

粗大ごみの有料化に関する実証分析

赤松 礼奈*

(徳山大学経済学部専任講師)

梗概

本稿は、大阪府内における粗大ごみ収集の有料化が排出量に与える効果を定量的に捉えることを目的とし、1998-2013年の市町村パネルデータを用いて分析を行った。限定された地域の調査ではあるが、42市町村と一定数の対象が確保され、また、収集手数料の変化などの有料化状況を正確に把握できるため、粗大ごみの排出量に与える影響を検証することができる。さらに、有料制と無料収集の自治体が府内に併存し、導入時期に差異があることが活用できるため、差分の差推計が可能である。収集手数料を代理する変数として、任意の3種類の粗大ごみの廃棄を想定しその費用の1kg当たりの収集手数料を用い、頑強性の確認のため、他の指標も用いた。主要な説明変数は収集手数料、コントロール変数は先行研究にならない、昼間人口比率、平均世帯人員、一人当たり所得とした。推計の結果、有料化の導入が粗大ごみの排出量を有意に低下させることが示された。価格弾力性はおよそ -0.3 となった。

本稿の貢献のひとつは、粗大ごみ収集サービスの価格弾力性を、私の知る限り、国内外の研究として初めて推計したことである。価格弾力性推計値はおよそ -0.3 であり、これは家庭系一般ごみの先行研究の推計値より高い。理論的に、家庭系一般ごみよりも粗大ごみには代替的な排出手段が多いため、代替効果により価格弾力性は高くなると予想されるが、まさに理論的予想を確認する結果となった。

1. はじめに

本研究は、粗大ごみの回収有料化による粗大ごみ排出量削減効果を検証する。自治体の多くが近年ごみ収集を有料化し、有料化による排出量削減効果について多数の研究蓄積がある。しかし、それらの研究のほとんどは、粗大ごみ以外の、家庭で排出される生活系ごみを対象としており、筆者の知る限り、粗大ごみの有料化による効果についての研究は不十分である。粗大ごみは、生ごみのようにため込むことのできないごみと違い、排出タイミングの調節や処分方法の選択など、消費者により裁量の余地がある。生活系

2017年6月14日受付 9月21日掲載決定

*2008年3月桃山学院大学経済学部卒業後、2010年3月大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程修了、修士(応用経済学)取得、2015年5月大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程退学。2015年4月から徳山大学経済学部専任講師、現在に至る。

本稿の作成に当たり、恩地一樹先生(大阪大学)、川瀬晃弘先生(東洋大学)より大変有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。残された本稿における誤りは全て筆者の責任に帰するものである。

ごみ排出量に関する先行研究の大半は、有料化は排出量削減に有効であると報告しているが、ごみの性質の違いがあるため、それらの知見にどこまで外的妥当性があるか不明である。

近年ごみの総排出量と一人一日当たりのごみ排出量はともに減少傾向にあるが、環境省が発表している「一般廃棄物の排出及び処理状況等（平成 27 年度）について」（2017）によると最終処分場の残余年数も 17 年連続で減少しており、2015 年度末の最終処分場の残余容量は 1 億 404 万 m³ で前年度より 1.7% 減少している。残余年数は 20.4 年である。わが国は国土が狭く最終処分場に限られているためさらなるごみ排出量の削減に取り組む必要がある。特に粗大ごみは破碎され埋め立て処分される割合が高いごみであるが、他人へ譲渡したり分解して再利用したりするなど廃棄物とならないように工夫できる余地があるため、ごみの総排出量削減のため着目すべきである。近年多くの自治体でごみの回収は有料化され、粗大ごみ回収にも手数料がかかる。しかしごみ削減のために有効な政策である有料化の効果についての検証は粗大ごみ以外の生活系のごみでしかほとんど行われてこなかった。

粗大ごみ有料化は自治体ごとに多様な方法がとられており、導入時期などを各自治体に問い合わせる必要があるなど、整備されたデータが存在しない。そこで本研究では粗大ごみの収集手数料の最小価格と 1 kg 当たり排出手数料の調査を大阪府内の市町村に限定することで実行可能性を確保する。大阪府に着目したのは府内市町村の政策が有料化効果の特定に必要な準実験的差異を提供するためである。本研究では収集手数料の最小価格と 1 kg 当たり排出手数料を用い 1998 年から 2013 年までの大阪府 42¹⁾ 市町村のパネルデータを構築するが、サンプル期間初年度の 1998 年の時点で 42 市町村のうち 8 市町村が粗大ごみ有料収集を導入していた。サンプル期間中、随時有料化が施行され、2013 年には 31 市町村が有料収集を行っていた。このように有料化と無料収集が府内に併存し、さらに導入時期にも差異があることを活用し、差分の差推計 (difference-in-differences estimation 以下、DID 推計) を行う。有料化効果の測定方法としては、有料化前後の時系列的比較が考えられるかもしれない。しかし、前後の比較のみでは、時系列的な交絡要因が懸念されるため、有料化効果を正確に測定できるかどうか疑問が残ってしまう。DID では、有料化した自治体をトリートメントグループと捉え、有料化未導入の自治体で時系列的交絡要因を制御するコントロールグループとして用いるため、時系列的比較の問題点を緩和することができる²⁾。まず粗大ごみ 1 kg 当たり排出手数料で推計し、頑強性チェックのため収集手数料の最小価格を用いた。

推計モデルの構築には、一般廃棄物の有料化の研究を参照した。また、自治体は有料化開始時期を住民に周知するためにも一定期間を経たのち開始するため、ごみの駆け込み排出需要がおりうる。「駆け込み効果」を捉えるためのモデルでは、導入時期の境目を示すダミー変数を使用した。

