

築山宏樹研究会三田祭論文集

第 1 卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会

第 1 期

2020 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1期の三田祭論文を所収したものである。当研究会は、政治過程や公共政策を研究対象として、特に、計量分析を用いた実証研究を扱う点に特色がある。研究会の三年生には、研究設計・データ収集・データ解析の方法を一から学んでもらい、各自の問題関心にに基づき、独力で研究論文を執筆できるようになることを目標に、研究会活動に取り組んでもらった。この度、上梓する本論文集は、そのような三年生の研究会活動の集大成である。

第一部では、公共政策編として、企業のワークライフバランス施策、同性婚合法化、地域団体商標制度、食品廃棄物対策、雇用対策協定、若年労働環境と婚姻、子どもの貧困対策、高齢者福祉と高齢者の転入超過に関する論文を掲載した。また、第二部では、政治過程編として、議会の年齢・性別構成と政策形成、政治的景気循環、内閣の安定性、若年層の右傾化に関する論文を掲載した。女性活躍・地方創生・少子高齢化問題から、代議制の機能不全・若年層の右傾化まで、現代的なテーマが並んだ。分析結果には、学術的・政策的に興味深い知見が認められるところがあるものと思われる。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、初年度の開講であるのみならず、コロナ禍において、オンライン上での活動を余儀なくされるなど、参加者に多大な努力を求めることになった。このような異例尽くめの状況にもかかわらず、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。

2020年11月1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	公共政策編		
第 1 章	企業の WLB 施策と女性活用の関係—IT・化学・食料品業界のパネルデータによる実証分析	安部 麻由佳	3
第 2 章	同性婚の合法化による経済効果—アメリカの州別のパネルデータによる実証分析	新井 美代	15
第 3 章	地域団体商標制度の地域経済活性化効果について—農産品に注目して	村上 陽太	27
第 4 章	自治体の食品廃棄施策が食品廃棄量に与える影響—外食産業の事例から	高橋 駿	41
第 5 章	障害者雇用に対する雇用対策協定の効果—都道府県のパネルデータによる実証分析	笹本 賢佑	57
第 6 章	婚姻率に対する若年層の経済的要因—都道府県のパネルデータによる実証分析	佐藤 大河	71
第 7 章	子どもの貧困施策が生活保護世帯の高校進学率に与える影響	松尾 優里	85
第 8 章	市区町村における高齢者福祉の充実度と転入超過率の関係	大矢 健太	101
第 2 部	政治過程編		
第 9 章	議会構成員の特性と政策形成の関係—東京 23 区議会パネルデータによる実証分析	宇野 はる佳	115
第 10 章	都道府県財政における政治的景気循環による財政変動の関係	村田 浩輔	129
第 11 章	内閣交代の要因分析	佐藤 礼哉	143
第 12 章	若年層の政治意識に関する研究—若年層の右傾化の議論から	稲田 裕次郎	159

第 1 部

公共政策編

第 1 章

企業のWLB施策と女性活用の関係

— I T・化学・食料品業界のパネルデータによる実証分析—

安部 麻由佳

要約

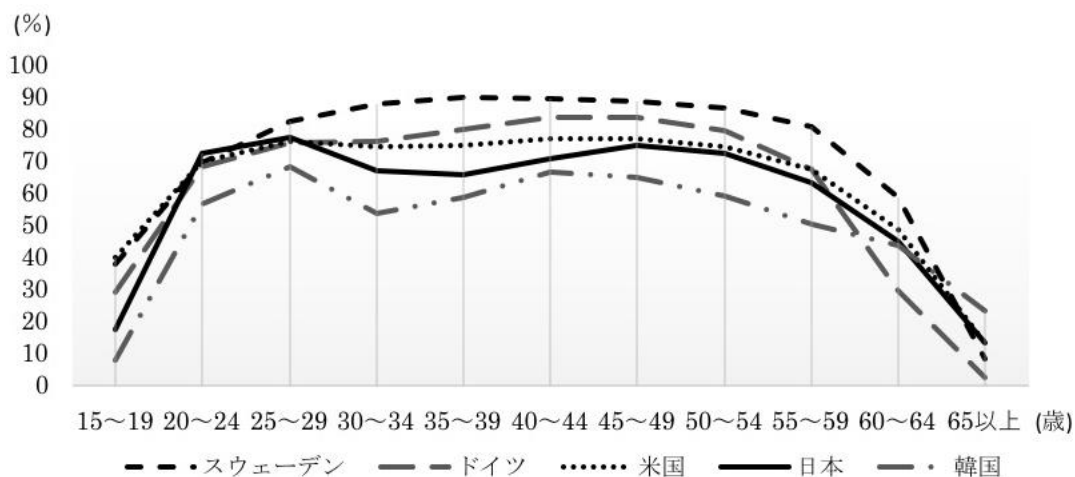
本稿では、企業の女性活用に WLB 施策がいかなる影響を及ぼしているかについて考察する。これまで同様の研究で、女性の正社員比率や管理職比率にいくつかの制度が正の影響を与えることが示されているが、一企業内で 20 代から 30 代にかけて女性社員がどれだけ流出したかを検証に含めた研究は存在しない。本稿では企業のパネルデータを用いて、女性の管理職比率に加えてこの流出率を従属変数とし、WLB 施策がいかなる効果を与えているかを検証した。その結果、事業内または提携託児施設が女性社員の流出に歯止めをかけ、在宅勤務制度が管理職比率を高めることが示唆された。本稿で用いたデータは限られた企業の 3 期分のデータに過ぎず安易に一般化することはできないが、女性社員の就業継続に対しては子供を安心して預けられる環境が、昇進に対しては勤務形態の柔軟化が重要であることを実証的に示すことができたと言える。

1. はじめに

近年我が国では、女性活躍推進を掲げて様々な方針が政府レベルで打ち出されている。代表的なものとしては、2015 年に制定された女性活躍推進法が挙げられる。これは、国・地方公共団体、従業員数 301 人以上の企業に対して、女性の活躍に関する行動計画や状況の公表を求める法律である。さらに 2019 年には同法が改正され、2022 年 4 月 1 日以降は従業員数 101 人以上の企業にまで義務が拡大されることとなった。それに伴い、企業の側でも女性活用に向けたワークライフバランス（WLB）施策は徐々に充実しつつあるものの、女性の労働力率・管理職比率はそれほど大きく上昇しているわけではない。例えば、男女共同参画局のデータによれば、女性の年齢階層別労働力率のグラフは依然として M 字カーブ（結婚や出産による退職で 30～40 代の労働力率が低下する）を描いており、近年その度合いは緩和されてきたものの、図 1 のように、欧州や米国と比較するとその差は歴然としている¹。

¹ http://210.149.141.45/about_danjo/whitepaper/h22/zentai/html/zuhyo/zuhyo002.html

図1 女性の年齢階級別労働力率（国際比較）



出典：平成22年版男女共同参画白書より筆者作成

また、女性管理職比率に関しても同様のことが言える。国際労働機関によれば、2018年の世界の管理職に占める女性の割合は27.1%となっているが、日本はG7最低の12%であり、欧米諸国と比較すると非常に低い水準にとどまっている²。このような現状を打開するためには、企業がWLB施策を今以上に拡充する必要があるが、その導入率は依然として高くない。加えて、どのような施策が女性の活躍に対して効果的であるかも実証的に明らかにされていない。

以上の点を踏まえて本稿では、東洋経済新報社『CSR 企業総覧』からパネルデータを作成し、企業のWLB施策が女性活用にどのような影響を及ぼしているのかを検証する。先行研究では既に女性管理職比率や正社員比率に対するWLB施策の効果を検証したものがあるが、本稿では女性のキャリアを前半と後半に分けて捉えた点でそれらと異なる。まず、結婚・出産による退職の防止という観点から20～30代女性社員の流出率をキャリアの前半、その後の昇進という観点から管理職比率をキャリアの後半の指標として捉え、それぞれにプラスの影響を与える制度の違いについて比較を行った。なお、データとしては女性活用が既に比較的進んでいるIT業界、化学業界、食料品業界に焦点を当てている。

分析結果からは、キャリア前半に該当する20～30代女性社員の流出には事業内または提携託児施設が、キャリア後半に該当する管理職比率には在宅勤務制度が有意に正の影響を与えることが示された。管理職比率については、勤務の柔軟化が有意にはたらくという点で先行研究の見解と一致した。一方、若手女性社員の退職防止に事業内託児施設が有効であることから、安心して子供を預けられる環境の整備が必要とされていることが示された。

（最終アクセス：2020年10月28日）

² 世界経済フォーラム、2019、『ジェンダー・ギャップ指数』

2. 先行研究

前節で述べたように、企業の WLB 施策が女性活用に与える影響についてはいくつかの先行研究が見られる。ここでは 2010 年代以降の、本稿と同じようにパネルデータを用いた研究についてレビューする。なお、いずれにおいてもデータは『CSR 企業総覧』から作成されている。

まず固定効果モデルないし変量効果モデルを用いた研究がいくつか挙げられるが、その結果はそれほど一貫性がある訳ではない。例えば山本（2014）は、どのような企業で女性活用が進み、どのような WLB 施策がそれに好影響を与えているのか、変量効果モデルと固定効果モデルを用いて推計している。その結果、職場の労働時間が短く、雇用の流動性が高く、賃金のばらつきが大きい企業ほど女性の活用が進んでいるとされた。その上で、法を上回る育児・介護休業制度、短時間勤務制度、勤務地限定制度、長時間労働是正の取り組みなどの WLB 施策が、変量効果モデルでは正社員女性比率と管理職比率の両方に、固定効果モデルでは正社員女性比率のみに有効であることが示された。一方、Kato and Kodama（2015）によれば、企業内保育施設・保育手当は導入後時間を経るにつれて女性従業者数、女性管理職数、女性部長数を有意に増やすことが示されたが、短時間勤務制度の導入はむしろ女性活用に負の影響をもたらすことも明らかにされた。他には、男性従業員の勤続年数が短く、社内公募制度があり、柔軟な働き方が可能で、残業時間が短く、有給取得率の高い企業で女性活用が進んでいると示す研究がある（高村 2016）。ここでは同時に、フレックス制度と在宅勤務制度が管理職比率に有意に正の影響を与えていることも示されている。

一方、WLB 制度の有無ではなく、制度を因子分析で分類した上で独立変数として用いた研究も挙げられる。2006 年と 2014 年のデータで因子分析を行った阿部ほか（2017）の研究によれば、存分に働くための支援、労働時間短縮配慮は、出産、就業継続、女性比率、女性管理職比率と概ね正の相関があるとされる。一方、子育て支援やフレキシブルな働き方は女性比率、女性管理職比率にはほとんど影響がなかった。また、電機産業 3 期分のデータで同様の分析を行った斎藤（2017）によれば、フレキシブルな働き方は管理職比率を、労働時間短縮配慮は 30 代女性の正社員比率を有意に高めるとされている。

以上のように、WLB 施策は企業の女性活用に対して概ね正の影響を与えられと考えられるが、その分析結果は扱うデータの業界や年度によって違いがあり、ひとつの結論を出す段階には至っていない。また、先行研究では前節で述べたような女性の就業率の M 字カーブ、すなわち結婚・出産・育児による就業継続の問題が捉えられていない。したがって本稿では、ある程度のデータ上の制約を踏まえた上で、管理職比率に加え、先行研究では見られなかった 20 代女性社員から 30 代女性社員の流出率を従属変数として分析を行うことにした。

3. 理論仮説

企業の女性活用を推進する要因は何か。本稿ではこれに関して、女性のキャリアを前半と後半の二段階に分けて考える。前半は、20代～30代前半の、いわゆる結婚・出産適齢期に重なるキャリア形成の初期～中期段階を指す。一方後半は、それ以降の年齢の、より高い役職へと昇進する段階を指す。

従来の研究では、キャリア前半にあたる30代正社員女性比率に対して、短時間勤務制度などの労働時間短縮配慮がプラスの影響を与えると示されている（斎藤 2017）。しかしながら、30代正社員女性比率のデータ単体からは、20代からどれだけの女性社員が就業継続を断念したかを測ることはできない。本稿では20代～30代女性社員の流出について検討するため、働き方自体に関する施策のほかに、就業継続を阻む最も大きな要因となると考えられる出産・育児に関連する施策がプラスの効果を持つと仮定する。特に、出産した女性社員が復帰のために子供を預けられるかどうかは、雇用継続にとって非常に大きな問題だと考えられる。例えば東京新聞の調査によれば、2020年春の0～2歳児の認可保育施設の利用申込者数のうち、募集枠を上回った割合（超過率）は、首都圏27市区で平均21.8%に上っており³、都市部で待機児童問題が深刻であることは明らかである。子供が保育園に入園できず待機児童になり、尚且つ夫の協力が得られない場合、多くの女性はこれまで通りの労働を諦めるか、高額で安全性の低い認可外保育園に子供を預けることとなる。そのため、地域で十分な保育サービスを享受できないのであれば、企業側がWLB施策の一環としてサービスの補助費や託児所を提供することは、女性にとって雇用継続のインセンティブとなるだろう。

また、キャリア後半にあたる時期については、従来の研究では在宅勤務制度を含む勤務形態の柔軟化に関するWLB施策が、女性活躍にプラスの影響を与えると示されている（高村 2016）。そもそも、日本で女性管理職比率が低いことの要因として、日本企業における働き方が長時間労働になりがちである⁴こと、すなわち勤務自体に柔軟性が欠けていることが挙げられる。女性社員は依然として家庭内労働を男性よりも多く負担する傾向にある⁵が、自宅やサテライトオフィス等における、地理的・時間的制約の少ない柔軟な勤務が可能であれば、仕事との両立がしやすくなるため、子育てを理由に負担の少ない仕事を選んだり、昇進を諦めたりする必要がなくなると考えられる。したがって、育児面の支援に加えて、勤務形態の柔軟化に関するWLB施策は、子供を持つ30代後半以降の女性社員にとって、昇進に対するインセンティブとして働くと考えられる。

以上二点の理論から導き出される仮説をまとめると、以下の通りである。

³ 東京新聞（2020）

⁴ 小熊（2019）

⁵ 総務省（2016）

仮説 1：企業の WLB 施策は、子供を持つ女性社員の退職を防止する。

仮説 2：企業の WLB 施策は、女性社員の昇進を促進する。

これらの仮説の実際の検証では同じ独立変数群を用いて、幅広く WLB 施策の効果を見ていることに注意されたい。

同時に、分析結果の確からしさを保つために、独立変数群となる WLB 施策を上記の理論に沿って分割した分析についても行う。すなわち、独立変数を育児に関連する施策、勤務の柔軟化に関連する施策の二つに分け、キャリア前半または後半に該当するそれぞれの従属変数に対する効果を検証する。したがって、次の仮説を付け加える。

仮説 3：育児に関連する WLB 施策は子供を持つ女性社員の退職を防ぎ、勤務の柔軟化に関連する WLB 施策は女性社員の昇進を促進する。

4. データと方法

4-1. データ

企業の WLB 施策が女性社員比率および管理職比率に与える影響を推定するために、東洋経済新報社の『CSR 企業総覧』から 4 年ごとのパネルデータを独自に作成した。年度は 2010 年度、2014 年度、2018 年度で、業界は IT 業界 66 社、化学業界 64 社、食料品業界 55 社のものを収集し、3 業界の結合データで分析を行った。なお、『CSR 企業総覧』でデータ検索が可能な業界のうち、IT 業界は非製造業で 1 番、食料品業界と化学業界は 1 番目と 2 番目に女性管理職比率が高い⁶ため、他業種よりも制度の効果を明瞭に推定できると予想し、分析対象とした。また、回答が得られなかったため欠損値となる年度があり、アンバランスド・パネルデータとなっていることには注意されたい。

4-2. 従属変数

従属変数には二つの数値を用いた。まず、若手女性社員の流出率の指標については、30 代社員の女性割合を 20 代社員の女性割合で割ったものを使用した。例えば、30 代女性社員割合が 15%、20 代女性社員割合が 30%の場合、数値は 0.5 と計算される。したがって、数値が大きいほど流出が少なく、反対に数値が小さいほど流出が多いことになる。次に、女性管

⁶ 厚生労働省（2020）

理職比率については「多様な人材活用」の欄に掲載されている数値を用いた。但し、いずれの変数についても年度によって掲載されていない場合があったため、それらは欠損値として扱った。

4－3．独立変数

独立変数には、企業の WLB 施策のうち子育てや勤務形態に関わるものを用いた。具体的には、在宅勤務制度、サテライトオフィス、事業所内または提携託児施設、保育手当、子の看護休暇の有無をダミー変数化し、さらに最長育休期間も分析に加えた。各変数の選定理由は概ね第 3 節の理論仮説で述べたとおりだが、保育手当、特別休暇、最長育休期間については、子育てに対する時間的・金銭的補助や、長期の育児休暇が保証されていることが女性の働き続けるインセンティブになると考え投入した。なお、先行研究では短時間勤務制度やフレックスタイム制度の有無を独立変数に加えている場合があるが、今回のサンプルではいずれの企業もこれらの制度のうちどちらかを有していたため、分析対象にはしなかった。

次に、統制変数には、先行研究に倣ってその年度の従業員数および売上高に自然対数化を施したものをを用いた。これは、大企業であるほど、あるいは財務状況の優れた企業ほど、WLB 施策が充実し、女性活用も進んでいる可能性が考えられるためである。なお、売上高のデータは国内外企業・産業分析プラットフォームである SPEEDA から収集し、『CSR 企業総覧』から作成したデータと組み合わせて使用した。表 1 と 2 は、それぞれ以上の変数について整理したものと、記述統計である。表 2 によれば、女性管理職比率は 4 年ごとに 1～2% ずつ緩やかに上昇していることが読み取れるが、若手女性社員の流出率についてはそうした一定の傾向は見られず、数値は年度によって異なる。また、独立変数に関しては最長育休期間には大きな変化が見られないものの、すべての変数について年度を追うごとに値が上昇しており、全体として WLB 施策の拡充が進んできていると推察される。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
30代女性社員割合/20代女性社員割合	企業の30代社員における女性の割合を20代社員における女性の割合で割って、流出率の指標とした	CSR企業総覧
女性管理職比率	企業の管理職に占める女性の割合（％）	CSR企業総覧
在宅勤務制度	在宅勤務制度の有無をダミー変数化	CSR企業総覧
サテライトオフィス	サテライトオフィスの有無をダミー変数化	CSR企業総覧
事業所内または提携託児施設	事業所内託児施設か、提携託児施設のいずれかの有無をダミー変数化	CSR企業総覧
保育手当	育児サービスの費用を補助する制度の有無をダミー変数化	CSR企業総覧
特別休暇	子の看護休暇や、子の行事のための特別休暇の有無をダミー変数化	CSR企業総覧
最長育休期間	育児休業の最長期間（年）	CSR企業総覧
log（従業員数）	企業の従業員数を自然対数化	SPEEDA
log（売上高）	企業の売上高を自然対数化	SPEEDA

表 2 記述統計

2010年					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
30代社員割合/20台社員割合	141	0.8669	0.4335	0.1863	3.3939
管理職比率	152	0.0428	0.0676	0	0.5710
在宅勤務制度	170	0.1647	0.3720	0	1
サテライトオフィス	170	0.0824	0.2757	0	1
事業所内または提携託児施設	170	0.0529	0.2246	0	1
保育手当	170	0.2941	0.4570	0	1
特別休暇	170	0.0824	0.2757	0	1
最長育休期間	170	2.1240	0.5379	1	5
従業員数	174	1584	1978	10	11062
売上高	160	381918	1078329	466	10181376
2014年					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
30代社員割合/20台社員割合	132	0.9300	0.4957	0.2500	1.0639
管理職比率	147	0.0526	0.0717	0	0.6250
在宅勤務制度	152	0.2697	0.4453	0	1
サテライトオフィス	152	0.1250	0.3318	0	1
事業所内または提携託児施設	152	0.0855	0.2806	0	1
保育手当	152	0.3684	0.4840	0	1
特別休暇	152	0.1053	0.3079	0	1
最長育休期間	153	2.1310	0.5757	1	5
従業員数	158	1985	3082	8	22855
売上高	149	488653	1237607	485	10925174
2018年					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
30代社員割合/20台社員割合	121	0.8591	0.2919	0.3591	2
管理職比率	139	0.0709	0.0708	0	0.4580
在宅勤務制度	140	0.5214	0.5013	0	1
サテライトオフィス	140	0.3214	0.4687	0	1
事業所内または提携託児施設	140	0.1643	0.3719	0	1
保育手当	139	0.4316	0.4971	0	1
特別休暇	140	0.1786	0.3844	0	1
最長育休期間	139	2.2190	0.5521	2	6
従業員数	152	2092	2783	6	17115
売上高	146	550488	1419085	559	11799587

4-4. 分析手法

本稿では、企業の WLB 施策が若手女性社員の流出率、および女性管理職比率に与える影響を、パネルデータ分析によって推定する。ここでは、収集したデータが 3 期分のパネルデ

ータであること、また年度および企業ごと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線形回帰モデルを採用した。なお、同一企業のデータ間で相関が生じる可能性があるため、企業ごとにクラスター化したクラスター標準誤差を用いて分析を行った。

5. 分析結果

表 3 は企業の若手女性社員の流出率および女性管理職比率に対する WLB 施策の効果を、固定効果線形回帰モデルによって推定した結果である。まず、女性若手社員の流出率については、第 4 節の独立変数に関する説明で立てた仮説の通り、事業所内または提携託児施設の存在が統計的に有意に正の影響を与えること、すなわち女性の流出に歯止めをかけることが示された。また仮説 3 として、独立変数を育児に関連する施策に絞ったモデルを検証したところ、同変数は 1% 水準で有意に正の影響を与えることが示され、施策の効果の確からしさが高まる結果となった。一方、女性管理職比率については、在宅勤務制度が有意に正の影響を与えると推定された。勤務の柔軟化に関連する施策に絞ったモデルについても検証したが、ほぼ同様の結果となり、具体的には在宅勤務制度がある場合に 1.7% 女性管理職比率が高まると示された。以上のように、WLB 施策がこれらの従属変数にプラスの効果を持つという仮説は部分的に支持されたが、それぞれ有意な独立変数に違いがあり、同時にほとんどの変数は有意な効果を持たないことも示された。

各結果に関する解釈は以下の通りである。まず、事業所内または提携託児施設は、出産後も子供を預けられる場を確保できるという点において、特に若手女性社員の流出を抑える要因になると考えられる。また、保育手当や看護休暇のような育児に対する事後的な補助よりも、「まず保育園に入れるかどうか」が若手社員の就業継続に影響を与えているとも推察できる。加えて、育児休暇制度に関しては、休暇後の職場復帰が保証されていなければ利用が難しいため、期間ではなく利用率を指標とする方が適切かもしれない。

なお、国の政策レベルにおいても、働き方改革の一環として企業主導型保育施設事業への取り組みが近年進んできており、仮説 1 の分析結果はその効果が表れたものと考えられることも可能である。内閣府 HP によれば、企業主導型保育施設事業とは、事業主拠出金を財源として、従業員の多様な働き方に応じた保育を提供する企業を支援する取り組みであり、平成 28 年度に導入された。この事業に関して、内閣府は四点の特色を挙げている。第一に、企業が自社の従業員の働き方に応じて、多様で柔軟な保育サービスを提供できる点である。例えば、夜間や土日、短時間や週 2 日のみ働く従業員への対応も可能とされている。第二に、複数の企業が共同で施設を設置し、利用することができる点である。第三に、地域の子どもを受け入れることによって、施設運営の安定化を図りながら、地域貢献を行うことができる点である。第四に、企業主導型保育施設は認可外保育施設ではあるものの、保育施設の整備費および運営費について認可施設並みの助成を受けることができる点である。

これらの特色は、女性活躍の推進や地域貢献のみならず、従業員の WLB に真摯に取り組む姿勢から、企業イメージを向上させることにも繋がる。実際に、株式会社東急百貨店の事例では、従業員の利用者数は限られているものの、女子就活生の入社の決め手となったという声も上がっている⁷。また、平成 30 年以降は、中小企業が事業を利用しやすいように助成金の増額や、中小企業向け説明会の実施が行われており、この事業に対する政府の積極的な姿勢が見て取れる。但し、保育施設の設置には敷地、保育士、一定数以上の利用者の確保が必要であるため、依然としてそのハードルは高い。厚生労働省のデータによれば、保育士に関しては、平成 29 年度の有効求人倍率が 2.76 倍となっている⁸ため、処遇の改善が今後ますます政府レベルで求められることになるだろう。

次に、第 3 節でも述べた通り、在宅勤務制度は勤務形態の柔軟性の指標であり、家庭内労働との両立がしやすくなることから、子供を持つ女性がパフォーマンス次第で昇進できるチャンスを増やすと考えられる。同様に勤務形態の柔軟性の一つであるサテライトオフィスが有意な影響を持たなかったのは、近隣施設であっても在宅勤務と異なり社員はオフィスに外出しなければならない、幼い子供がいる場合にはあまり効果的に作用しないためではないかと推察される。勤務形態の柔軟性が女性管理職比率にプラスの効果を持つという解釈は、「フレキシブルな働き方」因子が同変数を有意に高めるとした斎藤（2017）のものと概ね一致していると言える。

なお、企業主導型保育施設の場合と同様に、政府レベルでも働き方改革の一環として企業のテレワーク化推進事業が行われている。例えば、厚生労働省はテレワーク総合ポータルサイト⁹を運営し、企業がテレワークを導入する際の参考となる情報を提供している。サイトによれば、テレワーク導入によるメリットには業務生産性の向上やコスト削減などの代表的なもののほかに、従業員の WLB 向上も挙げられている。本稿では、その効果の一部を実証できたと言えるだろう。また、中小企業向けの事業として、厚生労働省は働き方改革推進支援助成金を設けている。これは、テレワークやサテライトオフィスの導入に要した費用の一部を、目標達成状況に応じて助成する取り組みで、新型コロナウイルスの影響もあって今後ますます多くの企業が申請する可能性があると考えられる。本稿の分析結果を鑑みると、こうした中小企業を含むテレワーク化の動きは、副次的に女性の活躍を推進することになるかもしれない。

⁷ https://www8.cao.go.jp/shoushi/shinseido/ryouritsu/tachiage/2_01.html（最終アクセス：2020 年 10 月 31 日）

⁸ <https://jsite.mhlw.go.jp/miyagi-roudoukyoku/var/rev0/0119/7610/ho1.pdf>（最終アクセス：2020 年 10 月 25 日）

⁹ <https://telework.mhlw.go.jp>（最終アクセス：2020 年 10 月 25 日）

表3 企業のWLB施策が女性活用に及ぼす影響（固定効果線形回帰モデル）

独立変数	従属変数			
	30代女性社員割合/20代女性社員割合		女性管理職比率	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
在宅勤務制度	-0.0184 (0.0706)		0.0171 * (0.0069)	0.0175 * (0.0070)
サテライトオフィス	0.0139 (0.0626)		0.0033 (0.0075)	0.0064 (0.0070)
事業所内または提携託児施設	0.1741 * (0.6310)	0.1754 *** (0.0608)	0.0182 (0.0112)	
保育手当	-0.0548 (0.0664)	-0.0541 (0.0660)	-0.0040 (0.0067)	
特別休暇	-0.0879 (0.1091)	-0.0933 (0.1129)	-0.0037 (0.0068)	
最長育休期間	0.0026 (0.0799)	0.0052 (0.0778)	-0.0059 (0.0043)	
log（従業員数）	-0.1731 (0.1051)	-0.1753 (0.1024)	-0.0026 (0.0067)	-0.0004 (0.0063)
log（売上高）	0.1608 (0.1424)	0.1605 (0.1429)	0.0193 (0.0086)	0.0202 (0.0087)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.2487	0.2561	0.8678	0.8665
N	555	555	555	555

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

(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、企業の女性活躍を促進する要因を WLB 施策に焦点を当てて分析した。その結果、キャリア前半にあたる若手女性社員の退職に関しては、事業内または提携託児施設がプラスの効果を持つことが示され、育児関連の施策に絞った場合には 1 %水準で統計的に有意に正の影響を与えることも明らかになった。一方、キャリア後半にあたる女性社員の昇進については、在宅勤務制度がある場合に、女性管理職比率が 1.7%高まることが示された。

これらの結果からは、以下の提言が可能である。まず前節でも述べたように、子供を預けられる施設が整備されていることが、出産を理由とする女性社員の退職を防止できると考えられる。特に都市部では待機児童問題が深刻であり、安価な認可保育園を利用できる可能性が低いため、退職を選ばざるを得ない女性社員も多く存在すると推察される。企業は優秀な人材を失わないためにも、従業員が利用できる保育施設の拡充を、企業主導型保育施設事業のような政府からの援助も得つつ進める必要があるだろう。

次に、在宅勤務制度を利用できることが、女性の昇進に正の影響を与えると示された。第3節でも述べたように、日本で女性の管理職比率が低い理由として一般的に挙げられるのが、柔軟性に欠ける勤務形態と、それによって家庭内労働と仕事との両立が困難になることである。この場合、就業の継続を選んだものの、子育てをしなければならない女性社員は責任の軽い短時間の勤務を選ばざるをえないため、昇進に繋がるような高い評価を得にくいと考えられる。したがって、在宅勤務制度のように業務を効率化し、働く場所を問わず活躍することを可能にする制度は、女性社員の仕事と家庭の両立を促進し、昇進のモチベーションにもプラスの影響を与えると考えられるため、企業が主体的に導入を進めるべきである。同時に、第5節で見た取り組みのように、政府がテレワーク化に対する助成金を積極的に出すことが重要となるだろう。

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、本稿で使用したデータは3業界における限られた年度の企業のものに過ぎず、網羅性に欠けていると言わざるをえない。特に、建設業や運輸業などの労働集約的な企業や、WLB施策を導入する余裕のない中小企業などに対して、本稿の分析結果を安易に適用することはできない。また、管理職比率についても、正しく因果関係を推定できているかどうかには疑問の余地がある。なぜなら、ある社員が新卒で入社してから管理職に就くまでには、一般的な日系企業であれば10年以上の年月が必要とされるのに対し、本稿のデータは8年のスパンでしか分析ができていないためである。さらに、記述統計表でも確認した通り、企業のWLB施策が充実してきたのはごく最近のことで、今回有意な影響が見られたもの以外の制度が今後効力を持ち始める可能性は否定できない。したがって、今後の研究では、時間・業界の両方において可能な限り新しく、網羅的なデータを収集する必要があると考えられる。また、数値データからいくつかのWLB施策が女性活躍にプラスの影響を持つことが示されたとしても、その拡充にのみ焦点を当てるべきではない。なぜなら、女性の社会進出には制度を整えることはもちろん、「昇進したい」と考える女性自身の意志が重要なためである。この点については、教育や企業のWLB施策以外の取り組みの効果を調べる必要があるだろう。

最後に、データ自体の制約についても触れておく。『CSR企業総覧』では企業の任意に基づいてデータを集めているため、例えば女性管理職比率が極端に低い年は回答を行わないという選択も企業によっては可能である。したがって、そもそも女性社員の定着率や管理職比率が高い企業が回答しているというバイアスの可能性が否定できないことには注意されたい。

7. 参考文献

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

- 検証ー』『RIETI Discussion Paper Series』14-J-017.
- 高村静. 2016. 「企業における多様な人材の活用:女性人材・外国人材に着目して」『RIETI Discussion Paper Series』16-J-047.
- 阿部正浩・児玉直美・齋藤隆志. 2017. 「なぜ継続就業率は上がったのかーワーク・ライフ・バランス施策は少子化対策として有効かー」『経済研究』Vol.68(4):303-323.
- 小熊英二. 2019. 『日本社会のしくみ 雇用・教育・福祉の歴史社会学』講談社.
- Kato, Takao and Naomi Kodama. 2015. “Work-Life Balance Practices, Performance-Related Pay, and Gender Equality in the Workplace: Evidence from Japan,” *RIETI Discussion Paper Series* 15-E-112.
- 世界経済フォーラム. 2019. 『ジェンダー・ギャップ指数』
- 東京新聞. 2020. 「「やっぱり認可保育園に入るのは難しい」今春も0～2歳児の2割が入れず 大きな地域格差も 首都圏31市区に本紙アンケート 東京すくすく」
<https://sukusuku.tokyo-np.co.jp/hoiku/29087/> (最終アクセス:2020年10月13日)
- 内閣府.「企業主導型保育事業等:子ども・子育て本部」
<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shinseido/links/index.html> (最終アクセス:2020年10月25日)
- 厚生労働省.「テレワーク普及促進関連事業」
https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/roudoukijun/shigoto/telework.html (最終アクセス:2020年10月25日)
- 厚生労働省.「働き方改革推進支援助成金(テレワークコース)」
https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/roudoukijun/jikan/telework_10026.html (最終アクセス:2020年10月25日)
- 厚生労働省. 2020. 「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律に基づく認定制度に係る基準における「平均値」について」

第2章

同性婚の合法化による経済効果 —アメリカの州別のパネルデータによる実証分析—

新井 美代

要約

本稿では、アメリカ合衆国における同性婚の合法化による経済的効果について考察する。これまで同様の研究では同性婚が全国で合法化される前の経済的効果を予測している研究が多くあるが、合法化された後の経済的効果についての研究は少ない。本稿では各州の13年分のパネルデータを用いて、所得税、売上税、失業率、転入超過率を従属変数として同性婚の合法化がどのような効果を与えているかを検証した。その結果、合法化によって失業率以外はすべて負の影響をもたらすことが示唆された。各州によって租税に関する法制度の仕組みが異なるため、マリッジペナルティーとして結婚している人に課税する州、結婚している人に援助金を渡す州、など実際の社会的な変化への影響についても確かめる必要がある。今後の研究では各州が同性婚によってどのような社会的な利益を得たのかを確かめる必要があると言える。

1. はじめに

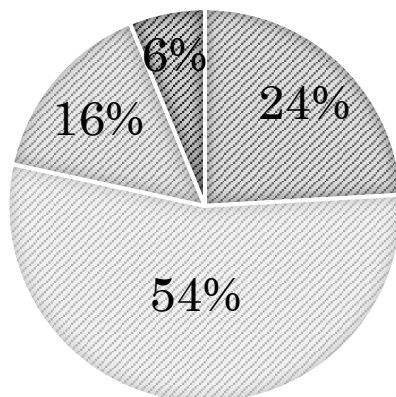
近年、同性婚を合法化する国・地域が増加しつつある。例えば、2019年には台湾がアジア諸国で初めて同性婚を合法化し、2020年現在では世界の29か国で同性婚が合法化されている。日本はいまだ同性婚を法的に認めておらず、G7のうち同性婚、シビル・ユニオン¹⁰をどちらも認めていない唯一の国となっている。しかし、国内ではLGBTや同性婚に対する支持が増えていて、2019年に電通の発表したアンケートによれば、LGBTの認識は広がりつつある¹¹。図1によれば、約80%の人は同性婚に対して賛成し、さらに70%以上の人はLGBTに対してのより「法設備をすべき」と答えていた。

¹⁰ 法律上の婚姻ではないが、一定の関係にある異性あるいは同性同士で、法律婚と動揺あるいは類似する法的権利を認められているカップル。

¹¹ 電通の行った6229人中の調査では68.5%の人々はLGBTという総称を理解していた。同じく2015年に電通が行ったアンケートでは37.6%しかLGBTの総称を理解していなく30.9ポイントと近年では大幅に上昇していることが見られる。(図2)

図1 多くの先進国で同性婚が認められ始めていますが、同性婚の合法化について、
あなたのご意見を教えてください。

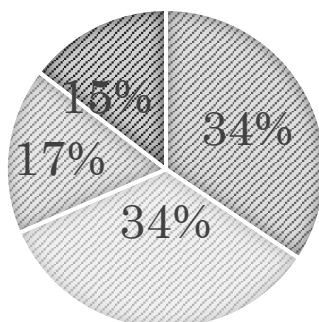
- 賛成
- どちらかという賛成
- どちらかという反対
- 反対



出典：電通ダイバーシティラボ（2019）を基に筆者が再作成

図2 LGBTとはセクシュアル・マイノリティ（性的少数者）の総称のひとつということを知っていますか。

- 知っている
- 何となく知っている
- 聞いたことはあるが 知らない
- よくは知らない



出典：電通ダイバーシティラボ（2019）を基に筆者が再作成

現在日本では同性婚が合法化されていないが、東京都渋谷区をはじめ、60の自治体でパートナーシップ制度が導入されている。パートナーシップ制度とは、同性カップルのパートナーシップが婚姻と同等であると承認する制度である。しかし婚姻と同等と承認されていても法的には夫婦として認められていないため、パートナーシップ制度には多くの問題がある。具体的には法定相続権、公営住宅の入居資格、医療機関での面接権や医療場の同意権や民間企業のサービスからの拒否、親権などに関して様々な問題が生じる。特に同性カップルの一人が重病や亡くなってしまった場合の問題が深刻である。したがって、同性婚が合法化されることによって同性カップルは多くの利益を享受できると考えられる。

日本での同性婚や同性愛者に対する批判として、同性愛者は生産性がないという意見が挙げられる。例えば2018年に杉田水脈衆議院議員が『新潮45』で「LGBTのカップルのために税金を使うことに賛同が得られるのでしょうか。彼ら彼女らは子供を作らない、つまり「生産性」がないのです。」(杉田2018)という見解を示し、話題となった。一方、同性婚の合法化が社会に正の影響をもたらすという議論も存在する。たとえば、アメリカ合衆国やオランダでは同性婚が合法化される前にどのような経済的・社会的影響が生じるのかに関して、多くの討論あった。特に、同性婚合法化による利益として、国や州の税収入の変化や観光業の増加、観光業の増加による職の増加などが挙げられた。以上のことを踏まえて、本稿では同性婚の合法化による経済効果を調べることによって、日本で同性婚が合法化された場合の社会的影響を考えるとともに、同性婚の合法化に果たしてどの程度「税金を使う」ことになるのかを実証的に検証する。

具体的には、アメリカ合衆国の2007年から2019年までのパネルデータを作成し、同性婚の合法化後どのような経済的効果が現れているかを検証する。先行研究では同性婚が合法化された後の経済効果を、合法化前に予測していたが、本稿では2015年に同性婚が全ての州で合法化された後の5年間の経済的効果を確認する点に新しさがある。まず同性婚が合法化される前と後の年をダミー変数として置き、所得税、売上税、転入超過率、失業率について合法化された後にどのような変化が現れたのかを検証した。

分析結果からは、所得税、売上税、転入超過率では同性婚の合法化から有意ではない負の影響を与えることが示された。これは、所得税において負の影響が与えられることが示されていた先行研究と一致した。しかし、売上税に関しては、同性婚が合法化される前のものと比較しているものはなかった。また、同性婚が合法化された後の就職率に関しては、数値が上昇する結果が出ていたため、同性婚が合法化された後に失業率が減少したものの、有意ではないという点で先行研究と一致した。

2. 先行研究

アメリカ合衆国において、同性婚の合法化がどのような経済的効果を与えるのかについては数多くの先行研究で検証されている。まず所得税に対しての先行研究では、税収入による収益が上がるという研究がある。Alm et al. (2000)によれば、同性愛者の結婚する人数、男性同士、女性同士の同性愛者でどちらが子供を担うのかという計算を行ったところ、所得税による税収入では3億-13億ドルの上昇が見られると推定されている。一方Alm et al.(2014)はTAXSIMというプログラムを使用した。TAXSIMでは個人の所得やその他の資産、扶養家族の数、想定される申告ステータス（独身、結婚、世帯主など）、申告者の年齢が65歳以上かどうか、居住地の州、希望する課税年度などのデータを入力し、指定された年の各国民の連邦および州の推定納税額とそれに対応する限界税率を確認することができる。研究では、TAXSIMを既婚者に設定し、システムは国民の所得税の納税義務の見積もりを推定しているが、2014年に書かれた研究であるため同性愛者の数やその経済波及効果の数値は-1億8700万ドルから-4億7500万ドルと予測された。次に、売上税に対する研究ではMallory and Sears (2020)の行ったものが挙げられる。そこでは、同性婚が合法化された5年後から結婚式や結婚式による観光業による税収益が2億ドル以上得られたという結果となった。しかしこれは結婚式や結婚式による観光業についての売上税であり、州全体の売上税に対する疑問が残る。また、転入超過率については、Marcén and Morales (2019)は2001年から2015年の間の州内転入超過率を検証し、その中では正の影響を与えられていることが証明されていた。これは、同性婚を合法化した州に同性カップルが移住する傾向のためである。但し、その後同性婚が合法化された5年後にも正の影響で増え続けているかについては疑問が残る。最後にSansone (2018)では、2008年から2016年パネルデータで固定効果モデルを使用して同性愛者教育、民族性、世帯での言語などを固定した就職率の変化について検証し、同性婚が合法化されてから就業率が2.4%上昇したと示した。

3. 理論仮説

3-1. 制度背景

同性婚が合法化されると多くの同性カップルなどが結婚することになる。その場合、同性カップルの結婚によって社会はどのように変化するか。これを考えるに当たって、同性カップルが結婚するまでの行動と結婚した後の行動を確認する。

まず同性カップルが結婚をすると、支払う税金が増える。夫婦となった場合所得税による税収入が増加するが、これは所得税が一世帯当たりで計算されていて、結婚することによって所得が夫婦二人分となり、それにかかる税率によって所得税からの税収入が増加するた

めである。また、同性婚が合法化されると結婚できる人が増えるため、結婚式なども多く開かれる。結婚式を開くための交通費、宿泊代、衣装代、結婚指輪などの購入などの消費行動には当然消費税がかかる。例えば日本の結婚式、挙式・披露宴の平均総額費用は316万円であり（みんなのウェディング 2018¹²）、現在パートナーシップ制度での交付件数は1301組（Marriage for all Japan 2020¹³）であるが、そのうち半数が挙式を行っている。これについて、結婚式1回あたりに300万円がかかると仮定すると、結婚式の売り上げは19億円にも上る。すなわち、結婚式だけで1億円以上の消費税が生じることとなる。このように、結婚式をあげるだけでも社会に大きな経済的影響を与えられる可能性があると言える。結婚式以外でもLGBTによる観光業への影響も大きく、アメリカ合衆国ではLGBT旅行者の経済効果で650億ドルにも及ぶ（UNWTO 2012）。

3－2. 仮説

同性婚によって経済を推進する要因は何か。これに当たって同性婚が社会や経済にどのような変化を与えるのか考えるべきである。主に三つの対象に影響することが考えられる。

第一に、同性婚が合法化されることによって同性カップルは税制上が変化し税率が上がるため、税収入が増加する。所得税は個人の所得に対する税であり、その個人は結婚することによって二人の所得に応じた税金を払うことになる。Box（2015）によれば、ニューヨーク州は同性婚を合法化した翌年には税収入が2億5900万ドル増えたとされている。このように、所得税率通じた税収増が期待される。第二に、同性婚が合法化することによって結婚式の開催数が増加し、観光業などへの経済的な波及効果が期待される。ブライダル産業や観光業の消費者から得られる消費税と、ブライダル産業や観光業の提供するサービスからの消費税との税収入があるため、売上税が増大する。加えて、結婚式の開催数が増加することによってブライダル産業や観光業の職も増加するため失業率も低下する。第三に、全国で同性婚が合法化されることによって結婚が全ての州で認められ、同性カップルが平等に扱われる。合法化前は、同性カップルは健康保険や福利厚生による給付制度などを受けることができなかった。しかし、合法化によって違う州に引っ越すことができ転入超過率も上がり、そして雇用が充足している地域から不足している地域に国民が移動していくことによって失業率も低下する。

以上の理論から、本稿では四つの仮説を導出した。仮説は以下の通りである。

¹² https://www.mwed.jp/wedding_money（最終アクセス：2020年10月29日）

¹³ <https://www.marriageforall.jp/en/marriage-equality/japan/>（最終アクセス：2020年10月25日）

仮説 1：同性婚を合法化した州では、一人当たりの所得税収入が増加する。

仮説 2：同性婚を合法化した州では、一人当たりの売上税収入が増加する。

仮説 3：同性婚を合法化した州では、転入超過率が増加する。

仮説 4：同性婚を合法化した州では、失業率が低下する。

4. データと方法

4-1. データ

分析には、Federal Bank Reserve of St. Louisの『FRED』のデータを用いる。このデータはU.S. Census Bureau、American Community Survey、U.S. Bureau of Labor Statistics、U.S. Bureau of Economic Analysisを、年度ごと州ごとのデータにまとめたサイトであり、先行研究の多くで用いられていたデータと同様のものを入手可能である。そこから、先行研究で使われていたデータと同じものを用いて、2007年から2019年の13年間分のデータでパネルデータを独自に作成した¹⁴。

なお、American Community Surveyは、U.S. Census Bureauがアメリカ合衆国のさまざまな地域に住む人々を対象に毎年実施しているアンケートであり、国民の祖先、学歴、収入、言語能力、移住、障害、雇用、住居を調査するために380万人の国民が調査対象として無作為に抽出される。この無作為に抽出された国民のデータをもとにその地域の特性が推測される。この調査は1994年から実施されており、同性婚の合法化によってどのような社会的変化が起きているのかを確認するのに適したデータだと言える。

アメリカ合衆国では、2015年に全国で同性婚が合法化される前に同性婚を合法化した州がいくつかある。これについて、Britannica Pro Conからの情報を使用して各州の同性婚を合法化した年度を1、それ以外を0としてダミー変数化した¹⁵。また統制変数として各州のGDPを一人当たりの人口で割ったものを投入する。GDPによって各州の所得の変動、所得の変動による消費行動なども変わっていき、転入者数や失業率にも影響されるため、それらの影響を統制するものと考えられる統制変数として、一人当たりのGDPを用いた。

なお、American Census Bureauでは2007年からの所得税のデータが掲載されていなかった

¹⁴ 2007 年からのデータしかネットで公開されていなかったため 2007 年からの情報となる。

¹⁵ <https://gaymarriage.procon.org/state-by-state-history-of-banning-and-legalizing-gay-marriage/> (最終アクセス：2020 年 10 月 25 日)

