# DSSR

# Discussion Paper No.J-8

従量制によるごみ排出有料化の排出削減効果に関する実証 研究

野村魁 日引聡

2020 年 6月

# Data Science and Service Research Discussion Paper

Center for Data Science and Service Research
Graduate School of Economic and Management
Tohoku University
27-1 Kawauchi, Aobaku
Sendai 980-8576, JAPAN

# 従量制によるごみ排出有料化の排出削減効果に関する実証

# 研究

### 野村魁\* 日引聡\*

#### 概要

ごみの排出削減とリサイクル削減は多くの国で問題とされてきていて、日本でもごみ袋 有料制の導入などによって排出削減が試みられている。有料化政策の評価分析は日本につ いても多くなされてきているが、既存研究では実質価格と隣接自治体との空間的相関を考 慮した分析は行われてきていなかった。本研究では、関東1都6県の可燃ごみ袋実質価格 のパネルデータを用いて隣接自治体の空間相関を考慮した、排出削減効果とリサイクル促 進効果の分析を行った。分析の結果、可燃ごみ袋の有料化は可燃・不燃ごみの排出量削減効 果があり、ダミー変数を用いると削減効果を過大評価する可能性があるということ、隣接自 治体との間に空間的相関があるということが明らかとなった。

キーワード:ごみ有料化、生活系ごみ排出量、空間計量モデル、パネルデータ

<sup>\*</sup> 東北大学大学院経済学研究科 博士課程後期 (E-mail:kai.nomura.p8@tohoku.ac.jp)

<sup>†</sup> 東北大学大学院経済学研究科 (E-mail:hibiki@tohoku.ac.jp)

#### 1.はじめに

途上国の経済成長が著しい現代では様々な財が生産・消費されており、ごみ廃棄物の削減は世界的に重要な課題の一つとされる。2015年に国連サミットで採択された SDGs (持続可能な開発目標)では持続可能な消費・生産形態の確保という目的達成のために、廃棄物の発生防止、削減、再生利用及び再利用による廃棄物発生量の削減という具体目標が掲げられている。

日本でも高度経済成長以降、大量生産・大量消費型の社会が形成され、不法投棄や埋め立てられる最終処分場容量の逼迫が課題とされてきた。これらの課題に対応するため、2000年には循環型社会形成推進基本法が制定され、3R活動(Reduce, Reuse, Recycle)や廃棄物の適正処分を推進してきた。環境白書(2018)によれば、2016年度におけるごみ総排出量は4317万トン、1日一人あたりごみ排出量は925gであり、2000年をピークに減少傾向にある。また、図1のように1日1人あたり総排出量は2005年をピークに減少傾向にあり、廃棄物発生量の削減が進んでいるかのようにみえる。2013年に策定された第3次循環型社会形成推進基本計画においては2020年度の一般廃棄物排出量の目標値は約4000万トンと設定されていた。しかしながら、現状ではこの目標値は達成できておらず、排出量削減傾向が鈍化している現状にある。このような背景から、排出量を削減し、リサイクルを促進する政策が必要とされており、その政策効果の解明が求められている。

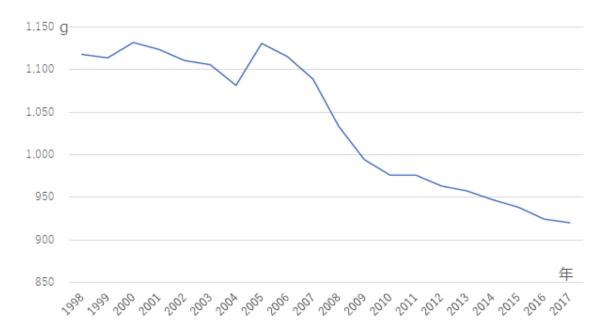


図 1 1日1人あたり総ごみ排出量(混合・可燃・不燃ごみ)

廃棄物の有料制度は世界各国の自治体で導入されていて、日本でも実施されている。ごみ 排出に対する有料化政策の実施状況について、環境省の「一般廃棄物処理事業実態調査」に よれば全国 1741 市区町村のうち、2017 年時点で約 60%を占める 1046 市区町村において 可燃ごみ有料化政策は導入されている。うち、974 市区町村が従量制、29 市区町村が定額 制、一定量無料型や排出量多段階比例型などが合わせて 43 市区町村である。各都道府県の 導入状況は図 2 のようになっていて地域差があり、すべての自治体が有料制を導入しているわけではない。

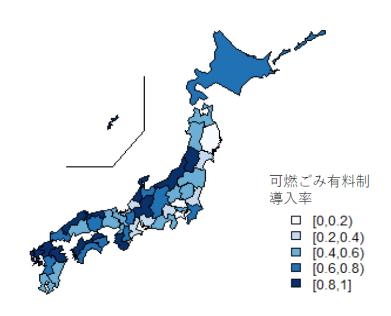


図 2 都道府県別可燃ごみ有料制の導入比率 (2017年)

ごみの有料化が排出量を削減する効果やリサイクルを促進する効果を分析する研究については多くの先行研究がある。たとえば、Usui and Takeuchi(2014) は有料化実施後の削減効果の変化を分析し、有料化による削減効果は長期的な点から考えても、リバウンド効果(政策実施直後は排出量抑制効果が強くみられるが、年々抑制効果が弱まる)による排出量抑制効果の減少幅は小さく、長期的に排出抑制効果が続くことを明らかにし、都築他(2018) は市町村合併が排出量を増加させる効果を持つことを明らかにしている。

しかし、地域間の空間相関を考慮した研究は限られている。近年の研究では、自治体レベルの空間的自己相関を考慮することで、既存研究のバイアスを修正した結果を示すとともに有料化が空間的波及効果を持ちうることを明らかにしている(Allers and Hoeben (2010)や Erhardt (2019)、 De Jaeger 他 (2012)、 Dijkgraaf and Gradus(2004)、 Carattini 他 (2018)、 Hage 他 (2008)、 Usui 他 (2016)、 Usui 他 (2015)、 Ichinose 他 (2015)など)。特に、日本を対象とした研究については、 Usui 他 .(2015)、 Usui 他(2016)、 Ichinose 他 (2015)などがみられる。

日本の有料制の政策効果を検証した先行研究はいくつか見られる。中でも、有料制につい

てダミー変数を利用した分析においては、パネル分析の場合、自治体間の価格差による影響の違いや、物価上昇による実質価格の低下の影響の効果が考慮されておらず、有料化による政策効果を過大(あるいは、過小)評価している可能性がある。分析期間中の2007~2016年の2015年基準消費者物価指数をみると、2008年以降のデフレ局面と2014年以降のインフレ局面が含まれていることが図3からわかる。したがって、ダミー変数を用いて分析期間中の物価が一定であると想定して有料化の効果を推定すると、デフレ局面を過大評価する一方でインフレ局面を過小評価してしまう可能性がある。



図 3 2007~2016年の 2015年基準消費者物価指数 (CPI)

また、Ichinose 他(2015)が指摘するように、廃棄物管理政策に関して自治体間で政策を実行する際に近隣自治体を参考とする「模倣」行動を取ることが De Jaeger(2010)や Hage 他(2008)、Ichinose 他(2015)などの先行研究によって明らかにされている。本稿の分析対象である関東地方の各市区町村が設定しているごみ袋 1 リットルあたりの実質価格を地図で表したものが図 4 である。この図から隣接している自治体間で近しい価格を設定している傾向があり、Ichinose ら(2015)が主張するように空間的異質性が存在している可能性がある。このため、ごみ有料化の効果について検証する際には、自治体間の空間的依存性が有料価格と相関している場合、それを無視することで、有料化の政策効果の推計にバイアスが生じて過小あるいは過大な評価をする可能性がある。

