

個人旅行費用法を用いた木津川河川空間利用便益のリスク分析*

Risk Analysis for Kizu River Recreation Benefit Based on Individual Travel Cost Method *

川除 隆広**, 多々納 裕一***, 岡田 憲夫***

By Takahiro KAWAYOKE**, Hirokazu TATANO*** and Norio OKADA***

1. はじめに

社会基盤整備プロジェクトの経済的評価法として費用便益分析の重要性が広く認識され始めている。その背景は、公共事業の効率性と事業実施過程の透明性確保に対する社会的要請が高まり、国民の納得が得られる形での説明責任(アカウンタビリティ)の遂行が強く求められていることにある。費用便益分析は、事業の投資対効果を貨幣価値を用いて評価するため、プロジェクトの効果・必要性を国民に理解し易い形で公表し得る事業評価法としても期待できる。しかしながら、現在のところ費用便益分析の実施に際しては、推計された費用や便益の平均値(期待値)等の代表値を用いた評価が主体となっており、経済的妥当性の評価の透明性が十分確保されているとはいえない。

国民が納得得られる形でプロジェクトを推進していくためには、経済的妥当性に関する評価結果が示されることはもちろん、それに加えて十分な説明責任を果たし、評価に際して用いられたデータ、分析方法等のプロセスや評価値の正確な情報を提供していくことが必要であろう。

社会基盤整備プロジェクトの便益計量化手法としては、代替法、消費者余剰法、旅行費用法、ヘドニック法、仮想評価法(CVM)等が開発されてきている。著者らは、費用便益分析に際して推計された便益の信頼性を客観的に評価することが重要であるとの認識の下で、特殊な形式のCVMモデルについて個人の支払意思額の期待値の信頼区間を解析的に求める方法¹⁾や離散選択モデルを用いた個人旅行費用法により推定されるレクリエーション便益の信頼区間推定法²⁾の開発を行ってきた。

本研究では、推計された便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた個人旅行費用法をもとに、レクリエーション便益(個人のオプション価格)の信頼区間について、実データを用いた検証と考察を行うことを目的とする。

する。

以下、2.では個人旅行費用モデルを用いた個人のオプション価格推定量を提示し、3.で個人のオプション価格の信頼区間推定法を提示する。4.では、木津川河川空間利用便益の推計に際しての、実データの調査概要および適用モデルの概要を示すと同時に、推計便益のリスク分析として実データをもとに得られた信頼区間の推計結果について考察を行う。最後に、5.で本研究で得た知見をとりまとめる。

2. 個人旅行費用モデルを用いた個人のオプション価格推定量

(1) ランダム効用モデル

離散選択モデルを用いた旅行費用モデルとして、ロジットモデル(Logit Model)^{3) 4)}をもとにしたランダム効用モデルの定式化を行う。

状況としては、既設のレクリエーション施設利用に対するRP調査の実施を想定する。本来であれば、利用可能なレクリエーションサイトは複数存在し、多肢選択型モデルの検討を行うべきであるが、本研究目的が推計便益のリスク分析法の検証にあることから、簡単のため、当該区域で利用可能なレクリエーション施設はこの施設のみであり、整備が行われる前には全く利用可能な施設はなかったものとする。

既設のレクリエーションサイトの環境・アメニティ質を Q とする。個人 n の属性を $Z_n = (z_{1n}, \dots, z_{Jn})$ とし、現在の所得を Y_n 、レクリエーションサイトまでの旅行費用(一般化費用)を c_n とする。個人 n が、当該レクリエーションサイトを訪問する($i = 1$)か否($i = 0$)かに関する選択行動を式(1)の効用最大化行動としてモデル化する。

$$\max_{i \in \{0,1\}} U_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) \quad (1)$$

ここで、 $c_{1n} = c_n$ 、 $c_{0n} = 0$ である。

U_{in} は選択肢 i を選択した場合の効用であり、式(2)に示すとおり確率変動項 ε_{in} と確定効用項 V_{in} に区分されるものとする。

$$U_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) = V_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) + \varepsilon_{in} \quad (2)$$