たため、2004年から同性婚を合法化しているマサチューセッツ州は欠損知扱いとした。また、所得税、売上税そして州のGDPは州の人口一人当たりの数値とした。

4-2. 従属変数

本稿で使用する所得税データは州レベルで収集されたものであるが、実際の分析には、各州の徴収した所得税を人口で割ったものを用いる。なお、アメリカ合衆国では各州によって所得税の税率が異なるが、州によっては全ての市民の所得に対して税率を一律にしたフラット・タックスと、所得によって税率が変動する累進課税がある。今回の研究では州の徴収する所得税について調べたため、所得税を徴収しないアラスカ州、フロリダ州、ネバダ州、ニューハンプシャー州、サウスダコタ州、テネシー州、テキサス州、ワシントン州、ワイオミング州は欠損値として扱った。

また、売上税については人口で割った数値を用いる。売上税とは、日本の消費税のように物品やサービスの販売時に課す税金のことである。この税金は州が収集する税金であり、州によって売り上げ税率は異なるため、同性婚の合法化による売上税の変動を見ることによって、国民の消費支出の変化を見ることができる。特に同性婚の合法化後には結婚式や個人消費が増えるため、州の税収入も上昇すると考えられる。但し売上税を徴収しない、アラスカ州、モンタナ州、デラウェア州、ニューハンプシャー州、オレゴン州も欠損値として扱った。

そして、転入超過率については50州の州内の転入者と転出者の差で州の総人口で割った変数を用いる。転入者や転出者の変動を見ることによって、同性婚を合法化した州はその後結婚をするために移住してくる人々が増えるかどうかを確認することができる。それだけではなく、2015年以降全国で同性婚が合法化されたことによって全ての人に平等の権利が与えられ、安心して他州に移住し就職や暮らすことが可能となったため、同性婚合法化以降の国民の移動率が増えたとも考えられる。

最後に、失業率については各州の失業率を集めたデータを用いる。失業率を見ることによって同性婚の合法化後、同性愛者が州内移動などを通して就職の機会を増えたかどうかを確認できると考えられる。そして同性婚の合法化によって同性愛者に対する社会的受容が全国で広がり、同性愛者が就職の機会を等しく与えられたかどうかなどの変化を見ることができる。他に、同性婚による結婚の件数が増えることによる、ブライダル業や観光業による職の増加でも確認することができるだろう。

4－3．独立変数

同性結婚の合法化の指標としては、各州の同性婚を合法化した年度をダミー変数化して用いた。具体的には、同性婚を合法化する前までの年を0、合法化した年からの1とした。なお、2015年にアメリカ合衆国最高裁判所が同性婚を全国で合法化したため、2015年以降は全ての州が1となった。2004年に同性婚を初めて合法化としたマサチューセッツ州はすべての分析対象期間が1となるため、マサチューセッツ州のみ欠損値扱いとした。

統制変数には、各州の一人当たりのGDPを用いた。各州のGDPが高ければ高いほどその州に住んでいる人の生活なども充実していると考え、所得税、売上税、転入超過率、失業率全てに影響すると考えた。

表1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
一人当たりの所得税	各州の人口と州の所得税による税収入の割合	American Community Survey
一人当たりの売上税	各州の人口と州の売上税による税収入の割合	American Community Survey
失業率	各州の失業率の割合	U.S. Bureau of Labor Statistics
転入超過率	各州の転出者の数を人口で割った割合	American Community Survey
一人当たりのGDP	各州の人口と州のGDPの割合	U.S. Bureau of Economic Analysis
同性婚	同性婚が合法化された年	Britannica Pros and Cons

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
一人当たりの所得税	520	1025.2300	483.4436	27.1362	2791.0990
一人当たりの売上税	572	1248.2610	480.3908	210.3134	3575.2770
転入超過率	588	-0.0159	0.8372	-5.8055	5.8709
失業率	637	5.8661	2.2884	2.4000	13.7000
一人当たりのGDP	637	51796.0100	12813.0700	7808.4480	107860.0000
同性婚	650	0.5062	0.5003	0.0000	1.0000

4－4．分析手法

本稿では同性婚の合法化が（1）一人当たりの所得税、（2）一人当たりの売上税、（3）転入超過率、（4）失業率に与える影響をパネルデータ分析によって推定する。収集したデータが13年分のパネルデータであること、また年度および州ごとの一人当たりのGDPを統制して推定を行う必要があることに注意した上で、分析手法としては固定効果線形回帰モデルを採用した。また州ごとにクラスター化したクラスター標準誤差を用いて分析を行った。

5. 分析結果

表 3 は同性婚の合法化による経済的効果を固定効果線形回帰モデルによって推定した結果である。まず仮説 1 の一人当たりの所得税については、仮説と反して同性婚が合法化されてから負の影響を持っていた。また、第 4 節で立てた一人当たりの売上税の仮説についても、負の影響であった。次に転入超過率についても仮説と反して負の影響でありながら 10% 有意水準ではないことが判明した。最後に第 4 節で立てた失業率についての立てた仮説の通り低下することが判明した。しかし、いずれもどの変数は有意な効果を持たないことが示された。

各結果に関する解釈は以下のとおりである。まず一人当たりの所得税は、負の影響であるため、州への税収入が減少している。この理由として、各州によって結婚をすると **Marriage Bonus**¹⁶や **Marriage Penalty**¹⁷が結婚したカップルに課されることが挙げられる。そのため結婚することによって、二人の所得が足された分所得税による税収入が上がるわけではない。この **Marriage Bonus** ではカップルの合わせた所得の 20%が、**Marriage Penalty** では 12%が徴収される。そのため同性婚が合法化されたことによって所得税が減少する。また、州によっては子供の有無で所得税に課される税率が変わるため、負の影響の理由になりうる。なお、先行研究では 3 億 1580 万ドルの損失 (Alm et al. 2014) と検証されていたが、今回の結果では 886 万ドルの損失で収まることが示された。加えて、有意な影響を持たなかった理由として、州の制度によっては結婚をしても各自で所得税の支払いをすることが可能であるため、二人で合わせて所得税を払うカップルが少ないということも挙げられるだろう。

次に一人当たりの売上税も負の影響であり、州への税収入が減少していると示された。負の影響となった理由としては、売上税に関して、同性婚が合法化された直後には結婚式が急激に増加し、それによる税収入が増えたものの、全国で合法化されてから 5 年も経ち継続的に消費行動が上昇せず負の影響になったことが考えられる。また、それに加えて、同性婚の合法化はブライダル産業や観光業での消費行動に影響を与えるが、州全体の売上税による収益にはあまり影響を与えないという可能性もある。

また、転入超過率も弱い効果でありながらも負の影響となっていた。全国で同性婚が合法化されてから 5 年が経ち、同性カップルが結婚するために違う州などに移住する必要がな

¹⁶ 所得の格差のある二人の個人が結婚したときに発生する税制度。高い所得を持つ個人が結婚し、はるかに小さな所得を持つ個人と結婚したときに低税率が課されること。

¹⁷ 同じ所得を持つ二人の個人が結婚した場合に発生税制度。高額で同額の所得を 2 つ足すと、夫婦の所得が高額になってしまい高税率が課されること。

<https://taxfoundation.org/understanding-marriage-penalty-and-marriage-bonus/>
(最終アクセス : 2020 年 10 月 29 日)

くなった。Marcén and Morales（2019）の先行研究では、全国で同性婚が合法化される前の分析であったため、同性婚が合法化されてからは転入超過率が低下している。そして有意な効果を持たなかった理由としては、現在居住している州で結婚できるのであれば他州に移住する必要性がないということが挙げられる。

最後に失業率は負の影響、すなわち合法化による失業率の低下を示した。これは、同性カップルであっても全国で平等に扱われるため、他州での就職の機会なども増え、観光業やブライダル産業による雇用の必要性や職の増加によって失業率などが低下していると推察できる。有意ではない効果の理由としては、失業率の低下は第一産業や第二産業で生じており、必ずしも同性婚の合法化が直接影響を与えたわけではないことが考えられる。

表 3 同性婚が経済的効果に及ぼす影響（固定効果線形回帰モデル）

独立変数	従属変数			
	所得税	売上税	転入超過率	失業率
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
定数項	-0.3177 (0.1163)	-0.1019 (0.0706)	0.0408 * (0.0120)	6.9916 *** (1.1751)
同性婚合法化	-0.0276 (0.0300)	-0.0004 (0.0227)	-0.0002 (0.0009)	-0.2544 (0.1085)
一人当たりのGDP	25.4340 † (7.7232)	28.3679 *** (1.9905)	0.1098 (0.1735)	-23.6020 (17.2630)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9092	0.9476	0.6737	0.8721
N	520	572	588	637

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

(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

本稿ではアメリカ合衆国における同性婚の合法化後による経済的効果について分析した。その結果、一人当たりの所得税、一人当たりの売上税による国の税収入の収益は低下し、転入超過率も弱い効果で負の影響が及ぼしていることが示された。一方、失業率は同性婚の合法化によって低下していることも発見された。

6－1. 考察

まず前節で述べたように、一人当たりの所得税収入の低下は同性カップルが結婚し所得税の支払い **Marriage Bonus** などによる税制度の影響や同性婚が合法化され子供のいるカップルへの税率などが減少したためだと考えられる。特に同性婚が合法化されたことによって養子制度なども変化し、多くの同性カップルが子供を持つことができるようになったため、所得税の税収入がますます減少する。次に、一人当たりの売上税が低下した要因として考えられるものは以下の通りである。まず、同性カップルが結婚式にかかる金額は異性カップルより少ない。この理由として、アメリカ合衆国では結婚式は家族の方から資金などを援助してもらうため、盛大な式を行うことが多いが、同性愛者の場合は家族に反対され、縁を切られている者も多くいるため、結婚式に異性カップルほどお金をかけることができず、売上税による税収入も減る。次に、転入超過率の低下の要因として、同性婚がまだ全国で合法化されていないかった時代では多くの国民がその州に移住し結婚していたが、2015年に全ての州で同性婚が合法化されてから移住するメリットが低減してしまったことが考えられる。最後に、失業率については、同性婚の結婚式の開催による職働き口の増加や、同性カップルが全国で同性婚が認められたことによって他州に移住しそこで働くようになったため低下したと考えられる。

6-2. 提言

本稿では同性婚の合法化による経済的効果について分析した。その結果は一人当たりの所得税、一人当たりの売上税、転入超過率には有意な効果がない負の影響を与えていることが示された。一方同性婚の合法化によって失業率の低下もまた示された。この結果からは以下の提言が可能である。現在、我が国では同性愛者へのパートナーシップ制度が導入されている。しかしそのパートナーシップ制度には数多くの問題があり、日本に住むLGBTの市民に多大なる負担を抱えさせている。同性婚の合法化によって失業率が低下し、生活保護金や給付金などへの負担が軽減すれば、政府は間接的に経済的利益を得ることができる。それだけではなく、同性婚が合法化することによって結婚式なども増え、ブライダル産業の売り上げも上昇し、一時的に消費動向も上向く。そのため同性婚を合法化するデメリットは少ないと考えられる。最終的に同性婚を合法化するというのは我が国の全ての人に平等の人権を与えていることであり、国民による生産性を求めるのではなく国民を平等に扱うこと、すなわち憲法14条で述べられている「すべて国民は、法の下に平等であつて人種、信条、性別、社会的身分または門地により、政治的、経済的又は社会的関係において差別されない。」という文言に一致するため、同性婚を合法化するべきである。

但し、本稿ではいくつかの問題点が見られる。まず統制変数としてGDPしか考慮していないことから、その州の経済状況を全て見るできない点である。他にも所得税、売上税、転入超過率、失業率に影響しているものがあるかもしれない。また、今回の研究では国民の同性愛者に対する受容性の変化については分析を行っていないため、この経済的効

果、特に失業率の低下が変化しているのが受容性のためであるかどうかは調べる必要があるだろう。

最後に、この経済に対する変化を、完全に同性婚に起因するものとみなすことはできない。特に 2016 年以降の政変によって制度変更や外交問題なども変更されているため、同性婚の合法化によってこの影響がもたらされたと断言することはできない。

7. 参考文献

- 電通ダイバーシティ・ラボ. 2019. 「電通ダイバーシティ・ラボが「LGBT 調査 2018」を実施—LGBT 層に該当する人は 8.9%、「LGBT」という言葉の浸透率は約 7 割に」
<https://www.dentsu.co.jp/news/release/pdf/cms/2019002-0110.pdf> (最終アクセス: 2020 年 10 月 21 日)
- 杉田水脈. 2018. 「『LGBT』支援の度が過ぎる」『新潮 45』37 (8): 57-60.
- Alm, James and Badgett, M.V. Lee and Whittington, Leslie A. 2000. “Wedding Bell Blues: The Income Tax Consequences of Legalizing Same-Sex Marriage.” *National Tax Journal* 53 (2): 201-214.
- Alm, James and Leguizamon, J. Sebastian and Leguizamon, Susane. 2014. “Revisiting the Income Tax Effects of Legalizing Same-sex Marriages.” *Journal of Policy Analysis and Management* 33 (2): 263-289.
- Box, Lauren. 2015. “It's Not Personal, It's Just Business: The Economic Impact of LGBT Legislation.” *Indiana Law Review* 48 (3): 995-1021.
- Britannica Pros and Cons. 2019. “State-by-State History of Banning and Legalizing Gay Marriage.” <https://gaymarriage.procon.org/state-by-state-history-of-banning-and-legalizing-gay-marriage/> (最終アクセス: 2020 年 10 月 19 日)
- Mallory, C., and Sears, B. 2020. “The Economic Impact of Marriage Equality Five Years after Obergefell v. Hodges.” *UCLA: The Williams Institute*. Retrieved from <https://escholarship.org/uc/item/66m2j773>
- Marcén, Miriam and Morales, Marina. 2019. “The Effect of Same-sex Marriage Legalization on Interstate Migration in the United States.” *MPRA Paper 97767*, University Library of Munich, Germany.
- Sansone, Dario. 2018. “Pink Work: Same-Sex Marriage, Employment and Discrimination.” *MPRA Paper 87998*, University Library of Munich, Germany.
- World Tourism Organization. 2012. “Affiliate Members Global Report, Volume 3 - Global Report on LGBT Tourism.” *UNWTO*, Madrid.

第3章

地域団体商標制度の地域経済活性化効果について

ー農産品に注目してー

村上 陽太

要約

本稿では、地域ブランド化の一つの手段となっている地域団体商標制度が農業産出額に与える効果について考察する。地域団体商標制度自体の効果について検証している研究や地域ブランド化に関する定量的な研究は十分にされていない。そこで各自治体の地域団体商標への登録件数と農業産出額の関係について固定効果モデルでのパネルデータ分析を行った。その結果、地域団体商標への登録と農業産出額に正の関係はみられず、制度の効果は存在しない、もしくは負の影響をもたらすことが示された。このような結果となった理由に、そもそも地域経済の活性化を目的として地域団体商標登録が行われているわけではない場合があること、登録後の地域ブランド維持・向上の取り組みが欠けていることなどが考えられ、制度に改善の余地があるといえる。

1. はじめに

昨今少子高齢化や過疎化が問題となっている。農林水産省によると、農業経営体数は減少傾向であり¹⁸、新規就農者数においても49歳以下は近年減少傾向となっている。さらに山間農業地域や中間農業地域は既に高水準である高齢化率の上昇や人口の減少が見込まれ、存続危惧集落数が2015年から2045年にかけて4倍以上に増加すると予測されている¹⁹。

農産品に関して、佐藤・于（2011）において就労者の高齢化や耕作放棄地の増加、加えて輸入自由化の進展に伴った安価な農作物の流入によって高付加価値型農業が要請され、地域ブランド創出の取り組みがされるようになったことを指摘している。斎藤（2010）は地域ブランドの形成のメリットに価格の有意性を挙げているほか、生食用以外に加工原料としての競争力向上、食品企業の参入の促進の可能性を挙げ、地域の活性化につながることを

¹⁸ <https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/noukou/index.html#1>（最終アクセス：2020年10月27日）

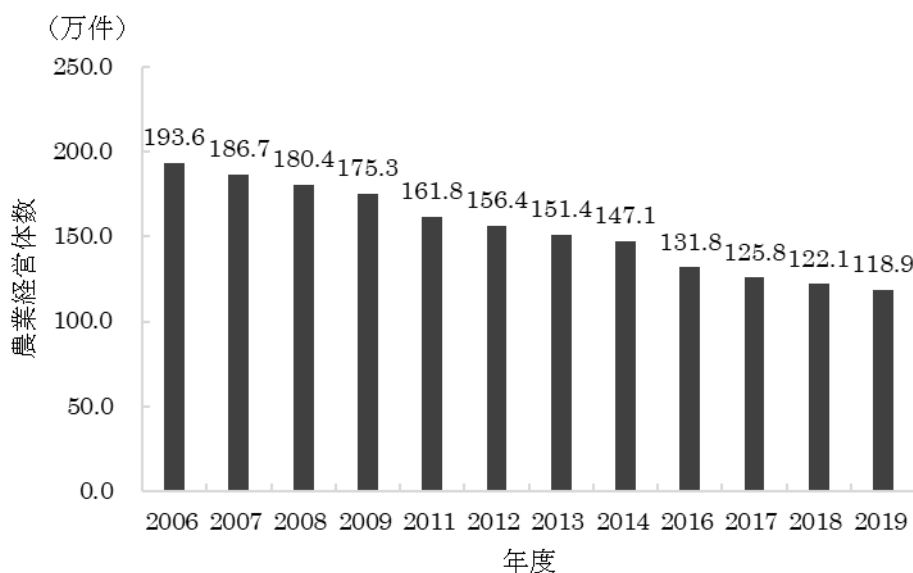
¹⁹ https://www.maff.go.jp/j/wpaper/w_maff/r1/r1_h/trend/part1/chap4/c4_1_00.html（最終アクセス：2020年10月27日）

示している。

地域ブランドに関する制度として 2006 年 4 月に地域団体商標制度が導入された。特許庁によると制度の目的は「地域の名称＋商品名」で構成された地域ブランドの保護による地域経済の活性化としている。本稿では地域団体商標制度に注目し、それが地域ブランド化の一つの手段として経済の活性化を促し、農業地域の衰退を食い止める機能を持ち得るか検討する。

先行研究では、地域ブランド化の成功事例を主に取り上げ、歴史や地域の取り組みを紹介・検証することで成功要因を探るものが多くを占める。地域団体商標登録の直接的な効果や制度が全国的に成功を収めているかについての研究、加えて定量的な分析を行っている研究は少ない。本稿では地域団体商標取得によって製品の差別化効果が発揮され、地域経済の活性化がもたらされているかについて明らかにするために、各市町村の耕種の地域団体商標登録件数に着目し、農業産出額との関連をパネルデータに基づき分析した。分析結果からは地域団体商標制度に期待された効果はみられないことが明らかになった。むしろ地域団体商標登録が農業産出額に弱い負の影響を与えることが示された。制度の成功に繋がっていない要因として地域団体商標の登録にとどまらない継続的な取り組みの必要性が考えられた。また、制度自体を廃止するのではなく、登録時の審査や登録後の報告の徹底などの制度の改善を行うことで地域経済の活性化を目指すべきであると考えた。

図 1 農業経営体数の推移



2. 先行研究

まず、地域団体商標制度への登録の効果について調査した研究を紹介する。八木他（2019）によると、地域団体商標登録後に生産管理体制の構築、模造品抑止、認知度の向上、価格上昇、生産拡大など製品によってさまざまな異なった効果が認識された。生産管理体制の構築については登録をきっかけにブランド化に向けた取り組みや農家の意識の向上につながった。認知度の向上については 5 品目中 4 品目において効果が認識され、登録によって取材先として選ばれやすくなり、メディアへの露出機会が増加したことが要因である。価格上昇については、厳格な生産管理体制による高品質で安定的な流通と認知度の向上が関連している。生産拡大については、収益性の向上によって新規参入が起きたことによるものである。一方で生産管理体制を整備した製品や生産規模が小さい製品について価格の上昇効果がみられないケースも存在した。

他の研究においては価格や出荷量に対して地域団体商標制度への登録のみでは影響を与えなかった事例が紹介されていた。馬場（2019）によると、ある漁協では貝を地域団体商標として登録したが、貝の出荷量や流通に変化はみられなかった。しかしこの漁協では流通に関する効果を地域団体商標には期待しておらず、登録の目的は漁協としての組織の意思統一であり、地域団体商標は団体のメンバーとしてのアイデンティティの確立というシンボルの役割であった。また地域ブランド化を進める上で地域団体商標への出願を保留にしているある農協では、代わりに従来の登録商標で地域のマークを製品に張り付けていた。単一作物に特化してブランド化を行うのではなく、多様な作物を栽培することをこの農協では推奨していることが関係している。多品目栽培によって単一作物の市場価格に左右されず、農業経営のリスクを回避できるほか、多品目の農産品を提供する直売所にブランド価値を持たせ、直売所での売り上げの情報をを用いて農協の組合員のモチベーション向上や商品の質の向上につなげていた。この研究からは地域団体商標制度への登録の目的は直接的な経済効果に限るものではなくさまざまなものであり、登録のみでの効果はみられないことがいえる。またブランド化によって単一作物に頼ることは地域全体の経済にとっては良い選択とはいえない可能性が考えられる。

地域団体商標について斎藤（2010）においても取得することが目標となり、品質管理の向上とインセンティブの形成にまで至っていないケースが多くを占めることが指摘されている。一般的に地域ブランドは供給地域を品質管理ができるレベルまで拡大し、需要が拡大することによってブランド化のメリットを享受することができる。しかし、地域団体商標に登録された製品の生産地域が厳格に限定されるケースや、反対にブランド名と供給地域が一致しないほどの規模の広域化によって品質管理に格差が出るケースなど、制度がブランド管理に必要なシステムを問題視できていないという課題が示されている。

地域団体商標以外にも地域ブランドの形成にさまざまな方策が存在するが、以前から先行研究では地域ブランド維持の必要性が示されている。佐藤・于（2011）によると、

「有田みかん」は全国的には生産高が日本一であるが、愛媛などの販売・流通における産地間競争の激化によって東京市場での地位低下がみられており、ブランド力の再構築が迫られている。また農産物の生産は自然条件に左右されやすいため、安定供給が難しく、ブランド化の維持・管理にかなりの努力を要することが述べられている。さらに善本・岡部(2016)においても、差別化の手段として地域ブランドの形成によって地域活性化を狙うことが増加しており、その中でより一層の差別化が意識されていることが示されている。その結果地域ブランドとなった商品・サービスの企画や新製品開発の活動が高まっているが、地域ブランド化や高付加価値化の実現・維持のためには生産現場の改善が伴わなければならないことが示されている。松井(2011)では地域ブランドの事例として京野菜に注目し、生き残り戦略について検討している。京都府は1988年にブランド確立のための施策を打ち出し、20年間での農業産出額減少率は全国平均よりも少ないという成果が得られた。この要因としては継続的なブランド管理が挙げられ、一貫したブランド基準や検査体制、食文化の発信が差別化につながった。一方で現在、京野菜が一般野菜化し価格の優位性は低下しているほか、世代交代・担い手不足によってブランド意識が希薄化し規模拡大を困難にしている。ブランドとして生き残るためには品種開発や消費宣伝活動、京都の文化との結合が重要である。これらの研究からも地域団体商標制度への登録のみで地域ブランドが形成され長期的な効果をもたらすのではなく、継続的な取り組みが重要であるといえる。

以上6本の地域ブランドに関する先行研究を紹介したが、地域団体商標制度の単独の効果は不透明のままである。また他の研究においても個別の事例でのアンケートによる検証や定性的な分析がされていることが多い。そこで本稿では地域団体商標登録件数と農業産出額について定量的な分析を行うことで制度の効果について明らかにする。

3. 理論仮説

3-1. 制度背景

地域団体商標制度は、特許庁によると地域経済の活性化を目的に地域ブランドとして用いられることの多い、地域の名称と商品名・サービス名の組み合わせで構成された商標について、通常の文字商標から登録要件を緩和し、地域ブランドを保護する制度である。案件例としては孺恋高原キャベツ、神戸牛、道後温泉などが挙げられる。温泉、工芸品、野菜などさまざまな種類の産品が登録されているが、地域団体商標の登録要件には4つのポイントが存在する。第一に地域に根差した団体の出願という点である。例としては農業協同組合や商工会などが挙げられる。第二に団体の構成員に使用させる商標という点であり、農業協同組合の場合その組合員が商標を使用することができる。第三に地域の名称と商品・サービスに関連性がある点であり、商標における地域の名称が商品の生産地に該当していることな

どが例である。第四に一定の地理的範囲の需要者間である程度有名という点である。通常商標では全国的な認知が必要となっているが、当制度においては商品に応じた一定の地理的範囲で認知されていることの証明が必要となっている。地域団体商標を取得するメリットとしては訴訟での対抗やライセンス契約に関する法的効果、取引信用度や商品・サービスのブランド力の増大という差別化効果、登録主体である地域に根差した団体の独占的な商標の使用による組織強化などの効果が存在する。類似の制度として農林水産省による地理的表示（GI）保護制度が存在しており、ブランドを地域全体の共有財産として活用し、品質管理は国によってチェックされているのに対し、地域団体商標制度はブランドを登録団体とその構成員が活用し、品質管理についても商標権者の自主管理となっている。

3－2．仮説設定

本稿の目的は、地域ブランド化の手段として地域団体商標制度が機能しているかについて明らかにすることである。先行研究においても商品のブランド化は経済効果を生むことが明らかになっているほか、この理論を前提とした研究がされており、地域団体商標制度に登録されることによって商品が差別化され、ブランド化の成功につながり、地域経済の活性化に役立つと考えられる。地域ブランドを形成する際に、斎藤（2010）によると農産品や食品は対象として好まれやすい。地域イメージを商品に盛り込みやすいこと、比較的安価であり繰り返し購入する機会があることが理由である。実際に地域団体商標制度においても農作物の登録件数が多くなっている。加えて農業経営体数の減少や高齢化が社会問題となっていることから農業に注目し、経済効果の指標として農業産出額を用いた。地域団体商標に登録されることをきっかけに、地域ブランドが形成され、商品の知名度向上、価格の上昇、生産量の増加がもたらされ、最終的に農業産出額が増加すると考える。そこで、以下のような仮説を導出する。

仮説：地域団体商標制度に登録されている産品がある地域ほど、農業産出額は高くなる。

4．データと方法

4－1．データ

地域団体商標制度の効果を探るために、特許庁の地域団体商標登録案件一覧から市町村別に耕種の産品の登録件数を 2015 年～2018 年の期間で集計した。地域経済の活性化、農家の売上高という面では、2014 年～2018 年の農業産出額（推計）、2004 年・2005 年の農業産出額のデータを利用した。その他に 2005 年・2015 年～2018 年の耕地面積、2005 年・

2015 年の農林水産業費、歳出決算総額、第一次産業就業者数、第二次産業就業者数、第三次産業就業者数、2015 年～2018 年のばれいしょの作付面積のデータを利用した。これらを組み合わせて、パネルデータを構築した。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
1ha当たりの農業産出額	耕地面積当たりの農業産出額(千円/ha)	生産農業所得統計、耕地及び作付面積統計
1ha当たり農業産出額(耕種)	耕地面積当たりの農業産出額(耕種) (千円/ha)	生産農業所得統計、耕地及び作付面積統計
1ha当たり農業産出額(いも類)	ばれいしょの作付面積当たりの農業産出額(いも類) (千円/ha)	生産農業所得統計、農林水産統計公表資料 (北海道)
地域団体商標登録件数	地域団体商標登録件数	地域団体商標登録案件一覧
地域団体商標登録件数ダミー	ダミー変数化した地域団体商標登録件数	地域団体商標登録案件一覧
地域団体商標登録件数(いも類)	地域団体商標登録件数(いも類)	地域団体商標登録案件一覧
地域団体商標登録件数(いも類)ダミー	ダミー変数化した地域団体商標登録件数(いも類)	地域団体商標登録案件一覧
第一次産業就業者比率	第一次、第二次、第三次産業就業者合計に占める 第一次産業就業者数の割合	国勢調査
農林水産業費割合	歳出決算総額に占める農林水産業費の割合	地方財政状況調査
市町村合併ダミー	ダミー変数化した市町村合併の回数	市町村合併資料集
農業産出額変化率	前年度農業産出額に対する農業産出額	生産農業所得統計
農業産出額変化率(耕種)	前年度農業産出額(耕種)に対する農業産出額 (耕種)	生産農業所得統計
農業産出額変化率(いも類)	前年度農業産出額(いも類)に対する農業産出額 (いも類)	生産農業所得統計

4－2．従属変数

本稿では3つの分析を行った。従属変数はそれぞれ、分析1では2005年と2015年の全国市町村別の1ha当たりの農業産出額、分析2では2015年～2018年の全国市町村別の1ha当たり農業産出額(耕種)、分析3では2015年～2018年の北海道市町村別の1ha当たり農業産出額(いも類)である。農業産出額を指標化する際に、分析1・2は耕地面積、分析3はばれいしょの作付面積を用いた。分析を3つに分けた理由としては、2007年～2013年の市町村別での農業産出額のデータが得られなかったためである。また、2006年以前は市町村合併を理由に耕種の農業産出額のデータを統一的に取得することができなかった。そこで分析1では地域団体商標制度導入前の2005年と導入後の2015年の2期間パネルデータ分析、分析2では耕地面積と地域団体商標登録件数との整合性を高めるために農業産出額から畜産物、花きの数値を取り除いた耕種の農業産出額のデータで連続した年度でのパネルデータ分析を行った。分析3では耕種の中でも耕地面積当たりの価格や収穫量は製品によって異なることを考慮して、いも類、特にばれいしょの地域団体商標登録件数の多い北海道に絞って連続した年度でのパネルデータ分析を行った。

4－3．独立変数

主要な独立変数は地域団体商標への登録件数である。分析 1・2 では野菜、米、果実、一部の加工食品と植物の登録件数、分析 3 ではいも類の登録件数を用いた。また地域団体商標に複数個の産品が登録されている自治体は少ないため、複数の登録件数の影響を排除したダミー変数での分析も 1～3 までそれぞれ行った。登録件数について、1 つの商品・サービスで複数の地域が対象になっている事例があるため、実際の登録件数とは合致しない。

統制変数として、第一に第一次産業就業者比率について、地域団体商標に登録されている産品がある地域でも第一次産業就業者比率が低い場合は農業産出額に及ぼす影響が小さくなるのではないかという点を考慮した。また、多くの自治体では人口増加は起こっておらず、第一次産業就業者比率が低くなることは農家の人手不足が進んだことを表すため、農業産出額が減少すると考えた。データの制約から分析 1 のみで投入した。

第二に農林水産業費割合について、行政が支援を行っているほど、地域団体商標への申請が容易になり、加えて農業産出額も増加すると考えた。データの制約から同様に分析 1 のみで投入した。

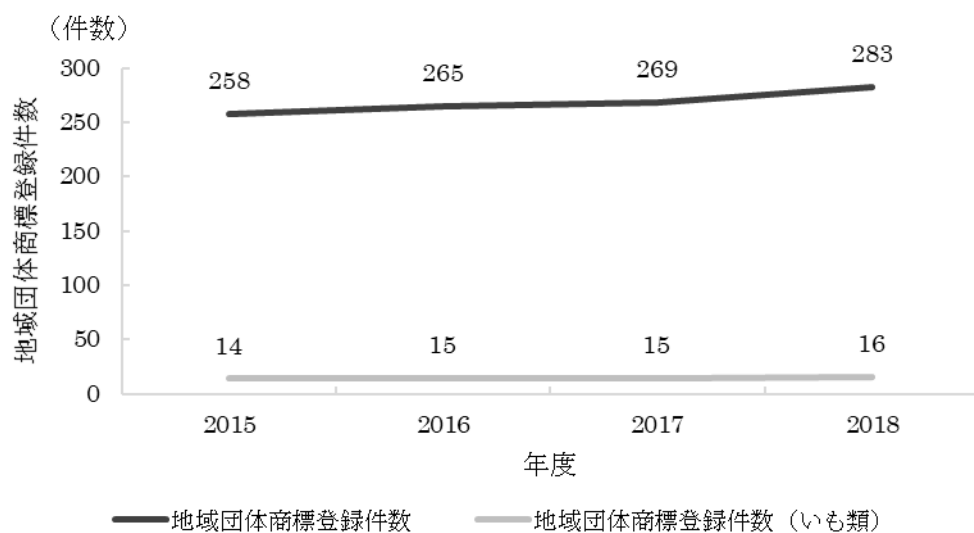
第三に市町村合併ダミーについて、2005 年～2014 年の間に市町村合併が行われた場合を 1、それ以外を 0 としたダミー変数である。平成の大合併によって自治体内での農業産出額の水準に変化が生じうる点を考慮するために投入した。2005 年頃に最も多く行われたため分析 1 のみで投入した。

第五に農業産出額変化率について、農業産出額を前年度農業産出額で除して求めた。農業産出額が減少している地域ほど地域ブランド化を図り、地域団体商標の登録件数が増加すると考え、その影響を排除することを目的に用いた。その際に分析 1～3 の変数に合うように産品の種類を変えて投入した。

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
1ha当たりの農業産出額	3420	0.1706	0.5586	0	31.2000
地域団体商標登録件数	3438	0.0750	0.3092	0	4
地域団体商標登録件数ダミー	3438	0.0634	0.2437	0	1
第一次産業就業者比率	3433	0.1196	0.1053	0	0.7818
農林水産業費割合	3438	0.0588	0.0511	0.0000	0.4595
市町村合併ダミー	3438	0.1454	0.3526	0	1
農業産出額変化率	3392	1.0166	0.0914	0	2
分析2					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1ha当たりの農業産出額(耕種)	6837	0.1606	0.2484	0	8.6000
地域団体商標登録件数	6876	0.1563	0.4316	0	4
地域団体商標登録件数ダミー	6876	0.1321	0.3386	0	1
農業産出額変化率(耕種)	6755	1.0256	0.1645	0	9.3478
分析3					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1ha当たりの農業産出額(いも類)	529	0.1111	0.0812	0	1
地域団体商標登録件数(いも類)	716	0.0726	0.3323	0	1
地域団体商標登録件数(いも類)ダミー	716	0.0726	0.2597	0	1
農業産出額変化率(いも類)	448	0.9850	0.2872	0	3

図 2 地域団体商標登録件数の推移



4-4. 分析手法

本稿では、農業産出額と地域団体商標登録件数の関係性について検討する。そこで、自治体や年度の異質性を統制した固定効果線形回帰モデルで推定した。なお、数値を公表しない

自治体や分母が 0 になることで割合が求められないケースが存在したため、変数によって観測数は異なっている。

5. 分析結果

5－1. 地域団体商標の効果

表 3 より、地域団体商標制度導入前の 2005 年から導入後の 2015 年にかけて、地域団体商標登録件数は農業産出額に対して 10%水準で有意で負、もしくは有意ではないが負の結果が示された。地域団体商標制度に登録されている産品がある地域ほど農業産出額は低くなっており、仮説は棄却された。また、第一次産業就業者比率は農業産出額に対して有意に正の関係であり、多くの地域では人口減少が起きているため第一次産業就業者数の減少によって農業産出額も減少している。農業人口の減少は深刻な問題であるといえる。

表 3 地域団体商標登録の効果（2005～2015 年・全国市町村）

独立変数	従属変数 1ha当たりの農業産出額					
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
地域団体商標登録件数	-0.0238 † (0.0128)	-0.0265 (0.0164)	-0.0248 † (0.0136)	-0.0272 (0.0170)		
地域団体商標登録件数ダミー					-0.0350 † (0.0181)	-0.0391 † (0.0232)
第一次産業就業者比率	0.7653 *** (0.1690)	0.7610 *** (0.1775)	0.7870 *** (0.1818)	0.7771 *** (0.1871)	0.7680 *** (0.1695)	0.7795 *** (0.1878)
農林水産業費割合	0.1871 (0.1359)	0.1926 (0.1141)	0.1865 (0.1348)	0.1902 † (0.1120)	0.1845 (0.1350)	0.1875 † (0.1109)
市町村合併ダミー	-0.0353 (0.0319)	-0.0298 (0.0268)			-0.0349 (0.0317)	
農業産出額変化率	-0.2506 (0.3073)		-0.2388 (0.2972)		-0.2504 (0.3072)	
時間効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.0426	0.0472	0.0428	0.0475	0.0426	0.0476
N	3392	3417	3392	3417	3392	3417

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

(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 4 より、2015 年～2018 年において地域団体商標登録件数は農業産出額（耕種）に対して有意ではないが負の関係であることがすべてのモデルで示された。分析②と同様に仮説は棄却された。

表 4 地域団体商標登録の効果 (2015～2018 年・全国市町村)

独立変数	従属変数 1ha当たり農業産出額(耕種)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
地域団体商標登録件数	-0.0174 (0.0128)	-0.0169 (0.0128)		
地域団体商標登録件数ダミー			-0.0206 (0.0144)	-0.0200 (0.0145)
農業産出額変化率 (耕種)	0.0333 * (0.0140)		0.0333 ** (0.0140)	
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9790	0.9780	0.9790	0.9780
N	6710	6837	6710	6837

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

(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 より、2015 年～2018 年において、産品をいも類に絞り種別の影響を排除した場合でも、地域団体商標登録件数は農業産出額 (いも類) に対して有意で負の関係であることがすべてのモデルで示された。分析 1・2 と同様に仮説は棄却された。なお、地域団体商標登録件数 (いも類) は 4 年間で 2 件の増加にとどまっており、そのような一部の变化にデータが依存しているという意味では、分析結果には留保が必要である。

表 5 地域団体商標登録の効果 (2015～2018 年・北海道市町村)

独立変数	従属変数 1ha当たり農業産出額(いも類)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
地域団体商標登録件数 (いも類)	-0.0092 *** (0.0025)	-0.0203 ** (0.0064)		
地域団体商標登録件数 (いも類) ダミー			-0.0092 *** (0.0025)	-0.0203 ** (0.0064)
農業産出額変化率 (いも類)	0.0494 *** (0.0097)		0.0494 *** (0.0097)	
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.7770	0.5108	0.7770	0.5108
N	431	529	431	529

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

(2) ()内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

分析①～③の全てで地域団体商標登録件数は農業産出額に対して正の影響を与えないことが示され、地域団体商標制度に登録されている産品がある地域ほど農業産出額は高くなるという仮説は棄却された。地域団体商標制度は地域ブランド化の手段として機能せず、経済の活性化に貢献していない、もしくは悪影響を与えるといえる。この結果に対して 3 つの要因が考えられる。第一に第 2 節でも述べたように登録団体が経済効果を目的としていないことやブランド化への取り組みにおいて登録をゴールとして満足してしまい、地域ブランド維持のための活動が十分にされていないことが考えられる。地域団体商標登録時は一時的にメディアへの露出機会が増加する可能性はあるが、施策なしに長期間にわたって注目を集めることは困難であり、消費者からの認知度向上にはつながらないのではないだろうか。長期的な経済効果を生み出すためには、地域団体商標への登録を契機に品質維持・向上に努め、消費者に継続的にアピールしていくことが重要であろう。

第二の要因としては、地域団体商標登録件数の増加に伴い、同じ種類のブランド化された産品の差別化が困難になっていることが考えられる。差別化の方法として継続的なアピールによって認知度向上に努める必要があるともいえるが、新規のブランドや生産量の少ないブランドは既存の商品の代替として消費者に認知・購入されにくいと考えられ、地域団体商標制度の効果がみられなかったのではないだろうか。

第三の要因としては、品質基準が高まったことが考えられる。ブランドとしての価値の維持・向上のために登録主体が基準を設け、出荷量が減少したものの、事前に一定の認知度があったために登録をきっかけとした価格の上昇がみられず、農業産出額が減少したのではないだろうか。

5-2. 事例の考察

前節において、第一の要因として挙げた継続的な取り組みの必要性について、実際の事例に基づき検討する。まず、地域団体商標に 2007 年に「南郷トマト」、2017 年に「会津田島アスパラ」が登録され、パネルデータにおいて 1ha 当たりの農業産出額が毎年増加した福島県南会津町に注目する。南会津町によると、2011 年度から 2020 年度までの 10 年間を計画期間とした第 2 次南会津町総合振興計画を策定している。農業分野については農家数、経営耕地面積が減少傾向にある中で、トマトやアスパラガスなど地域に適した産品のブランド化を推進し、稼げる農業者への成長、新たな付加価値を持った農業の確立、新規就農者への支援を施策の方向性として定めている。町は就農希望者への情報提供や支援、生産性向上に向けた基盤整備を行い、団体・事業所は農業者が行う生産性向上の取り組みに対する支援、農産物の販路拡大・PR の役割を担う。成果としては 2011 年から 2016 年にかけて農業所得平均額の増加がみられた。また、町内全体の産業の活発化を目的とした企業支援に関する計画では地域特産品について町独自のブランド認証制度を導入し、ブランド確立・強化の支援を行うほか、個人による地域資源を活かした商品開発、団体・事業所による販売網の確

立や情報の共有化が方策となっている。南会津町の事例から、地域ブランド維持・向上のための長期的な取り組みが経済効果につながっていると考えられる。

しかし 2007 年に「幌加内そば」が地域団体商標に登録されている北海道幌加内町では、ソバに関する継続的な取り組みを行っているにもかかわらず農業産出額、1ha 当たりの農業産出額が共に減少している。幌加内町によると、2014～2024 年度で幌加内町そば振興計画を策定し、栽培方法の改善や災害対策によってソバの品質向上に取り組み、それ以前にも 1994 年から「幌加内町新そば祭り」を開催しているが、期待された効果はみられず、地域団体商標への登録にとどまらない長期的な取り組みが必要という考えとは合致しない。また、幌加内町はそばの作付面積が日本一であり、生産規模が小さいことが理由で全国的にブランドが浸透せず、制度の効果が表れなかったとは考えにくい。

本稿では、地域団体商標に産品が登録されている南会津町と幌加内町に注目した。共に地域資源を活かした取り組みを長期間行っていたが、その効果には違いがみられた。ブランド力の維持・向上のためのアプローチの違いが異なる効果をもたらしたと考えられる。

地域団体商標制度が地域経済の活性化に貢献していない、もしくは負の影響を与える要因について 3 つの考察と実際の事例を述べたが、新たな研究によってこれらの考察を深め真因を探る必要があるといえる。

6. 結論

本稿では地域団体商標制度が地域ブランド化の手段として機能し、農業産出額に影響しているかについて検討した。その結果、制度による経済効果はもたらされないことが明らかになった。当制度のみでは、地域ブランドの確立・維持は困難であり、継続的な取り組みとして品質向上と新規就農者への支援の充実が必要といえよう。先行研究においても品質管理の重要性が述べられていたほか、幌加内町では人材確保のための支援に重点的な方策を定めていなかったのに対し、南会津町ではブランド力の推進と新たに農業を志す人への支援が充実していたためである。また、新規就農者が就農地を選択する理由として研修や就農支援体制の充実を重視するアンケート結果が存在する²⁰。農業人口の減少が農業産出額の減少をもたらすことが本稿の分析でも明らかになり、支援の充実によって担い手を確保することが必要であり、結果的に生産拡大が実現される。その上で、地域ブランドが確立され、品質の保たれた商品を販売していくことが長期的な地域経済の活性化につながるだろう。

また、地域団体商標の制度自体について登録時の審査を厳しくすることが必要といえよう。現行の制度のまま登録件数が増加していくと、ブランド同士での商品の差別化は困難になる。また、登録の目的が商品のブランド化ではないケースが増加することも考えられ、地

²⁰ https://www.maff.go.jp/j/wpaper/w_maff/r1/r1_h/trend/part1/chap3/c3_2_00.html
(最終アクセス：2020 年 10 月 27 日)

地域団体商標の地域ブランドを保護する制度としての信頼が損なわれる可能性がある。登録の目的を統一させることや、登録後の継続的な取り組みを義務とする登録基準の厳格化によって、地域ブランドの乱立を防ぎ、地域ブランドを形成する一つ的手段として意義のある制度になるのではないだろうか。

しかし、本稿の分析のみで地域団体商標制度に効果がないと言い切ることは出来ない。第一に地域ブランドの形成には一定期間要すると考えられるが、全体として長期間で且つ一定の短い期間ごとのデータを用いて分析を行うことができなかったためである。第二に農家の収益や地域の経済状況を含めた分析が出来なかったためである。地域団体商標制度への登録をきっかけに、農業従事者の財務状況改善や、農業産出額とは別の形の観光などによる経済効果の可能性は本稿の分析では考慮できていない。第三に消費動向に対応できていないためである。郷土料理や消費者のニーズ・ブームが農業産出額を変化させていることが考えられる。今後、生産者と消費者双方の動向に着目した地域団体商標制度に関する研究が求められよう。

7. 参考文献

経済産業省 特許庁「地域ブランドの保護は、地域団体商標制度で」

<https://www.jpo.go.jp/system/trademark/gaiyo/chidan/index.html> (最終アクセス : 2020 年 10 月 8 日)

斎藤修. 2010. 「地域ブランドをめぐる戦略的課題と管理体系」『農林業問題研究』454: 324-335.

佐藤正志・于明傑. 2011. 「「農産物ブランド」化の展開と課題ー「有田みかん」ブランドの動向を中心にー」『経営情報研究』19 (1): 1-15.

馬場健彦. 2019. 「地域団体商標に対する生産者団体の位置づけや利用方法 ある農協と漁協のケース」『集団力学』36: 14-22.

幌加内町「幌加内町そば振興計画」

<http://www.town.horokanai.hokkaido.jp/wp-content/uploads/2017/06/8e14e3dc97f809623d1fe6107ed4744c.pdf> (最終アクセス : 2020 年 10 月 21 日)

松井実. 2011. 「京野菜ブランド化戦略の新展開ーブランド対策 20 年間の成果と課題の検証ー」『フードシステム研究』18 (2): 113-116.

