



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	自然環境の非利用価値推定と今後の研究展望
Author(s)	諏訪, 竜夫
Citation	経済学研究, 63(2), 97-109
Issue Date	2014-01-24
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/54578
Type	departmental bulletin paper
File Information	ES_63(2)_97.pdf



自然環境の非利用価値推定と今後の研究展望

諏訪 竜夫

I. 序

これまでの環境経済学に関する多くの文献¹⁾では生物多様性、独自の生態系・景観等はレクリエーションとして「利用価値」だけでなく、それらを利用せずとも認める価値である「非利用価値」も有すると述べられている。この自然環境が持ちうる利用価値と非利用価値を分けて考えることは自然環境保全政策の評価を行う際に非常に重要であると考えられる。一般に利用価値はサイト利用者だけが享受する一方で、非利用価値はサイトの訪問・利用の有無に変わらず多くの人に認知される。そのため利用価値と非利用価値では、その便益が波及する範囲が異なる可能性がある。そのため非利用価値を持ちうる自然環境の環境質を変化させる政策の評価（費用便益分析）を行う際には、この2種類の価値の違いに留意することが必要となるであろう。

これまで自然環境の持つ価値やその保全便益を評価するために様々な環境評価手法が開発・実施されてきた。それら手法は、仮想的な意志表示データである「表明選好データ」を用いる仮想評価法（CVM）や選択型実験（コンジョイント分析）などの表明選好法と、個人の実際の行動データである「顕示選好データ」を用いる旅行費用法などの顕示選好法に二分することできる。さらにこれらの環境評価研究の文脈においては、非利用価値の評価するためには顕示選好法は用いることができず、表明選好法の適用が必要であると考えられてきた。これは Mäler (1974) によって顕示選好法により環境評価を行う場合は「弱補完性」という仮定を導入する必要性が示され、その仮定のもとでは非利用価値の存在は否定されるためである。しかし近年では Phaneuf *et al.* (2000) によってクーンタッカーモデル（KT）と呼ばれる明確なミクロ経済学的背景を持つ顕示選好手法が環境評価の分野に提示された。この KT は日本でも適用事例が増えつつあり、日本の自然公園にこの手法を適用した研究として Suwa (2008) や 柘植 *et al.* (2011) などを挙げることができる。しかし一般に自然公園の自然環境は希少な生態系、独自の景観を持つことから非利用価値の存在が十分に予想される。

このような研究動向を踏まえ、本研究では表明選好法である CVM を用いて自然公園が持つ非利用価値の有無を検証することを試みた。本研究では北海道東部の知床国立公園を研究対象とし、知床国立公園の仮想的な保全政策に関する CVM 調査を行った。この調査では北海道東部地域の一般市民に知床国立公園へのレクリエーション目的での立入が禁止された状況下で、公園内の自然環境を保全する政策に対して、どの程度の支払意志額を表明するかをたずねた。これらの調査結果から、この地域の住民は知床国立公園の訪問が不可能な状況下でも、その公園内の自然環境保全に価値を認めていることが示された。このことは自然公園での弱補完性の不成立と非利用価値の存在の

1) たとえば Turner *et al.* (1993) chapter 8, Freeman III (2003) chapter 5 等。

正当化を意味している。しかし KT を含む顕示選好法では、弱補完性の仮定から自然公園内の自然環境の非利用価値を評価することが難しいのが現状である。そのため今後の自然公園等のレクリエーション・サイトの環境評価研究では、CVM 等の表明選好法を援用することにより KT 等の最新の顕示選好手法で自然環境が持つ非利用価値を把握していくことが重要であるといえよう。

次節以降の構成は次の通りである。次節ではこれまでの弱補完性に関する先行研究のレビューを示す。Ⅲ節では本研究の調査対象地域である北海道東部の自然公園の概要を示し、本研究で実施したアンケート調査の詳細とその調査に含まれる CVM 調査の概要を示す。Ⅳ節では本研究で用いる CVM 調査の推定方法と推定結果、さらに支払意志額の計測結果が示される。最後にⅣ節において本研究より得られた結論と今後の研究の展望を簡潔に述べる。

