

環境財に対する個人の認識度を考慮した CVM

Contingent Valuation Method Considering the Structural Bias due to
the Lack in Recognition toward the Environmental Goods

松岡恭弘*・土井健司*

Yasuhiro MATSUOKA* and Kenji DOI*

ABSTRACT: Recently, Contingent Valuation Method (CVM) is often applied to estimate the environmental value because of its sound and theoretical basis and its flexibility. However, the CVM presents serious difficulties due to a certain structural bias in case evaluators cannot recognize the environmental quality enough. This study aims at quantifying the bias caused by the lack of recognition towards the environmental goods and also developing a method to correct it. First, the recognition model is developed and applied to visitors to a park. Second, a new evaluation method based on simultaneous combination of the recognition model and the conventional utility difference model is proposed for quantifying the structural bias caused by the lack of recognition. It is found that people's valuation of the abundance of green shows limited bias, but that towards the water quality, visual cleanness and quietness includes significant bias.

KEYWORDS: Contingent Valuation Method (CVM), Structural Bias, Recognition

1.はじめに

近年、環境価値の評価手法として CVM(Contingent Valuation Method)が注目を集め、既に欧米等では費用便益分析の枠組みの中で CVM が環境被害の算定に適用された例が数多く報告されている。効用理論に依拠する CVM は等価余剰 (Equivalent Surplus) 等の評価尺度との整合性を有することに加え、ヘドニックアプローチやトラベルコストアプローチのように適用対象が限定されないという特長を有する。しかし、個々人の意識に頼るこの方法において、情報提示や質問方法および被験者の戦略的意図によって様々なバイアスを生じる可能性も指摘されている^{1) 2)}。既往研究においては、調査表の設計等においてバイアス除去のための工夫が蓄積されているが³⁾、被験者が平時から十分に認識しない環境財の評価への CVM の適用は構造的に困難である。認識を補う方法として疑似体験の導入等⁴⁾が試みられてはいるものの、認識と価値評価との関係を理論的に扱った分析はほとんど見られない。

本研究では CVM の適用時に環境財に対する認識の有無に起因した構造的なバイアスを定量化し、修正するための方法論の開発を目的とする。なお、ここで言う認識度とは、保全すべき環境財としての重要性に関する認識度であり、質問調査において分析者側が提示する条件設定すなわち仮想的状況への理解度とは異なる。

*東京工業大学情報理工学研究科 情報環境学専攻 Department of Mechanical and Environmental Informatics, Tokyo Institute of Technology

以下では CVM で通常用いられる効用差モデルを用いて認識度の差違が及ぼす影響を理論的に解明し、その特定方法を示す。その後、適用対象として性格の異なる複数の環境財を取りあげ、認識度の違いに起因した構造バイアスの定量化および環境財間でのバイアスの比較を行う。環境財として、ここでは都市公園をとりまく①緑環境、②親水環境、③衛生美観および④静けさという4つの対象を取り上げるが、前二者はレクリエーション訪問者の認識度が相対的に高く、かつ認識度の高さが支払意志額の高さに結びつきやすいと考えられる環境財である。一方、後二者は訪問者の認識度が低い、あるいは認識度と支払意志額との間に明確な関係を想定しがたい環境財である。

2. 認識度に基づくCVMのバイアス補正方法

2.1 効用差モデル

CVM の適用に際しては回答の容易さやバイアス低減のために、しばしば二項選択方式の質問形式が用いられる。そこでの回答結果から付け値関数を推定しようとする場合、通常 Cameron and James⁵⁾の変動関数モデル、または Hanemann⁶⁾の効用差モデルが用いられる。両者の結果は概ね一致するとの報告⁷⁾があるが、前者は回答者に対して自身の想定する支払意志額と質問者側の提示額との比較を求める場合に適用される。一方、後者は、設定された2つの仮想的状態の比較を問う場合に適用される。以下には、本研究と関連性の強い効用差モデルの考え方とそれに基づく支払意志額の算定方法を簡単にまとめる。

