

# 年齢構成に着目した 都市間旅行需要の時空間分析

山口裕通<sup>1</sup>・奥村誠<sup>2</sup>

<sup>1</sup>学生会員 東北大学大学院工学研究科・日本学術振興会特別研究員（〒 980-0845 仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1 S-502W）  
E-mail: h-ymgc@plan.civil.tohoku.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 東北大学教授 災害科学国際研究所（〒 980-0845 仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1 S-502W）  
E-mail: mokmr@m.tohoku.ac.jp

我が国の宿泊観光旅行の発生パターンは、近年どのように変化してきたのだろうか？本研究では、旅行回数の分布に着目し、その 1991 年から 2011 年までの経年変化を分析した。まず、社会生活基本調査のデータを用いて、全個人属性を集計した旅行回数分布の経年変化を確認した結果、1) 一人当たりの旅行回数が減少してきたこと、2) まったく旅行しない人（ゼロ回構成率）の構成比が増加し、旅行回数の個人差が拡大してきたことを示した。その上で、旅行回数分布モデルを用いて、この経年変化を年齢効果、世代効果、都道府県ごとの時代効果に分解した。その結果、3) 一人当たりの旅行回数の減少は、高齢化と後年世代の旅行離れでほとんど説明できること、4) ゼロ回構成率の増加は、時代効果の影響があり、もともとゼロ回構成率が高かった地方部においてさらに増加してきたことを明らかにした。

*Key Words:* travel frequency distribution, leisure travel, cohort model, time-series analysis

## 1. はじめに

今後、我が国の国内観光需要は人口減少により、先細りが予想される。近年は増加を続ける訪日外国人が着目されつつあるが、過去最大を記録した 2014 年でも 1,300 万人に過ぎない<sup>1)</sup>。これに対して国内宿泊観光旅行回数は、2011 年時点の社会生活基本調査<sup>2)</sup> で一人当たり 1.2 回/年であり、総数にすると約 14,000 万回で訪日外国人の 10 倍のオーダーである。このことから、我が国の観光政策を考えるにあたって、国内観光需要の発生パターンとその経年変化を理解を通じて、需要の減少を緩和する施策を検討することが重要である。

観光旅行発生パターンの特徴の一つとして、旅行回数の個人差が大きいという特徴がある。我が国の観光宿泊旅行の平均回数は 1～2 (回/年) であるが、その回数の分布をみると、年間 0 回の旅行者が半数近くを占める一方、年間 10 回以上の旅行者も約 2% 存在する。このような観光旅行回数の分散は、所与の時間間隔でランダムに発生する離散事象の発生回数分布によく適用されるポアソン分布で期待される分散よりも、大きな値をとることが確認されている<sup>3)</sup>。つまり、旅行回数データはポアソン分布に対して過分散データであることが確認されている。

このように個人差が大きい観光旅行では、その旅行回数に応じて旅行者の需要関数が異なる可能性が高い。実際に、古屋・全 (2014)<sup>4)</sup> は観光旅行回数データに潜

在クラスモデルを適用した結果、旅行回数毎に 3 つに分類される各クラスの間で需要関数が異なることを示している。このことから、新幹線の開業や空港の開港といった交通条件の改善は、旅行回数の多い層と少ない層にそれぞれ異なる影響を与え、その結果として旅行回数の分布形状を変えてきた可能性が高い。

それでは、この旅行回数分布はこれまでどのように変化してきたのだろうか？また、それはどの程度、高齢化や世代間の差違、そして交通機関整備状況などの空間的な差異で説明できるものなのだろうか？このような疑問に定量的に答える研究は未だなされていない。モチベーションが近い研究として、旅行回数の経年変化を年齢・時代・世代の各要因に分解した日比野・森地 (2006)<sup>5)</sup> がある。しかし、この研究では旅行回数の平均値のみに着目し、分布形状の変化は議論されていない。旅行回数の分布に着目した研究として、古屋らの研究<sup>3)4)</sup> があるが、1 時点のデータを用いて旅行回数分布の基礎的な特徴を整理するにとどまっている。また、彼らが用いた潜在クラスモデルが時間的に安定とは考え難く、旅行回数分布形状の時間的変化を扱うことは困難である。

本研究では、上述の疑問に答えるために、1991 年から 2011 年まで 20 年間 5 年ごとの社会生活基本調査データを用いて、我が国における国内宿泊観光旅行回数分布の時系列分析を行った。まず、全個人属性を集計した

時点ごとの旅行回数分布を算出し、その経年変化を確認した。その結果、1) 一人当たりの旅行回数は減少し、2) 1年間にまったく旅行しない人の構成比（ゼロ回構成率）が増加し、低頻度で旅行する人の構成比が減少したが、高頻度で旅行する人の構成比は変わらないことがわかった。その結果として、旅行回数の個人差が拡大していることを確認した。つぎに、この経年変化の要因を知るために、本研究では旅行回数分布を3つのパラメータで説明するモデルを作成し、さらにそのパラメータの経年変化を年齢（Age）、時代（Period）、世代（Cohort）のAPC効果に分解した。APC効果を推定した結果、3) 一人当たりの旅行回数の減少は、「年齢構成の変化（高齢化）」と「後年世代の旅行離れ」でほとんど説明でき、ゼロ回構成率の増加は、時代効果の影響が大きいことがわかった。さらに、この時代効果を都道府県別に分解した結果、4) ゼロ回構成率の増加は、とくにもともとゼロ回構成率が大きい地方部で顕著に起こっていることがわかった。これに対して、ゼロ回構成率がもともと小さかった大都市圏では、ほとんど増加していないことがわかった。また、分析期間内に新幹線や高速道路が整備された都道府県の時代効果の推移を見ても、5) インフラの整備効果は旅行発生パターンには顕著に表れないことがわかった。それどころか、インフラが整備されたとしても地方部におけるゼロ回構成率の増加が、他の地方部と同様に起こっていることが明らかとなった。

本論文の構成は、以下のとおりである。2. では、全個人属性を集計した時点ごとのデータを用いて、宿泊観光旅行回数分布の経年変化を概観する。3. では、旅行回数分布を少数のパラメータで表現するモデルを定式化し、そのパラメータの時系列変化を年齢・時代・世代のAPC効果に分解する方法を説明する。4. では、旅行回数分布の時系列変化をAPC効果に分解した結果を示す。5. では、時代効果をさらに都道府県別に分解した結果を考察する。6. は本論文の結論である。

## 2. 集計観光旅行回数分布の経年変化

本節では、全都道府県・全年齢を集計したデータを用いて、宿泊観光旅行回数分布の経年変化を概観する。まず、旅行回数データから算出される、1991年から2011年までの平均旅行回数を図-1に示す。図-1から、一人当たりの旅行回数は20年の間おおむね減少し続けてきたことがわかる。1991年は一人当たり1.6回/年であったが、2011年には約1.2回/年と、20年間で3/4に減少している。なお、この一人当たり旅行回数について、より長期間の別データを分析した日比野・森地(2006)<sup>5)</sup>は、「1995年あたりから減少している」と指摘してお

