

第37回（2024年度）

学生奨学論文入賞者論文集

大阪経大学会



第37回 (2024年度) 学生奨学論文 表彰式 (2024年12月12日)

学生奨学論文 表彰式 風景



第37回（2024年度）学生奨学論文入賞者論文集

目 次

1. はじめに iii
2. 入賞者の声 v
3. 入賞者論文

佳 作

- HSP 特性と共感性、自己肯定感の関連、
また、それらが攻撃性に与える影響について 1
(人間科学部4年) 佐々木 さくら

努力賞

- サテライトオフィスの開設が人口の社会増につながるのか
～都道府県別パネル・データを用いた実証分析～ 17
(経済学部4年) 清水 丈留
- 産業廃棄物税導入がごみの排出量に与える影響
～都道府県別パネルデータを用いた分析～ 33
(経済学部4年) 城間 勇貴、大井 直哉、大高 流南
- 鉄道路線の廃止が人口移動と所得に与える影響
～市町村別パネルデータを用いた実証分析～ 49
(経済学部4年) 岩出 大輝

はじめに

審査委員長 池島 真策

大阪経済大学では、学術の研究、調査および普及を目的として大阪経大学会を設置しています。この目的を達成するための事業の一つとして「学生奨学論文」があります。これは、本学の学生の勉学を奨励するため、論文の募集を毎年行い、優れた論文を入賞作品として選出するものです。そして、入賞した論文の著者には、賞状と副賞が授与され、表彰されます。入賞の種類としては、特選・入選・佳作そして努力賞があります。特選は特に優れた論文に対して与えられ、入選は優れた論文に、佳作は入選に次ぐ論文に与えられます。また、努力賞は、執筆するうえで努力が認められた論文に対して与えられます。

論文のテーマは、昨年度に引き続き、応募者が自由に選択する「自由論題」としました。その結果、37回目を迎えた今回の奨学論文には、10編の応募がありました。内訳として、経済学部からは8編、経営学部からは1編、人間科学部からは1編の応募がありました。また、学年別では、3年生が1編、4年生が9編でした。昨今、若者の活字離れや文章力の低下が進んでいると言われてきていますが、応募いただいた皆さん方の論文は、こうした流れに不合しない、力のこもった論文ばかりでした。また、論文のテーマも、近年の社会的課題にはじまり幅広い分野からの応募があり、学生の自由な発想力や着眼点を垣間見ることができました。

審査は、審査委員長をつとめた池島（経営学部）のほか、各学部の先生方のご協力によって行われました。審査員会において、議論を交えながら厳正な審査を行った結果、佳作1編、努力賞3編でした。佳作に選ばれた論文は、「HSP特性と共感性、自己肯定感の関連、また、それらが攻撃性に与える影響について」の1編、努力賞に選ばれた論文は、「サテライトオフィスの開設が人口の社会増につながるのか～都道府県別パネル・データを用いた実証分析～」、「産業廃棄物税導入がごみの排出量に与える影響～都道府県別パネルデータを用いた分析～」、「鉄道路線の廃止が人口移動と所得に与える影響～市町村別パネルデータを用いた実証分析～」の3編です。

いずれの論文も、基本的な文章の書き方や文献の引用などの形式面においてはおおよそ適切になされているという評価でした。内容面においては、問題提起から実証分析、結論まで、概ね明確に論じられていること、また主張を明確にしながら、丁寧な説明をしようという姿勢が評価されています。それ故、これらの論文は、論文として一定の水準をもっていることから、各賞に相当するものと考えます。

他方において、応募された他の多くの論文も、皆さんの日頃の学びが感じられる労作でした。しかし、残念ながら、審査員からは、形式・内容の両面から問題が指摘されています。すなわち形式については、誤字・脱字、参考文献の不適切表記・不統一な表記などが指摘されています。これらは毎年指摘されて

いるものです。内容面については、新規性の欠落や説明不足、先行研究との違いが不明瞭などと指摘されています。

とはいえ、入賞できなかった論文の中には、論文形式を整え、論文提出前に繰り返し校正（誤字・脱字のチェック）を行い、そして引用文献を正確に表記するといった形式面にしっかりと対応していれば、入賞できた論文が多々ありました。それ故、あと一歩だと思って前に進んでいただきたいと思います。

上記のような形式面は、論文作成の際の当然のルールとされるものですから、しっかりと対応しなければなりません。指導を受ければ、誰でもある程度できるようになります。しかし、難しいのは、何と言っても自分自身が「オリジナリティ」や「着眼点」を持つということではないでしょうか。誰かに「オリジナリティ」や「着眼点」の指導を受けるということはできませんし、何よりも、「オリジナリティ」や「着眼点」というものは経済的価値を生み出しますし、世の中に変化をもたらし、課題解決へと導く可能性を持つものです。ビジネス的にいえば、特許権や著作権などの知的財産権であったり、ビジネスモデルというものです。それ故、今後「オリジナリティ」や「着眼点」というものを大切にして欲しいと思います。そのためには、世の中の様々なことに興味・関心を持ち、調べ、多面的に考えるという姿勢が重要です。知的創造活動を行うために、常に広い視野で物事を見て、多角的な視点で考えることを心掛けましょう。

最後になりますが、今回は、今年以上に多くの学生からの、そしてオリジナリティ溢れる論文の応募があることを期待しています。



HSP 特性と共感性、自己肯定感の関連、また、それらが攻撃性に与える影響について

佐々木 さくら
(人間科学部4年)

この度は、学生奨学論文において、「佳作」を受賞することができ、大変嬉しく思います。ご指導いただいた森岡先生にお礼を申し上げます。

自分が心から興味のある内容で研究できて、とても楽しかったのと同時に、貴重な時間となりました。4年間で学んだ論文の書き方やデータ収集、分析の方法なども活かせたかなと思います。この経験を今後も活かして頑張っていきたいと思っています。



サテライトオフィスの開設が人口の社会増につながるか

～都道府県別パネル・データを用いた実証分析～

清水 丈留
(経済学部4年)

この度は、学生奨学論文において「努力賞」を頂戴し、誠に光栄に思います。選考いただいた先生方や式典に携わってくださった方々、そして論文を執筆するにあたりご指導いただいた小川貴之教授に御礼申し上げます。

論文の執筆は初めてで、データとしては年数も浅く実証分析ではあまり扱われていなかったテーマだったこともあり、執筆の過程で苦悩することもありましたが、諦めずに継続して取り組み、拙論ながらもこのような評価を頂いたことを大変嬉しく思います。

論文を執筆する中で得た学びを、残りの学生生活や4月からの社会人生活に活かしていきたいです。



産業廃棄物税導入がごみの排出量に与える影響

～都道府県別パネルデータを用いた分析～

城間 勇貴・大井 直哉・大高 流南

(経済学部4年)

この度は学生奨学論文において、このような賞を受賞させていただくことができ大変嬉しく思います。この論文を評価して下さった皆様、最後までたくさんの指導をして下さった小川貴之教授にお礼を申し上げます。大学生活の集大成ともいえる卒業論文の作成ということでデータの収集や分析について分からないことが多々ありましたが周囲の方々の温かいサポートとゼミの仲間と互いに支えあいながら取り組んだことにより何とか形にすることができました。今回の論文作成において得た経験を今後の人生に生かしていきたいと思いをします。



鉄道路線の廃止が人口移動と所得に与える影響

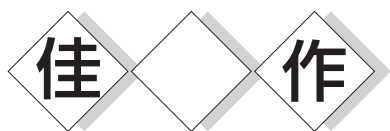
～市町村別パネルデータを用いた実証分析～

岩出 大輝

(経済学部4年)

この度、努力賞をいただけたこと、大変光栄に思っています。論文作成にあたり、データ収集や分析で思うようにいかないことや読者に伝わる文章を作ることに苦労するなど試行錯誤を繰り返しながら研究に取り組んできました。そういったことから、努力を続けた結果が認められ、大変嬉しく思います。今後は、この貴重な経験を糧に学びを続け、さらに成長していきたいと思っています。

最後になりましたが、論文作成でサポートしていただいた小川貴之教授、ならびに学会関係者の方に心から感謝申し上げます。本当にありがとうございました。



HSP 特性と共感性、自己肯定感の関連、 また、それらが攻撃性に与える影響について

学 年：4 年

学部学科：人間科学部人間科学科

氏 名：佐々木 さくら

要 約

本研究では、HSP と共感性、自己肯定感、またそれらと攻撃性の関連を検討し、近年になって研究され始めた日本における HSP の基礎的な理解を深めるために、共感性と自己肯定感を介して攻撃性にどのような影響を与えているのかといったモデルを作成することを目的とした。

調査対象は大学生とし、まず攻撃性尺度の信頼性を確かめるために予備調査を行った。その結果十分な信頼性が得られたため、そのまま本調査で使用する事とした。本調査は 2024 年 6 月に質問紙調査で行った。具体的には、HSP 尺度、共感性尺度、攻撃性尺度、自己肯定感尺度への回答を求めた。仮説としては、HSP 得点が高い人は共感性が高く、自己肯定感得点が高い（仮説 1）。また、HSP 得点が高い人は攻撃性得点が高い（仮説 2）。自己肯定感得点が高いと、HSP 得点が高くても、攻撃性得点は低くなると予想された（仮説 3）。

HSP 得点と共感性合計得点、また自己肯定感得点との相関分析の結果、HSP 得点が高い人は共感性が高く、自己肯定感が高いことが示された。すなわち、仮説 1 は支持された。

次に、攻撃性の下位尺度 2 項目を目的変数、その他の項目を説明変数として多変量重回帰分析を行った結果、HSP 得点、自己肯定感得点が高い人、共感性の下位尺度である被影響性、視点取得が低い人は直接的攻撃性がやや高い傾向にあることが示された。すなわち、仮説 2 は不支持であった。

また、説明変数として加えた HSP 得点とその他の項目の交互作用項について直接的攻撃性と HSP 得点、視点取得との間に有意な正の相関が、直接的攻撃性と HSP 得点、想像性との間に有意な負の相関がみられた。しかし、HSP 得点と自己肯定感との交互作用はみられなかったため、仮説 3 は不支持となった。

今後、より広いサンプルを得ることで様々な分野での活用も考えられ、HSP と関連のある要因について、より多くのデータを検討する必要があるだろう。

目 次

1. 背景と目的
2. 方法
 - 2-1. 予備調査
 - 2-2. 本調査
3. 結果
4. 考察と課題
 - 4-1. 結果についての考察
 - 4-2. 今後の課題

参考文献一覧

1. 背景と目的

同じ刺激に対しても、その刺激を気にもとめない人もいれば、とても影響を受ける人もいる。このように、環境から受ける影響がひとによって異なることを心理学者は環境感受性とよんで研究を進めている (Pluess, Michael, 2015)。この環境感受性は誰もが持っている特性である。この環境感受性の個人差を測定するための要因として「感受性遺伝子」「神経生理的な反応」「気質・性格」の3つがあり、このうちの1つである、気質的・性格的な側面は、感覚処理感受性 (atypical sensory processing sensitivity; 以下 SPS) という概念を用いて研究されている。Aron & Aron (1997) によると、SPS とは、感覚情報の脳内処理過程における生得的な個人差であり、SPS が特に高い、より刺激を感じやすい人は Highly Sensitive Person (以下 HSP) と呼ばれている。

HSP に関する論文は昨今増加しており、日本においても研究が活発になりつつあり、Aron & Aron は HSP と非 HSP では、脳の神経システムに違いがあるとしている。また、武田 (2018) によると、人間だけでなくネズミ、ネコ、イヌ、馬、サル、そして人類と、どの高等動物にも、刺激に対する反応しやすさに差があり、どの種についても、刺激に対して「より敏感に反応するもの」の比率はだいたい同じで、全体の 15~20% 程であり、種として生き延びるために慎重な個体が生まれたのではないかと考えられている。

他の人が気づかないような小さなことに気づく神経システムを持っている HSP の特徴として、自分に自信がない、周囲の目が気になる、人に気を遣いすぎて疲れる、人と比べて落ち込む、完璧を求めすぎる、ぐるぐる思考が止められない、自己肯定感の低さなど、マイナスなものも多くあり、こういったマイナスの面だけを見て、「HSP だから生きづらい」と感じてしまう人も多くいるのではないだろうか。一方、高感性は治すものではなく、むしろ伸ばすものであるともいわれる (明橋・太田, 2018)。例えば、ものごとを深く考える、人の気持ちがよく分かる、些細な変化によく気付く、など、ポジティブな側面も多くあると考えられている (武田, 2018)。

Aron & Aron は HSP の四大特性として ・深く、丁寧に考える ・過剰に刺激を受けやすい ・感情の反応が強く、とくに共感性が高い ・些細な刺激を察知するといった特徴を挙げている。

共感性について、先行研究では、高敏感者 (HSPS 得点が中央値以上の人) は、低敏感者に比べて共感性が高いことが示唆されている。そこで、まずは共感性について詳しく述べていきたいと考える。

共感性とは、「自動的、自覚的に生起する他者との情動的な一体感」のことを指す (長谷川, 2015)。そして、共感性の高い人は向社会的行動や、子どもへの適切な養育行動を行いやすいといった報告もされており (畠中・石津, 2014; 西野, 2002)、共感性は、人と人が互いに助けあい、支えあい、理解しあって気持ちよく社会生活を送るのに役立つ重要な特性であり、他者に共感できるかということは、どのような役割や職業をもつ人に

とつても、その人の人生において重要な意味をもつ。一方、鈴木・木野（2008）は向社会的行動についての研究など、自己指向－他者指向といった共感性の指向性を重視する研究領域もあると述べ、共感性を「被影響性」「他者指向的反応」「想像性」「視点取得」「自己指向的反応」の5つに分類し、多次元的に見ていくことの必要性を指摘している。

また、桜井（1991）、鈴木・木野（2008）で、共感性が攻撃行動を抑制する可能性があることが示唆されており、奥平・木村・古曳・高橋・栗栖・徳山・井部（2005）では、非行を行う少年は、共感性に乏しいということがよく言われていると報告されている。日道・小山内・後藤・藤田・河村・Davis・野村（2017）でも、共感性と攻撃性の関係性は今後更なる検証が不可欠と述べられおり、共感性との関連が示唆されているものの、HSPと攻撃性の2要因がどう関連するかについては、研究が見当たらない。

加えて、HSPの人たちは自己肯定感が低いことが示唆されている（Aron, 2010）。自己肯定感とは、自己の態度が好ましい、あるいは望ましいと評価することであり（平石、1990）、自己肯定感と攻撃性の関連についての研究もあるものの、HSPと攻撃性の関連についての量的な研究は少ないことが指摘されている（上野・高橋・小塩、2020）。さらに、HSPと攻撃性との関係は一貫した知見が示されておらず、十分な調査が行われていると言えない。

そこで本研究では大学生を対象とし、HSPと、共感性、自己肯定感、またそれらと攻撃性の関連を検討し、近年になって研究され始めた日本におけるHSPの基礎的な理解を深めるために、共感性と自己肯定感を介して攻撃性にどのような影響を与えているのかといったモデルを作成し、HSPの人たちが自己理解を深め生きづらさを手放すきっかけの1つの材料になるような研究にすることを目的とする。具体的な手続きは、SPSの得点をHSP得点として抽出し、共感性と自己肯定感の得点を比較する。また、それぞれの得点と攻撃性の得点との関連を調べる。さらに、SPSは男性より女性の方が高いことが示される（高橋、2016）とともに他の変数との関連性も性別によって異なる可能性が示されていることから、他HSPと関連がありそうな社会人口統計学的要因（性別や年齢、きょうだい・恋人の有無）を統制し、それぞれがHSPとどのように関連しているのか明らかにする。

HSPは共感性が高く自己肯定感が低いといった特徴があり、それら2つの要因が攻撃性と関連していると考えられることから、HSPは攻撃性が低いと予想する。また、HSPの人の気持ちや感情に敏感であるという特徴から、怒りの感情を向けられたときの痛みに関与力が働き、自分が怒りという強い刺激を向けることで相手にいやな気持ちをさせてしまうのではないかと考えたに至り、怒りの感情が抑制されるのではないかと考える。さらに、HSPは強い刺激に弱いことがわかっており（武田、2018）、怒りという強い感情を抱くことそのものが苦手である可能性も考えられ、HSPは攻撃性が低いと予想する。

仮説としては、HSP得点が高い人は共感性が高く、自己肯定感得点が低いことが予想される（仮説1）。また、先行研究（Aron & Aron, 1997；桜井、1991；鈴木・木野、2008）

で HSP は共感性が高い傾向にあること、また共感性が攻撃行動を抑制することが示されていたことから、HSP 得点が高い人は攻撃性得点が低いことが予想される（仮説 2）。また、HSP、攻撃性共に関連が示されていた自己肯定感については、自己肯定感得点が高いと、HSP 得点が低くても、攻撃性得点は低くなると予想される（仮説 3）。

2. 方法

2-1. 予備調査

目的 石橋・桐生（2019）、佐藤・高橋他（2007）および秦（1990）を参考にしたうえで、「知らない人に陰湿な書き込みをしてしまうことがある。」「テレビに向かって暴言を吐くことがある。」という項目を独自に追加した攻撃性尺度の妥当性を確認することを主な目的とし、さらに高橋（2016）の Highly Sensitive Person Scale 日本版（Japanese version of the 19-items Highly Sensitive Person Scale（以下、HSPS-J19））、木野・鈴木（2016）の多次元共感性尺度（MES）10 項目短縮版、成田（2013）の 2 項目自尊感情尺度（Two-Item Self-Esteem scale: TISE）の大学生に対する信頼性を検討するためこれらを予備調査項目として実施した。

調査時期・被調査者 調査時期は 2024 年 4 月であり、大学生 10 名（男性 7 名、女性 3 名、平均年齢 22.10 歳、 $SD=2.18$ ）に対し、質問紙（表 1）への回答をさせた。

調査内容 HSPS-J19 は各項目ごとに「非常にあてはまる(7)」「かなりあてはまる(6)」「ややあてはまる(5)」「どちらとも言えない(4)」「あまりあてはまらない(3)」「ほとんどあてはまらない(2)」「全くあてはまらない(1)」の 7 件法で求めた。共感性尺度、攻撃性尺度、自己肯定感尺度は各項目ごとに、「非常にあてはまる (5)」「ややあてはまる(4)」「どちらとも言えない(3)」「あまりあてはまらない(2)」「全くあてはまらない(1)」の 5 件法で求めた。

年齢、性別および回答者に対して、きょうだいはいるか、恋人はいるか、親友と呼べる人はいるか、接客業の経験はあるかを尋ねる項目を設けた。

調査結果 それぞれの尺度の α 係数として、HSPS-J19 $\alpha=.83$ 、共感性尺度 $\alpha=.68$ 、攻撃性尺度 $\alpha=.85$ 、自己肯定感尺度 $\alpha=.99$ となり、十分な信頼性が得られたため、このまま本調査で使用する事とした。

2-2. 本調査

調査時期・被調査者 調査時期は 2024 年 6 月であり、大学生 82 名（男性 30 名、女性 50 名、回答なし 2 名、平均年齢 19.56 歳、 $SD=1.54$ ）に対し、質問紙への回答をさせた。

調査内容

本研究で新たに作成した攻撃性尺度 攻撃性を測定する尺度として、予備調査において

準備された、攻撃性尺度暫定版を用いた。回答は、「非常にあてはまる(5)」から「全くあてはまらない(1)」の5件法で求めた。表1の質問で項目3「いらいらしたときでも、声を荒げることはほとんどない。」、項目8「どんなに腹が立っても、誰かをたたくようなことはしない。」、項目12「嫌いな人から話しかけられても、嫌な気持ちになることはない。」は逆転項目である。

感覚処理感受性 SPSを測定する尺度として、高橋(2016)のHSPS-J19を用いた。この尺度はHighly Sensitive Person Scale(以下、HSPS: Aron & Aron, 1997)の日本版であり、「低感覚閾」、「易興奮性」、「美的感受性」の3つの下位因子19項目から構成され、信頼性と妥当性が確認されている。回答は、「非常にあてはまる(7)」から「全くあてはまらない(1)」の7件法で求めた。

