土木学会論文集 No.625／IV-44, 113-124, 1999.7

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

多々納裕一[1]・小林潔司[2]・馬場淳一[3]

[1]正会員　工博　京都大学助教授　防災研究所総合防災部門(〒611-0011 宇治市五ヶ庄)
[2]正会員　工博　京都大学教授　大学院工学研究科土木工学専攻(〒606-8501 京都市左京区吉田本町)
[3]正会員　工修　アンダーセン・コンサルティング(〒107-0052 港区赤坂7丁目1-16)

本研究では，レクリエーション便益を計測するために滞在時間分布を考慮した旅行費用法を提案する．そのために，個人の滞在時間決定行動を内包化したようなレクリエーション・サイトの訪問の有無を示す離散・連続型選択モデルを提案するとともに，訪問客調査に基づいたモデルの推計方法を提案する．さらに，提案した旅行費用法を石狩川の河川敷の訪問行動に適用し，家計のレクリエーション便益を実証的に計測する．

Key Words : *travel cost method, economic valuation, duration model, recreation benefit*

1．はじめに

従来より，公共財や環境財のように市場で取引されない財に対する家計の支払い意思額の計測方法に関して研究が蓄積されている．家計は公共財や環境に対して明確な対価を支払ってはおらず，これらの財に対する需要関数を直接推計することが困難である．このことより，対象となっている財の価格を反映していると考えられる他の変数を代理価格として用いる方法や仮想的な市場を想定し家計の支払い意思額を直接アンケート調査等により回答させる方法等が開発されている．

前者の代表的な方法として，旅行費用法やヘドニック価格法があげられる．旅行費用法は目的地までのトリップ費用をサービス価格の代理変数と考え，レクリエーション便益を計測する方法である．ヘドニック価格法は，たとえば地代や賃金率のような価格情報が対象とする財の質的な差異を反映していると考える．その上で，対象とする財の質的要因に対する潜在的市場を想定し，そこでの需給関係を通じて家計の質的な要因に対する支払い意思額を推計する方法である[1),2)]．一方，後者の方法として仮想市場評価法があり，近年著しく研究[3)-6)]が進展している．この方法は仮想的な市場を想定し，それに対する家計の反応行動を質問紙等で直接調査する方法である．いずれの方法も，レクリエーション財に対する家計の支払い意思額の測定方法として広く採用されている．

本研究では，個人間における時間価値の差異を明示的に考慮したような旅行費用法を提案する．その際，のちに詳述するように，個人間で時間価値に違いがあれば，個人の最適化行動を通じて目的地における滞在時間や訪問行動が変化することに着目する．特に，多くの個人が徒歩等により訪れる日常的なレクリエーション行動では，目的地への訪問に要する交通費用がそれほど大きくない．また，トリップ費用に関する情報を収集することも困難である．しかし，家計は目的地での滞在に対して時間資源を消費しており，目的地での滞在時間が家計のレクリエーション便益の大きさを反映していると考えることができる．この場合，目的地における滞在時間分布に関する情報を併用すれば，目的地の経済便益に対する家計の支払い意思額の推計精度を向上させることが期待できよう．

以上の問題意識に基づいて，本研究では家計の目的地での滞在時間を考慮したような旅行費用モデルを開発し，レクリエーション便益を計測するための方法論を提案する．以下，2．では，本研究の基本的な考え方を説明する．3．で個人のレクリエーション・サイトの訪問行動モデルを定式化し，4．でモデルの推計方法について考察する．5．でレクリエーション便益の測定方法を提案する．6．で適用事例を紹介する．

2．本研究の基本的考え方

(1) 旅行費用法に関する研究概要

旅行費用法はレクリエーション財に対する需要関数を計測するための代表的な手法である．1940年代後半にHotelling[7)]によって基本的な考え方が示され，その後Clawson and Knetch[8)]を嚆矢として，多くの研究成果が蓄積されてきた[9)]．Hotellingは，レクリエーショ

ン・サイトに近い地点に居住する個人と，遠い地点に居住する個人では，目的地に到達するための交通費用が異なることを指摘した．その上で，旅行費用をレクリエーション財の価格と考えれば，旅行費用とレクリエーション財の消費量（訪問客数）の関係をレクリエーション財に対する需要関数として表現することができることを示唆した．旅行費用法に関する初期の研究は，レクリエーション財に対する集計的な需要関数の推計[5),9)]に終始しており，需要関数の推計精度も必ずしも良好とは言えない．しかし，McFaddenによる条件付き離散選択モデル[10)]の研究を契機として，家計の目的地訪問行動の表現方法の自由度が増加するとともに，需要関数の推計精度も飛躍的に向上した[11)-13)]．近年では，目的地での消費行動と目的への訪問行動を単一の効用最大化モデルの枠組みの中で統一的に表現できるような離散・連続型選択モデルが種々提案[14)-16)]され，滞在時間を考慮した交通行動モデルも提案されている[17)]．一方，離散・連続型選択モデルの旅行費用法への適用に関する研究も蓄積されている[5),18)]．しかし，個人間での時間価値の差異を考慮しておらず，個々人による滞在時間の分布を表現できる内容ではない．

（2）滞在時間分布のモデル化

Becker[19)]による先駆的な研究以来，経済学の分野で個人の時間配分に関する研究が蓄積された．その成果は，交通行動モデリングをはじめとして行動モデルの発展に大いに寄与してきた．伝統的な滞在時間モデルでは，効用最大化理論の枠組みに基づいて，目的地における滞在時間の需要関数が導出される．その際，個人の時間価値が独立変数として需要関数に含まれる．しかし，時間価値は個人の私的情報であり，観測者がその値を観測することは容易でない．仮に，full-income仮説[19)]に基づいて賃金率を用いて時間価値を計測するにしても，賃金率に関するデータを収集することは困難である．また，滞在時間は個人によって多様に分布しているのが普通であり，個人の時間価値の差異を表現しうる方法が望まれる．効用最大化理論に基づいた滞在時間分布モデルに関してはPudney[20)]が先鞭をつけた．彼は，ミクロ経済モデルに基づいて在職期間打ち切り問題を定式化し，退職時期の分布を導出している．Pudneyが示したように，ある活動の継続時間長はその活動を継続することによる限界効用とそれに要する限界費用の相互比較によって決定される．目的地に滞在することの限界効用は滞在時間とともに減少していく．この時，ある目的地に滞在している個人は，限界効用が限界費用を上回る限り滞在を継続し，下回る場合には滞在を終了するだろう．このような観点から，小林等は時間価値の確率分布を考慮したような滞在時間分布モデルを提案している[21)]．しかし，目的地への訪問行動は考慮されていない．

（3）個人の異質性の問題

Randall[22)]は旅行費用法の問題点として「個々人の時間価値が異質であり，それを直接観測することが困難である」ことを指摘した．これに対して旅行費用の期待値を内生化した事例[18)]，旅行費用を誤差を有する確率変数として取り扱った事例[23)]が提案されている．しかし，滞在時間は個人の意思決定変数として取り扱われていない．このため，個人の時間価値の分布を推計し，それをレクリエーション便益の推計に反映するまでには至っていない．時間価値の差異を考慮するためには，時間価値の違いが選択結果として顕示されるような代理変数を用いる必要がある．これに対して，本研究では，1）目的地に対する効用の個人間異質性，2）個人間での時間価値の差異，という2種類の異質性に着目した滞在時間と目的地の訪問の有無の同時決定モデルを開発する．1）は従来より離散選択モデルにおいて考慮されてきた選好の異質性であり，通常間接効用関数における確率効用項として表現される．確率効用項は個人にとっては既知であるが観測者が観測できないような効用特性を表現している．一方，個人間での時間価値の差異は，個人の滞在時間や目的地の訪問行動の違いとなって現れる．このことを説明するために，限界効用は個人にとって確定的であり，分析者はそれが観測できると考えよう．限界費用は金銭的費用と心理的費用により構成される．このうち，金銭的費用は個人・分析者にとって確定的である．心理的費用は個人の時間価値によって決定され，分析者はその値を確定的に観測できない．個人が滞在時間を決定する時点で時間価値は確定しており，合理的に滞在時間を決定していると考える[21)]．時間価値は個人によって多様に変化しており，このような時間価値の差異により滞在時間が分布する．一方，時間価値の差異は目的地までの旅行時間の心理的評価結果にも影響を及ぼす．のちに，4.（2）で考察するように，個人の滞在時間が観測されたとしても，さらに間接効用関数の中に観測できない時間価値が変数として含まれる．このため，滞在時間分布と目的地の訪問確率は互いに独立ではなく，両者を同時に考慮した推計方法を開発する必要がある．

