

論 説

ごみ排出行動と処理料金の計量分析

高 瀬 浩 二

1. はじめに

現在、多くの市町村によって、一般廃棄物（以下、ごみと呼ぶ）の収集・処理・処分（以下、ごみ処理と呼ぶ）の有料化政策が実施されている（山川・植田（2001）、246 ページ）。ごみ処理有料化政策については、さまざまな利点が指摘されているが、その一つに、1人当たりごみ排出量の減量が期待されることがある。有料化政策のごみ減量への効果に関しては、多くの分析例がある¹。本研究では有料化の効果を、徴収される処理価格に対するごみ排出行動の変化としてとらえ、ごみ排出量の価格弾力性を推定する。それにより、ごみ処理有料化によるごみ減量効果の有無を確認する。さらに、処理料金の上昇により、減量効果に有意な差が現れるかの分析を行う。

ごみ処理有料化政策のもとでは、多量排出者が多くの費用負担をすることになり、市町村の税収で処理費用をまかなうよりも公平であるとされる。この点が、有料化政策導入の根拠となっているもう一つの主な理由である。1人当たりごみ排出量が個人の所得に関わらず一定であるならば、処理費用を税収でまかなうことは、累進課税を前提とする税制度の下では不公平である。したがって、ごみ排出量に対する所得の影響がないならば、料金徴収をするごみ処理の有料化政策が支持されることになる。逆に所得が大きい個人ほど、ごみ排出量が多いならば、ごみ処理料金を徴収しない政策が支持される。本研究では、この問題に答えるべく、所得がごみ排出量に与える影響についても分析する。

また、ごみ排出量には、地域差があることが良く知られている。1人当たりごみ排出量の地域差の原因としては、人口的、経済的、政策的な要因が考えられる。これらの人口構成、産業構成、政策要因がごみ排出量にどのような影響を与えるかに探るため、パネルデータを用いた計量経済モデルを利用する。これにより、ごみ排出量の地域差を考慮したうえで、1人当たりごみ排出量

¹ ごみ収集有料化政策に関する先行研究についての広範なサーベイとしては、山川・植田（2001）、Kinnaman and Fullerton（2000）などがある。また、Fullerton and Kinnaman eds.（2002）および Kinnaman ed.（2003）は、この分野の主な研究成果をまとめた論文集である。

の推定を行うことが出来る。推定に用いるデータは、全国3100市町村のパネルデータであり、期間は1998年度から2002年度の5年間である。

この論文の構成は以下の通りである。第2節で、1人当たりごみ排出量に影響する変数の選択を行なう。第3節では、分析に用いるモデルとその計量経済学的特長について解説する。第4節で推定の手順と推定結果について述べる。最後に、第5節で今後の課題について触れる。

2. データ

本研究では、全国3100市町村について、ごみ排出量とそれに関連する変数の1998年度から2002年度の5年間の市町村別データを収集した。廃棄物関連の原データは、主に『廃棄物処理事業実態調査』の結果を公表している環境省 Web Site (以下、環境省資料) から、その他の原データは主に総務省統計局『社会・人口統計体系』、朝日新聞社『民力CD-ROM』からとり、次節で解説するモデルの推定のために加工した。

市町村がその処理責任を持つ一般廃棄物のうち市町村収集量と直接搬入量を環境省資料からとり、その合計を人口で割って、人口1人1日当たりごみ排出量 MSW (municipal solid waste) [kg/日/人] を求めた。1人当たりごみ排出量の変動に影響する変数として、

- 1) ごみ排出量 1トン当り処理価格 (PRICE) [万円/トン]
- 2) 集団回収ダミー (SHUDN) [-]
- 3) 人口1人当たり課税対象所得額 (INCOME) [百万円/年/人]
- 4) 可住地人口密度 (PDENSE) [千人/km²]
- 5) 平均世帯人員 (FSIZE) [人/世帯]
- 6) 15歳未満構成比 (SOLD) [%]
- 7) 65歳以上構成比 (SYNG) [%]
- 8) 昼夜人口比 (DNRAT) [%]
- 9) 人口千人当たりスーパーマーケット店数 (SUPRM) [店/千人]
- 10) 人口千人当たり飲食店数 (RESTR) [店/千人]
- 11) 第1次産業従業者数比率 (S1WRK) [%]
- 12) 第2次産業従業者数比率 (S2WRK) [%]
- 13) 一般世帯の1人当たり住宅延べ面積 (FLOOR) [m²/人]
- 14) 生活系ごみ有料ダミー (HOUSP) [-]
- 15) 事業系ごみ有料ダミー (BUSSP) [-]

を考慮する。以下、これらの変数の整備とそれらを回帰式の説明変数として加える根拠を述べる。

ごみ排出量1トン当り処理価格によって、ごみ排出量が処理価格によって影響されるかを確認する。環境省資料から、市町村徴収分の「手数料・使用料」をとった。廃棄物処理は市町村が独自に行うだけでなく、複数の市町村から構成される一部事務組合で処理されることがある。一部事務組合が独自で徴収している「手数料・使用料」は、組合に所属する市町村の人口比で各市町村に割り振った。各市町村の組合所属状況は環境産業新聞社『廃棄物年鑑』および環境省資料からとった。市町村徴収分と一部事務組合徴収分の「手数料・使用料」の合計を、ごみ排出総量で除したものを処理価格（PRICE）とした。次節で解説する回帰モデルには、処理価格の1次項 PRICE と2次項 PRICE² を含めている。

