

離散連続モデルによる年間観光日数・旅行形態 の分析と観光行動の地域差に関する研究

森川高行¹・佐々木邦明²・山本尚央³

¹ Ph.D. 名古屋大学助教授 大学院工学研究科土木工学専攻 (〒464-8603 名古屋市千種区不老町)

² 博士 (工学) 名古屋大学助手 大学院工学研究科土木工学専攻 (〒464-8603 名古屋市千種区不老町)

³ 修士 (工学) (株)中央復建コンサルタンツ 第二設計部 (〒532-0004 大阪市淀川区西宮原 1-8-29)

本研究では、家計の年間の観光日数を連続型選択変数、その中の各観光形態への割り振りを離散型選択変数として扱い、森杉らの提案した古典的消费者行動論に基づいた離散連続選択モデルを用いて非集計レベルで家計の観光行動を表現する。平成4年に建設省によって行われた全国観光交通実態調査データを用いてパラメータ推定を行い、全国の主要都市における観光行動の差異を所得、物価、自然の残存量、国際空港の利便性などと関連づけて考察する。さらに各観光財や一般財の物価、国際空港の利便性などの変化に対する政策分析も行った。

Key Words : *discrete-continuous model, recreational travel behavior, trip generation*

1. はじめに

わが国では、企業や官公庁・学校における週休2日制の実施に象徴される余暇時間の増大やレジャーの多様化など、余暇活動を重視する生活意識が強まりつつある。とくに、近年では海外旅行者数の増加や、大規模余暇施設の整備、余暇活動に関するインフラ整備などが急速に進行しており、官民ともに余暇活動に対する充実が図られている。なかでも観光は、余暇活動において中核となるものであり、国民が豊かさやゆとりを実感できる社会を実現する上で大きな役割を果たすものである。また、地域の文化、経済活動を活性化させ、国際交流を活発にするなど、観光の意義は大きい。

このように、観光行動は国民生活の豊かさやゆとりの指標の一つということができ、わが国を地域別に見たとき、その平均発生回数や旅行形態に大きな違いを見ることができる。例えば、海外旅行の年間平均発生回数や年間平均支出額は大都市部で大きく、関東地方においては北陸地方や中国地方の実に3倍にも達している。また、日帰り旅行の発生が地方部において大きいことや、全体的に見て、東日本の方が西日本よりも平均発生回数が多いことなど

が顕著な例として挙げられる。これら地域間格差の要因としては多くのことが考えられる。例えば、所得や物価、地価といった経済的な要因、その地域の住環境や自然環境、観光資源量といった周辺環境、そして海外航空路線数といった交通インフラ整備状況などである。観光行動における地域格差については、これまでも Okamoto ら¹⁾の研究や、地域の旅行アクセシビリティ指標を取り入れた森地ら²⁾によって発表されているが、経済的な要因や地域の周辺環境などの要因を総合的に取り込んだ分析は行われていない。これらの要因の中から、観光行動選択に実際に影響しているものを抽出し、選択構造を分析することによってその地域の真の豊かさが表現でき、国民の豊かでゆとりある生活の推進という政策を進める上で参考になると考えられる。本研究では、旅行形態別の観光需要を表現する新たなモデルを提案し、観光という観点から見た地域の豊かさを分析することを目的としている。より具体的には、年間の各世帯の観光行動を対象とし、観光旅行の種類を選択段階である「旅行タイプ選択モデル」と、観光行動に費やす日数の選択段階である「観光日数選択モデル」の2つを離散連続モデル (Discrete-Continuous Model) を用いて分析することによって、地域の豊か

さを表現できる観光行動モデルを構築するものである。

2. 既存研究の整理と本研究の枠組み

(1) 既存の観光交通発生分析に関する研究

観光行動は、通勤・通学や、買い物といった日常行動と比較して「自由度」が極めて大きいことが特性として挙げられる。発生段階においては、発生日時や規模（費用・日数）の選択、周遊段階においては、観光地滞在時間や経路の選択などが考えられるが、その他にも意思決定者の自由意思に委ねられている部分が多い。また、行動圏が日常生活を離れて広範に及ぶことや、トリップ自体に目的を有すること、季節変動が著しいこと、周遊性を有することなどの特性を持つ。そのため、分析には他の行動とは異なったモデルの構築が必要であり、これまでもこれらの特性を考慮して多くの研究が行われてきた。それらの研究は、観光交通の 1) 発生段階、2) 目的地選択段階、3) 機関選択段階、4) 周遊段階、5) 経路選択段階、のうちの段階を扱っているかで分類するとわかりやすい。