今、 V_{in} が所得に関して準線形であるものと仮定する。

*キーマーズ：公共事業評価法、整備効果計測法、意識調査分析

**正員、博(工)、株式会社 日建設シビル 大阪事務所 建設マネジメント室

(〒541-8528 大阪府中央区高麗橋4-6-2, Tel 06-6229-6372, Fax 06-6201-2433)

***正員、工博、京都大学 防災研究所 総合防災研究部門

(〒611-0011 宇治市五ヶ庄, Tel 0774-38-4043, Fax 0774-38-4044)

確定効用項 V_{in} は、式(3)のように特定化される。

$$V_{in} = v(Q, Z_n : \theta_0) + \theta_1(Y_n - c_{in}) \quad (3)$$

ここで、 $\theta = (\theta_0, \theta_1)$ はパラメータベクトルである。

また、各選択肢の効用は式(4)、(5)で示される。

$$U_{1n} = v(Q, Z_n : \theta_0) + \theta_1(Y_n - c_n) + \varepsilon_{1n} \quad (4)$$

$$U_{0n} = \theta_1 Y_n + \varepsilon_{0n} \quad (5)$$

ε_{1n} , ε_{0n} がそれぞれ式(6)に示す独立かつ同一のガンベル分布(平均 0, 分散 $\pi^2/6\lambda^2$)に従うものと仮定する。

$$\psi(\varepsilon_{in}) = \lambda \exp(-\lambda \varepsilon_{in} - \tau) \exp[-\exp(-\lambda \varepsilon_{in} - \tau)] \quad (6)$$

ここで、 τ はオイラー定数である。

このとき、個人 n の選択確率 P_{in} は式(7)のロジットモデルとして定式化される。

$$P_{1n} = \frac{\exp(\lambda V_{1n})}{\sum_{i=0}^1 \exp(\lambda V_{in})} = \frac{1}{1 + \exp\{-[\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) - \lambda \theta_1 c_n]\}} \quad (7)$$

$$P_{0n} = 1 - P_{1n} \quad (8)$$

なお、ロジットモデルでは、最尤推定法によりパラメータの点推定値 $\hat{\theta}$ とパラメータの分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ が推計される。推計パラメータ $\hat{\theta}$ は、漸近的に平均 θ_μ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ を有する多変量正規分布 $MVN[\theta_\mu, \Sigma(\hat{\theta})]$ で示される³⁾。

(2) レクリエーション施設整備便益の推定量

既設のレクリエーション施設の利用に対する個人の期待効用 EU_n^0 はログサム関数をもとに式(9)として表される。

$$EU_n^1(Y_n) = E\left(\max_{i=0,1} [V_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) + \varepsilon_{in}]\right) = \frac{1}{\lambda} \ln\{\exp(\lambda \theta_1 Y_n) + \exp[\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) + \lambda \theta_1(Y_n - c_n)]\} \quad (9)$$

一方、施設の整備以前はレクリエーションサイトが存在しないことから、施設の整備無の期待効用 EU_n^0 は式(10)となる。

$$EU_n^0(Y_n) = \frac{1}{\lambda} \ln\{\exp(\lambda \theta_1 Y_n)\} \quad (10)$$

そのため、既設のレクリエーション施設の利用可能性に対する個人のオプション価格 OP_n は式(11)、(12)を満足するよう定義できる。

$$EU_n^1(Y_n - OP_n) = EU_n^0(Y_n) \quad (11)$$

$$\frac{1}{\lambda} \ln\{\exp[\lambda \theta_1(Y_n - OP_n)] + \exp[\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) + \lambda \theta_1(Y_n - OP_n - c_n)]\} = \frac{1}{\lambda} \ln\{\exp(\lambda \theta_1 Y_n)\} \quad (12)$$

ここでは、オプション価格を等価変分型で定義しているが、効用関数に所得の準線形を仮定していることから、補償変分型と等価変分型のいずれのオプション価格も同一となる。

このとき、既設のレクリエーション施設整備に関する個人のオプション価格推定量 OP_n は式(13)として導出される²⁾。

$$OP_n(Z_n, \theta)$$

$$= \frac{1}{\lambda \theta_1} \ln[1 + \exp(\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) - \lambda \theta_1 c_n)] \quad (13)$$