本研究で分析するごみ排出量 MSW には、家庭から不要物として出される集団回収量は含まれていない。集団回収された廃棄物は市町村の処理対象外であり、民間企業などにより再資源化される。そのため、処理料金の分析に含めることは適当ではない。しかしながら、ごみ収集が有料の場合、集団回収を行っている自治体の住民が、処理料金を節約するために、不要物をごみとして排出せずに、積極的に集団回収にまわす行動をとることが考えられる。その場合、処理料金に対する反応は、集団回収の有無によって異なるかもしれない。集団回収の有無により有意な差があるかどうかを確認するために、環境省資料から集団回収量を取り、非ゼロの集団回収量があるとき1、集団回収量がゼロのときに0となる集団回収ダミー（SHUDN）を作成した。ごみ処理価格に集団回収ダミー（SHUDN）を乗じ、SHUDN×PRICE、SHUDN×PRICE² を説明変数に加える。

1人当たり課税対象所得（INCOME）は、『社会・人口統計体系』から各市町村の課税対象所得額を取り、住民基本台帳の市町村人口で除して求めた。INCOME を説明変数とし、1人当たりごみ排出量への家計所得の効果をみる。1人当たりごみ排出量が個人の所得に関わらず一定である場合、処理費用を税収でまかなうことは、累進課税を前提とする現行の税制度では、不公平であるとの主張がある（たとえば、寄本（1990）など）。しかし、所得が高い個人ほどごみ排出量が多いならば、税収でまかなう政策を支持する根拠となる。反対に、ごみ排出量に対する所得の影響が正でないならば、料金徴収をする有料政策が支持されることになる。課税対象所得がごみ排出量に与える影響を調べることにより、相反する主張の根拠を確認する。

人口に関する統計には、国による国勢調査と各市町村による住民基本台帳があることは、広く知られている。前者は総務省統計局による5年に1度の全数調査（センサス）で、当該市町村に実際に居住している日本人、外国人を含む総人口を調査したものである。一方、後者は、市町村への住民登録者を基準とする日本人の人口である。家庭系ごみは、居住地で排出されるものであるから、ごみ排出量の推定は生活の場である居住地ベースの人口をもちいて行うべきである。しかしながら、ある市町村内でごみ排出を行う居住者がその市町村に住民登録をしているとは限らない。そのため、国勢調査の方が、実態に合った統計であると言える。しかし、国勢調査は5年

毎の調査であるため、各年度でとることが出来ない。そこで、本研究では、住民基本台帳人口の増減とともに実際の人口も変化していると仮定し、分析対象の5年間のうち、国勢調査が行われた2000年の国勢調査人口を基準とし、以下の算式を用いて各年度の国勢調査ベース人口を推計した。

$$POP_{it} = \frac{POP_{i2000}^{(C)}}{POP_{i2000}^{(R)}} \times POP_{it}^{(R)}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (1)$$

ここで、 POP_{it} は市町村 i 、期間 t の人口、右肩添え字の C、R は、それぞれ、国勢調査(national census)、住民基本台帳(basic resident registers)を表す。同様の手続きによって、国勢調査ベース世帯数、国勢調査ベース年齢別人口を年度ごとに推計した。

可住地人口密度(PDENSE)は、都市化の代理変数として説明変数に加える。国勢調査ベース人口を総務省統計局『社会・人口統計体系』掲載の可住地面積で割って求めた。都市化が進めば1人当たりのごみ排出量が増えると考えられている(笹尾(2000)、3ページ)。しかし、特定の市町村で5年間に都市化が大きく変化することは考えにくい。また、都市化とは、漠然とした概念であり、その影響は、実際には他の変数で説明が出来るものの総称であるかもしれない。したがって、人口密度の経年的変化のごみ排出量への影響の有無は、パネルデータを用いて実証分析を試みなければ、結論を出すことは出来ない。

世帯の規模が大きくなれば、耐久消費財や新聞などが家計内で共有される。そのため、財の1人当たり消費量が減ることが考えられる。また、大家族で料理をすると食料の食べ残しが減るなど、消費の効率化が進むことが考えられる。そのため、平均世帯人員(FSIZE)は、1人あたりのごみ排出の減量効果があると言われている。平均世帯人員を説明変数に加えることにより、これらの議論を確認する。平均世帯人員は、国勢調査ベース人口を国勢調査ベース世帯数で割って求めた。

人口1人当たりのごみ排出量には、市町村の人口構成が影響することも考えられる。65歳以上人口構成比(SOLD)、15歳未満人口構成比(SYNG)により、平均世帯人員が一定の場合に、市町村居住者の年齢構成がごみ排出行動にどのような影響を与えるかをみる。国勢調査ベース年齢別人口から国勢調査ベースの年齢別人口構成比を推計した。

本研究で分析するごみ排出量MSWには、事業所から排出される事業系一般廃棄物が含まれる。人口統計は、通常、夜間人口を中心に推計されているため、昼間人口が多い大都市部や工業団地をもつ市町村では夜間人口1人当たり排出量が、他の市町村に比べ、見かけ上大きくなってしまふことが考えられる。この効果を確認するために、昼夜人口比(DNRAT)を説明変数に加える。1995年と2000年の国勢調査を元に、年度別の昼夜人口比を求めた。

「大量消費」の代名詞であるスーパーマーケットもごみ排出量に影響を与えられられる。家庭系ごみの主要な構成要素である容器包装はもちろんのこと、大型スーパーで一度に多くの財を購入する生活様式が1人当たりごみ排出量を引き上げているとも考えられる(高月(1999)な