南会津町「第2次南会津町総合振興計画後期基本計画 (H28～H32)」

<http://www.minamiaizu.org/machi/assets/2016/04/26/20160426084631.pdf> (最終アクセス : 2020 年 10 月 27 日)

八木浩平・久保田純・大橋めぐみ・高橋祐一郎・菊島良介・吉田行郷・内藤恵久. 2019. 「地域ブランド産品に対するブランド保護制度への期待と効果」『フードシステム研究』26 (2):

74-87.

善本哲夫・岡部周平. 2016. 「地域イノベーションと現場改善」『立命館ビジネスジャーナル』
10: 33-57.

第4章

自治体の食品廃棄施策が食品廃棄量に与える影響

—外食産業の事例から—

高橋 駿

要約

本稿では、大きな社会問題となっている食品廃棄、特に外食産業の食品廃棄量とそれに対する施策の関係について考察する。食品ロスに関する論文は多々あるものの、都道府県別の外食産業食品廃棄量について定量的な分析をしている文献はない。本稿では都道府県別のパネルデータと重回帰分析を用いて外食産業食品廃棄量に施策が与える影響を検討した。その結果、フードバンク活動団体数と外食・宴会向け住民啓発施策が多いほど外食産業食品廃棄量を減らすことが示された。施策の種類と具体的な施策の中身は別個に理解されるべきであり、また、今後の研究ではより長期的な変化やより具体的な施策に注目する必要があるといえる。

1. はじめに

地球上の資源の重要性が説かれている今日において、食品ロスは大きな社会問題となっている。世界の食糧廃棄量は年間約 13 億トンといわれ、これは人の消費のために生産された食料の約 3 分の 1 を占める。一方で世界の人口は増え続けており、飢えや栄養で苦しんでいる人は世界で 8 億人にもものぼっている²¹。図 1 は平成 24 年度の世界各国の一人当たり年間食品廃棄量を示したグラフだが、日本は先進国の中でも少くない立ち位置であることがわかる。日本の食品廃棄物等は年間 2842 万トンで、そのうち食べられるのに捨てられている食品ロス量は年間 646 万トン（平成 27 年度推計）となっている。これは国連世界食糧計画による食糧援助量の約 2 倍である。市町村及び特別地方公共団体が一般廃棄物の処理に要する経費は年間約 2 兆円にものぼり、食品廃棄量を減らすことは資源的・財源的な面で急務だとされる。

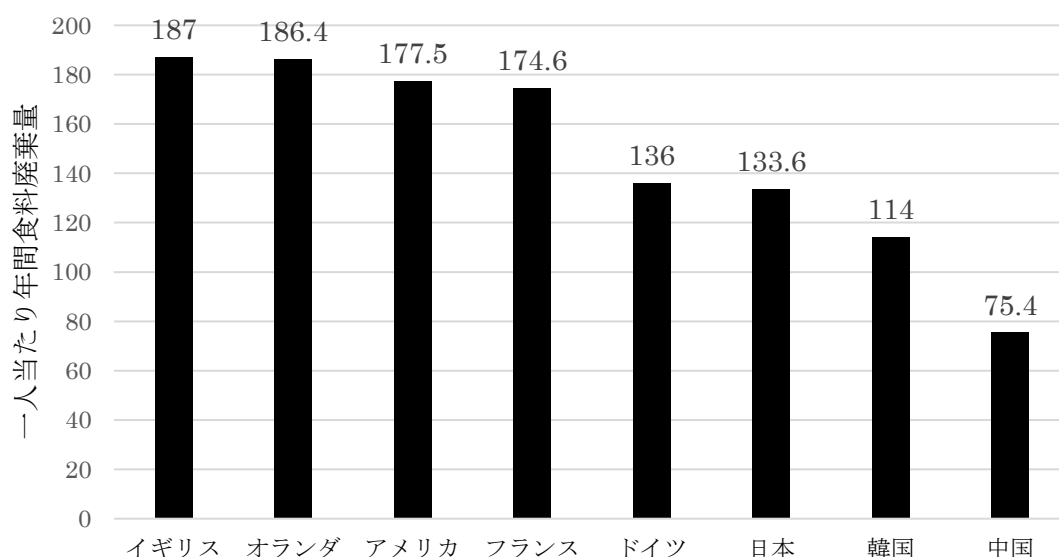
日本政府は食品ロス削減関係省庁等連絡会議で農林水産省を始めとして食品ロス削減にむけた様々な取り組みを推進しており、消費者基本計画と食品ロスの削減について平成 27

²¹ https://www.caa.go.jp/policies/policy/consumer_policy/information/food_loss/efforts/pdf/efforts_180628_0001.pdf（最終アクセス：2020 年 10 月 27 日）

年 3 月 24 日に閣議決定された。食料廃棄量に関する定量的な分析は未だされておらず、上記の閣議決定からの 3 年間について分析する本研究は、食料廃棄量を減らすにあたってどんな種類の施策が有効で国家・自治体がこれからどのような施策を行うべきかの方向性を示唆できるといえる。

分析結果からは外食産業食料廃棄量を減らすには外食・宴会向けの住民啓発施策やフードバンクが有効と示された。これらの結果は外食産業食料廃棄量を減らすにあたって行われている多様な施策のうちの一部しか結果が伴っていないことを指しており、既存の施策の内容を見直す必要性とともに今後の施策の方向性を見定めていく必要があることを示唆している。

図 1 世界各国の年間食品廃棄量²²



2. 先行研究

前章で述べたように外食産業食品廃棄量についての定量的な研究はされていないが、食品ロスに関してはいくつかの先行研究が見られる。ここでは食品ロスに関する先行研究を紹介していく。

まず消費者の認識に注目した研究を紹介する。野々村（2013）はアンケートによる推計で、家庭内の食品ロスが生まれる要因として食品状態が時間の経過で変化したために廃棄されるケースが多いことを明らかにしている。また島野ら（2018）はネットアンケートによる推計で、家庭内で出る食品廃棄物の中で野菜・果物類最も多く廃棄しており、肉類・魚

²² 出典： https://www.maff.go.jp/j/shokusan/recycle/syoku_loss/pdf/hyou2.pdf（最終アクセス：2020 年 11 月 1 日）

介類、パン類・おにぎり類及び菓子類、レトルト・冷凍食品と続くことを明らかにした。他には栗島（2019）がネットアンケートによる調査で消費者行動由来の食品ロスについての認識と改善意識が消費者の側に十分に備わっていることを明らかにした。しかしその一方で、店内で商品が賞味期限順に並べられているのにもかかわらず、できるだけ賞味期限が先の商品を選ぶ行動をとる人が多く、問題の認識や行動改善の働きかけだけでは食品ロスの改善には不十分であるとした。

次に食品ロスの発生要因についての研究を紹介する。松本ら（2015）は福岡県内の食品製造業及び食品卸業、食品小売業に対してのアンケート調査で食品ロスの発生要因と有効活用策に関して推計した。食品製造業は製造工程でのロスや規格外商品が多く、食品流通業では期限切れや包装材の損傷、過剰在庫の要因が多いことを指摘している。また規格外商品や包装の損傷、試食・試飲サンプルについてフードバンクで利用できる可能性が高いとした。他にも Brongan and Okumura（2010）は東アジア・東南アジア諸国の廃棄物中の食品廃棄物の割合と一人当たり GDP の関係を分析し、負の相関関係があることを示した。小林（2015）は、小売店における食品ロスを各種の「リスク回避行動」と定義づけたうえで日本の食品ロスの発生要因を推計し、結果として小売業の販売段階での確定利潤はリスク回避的な追加利潤を得ていることが示された。過剰供給解消のためには返品コストの商品価格からの分離、小売業に至るサプライチェーン内での情報共有、欠品を許容する節度ある態度の強化が必要だと示している。また同研究で小林は、アンケート調査を基に外食産業における食中毒リスクと食品ロスについて推計し、欧米で一般的なドギーバッグ²³が日本で普及しない理由として文化・慣習的な背景だけでなくチェーンオペレーションによる弊害があるとしている。しかし詳細な分析のためには大規模チェーン店の参加を待つ必要があり、今後の課題としている。

最後にフードバンクについての研究を紹介する。難波江ら（2018）は国内フードバンクの決算状況報告書や食料提供先の状況データから、国内フードバンクの運営には活動資金の確保、人員・物流・保管方法等の問題の解決が不可欠とした。しかし国内で活動している団体のうち約 33%分のデータでしか分析できておらず、分析範囲の拡大を課題としている。また、佐藤・中野（2016）は日本国内のフードバンクを 3 つに類型化し、アンケート調査を基に活動の実態を分析した。結果として生活困難者への救済・食品廃棄低減を目的とする団体だけでなく食育を目的とする団体の充実化、法整備による食品提供者の責任免除システムの整備、フードバンクと食品専門スーパーの連携の拡充、行政栄養士や管理栄養士の活躍支援が必要であると示した。

上述したように食品ロスに関する先行研究は多岐にわたる。国内の施策効果をめぐる研究では、アンケート調査などの主観的な評価に基づく研究が大半であり、自治体別の食品廃棄量などを用いた客観的なデータに基づく研究はほとんど見られない。そこで、本稿では、都道府県別データを用いて、外食産業食品廃棄量に対する施策の方向性を示す。

²³ ドギーバッグとは、食べ残しを持ち帰るためのプラスチック容器を指す。

3. 理論仮説

外食産業食品廃棄量を減らす要因は何か。農林水産省によると外食産業における食品廃棄の要因として「顧客の食べ残し」と「仕込みすぎ」が 9 割を占めている²⁴。「顧客の食べ残し」という要因は特に客側の意識の問題で構成されると考えられる一方で、「仕込みすぎ」という要因は特に店側の意識の問題が大きい。そこで客、つまり住民への啓発施策と、店側、つまり事業者への働きかけの施策に効果が表れると考えられる。

ここで外食・宴会向け住民啓発施策の例を紹介する。石川県の「食品ロスの削減」では、忘年会シーズンに、「宴会五箇条」²⁵や「30・10 運動」²⁶の実践を呼びかける啓発チラシを市町や関係団体に配布するものである。チラシという目に見える形で啓発すること事ができ、廃棄量削減の効果が期待できる。

次に外食・宴会向け事業者への働きかけ施策の例を紹介する。京都府では、京都府が創設した取り組みを実践する飲食店等を「食べ残しゼロ推進店舗」と認定²⁷する制度によって府内全体で食品ロスの削減に向けた取り組みを推進するものがある。この取り組みは事業者への働きかけ・協力店舗等の登録の 2 つの施策の種類を兼ね備えている。

最後に外食・宴会向け住民啓発施策と外食・宴会向け事業者への働きかけ施策両方の特徴を備えた施策の例として山形県で行われている「もったいない山形協力店登録事業」を紹介する。この施策は食品ロス等のごみ削減に取り組む店舗を登録し、ポスターやステッカー、小のぼり等を店舗に掲示してもらうと共に、県のホームページ等において広報を行うものだ。この施策は住民啓発・協力店舗等の登録・事業者への働きかけという 3 つの施策の種類に分類される。

これらの施策種類の組み合わせ方も効果の大きさに関係している可能性を指摘しておく。

また「食べ残し」と「仕込みすぎ」両方に対応できる施策としてフードバンクが挙げられる。フードバンクは、安全に食べられるのにもかかわらず、包装の破損や印字ミス等を原因

²⁴ https://www.maff.go.jp/j/study/syoku_loss/03/pdf/data1.pdf (最終アクセス: 2020 年 10 月 27 日)

²⁵ 宴会五箇条は「①まずは適量注文 ②幹事から「おいしく食べきろう！」の声掛け ③開始 30 分と終了 15 分は席を立たずにしっかり食べきる「食べきりタイム」 ④食べきれない料理は仲間で分け合おう ⑤それでも、食べきれなかった料理は店に確認して持ち帰りましょう。」などのスローガンを掲げるものである。

²⁶ 30・10 運動は「①注文の際に適量を注文しましょう！ ②乾杯後 30 分間は席を立たず料理を楽しみましょう。 ③お開き前 10 分間は自分の席に戻って、再度料理を楽しみましょう。」が推奨される。

<https://www.maff.go.jp/j/press/shokusan/kankyoi/191128.html> (最終アクセス: 2020 年 10 月 27 日)

²⁷ 認定条件は「①食材を使い切る工夫 ②食べ残しを出さない工夫 ③宴会、冠婚葬祭での食事等における工夫 ④食べ残しの持ち帰りができる工夫 ⑤ごみ排出時の水キリ等の工夫 ⑥使い捨て商品の使用を抑える工夫 ⑦食べ残しゼロに向けた啓発活動 ⑧上記以外の食べ残しを減らすための工夫」の中から 2 項目以上を実践していることである。

として流通に出せない食品を企業が寄贈し、それらを必要としている施設や困窮世帯に無償で提供する活動を指す²⁸。フードバンクを使用することで品質に問題がない食品を廃棄することなく使用でき、廃棄量を抑えることができる。以上 2 点の理論から導き出される仮説をまとめると、以下の通りである。

仮説 1：住民啓発の施策は外食産業食品廃棄量を減らす効果がある。

仮説 2：事業者啓発の施策は外食産業食品廃棄量を減らす効果がある。

仮説 3：フードバンクには外食産業食品廃棄量を減らす効果がある。

4. データと方法

4-1. データ

分析 1

都道府県の外食・宴会に対する施策が外食産業食品廃棄量に与える影響を推定するために、農林水産省及び全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会、流通経済研究所のデータを基に 2015 年度、2016 年度、2017 年度の 3 年分のパネルデータを作成した。

分析 2

都道府県の外食・宴会に対する施策が外食産業食品廃棄量に与える影響を推定するために、農林水産省及び全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会、流通経済研究所のデータを基に 2016～2017 年の一人当たり外食産業食品廃棄量変化率とそのデータセットを作成した。

²⁸ <http://2hj.org/problem/foodbank/>（最終アクセス：2020 年 10 月 27 日）

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
一人当たり外食産業食品廃棄量	一人当たりの外食産業食品廃棄量 (t/一人)	農林水産省
外食産業食品廃棄量変化率	2016～2017年の外食産業食品廃棄量の変化率 (%)	農林水産省
フードバンク活動団体	フードバンク活動団体数	公益財団法人 流通経済研究所
外食・宴会向け住民啓発	外食・宴会向けの住民啓発施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向けキャンペーン・イベント	外食・宴会向けのキャンペーン・イベント施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向け食品ロス実態調査	外食・宴会向けの食品ロス実態調査の回数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向け子供への啓発・教育	外食・宴会向けの子供への啓発・教育施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向け協力店舗等の登録	外食・宴会向けの協力店舗等の登録施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向け事業者への働きかけ	外食・宴会向けの事業者への働きかけ施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向け消費者・住民団体との連携	外食・宴会向けの消費者・住民団体との連携施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向け食材使い切り・リメイク料理	外食・宴会向けの食材使い切り・リメイク料理施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
外食・宴会向けその他	外食・宴会向けのその他施策の数	全国おいしい食べきり運動ネットワーク協議会
二人以上の世帯の食料費割合	二人以上の世帯の食料費割合 (%)	家計調査結果

4-2. 従属変数

分析 1

従属変数には人口一人当たりの外食産業食品廃棄量²⁹を用いた、これは外食産業における食品廃棄量を総人口で割り、10000 をかけることによって測定される。

分析 2

従属変数には 2016～2017 年の外食産業食品廃棄量の変化率を用いた、これは 2017 年度の一人当たり外食産業食品廃棄量を 2016 年度の一人当たり外食産業食品廃棄量で割ることによって測定される。

4-3. 独立変数

分析 1

パネルデータ分析の独立変数には都道府県ごとの外食・宴会向けの施策³⁰とフードバンク活動団体数³¹を用いた。具体的な施策の種類として、住民啓発施策、キャンペーン・イベント、食品ロス実態調査、子供への啓発・教育、協力店舗等の登録、事業者への働きかけ、消費者・住民団体との連携、食材使い切り・リメイク料理、その他がある。1つの施策に対してこれらの施策の種類が複数あるものがあるが全て数えた。ただし、分析対象期間の 3 年

²⁹ https://www.maff.go.jp/j/shokusan/recycle/syokuhin/s_houkoku/kekka/gaiyou.html
(最終アクセス：2020 年 10 月 27 日)

³⁰ <https://info.pref.fukui.lg.jp/junkan/tabekiri/network/> (最終アクセス：2020 年 10 月 27 日)

³¹ https://www.maff.go.jp/j/shokusan/recycle/syoku_loss/attach/pdf/161227_8-38.pdf
(最終アクセス：2020 年 10 月 27 日)

間では都道府県ごとの食品ロス実態調査の変化がなかったためパネルデータ分析では表示されなかった。

分析 2

重回帰分析の独立変数には都道府県ごとの外食・宴会向けの施策とフードバンク活動団体数、二人以上の世帯の食料費割合を用いた。食料費割合が高いほど食への関心が高く、食べ残しが少ないと考えたからだ。具体的な施策の種類としては分析 1 と同様のものを用い、また 1 つの施策に対してこれらの施策の種類が重複しているものがあるが全て数えた。

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
一人当たり外食産業食品廃棄量	141	33.9000	12.6990	12.9300	86.4500
フードバンク活動団体	141	1.5390	1.3655	0	11
外食・宴会向け住民啓発	141	0.0426	0.6854	0	1
外食・宴会向けキャンペーン.イベント	141	0.1560	0.4189	0	2
外食・宴会向け食品ロス実態調査	141	0.0638	0.3210	0	2
外食・宴会向け子供への啓発・教育	141	0.1135	0.4302	0	2
外食・宴会向け協力店舗等の登録	141	0.1773	0.3833	0	1
外食・宴会向け事業者への働きかけ	141	0.1986	0.5375	0	3
外食・宴会向け消費者・住民団体との連携	141	0.1135	0.3797	0	2
外食・宴会向け食材使い切り・リメイク料理	141	0.0284	0.1666	0	1
外食・宴会向けその他	141	0.0426	0.2026	0	1

分析2

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
外食産業食品廃棄量変化率	141	100.2000	5.5885	82.7100	116.4100
フードバンク活動団体	141	1.8510	1.8413	0	11
外食・宴会向け住民啓発	141	0.4043	0.7419	0	4
外食・宴会向けキャンペーン.イベント	141	0.2128	0.4633	0	2
外食・宴会向け食品ロス実態調査	141	0.0638	0.3233	0	2
外食・宴会向け子供への啓発・教育	141	0.1277	0.4633	0	2
外食・宴会向け協力店舗等の登録	141	0.2766	0.4522	0	1
外食・宴会向け事業者への働きかけ	141	0.2979	0.5866	0	3
外食・宴会向け消費者・住民団体との連携	141	0.1277	0.3966	0	2
外食・宴会向け食材使い切り・リメイク料理	141	0.0638	0.2471	0	1
外食・宴会向けその他	141	0.0638	0.2471	0	1
二人以上の世帯の食料費割合	141	72686	1.8980	62760	86412

4-4. 分析手法

分析 1

2015 年度から 2017 年度までの 3 期間の一人当たり外食産業食品廃棄量と施策の関係をパネルデータ分析で推定する。収集したデータが 3 期分のパネルデータであること、また年度や地域ごと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固定効果線形回帰モデルを用いて推定した。

分析 2

2016～2017 年の一人当たり外食産業食品廃棄量の変化率を従属変数として関係について重回帰分析をする。変化率を従属変数に置いて重回帰分析することで外食産業食品廃棄量の変化の要因を推定することができる。

5. 分析結果

表 3・表 4 は分析の結果を示したものである。

パネルデータによる分析 1 の Model1 では、フードバンク活動団体数と外食・宴会向け住民啓発施策の係数が 10%水準で統計的に有意であった。どちらの係数も負であり、これはつまりフードバンク活動団体数及び外食・宴会向け住民啓発施策が増えた都道府県ほど一人当たりの外食産業食品廃棄量が少なくなっていることを示している。具体的に考えると一人当たり外食産業食品廃棄量は、フードバンク活動団体数が 1 増えると 0.2336 減り、外食・宴会向け住民啓発施策が 1 つ増えると 0.8029 減ることが明らかになった。単位は (t/一人) なので、人口 10000 当たりで考えるとフードバンク活動団体数が 1 増加するごとに外食産業食品廃棄量は 2336kg 減り、外食・宴会向け住民啓発施策が 1 つ増えると 8029kg 減ることになる。1 億人以上の人口を持つ日本の環境にとってフードバンク活動団体及び外食・宴会向け住民啓発施策が非常に大きな役割を果たすことが示されたと言えよう。

一方で Model2 では外食・宴会向け住民啓発施策を抜いてパネルデータ分析を行った。結果としては Model1 と同じく、フードバンク活動団体数の係数が 10%水準で統計的に有意であった。ここで Model1 と比べて調整済み決定係数に変化がないことから、外食・宴会向け住民啓発施策の効果がモデル内の変数と重複している可能性が示された。

また、重回帰分析を行った分析 2 の Model1 ではフードバンク活動団体数の係数が 0.1%水準で統計的に有意、外食・宴会向け住民啓発施策の係数が 5%水準で統計的に有意であった。どちらの係数も負であり、フードバンク活動団体数及び外相・宴会向け住民啓発施策が多い都道府県ほど外食産業食品廃棄量の減少率が大きいことを示している。具体的に考え

ると一人当たり外食産業食品廃棄量変化率は、フードバンク活動団体数が1増えると1.6043減り、外食・宴会向け住民啓発施策が1つ増えると5.2275減ることが明らかになった。単位は(%)であり、変化率を表しているので、フードバンク活動団体数が1増加するごとに外食産業食品廃棄量変化率は1.6043%減り、外食・宴会向け住民啓発施策が1つ増えると5.2275%減ることになる。2017年度の一人当たり外食産業食品廃棄量の都道府県別平均は0.00338(t/人)なので、これを目安に考えるとフードバンク活動団体数が1増加するごとに10,000人当たりの外食産業食品廃棄量は約5400kg減り、外食・宴会向け住民啓発施策が1つ増えると約1.7トン減る計算となる。ここからも日本の環境にとってフードバンク活動団体及び外食・宴会向け住民啓発施策が非常に大きな役割を果たすことが示されたと言えよう。

一方で、Model2で外食・宴会向け住民啓発施策を抜いて重回帰分析を行った結果、フードバンク活動団体数の係数は1%水準で統計的に有意だった。

以上2つの分析で、フードバンク活動団体数は安定的に外食産業食品廃棄量を減らすことが示された。

2つの分析の結果から仮説1と仮説3は支持されたが、仮説2は支持されなかった。この原因として事業者に対して啓発しても、店舗は利用者依存で仕込みや料理を作るため、食品廃棄量の削減には効果がなかったと考えられる。他にも住民の意識が向上することによって食べ残しが減るのに加えて、店から見た「客数に対しての食材の使用量」が明確になることで「仕込みすぎ」もなくなることが要因として挙げられる。また、分析1では10%水準だったフードバンク活動団体数が、分析2では0.1%水準で有意になっているのは2016年に設立されたフードバンクが多いことが要因として挙げられる。

表3 外食産業食品廃棄量に対する施策の効果（固定効果線形回帰モデル）

分析1	従属変数			
	一万人当たり外食産業食品廃棄量			
独立変数	Model 1		Model 2	
フードバンク活動団体	-0.2336 (0.0529)	†	-0.2277 (0.0533)	†
外食・宴会向け住民啓発	-0.8029 (0.3094)	†		
外食・宴会向けキャンペーン・イベント	0.2648 (1.1194)		-0.1787 (0.8534)	
外食・宴会向け食品ロス実態調査				
外食・宴会向け子供への啓発・教育	0.1902 (0.8704)		-0.0268 (0.6541)	
外食・宴会向け協力店舗等の登録	-1.7447 (1.2044)		-1.0922 (0.9109)	
外食・宴会向け事業者への働きかけ	1.9316 (1.1933)		0.7980 (0.8358)	
外食・宴会向け消費者・住民団体との連携	-0.499 (1.3136)		-0.1802 (1.0014)	
外食・宴会向け食材使い切り・リメイク料理	2.2917 (1.2876)		0.8619 (0.9163)	
外食・宴会向けその他	-0.9942 (1.3326)		0.4721 (0.9465)	
時間効果	YES		YES	
個体効果	YES		YES	
調整済みR ²	0.9913		0.9913	
N	147		147	

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

(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4 外食産業食品廃棄量変化率に対する施策の効果（重回帰モデル）

分析2	従属変数			
	外食産業食品廃棄量変化率			
	Model 1		Model 2	
独立変数				
(定数項)	95.5643	***	94.7051	***
	(10.9843)		(11.5211)	
フードバンク活動団体	-1.6043	***	-1.5198	**
	(0.4164)		(0.4351)	
外食・宴会向け住民啓発	-5.2275	*		
	(2.4225)			
外食・宴会向けキャンペーン・イベント	2.4528		-1.6316	
	(3.4589)		(3.0386)	
外食・宴会向け食品ロス実態調査	5.627		6.1359	
	(6.4039)		(6.7168)	
外食・宴会向け子供への啓発・教育	2.5824		0.0221	
	(4.2525)		(4.2861)	
外食・宴会向け協力店舗等の登録	2.1142		3.1359	
	(3.0729)		(3.1867)	
外食・宴会向け事業者への働きかけ	-1.8148		-6.1642	
	(3.659)		(3.2051)	
外食・宴会向け消費者・住民団体との連携	1.4693		3.8394	
	(4.3521)		(4.4199)	
外食・宴会向け食材使い切り・リメイク料理	0.984		-2.9864	
	(5.0886)		(4.9795)	
外食・宴会向けその他	1.1409		5.7778	
	(6.0164)		(5.8980)	
二人以上の世帯の食料費割合	0.3187		0.3352	
	(0.4372)		(0.4588)	
調整済みR ²	0.2135		0.1336	
N	47		47	

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

(2) ()内は標準誤差。

6. 結論

本稿では、外食産業食品廃棄量と都道府県別の外食・宴会向けの施策との関係に焦点を当てて分析した。その結果、住民啓発施策及びフードバンク活動団体数が外食産業食品廃棄量を減らす効果があることが示された。これらの結果からは以下の提言が可能である。

まず住民啓発施策が有意な一方で事業者への働きかけが有意でないことから、外食産業食品廃棄量を減らすにあたって客側、つまり住民に向けた施策に効果があることがわかった。これを踏まえて、既存の施策に上述した石川県の施策のような「住民が直接目にするもので啓発する」といった住民啓発の要素を組み込むと共に、住民啓発の施策自体を増やすことが必要である。

ここで 2016～2017 年の外食産業食品廃棄量変化率を示した図 2 を見てみると北海道が 2016 年度から 2017 年度にかけて一人当たり外食産業食品廃棄量を大きく減らしていることがわかる。この要因として、2016 年の 11 月から展開された「どさんこ愛食食べきり運動」の存在が挙げられるかもしれない。この運動は「おいしく残さず食べきろう」をスローガンに、食品ロス低減を目指すものである。手段として飲食店・事業者向けチラシやポップの作成・掲載や、大学での出前講座や幼児向けの絵本作成等の学校教育での取り組み、そして「食べるたいせつフェスティバル」を始めとした地域の食のイベントでの普及啓発が挙げられる³²。これらの啓発事業内でも「宴会五箇条」や「30・10 運動」の普及・推進が行われており、この事例から見ても「宴会五箇条」や「30・10 運動」の普及が外食産業食品廃棄量低減に大きな役割を持つと考えられる。よって既存の施策に組み込む要素や、増やす施策として優先すべき啓発内容は「宴会五箇条」と「30・10 運動」であると言えよう。

ただしこれはあくまで推測であり、外食・宴会向け住民啓発施策の中でも具体的にどのような取り組みが結果を出しているかを定量的に分析したわけではないため、施策のより詳細な中身に目を向けた研究をしていく必要がある。

次にフードバンク活動団体数が食品廃棄量を減らすことからフードバンクを増やすという施策が効果的であると示唆された。フードバンクはアメリカで 200 以上が、フランスでは 100 以上の団体が活動している。日本でのフードバンクは 2000 年以降設立され始め、110 の団体が活動している（2019 年 11 月時）一方で、難波江ら（2018）が示すように、多くの団体がインフラ整備や人手不足、運営資金の捻出等に苦慮している。これは活動母体の多くが NPO（特定非営利活動法人）で寄付金や助成金等にその経営を依存しているのが大きな要因である。国内フードバンクを持続可能なものにするためにもフードバンクに対しての法整備の拡充が必要であるといえる。特に「食品ロスの削減の推進に関する法律」³³で

³² <http://www.pref.hokkaido.lg.jp/ns/shs/data/advance/leftover.htm>（最終アクセス：2020 年 10 月 27 日）

³³ 食品ロスの削減の推進に関する法律：2020 年 5 月 31 日に施行された日本初の食品ロスに関する法律である。基本的な施策として論文内のものに加えて ①消費者、事業者等に対する教育・学習の振興、知識の普及・啓発等 ②食品関連事業者等の取り組みに対する支援 ③食品ロスの削減に関し顕著な功績がある者に対する表彰 ④食品ロスの実態調査、食品ロ

はフードバンク活動の支援及びフードバンク活動のために食品の提供等に伴って生ずる責任の在り方に関する調査・検討が施策として盛り込まれているが、その具体的な方法については明記されていない。そこで金銭面や人員面での支援の必要性をここに記すことにする。

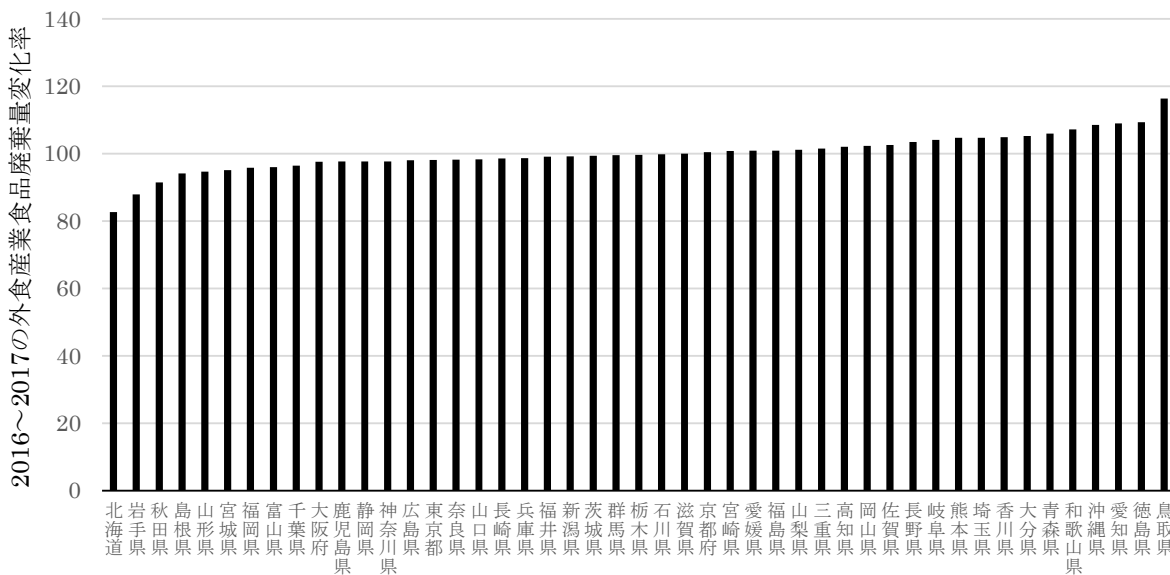
最後に、食品廃棄量のデータは食品廃棄物等多量発生事業者からの定期報告を集計したもので、食品廃棄物等の年間発生量 100 トン未満等の定期報告を提出していない事業者から排出されている食品廃棄物量は含まれていない。よって実際の廃棄量と大幅に異なる可能性が否定できないことに注意されたい。

そして本稿にはいくつかの問題点ないし限界があることを指摘しておく。まず本稿で利用したデータは連続した 3 年分のみであり、施策の長期的効果を示すことはできていない。また施策数の集計方法が都道府県ごとに違い、同じような施策を行っていてもまとめて一つとしている都道府県や複数に分けている都道府県があり相関が正しく出ていない可能性がある。したがって今後の研究では施策の長期的な効果を視野に入れた分析や別の観点から施策を集計して行う分析が必要になるだろう。施策の種類の重複の仕方が効果に関係あるのかも重要な研究対象といえる。

スの効果的な削減方法等に関する調査研究 ⑤食品ロスの削減についての先進的な取り組み等の情報の収集・提供がある。

https://www.caa.go.jp/policies/policy/consumer_policy/information/food_loss/promote/
(最終アクセス 2020 年 10 月 26 日)

図2 2016～2017年の外食産業食品廃棄量変化率



7. 参考文献

- 小林富雄. 2015. 『フードサプライチェーンにおける需給調整と食品ロスの発生メカニズム』
名古屋市立大学博士論文.
- 栗島英明・菱沼竜男・大森玲子. 2019. 「消費者行動由来の食品ロスに対する消費者意識調査」『第 30 回廃棄物資源循環学会研究発表会講演論文集』 37-38.
- 佐藤みずほ・中野冠. 2016. 「わが国におけるフードバンク活動の実態と食育の観点から見た課題」『日本食育学会誌』 10 (1): 31-40.
- 島野侑加・柳川立樹・矢野順也・浅利美鈴・平井康宏・酒井伸一. 2018. 「食品ロス削減に向けた消費者の発生抑制行動に関する考察」『第 29 回廃棄物資源循環学会研究発表会講演論文集』 111-112.
- 難波江任・香月敏孝. 2018. 「我が国のフードバンク活動の状況と課題」. 『農業問題研究』 50(1): 37-49.
- 野々村真希. 2013. 「家庭で食品を廃棄する際の消費者認識に関する分析」『フードシステム研究』 20 (1): 2-13.
- 松本亭・邊見亮太. 2015. 「食品ロスの発生要因分析と有効活用策のライフサイクル評価」『第 26 回廃棄物資源循環学会研究発表会講演論文集』 3-4.

Borongan, G. and Okumura, S. 2010. *Municipal Waste Management Report: Status-quo and Issues in Southeast and East Asian Countries*. AIT/UNEP Regional Resource Center for Asia and the Pacific.

第5章

障害者雇用に対する雇用対策協定の効果 —都道府県のパネルデータによる実証分析—

笹本 賢佑

要約

本稿では、雇用対策協定による国と地方自治体の連携的な雇用対策が、障害者雇用に対して効果を与えているのかについて考察する。これまでの研究では、障害者雇用に対して障害者支援機関の連携強化や企業への障害者雇用に対する総合的な情報提供の必要性が明らかにされているが、こうした取り組みを実際に行っている雇用対策協定の効果を検証した研究は存在しない。本稿では、都道府県のパネルデータを用いて、各自治体の雇用対策協定による障害者雇用への取り組みの有無が①障害者就職件数及び障害者実雇用率、②障害者相談支援事業の支援件数について効果を与えているのか検証した。その結果、取り組みの目的としている障害者就職件数及び障害者実雇用率に対して効果は与えていないが、途中段階に当たる支援件数については効果を与えていることが示された。このことから、雇用対策協定による障害者雇用への取り組みによって、関係機関の連携が強化されて障害者がより積極的に支援サービスを受けられるようになっていると言える。

1. はじめに

近年、日本では少子高齢化が進んでおり、それに伴った生産年齢人口の減少は大きな問題となっている。この問題に対して、女性、高齢者、障害者、外国人を新たな働き手として多様な人材によってカバーしていくことが必要となっている。

障害者雇用については、障害者雇用促進法によって①障害者雇用率制度、②障害者雇用納付金制度という 2 つの制度が設けられている。障害者雇用率制度とは、事業所に一定の割合以上の障害者を雇うことを義務づける制度で³⁴、その法定雇用率は段階的に引き上げられている³⁵。障害者雇用納付金制度は、障害者雇用による経済的負担の差を調整するために、

³⁴ 雇用障害者数のカウント方法は、重度の身体障害者または知的障害者は 1 人の雇用で 2 人分と見なされ、また、1 週間の所定労働時間が 20 時間以上 30 時間未満の雇用障害者は 30 時間以上の雇用障害者の半分の数としてカウントされる。

³⁵ 平成 30 年度からは従業員 45.5 人以上民間企業が 2.2%、都道府県等の教育委員会が 2.4%、国や地方公共団体等が 2.5%となっている。さらに、2021 年 3 月 1 日からはそれぞれ

障害者雇用に取り組まない事業所から納付金を徴収し、障害者を多く雇用する事業所に調整金や援助金を支給する制度である³⁶。以上の 2 つの制度によって障害者の雇用が促進されており、障害者の実雇用率は年々上昇しているが、法定雇用率の達成割合は 50%程で横ばいとなっており、障害者雇用に取り組む企業と取り組まない企業の二極化が進んでいる。こうした現状に対して、既存の制度だけでなく企業への指導や説明会などによる障害者雇用への情報提供がさらなる障害者の雇用促進につながると考えられる。

先行研究では、障害者雇用における障害者支援機関の連携強化や企業への障害者雇用に対する総合的な情報提供の必要性が示されているが、具体的な取り組みの効果の定量的な分析までは行われていない。そこで、先行研究で示されていたことを実際に取り組んでいる事例について研究することで、実際に障害者の雇用促進に効果を与えているのかを検証することができる。また、障害者雇用の増加に対して効果が出ていない場合でも、どの段階に対して効果を与えているのかを検証することで、取り組みの必要性や障害者雇用の増加につながっていない原因について考察することができる。

本稿では、雇用対策協定という取り組みに注目し、厚生労働省の HP に記載されている雇用対策協定締結自治体一覧及び各自治体の雇用対策協定書、事業計画をもとに都道府県のパネルデータを作成して、雇用対策協定による障害者の雇用対策への取り組みが障害者雇用に効果を与えているのかを検証した³⁷。雇用対策協定とは、国と地方自治体が連携を強化して雇用対策を行う取り組みであり、障害者雇用に対しては障害者支援機関の連携強化による障害者への総合的な支援や障害者の職業訓練の促進、企業に対しては指導や説明会による雇用促進などが取り組まれている。締結自治体数も近年急激に上昇しており、2017 年度では全 47 都道府県と 117 の市町村が締結している（図 1）。

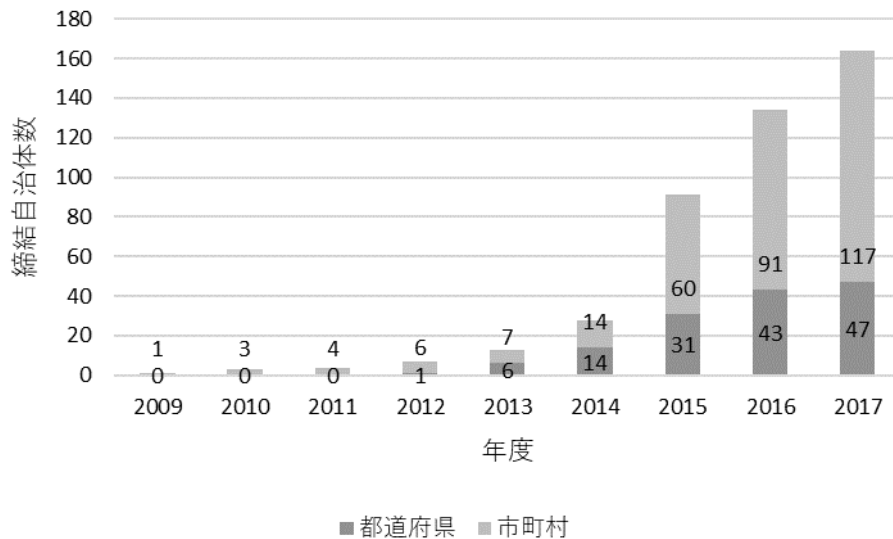
分析の結果、雇用対策協定による障害者雇用への取り組みは障害者の雇用増加には効果を与えていないことが示された。しかし、途中段階に当たる障害者相談支援事業の支援件数に対しては効果を与えており、取り組みによって障害者がより支援を受けられる環境になっていることが示された。

れ 0.1% ずつ引き上げられ、民間企業の対象範囲も従業員 43.5 人以上に広がる予定である。

³⁶ この制度は常用雇用労働者が 100 人を超える事業所を対象にしており、法定雇用率に満たない企業から不足 1 人につき月額 50,000 円を徴収している。一方、法定雇用率を上回っている場合は超過 1 人につき月額 27,000 円が支給される。なお、常用雇用労働者が 100 人以下の事業所についても、雇用障害者が 72 人もしくは常用雇用労働者の 4%を超えている場合は、1 人当たり月額 21,000 円が支給される。

³⁷ 雇用対策協定締結自治体一覧に掲載されていた自治体のうち、雇用対策協定書・事業計画で障害者雇用への取り組みが明記されている自治体を集計した。

図1 雇用対策協定締結自治体数の推移



2. 先行研究

これまで述べてきたように、雇用対策協定を取り上げた先行研究は存在しないものの、障害者雇用について取り上げた研究は多く存在する。そして、これらの先行研究は大きく①企業への取り組みと②障害者への取り組みの2つに分類することができる。

企業への取り組みについては、障害者雇用に取り組んでいない企業に対する障害者雇用への情報提供を行い、企業が持っている障害者雇用への否定的なイメージの緩和が必要だと指摘する研究が見られる。例えば、陰山（2018）は日本理化学工業を事例に³⁸、企業における障害者雇用の成功要因について研究している。その結果、成功要因は①障害者雇用に対するマイナスの認識を変えて従業員の能力が活かせる職場環境を創ること、②経営者の障害者雇用に対する意識を変えることの2点にあると主張している。また、金（2016）は障害者を雇用していない企業では障害者を雇用することによる否定的な影響が懸念されているが、実際に障害者を雇用している企業では障害者の業務遂行能力や職場適応能力を肯定的に評価していることを明らかにしたうえで、障害者の雇用促進には企業への障害者雇用に対する総合的な情報提供による懸念の緩和が必要であると示唆している。

障害者への取り組みについては、就業支援機関と教育機関の連携を強化する必要性を指摘する研究が見られる。田中、細川、稲垣（2009）は障害者就業支援センター及び障害者雇用支援センターと養護学校の情報共有や役割分担といった連携が取れていないことを明ら

³⁸ 日本理化学工業は長年にわたって障害者雇用に取り組んでおり、2020年2月時点では全社員86名中63名が知的障害のある社員である。

かにし、今後は協力体制を構築して在学中から卒業後まで一貫した支援を行うことが必要であると示唆している。さらに、松為（2001）は知的障害者や精神障害者の雇用が増えていくことに注目し、福祉や教育関係機関との連携による就業と生活の両面からの総合的な支援の必要性が増していることを主張している。

また、現在ある障害者雇用率制度や障害者雇用納付金制度の効果について、いくつかの先行研究で検証されている。福井（2011）は障害者雇用納付金制度の1人当たり給付金が増加すると、障害者雇用が増加することを明らかにしている。一方で、既存の制度に否定的な見解を持つ研究も多く、長江（2009）はマーケット・テストという分析手法を用いて、給付金が増加すると障害者雇用による企業の負担が平等化するという目的を達成できていないと指摘している。さらに、長江（2011）は法定雇用率を達成している企業が未達成の企業よりも相対的に企業パフォーマンスが低下していることを明らかにしている。このように、現時点の給付金制度では障害者雇用による機会費用が補えきれておらず、結果的に障害者を雇用しない方が業績の面ではプラスになるという状況にしまっている。この点について、熊迫（2012）は現在の給付金制度はかえって納付金を支払うことで障害者を雇用しなくていいという選択肢を生んでしまっていると指摘している。そして、政府は給付金制度だけでなく、障害者の教育訓練や設備投資など障害者の生産性を向上させる取り組みを積極的に行っていくべきだと主張している。さらに、土橋・尾山（2008）は経済学の視点から考察しており、企業ごとに障害者雇用への機会費用が異なるため、各企業は障害者を雇用するか納付金を支払うかは両者を比較して費用の低い方を選択していると説明している。そのうえで、障害者実雇用率を上げるには納付金の金額を引き上げることで、障害者雇用の機会費用を相対的に下げることが必要だと主張している。この考えは、先ほど紹介した福井（2011）で明らかにされている1人当たり給付金が増加すると、障害者雇用が増加するという点とも合致している。

以上のことをまとめると、既存の制度は狙い通りに機能しているとは言い難い状況であり、さらなる雇用増加のために、①企業に対しては説明会などによって情報提供をして現在持っている障害者雇用に対する否定的な意識を変えること、②障害者に対しては関係機関が連携を強化して総合的に支援していくことが必要であると考えられている。雇用対策協定による取り組みでは以上の2点について行っているため、障害者の雇用増加に対して効果を与えていると考え、定量的な分析を行う。

3. 理論仮説

3-1. 制度背景

国と地方自治体の連携的な雇用対策への取り組みについては、雇用対策法の第三十一条

に「国及び地方公共団体は、国の行う職業指導及び職業紹介の事業等と地方公共団体の講ずる雇用に関する施策が密接な関連の下に円滑かつ効果的に実施されるように相互に連絡し、及び協力するものとする。」と定められている³⁹。この法律からもわかるように国と地方自治体の連携は重要視されており、それぞれが強みを発揮して一体的に雇用対策を行うことで、各地域の雇用問題を解決していくことが期待されている。具体的な取り組みとして、ハローワークと地方自治体のワンストップ窓口設置や国が保有するハローワークの求人情報を地方自治体へ提供するなどの取り組みが実施されるようになった⁴⁰。そうした取り組みの1つとして、雇用対策協定も2010年3月の福岡県北九州市との締結を第1号として多くの自治体と締結されるようになっていった。この雇用対策協定では、国と地方自治体の連携方法やそれぞれの役割を明確化することによって、より効率的に地域の課題に取り組んでいくことを目的としている。さらに、2018年に施行された第6次地方分権一括法による雇用対策法の改正で、先ほど紹介した第三十一条に雇用対策協定の締結を推奨する内容が追加され⁴¹、さらに多くの自治体で締結されていくと予想される。