共感性 共感性を測定する尺度として、木野・鈴木(2016)の多次元共感性尺度(MES)10項目短縮版を用いた。この尺度は、「他者指向的反応」「自己指向的反応」「被影響性」「視点取得」「想像性」の5つの下位因子10項目(うち3項目を逆転項目とする)から構成され、信頼性と妥当性が確認されている。回答は、「非常にあてはまる(5)」から「全くあてはまらない(1)」の5件法で求めた。

自己肯定感 自己肯定感を測定する尺度として、成田(2013)の2項目自尊感情尺度(Two-Item Self-Esteem scale: TISE)を用いた。この尺度は、“自分にはいろいろな良い素質があると思う”“自分のことを好ましく感じる”の全2項目から構成され、信頼性と妥当性が確認されている。解答は、「非常にあてはまる(5)」から「全くあてはまらない

表1 質問紙項目内容
項目内容

攻撃性尺度
1 思わず暴力を振るってしまうことがある。
2 私の気分を害する人は、殴られても仕方ないと思う。
3 いらいらしたときでも、声を荒げることはほとんどない。
4 嫌いな人がいじめられていると、いい気味だと感じることもある。
5 いらいらしたときに、暴言を吐くことがある。
6 つい相手をばかにするようなことを言ってしまう。
7 テレビに向かって暴言を吐くことがある。
8 どんなに腹が立っても、誰かをたたくようなことはしない。
9 ばかにされたときに、怒って直接相手に文句を言うことがある。
10 気にいらない人から何か聞かれても、素気ない態度をとってしまうことがある。
11 いらいらしたときに、舌打ちをすることがある。
12 嫌いな人から話しかけられても、嫌な気持ちになることはない。
13 批判すべきだと思ったら、人前でもその人を批判する。
14 人の持っていないものを、見せびらかしてみたい。
15 相手がどうしても言うことを聞かないときは、こづいたりすることがある。
16 知らない人に陰湿な書き込みをしてしまうことがある。
17 注目されようとして何かしている人がいたら、いらっとしてしまうことがある。
18 腹を立てて、物を投げつけたことがある。

(1)」の5件法で求めた。

また、年齢、性別および回答者に対して、きょうだいはいるか、恋人はいるか、親友と呼べる人はいるか、接客業の経験はあるかを尋ねる項目を設けた。

調査手続き この質問紙の回答は講義の一部を利用して回答させた。なお、被調査者の了承を得てプライバシーの保護を約束し、回答は無記名で実施した。

3. 結果

t検定の結果、女性は男性よりも有意にHSP得点が高い ($t(78)=3.0, p<.01$) 傾向が見られた。親友の有無については、いない人はいる人よりも有意にHSP得点が高い ($t(80)=2.0, <.05$) 傾向が見られた。また、きょうだいの有無、恋人の有無、接客業の有無については有意な差がみられなかった。

HSP傾向と共感性、自己肯定感の関連を調べるためにHSP得点と共感性合計得点、自己肯定感得点でそれぞれ相関分析を行った。その結果、HSP得点と共感性合計得点の相関係数は.41 ($p=.01$) となり有意な正の相関がみられ、HSP得点と自己肯定感得点の相関係数は-.47 ($p=.01$) となり有意な負の相関が見られた。

次に、HSP-J19について先行研究に合わせて3因子モデルの探索的因子分析を行った結果、先行研究の構造とは異なっていたため、再度探索的因子分析を行った。その結果12項目の1因子構造となったため、本研究では1因子構造を採用することとし、これをHSP得点とした。

また、共感性尺度について木野・鈴木(2016)と同様に5因子とし、2項目ごとに、他者の感情や意見に影響されやすい傾向を表す「被影響性」、他者に焦点づけられた情緒反応を示す「他者指向的反応」、自己を架空の人物に投影させる認知傾向を表す「想像性」、相手の立場からその他者を理解しようとする認知傾向を表す「視点取得」、他者の心理状態について自己に焦点づけられた情緒反応を示す「自己指向的反応」と命名し得点を算出した。

そして、攻撃性尺度について探索的因子分析を行ったところ、最尤法で収束しなかったため最小二乗法で行った。結果から、「人の持っていないものを、見せびらかしてみたい。」、「腹を立てて、物を投げつけたことがある。」を除く16項目の2因子構造を採用することとし、「思わず暴力を振るってしまうことがある。」「ばかにされたときに、怒って直接相手に文句を言うことがある。」等の項目より「直接的攻撃」、また、「いらいらしたときに、舌打ちをすることがある。」「気にいらない人から何か聞かれても、素気ない態度をとってしまうことがある。」等の項目より「間接的攻撃」と命名し得点を算出した。

さらに、自己肯定感尺度について、2項目の1因子構造とし、自己肯定感得点を算出した。

表2 攻撃性を目的変数、その他の項目を説明変数とした重回帰分析結果

標準化係数

目的変数 = 直接的攻撃

変数名	直接的攻撃	95% 下限	95% 上限	VIF
HSP 得点	.362**	0.108	0.616	2.116
他者指向の反応	-.070	-0.304	0.164	1.796
自己指向の反応	-.020	-0.230	0.189	1.444
被影響性	-.278*	-0.501	-0.055	1.627
視点取得	-.376**	-0.587	-0.165	1.458
想像性	.039	-0.155	0.232	1.228
自己肯定感合計	.234*	0.030	0.438	1.367
HSP 得点*他者指向の反応	.036	-0.177	0.249	1.484
HSP 得点*自己指向の反応	.198	-0.043	0.438	1.897
HSP 得点*被影響性	-.010	-0.251	0.232	1.917
HSP 得点*視点取得	-.389**	-0.643	-0.135	2.122
HSP 得点*想像性	.281**	0.077	0.485	1.367
HSP 得点*自己肯定感合計	.031	-0.180	0.243	1.464
R^2	.480**			

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

標準化係数

目的変数 = 間接的攻撃

変数名	間接的攻撃	95% 下限	95% 上限	VIF
HSP 得点	.116	-0.184	0.416	2.116
他者指向の反応	-.184	-0.461	0.092	1.796
自己指向の反応	.306*	0.058	0.554	1.444
被影響性	-.107	-0.370	0.157	1.627
視点取得	-.185	-0.434	0.064	1.458
想像性	.059	-0.170	0.288	1.228
自己肯定感合計	.171	-0.071	0.412	1.367
HSP 得点*他者指向の反応	.079	-0.172	0.331	1.484
HSP 得点*自己指向の反応	.027	-0.257	0.312	1.897
HSP 得点*被影響性	-.011	-0.297	0.275	1.917
HSP 得点*視点取得	-.131	-0.432	0.169	2.122
HSP 得点*想像性	.171	-0.071	0.412	1.367
HSP 得点*自己肯定感合計	.110	-0.140	0.360	1.464
R^2	.272*			

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

HSP 得点、共感性得点 5 つ、攻撃性得点計 2 つ、自己肯定感得点の計 9 つの得点について、攻撃性得点 2 つを目的変数として、そこに HSP 得点とその他の項目の交互作用項を加え、多変量重回帰分析を行った。まず直接的攻撃を目的変数とした場合の決定係数は $R^2 = .48$ ($F(13,68) = 4.82$, $p < .001$) であり、HSP 得点 ($\beta = .36$, $p < .01$)、自己肯定感得点 ($\beta = .23$, $p < .05$)、HSP 得点と視点取得 ($\beta = .28$, $p < .01$) に有意な正の関連が見られた。また、被影響性 ($\beta = -.28$, $p < .05$)、視点取得 ($\beta = -.38$, $p < .01$)、HSP 得点と想像性 ($\beta = -.39$, $p < .01$) に有意な負の関連が見られた。次に間接的攻撃を目的変数とした場合の決定係数

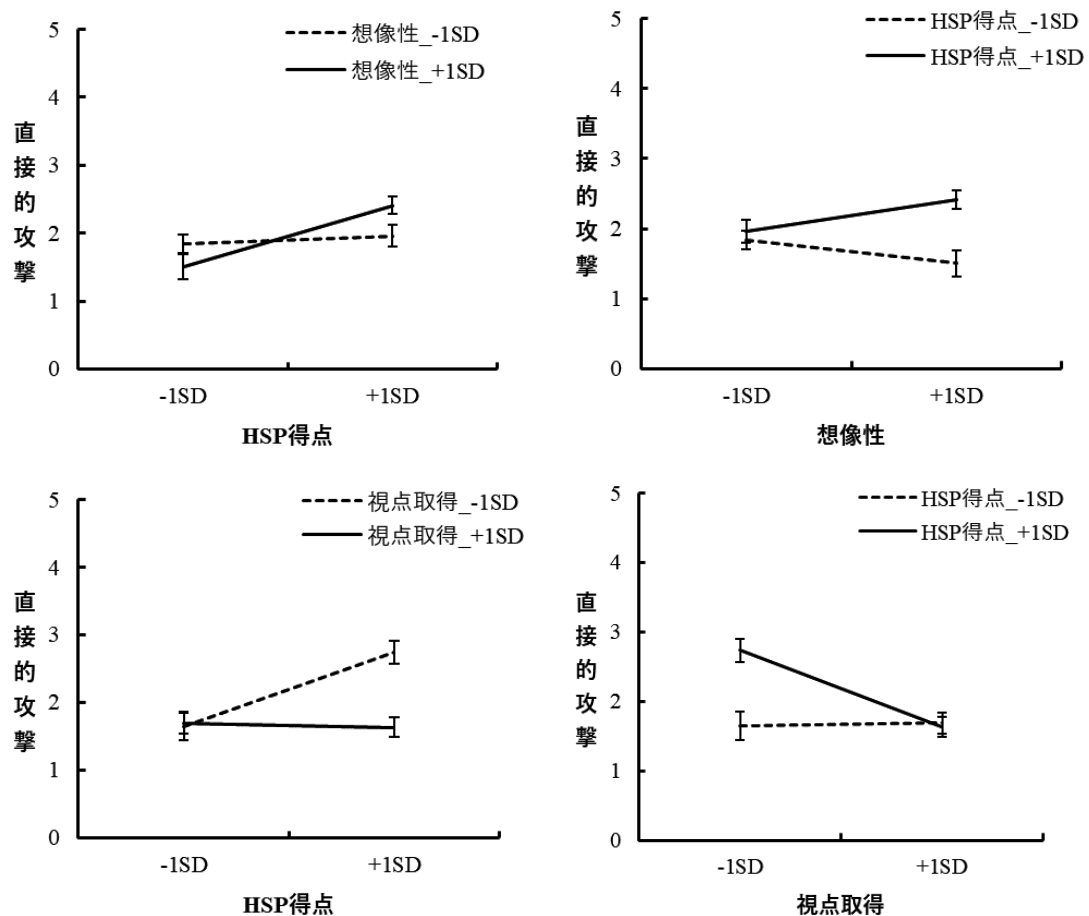


図1 単純主効果の各分析結果

は $R^2=.48$ ($F(13, 68)=2.72$, $p<.05$) であり、自己指向的反応 ($\beta=.31$, $p<.05$) のみ有意な正の関連が見られた。

交互作用項である HSP と想像性、HSP と視点取得についてそれぞれ単純主効果の検定を行った。その結果、HSP 得点の高低に関わらず想像性の単純主効果が有意であり、想像性が高い場合のみ HSP 得点の単純主効果が有意であった。また、HSP 得点が高い場合のみ視点取得の単純主効果が有意であり、視点取得が低い場合のみ HSP 得点の単純主効果が有意であった。

4. 考察と課題

4-1. 考察

本研究では、大学生を対象とし、近年になって研究され始めた日本における HSP の基礎的な理解を深めるために、HSP の人たちの HSP と、共感性、自己肯定感、またそれらと攻撃性の関連を検討することを目的とした。仮説としては、HSP 得点が高い人は共感

性が高く、自己肯定感得点が低い（仮説 1）。また、HSP 得点が高い人は攻撃性得点が低い（仮説 2）。自己肯定感得点が高いと、HSP 得点が低くても、攻撃性得点は低くなると予想された（仮説 3）。

t 検定の結果、女性より男性よりも有意に HSP 得点が高い傾向が見られた。この結果は先行研究通りの結果となった（高橋、2016）。親友の有無については、いない人はいる人よりも有意に HSP 得点が高い傾向が見られた。この結果が得られた理由として、武田（2018）で挙げられていた HSP の人を頼るのが苦手であるという特徴が関連していると考えられる。本田（2016）で、親しい友人関係の構築において、被信頼感が大切であることが示されている。つまり、親しい間柄に発展する過程で信頼されているという感覚はとても重要である。しかし、HSP は相手の状況や立場に無意識に配慮しなかなか気軽に頼ることが難しく、よほど困ったときしか人を頼ることをしないのである。そんな特徴をもつ HSP は、非 HSP に比べ親しい友人関係を築くことが苦手である可能性が考えられる。また、きょうだいの有無、恋人の有無、接客業の有無については有意な差がみられなかった。

HSP 得点と共感性合計得点、また自己肯定感得点との相関分析の結果、HSP 得点が高い人は共感性が高く、自己肯定感が低いことが示された。すなわち、先行研究（Aron, 2010）で報告されているとおりの結果となり、仮説 1 は支持された。

次に、攻撃性の下位尺度 2 項目を目的変数、その他の項目を説明変数として多変量重回帰分析を行った結果、全体的に攻撃性の平均値が低めであることが示された。そのため、攻撃性の解釈として、攻撃性が低いまたは攻撃が高い、ではなく、攻撃をしないわけではない、といった解釈で考察を進めていくこととした。また、HSP 得点、自己肯定感得点と直接的攻撃性は有意な正の関連が、共感性の下位尺度である被影響性、視点取得と直接的攻撃性は有意な負の関連があることが示された。すなわち、HSP の人は攻撃性が低いとした仮説 2 は不支持であった。

HSP 得点と直接的攻撃性に有意な正の関連がみられた理由として、Aron（2010）で挙げられている HSP の特徴である、完璧主義性が挙げられる。HSP は自分に自信が無く完璧主義であることから、自分本位に周りにもつい完璧を求めてしまい、できていない人を見るとイライラしてしまうといった理由が考えられる。また、HSP の人は自分の気持ちを上手く表現することが苦手であるといった特徴があり、イライラや怒りを上手く発散することができず、無意識のうちにため込んでしまった怒りで余裕がなくなり、視野が狭まってしまう可能性が考えられる。そして相手の気持ちを慮る視野の広さや余裕がなくなり怒りを爆発させてしまい、直接的攻撃として現れてしまうといった可能性が考えられる。他にも、HSP は人より繊細で周りが見える分、自分のものさしで世界をみてしまうといった要因も考えられる。「私がこうだから相手もきっとこう考えているはずだ」「私ができることは相手もきっとできるはずだ」といったようなように、無意識のうちに決めつけてしまうことで、相手との齟齬が生まれ、自分の思い通りに事が運ばないことが人一倍ストレスに感じてしまい、直接的攻撃につながってしまう可能性が考えられる。

また、自己肯定感得点と攻撃性に有意な正の相関が見られた理由として、自己保護的動機による感情表出の制御が考えられる。崔・新井（1998）の研究で、自己肯定感が低い人は傷つくことを恐れ、自分の尊厳をおとしめる行為に対抗しようとするときあり、このような自分が損しないためや自尊心を維持するためという自己保護的動機による感情表出の制御をより多く行う群は、他の群より自己肯定感が低いことが示されている。このことから、自己肯定感が低い人は自分を守るために怒り感情を抑制し、攻撃性が低くなる可能性が考えられる。また、自己肯定感が低い傾向にある人は、なにかいやなことがあったり、トラブルが起きて相手を攻撃したくなった場合でも、自分に自信がないため相手ではなく自分に非があったのではないかと、自分の意見には価値がないため何か言っても無駄であると考え、怒りの感情が弱まるといった可能性も考えられる。

そして、共感性の下位尺度である被影響性、視点取得と直接的攻撃性は有意な負の関連があるといった結果についてだが、これは先行研究通りの結果となった（桜井、1991；鈴木・木野、2008）。また、Davis, M.H. (1994) の研究で、共感性が高いと、攻撃された相手と苦痛を共有したり、攻撃された相手の苦痛の手がかりが同情的な反応を引き起こすために攻撃が中断されることが示唆されている。このように、共感性が高いと相手の気持ちに寄り添う能力に長けていることから、怒りを向けられたときの不快感や苦痛が人一倍想像できるため、自分の気持ちよりも相手をマイナスの感情にしてしまうことに意識が向き、怒りの感情が抑制されるのではないかと考えられる。このようなことから、他者の感情や意見に影響されやすい傾向を表す被影響性や、相手の立場からその他者を理解しようとする認知傾向を表す視点取得が高いと直接的攻撃性が低くなるといった結果は納得がいくものとなった。

また、説明変数として加えた HSP 得点とその他の項目の交互作用項について直接的攻撃性と HSP 得点、視点取得との間に有意な正の相関が、直接的攻撃性と HSP 得点、想像性との間に有意な負の相関がみられた。これらについて単純主効果の検定を行ったところ、1. HSP 得点が高く想像性が高いと有意に直接的攻撃性がやや高くなり、HSP 得点が低く想像性が高いと逆に有意に直接的攻撃性が低くなること、2. 視点取得が低い場合、HSP 得点が低ければ有意に直接的攻撃性も低くなり、HSP 得点が高ければ有意に直接的攻撃性もやや高くなる傾向にあること、視点取得が高く HSP 得点も高い場合のみ有意に直接的攻撃性が低い傾向にあるという 2 つのことが分かった。攻撃性を目的変数としたとき、HSP 得点と自己肯定感との交互作用はみられなかったため、仮説 3 は不支持となった。

1 の結果について、想像性単体だと直接的攻撃性との有意な関連はみられないが、HSP 得点と想像性との交互作用が認められたことから、HSP がなんらかの影響を与えていることが窺える。つまり、想像性が直接的攻撃性に与える影響は HSP 傾向によって有意に異なることが分かった。このような結果を得られたことは HSP という要因を取り入れて研究を行った甲斐があったと言えるだろう。柏原・難波・中尾（2021）で、相手を傷つけること自体を目標とする反応的攻撃は、想像性の高さに関連しており、他者の苦痛を自分

の事のように感じたり、物語の人物の気持ちを想像したりしやすい人ほど、自分が受けた訳ではない苦痛に対する報復攻撃が生じやすいことが示唆されている。また、想像性を含む認知的共感の高さは思考や態度を超えて実際の攻撃行動に結びつきやすい可能性も示されている。この想像性が高く、HSP 傾向も高い場合、より直接的攻撃性が高くなる要因として、HSP の自己愛が強いといった特徴が挙げられる（武田、2018）。自己愛が強い傾向にある HSP は、例えば誰かが注意されている場面に遭遇したとき、想像性が働き「ひどく傷つけられている」「かわいそうだ」と自分が受けた訳ではない苦痛に対しても被害者的な立ち位置をとってしまい、攻撃的になることが考えられる。これにたいして非 HSP は HSP と違い「注意されている」「自分も気をつけよう」と事実のみを受け止めることができるため、想像性が高い場合でも攻撃性が低くなる可能性が考えられる。

次に 2 の結果について、重回帰分析の結果、直接的攻撃性と視点取得は有意な負の相関が見られた。これは、共感性が高いと攻撃性が低くなるといった先行研究通りの結果だった（桜井、1991；鈴木・木野、2008）。しかし HSP が介入すると、視点取得が低い場合、HSP 得点に比例して直接的攻撃性が高くなり、視点取得と HSP 得点の両方が高い場合攻撃性が低くなることから、HSP 得点が高い人が直接的攻撃性を低くするためには視点取得を獲得することが重要であると言える。Feshbach (1987) の研究で、共感性の認知的側面に着目し、他者の視点をとる、視点取得能力が他者理解や他者に対する寛容さを生み出すとし、これが攻撃行動を抑制することが示唆されている。HSP は直接的攻撃性がやや高い傾向にある理由として、完璧主義であること、また無意識のうちに自分を基準として相手と接してしまうといった HSP の特徴が関連していると考えられた。その要因が、この視点取得能力が高いことによって抑制される可能性が挙げられる。相手の立場からその他者を理解しようと意識することで、HSP の特徴の 1 つとして串崎 (2019) が述べている、他者が表明していない思考や、感情を即座に読み取る能力が助長され、直接的攻撃性の低下につながるのではないだろうか。