効用差モデルの適用に際して設定される仮想的状態とは、1) 一定額 A の支払いに基づき評価対象財が維持保全される場合と、2) 支払わず維持保全もされない場合である。2つの状況に対する回答者の満足度は次のような効用尺度で表される。

$$\tilde{V}_j = V_j(Y; S) + \varepsilon_j \quad j = 0, 1 \quad (1)$$

ここに、 $V_j(Y; S)$ は状態 j (支払いに基づき評価対象財を維持保全される場合；1、支払わず維持保全されない場合；0) に対して回答者(所得 Y 及び性別、年齢、収入、職業等のその他の個人属性 S) がもつ確定効用である。 ε_j はその変動成分である。

上式の確定効用において、 $V_0(Y; S) = V(Y; S)$ および $V_1(Y; S) = V(Y - A; S)$ と回答者の支払負担行為を明示するならば、回答者が状態 $j = 1$ を選択する確率は次のように表される。

$$\begin{aligned} Pr(j=1) &= Pr[V(Y - A; S) + \varepsilon_1 \geq V(Y; S) + \varepsilon_0] \\ &= Pr[\varepsilon_0 - \varepsilon_1 \leq V(Y - A; S) - V(Y; S)] = Pr[\varepsilon_0 - \varepsilon_1 \leq \Delta V] \end{aligned} \quad (2)$$

通常、上式の変動成分については正規分布やガンベル分布が仮定され、効用差モデルにはプロビットモデルやロジットモデルが適用される。正規分布を採用すれば式(2)は次のように表現される。

$$Pr(j=1) = \Phi\left(\frac{\Delta V}{\sigma_\varepsilon}\right) \quad (3)$$

ここに Φ は標準正規分布の分布関数であり、 σ_ε は $\varepsilon_0 - \varepsilon_1 (= \varepsilon)$ の標準偏差を表す。

以上の定式化に基づき、回答者の支払意志額 (Willingness to Pay) の期待値は次のように算定されることになる。

$$E(WTP) = \int_0^\infty \Phi\left(\frac{\Delta V}{\sigma_\varepsilon}\right) dA \quad (4)$$

なお、 ΔV の係数パラメータと σ_e とを分離推定することは困難なため、通常 $\sigma_e = 1$ と標準化した上で推定される。

2.2 認識度起因したバイアス

環境財に関する認識は、個々人の属性（ Y および S ）、情報および財の利用可能性・近接性（以下、回答者属性群と呼ぶ）に依存して大きく異なる。当然のことながら、認識の違いは環境財に対する価値評価にも影響を及ぼすと考えられ、その関係は図-1 のように想定される。図中の曲線①は回答者属性群と支払意思額との関係を表す付け値曲線であり、曲線②は属性群と認識度との関係を表す認識度曲線である。両者について単調性を仮定すれば、付け値曲線と認識度曲線の間には1対1の対応づけがされよう。しかし、回答者の効用の変動成分と認識度の変動成分との間に高い相関関係が存在する場合には、回答結果から得られる付け値曲線は③や④のようにバイアスを伴ったものとして推定され、本来の付け値曲線①を得ることが困難となる。曲線③および④は、認識が低い（高い）がゆえに、本来の支払意思額よりも過小な（過大な）評価を生じるという構造を表している。十分に認識されない環境財について支払意思額を求める場合には、推定作業においてこうした構造的バイアスを補正することが必要となる。

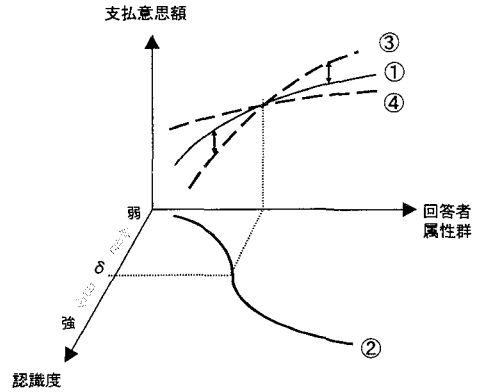


図-1 環境財への認識度と価値評価

2.3 バイアスの補正方法

環境財への認識には、回答者属性群すなわち個々人の属性、情報および財の利用可能性・近接性が影響を及ぼすと考え、これを式(1)と同様に以下のような確率変動モデルとして表現する。

