

第3章 有料化によるごみ減量効果の持続性

第1節 緒言

有料化の減量効果についてはすでに多くの報告がある一方で、その減量効果の持続性に対しては疑問も呈されている。すでに1章で見たように、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。これに対して、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、丸尾ら(1997)は高山市を例として示したが、さらに他の有料化自治体についても同様に有料化を実施しなかった場合と比較して検討する必要がある。しかしながら多くの自治体について実施前後の相当年数にわたるごみ量、および、地域特性、制度特性等のデータを入手するのは困難である。

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について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や制度特性に違いがあれば、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、本章では、第1に地域特性、制度特性、および、有料化のごみ量への影響をモデル化し、影響のある変数を特定する。そして第2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。

第2節 モデルと分析方法

3.2.1.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

(1) 分析指標

ここでは家庭系ごみと事業系ごみの合計である総ごみ排出量に関するモデルを構築する。ただし、自治体の年間総ごみ排出量は自治体の規模によってそもそも異なると考えられるので、一人一日当たり総ごみ排出量について分析を行う。

ここで総ごみ排出量を分析指標として選択したのは、家庭系ごみ収集に混入していた事業系ごみが直接搬入量等に計上されることを、ごみ減量とはみなさないとの考え方に基づくものである。ごみ処理施設の能力や最終処分場の残余容量の視点からは、単に混入していたごみが事業系ごみの区分に移行するだけでは不十分であろう。2章では、有料制の制度特性等の影響を分析することが目的であったために、より直接的に有料化が影響すると考えられる有料化対象ごみ種である家庭系可燃ごみに焦点を当てたが、本章では有料化のごみ減量効果の持続性を検証することが目的であるため、上記のように総ごみ排出量を指標として採用した。なお1.2.1.では、事業系ごみを含む指標を分析に用いる場合には、誤差変動が大きくなる可能性も示唆されていた。しかしながら、クロスセクショナル・データに基づく有料化自治体と非有料化自治体の分析においては、総ごみ排出量を用いた分析においても有料化の有意な影響が多く報告されている(中杉(1990)、盛岡ら(1993)、落合(1996)、笹尾(2000))。本研究では、同様にクロスセクショナル・データに基づいて分析を行うので、有料化の影響の分析について特に問題ないものと考えられる。ただし、1.2.2.で述べたように、価格の影響については事業系ごみを含む指標を対象とした場合、有意に検出されない可能性がある。本研究では、3.2.2.に述べるように従来の有料化のごみ減量効果に関する研究のモデルに基づき、価格を有料化の指標とするモデル分析も行うが、指標として総ごみ排出量を採用しているために有意に効果が検出されない可能性もあり、その点で分析結果の解釈には注意する必要がある。

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、まず家庭系ごみ発生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が(松藤ら(1989))、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。

(2) 家庭ごみ発生量

家庭からのごみ発生量について、山口ら(1989)はモニター調査データに基づき、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。また北畠ら(1981)は質問紙調査をもとに推定した発生ごみ量について分析した結果、世帯人数、不要品交換参加、収集頻度が危険率0.1%、世帯主の年齢、子供の食べ残しを注意するか否か、が危険率1%で、それぞれ有意に影響していたと報告している。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(京都市清掃局,1992)。ただし2人から7人までの世帯を対象として分析を行っている。

以上3つの既存研究で共通して報告されているのは世帯人数であるが、山口らと京都市清掃局の結果では6人以上の世帯に対する評価が異なる。ここで京都市清掃局の報告で主張されている一人当たりのごみ排出量が世帯人数の逆数の一次関数であるということは、世帯当たりのごみ量は家族人数の切片のある一次関数であるということであり、世帯単位で消費が行われ、世帯につきほぼ一定程度出るごみと個人単位で消費が行われ、家族人数に応じて増えるごみがあることを反映するもので、その考え方は妥当であろうと考えられる。そこで本研究では、一人一日当たり家庭系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。北畠らは世帯人数以外にもいくつかの要因を挙げているが、ここでは取り上げない。

