二段階二肢CVMにおける選択回答の変化

—農業農村整備事業を事例として—

The Change of Responses in Double-bounded CVM

—A Study Case of Improvement Project of Agriculture
and Agricultural Village—

浅野 耕太*・大石 卓史**・児玉 剛史***

Kota ASANO, Takafumi OISHI and Yoshifumi KODAMA

I はじめに

近年、公共事業に対する国民の関心が高まりつつある中、公共事業の適切な評価を行うことが以前にも増して求められてきている。農業関連公共事業の評価を行う際においても、その実施費用だけでなく、事業実施により維持・発揮される効果あるいはその便益を特定化し、評価を行う必要がある。しかしながら、農業関連公共事業を実施することで維持・発揮される効果には、農業生産性の向上に直接関連する効果だけでなく、農業・農村の有する多面的な機能を維持・発揮する効果など、広範な効果が存在していることが知られている。特に、多面的機能についてはその効果の受益形態が非排他性・非競合性という公共財の特性を持ちやすいため、市場を通じて価格の形成を行うことが困難な場合が多いことは近年よく指摘されているところである。

この多面的機能の評価には、環境便益の評価手法であるCVM (Contingent Valuation Method) を用いることができる。CVMに関しては、現在では、様々な評価対象に対して多くの研究実績が蓄積され、評価手法に関しても多くの改良が行われてきている。

一般にCVMは質問形式により分析の進め方が

異なることから、質問形式によって分類されることが多い。その中でも、二段階二肢方式^{注1)}は現在CVM調査に最も多く用いられている質問方式である。この二段階二肢方式は、二肢選択形式の質問を二回繰り返すことで支払意思額（以下、WTP (Willingness to Pay)）に関する情報量を増加させ、通常の一肢方式と比較してWTP推定における効率性を向上させる方式として推奨されているものである。しかしながら、これまでAlberini *et al.*²⁾、児玉¹⁶⁾、新保²⁴⁾等がパラメトリックなモデルによる考察から指摘したように、二段階二肢方式は回答者に対し二度の質問を続けて行うため、回答者が行った1段階目の選択回答から導出されるWTP分布と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布が同一の分布に従わない可能性があり、導出されるWTPの代表値の解釈には注意が必要である^{注2)}。もしも1段階目と2段階目のWTP分布の間に非一貫性が存在しているとすれば、このようにWTP表明に変化が生じているデータに対して、同一分布を想定した推定法を用いることには問題があると思われる。

このように、Alberini *et al.*²⁾、児玉¹⁶⁾、新保²⁴⁾等の研究成果は二段階二肢方式の利用に際して注意を促すという点で貢献大であるといえるが、その検討手段としてパラメトリックなモデルを用いているために、WTPの分布型が正しく特定化

* 京都大学大学院地球環境学堂 Graduate School of Global Environmental Studies, Kyoto University

** UFJ 総合研究所 UFJ Institute Ltd.

*** 宇都宮大学農学部 Faculty of Agriculture, Utsunomiya University

Key Words : 1) CVM, 2) 二段階二肢方式, 3) ノンパラメトリック検定, 4) ブートストラップ法

されない危険性が常に存在することになる。

そこで、本稿ではノンパラメトリックな仮説検定^{注3)}を用いて二段階二肢CVMにおける選択回答の変化の識別に取り組む。具体的には、農業農村整備事業^{注4)}により維持・発揮される多面的機能を事例として、選択回答の変化の有無、すなわち1段階目の選択回答から導出されるWTP分布と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間に非一致性が存在するかどうかの検定を行う。

本稿の構成は以下の通りである。まずⅡにおいて、今回行ったCV調査について述べる。さらに農業農村整備事業により維持・発揮される多面的機能に対するWTPの推定を行う。Ⅲでは、1段階目と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間に非一致性が存在するかどうかを、ノンパラメトリック仮説検定を用いて検討する。ここでは、Gehan¹⁰⁾により考案され、Mantel¹⁹⁾により導出法が改良された検定統計量を基礎に、ブートス

トラップ法による新たな検定手法を提案する。また、二段階二肢CVMにおいて非一致性が生じる場合における対処法についても併せて検討する。最後にⅣにおいて、残された課題について述べる。

Ⅱ 農業農村整備事業により維持・発揮される多面的機能に対する支払意志額の推定

1 CV調査の概要

農業農村整備事業により維持・発揮される多面的機能に関するCV調査^{注5)}は、全国5地域16市町を対象として実施された^{注6)}。土地利用形態等の指標を用いて7つの類型に分類が行われた調査地域におけるアンケート調査表の配布及び回収状況を表1に示す。これによると、アンケートの配布・回収を郵送で行ったため、各類型のアンケート回収率はおよそ15～25%に、全体では20%とやや低い割合となっている。また、評価対象となる

多面的機能としては表2に示すように計13の多面的機能を想定し、農業農村整備事業の実施により維持・発揮される多面的機能を全体的に判断してその効果が正であると判断した回答者^{注7)}に対して、図1に示すような二段階二肢方式によりWTPを尋ねる質問を行った^{注8)}。また、調査において用いた1段階目及び2段階目の提示額は表3のように設定した。

次に、表4に、多面的機能を全体的に判断して正であると判断した回答者数（以後、データ数とする）、辞書式選好者数、抵抗回答者数、WTPの推定及びWTP分布間の非一致性に関するノンパラメトリック仮説検定を行う際に用いる標本数、標本選択割合を示

表1 調査地域類型区分及び調査表回収状況
Table1 Classification of survey area and collection of questionnaires

