

休日のアクティビティに着目した 活動時間価値の推定方法に関する研究

福田大輔¹・吉野広郷²・屋井鉄雄³・イルワン プラセティヨ⁴

¹正会員 修(工) 東京工業大学大学院助手 理工学研究科土木工学専攻(〒152-8552 目黒区大岡山2-12-1)

E-mail: fukuda@plan.cv.titech.ac.jp

²正会員 修(工) 国土交通省中国地方整備局岡山河川事務所(〒700-0914 岡山市鹿田町2-4-36)

³正会員 工博 東京工業大学大学院教授 総合理工学研究科人間環境システム専攻
(〒152-8552 目黒区大岡山2-12-1)

⁴Dr. Eng. Indonesian Highway Corporation(Toll Plaza Mini Indonesia Indah, Jakarta 13550, Indonesia)

“休日には労働の制約が無く、個人は、平日には行うことのできないアクティビティを時間や予算の制約下で行うことができる”という考えに基づき、アクティビティ間のトレード・オフ関係に着目して、休日の活動時間価値を推定する方法を体系的に提示した。まず、時間制約、予算制約下の最適化行動モデルにおいて、各アクティビティの限界効用が異なる場合が生じることに注目し、時間配分モデル、活動選択モデルという2種類の行動モデルを導出した。次に、仮想データを用いた数値実験を通じて、モデルのパラメータ推定上の諸特性を明らかにした。最後に、活動時間価値の推定方法と信頼性評価の方法について述べ、その数値実験例を示した。

Key Words: value of activity time, time allocation model, marginal activity choice model, time use

1. 背景と目的

道路等、交通関連社会資本の整備に伴って発生する便益の中では、時間短縮便益が大きな割合を占めており、その算出に用いられる時間価値原単位の果たす役割は非常に大きい。時間価値の具体的な値として、例えば、我が国の現行の道路投資評価指針¹⁾においては、移動時間の短縮による節約時間を労働に充てた場合に獲得される価値という考えに基づき、平日の移動時間価値には乗車人員数や車両使用料等によって修正された賃金率の値が採用されている。一方、休日の移動時間価値に関しては、労働割増単価や乗車人員数の増分を考慮した上で設定すべきだと言及しているだけであり、実際にも、平日の値を単純に1.5倍したものが用いられているに過ぎない。

しかし、休日における人間の活動は、労働の制約が無いことにより、平日の活動と比べてその構造が根本的に異なっていると考えられる。例えば、レジャーや家族サービスのような各種の余暇活動は、人々の心理的ニーズの充足度²⁾や、勤務形態等のような社会的要因の影響によって、異なる価値を有していると考えても不自然ではない。実際、筆者らは

先行研究³⁾において、休日においては、移動時間が短縮して自由時間が増加した場合、個人は自分が望む余暇活動(以下、アクティビティと呼ぶ)に対してその増加した時間を割り当てる可能性が高いことを、意識調査を通じて確認している。すなわち、休日の場合、交通関連社会資本の整備は、移動時間の短縮効果に加えて、個人が真に望む活動を行うための時間を拡大させる効果も生むと考えられる。筆者らはこのような考察を通じ、休日においては、移動に対する価値だけでなく、各種のアクティビティそのものに対する価値を新たに検討することが必要であり、移動時間の価値に関しても、このような休日の活動に固有の特徴を反映した上で設定すべきだと考えるに至った。

以上のような問題意識のもと、本研究では、個人が休日に行うアクティビティに着目し、その活動時間の価値(以下、活動時間価値と呼ぶ)を推定する方法を体系的に提示することを目的とする。具体的には、活動時間価値を推定するための新しい行動モデルを提案し、未知パラメータの推定を経て活動時間価値を実際に算出して、その信頼性評価を行うまでの過程を示す。このような一連の検討を通じて、

多様なアクティビティで構成される休日の交通現象を統一的に理解し、アクティビティの価値を考慮した上で休日交通政策の影響分析を実施できるようにすると期待される。

以下、2.では、本研究に深い関わりを持つ時間配分モデル、及び、時間価値推定方法に関する既往研究の整理を行う。3.では活動時間価値を推定するための体系を示して本研究の位置付けを明らかにし、モデルの定式化を行う。4.では未知パラメータの推定方法に関して考察する。5.では、シミュレーション・データを用いた数値実験を行って、推定結果の感度分析を行う。6.で活動時間価値の算出方法と信頼性評価の方法を提示し、シミュレーション・データを用いて考察を行う。最後に、7.で本研究において得られた知見をまとめ、今後の課題について記す。

2. 既往研究の整理

(1) 時間配分モデル

時間配分モデルに関しては、Becker⁴⁾を嚆矢として、ミクロ経済学の分野で理論的な研究が蓄積されてきた。諸制約条件のもとで個人がどのように財の購入や配分を行って効用の最大化を図るののかに関する理論的な分析が行われ、財とその消費時間を配分する様々な理論モデルが提案されている。この考えを交通行動分析に適用した先駆的研究である Kitamura⁵⁾では、ランダム効用理論に基づいて自宅外活動の時間配分モデルを定式化し、最小二乗法により未知パラメータを推定している。また、同様の研究として、勤務体制変更という外圧が加わった時に意思決定者が行う活動時間の再配分について分析を行った例⁶⁾、さらには、プリズム制約と非再訪問制約も同時に考慮した目的地一出発時刻の同時決定モデル⁷⁾等も報告されている。しかし、これらの研究では、予算制約は明示的に考慮されておらず、各アクティビティを行っている時間の価値を分析することはできない。

一方、時間制約と予算制約を同時に考慮した研究も散見される。例えば Krann⁸⁾は、個人の時間配分モデルを定式化しているが、最適化行動より導出されるラグランジェ関数を活動時間に関して陽に解くことができず、未知パラメータの推定にまで至っていない。また、藤井他⁹⁾、及び、山本他¹⁰⁾では、観光交通行動を対象として1ヵ月間のタイムスパンを持つ時間配分モデルを構築している。これらの研究では、最適化の一階条件から非線形 Tobit 形式の時間配分モデルを導出し、最尤法により未知パラメータを推定している。本研究で提示する活動時間配分

モデルも、これらの研究の延長線上にあるものである。しかし、これらの研究では、パラメータ推定値の特性に関する考察や、活動時間の時間価値に関する考察は特に行われていない。

(2) 時間価値の推定方法

交通行動モデルのフレームでは、選好接近法に基づいて時間価値が算出される場合が多く、膨大な理論的、実証的研究の蓄積がある。これらの研究では、移動の時間価値を“微小な移動時間節約があった時に効用を一定に保つための移動費用の増分”と定義している。Train and McFadden¹¹⁾を嚆矢として、離散選択モデル、特に、非集計ロジットモデルのフレームに基づく時間価値推定が精力的に行われるようになった。交通機関別、目的別に移動時間の価値を推定した例¹²⁾、労働時間が固定的である状況を考慮した例¹³⁾、非線型の間接効用関数を適用した例¹⁴⁾等、各種の精緻化が行われている。さらに、所要時間や個人属性によって時間価値が変化する状況に関する理論的考察を行った例¹⁵⁾や、実際に推定を行っている例¹⁶⁾も見られる。しかし、既存研究のほとんどは、移動時間と移動費用のトレード・オフ関係に着目して移動時間の価値を導出しており、本研究のように、休日に特有な活動に着目して、アクティビティそのものの価値を推定している例は見られない。