3．モデルの定式化

（1）モデルの前提条件

ある目的地を訪問することを考えている個人を考えよう．目的地の魅力は，個人がその場所に滞在し，その目的地の環境やアメニティを消費することによって

形成される．その場合，個人は希少資源である時間や金銭と環境要因を結合させサービスを生産するとともに，自己生産したサービスを自己消費している[24]．目的地にどれだけ滞在するかは個人が意思決定しており，モデルの中で内生的に決定される必要がある．本研究では，小林等によるランダム限界効用モデル[21]を用いて個人の目的地での滞在時間決定行動を表現する．その際，1）ある単一の目的地での滞在行動に着目する．2）目的地における金銭的支出は滞在時間に比例する費用と固定的な費用で構成される．3）個人の時間価値（時間の機会費用）は一定である，という仮定を設ける．仮定1）は，本研究では複数の目的地の選択問題を考慮しないことを意味する．単一の目的地への滞在行動に分析の焦点を絞るという方法は，旅行費用法等[8),9]において伝統的に採用されてきたものであり，本研究においても踏襲する．仮定2）より，目的地で出費する費用は，たとえば（時間比例型）駐車料金に代表されるような滞在時間に比例して増加する費用と入場料や（固定型）駐車料金に代表されるような固定費用により構成されると考える．しかし，本研究では目的地への交通手段の選択問題は取り扱わない．仮定3）は時間価値と所得がある一定の比率で代替可能であることを意味する．以上の仮定は，日常的に繰り返されるレクリエーション行動を部分均衡分析の枠組みの中で取り扱うために設けた仮定である．非日常的なレクリエーション行動では，複数の目的地間での選択や目的地での財の購入が重要な役割を果たしており，異なる前提条件に基づいたアプローチが必要となろう．

（2）個人の効用最大化行動

家計が滞在時間tと個人属性や目的地属性ξを結合し滞在サービスxを生産する技術を家計生産関数[24]

$$x = \phi(t, \xi) \tag{1}$$

で表す．この関数は新古典派的生産関数の条件

$$\left.\begin{array}{l} \partial\phi(t,\xi)/\partial t > 0 \\ \partial^2\phi(t,\xi)/\partial t^2 \leq 0 \\ \phi(0,\xi) = 0 \end{array}\right\} \tag{2}$$

を満足すると仮定する．個人は，時間・金銭という2つの予算制約に直面している．

$$(t+\omega)\delta + t_0 = T \tag{3a}$$

$$(pt + c)\delta + x_0 = y \tag{3b}$$

ここに，δは目的地を訪問する場合$\delta = 1$，そうでないとき$\delta = 0$となるダミー変数である．また，Tは個人の総余暇時間，t_0は目的地訪問以外に費やされる余暇時間，pは単位時間当たりの滞在費用（以下，限界滞在費用と呼ぶ），ωは目的地までの交通時間，cは目的地に滞在するための固定費用，x_0は合成財の消費量，yは所得である．さらに，このような部分均衡分析の枠組みの中で個人の目的地滞在行動を表現するために，個人の効用関数を一般化された合成財（$x_0 + \varepsilon t_0$）に関して準線形な効用関数で表そう．ここで，εは余暇時間の機会費用であり，個人にとっては定数であるが，分析者には観測できない確率変数である．この時，個人の目的地訪問・滞在行動は離散・連続型効用最大化問題

$$\begin{aligned} &\max_{t,x_0,t_0,\delta}\{u(\phi(t,\xi))\cdot\delta + x_0 + \varepsilon t_0 + \nu_\delta\} \\ &\text{s. t.}\quad eqs.(3a),(3b)\quad \text{and} \\ &\qquad t \geq 0,\ x_0 \geq 0,\ t_0 \geq 0 \end{aligned} \tag{4}$$

として記述される．ただし，部分効用関数uは

$$\frac{du}{d\phi} > 0,\ \frac{d^2u}{d\phi^2} < 0 \tag{5}$$

を満足すると仮定する．また，ν_δは各個人に特有な個人的効用項であり，δの値によって異なった値をとる．個人効用項は当該の個人にとっては既知であるが，観測者にとっては確率変数である．効用最大化問題(4)において，まず個人が目的地を訪問する場合，すなわち$\delta = 1$となる場合を考えよう．内点解を仮定すれば，1階の最適化条件は次式で表される．

$$\frac{\partial u(\phi(t,\xi))}{\partial t} = \lambda + \eta p \tag{6a}$$

$$\lambda = \varepsilon \tag{6b}$$

$$\eta = 1 \tag{6c}$$

λおよびηは制約(3a),(3b)に対応するラグランジュ乗数である．2階の最適化条件は条件(2)，(5)より自動的に満足される．問題(4)では，総余暇時間（労働時間）が固定されている．式(6b),(6c)より，余暇時間，所得の潜在価格はそれぞれε，1となる．したがって，所得の潜在価格で計測した余暇時間の価値はεに一致する．以上の結果は，準線形効用関数を用いたことの理論的な帰結であり，個人のレクリエーション行動により余暇時間の時間価値が変化しないことが前提となる．このため，本モデルを非日常的なレクリエーションのように余暇時間の時間価値に影響を及ぼすような行動分析に用いることはできない．1階の最適化条件より，以下のようなランダム限界効用モデル[21]を得る．

$$\frac{\partial u(\phi(t,\xi))}{\partial t} = p + \varepsilon \tag{7}$$

すなわち，活動主体は目的地での滞在から得られる限界効用が滞在の限界費用に等しくなるように滞在時間を決定する．ここで，滞在の限界費用は料金pと時間価値εの和で与えられる．式(7)において，ξ, p, εは外生的に与えられるパラメータであり，滞在時間に関する需要関数はこれらのパラメータの関数として求まる．このことも，準線形の効用関数を用いたことの理論的帰結であるが，需要関数が計測困難な所得を変数として

含まないため，モデル推計が著しく容易になる．滞在時間の需要関数の一般形を

$$t^* = \tau(\boldsymbol{\xi}, p, \varepsilon) \tag{8}$$

と表す．一般化合成財の消費量は次式で表現される．

$$x_0 + \varepsilon t_0 = Y - \{(\varepsilon + p)\tau(\boldsymbol{\xi}, p, \varepsilon) + \varepsilon\omega + c\}\delta \tag{9}$$

ただし，$Y = y + \varepsilon T$は一般化所得を表す．表記の簡便化のために個人属性ベクトル$z = (\boldsymbol{\xi}, p, c, \omega)$を導入しよう．目的地に滞在する場合($\delta = 1$)の間接効用関数は

$$V^1(Y, z, \varepsilon, \nu_1) = Y + u(\phi(\tau(\boldsymbol{\xi}, p, \varepsilon), \boldsymbol{\xi})) - (\varepsilon + p)\tau(\boldsymbol{\xi}, p, \varepsilon) - \varepsilon\omega - c + \nu_1 \tag{10}$$

と表現される．第2項は目的地の滞在がもたらす便益であり，滞在時間に依存する．第3，4，5項は目的地訪問がもたらす一般化費用を，最終項は確率効用を表す．一方，個人が目的地を訪問しない（$\delta = 0$）場合，個人の間接効用は次式で表される．

$$V^0(Y, z, \varepsilon, \nu_0) = Y + \nu_0 \tag{11}$$

個人が目的地に訪問するか否かは$\delta = 1$，$\delta = 0$の場合の間接効用関数$V^1(Y, z, \varepsilon, \nu_1)$，$V^0(Y, z, \varepsilon, \nu_0)$の大小関係に依存する．$V^1(Y, z, \varepsilon, \nu_1) \geq V^0(Y, z, \varepsilon, \nu_0)$が成立する場合に目的地に滞在することになる．以上では，時間の機会費用εを外生変数としてモデルを定式化した．しかし，εは分析者が観測できない変数であり，個人によっても異なった値をとる確率変数とみなすことができる．εがある確率分布に従うと考えれば，本モデルから導出される滞在時間はある確率分布に従う．なお，ランダム限界効用モデル(7)では目的地までの旅行時間ω，所要費用cは活動主体の滞在時間決定に直接影響を及ぼさない．このことは目的地選択や頻度選択を捨象するために，準線形効用関数を用いたことの理論的帰結である．しかし，これらの変数は，個人が当該目的地へ訪問するか否かを決定する際に影響を及ぼす．時間価値が確率分布する場合，時間価値により訪問確率が異なる．その結果，同一の時間価値をもつ個人であっても，旅行時間が増加すれば目的地訪問確率が変化し，間接的に滞在時間分布に影響を及ぼすことになる．