本研究で扱うのは 1)の発生段階である。山田ら³⁾は、地域属性及び個人属性によるカテゴリーごとの平均発生回数を回帰分析によって説明している。古屋ら⁴⁾は、旅行発生回数 0 回の人占める割合が大きく、また、複数回発生する人も大きな割合を占めていることに着目したネステッドロジットモデルを作成している。この中では個人属性や地域特性を説明変数として用いたが、個人の嗜好や家族単位特性を取り込む必要を課題として挙げている。角ら⁵⁾は、日帰り旅行のみを対象とし、交通モードの選択行動を考慮しながら世帯当たりの発生量をロジットモデルで推定している。この中では、観光によって得る効用が他の全ての代替的な行動の与える効用より大きいと判断された場合に観光行動が発生するとみなして推定を行っている。海外旅行の発生モデルとしては、森川・村山⁶⁾が消費者間の相互作用の働いた場合の普及現象を表すのに有効な Diffusion Model を応用して海外観光旅行者数を予測している。非計量経済型の観光発生量分析としては、AHP 手法による将来予測を行った土井・柴田の研究⁷⁾が挙げられる。

観光交通需要分析における上記の 2)~5)の段階に関しては、研究事例も多く、比較的分析方法が確立してきているのに比して、発生段階の分析は事例も少なく研究の途についたばかりと言えよう。

(2) 離散連続モデルに関する研究

個人の離散/連続選択状況を分析する方法として、離散連続モデルがある。離散/連続選択状況とは、離散的選択と連続的選択が部分的に共通な要因によって関連づけられている状況である。根底に共通の要因がある離散/連続選択状況を描写するモデルは 1978 年に Heckman⁸⁾によって開発された。特に経済理論において最適化を利用して共通の要因のあるモデルが開発されたのは 1980 年代に入ってからである。多くの研究で、ロワの恒等式 (Roy's Identity) やホテリングのレンマ (Hotelling's Lemma) に基づいて離散選択と連続選択を関連づけている。研究の多くは経済学のマーケティングの分野で行われており、Chintagunta⁹⁾は、世帯における製品のブランド選択とその購買量選択を分析した。土木計画学の分野では、森杉ら¹⁰⁾が地域間旅客需要を対象として目的地・交通機関選択と総旅客需要量を分析した。この中で、離散選択と連続選択に共通の説明変数として、地域間の交通一般化費用を所得で基準化したものを用い、連続モデルではさらに合成財価格（消費者物価指数・地価）を所得で基準化したものを用いている。

(3) 本研究の枠組み

本研究では、これらの既存研究をもとに、観光行動の発生段階を観光日数選択モデルと旅行タイプ選択モデルの 2 つのモデルで表し、Morisugi ら¹¹⁾の導出した離散連続モデルを用いてモデル化することによって、世帯の観光行動選択に影響を与える要因を分析することを目的とする。具体的には、旅行タイプ選択モデルを離散選択、観光日数選択モデルを連続選択とする。離散連続モデルを用いることにより、観光財以外の一般財との需要の相互依存性を考慮したモデルとなり、また、各種世帯属性や地域特性を取り込むことで政策分析にも耐えうるモデルの構築が可能となる。

3. 観光行動モデルの構築

(1) 本研究に用いるデータについて

本研究では、平成 4 年度に建設省土木研究所が中心となって行った「全国観光交通実態調査」¹²⁾の中での家庭訪問調査データを用い、各モデルのパラメータ推定を行う。家庭訪問調査は、平成 4 年 7 月~10 月、全国 9 地建管内、計 22 の対象都市において、1 地建あたり約 1500 世帯を抽出して、アンケート冊子を訪問配布した。各世帯の 18 歳以上の全ての居住者に回答を求め、留置回収をおこなった結果、全国で

合計 30,943 の個人サンプルを得た。本研究では世帯を分析単位としており、世帯としては 13,600 サンプルを得たが、収入の無い世帯を除き、最終的に分析のサンプルとして 12,229 サンプルを用いた。アンケートの内容としては次のものがある。

- 1) 世帯の社会経済属性
- 2) 個人の社会経済属性
- 3) 過去 1 年間の国内宿泊旅行
過去 1 年間の国内宿泊旅行の目的別・月別旅行回数（観光以外も含む）、各宿泊観光旅行の内容（目的地、実施日、旅行費用など）

- 4) 過去 1 年間の自動車（バスを除く）を利用した国内日帰り旅行
過去 1 年間の自動車利用日帰り観光旅行の目的別・月別旅行回数、各自動車利用日帰り観光旅行の内容（目的地、実施日、旅行費用など）

- 5) 過去 5 年間の海外旅行
これまで経験した海外旅行回数、過去 5 年間の目的別海外旅行回数、過去 5 年間の観光目的海外旅行の内容（目的地、実施日、旅行費用など）

このデータの長所は、全国の都市において大規模に調査が行われたため、地域間で観光行動特性を比較することが可能となった点と、得られたサンプル数が多く、個人属性や世帯属性についても詳細なデータが得られたため、それらを考慮した分析が可能となった点が挙げられる。このように質、量ともに充実した調査はこれまでは実施されておらず、この調査によって観光行動分析を進める上でのデータ面の制約がかなり解消されたと言える。しかし、日帰り観光旅行の調査対象が自動車を利用した旅行のみに限定されているためマストラ利用の日帰り旅行の実態がつかめないこと、また対象都市が大都市に限られているため、より多様な地域特性を考慮できない点などが改善の余地として挙げられる。

