

# 集計的な到着・出発時刻分布に基づく滞在時間モデルの推定方法\*

Estimation of Duration Model Based on Aggregated Distributions of Arrivals and Departures \*

井上英彦\*\*・奥村誠\*\*\*・塚井誠人\*\*\*\*

By Hidehiko INOUE\*\*・Makoto OKUMURA\*\*\*・Makoto TSUKAI\*\*\*\*

## 1. はじめに

多くの交通は、目的地における時間利用を通じて本来の目的を達成するための派生需要であると考えられる。交通サービスへの満足度を高めるためには、トリップメーカーの目的地における活動時間の決定要因や変動要因を的確に把握し、有効な滞在を実現できるような交通サービスを提供することが望まれる。さらに観光や買物などの目的で滞在する時間が長いほど、飲食などの需要が発生し、その地区での経済活動への需要が高くなることから、地域活性化という視点からも、来訪者の滞在時間を引き伸ばすような施策が重要視されている。

目的地での滞在時間は、基本的にはその場所で行われる活動の魅力度によって定まるが、同時に天候や帰途の交通混雑の状況といった時間的に変動する要因の影響を受ける。例えば、目的地の魅力を増加させる施策の効果を知る際には、滞在時間の確率的な分布に対する時間的な変動要因と施策の影響を分離することが必要である。この目的のために生存関数に基づく滞在時間モデルの提案、適用が行われている。例えば、森地ら<sup>1)</sup>や森川<sup>2)</sup>らは観光施設における滞在時間をモデル化して適用あり、小林ら<sup>3)</sup>は効用最大化理論に基づいた滞在時間モデルの提案を行っている。

滞在時間モデルは通常、サンプルごとの到着時刻と出発時刻を記録した非集計的なデータを用いて推定される。両方の時刻が明らかなサンプルに加え、

特定の時間帯に到着・出発したことが明らかなサンプルは、「切断サンプル」として推定に用いることができる<sup>4)</sup>。いずれにしても、サンプルを特定して調査を行う必要があり、前述の森地らや森川らの研究においても家庭訪問調査や入り込み調査の結果からサンプルを特定している。しかし、このようなアンケート調査に頼るとすれば多くの手間と費用が必要となる。

本研究はサンプルごとの到着・出発時刻が不明な場合に、集計的な到着・出発時刻分布のみを利用して、時間的な変動要因を含む生存関数モデルの推定を行う方法を提案する。また、推定方法の適用性を示すため、本州四国連絡橋の日別断面交通量データを用いて、本州から四国を訪れる観光客の滞在日数を説明する滞在時間モデルの推定を行う。

## 2. 滞在時間モデルの定式化

本章では、本研究に用いる滞在時間モデルの定式化を行う。まず、前提条件として時刻 $i$ に到着した交通を $A_i$ 、時刻 $j$ に出発した交通を $D_j$ とする。 $A_i$ が滞在する期間 $T$ が $t$ よりも短いという確率の分布を $F(t)$ 、滞在が終了して出発する事象がまだ起きていない確率を生存関数 $S(t)$ 、時間 $t$ において受けるハザードがハザード関数 $h(t)$ で表されるとし、時間 $t$ までの累積ハザードを累積ハザード関数 $H(t)$ とすると、

$$\begin{aligned} F(t) &= 1 - S(t) \\ S(t) &= \exp(-H(t)) \\ H(t) &= \int_0^t h(u) du \end{aligned} \quad (1)$$

の関係が成り立つ。また、時刻 $t$ の出発率 $f(t)$ および、 $A_i$ のうち期間 $t$ 後に出発する交通量 $T(i, t)$ は

\*Key words: ネットワーク交通流、地域計画、滞在時間モデル

\*\*学生員、修(工)、広島大学大学院工学研究科

(〒739-8527 広島県市鏡山 1-4-1 Tel&Fax 0824-24-7849)

\*\*\*正会員、博(工)、広島大学大学院工学研究科

\*\*\*\*正会員、修(工)、広島大学大学院工学研究科

$$f(t) = \frac{\partial F(t)}{\partial t} \quad (2)$$

$$T(i, t) = A_i \times f(t) \quad (3)$$

と表すことができる。

本研究における滞在時間モデルは、滞在時間を離散変数として扱う。

次に、ハザードに対して影響を与える要因としてある時点  $i$  に到着した交通に影響を与える要因  $X_i$  (到着時点依存性共変量、または非時間依存性共変量) と、時点  $j$  において滞在している交通に影響を与える要因  $Z_j$  (滞在時点依存性共変量または、時間依存性共変量) の2種類の要因を考慮する。これにより到着時点および滞在時点の違いによりハザードが異なるモデルを考える。