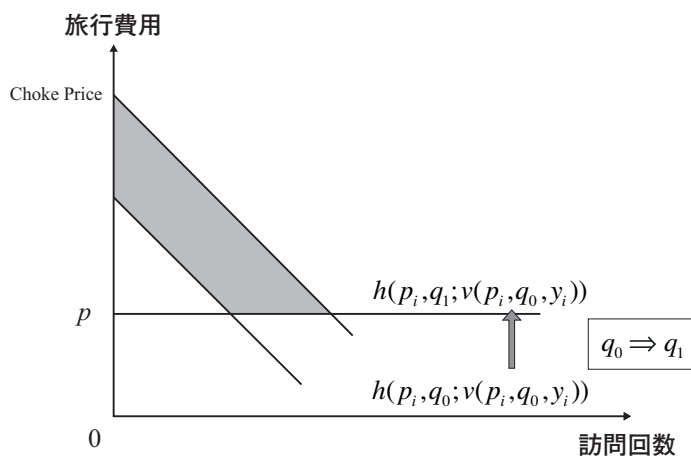
Ⅱ. 文献のレビュー

環境経済学の多くの文献では自然環境は利用価値だけでなく非利用価値を持つことが言及されている。ここでいう非利用価値とは、レクリエーション等で利用しないにも関わらずその自然環境に対して認める価値のことである。また環境評価手法は顕示選好法と表明選好法に大別することができる。Mäler (1974) はこの顕示選好法である旅行費用法において、補償需要曲線のシフトによって環境質変化の厚生測度（補償余剰、等価余剰）を計測するためには旅行回数と環境質の間に「弱補完性」が成立しなくてはならないことを示した。この弱補完性とは2点で構成される。

弱補完性

- 1, 訪問需要はその需要が0となる Choke Price を持つ。
- 2, 訪問需要が0の場合はその訪問先の環境質の変化は効用に影響を与えない。

この弱補完性の2点目は、分析対象とする環境質は非利用価値を持たないということを意味している。



注：Mäler (1974) Chapter 5 Figure 9 参照。

図 1

顕示選好法において、この弱補完性の仮定が必要となる理由は図1で示される。図1の中で h は

補償（ヒックスの）需要関数， i は個人を表すインデックス， p は旅行費用， q は訪問先の環境質， v は間接効用関数， y は所得を表す。

いま環境質が q_0 から q_1 に改善したとする。この改善によって生じる補償余剰を旅行費用法によって計測するためには、図1の中に濃色で示された面積が補償余剰と一致しないといけない。そのためには「弱補完性」の仮定が必要となるのである²⁾。これが顕示選好法で弱補完性の仮定が必要となる理由である。

一方，Larson (1992)は補償需要関数が環境質変化に影響を受けないというヒックス中立性を仮定することにより，顕示選好法からも非利用価値を含む総価値を計測できることを示した。しかしFlores (1996)はこのLarsonのアプローチと弱補完性アプローチの同一性を示し，顕示選好法による価値評価に非利用価値を含めることが困難であることを示した。

一方，近年ではPhaneuf *et al.* (2000)によってクーンタッカーモデル (KT) と呼ばれる斬新な分析手法が環境評価の分野に提示された。この手法では個人の行動は，予算制約とサイト訪問回数の非負制約を伴う下記の効用最大化問題にしたがうと仮定する。

$$\begin{aligned} \max_{X_i, Z_i} U &= \sum_{j=1}^M \exp(\delta' q_j + \varepsilon_{ij}) \ln(X_{ij} + \theta_j) + \ln Z_i \\ \text{s.t.} \quad & p_{ij}' \cdot X_i + Z_i = Y_i \\ \text{s.t.} \quad & X_{ij} \geq 0, \quad \forall j \end{aligned}$$

ここで j はレクリエーション・サイトを表すインデックス， q_j はサイト環境質ベクトル， X_{ij} はサイト訪問回数， Z_i はサイト訪問以外の消費支出， Y_i は所得， p_{ij} はサイト訪問費用， δ と θ_j はパラメータ， M はサイトの数， ε_{ij} は誤差項である。

このKTでは各サイトの訪問回数データ X_{ij} （顕示選好データ）を観測し， X_{ij} が0の場合は効用最大化の端点解が実現し， X_{ij} が正の場合は内点解が実現したと仮定することにより，効用関数の選好パラメータの δ と θ_j を推定していく。これらの推定結果をもとに， q_j や p_{ij} が変化した場合の厚生測度（補償余剰，等価余剰）を計測することができる。このようにKTは非常に明確なマイクロ経済学的バックグラウンドを持つといえる。

この手法のもう一つの特筆すべき点としては，Phaneuf *et al.* (2000)が言及しているように，上述の効用関数のもとでは θ_j が1以上である場合は X_{ij} が0であって q_j の変化が効用水準に影響を与えうる点である。このことは，個人 i はサイト j を訪問しなくてもそのサイトの環境質が改善されることに価値を認めていることを意味している。これは顕示選好法であるKTは弱補完性を前提とせず，環境質改善の非利用価値を導出できる可能性を示唆している。

しかし一方で，Herriges *et al.* (2004)は θ_j の大きさに拘わらず常に弱補完性を満たす（非利用価値が生じない）次の効用関数を提示した。

$$U = \sum_{j=1}^M \exp(\delta' q_j + \varepsilon_{ij}) \ln[(X_{ij} + \theta_j) / \theta_j] + \ln Z_i$$

この効用関数とPhaneuf *et al.* (2000)で用いたられた弱補完性を満たさない（非利用価値が生じうる）効用関数は同一の需要関数を持つため，KTにおいて両者は同一の推定結果をもたらす。

