

第35回（2022年度）

学生奨学論文入賞者論文集

大阪経大学会

第35回(2022年度)

学生奨学論文表彰式

大阪経大学会



第35回 (2022年度) 学生奨学論文 表彰式 (2022年12月15日)

学生奨学論文 表彰式 風景



第35回（2022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	iv
3. 入賞者論文	

佳 作

コンテンツツーリズムによる地域活性化 ～都道府県別パネルデータを用いた実証分析～	1
(経済学部4年) 川本 滢希	

指定ごみ袋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～	17
(経済学部4年) 北川 滢梨、藤原 萌	

努力賞

どうして女性従業員数が増えないのか —女性従業員数を増やすための施策についての実証分析—	51
(経営学部3年) 池田 詠葉、神原 茉依、須恵 涼寧、尾上 ひより	

高齢者の社会参加と医療費との関係について	65
(経済学部4年) 佐々木 渚月	

はじめに

審査員長 栗城 利明

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。この大阪経大学会では、本学の学生の勉学を奨励するため、毎年、「学生奨学論文」の募集を行っています。そして、優れた論文を入賞作品として選出し、著者には賞状と副賞を授与しています。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、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、35回目を迎えた今回の奨学論文には、13編の応募がありました。経済学部からは11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12編でした。コロナ渦という困難な状況の中で応募いただいた皆さん方の論文は、いずれも力作でした。また、新型コロナウイルス関連を含む幅広い分野からの応募があり、学生の自由な発想を垣間見ることができました。

審査は、審査員長をつとめた経営学部の栗城のほか、経済学部の檜山武浩先生、鈴木隆芳先生、隅田聡一郎先生、福本幸男先生、福本智之先生、経営学部の遠原智文先生、情報社会学部の加藤千雄先生、大津博子先生、人間科学部の岡村香織先生、北市記子先生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、本年度は残念ながら特選、入選に該当する論文はなかったのですが、佳作2編、努力賞2編が選ばれました。

佳作に選ばれた論文は、「コンテンツツーリズムによる地域活性化 ～都道府県別パネルデータを用いた実証分析～」と「指定ごみ袋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～」の2編、努力賞に選ばれた論文は、「どうして女性従業員数が増えないのか ―女性従業員数を増やすための施策についての実証分析―」と「高齢者の社会参加と医療費との関係について」の2編です。いずれの論文も丁寧にデータを分析し、自らの主張を行っています。問題提起から実証分析、結論まで、おおむね明確に論じており、佳作、努力賞に相当する論文と考えます。

他方において、他の多くの論文も、皆さん方の普段の学習成果が十分に発揮されたものとなっています。力作です。ただし、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・脱字や参考文献の不適切表記などが、内容については新規性の欠落や説明不足などが指摘されています。今回の結果に落ち込むことなく、更なる努力により、ますます成長されることを願います。

ここ数年、新型コロナウイルスの感染の広がりにより、従来とは異なる学生生活となっています。今後どのように展開するかは、不明です。ただし、どのような状況下であっても、自らテーマを見つけ、考察し、論文としてまとめる、すなわち研究に取り組み、他人に伝えるという経験は、今後の人生を送る上でも、大きな糧になると思います。

最後になりますが、コロナ渦という困難な状況の中で、積極的に奨学論文に応募いただいた皆さん方に感謝するとともに、今後のご多幸をお祈り申し上げます。



コンテンツツーリズムによる地域活性化

～都道府県別パネルデータを用いた実証分析～

川本 滯希

(経済学部4年)

この度は、学生奨学論文において佳作をいただくことができ、大変嬉しく思います。論文を評価して下さった皆様、そして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。初めての論文執筆だったため、文章の構成や言葉選び、データの収集など分からないことだらけで苦労することもありました。特に、データの収集では自分が使いたいものを探すのにかなりの時間がかかりました。心が折れそうになることも多々ありましたが、何度もアドバイスをくれた小川貴之教授や、お互いに励まし合ったゼミ生たちのおかげで最後まで完成させることができました。今回の論文執筆で得た力を今後の生活に活かしていきたいと思います。



指定ごみ袋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～

北川 滯梨・藤原 萌

(経済学部4年)

この度は学生奨学論文において、「佳作」を受賞させていただき大変嬉しく思っております。この論文を評価して下さった皆様、最後まで指導して下さった小川貴之教授にお礼を申し上げます。私たち自身、論文を書くことが初めてで分からないことだらけでした。また、データの収集に時間がかかったり、分析結果が出なかったりとかかなり苦労しました。共著にも関わらず、何度も諦めそうになりましたが、多忙な中サポートして下さった小川貴之教授のおかげで論文を完成させることができました。時間がたくさんある大学生活の中で時間をかけて苦労した分、とてもいい経験ができたと思っております。この経験を今後活かしていきたいと思います。



努力賞

どうして女性従業員数が増えないのか

—女性従業員数を増やすための施策についての実証分析—

池田 詠葉・神原 茉依・須恵 涼寧・尾上 ひより

(経営学部3年)

この度は学生奨学論文において、賞をいただくことができ大変嬉しく思います。お忙しい中ご指導いただいた尾身祐介准教授、また審査関係者の方々にお礼申し上げます。

初めての論文作成だったため、分からないことも多くありました。特に、データの収集や分析において躓くこともありましたが、メンバー全員で乗り越えることができました。この経験は私たちにとってとても実りあるものだったと感じます。これを糧に卒業論文制作や就職活動に活かしていきたいと思います。

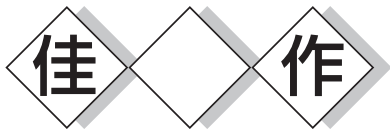
努力賞

高齢者の社会参加と医療費との関係について

佐々木 渚月

(経済学部4年)

この度は学生奨学論文において、努力賞をいただくことができ大変嬉しく思います。論文の完成まで親身に指導してくださった小川貴之教授、論文の評価をして下さった皆様にお礼を申し上げます。初めての論文執筆ということもあり、データの収集、分析手法などわからないことが多く、不安になる時が何度もありましたが、小川貴之教授の熱心なご指導、同じゼミ生の友人と切磋琢磨し合い、論文を完成させることができました。大学生活において長い時間をかけて1つの論文を完成させたこと、そしてこのような素晴らしい評価を頂けたことは、自分にとって非常に意味のある貴重な経験になったと感じています。



コンテンツツーリズムによる地域活性化

～都道府県別パネルデータを用いた実証分析～

学部学科：経済学部経済学科
学 年：4 年
氏 名：川本 滯希

要 約

近年、新たな旅行スタイルとして提案されているコンテンツツーリズムは、アニメや映画、ドラマなどの作品のロケ地やモデルとなった地域に観光客などを呼び込み、その地域の持続的な観光振興や活性化を目的とするものである。筒井（2013）は、コンテンツツーリズムについて紹介するとともに、主に来訪者数と収入の観点からロケ地となった地域への経済効果について論じ、コンテンツツーリズムは来訪者数や収入の増加に影響を与え、地域経済の活性化や文化水準の向上への効果が期待できると結論付けている。しかし、その一方で、経済効果が作品の知名度や内容に依存していることや来訪客数の増加が消費につながりにくいなどの懸念点を挙げている。また、増渕（2009）もコンテンツツーリズムの成功事例を挙げながら、コンテンツツーリズムが地域の新たな魅力創出やその情報発信となり、集客人口増加や地域再生・地域活性化に効果的であるが、作品放映後の観光客数の落ち込みなど効果の一過性についても指摘している。しかし、これらの先行研究の結論は、データを用いた統計学的な実証分析から得られたものではない。

そこで本稿では、映画・アニメ・ドラマの舞台となったコンテンツを都道府県および年ごとにまとめ、2013年から2016年まで（平成25年から平成28年まで）の都道府県別パネルデータを用いて、コンテンツツーリズムが観光振興や地域活性化に効果的に結び付くか否かを実証的に検証した。更に、「経済効果が作品の知名度・内容に依存しているか否か」、「来訪客数の増加が消費につながりにくいかな否か」を考慮した分析も行った。

分析の結果、コンテンツツーリズムは映画の内容や人気度に関わらず、実施すれば観光入込客数や移住者数、観光消費額の増加に有意に正の影響を与え、地域活性化につながることが明らかとなった。したがって、コンテンツツーリズムは「その地域へ足を運ぶ人（観光客）の増加」、「その地域に住む人（他県から移住してくる人）の増加」、「その地域での消費額の増加」を促し、観光振興及び地域活性化に効果的な施策であるといえる。しかし、観光客や移住者を受け入れるためには地域内の整備や地域住民の理解や、ロケ地に起用してもらうための積極的な誘致活動が必要である。その地域が観光振興や地域活性化に取り組むうえで、コンテンツツーリズムという新たな施策を選べるように、作品の制作者とロケ地の住民及び企業との連携や調整などを行っているフィルムコミッションのような、撮影を円滑に進める支援を充実させていく必要があると考えられる。

目 次

第1章 はじめに

第2章 データ

第3章 実証分析

第1節 コンテンツツーリズムの観光入込客数への影響

第2節 コンテンツツーリズムの移住者数（転入者数）への影響

第3節 コンテンツツーリズムの観光消費額への影響

第4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、従来の観光の在り方を刷新する形で、明確なコンセプトをもった旅行スタイルとして様々なツーリズムが提案されている。ツーリズムは主に「体験型観光」と位置付けられており、例えば自然環境を体験し、学ぶことで環境保全について考えることを目的とした「エコツーリズム」、その地域ならではの食・食文化をその地域で楽しむことを目的とした「郷土食探訪（フードツーリズム）」などがある。そのうちの1つであるコンテンツツーリズムはアニメや映画、ドラマなどの作品のロケ地・モデルとなった地域に観光客などを呼び込み、その地域の持続的な観光振興や活性化を目的とするツーリズムの形態である。平成17年3月に国土交通省、経済産業省、文化庁がまとめた「映像等コンテンツの制作・活用による地域振興のあり方に関する調査」によると、テレビドラマの「北の国から」（北海道富良野市）や映画の「世界の中心で、愛を叫ぶ」（香川県高松市）などがコンテンツツーリズムの主な成功事例として挙げられている。さらに、特定非営利活動法人ジャパン・フィルムコミッション「フィルムコミッションの活動について」の資料によれば、図1に見られるように、日本国内でフィルムコミッションに入会し、撮影支援を受ける団体が年々増加しており、地域内で作品の撮影を行うことで、地域資源の情報発信や観光客数の増加を通じて観光振興及び地域活性化へつなげようとしている傾向がうかがい知れる。このようにコンテンツを活用して新たな観光資源を発掘し、地域活性化へつなげるコンテンツツーリズムを実施する動きが活発化している中で、コンテンツツーリズムは実際に地域活性化において有効な手段なのか否かを、厳密な統計学的実証分析によって明らかにすることが本稿の目的である。

筒井（2013）は、コンテンツツーリズムについて紹介するとともに、主に来訪者数と収入の観点からロケ地となった地域への経済効果について論じ、コンテンツツーリズムは来訪者数や収入の増加に影響を与え、地域経済の活性化や文化水準の向上への効果が期待できることを主張している。また一方で、経済効果が作品の知名度・内容に依存していることや来訪客数の増加が消費につながりにくいなどの懸念点を指摘している。また、増淵（2009）もコンテンツツーリズムの成功事例を挙げ、コンテンツツーリズムは地域の新たな魅力創出やその情報発信となり、集客人口や地域再生及び地域活性化に対して効果的であることを述べると共に、作品放映後の観光客数の落ち込みなど効果の一過性について論じている。しかし、これらの先行研究は、データを用いた統計学的な実証分析に基づいた主張ではない。

そこで本稿では、映画・アニメ・ドラマの舞台となったコンテンツを都道府県および年ごとにまとめ、2013年から2016年まで（平成25年から平成28年まで）の都道府県別パネルデータを用いて、コンテンツツーリズムが観光振興や地域活性化に結び付くか否かを実証的に検証した。さらに、本稿では「地域活性化」を「その地域へ足を運ぶ人が増えること」、「その地域に住む人（他県から移住してくる人）が増加すること」、「その地域での

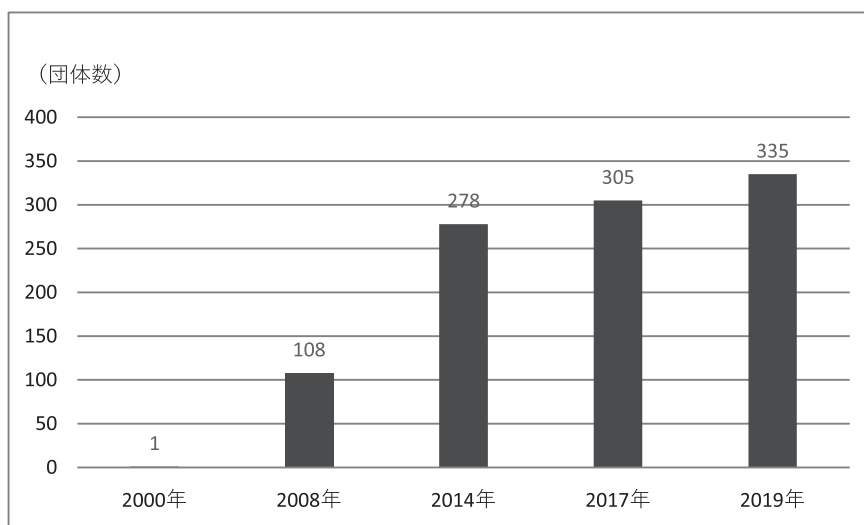


図1：FC（フィルムコミッション）会員数の推移

（特定非営利活動法人ジャパン・フィルムコミッション「フィルムコミッションの活動について」より筆者作成）

消費額が増えること」の3つの観点から定義し、コンテンツツーリズムの効果を検証した。第3章第1節では、観光入込客数（宿泊および日帰り）を被説明変数とし、コンテンツツーリズムの実施によってその地域への関心が高まり、足を運ぶ人が増加するか否かを検証している。より具体的には、説明変数として、コンテンツツーリズムの実施の有無を表すダミー変数、都道府県別年行事・イベント数、都道府県別観光地点数を採用し、各々の有意性を検証している。さらに、対象となる映画に関して、それらの作品ごとの影響力の差によって地域活性化効果に差が表れるか否かを検証するために、コンテンツツーリズムを実施し、かつ興行収入が10億円を超えた作品はその収入額、実施はしたが興行収入が10億円未満であった作品は0とするダミー変数を作成し、分析を行った。都道府県別観光地点数についても、観光庁が定めている共通基準のもと、自然・歴史・文化、温泉・健康、スポーツ・レクリエーション、都市型観光の5つに細分化した詳細な分析をおこなった。次に、第3章第2節では、コンテンツツーリズムの実施によって来訪者の移住にまで結び付き、人口増加を通じた地域活性化に至るかを検証した。具体的には、被説明変数を移住者数に変えることで、第1節と同様の分析を行った。最後に、第3章第3節では、コンテンツツーリズムの実施によってその地域への観光客が増えることで、新たな消費が生まれ、地域活性化につながるか否かに関して、被説明変数を観光消費額に変えることで検証した。

以上の第3章の3つの分析の結果、コンテンツツーリズムは観光入込客数、移住者数、観光消費額のすべてに関して、正に有意な影響を与え、観光振興及び地域活性化につながることが明らかになった。また、筒井（2009）で指摘されていた映画の内容や人気度のコンテンツツーリズムの効果への影響は、観光入込客数、移住者数、観光消費額のいずれに関しても統計学的に有意でないことが判明した。以上の分析結果より、映画の内容や人気

表 1：説明変数とデータ出典

変数		データ出典
Y ₁ ： STAY	観光入込客数のうち、 宿泊者数	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～平成 28 年）分を都道府県別に算出
Y ₂ ： DATR	観光入込客数のうち、 日帰り観光客数	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～平成 28 年）分を都道府県別に算出
Y ₃ ： MOVE	移住者数（転入者数）	総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」（都道府県内移動者数，他都道府県からの転入者数及び転入超過数の推移－全国，都道府県，21 大都市）より 2013 年～2016 年（平成 25 年～平成 28 年）を使用
Y ₄ ： TOCO	観光消費額（百万円）	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～平成 28 年）を使用
COTO	コンテンツツーリズム 実施の有無	アニメツーリズム協会、ロケツーリズム協議会、ロケーションジャパンより 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別に算出
BORE	興行収入（億円）	一般社団法人日本映画製作者連盟「日本映画産業統計」をもとに興行収入が 10 億円を超えた作品はその収入額、10 億円未満の作品は 0 とする 2013 年～2016 年（平成 25 年～平成 28 年）
ANEV	都道府県別年行事・ イベント数	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別で使用
NATU	都道府県別観光地点数： 自然	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別で使用
HIST	都道府県別観光地点数： 歴史・文化	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別で使用
HOSP	都道府県別観光地点数： 温泉・健康	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別で使用
SPORT	都道府県別観光地点数： スポーツ・レクリエーション	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別で使用
URTO	都道府県別観光地点数： 都市型観光	観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より 2013 年～2016 年（平成 25 年～28 年）分を都道府県別で使用

度に関わらずコンテンツツーリズムを実施すれば「その地域へ足を運ぶ人（観光客）の増加」、「その地域に住む人（他県から移住してくる人）の増加」、「その地域での消費額の増加」のすべてを促進させることができ、観光振興及び地域活性化に効果的な施策になると結論付けられる。しかし、観光客や移住者を受け入れるためには地域内の整備や地域住民の理解が不可欠である。そのうえ、作品のロケ地に起用してもらうためには製作者に対して誘致活動を行う必要があるが、それにも限界がある。観光振興や地域活性化に注力したいと考えている地域がコンテンツツーリズムという新たな施策に取り組めるように、作品の制作者とロケ地の住民及び企業との連携や調整などを行っているフィルムコミッションのような、撮影を円滑に進める支援を充実させていく必要があると考えられる。

本論文は以下のように構成される。第2章では、実証分析で用いるデータを詳細に説明する。第3章では、それらのデータを用いてコンテンツツーリズムの効果に関する実証分析を行う。第4章では、結論と今後の課題について述べる。

第2章 データ

本稿では、以下の回帰モデルを用いて、コンテンツツーリズムの効果について実証分析を行う。本章では、その際に用いるデータに関して説明する。すべてのデータに関する詳細は表1にまとめられている。

推定式は以下の通りである。「地域活性化」の代理変数として、被説明変数 Y に異なる3つのデータを用いる。第3章第1節では、被説明変数に観光入込客数（宿泊者数および日帰り観光客数）を、第3章第2節では移住者数（転入者数）を、第3章第3節では観光消費額を用いた実証分析を展開する。説明変数には、コンテンツツーリズムの実施の有無を示すダミー変数 $COTO$ 、作品の興行収入 $BOTO$ 、都道府県別年行事・イベント数 $ANEV$ 、都道府県別観光地点数（観光地店の特徴から自然 $NATU$ 、歴史・文化 $HIST$ 、温泉・健康 $HOSP$ 、スポーツ・レクリエーション $SPORT$ 、都市型観光 $URTO$ ）を用いる。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 COTO + \beta_2 BOTO + \beta_3 ANEV + \beta_4 NATU + \beta_5 HIST + \beta_6 HOSP + \beta_7 SPORT + \beta_8 URTO$$

観光入込客数とは、都道府県の観光地点を訪れた観光入込客をカウントした値で、例えば、1人の観光入込客が当該都道府県内の複数の観光地点を訪れたとしても、1人1回と数えることとしている（観光庁 観光入込客統計に関する共通基準による）。観光入込客数は、宿泊者数、日帰り観光客数ともに、観光庁の統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」に基づいて都道府県別に算出しているが、現段階ではどの年においても全都道府県のデータを一貫して入手することはできない（データが公開されていない）。このため、分析から除外する都道府県が福井県、石川県、大阪府、福岡県、沖縄県の5つと、最も少なくなる2013年から2016年まで（平成25年から平成28年まで）の都道府県別パネルデータを用いて分析を行う。

移住者数は総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」にある都道府県内移動者数のうち、他都道府県からの転入者数及び転入超過数の推移（全国、21大都市、平成11年～平成28年）より、2013年から2016年まで（平成25年から28年まで）の人数を用いた。

観光消費額に関しては、観光庁の統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」より2013年から2016年まで（平成25年から28年まで）のデータを用いている。「観光消費額」とはその地域を訪れた観光入込客の消費の総額であり、観光入込客数と観光消費額

表 2：説明変数「都道府県別観光地点」の分類

大分類	中分類	小分類
観光地点	自然 (<i>NATU</i>)	山岳・高原・湿原・湖沼・河川・滝・海岸・島(離島)・砂丘など
	歴史・文化 (<i>HIST</i>)	史跡(古墳・貝塚・城跡等)・城・神社・仏閣・庭園・歴史的町並み、旧街道・博物館・美術館・記念/資料館・動/植物園・水族館・産業観光(ワイナリー、ビール園など工場等を対象としている観光)・歴史的建造物など
	温泉・健康 (<i>HOSP</i>)	温泉地・スーパー銭湯など温泉法に基づかない温泉類似施設
	スポーツ・レクリエーション (<i>SPORT</i>)	ゴルフ/テニス/スケート/スキー/キャンプ場・プール・サイクリング/ハイキングコース・海水浴場・釣り場・マリーナ・ヨットハーバー・公園・レジャーランド・遊園地・テーマパークなど
	都市型観光 (<i>URTO</i>)	商業施設・地区/商店街・食、グルメ・直売場など

