

提示額バイアスを除去した CVM による 公共サービスの経済評価

—— 家庭系一般廃棄物処理事業への適用 ——

矢部光保, 佐藤博樹*, 西澤栄一郎, 合田素行

- | | |
|-----------------------------------|----------------------|
| 1. はじめに | (3) 下方バイアスの判定 |
| 2. 判別式と分析モデル | 4. 推定と結果 |
| (1) 下方・上方バイアスの判別式 | (1) 説明変数 |
| (2) 提示額バイアス関数 | (2) 推定結果 |
| (3) 分析モデル | 5. 考察 |
| 3. 提示額バイアスの判定 | (1) 税払戻し方式における厚生測度 |
| (1) CVM 調査における評価対象、
母集団およびシナリオ | (2) 評価額の政策的意味 |
| (2) アンケート調査実施方法 | (3) 家庭系ゴミ処理事業をとりまく問題 |
| | 6. おわりに |

1. はじめに

農林業を初めとして各種の公益的機能（あるいは公共サービス）について、コンティンジェント評価法（Contingent Valuation Method；以下 CVM）を用いて評価するとき、多くの場合、「公益的機能の維持のために最大いくらまでなら支払ってもよいですか」と質問する。しかしながら、このような質問では、税金として既に農林業部門に支払っている費用に新たな維持経費を加えることになるから、消費者にとっては二重の負担となる。そこで、例えば、吉田・木下・合田〔13〕による全国農林地や吉田〔11〕による中山間地の公益的機能評価では、基金と税金を組み合わせた新たな支払形態を採用した。

このような先行研究の支払形態に関する厚生測度は、矢部他〔9〕の議論に従うとき、①特別税と税再配分との組み合わせか、あるいは②評価対象外の公

* 北海学園北見短期大学

共サービスは一定という暗黙の仮定の下での税払戻し方式に分類されるであろう。この税払戻し方式とは、ある公共サービスの税負担を消費者が既に行っている場合、公共サービスの削減に見合った減税後に、類似のサービスを得るための支払意志額（Willingness to Pay；以下 *WTP*）を質問する評価方式のことである。この税払戻し方式の特徴を明確にするために、特別税と税再配分を簡単に比較しておこう。

特別税や基金という支払形態では、既存の公共サービスは不変と仮定した上で、新たなサービスを得るための追加的な支出を問うため、可処分所得は減少する。この方式は多くの CVM 研究で採用されているが、現実の政策として特別税を課すことはあまり多くはない。そこで、政策財源として一般的な税再配分に注目することになる。税再配分方式では、ある公共サービスを提供するために、納められた税金に基づく予算の中での振替額を質問する。そのため可処分所得は変化しないが、既存の公共サービスの価値が CVM の推計額に影響を与えるという性質をもつ。

他方、税払戻し方式では、評価対象以外の公共サービスは不変とされ、評価対象の公共サービスの減少分だけ減税されると想定しているから、減税分よりも類似のサービスに対する *WTP* が大きければ結果的に可処分所得は減少し、*WTP* が小さければ可処分所得は増加することになる⁽¹⁾。また、税払戻し方式の評価額は既存の公共サービスの価値に左右されないために、公共サービスの民営化評価など、市場を通じても供給可能な公共サービスの便益評価にあたっては、税再配分方式の評価額よりもより有益な情報を与える。そのため、この税払戻し方式は、価格が明示されていない各種の公共サービスの評価に適用可能と考えられるが、この方式による実証研究は殆ど行われておらず、理論的検討も十分にはなされていない。そこで、税払戻し方式の理論的検討が本稿の一つの柱となる。

次に、実証分析にあたっては、公共サービスの一つとして、低負荷型社会実現の一つの方策として近年重要な課題として注目を集めている家庭系一般廃棄物処理サービス（家庭ゴミ処理サービス）の経済評価を取り上げる⁽²⁾。これ

については、佐藤・矢部・山村〔3〕において、CVM を用いて需要者の特性が便益評価に与える影響を明らかにした。しかしながら、提示額バイアスの問題については検討が残されていたため、本稿ではこの問題に比重をおいて議論を深めたい。

そこで、2肢選択 CVM (Dichotomous Choice CVM, 以下 DC-CVM) における提示額バイアスの問題を説明しよう。DC-CVM は被験者自らが評価額を記入する自由回答方式に比べ精神的負担が少ない、戦略的バイアスに強いなどの利点があるため、NOAA パネルでも推奨された方式であるが⁽³⁾、その反面、どのような金額でも「Yes」と答える被験者がいるために生じる「Yea-saying Bias」(Mitchell and Carson〔26〕)の問題、被験者が支払金額として提示額があまりに高すぎると感じた場合にとる回答拒否行動(吉田・千々松・出村〔12〕)や補償金額としての提示額があまりに低すぎると感じた場合にとる回答拒否行動(矢部・合田・吉田〔8〕)などの戦略的バイアスも指摘されている⁽⁴⁾。また、自由回答方式に比較して多くのサンプル数が必要である。

そのため、一度だけ Yes/No で答える 2肢選択 CVM の利点を活かしつつより多くの情報量が得られる 2段階 2肢選択 CVM (Double Bounded Dichotomous Choice CVM; 以下, DB-CVM) が考案され⁽⁵⁾、同手法によれば DC-CVM で見られた高提示額での回答拒否行動が回避されたという報告(吉田・木下・合田〔13〕)もある。他方、Hanemann *et al.*〔22〕では第1提示額を社会的に認められた金額と被験者が判断するために第2提示額では No と回答する傾向があったこと、Cameron and Quiggin〔17〕では第1提示額で Yes (No) といった被験者は第2提示額で Yes (No) という傾向が見られたこと、Herriges and Shogren〔23〕では後続の質問で評価額の減少が見られた場合があったこと、新保〔4〕では第1提示額で Yes と回答した被験者について第2提示額で No という確率が高かったことなどが指摘されている。そのため、第1提示額と第2提示額で回答傾向が異なる状況、つまり回答の一貫性のなさから、第2提示額における回答の信頼性に疑問が投げかけられ、収集した第2回答のデータを放棄して第1回答のみに基づく評価額を採用する研

究もある。

しかしながら、第1に、本稿では、一貫性のなかった第2提示額の回答を全て無効とするのではなく、BD-CVMにおいてより多くの情報を活かすために、第1提示額と第2提示額の回答について、個々の提示額ごとに回答の一貫性を識別する判別式を考案する⁽⁶⁾。この方法により、提示額バイアスが疑われる回答のみを除去することが可能になり、残りのデータを使用することでより多くの情報が得られる。

第2に、上述の判別式でも提示額が第1、第2回答に同様な影響を与えている場合には、合意率の傾向に大きな違いが生じないため、提示額バイアスを識別できない。Cameron and Quiggin [17]、矢部・佐藤・西澤・合田 [10]、吉永・吉田・矢部・高山 [14] などでは、付け値関数に提示額ダミー変数を導入して提示額バイアスの存在を明らかにしてきている。ただし、この方法ではダミー変数にゼロを代入しても、基準となる提示額での推計額が得られるだけで、提示額バイアス自体は除去できない。そこで、本研究は、回答者が潜在的に持っている *WTP* よりも提示額が大きい（小さい）とき、推計される *WTP* がより大きく（小さく）なると仮定した提示額バイアス関数を導入して、誤差項に関する特定化の側面からこの問題の一つの解決を試みる。

第3に、佐藤他前掲論文では税払戻し方式の基本的概念を提示したものの、紙面の制約のため十分な議論ができなかった。そこで、その議論を補足する意味で、税払戻し方式における厚生測度を本稿の文脈と関連させて定義し、公共サービスにおける固定費用と可変費用を区別した上で、税払戻し後の *WTP* と公共サービスの費用とを比較検討する。ただし、提示額バイアス問題が本稿の中心課題としたため、この問題は考察の部分で扱うに止める。

本稿の構成は以下の通りである。2ではDB-CVMにおいて提示額バイアスを識別するための判別式を提案し、次いで提示額バイアスを除去した推計モデルを示す。3では、計測データの特性を記述するとともに、第2回答におけるバイアスの存在を判別式により明らかにする。4では、計測モデル、説明変数および期待される符合条件を示す。また、計測結果を示し提示額バイアスを除

去した評価額を求める。5 では、税払戻し方式の厚生測度を論ずるとともに、本稿で推計した家庭ゴミ処理サービスの便益について行政費用と比較しつつ政策的意味を考察し、6 で本稿をまとめる。

- 注(1) 農林業のもつ公益的機能評価と支払形態との関係に注目したサーベイ論文としては、矢部〔7〕がある。
- (2) 例えば、ゴミ処理に関する文献としては Satoh and Yamamura〔28〕, CVM を用いたものとしては舟木・安田〔1〕や Roberts *et al.*〔27〕がある。
- (3) NOAA パネルの内容については、Arrow *et al.*〔16〕を、NOAA パネルを含めた CVM の制度的展開やその意義については矢部〔6〕を参照のこと。
- (4) DC-CVM に続く自由金額記入の場合、提示額の増加がそれに続く自由回答による評価額を増加させる効果(矢部他〔9])も報告されている。
- (5) DB-CVM の推計方法としては、本稿で採用した支出関数アプローチの他に、Hanemann *et al.*〔22〕が提示した間接効用関数アプローチ、Kristrom が提示したノンパラメトリックアプローチを DB-CVM に適用した寺脇〔5〕などがある。
- (6) この判別式は、寺脇〔5〕が試みているような、DB-CVM にノンパラメトリック手法を使用する場合でも、提示額バイアスの判定が可能であるという利点もある。

2. 判別式と分析モデル

(1) 下方・上方バイアスの判別式

DB-CVM とは、2 肢選択 CVM (DC-CVM) を 2 回行うものであり、最初の回答が「Yes」の場合には一つ上の提示額を、「No」の場合には一つ下の提示額で再度質問をする。その結果、推計される *WTP* の区間がより限定されるために、当初は 1 回だけ質問する DC-CVM よりも情報量が多く、より信頼性の高い推計値が得られるといわれていた。しかしながら、研究の進展につれて「1. はじめに」のところでも述べたような問題が指摘されるようになってきた。特に、第 1 提示額によって推計される *WTP* が第 2 提示額による *WTP* よりも大きい小さいかにより、上方あるいは下方バイアスが発生したといわれている。ところが、このバイアス判定の基準は経験的であったり、*WTP* に関する特定の分布を仮定したものであった。そこで、本稿では、より一般的

な条件下で、下方あるいは上方バイアスの存在を識別する判別式を、以下のような手続きによって考案した⁽¹⁾。

提示額を t^j で表し $t^j < t^{j+1}$ と仮定する。また、ある被験者が潜在的な支払意志額 (WTP) をもつとき、提示額 t^j で「Yes」と答える確率を $\Pr(t^j \leq WTP)$ で、「No」と答える確率を $\Pr(WTP < t^j)$ で表す。このとき、第1提示額 t^{j-1} で「Yes」と答えた被験者が第2提示額 t^j でも「Yes」と答える条件付確率は $\Pr(t^j \leq WTP | t^{j-1} \leq WTP)$ で表され、他方、第1提示額 t^{j+1} で「No」と答えた被験者が2回目の提示額 t^j で「Yes」と答える条件付確率は $\Pr(t^j \leq WTP | WTP < t^{j+1})$ で表される。

ここで、 WTP の任意の分布関数を $F(\cdot)$ で表すとき、提示額 t^j で「No」を表明する確率は $\Pr(WTP < t^j) = F(t^j)$ に、「Yes」を表明する確率は $\Pr(t^j \leq WTP) = 1 - F(t^j)$ になる。したがって、 $\Pr(t^j \leq WTP | t^{j-1} \leq WTP) = (1 - F(t^j)) / (1 - F(t^{j-1}))$ であり、 $\Pr(t^j \leq WTP | WTP < t^{j+1}) = \Pr(t^j \leq WTP < t^{j+1}) / \Pr(WTP < t^{j+1}) = (F(t^{j+1}) - F(t^j)) / F(t^{j+1})$ であるから

$$\Pr(t^j \leq WTP | WTP < t^{j+1}) < \Pr(t^j \leq WTP) < \Pr(t^j \leq WTP | t^{j-1} \leq WTP) \quad (1)$$