この雇用対策協定での取り組み内容に、多くの自治体が障害者の雇用促進を挙げている。障害者雇用は新たな働き手の確保や障害の有無に関わらず誰もが仕事に就ける社会の実現といった観点から重要視されているものの、実際にはまだあまり進んでいない。2節でも述べたように、先行研究では①企業に対して障害者雇用への情報提供を行うこと、②障害者に対して関係機関が連携した総合的な支援を行うことの2点が障害者の雇用増加のために必要だと指摘されている。雇用対策協定による取り組みでは地方自治体だけでなく国も協力して雇用対策を行うため、こうした先行研究で指摘されている点を実際に取り組むことができる。以上の点から、雇用対策協定による取り組みが障害者の雇用増加に効果を与えているのではないかと考えることができる。

3-2. 仮説

雇用対策協定による取り組みは障害者雇用に効果を与えているのか。この問いを明らかにするために2つの観点から考える。1つ目は障害者の雇用増加に効果を与えているのかという点である。多くの自治体の雇用対策協定の事業計画書では、障害者雇用への取り組みの目標として障害者就職件数の増加や障害者実雇用率の上昇が掲げられている。このことは

³⁹ http://www.japaneselawtranslation.go.jp/law/detail_main?vm=01&id=2227（最終アクセス：2020年10月28日）

⁴⁰ <https://www.mhlw.go.jp/content/11600000/000350023.pdf>（最終アクセス：2020年10月28日）

⁴¹ 改正された条文は「国及び地方公共団体は、国の行う職業指導及び職業紹介の事業等と地方公共団体の講ずる雇用に関する施策について、相互の連携協力の確保に関する協定の締結、同一の施設における一体的な実施その他の措置を講ずることにより、密接な関連の下に円滑かつ効果的に実施されるように相互に連絡し、及び協力するものとする。」となっている。

各自治体の取り組みは障害者就職件数の増加や障害者実雇用率の上昇といった障害者の雇用数を増加させることを目的に行われているということを示している。したがって、取り組みの有無と障害者就職件数及び障害者実雇用率の関係を分析することで、取り組み内容が目的に対して効果を与えているのかを検証することができる。

2つ目は、障害者の支援数増加に効果を与えているのかという点である。1つ目に挙げた障害者の雇用増加は取り組みの最終的な目標であるため、現状では効果を与えていない可能性が考えられる。その場合でも、取り組み目標の途中段階に当たる障害者の支援件数などには効果を与えている可能性がある。そこで、本稿では障害者相談支援事業の支援件数を用いて検証を行う。障害者相談支援事業とは、市町村が主体となって行う事業で、就業面のみならず生活面についての支援も行っている事業である。静岡県浜松市や岩手県北上市などいくつかの自治体の取り組み内容には関係機関のチーム支援による障害者への総合的な支援が書かれており⁴²、障害者相談支援事業もこのチーム支援の中に含まれている。したがって、取り組みによってチーム支援が行われることにより、障害者相談支援事業の支援件数が増加するのではないかと考えられる。以上の点から、以下の2つの仮説が導出される。

仮説1：雇用対策協定による障害者雇用対策は、障害者の雇用を増加させる。

仮説2：雇用対策協定による障害者雇用対策は、障害者の支援数を増加させる。

4. データと方法

4-1. データ

本稿で分析対象としている雇用対策協定による障害者雇用への取り組み状況は、厚生労働省 HP の労働局と地方自治体による雇用対策協定の締結のページにある締結している自治体一覧を参照し、各自治体の雇用対策協定書及び事業計画書から障害者雇用について取り組んでいる自治体を都道府県別で集計した。そして、市町村は前年度の3月末までに締結している市町村の人口の合計を都道府県の総人口で割った値、都道府県ダミーは前年度の3月末までに締結している場合を1、締結していない場合を0とした。また、この市町村と都道府県ダミーを足した値を自治体とした。

他の変数については、公的な調査による統計データを利用している。厚生労働省の『労働

⁴² <https://www.city.hamamatsu.shizuoka.jp/sangyosomu/conference/documents/6.pdf> (最終アクセス：2020年10月28日)

<https://jsite.mhlw.go.jp/iwateroudoukyoku/content/contents/iwateroudoukyokukoyoutaisakukyoutei.pdf> (最終アクセス：2020年10月28日)

市場年報』からは、障害者就職件数、障害者相談支援事業による支援件数のデータを利用している。厚生労働省の『障害者雇用状況の集計』からは障害者実雇用率のデータ、『福祉行政報告例』からは有効求人倍率のデータを利用している。また、障害者手帳交付数については、『福祉行政報告例』から身体障害者手帳交付台帳登載数と知的障害者療育手帳交付台帳登載数、『衛生行政報告例』から精神障害者保健福祉手帳交付台帳登載数のデータを利用し、合計したものである。これらの情報をまとめたものが表 1 である。

以上のデータを 2015 年と 2018 年の 2 期間分集計し、パネルデータを作成した。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
障害者就職件数	障害者の就職件数（件）	労働市場年報
障害者実雇用率	労働者全体における障害者の割合（％）	障害者雇用状況の集計
市町村	雇用対策協定によって障害者雇用に取り組んでいる市町村の人口合計 / 都道府県の総人口	国と雇用対策協定を締結した 地方自治体
都道府県ダミー	都道府県が締結していれば1、していなければ0	国と雇用対策協定を締結した 地方自治体
自治体	市町村と都道府県ダミーの合計	国と雇用対策協定を締結した 地方自治体
障害者手帳交付数	身体障害者手帳交付台帳登載数と知的障害者療育手帳交付台帳登載数と精神障害者保健福祉手帳交付台帳登載数の合計（人）	福祉行政報告例 衛生行政報告例
障害者手帳交付割合	障害者手帳交付数 / 総人口（％）	福祉行政報告例 衛生行政報告例 住民基本台帳に基づく人口、 人口動態及び世帯数調査
有効求人倍率	月間有効求人数（年度計）／月間有効求職者数（年度計）（倍）	福祉行政報告例
支援件数	障害者相談支援事業の支援件数（件）	福祉行政報告例

4－2．従属変数

仮説 1 については、取り組みによる障害者雇用への効果を検証するため、障害者就職件数と障害者実雇用率を従属変数とする。この 2 つは、多くの自治体が事業計画書において取り組みの目標値として設定していたため、取り組みが直接障害者の雇用増加につながっているかを検証することができると考えられる。仮説 2 については、障害者の就業へ向けた支援への効果を検証するため、障害者相談支援事業による支援件数を従属変数とする。障害者雇用への効果が見られない場合でも、途中段階の支援件数に対しては取り組みの効果が見られる可能性が考えられるため、仮説 2 についても検証した。

4－3．独立変数

独立変数は、市町村と都道府県ダミーを分けた場合と両者を合わせて自治体とした場合

の 2 種類で行った。前者については、国と市町村の個別的な連携と国と都道府県の全県的な連携では効果が異なる可能性があると考えたので、分けて効果を見ている。一方、後者ではその 2 つを合わせることで雇用対策協定による総合的な効果を見ている。都道府県と市町村による取り組みの違いは、先行研究でも明らかにされている。松為・菊池・依田（2005）は都道府県と政令市・特別区の障害者雇用への取り組み内容を比較し、政令市・特別区では直接的な相談や支援に関わる事業が多く、都道府県では広範で一般的な事業が多いことを明らかにしている。

また、統制変数には障害者手帳交付数（従属変数が障害者実雇用率の場合は総人口で割って障害者手帳交付割合とした）と有効求人倍率を用いた。これは、障害者の総数の変化と景気状況の変化を統制するためである。

以上の変数を組み合わせて分析を行った。ただし、自治体での障害者雇用の実施状況のデータが入手できなかった山形県、茨城県、群馬県、鹿児島県を除いた 43 都道府県のデータとなっている。また、表 2 は各変数の記述統計を示したものである。2015 年から 2018 年で障害者の雇用は増加しており、全国的に新たな働き手として障害者が注目されてきていると考えられる。

表 2 記述統計

変数名	2015年				
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
障害者就職件数	43	1970.47	1536.41	503	6426
障害者実雇用率	43	2.01	0.20	1.79	2.51
市町村	43	0.05	0.13	0	0.48
都道府県ダミー	43	0.33	0.47	0	1
自治体	43	0.37	0.45	0	1
障害者手帳交付数	43	111253.65	103542.41	38831	648017
障害者手帳交付割合	43	4.75	1.30	2.17	7.35
有効求人倍率	43	1.06	0.21	0.76	1.52
支援件数	43	157575.95	214486.35	33180	1457356

変数名	2018年				
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
障害者就職件数	43	2227.12	1773.16	598	8329
障害者実雇用率	43	2.21	0.20	1.94	2.73
市町村	43	0.14	0.18	0	0.61
都道府県ダミー	43	1	0	1	1
自治体	43	1.14	0.18	1	1.61
障害者手帳交付数	43	113567.28	110286.16	31830	687790
障害者手帳交付割合	43	4.79	1.23	2.33	7.09
有効求人倍率	43	1.52	0.26	1.11	2.00
支援件数	43	174066.37	236666.94	34462	1575217

4－4．分析手法

本稿では、障害者雇用対策協定による障害者雇用への取り組みの効果を、2015年と2018年の2期間のパネルデータ分析によって検証する。また、都道府県と年度による効果を統制するため、固定効果モデルによって分析を行った。

5．分析結果

表3から表5は各モデルを分析した結果であり、仮説1に対する分析の結果は表3と表4である。表3のモデル2と3の都道府県ダミーとモデル4の自治体が10%水準で有意となったものの、係数が負で仮説1は支持されない結果となった。つまり、雇用対策協定による障害者雇用への取り組みは障害者の雇用増加には効果を与えていないということが示された。効果を与えていない原因として、以下の2つの可能性が考えられる。1つ目は、協定は結ばれているものの、実際には障害者への支援強化や企業への説明会やセミナーが実施されていない可能性である。2つ目は、そうした取り組みは行われているものの、取り組みが障害者の雇用増加には結びつく段階にまで達していないという可能性である。もし前者の場合であれば、障害者就職件数や障害者実雇用率だけでなく障害者の支援数や企業への説明会などの開催数の増加にも効果がないということになる。一方、後者の場合には、雇用増加には効果がなくても途中段階の取り組みにあたる障害者の支援数や企業への説明会などの開催数には効果があると考えられる。

以上の点を検証するために、仮説2として障害者雇用への取り組みによる障害者相談支援事業の支援件数への効果を分析した（表5）。その結果、モデル2とモデル3の都道府県

ダミーとモデル 4 の自治体が正に有意となり、仮説 2 が支持される結果となった。また、モデル 1 とモデル 3 の市町村についても有意とはならなかったが、係数は正という結果になった。この結果は、雇用対策協定による障害者雇用への取り組みによって障害者相談支援事業の支援件数が増加していることを示しており、障害者へのチーム支援によって障害者が支援サービスを多く利用するようになったためと考えられる。これまではハローワーク、地域障害者就職センター、障害者就職・生活支援センターや特別支援学校、相談支援事業所、さらには福祉事務所や医療機関といった機関がそれぞれ障害者支援を行っていたため支援が非効率になってしまうケースがあり、また利用者からしても支援サービスが利用しにくい状況になっていた。そうした問題がチーム支援による連携強化によって解消され、利用の増加につながったと考えられる。

表 3 障害者雇用対策の取り組みの効果（障害者就職件数）

独立変数	従属変数 log（障害者就職件数）			
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
市町村	-0.0252 (0.0920)		-0.0012 (0.0863)	
都道府県ダミー		-0.0491 † (0.0248)	-0.0490 † (0.0250)	
自治体				-0.0439 † (0.0234)
log（障害者手帳交付数）	-0.0611 (0.1738)	-0.0534 (0.1371)	-0.0533 (0.1391)	-0.0510 (0.1379)
障害者手帳交付割合				
有効求人倍率	-0.1480 (0.1224)	-0.1133 (0.0961)	-0.1128 (0.1134)	-0.0984 (0.1029)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9937	0.9943	0.9941	0.9943
N	86	86	86	86

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

(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 4 障害者雇用対策の取り組みの効果（障害者実雇用率）

独立変数	従属変数 障害者実雇用率			
	モデル 1	モデル2	モデル3	モデル4
市町村	0.0137 (0.1260)		0.0087 (0.1280)	
都道府県ダミー		0.0104 (0.0253)	0.0101 (0.0263)	
自治体				0.0099 (0.0240)
log（障害者手帳交付数）				
障害者手帳交付割合	-0.0120 (0.0272)	-0.0117 (0.0279)	-0.0120 (0.0283)	-0.0120 (0.0281)
有効求人倍率	-0.1958 † (0.1014)	-0.1994 † (0.1089)	-0.2029 † (0.1089)	-0.2033 † (0.1092)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9360	0.9362	0.9346	0.9363
N	86	86	86	86

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

(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 障害者雇用対策の取り組みの効果（支援件数）

独立変数	従属変数 log（支援件数）			
	モデル 1	モデル2	モデル3	モデル4
市町村	0.1600 (0.2040)		0.0598 (0.1606)	
都道府県ダミー		0.2068 *** (0.0496)	0.2043 *** (0.0517)	
自治体				0.1889 *** (0.0454)
log（障害者手帳交付数）	1.3647 (0.4010)	1.3366 ** (0.2778)	1.3324 ** (0.2771)	1.3255 ** (0.2780)
障害者手帳交付割合				
有効求人倍率	-0.1765 (0.2343)	-0.2987 (0.1860)	-0.3232 (0.1997)	-0.3665 (0.2052)
時間効果	YES	YES	YES	YES
個体効果	YES	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.9360	0.9362	0.9817	0.9818
N	86	86	86	86

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

(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、雇用対策協定による障害者雇用への取り組みの効果を検証した。その結果、障害者の雇用増加への効果はなかったものの、その途中段階の取り組みにあたる障害者相談支援事業の支援件数増加に対しては効果があることが示された。このことから、雇用対策協定による障害者雇用への取り組みによって障害者がより支援サービスを利用しやすくなっており、今後さらに多くの自治体が雇用対策協定を結ぶことで、そうした地域が増えていくことが期待される。しかし、取り組みが支援件数の増加にはつながっているものの、それが障害者の雇用増加につながっていないことも今回の分析で明らかになっている。先行研究では障害者への総合的な支援のほかに企業への情報提供の必要性も指摘されており、この企業に対する取り組みがうまく機能しておらず雇用増加にまでつながっていない可能性が考えられる。

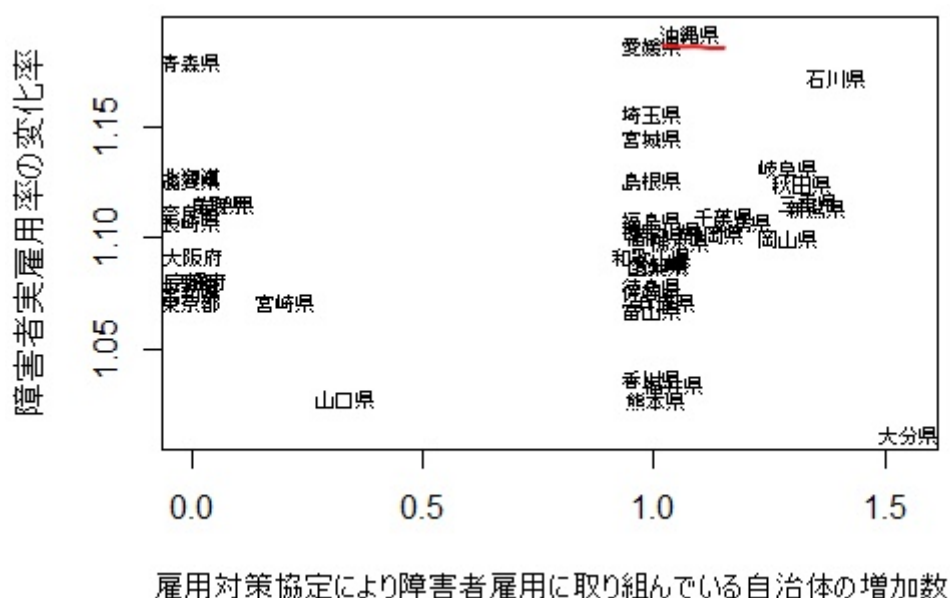
この点については、今回の分析では企業への説明会や指導の実施に関するデータが入手できず分析できなかったが、事例として 1 つ沖縄県が実施している取り組みについて紹介しておく。図 2 は 2015 年から 2018 年での取り組んだ自治体の変化を横軸に、障害者実雇用率の変化の縦軸にとった散布図である。沖縄県はこの 4 年間で 0.44% の増加を達成しており、2018 年度からは障害者実雇用率全国 1 位となっている。その沖縄県で 2018 年度から実施されているのが沖縄県障害者雇用推進企業登録制度という制度である。この制度は企業間のネットワークを構築することを目的とし、障害者雇用に実績のある企業が応援企業、障害者雇用これから取り組みたいと考えている企業がチャレンジ企業として登録することができる⁴³。応援企業は自社の取り組み事例の紹介や障害者の職場見学や実習の受け入れ、チャレンジ企業への助言などに取り組む。そして、チャレンジ企業は障害者雇用へ取り組むうえでの不安点や疑問点をチャレンジ企業からの情報提供や助言によって解消することができる。つまり、自治体だけでなく実際に障害者雇用に取り組んでいる企業も障害者雇用促進に向けて企業への支援を行っているのである。他の都道府県でも障害者雇用の優良企業を認定する取り組みは見られるが、障害者雇用に取り組んでいる企業のノウハウを他の企業にも共有しているという点で沖縄県障害者雇用推進企業登録制度はより障害者雇用促進に効果的だと考えられる。今回の分析から、現在の取り組みでは障害者への相談支援の増加には効果があることが示されたため、さらに企業側への支援を充実させていくことで雇用増加につながるのではないかと考えられる。

最後に、本稿の分析にはデータの制約による問題点が残っていることを指摘しておく。まず、分析で使ったパネルデータが 2 期間のみという点である。雇用対策協定が近年始ま

⁴³ 障害者雇用実績のある企業とは、過去 3 年間 6 月 1 日時点の常用雇用労働者に占める障害者の割合が、法定雇用率以上となる障害者を雇用している企業を指す。

った取り組みであったため、今回は 2 期間のみになってしまったが、今後はさらに締結数も増えていくことが予想されるため、より長期のデータを集計した分析が可能になるだろう。さらに、仮説 2 で行ったような途中段階への効果を検証する分析は、より多くの従属変数で実施するべきである。本稿ではデータが入手できなかったため障害者相談支援事業での支援件数のみの分析となったが、障害者就業・生活支援センターの支援件数や障害者職業訓練の実施件数などについても効果を検証していくべきである。また、障害者の雇用対策は障害者への支援だけでなく企業への支援も行われているため、企業への支援に対する効果も検証することが望ましい。企業への支援に対する効果も検証することによって、取り組みが障害者の雇用増加へは効果がない原因が企業側への支援の不足なのかを明らかにすることができると考えられる。

図 2 2015 年から 2018 年での取り組み自治体と障害者実雇用率の変化



7. 参考文献

- 沖縄県. 「沖縄県障害者雇用推進企業登録制度 (ワークわく! おーきなわ)」
<https://www.pref.okinawa.jp/site/shoko/koyo/2018s-toroku.html> (最終アクセス: 2020 年 10 月 26 日)
- 陰山孔貴. 2018. 「長期的に障害者雇用を実践し続ける企業の取り組み」『獨協経済』 102: 47-54.
- 金紋廷. 2016. 「企業の障害者雇用実態と課題に関する研究」 *Total Rehabilitation Research*

3: 28-45.

- 熊迫真一. 2012. 「障害者雇用の現状と課題」『国士舘大学政経論集』24 (4): 37-51.
- 厚生労働省. 「障害者就労に向けたハローワークを中心としたチーム支援」 <https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000146188.pdf> (最終アクセス: 2020 年 10 月 20 日)
- 田中敦士・細川徹・稲垣真澄. 2009. 「障害者就業・生活支援センターによる知的障害者への支援内容と特別支援学校との連携の実態」『琉球大学教育学部障害児教育実践センター紀要』10: 41-49.
- 土橋俊寛・尾山大輔. 2008. 「経済学から見た障害者雇用納付金・調整金制度」『日本労働研究雑誌』50 (9): 32-42.
- 長江亮. 2009. 「障害者雇用と企業実績」『早稲田大学高等研究所紀要』(5): 67-79.
- 長江亮. 2014. 「障害者雇用と生産性」『日本労働研究雑誌』56 (5): 27-36.
- 日本理化学工業. 「障がい者雇用について」 <https://www.rikagaku.co.jp/handicapped/> (最終アクセス: 2020 年 10 月 28 日)
- 福井信佳. 2011. 「労働市場における障害者雇用に関する制度の分析」『日本職業・災害医学学会会誌』59 (1): 8-12.
- 松為信雄. 2001. 「障害者の雇用促進と福祉の連携」『季刊社会保障研究』37 (3): 218-227.
- 松為信雄・菊池恵美子・依田晶男. 2005. 「地方公共団体における障害者雇用関連単独事業の現状と課題」『日保学誌』7 (4): 330-339.
- 厚生労働省. 「国と地方自治体の雇用対策協定について」 <https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000203882.pdf> (最終アクセス: 2020 年 10 月 20 日)
- 厚生労働省. 2019. 「令和元年 障害者雇用状況の集計結果」

第6章

婚姻率に対する若年層の経済的要因 —都道府県のパネルデータによる実証分析—

佐藤 大河

要約

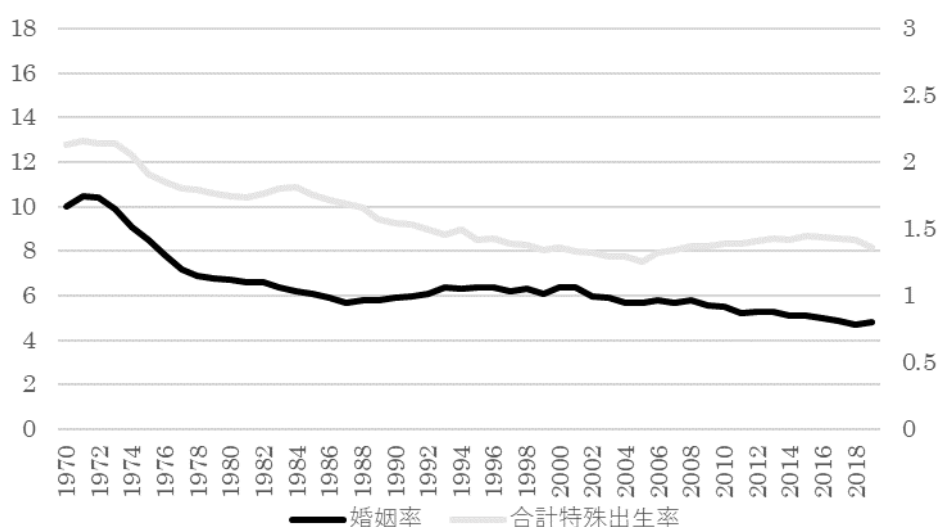
本稿では、若年層における経済的指標の賃金、超過労働時間、労働力率、完全失業率がどれだけ婚姻率に影響を及ぼしているのかを考察していく。現状では、経済的変数と婚姻率に関する計量分析の研究は、多く行われているが、経済的変数と婚姻率の関係を、パネルデータを用いて研究されたものは非常に数が少ない。本稿では、従来の研究では少ない都道府県別のパネルデータを用いて、婚姻率と上記の経済的変数の関係を分析した。その結果、①20代男性の完全失業率が低下する場合、不確実性があるが、②20代男性の賃金が高い場合、③20代女性の賃金が高い場合に婚姻率が高くなることが示唆された。本稿で焦点を当てたのは、経済的変数のみであり、網羅性に欠ける部分もあり、安易に結論付けることはできないが、婚姻率に対して、男性の失業者を削減すること、男女ともに賃金を中心とした所得を増やすことが必要性を実証的に明らかにできたと言える。

1. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所が作成している日本の将来推計人口（平成29年推計）に基づくと、2020年には生産年齢（15～64歳）の二人が高齢者（65歳以上）一人を支えなければならない体制になってしまっていて、2040年には生産年齢の三人が高齢者二人を、2060年には生産年齢の四人が高齢者三人以上を支える想定となっている。

この状況は極めて深刻であり、何らかの形で解決しなければならない。この解決策の一つとして挙げられるのは、出生率を向上させ、生産年齢人口を増やすことである。また、この出生率をあげるためには、婚姻をしているかということが重要な要素となってくる。実際に伊達・清水（2004）では、合計特殊出生率と有配偶率についての要因分析を行った結果、有配偶率が大きく低下することによって、合計特殊出生率が低下していることが示されている。また、婚姻率と合計特殊出生率の関係は、単純な図表関係からも確認することができる。下の図1では、婚姻率と合計特殊出生率の時系列推移を示している。

図1 婚姻率と合計特殊出生率の時系列推移



出典：厚生労働省（2020）『人口動態統計月報年計（概数）の概況』より筆者作成⁴⁴

まず、婚姻率の推移についてであるが、1972年においては婚姻率が10.5%であるが、2018年には婚姻率が4.7%となっており、年々減少傾向にあるといえる。また、合計特殊出生率の推移についてであるが、こちらも同様に年々減少傾向にある。具体的には、1972年においては2.16%であるが、2018年には、合計特殊出生率が1.42%となっている。2004年以降は、多少関係性が見られない部分もあるが、婚姻率が減少すると合計特殊出生率が減少するという関係が見られる。

以上のように、少子化対策としてなぜ婚姻率が低下するのかを考えることは有益だろう。そこで、本稿では、婚姻率の規定要因について実証研究を行っていく。

婚姻率の規定要因としては、労働環境や学歴など様々な要因が指摘されているが、特に大きな影響を持つものとして先行研究で強調されているのが、若年者の経済環境である。実際に先行研究においても、若年者の経済環境と婚姻率の関係を分析した研究は多数存在している。例えば、佐々木・勇上（2011）では、20代男性の所得や学歴、男女の有業率などを独立変数とし、女性の婚姻率を従属変数とした分析が行われている。その結果、都道府県の固定効果を考慮しない場合、男性の所得格差が広がるほど、結婚経験率が低下することが示された。

しかし、この分野に関する先行研究は数多く存在するのにも関わらず、2010年以降のパネルデータ分析を用いた研究は管見の限り多くない。その点、本稿は、2005年、2010年、2015年のパネルデータを用い、データの新鮮さと網羅性を担保したことが先行研究との差

⁴⁴ <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai19/dl/gaikyouR1.pdf>
（最終アクセス日：2020年10月27日）

異である。

また、図 1 の婚姻率の推移を見てみると、2010 年以降の下落幅が大きくなっていることが示されている。実際に 2010 年において、5.5%であった婚姻率が 2019 年においては、4.8%まで低下している。このような事実から、経済環境の影響がどの程度あるのかを確認すべきである。この点も先行研究にない点であり、本稿特有の点であるといえる。

さらに、2019 年より働き方改革関連法案の一部が施行され、「働き方改革」という言葉とともに、人々が個々の事情に応じた多様で柔軟な働き方ができるような改革がなされている。このような背景から長時間労働などの勤務形態が婚姻率に与える影響についても確認されるべきだと考えられる。本稿では、それに伴って、労働力率や超過労働時間を分析対象とするが、この二つの変数を用いている先行研究は管見の限り多くない。その点、本稿の特徴的な点であると言える。

以上のような分析結果からは、20 代男性の完全失業率が婚姻率に対して、有意に負の影響を当てることが示された。さらに 20 代女性の賃金が、婚姻率に対して正の影響を与え、超過労働時間を除いたモデルにおいて、20 代男性の賃金が婚姻率に対して、有意に正の影響を与えることが示された。

2. 先行研究

少子化を巡る実証研究では、大きく結婚行動の要因を探るものと、出生率の要因を探るものとに大別される。第一に、結婚行動の要因を探る研究であるが、例えば、北村・宮崎(2005)では、人口密度の低い農村部では、男性の未婚男性より未婚女性が少ない地域で男性の婚姻率が下がり、未婚女性の多い地方都市などで、男性の婚姻率が高いことが示されている。また、前節でも述べたが、勇上・佐々木(2011)では、都道府県の固定効果を考慮しない場合、男性の所得格差が広がるほど、結婚経験率が低下することが示されている。

第二に、出生率の要因を探る先行研究である。小椋・角田(2008)では、市町村別のパネルデータを用いて、年齢階層別の男性失業率や女性就業率などの主に経済的指標を独立変数とし、分析を行った。その結果、20 代後半から 30 代までの男性失業率が低い時、また、20 代から 30 代前半の女性就業率が低い場合、出生率に負の影響を及ぼしていることが示されている。

以上二つの種類の先行研究を紹介したが、これらの先行研究に残る課題は、主に二つある。課題の一つがこれらの研究が、近年の状況の変化を反映するものなのかという点である。上記で引用した先行研究以外にもこの分野における先行研究は多数存在するが、いずれの研究も比較的年代が古い研究が多い。これらの研究結果が、この目まぐるしく状況が変わる近年の状況に応用できるのかという点は疑問である。実際に内閣男女共同参画局によると、民間企業の係長級の女性 10 年で約 8%上昇し、課長級、部長級の女性比率も係長級は約 5%、

部長級は約3%上昇している。上で紹介した研究では、女性の賃金や就業比について扱っている研究もあったが、このような研究の結果が、当時の常識と大きく変わっている現代に応用できるのかという点が一つの課題である。

課題の二つ目は、婚姻率に関する市区町村別や都道府県別のパネルデータ分析を用いた研究が少ないという点である。上で紹介した小椋・角田（2008）のような出生率を従属変数として扱った実証研究においては、パネルデータを用い、分析がなされているが、婚姻率に関するパネルデータ分析は少ない。

以上の二つの課題を解決するために、本稿では、2005年、2010年、2015年の三か年の都道府県別のパネルデータを用いた分析を行うことにした。

3. 理論仮説

婚姻率を規定する要因は何であるかを考えたときに、結婚の意思決定においてどのような要因が結婚に至る判断基準となるのかを分析することは有益だ。佐藤博樹他（2016）では⁴⁵、結婚の意思決定に関する意識調査を行った（N=5166）。この調査において、現在結婚していないが恋人がいる人の22.5%の女性、20.3%の男性が結婚後の経済状況に不安があるため、現在の交際相手と近いうちの結婚を考えていないと回答している。また、上と同じく現在結婚していないが、恋人がいる人の16.1%の女性、18.7%の男性が自分の仕事が安定しないからという理由で、結婚を躊躇っている。また、同様に出生動向調査 N=5275）からも同様な結果が導かれる⁴⁶。結婚に対して意思のある未婚男女に結婚の障害が何であるかの調査を行ったところ、一番大きな障害となりうるのは結婚資金であり、男性は43.3%の人が、女性は41.9%の人がそのように答えた。さらに、同じ質問において、14.5%の男性、19.9%の女性が、職業や仕事上の問題が障害となって、結婚が躊躇われるという結果が導かれた。以上のような結果から、経済的不安、仕事の不安定さが結婚に影響を及ぼしていることが分かる。また、本稿では、このような結果が20代にも当てはまるのかということに着目し、検証をする。具体的には、20代賃金、20代失業率、のデータを用いて、婚姻率に影響を及ぼしているか検証する。

仮説1-1：20代男性の賃金が高い都道府県ほど、婚姻率が上がる。

仮説1-2：20代男性の失業率が高い都道府県ほど、婚姻率は下がる。

⁴⁵ 佐藤ほか（2016）「結婚の意思決定に関する調査～「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて～」

⁴⁶ 内閣府（2015）「第15回出生動向基本調査」より

坂爪（2007）では、女性の就業と男性の育児と子どもの需要の関係について分析しているが、その結果として男女賃金格差を埋めていくのと同時に男性の労働時間を縮減させることにより、子どもの需要が増加することを示している。この結果を踏まえると、男性の労働時間の増加は、出生率を低下させることを示唆している。また、第 1 節でも述べたように、婚姻率と合計特殊出生率には関係があることが示されているため、男性の労働時間が増加すると、婚姻率も低下するということが仮定できる。したがって、本稿では 20 代男性の超過労働時間と婚姻率の間に関係があるか検証する。

仮説 2－1：20 代男性の超過労働時間が長い都道府県ほど、婚姻率は下がる。

小椋・角田（2008）では、1985 年、1990 年、2000 年、2005 年のデータを用いて、出生率と女性就業率の関係をパネルデータ分析しているが、その結果として 20 代女性の就業比が高いほど、出生率が下がるということが示されている。また、第 1 節でも述べたように、婚姻率と合計特殊出生率には関係があることが示された。これらのことを踏まえると、女性就業率と婚姻率にも関係があるということが仮定できる。それゆえに、本稿では 20 代女性の就業に関する変数である労働力率、完全失業率に着目して、婚姻率との間に関係があるか検証する。

仮説 3－1：20 代女性の完全失業率が高い都道府県ほど、婚姻率は下がる。

仮説 3－2：20 代女性の労働力率が高い都道府県ほど、婚姻率は下がる。

4. データと方法

4－1. データ

経済的な要因が婚姻率に与える影響を都道府県別のパネルデータ分析をするために、2005 年、2010 年、2015 年の『国勢調査』、『賃金構造基本統計調査』、『人口動態統計月報』、三つの公式調査をもとに独自にパネルデータ三か年分を作成した。なお、平成 27 年時点での男性の平均初婚年齢は 31.1 歳であり、女性の平均初婚年齢は 29.4 歳である。このような初婚期の労働環境を捉えるために、労働変数については、20 代後半（25～29 歳）のデータを用いることとした⁴⁷。

⁴⁷ 以後 20 代としてある場合は、25～29 歳のことを示しているため、あらかじめご了承ください。

4－2．従属変数

従属変数には、婚姻率の数値を使用した。このデータは、厚生労働省が毎年調査を行っている『人口動態統計調査月報年計（概数）の概況』から集めた。年度は、上でも述べた通り、2005 年、2010 年、2015 年のデータを収集した。本稿では、合計八種類の分析を行ったが、いずれの分析も婚姻率が従属変数となっている。

4－3．独立変数

今回の分析における独立変数は、①20 代賃金、②20 代超過労働時間、③20 代女性労働力率、④20 代完全失業率の計四つの変数となっている。

20 代賃金は、賃金構造基本統計調査の 2005 年度、2010 年度、2015 年度から、25～29 歳の男女別のデータ、企業規模別のデータの計 4 種類のデータを使用した。企業規模別のデータは、企業規模が 10 人未満の 20 代男性の賃金のデータと企業規模 10 人以上のデータの計二種類のデータを用いた。

20 代超過労働時間は、同様に賃金構造基本統計調査の 2015 年度、2010 年度、2005 年度から、25～29 歳の男女別データ、企業規模別のデータの計 4 種類のデータを使用した。このデータは所定内労働時間から超過した労働時間を示したデータである。

20 代労働力率は、20 代の労働力人口を 20 代人口で割った数に 100 をかけた数値となっている。20 代の労働力人口と 20 代の人口のデータは、2015 年度、2010 年度、2005 年度の国勢調査から使用した。こちらは上とは違い、企業規模でデータが分かれてはおらず、20 代男女別のデータの計二種類のデータとなっている。また、男性に関しては、以下の表 2 の記述統計を見ていただければわかる通り、労働力率と失業率の合計が 100 になっており、互いに補完しあう関係となっている。そのため、本稿では男性の労働力率に関しては扱わず、女性のみ適用する。

20 代完全失業率は、20 代の完全失業者を 20 代の労働力人口で割った数に 100 をかけた数値となっている。20 代の完全失業者と 20 代の労働力人口のデータは、2015 年度、2010 年度、2005 年度の国勢調査から使用した。こちらは、20 代の労働力率と同様に、20 代男女別のデータの計二種類のデータとなっている。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
婚姻率	人口千人当たりの婚姻率(%)	人口動態調査(厚生労働省)
20代賃金	決まって支給する現金給与額(千円)	賃金構造基本統計調査
20代超過労働時間	超過実労働時間(時間)	賃金構造基本統計調査
20代労働力率	20代労働人口/20代人口(%)	国勢調査
20代完全失業率	20代完全失業者/20代労働人口(%)	国勢調査

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
婚姻率	141	4.97	0.58	3.53	6.93
20代後半男性賃金(企業規模10人以上)	141	259.80	21.92	202.40	317.50
20代後半女性賃金(〃)	141	218.30	18.93	181.60	274.90
20代後半男性超過労働時間(〃)	141	19.18	3.20	11.00	26.00
20代後半女性超過労働時間(〃)	141	10.07	3.56	5.00	27.00
20代後半男性賃金(企業規模10人未満)	141	231.32	27.16	168.60	290.10
20代後半女性賃金(〃)	141	188.31	23.66	143.70	263.60
20代後半男性超過労働時間(〃)	141	9.08	4.02	2.00	22.00
20代後半女性超過労働時間(〃)	141	6.24	3.55	0.00	27.00
20代後半女性労働力率	141	74.85	4.06	61.83	84.30
20代後半男性完全失業率	141	11.07	3.76	5.87	22.07
20代後半女性完全失業率	141	11.42	5.92	5.05	29.20

4-4. 分析方法

企業規模別、男女別のデータを用いるため、それぞれ四つのモデルを用いて分析するが、今回超過労働時間を除いたモデルと超過労働時間を組み込んだモデルで検証するため、計八つのモデルをパネルデータ分析した。また、年度および都道府県の異質性を統制するため、年度ダミー、都道府県ダミーを投入した。

5. 分析結果

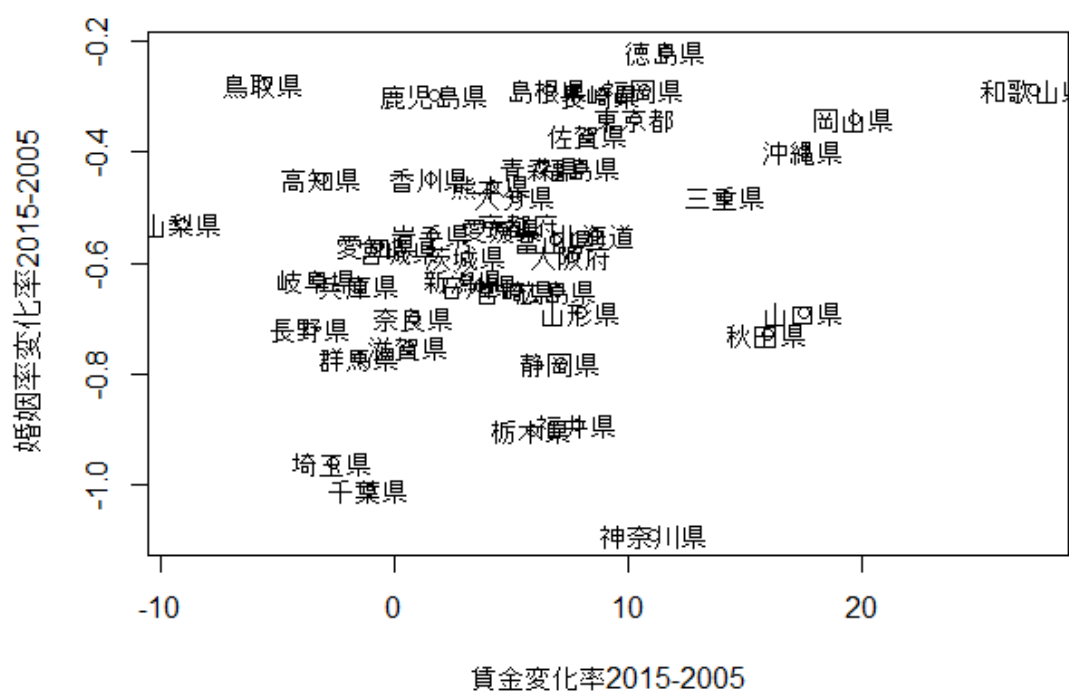
表 3・表 4 では、婚姻率に対する経済的指標の効果を都道府県別パネルデータによって分析した結果を示している。まず、男性の賃金に関して言及すると、超過労働時間を除いたモデルにおいてのみ、企業規模十人以上の 20 代男性の賃金が高いほど、婚姻率が低下することが示された。男性の賃金に関しては、結果的に部分的に仮説 1 が実証されたという形になった。また、企業規模が 10 人未満の男性の賃金は婚姻率に関して有意な結果が見られなかったが、有意確率が 0.107 であり、正の影響を及ぼしていたので、微小でありながらも、

賃金は婚姻率に影響を及ぼしていると言える。

次に男性の完全失業率に関してだが、こちらは、先行研究で示された通り、完全失業率が上昇すると、婚姻率に負の影響を与えるということが示され、仮説 2 は実証された。逆に、女性の完全失業率と婚姻率の関係は示されず、仮説 3-1、先行研究とも反する結果となった。さらに、超過労働時間においては、企業規模にかかわらず、男女ともに有意な効果は見られなかったため、仮説 2-1 は棄却された。また、女性の労働力率も同様に企業規模に関わらず有意な効果が見られなかったため、仮説 3-2 は棄却された。

この結果に対する解釈に関しては、以下の五点のことが言える。①男性の賃金に関しては、以下の 2005 年から 2015 年までの賃金と婚姻率の変化を示した散布図（図 2）を見ても、明らかに右肩上がりの図になっていて、婚姻率と賃金は関係があるといえる。

図 2 20 代男性の賃金と婚姻率の変化率の関係



また、民間企業であるリクルートブライダル総研の「トレンド調査 2020」によると、結婚費用は一般的に 350 万円前後であるとされる。このような調査からも結婚を考えるにあたって、賃金という経済的指標を象徴する要因は、影響がないとは言えないだろう。

失業率に関しては、仮説通り失業により、仕事をしていないという社会的な不安が結婚には負の影響を及ぼすということが予測されるだろう。また、失業状態であると、収入に関し

でも落ち込むことが推測される。そのため、失業率が低下するということは、仕事をしていないという社会的不安によるものだけではなく、仮説 1 が実証されたことから、経済的不安が婚姻率に影響を及ぼしていると解釈することが可能である。

超過労働時間に関しては、賃金の影響の方がより効果があったといえるだろう。現状の日本においては、所定内労働時間を超過した場合、残業代を支払わなければならないということが労働基準法で定められており、さらに割増賃金率を採用したうえで、残業代を支払わなければいけないことも労働基準法で定められている。すなわち、労働時間が増加するほど、賃金も増加する傾向があるため、仮説 1 が実証されたことを鑑みると、超過労働時間は、賃金の影響が強く出た結果、むしろ正の影響を及ぼしていたと解釈することができる。

女性の失業率、労働力率に関しては、先行研究に反した結果となった。この結果は、共働き世帯の増加によるものと推測される。小椋・角田（2008）では、1985 年、1990 年、2000 年、2005 年のデータを扱っているが、1985 年、1990 年に関しては、共働き世帯より共働きでない世帯の方が多い。また、2000 年、2005 年に関しては、共働き世帯が 100 万世帯ほど、専業主婦世帯より多いという結果になっているが、本稿で扱った 2010 年、2015 年に関しては、200 万世帯ほど、2015 年に関しては、500 万世帯ほど専業主婦世帯より共働き世帯の方が多いということが示されている。この結果は、夫婦共働きが比較的に一般的になり、婚姻率に対しての女性の労働力率、完全失業率の影響が弱くなったのではないかと考えられる。

表 3 分析結果（超過労働時間を入れたモデル）

独立変数	従属変数 婚姻率							
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
(定数項)	5.5601	***	4.4061	***	4.7253	***	6.1953	***
	(0.6288)		(0.8004)		(0.8217)		(0.2243)	
20代女性賃金(10人未満)	-0.0054							
	(0.0001)							
20代女性超過労働時間(〃)	0.0066							
	(0.0040)							
20代女性完全失業率	-0.0073		-0.0076					
	(0.0056)		(0.0055)					
20代女性労働力率	0.0094		0.0082					
	(0.0864)		(0.0086)					
20代女性賃金(10人以上)			0.0492	*				
			(0.0286)					
20代女性超過労働時間(〃)			0.0017					
			(0.0041)					
20代男性賃金(10人以上)					0.0047			
					(0.0029)			
20代男性超過労働時間(〃)					0.0005			
					(0.0062)			
20代男性完全失業率					-0.0126	*	-0.0149	**
					(0.0053)		(0.0562)	
20代男性賃金(10人未満)							0.0003	
							(0.0008)	
20代男性超過労働時間(〃)							-0.0013	
							(0.0036)	
時間効果	YES		YES		YES		YES	
個体効果	YES		YES		YES		YES	
調整済みR ²	0.9698		0.9701		0.9713		0.9702	
N	141		141		141		141	

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

(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 4 分析結果（超過労働時間を除いたモデル）

独立変数	従属変数 婚姻率							
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
(定数項)	5.5716	***	6.1936	***	4.3827	***	4.5965	***
	(0.6348)		(0.2199)		(0.7945)		(0.8080)	
20代女性賃金(10人未満)	0.9985							
	(0.0009)							
20代女性完全失業率	-0.0079				-0.0073			
	(0.0057)				(-0.0055)			
20代女性労働力率	0.0086				0.0086			
	(0.0087)				(0.0084)			
20代男性賃金(10人未満)			0.0002					
			(0.0007)					
20代男性完全失業率			-0.0145	**			-0.0123	
			(0.0549)				(0.0053)	
20代女性賃金(10人以上)					0.0050	*		
					(0.0022)			
20代男性賃金(10人以上)							0.0055	*
							(0.0027)	
時間効果	YES		YES		YES		YES	
個体効果	YES		YES		YES		YES	
調整済みR ²	0.9683		0.9697		0.9700		0.9711	
N	141		141		141		141	

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

(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、20代賃金、20代完全失業率、20代超過労働時間などのデータを用いて、これらの変数が婚姻率にどれだけ影響を及ぼしているかを実証する分析を行った。その結果、20代の男性の完全失業率が高いほど、婚姻率は低下するという結果が見られた。また、効果に関しては微小ながらも企業規模10人以上の会社に勤めている20代の男性賃金が高いと、婚姻率が高まりやすいということ、さらに、企業規模10人以上の会社に勤めている20代女性の賃金が高いほど婚姻率は高まるということが分かった。