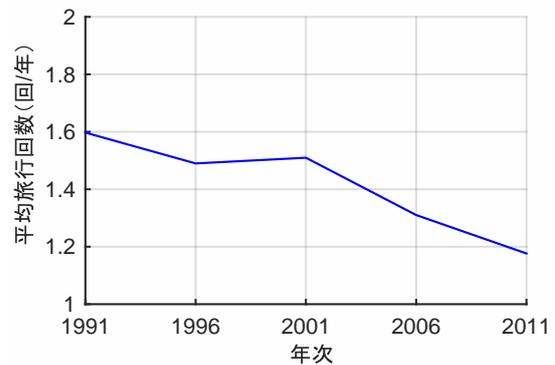


図-1 平均旅行回数の経年変化

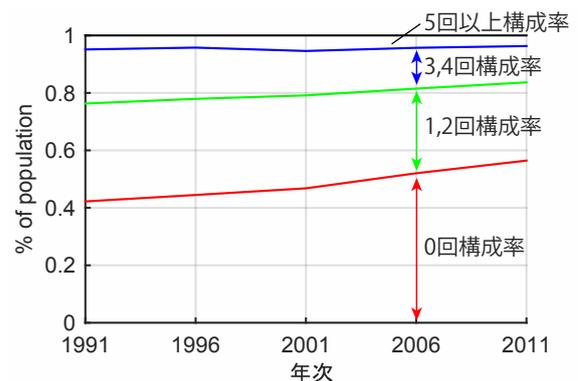


図-2 旅行回数構成比の経年変化

り、本研究で用いている社会生活基本調査の結果と整合的な結果が得られている。

次に、この平均旅行回数の減少を、回数分布の観点から見てみよう。図-2は、各旅行回数の構成比の推移を示している。この図を見ると、1991年から2011年にかけて、ゼロ回/年の構成比が約40%から55%に増加し、1~4回/年の構成比が減少している。このゼロ頻度層の増加が、平均旅行回数が減少している基本的な原因である。なお、5回以上旅行者の構成比はそれほど変化していない。

その結果として、宿泊観光旅行回数の個人差が拡大しつつある。図-3は、旅行回数分布について、所得の格差分析などに用いられるローレンツ曲線を描いたものである。Point-Aは、1991年では全人口のうち宿泊観光旅行の少ないほうから60%の人による旅行が、全旅行のうち10%を占めている。逆に言えば、全宿泊観光旅行のうち90%は、全人口のうち旅行回数の多い上位40%によって行われていることを示している。このローレンツ曲線の経年変化を見ると、20年の間に右下にシフトし続けてきたことがわかる。その結果、1991年では90%の旅行は人口上位40%によるものであったが、2011年にはたった人口上位30%だけで行われるまでに、旅行回数の個人差が拡大してきたことが確認で

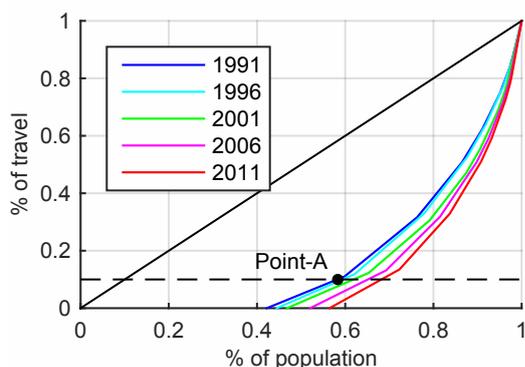


図-3 ローレンツ曲線の経年変化

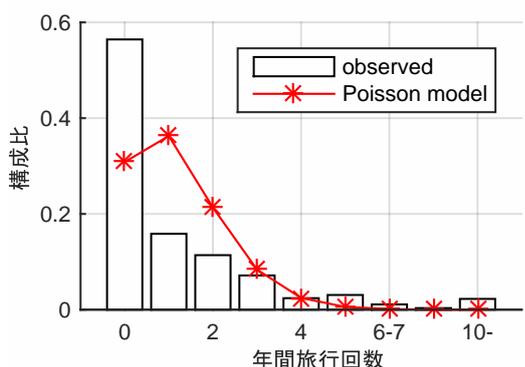


図-4 2011 年全年齢集計の旅行回数分布とポアソンモデルの推定結果

きる。

集計的な宿泊観光旅行回数分布の経年変化をまとめると、以下の通りである。まず、平均旅行回数は 1991 年から 2011 年にかけて 3/4 に減少した。その原因は、年間を通じてまったく旅行しない人の構成比が、40% から 55% まで増加したためで、その結果として旅行回数の個人差が拡大し続けてきた。

### 3. 旅行回数分布モデルの定式化

#### (1) モデルの概要と旅行回数分布データの特徴

本節では、旅行回数分布の経年変化を、年齢構成比の変化、世代の差異、時代の差異、空間的（都道府県間）差異に分解する方法を説明する。本研究では、旅行回数分布の形状を 3 つのパラメータで説明し、さらに各パラメータの差異を APC(Age, Period, Cohort) model を用いて各効果に分解するというアプローチをとる。

ここで、まず本研究で扱う旅行回数分布データの特徴を整理しておこう。図-4 の棒グラフは、社会生活基本調査における 2011 年の、全年齢・都道府県を集計した旅行回数データについてその構成比を算出したものである。社会生活調査の公開情報では、年間旅行回数

を次のように一部集計している：

{0 回, 1 回, ..., 5 回, 6, 7 回, 8, 9 回, 10 回 ~}。

そのため、図-4 の横軸もそれに合わせて一部集計したものを示している。なお、本論文を通じて平均旅行回数・ローレンツ曲線の算出の際には、「6,7 回」と「8,9 回」は中央値 (6.5, 8.5 回)、「10 回以上」は最小値 (10 回) を適用している。

次に、この旅行回数分布とポアソン分布を比較した結果について考察する。図-4 を見ると、所与の時間間隔で発生する離散的な事象の回数に対して用いられるポアソン分布は、本研究で扱う旅行回数データには当てはまらないことがわかる。乖離している点としては、以下の 2 点があげられる：1 点目は、旅行回数分布は基本的に単調減少であり、かつポアソン分布で表現できる単調減少分布より裾野が広い（高頻度の旅行者も多く存在する）点である。つぎに 2 点目は、「ゼロ回」と「10 回以上」の構成比が、他の旅行回数と比べて過剰に大きい点である。上述の 2 点の結果として、実際回数分布データは、ポアソン分布で想定されているより分散が大きい、過分散データとなっている。以降では、上述の特徴をふまえた旅行回数分布モデルを提案する。

#### (2) 指数-ポアソン混合分布

本研究では、ポアソン分布より裾野が広い分布として、指数分布とポアソン分布を混合した分布を用いる。この分布を採用することは、以下の二つの仮定を置いていると解釈できる。第一の仮定は、個人  $i$  の年間旅行回数  $k_i$  は、ポアソン分布に従って観測されるとする。これは、以下のように定式化される：

$$p(k_i|\lambda_i) = \frac{\lambda_i^k}{k!} e^{-\lambda_i} \quad (1)$$

ここで、 $\lambda_i$  は個人  $i$  の年間期待旅行回数（連続値）と解釈することができる。そして第二の仮定は、この期待旅行回数  $\lambda_i$  が、個人ごとに異なりそれが指数分布に従っているとするとする。これは、以下のように示される：

$$p(\lambda|\mu) = \frac{1}{\mu} e^{-\frac{\lambda}{\mu}} \quad (2)$$

$\mu$  は、指数分布のパラメータであり、期待旅行回数の平均値を意味する。式 (1),(2) から、旅行回数  $k$  が観測される確率分布は、全期待旅行回数  $\lambda$  について積分することで、次のような幾何分布が得られる：

$$p(k|\mu) = \int_0^\infty p(k|\lambda)p(\lambda|\mu)d\lambda = \frac{\mu^k}{(\mu+1)^{k+1}} \quad (3)$$

