時間的拘束を受けない日帰り交通の時刻決定行動モデルと 自動車を用いるリクリエーション交通への適用

A TIME DECISION MODEL OF TEMPORALLY UNCONSTRAINED ONE-DAY TRAVEL AND ITS APPLICATION TO RECREATIONAL TRIPS BY PRIVATE CARS

角 知憲*・北岡大記**・出口近士***・一ノ瀬修****

By Tomonori SUMI, Daiki KITAOKA, Chikashi DEGUCHI and Osamu ICHINOSE

This paper proposes a model for describing the behavior of travellers who are not externally constrained in deciding their travel schedules in a day. The model assumes that every traveller decides his departure time from home and leaving time for home as to minimize the sum of disutilities given by the shortness of stay at the destination, coming and returning travels, earliness of departure, and lateness of arrival at home. The model provides the distributions of departure time and leaving time for home for every origin-destination pair. The model was applied to the recreational trips by cars to a National Government Park in Fukuoka where the disutilities of coming travel and lateness of arrival at home are not affectual, and it was revealed that the model gave reasonable results.

Keywords: recreational travel, temporal distribution, private-car travel

1. はじめに

近年、リクリエーションは市民生活の重要な一部となり、広域を対象としたリクリエーション施設が建設されてきている¹⁾。リクリエーション交通は、目的地や、そこに到着する時刻、滞在する時間、あるいは交通を行うか否かをも自由に決定できる点で、通勤交通とは人の行動様式が大きく異なっていると考えられる。一方で、リクリエーション交通にも、季節的な集中あるいは週末への集中と並んで、1日のうちの特定の時間帯に旅客が集中し、交通施設をはじめとするサービス施設の計画、運営に問題を生じることがあるのは周知のとおりである。建設されるリクリエーション施設が効果的に利用されるためには、このような人の行動特性を的確に把握し、それに基づいて合理的に計画されたものであることが必要である。しかしながら、リクリエーション交通に関する

従来の研究・分析には、主として需要予測に焦点を置いて、発生交通量や分布交通量を予測する比較的ポピュラーなモデルを作成したものが多い^{2)~4)}。旅客の集中現象を取り扱った先駆的な研究に鈴木の研究^{5)~7)}があるが、その後この問題を追求したものはきわめて少ない。

本論文は、外部からの時間的拘束を受けない交通でありながら、現実にはある集中現象をみせる日帰り交通の行動モデルを作成し、これをリクリエーション行動の理解のための手がかりとしようとするものである。

2. 入園・退園行動のモデル化

(1) 非効用の仮定

一般に交通とは、交通目的を達成するという効用を得るため、ある場所への往復と滞在に要する費用、時間、労力などの投資を行う行動である。したがって、人は得られる効用と投資（非効用）の差を最大にしようとして行動すると仮定することができる。

リクリエーション交通の場合は、人の得る効用は目的地に滞在する時間の長さで表わすことができるが、いま目的地に十分な時間だけ滞在した場合に人が得る満足を単位とし、滞在時間が十分とれないための満足の損失分を非効用として取り扱うことにすれば、上記の仮定は非効用最小化の仮定に置き換えることができる。この場合

* 正会員 工博 九州大学助教授 工学部土木工学科
(〒812 福岡市東区箱崎 6-10-1)

** 正会員 工修 福山コンサルタント
(〒105 港区西新橋 3-19-14)

*** 正会員 工博 宮崎大学助教授 工学部土木工学科
(〒889-21 宮崎市学園木花台西 1-1)

**** 学生会員 九州大学大学院土木工学専攻修士課程
(〒812 福岡市東区箱崎 6-10-1)

考慮すべき主な非効用には次のようなものが挙げられる。

- D_1 ：自宅を出発する時刻が早いための非効用
- D_2 ：往路の交通抵抗
- D_3 ：目的地滞在時間が短いための非効用
- D_4 ：復路の交通抵抗
- D_5 ：帰宅時刻が遅いための非効用

