取り手数料や不妊・去勢手術助成金のような金銭面を重視した施策は、飼い主の引取り依頼行動を抑制し、犬の不妊・去勢手術を推進することで犬の問題行動を抑止することなどに効果があると考えられる。次に、犬の保管日数の長期化は犬の譲渡数に有意に正であり、犬の保管日数が長いほど、犬の譲渡数が増加す

表 3 動物愛護管理行政が犬の引取り数・譲渡数・殺処分数に与える影響

	従属変数					
	log (成犬の引取り数)	log (子犬の引取り数+1)	log (成犬の譲渡数)	log (子犬の譲渡数+1)	log (成犬の殺処分数+1)	log (子犬の殺処分数+1)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
log (成犬の引取り数)			1.3010 (0.2026)	***	0.7184 (0.2247)	***
log (子犬の引取り数+1)				0.8941 (0.0970)	***	0.3448 (0.1881)
log (犬の不妊・去勢手術助成金の実施率+1)	0.0550 (0.3015)	-1.1220 (0.5479)	* 0.1595 (0.6203)	0.1279 (0.7125)	-0.1301 (0.7601)	-0.5705 (0.6197)
log (引取り手数料)	-0.3893 (0.1485)	* 0.0265 (0.4089)	-0.3079 (0.5086)	-0.3475 (0.4873)	0.2715 (0.3043)	-0.9039 (1.1130)
log (犬の保管日数)	0.0158 (0.0225)	-0.0074 (0.0675)	0.1417 (0.0773)	† 0.1713 (0.0909)	-0.0666 (0.0512)	-0.1203 (0.1089)
動物愛護推進員・協議会グミ	0.0656 (0.1863)	-0.0558 (0.4160)	-0.4569 (0.7660)	0.1660 (0.3753)	0.0752 (0.3282)	-0.1197 (0.7086)
log (推進員数+1)	-0.0180 (0.0508)	0.1382 (0.1324)	0.1624 (0.1922)	-0.2572 (0.2103)	0.0103 (0.1041)	-0.0466 (0.2688)
log (獣医師数+1)	-0.0774 (0.0764)	-0.2302 (0.2175)	0.0906 (0.1539)	-0.0559 (0.2098)	0.0900 (0.1213)	-0.1451 (0.2002)
犬の引取り箇所数	0.0053 (0.0031)	† -0.0099 (0.0055)	† -0.0070 (0.0048)	0.0007 (0.0058)	-0.0018 (0.0046)	0.0099 (0.0094)
犬の咬傷事故件数	0.0035 (0.0009)	*** 0.0016 (0.0033)	0.0009 (0.0026)	-0.0033 (0.0038)	-0.0025 (0.0023)	-0.0045 (0.0049)
log (総人口)	-0.6824 (0.8509)	-3.8420 (2.7590)	0.1370 (2.8720)	-5.2130 (3.8500)	-2.6610 (2.1270)	-1.7190 (5.0270)
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.8865	0.8100	0.6088	0.7630	0.8910	0.7987
N	141	134	141	128	141	122

(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。

ることがわかる。これは仮説 6 に反する結果となっており、犬の保管日数が長いことで殺処分される確率より譲渡される確率が高まることが示唆される。しかし、動物愛護推進員・協議会の存在や推進員数の数などは犬の処遇の改善に有意な結果を示さなかった。

以上の結果から、引取り手数料の有料化や不妊・去勢手術助成金の給付のような金銭的な制限と支援は、飼い主の飼育放棄の抑制に影響を与えられと考えられる。また、動物保護施設は、長期的な保管日数を設けることで収容されている犬や猫の譲渡機会を増やすことが望ましい。一方、動物愛護協議会の設置や委嘱された推進員数は動物の処遇を改善していない。ただし、今回の分析は、動物愛護推進員・協議会の設置の有無や推進員数といった表層的な数値のみを用いている点には注意が必要である。

5－2．猫の主要結果

表 4 では、都道府県別パネルデータから、都道府県別の動物愛護施策が猫の引取り数・譲渡数・殺処分数に与える影響を検証した。まず、猫に関する概要の制定率は猫の殺処分数に有意に負であり、地域猫活動や TNR など猫の愛護や管理に関する制度が整っている地域ほど、猫の殺処分数が減少していることがわかる。しかし、動物愛護推進員・協議会ダミーは猫の殺処分数に有意に正であり、動物愛護推進員・協議会が設置されている自治体の多い都道府県ほど、猫の殺処分数が増えるという直感に反する結果となっている。

