

# 生存時間解析による 都市間旅行発生に関する分析

菅原 優志<sup>1</sup>・水谷 大二郎<sup>2</sup>・塚井 誠人<sup>3</sup>

<sup>1</sup>学生会員 広島大学 大学院工学研究科 (〒739-8527 東広島市鏡山 1-4-1)

E-mail:m176539@hiroshima-u.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 東北大学助教 災害科学国際研究所 (〒980-0845 仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1)

E-mail:mizutani@irides.tohoku.ac.jp

<sup>3</sup>正会員 広島大学准教授 大学院工学研究科 (〒739-8527 東広島市鏡山 1-4-1)

E-mail:mtukai@hiroshima-u.ac.jp

都市間旅客純流動の計測に関して、従来の全国幹線旅客純流動調査(Net Passenger Transportation Survey, 以下 NPTS)の課題を補う調査手法が検討されている。本研究では、独自に実施した web 調査によって得られた純流動データについて、その概要と、特徴を明らかにする。具体的には、都市間旅行の発生間隔に対して、生存時間解析モデルを適用して、目的地道府県別の旅行発生ハザードを季節別に考察する。全季節を通して、旅行発生確率が高い道府県と、季節によって発生確率が変動する道府県があることが確認できた。旅行発生には旅行費用、時間、高速交通機関の有無、都市規模のほか、所得も影響することがわかった。モデル推定結果に基づく感度分析から、リニア新幹線が開通した後は、とりわけ南関東対近畿の業務交通が活性化すると予測する。

**Key Words:**inter-regional trip, trip interval, multi-destination hazard model, survival analysis

## 1. はじめに

2017年の旅行・観光消費動向調査<sup>1)</sup>によると日本人の国内延べ旅行者数は約6億4,000万人にのぼる。これは、国土交通省が公表<sup>2)</sup>した2017年の外国人による国内から国内への延べ旅行者数である約4,600万人の約15倍であり、依然として、我が国の都市間国内旅行需要の大半は日本人によって占められている。この点を踏まえると、日本人の旅行需要特性の解明は、依然として重要な政策課題である。わが国は、少子高齢化に伴う人口減少期に突入し、今後も人口減少傾向が継続すると予想されている。そのため、旅行需要の特性や今後の旅行需要の変化について、人口増加状況下での特性や需要の増加を前提とした過去の分析結果から判断することは難しい。さらに、需要が減少している状況<sup>3,4)</sup>においては、需要増加時には問題とならなかったような規模の需要の変動に対して都市間交通の存続が危ぶまれるといった可能性も否定できず、より詳細かつ精緻に都市間国内旅行の需要を分析し、需要減少の緩和あるいは新規需要の開拓を目指すようなマーケティング政策を適切に実施してゆく必要がある。

このようなマーケティング政策の立案のためには、国民の都市間旅行の実態を調査し、その結果を分析す

ることが有用となる。その際、上述した需要減少状況下や新規需要も考慮した分析を行う場合には、ある期間での旅行者や高頻度旅行者を母集団とするのではなく、国民全体を母集団とみなした標本抽出を行い、新規需要の定量化や母集団のサイズの変動による需要への影響分析を行ってゆくことが望ましい。その上で、旅行者の個人属性や旅行目的地の特性を考慮して都市間旅行発生間隔や一定期間における都市間旅行発生確率を旅行目的地の選択確率とともに定量化することにより、観光地のプロモーションタイミングや新規需要の開拓に関する有用な知見が獲得できると考える。旅行特性の分析には、個人の旅行を数年単位で追うパネルデータが望ましい。しかし、データの取得が長期にわたるほどサンプルの脱落率が大きくなる。また、不定期に発生する都市間旅行は、日常的な都市内交通と比べて、データの取得が困難である。そこで、インターネットを使う web 調査や携帯電話位置情報を用いる調査の検討が行われている<sup>5)</sup>。

上記の問題意識のもと、本研究では、都市間旅行の有無や旅行目的地に関する Web 調査結果に、生存時間解析を適用することにより、都市間旅行発生間隔と個々の旅行目的地の選択確率をモデル化する。具体的には、Web 調査を高頻度旅行者に限らずランダムサン

プリングされた対象者に対して実施し、ある調査期間内における都市間旅行の有無、都市間旅行を行っていた際の旅行目的地や交通手段、旅行目的を調査、その結果を用いて Multi-destination 型ハザードモデルを推定することにより、旅行目的地や旅行者の個人属性に応じた旅行発生及び旅行目的地選択過程を明らかにする。以下、2.で既往研究のレビューを行うとともに本研究で提案する方法論の概要を説明する。3.で Multi-destination 型ハザードモデルに基づき、都市間旅行の発生過程を表すモデルを定式化する。4.で Web 調査の概要を述べ、Web 調査で獲得されたデータを整理し、モデルの推定手法を説明する。5., 6.では推定結果と、それによる実務的示唆を行う。

## 2. 研究の位置づけ

### (1) 既往研究のレビュー

伊東<sup>9)</sup>は、都市圏内旅行に関して行われる PT 調査に対して、都市間旅行は、旅行目的別のデータがなく、旅行の真の発着地(OD)、目的地あるいは個人属性が明らかにされていない点に問題があると指摘し、幹線旅客純流動調査データ整備の背景と意義を述べた。そして、純流動調査では、旅行の真の出発地と目的地、交通機関区分、旅行特性と密接な関係がある個人属性を調査すべき項目とした。また、都市間純流動の季節変動を把握すべきと指摘した。都市圏を跨ぐ旅行需要について、Mao, Wu, Huang<sup>7)</sup>は航空ネットワークの月別需要量データに重力モデルを適用し、人口、空港の所在地、空港のネットワーク数などの要因から需要量変化を考察した。2010年の航空需要は、1~3月期、4~10月期、11, 12月期の3期それぞれで異なると述べた。

古屋, 兵藤, 森地<sup>8)</sup>は、序列変数選択モデルを用いて、個人の観光旅行発生回数を年齢、年収を説明変数として分析し、将来の旅行発生量の把握を目的とした感度分析を行った。古屋, 全<sup>9)</sup>は、観光行動に影響する個人属性に着目した。年収は他の個人属性よりも旅行回数の変化に対して説明力が高い属性であり、年収が増えるにしたがって、旅行回数も増加すると述べた。また子供のいる世帯や 30~59 歳は、観光旅行回数が少なくなる傾向にあった。山口, 奥村<sup>9)</sup>は、個人の年間宿泊観光回数の経年変化を分析をした。ポアソン、指数分布の混合モデルにゼロ過剰ポアソンモデルの考え方を応用し、旅行回数分布の再現を行った。旅行回数の減少は、高齢化と若年層の旅行離れでほとんど説明できることを明らかとした。観光旅行需要のさらなる落ち込みを回避するには、若年層の旅行離れの原因を明らか

にし、それを踏まえた施策が求められる。しかし旅行回数が少ない層は、観光旅行ツアーのマーケティング分析などに用いられる旅行者を対象とした choice-based アンケート調査では、非観測となるため、適切な施策がとれない可能性を指摘している。