入場料や駐車料金なども非効用を構成するが、それが行動時刻に依存しない限り、ここで考慮する必要はない。

ある人の目的地と交通手段が与えられれば、非効用を最小にするために決定可能な変数は、自宅の出発時刻と滞在時間（つまり復路の出発時刻）の2つである。上記の5つの非効用の中には、外部的な条件によってはこの2つの変数に無関係なものがあり得る。たとえば、交通抵抗は実際にある範囲であれば出発時刻に依存することがないとみなせる場合がある。その場合には、それに対応する非効用をモデルの中から除くことができる。本論文では後に示すとおり、2つの変数の決定を人が自律的に行い得る自動車利用旅客を対象として、 D_2 と D_5 がモデルから括り出されるような条件を選定している^{注1)}。

本論文では、限界効用通減の法則と後述するような観測された人の行動を考慮しながら、次のような効用関数を用いることにした。

- 1) 出発時刻の非効用 (D_1)
出発が早いほど非効用は大きいと考えられるため、次のような指数関数を仮定した。
 $D_1(t_a) = b e^{-\gamma t_a}$ (1)
 t_a ：往路の出発時刻, b, γ ：正のパラメーター
- 2) 滞在時間が短いための非効用 (D_3)
滞在時間 t_s が十分に長いときの効用を1として、滞在の効用 U を $U(t_s)1 - e^{-\alpha t_s}$ とする。
したがって非効用 D_3 は次式となる。
 $D_3(t_s) = e^{-\alpha t_s}$ (2)
 t_s ：滞在時間, α ：正のパラメーター
- 3) 復路の交通抵抗 (D_4)

対象とする旅客以外の旅客が多数を占め、対象とする旅客の意思決定によって交通渋滞の程度とその時間的変

注1) 観測結果によれば、往路は交通の集中の程度が小さく、交通抵抗が出发時刻 t_a に依存することが小さいので（図—5参照）、本論文では D_2 を用いないことにした。一方、 D_3 が有意な効果をもっていれば、退園時刻 t_o の所要時間に関する依存性（もし帰宅時刻が大きく影響していれば、所要時間の大きい旅客ほど退園時刻が早くなる）があるはずであるのに、それが明確には検知できないこと、むしろ退園時刻は経路上のボトルネックの交通渋滞の発生時刻と密接に関連しているとみられること（図—6参照）から、これを無視した。もちろん交通渋滞とかかわらない鉄道を利用する旅客の場合などでは、 D_2, D_5 を D_1, D_4 と同様な形で考慮することも必要である¹¹⁾。

図—1 非効用と退園時刻決定

化が変化するというフィードバック効果はないこと^{注2)}，ならびに復路の出発時刻が遅くなるほど交通抵抗が増大するという条件を仮定して（図—5参照），次の関数を用いた。

$D_4(t_o) = a e^{\beta_c t_o}$ (3)

t_o ：復路の出発時刻, a, β_c ：正のパラメーター
以下、目的地到着時刻を入園時刻，復路の出発時刻を退園時刻とよぶ。

(2) 行動モデル

本論文では、入園時刻を条件として退園時刻を決定する段階と、その段階での行動様式を考慮しながら往路出発時刻を決定する段階とに分けて、人の決定行動を取り扱うものとする。

まず、到着時刻を条件とする退園時刻の決定問題において、考慮すべき非効用 D_3, D_4 は図—1に示すように加算可能なものとする。両者の和 D_{34} は、以下のようになえられる。

$D_{34} = D_3 + D_4$ (4)

$D_{34}(t_o | t_{in}) = e^{-\alpha(t_o - t_{in})} + a e^{\beta_c t_o}$ (5)

したがって、 D_{34} を最小とする退園時刻 t_{om} は次式から得られる。

$$\left. \frac{dD_{34}}{dt_o} \right|_{t_o=t_{om}} = -\alpha e^{-\alpha(t_{om} - t_{in})} + a\beta_c e^{\beta_c t_{om}} = 0$$
 (6)

t_{om} ：退園時刻, t_{in} ：入園時刻
いま、式（6）を t_{om} について解くと次式が得られる。

$$t_{om} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta_c} t_{in} - \frac{\ln c}{\alpha + \beta_c}$$
 (7)