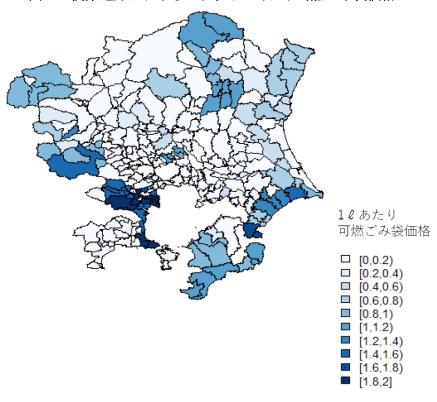


図 4 関東地方における1リットルあたり可燃ごみ袋価格

従来の研究では、実際の価格を用いた分析の場合には、空間的異質性を考慮しておらず、また、空間的異質性を考慮した分析の場合には、有料制のダミー変数を用いているため、物価変動によるバイアスを考慮していない。このため、本研究では、実際の価格を用いつつ、空間的異質性を考慮した分析を行い、さらに、有料化ダミー変数を用いた分析と比較することで、従来の研究でどの程度のバイアスが生じているかを明らかにする。

本分析の結果、検定の結果、空間的異質性を考慮することは必要であるが、そうでない場合に比べて、有料化の効果の推計値に大きな違いがみられないことがわかった。

また、同様の分析を、実際の価格ではなく、先行研究と同じ有料化ダミーを使って分析したところ、有料化に関する実質価格を用いた場合に比べて、ダミー変数を用いると効果を1.5 倍程度過大評価していることが明らかとなった。

さらに、分別数の多い自治体ほど、有料化によるごみ排出量削減効果やリサイクル促進効果が大きくなることが明らかとなり、分別数の違いによって有料化の効果に異質性がみられることがわかった。なお、可燃ごみだけでなく、不燃ごみの有料化を実施していない自治体では、有料化によるリサイクル(資源ごみ回収)促進効果が小さくなることが分かった。また、可燃ごみの有料化を実施せずに不燃ごみの有料化のみを実施している自治体は、本分析対象の自治体にはみられない。

以下、2 節では、先行研究についてまとめ、3 節では、モデル式とデータについて説明する。4 節では、分析結果を示すとともに、結果の解釈を行う。最後、5 節で本分析の結論を

述べる。

## 2.先行研究

廃棄物管理政策の有効性に関する実証分析はアメリカ、オランダ、日本を対象とする研究をはじめ、数多く行われている。日本国内の廃棄物と費用に関するパネルデータ分析として、 碓井(2007)、 Usui and Takeuchi(2014)、都築他(2018)が挙げられる。

確井(2007) は 1998 年から 2002 年までの 2952 自治体を対象としたパネルデータ分析による、容器包装リサイクルの費用推定を行い、処理費用の規模の経済性や分別について地域的異質性が存在することを明らかにした。 Usui and Takeuchi(2014) は全国 712 都市のパネルデータを用いて、ごみ袋有料化による排出削減効果とその持続性に関する分析をした。その結果、有料化による削減効果は長期的な点から考えても、リバウンド効果(政策実施直後は排出量抑制効果が強くみられるが、年々抑制効果が弱まる)による排出量抑制効果の減少幅は小さく、長期的に排出抑制効果が続くこと、所得層に従って有料化の影響が異なることが明らかにした。都築他(2018)は平成の大合併前後を含むパネルデータを用いて、市町村合併が排出量を増加させる効果を持つことを示した。

近年の研究では、自治体レベルの空間的自己相関を考慮することで、既存研究のバイアスを修正した結果を示すとともに有料化が空間的波及効果を持ちうることを明らかにしている (Allers and Hoeben (2010)や Erhardt (2019)、De Jaeger 他(2012)、Dijkgraaf and Gradus(2004)、Carattini 他(2018)、Hage 他 (2008)、Usui 他 (2016)、Usui 他(2015)、Ichinose 他(2015)など)。これらのうち、海外の研究で空間的相関を考慮している研究では Allers and Hoeben(2010)や Erhardt (2019)、De Jaeger 他 (2012)、Dijkgraaf and Gradus(2004)、Carattini 他(2018)、Hage 他(2008) がある。

Allers and Hoeben(2010)ではごみ有料化の政策導入に関する自治体の意思決定における内生性問題を考慮したうえで、有料化による排出削減効果が統計的に有意であるが先行研究ほど影響は大きくないことを示している。De Jaeger 他 (2012)では家計のごみ排出量と自治体の有料価格決定について、自治体の価格決定段階においては価格の空間的自己相関が存在することを示し、ごみの排出量に関しては、ごみの越境移動の可能性を分析するために有料価格の空間ラグ項を考慮した空間誤差モデルを採用した結果、ごみの越境移動の証拠は示せないとした。日本では Usui 他(2015)ではリサイクル政策の導入に関しても自治体間の空間的相関が存在することを空間パネルプロビットモデルによって示している。Carattini 他(2018)はごみ有料化政策が排出削減効果を持つとともに、アルミニウムや生ごみのリサイクル促進効果も備えていることを明らかにした。また、有料化を導入しているVaud州と導入していない Geneva 州間の不連続回帰を行った結果として州間のごみの移動はみられないことを示した。Erhardt(2019)は非有料化自治体へのアクセス距離が近いほどごみを有料化自治体から非有料化自治体へ持ち出す行動を促進する可能性があることに着目し、時間距離を考慮した空間的波及効果をモデル化した結果、持ち出し行動の影響は小

さいことを明らかにした。Dijkgraaf and Gradus (2004)では、有料化による周辺の有料化 政策非導入自治体へのごみの持ち込みへの影響について検証をした結果、越境によるごみ 持ち込みや不法投棄に有意に影響を与えないことを示した。Hage 他(2008) は有料制の家 庭のプラスチック包装ごみ回収率への影響を分析し、体積による有料制より重量による有 料制を実施している自治体の方が、回収率が高いことや curbside プログラムの頻度や収集 所の設置がリサイクル促進効果をもたらすことを導いた。またリサイクル率の空間的自己 相関が統計的に有意であるという結果からリサイクルに関して自治体間の協調あるいは自 治体や廃棄物処理業者が相互的模倣を行っている可能性を示唆していた。日本を分析対象 とした研究として Usui 他(2016)は、これまでの先行研究では有料化によって自地域への不 法投棄を行う可能性を把握する点のみを考慮しており、近隣地域への不法投棄(あるいは、 不適切投棄)、たとえば、近隣のコンビニエンスストアに捨てるような非道徳的行動、を考 慮していないと指摘し、隣接自治体のごみ収集費用を独立変数に加え、拡張空間ダービンモ デルを使い、ごみ有料化が排出量の削減効果を持つとともに、非道徳的排出行動を人々に促 しうるという結果を示した。しかし、非道徳的排出行動に対する罰金が自治体間で異なるな らともかく、そのような実態がない中で、非道徳的排出されるごみが越境する根拠が乏しい。 このため、空間的な相関を考慮する際、自己の排出量が周辺の排出量に影響を与えることを 想定した分析が適切かどうか議論の余地が残る。Ichonose 他(2015)は日本の市区町村デー タを用いて自治体の生活系ごみ及び事業系ごみ有料化が排出量に与える影響を分析するに あたり、誤差項の空間相関を考慮することの重要性について言及している。欧州のデータを 用いた Hage 他(2008)や De Jaeger 他(2012)は排出量の空間的自己相関を考慮した分析を 用いているが、解釈が困難であり誤差項の空間相関を考慮する方が現実的であること、LM 検定の結果からも誤差項の空間相関を考慮する方が妥当であることを示している。

空間的相関を考慮した日本の先行研究では有料化ダミー変数を用いた分析であるために、物価変動の効果を考慮した適切な実質価格を用いた分析になっていない。物価が上昇する局面では、有料制を実施している自治体のごみ排出の実質価格が低下するため、有料化ダミー変数を用いたパネル分析の場合、有料化を実施している自治体のみ、物価変動の要因をコントロールする必要がある。しかし、先行研究では、そのような扱いをしておらず、有料化の効果を過大評価している可能性がある。したがって、本研究は関東地方を対象に、政策変数としてごみ袋実質価格を採用した空間計量モデルを用いたパネルデータ分析を行い、有料制によるごみ排出削減効果及びリサイクル(資源ごみ排出量)促進効果を分析する。

