

家庭ごみ有料化施策における減量効果の検討 — 京都府内自治体を対象とした パネルデータ分析 —

池松 達人¹・平井 康宏²・酒井 伸一³

¹京都府文化環境部循環型社会推進課（〒602-8570 京都市上京区下立売通新町西入藪ノ内町）

E-mail: t-ikematsu17@pref.kyoto.lg.jp

²正会員 京都大学准教授 環境保全センター（〒606-8501 京都市左京区吉田本町）

E-mail: hirai@eprc.kyoto-u.ac.jp

³正会員 京都大学教授 環境保全センター（同上）

京都府内の自治体を対象に平成10-18年度の統計数値を用いてパネルデータ分析を行い、家庭ごみ有料化による減量効果について、時系列的視点から分析・検証を行った。その結果、可燃ごみ収集量に対して可燃ごみ有料化による減量効果が55(g/人/日)、有料指定袋（大袋）1（円/L）あたりの減量効果が47(g/人/日)と推定され、有料化による減量効果が確認された。一方、ごみの削減量は全て発生抑制によるものではなく、ごみの排出形態が資源循環ルートに変更されたことによる量が半数程度あり、その受け皿として集団回収量が増加したと考えられ、集団回収施策はごみ原単位やごみ流れに影響を及ぼす要因のひとつと考えられた。また、可燃ごみ有料化は不燃ごみ収集量の減量にも寄与していると考えられた。

Key Words : unit pricing system, waste reduction effects, panel data analysis

1. 緒言

中央環境審議会による意見具申¹⁾、廃棄物処理法に基づく基本方針²⁾において、家庭ごみ有料化施策（以下、有料化）は、排出量に応じた負担の公平化と住民の意識改革につながることから廃棄物の発生抑制等に有効な手段とされている。また、経済的インセンティブを活用した一般廃棄物の排出抑制・再利用等を進めるため、自治体に対するごみ有料化の推進が示されている。

有料化に関する研究は、これまでに様々な視点から多数行われている。有料化によるごみ減量効果については、山川・植田³⁾、Sakai,S,et al⁴⁾のレビューによっても、多くの文献で認められていることが報告されている。さらに有料化に関連して、指定袋の配布方法⁵⁾や透明・半透明性袋の違い⁶⁾による減量効果の比較を行った研究も行われている。

有料化によるごみ減量効果の推定方法としては、ある一時点での複数自治体をサンプルとするクロスセクションデータを用いた重回帰分析による手法が用いられることが多いが、これは一面的な評価を行っているに過ぎ

ず、ごみ減量に寄与する要因を見誤るおそれがある。島根⁷⁾は、クロスセクションデータによる分析では個体効果存在の可能性（各自治体特有の特徴のうち、モデルで明示的に考慮できない要因が排出量に及ぼす影響）を考慮できないため、推計結果にバイアスが生じる可能性が大きいこと、また時系列データではないため、有料化導入時の一時的なモラル高揚等の影響と施策自体の効果とを識別できない等の問題点を指摘している。このため、ごみ減量効果をより正確に評価するためには、複数時点での複数自治体をサンプルとするパネルデータを用いた分析が求められる。

廃棄物処理施策についてパネルデータ分析を行っている研究事例として、島根・日引⁸⁾は関東地方の自治体を対象に、ごみ有料化によるごみ排出削減効果について計量的分析を行い、従量制有料化導入により削減効果が見込まれることを報告している。また、ごみ有料化ではないが、笹尾⁹⁾は産業廃棄物税による産業廃棄物削減効果の検証のためパネルデータ分析を行っている。しかしながら、廃棄物処理施策についてパネルデータを用いた研究事例は少なく、研究の蓄積が必要と考えられる。

以上から、本研究では京都府内の自治体を対象に平成10-18年度の統計数値を用いてパネルデータ分析を行い、ごみ有料化による減量効果について、時系列的視点から分析・検証を行うことを目的とした。

2. 本研究で用いたパネルデータについて

(1)分析対象自治体

近年、市町村合併が進んでおり、連続したパネルデータを整備する上で注意する必要がある。本研究では、分析対象自治体を平成17年時点の市町村の枠組みを基本とした。市町村合併のあった自治体においては、合併以前の数値は旧構成自治体の数値から換算して求めた。ただし、旧構成自治体間で一部事務組合を構成するなど、有料化を含む廃棄物処理施策が既に類似していることを前提としており、市町村合併前後で廃棄物処理施策が大きく異なる場合には対象から除外した。

また、一部事務組合を構成する小規模な自治体群では、家庭ごみの分別・収集方法をはじめ廃棄物処理施策が共通しており、一部事務組合全体で採用している施策が各構成自治体に影響を及ぼしていると考えられる。そこで、本研究では一部事務組合を構成しており、かつ小規模な自治体群については、一部事務組合を自治体として取り扱った。