なる関係を得る。

次に、全ての被験者について同一の $F(\cdot)$ を仮定するならば、支払意志額の分布形状に関係なく、(1)式の確率をある標本集団における合意率と読みかえることができる。すなわち、第 k 設問 (ただし、 $k=1, y, n$ で y と n は第1設問でそれぞれ Yes と No と答えたときの第2設問) において提示額 t^j が与えられたときの被験者数を n_k^j 、そのとき Yes と答えた被験者数を m_k^j とすれば、 m_k^j/n_k^j はその提示額に対して Yes と答える確率 $\Pr(t^j \leq WTP)$ の最尤推定量となり、一致性をもつことが知られているから⁽²⁾、条件付確率を考慮して(1)式から次の関係が導ける⁽³⁾。

$$\frac{m_n^j}{n_1^{j+1} - m_1^{j+1}} < \frac{m_1^j}{n_1^j} < \frac{m_y^j}{m_1^{j-1}} \quad (2)$$

この(2)式において、提示額 t^j に注目するとき、第1提示額 t^j での合意率 (m_i^j/n_i) は、第1提示額 t^{j+1} で「No」を表明した人を対象とする第2提示額 t^j での合意率 $(m_i^j/(n_i^{j+1}-m_i^{j+1}))$ よりも大きく、第1提示額 t^{j-1} で「Yes」を表明した人を対象とする第2提示額 t^j での合意率 (m_i^j/m_i^{j-1}) よりも小さいことを意味する。

したがって、観察された DB-CVM の合意率がこの関係を満たさないとき、①第2提示額に対する回答における下方あるいは上方バイアスの存在、あるいは②標本抽出がランダムに行われなかったことが疑われる。

他方、(2) 式の関係が満たされたからと言って提示額バイアスが存在しないと断言することはできない。なぜなら、第1、第2提示額が同方向の影響を WTP に及ぼす場合には、(2) 式だけではバイアスの存在を確認できないからである。そこで、提示額バイアスの計測モデルを検討しよう。

(2) 提示額バイアス関数

本節では、以下のような仮定のもとに、従来の分析では誤差項の中に含まれていた提示額バイアスを分離し、その推計を試みる。第 i 被験者の潜在的な支払意志額 (WTP) を y_i^* とし、非負と仮定して自然対数をとれば、

$$\ln y_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$$

と表されたとする。ただし、 $\mathbf{x}_i$ は定数項を含む属性列ベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ は $\mathbf{x}_i$ の係数列ベクトルとする。他方、提示額 t_i と潜在 WTP との差異 $\delta_i = t_i - \ln y_i^*$ が、推計される支払意志額 y_i に影響を与えるとする。このとき、提示額バイアス関数 $\Psi(\delta_i)$ について、 $\Psi(0)=0$ 、 $d\Psi/dt_i > 0$ を仮定する。この仮定の意味は、提示額と潜在 WTP が一致するとき提示額バイアスは生じないが、それ以外の場合には提示額バイアスが発生して正の影響を及ぼし、 $\delta_i > 0$ (< 0) のとき観測された行動から推計される WTP は潜在 WTP よりも大きく (小さく) なるということである。さらに、 $\ln y_i$ には誤差項 ε_i が含まれるとしたとき、 y_i は

$$\ln y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \Psi(\delta_i) + \varepsilon_i$$

で表せるとする。ただし、誤差項 ε_i は $N(0, \sigma^2)$ に従う独立な同一分布であると仮定する。

ここで、 y_i のデータは実際には存在せず、観測できるのは被験者が提示額 t_i に対して表明する Yes, No の回答と属性のみであるから、 WTP を求めるために Yes と答える確率にまず注目する。その確率は、

$$\begin{aligned}\Pr(t_i \leq y_i) &= \Pr(\ln t_i \leq \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} + \Psi(\delta_i) + \varepsilon_i) \\ &= \Pr(\ln t_i - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i) \leq \varepsilon_i) \\ &= \Pr\left(\frac{\ln t_i - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i)}{\sigma} \leq z_i\right) \\ &= 1 - \Phi(\ln t_i - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i))\end{aligned}$$

で表される。ただし、 $z_i = \varepsilon_i / \sigma$ は標準正規分布をとる確率変数、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布関数とする。また、No と答える確率は、

$$\Pr(y_i < t_i) = 1 - \Pr(t_i \leq y_i) = \Phi(\ln t_i - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i))$$

で表される。これより後述の尤度関数をつくり最尤法で推定していく。

さて、従来の DC-CVM の研究では、潜在 WTP は右に広がる分布であると仮定して、提示額に対数変換や Box-Cox 変換をほどこし、モデルの適合率を向上させてきた。他方、本研究の目的は、たとえ提示額を変換したとしても、潜在 WTP よりも提示額が大きい（小さい）とき、推計 WTP は提示額によって影響を受けると仮定し、その効果を誤差項の特定化において分析することにある。もちろん、従来の研究でも、提示額が評価額に与える効果を提示額ダミー変数によって分析してきた⁽⁴⁾。しかしながら、その場合には、提示額ダミーの推定係数は基準となる提示額からの差異の効果であるため、提示額ダミー変数にゼロを代入して得られる推計値は、基準となる提示額での推計値であって潜在 WTP ではない。そこで、本稿では、潜在 WTP を求めるため、提示額が潜在 WTP と一致するとき提示額バイアスがゼロとなるように、提示額バイアス関数 Ψ を仮定している。そして、上述の仮定を満たし、計測の簡便さと実行可能性、解釈の明白さを考慮し、ロジスティック関数を基にして

$$\Psi(\delta_i) = \alpha \left(\frac{1}{1 + \exp(-\delta_i)} - \frac{1}{2} \right)$$

なる関数型を仮定した。この関数型の場合、 $\Psi(0)=0$ であって、提示額が正の効果を y_i に及ぼしているならば、計測された α は正であり仮定を満たす。また、この α が大きいほど提示額バイアスの影響が大きいことになる。もちろん、 Ψ の関数型の選択は推計結果に少なからず影響を及ぼすことは言うまでもないが、先見的に決定できないため、本稿ではこのような関数型を仮定したが、この問題については機会を改めて詳細に検討したい。

(3) 分析モデル

第1回答と第2回答との間に一貫性がないことが明らかになった場合、従来のアプローチに立つとき三つの選択肢が存在する。すなわち、第1は第1回答のみを用いる、第2は第2回答のみを用いる、第3は一貫性が無くとも第1、第2回答の両方を用いるというものであり、第1あるいは第3のどちらかが通常選択されてきた。

他方、本研究では判別式を用いることにより第4の方法を提案する。すなわち、第2提示額の回答において、第1提示額の回答と一貫性がないと判断された回答のみ除くというものである。この方法により、一貫性のある第2提示額での回答は使用できるから、情報の損失を最小限に抑えることができる。そのため、判別式によるサンプルの選択と提示額バイアス関数を組み合わせて、以下のような分析モデルをつくる。

まず、第1提示額 t_i^1 に対する Yes, No の回答行動に対応した2値定義変数をそれぞれ d_i^{1y} , d_i^{1n} とし、対応しているときに1それ以外は0とし、またそれぞれの確率を $\pi_i^{1y}(t_i^1)$, $\pi_i^{1n}(t_i^1)$ で表す。次に、第1、第2提示額に対する(第1回答、第2回答)について(Yes, Yes), (Yes, No), (No, Yes)および(No, No)の組み合わせに対応した2値定義変数をそれぞれ d_i^{yy} , d_i^{yn} , d_i^{ny} および d_i^{nn} で表し、対応しているときに1それ以外は0とする。また、それぞれの回答行動に対応した確率を $\pi_i^{yy}(t_i^1, t_i^{1+1})$, $\pi_i^{yn}(t_i^1, t_i^{1+1})$, $\pi_i^{ny}(t_i^1, t_i^{1-1})$ および

$\pi_i^{yy}(t_i^j, t_i^{j-1})$ で表そう。

さらに、上述の判別式 (2) が第2提示額 t_i^j で満たされた場合を $D(t_i^j)=1$ 、満たされなかった場合を $D(t_i^j)=0$ で表す。 $D(t_i^j)=1$ の場合には、第 i 被験者のデータは第2提示額まで使用し、Cameron and Quiggin [17] による Univariate Model を適用し、 $D(t_i^j)=0$ の場合には、第 i 被験者のデータは第1提示額のみ使用して通常の支出関数アプローチを適用する。このとき、第2提示額 t_i^j によって各提示額ごとに確率は以下のように表される。

$D(t_i^j)=1$ の場合

$$\begin{aligned}\pi_i^{yy}(t_i^{j-1}, t_i^j) &= \Pr(t_i^j \leq y_i) = 1 - \Phi(\ln t_i^j - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i)) \\ \pi_i^{yn}(t_i^{j-1}, t_i^j) &= \Pr(t_i^{j-1} \leq y_i < t_i^j) = \Phi(\ln t_i^j - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i)) \\ &\quad - \Phi(\ln t_i^{j-1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i)) \\ \pi_i^{ny}(t_i^{j+1}, t_i^j) &= \Pr(t_i^j \leq y_i < t_i^{j+1}) = \Phi(\ln t_i^{j+1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i)) \\ &\quad - \Phi(\ln t_i^j - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i)) \\ \pi_i^{nn}(t_i^{j+1}, t_i^j) &= \Pr(y_i < t_i^j) = \Phi(\ln t_i^j - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i))\end{aligned}\quad (3)$$

$D(t_i^j)=0$ の場合

d_i^{yy}, d_i^{yn} のとき

$$\pi_i^y(t_i^{j-1}) = \Pr(t_i^{j-1} \leq y_i) = 1 - \Phi(\ln t_i^{j-1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i))$$

d_i^{ny}, d_i^{nn} のとき

$$\pi_i^n(t_i^{j+1}) = \Pr(y_i < t_i^{j+1}) = \Phi(\ln t_i^{j+1} - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \Psi(\delta_i))\quad (4)$$

となる。ただし、 $\delta_i = t_i - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$ の t_i は第1提示額とする。

これより、第4の方法による推計モデルの対数尤度関数

$$\begin{aligned}\ln L = \sum_i \{ & D(t_i^j) [d_i^{yy} \ln \pi_i^{yy}(t_i^{j-1}, t_i^j) + d_i^{yn} \ln \pi_i^{yn}(t_i^{j-1}, t_i^j) \\ & + d_i^{ny} \ln \pi_i^{ny}(t_i^{j+1}, t_i^j) + d_i^{nn} \ln \pi_i^{nn}(t_i^{j+1}, t_i^j)] \\ & + (1 - D(t_i^j)) [d_i^y \ln \pi_i^y(t_i^{j-1}) + d_i^n \ln \pi_i^n(t_i^{j+1})] \}\end{aligned}$$

が得られる。

なお、第1回答のみによる推計は(4)式を用いた対数尤度関数に基づき、第1回答と第2回答の全データによる推計は(3)式を用いた対数尤度関数に基づいて推計を行い、あわせて第4の方法とも比較しよう。

注(1) 判別式のアイデアは、吉田・木下・合田〔13, p.33〕にも見ることができる。本研究の貢献は、そのようなアイデアを明示的に定式化したところにあるといえよう。

(2) Stone〔29〕, 寺脇〔5〕を参照のこと。

(3) (1) 式に以下の関係を代入すればよい。

$$\Pr(t^j \leq WTP | t^{j-1} \leq WTP) = (m_h^j / n_i^{j-1}) / (m_i^{j-1} / n_i^{j-1}) = m_h^j / m_i^{j-1}$$

$$\begin{aligned} \Pr(t^j \leq WTP | WTP < t^{j+1}) &= (m_h^j / n_i^{j+1}) / ((n_i^{j+1} - m_i^{j+1}) / n_i^{j+1}) \\ &= m_h^j / (n_i^{j+1} - m_i^{j+1}) \end{aligned}$$

$$\Pr(t^j \leq WTP) = m_i^j / n_i^j.$$

(4) DB-CVM では、第 1 提示額が第 2 評価額に与える効果はもちろん第 1 提示額が第 1 評価額に与える効果、あるいは第 2 提示額が第 2 評価額に与える効果を含んでいると予想されたが、本稿はその効果を解明するための一つの方向を示すものである。