都市間旅行は、発生が不定期かつ頻度の個人差が大きい。短期間でアンケート式の都市間純流動調査を実施すると、旅行を行いにくい集団によって 0 旅行サンプルが多く観測される。塚井, 奥村<sup>10)</sup>は 0 旅行サンプルを恣意的に除外すると、パラメータ推定にバイアスが生じると指摘し、0 旅行回数を適切に扱う必要があると述べた。生存時間解析では、サンプルに注目する事象が発生した時間的狀況によって推定方法が異なり、0 旅行サンプルを一定期間中に事象が発生しなかったサンプルとして扱うことができる。このことは頻度のモデル化図る旅行回数モデルにおいて、ゼロ過剰項モデルなどの特別な扱いが必要なことを踏まえると、生存時間解析を用いる利点と考えられる。

Parnet, Mcir, Borowsky<sup>11)</sup>は、被験者の運転経験の差に着目して、被験者が運転風景の映像を見て、危険な場面を目撃してからそれに対する反応までの時間に関する生存時間解析を行った。貝戸ら<sup>12)</sup>は多数の機器で構成されるシステムについて、機器ごとに故障率が異なることを考慮した生存時間解析を行った。全機器に共通した故障発生ハザードに対して、特定の確率分布に従う異質性パラメータを与え、同一種の機器でも、使用環境の相違による異なる劣化特性を細かく推定できる方法を示した。水谷<sup>13)</sup>は、社会基盤施設のある健全度に劣化が進行する劣化過程に対して、推移先の健全度ごとに異なる原因を許容する Multi-destination 型ハザードモデルを適用した。桑野ら<sup>14)</sup>は世帯の自動車取替更新行動に、保有台数の削減、買い替え、追加購入と 3 つの原因があることを考慮する生存時間解析を行った。具体的にはいずれか 1 つの原因による取替更新が起きると、他の原因が観測できなくなる、競合リスクとして扱った。

都市間交通システムの整備、維持や交通行政における社会基盤整備評価、政策の評価、顧客満足度の評価等に欠かせない基礎情報として、旅客純流動の調査、把握が必要である。全国規模で旅客純流動を調査する NPTS は、純流動の季節変動を捉えられないとの課題が指摘され、新しい情報機器を使った純流動調査が検討されている。都市間純流動の需要推計法は、四段階推計法の枠組みの中で、分布交通を重力モデル、交通機関分担を非集計モデルを中心として、それらの一部を結合した分析フレームや情報のフィードバックがあるモデルがについて、多く議論されてきた。しかし、非

日常交通の最大の特徴である旅行の発生メカニズムについての研究は、ほとんど行われていない。

## (2) 本研究の位置づけ

本研究では、Web 調査によって得られる純流動データに生存時間解析を適用して、都市間純流動の発生ハザードを考察する。生存時間解析では、目的地によって異なるハザードを許容できる Multi-destination 型ハザードモデルを適用する。本分析により、非日常の都市間交通に関して、発生段階を明示的に考慮したモデリング手法として、また目的地別ハザードの形で分布交通の一部を結合した統合モデルとしての有効性について、検証を始めることができる。

Web 調査の利点は、季節ごとの純流動データを収集しやすいことだが、この他に以下が挙げられる。国土交通省が実施する NPTS は、旅行中の旅行者に直接アンケートを配布して、旅行中に回答を得る On-trip 型のアンケート調査である。この調査手法では、比較的高頻度で都市間を旅行する旅行者が回答者に多く含まれると考えられるため、国民全体を母集団とした推定は困難である。一方 web 調査は、インターネット上の web サイトを通して、自宅で過去に経験した旅行について回答を得る Home-based 型のアンケート調査である。この調査手法では、高頻度旅行者に偏らないと考えられる。

## 3. 旅行間隔の生存時間解析モデル

旅行サンプル  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) が、あるカレンダー時刻に旅行を行ったと記録される。サンプル  $i$  に当該旅行後、次の旅行が記録されるまでの経過時間を確率変数  $y_i$  で表す。  $y_i$  の確率密度関数を  $\psi_i(y_i)$ 、次の旅行が生起するまでの経過時間が  $\zeta_i$  以上となる確率を表す生存関数を  $\tilde{\Psi}_i(\zeta_i)$  とする。旅行目的地  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) へのサンプル  $i$  の推移強度を時間的に一定と仮定して  $h_{i,k} > 0$  とする。このとき、Multi-destination 型ハザードモデルにおいて、サンプル  $i$  の旅行の生起に関するハザード率  $\theta_i$  は、

$$\theta_i = \sum_{k=1}^K h_{i,k} \quad (1)$$

と表すことができる<sup>16)</sup>。ハザード率  $\theta_i$  も時間的に一定となり、指数ハザードモデル<sup>16)</sup>により、旅行の生起過程がモデル化される。このとき、確率密度関数  $\psi_i(y_i)$ 、生存関数  $\tilde{\Psi}_i(\zeta_i)$  は、それぞれ、

$$\psi_i(y_i) = \theta_i \exp(-\theta_i y_i) \quad (2)$$

$$\tilde{\Psi}_i(\zeta_i) = \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (3)$$

と表すことができる。

表-1 Web 調査実施概要

調査時期, 調査月	春, 4~6月, 2015年8月 夏, 7~9月, 2015年10月 秋, 10~12月, 2016年1月 冬, 1~3月, 2016年4月
調査対象者	埼玉, 千葉, 東京, 神奈川 在住者, 20歳以上
延べ回答者, 旅行サンプル数	34,534人, 61,715サンプル
調査対象旅行	業務, 観光, 私的, その他 (ただし, 通勤・通学, 買い物 を除く)
調査項目 (旅行に関して)	目的地, 目的, 交通機関, 出発日, 旅行回数など
調査項目(個人属性)	性別, 年齢, 世帯所得など

ここで、推移強度  $h_{i,k}$  がサンプル  $i$  の旅行者特性、旅行目的地  $k$  の特性の双方に依存すると考え、  $h_{i,k}$  を、

$$h_{i,k} = \exp(\alpha \mathbf{x}_i') \exp(\beta \mathbf{z}_k') \quad (4)$$

と特定化する。ここに、  $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_M)$ 、  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_N)$  はパラメータベクトルである。  $\mathbf{x}_i = (1, x_{i,1}, \dots, x_{i,M})$  は旅行者  $i$  の特性を表す説明変数ベクトル、  $\mathbf{z}_k = (1, z_{k,1}, \dots, z_{k,N})$  は旅行目的地  $k$  の特性を表す説明変数ベクトルであり、それぞれ時間的に一定であるとす。記号「 $\cdot$ 」は転置操作を表す。このとき、サンプル  $i$  の旅行の生起に関するハザード率  $\theta_i$  は、

$$\theta_i = \exp(\alpha \mathbf{x}_i') \sum_{k=1}^K \exp(\beta \mathbf{z}_k') \quad (5)$$