(3) 個人のオプション価格の信頼区間

式(13)の個人のオプション価格の推定量は、推計パラメータ θ の確率変数である。そのため、 $\overline{OP}_n$ および $\underline{OP}_n$ を個人のオプション価格の $(1-\alpha) \times 100\%$ 信頼上限、信頼下限とすると、個人のオプション価格の信頼限界は式(14)、式(15)を満たすものとして定式化される。

$$P(OP_n(Z_n, \theta) \geq \overline{OP}_n) = \alpha/2 \quad (14)$$

$$P(OP_n(Z_n, \theta) \leq \underline{OP}_n) = \alpha/2 \quad (15)$$

なお、式(13)の場合、個人のオプション価格の推定量が θ の非線形関数となっていることから、解析的な信頼区間(信頼限界)の直接推計が困難となっている。

3. 個人のオプション価格の信頼区間推定法

解析的な直接推計が困難な個人のオプション価格の信頼区間推計について、筆者らが開発を行ってきた近似法およびシミュレーション法に基づく信頼区間推計法を提示する²⁾。

(1) 近似法

a) テーラー展開に基づく信頼区間推定法

最尤推定法をもとに求められた推計パラメータは漸近的に、平均 $\hat{\theta}$ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ の多変量正規分布で示される。パラメータの数を d とすると、個人のオプション価格の期待値と分散は次式から求められる。

$$E[OP(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} OP(\theta|Z_n) \phi(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (16)$$

$$V[OP(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \{OP(\theta|Z_n) - E[OP(Z_n)]\}^2 \phi(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (17)$$

ここで、 ϕ は多変量正規分布の確率密度関数である。

ただし、この場合、 $OP(\theta|Z_n)$ が θ の非線形関数であることから、 $E[OP(Z_n)]$ と $V[OP(Z_n)]$ の近似解を求めることを目的に、 $OP(\theta|Z_n)$ を $\hat{\theta}$ の周りでテーラー展開した2次近似式をもとに定式化を進める。

$$OP(\theta|Z_n) \approx OP(\hat{\theta}|Z_n) + \sum_{i=1}^d C_i(\theta_i - \hat{\theta}_i) + \frac{1}{2}(\theta_i - \hat{\theta}_i)^t H(\theta_i - \hat{\theta}_i) \quad (18)$$

ここで、

$$C_i = \left. \frac{\partial OP(\theta|Z_n)}{\partial \theta_i} \right|_{\theta_i = \hat{\theta}_i}, \quad H = \left. \frac{\partial^2 OP(\theta|Z_n)}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right|_{\theta_i = \hat{\theta}_i}$$

式(18)の近似式をもとに、個人のオプション価格の期待値の近似値 $E[\widetilde{OP}(Z_n)]$ と分散の近似値 $V[\widetilde{OP}(Z_n)]$ が求まる。

個人のオプション価格の分布形は未知であるが、サンプル数が十分大きい場合、パラメータ θ は多変量正規分布に漸近する。しかしながら、オプション価格はパラメータ θ の非線形関数であるから、漸近正規性を必ずしも持たな

い。このため、平均、分散のみを用いてオプション価格の信頼区間を近似すると十分な精度が得られる保証はないが、近似として漸近正規性を有する場合と同様に、オプション価格が平均 $E[OP(Z_n)]$ と分散 $V[OP(Z_n)]$ を有した正規分布をなすものと仮定して信頼区間を求める。 $z_{\alpha/2}$ を標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値とすると、個人のオプション価格の期待値の近似値 $E[\widehat{OP}(Z_n)]$ の $(1-\alpha) \times 100\%$ 信頼区間は式 (19) をもとに求めることが可能となる。

$$\left[\text{Lower}_{E[\widehat{OP}(Z_n)]}, \text{Upper}_{E[\widehat{OP}(Z_n)]} \right] \quad (19)$$

ここで、

$$\text{Lower}_{E[\widehat{OP}(Z_n)]} = E[\widehat{OP}(Z_n)] - z_{\alpha/2} \sqrt{V[\widehat{OP}(Z_n)]}$$

$$\text{Upper}_{E[\widehat{OP}(Z_n)]} = E[\widehat{OP}(Z_n)] + z_{\alpha/2} \sqrt{V[\widehat{OP}(Z_n)]}$$

