

有料化によるごみ減量効果の持続性

山川肇¹・植田和弘²・寺島泰³

¹ 正会員 工博 京都府立大学助手 人間環境学部環境デザイン学科 (〒606-8522 京都市左京区下鴨半木町 1-5)

² 正会員 経博・工博 京都大学大学院教授 経済学研究科, 地球環境学研究科 (〒606-8501 京都市吉田本町)

³ フェロー会員 工博 大阪産業大学教授 人間環境学部都市環境学科 (〒574-8530 大東市中垣内 3-1-1)

本研究では、全国の有料化実施都市を対象とした質問紙調査、及び、統計資料調査によるデータを用いて、(1)一人一日当たり総ごみ排出量の要因モデルを推定し、(2)これに基づき全量従量制有料化による減量効果の持続性を分析した。その結果 1)一人一日当たり総ごみ排出量に対して、平均世帯人数の逆数、一人当たり所得、第一次産業就業者割合、一人当たり資源ごみ収集量、一人当たり就業者数が影響を及ぼしていることが明らかとなった。また、これらの地域特性等の影響を除いても、有料化の有無、袋価格は影響を及ぼしていることが明らかとなった。2)全量従量制有料化の減量効果は、地域特性の影響を除いても、平均的には10年以上の持続性があることが明らかとなった。ただし、袋価格の影響の持続性については明確な結論は得られなかった。

Key Words : variable rates, maintaining the waste reduction effect, factors in waste generation

1. 緒言

(1) 研究の背景と既存研究

最終処分場の残余容量の減少、廃棄物処理・処分施設建設の困難化、廃棄物処理施設建設費・処理経費の増大等の問題を背景に、ごみの減量化が求められてきた¹⁾⁻³⁾。そうした中で、北海道伊達市における大きなごみ減量の報告以来⁴⁾⁻⁶⁾、ごみ有料化が注目を集めている。そしてこれ以降、ごみ減量化のための有料化という議論が活発になっている。

有料化のごみ減量効果については、Wertz⁷⁾や北畠・中杉⁸⁾以来、多くの研究があり、山川・植田、Mirandaらのレビュー^{9),10)}によっても、多くの文献において認められていることが報告されている。またその後も有料化によりごみが減量したことが示されている¹¹⁾⁻¹⁴⁾。

一方、その減量効果の持続性に対しては疑問も呈されている。有料化実施前後のごみ量の変動を調べた研究からは、実施直後に減少した後、ほぼ横ばいから微増傾向を示す自治体が多く、数年で有料化実施前の水準に近くなる自治体もあると報告されている¹⁵⁾。これに対して丸尾らは、ごみ量が有料化直後の減量した水準を維持することと有料化の減量効果が持続することは同じではないことを高山市を例として示した¹⁶⁾。循環社会研究所も、いくつかの有料化自治体の導入前後のごみ量のグラフに基づき、同様のことを示している¹⁴⁾。ただし、循環社会研究所の報告は、経年変化からの直感的な議論である。

(2) 研究の目的

本研究では、有料化によるごみ減量効果の持続性を、地域特性等も考慮して統計的に検証する。ただし、各自治体ごとの時系列データに基いて分析を行うには、利用可能なデータが少ないという問題がある。そこで本研究では、有料化実施後一定年数以上経過している自治体について、非有料化自治体と比較して、有料化の減量効果が認められるか否かを分析する。もしも有料化の減量効果が持続的であれば、何年経過していても非有料化自治体と比較して有意にごみ量が少ないだろう。逆に非有料化自治体と実施後一定年数以上経過している自治体との間にごみ量の差があれば、それは有料化の減量効果がその一定年数の間は持続的であることを意味すると考えられる。ただし、非有料化自治体のグループと実施後一定年数以上経過している自治体のグループとの間で地域特性等に違いがあれば、それらの影響によってもごみ量が異なる可能性があるため、その影響を考慮した上で比較する必要がある。そのためには、ごみ量に影響する変数を特定しておく必要がある。

そこで、本研究では、第一に地域特性等のごみ量への影響をモデル化し、ごみ量に影響のある変数を特定する。そして第二に、それらの影響を考慮した上で、有料化の減量効果の持続性について分析を行う。

(3) 本研究における有料化自治体の定義

なお本研究では「有料化自治体」を「家庭系可燃ごみの排出に際して、自治体が指定する特定のデザインの有

料指定袋を使用,または有料シール等を添付することを義務づけており,かつ,それらの指定袋・シール等を用いて排出していなければ収集しない自治体」と定義した。指定袋等でなければ収集しないとしても「色・素材等が条件にあえば収集した」,「レジ袋は収集した」等の回答があった自治体は除いている。手数料の有無と関係なく定義したのは,有料化のごみ減量効果を分析する上では,排出者にとって,ごみを排出するのにいくら支払うかが重要であると考えたためである。

2. モデルと分析方法

(1) ごみ排出量の影響要因に関する既存研究とごみ排出量モデル

a) 分析指標

本研究ではごみ量の指標として家庭系ごみと事業系ごみの合計である総ごみ排出量を採用し,その一人一日当たりの量に関するモデルを構築する。ただし,資源ごみは除く。以下, b)~d)では家庭系ごみ排出量について, e)では事業系ごみ排出量について,それぞれ既存研究を踏まえて,その影響要因を検討する。

家庭系ごみ排出量は,家庭系ごみ発生量からリサイクルや自家処理による減量分を差し引いた量と考えられる。そこで,ここでは家庭系ごみ発生量,リサイクル量,自家処理量の影響要因について検討する。なお家庭系ごみ収集量には,事業所由来のごみが混入していると考えられる¹⁷⁾が,ここでは総ごみ排出量についての分析を行うため,混入している事業所由来のごみは事業系ごみに含めてモデル化し,家庭系ごみとしては考慮しない。また事業系ごみ排出量についても自家処理,リサイクルにより変化するが,現在のところ情報があまりなく検討が困難であるので,ここでは考慮しないこととした。

b) 家庭ごみ発生量

家庭からのごみ発生量に影響する要因として,これまで世帯人数^{18),19)},所得^{7),20)},収集頻度¹⁸⁾,世帯主の年齢¹⁸⁾,不要品交換参加¹⁸⁾,子供の食べ残し¹⁸⁾等が指摘されている。このうち,複数の研究でとりあげられ,重要な要因と考えられる世帯人数と所得を本研究ではモデルに導入する。

世帯人数と発生量,または排出量との関係については,2つの研究で異なる影響のしかたが指摘されている。山口ら¹⁹⁾は,一人一日当たりごみ発生量が世帯人数に依存し,2人から5人までは減少し,6人以上では増加傾向を示していると報告している。また発生量ではないが,ステーションへの排出ごみ量の調査から,一人当たりのごみ排出量と世帯人数の逆数の間に相関関係があることが報告されている²¹⁾。逆数をとるのは以下の考え方による。

世帯からのごみ発生量には,世帯につきほぼ一定程度出るごみと,家族人数に応じて増えるごみがあると考えられるが,この場合,世帯当たりのごみ発生量は,世帯人数の切片のある一次式で近似できると考えられる。このとき,一人当たりのごみ発生量は世帯人数の逆数の一次関数となる。山口らの報告において,6人以上で増加する原因が分からないのに対して,逆数を取る根拠は理論的である。そこで,本研究では,ごみ発生量の影響要因として世帯人数の逆数を採用する。

所得については,経済学の研究においてしばしば取り上げられている。ごみ発生量は財の消費量に依存し,その消費量は所得に依存するとモデル化されるからである。しかしながら,所得とごみ排出量に関する実証研究の結果は必ずしも一致していない。米国の研究ではWertz⁷⁾,Jenkins²²⁾はコミュニティ単位の集計データを用いて,またFullerton and Kinnaman²³⁾,Hongら²⁴⁾は各世帯のごみ量データを用いて,所得の有意な影響を認めているが,平均値における所得弾力性の値は,Wertzは0.27,0.28,Jenkinsは0.41,Hongらは0.049となっており,影響の大きさにばらつきがある。日本の研究では,北島・中杉⁸⁾は有意ではないが,負の影響を報告している。ただし所得の代理変数として一人当たり地方税収入額を用いており,代理変数として不十分であったためと考察している。寺島・橋本²⁵⁾は,京都府下の自治体のパネルデータを分析し,個人所得と可燃ごみ収集量原単位との間に正の相関が見られたと報告している(単相関係数0.4095)。笹尾¹³⁾によれば,所得は,工業都市においては有意で正の影響を示しているが,農業都市,商業都市においては負の影響を示しており,特に農業都市では有意となっていた。以上のように,所得とごみ量の関係は必ずしも正の相関関係が報告されているわけではないが,しばしば有意な影響が認められており,本研究においても一人当たり所得を独立変数として導入することとする。

c) 自家処理

自家処理は,自家焼却と生ごみ処理に分けられる。これまで自家焼却行動の影響要因としては,住居形態^{26),27)},地域特性^{26),27)},田畑の有無²⁷⁾,居住年数²⁷⁾,所得²⁶⁾,学歴²⁶⁾,リサイクルプログラムの情報²⁶⁾,そしてごみ問題や自家焼却に関する認知・評価²⁷⁾が挙げられている。生ごみ処理については見当たらないが,自家処理全般については,部屋数¹⁸⁾,持ち家か否か¹⁸⁾,一戸建てか否か¹⁸⁾,敷地面積¹⁸⁾,世帯主の年齢¹⁸⁾との関係が報告されている。また松藤ら^{28),29)}は第一次産業就業者割合と家庭系ごみ収集量との間に負の有意な相関があることを示し,これを自家処理によるものと推定している。