また経済学分野の研究では、モデル化に際して、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している例がある(Wertz(1976),大島ら(1999))が、所得とごみ排出量の関係についての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Wertz(1976)、Jenkins(1993)はコミュニティ単位の集計データを用いて、またFullertonら(1996)、Hongら(1993)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(1976)は0.27、0.28、Jenkins(1993)は0.41、Hongら(1993)は0.049となっており、影響の大きさにばらつきがある。日本の研究例では、北畠ら(1982)の研究では有意ではないが、負の関係を示していた。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、事業系ごみとの関係において対応関係が一致していないためであると考察している。寺島ら(1990)は京都府下の各自治体の1979年から1986年までのデータに基づき各種社会経済特性とごみ量との関係を分析しているが、個人所得と可燃ごみ収集量原単位との間に相関があることを示している(単相関係数0.4095)。また笹尾(2000)の1993年データを用いた重回帰分析の結果では、所得の偏回帰係数は工業都市においては有意な正の値が得られているが、農業都市、商業都市においては負となっており、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常に正の相関関係にあるわけではないが、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。

(3) 発生抑制

次に家庭系ごみ減少量の影響要因について考察する。家庭系のごみ減量は発生抑制、リサイクル、自家処理等によって行われると考えられるが、発生抑制のうち世帯人数の増加に伴い共同消費が促進されることで起こる減量は発生量の要因としてすでに取り入れている。一方、先に述べた北畠ら(1981)の研究で発生抑制要因として指摘されていた不要品交換への参加や子供への食べ残しの注意などは自治体単位で定量化するのは困難であり、本研究では考慮しないこととする。

(4) 自家処理

一方、自家処理については、先に引用した北畠ら(1981)の報告の中で分析されている。これによれば自家処理量は、部屋数、持ち家か否か、一戸建てか否か、敷地面積といった住居形態と危険率0.1%で、また世帯主の年齢と危険率1%で、それぞれ有意な関係が報告されている。また松藤ら(1993a,1993b)は一次産業就業人口比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。また自家焼却について、Reschovskyら(1994)はプロビットモデルを用いて分析した結果、住居形態、地域特性、所得、学歴、リサイクルプログラムの情報について有意な影響を報告している。一方、本論文の5章、6章でも自家焼却の要因分析を行っている。その結果によれば、住民の自家焼却行動の程度には、5章で述べるように心理的要因のほかに住居形態、田畑の有無、居住年数が影響しており、また自家焼却量には6章で述べるように地域特性が影響していた。以上の影響要因のうち所得については発生量に関わるものとしてすでに取り上げている。そこでここでは住居形態として一戸建て率を取り上げ、また田畑の有無及び地域特性と関連して第一次産業就業

者率を取り上げる^{注)}。世帯主の年齢、居住年数、学歴、リサイクルプログラムの情報、心理的要因に相当する変数は自治体毎のデータを得るのが困難であるためここでは考慮しない。

(5) リサイクル

次にリサイクルによるごみ減量の要因として、資源ごみ分別収集について検討する。これまでの研究では、資源ごみ分別収集によってごみ量に変化はないとする報告がある一方、資源ごみ分別収集によりそれ以外のリサイクル量も増加するとの報告もあり、既存研究の結果は一様ではない。

松藤ら(1993b)は資源ごみ分別収集量とこれを除く家庭系ごみ収集量との間には有意な相関が見られず、「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」としている。一方、高月(1991)は5自治体のモニター調査結果をもとに公共関与と不燃物リサイクル率と家庭系総リサイクル率の関係について、公共関与と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ことを示している。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、モデルに資源ごみ分別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、もしも資源ごみ分別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分別収集量を導入することで-1以下の係数が得られ、民間のリサイクル量のごみ量への影響も一定程度反映することができるものと考えられる。また係数がほぼ-1となった場合には民間のリサイクル量の影響は考慮できていないものの、資源ごみ分別収集量に相当する量はごみ排出量から減量されていると考えることができる。

そこで本研究ではリサイクル量を反映する変数として、一日当たり資源ごみ分別収集量をモデルに導入し、資源ごみ分別収集量によって総ごみ排出量は異なるとの仮説を立てる。しかし、もしもこの仮説が否定され、資源ごみ分別収集によってごみ量に変化はないとの結果となった場合には、モデルからこの変数を排除して、その後の分析を行う。