ど)。小売業のごみ排出量に与える影響を測るために、説明変数に人口千人当たりスーパーマーケット店数 (SUPRM) を加える。元となる資料は『社会・人口統計体系』の収録データである。

大規模の飲食店は独自に廃棄物処理業者と契約を結び、そこから排出される廃棄物は市町村の収集ごみには含まれない。しかし、小規模の飲食店から排出される廃棄物は、事業系ごみとして、市町村の収集量に含まれている。したがって、飲食店数が1人当たりごみ排出量を引き上げるかもしれない。千人当たり飲食店数 (RESTR) を説明変数として用いることにより、飲食店のごみ排出量への影響を分析する。

さらに、市町村の産業構造もごみ排出量に影響を与えている可能性がある。笹尾 (2000) は、全国の市町村を農業都市・工業都市・商業都市の3つのグループに分け、それぞれのデータセットを用いて3本の回帰式を推定している。しかし、各市町村についての十分な情報があれば、それらを説明変数に加えることで、市町村の産業構造がごみ排出量に与える効果を直接的に推定す

Table 1 : Descriptive Statistics of the Variables

Variables	Mean	Median	Standard Deviation	Maximum	Minimum
MSW	0.877	0.843	0.365	6.505	0.043
log MSW	-0.211	-0.171	0.409	1.873	-3.150
PRICE	0.342	0.211	0.581	16.390	0.000
INCOME	1.160	1.128	0.299	9.738	0.403
PDENS	0.934	0.469	1.456	13.998	0.014
FSIZE	3.093	3.079	0.460	4.728	1.650
SOLD	24.016	23.705	7.244	52.340	6.827
SYNG	14.507	14.593	2.168	26.032	4.920
DNRAT	93.186	93.100	11.173	297.380	59.940
SUPRM	0.138	0.135	0.135	1.368	0.000
RESTR	2.712	2.428	1.610	23.796	-0.866
S1WRK	0.017	0.008	0.027	0.343	-0.043
S2WRK	0.358	0.354	0.120	0.832	0.004
FLOOR	39.677	39.100	6.073	72.820	19.700

Variables	Percentiles				
	5%	25%	50%	75%	95%
MSW	0.396	0.643	0.843	1.052	1.449
log MSW	-0.925	-0.442	-0.171	0.050	0.371
PRICE	0.000	0.063	0.211	0.458	0.999
INCOME	0.743	0.951	1.128	1.340	1.679
PDENS	0.090	0.270	0.469	0.900	3.484
FSIZE	2.379	2.764	3.079	3.409	3.866
SOLD	12.883	18.770	23.705	28.525	36.896
SYNG	10.846	13.261	14.593	15.826	17.795
DNRAT	76.700	85.770	93.100	100.100	109.380
SUPRM	0.000	0.000	0.135	0.221	0.360
RESTR	0.882	1.703	2.428	3.327	5.519
S1WRK	0.000	0.002	0.008	0.021	0.066
S2WRK	0.164	0.273	0.354	0.439	0.554
FLOOR	30.000	35.760	39.100	43.318	50.260

ることが出来る。本研究では、第1次産業従業者比率(S1WRK)、第2次産業従業者比率(S2WRK)を説明変数に加えた。総務省統計局による『事業所・企業統計調査』の産業別従業者を総務省統計局 Web Site から収集し、それを用いて、各産業別従業者比率を推計した。

住宅環境も1人当たりごみ排出量に影響を与えるとされる(Jenkins (1993) など)。住居が広いと不要物をいったん保管するスペースがとれるため、ごみ排出量は減少する可能性がある。逆に、狭い住居の場合には、消費財が不要となった時点で即座に廃棄してしまう必要があるため、ごみ排出量が増えるかも知れない。住宅環境が1人当たりごみ排出量に与える効果をみるために、1人当たり住宅延べ面積(FLOOR)を説明変数に加えた。1995年と2000年の国勢調査を元に、年度別の1人当たり住宅延べ面積を求めた。

1人当たりごみ排出量には、以上の経済要因、人口要因、社会要因以外にも、市町村が行う廃棄物管理政策が、より直接的に影響を与えられると考えられる。これらの政策の有効性を探るため、生活系ごみ有料ダミー(HOUSP)、事業系ごみ有料ダミー(BUSSP)を説明変数に加える。環境省 Web Site には、金属屑、廃プラスチックなどのごみ種別の有料化政策の有無が報告されているが、回帰式に多くの説明変数を加えることによる解釈の煩雑さとパラメータ推定量の自由度の減少を避けるために、それらを生活系と事業系に統合、整理した。有料化政策が行われている場合は、それぞれ、HOUSP=1、BUSSP=1、行われていない場合は、それぞれ、HOUSP=0、BUSSP=0である。

以上の変数(ダミー変数以外)の記述統計量をTable 1にまとめた。なお、1998年度から2002年度までの5年間の統計が入手可能でない変数に関しては、線形補完を行った。

3. モデル

本研究で推定する回帰式を以下のように定式化した。

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it} \beta + u_{it}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (2)$$

ここで、被説明変数 y_{it} は市町村 i 、期間 t の1人当たりごみ排出量の自然対数 $y_{it} = \log MSW_{it}$ である。 x_{it} は、ごみ排出量に影響すると考えられる $K \times 1$ の説明変数ベクトル

$$x_{it} = [\text{PRICE}_{it} \text{ SHUDN}_{it} \times \text{PRICE}_{it} \text{ PRICE}^2_{it} \text{ SHUDN}_{it} \times \text{PRICE}^2_{it} \\ \text{INCOME}_{it} \text{ PDENS}_{it} \text{ FSIZE}_{it} \text{ SOLD}_{it} \text{ SYNG}_{it} \text{ DNRAT}_{it} \\ \text{SUPRM}_{it} \text{ RESTR}_{it} \text{ S1WRK}_{it} \text{ S2WRK}_{it} \text{ FLOOR}_{it} \text{ HOUSP}_{it} \text{ BUSSP}_{it}], \\ i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