以上の変数のうち,居住年数,学歴,リサイクルプログラムの情報,心理的要因,部屋数,敷地面積,世帯主

の年齢については自治体単位の集計データが入手しがたいため、本研究では取り上げない。所得については、発生量の要因として取り上げている。そこで、本研究では自家処理の要因としては、一戸建て率と第一次産業就業者割合をモデルに導入する。持ち家でも集合住宅であればやはり自家処理は困難と考えられるため、持ち家よりは一戸建てか否かが重要であろう。住居形態はこれに含めてよいであろう。また、自家処理との関係においては、地域特性、田畑の有無は、第一次産業就業者割合で代表させてよいと考えられる。

d) リサイクル

リサイクルに関しては、本研究では資源ごみ収集量自体をモデルに導入する。資源ごみ収集量を独立変数に導入すると、総ごみ排出量の予測に資源ごみ収集量を用いることになり、ごみ量を予測する上では問題がある。しかしながら、本研究におけるモデル構築の目的は総ごみ排出量の予測ではなく、有料化以外の要因による自治体間のごみ量の違いを考慮することであるため、この点は問題とはならない。むしろ資源ごみ収集量という有料化以外のごみ量変動要因を直接考慮することが可能となるため、本研究においては望ましいと考えられる。

一方、このようなモデル化により、資源ごみ収集量による違いを有料化による減量とは別のものと考えられることになる。このため、有料化により資源ごみ収集量が増加して、ごみが減量したと考える場合には有料化の効果を過小評価することになる。しかしながら、既存研究においては、資源ごみ収集の存在下で有料化を導入しても、リサイクルの顕著な増加は見られず^{26),30)}、また分別数と従量制有料化の有無の間の相互関係は認められていない¹³⁾。また日本においては有料化によるごみ減量に対するリサイクルの寄与は小さいとの指摘もある¹⁵⁾。このため、有料化による資源収集量の増加は、大きな誤差とはならないと考えられる。

なおこれまでの研究では、自治体の手による回収は、回収ルートを変化させるだけで、ごみ減量には直接つながっていないとする研究²⁹⁾がある一方、公共関与リサイクル率が高いほどそれ以外のリサイクル率も高くなる傾向にあるとの報告³¹⁾もあり、資源ごみ収集のごみ量に与える影響についての見解は一様ではない。もしも資源ごみ分別収集によって自治体関与リサイクル、民間リサイクルを合わせた総資源回収量は変化しないのであれば、モデルに資源ごみ収集量を独立変数として導入しても有意とはならないだろう。一方、もしも資源ごみ収集量と民間リサイクル量の間には正の相関があれば、モデル中に資源ごみ収集量を導入することで、資源ごみ収集量による減少以上の寄与が得られるだろう。

そこで本研究では、資源ごみ収集のごみ排出量への影響についても注目して、分析を行うこととする。

なお集団回収については、自治体により把握されている程度は異なると考えられるため、ここでの資源ごみ分別収集には含めないこととした。

e) 事業系ごみ排出量

本研究では、事業系ごみ量の要因として、一人あたり商業年間販売額、及び、一人あたり従業者数をモデルに導入する。

新村ら³²⁾による、人口一人あたり事業系ごみ量についての相関分析の結果によれば、商業年間販売額、総従業者数、昼間人口比、小売店販売額、総事務所数が相関係数0.6以上で大きな値となっていた。Jenkins²²⁾は就業者一人あたり事業系ごみ量を用いて需要関数を推定し、手数料額、温度、人口密度の有意な影響を報告している。天野・渥美³³⁾は、就業者一人あたりの事業系ごみ量について、第三次産業就業者率、第二次産業就業者率、人口、工業年間出荷額、飲食店数、第一次産業就業者割合との有意な相関を報告している。これらのうち、天野ら、Jenkins は就業者一人あたりの値を用いており、総量に対する主要な要因と考えている。また、新村らにおいても総従業者数との相関は高い。本研究では、ごみ量の指標として一人あたり総ごみ排出量を採用するため、事業系ごみ量についても、人口一人あたり事業系ごみ量への影響要因をモデルに導入する必要がある。そこで、一人あたり従業者数を要因としてモデルに導入することとした。一方、その他の変数については、ほとんど共通した要因が挙げられていないが、第三次産業就業者率と商業年間販売額、小売店販売額は、サービス産業の活動の程度という意味で共通性があると考えられる。そこでこれらのうち商業年間販売額を採用することとした。

(2) 有料化の影響のモデル化とその持続性の分析方法

a) 有料化の影響とごみ排出量モデル

以上のような地域特性等がごみの発生量、及び、削減量に影響していると考えられるが、既に1で述べているように、これらの要因に加えて、有料化がごみ量に影響していることが明らかになっている。ここでは初めに有料化のごみ減量は持続すると仮定した、従来どおりの有料化の取り扱いに基づく分析モデルについて述べる。持続性の有無を考慮した分析については、b)で述べる。

既存研究において、有料化のごみ排出量への影響を分析する方法としては、有料化している場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数（以下、有料化ダミーとする）を用いる方法^{11),13)}と、単位ごみ量あたりの価格（以下、袋価格とする）を用いる方法^{8),22)}がある。一次式によるモデルの場合には、有料化ダミーの係数は、他の変数の影響を考慮した後の有料化自治体と非有料化自治体の平均的な差と考えられ、一方、袋価格の係数は単位価格あたりのごみ排出変化量をあらわし、それぞれ有料化

の指標として異なった意味を持つと考えられる。そこで本研究では、それぞれのモデルに基づいて分析を行い、最終的に各指標によって測定される有料化の効果の持続性について考察することとする。

なお、推奨袋自治体[†]は有料化自治体と非有料化自治体の中間的な存在であり、これをいずれかに分類すると、両者の差が不明瞭になる恐れがある。そこで、本研究では推奨袋自治体のときに1、それ以外で0をとるダミー変数（以下、推奨袋ダミーとする）を導入し、推奨袋自治体は、有料化自治体、非有料化自治体のいずれでもないものとして分析する。

以上の考察の結果、以下のようなモデル式に基づいて、地域特性等、及び、有料化の影響を重回帰分析により検討する。

$$\begin{aligned} & \text{[一人一日当たり総ごみ排出量]} \\ & = b_1 \text{ [平均世帯人数の逆数]} \\ & \quad + b_2 \text{ [一人当たり所得]} \\ & \quad + b_3 \text{ [一戸建て率]} \\ & \quad + b_4 \text{ [第一次産業就業者割合]} \\ & \quad + b_5 \text{ [一人一日当たり資源ごみ収集量]} \\ & \quad + b_6 \text{ [一人当たり商業年間販売額]} \\ & \quad + b_7 \text{ [一人当たり従業者数]} \\ & \quad + b_8 \text{ [有料化ダミー]} \text{ (または } + b_8' \text{ [袋価格])} \\ & \quad + b_9 \text{ [推奨袋ダミー]} \\ & \quad + b_0 + \varepsilon \end{aligned}$$

$b_0 \sim b_9, b_8'$ は定数、 ε は平均0、分散 σ^2 の正規分布に従う確率変数とし、 σ^2 は各自治体で共通と仮定する。

b) 有料化の持続性を考慮した分析モデル

上記のモデル分析によって影響要因を選択した後、有料化の影響の持続性について分析する。上に挙げたモデルでは、有料化ダミー、袋価格の係数は実施後の経過時間によらず一定であることを想定していた。しかしながら、有料化の効果が短期的で持続性がないとは、上記の式の係数(b_8, b_8')が時間とともに減少していくことを意味する。すなわち、有料化実施後数年経過した自治体ではこれらの係数は0に近づき、有料化を実施していない自治体との間で差がなくなる、あるいは価格の効果がなくなると主張することに等しいと考えられる。

今、有料化実施後T年以内の自治体を1、それ以外を0とするダミー変数(T年以内ダミー)と、有料化実施後T年以上経過している自治体を1、それ以外を0とするダミー変数(T年以前ダミー)の2つの変数を考え、有料化ダミーに代えてこれら2変数を導入したとする。こ

のとき、有料化の減量効果にT年間の持続性がないとは、T年以内ダミーの係数が有意であるにもかかわらず、T年以前ダミーの係数が有意でないことを意味する。すなわち、有料化実施後T年以上経過した自治体と非有料化自治体とでごみ量に差がない、ということに等しい。逆にT年以前ダミーの係数が有意であれば、少なくともT年間の持続性が認められたことになる。

そこで有料化ダミーを用いたモデルにおける持続性の分析に際しては、上式の b_8 [有料化ダミー]に変えて

$$a_1 \text{ [T年以内ダミー]} + a_1' \text{ [T年以前ダミー]}$$

(ただし、 a_1, a_1' は定数)

を導入し、 a_1' が有意であるか否かにより、有料化のごみ減量効果の持続性を検証する。

一方、袋価格を導入したモデルにおいて、有料化の減量効果にT年間の持続性がないとは、T年以内の自治体において袋価格の係数が有意であるにもかかわらず、実施後T年以上経過している自治体においては袋価格の係数が有意でない、ということの意味するものと考えられる。すなわち、上記の[T年以内ダミー]、[T年以前ダミー]を使えば、

$$\begin{aligned} & (a_2 \text{ [T年以内ダミー]} \\ & \quad + a_2' \text{ [T年以前ダミー]}) \cdot \text{[袋価格]} \end{aligned}$$