時刻  $i$  に到着し、時刻  $j$  の時点で滞在している交通に対するハザードを  $h(i, j, X_i, Z_j)$  とすると、累積ハザード関数  $H(i, j, X_i, Z_j)$  は、

$$H(i, j, X_i, Z_j) = \sum_{l=i}^j h(i, l, X_i, Z_l) \quad (4)$$

と表すことができ、生存関数  $S(i, j, X_i, Z_j)$  および  $F(i, j, X_i, Z_j)$  は

$$S(i, j, X_i, Z_j) = \exp(-H(i, j, X_i, Z_j)) \quad (5)$$

$$F(i, j, X_i, Z_j) = (1 - \exp(-H(i, j, X_i, Z_j))) \quad (6)$$

と表される。

以上より、時刻  $i$  に到着し、時刻  $j$  に出発する確率  $f(i, j, X_i, Z_j)$  および、 $D_i$  が  $j-i$  期間滞在して出発する交通量  $T(i, j, X_i, Z_j)$  は、

$$f(i, j, X_i, Z_j) = F(i, j-1, X_i, Z_j) - F(i, j, X_i, Z_j) \quad (7)$$

$$T(i, j, X_i, Z_j) = A_i \times f(i, j, X_i, Z_j) \quad (8)$$

となる。

以上の式より、時刻  $j$  における総出発交通量を  $\hat{D}_j$  とし、時刻  $i$  における到着交通量を  $\hat{A}_i$  とすると、

$$\hat{D}_j = \sum_{k=1}^j T(k, j, X_i, Z_j) \approx D_j \quad (9)$$

$$\hat{A}_i = \sum_{l=1}^{\infty} T(i, l, X_i, Z_j) \approx A_i \quad (10)$$

と表現できる。

### 3. 滞在時間モデルの適用例

本章では、滞在時間モデルの適用例として本州四国連絡橋の3ルートの明石海峡大橋、瀬戸大橋、多々羅大橋を通して本州から四国に到着する車両をとりあげ、モデルの推定を行う。

使用データは、本州四国連絡橋における一日断面交通量<sup>5)</sup>を用いた。データの期間は、1999年5月1日から1999年8月8日までを1年目、2000年5月1日から2000年8月8日までを2年目、2001年5月1日から2001年8月8日までを3年目とし、サンプル日数は3年間共に100日間である。

また、モデル適用の際の前提条件として、

1. 対象とした3橋の下り方向合計交通量を四国に到着する交通量  $A_i$ 、上り方向合計交通量を四国から出発する交通量  $D_j$  として扱う。
2. 交通量データの集計を行ったところ、連休などにはまず下り方向交通量が増加し、その後上り方向交通量が増加するという傾向がある。そこで、四国に入り、数日間滞在した後に本州に戻る交通のみが存在し、逆の交通や橋以外の利用交通は存在しないと仮定する。
3. 生存関数の分布形は、極値分布の一種で各種要因を変数として導入することが容易なワイブル分布とし<sup>1)</sup>、ハザード関数の関数形には比例ハザードモデルを用いた。

滞日数に影響があると考えられる共変量のうち、到着時点依存の共変量として、ある交通が四国に到着した日の属性を使用した。使用した変数は、休日初日、休日最後、連休初日、連休中、連休最後の5種類である。ここで、休日とは、土曜、日曜、祝祭日のことを表し、休日が3日以上続く場合を連休と呼ぶ。さらに、休日初日、休日最後はそれぞれの日を表すダミー変数であり、連休初日は連休の初日、連休中は連休の初日と最後の間、連休最後は連休の最終日を表すダミー変数である。

さらに、滞在時点依存の共変量として、降雨の影響を取り入れた。降雨は本州四国連絡橋の周辺主要都市の降雨量が平均して1ミリ以上の場合に1、それ以外で0となるダミー変数とした。

以上の条件より、共変量効果を取り入れた滞在時

表1 計算結果および相関係数

	誤差二乗和	$\gamma$	$\lambda$	休日初日	休日最後	連休初日	連休中	連休最後	降雨ダミー	相関係数
1年目	10992.3*10 <sup>4</sup>	1.40	1.35	-0.10	0.30	-0.15	-0.25	0.20	0.05	0.9946
2年目	12947.5*10 <sup>4</sup>	1.30	1.40	-0.25	0.30	-0.25	-0.20	0.05	0.00	0.9898
3年目	13132.4*10 <sup>4</sup>	1.45	1.35	-0.20	0.30	-0.25	-0.15	0.30	0.00	0.9911

