築山宏樹研究会三田祭論文集

第2巻

慶應義塾大学法学部政治学科 築山宏樹研究会

第2期

2021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2期の三田祭論文を所収 したものである。当研究会は、政治過程や公共政策を研究対象として、特に、計量分析を用 いた実証研究を扱う点に特色がある。研究会の三年生には、研究設計・データ収集・データ 解析の方法を一から学んでもらい、各自の問題関心に基づき、独力で研究論文を執筆できる ようになることを目標に、研究会活動に取り組んでもらった。この度、上梓する本論文集は、 そのような三年生の研究会活動の集大成である。

第一部では、政治過程編として、民主主義体制が上水道の普及に及ぼすメカニズムの考察、民主的平和論における市民文化の影響、女性の社会参加と女性主体の避妊法の普及の関連、無党派層の投票先選択の合理性の検討、投票参加における近隣効果の実証に関する論文を掲載した。民主主義の機能を中心に、独創的かつ野心的な考察が行われており、学術的に更なる検討を深める価値のある研究が並んだ。また、第二部では、公共政策編として、日本人の数学に対する自己効力感の低さの要因の分析、世帯内の教育投資額の格差に対する出生順位効果の考察、読書の学習的・心理的効果の実証、多様な保育施設整備の待機児童対策としての有効性、生涯未婚率の要因の性差、働き方改革の政策評価、日本企業の組織再編策の効果測定、発展途上国における気候変動対策の経済への影響、コンパクトシティ政策の財政効果に関する論文を掲載した。いずれも現代社会の多様な問題を鋭く考察したものであり、学生の問題意識の多様性とその鋭敏さには目を見張らされる。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、前年度に引き続きコロナ禍での活動となり、オンラインとオフラインを行き来するなどの不便を強いた。加えて、研究会の立ち上げとなった前年度とは異なり、第2期は第1期という比較対象が存在するからこその難しさもあった。三年生には、前年を超える論文集を目指そうと、高い要求水準を課してしまったかもしれない。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。

2021年11月17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部	政治過程編		
第1章	民主主義体制と上水道の普及メカニズム	志田 万由子	3
第 2 章	民主主義の平和における市民文化と武力紛争の関 連一世界価値観調査に基づく実証研究	田井 響己	19
第 3 章	緊急避妊薬の OTC 化と経口避妊薬の普及率向上 を進める要因	岡田 希美	31
第 4 章	無党派層における投票先決定要因の分析―党派性 ヒューリスティクスの観点から	上妻 加奈	43
第 5 章	投票参加における近隣効果の実証研究—所得格差 と高齢化の観点から	松永 徹生	55
第 2 部	公共政策編		
第 6 章	日本人の数学の自己効力感はなぜ低いのか―数学 の自己効力感の要因分析	大川 楓歌	67
第7章	出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその 規定要因―現行多子世帯支援策の妥当性の間接的 検討	鈴木 祥	87
第 8 章	読書による学習・心理的効果に関する実証研究― 日本の小学生に対するアンケート調査の分析から	中澤 康紀	105
第 9 章	待機児童数に対する保育施設整備の効果と保育施 設選択要因について	山田 優奈	121
第 10 章	日本における生涯未婚率の上昇要因とその性差― 都道府県別パネルデータ分析に基づく検証	勝尾 優大	139
第 11 章	「働き方改革」政策の効果分析―日本家計パネル 調査(JHPS/KHPS)の個票データを用いた実証 分析	飯淵 尚哉	151

第 12 章	日本企業の組織再編が収益性に与える影響―企業	清水 俊英	173
	パネルデータに基づく実証分析		
第 13 章	発展途上国における気候変動対策と経済成長はい かに両立可能か	小林 翔	185
第 14 章	コンパクトシティが財政効率性に与える影響―人	島尾 桐太	197
	口規模別の最適 DID 人口比率の推定		

第1部 政治過程編

第1章

民主主義体制と上水道の普及メカニズム

志田 万由子

要約

本稿では、上水道の普及に民主主義体制がいかなる影響を及ぼしているかについて考察する。従来の研究では、民主主義体制が上水道の普及に正の影響を与えることが示されているが、民主主義体制の個々の構成要素に着目した研究は少なく、普及を促進させる要因を特定することが困難であった。本稿は、国別のパネルデータを用いて、民主主義体制の個々の構成要素が上水道の普及に与える影響を検証した。分析結果からは、民主主義の構成要素のうち、政治に関与するアクターの多様性と政府の機能が、上水道の普及を促進させることが明らかになった。民主主義国家では、政府は選挙で国民の多数派の支持を得るために、公共財の供給を進める。このメカニズムが有効に機能するためには、国民の選挙への参加機会が広く認められていることに加え、国民による政府の監視が適切に機能する仕組み作りが求められるものと考えられる。

1. はじめに

ユニセフ (国連児童基金) と世界保健機関 (WHO) は、水と衛生に関する共同監査プログラム (JMP) の最新報告書の中で、世界の約22億人が安全に管理された飲み水の供給を受けられず、42億人が安全に管理された衛生施設を使うことができない暮らしをしていると発表した1。

汚染された水の中には、泥や細菌、寄生虫、動物の糞尿が混ざっており、この水を摂取することは、下痢性疾患やコレラ、赤痢、A型肝炎、腸チフスなどの感染症を引き起こす原因となる。下痢性疾患のための安価で効果的な治療法があっても、発展途上国に暮らす多くの人々は、これらの治療法を受けることができない。ユニセフの発表によれば、長期化する紛争の影響を受けている国の子どもたちは、暴力が原因で命を落すよりも、水や衛生的な環境の欠如による下痢性疾患で命を落とす可能性のほうが高いとされている²。

¹ https://www.unicef.or.jp/news/2019/0093.html (最終アクセス: 2021年10月30日)。

² https://gooddo.jp/magazine/water-and-sanitation/(最終アクセス:2021年10月30日)。

また、上水道の未整備は、子どもの就学率や女性の社会進出にも悪影響を及ぼしうる。上水道が普及していない国では、遠く離れた川や池などから水を汲んでこなければならない。その担い手となっているのが、子どもや女性なのである。サハラ以南のアフリカの 24 カ国では、336 万人の子どもたちと、1,354 万人の女性が水汲み作業を行っていることが明らかになっている。

>99 76-99 51-75 26-50 0-25 Insufficient data

図1 安全に管理された飲み水を利用できる人の割合(2020年)

出典:UNICEF/WHO「Progress on household drinking water, sanitation and hygiene, 2000-2020」。

人々の水へのアクセスに国家間格差を生じさせる一つの要因として、政治体制の違いが 挙げられる。先行研究によれば、上水道を含む公共財の普及は、独裁国家よりも民主主義国 家において進みやすいとされている。その理由は以下の通りである。まず、政権交代を可能 とする選挙が行われる民主主義国家において、政治家は選挙での再選可能性を上昇させよ うとするため、多くの国民からの支持獲得を目指す(鎌原 2011)。より多くの国民からの支 持を獲得するためには、国民の生活をより豊かにする政策の実施が求められる。その結果、 公共財が公平に分配されるのである。一方、独裁国家では、政府を支配する一人の個人や少 数のグループが政策を決定する。そのため、独裁者は、支持獲得に必要な一部の国民にのみ、 有利な政策を選択する結果、公平な公共財の供給は進まなくなるのである4。

民主主義制度は国ごとに違いが見られるが、民主主義体制を他の形態の政府と区別する

³ https://www.unicef.or.jp/news/2016/0208.html (最終アクセス: 2021年10月30日)。

⁴ Deacon (2015) は、このような理論的枠組みから、公立学校、道路、安全な水、公衆衛生、公害防止などの公共財と政治体制との関係を実証的に分析している。

上で、一定の原則と慣行が存在する。民主主義体制といわれるためには、選挙の実施方法や政府の機能、表現の自由など、いくつかの構成要素を満たしている必要がある。しかし、合成的な民主主義指標を用いた検証では、そのような民主主義体制の構成要素のどれが、どのように作用し、上水道の普及を促進させているのかを特定することができない。そのため、民主主義指標を先行研究よりも更に細かく分解し、民主主義体制と上水道の普及メカニズムを詳しく分析することで、より効果的な政策提言を行うことができるものと考えられる。以上の点を踏まえて、本稿では、国別のパネルデータを用いて、Freedom House の民主主義指標が最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合に与える影響を分析することを通して、上水道の普及メカニズムを明らかにする。先行研究では、民主主義体制と公共財供給の関係性について、合成的な民主主義指標を用いて検証を行っているが、本稿では、

そこで、2006年~2017年の12年分のデータを用いて、最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合と Freedom House の7つの民主主義指標の関係性についてパネルデータ分析を行った。分析結果からは、最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合に対して、政治に関与するアクターの多様性と政府の機能が正の影響を与えることが示された。このことから、上水道の普及には、市民に開かれた公平な選挙と、透明性が確保された政府の存在が必要であることを実証的に示すことができたといえる。

民主主義指標の合成前指標に注目して、公共財の供給に民主主義体制の個々の構成要素が

どのように作用しているのかを検証する点に独自性がある。

2. 先行研究

前節で述べたように、民主主義体制の詳細な構成要素と上水道の普及との関連を調べた研究は、管見の限りにおいて存在しない。しかし、もちろん、上水道の普及の要因分析や、民主主義体制と公共政策との関連性については、膨大な蓄積がある。ここでは、上水道の普及に関するものと、Freedom House や Polity といった民主主義指標を用いている実証研究についてレビューする。

まず、上水道の普及に関する研究を紹介する。Hopewell and Graham(2014)は、DHS データ5を用いて、サブサハラアフリカの都市における、水道施設へのアクセスに影響を与える要因分析を行った。この研究で要因として挙げられていたものは、都市の総人口、都市化率、人口密度、都市レベルの係数、一人当たり GDP、一人当たり GDP 成長率、都市人口の平均教育レベル、政府開発援助、洪水リスクである。次に、Deacon(2003)は、Polity指標を用いて、政府の属性(政治の最高責任者の選出方法、立法府の権限、政治的競争の開放性など)が安全な水と衛生設備に与える影響を検証した。その結果、安全な水と衛生設備

⁵ DHS (Demographic and Health Survey) は、人口、保健、栄養の分野における幅広い モニタリングやインパクト評価の指標となる国別データを提供している。

については、ガバナンスが重要であり、非包括的な体制よりも包括的な体制の方が、有意に 供給が進むことを明らかにした。

次に、民主主義指標を用いている研究をレビューする。なお、以下で挙げるものは、いずれも民主主義指標のデータとして Freedom House を用いているが、その処理の仕方に違いがあるため、操作方法ごとに紹介する。

まず、Freedom House の政治的権利と市民的自由の各合計スコアをそのまま使用している研究から見ていく。Johansson (2018) は、民主主義体制が気候変動政策のアウトプットにどのような影響を与えるのかを調査した。その結果、民主主義体制と気候変動政策のアウトプットの間には有意で実質的な正の関係があること、気候変動政策のアウトプットに対する市民的自由の効果は政治的権利の効果よりも強いことを明らかにした。また、民主主義体制が集団行動の可能性に影響を与え、野心的な気候変動政策の形で公共財の提供を増やすことができることを明らかにした。また、Acemoglu et al. (2005) は、所得と民主主義指標の関連性に関する研究を行った。当研究が行われる以前は、所得と民主主義体制の間には国を超えた強い相関関係があるといわれてきたが、両変数に同時に影響を与える要因についてはコントロールされているものではなかった。Acemoglu et al. (2005) はそのことに着目し、国別固定効果を用いて、そのような要因をコントロールし、一人当たりの所得と民主主義体制との間には統計的な関連性がないことを明らかにした。

次に、政治的権利のみを用いている研究についてである。Abadie(2004)は、民主主義指標として政治的権利のみを用いて、国レベルでのテロリズムの決定要因を明らかにした。 筆者は、政治的権利のみを用いた理由として、テロリズムに対応して市民的自由を制限している国の場合、Freedom House の市民的自由の方が、内生性がより深刻になる可能性があるからとしている。また、これら2つの変数は高度に多重共線性があるため、どちらを回帰に用いるかは重要ではないともしている。

最後に、民主主義指標をダミー化している研究をレビューする。Barrett and Graddy (2000) は、Freedom House の7つの指標を0~1に圧縮した上で、数値上、低・中・高の三カテゴリにダミー化(カテゴリ併合)し、政治的・市民的自由度の高まりと環境への影響に関する研究を行った。その結果、いくつかの汚染変数において、市民的・政治的自由度の向上が環境の質を有意に向上させることを明らかにした。

以上のように、上水道の普及に関する研究や、民主主義指標を用いた研究はいくつか見られるが、それらは、Freedom House を構成している政治的権利と市民的自由の合計スコアや、どちらか一方のスコアを使用して検証しているものであり、民主主義体制のどの構成要素が影響を与えているのかを実証する段階には至っていない。したがって、本稿では、政治的権利と市民的自由の指標を細分化し、民主主義体制と上水道の普及メカニズムを明らかにする。

3. 理論仮説

上水道の普及を促進させる民主主義体制の構成要素は何か。本稿では、この問題に関して、Freedom House を構成している政治的権利と市民的自由の指標を細分化して考える。なお、民主主義体制を測定する指標として、Freedom House の他に、Democracy and Dictatorship や Polity が存在する。しかし、Democracy and Dictatorship は、各国の政治体制を民主主義体制と独裁体制の二分で表しており、民主主義体制および独裁体制の類型下での程度の違いについてはわからないという欠点がある(粕谷 2014)。また、Polity は、Democracy and Dictatorship と異なり、民主主義を程度の問題として分析することを可能としているが、スウェーデンのスコアが1917年の参政権付与以来、現在まで全く変化していないなど、実際の政治状況を適切に反映していない可能性がある(粕谷 2014)。Freedom House は、Polity をほぼ踏襲したものではあるが、世界 190 に上る各国すべてに加え、自治地域などにもスコアが与えられており、各国の現状を比較的正確に反映している(藤原 2004)ことから、本稿では、Freedom House の民主主義指標を用いることにする。

先行研究より、独裁国家と比較した場合、民主主義国家の方が上水道を含む公共財の普及が進むことが明らかにされている。その理由は、以下の通りである。民主主義国家では、政権交代を可能とする選挙が行われるため、政治家は、選挙での再選可能性を上昇させようと、多くの国民からの支持獲得を目指す(鎌原 2011)。そして、国民の生活をより豊かにするような政策が行われる結果、公共財が公平に分配されるのである。一方、独裁国家では、政府を支配する一人の個人や少数のグループが政策を決定する。そのため、独裁者は、支持獲得に必要な一部の国民にのみ、有利な政策を選択する結果、公平な公共財の供給が進まない(Deacon 2015)。

従って、細分化した民主主義指標の中でも、政策決定プロセスの指標を含んでいる政治的 権利の指標が、上水道の普及により大きな影響を与えていると考えられる。そして、その中 でも、上水道の普及メカニズムに重要と思われる2つの要素に着目する。

まず、Johansson (2018) は、政治的権利と市民的自由は、人々が意見や考えを公に表明し、政治家に対してそのアジェンダに関心を持つことを要求する意味において重要であるとしている。そして、上述したように、民主主義国家では、統治者は選挙で国民の支持を求めなければならないため、批判を避けるために国民の声に耳を傾けるインセンティブが働くのである。その意味において、民主主義国家は、飢饉などの特定の種類の災害を回避するのに効果的であるといえる。例えば、インドでは独立以来、一度も飢饉が起きていない。それは、多様な政党や新聞社からの圧力がある現在の政治システムでは、飢饉のリスクが発生したときに、政府が迅速に防止策を講じることが不可欠だからである(Johansson 2018)。このことを踏まえ、上水道の普及メカニズムに重要と思われる 1 つ目の要素として、国民に広く開かれた選挙の実施が挙げられる。国民が広く政治に参加し、政治的意見を自由に発言する機会が与えられているほど、政治家は次の選挙で再選するという目標を達成する

ために、国民の選好に合わせた政策を行わなければならなくなる。そしてその結果、公共財 の供給が進むと考えられる。

この理論を検証するにあたって、Freedom House の政治的多元性と参加の指標に着目したい。政治的多元性と参加は、属性に関係なく選挙に参加する機会が与えられており、その際の政治的選択が外部からの圧力に影響されていないか、また、野党への支持や結社を通じて、既存の国家権力へ対抗する手段をもっているかを表した指標である。この指標が達成されていることは、国家からの介入を受けることなく、国民に広く参政権が認められていることを意味している。そのため、政治家は、多くの国民の選好に沿った政策を行うようになる結果、上水道の普及は促進されるのである。

次に、Deacon (2003) は、安全な水と衛生設備へのアクセスを促進させるためには、ガバナンスが重要であるとしている。政治の最高責任者が広く国民に開かれた選挙によって選ばれていることや、国民の人権を脅かすような国家権力を抑制するための仕組みが整っていることが上水道の普及を促すのである。

このことから、上水道の普及を促進させる 2 つ目の要素として、政府の透明性が確保されていることが挙げられる。国民が、国家からの介入に十分に対抗する力を持っていることが、公共財の供給を促進させる。そして、そのためには、国民が選挙によって選ばれた政治家を監視し、汚職や腐敗を抑制し、適切な政治運営を促すことが求められる。これらのことを踏まえ、国民が政治家や政府を監視する仕組みが整っていて、政府が適切に機能しているほど、政治家は国民の意向に沿った政策を行うようになる。その結果、公共財の供給が進むと考えられる。

この理論を検証するにあたって、Freedom House の政府の機能の指標に着目したい。政府の機能は、執政長官や議会の議員が自由で公正な選挙で選出されているか、また、汚職や腐敗を抑制するような仕組みが整っており、透明性の高い政府が存在しているかを表した指標である。この指標が達成されていることは、公平な選挙の実施によって選ばれた政治家が、選挙後も国民に監視されることにより、整然とした政治運営を促されていることを意味している。そのため、政府が適切に機能することで、国民に広く公平な上水道の普及が行われるのである。

以上の理論から導き出される仮説をまとめると以下の通りになる。

仮説1:国民が広く政治に参加し、政治的意見を自由に発言する機会を与えられている ほど、上水道の普及が進む。

仮説2:政府が適切に機能している(執政長官や議員が自由で公正な選挙で選出され、 国民が政府を監視する仕組みが整っている)ほど、上水道の普及が進む。

4. データと方法

4-1. データ

民主主義体制が上水道普及率に影響を及ぼすメカニズムを明らかにするために、World Bank Data の最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合と、Freedom House の民主主義指標を用いて検証を行った。Freedom House の民主主義指標は、Political Rights (政治的権利) と Civil Liberties (市民的自由) の 2 つから成り立っている。世界 192 カ 国と 18 の自治地域それぞれについて $1\sim7$ までの指標が与えられており、27 項目(補遺 2 項目)について $0\sim4$ までのスコアを与え、重みをつけることなくその得点を加算する。本稿では、政治的権利と市民的自由を構成している 7 つの民主主義指標を用いて検証した。分析 1 では、2006 年の単年度のデータを用いて検証を行った。分析 2 では、分析 1 の結果を踏まえ、2006 年~2017 年の 12 年分のデータを用いて検証を行った。対象は、全てのデータにおいて欠損値が確認されなかった世界 69 カ国である。

4-2. 従属変数

従属変数には最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合を用いた。これは、基本的な水サービスを利用している人と、安全に管理された水サービスを利用している人の人数を総人口で除したものである。また、基本的な水サービスとは、改善された水源(水道水、ボーリング場やチューブウェル、保護された掘り井戸、保護された湧き水、包装された水や配達された水など)からの水の供給のことを指している6。

4-3. 独立変数

独立変数には政治的権利を構成している 3 つの指標と市民的自由を構成している 4 つの指標を用いた。各指標は $3\sim4$ つの設問から成り立っており、設問 1 問につき $0\sim4$ 点が付与されている。本稿では、7 つの指標それぞれにおいて、各設問のスコアを重みづけすることなく加算したものを用いた。

第一に、政治的権利は、政治プロセス、政治的多元性と参加、政府の機能の3つの指標によって構成されている。

政治プロセスのスコアは、①執政長官や、②議会の議員が自由で公正な選挙で選ばれているか、また、③その選挙ルールが公正かつ選挙管理委員会によって公平に実施されているかといった、選挙の公正さを測定する3つの設問から測られ、12点が最も高いスコアとなっ

⁶ World Bank Data の「People using at least basic drinking water services (% of population)」の方法論より記載。

ている。

政治的多元性と参加のスコアは、①国民が、属性に関係なく選挙に参加する機会が与えられており、②その際の政治的選択が外部からの圧力に影響されていないか、また、③野党への支持や、④結社を通じて、既存の国家権力へ対抗する手段をもっているかといった 4 つの設問から測られ、16 点が最も高いスコアとなっている。

政府の機能のスコアは、①執政長官や議会の議員が自由で公正な選挙で選出されているか、また、②汚職や腐敗を抑制するような仕組みが整っており、③透明性の高い政府が存在しているかを測定する3つの設問から測られ、12点が最も高いスコアとなっている。

第二に、市民的自由は、表現と信念の自由、団体および組織の権利、法の支配、個人の自 律性と個人の権利の4つの指標によって構成されている。

表現と信念の自由のスコアは、①自由で独立したメディアが存在しており、②国民が自由に学問を行うことや、③政治的意見や、④信仰を表明することが認められているかといった4つの設問から測られ、16点が最も高いスコアとなっている。

団体および組織の権利は、①集会の自由が保障されており、②非政府組織や、③労働組合を設立させることが認められているかといった 3 つの設問から測られ、12 点が最も高いスコアとなっている。

法の支配のスコアは、①司法機関が独立していて、②国民全員が正当な法と、③手続きの下で、④平等に扱われているかを測定する 4 つの設問から測られ、16 点が最も高いスコアとなっている。

個人の自律性と個人の権利のスコアは、国民個人が、①家族の形態や、②財産、③移動の 自由が保障されているか、そして、④あらゆる機会が平等に与えられ、経済的搾取を受けて いないかといった4つの設問から測られ、16点が最も高いスコアとなっている。

統制変数には、先行研究に基づき、経済的な指標として、一人あたり GDP、GDP 成長率、ジニ係数、インフレ率を用いた。一人あたり GDP、GDP 成長率が高いほど、国民の生活水準が高くなるため、安全な水サービスの利用割合は正の影響を受けるだろう。一方のジニ係数は、1に近いほど所得格差が大きいことを表すものであり、安全な水サービスの利用割合は負の影響を受ける。インフレ率が上昇すると、1単位の通貨で購入できる財やサービスの数が減るため、安全な水サービスの利用割合は負の影響を受けると考えられる。また、人口関連の指標として、人口密度、都市人口割合、都市人口成長率を用いた。人口密度、都市人口割合、都市人口成長率が高いほど、公共財を供給する際のコストが削減されるため、安全な水サービスの利用割合は正の影響を受ける。

4-4. 分析手法

本稿では、まず、国別の2006年度データを用いて、Freedom Houseの民主主義指標が、安全な水サービスの利用割合に与える影響を重回帰分析によって検証した。しかし、単年度

表 1 変数一覧

	変数名	変数説明	出典
A 政治プロセス		している人の人数を総人口で除したもの。基本的な水サービスとは、改善され	World Bank Data
A2. 現在の国の立法機関の代表者は、自由で公正な選挙によって選ばれたか。 A3. 選挙法と幹組みは公正であり、関連する選挙管理機関によって公平に実施されているか。 B1. 国民は、自分が選んだ異なる政党やその他の競争的な政治グループを組織する権利を持っているか、また、制度上、これらの競争的な政党やグループの対験と衰退に対する不当な障害はないか。 B2. 選挙を通じて野党が支持を高めたり、権力を得たりする現実的な機会があるか。 B3. 国民の政治的選択は、政治的領域の外部にある勢力や、政治的手段を用いた政治的勢力による支配を受けていないか。 B4. 国民の様々なセグメント(民族、人権、宗教、性別、LGBT、その他関連するグループを含む)は、政治的権利と選挙の機会を十分に持っているか。 C1. 自由に選出されて政府の長と国家議員が政府の数策を決定しているか。 C2. 官僚の腐敗に対する保護措置は追屈で効果的か。 C3. 政府は公開性と適用性をもって運営されているか。 D1. 自由で独立したメディアはあるか。 D2. 個人は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自由があるか。 D3. 学問の自由があり、教育制度は広範な政治的教化から解放されているか。 D4. 個人は、監視や報位の認わなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な実験を表明する自由があるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびがパナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびがパナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびがパナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびがパナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびがパナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 C4. 個人は、居民・雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 C5. 個人は、法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているからの。 C6. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 C6. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 C6. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 C7. 個人は、機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 C8. 似人は、機合の事を享しているか。 C9. 個人は機会の事等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 C1. 個人は機会の事等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 C4. 個人は機会の事をと認済的搾取からの自由を享受しているか。 C4. 個人は機会の事をと認済的搾取からの自由を享受しているか。 C4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 C6. 位別な批議を示した。 C7. 日本の報告を表しているからの目的を享受しているからの自由を享受しているからの目標を表しているからの情報を表しているが、などのような知識などの情報を表しないる。 C6. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないるに対しないる。 C7. 日本のないる。	A.政治プロセス	された湧き水、包装された水や配達された水など)からの水の供給。 A1. 現在の政府首脳またはその他の国家最高機関は、自由で公正な選挙によっ	Freedom House
B.政治的多元性と参加 A.3. 選挙法と幹組みは公正であり、関連する選挙管理機関によって公平に実施されているか。 B.1 国民は、自分が選んだ異なる政党やその他の競争的な政党やグループを組織する権利を持っているか、また、制度上、これらの競争的な政党やグループの勃興を衰退に対する予生な障害はないか。 B.2. 選挙を通じて野党が支持を高めたり、権力を得たりする現実的な機会があるか。 B.3. 国民の政治的選択は、政治的領域の外部にある勢力や、政治的手段を用いた政治的勢力による支配を受けていないか。 B.4. 国民の様々なセグメント (民族、人種、宗教、性別、LGET・その他関連するグループを含む)は、政治的権利と選挙の機会を十分に持っているか。 C.2. 官僚の腐敗にする侵害者の機会を対しているか。 C.3. 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 D.3. 英間の自由に通出された政府の及と国金議員が政府の政策を決定しているか。 C.3. 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 D.4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 E.3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 E.3. 学職日の自由があるか。 E.2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E.3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F.4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G.4. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G.4. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G.4. 個人は、居住地・雇用・教育を変更する節力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4. 個人は、国家ものは非国家主体ののの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G.5. 労働人は、基礎を行動さることができるか。 G.6. 個人は、基礎を介定した市場価格でのGDPの年間成長率 アナ指標			
B.政治的多元性と参加 B.I. 国民は、自分が選んだ異なる政党やその他の競争的な政治がループを組織する権利を持っているか、また、制度上、これらの競争的な政党やグループの勃興と衰退に対する不当な際音はないか。 B.2. 選挙を通じて野党が支持を高めたり、権力を得たりする現実的な機会があるか。 B.3. 国民の政治的選択は、政治的領域の外部にある勢力や、政治的手段を用いた政治的勢力による支配を受けていないか。 B.4. 国民の政治的選択は、政治的領域の外部にある勢力や、政治的手段を用いた政治的勢力による支配を受けていないか。 B.4. 国民の政権なセゼグメント(民族、入種、宗教、性別、LGBT・、その他関連するグループを含む)は、政治的特別と選挙の機会を十分に持っているか。 C.1. 自由に選出された政府の長と国会議員が政府の政策を決定しているか。 C.2. 官僚の腐敗に対する保護措置は強値で効果的か。 C.3. 政府は公開せるの運営されているか。 D.4 個人は、発現や破傷の恐れなした、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 B.1 集全の自由はあるか。 E.2. 非政所組織、特と人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 B.3. 労働組合および回縁の専門的・労働的組織には自由があるか。 F.と 記事・刑事ともに適正手続きがよられているか。 P.1 独立した司法機関があるか。 P.2 表す、教理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 G.4 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4 個人は、民居地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G.4 個人は、諸母科や文族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G.4 個人は、諸母科や文族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人の社会的自由を享受しているか。 G.5 個人は、諸途の学をと経済的権取からの自由を享受しているか。 G.6 個人は機会の学等と経済的権取からの自由を享受しているか。 G.7 世界のが社会の学をと経済的特取からの自由を享受しているか。 G.8 例とは、おいな社会の管理を変更するのものよりからの保護、容姿の管理など、個人は機会の学等と経済的特取からの自由を享受しているか。 G.7 世界のな社会の学をと経済的特取からの自由を享受しているか。 G.7 世界のな社会の学をと経済的特取からの自由を享受しているか。 G.8 個人は、機会の学をと経済的特取からの自由を享受しているか。 GDP後人口			
3.	B.政治的多元性と参加	B1. 国民は、自分が選んだ異なる政党やその他の競争的な政治グループを組織する権利を持っているか、また、制度上、これらの競争的な政党やグループの	Freedom House
B3. 国民の政治的選択は、政治的領域の外部にある勢力や、政治的手段を用いた政治的勢力による支配を受けていないか。 B4. 国民の様々なセグメント (民族、人権、宗教、性別、LGBT+、その他関連するグループを含む) は、政治的権利と選挙の機会を十分に持っているか。 C2. 官僚の領政は対する保護権置は強固で効果の対象と対って。 C2. 官僚の領政は対する保護権置は強固で効果のか。 C3. 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 D3. 受問の自由がよがする保護権置は強固で効果のか。 D4. 個人は、医視や特徴の恐れなしに、政治的を対したメディアはあるか。 D4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 E1. 集会の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権および河域の専門的・労働的組織には自由があるか。 E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 P4. 独立して司法機関があるか。 P5. 独立して司法機関があるか。 P6. 社体、政策、債行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 P7. 独立して司法機関があるか。 P6. 法律、政策、債行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 P6. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G3. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G4. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP総人口 現地通資を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 早時的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の 中間変化率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の 中間変化率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の V60rld Bank V60rld V60rld V60rld V60rld V60rld V60rld V60rld V60rld V60rld V60rl			
B4. 国民の様々なセグメント (民族、人種、宗教、性別、LGBT+、その他関連するグループを含む) は、政治的権利と選挙の機会を十分に持っているか。 (こ) 自由に選出された政所の長と国会議員が政府の政策を決定しているか。 (こ) 自由に選出された政所の長と国会議員が政府の政策を決定しているか。 (こ) 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 (こ) 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 (こ) 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 (こ) 関係は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自由があるか。 (こ) 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 (こ) 集会の自由はあるか。 (こ) 集場所組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 (こ) 集会の自由はあるか。 (こ) 集会の自由にあるか。 (こ) 集場所があるか。 (こ) 集場所があるか。 (こ) 実が所組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 (こ) 要が開発があるか。 (こ) 要求・対した可法機関があるか。 (こ) 要求・対した可法機関があるか。 (こ) 要求・対した可法機関があるか。 (こ) 要求・対した可法機関があるか。 (こ) 要求・対した可法機関があるか。 (こ) 事実を定した可能を使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 (こ) では、政策、 関行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 (3) 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 (3) 個人は、諸解相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人の社会的自由を享受しているか。 (3) 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 (3) 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 (3) 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 (3) 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 (3) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (3) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的存取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の平等と経済的解取からの自由を享受しているか。 (4) 個人は機会の正常な代表の選集を表する。 (4) 個人は機会のである財・サービスの価格の (4) 日間ので、特別の対し、対し、対しな、対しな、対しな、対しな、対しな、対しな、対しな、対しな、対し		B3. 国民の政治的選択は、政治的領域の外部にある勢力や、政治的手段を用い	
C2. 官僚の腐敗に対する保護措置は強固で効果的か。 C3. 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 Preedom Ho D1. 自由で独立したメディアはあるか。 D1. 自由で独立したメディアはあるか。 Preedom Ho D2. 個人は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自由があるか。 表現へ軽複の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 Freedom Ho E.団体および組織の権利 E1. 集会の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 Freedom Ho F.法の支配 F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 Freedom Ho F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G.個人の自律性と個人の権利 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。。 Freedom Ho G.個人の自律性と個人の権利 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。。 G3. 個人は、諸婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自動を享受しているか。 World Bank World Bank World Bank World Bank World Bank World Bank での子の本等と経済的搾取からの経費率離しているかを、完全に再等な分布からどの程度率離しているかを、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の、年間変化率 World Bank		B4. 国民の様々なセグメント(民族、人種、宗教、性別、LGBT+、その他関連	
D.表現の自由と信念の自由 C3. 政府は公開性と透明性をもって運営されているか。 D1. 自由で独立したメディアはあるか。 D2. 個人は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自由があるか。 D4. 個人は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自由があるか。 D4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 E1. 集会の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP総入口 GDP成長率 プンフレ率 Freedom Ho GDP成長率 インフレ率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 World Bank Wo	C.政府の機能	C1. 自由に選出された政府の長と国会議員が政府の政策を決定しているか。	Freedom House
D表現の自由と信念の自由 D1. 自由で独立したメディアはあるか。 Freedom Ho D2. 個人は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自由があるか。 D3. 学問の自由があり、教育制度は広範な政治的教化から解放されているか。 D4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 F1. 集会の自由はあるか。 F1. 集会の自由はあるか。 F2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 F2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G2. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 F7. は未婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総入口 World Bank GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank World Bank ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを示す指標 World Bank		C2. 官僚の腐敗に対する保護措置は強固で効果的か。	
D3. 学問の自由があり、教育制度は広範な政治的教化から解放されているか。 D4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 E1. 集会の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているから。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総人口 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 7少のは消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 Freedom Hot Fr	D.表現の自由と信念の自由	D1. 自由で独立したメディアはあるか。 D2. 個人は、公私にわたって、宗教的な信仰または非信仰を実践・表現する自	Freedom House
E.団体および組織の権利 D4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマについて個人的な見解を表明する自由があるか。 F1. 集会の自由はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 F2. 非政府組織、特に人権およびボバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 F2. 非政府組織、特に人権およびボバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 F3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。のは、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。のは、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。のは、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。のは、信任、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。のは、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。のは、個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。のは、個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。のは、個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。のは、個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。のは、個人では、日本に対し、関連的な対策を定し、とした市場価格でのGDPの年間成長率である財・サービスの価格の年間変化率が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率が、特定の関係の表情を表情的ないます。 World Bank			
E.団体および組織の権利 E1. 集会の自由はあるか。 Freedom Hotel はあるか。 E2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由はあるか。 E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F7. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 F7. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 F7. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 F7. 個人は機会の平等と経済的増取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的増取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的増取からの自由を享受しているか。 GDP/総入口 World Bank GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 World Bank ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを示す指標 World Bank		D4. 個人は、監視や報復の恐れなしに、政治的あるいはその他の微妙なテーマ	
E2. 非政府組織、特に人権およびガバナンス関連の活動に従事する組織の自由 はあるか。 E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 Freedom Hot でいるか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 Freedom Hot でいるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 World Bank GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 World Bank ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを示す指標 World Bank	E.団体および組織の権利		Freedom House
E3. 労働組合および同様の専門的・労働的組織には自由があるか。 F1. 独立した司法機関があるか。 Freedom Ho F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 Freedom Ho G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 World Bank GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 World Bank がい付 Bank デオ指標			
F1. 独立した司法機関があるか。 F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。 F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。の1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。の2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。の3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。の4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。の4. 個人は機会の平等と経済的搾取がらの4. 国内によりのは、方式をは、特別のは、特別のは、特別のは、特別のは、特別のは、特別のは、特別のは、特別の		はあるか。	
F3. 物理的な力の不法な使用からの保護があり、戦争や反乱からの自由があるか。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総入口 GDPの長率 プンフレ率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかをWorld Bank示す指標	F.法の支配		Freedom House
か。 F4. 法律、政策、慣行は人口の様々なセグメントの平等な扱いを保証しているか。 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総入口 GDP 成日の投資を表した市場価格でのGDPの年間成長率 インフレ率 ジニ係数 がいるが、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを World Bank がいるが、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを World Bank でいるが、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを World Bank でいるかを がいるが、これに、特定の目標で変更する可能性のある財・サービスの価格の に関変化率 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを World Bank		F2. 民事・刑事ともに適正手続きがとられているか。	
か。 G.個人の自律性と個人の権利 G1. 個人は、居住地、雇用、教育を変更する能力を含め、移動の自由を享受しているか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総入口 GDPの長率			
ているか。 G2. 個人は、国家あるいは非国家主体からの不当な干渉を受けることなく、財産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP総人口 GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを World Bank 示す指標			
産を所有し、私企業を設立する権利を行使することができるか。 G3. 個人は、結婚相手や家族の規模の選択、家庭内暴力からの保護、容姿の管理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総人口 GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを示す指標	G.個人の自律性と個人の権利		Freedom House
理など、個人的な社会的自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 G4. 個人は機会の平等と経済的搾取からの自由を享受しているか。 GDP/総人口 World Bank GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の年間変化率 World Bank ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを示す指標			
一人あたりGDP GDP/総人口 World Bank GDP成長率 現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率 World Bank インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の 年間変化率 World Bank ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを示す指標 World Bank			
インフレ率 平均的な消費者が、特定の間隔で変更する可能性のある財・サービスの価格の 年間変化率 ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを 示す指標	一人あたりGDP		World Bank Data
年間変化率 ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを 示す指標 World Bank	GDP成長率	現地通貨を一定とした市場価格でのGDPの年間成長率	World Bank Data
ジニ係数 個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを World Bank 示す指標	インフレ率		World Bank Data
	ジニ係数	個人や世帯の所得の分布が、完全に平等な分布からどの程度乖離しているかを	World Bank Data
	人口密度		World Bank Data
都市の人口割合 都市人口を総人口で除したもの World Bank	都市の人口割合	都市人口を総人口で除したもの	World Bank Data
都市化率 世界銀行の人口推計と、国連の都市比率を用いて加重平均を用いて算出したも World Bank	都市化率	世界銀行の人口推計と、国連の都市比率を用いて加重平均を用いて算出したも	World Bank Data

のデータでは、独立変数間に多重共線性が確認され、民主主義指標間の相関が極めて強いことが示された。先行研究でも、民主主義指標間の相関係数は非常に高いとされており、それゆえ民主主義指標の構成要素ごとの影響は無視される傾向があった。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合	2328	85.6863	17.6997	27.6146	100.0000
A.政治プロセス	2328	7.6622	4.3002	0	12
B.政治的多元性	2328	10.0109	5.2059	0	16
C.政府の機能	2328	6.4571	3.6913	0	12
D.表現と信念の自由	2328	11.2103	4.4106	0	16
E.団体および組織の権利	2328	7.7000	3.8176	0	12
F.法の支配	2328	8.3696	4.8331	0	16
G.個人の自律性と個人の権利	2328	9.6226	4.0455	0	16
一人あたりGDP	2328	14879.6300	23995.1600	167.3765	189432.4000
GDP成長率	2328	3.6333	5.5627	-62.0759	123.1396
ジニ係数	2328	36.6859	8.0754	23.7000	63.4000
インフレ率	2328	5.6350	12.6013	-10.0675	379.9996
人口密度	2328	312.1138	1473.5550	1.6471	18940.3100
都市人口割合	2328	57.0532	23.6240	9.6170	100.0000
都市人口成長率	2328	2.1016	1.9753	-6.5118	17.7638

そこで、2006 年~2017 年分のデータを用いて、パネルデータ分析を行った。全ての民主 主義指標が短期的な変動で同時に改善するわけではないため、パネルデータにすることで、 多重共線性の問題は緩和されると考えられる。

5. 分析結果

表 3 は、民主主義指標と最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合の関係を2006年の単年度のデータを用いた重回帰分析で検証した結果である。一人あたり GDP、人口密度、都市人口割合、都市人口成長率が統計的に有意な結果となっているが、7つの民主主義指標では、法の支配のみが有意な影響を与えていた。しかし、このような単年度の分析では多重共線性の存在に注意が必要である。そこで、重回帰分析の独立変数の VIF を確認した結果が表 4 である。この結果から、7つの民主主義指標のいずれにおいても多重共線性が確認された。先行研究でも、民主主義指標間の相関係数は非常に高いとされており、むしろそれゆえ民主主義指標の構成要素ごとの影響は無視される傾向があった(鎌原 2011)。分析 1 の結果は、先行研究の主張の裏付けとなった。

そこで、民主主義指標と安全な水サービスの利用割合の関係を国、年度ダミーを投入し、2006年~2017年の12年分のパネルデータ分析で検証した。一回限りのクロスセクションデータでは、個別主体が特定の時間効果を受けているために推定にバイアスがかかる恐れがあるが、個別主体について時系列方向で何回分かのデータを集めて平均をとれば、そのような特定時点の効果を緩和することができる。また、パネルデータは、膨大なクロスセクシ

表3 民主主義指標と最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合の関係 (重回帰分析)

						従属	変数					
			最低限	の基	本的な水サ	ービ	`スを利用し	てい	る人の割合	Ì		
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
(定数項)	80.4371	***	28.7531	*	77.4110	***	33.6621	**	75.1082	***	27.7233	*
	(3.5330)		(11.9061)		(5.8193)		(11.8951)		(6.4041)		(12.5831)	
A.政治プロセス	0.7002		0.8192						1.0620		1.1147	
	(1.0421)		(0.7010)						(0.9981)		(0.7396)	
B.政治的多元性	-0.8857		-0.5861						-1.1562		-0.7470	
	(0.9223)		(0.6220)						(1.0711)		(0.7802)	
C.政府の機能	1.9980	*	-0.5451						-1.9550		-1.8401	
	(0.7901)		(0.6973)						(1.1832)		(0.9340)	
D.表現と信念の自由					-2.0020		-1.0532		-1.6491		-1.0731	
					(1.0771)		(0.9250)		(1.3380)		(1.0940)	
E.団体および組織の権利					1.0712		0.5571		1.3297		0.8460	
					(1.4653)		(1.1703)		(1.4732)		(1.1632)	
F.法の支配					0.7112		0.7046		1.7433		1.6234	*
					(0.7432)		(0.5998)		(0.9130)		(0.7273)	
G.個人の自律性と個人の権利					2.0850	*	-0.5718		2.4965	*	-0.5080	
					(0.9831)		(0.8873)		(1.0152)		(0.8842)	
一人あたりGDP			5.0412	***			4.4113	**			5.3110	***
			(1.2790)				(1.3420)				(1.3832)	
GDP成長率			0.5851				0.5229				0.5410	
			(0.3572)				(0.3661)				(0.3594)	
ジニ係数			0.0750				0.1842				0.1831	
			(0.1193)				(0.1351)				(0.1320)	
インフレ率			0.0511				0.0560				0.0163	
			(0.1331)				(0.1410)				(0.1392)	
人口密度			1.8732	*			1.9102	*			2.0371	*
			(0.7484)				(0.7651)				(0.7701)	
都市人口割合			0.1701	*			0.1862	**			0.1562	*
			(0.0670)				(0.0681)				(0.0691)	
都市人口成長率			-1.6261	*			-1.8052	**			-1.4112	*
			(0.6160)				(0.6343)				(0.6423)	
調整済み ${ m R}^2$	0.2631		0.7242		0.4112		0.7241		0.4511		0.7514	
N	69		69		69		69		69		69	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1 $_{\circ}$

ョンデータを複数年にわたって結びつけており、その情報量は単年度のクロスセクションデータに比べて大きいため、多重共線性の問題は、推計上の自由度が増すことから、懸念が小さくなる。推計上の自由度が増すと、推計の不偏性は向上するとされている(北村 2004)。本研究において、単年度のデータでは、独立変数間に多重共線性が確認され、民主主義指標間の相関が極めて強いことが示された。しかし、短期的な変動で全ての民主主義指標が、同時に改善するわけではないため、パネルデータを用いることで、多重共線性の問題を緩和することができると考えられる。

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

表4 重回帰分析における多重共線性(VIF)

A.政治プロセス	11.8874
B.政治的多元性	20.5597
C.政府の機能	16.6160
D.表現と信念の自由	28.3356
E.団体および組織の権利	22.7462
F.法の支配	18.1836
G.個人の自律性と個人の権利	15.2526
一人あたりGDP	3.5053
GDP成長率	1.5018
ジニ係数	2.4996
インフレ率	1.4134
人口密度	1.3107
都市人口割合	1.7909
都市人口成長率	1.8308

表 5 は、固定効果モデルを検証した結果である。最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合に対し、政治的多元性と参加が 10%水準で有意な結果となった。また、政府の機能が 1%水準で有意な結果となった。表 6 は、固定効果モデルの独立変数の VIF を確認した結果である。個人の自律性と個人の権利と、人口密度において多重共線性が確認されたが、それ以外の民主主義指標では、多重共線性が抑制された。つまり、パネルデータを用いて、個体内の変動に注目することで、民主主義体制の個々の構成要素の相関が緩和されたことを示している。

結果に対する解釈は以下の通りである。まず、政治的多元性と参加は、10%水準で有意に 正の係数だった。国民が政治に参加する機会が与えられているほど、政治家は次の選挙で再 選するという目標を達成するために、国民の選好に合わせた政策を行わなければならなく なる。また、政治に関与するアクターが多いほど、政策における幅広い民意の反映が求めら れる結果、上水道の普及が進み、安全な水サービスの利用割合が高まったと解釈できる。し たがって、この結果は、仮説 1 を実証したものといえる。

しかし、多様な政治的アクターや利益集団が政治過程に参入することでレントシーキング7や政治的圧力が生まれることも考えられる。レントシーキングや政治的圧力が起きると、 上水道に関する政策自体の優先順位が下がるほか、地域間で普及に偏りが生じることが考

⁷ 民間企業などが政府や官僚組織へ働きかけを行い、自らに都合よく法制度や政治政策を変えることで、超過利潤を得ること。

表 5 民主主義指標と最低限の基本的な水サービスを利用している人の割合の関係 (パネルデータ分析)

	0/ P * W	
	従属変数	
	氐限の基本的な水サ-	
独立変数	利用している人の害	
(定数項)	67.2900	***
	(9.0200)	
A.政治プロセス	-0.2733	
	(0.2820)	
B.政治的多元性	0.4175	†
	(0.2500)	
C.政府の機能	0.6940	**
	(0.2420)	
D.表現と信念の自由	-0.0173	
	(0.2530)	
E.団体および組織の権利	-0.2927	
	(0.3480)	
F.法の支配	0.0472	
	(0.3690)	
G.個人の自律性と個人の権利	0.1893	
	(0.6390)	
一人あたりGDP	0.0840	
	(0.1830)	
GDP成長率	-0.0200	
	(0.0310)	
ジニ係数	-0.0120	*
	(0.1360)	
インフレ率	-0.0710	
	(0.0430)	
人口密度	0.0109	
	(0.0250)	
都市人口割合	0.3934	*
• • •	(0.1900)	
都市人口成長率	-2.7091	*
	(1.2660)	
時間効果	YES	
個体効果	YES	
調整済みR ²	0.9660	
M 正 if o / it N	881	
-1	001	

⁽¹⁾ ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1 $_{\circ}$

えられるため、政治に関与するアクターの多様性が上水道の普及を促進させるとは一概に いうことができないと考えられる。

また、政府の機能は、1%水準で有意に正の係数だった。国民による監視によって政治家 や政府の汚職や腐敗が抑制され、政府が適切に機能するほど、政治家は国民の意向に沿った 政策を行わなければならなくなる。その結果、上水道の普及が進み、安全な水サービスの利 用割合が高まったと解釈できる。したがって、この結果は、仮説 2 を実証したといえる。

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表6 パネルデータ分析における多重共線性(VIF)

A.政治プロセス	7.4380
B.政治的多元性	9.4964
C.政府の機能	7.1158
D.表現と信念の自由	8.2489
E.団体および組織の権利	8.7694
F.法の支配	8.8899
G.個人の自律性と個人の権利	10.9281
一人あたりGDP	7.7281
GDP成長率	1.4707
ジニ係数	4.7632
インフレ率	1.6559
人口密度	11.8487
都市人口割合	7.3271
都市人口成長率	3.9513
as.factor(年度)	1.1165
as.factor(国名)	1.1120

一方、市民的自由を構成する 4 つの指標では、いずれにおいても統計的に有意な結果が見られなかった。これは、市民的自由が政治的権利の前段階に位置しており、上水道の普及に直接的に影響を与えないためであると考えられる。市民的自由は、表現や信条、結社の自由が認められており、それを妨げようとする国家権力の支配に対抗する仕組みが整えられているかどうか、また、自律した個人の在り方が保障されているかどうかに関する設問によって構成されており、個人レベルの基本的な人権に関するものである。そのため、市民的自由は、民主主義指標の中で最も基本となる指標であり、政治的権利はその高次に位置していると考えられる。上水道の普及は、再選可能性を目指す政治家が、国民の選好に沿った政策を行うことによって達成されることから、政治的関与が必要不可欠である。そのため、政治的権利を構成する指標では統計的に有意に正の影響を確認することができたが、政治的権利の前段階に位置する市民的自由の指標では、その有意性を確認することができなかったと解釈できる。

6. 結論

本稿では、上水道の普及を促進させる要因を民主主義体制の構成要素に焦点を当てて分析した。その結果、政治的多元性と参加と政府の機能が統計的に有意に正の影響を与えるこ

とが明らかになった。

これらの結果から、上水道の普及を促進させるための提言として、以下のものが可能である。まず、広く国民に開かれた公平な選挙の実施が必要である。全ての国民に平等に参政権が認められ、政策決定プロセスの中で、様々な属性(人種や宗教、性別など)の人々の意見が活用されなければならない。また、その際の国民の政治的選択が、国民自らの意志によるものであることが重要である。政治的領域の内外問わず、国民の政治的選択があらゆる勢力からの支配を受けていてはならない。

そして、それに加え、政府の透明性が確保されていることが必要である。国民は、政治家を選挙で選ぶだけではなく、その政治家や政府が、国民のために整然と働いているかを監視しなければならない。つまり、国民と政府機関、政府機関同士がチェックアンドバランス(抑制と均衡)の関係にあることが重要なのである。例えば、シンガポールの政治体制は、立憲共和制であるが、2020年における上水道普及率は100%を記録している(World Bank Data 2020)。シンガポールは、世界104カ国における政府のガバナンスと成果を評価する指標「チャンドラー・グッド・ガバメント・インデックス(CGGI)」において、世界3位と上位にランクイン(CGGI2021)しており、透明性の高い政府が存在しているといえる。

現在、日本の政府開発援助(ODA)の特徴の一つとして、ハードインフラ整備が多いことが挙げられる。ハードインフラの整備は、被援助国の経済発展と貧困の削減を目的に、道路や橋、鉄道、発電所など、世界銀行や開発援助委員会が重要視しているものの整備を手掛けてきた。しかし、近年では、被援助国に民主主義や法の支配を根付かせようと、法令の運用や執行に関する支援などの、ソフトインフラ整備も重視されてきている。今後、日本は、ソフトインフラの整備、特に効率的な政府の実現に向けた支援を加速させることが求められると考える。従来通りの経済的支援に加え、ソフト面からの支援に力を入れることで、発展途上国を中心とした世界の上水道の普及は促進すると考えられる。

最後に、データ自体の制約についても触れておく。本稿で用いたデータは、従属変数、独立変数、統制変数のすべてにおいて欠損値が確認されなかった国のデータに過ぎず、安易に一般化することはできない。また、本稿で用いた民主主義指標は Freedom House の 7 つの指標をそのまま用いており、線形性の仮定を置いている点には注意されたい。

7. 参考文献

粕谷祐子. 2014. 『比較政治学』ミネルヴァ書房.

鎌原勇太. 2011. 「民主主義指標と「プラグマティック・アプローチ」―経済成長の説明要因としての民主主義に関する計量分析」『公共選択の研究』 2011 (57): 31-45.

北村行伸. 2004.「パネルデータ分析の考え方」https://www.ier.hit-u.ac.jp/~kitamura/lecture/Hit/04Statsys1.pdf

- 藤原郁郎. 2004. 「民主化指標の考察と検証―識字率との相関分析を通じて」『立命館国際関係論集』(4): 67-95.
- Acemoglu, Daron, Johnson Simon, Robinson James, and Yared Pierre. 2005. "Income and Democracy." *Nber Working Paper Series*.
- Abadie, Alberto. 2004. "Poverty, Political Freedom, and The Roots of Terrorism." American Economic Review 96 (2): 50-56.
- Barrett, Scott and Kathryn Graddy. 2000. "Freedom, Growth, and the Environment." Environment and Development Economics 5 (4): 433-456.
- Deacon, Robert T. 2003. "Dictatorship, Democracy, and the Provision of Public Goods." UC Santa Barbara: Department of Economics. Retrieved from https://escholarship.org/uc/item/9h54w76c
- Deacon, Robert T. 2015. "Cross-Sectional Analysis of Critical Risk Factors for PPP Water Projects in China." *Journal of Infrastructure Systems* 21 (1): 04014031.
- Hopewell, Mike R. and Jay P Graham. 2014. "Trends in Access to Water Supply and Sanitation in 31 Major Sub-Saharan African Cities: An Analysis of DHS Data from 2000 to 2012." *BMC Public Health* 14 (1): 208.
- Johansson, Julia. 2018. "Power and Public Goods to the People Across-National Study on the Effect of Democracy on Climate Change Policy Output." Retrieved from http://urn.kb.se/resolve?urn=urn:nbn:se:uu:diva-352232

第2章

民主主義の平和における市民文化と武力紛争の関連 -世界価値観調査に基づく実証研究-

田井 響己

要約

本稿では、国際関係論において最も重要かつ実証的な知見の一つであるデモクラティック・ピース理論(Democratic Peace Theory; DP 論)に対する市民文化の影響について考察する。DP 理論の妥当性は膨大な文献で明らかにされているが、民主主義国の市民の政策選好や価値観との関連を分析した研究は少ないのが現状である。本稿では各国の国民の価値観を調査した世界価値観調査(World Values Survey; WVS)のすべての波のデータを用いて、DP 理論における市民文化と国家間紛争の関係を検討した。その結果、民主主義国家においては、国民の市民文化が対外政策の決定に影響し、紛争過程の抑止力として働くことが示された。民主主義が紛争抑止につながるメカニズム、またはその条件として、市民文化の重要性に注目する必要がある。

1. はじめに

今日ではデモクラティック・ピース理論(Democratic Peace Theory; DP 理論)の妥当性は膨大な文献で明らかにされており、国際秩序形成のための政策指針として扱われることもある。DP 理論とは平和の条件として民主主義国であることが重要であるとする議論である。DP 理論にはいくつかのバリエーションがある。代表的なものとして、一方的に民主主義国は平和的であるとする、モナディック・デモクラティック・ピース(Monadic Democratic Peace)とお互いが民主主義国家である二国間においてのみ、民主主義は平和的であるとする、ダイアディック・デモクラティック・ピース(Dyadic Democratic Peace)である。近年ではダイアディック・デモクラティック・ピースが一般的に支持されており、「民主主義国同士は戦争をしにくい」とされている(多湖 2020)。DP 理論は特に 1990 年代のポスト冷戦時代に、より活発に議論が行われるようになった。例えば、冷戦後の先進諸国は最も重要な外交課題として非先進諸国の政治体制の民主化支援を掲げた。クリントン政権は旧ソ連・東欧諸国への民主化支援は平和実現の正当な手順であると強調している(山田 1997)。DP 理論を議論する前に、安定した民主主義の社会的な必要条件の研究を振り返る必要が

ある。先行研究では、安定した民主主義の形成には、市民が共有する価値観、社会的な制度、歴史的なイベントが関係するとされている(Lipset 1959)。たとえば、民主主義が安定して維持されるためには、市民の生活満足度、自国の政治に対する満足度、他者への信頼、既存の社会秩序への信頼などの市民文化が高い水準になければならず、反対に市民文化の水準の低い国は民主主義制度を取り入れて維持することが難しい(Inglehart 1988)。このように、安定した民主主義のメカニズムについては、政治システムの分析から国内政治の分析が重視されるようになった。一方で、市民文化と民主主義の関係は、集団レベルの思想と個人レベルの思想を混同して検証されてしまっている(Seligson 2002)とし、市民文化と民主主義は疑似相関であるという否定的な考え方もある。この主張に対して、Inglehart(2003)は、生態学的誤謬の議論と、アメリカの選挙の事例を挙げ、集団レベルの思想と個人レベルの思想は必ずしも一致しないと反論している。その上で、市民文化と民主主義との間には関連があるとしている。

このような国内政治の分析を出発点とする安定した民主主義の研究の延長線で、近年では民主主義国の市民文化や市民の政治的な態度が紛争発生に影響することを示した研究が多くなされている(e.g. Omelicheva and Carter 2019)。しかし、市民の政策選好や価値観を測定して、直接的に国家の武力行使と結び付けて検証した研究は少ない。安定した民主主義に高い水準の市民文化が必要となるならば、安定した民主主義による平和が仮定されるDP理論に、市民文化が関連するといえるのではないだろうか。また、仮に抑止力として働くとすれば、国家間紛争を招く要因となりやすい挑戦的な対外政策決定に、市民の態度は影響を与えると言えるのだろうか。一国の市民の平均的な政治意識の変化と紛争過程を観察することで、民主主義国における市民の影響力を理解できるのではないだろうか。

そこで、本稿では、1981年から2020年にかけて実施された世界価値観調査(World Values Survey; WVS)のデータセットを用いて、これらの研究上の問いについて検討した。このデータセットは、約100カ国で、共通の質問票を用いて実施されるインタビュー調査から構成されているため、各国での回答の平均値をとることで一国の市民の平均的な政治意識の動態を調べることができる。

2. 先行研究

いくつかの文献では、市民の政治的な態度が紛争過程に与える影響に焦点を当てている。 政治的リーダーが有権者の意見に対して応答性を有し、有権者が民主主義国同士の武力紛 争を嫌うのであれば、市民の政治的な態度や民意はダイアディック・デモクラティック・ピ ース(Dyadic Democratic Peace)において重要な役割を果たすと考えられている(Tomz and Weeks 2013)。イスラエルの国会議員の実験では、世論が賛成であれば軍事力の行使を より積極的に行い、世論が反対した場合には大きな政治的コストがかかると考える傾向が あり、またイスラエルとアメリカ市民の選好は政治家を刺激し、選挙を通じて対外政策に影響を与えることが分かっている(Tomz et al. 2020)。このように、政治的リーダーの市民の意見への応答性に関する研究がなされており、民主主義国では世論が外交政策に大きな影響を与えると仮定した上で、DP 理論は支持されている。

まず、民主主義国の市民の政治文化に注目する議論がある。共産主義の崩壊以来、民主主義はほとんどの国で肯定的に捉えられている。しかし、民主主義はリップサービスとして使われるに留まり、安定した民主主義体制に繋がらないことがある。そこで、安定した民主主義には、市民の間に深く根付いた寛容さ、他者への信頼、積極的な政治参加といった共通の態度の現れが必要であるという(Inglehart and Welzel 2003)。DP 理論では、民主主義国同士の平和を唱えているが、表層的な民主主義国において平和が成り立つとは考えにくい。なぜなら民主主義体制が機能するためには、市民文化の内実が求められるからである。安定した民主主義国のメカニズムは DP 理論を考える上では欠かせない。

第二に、アメリカとイギリスの世論調査に実験を組み込んだ議論がある。個人が民主主義国に対する武力行使を支持する割合は、他の争点では同じである独裁国に対するものよりも大幅に低いことが明らかになっている。民主主義国同士が紛争を回避する理由は、戦争によるコストや失敗を嫌うからではなく、主に脅威や道徳性に対する認識が変わることにある(Tomz and Weeks 2013)。ここでいう道徳性とは、他の民主主義国の国民が自由に選択した政策を覆すことには抵抗を感じる一方で、国民の同意を得ずに政策を押し付けた非民主主義国の政治的リーダーの意思を覆すために武力を行使することには、抵抗を感じないというものである。市民の紛争に対する認識や道徳性といった、市民の内的な要素に注目した研究はまだ十分に成されておらず、発展の余地がある。

第三に、これまでの国際関係論の多くでは、外交政策の決定はエリートである政治家主導のトップダウン型のプロセスにあり、世論の影響は小さいと考えられていた。しかし、外交政策の決定に対して、エリート政治家の情報発信は一貫した影響を持たず、一方で市民の国際情勢に関する支持が影響を与えているとする研究もある(Kertzer and Zeitzoff 2017)。このように、近年では、世論が国際関係論上で大きな関心を集めており、やはり、民主主義国では世論が外交政策に大きな影響を与えるというメカニズムが重要である。

なお、キャピタリスト・ピース理論(Capitalist Peace Theory; CP 理論)という平和理論も提案されている。CP 理論とは平和の条件として経済成長や自由市場、国家間の共通した経済的な利害関係の構築が重要であるとする理論である。Gartzke(2007)は DP 理論を批判し、経済発展、自由市場などの経済的要因において国家間の利害が一致する場合に平和が作られると主張した。ただし、Choi(2011)は先行研究のモデルではサンプルの偏りや推定上の誤りがあるとし、修正されたモデルで再検証した結果、紛争や戦争を軽減する要因としては、経済的な変数の影響は一貫して現れず、DP 理論が支持されるとしている。

先行研究では市民文化のレベルと民主主義の相関は検証され、さらに民主主義平和に関しても経験則的に実証されている。しかし、その二つの論理を組み合わせたものは少ない。

特に、先に述べたような道徳といった市民の内的な要因に注目した検証はまだ少ないため、 本稿では二つの軸の研究手法を取り入れて、市民文化と紛争過程の実証を行う。

3. 理論仮説

デモクラティック・ピース理論(Democratic Peace Theory; DP 論)において必ずしも民主主義体制を取る国家が平和を築くことできるとは限らないことが明らかになっている。例えば、民主主義国が国際社会で少ないか弱く、独裁国家が多いか強力な場合、民主主義体制を取る国家は共通の脅威に直面することになる。よって、民主主義国同士は協力的になり、民主主義国同士の平和は築かれる。一方で、民主主義国が多いか強力な場合、独裁国家の脅威は減少し、民主主義国家間の差異がより顕著になる。DP 理論は、民主化の世界情勢がどのように変化するかが関係し、民主主義の平和は条件付きで扱う必要があるとされている(Gartzke and Weisiger 2013)。