類型	該当地域	調査表 配布数：1	調査表 回収部数：2	調査表 回収率：2÷1
I	名古屋市（愛知県）	1,998	307	15.4%
Ⅱ	大垣市（岐阜県）	1,998	513	25.7%
Ⅲ	米沢市・高畠町・川西町（山形県）	3,718	683	18.4%
Ⅳ	海津町（岐阜県）	1,998	426	21.3%
V	有田市・下津町（和歌山県）・南陽市（山形県）	3,260	566	17.4%
Ⅵ	阿武町・田万川町・須佐町（山口県）	1,998	455	22.8%
Ⅶ	高千穂町・五ヶ瀬町（宮崎県）・高森町・蘇陽町（熊本県）	1,998	436	21.8%
計		16,968	3,386	20.0%

注：類型は農村環境整備センター¹⁸⁾p.55の表7に従っている。

表2 農業農村整備事業により維持・発揮される多面的機能
Table2 Multifunctionality sustained and produced by Improvement Project of Agriculture and Agricultural Village

番号	機能の区分	機能の名称
1	食料の安全保障	食料供給の不安を減少させる機能
2	農村社会の維持	農村のコミュニティーを維持する機能
3	国土・環境保全	農道や集落排水事業等により農村地域の生活環境を改善する機能
4	（地域の生活改善）	農業用水を地域の防火用水や各種の用水として利用できる機能
5	（生態系保存）	ため池、農業用水路、水田により動植物の生息環境が保全される機能
6	（国土保全）	ダムや水田等が雨水を貯留し、用排水路の整備が進み、地域や下流部の洪水被害を軽減させる機能
7		水田等への農業用水を確保することにより、地下水や河川水などへ水を供給する機能
8		農用地の適正な管理により土砂の流出を防ぐ機能
9		水田や作物などの存在により地域の気温を安定させる機能
10	景観保全	農村の美しい田園景観を維持し、保全する機能
11	保健・休養	農業ダム、水路も含めた農村の田園風景が保健休養の場を提供する機能
12	児童教育	農業ダム、水路の開削の歴史や農村・農業体験などを通じ子供達への情操教育の場を提供する機能
13	農村伝統文化の継承	農村の伝統や文化を継承する機能

図1 CV調査で用いた質問形式
Fig.1 Question format used in this CV survey

表3 本CV調査における募金提示額(単位:円)
Table3 The amount presented in 1st and 2nd bid in this CV survey (monetary unit: yen)

	1段階目の提示額	2段階目の提示額	
		1段階目:支払う	1段階目:支払わない
A	1,000	3,000	500
B	3,000	5,000	1,000
C	5,000	10,000	3,000
D	10,000	30,000	5,000
E	30,000	50,000	10,000
F	50,000	100,000	30,000

注: A～Fは配布したアンケートの種類を表している。

表4 WTP推定及び選択回答の検定に用いる標本
Table4 Sample used to estimate WTP and to test the change of responses

類型	データ数	辞書式 選好者数	抵抗 回答者数	標本数	標本選択 割合
I	174	12	101	61	35.1%
II	255	16	159	80	31.4%
III	467	42	252	173	37.0%
IV	390	52	162	176	45.1%
V	359	30	179	150	41.8%
VI	307	27	149	131	42.7%
VII	301	38	139	124	41.2%
計	2,253	217	1141	895	39.7%

注: 1) 類型は表1に対応している。
2) データ数は多面的機能を全体的に判断して正であると判断した回答者を示す。
3) 標本選択割合は、(標本数) / (データ数) × 100により計算されている。

した注9)。これによると、各類型において抵抗回答者が多く存在しているため、標本選択割合はおおよそ30～45%に、全体では39.7%となっている。

2 ノンパラメトリック法による支払意思額(WTP)の推計結果

表4第5列に示したデータセットを用いて、各類型の1世帯当たり年間WTPの推定を行った。WTPの推定は、寺脇²⁷⁾により二段階二肢方式に拡張が行われたノンパラメトリック推定

法に従った。この推定法は、通常の二肢方式におけるWTP生存関数のパラメトリックな推定法を批判し、ノンパラメトリックな推定法を提案したKriström¹⁸⁾の推定法を二段階二肢方式に拡張したものである。WTPの推定結果は表5の通りである。また、表5にはあわせて1段階目及び2段階目の選択回答をそれぞれ(一段階)二肢方式とみなすことで同様の推定を行った結果を掲載した。これによると、各類型におけるWTP平均値はおおよそ24,000～42,000円となっている。また、いずれの類型においても1段階目のWTPの方が2段階目のWTPよりも高くなっており、特にIV、V、VI、VIIの各類型では1段階目と2段階

表5 ノンパラメトリック推定法によるWTP平均値の推定結果

Table5 Result of estimation WTP mean derived by Nonparametric method

類型	I	II	III	IV	V	VI	VII
1stWTP	33,102	33,916	53,550	61,984	71,881	56,237	76,584
2ndWTP	19,280	30,205	29,791	23,762	26,590	23,650	29,664
WTP	24,453	26,464	33,724	37,078	32,613	42,387	30,372

注: 1) 類型は表1に対応している。

2) 1stWTPは1段階目の選択回答のみを用いて推定を行った場合のWTP平均値の推定結果を、2ndWTPは2段階目の選択回答のみを用いて推定を行った場合のWTP平均値の推定結果を、WTPは1段階目及び2段階目の選択回答に対して、寺脇²⁷⁾による二段階二肢方式に拡張させたノンパラメトリック推定法を用いて得られたWTP平均値の推定結果を示している。