（3）目的地の訪問確率の導出

ある個人がレクリエーション・サイトを訪問する確率を導出する．いま，個人が目的地を訪問することを決定した（$\delta = 1$）と考えよう．この個人の当該目的地における滞在時間は式(8)で表される．時間価値εは観測者にとっては確率変数であるが，選択行動を行う個人にとっては確定的であることに留意しよう．ある個人の時間価値の実現値が$\bar{\varepsilon}$であるとしよう．この時，この個人の滞在時間は確定値

$$\bar{t} = \tau(\boldsymbol{\xi}, p, \bar{\varepsilon}) \tag{12}$$

をとる．また，式(10)，(11)の確率効用項ν_1, ν_0がそれぞれ独立かつ同一のガンベル分布（平均0，分散$\pi^2/6\iota^2$）

$$f(\nu_\delta) = \exp(-\iota\nu_\delta + \kappa)\exp[-\exp(-\iota\nu_\delta + \kappa)] \tag{13}$$

に従って分布していると仮定する．ただし，κはオイラー定数である．このとき，時間価値が$\varepsilon = \bar{\varepsilon}$に確定している個人の目的地訪問確率はロジットモデルを用いて計算される．すなわち，個人属性z，時間価値$\bar{\varepsilon}$を有する個人の条件付き目的地訪問確率$P(1|z, \bar{\varepsilon})$は，

$$P(1|z, \bar{\varepsilon}) = \{V^1(\bar{Y}, z, \bar{\varepsilon}, \nu_1) \geq V^0(\bar{Y}, z, \bar{\varepsilon}, \nu_0)\} = \frac{1}{1 + \exp\{-u(\phi(\tau, \boldsymbol{\xi})) + (p + \bar{\varepsilon})\tau + \bar{\varepsilon}\omega + c\}} \tag{14}$$

と表される．$\tau = \tau(\boldsymbol{\xi}, p, \bar{\varepsilon})$，$\bar{Y} = y + \bar{\varepsilon}T$である．式(14)より時間価値$\varepsilon$は個人の目的地訪問確率に2種類の方法で影響を及ぼしていることが理解できる．まず，時間価値はランダム効用モデル(7)を通じて滞在時間の決定に影響を及ぼす．さらに，時間価値は滞在時間，旅行時間の心理的評価に影響を及ぼす．個人の時間価値は小さくなれば，滞在時間が増加し目的地訪問がもたらす効用は増加する．一方，時間資源の消費に対する心理的価格が減少する．その結果，目的地訪問確率は増加する．以上では，$\bar{\varepsilon}$を与件として個人の条件付き目的地訪問確率$P(1|z, \bar{\varepsilon})$を導出した．しかし，時間価値$\bar{\varepsilon}$の値も個人によって多様に異なる．本研究では，観測者は個人1人1人の時間価値の値を直接観測することはできないが，その確率分布の形状は想定しうるものと仮定しよう．いま，時間価値がε以下となる個人の母集団比率が分布関数$G(\varepsilon)$で与えられると考えよう．この時，属性zを有する個人が滞在時間tの長さによらず目的地を訪問する確率$P(1|z)$は条件付き確率密度$P(1|z, \varepsilon)$を積分することにより次式で計算される．

$$P(1|z) = \int_0^\infty P(1|z, \varepsilon)dG(\varepsilon) \tag{15}$$

4．モデルの推計方法

（1）選択肢別サンプリング

選択肢別サンプリングは，実際の選択結果によって母集団を分割し，各層から標本を無作為に抽出する方法である．一般に，レクリエーション・サイトの訪問者が対象とする母集団全体に含まれる比率は極めて小さい．パーソントリップ調査等の家計ベースのデータセットからモデル推計に必要なサンプルを得ることは非常に困難である．逆に分析に十分な数のサンプルを集めようとするならば調査は大規模とならざるをえず，調査費用は非常に高くなってしまうという問題がある．このような場合，目的地における訪問者に対して選択肢サンプリングすれば，モデル推計のためのデータを

効率的に収集することが可能となる．このような選択肢別サンプリングに基づいた離散選択モデルの推計方法に関しては，すでに研究が蓄積されている[25)-27)]．また，交通行動モデリングへの応用に関してもいくつかの研究事例[28),29)]が存在する．一般に，レクリエーション・サイトにおける訪問客調査では，当該サイトを訪問した客の個人属性，および滞在時間に関するデータを獲得できる．しかし，当該サイトを訪問しなかった個人のデータは獲得できない．対象地域内での目的地訪問者とそれ以外の人間の人口比率に関する集計データのみが利用可能である．以下では，このような母集団シェアが所与であり，かつ選択肢の一方のみの個別データが利用可能な選択肢別標本抽出に基づいたモデルの推計方法について考察する．

（２）訪問・滞在時間の同時選択確率

滞在時間の需要関数(8)と間接効用関数(10),(11)の双方に確率変数εが含まれる．式(8)より，時間価値εが大きくなれば，目的地における滞在時間が短くなり目的地滞在の効用は小さくなる．それと同時に，式(10)において，目的までの移動時間に対する機会費用$\varepsilon\omega$が大きくなり目的地訪問確率はより小さくなる．したがって，滞在時間が短い訪問者ほど，訪問確率はより小さくなる傾向がある．このように滞在時間の分布と訪問確率は相互に密接に関連しており，両者を同時に推計する必要がある．いま，分布関数$G(\varepsilon)$は微分可能な単調非減少関数であり，密度関数$g(\varepsilon)=G'(\varepsilon)$が定義できるものと仮定する．また，家計生産関数及び効用関数に関する仮定から明らかなように，時間価値と最適滞在時間は1対1対応する．そこで，式(8)のεに関する逆関数を$\tau^{-1}(t,\boldsymbol{\xi},p)$と定義しよう．いま，特性$z$を有する個人が目的地に訪問し($\delta=1$)，滞在時間が$t$以下となる確率を同時確率分布$H(1,t|z)$により表現しよう．このとき，$H(1,t|z)$は，全確率の定理により，

$$H(1,t|z)=\int_{\tau^{-1}(t,\boldsymbol{\xi},p)}^{\infty}P(1|z,\varepsilon)dG(\varepsilon) \tag{16}$$

によって与えられる．このとき，$H(1,t|z)$の密度関数を

$$h(1,t|z)=\frac{dH(1,t|z)}{dt} \tag{17}$$

によって定義する．このとき，式(16)から，密度関数$h(1,t|z)$は次式で与えられる．

$$h(1,t|z)=P(1|\tau^{-1}(t,\boldsymbol{\xi},p))g(\tau^{-1}(t,\boldsymbol{\xi},p)) \cdot\left|\frac{d\tau^{-1}(t,\boldsymbol{\xi},p)}{dt}\right| \tag{18}$$

（３）尤度関数の導出

対象とする個人全体で構成される母集団を考える．個人特性ベクトルzが，母集団上で確率密度関数$\mu(z)$に従って確率分布していると考える．ここで，母集団Ωの中で目的地を訪問した($\delta=1$となる）すべての個人により構成される部分集合$s\subset\Omega$を定義する．また，対象地域を訪問したすべての個人が母集団全体に占める割合Q_1は既知である．訪問しなかった個人が占めるシェアを$Q_0(=1-Q_1)$と表す．いま，滞在時間と目的地訪問の同時生起確率密度関数(18)がR個の未知パラメータベクトル$\boldsymbol{\theta}$の関数であることを明示的に表現するために$h(1,t|z,\boldsymbol{\theta})$と書き改めよう．この時，部分集合$s$の中から目的地での滞在時間が$t$であり，属性$z$をもつ個人が観測される同時生起確率密度は

$$f^{(s)}(t,z|\boldsymbol{\theta},\mu)=\frac{h(1,t|z,\boldsymbol{\theta})\,\mu(z)}{Q_1} \tag{19}$$

と表される．zの同時生起確率密度関数$\mu(z)$を用いれば，訪問者数が母集団の個人全体に占めるシェアQ_1は

$$Q_1=\int h(1,t|z,\boldsymbol{\theta})\,\mu(z)\,dz \tag{20}$$

と定義される．訪問客調査により，部分集合sの中から訪問客が標本抽出され，目的地での滞在時間$\bar{t}_i$，及び独立変数ベクトル$\bar{z}_i$に関してサイズNの標本集合$\{(\bar{t}_i,\bar{z}_i)|i=1,\cdots,N\}$が獲得できたと考える．このとき，この標本集合が得られる確率（尤度）L_Nは

$$L_N(\boldsymbol{\theta},\mu)=\frac{\prod_{i=1}^{N}h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})\,\mu(\bar{z}_i)}{Q_1^N} \tag{21}$$