4-2. 今後の課題

今回は大学生を調査対象者として研究を試みたが、大学生以外の成人に対する研究も検討する必要がある。より広いサンプルを得ることで様々な分野での活用も考えられる。また、HSP の先行研究では下位尺度が 3 因子だったのに対し、本研究の分析の結果 1 因子のみの抽出となった。海外においても HSPS の因子数の議論は終結しておらず、因子数は課題として残されている。より多くのデータを検討する必要があるだろう。これまで精神的に不健康であるとされてきた HSP の人の中には、感受性が高いためにそのような状態に陥っていたにもかかわらず、それが見逃されてきた可能性を検討することは有益であると考えられる。このように、少し見方を変えるだけで見えてくるものが変わってくる可能性がある。マイナスでしか無いと思っていた気質も、名前がついていて、情報があれば道しるべのようなものが現れ、自分が何者であるか、じぶんを自分でどう認識していけば良い

のか、自分のために、大切な相手のためにどう生きるかが見えてくる。今後も HSP について幅広く研究を進めていくことは、様々な人の自己理解、他者理解を深めるきっかけを作るためや、繊細さによる生きづらさに対する介入の一助となると考えられる。

参考文献一覧

- 明橋大二・太田知子 (2018). HSC の子育てハッピーアドバイス 1 万年堂出版
- Aron, E.N. (2010). *Psychotherapy and the highly sensitive person: Improving outcomes for that minority of people who are the majority of clients*. New York: Routledge.
- Aron, E.N. & Aron, A. (1997). Sensory-processing sensitivity and its relation to introversion and emotionality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 345-368
- 石橋加帆・桐生正幸 (2019). 日常的攻撃行動尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 日本心理学会第 83 回大会
- 柏原志保・難波修史・中尾敬 (2021). 攻撃性の種類によって多次元的な共感性との関連は異なるか? 日本認知心理学会第 18 回大会
- 上野雄己・高橋亜希・小塩真司 (2018). 日本人成人における感覚処理感受性と年齢の関連—大規模横断調査による発達軌跡の検討— 日本健康心理学会第 31 回大会発表 論文集、34.
- 奥平裕美・木村正孝・古曳牧人・高橋哲・栗栖素子・徳山孝之・井部文哉 (2005). 共感性と他者意識に関する研究 中央研究所紀要 15、203-218.
- 柏原志保・難波修史・中尾敬 (2021). 攻撃性の種類によって多次元的な共感性との関連は異なるか? 日本認知心理学会第 18 回大会
- 木野和代・鈴木明美 (2016). 多次元共感性尺度 (MES) 10 項目短縮版の検討 宮城学院女子大学研究論文集 123、37-52.
- 串崎真志 (2019). 高い感性をもつ人 (Highly Sensitive Person) は物事を深く考える (1): スピリチュアリティとの関連関西大学人権問題研究室紀要、78、1-14
- 崔京姫・新井邦二郎 (1998). ネガティブな感情表出の制御と友人関係の満足感および精神的健康との関係教育心理学研究、46、4、432-441.
- 桜井茂男 (1991). 攻撃性と共感による攻撃行動と向社会的行動の予測——児童用の新攻撃性尺度を用いて——奈良教育大学紀要、40、223-233.
- 佐藤寛・高橋史・杉山恵一・境泉洋・嶋田洋徳 (2007). 攻撃行動尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 行動療法研究、33、1、33-34.
- 鈴木有美・木野和代 (2008). 多次元共感性尺度 (MES) の作成——自己指向・他者指向の弁別に焦点を当てて——教育心理学研究、56、487-497
- 高橋亜希 (2016). Highly Sensitive Person Scale 日本版 (HSPS-J19) の作成 感情心理学研究、23、68-77.
- 武田友紀 (2018). 「気がつきすぎて疲れる」が驚くほどなくなる 「繊細さん」の本 飛

鳥新社

- Davis, M.H. (1994). *Empathy: A social psychological approach*. Madison, WI: Brown & Benchmark Publish-ers.
- 西野美佐子 (2002). 家庭の育児場面における「ことばかけ」に関する研究－両親の共感性が言語的対処法に与える影響－ 日本保育学会大会発表論文集、**55**、812-813.
- 長谷川寿一 (2015). 共感性研究の意義と課題 心理学評論、**58**、411-420
- 秦一士 (1990). 敵意的攻撃インベントリーの作成心理学研究、**61**、227-234.
- 畠中あゆみ・石津憲一郎 (2014). 共感性が向社会的行動に及ぼす影響——社会的望ましき尺度を用いて—— 富山大学人間発達科学 研究実践総合センター紀要 教育実践研究、**8**、1-6
- 日道俊之・小山内秀和・後藤崇志・藤田弥世・河村悠太・Davis, M. H.・野村理朗 (2017). 日本語版対人 反応性指標の作成 心理学研究、**88**、61-71.
- 平石賢二 (1990). 青年期における自己の発達に関する研究(Ⅰ)－自己肯定性次元と自己安定性次元の検討－ 名古屋大学紀要 (教育心理学)、**37**、217-234
- Feshbach, N.D. (1987). Studies of empathic behavior in children. In B.A. Maher (Ed.), *Progress in experimental personality research*: Vol.8 (pp.1-47). New York: Academic Press.
- Pluess, Michael (2015-09). “Individual Differences in Environmental Sensitivity” (英語). *Child Development Perspectives* **9**(3): 138-143.
- 本田周二 (2016). 友人関係における動機づけと友人とのコミュニケーションおよび精神的健康との関連 人間生活文化研究、**26**、572-582.
- 箕浦有希久・成田健一 (2013). 2項目自尊感情尺度の開発および信頼性・妥当性の検討 感情心理学研究 **21**、1、37-45.



サテライトオフィスの開設が人口の
社会増につながるのか
～都道府県別パネル・データを用いた実証分析～

学 年：4 年

学部学科：経済学部経済学科

氏 名：清水 丈留

要 約

現在、日本における社会課題の1つとして人口の減少が問題視されている。また、それに伴い都市と地方において、それぞれ人口の過密と過疎が顕著になっている。そのため、各地方自治体は人口増加につながる政策や、人口減少を前提としてまちづくりを行っていかねばならない。そのような状況において、近年、地域活性化の政策の1つとして注目されつつあるのがサテライトオフィスの活用である。サテライトオフィスを活用することで、就業機会の増加に伴う人口増加が見込める。そこで本稿では、各都道府県における就業者1人当たりのサテライトオフィスの開設数が人口の社会増減にどのような影響を与えるのか、また、3大都市圏を除く地方に限定した場合や、サテライトオフィスが活用されるきっかけの1つとなった新型コロナウイルスの影響を、都道府県別パネル・データを用いて実証的に明らかにしたい。

具体的には、総務省が公表している地方公共団体が関与したサテライトオフィスの開設数はじめ、その他、人口の社会増減に起因すると考えられるデータを考慮し、統計学的な回帰分析によって検証を行う。データについては、サテライトオフィスの開設数が公表されている2018年から、県民経済計算で公表されている最新の2021年までの4年間分のパネル・データを用いた。

実証分析の結果、サテライトオフィスの開設数は3大都市圏を除く地方の場合においてのみ人口の社会増加に対して正に有意であることが明らかとなった。その一方で、全国的に見ると、サテライトオフィスの開設数は、社会増減に負の有意性を示した。また、新型コロナウイルスの影響により、数値上変化のある可能性がある2021年を抽出し分析を行ったが、有意ではなかった。この結果から、社会的要因をはじめとして人口の減少が顕著にみられる地方では、サテライトオフィスの開設に積極的に取り組むことが人口の社会増につながり、地域活性化の一助となる可能性があることが分かった。

目 次

第1章 はじめに	20～21
第2章 サーベイ：先行研究とオリジナリティ	21～22
第3章 推定式とデータ	22～25
第4章 分析結果	25～28
第1節 回帰分析(1)～(4)の分析結果	25～27
第2節 回帰分析(5)差分の分析結果	27～28
第5章 結果と今後の課題	29～30
参考文献・データ出典	30～31
県民経済計算 各自治体版	32

第1章 はじめに

現在、日本における重要な社会課題の1つに、人口減少がある。「国立社会保障・人口問題研究所」によると、2050年には日本の人口は約1億400人まで減少し、総人口は47都道府県すべてで減少、また、市区町村別でみると、全市区町村の約60%が、2020年に比べて総人口が30%以上減少し、全市区町村の約2割では2020年に比べて総人口が半数未満になるとされている。特に地方における人口の過疎化は深刻化しており、多くの自治体が人口減少を前提とした政策であるコンパクトシティの実現を提唱している。そのような状況下において、人口増加につながる地域活性化策としてサテライトオフィスが注目されつつある。

サテライトオフィスとは、総務省のホームページより、「サテライトオフィスとは、企業または団体の本拠から離れた所に設置されたオフィスのこと。本拠を中心としてみた時に衛星（サテライト）のように存在するオフィスとの意から命名されました。」とされている。サテライトオフィスの形態は3種類に分類されている。それぞれ、都市型・郊外型・地方型となっており、開設される地域によって分類することができる。また、総務省地域力創造グループ地域自立応援課『「お試しサテライトオフィス」モデル事業（平成29年度）調査報告書』では、定常的に利用される常駐型、自社内のみの閉じた利用方法としての専用型、非定常的利用としての循環型、社外や地域と連携し利用させる共用型の4つに分類している。

サテライトオフィスが活用され始めた背景として主に3つの理由が考えられる。1つ目は、働き方改革によって柔軟性のある働き方が求められるようになったこと。2つ目は、新型コロナウイルスの流行によりテレワークが導入され働く場所を選ばなくなったこと。3つ目は、企業としてオフィスを持つよりもコストを削減できることである。谷垣・加藤（2017）は、徳島県神山町を事例としてサテライトオフィス誘致による地域経済効果を分析している。結果として、経済波及効果は5,800万円ほどで地域経済や財政への影響は大きくないとしつつも、情報通信業や移住者の質的特性の集積が既存資源と掛け合わさることで、イノベーションにつながる可能性を示唆している。

このような背景のもと、活用されつつあるサテライトオフィスは、その柔軟性と雇用機会といった観点から、人口の社会的要因として人口増加につながるのではないかと考えた。しかし、現在、サテライトオフィスの事例紹介などの報告論文は発表されているものの、サテライトオフィスの開設が人口に与える影響についての分析は行われていない。そこで、本稿では、パネル・データを用いて回帰分析を行った。

本稿は、仮説を3つ立てて研究を行っている。1つ目は、オリジナリティでもある「サテライトオフィスの開設数が多い都道府県ほど人口の社会増が大きい」とした。2つ目は、地域活性化の意味合いから、「3大都市圏を除いた地方においても有意性がみられる」とした。3つ目は、時世とテレワークの普及につながった点から、「新型コロナウイルス感

染拡大後に正の有意性がより大きくなる」とした。

推定式については、被説明変数に人口社会増減率をとり、説明変数には、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数をはじめ、詳しくは第2章で説明を行っているが、先行研究から、15～34歳人口比、人口1人当たり県民所得、人口1人当たり工業出荷額、人口1人当たり商店販売額、第1次産業就業者構成比の代理変数として県内総生産における第1次産業GDPの割合を用いた。また、地方のみの影響や新型コロナウイルスの影響を、ダミーを用いて就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数に掛け合わせ、分析を行っている。

本稿で得られた分析結果は次のとおりである。サテライトオフィスの開設は全国的には正の有意性を示さなかったが、地方ダミーを用いた場合のみ両側1%で正に有意となった。酒井（1993）で説明変数として用いられていた15～34歳人口比と人口1人当たり県民所得は、本稿においても差分以外では有意水準両側1%で正に有意であった。このことから、地方では、サテライトオフィスの誘致や支援を積極的に行い、全国的には所得を拡大させ、若い世代が暮らしやすい政策をとる必要があることが統計学的に明らかとなった。

本章の最後に、本稿の構成について述べる。以降、第2章では、本稿で取り扱った先行研究についての説明と研究結果、本稿のオリジナリティについて述べている。第3章では、推定式と変数に用いたデータの出典、利用方法について述べた。第4章では、分析を行った結果について文章と表を用いて結果を論じている。第5章では、第4章で得られた結果をもとに政策提言や、今後取り組むべき課題について述べている。

第2章 サーベイ：先行研究とオリジナリティ

まず、本稿で用いた酒井（1993）「国内人口移動の規定要因の分析」の先行研究について述べる。酒井（1993）では、日本国内の人口移動の規定要因を把握すべく、都道府県別で1975年と1985年のクロスセクション・データを用いて分析を行っている。なお、酒井（1993）では、サテライトオフィスの開設数は取り扱っていない。また、3段階に分けて回帰分析を行っている。第1の分析では、被説明変数に人口社会増減率を取り、移動傾向と変数の有意性を統計的に分析している。第2の分析では、被説明変数を人口交流率に置き換え、都道府県間移動での15～34歳人口の移動距離を説明変数に加え、発地と着地それぞれで人口1人当たり県民所得、人口1人当たり工業出荷額、人口1人当たり商店販売額、第1次産業就業率、都市人口比とともに分析を行っている。第3の分析では、第2の分析を大都市圏から非大都市圏、非大都市圏から大都市圏、非大都市圏から非大都市圏、大都市圏から大都市圏、の4つに分類して分析を行っている。なお、大都市圏は、埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫の10都府県としている。説明変数については共通して、15～34歳人口比、人口1人当たり県民所得、人口1人当

り工業出荷額、人口1人当たり商店販売額、第1次産業就業率、都市人口比である。これらを説明変数として用いた理由は、人口年齢構造特性と地域特性を検討するためであり、15～34歳人口比の年齢幅の設定理由は、15～34歳が最も移動性の高い年齢層という意味によるものであるからとしている。

本稿では酒井（1993）にあたる第1の分析の、人口社会増減率のみで回帰分析を行っているため、本稿との比較として第1の分析の結果のみ紹介する。第1の分析の結果は、1975年では、15～34歳人口比が1%で正に有意となっており、人口1人当たり商店販売額が1%で負に有意となっている。1985年では、15～34歳人口比と人口1人当たり県民所得が1%で正に有意となっており、人口1人当たり商店販売額が1%で負に有意となっている。

本稿では、被説明変数は人口社会増減率のみで分析を行っている。理由としては、本稿のオリジナリティとしているサテライトオフィス開設数のデータにおいて、発地と着地のデータが存在しないためである。また、酒井（1993）の説明変数から、第1次産業就業者構成比は代理変数として、県内総生産における第1次産業GDPの割合を用いており、都市人口比は除している。理由は、両変数におけるパネル・データが得られなかったためである。さらに、研究対象を2018年から2021年の4年間とした。最後に、オリジナリティについて、仮説から、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数を説明変数に加え、国土交通省「大都市圏整備法（首都圏整備法・近畿圏整備法・中部圏開発整備法）」より、東京圏・大阪圏・名古屋大都市圏に含まれる埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫・奈良の11都府県を0として、残りの36道県を1とした地方ダミー、また、新型コロナウイルス感染拡大以降で影響があったと考えられる2021年をコロナダミーとして、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数にそれぞれ掛け合わせて分析を行った。以下の表1は、酒井（1993）と本稿の説明変数の違いについてまとめている。

第3章 推定式とデータ

代理変数やダミー、差分による効果を1つずつ検証するため、回帰分析を5回に分けて行った。それぞれに推定式(1)から(5)としており、次章の回帰分析(1)から(5)に対応している。

推定式(1)は、酒井（1993）の変数に、仮説の「サテライトオフィスの開設数が多い都道府県ほど人口の社会増が大きい」を立証するため、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数を加え立式したものである。以下の式が推定式(1)である。

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + e \quad \dots\dots\dots(1)$$

Yは人口社会増減率である。人口社会増減率とは、人口の増減における生死（自然増減）以外の、地域間での人口の流入や流出による増減のことを言う。これを用いた理由は、社

第2章 表1 酒井（1993）と本稿の説明変数の違い

酒井（1993）	本稿
第1次産業就業者構成比	県内総生産における第1次産業 GDP の割合
都市人口比	
—	就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数…1
—	$I \times$ 地方ダミー（地方：1、大都市圏：0）
—	$I \times$ コロナダミー（2021年：1、2018～2020年：0）

会増減に対象を絞ることで、変数による純粋な人口の移動を確認できると考えたためである。総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」からデータを得た。 X_1 は就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数であり、総務省「地方公共団体が誘致又は関与したサテライトオフィスの開設状況調査 結果」を、総務省「労働力年報都道府県別年平均結果（モデル推計値）」で割って求めた。就業者数で割った理由は、説明変数すべてを割合でそろえるためと、総人口で割るより、就労機会の増加としてサテライトオフィスがどの程度機能しうるのか知りたかったためである。 X_2 は15～34歳人口比であり、総務省「都道府県別年齢階級別人口」のデータを用い、計算した。 X_3 は人口1人当たり県民所得であり、内閣府「県民経済計算」のデータを人口で割って求めた。岩手・栃木・石川・福井・山梨・長野・静岡・奈良・和歌山・山口・徳島・福岡・佐賀・長崎・熊本・鹿児島は内閣府の県民経済計算に記載がなかったため、各県のホームページからデータを取得した。また、滋賀に関してもデータが更新されていたため県のホームページからデータを取得した。 X_4 は人口1人当たり工業製品出荷額（製造品出荷額等）であり、2018年のデータを経済産業省「工業統計調査 2019年確報産業別統計表」から、2019年と2020年のデータを総務省「令和3年 経済センサス活動調査」から、2021年のデータを経済産業省「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」から用い、人口で割った。データの取得元が異なっているのは、経済センサスが概ね5年に1度実施されるため、連続した年数を取得することができず、それを補うため工業統計調査と工業統計調査の調査内容を統合して誕生した経済構造実態調査を合わせてパネル・データにしているためである。また、酒井（1993）の工業製品出荷額は、現在における製造品出荷額等とほぼ等しいため、工業製品出荷額（製造品出荷額等）としている。 X_5 は人口1人当たり商店販売額（年間商品販売額）であり、2018年と2021年のデータを総務省「経済構造実態調査」から、2019年と2020年のデータを総務省「令和3年 経済センサス活動調査」から用い、人口で割った。このデータについても X_4 同様、経済センサスと経済構造実態調査のデータを合わせ、パネル・データを作成している。酒井（1993）の商店販売額は、現在における年間商品販売額と同様であると考え、商店販売額（年間商品販売額）としている。 D_1 は2018年ダミーである。 D_2 は2019年ダミーである。 D_3 は2020年ダミーである。 e は誤差項である。

推定式(2)は、第1次産業就業者構成比の代理変数として県内総生産における第1次産業

GDP の割合を加えたものである。以下の式が推定式(2)である。

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + e \quad \dots\dots\dots(2)$$

内閣府「県民経済計算」からデータを取得した。また、岩手・栃木・石川・福井・山梨・長野・静岡・奈良・和歌山・山口・徳島・福岡・佐賀・長崎・熊本・鹿児島は各県のホームページからデータを取得した。

推定式(3)は、仮説の「3大都市圏を除いた地方においても有意性がみられる」を立証するために立式した。以下の式が推定式(3)である。

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 DX_1 + \beta_3 X_2 + \beta_4 X_3 + \beta_5 X_4 + \beta_6 X_5 + \beta_7 X_6 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + e \quad \dots\dots\dots(3)$$

DX_1 は地方ダミーを掛け合わせた X_1 であり、 X_1 に、大都市圏整備法より、東京圏・大阪圏・名古屋大都市圏に含まれる埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫・奈良の11都府県を0として、残りの36道県を1としたものを掛け合わせた。国土交通省「大都市圏整備法（首都圏整備法・近畿圏整備法・中部圏開発整備法）」からデータを用いた。

推定式(4)は、仮説の「新型コロナウイルス感染拡大後に正の有意性がより大きくなる」を立証するために、 X_1 にコロナダミーを掛け合わせたものを加え、立式したものである。以下の式が推定式(4)である。

