

DISCUSSION PAPER SERIES

2006-03

ごみ減量政策とリサイクル促進政策の効果

中村匡克・川瀬晃弘・宮下量久

December 20, 2006

Discussion Papers can be downloaded:

<http://www1.tcue.ac.jp/home1/c-gakkai/dp/dp06-03>

ごみ減量政策とリサイクル促進政策の効果*

高崎経済大学地域政策学部

中村 匡 克[†]

法政大学大学院エイジング総合研究所

川瀬 晃 弘

法政大学大学院経済学研究科

宮下 量 久

1. はじめに

環境に対する住民意識の高まりを背景に、近年では、多くの地方自治体で生活系ごみの処理が有料で行われている。

2003年度には、2,436市町村（全市町村の77.2%）において生活系ごみ（粗大ごみを除く）が有料で処理されている。1998年度に有料制を実施していたのは、1,484市町村（全市町村の45.9%）であったから、この5年間に全国の自治体でごみ処理有料化が急速にすすんできたことがわかる¹。

しかし、この期間に、生活系ごみの排出量が大きく減少しているわけではない。2003年度における全国の生活系ごみ排出量は3,466万トン（ごみ総排出量は5,161万トン、事業系ごみ排出量は1,695万トン）であり、1994年度の3,530万トン（それぞれ5,054万トン、1,524万トン）と比べ、1.8%の減少（それぞれ2.1%の増加、11.2%の増加）にとどまっている²。一人あたり生活系ごみ排出量も、1994年度の282.0kg（ごみ総排出量は403.7kg）から2003年度の271.8kg（同404.8kg）へと、10.2kgの減少（同1kg増加）となっている³。

また、国土の狭いわが国では、最終処分場の整備は難しい課題である。最終処分場の容量（残余年数）は、1994年度の15.1万km³（8.7年分）から2003年度の13.7万km³（13.2年分）へと減少（増加）している。残余年数では拡大しているものの、13年分というのは決して十分な確保量とは言えないであろう⁴。

このような状況を背景に、多くの先行研究によってごみ処理有料制の実施が家計のごみ排出量に与える影響が検証され、自治体は従量制や全額徴収制を実施することでごみ減量効果を見込めることが示されている。

しかしながら、環境省『一般廃棄物処理実態調査』（以下、『実態調査』と呼ぶ）には、地方自治体のごみ処理有料制の実施状況については詳細に整理されているが、その際に徴収している手数料としての価格（以下、「価格」と呼ぶ）については整理されていない。そのため、わが国における価格とごみ排出量との関係についての研究は、あまりにも不足しているのが現状である。

そこで、本稿では、ごみ処理有料制を実施している地方自治体の価格データを収集し、家計のごみ排出量に与える影響について検証する。また同時に、リサイクル促進へ向けた第一段階の政策として資源ごみ回収に着目し、家計の資源ごみ排出量についても検証することで、2つの政策の整合性についても議論する。

本稿の構成は以下のとおりである。

第2節では、ごみ減量政策とリサイクル促進政策の効果に関する先行研究についてサー

ベイを行い、本稿の位置づけを明確にする。第3節では、自治体の収集サービスに対する家計のごみ排出量(資源ごみを除く)と資源ごみ排出量を被説明変数として SUR(Seemingly Unrelated Regression) による推定を行い、ごみ減量政策と資源ごみ回収政策の効果について解明する。このとき、従量制ダミーに代えて価格を加えたモデルの推定も行い、価格とごみ減量効果との関係も明らかにする。そして、第4節ではまとめと残された課題について述べる。

2. 先行研究

地方自治体が実施するごみ減量政策が家計のごみ排出量に与える影響については、これまで多くの先行研究によって実証的に検証されている⁵。海外の研究では、Wertz (1976)、Richardson and Havlicek (1978)、Jenkins (1993)、Fullerton and Kinnaman (1996)、Hong and Adams (1999)、Van Houtven and Morris (1999)、Kinnaman and Fullerton (2000) が代表的である。国内の研究では、丸尾他 (1997)、笹尾 (2000)、碓井 (2003)、中村 (2004) がある。

これらの研究では主に、一人あたり所得や平均世帯人員、都市化の度合いを表す要因などをコントロールしたうえで、各種のごみ減量政策が家計のごみ排出量に与える影響について検証されている。そして、生活系ごみの分別数を増加する、ごみ収集頻度を減少する、資源ごみ収集頻度を増加する、従量・全額徴収の有料制を実施することで、自治体はごみ減量効果を期待できることが示されている。