自治体の有料化制度の概要については、環境省一般廃棄物処理事業実態調査（以下、国実態調査という）でまとめられている。しかし、定期収集ごみ以外（一時的に発生する多量ごみ・粗大ごみ等）への手数料徴収制度

も含まれるなど、自治体によって有料化の定義が異なる事例も見られる。このため、各自治体にヒアリング調査を実施し、精査を図った。

以上より、本研究では京都府内の22自治体（うち2一部事務組合）を分析対象とし、平成18年度時点で可燃ごみの有料化を導入している9自治体（うち2一部事務組合）を有料化実施自治体とした。9有料化実施自治体の有料化制度の概要を表-1に示す。なお、本研究で扱った9自治体では不燃ごみ又は資源ごみに対しても有料化を導入しており、その制度概要についても併せて示す。

なお、有料化の定義であるが、研究者によって異なる定義が用いられている³⁶⁾¹⁰⁾。本研究では山川ら¹¹⁾の定義を応用し、「有料化」を「ある定期収集ごみに対して、有料の指定袋等を用いたごみ排出を義務化し、ごみ処理手数料を徴収する従量制有料化制度」と定義した。表-1の京都府内の有料化実施自治体では、いずれも有料指定袋による単純従量制が採用されていた。

(2)ごみ原単位のパネルデータ化

本研究では京都府内の自治体を対象とし、平成10-18年度のごみ収集量実績（国実態調査）を用いて、ごみの種類毎の収集量及び排出量の各原単位(g/人/日)を算出した。これらの原単位は、パネルデータ分析における目的変数として用いた。ここで統計数値を用いる上で考慮・整理した点を以下に述べる。

a)直営及び委託収集量

国実態調査では、各ごみ収集量は直営・委託・許可業者の3方式による収集量の合計が記載されており、生活系ごみ排出量もこの収集量から算出されている。しか

表-1 京都府内自治体の有料化制度概要

有料化実施自治体	合併年度	可燃ごみ						不燃ごみ		資源ごみ	
		有料化導入年度	有料指定袋種類数	大袋		中袋		容積単価(円/L)	容積(L)	容積単価(円/L)	容積(L)
				容積単価(円/L)	容積(L)	容積単価(円/L)	容積(L)				
京都市	H17.4	H18.10	4	1.00	45	1.00	30	1.00	45	0.50	45
福知山市	H18.1	H13.2	3	0.93	45	1.05	30	0.93	45	0.93	45
舞鶴市	-	H17.10	5	0.89	45	0.87	30	-	-	-	-
綾部市	-	H11.9 ^{※1}	3	0.67	45	0.67	30	0.67	45	-	-
宮津市	-	H18.10	3	1.00	45	1.00	30	1.00	45	0.41	45
亀岡市	-	H15.9	4	1.00	40	1.00	30	1.00	30	-	-
京丹後市	H16.4	H14.4 ^{※2}	3	0.67	45	0.67	30	0.33	45	-	-
船井郡衛生管理組合 (南丹市・京丹波町)	①H17.10	H13.4 ^{※3}	2	1.70	45	2.52	25	-	-	0.70	45
	②H18.1										
相楽郡東部じんかい処理組合 (笠置町・和東町・南山城村)	-	H11.4	3	0.67	45	0.67	30	-	-	0.22	45

※1 綾部市の不燃ごみ有料化導入年度と可燃ごみ有料化導入年度は異なる(不燃ごみ:H15.9導入)。それ以外の自治体は全て同時導入。

※2 合併以前から旧構成町で共通の有料化が導入されており、その導入年度を用いた。

※3 昭和50年以前から有料化制度が導入されていたが、現在の料金体制・収集区分への大幅な転換が行われたのがH13年度からであるため、当該年度を有料化開始年度とした。また、合併年度①は京丹波町、②は南丹市である。

表-2 パネルデータに用いた変数と記述統計

目的変数		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
W_House	生活系ごみ推測排出量原単位(g/人/日) 【生活系ごみ推測排出量 = 総収集量(直営・委託) + 集団回収量】	198	378	1,771	785.2	177.6
WC_Total	総収集量(直営・委託)原単位(g/人/日) 【総収集量(直営・委託)=[可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみ、粗大ごみ、その他ごみ]の各収集量(直営・委託)の和】	198	344	1,625	711.7	163.3
WC_Com	可燃ごみ収集量(直営・委託)原単位(g/人/日)	198	244	863	545.0	128.4
WC_Inc	不燃ごみ収集量(直営・委託)原単位(g/人/日)	198	0	805	88.7	89.2
WC_Re	資源ごみ収集量(直営・委託)原単位(g/人/日)	198	0	166	55.0	29.6
W_Recycling	集団回収量原単位(g/人/日)	198	0	170	73.5	50.1