# 3.モデルとデータ

## 3.1 モデル

本研究ではまず空間的自己相関を考慮したモデルに対するベースラインとして、空間的 自己相関を考慮しない以下のモデル式を推定する。

$$lny_{it} = \beta_0 + \beta_1 price_{it} + X_{it}\beta + \alpha_i + \tau_t + u_{it}$$
 (1)

従属変数として、各自治体iのt年における1日一人あたり非資源ごみ、資源ごみの対数をとる。 $price_{it}$ は1リットル当たりの可燃ごみ袋価格、ベクトル  $X_{it}$ は社会的要因のコントロール変数を意味する。社会的要因として、人口密度、平均世帯数、一人あたり実質平均課税対象所得、4歳以下人口割合、65歳以上人口割合をそれぞれ対数化して変数として用いている。加えて、個別効果 $\alpha_i$ および時間効果 $\tau_t$ 、誤差項 $u_{it}$ を制御して分析を行う。なお、ごみ袋価格以外の独立変数については、対数を取っているが、ごみ袋価格については、対数を取っていない。これは、有料制を実施していないために、価格が0となる自治体が存在するからである。

これまでの先行研究によって、各自治体同士の政策導入に関する意思決定について近隣自治体同士で協調行動を取りうるため、誤差項に空間的な自己相関が発生する可能性があることが指摘されている(Allers and Hoeben: 2010、Chang 他: 2016、De Jeager ら: 2012、Hage 他: 2008、Ichinose 他: 2015、Usui 他: 2015)。これらの要因が有料化による排出量への効果に対してバイアスを生じさせている場合を考慮するため、本稿では、空間的な自己相関を考慮するモデルとして、以下の誤差項に空間相関をもつモデル((2)式)を推定する。ここで、(1)式同様に、各自治体iのt年における1日一人あたり非資源ごみ、資源ごみの対数1リットル当たりの可燃ごみ袋価格 $price_{it}$ 、コントロール変数  $X_{it}$ 、個別効果 $\alpha_i$ および時間効果 $\alpha_i$ 、誤差項 $\alpha_{it}$ である。(2)式の誤差項 $\alpha_{it}$ は空間的な自己相関をもつと仮定しているため、(3)式のような誤差項の構造をもつ。ここで、 $\sum_{i=1}\sum_{j=1}w_{ij}$ は自治体間の近接関係を記述するための空間重み行列であり(4)式のように表現される。行列の要素に関して、自治体iと自治体jが隣接しているとき、要素 $\alpha_{it}$ が1を、隣接していないとき0をとるような行列を行和が1となるように行基準化したものである。

$$ln \ y_{it} = \beta_0 + \beta_1 price_{it} + X_{it}\beta + \alpha_i + \tau_t + u_{it}$$
 (2)

$$u_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} u_{jt} + \epsilon_{it}$$
 (3)

$$\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} w_{ij} = \begin{cases} 0 & \cdots & \frac{w_{ij}}{\sum_{i=1}^{\infty} w_{ij}} \\ \vdots & 0 & \vdots \\ \frac{w_{ij}}{\sum_{i=1}^{\infty} w_{ij}} & \cdots & 0 \end{cases} , w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{ 自治体 i } \geq j \text{ が隣接している} \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$
 (4)

表 1 基本統計量

	内容	N	Mean	St.Dev	Min	Max
混合・可燃・不燃ごみ	一日一人あたり混合・可 燃・不燃ごみ排出量(g)	2460	527.595	105.971	221.804	964.857
資源ごみ	一日一人あたり資源ごみ排 出量(g)	2420	113.248	58.905	0.796	364.918
ごみ袋価格	実質1ℓあたりごみ袋価格(円 /ℓ)	2460	0.402	0.592	0	2
可燃ごみ有料化ダミー	可燃ごみ有料化施行ダミー	2460	0.378	0.485	0	1
不燃ごみ有料化ダミー	不燃ごみ有料化施行ダミー	2460	0.253	0.453	0	1
分別数	ごみ分別数	2460	13.065	3.968	2	25
人口密度	人口密度(人/km²)	2460	2257.534	2928.771	7.159	14370.39
平均世帯員数	平均世帯人員数	2460	2.545	0.27	1.911	3.495
所得	実質1人あたり課税対象所得 (円)	2460	3071776	433879.4	2068590	5172944
In 混合・可燃・不燃ごみ	一日一人あたり混合・可 * 燃・不燃ごみ排出量(g)	2460	6.248	0.205	5.402	6.872
In 資源ごみ	一日一人あたり資源ごみ排 出量 (g)	2420	4.548	0.704	-0.228	5.9
In 人口密度	人口密度(人/km²)の対数値	2460	6.825	1.48	1.968	9.573
In 平均世帯員数	平均世帯人員数の対数値	2460	0.929	0.105	0.648	1.251
In 所得	実質1人あたり課税対象所得 (円) の対数値	2460	14.928	0.136	14.542	15.459
4歳以上人口比	4歳以下人口割合	2460	0.038	0.008	0.011	0.063
65歳以上人口比	65歳以上人口割合	2460	0.24	0.057	0.091	0.574

注:2007-2016年の関東地方1都6県の市区町村を対象とした著者らの開き取り調査に対して回答のあった 市区町村のうち、247市区町村が対象。

注: 茨城県結城市、鹿島市、桜川市、群馬県草津町のデータの一部で資源ごみが0と記録されているため、 資源ごみに関する推定のデータからのみ除いている。

# 3.2 データ

本研究では関東地方1都6県、246自治体に関して2007年から2016年を分析対象としている。変数の基本統計量は表1に示す。なお、分析期間中に市町村合併や市制への変更、編入などが20件起きているため、編入した自治体や名称が変更された自治体は今回の対象から除いている。本来、廃棄物の適正処理と循環型社会の形成は1990年代から取り組まれてきているため分析期間に含むべきである。しかしながら2006年まで、多くの市区町村合併が行われたため片方の市区町村のみ従量制を導入している場合に価格データを取得することが困難であったことから、一定程度合併の動きが落ち着いた2007年以降を分析期間としている。

廃棄物処理にかかわる様々な取り組みは自治体ごとにルールを決めている。すなわち、(1)

混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみそれぞれを自治体が回収を行うかどうか、(2)行う場合に有料か無料か、(3)有料の場合には家庭から料金を徴収する制度が従量制か定額制か、について自治体によって違いがみられる。本分析の対象となる246自治体についてみると、可燃ごみと不燃ごみの分別をせず混合ごみとして無料で回収する自治体が3市あり、それ以外の自治体は可燃ごみと不燃ごみを区別して回収している。この3市を除いた、243市区町村のうち可燃ごみに関して、97自治体が従量制による回収、144自治体が無料による回収であり、定額制の自治体は無く、一定量無料型と排出量多段階比例型がそれぞれ1市ずつとなる。また、不燃ごみのみを有料で回収する自治体は無く、可燃ごみ回収を有料化している自治体のうち、69自治体が不燃ごみも有料化制度を導入している。

生活系混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみの搬入量、ごみ分別数のデータは、環境省が公開している「一般廃棄物処理事業実態調査」1から入手した。そもそも、各ごみの区分については、環境省の定める廃棄物区分によると、廃棄物の分類として、まず産業廃棄物と一般廃棄物に分けられる。一般廃棄物は、家庭から排出される生活系ごみ、及びレストランやオフィスなどから排出される事業系ごみからなる。資源ごみとは、主に自治体の資源回収によって回収されるごみ(ビン、缶、古紙など)を意味している。本研究では「一般廃棄物処理事業実態調査」が区分・集計している生活系ごみ及び事業系ごみのなかで、生活系ごみのうち、混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみの搬入量の和を非資源ごみとして分析に用いる。また、リサイクルとして、リサイクルを目的として回収されている資源ごみの搬入量を用いる。ごみの分別区分については、各市区町村によって定義が異なり、プラスチック類を資源ごみとしてリサイクルする自治体、不燃ごみとして細かく砕き処分する自治体、可燃ごみとして焼却する自治体があるが、本研究では「一般廃棄物処理事業実態調査」がまとめている、各ごみ排出量のデータに従っている。