2) 弱補完性の数学的解説やヒックス中立性アプローチの解説は柘植 (2011) に詳しい。

そのためどちらの効用関数が望ましいかを統計的に検定することはできない。この例証によって、顕示選好データからだけではKTによって環境質改善の非利用価値を頑健に導出することが困難であることが示された。

一方、Eom and Larson (2006) は顕示選好法と表明選好法を結合させる新しい環境評価手法を提示した。この研究では単一サイトの旅行費用法とCVMを結合させることにより、弱補完性の成否を統計的に検定する手法を提示した。この研究は今後のKTを自然公園等の非利用価値の存在が疑われるサイトの適用する際に重要な指針を与えているといえる。Herriges *et al.* (2004) が提示した問題点を克服し、単一サイトではなく複数サイトの分析が可能な顕示選好法であるKTによって自然環境の非利用価値を導出するために、この研究と同様にCVM等の表明選好法を援用することが重要になるであろう。

Ⅲ. フィールド・サイトとデータ

本研究では北海道東部の十勝、オホーツク、釧路、根室管内³⁾の自然公園に着目する。この地域には図2が示すように大雪山国立公園、釧路湿原国立公園、阿寒国立公園、知床国立公園と日高山脈襟裳国定公園、網走国定公園と、厚岸道立自然公園と野付風蓮道立自然公園、斜里岳道立自然公園等の多くの自然公園が存在する⁴⁾。この地域を本研究のフィールド・サイトに選定した理由は、この地域の北海道の他の地域とは日高山脈、大雪山系によって、さらに北海道外とは海によって地理的に隔絶されているからである。この地域の住民は自然公園を訪問する際は地域内の自然公園のみを主要な訪問選択肢としている可能性が高いと考えられる。またこの地域は2005年にUNESCOにより「世界自然遺産」に登録された知床や日本で最も広い面積を持つ国立公園である大雪山国立公園を含む等、全国的にも豊かな自然環境が現存している地域である。これらの理由から本研

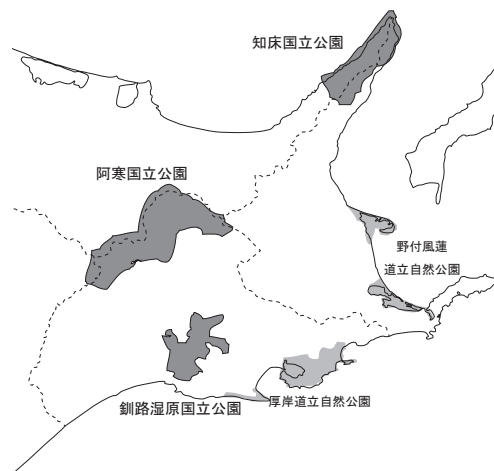


図2 道東の自然公園の一部

3) 本研究での北海道の十勝、オホーツク、釧路、根室管内を「道東」と呼称する。

4) この地域には天塩岳道立自然公園も存在するが当自然公園は対象地域からアクセスが困難なため本研究の分析対象に含めていない。

究ではこの道東の自然公園を研究対象フィールドに選定し、この地域の住民に対して後述のアンケート調査を実施した。

Ⅲ.1 アンケート調査

本研究では2013年3月に株式会社インテージ・リサーチに依頼し、インターネットによるアンケート調査を実施した。この調査では道東（十勝，オホーツク，釧路，根室管内）に居住するモニター（一般市民）に対して、地域内の自然公園に関するアンケート調査を行った。このアンケートでの回答者数は822サンプルであり、回収率（有効回答数／依頼数）は72.2%であった。この822サンプルから必要不可欠なデータが欠損しているサンプルを除外し、残りの809サンプルを本研究の分析に採用した。

このアンケート調査では回答者の個人属性データの収集を行った。それらのデータには居住地（郵便番号）、性別、年齢、世帯人数、年間休暇日数、週労働時間等が含まれる。アンケート調査では回答の簡易性、回答への抵抗感の減少を図るため、所得、年間休暇日数、週労働時間は、階級⁵⁾を選択する形式とした。またこのアンケートでは知床国立公園をはじめとする北海道東部の自然公園への2012年1年間の訪問回数データを収集した。さらに各回答者の居住地データから道東の自然公園までの道路上での距離⁶⁾を計測した。これらの個人属性の記述統計は表1に示されている。

表1 回答者の個人属性

変数(単位)	平均	標準偏差
性別(ダミー)	0.51792	
年齢	45.614	10.903
子供の有無(ダミー)	0.36094	
世帯人数	2.8949	1.3707
週労働時間(h)	29.048	23.745
年間休暇日数	113.62	71.020
年間可処分所得(千円)	4,504	3,363
知床までの距離(km)	180.28	34012
知床の年間訪問回数	0.34858	1.3867
サンプル数	809	