3. 活動時間価値算出の体系とモデルの定式化

(1) 活動時間価値算出の体系

1. でも述べたように、労働を行う必要の無い休日において、個人は、自分が行うことのできる各アクティビティの価値に基づき、様々な活動に資源配分を行っていると考えられる。したがって、休日の活動を統一的に理解するためには、アクティビティそのものの価値を定義することが必要と考える。

このような問題意識のもと、本研究では図-1に示すような、休日における活動時間価値を算出するための新たな推定方法を提案する。

まず、分析に必要なデータとして、①“休日1日の時間配分データ”、②“仮想的に自由時間が追加された時のアクティビティ選択データ”という2種類のデータの利用を想定する。

次に、各データに対応して、①予算・時間制約下での効用最大化仮説に基づく“時間配分モデル”、及び、②予算・時間制約が共に考慮されている場合、効用最大化時にアクティビティの限界効用が必ずしも等しくならないことに着目し、限界効用を用いて

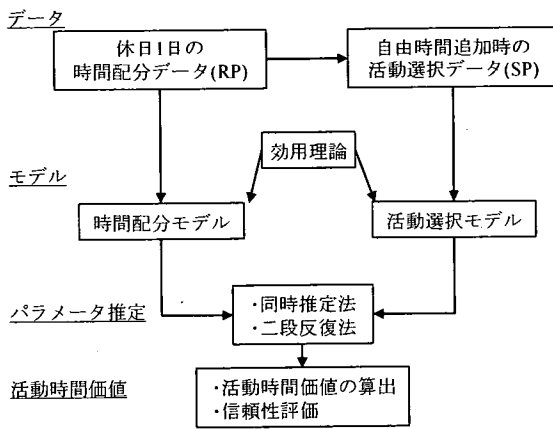


図-1 活動時間価値算出の体系

導出した“活動選択モデル”という、2種類の行動モデルを構築する。

続いて、効用関数に内在する誤差項が両モデルに共通であることを仮定し、両モデルを同時に用いる①“同時推定法”、両モデルを交互に繰り返し解く②“二段反復法”という、2種類のパラメータ推定方法を提案する。

最後に、休日における活動時間価値を、アクティビティの活動時間と活動費用の限界代替率の比を用いて推定し、その信頼性を評価する。

(2) 定式化の前提条件

本研究では、“休日1日”というタイムスパンの中における、“個人”の余暇活動のモデル化を取り扱う。また、特定の活動を特定の時間帯にしか行うことができない(例えば、施設の営業時間帯にしか、その施設内での活動は行うことができない)等といった、活動のタイミング制約を設けないことにする。

なお、休日の活動意思決定に関しては、世帯構成員間における意思決定の相互作用¹⁷⁾や、休日-平日間における資源配分の相互依存性^{18), 19)}が有意に影響を及ぼすことが指摘されている。また、個人は施設の利用可能時間帯を考慮しながら時間配分等の意思決定を行うと考える方が現実的である。このような諸条件は、活動時間価値の形成にも有意に影響を及ぼすことが想像されるが、本研究では、分析の簡略さを優先してこれらの諸条件を捨象している。

(3) 効用関数の特定化

既往研究^{9), 10)}に倣い、休日1日の全ての活動によって個人 n が享受する総効用 U_n を、アクティビティ i の消費時間により得られる効用 $U_{ni}(t_{ni})$ 、休日1日の合成財消費時間によって得られる効用 $U_{nc}(q_n)$ 、合

成財を消費することによって得られる効用 $U_{nc}(z_n)$ の総和と仮定する。なお、ここで言う合成財とは、対象アクティビティ以外の財を総称して一つの財として表現したものであり、ここでは、睡眠や食事等、人間が生活していくために不可欠な活動(mandatory activities)を指す。

$$U_n(z_n, q_n, t_{n1}, \dots, t_{nm}, \dots, t_{ni}) = \sum_i U_{ni}(t_{ni}) + U_{nc}(q_n) + U_{nc}(z_n) \quad (1)$$

ここで、 t_{ni} は個人 n がある余暇活動(discretionary activities) i に費やす時間、 q_n :個人 n が合成財の消費に費やす時間の総和、 z_n :個人 n の合成財消費量、 I :アクティビティの種類数の総数である。

本研究では、限界効用逓減の仮定に基づき、さらに、消費時間がゼロの場合に関数の値が発散しないように配慮して、直接効用関数を以下のように特定化する。なお、この効用関数は、休日時間配分モデルと活動選択モデルの両方に共通である。

$$U_n = \sum_i \gamma_{ni} \ln(t_{ni} + 1) + \mu_n \ln(q_n) + \xi_n \ln(z_n) \quad (2)$$

ここで、 γ_{ni} :アクティビティ i の活動時間に関するパラメータ、 μ_n :合成財の消費時間に関するパラメータ、 ξ_n :合成財に関するパラメータである。

(4) 休日時間配分モデルの導出

休日1日における個人の時間利用データ(RPデータ)が得られているという想定のもと、そのデータに対応した時間配分モデルを構築する。まず、個人が予算制約と時間制約の下で効用が最大になるように時間配分を行うという効用最大化仮説に基づいて、最適な時間配分を求める。個人の最適化行動を定式化すると以下のように表される。

$$\text{Max}_{t_{ni}, q_n, z_n} U_n(z_n, q_n, t_{n1}, \dots, t_{nm}, \dots, t_{ni}) \quad (3a)$$

subject to

$$c_{zn} z_n + \sum_i c_{ui} t_{ni} + G_n \leq R_n \quad (3b)$$

$$q_n + \sum_i t_{ni} + T_n \leq H_n \quad (3c)$$

$$t_{n1}, \dots, t_{ni}, q_n, z_n \geq 0 \quad (3d)$$

ここで、 c_{ui} :アクティビティ i を行うための単位時間当たり費用、 c_{zn} :合成財価格(1に基準化)、 G_n :個人 n の移動総費用、 T_n :個人 n の移動総時間、 R_n :個人 n の休日1日の予算上限、 H_n :個人 n の休日1日の総利用可能時間(=24時間、全ての個人に共通)である。

式(3a)の総効用を制約条件(3b)~(3d)のもとで最大にする t_{ni} , q_n , z_n は、以下のラグランジュ関数 L_n を

$t_{in} (1 \leq i \leq I)$, q_n, z_n について偏微分することによって得られる。

$$l_n = \sum_i \gamma_{in} \ln(t_{in} + 1) + \mu_n \ln(q_n) + \xi_n \ln(z_n) + \lambda_{nB} (R_n - c_{zn} z_n - \sum_i c_{in} t_{in} - G_n) + \lambda_{nT} (H_n - q_n - \sum_i t_{in} - T_n) \quad (4)$$

ここで、 λ_{nB} , λ_{nT} はそれぞれ、予算制約、時間制約に対応するラグランジュ乗数である。

クーン・タッカーの1階条件より、以下の一連の方程式（最適性条件）が導出される。但し、合成財は生活する上で必要な財であり、 $q_n, z_n = 0$ の場合は現実には起こり得ないため、そのような場合を除外してある。また、途中解と区別するために、この最適性条件を満たす各内生変数にはアスタリスクを付けてある。

$$\frac{\partial l_n}{\partial t_{in}} = \frac{\partial U_{ni}}{\partial t_{in}} - c_{in} \lambda_{nB} - \lambda_{nT} = \frac{\gamma_{ni}}{t_{in}^* + 1} - c_{in} \lambda_{nB} - \lambda_{nT} = 0 \quad \forall i, n \text{ if } t_{in}^* > 0 \quad (5a)$$

$$\frac{\partial l_n}{\partial t_{in}} = \frac{\partial U_{ni}}{\partial t_{in}} - c_{in} \lambda_{nB} - \lambda_{nT} = \frac{\gamma_{ni}}{t_{in}^* + 1} - c_{in} \lambda_{nB} - \lambda_{nT} \leq 0 \quad \forall i, n \text{ if } t_{in}^* = 0 \quad (5b)$$

$$\frac{\partial l_n}{\partial q_n} = \frac{\partial U_{nq}}{\partial q_n} - \lambda_{nT} = \frac{\mu_n}{q_n} - \lambda_{nT} = 0 \quad (5c)$$

$$\frac{\partial l_n}{\partial z_n} = \frac{\partial U_{nz}}{\partial z_n} - c_{zn} \lambda_{nB} = \frac{\xi_n}{z_n} - c_{zn} \lambda_{nB} = 0 \quad (5d)$$