しかし、環境省『一般廃棄物処理実態調査』には、各自治体におけるごみ処理有料制の実施状況は詳細に整理されているが、その際に徴収している価格については整理されていない⁶。そのため、わが国のごみ処理有料制の実施状況とごみ減量効果との関係については数多くの研究蓄積があるが⁷、価格とごみ減量効果との関係についてのわが国の研究は不足していると言わざるを得ない⁸。そこで、本稿では、都道府県に問い合わせて、有料制を実施している市町村のごみ袋の価格データを収集・整理し、価格と家計のごみ排出量との関係について明らかにする。

また、本稿では、一般ごみだけでなく、リサイクル促進に向けた第一段階の政策として、資源ごみ回収政策にも関心がある。

自治体が実施するごみ減量政策とリサイクル促進政策(あるいは、資源ごみ回収政策)に関する海外の先行研究には、Fullerton and Kinnaman (1996) や Callan and Thomas (1997)、Jenkins et al. (2000)、Kinnaman and Fullerton (2000) がある。これらの研究では、ごみ減量

政策とリサイクル促進政策を有機的に組み合わせることで、より効果的な政策が実現できることが示されている。国内では碓井 (2003) において、被説明変数にごみ総排出量とリサイクル量を用いた分析が行われ、ごみ減量政策とリサイクル促進政策のポリシー・ミックスについて議論されている。

ここで注意が必要なのは、碓井 (2003) で用いられている「ごみ総排出量」は、「収集量」に「直接搬入量」や「自家処理量」を足し合わせた値であり、家計のごみ発生・排出行動の複数段階にまたがる結果のデータである点である。また「リサイクル量」は、「自治体再資源化率」に「総排出量」を掛け合わせた値であり、やはり市町村のごみ収集・処理活動の複数段階にまたがる結果のデータとなっている。

しかし、政策がもたらす効果について検証するにあたっては、家計のごみ排出行動や自治体を実施する政策のある段階に着目することが望ましい。本稿では、ごみ発生段階での家計の行動に着目して、収集サービスに対する家計のごみ排出量と資源ごみ排出量に焦点をあてて分析を行う点が碓井 (2003) とは異なっている。

3. 実証分析

(1) データと分析手法

まずは、これまでの先行研究にしたがって、ごみ処理有料制の実施がごみ排出量と資源ごみ排出量に与える影響について明らかにする。推定式は次の通りである (モデル 1)。

$$\log G_i = \alpha_{10} + X_i \alpha_{11} + \alpha_{12} I_i^v + \alpha_{13} I_i^f + \alpha_{14} I_i^e + u_{1i} \quad (1)$$

$$\log R_i = \beta_{10} + X_i \beta_{11} + \beta_{12} I_i^v + \beta_{13} I_i^f + \beta_{14} I_i^e + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

ここで、 G_i は自治体の収集サービスに対する一人あたり一般ごみ (資源ごみを除く) 排出量 (以下、単に「ごみ排出量」)、 R_i は同じく一人あたり資源ごみ排出量である⁹。被説明変数にはいずれも対数変換した値を用いる。 X_i は観察される説明変数群であり、一人あたり所得 (対数值)、平均世帯人員、男女比率、人口密度、人口密度 (2 乗)、昼夜間人口比率、生活系ごみの分別数、ごみ収集頻度、資源ごみ収集頻度である。 I_i は有料制を実施していれば 1 をとるダミー変数であり、上付き添字 v は従量制、 f は定額制、 e は多量制を表