目のWTP平均値の差が3万円以上となっていることが分かる。このような推定結果を踏まえ、次章では選択回答の変化に関するノンパラメトリック仮説検定を行う。

Ⅲ 二段階二肢CVMにおける選択回答の変化に関するブートストラップ仮説検定

1 Mantelによる検定統計量の導出

二段階二肢CVMでは、1段階目及び2段階目の選択回答はその質問方式から図2に示すような4タイプの打ち切りデータとなる。このため、1段階目及び2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間の非一貫性に関するノンパラメトリック仮説検定を行う場合には、このような打ち切りデータの性質を考慮に入れた検定統計量を用いる必要があると思われる^{注10)}。このような状況に対応する検定統計量として、Gehan¹⁰⁾により考案され、Mantel¹⁹⁾により導出法の改良が行われた検定統計量Wがある。この検定統計量Wは、打ち切りデータを有する2標本間の同一性検定を行うための統計量であり、その概要は以下に示す通りである。

Gehan¹⁰⁾は、任意の右打ち切りデータから成る

2標本の比較のため、検定統計量Wの提案を行った。そして、この統計量を任意の両側打ち切り(two-sided censorship)を取り扱えるように拡張した上で、Gehan¹¹⁾は統計量Wの分散を導出し、統計量Wの漸近正規性の証明を行った。この統計量Wは任意の打ち切りに対するウィルコクソンの順位和検定の適切な修正となることが知られている。

その具体的な検定手順は以下の通りである。ここで、検定に用いるデータが n_1 、 n_2 個の選択回答を含む2標本から成り、各標本に含まれる選択回答はそれぞれ任意の左打ち切りデータ、あるいは右打ち切りデータの性質を有しているものとする。検定統計量Wは、標本1の各選択回答を標本2の各選択回答と比較する、つまり合計 $n_1 \times n_2$ 回の比較を行うことで導出される。また、各選択回答同士の比較を行う基準として、($WTP_i > 3000$, $WTP_j < 1000$)のように、標本1の選択回答が標本2の選択回答よりも明らかに大きければ+1を、($WTP_i < 5000$, $WTP_j > 30000$)のように、標本1の選択回答が標本2の選択回答よりも明らかに小さければ-1を、($WTP_i > 1000$, $WTP_j > 3000$), ($WTP_i < 5000$, $WTP_j < 1000$)のように標本1の選択回答が標本2の選択回答より大きいかわ

図2 二段階二肢方式による選択回答データの概念図(標本数: n)

Fig.2 The Notion of Response-Data in Double-bounded CVM (the number of sample : n)

いかが明らかではなければ0という値を取るスコア U_{ij} を用いる。以上の定義を用いることで、Gehanの統計量 W は $\sum_i \sum_j U_{ij}$ により与えられる。

上記のGehan¹⁰⁾のプロシーダを受け、Mantel¹⁹⁾は標本1の各選択回答と標本2の各選択回答の比較を行うGehan¹⁰⁾の計算方法の代替的なプロシーダの考案を行った。その手順は以下の通りである。

まず始めに、2標本をプールし $n_1 + n_2$ 個の選択回答を含む単一標本を考える。次に、この標本内の各選択回答と残りの $n_1 + n_2 - 1$ 個の選択回答との比較を行うことで、各選択回答のスコアを求める。このとき、 U_i ($i = 1, 2, \dots, n_1 + n_2$) は残りの $n_1 + n_2 - 1$ 個の選択回答の中で i 番目の選択回答よりも厳密に小さくなる選択回答の総数から、厳密に大きくなる選択回答の総数を引いた数となり、この $n_1 + n_2$ 個の U_i は平均0、分散 $\sum_{i=1}^{n_1+n_2} U_i^2 / (n_1 + n_2)$ を持つこととなる。

また、 $\sum_{i=1}^{n_1+n_2} U_i$ はGehan¹⁰⁾の統計量 W と同じものとなる^{注11)}。 W の分布は並べ替え理論 (Permutation Theory) より得ることができ、特に、 W の分散 V は以下の(1)式により与えられる。

$$V = n_1 n_2 \sum_{i=1}^{n_1+n_2} U_i^2 / (n_1 + n_2) (n_1 + n_2 - 1) \quad (1)$$

あわせて、 W の漸近正規性も証明できる。

以上から、「2標本の分布間に非一致性は存在しない」という帰無仮説の下では、 $W / \sqrt{V}$ が標準正規分布することになる。

この事実を用いて、二段階二肢CVMにおいて1段階目及び2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間の非一致性に関するノンパラメトリック仮説検定を行う。このとき、新たに考慮しなくてはならない点が生ずる。

一つは、Gehan¹⁰⁾の指摘する通り、この検定手法の妥当性は比較を行う2標本が独立であるときにのみ満たされるという点である。本稿で検定対象としている選択回答では、2標本間の独立性条件が満たされておらず、このような場合には検定のサイズが攪乱されることが知られている^{注12)}。この問題に対処するため、本稿では次節において述べるブートストラップ法を用いて、検定のサイズを修正したうえで適切な検定を行う。

そしてもう一つの考慮すべき点はMantel¹⁹⁾で指摘している打ち切り条件の非対称性により生じるバイアスの問題である。Mantel¹⁹⁾ではこの問題に対処するための三つの方法を提示している。本稿では、このうちMantel¹⁹⁾において最も実用的な対処方法として言及されている、非対称な打ち切り条件による影響を除去する方法により、この種のバイアスが生じることを防ぐこととする。

2 統計量 W のブートストラップ検定

Mantel¹⁹⁾のプロシーダの妥当性を維持するためには、前節で述べたように比較を行う2標本が独立となること、および、非対称な打ち切り条件によるバイアスの除去が必要である。