説明変数		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
D_UPS (Dammy variable of Unit Pricing System)	可燃ごみ有料化導入ダミー変数(－) (可燃ごみの従量制有料化を導入している場合を1、導入していない場合を0)	198	0	1	0.21	0.41
P_Lbag (Price of Large size waste bag)	可燃ごみ有料指定袋(大袋)の容積単価(円/L)	198	0	1.70	0.19	0.41
P_Mbag (Price of Middle size waste bag)	可燃ごみ有料指定袋(中袋)の容積単価(円/L)	198	0	2.52	0.22	0.52
Pop_D (Population density)	人口密度(人/km ²)	198	45	7,217	1,359	1,710

表-3 可燃ごみ有料化に係る変数間の相関係数

	D_UPS	P_Lbag	P_Mbag	Pop_d
D_UPS	—	0.935 (**)	0.845 (**)	-0.352 (**)
P_Lbag		—	0.976 (**)	-0.343 (**)
P_Mbag			—	-0.312 (**)
Pop_d				—

** : p<0.01

し、国実態調査の事業系一般廃棄物における収集運搬体制をみると、許可業者の占める割合が高く、許可業者の多くが事業系一般廃棄物の収集を行っていることを示している。このため、一般家庭に対する有料化の施策効果を分析する上で許可業者分を除外した数値が必要であると考えられる。そこで本研究では、直営・委託分のみを計上した収集量が定期収集による家庭ごみ量により近いと考え、直営・委託分のみを収集量原単位を目的変数として設定した。なお、舞鶴市では直営・委託収集が存在せず、全て許可業者による収集であるため、許可業者収集量を直営・委託収集量と同値とした。

b)生活系ごみ推測排出量の設定

国実態調査では、平成16年度まで生活系ごみ排出量を総収集量、直接搬入量に自家処理量を加えて算出していたが、平成17年度より自家処理量に代わって集団回収量を加えて算出する方法に変更された。一方、直接搬入量の生活系分は統計的に必ずしも明確ではなく、自治体ごとに推計値が用いられていることもある。さらに、定期収集ごみを対象とした有料化の効果を比較する上で、直接搬入量を加味することは適当ではないと考えられる。そこで本研究では、直営・委託分のみを総収集量に集団

回収量を加えた数値を生活系ごみ推測排出量として設定した。

3. ごみ減量効果推定手法

前章で算出したごみ収集量原単位を目的変数とし、可燃ごみ有料化要因、地域特性要因を説明変数とするモデル式を用いたパネルデータ分析により、ごみ減量効果を推定する。

パネルデータ分析で用いた目的変数と説明変数の記述統計量を表-2に示す。有料化に関する説明変数として、可燃ごみ有料化導入ダミー変数、可燃ごみ有料指定袋(大袋)及び(中袋)の容積単価を設定し、地域特性を代表する説明変数として人口密度を設定した。ここで、可燃ごみ有料化に関する説明変数は変数間での相関が強く(表-3)、同時に説明変数として用いることは多重共線性の問題が生じると考えられる。このため、推定モデル内で同時に用いることはせず、それぞれ単独で使用する事とした。

本研究では、これらの変数を用いて推定モデルA～Eを設定し、パネルデータ分析を行った。推定モデルA(式(1))は可燃ごみ有料化によるごみ減量効果の推定を目的とした。推定モデルB(式(2))、C(式(3))は、可燃ごみ有料指定袋の容積単価1(円/L)あたりのごみ減量効果の推定を目的とした。

$$Y_{it} = C + \alpha_{1i} D_UPS_{it} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = C + \alpha_{2i} P_Lbag_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = C + \alpha_{3i} P_Mbag_{it} + u_i + e_{it} \quad (3)$$

一方、地域特性もごみの排出量原単位に影響を及ぼす要因と考えられる。そこで、有料化に関する説明変数と地域特性に関する人口密度を用いた推定モデルD（式(4)）、E（式(5)）を設定した。推定モデルD、Eでは、可燃ごみ有料化要因及び地域特性要因のごみ収集量原単位への寄与度を推定した。そして、地域特性要因を考慮した可燃ごみ有料化によるごみ減量効果の推定及び可燃ごみ有料指定袋（大袋）1円あたりのごみ減量効果の推定を目的とした。併せて、可燃ごみ有料化及び地域特性の影響を除く個体効果についても検討することとした。

なお、人口密度については可燃ごみ有料化に関する説明変数との相関は低く、推定モデル式で同時に使用することに問題は無いと考えられる。

$$Y_{it} = C + \alpha_{4i} D_UPS_{it} + \alpha_{5i} Pop_D_{it} + u_i + e_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = C + \alpha_{6i} P_Lbag_{it} + \alpha_{7i} Pop_D_{it} + u_i + e_{it} \quad (5)$$

ここで式(1)～(5)において、自治体 $i=1,2,\dots,22$ 、時間 $t=1,2,\dots,9$ とし、誤差項 e_{it} は互いに独立に正規分布 $(0, \sigma^2)$ に従っているとす。また、 Y_{it} ：表-2に掲げる自治体 i の t 年度におけるごみ原単位（g/人/日）、 $\alpha_{1i} \sim \alpha_{7i}$ ：自治体 i の各説明変数に係る係数、 C ：定数項である。また、各自治体に個体効果 u_i が存在すると仮定したが、時間効果は生じていないと仮定している。