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 DX_1 + \beta_3 cDX_1 + \beta_4 X_2 + \beta_5 X_3 + \beta_6 X_4 + \beta_7 X_5 + \beta_8 X_6 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + e \quad \dots\dots\dots(4)$$

cDX_1 はコロナダミーを掛け合わせた X_1 であり、 X_1 に、2021年を1、2018～2020年を0としたものを掛け合わせた。2021年のみをコロナダミーに適用した理由は、新型コロナウイルスが日本で蔓延し始めたのが2020年とされてはいるものの、影響を与えた明確な基準となる月を特定することが困難であることや、取得した各データの記載時の月が異なっていることから、現実性を重視し2021年のみを新型コロナウイルスが影響を与えたとしている。

推定式(5)差分は、回帰分析(1)～(4)で見てきた変数の残差で差分をとっている。差分をとることによって、都道府県ごとに異なる社会増減に関わる、推定式(1)～(4)で使用した変数以外の特徴（固定効果）を除去し、変数のみによる純粋な効果を見ることを目的とし、立式している。以下の式が推定式(5)差分である。

$$\Delta Y = \delta + \beta_1 \Delta X_1 + \beta_2 \Delta DX_1 + \beta_3 \Delta cDX_1 + \beta_4 \Delta X_2 + \beta_5 \Delta X_3 + \beta_6 \Delta X_4 + \beta_7 \Delta X_5 + \beta_8 \Delta X_6 + \gamma_1 \Delta D_1 + \gamma_2 \Delta D_2 + e \quad \dots\dots\dots(5)$$

変数の1つである ΔcDX_1 は、コロナダミーの差分を ΔX_1 と掛け合わせたものであり、2021年から2020年の数値を引いたものを1とし、それ以外の年ダミーの差分を0としたものである。このように設定した理由は、 cDX_1 において2021年のみを影響のある年としたことから、差分の場合においても同様に、2020年から2021年の残差のみに影響があると考えている。人口1人当たり県民所得や人口1人当たり工業製品出荷額（製造品出荷額等）、人口1人当たり商店販売額（年間商品販売額）の計算で用いている人口は、総務省

第3章 表2 変数とデータ出典

変数		データ出典
Y	人口社会増減率	・総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」
X_1	就業者1人当たり サテライトオフィスの開設数	・総務省「地方公共団体が誘致又は関与したサテライトオフィスの開設状況調査 結果」 ・総務省「労働力年報都道府県別年平均結果（モデル推計値）」
X_2	15～34歳人口比	・総務省「都道府県別年齢階級別人口」
X_3	人口1人当たり県民所得	・内閣府「県民経済計算」 ・各県のホームページ
X_4	人口1人当たり工業製品出荷額 (製造品出荷額等)	・経済産業省「工業統計調査 2019年確報産業別統計表」 ・総務省「令和3年 経済センサス活動調査」 ・経済産業省「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」
X_5	人口1人当たり商店販売額 (年間商品販売額)	・総務省「経済構造実態調査」 ・総務省「令和3年 経済センサス活動調査」 ・総務省「経済構造実態調査」
X_6	県内総生産における 第1次産業GDPの割合	・内閣府「県民経済計算」 ・各県のホームページ
D	地方ダミー (地方：1、3大都市圏：0)	・酒井（1993） ・国土交通省「大都市圏整備法」
cD	コロナダミー (2021年：1、それ以外：0)	
D_1	2018年ダミー	
D_2	2019年ダミー	
D_3	2020年ダミー	
ΔcD	2021-2020年コロナダミー (2021-2020：1、それ以外：0)	
ΔD_1	2019-2018年ダミー	
ΔD_2	2020-2019年ダミー	
e	誤差項	
—	人口 ($X_2 \sim X_5$ の数値は右の数値で割ることで算出している)	・総務省「都道府県別人口、人口動態及び世帯数」

「都道府県別人口、人口動態及び世帯数」のデータである。変数とデータ出典については、以下の表2でまとめている。

第4章 分析結果

本章では、前章で紹介した推定式(1)～(4)の分析と、その結果をもとに(5)差分での分析を行っている。また、分析の段階を分かりやすくするため、第2節に分けて分析結果を記載しており、第1節では、回帰分析(1)～(4)について、第2節では、(5)差分の結果としている。

第1節 回帰分析(1)～(4)の結果

本節では、前章で立式した推定式(1)～(4)をもとに回帰分析を行った。立式した目的としては、推定式(1)は酒井（1993）との比較に加え、サテライトオフィスの開設が有意に働くかを分析することを目的としている。推定式(2)では、代理変数を用いて第1次産業の効果

第4章 第1節 表3 回帰分析(1)～(4)の分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
X_I ：就業者1人当たり サテライトオフィスの開設数	-0.59358* (-2.06)	-0.61078* (-2.12)	-5.16415*** (-3.39)	-5.50349*** (-3.54)
DX_I ：地方ダミー (地方：1、3大都市圏：0) を掛け合わせた X_I			4.56212** (3.04)	4.68743*** (3.12)
cDX_I ：コロナダミー (2021年：1、それ以外：0) を掛け合わせた X_I				0.59249 (1.09)
X_2 ：15～34歳人口比	11.04803*** (13.24)	10.96329*** (13.14)	11.29991*** (13.72)	11.27067*** (13.69)
X_3 ：人口1人当たり県民所得	0.00019*** (4.99)	0.00022*** (5.13)	0.00023*** (5.56)	0.00023*** (5.54)
X_4 ：人口1人当たり 工業製品出荷額（製造品出荷額等）	-0.04275*** (-5.00)	-0.02414 (-1.53)	-0.02775 (-1.79)	-0.02776 (-1.79)
X_5 ：人口1人当たり 商店販売額（年間商品販売額）	-0.05336*** (-4.59)	-0.06454*** (-4.58)	-0.07045*** (-5.06)	-0.07011 (-5.04)
X_6 ：県内総生産における 第1次産業GDPの割合		-0.05626 (-1.40)	-0.05426 (-1.38)	-0.05441 (-1.38)
D_1 ：2018年ダミー	-0.06959* (-2.28)	-0.06776* (-2.22)	-0.08722** (-2.86)	-0.07092* (-2.09)
D_2 ：2019年ダミー	-0.03620 (-1.21)	-0.03432 (-1.15)	-0.05204 (-1.75)	-0.03476 (-1.03)
D_3 ：2020年ダミー	-0.01144 (-0.40)	-0.00715 (-0.25)	-0.01703 (-0.60)	0.00113 (0.03)
自由度修正済み決定係数	0.64337	0.64524	0.66096	0.66131
サンプル数	188	188	188	188

***、**、*はそれぞれ両側1%、5%、10%水準で有意であることを示している。
上記の数値は係数、()内はt値である。

を分析することを目的としている。推定式(3)では、地方においてサテライトオフィスの開設が与える人口への影響を分析することを目的としている。推定式(4)では、新型コロナウイルスの影響下におけるサテライトオフィスの開設が与える人口への影響を分析することを目的としている。以下の表3で、回帰分析(1)～(4)の結果をまとめた。そちらと合わせて参照されたい。

分析結果について、酒井（1993）の1985年の結果と同様に、回帰分析(1)～(4)において、15～34歳人口比と人口1人当たり県民所得が1%で正に有意となった。酒井（1993）は、15～34歳人口比の説明力が高い理由として、ベビーブーム世代が15～34歳に集中していたからとしていたが、現在では、高齢化と人口減少が進む中で、若年層の割合が高い地域により人口が集中するようになったためと考えられる。また所得については、豊田（2013）が世帯収入と人口の社会増減について分析を行っており、社会的要因によって多少のずれは生じるものの、所得の地域間格差は都市と地方の間で起こり、人口移動を加速させる要因となるとしている。本稿においても人口1人当たり県民所得は高い有意性を示しており、人口減少により2つの先行研究の対象年から有意性がより高くなっている可能性も示唆される。その一方で、人口1人当たり商店販売額は回帰分析(1)～(4)において、1%で負に有

意であった。光多・後藤・宍戸（2011）は、東京・大阪・愛知の3都市における経済要素が人口移動にどのような影響を及ぼしているかについて論じており、東京と大阪においては小売業の構造が人口転入に対し、正に影響を与えたとしている。また愛知においては、産業構造における第2次産業が有意性を持つとしていた。しかし、本稿の全国における人口1人当たり商店販売額は負に有意となったことから、特に地方においての小売・卸売業は人口の社会減につながる可能性がある。

ここからは、分析結果全体で共通して有意性を示した変数以外の変数について論じる。回帰分析(1)では、人口1人当たり工業製品出荷額も1%で負に有意となり、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数と2018年ダミーが10%で負に有意となった。回帰分析(2)では、人口1人当たり工業製品出荷額が有意性を示さなくなったものの、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数と2018年ダミーは10%で負に有意で、回帰分析(1)と同様の結果になった。また、県内総生産における第1次産業GDPの割合においては、回帰分析(2)～(4)において有意性を示すことはなかった。回帰分析(3)では、地方ダミーを掛け合わせた X_i が5%で正に有意となった。このことから、地方に限定した場合にはサテライトオフィスの開設が有意に働くことが分かった。また、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数が1%で負に有意、2018年ダミーが5%で負に有意となった。回帰分析(4)では、地方ダミーを掛け合わせた X_i が1%で正に有意となった。その一方、コロナダミーを掛け合わせた X_i を新たに追加したものの有意性は示さず、2018年ダミーは10%で負に有意となった。回帰分析(1)～(4)の結果から、3つの仮説のうち、1つ目の「サテライトオフィスの開設数が多い都道府県ほど人口の社会増が大きい」とは逆に、全国的に見ればサテライトオフィスの開設数が多い都道府県ほど人口の社会減がより発生する結果となった。理由としては、本稿の回帰分析とは逆の因果関係があり、人口減少が進む地方においてサテライトオフィスが増加しつつある可能性が考えられる。2つ目の、「3大都市圏を除いた地方においても有意性がみられる」は、地方ダミーを掛け合わせた X_i を用いた場合のみ1%で正に有意となり、仮説を立証することができた。3つ目の、「新型コロナウイルス感染拡大後に正の有意性がより大きくなる」は、コロナダミーを掛け合わせた X_i が有意性を示さなかったため立証できなかった。理由としては、新型コロナウイルス感染拡大の影響を受けた年を2021年のみで設定していたため、データ数が不十分であったことや、就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数が負の有意性を示していたため、正の有意性を示すまでに至らなかった可能性が考えられる。

第2節 差分の分析結果

第2節では、回帰分析(1)～(4)で用いたデータの差分を取り、その結果について論じている。以下の表4で、回帰分析(5)差分の結果をまとめた。そちらと合わせて参照されたい。

酒井（1993）では、差分による回帰分析は行われていなかったため結果の比較はできなかった。分析結果は、地方ダミーを掛け合わせた X_i が1%で正に有意となった。このこ

第4章 第2節 表4 回帰分析(5)差分の分析結果

	(5)
ΔX_1	-3.05861** (-2.43)
$D\Delta X_1$	4.28742*** (3.32)
$\Delta cD\Delta X_1$	0.03136 (0.12)
ΔX_2	1.43630 (0.26)
ΔX_3	0.00011 (1.26)
ΔX_4	-0.05780 (-1.03)
ΔX_5	-0.17343*** (-8.95)
ΔX_6	0.17814 (1.78)
2019-2018D	-0.16435** (-2.45)
2020-2019D	-0.10414** (-2.77)
自由度修正済み決定係数	0.49367
サンプル数	141

***、**、*はそれぞれ両側1%、5%、10%水準で有意であることを示している。
上記の数値は係数、()内はt値である。

とから、地方ダミーによる効果すなわち地方においてのみサテライトオフィスの開設が、人口の社会増につながるという結果は堅実なものであることが証明できた。就業者1人当たりサテライトオフィスの開設数については、5%で負に有意であった。また、人口1人当たり商店販売額が1%で負に有意であり、回帰分析(1)～(5)差分を通して常に1%で負に有意であった。このことから、人口1人当たり商店販売額が人口の社会減につながる事が確実となった。2019-2018年ダミーと2020-2019年ダミーは、5%で負に有意となった一方、回帰分析(1)～(4)で常に1%で正に有意であった、15～34歳人口比と人口1人当たり県民所得が有意性を示さなかった。その理由として、4年間を通じて若年人口が集中している地域や県民所得が高い地域は、ある程度普遍的であり、2021年までの時点では1年間ごとに差が生じることがなかったか、もしくは今回変数として取り扱ったデータ以外にも要因があったことが考えられる。

第5章 結果と今後の課題

本稿では、2018年から2021年までの47都道府県を対象に人口の社会増に起因する要因の分析を行った。その結果、人口の社会増につながる要因として正の有意性が高かった変数を3つ明らかにすることができた。15～34歳人口比・人口1人当たり県民所得・地方ダミーを掛け合わせた X_I である。差分を除いた4回の分析で、いずれの変数も連続して有意性を示したことから、この推定結果は正確性があると考えられる。また、地方ダミーを掛け合わせた X_I においては、(5)差分においても正の有意性を確認することができた。本稿では、仮説を3つ立て研究を行っており、そのうちの「3大都市圏を除いた地方においても有意性がみられる」を以上の結果より立証することができた。このことから、地方においてのみ、サテライトオフィスの開設は人口の社会増につながり、地域活性化策として効果的であることを明らかにした。また、変数に用いたデータは総務省が公表した地方公共団体が誘致又は関与したサテライトオフィスの開設状況であり、サテライトオフィスは企業が主体となるケースがほとんどであるため、データとしては不十分ではあるものの、地方公共団体が関係していることから、政策として機能させていくことができる可能性がある。実際に、徳島県は県全体の政策としてサテライトオフィス支援を行っている。また、総務省が行っている「おためしサテライトオフィス」を充実化し、各地方公共団体と企業または団体との連携を深め、地域活性化に生かすべきである。

この結果をもとに政策提言を行う。政策提言は、人口減少が顕著である地方において、サテライトオフィスの誘致とともにコンパクトシティの実現を達成するべきである。理由は、人口減少前提でより良く暮らすための政策をとることが必要になるからである。サテライトオフィスの開設は地方において人口の社会増にはつながるものの、自然増減を含めた人口全体の増加に至るまでは定かではない。しかし、地方においてサテライトオフィスが雇用の新たな受け皿となり人口の社会増につながる可能性が高い。そこで、各地方自治体はサテライトオフィスの誘致だけでなく、サテライトオフィスを設置した企業がその地域住民や環境と疎遠にならないように、サポートする体制を整えなければならない。また、コンパクトシティの欠点として人口を集中させるにあたり、地域内移住による住民の負担が増える可能性がある。そこで、雇用の創出と人口を流入させる効果を持つサテライトオフィスと、人口集中による地域コミュニティの創出と規模縮小による効率化が可能となるコンパクトシティを組み合わせることで地域活性化につなげることができる。

最後に、今後の分析課題を挙げておく。まず、分析に用いた説明変数が経済的要因中心であったことだ。人口移動の背景には経済的要因以外にも、各都道府県の制度やUIJターン等、様々な要因が存在するため、そういった観点にも注視すべきであった。また、データの長期間化が必要である。仮説の「新型コロナウイルス感染拡大後に正の有意性がより大きくなる」においても影響があったと考えられる年度が2021年のみであったため、それ以降でテレワーク等の働き方が広まり、サテライトオフィスの開設につながった可能性

が十分に考えられる。最後に、3大都市圏として設定した11都府県の中でも東京のみがデータとして突出しているケースも多く、東京のみを除外した46道府県で分析を行うと違った結果となった可能性がある。

参考文献

- 伊藤公一朗（2017）『データ分析の力：因果関係に迫る思考法』、光文社新書
- 齋藤哲郎（2018）「地方部におけるサテライトオフィス等の誘致策について」、一般社団法人 土地総合研究所
- 梅村仁（2021）『実践から学ぶ地域活性化－多様な手法と多彩なカタチ－』、同友館
- 小田宏信・遠藤貴美子・藤田和史（2019）「徳島サテライトオフィス・プロジェクトの政策形成とその発展」、成蹊大学経済学部論集 第50巻第1号、pp.29-53
- 木下斉（2016）『地方創生大全』、東洋経済新報社
- 国立社会保障・人口問題研究所（2024）「日本の地域別将来推計人口」人口問題研究資料 第349号
- 酒井高正（1993）「国内人口移動の規定要因の分析」、奈良大学紀要第21号、pp.167-173
- 酒井高正（1989）「人口移動研究と地理学」、奈良大学文学部地理学教室編「地理学の模索」所収、地人書房、pp.41-54
- 総務省地域力創造グループ地域自立応援課（2018）『「お試しサテライトオフィス」モデル事業（平成29年度）調査報告書』、株式会社日本総合研究所
- 谷垣雅之・加藤真也（2017）「サテライトオフィス誘致による地域経済効果に関する考察－徳島県神山町を事例として－」、農村計画学会誌 Vol.36, No.3, pp.457-464
- 豊田哲也（2013）「日本における所得の地域間格差と人口移動の変化－世帯規模と年齢構成を考慮した世帯所得の推定を用いて－」、経済地理学年報第59巻、pp.4-26
- 光多長温・後藤和雄・宍戸駿太郎（2011）「大都市圏と地方圏との人口移動に関する一考察－人口移動に経済的要因が及ぼす影響分析－」、地域学研究（Studies in Regional Science）、Vol.41, No.3, 2011, pp.705-719
- 吉村弘（1998）「都道府県の人口規模と人口移動＜論説＞」、地域経済研究所9号、pp.3-17

データ出典

経済産業省「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」（2019年、2020年、2022年）
<https://www.stat.go.jp/data/kkj/kekka/pdf/2019gaiyo3.pdf>
https://www.stat.go.jp/data/kkj/kekka/report/2020/pdf/2020kekka_3.pdf
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200555&tstat=000001171767&cycle=0&tclass1=000001171771&tclass2=000001171777&tclass3val=0>（2024年9月25日閲覧）

経済産業省「工業統計調査 2019 年確報産業別統計表」

<https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/kougyo/result-2/r01/kakuho/sangyo/index.html>
(2024 年 9 月 25 日閲覧)

国土交通省「大都市圏整備法（首都圏整備法・近畿圏整備法・中部圏開発整備法）」

https://www.mlit.go.jp/toshi/daisei/kokudokeikaku_tk5_000012.html
(2024 年 9 月 25 日閲覧)

総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」2018 年～2021 年（平成 30 年～令和 3 年）」

https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&month=0&tclass1=000001039601&cycle_facet=tclass1%3Acycle&tclass2val=0&metadata=1&data= (2024 年 9 月 25 日閲覧)

総務省「地方公共団体が誘致又は関与したサテライトオフィスの開設状況調査 結果」2018 年～2021 年（平成 30 年～令和 3 年）

https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei08_02000186.html
https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei08_02000203.html
https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei08_02000223.html
(2024 年 9 月 25 日閲覧)

総務省「都道府県別年齢階級別人口」2018 年～2021 年（平成 30 年～令和 3 年）」

<https://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.html> (2024 年 9 月 25 日閲覧)

総務省「令和 3 年 経済センサス活動調査 事業所に関する集計産業別集計卸売業，小売業に関する集計」

<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200553&tstat=000001145590&cycle=0&tclass1=000001145649&tclass2=000001145668&metadata=1&data=1>
(2024 年 9 月 25 日閲覧)

総務省「令和 3 年 経済センサス活動調査 事業所に関する集計 産業別集計 製造業に関する集計」

<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200553&tstat=000001145590&cycle=0&tclass1=000001145649&tclass2=000001145668&metadata=1&data=1>
(2024 年 9 月 25 日閲覧)

総務省「労働力年報都道府県別年平均結果（モデル推計値）」2018 年～2021 年（平成 30 年～令和 3 年）」

<https://www.stat.go.jp/data/roudou/report/2021/index.html> (2024 年 9 月 25 日閲覧)

内閣府「県民経済計算（平成 23 年度－令和 3 年度）（2008SNA、平成 27 年基準計数）」

https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_2021.html (2024 年 9 月 25 日閲覧)

県民経済計算 各自治体版

岩手県

<https://www3.pref.iwate.jp/webdb/view/outside/s14Tokei/tyosaBtKekka.html/I008>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

栃木県 <https://www.pref.tochigi.lg.jp/c04/pref/toukei/toukei/kenmin.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

石川県 https://toukei.pref.ishikawa.lg.jp/search/detail.asp?d_id=4923#detail

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

福井県 <https://www.pref.fukui.lg.jp/doc/toukei-jouhou/kenmin08sna.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