式(5a)～(5d)を整理すると次のように表される。

$$\frac{\gamma_{ni}}{t_{in}^* + 1} = \frac{\mu_n}{q_n} + \frac{c_{in} \xi_n}{c_{zn} z_n} \quad \forall i, n \text{ if } t_{in}^* > 0 \quad (6a)$$

$$\frac{\gamma_{ni}}{t_{in}^* + 1} \leq \frac{\mu_n}{q_n} + \frac{c_{in} \xi_n}{c_{zn} z_n} \quad \forall i, n \text{ if } t_{in}^* = 0 \quad (6b)$$

さらに、財の消費量やアクティビティを行う時間が増加するにつれて効用も増加する状況を想定するために各係数は非負とし、以下のように特定化する。

$$\gamma_{ni} = \exp(\mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni} + \varepsilon_{ni}) \quad (7a)$$

$$\mu_n = \exp(\mathbf{B}' \mathbf{Y}_n) \quad (7b)$$

$$\xi_n = \exp(\mathbf{C}' \mathbf{Y}_n) \quad (7c)$$

ここで、 \mathbf{X}_{ni} : 個人 n にとってのアクティビティ i の属性を表すベクトル、 \mathbf{Y}_n : 個人 n の属性を表すベクトル、 ε_{ni} : 誤差項、 $\mathbf{A}_i (1 \leq i \leq I)$, \mathbf{B} , \mathbf{C} : 未知パラメータベクトルである。パラメータを個人属性の関数としたことにより、時間価値は個人間で異なる値をとることになる。また、この特定化により、統計モデルとしての誤差は各アクティビティを行う効用に対してのみ発生することが暗に仮定される。今回は計算の簡略化の都合上、従来の研究^{9), 10)}と同様の誤差構造としたが、その妥当性に関しては議論の余地が残されており、詳細については今後の課題としたい。

式(6a), (6b) に式(7a)～(7c)を代入し、誤差項に関して整理すると次のように表される。但し、誤差項 ε_{ni}

には、時間配分モデルであることを明示するために、添字 TA を付けている。

$$\varepsilon_{ni}^{TA} = \ln(t_{in}^* + 1) + \ln \left[\frac{\exp(\mathbf{B}' \mathbf{Y}_n - \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni})}{q_n} + \frac{c_{in} \exp(\mathbf{C}' \mathbf{Y}_n - \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni})}{z_n} \right] \quad \forall i, n \text{ if } t_{in}^* > 0 \quad (8a)$$

$$\varepsilon_{ni}^{TA} \leq \ln(t_{in}^* + 1) + \ln \left[\frac{\exp(\mathbf{B}' \mathbf{Y}_n - \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni})}{q_n} + \frac{c_{in} \exp(\mathbf{C}' \mathbf{Y}_n - \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni})}{z_n} \right] \quad \forall i, n \text{ if } t_{in}^* = 0 \quad (8b)$$

ここで、誤差項 ε_{ni}^{TA} が平均 0、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定すれば ($\varepsilon_{ni}^{TA} \sim NID(0, \sigma^2)$ for $\forall n, i$)、個人 n のアクティビティ i に関する尤度が次式のように表される。これは、非線形 Tobit 型^{9), 10)}の時間配分モデルである。

$$L_{ni} = \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \phi \left[\frac{\ln(t_{in}^* + 1) + \ln(D_{ni})}{\sigma} \right] & \text{if } t_{in}^* > 0 \\ \Phi \left(\frac{\ln(D_{ni})}{\sigma} \right) & \text{if } t_{in}^* = 0 \end{cases} \quad \forall i, n \quad (9)$$

但し、

$$D_{ni} \equiv \frac{\exp(\mathbf{B}' \mathbf{Y}_n - \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni})}{q_n} + \frac{c_{in} \exp(\mathbf{C}' \mathbf{Y}_n - \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_{ni})}{c_{zn} z_n} \quad (10)$$

である。また、 L_{ni} : 個人 n のアクティビティ i に対する尤度、 $\phi(\cdot)$: 標準正規確率密度関数、 $\Phi(\cdot)$: 標準正規分布関数である。

未知パラメータ $\mathbf{A}_i (1 \leq i \leq I)$, \mathbf{B} , \mathbf{C} , σ は、個人を行う全てのアクティビティに対する対数尤度を、標本サンプル全体に関して足し合わせて対数尤度関数 LL_T を定義し、この関数を最大化する値として推定される。ここで、 LL_T は次式で与えられる。

$$LL_T = \sum_n \sum_i \ln(L_{ni}) \quad (11)$$

(5) 活動選択モデルの導出

次に、活動選択モデルの導出を行う。これは、仮想的に自由時間が追加されたときに個人がどのようなアクティビティを選択するのかを、離散選択行動として表現したモデルである。

a) 選択行動仮説

予算・時間という両制約のもとでは、効用最大化時において、アクティビティの限界効用が必ずしも等しくなっているとは限らない。この性質に着目し、個人の選択行動仮説として以下の仮説を想定する。

Marginal Activity Choice Hypothesis: もし、自由時間が一単位増加して新たなアクティビティを行うことができるとき、他に何も制約が無いとすれば、個人は、その意思決定の時点において、活動時間に対する限界効用が最も大きいアクティビティを選択する。

上記の行動仮説を表現した選択モデルの詳細については、c)で説明する。

b) 仮想条件の設定

次に、a)の仮説に従う意思決定が行われる場面として、以下のような仮想条件を設定する：

- ①まず、“仮想的に自由時間が追加された状況”を仮定する。これは、例えば、交通施設の整備等によって所要時間が単位時間だけ短縮されたような状況である。このような状況下で、個人は、いずれかのアクティビティを追加的に選択すると考える；
- ②ここでは、1つの活動にしか割り当てることができないような極めて短い自由時間の追加を想定しており、個人は、単一の活動代替案しか選択できないものとする；
- ③また、アクティビティの追加消費に際しては、追加的な費用が発生しないと仮定する。

活動選択モデルの同定のためには、上記のような意思決定状況を設定し、その状況下における個人の選択結果に関する情報(SPデータ)を取得すれば良い。

c) 活動選択モデルの定式化

次に、モデルの定式化を行う。個人 n の自由時間が ΔT_n 増加し、個人が、この増加した時間をアクティビティ i を行うことに割り当てると仮定すると、総効用 U_n の増分 $\Delta U_n(t_i)$ は、近似的に次式のように表すことができる。

$$\Delta U_n \cong \frac{\partial U_n}{\partial t_m} \Delta T_n = \frac{\partial U_n(t_m)}{\partial t_m} \Delta T_n \quad (12)$$

$\Delta T_n = 1$ とすると、 ΔU_n は近似的にアクティビティ i の活動時間に対する限界効用に等しくなる。個人は、この限界効用に基づいてアクティビティ選択を行う。