それでは、同じ民主主義国であっても市民の文化や態度が異なる場合はどうであろうか。近年では外交政策と民意の関係が注目され、多くの実証研究がなされている。社会的な仲間からの外交政策に関する情報伝達は、少なくとも政治的エリートからの情報伝達と同じくらい強力であることが分かっている(Kertzer and Zeitzoff 2017)。これまで外交政策はエリート層による判断に則っており、市民の意見は聴取されにくいと考えられていたが、市民の政策選好が対外政策の決定にも影響するという議論が行われている。これらの議論をDP理論と結びつけると、民主主義国が穏健な市民文化を持ちやすく、そのような穏健な市民文化が対外政策に影響するならば、二国間の戦争は抑止されるのではないだろうか。反対に、挑戦的な市民文化が対外政策に影響すると、より紛争生起の確率をあげてしまうのではないだろうか。ここでは、Inglehart(2003)らが市民文化の構成要素として用いている公的な意見表明と他者への一般的信頼を使う。よって、以上の議論から次の仮説を導出する。

仮説1:民主主義体制の国では、市民が公的な意見表明に積極的な規範を有している場合にのみ、戦争の発生確率が低下する。

仮説2:民主主義体制の国では、市民が他者への一般的信頼を有している場合にのみ、 戦争の発生確率が低下する。

4. データと方法

4-1. データ

紛争に関するデータは、1963 年からデイヴィッド・シンガーによって開始された Correlates of War Project(COW プロジェクト)のうち、二国間の紛争に関するデータセットである Dyadic MID Data を使用した8。次に、各国の市民文化を検証するために、世界価値観調査(World Values Survey; WVS)のデータセットを利用した。このデータは、1981年から 2020 年まで全 7 回実施されたサーベイ調査であり、18 歳以上の人口を国の全世帯または有権者のリストから無作為抽出し、インタビュー調査を行っている。最新の調査では世界 51 カ国が調査対象となっている最も幅広い価値観調査のデータセットである9。また、民主化指数として Polity 5 プロジェクトの民主化指標を使用している10。一人当たりの GDPは Gartzke(2007)で使用された公開データから用いており、先行研究にならって用いた11。軍事費に関しては先に述べた COW プロジェクトのうち、NMC Data を用いた12。これらのデータを元に 1981 年から 2020 年までの 83 カ国分のパネルデータを構築した。

4-2. 従属変数

従属変数は二国間紛争データを国別のデータに加工したものを使用している。多くの紛争研究では、紛争があった場合を 1、なかった場合を 0 とする二値を従属変数として使っているが、二値の変数を使用すると、個別の現象に対する連続性を観察できない。そのため、今回は「Highest level of hostility in dyadic dispute(二国間で最も高いレベルの衝突)」の設問によって測定される、より細かい変数を利用している。この設問は、COW プロジェクトの Dyadic MID データに含まれており、二国間の紛争状態を表す上で広く用いられているものである。変数ラベルは、「None(衝突なし)」、「Threat to use force(武力衝突の恐れ)」、「Display of force(武力による威嚇)」、「Use of force(武力の使用)」、「Interstate war(国家間戦争)」のいずれかで記録されている。本データは二国間の状態を表す、ダイアッドデータである。同じ紛争であっても、主体国 A、主体国 B として繰り返されて記録されている。さらに、三国間以上の場合は、同じ紛争状態であってもダイアッドが 3 カ国分ずつ記録されている。今回は、紛争状態の開始年以上、戦争終了年以下の最大の値を各年の国別の単体データに加工して利用した。なお、国家間武力紛争(Militarized interstate dispute; MID)を表すこれらの変数名は MIDs としている。

-

⁸ https://correlatesofwar.org/data-sets/MIDs (最終アクセス:2021年11月3日)。

⁹ https://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp (最終アクセス:2021年11月3日)。

¹⁰ https://www.systemicpeace.org/inscrdata.html (最終アクセス:2021年11月3日)。

¹¹ https://pages.ucsd.edu/~egartzke/htmlpages/data.html (最終アクセス: 2021 年 11 月 3 日)。

¹² https://correlatesofwar.org/data-sets/national-material-capabilities (最終アクセス: 2021 年 11 月 3 日)。

4-3. 独立変数

まず、主要な独立変数は、調査回答の平均値として測定される各国の市民文化である。そ れぞれの国の市民の政治参加と市民の他者への信頼を、WVS の質問を用いて測定する。前 者は、「I'm going to read out some different forms of political action that people can take, and I'd like you to tell me, for each one, whether you have actually done any of these things, whether you might do it or would never, under any circumstances, do it. [Signing a petition](政治的な行為について読み上げるので、実際に行ったことがあるのか、ないの か、どのような状況下であっても今後もするつもりがないのかを教えてください。[署名活 動を行う])」の設問によって測定される。設問は「might do(今後行う可能性がある)」、 「would never(今後行うつもりはない)」、「have done(行ったことがある)」の3つの選 択肢から回答される。今回は署名活動を行ったことがある人の割合を求めるため、Inglehart (2003) にならって、「might do (今後行う可能性がある)」、「would never (今後行うつも りはない)」 を 0 とし、「have done (行ったことがある)」 を 1 と置いた。 後者は、「Generally speaking, would you say that most people can be trusted or that you can't be too careful in dealing with people? (一般的に、あなたはほとんどの人を信頼できると言えますか、若 しくは人付き合いにはかなり慎重にならなければならないと言えますか。)」の設問によっ て測定される。設問は「Need to be careful(慎重にならなければならない)」、「Need to be very careful (かなり慎重にならなければならない)」、「Most people can be trusted (ほとんどの人を信用できる)」、の3つの選択肢から回答される。今回は人々を一般的に 信頼できる人の割合を求めるため、Inglehart(2003)にならい、「Need to be careful(慎 重にならなければならない)」、「Need to be very careful(かなり慎重にならなければな らない)」、「Most people can be trusted (ほとんどの人を信用できる)」を 0 とし、「Most people can be trusted (ほとんどの人を信用できる)」を1と置いた。WVSのデータは波 によって調査が行われていない国があるとともに、WVS の調査自体が数年ごとに行われる ため、各年のパネルデータでは、その時に最新の波のデータを挿入している。また、それぞ れの波は数年間の平均値であるため、同じ波に含まれる年度には、その波の平均値のデータ を挿入している。

次に、民主主義体制を表すために民主化指数を用いた。市民文化が民主的な過程を通じて対外政策に影響するとすれば、市民文化の程度が高いほど、民主主義が戦争抑止につながると考えられる。このような仮説を検証するために、Polity 5 プロジェクトの民主化指数を用いた。Polity 5 プロジェクトの民主化指数を用いた。Polity 5 プロジェクトでは、ポリティ・スコアという民主化指数が作成されている。国の政権権限を、-10 (世襲君主制) から+10 (強固な民主主義) までの 21 のスケールで表している。このようなポリティ・スコアを調整変数とし、公的な意見表明を行ったことがある人の割合と民主化指数の交互作用項、人々を一般的に信頼できる人の割合と民主化指数の交互作用項を用いた。

最後に統制変数として人口当たりのGDP、人口当たりの軍事費、総人口を用いた。

表 1 変数一覧

	変数説明	出典
MIDs	1から5の5段階で紛争状態を表す	COW Dtadic MID
民主化指数	-10から10の21段階で表した民主化スコア	Polity 5
公的意見表明	公的意見表明をしたことがあると回答した人の 割合(%)	WVS
一般的信頼	他者を一般的に信頼していると回答した人の割 合(%)	wvs
log (人口一人当たりのGDP)	人口一人当たりのGDPを自然対数化	Gartzke 2007
log (人口一人当たりの軍事費)	人口一人当たりの軍事費を自然対数化	COW NMC
log(総人口)	総人口を自然対数化	COW NMC
民主化指数×公的意見表明	民主化指数×公的意見表明をしたことがあると回答した人の割合	
民主化指数×一般的信頼	民主化指数×他者を一般的に信頼していると回答 した人の割合	

表 2 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
MIDs	2533	1.8401	1.3129	1	5
民主化指標	2533	4.1469	6.4598	-10	10
公的意見表明	2533	0.2495	0.2011	0.0144	0.9058
一般的信頼	2533	0.2475	0.1475	0.0282	0.7417
log (人口一人当たりのGDP)	2533	8.3068	1.4898	3.4443	11.5384
log (人口一人当たりの軍事費)	2533	4.3966	1.6159	0.3957	9.9230
log(総人口)	2533	9.7639	1.4541	6.4249	14.1545
民主化指標×公的意見表明	2533	1.6897	2.4462	-2.9563	9.0582
民主化指標×一般的信頼	2533	1.2230	2.1387	-4.5105	7.4165

4-4. 分析手法

本稿では、市民文化の紛争過程への効果を、1981 年から 2020 年までのパネルデータ分析によって検証した。紛争過程に影響を与える要因として、民主化指数、市民文化を表す公的意見表明の割合や一般的信頼の割合、人口一人当たりの軍事費や人口一人当たりの GDP といった経済指標、国家規模を表す総人口などを考えた。紛争状態をそれぞれ「None(衝突なし)」を 1、「Threat to use force(武力衝突の恐れ)」を 2、「Display of force(武力による威嚇)」を 3、「Use of force(武力の使用)」を 4、「Interstate war(国家間戦争)」を 5 とし、従属変数として扱った。上記の紛争過程に与える影響を与えると考えられる変数を

独立変数として、国別ダミー・年度ダミーを含む固定効果モデルを推定することで、紛争過程に与える要因について分析を行った。

5. 分析結果

表3は、市民文化を表す指標と紛争過程に関するパネルデータ分析を行った結果である。 民主主義体制や市民文化の単独項はプーリングモデルであっても固定効果モデルであって も、紛争状態に影響しない。一方で、民主主義と公的意見表明の交互作用はプーリングモデ ルであっても固定効果モデルであっても、統計的に有意に負で、市民が公的な意見表明に積 極的である場合にのみ、戦争の抑制につながるという結果(仮説 1)が得られた。市民の民 意が政策に影響を与えうることを示唆している(Tomz and Weeks 2013)ことから、市民 の公的な意見表明が挑戦的な外交政策に影響していることを表すのではないか。

一方で、民主主義国は、市民が他者への一般的信頼を持つ場合にのみ、戦争を抑制するという結果 (仮説 2) は得られなかった。一般的信頼に関しては、交互作用は、固定効果モデルの場合、負の値を示すが統計的に有意ではない。一般的信頼は民主主義の原因というよりもむしろその結果であるということを主張する研究もある (Muller 1994)。先行研究で示されたように、一般的信頼は民主主義の結果であり、DP 理論における抑止力としての効果がなかったのかもしれない。しかし、民主主義とは、相互扶助の精神を基に、ある社会的な問題を平和的な方法で解決をする集団である。長期的な民主主義を経験した国では一般的信頼が見られるということから、長期的な DP 理論においては重要な要因となり得るのではないだろうか。

図 1 は公的な意見表明の割合ごとの民主化の限界効果を示した図である。公的な意見表明を行う市民の割合が低い場合は民主主義が戦争に与える影響は小さいが、公的な意見表明を行う市民の割合が増加した場合には民主主義であることは戦争の抑制に効果があることが読み取れる。これは、民主主義国の市民が公的な意見表明を積極的に行う時に、紛争過程に与える影響は強くなるという、DP 理論の枠組みで議論されている市民文化の影響を肯定する結果である。

6. 結論

本稿では、DP理論に基づき、実際の国家間の紛争データと各国の市民の価値観を測るサーベイデータを組み合わせたパネルデータを用いて、民主主義国家における市民文化に焦点を当てて分析した。民主主義国において市民文化が対外政策に影響し、とりわけ公的な意

表3 市民文化が紛争過程に及ぼす影響

	從属変数							
	MIDs							
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
民主化	0.0153		-0.0093		0.0201		0.0341	†
	(0.0121)		(0.0107)		(0.0226)		(0.0193)	
公的意見表明	0.0839		-0.4491		0.9824		1.2360	†
	(0.4641)		(0.7132)		(0.7926)		(0.7280)	
一般的信頼	-0.3006		1.2420		-0.4224		1.1310	
	(0.5687)		(0.7791)		(0.6314)		(0.8430)	
log (人口一人当たりのGDP)	-0.4439	***	-0.1669		-0.4136	**	-0.1260	
	(0.1134)		(0.1236)		(0.1217)		(0.1264)	
log (人口一人当たりの軍事費)	0.4932	***	0.2111	**	0.4875	***	0.1978	**
	(0.0879)		(0.0619)		(0.0884)		(0.0599)	
log(総人口)	0.2885	***	-0.9617	**	0.2943	***	-1.0070	**
	(0.0472)		(0.3393)		(0.0475)		(0.3117)	
民主化×公的意見表明					-0.1305	†	-0.2427	**
					(0.0769)		(0.0714)	
民主化×一般的信頼					0.0537		-0.0255	
					(0.0611)		(0.0553)	
時間効果	YES		YES		YES		YES	
個体効果	NO		YES		NO		YES	
調整済み R^2	0.2092		0.4483		0.2140		0.4542	
N	2533		2533		2533		2533	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

見表明は戦争抑止に繋がることが明らかになった。民主主義国家においては、市民の政策選好が対外政策の決定にも影響しうるとすれば、対外政策において、政治システムなどの外的な要因だけではなく、市民文化などの内的な要因にも注目すべきだと言える。特に、本稿の分析結果によれば、市民が政策決定などに関して意見表明を可能にする言論環境が重要だと考えられる。従来、政治的リーダーの影響力が強いとされていた外交分野においても、市民の影響力が大きいことの理解が進めば、反戦的な民意は挑戦的な外交政策の抑止として働くことが期待できる。また、アメリカの民意と安全保障に関する研究では、軍の機関の外で活動する、安全保障や外交に関する専門家が少ないことから、安全保障や外交の議題を積極的に民意に組み込む必要があると述べてられており、その意味では、メディアや SNS などを通じて外交問題を取り上げ、民意に組み込む必要があると考えられる (Almond 1956)。最後に本稿の分析にはいくかの問題点ないし限界があることに留意したい。本稿で用い

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

たサーベイ調査では、Wave ごとに調査対象国が異なる場合がある。そのため、一定の年数の調査結果は直近のデータを参考にして使用していることには留意されたい。

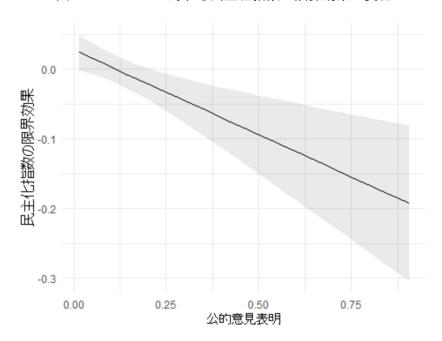


図1 MIDsに対する民主化指数の限界効果の変化

7. 参考文献

多湖淳. 2020. 『戦争とは何か―国際政治学の挑戦』中央公論新社.

山田敦. 1997. 「民主主義と平和の理論―デモクラティック・ピース論争について」『一橋研究』 21 (4): 35-58.

Almond, Gabriel A. 1956. "Public Opinion and National Security Policy." *The Public Opinion Quarterly* 20 (2): 371-378.

Choi, Seung-Whan. 2011. "Re-Evaluating Capitalist and Democratic Peace Models." International Studies Quarterly 55 (3): 759-769.

Gartzke, Erik. 2007. "The Capitalist Peace." American Journal of Political Science 51 (1): 166-191.

Gartzke, Erik and Alex Weisiger. 2013. "Permanent Friends? Dynamic Difference and the Democratic Peace." *International Studies Quarterly* 57 (1): 171-185.

Inglehart, Ronald. 1988. "The Renaissance of Political Culture." *The American Political Science Review*, 82 (4): 1203-1230.

- Inglehart, Ronald and Christian Welzel. 2003. "Political Culture and Democracy: Analyzing Cross-Level Linkages." *Comparative Politics* 36 (1): 61-79.
- Kertzer, Joshua D. and Thomas Zeitzoff. 2017. A Bottom-Up Theory of Public Opinion about Foreign Policy. American Journal of Political Science 61 (3): 543-558.
- Lipset, Seymour Martin. 1959. "Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy." *The American Political Science Review* 53 (1): 69-105.
- Muller, Edward N. and Mitchell A. Seligson. 1994. "Civic Culture and Democracy: The Question of Causal Relationships." *The American Political Science Review* 88 (3): 635-652.
- Seligson, Mitchell A. 2002. "The Renaissance of Political Culture or the Renaissance of the Ecological Fallacy?" *Comparative Politics* 34 (3): 273-292.
- Tomz, Michael R. and Jessica L. P. Weeks. 2013. "Public Opinion and the Democratic Peace." *The American Political Science Review* 107 (4): 849-865.
- Tomz, Michael R., Jessica L. P. Weeks, and Keren Yarhi-Milo. 2020. Public Opinion and Decisions About Military Force in Democracies. *International Organization* 74 (1): 119-143.

第3章

緊急避妊薬のOTC化と経口避妊薬の普及率向上を進める要因

岡田 希美

要約

本稿では、女性の性と生殖に関する自己決定権の一つとして、緊急避妊薬の OTC (Over The Counter; 市販) 化と経口避妊薬の普及率の向上を進める要因を検証する。既存研究では避妊薬の普及について一国内での要因分析を行ったものや、社会的要因のみに着目したものが多い。本稿では国の地域的、文化的な異質性を可能な限り統制するため、ヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏約 40 カ国の、より横断的なデータを用いて、社会的要因のみならず政治的要因にも注目し、パネルデータ分析を行った。分析の結果、緊急避妊薬の OTC 化は女性の議員割合、女性の教育水準、女性の就業の向上によって促進されることが示された。今後、これらの政治的、社会的状況を改善することによって、未だ緊急避妊薬の OTC 化が未承認である国においても OTC 化の実現が期待できると考えられる。

1. はじめに

1994年、国連人口開発会議において「性と生殖に関する健康と権利(リプロダクティブ・ヘルス・ライツ)」が提唱されて以降、望まない妊娠や人工妊娠中絶は女性の心理的および身体的負担となるだけではなく、女性の人権やキャリアを阻害する要因になり得ることから、家族計画における女性の自己決定権の尊重が叫ばれてきた。国外では、欧米を中心に女性の性と生殖に関する権利に関して議論が進み、緊急避妊薬が OTC¹³ (Over The Counter; 市販) 化されている国があるだけでなく、保険適用や無料配布が行われている地域もある。表1は、緊急避妊薬の OTC 化がすでに認められている国と、施行された年を示したものである。その一方で、我が国では¹⁴2017年、緊急避妊薬の OTC 化が議論され、パブリックコメントでは9割以上の賛成を集めるも、時期尚早として OTC 化は見送られた。また、我が国では依然として男性主体の避妊法が主流であり、女性主体の避妊法である経口避妊薬の

 $^{^{13}}$ 本稿では、BTC (Behind The Counter; 薬剤師の管理のもと購入できる) 化も医師の処方箋無しに薬局やドラッグストアで購入できることから OTC 化に含めることとする。 14 若子ほか(2018 年)によると、緊急避妊薬の OTC 化に対してのパブリックコメントでは、 348 件中、賛成が 320 件、反対が 28 件であった。パブリックコメントを踏まえた検討会が 2017 年 11 月に開かれたが、OTC 化の実現には至らなかった。

普及率は 2015 年時点で 2.9%¹⁵と、他の先進国と比較しても非常に低い。このように、緊急避妊薬へのアクセスや女性主体の避妊法の普及率に大きな違いが生じるのはなぜだろうか。緊急避妊薬の OTC 化を巡っては、OTC 化の推進を提言する文献はあるものの、OTC 化がなぜ進むのかという要因を明らかにする研究は少ない。また、経口避妊薬については、普及率とその要因が明らかにされているものもあるが(Hossain et al. 2018; Dereuddre et al. 2016)、分析対象となる地域が限定されているものが多い。本稿では、1970 年から 2020 年にかけて記録された国際的なデータセットを用い、ヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏の約 40 カ国を比較し、文化的・宗教的異質性をできる限り統制することで、政治的・社会的要因が緊急避妊薬の OTC 化と経口避妊薬の普及率に及ぼす影響を分析した。

分析結果からは、女性就業率、女性大学進学率、女性議員割合が高いほど、緊急避妊薬の OTC 化は進むことが示された。一方で、経口避妊薬の普及率に関しては、今回の分析から は有意な結果が得られなかった。

表 1 緊急避妊薬のOTC化が認められている国と施行された年16

年	国名
2000年以前	アイスランド、フランス
2000年~2004年	イギリス、エストニア、オーストラリア、スイス、 スウェーデン、スロバキア、デンマーク、ノルウェー、 フィンランド、ベルギー、マルタ、ラトビア
2005年~2009年	アメリカ、オーストリア、オランダ、ギリシャ、 スペイン、ブルガリア、リトアニア、ルクセンブルク、 ルーマニア
2010年~2014年	アルメニア、アイルランド、スロベニア、チェコ
2015年以降	アルバニア、イタリア、クロアチア、ドイツ、 ボスニア・ヘルツェゴビナ、ポーランド

2. 先行研究

緊急避妊薬の使用率や経口避妊薬の普及率について、限定された地域での研究は多数存在する。たとえば、ミャンマーでは緊急避妊薬の使用率は高い教育水準と相関があることが

¹⁵ United Nations Contraceptive Use by Method 2019 Data Booklet を参照。

¹⁶ https://www.cecinfo.org/country-by-country-information/status-availability-database/ (最終アクセス:2021 年 10 月 31 日)。Italia et al.(2020)を参照。

示されている(Htun et al. 2019)。また、ヨーロッパ 28 カ国において、緊急避妊薬の OTC 化が進むほど、緊急避妊薬の販売量が増加することがわかっている(Pfeifer and Reutter 2020)。一方で、バングラデシュで行われた経口避妊薬を中心とする近代的避妊法についての研究では、近代的避妊法とその要因について混合効果モデルを用いて計量分析が行われ、就業している女性ほど近代的避妊法を選択する傾向にあることがわかった(Hossain et al. 2018)。また、欧州 5 カ国¹⁷のデータを用いてロジット分析を行った研究において、女性の就業率と学歴が避妊率と大きく関係があったことが明らかにされている(Spinelli et al. 2000)。さらに、女性の教育水準の高さと近代的避妊法の実施は高い相関関係にあることはバングラデシュ、ナイジェリアの事例による研究からも示されている(Dereuddre et al. 2016; Ngozi and Lynda 2020; Adeyemi et al. 2008)。これらの議論を一般化し、普遍的な要因を検証するためには、一国内や数カ国など範囲が狭い地域に限定されている研究では不十分であろう。

また、緊急避妊薬の OTC 化などの政策の形成には、女性の政治参加等の政治的要因の影響が想定される。たとえば、Thomas(1991)は、アメリカで議会の女性割合が高い州において、女性や子供、家族に関する立法を推進する傾向にあることを明らかにしているが、緊急避妊薬の OTC 化などの政策選択にも同様の議論が当てはまると考えられる。この点、緊急避妊薬の OTC 化や経口避妊薬の普及に関する既存の研究では、女性の教育水準など個人レベルでの要因分析が多い。よって、本稿ではヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏約 40カ国のデータを用い、政治的背景にも着目した分析を行うことで、地域特有の文化的、社会的な異質性を統制し、より普遍的な要因を検証する。

3. 理論仮説

3-1. 背景

緊急避妊薬は、避妊に失敗、または適切な避妊がなされない性交が行われた場合、72 時間以内に服用することでかなりの高確率で妊娠を回避できるという、いわば望まない妊娠を回避するための最終手段である。WHO は緊急避妊薬を必須医薬品に指定しており、薬の安全性についても問題がないとしている。服用から 24 時間以内での妊娠回避率は 95%、48時間以内で 85%、72 時間以内で 58%であり、迅速な対応が重要であることは明らかである 18。医療機関での診察を受けずとも緊急避妊薬を入手できることから、OTC 化は対応の迅速化に有効な施策である。現在、1990 年代後半からフランスなど西欧を中心に OTC 化されたのを皮切りに、現在では、世界 76 カ国で薬剤師の管理のもと薬局での購入が可能であ

¹⁷ デンマーク、ドイツ、スペイン、イタリア、ポーランドの5カ国。

¹⁸ 日本産科婦人科学会(2016)「緊急避妊法の適正使用に関する指針」。

り、19カ国で薬剤師の指導なしに購入が可能である19。

一方、経口避妊薬は、一般的に低用量ピルと呼ばれるもので、女性が規則的に使用することで、高い避妊効果を有する薬である。副作用として血栓症が挙げられるが、その割合は低く、安心して使用できる薬剤の一つであるとされている。

3-2. 仮説

女性の性と生殖に関する自己決定権を向上させる要因はなにか。本稿では、先行研究でも 議論されているように、女性の政治参加、社会参加の影響に注目する。

第一に、女性の政治参加の拡大が女性の性と生殖に関する自己決定権を保障する法制度の整備を促すことが考えられる。たとえば、一般に女性議員割合が高い地域では、女性や家族に関する立法を推進する傾向にあることが示されている(Thomas 1991)。避妊薬は現在、女性のみが服用するものであることから、女性に関する制度である緊急避妊薬のOTC化は、女性の議員割合や閣僚割合の上昇によって促進されると考えられる。また、女性に関する議論が国政において活発化することで、女性の性と生殖に関する意識が向上し、女性主体の避妊法である経口避妊薬の普及率が上昇すると予想される。

第二に、ある特定の地域における先行研究では、近代的な避妊法の使用は高い教育水準と関係があることが明らかにされている(Htun et al. 2019; Dereuddre et al. 2016; Angela et al. 2000; Yusuf and Siedlecky 2007)。このことから、女性の教育水準の向上によって、近代的避妊法の中でも特に女性が主体となる避妊薬についての意識が高まり、緊急避妊薬の OTC 化の推進や経口避妊薬の普及率向上につながると考えられる。

第三に、女性の就業について、西欧で行われた研究により、被雇用者ほど経口避妊薬をはじめとする近代的な避妊法を選択する傾向にあることがわかっている (Hossain et al. 2018; Dereuddre et al. 2016; Angela et al. 2000)。また、働く女性にとって、キャリアと家族計画を考慮する上で自身の身体の自己決定権を持つことは非常に重要である。よって、女性の就業率が高い国ほど、緊急避妊薬の OTC 化が進み、経口避妊薬の普及率も向上すると考えられる。上記から導き出される仮説は以下の通りである。

仮説 1:女性議員割合および閣僚割合が高い地域では、緊急避妊薬の OTC 化や経口避 妊薬の普及が促進される。

仮説2:女性大学進学率が高い地域では、緊急避妊薬のOTC 化や経口避妊薬の普及が 促進される。

¹⁹ https://www.cecinfo.org/country-by-country-information/status-availability-database/ (最終アクセス: 2021年10月31日)。

仮説3:女性就業率が高い地域では、緊急避妊薬の OTC 化や経口避妊薬の普及が促進される。

4. データと方法

4-1. データ

緊急避妊薬の OTC 化を促進する要因を推定するため、International Consortium for Emergency Contraception (ICEC) と European Consortium for Emergency Contraception (ECEC) を基に、ヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏 41 カ国 20 の 2005 年から 2020 年まで 5 年ごとのパネルデータを独自に作成した。また、経口避妊薬の普及率を上昇させる要因を推定するため、United Nations World Contraceptive Use 2021 のデータセットからヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏 48 カ国 21 のデータを用いた。このデータセットは、各国で行われている避妊法に関する調査をまとめたものであり 22 、1969 年から 2020 年まで各国で調査が行われた年のデータが含まれている。

その他の変数については、UNESCO などの国際機関による統計データを用いた。表 2 は 分析に用いた変数について整理したものである。従属変数のデータの調査年と一致した独立変数のデータが無い場合は、調査年の 2 年以内のデータがあるものに関してはそのデータを使用しバランスドパネルを作成した。

²⁰ アルバニア、アルメニア、オーストラリア、オーストリア、ベラルーシ、ベルギー、ボスニア・ヘルツェゴビナ、ブルガリア、カナダ、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、ドイツ、ギリシャ、ハンガリー、アイスランド、アイルランド、イタリア、カザフスタン、キルギスタン、ラトビア、リベリア、リトアニア、ルクセンブルグ、マルタ、オランダ、ノルウェー、ポーランド、ポルトガル、ルーマニア、ロシア、スロバキア、スロベニア、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカの41カ国。

²¹ アルバニア、アルメニア、オーストラリア、オーストリア、アゼルバイジャン、ベラルーシ、ベルギー、ボスニア・ヘルツェゴビナ、ブルガリア、カナダ、チェコ、デンマーク、エストニア、フィンランド、フランス、ジョージア、ドイツ、ギリシャ、ハンガリー、アイルランド、イタリア、カザフスタン、ラトビア、リトアニア、マルタ、モルドバ、モンテネグロ、オランダ、マケドニア、ノルウェー、パプアニューギニア、ポーランド、ポルトガル、ルーマニア、ロシア、サモア、セルビア、スロバキア、スロベニア、スペイン、スウェーデン、タジキスタン、トルコ、トルクメニスタン、ウクライナ、イギリス、アメリカ、ウズベキスタンの 48 カ国。

²² このデータセットは、経口避妊薬のほか、IUD (子宮内避妊器具)や避妊インプラントなどの近代的な避妊法をはじめ、リズム法や膣外射精などの伝統的なものを含んだ各避妊法の普及率が国・年度別に示されている。

表 2 変数一覧

変数名	変数説明	出典
緊急避妊薬のOTC化	緊急避妊薬のOTC化の有無のダミー変数	ICEC, ECEC
経口避妊薬の普及率	生殖可能年齢の女性の経口避妊薬の普及率	United Nations
女性議員割合	国会議員に占める女性の割合(%)	IPU Parline
女性閣僚割合	閣僚に占める女性の割合 (%)	IPU Parline
女性大学進学率	高等教育を受けた直後5年間の年齢層に対する、大学及び専門学校に入学した生徒数の割合(%)	UNESCO
女性就業率	女性就業者数/女性生産可能人口(%)	International Labour Organization
一人当たりGDP	GDP/各国の人口 (米ドル)	THE WORLD BANK
log(一人当たりGDP)	一人当たりGDPを対数化	THE WORLD BANK

4-2. 従属変数

従属変数には、二つの数値を用いた。緊急避妊薬の OTC 化の要因を検証するために、ヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏 41 カ国の OTC 化の有無をダミー変数化した²³²⁴。また、経口避妊薬の普及率が向上する要因を検証するために United Nations World Contraceptive Use 2021 のデータからヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏 48 カ国の経口避妊薬の普及率の数値を用いた。

4-3. 独立変数

独立変数には、女性の国政参加の程度を表すものとして国会議員に占める女性の議員割合と女性の閣僚割合を、女性の教育水準を表すものとして、女性の大学進学率を、女性の就業を表すものとして、女性就業率の四つのデータを用いた。このうち、女性閣僚割合の調査年度が従属変数となる経口避妊薬の普及率の調査年と一致しないものが多く、欠損値の問題が深刻だったため、経口避妊薬の普及率を従属変数としたモデルでは独立変数に用いなかった。さらに、統制変数として一人当たりGDPを用い、国ごとの経済状況を加味した分析を行った。表3と表4は、分析にあたって用いた変数の記述統計を示したものである。

²³ https://www.cecinfo.org/country-by-country-information/status-availability-database/ (最終アクセス: 2021年10月31日)。Italia et al. (2020)を参照。

²⁴ EU 加盟国については、https://www.ec-ec.org/emergency-contraception-in-europe/country-by-country-information-2/(最終アクセス: 2021年10月31日)。

表3 記述統計(分析1)

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	 最大値
緊急避妊薬のOTC化	146	0.6918	0.4633	0	1
女性議員割合	146	25.4585	10.6154	5.3000	49.6000
女性閣僚割合	146	25.6742	15.8913	0.0000	63.2000
女性大学進学率	146	76.9234	22.4961	11.0037	150.0461
女性就業率	146	66.3789	8.8535	36.1400	85.7200
log (一人当たりGDP)	146	4.4932	4.3822	3.2158	5.0640

表 4 記述統計(分析 2)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
経口避妊薬普及率	174	16.4667	13.7514	0.6000	58.9000
女性議員割合	174	18.5440	10.7531	0.0000	46.1000
女性大学進学率	174	55.1313	26.8433	2.4837	143.0235
女性就業率	174	61.6545	10.7652	28.4400	80.8000
log (一人当たりGDP)	174	9.1504	1.3729	4.9304	11.3685

4-4. 分析手法

本稿では、緊急避妊薬のOTC 化と経口避妊薬の普及率に与える影響をパネルデータ分析によって推定する。年度ごとの異質性を統制したプーリングモデル(Model 1)、年度および国ごとの異質性を統制した固定効果線形回帰モデル(Model 2)、それぞれ独立変数の一期前のラグ項と、従属変数の一期前のラグ項を独立変数に投入したラグ付き固定効果線形回帰モデル(Model 3)の三つで推定を行う。独立変数のラグ項を投入した理由は、政治的、社会的要因が政策に反映されるまでの時間的ラグを考慮する必要があると考えたためである。また、緊急避妊薬のOTC 化や経口避妊薬の普及率の時間的トレンドを統制するために、従属変数のラグ項も投入した。それぞれの分析にあたっては、国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を用いた。

5. 分析結果

表 5 は緊急避妊薬の OTC 化を進める要因について、プーリングモデル(Model 1)および固定効果線形回帰モデル(Model 2)、独立変数のラグ項に従属変数のラグ項を投入した固

定効果線形回帰モデル(Model 3)によって推定した結果を表したものである。Model 2 において女性就業率が 10%水準で統計的に有意に正(仮説 3)、Model 3 において女性議員割合(仮説 1)、女性大学進学率(仮説 2)がそれぞれ 10%水準、5%水準で統計的に有意に正であり、仮説を支持する結果となった。これは、女性の就業率が高く、議員割合が高く、大学進学率が高い地域ほど、緊急避妊薬の OTC 化が進んでいることを意味する。加えて、女性の議員割合は Model 2 では有意な結果とならず、一期前のラグを投入した Model 3 のみ有意な結果が出たことから、女性の議員割合という政治的な要因が緊急避妊薬の OTC 化などの政策に影響を及ぼすまで、時間的なラグが生じることが示唆された。

表5 緊急避妊薬のOTC化を進める要因

		————— 従属変数						
	緊急避妊薬のOTC化							
独立変数	Model 1	Model 2	Model 3					
女性議員割合	0.0067	0.0062	0.0158 †					
	(0.0061)	(0.0098)	(0.0088)					
女性閣僚割合	0.0038	0.0027	0.0019					
	(0.0035)	(0.0026)	(0.0040)					
女性大学進学率	0.0006	0.0018	0.0087 *					
	(0.0021)	(0.0035)	(0.0034)					
女性就業率	0.0014	0.0199 †	0.1324					
	(0.0069)	(0.0117)	(0.0190)					
log (一人当たりGDP)	0.1519 *	0.2738	0.1385					
	(0.0582)	(0.2069)	(0.2273)					
緊急避妊薬のOTC化(1期前)			0.0622					
			(0.0760)					
時間効果	YES	YES	YES					
個体効果	NO	YES	YES					
調整済み R^2	0.3644	0.5703	0.5959					
N	146	146	111					

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

⁽³⁾ Model 3の独立変数はすべて1期前のラグ項である。

表 6 は、経口避妊薬の普及率を上昇させる要因について、同様に三つのモデルを用いて推定したものである。Model 1 において女性議員割合は仮説通り正に有意な結果となったものの、Model 2 と Model 3 では統制変数を除いて統計的に有意な結果は得られなかった。このことから、女性就業率や大学進学率は経口避妊薬の普及率に直接関わるものではないことが示唆された。経口避妊薬の普及率の高低は政治的および社会的な要因よりも、たとえば、中絶の合法化の有無や宗教的な要因25による影響の方が大きいのかもしれない。

表6 経口避妊薬の普及率を上昇させる要因

			従属変数					
	経口避妊薬の普及率							
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3			
女性議員割合	0.2997	*	-0.1867	†	0.2412			
	(0.1226)		(0.1046)		(0.1999)			
女性大学進学率	0.0845	*	0.0013		-0.0633			
	(0.0332)		(0.0753)		(0.0669)			
女性就業率	-0.0993		-0.1356		0.3782			
	(0.0899)		(0.1972)		(0.3552)			
一人当たりGDP	0.0004	***	-0.0004	*	-0.0002			
	(0.0001)		(0.0001)		(0.0003)			
経口避妊薬の普及率(1期前)					0.0799			
					(0.3694)			
時間効果	YES		YES		YES			
個体効果	NO		YES		YES			
調整済み R^2	0.8147		0.4815		0.8583			
N	174		174		83			

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

39

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

⁽³⁾ Model 3の独立変数はすべて1期前のラグ項である。

²⁵ Zuanna et al. (2005) では、イタリアで計画外の妊娠を防ぐ適切な避妊法を認識していて、かつ評価しているにもかかわらず、それを採用することには消極的な人が多い理由として、カトリック教会が避妊に反対していることが挙げられている。

6. 結論

本稿では、緊急避妊薬のOTC 化の促進と経口避妊薬の普及率の向上させる要因について、政治的要因、社会的要因の二つの側面から仮説を立てた。分析結果からは、女性議員割合、女性大学進学率、女性就業率が高まるほど、緊急避妊薬のOTC 化が促進されることが分かった。本稿では、緊急避妊薬がOTC 化されており、経口避妊薬の普及率が比較的高いヨーロッパ・北アメリカ・オセアニア圏での分析を行った。本稿で示した女性の国政参加や女性の教育水準、女性就業率の向上が進むことで、日本のように緊急避妊薬のOTC 化が進まない地域でも、女性の性と生殖に関する権利を守るような法整備が進むことが期待できる。具体的には、女性の議員割合を増やすためのクォーター制の導入や、教育や雇用における男女格差の解消を進めるといったことが考えられる。一方で、それらの要因が経口避妊薬の普及が政策的な要因とは関わりが薄く、宗教的要因(Ngozi and Lynda 2020; Adeyemi et al. 2008)や地域文化的要因、中絶や出生率、婚姻率などの要因によって強く促進されるものなのかもしれない。

本稿はヨーロッパ、北アメリカ、オセアニアに地域を限定しながらも、データの制約上、 地域内すべての国のデータを収集できたわけではないため、今後の研究ではより網羅的な データの収集により、詳細な分析結果が期待できる。また、今回は女性の指標を中心に分析 を進めたが、家族計画においては男性の協力も不可欠であるため、男性に関する指標も用い て分析を進めることで新たな発見があるかもしれない。

7. 参考文献

日本産科婦人科学会編. 2011. 「緊急避妊法の適正使用に関する指針(平成28年度改訂版)」. 若子直也・堀美智子. 2018. 「緊急避妊薬のスイッチ OTC 化に関する提言」 『調剤と情報』 24(15): 93-96.

Adeyemi, A. S., D. A. Adekanle, and J. O. Komolafe. 2008. "Pattern of Contraceptives Choice Among the Married Women Attending the Family Planning Clinic of a Tertiary Health Institution." *Niger J Med* 17 (1): 67-70.

Dereuddre, Rozemarinj, Van de Putte Bart, and Bracke Piet. 2014. "Ready, Willing and Able: Contraceptive Use Patterns Across Europe." *European Journal of Population* 32: 543-573.

Hossain, M., M. Khan, F. Ababneh, and J. Shaw. 2018. "Identifying Factors Influencing Contraceptive Use in Bangladesh: Evidence from BDHS 2014 Data." BMC Public Health 2018 18 (192): 1-14.

- Htun, Khin Wai Wai, Korravarn Yodmai, and Pimsurang Taechaboonsermsak. 2019. "Emergency Contraceptive Pill Use among Women of Reproductive Age in Pathein, Myanmar." *Journal of Health Research* 33 (4): 349-358.
- Italia, Salvatore, Peter Schroder-Back, and Helmut Brand. 2020. "Switching Emergency Contraceptives to Non-Prescription Status and Unwanted Pregnancy Among Adult and Teenage Woman: A Long-Term European Comparative Study." South Eastern European Journal of Public Health 2020 13: 1-16.
- Ngozi, Aronu Idemili and Umego Nneka Lynda. 2020. "Law Contraceptive Use in Nigeria and Its Implications for Population Growth and Sustainable Development." *The Nigerian Journal of Medical Society* 2 (1): 147-164.
- Pfeifer, Gregor and Mirjam Reutter. 2020. "The Morning After: Prescription-Free Access to Emergency Contraceptive Pills." Working Paper.
- Spinelli, Angela, Irene Figà. Talamanca, and Laura Lauria. 2000. "Patterns of Contraceptive Use in 5 European Countries." *American Journal of Public Health* 90 (9): 1403-1408.
- Thomas, Sue. 1991. "The Impact of Women on State Legislative Policies." *Journal of Politics* 53 (4): 958-76.
- World Health Organization. "Fact Sheet on the Safety of Levonorgestrel-Alone Emergency Contraceptive Pills."
- Yusuf, Farhat and Stefania Siedlecky. 2007. "Patterns of Contraceptive Use in Australia: Analysis of the 2001 National Health Survey." *Journal of Biosocial Science* 39: 735-744.
- Zuanna, Gianpiero Dalla, Alessandra De Rose, and Filomena Racioppi. 2005. "Low Fertility and Limited Diffusion of Modern Contraception in Italy During the Second Half of Twentieth Century." Journal of Population Research 22 (1): 21-48.

第4章

無党派層における投票先決定要因の分析 一党派性ヒューリスティクスの観点から

上妻 加奈

要約

本稿では、政党支持の有無が有権者の投票先決定要因のあり方に影響をもたらすかについて検討する。無党派層の増加は、日本をはじめ世界中で問題視されている。党派性は、有権者の政治的判断にとって、コストをかけずに情報収集を可能にするヒューリスティクスであるが、党派性を持たない無党派層が、どの要因を考慮し投票先を決定しているのかを国内の事例から検証した研究は多くない。本稿では、2017年に行われた、第48回衆議院議員総選挙における東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査をもとに、政党支持の投票先決定要因への影響分析を試みた。分析結果からは、無党派層では争点態度が野党への投票に及ぼす影響が大きいこと、また、政治知識の高い現代的無党派層に限っては業績評価が与党への投票に繋がりやすいことが明らかになった。これらの結果は、現代の日本においては、党派性が情報のショートカットとして有効に機能している可能性を否定するものではないものの、部分的にはむしろ争点態度や業績評価に基づく投票選択を阻害するような傾向を持つことを示唆するものである。

1. はじめに

近年、世界中で政党支持なし層の増加が叫ばれており、その傾向は日本においても見られる。図1によると、1990年に 24.1%であった無党派層の割合は、2017年には 33.7%に増加しており、概して増加傾向にあると言えるだろう。

無党派層や浮動層の増加は、政権交代や当落予想を覆す可能性を高め、その動向が注目されてきた。例えば、1993年の衆議院議員総選挙では、細川氏を首班とする非自民連立内閣が成立した。度重なる汚職事件で有権者の政治不信が強まった結果、自民党は過半数議席を獲得できず、38年間続いた自民党単独政権は終わりを告げた26。また、1995年の東京都知事選挙では、事前の情勢報道で優勢だと予想された政党推薦の各候補を抑え、青島氏が当選を果たした。これらの両選挙においては、無党派層からの集票が大きく貢献したと言われる

²⁶ https://www.nhk.or.jp/senkyo/database/history/(最終アクセス:11月11日)。

(岩淵 1996)。

政党支持を持たない彼らは、何をもって投票先を決定しているのであろうか。党派性は、有権者が投票先を決めるにあたり、情報収集のコストを抑え、正しい判断を行うためのヒューリスティクスとして機能する(飯田ほか 2015)。その手がかりを持たずに、争点態度や業績評価をもとに政治的判断を下しているのであろうか。支持政党を持たないことで、有権者自身の意思や立場と異なる政党や候補者への投票が行われるならば、代議制民主主義が正しく機能しているとは言えないだろう。本稿では、2017年に行われた衆議院議員総選挙の際に実施された東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査のデータをもとに、支持政党の有無が投票先決定の要因に影響を与えているのかを検証することを試みる。

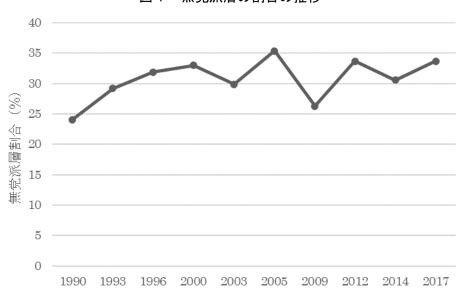


図1 無党派層の割合の推移

出典:明るい選挙推進協会「第48回衆議院議員総選挙全国意識調査」、 「第44回衆議院議員総選挙の実態」より筆者作成²⁷

2. 先行研究

投票行動に関する研究や理論構築は、アメリカにおいて盛んに行われてきた。1950年代から1960年代にかけて、ミシガン大学を中心とするミシガン学派は、政党帰属意識が投票先の決定を規定すると提唱した。また、この政党帰属意識は親から子へと受け継がれ、安定的であるとした。しかし1960年代以降、アメリカ国内外の情勢変化に伴い、政党帰属意識のみでは規定要因を説明できない、という批判を浴び、争点態度へと注目が移ることになる(飯田ほか2015)。

²⁷ http://www.akaruisenkyo.or.jp/060project/066search/ (最終アクセス:10月30日)。

日本では、政党帰属意識ではなく、政党の外部からの態度としての政党支持が根付いてきた(飯田ほか 2015)。三宅(1989)によると、アメリカの政党帰属意識に比べ、政党支持は不安定である。しかし長期的な安定性に欠けているとしても、政党支持が投票行動に大きな影響を与えていると言うことができる。小林(1997)によると、1970年代以降、投票行動の説明力が最も高い要因として政党支持があげられ、過去の選挙における分析では、政党支持をコントロールすると他の要因の効果はあまり見られないことが指摘されている(小林1985; 1991)。また党派性は、政治的知識の有無にかかわらず、正しい政治的認知を助けるとの研究がなされている(飯田ほか 2015)。

しかし無党派層の増加により、投票先決定における政党支持の説明力は低下しており(小林 1997)、無党派層の投票行動を検討する必要がある。小林 (1991)によれば、争点態度や業績評価と、無党派層の投票先決定との関連は強く見られない。さらに三宅 (1989)によると、有権者の争点の認知と政党の結びつきは容易ではなく、選挙制度上のシステムにも問題がありそうである。

従来の無党派層に関する研究は、政治関心のない無党派層に焦点を絞ったものが多いように思われるが、時代の変化とともに、無党派層の特徴をとらえきれなくなっており、伝統的無党派層と現代的無党派層とを分けて考える必要があるだろう(新倉 2020)。同じく新倉(2020)によると、政治関心の高い現代的無党派層は政治状況を総合的に判断し、推薦候補へ投票するかどうかを決めると考えられるが、一方で政治関心の低い伝統的無党派層は、そうではないかもしれない。また、田中(1992)は、有権者の意識調査をもとに、従来とは異なる方法で政党支持なし層を分類し、新たなカテゴリ類型を提唱した。政治への無関心ゆえに政党を支持しない、という単純な二分化ではなく、学歴や政治関心が高い層が、意識的に政党支持なしを選択するという。

これらの研究においては、無党派層がどの政党に投票するのか、判断する要因や影響を分析したものは少ないように思われる。また、上記の研究はいずれも 1980 年代から 2000 年代に執筆されたものが多く、現在の政治・経済状況や政策争点、それに対する有権者の立場や意見とは異なるものと想像される。そのため、2017 年の衆議院議員総選挙という比較的新しい選挙での調査を用いて、増加する無党派層に着目し、その投票行動を検証する。

3. 理論仮説

前節で述べたように、支持政党がヒューリスティクスとして有効に機能し、政治情報のショートカットが行われ、その結果、各政党の政策争点や業績評価への正しい認知が行われるならば、政党支持層は無党派層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いやすいであろう。一方で、報道や過去の経験などから形成された政党スキーマが影響し28、政党支持層がそれ

²⁸ 人はスキーマ(認知構造)に基づいて行動しており、投票行動においては政党スキーマ

に基づいて投票先を決定し、各争点や業績評価の検討をおろそかにしているならば、政党支持が争点態度や業績評価に基づく投票先決定を阻害しているとも考えられる。

また、先行研究で明らかにされてきたように、無党派層をひとつの文脈で捉えて検討するだけではなく、その特徴に基づき無党派層を分類し、それぞれについて検討する必要があるだろう。そのため、政治への関心や政治知識を持たない伝統的無党派層と、これらを持つ現代的無党派層に分類し、それぞれの投票行動を検討する。ここにおいて現代的無党派層は、田中(1992)で述べられるように、学歴が高い層や政治知識を持つ層に多く、争点態度や業績評価に関する情報を収集し、それらを利用する能力も高いものと想像される。そのため、伝統的無党派層に比べ、現代的無党派層は争点態度投票や業績評価投票を行いやすいと考えられる。

以上より、これらの理論仮説を導出し検証を試みる。

仮説1: 政党支持層は、無党派層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いやすい。

仮説2: 政党支持層は、無党派層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いにくい。

仮説3:現代的無党派層は、政党支持層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いや すい。

4. データと方法

4-1. データ

仮説検証には、東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査のうち、2017 年衆議院議員総選挙の有権者調査を利用した。この調査は、無作為抽出によって選ばれた、全国 3000 人の有権者に対して郵送にて行われたものであり、有効な回答は 1778 通である。この調査のうち、投票先に関する回答を用いて、従属変数とした。本稿で検討する争点態度と業績評価の変数としては、まず、争点に関する 17 質問への回答の主成分分析を行い、その第一主成分得点を争点態度とする。次に安倍首相の仕事ぶりを尋ねる質問への回答の、尺度を反転させたものを業績評価とする。党派性の有無による投票先決定要因への影響を検証するために、政党支持ダミーを作成し、争点態度、業績評価それぞれと無党派ダミーの交互作用項を作成する。これらを独立変数とし、政党支持層と無党派層の投票行動の比較を試みる。また、性別、年齢、学歴、職業という社会的属性をコントロールするため、ダミー変数化し投入した。これらの変数を、多項ロジットモデルに投入し、政党支持層と無党派層の投票先選択を推定

がその役割を担う(池田 1997)。

する。さらに政治的知識の有無によって、争点態度と業績評価がもたらす影響に違いが見られるか検証するため、無党派層を伝統的無党派層・現代的無党派層・中間層に分類し、政治的知識の大小ごとの部分標本で同様の検証を行う。

4-2. 従属変数

従属変数には、衆院比例区の投票先について、棄権=0、与党(自民党・公明党)へ投票=1、野党(その他の政党)へ投票=2へとコード化したものを用いる。

4-3. 独立変数

独立変数には、争点態度、業績評価、政党支持、社会的属性の4項目を用いる。争点態度は、政策争点に関する17質問を主成分分析し、その第一主成分得点を用いる²⁹。表1は、第一主成分における負荷量を示している。有権者に重要視された争点は、防衛力強化・先制攻撃可・北朝鮮外交・首相の靖国参拝の4つだと言えるだろう。いずれも賛成(1)-反対(5)として分析を行っており、値が小さければ保守、大きければリベラルという、保守ーリベラルイデオロギーを表している。

業績評価には、「あなたは、安倍首相の全般的な仕事ぶりについて、よくやっていると思いますか、それとも思いませんか。1つだけ○を付けてください」という、安倍首相の仕事ぶりを5段階で評価したものを用い、よくやっていると思う(1)-よくやっているとは思わない(5)の評価を、よくやっているとは思わない(1)-よくやっていると思う(5)に尺度を反転する操作を行った。政党支持ダミーは、野党支持、無党派をそれぞれ当てはまる=1、当てはまらない=0でダミー変数化した。政党支持層と無党派層の投票先選択における影響差を検証するため、争点態度、業績評価のそれぞれと無党派ダミーの交互作用項を作成した。また、岩淵(1986)や菅沢(1986)で政党支持に影響を及ぼすとされる、性別・年

²⁹ 主成分分析に用いた質問は以下の通りである。

[「]日本の防衛力はもっと強化すべきだ」、「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」、「北朝鮮に対しては対話よりも圧力を優先すべきだ」、「非核三原則を堅持すべきだ」、「首相には靖国神社に参拝してほしい」、「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」、「公共事業による雇用確保は必要だ」、「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」、「幼稚園・保育所から大学まで教育を無償化すべきだ」、「所得や資産の多い人に対する課税を強化すべきだ」、「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」、「外国人労働者の受け入れを進めるべきだ」、「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」、「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」、「男性同士、女性同士の結婚を法律で認めるべきだ」、「被選挙権を得られる年齢を引き下げるべきだ」、「国会は一院制にすべきだ」。

齢・学歴・職業を社会的属性として投入する。社会的属性はダミー変数として、男性ダミーが、男性=1、女性=0、40歳以上ダミーが、40代以上=1、30代以下=0、大卒ダミーが、大卒・大学院卒=1、その他=0、職業ダミーが、会社員・公務員=1、その他=0で変数化した。

表 1 主成分負荷量

_	第一主成分
	保守-リベラル
防衛力強化	0.4131
先制攻擊可	0.4135
北朝鮮外交	0.3625
非核三原則堅持	-0.2406
首相の靖国参拝	0.3414
小さな政府	0.0635
公共事業による雇用確保	0.1926
財政出動	0.2829
教育無償化	0.0353
累進課税強化	-0.0355
プライバシー制約	0.2775
外国人労働者受け入れ	-0.0529
原発運転再開	0.3093
夫婦別姓	-0.1381
同性婚	-0.1612
被選挙年齢引き下げ	0.0374
一院制	0.0839
寄与率	17.80%

4-4. 分析手法

これらの変数を多項ロジットモデルに投入し、棄権=0を基準として、支持政党の有無が、 投票先選択要因に与える影響を分析する。また、政治的知識の有無を問う質問項目を利用し て無党派層を分類し³⁰、各層ごとに同様に多項ロジット分析を行う。

³⁰ 分類に用いた質問は以下の通りである。

[「]政治家や評論家でもないかぎり、政治のことをよく知っている人がいたり、そうでない人がいたりするのは、ごく普通のことです。あなたは、ご自身についてどう思いますか。1つだけ○を付けてください」。よく知っているほうだと思う(1)・どちらかと言えばよく知っているほうだと思う(2)を現代的無党派層、どちらとも言えない(3)を中間層、どちらかと言えばあまり知らないほうだと思う(5)を伝統的無党派層に分類。

表 2 変数一覧

変数名	変数説明		出典
投票先	棄権=0、与党投票=1、野党投票=2	東大朝日調査	(Q2)
争点態度	争点態度に関する17質問の第一主成分得点		$(Q23_1 \sim Q23_17)$
業績評価	内閣の業績評価に関する質問		(Q16)
野党支持ダミー	野党支持=1、その他=0		(Q18)
無党派ダミー	無党派層=1、支持政党あり=0		(Q18)
男性ダミー	男性=1、女性=0		(F1)
年齢ダミー	40代以上=1、30代以下=0		(F2)
大卒ダミー	大卒、大学院卒=1、高卒=0		(F3)
職業ダミー	会社員、公務員=1、その他の職業=0		(F4)
争点態度×無党派ダミー	争点態度×無党派ダミー		
業績評価×無党派ダミー	業績評価×無党派ダミー		

表 3 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
投票先	1576	1.1085	0.7962	0	2
争点態度	1576	-0.0103	1.7418	-5.0859	5.8733
業績評価	1576	3.3585	1.2006	1	5
野党支持ダミー	1576	0.2868	0.4524	0	1
無党派ダミー	1576	0.1973	0.3981	0	1
男性ダミー	1576	0.4943	0.5001	0	1
年齢ダミー	1576	0.7963	0.4029	0	1
大卒ダミー	1576	0.2824	0.4503	0	1
職業ダミー	1576	0.3357	0.4724	0	1

5. 分析結果

5-1. 支持政党の投票先選択の要因への影響

表 4 は、棄権=0 を基準として、それぞれの独立変数が与党・野党への投票に与えた影響を推定した多項ロジット分析の結果である。本稿で検討するものは、争点態度・業績評価・ 争点態度×無党派ダミー・業績評価×無党派ダミーの 4 項目である。

まず、与党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は、-0.0624、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.0423 である。すなわち、無党派ダミー=0 の政党支持層の係数は、

表 4 無党派層の投票先選択の要因(多項ロジット分析)

		住属変数	女	
独立変数	与党		野党	
(定数項)	-1.7943	***	-0.7021	*
	(0.4050)		(0.3547)	
争点態度	-0.0624		0.1682	**
	(0.0554)		(0.0536)	
業績評価	0.4784	***	-0.1364	†
	(0.0920)		(0.0791)	
野党支持ダミー	-1.5277	***	0.9208	***
	(0.2297)		(0.1804)	
無党派ダミー	-1.8358	**	-0.3222	
	(0.6758)		(0.4901)	
争点態度×無党派ダミー	0.0423		0.2140	†
	(0.1411)		(0.1143)	
業績評価×無党派ダミー	0.1702		-0.0132	
	(0.1864)		(0.1483)	
男性ダミー	0.1641		0.4194	**
	(0.1548)		(0.1503)	
年齢ダミー	1.0380	***	1.1805	***
	(0.1760)		(0.1748)	
大卒ダミー	-0.0630		0.3899	*
	(0.1728)		(0.1658)	
職業ダミー	-0.1894		-0.2229	
	(0.1591)		(0.1569)	
$McFaddenR^2$		0.2080		
N		1576		

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

-0.0624 である。無党派ダミー=1 の無党派層に関しては、-0.0624 と 0.0423 で打ち消し合い係数が小さくなるが、係数はともに有意ではない。野党投票への争点態度の影響については、政党支持層の係数が 0.1682、争点態度×無党派ダミーの係数が 0.2140 であり、いずれも統計的に有意であった。すなわち、リベラルな立場の有権者ほど野党投票を行いやすく、ともに正の係数であるために、無党派層では、争点態度の野党投票への影響が大きいと言え

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

る。

次に与党投票への業績評価の影響について、業績評価の係数は 0.4784、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.1702 であり、業績評価の係数のみ統計的に有意であった。最後に野党投票への業績評価の影響について、業績評価の係数は-0.1364 で統計的に有意であり、業績評価×無党派ダミーの係数は-0.0132 で有意ではなかった。

以上の分析結果より、政党支持層も争点態度投票や業績評価投票を行っている(仮説 1)が、野党投票においては、無党派層に争点態度の影響が大きく見られる(仮説 2)という結果になった。

5-2. 無党派層の類型別での影響

次に、政治的知識の有無によって無党派層を分類し、各層における影響について検証を行った。表5はその分析結果である。

まず政治的知識を持たない伝統的無党派層について検討する。与党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は 0.0215、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.0703 であり、いずれも統計的に有意ではなかった。野党投票においては、争点態度の係数が 0.1822、争点態度×無党派ダミーの係数が 0.1731 であり、争点態度の係数のみ有意であった。次に与党投票への業績評価への影響に関して、業績評価の係数は 0.3071、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.2853 であり、業績評価の係数のみ有意であった。野党投票について、業績評価の係数が-0.2230、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.2408 であり、ここにおいても業績評価の係数のみ有意であった。

次に、政治的知識を持つ現代的無党派層について検討する。まず、与党投票への争点態度度について、争点態度の係数は-0.0920、争点態度×無党派ダミーの係数は-0.4615であり、係数はともに有意ではなかった。次に野党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は 0.1137、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.2159で、いずれも有意ではない。次に与党投票への業績評価の影響に関して、業績評価の係数は 0.4624、業績評価×無党派ダミーの係数は 1.9341で、いずれも統計的に有意であった。いずれの係数も正であるために、現代的無党派層においては、与党投票の業績評価への影響が大きいと言える。野党投票においては、業績評価の係数が-0.1324、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.0956で、係数はともに有意ではない。

最後に中間層について検討する。まず与党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は-0.0007、争点態度×無党派ダミーの係数は-0.3596で、どちらも有意ではなかった。野党投票においては、争点態度の係数が 0.2213、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.0986で争点態度の係数のみ有意であった。次に与党投票への業績評価の影響について、業績評価の係数は 0.7447、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.4932 であり、業績評価の係数のみ有意であった。野党投票においては、業績評価の係数は 0.0464、業績評価×無党派ダミーの

係数は0.4336であり、いずれも有意ではなかった。

無党派層各層ごとの分析においては、政治知識を持つ有権者では、無党派であるほど、業績評価が与党投票に強く影響するという結果が得られた。

表5 無党派層の投票先選択の要因(多項ロジット分析・政治的知識別)

			従属変	芝数		
	与党	野党	与党	野党	与党	野党
独立変数	伝統的無	党派層	現代的無力	党派層	中間	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
(定数項)	-1.5467 **	-0.6714	-0.0825	0.6108	-2.3605 **	-1.1512 †
	(0.5696)	(0.5057)	(1.1314)	(0.9464)	(0.7689)	(0.6735)
争点態度	0.0215	0.1822 *	-0.0920	0.1137	-0.0007	0.2213 *
	(0.0836)	(0.0814)	(0.1265)	(0.1186)	(0.1126)	(0.1040)
業績評価	0.3071 *	-0.2230 †	0.4624 *	-0.1324	0.7447 ***	0.0464
	(0.1312)	(0.1148)	(0.2313)	(0.1907)	(0.1788)	(0.1529)
野党支持ダミー	-1.0973 ***	0.9775 ***	-2.6962 ***	0.7045	-1.6029 ***	0.8617 *
	(0.3104)	(0.2454)	(0.6266)	(0.4787)	(0.4277)	(0.3518)
無党派ダミー	-1.7677 *	-1.0684	-10.2709 *	-0.7084	0.0396	1.2016
	(0.8506)	(0.6826)	(4.6156)	(1.4833)	(1.3419)	(0.9936)
争点態度×無党派ダミー	0.0703	0.1731	-0.4615	0.2159	-0.3596	0.0986
	(0.1839)	(0.1661)	(0.7220)	(0.2376)	(0.3569)	(0.2536)
業績評価×無党派ダミー	0.2853	0.2408	1.9341 †	0.0956	0.4932	0.4336
	(0.2348)	(0.2023)	(1.1067)	(0.4759)	(0.3855)	(0.3002)
男性ダミー	0.1708	0.4361 *	-0.2937	0.4441	-0.2237	-0.0323
	(0.2143)	(0.2080)	(0.4846)	(0.4461)	(0.3032)	(0.2899)
年齢ダミー	0.8331 ***	1.0136 ***	0.8263	0.6847	1.2440 ***	1.5139 ***
	(0.2304)	(0.2307)	(0.5187)	(0.5259)	(0.3712)	(0.3561)
大卒ダミー	-0.1567	0.4112 †	-0.1900	0.4449	-0.2697	0.0879
	(0.2542)	(0.2398)	(0.4407)	(0.4190)	(0.3226)	(0.2960)
職業ダミー	-0.0667	0.0369	-0.9331 *	-1.1328 **	0.1821	0.0235
	(0.2189)	(0.2154)	(0.4390)	(0.4121)	(0.3190)	(0.3034)
McFaddenR ²	0.13	00	0.357	73	0.245	58
N	733	3	332	:	494	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

6. 結論

本稿では、衆議院議員総選挙の有権者データを用いて、支持政党の有無が投票先選択へ与える影響を検討した。その結果、政党支持層にとっても争点態度や業績評価は投票先選択に大きな影響を持っていることがわかった。ただし、野党投票については、争点態度の無党派層への影響が大きい。また、現代的無党派層においては、業績評価が与党投票に繋がりやすいことが明らかになり、これらの結果は、党派性が争点態度や業績評価に基づく投票先選択を阻害する可能性を部分的に示唆するものである。また、無党派層の増加によって、争点態

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

度や業績評価の影響が強まりつつあると言えるだろう。その意味では、有権者が各政党の争点や業績評価を正しく認知できるよう、情報環境を整えることが求められる。例えば、現在一部導入されている、有権者が質問に答えると、人工知能がその傾向を分析し、候補者や政党とマッチングさせるアプリやサイトの利活用があげられる。

最後に、本稿の分析における問題点を述べる。まず争点態度について、争点の顕出性の問題がある。小林(2000)が指摘するように、調査設計者と有権者の間で、争点認知に差がある可能性があるため、今回用いた東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査のような意識調査では、有権者が実際にどのような争点を重視して投票先選択を行ったのか、明確にできない。次に業績評価について、内閣の業績評価は、経済状況により判断されることが多い。本稿で業績評価をはかる変数として用いた項目は、安倍首相の仕事ぶりを評価するか否かを回答する質問であったため、個々の業績への評価が考慮される必要があるだろう。

7. 参考文献

飯田健・松林哲也・大村華子. 2015. 『政治行動論—有権者は政治を変えられるのか』有斐閣. 池田謙一. 1997. 『転変する政治のリアリティ—投票行動の認知社会学』木鐸社.