各自治体の生活系可燃ごみ袋の有料化に関する情報は、電話及びメールで各市役所等に問い合わせを行い、有料化導入開始時期および価格に関するデータを収集した。問い合わせの結果、316市区町村のうち従量制による有料化を導入している自治体で回答があった市区町村及び未実施の自治体、計 246市区町村を分析対象とした。本研究では従量制を分析期間内に導入している自治体において、ごみ袋の容量が複数種類ある場合には、大袋を対象に10あたり価格を計算し、ごみ袋価格とした。この従量制には一定量無料型と排出量多段階比例型も含んでいる。

一般的な従量制とは、ごみ袋を有料で購入する方式となっているため、ごみの排出量に応じて、排出者(本分析では家計)が手数料を負担する方式となっている。他方で、一定量無料型とは排出量が一定量となるまでは手数料が無料であり、一定量を超えると排出量に応じて手数料を負担する方式である。例えば、自治体がごみ袋を一定枚数事前に各家庭に配布して、そのごみ袋を使い切り、さらに必要とする場合には各家庭が別途購入する仕組みである。また、排出量多段階比例型とは、排出量に応じて家計が手数料を負担するもののうち、

-

<sup>1</sup> http://www.env.go.jp/recycle/waste\_tech/ippan/index.html

排出量が一定量を超えた段階で、単位ごみ量あたりの料金水準が引き上げられる方式である。

ごみ排出量に影響を及ぼすと考えられる社会的要因に関するデータは総務省の調査結果である「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」2から 65 歳以上人口、4歳以下人口、世帯数を用い、また「統計でみる市区町村のすがた」3から課税対象所得及び可住地面積を、総務省統計局4から 2015 年基準消費者物価指数を利用した。これらの統計情報から、65歳以上人口比率、4歳以下人口比率、人口密度、平均世帯員数、実質一人あたり課税対象所得の変数を作成した。Usui and Takeuchi (2014)に倣い、実質一人あたり課税対象所得、平均世帯員数、人口密度は対数化している。実質一人あたり課税対象所得に関しては、名目一人あたり課税対象所得を 2015 年基準消費者物価指数で割り引くことで実質化を行っている。

65 歳以上人口比率が高い自治体では、家計の消費がそれ以外の家庭と異なると考えられる。これは、65 歳以上の人々は定年退職後の生活を送っているため、生産年齢人口に含まれる世帯とは生活様式が異なるからである。また、4 歳以下人口は 5 歳階級別人口割合に占めるもっとも低年齢の層であり、未就学児の代理変数となる。この年齢層の子供をもつ世帯は、育児を行うためにベースラインとなる世帯とは異なる生活様式であり、ごみの排出行動が異なる可能性がある。特に乳幼児のおむつ使用による排出量の増加が予想される。人口密度は都市化の代理変数であり、人口密度が高いほど居住面積が小さく、ごみの自宅での処理や保管場所確保が難しいため、ごみ排出量を減らす要因になると考えられる。平均世帯人数は、同世帯の人数が多いほど一部の消費を共有することで排出量が削減されるという世帯の規模の経済性をコントロールする変数として用いた。1 人あたり課税対象所得は所得の代理変数であり、所得が高いほど消費が増え、ごみ排出量が多くなると予想される。

表 1 の記述統計から一人あたりの生活系混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみの一日の排出量和の平均が 527g、最低が 211g、最高が 964g と自治体によって差が大きいことがわかる。資源ごみは回収していない自治体が存在するため、最小値が 0、平均値が 112g、最大値が 364g とこちらも自治体間の差が大きい。1 リットル当たりの可燃ごみ袋は平均 0.4 円、最大 2 円となり、一般的な大袋である 45 リットルの可燃ごみ袋で考えると平均的な自治体が一枚 18 円、最高で一枚 90 円と 5 倍の価格差がみられる。ごみの分別数について、平均的

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> https://www.soumu.go.jp/main\_sosiki/jichi\_gyousei/daityo/jinkou\_jinkoudoutai-setaisuu.html

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> https://www.stat.go.jp/data/s-sugata/index.html

<sup>4</sup> https://www.stat.go.jp/data/cpi/index.html

表 2 ごみ有料化による非資源ごみ(混合あるいは可燃・不燃ごみ合計)排出量への影響

従属変数	混合·可燃	・不燃ごみ						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ρ(誤差項の空間相関)		0.0609**		0.0638**		0.0712**		0.0714
		(0.0296)		(0.0296)		(0.0295)		(0.0295)
可燃ごみ袋価格	-0.1039***	-0.1037***	-0.1027***	-0.1023***				
	(0.0071)	(0.0064)	(0.0072)	(0.0065)				
可燃ごみ袋価格× 不燃有料ダミー			-0.0054	-0.0061				
			(0.0055)	(0.0049)				
可燃ごみ有料化ダミー					-0.1657***	-0.1656***	-0.1664	-0.1662
					(0.0102)	(0.0092)	(0.0103)	(0.0093)
可燃ごみ有料化ダミー× 不燃ごみ有料化ダミー							0.0034	0.0032
							(0.0067)	(0.006)
分別数	-0.006***	-0.006***	-0.006***	-0.006***	-0.0059***	-0.0058***	-0.0059***	-0.0058**
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0008)	(0.0007)	(8000.0)	(0.0007)	(0.0008)	(0.0007)
人口密度	-0.0526	-0.0496	-0.0529***	-0.0498	-0.048	-0.0446	-0.0477***	-0.0443
	(0.0134)	(0.0121)	(0.0134)	(0.0121)	(0.0133)	(0.0119)	(0.0133)	(0.012)
平均世帯員数	-0.7805	-0.7375	-0.777***	-0.7311***	-0.8748***	-0.8178***	-0.8764	-0.819***
	(0.0982)	(0.0903)	(0.0983)	(0.0904)	(0.0961)	(0.0888)	(0.0962)	(0.0888)
所得	-0.1086	-0.1121	-0.1081	-0.1117	-0.0926	-0.0976	-0.0877	-0.0926
	(0.0755)	(0.0687)	(0.0758)	(0.0689)	(0.0747)	(0.068)	(0.0751)	(0.0683)
4歳以下人口比	0.6011	0.5451	0.5997	0.5404	0.5831	0.5293	0.5776	0.5243
	(0.6652)	(0.6003)	(0.6654)	(0.6002)	(0.6576)	(0.5935)	(0.658)	(0.5936)
65歳以上人口比	-0.5533***	-0.5354***	-0.547	-0.5274***	-0.4825***	-0.4597***	-0.4774***	-0.454***
	(0.1666)	(0.1525)	(0.167)	(0.1528)	(0.1649)	(0.1513)	(0.1653)	(0.1516)
不燃ごみ有料化ダミー			0.0044	0.0049			0.0002	0.0004
			(0.004)	(0.0036)			(0.0042)	(0.0038)
観測数	2460	2460	2460	2460	2460	2460	2460	246

括弧内は標準誤差。\*\*\* p<0.01、\*\*p<0.05、\*<0.1。

な自治体では13種類程度の分別が求められるが、分別に無関心な自治体では2種類、逆に分別に敏感な自治体では25種類の区分が要求されている。

# 4.推定結果

表 2 は非資源ごみ排出量(混合ごみ排出量、あるいは、可燃ごみと不燃ごみの合計排出量)を従属変数としたごみ袋価格を用いた回帰分析の結果となる。

<sup>(1)</sup>, (3), (5), (7) は固定効果モデルの推計結果、(2), (4), (6), (8) は空間誤差モデルの推定結果となる。分析に用いたデータは2007-2016年の10年、246市区町村のパネルデータである。