以上の結果から、政府の現状の政策を評価しつつ二つの提言を示すことができる。一つは、失業者を減らす政策を多くの人に認知させる必要があるといえる。本稿の分析結果から、完

全失業率が下がることにより、婚姻率が上昇することが示された。この結果から、政府は、婚姻率を向上させるためにも失業者を減らす取り組みをする必要があるといえる。現状政府の取り組みの中で、代表的なものに公共職業訓練が挙げられる。この公共職業訓練において田中（2006）は、若年層の就職率が 77.3%であり、また、訓練を受けた職業に就職する確率である関連職種就職率が 7 割を超えていることを示しており、職業訓練の効果があると評している。公共職業訓練に効果があるとする、失業者がこの制度の存在を知らない可能性がある。実際に厚生労働省の「平成 30 年度公共職業訓練と求職者支援訓練の実施状況について」という調査によると、25～29 歳の職業訓練受講率は 2000 人に満たない。現状の失業者数が 2020 年度現在で約 200 万人であることと比較してみると、職業訓練の存在を知らないために、職を得ていない人が一定数存在することが推測できる。したがって、公共職業訓練などの政府の失業者に対する取り組みの幅広い認知が必要であるといえる。

二つ目の提言としては、菅内閣主導の結婚支援金政策でよい影響を及ぼす可能性があると考えられる。今回の実証分析の結果として、不確実性を伴うが、性別を問わず若年層の賃金が高いほど婚姻率が高いという結果が導かれた。この結果を踏まえると、政府は若年層に対しての経済的支援を施すことが婚姻率上昇に大きく影響を及ぼすことが分かる。経済的支援を施す現状の政策として、結婚新生活支援事業補助金を支給する制度を施行している。この内容としては、一部の地方自治体に住んでいる 34 歳以下の夫婦で、夫婦所得が 340 万円未満の夫婦を対象に上限 30 万円の補助金を支給するという政策であるが、2021 年 4 月以降その内容が夫婦所得 540 万円未満の夫婦を対象に上限 60 万円の補助金を支給するという内容に改正された。この補助金の対象地域は限られているが、所得制限も緩和され、支給額も多くなり対象夫婦の範囲も広がったため、効果が期待できるだろう。

以上のような提言ができるが、本稿には、問題点および限界があることを示す必要がある。まず、本稿では経済的変数のみで分析を行ったという点である。経済的変数以外にも婚姻率に影響を及ぼす変数は存在する。例えば、学歴が代表的な例として挙げられる。阿藤（1997）では、女性の高学歴化によって、家庭以外の就労の選択をする女性が増えたことにより、20 代のシングル化現象をもたらしたことを示している。このように経済的変数以外で婚姻率に影響を及ぼしていることが示されている研究もあるため、経済的変数のみで婚姻率への影響を実証する場合、網羅性に欠けてしまう。その点、本稿における問題点と言わざるを得ない。

また、婚姻率との関連が見込める本稿で扱った以外の経済的変数を組み込めなかった点は問題点であると言わざるを得ない。例えば、非正規雇用者などの変数がそれにあたる。酒井・樋口（2005.）では、フリーターと結婚の関係を調べる実証研究がなされていて、結果として、フリーターを経験者は、正規雇用経験者よりも結婚年齢が高くなることが導かれた。このように、本稿で扱った経済的変数以外にも婚姻率に影響を及ぼす影響が考えられるため、この点は本稿における問題点であると指摘できる。将来的には、上記二つの問題点を踏まえて、婚姻率に与える影響を研究していく必要がある。

7. 参考文献

- 小椋正立・角田保. 2008. 「出生行動における若年者の労働市場と公共政策の役割」『経済研究』 59 (4): 330-339.
- 加藤久和. 2000. 「出生、結婚および労働市場の計量分析」『人口問題研究』 56 (1): 38-60.
- 北村行伸・宮崎毅. 2005. 「結婚経験率と出生力の地域格差—実証的サーベイ」『Hi-Stat Discussion Paper Series』 124.
- 厚生労働省. 2019. 「平成 30 年度公共職業訓練と求職者支援訓練の実施状況について」
- 酒井正・樋口正雄. 2005. 「フリーターのその後-就業・所得・結婚・出産」『日本藤堂研究雑誌』 535.
- 坂爪聡子. 2007. 「男性の育児参加は少子化対策として有効なのか？」『人口学研究』 41: 9-21.
- 佐藤博樹・三輪哲・高見具広・高村静・石田絢子. 2016. 「結婚の意思決定に関する調査—「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて」『ESRI Discussion Paper』 332.
- 総務省. 1981-2001. 「労働力調査特別調査」
- 総務省. 2002-2016. 「労働力調査（詳細集計）」
- 伊達雄高・清水谷論. 2005. 「日本の出生率低下の要因分析—実証研究のサーベイと政策的含意の検討」『ESRI Discussion Paper Series』 94.
- 田中萬年. 2006. 「学校卒業者の公共職業訓練と終了後の進路」『職業と技術の教育学』 17: 21-34.
- 津谷典子. 1999. 「出生率低下と子育て支援政策」『季刊社会保障研究』 34 (4): 348-360.
- 堤静子. 2011. 「少子化要因としての未婚化・晩婚化-都道府県コーホートによる分析」『季刊・社会保障研究』 47 (2): 159-174.
- 内閣府. 2015. 「第 15 回出生動向基本調査」
- 勇上和史・佐々木昇一. 2011. 「所得格差と女性の婚姻率—地域の結婚市場の視点から」『国民経済雑誌』 204 (3): 65-79.
- リクルートブライダル総研. 2020. 「結婚トレンド調査 2019」

第7章

子どもの貧困施策が生活保護世帯の高校進学率に与える影響

松尾 優里

要約

本稿では、各都道府県が講じた独自の貧困施策が生活保護世帯の高校進学率にもたらす効果について検証する。貧困の環境要因に対しては様々な文献で研究がなされているが、貧困の歯止めとなる施策の分析はあまり進められていない。そこで本稿は、貧困の連鎖が続く現状の打開策を生活保護世帯の高校進学率の上昇と考え、それを促進させるための施策を検討した。重回帰分析を用いて分析した結果、高校就学費などの金銭的援助施策のみが高校進学変化率に正の効果をもたらすことが判明した。ここから高校進学率の上昇を促進させるためには、金銭的援助のような親と子の両方にゆとりを与える内容を組み込む必要があると考察できた。以上を踏まえて、今後の研究では貧困の連鎖と生活保護世帯の高校進学率の関連性について分析していく必要がある。

1. はじめに

日本では6人に1人の子どもが相対的貧困⁴⁸を抱えている。2017年度のOECD（経済協力開発機構）の調査によれば、日本は先進国35か国中7番目に相対的貧困率が高い。先進国の中でも深刻化しており、貧困が連鎖する可能性が非常に高いと言われている。具体的に連鎖とは、経済的に圧迫された家庭に子どもができたとしても十分な学力が得られないまま大人になり、自身の親と同じような状況に立たされてしまうことの繰り返しを指す。このまま連鎖が続けば、非正規雇用や低収入労働者の増加に発展し、地域や社会の金銭的負担の増大によって社会的損失が膨らむ。実際、2017年時点で予想されている社会損失額は約43兆円にも昇る。同時に、至るところで推進されている持続可能な発展も難化し、国全体の成長が滞る可能性が高まるとも言われている。

このような事態を受けて、国は2014年に「子どもの貧困対策の推進に関する法律」⁴⁹を

⁴⁸ 国や地域の水準の中で比較して、大多数よりも貧しい状態のことを指す。所得で言い換えると、世帯所得が国の等価可処分所得の中央値の半分に満たない状態のことを言う。

⁴⁹ 子どもの貧困が社会問題化する事態を受けて、子どもの貧困に対する国の基本指針や責任を示した法律。さらに都道府県・市町村などの各自治体は子どもの貧困対策に関する計画を策定する努力義務が課している。また、5年に一度、政府によって「子どもの貧困対策に

施行した。前述の法律を踏まえて、同年には「子どもの貧困対策に関する大綱」⁵⁰が閣議決定されている。そうした事態を受けて 2014 年以降、各都道府県も子どもの貧困対策計画を徐々に打ち立て始めた。それらを調べてみると、2015 年 12 月時点では約 22 県が策定済みであり、2018 年時点では全都道府県が策定を完了させていた。こうした動きが功を成したか否かは検証が必要だが、現状、日本の子どもの相対的貧困率は図 1 のように減少傾向に向かっている。

図 1 子どもの貧困率の推移⁵¹



ゆえに本稿では、前述した貧困対策が貧困連鎖の歯止めに本当に効果があるのかを考察するために、生活保護世帯の高校進学率が上昇すれば貧困の連鎖を断ち切ることができるかと仮定して貧困対策と高校進学変化率の関係性を検討する。具体的に、各都道府県の貧困対策の策定時期と対策の中に記載されている金銭的援助・非金銭的援助施策の一部を指標化し、重回帰分析を用いて、生活保護世帯の高校進学上昇率との関係性を検証した。すると、研究では金銭的援助施策のみ効果があると明らかにされた。この結果から生活保護世帯の経済・労働状況を支える金銭的援助が生活保護世帯の高校進学を促し、貧困の連鎖に歯止めをかける可能性が考えられる。

2. 先行研究

先行研究においては、子どもの貧困の要因を所属世帯の経済・労働状況と仮定している文

関する大綱」を作成することを定めている。

⁵⁰ 国が子どもの貧困対策を総合的に推進するための枠組み。

⁵¹ 出典：厚生労働省『国民生活基礎調査 2008-2018』。

献が多く見られた。具体的に言い換えれば、子どもたちの学習能力や教育に問題があるというよりも子どもたちを取り巻く環境格差によって貧困が発生しているということである。

実際に、鈴木・田辺（2019）では子どもの貧困要因を非線形重回帰分析で検証している。彼らは、子どもの貧困率と国勢調査などをもとに（１）人口・世帯（２）経済・労働（３）教育・福祉の３分野に分けた指標の関係性を分析し、母子世帯数や子どもの数、失業率が統計的に有意であることを示している。この分析結果に基づけば、子どもの貧困には親の経済・労働環境が大きく影響している可能性が高いと考えられる。

上記の検証をもとに研究対象となる子どもたちを取り巻く環境について調べてみると、世帯の経済・労働状況によって変化する対象に家庭環境を上げる先行研究が多かった。野崎・樋口・中室・妹尾（2018）では、親の所得や家庭背景と子どもの学力の関係性について分析をしている。彼らの結果では、等価可処分所得⁵²が学力に正の効果をもたらすことを示された。ゆえに、ここでも多くの文献と同様に世帯の経済・労働状況が厳しいほど、学力の上昇が見込みにくいと検証された。また、明坂・伊藤・大竹（2017）では世帯主の学歴や就業状態と子どもの貧困の関係について、ロジット分析を用いて検証している。ここでも両親の学歴が低く、低収入であるほど子どもの貧困であるという結果を明らかにした。同時に高校就学率と貧困の関係性も検証し、貧困であればあるほど就学率も低いという結果を示した。

以上の先行研究を参考にすると、経済・労働困難が学力低下に繋がり、貧困の連鎖として続いていくと予想される。では、連鎖を断ち切るためには何が必要であるのか。それを考察する上では、戸室（2016）を参考にできるだろう。彼の研究では都道府県別貧困率の最新の推移を明らかにし、検討結果を示している。推移より子どもの貧困は全国レベルで拡大傾向にあり、国全体の問題であると明らかにされた。ゆえに、戸室は国・地域レベルで貧困解決に取り組む必要性について言及している。

現状、全国レベルで社会問題と化している子どもの貧困を解決するためには、やはり国や都道府県の介入が必要不可欠である可能性は高い。その場合、多くの文献で言及されていたように、経済・労働面または学習面でのアプローチが重要になってくると考えられる。しかし、現在の日本は小学校と中学校のみを義務教育とし、高校・大学への進学は義務としていない。そのため中学校を卒業して就職した者と、より高度な知識を得ることができる高校・大学に進学した者の間には、差ができてしまうことは否定できない。そこで、本研究では大学進学においても、過程として必要不可欠な高校進学に焦点を当てた。加えて、戸室（2016）で提言されていた国・地域レベルでの貧困解決に着目し、国が「子どもの貧困対策の推進に関する法律」で子どもの貧困対策計画策定を努力義務と定めた各都道府県の独自貧困施策を用いて、前述の高校進学率との関係性を見出していく。

以上を踏まえて、各先行研究を参考にしながら分析を進め、貧困の連鎖に歯止めをかける提言を導き出していく。

⁵² 世帯の手取り収入を世帯人員の生活水準を表すように調整した所得のこと。

3. 理論仮説

生活保護世帯の高校進学率の上昇に有効な施策は何か。従来の研究では、子どもの学力が世帯の経済・労働環境に左右されると示されていた。具体的には、世帯の経済状況が逼迫することで、十分な教育投資が行き届かず、教育達成に格差が出ると明らかにされている（加藤・千葉 2019）。そして、このような負のスパイラルから貧困下にいる子どもたちが抜け出せず、現在の貧困連鎖に発展したと考えられる。しかし、2014年に国が施行した「子どもの貧困対策の推進に関する法律」を皮切りに各都道府県が子どもの貧困対策計画⁵³策定に乗り出したことから、2015年以降の子どもの貧困率が減少傾向にあることは前述の通りである。ゆえに、子どもの貧困にアプローチした貧困対策が子どもの学力向上の打ち手として、有効である可能性が考えられる。以上の考え方を大枠として、より細やかな理論仮説を展開していく。

まず前述した「子どもの貧困対策の推進に関する法律」は、貧困状況にある子どもの環境整備や教育の機会均等など、子どもの貧困に対して国が考える基本理念や国の責務を定めた法律である。同時に同法律では、努力義務ではあるが各都道府県にも子どもの貧困対策計画を推進するように示唆している。ゆえに同法律の施行を境に、各都道府県が本格的に子どもの貧困対策計画の策定を始めた。一般財団法人あすのば（2015）によれば、2015年12月時点で、子どもの貧困対策計画を策定している都道府県は22府県だという。また、策定済みではない道県においては策定予定が大半であると示されている。前述したように、子どもの貧困率は2015年以降から減少傾向にあるが、減少に向かい始めた年度は各都道府県が積極的に子どもの貧困対策計画の策定に動き出した時と大体一致するように思える。貧困率が減少したということは、貧困から抜け出せた子どもが一定数増加したと解釈した場合、子どもの貧困対策計画の早期策定が生活保護世帯の高校進学率の促進に結びついたとも考えられる。しかし、同法人事務局長・村尾が示唆しているように早期策定された施策でも、より具体的な政策や事業が不十分である可能性も予想できる。つまり早期策定したとしても、内容が薄ければ大きな効果が得られないことも予期できる。ゆえに、本稿では各都道府県の貧困施策の施行計画期間をもとに、早期策定と高校進学率の関係性を仮説1として検証する。そこから、子どもの貧困対策計画の有効性を再検討していく。

続いて、金銭的援助と高校進学率の関係性を仮説2に設定する。いくつかの文献で言及

⁵³ 2014年に国が策定した「子どもの貧困対策に関する大綱」を踏まえて、各都道府県が策定に踏み込んだ子どもの貧困解決のための対策計画。貧困連鎖や教育格差を防ぐために比較的実効性の高い施策を盛り込んでいるが、対策計画の中身は各都道府県で異なり、高校奨学金など子どもにむけたサポートから就労支援など親に向けたサポートの記載もされている。また大綱に基づいて、計画期間を4年としているため4年ごとに更新されることになっている。

されていたように、子どもの貧困には各家庭の経済・労働状況が大きく影響している。実際に鈴木ほか（2019）では、子どもの貧困率と国勢調査や社会生活統計指標から取った人口・世帯、経済・労働、教育・福祉3分野の説明変数47種類の関係性を分析し、その中でも失業率や共働き率などの経済・労働分野が最も効果が高いことを示している。また野崎ほか（2018）でも世帯の等価可処分所得によって子どもの学力が左右されると明らかにしている。具体的に彼らは国民生活基礎調査や全国学力・学習状況調査などから抽出した等価可処分所得・学校外教育支出・両親の学歴を指標化し、それらと子どもの学力の関係性を検証していた。ゆえに本稿では、所得が子どもの進学を促すと先行研究で示された分析を、金銭的援助と高校進学率に応用して考える。これについては似たような研究として、佐野・川本（2014）が挙げられる。佐野・川本は奨学金における収入基準額の変更前後をダミー変数として、これが学校基本調査より抽出した市町村別の高校生の短大・大学進学率にどのような効果をもたらすのかを検証している。結果、彼らは奨学金など金銭的援助の充実化が高校卒業者の進学確率に上昇傾向をもたらすと示唆していた。それらを踏まえて、本稿においては高校就学費などの金銭的援助の充実化が生活保護世帯の高校進学者を増加させると予想する。

次に、非金銭的援助が高校進学率にもたらす影響を考える。まず本稿で言及する非金銭的援助とは、具体的に中学校に定期配置されたカウンセラーや教育委員会が実施する教育講座など、金銭を挟まない形で親や子に新たな選択肢を示唆する取り組みのこととする。ここについては関連する先行研究は見当たらなかった。しかし、加藤ほか（2019）の研究の中で今後の研究としての記載はあった。彼らは子どもの貧困率と各家庭の養育費を教育期待として指標化し、ロジット分析を用いて検証している。分析結果では、教育期が高ければ高いほど学力が上昇し、貧困を免れると示していた。そして、貧困下の子どもには学びが将来にもたらす意義を考える機会が少ないからこそ、貧困の連鎖から脱することができないでいると考察していた。つまり加藤・千葉は金銭に関わらず、そのように考える機会を増やせば、子どもや親が教育について考えるきっかけに繋がる可能性があるとし唆していた。ゆえに本研究では、こちらの考えを参照に、非金銭的援助が高校進学率の上昇を促すと予想する。

以上を踏まえて、以下の仮説を検証する。

仮説1：子どもの貧困対策計画を早期策定している都道府県ほど、生活保護世帯の高校進学率が上昇する。

仮説2：生活保護世帯に対する金銭的援助が充実すればするほど、生活保護世帯の高校進学率が上昇する。

仮説3：生活保護世帯に対する非金銭的援助が充実すればするほど、生活保護世帯の高校進学率が上昇する。

4. データと方法

4-1. データ

本稿では後述する一部データを除いて基本的に、2014年から2017年の都道府県データを変化率として使用している。これは国が本格的に子どもの貧困解決に動き出した2014年から、全都道府県の子どもの貧困対策計画の施行が完了した2017年までを分析をすることで、施策の効果をより細やかに分析できるのではないかと考えたためである。ゆえに、本稿のターゲットは生活保護世帯の高校生とし、厚生労働省の被保護者調査を中心に検証を進め、被保護人員の全国的な割合を算出するために国勢調査も用いた。

続いて仮説ごとに使用したデータについてだが、まず仮説1では各都道府県の子どもの貧困対策計画に記載されている計画年数をもとにデータセットをした。詳しい変数については次章で言及する。

次に仮説2についてだが、金銭的援助においては生活保護世帯が対象となっている援助については被保護者調査から、生活保護世帯以外も含まれる援助には福祉行政報告⁵⁴より引用した。

最後に仮説3については学校保健統計調査・社会教育行政調査・生活困窮者自立支援制度の実施状況調査を使用している。ゆえに先述した年度でデータを抽出しているが、仮説3の生活困窮者自立支援制度の実施状況調査のみが2017年のデータになっている。理由として、生活困窮者自立支援制度自体が2015年に施行されたため、本研究で設定した年度に該当するデータが2017年のものしか見当たらなかったためである。ただし、施行開始が2015年であるため、本研究で使用する生活困窮者自立支援制度の実施状況調査は実質2015年から2017年までのデータとして、利用しても問題はないと判断したため、同調査のみ2017年のデータを使用している。

4-2. 従属変数

従属変数は生活保護世帯の高校進学変化率とする。これは、15歳から17歳の生活保護世帯の子ども数から同世帯の高校生の割合を導き出し、2014年から2017年の変化率として算出した。通常、進学率とは中学校の卒業者数から導き出すが今回は生活保護世帯の中学卒業生数がデータとして得られなかったため、このような算出方法で分析を進める。

⁵⁴ 社会福祉行政運営の基礎資料を得ることを目的に行われる身体障害者福祉や障害者総合支援など、社会福祉行政に関する調査。

4－3．独立変数

独立変数において、本研究では子どもの貧困対策計画策定ダミーを設定する。こちらは、2015 年で独自の子どもの貧困対策計画を施行した都道府県を 1、施行していない都道府県を 0 としたダミー変数である。2015 年で区切った理由についてだが、2014 年から 2017 年という期間を踏まえて施策効果にかかる年月を考慮した。本研究では打ち出した施策が効果をなすまで最低でも 1 年はかかると想定し、ゆとりをもって 2015 年で区切ることにした。

4－4．その他の貧困施策変数

その他の貧困施策変数については前述した貧困対策計画が策定される以前からも推進され、かつ貧困対策計画の中にも盛り込まれている施策を調べ、その中から各都道府県で比較の共通となっている取り組みを指標化した。

金銭的援助には高校就学費受給人員変化率・児童扶養手当受給人員変化率を設定する。まず、高校就学費受給人員変化率については 15 歳から 17 歳の生活保護世帯の子ども数から同世帯の高校就学費受給者数の割合を算出し、その変化率を指標化した。また児童扶養受給人員変化率の方では児童扶養手当の受給資格を生活保護該当者以外も持つことから、各都道府県の人口から児童扶養手当受給者数を割り出し、その変化率を指標化した。

続いて、非金銭的援助では中学カウンセラー変化率・教育委員会開講講座変化率・就労準備実施割合・学習事業支援実施割合の 4 つを設定した。中学カウンセラー変化率・教育委員会開講講座変化率については、中学校に定期配置されたカウンセラーの数を変化率で表したものと、教育委員会が青少年や親を対象にして開講した支援講座数を変化率で算出した指標を使用している。就労準備実施割合⁵⁵・学習事業支援実施割合⁵⁶は厚生労働省の生活困窮者自立支援制度の実施状況調査をそのまま利用している。以上、本研究では表 1 にあるように、従属変数も合わせて 8 つの変数を用いて分析を進めていく。

⁵⁵ 就労準備支援事業実施割合は各都道府県の就労準備支援事業の実施率である。就労準備支援事業とは、一般就労にむけた準備が整っていない生活困窮者やその家族に対して、就労に従事するための準備や基礎能力の形成を計画的に支援する事業のことである。事業内容は各都道府県市町村で様々な形が取られており、横浜市などでは生活リズムを整える「生活訓練」や模擬面接や集団活動を行う「社会訓練」などが実施されている。

⁵⁶ 本稿で用いる学習事業支援実施割合は各都道府県の学習支援事業の実施率である。学習支援事業は主に生活保護を受けるひとり親や子ども、児童扶養手当受給世帯の子どもを対象にした学習支援・生活支援である。具体的にはコミュニティーセンターにて行う無料学習塾や子ども食堂などが挙げられる。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
高校進学変化率	H26-H29における被保護の高校生進学者の変化率（％）	被保護者調査・e-stat
貧困施策ダミー	H27時点で独自の貧困施策を施行しているか否かを都道府県ごとに区別したダミー変数	各都道府県の貧困施策
高校就学費受給人員変化率	H26-H29における被保護の高校就学費受給者の変化率（％）	被保護者調査
児童扶養手当受給人員変化率	H26-H29における児童扶養手当受給者の変化率（％）	福祉行政報告・e-stat
中学カウンセラー変化率	H26-H29における中学校に定期配置されたカウンセラー数の変化率（％）	学校保健統計調査
教育委員会開講講座変化率	各都道府県の教育委員会が青少年や親に向けて開講した講座数の変化率（％）	社会教育行政調査
就労準備支援実施割合	各都道府県の就労準備支援事業の実施割合（％）	生活困窮者自立支援制度の実施状況調査
学習事業支援実施割合	各都道府県の子どもの学習支援支援事業の実施割合（％）	生活困窮者自立支援制度の実施状況調査

表 2 は、各変数の 2014 年から 2017 年までの変化率を記述統計として示したものである。金銭的援助施策については都道府県ごとに大差はないが、教育委員会開講講座変化率や就労準備支援実施割合、学習事業支援実施割合の最小値と最大値の差は極端だ。子どもの貧困対策計画の早期策定が関係しているようにも見て取れるが、どの施策も貧困対策計画が策定される以前から実施されていた取り組みであるため、早期策定との関連性は薄いように考えられる。

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
高校進学変化率	47	-0.60	12.42	-25.50	40.64
貧困施策ダミー	47	0.91	0.28	0.00	1.00
高校就学費受給人員変化率	47	-4.74	13.93	-37.53	35.55
児童扶養手当受給人員変化率	47	-5.51	6.12	-30.82	0.14
中学カウンセラー変化率	47	6.18	13.63	-0.24	76.75
教育委員会開講講座変化率	47	2895.32	1688.41	1116.62	11212.38
就労準備支援実施割合	47	41.87	23.14	6.00	100.00
学習事業支援実施割合	47	52.47	25.26	10.00	100.00

4－5．分析方法

本稿では、先述した変数を使った重回帰モデルを用いて、生活保護世帯の高校進学変化率に対する貧困施策の有効性を検討する。最初に子どもの貧困対策計画の早期策定における効果を検証するため、高校進学変化率と子どもの貧困対策計画策定ダミーの単回帰分析を進める。次に、他の貧困施策変数として高校就学費受給人員変化率と児童扶養手当受給人員変化率を加えた重回帰分析で、金銭的援助の効果を推定する。金銭的援助を施策に組み込むことで、高校進学変化率にどのような有効性が出るのかを詳しく検証できる。最後に非金銭的援助として、中学カウンセラー変化率・教育委員会開講講座変化率・就労準備支援実施割合・学習事業支援実施割合を加え、重回帰分析を進める。これによって、非金銭的援助の高校進学率との関係性と貧困施策に組み込む上での有効性を推定していく。

5．分析結果

5－1．早期策定がもたらす効果

重回帰分析を進めた結果、表3のような結果が得られた。5%水準で統計的に有意であった変数は、高校就学費受給人員変化率・児童扶養手当受給人員変化率・就労準備支援実施割合の3つであった（児童扶養受給人員変化率はModel2のみ10%水準で有意）。その中で、正の効果をもたらす変数は高校就学費受給人員変化率・児童扶養手当受給人員変化率で、就労準備支援実施割合は負の効果をもたらすという結果が示された。分析結果を踏まえると、金銭的援助が生活保護世帯の高校進学に有効な効果をもたらす可能性高い。逆にModel1より、高校進学変化率と子どもの貧困対策計画策定ダミーは統計的に有意でないため、早期策定は関係がないと言える。早期策定は生活保護世帯の高校進学変化率の上昇には関係がないと考えられる（仮説1）。

表3 子どもの貧困施策が高校進学変化率に与える影響

独立変数 (定数項)	従属変数 高校進学変化率		
	Model 1	Model 2	Model 3
	0.0320 (2.4125)	3.4026 (2.2725)	4.3950 (5.0195)
貧困施策ダミー	-1.4823 (3.6983)	1.5885 (2.9250)	2.7621 (3.0941)
高校就学費受給人員変化率		0.4904 *** (0.1168)	0.4590 *** (0.1206)
児童扶養手当受給人員変化率		0.4268 (0.2597)	0.6000 * (0.2685)
中学カウンセラー変化率			0.0040 (0.1091)
教育委員会開講講座変化率			0.0002 (0.0009)
就労準備支援実施割合			-0.1486 * (0.0699)
学習事業支援実施割合			0.0944 (0.0624)
調整済みR ²	0.0036	0.4368	0.5017
N	47	47	47

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

(2) ()内は標準誤差。

5-2. 金銭援助施策がもたらす効果

表3のModel2に注目すると、前述したとおり高校就学費受給人員変化率が5%水準で有意、児童扶養受給人員変化率は10%水準で有意であった。ここから、金銭的援助が高校進学率に有効な効果をもたらすということが分かる（仮説2）。しかし、図2・3によると、高校就学費受給人員変化率と児童扶養受給人員変化率では前者の方が効果が大きいという結果が示された。これはおそらく生活保護受給者が児童扶養手当を受け取る場合、児童扶養手当は収入と見なされ、その分の全額を生活保護費から差し引くため、生活保護世帯の者は必ずしも児童扶養手当を受給するわけではないことが理由として予想される。ゆえに差し引きを回避するために児童扶養手当を受給しない世帯が一定数あるために、高校就学費受給人員変化率よりも有意割合が低いという結果が示されたと考察する。また、高数値を示した県と低数値を示した県が図2・3共に同じであることから、金銭的援助と生活保護世帯の高校進学変化率に関係性があると考えられる。

図2 高校就学費受給人員変化率と高校進学変化率

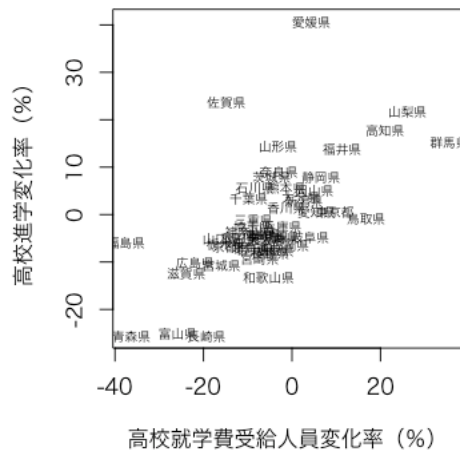
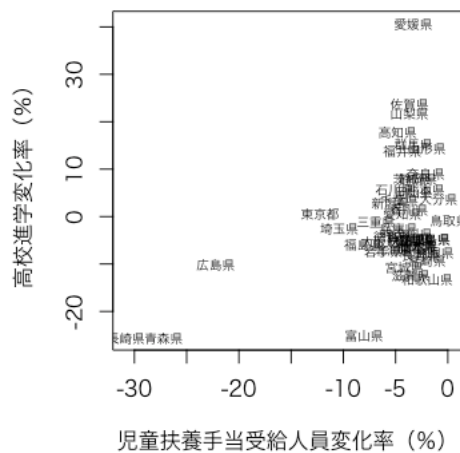


図3 児童扶養受給人員変化率と高校進学変化率



ゆえに分析結果の通りに解釈すると、「図2・3で高数値を示した山梨県・高知県には金銭的援助が充実していて、低数値を示した青森県・長崎県では金銭的援助が充実していない」ということになる。しかし、現時点でこの解釈が正しいとは言えない。そこで、各都道府県の事例を研究して先述した解釈の是非を検討する。

まず高数値が示された山梨県・高知県についてであるが、各都道府県共に金銭的援助施策が非常に充実していた。山梨県は、他県に比べて金銭的援助施策数が多かった。同時に、育英奨学金運営費補助金や交通被災遺児就学奨励補助金など県独自の補助金が豊富であった。高知県では、高校生に対する無利子奨学金の貸与が実施されていた。この制度は高等学校等の生徒に対して、成績基準を設けていない無利子の奨学金制度である。貸与月額の選択肢もあり、高校生でも利用しやすい仕組みになっている。親ではなく高校生にも、金銭的な選択

肢を付与した政策はあまり見られなかった。以上のように、図 2・3 で高数値を示した 2 県とも県独自の取り組みがあり、かつ金銭的援助の取り組み数を増やしていたり、金銭のターゲットを子どもにしたり、様々な工夫が凝らしてあった。

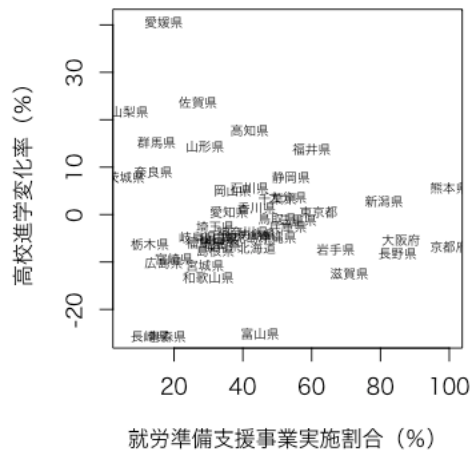
一方、青森県・長崎県についてであるが、両県ともに金銭的援助数が少ないというわけではなかった。ゆえに、先述した分析結果通りの解釈は問いの答えとしては不適切と言える。実際に、長崎県・青森県の金銭的援助施策数は高知県とあまり変わらない。けれども、施策内容においては違いがあった。2 県とも県独自の施策が見られなかった上に、それぞれの施策に制限が多く自由度があまりなかった。実際に、ひとり親の資格取得を支援する自立支援教育訓練給付金では、県が指定する教育訓練講座を受講した時のみしか受給できないことや、生活保護世帯の高校生の就労収入について収入認定は収入が大学等進学費用または学習塾に要する経費に当てられると判断できるものに限られていた。以上より本稿では、独自性または自由度の高い金銭的援助施策を設けている都道府県ほど、生活保護世帯の高校進学率は上昇傾向にあると考察する。

5-3. 非金銭援助施策がもたらす効果

表 3 の通り、金銭的援助が 5%水準で有意であった一方で、非金銭的援助施策は就労準備支援実施割合を除き、統計的に有意でなかった。また唯一、統計的に有意と示された就労準備支援実施割合は負の効果を示していた。実際に、就労準備支援実施割合は図 4 の散布図でも負の広がりを見せており、実施割合が 100%に近い京都府・熊本県は 20%弱しかない都道府県よりも進学変化率が低い。

そこで割合が高いが進学変化率が低い京都府・熊本県と、割合が低いが進学変化率は高い愛媛県・佐賀県・群馬県の事例研究を行った。すると、全都道府県が共通の取り組みをしており、どの都道府県も特別な取り組みはしていなかった。具体的に、相談者一人ひとりに合わせて支援プランを作成し、日常生活改善やビジネスマナーの指導を行うという施策であった。では、負の効果をもたらす要因はどこにあるのか。ここで対象者に目を向けてみる。対象者は全都道府県ともに長期間休職者や引きこもり、その他様々な経済困難を抱え生活に困っている人やその家族と指定されていた。ここから生活すら危うい人が多いと推定される。とすれば、就労準備支援を受けたとしても、「生活」を確立することに手一杯で子どもの進学を支えるまでの余裕は生まれない可能性が高い。高校進学は生活環境がそれなりに整っていなければ難しい。ゆえに、就労準備支援によって、今までの生活困難が回復したとしても、それは「生活できない状態」から「生活できる状態」になっただけで、手元に入ったお金は高校進学ではなく生活費に回されるために負の効果を示されたと本研究では考察する。

図4 就労準備支援事業実施割合と高校進学変化率



また統計的に有意でなかったその他の変数についてだが、これらには高校進学が含まれる学校教育以外の役割の方に主軸をおいていることが原因に挙げられる。実際に伊藤・中村（1998）ではスクールカウンセラーがメインで担う役割を子どもに対する心理臨床と定義している。彼らによれば、学校教育における相談事は基本的に教師が行うことになる。実際に、彼らが教師312名・カウンセラー108名対して行った47つの役割領域に関するアンケート結果から検証した因子分析では、教師側もスクールカウンセラーに対しては心理臨床の面でのケアを優先的に進めるように求めていると示された。加えて、双方に対する期待値を比較すると、教育・心理臨床のどちらにおいても教師に求められる行為とする期待値の方が高かった。以上の分析を参考にすると、高校進学は学校教育における相談事に分類されるため、スクールカウンセラーが子どもに示唆する領域に含まれない可能性も考えられる。

教育委員会が開講する講座についても市区町村単位で社会教育や家庭教育など様々な分野に分かれており、役割が分散されているように感じた。例えば、愛知県東海市で行われていた家庭教育講座は未就学児の子どもを持つ保護者が対象となり、「家族の未来地図づくり」や「バランスボール体験」など生活保護世帯の高校進学とは因果関係がない講座が多い。静岡県島田市が実施する社会教育講座においても、「レコードコンサート」など市民協同や文化振興を目的とした講座を開講していた。

最後に学習事業支援実施割合についてであるが、学習支援事業の対象者の幅が広いことが原因に考えられる。18歳以下の子ども全員を対象とした上に居場所提供や生活支援など学習以外の事業も支援するために役割領域が広い。以上より、役割領域の広い非金銭的援助を豊富にしても高校進学率の上昇に効果はないと考察する（仮説3）。

6. 結論

6-1. 考察

本稿では、都道府県独自の子どもの貧困対策計画を参照に、その中の取り組みが生活保護世帯の高校進学変化率にもたらす効果を検証した。その結果、同対策計画の早期策定や中学カウンセラーなどの非金銭的援助施策は効果を持たず、高校就学費などの金銭的援助施策が進学率の上昇に影響を与えるということが明らかになった。

6-2. 考察と提言

分析結果や事例研究結果を踏まえて、本稿では「独自性または自由度の高い金銭的援助施策の拡充」が必要だと考える。

その上で本稿は、今後の研究で進めるべき事項を以下4つと考察する。

1. 子どもの貧困対策計画に組み込まれている独自施策の検証。
2. 高校進学率の上昇地域と減少地域における詳細な事例研究。
3. 高校進学率に有効である可能性を持つ非金銭的援助施策の再精査。
4. 生活保護世帯の高校進学者が本当に貧困の連鎖から脱出しているか否かの検証。

1については、今回の研究では子どもの貧困対策計画の早期策定か否かでしか検討をしていない。加えて、高校就学費やカウンセラーの配置を始め他の施策変数は同貧困計画に含まれてはいたが、策定以前から実施されていた施策であった。ゆえに、今後は子どもの貧困対策計画の中にしかない独自施策の効果を検討する必要がある。

2では、今回は金銭的援助施策の充実度に限定して事例研究を行った。しかし、高校進学変化率の上昇地域と減少地域だけで事例比較をすることで、金銭的援助以外に関係性が高い変数が見つかるかもしれない。

3においては、役割領域が狭い非金銭的援助施策を始めとした本研究で扱った非金銭的援助施策以外の変数と高校進学変化率の効果を検証する必要性を考えたためである。各都道府県で実施されている施策を見ると、スクールソーシャルワーカーなど本研究で言及したもの以外にも様々な策が講じられていた。ゆえに再精査をして、非金銭的援助の有効性を再検討してほしい。

4については、生活保護世帯の高校進学者が本当に貧困の連鎖から脱しているか否かを検証する必要があると考える。本稿では、先行研究を下に貧困の連鎖は世帯の経済・労働状況から生じる学力差によって生まれるものと仮定し、高校進学変化率を従属変数と設定した。しかし、高校進学と貧困連鎖からの脱出の関係性は検証していないため、本稿の内容により

正確性を持たせるためにも必要と考えられる。

以上を踏まえて、今後の研究においては上記 4 点を検討し、子どもの貧困連鎖の打開策を探っていくことが求められるのではないだろうか。

7. 参考文献

- 明坂弥香・伊藤由樹子・大竹文雄.2017.「日本の子どもの貧困分析」『ESRI Discussion Paper No.337』.
- 伊藤美奈子・中村健. 1998. 「学校現場へのスクールカウンセラー導入についての意識調査—中学校教師とカウンセラーを対象に」『教育心理学研究』 46 (2): 121-130.
- 加藤健太郎・千葉稜弥. 2019. 「子どもの貧困に関する実証研究—教育からみた相対的貧困の解決」中央大学 WEST 論文研究発表会.
- 斎藤知洋.2016. 「子どもの貧困と中学生の進路希望・教育期待—JLPS-J を用いた分析」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』 98.
- 佐野晋平・川本貴哲. 2014. 「奨学金の制度変更が進学行動に与える影響」『RIETI Discussion Paper』 Series 14-J-037.
- 鈴木孝弘・田辺和俊. 2019. 「都道府県別の子どもの貧困率の要因分析」『現代社会研究』2019 (17): 53-61.
- 武井倫子・水野康樹・市川哲・西口利文. 2012. 「スクールカウンセラーは学校での相談活動において、どのような問題点・不満を抱えているか—スクールカウンセラーの視点から見た問題点」『鈴鹿国際大学紀要 CAMPANA』 19: 81-93.
- 千葉美重子.2011. 「スクールカウンセラーの発達支援に関する実証的研究—スクールカウンセリングに関する発達臨床心理学的アプローチ—」『総合研究所年報』 22: 41-48.
- 戸室健作. 2016. 「都道府県別の貧困率、ワーキングプア率、子どもの貧困率、捕捉率の検討」『山形大学人文学研究年報』 13: 33-35.
- 野崎華世・樋口美雄・中室牧子・妹尾渉. 2018. 「親の所得・家庭環境と子どもの学力の関係—国際比較を考慮に入れて」『NIER Discussion Paper Series No.008』.
- 村尾政樹・末富芳・末富教育学演習ゼミ・あすのば. 2015. 「子どもの貧困対策計画の策定状況に関する調査結果」http://usnova.sakura.ne.jp/report_20151208.pdf (最終アクセス: 2020 年 10 月 24 日)
- 厚生労働省社会・援護局. 2017. 「生活困窮者自立支援制度の実施状況調査 集計結果」<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000092189.html> (最終アクセス: 2020 年 10 月 24 日)
- 文部科学省「子どもの貧困対策の推進に係る取組」(最終アクセス: 2020 年 10 月 24 日)
https://www.mext.go.jp/a_menu/shougai/kodomo-hinkontaisaku/1369104.htm (最終ア

クセス：2020 年 10 月 24 日)

山梨県. 2016. 「やまなし子ども貧困対策推進計画」

<https://www.pref.yamanashi.jp/kodomo-fukushi/documents/kodomonohinkonkeikaku.pdf>(最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

高知県. 2016. 「高知家の子どもの貧困対策推進計画」

<https://www.pref.kochi.lg.jp/soshiki/060401/files/2017042100016/hinkonkeikaku-h28.pdf>(最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

群馬県. 2016. 「群馬県子どもの貧困対策推進計画」

<https://www.pref.gunma.jp/contents/000370420.pdf> (最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

長崎県. 2016. 「長崎県子どもの貧困対策推進方針」

<https://www.pref.nagasaki.jp/shared/uploads/2020/10/1601875802.pdf> (最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

青森県. 2016. 「青森県子どもの貧困対策推進計画」

https://www.pref.aomori.lg.jp/soshiki/kenko/kodomo/files/01_keikaku.pdf(最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

愛知県東海市. 2018. 「家庭教育講座」

<http://www.city.tokai.aichi.jp/8011.htm>(最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

静岡県島田市. 2020/1/8. 「社会教育講座」

https://www.city.shimada.shizuoka.jp/kurashi-docs/syakai_kouza.html(最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

花岡隼人. 2017. 「「子どもの貧困」は約 43 兆円の所得を吹き飛ばす」『東洋経済 ONLINE』

<https://toyokeizai.net/articles/-/159180?page=4> (最終アクセス：2020 年 10 月 24 日)

第8章

市区町村における高齢者福祉の充実度と転入超過率の関係

大矢 健太

要約

本稿では、高齢者の転入超過を促進する要因として、老人福祉に関する高齢者福祉サービス充実度に焦点を当てた分析を行う。先行研究では、介護と医療体制の量的充実度を表すいくつかの指標が高齢者の転入に正の影響を及ぼすことが明らかにされているが、地域においてそれらと密接に関わる自治体の支援の充実度との関係性については明らかにされていない。本稿では重回帰分析を用いて、高齢者福祉サービスの充実度が高齢者の移住増加に与える影響について検証を行った。その結果、介護・医療体制を充実させるとともに高齢者に対する高齢者福祉サービスを充実させることが高齢者の転入超過率を高める事が示唆された。介護、医療、高齢者福祉サービスそれぞれの充実度を示す統一的な指標は明らかになっていないため、今後もさまざまな変数で検証を行っていくことが必要である。

1. はじめに

東京一極集中に代表される都市部への人口集中が問題視されて久しい。これはかねてより続く人口減少・少子高齢化と相まって地域経済を弱体化させるだけでなく、日本の国際競争力を弱める。これに対し、政府は「まち・ひと・しごと創生」⁵⁷を掲げ、解決のための施策を行っているが、その多くは労働人口をメインターゲットにしたものであると言える。しかし、65歳以上人口が総人口の3割に到達することが確実視されている現在、この地方創生も高齢者の視点から解決を試みる必要性が生まれている。地方創生とは地方の人口減少に歯止めをかけるための取り組みを指し、そのためには地方からの流出を防ぐだけでなく、地方への流入を促すことも同様に重要であると言える。この地方への流入という観点に立った時、労働世代よりも賃金や雇用といった制約を受けにくいリタイア世代に活路を見出すことが出来るだろう。

高齢者の移住増加について考えた時、「医療介護」というキーワードが重要な要素の一つであることは言うまでもない。居住地を変える選択をし、移住増加先を選ぶとき、医療介護

⁵⁷ <https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/r02-07-17-kihonhousin2020hontai.pdf> (最終アクセス：2020年10月28日)

体制が整った地域の方が選ばれやすくなるのではないかと。本稿はここに端を発し、医療介護の充実度が高齢者の移住増加先選択に影響を及ぼしていることを検証する。それが確からしい結果となれば、施設整備を進め新たに高齢者を招き入れる高齢者誘致戦略を行うべきであるという提言に繋がるだろう。またそれだけでなく、高齢者の移住増加は医療介護従事者などの雇用も創生するため、同時に賃金や雇用を重要視する労働人口の移住増加も見込めるのではないかと。そのような構想から、本稿では人口 1000 人あたりの病院における病床数と 1000 人あたりの有料老人ホーム定員数を医療介護の充実度を表す独立変数、そして市区町村⁵⁸の老人福祉費を高齢者福祉サービスの充実度を表すとして独立変数として設定し、高齢者の転入との関連性を検証した。