と表すことができる。また、生存関数と推移強度を用いて、サンプル  $i$  が旅行を行った際に、その目的地が  $k$  である確率は、

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} h_{i,k} \tilde{\Psi}_i(\zeta_i) d\zeta_i &= \int_0^{\infty} h_{i,k} \exp(-\theta_i \zeta_i) d\zeta_i \\ &= \frac{h_{i,k}}{\theta_i} \\ &= \frac{\exp(\beta \mathbf{z}_k')}{\sum_{k=1}^K \exp(\beta \mathbf{z}_k')} = \pi_k \end{aligned} \quad (6)$$

と算出することができる。

## 4. 旅行間隔の推定

Web 調査は、マーケティングリサーチ会社である In-tage Co. Ltd 社に依頼して、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県 (以下、南関東) に居住する 20 歳以上の男女を対象に、南関東を出発地とする旅行を収集した独自調査である。主な調査項目は、旅行に関する項目の他、性別、年齢、年間世帯所得、家族構成などの個人属性である(表-1)。Web 調査では直近過去 3 ヶ月間の旅行に

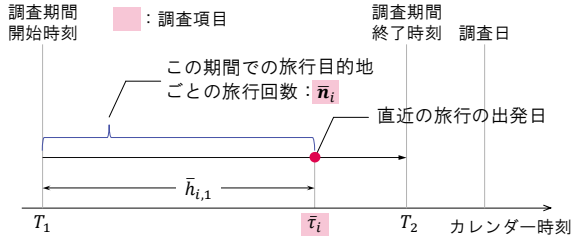


図-1 旅行を行った回答者への調査項目

ついてデータを収集し、2015年8月から2016年4月にかけて調査を4回繰り返すことで1年分の都市間旅行データを得た。

図-1には、ある調査期間において、当該期間内に旅行を行った回答者への調査項目を模式的に示している。回答者は旅行サンプルとして、旅行出発日が調査実施日に近い旅行から最大3種類の目的地*k*（都道府県）が異なる旅行について、それぞれの直近の旅行の出発日 $\bar{\tau}_{i,k}$ 、旅行回数 $\bar{n}_{i,k}$ を回答した。回答者ごとサンプル数は最大3つである。また、調査期間の開始時刻を $T_1$ 、終了時刻を $T_2$ とし、 $\bar{h}_{i,k} = \bar{\tau}_{i,k} - T_1$ 、 $\bar{H}_{i,k} = T_2 - \bar{\tau}_{i,k}$ とする。なお、調査期間内に4種類以上の目的地へと旅行を行った回答者も存在したが、回答者への負担を考慮し、本研究では全ての目的地を列挙するような回答の獲得は断念した。また、全ての回答者は、性別、年齢、世帯所得など( $\mathbf{x}_i$ の候補)を併せて回答している。さらに、目的地ごとに $\mathbf{z}_k$ の候補が獲得されている。

以上のデータを用いて単一の調査期間における尤度関数を定式化することを考える。本研究では、旅行者が平均的に従う旅行生起過程（旅行者の母集団からランダムにある旅行者を選択したときの当該旅行者の旅行生起過程）を求めることとする。尤度関数は式(7)~(11)で定式化する。旅行回数が0回の場合、旅行間隔 $y$ は調査期間より長いとして、式(8)で尤度関数を定義する。旅行開数が1回の場合、旅行が $\bar{h}_{i,k}$ 経過した後に発生し、 $\bar{H}_{i,k}$ の間は旅行をしていないとして式(9)で尤度関数を定義する。旅行回数が2回以上の場合、期間中に旅行が等間隔に行われると仮定すると、 $y$ が $\bar{h}_{i,k}/\bar{n}_{i,k}$ の場合トリップ回数は $(\bar{n}_{i,k} + 1)$ 回であるため、 $y$ は $\bar{h}_{i,k}/\bar{n}_{i,k}$ より長く、 $\bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1)$ と等しい、あるいは短い。さらに、 $\bar{H}_{i,k}$ の間隔で旅行をしていないので、式(10)に記述する尤度関数を定義する。1回以上旅行を行ったサンプルは、その他の目的地に旅行を行っていない。このことを式(11)の尤度関数によって考慮する。式(7)において、 $N$ はサンプルの総数である。式(9)において、 $x$ は $T_1$ 以前に行われた直近の旅行出発日と $T_1$ との間隔である。

$$L = \prod_{i=1}^{1=N} L_{1i}^{\delta_{1i}} L_{2i}^{\delta_{2i}} L_{3i}^{\delta_{3i}} L_{4i}^{(\delta_{2i} + \delta_{3i})} \quad (7)$$

$$\begin{cases} \delta_{1i} = 1, \bar{n}_{i,k} = 0 \\ \delta_{2i} = 1, \bar{n}_{i,k} = 1 \\ \delta_{3i} = 1, \bar{n}_{i,k} \geq 2 \\ L_{1i} = \tilde{\Psi}_i(T_2 - T_1) \end{cases} \quad (8)$$

$$L_{2i} = \psi_{i,k}(x + \bar{h}_{i,k}) / \tilde{\Psi}_i(x) * \tilde{\Psi}_i(\bar{H}_{i,k}) \quad (9)$$

$$L_{3i} = \begin{cases} \tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{h}_{i,k}/\bar{n}_{i,k}) - \tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1)) \\ \quad , \bar{H}_{i,k} \leq \bar{h}_{i,k}/\bar{n}_{i,k} \\ \tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{H}_{i,k}) - \tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1)) \\ \quad , \bar{h}_{i,k}/\bar{n}_{i,k} < \bar{H}_{i,k} \\ \psi_{i,k}(\bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1)) \\ \quad , \bar{H}_{i,k} = \bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1) \\ \{\tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{h}_{i,k}/\bar{n}_{i,k}) - \tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1))\} \\ \quad * \tilde{\Psi}_{i,k}(\bar{H}_{i,k}) \\ \quad , \bar{h}_{i,k}/(\bar{n}_{i,k} - 1) < \bar{H}_{i,k} \end{cases} \quad (10)$$

$$L_{4i} = \prod_{k=1, k \neq k}^K \tilde{\Psi}_{i,k}(T_2 - T_1) \quad (11)$$

ここで $\tilde{\Psi}_{i,k}(\zeta_{i,k})$ は、サンプル*i*、目的地*k*の生存関数であり、ハザード関数との関係から式(12)と導出できる。

$$\tilde{\Psi}_{i,k}(\zeta_{i,k}) = \exp(-\theta_{i,k}\zeta_{i,k}) \quad (12)$$

## 5. 季節、目的別旅行発生ハザードの考察

以下の分析で用いる説明変数ベクトル $\mathbf{x}_i$ 、 $\mathbf{z}_k$ を定義しておこう。 $\mathbf{x}_i$ は性別、年代、年間世帯所得、宿泊数を表す変数（日帰り=0, 1泊=1, 2泊=2, 3泊=3, 4泊以上=4）、 $\mathbf{z}_k$ は関東圏からの航空直行便の有無、新幹線の有無を表すダミー変数（有=1, 無=0）、目的地人口密度、交通サービス水準(Level of service, 以下 LOS)、道府県固有の定数とする。ハザード関数は式(2)~(4)へ示した。サンプルを仕事目的、観光目的、旅行無に分類し、仕事、無のサンプルによる仕事モデル、観光、無のサンプルによる観光モデルをそれぞれ年間、季節別に推定した。推定されるパラメータが大きいほど旅行が発生しやすいことを表す。