推計の結果、有料化の導入が粗大ごみの排出量を有意に低下させることが示され、価格弾力性は -0.30 ～ -0.39 となった。ごみの減量効果を分析している先行研究と比較すると、碓井 (2003) は価格弾力性が -0.119 、中村・川瀬 他 (2007) は価格弾力性が -0.025 、中村・川瀬 (2011) は価格弾力性が -0.017 であると報告している。家庭系一般ごみよりも粗大ごみには代替的な排出手段が多いため、代替効果により、これらの先行研究より高い推計値になったと考えられる。

粗大ごみの減少は、しかし、表面的なものかもしれない。たしかに自治体の回収量は減ったが、これにより必ずしも消費者による排出が減ったとはいえない。消費者に代替的な排出方法があるためであるが、本研究では事業活動で出たごみである事業系ごみへの混入の可能性を検証した。予備調査の結果から、こ

¹⁾ 1998 年当時大阪府内の市町村数は 44 であったが、2006 年に堺市が美原町を吸収合併した。合併以前の収集手数料情報が不明なため、サンプルから堺市と美原町を除外した。

²⁾ DID を含む準実験はアングリスト・ピスケ (2013) に詳しい。

れらはデータ上観測できない規模であると考えられる。

本論文の構成は以下のとおりである。次節の先行研究で、ごみの有料化の減量効果と不法投棄の先行研究について概観する。第3節ではデータの内容と構築方法を説明し、推計モデルを提示する。第4節で推計結果を示し、第5節でまとめと今後の課題について述べる。

2. 先行研究

経済学においてごみ処理研究の先鞭をつけた研究として Fullerton and Kinnaman (1996) がある。Fullerton and Kinnaman (1996) は、1992 年のバージニア州のシャーロットビルでのごみ収集手数料の有料化（ステッカー方式）導入によって、ごみの排出重量が 14% 減少し、リサイクル重量が 16% 増加したことを明らかにした半面、ごみの減少分の 1 割ほどが不法投棄に転換されたことを明らかにした。廃棄物処理や不法投棄は様々な国と地域で深刻な環境問題となっており、特に工学系の研究者達により研究されてきたが、Fullerton and Kinnaman (1996) の研究を契機に、経済学者による価格メカニズムを応用した政策評価が盛んになり、さらに人の行動変化という観点から心理学でも注目されている (Thøgersen, 2003)。埋め立て地の容量に制限がある現状において、ごみ排出量をいかに削減するか、不法投棄誘因とどのようにバランスをとるべきか、経済学からのアプローチは政策議論に貢献しうると考えられる。

ごみ収集手数料の有料化導入の効果を検証した研究は Fullerton and Kinnaman (1996) をはじめ国内外において実証研究の蓄積が深く、Kirakozian (2016) によるレビューが詳しい。おおむねどの研究においても、有料化の導入やごみ処理手数料の値上げは、限定的ではあるが、家庭ごみ排出量を減少させるとしている。粗大ごみについてはこれら通常のごみには含まれず、以下に概観する研究の対象ではない。

Kirakozian (2016) は、リサイクル促進を目的とする複合的政策の有効性を検証した経済学の実証研究をレビューし、リサイクル促進政策の類型として、税金（有料化）、補助金、デポジット制度の 3 タイプを挙げている。例えば、ステッカー方式、つまりごみ袋の大きさに応じて有料ステッカーを貼る手段は、税金というカテゴリーに分類されている。有料化のごみ排出量削減効果は、レビューされた論文の大半で確認されている。生活系廃棄物の実証研究で、海外論文の中には世帯レベルのデータを使用している研究が見られる。

Allers and Hoeben (2010) はオランダの 458 自治体の 10 年分のデータを使ってごみ収集の有料化の減量効果を DID で推計した。有料化の効果は課金制度に依存し、体積に対して価格が決まる課金制度より、重量に対して価格が決まる課金制度の方が、減量効果があると報告している。

日本を対象とした研究では地域別排出量を一人当たりで換算したデータが用いられているが、同様の結果が報告されている。英文での日本を対象とした研究に Suwa and Usui (2007) と Usui and Takeuchi (2014) がある。Suwa and Usui (2007) は、1997 年の 3,208 市町村のクロスセクション・データを用い、ごみの減少とリサイクル促進の関係について *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) で推計した。自治体によるペットボトル回収は可燃ごみ排出量の減少を導き、ごみ袋価格はペットボトル回収を増やすことが報告されている。Usui and Takeuchi (2014) は、665 市町村の 8 年分のパネルデータを用い、有料化導入のごみ排出量とリサイクル量への影響、さらに効果の持続性を検証している。自治体平均所得別にグループ分けし分析した結果、高所得グループにおいて長期・短期ともにごみ排出は減少するがリサイクル量は有意に反応せず、低所得グループにおいては長期にわたってリサイクル量は増加するがごみの減少は持続しないとしている。地域的影響を考慮した有料化の減量効果を検証した笹尾 (2000) によると従量制の有料化は平均約

14%の減量効果があり、都市部よりも農村部で減量効果が大きいと報告している。その他、碓井 (2003)、中村・川瀬 他 (2007)、中村・川瀬 (2011) がごみ袋価格の効果を検証している。碓井 (2003) は、従量制有料化指定ごみ袋の価格の全国 3,230 市町村のデータを用い、価格弾力性は -0.119 であると報告している。中村・川瀬 他 (2007) は、指定ごみ袋 10 リットル当たりの価格が 1 円上昇すると 1.5%のごみ減量効果があり、これを平均価格 1.708 で評価すると価格弾力性は -0.025 となると報告している。また、中村・川瀬 (2011) では、指定ごみ袋 10 リットル当たりの価格が 1 円上昇すると 1.6%のごみ減量効果があり、価格弾力性は -0.017 であると報告している。