3. 提示額バイアスの判定

(1) CVM 調査における評価対象、母集団およびシナリオ

本研究の評価対象は、家庭廃棄物の中でも、家庭が何らかの形で処理できる自家処理可能なゴミ処理サービスに限定した。アンケート調査の母集団は、北見市の住民（世帯単位）である。北見市は北海道の農村地域である北見盆地のほぼ中央部に位置し、平成 7 年の人口は 110,452 人、43,315 世帯である。北見市を対象とした理由は、①住宅形態に一戸建てが多く、回答者が「自家処理」を現実的なシナリオとして想定できる、②西暦 2000 年には最新のゴミ焼却施設の導入が検討されているため、ゴミ処理の有料化などゴミ問題に対する市民の関心も高まっていること等から現実の政策展開に向けた良好な事例と考えたことによる。

質問文の設定に当たっては、税の二重負担問題を回避させ、ゴミ自家処理の選択を高めるために、自家処理を前提として減税措置を講じるというシナリオにした。すなわち、アンケートにおける想定は、①家庭ゴミについて公的ゴミ処理サービスは中止されるが同様のサービスを民間処理会社から引き続き受けられることができる。②公的ゴミ処理サービス削減に対応した負担費用減少分が減

税される。③家計にとっては、ゴミ処理サービスの主体が行政であるか民間であるかは問題ではなく、引き続きゴミ処理サービスを受けるための費用のみが問題である。④ゴミ処理サービスを受けるため支払っても良いと考える最大金額（WTP）の決定にあたっては、家計は自家処理の機会費用を考慮する。⑤減税額は明示しない。なぜなら、減税額を示すと家計の主体的な WTP の評価額が減税額の影響を受けてしまうからである⁽¹⁾。

このような想定の下で、公的ゴミ処理サービスの低下を避けるための WTP が評価できるとしてアンケートを行った。提示したシナリオは以下の通りである。

「いま仮に、市行政の効率化・簡素化、および近隣地域でのゴミ処理場用地確保難のために、生ゴミおよび焼却しても安全な可燃ゴミの収集処理事業が行政サービスから分離されて、民間委託されるとします。ただし、ゴミ処理予算として支出されていた分は減税措置されますが、そのかわりに各世帯はゴミを自家処理するか、あるいは希望者には有料で民間業者にゴミ処理を委託しなければならないとします。民間業者のサービスは、これまでと同様のサービスを提供し、いくら生ゴミ・安全な可燃ゴミを出しても一定の利用料金でよいとします。また、庭のないアパート居住者等には、町内会やアパートごとに共同のコンポストや安全な焼却施設が無料で利用できるようにしますが、責任を持って各自が処理しなければならないとします。ただし、粗大ゴミや不燃ゴミ、危険性の高い可燃ゴミ等、自家処理の困難なゴミについては、従来通り市の行政が行うこととします。また、過剰包装等のゴミのもとを作った企業へのゴミ処理費用負担は、現段階では考えないとしています。このとき、生ゴミおよび焼却安全性の高い可燃ゴミの収集処理サービスの料金が、月額 * * * 円であるとする、あなたのご家庭ではこれを負担してゴミ収集処理サービスの継続を希望しますか。

A. 負担してサービスを受ける

B. 負担しないで自家処理する

C. よくわからない

」

ただし、* * * 円の欄には、1,000、1,500、2,000、2,500、3,000、5,000、10,000、15,000 円の 8 個の金額から一つがランダムに入る⁽²⁾。これらの金額の幅が、高額になるほど開くのは、WTP が右に広がる分布を想定しているからである。また、「A. 負担してサービスを受ける」と回答した世帯にはより高い提示額で、「B. 負担しないで自家処理する」と答えた世帯にはより低い提示額で、再度質問をした。「C. よくわからない」と答えた世帯にはこれ以上質問をしなかった。

(2) アンケート調査実施方法

アンケート調査のサンプル抽出は、北見市の世帯人員構成比を基にすべての地区を対象に比例割当法を用いて無作為に抽出し、配布・回収は配票調査法によった。また、日常生活の購買行動とゴミ排出行動との間に密接な関係が予想されるから、アンケート回答者に「普段家計を代表して買い物をしている方」という限定を加えた。予備調査は、サンプル数 154 票で 1996 年 10 月に実施した。予備調査での支払意志額の合意率分布の結果を基に、提示額に変更を加えて、本調査を 97 年 1 月中旬から 2 月中旬までの 1 カ月間実施した。本調査での調査票配布数は 1,200 票であり、回収数は 1,022 であった。

調査員の直接回収により 85.2% という高回収率を得るとともに、回収時に記入の不備を極力チェックしたため、1,022 中で無効なサンプルを 22 に止めることができた。また、有効回収数 1,000 における世帯人員数別構成比と平成 7 年度国勢調査での北見市の世帯人員数別構成比との相関係数は 0.9244 であった。このことから、今回の調査によって得られた標本は抽出バイアスの少ないものであるといえよう。この 1,000 のサンプルから、支払提示額に対して抵抗回答⁽³⁾および「C. よくわからない」を表明したサンプル、さらに無記入の項目のあるサンプルを除外した結果、分析に使用したサンプル数は 560 となった。

(3) 下方バイアスの判定

各提示額における合意率（「Yes」と答えた割合）を第1表と第1図に示す。各回答者に提示した基本提示額は、1,000～15,000円の8段階であり、500円と20,000円は第2設問での最小と最大の提示額である。第1表の第1列は提示額を示す。第3列目は、第1提示額で合意率を示す。第2列目は、第1提示額で「No」と答えた人の第2提示額における合意率であり、第4列目は第1提示額で「Yes」と答えた人の第2提示額における合意率を示す。

例えば、提示額1,500円に注目しよう。第1提示額1,500円の合意率は60.0%である。また、第1提示額2,000円に対し「No」と答えた人、つまり $100 - 78.7 = 21.3$ （%）の人に対して、第2提示額1,500円が与えられ、そのときの合意率が6.3%となっている。他方、第1提示額1,000円に対し「Yes」と答えた人、つまり92.9%の人に対して、第2提示額1,500円が与えられ、そのときの合意率が67.1%となっている。したがって、提示額1,500円における合意率の大小関係は、 $6.3 < 60.0 < 67.1$ であり、これは判別式(2)を満たしている。同様に、提示額3,000円における合意率も期待された

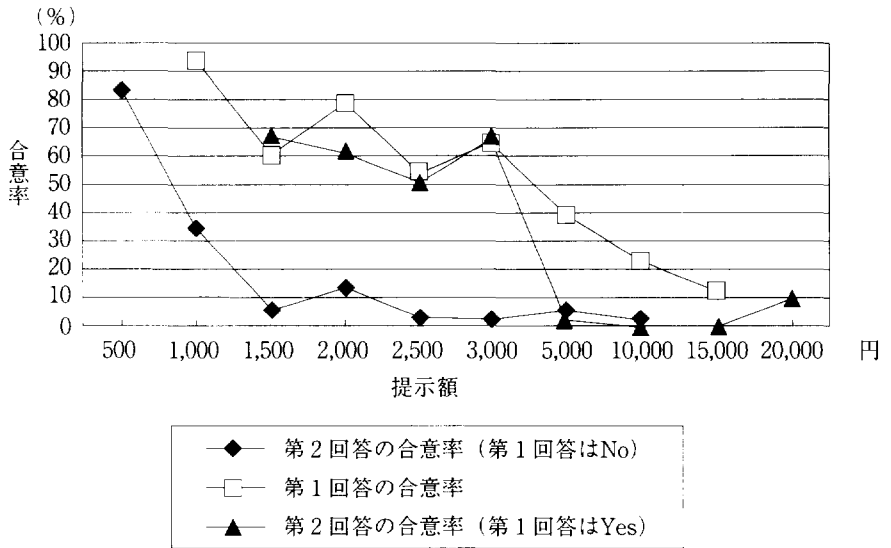
第1表 提示額と合意率の変化

提示額	第2回答の合意率 (第1回答はNo)	第1回答の合意率	第2回答の合意率 (第1回答はYes)
500円	83.3 (5/6) ¹⁾		
1,000円	34.6 (9/26)	92.9 (79/85)	
1,500円	6.3 (1/16)	60 (39/65)	67.1 (53/79)
2,000円	13 (3/23)	78.7 (59/75)	61.5 (21/39)
2,500円	3.4 (1/29)	54 (27/50)	50.8 (30/59)
3,000円	2.7 (1/37)	63.8 (51/80)	66.7 (18/27)
5,000円	6.3 (3/51)	39.3 (24/61)	2 (1/51)
10,000円	2.8 (2/72)	22.6 (14/62)	0 (0/24)
15,000円		12.2 (10/82)	0 (0/14)
20,000円			10 (1/10)

注. 1) 数字は合意率のパーセントを示す。

()内の数字は (Yesと回答した被験者数/被験者数)を示す。

2) 提示額1,000円、1,500円、3,000円で判別式が満たされている。



第1図 提示額と合意率の変化

大小関係を満たしている。また、提示額1,000円については判別式(2)の左の不等号関係のみ存在してそれを満たしている。

しかしながら、提示額2,000円、2,500円および5,000円以上の場合には、この関係が満たされておらず、特に、第2回目の提示額が5,000円の場合には、第1提示額でYesと回答した被験者の合意率が2%と極端に小さくなっている。判別式を用いたこのような検討結果は、本調査事例における下方バイアスの存在を示しているといえる。したがって、佐藤・矢部・山村〔3〕では、第1提示額と第2提示額の回答はWTPについて全て同一分布を仮定して計測を行ったが、その仮定は成り立たないことが明らかになったため、同一分布が否定されなかったサンプルは第2回答まで用い、それ以外のサンプルについては第1回答のみを用いて再度推計を行う。つまり、表1の第2, 4列のシャドーのかかった185サンプルについては第2提示額まで使用し、それ以外の375

サンプルについては第1提示額のみ使用して推計する。

注(1) 減税額を示さなかったのも、被験者は減税後の可処分所得という予算制約が不確実なまま答えなければならない問題が生じた。しかしながら、本研究では減税額を示すことによるメリットと、減税額が評価額に影響を与えるデメリットを総合勘案の上、提示額バイアスも研究課題とする本研究においては示さない方がより良いという判断を下した。他方、研究目的が、現状のゴミ処理費用の妥当性を検討するような場合には、住民に対して減税額を示す方がよいであろう。

- (2) DC-CVMあるいはDB-CVMにおいては提示額と提示額ごとの配布数の決定は重要な研究課題である。この分野に関する研究としては、Alberini [15], Copper [19], Kanninen [24] などがあるが、中嶋・寺脇 [2] は、「モデルの誤った定式化についての頑強性の観点から、予備調査において推定されたWTPの分布について等確率パーセンタイル点で区切られた8~10種類の提示額を用意することが望ましい」と述べている。本研究においては、過去の研究結果よりWTPの分布が右に広がると想定されることを受けた上で、我が国における既存の文献やこれまでの経験、現実のゴミ処理費用および予備テストの合意率などを総合的に勘案して提示額を決定した。
- (3) 抵抗回答とは、一般には、評価対象の便益自体は認めるものの「行政が行うべきだ」等の経済外の理由から、「支払わない」を選択した回答を指す。本研究の場合には、「B. 負担しないで自家処理する」を選択した401サンプルについてその理由を質問したところ、その65.0%、261サンプルが「ゴミ処理サービスの費用が高過ぎる等」の経済的理由を挙げており、その場合には抵抗回答ではないと判断して分析に使用した。しかし、それ以外の140サンプルについては、「他人や環境に負荷をかけたくないから」(62.1%)、「自家処理できるゴミを極力自家処理することが市民の責任または義務だと思うから」(31.4%)、「徴収されたお金の一部が、処理会社の利益になることに納得できないから」(1.1%)、「その他」(5.4%)といった非経済的理由を挙げたために分析から除外した。このような非経済的理由はシナリオの不備というよりも環境意識の高まりを反映したものと思われる。

他方、「C. よくわからない」と回答した258サンプルについて、その理由別に所得とのクロス集計を行なった結果を付表1に示す。これより所得が低い世帯の方が、抵抗回答としての「ゴミ処理は行政の責任で行うべき」(総平均では34.1%)と考える傾向が強いように読める。また、「これだけの情報からは判断できない」(同49.6%)という回答も半数前後あった。

4. 推定と結果

(1) 説明変数

分析に使用した 560 のサンプルについて、説明変数として用いた回答者の個人属性等を中心に、単位、ダミー変数の区分、平均、標準偏差、期待されるパラメータの符号条件を整理して第 2 表に示す。この説明変数はアンケートの設問項目から客観的な説明変数として計測モデルに使用可能なもの全てを取り上げたものである⁽¹⁾。