表 1 変数の説明

| 変数名 | 単位 | 作成方法 | 出所 |
|--------------|----------------------|--|------------------------------|
| 一人あたりごみ排出量 | kg | 生活系一般ごみ収集量（資源ごみ除く）（2004年度） ／計画収集人口（2004年度） | 『実態調査』 |
| 一人あたり資源ごみ排出量 | kg | 資源ごみ収集量（2004年度）／計画収集人口（2004年度） | 『実態調査』 |
| 一人あたり所得 | 百万円 | 課税対象所得（2003年度）／総人口（2000年） | 『市町村税課税状況等の調』 『平成12年国勢調査』 |
| 平均世帯人員 | 人 | 総人口（2000年）／一般世帯数（2000年） | 『平成12年国勢調査』 |
| 男女比率 | % | {男性人口（2000年）／女性人口（2000年）} ×100 | 『平成12年国勢調査』 |
| 昼夜間人口比率 | % | {昼間人口（2000年）／総人口（2000年）} ×100 | 『平成12年国勢調査』 |
| ごみ分別数 | 種類 | 混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみ、資源ごみ、その他など 生活系ごみの分別数（2004年度） | 『実態調査』 |
| ごみ収集頻度 | 回／週 | 混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみ、その他の収集回数（2004年度） | 『実態調査』 |
| 資源ごみ収集頻度 | 回／週 | 資源ごみの収集回数（2004年度） | 『実態調査』 |
| 価格 | 円／10 ^{リットル} | 従量制を実施：{ごみ袋価格（円）／ごみ袋容量（リットル）} ×10 ^{リットル} 無料もしくは定額制を実施：0円 | 都道府県より提供 |
| 従量制（ごみ・資源ごみ） | ダミー | 従量制を実施=1、その他=0（2004年度） | 『実態調査』 |
| 定額制（ごみ・資源ごみ） | ダミー | 定額制を実施=1、その他=0（2004年度） | 『実態調査』 |
| 多量制（ごみ・資源ごみ） | ダミー | 多量制を実施=1、その他=0（2004年度） | 『実態調査』 |

注：『実態調査』は、環境省『一般廃棄物処理実態調査』を指す。

している。用いるデータは2004年の市町村クロスセクション・データであり、観測数は上記のデータが揃う2,309市町村である。

次に、ごみ処理有料制の価格が家計のごみ排出量に与える影響について明らかにするために、(1)式の従量制ダミーに代えて価格を用いた、次のようなモデルを推定する（モデル2）。

$$\log G_i = \alpha_{20} + X_i \alpha_{21} + \alpha_{22} price_i + \alpha_{23} I_i^f + u_{2i} \quad (3)$$

$$\log R_i = \beta_{20} + X_i \beta_{21} + \beta_{22} I_i^v + \beta_{23} I_i^f + \varepsilon_{2i} \quad (4)$$

ここで、 $price_i$ はごみ処理有料制の価格（限界費用）を表し、従量制を実施している自治体にはごみ袋10リットルあたりの価格が、無料制あるいは定額制を実施している自治体にはゼロが入力されている¹⁰。価格データは、各都道府県に問い合わせた収集・整理し、分析対象は価格データを収集・整理できた1,103市町村である。これらの自治体の中には多量制を実施している自治体が存在しないため、多量制ダミーはモデル2の推定からは除かれている。

表 2 記述統計量

| 変 数 名 | 全サンプル (観測数=2,309) | | | | 価格データありサンプル (観測数=1,103) | | | |
|----------------------------|----------------------|--------|--------|-----------|----------------------------|--------|--------|-----------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
| 一人あたりごみ排出量 (kg) | 239.875 | 87.661 | 15.456 | 1,129.432 | 242.973 | 88.005 | 19.737 | 1,129.432 |
| 一人あたり資源ごみ排出量 (kg) | 39.138 | 27.089 | 0.223 | 325.473 | 39.829 | 24.380 | 0.747 | 164.101 |
| 一人あたり所得 (百万円) | 1.094 | 0.285 | 0.409 | 2.599 | 1.147 | 0.307 | 0.534 | 2.284 |
| 平均世帯人員 (人) | 3.063 | 0.453 | 1.701 | 4.567 | 3.098 | 0.452 | 1.701 | 4.465 |
| 男女比率 (%) | 93.989 | 6.519 | 77.192 | 180.025 | 94.669 | 6.937 | 78.301 | 180.025 |
| 人口密度 (千人/km ²) | 0.735 | 1.506 | 0.002 | 13.934 | 0.981 | 1.856 | 0.005 | 13.934 |
| 昼夜間人口比率 (%) | 93.598 | 11.379 | 60.915 | 289.923 | 93.139 | 12.529 | 61.051 | 289.923 |
| 生活系ごみの分別数 (種類) | 10.869 | 4.532 | 2.000 | 26.000 | 11.243 | 4.566 | 2.000 | 26.000 |
| ごみ収集頻度 (回/週) | 2.806 | 0.882 | 0.250 | 11.500 | 2.791 | 0.794 | 1.250 | 8.000 |
| 資源ごみ収集頻度 (回/週) | 2.459 | 1.572 | 0.250 | 10.500 | 2.509 | 1.578 | 0.250 | 10.500 |
| 価 格 (円) | | | | | 1.708 | 4.203 | 0.000 | 21.354 |
| 従量制ダミー (ごみ) | 0.306 | 0.461 | 0.000 | 1.000 | 0.180 | 0.384 | 0.000 | 1.000 |
| 定額制ダミー (ごみ) | 0.147 | 0.354 | 0.000 | 1.000 | 0.307 | 0.462 | 0.000 | 1.000 |
| 多量制ダミー (ごみ) | 0.002 | 0.042 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 従量制ダミー (資源ごみ) | 0.100 | 0.301 | 0.000 | 1.000 | 0.063 | 0.244 | 0.000 | 1.000 |
| 定額制ダミー (資源ごみ) | 0.055 | 0.227 | 0.000 | 1.000 | 0.112 | 0.316 | 0.000 | 1.000 |
| 多量制ダミー (資源ごみ) | 0.001 | 0.036 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