また、本研究では、観光行動の地域格差を分析するため、各地域の経済特性や周辺環境といった地域属性データを取り込む必要があるが、これらのデータは地域ごとの特性が現れるように各種統計資料から抽出し利用する。

(2) モデル構築にあたっての前提

本研究では、調査された観光旅行を次の 6 種類に分類し、以下これを旅行タイプと称する。

- 1) 自動車による日帰り旅行
- 2) 地域内宿泊旅行
- 3) 地域外宿泊旅行
- 4) アジア地域への海外旅行
- 5) 太平洋地域への海外旅行

6) その他の地域への海外旅行

日帰り旅行については、用いるデータが自動車利用のみを対象としているため、マストラを利用した日帰り旅行は考慮しない。国内宿泊旅行については、データを最大限に生かすため、上記のように地域内宿泊旅行と地域外宿泊旅行の 2 つに分類する。ここで「地域」とは、東北、関東などの大きさの範囲である。

分析単位は世帯とし、各世帯の 1 年間の観光旅行実績を用いる。

(3) 離散連続モデルの導出

分析の特徴は、離散選択である旅行タイプ選択モデルにおいて各観光旅行タイプのシェアを分析し、連続選択である観光日数選択モデルにおいて 1 年間の旅行日数を分析することである。両選択段階は、ロワの恒等式によって関連づけられる。ロワの恒等式は、式(1)のように表され、「財の需要は間接効用関数の財の価格に関する偏微分と間接効用関数の所得に関する偏微分の比の負に等しい」ことを示したものである¹⁰⁾。

$$X_i = -\frac{\partial Y / \partial p_i}{\partial Y / \partial I} = g_i(p_1, p_2, \dots, p_i, \dots, p_K, I) \quad (1)$$

X_i : 財 i の需要量 ($i=1, 2, \dots, K$)

g_i : 財 i に対する消費者の需要関数

p_i : 財 i の価格

I : 所得

Y : 消費者の間接効用関数

ここで用いる需要関数はマーシャルの需要関数で、価格と所得の関数で表される。また、間接効用関数は、一定の所得と財の価格の下で最大化された効用である。

本研究では、これらを基本とした Morisugi ら¹¹⁾の方法を利用して離散選択と連続選択を関連づける。この方法は、式(2)で示すように間接効用関数の中の価格を所得で除し総支出を 1 として扱うものである。

$$V(q) = \max U(X) \quad (2)$$

s.t.

$$\sum_{j=1}^K q_j X_j = 1$$

q_j : 財 j の基準化した価格

U : 直接効用関数

$V(q)$ を基準化した間接効用関数と言い、ロワの恒等式を用いると式(3)を導出できる。

$$X_i = \frac{\partial V(q)/\partial q_i}{\sum_{j=1}^K q_j \cdot \partial V(q)/\partial q_j} \quad (3)$$

式(3)は、Morisugi ら¹¹⁾らによると式(4)のようにも表すことができる。

$$X_i = N_j(q) \cdot x_i(q) \quad (4)$$

ただし、

$$N_j(q) = \frac{\sum_{j \in J} \partial V(q)/\partial q_j}{\sum_{j=1}^K q_j \cdot \partial V(q)/\partial q_j} \quad (5)$$

$$x_i(q) = \frac{\partial V(q)/\partial q_i}{\sum_{j \in J} \partial V(q)/\partial q_j} \quad (6)$$

つまり、 $N_j(q)$ は、グループ J に含まれる財の購入量で、 $x_i(q)$ はグループ J 中での財 i のシェアとなる。 $x_i(q)$ はシェア型のモデルになっており、 $V(q)$ の形によってはロジットモデルを導出することも可能である。本研究では、財グループ J を観光財とし、それは、いくつかの旅行タイプ ($i = 1, \dots, J$) からなるとしている。

(4) 間接効用関数の特定化

前節で示した方法を用いて、観光行動の選択に影響を与える要因を分析するためには間接効用関数 $V(q)$ の特定化が必要である。まず、先に定めたように観光財を6つのカテゴリーに分け、各地域における各旅行タイプの1日あたり平均費用をデータから求め、各旅行タイプの価格とする。観光財の需要量は1年間の観光に費やす「日数」とする。また、観光財以外の財をひとまとめに一般財とし、その価格についても地域ごとの価格差が現れるように地域の消費者物価指数を用いて設定する。財の価格の基準化に用いる所得としては、本研究では使用データに含まれる世帯所得を用いた。

本研究では間接効用関数を以下のように定める。

$$V(q_1, q_2, \dots, q_7) = \sum_{j=1}^6 \int_{q_j}^{\infty} \exp(k_j(q)) dq + W_7(q_7) \quad (7)$$

$k_j(q)$ ：観光財 j の効用の確定項 ($j = 1, \dots, 6$)