以上の結果から、地域猫活動や TNR など、猫の愛護や管理に関する制度が充実している

表 4 動物愛護管理行政が猫の引取り数・譲渡数・殺処分数に与える影響

	従属変数					
	log (成猫の引取り数+1)	log (子猫の引取り数+1)	log (成猫の譲渡数+1)	log (子猫の譲渡数+1)	log (成猫の殺処分数+1)	log (子猫の殺処分数+1)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
log (成猫の引取り数+1)			0.5488 (0.1790)	**	1.0010 (0.1593)	***
log (子猫の引取り数+1)				0.9362 (0.2541)	***	1.1600 (0.1422)
log (猫の不妊・去勢手術助成金の実施率+1)	-0.3332 (0.6539)	0.3066 (0.4540)	0.7968 (0.7183)	0.2023 (0.7602)	0.3717 (0.5790)	-0.1973 (0.4345)
log (引取り手数料)	0.0925 (0.3650)	-0.0069 (0.4520)	-1.2190 (0.9812)	0.7940 (0.6114)	0.2255 (0.5196)	-0.4429 (0.6310)
猫に関する概要の制定率	-0.2521 (0.2641)	-0.2058 (0.1422)	-0.1464 (0.3836)	0.3617 (0.3580)	-0.6662 (0.2944)	* (0.2403)
動物愛護推進員・協議会ダミー	-0.1135 (0.4202)	0.0315 (0.3584)	0.4240 (0.5643)	-0.3311 (0.5419)	0.5033 (0.4846)	0.6056 (0.3276)
log (推進員数+1)	-0.1359 (0.1100)	-0.1511 (0.1051)	-0.2932 (0.1838)	-0.2585 (0.2227)	0.0129 (0.1547)	-0.1015 (0.0954)
log (獣医師数+1)	0.2351 (0.1450)	0.0606 (0.0997)	0.1362 (0.2193)	-0.0974 (0.2656)	-0.1151 (0.1659)	-0.0389 (0.1572)
log (猫の保管日数)	-0.0662 (0.0781)	0.0001 (0.0470)	0.0323 (0.1128)	0.0574 (0.1016)	0.0327 (0.0706)	-0.0861 (0.0699)
猫の引取り箇所数	0.0127 (0.0069)	† (0.0046)	0.0069 (0.0117)	-0.0209 (0.0128)	-0.0022 (0.0075)	0.0031 (0.0071)
log (総人口)	1.8910 (2.7370)	-3.6650 (2.2140)	-4.9280 (3.7050)	-7.1390 (4.7860)	0.1700 (1.7740)	0.0214 (1.6480)
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.6580	0.7321	0.5171	0.4884	0.8291	0.8574
N	141	133	141	125	141	121

(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。

地域ほど、猫の殺処分数が減少することがわかる。猫に関する概要では、主に猫の個体数抑制を目的とした不妊・去勢手術に関する助成金や補助金制度について定められており、多くの自治体で不妊・去勢手術の必要性が主張されていた。そのため、不妊・去勢手術助成金の給付は、動物の処遇を改善するために効果的な施策の一つと考えられる。

6. 結論

本稿では、2010・2015・2020年までの環境省の「動物愛護管理行政事務提要」の都道府県別データのパネルデータを用いて、動物愛護行政の施策が犬・猫の処遇に与える影響を明らかにしてきた。本稿の分析結果から、保管日数の長期化は犬の譲渡可能性を高め、引取り手数料や不妊・去勢手術助成金の設定は犬の引取り数の減少に影響があることがわかった。また、猫の概要を定めている市区町村が多い都道府県ほど、猫の殺処分数が減少することから、地域猫活動やTNRなどの猫の繁殖管理に関する条約や規則の有効性が示唆される。しかし、動物愛護協議会の設置や委嘱した推進員の数はずしも犬・猫の引取り数・譲渡数・殺処分数に効果があるわけではない。さらに、犬・猫ともに動物保護施設での引取り数の増加は譲渡数の増加だけでなく殺処分数の増加のリスクもはらむ。保管日数の短い施設より長期間保管できる施設の方が新しい譲渡先を確保するまでの猶予期間があるため譲渡される可能性は高くなる。ただし、必要以上の動物を引き取った結果、動物一頭あたりに十分なスペースを提供することが困難になり、動物が譲渡不可能な状態に陥ってしまうなどの問題には留意すべきだろう。

上記の知見に基づけば、動物愛護管理行政における動物保護施設の設備体制や動物の法体制を整えることが、犬・猫の処遇の改善につながるものと期待される。実際の設備体制や法体制を考えるにあたっては、欧州の先進国の事例も参考になるだろう。欧州最大級の保護施設であるティアハイム・ベルリンでは、東京ドーム4個弱にもおよぶ広大な土地でさまざまな動物を保護しており、引き取られた動物が心身ともに健康に過ごすための環境整備がなされている²⁶⁸。また、フランスでは動物の扱いに関する法律を改正し、2024年からペットショップでの犬や猫の展示や販売を禁止することが定められた²⁶⁹。ペットショップで犬や猫が衝動買いされ、飼育放棄される現状を変えることを目的とされており、動物を取り巻く問題に対してスピーディーに対応している。加えて、辜丸を切除するTNRよりも、精管を切除するTNHR（パイプカット）の方が、野良猫の個体数抑制に有効であることが報告されている²⁷⁰。