ただし、当推定量は上述のとおり対称分布を仮定した信頼区間推定量である。

b) エッジワース展開に基づく信頼区間推定法

次に、エッジワース展開を用いた個人のオプション価格の信頼区間推定量を提示する。導出の詳細に関しては既報告論文²⁾を参照されたい。

個人のオプション価格の母分散は未知であることから、ロジットパラメータ数を d とし、次式を定義する。

$$A(\theta) = OP(\theta|Z_n) - OP(\hat{\theta}|Z_n) \quad (20)$$

$$a_{i_1 \dots i_j} = \frac{\partial^j A(\theta)}{\partial \theta_{i_1} \dots \partial \theta_{i_j}} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \quad (21)$$

$$\sigma_{i_1 \dots i_j} = E \left[(\theta_{i_1} - \hat{\theta}_{i_1}) \dots (\theta_{i_j} - \hat{\theta}_{i_j}) \right] \quad (22)$$

以上をもとに、 $n^{-j/2}$ のオーダーまでの個人のオプション価格の分布関数のエッジワース展開は式 (23) として定式化される。

$$P(S_n \leq x) = \Phi(x) + n^{-1/2} \left\{ -[A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} (x^2 - 1)] \right\} \phi(x) + o(n^{-1/2}) \quad (23)$$

ここで、 $\Phi(x)$ は標準正規分布の分布関数であり、

$$A_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_{ij} \sigma_{ij} \quad (24)$$

$$\sigma'^2 = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_{ij} a_{ij} \sigma_{ij} \quad (25)$$

$$A_2 = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d a_{ij} a_{jk} \sigma_{ijk} + 3 \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d \sum_{l=1}^d a_{ij} a_{jk} a_{kl} \sigma_{ik} \sigma_{jl} \quad (26)$$

である。

以上のエッジワース分布が求められた場合、分布関数の逆関数を展開することで、信頼区間推定に必要なエッジワース分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える漸近展開値 $w_{\alpha/2}$ が求まる。これが、コーニッシュ-フィッシャー展開である。

コーニッシュ-フィッシャー展開より、個人のオプション価格の片側 $\alpha/2$ 確率を与える漸近展開値の下限値 $w_{L(\alpha/2)}$

および上限値 $w_{U(\alpha/2)}$ は、式 (27)、(28) として求まる。

$$w_{L(\alpha/2)} = -z_{\alpha/2} + n^{-1/2} \left\{ A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(-z_{\alpha/2})^2 - 1] \right\} + o(n^{-1/2}) \quad (27)$$

$$w_{U(\alpha/2)} = z_{\alpha/2} + n^{-1/2} \left\{ A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(z_{\alpha/2})^2 - 1] \right\} + o(n^{-1/2}) \quad (28)$$

ここで、 $-z_{\alpha/2}$ および $z_{\alpha/2}$ は、標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値である。

以上をもとに、エッジワース展開およびコーニッシュ-フィッシャー展開を用いた個人のオプション価格の $(1-\alpha) \times 100\%$ 信頼区間は式 (29) より求められる。

$$\left[\text{Lower}_{OP(\hat{\theta}|Z_n)}, \text{Upper}_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} \right] \quad (29)$$

ここで、

$$\text{Lower}_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} = OP(\hat{\theta}|Z_n) + w_{L(\gamma/2)} \sqrt{\sigma'}$$

$$\text{Upper}_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} = OP(\hat{\theta}|Z_n) + w_{U(\gamma/2)} \sqrt{\sigma'}$$

一方、式 (23) のエッジワース分布は分布に 3 次のキウムラント (歪度) が考慮されていることから、対称分布とは異なり個人のオプション価格の中央値を求める必要がある。個人のオプション価格の中央値は式 (30) より求まる。

$$\text{Median}_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} = OP(\hat{\theta}|Z_n) + w_{(0.5)} \sqrt{\sigma'} \quad (30)$$