これらの指定ごみ袋の価格の減量効果についての先行研究から、粗大ごみ排出の有料化にも減量効果があることが予見されるが、粗大ごみと生活系可燃ごみの性質の違いから価格弾力性が同一であるとは考えにくい。そこで本研究ではこれらの先行研究の手法を応用しながら、研究蓄積の薄い、処理手数料の粗大ごみ減量効果を検証に应用する。

粗大ごみに関する有料化の効果を検証した先行研究は少なく、特に排出価格の減量効果を計量的に検証した先行研究は、筆者の知る限り存在しない。日本における粗大ごみについての早期の実証研究に、市町村に対しアンケート調査を実施した松藤・松尾 他 (1998) がある。アンケートは、粗大ごみの不定期収集を行う自治体 (195 市町村) と無作為に抽出された定期収集を行う自治体 (31 市町村) に対して行われ、収集品目、収集除外品目、収集方法、収集場所、収集頻度、収集量の実績値などが調査された。有効回答が得られた 126 市町村の粗大ごみ収集方式と排出量の関係を統計的に検証し、申し込み制かつ有料方式に移行することでごみの量が減少した市町村もあるが、有意な効果はないと報告している。

Curran, Williams et al. (2007) によると、イングランドでは公的なリサイクルセンターか地方自治体が粗大ごみの収集主体であり、354 の公的なごみ収集業者が存在している。粗大ごみの収集手数料、収集プロセスや収集した品目の再利用など収集システムの決定は自治体ごとに自由裁量であり、全く同じ収集システムはないといわれる。およそ 28%の自治体では収集料金は無料で、その他の自治体では収集個数によって料金が決まる。一般的な料金は 3 品目につき 18 ポンド (1 ポンド=144.4 円とすれば 2,599 円) であり、今回用いた大阪の市町村で任意の 3 つの家具を捨てることを想定した価格は 720 円から 3,000 円で最頻値は 1,500 円であるので大阪の自治体より高めの設定である。このためもあってか約 43%の自治体は低所得の住民からは料金を徴収しないか割引料金で収集している。Curran, Williams et al. (2007) は、イングランドの 3 市の 1,450 世帯に対して粗大ごみの処分の仕方についてのアンケート調査を行い、およそ 60%の住民がリサイクルセンターに無料で自己搬入し、19%が有料の公的な収集サービスを利用したと報告している。このように、価格に左右されることが示唆される可燃ごみとは違い、消費者は粗大ごみの排出方法を選択できる。通常、粗大ごみ収集は申し込み制であり、待ち時間は 7 日から 10 日ほどである。田舎で富裕層の住む自治体においては料金を徴収しているところが多く、粗大ごみの収集料金はサービスの質が高いところほど高くなるというよりも、むしろ人口密度などサービス提供のためのコストがより高いところほど高くなる傾向がある。

以上のように、海外においても公的機関による粗大ごみ収集サービスについての研究蓄積は限られているが、その要因として、イギリスなど粗大ごみ研究が進んでいる国においても自治体による収集が限られていることが考えられる。粗大ごみが排出されるのは必ずしも毎月や毎年というわけではなく、主に引っ越しの際に排出され、その処分方法においても、処理施設への自己搬入、チャリティー団体や第三セクターへの寄付、カーブーツセールやガレージセールやインターネットオークション、また、不要となった家具や家電を家の前に出しておき誰か必要とする人が持っていくという慣習が確立している地域があることな

ど、自治体が必ずしも主な収集主体ではない。また、回収料金についても厳密に定まっていないため統計分析に不向きである側面もある。これに対し、日本では粗大ごみ処分に自治体が強くかわり、自治体が価格表を定めているため、研究上の利点がある。主に電話申し込みによる自治体回収が多いが、定期回収を行っている自治体も少数ではあるが存在する。

ごみの有料化やごみを捨てる手段について議論する際に必ず懸念されるのが不法投棄の問題である。不法投棄については多くの国で環境問題として重要な問題とされ研究されている。

Hodsman and Williams (2011) は、粗大ごみの不法投棄要因を特定するため、イギリスのハンプシャーでアンケートを行い、粗大ごみの回収手数料と不法投棄の関係を検証した。不法投棄は人口密度と犯罪率の高い地域や、賃貸居住割合の高い地域で多発している。不法投棄の要因は、合法的な処分方法のコストが高いこと、不法投棄阻止政策の不足だとされる。また、一般家庭がごみ処理に関する法的な義務や責任について無関心であること、教育が必要であることが指摘されている。また、イギリスでは不法投棄（フライ・ティッピング）を把握することを目的とした「フライ・キャプチャー」という不法投棄についてのデータベースが公表されており、このことから不法投棄の深刻さがうかがわれる。不法投棄は国土汚染など環境問題であり、周辺地域の犯罪を誘発したり投資の妨げになったりする社会問題でもある。

Sigman (1998) は廃油に限定して不法投棄の実証研究を行い、処分価格の上昇は不法投棄を促進しているとしている。Ichinose and Yamamoto (2011) は、都道府県レベルの不法投棄データを用いて、ごみ処理施設の供給と不法投棄の頻度の関係について分析し、厳罰化よりも中間処理施設の供給が不法投棄阻止に効果的だという可能性を示唆している。Šedová (2016) はスロバキアの不法投棄の理由について77州のデータを使って検証した。所得と不法投棄の関係は正の相関があり、貧困は不法投棄にマイナスの影響を与えると報告している。不法投棄量についての整備されている日本のデータは、都道府県別不法投棄件数が存在するが、その内訳に産業廃棄物が含まれており、また、粗大ごみ有料化状況は市町村によって異なるため、都道府県レベルのデータを用いた有料化効果の特定化は困難であると予想される。