表 3 ごみ有料化による資源ごみ排出量への影響

従属変数	資源ごみ							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ρ(誤差項の空間相関)		0.0439		0.0445		0.0425		0.0422
		(0.0299)		(0.0299)		(0.0299)		(0.0299)
可燃ごみ袋価格	0.1486	0.1491***	0.146***	0.1457***				
	(0.0326)	(0.0295)	(0.0337)	(0.0304)				
可燃ごみ袋価格× 不燃有料ダミー			0.0074	0.0096				
			(0.0253)	(0.0228)				
可燃ごみ有料化ダミー					0.2218	0.2215	0.2246***	0.2237***
					(0.0471)	(0.0425)	(0.0482)	(0.0435)
可燃ごみ有料化ダミー× 不燃ごみ有料化ダミー							-0.0089	-0.0069
							(0.031)	(0.0279)
分別数	0.0236	0.0232	0.0237***	0.0233	0.0235	0.0231	0.0234	0.0231
	(0.0037)	(0.0033)	(0.0037)	(0.0033)	(0.0037)	(0.0033)	(0.0037)	(0.0033)
人口密度	-0.441***	-0.4256***	-0.441***	-0.4255***	-0.4467***	-0.4315***	-0.4467***	-0.4317
	(0.0613)	(0.0553)	(0.0614)	(0.0553)	(0.0614)	(0.0553)	(0.0614)	(0.0553)
平均世帯員数	-0.1932	-0.1815	-0.1941	-0.182	-0.0429	-0.0353	-0.0456	-0.0375
	(0.4508)	(0.4124)	(0.4512)	(0.4125)	(0.446)	(0.408)	(0.4463)	(0.408)
所得	-0.7302**	-0.7062**	-0.733**	-0.7091**	-0.7484**	-0.7241**	-0.7473**	-0.7237**
	(0.3465)	(0.3144)	(0.3467)	(0.3145)	(0.3465)	(0.3144)	(0.3469)	(0.3145)
4歳以下人口比	6.0437**	6.0592	6.0561	6.0746	6.1432	6.1529	6.1476	6.1561
	(3.0591)	(2.7602)	(3.0606)	(2.7603)	(3.0559)	(2.7575)	(3.0574)	(2.7576)
65歳以上人口比	0.4029	0.451	0.396	0.4451	0.3095	0.3558	0.3026	0.3491
	(0.7653)	(0.6977)	(0.7661)	(0.6982)	(0.7655)	(0.6977)	(0.7663)	(0.6981)
不燃ごみ有料化ダミー			0.0006	-0.0006			0.0069	0.0059
			(0.0184)	(0.0166)			(0.0194)	(0.0174)
観測数	2420	2420	2420	2420	2420	2420	2420	2420

括弧内は標準誤差。\*\*\* p<0.01、\*\*p<0.05、\*<0.1。

可燃ごみ袋の価格による排出量への影響に関する分析について、空間的相関をもたない場合の固定効果モデルの結果が(1)、(2)が誤差項に空間的自己相関を考慮した空間誤差モデルになる。(3)が可燃ごみ袋の有料化と不燃ごみ有料化の両方を導入していた自治体、片方のみ導入していた自治体、どちらも導入していない自治体の有料化の効果の違いを考慮するために、可燃ごみ袋価格と不燃ごみ有料化ダミーの交差項を用いた場合の固定効果モデルの結果である。仮に可燃ごみの有料化のみ導入されている場合には、可燃ごみを排出する家計は、不燃ごみの可燃ごみへの混入を避けようとするインセンティブが働く可能性がある。一方、可燃ごみと不燃ごみの両方について有料化を導入している場合には、有料化の対象が拡大するため、有料化の効果がより大きくなると考えられる。なお、可燃ごみと不燃ご

<sup>(1), (3), (5), (7)</sup>は固定効果モデルの推計結果、(2), (4), (6), (8)は空間誤差モデルの推定結果となる。 分析に用いたデータは2007-2016年の10年、242市区町村のパネルデータである。

みの有料制を実施している自治体では、ごみ袋 1 枚当たりの価格は一般に同じであるため、不燃ごみの有料制の効果を考える際に、可燃ごみ袋価格と不燃ごみ有料化ダミーの交差項を使っている。(4)は(3)と同様に可燃ごみと不燃ごみの有料制度の導入状態による非資源ごみ排出量への影響の違いを考慮した、空間誤差モデルの結果である。(5)、(6)は(1)、(2)と同じように可燃ごみの有料制の効果に着目しているが、先行研究との比較のために、ごみ袋価格の代わりに有料制導入ダミーを採用している。これらのモデルでは分析期間中に政策導入を行ったか否かの二分法であり、ごみ袋の実質価格を用いた場合の分析と異なり、インフレーションやデフレーションのような金銭的な変動を捉えることができない。(5)、(6)の結果を(1)や(2)と比較することでごみ袋の実質価格を用いることで結果が変化するかを検証する。また、(7)、(8)は(3)、(4)のように、可燃ごみ有料制と不燃ごみ有料制の導入状態による非資源ごみ排出量への影響の違いを考慮したうえで有料制導入ダミーを用いて推定した結果である。

表 3 は有料制がリサイクル(資源ごみ回収量)に与える影響について分析した結果である。ごみ有料制の導入によって、非資源ごみとして混入していたごみが分別され、資源ごみとして排出されることで、非資源ごみ排出量を減少させる一方で、有料化のされていないリサイクルが促進される可能性があるからである。表 2 の結果同様に、(1)が固定効果モデルの推定結果、(2)が誤差項の空間相関を考慮した固定効果モデル、(3)と(4)が可燃ごみと不燃ごみの有料制度導入状態の違いを考慮したモデルである。(5)から(8)では可燃ごみ袋価格の代わりに可燃ごみ有料制導入ダミーを用いて分析を行った。(5)が固定効果モデル、(6)が誤差項の空間相関を考慮した固定効果モデル、(7)と(8)が可燃ごみと不燃ごみの有料制導入について、それぞれダミー変数を用いて分析した結果である。

さらに、表 4 の(1)から(4)では、有料価格と分別数の交差項をモデルに含めることで、有料制が非資源ごみ排出量に及ぼす影響を分析している。これは、分別数を多く設定するような自治体では、有料制による排出量を削減する効果が強い可能性があるからである。表 5 は各自治体の分別数の違いによって可燃ごみ有料制の資源ごみに与える効果が異なる可能性について検証した結果である。

# 4.1 非資源ごみの決定要因

#### 4.1.1 有料化による非資源ごみ削減効果

ごみ有料化による非資源ごみ排出量への影響を分析した、表 2 の(1)~(4)の結果では、ご み袋の価格が 1%の有意水準で負であった。また、(2) と (4) については、ごみ袋価格と 不燃ごみ有料化ダミーの交差項は有意ではなかった。このことから、ごみ袋の価格上昇は、 非資源ごみの排出量を減少させる効果があることがわかる。誤差項の空間相関 ( $\rho$ ) は 5% 有意水準で正の符号であった。このことから、各自治体の排出量削減のための啓蒙活動など 観測できない要因が空間的な偏りを持っている可能性がある。ただし、(1) の推計結果との