有料化導入による減量効果が現れている場合には、有料化に関する説明変数の係数 α_i が負の値となることが仮説として考えられる。そこで 22 自治体を対象に、目的変数に設定したごみ原単位についてパネルデータ分析を行う。可燃ごみ以外のごみ原単位についても分析を行うのは、可燃ごみ有料化がごみの流れ全体に影響を及ぼしていると考えられるからである。

5つの推定モデルについてパネルデータ分析を行うが、パネルデータ分析では一般的にプーリング推定法（全ての自治体が同じ定数項、同じ傾きを持つと仮定して推定）、固定効果推定法（年度を通じて各自治体の個体効果が一定として推定）、変量効果推定法（各自治体の個体効果を確率変数として推定）の3推定方法が用いられている¹²⁾¹³⁾。

いずれの推定方法が最適であるかはF検定、Hausman検定により判断される¹²⁾¹³⁾。F検定では「個体効果が存在しない」とする帰無仮説に対して検定を行い、F検定の結果、帰無仮説が棄却されると各主体で個体効果が存在することを示す。また、Hausman検定では「個体効果が説明変数と無相関である」とする帰無仮説に対して検定を行い、帰無仮説が棄却されると固定効果推定法

（fixed）が採用され、帰無仮説が棄却されなければ変量効果推定法（random）が採用される。この検定の結果、最も正当化された推定方法を採用した。

なお、パネルデータを用いる場合、誤差の分散が均一でないために推計にバイアスが生じる不均一分散の問題が指摘される。このため分析においては、Whiteのロバスト修正¹³⁾を行い、推定を行うこととした。本研究のパネルデータ分析の推定・検定には、EViews Ver.6.0を用いた。

4. ごみ減量効果の推定結果と考察

(1)生活系ごみ推測排出量、総収集量（直営・委託）、

可燃ごみ収集量（直営・委託）

生活系ごみ推測排出量（ W_House ）、総収集量（直営・委託）（ WC_Total ）、可燃ごみ収集量（直営・委託）（ WC_Com ）の原単位を目的変数とした各推定モデルについて、推定方法の検定を行った。

F検定の結果、帰無仮説は有意水準1%で棄却された。次にHausman検定の結果、推定モデルA以外の推定モデルでは有意水準1%で帰無仮説は棄却され、固定効果推定法が支持された。推定モデルAについては、可燃ごみ収集量（直営・委託）は有意水準5%で固定効果推定法が支持されたが、生活系ごみ推測排出量及び総収集量（直営・委託）は有意水準10%で固定効果推定法が有意となった。これは、生活系ごみ推測排出量、総収集量（直営・委託）が可燃ごみ以外のごみ量も加わっていること、有料化の有無をダミー変数のみで表した推定モデルであることから、可燃ごみ有料化による明確な個体効果が表れにくかったと推測されるが、本研究では他の推定モデルの傾向も考慮して固定効果推定法を採用した。

各目的変数の推定モデルについて、固定効果推定法による推定結果を表-4～6に示す。いずれの推定モデルも有意水準1%で有意となった。

推定モデルAの推定結果（表-4）より、可燃ごみ有料化を導入することで、可燃ごみ収集量（直営・委託）で

表-4 推定モデルAの推定結果

	変数	W_House 係数 (p)	WC_Total 係数 (p)	WC_Com 係数 (p)
推定 モデル A	C	791.67 **	727.04 **	556.69 **
	D_UPS	-30.61 **	-72.42 **	-55.07 **
	Adjusted R ²	0.83	0.80	0.94
	F-statistic	43.33 **	37.00 **	140.95 **
	F test :F(21,175)	39.84 **	30.28 **	111.02 **
	Hausman test : $\chi^2(1)$	2.86 *	3.07 *	4.80 *
	推定方法	fixed	fixed	fixed

**p<0.01, *p<0.05, .p<0.10

表-5 推定モデルB及びCの推定結果

	変数	W_House 係数 (p)	WC_Total 係数 (p)	WC.Com 係数 (p)
推定 モデル B	C	790.04 **	723.51 **	554.12 **
	P_Lbag	-24.96 **	-60.73 **	-46.78 **
	Adjusted R ²	0.82	0.80	0.94
	F-statistic	43.14 **	36.21 **	133.77 **
	F test : F(21,175)	36.28 **	26.95 **	25.45 **
	Hausman test : $\chi^2(1)$	7.09 **	7.52 **	9.02 **
	推定方法	fixed	fixed	fixed
推定 モデル C	C	788.93 **	721.08 **	552.20 **
	P_Mbag	-16.77 **	-42.03 **	-32.17 **
	Adjusted R ²	0.82	0.79	0.93
	F-statistic	43.00 **	35.55 **	127.21 **
	F test : F(21,175)	34.96 **	25.85 **	92.01 **
	Hausman test : $\chi^2(1)$	8.62 **	8.91 **	10.35 **
	推定方法	fixed	fixed	fixed