まず、二つの標本の独立性についての条件が成立しないケースでは統計量 W が前述の分散を持つ正規分布に漸近的に従わないため、結果としてサイズの攪乱が生じることになる。そこで本稿ではブートストラップ法を用いることでMantel¹⁹⁾のプロシーダから得られる統計量 W の (ブートストラップ) 分布を明らかにし、その分布の下で適切な検定を行うことにする。ブートストラップ法とは標本からシミュレーションを通じて情報を抽出する方法であり、標本からのサンプリング (リサンプリング) により、母集団分布の分布型を仮定せずに未知の母集団に関する統計的推測を行う方法である^{注13)}。統計量 W はブートストラップ法により、標本間の独立性が成立しない場合における新たな分布が与えられることになる。

次に検定に用いる分析データの生成について説明を行う。データの生成には寺脇²⁷⁾のノンパラメトリック推定の方法を応用する。まず、初期提示額が B^k , yes と回答した標本に2段階目で提示される金額が B^{ku} , no と回答した標本に提示される金額が B^{kd} であるような提示額に直面する標本を考える。ここで順に (no, no), (no, yes), (yes, no), (yes, yes) と回答した標本を m^1 , m^2 , m^3 , m^4 , 初期提示額 B^k に直面する標本数を n^k とする。このとき2段階目の提示額 B^{ku} について、 m^4 が yes と回答した標本、 m^1 , m^2 および m^3 が no と回答した標本としてデータを生成する。すなわち、実際には B^{ku} への回答を行っていない m^1 , m^2 の標本を

B^{ku} にnoと回答する標本として加える。同様に B^{kd} について m^1 をnoと回答した標本, m^2, m^3, m^4 をyesと回答した標本としてデータを生成する。このようにしてデータ総数 $2 \times n^k$ の2段階目への回答データを生成し、それぞれに対応する一段階目の標本により、 $2 \times n^k$ の一段階目への回答データを生成する。同様の手順を各提示額について行い、分析データを生成する^{注14)}。

ただし、2段階目の最大提示額100,000円、および最小提示額500円に直面した標本については、1段階目の回答情報より、それぞれ50,000円以上、1,000円未満のサンプルであるとみなし、前段の方法と同様にデータを生成する。この方法により非対称な打ち切り条件によるバイアスを除去でき、かつ、2段階目において50,000円、1,000円に直面する標本の適切な重み付けがなされる。この方法は複数存在するバイアス除去の方法の一つであるが、1段階目と2段階目の標本数を等しくすること、最小および最大提示額はWTP分布の裾(Tail)に設定されているため、分布の推定に大きな影響を与えないことを考慮し、この方法を選択した。

つづいて、ブートストラップ法を用いた、ノンパラメトリック仮説検定手順を以下に説明する。

まず初めに、各個人についてその1段階目の回答と2段階目の回答を1つの組としてn組の標本を得るものとする。次に、各ブートストラップ抽出において、この標本群からランダムにn組の標本を復元抽出し、統計量Wを計算する。この手順を10,000回行うことで10,000個のブートストラップ統計値を得ることができる。次に、この統計値のヒストグラムをもとに、統計量Wのブートスト

ラップ信頼区間を構成する。ここでは、信頼区間の構成はEfron⁸⁾により提唱されたBCa区間(Accelerated bias-corrected percentile interval)を用いて行った。このBCa区間はEfron⁷⁾によって導入されたブートストラップ法に基づく近似信頼区間の構成法において生じる推定量のバイアス及び歪みの修正を同時に取り入れた近似信頼区間であり、ブートストラップ信頼区間の導出法を理論と実践の両方から実質的に改善するものである^{注15)}。最後に、信頼区間構成と仮説検定の双対関係を利用して、ある有意水準におけるブートストラップ信頼区間が原点を含まない場合、「1段階目と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間に非一貫性が存在しない」という帰無仮説の棄却を行い、「1段階目と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間に非一貫性が存在する」という対立仮説を採択すると結論できることになる。

3 ブートストラップ検定結果

ブートストラップ法を用いたノンパラメトリック仮説検定結果^{注16)}を表6に示す。ブートストラップ抽出回数は各類型ともに10,000回とした。さらにいくつかのタイプのブートストラップ分布を図3～5に示す。また参考までに、データが独立性の条件を満たすという仮定の下でMantelのプロシージャにより導出した第I類型における統計量Wの漸近正規分布(平均0, 標準偏差275.7)とブートストラップ検定により導出された統計量Wのブートストラップ分布を図6において重ねてみた。興味深いことに、この検定を誤って行ってもWTP分布間の非一貫性が確認される結果となっている。

表6 ブートストラップ法による検定結果
Table6 Result of Test by Bootstrap-method

類型	標本の組数	Wの観測値	バイアス	ブートストラップWの平均値	標準誤差	BCaパーセンタイル			
						2.5%	5.0%	95.0%	97.5%
I*	122	700	-12.86	687.1	319.4	92.0	193.0	1238.0	1350.0
II	160	476	-7.41	468.6	439.9	-364.1	-232.0	1216.0	1359.9
III*	346	3616	-22.88	3593	1424.0	980.9	1408.0	6110.6	6615.0
IV*	352	4608	-60.11	4548	1349.0	1820.2	2301.1	6740.5	7092.3
V*	300	4740	-32.24	4708	1286.0	2319.1	2710.5	6984.2	7364.2
VI*	262	4116	-26.20	4090	908.3	2486.4	2746.5	5792.8	6099.7
VII*	248	2990	-25.22	2965	885.2	1215.8	1531.6	4431.4	4684.0
計*	1790	21246	-186.9	21059	6611	8850.3	10658.7	32513.5	34565.1

注：1) 類型は表1に対応している。

2) *は5%有意水準で帰無仮説が棄却されることを表している。

図3 ブートストラップ分布：第Ⅰ類型
Fig. 3 The Bootstrap distribution of test-statistic W : First Area

図4 ブートストラップ分布：第Ⅱ類型
Fig. 4 The Bootstrap distribution of test-statistic W : 2nd Area