- ① *INCOME* は所得の対数であり、所得の単純平均で 496 万円であった。
- ② *HOUSE* は住宅形態を示し、「一軒家」が持ち家・借家併せて 66.2 % を占めており、他はアパート、マンション等の「集合住宅」であった。
- ③ *AGE* は回答者の年齢の対数である。年齢の単純平均は 40.8 歳であり、20 歳代から 50 歳代で 85.7 %、60 歳以上が 8.6 % を占める。
- ④ *SEX* は性別であり、男性が 47.9 %、女性が 52.1 % である。普段家計

第 2 表 説明変数 (n=560)

説明変数	単位およびダミー変数	平 均	標準偏差	期待される 符号条件
<i>INCOME</i>	所得の対数 ln (万円)	6.206	0.645	+
<i>HOUSE</i>	自宅形態 (1: 独立住宅 0: 集合住宅)	0.661	0.474	—
<i>AGE</i>	年齢の対数 ln (年齢)	3.648	0.366	+
<i>SEX</i>	性別 (1: 男性 0: 女性)	0.480	0.500	+
<i>FAMILY</i>	家族人数の対数 ln (家族人数)	0.989	0.506	+
<i>PURCH</i>	週当たり買物回数の対数 ln (回数)	0.953	0.471	+
<i>WASTE</i>	週当たりゴミ排出量 ln (45 リットル サイズのゴミ袋の数)	0.797	0.457	+
<i>DISPOSE</i>	処理形態 (1: 自家処理している 0: ゴミ収集に出している)	0.149	0.356	—
<i>AREA</i>	居住地域 (1: 住宅地域 0: それ以外)	0.937	0.243	?
<i>ALFA</i>	提示額と潜在 <i>WTP</i> との差			+

を代表して買い物をする人に回答を依頼したために、アンケート回収段階では71.1%が女性であったが、提示額に対して抵抗回答や「C. よくわからない」と答えた回答を除いた結果、男性が半数近く占めるまでになった。

- ⑤ *FAMILY* は世帯家族数の対数であり、平均家族数は3.0人であった。
- ⑥ *PURCH* は、1週間あたり買い物回数の対数であり、平均で2.9回であった。
- ⑦ *WASTE* は、1週間当たりのゴミ排出量の対数であり、45リットル（市販しサイズ）袋で何袋出すかを質問した。平均で2.4袋であった。
- ⑧ *DISPOSE* は、生ゴミ処理の実態を質問したものであり、自家処理（コンポストや埋立て）をしている世帯は14.9%であった。残りの85.1%の世帯はゴミ収集に出している。
- ⑨ *AREA* は居住地域であり、住宅地域に93.7%の人が住んでおり、残りは農業地域等である。
- ⑩ *ALFA* は提示額バイアス推計のための説明変数であり、提示額と潜在 *WTP* の差であり、後述の式（6）の α に対応する。提示額と潜在 *WTP* の差は推計時に求めるため、初期段階ではデータは存在しない。

符号条件について検討すると、*INCOME* [所得] の増加は、より多くの支払いが可能となるため正の符号が期待される。*HOUSE* [住宅形態] について独立住宅の自家処理可能性は集合住宅に比べて高いことが考えられるため、負の符号が期待される。

次に、ゴミ自家処理の機会費用に関係する説明変数についてその符号条件を検討しよう。一般に、ゴミ自家処理の機会費用＝(①市場賃金率)×(②家計でのゴミ処理に要する時間)と考えられる。したがって、①市場賃金率が高いほど、②ゴミ処理に時間がかかるほど、「自家処理の機会費用は増加する」から定額料金制の下でも「*WTP* も大きくなる」と予想される。このような視点から、残りの説明変数の符号条件を見ていこう。

① 市場賃金率に関係する説明変数としては、*AGE* [年齢] と *SEX* [性別]、そして繰り返しになるが *INCOME* [所得] が挙げられるであろう。

AGE [年齢] については、本調査の場合 60 歳以上が 8.6 % しか占めないために、傾向としては年齢の上昇につれて賃金の上昇が予想される⁽²⁾。そのため、年齢が高くなれば市場賃金率が増加するから、期待される符合条件は正となる。SEX [性別] それ自体の機会費用に与える影響は一律には決定しがたいが、本調査で回答した女性の 70 % が専業主婦かパートに従事していたため、平均して同年代の男性よりも時間当たりの市場賃金率は低いと予想される。したがって、回答者が世帯ではなく本人の市場賃金率を強く意識したとすれば、(男性=1) とダミー変数で表した場合には正の符号が期待される。INCOME [所得] は家計の所得であるが、市場賃金率に対して強い正の影響の相関があると予想されるから、この意味からも正の符号が期待される。

② 家計でのゴミ処理に要する時間と関連する変数としては、FAMILY [家族数]、PURCH [買物の回数]、WASTE [ゴミ排出量] があり⁽³⁾、一般的には、家庭ゴミ処理の機会費用を規定する要因として理論的に要請される変数である。つまり、FAMILY [家族数] が多いほど通常はゴミ発生量も多くなり、PURCH [買物回数] が多いと、ゴミの発生量も多くなり、WASTE [ゴミ排出量] が多いほどゴミ処理量も多くなるであろう。

しかしながら、現実には、買い物回数はゴミの量と相関がある一方、賃金率の低い専業主婦がいれば少量多頻度の買い物を行うであろう。家族数が少ない世帯でも夫婦だけの共稼ぎ世帯や単身世帯者は時間当たりの機会費用が高くなるであろうから WTP は大きくなり、またゴミを 1 袋処理するのも 2 袋するのも時間的差異は少ない可能性がある。したがって、これらの変数の符号条件は、推定係数が有意にならない可能性もある。そのため、賃金率だけが有意に効いて来る可能性が高いと予想される。

DISPOSE [ゴミ処理形態] については、既に自宅で生ゴミの処理を行っているか否を示しており、現時点で生ゴミを処理していれば、民間サービスに対する WTP は低くなるであろうから、負の符号が期待される。AREA [居住地域] は、94 % の回答者が住宅地域と回答したために、住宅地域内でも自家処理の条件について大きな開きがあると思われる。もちろん、一般には住宅地

域に住んでいる場合、農業地域等に比較して自家処理が困難であるから正の符号条件になると予想されるが、本調査の場合、その他地域には農業地域（3%）と同程度の割合で商業・工業地域（3%）も含まれるため、本調査のデータに関しては期待される符号条件は明確ではない。

（2）推定結果

1) 判別式を用いた場合の推定結果

第3表のモデル1とモデル2は、 y_i について対数正規分布を仮定し、式(2)の判別式によってサンプル毎に第2提示額の使用の有無を選択した。つまり、560サンプル中で、第2提示額が1,000円、1,500円、3,000円の185サンプル（全体の33%）は第1、第2提示額を使用し、それ以外の375サンプルは第1提示額のみ使用した。また、モデル2は比較のためにモデル1に提示額バイアス変数（ $\delta_i = \ln t_i - x'_i \beta$ ）の関数を加えたものであり、モデルを次のように特定している。

$$H_0: \ln y_i = x'_i \beta_0 + \varepsilon_{i0}, \quad \varepsilon_{i0} \sim N(0, \sigma_0^2) \quad (5)$$

$$H_a: \ln y_i = x'_i \beta_a + \alpha \left(\frac{1}{1 + \exp(-(\ln t_i - x'_i \beta_a))} - \frac{1}{2} \right) + \varepsilon_{ia}, \\ \varepsilon_{ia} \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (6)$$

ここで、(5)式はモデル1に、(6)式はモデル2に対応しており、(6)式の t_i は第 i 被験者の第1提示額を使用している。ここで、提示額が推定されたWTPに与える影響について、次のような帰無仮説・対立仮説を提示する。

$$[\text{仮説}] \quad H_0: \alpha = 0 \quad H_a: \alpha \neq 0$$

H_0 は被験者が提示額の影響を受けていない場合であり、 H_a は影響を受けている場合である。

推定結果を見ると、モデル1の市場賃金率に関係する説明変数 *INCOME*, *AGE*, *SEX* の推定係数はその漸近的 t 値が統計的に有意な水準で期待された符号条件を満たした。このことは、所得が大きいほど、年齢が高いほど、そして女性より男性の方が、WTPは大きくなっていくことを意味する。

HOUSE の推定係数は期待された符号条件を満たしているが、統計的には有意な水準でなかった。ゴミ排出量に関係する FAMILY, PURCH, WASTE については予想されたように統計的に有意ではなかった。DISPOSE の推定係数は期待された符号条件の負であったが、統計的に有意な水準ではなかった。AREA の推定係数は正であったが、統計的に有意ではなかった。また、これらの推定係数については、モデル 2 でも同様の傾向が見られた。

次に、モデル 2 で提示額バイアスの推定係数 ALFA を見ると、漸近的 t 値は有意水準 0.1 % で期待された正の符号条件を満足した。さらに、モデル 1 とモデル 2 で尤度比検定を行った結果でも、有意水準 1 % で $\chi^2(1)=6.635$ のとき χ^2 検定統計量は 8.304 であるため、ALFA の係数がゼロであるという帰無仮説が有意水準 1 % で棄却された。これより、回答者は提示額から影響を受けないで回答しているという帰無仮説が棄却され、回答者は提示額の影響を受けて回答しているといえる。

さらに、SIGMA の推定係数は 1.099 から 0.782 へと縮小している。その理由として、モデル 1 の誤差項がモデル 2 では提示額バイアスによって説明される部分とそれを追加しても説明できなかった部分としての誤差項とに分かれた結果であると考えられる。

次に、モデル 1 とモデル 2 では WTP について対数正規分布を仮定しているから、潜在 WTP の中央値と平均値はそれぞれ $\exp(\hat{\beta}_k \bar{x})$, $\exp(\hat{\beta}_k \bar{x}) \exp(\hat{\sigma}_k^2/2)$, $k=0, a$ から求められる。ただし、 $\hat{\beta}_k$, $\hat{\sigma}_k$ は推定係数、 $\bar{x}$ は説明変数の平均値である。また、95 % 信頼区間については、Krinsky and Robb [25] の提案した方法にしたがい 4,000 回の抽出を行って求めた。第 3 表に見るように、モデル 1 の中央値と平均値は、それぞれ 3,273 円と 5,986 円であり、モデル 2 の中央値と平均値は 3,310 円と 4,492 円であるから、中央値では両モデルの間で差さないが、平均値ではモデル 2 の方が誤差の推定係数がより小さいために、平均値と中央値の乖離がより小さくなっている。また、中央値と平均値の 95 % 信頼区間については、それぞれモデル 1 で [2,887 円—3,720 円] と

第3表 統合モデルの推定結果(判別式を使用する)(n=560)

説明変数	モデル 1		モデル 2	
	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
<i>Constant</i>	0.875	(1.075)	0.775	(0.985)
<i>INCOME</i>	0.688***	(5.763)	0.704***	(5.529)
<i>HOUSE</i>	-0.244	(-1.537)	-0.256	(-1.560)
<i>AGE</i>	0.744***	(3.499)	0.761***	(3.472)
<i>SEX</i>	0.350***	(2.593)	0.344**	(2.462)
<i>FAMILY</i>	0.173	(0.967)	0.227	(1.221)
<i>PURCH</i>	0.082	(0.529)	0.041	(0.254)
<i>WASTE</i>	-0.180	(-0.994)	-0.178	(-0.970)
<i>DISPOSE</i>	-0.096	(-0.474)	-0.128	(-0.602)
<i>AREA</i>	0.148	(0.573)	0.098	(0.387)
<i>ALFA</i>			1.537***	(3.715)
<i>SIGMA</i>	1.099***	(12.014)	0.782***	(8.189)
対数尤度	-380.384		-376.232	
<i>WTP</i> (中央値)	3,273		3,310	
95%信頼区間	[2,887-3,720]		[2,899-3,790]	
<i>WTP</i> (平均値)	5,986		4,492	
95%信頼区間	[4,824-7,650]		[3,755-5,541]	

注: 1) ***, **, * はそれぞれ有意水準 0.01, 0.05, 0.1 を示す。

2) 第2提示額が1,000円, 1,500円, 3,000円の183サンプルのみ第1, 第2提示額とその回答を使用し, それ以外の377サンプルは第1提示額とその回答のみ使用した。

