

船舶事故流出油対策を事例とした CVM のサンプリング誤差の推定

The Estimate of Sampling Error in the Contingent Valuation Method Applied to Countermeasures for Oil Spills Caused by Ship Accidents

鈴木武*
Takeshi SUZUKI*

ABSTRACT: At present, a Cost Benefit Analysis (CBA) approach is required to enhance the efficiency of governmental activities. One of the important issues in CBA is how to estimate the value of environmental goods not having its trading market. The typical method generally approved for estimating market-less environmental goods, is the Contingent Valuation Method (CVM). CVM has many kinds of bias; therefore, improving the reliability of CVM is important. Therefore, I have set a clarifying scale of Sampling Error in CVM as the objective of this study. In this study, CVM was applied to valuing the Willingness to Pay (WTP) for protecting the coastal environment from oil spills caused by ship accidents. Assuming the case where the demand curve is the same as the curve estimated by a circulated questionnaire, I formulated the functional equation between sample size and rate of sampling error in this case by Monte Carlo Simulation. The functional equation was verified through comparison to the result of partial sampling simulation.

KEYWORDS: Contingent Valuation Method (CVM), Sampling Error, Coastal Environment, Oil spill, Ship Accident

1. はじめに

我が国においては、政府の財政悪化や政府への国民不信の高まりなどを背景に政府活動の効率化が強く求められ、公共事業においても適切な投資効果分析を行うことが求められている¹⁾。こうした要請に応え、費用便益分析の枠組みが徐々に整えられつつあるが、市場・代替市場が存在しない環境財の価値をどのように評価するかは重要な課題の一つとなっている。

市場・代替市場が存在しない環境財の価値を推定する方法として、近年、CVM (Contingent Valuation Method) が注目されている。この方法は、環境状態の変化を仮定し、それに対する人々の選好をアンケートまたはインタビューによって調べ、統計的に処理する方法で、かなり広範な対象を評価することができるとされている。CVM について NOAA パネルは信頼性を得るためのガイドライン²⁾を示し、このガイドラインを満たすならば環境破壊の損害賠償の裁判の出発点を提供できるだけの信頼性を持つとしている³⁾。他方で、スコープ無反応性などのように、架空の環境状態の変化を基にアンケートやインタビューによって人々の選好を調べることによる数々の誤差・偏差の存在への対応も、課題として残されている^{4), 5), 3)}。

そこで、本研究では、CVM の実施面から信頼性の向上を図る試みの一つとして、船舶事故による流出油被害に対する CVM の適用を事例として、CVM におけるサンプル数と推定結果の信頼区間の関係式を実験的に求めようとするものである。

2. アンケート調査の概要

2.1 対象地域

* 運輸省港湾技術研究所

* Port and Harbour Research Institute, Ministry of Transport

回答パターンは、地域的な要因で変化する可能性があるため、①沿岸部か内陸部か、②近年の流出油被害の大小、③大都市圏か地方圏か、を考慮指標として福井県三国町、新潟県新潟市、神奈川県横須賀市、長野県長野市の4地域を対象地域に選定した。(表-1参照)

2.2 サンプル数

サンプル集団は、性別及び年齢が均等に分布するように地区ごとに層化無作為抽出とした。アンケートの各設問の選択率が、各地区ごとに信頼度 95%で構成比の信頼区間が±10%となることを目標に、自由度∞のt分布から必要サンプル数を 100 と設定した⁹⁾。これを基に、回収率を 30%程度と見込み、送付サンプル数を各地区ごとに 300 と設定した。

2.3 支払意思額の質問方法

(1) 質問項目

船舶事故による油流出から我が国海岸の環境を守るために、許容することのできる税金の増加額を質問した。

(2) 質問金額

質問はバイアスが少なくなるとされるレファレンダム方式を採用するとともに、取得データ数を多くして精度を上げるため、ダブルバウンド方式の質問とした。また、質問金額は、事前に簡単な予備調査を行って表-2のとおり設定した。