図5 ブートストラップ分布：第Ⅲ類型
Fig. 5 The Bootstrap distribution of test-statistic W : 3rd Area

図6 検定結果（類型Ⅰ）

Fig. 6 Result of our test

注：1）実線はMantelのプロシージャにおける平均0，分散 $\text{var}W$ の漸近正規分布。
2）実線上に点を重ねたものは統計量 W のブートストラップ分布。

ブートストラップ法による検定では，全7類型のうち第Ⅱ類型を除く6類型において，「1段階目と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間に非一致性が存在しない」という帰無仮説が有意水準5%で棄却され，「1段階目と2段階目の選択回答から導出されるWTP分布間に非一致性が存在する」という結果が得られた。また，帰無仮説が棄却された地域における統計量 W はいずれも正の値を取っていることから，やや不正確な言い方ではあるが，これらの地域では，2段階目の選択回答から導出されるWTP分布が1段階目の選択回答から導出されるWTP分布よりも低くなっていることがわかる。

4 検定結果及びWTP分布間の非一致性の扱いに関する考察

前節の検定結果より，6つの類型において帰無

仮説が棄却され，それらの類型では1段階目と2段階目のWTP分布間に非一致性が存在することが確認された。このことから，先に述べたように，二段階二肢CVMを用いてWTPの推定を行う際に，同一分布を想定した推定法を用いることには問題があることになる。それでは，WTP推定を行う際にこの非一致性をどのように扱うべきであろうか。ここでは，Hanemann and Kanninen¹³⁾に従い，二段階二肢CVMにおいて生じる非一致性の対処法に関する検討を行うこととする。

Hanemann and Kanninen¹³⁾は二段階二肢CVMにおいて1段階目と2段階目の選択回答間に生じる非一致性の扱いに関するレビューを行っており，その中で3通りの対処法の説明を行っている。

1つ目の対処法とは，このような非一致性を考慮せず，一段階目と二段階目の選択回答をプールすることでモデル推定を行うものである^{注17)}。

2つ目の対処法とは、Cameron and Quiggin⁴⁾により考案されたものであるが、各段階の提示額に対する選択回答をあたかも別個の対象に関する評価であるとみなし、モデル推定を行うものである。

3つ目の対処法とは、非一貫性がある反応効果(response effect)の形態で生じると仮定し、この効果を明示的にモデル化するものである。このモデル化の手順は、仮定される反応効果の性質に依存するものであり、様々な方法で実施することができる。

ここで、以下に示す2種類の反応効果を用いた対処法が、本稿で扱ったC Vデータにおいても適用可能であるかどうかを表7から検討してみよう。表7には、各類型ごとに、図2に示す4タイプの選択回答の回答数とその割合、及び1段階目の提示額を受け入れる確率(以下、受諾率とする)、2段階目における受諾率の差を示している^{注18)}。

具体的には、1つ目の反応効果として、1段階目の提示額を受諾した場合(すなわち、質問に対して「はい」と回答した場合)、2段階目の質問に対する回答を行う際に憤慨を導く反応効果が存在すると仮定する。すなわち、回答者は1段階目のB円という提示額を受諾する回答を行った直後に、突然提示額がB円よりも高提示額であるBu円に変化すると告げられることで、回答者はこの2段階目の新たな提示額に対して中立的に反応できない可能性が生じると仮定する。

この場合、回答者は増加した2段階目の高提示額Bu円を交渉上のひどい仕打ちであると考え憤慨する可能性がある^{注19)}。あるいは、2段階目に

おける提示額の上昇が起こり得る超過コストを表していると考え、同様に憤慨する可能性もある。どちらのケースにおいても、回答者は2段階目の高提示額に対する支払を行うことを好まないという理由からではなく、2段階目の高提示額を提示するという質問方法自体に対して反対するために、2段階目の高提示額の支払を拒絶しがちになる(すなわち、「いいえ」と回答しがちになる)と考えられる。もしこのような状況が実際に存在するのならば、1段階目の提示額を受諾した場合、2段階目の提示額は拒絶されやすくなると考えられる。

表7によると、いずれの類型においてもyyとなる確率が、ynとなる確率よりも小さくなっている。このことから、本稿で用いたデータにおいても、憤慨を導く反応効果を用いたモデルビルディングが可能であると思われる。

次に、2つ目の反応効果として、1段階目の提示額を受諾しない場合、2段階目の提示額に対する選択回答を行う際に罪悪感を感じるといった反応効果が存在すると仮定する。つまり、1段階目の支払を拒絶したことにより自らに対して罪悪感を感じ、少なくとも2段階目の低提示額に関しては受諾しようとする可能性が生じると仮定する。もしこのような状況が実際に存在するのならば、1段階目の提示額を拒絶した場合、2段階目の提示額を受諾する確率は高くなると考えられる。

再び表7を見ると、いずれの類型においてもnyとなる確率が、nnとなる確率よりも大きくなっている。このことから、本稿で用いたデータにおいても、罪悪感を感じるといった反応効果が

表7 1段階目と2段階目における受諾率
Table7 Response probability between 1st-bound and 2nd-bound

類型	yy ¹²⁾		yn		ny		nn		合計	1段階目の 受諾率: 1+2	2段階目の 受諾率: 1+3	1段階目と2段階目の 受諾率の差: (1+2)-(1+3)
	標本数	割合: 1	標本数	割合: 2	標本数	割合: 3	標本数	割合: 4				
I	11	18.0%	32	52.5%	14	23.0%	4	6.6%	61	70.5%	41.0%	29.5%
II	15	18.8%	37	46.3%	27	33.8%	1	1.3%	80	65.0%	52.5%	12.5%
III	30	17.3%	86	49.7%	42	24.3%	15	8.7%	173	67.1%	41.6%	25.4%
IV	28	15.9%	92	52.3%	45	25.6%	11	6.3%	176	68.2%	41.5%	26.7%
V	32	21.3%	82	54.7%	29	19.3%	7	4.7%	150	76.0%	40.7%	35.3%
VI	21	16.0%	77	58.8%	26	19.8%	7	5.3%	131	74.8%	35.9%	38.9%
VII	25	20.2%	70	56.5%	27	21.8%	2	1.6%	124	76.6%	41.9%	34.7%