$$\tilde{R} = R(Z) + e \quad (5)$$

ここに、 $R(Z)$ は個人の環境財に対する認識度であり、回答者属性群 Z によって確定的に表わされる成分である。また、 e は認識度の変動成分を表す。

単純化のためにある閾値 δ を設定し、これを越える場合に環境財が十分認識され、それを下回る場合には認識されないと考えるならば、認識される確率 P は次のように表現される。

$$P = \Pr[R(Z) + e > \delta] = \Phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) \quad (6)$$

上式は、変動成分 e に正規分布 $N(0, \sigma_e)$ を仮定した場合のプロビットモデルである。

式(6)と式(2)とを対比するとき、効用と認識度とは互いに類似した回答者属性を説明要因として含むことから、両者の変動成分 e と $\varepsilon_0 - \varepsilon_1 (= \varepsilon)$ との間には高い相関関係が予想される。そこで、両者の関係を次のような線形モデルにより表現する。

$$\varepsilon = \rho_{ee} \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_e} e + \eta \quad (7)$$

ここに、 ρ_{ee} は e と ε との相関係数、 σ_e および σ_ε は e 、 ε の標準偏差である。また、 η は e とは独立な残差項である。

なお、式(7)の仮定に対する代替的な方法として二変量正規分布を仮定し二変量プロビットを用いることも可能であるが、ここでは誤差成分が必ずしも正規分布に従わない状況においても適用しうる方法¹¹⁾として、本方法を採用した。

さらに上式の ε の期待値は、環境財が十分認識されている場合とそうでない場合において次のように表現される。

a) 十分認識されている場合：

$$E[\varepsilon | e > -R(Z) + \delta] = \rho_{\varepsilon\varepsilon} \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_e} \cdot \phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) / \Phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) \quad (8)$$

b) 認識されていない場合：

$$E[\varepsilon | e \leq -R(Z) + \delta] = -\rho_{\varepsilon\varepsilon} \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_e} \cdot \phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) / \left(1 - \Phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right)\right) \quad (9)$$

上式の右辺において、

$$F_r(Z) = \phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) / \Phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) \quad r: \text{十分認識される} \quad (10)$$

$$F_n(Z) = -\phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right) / \left(1 - \Phi\left(\frac{R(Z) - \delta}{\sigma_e}\right)\right) \quad n: \text{認識されない} \quad (11)$$

とおけば、これを補正項として式(4)は次のように書き改められる。

$$E(WTP) = \int_0^\infty \Phi\left(\frac{1}{\sigma_\varepsilon} \left(\Delta V - \rho_{\varepsilon\varepsilon} \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_e} F_i(Z)\right)\right) dA \quad , \quad i=r, n \quad (12)$$

右辺括弧中の第2項目は、環境財を認識しているか否かが効用差に及ぼす影響を補正するための項（バイアス補正項）である。パラメータ推定の際、 $\rho_{\varepsilon\varepsilon} \sigma_\varepsilon / \sigma_e$ が一体となりバイアス補正項として推定される。この補正項が考慮されない場合には、効用関数 $V(Y; S)$ のパラメータ推定値にバイアスが生じることになる。以上のバイアス補正の考え方を概念図として示したものが図-2である。