なお、式 (3) のような、指数-ポアソン混合分布（幾何分布）を当てはめることは、次の式のような関係を仮定することに相当する：

$$\frac{p(k+1|\mu)}{p(k|\mu)} = \frac{p(k+2|\mu)}{p(k+1|\mu)} = \frac{\mu}{\mu+1} = s, \forall k \geq 0 \quad (4)$$

つまり、 $k$  回と  $k+1$  回の観測確率の比は、 $k+1$  回と  $k+2$  回の比と同じであり、頻度  $k$  が 1 回増えるごとに、観測確率が常に  $s$  倍になるという関係である。

### (3) ゼロ・高頻度過剰項

さらに、「ゼロ回」と「10 回以上」の構成比が過剰に大きい特徴に合わせてモデルを修正する。本研究で扱う旅行回数分布のように、ゼロ回が過剰となるカウントデータは、ゼロ過剰カウントデータと呼ばれ、通常のポアソン分布において成立する分散値が平均値に等しいという性質が成立しないことが知られている。すなわち、平均値が 1 以下の場合には過小分散データ (under-dispersed data)、平均値が 1 以上の場合には過大分散データ (over-dispersed data) となる。

このような、ゼロ過剰データを扱うための方法として、Mullahy(1986)<sup>6)</sup> は 2 種類のアプローチを挙げている。第一の方法は「ハードルモデル (hurdle model)」と呼ばれる。各個人は第一段階として、行動を行うかどうかの 2 項選択を行い、行動をする選択をした個人のみがランダムに行動をくりかえし、その回数が切断ポアソン分布に従うと考えるものである。特に、各サンプルの行動の有無を決める関数と平均行動回数を決める関数が一致する場合には、回数の確率分布が負の二項分布に従うことが知られている。旅行回数にも近年適用されつつある、LaMondia et al.(2008)<sup>7)</sup> や Bhat et al.(2013)<sup>8)</sup> の多項離散連続モデルの枠組みは、このアプローチでゼロ過剰データに対応し、さらに多変量データに拡張したものと解釈できる。

第二の方法は、ポアソン分布に従う確率分布のほかに、0 回をとる確率を追加する「ゼロ加算モデル (with zero model)」である。この場合ゼロという観測値は、はじめから行動しないと決定されていることによりゼロとなる (選択されなかったゼロの) 確率と、行動する可能性があったがランダムに行動回数が選択された結果がゼロであった (選択されたゼロの) 確率の和として表現できる。この後者の回数分布にポアソン分布を用いたものは、ゼロ過剰ポアソン (Zero Inflated Poisson) モデルと呼ばれる。

本研究では、高頻度過剰についても「10 回以上」をとる確率を追加することで同様に解決できるため、第二の方法をとる。具体的には、ゼロ回と 10 回以上の過剰量を説明するパラメータ  $z, h$  を追加した、以下のよ

表-1 コーホートの定義とデータとの対応 (数値は生年)

age	period				
	1991	1996	2001	2006	2011
85-	'25	'25	'25	'25	'25
80-84	'25	'25	'25	'25	'26-'30
75-79	'25	'25	'25	'26-'30	'31-'35
70-74	'25	'25	'26-'30	'31-'35	'36-'40
65-69	'25	'26-'30	'31-'35	'36-'40	'41-'45
60-64	'26-'30	'31-'35	'36-'40	'41-'45	'46-'50
55-59	'31-'35	'36-'40	'41-'45	'46-'50	'51-'55
50-54	'36-'40	'41-'45	'46-'50	'51-'55	'56-'60
45-49	'41-'45	'46-'50	'51-'55	'56-'60	'61-'65
40-44	'43-'50	'51-'55	'56-'60	'61-'65	'66-'70
35-39	'51-'55	'56-'60	'61-'65	'66-'70	'71-'75
30-34	'56-'60	'61-'65	'66-'70	'71-'75	'76-'80
25-29	'61-'65	'66-'70	'71-'75	'76-'80	'81-
20-24	'66-'70	'71-'75	'76-'80	'81-	'81-
15-19	'71-'75	'76-'80	'81-	'81-	'81-

うなモデルを適用する：

$$p(k|s, z, h) = \begin{cases} (z + (1-s)(1-z))(1-h) & (k=0) \\ (1-s)s^k(1-z)(1-h) & (0 < k < 10) \\ h + (1-h)(1-z) \int_{10}^{\infty} (1-s)s^k dk & (k=10 \text{ 以上}) \end{cases} \quad (5)$$

このモデルは、減少率  $s$ 、ゼロ過剰率  $z$ 、10 以上過剰率  $h$  の 3 つのパラメータのみで、旅行回数分布を表現している。

なお、上述のモデルは 10 以上過剰率  $h$  を無視すれば、LaMondia et al.(2008)<sup>7)</sup> などと同様にミクロ的基礎を持つ、ハードルモデルと解釈できる。具体的には、LaMondia et al.(2008)<sup>7)</sup> の効用関数の誤差項に指数分布を仮定し、さらに離散連続モデルの連続モデル部分にポアソン分布を適用して離散化したモデルと解釈することができる。

### (4) APC 効果・都道府県間差への分解

本節では、旅行回数分布のパラメータの差異を分析する方法を示す。本研究では、年齢・世代の効果に着目して、APC モデル (コーホートモデル) を旅行回数分布のパラメータに適用する。単純な加算型の APC モデル<sup>9)</sup> では、各パラメータ  $X \in \{s, z, h\}$  は以下のように

示される：

$$X_{a,y} = X_0 + X_a^{\text{Age}} + X_y^{\text{Period}} + X_c^{\text{Cohort}} \forall a, y$$

$$\sum_a X_a^{\text{Age}} = \sum_y X_y^{\text{Period}} = \sum_c X_c^{\text{Cohort}} = 0 \quad (6)$$

なお、 $X_0$  は平均値、 $X_a^{\text{Age}}$  は年齢階層  $a$  の年齢効果、 $X_y^{\text{Period}}$  は年次  $y$  の時代効果、 $X_c^{\text{Cohort}}$  は出生コホート  $c$  のコホート効果である。

次に、基本の APC モデルに都道府県効果を追加する。APC モデルの各効果の中で、インフラの整備効果などはすべての年代・世代に共通で影響を与えるものと考えられ、時代効果の中に含まれると考えられる。そこで本研究では、時代効果を都道府県別に分解した、以下のモデルで分析を行う：

$$X_{a,y,p} = X_0 + X_a^{\text{Age}} + X_{y,p}^{\text{Period} \times \text{Pref}} + X_c^{\text{Cohort}} \forall a, y$$

$$\sum_a X_a^{\text{Age}} = \sum_c X_c^{\text{Cohort}} = 0,$$

$$\sum_{y,p} X_{y,p}^{\text{Period} \times \text{Pref}} = 0.$$

(7)

以降では、このモデルを APCP モデルと呼ぶ。

この APC 効果を推定する際には、3 効果間の従属関係からそのままでは分離して推定することができないという、識別問題 (Identification Problem)<sup>10)</sup> が存在する。この問題への対処法は、いくつか提案されてきた。例えば、Nakamura(1986)<sup>10)</sup> は「パラメータの漸近変化条件」を追加して周辺尤度を最大化することで 3 効果を分離推定する方法を提案している。日比野・森地 (2006)<sup>5)</sup> はこの方法を観光旅行行動分析に適用している。本研究では、「古典的なアプローチ」<sup>9)</sup> を採用して、一部のコホート効果に制約を追加することで推定を行う。具体的には、社会生活基本調査の年齢構成区分で集計され、区別することができない部分について表-1 の「'25 生まれ世代」のように、同一コホートとして扱う。