**p<0.01, *:p<0.05, .:p<0.10

は55(g/人/日)のごみ減量効果が推定され、他のごみ量も加えた総収集量(直営・委託)では72(g/人/日)のごみ減量効果が推定された。これは、可燃ごみ有料化による影響が他のごみ量の減量化にも寄与していると推察される。一方、総収集量に集団回収量を加えた生活系ごみ推測排出量では、30(g/人/日)のごみ減量効果が推定され、総収集量(直営・委託)、可燃ごみ収集量(直営・委託)よりも小さくなった。この理由として、可燃ごみ有料化により、紙類等の集団回収可能なごみについて、住民の排出行動が可燃ごみとしての排出から集団回収への排出に変化したものと考えられる。この総収集量(直営・委託)と生活系ごみ推測排出量との差分:42(g/人/日)と集団回収量の変化量については4.(3)節で比較・考察する。

次に、推定モデルB、Cの推定結果(表-5)より可燃ごみ有料指定袋の容積単価1円/Lあたりのごみ減量効果が推定され、可燃ごみ収集量(直営・委託)では有料指定袋(大袋)47(g/人/日)、(中袋)32(g/人/日)となった。

地域特性を変数に含む推定モデルD、Eの推定結果(表-6)では、可燃ごみ有料化導入ダミー変数及び可燃ごみ有料化指定袋(大袋)による減量効果は推定モデルA、Bと同様であったが、人口密度もごみ原単位に負の作用(可燃ごみ収集量(直営・委託)では、推定モデルDで-0.19、推定モデルEで-0.19)を及ぼすことが推定され、これはクロスセクションデータを用いた既存研究結果¹⁴⁾を概ね支持している。また、推定方法として固定効果推定法が有意であることから、可燃ごみ有料化ダミー変数及び地域特性を代表する人口密度の影響を除いた、自治体間の個体効果に差があることを示している。個体効果に差が生じる要因としては、人口密度以外の小規模事業所数や平均所得等の地域特性要因や、分別収集制度等の有料化以外の廃棄物処理施策の相違によるものとも考えられ、これらの検証は今後の課題である。

表-6 推定モデルD及びEの推定結果

	変数	W_House 係数 (p)	WC_Total 係数 (p)	WC.Com 係数 (p)
推定 モデル D	C	1180.04 **	1088.81 **	810.18 **
	D_UPS	-30.55 **	-72.36 **	-55.03 **
	Pop_D	-0.29 **	-0.27 **	-0.19 **
	Adjusted R ²	0.83	0.81	0.94
	F-statistic	42.88 **	36.50 **	146.11 **
	F test : F(21,174)	36.13 **	28.41 **	120.43 **
	Hausman test : $\chi^2(2)$	12.14 **	11.21 **	19.43 **
	推定方法	fixed	fixed	fixed
推定 モデル E	C	1178.16 **	1084.67 **	807.14 **
	P_LBAG	-24.83 **	-60.61 **	-46.70 **
	Pop_D	-0.29 **	-0.27 **	-0.19 **
	Adjusted R ²	0.83	0.80	0.94
	F-statistic	42.69 **	35.70 **	135.38 **
	F test : F(21,174)	31.90 **	24.89 **	106.47 **
	Hausman test : $\chi^2(2)$	21.85 **	19.48 **	24.95 **
	推定方法	fixed	fixed	fixed

**p<0.01, *:p<0.05, .:p<0.10

(2)不燃ごみ収集量(直営・委託)、資源ごみ収集量(直営・委託)

不燃ごみ収集量(直営・委託)(WC_Inc)、資源ごみ収集量(直営・委託)(WC_Re)を目的変数とする各推定モデルについて、推定方法の検定を行った。F検定の結果、帰無仮説は有意水準1%で棄却された。

次にHausman検定の結果、推定モデルEの不燃ごみ収集量(直営・委託)では有意水準5%で帰無仮説が棄却され、固定効果推定法が支持されたが、これ以外の推定モデルについては有意水準10%でも帰無仮説は棄却されず、変量効果推定法が支持された。不燃ごみ収集量(直営・委託)及び資源ごみ収集量(直営・委託)の各推定モデルにおける推定結果を表-7、8に示す。

各推定モデルの有意性についてみると、資源ごみ収集量(直営・委託)ではいずれの推定モデルも有意水準10%でも有意とはならなかった(表-8)。不燃ごみ収集量(直営・委託)では、推定モデルD及び推定モデルEでそれぞれ有意水準5%、1%で有意となった(表-7)。