と定義される．式(21)の対数尤度関数は

$$\bar{L}_N(\boldsymbol{\theta},\mu)=\sum_{i=1}^{N}\ln h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})+\sum_{i=1}^{N}\ln\mu(\bar{z}_i) -N\ln Q_1 \tag{22}$$

となる．式(22)の右辺第2項における確率密度$\mu(z)$を観測データ$\bar{z}_i$上でウエイト$w_i\geq 0$を持つような離散的な確率で置き換える．このような確率密度関数μの離散化はzの（未知の）確率分布関数を経験的分布

$$F_N(z)=\sum_{i:\bar{z}_i\geq z}w_i \tag{23}$$

に置き換えることを意味するが，このような経験分布が未知の確率密度関数μの最尤推定量となっていることが証明されている[30)]．式(22)の第3項が定数項であることを配慮すれば，対数尤度関数(22)は

$$\bar{L}_N(\boldsymbol{\theta};\boldsymbol{w})=\sum_{i=1}^{N}\ln h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})+\sum_{i=1}^{N}\ln w_i \tag{24}$$

と表せる．ウエイト$w_i\geq 0$に対して，規格化条件

$$\sum_{i=1}^{N}w_i=1 \tag{25}$$

を設ける．サンプルシェアの定義より

$$\sum_{i=1}^{N}w_i\,P(1|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})=Q_1 \tag{26a}$$

$$\sum_{i=1}^{N}w_i\,P(0|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})=Q_0 \tag{26b}$$

が成立する．$Q_0 + Q_1 = 1$が成立するため，式(25), (26a), (26b)の内いずれか1つが冗長となる．いま，式(25)を除外しよう．この時，対数尤度最大化問題(P)

$$\left.\begin{array}{l}\max_{\boldsymbol{\theta}\in\boldsymbol{\Theta},\boldsymbol{w}\in\boldsymbol{W}}\ \{\bar{L}_N(\boldsymbol{\theta};\boldsymbol{w})\}\\ \text{subject to}\quad eqs.(26a),(26b)\end{array}\right\} \tag{27}$$

より，未知母数$\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{w}$の最尤推定値が求まる．ただし，$\boldsymbol{W} = \{\boldsymbol{w}|w_i \geq 0\}$，$\boldsymbol{\Theta}$はパラメータ空間である．

（4）最尤推定問題の定式化

問題Pはパラメータ$\boldsymbol{w}$が未知母数となっており，このままではサンプル数の増加に従って，パラメータ数も自動的に増加するという難点がある．Cosslettは，任意の$\boldsymbol{\theta}$に対して問題(P)の部分最適化（問題P'）

$$\left.\begin{array}{l}\max_{\boldsymbol{w}\in\boldsymbol{W}}\ \{\bar{L}_N(\boldsymbol{\theta};\boldsymbol{w})\}\\ \text{subject to}\quad eqs.(26a),(26b)\end{array}\right\} \tag{28}$$

を図ることにより，問題Pがそれと等価なLagrange最適化問題(P_1)

$$\max_{\boldsymbol{\theta}\in\boldsymbol{\Theta}_N}\{\min_{\boldsymbol{\lambda}\in\Delta_{(1)}}\ \bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta},\boldsymbol{\lambda})\} \tag{29}$$

に変換できることを示している[27]．ただし，問題P_1の場合，$\bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta},\boldsymbol{\lambda})$は具体的に

$$\bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta},\boldsymbol{\lambda}) = \sum_{i=1}^{N}\ln\frac{h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})}{\lambda_1 P(1|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})} \tag{30}$$

と表せる（付録I参照）．なお，$\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \lambda_0)$は制約条件(26a),(26b)のLagrange乗数，$\Delta_{(1)}$は

$$\Delta_{(1)} = \left\{\boldsymbol{\lambda}|\lambda_1 P(1|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta}) > 0,\right.$$
$$\left.(i = 1,\cdots,n)\quad\text{and}\quad\sum_{j=0}^{1}\lambda_j Q_j = 1\right\} \tag{31}$$

である．問題P_1はサンプル数を増加しても未知母数の数が増加しないという利点を有している．問題P_1の導出はCosslett[27]に基づいており，導出方法に新規性はない．しかし，対数尤度最大化問題(P)の構造を考慮すれば，Cosslettが誘導したLagrange最大化問題を，さらにより簡単な未知母数$\boldsymbol{\theta}$に関する最尤推定問題（PP）

$$\max_{\boldsymbol{\theta}\in\boldsymbol{\Theta}_N}\ \{\bar{L}_N(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{N}\ln h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta})\} \tag{32a}$$

subject to

$$\sum_{i=1}^{N} P(1|\bar{z}_i,\boldsymbol{\theta}) = NQ_1 \tag{32b}$$

に変換することができる（付録II参照）．

（5）推定量の漸近的性質

選択肢サンプルによる最尤推定量の一致性に関してはLerman and Manskiに詳しい．さらに，Cosslettは問題P_1の最尤推定量が一致性を有することを証明している[27]．問題PPは問題P_1の特殊例であり，問題PPによる最尤推定量が一致性を有することは明らかである．証明は参考文献に譲ることとする．推定量のt-値を計算するためには，パラメータの最尤推定値$\hat{\boldsymbol{\theta}}$の共分散行列の漸近推定量$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$が必要となる．問題$PP$の共分散行列の漸近推定量$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$は次式で表される[31),32]．

$$N\hat{\boldsymbol{\Sigma}} = \hat{\boldsymbol{J}}^{-1}\{\boldsymbol{I} - \hat{\boldsymbol{G}}'(\hat{\boldsymbol{G}}\hat{\boldsymbol{J}}^{-1}\hat{\boldsymbol{G}}')^{-1}\hat{\boldsymbol{G}}\hat{\boldsymbol{J}}^{-1}\} \tag{33}$$

ただし，$\boldsymbol{I}$は$(R\times R)$次元の単位行列，$\hat{\boldsymbol{J}}$は$(R\times R)$次元のFisherの情報行列であり，その(α,β)要素は

$$\hat{J}_{\alpha\beta} = E\left[-\frac{\partial^2\bar{L}_N(\hat{\boldsymbol{\theta}})}{\partial\theta_\alpha\partial\theta_\beta}\right]$$

で表される．なお，$\bar{L}_N(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \sum_{i=0}^{N}\ln h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\hat{\boldsymbol{\theta}})$である．また，$\hat{\boldsymbol{G}} = (\hat{G}_1,\cdots,\hat{G}_R)$は$R$次元の行ベクトルであり，その第$\alpha$要素$\hat{G}_\alpha$は

$$\hat{G}_\alpha = \sum_{i=1}^{N}\frac{\partial P(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\hat{\boldsymbol{\theta}})}{\partial\theta_\alpha} \tag{34}$$

で表される．ただし，$P(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\hat{\boldsymbol{\theta}})$は式(15)で表される目的地訪問確率である．ここで，パラメータ$\hat{\boldsymbol{\theta}}$は制約条件(32b)を満足するため，共分散行列のランクは$R-1$となることに留意する必要がある．このとき，最尤推定量$\hat{\theta}_\alpha$の漸近t−統計量は

$$t_\alpha = \frac{\hat{\theta}_\alpha}{\sqrt{\hat{\sigma}_{\alpha\alpha}}} \tag{35}$$

と表される．ただし，$\hat{\sigma}_{\alpha\alpha}$は共分散行列の漸近推定量$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$の第$\alpha$行$\alpha$列の対角要素である．

5．旅行費用法による価値計測の方法

（1）集計的需要関数の導出

一般に，母集団における個人の特性ベクトル$\boldsymbol{z}$の分布に関する確率密度関数$\mu(\boldsymbol{z})$に関する詳細な情報を得ることは困難である．母集団における$\boldsymbol{z}$の確率分布を実用的な方法で近似し，レクリエーション財に対する集計的需要関数を求める方法を提案しよう．対象とする地域がK個のゾーンに分割されており，ゾーンkから目的地までの旅行特性$\boldsymbol{\zeta}_k = (c_k, \omega_k, p_k)$が当該ゾーンに居住するすべての個人の間で同一の値をとると考える．また，個人属性$\boldsymbol{\xi}$がJ個の離散的カテゴリーj $(j = 1,\cdots,J)$に分割されると考え，j番目のカテゴリーの属性ベクトルを$\boldsymbol{\xi}_j$と表そう．ゾーンkにおいてカテゴリーjに属する個人は特性ベクトル$\boldsymbol{z} = (\boldsymbol{\xi}_j, \boldsymbol{\zeta}_k)$を共有すると考える．さらに，ゾーン$k$においてカテゴリー$j$に属する個人が，当該ゾーンの個人数$n_k$に占める割合を$\sigma_k^j$と表す．また，ゾーン$k$に居住する個人が対象地域全体における個人の総数に占める割合をυ_kと表す．この時，目的地において観測される訪問客の滞在時間の分布関数は

$$H(t) = \sum_{k=1}^{K}\upsilon_k\sum_{j=1}^{J}\sigma_k^j\int_0^t h(1,\bar{t}|\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k)d\bar{t} \tag{36}$$