また、ごみ排出量と資源ごみ排出量を被説明変数とするにあたり、家計によるこれらの排出量の決定は相互に関連し合い、同時性の高い問題であると考えられる。この場合、説明変数によって捉えられない部分が誤差項に含まれ、各関数の誤差項のあいだに相関が生じている可能性がある。そこで本稿では、この問題に対処するために、Zellner (1962) によって提案された SUR (Seemingly Unrelated Regression) を用いて、(1)式と(2)式、(3)式と(4)式をそれぞれ同時推定する。

なお、データの出所や各変数の作成方法および記述統計量はそれぞれ、表 1 と表 2 に示されている。

(2) 推定結果

SUR による同時推定の結果は表 3 に示されている。

Breusch-Pagan 検定の結果から、いずれの推定式も誤差項の相関がゼロであるという帰無仮説は有意水準 1% で棄却されるため、各式をそれぞれ OLS 推定するよりも SUR による同時推定を行うことが望ましいことがわかる。

それでは、推定結果の詳細についてみていこう。まずは、モデル 1 における(1)式の推定結果からみていく。

一人あたり所得(対数)は、正の有意な結果(有意水準 1%)が得られている。所得が 1%増加すると、家計のごみ排出量は 0.352%増加する。先行研究のなかには所得が有意とならないケースも

みられるが、財の多くは所得が増加すると消費も増える正常財であり、消費の一定比率がごみとなって発生すると考えればこれは妥当な結果であると考えられる。

平均世帯人員は、負の有意な結果(同 1%)が得られている。世帯人員が 1 人増加すると、家計のごみ排出量は 10.4%減少する。これは、平均世帯人員が増えるほど、家庭内で財が共有されることによってごみの発生が抑制されるためだと考えられる。

男女比率も、負の有意な結果(同 1%)が得られている。男女比率が 1%増加すると、家計のごみ排出量は 0.5%減少する。これは、女性に比べ男性の方が外食する機会が多いなど、家でごみを発生させにくい消費活動を行っているためだと考えられる。また、男性の方が衣類などの購入—消費—廃棄のサイクルが遅いことも理由としてあげられる。

人口密度は、正の有意な結果(同 1%)が得られている。一方、人口密度の 2 乗は負の有意な結果(同 1%)が得られている。これは、人口密度の小さい地域では発生したごみを収集サービスに排出せず、自家焼却や埋め立てによって処分しているためだと考えられる。しかし、人口密度が一定以上に高まると自家焼却や埋め立てによる処理が困難となる。よって、ごみ排出量は人口密度に対して逡減的に増加する。

昼夜間人口比率は、正の有意な結果(同 1%)が得られている。昼夜間人口比率が 1%増加すると、家計のごみ排出量は 0.7%増加する。事業所などが多く立地する都市部では、事業系ごみが生活系ごみに混入して排出されている可能性がある。

生活系ごみの分別数は、負の有意な結果(同 1%)が得られている。自治体は、ごみの分別数を 1 種類増やすことによって、1.3%のごみ減量効果を見込むことができる。

ごみ収集頻度は、正の有意な結果(同 1%)が得られている。これは、家計はごみを家屋に保管することから負の効用を感じるため、ごみ収集頻度が少なければごみが発生しにくい消費活動を行うようになるからだと考えられる。自治体はごみ収集頻度を週あたり 1 回減らすことによって、7.1%のごみ減量効果を見込むことができる。

逆に、資源ごみ収集頻度は、負の有意な結果(同 1%)が得られている。これは、ごみと同様、家計は資源ごみを家屋に保管することから負の効用を感じるため、資源ごみ収集頻度が多ければ資源ごみを資源ごみとして分別して排出することが家計にとって合理的となるためだと考えられる。自治体は、資源ごみの収集頻度を週あたり 1 回増やすことによって、2.1%のごみ減量効果を見込むことができる。