年間の業務、観光モデル生存時間解析の結果を表-2、3に示す。表-2より仕事、観光に共通して、宿泊数が少ない、所得が多いほど旅行が発生する、所要時間が短い、航空便や新幹線を利用しやすい道府県への旅行が発生する傾向がある。旅行費用に関して、仕事では有意水準を満たさない一方で、観光では1%の有意水準を満たす、つまり仕事は目的地までの費用と発生が無関係なのに対して、観光は費用がかさむ旅行は敬遠されがちな傾向が見られる。性別、年代について、仕事では有意、かつ層別のパラメータの差が観光に比べて大きく、仕事旅行をしやすい層としにくい層に分かれている。図-2、3に、表-2、3に基づく道府県の推移強度を示す。仕事の場合、大阪、愛知、福岡、北海道など

表-2 モデル推定結果(年間)

	仕事		観光	
$x_i$	$\beta$		$\beta$	
宿泊数	-0.30	***	-0.06	***
男性	1.16	***	-0.03	
20代, 30代	-0.01		-0.01	
50代	-0.11	***	-0.05	*
60代以上	-0.66	***	0.04	
所得 500万円以下	-0.35	***	-0.05	
所得 1000万円以上	0.26	***	0.11	***
所得不明	-0.27	***	-0.05	
$z_k$				
費用[10,000]	-0.14	**	-0.43	***
所要時間[100分]	-1.74	***	-1.59	***
羽田直行便有	0.97	***	0.90	***
成田直行便有	1.20	***	0.92	***
新幹線駅有	0.52	***	0.06	
目的地人口密度(km2/人)	-0.27	***	-0.44	***
定数項	-5.77	***	-4.50	***
最終尤度	-28795.7		-66447.0	
AIC	57703.3		133006.0	
サンプル数(旅行有)	3,252		7,475	
(旅行無)	4,860		4,860	

有意水準: \*\*\*\* 0.1% \*\*\* 1% \*\* 5% \* 10%

大都市と関東近隣の推移強度が高い。観光の場合、東京に近い道府県ほど推移強度が高く、静岡、長野が突出している。北海道は距離が遠いにもかかわらず推移強度が高い。

季節別のモデル推定結果に基づく道府県の推移強度を図4~11に示す。春の調査は他の季節と異なり、0回トリップのサンプルがないため、春の推移強度は他の季節に比べて高く推定される。その他特徴的な点として次のようなことが挙げられる。夏、仕事の推移強度は秋冬に対しても低く推定され、仕事旅行がとて起りにくい季節である。一方夏、観光の推移強度は上位にあたる静岡、長野、北海道、北関東の推移強度が秋冬よりも高く、その他の府県の推移強度は秋冬と同程度である。夏の観光地として静岡などが好まれていると考えられる。京都の推移強度は秋に周りの府県に対して比較的高い。冬、観光の推移強度は春夏秋と比べて、全体的に低く、静岡のみ突出して高い。仕事、観光どちらも推移強度が高い、あるいは低い傾向にあ

表-3 モデル推定結果(年間)

	仕事		観光	
北海道	1.82	***	2.24	***
青森県	0.11		0.56	***
岩手県	0.42	***	-0.10	
宮城県	-0.93	***	-1.55	***
秋田県	0.10		0.08	
山形県	-0.99	***	-0.67	***
福島県	0.39	***	0.11	
茨城県	-1.22	***	-1.78	***
栃木県	-0.94	***	-0.36	***
群馬県	-1.18	***	-0.84	***
新潟県	-1.52	***	-1.00	***
富山県	-1.46	***	-1.12	***
石川県	-1.61	***	-0.69	***
福井県	0.48	**	-0.43	**
山梨県	-1.67	***	-0.92	***
長野県	-0.31	***	0.67	***
岐阜県	-0.53	***	-0.32	***
静岡県	-0.12		0.51	***
愛知県	-1.41	***	-1.93	***
三重県	0.88	***	0.98	***
滋賀県	-0.45	**	-0.90	***
京都府	0.22	**	1.10	***
大阪府	1.15	***	1.07	***
兵庫県	0.09		-0.13	
奈良県	-0.27		-0.55	***
和歌山県	-0.38		0.27	**
鳥取県	-0.51		-0.87	***
島根県	0.43	*	0.77	***
岡山県	-0.57	***	-1.34	***
広島県	0.97	***	0.29	
山口県	-0.85	***	-1.55	***
徳島県	-1.61	***	-1.32	***
香川県	-0.99	***	-1.24	***
愛媛県	-0.09		-0.27	
高知県	-0.57	***	-0.87	***
福岡県	0.40		0.25	
佐賀県	0.46	**	0.85	***
長崎県	-1.32	***	-1.11	***
熊本県	-0.87	***	-0.07	
大分県	-0.00		0.58	***
宮崎県	-0.82	***	0.10	
鹿児島県	1.82	***	2.24	***

有意水準: \*\*\*\* 0.1% \*\*\* 1% \*\* 5% \* 10%

る道府県はどの季節においても同じであるが、大きさの順序に季節による違いが見られた。

次に、個人属性が異なることによる、生存関数の違いを図12~15に示す。個人による旅行間隔の差が著しいと言えるのは男性の仕事旅行であり、女性の仕事と観光旅行は、旅行間隔の個人差はそれほど大きくない。

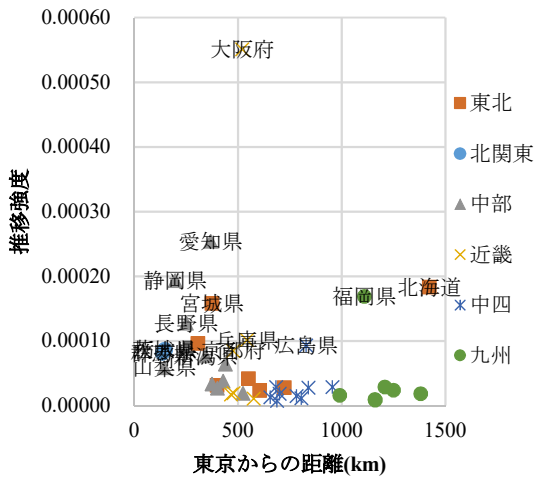


図-2 推移強度 (年間, 仕事)

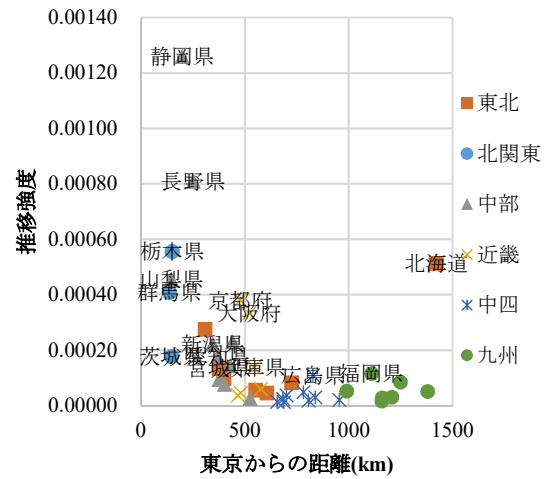


図-3 推移強度 (年間, 観光)