注: 1) 類型は表1に対応している。

2) 始めの文字は1段階目の提示額に対する回答を、2番目の文字は2段階目の提示額に対する回答を表しており、yは「支払ってもよい」、nは「支払いたくない」を表している。

用いたモデルビルディングが可能であると思われる注20)。

以上から、本稿で扱ったC Vデータにおいても、ある種の反応効果が存在すると仮定することでW T P分布間の非一致性をモデル内に含めることが可能であると考えられる注21)。また、多くの類型においてW T P分布間の非一致性が確認されたという検定結果を踏まえると、二段階二肢C V Mを用いてW T Pの推定を行う際には、反応効果を明示的にモデル化した上でその推定を行うなど、非一致性に対する何らかの対処を行うことが必要であるといえるだろう。また、メカニズムデザインの側面から、このような非一致性を除去するような質問形式の設計を行うことは重要である。

IV 残された課題

本稿では、ブートストラップ法を用いて、二段階二肢C V Mにおける選択回答の変化に関するノンパラメトリック仮説検定を行い、1段階目と2段階目のW T P分布間に非一致性が存在していることを直接明らかにした。今後の課題として、選択回答の変化を考慮に入れたモデルビルディングを行うこと、C V Mにおいて二段階以上の二肢方式を用いる際の推定方法を改良すること、同一の個人から得られる複数のW T Pの経済学的含意を一層明確にすることなどがあげられる。また、認知心理学的立場から、被験者が質問をどのように認知し、質問の曖昧さなどが、W T Pの非一致性にどのような影響を与えるかについて議論、分析を行うことは有意義であると考えられる。それらは、別稿に譲ることにしたい。

注

注1) この二段階二肢方式はHanemann¹²⁾とCarson⁵⁾により考案された方式であり、この方式を農業・農村における多面的機能の評価に用いた例として吉田他²⁹⁾、寺脇²⁷⁾等がある。

注2) 児玉¹⁶⁾はAlbelini他²⁾の提案したモデル推定を行うことで、低アレルゲン化米に対するW T P及びその構造を明らかにしている。これによると2段階目に表明されるW T Pは1段階目のそれを上

方へ修正しており、比較的大きな変化をもたらすことが明らかとなっている。また、新保²⁴⁾はCameron and Quiggin⁴⁾に従い、農林業の外部経済効果に対するW T Pの分析を行っている。これによると、1段階目の提示額への選択回答データはほぼ信頼できると考えられるが、2段階目の提示額への選択回答データはデータの信頼性そのものが疑わしいとしている。

注3) ノンパラメトリックな検定手法は、パラメトリックな検定手法において必要となる正規性等の種々の仮定を行う必要がなく、また異常値等に対する頑健性を有しているなどの理由から社会科学分野において統計推測を行う際に、その使用が推奨されるものである。ノンパラメトリックな検定手法の有用性に関しては、例えば柳川²⁸⁾pp. 8-12を参照のこと。

注4) 農業農村整備事業は、水田や畑の整備、用排水路の整備等を行う農業生産基盤整備事業、農道の整備、中山間地域や農村の環境整備等を行う農村整備事業、農地の防災保安や関連施設の維持管理等を行う農地等保全管理事業等の総称である。また、農業農村整備事業により維持・発揮される多面的機能としては、表2に示すような13個の機能を挙げることができる。表2から分かるように、これらの機能の中には景観保全、生態系保全など公共財の性質を有する効果が多数含まれている。

注5) 本C V調査は、「平成11年度農業農村に対する公共投資の効果とコスト負担の在り方に関する調査」の一環として(財)農業環境整備センターが実施したものである。この調査は、農業農村整備事業の適切な投資により維持・保全される農業・農村の多面的機能をC V Mを用いて明らかにし、今後の農業農村整備事業の在り方を検討するための基礎資料として活用することを目的としており、農業農村整備事業の多面的機能の効果を初めて全国的なベースで把握することを試みたものである。調査の詳細は農村環境整備センター²²⁾として公開されている。また、農村環境整備センターの秋山克彦氏にはデータの使用を快諾して頂きました。記して感謝の意を表します。

注6) 本C V調査は、個々の事業地区ごとに評価を行うことで生じる評価額の重複を避け、農業農村整備事業の実施により多面的機能が維持・発揮されている全国の農用地及び農業施設を評価対象とするため、1998年に全国の農業地域を対象に郵送法

によるアンケート調査を行ったものである。ここでは、調査方法等の制約を検討し、ある一定の地域指標を用いて市町村の類型化を行った上で、その類型の特徴や調査対象地域の分布及び調査対象地区の農業農村のイメージがしやすいかなどを考慮することで、その類型内における代表市町村の選定を行っている。また、サンプリングには電話帳データベースを利用しており、上記方法により選択された市町村ごとの人口比率を考慮して抽出数を決定し、無作為抽出を行っている。