ここに $c = a\beta_c / \alpha$ とおいた。

この式（7）を式（5）に代入すれば、 D_{34} の最小値 D_{34}^* として次式を得る。

$$D_{34}^* = e^{\left(\frac{\alpha\beta_c}{\alpha + \beta_c} t_{in} + \frac{\alpha}{\alpha + \beta_c} \ln c\right)} + c \frac{\alpha}{\beta_c} e^{\left(\frac{\alpha\beta_c}{\alpha + \beta_c} t_{in} - \frac{\beta_c}{\alpha + \beta_c} \ln c\right)}$$
 (8)

一方、式（1）は、目的地までの所要時間 t_n が与え

注2) 公園利用者全体では、道路交通量の約30%を占めるので、この仮定には検討の余地がある。

図-2 全非効用と入園時刻決定

られるとすれば、 $t_d = t_{in} - t_n$ の関係より、次式に書き直すことができる。

$$D_1(t_{in}) = b e^{-\gamma(t_{in} - t_n)} \dots\dots\dots (9)$$

ここでも非効用 D_1 と D_{34}^* が図-2 に示すように加算可能と仮定すれば、全非効用 D_{134} は次式となる。

$$\begin{aligned} D_{134}(t_{in} | t_n) &= D_1 + D_{34}^* \\ &= b e^{-\gamma(t_{in} - t_n)} + e^{\left(\frac{\alpha\beta_c}{\alpha + \beta_c} t_{in} + \frac{\alpha}{\alpha + \beta_c} \ln c\right)} \\ &\quad + c \frac{\alpha}{\beta_c} e^{\left(\frac{\alpha\beta_c}{\alpha + \beta_c} t_{in} - \frac{\beta_c}{\alpha + \beta_c} \ln c\right)} \dots\dots\dots (10) \end{aligned}$$

そこで、 D_{134} の最小値を与える入園時刻 t_{im} は次式で与えられる。

$$\left. \frac{dD_{134}}{dt_{in}} \right|_{t_{in}=t_{im}} = 0 \dots\dots\dots (11)$$

ところで、 t_{om} や t_{im} は人により場合により変動する。この変動がもう1つの変数である所要時間 t_n と独立であるとすると、次のような方法でこの変動をモデルに含めることができる。いま、個人差と場合差を含めた人の行動のばらつきを式(3)中の β_c の変動で表わすことにして、その確率密度関数(以下、PDFと記す)を $\phi_{\beta_c}(\beta_c)$ と表わす³⁾。式(7)を用いて、退園時刻 t_{om} の変動を入園時刻 t_{im} と β_c の変動とに関係づけられよい。 t_{im} の変動をPDFで表わして $g_{t_{im}}(t_{im})$ とし、 $g_{t_{im}}(t_{im})$ と $\phi_{\beta_c}(\beta_c)$ が独立であると仮定する。式(7)を β_c 条件とする t_{im} と t_{om} の変数変換であるとみなして、 $g_{t_{im}}(t_{im})$ と t_{om} のPDF、 $\phi_{t_{om}}(t_{om} | \beta_c)$ の関係を求める。

$$\phi_{t_{om}}(t_{om} | \beta_c) = g_{t_{im}}(t_{im}) \left| \frac{dt_{im}}{dt_{om}} \right|_{\beta_c} \dots\dots\dots (12)$$

旅客全体では、 $\phi_{\beta_c}(\beta_c)$ を考えれば、退園時刻のPDFは次式で与えられる。

$$\begin{aligned} \phi_{t_{om}}(t_{om}) &= \int \phi_{t_{om}}(t_{om} | \beta_c) \phi_{\beta_c}(\beta_c) d\beta_c \\ &= \int g_{t_{im}}(t_{im}) \left| \frac{dt_{im}}{dt_{om}} \right|_{\beta_c} \cdot \phi_{\beta_c}(\beta_c) d\beta_c \dots\dots\dots (13) \end{aligned}$$

同様に、入園時刻 t_{im} においても、式(1)中に γ の

変動 $\phi_\gamma(\gamma)$ を導入する。 β_c と γ を条件としてアクセス所要時間 t_n と入園時刻 t_{im} の関係が式(11)から与えられるので、 t_{im} のPDF、 $\phi_{t_{im}}(t_{im} | \beta_c, \gamma)$ は t_n の分布、 $g_{t_n}(t_n)$ から次のように与えられる。

$$\phi_{t_{im}}(t_{im} | \beta_c, \gamma) = g_{t_n}(t_n) \left| \frac{dt_n}{dt_{im}} \right|_{\beta_c, \gamma} \dots\dots\dots (14)$$

