

回顧式調査を用いた 都市間トリップ発生間隔に関する研究

重白結一・塚井 誠人²・奥村 誠³

¹正会員 広島大学修士 大学院工学研究科 (〒739-8527 東広島市鏡山 1-4-1)
E-mail: m103313@hiroshima-u.ac.jp

²正会員 広島大学准教授 大学院工学研究院 (〒739-8527 東広島市鏡山 1-4-1)
E-mail: mtukai@hiroshima-u.ac.jp

³正会員 東北大学教授 東北アジア研究センター (〒宮城県仙台市青葉区片平2-1-1)
E-mail: mokmr@m.tohoku.ac.jp

幹線旅客特性を把握するためには長期的な都市間トリップの観測が必要となるが、郵送調査や訪問調査では費用や時間の面で実施が難しい。本研究では、回顧式Web調査を行う。Web調査サンプルは母集団と比較しての個人属性構成比が偏っているため、この偏りを補正してトリップ発生間隔に及ぼす影響を把握し、トリップを起ししやすい旅客の特性を示す。具体的には、Web調査のサンプルを国勢調査の個人属性構成比に割り付けた群と先着順にサンプルを得た群を用いて、2群の間の個人属性構成比の違いを補正し、補正したサンプルと交通サービス情報を使用してトリップ発生間隔に及ぼす影響を明らかにし、トリップ発生間隔に関するモデル推定を行った。その結果、男性や世帯主、マイレージサービスや新幹線予約サービスを利用している旅客のトリップ発生間隔が短いことが明らかとなった。

Key Words : , heterogeneity, dynamism

1. はじめに

全国幹線旅客純流動調査(以下、純流動調査)は、個別の旅客について真のODを調査し、集計的な各断面交通量に当てはめて拡大する手法をとっている。この調査には、幾つかの問題点がある。まず、秋期1日を調査対象としているため、一部のOD間では観測上トリップが発生していないとされる「0トリップ」が見られる。すなわち、都市間トリップは、都市内トリップと比較して相対的に低頻度のため、需要の小さな地域ではトリップが観測されないODが現れやすくなるほか、仮にトリップを起した旅客が観測されたとしても、そのようなODの需要特性を分析すると、たまたま観測された旅客の影響が強く現れることになる。それらを適切に把握するためには長期的なトリップ観測が必要となるが、その実施は時間や費用の面で難しい。

本研究では、1回のアンケート調査をWeb上でを行い、過去のトリップを調べることが可能な回顧型アンケート調査による手法を用いて「0トリップ」を適切に取り扱う分析手法を開発する。ただしWeb調査では、サンプルの個人属性による偏りが懸念される。すなわち、調査に回答しやすい人や、トリップを起ししやすい人ばかり

が回答者に多く含まれる可能性がある。例えば、会社員に比べて主婦は時間に余裕があるため回答しやすい。そこで分背に際しては、Web調査で発生する個人属性の偏りを補正する手法として、補正を傾向スコアを適用する。そのうえで、個人属性がトリップ発生間隔に及ぼす影響を、生存時間モデルを用いて明らかにする。

2. データの概要

都市間トリップについてWeb調査を行い、回顧型調査手法を適用した。Web調査では、トリップを行っていない者については詳細なトリップ情報が得られないため、最初に過去1年間に行ったトリップについて質問を行い、その後で回顧式調査を実施した。調査概要を表1に、質問項目を表2に、それぞれ示す。なお回顧期間は、サンプルが思い出せない程の長期に渡る過去について質問すると、回答者の記憶が曖昧となって、データの信頼性が低下するため、詳細なトリップ属性を想起させる期間を直近の過去に限定して、この期間のトリップについて質問した。具体的には、サンプルに対して過去1年間、

表1 調査概要

| | |
|-------|---|
| 対象者 | 18歳～69歳の男女 |
| 調査日 | 2011年12月22日～2011年12月23日 |
| 対象居住地 | 全国47都道府県 |
| サンプル数 | 7203人（1000人は2005年国勢調査男女別年齢別構成比と等しくなるように割付けた。） |

表2 質問項目

| | |
|-------------------|---|
| 個人属性 | 性別、年齢、居住地、職業、年収、世帯構成 |
| ICカード、携帯電話 | 現在使用している携帯電話、ICカードの利用状況、航空会社のマイレージサービスの利用、鉄道会社の新幹線予約サービスの利用 |
| 通勤・通学以外の旅行・出張について | 過去1年に行った都市間トリップの回数、過去3回の旅行時期、旅行先、旅行目的、旅行人数、利用交通機関、旅程、旅行費用、利用した交通機関の割引サービス、旅行費用の支払い元、旅行先への訪問頻度 |