Ⅲ.2 CVM 調査

アンケートでは調査対象地域内の知床国立公園⁷⁾に関して、公園内の自然環境保全に関する政策に関する意識をアンケート回答者に問う仮想評価法（CVM）調査も同時に実施した。

日本の自然公園は国立公園，国定公園，都道府県立自然公園の3種類に分類することができる。また自然公園内は人為的な活動（動植物の採取，建築物の構築等）が規制される「特別地域」とその規制が弱い「普通地域」に分類される。さらに国立公園と国定公園の「特別地域」の中には，最

5) 例えば，年間可処分所得では50万区切りの階級データを設定し，各階級の中央値を階級値とした。

6) この距離計測には地理情報ソフト「電子地図Z Professional 7」のルート探索機能（推奨道路）が用いられた。

7) 本研究でのアンケート調査で立公園だけでなく阿寒国立公園と大雪山国立公園に関しても同様のCVM調査を実施している。しかし本研究では独自の生態系から世界自然遺産に指定され，一定程度の非利用価値の存在が想定される知床国立公園をCVM調査での分析対象に選定した。

も強く人為的な活動が規制される『特別保護地区割合』を設定することができる。表2には知床国立公園の「特別保護地区」,「特別地域」,「普通地域」が示されている。

表2 知床国立公園の属性

面積	特別保護地区面積割合	特別地区面積割合	普通地区面積割合
38,636 ha	60.9%	100.0%	0.0%

出典：環境省自然環境局（2013）。

本研究のCVM調査ではこの知床国立公園を対象として次の2つの政策で構成される『仮想的政策』を回答者に提示した。

『仮想的政策』

- 1, 知床国立公園には今後50年間レクリエーション目的で立ち入ることができない。
 - 2, 知床国立公園の特別地域がすべて『特別保護地区』に指定される。
- これにより知床国立公園内の特別保護地区面積割合が60.9%から100%にまで拡充される。

この『仮想的政策』によって知床国立公園でのレクリエーション機会が失われる一方で, 知床国立公園内の自然環境がより一層保全されることを意味する。この政策に対する一般市民の支払意志額(Willingness to Pay(WTP))は下記のように2種類の価値変化の合計によって構成されることができる。

$$WTP = \text{レクリエーション利用価値損失} + \text{自然環境保全の非利用価値向上}$$

本研究でのCVM調査では, 回答者に対して最初にこの『仮想的政策』自体に対する賛否を尋ねた。さらに賛成した回答者に対してのみ, 『仮想的政策』の実施に必要な年間の税負担額を, 表3で示めされる3通りのパターンでランダムに提示した。この際にHanemann *et al.* (1991)で提示された方法に従い, 税額の支払に賛成すればより高い税額を提示し, 反対すればより低い税額を提示する2肢2段階の形式での質問が行われた。最初に仮想的政策に反対した人数, 3通りある各提示パターンが示された人数は表3の中に示されている。

表3 提示額

提示パターン	下方提示額(千円/年)	初回提示額(千円/年)	上方提示額(千円/年)	人数
『仮想的政策』に反対				307
1	1,000	2,000	5,000	175
2	2,000	5,000	10,000	157
3	5,000	10,000	20,000	170
サンプル数				809

Ⅳ. 推定

Ⅳ.1 推定方法

本研究では仮想評価法（CVM）により『仮想的政策』に対する支払意志額の推定を行う。本研究ではCameron and James（1987）にしたがい各個人の『仮想的政策』に対する支払意志額（WTP）を次のように定式化⁸⁾する。

$$WTP_i = \gamma z_i + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

ここで i は個人を表すインデックス、添え字の γ はパラメータベクトル（行ベクトル）、 z_i は個人属性ベクトル（列ベクトル）である。本研究ではこの個人属性には「性別」、「年齢」、「自宅から知床国立公園までの距離」、「昨年1年間での知床国立公園の訪問回数」を採用した。また ε_i は平均0、分散 σ^2 の正規分布にしたがう誤差項である。

本研究ではアンケート調査によって回答者に対して、知床国立井公園への50年間のレクリエーション目的での立入禁止と公園内の特別保護区拡充とで構成される『仮想的政策』の実施に対する賛否をたずねた。ここでアンケート回答者の個人 i が『仮想的政策』自体に反対した場合に1、他の場合に0となるダミー変数を d_{ni} とする。

その後に『仮想的政策』に賛意を示した回答者に対してのみ政策実施のための年間負担額が提示され、その負担に賛否が問われた。さらに本研究ではHanemann *et al.*（1991）にしたがい、初回提示額に賛成した回答者にはより高額な負担額が、反対した回答者にはより低額な負担額が提示され、その2回目の提示額に対する賛否も問われた。この2肢2段階の質問形式における提示額は表3で示されている。