3. 推計モデル

3.1 モデル

指定ごみ袋価格の減量効果の研究にならない、手数料価格の粗大ごみ減量効果を明らかにするため次の推計式を用いる。

$$O_{it} = c + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 H_{it} + \alpha_4 I_{it} + m_i + k_t + e_{it} \quad (1)$$

DIDの参考文献はアングリスト・ピスケ(2013)に詳しい。ここで、被説明変数 O_{it} は対数変換した粗大ごみの排出量である。説明変数 P_{it} は手数料で、有料化未導入の市町村は0、有料化以降は手数料の値をとる。基本的なDID推計式ではコントロール群ダミーと政策変化以後ダミーの交差項は政策変化以降は1の値をとり、交差項の係数が平均的政策効果が測定される。(1)式には市町村固定効果(m_i)と年次効果(k_t)が含まれるため、DID推計の応用形であり、手数料の市区町村間変動を政策効果測定に活用できる利点がある(Card and Kruger, 1994)。なお市町村が有料化の導入を決定するためサンプル・セレクション・バイアスが懸念されるかもしれないが、固定効果モデルを推計に用いているため、サンプル期間中変化のない市町村属性の影響は除去される。

粗大ごみの排出量に影響を与えうる他の政策として、2001年4月に全国で施行された「特定家庭用機器再商品化法（家電リサイクル法）」がある。家電リサイクル法施行前はエアコン、テレビ（ブラウン管）、冷蔵庫、洗濯機を粗大ごみとして市町村が回収していたが、同法施行後は自治体での回収はせず、これらの家電製品を購入した販売店か買い替えの際販売店にリサイクル料金を支払い引き渡すこととなった。また、2004年に回収品目に冷凍庫が、2009年には薄型テレビと乾燥機が追加された。同法の影響により、全市町村において排出量の減少が予想されるが、年次ダミーは家電リサイクル法の効果を制御する。

このほか有料化を導入していない自治体で、一回の収集につき3点までといったような数量規制をしている自治体がある。有料化を導入していない自治体では基本的に月一回の収集であるが、大東市では一回につき6点まで（2007年に導入）、東大阪市は2004年にそれまで5点までの数量規制が10点までに緩和され、交野市では2001年に収集一回につき4点までとなった。サンプル期間中、大東市と交野市の2つの自治体が数量規制を導入したが、もし仮にこれらの自治体が数量制限の導入で粗大ごみ排出量を削減した場合、有料化自治体との差異が縮小するため、DID推計において係数は過小評価となる可能性がある。このことを考慮しトリートメントグループとコントロールグループの制御変数の平均の差をt検定で確認した（表3）。

また、 P_{it} は対数変換³⁾されているため、 P_{it} の係数である α_1 から、価格弾力性を直接推計できる利点もある。手数料に関しては頑強性の確認のため、1kg当たり排出手数料（モデル1～4）と最小価格（モデル5）を用いた。制御変数は以下を用いた。 D_{it} は昼間人口比率で、都市化の度合いを捉える変数である。都市化の度合いの変化による排出量の変化を制御するための変数で、都市化するほどごみ量は増えると考えられるため予想される符号は負である。 H_{it} は平均世帯人員である。世帯人員が多いと、世帯内で耐久財は共有されることによりごみの量は減少すると考えられる一方、世帯が大きくなると家電や家具も大型化するため、共有効果が大型化効果を上回る場合、符号は負になる。 I_{it} は一人当たり所得である。所得が多ければそれに比例して消費も多くなる、ということは耐久財の買い替えの頻度も高くなる可能性があるため符号は正になる。 e_{it} は誤差項で c は定数項である。誤差項の推計には、系列相関が引き起こしうるバイアスを制御するために、Bertrand, Duflo et al. (2004) が推奨する方法を採用し、市町村レベルでのクラスタリングを行った。

さらに、有料化導入の直前に発生することが予想できる「駆け込み排出」の効果を考慮したモデル2として次の(2)式で推計をした。

$$O_{it} = c + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 H_{it} + \alpha_4 I_{it} + \alpha_5 F_{it} + m_i + k_t + e_{it} \quad (2)$$

(2)式は新たに有料化が導入された年を1、それ以外で0をとるダミー変数 F_{it} （2種類、モデル2.1, 2.2）を加えた。このダミー変数には2種類の定式化を考慮した。第1の定式化はまず単純に、有料化が導入された年に1を、それ以外では0とした。第2の定式化では暦年内における有料化の導入時期を考慮した。有料化の導入月は、年明け直後の1月や年度の始まりの4月とは定まっておらず、12月や1月、7月など様々である。これに対し排出量データは暦年ベースである。駆け込み排出が発生しているとすれば、有料化導入直前に排出量が増加するはずであるが、1月に有料化を導入した市町村では前暦年に排出量が増加することが予想される。一方、12月の場合、同一暦年内における増加が予想される。分析では年次データ

³⁾ (1)式で用いられる説明変数のうち手数料 P_{it} については価格弾力性を推定したいため対数変換した値を用いるが、それ以外の説明変数は対数変換していない。手数料以外の変数（平均世帯人員と一人当たり所得）も対数変換し推計したが結果（モデル7）はほとんど変わらなかった。

を使用しているため、導入された月が年の前半なら、導入年の前の年を1、導入された月が年の後半なら、導入年を1、それ以外を0として定式化した。各市町村の導入時期については表6に示した。