$W_7(q_7)$ ：一般財の効用項

式(8)のような間接効用関数を設定する理由は、後で示す旅行タイプ選択モデルをロジットモデル形にするためである。

ロワの恒等式から、観光財 i の需要量 X_i は式(8)で表せる。

$$X_i(q_1, q_2, \dots, q_7) = \frac{\exp(k_i(q_i))}{\sum_{j=1}^6 q_j \cdot \exp(k_j(q_j)) + q_7 \cdot (\partial W(q_7)/\partial q_7)} \quad (8)$$

$i = 1, \dots, 6$

ここで、式(8)を式(4)のように2つの部分に分解する。

$$X_i(q_1, q_2, \dots, q_7) = N(q_1, q_2, \dots, q_7) \cdot x_i(q_1, q_2, \dots, q_6) \quad (9)$$

ただし、

$$N(q_1, q_2, \dots, q_7) = \frac{\sum_{j=1}^6 \exp(k_j(q_j))}{\sum_{j=1}^6 q_j \cdot \exp(k_j(q_j)) + q_7 \cdot (\partial W(q_7)/\partial q_7)} \quad (10)$$

$$x_i(q_1, q_2, \dots, q_6) = \frac{\exp(k_i(q_i))}{\sum_{j=1}^6 \exp(k_j(q_j))} \quad (11)$$

このように式(8)の観光財 i の需要関数は、式(10)の観光日数選択モデルと式(11)の旅行タイプ選択モデルの積となる。式(11)は、 $k_j(q_j)$ の部分に各旅行タイプの効用の確定項を導入することによって多項ロジットモデルとなる。効用の確定項は、後に示される説明変数を用いた線形効用関数を用いた。モデル推定手順は、まず、旅行タイプ選択モデルのパラメータ推定をロジットモデルで行い、得られたパラメータ値を用いて観光日数選択モデルの観光財以外の財についてのパラメータ推定を非線形最小二乗法で行う。この段階的推定法は、有効性を持つ完全情報最尤推定量を得ることはできないが、一致性のあるパラメータ推定値を得ることができる。

(5) 旅行タイプ選択モデルの推定

旅行タイプ選択モデルは、分析単位である世帯の観光財の選択を分析し、先に分類した6種類の観光財のそれぞれのシェアを分析するモデルである。式(11)の選択確率は、観光行動を行っている任意の1日 q_j が、ある旅行タイプである確率を表す。本研究では、

表-1 旅行タイプ選択モデルのパラメータ推定結果 (()内はt値)

variable name	日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
定数項		1.02 (13.0)	1.31 (14.7)	-0.359 (-1.6)	-0.608 (-2.7)	-0.292 (-1.1)
基準化した旅行価格 (千円/日)	-0.791 (-12.3)	-0.419 (-12.8)	-0.270 (-12.7)	-0.130 (-10.8)	-0.129 (-9.8)	-0.141 (-7.5)
都市人口密度 (千人/km ²)	-0.0276 (-6.9)					
最寄り国際空港の国際線便数 (便/週)				0.000367 (3.0)		
都道府県林野面積割合 (%)				-0.00592 (-2.1)		
世帯主高齢者ダミー (65歳以上)		0.136 (2.8)	0.143 (3.0)			
自動車保有ダミー	0.965 (13.9)					
持ち家一戸建てダミー			0.159 (3.7)			
summary statistics	N=12229 L(0)=245875 L($\hat{\beta}$)=188335 $\rho^2=0.234$ $\bar{\rho}^2=0.234$					

式(11)のように6種類の観光財の選択を離散連続モデルの誘導が簡単になるように多項ロジットモデルで表した。選択肢間の誤差項の相関が強いと思われる場合には、ネスティッドロジットモデルなどの摘要が考えられるが、離散選択部分の代替的な定式化については今後の課題としたい。

各世帯の尤度関数は式(12)のように表される。

$$L = \prod_{i=1}^6 x_i (q_1, q_2, \dots, q_6)^{n_i} \quad (12)$$

n_i : 世帯における観光財 i への参加日数

推定結果を表-1に示す。ただし、選択肢によって用いた説明変数が異なるため、表の中では選択肢ごとにパラメータ推定値を示す。定数項は自動車による日帰り旅行を0として推定した。

ここで、都市人口密度は世帯の生活する都市の人口密度(千人/km²)で表し、日帰り旅行、地域内宿泊旅行といった近距離旅行のみに用いた。また、都道府県林野面積は世帯の生活する都道府県の林野面積割合(%)で表し、海外旅行のみに用いた。近距離旅行である日帰り旅行、地域内宿泊旅行に用いた都市人口密度のパラメータ値が負であることから、人口の集中が激しい大都市ほど近距離旅行に対する魅力が低いことが挙げられる。つまり、都市化の進展による人口集中に伴って都市付近の観光魅力度が低下すると推察できる。海外旅行に用いた都道府県林野面積のパラメータ値が負であることから、自然