有料制ダミーについては、従量制と定額制において負の有意な結果(いずれも同 1%)が得られている。自治体は、従量制または定額制のごみ処理有料制を実施することによって、それぞれ 12.1%と 14.6%のごみ減量効果を見込むことができる。先行研究では、限界費用がゼロである定額制は家計にごみ減量のインセンティブを与えないため、ごみ減量効果が見込めないことが報告され

ている。しかし、本稿における推定では、従量制を実施している自治体よりも定額制を実施している自治体の方が、若干大きなごみ減量効果を期待できる結果となっている。多量制については有意な結果が得られず、実施しても自治体はごみ減量を見込めないことがわかる。

次に、(2)式の推定結果についてみていく。

一人あたり所得(対数)は、正の有意な結果(有意水準 1%)が得られている。所得が 1%増加すると、家計の資源ごみ排出量は 0.418%増加する。ごみと比べて資源ごみの所得弾力性が大きいのは、資源ごみの成分が雑誌や新聞などの紙類や空き缶・空き瓶・ペットボトルといった金属・ガラスなど、比較的重量の重い成分で構成されているためだと考えられる。また、食料品などの一般ごみを発生させやすい財は必需品であるケースが多いのに対して、雑誌や酒類などの資源ごみを発生させやすい財は奢侈品であるケースが多いことも理由としてあげられる。

平均世帯人員は、負の有意な結果(同 1%)が得られている。世帯人員が 1 人増加すると、資源ごみは 36.7%減少する。これは、雑誌や新聞といった財は、食品や飲料といった財よりも共有しやすいためであると考えられる。

男女比率は有意な結果が得られていない。ごみとは対照的に、家計の資源ごみの排出量に男女差はみられないことがわかる。

人口密度および人口密度(2 乗)は、それぞれ負と正の有意な結果(いずれも同 1%)が得られている。資源ごみは人口密度に対して逡減的に減少することがわかる。

昼夜間人口比率は、負の有意な結果(同 5%)が得られている。昼夜間人口比率が 1%増加すると、家計の資源ごみ排出量は 0.3%減少する。生活系ごみでは、しばしば事業系ごみの混入が指摘されるが、資源ごみでは逆の結果が示されている。これは、都市においては、牛乳パックや食品トレイの回収を実施しているスーパーなどが身近にあり、資源ごみの回収が自治体の収集プログラムに依存している程度が低いことが理由として考えられる。また、自治体による資源ごみ収集の前に個人的に資源ごみを回収し収入を得ている人々の存在があるが、その影響がこの結果と関係している可能性がある。

生活系ごみの分別数は、正の有意な結果(同 1%)が得られている。自治体は生活系ごみの分別数を 1 種類増やすことによって、5.4%の資源ごみ回収効果を期待することができる。

ごみ収集頻度は、負の有意な結果(同 1%)が得られている。自治体はごみ収集頻度を週あたり 1 回減少させることによって、11.0%の資源ごみ回収効果を見込むことができる。

逆に、資源ごみ収集頻度は、正の有意な結果(同 1%)が得られている。自治体は、資源ごみ収集頻度を週あたり 1 回増やすことによって、14.4%の資源ごみ回収効果を見込むことができる。