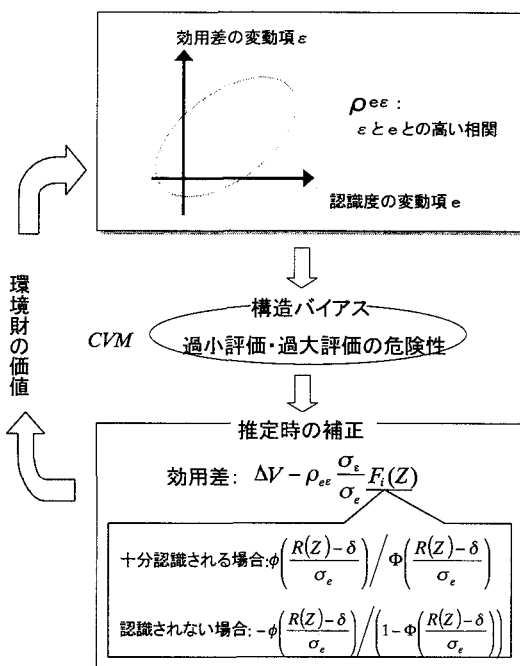


図-2 CVM(効用差モデル)のバイアス補正

3. ケーススタディ

3.1 調査概要

本研究では認識度が異なると考えられる幾つかの環境財を対象として、認識度の違いが CVM による環境価値の計測結果に及ぼすバイアスを定量化することを試みる。具体的には、環境財の集合体である公園を舞台として、①緑環境(みどりの豊かさ)、②親水環境(水辺へのアクセス)、③衛生美観および④静けさという4つの要素を取り上げる。

調査においては多様な属性の利用者からの回答を得ることを目的として、平成7年度都市公園利用実態調査報告書⁹⁾に基づき、誘致圏の大きな都市公園を対象とし、かつ上記4つの要素が網羅されていることを条件に代々木公園を選定した⁹⁾。代々木公園は明治神宮に隣接しており、面積約54haを有する東京都区内で4番目に大きな都市公園であり、森林公園地区と陸上競技場、野外ステージなどを備えた広場地区から構成される。質問は成人を対象とし実施し、現地に直接回答を求めた。調査概要を表-1に示す。また、対象とした回答者の個人属性は図-3の通りである。

表-1 調査の概要

配布日時	1997年12月6日(土)	1997年12月7日(日)
場所	代々木公園	
調査方法	面接法	
回収サンプル	111サンプル	48サンプル

3.2 推定の手順

① 認識度モデルのパラメータ推定

式(6)において認識度関数 $R(\cdot)$ を回答者属性群 Z の線形結合として特定し、その係数パラメータおよび閾値 δ の推定を行った。これらのパラメータ値は標準偏差 σ_e を含んだ形で推定される。ここで、 σ_e と $R(Z) - \delta$ のパラメータを分離推定することは困難なため、 $\sigma_e = 1$ と標準化した。なお、回答者が各要素を環境財として十分認識しているか否かについては、認識の度合いを4段階評価で尋ねた主観値と公園への来訪頻度から判別した。すなわち、平均月1回以上の来訪経験をもち公園内の環境を熟知した上で、各環境財の重要度を「非常に重要」(4段階評価のうちレベル4)と回答した場合を認識している状況と定義した。調査結果においてこの認識割合は、緑環境では回答者全体の25.2%、親水環境では8.8%、衛生美観では23.3%、静けさでは13.2%を占めている。パラメータ推定に際しては式(6)に最尤推定法を適用した。