表-2 観光日数選択モデルのパラメータ推定結果

	推定値	t値
α	11.8	710.1
β	-69512	-133.8
summary statistics	N=12229	$\bar{R}^2=0.594$

環境が多く残存している地域では周辺環境に潤いがあるため、海外旅行への欲求が高まらないものと考えられる。このことは、関東をはじめ、中部、近畿のような大都市と比較して、北陸などの地方において海外旅行発生率が低い事実と一致している。

地域内宿泊旅行と地域外宿泊旅行に用いた世帯主高齢者ダミーのパラメータ値が正であることから、高齢者は、日帰り旅行や海外旅行よりも国内の宿泊旅行を好むことがわかる。これは、比較的生活が安定し、自由時間が豊富である高齢者の国内宿泊旅行に対する魅力の大きさを表していると考えられる。日帰り旅行に用いた自動車保有ダミーは正であり、自動車を保有する世帯は当然のことながら自動車利用の日帰り旅行の効用が大きいことを表しており妥当な推定結果といえる。また、地域外宿泊旅行に用いた一戸建てを所有する世帯に与えた持ち家一戸建てダミーのパラメータ値が正であることから、比較的生活の安定した中高年が世帯主である世帯は国内の遠距離旅行に対する魅力が大きいと推察できる。

海外旅行に用いた最寄り国際空港からの国際線便

表-3 各説明変数に対する弾性値 (%) (▲は負値)

	観光日数の弾性値	シェアの弾性値					
		日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
林野面積割合	▲3.25	3.30	3.33	3.38	▲30.3	▲29.6	▲29.7
国際線便数	0.990	▲0.630	▲0.769	▲1.00	7.17	7.65	7.95
都市人口密度	▲4.51	▲4.94	▲6.00	4.97	5.52	5.99	5.89
国内宿泊旅行価格	▲68.9	12.3	▲26.9	▲32.5	63.1	65.2	57.8
国内旅行価格	▲88.1	▲2.86	▲5.20	▲13.3	76.7	79.2	71.8
海外旅行価格	▲12.3	12.2	14.0	13.9	▲121	▲118	▲126
全旅行価格	▲99.1	8.00	7.03	▲0.904	▲29.8	▲24.3	▲40.9
一般財の価格	▲65.4	8.00	7.03	▲0.904	▲29.8	▲24.3	▲40.9

数のパラメータ推定値は正となったが、関東をはじめとする海外旅行のシェアの大きい大都市で国際線便数が非常に多いことを考慮すると、大都市と地方の間の海外旅行に対する格差を生み出している一因であると考えられる。

各観光財の基準化した価格のパラメータ推定値はすべて負となったが、旅行規模が大きくなるほどその絶対値は小さくなっている。これは、日帰り旅行よりも国内宿泊旅行、そして海外旅行と、基準化した価格は当然増加するが、その増加比率よりも効用の減少比率が小さいことを表している。つまり、海外旅行などの遠距離旅行では、近距離旅行と比較して、もともと多くの費用を必要とするため、同額の価格増加による効用の減少が小さいと考えられる。しかし、定数項のパラメータ推定値では国内宿泊旅行のパラメータ値が大きく、効用が大きいと言える。これは、国内宿泊旅行は海外旅行と比較して旅行期間が短い期間に対する制約が小さいことや、心理的、体力的に気軽に行けるといった、負担が小さいという理由での魅力が大きいためと考えられる。

(6) 観光日数選択モデルの推定

観光日数選択モデルは、分析単位である世帯の1年間の観光旅行に費やす日数を分析するモデルである。式(10)の $\partial W(q_7) / \partial q_7$ の項に基準化した一般財の価格の関数を導入し、非線形最小二乗法でパラメータ推定を行う。つまり、前節で示した旅行タイプ選択モデルの推定結果を用い、式(10)に代入し、 W の関数形として $\partial W(q_7) / \partial q_7 = \exp(\alpha + \beta q_7)$ と仮定して α, β を推定する。ここで、基準化した一般財の価格 q_7 には世帯の生活する都道府県での消費者物価指数や、都市平均地価を所得で基準化したものなどが考えられるが、 t 値、 R^2 値ともに良好な値を示した消費者物価指数を使用する。観光日数選択モ

デルの未知パラメータ、 α, β の推定結果を表-2に示す。どちらのパラメータも符号条件をみたす推定値が得られた。

4. 観光行動モデルを用いた予測分析

(1) 観光日数およびシェアの弾性値

本節では、説明変数の変化が観光日数や観光形態のシェアに及ぼす影響を式(13)の弾性値を用いて分析する。

$$E_C^S = \frac{\Delta S / S}{\Delta C / C} \quad (13)$$

E_C^S : 説明変数 C に対する被説明変数 S の弾性値
 ΔS : 被説明変数の変化量
 ΔC : 説明変数の変化量

まず全国レベルで説明変数が変化したときの変化に対する弾性値を表-3に示す。

観光日数の弾性値から、林野面積割合の変化などの環境の変化と比較して旅行価格や一般財の価格といった経済的要因の変動に伴う影響が大きいことがわかる。特に、国際線便数の弾性値の絶対値は非常に小さいことがわかる。また、国内旅行価格の変動による年間観光日数への影響は、海外旅行価格の変動による影響より大きく、国内旅行価格が観光日数選択に与える影響の大きさを見ることができる。