したがって、入園者全体の入園時刻のPDF、 $\phi_{t_{im}}(t_{im})$ は、

$$\begin{aligned} \phi_{t_{im}}(t_{im}) &= \iint g_{t_n}(t_n) \left| \frac{dt_n}{dt_{im}} \right|_{\beta_c, \gamma} \cdot \phi_{\beta_c}(\beta_c) d\beta_c \phi_\gamma(\gamma) d\gamma \\ &\dots\dots\dots (15) \end{aligned}$$

となる。ここに、 $g_{t_n}(t_n)$ は所要時間の確率密度関数である。すなわち本モデルは、 $\phi_{\beta_c}(\beta_c)$ および $\phi_\gamma(\gamma)$ を用いて、目的地までの所要時間分布を与件とした到着時刻および帰宅時刻分布を予測するという構造をもつ。

3. 広域公園への適用

(1) 利用データおよび道路交通状況

本論文では図-3に示す福岡市の郊外の海の中海浜公園の利用者を対象とした。データは建設省が昭和61年10月14日(火)、17日(金)、19日(日)に実施したアンケート調査資料を利用した⁸⁾。調査は、利用者入園時刻を記録したアンケート用紙を配布し、回答を記入してもらったうえ、退園時に用紙を収集し、退園時刻を記録する方式で行われた。総配布数(入園者全数、ただし、家族連れの子供は除く)4611、回収数3608(回収

図-3 海の中海浜公園周辺図

注3) α にも変動を考えることができるが、 α と β の変動を相互に独立に推定することができない以上、2つの変動を同時に考慮することは無益である。

図-4 所要時間の分布

(a) 測点間平均速度(往路)

(b) 測点間平均速度(復路)

図-5

図-6 入園時刻と退園時刻の関係

率 66.5%) のうち、10 月 19 日(日)に自家用車で来園し、かつその他の場所に寄り道せず帰宅する 334 人から得たデータを用いてモデルを作成する。図-4 に調査から得たこれら入園者の所要時間(往路)の分布を示す。

図-5 に昭和 61 年 11 月 2 日(日)に測定した海の中道海浜公園へ至る道路の交通状態を示す。調査の都合で別の日となったが、この日もアンケート実施日と同じく秋の週末の行楽日で、交通の状態も大差ないと考えられる。両図は、測点 1-2 間(白丸)、測点 3-4 間(黒丸)で車両番号対照法によって求めた測点間通過平均速度の変化を示している。午前中、すなわちアクセス方向はおおむね 30 km/h で通過しており、渋滞はほとんど起こらずスムーズな流れであった。しかし、午後、すなわちイグレス方向は 15 時過ぎから、図-1 中の地点 P 付近を起点とするバンパー・トウ・バンパーの渋滞が発生し、渋滞列が海浜公園まで延びようになる。この渋滞は、鉄道の踏切や他の道路からの合流交通によるもので、18 時頃まで続く。

(2) 数値計算

a) a と β_c の分布の推定

図-6 に観測から得られた入園時刻と退園時刻の関係を示す。視覚的にはおおむね線形になっており、入園行動と退園行動は密接な関係にあることがうかがえる。

ところで、この論文で用いる「効用」という構成概念は相対概念であって、常に 2 つ以上の効用の比較によってのみ定義される。そこでいま、 D_3 およびその時間変化率を基準として他を測定することとして、式(7)の α を 1 と仮定して変形することにより、次式が得られる。

$$t_{in} = (1 + \beta_c)t_{om} + \ln(a\beta_c) \dots \dots \dots (16)$$

図中に記入した直線は、視覚的に入・退園時刻の間によくあてはまると考えられる直線であり、この場合パラメーター a, β_c は、 $a = 7.5 \times 10^{-7}$ 、 $\beta_c = 0.74$ である。この直線は、後述のように β_c の分布を改めて詳細に計算しなおす際の出発値となる(入・退園時刻の間から直接回帰計算で得られる直線は、他のデータから著しくはずれた横軸付近の少数のデータのために、以後の計算で非現実的な結果を与えることが判明したので採用しなかった)。