である。 β_0 は定数項、 $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_K)'$ は、回帰係数ベクトル($K \times 1$)、 u_{it} は誤差項である。また、 $N=3100$ 、 $T=5$ 、 $K=17$ である。

片対数型の回帰パラメータ β_k は、

$$\beta_k = \frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}^{(k)}} = \frac{\partial \log MSW_{it}}{\partial x_{it}^{(k)}} = \frac{\partial MSW_{it}/MSW_{it}}{\partial x_{it}^{(k)}}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T, \quad k=1, \dots, K \quad (4)$$

より、説明変数 k が1単位変化した場合の1人当たりごみ排出量の変化率を表す。ここで、右肩の (k) は k 番目の説明変数を表すこととする。

説明変数に含まれない市町村固有の要因を考慮するため、誤差項 u_{it} を

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (5)$$

と仮定する。ここで、 μ_i は期間を通して不変(time-invariant)の市町村 i 固有の効果である。また、 v_{it} は期間を通して可変(time-variant)な効果である。 v_{it} の期待値はゼロで、均一分散を持ち、相互に無相関であると仮定する。すなわち、

$$\begin{aligned} E(v_{it}) &= 0, \\ \text{Cov}(v_{it}, v_{jr}) &= \begin{cases} \sigma_v^2 & \text{for } i=j, t=r \\ 0 & \text{for } i \neq j \text{ or } t \neq r \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

である($i, j=1, \dots, N, t, r=1, \dots, T$)。さらに、市町村効果 μ_i の期待値はゼロで、他の市町村効果とは無相関、さらに v_{it} とも無相関であると仮定する。すなわち、

$$\begin{aligned} E(\mu_i) &= 0, \\ \text{Cov}(\mu_i, \mu_j) &= \begin{cases} \sigma_\mu^2 & \text{for } i=j \\ 0 & \text{for } i \neq j \end{cases} \quad (7) \\ \text{Cov}(\mu_i, v_{jt}) &= 0 \quad \text{for all } i, j, t \end{aligned}$$

である($i, j=1, \dots, N, t=1, \dots, T$)。(5)式、(6)式、(7)式より、誤差項 u_{it} の期待値、分散および共分散は、

$$\begin{aligned} E(u_{it}) &= 0, \\ \text{Cov}(u_{it}, u_{jr}) &= \begin{cases} \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 & \text{for } i=j, t=r \\ \sigma_\mu^2 & \text{for } i=j, t \neq r \\ 0 & \text{for } i \neq j \end{cases} \end{aligned} \quad (8)$$

となる。

μ_i には、説明変数に含まれない気候や主な交通手段の違いなどの地域差が含まれる。松藤・田

中(1993)、松藤・田中・澤石(2000)は、ごみ排出量の計量方法や処理形態が自治体によって異なることが原因で、ごみ量の統計自体に見かけ上の地域差があることを指摘しているが、統計上の地域差も μ_i に含まれる。本研究では、パネルデータを用いることにより、これらの地域差 μ_i を考慮した推論を行なう。

地域差 μ_i を固定的なパラメータであると考えれば、(8)式は、

$$\begin{aligned} E(u_{it}) &= 0, \\ \text{Cov}(u_{it}, u_{jr}) &= \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{for } i=j \\ 0 & \text{for } i \neq j \end{cases} \end{aligned} \quad (9)$$

となり、(2)式は、固定効果モデル (fixed effect model ; FE) となる。固定効果モデルでは、被説明変数と説明変数から、それぞれの市町村平均を引き、(2)式を

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + \text{error term}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (10)$$

と変形して β の最小2乗法推定を行うと、 β の不偏一致推定量 $\hat{\beta}_{FE}$ を得ることが出来る。ここで、 \bar{y}_i は市町村 i の被説明変数の平均 $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$ 、 \bar{x}_i は市町村 i の説明変数の平均ベクトル ($K \times 1$)、 $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_t x_{it}$ である。

一方、地域差 μ_i が説明変数と無相関であるならば、(2)式は、ランダム効果モデル (random effect model ; RE) となる。(8)式を用いた一般化最小2乗推定 (generalized least square method ; GLS) を行えば、 β の有効推定量 $\hat{\beta}_{FE}$ が得られる。このランダム効果モデルの一般化最小2乗推定量は、(2)式を

$$y_{it} - \theta \bar{y}_i = (1 - \theta) \beta_0 + (x_{it} - \theta \bar{x}_i)' \beta + \text{error term}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (11)$$

と変換した上で最小2乗法推定を行うことによって得られる。ここで、 θ は、

$$\theta = 1 - \frac{\sigma_v}{\sqrt{T\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} = 1 - \frac{\sigma_v}{\sigma_1} \quad (12)$$

と定義される。しかしながら、通常、 σ_u^2 および σ_v^2 は未知である。実行可能な一般化最小2乗推定 (feasible generalized least square method ; FGLS) を行うためには、(12)式の σ_u^2 および σ_v^2 をそれぞれの一致推定量で置き換えて推定を行う (Baltagi (2005) など)。