(ただし、 a_2, a_2' は定数)

としたとき、 a_2 は有意となるが、 a_2' は有意とならないことを意味する。逆に a_2' が有意であれば、価格の影響についてT年間の持続性が認められたことになる。

このような方法を用いることで、ごみ量に影響を与える地域特性等の違いを考慮した上で、有料化の減量効果の平均的な持続性について検証することが可能となる。本研究ではTに5、10の2通りの値を用いて、それぞれの効果について検定する。また、特定の年度のみデータの分析では、偶然そのときT年以内にあった自治体の減量の大小に分析結果が左右される可能性がある。そこで、本研究では、1985年度、1990年度、1995年度の三つの年度においてこの効果を検討する（以下、それぞれ85年度、90年度、95年度と略記する）。

なお分析は東京大学情報基盤センターの汎用統計パッケージSASリリース6.09を用いて行った。

3. 調査の概要と使用した統計

(1) 調査の概要

分析に際して必要となる有料化実施時の制度特性データ等については、自治体に対する質問紙調査によって収集した。調査の概要を以下に示す。

調査対象は、全国の市（東京都特別区を含む）のうち、調査実施時点で、家庭系ごみ、または事業系ごみに特

[†] 家庭系可燃ごみの排出に際して、市、または関連団体が規定する特定のデザインのごみ袋を使用することを推奨、または義務づけており、かつ、有料化自治体にあてはまらない自治体のこと。「色・素材等が条件にあえば収集した」、あるいは「レジ袋は収集した」自治体は、推奨袋自治体とした。

定のデザインの袋、またはシールを指定している、または斡旋等を行なっている自治体である。

対象の選定にあたっては既存資料^{34),35)}を参考とし、情報のない市も含めて該当する可能性がある自治体すべてに電話による確認を行った。その結果、327自治体が上記の対象に該当することを確認し、調査票を郵送した。調査票は1999年12月6日に発送し、2000年2月29日までに回収できた219自治体のデータを対象として分析を行った(回収率67.0%)。なお調査は、大阪府廃棄物減量化・リサイクル推進会議として行ったものである。

なお本研究の分析では、有料化自治体と非有料化自治体の比較により、有料化の減量効果を分析しているため、調査対象を全自治体とする考え方も存在する。しかしながら、本研究における「非有料化自治体」のデータは、基本的には有料化自治体が無料制であったときのデータの代わりに用いているものである。このため、本研究では「非有料化自治体」のデータとして、有料化等を行っている自治体が無料であったときのデータに限定して分析を行った。

(2) ごみ量

a) ごみ量の指標と統計

本研究ではごみ量のデータとして、厚生省編「廃棄物処理事業実態調査統計資料(一般廃棄物)」の62年版(昭和60年度実績)、平成4年版(平成2年度実績)、平成7年度実績(CD-ROM)に掲載されているデータを用いて分析を行った。

本統計については、松藤・田中²⁸⁾により、そのデータの信頼性、及び、利用状況について疑問が呈されている。その主要な指摘は、1)総排出量に正確に測定されていない自家処理量を含んでいること、2)統計中の生活排出量には、上記の自家処理量、及び、許可収集による事業系ごみが含まれ、家庭系ごみ量としては適切ではないがしばしばこれが家庭系ごみとして用いられていること、の2点であると考えられる。

本研究では分析対象を

$$\text{総ごみ排出量} = \text{家庭系ごみ量} + \text{事業系ごみ量}$$

$$- \text{資源ごみ収集量}$$

としており、分析対象に家庭系、事業系の両方を含んでいるため、両者の統計上の区別の困難さについては考慮する必要はない。このような指標とすることで、有料化に直接関係ないごみ量の変動に分析が影響を受ける可能性は増加するが、自治体により収集区分が異なるごみの取り扱いに伴う誤差は減少すると考えられる。またこれに伴い、家庭系ごみ収集量に含まれている事業系混入ごみが家庭系収集ごみから排除され、事業系ごみとして計上されても、ごみ減量としては扱われないこととなる。

自家処理量については、これを含まない値を指標とし

て採用することで対応する。

b) ごみ量データの信頼性

一方、ごみ量データの信頼性と言う点では計量器の有無が重要である³⁶⁾。本研究では自治体への質問紙調査において計量器が自治体のごみ量統計に反映された年度について質問し、分析対象年度の可燃ごみ統計値が計量器による測定データである自治体に限定して分析を行った。

さらに直接搬入ごみはしばしば大きな変動を示すため、これを含むことで特殊なデータを取り込む可能性がある。また上記のように可燃ごみの計量器に限定しているため、埋立地への直接搬入量が大きな自治体で計量器が導入されていない場合には年度間のばらつきが非常に大きくなる可能性がある。しかしながら事業系ごみの多くが直接搬入ごみとして計上されている場合も多いために、直接搬入ごみを除くことにも問題がある。そこで本研究では、自治体毎に1978年度から1995年度のごみ収集総量、および、直接搬入量データのグラフ化を行い、グラフに基づいて、年度間のばらつきが他自治体と比較して明らかに大きな場合、及び、分析対象年度のごみ量が、年度間のばらつきを考慮しても経年的な傾向から明らかに1点のみ外れている場合に、それらのデータを分析対象から除くことでこの問題に対処した。なおデータが不連続であっても、その後一定の傾向が見られれば、そのデータは採用している。こうした処理は外れ値の統計量に基づくことも考えられるが、データ数が少なく、しかも経済事情や関連施策によりデータの傾向が必ずしも一定ではない中での適用には問題もあると考えられる。このため本研究では定量的な指標は用いず、グラフ化により明らかに問題があると考えられるデータのみを除外して分析を行うこととした。

c) 一定量無料制の取り扱い

なお、以上の条件を満たす自治体のうち一定量無料制有料化[†]を採用している自治体は、85年度1自治体、90年度2自治体、95年度16自治体であり、95年度以外は極端に少ない。これはこの制度が90年代に入って広がってきた制度であり、もともと90年以前にはほとんど採用されていなかったためである。そこで本研究では一定量無料制有料化自治体を除いて分析することとした。

d) 資源ごみ量の統計

独立変数として導入している一人一日当たり資源ごみ収集量についても、上記の「廃棄物処理事業実態調査統計資料(一般廃棄物)」を用いて、団体収集量を含まない

[†]本研究では、「ある規定枚数を境にして、指定袋・シール等の価格が高額になる制度」を一括して「一定量無料制」とし、「使用枚数に関わらず、指定袋・シール等の価格が一定である制度」を「全量従量制」と定義した。なお一定量無料制には、余った袋の買取のある制度(高山市、出雲市等)や、1枚目から有料で、規定枚数以上で高くなる制度(守山市等)も含めている。

表-1 地域特性として使用した統計資料一覧

項目名	資料、及び、調査名	使用年度
国勢調査人口	国勢調査報告・第2巻	85,90,95
国勢調査世帯数：一般世帯	同上	85,90,95
一戸建て一般世帯	同上	85,90,95
第一次産業就業者数	国勢調査報告・第3巻	85,90,95
第二次産業就業者数	同上	85,90,95
第三次産業就業者数	同上	85,90,95
課税対象所得額	市町村税課税状況等の調	85,90,95
商店年間販売額	商業統計表産業種	85,88,91,94,97
事業所総従業員数	事業所・企業統計調査報告	81,86,91,96

注)一戸建て一般世帯のすべて、事業所総従業員数の81年度データ以外は「CD-ROM 民力 1999」(朝日新聞社,1999)を使用した。また商店年間販売額は小売業、卸売業の合計である。

全品目の資源ごみ収集量から算出した。

(3) 制度特性

ごみ排出量の要因分析に用いる制度特性変数として、袋価格、有料化ダミー、推奨袋ダミーについて述べる。

袋価格は、(1)で述べた調査によって得られた指定袋、またはシールの価格のうち容量の最も大きいものの価格をその容量で割って、45Lに換算した値を用いた。シール制の場合には、そのシールで出すことができる最大のごみ容量を当該容量とした。なお、袋の寸法で表示されていた場合には、他の自治体の袋等で同等のものがあればその容量を用い、ない場合には近い数値のものと同様とした。また指定袋が入手できた場合にはその袋の容量を直接測定した。

有料化ダミー、及び、推奨袋ダミーについては、分析対象年度において、有料化を実施していれば有料化ダミーを1、推奨袋ダミーを0、推奨袋を導入していれば有料化ダミーを0、推奨袋ダミーを1、いずれも導入されていなければ、いずれのダミー変数も0とした。

なお調査においては、指定袋等の制度変更についても記述を求め、価格の変更や違反ごみ収集の有無等について変更があった場合には、分析対象年度におけるそれらの状況に対応して変数の値を設定した。