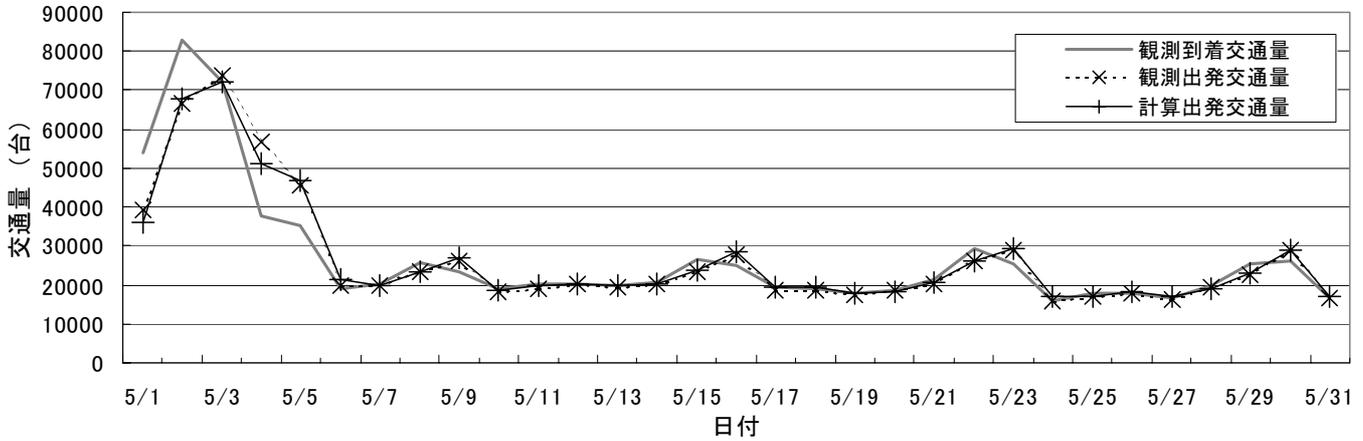


図1 観測値と計算値のプロット(1年目1ヶ月間)

間モデルの定式化を行う。

$i$ 日に到着した交通が滞在日数  $j-i+1$ 日目に受けるハザード、および、 $j-i+1$ 日までの累積ハザード関数  $H(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta)$  生存関数

$S(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta)$  はそれぞれ

$$h(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) = h_0(t) \times \exp(\beta X_i + \alpha Z_j) = \lambda t^\gamma \times \exp(\beta X_i + \alpha Z_j) \quad (11)$$

$$H(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) = \sum_{j=1}^i h(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) \quad (12)$$

$$S(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) = \exp(-H(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta)) \quad (13)$$

となる。よって、 $T(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta)$  および  $\hat{D}_j$  はそれぞれ

$$T(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) = A_i \times \{S(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) - S(i, j-1, \gamma, \lambda, \alpha, \beta)\} \quad (14)$$

$$\hat{D}_j = \sum_{i=1}^j T(i, j, \gamma, \lambda, \alpha, \beta) \quad (15)$$

となる。

ここで、 $\gamma$ はワイブル分布の形状パラメータ、 $\lambda$ は尺度パラメータ、 $\alpha$ は時間依存性共変量のパラメータ、 $\beta$ は非時間依存性共変量のパラメータを表す。

推定においては、計算出発交通量  $\hat{D}_j$  と、観測出発交通量  $D_j$  の誤差  $\varepsilon_j = D_j - \hat{D}_j$  の二乗和を最小にするパラメータをグリッドサーチによって求めた。

#### 4. 結果及び考察

表1に誤差の最小二乗和、パラメータの計算結果、計算出発交通量と観測出発交通量との相関係数を示す。図1は1年目の初期1ヶ月間における観測到着交通量、観測出発交通量、計算出発交通量をプロットしたものである。図1より、観測された下り方向到着交通量が遅れて上り方向出発交通量となって現れていること、観測出発交通量と計算値がよく一致していることが確認できる。なお両者の相関係数はほぼ1である。

図2は、各年におけるパラメータ  $\gamma$ 、 $\lambda$  の推定値を元に、共変量の効果を含まない平日の生存関数をプロットしたものである。この結果から、平日にお