4. 推定結果とその解釈

(5)式において、すべての市町村固有効果がゼロならば ($\mu_i = 0$, for all i)、誤差項 u_{it} は均一分散となる ($\text{Var}(u_{it}) = \sigma_u^2$, for all i, t)。そのとき、(2)式は典型的な回帰モデルとなるため、その

最小2乗推定量は、 β の最良不偏推定量となる。また、一般的な仮定の下では、一致性も保証される。計算効率と推定量の自由度の観点からは、最小2乗推定を行うことが望ましい。一方、非ゼロの市町村固有効果が存在する場合、 β の最良不偏推定量を得るためには、市町村固有効果を考慮した推定をする必要がある。そこで、まずは、市町村固有効果の有無を検定する。この目的のため、最初に $N \times T$ 個の観測点をプールした回帰 (pooled regression) で、 β_0 および β を最小2乗法推定した。その残差を u_{it} とし、さらに、残差自乗和を SSR_{pool} と表す。次に、固定効果モデルの(10)式の推定を行った²。その残差自乗和を SSR_{FE} と表す。すべての市町村固有効果がゼロであるとする帰無仮説が真のとき、

$$\text{test}_{\text{pool}} = \frac{(SSR_{\text{pool}} - SSR_{\text{FE}})/(N-1)}{(SSR_{\text{FE}})/(NT-N-K)} \quad (13)$$

は、第1自由度 $N-1$ (=3099)、第2自由度 $NT-N-K$ (=12383) のF分布に従う。(13)式の検定値は27.501、そのP値は0.000となり、帰無仮説は棄却された。したがって、このデータセットを用いた分析では、市町村固有効果を考慮した推定・推論が必要であることが示された。

次に、ランダム効果モデルの(11)式を推定した。誤差項の分散(12)式の一致推定量として

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it} - \bar{u}_i)^2}{N(T-1)}, \quad \hat{\sigma}_i^2 = \frac{T \sum_{i=1}^N \bar{u}_i^2}{N} \quad (14)$$

を用いた。市町村固有効果が説明変数と無相関であるならば、ランダム効果モデルの推定量 $\hat{\beta}_{\text{RE}}$ は、一致性と有効性を持つ。しかし、その仮定が満たされない場合には、 $\hat{\beta}_{\text{RE}}$ の一致性は保証されない。一方、固定効果モデルの推定量 $\hat{\beta}_{\text{FE}}$ は、この仮定の真偽に関わらず、一致性を持つ。ランダム効果モデルと固定効果モデルのどちらを採用すべきかを判断するために、Hausman 流の特定化検定 (specification test) を行う。市町村固有効果と説明変数が無相関であるという帰無仮説 ($\text{Cov}(\mu_i, x_{it}) = 0$, for all i, t) のもとで、

$$\text{test}_{\text{specification}} = (\hat{\beta}_{\text{RE}} - \hat{\beta}_{\text{FE}})' (\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{FE}}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{\text{RE}}))^{-1} (\hat{\beta}_{\text{RE}} - \hat{\beta}_{\text{FE}}) \quad (15)$$

は、漸近的に自由度 K (=17) のカイ自乗分布に従う。(15)式の検定値は11.725、そのP値は0.817となり、帰無仮説は棄却されなかった。したがって、ランダム効果モデルにより、回帰係数の有効推定量を得ることが示された。そこで、以下の推定結果の解釈は、ランダム効果をもとに行う。

ランダム効果モデルの推定結果をTable 2にまとめる。なお、検定に用いた分散共分散行列および報告した標準誤差は、White (1980) の不均一分散一致分散共分散行列 (heteroscedasticity consistent covariance matrix estimate ; HCCME) である。HCCMEを用いた理由は、パネル

² プールされた回帰と固定効果モデルのパラメータ推定値は、Table 3とTable 4として文末に報告する。

データを用いた分析では、一般に誤差項の不均一分散が問題とされるためである(北村(2005)、65ページ)。なお、価格に関する係数は、非ゼロの集団回収量がある場合(Y; SHUDN=1)の場合と集団回収量がゼロの場合(N; SHUDN=0)とに分けて報告した。また、回帰式の尺度として、被説明変数の実績値 y_{it} と当てはめ値 \hat{y}_{it} の相関係数 $\text{Corr}(y_{it}, \hat{y}_{it})$ の2乗を同時に報告した³。

Table 2 : Parameters Estimated of the Random Effect Model

Parameter	Estimate	Standard Error	t-value	P-value
$\beta_{\text{PRICE}}^{(Y)}$	-0.100	0.009	-11.364	0.000
$\beta_{\text{PRICE}}^{(N)}$	-0.069	0.008	-8.249	0.000
$\beta_{\text{PRICE}^2}^{(Y)}$	0.010	0.002	6.366	0.000
$\beta_{\text{PRICE}^2}^{(N)}$	0.005	0.001	6.642	0.000
β_{INCOME}	-0.075	0.016	-4.840	0.000
β_{PDENS}	-0.015	0.003	-4.521	0.000
β_{FSIZE}	-0.302	0.017	-17.385	0.000
β_{SOLD}	-0.034	0.001	-24.960	0.000
β_{SYNG}	-0.023	0.003	-7.256	0.000
β_{DNRAT}	0.006	0.001	9.661	0.000
β_{SUPRM}	0.137	0.023	6.071	0.000
β_{RESTR}	0.020	0.003	6.054	0.000
β_{S1WRK}	-0.784	0.185	-4.240	0.000
β_{S2WRK}	-0.708	0.049	-14.431	0.000
β_{FLOOR}	0.015	0.001	13.744	0.000
β_{HOUSP}	-0.025	0.004	-5.962	0.000
β_{BUSSP}	0.002	0.004	0.350	0.726
β_0	1.083	0.109	9.906	0.000
$(\text{Corr}(y, \hat{y}))^2$	0.440			