[4,824円-7,650円]であり, モデル2で[2,899円-3,790円]と[3,755円-5,541円]であった。両者を比較したところ, 中央値については大差ないが, 平均値についてはモデル2の方が信頼区間の幅が37%狭まっている。以上からモデル2の方がより予測力の高いモデルであることがわかる。

2) 第1提示額のみによる推定結果

上述の分析では, 判別式を満たした185サンプルについては第2回答まで用い, 残りの375は第1回答のみを用いている。そこで, 560サンプル全てについて第1回答のみを用いて推定した結果を第4表に示す。モデル3はALFA

を含まず、モデル 4 は *ALFA* を含むモデルである。

モデル 4 の *ALFA* の推定係数の漸近的 t 値を見ると有意水準 0.1 % でゼロと有意差をもった。他方、両モデルについて尤度比検定を行った結果では、有意水準 10 % で $\chi^2(1)=2.706$ であるが、 χ^2 検定統計量は 3.238 であるため、このことはモデル 1 の *ALFA* の推定係数がゼロであるという帰無仮説が有意水準 10 % でしか棄却できないことを意味する。ここで *ALFA* の大きさをモデル 2 とを比較すると、モデル 4 の方が大きくなっている。このことは第 1 提示額のみで推定したモデル 4 の方が、第 1 提示額による提示額バイアスの影響がより大きく表れた結果と考えられる。

他方、*SIGMA* の推定係数については、モデル 3 は推定係数が有意水準 0.1 % でその大きさが 1.074 であったのに対し、モデル 4 では有意水準 5 % で 0.218 であり、モデル 4 の推定誤差の大きさはモデル 3 の 20 % に過ぎなかった。その理由としては、モデル 3 の誤差の大部分がモデル 4 では提示額バイアスによって説明されたことが挙げられる。その結果として、*WTP* の中央値と平均値が、モデル 3 では 3,830 円と 6,818 円であるのに対し、モデル 4 では 3,839 円と 3,932 円であり、*ALFA* を入れた結果としてモデル 4 では中央値と平均値の乖離が 2,988 円 ($=6,818-3,830$) から 93 円 ($=3,932-3,839$) へと 97 % も大幅に縮小されている。また、平均値の大きさもモデル 4 はモデル 3 の 51.6 % の大きさであり、平均値の 95 % 信頼区間でもモデル 3 の [5,329 円-9,072 円] に対し、モデル 4 では [3,509 円-4,488 円] となり、大きく信頼区間の幅が狭まった。

また、説明変数については、モデル 3 では有意でない *HOUSE* が、モデル 4 では有意水準 5 % で期待される符合条件を満足している。このように、第 2 提示額には第 1 回答と比較して不安定な回答が存在する可能性があるため、その第 2 回答が除かれた結果、モデル 4 ではモデル 2 に対しても誤差が縮小し、かつ *HOUSE* の推定係数の漸近的 t 値も向上したと考えられる。

第4表 第1付け値式の推定結果 (n=560)

説明変数	モデル3		モデル4	
	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
<i>Constant</i>	1.810**	(2.184)	3.189***	(5.229)
<i>INCOME</i>	0.629***	(5.367)	0.522***	(4.764)
<i>HOUSE</i>	-0.218	(-1.351)	-0.271**	(-2.033)
<i>AGE</i>	0.694***	(3.371)	0.551***	(3.077)
<i>SEX</i>	0.286**	(2.045)	0.223**	(1.956)
<i>FAMILY</i>	0.114	(0.610)	0.099	(0.631)
<i>PURCH</i>	-0.014	(-0.084)	-0.074	(-0.517)
<i>WASTE</i>	-0.162	(-0.854)	-0.161	(-0.979)
<i>DISPOSE</i>	-0.261	(-1.245)	-0.242	(-1.208)
<i>AREA</i>	0.087	(0.304)	0.026	(0.115)
<i>ALFA</i>			3.500***	(8.886)
<i>SIGMA</i>	1.074***	(10.800)	0.219**	(2.163)
対数尤度	-268.362		-266.744	
WTP (中央値)	3,830		3,839	
95%信頼区間	[3,551-4,394]		[3,444-4,279]	
WTP (平均値)	6,818		3,932	
95%信頼区間	[5,329-9,072]		[3,509-4,488]	

注. 1) ***, **, * はそれぞれ有意水準 0.01, 0.05, 0.1 を示す.

2) 全 560 サンプルについて, 第 1 提示額とその回答のみを用いた.

3) 第2提示額を全て用いた場合の推定結果

判別式を使用せず全 560 サンプルに第 2 提示額を使用して推定した場合について, モデル 5 とモデル 6 に示す (第 5 表参照)。推定係数の傾向についてはモデル 1, 2 とほぼ同様の傾向が見られるが, モデル 6 において *ALFA* については漸近的 t 値および尤度比検定とも有意水準 0.1 % でゼロと有意差をもち, *SIGMA* については推定係数の大きさが縮小し, 中央値と平均値については低く推定されている。また, 95 % 信頼区間の幅も狭まっている。この理由としては, モデル 1 と 2 では 185 サンプルしか第 2 提示額を使用しなかったのに対し, モデル 5 とモデル 6 では 560 の全てに対して第 2 提示額まで使用したために, 第 2 提示額に対してより多く「No」と回答したサンプルを含んだ結果で

第5表 第1, 第2 提示額をすべて使用した場合の推定結果 (n=560)

推計係数	モデル 5		モデル 6	
	推定値	漸近的 t 値	推定値	漸近的 t 値
<i>Constant</i>	2.634***	(5.650)	2.169***	(4.511)
<i>INCOME</i>	0.624***	(8.905)	0.666***	(8.416)
<i>HOUSE</i>	-0.161	(-1.572)	-0.160	(-1.436)
<i>AGE</i>	0.316**	(2.400)	0.376***	(2.601)
<i>SEX</i>	0.255***	(2.954)	0.278***	(2.928)
<i>FAMILY</i>	0.096	(0.832)	0.167	(1.324)
<i>PURCH</i>	0.094	(0.934)	0.072	(0.657)
<i>WASTE</i>	-0.106	(-0.908)	-0.135	(-1.086)
<i>DISPOSE</i>	-0.029	(-0.222)	-0.050	(-0.348)
<i>AREA</i>	0.102	(0.578)	0.036	(0.195)
<i>ALFA</i>			1.730***	(8.068)
<i>SIGMA</i>	0.768***	(18.737)	0.557***	(14.256)
対数尤度	-577.536		-554.398	
WTP (中央値)	2,598		2,580	
95%信頼区間	[2,392-2,828]		[2,339-2,856]	
WTP (平均値)	3,487		3,013	
95%信頼区間	[3,191-3,826]		[2,710-3,372]	

注. 1) ***, **, * はそれぞれ有意水準 0.01, 0.05, 0.1 を示す.

2) 560 の全サンプルについて第 1, 第 2 提示額とその回答を使用した.

あることが考えられる。

以上より, 本調査事例ではモデル 2 あるいはモデル 4 がより予測力の高いモデルと言える。ただし, 判別式を用いて第 1 回答と第 2 回答の一貫性を比較し, 一貫性がないと判断された第 2 回答は使用しなかったモデル 2 でも, 不安定な回答が残っており, その結果として, モデル 2 の方がモデル 4 よりも誤差の分散が大きくなったと考えられる。他方, CVM のガイドラインを検討した NOAA パネルでは, 評価額について過大評価の可能性を避けるという安全性の原則の適用を勧めているが, 本研究に当てはめればより高い WTP を採用しないことになる。したがって, 以下では中央値と平均値の差異がわずか 93 円しかなかったことも考慮してモデル 4 の平均値 3,932 円を用い, 家庭ゴミ処

理費用の総便益を検討していく。

注(1) この他に居住年数もあったが、*HOUSE* との相関が 0.45 と高いために計測結果が不安定になったので、居住年数は説明変数から除外した。

(2) 60 歳以上の高齢者が 8.6 % 含まれるため、高齢者ではマイナスの効果が現れる可能性があるので、*AGE* の自乗の項も入れて推定を試みたが、その推定係数は有意にならなかった。そこで、*AGE* の自乗の項は説明変数に加えなかった。

(3) *FAMILY*, *PURCH*, *WASTE* 相互の相関の高さを考慮して、①それぞれ一つずつ説明変数を入れ、他の 2 説明変数はいれなくて推定した結果、および② *PURCH* を採用せず、*WASTE* を *FAMILY* で割った一人当たりゴミ排出量と *FAMILY* の 2 変数を採用して推定した結果でも、各説明変数の推計係数は有意にならなかったため、単純に 3 説明変数とも採用した場合をここでは示している。

5. 考 察

本研究では税払戻し方式の評価額を推定し、その厚生測度については先の佐藤他でも検討したが、想定している仮定を含め紙面の制約から十分に記述できなかった。そこで、本節では、改めて行政費用の固定費・変動費の違いを含め、この問題を検討し、次いで推定値の政策的意味について考察する。

(1) 税払戻し方式における厚生測度

1) 厚生測度の定義

家計の効用関数 $u(\mathbf{x}, q)$ について 2 階連続微分可能な強擬凹性を仮定し、 $\mathbf{x}$ は市場財の需要量ベクトルであり、その価格ベクトルを $\mathbf{p}$ とする。この市場財ベクトル $\mathbf{x}$ の中には、市場により供給されるゴミ処理サービスや家庭用ゴミ処理資材も含まれる。 q は外生的に決定された「公共的」家庭ゴミ処理サービスの水準であって、公的ゴミ処理事業における全体的な水準を意味しており個々の家計が受けている便益の水準ではない。また、 $w(q)$ は家計当たりの公的ゴミ処理費用負担関数とし、 q について非逓減であり、家計の納税額や家族数、ゴミ排出量等に関係無く全ての家計に対して一律な負担額を仮定する。このと

き、次の支出最小化問題

$$\begin{aligned} \min \quad & \mathbf{p}\mathbf{x} + w(q) \\ \text{s.t.} \quad & u(\mathbf{x}, q) = u \end{aligned} \quad (7)$$

の解は、 $\mathbf{p}\mathbf{x}$ の最小化問題の解と等しい補償需要関数ベクトル $\mathbf{x}^* = \mathbf{x}^*(\mathbf{p}, q, u)$ を与える。効用水準 u を達成する制約付き支出関数を e としたとき、

$$e(\mathbf{p}, q, u) = e^*(\mathbf{p}, q, u) + w(q) \quad (8)$$

なる関係が成り立つことが知られている。ただし、 $e^*(\mathbf{p}, q, u) = \mathbf{p}\mathbf{x}^*$ であって、市場財に対する最小支出を示す⁽¹⁾。

次に、公的ゴミ処理サービスの低下を回避するために支払ってもよいと考える最大金額としての支払意志額 (WTP) について検討しよう。まず、 m は所得を、 q^0 は現状の公的ゴミ処理サービスの水準を、 $q^1 (< q^0)$ は低下した公的ゴミ処理サービスの水準を表す。また、①公的ゴミ処理サービスの水準が変化しても、市場財の価格は変化しない。②ゴミの自家処理のために家計の余暇時間が減少したとしても労働時間は不変であり、自家処理によって(名目)所得が減少することはない。③民間ゴミ処理サービス費用はゴミ排出量に関係の無い定額制であるため、自家ゴミ処理の程度や時間が委託処理費用に影響を与えることはない。④公的ゴミ処理サービスの水準低下により減税が行われた場合、その時点での可処分所得は増加するが(名目)所得は不変であるとする。

以上の仮定のもとで、状況 $(\mathbf{p}, q^0, m)$ での効用水準を u^0 、状況 $(\mathbf{p}, q^1, m)$ での効用水準を u^1 で表すとしよう。この効用水準 u^1 とは、家計がゴミの自家処理問題に直面した時点での効用水準であり、したがって、これから自家処理を行うのか、あるいは民間ゴミ処理サービスに依託するか決定がまだなされていない状態での効用水準である。

このとき、通常のCVMではサービス劣化を回避するための WTP を質問することになるが、その場合の厚生測度は等価余剰(Equivalent Surplus)である。等価余剰を E_s で表し、所得(可処分所得ではない)一定を仮定すれば $e(\mathbf{p}, q^1, u^1) = e(\mathbf{p}, q^0, u^0)$ であるから、(8)式を用いて次のように定義される。

$$\begin{aligned}
 E_s &= e(\mathbf{p}, q^0, u^1) - e(\mathbf{p}, q^0, u^0) \\
 &= e^*(\mathbf{p}, q^0, u^1) - e^*(\mathbf{p}, q^1, u^1) + w(q^0) - w(q^1) \\
 &= W_c - E_{WTP}
 \end{aligned} \tag{9}$$