岩淵美克. 1986. 「地方選挙の分析―社会的属性の分析」堀江湛・梅村光弘編『投票行動と政治意識』慶應通信.

岩淵美克. 1996. 「東京都知事選における無党派層の投票行動」 『選挙研究』 11: 61-70.

小林良彰. 1985. 『計量政治学』成文堂.

小林良彰. 1991. 『現代日本の選挙』東京大学出版会.

小林良彰. 1997. 『現代日本の政治過程:日本型民主義の計量分析』東京大学出版会.

小林良彰. 2000. 『選挙・投票行動』東京大学出版会.

菅沢文明. 1986. 「国政選挙の分析―社会的属性の分析」堀江湛・梅村光弘編『投票行動と政治意識』慶應通信.

田中愛治. 1992. 「「政党支持なし」層の意識構造と政治不信」 『選挙研究』 7:80-99.

新倉純樹. 2020.「共同調査における「伝統的無党派層」と「現代的無党派層」の分析」

『Int'lecowk: 国際経済労働研究』75 (7): 20-24.

三宅一郎. 1989. 『投票行動』 東京大学出版会.

第5章

投票参加における近隣効果の実証研究 --所得格差と高齢化の観点から--

松永 徹生

要約

本稿では、地域レベルの要因が個人の投票行動にどのような影響を与えるかについて近隣効果の観点から考察する。近隣効果は社会学において多くの研究がなされているが、投票行動に関連付けてなされているものはいまだに少ない。本稿では、国勢調査と東京大学谷口研究室・朝日新聞共同世論調査を組み合わせて、地域データと個人データを結合させることで近隣効果の検討を行った。その結果、個人的な高齢化は投票参加に正に相関するのに対して、高齢化が進んでいる地域では、投票率が低下するという逆説的な現象が発生していることが示された。投票行動については、従来の研究で用いられるような個人的なモデルのみで検討するのではなく、地域的な近隣効果を考慮した上で検討していく必要があると言える。

1. はじめに

投票参加は民主主義にとって重要な構成要素の一つである。代議制民主主義では、国民が 政治に関わる機会は限られており、政治家を選出する投票は、民意を反映するための最も重 要な政治的行為と言える。しかし、日本では投票率は低下傾向にあり、期日前投票制度など 投票環境を利便化する試みが行われているものの、明確な変化が起こっているとは言い難 い(図1)。

それでは、そもそもなぜ投票率が低下することに問題があるのだろうか。Lijphart (1997) は、低投票率を「深刻な民主主義上の問題」とし、その理由として国民の間で政治的影響力に格差が生じうる問題を指摘している。例えば、日本でも若者の投票率の低下が、高齢者向けの政策偏重を助長しているのではないかという批判がある。つまり、一部の国民の意見ばかりが政治に反映され、国民間に格差が生じやすくなってしまうのである。今後も投票率が低下し続けた場合、民意が政策に正しく反映されず、年齢や所得などの格差が是正不可能なレベルになってしまうかもしれない。したがって、投票率の低下の原因を明らかにすることには意義があると言える。

既存研究では、期待効用モデルに代表されるように個人の合理的行動から投票参加が説

明されることが一般的である(小林 2000)。しかし、個人の居住地域の状況そのものが個人の行動に影響を及ぼすという社会学的な要因もありうる。田部(2002)は、バンコクの移住労働者が同地域出身者から就業情報などのサポートを得ており、そのような地域的なつながりが後から移住した労働者の就業確率を上昇させるという外部効果を見出している。つまり、個人の属性に関係なく、ある特定の地域に居住していることが個人の行動を規定している可能性があるのである。このように、地域レベルの住民間の相互作用が、就職選択などの社会的な行動を規定するならば、同様に投票行動についても居住地域の住民間の相互作用の影響を考える必要があるだろう。

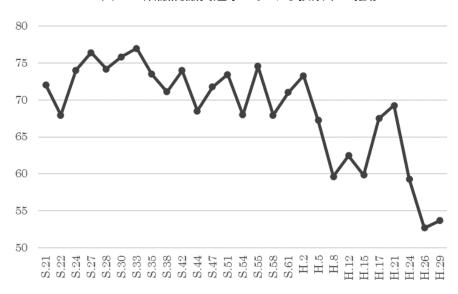


図1 衆議院議員選挙における投票率の推移

出典:総務省「国政選挙における選挙率の推移」を基に筆者作成31。

地域と個人という二つのレベルの関係については近隣効果という概念がある。これは特定の地域の特性が個人の行動に影響を及ぼす効果のことである(中谷 2013)。近隣効果は近年関心の高まりを見せている概念であり、海外では近隣効果に関する研究が多く行われているが(Ludwig et al. 2012)、日本における近隣効果の検討は少なく、また、双方に共通して近隣効果と投票行動の関係を扱った研究は少ない。もし有権者個人の問題を超えて、地域間の様々な社会的格差自体が投票率の地域格差をもたらしているとすれば、そのような地域的な要因に基づく投票率の格差は国家として是正していくべき社会問題と言えるかもしれない。

以上の議論を踏まえ、本稿では東京大学谷口研究室・朝日新聞共同世論調査に国勢調査の 地域別変数を組み合わせて、地域の平均所得・高齢化の状況が有権者個人の投票参加に及ぼ

³¹ https://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/news/sonota/ritu/index.html (最終アクセス 11 月 15 日)。

す影響を検証する。分析方法としては二項ロジット分析を用いる。分析の結果、従来の研究では近隣効果が働きやすいとされていた平均所得は投票率に影響を与えていなかったが、高齢化が個人の投票参加に負の影響を及ぼすことが分かった。このことから、高齢化地域など、高齢により投票所にアクセスしにくくなることによって相互動員が少なくなった地域では、一人当たりの投票所を優先的に設けたり、病院や老人ホームなど、高齢者が行きやすい施設に投票所を設置するなど、投票率の積極的な是正策が必要かもしれない。

2. 先行研究

前節で述べた通り、近隣効果に関する研究は海外では盛んに行われており、例えば、Durlauf (2004) は経済学分野における近隣効果の応用可能性について述べている。投票行動に対する近隣効果についても、Sui and Hugill (2002) は、GIS を用いて投票率が近隣効果に影響を与えていることを検証した上で、投票結果の空間クラスター分析を行い、投票率のクラスター化のパターンが混在している場合、投票結果にはより強い近隣効果が見られることを示した。Haspel and Knotts (2005) は投票所からの距離のわずかな違いが投票率に大きな影響を与えること、また投票所の移転が投票の意思決定に影響を与えていることを検証している。

海外に限らず、日本においても近隣効果の研究は GIS を用いた分析が中心となっているが、個人レベルの投票行動を観測できるわけではない。したがって、本論文ではサーベイデータに地域情報を結合することで個人的要因を統制し、その上で地域環境が個人の投票参加に及ぼす影響をより直接的な形で検証する。

3. 理論仮説

それでは個人の投票参加に影響を及ぼす地域環境とは何であろうか。ここでは、近隣効果の働きやすいとされる地域環境の属性を取り上げた上で、それらの属性が投票行動の要因として、個人レベルではどのように働きうるのかを整理していく。まず、先行研究によると、居住地域における所得格差によって居住者の属性の空間的隔離が発生していることを示している(上杉・浅見 2011)。また、中谷・埴淵(2013)は、日本社会にも居住地域に根差した文脈効果が存在し、それが所得格差によって健康格差が拡大するという性質のものであることを指摘している。また、Verba et al. (1978) では社会経済的に優位な集団は、そうでない人々と比べて政治に参加する傾向が強いと言われており、このことから、所得が近隣効果になりやすいと考えられる。

次に年齢についてである。神江(2010)は、非高齢者と比べて高齢者の政治的態度・行動

が有職者、無職者にかかわらず多くの面においてその積極性を高めていることを指摘し、その中で 20 年以上の居住歴が投票率に対して有意な影響を与えていることを示している。年齢が高まれば投票に参加しやすくなるという現象に関しては、政治学における加齢効果の存在が既に指摘されており、個人レベルでの投票参加を促すものと考えられる。現在、高齢化が進む中で、高齢者が集まりやすい地域、特に地方の農村などでは個人レベルを超えて、地域での年齢による投票参加を促進する効果が発生しているのではないだろうか。

ただし、投票における加齢効果については、60 代までは投票率を高めるものの、健康状態が悪化する 70 代以降には投票意欲とは別に健康状態の問題や政治関心の喪失などから、一転して投票率を低下させることが知られており(三船 2010)、このような効果が地域レベルになっても投票率に対して負の影響を持ちうる可能性もある。

以上に示した理論から導出される仮説をまとめると次のようになる。

仮説1:平均所得が高い地域に居住している人ほど、投票参加しやすい。

仮説2-1:高齢化率が高い地域に居住している人ほど、投票参加しやすい。 仮説2-2:高齢化率が高い地域に居住している人ほど、投票参加しにくい。

4. データと方法

4-1. データ

データに関しては、国勢調査及び東京大学谷口研究室・朝日新聞共同世論調査(以下、東大朝日調査)を利用した。東大朝日調査は、2017年の衆議院議員選挙の際に行われた有識者調査のデータを用い、国勢調査に関しては、その時点で最新調査である 2015年度のデータの中から採用した。

4-2. 従属変数

従属変数には投票参加を用いた。これは東大朝日調査における、「関心を持てなかったり、体調がすぐれなかったり、時間をとれなかったりして、投票に行かないのは決して珍しいことではありません。あなたは、今回の衆議院選挙で投票されましたか」という問いに対する答えである。なお、分析の都合上、投票した=1、投票しなかった=0としてダミー変数に変換した。

4-3. 独立変数

主要な独立変数には、仮説 1 の検証のために「一人当たり課税対象所得額」を、仮説 2 のために「高齢化率」を用いた。前者は全国の市町村における課税対象所得を納税義務者数(所得割)で除したものである。後者は 65 歳以上人口を総人口で除したものである。

また、地域レベルの統制変数として、国勢調査に基づき、第一次産業就業者割合³²、第三次産業就業者割合³³を、個人レベルの統制変数として、性別³⁴、年齢、学歴³⁵、内的有効性感覚、政治知識を用いた。

内的有効性感覚に関しては、「自分のような人びとには政府を左右する力はない」という 意見に対して「そう思う」、「どちらかと言えばそう思う」、「どちらとも言えない」、「どちら かと言えばそうは思わない」、「そうは思わない」の 5 段階で回答してもらったものを尺度 化することで測定した。

政治知識に関しては、「政治家や評論家でもないかぎり、政治のことをよく知っている人がいたり、そうでない人がいたりするのは、ごく普通のことです。あなたは、ご自身についてどう思いますか」という質問に対して「よく知っているほうだと思う」、「どちらかと言えばよく知っている方だと思う」、「どちらとも言えない」、「どちらかと言えばあまり知らないほうだと思う」、「あまり知らないほうだと思う」の5段階で回答してもらい、これらに尺度の反転を行なった上で測定した。

4-4. 分析手法

本稿では、近隣効果として地域レベルの変数が個人レベルの投票参加にどのような影響を与えるかを調べるために二項ロジット分析を用いて推定した。今回の分析では従属変数がダミー変数を用いた二値変数であるため、二項ロジット分析を用いることとした。

5. 分析結果

表 2 は二項ロジット分析を行った結果を示したものである。2017 年衆議院選挙の事例では、地域の高齢化率と個人の年齢が統計的に有意に負、個人の内的有効性感覚と政治知識が統計的に有意に正であった。ここから、回答者個人の年齢の効果を統制しても、居住地域の高齢化率が高いほど投票参加確率が低下することが示された(仮説 2-2)。一方、居住地域平均所得が高いほど投票参加しやすいという傾向は見られない(仮説 1)。

³² 第一次産業就業者数を就業者数で除したもの。

³³ 第三次産業就業者数を就業者数で除したもの。

³⁴ 回答者が女性である場合は1、そうでない場合は0としたダミー変数。

^{35 「}その他」は除外した。

表 1 変数一覧

	変数説明	Ŀ	出典
投票参加	投票した=1、投票しなかった=0	東大朝日調査	(Q1)
一人当たり課税対象所得額	課税対象所得を納税義務者数(所得割)で除し たもの	国勢調査	
高齢化率	65歳以上人口を総人口で除したもの	国勢調査	
第一次産業就業者割合	第一次産業就業者数を就業者数で除したもの	国勢調査	
第三次産業就業者割合	第三次産業就業者数を就業者数で除したもの	国勢調査	
性別	男性=0、女性=1	東大朝日調査	(F1)
年齢	10歳代=1、20歳代=2、30歳代=3、40歳代= 4、50歳代=5、60歳代=6、70歳代=7		(F2)
学歴	小・中学校=1、高校=2、専門学校=3、短期大 学=4、大学=5、大学院=6		(F3)
内的有効性感覚	「自分のような人びとには政府を左右する力はない」に対する「そう思う」=1~「そうは思わない」=5の回答の5点尺度		(Q11_2)
政治知識	「政治家や評論家でもないかぎり、政治のことをよく知っている人がいたり、そうでない人がいたりするのは、ごく普通のことです。あなたは、ご自身についてどう思いますか」に対する「よく知っているほうだと思う」=5~「あまり知らないほうだと思う」=1の回答の5点尺度(反転尺度)		(Q12)

表2 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
投票参加	1157	0.7364	0.4408	0	1
一人当たり課税対象所得額	1157	3195.6921	667.0682	2372.2536	10232.1881
高齢化率	1157	0.2675	0.0454	0.1575	0.4077
第一次産業就業者割合	1157	0.0345	0.0372	0.0006	0.2104
第三次産業就業者割合	1157	0.6644	0.0710	0.4518	0.8020
性別	1157	0.4944	0.5002	0	1
年齢	1157	5.0190	1.6391	1	7
学歴	1157	3.0052	1.4623	1	6
内的有効性感覚	1157	2.4978	1.2448	1	5
政治知識	1157	2.6059	1.0299	1	5

表3 投票参加に対する近隣効果の影響

	従属変数	
独立変数	投票参加	
(定数項)	-0.2434	
	(1.1224)	
一人当たり課税対象所得額	-0.0001	
	(0.0001)	
高齢化率	-4.6670	*
	(2.3674)	
第一次産業就業者割合	2.7770	
	(2.7402)	
第三次産業就業者割合	-0.5682	
	(1.1288)	
性別	-0.2296	
	(0.1482)	
年齢	0.3736	***
	(0.0488)	
学歴	0.1027	
	(0.0560)	
内的有効性感覚	0.1897	**
	(0.0620)	
政治知識	0.3205	***
	(0.0796)	
McFadden R ²	0.1040	
N	1157	
(1) ***: ~ < 0.001 **: ~ < 0.01	*: n < 0.05 +: n <	- 0 1

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

先行研究では、所得に基づく近隣効果が指摘されてきたが、日本の事例では投票行動と地域所得との間の関係は有意ではなかった。この結果に対しては、以下の解釈が考えられる。日本では市町村レベルでの所得による棲み分けが起きていない可能性である。海外の研究では地域による貧富の格差が大きく、その影響を明確に測定することができた。しかし、日本では市町村単位で富裕層と貧困層の大規模な住民移動が起きておらず、近隣効果として影響を及ぼさなかったことが考えられる。

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

次に高齢化についてであるが、高齢化率が高い地域ほど投票参加確率が低下することが示された。表3を見ると、個人レベルの変数である年齢は正に有意であるのに対して、地域レベルの変数である高齢化率が負に有意となっていることが読み取れる。これは、加齢効果によって年齢を重ねるごとに個人での投票参加は盛んになるものの、高齢者が多く居住する地域では近隣効果によって、投票参加が抑制されやすいと解釈することができる。

高齢者が集まる地域の投票率が低下する要因としては、①健康上の理由などで投票所へ行くコストが高くなってしまったことで相互動員が少なくなった、②後期高齢者では政治に対する関心が失われやすく、コミュニティ全体で投票参加に対する規範意識が低下する、などが挙げられるだろう。

6. 結論

本稿では、国勢調査とアンケート調査を結合することで発生する近隣効果が個人の投票行動に影響を及ぼすかを検証した。その結果、高齢化率が高い地域では個人の投票参加確率が低くなる傾向があることが明らかになった。これは個人レベルでは加齢効果によって年齢を重ねるごとに投票参加しやすくなるにもかかわらず、地域レベルでの高齢化は住民の投票参加意欲を低めるという逆説的な現象とも言える。このような現象が実際に起きているのであれば、高齢化が進んでいる日本では、今後さらに地域的要因が個人に及ぼす影響が大きくなることが懸念される。このような状況を改善するためにも、高齢者が集まりやすい地域には一人当たりの投票所を優先的に設けたり、病院や老人ホームなど、高齢者が集まりやすい施設に投票所を設置するなど、投票率の積極的な是正策が必要かもしれない。また近年、注目が集まっている。インターネット投票は、主に若者の投票参加を促す効果が期待されるものだが、高齢者の投票に対するコストを削減するという観点でも積極的に議論すべき価値があるものだと考える。

最後に、今回の分析結果は全国の市町村を対象に行ったものであり、特定の地域ごとの特徴を無視してしまっている点もありうる。今後は、高齢化が特に進む地域のみに事例を限定して、近隣効果の実態をより詳細に捉える必要もあるだろう。また、近隣効果についての観点で言えば、パネルデータを用いることである地域に影響を与えている近隣効果が歴史的に存在するものなのか、ある時期を境に発生したものなのかを明らかにするかもしれない。そのような知見は、投票率を改善するための新たな糸口となりうるだろう。

7. 参考文献

小林良彰. 2000. 『選挙・投票行動』東京大学出版会.

- 田部早紀. 2002. 「移住労働者の就業確率と近隣効果―タイ,バンコクでの事例」『アジア経済』 43 (2): 48-65.
- 中谷友樹・埴淵知哉. 2013.「居住地域の健康格差と所得格差」『経済地理学年報』59: 57-72.
- 上杉昌也・浅見泰司. 2011. 「1990 年代後半以降の世帯収入階層による地域内居住分化の検証—東京都大田区を事例として」 『地理学評論 Series A』 84 (4): 345-357.
- 神江伸介. 2010. 「最近の高齢社会―高齢者の政治参加, ボランティアと生きがい」『香川法学』 30 (1・2): 1-42.
- 三船毅・中村隆. 2010. 「衆議院選挙投票率の分析―1969 年から 2005 年における年齢・時代・世代の影響」『選挙研究』 25 (2): 83-106.
- Durlauf, Steven N. 2004. "Neighborhood Effects." *Handbook of Regional and Urban Economics* 4: 2173-2242.
- Haspel, Moshe and Knotts H. Gibbs. 2005. "Location, Location, Location: Precinct Placement and the Costs of Voting" *The Journal of Politics* 67 (2): 560-573.
- Lijphart, Arend. 1997. "Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma." *The American Political Science Review* 91 (1): 1-14.
- Ludwig, Jens, Greg J. Duncan, Lisa A. Gennetian, Lawrence F. Katz, Ronald C. Kessler, Jeffrey R. Kling, and Lisa Sanbonmatsu. 2012. "Neighborhood Effects on the Long-Term Well-Being of Low-Income Adults." Science 337 (6101): 1505-1510.
- Sui, Daniel Z. and Peter J Hugill. 2002. "A GIS-based Spatial Analysis on Neighborhood Effects and Voter Turn-out: A Case Study in College Station, Texas." *Political Geography* 21 (2): 159-173.
- Verba, Sidney, Norman H. Nie, and Jae-on Kim. 1978. *Participation and political equality: A seven-nation comparison*. Cambridge University Press.

第2部 公共政策編

第6章

日本人の数学の自己効力感はなぜ低いのか --数学の自己効力感の要因分析---

大川 楓歌

要約

本稿では、数学の自己効力感に影響を及ぼす要因について考察する。数学の自己効力感が数学のパフォーマンスに及ぼす影響については多くの研究で明らかにされているが、生徒の数学の自己効力感の決定要因について研究している文献、特に教員の影響を検討した研究は限られている。本稿では、「IEA 国際数学・理科教育動向調査(TIMSS 2015)」の質問紙調査を用いて、生徒の数学の自己効力感に影響を及ぼす要因を検討した。その結果、生徒の数学の自己効力感に最も影響を及ぼしている要因は教師の授業に対する生徒からの評価であった。さらに、教師の授業に対する生徒の評価に影響を及ぼしている要因を検討したところ、学校の秩序や安全性と教師の職業満足度が有意に関連していた。本稿は TIMSS 2015による単年度の分析であり、また生徒、保護者、教師、学校という要素を検討したものの、クラスメイトによる影響を考慮していない。今後の研究では、パネルデータによる分析が必要であるとともに、生徒のクラスメイトまで着目した網羅的な分析が必要である。

1. はじめに

「TIMSS(国際数学・理科教育動向調査)」とは、生徒の算数・数学、理科の教育達成度を国際的に測定することによって、児童生徒の教育上の諸要因との関係を明らかにするために国際教育達成度評価学会(IEA)が1964年から現在まで4年おきに小学4年生、中学2年生を対象として実施してきた国際調査である。現在この調査の参加国・地域は50以上にのぼり、日本においても小学4年生は2003年から、中学2年生は1999年からこの調査に参加をしている。

TIMSS 2015 では、日本の小学 4 年生の算数の成績は 49 か国中 5 位、理科の成績は 47 か国中 3 位、中学 2 年生の数学の成績は 39 か国中 5 位、理科の成績は 39 か国中 2 位と参加国の中でも上位を記録し、さらに平均得点も前回調査(TIMSS 2011)から有意に上昇するなど好調な結果となった 36 。

³⁶ https://www.nier.go.jp/timss/2015/point.pdf (最終アクセス: 2021年10月27日)。

このように、日本は国際的にみて理系科目において非常に高水準な学力を保持している。しかしそれにも拘らず、高校生時になされる文理選択においては大きな偏りが見られるように思われる。2013年に国立政策研究所が発表した「中学校・高等学校における 理系進路選択に関する研究」における高校生を対象に行われた調査では、文系コースを選択した高校3年生は 433,263人(全体の 58.7%)、理系コースを選択した高校3年生は 224,342人(全体の 30.1%)と、文系コース選択者が理系コース選択者の 2 倍ちかく多い結果となった。また、OECD 加盟国・地域を対象に実施された「国際成人力調査 (PIAAC2012)」でも、日本の理系専攻率は 39.2%と、参加国の中で最も理系専攻率が低かった37。

日本では理系科目の学力水準が高いにも拘らずなぜこのような文理選択の偏りが生じているのだろうか。この要因として「数学の自己効力感」が大きく関係していると考えられる。Betz and Hackett(1983)は数学の自己効力感、つまり与えられた課題に対してうまく対処できると考えている生徒ほど、大学進学の際に理系に関係する進路を選びやすい傾向にあり、数学の自己効力感は実際の数学の学力以上に文理選択に影響を及ぼすことを明らかにした。実際 TIMSS 2015 の日本の生徒質問紙調査の結果を見ると、「算数・数学は得意だ」という質問項目に対して肯定的に回答した生徒の割合は国際平均を10ポイント以上下回っている。また、経済協力開発機構(OECD)の国際学習到達度調査(PISA)においても15歳の数学における自己概念が参加国の中で最下位であった38。このことから、日本の生徒は理系科目の学力が高いにも拘わらず、数学に対する自己効力感は低く、その結果として理系選択者が少なくなっていると推測できる。

数学の自己効力感の変動の要因に着目して分析を行った研究はいくつか存在する (e.g. Mejía-Rodríguez et al. 2020; Rabenberg 2013; Stake 2006)。しかし、本研究は保護者や生徒自身、教師、学校など、先行研究であげられている複数の要因を網羅的に検討している点、さらには後述のように教師から見た授業の評価を考慮している点に新規性がある。

分析結果からは、教師の授業に対する生徒の評価、つまり教師の授業内容が興味深いと感じたり、教師が自分を助けるために様々な手段を講じてくれると感じたりしている生徒ほど数学の自己効力感が高いことが示された。また、この教師の授業に対する生徒の評価に対して影響を及ぼしているのは学校の秩序や安全性と教師の職業満足度であった。生徒の数学の自己効力感の向上のためには、学校の秩序や安全性を確保するとともに、教師の待遇の改善を行うことによって教師がより働きやすい環境を作ることで、授業の質を上げる必要がある言える。

2. 先行研究

前節でも述べたようにいくつかの文献では、数学の自己効力感の要因について分析して

^{37 25} 歳~34 歳に対象を絞った場合の数値である。

³⁸ PISA2012 の生徒質問紙調査をもとに作成された「数学における自己概念指標」である。

いる。ここでは、自己効力感とそれぞれの要因について分析を行っている研究を紹介する。 第一に、保護者の影響を分析した文献がある。例えば、生徒の数学の自己効力感は生徒の成績、生徒の性別、および親の特性(初期の計算活動、態度、期待、および教育)に影響されることが明らかにされている(Mejía-Rodríguez et al. 2020)。具体的には、生徒の数学の成績の高さ、また生徒の就学前の数学教育の経験度、親が数学に対する態度の肯定的さ、親の子どもに対する教育期待度、親自身の教育レベルが高いほど、生徒の数学の自己効力感は高まるという。また、ほかの研究でも親の数学に対する否定的な態度(数学の不安や数学の自己効力感の低さなど)は子どもに伝わるということを主張する文献は多い(Gunderson et al. 2012)。

第二に、教師の影響を分析した文献もある。例えば授業における教師からの励ましが生徒の数学の自信に大きな影響を及ぼしていることを示すものがある(Rabenberg 2013)。それ以外にも教師の授業の質が生徒の数学の自己効力感に影響を及ぼしていることを明らかにしている研究がある。具体的には教師の授業の質(生徒にとってわかりやすい、興味深いなど)が高まるほど、生徒の数学のモチベーションが高まると同時に、そのモチベーションに包含される自己効力感も高まると述べられている(Scherer and Nilsen 2016)。ただし、この研究でいう授業の質とは「生徒から見た主観的な授業の評価」であり、教師からみた授業の評価という視点が抜け落ちていることは留意するべきである。

さらに、前節でも述べたようにこれらの先行研究はすべて保護者単体、教師単体など個々の要因の影響を分析したものであり、これらを網羅的に分析した研究はほとんど存在しない。Stake (2006) は、数学の自己効力感の高さや低さは生徒の達成度や性別、親や教師の影響や行動といったいくつかの要因が関連していることを示唆していることからも、全ての要因を検討した分析を行う必要があるだろう。

以上から、本研究では TIMSS 2015 の生徒質問紙調査、保護者質問紙調査、教師質問紙調査を用いて、先行研究であげられている要因を網羅的に分析する。また、「授業の質」として生徒側からの授業の評価だけでなく教師から見た授業の評価を独立変数に新たに投入して、生徒の数学の自己効力感に影響を及ぼしている要因が何であるのかを研究した。

3. 理論仮説

生徒の数学の自己効力感を高める要因はなにか。本稿では、前節でも述べたように生徒の 学力の要因、生徒の親の要因、教師の要因の3つの要因に注目する。

第一に生徒の学力の要因についてである。生徒の学力が高いほど数学の自己効力感は高まる。数学の自己効力感と達成度の関係に近年注目が集まり多くの研究がなされてきたが、それらは一貫して正の相関関係を示している (e.g. Ganley and Lubienski 2016)。生徒は学力が高まることで自分自身は難しい問題に対して対処できるという自己効力感を得る。

第二に生徒の親の要因についてである。親の関与は、直接的な関与と間接的な関与の二種類に分類できる。直接的な関与とは、数学の能力の向上に直接関係する関与を指す。具体的には、数学に関連した活動を子どもに行わせることである。数学に関連した活動を頻繁に行う子どもは数学に対する親しみを得るようになり、結果として自分の数学の能力に自信が持てるようになる。一方、間接的な関与とは、子どもの数学の能力の向上に直接関係しない関与のことを指す。具体的には、子どもの将来に対する期待感を示すことや、数学に対する重要性の認識が高く、それを子供に説くことなどである。このような間接的な関与によって子どもは自分の能力を認識し、その期待や態度が肯定的であるほど自己効力感が高くなり、さらに、このような親の間接的関与は親の教育的背景によって形成されることも示されている(McNeal Jr 2014)。また、Vandecandelaere et al. (2012) は親の教育レベルが高い生徒は数学の自己効力感が高いと報告している。

第三に教師の要因である。先行研究の節でも述べたように教師の授業の質が高く、生徒に数学を学びたいと思わせるような指導は、生徒が数学に対して意欲的になる機会を作る。生徒が数学に対して意欲的になった結果、生徒の数学への態度が肯定的になり数学への不安が取り除かれることで、数学に対する自己効力感が高まる(Lazarides and Ittel 2012)。しかし前節で述べた通り、先行研究であげられる授業の質とはあくまで生徒側の視点による主観的な教師の授業評価である。生徒の主観的な評価で授業の質を測る場合、数学の自己概念が高い生徒ほど授業の満足度が高く、授業の質の高さと相関性を持ってしまう可能性が考えられる。さらに、この授業の質を測る項目は「教師は私が言いたいことを聞いてくれる」などの教師の態度に注目しているものが多く、これは、実際に教師の授業内容自体における創意工夫という意味での授業の質を検討しきれていない点にも問題がある。そのため、新たに教師からみた授業内容自体の質も変数に含めて分析を行う必要がある。

これらを踏まえて本稿は、生徒、保護者、教師のそれぞれの要因が生徒の数学の自己効力 感に与える影響について分析するとともに、教師の授業の質については生徒側、教師側から の両方の評価を考慮することで、先行研究では反映されていなかった授業内容自体の質が 生徒の自己効力感に及ぼす影響を分析する。具体的には、上記の理論的説明から導かれる7 つの仮説を検証する。

仮説1:数学の達成度スコアが高いほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

仮説2: 就学前の数学活動が行われているほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

仮説3:親の数学や科学に対する態度が肯定的なほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

仮説4:親の教育レベルが高いほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

仮説5:親の子どもに対する教育期待が高いほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

仮説6: 教師の授業に対する生徒の評価が高いほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

仮説7: 教師の授業における科学的手法の重視度が高いほど、生徒の数学の自己効力感が高くなる。

4. データと方法

4-1. データ

生徒の数学の自己効力感の要因を検証するために、小学 4 年生を対象とした TIMSS 2015 のデータを利用した。第 6 回目の調査である TIMSS 2015 には合計 49 カ国が参加し、生徒の数学と科学の学力を測定するとともに、数学と科学の達成度と両科目を学ぶ生徒のコンテクストデータとして、生徒、その保護者、教師、校長を対象としたアンケート調査が行われている。

TIMSS では参加者を選ぶために 2 段階の無作為サンプリングデザインが適用される。第一段階では、各参加国の学校を無作為に抽出する。第二段階では、抽出された各学校の 4 年 生のクラスを無作為に抽出する³⁹。

本研究では数学の達成度テスト、児童質問紙調査、教師質問紙調査、保護者質問紙調査、学校質問紙調査の5つのデータについて関心があるため、質問紙調査の回答率が85%以上の国のみを選択した。選択した国は、フランス、ベルギー、ポルトガル、香港、台湾、シンガポール、デンマーク、イタリア、チェコ、ハンガリー、フィンランド、キプロス、日本、スロバキア、ロシア、リトアニア、韓国、ポーランド、アイルランド、クロアチア、ブルガリア、セルビア、トルコ、ジョージア、イラン、モロッコ、インドネシア、カザフスタン、オマーン、サウジアラビアの30か国である。

また、いくつかのデータについては質問紙調査の回答データをそのまま用いるのではなく、任意の質問項目について項目反応理論 (IRT) スケーリング法を用いて尺度化されたデータを利用した⁴⁰。

³⁹ TIMSS Methods and Procedures Report (Martin et al. 2016) に詳細のサンプリング方法については記載されている。

⁴⁰ 尺度化の方法、尺度化を行う質問項目については 「Creating and Interpreting the TIMSS 2015 Context Questionnaire Scales」を参照されたい。

4-2. 従属変数

従属変数は数学の自己効力感である。児童質問紙調査における 9 つの質問項目に対して 4 段階のリッカート尺度で同意度を示してもらい、それらを 1 つの尺度にまとめ「生徒の数学への自己効力感」とした。質問項目は以下のとおりである。

- ①私は数学がいつもよくできる
- ②私はクラスメイトよりも数学に苦労している
- ③私は数学が得意ではない
- ④私は数学に関することを素早く理解することができる
- ⑤数学は私を不安にさせる
- ⑥私は数学も難しい問題を対処することが得意だ
- ⑦私の教師は私のことを数学が得意であると言ってくれる
- ⑧数学は他の科目よりも難しい
- ⑨数学は私を混乱させる

なお、②、③、⑤、⑧、⑨については反転尺度を用いている。この尺度において 10.6 以上のスコアの生徒は数学に対して非常に自信があり、8.5 未満の場合は数学に自信がないことを示している。また、その 2 つのポイントの間を持つ生徒は数学に自信を持っている (Martin et al. 2016)。

4-3. 独立変数

独立変数として以下の尺度を採用した。

第一に、TIMSS 2015 の plausible values を用いて生徒の数学の達成度を測定した。 plausible values は、その内容に基づいて 5 つの習熟度スコアに分けられており、これら 5 つのスコアを母集団ウェイトを使って重みづけした上で平均値をとったものである。

第二に、就学前の数学活動を、保護者質問紙調査における 16 の就学前の自身の子どもの活動に対する質問項目に対して「しばしば行ってきた」、「ときどき行ってきた」、「ほとんど行ってこなかった」の 3 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらを IRT 法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①読書
- ②読み聞かせ
- ③歌唱

- ④アルファベットのおもちゃで遊ぶ
- ⑤親が行ったことのある体験について話す
- ⑥親が読んだことのある本について話す
- ⑦言葉遊び
- ⑧文字や単語を書く
- ⑨標識やラベルを声に出して読む
- ⑩数を数える韻を踏んだり、数え歌を歌ったりする。
- ①数字のおもちゃで遊ぶ
- ②複数のものを数える
- (3)形をつかった遊びをする (パズルなど)
- 4 建物のおもちゃで遊ぶ
- 15ボードゲームやカードゲームで遊ぶ
- 16数字を書く

第三に親の数学や科学に対する態度を、保護者質問紙調査における 8 つの数学や科学の 重視性に関する質問項目に対して「とてもそう思う」、「ややそう思う」、「ややそう思わない」 「そう思わない」の 4 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらを IRT 法を用いて 尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①多くの職業では数学や科学的なスキルが必要である
- ②科学技術は世界的な問題を解決できる
- ③科学は世界の現象を説明できる
- ④自分の子どもが世界で活躍するために数学が必要だと思う
- ⑤科学を学ぶことはだれにとっても役立つことである
- ⑥科学技術は生活を豊かにする
- (7)数学は実生活に役立てることができる
- ⑧安全で役立つものを設計するためには工学が必要である

第四に親の教育レベルを、保護者質問紙調査における「保護者の方が最後に卒業した学校はどれですか」という項目について「学校に行っていない」、「小学校」、「中学校」、「高等学校」、「高等学校の専攻科」、「短期大学、高等専門学校、専門学校」、「大学」、「大学院」のいずれかで回答してもらうことで測定した。

第五に親の子どもに対する教育期待を、保護者質問紙調査における「子どもの教育についてどこまでの進学を期待するか」という項目について「中学校まで」、「高等学校まで」、「高等学校の専攻科まで」、「短期大学、高等専門学校、専門学校まで」、「大学まで」、「大学院まで」のいずれかで回答してもらうことで測定した。

第六に教師の数学の授業に対する生徒の評価を、生徒質問紙調査における 10 の数学の授業に対する質問項目について「とてもそう思う」、「ややそう思う」、「ややそう思わない」、「そう思わない」の 4 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらを IRT 法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①教師が私に期待していることがわかる
- ②私の教師はわかりやすい
- ③私は教師の授業に興味がある
- ④私の教師は興味深いものを提供してくれる
- ⑤私の教師は質問に対して明快に答えてくれる
- ⑥私の教師は数学を教えることが得意だ
- ⑦私の教師は学んだことを発揮する場を与えてくれる
- ⑧私の教師は私を助けるためにさまざまな手段を講じてくれる
- ⑨私の教師は私が失敗をしたときにどうすればよりよくなるか教えてくれる
- ⑩私の教師は私が言いたいことを聞いてくれる

第七に教師の科学的手法の重視度を、教師質問紙調査における 6 つの授業に対する質問項目について「すべての授業で行っている」、「半分程度の授業で行っている」、「たまに行っている」、「行ったことがない」の 4 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらを IRT 法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①実験や調査の実演を行わせる
- ②実験や調査の設計を行わせる
- ③実験や調査を実施させる
- ④実験や調査からわかるデータを提示させる
- ⑤実験や調査からわかるデータを解釈させる
- ⑥実験や調査からわかる証拠を用いさせる

なお、Model 1 では教師の科学的手法の重視度を除いて分析を行うことで生徒側からの授業の評価が数学の自己効力感に及ぼす影響を測定し、Model 2 では教師の授業に対する生徒の評価を除いて分析を行うことで教師側からの授業の評価が数学の自己効力感に及ぼす影響を測定した。また、Model 3 にはすべての独立変数を投入した。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
数学の達成度	分野や領域ごとに分けられた5つのplausible valuesという習熟度	TIMSS2015
	スコア、母集団ウェイトを使って重みづけして平均値をとったもの	
数学の自己効力感	生徒質問紙調査の ①私は数学がいつもよくできる	TIMSS2015
	②私はクラスメイトよりも数学に苦労している	
	③私は数学が得意ではない	
	④私は数学に関することを素早く理解することができる	
	⑤数学は私を不安にさせる ⑥私は数学も難しい問題を対処することが得意だ	
	⑦私の教師は私のことを数学が得意であると言ってくれる	
	⑧数学は他の科目よりも難しい	
	⑨数学は私を混乱させる という項目の回答をIRT法を用いて尺度化したもの	
	という項目の回答をIKI伝を用いて八及化したもの	
就学前の数学活動	保護者質問紙調査の	TIMSS2015
	①読書 ②読み聞かせ	
	③歌唱	
	④アルファベットのおもちゃで遊ぶ	
	⑤親が行ったことのある体験について話す ⑥親が読んだことのある本について話す	
	⑦言葉遊び	
	⑧文字や単語を書く	
	⑨標識やラベルを声に出して読む⑩数を数える韻を踏んだり、数え歌を歌ったりする。	
	一般など数える順を増んにり、数え帆を帆りたりする。一般学のおもちゃで遊ぶ	
	⑫複数のものを数える	
	⑬形をつかった遊びをする (パズルなど)	
		
	⑥数字を書く	
	という就学前教育に関する項目の回答をIRT法を用いて尺度化し	
	たもの	
親の数学や科学に対する態度	保護者質問紙調査の	TIMSS2015
	①多くの職業では数学や科学的なスキルが必要である ②科学技術は世界的な問題を解決できる	
	③科学は世界の現象を説明できる	
	④自分の子どもが世界で活躍するために数学が必要だと思う	
	⑤科学を学ぶことはだれにとっても役立つことである ⑥科学技術は生活を豊かにする	
	⑦数学は実生活に役立てることができる	
	⑧安全で役立つものを設計するためには工学が必要である	
	という項目の回答をIRT法を用いて尺度化したもの	
親の教育レベル	保護者の方が最後に卒業した学校についての質問項目	TIMSS2015
親の子どもに対する教育期待	保護者が子どもにどの学校まで卒業してほしいかについての質問	TIMSS2015
	項目	
教師の数学の授業に対する生徒の評価	生徒質問紙調査の	TIMSS2015
歌師の数子の1文米に対する王佐のHI 画	①教師が私に期待していることがわかる。	11MB52015
	②私の教師はわかりやすい。	
	③私は教師の授業に興味がある ④私の教師は興味深いものを提供してくれる	
	⑤私の教師は質問に対して明快に答えてくれる	
	⑥私の教師は数学を教えることが得意だ	
	⑦私の教師は学んだことを発揮する場を与えてくれる ⑧私の教師は私を助けるためにさまざまな手段を講じてくれる	
	⑨私の教師は私が失敗をしたときにどうすればよりよくなるか教	
	えてくれる	
	⑩私の教師は私が言いたいことを聞いてくれる という項目の回答をIRT法を用いて尺度化したもの	
教師の科学的手法の重視度	教師質問紙調査の	TIMSS2015
	①実験や調査の実演を行わせる ②実験や調査の設計を行わせる	
	③実験や調査を実施させる	
	④実験や調査からわかるデータを提示させる ⑤実験や調本からわかるデータを紹和させる	
	⑤実験や調査からわかるデータを解釈させる ⑥実験や調査からわかる証拠を用いさせる	
	という項目の回答をIRT法を用いて尺度化したもの	

表2 記述統計(生徒レベル)

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
数学の自己効力感	257940	9.8600	1.9172	3.0774	14.1732
数学の達成度スコア	257940	507.0631	105.5578	97.3908	837.7383
就学前の数学活動	257940	10.0123	2.0939	3.2402	13.8197
親の数学や科学に対する態度	257940	9.9671	2.0179	2.4752	12.6602
親の教育レベル	257940	2.3519	1.3185	1	6
親の子供に対する教育期待	257940	4.7790	1.4041	1	6
教師の授業に対する生徒の評価	257940	9.9943	2.0484	2.2869	12.7491
教師の授業における科学的手法の重視度	257940	10.3893	2.0350	7.2995	15.5473

表3 記述統計(国集計レベル)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
数学の自己効力感	30	10.0329	0.4505	8.8971	10.5869
数学の達成度スコア	30	518.3982	61.1742	388.9875	621.3711
就学前の数学活動	30	10.0831	0.7316	7.7964	11.1630
親の数学や科学に対する態度	30	10.0074	0.8742	7.4947	11.4359
親の教育レベル	30	0.2057	0.1219	0.0477	0.5801
親の子供に対する教育期待	30	0.1153	0.1101	0.0060	0.5289
教師の授業に対する生徒の評価	30	10.0410	0.7500	8.1626	11.1695
教師の授業における科学的手法の重視度	30	10.1070	1.2175	7.6678	12.6964

4-4. 分析手法

データセットの作成のために、SAS と、IEA が開発したデータを分析するためのアプリケーションである IEA IDB Analyzer を利用した。このソフトウェアはテストローテーションデザインと TIMSS の特有のサンプリングデザインを考慮している。選ばれた 28 カ国の生徒質問紙調査、保護者質問紙調査、教師質問紙調査のそれぞれのデータファイルを TIMSS 2015 の公式サイトからダウンロードし、無効または欠落しているケースを削除した後に SAS と IEA IDB Analyzer を用いて結合を行った。

この結合したデータをRに読み込み、数学の自己効力感と各独立変数の関係を分析した。 分析 1 では、生徒別のデータを用いた国ダミー付きの重回帰分析を推定して、生徒レベル での検証を行った。また、分析 2 では、各変数について国ごとの平均値を求め、国別のデー タを用いた重回帰分析を推定して、国集計レベルでの検証を行った。

5. 分析結果

5-1. 主要結果

分析 1

表 4 の Model 1 は、教師の科学的手法の重視度を除く各独立変数が、生徒の数学の自己 効力感に及ぼす要因を国ダミーを投入して重回帰分析によって分析した結果である。この モデルでは、すべての独立変数について 5%水準で統計的に有意であった。

表 4 の Model 2 は、教師の授業に対する生徒の評価を除く各独立変数が、生徒の数学の自己効力感に及ぼす要因を国ダミーを投入して重回帰分析によって分析した結果である。 このモデルでは、教師の科学的手法の重視度を除くすべての独立変数について 5%水準で統計的に有意であった。

表 4 教師の科学的手法の重視度を除く数学の自己効力感の要因分析(重回帰分析)

	従属変数						
	生徒の数学の自己効力感						
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3		
(定数項)	1.7935	***	4.1463	***	1.5890	***	
	(0.3968)		(0.2804)		(0.3617)		
数学の達成度スコア	0.0092	***	0.0101	***	0.0095	***	
	(0.0007)		(0.0006)		(0.0006)		
親の子どもに対する教育期待	0.0633	***	0.0650	***	0.0634	***	
	(0.0087)		(0.0111)		(0.0105)		
就学前の数学活動	0.0259	***	0.0402	***	0.0254	***	
	(0.0045)		(0.0049)		(0.0048)		
親の数学や科学に対する態度	0.0253	***	0.0411	***	0.0283	***	
	(0.0037)		(0.0049)		(0.0044)		
親の教育レベル	0.0380	*	0.0717	***	0.0452	**	
	(0.0142)		(0.0143)		(0.0125)		
教師の授業に対する生徒の評価	0.3157	***			0.3146	***	
	(0.0577)				(0.0117)		
教師の授業に対する科学的手法の重視度			0.0099	†	0.0032		
			(0.0056)		(0.0043)		
国別ダミー	YES		YES		YES		
調整済みR ²	0.3172		0.2240		0.3147		
N	257940		257940		257940		

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1 $_{\circ}$

⁽²⁾⁽⁾内は国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表 4 の Model 3 は、全ての独立変数が、生徒の数学の自己効力感に及ぼす要因を国ダミーを投入して重回帰分析によって分析した結果である。このモデルでも、教師の科学的手法の重視度を除くすべての独立変数について 5%水準で統計的に有意であった。

分析 2

表 5 は国ごとの各変数の平均値をとった独立変数が、国ごとの数学の自己効力感の平均 値に及ぼす影響を重回帰分析によって分析した結果である。

Model 1 では、教師の科学的手法の重視度を除く独立変数、Model 2 では教師の授業に対する生徒の評価を除く独立変数、Model 3 ではすべての独立変数で重回帰分析を行った。その結果、Model 1 では教師の授業に対する生徒の評価、Model 2 では生徒の数学達成度スコア、Model 3 では教師の授業に対する生徒の評価が 5%水準で統計的に有意であった。

以上の結果から生徒レベル、国集計レベルのどちらにおいても、教師の授業に対する生徒の評価が高くなるほど、生徒の数学の自己効力感が高くなることが示された(仮説 6)。

表 5 国別平均値を用いた生徒の数学の自己効力感の要因分析(重回帰分析)

			従属変数			
	生徒の数学の自己効力感					
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3	
(定数項)	5.5005	***	8.0762	***	5.4878	**
	(1.3783)		(1.8668)		(1.8339)	
数学の達成度スコア	0.0019		0.0038	**	0.0019	
	(0.0012)		(0.0013)		(0.0012)	
親の子どもに対する教育期待	0.3716		0.2522		0.3750	
	(0.6625)		(0.8609)		(0.7450)	
就学前の数学活動	0.1248		0.1823		0.1250	
	(0.0864)		(0.1043)		(0.0921)	
親の数学や科学に対する態度	0.0212		0.1829		0.0213	
	(0.0943)		(0.0927)		(0.0969)	
親の教育レベル	1.1414		0.8743		1.1424	
	(0.6178)		(0.7321)		(0.6390)	
教師の授業に対する生徒の評価	0.3661	**			0.3662	**
	(0.1206)				(0.1234)	
教師の授業に対する科学的手法の重視度			0.0070		0.0007	
			(0.0693)		0.0599	
調整済みR ²	0.6410		0.4974		0.6410	
N	30		30		30	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

このような結果となったメカニズムとして、以下のものが考えられる。生徒の数学の自己 効力感が育まれる最たる場所は数学を学ぶ教室においてである。そして、数学を学ぶ際に教 師がより生徒にとってわかりやすく興味深いと感じる授業を行うほど、生徒は数学に対す る意欲が引き出される。生徒の意欲が高まった結果として、生徒は数学に対して肯定的な態 度をとるようになり、数学の自己効力感が高まるのだろう。

実際に日本の生徒を見てみると、数学の自己効力感は、今回の分析で取り扱った 30 か国のなかで 29 番目と低い水準に位置しており、また教師の授業に対する生徒の評価も 30 か国中 29 位であった。

5-2. 追加分析

前項の結果を踏まえて「教師の授業に対する生徒の評価」に影響を及ぼしている要因について追加で分析を行った。教師の授業の質に影響を及ぼす要因として、「学校の要因」、「教師の要因」を指摘する文献がいくつか見られる。

まず教師の要因についてである。Baluyos et al. (2019) は、教師の職業満足度の向上が教師のパフォーマンスに影響を及ぼすと述べている。この研究では、トルコを例にあげながら、教師の職業満足度が高まると、教師の仕事に対する意欲が高まり結果として非常に高いパフォーマンスが発揮されることを示唆している。

次に学校の要因についてである。ある研究では、学校が学業の成功を重視すること、学校の秩序や安全性が高まることによって授業の質があがることを示している(Scherer and Nilsen 2016)。学校が学業の優先順位を高く置き、かつ学校の秩序や安全性が高まることによって、教師が授業に専念することが可能になり効果的な授業を行うことができる。ただし学校が学業の成功を重視することで競争的な関係が生まれ成績志向が強くなってしまうため、結果として生徒の授業における信頼感が下がってしまう可能性を示唆している研究も存在する(Chen 2003)。

また、学校の教育設備の要因を指摘している研究もある。Greenwald et al. (1996) は、学校の設備環境が整っている学校では質の高い授業をもたらすことが可能になることを明らかにしている。TIMSS 2011 でも、教育リソース (一般的な学校資源、数学のための電卓やコンピュータなどのリソース) が整っている学校ほど質の高い授業がもたらされ、結果として学業パフォーマンスがよいことが明らかになっている41。

これらの先行研究を踏まえて、先ほどの研究で用いた TIMSS 2015 の質問紙調査の尺度 化されたデータを用いて教師の授業に対する生徒の評価の要因分析を行った。

-

⁴¹ https://apprendre.auf.org/wp-content/opera/13-BF-References-et-biblio-RPT-2014/TI MSS%202011%20International%20Results%20in%20Mathematics.pdf(最終アクセス: 2021 年 10 月 30 日)。

独立変数として第一に、学校の学業の成功重視度を用いた。学校の学業の成功重視度を学校質問紙調査における 13 の学校の特徴に関する質問項目に対して「とても高い」、「高い」、「どちらでもない」、「低い」、「とても低い」の 5 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらを IRT 法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①教師が学校のカリキュラム目標について理解度
- ②教師の学校のカリキュラムの実施成功度
- ③教師の生徒の達成に対する期待度
- ④教師の生徒の学力向上のための協力度
- ⑤教師の生徒をやる気にさせる能力
- ⑥学校活動への保護者の関係度
- ⑦生徒が学習できる準備をするための保護者の従事度
- ⑧生徒の学力向上に対する保護者の期待
- ⑨生徒の学力向上に対する保護者の支援
- ⑩保護者が学校が学問の高水準を維持するようにかけるプレッシャー
- ⑪生徒が学校でうまくやろうとする気持ち
- ⑩生徒の学校の学問目標に到達する能力
- ③生徒の優秀なクラスメイトに対する尊敬

第二に、学校の資源の充実度を用いた。学校の設備の充実度を学校質問紙調査における 13 の学校の資源の不足による影響度に対する質問項目に対して「まったく影響を受けていない」、「少し影響を受けている」、「ある程度影響を受けている」、「とても影響を受けている」の 4 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらを IRT 法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①指導のための資源 (教科書など)
- ②物資(紙、鉛筆など)
- ③建物やグラウンド
- ④エアコンや照明設備
- ⑤指導空間(教室など)
- ⑥テクノロジーに強い職員
- ⑦指導を円滑にするための視聴覚資料
- ⑧指導や学習の為のコンピュータ技術
- ⑨数学に特化した教師
- ⑩数学の指導のためのソフトウェア
- ①数学教育に関連した図書館資料

- ②数学の指導のための計算機
- ③生徒が量や手順を理解するのに役立つ具体的な物や材料

第三に学校の秩序や安全性を用いた。学校の秩序や安全性は教師質問紙調査における8つの数学や科学の重視性に関する質問項目に対して「とても賛成する」、「やや賛成する」、「や や反対する」、「とても反対する」の4段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらをIRT法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①この学校は安全な地域に位置している
- ②私は学校にいるとき安心感を覚える
- ③この学校の安全性は十分である
- ④生徒たちは規律を持った行動をする
- ⑤生徒たちは教師を尊敬している
- ⑥生徒たちは学校の資産を大切にしている
- ⑦この学校は生徒の行動に対して明確なルールを持っている
- ⑧この学校のルールは公正で一貫している

第四に教師の職業満足度を用いた。教師の職業満足度は教師質問調査における 7 つの職業に関する質問項目に対して「いつもそうである」、「しばしばそうである」、「ときどきそうである」、「全くそうではない」という 4 段階のリッカート尺度で回答してもらい、それらをIRT 法を用いて尺度化することで測定した。質問項目は以下の通りである。

- ①私は教師という職業に満足している
- ②私はこの学校の教師であることに満足している
- ③私は自分の仕事に意味や目的があるものだと思う
- ④私は仕事に熱中している
- ⑤仕事は私をやる気にさせる
- ⑥私は自分がやっている仕事に誇りを持っている
- ⑦私はできる限り長く教師をするつもりだ

第五に教師の科学的手法の重視度を用いた。教師の科学的手法の重視度の測定方法に関しては前述のとおりである。

これらの 5 つの独立変数を用いて、教師の授業に対する生徒の評価を及ぼす要因を分析する。分析 3 では生徒全体のデータを国ダミーを投入した重回帰分析で、分析 4 では国ごとの各変数の平均値による重回帰分析で検証する。

分析 3

表 6 の結果から、学校の秩序や安全性と教師の職業満足度は 5%水準で統計的に有意に正の影響を持っていた。

分析 4

表 7 の結果から、学校の学業の成功重視度は 5%水準で統計的に有意に負の影響があり、 学校の秩序や安全性と教師の職業満足度は有意に正の影響を持っていた。

以上の結果から、生徒レベル、国集計レベルでも学校の秩序や安全性と教師の職業満足度 が高まるほど、教師の授業に対する生徒の評価が上がるということが示された。

この結果となったメカニズムとして以下のことが考えられる。教師にとって学校が秩序があり安全であるほど、生徒への規律指導や地域の安全に割く仕事量が少なくなり、より授業に専念できるようになる。また、教師にとって職業満足度が高いことで仕事に対するモチベーションが向上し、意欲的に授業に取り組むようになる。この結果、生徒から見た授業の質が高まり教師の授業に対する生徒の評価があがる。

表 6 生徒レベルの教師の授業に対する生徒の評価の要因分析(重回帰分析)

	従属変数	
	教師の授業に対す	る
独立変数	生徒の評価	
(定数項)	9.5783	***
	(0.1226)	
学校の学業成功重視度	-0.0053	
	(0.0094)	
学校の秩序や安全性	0.0456	***
	(0.0087)	
学校の資源の充実度	0.0006	
	(0.0056)	
教師の職業満足度	0.0215	**
	(0.0070)	
教師の科学的手法の重視度	0.0101	
	(0.0067)	
国別ダミー	YES	
調整済み R^2	0.1189	
N	257940	
(4) distribution 0.004 distribution 0.04 dis-	0.05 1. 0.1	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1 $_{\circ}$

⁽²⁾⁽⁾内は国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表7 国別平均値レベルの教師の授業に対する生徒の評価の要因分析(重回帰分析)

	従属変数	
	教師の授業に対す	トる
独立変数	生徒の評価	
(定数項)	5.6542	*
	(2.6439)	
学校の学業成功重視度	-0.6334	*
	(0.2270)	
学校の秩序や安全性	0.4454	*
	(0.2015)	
学校の資源の充実度	-0.0648	
	(0.1344)	
教師の職業満足度	0.6775	*
	(0.2579)	
教師の科学的手法の重視度	0.0126	
	(0.1060)	
調整済み R^2	0.6410	
N	30	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

6. 結論

本稿では、TIMSS 2015 の質問紙調査データを利用して、生徒の数学の自己効力感に影響を及ぼす要因を分析した。その結果、数学の自己効力感は教師の授業に対する生徒の評価、すなわち授業の質と強く関係していることが明らかになった。たとえば、教師の授業を興味深いと感じたり、教師が自分を助けるためにさまざまな手段を講じてくれると感じたりしている生徒ほど、数学の自己効力感が高い傾向にあった。また、この教師の授業に対して影響を及ぼしているのは「学校の秩序や安全性」と「教師の職業満足度」であった。

この点、日本について見てみると、学校の秩序や安全性は 30 か国中 13 位でかつ尺度上は「とても安全で秩序がある」という位置づけであり、秩序や安全性に関しては他の国と遜色がないといえるレベルであった。しかし、教師の職業満足度は 30 か国中 29 位と、教師の職業満足度は参加国の中でも最低レベルであり、教師の職業満足度に問題があることがわかった。この教師の職業満足度の低さを引き起こしている要因として、日本の教育現場における労働環境の問題があげられるのではないか。

近年では、日本の教師の過剰労働が問題視されている。例えば、公立学校の教師は地方公 務員であることから、正規の勤務時間が定められているが、実態は恒常的な時間外勤務、休

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

憩・休息時間の有名無実化、年次有給休暇の未取得、土曜日・日曜日における補習等に伴う休日出勤に忙殺される状況にある(重盛・村山 2017)。

また、日本の教師の労働時間は国際的にみても非常に長いということが TALIS (OECD 国際教員指導環境調査)でも示されている。日本の小中学校教員の 1 週間当たりの仕事時間は平均して53.9時間であり、これは国際平均の38.3時間を大きく上回るとともに、OECD 加盟国等48 か国・地域の中で最も長い労働時間であった。このような実態は労働環境として非常に劣悪であり、教師の心身の不調につながる深刻な問題を生んでいる。このような教師の職業満足度が低くなるような状況下では、教師の仕事に対する意欲は低まると同時に、授業のみに専念して、生徒にとって教師が自分のことを理解してくれていると感じるような質の高い授業を行うことが難しく、その結果、教師の授業に対する生徒の評価も低くなってしまっているのではないだろうか。

このことから、提言として教員の労働環境改善があげられる。例えば日本においては生徒 指導や教育相談については教師の仕事とされることが多いが、諸外国の場合はスクールカ ウンセラーやソーシャルワーカーなどがそれらの仕事を担っている。また特別支援につい ても専門の教育を受けた特別支援教師が担当をする。さらには、教員免許をもたない成人を 学校でアシスタントとして雇うことで、教員の補助をしている。このような教師への支援体 制への不足が、日本の教師の労働時間を長くする大きな要因であると考えられる(佐野・蒲 原 2013)。日本の教師に対する支援を充実させ労働環境を改善することで、教師の職業満足 度を高めて仕事に対する意欲を高めさせると同時に、教師が授業に専念できる制度の確立 が早急に必要である。

最後に本研究の課題についても触れておく。本稿の分析はデータの制約上 TIMSS 2015 の単年度調査であり、また先行研究でもパネルデータを用いて複数年にわたる数学の自己 効力感の変化を分析した研究は行われていない。今後の研究では、パネル調査における自己 効力感の要因の分析を行うべきである。

また、本稿の分析ではTIMSSのデータの制約上、クラスメイトによる影響を考慮していない。いくつかの文献では、仲間による影響が数学の自己効力感に影響を示すものもあった。 Liem and Martin (2011) は同性および異性の仲間関係に着目し、同性と異性の仲間関係が、一般的な自尊心に影響を与えることを明らかにした。また、Rabenberg (2013) は仲間による励ましが数学の自己効力感を高めるということを明らかにしている。

以上のことから、今後の研究ではクラスメイトという要因にも着目して分析を行ってい く必要があると考えられる。

7. 参考文献

- 国立教育政策研究所. 2013. 「中学校・高等学校における 理系進路選択に関する研究 最終報告書」.
- 佐野秀樹・蒲原千尋. 2013. 「教員ストレスに影響する要因の検討: 学校教員の労働環境と 意識」『東京学芸大学紀要. 総合教育科学系』64(1): 189-193.
- 重盛啓仁・村山拓. 2017.「教師の勤務時間の現状に関する研究動向: 中学校における部活動による勤務負担に注目して」『東京学芸大学紀要. 総合教育科学系』 68(2):145-154.
- Baluyos, Genelyn R., Helen L. Rivera and Esther L. Baluyos. 2019. "Teachers' Job Satisfaction and Work Performance." *Open Journal of Social Sciences* 7 (8): 206-221.
- Betz, Nancy E. and Gail Hackett. 1983. "The Relationship of Mathematics Self-Efficacy Expectations to the Selection of Science-Based College Majors." *Journal of Vocational Behavior* 3 (23): 329-345.
- Chen, Fang Fang. 2007. "Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance." Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal 4 (3): 464-504.
- Ganley, Colleen M. and Sarah Theule Lubienski. 2016. "Mathematics Confidence, Interest, and Performance: Examining Gender Patterns and Reciprocal Relations." Learning and Individual Differences 47 (4): 182-193.
- Greenwald, Rob, Larry V. Hedges and Richard D. Laine. 1996. "The Effect of School Resources on Student Achievement." *Review of Educational Research* 66 (3): 361-396.
- Lazarides, Rebecca and Angela Ittel. 2012. "Instructional Quality and Attitudes toward Mathematics: Do Self-Concept and Interest Differ across Students' Patterns of Perceived Instructional Quality in Mathematics Classrooms?" *Child Development Research* 13 (4): 96-110.
- Liem, Gregory Arief D. and Andrew J. Martin. 2011. "Peer Relationships and Adolescents' Academic and Non-Academic Outcomes: Same-Sex and Opposite-Sex Peer Effects and the Mediating Role of School Engagement." *British Journal of Educational Psychology* 81 (2): 183-206.
- Martin, M. O., I. V. S. Mullis, and M. Hooper. eds. 2016. *Methods and Procedures in TIMSS 2015.*
- McNeal Jr., Ralph B. 2014. "Parent Involvement, Academic Achievement and the Role of Student Attitudes and Behaviors as Mediators" *Universal Journal of Educational Research* 2 (8): 564-576.
- Mejía-Rodríguez, Ana María, Hans Luyten, and Martina R.M. Meelissen. 2020. "Gender Differences in Mathematics Self-concept Across the World: An Exploration of Student and Parent Data of TIMSS 2015." *International Journal of Science and Mathematics*

- Education 1 (19): 229-250.
- Mullis, I. V., M. O. Martin, P. Foy, and A. Arora. 2016. TIMSS 2015 International Results in Mathematics. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
- Organization for Economic Cooperation and Development. 2012. PISA 2012 Results.
- Organization for Economic Cooperation and Development. 2013. TALIS 2013 Results.
- Rabenberg, T. A. 2013. Middle School Girls' STEM Education: Using Teacher Influences,
 Parent Encouragement, Peer Influences, and Self Efficacy to Predict Confidence and
 Interest in Math and Science. Ph.D. Dissertation, Drake University.
- Scherer, Ronny and Trude Nilsen. 2016. "The Relations Among School Climate, Instructional Quality, and Achievement Motivation in Mathematics." *IEA Research for Education* 12 (2): 51-80.
- Stake, Jayne E. 2006. "The Critical Mediating Role of Social Encouragement for Science Motivation and Confidence Among High School Girls and Boys." *Journal of Applied Social Psychology* 36 (4): 1559-1816.
- Vandecandelaere, Machteld, Sara Speybroeck, Gudrun Vanlaar, Bieke De Fraine, and Janvan Damme. 2012. "Learning Environment and Students' Mathematics Attitude." Studies in Educational Evaluation 38 (3): 107-120.