Table 2 の係数推定値とその分散共分散行列の推定値を用いて、集団回収の有無によって処理価格の係数が異なるかを検定した。価格に関して、すべてのグループで係数が同一であるという帰無仮説 $\beta^{(Y)} = \beta^{(N)}$ のもとで、Wald 検定量

$$\text{test}_{\text{No_dummy}} = \hat{\beta}'_{\text{RE}} R' (R \text{Var}(\hat{\beta}_{\text{RE}}) R')^{-1} R \hat{\beta}_{\text{RE}} \tag{16}$$

は、漸近的に自由度2のカイ自乗分布に従う。ここで、 R は、

$$R = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \tag{17}$$

の行列(2×17)である。(16)式の検定値は23.613、そのP値は0.000となり、帰無仮説は棄却さ

³ 一般に、線型回帰式では、最小2乗推定量を用いた当てはめ値を用いれば、被説明変数の実績値と当てはめ値の相関係数は一致する。すなわち、 $R^2 = (\text{Corr}(y, \hat{y}))^2$ が成り立つ。

れた。したがって、集団回収の有無により、ごみ処理価格に対する排出行動に差があることが示された。

Figure 1 は処理価格に対するごみ排出量の弾力性のグラフである。横軸は処理価格 PRICE [万円/トン]、縦軸はごみ排出量の価格弾力性である。ごみ排出量の価格弾力性は、処理価格が 1% 変化するとき、1 人当たりごみ排出量が何%上がるか、あるいは、何%下がるかをあらわし、

$$\frac{\partial \log \text{MSW}}{\partial \log \text{PRICE}} = \frac{\partial \text{MSW}/\text{MSW}}{\partial \text{PRICE}/\text{PRICE}} \quad (18)$$

と定義される。(18)式を回帰式にしたがって書き換えると、

$$\frac{\partial \log \text{MSW}_{it}}{\partial \log \text{PRICE}_{it}} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \text{PRICE}_{it}} \text{PRICE}_{it} = \hat{\beta}_{\text{PRICE}} \text{PRICE}_{it} + 2 \hat{\beta}_{\text{PRICE}^2} \text{PRICE}_{it}^2, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (19)$$

となる。実線は当てはめ値、点線は95%信頼区間を表す。非ゼロの集団回収量がある場合 (Y; SHUDN = 1) を黒い曲線、集団回収量がゼロの場合 (N; SHUDN = 0) を灰色の曲線で表した。また、グラフ下の数値は、市町村グループ別の経験的分布 (empirical distribution) の値である。グラフに表した処理価格 3 万円/トンまでの間に、99%以上の観測点が含まれている。価格弾力性

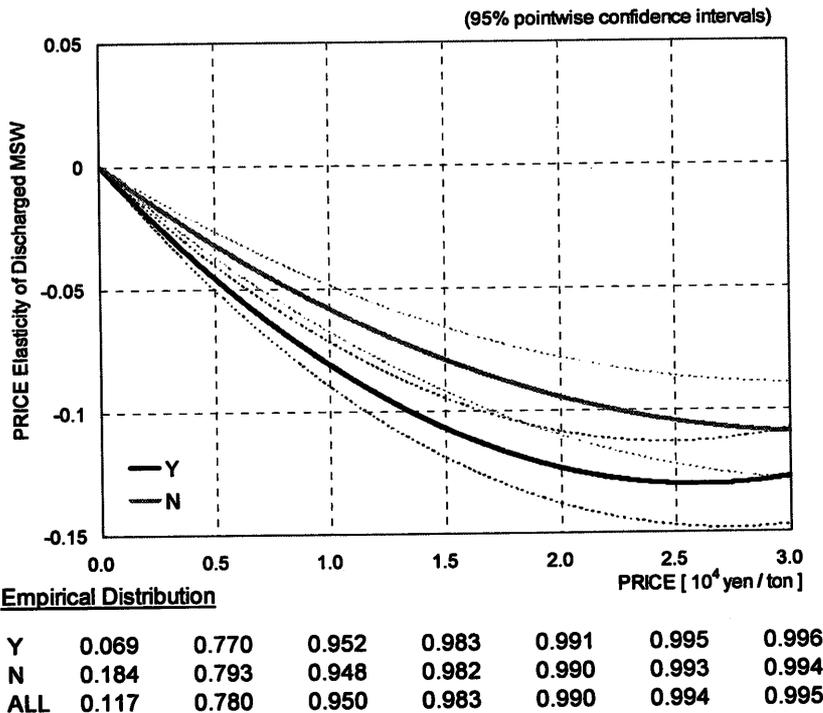


Figure 1 : Price Elasticities of Discharged MSW

の絶対値が1より小さいことから、ごみ排出量は処理価格に対して非弾力的ではあるが、弾力性が負であることから、処理料金徴収によるごみの減量効果が認められる。

課税対象所得 INCOME の係数は有意に負である。このことから、所得が増えても、ごみ排出量が増えることはないことが示された。したがって、ごみ処理料金を徴収する政策は、処理費用の負担を平等にするためには効果的であると結論付けることが出来る。