山梨県 https://www.pref.yamanashi.jp/toukei_2/HP/R3syotokunen.html

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

長野県 <https://tokei.pref.nagano.lg.jp/statistics/25521.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

静岡県 <https://toukei.pref.shizuoka.jp/bunsekihan/data/20240912.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

滋賀県 <https://www.pref.shiga.lg.jp/kensei/tokei/sonota/kenmin/309814.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

奈良県 <https://www.pref.nara.jp/6278.htm> (2024 年 9 月 21 日閲覧)

和歌山県 <https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/020300/kenmin/index.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

山口県 <https://www.pref.yamaguchi.lg.jp/soshiki/22/15287.html>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

徳島県 <https://www.pref.tokushima.lg.jp/statistics/year/gpp/>

(2024 年 9 月 21 日閲覧)

福岡県 https://ckan.open-governmentdata.org/dataset/401000_kenminkeizai_h23-r3/resource/094c0b23-b82f-422a-a0b0-7edcba6c804d (2024 年 9 月 21 日閲覧)

佐賀県 <https://www.pref.saga.lg.jp/kiji0038115/index.html> (2024 年 9 月 21 日閲覧)

長崎県 <https://www.pref.nagasaki.jp/bunrui/kenseijoho/toukeijoho/kemminkeizai/655927.html> (2024 年 9 月 21 日閲覧)

熊本県 <https://www.pref.kumamoto.jp/soshiki/20/1226.html> (2024 年 9 月 21 日閲覧)

鹿児島県 <https://www.pref.kagoshima.jp/ac09/tokei/bunya/keizai/kenminkeizai/syuy-oukeiretuhyou.html> (2024 年 9 月 21 日閲覧)



産業廃棄物税導入がごみの排出量に与える影響
～都道府県別パネルデータを用いた分析～

学 年：4 年

学部学科：経済学部経済学科

氏 名：城間 勇貴

学 年：4 年

学部学科：経済学部経済学科

氏 名：大井 直哉

学 年：4 年

学部学科：経済学部経済学科

氏 名：大高 流南

要 約

近年、日本を含む世界各国で廃棄物に関する問題が深刻化している。例えば、工場や店舗、オフィスなどでの企業の事業活動から生じる産業廃棄物が大気汚染や水質汚染などを引き起こし、人体に健康被害をもたらす可能性が指摘されている。このような問題に対処するために導入された政策の一つが産業廃棄物税である。

本稿では、産業廃棄物排出抑制の為に産業廃棄物税の導入効果を都道府県別パネルデータに基づいて統計学的に明らかにする。まず 2000 年から 2018 年までの 19 年間の都道府県別の暦年データを用いて、各都道府県の産業廃棄物排出量を被説明変数とし、産廃税導入の有無や人口、県内総生産、中間処理施設数などの 7 つの変数を説明変数とする回帰分析を行った。(2019 年以降のデータは詳細な数値が内閣府に公開されていない為、2018 年までを分析対象期間とする。) さらに、実証分析結果の頑健性を確かめるために、年ダミーを含んだ分析や、各データの前年との差分を取ることで都道府県ごとの個別効果を取り除いた分析も行った。

分析の結果、多くの場合において、産業廃棄物税の導入は産業廃棄物排出量に有意な影響を及ぼさないことが明らかとなった。この分析結果は、各年や各都道府県に固有の特徴(固定効果)を考慮しても頑健であった。つまり、産業廃棄物税の導入が産業廃棄物の排出抑制に直接的な影響を与えていないということが判明した。産業廃棄物税の導入が長期的な排出抑制に効果が見られなかった点については先行研究と類似した結果になったが、産廃税導入初年度も影響がなかった点については先行研究とは異なる結果となった。これは先行研究との分析期間が異なるためだと考えられる。

目 次

第1章 はじめに

第2章 先行研究

第3章 データ

第4章 実証分析

第5章 政策提言

第6章 結論と今後の課題

参考文献

データ出典

第1章：はじめに

近年、わが国では大量生産・大量消費の社会経済システムが当たり前となり、経済成長と人口増加に伴い廃棄物の増加と質の多様性が起こっている。その中でも企業の事業活動によって生みだされる大量の産業廃棄物は生活環境や公衆衛生などの環境を汚染し健康被害を引き起こすといった社会問題も引き起こす可能性がある。健康被害を与えた例としては大気汚染や水質汚染が有名である。廃棄物の処分は焼却される際に、温室効果ガスを排出し、地球温暖化現象を招く要因にもなる。この温室効果ガスは温暖化のみならず豪雨の強大化、森林火災、海面水位の上昇といった環境問題を引き起こす。また産業廃棄物の不法投棄・不適切処理の発生や処分場の不足などの問題点もある。一般廃棄物の処理は地方公共団体等の行政が行うのに対して、産業廃棄物の処理は複雑であり、廃棄物処理法によると発生した廃棄物の「分別・保管」を経たのち「収集・運搬」、「積替・保管」、「中間処理」を通過した後「再生化」もしくは、「最終処分」されるまでの過程を「処理」と言い、行政の処理能力を超えているため、専門の廃棄物処理業者に頼らざるを得ない状況になっている。廃棄物処理産業が大型化することにより、各廃棄物処理業者は市場における競争力を高めるために、より安価な処理方法を選択するようになる。その結果、十分な処理を行わず山間部や海岸部へ投棄するといった不法投棄を行う処理業者が年々増加している。環境省によると2018年の不法投棄件数は155件、不法投棄量は15.7万トン。2019年の不法投棄件数は151件、不法投棄量は7.6万トンと減少傾向にあるものの完全なる解決には至っていない。こうした現状を解消するために導入されたのが「産業廃棄物税（以下、産廃税と記述）」である。

産廃税とは廃棄物中間処理施設や最終処分場への産業廃棄物の搬入に対する課税であり、自治体が課す法定外目的税のことである。法定外目的税とは地方公共団体（都道府県・市）が課している税のうち、地方税法に定める税目（法定税）以外に、条例を制定して新設できる税金で、目的や用途が明確にされた税のことを指す。2002年に三重県において国内で初めて実施されてから、現在（本稿執筆時点）表1に示す27道府県と1政令市において実施されている。産廃税を導入していない都道府県においても具体的な検討が地域ごとに進みつつあるが、産業廃棄物の流出県においては検討が進んでおらず、倉阪（2003）も二極化が進みつつある状況であると述べている。産廃税の税額は基本的に産業廃棄物の最終処分量トン当たり1000円と設定されている。また、ひとえに産廃税と言ってもその課税方式は地方公共団体によって異なり、4つのタイプに分類される。タイプ1は「排出事業者申告納付方式」と呼ばれ、中間処理施設又は最終処分場に産業廃棄物を搬入する排出事業から税を徴収する方式である。排出事業者が自ら税額を申告して、地方公共団体に納める。タイプ2は「最終処分業者特別徴収方式」と呼ばれ、最終処分場に廃棄物を搬入する排出事業者及び中間処理業者から税を徴収する方式である。最終処分業者が「特別徴収義務者（税を徴収して国に納付する義務のある者）」に指定され、排出事業者または中

表1 産廃税導入状況

導入年度	都道府県および市
2002 年度	(4 月導入) 三重県
2003 年度	(4 月導入) 岡山県、広島県、鳥取県 (10 月導入) 北九州市 (1 月導入) 青森県、秋田県、岩手県、滋賀県
2004 年度	(4 月導入) 新潟県、奈良県、山口県
2005 年度	(4 月導入) 宮城県、京都府、島根県、福岡県、佐賀県、長崎県、大分県、宮崎県、熊本県、鹿児島県
2006 年度	(4 月導入) 福島県、愛知県、沖縄県 (10 月導入) 北海道、山形県
2007 年度	(4 月導入) 愛媛県

出所：総務省自治税務局「平成 22 年度地方税に関する参考係数資料」（2010 年 1 月時点）

間処理業者から納付された税金を地方公共団体に申告納付する。タイプ 3 は「最終処分業者申告納付方式」と呼ばれ、福岡県北九州市が「環境未来税」の名称で導入している産廃税に採用されている課税方式である。最終処分業者が埋め立てられる廃棄物の重量に対する税額を市に納めるものである。タイプ 4 は「焼却処理・最終処分業者特別徴収方式」と呼ばれ、焼却施設や最終処分場に産業廃棄物を搬入する排出事業者または中間処理業者から税金を徴収する方式である。最終処分業者特別徴収方式と同様に、焼却業者や最終処分業者が「特別徴収義務者」となり、排出事業者または中間処理業者から納付された税金を取りまとめて地方公共団体に申告・納付している。

産廃税の導入目的は各自治体で様々ではあるが多くは産業廃棄物の排出抑制、リサイクル産業のための整備支援、その他適切な処理に関する施策に要する費用、不適正処理に対する監視・指導体制の強化などに要する費用への充当であり、循環型社会づくりに向けた取り組みに要する費用に充てられる目的税である。産業廃棄物の発生・排出抑制には産廃税のような自治体レベルの政策のみならず、国レベルの政策も実施されている。例を挙げると、資源有効利用促進法・容器包装リサイクル法・家電リサイクル法・建設リサイクル法・食品リサイクル法・グリーン購入法などがある。また産業廃棄物処理業者に向けた政府の支援策も複数施行されている。これらの政策や取り組みの成果は環境庁が公表している「令和 3 年度版環境・循環型社会・生物多様性白書」によると産業廃棄物の出口側の循環利用率¹（＝循環利用量/廃棄物等発生量）は 1990 年以降徐々に上昇し（図 1）、最終処分量（＝廃棄物の埋立量）は 1990 年度の約 1.1 億トンに比べ 2018 年度は約 1310 万トンと

1) 環境省では我々がどの資源を採取、消費、廃棄しているか全体像を把握するため、第四次循環型社会形成推進計画（以下、循環型社会形成推進基本計画を「循環基本計画」という。）を設け、その向上を図るため物質フロー（物の流れ）の異なる断面である「入口」、「循環」、「出口」に関する指標にそれぞれ目標を設定している。循環基本計画では①資源生産性を（＝GDP/天然資源等投入量）②入り口側の循環利用率を（＝循環利用量/（循環利用量＋天然資源等投入量））③出口側の循環利用率を（＝循環利用量/廃棄物等発生量）④最終処分量を（＝廃棄物の埋立量）と設定している。

表2 産廃税の課税方式別税率と納税義務者

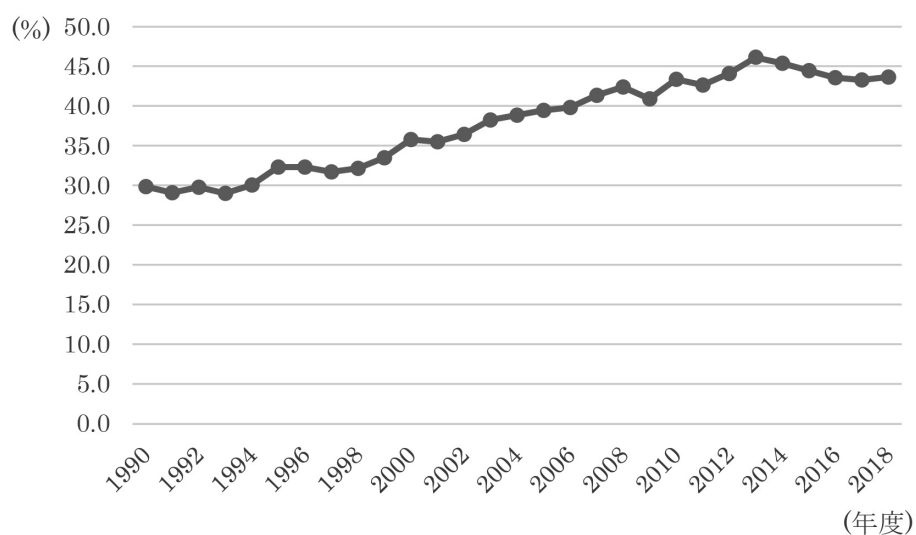
排出事業者申告納付方式		
導入自治体	税率	納税義務者
三重県・滋賀県	最終処分施設への搬入：1,000 円/t 中間処理施設への搬入：1,000 円/t	排出事業者

最終処分業者特別徴収方式		
導入自治体	税率	納税義務者
北海道・青森県・秋田県・岩手県・宮城県・山形県・福島県・新潟県・愛知県・奈良県・京都府・鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県・愛媛県・熊本県・沖縄県	最終処分施設への搬入：1,000 円/t	排出事業者 中間処理業者

最終処分業者申告納付方式		
導入自治体	税率	納税義務者
福岡県北九州市	最終処分施設への搬入：1,000 円/t	最終処分業者

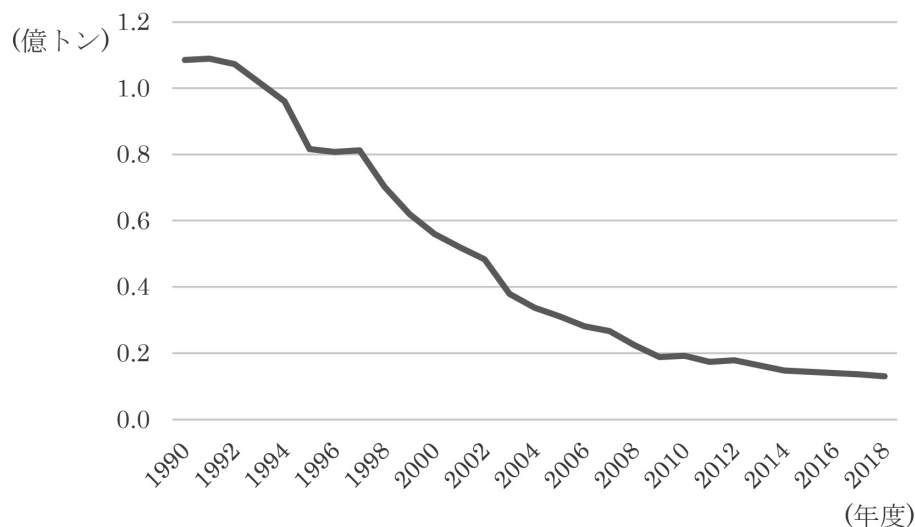
焼却処理・最終処分業者特別徴収方式		
導入自治体	税率	納税義務者
福岡県・佐賀県・長崎県・大分県・宮崎県・鹿児島県	最終処分施設への搬入：1,000 円/t 焼却施設への搬入：800 円/t	排出事業者・焼却処理業者

出所：総務省「法定外税の実施状況（令和4年度）」



出所：環境省「令和3年度版環境・循環型社会・生物多様性白書（第1節 廃棄物等の発生、循環的な利用及び処分の現状）」

図1：出口側の循環利用率の推移



出所：環境省「令和3年度版環境・循環型社会・生物多様性白書（第1節 廃棄物等の発生、循環的な利用及び処分の現状）」

図2：最終処分量の推移

大幅に減少している（図2）。だがその一方で、産業廃棄物の排出量はこの数年、年間約4億トン前後でほとんど横ばいに推移しており、大きな増減は見られていない。しかしこれは一般廃棄物の総排出量の約8～9倍に相当する。資源の再利用や環境への影響面では成功していると言えるが産業廃棄物の発生量・排出量の抑制につながる動きが求められる。

本研究では先行研究である笹尾（2008）を基に産廃税に期待される効果のうちのひとつである排出抑制効果に注目し、19年間の全国47都道府県パネルデータを用いて分析する。本研究と先行研究の違い、オリジナリティに関しては先述した笹尾（2008）が今後の課題として挙げていた分析対象期間の拡大を実施している部分である。データの制約上、分析対象が2000年から2004年に限られていた点や当時には産廃税を実施していなかった都道府県が新たに追加されている点、産廃税財源を用いた各種補助事業などの効果がすぐに表れるものではない点をふまえ本研究で期間を拡大することでより正確な結果を出すことができると思う。

本稿の構成は次の通りである。第2章で先行研究のサーベイと、先行研究と本稿との比較を行う。第3章では分析に用いたデータを説明し、入手方法を述べる。第4章では都道府県別パネルデータを用いた実証分析によって、産廃税導入による排出抑制効果を検証する。第5章では結論と今後の課題を述べる。

第2章：先行研究

本章では先行研究について言及し、そのうえで先行研究と本稿との比較について行う。

笹尾（2008）は産廃税の排出抑制効果に注目し、5年間の全国47都道府県のパネルデータ分析を用いて考察している。先行研究では「産廃税導入初年度は排出削減に一定の効果をもたらすが、持続的な排出削減効果は見られなかった」ことを示している。そこで本稿では産廃税の導入が期間の増加によってどのように効果をもたらすのかを分析した。5年間の全国47都道府県のパネルデータを用いて分析をしており、すべてのデータをプールして推定するOLSモデル、都道府県ごとの年度を通じた平均をとり推定するOLSモデル、年度を通じて一定の各都道府県固有の効果を前提に推定する固定効果モデル、各都道府県固有の効果を確率変数として推定するランダム効果モデルの4つのモデルを推定した。その結果、固定効果モデルが最も統計的信頼性が高いと判断された。したがって、笹尾（2008）は固定効果モデルを用いた推定結果に基づいて考察している。先行研究では各都道府県の産廃排出量を被説明変数とし、それに影響を与えと考えられる社会経済的変数と産廃税実施の有無を説明変数とした推定式に基づいて計量経済分析を行う。都道府県単位での産廃税施行前後の産廃排出量の変化に注目するため、各都道府県における、人口・面積・第1次産業の県内総生産・第2次産業の県内総生産・第3次産業の県内総生産・中間処理施設数・最終処分場数の7つの変数の採用を検討した。各変数間の相関係数は表3の通りである。表3から明らかなように、人口・面積・第1次産業の県内総生産・第2次産業の県内総生産・中間処理場施設数については、0.56～0.91の高い相関が示されたため説明変数から除外した。

藤岡・萩原（2007）は、産廃税導入による廃棄物の種類を分類し、産業廃棄物の処理の流れにどのような影響・効果があったのかを実際のデータに基づいた分析を行っている。しかし、我々は対象期間の増加及び、廃棄物の種類、業種ごとの特性を考慮せず、全ての産業廃棄物データを統合し、相対的な影響を評価するための回帰モデルを構築した。

表3 変数間の相関係数

	人口	面積	1次 総生産	2次 総生産	3次 総生産	中間 処理施設	最終 処分場
面積	0.1010	1					
1次総生産	0.1492	0.8386	1				
2次総生産	0.9178	-0.0055	0.0731	1			
3次総生産	0.8941	0.0214	0.0086	0.8404	1		
中間処理施設	0.5670	0.4412	0.5700	0.6261	0.3127	1	
最終処分場	0.2057	0.8057	0.7865	0.2287	0.0643	0.7030	1
産廃税	-0.0940	-0.0019	-0.0510	-0.0748	-0.0711	-0.00124	-0.0280

出所：笹尾俊明（2008）「産業廃棄物税の排出抑制効果 -パネルデータを用いた分析-」

第3章：データ

本章では、我々が分析に用いたデータを説明し、またその入手方法を述べる。（データの説明変数や出典は表4にまとめられている。）

推定式は先行研究と同様である。まず、回帰分析を行う際の被説明変数である産廃排出量については、環境省が公表している「産業廃棄物排出・処理状況調査」を用いて、2000年から2018年の19年分のデータを使用した。分析の対象期間が2018年までである理由は、2019年以降の産廃排出量のデータに関する詳細な数字が公開されていないためである。その他の説明変数である第3次産業の県内総生産は、総務省が公表している「2000暦年連鎖価格に基づく実質値」を用いており、最終処分場数は、環境省が公表している「産業廃棄物処理施設の設置・産業廃棄物処理業の許認可に関する状況調査」を使用しており、いずれも2000年から2018年までの19年分のデータで分析を行った。また、産業廃棄物排出量や第3次産業の県内総生産、最終処分場数に関しては自然対数を取った。そして、本稿では年ダミーに加え、都道府県ごとの固有効果を除くため、前暦年のデータとの差分を取った分析も行う。前暦年との差分を取ったデータを用いて回帰分析を行う理由は、都道府県ごとの同一個体における変化をとらえ、観察されない個体差の影響を取り除き、頑健性の高い推定結果を得るためである。