注7) 表2に挙げたような農業農村整備事業により維持・発揮される13個の多面的機能のそれぞれについて、各アンケート回答者は正の効果を有する機能と負の効果を有する機能が存在すると考えるだろう。そこで農村環境整備センター²²⁾は、これらの多面的機能を全体的に判断すると正と負のどちらの効果を有するかという質問を行うことでアンケート回答者の区分を行い、正と判断した回答者から導出された総評価額から、負と判断した回答者から導出された総評価額を減じることで、事業実施により維持・発揮される効果あるいは便益の過大評価の回避を試みている。また、WTPを尋ねる質問方式としては、全体的に判断して正であると判断した個人に対しては、図1に示すような二段階二肢方式を用いて「多面的機能が損失することを回避するための基金を設けると仮定し、その基金に対して支払を行うかどうか」を尋ねた。一方、負であると判断した個人に対しては、負と判断する回答者数が少なくなるという事前調査から得られた傾向をあらかじめ考慮に入れ、二段階二肢方式よりも小標本においてもWTP推定が可能とされるペイメントカード方式を用いて「既に整備が実施されていると仮定し、農業農村整備事業により発生している負の効果を除去するためにその整備内容をもとに戻すためにどの程度の額を負担しても良いと考えるか」を尋ねた。詳しくは農村環境整備センター²²⁾を参照のこと。

注8) ここでは、WTPを尋ねる質問を行うと同時に、1段階目及び2段階目の高提示額に対する支払を受諾した回答者に対しては辞書式選好の有無を尋ねる質問を、1段階目及び2段階目の低提示額に対する支払を拒否した回答者に対しては抵抗回答の有無を尋ねる質問を行った。この理由としては、辞書式選好者を示す回答者のWTPは無限大となり、これらの評価額を費用便益分析に用いること

ができないこと、抵抗回答を示す回答者から得られるデータを含めることで推定結果にバイアスをもたらされる可能性があることが挙げられる。詳しくは農村環境整備センター²¹⁾を参照されたい。

注9) ここで検定に用いる標本数の決定は、データ数から辞書式選好もしくは抵抗回答を表明している回答者を除外することで行っている。

注10) 同種のデータは生存時間分析 (Survival Analysis) で主に扱われるものである。生存時間分析の代表的文献として、Miller²⁰⁾や大橋・浜田²³⁾がある。また、ノンパラメトリック検定に関しては、Hollander and Wolfe¹⁴⁾と柳川²⁸⁾を参照した。

注11) ここで統計量の計算で用いられる総和は標本1における U_i のみに限定されている。Mantel¹⁹⁾はまた、任意打ち切りデータを含む例証を行い、自らが考案した代替プロシージャがGehan¹⁰⁾の統計量Wと同一の値を導くことを示している。

注12) 詳しくはHollander *et al.*¹⁵⁾を参照のこと。

注13) ブートストラップ法の代表的文献としては、Efron and Tibshirani⁹⁾, Davison and Hinkley⁶⁾がある。また、統計量の分布を導出するためにブートストラップ法を応用したものとして、新保・浅野・嘉田²⁵⁾がある。

注14) ここでの標本生成が検定統計量に与える影響についてであるが、統計量の構造上、期待値、分散ともに適切な水準で推定され、サイズなどに至みを与える原因とはならない。ブートストラップ法を用いた統計量の性質等は田中²⁶⁾を参照されたい。

注15) B C a 区間についての説明は、Efron and Tibshirani⁹⁾, 小西¹⁷⁾に詳しい。

注16) ブートストラップ法を用いた検定は、京都大学大学院農学研究科食料・環境政策学分野所有のS-PLUS4.5を用いて行った。

注17) Alberini¹¹⁾は、1段階目と2段階目の選択回答をブールしたモデル推定を行うことで、推定値にバイアスが生じるが、これを相殺する効率面で利益が得られるとしている。

注18) 表7の作成に際しては、各提示額ごとの標本数を示すことがより望ましいと思われる。しかしながら、各提示額ごとの標本数の合計を用いた場合において、各提示額ごとにその標本数を示す場合と同様の論拠を示すことが可能であると考え、ここでは6種類の提示額における回答反応を合計した標本数を用いて表の作成を行っている。各提示額ごとの標本数に関しては、農村環境整備セン

ター²²⁾pp. 132-136を参照のこと。

注19) 詳しくは, Altaf and DeShazo³⁾を参照のこと。

注20) このようなシナリオは, Cameron and Quiggin⁴⁾モデルへと導かれる。詳しくはHanemann and Kanninen¹³⁾を参照のこと。

注21) また, 検定を行わず, 分布の非一致性を論じようとするとき, 表7から検定結果について考察を行うことは有用である。帰無仮説の棄却に失敗した唯一の類型である第Ⅱ類型では2段階目の受諾率が50%を越えており, その結果1段階目の受諾率から2段階目の受諾率を減じた値が12.5%と全類型の中で最小となっていることが特徴的である。提示額の提示における無作為性が保たれるとき, 一般にこの差が大きければ, WTP分布間の一致可能性は低く, 逆にこの値が最小となった第Ⅱ類型においてのみ帰無仮説の棄却に失敗したものと考えられる。