本研究では、上述のパラメータ  $s, z, h$  のすべてを最尤推定法を用いて同時推定する。ゼロ過剰ポアソンモデルについては、Lambert(1992)<sup>11)</sup> が EM アルゴリズムを用いて容易に同時推定できることを示している。本研究では、その EM アルゴリズムに高頻度過剰パラメータ  $h$  の推定ステップを追加したアルゴリズムを用いてパラメータの最尤推定値を算出した。

### (5) モデルの当てはまり確認

本節では、以下の 2 点についてモデルの社会生活基本調査データへの当てはまりを確認する。1 点目は、式 (5) であらわされる旅行回数分布モデルのデータへの当てはまりを確認する。その上で、2 点目として APC 効果、都道府県効果でどの程度データの経年変化を説明

表-2 旅行回数分布モデルの決定係数

平均値	0.889
標準偏差	0.120
最小値	0.361 (1991 年, 20-24 歳)
最大値	0.999 (2001 年, 85-歳)

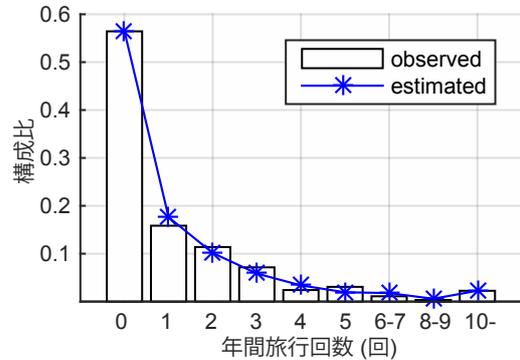


図-5 データとモデル推定結果比較 (2011 年全年齢集計)

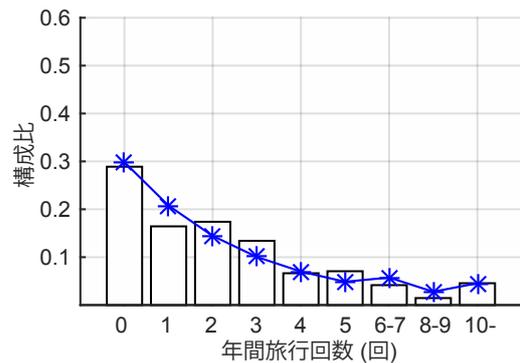


図-6 データとモデル推定結果比較 (1991 年 20-24 歳)

できているかを確認する。

式 (5) の旅行回数分布モデルの当てはまりを確認するために、5 時点・年齢階層 15 分類ごと、計 75 個の旅行回数分布についてそれぞれパラメータ  $s_{ay}, z_{ay}, h_{ay}$  を最尤推定して、その決定係数を確認する。ここで算出した決定係数  $R_{ay}^2$  は、次の式から算出したものである：

$$R_{ay}^2 = 1 - \frac{\sum_k (q_{ay}(k) - p(k|s_{ay}^*, z_{ay}^*, h_{ay}^*))^2}{\text{Var}(q_{ay}(\mathbf{k}))} \quad (8)$$

$q_{ay}(k)$  は、観測値から算出した、時点  $y$  の年齢階層  $a$  における、旅行回数  $k$  をとった人が占める割合である。この 75 個の決定係数の統計量を、表-2 に示す。この表から、ほとんどの分布について決定係数が 0.89 前後であり、本研究で用いている旅行回数分布モデルは、3 つのパラメータで旅行回数分布のばらつきを説明できていることがわかる。また、図-5 は 2011 年全

表-3 APC モデルの逸脱度

	自由度	log-likelihood $\log L^*$	deviance $-2\log L^*$	residual deviance	residual deviance の比
Null model	3	$-8.38 \times 10^5$	$1.68 \times 10^6$	$4.84 \times 10^4$	1.00
APC model	33	$-8.22 \times 10^5$	$1.64 \times 10^6$	$1.51 \times 10^4$	0.32
Full model	1,040	$-8.14 \times 10^5$	$1.62 \times 10^6$	0.00	0.00

表-4 APCP モデルの逸脱度

	自由度	log-likelihood $\log L^*$	deviance $-2\log L^*$	residual deviance	residual deviance の比
Null model	3	$-8.38 \times 10^5$	$1.68 \times 10^6$	$8.49 \times 10^4$	1.00
APC model	33	$-8.22 \times 10^5$	$1.64 \times 10^6$	$5.16 \times 10^4$	0.61
APCP model	267	$-8.16 \times 10^5$	$1.63 \times 10^6$	$4.01 \times 10^4$	0.47
Full model	48,880	$-7.96 \times 10^5$	$1.59 \times 10^6$	0.00	0.00

年齢集計の観測回数分布と推定結果を比較したものである。この図からも、良好な当てはまりであることが確認できる。決定係数が最小であった1991年20-24歳の分布についても、図-6から、分母となる観測構成比の分散が小さいために決定係数が小さく算出されているが、概ね傾向を表現できていることがわかる。

次に、逸脱度を基準としたモデルの比較<sup>12)</sup>から、APC効果のデータへのあてはまりを確認する。表-3は、時点・年齢階層ごとの旅行回数分布データに対する逸脱度の算出結果である。ここでは、Null modelとして平均値 $s_0, z_0, h_0$ だけを用いたモデル、Full modelは時点・年齢階層ごとの観測旅行回数構成比 $q_{ay}(k)$ を用いたものを比較している。APCモデルの残差逸脱度(residual deviance)を見ると、Null modelの30%程度であり、概ねAPC効果で時点・年齢階層の差異による逸脱度の70%を説明できていることがわかる。

表-4は、時点・年齢階層・都道府県ごとの旅行回数分布データに対する逸脱度の算出結果を示している。ここでも、Null modelは表-3と同様に平均値 $s_0, z_0, h_0$ だけを用いたモデル、Full modelは時点・年齢階層・都道府県ごとの観測旅行回数構成比 $q_{ayp}(k)$ を用いたものを示している。APCPモデルの残差逸脱度(residual deviance)を見ると、Null modelの50%程度であり、APC効果と都道府県効果でデータの都道府県間・年齢階層間の差異と経年変化の半分程度を説明できているといえる。なお、今回のモデルで説明しきれなかった逸脱度も大きく、都道府県ごとに年齢効果やコーホート効果が異なる可能性が推察される。

#### 4. APC効果の分析

##### (1) パラメータ推定結果

本節では式(6)のAPCモデルを用いて、宿泊観光旅行回数分布に対する年齢・時代・コーホート効果をそれぞれ見る。

図-7は、減少率パラメータ $s$ に対するAPC効果の推定結果を示している。ここで、減少率パラメータ $s$ は、式(4)から、

$$\frac{s}{1-s} = \mu = E(\lambda), \quad (9)$$

という関係にある。つまり、 $0 < s < 1$ の範囲では、減少率パラメータ $s$ が大きいことは、期待旅行回数 $\lambda$ が大きいことを意味する。この点を加味して、各効果を見ると以下の3点がわかる：まず、年齢効果は、基本的には年齢が高いほど期待旅行回数が小さい傾向にある。なお、60代に小さいピークも存在し、子育て・定年退職後に期待旅行回数が若干増える傾向もみられる。次に、コーホート効果は、一貫して後年世代になればなるほど期待旅行回数が小さい。これは、若者の旅行離れを顕著に表しているといえる。最後に、時代効果は、ほかの2効果と比較すると非常に小さいことがわかる。

図-8の、ゼロ過剰パラメータ $z$ に対するAPC効果の推定結果を見ると、年齢効果に特徴的な傾向がみられる。この年齢効果は、60代を過ぎると急激にゼロ過剰パラメータが大きくなる。このことから、高齢化の進展は、ゼロ回の構成率が大きくなる方向に作用することがわかる。時代効果は、年齢効果と比較すると目立たないが、2001年から2011年にかけて約10%も増加している。