表4 説明変数とデータ出典

データ	出所
産業廃棄物排出量（Y）	環境省が公表している「産業廃棄物処理施設、産業廃棄物処理業許可等に関する状況」（2001年～2018年）に掲載されている産業廃棄物排出量を都道府県別で使用
産廃税導入の有無（導入初年度は1、2年目以降とそれ以外は0）（有=1、無=0）（ X_1 ）	環境省が公表している「各都道府県及び保健所設置市における産業廃棄物の処分等に係る税の実施状況及び検討状況について」を都道府県別で使用 ・「環境・持続社会」研究センター（JACSES）「地方環境税-産業廃棄物税（産廃税）」より都道府県別で使用
産廃税の有無（導入初年度、2年目以降は1、それ以外は0）（有=1、無=0）（ X_2 ）	説明変数（ X_1 ）と同上。
第3次産業の県内総生産（ X_3 ）	総務省が公表している「2000暦年連鎖価格に基づく実質値（2001年～2018年）」に掲載されている第3次産業の県内総生産の対数値を都道府県別で使用
最終処分場数（ X_4 ）	環境省が公表している「産業廃棄物の排出及び処理状況等 環境再生・資源循環」（2001年～2018年）に掲載されている最終処分場数の対数値を都道府県別で使用

第4章：実証分析

本章では、都道府県別パネルデータを用いた実証分析によって、産廃税導入による排出抑制効果を検証する。まずは、産廃税導入初年度に注目して、産廃の排出抑制につながるかを以下のモデルを用いて回帰分析を行う。

$$\begin{aligned}
 Y = & \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_3 + \beta_3 X_4 + \beta_4 D_{2001} + \beta_5 D_{2002} + \beta_6 D_{2003} + \beta_7 D_{2004} + \beta_8 D_{2005} \\
 & + \beta_9 D_{2006} + \beta_{10} D_{2007} + \beta_{11} D_{2008} + \beta_{12} D_{2009} + \beta_{13} D_{2010} + \beta_{14} D_{2011} + \beta_{15} D_{2012} \\
 & + \beta_{16} D_{2013} + \beta_{17} D_{2014} + \beta_{18} D_{2015} + \beta_{19} D_{2016} + \beta_{20} D_{2017} + \beta_{21} D_{2018} + u
 \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 Y は産業廃棄物排出量であり、 X_1 は産廃税が導入されていれば1を、導入されていない場合は0をとるダミー変数である。(1)式では、産廃税導入2年目以降は、ダミー変数を0と定義している。 X_3 は第3次産業の県内総生産を、 X_4 は産業廃棄物の最終処分場数を表す。 D_t ($t=2001\sim 2018$)は、暦年が t 年の時に1、それ以外では0をとるダミー変数である。また、 β_0 は推定される定数項、 β_i ($i=1\sim 21$)は推定される係数値、 u は誤差項である。ただし、 t は2001年から2018年までの年を表すインデックスである。本式の推定に用いるサンプルの数は793であり、 t 統計量は自由度791の t 分布に従い、有意水準1%、5%、10%の臨界値はそれぞれ2.33、1.92、1.65と求められる。自由度修正済み係数は0.676556であり、この係数は、回帰モデルが被説明変数を説明する際の当てはまり具合を表す指標であり、その値が1に近いほど、回帰モデルの当てはまりがよいことを意味している。表4の列(1)は上記の(1)式の推定結果である。産廃税の導入が排出抑制に効果を与えないことが明らかとなった。したがって、税制度の見直しを検討する必要がある。また、産廃税の導入が排出抑制に影響を与えると予想していたため、予想と反する結果になった。

次に、産廃税導入による影響を見ていくため、以下の回帰モデルを用いて年ダミーと差分を用いた実証分析を行う。 $\Delta D_{2001}\sim \Delta D_{2018}$ は、2001年から2018年までの差分の年ダミーであり、その他の説明変数や分析方法は、(1)式と同様である。産業廃棄物排出量を排出抑制の主な代理変数と置き、それぞれの説明変数が産業廃棄物排出量に与える効果を明らかにする。 $D_{t-(t-1)}$ ($t=2001\sim 2018$)は、差分データが $t-1$ 年から t 年の時に1、それ以外では0をとるダミー変数である。 δ_0 は推定される定数項、 δ_j ($j=1\sim 18$)は推定される係数値、 e は誤差項である。また、全暦年との差分を取ったデータを用いることで、都道府県ごとの個別効果を除去した推定結果を得ることができる(畑農・水落 2017、西山他 2019)。表4の列(2)は以下の(2)式の推定結果である。

$$\begin{aligned}
 \Delta Y = & \delta_0 + \beta_1 \Delta X_1 + \beta_2 \Delta X_3 + \beta_3 \Delta X_4 + \delta_1 \Delta D_{2001-2000} + \delta_2 \Delta D_{2002-2001} + \delta_3 \Delta D_{2003-2002} \\
 & + \delta_4 \Delta D_{2004-2003} + \delta_5 \Delta D_{2005-2004} + \delta_6 \Delta D_{2006-2005} + \delta_7 \Delta D_{2007-2006} + \delta_8 \Delta D_{2008-2007}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +\delta_9 \Delta D_{2009-2008} + \delta_{10} \Delta D_{2010-2009} + \delta_{11} \Delta D_{2011-2010} + \delta_{12} \Delta D_{2012-2011} \\
& + \delta_{13} \Delta D_{2013-2012} + \delta_{14} \Delta D_{2014-2013} + \delta_{15} \Delta D_{2015-2014} + \delta_{16} \Delta D_{2016-2015} \\
& + \delta_{17} \Delta D_{2017-2016} + \delta_{18} \Delta D_{2018-2017} + e
\end{aligned} \tag{2}$$

ただし、 ΔX_1 は X_1 に関する全暦年データとの差分を表す。

推定結果は、どの説明変数も正に有意にならないという結果になった。このことから、説明変数が目的変数との関連が弱いことが考えられる。したがって、産廃税を導入している都道府県としていない都道府県において、あまり差がないことが判明した。

この結果より、それぞれの説明変数及び年数ダミーは産業廃棄物排出量の抑制に影響を与えないということが言える。しかし、産廃税の導入初年度のみが排出抑制に効果を与えないとは限らないため、本稿で定義する残り 2 つの推定式を参考に効果を見ていく。

次に、産廃税の持続的な影響を見ていくために産廃税実施ダミー変数を 2 年目以降も導入していれば 1、導入されていないければ 0 をとるように行った。 X_2 は産廃税実施ダミー変数を、 $\Delta D_{2001} \sim \Delta D_{2018}$ は、式(2)と同様で、2001 年から 2018 年までの差分のダミー変数である。

以下のモデルは推定式(3)と(4)であり、推定結果は表 5 の列(3)と列(4)である。

$$\begin{aligned}
Y = & \beta_0 + \beta_1 X_2 + \beta_2 X_3 + \beta_3 X_4 + \beta_4 D_{2001} + \beta_5 D_{2002} + \beta_6 D_{2003} + \beta_7 D_{2004} + \beta_8 D_{2005} \\
& + \beta_9 D_{2006} + \beta_{10} D_{2007} + \beta_{11} D_{2008} + \beta_{12} D_{2009} + \beta_{13} D_{2010} + \beta_{14} D_{2011} + \beta_{15} D_{2012} \\
& + \beta_{16} D_{2013} + \beta_{17} D_{2014} + \beta_{18} D_{2015} + \beta_{19} D_{2016} + \beta_{20} D_{2017} + \beta_{21} D_{2018} + u
\end{aligned} \tag{3}$$

表 5 推定結果：(1)式～(4)式

	(1)	(2)	(3)	(4)
産業廃棄物税実施ダミー変数	0.002 (0.263)	0.043 (0.458)	0.036 (0.786)	-0.012 (-0.291)
第 3 次産業の県内総生産 (ln)	0.699 (31.640)	-0.507 (-0.485)	0.701 (31.344)	-0.566 (-0.53)
最終処分場数 (ln)	0.244 (11.194)	-0.019 (-0.375)	0.245 (11.358)	0.100 (0.730)

注) **、* はそれぞれ両側 1 %、5 %、10 % 水準で有意であることを示している。() 内は t 値である。

数値は小数点第 4 位以下を切り捨てたものである。

$$\begin{aligned}
\Delta Y = & \delta_0 + \beta_1 \Delta X_2 + \beta_2 \Delta X_3 + \beta_3 \Delta X_4 + \delta_1 D_{2001-2000} + \delta_2 \Delta D_{2002-2001} + \delta_3 \Delta D_{2003-2002} \\
& + \delta_4 \Delta D_{2004-2003} + \delta_5 \Delta D_{2005-2004} + \delta_6 \Delta D_{2006-2005} + \delta_7 \Delta D_{2007-2006} + \delta_8 \Delta D_{2008-2007} \\
& + \delta_9 \Delta D_{2009-2008} + \delta_{10} \Delta D_{2010-2009} + \delta_{11} \Delta D_{2011-2010} + \delta_{12} \Delta D_{2012-2011} \\
& + \delta_{13} \Delta D_{2013-2012} + \delta_{14} \Delta D_{2014-2013} + \delta_{15} \Delta D_{2015-2014} + \delta_{16} \Delta D_{2016-2015} \\
& + \delta_{17} \Delta D_{2017-2016} + \delta_{18} \Delta D_{2018-2017} + e
\end{aligned} \tag{4}$$

推定結果は、推定式(2)と同様に、どの説明変数も正に有意にならないという結果になった。

この結果より、産廃税導入が産業廃棄物の排出抑制に直接的な影響を与えないということが言える。その要因として、税率が低いことがインセンティブの発生に繋がらないため、適切な税率の見直しが必要である。そして、産廃税の使用用途や情報公開が必要であり、企業や社会全体に促すことが、産業廃棄物の削減に繋がると考える。また、産業廃棄物排出量及び、最終処分場数の減少がこの推定結果に影響を与えており、企業や社会全体が産業廃棄物の排出を抑制することが、コスト削減に繋がると意識したからであると考ええる。

第5章：政策提言

本稿では、産廃税が産業廃棄物の排出抑制に及ぼす影響について都道府県別パネルデータを用いて分析を行った。笹尾（2008）では、産廃税の導入は導入初年度に一定の効果をもたらすが、持続的な排出抑制効果は見られなかったと述べられていたが、本稿で分析した結果、産廃税導入初年度も有意な影響を示さないということが明らかとなった。つまり、産業廃棄物を多く排出する業種と、少ない業種の間での公平性を確保するために、業種別や廃棄物の種類別に税率を調整することが理想の政策であると考ええる。産廃税の導入前後について述べている藤岡・萩原（2007）は、ごく一部の廃棄物において産廃税は有意な効果を与えていると明らかにしており、我々は産業廃棄物を分類せずに、全体を一括して分析を行ったため、異なる結果が得られた。産廃税を導入していない都道府県の排出量も含めた分析であり、相対的に見て産廃税の導入効果が著しく反映されていないことが原因であると考ええる。

また、現在日本では、最終処分場数の減少を受け、産業廃棄物の発生抑制やリサイクル促進を目的としており、発生者に対して廃棄時に課税をすることで、最終処分場への依存を減らすことに注力している。このような取り組みを行うことで、産業廃棄物排出に対する意識が変わり、ごみの減少にも繋がっていくと考えられる。しかし、産廃税の導入は一部でデメリットを抱えており、産廃税による処理コストが増加するため、不正な廃棄物処理や不法投棄が増加するという問題点も考えられる。また、環境省が公表している「産業廃棄物の不法投棄の状況について」では、税導入後、一部の地域で不法投棄件数が増加したことが確認されており、特に、最終処分場が不足する地域で、コスト削減を目的とした不法な処理が問題となっている。これらを防ぐために、地域間での処理コストの不均衡を解消し、地域ごとに適切な税率の設定や、遠隔地の処分場への輸送補助などを検討する必要がある。これにより、処分場が不足している地域での不法投棄の抑制をすることができる。そして、産廃税の効果的な運用や小規模事業者への支援、リサイクル促進への連動を行うことで、持続可能な産業廃棄物管理が実現されるであろう。

第6章：結論と今後の課題

本章では、2000年から2018年までの都道府県別データと産廃税導入の有無が産業廃棄物の排出抑制にどのような効果をもたらすのか検証した。その結果、産廃税の導入は産業廃棄物の抑制に大きな影響を与える要因ではないことが判明した。また、2019年以降の産業廃棄物排出量の詳細なデータを入手することができなかったため、2020年に世界で流行した新型コロナウイルスによる社会的な影響も考慮して分析する必要がある。

具体的には、一部年度で推定結果より統計学的に有意に産業廃棄物の排出を抑制することが明らかになったが、大半の年では有意な影響を示さなかった。先行研究である笹尾(2008)の分析結果では、産廃税導入初年度は排出削減に一定の効果をもたらすと述べられていたが、本稿で分析した結果、産廃税導入初年度に対しても有意な影響を示さないという先行研究とは異なる結果となった。本稿では2000年から2018年を分析対象期間としたが、より期間の短い分析対象である笹尾(2008)でも持続的な排出量削減効果は見られなかったと述べており、長期的な排出量削減に効果が見られなかった点については類似した結果となった。導入初年度の結果が異なるのは、先行研究との分析期間が異なるためだと考えられる。また、各年や各都道府県の固有の特徴(固定効果)を考慮しても頑健であった。

最後に今後の分析課題をいくつか挙げておく。まず、本稿では長期間のパネルデータ分析を行うために、分析対象を都道府県に絞ったが、政令指定都市や県庁所在地などに分類して分析を行うことができれば、各都道府県の人口規模などの特性に応じた対策を提言することも可能となろう。また、本稿では、産廃税の排出抑制効果に注目したが、産廃税実施によって期待される効果としては、最終処分抑制効果やリサイクル促進効果も重要であり、産廃税実施の効果を分析するためには、排出抑制以外も含む総合的な影響を分析することが必要である。また、産廃税の税率が低い場合、企業にとって経済的負担が軽く、産業廃棄物削減への強いインセンティブが生まれにくい。しかし、税率が高すぎると企業に過度の負担がかかり、コスト転嫁や不法投棄が増えるリスクが生じるため、適切な税率を模索する必要がある。それを考慮した分析を行う必要がある。産廃税の基本的には1トンにつき1000円かかる税率は倉阪(2003)でも述べられているが、三重県において税収の使用用途に照らして算出した財政需要を県内の産業廃棄物埋立処分量で割って作った数字であり、他の都道府県はすでに前例がある為、他県がそうだからといった消極的な理由で1000円という税率を採用している。こうした事例からも各自治体が産業廃棄物の削減のためにインセンティブを生まれさせるような税率を模索して行くべきである。また、2019年以降の詳細なデータを入手することができず分析を行っていないため、他の説明変数を追加して、引き続き分析を行う必要がある。また、産業廃棄物の抑制を推進するために、産廃税による税収を、廃棄物削減やリサイクル推進のための具体的な施策や仕組みを、企業や社会全体に対して理解を促すとともに、自主的な取り組みを促進するための教育や情報提

供が重要であり、これらの課題を解決することで、産廃税がより効果的な環境政策として機能し、持続可能な社会の実現に貢献することが期待されるであろう。

参考文献

- ・伊藤公一朗（2017）『データ分析の力：因果関係に迫る思考法』光文社新書。
- ・北川滯梨・藤原萌（2022）「指定ごみ導入の家庭ごみ削減効果：市別パネルデータを用いた実証分析」、大阪経済大学学生奨学論文。
- ・倉阪秀史（2003）「産業廃棄物税の動向と論点」『廃棄物学会誌』Vol.14、No.4、pp.171-181
- ・笹尾俊明（2008）「産業廃棄物税の排出抑制効果 -パネルデータを用いた分析-」、第19回廃棄物学会研究発表会講演論文集Ⅰ、pp.110-112。
- ・笹尾俊明（2011）「産業廃棄物税の排出抑制効果に関するパネルデータ分析」、廃棄物資源循環学会論文、Vol.22、No.3、pp.157-156。
- ・西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮（2019）『計量経済学』有斐閣。
- ・畑農鋭矢・水落正明（2017）『データ分析をマスターする12のレッスン』有斐閣。
- ・福山博文・内藤徹（2002）「産業廃棄物の処理・リサイクルと産業廃棄物税の使途選択問題」、『地域科学研究』33巻（2002-2003）、pp.183-188。
- ・藤岡茂・萩原清子（2007）「産廃税の導入による効果に関する考察、三重県産業廃棄物税の再生施設利用促進効果を事例として」、『地域学研究』37巻1号、pp.89-101。
- ・地方環境税-産業廃棄物税（産廃税）「環境・持続社会」研究センター（JACSES）、（2024年9月21日閲覧）
<https://www.jacs.es.org/paco/sanpaizei.htm>

データ出典

- ・各都道府県及び保健所設置市における産業廃棄物の処分等に係る税の実施状況及び検討状況について、（2024年9月20日閲覧）
<https://www.env.go.jp/recycle/waste/zei-kento/09/mat02.pdf>
- ・環境省「産業廃棄物処理業者対象令和6年度政府支援策一覧」、（2024年9月20日閲覧）
<https://www.env.go.jp/content/000248722.pdf>
- ・環境省「産業廃棄物処理施設、産業廃棄物処理業許可等に関する状況」、（2001～2018）、（2024年9月20日閲覧）
<https://www.env.go.jp/recycle/waste/kyoninka.html>
- ・環境省「産業廃棄物の排出及び処理状況等 環境再生・資源循環」、（2001～2018）、（2024年9月20日閲覧）
<https://www.env.go.jp/recycle/waste/sangyo.html>

- ・ 環境省「産業廃棄物の不法投棄の状況について」、(2024 年 9 月 21 日閲覧)
https://www.env.go.jp/recycle/ill_dum/santouki
- ・ 環境省「令和 3 年版環境・循環型社会・生物多様性白書状況第 2 部第 3 章第 1 節廃棄物等の発生、循環的な利用及び処理の現状」、(2024 年 9 月 20 日閲覧)
<https://www.env.go.jp/policy/hakusyo/r03/html/hj21020301.html>
- ・ 総務省「地方税制度-法定外税」、(2024 年 9 月 21 日閲覧)
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/149767_24.html
- ・ 総務省「法定外税の実施状況」、(2024 年 9 月 21 日閲覧)
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/pdf/ichiran06_r05/ichiran06_r05_15.pdf
- ・ 内閣府「県民経済計算、2. 主要系列表、経済活動別県内総生産（実質：連鎖方式）」、(2014)、(2024 年 9 月 20 日閲覧)
https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_h26.html
- ・ 内閣府「県民経済計算県民経済計算、2. 主要系列表、経済活動別県内総生産（実質：連鎖方式）」(2019)、(2024 年 9 月 20 日閲覧)
https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_2019.html



鉄道路線の廃止が人口移動と所得に与える影響
～市町村別パネルデータを用いた実証分析～

努力賞
(3)

学 年：4 年

学部学科：経済学部経済学科

氏 名：岩出 大輝

要 約

現在、日本では人口減少と都会への人口流出が同時に進行している。これにより、生活水準や生産機能を維持できなくなる過疎地域が発生し、今後も増える予想である。総務省「平成 27 年版 情報通信白書：人口流出の背景」によると、人口流出の最も大きな要因は経済環境、特に雇用環境であり、次に社会インフラが不足していることである。社会インフラのなかには交通関連も含まれ、地域では交通インフラが不足している。鉄道では利用者が極めて少なく、赤字経営のため、鉄道路線を廃止する鉄道事業者が増えている。これに対して、鉄道路線の廃止について、地域住民や自治体からは反対意見や廃止後の交通インフラに対する不安を感じている。また、沿線自治体の過疎化をさらに加速させるという意見も見られる。そこで、本稿では鉄道路線の廃止による人口・所得の増減について市町村別パネルデータを用いた実証分析を通じて明らかにしたい。

分析方法としては、まず、2010 年から 2022 年の 12 年間の差分を用いたパネルデータ分析を行った。対象自治体は鉄道路線が廃止された自治体と現存の鉄道路線がある過疎自治体である。被説明変数は 3 つで人口増減率、社会増減率（人口流入と流出の差）、納税義務者 1 人あたりの課税対象所得額の増減率である。人口増減率（社会増減率）を被説明変数としたときは納税義務者 1 人あたりの課税対象所得額の増減率は説明変数となり、その逆もそうである。また、鉄道路線廃止の有無と自動車保有車両数増減率も説明変数として用いて、分析を行った。次に頑健性を高めるために、年ダミーを考慮した分析を行った。最後に鉄道路線が廃止された自治体に絞って、より詳細な効果を分析した。