次に、いったん減量した排出量が有料化導入後、リバウンドしたかどうかをみるため導入1～3年後ダミーを入れて分析をした(モデル3)。(1)式と同様、年次ダミーを入れて、Bertrand, Duflo et al. (2004)が推奨する方法を採用し、市町村レベルでのクラスタリングをし、固定効果モデルで推計した。推計式には、導入1年後ダミー F_{it+1} 、2年後ダミー F_{it+2} 、3年後ダミー F_{it+3} を追加し以下のようになった。

$$O_{it} = c + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 H_{it} + \alpha_4 I_{it} + \alpha_5 F_{it} + \alpha_6 F_{it+1} + \alpha_7 F_{it+2} + \alpha_8 F_{it+3} + m_i + k_t + e_{it} \quad (3)$$

また、事業系ごみに混入されているかどうかを確認するため、被説明変数を一人当たり事業系ごみ B_{it} に代えて、モデル4として(4)式を推計した。

$$B_{it} = c + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 H_{it} + \alpha_4 I_{it} + \alpha_5 F_{it} + m_i + k_t + e_{it} \quad (4)$$

3.2 データ

この研究で使用する主なデータは環境省が実施する『一般廃棄物処理実態調査』の集計結果である。この調査は環境省が毎年全国市区町村に対して行っているものであり、本研究では大阪府について集計されている統計表を使用した。『一般廃棄物処理実態調査』は中村・川瀬 他(2007)など生活系ごみの研究で用いられている。そのほか、コントロール変数として、所得に関するデータは『市町村課税状況等の調』を用いた。昼間人口比率は5年ごとに実施される『国勢調査』を用い、調査が行われなかった年のデータは内挿法(線形補完)で補った。平均世帯人員については『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査』を用いた。

使用する変数はこれまでの有料化の減量効果の先行研究にしたがって、被説明変数に一人当たりごみ排出量(対数)、地域ごとの特性をコントロールするための制御変数として昼間人口比率、平均世帯人員、一人当たり所得を用いる。排出手数料(対数)と有料化導入時期については各市町村のホームページを参照し、公表されていない場合、各市町村の窓口で電話確認を行った。粗大ごみ排出手数料は品目ごと、サイズごと、依頼件数ごとなど、それぞれの市町村で異なっており、また品目の区分やサイズの測り方に関しても様々である。そのため手数料の体系をグループ分けするのは困難である。そこで排出手数料の指標には任意の3種類の家具(シングルベッド、2人掛けソファ、たんすの合計84kg相当)を捨てることを想定しその際にかかる費用を1kgあたりに計算しなおした手数料を主な指標とした(モデル1～4)。粗大ごみの回収価格は品目や大きさによってばらつきがあり、品目の分け方や大きさの測り方とそれに伴う価格の決まり方なども市町村によって大きく異なるため手数料価格を単一の指標として捉えるのが難しいが、任意の3種類の家具を捨てることを想定して作成した指標の利点としては、複数種の粗大ごみを基にすることにより料金体系の一定の目安となることである。頑強性チェックのため、粗大ごみの回収価格として単一の粗大ごみを排出する際にかかる最小価格を用いて分析を行った(モデル5)⁴⁾。任意の3種類の家具を捨てることを想定し作成した1kgあたりの排出手数料と単一の粗大ごみを排出する際にかかる最小価格の2種類の手数料価格を設定し分析に用いることで頑強性を確保している。またこの2種類の粗大ごみの回

⁴⁾ 任意の3種類の家具を捨てることを想定し作成した1kgあたりの排出手数料と単一の粗大ごみを排出する際にかかる最小価格の相関係数は0.41、P値は0.055(10%有意水準で有意)である。

収価格の相関係数は0.41とあまり高くないため、互いに頑強性チェックの指標として妥当性がある。

使用するデータは1998年から2013年の16年分の大阪府の42市町村パネルデータでサンプルサイズは672である。表1にデータの出所と変数の作成方法を、表2に記述統計量を示す。表2の記述統計の一人当たり粗大ごみ排出量の最小値は0となっているが、これは守口市の2003年、2004年、2005年と摂津市のデータである。守口市と摂津市のデータを除外しモデル1の推計を行ったが結果はほとんど同じだった⁵⁾。

4. 推計結果

予備的分析として、分析期間内に有料化した自治体（トリートメントグループ）の一人当たり粗大ごみ排出量の中央値を、制度改正年と前後3年分プロットした（図1）。分析期間中に価格が変化した自治体はトリートメントグループなので実線で、分析期間中に価格が変化しなかった自治体はコントロールグループなので破線で表した。3年前を基準年次として指数化している。それ以外の自治体（コントロールグループ）については平均移行年である2006年と前後3年分プロットした。図1で有料化の後、トリートメントグループでは有料化導入の直前年にやや増加傾向がうかがえる。コントロールグループでは、2006年以降、やや排出量が減少しており、タイム・トレンドによるものと解釈できる。それと対照的に、トリートメントグループでは有料化以後、排出量は大幅に減少しており、3年前の40%以下にまで減少した。この比較から、有料化によるごみ削減効果があると推測される。

どちらのグループも図1の0年まではほぼ変動なく似た推移をしていることから、DID推計に必要な平行トレンドの仮定は妥当のように見うけられる。平行トレンドの仮定とは、もしトリートメントグループで有料化が実施されなかった場合、アウトカムである粗大ごみの量はコントロールグループと平行なトレンドを描くというDID推計の前提条件である（Card and Kruger, 1994）。DIDの目的はトリートメントの効果を測ることであるが、もしトリートメントグループにトリートメントがない仮想的なアウトカムとトリートメントが施されたアウトカムを比較できるのであれば、これらのアウトカムの差からトリートメント効果を測定できる。しかし仮想的なアウトカムをデータとして観測することはできないため、次善の手段として、コントロールグループが比較対象として用いられる。トリートメントグループとコントロールグループのアウトカムの時系列的变化が均質な推移を示している場合、研究デザインの妥当性を支持すると解釈できるが、トリートメント以前になんらかの理由で両者のトレンドに乖離が生じている場合、有料化（トリートメント）の効果だけでなく、それ以外の効果も含むバイアスのかかった推計結果となることが憂慮される。つまり平行トレンドの仮定が成立しなければ、有料化による減量効果を過大もしくは過少に評価することになるが、この仮定の妥当性については後で統計的に検証する。