次に、シェアの弾性値からは、海外旅行のシェアに対する海外旅行価格の影響が非常に大きく、旅行価格の低下に伴う近年の海外旅行者数の増加現象を表しているものと考えられる。しかし、海外旅行のシェアに対する国内旅行価格の影響も大きく、国内旅行価格の割高感が海外旅行者数の増加を誘発しているとも考えられる。また、全旅行価格の上昇に伴

表-4 最寄り空港での国際線週30便増加の場合の年間観光日数及びシェアの変化 (▲は負値)

	観光日数 の変化 (%)	シェアの変化 (元のシェアからの変化量(%値での変化ポイント))					
		日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
北海道	0.10	▲0.02	▲0.04	▲0.03	0.04	0.02	0.03
東北	0.07	▲0.02	▲0.02	▲0.03	0.02	0.02	0.02
関東	0.19	▲0.03	▲0.05	▲0.09	0.06	0.05	0.06
北陸	0.08	▲0.02	▲0.02	▲0.04	0.03	0.02	0.02
中部	0.11	▲0.02	▲0.02	▲0.05	0.03	0.03	0.03
近畿	0.15	▲0.02	▲0.04	▲0.08	0.04	0.05	0.04
中国	0.09	▲0.02	▲0.03	▲0.04	0.03	0.03	0.03
四国	0.08	▲0.02	▲0.02	▲0.03	0.03	0.02	0.02
九州	0.11	▲0.03	▲0.03	▲0.05	0.03	0.03	0.04

表-5 海外旅行価格が10%低下した場合の年間観光日数及びシェアの変化 (▲は負値)

	観光日数 の変化 (%)	シェアの変化 (元のシェアからの変化量(%値での変化ポイント))					
		日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
北海道	1.26	▲0.35	▲0.59	▲0.43	0.59	0.31	0.46
東北	0.83	▲0.28	▲0.28	▲0.33	0.29	0.28	0.32
関東	1.52	▲0.21	▲0.42	▲0.86	0.52	0.42	0.55
北陸	0.81	▲0.20	▲0.22	▲0.44	0.33	0.24	0.29
中部	1.04	▲0.24	▲0.28	▲0.60	0.39	0.33	0.39
近畿	1.53	▲0.17	▲0.44	▲1.09	0.55	0.61	0.54
中国	1.00	▲0.27	▲0.33	▲0.50	0.40	0.33	0.37
四国	0.93	▲0.21	▲0.35	▲0.42	0.35	0.29	0.34
九州	1.34	▲0.37	▲0.55	▲0.62	0.51	0.40	0.62

表-6 国内旅行価格が10%低下した場合の年間観光日数及びシェアの変化 (▲は負値)

	観光日数 の変化 (%)	シェアの変化 (元のシェアからの変化量(%値での変化ポイント))					
		日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
北海道	11.40	▲0.04	▲0.36	1.30	▲0.47	▲0.17	▲0.27
東北	8.61	▲0.75	0.20	0.98	▲0.13	▲0.15	▲0.14
関東	6.27	0.37	0.29	0.38	▲0.37	▲0.32	▲0.35
北陸	8.15	0.07	0.40	▲0.02	▲0.19	▲0.14	▲0.13
中部	8.01	0.01	0.39	0.20	▲0.22	▲0.20	▲0.19
近畿	9.40	0.44	0.40	0.37	▲0.35	▲0.53	▲0.31
中国	9.11	0.05	0.25	0.38	▲0.26	▲0.23	▲0.20
四国	8.75	0.33	▲0.36	0.56	▲0.18	▲0.17	▲0.16
九州	10.77	0.06	0.08	0.92	▲0.34	▲0.27	▲0.46

って、海外旅行をはじめとする長距離旅行から、より経済的負担の小さい近距離旅行にシェアがシフトすることがわかる。環境の変化による影響の中では、海外旅行のシェアに対する林野面積割合の影響が顕著に現れており、大都市と地方での海外旅行発生率

における格差の要因の一つであると考えられる。

これらの結果より、国内旅行の価格を低く抑えることによって、国内旅行の発生量が増大し、年間観光日数を押し上げるものと考えられる。

表-7 すべての旅行価格が10%低下した場合の年間観光日数及びシェアの変化 (▲は負値)

	観光日数 の変化 (%)	シェアの変化 (元のシェアからの変化量(%値での変化ポイント))					
		日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
北海道	12.62	▲0.34	▲0.85	0.90	0.03	0.11	0.15
東北	9.43	▲1.00	▲0.06	0.66	0.14	0.09	0.15
関東	7.75	0.13	▲0.09	▲0.39	0.12	0.08	0.16
北陸	8.95	▲0.11	0.19	▲0.41	0.10	0.09	0.14
中部	9.04	▲0.20	0.13	▲0.33	0.14	0.10	0.16
近畿	10.88	0.28	0.01	▲0.56	0.13	▲0.02	0.16
中国	10.09	▲0.19	▲0.04	▲0.07	0.10	0.06	0.13
四国	9.68	0.14	▲0.67	0.17	0.13	0.09	0.15
九州	12.07	▲0.24	▲0.37	0.38	0.09	0.07	0.06