個人 n が行ったアクティビティ i の活動時間に対する限界効用は、式(2)を t_m について偏微分し、式(7a)を代入することにより、次式で与えられる。

$$\frac{\partial U_n}{\partial t_m} = \frac{\gamma_m}{t_m + 1} = \frac{1}{t_m + 1} \exp(\mathbf{A}'_i \mathbf{X}_m + \varepsilon_m^{AC}) \quad (13)$$

但し、誤差項 ε_m には、活動選択モデルであることを明示するために、添字 AC を付けている。

式(13)を対数変換する。なお、これは単調変換であるため、限界効用の大小関係は保持される。

$$\ln\left(\frac{\partial U_n}{\partial t_m}\right) = \mathbf{A}'_i \mathbf{X}_m - \ln(t_m + 1) + \varepsilon_m^{AC} \equiv V_m + \varepsilon_m^{AC} \quad (14)$$

Marginal Activity Choice Hypothesis に従えば、個人 n がアクティビティ i を選択する確率 P_{ni} を次式のように表すことができる。

$$P_{ni} = \Pr(V_m + \varepsilon_m^{AC} \geq V_j + \varepsilon_j^{AC}, \text{ for } \forall j, 1 \leq j \leq I, i \neq j) \quad (15)$$

ここで、誤差項 ε_m^{AC} が時間配分モデルの誤差項 ε_m^{TA} と同様に、平均 0、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定す

れば ($\varepsilon_m^{AC} \sim NID(0, \sigma^2)$ for $\forall n, i$)、次の多項 Probit モデルが導出される。

$$P_{ni} = \int_{\varepsilon_m^{AC} = -\infty}^{\varepsilon_m^{AC} = V_m - V_{ni}} \dots \int_{\varepsilon_m^{AC} = -\infty}^{\varepsilon_m^{AC} = V_m - V_{ni}} \phi(\varepsilon_n^{AC}) d\varepsilon_m^{AC} \dots d\varepsilon_{n1}^{AC} \quad (16)$$

ここで、

$$\phi(\varepsilon_n^{AC}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^I |\Omega|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \varepsilon_n^{AC'} (\Omega)^{-1} \varepsilon_n^{AC}\right] \quad (17)$$

である。但し、 $\varepsilon_n^{AC} \equiv (\varepsilon_n^{AC1}, \dots, \varepsilon_n^{ACI})$ である。また、 Ω は誤差ベクトル ε_n^{AC} の分散共分散行列であり、対角項の要素が全て σ^2 、それ以外の要素が全て 0 であるような $I \times I$ の行列である。

なお、誤差項の分散共分散行列の定義からも分かるように、本研究では、アクティビティ間での分散不均一性や相関を考慮していない。現実には、類似した活動間において、効用関数の誤差項が相関を持つであろうし、また、活動時間が長くなればなるほど、誤差項の分散が増大する状況²⁰⁾も生じ得ると考えられる。本研究では、未知パラメータ推定作業の簡易化のために、このような簡略化を行っている。

活動選択モデルに含まれる未知パラメータ \mathbf{A}_i ($1 \leq i \leq I$)、 σ は、次式で表される対数尤度関数 LL_p を用いて最尤法で求めることができる。

$$LL_p = \sum_n \sum_i \delta_{ni} \ln(P_{ni}) \quad (18)$$

ここで、 δ_{ni} は個人 n が選択肢 i を選択したときに 1、そうでないときに 0 となるダミー変数である。アクティビティの数が多い場合には、シミュレーション法²²⁾の適用も検討するべきであろう。

なお、線形効用関数を用いた従来の Probit モデルでは、説明変数の係数パラメータと誤差項の分散パラメータとが識別できず、予め分散パラメータを 1 にする等の基準化を行うことが通例であった。しかし、本研究の活動選択モデルでは、式(14)の右辺の活動時間に関する項 $\ln(t_m + 1)$ に係数が付かない構造となっている。すなわち、 σ の値を基準化せずに、未知パラメータの 1 つとして統計的に推定する必要がある。なお、 σ と \mathbf{A}_i は統計的に識別可能である。

4. 未知パラメータの推定方法

本節では、3. で構築した 2 つのモデルを同時に用いてパラメータを推定する方法を示す。まず、共通の誤差項を有する 2 つのモデルを同時に用いてパラメータ推定を行う方法を提案する。時間配分 RP データと追加時間に関する SP データの両者が有する情報を活用する、すなわち、2 つのモデルを同時に

用いることにより、信頼性の高いパラメータ推定が可能になることが期待される。

(1) 同時推定法

2つのモデルが共通の誤差項を有していることに着目し、時間配分モデル、活動選択モデルそれぞれの対数尤度関数を足し合わせた新たな尤度関数 LL を定義して最尤推定を行い、全ての未知パラメータを推定する方法である。 LL は次式で表される。

$$LL = LL_T + LL_P \quad (19)$$

時間配分モデルの尤度 LL_T と活動時間モデルの尤度 LL_P の単純和として全尤度 LL を定義していることから分かるように、ここでは時間配分モデルと活動選択モデルの誤差項の相関は考慮されていない。また、誤差項の分散 σ^2 が両モデルに共通と仮定していることから、分散不均一性も考慮されていない。実際に活動時間価値を推定するにあたっては、時間配分モデルには RP データの適用を、活動選択モデルには SP データの適用を想定しているが、この場合、両モデル間で誤差項が無相関となったり分散が均一となる保証は無い²¹⁾。誤差構造の精緻化に関しては、実証分析を行う時に検討したい。

(2) 二段反復法

同時推定法では、2つのモデルの対数尤度を足し合わせた新たな尤度関数を用いてパラメータの推定を行うが、非線形 Tobit モデルと多項 Probit モデルという、異なる性質を持つモデルの対数尤度関数を足し合わせるため、尤度関数 LL は複雑になり、パラメータ推定が困難になると考えられる。そこで、以下では、2つのモデルに共通な未知パラメータ A_i, σ があることに着目し、パラメータが収束するまで交互に繰り返し推定を行う“二段反復法”の適用を新たに提案する。その手順は以下の通りである(図-2)：

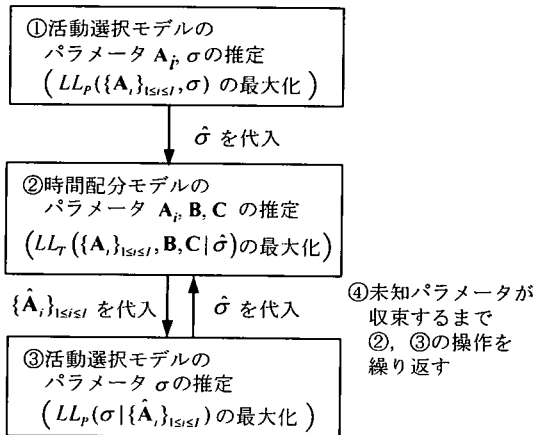


図-2 二段反復法によるパラメータ推定

- ① 活動選択モデルに含まれる未知パラメータ A_i ($1 \leq i \leq I$), σ を、式(18)を最大化することによって推定する；
- ② ①で推定された σ を時間配分モデルに代入して、残りの未知パラメータを推定する。すなわち、 σ の値を与件とした式(11)を最大化するような A_i ($1 \leq i \leq I$), B, C を求める；
- ③ ②で求められた A_i ($1 \leq i \leq I$) の推定値をアクティビティ選択モデルに代入し、これを与件として σ を再度推定する；
- ④ 上記②, ③の操作を、全ての未知パラメータがそれぞれ一定の値に収束するまで繰り返す。