なお、集団回収は自治体によっては資源分別収集と一体化してリサイクルシステムが構築されているが、集団回収量が把握されているのは一部であり、自治体によりその把握の程度は異なると思わ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。

(6) 事業系ごみ排出量

次に事業系ごみ量について検討する。新村ら(1986)は44都市のデータを用いて一人一日当たりの事業系ごみ量と各種社会経済要因、人口特性等との相関係数を算出している。これによれば、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0.6以上の相関係数となり取り上げられた変数の中では高い値を示した。事業系ごみには、包装材等の販売量・販売額に伴って変化のごみと、オフィス系ごみのようにむしろ従業員数に依存するごみが存在すると思われる。そこで本研究では、上記のうち、商業年間販売額、及び、総従業者数をモデルに採用する。両者の間にはある程度の相関もあると考えられるが、その場合には、いずれの指標がよりよく説明するかを検討し、有意な影響が認められない変数については、モデルから削除することとする。なお、ごみ量の指標を一人一日当たりとしているので、これらの指標についても一人あたりに換算してモデルに導入する。

3.2.2. 有料化の影響のモデル化とその持続性の分析方法

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、既に述べているように、これらの要因に加えて、有料化が影響していることがこれまでの研究から明らかになっている。

これまでの研究において、有料化のごみ排出量への影響の分析方法としては、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(落合(1996)、笹尾(2000))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(Jenkins(1993)、北畠ら(1982))がある。1次式によるモデルの場合には、有料化ダミーの係数は、他の変数の影響を調整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、両方のモデルについてそれぞれ分析を行い、最終的にそれぞれの指標によって測

注) 第一次産業就業者数の多くは農業従事者と考えられることによる。実際、全国的に見ると1985年第一次産業就業者数割合9.3%のうちの90.3%、1990年は7.1%のうちの90.1%、1995年は6.0%のうちの88.3%が農業就業者となっている(国勢図会(1993,1999))

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。

ただし 1.1.2. で述べたように、「推奨袋自治体^{注)}」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、有料化、および、各地域特性等の影響を重回帰分析により検討する。

$$\begin{aligned} & \text{[一人一日当たり総ごみ排出量]} \\ & = b1 \text{ [平均世帯人数の逆数]} + b2 \text{ [一人当たり所得]} \\ & + b3 \text{ [一人一日当たり資源ごみ収集量]} \\ & + b4 \text{ [一戸建て率]} + b5 \text{ [第一次産業就業者割合]} \\ & + b6 \text{ [一人当たり商業年間販売額]} + b7 \text{ [一人当たり従業者数]} \\ & + b8 \text{ [有料化ダミー]} \text{ (または } + b8' \text{ [袋価格])} + b9 \text{ [推奨袋ダミー]} \\ & + b0 + \end{aligned}$$

ただし $b0 \sim b9, b8'$ は定数、 μ 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。

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、これらの係数が時間と共に減少していき、その結果、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、有料化ダミーを導入したモデルにおいて、有料化ダミーの係数が有意であったとする。このときある値 T について、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、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。

そこで持続性の分析に際しては、上式の有料化ダミーの項に変えて

$$a1 \text{ [} T \text{ 年以内ダミー]} + a1' \text{ [} T \text{ 年以前ダミー]} \quad (\text{ただし、} a1, a1' \text{ は定数})$$

を導入し、 $a1'$ 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、

$$(a2 \text{ [} T \text{ 年以内ダミー]} + a2' \text{ [} T \text{ 年以前ダミー]}) \cdot \text{[袋価格]} \quad (\text{ただし、} a2, a2' \text{ は定数})$$

としたとき、 $a2$ は有意となるが、 $a2'$ は有意とならないことを意味する。逆に $a2'$ 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 年、10 年の 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による分析では、偶然そのとき T 年以内にあった自治体の減量効果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 3 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。

注) 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。1.1.2. 参照。

第3節 使用した統計と変数の定義

3.3.1. 制度特性

分析に際して必要となる制度に関わる情報等については、全国の市（東京都特別区を含む）のうち、自治体で家庭系ごみ、または事業系ごみ用に特定のデザインの袋、またはシールを指定、斡旋等行なっている自治体に対する質問紙調査によるものである。調査の概要は 2.3.1. に記載しているので、ここでは割愛する。