ここで、

$$w_{(0.5)} = z_{0.5} + n^{-1/2} \left\{ A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(z_{0.5})^2 - 1] \right\} + o(n^{-1/2})$$

なお、実際の計算においては繰返し計算を行わないため、 $n=1$ を適用する。

(2) シミュレーション法

次に、解析的な直接推計が困難な個人のオプション価格の信頼区間推計について、シミュレーション法に基づく信頼区間推計法を提示する。シミュレーション法としては、個人のオプション価格推定量に対し、多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する。

推計されたロジットパラメータは漸近的に多変量正規分布である。そのため、個人のオプション価格の推定量について、式 (31) から発生させた多変量正規乱数を適用することで、式 (32) の個人のオプション価格のシミュレーション値 $OP^*(\theta^*|Z_n)$ が推計される。

$$\theta^* = \text{random}\{MVN[\hat{\theta}, \Sigma(\hat{\theta})]\} \quad (31)$$

$$OP^*(\theta^*|Z_n) = \frac{1}{\lambda \theta_1^*} \ln[1 + \exp(\lambda v(Q, Z_n : \theta_0^*) - \lambda \theta_1^* c_n)] \quad (32)$$

ここで MVN は、平均 $\hat{\theta}$ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ を有する多変量正規分布である。

乱数を任意に R 回発生させることで、 $OP^*(\theta^*|Z_n)$ の分布が形成される。 $OP^*(\theta^*|Z_n)$ の推計値をもとに、順列評価を行い、 $R/2$ 番目の推計値が中央値であり、 $(1-\alpha) \times 100\%$ 信頼区間は $\alpha/2 \times R$ 番目が信頼下限、 $(1-\alpha/2) \times R$ 番目が信頼上限となる。

なお、乱数の発生回数 R は 1000 程度 (以上) において、

安定した推計結果が得られることが報告されている⁵⁾。

4. 木津川河川空間利用便益のリスク分析

(1) 調査概要

本研究で用いるデータは、木津川の河川空間利用を対象として平成12年10月に調査を行った結果を用いる。当調査では、図-1に示す調査対象区域の河川空間利用について、平日および休日の各1日において実施した着地(現地)調査に加え、調査地点近郊(約10km)の2500世帯の住民を対象とした郵送調査を実施している。なお、郵送調査においては、各市町からのランダムランプリングとして、各市町の母集団人口(調査地点から約10km以内の居住者)から調査対象者を約0.4%均一で抽出を行っている。本調査の概要を表-1に示す。



図-1: 調査地点と郵送調査範囲

表-1: 河川空間利用調査概要

着地調査	内 容
実施日	平成12年10月11日(水), 15日(日)
調査概要	・河川空間利用者数調査(日出～日没) ・来訪者アンケート調査
来訪者数	11日(水): 1199人, 15日(日): 5263人
アンケート調査数	195人

発地調査	内 容
実施期間	平成12年10月
調査概要	・調査地点周辺約10kmを対象 ・母集団人口 594,126人 ・郵送アンケート調査(2500人郵送)
有効回答数	516人(回収率20.6%)

本調査では着地調査とともに、発地調査を実施したことから、通常の着地調査を主体とする河川空間利用実態調査⁶⁾に加え、非来訪者に関する基礎情報も把握することが可能となっている。そのため、調査対象母集団の木津川河川空間利用(調査対象区域)に関する利用可能性の便益評価に際しては、現地アンケート調査結果と郵送アン

ケート調査結果をプールし、選択肢別サンプリングデータ(Choice Based Sampling)として取り扱ったパラメータ推定を行うこととする。

選択肢別サンプリングデータを用いたパラメータ推定法としては、WESML (Weighted Exogenous Sampling Maximum Likelihood) 推定量およびMM (Manski-McFadden Estimator) 推定量が代表的である³⁾。ここでは、分散共分散行列の直接的な補正推計が可能なWESML推定量を適用する。WESML推定量はサンプルシェアと母集団シェアの比で表される重みを考慮し、式(33)の対数尤度を最大化するパラメータ推定法である。

$$L = \sum_{i \in C} \sum_{n=1}^{N_i} \frac{Q(i)}{H(i)} \ln[P(i|Z_n, \theta)] \quad (33)$$