引用文献

- 1) Albelini A. (1995): "Efficiency vs Bias of Willingness-to-Pay Estimates: Bivariate and Interval-Data Models," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 29, pp. 169-180.
- 2) Albelini A. et al. (1997): "Modeling Response Incentive Effects in Dichotomous Choice Contingent Valuation Data," *Working Paper*, UCSD.
- 3) Altaf, M. A and J. R. DeShazo (1994): "Bid Elicitation in the Contingent Valuation Method: The Double Referendum Format and Induced Strategic Behavior," *Working Paper*, Harvard University, Urban Planning Committee.
- 4) Cameron, T. A. and J. Quiggin (1994): "Estimation Using Contingent Valuation Data from a 'Dichotomous Choice with Follow-up' Questionnaire," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 27, pp. 218-234.
- 5) Carson, R. T. (1985): *Three Essays on Contingent Valuation*, Ph. Dissertation, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley.
- 6) Davison, A. C. and D. V. Hinkley (1997): *Bootstrap Methods and Their Application*, Cambridge University Press.
- 7) Efron, B. (1981): "Nonparametric Standard Errors and Confidence Intervals (with Discussion)," *Canadian Journal of Statistics*, Vol. 9, pp. 139-172.
- 8) Efron, B. (1981): "Better Bootstrap Confidence Intervals (with Discussion)," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, pp. 171-200.
- 9) Efron, B and R. J. Tibshirani (1993): *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, pp. 178-188.
- 10) Gehan, E. A. (1965a): "A Generalized Wilcoxon Test for Comparing Arbitrarily Singly-Censored Samples," *Biometrika*, Vol. 52, pp. 203-223.
- 11) Gehan, E. A. (1965b): "A Generalized 2-sample Wilcoxon Test for Doubly Censored Data," *Biometrika*, Vol. 52, pp. 650-653.
- 12) Hanemann, W. M. (1985): "Some Issues in Continuous- and Discrete-Response Contingent Valuation Studies," *Northwest Journal of American Economics*, Vol. 14, pp. 5-13.
- 13) Hanemann, W. M. and B. Kanninen (1999): "The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data," in I. J. Bateman and K. G. Willis, *Valuing Environmental Preferences*, Oxford University Press, pp. 379-388.
- 14) Hollander, M. and D. A. Wolfe (1999): *Nonparametric Statistical Methods*, 2nd ed., Wiley.
- 15) Hollander, M., G. Pledger and P. Lin (1974): "Robustness of Wilcoxon Test to a Certain Dependency between Samples," *The Annals of Statistics*, Vol. 2, pp. 177-181.
- 16) 児玉剛史 (1999): 「低アレルギー化食品の潜在的需要の計測」1999年度日本農業経済学会個別報告。
- 17) 小西貞則 (1990): 「ブートストラップ法と信頼区間の構成」『応用統計学』第19巻第3号, pp. 137-161.
- 18) Kriström, B. (1990): "A Non-parametric Approach to the Estimation of Welfare Measures in Discrete Response Valuation Studies," *Land Economics*, Vol. 66, pp. 135-139.
- 19) Mantel, H. (1967): "Ranking Procedures for Arbitrarily Restricted Observation," *Biometrics*, Vol. 23, pp. 65-78.
- 20) Miller R. G. Jr. (1981): *Survival Analysis*, Wiley.
- 21) 農村環境整備センター (1999): 「農業農村に対

- する公共投資の効果とコスト負担の在り方に関する調査」(財農村環境整備センター。
- 22) 農村環境整備センター (2000):『農業農村に対する公共投資の効果とコスト負担の在り方に関する調査』(財農村環境整備センター。
- 23) 大橋靖雄・浜田知久馬 (1995):『生存時間解析—SASによる生物統計』東京大学出版会。
- 24) 新保輝幸 (1997):「Cameron and Quigginのモデルによる付け値方程式の推定とCVMの問題点の考察—Dichotomous Choice Question with Follow-up方式からのデータ分析—」『農業農村の農業外効果評価検討調査』(財農村環境整備センター, pp.74-106。
- 25) 新保輝幸・浅野耕太・嘉田良平 (1993):「中山間地域農林業の外部経済効果の出身者による評価—支払意志額の統計的解析—」『農村計画学会誌』第12巻第3号, pp.30-42。
- 26) 田中裕人 (1998):「水田の外部経済効果の評価におけるヘドニック・モデルの選択—ブートストラップ検定による接近—」『農業経済研究』第70巻第3号, pp.135-147。
- 27) 寺脇拓 (1998):「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分布のノンパラメトリック推定—」『農業経済研究』第69巻第4号, pp.201-212。
- 28) 柳川莞 (1982):『ノンパラメトリック法』培風館。
- 29) 吉田謙太郎・木下順子・江川章 (1997):「二段階二項選択CVMによる農村景観の経済的評価」『農村計画学会誌』第16巻第3号, pp.205-215。

In the paper, firstly, we statistically investigate the willingness to pay (WTP) for multifunctionality sustained by improvement project of agriculture and agricultural village. We apply the double bounded version of contingent valuation method (CVM) to estimate the mean of WTP. This version is extended one of dichotomous choice CVM and generally thought to be an effective method relative to original dichotomous choice CVM. However, because, in double bounded version of CVM, respondents are continuously asked the question that you could pay a listed value or not twice, 1st WTP derived from 1st responses and 2nd WTP derived from 2nd responses might not follow same distribution.

So, We estimate the mean of 1st WTP estimated by using 1st responses only and the mean of 2nd WTP estimated by using 2nd responses only. In all survey area, the mean of 1st WTP is larger than that of 2nd WTP.

Secondly, we test the change of responses between 1st bound and 2nd bound by using nonparametric method. We decide to use Gehan's test statistics W to do hypothesis test. This statistics are modified by Mantel and good for testing the sameness of distribution between two samples. This statistics also can be used even in the case that samples are arbitrary left or right censoring.

We now suggest new method applying bootstrap method to nonparametric test and do hypothesis test by this new method. As a result, in 6 survey area, except one survey area, we reject the null hypothesis that the difference of responses between 1st bound and 2nd bound is not significant statistically at 5% significance level. So, we conclude that when estimating WTP by using double bounded version of CVM, change of responses between 1st bound and 2nd bound generates in these area.

Finally, from our results of tests, we think that we have to take the change of responses into account to build new model when using double bounded version of CVM. This is our rested problem.

Key Words : 1)CVM, 2)Double-bounded version, 3)Nonparametric test, 4)Bootstrap method

(2000年10月23日 受理)

(2002年12月24日 再受理)