5. 数値実験によるパラメータ推定方法の検証

4. で提案した推定方法を実際のデータに対して適用する前に、データに関する諸制約がパラメータの推定結果にどのような影響を与えるのかを、予め把握しておくことが望ましい。そこで本節では、予め仮定した真のパラメータ値を用いたモンテカルロ実験により仮想データセットを作成し、このデータセットを用いてパラメータの推定方法に関する各種の検証を行う。

(1) モンテカルロ実験に基づく仮想データの作成²³⁾

仮想データセットを以下の手順で作成する：

- ①パラメータ A_i, B, C, σ の真値を設定する；
- ②乱数を用いて、外生変数 X_m, Y_m, z_m, q_m , ランダム変数 $\varepsilon_m^{TA}, \varepsilon_m^{AC}$ のデータセットを作成する；
- ③作成した外生変数と誤差の組合せに基づき、式(8a), (8b)の条件からアクティビティ活動時間 t_i を算出する；
- ④式(13)に外生変数と誤差の値を代入し、限界効用の値が最大となる活動を活動選択結果と見なし、 $\delta_m = 1$ となる活動 i を決定する；
- ⑤上記の手順を繰り返し、合計 N 組のデータセットを作成する。

以降の実験では、アクティビティの種類が $2(I=2)$ の場合を想定して作成したデータセットを用いている。データセットの作成は、表-1に示したパラメータセット、及び、乱数発生プロセスに基づく。なお、パラメータ推定結果の感度分析においては、調査精度を規定するパラメータ σ と、サンプル総数 N を表-1に示すように変動させている。

(2) 推定手法の感度分析

以下では、a) 初期値を変更した場合、b) 調査精

表-1 数値実験における各変数の設定方法

変数	乱数	レンジ・形状
X_{ni}	一様乱数	0-10
Y_n	一様乱数	0-10
π_n	一様乱数	2500-4000
q_n	一様乱数	180-300
ε_{ni}	正規乱数	平均=0 $\sigma=0.2, 0.4, 1.0, 2.0$
I	アクティビティの種類	2
c_{u1}	アクティビティ1の単位時間費用	30
c_{u2}	アクティビティ2の単位時間費用	40
N	サンプル数	40, 100, 500, 1000
係数パラメータの真値		$A_1=0.4, A_2=0.2, B=0.6, C=0.8$

度を変更した場合、c) サンプル数を変化させた場合の各結果を示す。

a) 初期値を変更した場合

通常の最尤推定計算においては、ニュートン・ラプソン法等の代表的な最適化アルゴリズムが多用される。そこでは、まず初期値を与え、繰り返し計算によってパラメータの推定値を求める場合が多い。説明変数に関して線形のTobitモデルの場合、尤度関数が上に凸であり、初期値の値によらず大域的な解が得られることが知られているが、本研究のような非線形のモデルの場合、それは必ずしも保証されない。すなわち、通常の最適化計算を行っても、局所的な解に収束する場合が生じ、一般的な最適化アルゴリズムしか持たないパッケージソフトを用いてパラメータ推定を行う場合には問題となる。

そこで、初期値の相違がパラメータ推定結果に及ぼす影響に関して、同時推定法と二段反復法それぞれの特性を検証した。具体的には、 $\sigma=0.4, N=1,000$ の条件でサンプルデータを作成し、さらに、未知パラメータ A_1, A_2, B, C, σ の初期値を、0~1の一様乱数を用いて合計50セット作成し、この各初期値セットに対して尤度最大化の計算（ニュートン・ラプソン法）を行った場合に、パラメータ真値の近傍で収束する比率がどのように異なるのかを検証した。その結果を表-2に示す。

同時推定法では、収束計算の途中で対数尤度関数のヘッセ行列の逆行列がランク落ちし、パラメータの推定ができなくなる場合が多数生じた。また、収束計算が停止した時のパラメータ推定値のうち、 A_1, A_2, B, C に関しては真値に近い値が求められたのに対し、 σ は真値と大きく乖離した推定値が得られる場合が高頻度で生じた。この理由として、 A_1, A_2, B, C が効用関数の確定項を規定するパラメータであるのに対し、 σ は効用関数の誤差項を規定するパラメータであり、解析的な取り扱いの方法が両者で異なるためであることが考えられる。

一方、 σ を活動選択モデルで別途推定し、その値

表-2 初期値を変更した時の収束回数

(試行50回分の結果、 $\sigma=0.4, N=1,000$ の場合)

		同時推定法	二段反復法
収束した	大域解	6(12%)	50(100%)
	局所解	2(4%)	0(0%)
収束しない		42(84%)	0(0%)

を与件として、残りの A_1, A_2, B, C を時間配分モデルから推定する二段反復法では、全ての場合においてパラメータが収束したことが確認された。

b) 調査精度を変更した場合

活動時間価値の推定を実際に行う場合、休日1日における個人の時間利用データ、及び、仮想的な活動選択データ等を収集する必要があるが、このようなデータの収集費用は一般的に極めて高い。したがって、調査精度と費用のトレード・オフ関係を把握することが重要である。

そこで、サンプル数が1,000の場合を対象として、データの誤差の標準偏差 σ を 0.2, 0.4, 1.0, 2.0 と4段階で変化させ、パラメータ推定値の精度を検証した。その結果を表-3に示す。

同時推定法、二段反復法のいずれの場合でも、各パラメータの t 値、 χ^2 値は有意な値となっている。このうち、 t 値に着目すると、同時推定法の方が二段反復法の場合と比べて全体的に大きな値となっていることが伺える。一方、 σ 以外のパラメータに関しては、推定精度の相違は顕著に表れていない。すなわち、提案した二段反復法の有用性が確認できた結果と言える。

c) サンプル数を変更した場合

次に、サンプル数が変化したときにパラメータの推定値の精度がどのように変化するかを検証した。具体的には、サンプル数を $N=40, 100, 500, 1,000$ と4段階で変化させてパラメータ推定を行い、それらの推定結果を比較している(表-4)。

調査精度を変更した場合と同様、二段反復法を用いて得られた σ の推定値は、サンプル数が小さくなるにつれて真値との乖離が大きくなることが伺える。一方、同時推定法では、サンプル数がある程度小さい場合でも、全てのパラメータで安定した推定結果が得られている。これより、二段反復法による繰り返し計算を通じて、同時推定法の場合と同程度の精度を有する結果が必要な場合、より多くのサンプルが必要であることが伺える。

d) まとめ

・同じ条件下では、同時推定法の方が二段反復法を用いた場合に比べて推定値の精度は高い。しかし、誤差項の標準偏差 σ を除いて推定結果に大きな差は無い。また、同時推定法では推定結果が初期

表-3 調査精度の相違が推定結果に及ぼす影響 (N = 1,000)

(a)同時推定法

	真値	A ₁ =0.3	A ₂ =0.2	B=0.6	C=0.8	σ	χ ² 値
σ=0.2の場合	推定値	0.301	0.201	0.600	0.802	0.204	249,143
	t値	168.8	117.2	331.8	358.7	54.9	
σ=0.4の場合	推定値	0.301	0.202	0.599	0.804	0.409	96,459
	t値	87.4	61.2	168.2	192.3	54.8	
σ=1.0の場合	推定値	0.308	0.211	0.605	0.813	1.027	20,500
	t値	33.7	23.8	66.1	86.1	50.7	
σ=2.0の場合	推定値	0.316	0.219	0.608	0.827	2.055	5,462
	t値	20.5	14.7	34.6	53.4	49.8	