国土交通省観光庁 観光入込客数に関する共通基準より筆者作成。

注 1) 都市型観光とは、東京や京都、大阪のような観光都市に滞在し、ショッピングや夜景、食事などを楽しむ観光のこと。

注 2) 実際には中分類の中に「その他」の項目もあるが、今回の分析では除外している。

単価を掛け合わせて算出される。

説明変数には、コンテンツツーリズムの実施の有無を示すダミー変数 *COTO*、作品の興行収入 *BOTO*、都道府県別年行事・イベント数 *ANEV*、都道府県別観光地点数を用いる。まず「コンテンツツーリズムの実施」は、本稿では「作品のロケ地や舞台を観光資源として活用し、地域活性化を目指す取り組みを行うこと」と定義づけることとし、アニメや映画などのロケ地（舞台）となった都道府県を掲載し、その活動を奨励している「アニメツーリズム協会」、「ロケツーリズム協議会」、「ロケーションジャパン」の3つのサイトから 2021 年 10 月時点で取組を実施した都道府県には 1 を、未実施の都道府県には 0 を付すダミー変数 *COTO* をとり、それぞれの年ごとに算出した。

また、コンテンツツーリズムの効果が興行収入額の大きさによって変化するのか否かを検証するために、データが利用可能な映画に関して、コンテンツツーリズムを実施し、かつ興行収入が 10 億円を超えた作品はその収入額を、実施はしたが興行収入が 10 億円未満であった作品は 0 とする変数 *BOTO* を作成した。

都道府県別年行事・イベント数 *ANEV* と、都道府県別観光地点数 (*NATU*、*HIST*、*HOSP*、*SPORT*、*URTO*) は、コンテンツツーリズム実施の有無の以外で、地域活性化に影響を与える要因を表しており、ともに観光庁の統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」から 2013 年から 2016 年（平成 25 年から 28 年）分を利用している。そのうち、都道府県別観光地点数においては、国土交通省観光庁が定めている「観光入込客数に関する共通基準」に基づいて、表 2 のように、観光地点の特徴から自然 *NATU*、歴史・文化

HIST、温泉・健康 *HOSP*、スポーツ・レクリエーション *SPORT*、都市型観光 *URTU* の 5 つに分類して、観光地点数をカウントした。

第 3 章 実証分析

第 1 節 コンテンツツーリズムの観光入込客数への影響

初めに、コンテンツツーリズムの観光入込客数への影響を調べるために以下の回帰モデルで実証分析を行う。「観光入込客数」とは、都道府県の観光地点を訪れた観光入込客をカウントした値で、例えば、1 人の観光入込客が当該都道府県内の複数の観光地点を訪れたとしても、1 人回と数えることとしている（観光庁 観光入込客統計に関する共通基準による）。観光入込客数への影響を調べることで、コンテンツツーリズムの実施が本稿で定義した地域活性化の指標である「その地域へ足を運ぶ人の増加」へと結びつくのかどうかを明らかにする。なお、観光入込客数には宿泊者数と日帰り観光客数があるため、以下ではそれぞれ別に回帰分析を行い、その決定要因を明らかにする。

まずは、観光入込客数のうち、宿泊者数への影響について、以下の回帰モデルに基づいて実証分析を行う。

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 COTO + \beta_2 BORE + \beta_3 ANEV + \beta_4 NATU + \beta_5 HIST + \beta_6 HOSP + \beta_7 SPORT + \beta_8 URTU + u \quad (1)$$

ただし、 Y_1 は宿泊者数、*COTO* はコンテンツツーリズムの実施の有無、*BORE* は興行収入、*ANEV* は都道府県別年行事・イベント数、*NATU* は自然、*HIST* は歴史・文化、*HOSP* は温泉・健康、*SPORT* はスポーツ・レクリエーション、*URTU* は都市型観光、 u は残差であり、分析に用いるデータは 2013 年から 2016 年（平成 25 年から平成 28 年まで）の 4 年間の都道府県別パネルデータである。

分析結果は表 3 の第 2 列にまとめられている。自由度修正済み決定係数は 0.5279 であった¹。観光入込客数のうち宿泊者数に関して、コンテンツツーリズムの実施、観光地点数（歴史・文化）、観光地点数（スポーツ・レクリエーション）が有意水準 1% で正に有意となり、年行事・イベント数は有意水準 5% で負に有意、観光地点数（都市型観光）は推移水準 10% で負に有意となった²。興行収入、観光地点数（自然）と観光地点数（温泉・健康）

1) 自由度修正済み決定係数は、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良いことを意味している。

2) 「有意である」とは、説明変数の係数の真の値が統計的に見て 0 ではなく、つまり説明変数が被説明変数に影響する可能性があることを表しており、有意水準が低いほど係数の真の値が 0 でない可能性が高いことを意味している。逆に、「有意でない」場合には、説明変数の係数の真の値が統計的に見て 0 であることを否定できないため、説明変数が被説明変数に影響を与えとは判断できないことを意味する。

表 3：観光入込客数への影響

	①観光入込客数(宿泊)	②観光入込客数(日帰り)
COTO： コンテンツツーリズムの実施	1772.7001*** (4.5987)	20817.1639*** (3.7865)
BORE： 興行収入	-1.7664 (-0.2342)	131.6790 (1.2242)
ANEV： 年行事・イベント数	-8.1754** (-2.3648)	95.6969* (1.9409)
NATU： 観光地点数（自然）	-6.4445 (-0.3795)	-1225.3687*** (-5.0599)
HIST： 観光地点数（歴史・文化）	21.1519*** (4.1155)	1096.1672*** (14.9544)
HOSP： 観光地点数（温泉・健康）	18.5862 (1.5969)	-2.1107 (-0.0127)
SPORT： 観光地点数 （スポーツ・レクリエーション）	22.0156*** (4.6486)	-358.9450*** (-5.3143)
URTO： 観光地点数（都市型観光）	-24.1350* (-1.8371)	764.8904*** (4.0823)

注) ***, **, *はそれぞれ両側 1 %, 5 %, 10%の有意水準で有意であることを表しており、() 内はt値である。

は有意にならなかった。このことから、コンテンツツーリズムを実施することでその地域に関心を持ち旅行に来る人が増え、観光入込客数のうち宿泊者数の増加につながるといえる。また、興行収入が有意にならなかったことから、作品の内容や人気度は観光入込客数のうち宿泊者数の増加に有意な影響はもたらさないことが判明した。よって、作品の内容や人気度にとらわれず、作品のロケ地に起用してもらいコンテンツツーリズムを実施して、作品のロケ地として起用されたことや地域独自の魅力を発信すれば、その地域への関心が高まり、観光入込客数のうち宿泊者数の増加に影響を与え、地域活性化につながるといえる。

次に、観光入込客数のうち、日帰り観光客数への影響について、以下の回帰モデルを用いて分析を行う。

$$Y_2 = \beta_0 + \beta_1 COTO + \beta_2 BORE + \beta_3 ANEV + \beta_4 NATU + \beta_5 HIST + \beta_6 HOSP + \beta_7 SPORT + \beta_8 URTO + u \quad (2)$$

Y_2 は日帰り観光客数であり、他の説明変数は (1) 式と同様である。また、分析に用いるデータも (1) 式と同様に、2013 年から 2016 年（平成 25 年から平成 28 年まで）の 4 年間の都道府県別パネルデータである。

分析結果は表 3 の第 3 列にまとめられている。自由度修正済み決定係数は 0.7859 であっ

た。コンテンツツーリズムの実施を表すダミー変数は観光客数の分析結果と同様に、有意水準 1% で正に有意な結果となっており、また同様に、興行収入に関しては有意な結果とならなかった。

以上より、日帰り観光客数に関しても、宿泊者数と全く同じように、コンテンツツーリズムは観光入込客数を増やすことで地域活性化のための有効な施策になると言える。また、作品の内容や人気度は日帰り観光客数にも有意に影響しないため、作品の内容や人気度にとらわれず、ロケ地に起用してもらいコンテンツツーリズムを実施して、作品のロケ地に起用されたことや地域独自の魅力を発信すれば、観光入込客数のうち日帰り観光客数の増加に影響を与え、地域活性化につながる事が分かった。

第 2 節 コンテンツツーリズムの移住者数（転入者数）への影響

次に、移住者数への影響を調べることで、コンテンツツーリズムの実施が来訪者に「自分（たち）が住む場所を選ぶ」という大きな決断を促すような影響力があるのか否かを明らかにする。具体的には、前節までの観光入込客数に代わり、移住者数（転入者数）を被説明変数 Y_3 とした以下の回帰モデルを用いた実証分析を行う。

$$Y_3 = \beta_0 + \beta_1 COTO + \beta_2 BORE + \beta_3 ANEV + \beta_4 NATU + \beta_5 HIST + \beta_6 HOSP + \beta_7 SPORT + \beta_8 URTO + u \quad (3)$$

説明変数及び分析に用いるデータは前節と同様である。

分析結果は以下の表 4 の通りである。自由度修正済み決定係数は 0.7572 であった。興行収入（ $BORE$ ）以外の説明変数には有意な結果となっている。特にコンテンツツーリズムの実施に関しては、前節と同様に有意水準 1% で正に有意な関係が得られており、前節の観光入込客数にとどまらず、移住者数（転入者数）に関してまでも、コンテンツツーリズムは高い影響力を発揮している。

したがって、コンテンツツーリズムをきっかけにその地域に訪れた観光客がその地域独自の魅力を発見することで、「ここに住みたい」と思わせるきっかけをつくることができ、移住者数の増加につながるといえる。そして、移住者数が増加することでその地域の人口が増加にし、過疎化などの問題を回避でき、地域活性化へとつながると考えられる。そして、興行収入で表される作品の内容や人気度は移住者数の増加にも有意に影響しないため、やはり観光入込客数の場合と同様に、作品の影響力にとらわれず、ロケ地に起用してもらい、コンテンツツーリズムを実施して、作品のロケ地に起用されたことや地域独自の魅力を発信すれば、その地域への関心が高まるだけでなく文化や自然をはじめとした地域資源に価値を見出してもらうことができ、移住者数の増加、そして地域活性化へと結びつくことが分かる。

表 4：移住者数（転入者数） への影響

	③移住者数（転入者数）
COTO： コンテンツツーリズムの実施	28473.0846*** (4.7168)
BORE： 興行収入	114.6300 (0.9706)
ANEV： 年行事・イベント数	260.4830*** (4.8114)
NATU： 観光地点数（自然）	-640.8126** (-2.4099)
HIST： 観光地点数（歴史・文化）	1017.8539*** (12.6464)
HOSP： 観光地点数（温泉・健康）	-655.7303*** (-3.5978)
SPORT： 観光地点数（スポーツ・レクリエーション）	-367.4484*** (-4.9545)
URTO： 観光地点数（都市型観光）	553.4243*** (2.6900)

注) ***, **, *はそれぞれ両側 1 %, 5 %, 10% の有意水準で有意であることを表しており、() 内は t 値である。

第 3 節 コンテンツツーリズムの観光消費額への影響

最後に、コンテンツツーリズムの観光消費額への影響を調べる。「観光消費額」とはその地域を訪れた観光入込客の消費の総額であり、観光入込客数と観光消費額単価を掛け合わせて算出している。観光消費額への影響を調べることで、観光客や移住者などの人の流れの - 活性化だけでなく、観光客数の増加によって新たな消費が生まれるか、また地域経済の活性化にも影響を与えるかを明らかにする。

$$Y_4 = \beta_0 + \beta_1 COTO + \beta_2 BORE + \beta_3 ANEV + \beta_4 NATU + \beta_5 HIST + \beta_6 HOSP + \beta_7 SPORT + \beta_8 URTO + u \quad (4)$$

Y_4 は観光消費額であり、説明変数及び分析に用いるデータは前節と同様である。

表5に示された分析結果は、前節までの結果と類似している。すなわち、コンテンツツーリズムの実施は、観光入込客数（第 3 章第 1 節）と移住者数（第 3 章第 2 節）だけでなく、観光消費額にも有意水準 1% で正に有意な影響を与え、一方、興行収入は有意でない。自由度修正済み決定係数は 0.7464 であった。このことから、コンテンツツーリズムを行うことで、その地域を訪れた人々によって飲食などの消費も増加し、地域経済の活性化につながるといえる。また、作品の影響力にとらわれず、ロケ地に起用してもらいコンテンツ

表 5：観光消費額への影響

	④観光消費額
COTO： コンテンツツーリズムの実施	202165.2764*** (4.1984)
BORE： 興行収入	592.7972 (0.6292)
ANEV： 年行事・イベント数	-445.0688 (-1.0306)
NATU： 観光地点数（自然）	-9840.2478*** (-4.6391)
HIST： 観光地点数（歴史・文化）	8352.8605*** (13.0101)
HOSP： 観光地点数（温泉・健康）	1599.3431 (1.1001)
SPORT： 観光地点数（スポーツ・レクリエーション）	-1116.2413* (-1.8868)
URTO： 観光地点数（都市型観光）	5034.5265*** (3.0677)

注) **、*はそれぞれ両側 1%、5%、10%の有意水準で有意であることを表しており、（ ）内はt値である。

ツーリズムを実施して作品のロケ地に起用されたことや地域独自の魅力を発信すれば、地域に訪れるだけでなく、飲食をはじめとした消費を促し、観光消費額の増加につながると結論付けられる。

第 4 章 結論と今後の課題

近年では、コンテンツツーリズムが地域活性化に結び付くか否かが重要な関心ごととなっている（例えば、筒井 2013、増渕 2009）。また、筒井（2013）によれば、コンテンツツーリズムの地域活性化への影響は作品の知名度・内容に依存しており、さらに来訪客数の増加は消費につながりにくいことが指摘されている。しかし、これらはデータを用いた統計学的な実証分析から得られた含意ではない。このため、本稿では、2013 年から 2016 年（平成 25 年から平成 28 年まで）の 4 年間の都道府県別パネルデータを用いた回帰分析を行い、コンテンツツーリズムの地域活性化効果について実証的に検証した。

表 6 は前章で得られた結果をまとめて再掲したものである。これによれば、コンテンツツーリズムは、観光入込客数（宿泊者数および日帰り観光客数）、移住者数（転入者数）、観光消費額のいずれに対しても有意水準 1% で正に有意な影響を与えていることが明らか

表 6：分析結果のまとめ（再掲）

	①観光入込客 数(宿泊者数)	②観光入込客 数(日帰り)	③移住者数 (転入者数)	④観光消費額
COTO： コンテンツツーリズムの実施	1772.7001*** (4.5987)	20817.1639*** (3.7865)	28473.0846*** (4.7168)	202165.2764*** (4.1984)
BORE： 興行収入	-1.7664 (-0.2342)	131.6790 (1.2242)	114.6300 (0.9706)	592.7972 (0.6292)
ANEV： 年行事・イベント数	-8.1754** (-2.3648)	95.6969* (1.9409)	260.4830*** (4.8114)	-445.0688 (-1.0306)
NATU： 観光地点数（自然）	-6.4445 (-0.3795)	-1225.3687*** (-5.0599)	-640.8126** (-2.4099)	-9840.2478*** (-4.6391)
HIST： 観光地点数 （歴史・文化）	21.1519*** (4.1155)	1096.1672*** (14.9544)	1017.8539*** (12.6464)	8352.8605*** (13.0101)
HOSP： 観光地点数 （温泉・健康）	18.5862 (1.5969)	-2.1107 (-0.0127)	-655.7303*** (-3.5978)	1599.3431 (1.1001)
SPORT： 観光地点数（スポー ツ・レクリエーション）	22.0156*** (4.6486)	-358.9450*** (-5.3143)	-367.4484*** (-4.9545)	-1116.2413* (-1.8868)
URTO： 観光地点数 （都市型観光）	-24.1350* (-1.8371)	764.8904*** (4.0823)	553.4243*** (2.6900)	5034.5265*** (3.0677)

注) **、*、*はそれぞれ両側 1%、5%、10%の有意水準で有意であることを表しており、() 内はt値である。

となった。つまり、筒井（2013）の指摘とは異なり、コンテンツツーリズムはその地域の観光消費額の増加に結び付くといえる。また、興行収入であらわされる作品の内容や人気度は観光入込客数（宿泊者数および日帰り観光客数）、移住者数（転入者数）、観光消費額のいずれに対しても有意な影響を与えず、この点においても先行研究と異なる含意が得られた。

以上の分析結果より、コンテンツツーリズムを実施すればその地域に関心をもつ人が増え、観光目的での来訪やその地域での消費額の増加につながり、地域経済は活性化するといえる。さらに、作品に関連する場所以外の新たな魅力を発見した観光客が「ここに住みたい」と感じ、移住する人が増加することで地域に内在する人口の過疎化や若者の流出などの問題を緩和し、一層の地域活性化につながると考えられる。また、コンテンツツーリズムは、作品の内容や人気度に関わらず、「その地域へ足を運ぶ人（観光客）の増加」、「その地域に住む人（他県から移住してくる人）の増加」、「その地域での消費額の増加」を促し、地域活性化に効果的な施策であるということが判明した。このように、コンテ

ツーリズムはその地域の観光振興及び地域活性化において有効な手段であるが、観光客や移住者を受け入れるためには地域内の整備や地域住民の理解が不可欠である。さらに、作品のロケ地に起用してもらうには製作者への積極的な誘致活動を行う必要があるが、自分達の力だけで活動を行うにも限界があり、コンテンツツーリズムの実施を断念してしまう可能性もある。観光振興や地域活性化に注力したい地域がコンテンツツーリズムという新たな施策に取り組んでいけるように、作品の制作者とロケ地の住民及び企業との連携や調整などを行っているフィルムコミッションのような、撮影を円滑に進める支援を充実させていく必要があると考えられる。

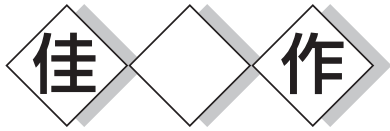
今後の課題を述べて、本論を締めくくりたい。今回の分析では作品の内容や人気度を表した指標が興行収入という映画に限ったものであったため、今後の課題として、ドラマやアニメの視聴率を考慮した分析を行う必要がある。また、今回はデータの制約上、2013年から2016年までの少々古いデータでの分析に限定されてしまったが、年々SNSが発展しており、作品の聖地巡礼が比較的やりやすい環境になっているため、他のデータを用いてより直近の分析も行う必要がある。最後に、表6に見られるように、コントロール変数とした年行事・イベント数と観光地点数の係数の符号が負の値を示し、理論上の想定に反する結果も確認され、また被説明変数を変更した際に符号が反転したり、有意性の有無が変わったりなどの一部不安定な推定結果となっている。都道府県別パネルデータの入手可能性から、今回は説明変数を限定することになったが、他の説明変数の使用や固定効果モデルの推定などの検討も含めて、より精緻な推定を行うことは今後の課題となる。

参考文献

- 内田純一 (2009)「フィルム・インスパイアード・ツーリズム：映画による観光創出から地域イノベーションまで」『北海道大学文化資源マネジメント論集』10 巻、pp. 1-10。
- 国土交通省観光庁 (2013) 統計情報・白書「観光入込客統計に関する共通基準」。
- 国土交通省観光庁 (2014) 統計情報・白書「観光入込客統計に関する共通基準」。
- 国土交通省観光庁 (2015) 統計情報・白書「観光入込客統計に関する共通基準」。
- 国土交通省観光庁 (2016) 統計情報・白書「観光入込客統計に関する共通基準」。
- 国土交通省総合政策局観光地域振興課、経済産業省商務情報政策局文化情報関連産業課、文化庁文化部芸術文化課 (2004)『映像等コンテンツの制作・活用による地域振興のあり方に関する調査』本編 1・2。
- 筒井隆志 (2013)「コンテンツツーリズムの新たな方向性 ～地域活性化の手法として～」参議院事務局企画調整室『経済のプリズム』No. 110。
- 増渕敏之 (2009)「コンテンツツーリズムとその現状」『地域イノベーション』、pp. 33-40。
- 増渕敏之 (2011)「コンテンツツーリズムの発展的研究：『北の国から』再考」『地域イノベーション』3 巻、pp. 45-53。
- 山村高淑 (2008)「アニメ聖地の成立とその展開に関する研究：アニメ作品「らき☆すた」による埼玉県鷲宮町の旅客誘致に関する一考察」『国際広報メディア・観光学ジャーナル』7、pp. 145-164。

データ出典

- 一般社団法人アニメツーリズム協会「訪れてみたい日本のアニメ聖地 88 (2021 年度版)」2013 年～2016 年 (平成 25 年～平成 28 年)。
- 一般社団法人 日本映画製作者連盟「日本映画産業統計 過去興行収入上位作品」2013 年～2016 年 (平成 25 年～平成 28 年)。
- 一般社団法人ロケツーリズム協議会「ロケ地 MAP」「成功事例」2013 年～2016 年 (平成 25 年～平成 28 年)。
- 国土交通省観光庁 統計情報・白書「共通基準による観光入込客統計」2013 年～2016 年 (平成 25 年～平成 28 年)。
- 総務省「住民基本台帳人口移動報告 都道府県内移動者数, 他都道府県からの転入者数及び転入超過数の推移－全国, 都道府県, 21 大都市」2013 年～2016 年 (平成 25 年～平成 28 年)
- ロケーションジャパン「ロケ地へ GO !」2013 年～2016 年 (平成 25 年～平成 28 年)。



指定ごみ袋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～

学部学科：経済学部経済学科
学 年：4 年
氏 名：北川 澪梨

学部学科：経済学部経済学科
学 年：4 年
氏 名：藤原 萌

要 約

近年、ごみの減量化が強く求められている。例えば、ごみの焼却時に温室効果ガスである二酸化炭素が発生することで地球温暖化が進んでしまう廃棄物処理問題、大都市圏でごみ処理施設の土地の確保をできない、高額なごみ処理費のために地方財政が逼迫すると言った問題が顕在化し、様々な対策が実行されている。自治体単位で推進されている指定ごみ袋の導入もその一つである。ごみの年間排出量に注目すると、家庭から排出されるごみの量は事業系のごみの量と比較しても大差がないほど多い。そこで、本稿では家庭ごみの排出量の削減のための政策の一つである指定ごみ袋の導入の効果を市別のパネルデータを用いて実証的に明らかにしたい。