比較からもわかるように、推計されたパラメータへの影響は小さかった。(2)の推計結果を使い、有料制を実施している自治体の可燃ごみ袋価格の平均値(1.06円/1)を用いて非資源ごみ排出に対する価格弾力性を評価したところ、排出量への効果は、-0.1395であった。一方、可燃ごみ袋価格と不燃ごみ有料化ダミーの交差項は有意とはならなかった。これらの結果から、不燃ごみ有料制を導入しているか否かは、排出量に有意な影響を与えないことが明らかとなった。これは、不燃ごみは、通常プラスチックやコンビニなどの袋など軽量なものが多く、非資源ごみに占める不燃ごみの割合(重量で測った)が相対的に小さいために、影響が小さく、重量で測った排出量に対して影響を与えなかったのかもしれない。しかし、Fullerton and Kinnaman (1996)が示したように、ごみ排出に対する費用負担は、ごみの重量ではなく、ごみ袋の数(容量)で決まるため、容量に対しては有料化の効果を持っていたかもしれない。

次に、比較のために有料制実施ダミーを用いた(5)、(6)、(7)および(8)式の分析結果について検討する。推計結果からわかるように、実際の価格を用いた場合と同様の結果が得られた。有料化ダミーの推計値は、いずれのモデルでも - 0.166 であることから、有料制導入によって非資源ごみ排出は、15.3%6程度減少したものと推計される。ここで、比較のために、有料制を実施している自治体についてごみ袋価格の平均値(1.06円/1)と表2の(1)~(4)の推計結果を使って、価格変数を使った場合の有料制導入の効果(0円から1.06円への価格上昇の効果)を計算すると、いずれのケースも、107%程度の削減効果があることがわかった。このことから、ダミー変数を使った分析では、価格変数を使った場合と比べて、有料制の効果を1.5倍程度過大評価しているといえる。分析期間において、日本は、デフレが進行していたために、実質価格が上昇する局面にあった。このような局面において、ダミーを用いた分析では、物価の変動の効果を考慮できていないことが原因で、本来は実質価格が上昇することによる削減効果があったにもかかわらず、その効果を無視してしまったために生じたものであると考えられる。

# 4.1.2 その他のコントロール変数

分別数、人口密度、平均世帯人数が 1%の有意水準で負であった。このことは、分別数が 多いほど、非資源ごみ排出量が減少することを意味している。これは、家計がリサイクル可能なごみについては、資源ごみとして排出しようとするインセンティブがあることを示している。人口密度については、高いほど排出量が減少することを意味している。これは、人口密度の高い地域では、居住面積が小さく、ごみを保管するスペースがないなどの理由で排出量が減少しているのかもしれない。平均世帯人員については、多いほど排出量が減少する

 $<sup>\</sup>frac{\partial p}{y} / \frac{\partial p}{p} = -0.1307 \times 1.06 = -0.139$ 

<sup>6</sup> exp(-0.166)-1=-0.153

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> exp(-0.104\*1.06)-1=-0.104

ことを意味している。これは、世帯人員が多いほど、世帯の消費活動の規模の経済性が生じるため(たとえば、料理などは世帯人員が多いほど規模の経済性が働く)、一人当たりの排出量が減少するものと考えられる。

実質一人あたり課税対象所得は空間的相関を考慮した場合のみ 10%有意水準で負であった。これは、所得が高いほど非資源ごみの排出量が減少する可能性があることを意味している。高所得ほど、外食などが増え、家庭内のごみ排出量の抑制につながっているのかもしれない。

65 歳以上人口比率が負に有意であった。これは、高齢者は若者と比べて消費が少ないため、ごみの排出量も相対的に少なくなったことが考えられる。他方で 4 歳以下人口比率は有意ではなかった。

#### 4.2 資源ごみ(リサイクル)の決定要因

# 4.2.1 有料化による資源ごみ回収促進効果

有料制のリサイクルへの影響について推計したところ、表3の(1)~(8)の結果から、可燃ごみ袋有料制については、いずれのモデルでも有意に正であったが、可燃ごみ袋価格と不燃ごみ有料化ダミーの交差項については有意ではなかった。このことから、有料制の価格の引き上げは、資源ごみの回収量を増やす効果を持つ一方で、不燃ごみの有料制の実施は、回収量に影響を与えないことが分かった。紙ごみなどの資源ごみは、可燃ごみに混入される可能性があるので、可燃ごみの有料制によって、紙などの資源ごみの回収量が増えたと考えられるが、不燃ごみの場合、資源ごみの混入がなかったために、不燃ごみの有料制によって、資源ごみの回収量が影響を受けなかったものと考えられる。

また、誤差項の空間相関 ( $\rho$ ) は統計的に有意ではなかった。このことから、資源ごみについては可燃ごみ袋有料制による排出量への影響を考える際に、観測できない空間的自己相関の問題が生じていない可能性が高い。資源ごみに関して誤差項の空間相関が有意ではなかった理由として、ほとんどの自治体が資源ごみの回収制度として無料収集制度を導入しているために自治体間の違いが小さいことが挙げられるかもしれない。

表3の(5)から(8)の推計結果から、可燃ごみ有料制度導入ダミーの推計結果の差は非常に小さいことがわかる。この結果を用いて、ごみ有料化の実施によるリサイクル促進効果を計算すると、exp(0.22)-1=0.246となり、ごみ有料化の実施は資源ごみ排出量(リサイクル)を258%程度増加させることがわかる。比較のために、(1)から(4)の推計結果とごみ袋平均価格(1.06円/1)を用いて、有料制の導入が資源ごみ排出量に及ぼす平均的な効果(価格を0円から1.06円/1に価格を引き上げたときの効果)を計算すると、179%程度の増加であった。このことから、ダミーを用いた有料制導入の資源ごみに及ぼす効果は、ごみ排出量

-

<sup>8</sup> exp(0.22)-1=0.246

 $<sup>9 \</sup>exp(0.15*1.06)=0.172$ 

に及ぼす効果の場合と同様に、価格変数を用いた推計結果より、1.5 倍程度過大評価していることがわかる。これは、ダミー変数を用いた分析では、デフレやインフレによる実質価格変動の効果を考慮していないことから生じたものであると考えられる。

#### 4.2.2 その他のコントロール変数

分別数については、1%の有意水準で有意に正であった。このことは、分別の機会が多いほど、非資源ごみに混入していた資源ごみが資源ごみとして排出されるようになったものと考えられる。人口密度、一人あたり課税対象所得(実質)については、統計的に負に有意であった。人口密度は、非資源ごみ同様にごみの保管の限界費用が上昇することに起因する排出量減少効果と考えられる。一人あたり課税対象所得(実質)については、所得が高いほど時間の機会費用が高く、リサイクルを行う限界費用が上昇するために、資源ごみとしての排出量が減少した可能性がある。4歳以上人口比がプラスに有意であることから、子供のいる世帯が多い地域では比較的、資源ごみの排出量が多いことが示唆されている。これは4歳以下の子供を持つ世帯はそれ以外の家計と比較して資源ごみの消費量が多いと解釈でき、その要因として離乳食の包装や幼児玩具、育児用品の購入と廃棄を反映しているかもしれない。玩具や育児用品は物品ごとに対象年齢が異なるため長年使用することが難しく、買い替えが必要とされるため、資源ごみとして廃棄されることを反映している可能性がある。

#### 4.3 分別数の違いによる有料制効果の違いの検討

表 4 の(1)から(4)では有料価格と分別数の交差項をモデルに含めることで、分別数を設定する自治体における非資源ごみに対する価格効果の異質性を考慮した分析を行っている。 推計の結果、いずれのモデルでも、分別数と価格の交差項は有意に正であった。一方、

(3) と(4) では、不燃ごみを有料化している自治体の価格効果を考慮するために、可燃ごみ袋価格、分別数、不燃ごみ有料化ダミーの交差項を追加している。これについては、いずれも、有意に負であった。(1) と(2) の結果から、分別数の増加は、有料化による非資源ごみの削減効果を小さくすることを意味している。これは、分別数が多いほど、細かい分別を余儀なくされ、その手間が大きくなるために、資源ごみを可燃ごみや不燃ごみに混入させるようになったからかもしれない。(3)、(4)における可燃ごみ袋価格、分別数、不燃ごみ価格の交差項の推計結果は、不燃ごみに対して有料制を実施している場合には、分別数の増加が有料化による非資源ごみの削減効果の抑制度合いを小さくすることを意味している。これは、不燃ごみ有料制を導入している自治体では、分別数の増加によって家計は分別を行うため減量効果が強くなる一方で、実施していない自治体では分別数の増加