ここでは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、T年以内ダミー・T年以前ダミー、推奨袋ダミーについて述べる。

袋価格は、上記の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、家庭系可燃ごみに対して、自治体名が印刷される等特定のデザインのごみ袋を指定、推奨、斡旋等している自治体のうち、その制度の施行年月が分析対象年度と同年度、またはそれ以前の場合において、指定袋以外でごみが出された場合に収集しないと答えた場合に有料化ダミーを1、推奨袋ダミーを0、色・素材等が条件にあえば収集したり、レジ袋は収集したりというように、指定袋以外でも収集する場合には有料化ダミーを0、推奨袋ダミーを1とした。なお、指定袋・推奨袋等の制度が分析対象年度において導入されていない場合には、両変数はともに0になる。

T年以内ダミーについては、分析対象年度から（分析対象年度 - T）年度までの間に有料化を実施した自治体の場合に1、そうでない場合に0とした。ただし、推奨袋自治体から有料化自治体に変更があったのがその期間内であれば、これもT年以内とみなした。一方、T年以前ダミーについては（分析対象年度 - T - 1）年度以前に有料化を実施した自治体の場合に1、それ以外は0とした。

なお指定袋制度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。

3.3.2. ごみ量

本研究では、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）に掲載されているごみ量データを用いて分析を行った。

本統計については、松藤ら（1993a）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これを家庭系ごみとして用いていること、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は、3.2.1.（1）で述べた通りである。

また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。具体的には、85年度、90年度のデータについては統計書の「2.ごみ処理の概要」のうち、「計画処理量」中の「収集量」、及び、「直接搬入量」、そして「5.ごみ収集量・処理体制」の「ごみ種類別の内訳」のうちの「資源ごみ」を用いて、

$$\text{総ごみ排出量} = \text{収集量} + \text{直接搬入量} - \text{資源ごみ}$$

とした。95年度データにおいてもCD-ROMの対応する指標を用いた。なお、この「資源ごみ」データは一人一日あたり資源ごみ収集量の算出にも用いた。

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（森口ら（1983））。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、分析対象年度において可燃ごみの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。ここで可燃ごみに限定したのは、すべてのデータへの導入となると対象自治体が少なくなることと、ごみ量全体に占める可燃ごみの割合が大きいことによる。

さらに直接搬入ごみはしばしば大きな変動を示すため、これを含むことで非定常的な外れ値をデータとして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、自治体毎に時系列データのグラフ化を行い、年度間のばらつきが大きな場合、及び、特定年度のごみ量だけが大きく傾向から外れている場合には、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。

3.3.3.地域特性

地域特性として用いた統計データについて、表 3.3.1 にまとめた。これらの統計を用いて、

- [平均世帯人数の逆数]
- = [国勢調査世帯数：一般世帯数] / [国勢調査人口] (世帯/人)
- [一人当たり所得]
- = [課税対象所得額] / [国勢調査人口] (百万円/人)
- [一戸建て率]
- = [一戸建て一般世帯数] / [国勢調査世帯数：一般世帯数] (-)
- [第一次産業就業者割合]
- = [第一次産業就業者数] / (第一次 ~ 三次産業就業者数の合計) (-)
- [一人当たり商業年間販売額] = [商業年間販売額] / [国勢調査人口] (百万円/人)
- [一人当たり従業者数] = [事業所総従業者数] / [国勢調査人口] (人/人)

表 3.3.1 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	商業統計表産業編	85,88,91,94,97
事業所総従業者数	事業所統計調査報告	81,86,91,96

注)一戸建て一般世帯のすべて、事業所総従業者数の81年度データ以外は「民力」(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。

とした。なお、商業年間販売額、事業所総従業者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、直後のデータを用いて線形補間することで各年度のデータを推定した。