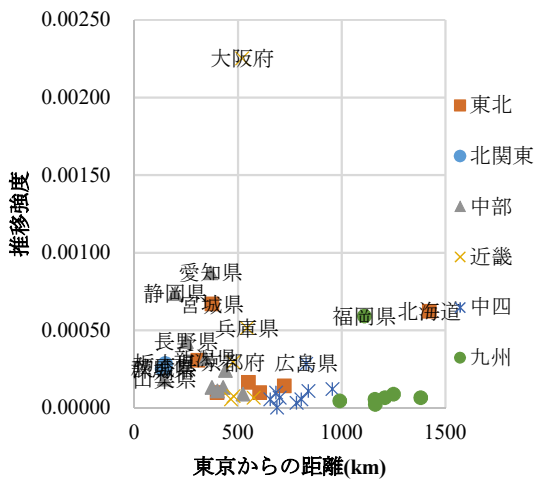


図-4 推移強度 (春, 仕事)

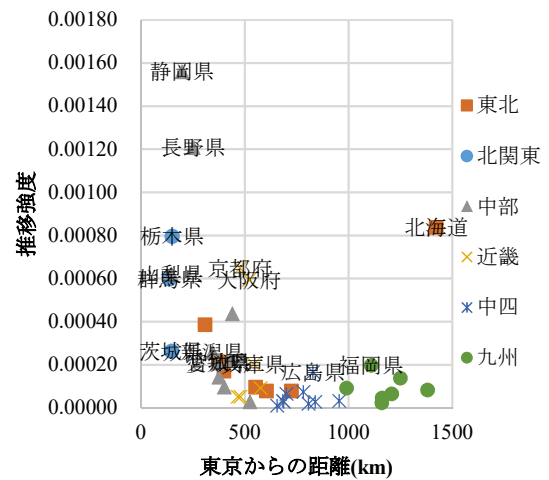


図-5 推移強度 (春, 観光)

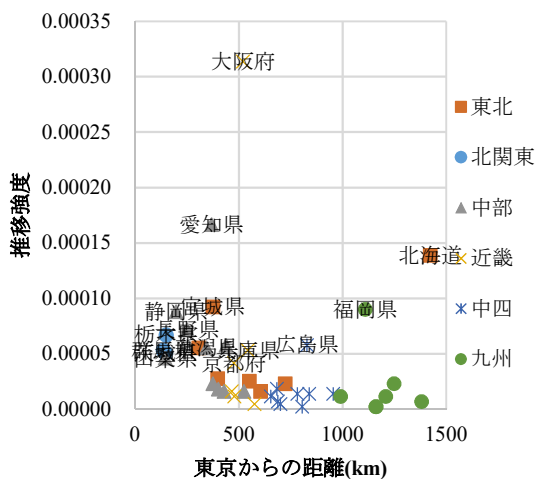


図-6 推移強度 (夏, 仕事)

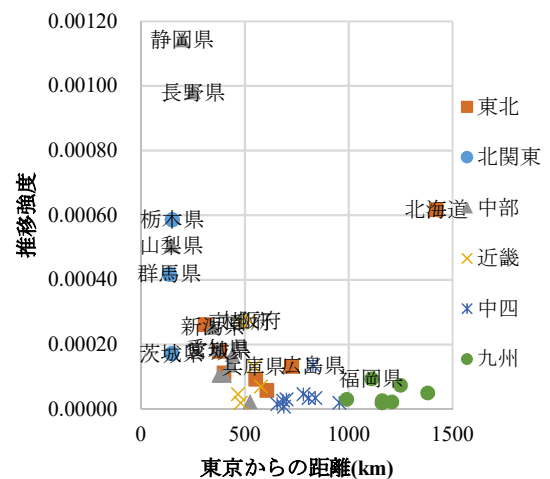


図-7 推移強度 (夏, 観光)

## 6. LOSの変化に伴う旅行発生間隔の変化

生存時間解析の結果を用いて、LOS が変化した場合の、旅行発生間隔の変化を感度分析によって示す。本研究は、今後最も都市間LOSが変化する鉄道事業とさ

れる、JR 東海による東京-大阪間を結ぶリニア中央新幹線(リニア新幹線)の開通について考えることとした。JR 東海の想定では、2027年に東京-名古屋間を40分で結び、現在よりも約50分の短縮が見込まれる。また大阪まで開通した際には、東京-大阪間を67分で結び、現在より

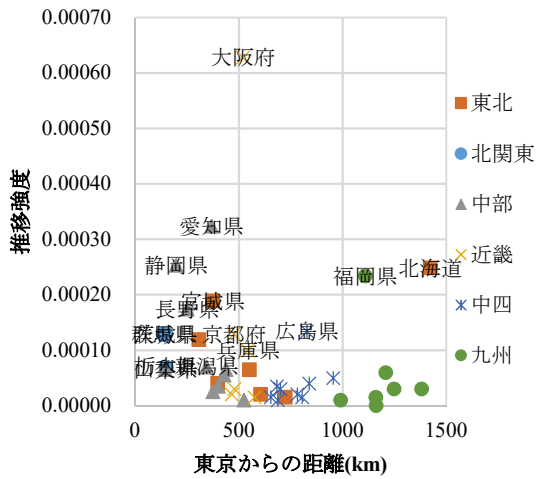


図-8 推移強度 (秋, 仕事)

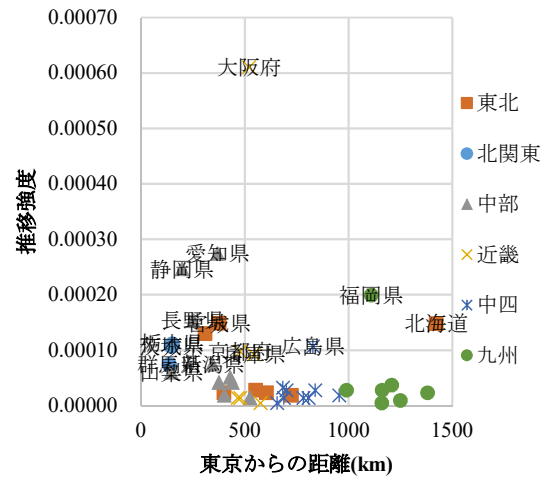


図-10 推移強度 (冬, 観光)