(4) 地域特性

地域特性として用いた統計データについて、表-1にまとめた。これらの統計を用いて、

$$\begin{aligned} & \text{[平均世帯人数の逆数 (世帯/人)]} \\ & = \text{[国勢調査世帯数：一般世帯数]} \\ & \quad / \text{[国勢調査人口]} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{[一人当たり所得 (百万円/人)]} \\ & = \text{[課税対象所得額]} \\ & \quad / \text{[国勢調査人口]} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{[一戸建て率 (-)]} \\ & = \text{[一戸建て一般世帯数]} \\ & \quad / \text{[国勢調査世帯数：一般世帯数]} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{[第一次産業就業者割合 (-)]} \\ & = \text{[第一次産業就業者数]} \\ & \quad / \text{(第一次～三次産業就業者数の合計)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{[一人当たり商業年間販売額 (百万円/人)]} \\ & = \text{[商店年間販売額]} \\ & \quad / \text{[国勢調査人口]} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{[一人当たり従業員数 (人/人)]} \\ & = \text{[事業所総従業員数]} \\ & \quad / \text{[国勢調査人口]} \end{aligned}$$

とした。なお、商業年間販売額、事業所総従業員数については分析対象年度のデータがないため、それぞれ直前、直後のデータの線形補間により推定した。

以上の使用するデータの特性について表-2に示した。また参考のために95年度の全市(東京都23区を含む)の特性値、および、使用するデータとの特性値の違いも併せて表-3に示した。違いは、使用データの特性値から全市の特性値を引き、これを全市の特性値で割って示している。表のように、使用するデータは、第一次産業就業者割合の平均値が大きく、ばらつきは小さい。すなわち、相対的に第一次産業就業者の多い自治体に偏っている傾向にある。今回の分析結果を他に適用する上では、この点に留意する必要がある。

4. ごみ排出量モデルの推定と有料化の減量効果

2.(2)の有料化ダミーを用いたモデル式に基づき重回帰分析を行った結果を表-4に示す。以下、それぞれの変数について、結果を検討する。

(1) 地域特性の影響

a) 平均世帯人数の逆数

初めに世帯人数の逆数について検討する。世帯人数の逆数の係数値は、85, 90, 95年度のいずれも危険率1%で有意となっており、平均世帯人数が少なくなるほど一人当たりごみ排出量が多くなる傾向にある。このように各年度とも仮説を支持する結果となっている。また標準偏回帰係数は最も大きな変数の一つとなっている。

b) 一人当たり所得

次に発生量と関連するもう一つの要因として取り上げた所得であるが、これについてはいずれの年度においても負の係数となっており、しかも90年度は危険率5%、95年度は危険率1%で有意である。この結果からは、所得が多いほどごみ量は少ないことになる。

表-2 分析に用いるデータの特徴

	95年度				90年度				85年度			
	平均値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	最小値
一人一日当たり総ごみ排出量	913.1	233.8	1,691.8	362.0	952.7	278.9	2,297.4	469.0	772.6	233.9	1,853.3	331.3
平均世帯人数の逆数	0.327	0.038	0.436	0.254	0.307	0.034	0.411	0.241	0.292	0.031	0.381	0.233
一人当たり所得	1.382	0.280	2.153	0.724	1.101	0.280	2.024	0.528	0.872	0.190	1.492	0.448
一戸建て率	0.720	0.142	0.915	0.299	0.742	0.136	0.940	0.312	0.751	0.132	0.953	0.375
第一次産業就業者割合	0.082	0.064	0.278	0.002	0.083	0.064	0.285	0.002	0.116	0.082	0.387	0.007
一人一日当たり資源ごみ収集量	51.7	69.5	569.0	0.0	13.3	27.5	141.6	0.0	9.3	23.6	167.1	0.0
一人当たり商業年間販売額	2.96	2.48	22.27	0.84	2.83	2.63	23.64	0.70	2.32	1.67	11.93	0.57
一人当たり従業者数	0.470	0.106	0.936	0.223	0.444	0.108	0.890	0.088	0.424	0.090	0.691	0.177
袋価格	10.8	16.2	67.5	0.0	5.2	12.5	67.5	0.0	5.2	12.6	56.3	0.0
	頻度	割合	N		頻度	割合	N		頻度	割合	N	
有料化ダミー(=1)	70	53.8%	130		33	26.6%	124		25	24.0%	104	
推奨袋ダミー(=1)	31	23.8%	130		10	8.1%	124		9	8.7%	104	

表-3 分析に用いるデータと全市データの特徴値の違い

	95年度全市対象				本研究のサンプルとの違い			
	平均値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	最小値
一人一日当たり総ごみ排出量	986.8	298.4	3,922.9	346.8	-7%	-22%	-27%	4%
平均世帯人数の逆数	0.336	0.037	0.464	0.241	-3%	4%	-6%	5%
一人当たり所得	1.402	0.300	2.406	0.663	-3%	-7%	-11%	9%
一戸建て率	0.678	0.159	0.955	0.186	6%	-11%	-4%	61%
第一次産業就業者割合	0.070	0.065	0.427	0.001	17%	-2%	-35%	94%
一人一日当たり資源ごみ収集量	43.0	48.7	569.0	0.0	20%	43%	0%	-
一人当たり商業年間販売額	2.72	2.06	26.00	0.63	9%	20%	-14%	34%
一人当たり従業者数	0.453	0.102	1.048	0.196	4%	4%	-11%	14%

N=664

違いの絶対値が50%以上
違いの絶対値が20%以上

表-4 一人一日当たり総ごみ量に与える地域特性、有料化、推奨袋の影響

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	650.4	383.1	0.00	0.0921	428.2	487.6	0.00	0.3817	-399.9	455.3	0.00	0.3820
平均世帯人数逆数	2,077.7 **	640.1	0.33	0.0015	2,444.8 **	899.8	0.30	0.0076	3,363.7 **	941.6	0.45	0.0006
一人当たり所得	-305.0 ***	86.7	-0.37	0.0006	-254.3 *	107.2	-0.26	0.0194	-131.7	148.0	-0.11	0.3761
第一次産業就業者割合	-1,318.5 ***	386.1	-0.36	0.0009	-1,202.0 *	461.0	-0.28	0.0103	-745.0 *	375.1	-0.26	0.0499
一戸建て率	-17.8	219.9	-0.01	0.9356	-107.8	277.9	-0.05	0.6988	303.0	258.5	0.17	0.2441
一人当たり資源ごみ収集量	-0.76 **	0.24	-0.23	0.0018	-1.92 *	0.75	-0.19	0.0118	-1.71 *	0.84	-0.17	0.0458
一人当たり就業者数	418.0 *	196.2	0.19	0.0352	633.3 *	250.4	0.24	0.0128	525.6 *	275.8	0.20	0.0597
一人当たり商業年間販売額	12.4	9.8	0.13	0.2070	4.5	11.7	0.04	0.7013	-2.3	15.8	-0.02	0.8831
有料化ダミー	-115.5 **	40.3	-0.25	0.0049	-107.8 *	47.4	-0.17	0.0247	-114.2 *	48.9	-0.21	0.0216
推奨袋ダミー	-48.0	47.5	-0.09	0.3142	-76.8	78.2	-0.08	0.3285	-123.6 *	74.2	-0.15	0.0991
	R ² =0.4675	F=11.706	N=130		R ² =0.4126F	=8.896	N=124		R ² =0.3419	F=5.426	N=104	

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10

2.(1)b)で述べたように、日本の既存研究においては、所得とごみ量との間に負の関係が見られることがある^{8),13)}。Jenkins²²⁾は、Richardson and Havlicek³⁷⁾等の組成別の調査結果を参照しつつ、低所得者の方が既製品を買い、また小さいものを多く買うために包装材が増える可能性があり、さらにリサイクル等にまわすためのスペースを持っていないことが多く、それらをごみとして排出する可能性があるとしている。一方、所得の高い世帯からは庭ごみが多く出されており、消費と直接関係のない部分でごみ量が増加する可能性も指摘している。これらの考察を日本の状況にそのままあてはめることは慎

重であるべきだが、所得の低い方がごみ量が多いことを説明する一つの考え方としては参考になる。また分析結果によれば、次第にその傾向が強まってきていることから、安価な使い捨て商品の普及など、ごみの発生原単位の大きな商品が安価に出回っていることによる可能性もある。本研究では、これ以上の分析を行うことはできないが、以上のことから所得の偏回帰係数が負であっても、データ・分析には問題がなくそのまま用いるのが正当と考え、以後の分析を行う。

表-5 一戸建て率と一人一日当たり総ごみ量、地域特性との単相関分析

変数名	95年度			90年度			85年度		
	単相関係数	p値	N	単相関係数	p値	N	単相関係数	p値	N
一人一日当たり総ごみ量	-0.399	0.0001	143	-0.390	0.0001	135	-0.353	0.0001	115
平均世帯人数逆数	-0.719	0.0001	143	-0.733	0.0001	142	-0.745	0.0001	118
一人当たり所得	-0.601	0.0001	143	-0.565	0.0001	142	-0.386	0.0001	117
第一次産業就業者割合	0.628	0.0001	143	0.581	0.0001	142	0.561	0.0001	118
一人当たり資源ごみ収集量	-0.097	0.2507	143	-0.012	0.8887	135	0.011	0.9071	116
一人当たり就業者数	-0.213	0.0107	143	-0.148	0.0784	142	-0.127	0.1749	116
一人当たり商業年間販売額	-0.513	0.0001	143	-0.475	0.0001	142	-0.411	0.0001	118

c) 第一次産業就業者割合

自家処理の要因として取り上げた第一次産業就業者割合については、予想通り偏回帰係数の符号は各年度とも負となっており、85年度では危険率5%、90年度は危険率1%、95年度は危険率0.1%でそれぞれ有意となっている。すなわち、第一次産業就業者割合が高い自治体ほどごみ量が少ないことを示しており、各年度とも仮説を支持する結果となっている。

d) 一戸建て率

一方、もう一つの自家処理要因として取り上げた一戸建て率については、予想に反していずれの年度においても危険率10%でも有意な結果が得られていない。2.(1)で検討した既存研究はすべて世帯単位の分析であり、自治体単位ではそもそも一人一日当たり総ごみ排出量との間には関係がないことも考えられる。そこで一戸建て率と一人一日当たり総ごみ排出量との単相関係数を調べてみると、表-5の1行目に示すように85、90、95年度の順に-0.353、-0.390、-0.399となっており、いずれも危険率0.1%で有意な負の相関が認められる。すなわち、自治体単位における分析でも、単相関係数でみればごみ量との有意な関係が認められる。

