

中央復建コンサルタント 正会員 山本尚央
名古屋大学工学研究科 正会員 森川高行

1. はじめに

観光行動は余暇活動の中核を担い、生活必需品がほぼ満たされている先進国においては国民の豊かでゆとりある生活の中心となるものである。しかし、我が国の観光行動を地域別に見たとき、その平均発生量や旅行形態の選択に大きな格差が見られる。本研究では、旅行形態の選択を離散的選択、年間の旅行日数の選択を連続的選択として捉え、離散連続モデルを用いて年間の観光行動需要分析を行い、地域間の行動の相違について考察する。

2. 本研究に用いるデータ

本研究のモデルシステムのパラメータ推定には、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」の中の家庭訪問調査を用いる。この調査では全国22都市において計30,943の個人サンプルを得たが、本研究では所得のある世帯を対象とするため、12,229の世帯サンプルを用いる。質問事項として、世帯・個人の社会経済属性の他に、過去1年間の自動車利用の日帰り旅行、国内宿泊旅行と過去5年間の海外旅行についての内容を詳細に網羅してある。また、地域間の格差を分析するため、地域特性を説明変数に取り込む必要があるが、それらについては各種統計資料から抽出する。

3. 研究を進めるにあたっての前提

本研究では、旅行形態を次の6種類に分類する。

- (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

国内宿泊旅行を近場の目的地への地域内宿泊旅行と、遠方の目的地への地域外宿泊旅行の2つに分類し、海外旅行についても方面別に3つに分類する。分析単位である世帯の観光実績や所得、高齢者の有無などは居

住者全員のデータから算出する。また、観光財の消費量は1年間の日数とする。

4. 観光行動モデルの構築

離散-連続選択行動を分析する方法としてロワの恒等式が知られているが、本研究では、これを応用したMorisugiら¹⁾の方法を用いて分析する。この方法では、財*i*の価格は所得で除した値(基準化した価格) q_i を用い、支出を1として分析する。

まず、式(1)のような間接効用関数を設定する。

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

ここで、 $V(q)$ は基準化した間接効用関数、 $k_j(q)$ は観光財*j* ($j=1\sim 6$)の効用の確定項、 $W_7(q_7)$ は一般財の効用項である。ロワの恒等式を用いると、財*i*の消費量 X_i は式(2)のように導出できる。

$$X_i = \frac{\exp(k_i(q_i))}{\sum_{j=1}^6 q_j \cdot \exp(k_j(q_j)) + q_7 \cdot (\partial W(q_7) / \partial q_7)} \quad (2)$$

式(2)は、式(3)のように分解することができる。

$$X_i = N \cdot x_i \quad (3)$$

但し、

$$N = \frac{\sum_{j=1}^6 \exp(k_j(q_j))}{\sum_{j=1}^6 q_j \cdot \exp(k_j(q_j)) + q_7 \cdot (\partial W(q_7) / \partial q_7)} \quad (4)$$

$$x_i = \frac{\exp(k_i(q_i))}{\sum_{j=1}^6 \exp(k_j(q_j))} \quad (5)$$

このように分解することによって、式(4)は年間の観光日数選択モデル、式(5)は $k_j(q_j)$ の部分に各観光財の効用の確定項を導入することによってロジットモデルの形式での観光カテゴリー選択モデルとなる。本研究では、まず、ロジットモデルで式(5)の観光カテゴリー選択モデルのパラメータ推定を行い、得られた推定値を

用いて式(4)の観光日数選択モデルの一般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。

5. 推定結果及び考察

まず、観光カテゴリ一選択モデルのパラメータ推定結果を表1に示す。定数項は日帰り旅行を0とする。

表1 観光カテゴリ一選択モデル推定結果(t-statistics)

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)		
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			$\bar{\rho}^2 = 0.234$		

基準化した旅行価格の推定値はすべて負で、旅行規模が大きくなるほどその絶対値は小さくなり、規模の大きい旅行はもともと多くの費用が必要であるため、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。近距離旅行に用いた都市人口密度の推定値から、都市化に伴う人口集中により近場の観光魅力度が低下することがわかり、逆に、海外旅行に用いた都道府県林野面積の推定値から、自然環境の豊かな地域においては海外旅行に対する欲求が高まらないことが推察できる。国内宿泊旅行に用いた高齢者ダミーの推定値から、比較的生活が安定し、自由時間も豊富な高齢者は海外旅行や日帰り旅行よりも国内宿泊旅行を好むことがわかる。地域外宿泊旅行に用いた持ち家一戸建てダミーの推定値から、比較的生活の安定した中高年世帯は遠方への国内旅行を好む傾向があることがわかる。

次に、観光日数選択モデルのパラメータ推定結果を表2に示す。本研究では、式(4)の一般財の項を式(6)のように仮定し、パラメータ α 、 β を推定した。

$$\partial W(q_7) / \partial q_7 = \exp(\alpha + \beta q_7) \quad (6)$$

表2 観光日数選択モデル推定結果

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

6. 政策分析

推定結果を用いて次の5つのケースにおける地域別の年間観光日数の変化を推計した。結果を表3に示す。

- ケース1 最寄り国際空港の国際線週30便増便
- ケース2 海外旅行価格10%低下
- ケース3 国内旅行価格10%低下
- ケース4 全旅行価格10%低下
- ケース5 全旅行価格及び一般財価格10%低下

表3 各ケースにおける年間観光日数の変化(%)

	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース5
北海道	0.099	1.257	11.400	12.618	5.063
東北	0.072	0.830	8.605	9.427	5.834
関東	0.191	1.521	6.266	7.750	6.194
北陸	0.075	0.811	8.150	8.953	6.611
中部	0.105	1.038	8.010	9.035	6.808
近畿	0.145	1.525	9.403	10.882	6.793
中国	0.091	1.000	9.106	10.093	7.656
四国	0.081	0.932	8.752	9.676	7.074
九州	0.113	1.336	10.774	12.073	6.859

この結果より、国内旅行価格を低く抑えることで観光活動の活発化が期待できると考えられる。また、海外旅行に関する環境の変化に対しては、比較的大都市においての影響が顕著である。

7. 結論

大都市では自然環境や住環境が地方ほど良好でないため、遠距離旅行、特に海外旅行の効用が大きいことを示した。また、観光日数の選択には国内旅行価格が大きく影響することを表すことができた。

(なお、本研究は文部省科研費総合A「観光交通計画立案のための調査-分析方法の再構築」(代表:森地茂)の補助を受けて行った。)

参考文献

1) 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, JSCE, pp.129-136, 1995.