より具体的には、日本では、廃棄物の処理及び清掃に関する法律によって、各自治体にごみ処理の方法が委ねられており、自治体の首長にその権限と責任を定めている。このため、各自治体によってごみの回収方法や分別制度が異なっており、指定ごみ袋制度導入の有無、導入時期、指定ごみ袋価格も自治体ごとで様々である。このようなデータの特性を利用することで、指定ごみ袋導入が家庭ごみ排出量の削減につながっているか否か、またごみ袋の価格の高低によってごみ排出量削減効果に影響があるかを、パネルデータに基づいた統計学的な回帰分析によって検証する。

必ずしも全ての市町村が、指定ごみ袋制度の導入の有無、制度導入年、指定ごみ袋の価格、また市内総生産をホームページ上で公表している訳ではないため、ホームページで情報を確認するとともに、全ての県庁所在地と政令指定都市（重複を除く合計 52 都市）に E メールまたは電話にて問い合わせ、情報提供をお願いした。その結果、一部の都市と年を除いて、1998 年から 2018 年の 21 年間のデータを得ることができ、それらを用いて分析を行った。

実証分析の結果、指定ごみ袋の導入は統計学的に有意に家庭ごみの排出量を削減することが明らかとなった。この結果は、各年や各市の固有の特徴（固定効果）を考慮しても頑健であった。一方、指定ごみ袋の価格の高低に関しては、家庭ごみ削減へ有意な影響は確認できなかった。したがって、指定ごみ袋は家計に対する費用面よりも、心理面を通じてごみ削減を促していると推測され、現状において未だ指定ごみ袋制度を導入していない市町村に対してはごみ袋の価格高低に関わらず、制度導入を進めることが効果的であると示唆される。

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1節 指定ごみ袋導入の家庭ごみ削減効果

第2節 年別の固定効果

第3節 市別の固定効果

第5章 結論と今後の課題

参考文献

データ出所

指定ごみ袋価格と市内総生産以外のデータ

指定ごみ袋価格：市指定ごみ袋制度

指定ごみ袋価格：単純指定ごみ袋制度

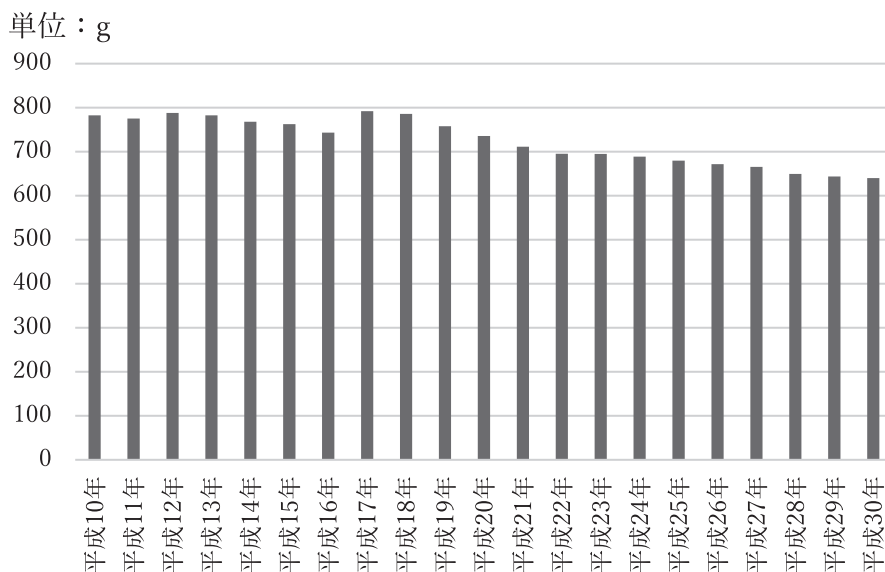
市内総生産

第1章 はじめに

近年、著しい気候変動に直面し、温室効果ガス削減を目指した国際的な取り組みが行われている。1992年5月には、大気中の温室効果ガスの濃度安定を目的とした「国際気候変動枠組条約（UNFCCC）」が採択され、1999年12月には、温室効果ガス排出量の削減義務や削減目標を盛り込んだ「京都議定書」が採択されている。続く、2015年12月には全ての国が参加する「パリ協定」が採択され、自然環境回復への取り組みは喫緊の課題となっている。日本国内でも、ごみの焼却時に温室効果ガスである二酸化炭素が発生する廃棄物処理問題、大都市圏でごみ処理施設の土地の確保をできない、高額なごみ処理費のために地方財政が逼迫すると言った問題が顕在化し、様々な対策が実行されている。例えば、指定ごみ袋の導入、2020年7月1日に開始されたレジ袋有料化、食品ロスゼロを目指した「てまえどり」、海ごみゼロウィーク、SDGsの推進などもその一環である。こうした取り組みは一定の成果を上げているように思われる。環境省「一般廃棄物処理実態調査」の最新調査報告によれば、平成30年度はごみの総排出量が4272万トンで、政府の基本方針でベースラインとしている平成24年度の4523万トンを6年連続で下回っている。1日1人当たり廃棄物排出量で見ても、排出量がピークとなった平成17年度以降継続的に減少している（図1）。しかしながら、世界的な気候変動の現状を鑑みれば、更なる対策が必要であり、またどのような対策がどれほどの効果を持つかを明らかにすることは一層重要である。そこで本稿では、指定ごみ袋制度の導入に焦点を絞り、それが家庭ごみ排出量の削減に結びついているか否かを、市別パネルデータを用いて実証的に明らかにしたい。

指定ごみ袋制度とは、自治体のごみの収集、運搬、処分を行う過程において、自治体が指定したごみ袋でないと収集しない制度である。環境省の「地方公共団体におけるバイオプラスチック等製ごみ袋導入のガイドライン」によれば、2020年度に実施した調査結果では、1698件の解答件数のうち、指定ごみ袋制度を「既に導入している」と答えた自治体は82.6%（1403件）であった。全国の自治体数は、2022年3月時点で1718市町村（市792、町743、村183）あるため、大多数の自治体が指定ごみ袋制度を導入していることになる。しかし、対象地域の定住人口を元にした地域的な指標の一つである人口カバー率で見ると指定ごみ袋制度を「既に導入している」市区町村は66.1%にまで低下する。このため、これまでの制度導入の効果を検証するとともに、それに基づいて未導入自治体にどのような形で制度導入を推奨するかは非常に重要である。

各自治体が指定ごみ袋制度を導入している背景には、「廃棄物の処理及び清掃に関する法律」の第5条2第1項の規定に基づいて環境省が定めた「廃棄物の減量その他その適正な処理に関する施策の総合的かつ計画的な推進を図るための基本的な方針」（平成28年1月21日改正）がある。この方針は「できる限り廃棄物の排出を抑制し、再利用などできる限り循環利用を行うこと」を基本としており、さらには地球温暖化対策として「低炭素



出典：環境省「廃棄物処理技術情報（一般廃棄物処理処理実態調査結果）」より作成。

図1：1日1人当たり廃棄物排出量

社会や自然共生社会へ向けて、「廃棄物を減らすための取り組み」を明示している。ごみ排出量を削減するために国は自治体に向けて、「ごみの量を把握すること」、「ごみの量を減らす活動をする」、「ごみを再生利用すること」などを定めている。このような方針により、各自治体はごみの量を把握するために住民に対して指定ごみ袋を利用するように定め、ごみ排出量を削減するためにごみ処理にかかる費用を有料化し、ごみを再利用できるように分別も促している。これが指定ごみ袋制度導入推進の理由である。

指定ごみ袋制度導入のごみ削減効果に関しては、いくつかの先行研究が調査を行っている。（先行研究の詳しいサーベイは次章を参照されたい。）例えば、天野・松浦（2002）は、

指定ごみ袋導入によって家庭系ごみの減量効果が見られたと結論付けている。しかし、これはヒアリング調査の結果であり、ごみの削減効果の統計学的な有意性からの判断ではない。境他（2017）では、ごみ処理にかかる金額が高ければ高いほどごみの排出量の減量につながることを明らかにしている。境他は1718の市町村の詳細なデータを扱っているが、1年間のみのクロスセクションデータによる分析である。そこで本稿では、県庁所在地と政令指定都市を対象とした21年間のパネルデータを用いて、先行研究が得た含意を拡張的に検証する。

より具体的には、日本では、廃棄物の処理及び清掃に関する法律によって、各自治体にごみ処理の方法が委ねられており、自治体の首長にその権限と責任を定めている。このため、各自治体によってごみの回収方法や分別制度が異なっており、指定ごみ袋制度導入の有無、導入時期、指定ごみ袋価格も自治体ごとで様々である。このようなデータの特性を利用することで、指定ごみ袋導入が家庭ごみ排出量の削減につながっているか否か、また

ごみ袋の価格の高低によってごみ排出量削減効果に影響があるかを、パネルデータに基づいた統計学的な回帰分析によって検証する。必ずしも全ての市町村が、指定ごみ袋の導入の有無、制度導入年、指定ごみ袋の価格、また市内総生産をホームページ上で公表している訳ではないため、ホームページで情報を確認するとともに、全ての県庁所在地と政令指定都市（重複を除く合計 52 都市）に E メールまたは電話にて問い合わせ、情報提供をお願いした。その結果、一部の都市と年を除いて、1998 年から 2018 年の 21 年間のデータを得ることができ、それらを用いて分析を行った。

本稿で得られた実証分析結果は以下のようなものである。まず、指定ごみ袋の導入は統計学的に有意に家庭ごみの排出量を削減することが明らかとなった。この結果は、各年や各市の固有の特徴（固定効果）を考慮しても頑健であった。したがって、天野・松浦（2002）のヒアリング調査の結果は、統計学的な実証分析によってもサポートされたと言える。一方、境他（2017）のクロスセクションデータを用いた分析とは異なり、指定ごみ袋の価格の高低に関しては、家庭ごみ削減へ有意な影響は確認できなかった。以上の分析結果より、指定ごみ袋は家計に対する費用面よりも、心理面を通じてごみ削減を促していると推測され、現状において未だ指定ごみ袋制度を導入していない市町村に対してはごみ袋の価格高低に関わらず、制度導入を進めることが効果的であると示唆される。

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 章では市別パネルデータを用いた実証分析によって、指定ごみ袋の導入の家庭ごみ削減効果を検証する。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。境他（2017）は、被説明変数として環境省「一般廃棄物処理実態調査」における家庭系ごみの排出量（g/人日）を用いて実証分析を行っており、ごみ処理にかかる金額が高いほど、ごみの排出量が削減されることを明らかにしている。境他との比較のため、本稿でも同様の被説明変数を用いて分析を行う。境他は全市町村（1718 市町村）を対象とした広範なデータを扱っているが、データ入手の制約上、2015 年（平成 27 年度）のみを対象としたクロスセクションデータによる分析となっている。これに対して、本稿では 52 の都市（県庁所在地と政令指定都市）に焦点を絞るものの、パネルデータとして利用可能な 1998 年から 2018 年の 21 年間を対象としており、各年や各市の固有の特徴（固定効果）も考慮した分析結果を得ている。なお、一般的には指定ごみ袋に付随する手数料徴収状況に一部有料（従量制や定額制）が含まれているが、本稿で対象とした 52 市には一部有料（従量制や定額制）の制度は含まれていなかった。

天野・松浦（2002）は、滋賀県草津市の1都市のみを対象としてヒアリング調査を行うことで、指定ごみ袋制度の有効性を主張している。本稿では、市別のパネルデータを用いることで、各市に関する固定効果を除去した効果も抽出しており、天野・松浦の結果を統計学的な実証分析からもサポートする結果を得ている。

山川他（2002）では、厚生省編「廃棄物処理事業実態調査統計資料（一般廃棄物）」の62年版（昭和60年度実績）、平成4年版（平成2年度実績）、平成7年度実績（CD-ROM）に掲載されている時系列データを用いて分析を行っており、有料化実施10年前後で分けて分析をすると、ごみ袋価格の影響の持続性については、確かな結論を導くことはできないと結果付けている。本稿では21年間の長期間パネルデータを用いて、これと類似の結果を得ている。吉岡・小林（2006）は、1979年から2003年までの1人当たり年間排出量の時系列データを用いた重回帰分析を行い、ごみの減量を持続させるためにはごみ袋の価格を高くする価格調整が必要であると主張している。これに対して、本稿では1998年から2018年と比較的近年のデータを扱っており、ごみ袋の価格は家庭ごみ排出量削減に有意な影響を与えていないことを発見しており、分析対象とする時代によっても政策含意が変わってくる可能性を指摘している。碓井（2003）および中村・川瀬（2011）も、ごみ袋価格が高いほどごみの減量効果が見られたという結果を得ているが、碓井（2003）では今後の課題として地域特性を考慮した分析が必要と述べられており、本稿はパネルデータを用いて各市の固定効果を除去し、彼らと異なる結論を導き出している。

山谷（2010、第4章）では、ごみ袋有料化制度導入の前年度と翌年度、導入5年後の年度を対象として、「第3回全国都市家庭ごみ有料化に関する調査」の回答を集計して、家庭系一般ごみの減量効果を分析している。その結果、有料化導入の翌年度と導入5年目のどちらも家庭系一般ごみを減らす効果が維持されていることを実証している。また、ごみ袋の価格別にみた減量効果についても価格が低ければ減量効果が見られず、価格が高くなるにつれ減量率が上がる傾向にあることを発見している。また、山谷（2020、第7章）では、「第5回全国都市家庭ごみ有料化アンケート調査」に基づいて、山谷（2010、第4章）と同様の分析を行い、同様の結果を得ている。しかし、山谷の分析結果は著者が独自に行った「全国都市家庭ごみ有料化に関する調査」に基づくアンケート調査であり、統計学的な回帰分析に基づいた検証ではない。山谷（2020、第7章）では、「深刻なごみ問題に直面しつつも、まだ有料化を実施していない自治体にとって、有料化プログラムを活用したごみ戦略の構築を真剣に検討する時機にきているのではないか」と述べているが、本稿では統計学的にこのような主張をサポートする結果を得ており、先行研究を補完している。

従量制によるごみ排出量の削減効果に関しては、山川他（2002）、吉岡・小林（2006）、碓井（2003）、中村・川瀬（2011）などの研究が数多く行われているが、本稿で分析したように複数の都市での指定ごみ袋制度導入の有無、指定ごみ袋の価格の違い、市内総生産からの影響をコントロールした分析ではない。ただし、データが入手可能であり、本稿が対象とした52市は偶然にも単純従量制のみの都市ばかりであったため、他の一定量無料

制（排出量が一定量となるまでは手数料が無料であり、排出量が一定量を超えると排出者が排出量に応じて手数料を負担する方式）、定額制従量制併用型（一定の排出量までは、手数料が排出量に関わらず定額であり、排出量が一定の排出量を超えると排出量に応じて一定の手数料を負担する方式）、超過従量制（一定枚数の指定袋が無料で配布されるが、それを超過すると、かなりの高額で指定袋を購入しなければならない方式）、二段階従量制（一定枚数までは指定袋が低額で配布されるが、それを超過すると、高額で指定袋を購入しなければならない制度）は含まれていないため、これらの制度の違い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、本稿は先行研究を代替するよりも、むしろ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を説明し、また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、環境省が公表している「一般廃棄物処理事業実態調査」に掲載されている1人1日当たりの生活系ごみ排出量を用いた。本調査は1998年から2018年までのデータを公表しているため、本稿の分析対象期間をこれに準じて同様に21年間とした。境他（2017）は全市町村（1718市町村）を対象とした1年間のクロスセクション・データを用いた分析を行っているが、データの入手可能性の理由によって、本稿では分析対象を県庁所在地と政令指定都市に含まれる52の都市に絞った。なお、環境省「一般廃棄物処理事業実態調査」には2000年の秋田県秋田市、2004年の石川県金沢市、2004年の岐阜県岐阜市の生活系ごみ排出量のデータが掲載されていないため、それらを除いた分析となっており、本稿の分析は正確にはパネルデータではなく、疑似パネルデータによる分析と言える。（サンプル数は52都市×21年から3つのサンプルを除いた1089となる。）

指定ごみ袋制度導入の有無と指定ごみ袋の価格は各市のホームページで確認するとともに、Eメールまたは電話で各市の担当部署に問い合わせ確認した。表2にまとめられているように、52都市のうち指定ごみ袋制度を2018年度時点で導入している都市は32市、導入していない都市は20市であった。

指定ごみ袋の制度には市指定ごみ袋制度と単純指定ごみ袋制度の2種類がある¹。そのうち、市指定ごみ袋制度は、ごみ袋の価格にごみ処理に係る費用を上乗せする制度であり、

1) 他の制度として、排出量多段階比例型、一定量無料型、負担補助組合せ型、定額制従量制併用型などもある。しかし、本稿が対象とした52都市は市指定ごみ袋制度と単純指定ごみ袋制度のいずれかに該当した。なお、単純指定ごみ袋制度から市指定ごみ袋制度に移行した都市もあった。

表 1 データの出所

データ		出所
生活系ごみ排出量 (g/人日)		環境省『一般廃棄物処理事業実態調査』処理状況、全市町村・事務組合別一覧(全国)、ゴミ処理
指定ごみ袋制度の有無 (有=1、無=0)		各市のホームページで確認(52市のうち指定ごみ袋が2018年時点で導入されている市は32市、導入されていない市は20市。導入年度はEメールまたは電話で確認した。)
指定ごみ袋の価格(円)		各市のホームページで確認(ただし、ホームページに価格やその時系列の情報が掲載されていない都市に関しては、Eメールまたは電話で確認した。)
1人当たり実質市内総生産 (名目市内総生産を物価水準と人口で除して算出)	名目市内総生産 (百万円)	内閣府『県民経済計算』市内総生産(名目) ・1998年～2005年：1993SNA・2000年基準 ・2006年～2018年：2008SNA・2011年基準 (ただし、52市のうち38市に関しては各市のホームページに情報が掲載されていなかったため、Eメールまたは電話で確認した。しかし、38市のうち8市からは市内総生産を推計していないとの回答があったため、回帰分析にコントロール変数として市内総生産を加える際には8市を除いた44市で分析を行っている。)
	物価水準 (各基準暦年=100)	内閣府『県民経済計算』県内総生産(生産側、デフレーター：連鎖方式) ・1998年～2005年：1993SNA・2000年基準 ・2006年～2018年：2008SNA・2011年基準 (上記の市内総生産は名目値しか推計されておらず、実質値およびデフレーターは入手できないため、本稿では各県別の県内総生産デフレーターを用いて、市内総生産の実質値を算出している。)
	人口(人)	総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査』市区町村別人口、人口動態及び世帯数(総計)

指定ごみ袋の価格やその時系列は各市のホームページで確認できるものもある。価格やその時系列がホームページに掲載されていない都市に関してはEメールまたは電話で担当部署に問い合わせた(巻末のデータ出典②を参照せよ)。分析で用いたごみ袋価格は、対象都市で使用されている最も大きな可燃ごみの袋の価格であり、その時系列データを得られる

表2 指定ごみ袋制度の導入年と指定ごみ袋価格

都市名	指定ごみ袋 制度導入年	指定ごみ袋価格	問い合わせ方法 (Eメール、電話の別)
北海道 札幌市	2009 年	90.00 円	Eメール
青森県 青森市	2015 年	14.80 円	Eメール
岩手県 盛岡市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
宮城県 仙台市	2008 年	40.00 円	Eメール
秋田県 秋田市	1998 年	56.80 円	Eメール
山形県 山形市	2010 年	35.00 円	Eメール
福島県 福島市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
茨城県 水戸市	2006 年	30.00 円	電話
栃木県 宇都宮市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
群馬県 前橋市	2004 年	19.33 円	電話
埼玉県 さいたま市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
千葉県 千葉市	2014 年	36.00 円	Eメール
東京都 新宿区	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
神奈川県 横浜市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
神奈川県 川崎市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
神奈川県 相模原市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
新潟県 新潟市	2008 年	45.00 円	Eメール
富山県 富山市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
石川県 金沢市	2018 年	45.00 円	Eメール
福井県 福井市	1998 年	11.00 円	Eメール
山梨県 甲府市	2009 年	15.00 円	Eメール
長野県 長野市	1998 年	45.00 円	Eメール
岐阜県 岐阜市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
静岡県 静岡市	1999 年	8.00 円	Eメール
静岡県 浜松市	2012 年	11.00 円	電話
愛知県 名古屋市	2000 年	13.20 円	Eメール
三重県 津市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
滋賀県 大津市	2001 年	13.00 円	Eメール
京都府 京都市	2006 年	45.00 円	電話
大阪府 大阪市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
大阪府 堺市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
兵庫県 神戸市	2008 年	10.17 円	Eメール
奈良県 奈良市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
和歌山県 和歌山市	指定ごみ袋制度未導入（2018 年度時点）		
鳥取県 鳥取市	2002 年	60.00 円	Eメール
島根県 松江市	2000 年	41.00 円	Eメール
岡山県 岡山市	2009 年	50.00 円	電話

都市名	指定ごみ袋 制度導入年	指定ごみ袋価格	問い合わせ方法 (Eメール、電話の別)
広島県 広島市	指定ごみ袋制度未導入（2018年度時点）		
山口県 山口市	1998年	18.00円	Eメール
香川県 高松市	2004年	46.24円	Eメール
徳島県 徳島市	指定ごみ袋制度未導入（2018年度時点）		
愛媛県 松山市	指定ごみ袋制度未導入（2018年度時点）		
高知県 高知市	指定ごみ袋制度未導入（2018年度時点）		
福岡県 福岡市	1998年	45.00円	Eメール
福岡県 北九州市	1998年	50.00円	Eメール
佐賀県 佐賀市	1998年	45.00円	Eメール
長崎県 長崎市	2002年	15.40円	Eメール
大分県 大分市	2014年	31.50円	Eメール
熊本県 熊本市	2009年	35.00円	Eメール
宮崎県 宮崎市	2002年	45.00円	Eメール
鹿児島県 鹿児島市	指定ごみ袋制度未導入（2018年度時点）		
沖縄県 那覇市	2002年	30.00円	電話

都市については各年で変化する価格を用いているが、時系列データを得られなかった都市に関しては2021年10月時点で調査した価格を過去にも適用して実証分析を行っている。