ここで『仮想的政策』自体には賛成した場合において、初回提示額 t_{li} に賛成した上でより高額な2回目の提示額 t_{hi} にも賛成することを示すダミー変数を d_{yyyi} 、初回提示額に賛成したがより高額な2回目の提示額には反対することを示すダミー変数を d_{yyhi} 、初回提示額に反対したがより低額な2回目の提示額 t_{li} には賛成することを示すダミー変数を d_{ynyi} 、初回提示額に反対した上でより低額な2回目の提示額 t_{li} にも反対したことを示すダミー変数を d_{ynni} とする。このとき本研究のCVM調査の提示額パターンの構造は図3で表現される。

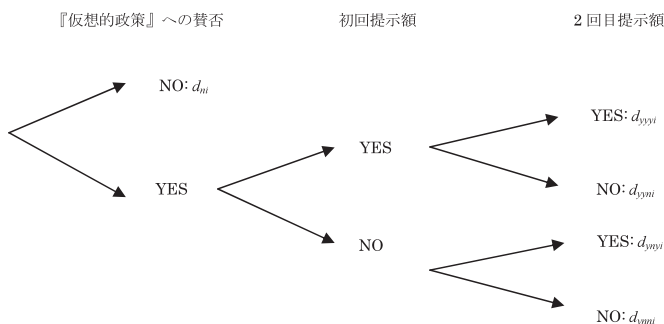


図3 提示額パターン

8) Haab and McConnell（2002）では $WTP_i = \exp(\gamma z_i + \varepsilon_i)$ という定式化も示されているが、本研究では WTP が負となる可能性を考慮するために線形の関数型を選択した。

ここで d_{ni} , d_{yyyi} , d_{yyyi} , d_{yyyi} , d_{ynni} が 1 となる確率をそれぞれ P_{ni} , P_{yyyi} , P_{yyyi} , P_{yyyi} , P_{ynni} とすると, それらを用いて本研究の CVM 調査における対数尤度関数⁹⁾は次のように書き表すことができる。

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^n \left(d_{ni} \log P_{ni} + d_{yyyi} \log P_{yyyi} + d_{yyyi} \log P_{yyyi} + d_{yyyi} \log P_{yyyi} + d_{ynni} \log P_{ynni} \right) \\ &= \sum_{i=1}^n \left(d_{ni} \log(1 - \Phi(\gamma z_i / \sigma)) + d_{yyyi} \log \Phi((\gamma z_i - t_{ui}) / \sigma) \right. \\ &\quad \left. + d_{yyyi} \log(\Phi((\gamma z_i - t_{li}) / \sigma) - \Phi((\gamma z_i - t_{ui}) / \sigma)) \right. \\ &\quad \left. + d_{yyyi} \log(\Phi((\gamma z_i - t_{li}) / \sigma) - \Phi((\gamma z_i - t_{li}) / \sigma)) \right. \\ &\quad \left. + d_{ynni} \log(\Phi(\gamma z_i / \sigma) - \Phi((\gamma z_i - t_{li}) / \sigma)) \right) \end{aligned}$$

ここで Φ は標準正規分布の累積密度関数を表す。この対数尤度関数を最大化する γ と σ の値を最尤推定値として求めることができる。

Ⅳ.2 推定結果

本研究では先述した対数尤度関数を最尤法で推定¹⁰⁾することにより σ と γ の推定を行った。本研究の推定では Z_i には、『仮想的政策』への支払意志額に影響を与える可能性がある個人属性として「性別」, 「年齢」, 「知床までの距離」, 「知床への年間訪問回数」を採用した。その推定の結果は表 4 に示されている。

表 4 推定結果

パラメータ (変数名)	推定結果	t 値
σ	5808.7	26.052 ***
γ_0 (定数項)	-1576.1	-4.6661 ***
γ_1 (性別)	1065.3	2.3781 **
γ_2 (年齢)	28.823	1.9790 **
γ_3 (知床までの距離)	4.0322	1.2631
γ_4 (知床への年間訪問回数)	-29.895	0.17706
$\log L$	-1231.1	
N	809	

注) *** - 1% 有意水準, ** - 5% 有意水準, * - 10% 有意水準。

表 4 の推定結果は「性別」と「年齢」が有意に正に推定されたことを示している。このことは男性である個人, 年齢がより高い個人が『仮想的政策』に対する支払意志額がより高いことを意味している。一方で, 知床国立公園までの「距離」と 2012 年 1 年間の「訪問回数」は有意に推定されなかった。このことは『仮想的政策』の当該地域までの距離と訪問回数はその政策への支払意志額に影響を与えていないことを示唆している。