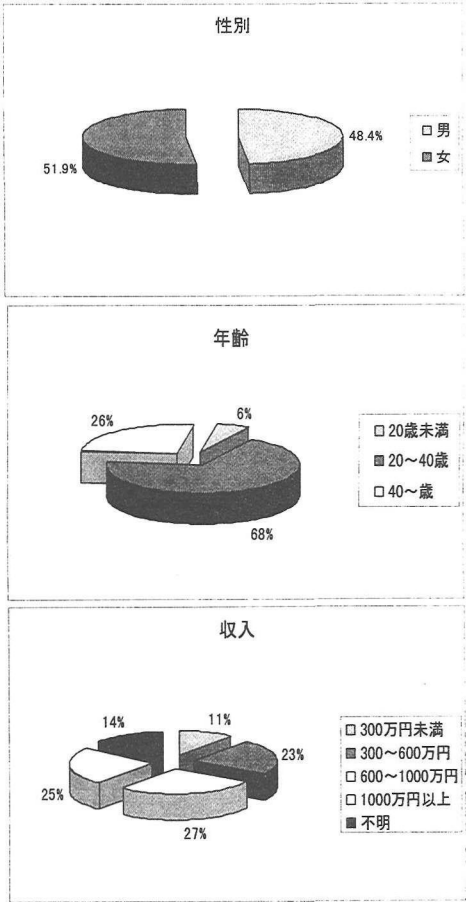


図-3 回答者の属性

② 効用差モデルのパラメータ推定

式(3)において効用差 ΔV を対数線形型として特定し、これに認識度モデルの推定結果をもとに産出されたバイアス補正項を考慮した上で、最尤推定法により係数パラメータを推定するという二段階推定を行った。これらのパラメータ値は σ_e を1と標準化した上で推定される。回答者の状態選択(支払いの有無)については、注[1]に示す二項選択の結果を用いた。

以上の2つの推定結果は表-2、表-3の通りである。

3.3 推定結果の考察

(1) 認識度モデルの推定結果

推定結果より、いずれの環境要素に関しても尤度比、的中率がともに高く適合度の高いモデルが得られていることがわかる。パラメータの符号に関しては、収入に関してどの項目も正を示しており、収入が高い

表－２ 認識度モデルの推定結果

		パラメータ値 (t値)			
		緑環境	親水環境	衛生美観	静けさ
個人属性	性別(男性)ダミー	0.318 (1.24)	0.340 (0.90)	0.202 (0.77)	0.746 (2.39)
	年齢(60代以上)ダミー	1.255 (2.61)	1.845 (3.07)	1.709 (3.49)	0.998 (1.98)
	収入[*100万円]	0.059 (1.38)	0.068 (0.97)	0.104 (2.21)	0.056 (1.12)
	職業(会社員)ダミー	-0.283 (-1.10)	-0.193 (-0.50)	-0.177 (-0.66)	-0.276 (-0.92)
	職業(主婦)ダミー	-1.076 (-1.52)	-4.966 (-0.03)	-0.636 (-0.98)	-0.252 (-0.36)
閾値		1.169 (3.09)	2.218 (3.64)	1.611 (3.90)	1.812 (3.97)
尤度比		0.256	0.692	0.315	0.452
的中率		76.3	93.1	79.4	84.7

表－３ 効用差モデルの推定結果

		パラメータ値 (t値)			
		緑環境	親水環境	衛生美観	静けさ
提示額[円]		-0.573 (-5.71)	-0.473 (-5.46)	-0.659 (-6.20)	-0.176 (-1.29)
所要時間[分]		-0.411 (-3.08)	-0.175 (-1.41)	-0.297 (-2.04)	-0.200 (-0.27)
個人属性	性別(男性)ダミー	-0.365 (-1.28)	-0.081 (-0.30)	0.034 (0.12)	-0.539 (-5.26)
	年齢(60代以上)ダミー	0.550 (-0.99)	0.692 (1.31)	-0.252 (-0.41)	-0.023 (-0.08)
	収入 [*100万円]	0.168 (0.79)	0.210 (1.02)	-0.066 (-0.30)	1.102 (1.71)
	職業(会社員)ダミー	0.485 (1.70)	0.378 (1.40)	0.501 (1.66)	0.676 (2.31)
	職業(主婦)ダミー	-0.894 (-1.31)	-0.060 (-0.11)	-0.134 (-0.20)	0.323 (1.03)
バイアス補正項		0.118 (0.59)	-0.404 (-1.25)	0.482 (1.83)	0.752 (1.21)
定数項		4.857 (4.90)	3.046 (3.55)	5.081 (4.95)	2.020 (2.00)
尤度比		0.364	0.299	0.437	0.500
的中率		75.6	78.6	79.4	84.0
支払意志額の期待値(円/年)		1794	2012	1274	670