一方、単純指定ごみ袋制度では、ごみ袋の価格にごみ処理費用が含まれておらず、市は袋の規格（大きさ、種類、色）のみを定め、それに合った製造事業者の袋を承認し、小売販売業者にごみ袋を自由に販売してもらう制度である。この制度では、市が指定した袋は市場で自由に販売されることになるため、各市はごみ袋価格に関する情報を公表や所有していない場合もあり、その場合にはごみ袋の価格は市場価格を調べることとなる。青森市、秋田市、静岡市、鳥取市、那覇市は市がごみ袋の平均市場価格を把握しており、データを提供してくれた。前橋市、福井市、浜松市、名古屋市、大津市、神戸市、福岡市、長崎市は平均市場価格を把握しておらず、アスクル株式会社、新星堂薬局株式会社、名城化成株式会社、楽天グループ株式会社のオンラインショッピングサイトから、価格データを独自に入手した。（巻末のデータ出典③を参照せよ。）対象としたのは、市指定ごみ袋の場合と同じく、対象都市で使用されている最も大きな可燃ごみの袋の価格であり、価格の時系列を辿ることは困難であったため、2021年10月時点で調査した価格を過去にも適用している。

例えば、単純指定ごみ袋制度を採用している鳥取県鳥取市では市の担当部署が平均市場価格を把握しており、制度導入後の2002年から2006年まではごみ袋（大）1枚当たり10.50円であったが、2007年から2018年まででは同価格は60.00円に上昇している。また、

同じ鳥取県であっても松江市は市指定ごみ袋制度を導入しており、指定ごみ袋価格は制度導入後の2000年から2005年までは15.00円、2006年から2011年までは18.00円、2012年から2014年までは40.00円、2015年から2018年までは41.00円と比較的頻繁に変更されている。このようにごみ袋価格が時系列で変化する場合には、表2に最新年の価格のみを記載していることに注意されたい。

最後に、回帰分析を行う際に、コントロール変数として使用する1人当たり実質市内総生産の算出方法と入手方法について説明する。(名目市内総生産の入手方法の詳細については巻末のデータ出典③も参照されたい。)分析対象とする52市のうち14市に関しては、内閣府『県民経済計算』に市内総生産(名目)の情報が掲載されているため、1998年から2005年までは1993SNA・2000年基準、2006年から2018年までは2008SNA・2011年基準のデータを用いた。残りの38市に関しては、各市のホームページにも市内総生産の情報が掲載されていなかったため、Eメールまたは電話で各市の担当部署に問い合わせた(表3)。しかし、問い合わせを行った38市のうち8市からは市内総生産を推計していないとの回答があったため、回帰分析にコントロール変数として市内総生産を加える際には8市を除いた44市を対象として分析を行っている²。

以上のようにして得た名目市内総生産のデータを、各県の物価水準と各市の人口で除して、各市の1人当たり実質市内総生産を算出した。物価水準は内閣府『県民経済計算』に掲載されている県内総生産(生産側)に対応するデフレーター(連鎖方式)を用い、1998年から2005年までは1993SNA・2000年基準、2006年から2018年までは2008SNA・2011年基準のデータを用いた。各市の人口は総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査』の市区町村別人口、人口動態及び世帯数(総計)に基づいている。

2) 本稿で分析対象としている1998年から2018年まで(平成10年から平成30年まで)について、一部の都市と市に関して名目市内総生産のデータが得られなかったため、それらを除いて分析を行っている。具体的には、1998年から2005年、2018年の群馬県前橋市、1998年と1999年の埼玉県さいたま市、1998年から2018年までの東京都新宿区、1998年から2018年までの神奈川県相模原市、1998年から2005年までと2018年の富山県富山市、1998年から2018年までの石川県金沢市、1998年から2018年までの福井県福井市、1998年から2018年までの山梨県甲府市、1998年から2005年までの長野県長野市、1998年から2005年までの大阪府堺市、1998年から2001年までの奈良県奈良市、1998年と1999年の鳥取県鳥取市、1998年から2018年までの島根県松江市、1998年から2006年までの岡山県岡山市、1998年から2018年までの香川県高松市、1998年から2000年までの高知県高知市、1998年から2018年までの大分県大分市のデータを入手できなかった。

表 3 名目市内総生産

都市名	データ入手可能性 (入手可能：○、入手不可能：×)	問い合わせ方法 (ホームページ [HP]、 E メール、電話の別)
北海道 札幌市	○	HP
青森県 青森市	○	E メール
岩手県 盛岡市	○	E メール
宮城県 仙台市	○	HP
秋田県 秋田市	○	E メール
山形県 山形市	○	E メール
福島県 福島市	○	E メール
茨城県 水戸市	○	E メール
栃木県 宇都宮市	○	E メール
群馬県 前橋市	○	電話
埼玉県 さいたま市	○	HP
千葉県 千葉市	○	HP
東京都 新宿区	×	E メール
神奈川県 横浜市	○	HP
神奈川県 川崎市	○	HP
神奈川県 相模原市	×	E メール
新潟県 新潟市	○	E メール
富山県 富山市	○	E メール
石川県 金沢市	×	E メール
福井県 福井市	×	E メール
山梨県 甲府市	×	E メール
長野県 長野市	○	E メール
岐阜県 岐阜市	○	E メール
静岡県 静岡市	○	E メール
静岡県 浜松市	○	E メール
愛知県 名古屋市	○	HP
三重県 津市	○	E メール
滋賀県 大津市	○	E メール
京都府 京都市	○	HP
大阪府 大阪市	○	HP
大阪府 堺市	○	電話
兵庫県 神戸市	○	HP
奈良県 奈良市	○	電話
和歌山県 和歌山市	○	E メール
鳥取県 鳥取市	○	E メール
島根県 松江市	×	E メール
岡山県 岡山市	○	E メール

都市名	データ入手可能性 (入手可能：○、入手不可能：×)	問い合わせ方法 (ホームページ [HP]、 E メール、電話の別)
広島県 広島市	○	HP
山口県 山口市	○	E メール
香川県 高松市	×	E メール
徳島県 徳島市	○	E メール
愛媛県 松山市	○	電話と E メール
高知県 高知市	○	HP
福岡県 福岡市	○	HP
福岡県 北九州市	○	HP
佐賀県 佐賀市	○	E メール
長崎県 長崎市	○	E メール
大分県 大分市	×	E メール
熊本県 熊本市	○	電話
宮崎県 宮崎市	○	E メール
鹿児島県 鹿児島市	○	電話
沖縄県 那覇市	○	電話

第 4 章 実証分析

本章では、市別パネルデータを用いた実証分析によって、指定ごみ袋制度の導入の家庭ごみ削減効果を検証する。第 1 節では、指定ごみ袋制度導入が効果的であり、また指定ごみ袋の価格が高いほど、削減効果が高まることが明らかとなる。第 2 節では、ある年に全市に共通して生じたショックからの効果を除去した分析結果を提示するが、第 1 節で得られた含意は頑健で維持される。第 3 節では、各市の特徴（固定効果）を除去する。その結果、第 1 節と第 2 節で得られた含意は変わり、指定ごみ袋制度の導入自体は家庭ごみの削減に効果的だが、ごみ袋の価格の高低は削減効果に統計学的に有意に影響しないことが示される。

第 1 節 指定ごみ袋導入の家庭ごみ削減効果

まずは、指定ごみ袋制度導入の有無のみを説明変数として、それが家庭ごみ排出量の削減につながるかを以下のモデルを用いて検証する。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + u_{it} \quad (1)$$

ここで、 Y_{it} は家庭ごみの量（生活系ごみ排出量）であり、 D_{it} は指定ごみ袋制度が導入されていていれば 1 を、導入されていないならば 0 をとるダミー変数である（表 1 を参照せよ）。また、 u_{it} は誤差項である。ただし、添え字の i は対象とする 52 市を区別するインデック

表 4 推定結果：(1)式～(6)式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
指定ごみ袋制度導入ダミー (Dit)	-53.700*** (-8.766)		9.582 (1.020)	-50.457*** (-7.014)		15.077 (1.368)
指定ごみ袋価格 × Dit (PDit)		-2.022*** (-12.510)	-2.224*** (-8.685)		-1.906*** (-10.463)	-2.211*** (-7.679)
1人当たり実質市内総生産 (Xit)				1223.522*** (3.639)	957.163*** (2.925)	930.531*** (2.840)
自由度修正済み決定係数	0.065	0.125	0.125	0.067	0.125	0.126
サンプル数	1089	1089	1089	868	868	868

***、**、*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。

スであり、 t は 1998 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 1089 であり、 t 統計量は自由度 1087 の t 分布に従い、有意水準 1%、5%、10 % の臨界値はそれぞれ 2.580、1.962、1.646 と求められる。表 4 の列 (1) は上記の (1) 式の推定結果である。推定された係数 β_1 は有意水準 1% で負に有意である。このため、指定ごみ袋制度の導入は統計学的に見て有意に家庭ごみを削減する効果があることが明らかとなった。

次に、指定ごみ袋制度導入の有無のみならず、指定ごみ袋の価格の高低によって、ごみ削減効果に違いが生じるかを、指定ごみ袋制度のダミー変数 D_{it} に指定ごみ袋価格を乗じた変数である PD_{it} を説明変数に加えた以下の (2) 式と (3) 式の推定を行う。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 PD_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 PD_{it} + u_{it} \quad (3)$$

推定式を (3) 式とする場合、説明変数が 1 つ増えるため、 t 統計量は自由度 1086 の t 分布に従い、有意水準 1%、5%、10 % の臨界値は小数点以下 3 桁で記述する限り、自由度 1087 の場合と変化はない。(2) 式と (3) 式の推定結果は表 4 の列 (2) と列 (3) にそれぞれ示されている。いずれの場合も指定ごみ袋価格を表す PD_{it} の係数は有意水準 1% で有意に負と推定されており、指定ごみ袋制度を導入し、かつ指定ごみ袋価格が高いほど、家庭ごみの削減につながることが実証された。列 (1) と列 (2) の自由度修正済み決定係数を比べると、列 (2) の方が高く、(1) 式よりも (2) 式の方がモデルの当てはまりが良いと判断できる。また、指定ごみ袋制度のダミー変数 D_{it} と指定ごみ袋価格 PD_{it} の双方を加えた列 (3) の推定結果では、指定ごみ袋制度のダミー変数 D_{it} の係数は有意でなく、指定ごみ袋制度のダミー変数は説明力を失っている。したがって、単に指定ごみ袋制度を導入するよりも、指定ごみ袋の価格を高くすることで、一層家庭ごみの削減に結び付くと結論付けられる。

最後に、上記の 3 つの推定式にコントロール変数として、1 人当たり実質市内総生産 X_{it} を推定式に加えることで上記の推定結果の頑健性を確かめる。具体的には以下の 3 つの式を新たに推定し、家庭ごみ削減効果を検証する。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 X_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 PD_{it} + \beta_3 X_{it} + u_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 PD_{it} + \beta_3 X_{it} + u_{it} \quad (6)$$

コントロール変数として市内総生産を推定式に加えるのは、経済活動が活発になれば指定ごみ袋制度とは無関係に被説明変数である家庭ごみが増加する可能性があり、市内総生産を経済活動指標の代理変数として、その効果を除去した上で指定ごみ袋制度の効果を検証するためである。ただし、被説明変数 Y_{it} は 1 人当たりの量を表す変数であるため、コントロール変数 X_{it} として、金額を表す名目市内総生産ではなく、量を表す実質市内総生産を用い、更に 1 人当たりの量に直している。

(4) 式、(5) 式、(6) 式の推定結果は表 4 の列 (4)、列 (5)、列 (6) で確認される。いずれの推定結果においても、1 人当たり実質市内総生産の係数は有意水準 1% で有意に正と推定されており、経済活動が活発になれば家庭ごみが増えることが確認できる³。しかし、このような経済活動からの効果を考慮しても、指定ごみ袋制度の家庭ごみ削減効果は依然として有意に推定されており、列 (1) から列 (3) で得た結果の頑健性が立証された。やはり、単に指定ごみ袋制度を導入するだけでなく、高い指定ごみ袋価格を設定することで、家庭ごみ削減効果は高まると結論付けられる。

本節で行った推定においては、他のコントロール変数を追加するなどして、結果の頑健性を確認する必要がある。次節では、分析対象期間のある年に全市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。更に、第 3 節では、各市の特徴（固定効果）を考慮した上で、指定ごみ袋制度の効果を検証する。

分析を行うにあたり、2020 年 7 月から実施されたレジ袋有料化についても説明変数に加えようと考えたが、レジ袋の種類や実施の有無は各事業者によって決定されているため市別のデータが取れず、分析を行うことができなかった。

第 2 節 年別の固定効果

本節では、ある年や期間に 52 市に共通して生じたショックからの効果を除去した上で、指定ごみ袋制度の有効性を探る。例えば、2015 年に持続可能な開発目標（SDGs：Sustainable Development Goals）が国連サミットで採択され、それ以降、全世界的にエネルギー対策や気候変動・海洋資源・陸上資源の保護などが進められており、この目標設定が指定ごみ袋制度とは別のルートで家庭ごみの削減につながっているかも知れない。このような効果を高所するために、全ての市に対して 2015 年から分析対象の最終年である 2018 年までは 1、他の年は 0 をとるダミー変数 D_{SDGs} を作成し、コントロール変数として推定式に加える。

3) 第 3 章で説明したように、市内総生産のデータは 52 市全てが公表している訳ではなく、各市の担当部署に問い合わせても市や年によってはデータを入手できなかったために、サンプルサイズは 868 にまで低下している。(4) 式と (5) 式に対応する自由度 866 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10 % の臨界値はそれぞれ 2.581、1.962、1.646 と求められる。(6) 式に対応する自由度 865 の場合の臨界値も小数点以下 3 桁で記述する限り、同じ値となる。

$$D_{SDGs} = \begin{cases} 1 & (t = 2015 \sim 2018 \text{ のとき}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$$

他にも、2011年3月11日に発生した東日本大震災（Great East Japan earthquake）によって、瓦礫などを含めて処理すべきごみが増えたことも指摘される。この効果を考慮するために、2011年と2012年のみ1、それ以外の年は0をとるダミー変数 D_{GEJe} も推定時に考慮する。

$$D_{GEJe} = \begin{cases} 1 & (t = 2011 \sim 2012 \text{ のとき}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$$

また、1998年に日本で生じた金融危機（financial crisis）、2008年9月に生じたリーマンショック（Lehman shock）とその後の世界同時不況からの効果を表すダミー変数である D_{fc} と D_{Ls} も考慮に入れる。

$$D_{fc} = \begin{cases} 1 & (t = 1998 \text{ のとき}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases} \quad D_{Ls} = \begin{cases} 1 & (t = 2008 \sim 2009 \text{ のとき}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases}$$

したがって、前節で用いた推定式（1）、（2）、（3）、（6）は以下のように修正される。（推定式（4）と（5）においても、これらのダミー変数を加えた分析を行ったが、基本的な結果は変わらなかったため、ここでは単純化のためにそれらの結果は示していない。）

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \gamma_1 D_{fc} + \gamma_2 D_{Ls} + \gamma_3 D_{GEJe} + \gamma_4 D_{SDGs} + u_{it} \quad (7)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 PD_{it} + \gamma_1 D_{fc} + \gamma_2 D_{Ls} + \gamma_3 D_{GEJe} + \gamma_4 D_{SDGs} + u_{it} \quad (8)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 PD_{it} + \gamma_1 D_{fc} + \gamma_2 D_{Ls} + \gamma_3 D_{GEJe} + \gamma_4 D_{SDGs} + u_{it} \quad (9)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 PD_{it} + \beta_3 X_{it} + \gamma_1 D_{fc} + \gamma_2 D_{Ls} + \gamma_3 D_{GEJe} + \gamma_4 D_{SDGs} + u_{it} \quad (10)$$

表5は推定結果をまとめている⁴。新たに加えたダミー変数の係数はいずれも有意であった。金融危機ダミーは家庭ごみを増やしているが、有意水準は相対的に低い。リーマンショックは家庭ごみを減らしているが、これは経済活動が停滞したことで、家庭ごみが減少したことを表していると考えられよう。このような効果が追加的に考慮されているために、推定式（10）では前節では有意であった1人当たり実質市内総生産の係数は有意性を失っている。東日本大震災は当初は家庭ごみを増やす要因と筆者は考えていたが、経済活動を低迷させることで家庭ごみを減らしたと思われる。この効果はいずれの推定結果においても有意水準1%で有意であった。SDGsダミーに関しても有意水準1%で有意に負と

4) (7) 式と (8) 式に対応する自由度 1083 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10% の臨界値はそれぞれ 2.580、1.962、1.646 であり、(9) 式に対応する自由度 1082 の場合の臨界値も小数点以下 3 桁で記述する限り、同じ値となる。(10) 式に対応する自由度 860 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10% の臨界値はそれぞれ 2.581、1.962、1.646 である。いずれも小数点第 4 位以下を切り捨てた値である。

表 5 推定結果：(7)式～(10)式

	(7)	(8)	(9)	(10)
指定ごみ袋制度導入ダミー (Dit)	-36.060*** (-6.115)		16.135* (1.821)	22.814** (2.197)
指定ごみ袋価格×Dit (PDit)		-1.540*** (-9.790)	-1.877*** (-7.742)	-1.932*** (-7.108)
1人当たり実質市内総生産 (Xit)				374.927 (1.197)
金融危機ダミー (Dfc)	24.910* (1.849)	23.619* (1.801)	25.086* (1.912)	42.715* (2.555)
リーマンショックダミー (DLs)	-22.425** (-2.272)	-19.797** (-2.057)	-20.176** (-2.098)	-23.257** (-2.102)
東日本大震災ダミー (DGEJe)	-51.719*** (-5.222)	-46.999*** (-4.862)	-47.478*** (-4.915)	-48.576*** (-4.332)
SDGsダミー (DSDGs)	-91.230*** (-12.014)	-84.091*** (-11.294)	-84.639*** (-11.370)	-87.160*** (-10.024)
自由度修正済み決定係数	0.185	0.225	0.227	0.229
サンプル数	1089	1089	1089	868

***、**、*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。

なっており、家庭ごみの削減につながっていると言えよう。ただし、これらのダミー変数は各ショックの効果のみを正確に抽出している訳ではなく、同時期に他のショックが生じており、そのイベントが推定結果に作用している可能性は排除できないので、解釈には注意が必要である。

しかし、より重要なのは時系列で生じる年固定効果を追加的に考慮しても、指定ごみ袋制度に関する含意は基本的には前節と変わらなかったことであろう。つまり、指定ごみ袋制度の導入は家庭ごみ削減に効果的であると言える。唯一の違いは、(9) 式と (10) 式において、指定ごみ袋制度導入の有無をダミー変数 D_{it} が有意になっていることである。ただし、有意水準の程度は指定ごみ袋価格の変化を表す PD_{it} の方が高いため、その説明力の高さを考慮すれば、制度導入だけでなく、指定ごみ袋価格を高く設定することで、より効果的に家庭ごみ削減につながると結論付けられる。

第 3 節 市別の固定効果

境他 (2017) のクロスセクションデータ分析や、前節までの本稿のパネルデータ分析では、指定ごみ袋の効果を計測する際に「制度を導入済みの A 市」と「制度を未だ導入していない B 市」の家庭ごみの量を比べて、A 市の方が家庭ごみが少なければ制度導入はごみ削減効果を持つと判定してしまう側面を有している。しかし、A 市は B 市と比べて、指定ごみ袋制度の導入の有無に関わらず、元々の市民性からごみ排出量が少なかったのかも知れないし、また A 市が B 市の行っていないような他の対策を講じており、その影響で A 市の方がごみ排出量が少なかったかも知れない。真に検証したいのは、A 市や B 市におけるそのような市ごとの特性に関わらず、どの市においても指定ごみ袋制度を導入し

た時にごみが削減されるか否かである。そこで、本節では指定ごみ袋制度のより正確な効果を検証するために、市別の特性（固定効果）を除去した推定を行う。

まずは、(1) 式を再検討しよう。(1) 式では定数項 β_0 を全市で共通かつ時間不変としているが、他の説明変数から独立の定数項を市ごとの固定効果 β_i と時間に依存する β_{0t} に分けると、推定式は次のように修正される。ただし、添え字の i は市を区別するインデックスであり、 t は年を区別するインデックスである。

$$Y_{it} = \beta_i + \beta_0 \times t + \beta_1 D_{it} + u_{it}$$

β_i が正（負）であれば、その市は指定ごみ袋制度導入の有無 D_{it} に依らず、その市の特性として家庭ごみ排出量 Y_{it} が多い（少ない）ということになる。本式を前年である $t-1$ についても書けば、

$$Y_{it-1} = \beta_i + \beta_0 \times (t-1) + \beta_1 D_{it-1} + u_{it-1}$$

となる。ここで重要なのは市別の固定効果を表す β_i は分析対象とするサンプル期間を通じて時間依存していないと仮定しているので、 t 年の推定式から $t-1$ 年の推定式を引けば、市別の固定効果を除去した以下の推定式が得られる。

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \Delta u_{it} \quad (11)$$

ここで、 Δ は差分を表す記号であり、例えば $\Delta Y_{it} \equiv Y_{it} - Y_{it-1}$ と表される。 β_0 は全市で共通の一定の傾向を表している。

以上の差分データを用いることで、時間を通じて一定との仮定はあるものの、市別の固定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）。もちろん 52 市を区別する 51 個のダミー変数と、更に 21 年間を区別する 20 個のダミー変数を用いて、市と年の個別効果を除去することも可能だが、説明変数が増えすぎれば推定上好ましくないため（畑農・水落 2017）、本稿では差分データ（とイベントダミー）を用いた推定を行う。(2) 式から (6) 式においても、同様の方法で差分を取ると、以下の推定式が得られる。

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta PD_{it} + \Delta u_{it} \quad (12)$$