不燃ごみ収集量(直営・委託)の推定モデルD、Eより、地域特性の影響を除く、可燃ごみ有料化による不燃ごみの減量効果は32(g/人/日)、可燃ごみ有料指定袋(大袋)の容積単価1円/Lあたり15(g/人/日)の減量効果があると推定された。しかしながら、可燃ごみ有料化を導入している自治体では不燃ごみに対しても同様に有料化を導入していることが多く、本研究で扱った可燃ごみ有料化実施9自治体でも多くが導入している(表-1)。そのため、不燃ごみ有料化による減量効果を誤って測定した可能性がある。そこで、次の推定モデル式を用いて、可燃ごみ有料化と不燃ごみ有料化による不燃ごみ収集量に対する影響について比較した。

表-7 WC_Incにおける各推定モデルの推定結果

	変数	係数 (p)	モデル・推定方法の検定	
推定モデルA	C	93.87 **	Adjusted R ²	0.01
	D_UPS	-24.03 **	F-statistic	2.39
			F test :F(21,175)	11.51 **
			Hausman test : $\chi^2(1)$	0.98
			推定方法	random
推定モデルB	C	93.00 **	Adjusted R ²	0.01
	P_Lbag	-21.69 **	F-statistic	2.07
			F test :F(21,175)	11.32 **
			Hausman test : $\chi^2(1)$	1.65
			推定方法	random
推定モデルC	C	92.40 **	Adjusted R ²	0.00
	P_Mbag	-16.23 **	F-statistic	1.76
			F test :F(21,175)	11.34 **
			Hausman test : $\chi^2(1)$	1.60
			推定方法	random
推定モデルD	C	117.31 **	Adjusted R ²	0.03
	D_UPS	-31.63 **	F-statistic	3.68 *
	Pop_D	-0.02 **	F test : F(21,174)	8.97 **
			Hausman test : $\chi^2(2)$	5.59 *
			推定方法	random
推定モデルE	C	206.40 **	Adjusted R ²	0.55
	P_Lbag	-15.05 **	F-statistic	11.40 **
	Pop_D	-0.08 **	F test : F(21,174)	8.86 **
			Hausman test : $\chi^2(2)$	7.13 *
			推定方法	fixed

**: $p<0.01$, *: $p<0.05$, .: $p<0.10$

表-8 WC_Reにおける各推定モデルの推定結果

	変数	係数 (p)	モデル・推定方法の検定	
推定モデルA	C	53.58 **	Adjusted R ²	0.01
	D_UPS	6.97 *	F-statistic	2.49
			F test :F(21,175)	19.77 **
			Hausman test : $\chi^2(1)$	1.41
			推定方法	random
推定モデルB	C	53.93 **	Adjusted R ²	0.00
	P_Lbag	5.79 *	F-statistic	1.83
			F test :F(21,175)	19.52 **
			Hausman test : $\chi^2(1)$	2.12
			推定方法	random
推定モデルC	C	54.17 **	Adjusted R ²	0.00
	P_Mbag	3.98	F-statistic	1.31
			F test :F(21,175)	19.37 **
			Hausman test : $\chi^2(1)$	2.45
			推定方法	random
推定モデルD	C	56.33 **	Adjusted R ²	0.00
	D_UPS	6.58 *	F-statistic	1.41
	Pop_D	0.00	F test : F(21,174)	19.66 **
			Hausman test : $\chi^2(2)$	2.60
			推定方法	random
推定モデルE	C	56.88 **	Adjusted R ²	0.00
	P_Lbag	5.41	F-statistic	1.12
	Pop_D	0.00	F test : F(21,174)	19.39 **
			Hausman test : $\chi^2(2)$	3.18
			推定方法	random

**: $p<0.01$, *: $p<0.05$, .: $p<0.10$

表-9 推定モデル式(6)の推定結果

変数	係数 (p)	モデル・推定方法の検定	
C	112.02 **	Adjusted R ²	0.02
P_bag_Inc	-38.70 *	F-statistic	2.76 *
Pop_D	-0.01 *	F test :F(21,175)	10.80
		Hausman test : $\chi^2(2)$	0.80
		推定方法	random

**: $p<0.01$, *: $p<0.05$, .: $p<0.10$

$$WC_Inc_{it} = C + \alpha_8 P_bag_Inc_{it} + \alpha_9 Pop_d_{it} + u_i + e_{it} \quad (6)$$

$$WC_Inc_{it} = C + \alpha_{10} P_Lbag_{it} + \alpha_{11} P_bag_Inc_{it} + \alpha_{12} Pop_d_{it} + u_i + e_{it} \quad (7)$$