都市化の代理変数とされる可住地人口密度 PDENSE のごみ排出量への影響は統計的に有意に負となった。可住地人口密度が1単位 [千人/m²] 上がるとき、1人当たりごみ排出量は0.015%減少することになる。笹尾 (2000) では、1人当たりごみ排出量に対して、人口密度が正の影響をもつと推定されたが、高瀬 (2002) では有意に推定されなかった。本研究の回帰式には、一般に都市化の現象と考えられている平均世帯人員の増加や産業別従業者比率が説明変数に加えられているため、このモデルの中で可住地人口密度が表しているものは、その他の都市化の現象総称という意味合いを持つ。したがって、可住地人口密度を都市化の代理変数と解釈することが困難である。可住地人口密度が意味する具体的な意味については、今後の検討が必要である。

また、平均世帯人員 FSIZE が1人増加すると、1人あたりごみ排出量は0.3%減少するという結果を得た。これは、北島・中杉・西岡・原沢 (1981)、笹尾 (2000)、高瀬 (2002) などと同様の結果である。1人当たりの所得を一定とした場合、平均世帯人員が増えると1人当たりの消費量が減るため、その結果として、1人当たりごみ排出量を減らす効果があるものと思われる。

65歳以上人口構成比 SOLD、15歳未満人口構成比 SYNG の係数は共に有意に負となった。平均世帯人員が一定の場合、65歳以上あるいは15歳未満の世帯人員は独立の消費行動を行っているとは考えにくい。そのため、ごみ排出量には負の効果が現れたものと考えられる。

昼夜人口比 DNRRAT の係数は有意に正である。昼夜人口比が高い市町村には事業所が多く、そのため、ごみ排出量に占める事業系ごみの割合が高いと考えられる。1%の昼夜人口比の増加は1人当たりごみ排出量を0.006%引き上げると推定された。また、スーパーマーケット店数、飲食店数は共にごみ排出量を増加させる効果が認められた。スーパーマーケット店数、飲食店数が人口千人当たり1店増えるとき、1人当たりごみ排出量は、それぞれ、0.137%、0.020%増加することが示された。スーパーマーケットによる住民の消費行動の変化や飲食店からの事業系ごみの混入が、1人当たりごみ排出量に影響しているものと思われる。

市町村の産業構造もごみ排出量に影響を与えていることが示された。第1次産業従業者比率 (S1WRK)、第2次産業従業者比率 (S2WRK) は共に1人当たりごみ排出量を減らすと推定された。このことは、第3次産業からの事業系ごみが、全体のごみ排出量を増加させることを示唆している。

1人当たり居住面積 (FLOOR) は、1人当たりごみ排出量に対し、有意に正の効果があると推

定された。これは、予想に反する結果である。市町村の住宅面積と65歳以上人口比は比較的高い相関(相関係数は0.652)を示しており、このことが予想に反する結果の一因になっているものと考えられる。

市町村が行う廃棄物管理政策については、生活系ごみ有料ダミー(HOUSH)の係数は有意に負となり、そのごみ減量化への有効性が示された。生活系ごみ有料化政策を実施することにより、それを実施しない場合に比べて、1人当たりごみ排出量を0.025%減らす効果が期待される。一方、事業系ごみ有料ダミー(BUSSP)の係数は有意に推定されなかった。一般の企業から排出される事業系ごみには、有料化政策の効果が期待できないことになる。事業系ごみに課される処理料金は、企業の経費でまかなわれていると考えられ、排出者本人が費用を負担する家庭系ごみに比べて、収集有料化政策のごみ減量化への影響が小さいものと推測される。

5. 結語と今後の課題

本研究では、市町村パネルデータを用い、1人当たりごみ排出量の回帰式を推定した。ごみ収集料金の徴収は、ごみ排出量の削減に効果があることが示された。さらに、処理価格がごみ排出量削減に与える影響は、集団回収の有無によって、有意な差があることを示した。また、処理費用だけでなく、市町村の経済的要因、社会的要因、地理的要因も1人当たりごみ排出量に影響を与えることを示した。

ごみの排出量に直接的に影響するごみ処理料金やごみ収集有料化政策、間接的に影響を与えると考えられる経済的、人口学的、社会的要因以外にも、地理的要因の影響も考慮されるべきである。地理的な影響のひとつに越境廃棄の問題がある。ある市町村の処理が有料であり、隣接市町村の処理が無料である場合、有料地域の住民が無料の隣接地域にごみ不法投棄をする可能性がある。これらの影響は回帰式の誤差項に含まれることになる。そのため、誤差項には空間的相関(spatial correlation)が起り得る。誤差項に空間的相関がある場合は、通常最小2乗法で推定されたパラメータ推定量は有効性を持たず、一般的な方法で推定された分散共分散行列を用いた推論は成り立たない(Anselin (2001) など)。山川(2001)は、有料化によって不法投棄が増加するとは限らないとしているが、その根拠を統計的な手続きによって検証する必要がある。これらの誤差項の空間的相関の可能性を考慮した上で、1人当たりごみ排出量の推定を行なうことは、残された課題のひとつである。

高月(1999)によれば、ごみ排出量は、我々の消費生活を反映している。したがって、ごみ排出量をその「川上」である消費者行動と連動した形で推定することも考慮されるべきである。伝統的な消費者モデルをベースにごみ排出量の推定を行った研究には、高瀬(2002)があるが、本