先行研究においては、介護施設の充実度と高齢者移住増加の関係に関する実証研究や、地方移住増加者に対して理由を尋ねるアンケート調査、実際に高齢者誘致戦略を行った市町村に関する事例研究などが存在するものの、高齢福祉サービスに関する政府の支出を変数として投入した上で行われている実証分析は存在しない。民間における医療介護体制の充実度のみでなく、政府の支出に着目し、より地方創生を意識した検証を行っている点が本研究の新規性である。

2011 年、2014 年、2017 年の三か年に関してデータを作成し、その上で、単年ごとの重回帰分析を行うことで高齢者の転入超過率と地域の高齢者福祉の充実途度の関係性を検証した。さらに従属変数の高齢者の転入超過率を 2014 年－2011 年、2017 年－2014 年の差とした分析を行い、単年の老人福祉費割合と病床数、有料老人ホーム定員数が翌 3 年にかけての高齢者転入超過率の変化にどのような影響を及ぼしているのかを検証した。

結果としては、単年ごとの重回帰分析では全ての年で老人福祉費割合・有料老人ホームと高齢者転入超過率の間に有意な正の相関が見られた。転入超過率の変化に影響を与えているかを検証した分析では、2011 年の老人福祉費割合が 2014 年の高齢者転入超過率に正の影響を及ぼし、2014 年の老人福祉費割合と 1000 人あたりの病院病床数が 2017 年の高齢者転入超過率に正な影響を及ぼすことが確認できた。この結果から、民間の医療介護体制の充実度と共に、自治体の高齢者福祉サービスが高齢者移住増加においては重要であるという事が考えられ、今後施策レベルでも医療費の助成や福祉施設の整備などを行い、それを前面に押し出した誘致戦略を採ることが有効であるという事が言えるだろう。

2. 先行研究

人口移動に関する実証分析では、影響要因の検討などの先行研究は多く存在するものの、高齢者に特化し、更に要因を仮定して検証を行ったものはそう多くは存在しない。介護体制と高齢者移住増加の関係性については、介護老人福祉施設の量的充実度が高齢者の移住増

⁵⁸ 本稿において市区町村とは、市、特別区、町、村を指し、これを分析単位としている。

加選択に影響を与えることが明らかになっている（中沢・川瀬 2008; 中沢 2017）。

中沢・川瀬（2008）は、2000 年から 2005 年の前期高齢者と後期高齢者の社会増加数と社会増加率について全国市区町村別の介護老人福祉施設定員を中心とした介護体制の量的充実度との関係性を検証しており、特に後期高齢者の社会増加率において有意で正な結果が得られたということを報告している。また、医療に関しては一般病院と診療所の病床数が変数として投入されており、後期高齢者に関しては 10%水準で有意で正な結果であることが示されている。

また、中沢（2017）では、上述した中沢・川瀬（2008）の研究同様、前期高齢者と後期高齢者の社会増加数と社会増減率について今度は東京圏に限定し、介護体制の充実度との関連性を検証している。結果としてはこちらも同様後期高齢者の社会増加数と社会増加率に関し介護老人福祉施設定員数との有意で正な関係性を報告している。また、医療に関しては医師数の変数が投入されており、こちらは後期高齢者の社会増加率を除くすべての従属変数に対し有意で正な関連を示している。

以上の 2 つの先行研究は、介護老人福祉施設定員数という例を用い、介護体制が整った地域は高齢者—特に後期高齢者—にとって移住増加先に選ばれやすいことを示しているが、介護体制の充実度を示す指標は多く存在するため、どれを変数として設定するか結果にばらつきがあることも事実であり、それゆえ介護体制と高齢者移住増加の正の関係が確からしいという結論には至っていない。医療体制と高齢者移住増加の関係についても同様、全国レベルで確からしい結果は得られていない。また、全国の市区町村を対象に行われた中沢・川瀬（2008）で用いられている変数は 20 年前のデータであることにも注意が必要である。

その上で、本稿は地方創生の文脈でこの問題について検証を行うことを目的としているため、先行研究で行われていた医療・介護体制の充実度に加え、高齢者福祉サービスの充実度についての検討を行う。医療・介護両方の使途で使われる老人福祉費を独立変数に追加し、先行研究では明らかにされていない高齢者福祉サービスの充実度と転入超過率の関係性を明らかにする。また、医療基盤に関しては病院が最も大きな構成要素であることに疑念の余地は無いため、中沢・川瀬（2008）による分析と同様に、病院のボリュームを表す病床数を独立変数とした分析を行う。一方で上述した通り介護体制の充実度を決定する要因には多くのものが関わっているが、今回は地域における総合的な医療介護体制を検証するため、政府支出を表す老人福祉費に加えて、民間における介護の充実度を表す有料老人ホーム定員数を独立変数として設定する。変数については第 4 節で詳述する。

3. 理論仮説

中沢・川瀬（2008）は介護が必要になった高齢者が充実したケアを求め移住を行う「介護移住」が後期高齢者において全国的に確認されること市区町村の介護福祉施設定員数と高

高齢者の 6 年間の社会増加の関係によって示し、その上で高齢化が進むにつれてその傾向が増すことを示唆している。このように、先行研究では介護老人福祉施設定員数が高齢者の移住増加選択に正の影響を与えるということや、医師数が東京圏の高齢者の移住増加に正の影響を与えるということが推定されつつも、それだけをもって医療介護体制の充実度と高齢者の移住増加の正の関係性を確からしいとは言えない。また、今後の高齢者の移住増加に関する研究が人口動態の観察や要因規定から、より地方創生の文脈で行われていくことを想定したとき、高齢者福祉に関する高齢者福祉サービスの充実度と高齢者の転入超過の関連性を検証する必要性がある。今後高齢者にターゲットを定めた誘致戦略などを行っていく上で、高齢者が移住増加に際し何を重視するのかは明らかにしておく必要があるといえるからである。以上の 2 点から、次の仮説を導出する。

仮説： 高齢者福祉に関する高齢者福祉サービスが充実している地域ほど、高齢者の移住増加が多くなる。

4. データと方法

4-1. データ

仮説検証を行うにあたり、データの入手には e-Stat を利用し、従属変数には 65 歳以上の転入超過率、高齢者福祉サービスの充実度を示す独立変数には一般歳出における老人福祉費割合を用いた。また総人口 1000 人あたり一般病院・診療所病床数、総人口 1000 人あたりの有料老人ホーム数を医療・介護の充実度を表す独立変数として用い、高齢者の転入超過と医療介護体制の充実度も併せて検証する。なお、これらのデータは市区町村別のものであり、2011 年、2014 年、2017 年の 3 期のデータを用意することで、両者の関係性は長期的な傾向として存在するのか、またある年の医療介護体制の充実度は数年後の転入超過率に影響を及ぼしているのか、つまり施設整備を行えば数年かけて移住増加者が集まるのかという事を検証する。

4-2. 従属変数

従属変数には高齢者の転入超過率を使用した。転入超過数を総人口で割り、100 をかけたものである。地域人口に対し、高齢者の転入がどれだけ起きているのかを示し、数値が大きいほど高齢者の移住増加が活発であると言える。今回は総務省統計局の定義⁵⁹に従い 65 歳

⁵⁹ <https://www.stat.go.jp/data/topics/topi1211.html> （最終アクセス：2020 年 10 月 30 日）

以上を高齢者とし、市区町村別 65 歳以上の転入超過率を従属変数として設定した。

4－3．独立変数

高齢者福祉サービスの充実度を表す独立変数は、歳出決算総額における老人福祉費割合である。老人福祉費を歳出決算総額で割ったものであり、単位は千円となっている。これは各市区町村が支出をどれだけ老人福祉に割いているかを表したものであり、高齢者福祉サービスの面で市区町村が介護にどれだけ力を入れているのかを端的に表していると言える。地方創生の文脈で考えた時、高齢者福祉サービスの充実度が高齢者の転入と関連があるのかを示すことは重要であり、両者の関係性が示されれば施策を打ち出しやすくなる事が予想される。

医療体制の充実度を表す変数として、市区町村別総人口 1000 人あたり合計病床数を設定した。これは人口 1000 人に対し、病院および診療所のベッドが何個用意されているのかという事を示すものであり、その市区町村の対応可能患者数を端的に表しているという点で単純な病院の個数などに比べ正確に医療体制の充実度を図ることが出来る。

介護体制の充実度を表す変数として、1000 人あたり有料老人ホーム定員数を設定した。これは市区町村の民間介護サービスの充実度を表す指標として使用した。老人福祉費割合はどれだけ自治体が高齢者福祉の充実に使う支出を指す一方で、病床数や有料老人ホーム定員数はその地域における介護医療の基盤の充実度を示している。

4－4．統制変数

また、医療介護体制の充実度に加え、娯楽があるか、町に活気があるかということも移住の際に重視することが示されているため、財政力指数、総人口 1000 人あたり大型小売店舗数⁶⁰、老年人口割合を投入し、市区町村の活気、労働人口の多さやそれに起因する財政状況を統制した。加えて全体の転入超過率も統制変数に投入し、全年齢における人口移動の状況を統制した。

4－5．分析手法

まず、高齢者の転入と老人福祉に関する高齢者福祉サービス、そして医療介護体制の充実度に関連があるのかを検証するために、単年ごとの重回帰分析を行う。また、3 年分の重回帰分析を行うことで、一貫した関連性の有無を検証する。

第二に、高齢者福祉サービスや医療介護体制の拡充及び整備が高齢者の移住増加に繋が

⁶⁰ 大型小売店舗数については、2017 年のデータを入手できなかったため、2016 年のデータで代用した。

るという施策を考えた時、単年の重回帰分析によって導出される一時的な関連のみでなく、ある年の医療介護体制の充実度が数年後の転入超過率に影響を及ぼしているのかを検証する必要もある。

そこで、独立変数を t 年、従属変数を t 年と $t+3$ 年の差とする重回帰分析を行うことで、 t 年の高齢者福祉サービスと医療介護体制の充実度が 3 年後の高齢者の転入超過率に及ぼす影響を検証する。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
高齢者転入超過率	地域における65歳以上の転入超過率（％）	住民基本台帳人口移動報告
全体転入超過率	地域における全年齢の転入超過率（％）	住民基本台帳人口移動報告
老人福祉費割合	市区町村別歳出決算総額における老人福祉費の割合（千円）	地方財政状況調査
1000人あたり病床数	市区町村別総人口1000人あたり一般病院病床数と総人口1000人あたり診療所病床数の合計	医療施設調査
1000人あたり有料老人ホーム定員数	市区町村別総人口1000人あたり有料老人ホーム定員数	社会福祉施設等調査
1000人あたり大型小売店舗数	市区町村別総人口1000人あたり大型小売店舗数	経済センサス
財政力指数	市区町村別財政力指数	地方財政状況調査
老年人口割合	市区町村別総人口における65歳以上人口の割合	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査

表2 記述統計

2011年					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
高齢者転入超過率	1731	-0.1248	0.6534	-7.2078	3.8036
老人福祉費割合	1733	0.0668	0.0192	0.0057	0.3030
1000人あたり合計病床数	1733	11.8786	10.7589	0	131.7614
1000人あたり有料老人ホーム定員数	1705	1.0987	3.2921	0	102.7701
全体転入超過率	1731	-0.3386	0.8730	-9.5411	3.6458
1000人あたり大型小売店舗数	1726	0.0972	0.0915	0	1.8649
財政力指数	1733	0.5067	0.2949	0.0500	2.3200
老年人口割合	1733	0.2753	0.0671	0.1147	0.5674

2014年					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
高齢者転入超過率	1738	-0.1109	0.5818	-4.3478	5.5973
老人福祉費割合	1739	0.0674	0.0206	0.0055	0.3507
1000人あたり合計病床数	1739	11.6365	10.6972	0	138.1316
1000人あたり有料老人ホーム定員数	1739	2.2629	3.8923	0	105.4876
全体転入超過率	1738	-0.3369	0.7566	-11.1111	6.4607
1000人あたり大型小売店舗数	1738	0.0954	0.0889	0	1.6064
財政力指数	1739	0.4924	0.2827	0.0500	2.0700
老年人口割合	1739	0.2946	0.0672	0.1296	0.5775

2017年					
変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
高齢者転入超過率	1740	-0.1282	0.6079	-6.9767	6.3023
老人福祉費割合	1740	0.0680	0.0197	0.0043	0.2401
1000人あたり合計病床数	1740	11.6388	10.8868	0	143.5587
1000人あたり有料老人ホーム定員数	1740	2.3409	4.0819	0	110.5483
全体転入超過率	1740	-0.3454	0.6832	-3.5361	3.9604
1000人あたり大型小売店舗数	1740	0.0942	0.0889	0	1.5555
財政力指数	1740	0.5061	0.2882	0.0600	2.1500
老年人口割合	1740	0.3206	0.0702	0.1500	0.6059

5. 分析結果

表3は、単年ごとの重回帰分析の結果を表している。全ての年において、老人福祉費割合と有料老人ホーム定員数と65歳以上転入超過率の間には正で有意な関係性が確認された。このことは、先行研究において中沢・川瀬（2008）が示した介護と高齢者の移住増加の関係性の確からしさを後押しする結果となっただけでなく、高齢者の移住増加には民間における医療介護体制の充実と共に、高齢者福祉に関する高齢者福祉サービスの充実が重要であるという新たな知見を得ることに繋がった。

また、表4に示される従属変数がある年 t と3年後の $t+3$ の差に変更した重回帰分析では、2014年と2011年の差で行った分析については老人福祉費割合のみ正に有意な結果となり、2017年と2014年の差で行った分析については1000人あたり老人福祉費割合、一般病院病床数の両者ともに正に有意な結果となった。福祉に関する高齢者福祉サービスの充実が、3年後の高齢者の転入超過率に正の影響を与えているという事が分かり、ここでも高齢者福祉サービスの重要性が後押しされる結果となった。

ここで一つ、高齢者福祉サービスが高齢者の転入超過に正の影響を与えている事例を紹介する。東京都西多摩郡日の出町は、2011年、2014年、2017年の平均で3.9%の転入超過率を記録する全国有数の高齢者が集まる町である。日の出町は、「お年寄りに優しい3つの福祉施策」として、後期高齢者の医療費無償化、後期高齢者の人間ドック受診料無料化、健康教室・高齢者向けスポーツ支援といった高齢者福祉政策を行っている。また、人口約1万7千人の日の出町には24の高齢者介護事業者が存在するが、これは人口約8万人のあきる野市よりも7多く、人口約13万人の青梅市と同数である。日の出町の例は、民間における充実度と、高齢者福祉サービスの充実度のかけ合わせにより、高い転入超過を実現できるということを示している。

高齢者福祉サービスと介護体制の充実度が高齢者の転入超過率に正の影響を与えている事が明らかになったことに加え、病床数については単年ごとの重回帰分析では2014年のものを除いて微弱ながら正に有意な結果となり、3年後の転入超過率の変化について行った分析では2014年の病床数のみ2017年の転入超過率と正で有意な関係がある事が分かった。また、この3年後の転入超過率の変化について行った分析では有料老人ホームの定員数は有意とはならなかった。

これらについて考察を行うと、有料老人ホーム定員数は、高齢化に伴いここ数年間で爆発的な増加を遂げている。例えば北海道札幌市では2011年に4536人だった定員数は2017年に約2倍の9132人、北海道旭川市では、2011年には0人だった定員数が2017年には4707人となっている。最も顕著だったのは岩手県釜石市で、2011年、2014年、2017年の平均で3.86%の高齢者転入超過率を記録しているに同市でも、2011年には17人だった定員数が2017年には76人に増えている。この傾向は全国的なものであると言え、釜石市に見られたように高齢者の転入超過が起きていない地域でも住民の高齢化に伴い有料老人ホ

ームの定員数は増加しているため、転入超過率の変化との分析では当てはまりが悪かったのではないかと考えられる。

高齢化率が高まる事が予見される中で、同様の事象は高齢者の動態に限らず様々な実証分析において生じるのではないだろうか。即ち、高齢化に伴う高齢者向け施設の増加や高齢者福祉にかかわる支出の増加を高齢者福祉の拡充と誤認してしまうといった事である。例えば、老人福祉費の増加が、主として高齢者福祉サービスの拡充によるものなのか、それとも町全体の高齢化によるものなのかを捉え損ねると正確な分析に繋がらなくなってしまう。さらに町全体の高齢化にも、高齢者の流入と元々住んでいた住民の高齢化の二つの要素がある。これらを正しく統制した上で研究をデザインしないことには、高齢者福祉サービスの効果などは正しく測定できないだろう。

また、病床数に関しては、先行研究においては後期高齢者の社会増加率に対してのみ 10% 水準で正で有意な関係性を示していた。今回、単年ごとの重回帰分析では 2017 年のみ正に有意な結果となり、また転入超過率の変化を見る分析では 2014 年の病床数が 2017 年の転入超過率に正で有意な関係性を示していた。過半数の分析結果で有意とはならなかったことや、正の値がかなり微弱であったことから、医療体制の充実度は高齢者の転入超過に正の影響を与えていると言えるが、その指標については更なる検討が必要であることが読み取れる。例えば中沢（2017）は医師数について、複数の従属変数に対してかなり強い有意な正の相関を示したことを明らかにしている点などからも病床数以外にも医療体制の充実度を表す変数は存在すると考えるのが妥当であると言えるのではないか。医療体制の充実度と高齢者の転入超過に正の関係があるという仮説の元、医療体制の充実度の規定要因などを検討する研究が増えることで高齢者の移住増加に関してより多くの知見もたらされる事に繋がるのではないだろうか。

表3 高齢者福祉サービスの転入超過率に対する影響（重回帰分析）

独立変数	従属変数					
	高齢者転入超過率					
	2011		2014		2017	
老人福祉費割合	3.7564 ***		2.8259 ***		3.6109 ***	
	(0.5906)		(0.6194)		(0.6868)	
1000人あたり合計病床数	0.0016		0.0013		0.0026 *	
	(0.0010)		(0.0120)		(0.0012)	
1000人あたり有料老人ホーム定員数	0.0097 **		0.0096 **		0.0088 **	
	(0.0032)		(0.0032)		(0.0032)	
全体転入超過率	0.3999 ***		0.2981 ***		0.3169 ***	
	(0.0166)		(0.0175)		(0.0217)	
1000人あたり大型小売店舗数	-0.2416		-0.1057		0.2496	
	(0.0134)		(0.1611)		(0.1682)	
財政力指数	0.0737		0.2668 ***		0.2818 ***	
	(0.0512)		(0.0611)		(0.0643)	
老年人口割合	-0.9166 ***		-0.5766 *		0.0027	
	(0.2337)		(0.2615)		(0.2800)	
調整済みR ²	0.3713		0.2455		0.2249	
N	1703		1737		1740	

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

(2) ()内は標準誤差。

表 4 高齢者福祉サービスの3年後の転入超過率の変化に対する影響（重回帰分析）

独立変数	従属変数			
	高齢者転入超過率の差分 (t+3年-t年)			
	2014-2011		2017-2014	
老人福祉費割合	1.7991	**	1.4590	*
	(0.6010)		(0.5651)	
1000人あたり合計病床数	-0.0004		0.0022	*
	(0.0010)		(0.0010)	
1000人あたり有料老人ホーム定員数	-0.0007		0.0034	
	(0.0033)		(0.0029)	
1000人あたり大型小売店舗数	0.1820		0.1749	
	(0.1343)		(0.0145)	
財政力指数	0.1673	**	0.1262	*
	(0.0512)		(0.0557)	
老年人口割合	-0.5186	*	-0.7251	**
	(0.2336)		(0.2378)	
高齢者転入超過率 (t年)	-0.3828	***	-0.4092	***
	(0.0217)		(0.0206)	
全体転入超過率の差分 (t+3年-t年)	0.1710	***	0.2271	***
	(0.0148)		(0.0144)	
調整済みR ²	0.2585		0.3181	
N	1703		1737	

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

(2) ()内は標準誤差。

6. 結論

本稿では、高齢者の転入超過を促進する要因として老人福祉に関する高齢者福祉サービスの充実度に焦点を当てた分析を行った。その結果、老人福祉費が高齢者の転入超過率に対して正に有意の影響を及ぼすことが明らかとなった。また、同様に有料ホーム定員数や病床数など、民間の医療介護体制の充実度も高齢者の転入超過に正の影響を及ぼしていることが明らかとなった。以上から、次のようなことが考えられる。まず、地域における介護・医療体制が充実したものとなるには、病院や介護事業者だけでなく自治体の協力が不可欠である。病院がある、介護施設がある事はもちろん重要だが、それだけでは高齢者に優しい街

になる事は難しい。より安価にサービスを受けられるような援助があるか、健康診断や高齢者のスポーツ事業など、自治体は住民の健康増進を支援しているかといったことも、高齢者が幸せに暮らしていくためには必要である。

そして、自治体は介護・医療・福祉三者それぞれの重要性を認識しつつ、それらを地域の他の強みと組み合わせ、積極的に高齢者誘致戦略をとっていくべきである。農業に従事することなどはその一例であろう。高齢者が移住増加を選択する際に、風景やどのような暮らしが出来るのかといった事とは別に、福祉面でのサポートの充実や、高齢者の移住増加を応援しているという事をアピールすれば、より多くの転入が期待できるのではないだろうか。ここで、事例研究を一つ紹介する。藤波（2015）は、山梨県北杜市を例に、地域の強みを生かした高齢者誘致政策が成功した事例を報告している。アルプスの山に囲まれた風景を強みに持つ北杜市は、独自に「リトリートの杜」という自然環境を活かした森林療養やセラピーなどのサービスを提供し、結果として大幅な転入超過を記録したという（藤波 2015）。これは、地域の特色を生かし高齢者の誘致に成功した例の一つであるが、こうした地域の強みに加え、前述した日の出町のような福祉面でのアピールを行うことが出来れば、さらに多くの高齢者を誘致することに繋がるのと予想される。

本稿では、高齢者の福祉移住について公民両方の観点から検討を進める必要性が示唆されたが、老人福祉費や病床数、有料老人ホーム定員数は地域における高齢者福祉の充実度を示す指標の包括的な指標ではなく、あくまでもその一つに過ぎないことに注意されたい。転入超過率に正の影響を及ぼす政府支出や地域の介護・医療基盤の指標はほかにどんなものが存在しているのかは明らかになっておらず、さらなる検討が必要であると言える。また、今後高齢者誘致政策が増えていくに従い、こういった政策に効果があるのかを推定していくことも必要になると考えられる。

7. 参考文献

- 藤波匠. 2015. 「高齢者移住増加と地域活性化—高齢者誘致戦略の可能性と限界」
- 中沢克佳・川瀬晃弘. 2008. 「介護移住増加の実証分析」 http://www.ier.hit-u.ac.jp/pie/stage2/Japanese/d_p/dp2007/dp349/text.pdf（最終アクセス：2020年10月28日）
- 中沢克佳. 2017. 「高齢者の社会動態と介護保険制度」『社会保障研究』2（2-3）: 332-348
- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局. 2020 「まち・ひと・しごと創生基本方針 2020」 <https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/r02-07-17-kihonhousin2020hontai.pdf>（最終アクセス：2020年10月26日）
- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局. 2020. まち・ひと・しごと創生「長期ビジョン」「総合戦略」 https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/panf_vision-sogo.pdf（最終アクセス：2020年10月26日）

第 2 部

政治過程編

第9章

議会構成員の特性と政策形成の関係

—東京23区議会パネルデータによる実証分析—

宇野 はる佳

要約

本稿では議会構成員の年齢、女性比率が政策にいかなる影響を与えているかについて分析を行う。これまでの先行研究で、議員の性別と年齢単体での政策との関連性や、議会構成員の様々な特性と発言内容の関連性については研究が行われてきたが、議会構成員の網羅的な特性が実施される政策にどのように影響を与えるかについては分析が及んでいない。本稿では議会構成員の特性の政策に与える影響を検証するために、2つの分析を行った。まず、東京23区議会のパネルデータを用いて、歳出総額に占める児童福祉費の割合、公的保育所数を従属変数とした際、議会構成員の年齢、当選回数、女性比率がいかなる影響を与えているかを検証した。次に、東京23区の隔年の横断面データを用いて、待機児童数の変化率を従属変数とした際に、議会構成員の年齢・当選回数・女性比率がいかなる影響を与えているかを検証した。その結果、平均当選回数が多い議員は児童福祉費割合を増やし、区長の年齢の高さは児童福祉費割合を低下させること、議会構成員の特性は公的保育所数に統計的有意な相関を持たないこと、平均当選回数の多い議員は、待機児童数の削減に積極的であり、平均年齢の高い議員は待機児童数の削減に非積極的であることが示唆された。本稿で用いたデータは限られた調査期間、議会数、政策のデータに過ぎず、安易に一般化することはできないが、議会構成員の特性は政策に影響を与えており、現状の議会における年齢、男女比率の偏りは、有権者の政策選好と乖離した政治を導いている可能性を実証的に明らかにすることができたと言える。

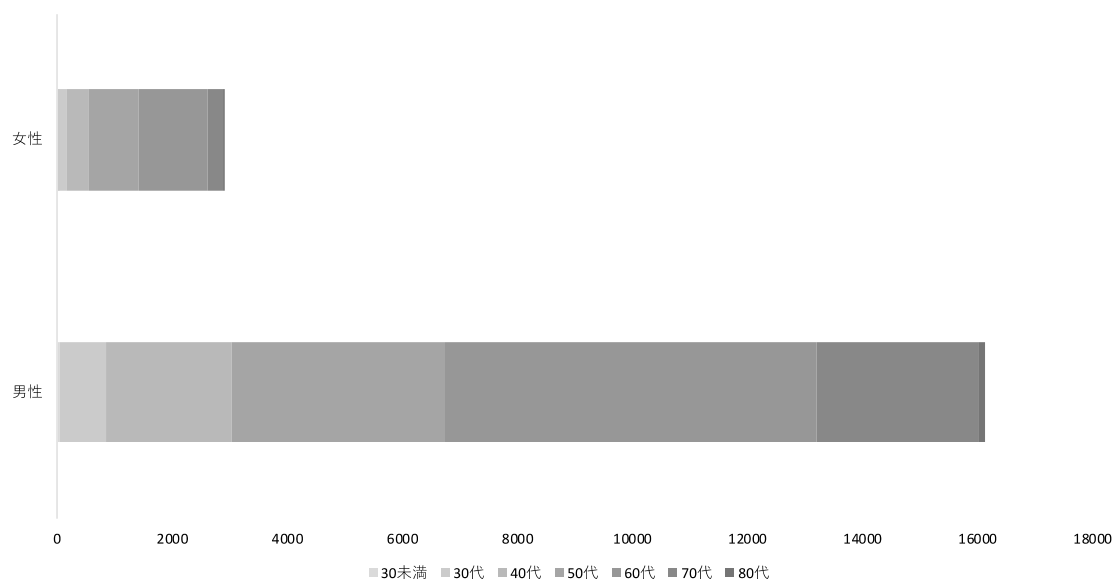
1. はじめに

日本の議会における平均年齢の高さ、男女比率の偏りについては、これまでも多くの指摘が行われてきた。では、この問題はどのような政治的結果を招いているのだろうか。そして本当に是正しなくてはならない問題なのだろうか。本稿では、この二つの問いを議論するための材料として、実際の議会での政策に与える影響を実証研究により明らかにする。

まずは、代議制民主主義における議会の役割の確認から始めたい。現代の日本では民主主

義の原則が憲法で定められているが、国民全員の政治に直接参加することは、現実的に不可能である。そこで、全国民が間接的に政治に参加することを目的として、考案された制度が代議制民主主義である。有権者は選挙で自分の政策選好に合った議員を選択し、その議員を通して各人の政策選好を政策に反映してもらうことを意図しているのである。この代議制民主主義が成立するための大前提となっているのが、有権者の政策選好に近い政治家から順に当選していくということである。しかし、実際の社会においてこの前提は当てはまらないだろう。地盤、看板、カバンの所謂「三バン」が選挙当選のための必須要素であることは、古くから指摘されてきた。当選必須要素としての「三バン」に政策選好は全く関わって来ないのである。そして、「三バン」を持つ政治家がより当選しやすいために、日本の議会は平均年齢、男女比率ともに有権者の特性からはかけ離れた、偏った構成となってしまうのである。女性比率に関しては、近年、上昇傾向にあるものの、市議会における平均年齢、男女比率の偏りの現状は以下の通りである。

図 1 市議会議員の男女別年齢構成（平成 30 年 8 月集計）



出典：全国市議会議長会. 2020. 「市町村議会の現状（参考資料）」を基に筆者作成

このように、平均年齢、男女比率の 2 点において国民を代表記述できていない現状の議会では、より若年層が、そしてより女性に関心を抱いている政策、例えば子育て支援政策が軽視されてしまっている可能性が危惧されるのである。

以上の点を踏まえ本稿では、議会における議会構成員の特性が、実施される子育て支援政策にどのような影響を与えているのかを検証する。先行研究では、議会の平均年齢の高さ、及び男女比率の偏りが子育て支援政策に影響を与える可能性が指摘されているものの、実際にどのような影響が出ているのかに関する検証は行われていない。比較的社会経済状況

の似通る議会の集合である東京 23 区の区議会を対象として、議会構成員の特性が長期的な子育て支援政策に与える影響を 2007 年から 2017 年のパネルデータを用いて分析した。また、2016 年以降の待機児童問題への有権者の関心の高まりを受け、短期間に注目を集めた緊急性のある政策に議会構成員の特性が与える影響を 2017 年から 2020 年までの各年の横断面データを用いて分析を行った。

パネルデータを用いた分析の結果からは、議員の平均当選回数は区の歳出総額に占める児童福祉費割合を増やし、区長の年齢の高さは、児童福祉費の割合を低下させること、また、女性議員比率の高さは、公的保育所数を増加させることが示された。また、横断面データを用いた分析の結果からは、議員平均当選回数が多い議員は、待機児童数の削減に積極的であり、平均年齢の高い議員は待機児童数の削減に非積極的であることが示された。

2. 先行研究

政治家の特性に着目した研究はこれまでも多く存在する。日本の女性政治家の少なさに起因する政治における女性の過少代表への問題意識から「女性」と「政治」の関係は、特に多くの研究者が調査対象としてきた。これらの研究は女性の政界進出の障害について焦点を当てた研究、そして女性議員の政策選好に着目した研究の二つのタイプに分類することができる。前者の研究の中では、女性政界進出を阻む要因として、(1) 未だに性別役割分担意識が強く根付いており、女性が社会の中心で活躍することを認めない文化があること(金子 2010)、(2) 女性には選挙活動のための金銭的資源、支援団体などの人的資源が不足していること(竹安 2004) の 2 点が指摘されてきた。特にこの傾向は人口規模の小さい市町村議会で高まっており、市町村の人口拡大により女性議員比率は高まることも松林・上田(2012)により実証的に明らかにされた。また、後者の研究においては、女性には特に、女性や子供を取り巻く政策に関心が高いことが、研究者の中での共通認識である。具体的には、竹安(2014)により、2002 年の全国地方議会調査に基づき、女性議員の方が「女性の地位向上」や「学校・教育・子育て」といった問題を議会の一般質問で取り上げる回数が多いこと、中村(2018)により、都道府県議会の女性比率の多さは教育費割合を高めることなどが指摘されている。

政治アクターの性別以外の特性、年齢や当選回数を分析対象にしたものも、数多くはないが存在している。山本(2014)は、各県議会議員のホームページデータをもとに、統計的有意性はないものの、20 代から 40 代の議員が教育問題や女性政策について多く言及する傾向があることを指摘した。また、青木・Vaithianathan(2010)は、政治家と国民の年齢分布の乖離から子供に関する政策が後回しにされる可能性に言及している。

このように、政治家の特性が年齢、男女比率ともに偏りは重要な研究テーマであり、女性政策や子育て支援政策に対する影響は無視できないことが多く研究者により指摘されてき

たのである。

最後に、性別のみ、もしくは年齢のみに着目したこれまでの研究とは異なり、年齢、性別、党派、当選回数といった様々な特性にも着目のなされた研究を二つ紹介する。近年注目されている議会内での発言量や内容に注目した内田・高丸・乙武・木村（2019）の研究では、47都道府県議会の中で、男性議員の方が、そして高齢議員の方が議会内での発言量が少ないことが指摘された。また、坂本（2018）による2015年の統一地方選に選挙公報データに基づく実証研究では、男性候補者よりも女性候補者の方が、年齢の若い候補者よりも年齢の高い候補者の方が、女性政策に積極的に言及すること、年齢の若い候補者の方が年齢の高い候補者より、子育て支援策に言及することを検証された。しかし、これらの研究で対象となっているデータは議会中の発言、選挙中の選挙公報データであり、実際に実行された政策にどのような影響が及ぼされたのか明らかにされていない。

本稿ではこれまでの研究をさらに発展させ、議会構成員の当選回数、年齢、性別、党派といった変数の全てに着目する。これまでの先行研究では首長は分析対象とされてこなかったが、大統領制議会である区議会において、政策決定に区長の影響は大きい。そのため、議員の特性だけではなく、区長の年齢、党派も変数として投入し、実際に実行される政策にどのような影響を及ぼしているのかの検証を行う。

3. 理論仮説

議会構成員の平均年齢、当選回数、性別といった特性の違いは、実行される政策にどのような影響をあたえるか、それぞれの要素について検討を行なっていく。

まず、年齢の高さは高齢者重視の政策、そして政策実行の遅れを招くと考える。高齢議員の支持層の中心は高齢者であることが多いことから、高齢議員は自らの支持者を満足させるため、より高齢者に近い政策選好を持つと考える。また、年齢を重ねるごとに、議会での発言量が減ることは先行研究でも指摘されており（内田他 2019）、議会へのモチベーションが低下しつつある高齢議員の多さ、即座に対応しなければならない問題の解決が遅れにつながるのではないだろうか。

また、当選回数の多さも、政治的応答性を低下させる。当選回数を重ねるにつれ、議員は「三バン」を拡充していく。すると、政策実行の有無にかかわらず、次の選挙で再び当選できる可能性が高いことから、改革を行おうとしたり、積極的に区民の政策選好に応えようとしたりする可能性は低いと考えるからである。

最後に女性比率の高さは子育て支援に特化した政策を導く。これまでの先行研究においても、女性議員が子育て支援政策に積極的であることは指摘されてきた（坂本 2018）。子育て支援政策に積極的な女性議員の存在は、議会全体の政策決定においても子育て支援特化の政策を導くことになるだろう。特に、女性比率の少ない議会の場合において、女性議員が自

らの体験をもとに、使命感を持って子育て支援の充実に取り組む、もしくは女性比率の少ない地方議会において、女性という特性を自己アピールの材料として活かし、子育て支援政策においてイニシアチブを発揮するという二通りの理由が検討できるからである。以上の3つの理論から導かれた仮説をまとめると以下の通りである。

仮説1：議会構成員の平均年齢の高さ、当選回数の多さは、児童福祉費割合を減少させる。

仮説2：議会構成員の女性比率の高さは、5歳以下人口一人あたりの公営保育所数を増加させる。

これら二つの仮説は長期的に取り組むべき子育て支援政策に対して、議会構成員の特性がどのような影響を及ぼしているのかを検証するためのものである。そのため、2007年から2017年までのパネルデータを用いた分析を行う。

仮説3：議会構成員の平均年齢の高さ、当選回数の多さは、待機児童数を減少させる。

仮説3は緊急を要する子育て支援政策に、議会構成員の特性がどのような影響を及ぼしているのかを検証するためのものである。従属変数としては、2017年から2020年までの対2016年待機児童数変化率とした。これは、2016年に子供が保育園入園のための抽選に落選した結果、退職しなければならなくなった母親が「保育園落ちた日本死ね」というタイトルのブログを公開し、その結果、全国的に待機児童減少のための取り組みが行われたことを念頭に置いている⁶¹。2016年に問題が発覚して以降、いかに迅速に待機児童数削減のために尽力したかを従属変数とすることにより、緊急を要する子育て支援政策への対応に議会構成員の特性がどのような影響を及ぼしているのかを検証することを目的としている。

⁶¹ 「待機児童、政権に危機感、ブログ発端、野党が攻撃、首相が緊急対策指示。」 日本経済新聞 2016年3月11日、4面。

4. データと方法

4-1. データ

議会構成員の特性の政策に与える影響を推定するために、朝日新聞の選挙結果記事をもとに、東京 23 区議会の議会構成員のデータを独自に作成した。年度は 2007 年から 2020 年の 14 年間である。また、児童福祉費割合、財政力指数は地方財政調査から、待機児童数に関しては東京都の発表資料である「都内の保育サービスの状況について」から、データを収集した。

4-2. 従属変数

従属変数には三つの数値を用いた。非緊急的な政策に与える影響を検討するためには、区の財政支出に占める児童福祉費の割合、5 歳以下人口 1 万人当たりの公営保育所数の二つを使用した。緊急で実施すべき政策に与える影響を検討するためには、2016 年度の待機児童数と比較した際の 2017 年から 2020 年までの各年の待機児童数の変化率を用いた。この時、2016 年の千代田区の待機児童数が「0」であったため、全データの待機児童数に「+1」の操作を行い、全ての区での変化率の算出を可能にした。この時、2016 年の待機児童が 0 であった千代田区は各年の待機児童数に「+1」し、変化率を求められるように、操作を行った。

4-3. 独立変数

独立変数には、議会構成員の特性を記述できるものを用いた。議会構成員の当選回数、平均年齢、女性比率、区長の年齢である。区長の女性比率に関しても、変数として加えるべきであるが、23 区のうち女性区長が足立区にしか存在していなかったために、区長の性別による効果を見ることはできないものとして、変数には含めなかった。また、当選回数と平均年齢には相関のある可能性があり、多重共線性の懸念があったが、VIF の値は 5 を超えていなかったため、二つの変数を独立変数として残したままでの分析を行った。

統制変数としては、第一に、各 23 区の社会経済特性統制のために、自然対数化した総人口、財政力指数を投入した。これは、総人口の少ない区ほど行政サービスが行き渡りやすく、財政力指数の高い区ほど手厚い支援策が実施されている可能性が考えられるためである。また、議会構成員の党派性の影響を統制して、議会構成員の特性と実施される政策の影響を検証するために、議員自民党比率、議員共産党比率、区長の所属しているまたは推薦を受けている政党（自民党からの支持を受ける候補者を 1、それ以外を 0 とする自民党ダミー）を投入した。これは、自民党所属議員は当選回数が多く、年齢の高い男性が多いこと、共産党

所属議員は当選回数が少なく、年齢の若い女性が多いことを念頭に置いている。政策選好が、議員の特性ではなく、所属政党のイデオロギーに、影響される可能性を統制するためである。待機児童数の変化率を検証する際には、比較の対象もとである 2016 年の待機児童数を自然対数化したものも投入した。これは、2016 年の待機児童数がその後の待機児童数の変化率に影響を与えている可能性があるからである。

表 1 と表 2 は、それぞれ以上の変数について整理したものと、記述統計である。議員の女性比率や、区長年齢に 23 区の中に大きく開きがあることを確認することができる。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
児童福祉費割合	歳出決算総額(市町村財政)に占める児童福祉費の割合(%)	地方財政状況調査
公的保育所数	5歳以下人口1万人当たりの公営保育所等数(所)	社会福祉施設等調査
対2016年待機児童数変化率	2016年の待機児童数に対する、各年の待機児童数の変化率(%)	都内の保育サービスの状況について
議員平均年齢	全区議会議員の平均年齢(歳)	朝日新聞
議員女性比率	区議会議員数に対する女性議員数の割合(%)	朝日新聞
議員平均当選回数	全区議会議員の平均当選回数(回)	朝日新聞
自民党比率	区議会議員数に対する自民党所属議員数の割合(%)	朝日新聞
共産党比率	区議会議員数に対する共産党所属議員数の割合(%)	朝日新聞
区長年齢	区長の年齢(歳)	朝日新聞
区長政党	区長の所属、もしくは推薦政党の自民党ダミー	朝日新聞
log(総人口)	対数化した総人口	国勢調査
財政力指数	基準財政需要額(市町村財政)に占める基準財政収入額(市町村財政)の割合	地方財政状況調査
log(2016年待機児童数)	対数化した2016年の待機児童数	都内の保育サービスの状況について

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
児童福祉費割合	253	16.9378	3.6982	6.9000	26.6000
公営保育所数	253	18.2348	5.8649	8.7923	37.3448
対2016年待機児童数変化率	92	-40.0317	69.7153	-99.9170	400.0000
議員平均当選回数	253	3.4067	0.4846	2.6765	5.2813
議員平均年齢	253	52.7188	2.4972	47.2370	59.4800
議員女性比率	253	25.6450	6.1878	12.5000	44.1000
自民党比率	253	32.0964	7.0725	6.2500	46.6667
共産党比率	253	15.0930	4.0809	0.0000	23.0000
区長政党	253	0.8340	0.3728	0.0000	1.0000
区長年齢	253	64.2648	9.8039	41.0000	82.0000
log(総人口)	253	12.6836	0.6597	10.6401	13.7139
財政力指数	253	0.5768	0.5768	0.2900	1.3300
log(2016年待機児童数)	23	5.0724	1.2632	0.0000	7.0892

4-4. 分析手法

本稿では、議会構成員の特性が一般的な策である(1)歳出総額に占める児童費の割合(2)5歳以下人口一人あたりの公営保育所数に与える影響を、パネルデータ分析によって推定する。また、議会構成員の特性が、緊急に対応すべき政策である(3)待機児童数の変化率に与える影響を重回帰分析によって推定する。(1)・(2)では、収集したデータが11年分のパネルデータであること、また年度及び区ごと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線形回帰モデルを採用した。なお、同一区、同一年のデータ間で相関が生じる可能性があるため、年度、区名で指定したクラスター標準誤差を用いて分析を行った。(3)では、2016年に対する2017年以降の各年の待機児童数の変化率を従属変数とするが、選挙を経ない議会構成の変化は限定的であるため、2016年の議会状況・社会経済状況を独立変数とした重回帰分析を実行した。特に、「保育園落ちた日本死ね」ブログから2年後の2018年には各自治体の対応が本格的となり、待機児童数が大きく変化していた。そのため、従属変数を2018年の対2016年待機児童数変化率については、独立変数を①議会構成員の特性と統制変数、②議員の特性と統制変数、③区長の特性と統制変数の3種類に分けて分析を行い、分析モデルの妥当性を確認した。

5. 分析結果

5-1. 固定効果線形回帰モデルの分析結果

表3は区の財政支出における児童福祉費の割合と、5歳以下人口1人あたりの公営保育所数に及ぼす、議会構成員の特性を固定効果線形回帰モデルによって推定した結果である。まず、児童福祉費の割合に、議員平均当選回数が正に、区長の年齢の高さが負に、10%水準で統計的に有意に影響を与えることが判明した。議会構成員の年齢の高さが、児童福祉費の割合を低下させることは、第4節で立てた仮説の通りという結果になったが、当選回数の多さが児童福祉費の割合を高めることは、第4節で立てた仮説とは反対の結果となった。次に、5歳以下人口1万人あたりの公営保育所数に関しては、議会構成員の特性は統計的に有意な相関を持たないという第4節で立てた仮説とは異なる結果となった。

表3 議会構成員の特性が児童福祉費割合、公的保育所数に及ぼす影響
(固定効果線形回帰モデル)

独立変数	従属変数	
	児童福祉費割合	公的保育所数
	Model 1	Model 2
議員平均当選回数	2.4458 *	-0.7665
	(0.7672)	(2.0463)
議員平均年齢	-0.1903	-0.1417
	(0.1045)	(0.3150)
議員女性比率	1.0782	0.1402
	(0.0619)	(0.0993)
自民党比率	0.0223	0.1564
	(0.0468)	(0.0885)
共産党比率	-0.0023	-0.1015
	(0.1645)	(0.1233)
区長年齢	-0.0538 †	0.0617
	(0.0212)	(0.0472)
区長政党	-0.1117	-0.0281
	(0.4795)	(1.0269)
log(総人口)	2.3385	-37.8073 **
	(2.5893)	(10.7674)
財政力指数	5.0666	-5.9772
	(6.7948)	(7.8435)
時間効果	YES	YES
個体効果	YES	YES
調整済みR ²	0.8689	0.8369
N	256	256

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

(2) ()内は個体ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

解釈は以下の通りである。まず、議会構成員の属性と児童福祉費割合の関係についてである。区長の年齢が高い時、児童福祉費割合を下げるという点に関しては、2つの理由が考えられる。1点目が、年齢の高い候補者の政策選好はどうしても高齢者優遇になってしまうこと、2点目が、これまで長年に渡って自らを支持してくれてきた支援者は高齢者が多く、支持者からの票を得るために、高齢者優遇の政策を実施するという点である。また、平均当選回数の多さが児童福祉費割合を向上させるという点に関しては、年齢や政党などのその他の変数で統制した後には、より児童福祉政策に力を入れる議員の方が有権者からの支持を得やすく当選しやすいと解釈することができるかもしれない。しかし、この平均当選回数と児童福祉費割合の関係性は、明確な要因を見つけ出すことはできない。3回の選挙結果をもとにした11年のパネルデータという、データ量の少なさからたまたま有意になった結果である可能性も否定することはできない。

次に、議会の女性議員比率の高さは公営保育所数に統計的に有意な相関を持たないという分析結果についてである。女性支援政策や子育て支援政策をアピールして、選挙に出馬する女性議員が多いことは、先行研究においても指摘されてきた（坂本 2018）。しかし、区長が区民の選挙によって選出される大統領制が採用された区議会においては、区長が政策に強い権限を持ち、区議会議員の政策への影響は限定的かもしれない。そのような状況において、現状の23区内に女性区長が一人しか存在していない状況は、区民の記述的代表からかけ離れており、実施される政策に偏りが生じている可能性を指摘することができるものである。