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \beta_2 \Delta PD_{it} + \Delta u_{it} \quad (13)$$

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \beta_2 \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad (14)$$

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta PD_{it} + \beta_2 \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad (15)$$

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \beta_2 \Delta PD_{it} + \beta_3 \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad (16)$$

表 6 には、(11) 式から (16) 式の推定結果がそれぞれ列 (11) から列 (16) に示されている⁵。列 (11) に見られるように指定ごみ袋制度導入は有意水準 1% で負に有意であり、

5) 前年との差分を取ったデータを用いているため、第 1 節と比べ、サンプル数が減少している。(11) 式と (12) 式に対応する自由度 1035 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10% の臨界値はそれぞれ 2.580、1.962、1.646 であり、(13) 式に対応する自由度 1034 の場合の臨界値も小数点以下 3 桁で記述する限り、同じ値となる。(14) 式と (15) 式に対応する自由度 821 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10% の臨界値はそれぞれ 2.581、1.962、1.646 であり、(16) 式に対応する自由度 1034 の場合の臨界値も小数点以下 3 桁で記述する限り、同じ値となる。いずれも小数点第 4 位以下を切り捨てた値である。

表 6 推定結果：(11)式～(16)式

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
指定ごみ袋制度導入ダミーの差分 (ΔD_{it})	-44.844*** (-6.286)		-35.561*** (-3.543)	-48.582*** (-6.115)		-40.541*** (-3.677)
指定ごみ袋価格 $\times$ D _{it} の差分 (ΔPD_{it})		-0.994*** (-5.329)	-0.343 (-1.314)		-0.975*** (-4.960)	-0.284 (-1.051)
1人当たり実質市内総生産の差分 (ΔX_{it})				512.934 (1.189)	494.933 (1.139)	510.479 (1.184)
自由度修正済み決定係数	0.035	0.025	0.036	0.042	0.028	0.042
サンプル数	1037	1037	1037	824	824	824

***、**、*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。

列 (12) は指定ごみ袋価格が高いほどごみ削減効果があることを示しており、これらの結果は第 1 節と同様である。この結果は 1 人当たり実質市内総生産をコントロール変数に加えた列 (14) と列 (15) においても維持されている。ただし、1 人当たり実質市内総生産の差分データは有意に影響しておらず、第 1 節で得た「経済活動が活発なほど、家庭ごみ排出量が増加する」と言う関係は市別の固定効果を考慮しないことで生じた見せかけの関係であったと理解される。

より重要な政策含意は、市別の個別効果を考慮すると、指定ごみ袋価格の高低に関わらず、指定ごみ袋制度導入自体が家庭ごみ削減に対して効果的であるとの推定結果である。列 (11) と列 (12)、あるいは列 (14) と列 (15) の自由度修正済み決定係数を見ると、指定ごみ袋価格を考慮した列 (12) と列 (15) の方が低く、この結果は第 1 節と逆の関係である。また、列 (13) と列 (16) に見られるように、指定ごみ袋制度導入のダミー変数と指定ごみ袋価格の双方を推定式に加えると、前者は有意水準 1% で負に有意であり、一方、後者は家庭ごみ排出量に有意に影響しないこととなる。このような結果も第 1 節と真逆である。すなわち、第 1 節で得た「指定ごみ袋価格が高いほど、家庭ごみ排出量が削減される」と言う関係は市別の固定効果を考慮しないことで生じた見せかけの関係であり、市別の固定効果を適切に除去すれば「指定ごみ袋価格の高低に関わらず、指定ごみ袋制度を導入すること自体に家庭ごみ削減効果がある」と結論は修正される。

では、第 2 節で行ったように、表 6 の結果に加えて更に、ある年や期間に全市に共通して生じたショックからの効果を除去すると、推定結果はどのように変化するかも確かめたい。第 2 節で提示したダミー変数（金融危機ダミー D_{fc} 、リーマンショックダミー D_{Ls} 、東日本大震災ダミー D_{GEJe} 、SDGs ダミー D_{SDGs} ）を用いると、(11) 式から (13) 式、および (16) 式は以下のように修正される。（推定式 (14) と (15) に関しても、これらのダミー変数を加えた分析を行ったが、基本的な結果は変わらなかったため、ここではそれらの結果は表に示していない。）

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \gamma_1 \Delta D_{fc} + \gamma_2 \Delta D_{Ls} + \gamma_3 \Delta D_{GEJe} + \gamma_4 \Delta D_{SDGs} + \Delta u_{it} \quad (17)$$

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta PD_{it} + \gamma_1 \Delta D_{fc} + \gamma_2 \Delta D_{Ls} + \gamma_3 \Delta D_{GEJe} + \gamma_4 \Delta D_{SDGs} + \Delta u_{it} \quad (18)$$

表 7 推定結果：(17)式～(20)式

	(17)	(18)	(19)	(20)
指定ごみ袋制度導入ダミーの差分 (ΔD_{it})	-44.671*** (-6.250)		-35.791*** (-3.557)	-40.912*** (-3.700)
指定ごみ袋価格×Ditの差分 (ΔPD_{it})		-0.985*** (-5.262)	-0.328 (-1.253)	-0.256 (-0.941)
1人当たり実質市内総生産の差分 (ΔX_{it})				597.254 (1.349)
金融危機ダミーの差分 (ΔD_{fc})	0.452 (0.089)	1.099 (0.217)	0.700 (0.139)	-3.452 (-0.581)
リーマンショックダミーの差分 (ΔD_{Ls})	-2.083 (-0.601)	-2.372 (-0.681)	-2.063 (-0.596)	-4.543 (-1.214)
東日本大震災ダミーの差分 (ΔD_{GEJe})	4.365 (1.262)	3.765 (1.082)	4.165 (1.203)	3.827 (1.046)
SDGsダミーの差分 (ΔD_{SDGs})	0.721 (0.143)	0.117 (0.023)	0.486 (0.096)	2.243 (0.421)
自由度修正済み決定係数	0.033	0.023	0.034	0.041
サンプル数	1037	1037	1037	824

***、**、*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。

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \beta_2 \Delta PD_{it} + \gamma_1 \Delta D_{fc} + \gamma_2 \Delta D_{Ls} + \gamma_3 \Delta D_{GEJe} + \gamma_4 \Delta D_{SDGs} + \Delta u_{it} \quad (19)$$

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{it} + \beta_2 \Delta PD_{it} + \beta_3 \Delta X_{it} + \gamma_1 \Delta D_{fc} + \gamma_2 \Delta D_{Ls} + \gamma_3 \Delta D_{GEJe} + \gamma_4 \Delta D_{SDGs} + \Delta u_{it} \quad (20)$$

表 7 には上記の推定式に対応する推定結果が示されている⁶。顕著なのは、第 2 節において有意であった 4 つのイベントダミー変数 (D_{fc} 、 D_{Ls} 、 D_{GEJe} 、 D_{SDGs}) が全て有意性を失っていることである。このことは表 6 において、経済活動の代理変数である 1 人当たり実質市内総生産が有意な説明変数でなくなったことと、共通の理由であると考えられる。つまり、第 2 節で得た結果は、市別の固定効果を考慮しないことで生じた見せかけの関係であったということである。特に、SDGs が効果を失っていることは政府が持続可能な開発目標を定めて政策を進めていく場合に注視すべき結果である。SDGs に関する政策は現状では効果を発揮しておらず、市ごとに異なる特性（市ごとに異なる市民性や他の政策）が家庭ごみ排出量で見る限り大きな影響を与えていると解釈される。

しかし、差分データを用いて市別の固定効果を除去しても（表 7 および表 8）、更に対象期間において全市に共通で生じた時系列の固定効果を除去しても（表 8）、指定ごみ袋制度の導入が非常に高い有意水準である有意水準 1% で判定しても、負に有意な推定結果を示していることは特筆するに値する。また、表 8 の結果からも表 7 の結果と同様に、市

6) (17) 式と (18) 式に対応する自由度 1031 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10 % の臨界値はそれぞれ 2.580、1.962、1.646 であり、(19) 式に対応する自由度 1030 の場合の臨界値も小数点以下 3 桁で記述する限り、同じ値となる。(20) 式に対応する自由度 816 の t 統計量の有意水準 1%、5%、10 % の臨界値はそれぞれ 2.581、1.962、1.646 である。いずれも小数点第 4 位以下を切り捨てた値である。

別の固定効果を考慮すると、指定ごみ袋価格よりも指定ごみ袋制度導入自体がより重要な説明要因となっており、「指定ごみ袋価格の高低に関わらず、指定ごみ袋制度を導入すること自体に家庭ごみ削減効果がある」と結論付けることができる。本稿でのこのような分析結果は、指定ごみ袋価格の重要性を指摘している先行研究（山川他 2002、碓井 2003、中村・川瀬 2011、境他 2017）と異なり、各自治体や各年によって指定ごみ袋制度導入や指定ごみ袋価格の違いを利用したパネルデータ分析によるものである。近年、政策の現場ではデータを活用した証拠に基づく政策立案（EBPM：Evidence Based Policy Making）の必要性が強調されているが（伊藤 2017、中室・津川 2017）、特に「ランダム化比較試験」などの実験的にデータ収集が困難なマクロ経済環境においては本稿で行ったパネルデータ分析は非常に大きな貢献となろう。

第5章 結果と今後の課題

本稿では、1998年から2018年までの県庁所在地と政令指定都市に該当する52都市を対象に、指定ごみ袋制度の家庭ごみ削減効果を検証した。その結果、指定ごみ袋制度の導入は統計学的に有意に家庭ごみの排出量を削減することが明らかとなった。各年や各市の固定効果を考慮した推定でも同様の結果が得られ、この推定結果は頑健である。一方、指定ごみ袋価格の高低に関しては、家庭ごみ削減へ有意な影響は見られなかった。したがって、指定ごみ袋は家計に対する費用面よりも、心理面を通じてごみ削減を促していると考えられ、現状において未だ指定ごみ袋制度を導入していない市町村に対してはごみ袋の価格高低に関わらず、制度導入を進めることが効果的であると言えよう。こうした結論は、各自治体や各年によって指定ごみ袋制度導入年や指定ごみ袋価格が異なることを考慮したパネルデータ分析から得られた統計学的な観点からの分析結果であり、指定ごみ袋制度の今後の在り方をEBPM（Evidence Based Policy Making）に基づいて議論する際に大いに資すると考えられる。

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、分析対象を県庁所在地と政令指定都市の52市のみに絞ったが、他の市町村を含めた全国的な分析を行うことができれば、市町村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、各市町村レベルで指定ごみ袋制度以外の対策も講じられており、それらも考慮した分析も必要となろう。例えば、2020年7月1日に開始されたレジ袋有料化もその1つであるが、レジ袋有料化の有無やレジ袋の種類は各市町村レベルではなく、市町村をまたがった各事業者レベルで決定されているため、本稿で行った市別のパネルデータ分析を行うことができない。また、データの蓄積も待たれる。他の対策やコントロール変数の検討は、データの入手可能性を含めて、今後の課題となろう。更に、本稿で注目した家庭系可燃ごみのみならず、不燃ごみ、資源ごみ、粗大ご

み、事業系ごみなど様々な種類のごみに対して、それぞれどのような対策が有効であるかを明らかにすることも重要である。

参考文献

- 天野耕二・松浦篤史 (2002) 「家庭ごみ排出特性に関わる指定袋配布制度の評価」『廃棄物学会論文誌』第 13 巻第 2 号、pp. 63-70。
- 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。
- 碓井健寛 (2003) 「有料化によるごみの発生抑制効果とリサイクル促進効果」『会計検査研究』第 27 号、pp. 245-261。
- 環境省 (2022) 「地方公共団体におけるバイオプラスチック等製ごみ袋導入のガイドライン：バイオマスプラスチック等」官公庁環境専門資料、第 57 巻第 2 号、pp. 42-80。
- 境将恭・山口奈緒美・茂木貴大・松谷聡太 (2017) 「家庭系ごみ排出量の決定要因分析」明治大学畑農鋭矢研究会、ISFJ 日本政策学生会議「政策フォーラム」発表論文。
- 中村匡克・川瀬晃弘 (2011) 「市町村における家庭ごみ収集政策の実証分析」『会計検査研究』第 43 号、pp. 111-123。
- 中室牧子・津川友介 (2017) 『「原因と結果」の経済学』ダイヤモンド社。
- 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。
- 山川肇・植田和弘・寺島泰 (2002) 「有料化によるごみ減量効果の持続性」『土木学会論文集』第 713 巻第 VII-24 号、pp. 45-58。
- 山谷修作 (2010) 『ごみ見える化：有料化で推進するごみ減量』丸善出版。
- 山谷修作 (2020) 『ごみ減量政策：自治体ごみ減量手法のフロンティア』丸善出版。
- 吉岡茂・小林未歩 (2006) 「家庭ごみ処理の有料化による減量効果」『地球環境研究』第 8 巻、pp. 29-35。
- SANIPAK ウェブサイト「指定ごみ袋制度ってなぜあるの?」(<https://www.sanipak.jp/media/faq/a73>: 2022 年 8 月 17 日閲覧)

データ出典

① 指定ごみ袋価格と市内総生産以外のデータ

- 環境庁『一般廃棄物処理事業実態調査』平成10年度～平成30年度（https://www.e-stat.go.jp/stat-search?page=1&toukei=00650101&bunya_l=14：2021年11月10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』平成10年度～平成30年度（<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&tclass1=000001039601&tclass2val=0>：2022年1月8日閲覧）
- 内閣府『県民経済計算』1993SNA・2000年基準〔1998年度～2005年度〕、2008SNA・2011年基準〔2006年度～2018年度〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）

② 指定ごみ袋価格：市指定ごみ袋制度

市指定ごみ袋制度を導入している都市の指定ごみ袋の価格は各市のホームページで確認し、ホームページに価格が掲載されていない都市に関してはEメールまたは電話で担当部署に問い合わせた。（各市への問い合わせ方法と2021年10月時点での各市の指定ごみ袋の価格については表2を参照されたい）。以下は確認したホームページのアドレスと閲覧年月日である。

- 北海道 札幌市（2021年10月22日閲覧）
- https://www.city.sapporo.jp/seiso/yuryoka/shiteifukuro_shurui.html
- 青森県 青森市（2021年10月22日閲覧）
- <https://www.city.aomori.aomori.jp/seiso-kanri/kurashi-guide/gomi-recycle-shinyo/siteigomibukurokaisi.html>
- 宮城県 仙台市（2021年10月22日閲覧）
- <http://www.city.sendai.jp/haiki-shido/foreignlanguage/jp/shigentogomi/shitebukuro.html>
- 秋田県 秋田市（2021年10月22日閲覧）
- <https://www.city.akita.lg.jp/kurashi/recycle/1006071/1006166.html>
- 山形県 山形市（2021年10月22日閲覧）
- <https://www.city.yamagata-yamagata.lg.jp/shimin/sub3/gomideta/1254agomi-sitei.html>
- 茨城県 水戸市（2021年10月22日閲覧）
- <https://www.city.mito.lg.jp/001133/001186/p022133.html>
- 群馬県 前橋市（2021年10月22日閲覧）
- https://www.city.maebashi.gunma.jp/kurashi_tetsuzuki/1/3/3/10372.html

- http://www.meijou.jp/gomi/maebashi_shitei/
- 千葉県 千葉市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.chiba.jp/kankyo/junkan/shushugyomu/shinnshiteibukuro.html>
- 新潟県 新潟市 (2021年10月22日閲覧)
- https://www.city.niigata.lg.jp/smph/kurashi/gomi/gomi_recycl/bosyu/yuryosei/bag.html
- 石川県 金沢市 (2021年10月22日閲覧)
- https://www4.city.kanazawa.lg.jp/s/25003/recycle/about_gomi/index_yuuryouka_2.html
- 福井県 福井市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.fukui.lg.jp/kurasi/kankyo/kgomi/katei.html#kanen>
- 山梨県 甲府市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.kofu.yamanashi.jp/genryo/gomibukuro/kakau.html>
- 長野県 長野市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.nagano.nagano.jp/site/kateigomi/139101.html>
- 静岡県 静岡市 (2021年10月22日閲覧)
- https://www.city.shizuoka.lg.jp/000_003012.html
- 静岡県 浜松市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.hamamatsu.shizuoka.jp/gomigen/gomi/dashikata/rule/shiteibukurojigyousyabosyuu.html>
- 愛知県 名古屋市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.nagoya.jp/kurashi/category/5-6-17-0-0-0-0-0-0.html>
- 滋賀県 大津市 (2021年10月22日閲覧)
- <https://www.city.otsu.lg.jp/soshiki/030/1703/g/genryo/1510128093633.html#moyaseru>
- 京都府 京都市 (2021年10月25日閲覧)
- <https://www.city.kyoto.lg.jp/kankyo/page/0000000179.html>
- 兵庫県 神戸市 (2021年10月25日閲覧)
- <https://www.city.kobe.lg.jp/a36643/kurashi/recycle/gomi/dashikata/shigen/shitebukuro/index.html>
- 鳥取県 鳥取市 (2021年10月25日閲覧)
- <https://www.city.tottori.lg.jp/www/contents/1266838158190/index.html>
- 島根県 松江市 (2021年10月25日閲覧)
- <http://www1.city.matsue.shimane.jp/gomi/gomi/gomihukuro/>
- 岡山県 岡山市 (2021年10月25日閲覧)
- <https://www.city.okayama.jp/kurashi/0000005487.html>

- 山口県 山口市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.yamaguchi.lg.jp/soshiki/50/1315.html>
- 香川県 高松市（2021年10月25日閲覧）
- <http://www.city.takamatsu.kagawa.jp/kurashi/kurashi/gomi/shitei/price.files/ryoukinnhyoureiwai.pdf>
- <http://www.city.takamatsu.kagawa.jp/kurashi/kurashi/gomi/shitei/price.html>
- 福岡県 福岡市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.fukuoka.lg.jp/kankyo/jigyokeigomi/life/katei-bunbetsu/moerugomi.html>
- 福岡県 北九州市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.kitakyushu.lg.jp/kankyou/00800054.html>
- 佐賀県 佐賀市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.saga.lg.jp/main/3027.html>
- 長崎県 長崎市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.nagasaki.lg.jp/shimin/140000/142000/p025625.html>
- 大分県 大分市（2021年10月25日閲覧）
- <http://www.city.oita.oita.jp/o143/kurashi/gomi/1388030501087.html>
- 熊本県 熊本市（2021年10月25日閲覧）
- https://www.city.kumamoto.jp/hpkiji/pub/detail.aspx?c_id=5&id=1123
- 宮崎県 宮崎市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.miyazaki.miyazaki.jp/life/trash/fukuro/223363.html>
- https://www.city.miyazaki.miyazaki.jp/fs/3/9/4/0/7/4/_/394074.pdf
- 沖縄県 那覇市（2021年10月25日閲覧）
- <https://www.city.naha.okinawa.jp/kurasitetuduki/gomirisaikuru/gomi/katei/gomizougakukaitei.html>

③ 指定ごみ袋価格：単純指定ごみ袋制度

単純指定ごみ袋制度においては、指定ごみ袋の価格は市場で販売されているごみ袋の価格となる。このため、全ての都市が平均市場価格を把握している訳ではなく、価格情報を把握していない都市に関しては、独自に価格情報を入手する必要がある。その際、本稿ではアスクル株式会社、新星堂薬局株式会社、名城化成株式会社、楽天グループ株式会社のオンラインショッピングサイトから価格情報を入手した。以下はデータ入手方法の詳細である。

- 青森県 青森市：市からの平均市場価格を提供してもらった
- 秋田県 秋田市：市からの平均市場価格を提供してもらった
- 群馬県 前橋市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかった

たため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月22日閲覧）

- http://www.meijou.jp/gomi/maebashi_shitei/
- 福井県 福井市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月22日閲覧）
- <https://ssl.c16.jp/meijou.jp/gomi-fukui.php>
- 静岡県 静岡市：市からの平均市場価格を提供してもらった
- 静岡県 浜松市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月22日閲覧）
- <http://www.meijou.jp/gomi-hamamatsu.php>
- 愛知県 名古屋市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月22日閲覧）
- <https://www.askul.co.jp/p/3401371/>
- 滋賀県 大津市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月22日閲覧）
- <http://www.meijou.jp/gomi-otsu.php>
- 兵庫県 神戸市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月25日閲覧）
- <http://www.meijou.jp/gomi-kobe.php>
- 鳥取県 鳥取市：市からの平均市場価格を提供してもらった
- 福岡県 福岡市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月25日閲覧）
- https://web.sinseido.co.jp/products/detail.php?product_id=19686
- 長崎県 長崎市：市に平均市場価格を問い合わせたが、市はそれを把握していなかったため、下記のサイトより価格データを入手した（2021年10月25日閲覧）
- <https://search.rakuten.co.jp/search/mall/>
- 沖縄県 那覇市：市からの平均市場価格を提供してもらった

④ 市内総生産

52市のうち38市に関しては、内閣府の『県民経済計算』および各市のホームページに市内総生産（名目）の情報が掲載されていなかったため、Eメールまたは電話で確認した。しかし、38市のうち8市からは市内総生産を推計していないとの回答があった。

- 北海道 札幌市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）

- 青森県 青森市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成18年から平成30年までのデータを提供してもらった。
- 岩手県 盛岡市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成18年から平成27年までのデータを提供してもらった。
- 宮城県 仙台市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 秋田県 秋田市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.pref.akita.lg.jp/pages/archive/2024>；<https://www.pref.akita.lg.jp/pages/archive/55986>：2021年10月18日閲覧）
- 山形県 山形市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成30年までのデータを提供してもらった。
- 福島県 福島市：市のホームページには名目市内総生産が平成22年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成21年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成21年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.fukushima.lg.jp/sec/11045b/17022.html>：2021年10月18日閲覧）
- 茨城県 水戸市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成13年から平成26年までのデータを提供してもらった。
- 栃木県 宇都宮市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.tochigi.lg.jp/c04/pref/toukei/toukei/cgdp.html>：2021年10月18日閲覧）
- 群馬県 前橋市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成18年から平成29年までのデータを提供してもらった。（https://toukei.pref.gunma.jp/pis/data/PIS2017_3.pdf：2021年10月25日閲覧）
- 埼玉県 さいたま市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・