表 3 SUR による推定結果

| 説明変数 | 被説明変数 | モデル 1 | | モデル 2 | |
|----------------------------|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | 一人あたりごみ 排出量 (対数) | 一人あたり資源 ごみ排出量 (対数) | 一人あたりごみ 排出量 (対数) | 一人あたり資源 ごみ排出量 (対数) |
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 一人あたり所得 (対数) | | 0.352 *** (0.034) | 0.418 *** (0.071) | 0.248 *** (0.050) | 0.483 *** (0.103) |
| 平均世帯人員 (人) | | -0.104 *** (0.017) | -0.367 *** (0.035) | -0.149 *** (0.024) | -0.339 *** (0.049) |
| 男女比率 (%) | | -0.005 *** (0.001) | -0.003 (0.002) | -0.005 *** (0.002) | -0.002 (0.003) |
| 人口密度 (千人/km ²) | | 0.109 *** (0.013) | -0.156 *** (0.027) | 0.067 *** (0.016) | -0.104 *** (0.033) |
| 人口密度 (2乗) | | -0.011 *** (0.001) | 0.012 *** (0.003) | -0.007 *** (0.002) | 0.006 ** (0.003) |
| 昼夜間人口比率 (%) | | 0.007 *** (0.001) | -0.003 ** (0.001) | 0.006 *** (0.001) | -0.004 *** (0.002) |
| 生活系ごみの分別数 (種類) | | -0.013 *** (0.002) | 0.054 *** (0.003) | -0.012 *** (0.002) | 0.050 *** (0.004) |
| ごみ収集頻度 (回/週) | | 0.071 *** (0.008) | -0.110 *** (0.017) | 0.067 *** (0.012) | -0.142 *** (0.026) |
| 資源ごみ収集頻度 (回/週) | | -0.021 *** (0.005) | 0.144 *** (0.010) | -0.009 (0.006) | 0.117 *** (0.013) |
| 価格 (円/10kg) | | | | -0.015 *** (0.002) | |
| 従量制 (ダミー) | | -0.121 *** (0.015) | -0.135 *** (0.048) | | -0.190 ** (0.080) |
| 定額制 (ダミー) | | -0.146 *** (0.020) | 0.031 (0.063) | -0.215 *** (0.022) | 0.020 (0.064) |
| 多量制 (ダミー) | | 0.181 (0.165) | -0.173 (0.398) | | |
| 定数項 | | 5.588 *** (0.138) | 4.515 *** (0.286) | 5.866 *** (0.182) | 4.706 *** (0.375) |
| R-squared | | 0.289 | 0.267 | 0.316 | 0.261 |
| Breusch-Pagan 検定 | | 47.528 *** | | 13.409 *** | |
| Observations | | 2,309 | 2,309 | 1,103 | 1,103 |

注1：括弧内の数値は標準誤差である。

注2：***、**、* はそれぞれ有意水準1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注3：価格データを入手できた中には多量制を導入している自治体が存在しなかったため、モデル2から多量制ダミーは除かれている。

家計は、ごみや資源ごみを家屋に保管することから負の効用を感じる。そのため、ごみ収集頻度が多くて資源ごみ収集頻度が少ない場合、本来は資源ごみとして排出すべきものをごみ収集日に排出してしまう可能性がある。一般ごみと資源ごみの分別内容があいまいであることや、多少であれば資源ごみを一般ごみに混ぜて排出することは不可能ではないことも、家計のこのような行動を合理化する要因となるであろう。自治体は、ごみ収集頻度の増加という住民サービスの向上は、資源ごみ回収およびリサイクル促進という視点からは逆効果となることを認識する必要がある。

有料制ダミーについては、従量制において負の有意な結果(同 1%)が得られている。従量有料制の実施で自治体はごみ減量効果を見込むことができるが、資源ごみ回収量も減らしてしまうことになる。家計のごみ排出量を減らし、資源ごみ回収量を増やすという政策目標を達成するためには、ごみ処理は有料制とし、資源ごみ処理は無料制とすることが望ましいといえよう。

続いて、モデル 2 の推定結果についてみていこう。

一人あたり所得や平均世帯人数、人口密度、昼夜間人口比率、分別数、ごみ収集頻度、有料化の状況といった主要な変数は、モデル 1 の推定結果と同様の結果が得られているので詳述を省く。

従量制ダミーに代えて用いた価格は、負の有意な結果(同 1%)が得られている。価格のパラメータ α_{22} は semi-elasticity を表しており、自治体はごみ袋 10 リットルあたり価格を 1 円上昇させることによって 1.5%のごみ排出量の減少を見込むことができる。これを平均価格(=1.708)のポイントで評価すれば、価格弾力性は $-0.0257(=-0.015 \times 1.708)$ となる¹¹。

4. 結 論

本稿では、ごみ発生段階での家計の行動に着目して、収集サービスに対する家計の一人あたりのごみ排出量(資源ごみを除く)と資源ごみ排出量を被説明変数とし、自治体を実施する各種のごみ減量政策と資源ごみ回収政策の効果について検証した。

その際、家計によるごみ排出量と資源ごみ排出量の決定は相互に関連し合い、同時性の高い問題であることから SUR による同時推定を行い、自治体のごみ減量政策と資源ごみ回収政策の整合性について議論した点がこれまでの研究と異なっている。