5-2. 線形回帰モデルの分析結果

次に、2016年からの待機児童数の変化率に及ぼす議会構成員の特性を線形回帰モデルによって推定した結果についてである。「保育園落ちた日本死ね」ブログから2年たった2018年の待機児童数の変化が最も大きく、議会構成員の特性を表す独立変数のうち、平均当選回数、平均年齢が10%水準で統計的に有意であった。しかし、平均年齢の高さが待機児童数の変化率に正の影響を与える、すなわち平均年齢が高いほど待機児童の削減に積極的でないことは、第4節で立てた仮説通りであったものの、当選回数の多さが待機児童数の変化率に負の影響を与えていることは、仮説とは反対の結論となった。また、独立変数を議員の特性のみにした分析、区長の特性のみにした分析では統計的に有意水準ではなくなってしまったものの、待機児童数の変化率に与えている影響の正負に変化がないことから、分析モデルは妥当であったと判断することができる。

表 4 議会構成員の特性が待機児童数の変化に及ぼす影響（線形回帰モデル）

独立変数	待機児童数 2016	従属変数 対2016待機児童数変化率				
		2017	2018	2018	2019	2020
(定数項)	-2926.7015 (2745.4460)	-229.0754 (838.3295)	-394.6758 (420.7272)	-350.2827 (546.9046)	-158.3634 (809.0152)	184.5327 (258.0140)
議員平均当選回数	33.2933 (176.4486)	-30.3762 (53.2538)	-149.4572 * (55.4736)	-103.8293 (56.0822)	-44.3814 (57.2455)	-11.6983 (18.2627)
議員平均年齢	1.0566 (29.8790)	0.8436 (10.7892)	15.8018 * (6.3723)	8.7886 (7.2993)	14.8562 (11.0496)	2.8139 (3.5097)
議員女性比率	3.0672 (7.0564)	-1.4398 (1.9914)	-0.1888 (1.0200)	0.0884 (1.3171)	-2.6024 (3.3790)	-1.0697 (1.0753)
自民党比率	4.8379 (12.7458)	3.5032 (3.4127)	4.3450 * (1.7519)	3.6329 (2.2113)	4.6174 (2.6917)	2.1212 * (0.8523)
共産党比率	-10.5343 (18.1874)	2.2238 (4.6542)	1.0837 (2.4570)	2.3482 (3.0832)	-1.2865 (4.0433)	-0.9987 (1.2811)
区長年齢	-0.9137 (5.1873)	0.9419 (1.4788)	-2.0850 (0.892)		-0.5042 (1.4778)	-0.4379 (0.4715)
区長政党	-218.2892 † (116.4356)	71.1930 * (32.4379)	0.9910 (19.6210)		45.4331 * (20.4664)	-10.9353 (12.3857)
log(総人口)	244.0435 * (108.5163)	-9.8213 (37.6140)	-4.9120 (8.0970)	3.8672 (24.8793)	-25.1169 (34.1196)	-27.6945 * (10.8287)
財政力指数	53.5822 (340.8437)	182.1357 (85.1897)	30.9760 (18.1090)	13.5180 (54.1181)	54.7187 * (48.9918)	-50.4194 (30.4937)
log(2016待機児童数)		16.1935 (14.7788)	-4.9120 (8.0970)	-4.2635 (10.0271)	1.7340 (9.3473)	5.7562 (6.0400)
調整済みR ²	0.4946	0.6122	0.7171	0.4351	0.7993	0.7877
N	23	23	23	23	23	23

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

(2) ()内は標準誤差。

結果をもとにした考察は以下のとおりである。当選回数が多い議員は待機児童数の削減に積極的であり、高齢の議員は待機児童数の削減に積極的ではないことが示された。長く政治家を勤めている議員は、これまでの経験から早急に対応すべき課題を素早く解決することができるかと好意的に解釈することができるかもしれない。しかし、分析結果の当選回数の係数の絶対値が非常に高くなっており、23区のみデータであるという観測数少なさから、統計的な不確実性の高い分析結果となっている可能性も考慮できる。また、高齢議員が緊急な対応を要求された待機児童数の削減に積極的でないという分析結果に関しては、2通りの解釈が可能である。1通り目は自分や自分の周りの支持者に関わりのない問題の解決に関してはあまり積極的ではないこと、2通り目は先行研究で高齢議員の発言回数の少なさから指摘があるように（内田他 2019）、議会に対するモチベーションを失っている議員が多く、積極的に問題解決のための働きかけを行わなかったということのものである。

6. 結論

本稿では、議会構成員の特性による政策への影響を、子育て支援政策に焦点を当てて分析した。その結果、区長の若さと議員の平均当選回数の多さは、区の財政における児童福祉費割合を向上させるが、議会構成員の特性は公営保育所数に統計的に有意な関連がないことがわかった。また、待機児童数削減のような緊急で実施する必要のある政策には、当選回数の多い議員ほど積極的であり、平均年齢の高い議員ほど非積極的であることが判明した。

以上の結果をもとに、「有権者が議会構成員の特性が実行される政策に大きな影響を持つことを強く認識するべきである」と本稿では考える。今回の分析からは、議会構成員の特性が実施される政策にある程度の影響を与えることが判明した一方、現状の政策の問題点が分析できていないために、安易に「議員の平均年齢を下げるべきである」や、「女性議員比率を高めるべきである」といった提言を行うことはできない。しかし、国民の代表により構成されている議会において、全国民の特性と年齢と性別が大きく異なっていること、そして、その年齢と性別は実施される政策に影響を与えていることは事実であり、この事実を国民が認識する必要があるという提言を行うことは可能である。国民がこの事実を認識することにより、より国民を代表記述するような政治家が選挙により選出されるようになるのではないだろうか。

最後に本稿の分析の問題点についての指摘をしておきたい。まずは、区の財政支出に占める適切な児童福祉費の割合や、適切な公営保育所数についての分析ができていないことである。上でも述べたように、本稿の分析はあくまでも議員の特性によってどのような政策になる傾向があるのかということ进行分析したのに過ぎず、現状の児童福祉費割合、公営保育所数、待機児童数の最適水準との乖離を示したものにはなっていない。より積極的な提言を行うためには、有権者の望む政策と現時点で望む政策に乖離があることを、示さなくてはなら

ない。また、今回の分析においては子育て支援政策の結果として、児童福祉費割合と公営保育所数を採用したが、その他にも子育て支援に関わる政策は多く存在している。議会構成員の特性による政策の影響をより明確に明らかにするためには、分析対象とする政策をさらに網羅的なものに改善していく必要がある。さらには、線形回帰分析では、23 区の単年ごとの分析を行ったために、観測数が 23 と少なく、統計的に確からしい結果が出たとは言い切ることができない。したがって、東京都内の市議会データを追加する、もしくは人口が一定数の全国の市議会データのみでの分析を行うなどの工夫により、比較できる議会数を増やしていく必要がある。

7. 参考文献

- 青木玲子・Rhema Vaithianathan. 2010. 「少子化と世代間所得分配の政治経済学」『経済研究』61 (2): 117-125.
- 飯田健・上田路子・松林哲也. 2011. 「世襲議員の実証研究」『選挙研究』26 (2): 149-153.
- 内田ゆず・高丸圭一・乙武北斗・木村泰知. 2019. 「対数尤度比と政治語彙度を用いた議員の議会活動の可視化」『知能と情報』31 (2): 662-671.
- 大山七穂. 2016. 「女性と政治」『NWEC 実践研究』6: 88-109.
- 金子優子. 2010. 「日本の地方議会に女性議員がなぜ少ないのか—山形県内の地方議会についての一考察」『年報政治学』61 (2): 151-173.
- 坂本治也. 2018. 「地方議会選挙と女性政策—選挙公報を用いた試論的分析」『関西大学法学研究所研究叢書』58: 19-48.
- 竹安栄子. 2004. 「地方議員のジェンダー差異—「2002 年全国地方議員調査」の分析より」『現代社会研究』7: 99-118.
- 田村秀. 2007. 「世襲政治の研究」『法制理論』39 (2): 86-113.
- 中村光穂. 2018. 「女性議員と政策決定—女性議員割合の変化は政策決定に影響を与えるのか」<https://www.ipp.hit-u.ac.jp/consultingproject/2018/CP18NakamuraM.pdf> (最終アクセス: 2020 年 10 月 29 日)
- 濱田国佑. 2013. 「新自由主義的改革に対する意識構造の世代間差異—2005 年 SSM 調査データの分析から—」『現代社会学研究』26: 1-17.
- 松林哲也・上田路子. 2012. 「市町村議会における女性の参入」『選挙研究』28 (2): 94-109.
- 山本竜大. 2004. 「ホームページのコンテンツ分析から見る県議会議員とその政策情報」『公共政策研究』4: 108~119.
- 若山将実. 2017. 「地方政治家の上昇志向に関する研究—衆議院議員選挙における地方政治家の立候補」『北陸学院大学短期大学部研究紀要』10: 105-113.

第 10 章

都道府県財政における政治的景気循環による財政変動の関係

村田 浩輔

要約

本稿では、47 都道府県、1990 年から 2017 年にわたる約 30 年分のパネルデータを用いて、都道府県議会と知事選挙の政治日程に連動した政治的景気循環論を検討した。その結果、首長や議員が再選動機のために選挙年度 1 年前に、財政出動といった手段を用いて景気を浮揚させるといった政治的景気循環論を補強する検証とはならなかった。しかし、選挙当年度と翌年度ともに歳出を減少させているといった含意が得られた。義務的経費の性質を持つ扶助費と、単独事業費の変動を比較し、単独事業費の裁量性を裏付ける結果となった。そして最後に政治的景気循環論について、有権者側、また執政側からのこのような歳出増加を抑制するアプローチにも触れていく。

1. はじめに

目下、日本の地方政府、中央政府が抱える公的債務をめぐる議論や報道は枚挙にいとまがない。特に新型コロナウイルス感染症拡大による一連のコロナ禍のもたらす経済の長期低迷を見越した動きになっている。各都道府県は緊急時の貯金にあたる財政調整基金を 7 割前後も切り崩してコロナ対策、中小企業支援などの 1 次補正、2 次補正などで対応しているのが現状である⁶²。

今回のコロナ禍で浮かび上がってきたものとして特に注目されたのは、総理大臣、国務大臣などの中央政府の指導者または在京の国会議員の行動もさることながら、より地域住民の認識範囲の近いところに存在する 47 都道府県の各知事であると思われる。彼らの言動、や発信、多様なキャラクターであると考ええる。今後の中央政府、都道府県、市町村の財政、権限移譲や関係をめぐる議論がさかんになるのは必至である。

前述のコロナ禍における各都道府県の補正予算の編成や緊急対策に関しては、その独自性がみられることも注目できる⁶³。給付金や支援内容、財政規模は異なるからである。本稿

⁶² <https://www.nikkei.com/article/DGXMZO60178240Z00C20A6MM8000/>（最終アクセス：2020 年 10 月 31 日）

⁶³ <https://www.nikkei.com/article/DGXMZO58472270U0A420C2LC0000/>（最終アクセ

では、そのよう都道府県財政に関する裁量性に注目していく。そして財政の裁量性をめぐる議論に、政治家が再選動機のために景気情勢を上向かせるため選挙前に財政支出を増加させるという Nordhaus (1975) 以降の政治的景気循環論が指摘できる。本稿ではそれについて検証を加えていく。先行研究ではこれまでの研究蓄積があるが 2010 年代以降まで対象に加えた分析は現時点では少ない。それを踏まえて本稿では 1990 年から 2017 年を対象にし、この点は分析の新規性として考えられる。

後述の分析では、財政変数同士の比較により普通建設事業費のうち単独事業分に選挙といった政治日程に連動した歳出の増減が確認できるといった示唆が得られた。このような議論に対してはさらに研究の蓄積の必要も示され、市町村別の分析などに展開する必要も指摘される。そして財政変動をめぐる議論に関しては、学術における議論だけにとどまらない住民主体の議論の活性化や行政や議会へのチェック、回収された税といった共同資源の分配をめぐる議論がより身近に考えられるようなアプローチへの提言も展開させていきたい。

2. 先行研究

Nordhaus (1975) を端緒とした、政治的景気循環論、政治的予算循環論はこれまでの研究上の積み重ねが紹介できるだろう。本稿の分析では、Nordhaus (1975) での公選議員、公選知事の再選を目指すという合理的判断を行うという前提のもと展開している。Nordhaus (1975) では、マクロ経済的観点から選挙を控えた公選政治家は、再選動機により、中央政府の財政変数を容易に操作できる前提の下で、不況時ならば現状より景気を浮揚させたいという財政出動を行う。また、選挙後には短期の財政出動により上向いた景況が過熱しないように、財政出動を止め財政引き締めに動くことで、結果的に予算循環が見られるといった実証研究が得られている。無論、その研究内でも以降の研究でも、有権者は経済の好況や失業率の改善といった政治の実績が確認出来たら好意的に評価し、その逆であれば批判的に評価するといった一定の合理性に置いている。

Nordhaus (1975) 以降の研究では予算循環論に関しては大きく分けて、従来の選挙といった政治日程に連動した選挙循環をめぐる分析、または政治家の就任前の職業や党派性といったパーソナルな側面に焦点をあてた予算循環論の議論が行われた。

前者では、富崎 (1993) のような英国の議院内閣制を採用する国家での政治的景気循環を検証する研究が行われ、Nordhaus (1975) の場合と異なり首相による解散といった内政要因をもつ選挙体制の英国において、経済情勢や失業率が良いうちに解散という選択⁶⁴に打

ス：2020 年 10 月 31 日)

⁶⁴ 経済情勢や失業率が現時点よりも悪くなることが確実であるから、解散に打って出るといった消極的な理由も議院内閣制における解散の機会主義に該当する。

って出る機会主義が指摘された。後者の政治家の党派、支持母体、出身といったパーソナルな予算循環の研究に関しては、山下（2001）の分析において、公選知事の出身が中央官庁の場合、パイプや能力の面で中央政府から予算を引っ張っていき結果的に公共事業費が増加するといったこと、また 90 年代以降において知事選挙の政治的景気循環がみられる可能性が指摘される。一方で、革新系知事が増加させた支出に対して旧自治省出身者の公選知事は歳出規模を抑えるといった砂原（2006）内での指摘もみられる。同じく砂原（2006）では、知事の再選動機といった政治的景気循環についても検証されたが、正確な含意を得られるか解釈しづらいと慎重な評価も存在する。曾我・待鳥（2007）内で 90 年代の無党派系知事が歳出規模を低下させ、保革勢力が共同で支援する「相乗り」知事の際に財政規模を拡大するといった検証もなされた。日本の地方自治を対象にした先行研究では、都道府県を単位とした分析が多いが、中でも近藤・宮本（2010）では、基礎自治体である市を対象にした分析を行い、人口 10 万人以上の都市に限定したサンプルにおいて市議会側の政治的景気循環が見られる可能性を指摘した。近年の研究では、都道府県において中央政府からの影響を取り除いても独自に支出できる普通建設事業費のなかでも、国の支援を受けないで決定する単独事業費や扶助費のちの単独事業分の支出要因をめぐる研究が加藤（2010）でなされる。加藤（2010）では、政治的景気循環論をめぐる一連の研究で、都道府県より財政の独自性が高く、特色ある予算編成が期待される市町村などの基礎自治体についての分析の必要性を指摘しているが、都道府県に比べオープンデータ利用に乏しい市町村の財政データの取得の難しさ等の研究上の課題への言及もみられる。本稿でも加藤（2010）の議論をもとに、普通建設事業費と扶助費をめぐるパネルデータ分析を実施する。

本稿で分析するにあたり、再選動機をめぐる政治的景気循環論には結果が一貫してないという側面もみられるが、1990 年代から 2010 年代以降自公政権復帰後の、近年の都道府県財政をめぐる政治的景気循環の存在を検証する。自民単独政権が自明でなくなり政権交代が毎選挙で意識されるのが一般化した 90 年代以降、そして 2010 年代まで含めた実証研究に関しては依然少なく、本稿における分析の新しさとして考えられる。

3. 理論仮説

3-1. 制度背景

日本の地方自治は、有権者により選挙で選出された公選首長、公選議会が相対して運営する二代表制を採用している。これは制度的には権力分立を志向するもので、首長、議会、それぞれ支援勢力を共有していない状況でも成立し、行政提出の予算や条例案に対しても議会の検証を経るかたちで互いの権力濫用を抑制するといったスタイルをとる。

コロナ禍をめぐり、様々な特色ある支援行政、予算編成が組まれたと思うが、公選知事、

公選議会にとっては有権者からの負託にこたえるという意味で、一連の対応について説明責任を求められる。

3-2. 理論仮説

Nordhaus (1975) をモデルに、経済が好況の際には自身の再選を評価し、その逆、つまり経済不況の際には不支持に転じるといった業績評価を有権者が下すといった合理性を前提にして分析についても考える。そして、再選を考える公選知事と議会（議員）は、財政変数を操作し選挙年度の前年には財政支出を増加させ、選挙後には減少させるといった予算循環を起こしうるといふ仮説を立てることとする。もちろんすべての知事、議会が再選を目指すといったことはあり得ないが、知事や議会は有権者の負託にこたえる存在であり、任期が1期で終わるにしろ関わった政治への説明責任や後世の市民からの評価は常に付き纏う。ゆえに、選挙時には好況を見せるため状況をよりよくするため、1期での退任が確定しても予算循環を発生させうるといふことは指摘できるだろう。

中央政府に焦点をあてた政治的景気循環の検証であれば、日本の衆議院のように首相による解散といった内生要因により、任期が固定的でないことが容易に考えられる。さらに首相の解散に関しても、経済状況や失業率といった要素以外の総合判断でもあるため、仮に係数が有意に出ても政治的操作といった文脈でただちに解釈できるかは疑問を付さざるを得ない。そして各国中央政府による比較の場合、データ取得可能性の難しさ⁶⁵、会計慣行の差異(会計年度)の問題、一国単位でない超国家機構の存在⁶⁶により一国レベルでも歳出の裁量が限られる国家も存在するといった留意点など、研究の難しさは指摘される。

本分析では、後述で展開するように日本の都道府県を対象にしたものであり、都道府県議会、知事の選挙循環といった政治変数を投入する際も、選挙要因は固定任期といった外生要因が占める。実際 80 年代以前の東京都議会、茨城県議会による解散を最後に議会選挙は固定任期で行われており、Nordhaus (1975) の政治的景気循環論のモデルを踏襲し、内生要因を本稿では除外する。

本分析においては、主な異なる財政変数をあげ政治循環による財政変動の差異の関連性について比較検討を加える。財政変数は、前者が都道府県財政に占める普通建設事業費のうち単独事業分、後者は同じく都道府県財政に占める扶助費について検討する。ただ、扶助費については、中央政府からの財政援助を経ない都道府県単独事業分を比較検討すべきであるが、本稿では全体としての扶助費について検討を加える。その点分析上の留保とさせていただきたい。

⁶⁵ 対 GDP 比基準、前年金額比の指標の林立や国家や集計機関ごとに費目の分類が統一されていないといった問題が指摘できる。

⁶⁶ EU (欧州連合) といった超国家機構の存在が指摘できる。加盟各国は毎年度分担金を支払い、予算案を提出しその審査を受けるなどしている。対 GDP 比の財政支出ルールも存在するなど、一国単位で歳出に裁量があるかは認めにくいという留意点は存在する。

普通建設事業費のうち中でも単独事業分に関しては、公共事業など投資的性質を含むものとして裁量性は指摘できると考えられ、一方の扶助費においては高齢者福祉、医療など市民の生活に欠かすことのできない義務的な性質を帯び、あらかじめ固定的であることは指摘できる。分析においては、前者で選挙循環による歳出増がみられ、一方の後者では歳出増はみられないといった含意が期待される。以下に分析上の仮説を提示したい。

仮説：政治家の再選動機により選挙前年度に普通建設事業費のうち単独事業費の歳出増加がみられる一方、扶助費についてはみられない。

4. データと方法

4-1. データ

従属変数となる財政変数について、1990 年度～2017 年度を期間とする都道府県民 1 人あたりの普通建設事業費のうち単独事業費と同じく 1 人あたりの扶助費を投入した。前者は地方財政状況調査⁶⁷、後者は e-stat 社会人口統計体系⁶⁸から引用し、それぞれ各年度の都道府県人口で除した 1 人当たり金額への指標化を実施した。総人口についても e-stat 社会人口統計体系からの引用である。説明変数には政治変数となる選挙ダミー変数を投入した。都道府県知事選挙に関する選挙年度のデータには、全国知事会の知事ファイル⁶⁹より筆者が集計し作成した。そして都道府県議会選挙については総務省の選挙関連資料⁷⁰や、統一地方選と同時実施されない都道府県については各都道府県管理委員会⁷¹を参照した。また、後述するように予算編成の増分主義モデルによる当年度予算額への影響をコントロールするため、従属変数に対する時間差変数として前年度金額を、1 人当たり普通建設事業費と 1 人当たり扶助費についても投入している。以上のデータについて 1990 年～2017 年度を期間とした 47 都道府県のデータを集計したパネルデータ分析を実施した。

4-2. 従属変数

財政変数にどのような指標化を施すかは先行研究の中でも、議論が分かれている。都道府県ごとの資本、サービスの充実程度を反映させる 1 人当たり金額を本稿では採用している。

⁶⁷ https://www.e-stat.go.jp/statsearch/database?page=1&layout=dataset&toukei=00200251&tstat=000001077755&statdisp_id=0003173092&result_page=1

⁶⁸ <https://www.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview>

⁶⁹ <http://www.nga.gr.jp/app/chijifile/>

⁷⁰ https://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/data/index.html#chapter2

⁷¹ https://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/links/senkan/index.html

しかし、超高齢社会、債務負担に直面する地方財政制度は硬直的であり、歳出に占める割合で測ったシェアで分析する先行研究もみられることにも留意されたい。

4－3．説明変数

説明変数については選挙当年度を参照項に、選挙1年後、2年後、3年後であれば、それぞれ「1」とするダミーを作成し、知事選、議会選で計6つを投入した。知事側には議会による不信任決議を受けた辞職や出直し選挙での落選により任期途中で終わるケースもみられるが、いずれにしても辞職を用意周到に計画したと考えるには非現実的であり、辞職のその瞬間まで何らかの再選動機を持つものとして仮定する⁷²。

4－4．ラグ変数の考慮

選挙ダミー以外の説明変数以外に、本分析では、予算編成に関する増分主義を考慮し、被説明変数の1人当たり扶助費、1人当たり単独事業費のそれぞれ前年の1989年度～2016年度の数値を分析に組み入れた。増分主義への考慮として財政変数にラグ変数を投入する議論は、先行研究においても砂原（2006）内にて展開されており、ラグ変数投入は有用であるとする。増分主義の性質が存在する予算編成とは、予算編成の際、編成に要する時間的負担や情報的制約から予算をゼロベースに組み直すのではなく、前年度やこれまでの過去の増減を踏まえて、前年度編成実績に次年度までの環境変化や予算要求を付加させていくような予算編成の考えを指摘する。これは民間の団体や企業の予算編成に関する考えにも共通すると考えられる。だが、行政サービスの安定と充実を確保した一方で、硬直的な行財政運営となるという側面も指摘できよう。

4－5．分析手法

本稿では、再選動機をめぐる政治的な予算循環論の実態を検証するため、上記で述べたデータをを用い、1990年度～2017年度の28年間、そして47都道府県によるパネルデータ分析を実施、都道府県ダミーでコントロールする一方向固定効果モデルを採用した。これは、主に都道府県議会選が現在もなお、41都道府県⁷³について統一地方選で実施し、議会選ダミーに関しては同じ変数の動きをとり分析途上での多重共線性が確認できたことにより、年度効果を外した次第である。知事選ダミーに関しても統一地方選において十数県実施され

⁷² 任期途中の辞職の場合でも、前年度に辞職年度の予算案に知事は意思決定を下している。例えば、選挙3年後に当たる2015年に知事が辞職したら、ダミー変数の振り分けは「知事選3年後ダミー」に「1」とした。

⁷³ 岩手県、宮城県、福島県、茨城県、東京都、沖縄県の6都県以外

ており、これもまた多重共線性が指摘された。本分析における留保とさせていただきたい。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
1人当たり普通建設事業費	都道府県民1人当たり普通建設事業費	地方財政状況調査
1人当たり扶助費	都道府県民1人当たり扶助費	e-stat社会人口統計
議会選1年後ダミー	当該年度が議会選の翌年度なら1	全国知事会「知事ファイル」
議会選2年後ダミー	当該年度が議会選2年後の年度なら1	全国知事会「知事ファイル」
議会選3年後ダミー	当該年度が議会選3年後の年度なら1	全国知事会「知事ファイル」
知事選1年後ダミー	当該年度が知事選の翌年度なら1	各都道府県選挙管理委員会、総務省
知事選2年後ダミー	当該年度が知事選2年後の年度なら1	各都道府県選挙管理委員会、総務省
知事選3年後ダミー	当該年度が知事選3年後の年度なら1	各都道府県選挙管理委員会、総務省
前年度1人当たり単独事業費	前年度の都道府県民1人当たり単独事業費	地方財政状況調査
前年度1人当たり扶助費	前年度の都道府県民1人当たり扶助費	e-stat社会人口統計

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
1人当たり普通建設事業費	1316	42742.52	26616.13	5579.41	166081.60
1人当たり扶助費	1316	9873.57	4675.77	1614.90	30328.40
議会選1年後ダミー	1316	0.25	0.43	0	1
議会選2年後ダミー	1316	0.25	0.43	0	1
議会選3年後ダミー	1316	0.25	0.43	0	1
知事選1年後ダミー	1316	0.26	0.44	0	1
知事選2年後ダミー	1316	0.25	0.44	0	1
知事選3年後ダミー	1316	0.25	0.43	0	1
前年度1人当たり普通建設事業費	1316	43189.46	26400.89	5579.41	166081.60
前年度1人当たり扶助費	1316	9882.31	4680.06	1614.90	30328.40

5. 分析結果

年度の固定効果を外したパネルデータ分析を実施したところ、以下の表 3 と表 4 の結果となった。一人当たり単独事業費への影響を調べた Model 1、Model 2、Model 3 について係数の有意水準が認められる結果となった。しかし、係数の絶対値で比較してみると、仮説を裏付ける結果とは必ずしもなっていない。議会選 2 年後に単独事業費の歳出増加の高まりが最大になることが確認できる。先行研究から推論した理論仮説では、選挙前年度、つまり知事選においても議会選においても 3 年後ダミーに係数の絶対値が最大化することが有意に期待できるはずである。だが、係数の絶対値の小さい順で並べると、参照項の選挙当年度、選挙 1 年後、選挙 3 年後、選挙 2 年後の順に、予算循環が見られるかもしれないという含

意も指摘できるだろう。また、議会選ダミー単独、知事選ダミー単独に分けた Model2 と Model3 では、係数の絶対値の大きさ、有意確率を比較してみても、議会選の係数の値が大きいことが読み取れる。これは議員に関しては、知事よりも狭い選挙区でしのぎを削っており、より地域代表色を帯びているため有権者への利益誘導への誘因が強く、都道府県全土を選挙区とする公選知事より支出要求が強いことが示唆されるだろう。日本の地方行財政度では、知事に予算提出権が認められ議会には提出権がない。そのような状況下で、知事は財政とのバランスをみる全体最適、議員は各選挙区との利害の調整や利権などといった要素で予算を獲得しようと躍起になることも示唆される。

1人当たり扶助費についてはその予算循環は認められない結果となった。議会選2年後ダミーが10%水準で満たすものの、負の値、つまりはわずかに減少に転じる結果となった。単独事業と比べ、都道府県独自の支出も存在する扶助費は、福祉、医療などの社会保障に比べ投資的要素が少ない。より一般利益に近く、額は低いながらも広範な行政サービスを担うため政治的な変動はそもそも解釈しづらい。また、都道府県に関しては広域行政を担うため、扶助費に対する硬直性や義務的支出ということであらかじめ決まっていることが指摘される。より独自で具体的なサービスに対応するのは市町村といった基礎自治体という点からも、都道府県レベルの扶助費に関しては政治的な変動はなおさら解釈しづらい。

ただ、議会選2年後ダミーで扶助費が減少に転じそれが有意水準を満たすという結果は、以下の含意を帯びるのではなかろうか。それは、議会選2年後に単独事業費を歳出増加させた分、減少で埋め合わせる対象が扶助費になっているのではないかということである。歳出増を他の費目の歳出減で調整する考えによる場合、以上は研究課題となるだろう。

表3 1人当たり普通建設事業費について

独立変数	従属変数 1人当たり普通建設事業費					
	Model 1		Model 2		Model 3	
議会選1年後ダミー	1648.3568 **	(497.5000)	1904.4577 ***	(520.1000)		
議会選2年後ダミー	2333.9999 ***	(483.0000)	-2640.1390 ***	(536.4000)		
議会選3年後ダミー	1975.1849 ***	(546.5000)	2321.5164 ***	(545.7000)		
知事選1年後ダミー	1069.2414 *	(488.2000)			1507.6102 **	
知事選2年後ダミー	1400.1793 *	(565.5000)			1949.8459 **	
知事選3年後ダミー	1327.2665 *	(541.9000)			1797.1272 **	
前年度1人当たり普通建設事業費	0.9442 ***	(0.0050)	0.9438 ***	(0.0050)	0.9431 ***	(0.0051)
前年度1人当たり扶助費						
時間効果	NO		NO		NO	
個体効果	YES		YES		YES	
調整済みR ²	0.9161		0.9159		0.9152	
N	1316		1316		1316	

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

(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 4 1人当たり扶助費について

独立変数	従属変数 1人当たり扶助費		
	Model 4	Model 5	Model 6
議会選 1 年後ダミー	-258.0146 (261.7259)	-244.5472 (261.1694)	
議会選 2 年後ダミー	-294.0787 † (159.5301)	-297.9024 † (152.5644)	
議会選 3 年後ダミー	-54.2693 (315.7890)	-31.1444 (306.6673)	
知事選 1 年後ダミー	43.4248 (266.6520)		-15.8560 (261.1772)
知事選 2 年後ダミー	-12.3676 (161.3098)		-73.5876 (147.4703)
知事選 3 年後ダミー	92.6747 (288.5748)		83.0802 (280.9243)
前年度 1 人当たり単独事業費			
前年度 1 人当たり扶助費	0.5867 *** (0.0170)	0.5866 *** (0.0170)	0.5864 *** (0.0170)
時間効果	NO	NO	NO
個体効果	YES	YES	YES
調整済みR ²	0.5221	0.5232	0.5225
N	1316	1316	1316

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

(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

6-1. 結論

本稿の分析では、普通建設事業費のうち単独事業費に関して、政治的変数による歳出変動を引き起こす含意が得られ、そして理論仮説に整合しないが選挙 2 年後に最大化する変動が指摘される結果となった。また、義務的経費としての性質を帯びる扶助費に関しては、政治的な財政変動は解釈しづらいという結果も指摘された。もちろん本稿における分析では、

選挙循環といった再選動機による検証しか行えていない。財政変動を左右する要素は他にも考えられる。中央政府からの影響や要請により財政の硬直性が指摘される都道府県の財政データ分析以外にも今後は市町村といったより独自性の強い基礎自治体の財政変動を分析する必要は確かである。今後の市町村レベルでのオープンデータ化によりさらなる研究の進展が期待されよう。

6-2. 提言

本稿では、上述したような分析結果、つまり普通建設事業費単独事業費が、一般行政経費である扶助費より、政治イベントに関連した政治循環が見られやすいという含意が得られたことについて、以下のような提言ができると考える。一つには、地域住民から回収した税収を執政側がどう予算化するか、いわばどう運営するか予算へのアカウンタビリティを向上させていくこと。また、政治循環の可能性も指摘されるという別の側面自体に、住民自身が長期的に関心を持って、行政や議会の情報にアクセスできる環境を整備することが中心であると考え。行政や議員にとっても地域住民が情報に接せず事業予算に関するフィードバックをしないまま地域に税収をもたらしてくれるならば現状維持の状態が固定されてしまうことすらありえる。以下に具体的な事例を考察していきたい。

一つ目として、市民オンブズマン団体⁷⁴などの市民側からの監査を各自治体が受けている現状について、都道府県などの広域自治体はより監査を受ける範囲を広げなければいけないとするように、従来の監査の拡充や義務化があげられる。行政側にとっても、公認会計士や税理士による監査を受けることで、透明性と財務の健全性をアピールする機会にも活用できるところである。しかし、現時点では、都道府県の中でも NPO 組織が主催する監査にどの程度参画するかは任意的であり、制度面での未整備は指摘できるだろう。

二つ目にあげられるのは、鳥取県が 2015 年度から実施している、全ての事業の予算査定の状況を事業毎にホームページ上で公開した試みを挙げたい⁷⁵。その試みでは、予算編成段階前にもかかわらず「要求状況」、「査定状況」まで段階ごとに全事業公開するなど実施されている。鳥取県の試みは、47 都道府県の知事で組織される全国知事会も先進政策事例⁷⁶として取り上げられている。公開すること自体に、財政の効率化や経費の削減効果があるとの効果は薄いと思うが、アカウンタビリティの向上とその波及効果は注目に値すると思う。その試みを他の都道府県にも試みごと輸出し敷衍していくというのが二つ目の提言である。上記の波及効果というのはつまり、予算編成段階で歳出拡大を求める議員が提起する事業を予算化したいとしても、要求状況を公開することによって要求側のアカウンタビリ

⁷⁴ <https://www.nikkei.com/article/DGXMZO63968380X10C20A9CR8000/> (最終アクセス: 2020 年 10 月 31 日)

⁷⁵ <https://www.pref.tottori.lg.jp/dd.aspx?menuid=27182> (最終アクセス: 2020 年 10 月 31 日)

⁷⁶ <http://www.nga.gr.jp/app/seisaku/> (最終アクセス: 2020 年 10 月 31 日)

ティもおのずと増していき、事業案の洗練化、効率化が図られる。また行政側にとっても、予算編成段階前で公開されることで地域メディアに積極的に取り上げられ、特色ある事業、取り組みが評価される機会が増すことも考えられる。地域住民からの事前の意見も反映することができ、住民の認知を高めることができると期待される。

しかし、上記の試みが行政側からのオープンデータに対して住民が調べてもらえるという自発性に期待した試みであり、ボトムアップ型または住民主体と定義しづらい。それならば住民側からの訴求力を高めるような「プル要因」の提言が以下の三つ目として挙げられる。

三つ目の提言として政治主導を掲げ、大々的な「事業仕分け」といった事業レビューを実施した旧民主党政権時である 2010 年から長野県知事に就任した阿部知事が主導した、「信州型事業仕分け⁷⁷」のような構想段階前における事業の公開レビューの活用があげられる。日本では、それ自体が新鮮であったこと、既得権にメスを入れるといった文脈でメディアに取り上げられたこともあり、旧民主党政権期に都道府県レベルでも実施された事例がある。もちろんメディアに取り上げられることで、これもまた事業案に対する市民の認知向上が期待できる。埼玉県富士見市⁷⁸の事業仕分けでは市民の無作為抽出といった半強制的の制度にすることで、市民に強力に地域課題を意識させる契機になるとも考えられる。しかし、この「事業仕分け」の試みは 2012 年以降自公政権の復帰、都道府県レベルでの非自民系知事の減少に伴い下火となっている。また本来行政の提示する予算をチェックする機能を持つ議会の反発や、「仕分け」自体の正統性、「無駄」を切るための「パフォーマンス」といった批判もみられる。この提言自体を実施する際にもさらなる予算効率向上の効果を検証する計量分析や、よりなじむような制度設計が求められるところである。

7. 参考文献

- Nordhaus, W.D. 1975. “The Political Business Cycle.” *Review of Economic Studies* 42 (2) : 169-190.
- 加藤美穂子. 2010. 「地方単独事業に関する規定要因の検証—地方政治要因を含めた計量分析—」『会計検査研究』41 : 125-151.
- 近藤春生・宮本拓郎. 2010. 「都市の財政運営と政治経済学—「政府の分極化仮説」と 財政赤字の関係に着目した実証分析—」『公共選択の研究』55: 5-19.
- 砂原庸介. 2006. 「地方政府の政策決定における政治的要因—制度的観点からの分析—」日本行政学会編 『財政研究 少子化時代の政策形成』2: 161-178.

⁷⁷ https://www.nikkei.com/article/DGXNASFB19027_Z11C12A2000000/ (最終アクセス : 2020 年 10 月 31 日)

⁷⁸ <https://www.nikkei.com/article/DGXBZO29342180X20C11A5I00000/> (最終アクセス : 2020 年 10 月 31 日)

- 曾我謙悟・待鳥聡史. 2007. 『日本の地方政治—二元代表政府の政策選択—』名古屋大学出版会.
- 富崎隆. 1993. 「政治的景気循環の議院内閣制モデル—政府支持の波乗りモデルの提唱」『公共選択の研究』22: 105-111.
- 山下耕治. 2001. 「公共投資の政治的意思決定—パネルデータによる仮説検証」『公共選択の研究』36: 21-30.

第 1 1 章

内閣交代の要因分析

佐藤 礼哉

要約

本論文では、内閣の月別データを用いて、内閣の交代を決定する要因を明らかにし、日本政治における内閣運営の現状と課題について考察をしている。どのようなタイミングで首相が辞任するのかについては、さまざまな議論が存在するが、科学的な根拠に基づくものは一部の学術論文に限られている。今回の研究では、内閣が交代する要因として、経済変数や世論（支持率）を変数として投入し、ロジスティック分析や回帰分析を行うことによって内閣交代の要因を明らかにした。その結果、支持率や経済状況に応じて内閣が交代の決定をしているということが示された。また、その世論に影響を与えているのが首相の責任とは無関係に実施される参議院選挙の結果であることも示された。内閣の存立に大きく関わらない参議院が間接的に政権の存続に大きな影響を与えている今の状況は、憲政上の想定とは異なる状態であるといえ、今後は、両院の権限配分や選挙制度改革などが必要なのではないかと思われる。

1. はじめに

2020 年 9 月、日本の憲政上最長の政権となった第 2 次安倍政権が終わりをつげ、新たに菅義偉内閣が発足した。最長の政権となった第 2 次安倍政権であるが、それ以前の政権において内閣が頻繁に交代していた時期が 5 年ほど継続していたことも記憶に新しい。長期化する政権と短期間で終わる政権にどういった違いがあるのか、どのような要因で政権が崩壊するのかといった、内閣が交代をする際に何をもって交代を決定するのか、そのメカニズムを明らかにするのが本論文の目的である。

このように、内閣の交代要因が明らかになることによって、第 2 次安倍政権以前に続いた短期政権の繰り返しによる政局の不安定等の予測や、長期にわたって政権が継続するかどうかの見通しも立てやすくなることが期待できるだろう。政権の崩壊確率を算出する論文は他にもあるが、それらの論文は内閣の崩壊について直接的な要因の分析にとどまっていることも多く、間接的に影響を与える要因などについてまでは分析がされていない。今回の論文では、直接的な要因の分析だけでなく、間接的に影響を与える要因についても分析を

することによって、より具体的な要因を明らかにすることを試みた。

小渕政権発足から今日（2020年8月）までの支持率、日経平均株価、失業率、選挙の勝敗などといった政権の存続に影響を与えていると考えられる独立変数を用意し、内閣が交代した月を1とするダミー変数を従属変数としたロジスティック分析を行った。その結果、支持率などが政権の存続に影響を与えていることがわかった。また、支持率の増減に対して影響を与えている要因について回帰分析を行い、間接的に影響を与える要因についても分析を行った。その結果、内閣とは直接的な責任関係を有しない参議院選挙の結果が、支持率を媒介として政権の存続に影響を与えていることがわかった。内閣が頻繁に交代することは国家全体の運営を考えたときに長期的な視点に立った国家運営を困難するという点でよい状態とは言えない。参議院選挙の結果によって内閣の存続に影響を与える現状は、首相に参議院の解散権がないことから、指名と解散という形で権力の融合が図られるはずの議院内閣制において、政府と議会の行き詰まりが起こる可能性が積みまとうため、内閣の存続にとって不利であると言える。特に、衆議院選挙と違い参議院選挙は決まったタイミングでの選挙となるため、衆議院選挙以上に選挙への対策が難しく、政権運営の足かせとなっていることは間違いないだろう。

2. 先行研究

増山（2002）によれば、内閣安定性について衆議院議員の任期といった憲法的規定が政権与党の解散・総選挙という戦略の制約となること、その戦略が政権存続の時間依存や政権基盤の議会内外における脆弱性に規定される政権安定性にも依存することを言及している。また、国民の経済状況を規定すると考えられる物価に関して、特に安定から上昇へと転換することが政権の存続を左右する要因となっていることを明らかにしており、経済変動が国民の政権に対する評価基準となるモデルを解明している。また、上條（2018）では党首選出制度が内閣の終了、特に同一政党内における首相交代に与える影響についての考察がされている。そして、党首選出制度が内閣の終了という議院内閣制の政治における重要な局面において議員の判断に影響を与えているということが示されている。この論文では有権者視点ではなく議員視点からの内閣交代の要因分析であり、国レベルの制度的な違い、各政党レベルでの制度的違い等によって内閣の存続に影響を与えていることが示されている。このように、首相の政権運営に与える参議院の影響や選挙制度の影響についての実証研究も進んでいる。

実際に、待鳥（2012）において、小選挙区比例代表並立制の導入によって、首相を中心とした党執行部の方針に対してその他の議員が政策について拒否をできる可能性が大幅に低下したという主張がされており、国民が自分の意見をはきだす窓口としての支持率の重要性が高まったと考えられる。この小選挙区比例代表並立制については、増山（2015）におい

て、多数派支配と比例的影響という観点から、小選挙区制といった多数派支配においては政策の不連続性、包括性の低さといった欠点がある一方で、効率的な政策形成が可能であること、有権者の意向の変化への応答性が高いことが示されているため、支持率等の有権者の意向によっては、政党内で選挙への戦略等を踏まえて内閣交代という決定を下すことも考えられるだろう。

参議院が実際に機能しているのかについては、増山（2004）において、「影響力の顕在的行使か潜在的行使の違いであり、前者が観察されないからといって後者もないと想定する根拠はなく、国会に対する評価の分かれ目は議院内閣制がいずれの影響力行使を本来の機能としているのかという議会観の問題に帰着する」と主張がされている。

いずれの研究についても、内閣の存続について間接的に参議院の影響がある点是指摘されていない。また、経済指標として「物価」を用いており、国民の政権に対する評価基準となることが解明されているが（国民視点でのメカニズムは解明されているが）、政府側の視点で内閣交代を判断する経済指標については触れられていない。内閣の存続について衆議院だけでなく間接的に参議院の影響がある点を明らかにすることで憲政上の制度によって首相が制約を受けているという論理をより強くする。また、内閣が重視する経済指標を明らかにすることによって、国民の重視する実体経済に近い経済指標との乖離という問題点を指摘する。

3. 理論仮説

内閣の交代の確率を増減させる要因について考えてみる。先ほど示した増山（2002）においては、政権安定性に経済変動が影響を与えるという仮説が示されており、結果として支持率と物価の交互作用が政権安定性に影響を与えるというモデルが示された。本論文では、支持率といった変数のほかに経済の指標については実体経済的な評価軸として1998年8月から2020年8月迄の各月の失業率、有効求人倍率の変数を投入した。また、実体経済を必ずしも表しているとは言えない各月の日経平均株価も変数として投入した。他の要因としては、各月の参議院の議席率を変数として投入した。内閣とは責任関係にない参議院であっても、議席率が低下したとき、与党が衆議院で3分の2の議席を有していない場合は野党の賛成を得られなければ国会において法案が通らなくなるため、内閣にとって無視できない要因だと考えられる。また、各月の内閣の不信任案の提出の有無について、内閣不信任案が出される前後3か月を1とすることで前後3か月を政権の危険水域期間として解釈したダミー変数を投入した。

増山（2002）においては、支持率が政権の存続を規定していることを示したうえで、支持率と経済変動の相互作用を検証することで、経済状況によって、支持率が政権の存続に異なる作用を及ぼすことを示している。本論文においても増山（2002）と同様に、経済状況によ

って支持率が内閣の交代に与える影響がどのように異なるのかについても検証をする。

仮説 1 については、支持率、失業率、日経平均株価、有効求人倍率といった世論・経済指標の悪化、そして参議院選における勝敗、内閣不信任案の提出などは政権および政権与党の評価にも影響を及ぼすと考えられる。その場合は、政権与党として衆議院選挙の勝敗を気にして内閣を交代させるインセンティブが働くと考えられるため、内閣交代の確率に影響を与えると考えることができるだろう。これらの理論的説明に基づいて、以下の 3 つの仮説を検証する。

仮説 1－1：失業率が高いほど、内閣の交代確率が上がり、日経平均株価・有効求人倍率が高いほど、内閣の交代確率が下がる。

仮説 1－2：参議院の議席率などの選挙結果の敗北は、内閣の交代確率を高める。

仮説 1－3：内閣不信任案の提出は、内閣の交代確率を高める。

一方で、以上のモデルでは政権や与党の視点での変数が多く、有権者が重視する変数は少ない。また、先行研究で示されていたように有権者が政権を評価する指標として、小選挙区比例代表並立制の導入以降支持率の重要性は増している。つまり、有権者の政権評価の指標として支持率が用いられていると考えられる。支持率を媒介として様々な変数を投入することで間接的に内閣の存続に影響を与える要因について分析することができるだろう。内閣の交代確率を従属変数としたロジスティック分析の結果では有意でなかった独立変数も、支持率を従属変数とした回帰分析で有意であることがわかれば、支持率を媒介とした内閣の交代確率への影響を示すことができるだろう。これらの理論に基づいて、以下の 2 つの仮説を検証する

仮説 2－1：参議院の議席率が上がるほど、支持率を高める。

仮説 2－2：失業率が高いほど、支持率が下がり、日経平均株価・有効求人倍率が高いほど、支持率が上がる。

4. データと方法

4－1. データ

内閣の交代の要因を詳細に分析するにあたって、月ごとのデータに基づく分析が必要であると考えられる。そのため、データについては 1998 年 8 月から 2020 年 8 月までの各月について、内閣支持率、失業率、日経平均株価、参議院の議席率などのデータを用いた。また、内閣が交代した月を 1、その他の月を 0 としたダミー変数、参議院選挙の勝敗による影響を分析するために参議院選挙の与党の敗北から 3 か月間を 1、その他の月を 0 とするダミー変数などを用いる。また、分析全体として、増山（2002）における、政権の継続が長くなるほど内閣の交代確率が上がるという結果を踏まえて、各内閣の政権継続月数を統制変数としてすべての分析に用いることにする。