2011年基準による] (https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html : 2021年10月18日閲覧)

- 千葉県 千葉市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた[1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による] (https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html : 2021年10月18日閲覧)
- 神奈川県 横浜市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた[1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による] (https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html : 2021年10月18日閲覧)
- 神奈川県 川崎市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた[1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による] (https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html : 2021年10月18日閲覧)
- 新潟県 新潟市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成30年までのデータを提供してもらった。(<https://www.pref.niigata.lg.jp/sec/tokei/1202403638070.html> : 2021年10月18日閲覧)
- 富山県 富山市：市のホームページから平成19年から平成29年までのデータを入手した。(<https://www.city.toyama.toyama.jp/kikakukanribu/johotokeika/tokei/shiminkeizaikeisan/kyushiminkeisan.html> : 2021年10月18日閲覧)
- 長野県 長野市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成18年から平成30年までのデータを提供してもらった。(<https://www.pref.niigata.lg.jp/sec/tokei/1202403638070.html> : 2021年10月18日閲覧)
- 岐阜県 岐阜市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。(<https://www.pref.gifu.lg.jp/page/4710.html> : 2021年10月18日閲覧)
- 静岡県 静岡市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成30年までのデータを提供してもらった。
- 静岡県 浜松市：市のホームページから平成19年から平成30年までのデータを入手した。(https://www.city.hamamatsu.shizuoka.jp/documents/73712/01_keizaikeisan_sasshi_2018.pdf : 2021年10月18日閲覧)

- 愛知県 名古屋市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 三重県 津市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成17年までのデータを提供してもらった。（https://www.pref.mie.lg.jp/DATABOX/37310002734_00003.htm：2021年10月18日閲覧）
- 滋賀県 大津市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.shiga.lg.jp/kensei/tokei/sonota/305307/305342.html>：2021年10月18日閲覧）
- 京都府 京都市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 大阪府 大阪市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 大阪府 堺市：市のホームページから平成18年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.city.sakai.lg.jp/smph/shisei/tokei/gdp.html>：2021年10月25日閲覧）
- 兵庫県 神戸市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 奈良県 奈良市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成30年までのデータを提供してもらった。

- 和歌山県 和歌山市：市のホームページには名目市内総生産が掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成30年までのデータを提供してもらった。
- 鳥取県 鳥取市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成13年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.tottori.lg.jp/296585.htm>：2021年10月18日閲覧）
- 岡山県 岡山市：市のホームページから平成19年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.city.okayama.jp/0000017082.html>：2021年10月25日閲覧）
- 広島県 広島市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 山口県 山口市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成13年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.yamaguchi.lg.jp/cms/a12500/sityoumin/index.html>：2021年10月18日閲覧）
- 徳島県 徳島市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成13年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.tokushima.lg.jp/statistics/year/gcp/>：2021年10月18日閲覧）
- 愛媛県 松山市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.pref.ehime.jp/toukeibox/datapage/shichoumin/24/shichoumin-p00.html>；<https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=https%3A%2F%2Fwww.city.matsuyama.ehime.jp/smph/shisei/tokei/data/shiminshotoku.html>：2021年10月25日閲覧）
- 愛媛県 松山市：市のホームページから平成13年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.pref.kochi.lg.jp/soshiki/111901/si-keizai.html>：2021年10月18日閲覧）
- 福岡県 福岡市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）

- 福岡県 北九州市：名目市内総生産は内閣府『県民経済計算』のうち『市民経済計算』に掲載されている平成10年から平成30年までの市内総生産（名目）を用いた〔1998年度～2005年度は1993SNA・2000年基準、2006年度～2018年度は2008SNA・2011年基準による〕（https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html：2021年10月18日閲覧）
- 佐賀県 佐賀市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.saga.lg.jp/kiji0038130/index.html>；<https://www.pref.saga.lg.jp/toukei/kiji0038130/index.html>：2021年10月18日閲覧）
- 長崎県 長崎市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<https://www.pref.nagasaki.jp/bunrui/kenseijoho/toukeijoho/shichomin/507030.html>：2021年10月21日閲覧）
- 大分県 大分市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.pref.kochi.lg.jp/soshiki/111901/si-keizai.html>：2021年10月21日閲覧）
- 熊本県 熊本市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。（<https://www.pref.kumamoto.jp/soshiki/20/1166.html>；<https://www.pref.kumamoto.jp/soshiki/20/87038.html>：2021年10月18日閲覧）
- 宮崎県 宮崎市：市のホームページには名目市内総生産が平成18年から平成30年までのみ掲載されており、平成10年から平成17年までに関しては掲載されていなかったため、市に直接問い合わせ、平成10年から平成17年までのデータを提供してもらった。（<http://www.pref.miyazaki.lg.jp/tokeichosa/kense/toke/sityousonmin0002.html>：2021年10月18日閲覧）
- 鹿児島県 鹿児島市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。（<http://www.pref.kagoshima.jp/ac09/tokei/bunya/keizai/syotoku/201802.html>：2021年10月25日閲覧）
- 沖縄県 那覇市：市のホームページから平成10年から平成30年までのデータを入手した。（https://www.pref.okinawa.jp/toukeika/long-term/longterm_index.html#8；https://www.pref.okinawa.jp/toukeika/ctv/ctv_iv.html：2021年10月25日閲覧）



どうして女性従業員数が増えないのか
—女性従業員数を増やすための施策についての実証分析—

学部学科：経営学部経営学科
学 年：3 年
氏 名：池田 詠葉

学部学科：経営学部経営学科
学 年：3 年
氏 名：須恵 涼寧

学部学科：経営学部経営学科
学 年：3 年
氏 名：神原 茉依

学部学科：経営学部経営学科
学 年：3 年
氏 名：尾上 ひより

要 約

近年の日本では少子高齢化が進んでおり、労働力人口が減少している。労働力人口の減少が進む日本において、これまであまり労働力化されていなかった女性の活躍推進を図ることは、日本の経済力を維持・向上させるために極めて重要であると言える。果たしてどのような施策によって女性の労働力人口を増やすことができるのか。

本稿では女性従業員比率や女性従業員数の水準に企業が採りうる従業員待遇がどのような影響を与えるのかを分析の目的としている。各企業の女性従業員比率と女性従業員数を被説明変数、育児休業取得率、残業時間数、有休休暇取得率などを説明変数とした回帰分析を行い、企業が採り得る施策が、女性の活躍推進にどのような効果があるかを明らかにしている。

分析の結果、育児休業取得率の変数は女性従業員比率と人数に対してそれぞれ有意に正の効果を持つことが示された。これは育児休業取得率が上昇すると女性従業員比率・人数も上昇するということである。また、残業時間と有給休暇取得率の女性従業員比率に対する変数はどちらも負の効果を持つことが示された。以上の分析結果より、企業において女性就業比率や女性従業員数の上昇を図るためには育児休暇取得率の上昇と残業時間を削減することが重要であると言える。

目 次

第 1 章	はじめに
第 2 章	先行研究
第 3 章	分析モデルと分析に使用したデータ
	3 - 1 分析目的
	3 - 2 データについて
第 4 章	分析結果と考察
第 5 章	おわりに
	参考資料
	参考文献

1 章 はじめに

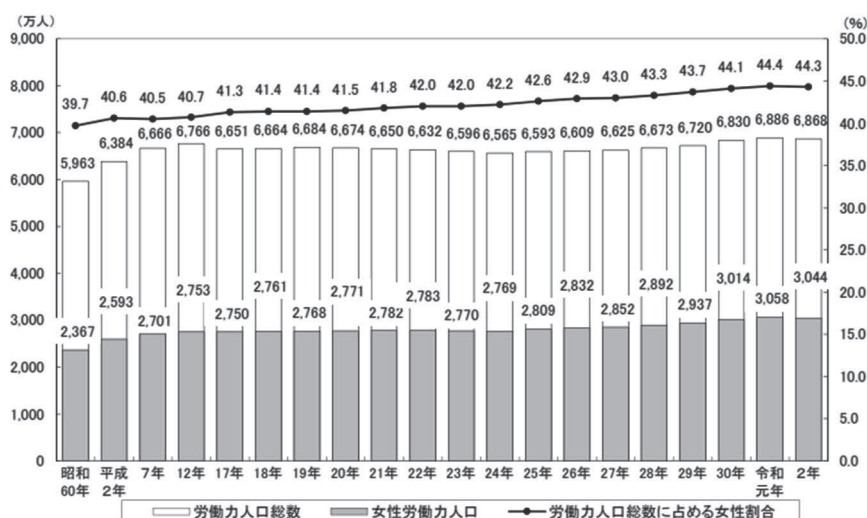
近年の日本では少子高齢化が進んでおり、労働力人口が減少している。総務省統計局の『労働力調査』（2021）によると、15歳～64歳の労働力人口は2021年平均で5,931万人であり、前年に比べて15万人の減少となった。加えて、内閣府の『労働力人口、資本蓄積と今後の経済成長について』（2014）によると、労働力人口は現状のままだと2060年には3,795万人にまで減少するといった推計もある。

また、経済産業省の『成長戦略としての女性活躍の推進』（2014）では、経済社会における女性の参画が進んでいる国ほど競争力、一人当たりのGDPが上昇する傾向があると述べられている。これらのことを考えると、労働力人口の減少が進む日本において、女性の活躍推進を図ることは、日本の経済力を維持・向上させるために極めて重要であると言える。

厚生労働省（2020）によると、令和2年の女性の労働力人口は3,044万人で、労働力人口総数に占める割合は44.3%であり、前年と比較して0.1ポイントの低下となった（図1参照）。1985年には男女雇用均等法が成立しており、女性の社会進出に関する制度も整いつつある。しかし、先述の図によると、女性の労働人口は増えているものの、その水準はいまだ低い。果たしてどのような施策によって女性の労働人口を増やすことができるのだろうか。

本稿では企業の観点に立ち、女性の労働人口を増やす施策について、実際の企業データに基づいた分析をおこなう。具体的には企業が採り得る諸施策が、女性の従業員数にどのような影響を与えるかについて、統計的な分析をおこなう。

図1 労働力人口及び労働力人口総数に占める女性割合の推移



出典：厚生労働省「令和2年版働く女性の実情」（2020年）

本稿の構成は以下のとおりとなる。2章では先行研究を整理し、3章で分析に使用したデータと分析モデルについて述べる。4章では3章で提示した分析モデルを用いた分析の結果について述べ、その結果の考察を行う。

2章 先行研究

1章でも述べたように、近年のわが国では労働力人口が減少傾向にあり、それを補うために女性の社会進出が重要となってくる。以下では女性の社会進出を促進する施策について、いくつかの論文をサーベイしていく。

第一に、女性の社会進出促進状況をインタビュー調査によって明らかにしている佐藤(2020)の論文が挙げられる。この論文では2018年に小売業に属するX社でインタビュー調査を行い、管理職になることを希望しない女性たちがX社の女性管理職登用の取り組みをどう受け止めているのか、なぜ取り組みが昇進意欲につながっていないのかを検討している。この研究では、女性活躍推進政策そのものに「女性が労働参加すること」と「子供を産み育てる」ことの矛盾があり、そういった状況を解消するには女性活躍政策そのものを見直す必要があると主張している。

第二に渡邊(2009)の論文では、女性の社会進出に関する制度と、それに対する問題点が考察されている。この研究では女性の社会進出には多くの障害が存在し、その中でも出産・育児は最も大きな障害であり、正規労働者の労働条件の見直しと育児支援の周知・拡大を行うことが女性の社会進出には重要だと主張している。

第三に打越(2017)の論文では、大阪商業大学JGSS研究センターが実施している『日本版総合的社会調査』のデータを使用し、2008年12月31日時点で満28歳から48歳の男女のうち、育児休業法が施行される以前を含む1986年から2009年の間に第一子を出産した有配偶女性を対象にして、育児休業の取得がその後の女性の就業継続に与える影響に着目した研究がなされている。育休制度利用の有無が就業継続に影響するかを離散時間ロジスティック回帰モデルによって分析している。分析の結果は、育児休業の取得は女性の勤務継続に対して正の効果を持つことを示している。

第四に駿河・張(2003)の論文では1993年から1997年にかけての『消費生活に関するパネル調査』のデータを用い、出産と女性の継続就業との関係について分析している。分析の結果は、出産と女性の継続就業とは同時決定であり、また両者は負の関係にあることから両立が困難であるということを示している。

ここで挙げた先行研究を全体的にサーベイすると、育児が女性の社会進出にとって重要な要因となり得ること、育休制度利用が女性の就業に正の効果を持つということが言える。

ただ、これらの先行研究は、個人ベースのアンケートやデータを基にした分析であり、企業視点での分析ではない。本稿では企業が提供しているデータを基にした、企業が実施

可能な施策によってどの程度女性の社会進出が可能となるかを分析するが、それが先行研究よりも優れた点であると言える。

3 章 分析モデルと分析に使用したデータ

3-1 分析目的と分析手法

本稿における分析の目的は、女性従業員比率や女性従業員数の水準に企業が採りうる従業員待遇がどのような影響を与えるかである。そのために、被説明変数を各企業の女性従業員比率と女性従業員数とし、説明変数に育児休業取得率（以下、育休取得率とする）、残業時間数、有給休暇取得率（以下、有給取得率とする）を設定した回帰分析モデルを用いて分析をおこなった。また、この回帰分析モデルに最小二乗法を適用して推計を行った。なお、このモデルでは被説明変数に与える影響を調整するために、上記の説明変数以外にも産業ダミー変数と総資産額（それを自然対数に変換したもの）を説明変数として導入した。

3-2 データについて

分析を行う前に、本稿で用いたデータについて説明する。サンプルの抽出方法は次のとおりである。まず、分析対象を Yahoo! ファイナンスに記載されている売上高ランキングにて、上位 250 社に絞った。さらに、小売・卸売業や運輸・通信業を除いた製造業のみを対象とした。そして、それぞれの企業における全体の従業員数と女性従業員数から算出した女性比率と、女性の働きやすさに特に影響を与えるであろうと推測した従業員待遇として、育休取得率、残業時間、有給取得率の 3 つの要素に関して、『CSR 企業総覧 2022 年版（雇用・人材活用編）』からデータを得られる企業に絞った。その結果、50 社が抽出された。なお、『CSR 企業総覧 2022 年版（雇用・人材活用編）』から得られる育休取得率、有給取得率については、以下のような定義によって作成されている。育休取得率は、該当年度内に産後休暇が終了し育児休業取得が可能になった社員を「育児休業取得可能者」として、該当年度内に育児休業を取得した社員を「新規育児休業取得者」としており、「新規育児休業取得者 ÷ 育児休業取得可能者 × 100」によって算出されたものである¹。有給取得率は、「毎年新たに付与される有給休暇の日数 ÷ 実際に従業員が取得した日数 × 100」より算出されたものである。

抽出された全 50 社のデータより各要素の平均、標準偏差、最大値、最小値といったデータの基本統計量については表 1、それぞれの産業分布については表 2 のとおりである。

1) 育休取得率と有給取得率は定義上、場合によっては 100 % を超えることもあり得る。

表1の基本統計量について見ていく。女性従業員比率については、平均が約17%である。本稿のサンプルは日本の大企業を対象としているが、そうした企業でも女性の従業員比率は小さいということが伺える。また、育休取得率については、最大で100%を超えているのに対して、最小では約1%という大きな差が見られた。有給取得率については、厚生労働省の『令和3年就労条件総合調査 結果の概況』を見ると平均が約57%であった。データの平均は、約69%であることからサンプルで使用したような大企業はこの制度が充実していることが分かる。残業時間については、労働基準法第36条で「労働者に時間外・休日労働をさせる場合には、労働組合と36協定を締結した上で、月に45時間まで許される」と定められている。このことより最大45時間可能であると考ええると、サンプル企業の平均である約18時間は非常に短い時間であることが伺える。

表 1 データ全体の基本統計量

(単位：%)

全50社	平均	標準偏差	最大値	最小値
女性従業員数（人）	1,152	939	4,038	88
女性比率	16.93	7.51	45.09	5.23
育休取得率	45.85	27.71	100.00	1.10
有給取得率	69.39	13.66	100.00	44.40
残業時間（時間）	18.13	7.81	42.00	2.90

表 2 各産業の企業数

業種	企業数
食料品	5
電気機器	7
電気・ガス	4
パルプ・紙	4
科学・医薬品	8
金属製品	4
建設業	5
機械	4
ガラス・土石製品	3
ゴム製品	2
その他	4
合計	50

第4章 分析結果と考察

本稿で設定した分析モデルを最小二乗法による回帰分析で推定した結果は、以下の表3で明示している。推定係数モデル1では被説明変数を女性比率、モデル2では被説明変数を女性従業員の人数と設定し分析を行った。各変数の推定結果を見ていく。

第一に、育休取得率の変数は女性従業員比率に対して5%水準で有意に正の効果を持つことが示された（モデル1）。推定された係数から判断される効果の大きさは、育休取得率が1%上昇すると、女性従業員比率が0.073%上昇するというものであった。サンプル企業の育休取得率は約46%であることを考えると、育休取得率を100%に上昇させるような施策をとることによって4%程度の女性従業員比率の増加を促す要因となり得ることになる（ 54×0.073 ）。同じくサンプル企業の女性従業員比率の平均値が約17%であるので、誰もが確実に育休を取得できることの効果は大きいと言える。なお、被説明変数を女性従業員数の水準に代えた分析はモデル2の分析結果で示されている。同モデルでは有給取得率の変数については有意水準が低下はしているものの、従業員数でも10%水準で有意に正であった。つまり、企業にとって育休取得率を高めることは、女性従業員数そのものも高まる効果があることを示している。

育休取得率が増えると女性従業員数とその比率が増える理由として考えられるのは、子供がいる家庭では男性のみの収入では生活費に追いつかない、または余裕が無い世帯が増えていることである。

表 3 回帰分析結果

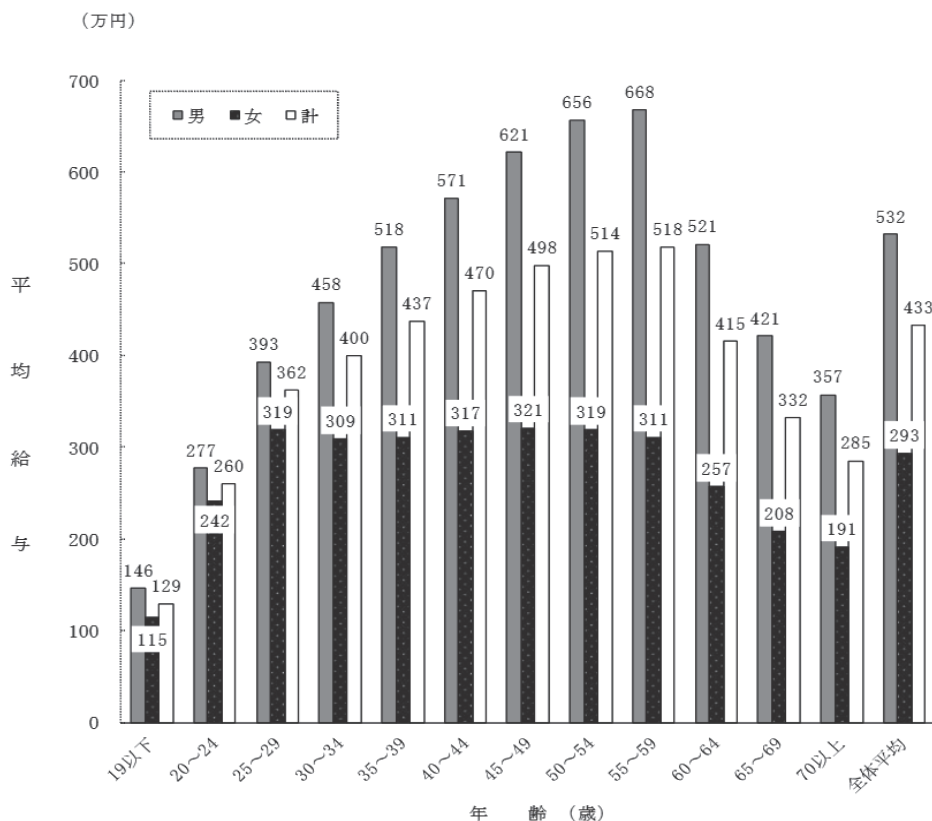
説明変数	モデル 1		モデル 2	
	推定係数		推定係数	
育休取得率	0.073	**	361.46	*
	(-2.023)		(2.00)	
有給取得率	-0.182	**	-1411.09	
	(-2.125)		(1.26)	
残業時間	-0.0028	*	-19.32	
	(-0.05)		(1.03)	
自由度修正済み決定係数	0.12		0.05	
サンプル数	50		50	

注 1) 切片と業種ダミー、総資産（対数値）の結果は省略した。

注 2) 括弧内は t 値を示している。

注 3) **は 5%、*は 10%の有意水準であることを示している。

図 2 年齢階層別の平均給与



出典：国税庁 2020 年分 民間給与実態統計調査

国税庁の『2020 年分 民間給与実態統計調査』から引用した図 2 において、育休が必要になる世帯に当たる、「25~29」「30~34」の年代に注目する。男性のみの平均給与は約 400 万円、約 450 万円である。次に内閣府の『2010 年 インターネットによる子育て費用に関する調査』の『第 1 子の就学区分別にみた第 1 子一人当たりの年間子育て費用総額』では、区分を「未就園児」「保育所・幼稚園児」「小学生」「中学生」の 4 つに分けている。凡例として、「衣類・服飾雑貨費」「食費」「生活用品費」「医療費」「保育費」「教育費」「おこづかい」「子供のための預貯金・保険」「レジャー・旅行」等があげられる。そのなかでは育休が必要な未就学児期に着目する。未就園児と保育所・幼稚園児で各年間約 85 万円、約 120 万円とされている。つまり、約 2 割可処分所得が減ることになり、従業員自身の生活費のことも加味する必要がある、それだけ生活が苦しくなる。