(3) 説明と質問の内容

「流出油対策実施による税金の増加額」について、NOAA ガイドラインおよびいくつかの事例³⁾を参考に、表-3のとおりの内容の説明と質問を行った。NOAA ガイドラインにおいては、バイアスを少なくするために、評価対象を具体的な個別事象とすること、および、具体的な対策を示すことが必要と指摘されている。しかし、今回は、日本の海岸環境を船舶事故による流出油から守るための短期長期に渡る総合的な対策の評価のための参考情報が得られることを期待しているため、敢えて具体的な事故・事象および対策を明示しなかった。また、全国にわたる総合的継続的対策を質問対象と考えているため、一時的な費用負担形式を想定することは現実味がないと考え、年間当たりの税金増加の許容額を質問することにした。

表-1 対象地域の特性

	沿岸部/ 内陸部	近年の流出油 被害の大小	大都市圏/ 地方圏
福井県三国町	沿岸部	被害大	地方圏
新潟県新潟市	沿岸部	被害小	地方圏
神奈川県横須賀市	沿岸部	被害小	大都市圏
長野県長野市	内陸部	—	地方圏

表-2 質問金額 (1家庭当たり)

開始質問金額	追加質問 金額 (Low Case)	追加質問 金額 (High Case)
300 円	100 円	1,000 円
600 円	200 円	2,000 円
1,000 円	300 円	3,000 円
2,000 円	600 円	6,000 円
3,000 円	1,000 円	10,000 円
6,000 円	2,000 円	20,000 円
10,000 円	3,000 円	30,000 円

表-3 流出油対策実施による税金の増加に対する説明と質問

【説明】 日本の周辺海域は多くのタンカーが行き交っています。1996年には、海外から日本にくる石油は年間4億トン（1万トンタンカーで4万隻分）、国内を移動する石油は年間2億トン（5,000トンタンカーで4万隻分）あり、この他に日本の近海を通して外国と外国の間を行き来するタンカーもかなりあります。 また、1971年以降日本の周辺海域では、大きな油流出事故は9回ほど起こっています。多くの人々の油除去の努力もあってか、これらの事故においては、「海岸や海の生物・渡り鳥が再生できないほどの影響を受けたり、きれいな海岸が失われたという報告」は、これまでにありません。ただし、エクソン・バルディーズ号事故（アラスカ）などのように、海外では自然環境に影響が出たこともあります。また、油に含まれる多数の化学成分が生物にどのような影響をもたらすのか、まだ完全にはわかっていません。 油が流れ出すような事故を起こさないようにすることや、流れ出た油の回収費用や油による被害を補償することは、船会社や石油会社などの油の輸送に責任を持つ会社の責任ですが、油流出事故やその被害を完全になくすこと、流れ出た油の被害を完全に補償することは困難です。 【質問】 このため、船舶事故で流れ出た油から日本の海岸や海を守るために、あなたの家庭の税金が年間〇〇〇〇円上昇するとしたら、あなたは賛成しますか。（選択肢：賛成／反対／答えられない） 【追加質問】 では、あなたの家庭の税金が年間〇〇〇〇円上昇するとしたら、あなたは賛成しますか。（選択肢：賛成／反対）

2.4 アンケートの発送と回収

アンケートは、平成 10 年 10 月 30 日を回答期限として、1,200 通発送し、351 通の回答を得た。この結果、回収率は 29%となった。また、この回答者に対して追加アンケートを実施しているが、本論文ではデータを使用しないため、その説明は省略する。

3. 支払い意思額の推定

アンケートの結果をもとに「船舶事故による流出油から海岸環境を守ることにに対する支払意思額」を推定する。

支払いに対する承認率の分布曲線は、広く用いられている間接効用関数を対数線形型としたロジットモデルを用い、最尤推定法によってパラメータを同定する⁸⁾。仮定した提示額に対する支払承認率の分布関数は次のとおりである。

$$P(OC) = 1 / \{1 + \exp(-\theta_0 + \theta_1 \cdot \ln OC)\}$$
 (1)