第7章

出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因 一現行多子世帯支援策の妥当性の間接的検討—

鈴木 祥

要約

本稿では兄弟姉妹間における出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因について考察する。兄弟姉妹間における教育達成格差に注目した研究は一定数存在するが、教育投資額格差という家庭内資源配分の実態については多くが明らかとなっていない。そこで本稿は、世帯パネル調査を用いて同一世帯における同年齢時の教育投資額格差を直接的に検討するモデルを構築し、兄弟姉妹数の影響を構造的に除去した上で、その具体的な動態と規定要因について検討した。分析の結果、我が国における教育投資額格差においても出生順位効果は存在し、その効果は同年齢時で比較して年齢の上昇とともに第一子有利で拡大していくこと、そうした動態における格差の大きさは世帯要因によって変化すること、投資が集中しやすい特定時点において一時的に格差が緩和される傾向にあることが示された。これらの結果は現行支援策が必ずしも十分に機能していないことを示すとともに、我が国における支援制度をより格差実態に即した構造へと積極的に転換させる必要性を示唆する。

1. はじめに

7人に1人の子供が相対的貧困に陥るなど 42 、我が国において重篤な子供の格差が生じていることが問題視されて久しいが、そうした声の多くは世帯間格差に向けられたものであり、並行して兄弟姉妹間格差という世帯内格差が生じている二重の格差の実情には必ずしも十分な関心が寄せられていない。こうした傾向は我が国における教育格差研究においても同様で、世帯間格差には伝統的に多くの視線が向けられ続けてきたものの、世帯内格差に着目した研究は少数にとどまる(苫米地 2013)。加えて、そうした研究の多くは社会階層に関連する流れを汲むものであったために(平沢ほか 2013)、主に教育達成という観点から蓄積がなされてきた(近藤 1996; 苫米地 2012; 平尾 2006; 平沢 2011; 藤原 2012; 保田 2008)。

しかし、このような現状には三つの問題が内在すると指摘できるだろう。第一に、世帯内

⁴² 厚生労働省『国民生活基礎調査』。

格差は世帯間格差と同様に重要視されるべき問題である。私的教育費支出割合が高く43、自 助原則に基づき教育の最終責任が家庭のみに負わされる傾向の強い我が国においては(神 原 2001; 野田 2019)、教育の多くが家庭的要因によって規定されており(Hojo and Oshio 2010; Yamagata et al. 2013)、そうした状況下において子供に不可避的に押し付けられる 機会の不平等は決して容認できるものではない。第二に、従来の教育達成研究が用いてきた 「大学」等の括りは、大学進学率が50%を超え44、大学ごとの差が指摘されるようになった 現代において(島 2021; 中西 2000)、必ずしも格差の実態を適切に捕捉するものではない。 第三に、教育達成研究は結果的な格差を観測するものであり、その個別具体的な要因を必ず しも適切に把握することができないため、必ずしも単独で政策的示唆に富むものではない。 上記のような理由から、より効果的かつ具体的な格差是正策を導くためにも世帯内の教 育格差が生じる過程とその要因を明らかにする必要があると考えられるが、現状の教育格 差研究においては兄弟姉妹間の教育達成に注目した研究が一定数存在するのみであり、教 育投資額格差という機会の不平等の実態については多くのことが明らかとなっていない (苫米地 2017)。現行支援策のもとにおいて世帯内における教育投資額格差はどのような 要素に起因して生じ、その推移は通時的に見てどのような動態を描くのだろうか。多くの現 行多子世帯支援策の効果が反映された上での兄弟姉妹間における教育投資額格差の動態と その規定要因を明らかにすることで、より適切に子供の平等を担保する政策の構築に貢献 することができるのではないだろうか。そこで、本稿では「消費生活に関するパネル調査」 (JPSC) の 2010 年から 2019 年のデータセットを用いて、これらの研究上の問いについ て検討した。このデータセットは、女性を調査対象としているが、その配偶者や子供等につ いての情報も同時に集計されているため、多くの現行多子世帯支援策の効果を加味した上 での兄弟姉妹間における教育投資額格差について調べることができる45。

分析結果からは、①兄弟姉妹数の影響を構造的に除去した上で対象となる教育段階を広く拡大しても教育投資額格差における出生順位効果が存在し、その格差は年齢段階が上昇するほど第一子有利で拡大していくこと46、②そうした拡大傾向は世帯年収が高いほど緩やかとなり、反対に世帯年収を統制した上でも父親の学歴が低いほど強いものとなること、③学習費については負担が大きくなることが事前に想定される中学三年生時点と高校三年生時点において一時的にそうした格差が縮小することが明らかとなった。これらの結果は現行の多子世帯支援策が金銭的支援及び非金銭的支援の両面において必ずしも十分に機能していない可能性を示唆するとともに、その制度設計における改善点について通時的示唆を与えるものである。

⁴³ OECD "Education at a glance: Educational finance indicators".

⁴⁴ 文部科学省『学校基本調査』。

⁴⁵ 児童手当や児童扶養手当、高等学校等就学支援金、所得控除など、我が国における多子世帯支援は現金給付やそれに準ずる優遇を行うものが多い。

⁴⁶ 後述のように本稿では兄弟姉妹の同年齢時における教育投資額を比較している。

2. 先行研究

社会階層と教育に関する研究の重点が最終学歴の格差にあったことから(平沢ほか 2013)、教育格差に関する研究は主に教育達成という観点から探究がなされてきた。このような傾向は兄弟姉妹間における教育格差研究においても同様で、Blun and Duncan(1967)を皮切りに、主に教育達成に主眼を置いた研究が蓄積されてきた。そうした蓄積の中で最も高い一貫性を持って論じられてきたのが(平尾 2006)、配分対象となる兄弟姉妹教がより多いほど一人当たりに配分される資源量が少なくなるとする Blake(1985)の資源希釈仮説などに基づく、兄弟姉妹の数と質のトレードオフである(Downey 1995; Holmlund 1988; Hanushek 1992; Rosenzweig and Wolpin 1980)。しかし、いくつかの研究が日本国外のデータを用いて、推定に出生順位等の要素を加えると必ずしも子供の質を規定する要因が兄弟姉妹数とは限らない可能性を示唆しており(梅野 2006; Black and Salvanes 2005; Powell and Steelman 1995)、今日においては必ずしも全面的に支持されていない。なお、国外の研究結果を参照することについては、Sieban and Graaf(2003)が教育達成の要因分析を国際的に行い、その 34%が家族、37%が兄弟姉妹、28%が国家社会レベルにそれぞれ起因するとしており、慎重となる必要はあるものの、一定程度の妥当性が認められるといえるだろう。

日本の事例を用いた検証としては、戸田(2010)が当該論争についての実証分析を行っているものの47、頑健な結果が得られていない。他にも、必ずしも当該論争を主眼とする文献ではないが、近藤(1996)が出生順位は必ずしも大きな影響を与えず兄弟姉妹数が子供の質を規定する主たる要因であるとする一方、いくつかの研究は近年の兄弟姉妹の教育達成において出生順位の遅い子供の方が不利となることを示している(苫米地 2012;平沢2011;藤原2012;保田2008)。ただし、こうした研究は国外の蓄積に対して Haan(2010)が指摘するように、兄弟姉妹数と出生順位それぞれの影響を必ずしも適切に分離して捉えることに成功しておらず、兄弟姉妹数ごとに標本を分割し兄弟姉妹数の影響を構造的に除去することにより、改めて正確な出生順位効果を観察し直す必要性は指摘される。

出生順位以外の兄弟姉妹構成に関する諸要素については、性別の観点においては、平尾 (2006) が男性は四年制大学に、女性は短期大学に進学するという性別間格差として指摘されていた傾向が兄弟姉妹間でも生じている上、兄弟姉妹数は男女によって異なる効果を持ちうることを指摘したほか、苫米地 (2012) も男性であることが教育達成に有利に働くことを指摘している。出生間隔については保田 (2008) が近年においてはその期間が長いほど教育達成に正の効果が与えるとする一方、苫米地 (2012) は負の効果が観測されたと

⁴⁷ 戸田 (2010) は確かに教育費を従属変数とした分析を行っているが、同文献内で述べられているように、その趣旨は教育達成の代用となる指標であり、必ずしも教育費研究を主眼とするモデルとはなっていない。また、分析モデルが必ずしも安定的なものではない点には留意が必要である。

するなど、必ずしも統一的な見解が存在しない。こうした状況は欧米諸国においても同様で、 兄弟姉妹構成に関する諸要素の効果については欧米諸国の研究においても必ずしも一貫し た結果は得られていない(平尾 2006)。

教育達成の観点における兄弟姉妹間格差については上述のような蓄積がなされているわけであるが、教育投資の観点においては、国内では主に世帯単位での分析を中心に蓄積がなされており、苫米地(2017)の指摘するように、世帯内で生じる資源配分についてはほとんど言及されていない。

数少ない蓄積の中で示唆に富むものとしては、出生順位について、低所得世帯では二人目三人目の教育費が減少する傾向にあること(都村 2006a)や中学生時点において第一子有利が存在すること(苫米地 2017)が指摘されているほか、性別の観点においては永井ほか(2007)が女性よりも男性に多く投資する傾向が 1990 年代後半に改善されているとする一方、苫米地(2017)は中学生時点において明確な男性有利が存在するとしている。ただし、都村(2006a)の分析は記述統計に留まるものであり交絡変数の統制が行えていないこと、永井ほか(2007)は9月から11月の三か月間のみの教育費を集計したデータセットを使用しており必ずしも総合的な教育投資について検討したものではないこと、苫米地(2017)はあくまで限定的な範囲にとどまる指摘であることには留意が必要である。

国外の研究については、教育達成と比較して各国の制度背景や規範的価値観等がより強く反映される可能性が高いため、引用にはかなり慎重となる必要があると考えられるが、いずれにしても世帯内における出生順位に起因する資源配分については多くのことが明らかとなっていない(Haan 2010)48。

こうした世帯内格差に対する多子世帯支援策の効果であるが、我が国においてはほとんど言及がなされていない。各制度の多子世帯支援の消極性に関する批判は主に貧困の傾向が強いひとり親世帯への支援制度を中心にいくつか展開されているものの(大岡 2020; 湯澤ほか 2012)、データの制約上の関係もあってか実証的に多子世帯支援策が兄弟姉妹間格差にどのような影響を与えるかを検討した文献は見当たらなかった。ただし、教育投資については小林(2011)が子供コスト推計を行った結果から、児童手当として給付された現金が教育費以外の用途に用いられている可能性を指摘しており、この指摘は児童手当の給付が兄弟姉妹間における教育投資額格差の是正に必ずしも貢献していないことを示唆する。

このように、教育達成における兄弟姉妹間格差については一定程度の蓄積が存在するものの、必ずしも統一的な見解は得られておらず、教育投資額における兄弟姉妹間格差や多子世帯支援策の効果については多くが不明であるのが現状である。ただし、全ての子供に平等な機会を与えることは当然に現代社会における重要な関心事の一つであり、より多くの研究関心を受けることが期待される。

-

⁴⁸ 性別に関してはより強力に各国の規範的価値観が反映される可能性が指摘されるほか、 宗教等の文化的背景の強い影響も指摘されるため、本稿では国内の先行研究を参照するに とどめる。

3. 理論仮説

兄弟姉妹間において、どのような要因に起因してどのような教育投資額格差が生じているのだろうか。

まず、この問題を語る上で避けて通れないのが、上述の子供の数と質のトレードオフを主 張する古典的モデルの是非であろう。本稿では以下の二つの理由から、Black(2005)や梅 野(2006)らの子供の質は兄弟姉妹数ではなく出生順位を中心とする兄弟姉妹構成に関す る諸要素に大きく影響を受けているという仮説を支持する。第一に、資源希釈仮説等が仮定 するのは静学モデルであるため、両親はある一時点において将来の子供の数と質を全て決 定すると仮定しているが(梅野 2006)、小林(2005)などが指摘するような各家計が非常に 無理のある中で強引な教育費支出を行っている現状がある以上、これは非常に強い仮定で あり、必ずしも我が国における実態に適合するような現実的なモデルとはいえない。第二に、 我が国を分析対象とした先行研究では、多くの研究が出生順位を中心に兄弟姉妹構成に関 する諸要素の影響を指摘している(苫米地 2012; 平尾 2006; 平沢 2011; 藤原 2012; 保田 2008)。また、教育投資額格差を語るにあたって教育達成研究を参照する妥当性については、 Yamagata et al. (2013) が参考になる。同文献は兄弟姉妹間格差に着目した文献ではない ものの、所与とせざるを得ない遺伝的影響を除外した場合、教育年数の 64%が家庭要因に よって規定されていることを明らかにしており、この知見から本稿ではそれらの規定要因 について一定程度の同質性が認められるものであると仮定する。したがって、教育投資額格 差における出生順位効果は苫米地(2017)が明らかにした中学生段階にとどまるものでは なく、全ての教育段階において生じる、兄弟姉妹間格差を規定する大きな要因の一つである と予想する。

加えて、その際の格差の通時的動態であるが、記述統計に留まる分析であるものの、都村 (2006b) が子供のライフステージが進むほど各子の教育費負担は重くなると指摘している ほか、日本は教育費の私的支出額が大きく、多くの家計にとって大きな負担になっていることが指摘されており (神原 2001; 小林 2005; 田中 2010; 野田 2019)、教育の後半となるほど投資可能な財が十分に残存していない状況に陥る可能性が高いと考えられるため、同年齢時における教育投資額を兄弟姉妹間で比較したとき、出生順位に起因する格差は教育の後半となるほど拡大すると予想する。

次に、我が国を分析対象とした先行研究において出生順位以外のいくつかの兄弟姉妹構成に関する諸要素が兄弟姉妹間格差に影響している可能性が指摘されているが(苫米地2012; 平尾2006; 平沢2011; 藤原2012; 保田2008)、こうした要素によって上述の出生順位効果の大きさが変化する可能性が考えられる。

国外の先行研究においては、出生間隔が長いと経済的挫折から迅速に回復することが可能となり一人当たりに配分される教育投資額が増加することが示されているほか(Powell and Steelman 1995)、双子が生まれることにより兄弟姉妹数が不意に増加したときに私立

学校に進学する確率が低下することが指摘されており(Cáceres-Delpiano 2006)、第一に、出生間隔が開くと家庭財の回復猶予が生まれ、経済的要因に起因する出生順位格差を緩和する可能性が指摘できる。確かに出生間隔の影響を検討した国内の先行研究においては、教育達成に対する正の効果があるとする保田(2008)が仮説を含め本稿と整合的である一方、苫米地(2012)は負の効果が観測されたとしているが、苫米地(2012)も仮説としては正の効果を支持している上、使用した分析モデルが必ずしも妥当な構造でないために、適切な結果が得られなかった可能性が指摘される49。以上の理由から、出生間隔はその期間が長いほど家庭財の回復猶予を生み、出生順位格差を緩和すると予想する。

また、財の回復猶予の存在が出生順位格差を緩和する可能性があるのであれば、恒常的に多くの財を有する世帯において出生順位効果が弱まる可能性も当然に指摘される。事実、先行研究においては、世帯年収が高いほど教育達成に対する出生順位効果が弱まることが明らかとなっている上(藤田 2012)、記述統計に留まる分析ではあるものの、低所得層は二人目三人目の教育費が減少する傾向にあることが指摘されている(都村 2006a)。こうした現象が生じるメカニズムとしては、小林(2005)や野田(2019)が指摘するような教育投資の家計的限界に起因して計画的に偏った配分を行わざるを得ない状況が生じている可能性が考えられるほか、教育費投資の効果は逓減的な性質であると考えられるため、その多くが所得によって規定される非計画的支出への経済的対応力が世帯内格差の大きさに影響を与えている可能性も指摘される。上述の都村(2006b)の主張するような子供のライフステージが進むほど教育費負担が重くなる傾向下においては、次第に兄弟姉妹に平等な投資を行うことの金銭的ハードルが高まり、こうしたメカニズムが働きやすくなっていくわけであるから、藤原(2012)が指摘するような高い世帯収入が教育達成の出生順位格差を是正する傾向は教育投資においても同様に生じており、その効果は子供の年齢の上昇とともに次第に強化されていくと予想する。

加えて、投資の意思決定を行う両親の属性等が出生順位効果の大きさを規定する一因として機能している可能性も考えられるだろう。従来の兄弟姉妹間格差研究においては主に教育達成や教育費投資額などの個人指標が従属変数として用いられてきたためか、世帯年収等の経済的指標を統制した上で両親の属性が兄弟姉妹間の格差の大きさにどのような影響を与えるかを直接的に検証した文献は見当たらなかったが、一般的な多くの世代間連鎖は直接的な財の移転ではなく父と子の学歴を通じて行われることが明らかとなっているほか(佐藤・吉田 2007)、吉田 (2019) が総括するように多くの社会階層研究が父親の地位を起点に展開していることから、父親が世帯内における教育投資の意思決定に大きく携わっている可能性が高いと考えられる。

⁴⁹ 苫米地(2012)は三子以上世帯の出生間隔の操作化に平均値を用いているが、平均値で代表してしまうと、例えば三子世帯における二つの出生間隔が均一な場合であっても、大きく偏っている場合であっても、同様のものとして扱われてしまうため、出生間隔の影響を正確に捉えることができなくなる可能性がある。

こうした場合、一つの可能性として、父親の学歴が比較的低いものにとどまると、高学歴である場合と比較してモデルケースとしての自分自身の経験が存在しないため、教育の後半になるほど投資配分の管理が困難となり、その結果、第二子以降への投資額を適切に残存させておくことが難しくなる可能性が指摘できる。確かに苫米地(2017)は中学生時点において父親の学歴は教育投資額格差における出生順位効果に必ずしも大きな影響を与えないとしているが、これは中学校が多くの人が通過する教育段階であるためにこの時点では顕著な差が生じていないだけである可能性が考えられる上、多くの世帯内格差研究において世帯年収等の経済的指標を統制しても父親の学歴が教育達成に有意な影響を与えていることが副次的に示されている(近藤 1996;苫米地 2012;平尾 2006)。したがって、父親の学歴が比較的低いものにとどまると、出生順位効果は教育の後半になるほど次第に強化されていくと予想する。

最後に、通時的な動態をより正確に読み解くために高校受験と大学等受験のタイミングに着目したい。我が国においては、高校受験の結果によってその後の人生が大きく規定されるトラッキングが指摘されているほか(荒巻 2010)、一般に指摘される高卒と大卒の収入差以外にも、大学によって管理職等に昇進する確率や収入に差が生じているなど(島 2021;中西 2000)、人生を規定する重要な要素であることが明らかとなっており、一般においても高校受験や大学等受験を重要視する認識が浸透している。そのため、そうした時点においては教育投資の逓減的性質も相まって一時的に兄弟姉妹間格差が縮小することが予想される。裏を返せば、それ以外の段階において格差が比較的拡大しやすい傾向にある可能性が指摘できる。

本稿では以上の理論的説明から導かれる以下五つの仮説について検証を行う。

仮説1:より高い年齢段階となるほど、兄弟姉妹間における出生順位に起因する教育投資額格差は第一子有利で拡大する。

仮説2: 出生間隔が大きいほど、兄弟姉妹間における年齢段階の上昇に伴う出生順位 に起因する教育投資額格差の拡大傾向は緩和される。

仮説3: 世帯年収が高いほど、兄弟姉妹間における年齢段階の上昇に伴う出生順位に 起因する教育投資額格差の拡大傾向は緩和される。

仮説4: 父親の学歴が低いと、兄弟姉妹間における年齢段階の上昇に伴う出生順位に 起因する教育投資額格差の拡大傾向は強化される。

仮説5: 中学三年生と高校三年生の段階において、兄弟姉妹間における出生順位に起 因する教育投資額格差は一時的に縮小する。

4. データと方法

4-1. データ

兄弟姉妹間における出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因を明らかにするために、「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)の 2010 年から 2019 年のデータセットを利用した50。このデータは家計や家族関係を中心に人々の生活に関する様々な情報を収集したパネル調査で、各子に対する教育費投資額や家族構成員の情報などが蓄積されている。そこで、上述の仮説を検証するために、コーホート A・B・C・D の 2010 年調査から 2019 年調査と、コーホート E の 2013 年調査から 2019 年調査を組み合わせたプーリングデータを構築し、2010 年から 2019 年の間に小学校から大学等までのいずれかの教育機関に在籍する第一子と第二子の年齢が、2010 年から 2019 年の間のいずれかのタイミングで同一世帯内において 6 歳から 22 歳の間で重複した二子世帯のデータから、重複が見られた年度のみを第一子基準で抽出したデータセットに、重複先年度の第二子のデータを結合したデータセットを作成した。このような推定デザインとすることで、Haan(2010)の指摘する兄弟姉妹数と出生順位効果の混同を回避するとともに、各子の教育達成などの個人指標を従属変数とする従来の主な兄弟姉妹間格差研究とは異なり、各要因が兄弟姉妹間格差に与える影響を直接的に検討することができる。

4-2. 従属変数

従属変数は該当年齢における第一子と第二子それぞれに対する一年間の教育投資額の差額であり、全ての教育投資額を合計した総合費と、学校関係費用と学校以外の学習費を合計した学習費の二通りの教育投資額について従属変数を設定した。これは各子への教育投資について、各種教育費間にトレードオフが生じる可能性を考慮するとともに、上述の教育達成に関する先行研究との知見の連動性を確保するためのものである。

4-3. 独立変数

理論的に関心のある独立変数として、教育投資額の差額を求める基準となる兄弟姉妹の年齢を用いる(仮説 1)。また、そのような基準年齢と、二子間の出生間隔(仮説 2)、夫婦年収の対数値(仮説 3)、父親や母親が高卒か否かのダミー変数(仮説 4)との交互作用および、学年が中学・高校三年生であるか否かのダミー変数(仮説 5)を用意し、年齢段階の変化に伴う格差の動態がそれらの条件によって変わりうるのかを検証する。

⁵⁰ 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「消費生活に関するパネル調査」(JPSC) の個票データを提供して頂いた。

統制変数としては、表1のように、兄弟姉妹の性別構成を統制する兄弟・姉弟・兄妹ダミーおよび、世帯属性に関する情報、第一子基準の調査年度を設定した。具体的な世帯属性としては、両親の学歴や夫婦年収の対数値、教育に対する責任感(高校卒業までの子どもの養育・教育費に対する責任が両親にあると考えるか否か)、追加出産希望数、出生間隔、第一子総合教育費の対数値を統制している。各ダミー変数は世帯属性がその属性に当てはまる場合を1、当てはまらない場合を0とした。第一子教育総合費の対数値を統制変数として投入しているのは、各世帯の教育費支出額の大小が直接的に兄弟姉妹間における教育投資額格差の大きさに反映されることを回避するためである。

4-4. 分析手法

本稿では、兄弟姉妹間における出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因について線形回帰モデルを用いて検討する。なお、項目によって回答がなされていない場合があるため、変数によって観測数は異なる。

表 1 変数一覧

		"
<u> </u>	変数説明	出典
教育費差額(総合費)	第一子と第二子それぞれに対する一年間の総合的な教育投資の差額(万円)	消費生活に関するパネル調査
教育費差額 (学習費)	狭義の学習費についての同差額 (万円)	消費生活に関するパネル調査
年齢	兄弟姉妹の年齢 (歳)	消費生活に関するパネル調査
中高三年生ダミー	中学・高校三年生であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
出生間隔	兄弟姉妹の出生の間に開いた間隔 (年)	消費生活に関するパネル調査
兄弟ダミー	兄弟姉妹構成が兄弟であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
兄妹ダミー	兄弟姉妹構成が兄妹であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
姉弟ダミー	兄弟姉妹構成が姉弟であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
教育責任感ダミー	教育責任が両親にあると考えるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
母親・高卒ダミー	母親が高校卒であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
母親・短大高専卒ダミー	母親が高専・短大卒であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
母親・大卒以上ダミー	母親が大学・大学院卒であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
父親・高卒ダミー	父親が高校卒であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
父親・短大高専卒ダミー	父親が高専・短大卒であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
父親・大卒以上ダミー	父親が大学・大学院卒であるか否かを区別	消費生活に関するパネル調査
log (夫婦年収)	夫婦の年収の対数値	消費生活に関するパネル調査
log (第一子教育費)	第一子教育総合費の対数値	消費生活に関するパネル調査
追加出産希望数	追加出産を希望する子供の数(人)	消費生活に関するパネル調査
調査年度	第一子基準の調査年度 (年)	消費生活に関するパネル調査

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
教育費差額 (総合費)	873	4.9737	50.5394	-240	279
教育費差額 (学習費)	953	5.0902	43.8784	-228	279
年齢	1015	13.2384	4.4631	6	22
中高三年生ダミー	1015	0.1478	0.3551	0	1
出生間隔	1012	2.7184	1.3339	0	9
兄弟ダミー	1015	0.2365	0.4251	0	1
兄妹ダミー	1015	0.2975	0.4574	0	1
姉弟ダミー	1015	0.2650	0.4416	0	1
教育責任感ダミー	832	0.4315	0.4956	0	1
母親・高卒ダミー	1015	0.3695	0.4829	0	1
母親・短大高専卒ダミー	1015	0.2621	0.4400	0	1
母親・大卒以上ダミー	1015	0.1685	0.3745	0	1
父親・高卒ダミー	1015	0.3645	0.4815	0	1
父親・短大高専卒ダミー	1015	0.0473	0.2124	0	1
父親・大卒以上ダミー	1015	0.3734	0.4839	0	1
log (夫婦年収)	984	6.5101	0.3937	4.8903	8.0637
log (第一子教育費)	873	3.3743	1.1708	0	6
追加出産希望数	1015	0.1291	0.3526	0	2
調査年度	1015	2012.9320	2.1884	2010	2018

5. 分析結果

表 3 は、兄弟姉妹間における出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因 に関する線形回帰モデルの結果を示したものである。

まず、年齢の係数が正に有意であることから、同年齢時で比較したときに、より高い年齢段階となるほど出生順位に起因する教育投資額格差は第一子有利で拡大することが示された(仮説 1)。我が国における多子世帯支援の消極性については主に貧困の傾向が強い世帯に向けた支援制度を中心に批判がなされてきたところであるが(大岡 2020; 湯澤ほか 2012)、多くの既存多子世帯支援策の効果を織り込んだ上での実証分析においてこうした結果が観察されたことから、改めて多子世帯への金銭的支援が不足している実情を浮き彫りにすることができたといえよう。また、より高い年齢段階となるほど兄弟姉妹間における教育投資額格差が拡大する傾向にあることからは、例えば児童手当といった子供の年齢に応じて支給額が変化しない現行多子世帯支援策の制度設計が必ずしも適切でない可能性が示唆され

る。こうした結果は、苫米地 (2017) の示唆に対して、対象となる教育段階を広く拡大しても教育投資額格差における出生順位格差が存在し、その格差には拡大傾向が存在するという知見を補足するものであるほか、標本を二子世帯に限定し兄弟姉妹数の影響を構造的に除去することで Haan (2010) の指摘する兄弟姉妹数効果と出生順位効果の混同を回避し、我が国において純粋な出生順位効果が存在することを示した重要な知見であるともいえる。第二に、出生間隔については、三子以上世帯を標本に含めている先行研究とは異なり、標

第二に、出生間隔については、三子以上世帯を標本に含めている先行研究とは異なり、標 本を二子世帯に限定することで純粋な出生間隔の影響を観察したが、単独の独立変数とし ても、年齢段階の上昇に伴う出生順位に起因する教育投資額格差拡大への抑制効果として も、有意な結果は得られなかった(仮説 2)。ただし、分析モデルの構造上の関係で先行研 究では主に個人の学歴達成に対しての出生間隔の影響を観察している一方、本稿では出生 間隔の兄弟姉妹間格差への影響を直接的に観察しているため、有意な結果が得られなかっ たのも一つの重要な知見であるといえるかもしれない。解釈としては、出生間隔が三年であ ると、第一子の教育費として大学等入学を見据えた高額な補習費を支払うと同時に第二子 の教育費として高校受験に向けた補習費を捻出するといった状況も想定される一方、出生 間隔が四年であるとこういった状況は生じづらいため、先行研究も含め、そもそも出生間隔 に線形的な効果を仮定することに無理があったのかもしれない。また、教育の多くを各世帯 に依存する我が国では(小林 2005; 野田 2019)、各世帯において強い戦略的行動が生じて いることが指摘されており(片岡 2001;神原 2001)、各世帯の教育計画の都合や経済的状 況等に応じて戦略的に出生間隔を規定する傾向が諸外国と比較して強い可能性も考えられ る。これらの問題については、必ずしも線形的な推移を仮定しない複数パターンの変数を用 いて追加的な検証を行っていく必要があるだろう。

第三に、世帯年収と父親の学歴については、それぞれ年齢との交差項の係数が正に有意であることから、ともに年齢段階の上昇に伴う出生順位に起因する教育投資額格差拡大への抑制効果が認められた(仮説 3・4)。前者については、藤田(2012)が教育達成格差において指摘したものと類似する傾向が教育投資額格差においても生じていることが示された格好である。解釈としては、やはり家庭財の量が多いほど、第一子により近い水準の投資を行うための予算を用意することが比較的容易となりやすくなることで、兄弟姉妹間における教育投資額格差が拡大しづらくなるためであるとするのが自然であろう。また、教育費投資効果の逓減的性質を考慮すれば、高所得であるほど非計画的支出に対応しやすくなり、投資配分管理の難度という意味においても有利に働いた可能性が指摘される。このような意味で、児童扶養手当や高等学校等就学支援金といった多くの現行多子世帯支援策における所得水準基準を設ける制度設計は、兄弟姉妹間格差の是正という観点においても一定程度の妥当性が認められると考えられる。また、こうした結果は大岡(2020)や湯澤ほか(2012)らによる貧困に陥る傾向の強い世帯への多子支援を優先的に拡大すべきという主張の妥当性を補強する結果であるともいえるだろう。

表3 出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因(線形回帰モデル)

	従属変数				
独立変数	教育費差額(総合費	貴)	教育費差額(学習費	計)	
	Model 1		Model 2		
(定数項)	693.1006		153.5998		
	(1924.3513)		(1639.4360)		
年齢	16.2092	*	11.9156	*	
	(6.4797)		(5.5203)		
出生間隔×年齢	-0.1638		-0.2608		
	(0.2902)		(0.2472)		
log(夫婦年収)×年齢	-2.7241	**	-1.9452	*	
	(0.9742)		(0.8300)		
父親・高卒ダミー×年齢	1.7460	*	2.0763	**	
	(0.8623)		(0.7346)		
母親・高卒ダミー×年齢	-0.4402		0.2949		
	(0.8559)		(0.7292)		
中高三年生ダミー	-6.3867		-13.3765	**	
	(4.9661)		(4.2309)		
出生間隔	0.3919		1.0015		
	(4.0572)		(3.4565)		
兄弟ダミー	3.4151		-0.0293		
	(5.3633)		(4.5693)		
兄妹ダミー	-3.2079		-5.5136		
,=,,,,	(5.1465)		(4.3845)		
姉弟ダミー	-0.6161		-7.0486		
	(5.2688)		(4.4887)		
教育責任感ダミー	4.0675		5.5336	†	
	(3.5249)		(3.0030)	'	
母親・高卒ダミー	13.4937		2.7984		
PATOL IN 1 > 1	(12.7216)		(10.8381)		
母親・短大高専卒ダミー	9.0886		7.4359		
母紀 が八回子中/ へ	(5.5315)		(4.7125)		
母親・大卒以上ダミー	1.0019		2.7734		
母祝 八十めエアへ	(6.1432)		(5.2337)		
父親・高卒ダミー	-18.1301		-25.3083		
人 杭 ・同千ク 、	(12.3595)		(10.5296)		
父親・短大高専卒ダミー	-13.2046		-10.4599		
ス 杭・	(8.7083)		,		
父親・大卒以上ダミー	-10.1914		(7.4190)		
又祝・八平以上グミー		†	-8.6171	†	
log (夫婦年収)	(5.2271)		(4.4532)		
10g (大畑牛収)	16.0125		9.9623		
1 (炊 → 松木中)	(14.7540)	***	(12.5695)	**:	
log (第一子教育費)	21.4201	***	14.5977		
方 hu 山 本 圣 均 粉	(1.8236)		(1.5536)		
追加出産希望数	-5.3324		1.5594		
	(5.1071)		(4.3509)		
調査年度	-0.4176		-0.1219		
	(0.9576)		(0.8158)		
調整済みR ²	0.2269		0.1947		

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

後者の父親の学歴については、母親の学歴の有意が認められない中での有意な結果とな った。これは世帯内における教育投資の意思決定に父親が強く影響することを示唆する結 果であるといえる。ただし、世帯年収を統制しても有意な結果がみられたため、必ずしも佐 藤・吉田(2007)などの主張するような「学歴が所得を規定し、所得が子の学歴を規定す る」という従来の社会階層論的論調のみで説明されるものではなく、父親の規範的価値観や 経験値、投資配分の管理能力の差などの非金銭的要因が一定程度の影響を与えている可能 性を示すものであると解釈できる。特に苫米地(2017)が中学生時点において父親の学歴 が必ずしも出生順位効果に大きな影響を及ぼさないことを示していることを考えると、比 較的低い学歴にとどまる父親はモデルケースとしての自分自身の経験が存在しないために 教育の後半における投資配分の管理が難しくなってしまっている可能性が高いといえるか もしれない。こうした非金銭的要因は外部からの細かな観察が非常に難しい上、子供にとっ て不可避的に押し付けられる環境であるので、従来の金銭的支援だけでなく、例えば現金給 付ではなく限定的な無償化等により提供する財の用途の自由度を削減したり、子持ち世帯 に対してより積極的な情報提供などを行ったりすることで、不可避的な要因が子供の人生 を大きく規定する変数となりづらくなるような制度設計を行っていく必要性が指摘される。 第四に、中高三年生ダミーについては、学習費を従属変数とする Model 2 においてのみ 係数が負に有意である結果が観察された(仮説 5)。総合費で有意とならなかった要因とし ては、習い事等の必ずしも学歴的な教育達成とは関連しない支出の動きが影響した可能性 が指摘される。ただし、そもそも仮説 5 で想定していたのは学業達成に関する支出の動き であるので、総合的にみれば仮説と整合的な結果であったと言えるだろう。解釈としては、 教育投資の効果が逓減的である中で高校受験や大学受験の前に両子に対してそれぞれ集中 的な投資を行った結果、兄弟姉妹間における教育投資額に大きな差が生じなくなった可能 性が考えられる。この結果からは、確かに学歴社会と称される我が国において中学三年生時 や高校三年生時に不自由なく勉学に励める環境を提供することは重要であるものの、その 一方で、むしろ平時の方が大きな格差が生じているという側面も少なからず指摘されるた め、進学直前期にのみ目を向けた集中的支援を中心に支援策を組み立てることは必ずしも 合理的でない可能性が示唆される。

第五に、本稿においては必ずしも仮説として想定していなかったが、兄弟姉妹の性別と世帯の責任感の影響についても言及したい。前者については全てのダミーについて一切の反応が見られなかった。これは女性よりも男性に多く投資する傾向が 1990 年代後半に改善されたとする永井ほか(2007)の分析結果と整合的である一方、教育達成研究においては平尾(2006)や苫米地(2012)などによって世帯内においても男女格差が生じていることが指摘されている。この点についてはより詳細な検討が求められるところではあるが、一つの可能性として、投資額が同じであっても本人の希望や両親の規範的価値観によって「性別的」な進路選択が行われており、必ずしも金銭的支援のみによって従来の兄弟姉妹格差研究において指摘されてきたような性別に起因する教育達成「格差」が改善するわけではない可能

性が指摘される。ただし、上述の苫米地 (2017) の分析結果が示唆するように、特定段階に おいては性別に起因する教育投資額格差が生じている可能性があり、通時的動態について 追加的な検討を行っていく必要はあると考えられる。

後者については、学習費の兄弟姉妹間格差を従属変数とした Model 2 においてのみ負に有意となり、教育に対して責任感のある世帯ほど兄弟姉妹間格差が拡大するという結果となった。こちらは、上述のような家計的限界が指摘されているような状況下で、責任感のある世帯ほど第一子に積極的な投資を行ってしまうことで、結果的に第二子へ投資可能な財の量が減少してしまう一方、教育の責任が家庭外にあると考える世帯は第一子に積極的に自身の財を投資しないため、結果的に第二子にも第一子と同額程度の財を投資するだけの余裕を残すことが可能となっている可能性が指摘される。この結果は、多くの文献において指摘されるような、我が国における教育費の私的支出割合の重さを間接的に示すと同時に、同水準の財を持つ家庭に生まれても、善意であれ非意図的であれ親の価値観等によって兄弟姉妹間における機会の量が左右される状況が存在する可能性を示唆するものである。

6. 結論

本稿では、消費生活に関するパネル調査(JPSC)のデータセットを用いて、我が国における出生順位に起因する教育投資額格差の動態とその規定要因について検討した。

その結果、兄弟姉妹数の影響を構造的に除去した上で対象となる教育段階を広く拡大しても教育投資額格差における出生順位効果が存在し、主たる動態として年齢段階が上昇するほど第一子有利で拡大していく傾向にあること、その詳細な規定要因としては、第一にそうした兄弟姉妹間における格差拡大傾向は世帯年収が高いほど緩やかとなり、反対に世帯年収を統制した上でも父親の学歴が低いほど強いものとなること、第二に学習費については負担が大きくなることが事前に想定しやすい中学三年生時点と高校三年生時点において一時的に格差が縮小する傾向が存在することが明らかとなった。これらの結果は現行多子支援策が金銭的支援および非金銭的支援の両面において必ずしも十分に機能していないことを示すとともに、我が国における現行多子世帯支援制度を積極的に格差実態に即した構造へと転換させる必要性を指摘するものである。こうした改善は二重の格差を是正していくことにはもちろん、過度な負担を避けるために複数子の出産を控えている潜在的多子世帯に対しても一定の貢献をなすものであり、少子化問題等の緩和にもつながる可能性が指摘されるため、我が国における優先的な課題であるといえるだろう。

最後に、本稿の分析は中学三年生および高校三年生時点の増減は考慮しているものの、大きくは線形的推移を仮定する分析であるため、制度構築にあたってより詳細な検討を行っていく必要性は指摘される上、二子世帯に限定した分析モデルである点については留意が必要である。三子以上世帯においては出生順位に起因する教育投資額格差が更に拡大する

ことが予想されるほか、より計画的な世帯とそうでない世帯の差が顕著となる傾向が存在 する可能性も考えられる。これらの点については以後の研究において追加的な検討がなさ れていくことが期待される。

7. 参考文献

- 荒巻草平. 2010.「『教育達成』を読み解く―階層構造・選抜システム・行為選択」塩原良和・竹ノ下弘久編『社会学入門』弘文堂、51-65.
- 梅野祐樹. 2006. 「長男・長女は得をする?:子供の数と出生順位による教育格差―ノルウェーの事例から」『日本労働研究雑誌』554: 113-114.
- 大岡頼光. 2020. 「長時間労働の規制で女性の貧困削減と効率を追求―ひとり親には児童扶養手当の充実を」『社会学論集』19(1): 41-75.
- 片岡栄美. 2001.「教育達成過程における家族の教育戦略—文化資本効果と学校外教育投資効果のジェンダー差を中心に」『教育学研究』 68 (3): 259-273.
- 神原文子. 2001. 「〈教育する家族〉の家族問題」『家族社会学研究』12 (12-2): 197-207.
- 小林雅之. 2005.「教育費の家計負担は限界か―無理する家計と大学進学」『家計経済研究』 67: 10-21.
- 小林淑恵. 2011. 「児童手当の家計への影響」 『季刊社会保障研究』 47 (1): 67-80.
- 近藤博之. 1996.「地位達成と家族―キョウダイの教育達成を中心に」『家族社会学研究』8 (8): 19-31.
- 佐藤嘉倫・吉田崇. 2007.「貧困の世代間連鎖の実証研究」『日本労働研究雑誌』 563: 75-83.
- 島一則. 2021. 「大学ランク・学部別の大学教育投資収益率についての実証的研究—大学教育 投資の失敗の可能性に着目して」 『名古屋高等教育研究』 21: 167-183.
- 田中敬文. 2010. 「家計教育費負担の動向と負担軽減の公共政策」『日本教育行政学会年報』 36: 60-71.
- 戸田淳仁. 2010. 「子どもの数・出生順位と教育費との関係―子どもの質・量のトレードオフに関する実証分析」『家計経済研究』88: 28-40.
- 苫米地なつ帆. 2012.「教育達成の規定要因としての家族・きょうだい構成─ジェンダー・出生順位・出生間隔の影響を中心に」『社会学年報』41: 103-114.
- 苫米地なつ帆. 2013.「キョウダイの教育達成格差が生じるメカニズムの理論的考察」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』62(1): 69-87.
- 苫米地なつ帆. 2017. 「家族内資源分配に対する出生順位・性別の影響」『東北社会学研究会』 99: 11-36.
- 都村聞人. 2006a. 「子育て世帯の教育費負担―子ども数・子どもの教育段階・家計所得別の分析」『京都大学大学院教育学研究科紀要』52: 65-78.

- 都村聞人. 2006b.「教育費負担に影響を及ぼす諸要因—JGSS-2002 データによる分析」 『JGSS で見た日本人の意識と行動—日本版 General Social Surveys 研究論文集 5 (JGSS Research Series)』135-148.
- 永井暁子・坂本和靖・平尾桂子. 2007.「家計における教育関連費支出に関する分析」御船美智子『家計研究へのアプローチ―家計調査の理論と方法』ミネルヴァ書房、231-245.
- 中西祐子. 2000. 「学校ランクと社会移動―トーナメント型社会移動規範が隠すもの」近藤博 之編『日本の階層システム―戦後日本の教育社会』東京大学出版会、37-56.
- 野田潤. 2019.「家族の近代化と子育ての変容」永田夏来・松木洋人『家族社会学』新泉社、 46-64.
- 平尾桂子. 2006.「教育達成ときょうだい構成―性別間格差を中心に」溝口恵一・神原文子編『親子、きょうだい、サポートネットワーク・第2回 家族についての全国調査(NFRJ03) 第二次報告書 No.2』日本家族社会学会・全国家族調査委員会、7-28.
- 平沢和司. 2011. 「きょうだい構成が教育達成に与える影響について—NFRJ08 本人データ ときょうだいデータを用いて」『第3回家族についての全国調査 (NFRJ08) 第2次報告 書4階層・ネットワーク』、21-43.
- 平沢和司・古田和久・藤原翔. 2013.「社会階層と教育研究の動向と課題―高学歴化社会における格差の構造―」『教育社会学研究』93: 151-191.
- 藤原翔. 2012.「きょうだい構成と地位達成―きょうだいデータに対するマルチレベル分析 による検討」『ソシオロジ』57(1): 41-57,180.
- 保田時男. 2008.「教育達成に対するきょうだい構成の影響の時代的変化」『大阪商業大学論集』150: 151-191.
- 湯澤直美・藤原千沙・石田浩. 2012.「母子世帯の所得変動と職業移動―地方自治体の児童扶養手当受給資格者データから」『社会政策』 4(1): 97-110.
- Black, Sandra E., Paul J. Devereux, and Kjell G. Salvanes. 2005. "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education." *The Quarterly Journal of Economics* 120 (2): 669-700.
- Blake, Judith. 1985. "Number of Siblings and Educational Mobility." *American Sociological Review* 50 (1): 84-94.
- Cáceres-Delpiano, Julio. 2008. "The Impacts of Family Size on Investment in Child Quality." *Journal of Human Resources* 41 (4): 738-754.
- Downey, Douglas B. 1995. "When Bigger Is Not Better: Family Size, Parental Resources, and Children's Educational Performance." *American Sociological Review* 60 (5): 746-761.
- Haan, de M. 2010. "Birth Order, Family Size and Educational Attainment." *Economics of Educational Review* 29: 578-588.
- Hanushek, Eric A. 2008. "The Trade-off Between Child Quantity and Quality." Journal

- of Political Economy 100 (1): 84-117.
- Hojo, Masakazu and Takasi Oshio. 2010. "What Factors Determine Student Performance in East Asia? New Evidence from TIMSS 2007." Asian Economic Journal 26 (4): 333-357.
- Holmlund, Bertil. 1998. "Sibling Position and Achievement: The Case of Sweden." Finnish Yearbook of Population Research 23: 100-107.
- Powell, Brian and Lala Carr Steelman. 1995. "Feeling the Pinch: Child Spacing and Constraints on Parental Economic Investments in Children." *Social Forces* 73 (4): 1465-1486.
- Rosenzweig, Mark R. and Kenneth I. Wolpin. 1980. "Testing the Quantity-Quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiment." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 48 (1): 227-240.
- Sieben, I. and P. M. De Graff. 2003. "The Total Impact of the Family on Educational Attainment: A Comparative Sibling Analysis." *European Societies* 5 (1): 33-68.
- Yamagata, Shinji, Makiko Nakamuro, and Tomohiko Inui. 2013. "Inequality of Opportunity in Japan: A behavioral Genetic Approach." *RIETI Discussion Paper*, 13-E-097.

第8章

読書による学習・心理的効果に関する実証研究 一日本の小学生に対するアンケート調査の分析から一

中澤 康紀

要約

本稿では、読書活動に関する研究や報告に基づく、読書の学習・心理的効果に関する考察について実証的に検討する。読書の効果に関しては多様な理論的考察がなされているが、それらに対する実証研究は少ない。本稿では、日本の小学生へのアンケート調査を用いて、読書量が学習・心理的効果に与える影響を検討した。その結果、読書量が高いほど、国語の成績・自然科学/国語人文/社会歴史分野への関心・集中力が高く、一方でリベラル思考傾向が低いという結果が示された。読書の効果と副作用について理解を進めることは、日本の教育現場において普及している読書学習の方法論を検討し改善する上で重要である。

1. はじめに

読書の効果を人々は古くから論じてきた⁵¹。そして現在では、その効用は社会で広く受け入れられ、教育現場での導入も進んでいる。例えば、朝に全校一斉に読書をする時間を設ける朝読書活動は、全国の小学校での導入率が80%を超えている(朝の読書推進協議会2020)。しかし、こうした読書の推進活動の目的やその方法論は直感的・印象論的な議論に依拠していて、実証的な根拠を欠くことが多い。読書教育施策を改善するための知見を得るためにも、統計データ分析に基づく検討が必要である。

現行の読書の効果に関する研究は、大きく教育学・精神医学の 2 つの分野から行われている。教育学分野の文献では、教育現場における読書活動(朝読書等)の報告に基づいてその効果を分析するものが多い。一方、精神医学分野の文献では、カウンセラーや精神病院での読書活動(読書療法等)の報告に基づいてその効果を分析するものが多い。いずれも読書の効果は事例の報告に留まるものであり、大規模なデータに基づく検証が行われているとは言い難い。とはいえ、いずれの分野においてもその研究は長い歴史を持ち、研究の蓄積自体は膨大なものである。本研究では、これら 2 つの研究アプローチに基づく先行研究群に

⁵¹ 古代ギリシャの図書館の入り口には「心を癒す場所」という文字が刻まれていたという (毛利 1998)。これは古代から読書の効果に関する考察がなされていたことを示している。

依拠しながら、読書の学習・心理的効果両側面について理論仮説を導出した上で、その妥当性について、小学 5 年生に対するアンケート調査のデータ分析から実証的に検討した。また、分析の際には、数少ない国内での実証研究を参照して、それらの研究の精緻化を目指し、交絡変数の統制を行い、独立変数として総合的読書量だけでなく本の種類別の読書量を用いる等の工夫を行った。

分析結果から、読書量が多いほど国語の成績・自然科学/国語人文/社会歴史分野への関心・集中力が高いものの、リベラル思考傾向が低いという知見が得られた。この結果は、教育推進目的での読書活動導入を支持する一方で、その方法論については再考の余地があることを示している。

2. 先行研究

先述のように読書の効果に関する研究は教育学/精神医学の 2 つの分野から行われている。本節では、2 つの先行研究群が読書に関して明らかにしていることと、それら研究群の課題を示す。

第一に教育学の分野では、読書の学習効果についての研究が多くなされており、その大半は、読書活動に関するアンケート調査の結果をまとめたものになっている。いくつかの研究では、読書による知的好奇心の向上(塩山 2001)や、言語能力・基礎学力の形成(薬袋 2012)等の効果が報告されているが、その実証的検討が十分とは言えない。

学習効果に関する実証研究は国外では多数行われ、読書による語彙力の向上(Swanborn and De Glopper 1999)、文章理解力の向上(Verhoeven et al. 2011)等が報告されている。しかし、国内では実証研究の例が少なく、国外での効果が日本でも普遍性を持つかは定かでない。国内における実証研究の数少ない例として、ここでは2つの研究を取り上げる。

まず、西谷(2010)は、言語力だけでなく、学力全般を成績という指標に置き換え、朝読書活動の実施有無との相関を分析した。分析の結果として、朝の読書活動を実施している学校ほど、国語における成績、特に国語の「知識」領域ではなく「活用」領域において高い結果を残すという正の相関関係を示した。

同様に猪原ほか(2015)は小学 1~6 年生に対する質問紙調査・言語力測定テストによる調査を行い、読書量と言語力の正の相関を示した。

しかし、いずれの研究においても分析手法については課題が残る。西谷(2010)に関しては単回帰分析に留まり、猪原ほか(2015)の研究も読書量・言語力双方に影響を及ぼすと考えられる個人的性質・家庭環境の統制変数の考慮が十分とは言えない。

他方で、第二に、精神医学の分野では、読書と心理的健康に関する研究が多く成されている。特に、読書による精神安定の効果に着目した読書療法は、臨床の場で広く実施され、効果も報告されている現状がある(中離 2003)。一方で、その効果に対する実証は十分になさ

れておらず、実証研究の蓄積に対する需要が存在する(滝沢ほか1995)。精神医学の分野では国内外ともに実証研究は少ないが、数少ない例として、ここでは読書と心理的健康度の関連を示した宮田(2020)の研究を取り上げる。

宮田(2020)はオンラインアンケート調査に基づき、個人的性質・家庭環境の統制変数を 投入したモデルで重回帰分析を行った。結果として、1日当たりの読書時間と、高いマイン ドフルネス傾向・心理的健康度について有意に正の相関を示した。一方、読書時間・心理的 健康度双方に影響を与えるであろう個人環境要因(忙しさ等)の統制変数の考慮が必要であ るという点と、オンラインアンケート調査の回答者はみなアンケートモニターサイトの登 録者であり性質上の偏りが想定される点が課題として挙げられる。

以上をまとめると、読書による学習効果/心理的効果に関する実証研究は、いずれも日本 国内への普遍性が確認できない、分析モデルが現実を正しく反映しているとは言い難い等 の課題を抱えている。それを踏まえて、本稿では全国 3 地域の小学 5 年生に対するアンケ ート調査に基づき、個人的性質・個人環境・家庭環境の統制変数を考慮した上で重回帰分析 を行う。また、分析の際には独立変数として読書量だけでなく、本の種類別の読書量を用い ることで読書の効果をより正確に導く。

3. 理論仮説

本稿では、読書が人の心理に及ぼす影響に注目して、読書の学習・心理的効果について理論仮説を導出し検証する。まず学習効果について、理論仮説を導出する。本には、日常会話やテレビ鑑賞では見られない、文語的表現・詩的表現が豊富に存在している。また、本に見られる表現構造も比較的複雑である。読書を通じてこれらに触れることで、文章構成理解力・豊かな表現力・類推的イメージ力を獲得し、これらは更に思考力と発想力の発達にもつながる(デュアー2013)。これらの能力が発達した結果として、学習における成績向上が達成されると推測する。よって、次の仮説を導出する。

仮説1-1:読書量が多いほど、成績(総合成績・算数/国語の成績)が向上する。

また、読書により新たな分野・世界に触れそこに魅力を感じた読者は、更にそれらを深く 知りたいという欲求に駆り立てられる。本は自然的/心理的/社会的な描写や洞察に富ん でおり、読者はこれらを通じて、各分野に対する学習意欲の向上が促されると推測する。よ って、次の仮説を導出する。

仮説1-2:読書量が多いほど、学習意欲(自然科学/国語人文/社会歴史分野への関心)が向上する。

なお、この仮説については、分野ごとの関心・分野ごとの読書量を用いて分析を行う。読書と学習意欲の向上効果は、読書の分野によって異なることが推測される。例えば、他者への共感等は、そのような描写が比較的多い小説によって強くもたらされると考えられる。また、学習意欲それ自体ではなく、分野ごとの関心と分野ごとの読書量に注目することで、学習意欲と読書量の逆の因果関係(学習意欲の高まりによる読書量の増加)の影響にも部分的に対処できる等の実証上の利点もある。

次に、心理的効果について、理論仮説を導出する。読者は、読書を通じて登場人物を観察し共感する。また登場人物の課題解決過程に触れ、自己の抱える課題解決の参考にする(デュアー2013)。このプロセスを通じて自己の抱える課題に対するハードルが下がり、より挑戦的になった結果、意欲/課題解決力の向上が促されると推測する。よって、次の仮説を導出する。

仮説2-1:読書量が多いほど、意欲(意欲/課題挑戦力)が向上する。

また、ウルフ (2008) は、幼い子供は読書を通じて新しい感情体験を獲得し、そしてこの体験は現実における複雑な情動を理解するための心構えとなると考察した。同様に阪本 (1971) は、読書を通じて幅広い疑似体験を経験し、異なる価値観に触れその存在に気づく過程で読者のパーソナリティ変革が起きるとした。

以上 2 つの考察に鑑みて、読書を通じて読者は寛容性・リベラル思考を獲得すると推測する。よって、次の仮説を導出する。

仮説2-2:読書量が多いほど、寛容性(寛容性/リベラル思考傾向)が向上する。

更に、文章を読む行為とは、口語より複雑な構成の中で多くの情報を吸い上げ、頭で整理する行為であり、集中力を必要とする(デュアー2013)。そして、その構成は著者の一定の型付けの思考の象徴であり、そこに入り込む際には注意の集中を必要とし、それを持続するための精神力の安定が養われる(大神 1965)。このプロセスにより、読書を通じて読者は集中力・安定した精神(非行程度の抑制)を獲得すると推測する。よって、次の仮説を導出する。