ただし、 $W_c = w(q^0) - w(q^1)$ はゴミ処理サービスの低下に対応した負担費用節減分であって減税額に相当し、 $E_{WTP} = \int_{q^1}^{q^0} (\partial e^*(\mathbf{p}, q, u^1) / \partial q) dq$ はゴミ処理サービス低下を回避するために、ゴミ処理費用相当額の減税後に家計が以前の状態に留めるならば支払っても良いと考える最大金額である。

(9)式の、関係を図で表現すれば、第2a図、第2b図のようになる。ただし、縦軸は市場財を一括して合成財としてまとめている。公的ゴミ処理サービスの水準が q_0 のとき、可処分所得は Aq^0 で効用水準は u^0 となり市場財に対する支出 $e^*(\mathbf{p}, q^0, u^0)$ に対応し、 q^1 のとき可処分所得は Bq^1 で効用水準は u^1 となり市場財に対する支出 $e^*(\mathbf{p}, q^1, u^1)$ に対応している⁽²⁾。以下では、公共サービスの費用を可変費用と固定費用に分けて若干の検討を加えよう。

2) $w'(q) > 0$ の場合：(可変費用が存在する場合)

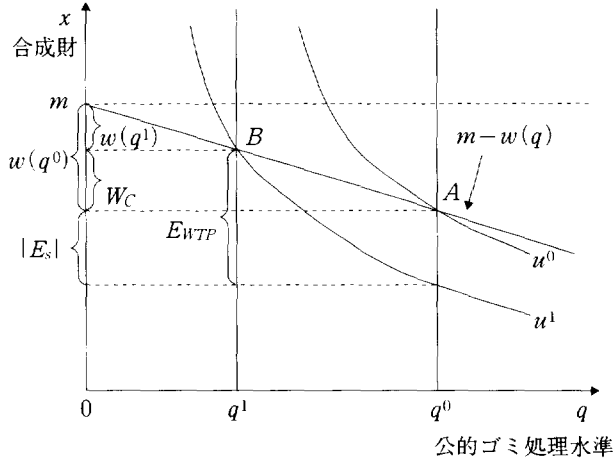
低下した公的ゴミ処理の水準 q^1 について、

- i) $q^1 > 0$ のとき、固定費の有無に関わらず、 $W_c = \int_{q^1}^{q^0} w'(q) dq$ が成り立つ。
- ii) $q^1 = 0$ のとき、固定費を $f_c (\geq 0)$ で表せば、 $W_c = \int_0^{q^0} w'(q) dq + f_c$ となる。

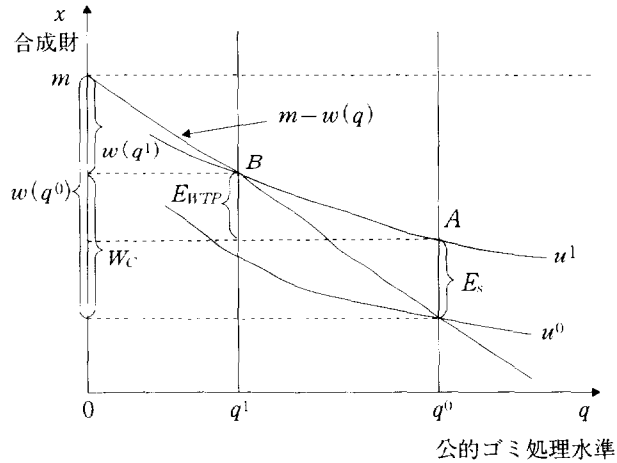
この i), ii) 何れの場合でも、(9)式より次の関係が成り立つ。

$$W_c \geq E_{WTP} \iff u^1 \geq u^0 \iff E_s \geq 0 \tag{10}$$

この E_{WTP} の方が税負担額の減少 W_c よりも大きければ、サービス低下後の効用水準 u^1 の方が現状の効用水準 u^0 より小さくて、 E_s は負となる。第2a図はこのような状況に対応したものであり、一般には効率的に公共サービスが提供されている場合に相当する。このとき、家庭でのゴミ処理が物理的に困難な状況やゴミ処理の機会費用がかなり大きな状況が予想される。また、委託ゴミ処理サービスの費用がそれほど大きくないならば、家計は自らゴミ処理を行



第2a図 公的ゴミ処理水準と厚生測度 ($E_{WTP} > W_C$ の場合)



第2b図 公的ゴミ処理水準と厚生測度 ($E_{WTP} < W_C$ 場合)

うよりも民間であれ公共であれゴミ処理サービスの提供を好むことを意味しており、したがって、現状の公的ゴミ処理サービスの維持を望むことになる。このとき、 $E_s = W_C - E_{WTP}$ の絶対値は、ゴミ処理サービス低下を回避するため

に、家計が支払ってもよいと考える追加的負担額を意味している。

他方、 E_{WTP} の方が税負担額の減少 W_c よりも小さければ、サービス低下後の効用水準 u^1 の方が現状の効用水準 u^0 より大きく、 E_s は正となる。第2b図はこのような状況に対応したものであり、一般には不効率な公共サービスが提供されている場合に相当する。このとき、家庭では比較的簡単にゴミ処理ができ、その一方で公的ゴミ処理サービスの費用が大きいならば、行政によるゴミ処理が行われるよりも、むしろゴミ処理は行われなくてその費用分だけ減税されることを好む。このとき、 $E_s = W_c - E_{WTP}$ は、ゴミ処理サービスを削減する機会を見逃すために、家計が求める最小補償額を意味している。

なお、特別税で評価するような、税払戻しがない通常のCVMで、「ゴミ処理サービスの低下を回避するために最高いくらまでなら支払ってもよいと思いますか」という設問に対応する厚生測度がこの E_s である。

3) $w'(q)=0$ の場合：(可変費用が存在しない場合)

例えば、環境便益が人為ではなく全く自然に供給されているような場合には、 $w'(q)=0$ つまり可変費用がゼロで、固定費用 f_c もゼロの場合となる。あるいは、固定費用 $f_c > 0$ が存在したとしても、 $q^1 > 0$ の範囲で可変費用がゼロである場合には、 $W_c = 0$ より $E_s = -E_{WTP}$ となる。したがって、このような場合には税払戻し方式の評価をする必要がなく、基金や特別税のような可処分所得のみが減少するCVMの質問でよい。

他方、固定費用 f_c が存在して $q^1 = 0$ のときには、 $W_c = f_c$ となるから、公共サービスの全廃による費用削減額は固定費用と等しくなり、この場合にも(10)式の関係が成り立つ。ただし、 W_c と E_{WTP} の大小関係は一般には明らかでない。そこで、北見市の事例から E_{WTP} をCVMにより推定し、別途求めた W_c と比較して E_s を求めよう。

(2) 評価額の政策的意味

ゴミ処理サービスの便益評価に当たってはモデル4の平均値を用いる。1月

当たりの平均 WTP は 3,932 円であり⁽³⁾、週 1 回、1 時間くらいを生ゴミなどの自家処理に当てるとして時給 1,000 円とすれば 1 カ月当たり 4,000 円になるから、ほぼ自家処理の機会費用に相当するであろう。他方、自家処理には資材が必要であるが、生ゴミから堆肥ができるとし、その部分だけ家庭菜園などの肥料代が節約できるとすれば、資材費は相殺されと考えられるであろう。なお、本研究では自家処理の方法や時間まではアンケートを取っていないが、これに続く帯広市の調査では、生ゴミのリサイクルや有機肥料問題を視野に入れてアンケートを取っているので、この問題については別の論文で検討したい。

次に、評価額の政策的意味について論じよう。北見市の現在の家庭系一般廃棄物処理に関わる経常経費支出は、固定費を含め平成 7 年度で 798,434 千円⁽⁴⁾、年間 1 世帯当たりでは 18,433 円であり、この費用は生ゴミや可燃ゴミの処理費用を最大限に大きく見積もった費用である。他方、一般家庭から出る不燃ゴミ、飲食店や事業所から出るゴミ、粗大ゴミやし尿処理部門などを考慮して、全体のゴミ処理事業が行われている。そのため、全ての家庭が最大限の自家処理を行った場合でも、最低限の車両や人員が必要であり、これらは固定的な廃棄物処理費用となっている。このような固定費は家庭ゴミ処理サービスの水準を低下させても節減できない費用である。

そこで、固定費を含まない家庭ゴミ処理費用を計算するため、ゴミの組成分析結果から市のゴミ処理量に占める自家処理可能なゴミの量について比率等を勘案し、全世帯が生ゴミや可燃ゴミを自家処理することで節減可能な費用を求めると、現状の週 2 回収集の場合で約 123,287 千円、自家処理が進んで週 1 回の収集になれば約 241,877 千円となる⁽⁵⁾。これら可変費用は、固定費用を含む総処理費用 798,434 千円の約 16 % から約 30 % であり、1 世帯に直せば 2,846 円から 5,584 円の費用節約になる。

また、ゴミ処理サービスの 1 年間 1 世帯あたりの便益評価額は、 $3,932 \text{ 円} \times 12 = 47,184 \text{ 円}$ であるから、(10)式との関係でいえば、

$$W_c < E_{WTP} \iff u^1 < u^0 \iff E_s < 0$$

が成り立つ。これは、ゴミ処理サービスの減少による費用節減 (W_c) よりも

ゴミ処理サービスの低下を回避するための支払意志額 (E_{WTP}) の方が大きい場合であり、両者の差として定義される等価余剰 (E_s) の絶対値は1世帯当たり年間で少なくとも、47,184円と5,584円の差、すなわち41,600円となる。自家処理の場合でも機会費用が発生すること、および自家処理費用も勘案して WTP を表明していると考えられるから、住民は公的ゴミ処理がなくなる (効用水準は u^1) よりも現状のゴミ処理サービスが提供されること (効用水準は u^0) を望んでいること ($u^1 < u^0$) が分かった。

さらに、年間の総 WTP を求めると、47,184円に北見市の全世帯数43,315世帯を乗じると約20.4億円の便益となる。しかしながら、分析に使用したサンプルは1,200を配布した中の560、つまり使用率46.6%である。したがって、過大評価額を避けるという見地から分析に使用しなかったサンプルの WTP はゼロであるという仮定をおくと、20.4億に0.466を乗じて年間9.51億円の余剰となる。

さて、上述の評価額は既存の最終処理場を所与として、これまでの埋立て処理という安価な処理方法を前提とした費用での比較である。他方、北見市では2000年に予定しているゴミ焼却施設・リサイクルプラザの建造費用として55億円を新たに必要とし、さらに新たな最終処分場・管理塔の建設費用として27.4億円(内、用地造成費5.2億円、最終処分場14.6億円、管理塔5億円、外溝地2.6億円)、加えて建設費を賄うための地方債の償還利子11.8億円⁽⁶⁾を合計した94.2億円が必要であり、焼却施設の運営費用(数億円/年)等も必要とされることを考慮すれば、市の提供するゴミ処理サービスは今後決して安価なものとはいえなくなる。

そこで、上述の推計値をもとにしてこれらの建設費との比較を行う。家庭ゴミ処理事業に対して、年間9.51億円の余剰が発生しているから、地方債の予定借入利率4%と施設の利用年数20年を用いれば⁽⁷⁾、20年間の余剰の現在価値は $9.51 \times (1 - (1 - 0.04)^{20}) / 0.04 \approx 132.6$ 、つまり約131.6億円となる。したがって、今回の施設建設について経済的な側面に関する限りは、住民の合意が得られると思われる。

なお、建設費用 82.4 億円 (55 億円+27.4 億円) は、北海道の自治体がダイオキシン対策を講じた焼却施設に移行することを背景に、メーカーのシェア獲得を視野に入れた予想外の低価格入札の結果であり、当初は 110 億円程度とされていた⁽⁸⁾。そして、この入札価格決定の一つ根拠として佐藤他〔3〕や矢部他〔10〕の北見市のゴミ処理評価に関する一連の研究成果が貴重なデータになったと市の担当者から聞いている。