ここで、OC：提示した税金の増加額、P(OC)：提示額 OC の場合の支払承認率、 θ_0 、 θ_1 ：推定パラメータである。また、質問金額に対する回答者の賛成／反対はある数居値を境に分かれると仮定し、開始質問で賛成と答えたサンプルの Low Case の追加質問金額は賛成と答えたと思なし、逆に、開始質問で反対と答えたサンプルの High Case の追加質問金額は反対と答えたと思なす。これにより、1 サンプルにつき 3 回の回答が得られたとして、データセットを作成し、シングルバウンドの場合と同じ方法でデータを処理する。

この推定結果は図-1 のとおりとなり、承認率が 50% となる支払意思額（支払意思額中央値）は 2,200 円／家庭となった。なお、この場合の推定パラメータの推定値、t 値および対数尤度を表-4 に示す。また、推定の際に用いた対数尤度関数 L は、

$$L = \sum_i [\delta \cdot \ln P_i + (1 - \delta) \cdot \ln(1 - P_i)]$$
 (2)

である。ここで、 δ は回答 i が賛成のときに 1、反対のときに 0 となるダミー変数、 P_i は確率分布式から計算される支払承認率である。

地域別に提示額－承認率曲線を作成すると、中央値付近では各地域毎に差があまりない（図-2 参照）ため、全国の家がこの 4 地域のいずれかの類型に該当すると仮定すれば、全国の家庭の支払意思額をこのサンプル家庭の支払意思額の中央値で代表させることができる。更に、「答えられない」の回答を「支払意思額が 0 円／家庭である」と仮定すれば、全国の支払意思の総額は次式で算出することができる。

$$WTP_{total} = WTP_{sample} \times N_{households} \times R_{wtp}$$
 (3)

ここで、 WTP_{total} ：支払意思の全国総額、 WTP_{sample} ：アンケートで得られた支払意思額中央値、 $N_{households}$ ：全国の世帯数、 R_{wtp} ：有効回答の割合（表-5 参照）、である。

この計算をするために必要となる全国の世帯数は、平成 9 年 3 月 31 日時点の住民基本台帳で 45,498,173 世帯であり、アンケートにおける支払

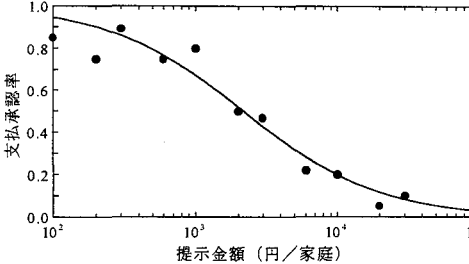


図-1 流出油から海岸を守る支払意思額

表-4 パラメータの推定結果

推定パラメータ	推定値	t 値
θ_0	7.071	11.858
θ_1	0.919	11.868

対数尤度 = -381.635

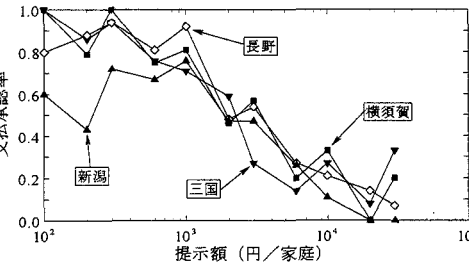


図-2 地域別提示額－支払承認率曲線

表-5 回答の内訳

	回答数の構成比
有効回答	66.5%
抵抗回答	7.4%
答えられない	26.1%
合計	100.0%

注) 抵抗回答とは、開始質問に反対と回答し、自由回答欄に「このような質問自体が不適切」と記載してあった回答である。

意思が0ではない回答の割合は、67%である。これらを用いて計算した結果、支払意思の総額は670億円／年となった。

4. サンプル数に対する支払意思額中央値の信頼区間の分析

CVM においては様々な誤差・偏向が存在する。それらは、①サンプリング誤差、②母集団推定誤差、③計測誤差、④無意識の回答偏向、⑤意図的な回答偏向等であると考えられている^{4), 3)}。CVM を用いる場合は、これら全ての要因について極力影響がでないように細心の注意を払って調査を設計・実施するとともに、調査結果についてその信頼性の確認をしなければならない。それぞれの要因について十分な研究が必要であるが、ここでは、調査費用の大小に大きな影響をもつサンプリング誤差の分析・推定を行う。