推計結果を表4と表5に示す。排出手数料の係数である α_1 は、モデル1、モデル2、モデル3ともに5%の有意水準で有意に負となった。生活系ごみと同様、粗大ごみの有料化にも、減量効果があることがわかる。この係数は弾力性の推計値であるが、手数料価格の1%増加が、粗大ごみ排出量の0.30%~0.39%減少につながると示している。生活ごみの価格弾力性を推計した日本の先行研究では、碓井（2003）は価格弾力性が-0.119、中村・川瀬 他（2007）が-0.025、中村・川瀬（2011）が-0.017との報告がある。本研究の価格弾力性の推計値は約-0.3であり、これら3つの先行研究と比較すると高い値だといえよう。差が見

⁵⁾ 守口市と摂津市をサンプルから除外しモデル1を推計した結果、1kg当たり排出手数料が1%有意水準で負に有意で係数は-0.334となり、平均世帯人員は10%有意水準で正に有意になった。この推計での価格弾力性は-0.334となり、本稿の主要な推計結果とほとんど変わらない結果となった。サンプルサイズは640である。

うけられる主な要因は、先行研究で分析対象のごみはいずれも粗大ごみでないことが挙げられる。粗大ごみ排出手数料の価格弾力性が比較的高い理由として、代替効果が考えられる。粗大ごみ以外のごみについては自治体収集以外の代替的な処理方法は少ない。それに対し、粗大ごみの処分方法は多様である。知人への譲渡、リサイクルショップへの売却、ネットオークションへの出品など、多くの代替的な処分方法がある。また、不法投棄などの非合法的手段や、保管による排出の先延ばしなどの選択肢もあるため価格に比較弾力的であることが予想される。本研究の価格弾力性推計値が比較的高いのは、消費者の選択肢の多さを反映していると解釈できる。

モデル3ではリバウンドが起こっていないかを確認するために有料化導入1~3年後ダミーを入れた。その結果、1年後ダミーだけが有意に正となった、よって1年後にリバウンドすることがわかった。

粗大ごみの有料化によって、事業系ごみへの混入が生じるかもしれないが、この可能性をモデル4(表5)で検証した。ここではモデル1と同じ説明変数を用いながら、被説明変数を(住民一人当たりの)事業系ごみ排出量に代えて推計した。排出手数料の係数が有意に正であれば、事業系ごみへの混入があると示唆される。推計の結果、当該係数は正であるが統計的に有意でない。粗大ごみ有料化による事業系ごみの混入は統計的に検出されなかった。

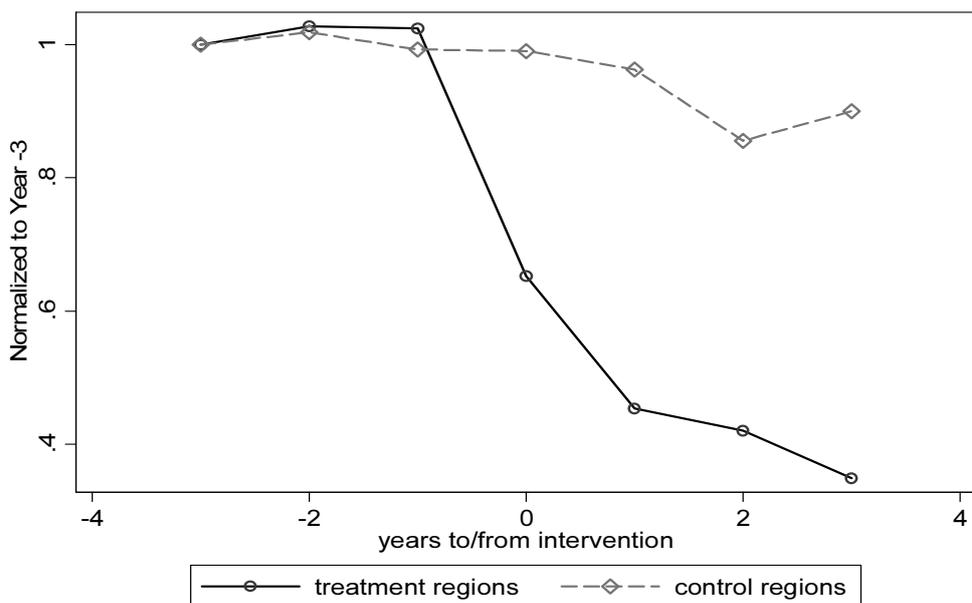
平行トレンドの前提が満たされているかどうかを確認するため、導入前の年に1、それ以外を0とする導入前ダミーを、モデル1に追加し推計した(表5のモデル6)。推計の結果、導入前ダミーの係数は有意でない。予備的検証でも両グループの平均的な排出量は有料化導入前まで近似した動きを示していたが、統計的にもトリートメントグループとコントロールグループで導入前には有意な差がないことが示された。よって平行トレンド仮説は妥当であると判断するのが妥当であろう。

5. まとめ

本稿では、市町村パネルデータを用いて、大阪における粗大ごみの有料化が粗大ごみの排出量に与える影響を分析した。有料制と無料収集の自治体が府内に併存し、導入時期に差異があることを活用し、差分の差推計分析を行った。有料化状況を代理する変数として粗大ごみ1kg当たり排出手数料と収集手数料の最小価格を用いた。推計の結果、有料化が、粗大ごみの排出量を有意に低下させることが示された。価格弾力性は約-0.3となった。また、有料化導入前に駆け込み排出と導入後のリバウンドが起こっていることが確認された。