最近から最大3トリップまで質問している。これより「トリップを行った時期」, 「旅行目的」情報を用いて旅行目的別にトリップが発生してから次のトリップが発生するまでの期間を求める。これをトリップ発生間隔とする。トリップ発生間隔を短くするような要因を分析し、トリップ発生の影響を調べる。

回答者の個人属性が2005年国勢調査の男女別年齢別構成比に等しくなるように割り付けた1000名を、そのような割付を行わず先着順に収集した6203名のサンプルが得られている。合計7203サンプルのうち、過去1年間に1回以上トリップを行ったサンプルが4545人、過去1年間に0トリップだったサンプルが2658人であった。ただ上述したように前者の4545人のうち1000人は国勢調査の全国の男女別年齢別構成比と等しくなるように割付けられ（以下割付有り）、残りの3545人は先着順でサンプリングした。以下先着サンプルのうち1000人を割付無し、と呼ぶ。本研究では、Web調査に対して回答しやすい層と回答しにくい層が存在する事を前提に、先着順では前者の層が相対的に多く抽出される一方で、後者の層が少なく抽出される自体を避けるために、割り付けを行い、回答しにくいサンプルの収集を図った。以下の分析では、割付無しのサンプルに生じる回答の偏りを補正し、割付有りのサンプルと比較を行う。

3. Web調査データを用いたトリップ発生間隔の分析

本研究のサンプル収集方法では、割付けを行ってしまうと、トリップを行いやすいサンプルの影響を小さく、トリップを行いにくいサンプルの影響を強くしてしまう可能性がある。一方でWeb調査の対象となっているサンプル集合が母集団と同じ個人属性構成比を有していれば、割付けを行わないサンプルのほうが、より母集団の特徴を反映しやすいと考えられる。しかし、Web調査では、調査開始から規定のサンプル数収集間での時間が非常に短く、割付けを行わない場合は単に先着したサンプルを標本として収集する危険性もある。これらを踏まえると、割り付けを行った方が良いか、行わない方が要なのかは、慎重に検討する必要がある。そこで、以下の分析では、傾向スコアの逆数として定義される、IPW推定量を用いた補正を行うこととした。

ば、割付けを行わないサンプルのほうが、より母集団の特徴を反映しやすいと考えられる。しかし、Web調査では、調査開始から規定のサンプル数収集間での時間が非常に短く、割付けを行わない場合は単に先着したサンプルを標本として収集する危険性もある。これらを踏まえると、割り付けを行った方が良いか、行わない方が要なのかは、慎重に検討する必要がある。そこで、以下の分析では、傾向スコアの逆数として定義される、IPW推定量を用いた補正を行うこととした。

(1)分析手順

一般に、割付けの有無によって調査結果に有意差がある場合、単純に両者を比較することはできない。結果の有意差が個人属性に起因して発生すると考えると、回答結果を個人属性に関する層でセグメントして、各層で回答の違いを比較する。方法が考えられる。しかし、回答結果を多くの層に分けると、1つの層に含まれるサンプルが少なくなり、結果が不安定になる危険性がある。そこで、割付け傾向の次元を縮約する方法として、傾向スコア²⁾が提案されている。

傾向スコアは、以下の手順で算出する³⁾。目的変数 y に影響を与える何らかの割付けを表す変数を z_i （以下割付け変数とし、ここでは $z_i=1$ のとき割付有り、 $z_i=0$ のとき割付無しとする）、サンプル i が有する K 種類の個人属性を x_{i1}, \dots, x_{iK} とする。このときサンプル i が割付け変数 $z_i=1$ となる確率を、傾向スコア e_i は、式(1)で表される。

$$e_i = P[z_i = 1 | x_{i1}, \dots, x_{iK}] \quad (1)$$

e_i の真値は不明のため、傾向スコアの推定値 \hat{e}_i を、実際の割付け結果を目的変数として、式(2)、(3)に示すロジットモデルによって推定する。

$$V_i = \sum_k \beta_k x_{ik} + Con \quad (2)$$

$$\hat{e}_i = \frac{\exp(\hat{V}_i)}{1 + \exp(\hat{V}_i)} \quad (3)$$

ただし、 V_i ：サンプル i が割付け変数 z_i に割付けられる確率効用の確定項、 β_k ：個人属性 k のパラメータ、 Con ：定数項

式(3)によって推定される傾向スコアは、割付け変数 z_i に属する確率（割付け確率）を、 K 種類の個人属性によって説明した値であり、本研究の場合は割り付けの有無の間での標本の偏りを表す指標として利用できる。