表-8 すべての旅行価格と一般財価格が10%低下した場合の年間観光日数及びシェアの変化 (▲は負値)

	観光日数 の変化 (%)	シェアの変化 (元のシェアからの変化量(%値での変化ポイント))					
		日帰り	地域内	地域外	アジア	太平洋	他海外
北海道	5.06	▲0.34	▲0.85	0.90	0.03	0.11	0.15
東北	5.83	▲1.00	▲0.06	0.66	0.14	0.09	0.15
関東	6.19	0.13	▲0.09	▲0.39	0.12	0.08	0.16
北陸	6.61	▲0.11	0.19	▲0.41	0.10	0.09	0.14
中部	6.81	▲0.20	0.13	▲0.33	0.14	0.10	0.16
近畿	6.79	0.28	0.01	▲0.56	0.13	▲0.02	0.16
中国	7.66	▲0.19	▲0.04	▲0.07	0.10	0.06	0.13
四国	7.07	0.14	▲0.67	0.17	0.13	0.09	0.15
九州	6.86	▲0.24	▲0.37	0.38	0.09	0.07	0.06

(2) 地域別の予測分析

様々な変化が起こった場合の各地域における年間観光日数と各旅行形態のシェアを推計し、現況との比較を試みた。但し、表中の観光日数変化は1年間における観光日数の変化量を元の値で除した値を百分率で表したものであり、シェアの変化は元のシェア(%)からの変化量を表したものである。

まず、最寄り国際空港からの国際線の便数が週30便増加とした場合の変化を表-4に示す。ここで言う「最寄り国際空港」とは、回答者の居住地から最も近く、国際線定期便が出ている空港を指す。地方部では、実際に最寄り国際空港を利用することは少ないが、この変数はその地方の海外へのアクセシビリティの指標として用いている。週30便の増加によって、全国的に海外旅行のシェアの上昇がみられるが、関東をはじめ、現状においても海外旅行者数や国際線便数の多い大都市では、他の地域と比較して上昇率が大きい。また、観光日数も比較的大都市での伸びが顕著である。これは、大都市においては

国際線便数の増加に対し敏感に反応して海外旅行の魅力が大きく増大するが、地方では大都市ほど魅力が増大しないことを表しており、大都市と地方の間での選択行動の違いの一つといえる。

次に、海外旅行価格が10%低下とした場合の変化を表-5に示す。この結果でも、関東などの大都市における観光日数の増加が比較的大きく現れている。海外旅行のシェアも大都市での伸びが若干目立っているが、全国的に観光日数の増加と地域外宿泊旅行から海外旅行へのシェアのシフトが、変化量は小さいものの明確に見られ、価格低下の影響がうかがわれる。

次に、国内旅行価格が10%低下とした場合の変化を表-6に示す。全国的に、観光日数の増加が非常に大きく、北海道や九州では弾性値が1を越えている。また、海外旅行のシェアはどの地域でも低下している。しかし、国内旅行のシェアの変化は地域によって様々であり、特に東北における日帰り旅行と北海道、四国における地域内宿泊旅行のシェアは

低下している。これは、シェアの低下した旅行形態の価格は現状でも比較的安く抑えられているため、国内旅行価格の低下によって価格に対する格差が縮小し、地域外宿泊旅行にシェアがシフトしたものと考えられる。全体的には、国内旅行価格の低下は観光行動の活発化に大きく貢献すると思われる。

次に、全ての旅行価格が10%低下とした場合の変化を表-7に示す。すべての地域において観光日数の増加が見られるが、国内旅行価格のみ低下する場合との違いはあまり大きくない。シェアの変化は地域によって様々であり、特に、列島の両端の地域において、近距離旅行から地域外宿泊旅行へのシェアのシフトが見られる。また、海外旅行に関してはほとんどの地域でシェアの増大が見られる。

最後に、全ての旅行価格と一般財価格が10%低下した場合の変化を表-8に示す。シェアの変化は、モデル上、旅行価格のみが低下するした場合と同じ値となる。観光日数は全地域で増加するが、旅行価格のみが低下するした場合と比較すると小幅であり、特に、東日本での増加幅が小さい。