ここで、 C は選択肢集合、 i は選択肢、 $Q(i)$ は i 選択肢の母集団シェア、 $H(i)$ は i 選択肢のサンプルシェアである。

モデル推計に際して、まず、時間価値については、アンケート結果から得られた回答者の平均年収をもとに時間価値原単位を作成し、モデルのパラメータの推計から最もモデルの統計的推計精度が良好であった1/4補正(レクリエーションの時間価値は通常の賃金率の1/2~1/4の範囲⁷⁾)を行った26円/分を採用している。次に、各種交通機関の設定条件としては、徒歩速度4km/h、自転車速度15km/h⁸⁾、自動車速度40km/h⁹⁾、高速走行速度80km/h⁹⁾、ガソリン単価10円/kmを適用している。非来訪者に関する交通機関設定は、調査結果から徒歩利用者の約80%強が1.5km以下であったこと、都市公園の誘致距離等が1km程度であること等を踏まえ、1.5km以下を徒歩利用者、1.5km以上を自転車利用に設定している。また、着地調査結果の来訪者数より加重平均1日河川利用者数(年間平日数246日、年間休日数119日)は2524人/日と推計される。このことから、木津川河川空間利用に関する来訪者の母集団シェア $Q(1)$ は0.42%、非来訪者の母集団シェア $Q(0)$ は99.58%と推計され、プーリングデータのサンプルシェア $H(1)$ は49.30%、 $H(0)$ が50.70%であることから、WESML推定量には当値を適用している。

(2) 推計便益のリスク分析

構築したモデルの推計結果を表-2に示す。なお、表中 $\Sigma(\hat{\theta})$ は、推計パラメータの分散共分散行列を示す。構築したモデルは、各パラメータのt値、尤度比等の統計指標は有意であり、パラメータの符号条件も感覚的に一致する。

構築したモデル結果をもとに、推計便益のリスク分析として、個人属性および一般化費用にサンプル平均値を適用した個人のオプション価格の中央値および95%信頼区間推計を行った結果を表-3に示した。併せて、近似法(テラー展開、エッジワース展開)による個人のオプション価格の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法(乱数発生回数 $R = 50000$)による再現分布結果を図-2に示した(なお、図中、テラー展開とエッジワー

表- 2: モデル推計結果

注1) 年齢ダミーは30才未満を1とする

注2) 所得項(一般化費用)の単位は千円

$\hat{\alpha}$	定数項 (t 値)	-16.18 (-2.29)					
$\hat{\beta}_1$	散策目的ダミー (t 値)	313.39 (32.75)					
$\hat{\beta}_2$	釣り目的ダミー (t 値)	280.95 (28.20)					
$\hat{\beta}_3$	バーベキュー目的ダミー (t 値)	132.81 (13.30)					
$\hat{\beta}_4$	年齢ダミー (t 値)	191.75 (19.18)					
$\hat{\gamma}$	所得項(一般化費用) (t 値)	149.50 (19.80)					
ρ^2	尤度比	0.328					
HitRatio	的中率	0.787					
N	サンプル数	643					
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\Sigma(\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_j \mid j \geq i)$	49.719	-11.550	1.965	-0.555	1.786	6.381
			91.546	-1.490	0.982	0.151	-14.172
				99.274	0.393	-0.157	-5.482
					99.782	0.069	3.061
						99.925	-0.927
		57.034					

表- 3: 個人のオプション価格の中央値および信頼区間推計結果

注1) () 内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ/中央値]より算定

注3) Z_{α} , c_{α} にはサンプル平均値を適用

信頼区間推定法		2.5% 信頼下限	中央値	2.5% 信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	-0.048 (-1.960)	0.074 (0.000)	0.195 (1.960)	0.243	3.299
	エッジワース展開	-0.042 (-1.841)	0.072 (0.000)	0.200 (2.079)	0.242	3.381
	シミュレーション法(R=50000)	0.000	0.072	0.201	0.201	2.797