(b)二段反復法

	真値	A ₁ =0.3	A ₂ =0.2	B=0.6	C=0.8	σ	χ ² 値
σ=0.2の場合	推定値	0.301	0.201	0.600	0.802	0.201	249,499
	t値	156.0	108.5	326.6	349.1	16.7	
σ=0.4の場合	推定値	0.303	0.204	0.601	0.806	0.423	91,950
	t値	76.6	53.6	157.8	179.6	16.8	
σ=1.0の場合	推定値	0.309	0.211	0.606	0.815	1.039	19,810
	t値	33.7	23.8	65.8	88.7	15.6	
σ=2.0の場合	推定値	0.306	0.210	0.597	0.805	1.873	9,430
	t値	19.4	13.7	36.3	57.0	14.7	

表-4 サンプル数の相違が推定結果に及ぼす影響 (σ = 0.4)

(a)同時推定法

	真値	A ₁ =0.3	A ₂ =0.2	B=0.6	C=0.8	σ=0.4	χ ² 値
N=40の場合	推定値	0.336	0.231	0.616	0.839	0.368	4,070
	t値	19.8	14.4	39.3	42.9	11.4	
N=100の場合	推定値	0.313	0.206	0.609	0.807	0.382	10,116
	t値	29.5	20.0	55.9	65.2	17.9	
N=500の場合	推定値	0.305	0.203	0.608	0.802	0.377	50,404
	t値	69.3	46.8	124.6	148.6	39.6	
N=1000の場合	推定値	0.301	0.202	0.599	0.804	0.409	96,459
	t値	87.4	61.2	168.2	192.3	54.8	

(b)二段反復法

	真値	A ₁ =0.3	A ₂ =0.2	B=0.6	C=0.8	σ=0.4	χ ² 値
N=40の場合	推定値	0.351	0.256	0.631	0.866	0.585	4,373
	t値	11.7	9.0	24.6	26.9	2.9	
N=100の場合	推定値	0.317	0.206	0.611	0.808	0.348	10,773
	t値	29.7	19.7	59.5	68.1	5.2	
N=500の場合	推定値	0.303	0.199	0.606	0.797	0.336	48,409
	t値	69.5	46.3	134.5	157.6	12.2	
N=1000の場合	推定値	0.303	0.204	0.601	0.806	0.423	91,950
	t値	76.6	53.6	157.8	179.6	16.8	

値に依存する場合が多い。

- 一方、二段反復法は、σの推定値の精度が相対的に低いという課題を有しているが、σを予め推定しておくことで、最尤推定時の繰り返し計算が効率的に行われる。また、推定結果の精度も極端には低下しておらず、最尤推定時の計算の容易さを考慮すれば、より実用的な手法と言える。

6. 活動時間価値の推定と信頼性評価

本節では、活動時間価値を推定する方法を示す。ところで、活動時間価値そのものは統計モデルとして定式化されることから、行動モデルのパラメータ推定値がばらつくことによって、活動時間価値の

推定値も変動する。実務的な観点からは、どの程度のサンプル数を確保すれば、各種交通政策の検討に耐え得るだけの信頼性を持った推定値を得ることができるのかを把握する必要がある。そこで本節では、推定された活動時間価値の信頼性評価方法も提示し、数値実験を通じてその検証を行う。

(1) 活動時間価値の定式化

個人nのアクティビティiに対する時間価値 VOT_m を、アクティビティの活動時間に対する限界効用と活動費用に対する限界効用の比として定義する。本研究で構築したモデルに基づけば、 VOT_m は次式のように表される。

$$VOT_m = -\frac{\frac{\partial U_n}{\partial t_{ni}}}{\frac{\partial U_n}{\partial c_m}} = \frac{\frac{\partial U_n}{\partial t_{ni}}}{\frac{\partial U_n}{\partial z_n}} = \frac{\gamma_{ni}}{\xi_n} \frac{z_n}{t_{ni}^* + 1} \quad (20)$$

$$= \exp(A_i' X_{ni} - C' Y_n + \varepsilon_{ni}) \frac{z_n}{t_{ni}^* + 1}$$

なお、誤差項 ε_{ni} は未知であり、以降は次式で表される期待活動時間価値に関して考察する。

$$\overline{VOT_m} = \exp\left(\hat{A}_i' X_{ni} - \hat{C}' Y_n + \frac{\sigma^2}{2}\right) \frac{z_n}{t_{ni}^* + 1} \quad (21)$$

ここで、 \hat{A}_i 、 \hat{C} 、 σ はパラメータの推定値である。また、式(21)の導出に際しては、誤差項 ε_{ni} が正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うとき、確率変数 $\exp(\varepsilon_{ni})$ の期待値が $\exp(\sigma^2/2)$ で与えられることに基づいている。また、この式形からも分かる通り、期待活動時間価値は、個人属性、アクティビティ属性、活動時間等に依存して決定し、個人間で異なる値をとる。

次に、具体的な計算を行う。ここでは、誤差項の標準偏差の真値が $\sigma = 0.4$ 、サンプルの総数が $N = 1,000$ という条件のもと、表-1の設定に基づいてモンテカルロシミュレーションによりサンプルデータを作成した。このデータに二段反復法を適用してパラメータ推定を行い、その結果(表-3(b)の2行目の推定結果に相当)を式(21)に代入して、各サンプルのアクティビティ1,2に対する活動時間価値を算出する。その活動時間価値の標本分布を示したのが図-3である。これより、活動時間価値の分布形状が、アクティビティによって異なることが伺える。

(2) 活動時間価値の信頼区間推定

推定値 \hat{A}_i 、 \hat{C} 、 σ は分散を有しており、それらの関数として表される期待時間価値も、当然、ばらつきを持った値となる。以下では、推定された結果を用いて、期待時間価値の信頼性評価を行う。

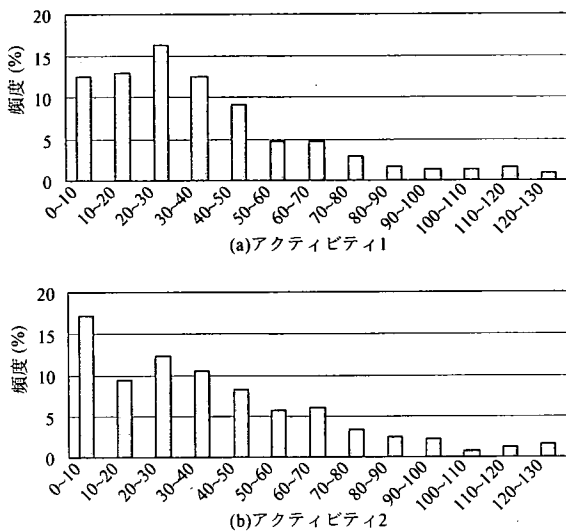


図-3 各アクティビティの活動時間値分布

誤差伝播の法則²⁴⁾に基づけば、期待時間値の分散 $\hat{\sigma}_{\overline{VOT}_m}^2$ は次式のように表される。

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{\overline{VOT}_m}^2 &= \left(\frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial A_i} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \right)^2 \sigma_{\hat{A}_i}^2 + \left(\frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial C} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \right)^2 \sigma_{\hat{C}}^2 \\ &+ \left(\frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial \sigma} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \right)^2 \sigma_{\hat{\sigma}}^2 + 2 \frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial A_i} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial C} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \sigma_{\hat{A}_i \hat{C}} \\ &+ 2 \frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial A_i} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial \sigma} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \sigma_{\hat{A}_i \hat{\sigma}} \\ &+ 2 \frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial C} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \frac{\partial \overline{VOT}_m}{\partial \sigma} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \sigma_{\hat{C} \hat{\sigma}} \\ &= \overline{VOT}_m^2 \left(X_m^2 \sigma_{\hat{A}_i}^2 + Y_n^2 \sigma_{\hat{C}}^2 + \hat{\sigma}^2 \sigma_{\hat{\sigma}}^2 \right. \\ &\quad \left. - 2X_m Y_n \sigma_{\hat{A}_i \hat{C}} - 2\hat{\sigma} Y_n \sigma_{\hat{C} \hat{\sigma}} + 2\hat{\sigma} X_m \sigma_{\hat{A}_i \hat{\sigma}} \right) \quad (22) \end{aligned}$$