しかし、男性の平均年収は 1995 年頃から大きな変化は無く、女性の平均年収に関しては 1991 年頃から緩やかだか上昇傾向にある。(厚生労働省『2020 年賃金構造基本統計調査の概況』参照) 収入が減少していないにも関わらず余裕の無い世帯が増えるのは、物価上昇や、育児手当の所得制限による費用増加、年金の減少による貯蓄等、生活費が上昇し

続けることが家庭の余裕をなくし、結果女性も働かざるを得ない状況に陥っていると考えられる。

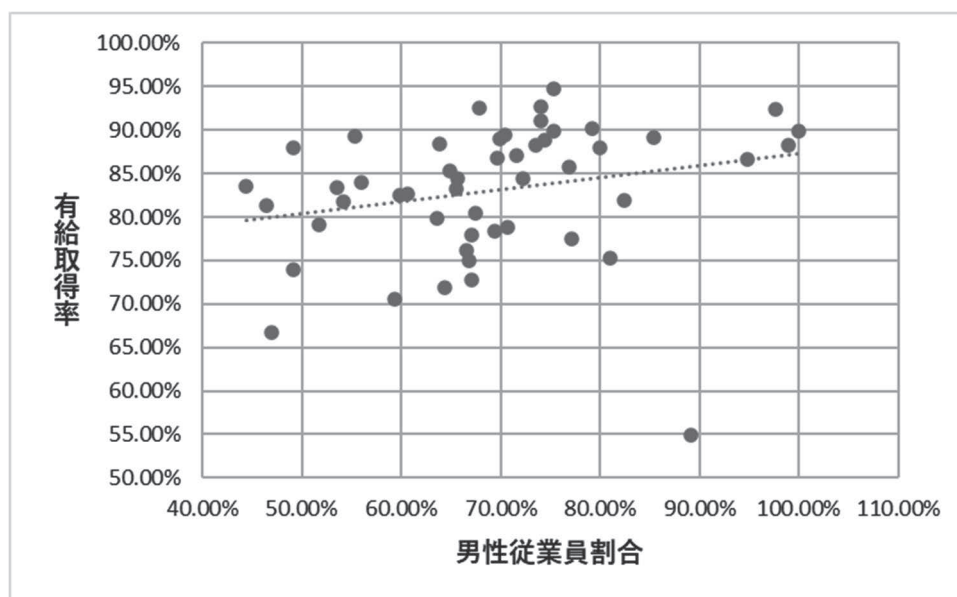
現代の子育て世帯にとって女性が働くことが必須になってきており、育休取得率が高い、つまり育休制度が整っている会社であればあるほど、女性にとって企業の魅力であると言えよう。

逆に残業時間の変数は、女性従業員比率に対して10%水準で有意に負の効果を持つことが示された。推定された係数から判断される効果の大きさは、残業時間が1%増えると女性従業員の比率は0.002%下降するというものである。女性だけでなく子供がいる従業員に対して残業の有無、時間が生活に大きな影響を与えることは明確であり、特に一般家庭で食事を作る役割を担いがちな女性にとっては重要な判断基準であろう。ただ、近年男性の育児参加の是非を問われており、子供の体調不良時の通院や、保育園等へのお迎えなど「女性の」仕事として刷り込まれてきた習慣を変えていく動きがあることから、残業時間が少ない、あるいは残業が無いことは、男女を問わず新たな従業員を雇う企業にとっては大きなアピールポイントになることは間違いない。

最後に、有給取得率の変数については、女性従業員比率に対して5%水準で有意に負の効果を持つことが示された。この係数から判断される効果の大きさは、有給取得率が1%増えると女性従業員比率は0.18%下降するという結果になった。残業時間の結果と比べると数値に大きな差がある。

有給取得率の推定結果から推測される理由として、女性従業員の比率が減少するのではなく、男性従業員の比率が増加しているということが考えられる。有給取得率が上がり、企業としての魅力度が上がることで競争率が高くなりその結果、就職競争が激化し女性従業員よりも男性従業員の採用数の方が多くなり、従業員比率が下がっているのかもしれない。

図 3 有給休暇取得率と男性従業員割合



現に我々が調べた 50 社の有給取得率と男性従業員の比率を散布図に表したところ近似曲線が僅かだが右肩上がりを示した。(図 3 参照)

就職の競争が激化すると男性が増えると判断したのは、現代の日本において「女性」は結婚・出産の機会ですべて辞めてしまう、または休暇をとることで仕事に遅れが出る可能性が高く、企業が女性を採用することに消極的だからである。企業が女性従業員を増やしたいと考えているのであれば、有給取得率を下げるのではなく、女性社員の寿退社や出産・育休による仕事の穴を埋めることが出来る人員確保と人材育成を進めることが有効であり、それに伴って仕事効率の上昇も期待でき、結果企業の成長にも繋がるだろう。

5 章 おわりに

本稿では、現代の日本において女性従業員比率が増えない中、企業が採り得る諸施策が、女性の従業員数にどのような影響を与えるかについて、統計的な実証分析を行った。先行研究では、育休取得率のみに主眼が置かれ分析が行われていたが、本稿では女性の働きやすさに特に影響を与えるであろうと推測した従業員待遇として、育休取得率、残業時間、有給取得率の 3 つの要素を重視して分析を行った。本稿で設定した分析モデルを最小二乗法による回帰分析で推定した結果、育休取得率の変数は最も女性従業員比率に影響を与えていることが明らかになった。その反面、有給取得率を与える影響は極めて少ないことも明らかになった。この結果は、育休取得率を 100 % に上昇させるような施策をとることによって女性従業員比率の増加を促す要因となり得ることを示している。

女性の社会進出を促し、女性従業員比率を上昇させるために、育休取得率のみでなくどのような従業員待遇が比率上昇に影響を当てていくか模索しながらも実践していくことが今後の企業にとっての課題となり、筆者の今後の分析の課題でもある。

参考資料

- 経済産業省経済産業政策局「成長戦略としての女性活躍の推進」
<https://www.meti.go.jp/policy/economy/jinzai/diversity/kigyol00sen/practice/pdf/2014november.pdf>
- 独立行政法人 労働政策研究・研修機構「調査シリーズ No.211 年次有給休暇の取得に関するアンケート調査」
<https://www.jil.go.jp/institute/research/2021/211.html>
- 内閣府「平成 21 年度 インターネットによる子育て費用に関する調査」
https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa21/net_hiyo/mokuji_pdf.htm
- 国税庁「民間給与実態統計調査」, 民間給与実態統計調査
<https://www.nta.go.jp/publication/statistics/kokuzeicho/minkan/top.htm>
- 厚生労働省「令和 2 年賃金構造基本統計調査の概況」
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2020/dl/13.pdf>
- 厚生労働省「令和 2 年版働く女性の実情」, 働く女性の状況 I 令和 2 年の働く女性の状況
<https://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/josei-jitsujo/dl/20-01.pdf>
- 厚生労働省「令和 3 年就労条件総合調査 結果の概況」
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/21/dl/houdou.pdf>
- 厚生労働省「労働基準法第 36 条（時間外・休日労働協定）について」
https://www.mhlw.go.jp/shinsai_jouhou/koyou_roudou/2r9852000001auw2.html
- 内閣府「労働力人口、資本蓄積と今後の経済成長について（「成長・発展」補足資料）」
https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/0312/shiryou_02.pdf
- 総務省統計局「労働力調査（基本集計）2021 年（令和 3 年）平均結果」, 2021 年（令和 3 年）平均結果の概要
<https://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/nen/ft/pdf/index.pdf>
- Yahoo! ファイナンス（2022 年 6 月 30 日アクセス）
<https://finance.yahoo.co.jp/stocks/ranking/amountOfSales?market=all&term=daily&page=1>

参考文献

- 打越文弥 (2017)「育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響」
日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集 [17]
- 佐藤洋子 (2020)「女性活躍推進を進める企業で女性が管理職になりたがらないのはなぜか」
労働社会学研究 21 号
- 駿河輝和・張建華 (2003)「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について」
李刊家計経済研究 SUMMER NO.59
- 渡辺裕子 (2009)「女性の社会進出に関する制度と問題点」
経済政策研究第 5 号
- CSR 企業総覧 2022 年版 (雇用・人材活用編)
東洋経済新報社



高齢者の社会参加と医療費との関係について

努力賞
(2)

学部学科：経済学部経済学科

学 年：4 年

氏 名：佐々木 渚月

要 約

近年、日本では少子高齢化の進行や医療技術の進歩により、国民医療費が増加し続けている。国民医療費が増加し続ければ、国の財政が逼迫し、日本国民の健康と長寿を支えてきた「国民皆保険制度」が破綻してしまうことが懸念されている。政府は、増加し続ける国民医療費の削減を目標として、「セルフメディケーションの推進」や「ジェネリック医薬品の活用」といった政策を掲げている。これらの取り組みの中でも、近年特に注目されているのが「高齢者の社会参加による医療費削減」である。

本稿では、高齢者の社会参加の指標として65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数の都道府県別パネルデータを用い、1人当たり医療費との関係について分析を行った。

結果、都道府県別パネルデータを用いた分析では、高齢者の社会参加指標として用いた説明変数である65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数は1人当たり医療費に負の影響を与えているという結果を得ることができた。つまり、65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数が増加すれば医療費を削減することができる可能性を示唆する結果となった。また、その他の説明変数として用いた高齢化率が1人当たり医療費に対して正に有意であったことから、高齢者人口が増加するほど医療費も増加することが明らかになった。現在、日本で少子高齢化が急速に進行する中、例えば、出生率を上げるために子育て支援等の政策を通じて高齢化率を減少させることは医療費削減に効果が期待される特効薬とはいえないのではないかと考えられる。それよりも高齢者が就業を通じて社会との関わりをもつ、老人クラブなどの人々が集まるコミュニティに参加する、ゲートボールなどのスポーツを通して運動習慣を身に付ける、といった高齢者が何らかの形で社会や人々と繋がりを持ち続けることが重要であると考えられる。

目 次

第1章 はじめに

第2章 実証分析

1 節 日本全国の集計データを用いた時系列分析

2 節 都道府県別のパネルデータを用いた分析

①基本分析

②年ダミーを考慮した分析

③年ダミーと差分データを用いた分析

第3章 政策含意

① 65 歳以上就業率についての政策含意

②老人クラブ会員率についての政策含意

③ 1 人当たりゲートボール場数についての政策含意

④高齢化率についての政策含意

第4章 まとめと今後の課題

参考文献

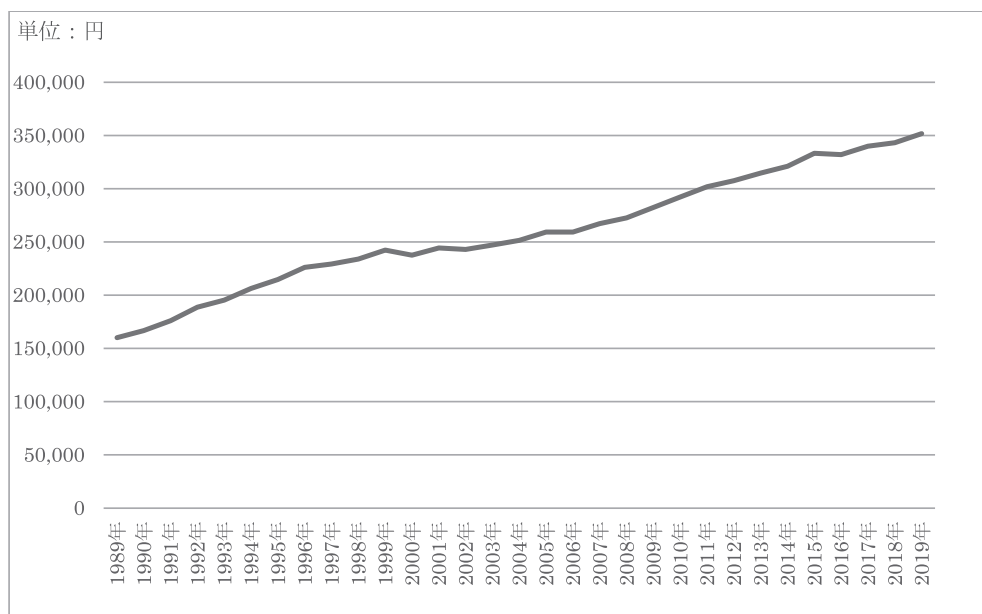
データ出所

第1章 はじめに

近年、日本では少子高齢化の進行や医療技術の進歩により、国民医療費が年々増加し続けている。(図1)。さらに、2025年には団塊の世代が75歳以上となり、国民の4人に1人が後期高齢者となる超高齢化社会を迎える。それとともに国民医療費は増加の一途をたどり、2025年には約60兆円に達する見込みである。今後も国民医療費が増加し続ければ、国の財政が逼迫し、日本国民の健康と長寿を支えてきた「国民皆保険制度」が破綻してしまうことが懸念されている。政府は、増加し続ける国民医療費の削減を目標とし、「セルフメディケーションの推進」や「ジェネリック医薬品の活用」といった政策を掲げている

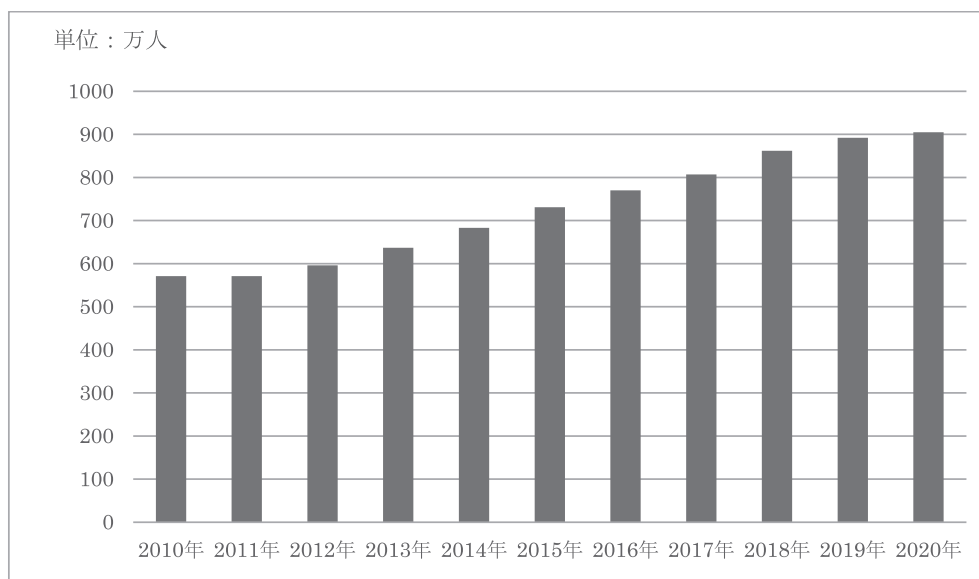
こういった取り組みの中で近年注目されているのが「高齢者の社会参加意欲による医療費削減」である。例えば、日本における高齢者の就業意欲は国際的に見て非常に高い水準となっており、図2で示したように日本における高齢者就業者数は年々増加している。日本の高齢者就業者数の増加の背景には、働く意欲がある人が年齢に関わらず活躍できる環境の整備を目的とした高年齢者雇用安定法の制定、改正が挙げられる。

依田他(2019)は、2015年(2016年)の都道府県別・市町村別データを用いて、1人当たり医療費を被説明変数、65歳以上就業率、1人当たり公民館数、1人当たり老人クラブ会員数、平均年収、病床数などを説明変数として実証分析を行っている。その結果、高齢者の社会参加(65歳以上就業率、老人クラブ会員数など)は医療費に有意な影響を与えていない結果としている。しかし、依田他(2019)は1年間のクロスセクションデータの



(出所) 厚生労働省「国民医療費」

図1：1人当たり国民医療費



(出所) 総務省統計局「労働力調査」

図2：高齢者就業者数

みを用いた分析である。また、高年齢者雇用安定法が2006年と2013年に改正され、それに伴い高齢者の就業率は大きく変化していると考えられるが、その期間を含んでいない。

また、松田他(2018)は、内閣府『経済・財政とくらしの指標「見える化」データ集』の2010年(2011年)都道府県別データを用いて、1人当たり医療費に関連する要因分析を行っている。その結果、高齢者の社会参加における65歳以上就業率は1人当たり医療費に対して有意ではないが、負の関係であるとの結果を示している。しかし、これらの先行研究は1年間のクロスセクションデータのみを用いた分析であるため、数年間の都道府県別のパネルデータを用いて、より正確な分析を行う必要があると考えられる。

本稿では、高齢者の社会参加率と医療費の関係性に焦点をあて、都道府県別のパネルデータを用いて実証分析を行う。高齢者の社会参加要因として、65歳以上就業率、老人クラブ会員率、高齢者スポーツの代表ともいわれるゲートボール場数を考慮して分析を行った。

結果、都道府県別パネルデータを用いた分析では、高齢者の社会参加指標として用いた説明変数である65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数は1人当たり医療費に負の影響を与えているという結果を得ることができた。つまり、65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数が増加すれば医療費を削減することができる可能性を示唆する結果となった。また、高齢化率が1人当たり医療費に対して正に有意であったことから、高齢者人口が増加するほど医療費も増加することが明らかになった。現在日本で少子高齢化が急速に進行する中、子育て支援等の政策を通じて高齢化率を減少させることは医療費削減に効果が期待される特効薬とは言い難いのではな

いかと考えられる。それよりも高齢者が就業を通じて社会との関わりをもつ、老人クラブなどの人々が集まるコミュニティに参加をする、ゲートボールなどのスポーツを通して運動習慣を身に付ける、といった高齢者が何らかの形で社会や人々と繋がりを持ち続けることが必要であると考えられる。

第2章 実証分析

1 節 日本全国の集計データを用いた時系列分析

まず初めに、日本全国の集計データを用いて高齢者の社会参加率が1人当たり医療費にどれくらい影響を与えているのかを、高齢者の社会参加指標として65歳以上就業率、老人クラブ会員率を用い、次の数式モデルで分析を行う。また、その他の説明変数として高齢化率、1人当たり国内総生産も用いる。

$$Y = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + T_t + u \quad (1)$$

以下で説明する変数、算出方法およびデータ出所は表1にまとめられている。2000年から2016年までの17年分のデータを用いて回帰分析を行う。被説明変数であるY：実質1人当たり医療費は、1人当たり医療費をその年のGDPデフレーターで割ったものを用いた。説明変数は全部で4つある。高齢者の社会参加の指標として X_1 に65歳以上就業率、 X_2 に老人クラブ会員率を入れた。なお、 X_1 の65歳以上就業率は、その年の65歳以上就業者数を65歳以上人口で割ったものを用いている。 X_2 の老人クラブ会員率は、その

表1：変数、算出方法およびデータ出所

変数	算出方法およびデータ出所
Y：実質1人当たり医療費	<計算方法>1人当たり医療費をその年のGDPデフレーターで除して算出 <データ出所>1人当たり医療費：厚生労働省「国民医療費」 GDPデフレーター：内閣府「県民経済計算」
X_1 ：65歳以上就業率	<計算方法>65歳以上就業者数を65歳以上人口で除して算出 <データ出所>65歳以上就業者数：総務省統計局「労働力調査」 65歳以上人口：総務省統計局「人口推計」
X_2 ：老人クラブ会員率	<計算方法>老人クラブ会員数を総人口で除して算出 <データ出所>老人クラブ会員数：厚生労働省「福祉行政報告例」 総人口：総務省統計局「人口推計」
X_3 ：高齢化率	<計算方法>65歳以上人口をその年の総人口で除して算出 <データ出所>65歳以上人口、総人口：総務省統計局「人口推計」
X_4 ：1人当たり国内総生産	<計算方法>その年の国内総生産を総人口で除して算出 <データ出所>国内総生産：内閣府「国民経済計算」 総人口：総務省統計局「人口推計」

表 2：推定結果(1)

変数	時系列分析
X_1 ：65歳以上就業率	62.51423 (1.424611)
X_2 ：老人クラブ会員率	-74.4742*** (-2.35715)
X_3 ：高齢化率	13.18788 (0.16989)
X_4 ：1人当たり国内総生産	-294359 (-1.85854)
Tt ：タイムトレンド	-34.6604 (-30.0148)

注) ***、**、*は、それぞれ両側 1%, 5%, 10%の有意水準であることを示す。
()内には t 値を示す。

年の老人クラブ会員数を総人口で割ったものを用いた。次に高齢化率が増加すると必然的に医療費も増加すると予想し、 X_3 に高齢化率を入れた。なお、 X_3 の高齢化率は、その年の65歳以上人口を総人口で割ったものを用いた。1人当たり国内総生産が増加すれば医療機関を受診する機会が増えることによって医療費が増加すると予想し、 X_4 に1人当たり国内総生産を入れた。 X_4 の1人当たり国内総生産は、その年の国内総生産を総人口で割ったものを用いた。なお Tt はタイムトレンド、 u は残差項である。

分析結果は表2のようである。決定係数の値は0.99168であり、モデルの当てはまりは良い。 t 統計量は自由度11の t 分布にしたがい有意水準1%の臨界値は $t_{11,0.005} = 3.105807$ 、5%の臨界値は $t_{11,0.025} = 2.200985$ 、10%の臨界値は $t_{11,0.05} = 1.795885$ として求めることができる。

日本全国の集計データを用いた時系列分析では、有意水準5%で老人クラブ会員率が1人当たり医療費に対して負に有意な説明変数であると推定された。老人クラブ会員率が負に有意な結果、つまり老人クラブ会員数が増加するほど医療費が減少する可能性を示唆する結果となった。