4－2．従属変数

従属変数には内閣が交代した月を 1、その他の月を 0 としたダミー変数を投入する。まずは、これが 1 となる確率を高める要因についてロジスティック分析を行う。回帰分析においては、内閣の支持率を従属変数として用いる。支持率のデータの出典元は、各月の支持率がまとまっていたテレビ朝日の世論調査⁷⁹である。

4－3．独立変数

今回の分析での独立変数は、失業率、日経平均株価、有効求人倍率、与党参議院議席率、内閣不信任案の有無、参議院選挙の敗北となる。失業率は、各月における労働力人口に占める完全失業者の割合のことであり、出典元は労働力調査の長期時系列データ⁸⁰である。日経平均株価は、各月における始値を用いる。これは、1998 年 8 月から 2020 年 8 月まで統一的に収集できたデータが始値であったため、始値を用いることにする。このデータの出典は、日経平均株価超長期月足チャート⁸¹である。有効求人倍率は、有効求人数を有効求職者数で割った値である。有効求人倍率の出典元は、一般職業紹介情報⁸²である。参議院の議席率は、参議院選挙の結果をもとに、当時の与党の参議院の議席数を参議院の定員数で割ったものである。このデータの出典は、NHK の選挙 WEB⁸³である。内閣不信任案の提出については、衆議院のサイトの議案⁸⁴が出典元である。これについては、実数そのものを投入することはできないため、内閣不信任案が提出される前後 3 か月を 1、その他の月を 0 とするダミー変数として投入する。参議院選挙の敗北も同様に、与党が敗北した参議院選挙から 3 か月を 1 とし、その他の月を 0 とするダミー変数を投入する。このデータの出典は、与党参

⁷⁹ https://www.tv-asahi.co.jp/hst/poll/graph_naikaku.html

⁸⁰ https://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.html#hyo_1

⁸¹ <http://baseviews.com/chart/nk225-j.html>

⁸² <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1>

⁸³ <https://www.nhk.or.jp/senkyo/database/history/>

⁸⁴ <http://www.shugiin.go.jp/internet/index.nsf/html/index.htm>

議院議席率と同様に NHK の選挙 WEB⁸⁵である。これらは全て、1998 年 8 月から 2020 年 8 月までの各月ごとのデータに基づいた変数となる。また、この他に失業率の変化率と支持率の積項、日経平均株価の変化率と支持率の積項を変数として用いているが、この変化率は、その月の値とその前の月の値との差をその前の月の値で割ったものである。これらのデータは、失業率、日経平均株価のデータをもとにしているため、出典元はそれらと同じである。

4-4. 変数まとめ

以下に従属変数、独立変数をまとめた変数の一覧と、その記述統計をまとめた表を記載する。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
支持率	内閣支持率 (%)	テレビ朝日 世論調査
失業率	労働力人口に占める完全失業者数の割合 (%)	労働力調査 長期時系列データ
日経平均株価	日経平均株価 始値 (円)	日経平均株価 超長期月足チャート
有効求人倍率	有効求人数(件)/有効求職者数(人)	一般職業紹介情報
参議院議席率	与党参議院議席数(人)/参議院定員数(人)×100	NHK 選挙WEB
内閣不信任案の提出	内閣不信任案の提出前後3か月を 1 とする	衆議院 議案
参議院選挙の敗北ダミー	過半数を取れなかった参院選から3か月間を 1 とする	NHK 選挙WEB
失業率×支持率	完全失業率 (%) × 内閣支持率 (%)	
日経平均株価×支持率	日経平均株価 (円) × 内閣支持率 (%)	
有効求人倍率×支持率	有効求人倍率×内閣支持率 (%)	
政権継続月数	政権開始から何か月経過したか (月)	NHK 選挙WEB

⁸⁵ <https://www.nhk.or.jp/senkyo/database/history/>

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
支持率	265	42.6008	13.8472	7.2000	84.1000
失業率	265	4.0985	0.9250	5.8000	2.1000
日経平均株価	265	14549.1700	4415.9550	7454.28	24173.37
有効求人倍率	265	1.4352	0.4989	0.7700	2.4400
参議院議席率	265	53.4167	6.0072	43.3884	60.3306
内閣不信任案の提出	265	0.5245	0.4994	0.0000	1.0000
参議院選挙の敗北ダミー	265	0.0604	0.2382	0.0000	1.0000
失業率×支持率	265	77.4847	175.1421	36.72	428.91
日経平均株価×支持率	265	254078.233	620793.728	94010.4	1185473.6
有効求人倍率×支持率	265	61.7296	27.9119	7.8480	123.9980
政権継続月数	265	27.1811	25.0600	1.0000	92.0000

4－5. 分析手法

今回の分析は、内閣の交代確率に影響を与える要因についての分析である。内閣の交代に影響を与える要因として、失業率、日経平均株価、有効求人倍率といった経済指標、世論を表す支持率、そして参議院選挙での敗北や参議院での与党の議席率、内閣不信任案の提出などを考えた。内閣が交代した月を 1、その他の月を 0 としたダミー変数を従属変数とし、上記の内閣の交代に影響を与えると考えられる変数を独立変数として、ロジスティック分析を行うことで、内閣の交代確率に影響を与える要因について分析を行った。さらに、経済指標については、増山（2002）で物価と支持率との交互作用を用いた分析を行っていたことを踏まえ、内閣が交代した月を 1、その他の月を 0 としたダミー変数を従属変数とし、支持率との交互作用をとった変数を独立変数としたロジスティック分析も行った。さらに、支持率を媒介として内閣の交代に影響を与えているという仮説を踏まえ、支持率を従属変数、経済指標、与党の参議院議席率を独立変数とする回帰分析も行った。

5. 分析結果

5－1. 内閣交代

表 3 は、従属変数を内閣が交代した月を 1、その他の月を 0 としたダミー変数を従属変数とし、失業率、日経平均株価、有効求人倍率といった経済指標、世論を表す支持率、そして参議院選挙での敗北や参議院での与党の議席率、内閣不信任案の提出といった独立変数を

投入しロジスティック分析を行った結果である。支持率、内閣不信任の変数は 10%水準では有意となった。このことから、支持率や内閣不信任の提出が内閣の交代に対して一定の影響を与えていることが分かった。支持率の係数は負であったため、支持率が上がれば内閣交代の確率は下がるという結果（仮説 1-1）が得られた。また、内閣不信任案の提出の係数は正であったため、内閣不信任案が提出されると内閣の交代確率が上がるという結果（仮説 1-3）が得られた。

表 3 の結果は、内閣が交代する要因の分析であるため、内閣が交代を決定する際に、支持率や内閣不信任案の提出を重視していることが分かる。支持率については、先行研究の項でも示したように、増山（2015）では多数派支配と比例的影響という観点から、小選挙区制といった多数派支配においては政策の不連続性、包括性の低さといった欠点がある一方で、効率的な政策形成が可能であること、有権者の意向の変化への応答性が高いことが言及されている。有権者の意向の変化への応答性が高いという側面と、支持率が国民の世論をきわめて正確に示す役割を担っているということを考えると、支持率が内閣交代の要因となっていることは理解も容易いと言えるだろう。内閣不信任案の提出については、従属変数が内閣不信任案の提出の前後 3 か月を 1 とするダミー変数であることからわかるように、内閣不信任案の提出そのものが内閣の存続に影響を与えているというよりは、内閣不信任案の提出がされるという状況そのものが政権にとって危機的状況であるということを示していると言えるだろう。例えば、2009 年 7 月（麻生内閣）に提出された際は、リーマンショックという世界的な不景気に直面している最中であり、失業率が高く、日経平均株価や有効求人倍率は軒並み低いなど政権運営にとって危機的状況であったと言えるだろう。また、2011 年 6 月（菅直人内閣）に提出された内閣不信任案についても、2011 年 3 月に東日本大震災という未曾有の災害があった後に出されており、この時も内閣にとって危機的状況であったことが分かる。一方で、それらは景気悪化など支持率等の政権評価に確実に直結する環境で提出されたものであるが、第 2 次安倍政権時に提出された内閣不信任案の多くは森友問題⁸⁶や加計学園問題⁸⁷などへの安倍総理の対応を問題視して出されたものである。景気悪化等の外生的な要因ではなかったことから支持率へ大きく影響を与えなかったために、在任中に計 7 回も提出がされた第 2 次安倍政権が長期政権となったのではないかと考えられる。

5-2. 内閣交代（経済変数と支持率の交互作用）

一方で、有効求人倍率などの経済変数や参議院議席率については 10%水準でも有意ではなかった。しかし、経済変数については先行研究の増山（2002）においても物価という経済変数が直接政権の安定性に影響を与えていることは示されていない。代わりに、経済変数と

⁸⁶ 学校法人森友学園の運営する、幼稚園の設置認可と国有財産払い下げについての問題。

⁸⁷ 加計学園グループの、岡山理科大学獣医学部新設計画をめぐる問題。

支持率との交互作用項をとることで物価の政権安定性への影響を示していたため、同様に、失業率、日経平均株価、有効求人倍率といった経済変数と支持率との交互作用をとった上で再度ロジスティック分析を行う。

表 3 で示されたのは、支持率との交互作用項をとった結果、日経平均株価と支持率との交互作用項において 5%水準で有意となったことである。支持率の係数は負であったため、支持率が上がれば内閣交代の確率は下がるという結果（仮説 1-1）が引き続き得られた。この結果から、政権にとっては支持率や内閣不信任案の提出だけでなく日経平均株価も重要であるということがわかった。その一方で、有効求人倍率や失業率といった実体経済を表す要因についてはあまり重要でないという結果が出た。表 3 における分析で有意でなかった経済変数が、支持率との交互作用をとることで有意になるということが示された。また、その経済変数は日経平均株価であり、失業率などの実体経済ではなくマクロ経済的な指標であることが分かった。日経平均株価の値上がりが政権存続を助けた政権の例としては、やはり第 2 次安倍政権が挙げられるだろう。金融緩和政策によって株価は上昇を続け、日経平均株価だけで見れば政策は成功したように見受けられる。一方で、2%のインフレ目標⁸⁸は達成できておらず、デフレ経済からは脱却できていないため、実体経済面で多くの有権者がその恩恵を享受できていなかったと言える。その一方で第 2 次安倍政権は長期政権になったことから、内閣の交代要因として内閣は経済指標の中でも日経平均株価などのマクロな指標を重要視していることは間違いないだろう。後述もするが、実体経済の変数は内閣の支持率に影響を与えるという結果は表 6 で示されており、実体経済を無視した政策ばかり実行すれば良いという話ではない。第二次安倍政権下においては失業率、有効求人倍率などは比較的高水準であり、支持率も極端に低かったことはないため、そうしたことも第二次安倍政権が長期政権となった理由と考えることができるだろう。

⁸⁸ 消費者物価の上昇率を年 2%とする物価安定の目標のこと。

表3 内閣交代の要因（交互作用を含む）

独立変数	従属変数 内閣の交代	
	Model 1	Model 2
(定数項)	6.4843 (5.4588)	1.4750 (23.0001)
政権継続月数	0.0761 † (0.0392)	0.0474 † (0.0442)
支持率	-0.0754 † (0.0417)	-0.5993 (0.7217)
失業率		0.9849 (3.5440)
日経平均株価		0.0010 † (0.0005)
有効求人倍率	-2.5077 (1.5559)	4.8920 (8.6070)
参議院議席率	0.9900 (0.3847)	
参議院選挙の敗北ダミー	-0.1497 (0.1312)	2.4860 † (1.5050)
内閣不信任案の提出	2.1777 † (1.2478)	1.9880 (1.3440)
失業率×支持率		0.0326 (0.1038)
日経平均株価×支持率		0.0004 * (0.0002)
有効求人倍率×支持率		-0.1220 (0.2164)
AIC	71.2720	74.3170
N	265	265

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

(2) ()内は標準誤差。

5-3. 支持率への影響分析

内閣の交代には支持率等が重要だという結論が出たが、実体経済的な変数や参議院の議席率などの変数は重要ではなかった。しかし、内閣の交代に影響を与えることが示された、支持率を通した間接的な影響について分析を行う必要があるだろう。そこで、支持率を媒介として各変数が政権の存続について間接的に影響を与えるという理論仮説に基づいて、支持率を従属変数、参議院議席率や各経済変数を独立変数として回帰分析を行ってみた。その結果、表4で示されたのは、参議院議席率と政権継続月数のみ5%水準で有意という結果である。参議院議席率の係数は正であり、政権継続月数の係数が負であった結果は、理論仮説（仮説2-1）とも矛盾しない。しかし、与党の参議院議席率のみが5%水準で有意であったとはいえ、議院議席率のみが支持率に影響を与えていて経済変数が支持率に影響を与えていないということは考えにくい。このような結果が出たのは、経済変数は参院選を通じて参議院議席率と相関するため、直接的な効果が見られないからであると考えられるだろう。

表4 支持率への影響

独立変数	従属変数 支持率	
	Model 3	
(定数項)	-68.9400	***
	(15.7200)	
政権継続月数	-0.2461	***
	(0.0452)	
参議院議席率	1.9260	***
	(0.1685)	
失業率	2.4920	
	(2.5670)	
日経平均株価	0.0003	
	(0.0003)	
有効求人倍率	0.8129	
	(5.2840)	
調整済みR ²	0.4298	
N	265	

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

(2) ()内は標準誤差。

以上の結果を踏まえると、参議院議席率が影響を与えていることは間違いなさそうであるが、経済変数の影響についても詳しく検討していきたいため、経済変数と参議院議席率を分けたそれぞれについて分析を行うことにする。また、分析の際に政権継続月数については統制変数としてどちらの回帰分析にも乗せることにする。

5-4. 支持率への影響分析（経済変数）

まずは、経済変数を独立変数とした回帰分析の結果について示す。表 5 では、経済変数のみを投入した結果、日経平均株価以外の変数は全て 5%水準で有意となった。これは、実体経済の変動を受けて国民が意思表示として支持率に反映させている結果であると言えるだろう。事前に立てた理論仮説（仮説 2-2）とも矛盾しない。支持率の係数は負、株価の係数は正、その交互作用は正なので、株価が高いときには、支持率の負の効果が弱まるという結果が示された。つまり、景気が悪化したときにのみ、支持率が内閣の存続に影響するということがわかる。このことから、実体経済的な変数も間接的には内閣の交代に影響を与えていることが分かる。また、内閣交代に直接的に重要な日経平均株価がここで有意ではなかったというのも興味深い結果である。政権評価の指標となる支持率を従属変数としているため、ここで有意であった経済変数は有権者が政権評価の指標として重要視している変数であると考えられるだろう。日経平均株価はマクロな経済の状況を反映している変数であり、失業率や有効求人倍率は実体経済を反映している変数であるため、有権者にとって身近な実体経済の指標となる変数が有意となったこの結果は、理論として理解しやすい結果であると言えるだろう。表 3 では日経平均株価が、内閣が重視する経済変数として示されていたことから、内閣と有権者では重視する経済変数に乖離がある状態が発生していることが分かる。例えば、第二次安倍政権の経済政策である金融緩和は、先ほども述べたようにインフレ率向上へのカンフル剤にはなっていない。また、インフレ率向上が目標なのにもかかわらず消費税増税などの消費が冷え込む政策を行っており、実体経済が向上したとは言えないだろう。内閣としては実体経済の状況をマクロ経済の状況よりも重視はしていないが、実体経済の状況も支持率を媒介として内閣の交代に影響を与えているという側面があるため、今以上に実体経済の向上の政策を施せば支持率に反映され、内閣を長期にわたって存続させることができる可能性が高まると言えるだろう。

表 5 支持率への影響（経済変数のみ）

独立変数	従属変数 支持率	
	Model 4	
(定数項)	-77.2700	***
	(19.2300)	
失業率	17.0000	***
	(2.7320)	
日経平均株価	0.0004	
	(0.0003)	
有効求人倍率	33.1100	***
	(5.4670)	
政権継続月数	-0.0946	†
	(0.0530)	
調整済みR ²	0.1420	
N	265	

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

(2) ()内は標準誤差。

5-5. 支持率への影響分析（参議院議席率）

次は、参議院議席率を独立変数としたときの分析結果について示したい。表 7 の結果より、全ての変数が 5%水準で有意であったため、事前に立てた理論仮説（仮説 2-1）が正しいことが証明される結果となったといえるだろう。つまり、参議院選挙の勝敗の結果が間接的に内閣の交代へ影響を与えている、内閣が憲政上とる必要のない責任を実質的に負わされているという結果が示された。増山（2002）では衆議院の任期の存在が与党の選挙戦略の上で制約をもたらしていることが言及されているが、この分析結果ではさらに参議院選挙の勝敗も支持率を媒介として影響を与えていることがわかった。参議院議席率が支持率に影響を与えているのは、参議院選挙の結果が衆議院選挙の結果と同様に政権評価の指標となっているかためと考えられる。この理論は一見当たり前であるが、問題は参議院選挙の結果が衆議院選挙の結果と同様の重要性を持っているということにあるだろう。参議院選挙は 3 年に一度決まったタイミングで選挙が行われるため、表 3 で示されたような内閣不信任案が提出されるような政権の危険水準期に行われてしまえば、参議院選挙での敗北可能性は高まり、支持率にも影響を与えるだろう。実際に、第一次安倍政権では 2007 年の

6月に内閣不信任案が提出されると、翌月の7月の参議院選挙で敗北をしている。ある程度内閣のタイミングで行える衆議院選挙は内閣に責任があり、そこでの敗北は責任を取られる、すなわち政権を譲ることを意味するという責任関係は極めて分かりやすいものであるが、参議院選挙はそうではない。つまり、内閣や政権与党の選挙戦略をより難しいものに行っていると考えることができる。

表6 支持率への影響（与党の参議院議席率のみ）

独立変数	従属変数 支持率	
	Model 5	
(定数項)	-54.7031	***
	(7.0389)	
参議院議席率	1.9598	***
	(0.1417)	
政権継続月数	-0.2716	***
	(0.0340)	
調整済みR ²	0.4239	
N	265	

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

(2) ()内は標準誤差。

6. 結論

この論文の対象は小渕政権発足以降の内閣交代要因の分析である。1998年以降の要因について分析をしたのは、増山（2015）における多数派支配の力が強まり比例的影響が弱まった小選挙区比例代表並立制が導入された1996年以降の分析を行えるためである。衆議院選挙が中選挙区制から小選挙区制に転換したことによる議員の政策的な個性の埋没によって、有権者は議員を選ぶというよりも、政権（所属政党）を選ぶことの重要性が増した。一方で、参議院選挙では比例代表制のほかに小選挙区制は導入されておらず、一つの選挙区に対して定員が複数人いるという選挙区も存在するために、衆議院選挙と比べて権力分散の民主主義である比例的影響は大きい。もちろん、衆議院の政権与党への権力集中を抑えることが参議院の存在意義の一つである。しかし、衆議院選挙において政権（所属政党）を基準に投票するようになった有権者は、参議院選挙においても同様の基準で投票していると考

えられるため、一つの選挙区に複数の同一の党の候補が擁立されると大きな不利になる。半数改選も相まって、政権与党であっても議席を大幅に増やしにくい状況となっている。こうした状況の中で、参議院選挙の結果が間接的に内閣の交代に影響を与えるのは、政権与党において大きな足かせであることは間違いないだろう。この論文では、内閣の交代の要因として他にも経済変数や内閣不信任案の提出などについても示した。それらは小選挙区比例代表並立制導入の前からも同様に内閣の交代に影響を与えていたと考えられるが、参議院の議席率については、小選挙区比例代表並立制の導入前と後ではその影響の度合いは異なると考えられる。今後の分析においては、小選挙区比例代表並立制の導入前と後で内閣の交代要因がどのように変化したのかについても分析をする必要があるだろう。

7. 参考文献

- 上條諒貴. 2018. 「政党内政治と内閣の終了」『比較政治研究』4: 1-30.
- 増山幹高. 2002. 「政権安定性と経済変動」『年報政治学』53: 231-245.
- 増山幹高. 2004. 「参議院は無用か？」『公共選択の研究』43: 68-71.
- 増山幹高. 2015. 『立法と権力分立』東京大学出版会.
- 待鳥聡史. 2012. 『首相政治の制度分析：現代日本政治の権力基盤形成』千倉書房.
- 参議院議席率（1998年8月～2020年8月）NHK 選挙 WEB
<https://www.nhk.or.jp/senkyo/database/history/>（最終アクセス：2020年10月31日）
- 支持率（1998年8月～2020年8月）テレビ朝日 世論調査
https://www.tv-asahi.co.jp/hst/poll/graph_naikaku.html（最終アクセス：2020年10月31日）
- 失業率（1998年8月～2020年8月）労働力調査 長期時系列データ
https://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.html#hyo_1（最終アクセス：2020年10月31日）
- 内閣不信任案（1998年8月～2020年8月）衆議院 議案
<http://www.shugiin.go.jp/internet/index.nsf/html/index.htm>（最終アクセス：2020年10月31日）
- 日経平均株価（1998年8月～2020年8月）日経平均株価 超長期月足チャート
<http://baseviews.com/chart/nk225-j.html>（最終アクセス：2020年10月31日）
- 有効求人倍率（1998年8月～2020年8月）一般職業紹介情報（e-stat）
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1>（最終アクセス：2020年10月31日）
- 内閣不信任案（1998年8月～2020年8月）衆議院 議案
<http://www.shugiin.go.jp/internet/index.nsf/html/index.htm>（最終アクセス：2020年10月31日）

第 12 章

若年層の政治意識に関する研究 —若年層の右傾化の議論から—

稲田 裕次郎

要約

本稿では、社会的争点だけでなく財政・経済的争点も考慮した上で、近年インターネット上で散見されている若年層の右傾化が確認できるかを分析した。若年層の右傾化を分析した研究は数多く見られるが、それらは社会的争点についてのみしか扱っておらず、財政・経済的争点について言及しているものは少ない。そのような先行研究の課題点を踏まえ、本稿では社会的争点や財政・経済的争点などの項目別の政策選好を主成分分析によって作成し、重回帰分析によって世代差が生じているかを調べた。その結果、若年層は社会的争点に関しては自由主義的で革新的な価値観を有していたが、財政・経済的争点に関しては保守的な価値観を有していることが実証された。社会的争点と財政・経済的争点では異なる立場を持っているという結果から、今後若年層の政治意識について分析する際は社会的争点だけでなく、財政・経済的争点にも考慮した分析が必要だと言えるだろう。

1. はじめに

近年、インターネットの発達に伴って日本における若年層の右傾化が見受けられる。中野（2016）は他国への親近感の度合いを用いて右傾化を測ることで、韓国への親近感においては若年男性が右傾化していると論じている。しかし一纏めに右傾化と言っても、何を基準に思想の左右を区別しているのかは解釈が難しく、争点の種類によって保守や革新の立場や態度は変化するものと考えられる。

さらに、右傾化に関する先行研究では排外主義についての言及が主軸となっており、財政・経済的争点については大きく扱っていない。確かにインターネット上で見られる右傾化と思われる現象は排外主義のような社会的争点に基づいたものとなっているが、若年層の価値観を形成している構成要素としては財政・経済的争点も無視できるものではない。イングルハート（1978）は、政策選好の形成要因が物質的豊かさを重視する物質主義的価値観から、精神的豊かさを重視する脱物質主義的価値観へと変化していることを主張し、若年層になるほど脱物質主義的価値観を有している傾向にあることを論じている。脱物質主義が

求める精神的豊かさは社会的争点にも影響を与えることになるが、それは物質主義への脱却という財政・経済的争点が発端である。社会的争点の変化が経済的価値観の変化から生じていると考えると、社会的争点を分析するにおいて財政・経済的争点は無視できない。財政・経済的争点を起因として社会的争点が右傾化している場合もあるし、両者が全く関係を持っていないことも考えられるだろう。よって若年層の右傾化を実証するには、若年層の社会的争点だけでなく、財政・経済的争点も確かめ、若年層の全体的な政治的意識を検証する必要があると考えられる。

本稿では若年層の政治意識を分析するために、社会的争点だけでなく財政・経済的争点にも立脚する。そのために調査の質問項目を争点別に分け、社会的争点と財政・経済的争点それぞれにおいて若年層の右傾化が見られるかを、回帰分析を用いて実証的に分析する。社会的争点と財政・経済的争点では若年層の立場が異なっているという結果から、若年層の政治意識について分析する際は、社会的争点と財政・経済的争点の二次元論的な解釈が必要であると考えられる。

2. 先行研究

前節で述べたように、中野（2016）が若年層の右傾化に関する研究を行っているが、この研究では右傾化に関して、ナショナリズムの台頭による排外主義的傾向という点のみについて扱っている。また、高・雨宮・杉森（2015）も大学生の右傾化についての研究を行っているが、レイシズムの観点に基づいて若年層が右傾化しているか否かを分析している。彼らは保守的イデオロギーの背景として、保守反動的な政治的態度である右翼的権威主義と、集団間での優劣によって格差の存在を是認する社会支配指向の二つに分けられると論じている。そして在日コリアンに関しては、日本人が外から来た韓国人に対して排他的になることから、排他主義は社会支配指向の一種であると述べている。結果として若年層が有する社会支配指向的価値観がレイシズムに影響を与えることを示唆する研究であるが、この研究では社会支配指向に関して排外主義的観点のみに触れられており、財政・経済的側面については論じられていない。

稲増・三浦（2015）は「格差と競争」・「福祉と負担」という争点態度を設定することで、権威主義的側面だけでなく、財政・経済的争点に関しても大学生と社会人の保革イデオロギーの相違を分析している。しかし研究目的は権威主義的争点に関する右傾化の分析であったため、財政・経済的争点に関する考察はされていない。そのようにして社会的争点と財政・経済的争点とを分けて考えていることについて、中谷（2005）はニュー・ポリティカル・カルチャー（NPC）の特徴から言及している。NPCはクラークとイングルハートが1970年代後半から生じている西欧諸国に見られる現象として掲げていたが、中谷（2005）は日本においても若年層を中心にNPCの特徴が現れていることを論じている。その特徴として、

「古典的な左右の軸の変質」、「社会的争点と財政・経済的争点の明確な区別」、「財政・経済的争点と比べて、重要性を増している社会的争点」、「市場個人主義と社会個人主義の融合」、「福祉国家への疑問」、「争点政治と広範な市民参加の台頭、ヒエラルキー的な政治組織の衰退」、「若くて教育程度が高い裕福な個人や社会における NPC の強い支持」、という 7 つを挙げており、特に「社会的争点と財政・経済的争点の明確な区別」や「財政・経済的争点と比べて、重要性を増している社会的争点」という特徴から、社会的争点だけでなく財政・経済的争点にも着目していることがわかる。

このことから、若年層に多く見られる NPC に関して、社会的争点のみを主軸とするのではなく、財政・経済的争点も考慮すべきであると考えられる。NPC は社会的・経済的变化を起因とする脱物質主義によって促されたものであり、現状問題となっている争点が社会的なものが多く見られるからと言っても、若年層の政治意識の根幹に関わると考えられる財政・経済的価値観を無視することはできないのである。このような脱物質主義的価値観から生じる若年層を中心とした NPC の現象が見られるかも含め、社会的争点だけでなく財政・経済的争点も考慮した上で、若年層の右傾化が確認できるかを分析していく。

3. 理論仮説

若年層によるインターネットの使用が右翼的権威主義に影響を与えていない一方で、社会支配指向やレイシズムに関する価値観には大きな影響を与えているということが、高・雨宮・杉森 (2015) の研究で明らかになっている。同研究では社会支配指向こそがレイシズムに大きな影響を与え、その結果若年層の排外主義的傾向が見られることを論じているため、社会支配指向に関わる社会的争点や財政・経済的争点からは、若年層の右傾化を論じることが可能だと考えられ、社会的争点と財政・経済的争点のそれぞれから保守的態度が確認できると予想される。

これらをまとめると、若年層の右傾化が先行研究で確認されていることを考慮すると、社会支配指向に関する争点では財政・経済的争点についても若年層の右傾化が見られ（仮説 1）、社会的争点では排外主義のように右傾化が確かめられるだろう（仮説 2）。

仮説 1：若年層ほど、財政・経済的争点で保守的な政策選好を有する。

仮説 2：若年層ほど、外国・外国人に対して排外主義的な政策選好を有する。

4. データと方法

4-1. データ

2017 年衆院選における東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査（東大朝日調査）のデータセットを利用した。本調査は、第 48 回衆議院総選挙（2017 年 10 月 22 日投票）の直後に、全国の有権者を対象にして行われたものである。郵送法によって行われた本調査は、回収率が 59.3%となっており、1778 通の有効回答を得ている。

4-2. 従属変数

東大朝日調査の中には争点態度を「賛成」・「どちらかと言えば賛成」・「どちらとも言えない」・「どちらかと言えば反対」・「反対」の 5 段階で尋ねている質問や、A と B の 2 つの態度を提示し、A に近ければ 1、B に近ければ 5 と回答するような 5 段階の質問がある。今回はそのような争点に関わる質問などを、「安全保障の態度に関する争点」・「原子力発電の態度に関する争点」・「伝統的価値観に関する争点」・「福祉と負担の価値観に関する争点」・「格差と競争の価値観に関する争点」・「外国への態度に関する争点」という 6 つの争点に分類し、6 つの主成分を作成した。前の 3 項目は右翼的権威主義の価値観が関係する社会的争点であり、後の 3 項目は社会支配指向の価値観が関係する争点である。そして、「福祉と負担の価値観に関する争点」と「格差と競争の価値観に関する争点」は財政・経済的争点にあたり、「外国への態度に関する争点」は社会的争点にあたる。

4-3. 独立変数

東大朝日調査に回答した有権者を年齢別に分類するため、10 代または 20 代と回答した者を 1、それ以外の回答をした者を 0 とする 20 代ダミーを作成した⁸⁹。また、30 代と回答した者を 1、それ以外を 0 とする 30 代ダミーも作成し、同様に 40 代ダミー・50 代ダミー・60 代ダミー・70 代以上ダミーを作成した。なお、本稿では 70 代以上ダミーを基準とした有意差を確認しているため、70 代以上ダミーが基準カテゴリとなっている。また、世代別の効果以外にも性差による違いが生じる場合も考慮し、男性を 1 で女性を 0 とする性別ダミーを統制変数として組み込んだ。表 1 が独立変数をまとめたものとなっている。

⁸⁹ 10 代の有権者は 18 歳以上しかいない関係上調査に答えた人数が少ないため、20 代と合わせて 20 代ダミーとし、これを若年層としている。

表 1 変数一覧

変数名	変数説明	出典
性別ダミー	男性を1、女性を0としたダミー変数	東大朝日調査
20代以下ダミー	18歳以上または20代の有権者を1、それ以外を0としたダミー変数	東大朝日調査
30代ダミー	30代の有権者を1、それ以外を0としたダミー変数	東大朝日調査
40代ダミー	40代の有権者を1、それ以外を0としたダミー変数	東大朝日調査
50代ダミー	50代の有権者を1、それ以外を0としたダミー変数	東大朝日調査
60代ダミー	60代の有権者を1、それ以外を0としたダミー変数	東大朝日調査
70代以上ダミー	70代以上の有権者を1、それ以外を0としたダミー変数	東大朝日調査
安全保障の態度に関する争点	「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」	東大朝日調査 (Q23_1) 東大朝日調査 (Q23_2) 東大朝日調査 (Q23_3)
原子力発電の態度に関する争点	「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」 「A: いますぐ原子力発電を廃止すべきだ B: 将来も原子力発電は電力源のひとつとして保つべきだ」	東大朝日調査 (Q23_13) 東大朝日調査 (Q24_3)
伝統的価値観に関する争点	「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」 「A: 夫婦と複数の子どもが揃っているのが家族の基本形だ B: ひとり親家庭やDINKS（共働きで子どものいない夫婦）など、家族の形は多様でよい」	東大朝日調査 (Q23_14) 東大朝日調査 (Q23_15) 東大朝日調査 (Q24_2)
福祉と負担の価値観に関する争点	「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」	東大朝日調査 (Q23_6) 東大朝日調査 (Q23_7) 東大朝日調査 (Q23_8)
格差と競争の価値観に関する争点	「所得や資産の多い人に対する課税を強化すべきだ」 「A: 社会的格差が多少あっても、いまは経済競争力の向上を優先すべきだ B: 経済競争力を多少犠牲にしても、いまは社会的格差の是正を優先すべきだ」 「競争力のない産業・企業に対する保護を現行の水準よりも削減する」	東大朝日調査 (Q23_10) 東大朝日調査 (Q24_1) 東大朝日調査 (Q25_3)
外国への態度に関する争点	「外国人労働者の受け入れを進めるべきだ」 「A: グローバル化はチャンスで、期待の方が大きい B: グローバル化はリスクで、不安の方が大きい」	東大朝日調査 (Q23_12) 東大朝日調査 (Q24_6)

4-4. 分析手法

まず東大朝日調査の質問を主成分分析によって 6 つの項目別争点で分類し、主成分を作成した 6 つの項目別争点について、それぞれ世代間での違いが見られるかを重回帰分析によって分析する。なお、今回の分析では 70 代以上ダミーと比較することで世代効果を確かめているため、分析結果において、70 代以上ダミーの結果は基準カテゴリとなっている。

5. 分析結果

5-1. 主成分分析

6つの項目別争点を作成するために主成分分析を行った結果、それぞれの主成分負荷量と寄与率は表2のようになった。

表2 項目別争点の主成分負荷量と寄与率

第一主成分 安全保障		第一主成分 原子力発電	
防衛力強化	0.586	原子力発電の再開	0.707
先制攻撃	0.586	原子力発電の廃止	-0.707
北朝鮮への圧力	0.559	寄与率	87.8%
寄与率	65.6%		
第一主成分 伝統的価値観		第一主成分 福祉と負担	
夫婦別姓の合法化	0.596	小さな政府	0.189
同性婚の合法化	0.610	公共事業による雇用確保	-0.697
伝統的家族観	-0.523	財政出動	-0.692
寄与率	59.4%	寄与率	46.1%
第一主成分 格差と競争		第一主成分 外国への態度	
高所得者の課税強化	0.600	外国人労働者の受け入れ	0.707
社会的格差と経済競争力	-0.699	グローバル化	0.707
産業・企業保護の削減	-0.439	寄与率	61.1%
寄与率	46.3%		

6項目全て第一主成分を用いており、質問項目の数値をそのまま分析に用いているため、数値が高いと反対傾向が強い争点が多くなっている。安全保障の態度に関する争点は数値が高いほど安全保障に意欲的ではないことが示されており、原子力発電の態度に関する争点は数値が高いほど原子力の再開に反対であることが示され、伝統的価値観に関する争点では数値が高いほど伝統的価値観を重んじることが示されている。福祉と負担の価値観に関する争点は数値が高いほど福祉を重視することが示され、格差と競争の価値観に関する争点は数値が高いほど平等を重んじることが示され、外国への態度に関する争点では数値が高いほど排外主義的であることが示されている。これらの主成分の解釈に基づいて、重回帰分析によって世代効果が確認できるかを分析していく。

5－2．重回帰分析

表 3 は、6 つの争点別における重回帰分析の結果である。

表 3 項目別争点の世代効果

独立変数	従属変数					
	安全保障	原子力発電	伝統的価値観	福祉と負担	格差と競争	外国への価値観
(定数項)	0.2645 *** (0.0759)	0.3005 *** (0.0716)	0.6332 *** (0.0670)	0.0045 (0.0654)	-0.2291 *** (0.0663)	0.2384 *** (0.0617)
性別ダミー	-0.4745 *** (0.0673)	-0.3434 *** (0.0629)	0.4095 *** (0.0589)	0.0464 (0.0574)	0.1861 ** (0.0576)	-0.1346 * (0.0538)
20代ダミー	0.061 (0.1280)	-0.5608 *** (0.1197)	-1.4782 *** (0.1127)	0.2534 * (0.1095)	0.336 ** (0.1098)	-0.507 *** (0.1024)
30代ダミー	-0.1924 (0.1255)	-0.6205 *** (0.1171)	-1.4257 *** (0.1096)	0.0383 (0.1067)	0.4772 *** (0.1067)	-0.2181 * (0.1000)
40代ダミー	-0.0615 (0.1066)	-0.2363 * (0.1001)	-1.2528 *** (0.0936)	-0.0492 (0.0916)	0.228 * (0.0917)	-0.2614 ** (0.0855)
50代ダミー	-0.0567 (0.1063)	-0.1231 (0.0996)	-1.1138 *** (0.0934)	-0.1397 (0.0908)	0.1319 (0.0912)	-0.2097 * (0.0854)
60代ダミー	0.0092 (0.0997)	0.2137 * (0.0935)	-0.5967 *** (0.0870)	-0.1131 (0.0853)	-0.0337 (0.0862)	-0.0771 (0.0804)
70代以上ダミー	(基準カテゴリ)	(基準カテゴリ)	(基準カテゴリ)	(基準カテゴリ)	(基準カテゴリ)	(基準カテゴリ)
調整済みR ²	0.0309	0.0596	0.1854	0.0093	0.0265	0.0213
N	1704	1692	1694	1672	1650	1674

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

(2) ()内は標準誤差。

安全保障の態度に関する争点は性差しか確認することが出来ず、世代による有意差はなかった。対して原子力発電の態度に関する争点や伝統的価値観に関する争点は世代による有意差が確認でき、伝統的価値観に関する争点は若年層が特に革新的な価値観を持っている。次に社会支配指向の価値観について見てみると、福祉と負担の価値観に関する争点は若年層にのみ有意差があり、若年層が他の世代以上に福祉の強化を望んでいるということが確認できた。格差と競争に関する争点は 30 代が特に競争のある社会を望んでいることが確認できる。そして外国への態度に関する争点については、若年層が他の世代よりもグローバル化や外国人の受け入れを許容するという革新的な傾向が見られた。

右翼的権威主義は危険な外集団に対する否定的な態度を表すが、その特徴が最も強い安全保障の態度に関する争点では世代による有意差が見られなかったことから、権威主義的な傾向が世代によって確認することは出来ないと言える。また、若年層が競争を望む傾向にあることがわかったことから、財政・経済的争点から保守的傾向が見られることがわかり、仮説 1 のような結果が示唆されている。対して、外国への態度に関する争点については若年層が特に革新的価値観を有しており、日本以外の他国という括りでは排外的な傾向は確認できなかった。これは仮説 2 のような結果が実証できなかったことを意味するだろう。

若年層の方が伝統的価値観に対して革新的な立場を示していたことについて、鄭 (2005) は、日本は年々女性優位の社会が形成されてきており、欧米の自由主義思想を取り入れることで伝統的家族観が変化していると論じている。また、同性婚や夫婦別姓など、社会的に顕出性の高い争点となっていることから、若年層がメディアに取り上げられやすい革新的な態度を抱きやすいと言えるだろう。原子力発電の態度に関する争点も顕出性や福祉と負担の価値観に関する争点については、与党の態度に従った回答をしたという可能性が考えられる。2017 年の安倍政権ではアベノミクスを掲げて財政出動を活発に行い、福祉面に力を入れていたことが印象的であるだろう。さらに、自民党は原子力発電の完全撤廃には反対の姿勢を示しており、それらの与党による立場が若年層の政治意識に影響を与えていることが考えられる。一般に、若年層の方が高齢者よりも政治知識に欠けていると言われており、実証的にもそのことは明らかになっている。よって、政治知識が欠けていることで与党が現在行っている政策が最も立場的に正しいと判断し、原子力発電や福祉といった顕出性の高い争点は与党の立場に近い価値観を抱く傾向になった可能性が考えられるのではないだろうか。

外国への態度に関する争点については、自由主義的な価値観が若年層に強いということが確認されたが、それは外国全体に対しての評価である。先に挙げた先行研究のような、韓国への態度など特定の国に対しての価値観を分析しているわけではない。よって若年層から排外主義的な右傾化の現象が全く見られないと断定は出来ないが、社会的争点において若年層は革新的な立場を抱きやすく、自由主義的傾向も有していることが分析によって明らかになった。しかし特定の国に対する排外主義的な傾向は本研究では実証できていないため、若年層が排外主義を抱いていないという実証的な根拠には欠けている。今回の結果と他の先行研究に基づくと、若年層は特定の国への排外主義的な価値観を有している反面、外国全体に対しては自由主義的な価値観を有しているということが言及できるだろう。

自由主義的で革新的な価値観からは、有権者が意見表明することによって政治に参加しようとする NPC の傾向が見られる。その傾向は社会的争点に当てはまっており、財政・経済的争点に関しては福祉の充実を望んでいるなど、NPC の特徴とは反する傾向が確認できている。このことから、脱物質的価値観は社会的争点において大きな影響を及ぼしており、構成要素であったはずの財政・経済的争点においては影響を及ぼしていないことがわかる。これは財政・経済的争点よりも社会的争点が重視されているという NPC の特徴からとも言えることであり、財政・経済的争点は有権者の政治意識としては社会的争点のように重視されていないために、与党寄りの右傾化が見られたのではないだろうか。このように考えると与党の態度に従った可能性もあると前述したこともとも整合的である。財政・経済的争点に着目すると、若年層は保守的な価値観を有しており、脱物質主義的価値観の影響が社会的争点よりも小さく、NPC の特徴も見られないことが窺えるだろう。

6. 結論

本稿では、若年層の右傾化が実証的に確認できるかどうかを、社会的争点と財政・経済的争点の両争点において分析した。その結果、社会的争点では自由主義的で革新的な価値観が示され、財政・経済的争点では保守的な価値観が示された。また、争点態度については与党の政策意見がそのまま若年層有権者の価値観に影響を与えていることが予想され、若年層の排外主義に関しては、国を特定しない場合はそのような傾向が見られず、どちらかというところ革新的な価値観が優位であることが示唆された。そして、社会的争点は脱物質主義的価値観による NPC の現象が起きたことで革新的態度を示すようになったが、財政・経済的争点は脱物質主義的価値観による影響が希薄であるために保守的態度を示していることが予想された。これらのことから、一纏めに右傾化と言っても社会的争点と財政・経済的争点に関しての二次元論的な解釈が必要であり、ある一点に関して若年層の右傾化が謳われていると判断するのは早計であると言え、どの争点においてどのような意見を有しているのかを整理することが重要であると考えられるだろう。

本研究の課題として、各国の印象を調査できていないために、若年層の排外主義については詳しく実証的な分析が出来ていないという点がある。この点に関しては先行研究や他の調査結果に基づいた分析を参考にする必要があると言える。また、本稿では若年層の右傾化についての分析を行ったが、稲増・三浦（2015）が年齢によって左右の考え方が異なるという点を指摘していたり、遠藤・ウィリー（2016）によると、保守・革新の争点（保革争点）と保守・リベラルの争点では、同内容だったとしても言い回しの違いによって受ける印象に差異があることが実証的に論じられている。よって、右傾化と言っても何を以て右傾化と考えているのかが明確ではないため、右傾化を論じる際は多様な解釈が含まれてしまう。さらに、今回は回帰分析によって世代間の差異を確かめたが、仮に有権者全体の思想が傾いている場合だとこのような分析方法では有意差が出ないということもあり得る。これについては、世代間の違いではなく、右翼的権威主義や社会支配指向に関する態度を直接的に分析し、絶対的な基準を作成することでよりよい分析が可能になると予想されるだろう。

また、本研究で従属変数として用いた 6 つの主成分の作成方法にも課題点がある。政策選好の形成要因として、Hasenfild and Rafferty（1989）は、ある政策から経済的利益を受ける場合に有権者がその政策に賛成しやすくなるという経済的自己利益について論じている。今回、財政・経済的争点について 2 項目に大別したが、福祉の争点に関しては、年金の話になるとその恩恵を享受できる高齢者の賛成を得やすかったり、教育費の話になるとその恩恵を享受できる若年層の賛成を得やすかったりと、経済的自己利益の影響が出やすい。世代による違いを分析する上で、明らかに特定の世代にのみ影響がありそうな質問項目を主成分の一部にしてしまうことは問題があるため、それらの影響も留意した上での厳密な主成分の作成が今後求められるところである。

7. 参考文献

- 稲増一憲・三浦麻子. 2015. 「オンライン調査を用いた「大学生の保守化」の検証ー彼らは何を保守しているのか」『関西学院大学社会学部紀要』 120: 53-63.
- 遠藤晶久・ウィリージョウ. 2016. 「イデオロギー・ラベルの再検討ーウェブ調査実験」『日本世論調査協会報「よろん」』 117: 10-15.
- 高史明・雨宮有里・杉森伸吉. 2015. 「大学生におけるインターネット利用と右傾化ーイデオロギーと在日コリアンへの偏見」『東京学芸大学紀要』 66 (1): 199-210.
- 鄭躍軍. 2005. 「東アジア諸国の伝統的価値観の変遷に関する計量分析」『行動計量学』 32 (2): 161-172.
- 中谷美穂. 2005. 『日本における新しい市民意識ーニュー・ポリティカル・カルチャーの台頭』 慶應義塾大学出版会.
- 中野康人. 2016. 「政治的価値観の変遷に関する記述的分析」『関西学院大学社会学部紀要』 123: 123-134.
- Hasenfeld, Yeheskel and Jane A. Rafferty. 1989. "The Determinants of Public Attitudes Toward the Welfare State." *Social Forces* 67 (4): 1027-1048.
- R. イングルハート、三宅一郎・金丸輝男・富沢克訳. 1978. 『静かなる革命ー政治意識と行動様式の変化』 東洋経済新報社.
- 2017 年東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査.
<http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/utas/utasv.html> (最終アクセス: 2020 年 10 月 28 日)

築山宏樹研究会三田祭論文集
第 1 卷

慶應義塾大学法学部政治学科
築山宏樹研究会 編

2020 年 11 月 1 日 発行