(3) 家庭系ゴミ処理事業をとりまく問題

この他の問題としては、ダイオキシン問題など焼却処理自体や焼却後の残渣管理の安全性についても全国的に疑問が投げかけられているおり、北見地区は昨年北海道からの要請を受けてゴミ処理広域化のモデルケースとして周辺農村地域からのゴミを北見市で処理する方向に動きつつある。このため関係住民の間で新たな合意形成の必要に迫られている⁽⁹⁾。

また、広域の住民・自治体間での合意形成ができたとしても、新施設は北見市を前提として設計されたものであり、広域の処理能力に対しては不十分であるため、北見市はもちろんのこと周辺自治体においても、生ゴミの自家処理やリサイクルの推進等により減量化は避けられない状況にある。仮にプラスチックなどの燃焼原料となるゴミのリサイクルが進めば、安定した高温での燃焼処理を維持するために、燃焼温度を低下させる生ゴミの投入を減らす必要も生じてくるであろう。そのため、従来は自家処理、特に生ゴミの自家処理を「推奨する」といった程度であったが、今後は積極的に「推進する」ことが求められるようになる。実際、従来はプラスチック製コンポスターに対する購入補助額が 3 千円であったが、99 年から電気式コンポスターの普及を目指して、購入補助額が 2 万円に引き上げられた⁽¹⁰⁾。電気式の生ゴミ処理機の低価格化とも相まって、今後北海道内の他地域の自治体においても同様の動きになると思われる。

他方で、生ゴミを広域的に収集し、集中処理するという動きもある。北見市においても周辺自治体と共同で生ゴミの堆肥化処理の研究を一部スタートさせ

てきている。実際には、自家処理と集中処理の併用になる可能性が高いと思われるが、その場合、コストの比較計算や自家処理への補助額の検討に際して、今回のような自家処理サービスの評価は欠かせないであろう。

注(1) 厚生測度の一般的議論については Freeman [20], Johansson [21] が参考になる。

- (2) なお、家計モデルの基本に従えば、余暇時間を減らしてゴミ処理に時間を消費するモデルが必要となるが、本研究では余暇時間に関するデータを集めなかったため、そのような自家処理時間を考慮した研究は今後の検討課題としたい。
- (3) 佐藤・矢部・山村 [3] では、第1付け値式と第2付け値式が同一の推定係数と誤差分散をもつという仮定の下で中央値 2,501 円を得た。このような低い金額になった理由としては、上述のような第2式における下方バイアスが考えられる。
- (4) 総費用と支払意志額の比較が調査の目的である場合には、固定費もサービス水準の低下で按分することが考えられる。先の佐藤他論文ではこの考え方に立つものであり、節減費用として北見市の家庭系一般廃棄物処理に関わる経常経費支出である約 772,956 千円を採用した。この金額は、収集・運搬、処理業務に伴う直接原価（人件費、物件費、減価償却費、起債償還利子）と管理部門配分額の合計金額である。なお、この金額には、し尿処理部門との分離計算が困難な共通手数料部門が含まれていなかったが、し尿処理経費とゴミ処理経費との比率で手数料を分離できると仮定すれば、経常経費支出は 798,434 千円になる。
- (5) この節減費用は、北見市の担当者からの聞き取り調査を行い、最大自家処理可能量やその場合の車両台数、人員等の減少を基にして計算した。補遺Bを参照のこと。
- (6) 北見市の一般廃棄物処理事業債について見ると、大蔵省資金運用部から 61.6 億円を平成9年から12年の間に借入れ、予定利子率 4.0 %（ただし、経済状況によって変動の可能性あり）で平成10年から27年にかけて償還を行う計画であり、償還利子は 23.5 億円となる。なお、償還元利金合計 85.1 億円のうち、半額は償還時に交付税の交付という形で返却されるという。したがって、北見市民が負担する償還利子は 23.5 億円の 50 % の 11.75 億円とした。
- (7) 実際、施設が使用できるのは 20 年であろうという担当者の見解による。
- (8) 建設費用が 110 億円であった場合、仮に建設費の増加分（13.3 %）だけ償還利子も増加したとすれば 15.7 億円となり、これに当初予想建設費を加えれば 125.7 億円となり、さらに年間の施設運営費も加算される。他方、131.6 億円の余剰計算にあたっては、分析に使用しなかった人の *WTP* はゼロ円という極端な仮定をおいたが、ゴミ焼却処理施設の近隣住民はゴミ処理サービスに対してマイナスの *WTP*、つまり補償を要求する人もいるだろうから、これ以上この金額を大幅に増加させることには

問題がある。したがって、経済的問題に限定しても、今回の焼却施設建設は住民が許容できる範囲内に幸いにして納まっていると見るのが妥当であろう。

- (9) 北見地区は昨年北海道の要請を受けて、ゴミ処理の広域化問題のモデルケース（現在広域化の可能性を検討している段階であり、市としては北海道の進める広域処理政策を受諾したわけではないから、モデルケースという表現には抵抗を示している）に取り上げられ、周辺農村地域のゴミも北見市で処理するという方向に動きつつある。

仮に、北海道の要請を受けてゴミ処理の広域化を受け入れるとしても、スムーズに広域化を実現化するためには、次のような問題を解決しなければならない。

①施設建設計画作成時には、広域化の予定はなかったため、施設は北見市だけに対応した処理能力となっている。したがって、他地域のゴミを受け入れるためには北見市でのゴミの減量化が必須条件となる。減量化自体は望ましいことであるが、自分たちへのサービス部分を減少させて他自治体への処理サービスを提供するため、自治体間でのコスト負担問題が新たに発生すると思われる。

②建設決定時には、北見市民用の施設ということで市民の合意を取り付けている。そのため、広域化に対しては「なぜ他の町のゴミまで処理する必要があるのか、約束違反だ」といった市民の感情的な問題も生じ、市民間での新たな合意形成が必要となっている。

- (10) 現在のところ北海道で電気式コンポスターの補助を行っているのは、北見、網走、室蘭など少数の自治体だけである。

6. おわりに

本稿では、公共サービスとして行われてきたゴミ処理サービス事例として、DB-CVM における提示額バイアスを誤差項において特定化した推定方法を提示するとともに地域住民による便益評価額を試みた。分析結果から以下の点が明らかになった。

第1に、第1提示額と第2提示額における回答の一貫性を識別する判別式を導出した。これにより、従来の定量的分析では第1回答全体と第2回答全体との差異しか比較できなかったものが、各提示額ごとに回答の一貫性が識別可能になった。また、これを実証分析にも適用した結果、本調査事例では、高提示額では一貫性のない回答が多いことが明らかになった。さらに、第2提示額の使用について、判別式によりサンプルを選択して推定した結果でも、一貫性の

ない回答が推定結果に影響を与えていることが読み取れた。

第2に、第1、第2回答に一貫性があるとしても、同様に提示額の影響を受けている可能性がある。そこで、誤差項から提示額バイアスを分離するモデルを開発し、*WTP*の推定を行った。その結果、有意水準1%で回答は提示額から正の影響を受けていることが明らかになった。また、*WTP*に対数正規分布を仮定し、提示額バイアスを除去した場合には、中央値と平均値の差異は最大で97%縮小し、一般に過大評価が問題視されてきた平均値も最大で約50%小さな値が推定され、信頼区間の幅も狭まった。

第3に、提示額バイアスを除去した潜在*WTP*の平均値は、1世帯1月当たり3,932円、年間47,184円であり、配布数に対する分析へのサンプル使用率0.466を総世帯数に乗じて北見市の家庭ゴミ処理サービスの年間便益を推定すると9.51億円となる。固定費を除いた年間処理費用は約2.4億円であるから、北見市は現在、埋立てに依存しながら安価なゴミ処理サービスを提供しているといえる。他方、2000年には北見市は償還利子を含め総額94.2億円の新たなゴミ処理施設の建設を行う予定であるが、9.51億円の20年間の現在価値を計算すれば約131.6億円になるという本稿の推定結果からすれば、経済的側面に関する限りは住民の合意が得られる計画といえよう。なお、このゴミ処理施設建設の入札価格決定に当たっては、佐藤他〔3〕などの本研究に関連した一連の研究成果が貴重な検討資料になったと聞いている。

最後になったが、地域におけるゴミ処理政策の展開にあたっては、これまで以上に住民に対する積極的な情報公開が行政側に求められる。すなわち、ゴミ処理の安全性に関する科学的・客観的知見に加え、行政サービスのコスト、住民自身によるサービス評価などの公開が重要になる。その際、行政サービスの評価を、住民が理解しやすく行政コストとも対比可能な貨幣タームで明らかにすることは有用である⁽¹⁾。したがって、アンケートに基づいて価値評価を行うCVMは、合意形成を前提として住民参加型政策決定システムの確立のために、さらなる研究の進展が期待される。

注(1) 実際、市の担当者も CVM によるゴミ処理サービス評価について、以下のような意見を述べていた。

- ① 行政サービスの便益を客観的に評価し情報を市民に示すことで、市民にもコスト意識をもってもらえる。ゴミ行政において CVM のデータは政策のバックデータとして有効に利用できるものと思う。
- ② 行政の効率化が厳しく求められているおり、住民からの評価が金額で明確に示されるために、行政サービスが客観的に評価され、行政サービスの効率化を図る上で指標の一つとなりうる。
- ③ 市民と行政との間でサービスのあり方の議論をする際の出発点となる。今回のような評価は、ゴミ問題に止まらず、福祉、給食など他の市の行政サービス分野にも適用できると思う。
- ④ コンポスターなど、自家処理への補助額算定時に参考となる。

〔引 用 文 献〕

- 〔1〕 舟木賢徳・安田八十五「使い捨てレジ袋の有料化政策の評価」(『廃棄物学会論文誌別冊』第7巻第6号, 1996年), 320~329 ページ。
- 〔2〕 中嶋亮・寺脇拓「二段階二肢選択 CVM における最適な提示額設計」(『農業経済研究』第70巻第4号, 1990年), 193~205 ページ。
- 〔3〕 佐藤博樹・矢部光保・山村悦夫「家庭系一般廃棄物処理サービスの経済評価——2段階 DCCVM の北海道北見市への適用——」(『地域学研究』第28巻第1号, 1997年), 1~13 ページ。
- 〔4〕 新保輝幸「Cameron and Quiggin(1994)のモデルによる付け値方程式の推計と CVM の問題点の考察——Dichotomous Choice Question With Follow-up 方式からのデータの分析——」(『農業農村の農業外効果評価検討調査』農村環境整備センター, 1997年), 74~112 ページ。
- 〔5〕 寺脇拓「都市近郊農業の外部経済効果の計測——二段階二肢選択 CVM における WTP 分布のパラメトリック推定——」(『農業経済研究』第69巻第4号, 1998年), 201~212 ページ。
- 〔6〕 矢部光保「米国における CVM の制度的展開」(『農総研季報』No.39, 1998年), 107~126 ページ。

- [7] 矢部光保「CVM 評価額の政策的解釈と支払形態——農林業のもつ公益的機能評価への適応——」(鷺田・栗山・竹内編『環境評価ワークショップ』築地書館, 1999 年), 60~74 ページ。
- [8] 矢部光保・合田素行・吉田謙太郎「低投入型農業のための農家補償額の推計」(『農業経営研究』第33巻第3号, 1995 年), 25~34 ページ。
- [9] 矢部光保・ジョン C. バークストローム・ケビン J. ボイル「税再配分と特別税による CVM 評価額の比較——米国における地下水の保全価値への適用——」(『農業総合研究』第52巻第2号, 1998 年), 1~36 ページ。
- [10] 矢部光保・佐藤博樹・西澤栄一郎・合田素行「税払戻し方式による公共サービスの経済評価——提示額効果を考慮した CVM の廃棄物処理サービスへの適用——」(『地域農林経済学会報告論文集』第7号, 1999 年), 129~132 ページ。
- [11] 吉田謙太郎「CVM による中山間地域農業・農村の公益的機能評価」(『農業総合研究』第53巻第1号, 1999 年), 45~88 ページ。
- [12] 吉田謙太郎・千々松宏・出村克彦「丘陵地畑作農業の創り出す農村景観の経済的評価——二肢選択 CVM の適用——」(『農業経営研究』第34巻第1号, 1996 年), 33~41 ページ。
- [13] 吉田謙太郎・木下順子・合田素行「CVM による全国農林地の公益的機能評価」(『農業総合研究』第51巻第1号, 1997 年), 1~57 ページ。
- [14] 吉永健治・吉田謙太郎・矢部光保・高山昌照「CVM による農村アメニティ政策の便益評価——二段階二項選択法と支払いカード法の比較分析——」(『農業土木学論文集』)(投稿中)。
- [15] Alberini, A., "Optimal Designs for Discrete Choice Contingent Valuation Surveys: Single-Bound, Double-Bound and Bivariate Models," *Journal of Environmental Economics and Management*, 28, 1995, pp. 287-306.
- [16] Arrow, K., R. Solow, P. Portney, E. Learner, R. Rander, and H. Schuman, "Report of the NOAA panel on Contingent Valuation," *Federal Register*, 58(10), 1993, pp. 4601-4614.
- [17] Cameron, T. A. and J. Quiggin, "Estimation Using Contingent Valuation