本稿の分析は、粗大ごみの排出量に対して有料化は強く影響していることを示した。しかし、これをもって有料化は成功であったと単純に解釈できない。減ったごみはリバウンドという形で排出のタイミングを変えて排出されたのかもしれない、また、不法投棄されたのかもしれない。このため、より正確に有料化の効果を理解するためには、今後、どのような代替効果がとられたか分析する必要がある。また、結果の外挿性を検討するためにも、全国市区町村の価格データを収集し、粗大ごみの価格弾力性を測定することも今後の課題としたい。さらに粗大ごみの価格として、本稿では任意の3品目を廃棄することを想定しその1kg当たりの価格を用い、単一の粗大ごみを排出する際にかかる最小価格を頑強性チェックのために用いたが、別の品目バスケットを設定したり、品目の数を増やしたりして、より現実に近い粗大ごみの価格に関する指標を作成することは今後の課題である。これらの分析が進むことで、ごみの減量のためにどのような政策が効果的であるかが明確になり、持続可能な廃棄物政策を考えるためのエビデンスを提供できるであろう。

図1. 一人当たり粗大ごみ排出量の推移



(資料)「一般廃棄物処理実態調査」より作成。

表1. データの出所と変数の作成方法

変数名	単位	作成方法	出所
一人当たり粗大ごみ排出量	kg	粗大ごみ収集量 ／計画収集人口	『一般廃棄物処理実態調査』
一人当たり事業系ごみ排出量	kg	事業系ごみ収集量 ／計画収集人口	『一般廃棄物処理実態調査』
手数料の最小価格	円	手数料の最小価格	『各市町村ホームページ』
昼間人口比率	%		『国勢調査 (1995, 2000, 2005, 2010, 2015)』
平均世帯人員	人	総人口／世帯数	『住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査』
一人当たり所得	円	課税対象所得／人口	『市町村課税状況等の調』

(資料)「一般廃棄物処理実態調査」, 「住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査」, 「国勢調査」, 「市町村課税状況等の調」より作成。

表 2. 記述統計量

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
一人当たり粗大ごみ排出量 (kg)	672	16.220	12.551	0	49.819
一人当たり事業系ごみ排出量 (kg)	672	115.480	76.385	4.245	449.964
一人当たり所得 (千円)	672	1404.398	212.978	979.533	2142.67
平均世帯人員 (人)	672	2.566	0.245	1.929	3.429
昼間人口比率 (%)	672	90.607	12.763	62.278	143.303
手数料の最低価格 (円)	672	175.388	477.016	0	3000
1kg 当たり排出手数料 (円)	672	6.099	9.861	0	35.714
導入ダミー1	672	0.032	0.178	0	1
導入ダミー2	672	0.032	0.178	0	1
1年後ダミー	672	0.031	0.174	0	1
2年後ダミー	672	0.031	0.174	0	1
3年後ダミー	672	0.031	0.174	0	1

(資料) 「一般廃棄物処理実態調査」, 「住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査」, 「国勢調査」, 「市町村課税状況等の調」より作成。

表 3. t 検定の結果

	コントロールグループの平均	トリートメントグループの平均	t 値
昼間人口比率	90.675 (0.601)	90.452 (0.854)	0.209 [0.834]
平均世帯人員	2.612 (0.011)	2.462 (0.014)	7.585 [0.000]
一人当たり所得	1432.27 (9.317)	1341.34 (15.724)	5.201 [0.000]

(注) () の中は標準偏差, [] の中は P 値。

表4. DID分析による推計結果 (モデル1~モデル3)

	モデル1	モデル2.1	モデル2.2	モデル3
被説明変数	一人当たり粗大 ごみ (対数)	一人当たり粗大 ごみ (対数)	一人当たり粗大 ごみ (対数)	一人当たり粗大 ごみ (対数)
説明変数				
1kg 当たり手数料 (対数)	-0.307** (5.12)	-0.345** (5.61)	-0.325** (5.59)	-0.393** (6.05)
昼間人口比率 (%)	0.018 (0.49)	0.016 (0.46)	0.019 (0.54)	0.015 (0.43)
平均世帯人員 (人)	1.491 (1.76)	1.346 (1.64)	1.366 (1.67)	1.241 (1.58)
一人当たり所得 (千円)	-0.001 (1.54)	-0.001 (0.93)	-0.001 (0.83)	-0.001 (0.55)
導入ダミー1		0.589** (3.83)		0.683** (3.75)
導入ダミー2			0.755** (5.39)	
1年後ダミー				0.407** (4.06)
2年後ダミー				0.175 (1.22)
3年後ダミー				0.134 (1.10)
年度ダミー 定数項	あり -0.558 (0.10)	あり -0.883 (0.17)	あり -1.316 (0.26)	あり -1.097 (0.22)
R-squared	0.54	0.57	0.58	0.57
サンプルサイズ	672	672	672	672

(注) 1) () 内の数値は標準誤差である。

2) **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5%水準で有意であることを表す。

表 5. DID 分析による推計結果 (モデル4~モデル7)