仮説2-3:読書量が多いほど、集中力(集中力/非行抑制の向上)が向上する。

4. データと方法

4-1. データ

読書による学習・心理的効果を検証するために、「第4回学習基本調査(小学生版),2006」の個票データを用いる 52 。このデータは 2006 年に全国 3 地域の小学 5 年生に対し実施されたアンケート調査であり、学習や生活に対する生徒の意識等のデータを含んでいる。変数の詳細な説明については表 1 に示す。記述統計については表 2 に示す。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
意欲	設問項目【16】「(2)あなたはふだん次のように感じることがありますか。: だるい(1:とてもそう~3:ぜんぜんそうではないの3点尺 (2)	
課題解決力	度) 設問項目【2】A「(1)じゅ業でわからないことは、あとで先生に質問する(1:よくある~4:ほとんどないの4点尺度)	
寛容さ	設問項目 [16] 「(3)あなたはふだん次のように感じることがありますか。: いらいらする(1:とてもそう~3:ぜんぜんそうではない	
	(の3点尺度)」	
リベラル思考	設問項目 【12】 「(7)女子はそれほど勉強をがんばらかくてもいい(1):よくある~4:ほとんどないの4点尺度)」「(8)算数は男子のほう	
集中力	が向いている(1:よくある~4:ほとんどないの4点尺度)」→平均化 設問項目【16】「(5)あなたはふだん次のように感じることがありますか。:あきっぽい」(1:とてもそう~3:ぜんぜんそうではないの	
米17月		第4回学習
非行程度		基本調査
成績	だちとおしゃべりを続ける(1:よくある~4:ほとんどないの4点尺度)」→平均化 設問項目【8】A「あなたの今の成せきは、クラスの中でどれくらいですか。(1:上のほう~7:下のほうの7点尺度)」	(小学生 版), 2006,
成績 算数の成績	設問項目 [8] B「(1)あなたの今の成せきは、クラスの中でどれくらいですか。 : 算数(1:上のほう~7:下のほうの7点尺度)	ベネッセ
異数の成績 国語の成績	設問項目 【8】 B「(2)あなたの今の成せさは、クラスの中でどれくらいですか。: 国語(1:上のほう~7:下のほうの7点尺度)」	教育総合研究所
自然科学分野への関心	数問項目 【6】B「(1)生き物や自然を「すばらしい」とか「ふしぎだな」と感じる(1:よくある~4:ぜんぜんないの4点尺度)」「(5)生	
日於件子分野への関心	政向項目 [4] B (1)生き物や自然を「りはらしい」とか「ふしきたな」と感しる(1・よくめる~4・せんせんないの4点尺度)」「(a)生」と物や自然のことを調べたり考えたりするのが好きだ(1:よくある~4:ぜんぜんないの4点尺度)」→平均化	
国語人文分野への関心	設問項目【4】B「(4)国語のきょうかしょを読んでいて、登場人物や書いてある内容にきょうみがわいてくる(1:よくある~4:ぜんぜ	
	んないの4点尺度)」(8)自分や相手の気持ち・考えを上手く出し合えたらいいなと思う(1:よくある~4:ぜんぜんないの4点尺度)」→	
社会歴史分野への関心	平均化 設問項目【4】B「(2)社会のしくみや歴史のできごとを「すばらしい」とか「ふしぎだな」と感じる(1:よくある~4:ぜんぜんないの	
正五座大刀刀 小房心	「(a)社会のレくみや歴史のできことを調べたり考えたりするのが好きだ(1:よくある~4:ぜんぜんないの4点尺度)」 ―平均	
A third NA is made the sale	rt.	
自然科学分野書籍の読 書量	設問項目 【4】A「(3)自然や動物・植物の本を読む(1:よくする~4:ほとんどしないの4点尺度)」	第4回学習 基本調査
国語人文分野の読書量	設問項目【4】A「(2)文学・小説・物語・童話などの本を読む(1:よくする~4:ほとんどしないの4点尺度)」	(小学生
社会歴史分野の読書量	設問項目 [4] A「(1)歴史の本や伝記の本を読む(1:よくする~4:ほとんどしないの4点尺度)」	版), 2006, ベネッセ
総合読書量	上記3種の読書量変数を平均化	教育総合 研究所
性別	冒頭設問項目「あなたのことを教えてください。: 性別(1 = 男子、2=女子のダミー変数)」	1017171
学習意欲	設問項目【3】「(2)授業で習ったことをもっと詳しく調べる(1:あてはまる~3:あてはまらないの3点尺度)」「(10)自分できょうみをもったことを、学校の勉強に関係なく調べる(1:あてはまる~3:あてはまらないの3点尺度)」→平均化	
授業理解度	設問項目【2】A「(2)授業の内容がむずかしいと思う(1:よくある~4:ほとんどないの4点尺度)」	
国語への抵抗	設問項目【1】A「(1)あなたは次の教科や学習の時間の勉強がどのくらいすきですか。:国語(1:とても好き~5:とても嫌いの5点尺度)」	
国語への抵抗 個人学習の好み	度)」 設問項目 【2】B「 (2) あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人 $(自分一人)$ で何かを考えたり調べたり	
	度)」 設問項目【2】B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」	
個人学習の好み	度」 設問項目 $\{2\}$ B「 (2) あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 $\{5\}$ 「あなたは今、学習塾に行っていますか。 $(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」$	
	度)」 設問項目【2】B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」	
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無	度」 設問項目 $\{2\}$ B「 (2) あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 $\{5\}$ 「あなたは今、学習塾に行っていますか。 $(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」$	
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間	度) 設問項目 【2】B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 【5】「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 【6】「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 【7】A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」	
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。: 個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。: 何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」	基本調査
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時	度)	(小学生 版), 2006,
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。: 個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。: 何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時	度)	基本調査 (小学生 版), 2006,
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間 家庭での新開購読の有	度) 設問項目 [2] B 「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたり するじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A 「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない ~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C 「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D 「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D 「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間 家庭での新聞購読の有 無 母親の学歴 父親の学歴	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたり するじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)] 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間 家庭での新聞購読の有 無 母親の学歴 父親の学歴 家にどれだけ本があるか	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)] 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(11)お母さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(11)お母さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006 ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 中日の学習時間 同じを見て過ごす時間 家庭での新聞購読の有 無 母親の学歴 父親の学歴 な親に博物館美術館に連	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたり するじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)] 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間 家庭での新聞購読の有 無 母親の学歴 父親のど朝を覚け本があるが 親にど博物館美術館らか 親にで勉強を見てもらう	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)] 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(11)お母さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(11)お母さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間 家庭での新開購読の有 無 母親の学歴 父親の学歴	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのグミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のグミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のグミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のグミー変数)」 設問項目 [18] 「(11)お母さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のグミー変数)」 設問項目 [18] 「(1)家には本(漫画や雑誌以外)がたくさんある(0=非選択、1=選択のグミー変数)」 設問項目 [18] 「(9)親に博物館や美術館につれていってもらったことがある(0=非選択、1=選択のグミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時 間家庭での新聞購読の有 無母親の学歴 父親の学歴 家にば神物館もあるが 親にど神物館を見てもらうか 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとももらうか 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるが、 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるか。 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 親にとあるが、 またい。 またい。 またい。 またい。 またい。 またい。 またい。 またい。	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)] 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)] 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)] 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(10)お父さんは大学を知期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(1)家には本(漫画や雑誌以外)がたくさんある(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(1)家には本(漫画や雑誌以外)がたくさんある(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(4)この一か月の間に親に勉強を見てもらったことがあるか(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006, ベネッセ 教育総合
個人学習の好み 学習塾通いの有無 習い事の有無 平日の学習時間 休日の学習時間 テレビを見て過ごす時間 家庭での新聞購読の有 無 無 段親の学歴 父親の学歴 家にどれだけ本があるが 親にだけ本があるが 親にも独立を見てもらうか 親に包触を見てもらう ことあるか	度) 設問項目 [2] B「(2)あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか。:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業(1:とても好き~4:ぜんぜん好きではないの4点尺度)」 設問項目 [5] 「あなたは今、学習塾に行っていますか。(1=行っている、2=行っていないのダミー変数)」 設問項目 [6] 「(9)あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか。:何もしていない(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [7] A「あなたは普段(月曜日~金曜日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] C「休日には、家で何時間くらい勉強しますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [7] D「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか。(1:ほとんどしない~8:3時間30分、9:それ以上の9点尺度)」 設問項目 [18] 「(2)親は毎日、新聞を読んでいる(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(1)お母さんは大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(1)お母さんは大学や短期大学を卒業している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(1)家には本(漫画や雑誌以外)がたくさんある(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(9)親に博物館や美術館につれていってもらったことがある(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(4)この一か月の間に親に勉強を見てもらったことがあるか(0=非選択、1=選択のダミー変数)」 設問項目 [18] 「(5)親は私にいい大学に行くことを期待している(0=非選択、1=選択のダミー変数)」	基本調査 (小学生 版), 2006 ベネッセ 教育総合

⁵² 本稿の分析に際しては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「第 4 回学習基本調査(小学生版),2006」(ベネッセコーポレーション)の個票データを提供して頂いた。

表 2 記述統計

変数名	観測数	平均值	標準偏差	最小値	最大値
成績	2646	3.9161	1.6708	1	7
算数の成績	2666	4.2082	1.7719	1	7
国語の成績	2659	3.9116	1.6376	1	7
自然科学分野への関心	2712	3.0177	0.8107	1	4
国語人文分野への関心	2696	2.8746	0.8159	1	4
社会歴史分野への関心	2703	2.6395	0.8875	1	4
意欲	2669	2.3260	0.7056	1	3
課題解決力	2714	2.0711	0.8863	1	4
寛容さ	2658	2.2020	0.7439	1	3
リベラル思考	2684	3.1390	0.7964	1	4
集中力	2663	2.1990	0.7443	1	3
非行程度	2687	1.3977	0.5871	1	4
自然科学分野の読書量	2706	2.6208	1.0317	1	4
国語人文分野の読書量	2715	3.0718	0.9725	1	4
社会歴史分野の読書量	2717	2.5075	1.0434	1	4
総合読書量	2693	2.7342	0.7614	1	4
性別	2707	1.4839	0.4998	1	2
学習意欲	2686	1.7882	0.5641	1	3
授業理解度	2715	2.7042	0.9076	1	4
国語への抵抗	2717	2.5554	0.9827	1	5
個人学習の好み	2699	2.2827	0.9540	1	4
学習塾通いの有無	2313	1.5703	0.4951	1	2
習い事の有無	2726	0.1875	0.3903	0	1
平日の学習時間	2688	3.7173	2.1428	1	9
休日の学習時間	2664	3.2425	2.2585	1	9
テレビを見て過ごす時間	2683	5.7175	2.4711	1	9
家庭での新聞購読の有無	2726	0.7062	0.4556	0	1
母親の学歴	2641	0.3495	0.4769	0	1
父親の学歴	2641	0.4214	0.4939	0	1
家にどれだけ本があるか	2726	0.6130	0.4872	0	1
親に博物館美術館に連れて行ってもらうか	2726	0.5492	0.4977	0	1
親に勉強を見てもらうことあるか	2726	0.6090	0.4881	0	1
親からの大学進学期待	2726	0.2781	0.4481	0	1
母親からの成績関心	2726	0.7575	0.4287	0	1
父親からの成績関心	2726	0.5312	0.4991	0	1
親と話す頻度	2726	0.8595	0.3476	0	1

4-2. 従属変数

従属変数は仮説ごとに成績 (総合成績・算数の成績・国語の成績)・学習意欲 (自然科学

分野/国語人文分野/社会歴史分野への関心)・心理的効果(意欲/課題解決力・寛容性/ リベラル思考傾向・集中力/非行程度)を設定した。

まず、成績(総合成績・算数の成績・国語の成績)については、「あなたの今の成せきは、 クラスの中でどれくらいですか」、「あなたの今の成せきは、クラスの中でどれくらいですか:算数/国語」という設問へのそれぞれの回答を用いて測定する。回答は、1:上のほう~7:下のほうの7点尺度によるものであり、分析に際しては、その反転尺度を用いた。

次に、学習意欲(自然科学分野/国語人文分野/社会歴史分野への関心)については、分野ごとに 2 つの設問を抽出し、それぞれの回答を用いて測定する。各分野への関心については、自然科学「生き物や自然を「すばらしい」とか「ふしぎだな」と感じる」、「生き物や自然のことを調べたり考えたりするのが好きだ」・国語人文「国語のきょうかしょを読んでいて、登場人物や書いてある内容にきょうみがわいてくる」、「自分や相手の気持ち・考えを上手く出し合えたらいいなと思う」・社会歴史分野「社会のしくみや歴史のできごとを「すばらしい」とか「ふしぎだな」と感じる」、「社会のしくみや歴史のできことを調べたり考えたりするのが好きだ」と、それぞれ 2 設問への回答から測定する。これらの設問への回答は、1:よくある~4:ぜんぜんないの 4 点尺度によるものであり、分析に際しては、分野ごとに 2 設問への回答を反転尺度化した上で平均化したものを用いた。

次に、意欲については、「あなたはふだん次のように感じることがありますか:だるい」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1:とてもそう~3:ぜんぜんそうではないの3点尺度によるものであり、値が大きいほどだるいと感じることが少ない、即ち意欲的であるという解釈のもと、分析を行った。

次に、課題解決力については、「じゅ業でわからないことは、あとで先生に質問する」という設問への回答を用いて測定する。当設問は、課題に直面したときに、それを解決する行動ができるかを示すと解釈し、課題解決力の測定に用いた。回答は、1:よくある~4:ほとんどないの4点尺度によるものであり、分析に際しては、その反転尺度を用いた。

次に、寛容性については、「あなたはふだん次のように感じることがありますか:いらいらする」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1:とてもそう \sim 3:ぜんぜんそうではないの 3 点尺度によるものであり、値が大きいほどイライラすると感じることがすくない、即ち寛容であるという解釈のもと、分析を行った。

次に、リベラル思考傾向については、「女子はそれほど勉強をがんばらなくてもいい」、「算数は男子のほうが向いている」の2設問への回答を平均化し、測定に用いた。回答は、1:とてもそう思う~4:ぜんぜんそう思わないの4点尺度によるものであり、この値が大きいほどジェンダーバイアス思考が弱い、即ちリベラル思考傾向が高いという解釈のもと、リベラル思考傾向の測定に用いた。

次に、集中力については、「あなたはふだん次のように感じることがありますか:あきっぽい」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1:とてもそう~3:ぜんぜんそうではないの3点尺度によるものであり、値が大きいほどあきっぽいと感じることが少ない、

即ち集中力が高いという解釈のもと、分析を行った。

最後に、非行程度については、「じゅ業時間になっても教室に入らない」、「先生に注意されても友だちとおしゃべりを続ける」という2設問への回答を用いて測定する。回答は1:よくする~4:ほとんどないの4点尺度によるものであり、分析に際しては、2つの設問を反転尺度化した上で平均化したものを用いた。

4-3. 独立変数

主要な独立変数は、読書量に関する変数と、統制変数に関しては読書量と各従属変数に影響を及ぼすと考えられる個人的性質要因・個人環境要因・家庭環境要因の3つを用意した。

まず、読書量に関する変数については、本の種類ごとの読書量と、それらの変数を平均化した総合読書量を設定した。各読書量については、自然科学「自然や動物・植物の本を読む」・国語人文「文学・小説・物語・童話などの本を読む」・社会歴史「歴史の本や伝記の本を読む」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1:よくする~4:ほとんどしないの4点尺度によるものであり、分析に際しては、その反転尺度を用いた。

次に、個人的性質要因については、性別・学習意欲・授業理解度・国語への抵抗・個人学習の好みの質問項目によって構成した。性別については、性別を問う設問への回答を用いて測定する。回答は、1: 男子、2: 女子の分類によるものである。学習意欲については、「授業で習ったことをもっと詳しく調べる」、「自分できょうみをもったことを、学校の勉強に関係なく調べる」という 2 つの設問への回答を用いて測定する。回答は、1: あてはまる~3: あてはまらないの 3 点尺度によるものであり、分析に際しては 2 設問への回答を平均化したものを用いた。授業理解度については、「授業の内容がむずかしいと思う」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1: よくある~4: ほとんどないの 4 点尺度によるものである。国語への抵抗については、「あなたは次の教科や学習の時間の勉強がどのくらいすきですか:国語」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1: とても好き~5: とても嫌いの 5 点尺度によるものである。個人学習の好みについては、「あなたは、次にあげる学校の勉強方法は、どのくらいすきですか:個人(自分一人)で何かを考えたり調べたりするじゅ業」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1: とても好き~4: ぜんぜん好きではないの 4 点尺度によるものである。

次に、個人環境要因については、学習塾通いの有無・習い事の有無・時間の使い方(平日の学習時間・休日の学習時間・テレビを見て過ごす時間)の質問項目によって構成した。学習塾通いの有無については、「あなたは今、学習塾に行っていますか」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1:行っている、2:行っていないの分類によるものである。習い事の有無については、「あなたは、おけいこや学校外のクラブに行っていますか:何もしていない」という設問への回答を用いて測定する。回答は、0:非選択、1:選択の分類によるものである。各時間の使い方については、平日の学習時間「あなたは普段(月曜日~金曜

日)、家に帰ってから1日にだいたい何時間くらい勉強していますか」・休日の学習時間「休日には、家で何時間くらい勉強しますか」・テレビを見て過ごす時間「それでは、普段(月曜日~金曜日)テレビを1日に何時間くらい見ますか」という設問への回答を用いて測定する。回答は、1:ほとんどしない~9:3時間半以上の9点尺度によるものである。

次に家庭環境要因については、家庭での新聞購読の有無・親の学歴(母/父親の学歴)・家にどれだけ本があるか・親に博物館や美術館に連れて行ってもらうか・親に勉強をみてもらうことがあるか・親からの大学進学期待・親からの成績関心(母/父親からの成績関心)・親と話す頻度の質問項目から構成した。家庭での新聞購読の有無については、それを問う設問への回答を用いて測定する。親の学歴については、母親「お母さんは大学や短期大学を卒業している」・父親「お父さんは大学を卒業している」という設問への回答を用いて測定する。家にどれだけ本があるか・親に博物館や美術館に連れて行ってもらうか・親に勉強をみてもらうことがあるか・親からの大学進学期待については、それぞれの内容を問う設問への回答を用いて測定する。親からの成績関心については、母親「お母さんは私の成せきをよく知っている」・父親「お父さんは私の成せきをよく知っている」という設問への回答を用いて測定する。親と話す頻度については、「親とよく話をする」という設問への回答を用いて測定する。以上の設問に対する回答は、0:非選択、1:選択の二分類によるものである。

4-4. 分析手法

本稿では、読書による学習・心理的効果を検討する。まず、学習・心理的効果の規定要因を検証するために、データストックを用いて、以下の線形回帰モデルを推定する。

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma z_i + \epsilon_i$$

 ${
m for}\ i=1,2,...,N$ 。 y_i は学力・学習意欲・心理的態度などの従属変数、 x_i は読書量・種類ごとの読書量等の関心のある独立変数、 z_i は個人的性質、個人環境、家庭環境などの統制変数、 ϵ_i は誤差項である。このモデルの内、 y_i を仮説ごとに組み換え、重回帰分析を行った。

5. 分析結果

5-1. 読書による学習効果(成績)の測定

表3は、読書量と成績に関する線形回帰モデルの結果である。読書量の係数は、国語の成績に対してのみ、5%水準で統計的に有意に正であった。つまり、読書量が多い生徒ほど、自己申告では国語の成績が高い。理論仮説の内、読書による構造理解力・表現力・類推的イ

メージの獲得によって、国語の成績向上が促されたと考えられる。一方、総合成績や、算数の成績について有意な関連がなかった。これに関しては、調査対象の限定性という解釈ができる。今回の調査対象は小学 5 年生であり、そこで扱う授業内容に関しては、高度な構造理解や類推的イメージ力を必要としない。それゆえに、読書による効果が低く測定されていると推測する。

5-2. 読書による学習効果(学習意欲)の測定

表 4 は、分野ごとの読書量と分野ごとの関心に関する線形回帰モデルの結果である。分野ごとの読書量の係数は、自然科学分野/国語人文分野に対して全て 5%水準で統計的に有意に正であった。社会歴史分野については、国語人文分野の読書量を除く 2 分野の読書量は、5%水準で統計的に有意に正の効果であった。

基本的なメカニズムとしては、理論仮説を支持する一方で、2点について補足的に解釈を行う。1点目は、それぞれの分野ごとの関心に、対応する分野読書量の係数が極めて大きくなっていることである。これは逆の因果関係(その分野に関心があるためにその分野の読書量も増加する)も含んでいるためと推測する。2点目は、社会歴史分野の関心において小説のみ有意な関連がなかった点についてである。2点目の理由について明確な考察はできなかった一方で、社会歴史分野の本と国語人文分野の本の区別がつきにくく、社会歴史的描写を含む小説が誤って社会歴史分野の本として認識される傾向にあった可能性が推測される。例えば、本稿の定義上は国語人文分野の本に含まれる歴史小説に対し、多くの小学 5年生は「この本に書かれていることは歴史に基づくフィクションである、即ちこの本は小説である」と考えるより、「歴史のことを書いているのだから歴史の本に違いない」と考えたのではないか。これにより小説の読書量は、即ち社会歴史描写を含まない本としてデータに現れ、その結果関連が見られなかったのではないかと推測する。

5-3. 読書による心理的効果の測定

表 5 は、読書量と各心理的効果に関する線形回帰モデルの結果である。総合読書量の係数の内、一部の従属変数に対してのみ 5%水準で統計的に有意であった。具体的には、読書量が多い生徒ほど、集中力が高い傾向が見られた。その一方で、リベラル思考傾向が低い傾向が見られた。

集中力の向上に関しては、理論仮説のプロセス通りに、読書量が集中力に対して影響を与えたと考えられる。一方で、集中力カテゴリ内の非行態度について、読書量との有意な関連が見られなかった原因は、そもそも非行態度に関して分散したデータを集められなかったことにあると考えられる。非行程度の平均値は低く、また標準偏差はどの従属変数よりも小さい。つまり、そもそもほとんどの生徒が非行をしていない、または非行程度の低い生徒の

表3 読書量と成績の関係(線形回帰モデル)

			従属変数				
	成績		算数の成績		国語の成績		
	Model 1		Model 2		Model 3		
(定数項)	1.7896	***	2.5334	***	2.6879	***	
V =37.7.V	(0.3286)		(0.3458)		(0.3054)		
総合読書量	0.0659		0.0082		0.0986	*	
	(0.0499)		(0.0525)		(0.0464)		
性別	-0.1801	**	-0.5357	***	0.1232	*	
122/04	(0.0663)		(0.0699)		(0.0618)		
学習意欲	0.2178	***	0.3658	***	0.2094	***	
, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	(0.0633)		(0.0664)		(0.0588)		
授業理解度	0.4700	***	0.5258	***	0.3121	***	
	(0.0383)		(0.0402)		(0.0356)		
国語への抵抗	-0.1128	**	0.0407		-0.4747	***	
E H 1501/ n	(0.0369)		(0.0387)		(0.0342)		
個人学習の好み	-0.1094	**	-0.1432	***	-0.0602		
	(0.0366)		(0.0386)		(0.0341)		
学習塾通いの有無	0.2126	**	-0.0051		0.0810		
于日至河(^>/日 M	(0.0752)		(0.0789)		(0.0697)		
習い事の有無	-0.2525	**	-0.2066	*	-0.0752		
目(一事の行無	(0.0856)		(0.0899)		(0.0795)		
平日の学習時間	0.0731	***	0.0781	***	0.0436	*	
十日00子自时间	(0.0211)		(0.0222)		(0.0196)		
仕口の農園吐用	0.0211	***	0.0222	**	0.0190	**	
休日の学習時間	(0.0132)		(0.0205)		(0.0371 (0.0182)		
ニルびた日で温ざみ吐明	-0.0293	*	-0.0208		-0.0186		
テレビを見て過ごす時間	(0.0138)		(0.0145)		(0.0186)		
字房本の新明曄誌の右無	0.0138)		0.0149 0.1059		0.0126		
家庭での新聞購読の有無	(0.0745)		(0.1059 (0.0783)		(0.0426)		
囚却の労廃	0.0745)						
母親の学歴			-0.0573		-0.1153		
八世の学匠	(0.0860)		(0.0905)		(0.0802)	***	
父親の学歴	0.0514		0.0417		0.2864	***	
	(0.0859)	*	(0.0904)	*	(0.0800)		
家にどれだけ本があるか	0.1686	•	0.1701		0.1101		
如马来此处于你处于	(0.0682)		(0.0717)		(0.0634)		
親に博物館美術館に連れて行ってもらう	0.0250		-0.0216		0.0478		
HD - 4170 2 H - 2 1 2 2 - 1 2 4 2	(0.0674)		(0.0710)		(0.0627)		
親に勉強を見てもらうことあるか	0.0289		0.0743		0.1016		
ter y S = 1 WAYEN HEREI	(0.0699)	dede	(0.0736)		(0.0651)		
親からの大学進学期待	0.1938	**	0.1721	*	0.1610	*	
to a second second	(0.0729)		(0.0767)		(0.0679)		
母親からの成績関心	0.1291		0.1727		0.2030	*	
to the same of the same of	(0.0889)		(0.0937)		(0.0827)		
父親からの成績関心	0.1768	*	0.1458		0.0471		
	(0.0748)		(0.0788)		(0.0697)		
親と話す頻度	0.0316		-0.1465		0.0976		
	(0.0993)		(0.1044)		(0.0924)		
調整済みR ²	0.2709		0.2680		0.3330		
N	2030		2035		2034		

表 4 読書量と学習意欲の関係(線形回帰モデル)

			従属変数			
	自然科学分野		国語人文分野		社会歴史分野	
	への関心		への関心		への関心	
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3	
(定数項)	1.7445	***	1.6397	***	1.3681	***
V=3.7.7	(0.1397)		(0.1464)		(0.1526)	
自然科学分野の読書量	0.3646	***	0.0321	*	0.0871	***
- MIL 1 34-1 - Meta -	(0.0146)		(0.0153)		(0.0160)	
国語人文分野の読書量	0.0359	*	0.1216	***	0.0101	
	(0.0169)		(0.0176)		(0.0184)	
社会歴史分野の読書量	0.0342	*	0.0549	***	0.3099	***
	(0.0152)		(0.0159)		(0.0167)	
性別	-0.0242		0.1982	***	-0.0577	
17771	(0.0295)		(0.0309)		(0.0323)	
学習意欲	0.2119	***	0.2599	***	0.2573	***
1 日心水	(0.0269)		(0.0282)		(0.0295)	
授業理解度	-0.0367	*	0.0141		0.0210	
以未生所及	(0.0162)		(0.0170)		(0.0178)	
国語への抵抗	-0.0814	***	-0.2155	***	-0.1493	***
国品,207亿机	(0.0156)		(0.0164)		(0.0171)	
個人学習の好み	-0.0701	***	-0.0598	***	-0.0909	***
順八子百の好み	(0.0155)		(0.0163)		(0.0170)	
公園部学いのナ何				*		
学習塾通いの有無	0.0021		0.0798	•	-0.0172	
1111、主《七年	(0.0318)		(0.0333)		(0.0347)	
習い事の有無	-0.0304		-0.0658		0.0212	
	(0.0361)		(0.0379)		(0.0396)	
平日の学習時間	-0.0021		0.0023		0.0015	
// W 33 N H	(0.0089)		(0.0094)		(0.0098)	
休日の学習時間	-0.0045		0.0196	*	0.0266	**
	(0.0083)		(0.0087)		(0.0091)	
テレビを見て過ごす時間	-0.0017		0.0002		0.0181	**
	(0.0059)		(0.0061)		(0.0064)	
家庭での新聞購読の有無	0.0175		0.0162		0.0093	
	(0.0316)		(0.0331)		(0.0347)	
母親の学歴	-0.0690		0.0065		-0.0814	*
	(0.0364)		(0.0382)		(0.0399)	
父親の学歴	0.0433		0.0251		0.0064	
	(0.0364)		(0.0381)		(0.0398)	
家にどれだけ本があるか	0.0269		0.0629	*	0.0097	
	(0.0289)		(0.0303)		(0.0316)	
親に博物館美術館に連れて行ってもらうフ	0.0593	*	0.0417		0.0631	*
	(0.0285)		(0.0300)		(0.0312)	
親に勉強を見てもらうことあるか	0.0767	**	0.0484		0.0492	
	(0.0296)		(0.0310)		(0.0324)	
親からの大学進学期待	0.0631	*	0.0649	*	0.0221	
	(0.0309)		(0.0324)		(0.0338)	
母親からの成績関心	0.0332		0.1241	**	0.0927	*
	(0.0376)		(0.0395)		(0.0412)	
父親からの成績関心	-0.0079		0.0040		0.0032	
SUSTINIONIN G	(0.0316)		(0.0332)		(0.0347)	
親と話す頻度	0.1552	***	0.1422	**	0.1159	*
1701 C HH / 7XLX	(0.0423)		(0.0444)		(0.0462)	
調整済みR ²	0.4473		0.3963		0.4468	
N	2061		2054		2055	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1。 (2)0内は標準誤差。

表 5 読書量と心理的効果の関係 (線形回帰モデル)

						属変						
	意欲		課題解決力	1	寛容さ	J	「ベラル思	考	集中力		非行程度	
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
(定数項)	2.6677	***	2.5761	***	2.2049	***	1.9615	***	1.9756	***	2.0581	***
	(0.1612)		(0.1920)		(0.1673)		(0.1746)		(0.1648)		(0.1275)	
総合読書量	-0.0433		0.0463		-0.0301		-0.0539	*	0.0525	*	-0.0200	
	(0.0245)		(0.0292)		(0.0255)		(0.0266)		(0.0252)		(0.0194)	
性別	-0.0398		-0.0374		-0.0644		0.4286	***	-0.0932	**	-0.2341	***
	(0.0324)		(0.0387)		(0.0336)		(0.0350)		(0.0332)		(0.0257)	
学習意欲	0.0100		0.2595	***	0.0691	*	0.0337		0.0679	*	-0.0433	
	(0.0308)		(0.0369)		(0.0321)		(0.0334)		(0.0316)		(0.0245)	
授業理解度	0.0738	***	-0.1918	***	0.0969	***	0.0845	***	0.1077	***	-0.0531	***
	(0.0186)		(0.0223)		(0.0193)		(0.0201)		(0.0191)		(0.0148)	
国語への抵抗	-0.0831	***	-0.1238	***	-0.0666	***	-0.0032		-0.1092	***	0.0393	**
	(0.0180)		(0.0215)		(0.0187)		(0.0195)		(0.0185)		(0.0143)	
個人学習の好み	-0.0316		-0.0383		-0.0056		-0.0137		-0.0176		0.0022	
	(0.0179)		(0.0213)		(0.0185)		(0.0193)		(0.0183)		(0.0142)	
学習塾通いの有無	0.0378		-0.0581		0.0543		0.1193	**	0.1558	***	-0.0595	*
	(0.0366)		(0.0437)		(0.0380)		(0.0395)		(0.0375)		(0.0291)	
習い事の有無	0.0235		-0.1428	**	0.0022		-0.0767		-0.0974	*	-0.0111	
	(0.0416)		(0.0498)		(0.0432)		(0.0449)		(0.0426)		(0.0331)	
平日の学習時間	-0.0188		0.0039		0.0142		0.0211		0.0145		-0.0137	
	(0.0103)		(0.0123)		(0.0107)		(0.0111)		(0.0105)		(0.0082)	
休日の学習時間	-0.0004		-0.0316	**	-0.02365*		-0.0100		-0.0093		0.0046	
	(0.0096)		(0.0114)		(0.0099)		(0.0104)		(0.0098)		(0.0076)	
テレビを見て過ごす時間	-0.0209	**	-0.0033		-0.0316	***	-0.0057		-0.0289	***	0.0157	**
, - 2,2 1,2 - , 1,14	(0.0067)		(0.0080)		(0.0070)		(0.0073)		(0.0069)		(0.0053)	
家庭での新聞購読の有無	-0.0295		-0.0868	*	0.0225		0.0575		0.0073		-0.0745	**
SAVE C -> VALLEDVI	(0.0363)		(0.0434)		(0.0377)		(0.0393)		(0.0372)		(0.0288)	
母親の学歴	-0.0983	*	0.0078		-0.1845	***	-0.0511		-0.0627		0.0065	
P-///> 1 /IE	(0.0419)		(0.0502)		(0.0434)		(0.0454)		(0.0428)		(0.0333)	
父親の学歴	0.0200		-0.0756		0.0328		0.0388		0.0279		-0.0289	
入れず一座	(0.0419)		(0.0502)		(0.0434)		(0.0454)		(0.0428)		(0.0203)	
家にどれだけ本があるか	0.0294		0.0479		0.0008		0.0028		-0.0506		0.0546	*
水にこれいにい 本がるがるがっ	(0.0333)		(0.0398)		(0.0346)		(0.0359)		(0.0340)		(0.0264)	
親に博物館美術館に連れて行ってもらう			0.0487		0.0370		0.0310		0.0156		0.0207	
祝に母物始天州站に座40で行うでももう。	(0.0329)		(0.0393)		(0.0341)		(0.0356)		(0.0336)		(0.0261)	
親に勉強を見てもらうことあるか	-0.0045		0.03337		0.0550		0.0420		0.0156		-0.0502	
税に超速を允くもりノことめるが	(0.0045)		(0.0408)		(0.0354)		(0.0370)		(0.0136)		(0.0302)	
朝からの七学准学期往	-0.0808	*	-0.0084		-0.0923	*	0.0047		-0.0537		0.0271)	
親からの大学進学期待					(0.0369)							
日報ときの本体用り	(0.0355)		(0.0426)				(0.0387)		(0.0363)		(0.0283)	
母親からの成績関心	-0.0465		0.0879		0.0508		-0.0548		-0.0503		-0.0052	
A SECOND SECOND	(0.0435)		(0.0518)		(0.0452)		(0.0468)		(0.0444)		(0.0344)	
父親からの成績関心	0.0298		0.0055		-0.0681		0.0646		0.0217		-0.0088	
	(0.0365)		(0.0437)		(0.0379)		(0.0395)		(0.0374)		(0.0290)	
親と話す頻度	0.1054	*	0.0749		0.1122	*	0.1907	***	0.1122	*	-0.0617	
	(0.0491)		(0.0581)		(0.0511)		(0.0530)		(0.0502)		(0.0387)	
調整済みR ²	0.0447		0.1101		0.0601		0.1126		0.0998		0.1001	
N	2035		2068		2030		2040		2031		2052	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

(2)()内は標準誤差。

みが回答に答える傾向があったのではないか。その結果として、十分な分析結果が得られな かったものと推測する。

リベラル思考傾向は、仮説に反して、読書量が多いほど思考傾向が下がる負の効果が見られた。この理由として、以下の 2 点が考えられる。1 点目はプリズム効果である。生徒は、基本的には自分の価値観に合わせて自由に本を選ぶことが推奨される(大塚 2004)。それゆえに、すでに自己の持っている価値観を更に強めるように本を選んでしまうのではないか。2 点目は、分析においてリベラル思考の構成要素をジェンダーバイアス思考に設定したことである。生徒は書籍を選ぶ際に、他者の推薦を参考に名作といわれる図書を選ぶ傾向がある

と推測できる。名作図書はその時代の時流を反映する。近代において男女分業価値観が強かった日本の時流を名作図書が反映し、それを生徒が読書を通じて疑似体験したことで、偏った価値観形成が行われているのではないか。いずれにせよ、リベラル思考傾向を上げるという観点では、大塚(2004)が提唱し全国に広がった読書教育の原則の内「本を自由に選ばせる」については再考する必要がある。

6. 結論

本稿では、日本の小学 5 年生に対するアンケート調査を用いて、読書による学習・心理的 効果を検討した。その結果、読書量は、国語の成績・各学習分野への関心・集中力・リベラル思考傾向に関係していることがわかった。リベラル思考傾向以外の変数については、先行研究における考察や実証を支持するものであり、教育現場における読書活動の有効性を更に強調することができた。一方、リベラル思考傾向の分析により、仮説と反する結果が出たことで現行の読書活動の方法論について再考する必要性を提示できた。

もちろん、本稿の分析結果は、読書による諸効果を強力に予測するものではなかった。本稿の分析結果の一般化可能性をより強力にするためには、3 つの点を考慮するべきである。1 つは調査対象の拡大である。アンケート調査の対象は小学5年生に限定されており、調査対象を拡大することで、更に一般化可能性を獲得できる。2 点目は、用いた変数の正確化である。アンケート調査の回答に、正確な読書量やその他の傾向が反映されているとは必ずしも言えない。当初から、研究を行う目的でそれに適した形式でのアンケート調査を行う必要があるだろう。3 点目は、データの蓄積である。今回用いたデータはあくまで一時点での横断データであり、それゆえに読書量と各効果の因果関係を示すことは難しかった。パネルデータを用いて分析することで、本稿が導いた相関関係について因果メカニズムを含めて実証したい。

7. 参考文献

朝の読書推進協議会. 2020.「「朝の読書」の実施状況 2020 年 3 月版」https://www.tohan.jp/topics/upload_pdf/asadoku_school/pdf(最終アクセス 2021 年 11 月 3 日).

アンドリュー・デュアー. 2013. 「読書が子どもの発達に及ぼす影響」『東洋学院大学紀要』 7: 261-279.

猪原敬介・上田紋佳・塩谷京子・小山内秀和. 2015.「複数の読書量推定指標と語彙力・文章 理解力との関係―日本人小学校児童への横断的調査による検討」『教育心理学研究』63: 254-266.

- 大神貞夫. 1965. 「読書療法論」『Jap. J. of crm. Psychiol』 2 (2): 22-26.
- 大塚笑子. 2004.「「朝の読書」がもたらすもの」『児童心理』58 (8): 84-87.
- 阪本一郎. 1971. 『現代の読書心理学』 金子書房.
- 塩山啓子. 2001.「「朝の十分間読書」がもたらしたもの」『清心語文』3: 106-118.
- 滝沢鷹太郎・小宅泰郎・阿部薫・沢居正・伝法谷清・作田清貴・掛端不似子. 1995.「小児病棟における読書療法の試み」『医学図書館』 42(1): 40-45.
- 中瀧芙美. 2003.「心理療法における読書の利用―臨床心理士への質問紙調査を中心に」『鳴門教育大学学術研究コレクション』、92-93.
- 西谷香奈. 2010.「「朝の読書」の教育的意義」『同志社図書館情報学』21: 157-178.
- 薬袋秀樹. 2012.「朝の読書の評価に関するアンケート調査―意義と問題点」『日本生涯教育 学会論集』33: 103-112.
- 宮田裕光. 2020. 「マインドフルネスは読書時間と心理的健康の関連を媒介する」『日本健康 心理学会 第33回記念プログラム』.
- メアリアン・ウルフ、小松淳子訳. 2008. 『プルーストとイカ―読書は脳をどのように変えるのか?』 インターシフト.
- 毛利美都代. 1998. 「日本における読書療法の必要度調査に関する報告」 『図書館界』 50: 178-188.
- Swanborn, M. S. L., and K. De Glopper.1999. "Incidental Words Learning while Reading: A Meta-Analysis." *Review of Educational Research* 69 (3): 261-285.
- Verhoeven, L., J. van Leeuwee, and A. Vermeer. 2011. "Vocabulary Growth and Reading Development Across the Elementary School Years." *Scientific Studies of Reading* 15: 8-25.

第9章

待機児童数に対する保育施設整備の効果と保育施設選択要因について

山田 優奈

要約

本稿では、待機児童数に保育所整備が与える影響について、認可・認可外といった保育施設の種別の違いや、潜在的待機児童などの待機児童の定義上の問題に注目して検証する。これまでの研究で、保育施設定員増加が待機児童減少に効果を持つことが示されているが、保育施設の運営基準の相違に注目した研究は多くない。そこで、本稿は、潜在的待機児童の存在に留意した上で、認可・認可外の種別ごとの保育所整備状況が待機児童数に与える影響を検討する。東京都市区町村別の単年度データを用いて、保育施設利用割合変化率が待機児童 割合変化率にどのような効果を持つかを検証した。分析の結果、認可保育施設だけでなく、認可外保育施設の利用者の増加も、待機児童数減少に貢献していることが明らかになった。このように認可外保育施設の整備拡充は待機児童対策として有効であると考えられるものの、一般に認可外保育施設の利用を忌避する保護者も少なくない。そこで、認可外保育施設への補助や改善点に繋げるため、アンケート調査を利用した保育施設選択要因についての分析を行った。認可保育施設を重視する保護者は、保育施設を選択する際に機能的要因に加えて、施設の設備や職員体制という質的要因を重視する傾向が見られた。

1. はじめに

近年、保育所に入れない待機児童が社会問題になっている。2016年に「保育園落ちた。日本死ね」という匿名のブログが話題になったが、待機児童数の推移を示した図1からは、当時2万人を超える児童が保育所を利用できずに待機児童となっていたことが読み取れる。この問題に対して、政府は「待機児童ゼロ作戦」、「新待機児童ゼロ作戦」、「待機児童解消『先取り』プロジェクト」、「待機児童解消加速化プラン」を打ち立てるなど対策を講じている(大西ほか2017)。例えば運営主体に対する参入規制を廃すなど大規模な規制緩和が行われた53。保育所の運営主体ともなる各自治体も待機児童を解消すべく、保育施設の新設、定員数の弾力化など保育施設を整備してきた。実際、これまでの取り組みにより2021年の待機児

 $^{^{53}}$ https://www.mhlw.go.jp/houdou/0105/h0521-2.html(最終アクセス:2021 年 10 月 31日)。

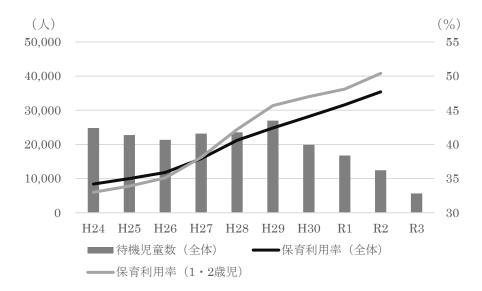


図1 待機児童数及び保育利用率の実績の推移

出典:厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ(令和3年4月1日)」より筆者作成。

童数は全国で 5,634 人となり、前年比 6,805 人の減少となっている⁵⁴。

待機児童対策の効果を検討した研究でも、保育所、認定こども園、地域型保育事業の利用が増加するとともに、待機児童の減少が見られる地域が多いこと(本田ほか 2019)や、認可保育所の定員充足率が上昇すると待機率が上昇する関係が見られたものの、自治体によって状況が様々となっていること(若林 2006)が明らかにされてきた。

しかし、これまでの待機児童研究には問題が残されている。第一に、「潜在的待機児童」の存在である。待機児童数のカウントでは、保育所に申し込み、利用できていないものの、待機児童に含まれていない「潜在的待機児童」の存在が指摘されるようになった55。待機児童数調査において、以前は自治体ごとに運用上の取り扱いにばらつきがあり、育児休業中の保護者の扱いなど課題を抱えていた56。潜在的待機児童は待機児童問題に関連して新たに解決すべき課題であり、潜在的待機児童の存在を考慮しないと、集計上の待機児童がゼロになった自治体でも、認可保育施設の利用を希望しているにもかかわらず利用できていない可能性が残ることになる。希望する者が希望する保育施設を利用できる状況を実現するためには、潜在的待機児童を含めた待機児童への影響を検証する必要がある。

第二に残された課題として、認可外保育施設の利用についてである。待機児童を解消した 自治体で認可外保育施設の利用を進めた事例があるが、これまでの研究で認可外保育施設 に注目した研究は多くない。東京都のような都心部では認可保育施設の設置基準を満たす

⁵⁴ https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_20600.html(最終アクセス:2021年10月31日)。

⁵⁵ https://toyokeizai.net/articles/-/453328(最終アクセス:2021年10月31日)。

 $^{^{56}}$ https://withnews.jp/article/f0170324003qq00000000000000000000000001491 3A(最終アクセス:2021 年 10 月 31 日)。

保育所を新設するには土地の確保や周辺住人からの理解など、課題が多く、認可外保育施設であれば保育需要にかなう量的拡充がより容易になる。実際に、東京都は認可外保育施設として、独自の基準を設けた認証保育施設制度を導入している。認可外保育施設が待機児童減少に効果があると明らかになれば、認可外保育施設の拡充を進めることによる待機児童解消を政策として提言することができる。そこで、本稿では認可保育施設に加え、認可外保育施設を利用することで待機児童解消に繋がっているのかという点を検証していく。

分析の結果、認可保育施設だけでなく、認可外保育施設も利用者の増加が待機児童数減少に効果を持つことがわかった。認可保育施設と認可外保育施設の量的拡充を進めることで 待機児童解消に繋がる可能性がある。

しかし、認可外保育施設に対しては、その安全性に対して不安を抱く利用者は少なくない。過去に、ベビーホテルでの死亡事故事例が社会問題になったほか、保育施設における死亡事故は認可外保育施設で多いという報告があることも事実である。認可外保育施設に対しては、児童福祉法の改正により立入調査が行われることになり、地方自治体から悪質な施設に対する勧告・公表が行われるようになった(大西ほか 2017)。依然として、指導監督基準適合施設は 59.8%にとどまり、利用者の不安を払拭できているかは疑問が残る57。そこで、利用者の保育施設選択要因に注目し、認可外保育施設が忌避される現状から、利用者が何を重視しているのかを明らかにすることにより、今後の認可外保育施設に対する行政の支援や改善点について示唆を与える。保育施設選択要因についてアンケート調査を利用した分析を行ったところ、認可保育施設を利用・希望している者は交通の便といった機能的要因の他に、設備や職員体制という質的要因を重視して選択しているということがわかった。

2. 先行研究

これまでに待機児童について検証した論文は存在している。待機児童の経年変化について検証した本田ほか(2019)は、自治体の人口規模別の待機児童数の変化を検討し、人口規模の大きい政令指定都市、中核市、東京都特別区は、その他の市、町村よりも待機児童の減少が顕著であることを明らかにした。また、待機児童対策については、特例保育や地方単独事業以外はほとんどの利用者数が増加しており、とくに政令指定都市・中核市は、待機児童への対策が幼保連携型認定こども園によって図られていることが伺えた。待機児童数の推移から、待機児童減少の要因となる保育施設形態を明らかにしたと言える。また、若林(2006)では待機児童数を指標として保育サービスの需給バランスが検討されている。具体的には、東京都の市区町村別に認可保育所の定員充足率と待機率を見ると、負の相関がみられるが、三鷹市、立川市、港区などで定員が充足されていないのに待機児童が生じており、施設間の

⁵⁷ https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000159036_00006.html(最終アクセス:2021 年 10月31日)。

需給調整を行うことで待機率を抑制できる可能性が示された。一方、奥多摩町、千代田区、稲城市などでは待機率がゼロで定員充足率も 100 を下回り、供給が需要を上回っていた。 待機率が正の値で定員充足率が 100 を超える国分寺市、瑞穂町などでは保育所定員の量的 拡大が必要となるなど各自治体によって取り組みや現状が様々であり、需給が偏在してい ることが明らかになった。以上のように待機児童に対する効果を検証した先行研究では、待 機児童数の減少傾向が自治体の人口規模によって異なることや、東京都内でも自治体によ って状況が異なることがわかり、待機児童への影響について研究が蓄積されてきている。

前述のように、待機児童に関する議論が進み、潜在的待機児童についても注目が集まりはじめる中で、潜在的待機児童に言及する研究もいくつか存在する。周ほか (2003) では、保育サービスに関するアンケート調査を用い、仮想市場法によって潜在的待機率を算出した。結果として、第一に潜在的待機率は特に 0 歳児で深刻で入所定員の 10 倍を超える潜在的待機児童がいることが明らかになり、第二に東京都では保育サービス需要の多くが現実の待機児童として顕在化していることがわかった。同様に、神里 (2003) では沖縄県での潜在的待機児童を独自の調査をもとに試算した。沖縄では認可外保育施設と幼稚園を利用している児童を含めて潜在的待機児童は約 17,000 人であり、保育所の整備計画の上で考慮する必要があるとしている。これらの先行研究では潜在的待機児童について独自の試算を行っているが、2015 年の「保育所等関連状況取りまとめ」以降、厚生労働省から「申込者の状況」として、他の保育施設を利用していることなどを理由に希望の保育所を利用できていない人数が公表されるようになった。しかし、行政から公表されるデータによる検証は少ない。本質的な待機児童解消のためには潜在的待機児童の解消も不可欠であることから、本稿では厚生労働省の公表データを用いて潜在的待機児童についても検証を行う。

次に、自治体の需要に合わせて柔軟な運営を行える保育施設として、認可外保育施設の利用の重要性が増している。そもそも認可保育施設とは児童福祉法に基づき、施設の広さ、保育士等の職員数、給食設備、防災管理、衛生管理等の基準を満たし、都道府県知事に認可された施設のことで、公費により運営されている。一方で認可外保育施設は同様の基準を満たしていない施設で、形態としてはベビーホテルや企業主導型保育事業など多岐にわたる。東京都では独自に認証保育所という制度を採用しており、国の基準では大都市での保育所設置が困難であることや、延長保育など多様な保育ニーズが存在することをふまえて設置されている58。

佐藤(2020) は認可外保育施設を制度変更の観点から考察し、評価している。佐藤によれば認可外保育施設は制度の枠外に放逐されており、制度の周縁に位置付けられている。しかし、認可基準を満たすスペースの確保よりも子供の居場所を確保することを優先し、同時に母親たちの主体的な活動の中で、そういった保育施設が拡大していった結果、制度の枠外に隙間を構築し、認可保育施設と棲み分け、子どもに居場所を提供したことで、発育・発達の

124

⁵⁸ http://www.fukunavi.or.jp/fukunavi/contents/tokushu/ninsyo/ninsyo_02.html (最終アクセス: 2021年10月31日)。

保証と戦後の窮乏した生活における危機の回避に役立ったと認可外保育施設を評価している。認可と認可外の保育施設を比較した先行研究として白石ほか (2003) がある。公立認可保育所、私立認可保育所、準認可保育所59の 3 類型について、アンケート調査をもとに保育サービスの質指標を試算し、サービスの質と生産の効率性について確率的フロンティア生産関数による推計を行っている。推計結果によると質が高い保育所ほど効率性も高く、平均値の比較では準認可、私立認可、公立認可の順に高く、民間主体の方が生産の効率性が高いと結論付けた。この結果から、認可外保育施設は利用者の懸念とは反対に、一定の質を担保しつつ、運営効率の良い施設を提供できるなどの有用性も示唆される。稲葉 (2015) では、横浜市が認可外保育施設の利用を進めた事例に注目し、認可保育所の新設整備とともに横浜保育室や家庭的保育など小規模で多様な認可外保育施設の整備に言及した。実際の自治体でも認可外保育施設が待機児童解消に貢献することがわかる事例である。

以上のように認可外保育施設の役割については複数の研究がなされており、一定の効果が認められているが、実際に待機児童問題に対してどう影響を与えているかを検証する必要がある。

3. 理論仮説

待機児童問題についての先行研究を踏まえると、潜在的待機児童の存在と保育施設の認可・認可外という制度上の違いへの注目が課題となっている。本稿では、保育施設整備が待機児童解消に繋がっているかという問いについて、潜在的待機児童と保育所の運営基準という観点を踏まえて、検証する。

分析1として保育施設整備が待機児童解消にどのように影響を与えているかを検証する。 先行研究では、本田ほか(2019)は待機児童の対策として保育所の利用者数や幼保連携型 認定こども園の利用者数増加に注目している。米山ほか(2014)では、保育所定員率が高い ほど、待機率が低いという傾向を認めている。これらの結果から、待機児童は利用希望者に 対して保育の受け皿が小さいために発生しており、行政の保育所整備により利用者数や定 員率が増加すると待機児童数は減少するものと考えられる。以上のような先行研究に即し、 保育施設利用者数が待機児童数に影響を及ぼしているかを検証する。本稿では保育施設整備を、保育施設利用者割合として操作化した。先行研究では0~5歳人口に占める保育所定 員数を変数としているが、本稿では、定員を充足しているものの、利用希望者が待機児童と してあふれている自治体と、定員を充足しておらず、保育の供給が上回っている自治体など 状況が様々であることを考慮し、保育施設利用者数を0~5歳人口で割ることで利用者割合 とした。

0 %E

⁵⁹ 準認可保育所は東京都認証保育所制度をはじめとする、横浜市、川崎市、東大阪市などの、基準を満たした認可外保育所に公費で助成する制度を利用する保育所を指す。

また、先行研究に残された課題をふまえ、潜在的待機児童と保育施設の認可有無に着目する。潜在的待機児童は認可保育施設の利用を希望し、申し込みを行った者のうち、他の保育施設を利用していることや育児休業中であることなどを理由に、希望の保育施設を利用できていないものの、待機児童としてカウントされない者のことを指す60。保育施設整備が進むと、希望通りの保育施設を利用することができる者が増え、潜在的待機児童も減少することが考えられる。しかし、待機児童数と異なり、行政の公表データでは測りきれない利用希望者が存在することが先行研究(周ほか 2003)から明らかになっていることもあり、保育施設整備によって申込者が増えた結果、潜在的待機児童が増加するといった動きになる可能性もある。認可外保育施設については、本田ほか(2019)で検証された通り、認定こども園などの認可外保育施設も待機児童解消に結びついており、認可保育施設と同様に効果が認められている。これは幼稚園などの既存の施設を利用したり、土地の制約がある都市部でも保育需要に柔軟に対応したりする認可外保育施設を利用したり、土地の制約がある都市部でも保育需要に柔軟に対応したりする認可外保育施設という観点も含め、保育施設整備と待機児童数の関係を、東京都市区町村別のデータを用いて検証する。

先行研究での分析結果や理論をふまえ、分析1で検証する仮説は以下の通りである。

仮説1-1:認可保育施設利用者が増加した地域では、待機児童数が減少する。

仮説1-2:認可外保育施設利用者が増加した地域では、待機児童数が減少する。

仮説1-3:認可保育施設利用者が増加した地域では、潜在的待機児童数が減少する。

仮説1-4:認可外保育施設利用者が増加した地域では、潜在的待機児童数が減少する。

続いて、分析 2 として認可外保育施設が利用者に忌避されている現状をふまえ、保育所の選択要因に注目する。認可外保育施設が待機児童数を減少させるためには、どういった点で改善を目指すべきかという関心から、保育所を利用する親が保育所に求めている要素を検証する。冬木(2016)によると、3 歳未満児をもつ親では保育所の選択において保育所の使いやすさに加えて保育の質を重視していることが明らかにされた。具体的には冬木(2016)と同様に、子ども・子育てに関するアンケートの個票データを利用した上で、先行研究で用いられていた保育所と認定こども園という区分ではなく、保育施設の認可・非認可という分類に従って、その選択要因を検証する。

⁶⁰ https://www.huffingtonpost.jp/2017/03/31/kakure-taiki_n_15719410.html (最終アクセス: 2021年11月9日)。

仮説2:施設の選択要因として、質的要因が重視されると、認可保育施設への希望が高まる。

4. データと方法

4-1. 分析 1

データ

保育施設利用者数が待機児童数に与える影響を分析するために、厚生労働省の『保育所等関連状況取りまとめ』より、東京都のデータを利用した⁶¹。東京都市区町村単位で、2020年度と 2021 年度に公表されたデータを用いて変化率に変数化することで単年度の分析を行った。待機児童問題が深刻であると考えられる東京 23 区と人口 50 万人以上の都市である八王子市のみを分析対象として、観測数は 24 だった。

従属変数

従属変数には、待機児童割合変化率を使用した。変化率とした理由は、単年度の分析で待機児童割合への影響をみると、前年度の取り組みで待機児童を減らした自治体の当年度の保育所整備の効果を適切に評価できないためである。そこで前年比の変化率とすることで、自治体の取り組みによる保育所利用者数変化が待機児童数に与える効果を確認していく。

今回使用する待機児童数の集計については、2017年に「保育所等利用待機児童数調査に関する検討のとりまとめ」で、「求職活動を休止している者」、「特定の保育所等を希望している者」、「育児休業中の者」、「地方単独保育施策を利用している者」を待機児童に含めないという規定に統一された。現在では2018年に開始された「企業主導型保育事業」についても「企業主導型保育事業を利用している者」は待機児童に含めないとされている。これらの待機児童に含めないとされている者も保育所へ申し込みを行っており、可能であれば保育所の利用を希望していることになるが、集計上の待機児童には含まれない「潜在的待機児童」と考えられる。待機児童問題に関連して新たに指摘されるようになった「潜在的待機児童」は先行研究であまり触れられておらず、行政の公開データを用いた分析も少ないため独自に計算することになる。

まず、待機児童割合変化率は『保育所等関連状況取りまとめ』から待機児童を2年度分集め、2019年度からの差分を0~5歳人口で割り、100をかけることにより求めた。潜在的待機児童割合変化率も同様に『保育所等関連状況取りまとめ』を使用している。認可保育施設に申し込んだ者のうち「育児休業中の者」、「特定の保育園等のみ希望している者」、「求職活

^{61 『(}参考) 申込者の状況(令和2年4月1日)』、『(参考) 申込者の状況(令和3年4月1日)』。

動を休止している者」を合計して潜在的待機児童とした。これらの項目は保育施設利用を希望しているものの、集計上待機児童から外されている項目とみなすことができる。独自に求めた潜在的待機児童2年度分から、2019年度からの差分を0~5歳人口で割り、100をかけることで、潜在的待機児童割合変化率とした。

独立変数

独立変数には、①認可保育施設利用割合変化率、②認可外保育施設利用割合変化率を使用 した。コントロール変数として③共働き世帯比率、④第一次産業従事者割合、⑤完全失業率 (男性)、⑥転入超過率、⑦人口当たり児童福祉費を使用した。まず認可外保育施設利用者 として『保育所等関連状況取りまとめ』より、「幼保連携型認定こども園を利用している者」、 「幼稚園型認定こども園を利用している者」、「地域型保育事業を利用している者」、「特例保 育等を利用している者」、「企業主導型保育事業を利用している者」 を合計した。 続いて、「保 育所を利用している者 | から認可外保育施設利用者を引くことで、認可保育施設利用者を求 めた。認可保育施設利用者割合として認可保育施設利用者を 0~5 歳人口で割り、100 をか けて求めた。同様に認可外保育施設利用者割合を求めた。①認可保育施設利用割合と②認可 外保育施設利用割合の変化率については、両者とも 2019 年度と 2020 年度の差分を、2019 年度の値で割り、そこに 100 をかけることで測定した。コントロール変数は小野ほか(2000)、 鎌田ほか (2009) を参考に、都市性をコントロールする変数として以下のものを投入した。 国勢調査から 2015 年の総人口と 0~5 歳人口、経済センサス基礎調査から 2014 年の従業 者数、第一次産業従事者数、住民基本台帳人口移動報告から2019年の転入者数と転出者数、 地方財政状況調査から 2018 年の児童福祉費、国勢調査就業状熊等基本集計から 2015 年の 夫婦総数、夫婦ともに就業している世帯数を利用して、③~⑦の変数を測定した。

表 1 変数一覧(分析 1)

	変数説明	出典
待機児童割合変化率	0~5歳人口に占める待機児童の割合の前年比変化率(%)	保育所等関連状況取りまとめ
潜在的待機児童割合変化率	平(%) 0~5歳人口に占める潜在的待機児童の割合の前年 比変化率(%)	保育所等関連状況取りまとめ
認可保育施設利用割合変化率	認可保育施設利用者の0~5歳人口に占める割合の 前年比変化率(%)	保育所等関連状況取りまとめ
認可外保育施設利用割合変化 率	認可外保育施設利用者の0~5歳人口に占める割合 の前年比変化率(%)	保育所等関連状況取りまとめ
共働き世帯比率	夫婦総数に占める共働き夫婦世帯の割合(%)	国勢調査就業状態等基本集計
第一次産業従事者割合	従業者数に占める第一次産業従事者の割合(%)	経済センサス・基礎調査
完全失業率(男性)	労働人口に占める完全失業者の割合(%)	国勢調査
転入超過率	転入者が転出者を上回っている割合 (%)	住民基本台帳人口移動報告
人口当たり児童福祉費	0~5歳人ロ一人当たりの児童福祉費(千円)	地方財政状況調査

表 2 記述統計(分析 1)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
待機児童割合変化率	24	-0.2045	0.2900	-1.1630	0.1206
潜在的待機児童割合変化率	24	-0.0041	0.6907	-1.3282	1.5862
認可保育施設利用割合変化率	24	7.1501	3.7895	-1.1305	14.1280
認可外保育施設利用割合変化率	24	-0.2404	16.5087	-37.0370	36.3636
共働き世帯比率	24	42.4322	3.1071	36.5925	47.3989
第一次産業従事者割合	24	1.9011	2.1722	0.1159	9.7692
完全失業率 (男性)	24	3.9677	0.9039	1.8707	5.0208
転入超過率	24	0.8363	0.7967	-0.5477	2.9232
人口当たり児童福祉費	24	2068.7155	360.0280	1488.2880	3344.0942

分析手法

保育所利用者数と待機児童数の関係性について、重回帰分析で推定した。

4-2. 分析 2

データ

保育施設の選択要因を明らかにするため、先行研究に則り「子ども・子育てに関するアンケート(SRC 自主調査 002)、2012」(サーベイリサーチセンター)の個票データを用いる 62。このアンケートは日本国内に居住する 18 歳以上の男女個人のうち、0~6 歳の子どもがいる親を対象に政令指定都市および東京都 23 区 1,000 人、それ以外で人口 5 万人以上の都市で 1,000 人、人口 5 万人未満の都市で 1,000 人の標本抽出を行い、サーベイリサーチセンターが 2012 年に調査を行ったものである。本稿の分析では、保育施設を利用している者または利用を希望している者を分析対象とし、観測数は 2,969 となった。

従属変数

従属変数には「子ども・子育てに関するアンケート(SRC 自主調査 002)、2012」から子どもの日中の定期的保育サービス(認可保育所、認証・認定保育施設、認定こども園等)を利用または希望するかについての設問を利用した。現在の利用状況(「利用している」、「利用していない」)と今後の利用希望(「希望している」、「希望していない」)をダミー変数化した⁶³。保育サービスの種類として認可保育所と、認証・認定保育施設、家庭的保育、事業

 $^{^{62}}$ 本稿の分析に際しては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「子ども・子育てに関するアンケート(SRC 自主調査002)、2012」(サーベイリサーチセンター)の個票データを提供して頂いた。

⁶³ $0\sim2$ 歳の子どもがいる者を対象とする問 7、 $3\sim6$ 歳の子どもがいる者を対象とする問 14 を変数化。

所内保育施設、その他の保育施設、認定こども園の認可外保育施設に分類している。

独立変数

独立変数には「保育サービス提供事業者を選んだポイント」として「自宅や勤務先からの距離」、「保護者の勤務ルートや送迎バスなどの交通の便」等の 13 項目の中から 3 つの項目を選択する設問を利用した64。この設問では回答者が保育施設を選択する際に重視する項目がわかる。回答者ごとに 13 項目のうちから選択した項目を 1、選択しなかった項目を 0 とするダミー変数にした。選択肢として挙げられている項目は表のとおりである。加えて回答者の属性として男性を 0、女性を 1 とするダミー変数と、共働き世帯の者を 1 とするダミー変数を投入した。

表3 変数一覧(分析2)