また、本研究では、自家処理の要因として二要因を取り上げたが、これらが互いに相関が高く、一要因で十分であった可能性も考えられる。さらに一戸建て世帯の少ない自治体は都市化された自治体と考えられ、この都市化との関係で他の地域特性とも相関が高い可能性がある。その結果、よりごみ量と直接的な関係のある他の変数とともに重回帰分析されることで、有意な関係が得られなかったということも考えられる。そこで他の独立変数との単相関係数を調べてみると表-5の二行目以下のようになり、第一次産業就業者割合だけでなく、平均世帯人数の逆数、一人当たり所得、一人当たり商業年間販売額との間に高い相関関係が認められた。これは上記の説明の妥当性を示唆する結果であり、自家処理の要因としては第一次産業就業者割合のみで十分であると考えられる。また、平均世帯人数の逆数との相関が特に高い。これは

一般に一戸建ての方が集合住宅より世帯人数の多い世帯が居住していることによると考えられる。一人一日当たり総ごみ排出量との間で有意な単相関係数が見られたのも、自家処理量との関係以外に、平均世帯人数を介した偽似的な関係や都市化を媒介とした、間接的、あるいは偽似的な関係があったからと考えられる。

そこでモデルを修正し、一戸建て率をモデルから削除することとする。

e) 一人当たり資源ごみ収集量

次にリサイクルの影響を考慮するために導入した一人一日あたり資源ごみ収集量について検討する。一人あたり資源ごみ収集量の係数は、85年度が-1.71、90年度が-1.92、95年度が-0.76となり、85、90年度が危険率5%で、95年度が危険率1%で、それぞれ有意に0とは異なるという結果となった。

この分析結果は、資源ごみ収集量が多い自治体は資源ごみを除く総ごみ排出量は少ないことを意味するもので、資源分別収集を行っても民間のリサイクルからシフトするだけでごみ量に変化はない、とする主張を否定する。一方、85年度、90年度の係数の絶対値は1.0よりかなり大きく、資源分別収集量以上に減量しているように見える。しかしながら、90年以前に限定されていることから、これが資源ごみ分別収集が民間リサイクルを促すことを支持しているとも言いきれない。この時期に資源分別収集を行っていた自治体は相対的に少なく、それだけごみ減量の取り組みが進んでいた自治体という可能性もあり、そうした他の施策の影響も考えられる。ただし、いずれにせよそれぞれの係数の標準誤差は85年度が0.84、90年度が0.75であり、各係数と-1.0との差は標準誤差に対して必ずしも大きいとも言えない。またより標準誤差の小さくなった95年度では-0.76と-1.0より絶対値が小さくなっている。すなわち、資源ごみ収集量が増加するにつれて民間のリサイクル量も増加するとの関係を積極的に支持する結果ともなっていない。係数は-1前後であり、資源ごみ収集した程度の量、ごみ量が減少するものと考えられる。

表-6 一人当たり商業年間販売額と一人一日当たり総ごみ量、及び、地域特性との単相関分析

変数名	95年度			90年度			85年度		
	単相関係数	p値	N	単相関係数	p値	N	単相関係数	p値	N
一人一日当たり総ごみ量	0.419	0.0001	143	0.396	0.0001	139	0.298	0.0012	116
平均世帯人数逆数	0.470	0.0001	143	0.455	0.0001	146	0.392	0.0001	123
一人当たり所得	0.287	0.0005	143	0.257	0.0018	146	0.084	0.3694	117
第一次産業就業者割合	-0.513	0.0001	143	-0.475	0.0001	142	-0.411	0.0001	118
一戸建て率	-0.276	0.0009	143	-0.231	0.0050	146	-0.168	0.0640	123
一人当たり資源ごみ収集量	0.009	0.9162	143	-0.051	0.5493	139	0.085	0.3627	117
一人当たり就業者数	0.638	0.0001	143	0.626	0.0001	146	0.572	0.0001	116

表-7 一人一日当たり総ごみ量に与える地域特性、有料化、推奨袋の影響-モデル修正後-

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	469.9	197.1	0.00	0.0186	243.6	229.8	0.00	0.2913	45.0	277.3	0.00	0.8715
平均世帯人数逆数	2,384.2 ***	451.5	0.38	0.0001	2,754.0 ***	610.0	0.34	0.0001	2,539.7 ***	661.7	0.34	0.0002
一人当たり所得	-284.1 ***	81.6	-0.34	0.0007	-254.7 **	96.4	-0.26	0.0094	-129.0	147.4	-0.10	0.3836
第一次産業就業者割合	-1,324.7 ***	357.7	-0.37	0.0003	-1,275.3 **	422.5	-0.29	0.0031	-549.8	336.9	-0.19	0.1059
一人当たり資源ごみ収集量	-0.81 ***	0.24	-0.24	0.0008	-1.84 *	0.73	-0.18	0.0135	-1.65 *	0.83	-0.17	0.0502
一人当たり就業者数	578.7 ***	150.4	0.26	0.0002	698.0 ***	190.7	0.27	0.0004	508.5 *	229.2	0.20	0.0289
有料化ダミー	-113.3 **	40.2	-0.24	0.0056	-117.0 *	46.2	-0.19	0.0126	-113.8 *	48.7	-0.21	0.0216
推奨袋ダミー	-40.8	47.0	-0.07	0.3871	-90.3	73.4	-0.09	0.2213	-126.5 *	73.9	-0.15	0.0904
R ² =0.4596 F=14.825 N=130				R ² =0.4106 F=11.844 N=127				R ² =0.3312 F=6.793 N=104				

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10

f) 一人当たり就業者数

事業系ごみの発生量への影響要因として取り上げた一人当たり就業者数については、正の偏回帰係数が得られており、85年度は危険率10%で、90,95年度で危険率5%で、それぞれ有意となっている。すなわち、一人当たり就業者数が多いほど一人当たりの総ごみ排出量が多いと考えられ、仮説を支持する結果となった。

g) 一人当たり商業年間販売額

一方、もう一つの事業系ごみ発生量への影響要因として取り上げた一人当たり商業年間販売額はすべての年度で10%でも有意ではない。既存研究では事業系ごみとの間で高い相関が認められていたが、今回のデータにおいて一人一日当たり総ごみ排出量との間には関係がないことも考えられる。そこで一人一日当たりの総ごみ排出量との単相関係数を調べてみると、表-6の一行目に示したように、85,90,95年度の順に0.298,0.396,0.416となり、85年度は危険率1%,95,90年度は危険率0.1%で、それぞれ有意である。新村ら³²⁾のように単相関係数で関係を評価する限り、有意な関係がある。

また、本研究では事業系ごみの要因として二変数を取り上げたが、一変数で十分であった可能性も考えられる。そこで一戸建て率と同様に他の独立変数も含めて単相関係数を調べると表-6の二行目以下のようになり、一人当たり就業者数との正の相関関係とともに、平均世帯人数の逆数と正の、第一次産業就業者割合とは負の高い相関がある。平均世帯人数の逆数が小さく、第一次産業就業者割合が小さい自治体という都市化された自治体と考えられ、上記で認められた総ごみ排出量との単相関は、

事業活動に伴う事業系ごみ量を媒介とする関係だけでなく、都市化を媒介とした家庭ごみ発生量や自家処理量との関係も含んだ値となっていると考えられる。また一人当たり就業者数との相関も高く、事業系ごみ量の要因としては、一人当たり就業者数のみでよいと考えられる。すなわち、商業年間販売額と一人一日当たり総ごみ排出量との単相関は、間接的な関係や偽似的な関係を含むもので、その影響の多くが他の変数で説明されたために重回帰分析では有意とはならなかったと考えられる。

そこでモデルを修正し、一人当たり商業年間販売額をモデルから削除することとする。

以上の考察の結果、当初のモデルから一戸建て率、及び、一人当たり商業年間販売額を除いたモデルによって、地域特性の違いによる総ごみ排出量の違いを一定程度説明することができると考えられた。そこでこれら二変数を除いて再度分析した結果が、表-7である。表-4と比較すると、両変数を除いてもほとんどR²は変化せず、F値は増加している。地域特性の係数は、多少の変動があるが、有料化ダミー、推奨袋ダミーの係数はほとんど変化していない。そこで、以下ではこれら二変数を除いたモデルに基づいて、有料化の減量効果について考察する。