さらに、図中にみられる退園時刻のばらつきに対して式(13)を適用してみる。

いま、利用者の β の変動と入園時刻の変動とが独立であるものと考え、 t_{om} 軸、 β_c 軸上に適当な代表座標点 $\{t_k\}$ 、 $\{\beta_k\}$ をとり、 $\{F_k\} = \{\phi_{t_{om}}(t_k)\}$ 、 $\{B_k\} = \{\phi_{\beta}(\beta_k)d\beta_k\}$ とおけば、式(13)は以下の式で離散的に置き換えられる。

$$\{F_k\} = [K_{kl}]\{B_l\} \dots \dots \dots (17)$$

ここに、

図-7 カーネルの計算

図-8 β の分布

$$K_{kl}=g_{tin}(t_{ink})\left|\frac{dt_{in}}{dt_{om}}\right|\beta_l,\;t_{om}=t_k$$
$$t_{ink}=(1+\beta_l)t_k+\ln(\alpha\beta_l)$$

である。式 (17) は次のことを意味する。図-7 の第一象限は横軸に時刻を、縦軸に確率密度をとって入園時刻の分布を、第二象限はある β_l を与えられた場合に式(16)で表わされる入園時刻と退園時刻の関係を、また第三象限は退園時刻の分布を示している。図のように、 β_l ごとに $g_{tin}(t_{in})$ から変換される退園時刻の分布が $[K_{kl}]$ マトリックスの縦ベクトルを与えるのである。以上のような準備のうえ、式 (17) から $[B_l]$ を算出する。

いま、 $[F_k]$ に観測データを代入して連立方程式として解くと $[F_k]$ がランダム変動を含むため、確率として $[B_l]$ に課せられる制約条件、 $B_l \geq 0, \sum B_l = 1$ を満たすことが保証されない。そこで最小 χ^2 値法⁹⁾を採用した。これは $[B_l]$ にある初期値を与え、式 (17) で得られる $[F_k]$ と観測値 $[F_k]$ の間の χ^2 値が小さくなるように $[B_l]$ を修正し、 χ^2 値が最小となった $[B_l]$ をもって近似解とする方法である。

χ^2 値の区分成分 χ_i^2 は次のように計算する。
 $\chi_i^2 = N(F_i - F_{i0})^2 / F_{i0}$ (18)
ここに、 F_i ：観測された区間 i の相対頻度、 F_{i0} ：同じく計算された区間確率、 N ：サンプル数である。

本論文では、代表座標点 $[t_k]$ には 11 時 45 分から 30 分ごとに 13 点を与え、 $[\beta_l]$ には 0.58 から 0.94 まで 0.04 ごとに 10 点を与えた。なお、 β_l によっては計算上閉園時間 (18:00) 以後に退園する者が現われることがあるが、これに対しては閉園時刻を退園時刻とすること

図-9 退園時刻分布

にした。
図-8 に求められた β の分布を示す。ヒストグラムは上記の最小 χ^2 値法により計算されたものである。実線は、この分布を対数正規分布で近似したものである。これらの分布から計算される退園時刻分布を図-9 に示す。この対数正規分布から計算した退園時刻の分布に対して χ^2 検定を行った結果、観測された退園時刻分布との適合度は有意水準 2% に達した。この対数正規分布は、

$$\phi_{\beta_c}(\beta_c)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\;\sigma_l\beta_c}\exp\left[-\frac{|\ln(\beta_c-\beta_0)-\mu_l|^2}{2\;\sigma_l^2}\right]$$

.....(19)

$$\mu_l=-1.916,\;\sigma_l=0.583,\;\beta_0=0.56$$

で与えられる。
b) b と γ の分布の推定
 γ の分布に対しても、上記と同様の取扱いをすることができる。すなわち、式 (10) を t_{in} で微分してゼロとおいて整理すると、次式が得られる。

$$t_{im}=\frac{1}{\frac{\alpha\beta_c}{\alpha+\beta_c}+\gamma}\left\{\ln(b\gamma)+\gamma t_n-\ln\frac{\alpha\beta_c}{\alpha+\beta_c}-\ln(e^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta_c}t_{in}}+ae^{\frac{-\beta_c}{\alpha+\beta_c}t_{in}})\right\}$$
.....(20)