Ⅳ.3 支払意志額の計測

次に知床国立公園での『仮想的政策』に対する支払意志額をもとめる。支払意志額 (WTP) の

9) P_{ni} , P_{yyyi} , P_{yyyi} , P_{yyyi} , P_{ynni} の導出は巻末の付録で示している。

10) 本研究ではパラメータ推定, 支払意志額計測には Ox.version 6.20 (Doonik and Ooms (2006)) が用いられた。

期待値と中央値 (Median) は次式¹¹⁾で定義することができる。

$$E(WTP_i | z_i, \gamma) = MD(WTP_i | z_i, \gamma) = \gamma z_i$$

この式中の γ に表 4 で推定されたパラメータ $\hat{\gamma}$ を用いたところ、『仮想的政策』への年間支払意志額の値は 1,007 円となった。さらに Krinsky and Robb (1986) によって提示された方法¹²⁾により、この支払意志額の 95% 信頼区間を求めた。その信頼区間は表 5 で示されている。

表 5 年間支払意志額と信頼区間

支払意志額 (円/年)	1007.0
95% 信頼区間 (円/年)	[560.9, 1448.9]

ここで支払意志額は『仮想的政策』によって知床国立公園が閉鎖されることによる不便益と、その状況下で公園内の特別保護地区が拡充されることの便益を総計した評価額であると見なすことができる。表 5 はその支払意志額が正に推定され、なおかつ 95% 信頼区間内には 0 が含まれていない。この結果はレクリエーション利用の規制と自然環境保全で構成される『仮想的政策』に対する支払意志額は次式のとおりに有意に正であることを意味している。

$$\text{支払意志額} = \text{利用価値喪失 (負)} + \text{非利用価値向上 (正)} > 0$$

このことは言い換えれば、知床国立公園が閉鎖された状況での公園内の自然環境の保全の便益が、公園閉鎖の不便益を上回る程十分に大きい正の値を持っていると考えることができる。そのためこの CVM による支払意志額の推定結果は知床国立公園での『仮想的政策』による自然環境保全に対して、レクリエーション利用価値の喪失の大きさ以上の非利用価値を認めていることを意味している。

V. 結論と展望

近年、自然公園等のレクリエーション・サイトの分析には KT 等の顕示選好法の適用が進んでいる。しかし一般に顕示選好法は弱補完性の成立を前提としているために、非利用価値を導出することは困難である。顕示選好法である KT も効用関数の特定化とパラメータの推定結果によっては、サイトの環境質変化に関する非利用価値を計測されることが示唆されている一方で、Herriges *et al.* (2004) により顕示選好データのみから非利用価値を導き出すことの脆弱性が示されている。

しかし環境経済学の多くの文献では世界遺産、生物多様性、独自の生態系、景観等は『非利用価値』を持ちうると述べられている。そこで本研究では道東地域をフィールド・サイトとし、表明選好法である CVM を用いて自然公園の非利用価値の存在の有無を明らかにすることを試みた。本研究では CVM 調査によって道東地域の住民に、知床国立公園のレクリエーション利用が不可能な状況で、その自然環境を保全する政策に対する支払意志額の計測を行った。その分析結果は、地域住

11) $WTP = \gamma z_i + \varepsilon_i$ であるため、 WTP の期待値と中央値は一致する。

12) 本研究の Krinsky and Robb's procedure では、パラメータの分散共分散行列からパラメータを 100,000 回乱数発生させ、各回で支払意志額の中央値を算出し、その大きさの上位 2,500 番目と下位 2,500 番の数値から 95% 信頼区間を算出した。

民はそのような状況でもその自然環境の保全に対して支払意志を持っていることを明らかにした。この結果は知床国立公園等の自然公園の保全は、その訪問・利用が比較的容易でそこに対して一定程度の利用価値を持つ近隣住民にとっても、その利用価値の損失を上回るだけの非利用価値の向上をもたらすことを示している。このことは自然公園等の豊かな自然環境を持つサイトに関しては、通常の顕示選好法が前提とする弱補完性が成立しないことを意味している。

本研究の結果は自然公園等を対象とした環境評価では、その評価に非利用価値を考慮することの必要性を提示しているといえる。そのため今後の環境評価研究の展望としては、最新の顕示選好手法である KT を CVM 等の表明選好法と結合させた上で、自然公園等のレクリエーション・サイトの分析に適用していくことが重要であると考えられる。それにより明確な理論的背景を持つ KT に弱補完性の緩和という現実的な仮定を加えることによって、よりの確かな自然環境の価値評価が可能となるであろう。

謝辞

本研究は日本学術振興会科学研究費補助金（若手(B)研究課題番号 23710050）による助成を受けたものである。また環境経済・政策学会 2013 年大会の参加者から本研究に対して、多くの有益なコメントを頂いた。さらに本研究の成果は北海道大学大学院経済学研究科の吉田文和教授からの指導に依拠している。吉田文和教授の長年にわたる著者へのご指導に心より御礼申し上げる。なお本研究に含まれるあらゆる誤りは著者のみの責任に帰するものである。