	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
被説明変数	一人当たり事業 ごみ (対数)	一人当たり粗大 ごみ (対数)	一人当たり粗大 ごみ (対数)	一人当たり粗大 ごみ (対数)
説明変数				
1kg 当たり手数料 (対数)	0.036 (1.02)		-0.319** (5.27)	-0.334** (6.31)
最小価格 (対数)		-0.176** (5.85)		
昼間人口比率 (%)	0.018 (1.21)	0.012 (0.36)	0.017 (0.46)	0.015 (0.49)
平均世帯人員 (人)	-0.963* (1.46)	1.126 (1.42)	1.487 (1.74)	1.819 (1.73)
一人当たり所得 (千円)	0.001 (1.58)	-0.001 (1.11)	-0.002 (1.60)	-0.001 (1.31)
導入ダミー1		0.605** (3.87)		
導入前ダミー			-0.210 (1.47)	
年度ダミー 定数項	あり -3.533 (1.30)	あり -0.207 (0.04)	あり -0.375 (0.07)	あり -1.733 (0.33)
R-squared	0.07	0.57	0.54	0.62
サンプルサイズ	672	672	672	640

(注) 1) () 内の数値は標準誤差である。

2) **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5%水準で有意であることを表す。

3) モデル7で使用する平均世帯人員と一人当たり所得は対数変換したものを使用した。

表 6. 有料化導入時期

市町村	導入年	月	市町村	導入年	月
八尾市	2013		羽曳野市	未導入	
大阪市	2006		門真市	2008	4
岸和田市	2002		摂津市	未導入	
豊中市	2006	10	高石市	2007	1
池田市	2006		藤井寺市	未導入	
吹田市	未導入		東大阪市	未導入	
泉大津市	2004		泉南市	2008	4
高槻市	未導入		四条畷市	未導入	
貝塚市	2002	12	交野市	未導入	
守口市	2007	12	大阪狭山市	1997	2
枚方市	2002	4	阪南市	2008	4
茨木市	未導入		島本町	1978	6
泉佐野市	2006	4	豊能町	2011	4
富田林市	1997	2	能勢町	2003	10
寝屋川市	1979	9	忠岡町	2007	10
河内長野市	1997	2	熊取町	2007	10
松原市	未導入		田尻町	2006	7
大東市	未導入		岬町	2008	4
和泉市	2005	10	太子町	1997	2
箕面市	2003	10	河南町	1997	2
柏原市	未導入		千早赤阪村	1997	2

(出所) 筆者作成。

参考文献

- 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, 245-261 頁。
- 環境省 (2017) 「一般廃棄物の排出及び処理状況等 (平成 27 年度) について」
http://www.env.go.jp/recycle/waste_tech/ippan/h27/data/env_press.pdf (2017 年 8 月 19 日参照)。
- 笹尾俊明 (2000) 「廃棄物処理有料化と分別回収の地域的影響を考慮した廃棄物減量効果に関する分析」 『廃棄物学会論文誌』 Vol.11, No.1, 1-10 頁。
- 中村匡克, 川瀬晃弘 他 (2007) 「ごみ減量政策とリサイクル促進政策の効果」 『計画行政』 第 30 巻第 4 号, 61-68 頁。
- 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, 111-123 頁。
- 松藤敏彦, 松尾孝之 他 (1998) 「粗大ごみ収集の申込み制実施状況とそれに伴う収集量変化」 『第 9 回廃棄物学会研究発表会講演論集』 159-161 頁。
- ヨシユア・アングリスト, ヨーン・シュテファン・ピスケ著, 大森義明, 小原美紀 他訳 (2013) 『「ほとんど無害」な計量経済学』 NTT 出版。
- Allers, M. A. and C. Hoeben (2010) “Effects of Unit-Based Garbage Pricing: A Differences-in Differences Approach,” *Environmental and Resource Economics*, Vol.45, pp.405-428.
- Bertrand M., E. Duflo et al. (2004) “How Much Should We Trust Differences-in Differences Estimates?,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.119, pp.249-275.
- Card, D. and A. B. Krueger (1994) “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *The American Economic Review*, Vol.84, pp.772-793.
- Curran, A., I.D. Williams et al. (2007) “Management of Household Bulky Waste in England,” *Resources, Conservation and Recycling*, Vol.51, No.1, pp.78-92.
- Fullerton, D. and T.C. Kinnaman (1996) “Household Responses to Pricing Garbage by the Bag,” *American Economic Review*, Vol.86, No.4, pp. 971-984.
- Hodsman, C. and I. Williams (2011) “Drivers for the Fly-Tipping of Household Bulky Waste in England,” *Proceedings of the Institution of Civil Engineers-Municipal Engineers*, Vol.164, No.1, pp.33-44.
- Ichinose, D. and M. Yamamoto (2011) “On the Relationship between the Provision of Waste Management Service and Illegal Dumping,” *Resource and Energy Economics*, Vol.33, No.1, pp.79-93.
- Kirakozian, A. (2016) “One Without the Other? Behavioural and Incentive Policies for Household Waste Management,” *Journal of Economic Surveys*, Vol.30, No. 3, pp.526-551.
- Šedová, B. (2016) “On Causes of Illegal Waste Dumping in Slovakia,” *Journal of Environmental Planning and Management*, Vol.59, No.7, pp.1277-1303.
- Sigman, H. (1998) “Midnight Dumping: Public Policies and Illegal Disposal of Used Oil,” *The RAND Journal of Economics*, Vol.29, No.1, pp.157-178.
- Suwa T. and T. Usui (2007) “Estimation of Garbage Reduction and Recycling Promotion Under the Containers and Packaging Recycling Law and Garbage Pricing,” *Environmental Economics and Policy Studies*, Vol.8, pp.239-254.

Thøgersen, J. (2003) “Monetary Incentives and Recycling: Behavioural and Psychological Reactions to a Performance-Dependent Garbage Fee,” *Journal of Consumer Policy*, Vol.26, pp.197-228.

Usui, T. and K.Takeuchi (2014) “Evaluating Unit-Based Pricing of Residential Solid Waste: A Panel Data Analysis,” *Environmental and Resource Economics*, Vol.58, No.2, pp.245-271.