	変数説明	出典
認可保育所を利用している者	認可保育所を利用しているか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
認可保育所を希望している者	認可保育所を希望しているか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
認可外保育所を利用している 者	認可外保育所を利用しているか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
認可外保育所を希望している 者	認可外保育所を希望しているか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
自宅や勤務先からの距離	自宅や勤務先からの距離を選択要因としたか否か のダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
保護者の勤務ルートや送迎バ スなどの交通の便	保護者の勤務ルートや送迎バスなどの交通の便を 選択要因としたか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
見学会や説明会での印象	見学会や説明会での印象を選択要因としたか否か のダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
運営理念や保育(教育)方針	運営理念や保育(教育)方針を選択要因としたか 否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
施設の設備面(新しさ、広 さ、園庭等)	施設の設備面 (新しさ、広さ、園庭等) を選択要因としたか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
保育や学習のメニュの充実度	保育や学習のメニューの充実度を選択要因とした か否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
職員体制や質の高さ		子ども・子育てに関するアンケート
利用できる時間	利用できる時間を選択要因としたか否かのダミー 変数	子ども・子育てに関するアンケート
利用料金	利用料金を選択要因としたか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
口コミの情報等の評価	ロコミの情報等の評価を選択要因としたか否かの ダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
兄弟姉妹、友人・知人がいる	兄弟姉妹、友人・知人がいることを選択要因とし たか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
空きがあった(またはすぐに 利用できる)	空きがあった(またはすぐに利用できる)ことを 選択要因としたか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
その施設しかなかった(選択 の余地がない)		子ども・子育てに関するアンケート
女性ダミー	回答者が女性か男性かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート
共働きダミー	回答者の世帯が共働きか否かのダミー変数	子ども・子育てに関するアンケート

^{64 0~6}歳の子どもがいる者を対象とする問23を変数化。

表 4 記述統計 (分析 2)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
認可保育所を利用している者	2969	0.1105	0.3135	0	1
認可保育所を希望している者	2969	0.2408	0.4277	0	1
認可外保育所を利用している者	2969	0.0431	0.2031	0	1
認可外保育所を希望している者	2969	0.1408	0.3479	0	1
自宅や勤務先からの距離	2969	0.7039	0.4566	0	1
保護者の勤務ルートや送迎バス などの交通の便	2969	0.2014	0.4011	0	1
見学会や説明会での印象	2969	0.1475	0.3547	0	1
運営理念や保育(教育)方針	2969	0.2472	0.4315	0	1
施設の設備面(新しさ、広さ、 園庭等)	2969	0.1674	0.3734	0	1
保育や学習のメニュの充実度	2969	0.2058	0.4043	0	1
職員体制や質の高さ	2969	0.2371	0.4254	0	1
利用できる時間	2969	0.2331	0.4229	0	1
利用料金	2969	0.3587	0.4797	0	1
口コミの情報等の評価	2969	0.0694	0.2541	0	1
兄弟姉妹、友人・知人がいる	2969	0.0923	0.2895	0	1
空きがあった(またはすぐに利 用できる)	2969	0.1142	0.3181	0	1
その施設しかなかった(選択の 余地がない)	2969	0.0792	0.2700	0	1
女性ダミー	2969	0.4975	0.5001	0	1
共働きダミー	2969	0.3382	0.4732	0	1

分析手法

保育所の選択要因と保育所利用・希望の関係性について二項ロジット分析を行った。

5. 分析結果

5-1. 保育所利用者数の待機児童数への効果

認可保育施設利用割合変化率と待機児童割合変化率、認可外保育施設利用割合変化率と 待機児童割合変化率について散布図を見ると、各自治体の状況の違いが見て取れる⁶⁵。図 2

⁶⁵ 散布図は東京都の市区町村のうち、島嶼部を除いて作成しており、分析対象が分析 1 より多い点に注意されたい。

では目黒区や狛江市では認可保育施設利用割合が増加し、待機児童が減少している一方で、 町田市では認可保育施設利用割合変化率が小さく、待機児童変化率が高い。目黒区や狛江市 のような地域では保育施設の整備が進み、待機児童数が減少していることになる。

図2 認可保育施設利用割合変化率と待機児童割合変化率

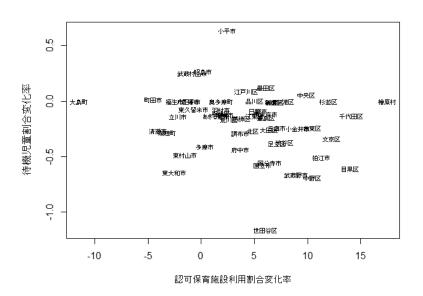


図3 認可外保育施設利用割合変化率と待機児童割合変化率

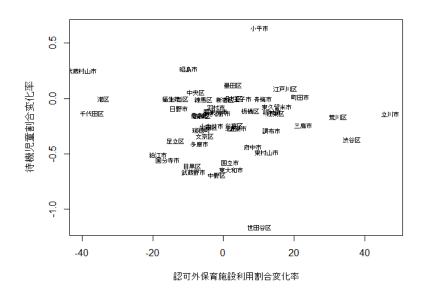


表 5 は、分析 1 で重回帰分析を行った結果を示したものである。推定結果を見ると、従 属変数に待機児童割合変化率を使用したモデルでは、認可保育施設利用割合変化率、認可外 保育施設利用割合変化率の係数が 10%水準で統計的に有意だった。ともに係数は負であり、 認可保育施設・認可外保育施設とも利用割合の変化率が増加した自治体ほど、待機児童数が 少なくなっていることがわかる。保育施設利用割合変化率の増加は0~5歳人口に占める保 育施設利用者数が増加していることを示しており、保育施設の定員調整や量の拡充による 利用者増加が待機児童数減少に効果を持つことが示されたと言える。さらに、重要な点とし て、本稿で注目している認可外保育施設利用も待機児童減少に効果を持つことがわかる。認 可外保育施設が保護者のニーズに合わせた柔軟な保育形態や都市部の保育施設整備の制約 に対応できることにより、保育の受け皿として機能しているためであると推測される。就業 形態の多様化や共働き世帯の増加により、認可保育施設の利用基準や入所優先度が低い子 どもを保育する施設として認可外保育施設が役割を果たしているのではないか。また、コン トロール変数として使用した共働き世帯比率が5%水準で統計的に有意だった。係数は正と なっており、共働き世帯が多いほど 0~5 歳人口に占める待機児童の割合が増加することを 示している。自治体ごとに世帯構成員の傾向が異なることを考慮して保育施設の整備をす る必要があるだろう。

一方、分析 1 で従属変数に潜在的待機児童割合変化率を使用したモデルでは、認可保育施設・認可外保育施設利用割合変化率ともに統計的に有意な結果は得られなかった。待機児童の議論の中ではしばしば、保育施設整備の効果で保育所定員に余裕が生まれると、むしろ潜在化していた保育需要が顕在化する結果、待機児童が解消しない、つまり、保育所整備を進めると待機児童が増えるといういたちごっこが起きていると言われる。今回扱った潜在的待機児童は保育所に申し込みをした者のうち、待機児童のカウントから外れることになった者を指しており、保育施設整備の効果で新たに保育所利用希望を顕在化させた者と解釈することができる。今回のモデルでは保育所整備が保育所利用希望を増加させる効果については検証できていないことが潜在的待機児童で有意な結果を得られなかった理由と考察する。

以上の分析 1 の結果から、仮説 1-1 と仮説 1-2 は支持されたが、仮説 1-3 と仮説 1-4 は支持されなかった。保育施設整備が保育所利用希望の顕在化にもたらす影響について検証する必要性があると言えるだろう。

5-2. 保育施設選択要因

表 6 は、分析 2 で二項ロジット分析を行った結果を示したものである。推定結果を見る と、認可保育所を利用している者か否かのダミー変数を従属変数としたとき、自宅や勤務地 からの距離、保育や学習のメニューの充実度、利用できる時間、空きがあった、利用料金が 統計的に有意な結果となった。

表 5 保育施設利用者と待機児童数 (重回帰分析)

	従属変数					
	待機児童割合 変化率	ì	潜在的待機児童 割合変化率			
独立変数	Model 1		Model 2			
(定数項)	-2.5586	*	-0.1186			
	(1.0803)		(3.0388)			
認可保育施設利用割合変化率	-0.0371	†	0.0326			
	(0.0211)		(0.0595)			
認可外保育施設利用割合変化率	-0.0080	†	0.0152			
	(0.0045)		(0.0128)			
共働き世帯比率	0.0598	*	-0.0732			
	(0.0228)		(0.0640)			
第一次産業従事者割合	0.0387		0.0903			
	(0.0361)		(0.1016)			
完全失業率(男性)	-0.0375		0.5453			
	(0.1159)		(0.3261)			
転入超過率	-0.1608		0.2150			
	(0.1035)		(0.2910)			
人口当たり児童福祉費	0.0001		0.0002			
	(0.0002)		(0.0006)			
調整済み R^2	0.2604		-0.0314			
N	24		24			

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

認可保育所を希望している者か否かのダミー変数を従属変数としたとき、職員体制や質の高さ、兄弟姉妹、友人・知人がいること、自宅や勤務先からの距離、保護者の勤務ルートや送迎バスなどの交通の便、施設の設備苑、利用できる時間、運営理念や保育方針、空きがあったことが統計的に有意な結果となった。

それぞれの係数を見ると、自宅や勤務先からの距離、保護者の勤務ルートや送迎バスなどの交通の便、利用できる時間は保護者の使いやすさという機能面を重視することを表す変数で正の効果となっている。機能面を重視しているほど認可保育所を利用または希望していることになり、保護者は少なからず機能面を重視して保育施設選択を行っていることがわかる。

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

表 6 保育施設選択要因 (二項ロジット分析)

				従属	変数	
	認可保育所を	利用	認可保育所を	希望	認可外保育所を利用	用 認可外保育所を希望
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3	Model 4
(定数項)	-2.9510	***	-2.0769	***	-3.0711 **	* -2.0668 ***
	(0.3913)		(0.3065)		(0.5644)	(0.3625)
自宅や勤務先からの距離	0.3480	†	0.3404	*	-0.2074	0.0295
	(0.1895)		(0.1387)		(0.2681)	(0.1617)
保護者の勤務ルートや送迎バスなどの交通の便	-0.0217		0.2970	*	-0.1865	0.0668
	(0.1882)		(0.1422)		(0.2842)	(0.1720)
見学会や説明会での印象	-0.2636		0.0220		-0.2881	0.2169
	(0.2268)		(0.1564)		(0.3335)	(0.1793)
運営理念や保育(教育)方針	-0.3047		-0.5300	***	-0.5767 †	-0.2370
	(0.1972)		(0.1499)		(0.3043)	(0.1742)
設備の施設面(新しさ、広さ、園庭等)	0.2512		0.3136	*	-0.0038	-0.0023
	(0.1943)		(0.1477)		(0.2932)	(0.1805)
保育や学習のメニューの充実度	-0.3791	†	0.0968		-0.0722	0.0963
	(0.2145)		(0.1468)		(0.2918)	(0.1719)
職員体制や質の高さ	-0.0200		0.2661	†	-0.2194	0.0574
	(0.1876)		(0.1396)		(0.2793)	(0.1676)
利用できる時間	0.3265	†	0.3418	*	0.2460	0.2310
	(0.1712)		(0.1353)		(0.2500)	(0.1628)
利用料金	-0.8062	***	-0.1930		-0.0510	0.1028
	(0.1878)		(0.1327)		(0.2523)	(0.1562)
口コミの情報等の評価	-0.4631		-0.3080		-0.0470	-0.2541
	(0.3347)		(0.2192)		(0.4104)	(0.2536)
兄弟姉妹、友人・知人がいる	-0.3838		-0.3217	†	-0.4472	-0.6052 *
	(0.2494)		(0.1898)		(0.3920)	(0.2552)
空きがあった(又はすぐに利用できる)	0.4043	*	0.5648	***	0.0042	0.2155
	(0.2012)		(0.1577)		(0.3138)	(0.1930)
その施設しかなかった(選択の余地がない)	0.0680		0.0229		-0.4645	0.0474
	(0.2574)		(0.2074)		(0.4359)	(0.2538)
女性	0.0552		0.4887	***	-0.2068	0.3089 **
	(0.1256)		(0.0907)		(0.1856)	(0.1078)
共働き	1.6501	***	0.7440	***	1.0626 **	* -0.0545
	(0.1364)		(0.0941)		(0.1942)	(0.1179)
McFadden R²	0.1474		0.0639		0.0497	0.0140
N	2969		2969		2969	2969

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

運営理念や保育方針、施設の設備面、保育や学習のメニューの充実度、職員体制や質の高さは質的要因と考えられる。しかし、それぞれの統計的に有意となった係数は運営理念や保育方針は負、施設の設備面は正、保育や学習のメニューの充実度は負、職員体制や質の高さは正というように質的要因であっても一貫して選択要因として重視されるというわけではない。施設の設備や職員という認可保育施設の認可基準となる点について重視している保護者が認可保育施設を利用・希望していることになり、直感的である。また、運営理念や保育方針、保育や学習のメニューの充実度は、認可外保育施設の方が自由に選択することがで

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

き、英語教育に力を入れた施設や身体を動かすことを重視した施設など⁶⁶様々であり、これらの面を重視して選択する場合、認可外保育施設を選択する可能性が出てくる。

利用料金の係数が負となっているのは、運営が公費で賄われており、一般的に保育料が安くなる認可保育所の選択要因として直感に反する結果である。現在は2019年より保育料が無償化されたため、アンケート結果が異なる可能性もあるが、このような分析結果となった理由の一つには、保育料を気にしない比較的収入の多い共働き世帯は、認可保育所の利用基準となる「保育に欠ける要件」を満たしやすい環境にあり、保育料は重視しないが、他の点で認可保育施設を利用する世帯が多いことがあるのではないだろうか。

認可外保育所を利用しているか否かのダミー変数を従属変数にしたとき、運営理念や保育方針が 10%水準で統計的に有意となり、係数は負になった。また、認可外保育所を希望している者を従属変数にしたとき、兄弟姉妹、友人・知人がいることが 5%水準で統計的に有意で、係数は負となった。上記の考察から認可外保育施設は運営理念や保育方針のような質的要因を重視するのではないかと考えられたが、支持されなかった。しかし、今回の分析では認可外保育所を利用しており、かつ認可保育所を希望している人という組み合わせでの分析を行っておらず、利用状況のみを分析しているため、考察を裏付けることは難しいと考えられる。認可外保育施設が忌避されてきた状況を鑑みるとアンケート回答者の中で積極的に認可外保育所を利用している人に注目した分析が必要となるだろう。

以上の分析 2 の結果から、仮説 2 を一部支持する結果となった。質的要因のうち、施設の設備面、職員体制や質の高さを重視するほど認可保育施設を利用・希望しており、運営理念や保育方針、保育や学習のメニューの充実度はあまり重視されないとわかる。

6. 結論

本稿では、分析 1 として保育施設利用者数の変化が待機児童数に与える影響について、認可保育施設、認可外保育施設で分類した上、潜在的待機児童数についても焦点を当てて分析を行った。その結果、認可保育施設利用者数ならびに認可外保育施設利用者数が待機児童数に対して有意に負の影響を与えることが明らかとなった。以上のことから、待機児童解消のため、今後も保育施設の量の拡充が求められる。その際、共働き世帯数を考慮して対策することで需給のミスマッチを減らすことができる。認可外保育施設も待機児童数に効果が認められたことから、認可外保育施設の利用を促すことも有効であると考えられる。東京都では認可保育施設の基準を満たして新たに認可保育施設を整備することは難しいだろう。そこで、認証保育施設を始めとし、認可外保育施設を整備していくことが量的拡充においては現実的と考えられる。そのためには認可外保育施設が忌避される要因を払拭していくこ

⁶⁶ https://kidsna-connect.com/site/column/hoiku_workstyle/2901 (最終アクセス:2021年10月31日)。

とも重要である。この点、認可外保育施設の利用については分析 2 が示唆を与える。

分析 2 では保育施設の選択要因が保育施設の認可・認可外で異なるかに注目して分析を行った。その結果、認可保育施設を選択する者は自宅や勤務先からの距離、保護者の勤務ルートや送迎バスなどの交通の便、利用できる時間という機能面を重視することがわかった。認可保育施設を選択する者で特徴的なのが、施設の設備面、職員体制や質の高さという質的要因を重視するという点である。これらは認可保育施設の認可基準になっているため、認可外保育施設の活用という観点から、その改善を目指し、支援を行うことが求められるポイントになると考えられる。このような質的要因は認可外保育施設が忌避される原因の一つになっていると思われることから、新たな認可保育施設を作るのが難しく認証保育制度を利用している東京都などは認可基準まででなくとも、設備や職員体制の水準を上げる施策を行うことで、認可外保育施設利用者が増え、待機児童解消につながるのではないか。

最後に、今回分析の対象とした東京都の中で待機児童を解消していた目黒区の事例を紹介する。目黒区は2017年に保育所待機児童数の急増への対応として保育所の整備予定数を大幅に上積みする取り組み方針を策定した。その結果、策定時には617人だった待機児童を2020年4月には0人とすることができた。取り組み方針の中では保育所開設の促進と同時に、認可外保育施設の活用が盛り込まれた。具体的に、待機児童の9割以上を2歳児以下の乳児が占めていたことから、定期利用保育の活用を図り、1・2歳児の保育施設定員拡充をめざした。また、「目黒区大規模建築物等の建築にかかる住環境の整備に関する条例」の改正により大規模建築物等については保育所の設置について協議することが義務付けられ、保育施設設置の推進が図られた。これらの定期利用保育や大規模建築物内の保育施設は認可外保育施設となり、新たな土地活用以外に認可外保育施設利用を可能にすることを目指した。他方で、取り組み方針が策定された2017年から2020年にかけて認可保育園の定員数が4,011人から6,886人と大幅に増加した。増加までの間には定期利用保育や小規模保育の定員数についても増加がみられ、認可外保育施設の活用について好例を示していると言えよう。

本稿では、待機児童解消に向けて認可保育施設整備とともに認可外保育施設の活用について検討する可能性が示唆されたが、集計上の待機児童から外されている潜在的待機児童に対する効果は測定できなかったことに注意したい。根本的な待機児童問題解決に向けて潜在的待機児童についてはどのようなアプローチをとることができるのかについてはさらなる検討が必要である。また、認可外保育施設が忌避される要因、認可保育施設が好まれる要因についてもどういった政策を取ることができるのかを検討することが必要とされる。

7. 参考文献

稲葉光彦. 2015. 「保育所待機児童問題の現状と課題についての一考察」 『常葉大学保育学部

- 紀要』(2): 1-11.
- 大西薫・大西将史. 2017. 「認可外保育施設の機能と役割に関する研究―待機児童が少ない地域における認可外保育施設の特徴」『岐阜聖徳学園大学短期大学部紀要』(49): 1-12.
- 神里博武. 2003. 「沖縄における潜在的待機児童に関する一考察」『長崎ウエスレヤン大学現代社会学部紀要』 1 (1): 1-8.
- 佐藤光市. 2020. 「児童福祉法施行初期における認可外保育施設の設置―最低基準制定による「排除と包摂」の構造」『福祉社会開発研究: 社会福祉学, 国際社会開発, 福祉経営, 医療・福祉マネジメント』(15): 33-42.
- 周燕飛・大石亜希子. 2003. 「保育サービスの潜在需要と均衡価格」 『家計経済研究』 (60): 57-68.
- 白石小百合・鈴木亘・八代尚宏. 2003. 「保育サービス供給の経済分析―認可・認可外保育所の比較」https://cis.ier.hit-u.ac.jp/Common/pdf/dp/2003/dp183.pdf(最終アクセス: 2021年11月9日).
- 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): 23-30.
- 冬木春子. 2016.「共働き世帯における保育所利用選択」『東京大学社会科学研究科付属社会調査・データアーカイブ研究センター 2015 年度参加者公募型二次分析研究会子育て支援と家族の選択研究成果報告書』、39-49.
- 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): 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): 210-222.
- 目黒区. 「保育所等入所待機児童数の推移」https://www.city.meguro.tokyo.jp/kurashi/koso date/hoiku/ninka/taikijidosu.html(最終アクセス: 2021 年 10 月 26 日).
- 目黒区. 「新たな保育所待機児童対策の取り組み方針について」https://www.city.meguro. tokyo.jp/gyosei/keikaku/keikaku/jisedaikodomo/hoikushotaikijidoutaisaku.files/arata natorikumihoushin.pdf(最終アクセス: 2021年10月26日).

第10章

日本における生涯未婚率の上昇要因とその性差 一都道府県別パネルデータ分析に基づく検証—

勝尾 優大

要約

本稿では、日本における男女の生涯未婚率の上昇要因について考察する。従来の研究では、一時点の横断面データを用いた分析を行っているものが多く、日本全体での生涯未婚率上昇というマクロ要因を排除出来ていない。また、男女の性差について論じている文献はほとんど存在しない。本稿では、2005・2010・2015年の47都道府県のデータを収集して、パネルデータ分析を行うことで、時間的・地域的な異質性を除き、男女別生涯未婚率の要因を分析することを試みた。分析結果からは、男性は完全失業率が高まるほど生涯未婚率が高くなるのに対し、女性は完全失業率が高まるほど生涯未婚率が低くなるという性差が明らかになった。この結果は、女性は失業状態になると、職業選択として結婚を行う誘因が高まることを示唆している。日本ではいまだ男女が共に就業と家庭生活の両方を担う意識が定着しておらず、男性は仕事、女性は家庭という性別役割分業意識が根強いものと考えられる。この意識が現在でも強く結婚時に影響を与えているため、女性が就業と結婚・育児とを両立できる環境整備を構築する必要があると言える。

1. はじめに

日本における少子高齢化の要因を論じる際、合計特殊出生率の低下に注目が集まりやすいが、長期的傾向では出産の主体となる婚姻者の割合の減少も大きな要因だという観点を持つべきである。国立社会保障・人口問題研究所が作成している「人口統計資料集(2015年版)」の推計では、2035年には男性の29.0%、女性の19.2%が生涯未婚⁶⁷になるとされ、男性の約4人に1人、女性の5人に1人は生涯未婚になるという推計結果を出している。同資料によると、2040年には全世帯の39.3%が単身世帯になるという推計もあり、少子高齢化に歯止めをかけるためには生涯未婚率の上昇要因についても検討すべきことは明らか

⁶⁷ 本稿での生涯未婚率とは 50 歳時点で一度も結婚していない人の割合である。本稿では、 内閣府の定義に従い「生涯未婚」という言葉を用いているが、「生涯未婚」は必ずしも生涯 にわたり未婚というわけではない。

である。実際、2005年から回復傾向にはあるものの、生涯未婚率と合計特殊出生率の間には負の相関が見て取れ、生涯未婚率の上昇とともに合計特殊出生率が低下している(図 1)。

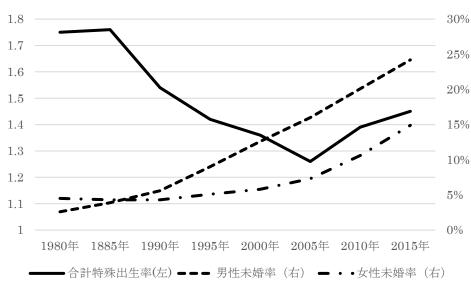


図1 生涯未婚率と合計特殊出生率の推移

出典:人口統計資料集(2015)を基に筆者作成。

日本ではなぜ過去 30 年で、ここまで生涯未婚率が上昇してしまったのだろうか。この要因として、女性の社会進出と経済の停滞が大きく関係していると考えられる。日本ではこの30 年間で、社会に進出する女性の割合が飛躍的に増加したが、これにより仕事と育児の二重負担が敬遠され、女性の結婚障壁が高くなっていると推察できる。また、経済の停滞については「失われた 30 年」と言われるように、ここ 30 年間の日本経済の停滞が経済的に結婚をためらう人口の増加に起因していると考えられる。結婚が生活する上で大きな変化を伴う人生選択であり、結婚・出産・育児などの経済的な負担が結婚に対する心理的障壁になりうるからである。

上記の問題意識に基づき、本稿では、日本における生涯未婚率の上昇要因について明らかにしていく。この点、先行研究では個人の属性と生涯未婚率との関連は明らかになっているが、男女の性差に着目して生涯未婚率の要因を論じているものが少ない。しかし、男性と女性で生涯未婚率に影響を与えている要因が違うのであれば、一元的に論じるより個別の分析を行うことで、より実践的な政策提言が出来る可能性が高い。したがって、本稿では男女別のデータを多く採用し、両者を区別して分析を行っている。

2005・2010・2015年の47都道府県のデータを収集し、パネルデータ分析を行うことで時間的・地域的な異質性を除き、男女別生涯未婚率の要因を分析することを試みた結果、男性は失業率が高いほど結婚しにくいが、女性は失業率が高いほど結婚しやすいということが示された。これは、男性が家計を支えるべきという旧来の慣習が依然残っていることを示

唆していると同時に、女性が仕事を続けながら結婚することが依然容易ではないことを示している。2015年に発足した第3次安倍改造内閣で、「一億総活躍社会を目指す」という方針に基づき男女共同参画のための子育て支援や社会保障基盤の強化等の環境整備が進められてきたものの、施策については現在も改善の余地があることを実証的に示すことが出来たと言える。

2. 先行研究

前節でも述べたように、先行研究では雇用形態が生涯未婚率に与える影響について研究が多く行われている。例えば Uchida (1993) の研究では、非正規雇用の増加は給料面だけでなく心理面で結婚をためらう人を増加させた可能性が示唆されている。ただ、雇用形態の変化と性別役割分業意識などの日本の文化的側面との関連について、データをも引いて述べている先行研究はほとんど見当たらなかった。

また、Nemoto (2008) の研究では女性の社会進出と生涯未婚率についての提言を行っており、その中で女性の労働参加率が近年上昇している一方で、女性は自身より経済的に豊かな男性と結婚したいと考えているため、結婚対象となる男性が減っているとの指摘をしている。これは、本稿の問題提起とも関連があるが、女性だけでなく、男性の労働環境の変化も考慮すべきと考えられる。

是川 (2015) の研究では 40~49 歳時点で子供を最低でも 1 人持っている女性割合を従属変数、学歴や初期キャリア、雇用状況などを独立変数に置いた分析を行った結果、女性の人的資本が高いほどキャリアを重視し出生力が弱くなると結論付けている。このことから、特に女性においては近年飛躍的に向上した労働参加率が生涯未婚率に影響を与えていることを示唆している。

この点、塩原(2006)の研究では男性に着目し、性別による生涯未婚率の要因について分析を行っている。この研究では、男性の第3次産業就業者比率が高くなるほど生涯未婚率が高くなる点、また上京し一人暮らしをしている男性は社会的な集団意識がないため、一人で生活することに抵抗感がなく結婚しにくいとの指摘をしている。いずれにしても、メカニズムは必ずしも明確でなく、さらなる分析が必要であろう。

Ghaznavi et al. (2020) の研究では National Fertility Survey のデータを 7 年分採用し、 男女の結婚願望について分析している。この研究では日本人が草食化⁶⁸した理由に着目して おり、Uchida(1993)と同様に非正規雇用が結婚への障壁になっているとの結果を提示し ている。

以上の先行研究を総合的に整理すると、先行研究では未婚率の社会的要因について触れ

⁶⁸ Ghaznavi らの研究では、結婚に関心がない日本人を"Hervibore" (草食) と定義している。

ているものは比較的多く存在するものの、男女の性別ごとの要因について包括的に検討し ているものは多くない。また、生涯未婚率を分析するためにパネルデータを活用し、長期間 のデータを扱っているものはほとんどなかった。そこで本稿では、パネルデータ分析を活用 し生涯未婚率の上昇要因について研究することで、都道府県ごとに男女の労働参加の状況 や結婚行動の異質性が大きいという点に対処し、より実用性のある分析結果を得たい。また 男女で生涯未婚率の上昇要因を分けて分析すること自体に、新規性があると考えられる。

3. 理論仮説

2015年(476人)

29.2 49.8

28.4

14.7

7.4

17.4

本稿では男女別の未婚率に対する経済的要因の異なる影響を理論化する。まず、結婚しな い理由は大きく2種類に分類できる。一点目は「結婚する気持ちがない」、二点目は「結婚 願望はあるが、結婚できていない」である。一点目については、平成27年度の内閣府調査 (表 1) によると、独身の理由について「結婚する必要性を感じないから」は日本 30.0%、 フランス 53.6%、スウェーデン 62.7%、イギリス 49.8%の回答割合であり、日本は 4 か国 中最下位である。一方で、二点目の「結婚願望はあるが、結婚できていない」要因の一つと 考えられる「経済的に余裕がないから」と回答した割合は日本 33.7%、フランス 16.2%、ス ウェーデン14.8%、イギリス27.3%と日本が突出して高い。以上の結果から、日本では未婚 の理由として経済的余裕が強い影響を持つものと考えられる。そこで、改めて本稿では生涯 未婚率に影響を与えそうな経済的変数に着目し、分析を行うこととする。

独 適 経 結 失りの 婚 婚 棲 には、 は、 当 性 済 め婚 Þ 生 い周 ど生 な す す 0 打 と 的 いたく () だ ま ち仕 み趣 わ相 5 が活 に 結 な たのたた まで 婚 るに た味 な手 いま が い必 込事 余 7) 口 3 いから に かは さ かく 結 \mathcal{O} か要 みへ いや いに 裕 6 ないかないか う 活婚 な らまだ + た又 ら付 なめ ら性 か娯 かま が らっ . 分 ら楽 か楽り らだ 同 いは き な いの か 若 だ か学 か住 意 感 巡 合 V t らってさ Ġ 楽 ŋ ら居 か ら業 7)2 1 ぎ b を 숲 な 0) な は 日本 2015年(297人) 13.8 30.0 2.4 32.0 27.3 29.6 53.58.8 33.78.1 3.0 4.0 2.4 9.8 5.4 263.6 フランス 2015年(457人) 22.8 53.644.6 19.9 14.0 28.0 5.716.25.72.4 3.9 26.0 17.514.4 1.8 276.6 スウェーデン 2015年 (445人) 15.3 62.7 53.3 18.0 8.3 9.4 37.1 4.3 14.8 2.0 0.2 11.5 9.2 1.8 0.2 248.1 イギリス

独身の理由(%) 表 1

40.3 出典:内閣府「平成27年度少子高齢化社会に関する国際意識調査」より筆者作成。

4.0 27.3 1.7

1.7

9.7

5.3

1.1

1.5 239.3

Retherford (2001) の研究では、男性は自身より学歴の低い女性を結婚相手として好み、また女性は自身より学歴の高い男性を結婚相手として好むことが示されている。この先行研究は前述の Nemoto (2008) の研究と概ね合致しているが、さらに Retherford の研究では、女性は男性が家計を支えるべきであるという価値観を持っており、自身より経済的に豊かな男性を求める傾向があることも示唆している。このことから、過去30年間の日本では、女性の大学進学率・労働参加率が高まったことで、男女ともに魅力を感じる社会的地位を持つ結婚相手が減少していると推察することできる。前述の Retherford (2001) の理論を用いると、男性にとって魅力的な女性の減少と、女性にとって魅力的な男性の減少が同時に起こっていることが生涯未婚率の上昇要因の一つとして挙げられる。

つまり理論仮説を構成する大きな心理的側面として、日本ではいまだ「男性が家計を支えるべき」という規範が強く残っているという点が考えられる。そのため、所得が少ない男性は結婚相手として望まれにくい。逆に、女性は家庭内に入り専業主婦になることに対する心理的障壁がないため、経済的に困窮しているほど結婚願望が強まり、生涯未婚率が下がる。結果的に、男性は完全失業率が高くなるほど生涯未婚率が上昇する一方、女性は完全失業率が高まるほど生涯未婚率が低下するという性差が生じると考えられる。

これらを踏まえて、本稿では上記の理論的説明から2つの仮説を立て、分析を行う。

仮説1:男性の完全失業率が高い地域ほど、男性の生涯未婚率は高くなる。

仮説2:女性の完全失業率が高い地域ほど、女性の生涯未婚率は低くなる。

4. データと方法

4-1. データ

生涯未婚率に経済的な要因が与える影響について分析するため、都道府県別のパネルデータを収集した。具体的には、2005・2010・2015 年の総務省統計局『国勢調査』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』に基づき、独自に3か年分のパネルデータを作成した。またいくつかのデータについては、他の資料のデータを用いている。計算元のデータ、計算方法については後述する。

4-2. 従属変数

従属変数は、男女合計の生涯未婚率、男性の生涯未婚率、女性の生涯未婚率を採用した。

男女合計の生涯未婚率については『人口統計資料集』の 2018 年版を参照し、2005・2010・2015 年の 3 か年分を収集した。男性の生涯未婚率、女性の生涯未婚率については独自で以下のように計算を行った。生涯未婚率は「50 歳時点で結婚をしていない人の比率」であり、『国勢調査』のデータを用いて、男女別の「45-49 歳」と「50-54 歳」の未婚率を計算し、これらの平均を算出した⁶⁹。

4-3. 独立変数

今回の分析における独立変数として、男女別の完全失業率、労働参加率、平均現金給与額の変数を採用した。男性完全失業率と女性完全失業率は、『国勢調査』の 2005・2010・2015年のデータから使用した。これは「15歳以上の働く意欲のある人のうち、仕事を探しても仕事に就くことのできない人の割合」である。また、男性労働参加率と女性労働参加率は、『人口動態調査』から用いた生産年齢人口と、労働力人口のデータを基に作成した。労働参加率は人口動態調査 2005・2010・2015年の3か年分のデータから、「分母を生産年齢人口、分子を労働力人口にした割合」となっている。平均現金給与額については、『賃金構造基本統計調査』の数値を用いている。

表 2 変数一覧

変数名	変数説明	出典
生涯未婚率 (男女計)	50歳時点で、一度も結婚したことない人間の割	人口統計資料集
	合(%)	I and the streets
生涯未婚率 (男)	男性の「45-49歳の未婚率」と「50-54歳の未婚	人口動態調査
生涯未婚率 (女)	率 を平均した割合(%) 女性の「45-49歳の未婚率 と「50-54歳の未婚	人口動態調查
11 (11 ()()	率」を平均した割合(%)) Charleton E
完全失業率 (男)	男性の労働力人口のうち、完全失業者が占める	国勢調査
⇒ △ 比 樂 志 (上)	割合(%)	□ 数 39 ★
完全失業率(女)	女性の労働力人口のうち、完全失業者が占める 割合(%)	国勢調査
労働参加率 (男)	男性の生産年齢人口に占める労働力人口の割合	国勢調査
	(%)	
労働参加率 (女)	女性の生産年齢人口に占める労働力人口の割合	国勢調査
現金給与額(男)	(%) 男性の所定内給与額の平均	信金構
現金給与額(女)	女性の別所定内給与額の平均	賃金構造基本統計調 查
3===:::::::::::::::::::::::::::::::::::		Z (
高齢化率	人口のうち、65歳以上の人口の割合(%)	国勢調査
第3次産業就業者比率	就業者数に占める第三次産業就業者数の割合 (%)	国勢調査

⁶⁹ 計算式は、以下の式である。

^{{(45-49} 歳の未婚者人口/45-49 歳人口) + (50-54 歳未婚者人口/50-54 歳人口)} /2。

表 3 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
生涯未婚率 (男女計)	141	19.0794	3.7220	10.3000	26.2000
生涯未婚率 (男)	141	18.7972	3.6178	10.1985	25.9100
生涯未婚率 (女)	141	9.5436	3.2739	3.7733	18.2900
完全失業率 (男)	141	6.4908	1.7275	3.5000	13.7000
完全失業率 (女)	141	4.3461	1.1295	2.1000	9.3000
労働参加率 (男)	141	87.3748	4.9202	71.6600	98.8200
労働参加率 (女)	141	67.8658	6.4533	52.7600	84.1700
現金給与額(男)	141	334.7525	33.9891	259.2000	453.9000
現金給与額(女)	141	229.2596	22.5094	186.9000	321.8000
高齢化率	141	24.8780	3.7960	16.1000	33.8000
第3次産業就業者比率	141	65.3184	4.2238	57.0000	77.4000

4-4. 分析手法

上述のように、2005 年、2010 年、2015 年の 3 か年に渡る 47 都道府県のパネルデータを収集し、男女別の独立変数群に対して、男女合計・男性別・女性別の生涯未婚率を従属変数とするモデルを検証するため、計 4 つのモデルをパネルデータで分析している。また、地域と年度の異質性を統制するため、年度ダミーと都道府県ダミーを投入している。更に、都道府県ごとの特性を統制するための変数として、①高齢化率、②第 3 次産業就業者比率の 2 つを使用した。高齢化率は「人口のうち 65 歳以上人口の割合」をパーセントで表したものであり、第 3 次産業就業者比率は「就業者数に占める第 3 次産業に従事している就業者数の割合」をパーセントで表したものである。高齢化が進んだ地域では、婚姻率が低まりやすく、また塩原(2006)によれば、第 3 次産業就業者比率と未婚率との間には相関がありうるため、これらの変数を統制変数に含めた。

5. 分析結果

表 4 では、生涯未婚率に対する男性の指標の効果をパネルデータによって分析した結果を示している。まず、従属変数を男女合計生涯未婚率と男性のみ生涯未婚率にした場合、どちらも男性の完全失業率が高いほど生涯未婚率が上昇することが示された。完全失業率については仮説 1 に整合的な形となった。

次に、男性の労働参加率が高まるほど、生涯未婚率が高まるという結果が示された。これ

は一見すると前出の完全失業率の影響と相反する結果のようだが、男性の労働参加率と女性の労働参加率に正の相関があるとすれば、地域の労働参加率が高まることで、婚姻を望む女性が相対的に減少し、男性も結婚しにくくなるのかもしれない。なお、第3次産業就業者比率と生涯未婚率の間には、有意な結果が見受けられなかった。これは、前述の塩原(2006)の先行研究とは異なる結果を示した形となった。

男性の分析結果に対する解釈として、以下の2点を述べることが出来る。第一に、完全失業率と生涯未婚率の関係から、経済的要因が結婚に及ぼす影響は大きい。さらに、完全失業中の男性については、社会的な側面からも男性が家計を支えるべきという規範意識から、結婚することが難しくなると推察される。以上の点から、経済的要因と社会的要因の両面から完全失業率が結婚に影響を及ぼしていると解釈することが出来る。

表 4 男性の生涯未婚率に対する経済的要因の影響

	従属変数						
独立変数	生涯未婚率(男女計)	生涯未婚率 (男)					
(定数項)	-6.9925	-11.8510					
	(10.2680)	(10.9650)					
完全失業率 (男)	0.3923 *	** 0.3935 ***					
	(0.0871)	(0.0920)					
労働参加率 (男)	0.2085 *	** 0.2539 ***					
	(0.0492)	(0.0617)					
労働時間 (男)	-0.0155	-0.0116					
	(0.0343)	(0.0368)					
現金給与額(男)	-0.0373	-0.0052					
	(0.0106)	(0.0110)					
65歳以上人口比率	0.3667 *	* 0.3405 *					
	(0.1216)	(0.1270)					
第3次産業就業者比率	-0.0064	0.0078					
	(0.0655)	(0.0645)					
時間効果	YES	YES					
個体効果	YES	YES					
調整済み R^2	0.9881	0.9860					
N	141	141					

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\odot}$

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

第二に、逆に経済的要因について、男性の平均給与額と生涯未婚率の間には有意な結果が表れなかった。これは、生涯未婚率の上昇を防ぐためには給与を増やすことの効果はあまり大きくなく、それよりも正規雇用の増加などを通して結婚への心理的障壁を低くすることが重要であることが示唆される。

表 5 では、生涯未婚率に対する女性の指標の効果をパネルデータによって分析した結果を示している。まず、従属変数を女性のみ生涯未婚率にした場合、完全失業率が高いほど生涯未婚率が低下することが示された。これは仮説 2 と整合的であり、男女によって完全失業率と生涯未婚率の間に対称的な相関があったことは、特筆されるべき結果である。

つまり、男女で結婚誘因が異なることを表しており、職業選択として結婚を行うという考

表 5 女性の生涯未婚率に対する経済的要因の影響

	従属変数					
独立変数	生涯未婚率 (男女計)		生涯未婚率(女)			
(定数項)	-2.3009		-1.6902			
	(8.5711)		(7.5776)			
完全失業率 (女)	0.5505	**	-0.3643	*		
	(0.1703)		(0.1644)			
労働参加率 (女)	0.2181	**	0.1152	*		
	(0.0800)		(0.0530)			
労働時間 (女)	0.0068		0.0175			
	(0.0356)		(0.0309)			
現金給与額(女)	-0.0200		0.0009			
	(0.0121)		(0.0111)			
65歳以上人口比率	0.3227	*	0.1507			
	(0.1421)		(0.1056)			
第3次産業就業者比率	-0.0109		0.1507			
	(0.0633)		(0.1056)			
時間効果	YES		YES			
個体効果	YES		YES			
調整済み R^2	0.9872		0.9872			
N	141		141			

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

えが根強いと言える。さらにこの結果からは、日本において「男性が家計を支えるべき」という社会的な規範が依然残っていると考えられる。

また、女性においても労働参加率が生涯未婚率を高める要因となっていることには触れておく必要がある。これは、Nemoto (2008) の先行研究に沿う結果となったと解釈することが出来るのではないだろうか。つまり、女性が労働参加をすると、自身より社会的地位の高い男性を求めるため、結婚したいと思う男性が相対的に減少している可能性がある。

上記を整理すると、男性については、従属変数を男女合計の生涯未婚率にした場合と、男性のみ生涯未婚率の場合はどちらも完全失業率、労働参加率が 5%水準で有意に正、女性については従属変数を男女合計の生涯未婚率にした場合は完全失業率、労働参加率が有意に正、従属変数を女性のみ生涯未婚率にした場合完全失業率が有意に負、労働参加率が有意に正となった。したがって、今回4つのモデルを活用したパネルデータ分析では、仮説 1・2 がどちらも支持された形となった。つまり、男性は完全失業率が高いと生涯未婚率が高くなり、女性はその逆になっている。

このような性差が出た理由について、大きく二点に分けて論じることが出来る。一つ目は、日本における女性の労働参加率は着実に上昇している一方で、女性の労働参加が進むと未婚率が高まり、また女性が失業状態になると、職業選択として結婚を行う誘因が高まることが示唆されている。これはつまり、男性が家計を支えるべきいう伝統的な性別感が根強く残っていることが示唆されている。

二つ目は、女性が働きながら結婚・出産出来る環境がいまだ完全に整備されていないという問題である。この論点については、次節で政策提言を行うことで詳細に論じたい。

6. 結論

本稿では、生涯未婚率の上昇要因について性差に着目して分析を行った。具体的には、男女別の生涯未婚率とそれに影響を与えると考えられる経済的変数を投入し、都道府県別パネルデータを用いて分析を行った。その結果、男性は完全失業率が高いほど生涯未婚率が高くなり、逆に女性では完全失業率が高いほど生涯未婚率が低くなるという結果が見られた。2015年に安倍政権の下で施行された女性活躍推進法では、すべての女性が輝く社会づくりを目指し、女性の職業生活における活躍の推進・格差の是正を目標としている。しかし今回の分析から垣間見えることは、職業生活と出産・育児の両立や、安心して結婚できるような経済的支援の必要性である。したがって、以上の結果から今後の政策について以下2つの提言を示したいと思う。

一つ目は、完全失業率を更に下げるための雇用支援政策を引き続き行っていく必要があるという点である。今回の分析では完全失業状態の男性が、結婚後に生じるであろう経済的不安により結婚に踏み切ることが出来ない結果が示唆された。また今回の研究では解明で

きていないが、正規雇用と非正規雇用における心理的な結婚障壁についても、検討をする必要があると考える。非正規雇用が生涯未婚率に及ぼした因果メカニズムを解き明かすことは、社会的意義があるものと想定される。

二つ目の提言としては、出産・育児が女性のキャリア形成の壁になっているという現状に対して政策を打ち出す必要性である。一億総活躍社会を掲げる日本において、女性の労働参加が進むほど、女性が結婚しにくくなるという現状は、早急に改善するべき課題である。したがって、例えばテレワークを活用したり、男女ともに育児休暇の取得を促しやすくしたりすることで、女性だけがキャリアにブランクが空いてしまうことを防ぐことが出来る。今回の分析結果や将来の日本の人口推計を鑑みると、女性の社会進出を支援しつつ結婚・出産・育児がしやすいような支援策を政府が手厚く行うべきである。

最後に、本稿の問題点と限界について議論する。今回の研究では時間的資源の問題から、2005年、2010年、2015年の3か年のデータのみ使用している点は注意されたい。より広い範囲でのパネルデータ分析を行うことで、より長期の社会変化を捉えた結果が出る可能性がある。また、正規雇用・非正規雇用などの雇用形態の情報も扱うことで、男女の労働環境の変化が未婚率に与えるメカニズムについて、新たな議論も可能となるだろう。

7. 参考文献

Ghaznavi, Cyrus, Haruka Sakamoto, Shuhei Nomura, Anna Kubota, Daisuke Yoneoka, Kenji Shibuya, and Peter Ueda. 2020. "The Herbivore's Dilemma: Trends in and Factors Associated with Heterosexual Relationship Status and Interest in Romantic Relationships Among Young Adults in Japan—Analysis of National Surveys, 1987-2015." *PLOS ONE* 15 (11): e0241571.

Nemoto, Kumiko. 2008. "POSTPONED MARRIAGE: Exploring Women's Views of Matrimony and Work in Japan." *Gender and Society* 22 (2): 219-237.

Retherford, Robert D. 2001. "Late Marriage and Less Marriage in Japan." *Population and Development Review* 27 (1): 65-102.

Uchida, Eiichi. 1993. "Socioeconomic Factors Affecting Marriage, Divorce and Birth Rates in a Japanese Population." *Journal of Biosocial Science* 25 (4): 499-507.

国立社会保障・人口問題研究所. 2018. 「人口統計資料集」.

是川夕. 2019.「有配偶女性の人的資本,及び初期キャリアが出生力に及ぼす影響—女性就業と出生力の関係の再検討—」『人口問題研究』75(1): 1-25.

塩原秀子. 2006. 「未婚率の増大要因の分析」『帝京経済学研究』39 (2): 169-189. 内閣府. 2015. 「少子高齢化社会に関する国際意識調査」.

第11章

「働き方改革」政策の効果分析 —日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)の個票データを用いた実証分析—70

飯淵 尚哉

要約

「働き方改革」を通じて企業が導入した制度によって、働く人の幸福度や仕事満足度は増大したのだろうか。これまでの研究では、ワークライフバランスに関する個別の制度が幸福感・主観的満足度の変化に与える影響に注目したものが多いが、パネルデータを用いて個人の特性を統制しながら、そのような制度を包括的に分析した研究はまだ少ない。本稿では、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、幸福度と仕事満足度を従属変数として、働き方改革の中心的な対象だった五つの施策の効果を検証した。その結果、長時間労働が過半数の労働者の幸福度を損なっていて、長時間労働の是正によって幸福度が増大することが示された。さらに、異動の社内公募制度や転職しやすい環境づくりなど、希望する分野に集中して働ける制度を導入することで、より仕事満足度や幸福度が向上することが示唆された。

1. はじめに

長時間労働に代表される従来の日本の働き方が近年、見直しを迫られている。2013年に「ブラック企業」が、2017年には「睡眠負債」が新語・流行語大賞のトップテンにノミネートされたことは、長時間労働に対する問題意識の表れといってよいだろう⁷¹。

先行研究によれば、労働時間の長さは、生産性向上や女性の社会進出を阻害する要因になっている。山本・松浦 (2011) は、条件が整った企業においては、長時間労働を是正してワークライフバランスを向上させる施策を行うことで、企業の生産性が中長期的に向上することを明らかにした。また、山本 (2014) によれば、長時間労働やワークライフバランスの欠落がある企業では、正社員女性比率や管理職女性比率が低くなっている。

⁷⁰ 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データを提供して頂いた。

^{71 「}ユーキャン 新語・流行語大賞」https://www.jiyu.co.jp/singo/(最終アクセス: 2021 年 10 月 31 日)。

長時間労働を是正し、生産性の向上や女性の社会進出を通じて「成長と分配の好循環」を実現し、より多くの人々がよりよい将来の展望を持てるようにするべく、安倍晋三首相(当時)は2016年に「働き方改革」を打ち出した。2017年には「働き方改革実行計画」が策定され、2018年には残業時間の上限規制の導入などについての労働基準法等の改正を含む働き方改革関連法が国会で成立するなど、着実に「働き方改革」政策は実行に移されている。

それでは、働き方改革をめぐる一連の政策はどのような効果をあげたのだろうか。働き方 改革が重要な政策課題として取り上げられたのは2016年以降と、ごく最近である。そのた め、働き方改革を通じて企業が導入した制度によって働く人の「よりよい将来への展望」、 つまり幸福感や主観的満足度にあたるものが増大したかどうかについて、パネルデータを 用いて個人の特性を統制しながら分析した研究はまだ多くない。

そこで本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査(以下、JHPS/KHPS)」を用いて、働き方改革を通じて企業が導入した制度によって働く人の幸福度や仕事満足度は増大したのかを検証した。ワークライフバランスに関する個別の制度が幸福感や主観的満足度に与える影響に着目した先行研究は少なくないが、本稿では複数年にわたるパネルデータを用いて個人の特性を統制しながら、そのような制度を包括的に分析した点に独自性がある。

分析結果からは、長時間労働が過半数の労働者の幸福度を損なっていて、長時間労働の是正によって幸福度が増大することがわかった。さらに、異動の社内公募制度や転職しやすい環境づくりなど、希望する分野に集中して働ける制度を導入することで、より幸福度や仕事満足度が向上することが示唆された。

2. 先行研究

2-1. 制度背景

この節では、まず働き方改革の概要を確認した後に、働き方改革をめぐる立法議論の成果である働き方改革実行計画、および働き方改革関連法の内容を概観する。

働き方改革とは、厚生労働省の働き方改革特設サイトによれば、「働く方々が個々の事情に応じた多様で柔軟な働き方を自分で「選択」できるようにするための改革」である。また、同サイトではこの改革の目指すものは、「働く方の置かれた事情に応じて、多様な働き方を選択できる社会を実現することで、成長と分配の好循環を構築し、働く人一人ひとりがより良い将来の展望を持てるようにすること」であると述べられている⁷²。つまり、働き方改革は、柔軟な働き方の導入によって働く人の幸福感や主観的満足度の増大を目指す政策だと

⁷² 厚生労働省.「働き方改革特設サイト」https://www.mhlw.go.jp/hatarakikata/point.htm l (最終アクセス: 2021 年 10 月 21 日)。

いえる。

働き方改革が重要な政策課題として注目を集めるようになったのは、2016年1月に安倍首相が施政方針演説で取り上げたのがきっかけである。その後、2016年9月に働き方改革実現会議が発足して本格的な議論が開始され、2017年3月28日に実行計画を発表した。2018年には労働基準法などの改正を含む働き方改革関連法が国会で成立し、2019年4月に同法が施行された。

働き方改革実行計画

働き方改革実行計画で解決が目指された内容は多岐にわたる。その中でも特に重要な項目として位置づけられたのは、同一労働同一賃金の実現などの非正規雇用の処遇改善と、時間外労働の罰則付き上限規制や勤務間インターバル制度の導入などの長時間労働の是正の二つである。この二つは後に成立する働き方改革関連法でも中心的な内容となった。他には、賃金引上げと労働生産性向上、テレワークの推進や副業の自由化など柔軟な働き方がしやすい環境整備、女性・若者の人材育成や就職氷河期世代の正社員化を含む一億総活躍社会に向けた環境整備、病気の治療と仕事の両立、子育て・介護等と仕事の両立・障害者の就労、雇用吸収力や付加価値の高い産業への転職・再就職支援、誰にでもチャンスのある教育環境の整備などが挙げられた73。

働き方改革関連法

2019年4月1日に働き方改革関連法が施行され、労働基準法などの法律が改正された。働き方改革関連法の内容は、労働時間法制の見直しと雇用形態に関わらない公正な待遇の確保の二つに大別できる74。

まず労働時間法制の見直しとは、労働時間の削減を通してワークライフバランスの実現を目指す取り組みである。具体的には、残業時間の上限規制、一日の勤務終了後に次の出社までの間に一定の休息時間を確保する勤務間インターバル制度の導入促進、最低5日間は年次有給休暇を取得させることの義務付け、月60時間以上の残業の割増賃金率引き上げ、裁量労働制労働者を含めて労働時間の状況を客観的に把握することの義務付けの五つである。

また、個人に合ったより柔軟な働き方を可能にするために、一定期間の総労働時間を定めた上で日々の時間配分を自由とするフレックスタイム制の拡充や、一部の高度な能力をもつ人材を労働時間規制の対象から外す制度である高度プロフェッショナル制度の新設も行われた。ただし、高度プロフェッショナル制度の新設については、残業代の支給がないために企業が労働者に長時間働かせやすくなるという懸念が指摘されている(山本2019)。加

_

⁷³ 働き方改革実現会議. 2017.「働き方改革実行計画」http://www.kantei.go.jp/jp/singi/hata rakikata/pdf/honbun_h290328.pdf、https://www.kantei.go.jp/jp/headline/pdf/20170328/0 5.pdf(最終アクセス: 2021 年 11 月 1 日)。

 $^{^{74}}$ 厚生労働省. 2019. 「働き方改革~一億総活躍社会の実現に向けて」 https://www.mhlw.go. jp/content/000474499.pdf (最終アクセス:2021 年 10 月 27 日)。

えて、制度が将来的に緩和され、高度人材だけでなく一般の労働者にまで対象が拡大されるのではないかという不安もあったようである(井上2019)。さらに、当初提出された法律案には、裁量の大きい特定の仕事に従事する人に対してみなし労働時間を設定し、みなし労働時間に応じて賃金を支払う制度である、裁量労働制の適用範囲の拡大が盛り込まれていた。しかし、同様の指摘に加えて、根拠となったデータの誤りもあったためにこの規定は削除された(井上2019)。

次に、雇用形態に関わらない公正な待遇の確保とは、すなわち同一労働同一賃金の実現のことである。具体的には、業務の内容と責任の程度、職務内容・配置の変更範囲などの差を比較した際に、正規雇用労働者と非正規雇用労働者との間で必要以上に給与などの待遇に差をつけることを禁止する均衡待遇規定が明確化された。また、差がない場合には待遇差別化を禁止する均等待遇規定の対象が拡大された。さらに、待遇差の判断基準を明確化するために、ガイドラインを策定した75。

本稿では、以上で概観した働き方改革実行計画および働き方改革関連法の内容のうち、特に働き方改革の中心的な対象だった五つの施策の効果を探る。具体的には、①残業時間の上限規制や年次有給休暇の取得義務付けなど、長時間労働の是正、②フレックスタイム制や裁量労働制の拡大などの勤務時間制度の柔軟化、③テレワーク推進などの勤務場所の柔軟化、④雇用吸収力の高い産業への転職支援や副業の自由化など、希望する仕事に取り組めるようにする施策、⑤就職氷河期世代の正社員化や育児等で離職した者の復職制度など、失業や収入低下の防止、の五つとする。

2-2. 理論背景

第1節で述べたように、働き方改革が重要な政策課題として取り上げられたのはごく最近のことであるため、働き方改革の効果はまだ実証的には明らかになっていない。また、働く人の幸福感や主観的満足度について、パネルデータを用いて個人の特性を統制しながら分析した研究は多くない。しかし、ワークライフバランスに関する個別の制度が幸福感や主観的満足度に与える影響に注目した先行研究は多いほか、特に長時間労働の削減については実証的な分析に基づく効果の予測が行われている。ここでは、①長時間労働の是正、②勤務時間制度の柔軟化、③勤務場所の柔軟化、④希望する仕事に取り組めるようにする施策、⑤失業や収入低下の防止、の順に先行研究の結果を展望する。

まず、長時間労働の是正に対しては、健康状態の改善を通してウェルビーイングが向上すること、労働時間の上限規制の有効性が見込め得ることが論じられている。例えば、黒田

_

⁷⁵ なお、同一労働同一賃金の実現の検証については本稿では行わない。個人レベルのアンケート調査では、個別の回答者の仕事内容や待遇に差異があるかを判別することが難しいためである。

(2017) は、労働時間と健康および生産性についての学術研究を概観する中で、長時間労 働が脳・心臓疾患や精神疾患のリスクを高めること、週当たり労働時間が50時間を超えると メンタルヘルスが顕著に悪化することに言及した。具体的な政策の是非については、割増賃 金規制を行うと対象者の労働時間が短くなる一方で非適用者の労働時間が長くなること、 労働時間の総量規制が直接的に効果を見込め得ることを指摘している。また、山本(2019) は、働き方改革関連法による長時間労働の是正について、過去の実証的な研究から是正の実 現可能性、労働者のウェルビーイングや企業の生産性の向上可能性を検討した。その結果、 働き方改革関連法の内容のうち、理論上では時間外労働の上限規制の有効性が期待できる と結論づけた。さらに、長時間労働の是正はウェルビーイングを向上させると考察している。 次に、勤務時間制度の柔軟化に関しては、仕事のやりがいを強く感じ、仕事満足度を高め るということを示す研究がみられるが、そのような施策が幸福度を高めるかには見解の対 立がある。勝・奥田(2020)は柔軟な働き方が仕事満足度・幸福度に与える影響を、2017 年と2019年のアンケート調査を用いて分析し、勤務日や勤務時間の選択を可能にすること が仕事満足度と幸福度を向上させることを実証した。 また、佐藤(2008)も、弾力的な勤務 時間制度に焦点を当てながら職場のマネジメントのあり方を検討する中で、裁量労働制や フレックスタイム制が適用されている労働者は仕事のやりがいを強く感じていることを示 している。しかし一方で、佐藤(2008)では、特に仕事量を労働者自身で決めることができ ない場合に仕事量が過大になりやすく、労働時間が長くなってしまいワークライフバラン スに不満を持つことが多いことも明らかにされている。また戸田(2016)も、Webアンケー ト調査の結果を分析し、裁量労働制やフレックスタイム制度で働いている人と、通常の勤務 時間制度で働いている人とでは生活満足度に有意な差がないことを実証した。

第三に、勤務場所の柔軟化をめぐっては条件により結果に違いがあるとされる。勝・奥田 (2020) は勤務場所の柔軟化が仕事満足度に対して正の影響をもたらす一方で、幸福度に は有意な影響をもたらさないことを示した。また、千野 (2021) のように、テレワークが従業員に及ぼす影響について分析し、テレワークが制度適用されている人の場合は、幸福度や 生活満足度に正の影響を与えるとした分析事例もある。

第四に、希望する仕事に取り組めるようにする施策に関連して、スキルアップにつながる 施策が将来への希望や仕事・生活への満足度を高めることをいくつかの研究が明らかにし ている。横田 (2014) は仕事満足度に影響を与える要因を分析し、やりたい仕事がはっきり していること、職業能力を向上させるモチベーションがあること、職業能力向上の機会があ ることなどが「将来の生活や仕事への希望」を高めることを示した。その上で、労働者の仕 事および生活全般の満足度を高めるためには、労働者の資格取得や自己啓発を支援する施 策を自発的に行うような政策を打ち出すことが必要だと主張した。また、久米・鶴・戸田 (2017) は、職種・労働時間・勤務地等が限定された働き方が労働者に与える厚生について 検証した。その結果、残業があることやスキルアップの機会がないことが、仕事満足度と生 活満足度を損ねていることを確認した。なお、転職や副業が幸福度や仕事満足度に与える影 響について明らかにした国内の研究は見つからなかった。

最後に、失業や収入低下の防止については、将来への希望の増大や、所得格差の縮小を通じた幸福度の上昇につながることが示唆されている。横田(2014)は近い将来の倒産および失業のリスクが大きいことも「将来の生活や仕事への希望」を縮小させる要因になりうると指摘した。また、浦川(2018)は、格差が主観的なウェルビーイングに与えた影響を相対所得仮説に焦点を当てて検討し、特に不安定な就業状態にある者が特に地域の所得格差に敏感に反応し、幸福感を低めていることを確認している。

このように整理した先行研究では、働き方改革に関する検討が予測にとどまっていること、単年度のアンケート調査の利用にとどまっていて長期間のパネルデータを用いて個人の特性を統制する分析が行われていないこと、転職の促進や副業の自由化のように幸福度や仕事満足度との分析が行われていない制度もあることなどの課題がみられた。したがって本稿では、働き方改革の立法論議が行われた前後をカバーする6年間もしくは8年間のパネルデータを利用し、働き方改革の議論の中で取り上げられた幅広い施策の効果について定量的な分析を行う。

3. 理論仮説

本稿では、働き方改革で企業が導入した制度によって、働く人の幸福度や仕事満足度が増大したのかを検証する。本節では、①長時間労働の是正、②勤務時間制度の柔軟化、③勤務場所の柔軟化、④希望する仕事に取り組めるようにする施策、⑤失業や収入低下の防止の順に、幸福度および仕事満足度との関係を理論的に説明する。

まず長時間労働の是正に関しては、健康状態の改善を通してウェルビーイングが向上することが先行研究でも論じられている。労働時間の上限を規制する、年次有給休暇の取得を容易にするなどといった、労働時間を減少させて余暇時間を増加させる施策を行うことは、身体的・精神的な健康状態の改善を通じて、働く人の幸福度の増大につながると考えられる。また、長時間労働が是正された状態では、業務量や業務の効率性、管理者や労働者個人の行動様式が改善されるために、やりたい仕事に集中できる環境が整えられ、結果として仕事満足度も向上すると期待される。ただし、労働時間が少なすぎる場合には、実力に見合わない軽微な仕事のみを担っていてやりがいが得られていない可能性もあるため、逆U字型の効果の推移を考慮したモデルを作成する必要がある。