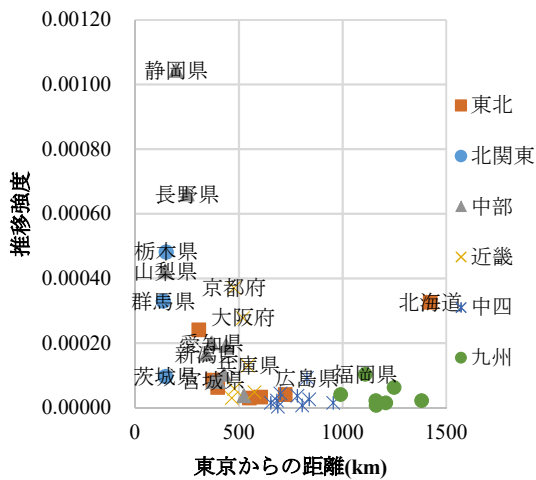


図-9 推移強度 (秋, 観光)

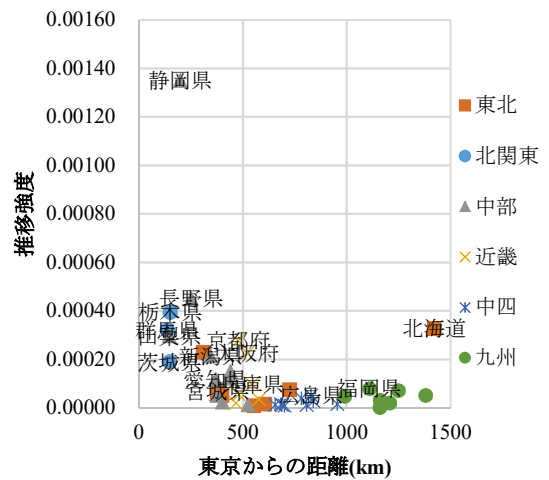


図-11 推移強度 (冬, 観光)

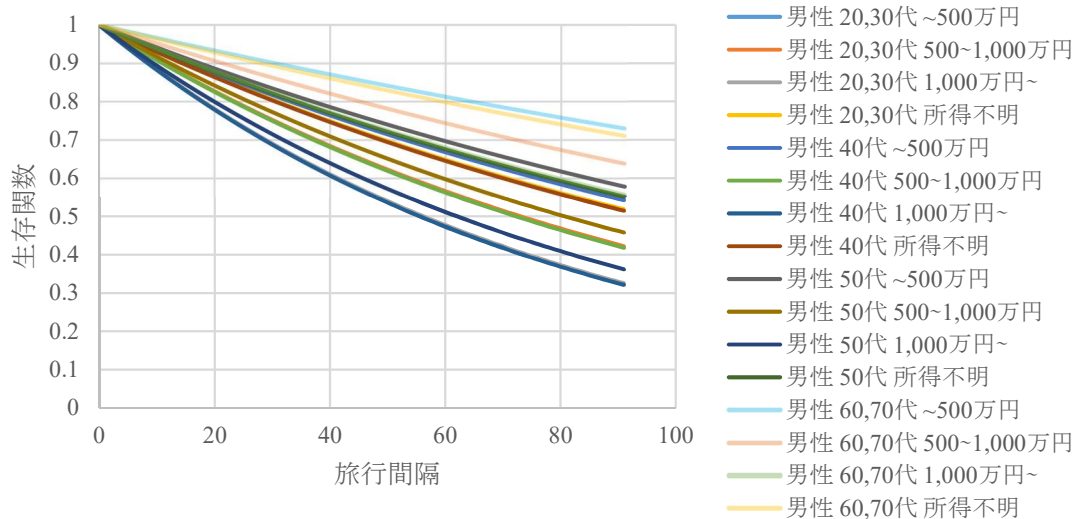


図-12 生存関数(年間, 仕事, 日帰り旅行)

も約 75 分の短縮が見込まれる。ただし、リニアの開通効果は名古屋、大阪への時間短縮に留まらず、名古屋、大阪からの幹線交通ネットワークを利用してたどり着ける地域への時間短縮効果ももたらし、現在よりも交

通需要の増加が期待される。本研究で示した生存時間解析では、都市間旅行発生ハザードの説明変数として、交通費用、所要時間を考慮しており、リニア開通が旅行発生ハザードに及ぼす影響をシミュレートできる。

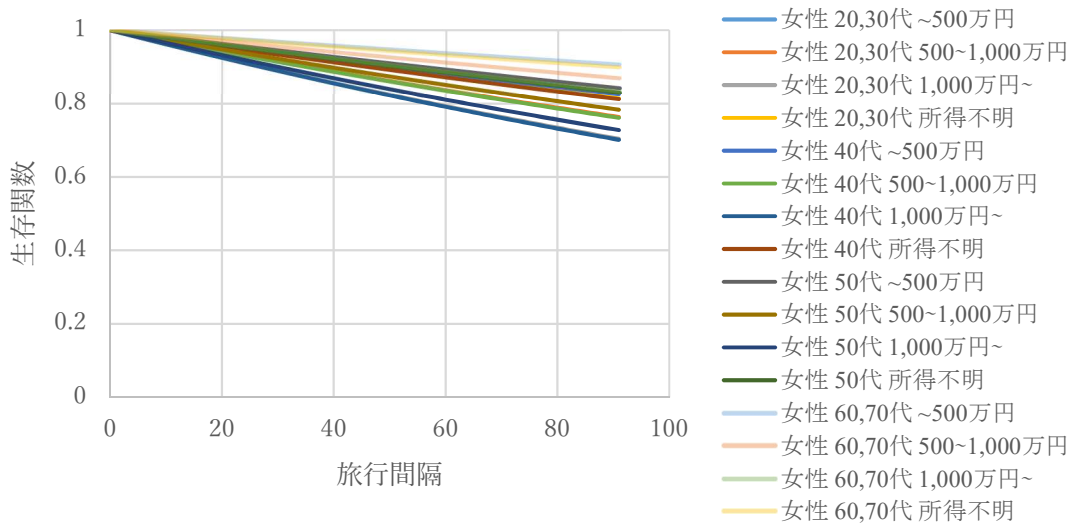


図-13 生存関数(年間, 仕事, 日帰り旅行)

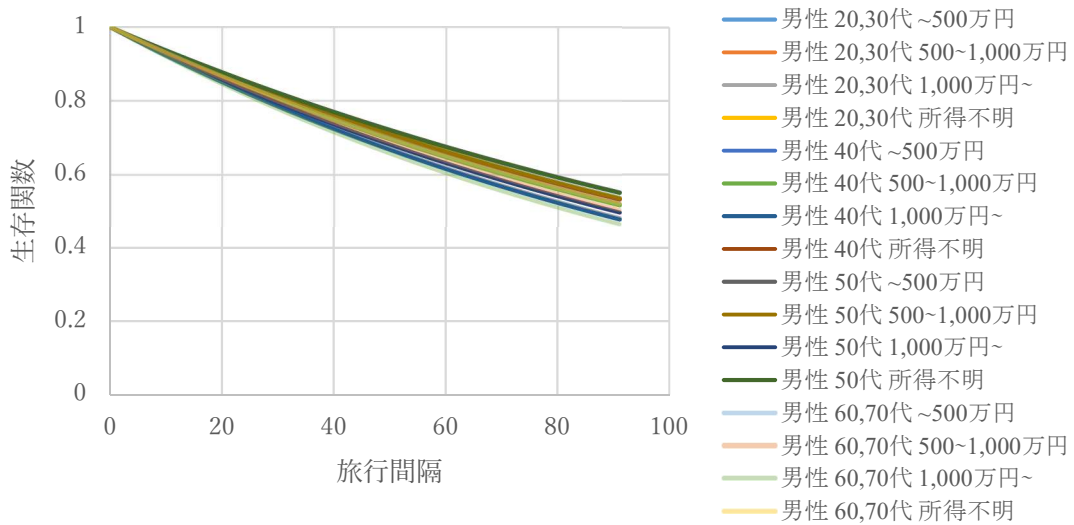


図-14 生存関数(年間, 観光, 日帰り旅行)