傾向スコアに関しては、以下の性質が報告されている。すなわち、サンプル i の個人属性のうち、割付け確率への影響度が強く、割付間の標本の偏りに大きく左右されない個人属性の因果効果は正しく推定される一方で、割付間の標本の偏りに大きく左右される程度に割付け確率への影響度が弱い個人属性の因果効果を正しく推定する

ことは難しい。

このような場合に個人属性が目的変数に及ぼす影響を推定するための方法として、IPW (Inverse Probability Weighting) 推定量と呼ばれる重み付け法が利用できる。IPW 推定量による重み付けは式 (4) によって表される。ここで、 $N_{z_i=1}$ 、 $N_{z_i=0}$ は、 $z_i=1$ 、 0 のときのサンプル数である。 w_i 、 \bar{w}_i は IPW 推定量により求めた重みである。

$$w_i = \frac{z_i N_{z_i=1}}{\hat{e}_i}, \quad \bar{w}_i = \frac{(1-z_i) N_{z_i=0}}{1-\hat{e}_i} \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^{N_{z_i=1}} \frac{z_i}{\hat{e}_i}, \quad \sum_{i=1}^{N_{z_i=0}} \frac{(1-z_i)}{1-\hat{e}_i}$$

次に補正されたデータに生存関数モデルを適用する。生存関数とハザード関数は、分布関数 F と確率密度関数 f によりそれぞれ式 (5), (6), (7) で表される。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - \Pr(T \leq t) = 1 - F(t) \quad (5)$$

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (6)$$

$$= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{S(t) - S(t + \Delta t)}{\Delta t \cdot S(t)}$$

$$= -\frac{d(\log S(t))}{dt} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(u) du\right) \quad (7)$$

分析には、ハザード関数に特定の分布形を仮定するパラメトリックアプローチとして、式 (8) に示す比例ハザードモデルを用いた。

$$h(t | x_i) = h_0(t) \exp(-\beta x_i) \quad (8)$$

ここで、 $h(t | x_i)$: 共変量 x_i を持つサンプル i のハザード関数、 $h_0(t)$: 共変量が 0 のときのハザード関数 (基準ハザード)、 β : 未知パラメータベクトル

ハザード関数として、対数ロジスティック分布を仮定し、最尤法により計算を行う。目的変数をトリップ発生間隔、説明変数を IPW 推定量により補正した個人属性の他、世帯主ダミー (サンプルが世帯主=1, それ以外=0)、ICカード保有ダミー、マイレージサービス利用ダミー、新幹線予約サービス利用ダミー、空港アクセス時間 (分)、鉄道アクセス時間 (分) とした。

(2) 分析結果

集まった標本の全てについて、過去1年間の業務目的のトリップ発生間隔を、図1に示す。同図から明らかのように、1年以上業務トリップを行っていないサンプルが、20%を占めている。一方、トリップ発生頻度が3か月以下で比較的高いグループに属する回答者が、約6割を占めるなど、都市間トリップを行う層が比較的固定化する傾向がうかがえる。

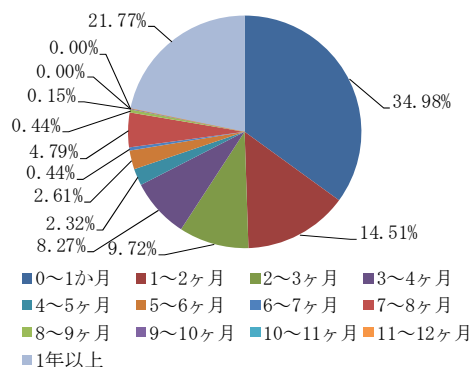


図1 業務目的のトリップ発生間隔

表3 業務目的の傾向スコア推定値

| 説明変数 | 推定値 | t-値 |
|--------------|----------|------------|
| 性別 | | |
| 男性 | -0.860 | ** -3.194 |
| 年齢 | | |
| 30代~50代 | -0.589 | * -2.027 |
| 60代以上 | -1.491 | *** -3.626 |
| 職業 | | |
| 役員 | -0.098 | -0.264 |
| 会社員 | -0.082 | -0.259 |
| 公務員 | 0.146 | 0.361 |
| 農林・漁業・商工・自営業 | -0.346 | -0.756 |
| 収入 | | |
| 100万円未満 | -0.932 | + -1.682 |
| 100万円~300万円 | 0.184 | 0.502 |
| 300万円~500万円 | -0.263 | -0.869 |
| 500万円~1000万円 | -0.251 | -0.938 |
| 定数項 | 1.352 | ** 2.683 |
| サンプル数 | 516 | |
| 初期対数尤度 | -357.664 | |
| 最終対数尤度 | -336.363 | |
| 自由度調整済み尤度比 | 0.026 | |