ほど各要素への認識が強いという関係が伺える。また、表－２の結果においては、高齢者層の環境財への認識が相対的に高いという傾向が捉えられており、この理由としては余暇時間を利用して自然に親しむ機会が多いことなどが考えられる。しかしながら、費用との補償関係を考慮した効用尺度においては、こうした年齢の影響は小さいとの結果が表－３に示されている。職業別に見ると、会社員ダミー、主婦ダミーが負のパラメータ値を示している。これら値は自営業や専門職の回答者のパラメータ値を０として基準化した値であり、会社員については公園の利用機会が限られていることが認識の低さを生じていると考えられる。なお、閾値パラメータも有意な値を示し、式(6)のモデル構造が概ね妥当であることが示されている。

(２) 効用差モデルの推定結果

効用関数の説明変数としては、認識度モデルと同様な個人属性に加え、費用負担に関する提示額、公園までの所要時間およびバイアス補正項を用いた。尤度比、的中率から判断されるモデルの適合度は良好である。提示額および所要時間のパラメータは期待された負の符号を示している。バイアス補正項に着目すると、親水環境に関しては負のパラメータ値、その他の環境要素については正のパラメータ値が得られている。こ

のことは親水環境に関しては、認識が低い場合にはその環境価値が過小評価される傾向にあり、その他の要素では、認識が低い場合には過大評価される傾向にあることを示している。なお、緑環境については補正項のパラメータ値およびt値が小さく、認識に起因したバイアスが最も小さいという結果が得られている。また、バイアス補正項はいずれも十分に有意な値とは言えない。これについてはサンプル数の少なさや説明変数の制約等にもよると考えられ、別途検討が必要である。

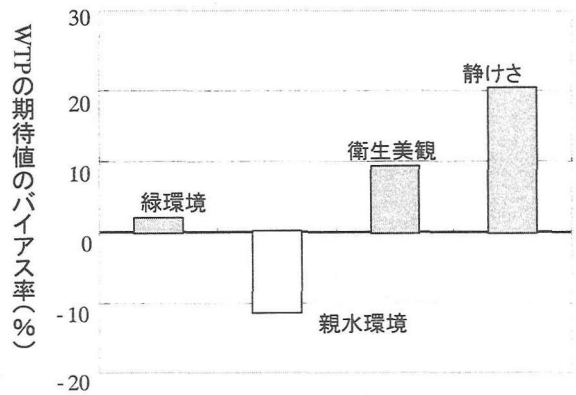


図-4 認識度の影響を考慮しない場合の支払意志額のバイアス

次に、式(12)に従いバイアス補正の下に支払意志額の期待値を算定した結果、緑環境で 1794 円/年、親水環境で 2012 円/年、衛生美観で 1274 円/年、静けさで 670 円/年という値が得られている。図-4 は、この結果に対して補正なしの場合（式(4)）の結果をバイアス率として表示したものである。これより、静けさ、親水環境、衛生美観の順に、認識の差に起因したバイアス率が高く、静けさについては 20%を超える過大評価がもたらされていることが読み取れる。以上のように算定されたバイアス率の大きさは、式(12)の $\rho_{ee} \sigma_e / \sigma_\varepsilon$ の大きさに依存している。静けさに関する正のバイアス率が高いという結果は、効用の誤差成分 ε と認識度の誤差成分 e とが正の相関を示し、かつその相関が高いかあるいは両者の分散比が大きいかという状況を示唆している。また、親水環境に関する負のバイアス率は ε と e との負の相関関係を反映している。他の環境要素と異なり親水環境のみについて負の相関（ $\rho_{ee} < 0$ ）が見られた理由としては、対象とした代々木公園の親水性に関する認識が来住者ごとに様々であり、人によっては親水機能を認めない等の見方があったためと考えられる。なお、以上の結果は複数の評価対象に関する同時質問に起因した順序効果等を含む可能性があり、バイアスの方向や大小関係を示すにとどまる。

4. おわりに

本研究では、環境財に対する認識度と価値評価との連動モデルの構築により、環境財への認識が価値評価に及ぼす構造的バイアスを定量化し、補正するための方法論を示した。これを大規模都市公園に関する幾つかの環境要素の評価に適用し、以下の知見が得られた。