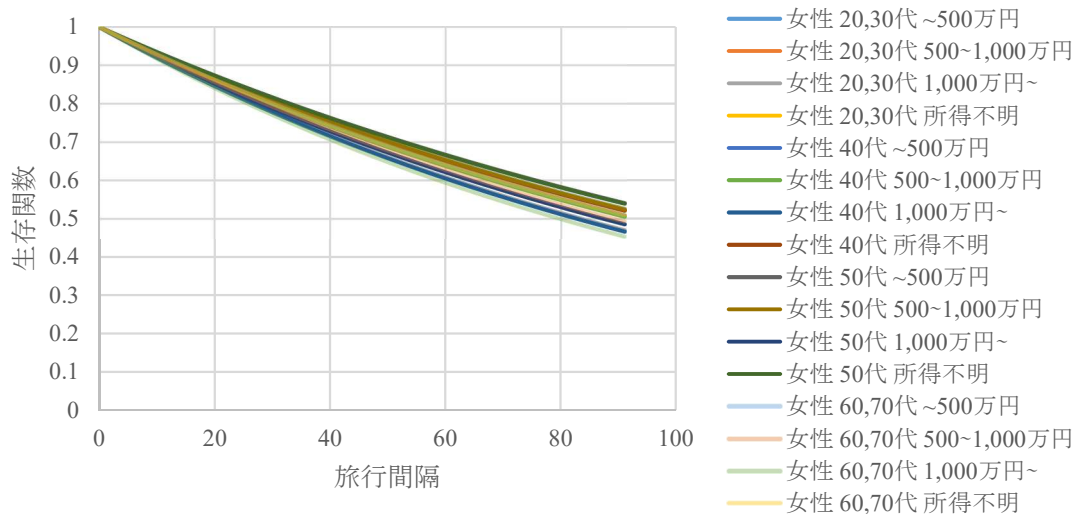


図-15 生存関数(年間, 観光, 日帰り旅行)

そこで、リニア開通後のLOSを仮定し、5章の推定結果に基づく旅行発生ハザードの算出を行い、開通後の旅

行発生間隔の変化を道府県ごとに示す。本研究では、国土交通省が提供するNITASデータによるOD間の最



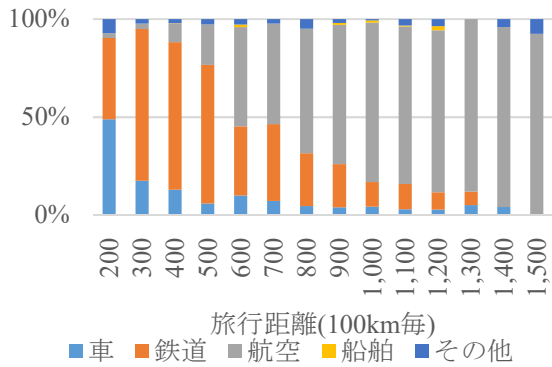


図-12 距離帯別交通機関分担割合

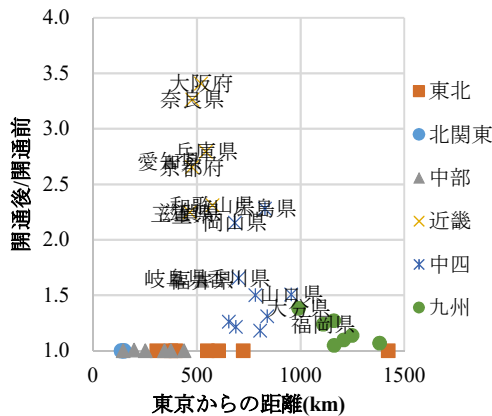


図-13 推移強度の変化 (年間, 仕事, 日帰り旅行)

短経路を利用した場合の LOS を算出し、生存時間解析の説明変数として用いた。しかし NITAS データでは、リニア開通後の LOS を算出することができない。そこで、2015 年冬の時刻表データに基づく最短経路探索プログラムの結果を用いて、リニア開通前後の LOS の変化を求めた。最短経路探索に入力した 2015 年時点の経路に次の経路を加えた最短経路探索を実施した。

- ・東京-名古屋, 所要時間 40 分, OD 距離 285.6km
- ・名古屋-大阪, 所要時間 27 分, OD 距離 152.4km

この経路データは、JR 東海がインターネット上に公開している、建設工事認可に関する資料<sup>17)</sup>と報道関係者に向けた発表資料<sup>18)</sup>を参照した。最短経路探索における所要時間の変化率を NITAS で算出した OD 所要時間に乗じて、リニア開通後の鉄道利用旅行の所要時間を算出する。旅行費用については、リニア新幹線の運賃が発表されていないが、JR 東海会長が予価として発表した値を用いる。これによると現行新幹線に対して東京-名古屋間で 700 円高く、東京-大阪間で 1000 円程度高い運賃が見込まれる。

図-12 に全ての季節のサンプルの、業務、観光目的の旅行、かつリニア開通後に所要時間が短縮される府県を目的地とする旅行の交通機関選択割合を、距離帯ごとに示す。リニア開通後も旅行者の交通機関選択が同

表-4 期待旅行間隔[日] (年間, 仕事, 日帰り旅行)

性別	～500万	500～1,000万	1,000万～	不明
男性	～500万	500～1,000万	1,000万～	不明
20,30	150	106	81	139
40	149	104	80	137
50	166	116	90	153
60,70	288	202	155	266
女性	～500万	500～1,000万	1,000万～	不明
20,30	481	337	259	443
40	476	334	256	438
50	531	373	286	489
60,70	922	647	497	849

表-5 期待旅行間隔[日] (年間, 仕事, 日帰り旅行)

性別	～500万	500～1,000万	1,000万～	不明
男性	～500万	500～1,000万	1,000万～	不明
20,30	82	58	44	76
40	81	57	44	75
50	91	64	49	84
60,70	157	110	85	145
女性	～500万	500～1,000万	1,000万～	不明
20,30	263	184	142	242
40	260	182	140	239
50	290	203	156	267
60,70	503	353	271	464

じと仮定して、鉄道利用の旅行者のみ LOS が変化するとして感度分析を行う。図-13 に LOS を変化させる前後での推移強度の違いを示す。さらに旅行発生間隔を式(13)に示す指数ハザードの期待生存時間として求め、日帰り旅行の旅行発生間隔の変化前を表-4 に、変化後を表-5 に示す。

$$E_i = 1/\theta_i \quad (13)$$

推移強度が最も高く変化するのは大阪であり、愛知、京都、兵庫が続く。広島を中心に中国・四国地方の推移強度も高くなり、式(6)よりリニア開通後はそれまで選択されにくかった、中国・四国地方が目的地として選択されやすくなり、これらの地域が活性化することが期待される。いずれかへの期待旅行発生間隔は仕事においておよそ半分となった。