ここで、 $\theta = (A_i, C, \sigma)$, $\hat{\theta} = (\hat{A}_i, \hat{C}, \hat{\sigma})$ である。また、 $\sigma_{\hat{A}_i}^2$, $\sigma_{\hat{C}}^2$, $\sigma_{\hat{\sigma}}^2$ はそれぞれ \hat{A}_i , \hat{C} , $\hat{\sigma}$ の分散であり、 $\sigma_{\hat{A}_i \hat{C}}$, $\sigma_{\hat{C} \hat{\sigma}}$, $\sigma_{\hat{A}_i \hat{\sigma}}$ は、それぞれ推定値 \hat{A}_i と \hat{C} , \hat{C} と $\hat{\sigma}$, \hat{A}_i と $\hat{\sigma}$ の共分散である。さらに、活動時間値の分散が漸近的に t 分布に従うことに着目すれば、その $1-\alpha$ 信頼区間 (α : 有意水準) は、次のように表される。

$$\left(\overline{VOT}_m - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sqrt{\hat{\sigma}_{\overline{VOT}_m}^2}}{\sqrt{N-1}}, \overline{VOT}_m + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sqrt{\hat{\sigma}_{\overline{VOT}_m}^2}}{\sqrt{N-1}} \right) \quad (23)$$

ここで、 $t_{1-\alpha/2}$ は、モデルの未知パラメータ数を K としたときの、自由度 $N-K$ の t 分布の $100(1-\alpha)$ パーセンタイル値である。

(3) 数値計算例

以下では、アクティビティ1の期待活動時間値

を例として、信頼区間の感度分析を行う。

具体的には、“調査精度を変更した場合(表-5)”, “サンプル数を変更した場合(表-6)”の各ケースに対して、各説明変数の標本平均値によって表される代表的個人を想定し、さらに各ケースのデータを用いて推定された未知パラメータ、及び、それらの分散共分散行列の推計値を用いて、式(23)で表される活動時間値の95%信頼区間の評価を行っている。なお二段反復法を用いた結果に関しては、推定方法の性質により $\sigma_{\hat{C} \hat{\sigma}}$, $\sigma_{\hat{A}_i \hat{\sigma}}$ の値を求めることができないため、同時推定法によって得られた $\sigma_{\hat{C} \hat{\sigma}}$, $\sigma_{\hat{A}_i \hat{\sigma}}$ の値を便宜的に用いて式(22)を評価し、対応する信頼区間を求めている。

a) 調査精度を変更した場合

調査精度を変更する、すなわち、誤差項の標準偏差の真値を変化させた場合に、信頼区間がどのように変化するかを示した結果が表-5である。二段反復法を用いた結果は、同時推定法の場合に比べて、レンジの値が小さくなって信頼性が向上するものの、その差は小さい。すなわち、両推定方法間で信頼性の相違はさほど大きくないことが伺える。また、 σ が大きくなるにつれてレンジも大きくなっている。特に、今回の数値計算例では、標準偏差が1.0以上になると変動率が1%を超える場合が生じ、信頼性の高い推計値が得られない結果となっている。

b) サンプル数を変更した場合

次に、サンプル数を変更した場合(表-6)においても、両推定方法間で信頼性の相違はさほど見られなかった。但し、変動率の値によって判断する限り、サンプル数が少なくなるにつれて期待時間値の信頼性が急激に低下することが分かった。具体的には、サンプル数が100以下になると、変動幅(変動率)が急激に大きくなることが確認された。

表-5 調査精度が時間値信頼区間
及ぼす影響 ($N=1,000$)

(a)同時推定法

σ	2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率(%)
0.2	35.03	35.08	35.14	0.11	0.31
0.4	34.73	34.85	34.98	0.25	0.72
1.0	34.23	34.58	34.93	0.69	2.01
2.0	32.72	33.75	34.79	2.07	6.15

(b)二段反復法

σ	2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率(%)
0.2	35.01	35.05	35.08	0.07	0.19
0.4	34.62	34.70	34.77	0.14	0.41
1.0	34.28	34.50	34.71	0.43	1.24
2.0	35.47	36.07	36.68	1.20	3.34

$$\left(\begin{aligned} \text{レンジ} &= 2.5\% \text{信頼区間上限} - 2.5\% \text{信頼区間下限} \\ \text{変動率} &= \text{レンジ} / \text{中央値} \end{aligned} \right)$$

表-6 サンプル数が時間価値信頼区間に
及ぼす影響($\sigma=0.4$)

(a)同時推定法

N	2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率(%)
40	32.30	33.11	33.92	1.62	4.90
100	34.21	34.54	34.88	0.67	1.93
500	34.75	34.91	35.06	0.31	0.90
1000	34.73	34.85	34.98	0.25	0.71

(b)二段反復法

N	2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率(%)
40	32.89	33.36	33.83	0.93	2.79
100	32.99	33.16	33.33	0.34	1.04
500	35.24	35.33	35.43	0.20	0.56
1000	34.63	34.70	34.77	0.14	0.41

7. おわりに

(1) 本研究の成果

本研究では、“休日には労働の制約が無く、個人は自由にアクティビティの選択ができるため、平日には行うことのできない自分が望むアクティビティを、時間や予算の制約下で行う”という考えに基づいて、活動時間価値を推定する方法を体系的に提示した。その具体的な成果は以下のとおりである。

まず、休日1日における個人の時間利用実績データ(RPデータ)を用いることを前提に、個人の効用最大化仮説から時間配分モデルを導出した。次に、自由時間が増加したとき、個人は限界効用が最も大きい活動を選択するという行動仮説と、そのような条件に整合的なSPデータを利用することを前提として、活動選択モデルを導出した。時間配分モデルそのものは既往研究を拡張したものだが、一方の活動選択モデルは、自由時間の増大という仮想条件下における活動選択行動を、時間配分モデルと整合的な形で新たに定式化したものである。

次に、誤差項の共通性に着目し、時間配分モデルと活動選択モデルを統合的に利用してパラメータ推定を行う方法を提案した。また、モンテカルロ実験を通じて、提示した方法の諸特性を明らかにした。

最後に、提案したモデルに基づいて活動時間価値を推定する方法を示した。さらに、推定された活動時間価値の信頼区間を推定し、モンテカルロ実験から得られた仮想データを用いてその評価を行った。

以上の一連の考察を通じて、活動時間価値を推定するための実用的なモデル構築の可能性が示唆されたと考える。

(2) 今後の課題

今後の課題を以下に挙げる。

第1に、実際の時間利用データを用いた分析を行

う必要がある。これに関しては、東京とジャカルタにおける時間利用、及び、活動選択に関するデータが既に得られており、その分析結果に関しては別途報告を行っている^{25), 26)}。なお、実証分析を行う場合、アクティビティのカテゴリズ、すなわち、アクティビティ選択肢集合をどのように設定するべきかという問題も生じる。例えば、筆者らの継続研究^{25), 26)}では、Maslowの欲求階層理論²⁾の考えに基づいてアクティビティ集合を定義しているが、その妥当性検証は十分ではなく、更なる理論的・実証的考察が必要だと考える。