と表せる．また，対象地域全体において目的地を訪問する個人数の期待値ERは次式で示される．

$$ER=\sum_{k=1}^{K}\sum_{j=1}^{J}n_k\sigma_k^jP(1|\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k) \tag{37}$$

（2）レクリエーション便益の計測

地域kにおけるカテゴリーjの家計に着目しよう．時間価値εを与件とする．間接効用関数(10),(11)が金銭タームで計測されていることに留意しよう．この個人が目的地を訪問することにより獲得する間接効用の期待値は$E[\max_{\delta=0,1}\{V^\delta(Y,\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon,\nu_\delta)\}]$と表される．一方，レクリエーション・サイトが利用可能でない時の間接効用の期待値を$E[V^0(Y,\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon,\nu_0)]$と表す．確率誤差項$\nu_\delta$は状況依存的な確率効用項であるが訪問の有無を決定する瞬間には確定している．しかし，観測者にはその値を観測できないと考える．この時，当該の家計がレクリエーション・サイトの利用可能性に対して有するオプション価格は

$$\begin{aligned}&E[\max_{\delta=0,1}\{V^\delta(Y-OP_{jk}(\varepsilon),\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon,\nu_\delta)\}]\\&\quad=E[V^0(Y,\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon,\nu_0)]\end{aligned} \tag{38}$$

を満足するような$OP_{jk}(\varepsilon)$として定義できる[33]．ここではオプション価格を等価変分により定義しているが，Yに関して準線形の効用関数を仮定しているため，等価変分と補償変分によるオプション価格は一致する．ν_δ $(\delta=0,1)$が平均0，分散$\pi^2/6\iota^2$のガンベル分布(13)に従う場合，若干の計算により

$$\begin{aligned}&E[\max_{\delta=0,1}\{V^\delta(Y-OP_{jk}(\varepsilon),\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon,\nu_\delta)\}]\\&\quad=\frac{1}{\iota}\ln\{\exp\iota[Y-OP_{jk}(\varepsilon)]+\exp\iota[Y-OP_{jk}(\varepsilon)\\&\quad+\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon)]\}\end{aligned} \tag{39}$$

$$E[V^0(Y,\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon,\nu_0)]=Y$$

を得る．ただし，$\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon)=u(\phi(\tau(\boldsymbol{\xi}_j,p_k,\varepsilon),\boldsymbol{\xi}_j))-(\varepsilon+p_k)\tau(\boldsymbol{\xi}_j,p_k,\varepsilon)-\varepsilon\omega_k-c_k$であり，$\varepsilon$を与件とした条件つき消費者余剰を表す．オプション価格は

$$OP_{jk}(\varepsilon)=\frac{1}{\iota}\ln\{1+\exp[\iota\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon)]\} \tag{40}$$

となる．εが確率分布$G(\varepsilon)$に従うとき，ゾーンkに居住するカテゴリーjの個人のオプション価格の期待値は

$$E[OP_{jk}]=\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}OP_{jk}(\varepsilon)dG(\varepsilon) \tag{41}$$

となる．したがって，対象地域全域でのオプション価格$E[OP]$は次式で定義できる．

$$E[OP]=\sum_{k=1}^{K}\sum_{j=1}^{J}n_k\sigma_k^jE[OP_{jk}] \tag{42}$$

（3）滞在時間分布を用いた便益測定の意義

滞在時間分布を用いた旅行費用法は，パラメータの推計にあたって訪問確率(15)を数値積分により求める必要がある．これに対して，個人間の時間価値の差異を考えず（同一の時間価値を仮定し），離散・連続型選択モデルを推計するという簡便な方法も考えられる．いま，滞在時間の需要関数(8)において時間価値εを個人間で一定となる未知定数と考える．滞在時間の観測値t，個人属性$\boldsymbol{\xi}$，料金pに基づいて滞在時間の需要関数を（未知定数εも含めて）推計できる．さらに，標準的な離散・連続型選択モデルの推計方法[16]を用いて滞在時間の需要関数と間接効用関数(10),(11)のパラメータを同時推計することも可能である．しかし，個人間の時間価値の差異を無視してレクリエーション・サイトの利用者便益を推計した場合には以下の問題が生じる．第1に，時間価値を一定と考えた場合，間接効用関数の推計バイアスが生じる．時間価値が大きくなるほど，ランダム限界効用モデル(7)より滞在時間は短くなるり，式(14)より個人の目的地訪問確率は小さくなる．したがって，訪問地調査で標本抽出される個人データは滞在時間の大きい（時間価値の小さい）個人データがより多く含まれる．その結果，時間価値を一定と考え滞在時間の需要関数を推計した場合，レクリエーション便益が過小に推計されるという推計バイアスが生じる．これに対して本研究では訪問・滞在時間の双方を同時に考慮した尤度関数$h(1,t|z)$を用いており，この種の推計バイアスを避けることができる．第2に，時間価値を一定と考えた場合，かりに間接効用関数が正確に測定されたとしても，利用者便益を集計化する段階で便益が過小推計される．このことを説明するために，間接効用関数のパラメータの真値が既知であるとしよう．時間価値の差異を無視して滞在時間の需要関数を推計して得られた時間価値を$\bar{\varepsilon}$と表そう．対象地域全体でのオプション価格を$OP(\bar{\varepsilon})=\sum_{k=1}^{K}\sum_{j=1}^{J}n_k\sigma_k^jOP_{jk}(\bar{\varepsilon})$と定義する．オプション価格$OP_{jk}(\varepsilon)$が$\varepsilon$に関して凸関数となる（付録III参照）ことに着目しよう．凸関数に関するJensenの不等式により$OP(\bar{\varepsilon})\leq E[OP]$が成立する．すなわち，個人間における時間価値の差異を無視したオプション価格は，差異を明示的に考慮した場合と比較して過小に推計されることとなる．

6．適用事例

（1）対象地域の概要

本研究では建設省が石狩川上流地域で実施した河川水辺の国勢調査に基づいて，河川敷におけるレクリエーション便益を計測する．当調査は河川空間利用数調査と河川空間に対する利用者アンケート調査で構成

される．利用者調査は四季を通じて7回実施され，アンケート調査は夏期の休日に年1回実施された．利用者調査は事前に定められた地点において河川利用者数を計測する定点調査と1日に1回，$1km^3$ごとに利用者を集計する区間調査により構成される．利用者アンケート調査は，定点観測地点において聞き取り方式で実施された．本研究では平成4年8月2日（日），同5年7月25日（日），同6年5月1日（日）に実施された同調査の結果を用いることとする．調査日の天候はいずれも「晴れ」である．対象地域としてとりあげる石狩川上流域は石狩川上流，忠別川，美瑛川の流域に位置する旭川市および周辺8町で構成される．モデル推計にあたっては定点観測地点として選ばれた河川利用施設（公園・グランド等）に滞在した訪問客に関するアンケート調査の結果と利用者数調査による利用者数に関する集計データを利用する．有効アンケート数は平成4年調査で742人，同5年調査で793人，同6年調査では197人である．区間調査の結果に基づけば，石狩川上流の総延長$47.7km$の内，訪問客の約90.8%が定点観測地点として選ばれた地点を訪問している．また，忠別川，美瑛川においても定点観測地点として選ばれた区間に大半の訪問客が集中している．定点観測地点の中で河川敷の現況が類似している地点を選び，それらの地点を訪問したサンプルに基づいて滞在時間モデルを推定することとする．また，対象地域を市町村（旭川市は条・丁目別）を単位として合計20個のゾーンに分割し，平成8年度の住民基本台帳に基づいてゾーン別人口を算定した．また，平成7年度の国勢調査に基づいて各ゾーン別の個人属性別の人口比率を求めた．対象地域の全居住者人口は421,224人である．対象施設への訪問者数は平成4年，同5年，同6年のそれぞれの調査時点において30,055人，16,691人，8,092人であり，訪問者が対象地域の全居住者人口に占める割合（母集団シェア）はそれぞれ0.07135，0.03962，0.01921となる．河川利用施設の利用料金はいずれも無料であり，目的地滞在のための限界費用pは0となる．この場合，滞在時間の分布モデルは大幅に簡略化される．