サンプリングの問題は、大きく①サンプル集団の属性分布の問題と②サンプル数の問題からなる。この各要因について順次考察することにする。

4.1 サンプル集団の属性管理についての考察

サンプリング誤差を小さく抑えるためには、サンプル集団の属性分布と母集団の属性分布の相似を確保しなければならない。母集団の属性の種類はきわめて多いため、調査結果に影響を持つ属性を何らかの方法で抽出し、抽出された属性についてサンプル集団と母集団の相似をとることになる。今回実施したアンケート結果をもとに分析した範囲では、一人あたり所得、年齢、職種といった属性が異なれば、支払意思額中央値付近における提示額に対する承認率の関係が、概ね10%以下の有意水準で異なることが確認された。例えば、これらの属性だけを対象に、母集団とサンプル集団の相似を確保しようとしても、実際にこれを実現することは次の理由から容易ではない。

第一に、母集団リストとして用いることができる情報は電話帳や住民票であるが、それら情報には所得、年齢、職種などが含まれていない。このため、アンケート対象者リストの段階で、必要な属性をコントロールした対象者リストを作成することができない。

第二に、回答率が属性ごとに一律ではないため、アンケート対象者リストを精緻に作成しても、集まる回答データの属性分布は必ずしも想定した属性構成とはならない。

第三に、どのような属性に対して、母集団とサンプル集団の相似を確保すべきか、評価の対象となる環境財ごとに異なる可能性がある。この場合、サンプル集団の属性分布をコントロールすることは困難である。

第四に、前述の問題を克服するために、アンケートをかなり多めに行って回答データを集め、必要な属性が一定の分布になるように回答データを間引く方法が考えられる。しかし、この方法も、調査費用が著しく大きくなるため、実用にはかなり問題がある。また、この方法を採用場合は、母集団の属性分布がわかっている限り、一人あたりの所得や職種などは必ずしも十分な精度の統計があるとは限らない。この意味でもこのような方法を採用することは容易ではない。

最後に、サンプル集団の属性のコントロールが十分でないとしても、間接効用関数に説明変数として適切な属性変数を組み込み、全てのパラメータを適切に推定することができれば、これらの問題はある程度克服することができる。ただし、この方法も母集団の属性分布が分かっていることが前提である。

このため、簡便な調査においては、サンプル集団の属性はコントロールせず無作為抽出とすることが、現実的ではないかと思われる。

4.2 サンプル数についての考察

サンプルデータから母集団推計する場合、確率的な誤差が生じる。このような誤差の大きさを評価するために、様々な検定方法が確立しており、通常、それらの方法が用いられる。検定として重要な中央値の信頼区間の推定は、Taylor 展開による近似式やモンテカルロ・シミュレーションなどによって計算される^{9), 10), 11)}。本研究では、モンテカルロ・シミュレーションを用い、今回のアンケート結果を対象に、支払意思額中央値の信頼区間の推定を試みる。

(1) 必要サンプル数の推定

アンケートの結果から推定された提示額－承認率分布が母集団の真の承認率分布である場合を考え、サンプル数 N を様々に変化させて、各場合のサンプリング誤差を推定する。

1) データセットの作成

サンプルデータを作成するために仮定した母集団の提示額－承認率分布は、アンケート結果から推定した Logistic 分布とし、

$$P_{popul}(OC) = 1 / \{1 + \exp(-4.59625 + 0.900620 \times OC^{0.208344})\}$$
 (4)