## 7. おわりに

本研究では、総合的な交通体系に欠かせない都市間旅客流動調査について、新たな方法で取得した web 調査データを用いて、都市間交通需要を予測する方法として生存時間解析モデルを提案した。旅行発生間隔に注目した旅行特性を考察するために、本研究では生存

時間解析を用いた旅行発生ハザードの推定を行った。旅行の目的地によって発生確率が異なると仮定して、個人属性の発生確率への影響も考慮した Multi-destination 型比例ハザードモデルを用いた。

比例ハザードモデルの結果として、所得、性別、年代といった個人属性と宿泊数が、旅行の発生に影響を与えていた。この影響は、季節によって変動するよりも、旅行目的が異なることによって異なった。Multi-destination 型ハザードモデルの結果として、道府県別の人口密度や、旅行費用、所要時間、高速交通機関の有無が旅行の発生に影響を与えていた。目的地によって発生確率が異なるという仮定は正しいと言える。

本研究のモデルは、旅行者の目的地別交通需要の予測に用いることができる。特に調査中に旅行を行わなかった 0 旅行サンプルについて、旅行発生ハザード、発生確率を予測できる。ただし、0 旅行サンプルの潜在需要の予測には、以下の課題の解決が必要である。

Web 調査に関して、本研究で観測した純流動の季節変動の調査結果の妥当性を議論するためには、既存の都市間純流動調査の NPTS と比較検証を進めなくてはならない。また調査の実施に際して、回答者の負担軽減、質問数の増加を避けるために、回答できる旅行を直近の過去 3 ヶ月間に行った中から最大 3 種類の旅行までに限定した。旅行出発日に関しても、調査日に最も近い出発日のみに限定したため、旅行者が同じ間隔で旅行を行ったとの仮定が必要だった。旅行発生メカニズムを精度よく推定するためには、回答者の負担軽減には配慮しつつ、収集調査期間中の旅行全てについてのデータを得ることが望ましい。そのために今後は、携帯電話位置情報の活用などが考えられる。

生存時間解析に関して、本研究ではハザードが時間的に変化しない指数ハザードを仮定したが、指数関数のほか、ハザードが時間的に変化するワイブル、対数ロジスティックハザードによる生存時間解析を応用することも考えられる。旅行間隔のデータに適した分布の特定が今後必要である。また、目的が異なる旅行が独立して行われたと仮定したが、同一の旅行者が行う旅行は目的間や目的地間で相関していると考えられる。生存時間解析の競合ハザードモデルにより、ある旅行が別の旅行の発生に及ぼす影響を考慮する必要がある。

#### 参考文献

- 1) 国土交通省：FF-Data(訪日外国人流動データ), 2017
- 2) 独立行政法人日本政府観光局：日本の観光統計データ, 2017
- 3) 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, No.23, No.2, pp.399-406, 2006
- 4) 山口裕通, 奥村誠：宿泊観光旅行発生パターンの基本的特徴と経年変化, 土木学会論文集 D3, Vol.72, No.3, pp.248-260, 2016
- 5) 高橋央亘, 浅田拓海, 有村幹治：北海道新幹線開業前後における函館エリア来訪者数の比較分析, 土木学会論文集 D3, Vol.74, No.5, pp.I\_827-I\_835, 2018
- 6) 伊東誠：幹線旅客純流動調査の背景と経緯, 土木計画学研究・論文集, No.16(2), 251-256, 1993
- 7) Ling Mao, Xiao Wu, Zhuojie Huang, Andrew J. Tatem : Modeling monthly flows of global air travel passengers; An open access data resource, Journal of Transport Geography, No.48, pp.52-60, 2015
- 8) 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, 大都市計画学会学術研究論文集, Vol.28, pp.319-324, 1993
- 9) 古屋秀樹, 全相鎮：旅行者の志向と宿泊観光旅行の関連性分析, 土木学会論文集 D3, Vol.70, No.5, pp.I\_267-I\_277, 2014
- 10) 塚井誠人, 奥村誠：日帰り交通圏の非対称性を考慮した都市間業務交通量・立地量の分析, 土木計画学研究・論文集, Vol.24, No.1, pp.59-65, 2007
- 11) Yisrael Parmet, Anat Meir, Avinoam Borowsky : Survival analysis : A fresh approach for analyzing response times in driving-related hazard perception paradigms, Transportation Research Part F, Vol.25, pp.98-107, 2014
- 12) 貝戸清之, 山本浩司, 小濱健吾, 岡田貢一, 小林潔司 : ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル：大規模情報システムへの適用, 土木学会論文集 F, Vol. 64, No.2, pp.115-129, 2008
- 13) 水谷大二郎：健全度推移の不連続性を考慮したマルコフ推移確率の非集計的推定法, 土木計画論文集 D3, Vol.74, No.2, pp.125-139, 2018
- 14) 桑野将司, 岩本真由子, 塚井誠人, 藤原章正, Junyi Zhang : 保有と利用の相互依存性を考慮した世帯の自動車取り換え更新行動モデルの開発, 土木学会研究・論文集, Vol.27, No.3, pp.539-549, 2010
- 15) D.R.Cox : Regression Models and Life-Tables, Journal of Royal Statistical Society. Series B, Vol.34, No.2, pp.187-220, 1972
- 16) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 17) JR 東海：中央新幹線品川・名古屋間の工事実施計画(その 1)の認可申請について, <https://company.jr-central.co.jp/chuoshinkansen/procedure/construction/>, 2014,

(アクセス：2019年2月6日)

- 18) JR 東海：中央新幹線東京都・大阪市間のデータについて（記者発表），[https://company.jr-central.co.jp/chuoshinkansen/procedure/\\_pdf/09.pdf](https://company.jr-central.co.jp/chuoshinkansen/procedure/_pdf/09.pdf), 2009,  
(アクセス：2019年2月6日)

## AN ANALYSIS OF INTER-REGIONAL TRIP OCCURRENCE BY SURVIVAL ANALYSIS

Yushi SUGAHARA, Daojiro MIZUTANI, Makoto TSUKAI

In order to observe the inter-regional passenger flow, survey methods to complement the Net Passenger Trip Survey. In this study, the outline and characteristics of passenger flow data obtained by a web survey. Applying survival analysis to intervals of inter-regional trip and considering the seasonal trip occurrence hazards by destinations. As a result, there are some destinations with high probability of trip occurrence, and some destinations with probability which has seasonal variation. Trip cost and time, the presence of high-speed transportation facilities, the size of the prefecture and income is also affecting trip occurrence. Sensitivity analysis based on the model estimation predicts that the occurrence hazard will rise in the Kinki region after the Linear Shinkansen is opened. Therefore, business trip from south Kanto to Kinki will be activated.