表 4 ごみ有料化による非資源ごみ(混合・可燃・不燃ごみ)排出量への影響:分別数による影響の違い

従属変数	混合・可燃・不燃ごみ					
	(1)	(2)	(3)	(4)		
ρ (誤差項の空間相関)		0.0516		0.0623**		
		(0.030)		(0.030)		
可燃ごみ袋価格	-0.1479***	-0.1444***	-0.1629***	-0.1593***		
	(0.0178)	(0.016)	(0.0185)	(0.0167)		
可燃ごみ袋価格× 不燃有料ダミー			0.0489	0.0502***		
17%8H447 ~			(0.0199)	(0.0179)		
可燃ごみ袋価格×分別数	0.0032***	0.003***	0.0044***	0.0041***		
	(0.0012)	(0.0011)	(0.0012)	(0.0011)		
可燃ごみ袋価格×分別数×			-0.0041***	-0.0042***		
不燃ごみ有料化ダミー			(0.0014)	(0.0013)		
分別数	-0.0073***	-0.0072***	-0.0076	-0.0074***		
	(0.0009)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)		
人口密度	-0.0535***	-0.0511***	-0.0541***	-0.0511***		
	(0.0134)	(0.0121)	(0.0134)	(0.012)		
平均世帯員数	-0.7945***	-0.7565***	-0.7908	-0.7446***		
	(0.0982)	(0.09)	(0.0981)	(0.0902)		
所得	-0.1179	-0.1201°	-0.1096	-0.1119		
	(0.0755)	(0.0685)	(0.0757)	(0.0688)		
4歳以下人口比	0.6979	0.6458	0.6908	0.6231		
	(0.6652)	(0.6002)	(0.6644)	(0.599)		
65歳以上人口比	-0.5445***	-0.5306***	-0.5318***	-0.5145***		
	(0.1664)	(0.1519)	(0.1665)	(0.1523)		
不燃ごみ有料化ダミー			-0.0096	-0.0085		
			(0.0144)	(0.0129)		
分別数× 不燃ごみ有料化ダミー			0.001	0.001		
CLANGE SALE MALILY Z			(0.0011)	(0.0009)		
観測数	2460	2460	2460	2460		

括弧内は標準誤差。\*\*\* p<0.01、\*\*p<0.05、\*<0.1。

を家計が面倒に思い、無料で回収している不燃ごみとして出すため減量効果が弱くなっている可能性があることを示唆している。

<sup>(1)、(3)</sup>は固定効果モデルの推計結果、(2)、(4)は空間誤差モデルの推定結果となる 分析に用いたデータは2007-2016年の10年、246市区町村のパネルデータである。

表 5 ごみ有料化による資源ごみ排出量への影響:分別数による影響の違い

従属変数	混合・可燃・不燃ごみ				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
ρ (誤差項の空間相関)		0.0516		0.0623**	
		(0.030)		(0.030)	
可燃ごみ袋価格	-0.1479***	-0.1444***	-0.1629***	-0.1593***	
	(0.0178)	(0.016)	(0.0185)	(0.0167)	
可燃ごみ袋価格× 不燃有料ダミー			0.0489**	0.0502***	
			(0.0199)	(0.0179)	
可燃ごみ袋価格×分別数	0.0032***	0.003***	0.0044	0.0041	
	(0.0012)	(0.0011)	(0.0012)	(0.0011)	
可燃ごみ袋価格×分別数× 不燃ごみ有料化ダミー			-0.0041***	-0.0042***	
			(0.0014)	(0.0013)	
分別数	-0.0073***	-0.0072***	-0.0076***	-0.0074***	
	(0.0009)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)	
人口密度	-0.0535***	-0.0511***	-0.0541***	-0.0511***	
	(0.0134)	(0.0121)	(0.0134)	(0.012)	
平均世帯員数	-0.7945	-0.7565	-0.7908	-0.7446	
	(0.0982)	(0.09)	(0.0981)	(0.0902)	
所得	-0.1179	-0.1201	-0.1096	-0.1119	
	(0.0755)	(0.0685)	(0.0757)	(0.0688)	
4歳以下人口比	0.6979	0.6458	0.6908	0.6231	
	(0.6652)	(0.6002)	(0.6644)	(0.599)	
65歳以上人口比	-0.5445***	-0.5306***	-0.5318***	-0.5145***	
	(0.1664)	(0.1519)	(0.1665)	(0.1523)	
不燃ごみ有料化ダミー			-0.0096	-0.0085	
			(0.0144)	(0.0129)	
分別数× 不燃ごみ有料化ダミー			0.001	0.001	
			(0.0011)	(0.0009)	
觀測数	2460	2460	2460	2460	

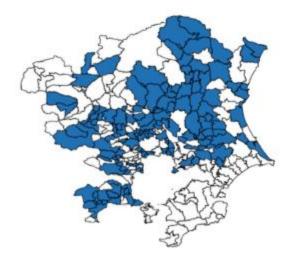
括弧内は標準誤差。\*\*\* p<0.01、\*\*p<0.05、\*<0.1。

表 5 の(1)から(4)は、表 4 の(1)から(4)と同じように自治体の分別数が有料制による資源 ごみ排出量に与える影響を考慮するために可燃ごみ袋と分別数の交差項を加えたモデルの 推計結果である。推計結果から、ごみ袋価格は有意に正であったが、価格と分別数の交差項

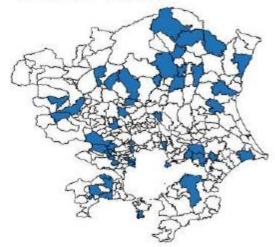
<sup>(1), (3)</sup> は固定効果モデルの推計結果、(2), (4) は空間誤差モデルの推定結果となる 分析に用いたデータは2007-2016年の10年、246市区町村のパネルデータである。

#### 図 5 自治体による廃棄物削減のための美化・啓蒙活動

一斉美化活動



ポスター、チラシ、広報誌、HP等 による普及・啓発活動



の変数、価格と分別数及び不燃ごみ有料化ダミーの交差項の変数について、いずれも有意ではなかった。この結果から、分別数は、有料制による資源ごみ排出量の促進効果を持たないことがわかる。

## 4.4 空間相関の考察

これまでの推計結果から非資源ごみ(混合・可燃・不燃ごみ)の排出量に関して誤差項の空間的自己相関が統計的に有意であることが示された。観測できていない要因の空間的自己相関の可能性の 1 つとして、自治体の排出量削減のための啓蒙活動を上げているが、実際にそのような啓蒙活動に地域性があるのかを地図で示したものが図 510である。図 5 の左の地図は自治体主導による一斉美化活動を行っている市区町村を青色で示している。多くの自治体が一斉美化活動を行っていることがわかることに加えて、実施している自治体の多くが隣接しあっていることが明らかである。また、図 5 の右の地図は自治体によるポスター、チラシなどによる排出量削減を目的とした普及・啓発活動を実施している自治体を青色で示している。一斉美化活動に比べて、実施している自治体数が少ないものの、隣接している自治体が実施している市区町村が見受けられる。したがって、自治体の啓蒙活動の模倣行動が誤差項の空間相関として捉えられているかもしれない。

#### 5.結論

本稿では、関東地方における市町村レベルのパネルデータを用い、自治体間の空間的自己

<sup>10</sup> 各自治体の取り組みについては「平成 29 年度全国ごみ不法投棄監視ウィーク等における取組について」(https://www.env.go.jp/press/104069.html)を参考にした。