***, **, *, + : 0.1%, 1%, 5%, 10%有意

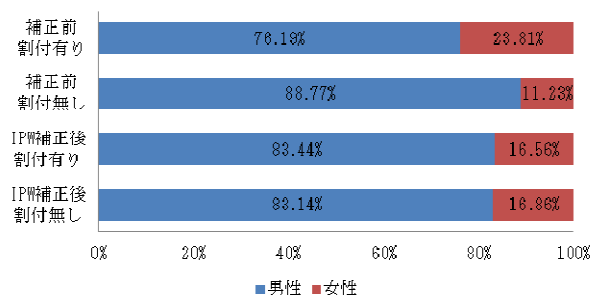


図2 IPW補正前後の業務目的における性別構成比

傾向スコアを、説明変数を性別、年齢、職業、収入とし、割付けの有無を目的変数として推定を行った。表3に業務目的における傾向スコアの推定値を示す。性別、年齢パラメータが全て有意となった。一方、年収、職業に関しては、有意となるパラメータはみられなかった。これらの個人属性を持つ標本は、割り付けを行ったグループに多く含まれる傾向を表している。

表4 業務目的における生存時間モデルの推定値

| 説明変数 | 推定値 | t-値 |
|--------------|------------|-----------|
| 性別 (男性=1) | -0.2654 * | -2.0768 |
| 年齢 | | |
| 20代以下 | -0.1233 | -0.7756 |
| 30代～50代 | -0.2072 | -1.6362 |
| 60代以上 | | |
| 職業 | | |
| 役員・管理職 | -0.0508 | -0.3064 |
| 会社員 | 0.1415 | 1.0316 |
| 公務員 | 0.3397 + | 1.7994 |
| 農林・漁業・商工・自営業 | 0.1093 | 0.4950 |
| 収入 | | |
| 100万円未満 | 0.4219 * | 1.9706 |
| 100万円～300万円 | 0.0371 | 0.2156 |
| 300万円～500万円 | 0.3421 + | 1.8953 |
| 500万円～1000万円 | 0.3103 + | 1.7672 |
| 1000万円以上 | 0.3231 | 1.5034 |
| 世帯主 | -0.2393 + | -1.8394 |
| ICカード保有 | -0.0808 | -0.8991 |
| マイレージサービス利用 | -0.2905 ** | -3.2100 |
| 新幹線予約サービス利用 | -0.2098 + | -1.8796 |
| 空港アクセス (分) | -0.0017 | -1.3763 |
| 新幹線駅アクセス (分) | -0.0002 | -0.5344 |
| 尺度パラメータ | 0.1172 *** | 5.0082 |
| 形状パラメータ | 1.1750 *** | 23.2198 |
| サンプル数 | | 516 |
| 初期対数尤度 | | -1373.280 |
| 最終対数尤度 | | -1304.079 |
| 自由度調整済み尤度比 | | 0.034 |

***, **, *, + : 0.1%, 1%, 5%, 10%有意

推定した傾向スコアを用いて、式(4)よりIPW推定量を算出し、割付けによる重み付けを行い、個人属性構成比の補正を行う。図2に業務目的における性別構成比を示す。同図より、補正前と補正後を比較すると、補正前に構成比が低い個人属性は高く、構成比が高い個人属性低くなるよう補正され、割付けの有無により生じる個人属性の差の平均を取るよう補正されることがわかる。

表4に業務目的の生存時間モデルの推定値を示す。表4より、共変量を除く初期値に関して、自由度調整済み尤度比は、0.034となり、モデルの適合度は十分とは言えない。業務トリップ発生間隔が短くなる個人属性は、男性、世帯主、マイレージサービスや新幹線予約サービスの利用者である。一方で、業務トリップ発生間隔が長くなる個人属性は、公務員、年収100万円未満、年収300万円～500万円であることが明らかとなった。

4. おわりに

本研究では、webを用いて、回顧式の都市間トリップ発生間隔に関する調査を実施した。先着順の回答となるweb調査においては、母集団の個人属性比率との間での回答者属性の偏りが懸念されるため、傾向スコアの適用可能性を検討した。その結果、傾向スコアの逆確率による重みづけを行うと、統制対象とした個人属性は、割り当ての有無にかかわらず、ほぼ同一の構成比をとることが明らかとなった。

今後はIPW推定量による補正効果について、トリップ目的別/セグメント別に検討する必要がある。また結果の信頼性を高めるために、生存時間モデルの推定精度の改良を図る必要がある。

参考文献

- 1) Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. : The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, Vol.70, pp.41-55, 1983
- 2) Rubin, D.B. : *Inference and missing data*, *Biometrika*, Vol.63, pp.581-590, 1976
- 3) 星野崇宏 : 調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合—, 岩波書店, 2009