5. 結論

(1) 本研究の成果

本研究では、Morisugiら¹¹⁾の方法を用いて、世帯における観光行動選択、具体的には1年間の観光日数と旅行形態の選択を表現するモデルの構築を行い、良好な結果を得ることができた。年間の観光回数ではなく観光日数を連続型選択モデルで説明することによって、生活の豊かさの実際の感じ方により近い表現ができたと思われる。離散選択段階である旅行タイプ選択モデルでは、世帯における旅行形態の選択行動に影響を与えている要因を総合的に分析することができた。その中で、自然条件などの地域特性を説明変数に取り込むことを可能にし、また、基準化した旅行価格を用いることによって、各観光財の価格による影響が非常に大きいことを表現することができた。価格の基準化には、各世帯の所得を用いているために経済動向の要因も含んだモデルと言えよう。

また、地方において海外旅行発生率が低いことの原因として、自然環境や住環境などの周辺環境の良さから、近距離旅行の魅力が大きいことが考えられる。逆に、大都市においては、周辺環境が地方部ほど良好でないため、遠距離旅行、とりわけ海外旅行に対する魅力が大きいことがわかった。これらの分析結果は、大都市住民が自然環境の良好な観光目的地を選択するという調査結果と一致しており、地方

における環境の豊かさを表現するとともに、大都市ではその豊かさの不足を遠距離旅行に求めていることが推測される。また、観光行動を活発化させるためには、国内旅行価格を現時点より低く抑える必要があることを示すとともに、年間観光日数の増大や観光行動の多様化といった政策を進める上での参考となり、観光行動が余暇活動の中核を担っていることを考慮すると、国民の豊かでゆとりある生活の推進のために役立つものと考えられる。

(2) 今後の課題

本研究で提案したモデルの精緻化を図り、より精密な政策分析を可能にする方法論を確立するために以下の課題が残される。

- 1) 本研究で用いたデータは、大都市のみで調査されたものであり、規模の小さい都市や郡部での調査を行うことで、データの偏りが解消され、より多様な地域特性を考慮することが可能になると考えられる。
- 2) 本研究では、いくつかの地域特性や世帯属性に関する説明変数を取り込んだが、世帯の観光行動選択に影響を及ぼすと思われる説明変数をより広い範囲から収集することが望まれる。
- 3) 連続選択モデルである観光日数選択モデルの汎用性を高めるために、一般財の効用項の基準化した価格による導関数の形式を工夫することが必要である。

参考文献

- 1) Okamoto, N., Morichi, S., Nishimura, T. and Yai, T.: A Study on Regional Difference of Recreational Destination Choice Behavior, *Jour. of EAST Studies*, No.1, pp.351-360, 1995.
- 2) 森地茂, 轟朝幸, 古土井健: 国内地域格差に着目した海外観光旅行の需要分析, 土木計画学研究・講演集, No.20(1), pp.9-12, 1997.
- 3) 山田晴利, 屋井鉄雄, 中村英樹, 兵藤哲朗: 全国観光交通実態調査を用いた交通発生量モデルの提案, 交通工学, Vol.29, No.2, pp.19-27, 1993.
- 4) 古屋秀樹, 兵藤哲朗, 森地茂: 観光交通発生量推計モデルの比較検討分析, 土木学会第48回年次学術講演会講演概要集, pp.724-725, 1993.
- 5) 角知憲, 高風博行, 本山実華: 日帰りリクリエーション交通の発生率の予測, 土木計画学研究・講演集, No.13, pp.781-786, 1990.
- 6) 森川高行, 村山杏子: DIFFUSION MODELを用いた海外観光旅行者数の予測, 土木計画学研究・講演集, No.15(1), pp.205-209, 1992.
- 7) 土井利明, 柴田洋三: 21世紀の社会経済環境の構造変化に対応した観光トリップ発生モデル, 土木計画学研究・講演集, No.17, pp.453-456, 1995.

- 8) Heckman, J.J.: Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, Vol.47, No.1, pp.153-161, 1979. pp:451-454, 1996.
- 9) Chintagunta, P.K.: Investigating Purchase Incidence, Brand Choice and Purchase Quantity Decisions of Households, *Marketing Science*, Vol.12, No.2, pp.184-208, 1993.
- 10) 森杉壽芳, 上田孝行, 小池淳司, 小森俊文: 古典的消費者行動に基づく交通行動モデルの地域間旅客需要予測への適用, 土木計画学研究・講演集, No.19(1), (1998. 6. 3 受付)
- 11) Morisugi, H., Ueda, T. and Le, D.H.: GEV and Nested Logit Models in the Context of Classical Consumer Theory, *Journal of Infrastructure Planning and Management*, No.506/IV-26, pp.129-136, 1995.
- 12) 建設省土木研究所道路部新交通研究室: 全国観光交通実態調査, 土木研究所資料第 3270 号, 1994.

RECREATIONAL TRAVEL BEHAVIOR ANALYSIS USING A DISCRETE-CONTINUOUS MODEL

Takayuki MORIKAWA, Kuniaki SASAKI and Naohisa YAMAMOTO

The objective of this research is to find factors that affect our recreational behavior by using disaggregate models for such trips. More specifically, a discrete-continuous model is proposed to explain the choice of the number of days spent for recreational trips in a year and the type of the trips. The model is applied to the national survey of recreational behavior to find that regional economic and recreational resources substantially affect the behavior.