次に勤務時間制度の柔軟化、特にフレックスタイム制や裁量労働制については、働く人が 仕事のやりがいを強く感じ、仕事満足度が高いことでは一致した一方で、幸福度・ワークラ イフバランスについては否定的な研究が複数見られた。フレックスタイム制や裁量労働制 で働く労働者は、責任や権限が重い仕事、目指すべき目標が高い仕事を担っていることが多 い。そのため、仕事が成功した場合にはより大きな達成感や充実感を得ることができ、仕事 満足度が高まりやすいと考えられる。同様の理由で幸福度の増大も期待できるが、しかし一方で、業務量の増加や代わりを務められる人がいないために労働時間が長くなりやすいことも想定される。したがって、幸福度の向上が限定的になる可能性に留意する必要があるだろう。

第三に勤務場所を柔軟化させる施策をめぐっては、見解の違いがあった。テレワークの導入には、家庭で過ごせる時間が増える、移動や通勤の時間が不要になるといったメリットがある。しかしながら、厚生労働省のテレワークについてのガイドラインでも指摘されているように、労働時間の正確な把握が難しい、コミュニケーションがとりづらくメンタルヘルスの悪化に気づけなくなるなどのデメリットが存在しうる76。以上を踏まえると、基本的にはストレスの軽減によって幸福度や仕事満足度が向上することが期待できる一方で、デメリットに対する適切な対応がとられていない場合は幸福度や仕事満足度に大きな制約がかかると予想される。

第四に希望する仕事に取り組めるようにする施策については、スキルアップにつながる施策が将来への希望や仕事・生活への満足度を高めることがわかっている。働く人自身が希望する部署や役職、企業や業界で能力を発揮できるようにする施策を行うことで、希望する職掌への配属や転職を通じ、従事する職務に積極的に取り組むことができる人が増えると考えられる。仕事に積極的に取り組むようになれば、達成感や充実感を得ること、新たな興味・関心を発見することができ、仕事満足度の増大につながるだろう。同様の理由で幸福度が増大することも期待されるが、これらの制度は労働時間の増減とは関係がないことには留意が必要だろう。

最後に、失業や収入低下のリスクを低下させる施策に対しては、そのような施策を行うことで将来への希望が増大したり、所得格差の縮小を通して幸福感を高めたりすることが示唆されている。非正社員から正社員への転換制度を利用して正規雇用に就くことができれば、失業や収入低下のリスクが低くなり、余裕をもった生活ができるようになる。その結果、幸福度が増大することが期待される。また、正社員になることで担当できる業務分野が拡大したり、スキルアップの制度が利用できるようになったりするために、仕事にやりがいを感じる機会が増え、仕事満足度が増大することも予想される。

本稿では、以上の理論的説明から導かれる以下の仮説について検証する。

仮説1:長時間労働の是正・勤務時間制度の柔軟化・勤務場所の柔軟化・希望する仕事 に取り組めるようにする施策の導入・失業や収入低下の防止により、幸福度が増大する。

仮説2:長時間労働の是正・勤務時間制度の柔軟化・勤務場所の柔軟化・希望する仕事 に取り組めるようにする施策の導入・失業や収入低下の防止により、仕事満足度が増大

⁷⁶ 厚生労働省. 2021. 「テレワークの適切な導入及び実施の推進のためのガイドライン」 https://www.mhlw.go.jp/content/000759469.pdf (最終アクセス: 2021 年 11 月 2 日)。

する。

4. データと方法

4-1. データ

本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターからの提供を受け、「日本家計パネル調査」(以下 JHPS/KHPS) の 2012 年から 2019 年までの個票データを用いて分析を行った。JHPS/KHPS はこれまで別個の調査として実施・管理されていた(旧)「日本家計パネル調査 (JHPS)」と(旧)「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」が 2014 年に統合されてできたもので、合わせて約 4000 人の個人を継続的に追跡調査している77。 JHPS/KHPS は、立法論議がはじまった期間に複数年度に渡り同一家計に調査を行ったパネル調査であり、働き方改革の対象となる労働環境・企業内制度の設問を多く含む点で、本稿の研究目的に適合している。

なお、検証を行った時点で公開されている JHPS/KHPS の最新の調査は、働き方改革関連法の施行前の 2019 年 2 月に実施された。本稿では、実際に働き方改革に関連する法改正が行われる前であっても、立法議論が行われることによって、予測的対応として企業が働き方改革の制度を導入するという考え方に基づいて検証を行う。

4-2. 従属変数

従属変数には二つの調査項目を用いた。幸福度については回答者本人の最近1年間での幸福感を、仕事満足度については回答者本人の「ご自身のお仕事」の現在の状況への満足感を、それぞれ0から10の11段階で質問した項目への回答を使用した78。なお、仕事満足度が調査項目に加わったのは2014年であるため、仕事満足度を従属変数とするモデルの分析年度が2014年から2019年までとなってしまうことに注意されたい。

4-3. 独立変数

独立変数には、具体的な施策に関する調査項目を用いた。JHPS/KHPSには、収入や労働時間、有給休暇取得日数、勤めている企業で柔軟な働き方の制度を利用した経験があるかど

⁷⁷ 調査内では対象者本人に加えて配偶者にも同じような質問が行われているが、データ整理の制約上、対象者本人の回答のみを分析対象とした。

⁷⁸ 幸福度と類似した指標に生活満足度があるが、浦川(2011)にならい、ほぼ同様のものとして扱う。

うか、柔軟な勤務時間制度が適用されているかなどの質問が含まれている。本稿ではこれら の質問項目を分類した上で用いた。

まず、長時間労働の是正を測る指標として、週当たりの労働時間と1年間の有給休暇取得日数の二つを用い、労働時間を2乗した項も加えた。その上で、具体的な施策が労働時間の短縮に効果を上げているかを検証するために、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度の利用経験の有無のダミー変数を加えて推定を行った。

次に勤務時間制度を柔軟化させる施策としては、フレックスタイム制や裁量労働制が回答者本人に適用されているかをダミー変数化したものを用いた。また、テレワークなどの勤務場所を柔軟化させる施策からは、在宅勤務制度の利用経験の有無をダミー変数として加えた。

希望する仕事に取り組めるようにする施策を表す項目としては、この1年間で転職もしくは新規就職をしたかどうか、前年1年間に副業をしたかどうかをダミー変数化して用いた。また、同じ企業の中でもより個人の希望に合った部署や役職に就くことが可能であれば幸福度や仕事満足度が高まると考え、異動の社内公募制度を利用したことがあるかをダミー変数化して加えた。

最後に失業や収入低下のリスクを低下させる施策の変数としては、育児や介護等で退職 した者の再雇用制度、非正社員から正社員への転換制度の利用経験の有無をそれぞれダミ ーとして用いた。また、短時間勤務制度は、仕事と家事や子どもの送迎と両立が可能な育休 後の働き方としての利用が増えているため、復職支援制度とみなしてこの施策群に加えた。

統制変数には幸福度の要因となる調査項目を用いた。浦川(2011)は幸福度を高める主な要因として、主観的に健康であること、学歴がよいこと、相対的な所得が高いこと、家族間の交流が活発であることや結婚していること、隣人との関係が良いことや治安が良いことなどを挙げている。これを参考にして、健康要因に対応する項目として健康に対する満足度を、収入要因に対応する項目として仕事からの収入に自然対数化を施した変数と所得に対する満足度を加えた。家族間の交流や隣人関係に対応する項目としては、家族や隣人との交流は余暇時間に行われるものと考え、余暇時間の過ごし方に対する満足度を用いた。なお、満足度の変数が調査項目に加わったのは2014年であるため、満足度を統制変数とするモデルの分析年度が2014年から2019年までとなってしまうことに注意されたい。

4-5. 分析手法

本稿では、働き方改革で企業が導入した制度によって働く人の幸福度や仕事満足度が増大したのかを、パネルデータ分析で検証する。

収集したデータが8期または6期分のパネルデータであること、また年度や個人の異質性 を統制して推定を行う必要があることから、分析手法としては固定効果モデルを採用した。 以下の検証では、合わせて16通りの推定を行う。第一に、幸福度と仕事満足度の二つの従 属変数についてそれぞれ分析した。次に、正規雇用労働者と非正規雇用労働者では就業形態が大きく異なっているため、分けて分析を行った。また、会社での具体的な制度の利用経験を問う質問項目では、「利用経験あり」と答えた人が少ないものがあり、分析結果の堅牢さに課題があった。そこで、「制度あり」と「利用経験あり」を合わせ、勤めている会社に当該制度があるかどうかをダミー変数化して用いるモデルを併せて作成した。制度の有無をダミー変数化した項目は、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度、在宅勤務制度、公募異動制度、育児や介護等の再雇用制度、正社員への転換制度、短時間勤務制度の七つである79。さらに、統制変数である収入・健康・余暇の三つの満足度には強い相関がみられたため、統制変数を加えるモデルと加えないモデルの二つを作成した。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
幸福度	最近1年間での幸福感を0から10の間で選んだ答え*	JHPS/KHPS 2012 - 2019
仕事満足度	「ご自身のお仕事」の現在の状況について0から10の間で選んだ答え**	JHPS/KHPS 2014 - 2019
労働時間	収入を得る仕事についての1週間平均労働時間	JHPS/KHPS 2012 - 2019
有給休暇取得日数	昨年1年間の有給休暇消化日数	JHPS/KHPS 2012 - 2019
半日・時間単位の休暇制度	半日・時間単位の休暇制度の「利用経験がある」を1とするダミー変数***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
長期リフレッシュ休暇制度	長期リフレッシュ休暇制度の「利用経験がある」を1とするダミー 変数***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
フレックスタイム制	一番近い勤務時間制度を「フレックスタイム制」とする答えを1と するダミー変数	JHPS/KHPS 2012 - 2019
裁量労働制	一番近い勤務時間制度を「裁量労働制」とする答えを1とするダ ミー変数	JHPS/KHPS 2012 - 2019
在宅勤務制度	在宅勤務制度の「利用経験がある」を1とするダミー変数***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
転職・新規就職	一年前の就業状況を問う質問で、「1年前の会社・経営組織から転職した」または「この1年間に新規に就職した」を1とするダミー変数	JHPS/KHPS 2012 - 2019
副業	昨年1年間に「副業をした」を1とするダミー変数	JHPS/KHPS 2012 - 2019
公募異動制度	異動の社内公募制度の「利用経験がある」を1とするダミー変数 ***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
育児・介護等の再雇用制度	育児や介護等で退職した者の再雇用制度の「利用経験がある」を1とするダミー変数***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
正社員への転換制度	非正社員から正社員への転換制度の「利用経験がある」を1とする ダミー変数***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
短時間勤務制度	短時間勤務制度の「利用経験がある」を1とするダミー変数***	JHPS/KHPS 2012 - 2019
log(仕事からの収入)	「税金や社会保険料等が差し引かれる前の主な仕事からの収入」を 対数化したもの	JHPS/KHPS 2012 - 2019
収入満足度	「ご自身のお仕事」の現在の状況について0から10の間で選んだ答え**	JHPS/KHPS 2014 - 2019
健康満足度	「ご自身の健康」の現在の状況について0から10の間で選んだ答え**	JHPS/KHPS 2014 - 2019
余暇・家族満足度	「余暇時間の過ごし方」の現在の状況について0から10の間で選ん だ答え**	JHPS/KHPS 2014 - 2019

^{*「}全く幸福感がない」を0、「完全に幸福感を感じる」を10とする。

-

^{**「}全く満足していない」を0、「完全に満足している」を10とする。

^{***}制度の有無で検証するモデルでは「制度がある」、「許されている」も含む。

⁷⁹ 他の変数は加工せずにモデルに加えた。

表 2 記述統計(正規雇用労働者)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
幸福度	13380	6.0745	2.1346	0	10
仕事満足度	9196	5.4693	2.3786	0	10
労働時間	12910	45.3098	14.3803	1	136
有給休暇取得日数	11729	7.5949	7.0382	0	50
半日・時間単位の休暇制度	13228	0.1394	0.3464	0	1
長期リフレッシュ休暇制度	13209	0.0435	0.2039	0	1
フレックスタイム制	13178	0.0562	0.2304	0	1
裁量労働制	13178	0.0244	0.1544	0	1
在宅勤務制度	13198	0.0048	0.0689	0	1
転職・新規就職	13392	0.0467	0.2111	0	1
副業	13175	0.0495	0.2169	0	1
公募異動制度	13162	0.0070	0.0833	0	1
育児・介護等の再雇用制度	13220	0.0020	0.0443	0	1
正社員への転換制度	13253	0.0188	0.1358	0	1
短時間勤務制度	13218	0.0197	0.1389	0	1
仕事からの収入	13034	524.7585	283.0540	0	6606
収入満足度	9190	4.8095	2.5659	0	10
健康満足度	9200	5.6415	2.2310	0	10
余暇・家族満足度	9198	5.3304	2.2791	0	10
企業規模	13382	3.7376	1.3844	1	6
労働組合	12997	0.2917	0.4546	0	1

表3 記述統計(正規雇用・制度の有無)

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
半日・時間単位の休暇制度	13228	0.6083	0.4882	0	1
長期リフレッシュ休暇制度	13209	0.2816	0.4498	0	1
在宅勤務制度	13198	0.0732	0.2605	0	1
公募異動制度	13162	0.2532	0.4349	0	1
育児・介護等の再雇用制度	13220	0.2992	0.4579	0	1
正社員への転換制度	13253	0.4496	0.4975	0	1
短時間勤務制度	13218	0.3514	0.4774	0	1

表 4 記述統計(非正規雇用労働者)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
幸福度	8968	6.0564	2.1129	0	10
仕事満足度	6374	5.3847	2.3431	0	10
労働時間	8761	27.1955	14.2359	1	131
有給休暇取得日数	6880	5.7813	6.8456	0	50
半日・時間単位の休暇制度	8835	0.0495	0.2168	0	1
長期リフレッシュ休暇制度	8828	0.0075	0.0861	0	1
フレックスタイム制	8591	0.1007	0.3009	0	1
裁量労働制	8591	0.0178	0.1323	0	1
在宅勤務制度	8829	0.0031	0.0552	0	1
転職・新規就職	8958	0.1522	0.3592	0	1
副業	8755	0.1315	0.3379	0	1
公募異動制度	8794	0.0015	0.0384	0	1
育児・介護等の再雇用制度	8834	0.0057	0.0750	0	1
正社員への転換制度	8875	0.0014	0.0367	0	1
短時間勤務制度	8833	0.0213	0.1443	0	1
仕事からの収入	8728	147.2178	117.7167	0	1494
収入満足度	6379	4.3259	2.5470	0	10
健康満足度	6390	5.5867	2.2804	0	10
余暇・家族満足度	6389	5.4379	2.2650	0	10
企業規模	8880	3.5983	1.3329	1	6
労働組合	8257	0.1044	0.3058	0	1

表 5 記述統計 (非正規雇用・制度の有無)

変数名	観測数	平均值	標準偏差	最小値	最大値
半日・時間単位の休暇制度	8835	0.3291	0.4699	0	1
長期リフレッシュ休暇制度	8828	0.1297	0.3360	0	1
在宅勤務制度	8829	0.0270	0.1620	0	1
公募異動制度	8794	0.1257	0.3315	0	1
育児・介護等の再雇用制度	8834	0.2343	0.4236	0	1
正社員への転換制度	8875	0.3826	0.4861	0	1
短時間勤務制度	8833	0.3099	0.4625	0	1

5. 分析結果

本節では、働き方改革により導入された諸施策の幸福度および仕事満足度に対する効果 を、正規雇用労働者と非正規雇用労働者、制度の利用経験の有無と制度の有無で分け、固定 効果モデルを用いて検証した結果を述べる。

5-1. 幸福度に対する効果(利用経験あり)

表6は、働き方改革により導入された諸施策の幸福度に対する効果を、利用経験に注目して検証した結果である。まず、長時間労働の是正については、正規雇用労働者を対象にしたモデルでは労働時間の一次項が有意に正、二次項が有意に負となった(一部10%水準)。回帰係数を解釈して幸福度が最大になる労働時間を求めると、統制モデルでは36.5時間、非統制モデルでは41.5時間であることがわかった。正規雇用労働者の労働時間の平均値が約45.3時間であり、中央値も45時間だったことを踏まえると、働きすぎによって半数を超す労働者の幸福感が損なわれていると考えられる。このことは、長時間労働の是正によって幸福度が増大するという仮説に合致するものである。その他の長時間労働の是正にかかわる変数では、非正規雇用労働者を対象にしたモデルのみで半日・時間単位の休暇制度の利用経験が有意に正となった。有給休暇の取得日数は有意な影響をもたらしていなかった。

勤務時間制度の柔軟化の変数であるフレックスタイム制・裁量労働制の適用の有無は、どちらも有意な効果を持たなかった。これは仮説に反する結果ではあるが、第3節で述べたように、業務量の増加や代わりを務められる人がいないために労働時間が長くなり、幸福度の向上に制約をかけた可能性が考えられる。また在宅勤務制度も有意な効果を持たなかったが、労働時間の把握やメンタルヘルスの管理の難しさにまだ十分に対応できていないのではないかと推測される。

希望する仕事に取り組めるようにする施策の導入に関しては、正規雇用労働者を対象にしたモデルでは、10%水準も含むものの、両方のモデルで公募異動制度が有意に正だった。これは仮説と合致する結果である。しかし、非正規雇用労働者が対象のモデルでは10%水準ではあるが有意に負となったほか、転職・新規就職の有無と副業については有意ではなく、ここでは一貫性のある結果は得られなかった。

失業や収入低下の防止をめぐっては、非正規雇用労働者を対象にした統制変数を含むモデルに限って育児や介護等で退職した者の再雇用制度が有意に正となった。復職できることが幸福度の増大につながるというのは仮説通りの結果だったが、有意であったのが非正規雇用労働者だけにとどまったことには注意が必要だと考えられる。正社員であっても仕事による拘束時間が短く済むような柔軟な働き方を導入し、子育て世代の女性が安定して楽に働ける環境を整えていくことが重要だろう。

短時間勤務制度の利用経験が幸福度を有意に低下させるという結果を示したのは、先行

研究と合致しない特異な結果である。武石(2013)は短時間勤務制度の課題として、キャリアアップやスキル形成の障害になりかねないことを挙げていた。しかし、短時間勤務制度の利用経験は仕事満足度に対しては有意な影響を示していないことから、短時間勤務制度の利用者がキャリアアップやスキル形成について不満を持っているとは考えにくい。短時間勤務制度が主に育休後の育児期に利用することを想定された制度であることを考慮すると、短時間勤務制度の利用者である子育て世代において、近隣関係など、何らかの統制できていない要因によって幸福度が押し下げられているのかもしれない。

5-2. 幸福度に対する効果(制度あり)

次に、表7で制度の有無に注目したモデルを確認する。変数の変更を行った七つの項目のうち、利用経験を問うモデルと同様の結果が出たのは、非正規雇用労働者を対象とする統制モデルにおける育児や介護等で退職した者の再雇用制度だけだった。したがって、育児や介護等の再雇用制度については、前項の分析結果および考察の頑健さが確認できたといえる。一方で、これらのモデルに限って有意な効果がみられたのは在宅勤務制度で、非正規雇用労働者を対象としたモデルだけで有意に負の効果があった(一部10%水準)。利用経験を問うモデルでは有意な効果がなかったため、在宅勤務制度が存在するだけで幸福度が低下すると断定するのは無理があるものの、テレワークが長時間労働を誘発する、メンタルヘルスが悪化するという懸念を裏付けるものだといえるだろう。とはいえ、最近では新型コロナウイルス感染症の流行により外出自粛を強いられ、テレワークを行う必要性が増していることも事実である。テレワークの導入・拡大にあたっては勤務時間の長時間化やメンタルヘルスに注意する必要があることを再確認する結果となった。

変更がなかった変数については、正規雇用労働者を対象にするモデルで引き続き労働時間の一次項が有意に正、二次項が有意に負となった。幸福度を最大化する労働時間を利用経験に注目したモデルと同様の方法で求めると、統制モデルと非統制モデルでそれぞれ37時間、42時間となり、ほぼ変わらない結果が得られた。他の変数では前項のモデルと同様に有意な結果が出なかった。

表 6 働き方改革により導入された諸施策の幸福度に対する効果 (制度の利用経験、固定効果モデル)

		 従属	変数	
		幸神	福度	
独立変数	正規1	非正規1	正規2	非正規2
労働時間	0.0073 †	0.0062	0.0083 *	0.0058
	(0.0041)	(0.0069)	(0.0038)	(0.0057)
労働時間・2乗項	-0.0001 *	-0.0001	-0.0001 **	-0.0001 *
	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)
有給休暇取得日数	-0.0010	-0.0075	0.0024	-0.0090
	(0.0049)	(0.0063)	(0.0043)	(0.0056)
半日・時間単位の休暇制度	-0.0744	0.2594 *	-0.0896	0.2449 *
	(0.0626)	(0.1247)	(0.0552)	(0.1052)
長期リフレッシュ休暇制度	0.1474	0.3590 †	0.0529	0.1532
	(0.1133)	(0.2156)	(0.1028)	(0.1717)
フレックスタイム制	0.0679	0.0492	0.0174	0.0598
	(0.1165)	(0.1318)	(0.1259)	(0.1063)
裁量労働制	0.0573	0.1257	0.0026	-0.1218
	(0.1804)	(0.3335)	(0.1704)	(0.3471)
在宅勤務制度	-0.3787	-0.3230	-0.1662	-0.2513
	(0.3003)	(0.3552)	(0.2647)	(0.3981)
転職・新規就職	0.0045	-0.0746	0.0594	-0.0689
	(0.1238)	(0.0882)	(0.1087)	(0.0824)
副業	0.1505	0.0573	0.0705	0.1295
	(0.1559)	(0.1225)	(0.1437)	(0.1117)
公募異動制度	0.4598 †	-0.5424 †	0.7882 **	-0.4747 †
	(0.2448)	(0.3073)	(0.2480)	(0.2824)
育児・介護等の再雇用制度	0.0410	0.6887 *	0.1929	0.4477
	(0.3675)	(0.2974)	(0.3560)	(0.3764)
正社員への転換制度	-0.1192	0.4414	-0.1380	0.4533
	(0.1545)	(0.5009)	(0.1608)	(0.4117)
短時間勤務制度	0.0993	-0.6569 **	0.0580	-0.3822 *
	(0.1659)	(0.2364)	(0.1616)	(0.1885)
log(仕事からの収入)	-0.1265	0.0319	-0.0239	0.0213
	(0.1160)	(0.0612)	(0.1006)	(0.0629)
収入満足度	0.0682 ***	0.0744 **		
	(0.0157)	(0.0226)		
健康満足度	0.1139 ***	0.0728 ***		
	(0.0175)	(0.0202)		
余暇·家族満足度	0.1048 ***	0.0943 ***		
	(0.0173)	(0.0215)		
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済み R^2	0.7092	0.7221	0.6459	0.6770
N	7407	4477	10613	6165

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表7 働き方改革により導入された諸施策の幸福度に対する効果 (制度の有無、固定効果モデル)

	従属変数						
			福度				
独立変数	正規1		正規2	非正規2			
労働時間	0.0074 †	0.0059	0.0084 *	0.0048			
	(0.0042)	(0.0069)	(0.0038)	(0.0057)			
労働時間・2乗項	-0.0001 *	-0.0001	-0.0001 **	-0.0001 †			
	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)			
有給休暇取得日数	-0.0011	-0.0079	0.0021	-0.0097 †			
	(0.0049)	(0.0065)	(0.0043)	(0.0056)			
半日・時間単位の休暇制度	0.0739	0.0360	0.0569	0.0638			
	(0.0745)	(0.0795)	(0.0651)	(0.0731)			
長期リフレッシュ休暇制度	0.0369	-0.0757	0.0693	-0.0794			
	(0.0796)	(0.0949)	(0.0690)	(0.0845)			
フレックスタイム制	0.0360	0.0354	0.0125	0.0495			
	(0.1191)	(0.1314)	(0.1268)	(0.1056)			
裁量労働制	0.0586	0.1392	0.0105	-0.0881			
	(0.1810)	(0.3271)	(0.1698)	(0.3314)			
在宅勤務制度	0.0041	-0.3480 †	-0.0088	-0.3989 *			
	(0.0993)	(0.1933)	(0.0886)	(0.1995)			
転職・新規就職	0.0125	-0.0639	0.0678	-0.0565			
	(0.1239)	(0.0892)	(0.1082)	(0.0822)			
副業	0.1631	0.0485	0.0755	0.1316			
	(0.1564)	(0.1234)	(0.1446)	(0.1117)			
公募異動制度	-0.0260	0.1290	0.0194	0.1959 *			
	(0.0809)	(0.1102)	(0.0689)	(0.0909)			
育児・介護等の再雇用制度	0.0437	0.1619 *	-0.0537	0.0653			
	(0.0597)	(0.0807)	(0.0504)	(0.0712)			
正社員への転換制度	0.0238	0.0200	0.0122	0.1113 †			
	(0.0657)	(0.0734)	(0.0547)	(0.0661)			
短時間勤務制度	-0.0095	-0.0504	0.0742	-0.0139			
- 1,100,000	(0.0677)	(0.0740)	(0.0592)	(0.0673)			
log(仕事からの収入)	-0.1328	0.0368	-0.0266	0.0185			
	(0.1158)	(0.0612)	(0.1006)	(0.0622)			
収入満足度	0.0678 ***	0.0739 **	(0.1000)	(0.0022)			
, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	(0.0157)	(0.0225)					
健康満足度	0.1146 ***	0.0733 ***					
	(0.0175)	(0.0206)					
余暇・家族満足度	0.1045 ***	0.02007					
and American	(0.0173)	(0.0215)					
 時間効果	YES	YES	YES	YES			
個体効果	YES	YES	YES	YES			
凹件効果 調整済みR ²	0.7089	0.7214	0.6455	0.6775			
調整済みれ N	7407	0.7214 4477	10613	6165			

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: $p < 0.1_{\circ}$

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

5-3. 仕事満足度に対する効果(利用経験あり)

表8では、仕事満足度に対する効果を、利用経験に注目して検証した結果を示した。長時間労働の是正に関しては、正規雇用労働者を対象にした統制変数を含まないモデルだけで労働時間の一次項と二次項の両方が有意な値を示した。回帰係数を解釈して求めた仕事満足度を最大化する労働時間は、29.25時間となった。仮説に沿った結果ではあるものの、週に5日働くと仮定すると一日あたり6時間弱の勤務時間となるので、かなり短めの値だと言える。

勤務時間制度の柔軟化に対しては、非正規雇用労働者を対象とした統制変数を含むモデルだけでフレックスタイム制の適用が有意に正だった。また、正規雇用労働者を対象とする統制変数を含まないモデルでは、10%水準ではあるものの裁量労働制の適用が有意に正となった。勤務時間制度の柔軟化が仕事満足度を高めるという結果は仮説に合致する結果である。

希望する仕事に取り組めるようにする施策の導入に関しては、すべてのモデルで転職・新規就職ダミーが5%水準で有意に正だった。利用経験を問うモデルに限ってではあるが異動の社内公募制度が幸福度に対して有意な正の効果を与えていたことと合わせて、働く人自身が希望する部署や役職、企業や業界で能力を発揮できるようにする施策を行うことで、働く人の仕事満足度や幸福度の増大につながることが実証された。一方で、この1年間で副業をしたかどうかは、幸福度と仕事満足度の両方に対して有意な効果を示していない。この結果は、副業のように複数の仕事を兼ねるよりも、異動の社内公募制度や転職しやすい環境づくりのような希望する分野に集中して働ける制度の導入が、より幸福度や仕事満足度の向上に役立つことを示唆していると考えられる。

在宅勤務制度と、失業や収入低下の防止に対しては有意な効果はみられなかった。

5-4. 仕事満足度に対する効果(制度あり)

表9で制度の有無に注目したモデルを確認する。変数の変更を行った七つの項目のほとんどで、利用経験を問うモデルと同様に有意ではなかった。それ以外の項目では、労働時間と転職・新規就職の有無についてはほぼ変わりない結果がみられた。柔軟な勤務時間制度の有意性も10%水準ではあったが同様に認められた。そのほかは、安定して有意性が確認できた変数はなかった。

表8 働き方改革により導入された諸施策の仕事満足度に対する効果 (制度の利用経験、固定効果モデル)

				従属			
			,	仕事清			
独立変数	正規1		非正規1	1. 7º 1 º	正規2		非正規2
労働時間	0.0061		-0.0084		0.0117	*	-0.0079
	(0.0041)		(0.0072)		(0.0048)		(0.0081)
労働時間・2乗項		†	0.0001		-0.0002	**	0.0001
	(0.0000)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)
有給休暇取得日数	-0.0015		-0.0043		-0.0004		-0.0079
	(0.0048)		(0.0072)		(0.0056)		(0.0078)
半日・時間単位の休暇制度	-0.0015		0.0983		-0.0180		0.0811
	(0.0605)		(0.1458)		(0.0668)		(0.1679)
長期リフレッシュ休暇制度	0.1552		0.0534		0.0500		0.0250
	(0.1021)		(0.3353)		(0.1206)		(0.3499)
フレックスタイム制	0.1619		0.2859	*	0.2166		0.2488
	(0.1266)		(0.1431)		(0.1516)		(0.1610)
裁量労働制	0.2582		-0.3010		0.3358	†	-0.2199
	(0.1796)		(0.3016)		(0.1961)	1	(0.3473)
在宅勤務制度	0.3169		0.1169		0.2296		0.2557
	(0.2353)		(0.4555)		(0.2702)		(0.4381)
転職・新規就職		***	0.2974	**	0.6419	***	0.2808 *
	(0.1362)		(0.1115)		(0.1457)		(0.1159)
副業	0.0395		-0.0904		0.0190		-0.1819
	(0.1509)		(0.1470)		(0.1666)		(0.1493)
公募異動制度	-0.0647		0.8666		0.0469		0.8346
2.55.5 (55.11.52)	(0.1823)		(0.7880)		(0.2818)		(0.8907)
育児・介護等の再雇用制度	-0.4211		0.0836		-0.6538		0.3240
	(0.5971)		(0.5233)		(0.6084)		(0.4704)
正社員への転換制度	0.1207		0.0612		0.1625		0.0933
	(0.1804)		(0.4414)		(0.1872)		(0.4229)
短時間勤務制度	0.2087		-0.3768		0.2172		-0.4837
	(0.1439)		(0.2927)		(0.1754)		(0.3224)
log (仕事からの収入)	0.0467		0.0330		0.2975	†	0.0617
	(0.1106)		(0.0797)		(0.1540)	ı	(0.0878)
収入満足度		***	0.2862	***	(0.1040)		(0.0070)
The state of the s	(0.0161)		(0.0236)				
健康満足度		***	0.1749	***			
KAN IN ALIX	(0.0171)		(0.0267)				
余暇・家族満足度		***	0.1054	***			
AND ANADIMALIX	(0.0163)		(0.0252)				
時間効果	YES		YES		YES		YES
個体効果	YES		YES				YES
個件効果 調整済みR ²	0.7834				YES 0.7210		
			0.7323				0.6878
N	7406		4476		7416		4484

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表 9 働き方改革により導入された諸施策の仕事満足度に対する効果 (制度の有無、固定効果モデル)

	従属変数 仕事満足度						
独立変数							
	正規1		非正規1		正規2		非正規2
労働時間	0.0060		-0.0089		0.0116	*	-0.0086
	(0.0041)		(0.0071)		(0.0048)		(0.0081)
労働時間・2乗項	-0.0001	†	0.0001		-0.0002	**	0.0001
	(0.0000)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)
有給休暇取得日数	-0.0018		-0.0052		-0.0008		-0.0087
	(0.0047)		(0.0073)		(0.0055)		(0.0079)
半日・時間単位の休暇制度	0.0281		0.1016		0.0058		0.0908
	(0.0780)		(0.1015)		(0.0887)		(0.1086)
長期リフレッシュ休暇制度	0.0204		-0.0381		0.0986		-0.0146
	(0.0744)		(0.1128)		(0.0888)		(0.1263)
フレックスタイム制	0.1661		0.2758	†	0.2211		0.2360
	(0.1266)		(0.1423)		(0.1497)		(0.1607)
裁量労働制	0.2606		-0.3072		0.3370	†	-0.2304
	(0.1768)		(0.2980)		(0.1940)	'	(0.3450)
在宅勤務制度	0.0735		0.2349		0.1349		0.1347
	(0.0972)		(0.2287)		(0.1156)		(0.2787)
転職・新規就職		***	0.3042	**	0.6573	***	0.2937 *
	(0.1353)		(0.1101)		(0.1448)		(0.1146)
副業	0.0404		-0.0930		0.0243		-0.1846
	(0.1505)		(0.1476)		(0.1660)		(0.1500)
公募異動制度		†	0.0416		0.0613		0.0546
	(0.0715)	1	(0.1147)		(0.0825)		(0.1236)
育児・介護等の再雇用制度	0.0280		0.0097		0.0523		0.0486
	(0.0551)		(0.0903)		(0.0640)		(0.0956)
正社員への転換制度	0.0470		0.0509		-0.0114		0.0482
	(0.0662)		(0.0907)		(0.0714)		(0.0482)
短時間勤務制度	-0.0012		-0.0075		0.0739)		-0.0318
	(0.0673)		(0.0938)		(0.0717)		(0.1035)
log(仕事からの収入)						1.	0.1055)
	0.0395		0.0310		0.2965	†	
収入満足度	(0.1097)	***	(0.0801)	***	(0.1522)		(0.0882)
	0.5550		0.2854				
健康満足度	(0.0161)	***	(0.0235)	***			
	0.1000	***	0.1766	***			
余暇・家族満足度	(0.0171)	ماد ماد ماد	(0.0267)	ale ale ale			
	0.1501	***	0.1068	***			
	(0.0163)		(0.0252)		******		THE C
時間効果	YES		YES		YES		YES
個体効果	YES		YES		YES		YES
調整済み ${ m R}^2$	0.7834		0.7322		0.7212		0.6876
N	7406		4476		7416		4484

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は個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、「働き方改革」を通じて企業が導入した制度によって、働く人の幸福度や仕事満足度は増大したのかを分析した。その結果、①長時間労働の是正によって幸福度が増大すること、②勤務時間制度の柔軟化は仕事満足度を向上させる場合もあるが、幸福度には有意な影響はないこと、③勤務場所の柔軟化は幸福度・仕事満足度の向上に効果がないこと、④希望する仕事に取り組めるようにする施策のうち、異動の社内公募制度や転職しやすい環境の整備は幸福度もしくは仕事満足度を有意に向上させるが、副業の自由化は効果がないこと、⑤失業や収入低下の防止についての施策は、幸福度を有意に向上させる場合があることが明らかになった。

これらの結果からは、以下の二つの提言が可能である。第一の提言は、労働時間の削減である。今回の分析では、週の勤務時間が36.5時間から42時間の時に、幸福度が最大になることがわかった。この数値は、完全週休二日制がとられているとすれば、一日に8時間の労働をした上で、週に一度時間単位の休暇を取得すれば達成可能な目標といえよう。収入の増加や健康といった要素を統制しないモデルの結果を採用するならば、週に2時間であれば残業することも可能である。前節で触れたように、正規雇用労働者の労働時間の平均値と中央値はともに約45時間とやや長かったものの、週に3時間から9時間程度の労働時間の削減を行えば達成できる目標であるため、今後の取り組みが期待される。

第二の提言は、異動の社内公募制度や転職しやすい環境の整備など、働く人自身が希望する職掌や企業で、集中して能力を発揮できるようにする制度を拡充すべきだということである。同時に、異動や転職に応募しやすいよう、企業内部でのスキルアップや資格取得を容易にする制度を設ける必要もあると考えられる。しかし、異動や転職を前提としたスキルアップは、所属する部署や企業にとって直接利益をもたらさない支出にもなりうるため、政府による助成の役割が大きなものになるだろう。既存の制度としては、正規雇用労働者を対象として企業の生産性向上を支援する人材開発支援助成金、非正規雇用労働者の正社員化や処遇改善の取組を実施した事業主に対して助成するキャリアアップ助成金、指定を受けたキャリア支援講座を受講・修了した労働者に対して給付を行う教育訓練給付制度が存在している80。それぞれ対象者や受給要件が異なる制度であり、さらなる利用拡大への取り組みが期待される。

最後に本稿の分析にはいくつかの問題点ないしは限界があることを指摘しておきたい。 まず、必ずしもすべての制度が多くの人により利用されていたわけではない点である。なか には「利用経験あり」と答えた人の数が10人を下回るような制度もあり、その場合には一部 の人の傾向だけで効果の有意性が判断されてしまった可能性がある。本稿では、利用経験の

⁸⁰ 厚生労働省.「従業員の能力を高めたい」https://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/roudouseisaku/chushoukigyou/skillup.html(最終アクセス: 2021 年 11 月 10 日)。

有無を問うモデルだけでなく制度の有無に注目するモデルでも分析を行うことで、より多くの人々の傾向を反映させるように努めた。しかしながら、制度の有無が幸福度や仕事満足度に直接影響を与えているという説明には多少の無理があることもまた事実である。当該制度を導入している企業の社員に対するアンケート調査を実施するなどして、より制度の利用経験がある調査対象者を増やすことが適切だと考えられる。

次に、働き方改革で取り組まれたすべての施策を網羅できていない点も課題である。例えば、働き方改革関連法の二本の柱の一つともいうべき同一労働同一賃金については、個別の回答者の仕事内容や待遇に差異があるかを判別することが難しいため分析ができなかった。また、勤務間インターバル制度のように、調査に項目がないため影響を確認できなった制度もある。特定の企業の社員を対象にした調査や働き方改革を反映して調査項目が修正された調査を収集し、分析の実現可能性を改めて検討する必要があると考えらえる。

最後に、働き方改革関連法が施行された後のデータを用いることができなかった点を挙げる。検証を行った時点では JHPS/KHPS の最新の調査は 2019 年 2 月だったのに対し、働き方改革関連法が施行され、残業時間の上限規制が導入されたのは 2019 年 4 月だった。本稿では、実際に働き方改革に関連する法改正が行われる前であっても、立法議論が行われることによって、予測的対応として企業が働き方改革の制度を導入するという考え方のもとで分析を行った。しかし、実際の規制や法制度の施行による影響を反映できていないことは事実であるため、法改正後のデータが集まった後に改めて検証が行われることに期待したい。

7. 参考文献

井上裕行. 2019.「経済政策の視点から見たアベノミクスの働き方改革」『東京経大学会誌』 (301): 191-209.

浦川邦夫. 2011. 「幸福度研究の現状」『日本労働研究雑誌』612: 4-15.

浦川邦夫. 2018. 「格差は主観的なウェルビーイングに影響を与えるのか」『日本労働研究雑誌』690: 31-43.

勝幹雄・奥田隆史. 2021. 「柔軟な働き方が仕事満足度・幸福度に与える影響」 『経営情報学会 全国研究発表大会要旨集 2020 年全国研究発表大会』 229-232.

久米功一・鶴光太郎・戸田淳仁. 2017. 「多様な正社員のスキルと生活満足度に関する実証分析」『生活経済学研究』 45: 25-37.

黒田祥子. 2017. 「長時間労働と健康、労働生産性との関係」『日本労働研究雑誌』679: 18-28.

佐藤厚. 2008.「仕事管理と労働時間」『日本労働研究雑誌』575: 27-38.

千野翔平. 2021.「テレワーク制度の適用有無がテレワーカーにどのような影響を及ぼして

- いるのか」『イノベーション・マネジメント』 18: 265-279.
- 武石恵美子. 2013.「短時間勤務制度の現状と課題」『生涯学習とキャリアデザイン』10: 67-84.
- 戸田淳仁. 2016.「正社員の労働時間制度と働き方―RIETI「平成 26 年度正社員・非正社員の多様な働き方と意識に関する Web 調査」の分析結果より」『RIETI Discussion Paper Series』.
- 山本勲・松浦寿幸. 2011. 「ワーク・ライフ・バランス施策は企業の生産性を高めるか? 一企業パネルデータを用いた WLB 施策と TFP の検証」『RIETI Discussion Paper Series』 11-J-032.
- 山本勲. 2014. 「企業における職場環境と女性活用の可能性―企業パネルデータを用いた検証-」『RIETI Discussion Paper Series』16-J-047.
- 山本勲. 2019.「働き方改革関連法による長時間労働是正の効果」『日本労働研究雑誌』702: 29-39.
- 横田耕祐. 2014. 「雇用不安が与える仕事満足度および将来への希望に関する実証分析」『同志社商学』65 (6): 1120-1142.

第12章

日本企業の組織再編が収益性に与える影響 --企業パネルデータに基づく実証分析--

清水 俊英

要約

本稿では、M&A・ジョイントベンチャーの設立・事業売却などの企業の組織再編が収益性に与える影響について検証を行う。先行研究では、買収対象企業の同業種/異業種及び国内/外を分類した際にいずれに属する企業を買収すると収益性が改善する傾向にあるかは明確になっていない。そのため、本稿では、2000年から2020年の計60社の日系大手企業が実施した組織再編施策を計量化し、収益性に与える影響をパネルデータ分析した。分析結果からは特に、多角化施策としてはジョイントベンチャーの設立が相対的に収益性の向上につながる可能性が見られること、及び不採算部門の売却を進めることで収益性が改善する傾向が見られることが明らかとなった。一方、M&Aに関しては、買収対象の国内外・同業種異業種を問わずM&Aの実施が収益性の改善に繋がりやすい顕著なケースを特定することはできなかった。

1. はじめに

現代の日本では企業の収益性の低下が業界を超えた課題となっている。その証左として、1960年から 2000年までの 40年間では名目売上高は 20倍以上に拡大した一方で、営業利益率は 11%から 3%強まで一貫して低下を続けている(三品 2004)。このような状況を鑑みると、売上高のみの拡大を追求するのではなく、収益性の向上も意識した企業経営が今まで以上に求められていると言えよう。

一方で、日本企業が関わる M&A 件数は 1985 年には 260 件に過ぎなかったが 81 、2020 年には 3,730 件を記録しており 82 、日本企業は盛んに M&A などを経営戦略に取り入れていることが伺える。しかし、M&A の成功確率は概ね $30\sim50\%$ (木俣 2019)と言われることか

 $^{^{81}}$ https://www.esri.cao.go.jp/jp/esri/prj/mer/houkoku/0510-z01.pdf(最終アクセス:2021年 11月 2 日)。

⁸² https://www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/2021/PDF/chusho/04Hakusyo_part2_chap3_web.pdf(最終アクセス: 2021年11月2日)。

らもわかるように、M&Aを成功に導くことは容易ではない。

ただ、M&Aには自社の経営資源のみを用いる場合よりも短い時間で、市場への浸透、製品の開発、市場の開拓、バリューチェーン上下機能の内製化、多角化等を進めることに繋がる施策であるため、事業戦略の立案や買収後の経営管理次第では収益性の改善に大きく貢献する可能性を秘めている。また、2020年度の平均 M&A 額が 40億円ほど83と大きく、企業にとって1件あたりの M&A の成功確率を高めることの重要性は大きい。

M&A の失敗要因としては、①買収価格が高すぎた、②そもそも買うべき企業でなかった、③買収後の経営統合がうまくいかなかった、の3つのいずれかに当てはまる場合が多い(木俣 2019)。このうち、①を防ぐには、事前に対象企業の評価額についてフィナンシャル・アドバイザリー企業の助言を受けつつ厳格に算出することや、買収以前に社内で買収上限額を設定し、それを遵守するガバナンス体制を整えておくことが解決策となるだろう84。一方、②・③に関しては、買収価格の大きさは問題ではなく、専ら買収戦略対象の選定自体や買収後の経営管理方針の不備が M&A の失敗につながっているケースと考えられる。この中には特に買収後の経営統合段階での失策により期待した M&A の効果が得られない場合も想定できるが、本稿は経営統合の難易度も考慮した上で買収対象企業を選定するべきであるとの問題関心から、買収対象企業の選定段階に焦点を絞ることとする。

なお、今日では全社戦略の方向性は確定した上で、M&Aの他にジョイントベンチャーの設立も検討される場合があることを考慮し、本稿ではジョイントベンジャーの設立も分析対象とする。また、全社戦略の観点で企業の収益性を高めるためには不採算部門などの一部部門を売却することも考えられるため、事業部門の売却の効果についても議論する。

上記の観点から、本稿では、建設・消費財・食品・化学の4業界の2020年時点の売上高上位15社を対象に、2000年から2020年の各年度のM&A件数(国内/外及び、同業種/異業種の4種に分類し集計)・ジョイントベンチャーの設立件数・事業の売却件数が、実施から1年~6年後のROICに与える影響を、パネルデータ分析を用いて検証した。

分析結果からは、買収対象企業は同業種/異業種及び、国内/外のどちらを選択すると収益性が改善するかという問いに対しては明確な知見を導くことはできなかった。一方で、統計的に有意な年度は限られていたが、ジョイントベンチャーの設立及び、事業売却が収益性の改善に繋がる傾向が見られた。

.

⁸³ https://www.marr.jp/genre/graphdemiru(最終アクセス:2021 年 11 月 2 日)。及び、 前脚注より算出。

^{84 2007} 年にファーストリテーリングが他社との買収合戦になった際には、相手方の提示額が取締役会で決定した買収価格を上回ったため、あっさりと買収から撤退する判断を下した事例がある。

2. 先行研究

本稿では、M&Aの買収対象企業の選定基準に焦点を当てることを主眼としている。そのため、特に買収対象企業の分類の仕方を参照する目的で先行研究を整理する。

まず、そもそも買収以前から収益性が高い企業を買収する場合、評価額も高まるため、買収に要した費用を回収できるのかが論点となりうる。この点に関して、深尾ほか (2006) は買収以前から生産性・収益性が高い企業を買収する外国企業は、買収の時点で生産性・収益性が低い企業を選定してしまう傾向がある日本企業よりも、買収後に被買収企業の収益性や生産性を向上させるケースが多かったことを明らかにしている。ここから、買収企業の国内外の別はあるが、買収以前から生産性・収益性が高い企業を選定することが M&A の成功に繋がることが示唆される。

また、深尾ほか(2006)も指摘する通り、日本企業は収益性が低い企業を買収対象として選定し、結果的に買収後も収益性が改善しないということは Yeh and Hoshino(2002)の研究からも同様に示唆される。 Yeh and Hoshino(2002)は $1970\sim1994$ 年に日本企業が実施した 86件の M&A は企業の効率性を向上させることはできず、むしろ企業の営業成績を悪化させたことを報告している。

加えて、買収対象企業の同業種・異業種の分類という観点でも、収益性指標として、営業利益ベースの ROA85を用いている Yeh and Hoshino (2002) が参考になる。この研究では、M&A において、全産業では異業種を買収した場合、ROA が改善されやすいことを明らかにした。また、深尾ほか (2006) によると、非製造業では同業種企業を買収した場合、買収から 4 年後の営業利益ベースの ROA はプラスになる一方、製造業では異業種企業を買収した場合、買収から 3 年後及び 4 年後に同指標はプラスになるとしており、同業種・異業種のいずれを買収した方が収益性は改善するのかという問いに対しては、業態によって条件が異なり、明確な答えは出ていない。

さらに、先行研究では企業の国籍という属性に関するものもある。深尾ほか(2006)は In-In 型(日本企業同士の M&A)と Out-In 型(外国企業による日本企業の M&A)について区分し、それぞれの買収後の営業利益ベース、当期利益ベースの ROA の変化を観測している。その結果、営業利益の観点では、Out-In 型ではプラスの変化が現れるが、In-In 型には変化が見られないことが明らかになった。

先行研究から、買収以前から収益性が高い企業を買収対象とすべきことは明確になりつつあり、日本企業は収益性が高い企業を積極的に買収対象に選定すべきことが示唆される。ただ、収益性以外の観点でどのような買収企業を選定すべきか否かはさらに議論を深めることが求められる状況である。

_

^{*5} ROA: Return On Asset の略で総資産利益率と訳される。一般には、(当期純利益率/総資産)*100で求められる。ただし、ここでは(営業利益/総資産)*100を営業利益ベースの ROA として用いている。

3. 理論仮説

ここでは、まず、M&A の一般的な効果から整理する。 M&A は 1~2 年といった短期的 な効果としては、買収によるシナジー効果が最大化されず一時的に収益性が低下すること が考えられる。しかし、買収戦略などは 3~5 年ごとに作成されることの多い、中期経営計 画に基づき実施されることが多いことなどを念頭に置き、本稿では、戦略通りにシナジーが 発揮されれば、買収から5年程度の中期期間では収益性は向上することを想定する。また、 組織体制の機能不全や市場環境の変化などに伴い、その後買収によって向上した収益性が 再び低下し始めることも考えられ、いずれにせよ、M&A の効果は中長期的な観察を要する。 次に、買収対象企業の同業種/異業種ごとに M&A の効果を整理する(木俣 2019)。同 業種企業の買収は、既に参入している市場でのシェア拡大を目指して行われる「水平統合」 戦略や、事業上の直接的な競合を取り込む戦略として行われることが多い。水平統合や競合 買収を実施すると、売上額の増加が見込めるだけでなく、買収企業と被買収企業で共通して いる機能などをコストカットすることも可能であるため、収益性の改善に繋がることが考 えられる。一方、異業種を買収する場合は、自社の既存事業のバリューチェーンの上流また は下流に位置する事業を自社に取り込むため行う「垂直統合」戦略と、事業の多角化戦略の いずれかに大別できる。垂直統合戦略であれば、グループ内での交渉による非効率を排除す ることができ、その分が収益性の改善に繋がることが考えられる。また、多角化戦略の場合 でも、自社にはない許認可や製品ラインナップ・技術・ブランド・顧客層を M&A を通じて 取り込むことができるため、当初の戦略通りにシナジーが発揮されれば収益性の向上に繋 がることとなる。

続いて、海外企業を買収する際の特殊性について整理する。海外企業を買収する際には、 言語や文化の違いが障壁となり国内企業の買収時以上に業務上の非効率性が生じることが 考えられる。一方で、本国市場のビジネスモデルをそのまま現地で活用したり、母国の製品 を現地で販売しても十分に競争力を持つ場合も想定できる。以上を踏まえると、海外企業の 買収が、国内企業の買収よりも収益性を改善することも悪化させることも考えられる。

次に、異業種買収とジョイントベンチャー設立の違いについて整理する。そもそも、「ジョイントベンチャーは自社事業の一部持分を対価に他社事業の一部持分を買収し、統合された事業のシナジー効果を分け合う」(田村 2009)施策であり、特殊な M&A の形態と言える。ジョイントベンチャーや相互に買収することは難しい大企業間であっても、新規事業の設立に必要な知見や経営資源を持ち寄り、柔軟に設立が可能である。また、特に上場企業同士の M&A では、通常、経営統合後も支配的な株主が誕生することはなく、取締役会レベルの意思決定が中心となるのに対し、ジョイントベンチャーを設立した場合、設立企業が大株主となるため、取締役会レベルでの強力な意思決定に基づく事業運営が可能になる(田村2009)。このような設立の柔軟性や強力な意思決定が可能になるという観点から、異業種

企業を買収するよりも、ジョイントベンチャーを設立する方が収益性の改善度が大きいことも想定できる。

そして、最後に事業売却の効果を整理する。一般に、収益性を改善する手段としては、不 採算部門や中長期的な戦略上不要な部門を特定し売却する方が、買収効果が現れるまでに 時間がかかる M&A を選択するよりも成功確率が高いと考えられる。また、一部の事業部門 を売却し、注力部門に経営資源を集中させることで収益性を高めることも考えられる。

以上のような整理及び、先行研究を踏まえ、本稿では買収対象企業を同業/異業種及び、国内企業/海外企業の合計 2*2 の 4 つのセグメントに分けて M&A の効果を分析する。このように分類をすることによって、収益性が高いか否かだけでなくどのような企業を買収するかに関する重層的な議論を深めることを目指す。買収対象企業は同業種・異業種のどちらの方が収益性を改善するかという問いは先行研究でも明確になっていないため、本稿でも議論することは有意義である。また、近年の日本の M&A の動向として、海外企業の買収に要する金額が国内企業買収に要する金額を上回るほどの比重を占めており86、海外企業買収策が成功しているか否か、及びどのような海外企業を買収すべきか、という視点も新たに加えて議論する点が本稿の新規性である。

第一に、深尾ほか (2006) によると、日本企業は生産性・収益性の低い企業を買収する傾向があることが明らかになっている。ただ、同業種/異業種及び国内/外いずれの企業を買収したとしても、意図通りの買収効果が出ているとすれば、企業の収益性は次第に改善することが考えられる。そのため、買収対象の国内外・業種の同異を問わず次の仮説 1 を想定する。買収時に収益性の低い企業を選定しても、企業が立案した買収戦略が実現していれば収益性は改善するという考え方がこの仮説の前提になっている。

仮説1: M&A を実行すると、実行後6年間の期間中では時間が経過するに従って、翌年以降の収益性は改善する。

第二に、買収対象の国内・外の分類に関しては、日本企業の海外 M&A の実施パターンとしては、国内で製品・サービスの質や事業の運営方法が確立された事業を海外に転用して展開する場合が多い。このパターンの成功事例としては、JT、リクルート、ダイキンなどが代表的である(木俣 2019)。一方で、海外での他業種の買収は国内企業の買収ケースよりも、現地の事業環境への理解・意思疎通・輸送コストなどが足かせとなり、収益性の改善は難しいと考えられる。以上より、次の仮説 2 を想定する。

^{86 2015} 年から 2020 年に至るまで一貫して、In-Out 案件の総額が In-In 案件の総額を上回っている。2020 年では In-Out 案件の総額は 4 兆 4,344 億円、In-In 案件の総額は 3 兆 3,392 億円である(株式会社レコフデータ、「M&A 専門誌 MARR マール M Mergers & Acquisitions Research Report」. 2021 年 2 月号)。

仮説2:海外企業の買収の場合、異業種企業を買収するよりも、同業種企業を買収する と、翌年以降の収益性は改善する。

続いて、買収対象企業の同業・異業の分類の観点では次のように M&A の収益性に対する 影響が異なりうると考えられる。同業者の買収、すなわち既存のサービス・製品と同じ市場 での事業拡大を図る水平統合の場合、売上増加の面でのシナジーを発揮することは容易で あるため、コスト削減などにも目が向きやすくシナジーを最大化させやすい。一方、異業種 企業を買収する場合は、垂直統合と多角化の2種類が想定できる。垂直統合とは、他業種の 買収にはビジネスの上流または下流に当たる企業を買収し主にサプライチェーンの効率化 により収益性の改善を狙うケースであり、多角化とは単に新規事業領域に進出するケース である。 このうち、 垂直統合はグループ全体として見るとサービス・ 製品の販売をグループ 傘下内の企業に行っても売上増加には直結しない施策であり、専ら発揮の余地がある買収 効果が買収企業と被買収企業で共通するコスト削減面でのシナジーに限られるため、水平 統合以上に収益性の改善につなげることは難しいと考える。また、多角化施策としては、ジ ョイントベンチャーの設立を選択することもできる。多角化戦略の文脈では他業種の企業 を単独で買収するよりも複数社の知見と資本を持ち寄ってジョイントベンチャーを設立す る方が収益性の改善を実現しやすいことや、ジョイントベンチャーを設立した方が取締役 会レベルでの強力な意思決定が実現することが想定できるため、他社の買収による多角化 よりも成功確度が高いと考えられる。以上より、同業種企業を買収するパターンに関する次 の仮説 3・4 を想定する。

仮説3:M&A は異業種企業を買収する場合よりも、同業種企業を買収すると、翌年以降の収益性は改善する。

仮説4: ジョイントベンチャーを設立すると、翌年以降の収益性は改善する。

最後に、今日の日本では成長性の高い市場は限られており、高い収益性が見込めない市場からは戦略的に撤退することが有効であると考えられる。また、不採算部門を売却することで収益性を改善させることは、新規に M&A を行い、数年を要して収益性を高める場合よりも容易に収益性の改善に繋がると考えられる。以上より、次の仮説 5 を想定する。

仮説5:事業売却を実施すると、翌年以降の収益性が改善する。

4. データと方法

4-1. データ

本稿で使用する変数はいずれも UZABASE 社が提供している市場・業界分析用データベースである Speeda から取得している。データの取得対象年度としては、計量分析の実施に十分なサンプル数を取得しつつ極力直近年度のデータを用いるため、2000 年から 2020 年に限定している。

分析対象の企業としては、建設・消費財・食品・化学の4業界に業界を絞り、各業界から 2020 年時点の売上高上位15社のデータを使用した。これら4業界は景気の動向に応じた 需要の変化が少ないため、過去20年間の組織体制の変化に焦点を絞った分析をする上で適切である。詳細な変数の説明及び、記述統計は以下の表1・2の通りである。

なお、組織再編施策の効果は実施後、徐々に企業の収益性に反映されることが予想される。 また、一般に企業の中期経営計画は3~5年ごとに立案され、企業はそれらの中期経営計画 に基づき組織再編を進めることが多い。以上の観点から、本稿では組織再編施策の実施後1 ~6年目のROICを従属変数として採用し、それぞれの年ごとに推定を実施している。

4-2. 従属変数

従属変数は企業再編の実施年から 1~6 年後の ROIC を企業ごとに収集している。ROIC は Return On Invested Capital の略であり、投下資本利益率と訳される。ROIC は税引き後営業利益額/(自己資本+有利子負債)で算出され、企業が事業活動に投下した資本からどれくらいの利益を上げられているかを示している。

4-3. 独立変数

主要な独立変数は、いずれも1会計年度ごとのものを用いている。本稿では、とりわけ企業の組織再編に関する指標として、国内・同業種企業の買収件数、国内・他業種企業の買収件数、国外・同業種企業の買収件数、ジョイントベンチャーの設立件数、事業売却件数を用いる。また、企業の組織再編以外で収益性を左右する要素として、年度ごとの売上高、経常利益、研究開発費も統制変数として用いている。なお、これら3つの指標は各企業の財務状況により規模に偏りがあるため自然対数変換を行った。

4-4. 分析手法

上記のようにROIC を従属変数、組織再編と収益性に関する変数 7 つを独立変数として、 年度・企業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。効果検証は 1 年後から 6 年後の各年度に対して実施するため、モデルは合計 6 つ用意した。

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
国内・同業企業のM&A件数	買収企業と同業種の日本国籍企業をM&Aした件数	Speeda
国内・他業企業のM&A件数	買収企業と異業種の日本国籍企業をM&Aした件数	Speeda
国外・同業企業のM&A件数	買収企業と同業種の外国籍企業をM&Aした件数	Speeda
国外・他業企業のM&A件数	買収企業と異業種の外国籍企業をM&Aした件数	Speeda
事業売却件数	事業の売却件数	Speeda
ジョイントベンチャー設立件数	ジョイントベンチャーの設立件数	Speeda
log(売上高)	売上高合計の自然対数値	Speeda
log(経常利益)	経常利益額合計の自然対数値	Speeda
log(研究開発費)	研究開発費の自然対数値	Speeda
ROIC	税引き後営業利益額/(自己資本+有利子負債)	Speeda

⁽¹⁾業界はSpeedaの業界分類のうち最も詳細な分類を参照。

凡例:「建設>総合建設>ゼネコン」の3段階の分類のうち、「ゼネコン」の部分を参照。

(2)「M&A」とは買収企業の日買収企業に対する当初保有比率が50%未満であり、かつ該当年に50%以上の株式を取得する場合と定義し、件数をカウント。

表 2 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
国内・同業企業の買収件数	1141	0.1034	0.3719	0	4
国内・他業企業の買収件数	1141	0.0631	0.2769	0	4
国外・同業企業の買収件数	1141	0.1183	0.3803	0	3
国外・他業企業の買収件数	1141	0.0421	0.2134	0	2
ジョイントベンチャー設立件数	1141	0.1700	0.4909	0	5
事業売却件数	1141	0.2761	1.0281	0	15
売上高(百万円)	1141	802671.6874	767207.7561	59504	6045850
経常利益(百万円)	1141	47498.1797	56877.3043	209	418242
研究開発費(百万円)	1141	16158.2945	31412.3277	67	249010
1年後ROIC	1126	6.2250	4.1088	0.0056	29.7655
2年後ROIC	1067	6.2673	4.1140	0.0056	29.7655
3年後ROIC	1009	6.2766	4.1115	0.0056	29.7655
4年後ROIC	951	6.2998	4.1098	0.0056	29.7655
5年後ROIC	891	6.2778	4.0755	0.0056	29.7655
6年後ROIC	833	6.2548	4.0229	0.0056	29.7655

5. 分析結果

表3は固定効果モデルの推計結果を示したものである。

仮説1については、国内・同業企業の買収件数の係数は、1年後 ROIC では-0.5358、2年後では-0.2219、3年後では-0.1112、4年後では-0.3554、5年後では-0.4243、6年後では-0.1026、4年後、5年後は収益性が再び悪化する傾向があったものの、時間の経過とともに収益性への悪影響は改善する傾向にあるなど仮説1 に整合的な分析結果が得られた。加えて、7年後 ROIC に対する影響を見ると、7年後では係数は0.1896と正に転換していた。もちろん、買収1年後から7年後にかけて一貫してROIC が回復する傾向は見られなかったことから、日本企業は買収時点での収益性が低い企業を買収しその後も収益性の改善に成功できない場合が多いことを示唆しているかもしれない。

仮説 2 については、海外企業の買収後の ROIC は同業種企業を買収した方が、係数が正に高い年度が 4 年、異業種企業を買収した方が高い年度が 3 年と、仮説 2 を必ずしも支持しない分析結果が得られた。海外企業の買収に関しては、10%水準でも統計的に有意な結果がなく、本稿では一律に議論できる成功・失敗パターンがあるとは言えない。このことからは、海外 M&A の実施にあたっては個別具体的にシナジー創出シナリオを精緻に描き、買収前から買収後に至るまで着実にそれを実現することが重要であるのかもしれない。

仮説3については、国内企業の買収件数の結果を見ると、6年中、同業種企業の買収後のROICが高い年と、異業種企業の買収後のROICが高い年は同数であり、一概にどちらの方が収益性を高めるとは言えない結果になった。また、国内企業の買収後のROICは統計的に有意な係数がほとんどないことからも、国内・国外ともにM&A自体が一貫してROICに正の効果を持つとは言えない。以上のことからは仮説2に対する考察と同様に、異業種買収の際の成功パターンを一般化することは難しく、個別のM&A案件ごとに収益性の向上戦略を熟考することの重要さが示唆される。

仮説 4 については、ジョイントベンチャー設立 2 年後には ROIC に統計的に有意な負の 影響があるものの、 $4 \cdot 5$ 年後には ROIC に対する係数は正に転じるなど、係数の方向性は 仮説と矛盾しない結果だった。 $4 \cdot 5$ 年後の係数は、統計的に有意ではないが、特に 5 年後 の係数の有意確率は 0.1406 と 10%水準に遠くない値であり、中長期的には、他業種への参入・多角化の際にはジョイントベンチャーを設立することの有効性が高まっていく可能性 はありうる。

仮説 5 については、概ねこれを支持する分析結果が得られた。事業の売却に関しては実施後 $1\sim6$ 年目で一貫して収益性に対して正の影響をもたらしており、そのうち、 $2\sim4$ 年後と 6 年後は 5%水準もしくは 10%水準で統計的に有意である。このことから、個々の企業の収益性向上に向けた施策の一つとして不採算部門の売却の有効性は認識されてよいと言える。

表3 日本企業の組織再編が収益性に与える影響(固定効果モデル)

			従属変数			
_	1年後ROIC		2年後ROIC	ļ	3年後ROIC	
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3	
国内・同業企業の買収件数	-0.5358	*	-0.2219		-0.1112	
	(0.2139)		(0.1995)		(0.2173)	
国内・他業企業の買収件数	-0.2242		-0.2759		-0.1308	
	(0.2585)		(0.2662)		(0.2294)	
国外・同業企業の買収件数	-0.2206		-0.0541		-0.1546	
	(0.1878)		(0.2221)		(0.2189)	
国外・他業企業の買収件数	0.8601		0.1187		-0.3293	
	(0.8119)		(0.2883)		(0.5391)	
ジョイントベンチャー設立件数	-0.0985		-0.2312	*	-0.1306	
	(0.1874)		(0.1069)		(0.1081)	
事業売却件数	0.1854		0.3042	†	0.4899	*
	(0.1182)		(0.1665)		(0.1980)	
log(売上高)	0.3311		-0.2368		-0.0482	
	(1.3765)		(1.5080)		(1.5886)	
log(経常利益)	1.3947	***	0.4503	†	-0.0986	
	(0.2827)		(0.2508)		(0.2119)	
log(研究開発費)	-1.9319	*	-1.8690	†	-1.8594	
	(0.8706)		(0.9416)		(1.1139)	
時間効果	YES		YES		YES	
個体効果	YES		YES		YES	
調整済みR ²	0.6283		0.6151		0.6220	
N	1122		1063		1006	

		従属変数	
_	4年後ROIC	5年後ROIC	6年後ROIC
独立変数	Model 4	Model 5	Model 6
国内・同業企業の買収件数	-0.3554	-0.4243 †	-0.1026
	(0.2355)	(0.2298)	(0.2340)
国内・他業企業の買収件数	0.1297	-0.2731	-0.2108
	(0.5121)	(0.2616)	(0.2796)
国外・同業企業の買収件数	0.0426	-0.1347	-0.3213
	(0.2585)	(0.3085)	(0.3061)
国外・他業企業の買収件数	-0.1960	0.2021	-0.3351
	(0.3815)	(0.4202)	(0.4755)
ジョイントベンチャー設立件数	0.1817	0.3008	0.0245
	(0.1664)	(0.1901)	(0.2224)
事業売却件数	0.3736 *	0.2506	0.2351 †
	(0.1844)	(0.2385)	(0.1343)
log(売上高)	-0.9597	-1.0920	-0.9232
	(1.7952)	(1.8398)	(1.8257)
log(経常利益)	-0.2031	-0.7755 *	-0.6472 *
	(0.2406)	(0.3029)	(0.2987)
log(研究開発費)	-1.3663	-0.6498	-0.1855
	(1.0832)	(0.9716)	(0.9136)
時間効果	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES
調整済み \mathbf{R}^2	0.6157	0.6136	0.6055
N	948	889	831

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は個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、2000年から2020年の合計60社の企業パネルデータを用いて、企業の組織再編施策が収益性に与える影響を検証した。分析結果からは、まず、買収対象企業は同業種/異業種及び、国内/外のどちらを選択すると収益性が改善するかという問いに対しては本稿でも明確な知見を導くことはできなかった。そもそも、M&A戦略理論としてはいずれに該当する企業を買収しても収益性を向上させることは可能であり、案件ごとに実施以前のM&A戦略そのものや買収後の経営統合の巧拙が異なる以上、そのようなM&A戦略のより詳細な情報を変数化しなければ、M&Aの一貫した効果は見られないのかもしれない。以上を踏まえると、全社戦略・事業戦略の延長線上にある企業の将来像を補完する要素として買収対象企業の条件を定め、それに合致する企業を買収すべきであろう。こうした、買収すべき企業像をより明確にするためには、経営学的な理論を踏まえ、M&Aの個別事情を変数化したモデルで再度検証を行う必要がある。

一方、M&A 以外の組織戦略としてはジョイントベンチャーの設立及び、不採算部門の売却を積極的に活用することが収益性の改善に繋がる余地があることが示唆された。ジョイントベンチャーの設立の効果は統計的に有意なものではなく、更なる実証研究を要するが、理論仮説でも示したように、ジョイントベンチャーの設立は、設立の柔軟さや、強力で迅速な意思決定ができる企業の統治構造から、収益性を向上させる可能性がありうる。

また、事業売却に関しては、単に不採算事業を切り離すことによって、収益性が改善する という経路が考えられる。さらに、売却以降は注力すべき事業に選択的に経営資源の投下を 集中させることができるという観点でも、収益性の改善を後押ししていることが考えられ る。

結論として、次のような業界を超えて企業の成長戦略が考えられる。第一に各企業は不採算部門や企業の長期的経営戦略上重要でない部門を極力高い評価額で売却すべきである。この際、国内企業の買収も日本企業の収益性の改善に繋がっていない以上、売却先は海外企業であっても積極的に売却を行うことを検討してよいだろう。そして、事業の売却によって得た資金は自社で注力する事業領域への投資に当てるべきである。その際、新規領域への参入に際しては M&A よりもジョイントベンチャーの設立の有効性も意識すべきである。

7. 参考文献

木俣貴光. 2019. 『M&A 戦略の立案プロセス』中央経済社.