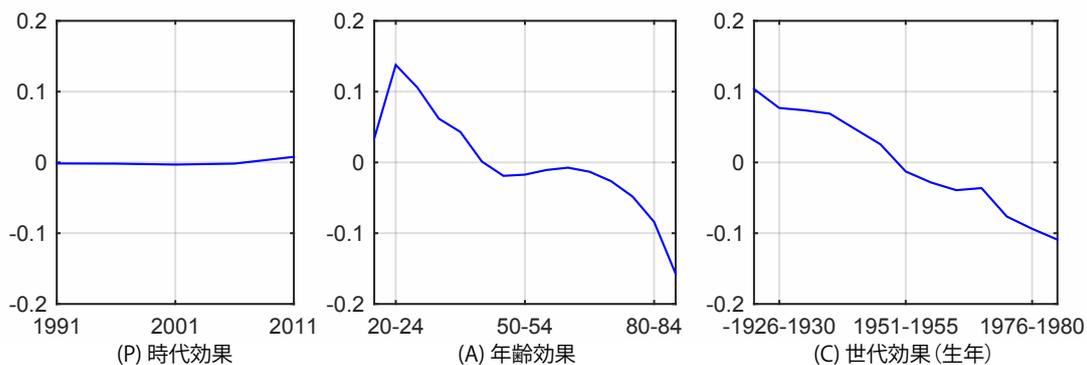


図-7 減少率パラメータ  $s$  の APC 効果推定結果 ( $s_0 = 0.580$ )

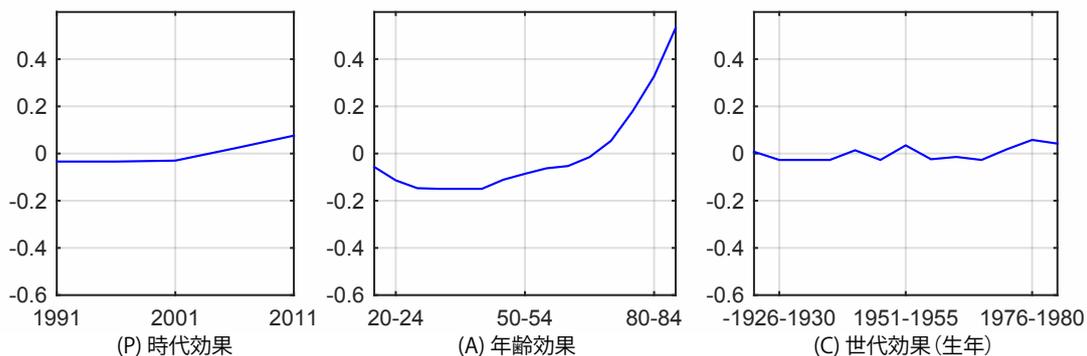


図-8 ゼロ過剰パラメータ  $z$  の APC 効果推定結果 ( $z_0 = 0.211$ )

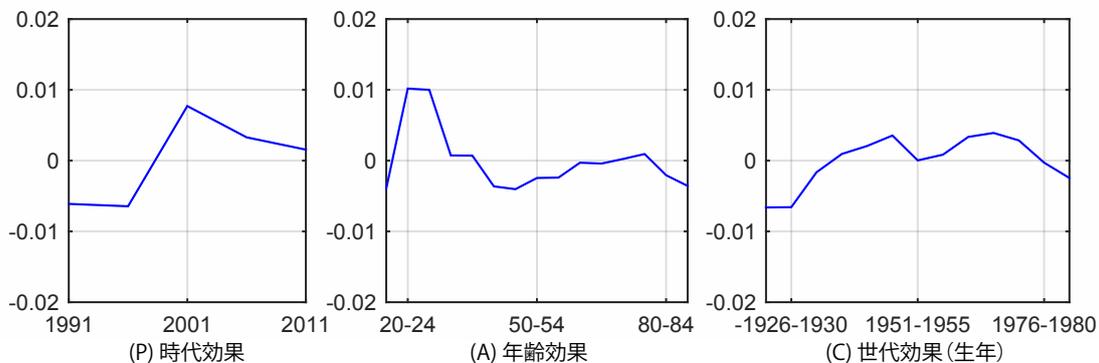


図-9 高頻度過剰パラメータ  $h$  の APC 効果推定結果 ( $h_0 = 0.0171$ )

図-9の、高頻度過剰パラメータ  $h$  の年齢効果を見ると、20代に高頻度旅行者が多いというピークが存在するものの、ゼロ過剰パラメータ、減少率パラメータと異なって、高齢者に顕著な効果はみられない。これは、高齢になっても、高頻度で旅行する層は一定量存在し続けることを意味する。また、2001年は「10回以上」の構成率が他の年次と比較して高いのだが、これは時代効果で説明できることがわかる。

以上の推定結果をまとめると、3効果の中でも年齢効果によって特に旅行回数分布が異なることがわかった。

基本的には、20代では減少率パラメータが大きく（平均的な旅行回数が多く）、旅行回数年間10回以上という高頻度層も多く存在する。対して、高齢になると旅行回数が少なく、さらにゼロ回の構成比率が高くなる。このことから、少子高齢化の進展にともない旅行回数の減少・ゼロ回構成比が増加する方向に進展したことがわかる。さらに、コーホート効果によっても経年的に旅行回数が減少する傾向にある。また、時代効果によってゼロ回構成率が約10%も増加してきた。

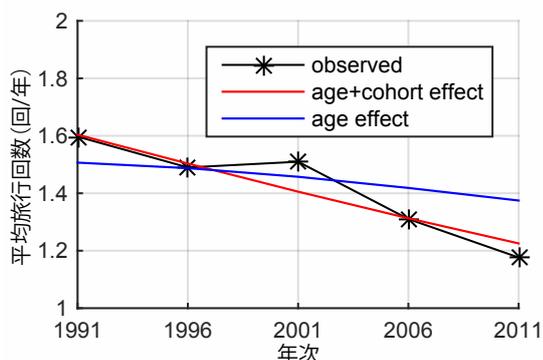


図-10 APC効果の平均旅行回数への影響

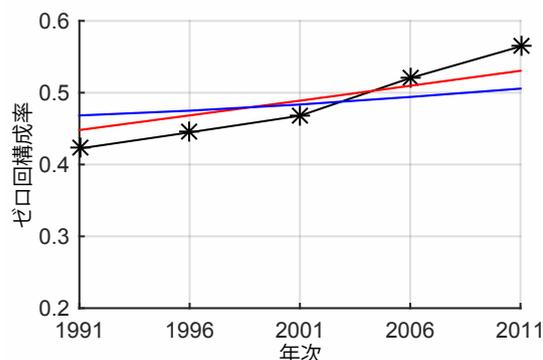


図-11 APC効果のゼロ回構成率への影響

## (2) APC効果の集計旅行回数分布への影響

本節では、2.で確認した集計観光旅行回数分布の変化の原因を、推定したAPC効果をもとに明らかにする。図-10は、観測した平均旅行回数と、APCモデルのうち一部の効果のみを用いて年齢別の頻度構成比を算出し、年齢構成比で重みづけして算出した全年齢集計平均旅行回数の推移である。2.で述べたように、観測の平均旅行回数は1.6回から1.2回に減少したが、この経年変化は年齢効果と世代効果の2つを加えたモデルでほぼ表現できることがわかった。なお、年齢効果だけを加えたモデルの減少幅は0.1回分にすぎず、平均旅行回数の減少は「後年世代の旅行離れ」の影響が大きいことが分かる。ただし、将来の年齢構成変化<sup>13)</sup>を考えると、年齢構成比変化による平均旅行回数の減少は、今後さらに加速・進展することが予想される。