（2）データの利用可能性

上述の調査のうち，利用者アンケート調査は訪問客に対するサンプリング調査であり，河川敷を訪問しなかった（もう一方の選択肢を選択した）個人行動に関するデータは含まれていない．当調査より入手可能な個人属性に関するデータは，河川敷を訪問した個人の1）目的地における滞在時間(t)，2）自宅から目的地までの旅行時間(ω)，3）自宅から目的地までの距離，4）利用交通手段，5）年齢，6）性別，7）訪問の目的（散策・スポーツ・その他）である．利用者数調査は訪問者数の総計を求めたものである，属性別・目的別の訪問者数に関する情報はない．滞在時間分布モデルを推計するためには，時間価値の分布に関する情報が必要となる．この場合，1）時間価値分布に関する先験的な情報を用いる方法，2）分布型を仮定し，確率分布関数のパラメータも同時に最尤推定法により推定する方法が考えられる．従来の研究によれば，賃金率の分布は対数正規分布に従う場合が多いことが報告されている[34]ものの，時間価値分布のパラメータ推計のために必要となる先験的な情報が乏しいのが実状である．本研究では後者の方法を採用する．この場合，確率分布型に関する情報も乏しい状況の下では，代替的な確率分布を想定し，その中で推計精度が最も良い確率分布を最終的に選択するという方法を採用せざるを得ない．時間価値の確率分布は個人属性によって多様に異なることが予想される．本来であれば，時間価値の確率分布に関するパラメータを個人属性別に推計する必要がある．しかし，本研究で用いた利用者数調査では個人属性別のシェアに関する情報が入手できず，時間価値分布のパラメータを個人属性別に推計することは断念せざるを得ない．

（3）モデルの特定化

具体的に時間価値の確率分布形と効用関数の形式を特定化し，滞在時間分布モデルを推計しよう．6.（1）で述べた理由により$p=0$と設定する．いま，時間価値εが平均ε_0，分散λの対数正規分布に従って分布するとすると，εの確率密度関数$g(\varepsilon)$は

$$g(\varepsilon)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\lambda\varepsilon}\exp\{-\frac{1}{2}[\frac{\ln\varepsilon-\varepsilon_0}{\lambda}]^2\} \tag{43}$$

と表される．なお，モデルの推計にあたっては，代替的な分布型として一様分布，指数分布，ロジスティック分布，正規分布を想定してパラメータを推計したが，対数正規分布を用いた場合の推計精度が最も良くなったことを付記しておく．次に部分効用関数u及び家計生産関数ϕを具体的に特定化する．参考文献[21]では効用関数を指数型（絶対危険回避度一定），乗数型（相対危険回避度一定）に特定化し滞在時間分布モデルを導出している．これら2つの効用関数型は条件(5)を満足し，比較的取り扱いが容易であるという利点を持っている．効用関数型の特定化に関しても利用可能な先験的な情報が存在しないため，これら2種類の効用関数型を仮定して滞在時間分布モデルを推計した．その結果，これらの関数型の中で乗数型を用いた場合，良好な推計結果が得られることが判明した．したがって，以下では部分効用関数を乗数型関数に，さらに家計生産関数に乗数分離型を仮定した場合の推計結果を示すことと

表－1　モデルの推計結果

パラメータ	推計値	漸近的 t-値
α	0.3515	50.41
ε_0	3.558	129.5
λ	1.212	418.0
ι	1.291	10.43
未成年ダミー	0.7414	4.040
中高齢ダミー	−0.4713	−2.184
性別ダミー	0.7995	5.499
散歩ダミー	−1.608	−6.674
スポーツダミー	0.5828	2.971
自家用車ダミー	0.5394	2.440
平成5年ダミー	−0.4296	−1.594
平成6年ダミー	−0.9804	−5.118
定数項	6.760	34.47
サンプル数	$L(0)$	$L^*(\theta)$
1680	−14606.5	-9159.3

注）αは効用関数のパラメータ，λは時間価値の対数正規変量の分散，ε_0は時間価値の対数正規変量の平均，ιはガンベル分布の分散パラメータである．ダミー変数は，それぞれ「未成年ダミー」は２０歳未満の時に，「中高齢ダミー」は５０歳以上の時に，「性別ダミー」は男性の時に，「散歩ダミー」は散歩目的の場合に，「スポーツダミー」はスポーツ目的の時に１，「自家用車ダミー」は自家用車を利用した時に１，そうでない時０をとる．年次ダミーはそれぞれサンプルが抽出された時点を表すダミー変数である．移動時間，移動費用の係数はそれぞれ$\iota\varepsilon$，ιであり，移動時間，滞在時間の単位は時間，移動費用の単位は円である．$L(0)$はスケールパラメータα以外のパラメータを０とした時の尤度，$L^*(\theta)$は最終尤度である．

する．すなわち，最終的に採用した部分効用関数は

$$\begin{array}{ll} u(\phi(\boldsymbol{\xi}_j,t)) = \frac{1}{1-\alpha}\{\psi(\boldsymbol{\xi}_j)t\}^{1-\alpha} & \alpha \neq 1 \\ u(\phi(\boldsymbol{\xi}_j,t)) = \ln\{\psi(\boldsymbol{\xi}_j)t\} & \alpha = 1 \end{array} \quad (44)$$

と表せる．ただし，$\psi(\boldsymbol{\xi}_j)=\sum_{i=1}^{I}\psi_j\xi_{ij}$であり，線形式を仮定する．$I$は個人属性変数の総数，$\xi_{ij}$は属性$j$の個人属性変数$i$の観測値，$\psi_j$は未知パラメータである．若干の計算により，目的地を訪問し，滞在時間がtとなる同時確率$h(1,t|\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k)$は

$$h(1,t|\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k) = \frac{\alpha t^{-1}}{\sqrt{2\pi}\lambda\Lambda_1}\exp\{-\frac{1}{2}[\frac{\ln\tau^{-1}(t,\boldsymbol{\xi}_j)-\varepsilon_0}{\lambda}]^2\} \quad (45)$$

$$\Lambda_1 = \exp\{-\iota[\rho\{\psi(\boldsymbol{\xi}_j)t\}^{1-\alpha}+\psi(\boldsymbol{\xi}_j)^{1-\alpha}t^{-\alpha}\omega_k+c_k]\}$$

となる．滞在時間分布モデルの具体的な導出方法に関しては参考文献[21]に譲る．ただし，$\rho=\alpha/(1-\alpha)$である．確定的効用の差$\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon)$は次式のようになる．

$$\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon) = \iota\rho\{\frac{\psi(\boldsymbol{\xi}_j)}{\varepsilon}\}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} - \iota\varepsilon\omega_k - \iota c_k \quad (46)$$

この時，属性$\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k$を持つ個人が滞在時間$t$に関係なく目的地を訪問する確率$P(1|\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k)$は次式で表される．

$$P(1|\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k) = \int_0^\infty \frac{g(\varepsilon)}{1+\exp\{-\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon)\}}d\varepsilon \quad (47)$$

観測すべき変数は$t,\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k(=\omega_k,c_k)$であり，推計すべきパラメータは$\alpha,\varepsilon_0,\lambda,\iota,\psi_1,\cdots,\psi_I$である．なお，ガンベル分布の分散パラメータ$\iota$は旅行費用$c$の係数として単独に現れるため，ロジットモデルの推定問題とは異なり分散パラメータιが分離計測可能となる．

（４）利用者便益の推計結果

３つの時間断面において行われた利用者アンケート調査の個票をプールし滞在時間モデルを推計した．３つの時間断面で計測された個票データ及び利用者数のセットそれぞれに対して３つのシェア制約を定式化することができる．すなわち，３つの時間断面のそれぞれに定式化した制約条件(32b)の下で対数尤度(32a)を最大にするようなパラメータ$\boldsymbol{\theta}$を推計した．その際，説明変数の組み合わせを代替的に設定し，その中から，パラメータが符号条件を満足し，かつ尤度比を最大にするような説明変数の組を選択した．最終的に選択した説明変数とパラメータ値及び各パラメータの漸近的t−値を表－１に示している．漸近的t-値の値も大きく，本モデルでとりあげた変数やパラメータは十分な説明力を持っている．効用関数が非線形であるため，推計結果に定数項が含まれる．年度ダミーはアンケート調査が実施された季節を表すダミー変数であると解釈できる．対数正規分布のパラメータε_0は対数化された正規変量の平均であり，実数値に変換すると1,269円/hr.となる．また，確率誤差項ν_iの分散パラメータιが分離計測できる．したがって，表－１に基づいてオプション価格を直接計算することができる．まず，ゾーンkの属性jで，かつ時間価値がεの個人が有する当該のレクリエーション・サイトに対するオプション価格は

$$OP_{jk}(\varepsilon) = \frac{1}{\iota}\ln\{1+\exp[\overline{U}(\boldsymbol{\xi}_j,\boldsymbol{\zeta}_k,\varepsilon)]\} \quad (48)$$