上式より、 γ の一定の値に対しては t_{im} と t_n の間に線形の関係があることがわかる。実際に調査で得られた t_n を用い、 t_{im} と t_n の関係を示したものが図-10 であるが、平均的な t_{im} は t_n とおおむね線形の関係にあるとみなすことができる。図中に示した直線を用いると $b=3.0$ 、 γ の平均値は 0.31 となった。

γ の分布 $\phi_\gamma(\gamma)$ も、式 (15) を用い同様に最小 χ^2 値法によって推定することができる。すなわち t_{im} 軸上の代表座標点 $[t_k]$ と γ 軸上の代表座標点 $[\gamma_l]$ を用いて、 $[G_l]=[\phi_{t_{im}}(t_k)]$ 、 $[C_l]=[\phi_\gamma(\gamma_l)] d\gamma$ を定義すれば、

$$[K_{ij}]=\int g_{tin}(t_n)\frac{dt_n}{dt_{in}}\;\phi_{\beta_c}(\beta_c)d\beta_c$$
.....(21)

において、式 (17) と同様に次式で表わせる。
 $[G_l]=[K_{ij}][C_l]$(22)

図—10 入園時刻と所要時間の関係

図—10 γ の分布

図—11 入園時刻分布

ここでも、 $[K_{ij}]$ の縦ベクトルは図—7と同様に求めることができる。すなわち、第一象限を所要時間の分布に、第二象限を β_i と γ_j を条件とする式(22)の直線に置き換えれば、第三象限には β_i と γ_j を条件とする入園時刻の分布が得られる。これに図—8に与えられた β_i の区間確率、 $\phi_{\beta}(\beta_i)d\beta$ をかけて積分したものが縦ベクトルである。なお、実際の計算では、 $|t_i|$ の代表座標点は9時15分から30分ごとに15点を与え、 $|\gamma_j|$ には0.11から0.43まで0.04ごとに9点を与えた。

図—10のヒストグラムに算出された γ の分布を示す。この γ の分布をベータ分布で近似したものが図—10の折れ線であって、 $p=1.4566$ 、 $q=0.9115$ とにおいて次式で表わされる。

$$\phi_{\gamma}(\gamma) = \frac{1}{(0.40)^{p+q+1} B(p, q)} (\gamma - 0.05)^{p-1} (0.45 - \gamma)^{q-1} \quad (0.05 < \gamma < 0.45) \dots\dots\dots (23)$$

ここに、 $B(p, q)$ はパラメーター p, q のベータ関数である。

式(23)で与えられる γ の区間確率を式(22)右辺の C_i において計算した入園時刻分布を、観測値、最小 χ^2 値法から求められたそれと併せて図—11に示す。この入園時刻分布の観測値との適合度は、 χ^2 検定で有意水準0.1%の程度である。なお、計算された入園時刻分布の第一区分(9時15分)が観測された値よりも大きいのが目につくが、これは、計算上、開園時刻以前に到着する旅客の入園時刻を開園時刻に集中して与えたためである。

4. 考 察

本論文では、広域公園へのリクリエーション旅客のうち、自動車を利用する旅客の時間領域での行動を記述するモデルを作成した。このモデルは、実質的に交通の所要時間を独立変数として、旅客の往路、復路の出発時刻を与えるものである。もちろん、このモデルはいくつかの点で問題を残しているが、基本的な行動特性の把握には成功したと考えられる。

本論文で取り上げたリクリエーション交通における人の行動は、通常数多くの要因の錯綜した影響の下に行われるもので、人の自由裁量の余地が大きいに、漠然とした調査と分析では、ある要因に対する人の応答特性を的確にとらえることが困難である。そこで本論文ではまず極力単純な条件下で少数の要因に対する人の応答特性を把握し、その後これと比較しながらより複雑な条件下での人の行動特性をステップ・バイ・ステップに求めていくという単一因子的視点¹⁰⁾に立ち、その第一歩として観測条件と分析対象旅客を限定しようとした。しかし、このような観点からすると、できるだけ普遍的で固定的な要因の影響下で、選んだ独立変数と応答の関係を取り上げるのが有利である。交通抵抗は場所と時間による変化が大きいため、むしろ、出発の非効用(2.における D_1)と帰宅の非効用(同じく D_5)の間で滞在時間のもたらす効用を最大化するというモデルを最初に取り上げる方がよいかもしれない。この2つの非効用は、1日24時間という制約の中での行動様式を表わすと考えられるからである。しかし、本論文では、人の意思決定をストレートに観測できるということに重点を置いて、パーソナル・トランシットの旅客を取り上げた。提案したモデルは、自家用車を用いる旅客の入・退園時刻をよく記述することができた。しかも、そこで得られた出発が早いことの非効用のパラメーター γ は、公共交通機関の旅客