同様に、図-11のゼロ頻度構成率への影響を見る。観測データでは、40%から55%と大きく増加しているが、年齢効果・世代効果を合わせても6%分、つまり変化量の40%程度しか説明できていない。年齢効果・世代効果で説明できない残りの変化は、ほぼ図-8のゼロ過剰パラメータの増加量10%に相当しており、ゼロ頻度構成率の増加は年次効果の影響が大きいことがわかった。さらに、図-12の1,2回構成率への影響では、8%もの減少が観測されているにもかかわらず、年齢構成変化と世代交代ではほとんど説明できない。

つまり、平均旅行回数の減少は年齢構成変化と世代交代でほとんど説明できるが、ゼロ頻度構成比のような旅行回数分布形状の変化は年次効果の影響が大きいことがわかった。

## 5. 都道府県間比較

### (1) パラメータ推定結果

本節では、時代効果をさらに都道府県別に分解したAPCPモデルを用いて、時代効果をさらに詳細に分析

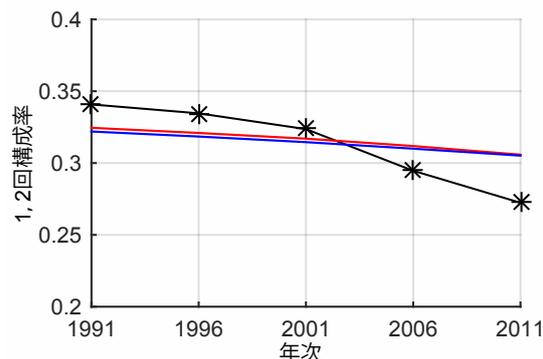


図-12 APC効果の1,2回構成率への影響

する。図-13-15は、各パラメータごとの年齢効果、世代効果、時代×都道府県効果の推定結果である。まず、年齢効果と世代効果について、APCモデルとAPCPモデルの結果を比較すると、ほとんど推定結果は変わらないことが確認できる。

つぎに、時代×都道府県効果(PP)の推定結果を見ると、旅行回数分布の都道府県間での差異が大きいことがわかる。例えば、図-13の減少率パラメータ $s$ の時代×都道府県効果は、-0.2から+0.1の間でばらついている。この、都道府県間の差異の大きさは年齢効果での「20-24歳」と「80歳以上」との差異に匹敵する。他の、ゼロ過剰パラメータ $z$ と高頻度過剰パラメータ $h$ についても、多くの年次で都道府県間で大きな差異があることが確認できる。

### (2) 都道府県別時代効果の経年変化

本節では、都道府県ごとの時代効果の推移を、平均旅行回数・旅行回数別構成比の推移に変換して、その空間的な大小関係の推移を確認する。ここでの平均旅行回数・旅行回数別構成比は、APCPモデルのうち平均項 $X_0$ と年次×都道府県項 $X_{y,p}^{\text{Period} \times \text{Pref}}$ のみを適用して算出する。つまり、すべての地域で共通の年齢階層間・世代間の差異を除去して算出した結果である。

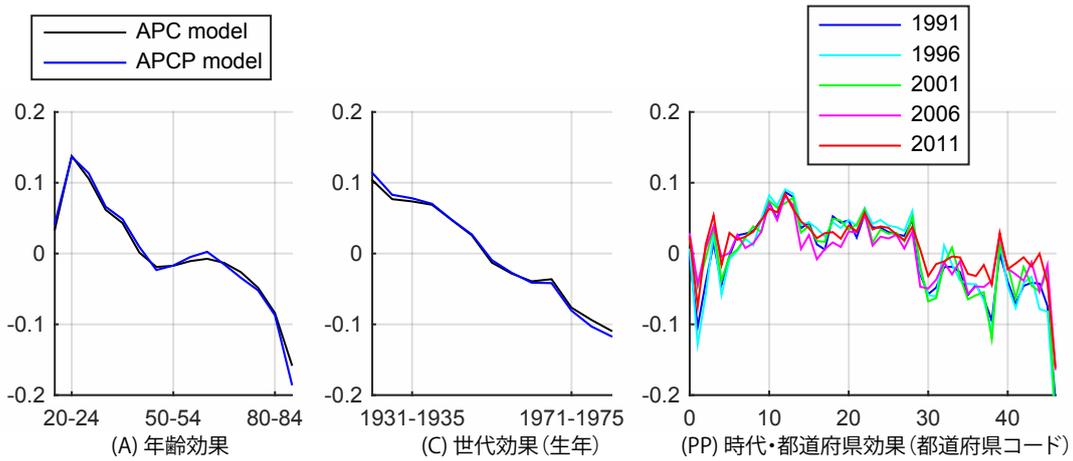


図-13 減少率パラメータ  $s$  の APC+都道府県効果推定結果 ( $s_0 = 0.543$ )

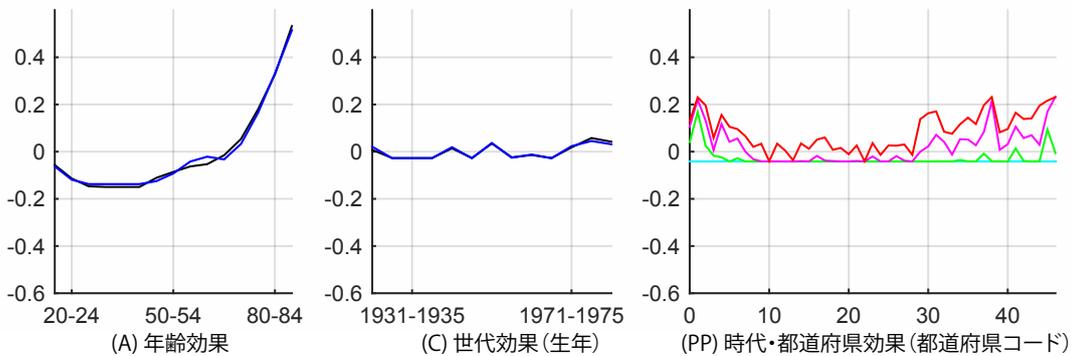


図-14 ゼロ過剰パラメータ  $z$  の APC+都道府県効果推定結果 ( $z_0 = 0.207$ )

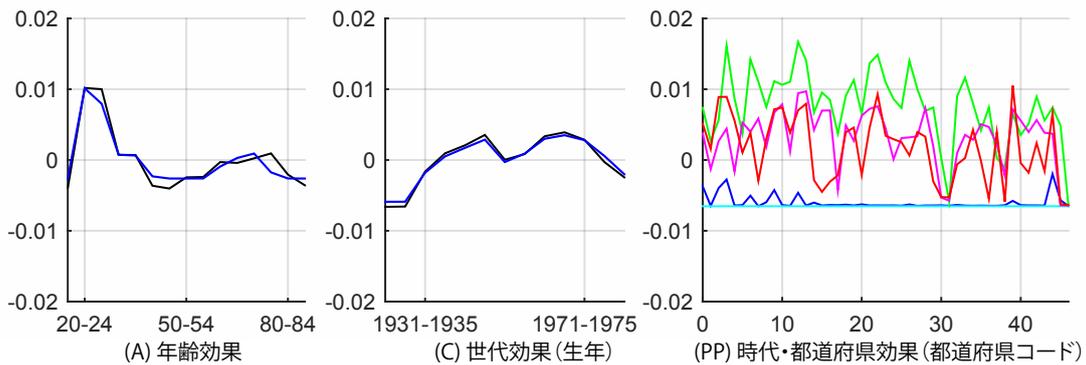


図-15 高頻度過剰パラメータ  $h$  の APC+都道府県効果推定結果 ( $h_0 = 0.0150$ )

a) 平均旅行回数の経年変化

図-16 から都道府県ごとの平均旅行回数をみると、都道府県間で大きな差があることがわかる。最も少ない県では 0.5(回/年) に過ぎず、最大の 1.5(回/年) の 1/3 にすぎない。また、各都道府県ごとの経年変化はあま