²⁶⁸ <https://pedge.jp/reports/tierheim/> (2022年11月12日)。

²⁶⁹ <https://www3.nhk.or.jp/news/html/20220121/k10013442041000.html> (2022年11月12日)。

²⁷⁰ <https://natgeo.nikkeibp.co.jp/nng/article/news/14/8278/> (2022年11月17日)。

このように欧州を中心とした動物愛護先進国では、保護施設の設備や法制度が社会の変化に合わせて臨機応変に対応していることで人間と動物の共生社会が実現しているといえる。日本国内でも欧州諸国を参考に、動物愛護管理行政のあり方を考えていく必要があるだろう。

7. 参考文献

- 岩倉由貴. 2014. 「犬の譲渡システム—ティアハイム・ベルリンを事例として」『経済と経営』44(1/2): pp.77-84.
- 岩倉由貴. 2016. 「自治体における犬の引取手数料の決定に関する一考察」『横浜商大論集』48(2): pp.84-91.
- 遠藤真弘. 2014. 「諸外国における犬猫殺処分をめぐる状況—イギリス、ドイツ、アメリカ」『調査と情報』(830): pp.1-10.
- 土田あさみ・秋田真菜美・増田宏治・大石孝雄. 2012. 「行政による地域猫活動の支援状況およびその効果について」『東京農大農学集報』57(2): pp.119-125.
- 中川亜紀子. 2012. 「ドイツにおける動物保護の変遷と現状」『四天王寺大学紀要』(54): pp.535-548.
- 福井弘教. 2021. 「コンパニオン・アニマル (CA) の現状と課題—神奈川県、横浜市の動向を手がかりに」『地域イノベーション』13: pp.13-26.
- Clevenger, Jaime and Philip H. Kass. 2003. “Determinants of Adoption and Euthanasia of Shelter Dogs Spayed or Neutered in the University of California Veterinary Student Surgery Program Compared to Other Shelter Dogs.” *Journal of Veterinary Medical Education* 30(4): pp.372-378.
- Diesel, G., Pfeiffer, D. U., and D. Brodbelt. 2008. “Factors Affecting the Success of Rehoming Dogs in the UK during 2005.” *Preventive Veterinary Medicine* 84(3-4): pp.228-241.
- Edinboro, Charlotte H., Ward, Michael P., and Larry T. Glickman. 2004. “A Placebo-Controlled Trial of Two Intranasal Vaccines to Prevent Tracheobronchitis (Kennel Cough) in Dogs Entering a Humane Shelter.” *Preventive Veterinary Medicine* 62(2): pp.89-99.
- Gershman, Kenneth A., Sacks, Jeffrey J., and John C. Wright. 1994. “Which Dogs Bite? A Case-Control Study of Risk Factors.” *Pediatrics* 93(6): pp.913-917.
- Hawes, Sloane M., Kerrigan, Josephine M., Hupe, Tess, and Kevin N. Morris. 2020. “Factors Informing the Return of Adopted Dogs and Cats to an Animal Shelter.” *Animals* 10(9): p.1573.

- Jensen, Janne B. H., Sandøe, Peter, and Søren Saxmose Nielsen. 2020. "Owner-Related Reasons Matter more than Behavioural Problems—A Study of Why Owners Relinquished Dogs and Cats to a Danish Animal Shelter from 1996 to 2017." *Animals* 2020 10(6): p.1064.
- Karsten, C. L., Wagner, D. C., Kass, P. H., and K. F. Hurley. 2017. "An Observational Study of the Relationship between Capacity for Care as an animal Shelter Management Model and Cat Health, Adoption and Death in Three Animal Shelters." *The Veterinary Journal* 227: pp.15-22.
- Mitsui Kana, Sato Shunsuke, and Yoshie Kakuma. 2020. "Effects of the Community Cats Program on Population Control, Migration and Welfare Status of Free-Roaming Cats in Tokyo, Japan." *Animals* 10(3): p.461.
- Natoli, Eugenia, Maragliano, Laura, Cariola Giuseppe, Faini Anna, Bonanni Roberto, Cafazzo Simona, and Fantini Claudio. 2006. "Management of Feral Domestic Cats in the Urban Environment of Rome (Italy)." *Preventive Veterinary Medicine* 77(3-4): pp.180-185.
- Wells, Deborah L. and Peter G. Hepper. 2000. "Prevalence of Behaviour Problems Reported By owners of dogs Purchased from an Animal Rescue Shelter." *Applied Animal Behavior Science* 69(1): pp.55-65.

築山宏樹研究会三田祭論文集
第 3 卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会 編

2022 年 11 月 19 日 発行