ス展開の確率密度関数は重なって表示されている。

推計便益のリスク分析結果の全体的な傾向を整理すると、個人のオプション価格の中央値は概ね72円/日・人と推計されている。一方、個人のオプション価格の信頼区間の変動率[レンジ/中央値]は、概ね3.0前後と推計され、モデルの適合度が高いにも関わらず、得られた中央値に対する95%信頼限界値の変動幅は比較的大きいことが確認されている。

各種信頼区間推定法の結果については、テラー展開による中央値は推定量の二次近似の影響により他の信頼区間推定法より過大推計となっており、2.5%信頼下限は負の値が推計されている。エッジワース展開の中央値および2.5%信頼上限はパラメトリック・シミュレーション法の結果と高精度で一致するが、2.5%信頼下限は負の値が推計されている。パラメトリック・シミュレーション法(R=50000)の中央値および2.5%信頼上限は、エッジワース展開の結果と高精度で一致し、2.5%信頼下限は限りなく0に近い値が推計されている。

一方、式(13)の個人のオプション価格推定量 OP_n の導出形からは個人のオプション価格は負値とはならない。また、当数値検証の対象とした木津川河川空間利用に対する個人のオプション価格においては、その中央値は比較的小さく、変動率が大きく推計されたことから、対象分布や漸近理論等を仮定した近似法では、2.5%信頼下限において

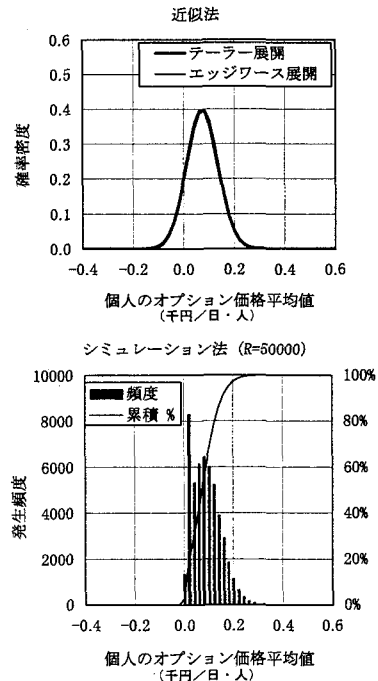


図- 2: 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布

負値が推計される結果となった。このことは、解析的な信頼区間推定量が定式化できない推計パラメータの非線形関数となる個人のオプション価格の信頼区間の近似解を求める上では、対象分布や漸近理論等を仮定しない、パラメトリック・シミュレーションを適用することが妥当であることを示唆する結果といえよう。

5. おわりに

本研究では、費用便益分析に際して推計された便益の信頼性を客観的に評価することが重要であるとの認識の下、推計便益のリスク分析として離散選択モデルを用いた個人旅行費用法による個人のオプション価格の信頼区間について、木津川河川空間利用調査結果を用いた検証と考察を行った。また、河川空間利用調査において、通常の着地調査に加え発地調査を実施したことから、選択肢別サンプリングデータとして取り扱った個人のオプション価格の推計を可能としている。

結果として、構築したモデル精度は良好であり、木津川河川空間利用の個人のオプション価格の中央値は72円/日・人と推計されている。一方で、モデルの適合度が高いにも関わらず、パラメトリック・シミュレーションから得られた便益の信頼区間は2.5%信頼下限0.0円/日・人～2.5%信頼上限201円/日・人と推計便益の変動幅は比較的大きいことが把握可能となっている。今後、同様な推計便益のリスク分析を行う場合には、得られたモデルの分散共分散行列をもとに信頼区間の近似解の導出が可能であり、サンプル数によっては概ね妥当な範囲で推計便益の信頼性を評価することが可能となる。

今後さらに、プロジェクト採択の説明責任ツールとして費用便益分析の信頼性・透明性を高めるには、分析データや分析方法等のプロセスはもちろん、推計された費用や便益の信頼性を客観的に評価し得る情報を提供していくことが必要であろう。

本研究では、特に便益に着目したが、計画行政的には、推計便益の信頼区間を推定することで、平均値主体で議論が進められてきた推計便益のリスク度およびボラティリティを把握することが可能になる。また、既往の実プロジェクト等のデータより推計便益の信頼区間推計結果が蓄積されれば、道路や河川等の分野毎の標準的な便益の推計幅を把握することが可能となる。さらに、分野毎の標準的な便益の推計幅が把握されれば、推計便益の妥当性の評価基準を得ることになり、各々の経済調査結果の妥当性や再調査等を判断することも可能となる。