と表される．また，当該個人の期待オプション価格，及び地域全体の家計に亙って集計した期待オプションはそれぞれ(41),(42)に基づいて算定することができる．以上で方法で３つの調査時点における１日当たりの地域全体での期待オプション価格を求めた結果を　表－２に示している．ここでは，対象地域の各ゾーンを河川敷からの空間距離に基づいて３つの地域区分に分けるとともに，各家計の期待オプション価格を推計した結果を式(42)に従って各地域内の全家計にわたって集計した結果を同表の第７列に示している．さらに，各地域ごとの１人当たりの平均的な期待オプション価格を求めた結果も併記している．この表に示すように，河川敷からの距離が遠くなるに従って，１人当たりの期

表－2　利用者便益の推定結果

地域区分	河川敷までの空間距離	平均アクセス時間（徒歩）	平均アクセス時間（車）	平均所要費用（車）	1人当たり期待オプション価格	総期待オプション価格($E[OP]$)
地区1	$1km$ 未満	7.5（分）	5.0(分)	10.3（円）	255.5（円/日） 228.2（円/日） 196.0（円/日）	1170（万円/日） 1045（万円/日） 898（万円/日）
地区2	$1km-5km$	45（分）	12.0(分)	51.0（円）	220.4（円/日） 195.0（円/日） 164.9（円/日）	6917（万円/日） 6120（万円/日） 5175（万円/日）
地区3	$5km$ 以上	105（分）	28.0(分)	109.4（円）	166.3（円/日） 145.0（円/日） 120.1（円/日）	1024（万円/日） 893（万円/日） 740（万円/日）

注）各欄のオプション価格は上段が平成4年8月2日，中段が平成5年7月25日，下段が平成6年5月1日の推定結果を表している．なお，地区1には旭川市（西地区，中央地区，大成地区），愛別町，上川町，美瑛町が，地区2には旭川市（東地区，新旭川地区，北星地区，春光地区，神居地区，永山地区，神楽地区，西神楽地区，東鷹栖地区），東神楽町，当麻町が，地区3には旭川市（江丹別地区，東旭川地区），鷹栖町が含まれ，それぞれの居住人口は45,803人，313,833人，61,588人である．

待オプション価格は小さくなっている．また，調査時点によって期待オプション価格も変動している．利用者アンケート調査は平成4年度，5年度には夏休み中の休日に行われているのに対して，平成6年度にはゴールデンウィーク期間中に行われている．当然のことながら，河川敷の魅力は季節や天候に左右されるため，河川敷の利用者便益は調査時点によって多様に異なる．ここで計測した利用者便益の値は1年の中でももっとも河川敷の利用の多い時期を対象として計測されたものであり，この値をもって単純に1年間に亘る経済便益に単純に集計することは危険である．今後，閑散期や平日における利用者調査を行い，年間に亘る利用者便益の発生パターンを分析することが必要である．

（5）調査方法における課題

6．（2）で言及したように，以上で求めた河川敷レクリエーション・サイトの経済便益は，極めて限られた情報に基づいて推計したことを認めざるを得ない．当然のことながら，追加的なデータを入手することにより経済便益の推計精度を向上しうる余地が大いにある．第1に，利用者数調査において1）年齢・性別，2）目的別の利用者数に関する情報を獲得することが必要である．特に，前者の情報が利用可能な場合，個人属性による時間価値の確率分布の違いを反映したようなモデル推計が可能となる．利用者数調査において個人属性に関する情報を獲得するためには，訪問者全員に対して聞き取り調査を行う必要があり，その結果，調査費用の増加を招く恐れがある．しかし，性別，目的別の利用者数調査は聞き取り調査を行わなくても可能である．利用可能なシェアデータの種類が増えれば，最尤推定問題PPの制約条件が増加し，パラメータの推定効率も増加することが期待できる．目的別の利用者数のシェアデータが利用可能な場合，サンプルをグループ化し，目的別に滞在時間分布モデルを推計することが可能となる．これにより，不完全ではあるが，個人属性による時間価値分布の差異に対してある程度の対応は可能であろう．第2に，訪問客を対象としたアンケート調査はレクリエーション・サイトという選択肢を選択した個人データを収集することはできるが，「訪問しない」という選択肢を選択した個人のデータは把握できない．換言すれば，すべての選択肢に対してサンプルを抽出した訳ではない．訪問客に対するアンケート調査と並行して，訪問しなかった（自宅にいた）個人を無作為抽出することにより，すべての選択肢に対するサンプルを抽出することができる．すなわち，目的地を訪問した個人により大きな比重を置いた無作為サンプリングを居住地と訪問地の双方で行えばよい．このような調査により，目的地の訪問の有無，滞在時間，及び属性に関してサイズNのサンプル$\{(\bar{\delta}_i,\bar{t}_i,\bar{\xi}_i)|i=1,\cdots,N\}$が与えられたとしよう．尤度は次式で表される．

$$\bar{L}_N(\theta)=\Pi_{i=1}^{N}P(0|\bar{z}_i,\theta)^{1-\bar{\delta}_i}h(1,\bar{t}_i|\bar{z}_i,\theta)^{\bar{\delta}_i} \quad (49)$$

4．（4）と同様に，最尤推定問題は対数尤度$\ln\bar{L}_N(\theta)$を制約条件(32b)の下で最大化する問題として定式化できる．このように，訪問しない個人データを獲得することにより推定効率を向上することができる．

7．おわりに

本研究では，レクリエーション・サイトにおける個人の滞在時間決定を内蔵したような目的地訪問モデル

を離散・連続型選択モデルを用いて定式化した．さらに，滞在時間分布を考慮した旅行費用法を開発し，レクリエーション便益を計測するための方法論を提案し，石狩川流域を対象とたケーススタディによりモデルの適用可能性を実証的に検討した．その際，レクリエーション・サイトでの滞在時間がレクリエーション便益を反映していることを指摘し，家計の滞在時間に関する情報を併用したようなレクリエーション便益の推計方法を提案した．以上の方法は，目的地における滞在に要する時間費用が旅行費用の重要な部分を構成しているような日常的なレクリエーション便益の計測に有用である．本モデルを非日常的なレクリエーション便益に対してアプローチを試みるためにはいくつかのモデルの改良が必要である．第1に，複数目的地間の選択行動，目的地の定性的な特性の計量化，目的地での財の消費行動のモデル化等を考慮したような離散・連続選択行動モデルを開発する必要があろう．なお，この種のモデルの拡張はすでに数多く試みられている．いたずらにモデルの精緻化を図るのではなく，個々の問題の内容に適したモデルの特定化と実証分析を蓄積することが必要である．第2に，日常的なレクリエーション行動を対象とする場合，目的地への訪問回数を内生化したようなモデルを開発することが必要であろう．特に，訪問客調査に基づいてモデルを推計する場合，訪問頻度の高い個人のデータが標本としてサンプリングされる確率が高くなる．この種の訪問頻度による推計バイアスの処理が必要となる．第3に，多時点に亙る訪問客調査，パネルデータに基づいた旅行費用法の開発等があげられる．

付録 I　問題P_1の導出

問題P'において$1 \geq w_i$より尤度$\bar{L}_N(\boldsymbol{\theta}; \boldsymbol{w})$は上方に有界．ヘッセ行列$\partial^2 \bar{L}_N(\boldsymbol{\theta}; \boldsymbol{w})/\partial w_i \partial w_j$は負定値．制約式は$\boldsymbol{w}$について線形であり，問題$P'$は強凸計画問題である．問題$P_1'$の最適解は一意的である．問題$P'$の1階の最適化条件は次式で表される．

$$\frac{1}{w_i} = N\Big(\lambda_1 P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})\Big) \qquad \text{(I.1)}$$

問題P'のLagrange関数を定義し，上式を代入し定数項を無視すればLagrange関数$\bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\lambda})$

$$\bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\lambda}) = \sum_{i=1}^{N} \ln \frac{h(1, \bar{t}_i|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})}{\lambda_1 P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})} + N \sum_{j=0}^{1} \lambda_j Q_j \qquad \text{(I.2)}$$

を得る．なお，制約条件$\boldsymbol{w} > 0$は$\Delta_{(1)} = \{\boldsymbol{\lambda}|\lambda_1 P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) \geq 0, (i = 1, \cdots, N)\}$と表される．この時，問題$P'$はそれと等価な双対問題

$$\min_{\boldsymbol{\lambda} \in \Delta_{(1)}} \bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\lambda}) \qquad \text{(I.3)}$$