第4節 ごみ排出量モデルの推定と有料化の減量効果

85、90、95年度のデータを用いて、3.2.2.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 3.4.1 に示す。なお分析に際しては、既に述べたように、計量器を用いてごみ重量を測定していない自治体、時系列でみてデータ変動が不安定である自治体は除いている。また、一定量無料制有料化^{注)}を採用している自治体のうち、上記の分析条件にあう自治体は、85年度1自治体、90

表 3.4.1 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 =0.4126 F=8.896 N=124				R ² =0.3419 F=5.426 N=104			

注) 本研究における一定量無料制の詳細な定義は 1.1.2. 参照。一定量無料制には、高山市や出雲市などのような負担補

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。そこで本章では一定量無料制有料化自治体を除いて行うこととした。

以下、それぞれの変数について、結果を検討する。

3.4.1. 地域特性の影響

(1) 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。

(2) 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。

3.2.1. (1) で述べたように日本の既存研究において、クロスセクショナル・データを用いた分析で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(北畠ら(1982)、笹尾(2000)、Jenkins(1993)は、Richardson ら(1978)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ることは、データの問題、分析の問題を必ずしも意味しないと考え、これをそのまま用いて、以後の分析を行う。

(3) 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。

(4) 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。3.2.1. 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量との間には関係がないことも考えられる。そこで一

表 3.4.2 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

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 3.4.2 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

助併用型、守山市のような多段階比例型、また都城市のような定額制従量制併用型も含めている。

認められる。すなわち、自治体単位における分析でも、単相関係数で見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2要因を取り上げたが、これらが互いに相関が高く、1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 3.4.2 の2行目以下のように、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2つ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、一人一日あたり総ごみ量との間で有意な単相関係数が見られたのは、自家処理量との関係以外に、都市化を媒介として、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。そして、よりごみ量と直接的に関係する変数とともに分析されたことで、単相関では有意であったにもかかわらず、重回帰分析では有意でなくなったと考えられる。

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。

(5) 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。すなわち、一人一日あたり資源ごみ収集量は一人一日あたり総ごみ排出量に影響するとの仮説は支持された。その結果、一人一日あたり資源ごみ収集量はモデルに残すこととなった。

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が、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。

(6) 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%で有意である。また90、95年度で危険率5%で有意となっている。85年度は、危険率5%では有意とはならなかったが10%では有意であり、他は危険率5%で有意であるので、基本的に一人当たり就業者数が多いほど一人当たりの総ごみ量が多いことを示していると考えられる。これは仮説を支持する結果と考えられる。

(7) 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あたり総ごみ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 3.4.3 の1行目に示したように、

表 3.4.3 一人当たり商業年間販売額と一人一日あたり総ごみ量、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
一人一日あたり総ごみ量	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

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(1986)と同様、単相関係数で関係性を評価する限り、有意な関係があると考えられる。

また、本研究では事業系ごみの要因として2変数を取り上げたが、1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3.4.3の2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と都市化された自治体と考えられ、都市化された自治体において商業販売が多くなるとの関係を示しているのではないかと考えられる。すなわち商業年間販売額と一人一日当たり総ごみ量との単相関には、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、都市化を媒介として、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。また予想通り一人当たり就業者数との相関も高く、事業系ごみ量との関係においても競合している可能性が示唆される。そのため重回帰分析において、これらの変数とともにモデル化すると、家庭ごみ発生量や自家処理量との関係はより直接的な関係のある他の変数によって説明されるため相対的に商業年間販売額の影響が小さくなり、事業系ごみとの関係についても一人当たり就業者数によって説明されない部分のみの寄与となるため、結果的に有意ではなくなったと解釈できる。すなわち、商業年間販売額と一人一日当たり総ごみ量との単相関は、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。

表3.4.4 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 - 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												

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2変数を除いて再度分析した結果が、表3.4.4である。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2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。

3.4.2. 有料化と推奨袋の影響

表3.4.4に示す分析結果の、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/日前後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、実質的にはほとんど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おり、変数導入の目的上、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。

3.4.3.袋価格の影響

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 3.4.4 のモデルの有料化ダミーに代えて袋価格をモデルに導入して分析を行った結果を表 3.4.5 に示す。

表 3.4.5 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	465.5	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
$R^2=0.4689$ $F=14.503$ $N=123$ $R^2=0.4455$ $F=13.082$ $N=122$ $R^2=0.3476$ $F=7.004$ $N=100$												