とした。ここで OC : 提示額, $P_{popul}(OC)$: 母集団の承認率である。

総サンプル数 N を表－6 サンプル配分率で提示額別のサンプル数 $N(OC)$ に配分し、各提示額別のサンプル数 $N(OC)$ を $P_{beta}(OC)$ の比率で賛成データと反対データに分ける。 $P_{popul}(OC)$ の承認率を持つ母集団から $N(OC)$ 個のサンプルをとった場合、サンプル集団の承認率 $P_{beta}(OC)$ の確率分布は二項分布となる。しかし、二項分布は離散分布で数値処理にあまり適していないので、二項分布の連続分布型である Beta 分布を用いる。使用した Beta 分布は、

$$f(P_{beta}(OC)) = B(P_{popul}(OC) \cdot N(OC), (1 - P_{popul}(OC)) \cdot N(OC))$$
 (5)

である。ここで、 $f(P_{beta}(OC))$: $P_{beta}(OC)$ の発生確率分布である。

この確率分布に従って各提示額の $P_{beta}(OC)$ を発生させ、各 $N(OC)$ を賛成データと反対データに分けてデータを作成し、全体で N 個のデータセットを作成する。これを 1,000 回繰り返し、1,000 組のデータセットを作成した。

2) 支払意思額中央値の相対信頼区間の推定方法

各データセットに対し、式(1)の提示額－承認率分布を仮定し、推定パラメータを最尤推定法で推定する。推定されたパラメータから支払意思額中央値を求める作業を、全てのデータセットについて行い、得られた 1,000 個の支払意思額中央値が正規分布に従うと仮定し、信頼度 95%, 90%, 70% の相対信頼区間（両側）をもとめる。

このような作業を、サンプル配分率 a のケースで、サンプル数 N が 50, 100, 150, 300, 600, 900, 1,500, 3,000 について、サンプル配分率 b のケースで、サンプル数 N が 100, 150, 300, 900, 1,500, 3,000 について繰り返し行った。

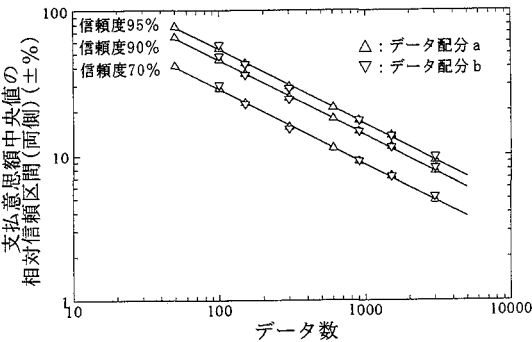
3) 推定結果

この結果、サンプル数と支払意思額中央値の相対信頼区間（両側）の log - log プロットは図－3 のとおりとなった。そして、その 1,000 回のモンテカルロ・シミュレーションの場合、 χ^2 分布を仮定して信頼度 95% の支払意思額中央値の標準偏差の相対信頼区間（両側）を推定すると $\pm 5\%$ であった。これは、「支払意思額中央値の相対信頼区間（両側）」の相対信頼区間（両側）は $\pm 5\%$ であることを意味する。

計算結果のプロットはほぼ直線となっている。そこで、サンプル配分率 a のケースで最小二乗法により回帰式を求めると、

表－6 提示額別サンプル数

提示額	サンプル配分率a	サンプル配分率b
100円	4%	8%
200円	7%	—
300円	11%	17%
600円	11%	—
1000円	11%	25%
2000円	11%	—
3000円	11%	25%
6000円	11%	—
10000円	11%	17%
20000円	7%	—
30000円	4%	8%
合計	100%	100%



図－3 支払意思額中央値のサンプリング誤差

信頼度 95%で $ER = 574.539 \cdot N_{sample}^{-0.515769}$ (6)

信頼度 90%で $ER = 482.169 \cdot N_{sample}^{-0.515769}$ (7)

信頼度 70%で $ER = 303.818 \cdot N_{sample}^{-0.515769}$ (8)