(2) 有料化と推奨袋の影響

表-7に示す分析結果のうち、有料化ダミー、及び、推奨袋ダミーについて検討する。

まず有料化ダミーの係数は各年度とも負の値を示して

表-8 一人一日当たり総ごみ量に与える地域特性、袋価格、推奨袋の影響

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	343.4	200.2	0.00	0.0889	97.9	228.6	0.00	0.6693	-53.2	282.7	0.00	0.8511
平均世帯人数逆数	2,782.0 ***	485.5	0.45	0.0001	3,214.6 ***	620.5	0.39	0.0001	2,873.4 ***	703.4	0.37	0.0001
一人当たり所得	-299.0 ***	81.4	-0.36	0.0004	-250.3 **	94.8	-0.26	0.0094	-119.1	147.2	-0.10	0.4207
第一次産業就業者割合	-1,109.4 **	373.2	-0.30	0.0036	-895.7 *	434.7	-0.20	0.0416	-367.6	356.7	-0.13	0.3055
一人当たり資源ごみ収集量	-0.96 ***	0.24	-0.29	0.0001	-2.04 **	0.72	-0.20	0.0051	-1.58 *	0.84	-0.16	0.0628
一人当たり就業者数	509.5 **	152.0	0.24	0.0011	641.5 **	190.1	0.25	0.0010	443.3 *	236.2	0.17	0.0637
袋価格	-2.56 *	1.13	-0.18	0.0250	-4.91 **	1.69	-0.22	0.0044	-4.15 *	1.77	-0.22	0.0214
推奨袋ダミー	4.0	40.3	0.01	0.9218	-94.7	71.2	-0.10	0.1864	-126.7 *	73.7	-0.15	0.0888
	R ² =0.4689	F=14.503	N=123	R ² =0.4455	F=13.082	N=122	R ² =0.3476	F=7.004	N=100	***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10		

おり、85、90年度は危険率5%、95年度は危険率1%で、それぞれ有意となっている。この結果は、有料化に減量効果があることを示すものであり、既存研究の結果と一致している。係数の値から、有料化自治体の一人一日当たり総ごみ排出量は地域特性を調整した上で非有料化自治体と比較して、平均で110g/人/日程度少ないと考えられる。

一方、推奨袋ダミーの係数も各年度において負の値を示しているが、係数の値の絶対値は同程度から半分程度と小さいことに加えて、相対的に標準誤差も大きいため危険率5%では有意とはなっていない。これは推奨袋自治体には、分析の都合上、実質的には有料化といえる自治体から、推奨袋は作ったもののほとんど使用されていない自治体まで、種々の自治体を含めているために標準誤差が大きくなり、有意ではなくなったものと考えられる。しかしながら、推奨袋ダミーは有料化自治体と非有料化自治体を明確に分けるために導入しているため、有意ではないが以下の分析においても、モデルに残して検討を行う。

(3) 袋価格の影響と有料化ダミーによるモデルとの比較

次に袋価格を有料化の指標とするモデルについて検討する。表-7のモデルの有料化ダミーに代えて袋価格を導入して分析を行った結果を表-8に示す。

初めに地域特性について、85年度の一人当たり資源ごみ収集量、一人当たり就業者数が、有料化ダミーを用いたモデルでは危険率5%で有意であったところが、有意ではなくなっている。しかしながら危険率10%では有意である。また、それ以外については、危険率の水準は異なることもあるが、有料化ダミーを用いたモデルで有意となっていた変数はいずれも危険率5%未満で有意となっている。以上より、袋価格を用いるモデルにおいても、地域特性の変数の選択は妥当であると考えられる。

一方、袋価格は85年度、95年度は危険率5%で有意、90年度は危険率1%で有意となっている。いずれの係数も負であり、袋価格が高いほどごみ量は少なく、有料化のごみ減量効果は価格が高い方が大きいとの結果となった。減量効果は、1円/45Lあたり85年度4.15(g/人/日)、

90年度4.91(g/人/日)、95年度2.56(g/人/日)となった。

次にダミー変数を用いたモデルと袋価格を用いたモデルを比較検討する。まず各年度の決定係数、F値をダミー変数によるモデルと比較すると、95年度のF値以外はいずれも袋価格によるモデルの方が若干大きくなっている。しかしながら大きくは変わらず、必ずしも価格を用いたモデルの方がデータの説明力が高いとは限らない。また標準偏回帰係数を比較しても、ダミー変数と袋価格とで、どちらが特に一人一日当たり総ごみ排出量への影響が強いとも言えない。以上のように、どちらがより優れたモデルと一概に言うことは困難で、いずれも妥当な範囲にあるので、5における持続性の分析においても、両方のモデルを用いて分析を行うこととする。

5. 有料化によるごみ減量効果の持続性

—分析結果と考察—

(1) 有料化ダミーを用いたモデル

最後に有料化による減量効果の持続性について分析する。なお各年度における5年以内の実施自治体数は85年度、90年度、95年度それぞれにつき13、8、38であり多くはなく、特に90年度は5年以内の実施自治体数が少なくなっているため解釈には注意が必要である。

a) 分析結果

初めに有料化ダミーを用いたモデルにおける5年、10年の持続性についての分析結果を表-9、表-10に示す。また表-11にT年以内ダミー、T年以前ダミーの検定結果のみをまとめた。

表-9を見ると、5年以前ダミーの係数の値は、85年度が-80.6で危険率10%でも有意ではないが、90年度は-118.2となり、危険率5%で有意になっている。また95年度も-101.1となって、やはり危険率5%で有意である。一方、表-10の10年以前ダミーの係数値は、85年度は-157.9となり、危険率5%で有意、90年度は-91.5となって危険率10%でも有意ではなかったが、95年度の値は-123.5となり、危険率5%で有意という結果となった。また表-9の5年以内ダミーの係数の値は、85年度が

表-9 有料化ダミーを用いた5年間の持続性についての分析結果

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	466.7	197.8	0.00	0.0199	245.0	232.3	0.00	0.2937	23.7	279.5	0.00	0.9325
平均世帯人数逆数	2,360.6 ***	455.2	0.38	0.0001	2,751.0 ***	615.0	0.34	0.0001	2,549.8 ***	663.4	0.34	0.0002
一人当たり所得	-283.5 ***	81.8	-0.34	0.0007	-254.7 **	96.8	-0.26	0.0097	-119.9	148.3	-0.10	0.4208
第一次産業就業者割合	-1,334.2 ***	359.2	-0.37	0.0003	-1,275.4 **	424.3	-0.29	0.0032	-558.5	337.8	-0.20	0.1028
一人当たり資源ごみ収集量	-0.80 **	0.24	-0.24	0.0010	-1.84 *	0.74	-0.18	0.0146	-1.62 *	0.84	-0.16	0.0584
一人当たり就業者数	601.3 ***	157.4	0.27	0.0002	697.1 ***	192.2	0.27	0.0004	532.8 *	232.1	0.21	0.0239
5年以前ダミー	-101.1 *	47.0	-0.19	0.0336	-118.2 *	51.2	-0.17	0.0228	-80.6	66.8	-0.11	0.2302
5年以内ダミー	-123.7 **	45.3	-0.24	0.0072	-113.2	83.2	-0.10	0.1782	-140.1 *	60.6	-0.20	0.0230
推奨袋ダミー	-41.5	47.2	-0.08	0.3812	-90.1	73.7	-0.09	0.2240	-127.6	74.1	-0.15	0.0886
R ² =0.4608 F=12.925 N=130				R ² =0.4106 F=10.277 N=127				R ² =0.3350 F=5.982 N=104				

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10

表-10 有料化ダミーを用いた10年間の持続性についての分析結果

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	472.9	198.0	0.00	0.0185	229.0	232.2	0.00	0.3260	25.4	278.9	0.00	0.9277
平均世帯人数逆数	2,390.7 ***	453.5	0.38	0.0001	2,769.9 ***	612.6	0.34	0.0001	2,590.7 ***	666.2	0.34	0.0002
一人当たり所得	-284.3 ***	81.9	-0.34	0.0007	-255.5 **	96.7	-0.26	0.0094	-125.0	147.8	-0.10	0.3998
第一次産業就業者割合	-1,317.0 ***	359.6	-0.36	0.0004	-1,279.5 **	423.9	-0.29	0.0031	-503.5	342.7	-0.18	0.1451
一人当たり資源ごみ収集量	-0.82 **	0.24	-0.24	0.0008	-1.76 *	0.75	-0.17	0.0205	-1.69 *	0.84	-0.17	0.0458
一人当たり就業者数	568.2 ***	153.8	0.26	0.0003	720.0 ***	195.8	0.28	0.0004	500.1 *	229.9	0.19	0.0321
10年以前ダミー	-123.5 *	49.6	-0.21	0.0141	-91.5	67.1	-0.10	0.1753	-157.9 *	74.3	-0.19	0.0363
10年以内ダミー	-107.5 *	43.6	-0.22	0.0151	-133.5 *	56.0	-0.18	0.0188	-91.2	56.7	-0.14	0.1110
推奨袋ダミー	-40.4	47.2	-0.07	0.3944	-90.9	73.6	-0.09	0.2197	-125.9 *	74.1	-0.15	0.0925
R ² =0.4602 F=12.895 N=130				R ² =0.4120 F=10.335 N=127				R ² =0.3356 F=5.997 N=104				

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10

表-11 T年以前ダミー, T年以内ダミーの検定結果

データの年度	導入年	検定結果				
		95	90	85	80	75
85				5年以内	5年以内	
				10年以内	10年以内	10年以内
90			5年以内	5年以内	5年以内	
			10年以内	10年以内	10年以内	10年以内
95		5年以内	5年以内			
		10年以内	10年以内	10年以内		