に対して独立に求められた $\gamma^{(1)}$ ときわめて近く、モデルが旅客の行動特性をよく表わしていると考えられる。

このモデルは、ある特定の公園に十分な時間滞在するという効用を単位として、その他の非効用を定量化するという構造をもっている。したがってこのモデルは、今後の交通条件の整備状況の変化や交通施設の拡充や利用形態の相違などに対応して、交通抵抗や公園の魅力度の変化を測定する道具として利用することも可能であると考えられる。今後は公共交通機関の利用者の行動と比較し、あるいは現在海浜公園において進められている道路整備の結果を待って再度分析を試みることによって、人の行動特性のよりの確な把握を目指す一方、さらに、この種の道具主義的な適用をも検討していくことが必要であると考えられる。

5. 結 論

本論文は、外面的な時間的拘束を受けず自律的な行動をすると考えられる1日単位の交通の時間領域での行動を記述するモデルを作成し、リクリエーション行動の特性を定量的に理解するための第一歩としようとしたものである。本論文から次のようにいうことができる。

(1) モデルは、目的地までの所要時間を独立変数として、旅客の往路の出発時刻、目的地滞在時間(したがって復路の出発時刻)を与えるもので、構成概念として、往路の出発時刻が早いための非効用と復路の交通抵抗を用いている。

(2) これは広域公園への自動車旅客を対象としたのであって、必要に応じて復路の交通抵抗を帰宅時刻が遅いための非効用に置き換えることができる。

(3) 非効用に集団内分布を考えることにより、公園の入園・退園時刻分布をよく再現できた。

(4) このモデルを、今後、リクリエーション旅客の行動特性のよりの確な把握のための手がかりとすることができる。また、このモデルを道具として交通抵抗や公園の魅力度などの変化を測定することも可能であると考えられる。

謝 辞：本研究にあたり、東京農大 鈴木忠義教授には貴重な文献資料を閲覧させていただき、また建設省九州地方建設局海の中道海浜公園工事事務所の関係者の方々には、データの収集を快くご許可いただいた。ここに深謝の意を表する。

参 考 文 献

- 1) 総理府編：観光白書，pp.134～142，1985.
- 2) 鈴木忠義研究室：観光交通量予測方法論に関する研究，1970.
- 3) 日本観光協会：観光交通に関する基礎的研究，1971.
- 4) 日本観光協会：観光の需要予測Ⅱ，1977.
- 5) 鈴木忠義：Recreation Areaにおける人々の集合離散に関する研究（Ⅰ），造園雑誌，20巻2号，1956.
- 6) 鈴木忠義：Recreation Areaにおける人々の集合離散に関する研究（Ⅱ），造園雑誌，22巻2号，1958.
- 7) 鈴木忠義：Recreation Areaにおける人々の集合離散に関する研究（Ⅲ），造園雑誌，24巻4号，1961.
- 8) 建設省九州地方建設局：昭和61年国営海の中道海浜公園秋季利用実態調査，1986.
- 9) 角 知憲・宮木康幸・村尾光弘・松本嘉司：任意の運行特性を持つ公共交通機関利用者の一般化出発時刻，土木学会論文集，No.347/Ⅳ-1，1984.
- 10) 家田 仁・松本嘉司：列車選択行動における着席効用度の定量的評価，土木学会論文集，No.365/Ⅳ-4，1986.
- 11) 角 知憲・今和泉和人・相川 明・出口近士：公共交通機関を用いるリクリエーション交通の時間的分布の予測モデル，未公表.

(1990.1.19・受付)