SUR による推定の結果、政策変数として用いた生活系ごみの分別数やごみ収集頻度、資源ごみ収集頻度、従量制および定額制ダミーは、ごみ減量効果および資源ごみ回収効果が認められる有効な経済的手段であることが示された。しかし、ごみ収集頻度と資源ごみ収集頻度、ごみ・資源ごみ処理の有料制の実施は、家計のごみ排出量と資源ごみ排出量に対して逆方向の効果をもつことから、自治体はこれらの政策間の整合性に注意する必要があることもわかった。

また、データ制約の問題から、価格を説明変数に用いた研究はこれまでほとんどなかったが、本稿では都道府県に問い合わせた価格データを収集・整理し、従量制ダミーに代えてモデル組み込んだこともわが国の研究では不足している部分への貢献であった。

本稿の推定により、自治体はごみ袋 10 リットルあたりの価格を 1 円上昇させることによっ

て、1.5%のごみ減量効果を見込めることが示された。これを平均価格(1.708 円)のポイントで評価すれば、価格弾力性は-0.0257であった。

しかし、解決すべき課題も残されている。

本稿では、自治体の政策目標がごみ減量と資源ごみ回収であることを前提として議論してきたが、資源ごみ回収量の増加は自治体の事業経費の増加を意味することを忘れてはならない。国・地方を問わない財政危機に直面している現在においては、この問題を無視したまま議論することはできないであろう。

また、本稿では都道府県に問い合わせ有料制の価格データを収集・整理したが、すべての都道府県が市町村の価格データを把握しているわけではなかった(当然義務があるわけではない)。そのため、価格を説明変数に加えたモデルではサンプルが約半数に限定されている。また、都道府県から提供された価格データは、都道府県および市町村ごとに表記方法がまちまちで整理をするにあたって困難を伴った。

それでも、ごみ処理有料制の実施状況を表すダミー変数に代えて、価格データを説明変数に用いて推定を行ったことで重要な貢献があったと考えている。本稿において、従量制ダミーを用いたモデル1の推定結果と価格データを用いたモデル2の推定結果を並列表記しているのは、信頼性に疑問が残る価格データを説明変数として扱いつつも可能な限り客観的事実を示し、持続可能な社会の実現に役立てたいと願う筆者らにできる最大限の努力であった。

参考文献

- 1) Callan, Scott J. and Janet M. Thomas (1997) The Impact of State and Local Policies on the Recycling Effort, *Eastern Economic Journal*, 23(4), pp.411-423.
- 2) Fullerton, Don and Thomas C. Kinnaman (1995) Garbage, Recycling, and Illicit Burning or Dumping, *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(1), pp.78-91.
- 3) Fullerton, Don and Thomas C. Kinnaman (1996) Household Responses to Pricing Garbage by the Bag, *American Economic Review*, 86(4), pp.971-984.
- 4) Hong, Seonghoon and Richard M. Adams (1999) Household Responses to Price Incentives for Recycling: Some Further Evidence, *Land Economics*, 75(4), pp.505-514.
- 5) Jenkins, Robin R. (1993) *The Economics of Solid Waste Reduction: The Impact of User Fees*, Edward Elgar Publishing.

- 6) Jenkins, Robin R., Salvador A. Martinez, Karen Palmer, and Michael J. Podolsky (2000) The Determinants of Household Recycling: A Material Specific Analysis of Unit Pricing and Recycling Program Attributes, Working Paper 99-41-REV, Resource for the Future.
- 7) Kinnaman, Thomas C. and Don Fullerton (2000) Garbage and Recycling with Endogenous Local Policy, *Journal of Urban Economics*, 48(3), pp.419-442.
- 8) Morris, Glenn E. and Duncan M. Holthausen Jr. (1994) The Economics of Household Solid Waste Generation and Disposal, *Journal of Environmental Economics and Management*, 26(3), pp.215-234.
- 9) Richardson, Robert A. and Joseph Havlicek Jr. (1978) Economic Analysis of Composition of Household Solid Wastes, *Journal of Environmental Economics and Management*, 5(1), pp.103-111.
- 10) Van Houtven, George L. and Glenn E. Morris (1999) Household Behavior under Alternative Pay-as-You-Throw Systems for Solid Waste Disposal, *Land Economics*, 75(4), pp.515-537.
- 11) Wertz, Kenneth L. (1976) Economic Factors Influencing Households' Production of Refuse, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2(4), pp.263-272.
- 12) Zellner, Arnold (1962) An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), pp.348-368.
- 13) 碓井健寛 (2003) 「有料化によるごみの発生抑制効果とリサイクル促進効果」『会計検査研究』 27, pp.245-261.
- 14) 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.
- 15) 中村匡克 (2004) 「ごみ減量政策の有効性と効果に関する全国および地域別の検証」『計画行政』 27(2), pp.52-61.
- 16) 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.164-173.
- 17) 山川肇・植田和弘 (1996) 「ごみ有料化論をめぐって：到達点と課題」『環境科学会誌』 9(2), pp.277-292.
- 18) 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.