となった．ここで、 ER ：支払意思額中央値の相対信頼区間（両側）（±％）， N_{sample} ：サンプル数である．推定された各関係式の相関係数は-0.9998 である．また、信頼度を R_{rely} とし、 $\Phi^{-1}(x)$ を標準正規確率累積関数の逆関数とすると、式(6)から式(8)は、

$ER = 293.138 \cdot \Phi^{-1}(0.5 + R_{rely} / 2) \cdot N_{sample}^{-0.515769}$ (9)

と表すことができる．

この関係式を用いれば、得ようとする支払意思額中央値の必要な信頼度、信頼区間を決定すれば、そのために必要なサンプル数を推測することができる．

(2) 部分サンプリングとの比較

このシミュレーションの結果がどれほど現実を正しく表現しているかを確認するため、今回得られた全有効データ（データ数 699）を母集団として、その中からサンプルを単純無作為抽出で N_{sample} 個抽出する部分サンプリングを行い、その部分サンプルをもとにパラメータを推定するシミュレーションを 1,000 回繰り返すモンテカルロ・シミュレーションを行う．この結果と承認率分布を想定した場合との差異を比較する．

部分サンプリング・シミュレーションでは、式(1)の提示額－承認率分布を仮定し、パラメータを推定した．また、部分サンプル数 50, 100, 200, 300, 400, 600 のそれぞれについてシミュレーションを行った．この結果を log－log プロットで示すと、図－4 のとおりとなる．

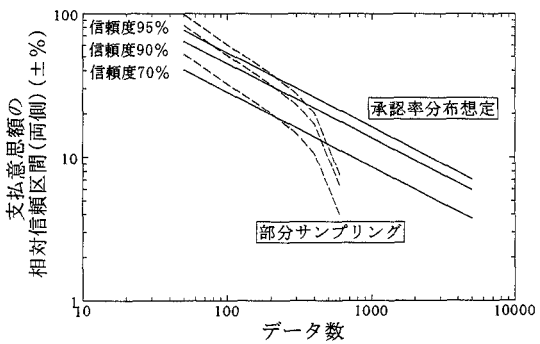
部分サンプリングの場合と承認率分布を想定した場合（式(6)～(8)）を比較すると、部分サンプル数が 100 から 400 のあたりでは、承認率分布を想定した場合の結果と概ね一致する．しかし、部分サンプル数が総有効データ数 699 に近づく場合、あるいは、部分サンプル数が小さい場合は、承認率分布を想定した場合との乖離が大きくなっている．

部分サンプリングは、各提示額グループごとにみれば、 N 個の賛成データと M 個の反対データがある中から、 k 個の部分サンプルを抽出する行為であるので、その中に n 個の賛成がある確率は、超幾何分布となる．

超幾何分布は、 N と M が n に対して十分に大きくなると、二項分布に近づき、同時にその分散も二項分布の分散に近づくことがわかっている¹²⁾．従って、部分サンプル数が大きくない場合は、各提示額ごとの承認率の分散は、承認率分布を想定したケースと部分サンプリングのケースとで理論上一致することになる．

また、部分サンプリングのケースでは、部分サンプル数が小さくなると、提示額グループごとの割り当てサンプル数のばらつきが大きくなり、提示額グループごとに母集団が持っている承認率分布の誤差の影響が大きくなる．実際、シミュレーションの結果では、サンプル数が小さい領域では、部分サンプリングのケースが承認率分布を想定したケースよりも支払意思額中央値の信頼区間が広がっている．

以上を勘案すると、承認率分布を想定してモンテカルロ・シミュレーションを行って求めたサンプル数と相対誤差の関係式は、今回の事例においては実際の状況を概ね正しく表現していると判断することができる．全てのケースについてこの関係式が成立するわけではないが、本シミュレーションで仮定したような分布形



図－4 承認率分布想定と部分サンプリングの比較

の提示額－承認率分布を持つ母集団において、本アンケートのようなパターンで中央値付近を中心に支払額を設定し、質問をする CVM を用いる場合は、今回実施したシミュレーションの諸条件との相似性が得られる可能性がある。このような場合は、この関係式が成立することになる。