実証分析の結果、現存鉄道路線と比較して、鉄道路線が廃止されることによって、長期的には社会増減率が減少していた。しかし、鉄道路線廃止が発生した自治体のみで分析すると、それとは反対に長期的には鉄道路線の廃止・自動車保有車両数によって社会増減率が増加すると明らかになった。また、他に有意な説明変数はなく、鉄道路線の廃止によって、人口や所得がより減少する効果はないと明らかとなった。このことから人口と所得の減少は廃線以前から起こっていることであり、鉄道路線の廃止によって引き起こされたとは判断できないと結論づけられる。むしろ、人口流出数を減らす効果があると言える。しかし、本稿の対象とした廃止された鉄道路線は、廃止以前から赤字を抱えた経営であり、沿線地域は過疎状態であることが前提である。そのため、鉄道路線の廃止を行う際は、慎重に判断する必要がある。

目 次

第1章 はじめに

第2章 先行研究

第3章 データ

第4章 実証分析

第1節 現存の鉄道路線との比較

第2節 年別の固定効果

第3節 鉄道路線の廃止がされた沿線自治体のみで分析

第5章 結論と今後の課題

参考文献

データ出所

- ① 人口と所得のデータ
- ② 自動車のデータ
- ③ 廃止された鉄道路線と現存鉄道路線

第1章 はじめに

2011年以降、日本の総人口は13年連続で減少している（総務省統計局 2024年時点）。厚生労働省によると、2023年の日本人の出生率は約72.7万人（前年比マイナス5.6%）で合計特殊出生率は1.20と過去最低であった。今後も人口が減少することが予想される。また、農山漁村地域から都市への人口流出は収まる傾向はみられない。そのため、農山漁村地域では人口減少や過疎化が特に深刻な問題となっている。このことから公共インフラや行政サービスなどを縮小する自治体や維持することが困難な地域が増えている。公共交通機関では鉄道やバスの廃止となる事例が発生している。特に鉄道は改正鉄道事業法により、2000年以降、鉄道路線の廃止がより容易となってしまった。

改正鉄道事業法（2000）とは、鉄道路線の廃止が許可制から1年前に事前に届出ることのできる路線を廃止できるようにするための法律である。国土交通省の「近年廃止された鉄軌道路線」によると、2000年以降、全国で47路線・営業キロ1275.3kmの鉄道路線が廃止された。廃線理由の多くは乗客減少により、利益を上げることができず、経営維持が困難な状況となったためである。例えば、JR北海道は2020年に札沼線（北海道医療大学駅～新十津川駅）を廃止した。廃線理由は輸送密度が200人未満の線区であり、JR北海道単独では維持が困難になったためである。実際に鉄道利用者は高校や大学への通学のために利用することがほとんどで日常的に利用されていなかった。そのため、札沼線の廃線はバス転換を視野に廃止の検討・協議が進められた。しかし、沿線町の会議では存続を目指す意見や住民説明会では鉄道廃線の結論を出すのは早いのではないか・バス転換後の経営への不安などの意見が見られた。他の鉄道路線廃線に対する意見も含めると鉄道路線の廃止が街を衰退させるという意見もある。そのため、鉄道路線廃止の影響を分析することが今後の経営危機の鉄道路線を廃止するか存続するかを議論する上で重要である。また、他の交通手段として、加藤（2005）は、代替バスについて

存廃検討において「現在の運行サービスレベルのまま存続する」という代替案を設定しなければよい。なぜならば、現サービスレベルでは問題があるために存廃論議に至ったのであり、運営形態見直しや経費節減で短期的にそれをクリアしても、長期的には再び存廃論議が繰り返され、しかもその時には利用者は更に減ってしまっているからである。

という意見がある。これから先どのような形で交通インフラを維持していくかを議論することも重要である。

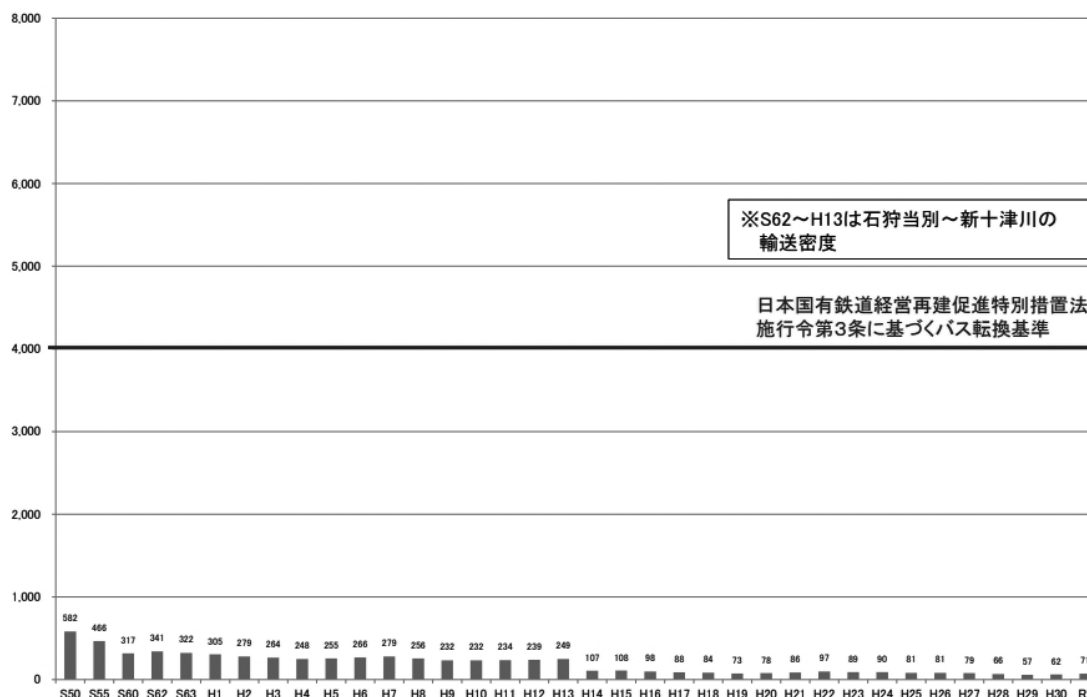
鉄道路線廃止による減少効果に関しては、いくつかの先行研究が調査を行っている。（先行研究との詳しい比較は次章で行っている。）松中他（2020）、10年以内に高校を卒業する年齢階層の流出が多く、自動車分担率はいずれも有意に働かなかったと明らかにしている。しかし、松中他は年齢別であり、市町村ごとの固有効果を排除できていない。本稿では沿線自治体を対象とした12年間の市町村別パネルデータを用いて、実証分析を行う。

輸送密度の推移



■札沼線（北海道医療大学・新十津川間）（昭和50・55・60年度、昭和62年度～令和元年度）

（人/キロ/日）



出典：北海道旅客鉄道株式会社（JR 北海道）「札沼線（北海道医療大学・新十津川間）2019（令和元年）年度線区データ」

図1：輸送密度の推移

佐川・中谷（2020）は、鉄道路線廃止が起こった自治体の人口・所得減少率は、廃線以前からの状況であり、鉄道の廃止で引き起こされたものではないと明らかにしている。市町村別で24年間の多期間のデータを扱っているが、自然増減を含めた人口増減率を用いた分析である。そこで、本稿では、人口の流出入のデータである社会増減率を用いて、先行研究が得た含意を発展させて検証する。

分析方法としては、まず、2010年から2022年の12年間の差分を用いたパネルデータ分析を行った。対象自治体は鉄道路線が廃止された自治体と現存の鉄道路線がある過疎自治体である。被説明変数は3つで人口増減率、社会増減率、納税義務者1人あたりの課税対象所得額の増減率である。人口増減率（社会増減率）を被説明変数としたときは納税義務者1人あたりの課税対象所得額の増減率は説明変数となり、その逆もそうである。また、鉄道路線廃止の有無と自動車保有車両数増減率も説明変数として用いて、分析を行った。次により頑健性を高めるために、年ダミーを考慮した分析を行った。最後に鉄道路線が廃止された自治体に絞って、より詳細な効果を分析した。

本稿で得られた結果は以下の通りである。まず、現存鉄道路線と比較して、鉄道路線が廃止されることによって、長期的には社会増減率が減少していることが明らかとなった。

この結果は松中他（2020）の結果を市町村別のパネルデータ分析によってもサポートできるといえる。一方、佐川・中谷の分析とは異なる結果となった。次に鉄道路線廃止が発生した自治体のみで分析すると、現存鉄道路線との比較とは反対に長期的には鉄道路線の廃止・自動車保有車両数によって社会増減率が増加していた。この結果は、松中他（2020）の自動車分担率の変化がなかったことと異なっている。社会増減率以外の結果については、鉄道路線の廃止・自動車保有車両数によって、人口や所得が減少する効果がないと明らかにしている。この結果は、佐川・中谷（2020）の結果と同様といえる。

したがって、鉄道路線が廃止された自治体は、現存鉄道路線の沿線自治体よりも増加率が少ない。もしくは緩やかであるが人口流入者が増えている。自然増減を加えると鉄道路線廃止が人口・所得に悪影響を与えることはないといったことが示唆される。また、自動車保有車両数から一時的に減少効果が表れるが、長期的には交通手段を補う効果があると示唆される。

本稿の構成は次の通りである。第2章で先行研究のサーベイし、先行研究と本稿の比較を行う。第3章では分析に用いたデータを説明し、入手方法を述べる。第4章では市町村別パネルデータを用いた実証分析によって、鉄道路線廃止後の沿線自治体の人口・所得の減少効果を検証する。第5章では結論と今後の課題を述べる。

第2章 先行研究

本章では先行研究をサーベイし、先行研究と本稿との比較を行う。佐川・中谷（2020）は、人口・所得を被説明変数として用いた実証分析を行っており、鉄道路線の廃止が人口・所得を減少させる効果はないということを明らかにしている。具体的な人口と所得データについて、人口データは総務省自治行政局住民制度課「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」における日本人のみの住民基本台帳人口を用いている。これに対して、住民基本台帳人口だと自然増減も含まれているため、本稿では人口増減率だけでなく、社会増減率も用いる。所得データは総務省自治税務局市町村税課「市町村税課税状況等の調」における課税対象所得と納税義務者数（所得割）であり、課税対象所得を納税義務者数（所得割）で除した納税義務者1人あたりの課税対象所得額を用いている。本データについては、本稿でも同様の被説明変数を用いている。佐川・中谷は1995年から2018年の24年間を対象としたパネルデータ分析をおこなっているがこれに対して、本稿では説明変数のデータ入手の制約上、2010年から2022年の12年間を対象としている。これに伴い、対象の市町村にも違いがある。

坂本・山岡（2017）は、国勢調査地域メッシュ統計と鉄道駅の位置データを用いて、研究している。増減率を用いて分析しており、結果は、鉄道路線が廃止されると人口が減少すると明らかにしている。データの対象地域を市町村ではなく、距離で決定し、データの

内容から人口だけでも詳細な指標を用いて増減率を比較している。本稿では市町村別のパネルデータを用いることで、増減率では考慮できていない各年や各市町村の固定効果を除去した効果を抽出しており、坂本・山岡の結果をサポートする結果を得ている。

松中他（2020）は、年齢階層別の社会増減率と交通分担率、鉄道分担率を用いて鉄道路線の廃止といったショックの前後を比較して増減率や分担率の大小がどのように変化するかを分析している。10年以内に高校を卒業する年齢階層の流出が多く、交通分担率の自動車分担率はいずれも有意に働かなかったと明らかにしている。こちらも本稿は年齢階層別の結果ではないが、坂本・山岡と同様にサポートする結果を得ている。

鉄道路線が廃止された後の地域住民の交通手段の意識変化に関することは國定他（2012）や宮崎・高山（2012）、山下他（2012）など多くの研究で行われているが、アンケート調査による分析である。國定他は3つの地区を対象に鉄道路線の廃止やその後の街や交通手段の変化をアンケート調査で研究を行った。結果は、鉄道路線の廃止後、他の交通があれば、不便さを感じない・車依存度が廃線前から高いので変化がない。また、代替バスも利便性が高ければ、交通手段に不満を感じないと明らかになった。宮崎・高山と山下他は一つの廃止された鉄道路線の住民にアンケート調査を行い、研究を行った。宮崎・高山は「のと鉄道能登線」の沿線自治体、山下他は日立電鉄の沿線自治体（日立市・常陸太田市）である。両方の結果から鉄道路線の廃止によって、過疎化の進行が発生している。これらの分析はアンケート調査であるため本稿のように複数の市町村、長期期間が対象でデータから交通意識の変化の分析はできていない。ただし、代替バスなどのその他の交通手段の利便性や依存度などから生じる効果の違いを検証することは本稿では出来ていない。このため、先行研究を補完する役割を果たしていると考えられる。

第3章 データ

本章では、分析に用いたデータの説明とその入手方法を述べる。データの説明や出所は表1にまとめられている。

まず、回帰分析を行う際の被説明変数は、人口と所得に関するデータを用いた。人口データは総務省が公表している「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」に記載されている住民基本台帳人口と社会増減率を用いた。住民基本台帳人口は、(当期のデータ－前期のデータ)/前期のデータ×100で算出している。佐川・中谷（2020）と同様に住民基本台帳人口を用いているが、こちらのデータには自然増減も含まれている。そのため、人口の転出・流入のみ把握できない。このことから本稿ではさらに社会増減率を用いた分析も行う。社会増減率とはある地域から別の地域に転出した人数と転乳した人数を差し引いて算出した人数である。人口増減率・社会増減率どちらのデータについても、佐川他と同様にするために日本人国籍のみが人口に含まれている。所得データは総務省が

公表している「市町村税課税状況等の調」に記載されている課税対象所得と納税義務者数（所得割）を用いた。本調査は佐川他と同様の被説明変数を用いている。所得データである課税対象所得を納税義務者数で除して、上記の増減率を求める式を用いて算出した。

対象の年については佐川・中谷は1995年から2018年を対象とした24年間のパネルデータ分析であるが、本稿ではデータの入手可能性から2010年から2022年を対象とした12年間のパネルデータ分析という違いがある。対象年の違いによって、対象の沿線自治体も異なっている。

廃止した鉄道路線は国土交通省が公表している「近年廃止された鉄軌道路線」で確認するとともに沿線自治体はホームページで確認した。廃止された鉄道路線のなかで、阪堺電気軌道の上野線については、自治体の周辺環境や廃止の理由から対象から除外した。

表1 データの出所

データ	出所
人口増減率（％）	総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」2010年～2022年を市町村別で使用 (当期のデータ－前期のデータ)/前期のデータ×100で算出
社会増減率（％）	
納税義務者1人あたりの課税対象所得額の増減率（％）	総務省「市町村税課税状況等の調」2010年～2022年を市町村別で使用 課税対象所得/納税義務者数（所得割） 納税義務者1人あたりの課税対象所得額（当期のデータ－前期のデータ)/前期のデータ×100で算出
鉄道路線の有無（有=1、無=0）	国土交通省「近年廃止された鉄軌道路線」で廃止された鉄道路線を確認 国土交通省「地域鉄道事業者一覧 96社」で現存の地方鉄道を確認。 総務省「過疎関係市町村都道府県別分布図」で現存の地方鉄道の沿線自治体のなかから過疎地域に該当する自治体のみを対象とした。
自動車保有車両数増減率（％）	一般財団法人自動車検査登録情報協会「市区町村別自動車保有車両数」2010年～2022年を市町村別で使用 (当期のデータ－前期のデータ)/前期のデータ×100で算出

現存鉄道路線の沿線自治体は、国土交通省が公表している「地域鉄道者一覧」の鉄道路線とJR各社の地方交通線から沿線自治体を確認した。また、総務省「過疎関係市町村都道府県別分布図」で過疎地域を確認した。現存鉄道路線の沿線自治体は沿線自治体かつ過疎自治体を対象とした。

最後に交通手段の意識の変化としては、自動車に関するデータを用いる。自動車は、一般財団法人自動車検査登録情報協会「市区町村別自動車保有車両数」に記載されている乗用車を対象とした。算出方法は、(当期のデータ－前期のデータ)/前期のデータ×100である。

表 2 「廃線路線沿線自治体」 29 市町

都道府県	市町村名	廃線年	廃止した鉄道路線	会社名
北海道	石狩郡当別町	2020 年	札沼線	北海道旅客鉄道 (JR 北海道)
	樺戸郡月形町			
	樺戸郡浦臼町			
	樺戸郡新十津川町			
	夕張市	2019 年	石勝線	
	留萌市	2016 年	留萌線	
	増毛郡増毛町			
	上磯郡木古内町	2014 年	江差線	
	檜山郡江差町			
	檜山郡上ノ国町			
青森	十和田市	2012 年	十和田観光電鉄線	十和田観光電鉄線 株式会社
	三沢市			
	上北郡六戸町			
岩手	大船渡市	2020 年	大船渡線	東日本旅客鉄道 (JR 東日本)
	陸前高田市			
	宮古市	2014 年	岩泉線	
	下閉伊郡岩泉町			
宮城	気仙沼市	2021 年	気仙沼線	
	登米市			
	本吉郡三陸町			
長野	長野市	2012 年	屋代線	長野電鉄
	須坂市			
	千曲市			
島根	江津市	2018 年	三江線	西日本旅客鉄道 (JR 西日本)
	邑智郡川本町			
	邑智郡美郷町			
	邑智郡邑南町			
広島	三次市			
	安芸高田市			

第 4 章 実証分析

本章では、市町村別パネルデータを用いた実証分析によって、鉄道路線廃止による影響を検証する。第 1 節では、現存の地域鉄道と廃止される前の鉄道路線の沿線自治体を比較対象とし、鉄道路線が廃止されたことに対する影響を分析する。この分析結果から、鉄道路線の廃止によって人口と所得の減少が引き起こされたのではないという結果となった。第 2 節では年ダミーを用いて、対象年度に日本国内で共通して起きたショックによる効果

を除去してより頑健的な分析結果を出す。この分析結果から、第1節の結果とは異なり、年別の固定効果を除去することで長期的な期間では人口の流出が加速していることが明らかとなる。第3節では鉄道路線の廃止が発生した沿線自治体のみを対象として、路線廃止前後の変化を分析する。この分析結果から、第2節と異なり、長期的な期間では人口の流入、もしくは人口の流出率が減少していることが明らかとなる。

第1節 現存の地域鉄道との比較

まずは、現存の地域鉄道と廃止される前の鉄道路線の沿線自治体を比較対象とし、鉄道路線の廃止でどのような変化があるのかを以下のモデルを用いて検証する。

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_j + \beta_2 X + \beta_3 Z + \mu \\ Z = \sigma_0 + \sigma_1 D_j + \sigma_2 X + \sigma_3 Y_i + e \end{cases}$$

まず、①の被説明変数の Y_i は人口増減率（社会増減率）であり、 $i=1, 2$ の $i=1$ は人口増減率であり、 $i=2$ は社会増減率である。②の被説明変数の Z は納税義務者1人あたりの課税対象所得額の増減率である。次に説明変数の D_j は鉄道路線廃止が生じた年、あるいは廃線年以降を識別するダミー変数である。 $j=1, 2$ の $j=1$ は、路線の廃止が生じた年のみを1、それ以外の年を0ととる。 $j=2$ は、鉄道路線の廃止が生じた年以降を1、それ以外を0ととる。 X は市町村別自動車保有車両数の増減率であり、 μ と e は誤差項である。本節の推定に用いるサンプルの数は576であり、 t 統計量は自由度575の t 分布に従い、有意水準の臨界値はそれぞれ1%は5.841、5%は3.182、10%は2.353と求められる。

表3は①の推定結果である。列(1)、列(2)はそれぞれ人口増減率と社会増減率であり、鉄道路線の廃止が発生した年のみダミー変数1をとる。推定した結果は、すべてにおいて有意に働くものはなかった。