は、危険率5%の水準で有意とならなかったもの
 は、危険率5%の水準で有意となったもの

表-12 有料化実施年度別の平均ごみ量の違い

	85年			90年		
	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	N
1974年度以前導入	609	136	9	744	182	11
1975~79年度導入	824	264	3	1,049	430	3
1980~84年度導入*	650	171	13	816	237	12
1985~90年度導入	707	127	9	894	226	8
推奨袋導入自治体	823	247	70	1,011	289	82

*: 85年度データについては、1980~85年度導入自治体

-140.1で危険率5%で有意, 90年度は113.2となつて、危険率10%でも有意ではないが、95年度は-123.7となり、危険率1%で有意となっている。一方、表-10の10年以内ダミーの係数については、85年度は-91.2で危険率10%でも有意ではないが、90年度は-133.5, 95年度は-107.5となつて、いずれも危険率5%で有意となつた。

b) 考察

以上の分析結果において、T年以前ダミーについては、表-11に示すように、85年度における5年以前の実施自治体、及び、90年度における10年以前の実施自治体、すなわち、80年度以前の実施自治体と未実施自治体との間で有意差が認められなかったが、それ以外はすべて5年、または10年以前に実施した自治体と、未実施自治体の間で、有意差が認められている。また、80年度以前の実施自治体についても、85年度における10年以前、すなわち、75年度以前の実施自治体と85年度における未実施自治体との間には有意差が認められており、75年度から80年度の間実施した自治体のごみ量が未実施自治体と比較して小さくなっていないことが上記の結果をもたらしたものと推定できる。一方、T年以内ダミーで

は、85年度における10年以内に実施した自治体、及び、90年度における5年以内に実施した自治体で未実施自治体との有意差が認められなかったが、それ以外ではすべて有意差が認められている。このうち、85年度における10年以内の自治体には、やはり75年度から80年度の間実施した自治体が含まれており、85年度の5年以内ダミーが有意であることから、75年度から80年度の間実施自治体の影響であると考えられる。一方、90年度における5年以内の実施自治体には上記の自治体は無関係であるが、先にも述べたように85年度から90年度の間実施した自治体は8自治体のみであったため、このような結果になったものと考えられる。

以上の考察から、75年度から80年度に実施した自治体に、偶然に有料化実施後の経過年数に関係なくごみ量の多い自治体が集中したのであれば、上記の結果は有料化のごみ減量効果の持続性を示していると考えられる。そこでこの点について確認するために、有料化実施年度別の85年度、及び、90年度における一人一日当たり総ごみ排出量の平均値、及び、標準偏差を表-12に示す。比較のために、推奨袋自治体、非有料化自治体について

表-13 袋価格の影響に関する5年間の持続性についての分析結果

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	357.5	201.1	0.00	0.0781	89.7	230.3	0.00	0.6975	-70.6	285.8	0.00	0.8055
平均世帯人数逆数	2,725.7 ***	470.7	0.44	0.0001	3,244.1 ***	627.2	0.40	0.0001	2,935.1 ***	715.8	0.38	0.0001
一人当たり所得	-302.3 ***	81.6	-0.37	0.0003	-252.6 **	95.3	-0.26	0.0092	-120.8	147.8	-0.10	0.4160
第一次産業就業者割合	-1,162.2 **	378.7	-0.32	0.0027	-902.0 *	436.6	-0.21	0.0411	-350.9	359.5	-0.12	0.3317
一人当たり資源ごみ収分量	-0.93	0.24	-0.28	0.0002	-2.04 **	0.72	-0.20	0.0054	-1.49 +	0.86	-0.15	0.0864
一人当たり就業数	536.6 ***	155.5	0.25	0.0008	644.7 **	190.9	0.25	0.0010	440.9 +	237.2	0.17	0.0663
5年以前袋価格	-1.91	1.36	-0.11	0.1641	-4.56 *	1.90	-0.18	0.0184	-3.68 +	2.00	-0.17	0.0689
5年以内袋価格	-3.40 *	1.50	-0.17	0.0250	-5.93 +	3.08	-0.14	0.0567	-5.42 +	2.99	-0.17	0.0733
推奨袋ダミー	2.0	40.4	0.00	0.9605	-94.2	71.5	-0.10	0.1901	-127.2 +	74.0	-0.15	0.0889
	R ² =0.4722 F=12.751 N=123				R ² =0.4462 F=11.382 N=122				R ² =0.3496 F=6.115 N=100			

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10

表-14 袋価格の影響に関する10年間の持続性についての分析結果

変数名	95年度				90年度				85年度			
	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	p値
切片	346.0	201.1	0.00	0.0880	48.0	232.1	0.00	0.8367	-52.9	284.2	0.00	0.8528
平均世帯人数逆数	2,777.1 ***	467.5	0.45	0.0001	3,376.9 ***	634.6	0.41	0.0001	2,889.0 ***	712.2	0.38	0.0001
一人当たり所得	-301.4 ***	82.0	-0.36	0.0004	-260.0 **	95.0	-0.27	0.0072	-122.1	148.9	-0.10	0.4145
第一次産業就業者割合	-1,131.3 ***	380.1	-0.31	0.0036	-857.6 *	435.2	-0.20	0.0512	-366.3	358.7	-0.13	0.3098
一人当たり資源ごみ収分量	-0.95 ***	0.24	-0.29	0.0001	-1.88 *	0.73	-0.19	0.0108	-1.55 +	0.86	-0.16	0.0735
一人当たり就業数	516.9 **	154.2	0.24	0.0011	655.3 ***	190.1	0.26	0.0008	438.2 +	239.1	0.17	0.0702
10年以前袋価格	-2.23	1.50	-0.12	0.1387	-3.42	2.11	-0.12	0.1077	-3.98 +	2.01	-0.18	0.0502
10年以内袋価格	-2.81 *	1.35	-0.15	0.0391	-7.00 *	2.45	-0.22	0.0051	-4.57	2.90	-0.15	0.1184
推奨袋ダミー	3.8	40.5	0.01	0.9257	-96.8	71.1	-0.10	0.1763	-126.9 +	74.1	-0.15	0.0901
	R ² =0.4694 F=12.607 N=123				R ² =0.4522 F=11.659 N=122				R ² =0.3479 F=6.068 N=100			

***:p<0.001, **:p<0.01, *:p<0.05, +:p<0.10

も示した。平均値算出の対象自治体は、表-9、表-10の対象自治体である。この表を見ると、75年度から79年度の間には有料化を実施した自治体のごみ量の平均値は、他の実施年度の自治体と比較して高くなっている。この傾向は、85年度、90年度において同様である。すなわち、表-9、表-10において一部有意差が検出できなかったのは、75年度から79年度の間には有料化を実施した自治体が、経過年数に関係なくごみ量が多かったためであることが示されたと言える。

以上より、非有料化自治体を基準に考えた場合、有料化自治体の減量効果は、平均的には10年以上経過した後にも認められると考えられた。

(2) 袋価格を用いたモデル

a) 分析結果

次に袋価格の影響が持続的か否かについて検討する。有料化実施5年以内の自治体と5年以前から実施している自治体とを分けて、価格の影響を分析した結果を表-13に示す。また、有料化実施10年前後で分けて同様に分析した結果を表-14に示す。

表-13を見ると、5年以前袋価格の係数の値は、85年度が-3.68で危険率10%で有意、90年度は-4.56で危険率5%で有意になっている。しかし95年度は-1.91となっており、危険率10%でも有意でない。一方、表-14の10年以前袋価格の係数値は、85年度は-3.98となり、危険率10%で有意であるが、90年度は-3.42、95年度は-2.23となっており、いずれも危険率10%でも有意ではなかった。

危険率5%で有意と言えるのは、90年度において5年以前に実施した自治体の袋価格のみであり、それ以外はすべて危険率5%では有意となっていない。

一方、5年以内袋価格の係数の値は、85年度は-5.42、90年度は-5.93で、いずれも危険率10%で有意であり、95年度は-3.40と絶対値は小さくなっているものの、標準誤差も小さくなり、危険率5%で有意となった。10年以内袋価格については、85年度は-4.57で危険率10%でも有意ではないが、90年度は-7.00で危険率1%で有意、95年度は-2.81で危険率5%で有意となった。

b) 考察

T年以前袋価格の係数の評価からは、価格の影響については持続性がないように見える。対応するT年以内袋価格とT年以前袋価格の係数の絶対値を比較しても、いずれもT年以前袋価格の方が小さくなっており、この点でも持続性がないことを示唆する結果となっている。ただし、標準偏回帰係数を見ると必ずしもT年以内袋価格の方が影響が強いとも限らず、またT年以内袋価格の影響も、表-8と比較してもはっきりとはしていないため、価格変数を二つに分けたことによる影響とも考えられる。また、2.(1)で述べたようにごみ量の指標として総ごみ排出量を採用しているため、価格の影響は検出しにくくなっている可能性もある。

以上のように、今回の分析結果からは、価格の影響の持続性については、確かな結論を導くことはできなかった。有料化ダミーにおいては明確に持続性が示されたのとは対照的である。袋価格の効果の持続性が認められる