参考文献

- Cameron TA, James MD (1987) Efficient Estimation Methods for Use with "Closed-Ended" Contingent Valuation Survey Data, *Review of Economics and Statistics*, 69 (2), pp. 269-76.
- Doornik JA, Ooms M (2006) Introduction to Ox, Timberlake Consultants Press, London.
- Eom YS, Larson DM (2006) Improving Environmental Valuation estimates through Consistent Use of Revealed and Stated Preference Information, *Journal of Environmental Economics and Management*, 52 (1), pp. 501-516.
- Flores NE (1996) Reconsidering the Use of Hicks Neutrality to Recover Total Value, *Journal of Environmental Economics and Management*, 31 (1), pp. 49-64.
- Freeman III AM (2003) The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Method 2nd Edition, Resources for the Future Press, Washington D.C.
- Haab TC, McConnell KE (2002) Valuing Environmental and Natural Resource, Edward Elgar, Northampton.
- Hanemann MW, Loomis J, Kanninen B (1991) Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation, *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (4), pp. 1255-1263.
- Herriges JA, Kling CL, Phaneuf DJ (2004) What's the Use? Welfare Estimation from Revealed Preference Models When Weak Complementarity does not Hold, *Journal of Environmental Economics and Management*, 47 (1), pp. 55-70.
- Krinsky I, Robb AL (1986) On Approximating the Statistics Properties of Elasticities, *Review of Economics and Statistics*, 68 (4), pp. 715-719.
- Larson DM (1992) Further Results on Willingness to Pay for Nonmarket Goods, *Journal of Environmental Economics and Management*, 23 (2), pp. 101-122.
- Mäler KG (1974) Environmental Economics, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Phaneuf DJ, Kling CL, Herriges JA (2000) Estimation and Welfare Calculation in a Generalized Corner Solution Model with an Application to Recreation Demand, *Review of Economics and Statistics*, 82 (1), pp. 83-92.
- Suwa T (2008) Estimation of Spatial Substitution Effect of National Park Trip Demand: An Application of the Kuhn-Tucker Model, *Environmental Economics and Policy Studies*, 9 (4), pp. 239-257.
- Turner RK, Pearce DW, Bateman I (1993) Environmental Economics: An Elementary Introduction, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- 環境省自然環境局 (2013) 『国立公園地種区分別面積・国定公園地種区分別面積』。 <http://www.env.go.jp/park/doc/data/> Cited 30 July, 2013。
- 柘植隆宏 (2011) 「厚生測度の経済理論」 柘植隆宏・栗山浩一・三谷羊平編著『環境評価の最新テクニック：表明選好法・顕示選好法・実験経済学』（補論），勁草書房。
- 柘植隆宏，庄子康，栗山浩一 (2011) 「顕示選好法の最新テクニック 1：端点解モデル」 同上書（第5章），勁草書房。

付録

本研究では知床国立公園への50年間のレクリエーション目的での立入禁止と公園内の特別保護区拡充とで構成される『仮想的政策』に対する賛否をたずねるアンケート調査を実施した。このアンケートに対する回答者の回答パターンは、図3が示すように5通り存在する。ここでは各回答パターン後の確率の導出を示す。

1. $d_{ni}=1$ の場合

ある回答者が『仮想的政策』自体に反対の意を示した場合は、その回答者の『仮想的政策』に対する支払意志額(WTP)は負であると解釈することができる。これは次式で表される。

$$\Pr(d_{ni}=1) = \Pr(WTP_i < 0)$$

この確率を P_{ni} とすると、 WTP_i の定式化より P_{ni} は正規分布の対称性より次のように書き直すことができる。

$$P_{ni} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_{0i} < 0) = \Pr(-\gamma z_i > \varepsilon_{0i}) = \Pr(\gamma z_i < \varepsilon_{0i})$$

ここで標準正規分布にしがたう確率変数 η_i と標準正規分布の累積密度関数 Φ を用いて、この確率を次のように表すことができる。

$$\Pr(\gamma z_i / \sigma < \eta_i) = 1 - \Phi(\gamma z_i / \sigma)$$

2. $d_{yyi}=1$ の場合

次に個人 i が『仮想的政策』に賛成し、この政策の実現のために初回提示額 t_{li} の負担に賛成した上で、より高額な2回目の提示額 t_{ui} にも賛成する場合を考える。この場合では『仮想的政策』に対する支払意志額は正であり、その大きさは初回提示額だけでなく、2回目の提示額すら上回っている。そのため $d_{yyi}=1$ が実現する確率を P_{yyi} とすると、それは次のように書くことができる。

$$P_{yyi} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_{0i} > 0, \gamma z_i + \varepsilon_{li} > t_{li}, \gamma z_i + \varepsilon_{2i} > t_{ui})$$