(3) 実務におけるアンケート数の設定

今回実施したアンケートで得られた総有効データ数は 699 である。これをもとに、式(6)～(8)を用いて信頼度 95%, 90%, 70%の支払意思額中央値の両側信頼区間を求めると、それぞれ $\pm 20\%$ 、 $\pm 16\%$ 、 $\pm 10\%$ となる。実務で用いる小型のアンケート調査としては、この信頼区間の幅は比較的小さいものである。しかし、アンケートの経費を低減するためにアンケート数を小さくして行けば、信頼区間の幅は急速に拡大する。このため、実務でアンケートを用いる場合は、アンケートの精度と経費の間で適切なバランスを取ることが不可欠になる。それを効率的に達成しようとするれば、サンプル数と求めようとする値の信頼区間の関係について、事前情報が与えられていることは極めて有益である。

5. おわりに

本研究においては、船舶事故による油流出から海岸環境を守るための費用負担について、CVM を用いて支払意思額の推定を行い、その結果得られる情報を CVM のサンプリング誤差の推定・分析に供した。アンケート結果から求められたものと同じ提示額－承認率分布型を持つ母集団を仮定し、モンテカルロ法を用い、サンプル数と支払意思額中央値の相対信頼区間（両側）の関係を式(6)～(9)のとおり求めた。そして、求めた式を部分サンプリングによるシミュレーション結果と比較し、求めた関係式が概ね妥当であることを確認した。

これら関係式は、従来は設計者によって経験的に設定されていた CVM の必要サンプル数について、推定しようとする支払意思額中央値に対して信頼区間と信頼度を設定すれば、参考値を予め与えることができる。このため、サンプリング設計の合理化に役立つものと考えられる。ただし、この関係式はあくまでも今回実施・仮定した条件での必要サンプル数についての情報であるので、サンプリングの設計にあたっては、得られた参考値の適切な修正やこれ以外の要因について十分に注意を払う必要がある。今回の成果が CVM の実用性向上の一助になればと考える。

-
- 1) 森杉壽久：公共プロジェクト評価の意義と可能性，土木学会誌 vol.84，土木学会，1999 年 2 月，pp.21～24.
 - 2) Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation, Vol.58, No10, Jan 1999, p4601 (Proposed Rule)
 - 3) 栗山浩一：公共事業と環境の価値（CVM ガイドブック），築地書館，1997 年 11 月，174p.
 - 4) 竹内憲司：CVM は使えるか？，公共選択の研究第 27 号，Public Choice Studies 編集委員会・現代経済研究センター編，勁草書房，1996 年 6 月，pp.55～66.
 - 5) 岡敏広：厚生経済学と環境政策，岩波書店，1997 年 4 月，pp.177～179
 - 6) 杉山明子：社会調査の基本，朝倉書店，1988 年 6 月，pp.34～36
 - 7) KAWABE, M., and T. OKA: Benefit from Improvement of Organic Contamination of Tokyo Bay, Marine Pollution Bulletin, Vol. 32, No. 11, 1996, pp.788～793
 - 8) 森杉壽久：非集計行動モデルの推定と検定，非集計行動モデルの理論と実際，土木学会土木計画学研究委員会編，土木学会，1995 年 5 月，pp.33～62
 - 9) 桐越信・塚本直幸：シミュレーションモデルによる非集計ロジットモデルの誤差分析，土木計画学研究発表会講演集，No.5, 1983 年，pp.450～461.
 - 10) 森地茂・屋井鉄雄：非日常的交通への非集計行動モデルと選択肢別標本抽出法の適用性，土木学会論文集報告集，No.343, 1984 年，pp.161～170.
 - 11) Hanemann W. M. and B. Kinninen : The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data, Working Paper No. 798, University of California Berkeley, 1996, 123p.
 - 12) 鈴木義一郎：統計解析法の原理，朝倉書店，1988 年 4 月，pp.88～90.