ここで、 P_bag_Inc ：不燃ごみを対象とした有料指定袋（大袋）容積単価（円/L）である。また、 $\alpha_8 \sim \alpha_{12}$ ：自治体 i の各説明変数の係数である。式(6)、(7)の推定方法は、F検定の結果、帰無仮説は有意水準1%で棄却され、Hausman検定の結果より変量効果推定法が支持された。変量効果推定法による式(6)、(7)の推定モデル式は有意水準10%で有意となり、推定結果を表-9、10に示す。表-9より不燃ごみ有料指定袋（大袋）は1円/Lあたりの減量効果は39(g/人/日)と推定された。表-10から可燃ごみ有料指定袋の容積単価(P_Lbag)の係数 α_{10} は-19.3、不燃ごみ有料指定袋の容積単価(P_bag_Inc)の係数 α_{11} は-22.4

表-10 推定モデル式(7)の推定結果

変数	係数 (p)	モデル・推定方法の検定	
C	115.57 **	Adjusted R ²	0.02
P_Lbag	-19.29 *	F-statistic	2.47 *
P_bag_Inc	-22.44 **	F test :F(21,173)	8.94 **
Pop_D	-0.02 *	Hausman test : $\chi^2(3)$	7.61
		推定方法	random

**: $p<0.01$, *: $p<0.05$, .: $p<0.10$

と推定された。これより、不燃ごみ収集量に対するごみ減量効果は、可燃ごみ有料指定袋容積単価よりも不燃ごみ有料指定袋容積単価の方が大きいことを示している。一方、可燃ごみ有料指定袋容積単価の係数も不燃ごみ収集量に対して負の値が推定されている。このため、不燃ごみ有料化の減量効果よりは小さいものの、可燃ごみ有料化も不燃ごみ収集量の減量に影響を及ぼしていると考えられる。

なお、表-8で示すように、資源ごみ収集量（直営・委託）の各推定モデルは有意とはならなかったが、資源ごみの変化量は正の値（増加）を示していた。

これら有料化の対象品目や容積単価の相違がどのように影響を及ぼしあっているか、またその構造については、今後、サンプル数を増加し、検証する必要がある。

(3) 集団回収量

集団回収量 (*W_Recycling*) を目的変数とした各推定モデルについて、推定方法の検定を行った。F 検定の結果、帰無仮説は有意水準 1% で棄却され、Hausman 検定の結果、各推定モデルで変量効果推定法が支持された。各推定モデルの有意性については、全ての推定モデルで有意水準 1% で有意となった。各推定モデルについて変量効果推定法による推定結果を表-11 に示す。

推定モデルAより可燃ごみ有料化を導入することで集団回収量が41(g/人/日)増加することが推定された。また、推定モデルB, Cより、可燃ごみの有料指定袋の容積単価1円/Lあたりの集団回収量の増加量が、(大袋) 34(g/人/日)、(中袋) 23(g/人/日)と推定された。

この結果、4.(1)節での可燃ごみ有料化による生活系ご

み推測排出量と総収集量(直営・委託)のごみ減量効果の差分が42(g/人/日)であり、その差が集団回収量の増加分41(g/人/日)とほぼ一致した。これは他の推定モデルでも同様の結果が得られた(表-12)。

以上から、有料化により定期収集量を意味する総収集量(直営・委託)は減少するが、その減少量の半数程度はごみの排出形態が資源循環ルートに変更されたことによるもので、その受け皿として集団回収量が増加すると考えられる。すなわち、集団回収施策はごみ原単位やごみ流れに影響を及ぼす要因のひとつと考えられ、ごみ有料化による減量効果に対しても影響を及ぼしていると推察された。

5. 結論

本研究では、京都府内の自治体を対象にごみ有料化による減量効果について、パネルデータ分析により検証を行った。その主な結果は次のとおりである。

- ・可燃ごみ有料化によるごみ減量効果が確認され、可燃ごみ収集量では55(g/人/日)、有料指定袋(大袋)1(円/L)あたり47(g/人/日)の減量効果が推定された。
- ・一方、ごみの削減量は全て発生抑制によるものではなく、ごみの排出形態が資源循環ルートに変更されたことによる量が半数程度あり、その受け皿として集団回収量が増加したと考えられた。
- ・不燃ごみ収集量では、不燃ごみの有料化による減量効果が確認された一方、不燃ごみ有料化による効果よりは小さいものの可燃ごみ有料化も不燃ごみ収集量の減量に寄与していると考えられた。

今後、自治体数を追加してサンプル数の拡張を図り、より正確なパネルデータを用いたごみ減量効果の検証を行うとともに、有料化施策要因に加えて、分別収集制度や集団回収助成制度等の有料化以外の廃棄物処理施策についても説明変数としてモデルに組み込み、ごみ減量効果の構造及びごみ流れ全体への影響について検証していく必要がある。