ここで ε_{li} , ε_{2i} はそれぞれ初回の提示額と2回目の提示額での誤差項である。この同時確率は Bayes's rule から次式のように書き直される。

$$P_{yyi} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_{0i} > 0 \mid \gamma z_i + \varepsilon_{li} > t_{li}, \gamma z_i + \varepsilon_{2i} > t_{ui}) \cdot \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_{li} > t_{li} \mid \gamma z_i + \varepsilon_{2i} \geq t_{ui}) \cdot \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_{2i} > t_{ui})$$

本研究では Hanemann *et al.* (1991) の Interval Data Model にしたがって、推定の簡便化のために各質問段階での誤差項 ε_{0i} , ε_{li} , ε_{2i} は同一の値を ε_i をとると仮定する。このとき $t_{ui} > t_{li} > 0$ であるので、 $\gamma z_i + \varepsilon_i > t_{li}$ かつ $\gamma z_i + \varepsilon_i > t_{ui}$ の条件下で $\gamma z_i + \varepsilon_i > t_{0i}$ となる確率と、 $\gamma z_i + \varepsilon_i > t_{ui}$ という条件下で $\gamma z_i + \varepsilon_i > t_{li}$ となる確率はいずれも1なので、 P_{yyi} は次のように書き直される。

$$\begin{aligned} P_{yyi} &= \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i > t_{ui}) = \Pr(-(\gamma z_i - t_{ui}) < \varepsilon_i) = \Pr(\gamma z_i - t_{ui} > \varepsilon_i) \\ &= \Phi((\gamma z_i - t_{ui}) / \sigma) \end{aligned}$$

3. $d_{yym}=1$ の場合

次に個人 i が仮想的政策に賛成し、初回提示額 t_{li} の負担に賛成した上でより高額な 2 回目の提示額 t_{ui} には反対する場合を考える。この確率 P_{yym} は次のように表される。

$$P_{yym} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i > 0, \gamma z_i + \varepsilon_i > t_{li}, \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{ui})$$

この同時確率は次のように書き直すことができる。

$$P_{yym} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i > 0 | t_{li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{ui}) \cdot \Pr(t_{li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{ui})$$

このとき $t_{ui} > t_{li} > 0$ であるので、 $t_{li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{ui}$ という条件下で $\gamma z_i + \varepsilon_i > 0$ となる確率は 1 なので、 P_{yym} は次のように書くことができる。

$$\begin{aligned} P_{yym} &= \Pr(t_{li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{ui}) = \Pr(-(\gamma z_i - t_{li}) > \varepsilon_i > -(\gamma z_i - t_{ui})) \\ &= \Pr(\gamma z_i - t_{ui} < \varepsilon_i < \gamma z_i - t_{li}) \\ &= \Phi((\gamma z_i - t_{li}) / \sigma) - \Phi((\gamma z_i - t_{ui}) / \sigma) \end{aligned}$$

4. $d_{yyi}=1$ の場合

さらに個人 i が仮想的政策に賛成し、初回提示額 t_{li} の負担に反対したが、より低額な 2 回目の提示額 t_{li} には賛成する確率を考える。この確率 P_{yyi} は次のように表される。

$$P_{yyi} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i > 0, \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{li}, \gamma z_i + \varepsilon_i > t_{Li})$$

この同時確率は $t_{li} > t_{Li} > 0$ であることから、 P_{yym} の場合と同様に次のように書き直すことができる。

$$\begin{aligned} P_{yyi} &= \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i > 0 | t_{Li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{li}) \cdot \Pr(t_{Li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{li}) \\ &= \Pr(t_{Li} < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{li}) \\ &= \Pr(-(\gamma z_i - t_{Li}) > \varepsilon_i > -(\gamma z_i - t_{li})) = \Pr(\gamma z_i - t_{li} < \varepsilon_i < \gamma z_i - t_{Li}) \\ &= \Phi((\gamma z_i - t_{Li}) / \sigma) - \Phi((\gamma z_i - t_{li}) / \sigma) \end{aligned}$$

5. $d_{yni}=1$ の場合

最後に個人 i が仮想的政策に賛成し、初回提示額 t_{li} の負担に反対し、さらにより低額な 2 回目の提示額 t_{Li} にも反対するこの確率 P_{yni} は次のように表される。

$$P_{yni} = \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i > 0, \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{li}, \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{Li})$$

この同時確率はこれまでと同様に次のように書き直すことができる。

$$\begin{aligned} P_{yni} &= \Pr(\gamma z_i + \varepsilon_i < t_{li} | 0 < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{Li}) \cdot \Pr(0 < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{Li}) \\ &= \Pr(0 < \gamma z_i + \varepsilon_i < t_{Li}) = \Pr(-\gamma z_i > \varepsilon_i > -(\gamma z_i - t_{Li})) = \Pr(\gamma z_i - t_{Li} < \varepsilon_i < \gamma z_i) \\ &= \Phi(\gamma z_i / \sigma) - \Phi((\gamma z_i - t_{Li}) / \sigma) \end{aligned}$$