第2に、モデルの精緻化とパラメータ推定特性の更なる把握が必要である。具体的には、時間配分モデルと活動選択モデルの誤差構造の精緻化、アクティビティの種類数や説明変数の数が増加していった場合のモデルのTractabilityに関する考察、二段反復法の統計的性質の把握等を行わなければならない。

第3に、活動時間価値と移動時間の価値の関係に関する理論的考察を行い、交通所要時間の短縮によって生じる活動時間拡大効果を分析する必要がある。

第4に、今回構築した行動モデルは、休日1日のアクティビティのみを分析対象としている。しかし、実際の休日活動では、個人は、①平日では行うことができない活動を休日に行い；②その意思決定には家族等の他者の意思決定が密接に関与し；③施設営業時間帯等を考慮しながら活動実施タイミングを決定している；と考える方がより妥当である。このような諸条件を考慮したモデル化と活動時間価値推定への拡張が必要である。

第5に、心理学的な見地からは、個人はある種のニーズを満たすためにアクティビティを行うと考えることもできよう。そのため、ニーズのような心理的要因がアクティビティ選択や時間配分に及ぼす影響に関しても考察を行う必要がある。

謝辞：本研究は、文部科学省科学研究費基盤研究(C)(2)(課題番号:15560456)の研究助成を受けている。ここに記して感謝の意を表したい。

参考文献

- 1) 道路投資の評価に関する指針検討委員会(編):道路投資の評価に関する指針(案), 日本総合研究所, 1998.
- 2) Maslow, A.: *Motivation and Personality*, Harper & Row, New York, 1970.
- 3) Prasetyo, I., Tamura, S., Yai, T. and Shimizu, T.: Analysis on user's perception of travel time saving benefit using activity based approach, *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol. 4, No. 3, pp. 99-114, 2001.
- 4) Becker, G.: A theory of the allocation of time, *Economic*

- Journal*, Vol. 75, pp. 493-517, 1965.
- 5) Kitamura, R.: A model of daily time allocation to discretionary out-of-home activities and trips, *Transportation Research Part B*, Vol. 18, pp. 255-266, 1984.
 - 6) 高尾稔, 森川高行, 倉内慎也, 佐々木邦明: 勤務体制変更に伴う活動時間変化のモデル分析, 土木計画学研究・講演集, No. 21, pp. 783-786, 1998.
 - 7) 西野至, 藤井聡, 北村隆一: 観光周遊行動の分析を目的とした目的地・出発時刻同時選択モデルの構築, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 681-687, 1999.
 - 8) Kraan, M.: Modelling activity patterns with respect to limited time and money budgets, In *Proceedings of the 7th World Conference on Transport Research, Vol.1, Travel Behavior*, D. Hensher, J. King and T. Oum (eds.), Elsevier, Oxford, pp. 151-163, 1996.
 - 9) 藤井聡, 北村隆一, 熊田善亮: 交通需要解析のための所得制約・自由時間制約下での消費行動のモデル化, 土木学会論文集, No. 625 / IV-44, pp. 99-112, 1999.
 - 10) 山本俊行, 阿部昌幸, 藤井聡, 北村隆一: 個人の自由目的来訪活動における滞在時間・出費・来訪頻度モデルの構築, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 561-567, 1999.
 - 11) Train, K. and McFadden, D.: The goods/leisure tradeoff and disaggregate work trip mode choice models, *Transportation Research*, Vol. 12, pp. 349-353, 1978.
 - 12) MVA Consultancy, Institute of Transport Studies at University of Leeds, and Transport Studies Unit at University of Oxford: *The Value of Travel Time Savings*, Policy Journals, London, UK, 1987.
 - 13) Jara-Diaz, S. and Ortuzar, J.: Introducing the expenditure rate in the estimation of mode choice models, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 23, pp. 293-308, 1989.
 - 14) Blayac, T. and Causse, A.: Value of travel time: A theoretical legitimation of some nonlinear representative utility in discrete choice models, *Transportation Research Part B*, Vol. 35, pp. 391-400, 2001.
 - 15) 河野達仁, 森杉壽芳: 時間価値に関する理論的考察—私的交通のケース—, 土木学会論文集, No. 639 / IV-46, pp. 53-64, 2000.
 - 16) 森川高行, 姜美蘭, 祖父江誠二, 倉内慎也: 旅行時間と個人属性の関数として表された交通時間価値に関する実証的研究, 土木計画学研究・論文集, No. 19, pp. 513-520, 2002.
 - 17) Golob, T. and McNally, M.: A model of activity participation and travel interactions between household heads, *Transportation Research Part B*, Vol. 31, pp. 177-194, 1997.
 - 18) Bhat, C. and Misra, R.: Discretionary activity time allocation of individuals between in-home and out-of-home and between weekdays and weekends, *Transportation*, Vol. 26, pp. 193-209, 1999.
 - 19) Yamamoto, T. and Kitamura, R.: An analysis of time allocation to in-home and out-of-home discretionary activities across working days and non-working days, *Transportation*, Vol. 26, pp. 211-230, 1999.
 - 20) 藁谷千風彦: 計量経済学の理論と応用, 日本評論社, pp. 91-120, 1996.
 - 21) 森川高行, 山田菊子: 系列相関を持つ RP データと SP データを同時に用いた離散型選択モデルの推定法, 土木学会論文集, No. 476 / IV-21, pp. 11-18, 1993.
 - 22) 屋井鉄雄, 中川隆広, 石塚順一: シミュレーション法による構造化プロビットモデルの推定特性, 土木学会論文集, No. 604 / IV-41, pp. 11-21, 1998.
 - 23) 牧厚志: 応用計量経済学入門, 日本評論社, pp. 214-229, 2001.
 - 24) 中村英夫, 清水英範: 測量学, 技報堂出版, pp. 50-59, 2000.
 - 25) Prasetyo, I., Yoshino, H., Fukuda, D. and Yai, T.: Time allocation modeling using combined utility maximization and activity choice approach for weekend travel in Tokyo, In *New Development in Psychometrics: Proceedings of the International Meeting of the Psychometric Society*, H. Yanai, A. Okada, K. Shigemasa, K. Yutaka and J. Meulman (eds.), Springer-Verlag Tokyo, Tokyo, pp. 561-568, 2003.
 - 26) Prasetyo, I., Fukuda, D., Yoshino, H. and Yai, T.: Analysis of travel time saving benefit by understanding individual needs and value of activity time (Case study: Tokyo and Jakarta), *Transportation Research Record*, in press.

(2002. 10. 1 受付)

ESTIMATING VALUE OF ACTIVITY TIME BASED ON DISCRETIONARY ACTIVITIES ON WEEKENDS

Daisuke FUKUDA, Hirosato YOSHINO, Tetsuo YAI and Irwan PRASETYO

Based on the idea that people can allocate their time on the weekend to discretionary activities that are not normally done on weekdays, this paper proposes a combined modeling of time allocation and marginal activity choice in order to estimate the value of activity time on weekends. Time allocation model and marginal activity choice model are derived under time- and budget-constraints and the time value for each activity can be calculated. Using artificial time use data obtained from Monte Carlo experiments, proposed two methods of estimating unknown parameters, simultaneous estimation method and two-step estimation method, are verified and compared with regard to the precision of data and the number of samples. Finally, the value of activity time and its confidence interval are calculated.