ためには、単に有料化自治体においてごみ量が少なくなることが継続しているだけでなく、価格の高い自治体でよりごみ量が少なくなるとの関係が継続しなければならない。そのため、有料化ダミーにおいて持続性が示されたとしても、袋価格の持続性が成立するとは限らない。今回の分析において示された持続性とは、多くの有料化自治体における平均的なごみ減量の持続性であり、すべての自治体におけるごみ減量の持続性を保証するものではない。もしも価格の高い自治体において特にその後の反動が大きめという関係があれば、有料化ダミーを用いた分析においては持続性が示されても、袋価格の分析では持続性が示されないということもありえる。有料化ダミーによる分析結果と袋価格による分析結果が異なっても矛盾しているとは言えないであろう。袋価格の減量効果の持続性についてのさらなる検討は、今後の課題としたい。

6. 結語

本研究では、有料化のごみ減量効果の持続性について分析するために、全国の有料化を実施している市を対象として、1)一人一日あたり総ごみ排出量の要因モデルを推定し、2)そのモデルを用いて有料化による減量効果の持続性の評価を行った。得られた主な結論は以下の通りである。

(1)一人一日あたり総ごみ排出量の要因について分析したところ、一戸建て率、一人当たり商業年間販売額、推奨袋導入の有無については有意な影響が見られなかったが、平均世帯人数の逆数、一人当たり所得、第一次産業就業者割合、一人当たり資源ごみ収集量、一人当たり就業者数、有料化実施の有無については、ほぼ85年度、90年度、95年度に共通して、有意な影響が認められた。

(2)上記の結果に基づいて地域特性の影響を考慮した上で、有料化を表す有料化ダミー、及び、袋価格の影響を検討したところ、いずれも各年度とも有意となり、これらの地域特性、制度特性の影響を考慮しても、有料化のごみ減量効果、及び、袋価格の減量への影響が確認できた。

(3)有料化の影響の持続性について分析を行ったところ、有料化ダミーを用いた分析においては、少なくとも10年間は有料化によるごみ減量効果は持続していると考えられた。袋価格の効果については持続的でない可能性も示唆されたが、明確な結論は得られなかった。

(4)資源ごみ分別収集にはごみ減量効果が存在するが、それは収集した程度の量にとどまると考えられた。

本研究では、調査時点の有料化自治体に限定して分析を行ったため、対象自治体は第一次産業就業者割合の高

い自治体にやや偏っている。このため、一人一日あたり総ごみ排出量の要因については、さらに全自治体を対象とした分析において、本研究で得られた結果を検証する必要がある。また本研究ではクロスセクションデータにより持続性分析を行い一定の成果を得たが、さらにパネルデータを用いて時系列分析も含めた検討が期待される。これらは今後の課題としたい。

謝辞：本研究は、大阪府廃棄物減量化・リサイクル推進会議からの受託研究として行ったものである。本研究の公表をご快諾いただき、この場を借りて厚く御礼申し上げます。また有料化実施自治体の担当者各位には、調査にご協力いただいた。深く感謝する次第である。

参考文献

- 1) 環境庁：平成10年版環境白書，大蔵印刷，1998。
- 2) 厚生省：厚生白書(平成2年版)，財団法人厚生問題研究会，1991。
- 3) 環境庁リサイクル研究会(編)：リサイクル新時代—環境保全のための循環型社会に向けて，中央法規出版，1991。
- 4) 読売新聞，1990年6月10日，p.10，1990。
- 5) 寄本勝美：ごみとリサイクル，岩波書店，1990。
- 6) 中村恵子：有料化がもたらしたごみ減量・資源化への関心，月刊廃棄物，1991-1，pp.116-174，1991。
- 7) Wertz, K.L. Economic Factors Influencing Households' Production of Refuse, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.2, pp.263-272, 1976。
- 8) 北 島能房, 中 杉修身：一般廃棄物処理における手数料徴収の実態とその経済分析，地域学研究，第12巻，pp.53-67，1982。
- 9) 山川肇, 植 田和弘：ごみ有料化論をめぐって：到達点と課題，環境科学会誌，第9巻，第2号，pp.277-292，1996。
- 10) Miranda, M.L., Bauer, S.D. and Aldy, J.E.: Unit Pricing Program for Residential Municipal Solid Waste: An Assessment of the Literature, *Report prepared for USEPA*, 1996。
- 11) 落 合由紀子：家庭ごみ有料化による減量化への取り組み—全国533市アンケート調査結果と自治体事例の紹介—，ライフデザイン研究所，1996。
- 12) 天野智順, 中嶋育恵, 松原悠子：ごみ有料化実施後のごみ量の変化特性についての考察，第10回廃棄物学会研究発表会講演論文集，pp.64-66，1999。
- 13) 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，Vol.11, No.1, pp.1-10, 2000。
- 14) 循環社会研究所：家庭ごみ有料化調査報告書，財団法人東京市町村自治調査会ごみ減量・リサイクル推進室，2000。
- 15) 田 中 信 寿, 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(重点領域「人間環境系」)研究成果報告書, 1996.
- 16) 丸尾直美, 西ヶ谷信雄, 落合由紀子: エコサイクル社会, 有斐閣, pp.193-207, 1997.
 - 17) 松藤敏彦, 田中信寿, 松尾孝之, 神山桂一: 可燃ごみの収集原単位におよぼす事業系ごみ混入の影響, 都市清掃, Vol.42, No.169, pp.153-160, 1989.
 - 18) 北島能房, 中杉修身, 西岡秀三, 原沢英夫: 家計の購入・廃棄行動に関する実証的研究, 地域学研究, 第11巻, pp.185-200, 1981.
 - 19) 山口秀明, 朝生修司, 橋本信男, 中島道博, 戸村信夫: 松戸市内から発生するごみの総排出量と物量について, 都市清掃, 第42巻, 第170号, pp.231-244, 1989.
 - 20) 大島克哉, 安田八十五: 廃棄物処理有料化政策の有効性の総合評価, 廃棄物学会論文誌, Vol.10, No.4, pp.232-239, 1999.
 - 21) 京都市清掃局: 家庭ごみ細組成調査報告書, 京都市清掃局, 1992.
 - 22) Jenkins, R.R.: *The Economics of Solid Waste Reduction*, Edward Elgar, 1993.
 - 23) Fullerton, D. and Kinnaman, T.C.: Household Responses to Pricing Garbage by the Bag, *The American Economic Review*, Vol.86, No.4, pp.971-984, 1996.
 - 24) Hong, S., Adams, R.M. and Love, H.A.: An Economic Analysis of Household Recycling of Solid Waste: The Case of Portland, Oregon, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.25, pp.136-146, 1993.
 - 25) 寺島泰, 橋本俊幸: 市町村のごみ発生原単位と社会経済特性との関係, 環境技術, Vol.19, No.2, pp.131-137, 1990.
 - 26) Reschovsky, J.D. and Stone S.E.: Market Incentives to Encourage Household Waste Recycling: Paying for What You Throw Away, *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.13, No.1, pp.120-139, 1994.
 - 27) 山川肇, 神下高弘, 寺島泰: 有料化自治体における自家焼却行動の影響要因, 廃棄物学会論文誌, Vol.13, No.1, pp.12-21, 2002.
 - 28) 松藤敏彦, 田中信寿: 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, Vol.4, No.1, pp.10-18, 1993.
 - 29) 松藤敏彦, 田中信寿, 竹森憲章, 佐高陽子: 自治体資源回収のごみ減量効果について, 第4回廃棄物学会研究発表会講演論文集, pp.105-108, 1993.
 - 30) 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, Vol.13, No.4, 印刷中
 - 31) 高月紘: リサイクルの実態解析, 品質, Vol.21, No.3, pp.264-272, 1991.
 - 32) 新村藤夫, 新宅芳昭, 森本敏昭, 小川泰一, 村木宏: 家庭ごみ排出原単位予測方法の検討, 都市清掃, 第155号, pp.588-597, 1986.
 - 33) 天野耕二, 渥美史陽: 事業系ごみの公共処理量に影響を及ぼす要因について, 第8回廃棄物学会研究発表会講演論文集, pp.13-15, 1997.
 - 34) 猪上泰義: 全国648自治体のごみ袋と分別収集, 日報, 1997
 - 35) 指定ごみ袋を考える会: ごみ袋の全国指定状況, <http://www2.tokyoweb.or.jp/site/site/index.html> (1999年10月情報取得).
 - 36) 森口祐一, 西岡秀三: 家庭からの廃棄物収集量を規定する都市要因の分析, 第11回環境問題シンポジウム, pp.103-108, 1983.
 - 37) Richardson, R.A. and Havlicek, J.Jr.: Economic Analysis of the Composition of Household Solid Wastes, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.5, pp.103-111, 1978.

(2001.7.10 受付)

ON THE POSSIBILITY OF MAINTAINING THE WASTE REDUCTION EFFECT THROUGH VARIABLE RATE PROGRAM

Hajime YAMAKAWA, Kazuhiro UETA and Yutaka TERASHIMA

We constructed a factor model of waste discharge and analyzed the possibility of maintaining the waste reduction effect through variable rates. We examined data from statistical materials and questionnaire survey we conducted toward cities with variable rate program. As a result, 1) we determined that in addition to variable rates, the amount of municipal waste was influenced by the number of persons per household, average income, percentage of persons employed in primary industry, amount of collected waste resources per capita, workers per capita. 2) It also became clear that waste reduction through variable rates was maintained over an average of at least 10 years. Results regarding the price effect were inconclusive.