次に、ダミー変数を鉄道路線が廃止された年以降のダミー変数を1とすることにより、長期的な期間では鉄道路線の廃止によって、沿線自治体に影響を与えていないかを推定する。それぞれの結果は列(3)、列(4)にそれぞれ示されている。推定結果列(3)、列(4)も列(1)、列(2)のいずれも有意に働くものはなかった。

表4は②の推定結果である。こちらの結果も列(5)～列(8)のいずれにおいても有意に働くものはなかった。

これらの結果から先行研究佐川・中谷(2020)と同じように鉄道路線の廃止が沿線自治体の人口・所得に影響を与えるような効果はないということが明らかとなった。しかし、列(4)の鉄道路線の廃止ダミーは有意ではないが、有意水準10%に近い数値となっている。このことから他の効果による影響を排除することで、結果が変わってくる可能性がある。

本節の推定では、現存の地域鉄道と廃止される前の鉄道路線の沿線自治体を比較対象とし、鉄道路線の廃止でどのような変化があるのかを分析した。次節では分析対象期間のある年に全市町村に共通して生じたショックからの効果を考慮した推定を行う。第3節で

表3 推定結果：①

被説明変数	(1) 人口増減率	(2) 社会増減率	(3) 人口増減率	(4) 社会増減率
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=1$)	-0.315 (-0.099)	0.193 (1.228)		
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=2$)			-0.711 (-0.489)	-0.127 (-1.763)
自動車保有車両数増減 率 (X)	0.076 (0.663)	-0.001 (-0.247)	0.069 (0.594)	-0.003 (-0.590)
納税義務者1人あたり の課税対象所得額 (Z)	-0.064 (-0.351)	0.006 (0.653)	-0.057 (-0.314)	0.007 (0.777)

***、**、*はそれぞれ両側1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は t 値である。
数値は小数点第4位以下を切り捨てたものである。

表4 推定結果：②

被説明変数	(5) 所得	(6) 所得	(7) 所得	(8) 所得
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=1$)	-0.063 (-0.087)	-0.086 (-0.120)		
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=2$)			0.235 (0.709)	0.279 (0.831)
自動車保有車両数増減 率 (X)	-0.035 (-1.316)	-0.035 (-1.319)	-0.033 (-1.243)	0.279 (0.831)
人口増減率 (Y_i $i=1$)	-0.003 (-0.351)		-0.003 (-0.334)	
社会増減率 (Y_i $i=2$)		0.126 (0.653)		0.151 (0.772)

***、**、*はそれぞれ両側1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は t 値である。
数値は小数点第4位以下を切り捨てたものである。

は対象を鉄道路線の廃止が発生した自治体に絞り、鉄道路線廃止前後での変化を検証する。

第2節 年別の固定効果

本節ではより頑健性を確かめるために日本で共通して生じたショックからの効果を除去した上で、鉄道路線廃止による影響を推定する。まず、2011年3月11日に発生した東日本大震災（Great East Japan Earthquake）により、鉄道路線の運営や地域住民の転出に影響を与えたのではないかと考えられる。東日本大震災と関係のない地域もあるが、鉄道路線の廃止がされた沿線自治体で最も多いのが東北地方であるため、効果を考慮することにした。2011年と2012年と1とし、それ以外を0とした。

$$D_{GEJA} = \begin{cases} 1(t=2011\text{年} \sim 2012\text{年のとき}) \\ 0(\text{それ以外の年}) \end{cases}$$

次に2020年1月15日以降、最初の感染者が確認された後、流行した新型コロナウイルス

表5 推定結果：③

被説明変数	(9) 人口増減率	(10) 社会増減率	(11) 人口増減率	(12) 社会増減率
鉄道路線の廃止ダミー ($D_j \ j=1$)	-0.506 (-0.159)	0.206 (1.307)		
鉄道路線の廃止ダミー ($D_j \ j=2$)			-0.694 (-0.453)	-0.148 ** (-2.571)
自動車保有車両数増減率 (X)	0.080 (0.677)	-0.002 (-0.275)	0.076 (0.644)	-0.003 (-0.478)
納税義務者1人あたりの課税対象所得額 (Z)	-0.054 (-0.293)	0.005 (0.571)	-0.052 (-0.281)	0.006 (0.605)
コロナ禍ダミー (D_{SC2})	-0.995 (-0.725)	0.071 (1.041)	-0.834 (-0.586)	0.103 (1.471)
東日本大震災ダミー (D_{GRJE})	-1.215 (-0.762)	0.084 (0.298)	-1.296 (-0.808)	0.054 (0.495)

***、**、*はそれぞれ両側1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は t 値である。数値は小数点第4位以下を切り捨てたものである。

ス(SARS-Cov-2)により、外出が自粛され、交通インフラの利用者が減少したことも影響があると考えられる。この効果を考慮するために、2020年～2022年を1、それ以外は0をとるダミー変数 D_{SC2} も推定するときに考慮する。

$$D_{SC2} = \begin{cases} 1(t=2020 \text{ 年} \sim 2022 \text{ 年のとき}) \\ 0(\text{それ以外の年}) \end{cases}$$

したがって、前節で用いた推定式①は③に、②は④に修正する。

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_j + \beta_2 X + \beta_3 Z + \gamma_1 D_{GRJE} + \tau_1 D_{SC2} + \mu \\ Z = \sigma_0 + \sigma_1 D_j + \sigma_2 X + \sigma_3 Y_i + \gamma_1 D_{GRJE} + \tau_1 D_{SC2} + e \end{cases}$$

有意水準の臨界値は、それぞれ1%は4.032、5%は2.571、10%は2.015と求められる。

表5は③の推定結果をまとめている。新たに年別の固定効果を加えると列(12)で推定された係数 $D_j \ j=2$ が優位水準5%で正に有意であった。前節の列(4)と本節の列(12)は年ダミー以外は同じ推定式であるが、列(4)では有意ではなかった。その結果が年別の固定効果を排除することで、鉄道路線の廃止は人口を減少させる効果があると明らかになった。年ダミーが含まれている③の方が、頑健性が高いため、列(12)は列(4)よりも正確な結果である。

表6は④の推定結果をまとめている。列(13)～列(16)のいずれにおいても係数 D_{SC2} が有意水準5%で正に有意であった。つまり、コロナ禍となると、所得が増加するということとなる。コロナ禍だと経済活動が低迷し、所得が減少すると考えていた。しかし、鉄道路線が廃止された自治体ではコロナの影響を受けない職業、地域人口などの理由から経済活動が低迷していなかった、日本経済に影響して利益が減らないような職業などさまざまな理由で所得が増加したと考えられる。

表6 推定結果：④

被説明変数	(13) 所得	(14) 所得	(15) 所得	(16) 所得
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=1$)	-0.123 (-0.172)	-0.145 (-0.201)		
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=2$)			-0.130 (-0.380)	-0.098 (-0.284)
自動車保有車両数増減 率 (X)	-0.017 (-0.624)	-0.017 (-0.625)	-0.017 (-0.632)	-0.017 (-0.630)
人口増減率 (Y_i $i=1$)	-0.003 (-0.293)		-0.003 (-0.301)	
社会増減率 (Y_i $i=2$)		0.108 (0.571)		0.097 (0.500)
コロナ禍ダミー (D_{SC2})	1.040 ** (3.381)	1.035 ** (3.362)	1.066 ** (3.391)	1.056 ** (3.350)
東日本大震災ダミー (D_{GEJE})	-0.403 (-1.118)	-0.408 (-1.133)	-0.419 (-1.153)	-0.418 (-1.150)

***、**、*はそれぞれ両側1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は t 値である。
数値は小数点第4位以下を切り捨てたものである。

第3節 鉄道路線の廃止がされた沿線自治体のみで分析

本節では前節を踏まえ、対象とする沿線自治体を鉄道路線が廃止された自治体のみとして、廃止の前後でどのような変化があるのかを検証する。推定式については、鉄道路線の廃止ダミーのデータサンプル数を変更するのみであるため、推定式③・④と同じ式を使用する。本節の推定に用いるサンプルの数は348であり、 t 統計量は自由度347である。前節との違いをつけるため、推定式③を使った結果を⑤、推定式④を使った結果を⑥とする。

表7は⑤の推定結果とまとめている。列(20)で推定された係数 D_j $j=2$ が5%で正に有意、係数 X が優位水準10%で正に有意であった。つまり、鉄道路線が廃止される、かつ自動車保有車両数が増加すると長期的な機関では社会増減率が増加していることが実証された。これは③の列(12)とは正反対な結果である。ここから現存鉄道路線の沿線自治体と比較すると人口流出が起こっているが、これは鉄道路線が廃止される以前から起こっていたことであることがわかる。

表8は⑥の推定結果をまとめている。列(21)で推定された係数 X が10%で正に有意であった。つまり、廃止した年に自動車保有車両数によって、所得が減少していることがわかる。このことから自動車を保有する生産年齢人口が流出した可能性があると考えられる。

表 7 推定結果：⑤

被説明変数	(17) 人口増減率	(18) 社会増減率	(19) 人口増減率	(20) 社会増減率
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=1$)	-0.598 (-0.181)	0.278 (1.748)		
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=2$)			-1.654 (-0.744)	0.406 ** (3.863)
自動車保有車両数増減 率 (X)	0.360 (1.089)	-0.027 (-1.723)	0.340 (1.024)	0.033 * (2.126)
納税義務者 1 人あたり の課税対象所得額 (Z)	-0.001 (-0.177)	0.000 (0.455)	-0.001 (-0.209)	0.000 (0.614)
コロナ禍ダミー (D_{SC2})	-1.481 (-0.668)	0.130 (1.219)	-0.577 (-0.229)	-0.081 (-0.681)
東日本大震災ダミー (D_{GEJE})	-2.309 (-0.895)	0.098 (0.794)	-2.667 (-1.019)	0.194 (1.569)

***、**、*はそれぞれ両側 1 %、5 %、10% 水準で有意であることを示している。() 内は t 値である。
数値は小数点第 4 位以下を切り捨てたものである。

表 8 推定結果：⑥

被説明変数	(21) 所得	(22) 所得	(23) 所得	(24) 所得
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=1$)	-7.117 (-0.269)	-8.205 (-0.309)		
鉄道路線の廃止 ダミー (D_j $j=2$)			-15.209 (-0.857)	-17.318 (-0.957)
自動車保有車両数増減 率 (X)	-5.310 * (-2.016)	-5.167 (-1.957)	5.072 (1.917)	-4.849 (-1.823)
人口増減率 (Y_i $i=1$)	-0.077 (-0.178)		-0.090 (-0.209)	
社会増減率 (Y_i $i=2$)		4.091 (0.455)		5.606 (0.614)
コロナ禍ダミー (D_{SC2})	-5.832 (-0.329)	-6.248 (-0.352)	2.167 (0.108)	2.671 (0.133)
東日本大震災ダミー (D_{GEJE})	-20.813 (-1.009)	-21.029 (-1.020)	-24.277 (-1.161)	-25.101 (-1.198)

***、**、*はそれぞれ両側 1 %、5 %、10% 水準で有意であることを示している。() 内は t 値である。
数値は小数点第 4 位以下を切り捨てたものである。

第 5 章 結果と今後の課題

本稿では 2010 年から 2022 年までの地方鉄道と廃止された鉄道路線、それぞれの沿線自治体を対象に、鉄道路線廃止による影響を検証した。人口に関する分析の結論から述べる

と、現存鉄道路線と比較すると、人口が流出し、廃止された鉄道路線だけでは、人口が流入、もしくは流出率が減少していることが明らかとなった。まず、第2節の現存鉄道路線を含めた分析では長期的に見ると人口の流出が加速すると明らかにしている。しかし、第2節の鉄道路線が廃止された自治体だけで見ると、廃止と自動車保有車両数によって、人口が流入、もしくは流出が失速していることが明らかとなった。一方、自然増減を含めた人口増減率に関しては、先行研究佐川・中谷（2020）と同様に鉄道路線の廃止で人口がより減少しているとはいえない。次に所得に関する分析の結論を述べると、鉄道路線が廃止された自治体のみを対象とした分析で廃線年のみ、自動車を保有する生産年齢人口が減少した。長期的な期間でみると有意に働かないので、一時的なものであると考えられる。その他のデータからは有意が見られなかったため、こちらも佐川・中谷と同様の結果である。

本稿で対象とした廃止された鉄道路線は、利益を大きく上回る赤字などのやむを得ない事情があり、そういった仮定のもとで、廃止された。鉄道路線は、沿線自治体の住民にとってとても大切な交通手段の一つであり、また、交通手段以外の方法としても活用される。そのため、鉄道路線はできる限り廃止するべきではない。しかし、やむを得ない事情がある場合、本稿は、鉄道路線の存廃を考える際に大いに役立つと考えられる。

最後に今後の分析課題を3つ挙げておく。まず、今回用いたデータは年齢階層ごとに分けた分析をしていない。そのため、列（12）の廃線した年に自動車保有車両数によって、所得が減少していることについて、自動車を保有する生産年齢人口が流出した可能性があると考えられるという考察までしか行えていない。そのため、年齢別に分けることができれば、年齢別の影響を知ることができる。次に鉄道以外の交通手段として自動車保有車両数を用いた。しかし、代替バスやタクシーなど他の交通手段を考慮できていない。特に代替バスは鉄道よりも利便性が高ければ、他の地域へ流出する必要もなくなり、自動車を購入するという選択をしなくなる可能性がある。三つ目に、路線ごとの環境や鉄道利用者層、運行方法などの性質を考慮できていない。本稿では共通する傾向にあるものを沿線自治体で分け、分析を行った。そのため、個別の自治体やその住民の特徴を考慮できていない。今後は上記3つを考慮した分析が必要だと考える。

参考文献

- 伊藤公一朗（2017）「データ分析の力：因果関係に迫る思考法」光文社新書。
- 加藤博和（2005）「なぜ鉄道廃止代替バスは乗客を減らすのか？－その検討プロセスが抱える問題に関する一考察－」土木計画学研究・講演集。
- 國定精豪・山崎基浩・加知範康（2012）「鉄道廃線前後における沿線住民の交通行動・意識変化に関する基礎的研究」土木計画学研究・講演集。
- 坂本淳・山岡俊一（2017）「地域鉄道の廃止と駅周辺における社会経済の変化の関係分析」都市計画論文集、第52巻3号、pp. 270-276。
- 佐川大輔・中谷友樹（2020）「鉄道路線の廃止が沿線自治体の人口・所得水準変化率に及

ぼす影響」季刊地理学、第 72 巻 2 号、pp. 107-121。
総務省「平成 27 年版 商法通信白書 | 人口流出の背景」。
(<https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/h27/html/nc231120.html>)
戸田山和久 (2012)「新版論文の教室 レポートから卒論まで」NHK ブックス。
松中亮治・大庭哲治・植村洋史 (2020)「地方鉄道の存廃と駅勢力圏における年齢階層別人口の社会増減との関連分析」土木学会論文集、第 75 巻 6 号、pp. 239-247。
宮崎耕輔・高山純一 (2012)「鉄道が廃止された後の地域住民の意識に関する一考察 – のと鉄道能登線廃止におけるケーススタディ –」農村計画学会誌、第 31 巻論文特集号、pp. 387-392。
山下良平・石下涼・新井健 (2012)「地方鉄道廃止後の沿線住民の交通行動と意識の変化に関する研究」日本地域学会年報、第 42 巻 4 号、pp. 977-989。

データの出所

① 人口と所得のデータ

- 総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」平成 22 年～令和 4 年
(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&tclass1=000001039601&tclass2val=0>)
- 総務省「市町村税課税状況等の調」平成 22 年～令和 4 年
(https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/czei_shiryo_ichiran.html)

② 自動車データ

- 一般財団法人自動車検査登録情報協会「市区町村別自動車保有車両数」No. 38～No. 50、平成 22 年～令和 4 年

③ 廃止された鉄道路線と現存鉄道路線の過疎沿線自治体

- 国土交通省「近年廃止された鉄軌道路線【平成 12 年度以降の全国廃止路線一覧】」
(<https://www.mlit.go.jp/common/001344605.pdf>)
- 国土交通省「地域鉄道事業者一覧 96 社【R6. 4. 1 現在】」
(<https://www.mlit.go.jp/tetudo/content/001761943.pdf>)
- 総務省「過疎関係市町村都道府県別分布図」
(https://www.soumu.go.jp/main_content/000456268.pdf)
- 北海道旅客鉄道株式会社「札沼線（北海道医療大学・新十津川間）2019（令和元年）年度線区データ」
(https://www.jrhokkaido.co.jp/corporate/region/pdf/5senku/5_01_data.pdf)

- 北海道旅客鉄道株式会社：留萌線（廃止済）、札沼線（廃止済）、石勝線（廃止済）
江差線（廃止済）
(<https://www.jrhokkaido.co.jp/>)
- 東日本旅客鉄道株式会社：気仙沼線（廃止済）、大船渡線（廃止済）、岩泉線（廃止済）
(<https://www.jreast.co.jp/>)
- 道南いさりび鉄道株式会社：道南いさりび鉄道線
(<https://www.shr-isaribi.jp/>)
- 青い森鉄道株式会社：青い森鉄道線
(<https://aoimorirailway.com/>)
- 十和田観光電鉄株式会社：十和田観光電鉄線（廃止済）
(<http://www.toutetsu.co.jp/>)
- 三陸鉄道株式会社：南リアス線、リアス線、北リアス線
(<https://www.sanrikutetsudou.com/>)
- 秋田内陸縦貫鉄道株式会社：秋田内陸縦貫鉄道秋田内陸線
(<https://www.akita-nairiku.com/>)
- IGR いわて銀河鉄道株式会社：いわて銀河鉄道線
(<https://igr.jp/>)
- 会津鉄道株式会社：会津線
(<https://aizutetsudo.jp/>)
- 阿武隈急行株式会社：阿武隈急行線
(<http://www.abukyu.co.jp/>)
- 弘南鉄道株式会社：弘南線、大鰐線
(<https://konantetsudo.jp/>)
- 山形鉄道株式会社：フラワー長井線
(<https://flower-liner.jp/>)
- 由利高原鉄道株式会社：鳥海山ろく線
(<https://www.obako5.com/>)
- 津軽鉄道株式会社：津軽鉄道線
(<https://tsutetsu.com/>)
- 福島交通株式会社：飯板線
(<https://www.fukushima-koutu.co.jp/>)
- しなの鉄道株式会社：しなの鉄道線
(<https://www.shinanorailway.co.jp/>)
- 富山地方鉄道株式会社：本線、立山線、不二越線、上滝線、富山港線
(<https://www.chitetsu.co.jp/>)
- あいと風ととやま鉄道株式会社：あいと風ととやま鉄道線

- (<https://ainokaze.co.jp/>)
- えちごトキめき鉄道株式会社：日本海ひすいライン、妙高はねうまライン
(<https://www.echigo-tokimeki.co.jp/>)
 - 北越急行株式会社：ほくほく線
(<https://www.hokuhoku.co.jp/>)
 - 長野電鉄株式会社：長野線、屋代線（廃止済）
(<https://www.nagaden-net.co.jp/>)
 - のと鉄道株式会社：七尾線
(<https://nototetsu.jp/>)
 - 北陸鉄道株式会社：石勝線、浅野川線
(<http://www.hokutetsu.co.jp/>)
 - IR いしかわ鉄道株式会社：IR いしかわ鉄道線
(<https://www.ishikawa-railway.jp/>)
 - アルピコ交通株式会社：上高地線
(<https://www.alpico.co.jp/traffic/>)
 - 上田電鉄株式会社：上田電鉄別所線
(<https://www.uedadentetsu.com/>)
 - 長良川鉄道株式会社：越美南線
(<http://www.nagatetsu.co.jp/>)
 - 西日本旅客鉄道株式会社：三江線（廃止済）
(<https://www.westjr.co.jp/>)
 - 智頭急行株式会社：智頭線
(<https://www.chizukyu.co.jp/>)
 - 市原鉄道株式会社：井原線
(<https://www.ibara-railway.co.jp/>)

第 37 回（2024 年度）学生奨学論文入賞者論文集

2025 年 3 月 1 日発行

編集・発行 大阪経大学会

〒533-8533 大阪市東淀川区大隅 2-2-8

T E L : 06-6328-2431（代表）

F A X : 06-6370-7847