* 本稿は、計画行政学会第 27 回全国大会（大阪大学）における報告論文を加筆・修正したものである。作成過程では黒川和美教授（法政大学）、会場では池上淳教授（京都大学）、氷鉋揚四郎教授（筑波大学）、藪田雅弘教授（中央大学）から有益なコメントを頂いた。この場を借りて感謝の意を表す。また、本稿作成にあたり、都道府県に問い合わせ、ごみ処理有料制を実施している市町村の価格データを収集した。データ収集にご協力くださった各都道府県の方々にも、この場を借りて感謝の意を表したい。なお、残された誤りは筆者らに帰すべきものである。

† E-Mail: tadakatu@tcue.ac.jp（中村）、kawase@ages.i.hosei.ac.jp（川瀬）、aak31340@pop21.odn.ne.jp（宮下）

¹ 環境省『日本の廃棄物処理（平成 10・15 年度版）』p.18・p.20 より。

² 環境省『日本の廃棄物処理（平成 15 年度版）』p.2 より。

³ 環境省『日本の廃棄物処理（平成 15 年度版）』pp.1-2 に掲載されているデータにもとづき、生活系ごみ排出量およびごみ総排出量を計画収集人口で除して算出している。

⁴ 環境省『日本の廃棄物処理（平成 15 年度版）』p.17 より。

⁵ 山川・植田（1996, 2001）では、ごみ処理有料制に関する国内の研究が包括的にサーベイされている。また、家計のごみ排出行動の理論については、Wertz（1976）、Jenkins（1993）、Fullerton and Kinnaman（1995）を参照されたい。

⁶ 環境省に電話で問い合わせたが、把握していないとの回答を頂いている。

⁷ たとえば、笹尾（2000）や中村（2004）では、従量制、定額制、多量制、全徴制を実施していることを表すダミー変数（実施=1、その他=0）を作成して、ごみ減量効果について検証を行っている。その結果、家計にごみ減量のインセンティブを与える従量制と全徴制ではごみ減量効果が認められるが、多量制と定額制では認められないことが示されている。

⁸ 国内の研究で価格データを用いているのは、筆者らの知る限り碓井（2003）のみである。碓井（2003）では、45 リットルのごみ袋やステッカーなどの価格の聞き取り調査を行ってデータ収集をしている。そして、推定の結果、従量制の価格が 1% 上昇すると 0.082% のごみ減量効果があることが示されている。ただし、被説明変数には粗大ごみも含まれる一人あたりごみ総排出量が用いられていることや、価格データの収集・整理方法の詳細が示されていないなどの問題がある。

⁹ 中村（2004）で指摘されているように、一般ごみと粗大ごみは、①重量が大きく異なること、②財が消費されてからごみとして排出されるまでの期間が異なり、家計のごみ排出行動としては分けて考えるべきであることから、資源ごみを除く一般ごみ（=生活系ごみ-粗大ごみ）を被説明変数として採用している。また、ごみの分別内容は自治体ごとに決められていることから、データが得られるからといって安易に混合ごみ、可燃ごみ、不燃ごみなどを被説明変数とすべきではない。本稿では、ごみ減量政策とリサイクル促進（資源ごみ回収）政策として区別することに意味がある、一般収集ごみ（資源ごみを除く）と資源ごみを被説明変数に用いている。

¹⁰ 従量制を導入している自治体では住民に課せられるごみ処理の限界費用（価格）は正であるが、無料および定額制では住民が直面する限界費用はゼロであることから、このように設定している。

¹¹ 得られた価格のパラメータ α_{22} は、 $\frac{\partial \log G}{\partial price} = \alpha_{22}$ を意味している。これを価格弾力性になおすには、

$$\frac{\partial G}{\partial price} \frac{price}{G} = \frac{\partial \log G}{\partial price} \cdot price = \alpha_{22} \cdot price \text{ となる。}$$

高崎経済大学地域政策学会

370-0801 群馬県高崎市上並榎町 1300

027-344-6244

c-gakkai@tcue.ac.jp

<http://www1.tcue.ac.jp/home1/c-gakkai/dp/dp06-03>