表-11 *W_Recycling* における各推定モデルの推定結果

変数	係数 (p)	モデル・推定方法の検定	
推定モデルA C D_UPS	64.90 **	Adjusted R ²	0.12
	40.50 **	F-statistic	28.51 **
		F test :F(21,175)	18.91 **
		Hausman test : $\chi^2(1)$	0.46
		推定方法	random
推定モデルB C P_Lbag	66.92 **	Adjusted R ²	0.09
	33.76 **	F-statistic	20.44 **
		F test :F(21,175)	19.12 **
		Hausman test : $\chi^2(1)$	1.14
		推定方法	random
推定モデルC C P_Mbag	68.29 **	Adjusted R ²	0.06
	23.33 **	F-statistic	14.40 **
		F test :F(21,175)	18.64 **
		Hausman test : $\chi^2(1)$	1.42
		推定方法	random
推定モデルD C D_UPS Pop_D	74.92 **	Adjusted R ²	0.13
	38.89 **	F-statistic	15.16 **
	-0.01 **	F test : F(21,174)	16.51 **
		Hausman test : $\chi^2(2)$	2.31
		推定方法	random
推定モデルE C P_Lbag Pop_D	78.07 **	Adjusted R ²	0.09
	31.88 **	F-statistic	11.27 **
	-0.01 **	F test : F(21,174)	16.12 **
		Hausman test : $\chi^2(2)$	4.18
		推定方法	fixed

**: $p<0.01$, *: $p<0.05$, .: $p<0.10$

表-12 有料化によるごみ原単位の変化

推定モデル	Variable	有料化によるごみ原単位の変化量			
		(1) 生活系 ごみ推測 排出量	(2) 総収集量 (直営・ 委託)	(3) 集団 回収量	(1) -(2)-(3)
A	D_UPS	-30.6	-72.4	40.5	1.3
B	P_Lbag	-25.0	-60.7	33.8	2.0
C	P_Mbag	-16.8	-42.0	23.3	1.9
D	D_UPS	-30.5	-72.4	38.9	2.9
E	P_Lbag	-24.8	-60.6	31.9	3.9

参考文献

- 1) 環境省：循環型社会の形成に向けた市町村による一般廃棄物処理の在り方について（環境省中央環境審議会意見具申）,2005.
- 2) 環境省：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（環境省告示第43号）,2005.
- 3) 山川肇, 植田和弘：ごみ有料化研究の成果と課題：文献レビュー, 廃棄物学会誌, 第12巻第4号, pp.245-258, 2001.

- 4) Sakai, S., Ikematsu, T., Hirai, Y., Yoshida, H.: Unit-charging programs for municipal solid waste in Japan, *Waste Management*, Vol.28, pp.2815-2825, 2008.
- 5) 天野耕二, 松浦篤史: 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, 2002.
- 6) 福岡雅子, 小泉春洋, 山川肇, 高月紘: 透明・半透明袋制導入時のごみ減量効果及び減量要因の解析, *廃棄物学会論文誌*, 第15巻, 第4号, pp.266-275, 2004.
- 7) 島根哲哉, 日引聡, 河口政生: ごみ処理手数料有料制のごみ削減効果に関する実証分析, *日本経済学会2005年秋季大会*, 2005
- 8) 島根哲哉, 日引聡: 空間的自己相関モデルによるごみ処理手数料有料化のごみ排出削減効果の計量的分析, *応用地域学会第19回研究発表会*, 2005.
- 9) 笹尾俊明: 産業廃棄物税の排出抑制効果ーパネルデータを用いた分析, 第19回廃棄物学会研究発表会講演論文集, pp.110-112, 2008.
- 10) 田中信壽, 吉田英樹, 亀田正人, 安田八十五: 一般家庭における資源消費節約型生活に対するごみ有料化の効果に関する研究, 平成7年度科学研究費補助金(重点流域「人間環境系」)研究成果報告書, 1996.
- 11) 山川肇, 植田和弘, 寺島泰: 有料化実施時におけるごみ減量の影響要因, *廃棄物学会論文誌*, 第13巻, 第5号, pp.262-270, 2002.
- 12) 北村行伸: パネルデータ分析, pp.59-80, 岩波出版, 2005.
- 13) 浅野哲, 中村二郎: 計量経済学, pp.223-256, 有斐閣, 2000.
- 14) 笹尾俊明: 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*, 第11巻, 第1号, pp.1-10, 2000.
- 15) 碓井健寛: 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, 2003.

EFFECT OF UNIT PRICING SYSTEM ON HOUSEHOLD WASTE REDUCTION - PANEL DATA ANALYSIS OF MUNICIPALITIES IN KYOTO PREFECTURE -

Tatsuhito Ikematsu, Yasuhiro Hirai and Shin-ichi Sakai

Effect of unit pricing system (UPS) on household waste reduction was analyzed and confirmed using a panel data on municipalities in Kyoto Prefecture during the period 1998-2006. For the amount of combustible waste collected, the effect of UPS was estimated to be 55 g/capita-day in case of dummy variable, and 47 g/capita-day per Yen/L in case of unit price per volume of a prepaid bag.

In addition, recyclable waste collection by community was suggested as one of the factors which influenced the effect of waste reduction by UPS. And it promoted diversion of waste to recycling routes, the amount of the diversion was estimated to be about half of all waste reduction.