相関を考慮して、ごみ袋の有料制が、非資源ごみ(混合・可燃・不燃ごみ)排出量と資源ごみ排出量に与える影響を分析した。先行研究では、有料化によるごみ排出量削減効果やリサイクル促進効果(資源ごみ回収量の増加効果)を分析する際に、有料化ダミー変数を用いて分析しているケースがみられる。特に、空間的な自己相関を考慮した先行研究では、有料化ダミー変数を利用している。しかし、有料化ダミー変数を利用した分析では、有料化による実質価格の変化を考慮していないため、デフレーションの期間においては有料制の効果を過大に評価する可能性があり、インフレーションの期間においては、効果を過小に評価する可能性がある。本研究の目的は、実質価格を用いた分析とダミー変数を用いた分析を比較することで、ダミー変数を用いた分析によって、どのような過大評価(あるいは、過小評価)が生じていたかについて明らかにすることであった。主な結論は以下のとおりとなる。

第一に、非資源ごみを対象にした推計では、有意に空間的自己相関は存在するものの、空間的自己相関を考慮したモデルと考慮しなかったモデルの推計結果を比較すると、価格効果の差は小さく、空間的自己相関の存在は、価格効果の推計結果に大きな影響を与えていないことが分かった。資源ごみを対象にした推計では、空間的自己相関は有意に存在しなかった。

第二に、ごみ袋の実質価格を用いた場合と有料化ダミー変数を用いた場合(実質価格の変化を考慮しない分析)の分析をした結果、ごみ袋有料化は、有意に非資源ごみ排出量を削減するものの、ダミー変数を用いた場合の効果は実質価格を用いた場合の効果より約1.5倍大きく推定されることがわかった。これは、ダミー変数を用いた分析では、実質価格の変化を考慮していないため、デフレの局面では有料制による減量効果を過大評価してしまう可能性があることを示唆している。また、資源ごみ排出量に関してもダミー変数と用いたときの効果は実質価格を用いたときの効果より約1.4倍大きく推定されていて、可燃・不燃ごみの排出量同様にダミー変数を用いることで過大評価をする可能性が示された。

第三に、可燃ごみだけを有料化した自治体の場合の有料制の効果と可燃ごみ及び不燃ご みの両方を有料化した自治体の有料制の効果を分析した結果、不燃ごみに対する有料制の 実施は、重量ベースで測った非資源ごみの排出量に有意な影響を与えていないことが分か った。これは、不燃ごみがプラスチックなど軽量なごみから構成されているため、重量で測 った場合、非資源ごみに占める不燃ごみの割合が小さなものとなっているために生じた可 能性が高い。

最後に、自治体が設定する分別数の違いによって可燃ごみ袋有料制による効果の違いを 分析した結果、分別数の増加は、有料化による非資源ごみの削減効果を弱める一方で、資源 ごみの回収増加効果には有意な影響を与えないことがわかった。

この分析結果から、既存の先行研究が空間的異質性を考慮していないという問題は有料 化の効果を分析する際に大きなバイアスが起きていないこと、また、物価水準を考慮してい ないという問題は効果を過大評価しているということがわかった。この結果から導かれる 政策的含意として、先行研究同様に有料化を導入することで非資源ごみの排出量を削減で きることに加え、既に導入している自治体もごみ袋価格を引き上げることで非資源ごみの排出量をさらに減らすことができる可能性が示唆されたことが挙げられる。環境省が 2016 年に公表した廃棄物処理基本方針<sup>11</sup>によれば、2020 年度の 1 日 1 人あたり家庭系ごみ搬出量の目標値は 500g と定められている。実際には、ごみの分別には混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみの他にその他のごみ、粗大ごみが含まれるが、仮に混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみの排出量で、この目標を達成しようとするのであれば、約 22.0%削減する必要がある。したがって、価格変数を使った場合の有料制導入の効果(0 円からの価格上昇の効果)を計算すると 1 袋(400)あたり 2.39 円に設定する必要がある。現在、導入している自治体の平均価格である 1.06 円と比較すると 2.25 倍高い価格を設定する必要があり、今後の可燃ごみ袋価格の値上げが予想される結果となった。

しかしながら、この分析は関東地方の市区町村のみであり、分析対象の外延部分の自治体は関東地方以外との市区町村との隣接関係が無いものと仮定している。今後の課題として 全国の市区町村に分析対象を広げる必要性があると考えられる。

#### 参考文献

A. Allers, M., Hoeben, C. (2010) "Effects of Unit-Based Garbage Pricing: A Differences-in-Differences Approach", Environmental and Resource Economics, 45(3), pp.405-428

Carrattini, S., Baranzini, A., Lalive, A. (2018) "Is Taxing Waste a Waste of Time? Evidence from a Supreme Court Decision", Ecological Economics, 148, pp.131-151

Chang, Y., Kim, G. (2016) "Municipal Solid Waste Illegal Dumping And It's Spatial Autoregression: The Case Of The Republic Of Korea", Eurasian Journal of Economics and Finance, 4(4), pp.49-56

De Jaeger, S., Eyckmans, J., Verbeke, T. (2012) "Waste demand in the context of waste price mimicking" Working Paper

Dijkgraaf, E., Gradus, R.H.J.M. (2004) "Cost savings in unit-based pricing of household waste: The case of The Netherlands", Resource and Energy Economics, 26(4), pp.353-371

Erhardt, T. (2019) "Garbage In and Garbage Out? On Waste Havens in Switzerland", Environmental and Resource Economics, 73(1), pp.251-282

Fullerton, D., Kinnaman, T. C. (1996) "Household Responses to Pricing Garbage by the Bag", America Economic Review, 86(4), pp.971-984

Hage, O., Sandberg, K., Söderholm, P., Berglund, C. (2008) "Household Plastic Waste Collection in Swedish Municipalities: A Spatial-Econometric Approach", Working Paper

Ichinose D, Yamamoto M, Yoshida Y (2015) "The decoupling of affluence and waste

22

<sup>11</sup> https://www.env.go.jp/press/101974.html

discharge under spatial correlation: Do richer communities discharge more waste?" Environment and Development Economics, 20(2), pp.161-184

環境省(2017) 平成 29 年度全国ごみ不法投棄監視ウィーク等における取組について: https://www.env.go.jp/press/104069.html (閲覧日 2020 年 6 月 24 日)

環境省(2018) 「廃棄物基本処理基本方針」

https://www.env.go.jp/press/101974.html (閲覧日 2020年6月24日)

環境省(2018):環境白書・循環型社会白書/生物多様性白書:平成 30 年版: http://www.env.go.jp/policy/hakusyo/h30/index.html (閲覧日 2019年8月8日)

内閣府(2016): 2016 年度国民経済計算

https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\_list/kakuhou/files/h28/h28\_kaku\_top.html (閲覧日 2019年9月15日) Usui T, Chikasada M, Kakamu K (2016) "Does garbage pricing increase the immoral disposal of household waste?", Applied Economics, 49(38), pp.3829-3840

総務省統計局: 2015 年基準消費者物価指数: 長期時系列データ: 都市階級・地方・大都市圏・都道府県庁所在地別中分類指数: https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200573&tstat=000001084976&cycle=0&tclass1=000001085995&tclass2=000001085937

(閲覧日 2019年8月7日)

- 都築研哉・横尾英史・鈴木綾(2018)「有料化によるごみ排出量の抑制効果・「平成の大合併」の影響・」『廃棄物資源循環学会論文誌』, 29, pp.20-30
- Usui T, Kakamu K, Chikasada M (2015) "To introduce recycling or not: A panel data analysis in Japan" Resources, Conservation and Recycling, 101, pp.84-95
- Usui T, Takeuchi K (2014) "Evaluating Unit-Based Pricing of Residential Solid Waste: A Panel Data Analysis", Environmental and Resource Economics, 58(2), pp.245-271
- 碓井健寛(2007) 「廃棄物処理費用のパネルデータ分析」『廃棄物学会論文』, 18(6), pp.417-425
- 山谷修作:全国市区町村の家庭ごみ有料化実施状況:

http://www.yamayashusaku.com/survey.html (閲覧日 2019年8月7日)