まず地域特性について、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、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。ごみ量の指標として総ごみ排出量を採用したにもかかわらず、本研究では袋価格の有意な影響が検出された。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/45 L 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、次節の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。

第 5 節 有料化によるごみ減量効果の持続性 - 分析結果と考察 -

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。上記で述べたように、有料化ダミーと袋価格について、それぞれ分析する。なお各年度における 5 年以内実施自治体数は 85 年度、90 年度、95 年度それぞれにつき 13、8、38 であまり多くはなく、特に 90 年度は 5 年以内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。

まず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 3.5.1、表 3.5.2 に示す。

表 3.5.1 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 3.5.2 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

表 3.5.1 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	-556.5	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	0.0564
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	0.1762	-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
$R^2=0.4608$ $F=12.925$ $N=130$ $R^2=0.4106$ $F=10.277$ $N=127$ $R^2=0.3350$ $F=5.982$ $N=104$												

表 3.5.2 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
$R^2=0.4602$ $F=12.895$ $N=130$ $R^2=0.4120$ $F=10.335$ $N=127$ $R^2=0.3356$ $F=5.997$ $N=104$												

となり、危険率 5% で有意という結果となった。

また表 3.5.1 の 5 年以内ダミーの係数の値は、85 年度が -140.1 で危険率 5% で有意、90 年度は 113.2 となって、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 3.5.2 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、また 90 年度は -133.5、95 年度は -107.5 となって、いずれも危険率 5% で有意となった。

以上の分析結果において、T 年以前ダミーについては、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 年度の間の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 年度の間の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 年度の間の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 年度の間の実施した自治体は 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

表 3.5.3 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				862	226	8
推奨袋導入自治体	707	127	9	894	124	11
未導入自治体	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

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 3.5.1、3.5.2 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。

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 3.5.4 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 3.5.5 に示す。

表 3.5.4 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、危険率 10% でも有意でない
表 3.5.4 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集量	-0.93	0.24	-0.28	0.0002	-2.04	0.72	-0.20	0.0054	-1.49	0.86	-0.15	0.0864
一人当たり就業者数	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 年以内袋価格	-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				

表 3.5.5 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集量	-0.95	0.24	-0.29	0.0001	-1.88	0.73	-0.19	0.0108	-1.55	0.86	-0.16	0.0735
一人当たり就業者数	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 年以内袋価格	-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				

い。一方、表 3.5.5 の 10 年以内袋価格の係数値は、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、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。

T 年以内袋価格 (T = 5, 10. 以下同様) 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 年以内袋価格の係数の絶対値を比較しても、いずれも T 年以内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 3.4.5 と比較してもはっきりとはしていないため、価格変数を 2 つに分けたことによる影響とも考えられる。また、3.2.1. 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い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いという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した持続性とは、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い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いるとも矛盾しているとも言えないであろう。袋価格の減量効果の持続性について、ごみ量の指標を家庭系収集ごみ量として分析するなどのさらなる検討は、今後の課題としたい。

第6節 結語

本章では、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)一人一日当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。

一人一日あたり総ごみ排出量の要因としては、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、一戸建て率、一人当たり資源ごみ収集量、一人当たり就業者数、一人当たり商業年間販売額、有料化実施の有無、推奨袋導入の有無、を取り上げ、85年度、90年度、95年度の3つの年度について、それぞれ重回帰分析によってその影響を分析した。その結果、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、それ以外の変数については、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。ここで推奨袋導入の有無をモデルに導入したのは、有料化自治体と非有料化自治体を明確に区別するためであるので、モデルに必要と判断して残したが、一戸建て率、一人当たり商業年間販売額については、他の地域特性によってその影響は説明されると考え、モデルから除いた。その結果、得られたモデルによって、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。

以上の有料化ダミーを用いたモデル、及び、袋価格を用いたモデルのそれぞれについて、有料化によるごみ減量の持続性について分析を行った。

まず有料化ダミーを用いたモデルについて検討したところ、有料化実施後5年以上、及び、10年以上経過している自治体においても、有料化の有意な減量効果が認められた。この結果から、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。