りないことが読み取れる。さらに、表-5 のスピアマンの順位相関係数は 1 に近い値で推移している。これは、ほとんど都道府県ごとに順位の入れ替わりがないことを示している。

2011 年の都道府県ごとの平均旅行回数を図示すると、

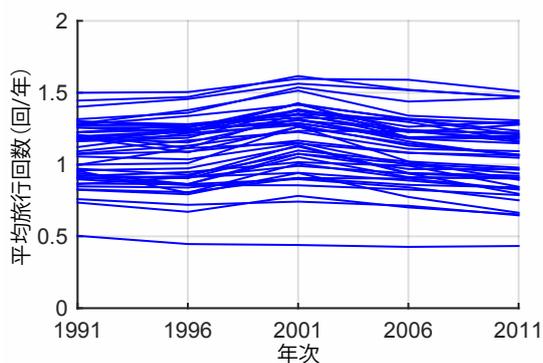


図-16 都道府県別平均旅行回数の推移  
(年齢・世代効果は除去)

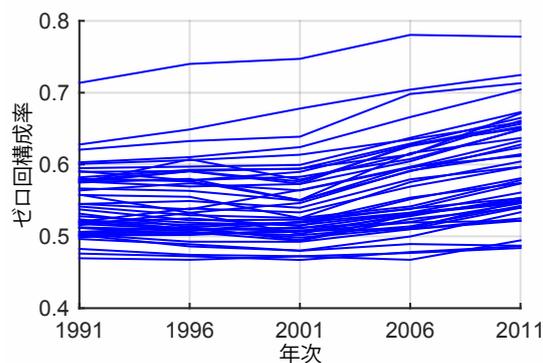


図-18 都道府県別ゼロ回構成率の推移  
(年齢・世代効果は除去)

表-5 都道府県別平均旅行回数の時点間順位相関係数

'91-'96	'96-'01	'01-'06	'06-'11
0.961	0.940	0.961	0.971

表-6 都道府県別ゼロ回構成率の時点間順位相関係数

'91-'96	'96-'01	'01-'06	'06-'11
0.963	0.954	0.975	0.980

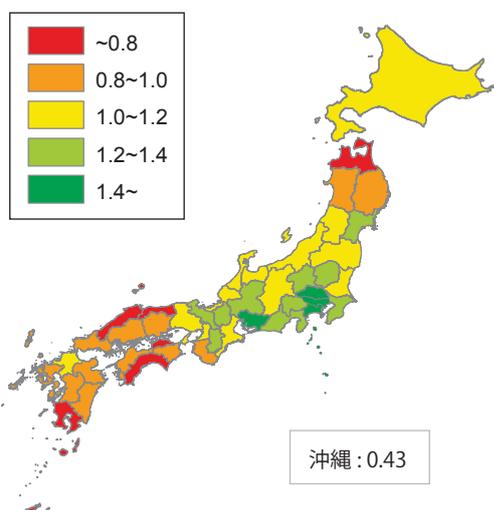


図-17 都道府県別平均旅行回数(2011年時点)

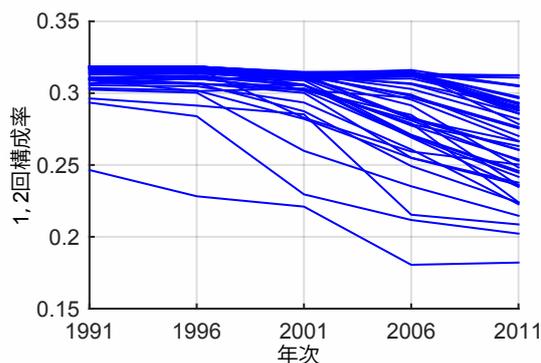


図-19 都道府県別1,2回構成率の推移  
(年齢・世代効果は除去)

表-7 都道府県別1,2回構成率の時点間順位相関係数

'91-'96	'96-'01	'01-'06	'06-'11
0.910	0.781	0.855	0.885

図-17のようになる。この図を見ると、首都圏・中京圏といった大都市圏で平均旅行回数が大きく、対して東北地方北部・四国・中国・九州・沖縄で顕著に小さいことが確認できる。上述の順位相関係数の結果から、この都道府県間の大小関係は20年間でほとんど変化はない。なお、ここで算出している平均旅行回数は、年齢構成比の差異による効果を除去したものであり、地方部の平均旅行回数が小さいのは、高齢化の進展以外の要因があることを示唆している。

#### b) ゼロ回構成率の経年変化

図-18から、都道府県別のゼロ回構成率は、1991年時点で50%~70%までと、都道府県ごとに大きく異なることがわかる。さらに、経年変化を見ると、1991年

時点でゼロ回構成率が小さかった都道府県ではほとんど値が変わらないが、1991年時点で大きい都道府県ほどゼロ回構成率が増加している。その結果として、都道府県間のゼロ回構成率の差が拡大し、2011年時点では50%~80%の範囲に分布している。また、スピアマンの順位相関係数の推移(表-6)をみると、0.95以上で推移している。つまり、ゼロ回構成率の都道府県間の大小関係も、経年的にほとんど変わらないことを示している。

表-8 2011年都道府県別指標間の順位相関係数

	平均旅行回数	ゼロ頻度構成率	1, 2回構成率
平均旅行回数	1.000	-0.971	0.904
ゼロ頻度構成率	-0.971	1.000	-0.970
1, 2回構成率	0.904	-0.970	1.000

### c) 1,2回構成率の経年変化

図-19の、都道府県ごとに1,2回構成率を見ると、1991年時点では最小の1県(沖縄県)を除いて31%程度であり都道府県間の差異は大きくなかった。しかし、経年的に差が拡大してきたことが読み取れる。最大の都道府県の構成率が約31%で経年的にほとんど変わらないが、20%程度の低い構成率をとる都道府県が沖縄県以外にも現れてきている。

このときの、スピアマンの順位相関係数の推移(表-7)をみても、おおむね0.8以上であり、大小関係はあまり変化していないことがわかる。

### (3) 都道府県別時代効果のまとめとインフラ整備効果の考察

ここまでの都道府県別時代効果の推移をまとめると、平均旅行回数は都道府県間で大小関係が大きい経年変化はほとんどなく、ゼロ回構成率もともと大きい都道府県でさらに大きくなってきたことがわかった。さらに、順位相関係数からそれぞれの大小関係がほとんど変わらないことも示された。

ここで、表-8の平均旅行回数、ゼロ頻度構成率、1,2回構成率それぞれの間での順位相関係数をみると、概ね1あるいは-1に近い値をとることがわかる。具体的には、平均旅行回数が大きい都道府県(図-17から、首都圏・中京圏などの大都市圏)では、ゼロ回構成率が低く、1,2回構成率が高く、それらはほとんど変化していない。対して、平均旅行回数が小さい都道府県(東北地方北部・四国・中国・九州・沖縄などの地方部)では、ゼロ回構成率が高く、1,2回構成率が低く、その傾向がさらに進展してきたことがわかる。