- Data from a Dichotomous Choice with Follow-Up Questionnaire," *Journal of Environmental Economics and Management*, 27, 1994, pp. 218-234.
- [18] Carson, R.T. *et al.*, *Contingent Valuation Study of Lost Passive Use Values Resulting from the Exxon Valdez Oil Spill*, Natural Resource Damage Assessment, Inc., 1992.
- [19] Copper, J.C., "Optimal Bid Selection for Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys," *Journal of Environmental Economics and Management*, 28, 1993, pp. 25-39.
- [20] Freeman, III A. M., *The Measurement of Environmental and Resource Value: Theory and Methods*, Resource for the Future, Washington, D.C., 1992.
- [21] Johansson, P.-O., *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987 (嘉田良平監訳・P.O. ヨハンソン著『環境評価の経済学』多賀出版, 1994 年)。
- [22] Hanemann, M., J. Loomis, and B. Kanninen, "Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *American Journal of Agricultural Economics*, 73(4), 1991, pp. 1255-63.
- [23] Herriges, J. and J. Shogren, "Starting Point Bias in Dichotomous Choice Valuation with Follow-Up Question," *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, 1996, pp. 112-131.
- [24] Kanninen, B.J., "Optimal Experience Design for Double-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *Land Economics*, 69, 1993, pp. 138-146.
- [25] Krinsky, I. and A.L. Robb, "On Approximating the Statistical Properties of Elasticities", *The Review of Economic and Statistics*, 68, 1986, pp. 715-719.
- [26] Mitchell, R. C. and R.T. Carson, *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Resources for the Future, Washington,

D.C., 1989.

- [27] Roberts, R. K., P. V. Douglas, and W. M. Park, "Estimating External Costs of Municipal Landfill Siting Through Contingent Valuation Analysis : A Case Study," *Southern Journal of Agricultural Economics*, December, 1991, pp. 155-165.
- [28] Satoh, H and E. Yamamura, "A Basic Study of the Household Solid Waste Generation Mechanism : In Relation to the 32 Cities of Hokkaido", *Journal of Urban Studies*, 32, 1996, pp. 11-17.
- [29] Stone, C.J., *A Course in Probability and Statistics*, Duxbury Press, 1996.

補遺A :

附表 1 所得と「よくわからない」回答の理由別クロス集計

	200万円 未満	200万～ 399万円	400万～ 599万円	600万～ 799万円	800万円 以上	計
そもそもゴミ処理は 行政が責任を持って 行うべき	13(37.1)	27(46.6)	21(29.6)	17(29.3)	10(10)	88(34.1)
市のゴミ処理関係者の ため雇用不安	1(2.9)	2(3.4)	1(1.4)	1(1.7)	0(0)	5(1.9)
これだけの情報では 判断できない	16(45.7)	24(41.4)	36(50.7)	33(56.9)	19(52.8)	128(49.6)
別の方法を考える	5(14.3)	5(8.6)	9(12.7)	2(3.4)	6(16.7)	27(10.5)
その他	0(0)	0(0)	4(5.6)	5(8.6)	1(2.7)	10(3.9)
計	35(100)	58(100)	71(100)	58(100)	36(100)	258(100)

注. ()内の数字はパーセントを示す.

補遺B :

自家処理を仮定した場合の一般廃棄物の収集処理原価（平成7年度分試算）

1. 自家処理可能量の算出

○平成7ゴミ総収集量 (31,862 t)

混合ゴミ収集量(30,319 t)+粗大・その他ゴミ収集量(1,543 t)=31,862 t

○ゴミの組成比率（平成7年度3回実施した組成分析値の平均値）

- | | | |
|-------|--|--------|
| ・堆肥処理 | 厨芥類（生ゴミ） | 38.80% |
| ・焼却処理 | 紙類（再生できない分）（19.39 %），繊維類（2.57 %）
草木類（4.39 %），その他（1.81 %），小計：28.16 % | |

○最大自家処理可能率：堆肥率（38.80 %）+焼却率（28.16 %）=66.96 %

○最大自家処理可能量 (18,272 t)

$$\text{混合ゴミ収集量}(30,319 \text{ t}) \times \text{最大自家処理可能率}(0.6696) = 20,302 \text{ t}$$

自家処理後残渣量 (10 %) $20,302 \text{ t} \times 0.1 = 2,030 \text{ t}$

最大自家処理可能量 $20,302 \text{ t} - 2,030 \text{ t} = 18,272 \text{ t}$

○市の処理するゴミ量(13,590 t)

総ゴミ収集量(31,862 t)－最大自家処理可能量(18,272 t)＝13,590 t

と仮定する。上記の数字を基に、自家処理が行なわれた場合の市のゴミ収集割合を計算すると $13,590 \div 31,862 = 0.427$ となり、市のゴミ処理量は現在の 42.7 % になると試算できる。

2. 自家処理時のゴミ処理原価算出基礎

○收集車輛必要台數算出

平成7年度では市全体を2区域に分割して15台の収集車で週2回収集している。自家処理によってゴミ収集量は現行の42.7%に減少すると試算されたが、車検・故障整備時の予備車や積込時間・運搬時間を考慮するとその割合ほどには車輛は減少せず、週2回の場合11台が必要とされる。さらに、車輛の稼働率を上げて週1回の収集体制が可能となった場合6台となる。これより、現行の15台、週2回収集で11台、週1回収集で6台について、車輛台数で物件費・減価償却費・管理経費を按分し、収集車輛にかかわる経費を算出した。

○收集必要人数算出

同様に平成7年度の収集人員41人（内、運転手：12人、作業員：24人、予備人員：5人）が、自家処理時の週2回収集で31人（運転手：9人、作業員：

18人、予備人員：4人）、週1回収集で17人（運転手：5人、作業員：10人、予備人員：2人）になると試算できる。このとき、収集運搬人員41人に関わる経費を、週2回収集による31人と週1回収集による17人によって物件費・減価償却費・管理経費を按分して算出した。

○処理場での車輛必要台数と必要人員算出

同様に平成7年度の処理場車輛（搬送車、タイヤショベル、ダンプ、トーザーショベル）8台と人員（運転手、管理係）8人が、自家処理による週2回収集で6台と6人になり、週1回収集でも同数の車輛と人員が必要と算出できる。車輛台数と人員によって物件費・減価償却費・管理経費を按分して算出した。

3. 自家処理時の経費別原価計算

平成7年度の経常経費772,956(千円)は、手数料部門を除いた金額である。手数料部門は、し尿処理部門との分離が困難なことから、先の佐藤他〔3〕では経常経費には手数料部門を含めなかった。しかし、仮に、し尿処理経費とゴミ処理経費の比率で分離できると考えるなら、平成7年度の場合は以下のようになり、手数料部門を含めて経常経費を算出することができる。

○自家処理を想定しない場合（現状）のゴミ処理に関わる経常経費

ゴミ処理部門計(772,956千円)＋手数料部門(30,378千円)×ゴミ処理部門の手数料比率(0.8387)=798,434千円

○自家処理を想定した場合のゴミ処理に関わる経常経費

・週2回収集の場合：

ゴミ処理部門計(649,853千円)＋手数料部門(30,159千円)×ゴミ処理部門の手数料比率(0.8387)=675,147千円

・週1回収集の場合（付表2参照）：

ゴミ処理部門計(530,972千円)＋手数料部門(30,506千円)×ゴミ処理部門の手数料比率(0.8387)=556,557千円

以上から、週1回に収集回数を減らした場合、経常経費は対平成7年度実績との比較で、約241,984千円（手数料部門を含めない場合、31.31%減）、約

附表 2 平成7年度 自家処理時(週1回収集時)経費別原価計算書(し尿除く)

(単位:円)

区 分	ゴミ処理関係部門			手数料部門 ¹⁾	総 計
	収 集	処 理	合 計		
人 件 費	107,173,402	52,932,681	160,106,083	12,412,724	172,518,807
物 件 費	11,170,020	69,107,997	80,278,017	1,163,349	81,441,366
減 価 償 却 費	8,832,711	94,732,720	103,565,431	—	103,565,431
起 債 償 還 利 子	—	—	—	—	0
計(直接原価)	127,176,133	216,773,398	343,949,531	13,576,073	357,525,604
管理経費配賦額	102,868,990	84,153,235	187,022,225	16,930,239	203,952,464
合 計(総原価)	230,045,123	300,926,633	530,971,756	30,506,312	561,478,068

注. 1) 手数料部門はし尿処理部門を含んだ値。

241,877 千円(手数料部門を含めた場合, 30.29 %減)の節約となる。

〔付 記〕

本調査にあたり多大なご協力をいただいた北見市役所の方々, 推進会議において有益なコメントをいただいた京都大学農学部浅野耕太助手, 素稿に目を通し貴重な示唆をいただいた農業総合研究所の両角和夫農業構造部長(現東北大学農学部教授), 梶川千賀子主任研究官(現研究情報開発科長), 本間孝弥研究員, 特に出張先のアフリカから数多くの重要なコメントをいただいた櫻井武司主任研究官(現国際農林水産研究センター)には, 記して謝意を表したい。

〔要 旨〕

提示額バイアスを除去した CVM による公共サービスの経済評価

——家庭系一般廃棄物処理事業への適用——

矢部光保, 佐藤博樹, 西澤栄一郎, 合田素行

コンティンジェント評価法 (CVM) では、環境保全のために追加的に支払ってもよいと考える金額を質問することが多い。ただし、農業の公益的機能創出に関わる農業政策のように、既に税金が支出されている場合、追加的負担を質問すれば消費者にとって二重の負担となる。そのため、ある公共サービスの税負担を消費者が既に行っている場合、公共サービスの削減に見合った減税後に支払意志額 (WTP) を表明してもらう評価方式を考案し、この方式を税払戻し方式と呼ぶことにする。

税払戻し方式は、各種の公共サービス評価に適用可能と考えられるが、理論研究・実証研究とも殆ど行われていない。そこで、本稿では、この問題を理論的に検討するとともに、公共サービスの一つとして、北海道北見市における家庭系一般廃棄物処理事業の経済評価を取り上げ、以下のように2段階2肢選択 CVM において提示額バイアスを除去した推定方法とあわせて検討した。

第1に、第1提示額と第2提示額における回答の一貫性を識別する判別式を導出した。これにより、従来の定量的分析では第1回答全体と第2回答全体との差異しか比較できなかったものが、各提示額ごとに回答の一貫性が識別可能になった。また、これを実証分析にも適用した結果、本調査事例では、高提示額で一貫性のない回答が多いことが明らかになった。

第2に、第1、第2回答に一貫性があるとしても、回答が提示額の影響を受けている可能性がある。そこで、誤差項から提示額バイアスを分離するモデルを開発した。その結果、推定された WTP は有意水準 1% で提示額から正の影響を受けていることが明らかになった。また、提示額バイアスを除去した場合、本稿のモデルでは中央値と平均値の差異は最大で 97% 縮小した。

第3に、WTP の平均値は1世帯当年間 47,184 円であり、これにサンプル利用率 0.466 の北見市の世帯数 43,315 を乗じて年間便益を推定すると 9.51 億円となる。他方、固定費を除く年間家庭ゴミ処理費用は約 2.4 億円であるから、同市は埋立処分によって安価なサービスを提供しているといえよう。なお、同市は償還利子を含め総額 94.2 億円の新ゴミ焼却施設の建設を進めているが、9.51 億円の 20 年間の現在価値は利子率 4% で割引くと約 131.6 億円になるから、その計画は経済的側面に関する限り住民の合意が得られる計画といえよう。