研究でごみ排出量の変動に有意な影響があると認められた説明変数を、川上に戻して、消費者モデルへ組み込むことも、今後の課題としたい。

引用文献

- Anselin, L. (2001) "Spatial Econometrics," Chap. 14 in Baltagi, B. H. ed. *A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell, pp.310-330.
- Baltagi, B. H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd. edition, John Wiley & Sons Inc.
- Fullerton, D. and T. C. Kinnaman eds. (2002) *The Economics of Household Garbage and Recycling Behavior*, Edward Elgar.
- Jenkins, R. (1993) *The Economics of Solid Waste Reduction*, Edward Elgar.
- Kinnaman, T. C. ed. (2003) *The Economics of Residential Solid Waste Management*, Ashgate Publishing Company.
- Kinnaman, T. C. and D. Fullerton (2000) "The Economics of Residential Solid Waste Management," Chap. 3 in Tietenberg, T. and H. Folmer eds. *The International Yearbook of Environmental and Resource Economics 2000/2001: A Survey of Current Issues*, Edward Elgar, pp.100-147.
- White, H. (1980) "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, 48(4), pp.817-838.
- 北島能房・中杉修身・西岡秀三・原沢秀夫 (1981) 「家計の購入・廃棄行動に関する実証研究」『地域学研究』11, pp.185-200.
- 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』岩波書店.
- 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』11(1), pp.1-10.
- 高瀬浩二 (2002) 「家計消費と家庭系廃棄物発生量の計量経済分析」中村慎一郎編『廃棄物経済学をめざして』早稲田大学出版部, pp.97-150.
- 高月紘 (1999) 「ごみの一〇〇年と現代の台所ごみ事情」日本生活学会編『生活学第二十三冊 台所の一〇〇年』ドメス出版, pp.295-311.
- 松藤敏彦・田中信寿 (1993) 「都市ごみ管理のための廃棄物統計改良に関する研究」『廃棄物学会論文誌』4(1), pp.10-18.
- 松藤敏彦・田中信寿・澤石直史 (2000) 「13大都市における家庭系ごみ収集量の相違とその要因に関する研究」『廃棄物学会論文誌』11(5), pp.261-270.

山川肇 (2001) 「不法投棄と自家焼却は有料化によって増えるものではない」『月刊廃棄物』2月号, pp.14-19.

山川肇・植田和弘 (2001) 「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』12(4), pp.245-258.

寄本勝美 (1990) 『ごみとリサイクル』岩波書店.

統計資料

朝日新聞社『民力CD-ROM』各年版.

総務省統計局『社会・人口統計体系』

総務省統計局 Web Site『事業所・企業統計調査』

(<http://www.stat.go.jp/data/jigyuu/index.htm>) 2005年7月情報取得.

環境産業新聞社『廃棄物年鑑』各年版.

環境省 Web Site『廃棄物処理技術情報』

(http://www.env.go.jp/recycle/waste_tech/index.html) 2005年7月情報取得.

Table 3 : Parameters Estimated of the Pooled Regression

Parameter	Estimate	Standard Error	t-value	P-value
$\beta_{PRICE}^{(Y)}$	-0.215	0.013	-17.025	0.000
$\beta_{PRICE}^{(N)}$	-0.164	0.013	-12.731	0.000
$\beta_{PRICE^2}^{(Y)}$	0.020	0.003	6.656	0.000
$\beta_{PRICE^2}^{(N)}$	0.013	0.001	8.740	0.000
β_{INCOME}	-0.124	0.015	-8.272	0.000
β_{PDENS}	-0.022	0.002	-11.767	0.000
β_{FSIZE}	-0.262	0.010	-26.317	0.000
β_{SOLD}	-0.035	0.001	-37.111	0.000
β_{SYNG}	-0.032	0.002	-15.023	0.000
β_{DNRAT}	0.005	0.000	11.535	0.000
β_{SUPRM}	0.224	0.020	11.047	0.000
β_{RESTR}	0.026	0.003	9.358	0.000
β_{S1WRK}	-0.611	0.140	-4.375	0.000
β_{S2WRK}	-0.618	0.029	-21.620	0.000
β_{FLOOR}	0.010	0.001	13.171	0.000
β_{HOUSP}	-0.062	0.005	-11.329	0.000
β_{BUSSP}	0.044	0.007	6.605	0.000
β_o	1.398	0.074	18.866	0.000
$(Corr(y, \hat{y}))^2$ 0.461				

Table 4 : Parameters Estimated of the Fixed Effect Model

Parameter	Estimate	Standard Error	t-value	P-value
$\beta_{PRICE}^{(Y)}$	-0.087	0.008	-10.647	0.000
$\beta_{PRICE}^{(N)}$	-0.059	0.008	-7.855	0.000
$\beta_{PRICE^2}^{(Y)}$	0.008	0.001	6.209	0.000
$\beta_{PRICE^2}^{(N)}$	0.005	0.001	6.387	0.000
β_{INCOME}	-0.041	0.009	-4.332	0.000
β_{PDENS}	-0.136	0.028	-4.882	0.000
β_{FSIZE}	-0.375	0.055	-6.884	0.000
β_{SOLD}	-0.022	0.004	-6.062	0.000
β_{SYNG}	-0.001	0.004	-0.187	0.851
β_{DNRAT}	0.006	0.002	3.504	0.000
β_{SUPRM}	0.052	0.024	2.111	0.035
β_{RESTR}	0.020	0.005	4.187	0.000
β_{S1WRK}	-0.645	0.255	-2.527	0.011
β_{S2WRK}	-0.652	0.111	-5.893	0.000
β_{FLOOR}	0.017	0.003	5.468	0.000
β_{HOUSP}	-0.015	0.004	-3.665	0.000
β_{BUSSP}	0.000	0.004	0.056	0.955
β_o	—			
$(Corr(y, \hat{y}))^2$ 0.965				