に変換できる．この問題と問題P'の最適化条件が同一であることより，問題Pと問題P_1は等価である．

付録 II　問題PPの導出

問題P_1の部分問題P_1'

$$\min_{\boldsymbol{\lambda}} \{\bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\lambda}) | \sum_{j=0}^{1} \lambda_j Q_j = 1\} \qquad \text{(II.1)}$$

の1階の最適化条件を展開することにより

$$\sum_{i=1}^{N} \frac{P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})}{\lambda_1 P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})} = NQ_1 \qquad \text{(II.2)}$$

$$\sum_{i=1}^{N} \frac{1}{(1 - \frac{P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})}{Q_1})\lambda_0 + \frac{P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})}{Q_1}} = N \qquad \text{(II.3)}$$

を得る．式(II.3)より$\lambda_0 = 1$．式(II.2)より$\lambda_1 = 1$．ゆえに，最適解は$\boldsymbol{\lambda}^* = (1, 1)$．式(II.2)より問題$P_2'$の1階の最適性条件を満たすためには

$$\sum_{i=1}^{N} \frac{P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})}{P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) + P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})} = NQ_1 \qquad \text{(II.4)}$$

が常に成立する必要がある．次に，$\boldsymbol{\lambda}^*$が問題P_2'の唯一の最適解であることを確認する．式(II.3)はλ_0に関して単調であり一意性は明らか．$\boldsymbol{\lambda}^*$において$\bar{L}_N^{(1)}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\lambda}^*)$のヘッセ行列$\boldsymbol{H} = [H_{ij} : (i, j = 0, 1)]$を評価すれば$H_{0,0} = \sum_{i=1}^{N} P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})^2$，$H_{0,1} = H_{1,0} = \sum_{i=1}^{N} P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})^2$，$H_{1,1} = \sum_{i=1}^{N} P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})\, P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta})$であり正定値となる．問題$P_1'$は式(II.4)を満足する時に$\boldsymbol{\lambda}^*$において最小値をとる．$\boldsymbol{\lambda}^*$は条件$\lambda_1 P(1|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) + \lambda_0 P(0|\bar{z}_i, \boldsymbol{\theta}) > 0$を満足することは明らか．問題$P_1$に$\boldsymbol{\lambda}^*$を代入し，制約条件(II.4)を付加すれば問題$PP$を得る．

付録 III　オプション価格の凸性

表記の簡略化のためιを無視する．若干の変形により，$OP = \ln\{1 + \exp[\overline{U}]\} = \overline{U} - \ln P$を得る．$P = P(1|\varepsilon) = \{1 + \exp[-\overline{U}]\}^{-1}$である．$\partial P/\partial \overline{U} = P(1 - P)$に留意すれば，若干の式展開より$\partial OP/\partial \varepsilon = \partial \overline{U}/\partial \varepsilon \cdot P$を得る．最適化条件(7)より$\partial \overline{U}/\partial \varepsilon = (\partial u(\tau)/\partial \tau)(\partial \tau/\partial \varepsilon) - (\varepsilon + p)(\partial \tau/\partial \varepsilon) - \tau - \omega = -\tau - \omega < 0$．式(14)より，$\partial P/\partial \varepsilon < 0$．また，$\partial OP/\partial \varepsilon < 0$．一方，$\partial^2 \overline{U}/\partial \varepsilon^2 = -\partial \tau/\partial \varepsilon > 0$．ゆえに，$\partial^2 OP/\partial \varepsilon^2 = P(\partial^2 \overline{U}/\partial \varepsilon^2) + P(1 - P)(\tau + \omega)^2 > 0$．

2) Rosen, S.: Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp. 34-55, 1974.
3) Davis, R.K.: The value of big game hunting in a private forest, in: *Transactions of the Twenty-ninth North American Wildlife Conference*, Wildlife Management Institute, Washington D.C., 1964.
4) Hausman, J.A.: *Contingent Valuation: A Critical Assesment*, North-Holland, 1993.
5) Johansson, P.-O.: *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987.
6) Johansson, P.-O.: *Cost-Benefit Analysis of Environmental Changes*, Cambridge University Press, 1993.
7) Hotelling, H.: Unpublished letter to Director of National Park Service, 1947.
8) Clawson, M. and Knetsch, J.L.: *Economics of Outdoor Recreation*, John Hopkins University Press, 1966.
9) McConnell, K.E.: The Economics of Outdoor Recreation, in: Kneese, A. V. and Sweeney, J.L. (eds.): *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, Vol. II, North-Holland, 1985.
10) McFadden, D.: Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, in: Zarembka, P. (ed.): *Frontiers of Econometrics*, Academic Press, 1973.
11) Mäler, K.-G.: *Environment Economics: A Theoretical Inquiry*, John Hopkins University Press, 1974.
12) Burt, O. R. and Brewer, D.: Estimation of net social benefits from outdoor recreation, *Econometrica*, Vol.39, pp.182-187, 1971.
13) Feenberg, D. and Mills, E. S.: *Measuring the Benefits of Water Pollution Abatement*, New York, Academic Press, 1980.
14) Small, K. A. and Rosen, S.: Applied welfare economics with discrete choice models, *Econometrica*, Vol.49, pp.105-130, 1981.
15) Hanemann, M.W.: Discrete/continuous models of consumer demand, *Econometrica*, Vol. 52, pp. 541-561, 1984.
16) Train, K.: *Qualitative Choice Analysis - Theory, Econometrics and an Application to Automobile Demand*, pp. 29-59, MIT Press, 1986.
17) Kitamura, R.: A model of daily time allocation to discretionary out-of-home activities and trips, *Transportation Research*, 18B, pp. 255-266, 1984.
18) Tay, R. S. and McCarthy, P. S.: Benefits of improved water quality: A discrete analysis of freshwater recreational demands, *Enviroment and Plannning*, A, Vol. 26, pp.1625-1638, 1994.
19) Becker, G. S.: A theory of the allocation of time, *Economic Journal*, Vol.75, pp.493-517, 1965.
20) Pudney, S.: *Modelling Individual Choice, The Econometrics of Cornes, Kinks, and Holes*, Oxford, Basil Blackwell, 1989.
21) 小林潔司, 喜多秀行, 後藤忠博: ランダム限界効用に基づく滞在時間モデルに関する理論的研究, 土木学会論文集, No. 576/IV-37, pp.43-54, 1997.
22) Randall, A.: A difficulty with the travel cost method, *Land Economics*, Vol. 70, pp.88-96, 1994.
23) Englin, J. and Shonkwiler, J.S.: Modelling recreation demand in the presence of unobservable travel costs: Toward a travel price model, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 29, pp.214-227, 1995.
24) Muth, R. F.: Household production and consumer demand functions, *Econometrica*, Vol.34, pp. 699-708, 1966.
25) Manski, C. and Lerman, S.: The estimation of choice probabilities from choice-based samples, *Econometorica*, Vol.45, pp.1977-1988, 1977.
26) Cosslett, S.: Maximum likelihood estimator for choice-based samples, *Econometrica*, Vol. 9, pp.1298-1316, 1981.
27) Cosslett, S.: Efficient estimation of discrete choice models, in: Manski, C.F. and McFadden, D. (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, The MIT Press, 1981.
28) 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, 土木学会論文集, No. 343, pp. 161-170, 1984.
29) 小林潔司, 関原康成: 到着地ベース調査による観光入り込み客数の推計方法に関する研究, 土木計画学研究・論文集, No. 9, pp. 101-108, 1991.
30) Kiefer, J. and Wolfowitz, J.: Consistency of the maximum likelihood estimator in the presence of infinitely many incidental parameters, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 27, pp. 887-906, 1956.
31) Cramer, J. S.: *Econometric Applications of Maximum Likelihood Methods*, pp. 35-39, Cambridge University Press, 1986.
32) 畠中道雄: 計量経済学の方法, pp. 246-266, 創文社, 1991.
33) 小林潔司, 文世一, 多々納裕一: 交通情報による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.
34) Aitchison, J. and Brown, J. A. C.: *The Lognormal Distribution*, Cambridge University Press, 1957.

(1998. 5. 25 受付)

VALUATION OF RECREATION BENEFITS BY TRAVEL COST METHODS WITH REFERENCE TO STAY LENGTH DISTRIBUTION

Hirokazu TATANO, Kiyoshi KOBAYASHI and Jyun'ichi BABA

In this paper, travel cost methods are presented to value recreation benefits based upon stay duration length at destination. In so doing, discrete-continuous types of choice models are derived from the utility maximization hypothesis to describe the individuals' recreation behavior. The models can be estimated from choice-based sampling data. The models are empirically estimated based upon the data set gathered in the Ishikari river basin.