田村俊夫. 2009. 『MBA のための M&A』 有斐閣.

深尾京司・権赫旭・滝澤美帆. 2006.「M&A と被買収企業のパフォーマンス―対日 M&A と 国内企業間 M&A の比較」『REITI Discussion Paper Series 06-J-024』. 三品和広. 2004. 『戦略不全の論理』 東洋経済新報社.

Yeh, Tsung Ming and Yasuo Hoshino. 2002. "Productivity and Operating Performance of Japanese Merging Firms: Keiretsu-Related and Independent Mergers." *Japan and World Economy* 3 (14): 354-365.

第13章

発展途上国における気候変動対策と経済成長はいかに両立可能か

小林 翔

要約

本稿では、発展途上国において気候変動対策と経済成長の両立を図るために有効な政策について検証を行う。世界全体で気候変動対策を進める上で、発展途上国における気候変動対策と経済成長の両立が不可欠であるが、気候変動対策が発展途上国の経済に与える影響に関する検証は十分に行われていない。そこで、本稿は市場ベースの環境政策と非市場ベースの環境政策が経済に与える影響の違いに着目しつつ、198 か国分の 1990 年から 2021 年のデータを用い独自にデータセットを作成した上で、パネルデータ分析を行った。その結果、市場ベースの政策が非市場ベースの政策に比べ雇用に与える負の効果が小さいことが判明した。また、労働者一人当たりの付加価値の増加が環境政策下においても GDP 成長率に正の効果をもたらすことも明らかとなった。こうした分析結果を踏まえると、発展途上国においても市場ベースの政策の有効性が高いこと、そして、労働者一人当たりの付加価値の増加等が気候変動対策と経済成長の両立を図る上での糸口となり得ることが判明した。

1. はじめに

2020年10月、大気中の二酸化炭素濃度が産業革命前の水準の149%に達し、過去最高を記録した87。国際社会はこれまで様々な気候変動対策を講じてきたが、今回の記録更新は気候変動対策をより一層強化する必要性を示していると言えるだろう。そこで鍵となるのが発展途上国における気候変動対策である。世界全体で気候変動対策を進める上では発展途上国における二酸化炭素排出量の抑制が不可欠となる。実際、発展途上国における二酸化炭素排出量抑制の必要性は国際社会においても認識されている。例えば、2015年12月に採択されたパリ協定においては、発展途上国における温室効果ガス排出量がピークに達するには時間を要することを認識する旨が記載されている88。このままの状態で発展途上国の経

⁸⁷ https://www.google.com/url?q=https://www.bbc.com/news/science-environment-59016 075&sa=D&source=docs&ust=1635863644834000&usg=AOvVaw1Fhla_WBx1q_zxZY8 kQ0hm(最終アクセス:2021 年 10 月 27 日)。

⁸⁸ 外務省「パリ協定」。

済成長が進み、温室効果ガスの排出量がさらに増加すれば、地球温暖化がさらに悪化する恐れがある。今後は、発展途上国の経済成長を阻害せずに、温室効果ガス排出量を抑制するような、経済成長と両立可能な気候変動対策が求められるだろう。

しかしながら、発展途上国における気候変動対策と経済成長の両立に関する研究は不十分である。気候変動対策と経済の関係に関する先行研究は複数存在するものの、ほとんどの対象は先進国であり、先進国と発展途上国の違いに関する議論はあまり成されていない。そこで、本稿では発展途上国における気候変動対策と経済成長の両立に関する検証を実施した。具体的には、198 か国分の 1990 年から 2021 年のデータを用いて固定効果モデルに基づくパネルデータ分析を行った。この結果、市場ベースの政策が非市場ベースの政策に比べ雇用に与える負の効果が小さいこと、そして、労働者一人当たりの付加価値の増加が環境政策下においても GDP 成長率に正の効果をもたらすことが明らかとなった。このため、発展途上国においても市場ベースの政策の有効性が高く、労働者一人当たりの付加価値の増加等が気候変動対策と経済成長の両立を図る上での糸口となることが示された。

2. 先行研究

気候変動対策が経済活動に与える影響はこれまでも注目を集めており、主に二つの理論仮説が存在する。第一の理論仮説は、環境汚染逃避地仮説(pollution haven hypothesis)である。この仮説は、国家間の環境政策の厳格さの違いは企業をはじめとする汚染主体の移動を促す点を強調するものである(McGuire 1982)。排出量規制といった環境政策の実施に伴い、汚染主体は環境政策が比較的緩い他国や地域に移動するため、特定の国における温室効果ガス排出量削減は他国・地域における排出量の増加に繋がるとしている。

一方、第二の仮説としてポーター仮説(porter hypothesis)がある。この仮説は環境政策と経済の関係を肯定的に捉え、環境政策が企業の生産性向上に繋がるということを主張する(Porter 1991)。環境政策が実施されるに伴い、企業はコスト削減を目的として、イノベーションを通した効率性の向上を図る。そして、結果的に企業の生産性が向上するとしているのである。

ポーター仮説については、環境政策と産業レベルの生産性に注目した実証研究が存在する。Albrizio et al. (2017) は OECD 諸国を対象に分析を行い、環境政策は生産性に短期的に正の効果をもたらすとした。その上で、技術先進国である程、環境政策が生産性にもたらす短期的な正の効果は高く、技術後進国である程、低くなることを明らかにした。

また、環境政策と経済全体、そして雇用の関係を実証した研究も行われている。まず、環境政策と経済全体の関係に関する先行研究としては、Dahri et al. (2021) が挙げられる。この研究は、アジア地域の発展途上国を対象として分析を行い、再生エネルギー導入は、経済成長に正の効果をもたらすことを示した。

環境政策と雇用の関係については、Dechezleprêtre et al. (2020) が OECD 諸国を対象 として産業レベル等で環境政策と雇用の関係について分析を行い、産業レベルでは環境政 策が僅かながらに負の効果を雇用にもたらすということを明らかにした。

さらに、環境政策の種類によって経済に与える影響が異なることも明らかにされている。 前述の Dechezleprêtre et al. (2020) は、炭素税といった市場メカニズムを組み込んだ市場 ベースの政策は、市場メカニズムを組み込まない一律の温室効果ガス排出量規制のような 非市場ベースの政策とは異なり、経済への影響が小さい、または正の影響をもたらすという ことを明らかにした。具体的には、企業レベルでは市場ベースの政策は正の効果を、非市場 ベースの政策は負の効果を雇用水準にもたらすという結果を示した。加えて、Albrizio et al. (2017) は、市場ベースの政策は企業レベルにおいて生産性が高い企業の生産性をさらに 高める一方、非市場ベースの政策は生産性の向上を遅らせることを明らかにした。

以上の先行研究の結果を整理すると以下のようになる。第一に、市場ベースの政策は非市場ベースの政策よりも経済への負の効果が小さい、あるいは正の効果をもたらす。この理由として、Albrizio et al. (2017) は、市場ベースの政策は企業により柔軟な対応をとることを可能にするためとしている。市場ベースの政策下では、コストを負う企業がコスト削減の具体的な手段を決定するため、自社に適した技術の導入等を行うことが可能となり、結果として雇用等への影響も小さくなると考えられる。一方、一律規制といった非市場ベースの政策下では、こうした柔軟な対応をとることが不可能となり、結果として雇用などに負の効果をもたらすと思われる。

第二に、環境政策が雇用に与える影響は、産業レベル・企業レベル間で異なる。 Dechezleprêtre et al. (2020) は企業レベルにおいて、市場ベース政策が雇用に正の効果をもたらす理由として、一部企業の市場からの離脱を挙げている。市場ベースの政策の実施に伴い、コストの増加により企業が市場から撤退する等して離脱する。そして、生き残った企業は事業を拡大することが可能となり、結果として雇用が増加するとしているのである。他方、産業レベルでは企業の離脱により産業全体の雇用が減少するため、環境政策は市場ベース・非市場ベースに関わらず負の効果を雇用にもたらす。

第三に、環境政策が生産性にもたらす影響は、国の技術の発展度合い等によって異なる。 Albrizio et al. (2017) は技術先進国であればある程環境政策が生産性にもたらす正の効果が大きい理由として、対応力の高さを挙げている。技術先進国の企業は元々生産性・イノベーション力が高い。このため、環境政策が実施されても、柔軟に対応し結果として生産性が高まるとしているのである。

しかしながら、先行研究は OECD 諸国やアジア地域の発展途上国といった一部の国を対象としたものが多く、発展途上国全般を対象とした研究は管見の限り見受けられない。したがって、本稿では発展途上国全般を対象として計量分析を実施した。

3. 理論仮説

発展途上国において気候変動対策と経済成長の両立を図る上で有効な政策は何か。まず、OECD 諸国を対象とした Dechezleprêtre et al. (2020) と Albrizio et al. (2017) では市場ベースの政策は非市場ベースの政策に比べ、経済に与える負の影響が小さいとされていたが、これは発展途上国にも当てはまるだろう。発展途上国においても、市場ベースの政策の下では、非市場ベースの政策が実施された場合とは異なり、コスト削減の具体的な手段に関する決定権は企業に委ねられているため、企業は自社に適した技術の導入等を行うことが可能となる。これにより、企業は環境政策による負の影響を最小限に抑えることができ、結果として経済全体への影響も最小化されると考えられる。

次に、発展途上国においても環境政策は、産業レベルで雇用に負の効果をもたらすだろう。 これは先進国と同様に発展途上国においても政策の実施に伴い企業の離脱現象が発生し、 産業レベルにおける負のショックをもたらすと考えられるからである。

最後に、環境政策が発展途上国の経済全体の生産性にもたらす正の効果は先進国における効果に比べ小さくなると考えられる。前述のように、Albrizio et al. (2017)ではイノベーション力が高い技術先進国では、技術後進国に比べ、環境政策が生産性にもたらす正の効果が大きいことを示した。これを踏まえると、先進国とイノベーション力が比較的低いと思われる発展途上国全般を比較した際にも同様の結果が得られると考えられる。以上の点を踏まえ、本稿では市場ベースの政策と非市場ベースの政策の違いに着目しつつ以下の仮説を検証する。

仮説1:発展途上国において市場ベースの環境政策が経済成長率にもたらす負の効果は、非市場ベースの環境政策が経済成長率にもたらす負の効果に比べ小さい。

仮説2:発展途上国において市場ベースの環境政策が雇用にもたらす負の効果は、非市場ベースの政策がもたらす負の効果に比べ小さい。

仮説3:発展途上国において環境政策が生産性にもたらす正の効果は、先進国において 環境政策が生産性にもたらす正の効果よりも小さい。

4. データと方法

4-1. データ

発展途上国における気候変動対策と経済の関係について分析を行うにあたっては、198か

国分の 1990 年から 2021 年のデータを用い、独自にパネルデータを作成した。なお、パネルデータを作成するにあたっては、World Bank や Conference Board 等のデータを使用した。

4-2. 従属変数

本稿では従属変数を3つ設定した。第一の従属変数は、GDP成長率であり、仮説1の検証に用いた。第二の従属変数は産業部門が占める雇用者割合であり、仮説2の検証に用いた。第三の従属変数は全要素生産性であり、仮説3の検証に用いた。なお、GDP成長率、全要素生産性については自然対数化を行った上で分析に投入した。

4-3. 独立変数

本稿では6つの変数を独立変数として設定した。まず、以下の二点を踏まえ、市場ベースの政策を表す変数としてエネルギー価格を、非市場ベースの政策の厳格さを示す指標として国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量を設定した。第一に、市場ベースの環境政策はエネルギー価格の上昇を通じて企業の行動に影響を及ぼし(Aldy and Pizer 2015)、先行研究でも市場ベースの環境政策の厳格さを示す指標としてエネルギー価格が採用されている。第二に、次の通り、国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量が非市場ベースの政策の厳格さを示す指標として、利用可能な変数の中で最も適切な指標である。先行研究では OECD が開発した環境政策厳格度インデックス(Environmental Policy Stringency Index)が採用されているが、この指標はあくまでも OECD 諸国についてのみであり、発展途上国における厳格さを示す指標は存在しない。よって、非市場ベースの厳格さを示す指標としては、規制の影響を最も受けやすい産業部門の二酸化炭素排出量が適当であると判断し、採用した。

次に、先行研究にならい、統制変数として労働者一人あたりの付加価値、労働者報酬、労働者人口増加率を投入した。また、企業内等でのイノベーションの促進が生産の効率性を高め、環境政策による負の影響が緩和される可能性があると考え、各国の経済イノベーション力を示すイノベーション指数も独立変数として投入した。

4-3. 方法

本稿では、市場ベースと非市場ベースの政策に着目しつつ、固定効果モデルを採用した上で国ごとにクラスター化したロバスト標準誤差を用いてパネルデータ分析を実施した。具体的には、上で設定した3つの仮説を検証するために6つのモデルを構築しパネルデータ分析を先進国・途上国ごとに実施した。Model1ではGDP成長率とエネルギー価格の関係、

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
log(GDP成長率)	GDPの対前年比成長率を自然対数化	World Bank
産業部門が占める雇用者割合	産業部門における雇用者数が全体に占める割合 (%)	World Bank
log(生産性成長率)	全要素生産性の対前年比成長率を自然対数化	Conference Board
log (エネルギー価格)	電気料金(US¢/kWh)を自然対数化	World Bank
log (国民一人あたりの二酸化 炭素排出量)	国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排 出量を自然対数化	Global Carbon Project
イノベーション指数	Global Innovation指数を使用	World Intellectual Property Oragnization (WIPO)
log(労働者一人あたりの付加 価値)	産業部門の労働者一人あたりの付加価値を自然 対数化	World Bank
log (労働者報酬)	労働者報酬がGDPに占める割合を自然対数化	Conference Board
労働者人口増加率	労働者人口の対前年比増加率 (%)	World Bank

表 2 記述統計 (先進国)

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(GDP成長率)	227	4.6304	0.0220	4.5569	4.8297
産業部門が占める雇用者割合	227	23.4790	5.9350	10.7600	38.0700
log(生産性成長率)	227	5.2967	0.0132	5.2127	5.3248
log(エネルギー価格)	227	2.5252	0.6254	-0.3567	3.5205
log(国民一人あたりの二酸化	227	2.0918	0.6003	0.5858	3.5269
炭素排出量)					
イノベーション指数	227	48.3084	9.9047	27.0000	68.4000
log(労働者一人あたりの付加	227	11.2077	0.7011	9.6512	12.6459
価値)					
log(労働者報酬)	227	3.8855	0.2444	3.0681	4.1851
労働者人口増加率	227	0.0081	0.0168	-0.0688	0.0878

表 3 記述統計 (発展途上国)

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(GDP成長率)	387	4.6408	0.0295	4.4920	4.7309
産業部門が占める雇用者割合	387	19.6600	7.6377	2.0100	37.1600
log(生産性成長率)	387	5.2972	0.0313	4.8233	5.5168
log(エネルギー価格)	387	2.5541	0.5275	1.0647	6.8614
log (国民一人あたりの二酸化 炭素排出量)	387	0.3535	1.3461	-3.3072	2.8592
イノベーション指数	387	30.5747	7.2719	6.0000	54.8000
log(労働者一人あたりの付加 価値)	387	9.3895	0.8829	7.3050	11.3175
log(労働者報酬)	387	3.8237	0.2307	2.9704	4.3081
労働者人口増加率	387	0.0122	0.0249	-0.1447	0.0640

Model 2 では GDP 成長率と国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量の関係を分析した。Model 3 では産業部門が占める雇用者割合とエネルギー価格、Model 4 では産業部門が占める雇用者割合と国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量の関係を分析した。最後に、Model 5 では全要素生産性とエネルギー価格、Model 6 では全要素生産性と国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量の関係を分析した。

5. 分析結果

先進国に関する分析結果は表 4、発展途上国に関する分析結果は表 5 に示した通りである。この結果を基に、仮説の支持・不支持の判断及びそれに対する考察を行う。

5-1. 環境政策と経済成長率

仮説 1 については、不支持という結果となった。表 4 にあるように、先進国では市場ベースのエネルギー価格の上昇は有意に負の効果、非市場ベースの国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量は有意に正の効果を GDP 成長率にもたらすことが示された。一方、表 5 を見ると、途上国ではエネルギー価格は GDP 成長率に有意に負の効果をもたらすことが示され、国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量については有意な結果は出ていない。もし、仮説が支持されるとすれば、国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量が有意に正の効果を GDP 成長率にもたらし、エネルギー価格については有意な結果は得られないという結果となるはずである。したがって、仮説 1 は棄却される。

5-2. 環境政策と雇用

一方、仮説 2 は支持される結果となった。表 4 を見ると、先進国においてエネルギー価格、国民一人当たりの産業部門からの二酸化炭素排出量ともに正・負の効果のいずれももたらさないことが示されている。他方、表 5 が示すように発展途上国では、エネルギー価格は有意な効果をもたらさないものの、国民一人あたりの産業部門からの二酸化炭素排出量は有意に産業部門が占める雇用者割合に正の効果をもたらすことが明らかとなった。これは、二酸化炭素排出量削減を強制すれば雇用の減少に繋がることを示唆している。したがって、環境政策、特に非市場ベースの政策は発展途上国において雇用に負の影響を与えることが判明した。

表 4 先進国における環境政策と経済の関係

					~	属変	数				
	log(GDP成長率)					~. る雇用者割合	ì	log(生	産性)		
独立変数	Model 1	1 Model 2			Model 3		Model 4		Model 5	Model 6	
エネルギー価格	-0.0028 *				0.1540				-0.0054		
	(0.0090)				(0.3975)				(0.0076)		
og(国民一人あたりの二酸化			0.0802	**			2.7590			0.0094	
炭素排出量)			(0.0249)				(1.4979)			(0.0166)	
イノベーション指数	0.0007		0.0012	†	0.0942	†	0.0955	†	0.0003	0.0002	
	(0.0005)		(0.0006)		(0.0530)		(0.0563)		(0.0004)	(0.0004)	
og(労働者一人あたりの付加	0.0725	**	0.0607	*	-2.2570		-2.0390		-0.0036	-0.0018	
価値)	(0.0220)		(0.0273)		(1.5507)		(1.6151)		(0.0169)	(0.0134)	
og(労働者報酬)	0.0293		-0.0543		-3.6730		-3.9370		-0.0190	-0.0302	
	(0.0547)		(0.0448)		(2.4315)		(2.1661)		(0.0307)	(0.0173)	
労働者人口増加率	0.1176		0.1189								
	(0.0748)		(0.0773)								
時間効果	YES		YES		YES		YES		YES	YES	
国別効果	YES		YES		YES		YES		YES	YES	
調整済みR ²	0.5706		0.5461		0.9943		0.9934		0.4943	0.4939	
N	227		266		227		266		227	266	

⁽¹⁾ ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1 $_{\circ}$

5-3. 環境政策と生産性

仮説3については不支持となった。これは、表 4·5 が示すように、先進国·発展途上国に おいて特に有意な結果が得られなかったためである。

5-4. 考察

以上の分析結果を基に、考察を加える。まず、発展途上国においても市場ベースの政策は一般的に非市場ベースの政策よりも、経済に与える影響は小さいと認められる。仮説 1 は不支持となったものの、エネルギー価格は雇用に有意な効果もたらさない一方、国民一人当たりの産業部門の二酸化炭素排出量の抑制は有意に悪影響をもたらすという結果が得られた。これを踏まえると、発展途上国においても市場ベースの政策は企業に柔軟な対応を取る余地を与えているがために負の効果が小さくなっていると言える。また、非市場ベースの政策は企業側にそうした対応を取る余地を与えないがために、企業はコスト削減を目的として雇用削減を行うと考えられる。

次に、環境政策と GDP 成長率の関係に関しては、発展途上国では市場ベースの政策のみ 負の効果をもたらし、非市場ベースの政策は負の効果をもたらさないということが判明し た。この背景には、発展途上国における企業活動の非効率性が挙げられる。発展途上国の企 業は、先進国の企業に比べ生産活動の効率性が低い。効率性が低いということは、インプッ ト、即ち化石燃料等の使用量増加は経済全体のアウトプットの増加にあまり寄与しないこ

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表5 発展途上国における環境政策と経済の関係

					従属	変数			
	log(GDP成長率)				産業部門が占め	める雇用者割合	log (生産性)		
独立変数	Model 1		Model 2		Model 3	Model 4		Model 5	Model 6
エネルギー価格	-0.0180	*			-0.1741			0.0006	
	(0.0086)				(0.3612)			(0.0044)	
log(国民一人あたりの二酸化			-0.0031			4.2415	***		0.0026
炭素排出量)			(0.0186)			(0.8592)			(0.0073)
イノベーション指数	-0.0003		-0.0007		0.1164	0.1132		0.0003	0.0001
	(0.0011)		(0.0010)		(0.0708)	(0.0591)		(0.0005)	(0.0005)
log(労働者一人あたりの付加	0.0810	**	0.0813	**	-2.2690	-3.9006	**	-0.0500	-0.0402
価値)	(0.0306)		(0.0287)		(1.3512)	(1.2368)		(0.0579)	(0.0471)
log (労働者報酬)	0.0095		-0.0150		-0.0726	-0.1994		-0.0096	-0.0122
	(0.0605)		(0.0479)		(2.0609)	(1.6156)		(0.0261)	(0.0254)
労働者人口増加率	0.0184		0.0426						
	(0.0486)		(0.0511)						
時間効果	YES		YES		YES	YES		YES	YES
国別効果	YES		YES		YES	YES		YES	YES
調整済み R^2	0.7058		0.6011		0.9907	0.9898		0.1675	0.1937
N	399		473		399	473		399	473

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

とを意味する。結果として、国民一人あたりの産業部門からの二酸化炭素排出量の増加が GDP 成長率に有意に正の効果をもたらさず、非市場ベースの政策も GDP 成長率に負の効果をもたらさないという結果が示されたと考えられる。一方、市場ベースの政策、即ちエネルギー価格の上昇は生産活動の効率性に関係無く企業側にコストを負わせるので、GDP 成長率に負の効果をもたらすと考えられる。

環境政策と生産性の関係については、生産性に正の効果も負の効果ももたらさないという結果が得られたが、この要因として以下の2点が挙げられる。1点目は、雇用削減を通じたインプットの削減である。環境政策が実施されることで、企業側はコストの増加に直面することとなる。企業側は雇用を削減することでコスト削減を図るが、これによりインプットが減少する。インプットが減少することによりアウトプットの比率が一定のレベルを保つ。結果として、各企業、そして、経済全体の生産性が特に変化しないと考えられる。2点目は、イノベーション力が小さいという点である。発展途上国の企業は先進国、特にグローバル市場の最前線で存在感を示すような企業に比べ、イノベーション力が小さい。この結果、政策への柔軟な対応を十分に取ることができず、生産性の向上を図ることができないと考えられる。

最後に、労働者一人あたりの付加価値と環境政策についても有益な示唆が得られた。分析の結果、労働者一人当たりの付加価値がGDP成長率に正の効果をもたらすことが示された。このため、発展途上国においてGDP成長率に有意に負の効果をもたらす市場ベースの政策を実施する際に、付加価値の増加にも取り組むことが一つの方向性として考えられるだろう。

⁽²⁾⁽⁾内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

但し、途上国においては付加価値の増加が雇用に負の影響を与えるという結果が得られたのも事実である。労働者一人あたりの付加価値が増加することにより、一定の生産目標の達成に必要な人員数が減り、その結果雇用が削減される、というメカニズムが考えられる。したがって、環境政策を実施する際は、労働者一人当たりの付加価値の向上を図りつつ、労働市場の流動性を高め人的資源の最適な配分を促す必要があるだろう。

6. 結論

本稿では、パネルデータ分析を行い、発展途上国における気候変動対策と経済成長の関係について検証を行った。その結果、以下の二つの示唆を得ることができた。第一に、発展途上国においても先進国と同様に市場ベースの政策が経済への負の影響を最小限にする上で有効であるということが判明した。第二に、発展途上国において気候変動対策を講じる際には、①労働者一人あたりの付加価値の向上、②労働市場の流動性の向上、③人的資源の最適な配分を同時に促すことで経済への負の影響の最小化、あるいは経済への正の影響の最大化を図ることができるという示唆も得られた。現在、発展途上国には一定の温室効果ガス排出量削減義務が課されているとともに、先進国による資金・技術提供等が実施されている89。本検証を通じて得られた示唆も現行の政策に反映させることで、今後発展途上国において気候変動対策と経済成長の両立の実現が可能となるだろう。

しかしながら、本検証にはデータの不足という限界があることも事実である。先進国では 利用可能な企業レベルのデータが発展途上国では整備されていない。こうした細かなデー タが利用可能であれば、より精緻なメカニズムの解明が可能となったはずである。今後は、 発展途上国での企業データの利用可能性を検討することが必要であろう。

7. 参考文献一覧

Albrizio, S., T. Koźluk, and V. Zipperer. 2017. "Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence Across Industries and Firms." *Journal of Environmental Econonics and Management* 81: 209-226.

Aldy, J. and W. Pizer. 2015. "The Competitiveness Impacts of Climate Change Mitigation Policies." *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists* 2/4: 565-595.

Dahri, A., M. Hussain, H. Kamran, M. Mohsin, M. Nawaz, and M. Hussain. 2021.

⁸⁹ https://www.ide.go.jp/Japanese/IDEsquare/Column/ISQ000007/ISQ000007_015.html (最終アクセス: 2021 年 10 月 27 日)。

- "Assessing the Impact of Transition from Nonrenewable to Renewable Energy Consumption on Economic Growth-Environmental Nexus from Developing Asian Economies." *Journal of Environmental Management* 284: 111999.
- Dechezleprêtre, A., D. Nachtigall and B. Stadler. 2020. "The Effect of Energy Prices and Environmental Policy Stringency on Manufacturing Employment in OECD Countries: Sector- and Firm-Level Evidence." *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1625.
- McGuire, M. 1982. "Regulation, Factor Rewards, and International Trade." *Journal of Public Economics* 17 (3): 335-354.
- Porter, M. 1991. "America's Green Strategy." Scientific American 264 (4): 168.

第14章

コンパクトシティが財政効率性に与える影響 一人口規模別の最適DID人口比率の推定—

島尾 桐太

要約

本稿では、人口減少地域の財政の持続可能性を高めるための方策の 1 つとして、コンパクトシティ政策の財政支出削減効果の推定を行う。市町村財政の最小効率を実現する最適人口規模に関する研究は存在するが、コンパクトシティ政策の観点から人口集中地区の人口割合に着目し、自治体の財政に与える影響に関して検証した論文はほとんど見られない。本稿では、コンパクトシティ化の指標として人口集中地区人口割合(DID 人口比率)を用いた上で、市町村の人口規模別標本ごとに、DID 人口比率が住民 1 人あたり歳出総額に与える影響についてプーリングデータを用いた重回帰分析を行った。その結果、DID 人口比率の増加が財政支出を削減する可能性を示唆した一方、人口規模に応じて混雑現象が発生し、その効果が逓減することが分かった。また、人口 3 万人未満の自治体では DID 人口比率の有効性が低く、更なる市町村合併の必要性が示唆される結果となった。

1. はじめに

地方の市町村では人口の自然減、社会減が進み、自治体の存続危機が叫ばれている。2014年、日本創生会議より発表された増田レポートでは、2040年までに全国の市町村の約半数に消滅可能性があるとされた。地方で人口減少が進む一方、居住地は郊外に拡散傾向にあり、行政効率低下による財政逼迫を引き起こしている。国土交通白書(平成27年度)では、社会資本の維持管理・更新費について、2033年には約4.6~5.5兆円に上るとの推計を出しており、財政状況の悪化を懸念している90。財政の安定は持続的な公共サービスの提供に不可欠であり、市町村の存続とも深く結びつく。

本研究では、今後日本で人口の自然減、社会減が進むことを前提に、持続可能な自治体運営に寄与する 1 つの手段として、コンパクトシティの可能性を探る。コンパクトシティ形成のメリットについて、国土交通省は持続可能な都市経営、高齢者の生活環境および子育て

 $^{^{90}}$ https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/2030tf/281027/shiryou5_6.pdf(最終アクセス:2021年 10月 30日)。

環境の整備、地球環境・自然環境の維持、防災に強いまちづくりの4点について論じ、限られた資源の集中的な利用により持続可能な都市を形成することとしている91。

コンパクトシティ政策に関連する先行研究について、環境負荷削減や生活利便性向上に関する効果研究は存在するが、市町村の財政効率性に着目した研究は少ない。また、自治体規模と財政効率性の観点では、1人あたり歳出総額から見た最適人口規模を算出する研究が数多く著されているが(林 2002; 古川 2004)、これらの研究は市町村合併が進められていた時代背景から最適人口規模を導出することを目的としており、自治体の人口集中を試みるコンパクトシティ政策の財政効果を検証したものではない。以上を踏まえ、コンパクトシティ政策の財政に与える効果検証を目的に、財政支出を効率化する最適な集約規模を導出することを試みる。

本研究では、2010年と2015年のデータを使用し、人口規模別に5つの標本に分けて人口集中地区人口割合(DID人口比率)が1人あたり歳出総額に与える影響について検証した。分析結果からは、DID人口比率の上昇が1人あたり歳出総額の削減に繋がるが、人口規模が大きいほど混雑現象の弊害が発生し、その削減効果は逓減することが分かった。一方、人口30000人未満の自治体では、DID人口比率の有効性が低く、財政改善のために市町村合併を行い、人口規模を拡大する必要性を示唆する結果となった。

2. 先行研究

本節では、1人あたり歳出総額を最小化する最適人口規模に関する議論と、コンパクトシ ティの効果に関する先行研究を紹介する。

自治体の最適人口規模に関する研究については、林(2002)、古川(2004)の研究がある。 林(2002)では規模の経済と混雑現象に着目し、市の住民 1 人あたり歳出総額と人口規模の回帰式が U 字型となることを明らかにした。その上で、各市の最小効率規模(MES: Minimum Efficient Scale)を 31 万人から 46 万人と推定し、推定対象の約 94%の自治体で実際の人口規模が最小効率規模を下回る結果となったことを報告している。ただし、最小効率規模はあくまで 1 人あたり歳出総額を最小化する人口規模であって、行政サービス水準や経済効果を含めた最適性を意味しないことにも言及している。

また、古川(2004)は、最適人口規模は財政状況や経済規模など地域特性によって異なることに言及し、地域別に最適人口規模の導出を行った。その結果、面積の効果を含めない場合、全国での最適人口規模は19万人であるが、北海道で約30万人、東北・中国・九州地方では約15~17万人と地域ごとに差があり、都市部と地方部で道路や下水道等のインフラ整備の拡充に差があることをその理由として論じた。また、東北・関東地方を除いた地域で面積の効果が有意にならないことを検証し、市街地で集中的に支出を行う自治体、いわゆる

⁹¹ https://www.mlit.go.jp/common/001083358.pdf (最終アクセス:2021 年 10 月 30 日)。

コンパクトシティの理念に適う集約都市の存在可能性を示唆している。

これら2つの先行研究は、1人あたり歳出を最小化する最適人口規模を導出するという観点で市町村合併の議論においては有用であるが、コンパクトシティ化による集住が財政に与える影響を推定したものではない。

コンパクトシティ政策の財政効果についての研究は、杉田ほか (2000) がある。杉田ほかは「都心」として東京都中央区、「郊外」として多摩市をモデルケースに、都心居住者比率が都市の整備・維持費用に与える影響を分析し、最適となる都心居住者比率が存在することを論じた。しかし、杉田ほか (2000) は東京都を対象にした研究であり、市町村レベルで人口集約の財政に与える影響を推定した論文は少ない。

以上を踏まえて、本研究では、全国の市町村を対象に DID 人口比率に着目し、人口の集約度合が 1 人あたり歳出総額に与える影響を分析した。また、人口規模の小さい自治体でも DID 人口比率を高めることで財政支出を削減できることを実証するため、人口規模別に5 つの標本に分けてその効果を分析した。

3. 理論仮説

市町村合併により人口増加が行政経費削減に繋がると考えられているのは、規模の経済が理由である(古川 2004)。公共施設や公共サービス、社会インフラは住民が共同利用する性質を持ち、人口の増加に応じて1人あたり費用が逓減する(古川 2004)。この実証的妥当性については、林(2002)や古川(2004)に代表されるように最適人口規模の議論で明らかになっている。また、1人あたり歳出総額に影響を与えるであろう変数として面積がある。面積が大きな自治体では上下水道や道路の総延長が長くなり、費用が増大する。そのため、林(2002)、古川(2004)では統制変数として面積が用いられた。しかし、古川(2004)では、面積の効果は必ずしも有意にならず、市街地で集中的に公共サービスを展開している、いわゆるコンパクトシティ化を進める自治体の存在について示唆している。

この古川 (2004) の示唆を端緒に、本研究ではコンパクトシティの 1 人あたり歳出総額に与える影響について分析する。学校や病院等の公共施設、上下水道・道路などの社会インフラは、市町村の人口分布に応じて建設されるため、居住地が拡散するほどその提供効率が低下し、1 人あたり歳出総額は大きくなると予想する。居住地の拡散(または集約)の度合は、DID 人口比率で表すことができる。よって、次の仮説が導出される。

仮説 1:人口集中地区人口割合 (DID 人口比率) が高まると、1 人あたり歳出総額が縮小する。

一方、市町村の人口規模が増加すると 1 人あたり歳出総額は逓減するが、最適人口規模

を境に混雑現象が発生し、増加に転じる(林 2002; 古川 2004)。これは DID 人口比率についても同様、1 人あたり歳出総額を最小化する最適 DID 人口比率が存在し、その点を境に増加に転じる U 字型のグラフとなると予想する。過度の人口集約が起こると、交通混雑や大気汚染等が発生し追加的コストが発生するためである。よって、次の仮説が導出される。

仮説2: DID 人口比率の1人あたり歳出総額に対する削減効果は、市町村の人口規模に応じて逓減するが、ある地点(人口規模)において混雑現象がコンパクトシティ化の効果を相殺する。

4. データと方法

4-1. データ

仮説検証を行うにあたり、データは e-Stat から入手した。従属変数には住民 1 人あたり 歳出総額、独立変数にはコンパクト化の指標として DID 人口比率を用いた。DID 人口比率 とは、総人口の内 DID 地区に居住する人口の割合を表す。また、地域特性を統制するため、統制変数として、総人口、可住地面積(ha)、昼夜間人口比率、65 歳以上人口割合、2015年度ダミーを用いた。分析単位は市町村で、林(2002)にならい行政機能が特殊である東京都 23 区および政令指定都市、さらに東日本大震災以降の人口流出で 1 人あたり歳出総額が異常値となっている岩手県、宮城県、福島県の市町村も除外した。また、本研究では人口規模別に5つの標本を作成し、それぞれについて従属変数と独立変数の間の関係を検証する。単年度データでは標本内のサンプル数が不足し、DID 人口比率と総人口、可住地面積の間の多重共線性の懸念があるため、2010年度、2015年度のプーリングデータを用いて、3144のサンプルを用意した。

4-2. 従属変数

1人あたり歳出総額を使用した。各自治体の歳出総額を総人口で除することで求めた。

4-3. 独立変数

コンパクトシティ化の指標として DID 人口比率を用いる。本研究の主目的は、人口規模の小さい自治体においても街のコンパクト化により財政支出が効率化することを検証することである。DID 人口比率は全人口に占める DID 地区人口の割合で、住民の集住度合を表す指標として用い、DID 地区人口から総人口を除することで求めた。人口密度を用いる方

法では、市街地に集住して郊外は過疎地域となっているケースを想定できないため、コンパクトシティ化の指標としては DID 人口比率がより適切である。また、国土交通白書(平成27 年度)では、多極ネットワーク型のコンパクトシティを構想しており、一定の人口集積基準を満たす DID 地区を指標に用いれば、複数の集住拠点を持つケースも想定できる92。

4-4. 統制変数

統制変数として、林(2002)を参考に、総人口、可住地面積、昼夜間人口比率、65歳以上人口割合、2015年度ダミーを投入した。総人口については、先行研究から1人あたり歳出総額と相関があることが明らかになっている。また、可住地面積は人口の集約度合を検討するにあたり、人口密度を規定する変数である。昼夜間人口比率、65歳以上人口割合は地域特性を表す指標として、2015年度のカテゴリ変数は年度間の差異を統制する目的で投入した。

4-5. 人口規模別標本

総務省・地方財政白書の定義に基づき、5つの標本に分類した。

標本名 人口規模 説明 標本1 30000人未満 町村を想定。Nを考慮し、30000人で区分。 町村を想定。Nを考慮し、30000人で区分。 標本2 30000人以上50000人未満 人口5万人が市の人口要件/10万人未満は小都市。 50000人以上100000人未満 標本3 人口10万人以上の市を中都市と定義。 標本4 100000人以上200000人未満 標本5 200000人以上500000人未満 人口20万人以上が中核市要件。

表 1 人口規模別標本の説明

4-6. 分析手法

まず、1 人あたり歳出総額と DID 人口比率の相関を確認するため、2015 年度のデータを用いて、縦軸に 1 人あたり歳出総額、横軸に DID 人口比率をとった散布図を作成する。

第二に、両者の相関が疑似的でないことを確認するため、2010 年度と 2015 年度のプーリングデータを用いて統制変数を投入し、DID 人口比率が 1 人あたり歳出総額に有意な影響を与えているか分析する。なお、DID 人口比率の二乗項を投入しない Model 1、二乗項を投入した Model 2 を比較し、混雑現象の発生有無を検証する。

⁹² https://www.mlit.go.jp/common/001083358.pdf (最終アクセス:2021 年 10 月 30 日)。

第三に、DID 人口比率の時系列変化が 1 人あたり歳出総額に対して有意な影響を与えているか、固定効果モデルを用いて分析する。

最後に、プーリングデータから 1 人あたり歳出総額を最小化する最適 DID 人口比率とその歳出額の算出を行う。

表 2 変数説明

変数名	変数説明	出典
1人あたり歳出総額	市町村における年間の住民1人あたり歳出総額(千円)	地方財政状況調査・e-Stat
	歳出決算総額/総人口	
DID人口比率	総人口に占めDID人口の割合(%)	国勢調査・e-Stat
	DID人口 / 総人口	
総人口	市町村における常住している者の総数	国勢調査・e-Stat
可住地面積	総面積から林野面積と主要湖沼面積を差し引いた面積	全国都道府県市区町村別面 積調・e-Stat
昼夜間人口比率	(昼間人口/夜間人口)×100	国勢調査・e-Stat
65歳以上人口割合	市町村別総人口における65歳以上人口の割合	国勢調査・e-Stat
2015年度	2010年度=1、2015年度=2でカテゴリ化	国勢調査・e-Stat

表 3 記述統計

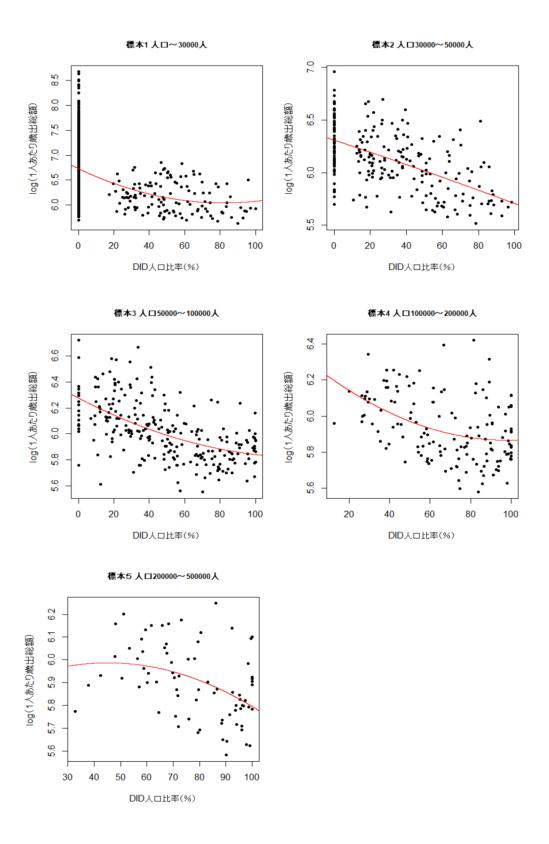
変数名	観測数	平均值	標準偏差	最小値	最大値	
1人あたり歳出総額	3137	6.3238	0.5378	5.4540	9.3247	
DID人口比率	3137	0.2686	0.3346	0.0000	1.0000	
DID人口比率・2乗項	3137	0.1841	0.2863	0.0000	1.0000	
log(総人口)	3137	10.0340	1.4118	5.1818	13.3420	
log(可住地面積)	3137	8.3266	1.0200	4.6540	11.2939	
昼夜間人口比率	3137	95.6320	11.2023	65.8000	318.5000	
65歳以上人口割合	3137	29.9480	7.3333	9.1920	60.4850	
2015年度	3137	1.5011	0.5000	1	2	

5. 分析結果

5-1. 散布図

図1は、2015年単年度のデータを用いて、縦軸に1人あたり歳出総額、横軸にDID人口比率をとった散布図である。赤線は推定されたDID人口比率の二次関数をプロットしており、DID人口比率と1人あたり歳出総額の間の関係を示している。DID人口比率が増加すると、1人あたり歳出総額が減少する負の関係にあることが分かる。

図1 DID人口比率の1人あたり歳出総額に与える影響(散布図)



5-2. プーリングモデルを用いた重回帰分析

表 4 は、1 人あたり歳出総額を従属変数に 2 か年のデータを用いた重回帰分析の結果である。人口 30000 人未満標本を除き、全ての標本で DID 人口比率及びその二乗項が有意となった。 DID 人口比率の係数がマイナス、二乗項がプラスであり、 DID 人口比率が高くなると 1 人あたり歳出総額は小さくなるが、ある地点において増加に転じる U 字型の構造になっていることが分かった。また、二乗項の係数は人口規模が大きくなるほど大きく、人口規模に応じて混雑現象の効果が大きくなることが分かる。よって、人口 30000~500000 人の自治体において DID 人口比率を高めることで 1 人あたり歳出総額を削減することができるが、混雑現象の発生により、その効果は人口規模に応じて逓減すると言える。

一方、人口 30000 人未満標本では、Model 1 のみ DID 人口比率が有意であり、その係数はプラスである。人口 30000 人未満の自治体では、1 人あたり歳出総額に対して DID 人口比率の有効性は低いことが分かった。財政支出の効率化に向けて、更なる市町村合併により人口規模を増加させることが必要である可能性を示唆する結果である。

5-3. 固定効果モデルを用いたパネルデータ分析

分析結果の表は割愛するが、固定効果モデルでは、DID 人口比率と 1 人あたり歳出総額の間に有意な相関は見られなかった。他の統制変数もほとんど有意な結果を示さなかったことから、2010 年、2015 年の 2 か年では各変数について大きな変化がなかったことが原因と思われる。また、コンパクトシティ政策が地方自治体の都市計画に盛り込まれるようになったのは 2014 年の立地適正化計画制度施行以降であり、成果が現れるまでに至っていないことも考えられる⁹³。しかし、コンパクトシティ政策の効果を検証するには、政策実施前後のデータを比較する必要があり、パネルデータの拡充が求められる。

5-4. 最適DID人口比率の試算

表 5 は、人口規模標本別の最適 DID 人口比率を導出した結果である。人口 30000 人未満の標本 1 では、DID 人口比率が 1 人あたり歳出総額に対して有意でなかったため、最適 DID 人口比率は示唆されない。標本 2 から標本 5 について、最適 DID 人口比率はおよそ 40%から 70%の間と人口規模によって差があることが分かった。標本 2 と標本 3 についてはおよそ同程度の最適 DID 人口比率が導出されたが、人口 100000 人を超えた標本 4、標本 5 については最適 DID 人口比率が大きくなっている。人口 30000 人から 100000 人の間では最適 DID 人口比率は横ばいであるが、人口 100000 人以降、増加に転じる傾向が示唆された。

⁹³ https://www.mlit.go.jp/en/toshi/city_plan/compactcity_network2.html(最終アクセス: 2021 年 10 月 30 日)。

表4 DID人口比率の1人あたり歳出総額に対する影響(重回帰分析)

					:	従属変数	女								
					log(1人)	あたり常	遠出総額)								
		標本	1			標本	2			標本	3				
	人	□30000	0人未満		人口	30000~	~50000人		人口	50000~	100000人)人			
独立変数	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2		Model 1		Model 2				
(定数項)	9.0530	***	9.0430	***	5.3370	***	5.3130	***	5.1100	***	5.1650	***			
	(0.2119)		(0.2161)		(0.7213)		(0.7097)		(0.5744)		(0.5344)				
DID人口比率	0.1097	**	0.0475		-0.0620		-0.3011	**	0.0203		-0.5781	***			
	(0.0370)		(0.1062)		(0.0495)		(0.1152)		(0.0478)		(0.0947)				
DID人口比率・2乗項			0.0900				0.3203	*			0.6916	***			
			(0.1359)				(0.1277)				(0.1006)				
log(総人口)	-0.5273	***	-0.5268	***	-0.1704	*	-0.1737	*	-0.1019		0.1350	*			
	(0.0146)		(0.0148)		(0.0711)		(0.0700)		(0.0605)		(0.0571)				
log (可住地面積)	0.1760	***	0.1765	***	0.1556	***	0.1603	***	0.0928	***	0.1374	***			
	(0.0780)		(0.0088)		(0.0191)		(0.0196)		(0.0213)		(0.0226)				
昼夜間人口比率	0.0051	***	0.0051	***	0.0071	***	0.0076	***	0.0078	***	0.0083	***			
	(0.0014)		(0.0014)		(0.0012)		(0.0013)		(0.0012)		(0.0011)				
65歳以上人口割合	0.0109	***	0.0109	***	0.0203	***	0.0201	***	0.0175	***	0.0150	***			
	(0.0150)		(0.0016)		(0.0024)		(0.0024)		(0.0029)		(0.0028)				
2015年度	0.0217	**	-0.0215	*	-0.0056		-0.0054		0.0061		0.1450				
	(0.0084)		(0.1359)		(0.0124)		(0.1277)		0.0130		(0.0128)				
調整済み R^2	0.8118		0.8117		0.6871		0.6923		0.6146		0.6639				
N	1717		1717		457		457		501		501				

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は市区町村ごとにクラスター化した標準誤差。

					1	従属変数	 女		_
	log (1人あたり歳出総額)								
		標本	:4	標本5					
	人口1	人口100000~200000人			人口200000~500000人				
独立変数	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2		
(定数項)	6.1030	***	6.4420	***	4.0220	***	4.1380	***	
	(0.5937)		(0.5522)		(0.6490)		(0.6349)		
DID人口比率	0.1233		-1.3540	***	-0.0590		-1.8250	*	
	(0.8530)		(0.3189)		(0.1123)		(0.7137)		
DID人口比率·2乗項			1.2700	***			1.3580	**	
			(0.2506)				(0.5138)		
log(総人口)	-0.1828	**	-0.2217	*	0.0295		0.0160		
	(0.0575)		(0.0529)		(0.0541)		(0.0486)		
log(可住地面積)	0.0795	**	0.1310	***	-0.0238		0.0350		
	(0.0249)		(0.0234)		(0.0328)		(0.0321)		
昼夜間人口比率	0.0094	***	0.0095	***	0.0113	***	0.0112	***	
	(0.0014)		(0.0012)		(0.0023)		(0.0019)		
65歳以上人口割合	0.0085	**	0.0091	**	0.0289	***	0.0302	***	
	(0.0031)		(0.0028)		(0.0049)		(0.0054)		
2015年度	0.0397	**	0.0362	**	-0.0338		-0.0392		
	(0.0148)		(0.0137)		(0.0219)		(0.0233)		
調整済み R^2	0.51997		0.6213		0.5877		0.6240		
N	292		292		155		155		

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

⁽²⁾⁽⁾内は市区町村ごとにクラスター化した標準誤差。

表 5 人口規模別標本の最適 DID 人口比率

標本名	人口規模	最適DID人口比率	1人あたり歳出総額
標本1	30000人未満	なし	_
標本2	30000人以上50000人未満	46.99%	205万円
標本3	50000人以上100000人未満	41.80%	155万円
標本4	100000人以上200000人未満	53.33%	437万円
標本5	200000人以上500000人未満	67.22%	33万円

人口規模の大きな市町村は、そもそも面積に占める DID 地区の割合が大きいため、そこに 居住する者の割合も高くなるからだと推測される。

5-5. 事例研究

重回帰分析の結果、DID 人口比率を高める施策が 1 人あたり歳出総額の削減に効果を示すことが分かった。一方、固定効果モデルを用いたパネルデータ分析では、DID 人口比率の年度変化が 1 人あたり歳出総額に与える影響を推定できなかった。コンパクトシティの取り組みが盛んになったのが近年であること、コンパクトシティ形成にかかる初期コストの影響で一時的な財政支出増加の可能性があること、政策実施後、財政効果が現れるまでにラグが生じることが原因としてあげられる。以上より、DID 人口比率と 1 人あたり歳出総額の関係を事例から捉えることは難しいが、ここでは地方の中都市におけるコンパクトシティ政策の事例として山形県鶴岡市を取り上げ、財政面以外の効果も含めて紹介する。

鶴岡市は人口約 13 万人に対して東北第 1 位の面積約 1311km² を有しており、中心市街地の衰退や居住地域の拡散に悩んできた自治体の 1 つである。2005 年から 2015 年の 10 年間で人口が約 1 万 1 千人減少しており、持続可能なまちづくりが必要とされていた94。市は2001 年の都市計画マスタープランでコンパクトシティについて言及し、取り組みを進めている。鶴岡市におけるコンパクトシティの特徴は、中心市街地地区と結節する南部地区、西部地区、北部地区と 4 つの拠点に分けて整備を進めている点である。中心市街地地区では官公署や商店街の集積を行い、南部地区は住宅団地、高速道路のインターチェンジが近接する西部地区は産業・居住・娯楽施設等、北部地区は自然景観と交通利便性を活かして慶應義塾大学先端生命科学研究所を 2001 年に誘致するなど技術研究の開発拠点として整備を行っている。鶴岡市の事例からは、人口を 1 つの地域に集約するのではなく、集約拠点を複数つくり、多極ネットワーク型のコンパクトシティを目指すことの有効性が分かる。実際に市

⁹⁴ https://www.city.tsuruoka.lg.jp/seibi/toshikeikaku/toshikeikaku-plan/tosisaikou.files/toshisaikouzenbun201803.pdf(最終アクセス:2021年11月3日)。

街化区域の人口割合は 2005 年からの 10 年間で 8%上昇し⁹⁵、先端企業の誘致で雇用と経済 効果の創出にも成功している。

6. 結論

本稿では、コンパクトシティ化の指標として DID 人口比率を取り上げ、人口集約が 1 人 あたり歳出総額を削減するかの分析を行った。その結果、30000 人以上の人口を有する自治体では DID 人口比率が高まると、1 人あたり歳出総額が小さくなるが、最適 DID 人口比率を境にその効果が逓減することが分かった。また、最適 DID 人口比率はおよそ 40%から70%の間であり、人口規模が大きい自治体ほど最適 DID 人口比率が高くなる傾向が読み取れた。一方、人口 30000 人未満の小自治体において、DID 人口比率の財政削減に与える影響を有効ではなかった。

以上より、財政支出の削減を目的としたとき、人口 30000 人以上の人口を有するという 条件付きではあるが、コンパクトシティ政策は有効であると言える。

本稿では、コンパクトシティ化の指標として DID 人口比率を取り上げ、1 人あたり費用の削減に効果を発揮する結果を導出したが、コンパクトシティの概念全てを説明できていない。DID 人口比率は、総人口の内の DID 人口の割合であり、DID 地区内の人口密度は考慮していない。同じ DID 人口比率 50%の地域があったとしても、DID 地区内の人口密度が異なれば、コンパクト化の度合いも異なると言える。そのため、より精緻に集約度合を測るには、DID 地区内の人口密度も考慮に入れて分析を行う必要がある。

また、自治体がコンパクトシティ政策の実行可否を判断するためには、コンパクトシティ形成の効果がコストを上回ることを実証しなければならない。コンパクトシティ形成にあたっては、住居や公共施設の移転費用等のコストが発生する。実際に、個別にデータを見てみると、コンパクトシティ政策の先駆的事例として知られる富山市や青森市では、2010年から 2015 年にかけて 1 人あたり歳出総額が増加しており、理論に反する結果となっている。これはコンパクトシティ形成の初期コストが発生している可能性がある。また、コンパクトシティ政策は、一定の期間をかけて人口の集住を誘導するものであるため、効果が出るまでのラグが生じている可能性もある。そのため、コンパクトシティの費用対効果を実証するには、現在政策を実行している自治体に着目し、今後数年間の 1 人あたり費用の変化を追っていく必要があるだろう。

-

⁹⁵ https://www.pref.ibaraki.jp/doboku/toshikei/kikaku/machi/documents/7konnpakutositeli.pdf(最終アクセス: 2021 年 11 月 3 日)。

7. 参考文献

- 杉田浩・関野達也・谷下雅義・鹿島茂. 2000. 「交通エネルギー消費量、交通費用、都市整備・維持管理からの都心居住と郊外居住の比較分析」 『第 35 回日本都市計画学会学術研究論文集』、247-252.
- 林正義. 2002.「地方自治体の最小効率規模―地方公共サービス供給における規模の経済と 混雑効果」『フィナンシャル・レビュー』61: 59-89.
- 古川章好. 2004. 「地域別の最適人口規模」 『オイコノミカ』 40 (3・4): 81-94.
- 国土交通省.「コンパクトシティの形成に向けて」https://www.mlit.go.jp/common/0010833 58.pdf(最終アクセス: 2021 年 10 月 30 日).
- 国土交通省.「立地適正化計画の意義と役割―コンパクトシティ・プラス・ネットワークの推進」https://www.mlit.go.jp/en/toshi/city_plan/compactcity_network2.html (最終アクセス: 2021年10月30日).
- 鶴岡市.「鶴岡市都市再興基本計画(平成 29 年 4 月)」https://www.city.tsuruoka.lg.jp/seib i/toshikeikaku/toshikeikaku-plan/tosisaikou.files/toshisaikouzenbun201803.pdf(最終アクセス: 2021 年 11 月 3 日).
- 水戸市.「攻めるコンパクトシティ〜山形県鶴岡市における都市再生の取り組み」https://www.pref.ibaraki.jp/doboku/toshikei/kikaku/machi/documents/7konnpakutositeli.pdf (最終アクセス: 2021 年 11 月 3 日).
- 内閣府.「第3回 2030年展望と改革タスクフォース」https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/2030tf/281027/shiryou5_6.pdf(最終アクセス:2021年10月30日).

築山宏樹研究会三田祭論文集 第2巻

慶應義塾大学法学部政治学科 築山宏樹研究会 編

2021年11月17日発行