一方、袋価格を用いたモデルについても同様に分析したが、価格の効果の持続性については、今回の分析結果からは明確な結論は得られなかった。ただし、価格の効果については持続的でない可能性が示唆されており、この点についてのさらなる分析は、今後の課題としたい。

【使用した資料】

- ・朝日新聞社 発行 富士通ラーニングメディア 製作(1999)『CD-ROM 民力 1999』、朝日新聞社
- ・厚生省生活衛生局水道環境部環境整備課 監修(1988)『昭和六十二年版 昭和六十年度実績 一般廃棄物処理事業実態調査統計資料(一般廃棄物)』、全国都市清掃会議
- ・厚生省生活衛生局水道環境部環境整備課 監修(1993)『平成4年版 平成二年度実績 一般廃棄物処理事業実態調査統計資料(一般廃棄物)』、全国都市清掃会議
- ・全国都市清掃会議(1999)『一般廃棄物処理事業実態調査 平成7年度実績調査データ』、全国都市清掃会議(CD-ROM)
- ・昭和60年、平成2年、平成7年の『国勢調査報告・第2巻 都道府県・市区町村編』
- ・自治省税務局、『昭和60年(1985年)度市町村税課税状況等の調』
- ・総務庁統計局、『昭和56年(1981年)事業所統計調査報告』
- ・猪上泰義(1997)『全国648自治体のごみ袋と分別収集』、日報
- ・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/sitei/sitei/index.html> (1999年10月情報取得)
- ・(財)矢野恒太記念会(編)(1993)『1993年版 日本国勢図会』、国勢社、p.90
- ・(財)矢野恒太記念会(編)(1999)『日本国勢図会 1999/2000年版』、国勢社、p.73

【引用文献】

- ・Fullerton,D. and Kinnaman,T.C.(1996)"Household Responses to Pricing Garbage by the Bag",*The American Economic Review*, Vol.86, No.4,pp.971-984
- ・Hong,S., Adams,R.M. and Love,H.A.(1993)"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
- ・Jenkins R.R.(1993),*The Economics of Solid Waste Reduction*,Edward Elgar
- ・北畠能房、中杉修身、西岡秀三、原沢英夫(1981)「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
- ・北畠能房、中杉修身(1982)「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 卷、pp.53-67

- ・京都市清掃局(1992)『家庭ごみ細組成調査報告書』、京都市清掃局
- ・丸尾直美、西ヶ谷信雄、落合由紀子(1997)『エコサイクル社会』、有斐閣、pp.193-207
- ・松藤敏彦、田中信寿、松尾孝之、神山桂一(1989)「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
- ・松藤敏彦、田中信寿(1993a)「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
- ・松藤敏彦、田中信寿、竹森憲章、佐高陽子(1993b)「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
- ・森口祐一、西岡秀三(1983)「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
- ・盛岡通、城戸由能、福岡孝一(1993)「家庭ごみ収集の有料化によるごみ量削減効果に関する考察」、第 4 回廃棄物学会研究発表会講演論文集、pp.29-32
- ・中杉修身(1990)「ごみ処理有料化の実態とその効果」、都市清掃 第 43 巻 第 178 号、pp.448-452
- ・落合由紀子(1996)『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
- ・大島克哉、安田八十五(1999)「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
- ・Reschovsky, J.D. and Stone S. E.(1994)"Market Incentives to Encourage Household Waste Recycling: Paying for What You Throw Away", *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.13, No.1, 120-139
- ・Richardson, R.A. and Havlicek, J.Jr.(1978)"Economic Analysis of the Composition of Household Solid Wastes", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.5, pp.103-111
- ・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, pp.1-10
- ・新村藤夫、新宅芳昭、森本敏昭、小川泰一、村木宏(1986)「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
- ・高月紘(1991)「リサイクルの実態解析」、品質 Vol.21 No.3、pp.264-272
- ・寺島泰、橋本俊幸(1990)「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
- ・Wertz, K.L.(1976)"Economic Factors Influencing Households' Production of Refuse", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.2, pp.263-272
- ・山口秀明・朝生修司・橋本信男・中島道博・戸村信夫(1989)、「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