- 1) 認識の不足に起因したバイアスは、緑地環境については小さいが、親水環境、衛生美観や静けさという要素については無視できない大きさである。
- 2) 上記のバイアスに伴い、親水環境に関してはその価値が過小評価される傾向にあり、衛生美観や静けさについては過大評価される傾向にある。

なお、認識度という概念を定量化するにあたり、本稿では閾値の設定に基づき十分認識されている場合と認識されていない場合のみを区別した。こうした単純化のために本研究が意図した構造的バイアスの補正が十分には達成されていない可能性がある。これについては、二変量順序プロビット適用により重要度指標を多段階に設定したままで推定するなど、情報をより有効に活用しうる分析方法の導入が望ましい。また、本稿で示したバイアスの試算例は限られたサンプルの下での分析結果にとどまる。バイアス率の厳密な評価のためには、サンプル数の確保とともに順序効果の排除や抵抗回答の選別など質問票の設計に関わる再検討が必要である。

注[1]：調査票における質問形式は次の通りである。なお、(*) には、100, 500, 1000, 3000, 5000, 10000 円を設定した。

以下の質問では、環境保全のための「代々木公園保全基金」(仮称)を通じて、あなた自身がお金を負担 (寄付) するとお考え下さい。

C-1 公園のみどりの維持について

仮に、害虫の発生などにより、公園の全樹木が枯れて緑が失われてしまうとします。これを防ぐために、年間(*)円を負担してもよいと思いますか？

1. 負担してもよい

2. 負担しない

C-2 公園の水辺の維持について

仮に、公園内の川や池の水質が悪化し、水が濁る、悪臭を放つなどの被害が生じ、水辺に近づけなくなるとします。それを防ぐための費用として、年間(*)円を負担してもよいと思いますか？

1. 負担してもよい

2. 負担しない

C-3 公園の衛生・美観の維持について

仮に、公園内のゴミや、落ち葉、カラスのフンなどによる汚れが目立ち、美観の維持が損なわれるとします。それを防ぐための費用として、年間(*)円を負担してもよいと思いますか？

1. 負担してもよい

2. 負担しない

C-4 公園の静けさの維持について

仮に、公園周辺の開発が現状より進み、人の通りが多くなり、公園内が今よりうるさくなったとき、それを防ぐための費用として、年間(*)円を負担してもよいと思いますか？

1. 負担してもよい

2. 負担しない

参考文献)

- 1) 藤本高志：奈良県農業試験場研究報告, 特別報告, 1995.
- 2) 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, pp20-26, 1997.
- 3) 栗山浩一：釧路湿原における湿原景観の環境価値の計測, 林業経済研究 No.126, pp45-50, 1996.
- 4) 林山泰久, 肥田野登, 内山智, 菅野祐一：高齢者のための都心商業・業務地区における歩行空間整備効果への仮想的市場評価法の適用性一疑似体験が包含効果に与える影響一, 日本都市計画学会学術研究論文集, No.32, 1997.
- 5) Cameron, T.Y and M.D.James: Efficient Estimation Method for Close-Ended Contingent Valuation Surveys, The Review of Economics and Statistics, 69, pp269-276, 1987.
- 6) Hanemann, W.M.: Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, American Journal of Agricultural Economics, 66, pp332-341, 1984
- 7) Park, T. and J.Loomis: Comparing Models for Contingent Valuation Surveys-Statistical Efficiency and the Precision of Benefit Estimate-, Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics, 21(2), pp170-176, 1992.
- 8) 東京都建設局公園緑地部・(株) サンビーム：平成7年度都市公園利用実態調査報告書, 1996
- 9) 東京都建設局: 都立公園ガイド, pp98-99, 1997.
- 10) 原田誠, 土井健司, 高田和幸：想起度概念に基づく観光選択のモデル化と南関東自然観光地域への適用, 土木計画学研究・講演集 20 (1), pp315-318, 1997.
- 11) Daniel P. Mcmillen, John F. McDonald: Simultaneous equations model of zoning and land values, Regional Science and Urban Economics, 21, 1991.