老人クラブは高齢者の健康管理、正しい生活習慣の学習・実践等の介護予防活動や、同じ趣味をもつ仲間と共にコミュニケーションをとることで生きがいと健康づくり目的とする場である。しかし、日本全国の老人クラブ会員数は1995年をピークに年々減少傾向にある。そのため、国だけでなく地域単位で老人クラブ会員数を増加させる取り組みを行うことで、医療費削減に繋がる可能性が高まると考えられる。

また、65歳以上就業率、1人当たり国内総生産、高齢化率は有意な説明変数とは推定されない結果となった。一般的に、医療費増大の要因として高齢者人口の増加が挙げられるが、その考えに反し、日本全国の時系列データを用いた分析では有意な結果は推定されなかった。

2 節 都道府県別のパネルデータを用いた分析

①基本分析

次に、都道府県別のパネルデータを用いた分析を行い、より詳しい結果を求めていく。第1章の時系列分析では、1人当たり医療費に対して老人クラブ会員率が負に有意、つまり高齢者の健康づくりと生きがいの場である老人クラブの会員率が増加すれば医療費が減少するという可能性を示唆する結果となった。しかし、第1章の時系列分析では、サンプル数が少ないかつ自由度が低いため正確な結果ではない可能性が考えられる。そこで、より正確な分析結果を得るために、都道府県別のパネルデータを用いて分析を行い、1人当たり医療費に影響を与えている要因を考える。

$$Y = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + B_5X_5 + u \quad (2-1)$$

以下で説明する変数、算出方法およびデータ出所は表1、表3にまとめられている。データの制約上、2005年、2010年、2015年の3年分の都道府県別のパネルデータを回帰分析に使用した。ここで、表1と同様に被説明変数は実質1人当たり医療費を示しており、各都道府県別1人当たり医療費をその年のGDPデフレーターで割ったものを用いている。説明変数にも表1と同様に X_1 :65歳以上就業率、 X_2 = 老人クラブ会員率、 X_3 = 高齢化率、そして、 X_4 に各都道府県別県内総生産を総人口で除して算出した1人当たり県内総生産を用いた。

また、依田他（2019）では、説明変数に1人当たり公民館数を用いて分析をしており、公民館ネットワークは医療費抑制の効果の効果が期待できるといった可能性を示した結果を得ている。このような結果を得ることができた理由として、公民館は住民同士のネットワークを構築する役割を担っており、高齢者にとって社会との繋がりをもつことができる重要な場であることが挙げられている。そこで、本稿では X_5 に、各都道府県別ゲートボール場数を65歳以上人口で除して算出した1人当たりゲートボール場数を用いた。ゲートボールは高齢者スポーツの代表ともいわれており、無理なく健康的に身体を動かすことができ、またスポーツを通して人間関係が広がり生きる意欲に繋がることが考えられる。

表3：変数、算出方法およびデータ出所

変数	算出方法およびデータ出典
X_4 ：1人当たり県内総生産	<計算方法>各都道府県別県民総生産を総人口で除して算出 <データ出典>：県民総生産：内閣府「県民経済計算」 総人口：総務省統計局「人口推計」
X_5 ：1人当たりゲートボール場数	<計算方法>各都道府県別ゲートボール場数を65歳以上人口で除して算出 <データ出典>：ゲートボール場数：総務省統計局「社会・人口推計体系文化・スポーツ」 65歳以上人口：総務省統計局「人口推計」

そのため、ゲートボール場は高齢者の社会参加を促進する役割があると考え、説明変数に加えた。

分析結果は表4のようである。決定係数の値は0.734801であり、モデルの当てはまりは良い。 t 統計量は自由度135の t 分布にしたがい有意水準1%の臨界値は $t_{135,0.005} = 2.612738$ 、5%の臨界値は $t_{135,0.025} = 1.977692$ 、10%の臨界値は $t_{135,0.05} = 1.656219$ として求めることができる。

有意水準1%で65歳以上就業率が負に有意、高齢化率が正に有意な説明変数と推定された。つまり、65歳以上就業率が増加するほど医療費が減少し、高齢化率が増加するほど医療費が増加する可能性を示唆する結果となった。65歳以上就業率が1人当たり医療費に対して負に有意であったことから、高年齢者雇用安定法などの高齢者の就業を促進する法律の改正等で、高齢者が働きやすい環境の整備が医療費削減に効果がある可能性が考えられる。

また、同様に1章の時系列分析では有意な結果を示さなかった高齢化率についても、都道府県別パネルデータを用いて分析をしたことにより、1人当たり医療費に対して正に有意の影響を与える結果を得ることができた。高齢世代と若者世代の健康状態を比較すると、高齢世代の方が病気や怪我を患うリスクが高いため、病院を受診する機会も増える傾向があると考えられる。

1章の時系列分析では1人当たり医療費に対して負に有意であった老人クラブ会員数は有意な結果を示さなかった。また、1人当たり県内総生産、1人当たりゲートボール場数も同様に1人当たり医療費に影響に対して有意な説明変数ではないと推定された。

表4：推定結果（2-1）

変数	都道府県別パネルデータを用いた分析
X_1 ：65歳以上就業率	-6121.86*** (-6.6579)
X_2 ：老人クラブ会員率	-253.278 (-1.24941)
X_3 ：高齢化率	102.7246*** (17.40615)
X_4 ：1人当たり県内総生産	33.9944 (1.148834)
X_5 ：1人当たりゲートボール場数	-557.858 (-0.46179)

注) ***、**、*は、それぞれ両側1%、5%、10%の有意水準であることを示す。

()内には t 値を示す。

②年ダミーを考慮した分析

次に、年ごとの固有の効果を除去するために年ダミーを加えた以下の数式で分析を行う。年ダミーを分析に加えることによって、より信憑性のある結果を得ることができると考えた。なお、説明変数の説明は、表1、表2に示したものと同様である。さらに2010年：1、その他の年：0をとるダミー変数 D_1 、2015年：1、その他の年：0をとるダミー変数 D_2 を説明変数に追加して分析を行う。

$$Y = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + B_5X_5 + B_6D_1 + B_7D_2 + u \quad (2-2)$$

分析結果は表5のようである。決定係数の値は0.722976であり、モデルの当てはまりは良い。 t 統計量は自由度133の t 分布にしたがい有意水準1%の臨界値は、 $t_{133,0.005} = 2.6133$ 、5%の臨界値は $t_{133,0.025} = 1.977692$ 、10%の臨界値は $t_{133,0.05} = 1.656391$ として求めることができる。

都道府県別パネルデータに年ダミーを加えた分析でも同様に、1人当たり医療費に対し有意水準1%で65歳以上就業率が負に有意、高齢者率が正に有意であると推定された。つまり、年ごとの固有効果を除いた場合でも65歳以上就業率が増加するほど医療費が減少し、高齢化率が増加するほど医療費が増加する可能性を示唆する結果となった。老人クラブ会員率と1人当たり県内総生産、1人当たりゲートボール場数は1人当たり医療費に対して有意な説明変数とは推定されなかった。

表5：推定結果（2-2）

変数	年ダミーを考慮した分析
X_1 ：65歳以上就業率	-6230.72*** (-6.23431)
X_2 ：老人クラブ会員率	-142.571 (-0.61702)
X_3 ：高齢化率	96.43467*** (11.23201)
X_4 ：1人当たり県内総生産	30.34046 (-0.41704)
X_5 ：1人当たりゲートボール場数	-133.771 (-0.10369)
D_1 ：2010年ダミー	39.83696 (0.680743)
D_2 ：2015年ダミー	86.41372 (1.010996)

注) ***、**、*は、それぞれ両側1%、5%、10%の有意水準であることを示す。
()内には t 値を示す。

④年ダミーと差分を用いた分析

次に、都道府県の個別効果を除去するために差分データを取り、分析を行う。これまでの分析は都道府県別パネルデータを用いており、都道府県ごとの個別効果は考慮されていない。そこで、より正確な分析結果を求めるために差分データを用いて分析を行う。説明変数は、表1、表3に示したものと同様である。

差分データを用いた推定式は以下のように求められる。推定式(2-1)において、ある時点をもととして、次の時点 $t + 1$ をとすると、以下の様に表すことができる。

$$Y_t = B_0 + B_1X_{1,t} + B_2X_{2,t} + B_3X_{3,t} + B_4X_{4,t} + B_5X_{5,t} + u_t \cdots \textcircled{1}$$

$$Y_{t+1} = B_0 + B_1X_{1,t+1} + B_2X_{2,t+1} + B_3X_{3,t+1} + B_4X_{4,t+1} + B_5X_{5,t+1} + u_{t+1} \cdots \textcircled{2}$$

上記の第2式から第1式を引くと、

$$Y_{t+1} - Y_t = B_1(X_{1,t+1} - X_{1,t}) + B_2(X_{2,t+1} - X_{2,t}) + B_3(X_{3,t+1} - X_{3,t}) + B_4(X_{4,t+1} - X_{4,t}) + B_5(X_{5,t+1} - X_{5,t}) + (u_{t+1} - u_t)$$

となる。元のデータは2005年、2010年、2015年の3年分であるため、2010年のデータから2005年のデータを差し引いたものと、2015年のデータから2010年のデータを差し引いたものを用いる。時間に関する差分を Δ で表し、また2010年のデータから2005年のデータを差し引いたデータでは1を、2015年のデータから2010年のデータを差し引いたデータでは0をとるダミー変数を D_3 とすれば、差分データを用いた推定式は最終的には以下のように表される。

$$\Delta Y = B_1\Delta X_1 + B_2\Delta X_2 + B_3\Delta X_3 + B_4\Delta X_4 + B_5\Delta X_5 + B_6\Delta D_3 + \Delta u \quad (2-3)$$

したがって、定数項は0となる。

分析結果は表6のようである。決定係数の値は0.929686であり、モデルの当てはまりは良い。 t 統計量は自由度87の t 分布にしたがい有意水準1%の臨界値は $t_{87,0.005} = 2.633527$ 、5%の臨界値は $t_{87,0.025} = 1.987608$ 、10%の臨界値は $t_{87,0.05} = 1.662557$ として求めることができる。

表 6：推定結果（2-3）

変数	年ダミーと差分を用いた分析
X_1 ：65歳以上就業率	-2751.5*** (-3.19944)
X_2 ：老人クラブ会員率	-551.316** (-2.01962)
X_3 ：高齢化率	104.0152*** (11.88126)
X_4 ：1人当たり県内総生産	-44.9511 (-0.76333)
X_5 ：1人当たりゲートボール場数	-3103.4** (-1.78445)
D_3 ：2010年-2005年ダミー	-88.2764** (-1.97268)

注) ***, **, *は、それぞれ両側 1%, 5%, 10%の有意水準であることを示す。
()内には t 値を示す。

年ダミーと差分を用いた分析では、1人当たり医療費に対して有意水準1%で65歳以上就業率が負に有意、有意水準5%で老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数が負に有意である説明変数と推定された。また、有意水準1%で高齢化率が正に有意である説明変数と推定された。都道府県ごとの個別効果を考慮すると、高齢者の社会参加である説明変数（65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数）が全て負に有意であったことから、高齢者が何らかの形で社会や人々と繋がりを持ち続けることで、医療費を削減できる可能性を示唆する結果となった。

第3章 政策含意

本稿では、高齢者の社会参加の指標として65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数の都道府県別パネルデータを用い、1人当たり医療費との関係について分析を行った。次に、1人当たり医療費に対して有意であると推定された説明変数についての政策含意について詳しく述べていく。

① 65歳以上就業率

松田他（2018）、依田他（2019）では、65歳以上就業率は1人当たり医療費に対して影響を与えていないと結論付けていた。しかし、本稿で都道府県別パネルデータを用いて分析した結果、65歳以上就業率は1人当たり医療費に対して負に有意であると推定された。つまり、高齢者就業者数を増加させることが医療費削減に有効である可能性を示唆する結果となった。現在、日本で少子高齢化が急速に進行する中で、働く意欲がある人が年齢に関わらず活躍できる環境の整備を目的とした高年齢者雇用安定法が制定されている。2021年の改正高年齢者雇用安定法では、70歳までの定年引上げ、定年制の廃止、70歳までの継続雇用制度等が定められた。本稿ではデータの制約上、2012年の法改正までの影響を考慮した分析しか行えていないが、高齢者就業率が医療費削減に負に有意であるとの結果から、現状よりも高齢者が働きやすい環境を国、地域、企業が協働して整備していくことが医療費の削減に繋がると考えられる。

表7：推定結果（まとめ）

変数	時系列（1）	パネル（2-1）	年ダミー（2-2）	差分+年ダミー（2-3）
X_1 ：65歳以上就業率	62.51423 (1.424611)	-6121.86*** (-6.6579)	-6230.72*** (-6.23431)	-2751.5*** (-3.19944)
X_2 ：老人クラブ会員率	-74.4742** (-2.35715)	-253.278 (-1.24941)	-142.571 (-0.61702)	-551.316** (-2.01962)
X_3 ：高齢化率	13.18788 (0.16989)	102.7246*** (17.40615)	96.43467*** (11.23201)	104.0152*** (11.88126)
X_4 ：1人当たり県内総生産	-294.359 (-1.5854)	33.9944 (1.148834)	30.34046 (1.013397)	-44.9511 (-0.76333)
X_5 ：1人当たりゲートボール場数	×	-557.858 (-0.46179)	-133.771 (-0.10369)	-3103.4*** (-1.78445)
D_1 ：2010年ダミー	×	×	39.83696 (0.680743)	-88.2764** (-1.97268)
D_2 ：2015年ダミー	×	×	86.41372 (1.010996)	×
D_3 ：2010年-2005年ダミー	×	×	×	-88.2764** (-1.97268)

注）***、**、*は、それぞれ両側1%、5%、10%の有意水準であることを示す。

（）内にはt値を示す。

②老人クラブ会員率

依田他（2019）では、老人クラブ会員率は1人当たり医療費に対して影響を与えていないと結論付けていた。しかし、本稿で都道府県別パネルデータを用いて分析した結果、老人クラブ会員率は1人当たり医療費に対して負に有意であると推定された。つまり、老人クラブ会員数を増加させることが医療費削減に有効である可能性を示唆する結果となった。老人クラブは高齢者の健康管理、正しい生活習慣の学習・実践等の介護予防活動や、同じ趣味をもつ仲間と共にコミュニケーションをとることで生きがいと健康づくり目的とする場である。しかし、現在日本の老人クラブ会員数は1995年をピークに年々減少傾向にある。公益財団法人全国老人クラブ連合会によると、会員加入促進を目的とする街頭での勧誘活動や地域カフェの運営、会員増強報奨金制度等の取り組みを市町村単位で実施しているが、まだまだその事例は少ないと述べられている。そのため、各市町村でより一層老人クラブのPR活動や勧誘活動を行い、老人クラブ会員数を増加させることが重要であると考えられる。

③1人当たりゲートボール場数

依田他（2019）では、公民館ネットワークは医療費抑制の効果が期待できると結論付けていた。このような結果を得られた理由として、公民館は住民同士のネットワークを構築する役割を担っており、高齢者にとって社会との繋がりをもつことができる重要な場であることが挙げられている。本稿では、1人当たりゲートボール場数を説明変数に加えて分析した結果、1人当たり医療費に対して負に有意であると推定された。つまり、ゲートボール場数を増加させることが医療費を下げる可能性を示唆する結果となった。ゲートボールは高齢者スポーツの代表ともいわれており、無理なく健康的に身体を動かすことができ、またスポーツを通して人間関係が広がり生きる意欲に繋がることが考えられる。高齢者がゲートボール等を通じて運動習慣を身に付けることで身体的に健康になるほか、高齢者同士でコミュニケーションを取ることができる場の1つでもあり、精神的にも健康状態を保ちやすいため、医療費削減に有効である可能性を示唆する結果を得ることができたのではないかと考えられる。

④高齢化率

松田他（2018）、依田他（2019）では、高齢化率は1人当たり医療費に対して正に有意であると結論付けていた。本稿での都道府県別パネルデータを用いた分析でも同様に、1人当たり医療費に対して正に有意であると推定された。つまり、高齢化が進むと医療費も増加することが明らかになった。現在日本では少子高齢化が急速に進むとともに、高齢者人口比率も増加し続けている。一般的に高齢世代は若年世代よりも病気や怪我を患うリスクが高まるため1人当たり医療費も増加する傾向にある。さらに、2025年には約800万人存在する団塊の世代が75歳以上となり、医療費をはじめとする社会保障の担い手であ

る労働人口も減少すると予想されている。高齢化率を減少させることは少子化を止めることでしか解決できないと考える。したがって、医療費削減のために高齢化率を減少させる政策を打ち出すよりも、①、②、③で述べたように、高齢者が就業を通じて社会との関わりをもつ、老人クラブなどのコミュニティに参加し、同じ趣味を持つ仲間とコミュニケーションを取る、ゲートボールなどのスポーツを通して運動習慣を身に付ける、といった高齢者が何らかの形で社会や人々と繋がりを持ち続けることが重要であると考えられる。

第4章 まとめと今後の課題

本稿では、高齢者の社会参加率（65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数）と1人当たり医療費の関係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。

結果、1章で行った時系列データを用いた分析では1人当たり医療費に対して老人クラブ会員率が負に有意であると推定された。つまり、日本全体で老人クラブに加入する高齢者が増加するほど医療費を削減できる可能性を示唆する結果となった。また、2章で行った都道府県別パネルデータを用いた分析では、高齢者の社会参加指標として用いた説明変数である65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数は1人当たり医療費に負の影響を与えているという結果を得ることができた。つまり、65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数が増加すれば医療費を削減することができる可能性を示唆する結果となった。また、高齢化率が1人当たり医療費に対して正に有意であったことから、高齢者人口が増加するほど医療費も増加することが明らかになった。先行研究である依田他（2019）や松田他（2018）の分析結果と異なり、本稿では65歳以上就業率、老人クラブ会員率、1人当たりゲートボール場数、高齢化率が1人当たり医療費に対して有意となった。このことから、先行研究では1年間のクロスセクションデータのみを用いた分析であったが、本稿では複数年の都道府県別パネルデータを用いて分析したことにより、より精度の高い推計ができたと考えられる。現在、日本で少子高齢化が急速に進行する中、例えば、出生率を上げるために子育て支援等の政策を通じて高齢化率を減少させることは医療費削減に効果が期待される特効薬とは言い難い。それよりも高齢者が就業を通じて社会との関わりをもつ、老人クラブなどの人々が集まるコミュニティに参加をする、ゲートボールなどのスポーツを通して運動習慣を身に付ける、といった高齢者が何らかの形で社会や人々と繋がりを持ち続けることが医療費削減に効果があると期待される。

今後の課題として、本稿ではデータの制約上2015年までのデータしか入手できなかったが、説明変数の1つである65歳以上就業率に関しては、高年齢者雇用安定法が2021年に改正されたため分析結果が異なる可能性も考えられる。したがって、より精度の高い分

析結果を得るために、2015 年以降の都道府県別パネルデータも加えて分析を行う必要があると考えられる。また、本稿第 3 章の政策含意では 1 人当たり医療費に有意な影響を与えているという結果を得ることができた 65 歳以上就業率、老人クラブ会員率、1 人当たりゲートボール場数、高齢化率について述べているが、例えば、老人クラブ会員率についての政策含意の中で日本における老人クラブ会員数減少の実態を示しているが、その減少の背景についての考察、分析は行っていない。したがって、本稿での分析結果により信憑性をもたせるために、政策含意についての考察をより深める必要があると考えられる。

参考文献

- ・川野辺裕幸・眼龍優雅 (1999) 「医療費の都道府県格差分析」 「公共選択の研究」 第 33 号 29-44 頁
- ・呉世榮 (2004) 「日本における医療費増加の要因分析」 「佛教大学大学院紀要」 第 32 号 319-336 頁
- ・市田行信・吉川郷主・平井寛・近藤克則・小林慎太郎 (2005) 「マルチレベル分析による高齢者の健康とソーシャルキャピタルに関する研究:知多半島 28 校区に居住する高齢者 9248 人のデータから」 「農村計画学会誌」 第 24 巻 277-282 頁
- ・伊熊克己・鈴木一央・長屋昭義・石本詔男・秋野禎見 (2006) 「高齢者のスポーツ活動と健康・生きがいに関する研究 - 北海道 K 市の老人クラブ会員を事例として」 「運動とスポーツの化学」 12 巻第 1 号 87-99 頁
- ・松田晋哉・槇島美佐子・藤野善久 (2018) 「『経済・財政とくらしの指標（見える化）データ集』を活用した都道府県別 1 人当たり医療費に関連する要因のマクロ分析の一例」 「日本ヘルスサポート学会年報」 第 3 巻 27-34 頁
- ・本田豊 (2016) 「国民医療費増加要因の分析と医療費適正化政策の検証」 「政策科学」 24 巻第 1 号 15-31 頁
- ・依田浩実・廣瀬寛太・本多史・村上将隆 (2019) 「マルチレベル分析による高齢者の社会参加と医療費の関係についての考察」 「2020 年度統計データ分析コンペティション」

データ出所

- ・総務省統計局「労働力調査」, 就業者数 (2000-2016 年)
- ・総務省統計局 「就業構造基本調査」, 都道府県別・年代別就業者数 (2000 年～2016 年)
- ・総務省統計局「社会生活基本調査」(2000～2016 年)
- ・厚生労働省「福祉行政報告例」, 老人クラブ数 (2000 年～2016 年)
- ・総務省統計局 都道府県別人口推移 (2000～2016 年)
- ・厚生労働省「国民医療費」, 1 人当たり国民医療費 (2000～2016 年)
- ・内閣府「国民経済計算」(2000～2016 年)
- ・総務省統計局「社会・人口推計体系文化・スポーツ」, 都道府県別ゲートボール場数 (2000～2016 年)
- ・総務省統計局「都道府県, 年齢 (5 歳階級), 男女別人口」, 総人口 (2005 年, 2010 年, 2015 年データ)
- ・公益財団法人全国老人クラブ連合会「令和元年度事業報告書」, 概況

第35回（2022年度）学生奨学論文入賞者論文集

2023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