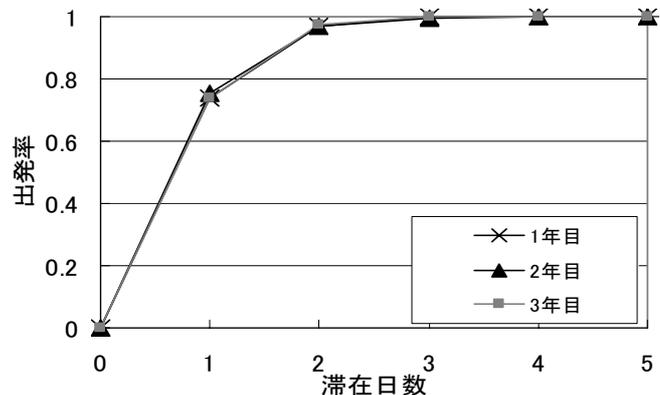


図2 各年における滞在日数と出発率

いては日帰り交通が全体の約 75%を占め、滞在日数が 2 日までの交通でほぼ占められていることが分かる。また、 $\gamma$  が 1 を越えていることから、時間の経過と共にハザードが増加する摩耗型の関数であることが分かる。

表 1 より、休日初日、連休初日、連休中のパラメータは 3 年間とも負の値を示しており、ハザードが低下して滞在時間が延びることがわかる。また、休日最後、連休最後のパラメータが正の値であることから、ハザードが増加し、滞在時間が短くなることがわかる。

降雨ダミーについては、1 年目では正の値を示していることから、降雨によってその日のハザードが増加するが、2 年目、3 年目については降雨の影響は無いという結果になっている。

次に、パラメータの経年変化についてみる。まず、3 年間で  $\gamma$ 、 $\lambda$  にあまり変化が無く、平日の滞在時間はほとんど変化していない。一方、休日、連休の初日のパラメータについては、負で絶対値が大きくなっている。このことから、休日には四国の滞在日数が伸びる傾向にある。

本州四国連絡橋の交通量は経年的に減少しており、特にしまなみ海道での減少が著しい。開通初期においては、しまなみ海道を観光で通る交通の他に、橋自体を目的地として当日中に往復するような交通が多かったと考えられる。しかし、経年的に橋自身の目的地としての役割が減少し、四国内部を目的地とし、滞在日数をあらかじめ決めて観光を行うような交通が相対的に増加したことが、滞在日数の伸びの原因であると考えられる。

降雨の影響が 3 年間ともに小さく、減少していることは、四国内に滞在している交通に対する降雨の影響が少なくなっていることを示している。これも滞在日数をあらかじめ決定しているため、途中の降雨による影響を受けないような交通が相対的に増加したためであると考えられる。なお、降雨は本も出るでは所与とした到着交通量  $A_i$  に影響を与える要因であるため、これには注意が必要である。

以上の結果は解釈可能な妥当な結果であり、滞在時間モデルの適用性が示せたものと考えられる。

## 5 . おわりに

本研究では、目的地の集計的な到着、出発時刻分布を用いて、非集計的な調査を行わずに滞在時間分布を表す生存関数モデルを推定する方法を提案した。実際に四国地域を対象とし、本州四国連絡橋 3 橋の断面交通量を四国地域への到着・出発時刻分布とみなして分析を行った。

これにより、滞在時間の基本確率分布はワイブル分布で表され、平日に比べて休日の前半や連休の前半ではハザードが低下して生存時間が伸びる一方、休日や連休の最後ではハザードが増加して生存時間が短縮されることが確認できた。また経年的に平日における滞在時間はそれほど変化していないが、休日における滞在時間は長くなっていることがわかった。また雨天の影響は小さいことも確認できた。

本研究で提案した方法を用いれば、都市内の商業地区の周囲にコードラインを設けて調査することにより、商業地の滞在特性を把握できると考えられる。

今後の課題としては、本方法は最小二乗誤差を基準にパラメータの直接探索を行う当てはめ計算であるために、パラメータの個数と精度が計算時間の制限を受ける。またパラメータに対する検定統計量が得られないという問題がある。さらに、将来的にはアンケート調査や、公共交通カードデータなどのミクロデータとの統合利用が望まれる。

## 参考文献

- 1) 森地茂ほか：「時間軸を考慮した観光周遊行動に関する研究」土木計画学研究・論文集 No.10,pp.63-70,1992.
- 2) 森川高行ほか：観光系道路網整備評価のための休日周遊行動モデル分析、土木計画学研究・論文集 No.12,pp539-547, 1995.
- 3) 小林潔司ほか：ランダム限界効用理論に基づく滞在時間モデルに関する理論的研究 土木学会論文集、No.576, -37,pp.43-54,1997.
- 4) 北村隆一ほか：交通行動の分析とモデリング 技報堂出版,pp.190-203,2002.
- 5) 本州四国連絡橋公団：<http://www.hsba.go.jp>