なお、分析対象期間内の大きなインフラ整備は、図-17で平均旅行回数が小さい都道府県で行われていた。すなわち、新幹線は、山形県(1991)、長野県、秋田県(1997)、青森県(2002)、熊本県・鹿児島県(2004)に整備された。高速道路は、秋田道・九州道・高知道・米子道・松山道などによって、秋田県、鹿児島県(1991)、高知県、島根県(1992)、愛媛県(1994)で県庁所在地付近まで高速道路ネットワークが拡張された。

このような整備状況を加味して本研究の分析結果(図-16)を見ても、平均旅行回数の少ない一部の県の旅行

回数が顕著に増加するというインフラ整備効果は確認できない。逆に、他の平均旅行回数が少なかった他の県と同様に、ゼロ回構成率の増加と1,2回構成率の減少がみられている。つまり、本研究の分析対象である「宿泊観光旅行」においては、新幹線や高速道路などのインフラ整備による効果は、旅行発生段階にはほとんど表れておらず、「目的地の変更」や「モード・経路の変更」に限られる可能性が高い。

## 6. おわりに

本稿では、我が国の国内宿泊観光旅行の回数分布に着目し、1991年から2011年の20年間の社会生活基本調査データを用いて時系列分析を行った。まず、全年齢・地域を集計した時点ごとの旅行回数分布を算出し、その時系列変化を確認した。その結果、1)一人当たりの旅行回数は、1.6回から1.2回まで3/4に減少した。そして、2)1年間にまったく旅行しない人の構成比(ゼロ回構成率)が0.40から0.55まで増加し、その結果として旅行回数の個人間格差が拡大していることがわかった。

次に経年変化は、どのような層の行動変化により起こっているかを明らかにするために、本研究では旅行回数分布を3つのパラメータで説明するモデルを作成し、さらにそのパラメータの経年変化を年齢、時点、世代の3効果に分解するAPCモデルを適用した。推定したAPC効果を用いた分析から、3)一人当たりの旅行回数の減少は、「年齢構成の変化(高齢化)」と「後年世代の旅行離れ」でほとんど説明できることがわかった。また、ゼロ回構成率の増加は、年齢構成変化と後年世代の旅行離れの影響はあるが、時代効果の影響も大きいことがわかった。つぎに、時代効果を都道府県別に分解した結果、4)平均旅行回数は非常に地域差が大きく、首都圏・中京圏といった大都市圏で大きい傾向があり、その傾向は経年的にほとんど変わっていないことがわかった。ただし、5)ゼロ回構成率に着目すると、平均旅行回数の小さい東北地方北部・中国四国地方・九州沖縄地方といった地方部でゼロ回構成率が増加が顕著であるのに対して、ゼロ回構成率がもともと小さかった首都圏・中京圏といった大都市圏ではゼロ回構成率は

増加していないことがわかった。

以上の結果から、我が国の国内観光旅行需要の落ち込みをできるだけ回避するには、「後世代の旅行離れ」と「地方部におけるゼロ構成率の増加」というトレンドを解消することが必要となる。特に、ゼロ構成率の増加を阻止・低下させるためには、地方部で普段まったく旅行しない人に向けた施策が必要となる。しかし、このような人は、普段旅行をしないために choice-based アンケート調査では非観測となるだけでなく、絶対数が大都市圏と比べて小さいために、観光旅行ツアーのマーケティング分析などでもあまり着目されてこなかった可能性が高い。それでも、国内観光旅行需要のさらなる落ち込みを阻止するためには、この層の消費行動パターンの分析を通じて、地方部でゼロ回構成率が上昇している原因を明らかにする必要がある。

また、本研究の分析では観光宿泊旅行の回数分布に対するインフラ整備効果は観測できなかった。このことは、宿泊観光旅行におけるインフラ整備効果は（目的地か経路の）シェアを変える効果がほとんどで、総量を増やす効果はない可能性がある。この点については、本研究ではデータの制約上分析できていない「10回以上」という高頻度旅行の層における行動変化や、日帰り流動などとの関係性を分析しつつ、より精緻な検証・理論的な説明が求められる。

謝辞： 本研究は日本学術振興会科学研究費基盤研究(B)25289157の成果の一部である。また、本研究を進めるにあたって、都市間旅客交通研究小委員会のメンバーの皆様には、多くの有意義なアドバイスをいただいた。この場を借り、皆様に感謝いたします。

#### 参考文献

1) 日本政府観光局: 訪日外客数の動向, 2015. ([http://www.jnto.go.jp/jpn/reference/tourism\\_data/visitor\\_trends/index.html](http://www.jnto.go.jp/jpn/reference/tourism_data/visitor_trends/index.html), last access: 2015/02/28).

- 2) 総務省統計局: 平成 23 年度社会生活基本調査, 2012. (<http://www.stat.go.jp/data/shakai/2011/>, last access: 2015/02/28).
- 3) 古屋秀樹・兵藤哲朗・森地茂: 発生回数の分布に着目した観光交通行動に関する基礎的研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, Vol.28, pp.319-324, 1993.
- 4) 古屋秀樹・全相鎮: 潜在クラスモデルを用いた宿泊観光旅行回数の基礎的分析, 土木計画学研究・講演集, Vol.50, No.91(CD-ROM), 2014.
- 5) 日比野直彦・森地茂: 世代の特徴に着目した国内観光行動の時系列分析, 土木計画学研究・論文集, Vol.23, No.2, pp.399-406, 2006.
- 6) Mullahy, J.: Specification and testing of some modified count data models, *Journal of Econometrics*, Vol.33, pp.341-365, 1986.
- 7) LaMondia, J., Bhat, C.R. and Hensher, D.A.: An annual time use model for domestic vacation travel, *Journal of Choice Modeling*, Vol.1, No.1, pp.70-97, 2008.
- 8) Bhat, C.R., Castro, M. and Khan, M.: A new estimation approach for multiple discrete-continuous probit (MDCP) choice model, *Transportation Research Part B*, Vol.55, pp.1-22, 2013.
- 9) Rogers, W.L.: Estimable Functions of Age, Period and Cohort Effects, *American Sociological Review*, Vol.47, No.6, pp.774-787, 1982.
- 10) Nakamura, T.: Bayesian Cohort Models for General Cohort Table Analyses, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol.38, No.2B, pp.353-370, 1986.
- 11) Lambert, D.: Zero-inflated poisson regression with an application to defects in manufacturing, *Technometrics*, Vol.34, No.1, pp.1-14, 1992.
- 12) 久保拓弥: データ解析のための統計モデリング入門, pp.68-91, 岩波書店, 2012.
- 13) 国立社会保障・人口問題研究所: 日本の将来推計人口, 2012. (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Mainmenu.asp>, last access: 2015/03/20).

## Time-series Analysis of Leisure Travel Frequency Distributions

Hiroimichi YAMAGUCHI, Makoto OKUMURA

How has the frequency distribution of domestic overnight leisure travel changed in the past few decades? In order to answer these questions, we analyze the time series change of travel frequency distribution for the Japanese from 1991 until 2011. We conclude that 1) the average annual travel frequency decreased for 20 years, 2) the zero frequency ratio is increasing, the difference of travel frequency between individuals is also increasing. Moreover, we propose the travel frequency model and explain this time series change by the changes of 3 effects (age, birth cohort and period in each prefectures). The results indicates that 3) the time series change in annual travel frequency can be explained by the changes in age composition and difference among birth cohorts, and 4) the change of zero frequency ratio can be explained by change of period effects and this occur only in rural areas.