同様に、費用についても既往の実プロジェクト等の事業費データより標準的な推計精度が把握されれば、事業採択のリスクマネジメントとして費用と便益の推計精度を考慮した事業評価（費用便益分析）が可能となる。

なお、今回の分析結果に対しては、今後、発地調査のみの場合や着地調査のみの場合等を想定した分析結果との比較考察を行うとともに、個人旅行費用法を含む他の便益計量化手法についても適切な信頼区間推定法の確立を図っていきたいと考えている。

参考文献

- 1) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：支払意思額の異質分散性を考慮したCVMによる推計便益の信頼区間推定法，土木計画学研究・論文集，No.16，pp.319-326，1999。
- 2) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いたレクリエーション便益に関する信頼区間推定法，土木計画学研究・論文集，No.17，pp.431-438，2000。
- 3) 土木学会土木計画学研究委員会編：非集計行動モデルの理論と実際，土木学会，1995。
- 4) 交通工学研究会編：やさしい非集計分析，交通工学研究会，1993。
- 5) Krinsky, I. and A.L. Robb：On Approximating the Statistical Properties of Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.715-719, 1986。
- 6) 建設省河川局治水課監修：河川水辺の国勢調査マニュアル(案)(河川空間利用実態調査編)，1993。
- 7) 河川に関わる環境整備の経済評価研究会：河川に関わる環境整備の経済評価の手引き(試案)，1999。
- 8) 日本道路協会：自転車道等の設計基準解説，1974。
- 9) 日本道路協会：道路構造令の解説と運用，1983。
- 10) Freeman, A.M., III: *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Resource for the Future, 1993。
- 11) Johansson, P.-O.: *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987。邦訳，嘉田良平 監訳：環境評価の経済学，多賀出版，1994。
- 12) Hall, P.: *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer Series in Statistics, 1992。
- 13) Kring, C.L.: Estimating the Precision of Welfare Measures, *Journal of Environmental Economics and Management*, 21, pp.244-259, 1991。
- 14) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法，土木計画学研究・論文集，No.18，pp.223-230，2001。
- 15) 多々納裕一・小林潔司・馬場淳一：滞在時間分布を考慮した旅行費用法によるレクリエーション便益の計測，土木学会論文集，No.625/IV-44，pp.113-124，1999。
- 16) 小林潔司・文世一・多々納裕一：交通情報の経路誘導システムの経済便益評価に関する研究，土木学会論文集，No.506/IV-26，pp.77-86，1995。
- 17) 大野栄治：環境経済評価の実務，勁草書房，2000。
- 18) 森杉壽芳：社会資本整備の便益評価，勁草書房，1997。

個人旅行費用法を用いた木津川河川空間利用便益のリスク分析

川除 隆広, 多々納 裕一, 岡田 憲夫

本研究は、社会基盤整備プロジェクトの推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた個人旅行費用法による個人のレクリエーション便益(オプション価格)の信頼区間について、木津川河川空間利用調査結果を用いた検証と考察を行ったものである。結果として、構築したモデル精度は良好であり、木津川河川空間利用の個人のオプション価格の中央値は72円/日・人と推計された。一方で、モデルの適合度が高いにも関わらず、パラメトリック・シミュレーションから得られた便益の信頼区間は2.5%信頼下限0.0円/日・人～2.5%信頼上限201円/日・人と推計便益の変動幅は比較的大きいことが把握可能となっている。

Risk Analysis for Kizu River Recreation Benefit Based on Individual Travel Cost Method

By Takahiro KAWAYOKE, Hirokazu TATANO and Norio OKADA

This paper presents risk analysis for recreation benefit based on individual travel cost method. Risk analysis methods are to estimate confidence intervals of option price of individual. One is an approximation method with Taylor series for option price estimator of individual. Second is an approximation method with Edgeworth expansion. Third is simulation method for option price estimator of individual. Illustrations are executed with real recreation data of Kizu River to evaluate performances of these methods.
