

交通調査の出発・到着時刻の丸め誤差と代理回答バイアス

上原 一輝¹・佐藤 嘉洋²・円山 琢也³

¹ 学生会員 熊本大学工学部社会環境工学科 (〒860-8555 熊本市中央区黒髪 2-39-1)

E-mail: 150t4710@kumamoto-u.ac.jp

² 学生会員 熊本大学大学院自然科学教育部工学専攻 (〒860-8555 熊本市中央区黒髪 2-39-1)

E-mail: yo-sato@kumamoto-u.ac.jp

³ 正会員 熊本大学准教授 くまもと水循環・減災研究教育センター (〒860-8555 熊本市中央区黒髪 2-39-1)

E-mail: takumaru@kumamoto-u.ac.jp

パーソントリップ (PT) 調査などの交通実態調査を紙面の調査票で実施した場合に、トリップの出発・到着時刻が 00, 15, 30, 45 分等に丸めて回答される傾向にあることは広く知られている。また、調査対象者本人以外が回答する代理回答によるバイアスの存在も指摘されている。本研究では、代理回答されている場合は、丸め誤差がより大きくなるという仮説を 2012 年熊本 PT 調査で分析する。この際、世帯の調査回答行動を集団意思決定として表現した離散選択モデルから推測される代理回答確率を用いる。分析の結果、代理回答の出発・到着時刻は 5, 10, 15, 30 の倍数に丸められやすく、特に 30 の倍数に丸められやすいこと、代理回答では短時間トリップの回答データが少ないことなどを実証的に明らかにした。

Key Words: proxy response, rounding, heaping, social survey, bias, trip timing

1. はじめに

パーソントリップ (PT) 調査などの交通実態調査を紙面の調査票で実施した場合に、トリップの出発・到着時刻が 00, 15, 30, 45 分等に丸めて回答される傾向にあることは広く知られている (例えば, Kitamura¹⁾, Rietveld²⁾). この丸め回答による誤差 (以下, 丸め誤差) は、交通調査の精度低下の一因となりうる。トリップの出発・到着時刻が丸められることで、トリップの所要時間も丸められて誤差が生じうる。これは各種交通行動モデルの入力データの誤差の 1 つとなる。また、時間帯別の需要量に応じた交通サービス (e.g. 時間帯別課金) などの関心の高まりとともに、これらトリップ時刻関連のデータの正確性への要請は強まっているといえる。

ここで、GPS, スマートフォン等の移動軌跡情報を利用した交通調査手法が開発され、それらがトリップ出発・到着時刻の丸め誤差等の紙面の交通調査の問題に対する有望な解決手段とみなされている。一方で、高齢者等の交通実態など、紙面やインタビューでの調査が必要となる場面は今後も起こりうると考えられる。したがって、丸め誤差の問題を検討することの実務的な価値は未だ高い。

さて、紙面による調査のもう一つの課題として、代理回答の問題も指摘される。代理回答とは調査対象者本人以外が回答することで、それにとまらぬ調査結果の歪みを代理回答バイアスと呼ぶ。PT 調査は世帯単位で調査の依頼がなされ、世帯構成員すべての移動についての回答が求められる。ここで子どもや高齢者の回答は世帯内の他者が代理回答をしている可能性が考えられる。例えば、現実には高齢者が私事トリップを行っていても、それを代理回答された場合には、記入されない可能性が発生する。さらに、代理回答でトリップを回答された場合でも、そのトリップの出発・到着時刻は、推測値となるため、自分で回答する場合よりも丸め誤差は大きくなると予想される。

この代理回答されている場合に時刻の丸め誤差が大きくなるという予想を検証するためには、調査に誰が回答したかというデータが一般には必要となる。しかし残念ながら、後述するように日本の交通実態調査では誰が回答したかというデータを取得している例は少ないため、今までこの点の検証は不十分であった。

この課題に対して、細谷ら³⁾は、世帯内でだれが調査に回答するのかという事象を、集団意思決定型の離散選択モデルで表現し、代理回答される確率の理論式

を導出している。このモデルを利用すると、誰が回答したかというデータがない場合でも分析が可能となる。そして、細谷ら³⁴⁾は 2012 年熊本 PT 調査のデータを利用して、代理回答されているとモデルから推測されるサンプル集団は、平均トリップ数が小さくなっていることを示した。すなわち、平均トリップ数という調査結果における代理回答バイアスを実証的に示すことに成功している。

ここで、代理回答バイアスは、他の調査結果にも影響を与えていることが予想され、例えば、上原ら⁵⁾は、自由回答のバイアスを分析している。ここで、本研究では出発・到着時刻に着目する。前述したように代理回答されている場合、トリップ出発・到着時刻の丸め誤差がより大きくなると予想される。

以上の背景を踏まえて、本研究では熊本 PT 調査の出発・到着時刻の丸め誤差に着目した代理回答バイアスの分析を目的とする。

方法論としては、細谷ら³⁴⁾により開発された PT 調査の回答有無を集団意思決定として表現した離散選択モデルを利用する。利用するデータは 2012 年熊本 PT 調査とする。

本研究の構成を以下に記す。まず 2. において、代理回答バイアスと丸め誤差に関する既存研究のレビューと本研究の位置づけを行う。3. では、細谷ら³⁴⁾により開発された PT 調査の回答有無を集団意思決定として表現した離散選択モデル及び代理回答される確率の理論式を説明する。4. では、使用する熊本 PT 調査データの概要を説明する。その後モデルを用いて推測した代理回答される確率を用い、5. でトリップ出発・到着時刻の丸め誤差と代理回答バイアスの分析を行う。最後に、6. で本研究の成果、課題についてまとめる。

2. 既存研究のレビューと本研究の位置づけ

(1) 代理回答バイアス

社会調査における代理回答の問題は広く認識され、指摘されているが、研究例は限られている⁶⁾⁷⁾⁸⁾⁹⁾。林⁶⁾は、郵送調査についての現況の課題点を整理するなかで代理回答の実態を 6 事例をもとに整理しており、郵送調査の代理回答率は 5-10%程度としている。一般の世論調査における分析事例では、代理回答率が、留置法では 5%、郵送法では 9%として、留置法よりも郵送法で代理回答が多くなる傾向が示されている⁷⁾⁸⁾。

交通調査の事例では、海外の研究で代理回答の有無を収集したデータを利用した研究例が見られる¹⁰⁾¹¹⁾¹²⁾¹³⁾¹⁴⁾。いずれの研究も、代理回答による交通調査の回答値には、トリップの記入漏れが発生しやすいことを報告している。我が国の今後の交通調査において

は、代理回答の有無も尋ねることが重要であることが示唆される。

名取ら¹⁵⁾は、PT 調査とアクティビティ・ダイアリー調査を同時に行い、回答誤差とその発生原因を分析している。そして PT 調査におけるトリップの抜け落ちは約 20%であり、帰宅に関するトリップが抜け落ちやすいこと等を指摘している。この論文では、誤差の発生要因の一つに、代理回答が挙げられているが、分析対象とはされていない。

(2) 回答の丸め誤差

トリップの出発・到着時刻の丸め誤差の分析例として Kitamura¹⁾は、1990 年の米国全国 PT 調査で記入された出発時刻において、0 分開始が 36.2%、30 分が 27.8%、45 分が 9.2%、15 分が 8.7%、それ以外が 18.1%である、つまり出発時刻が 5、15、30 の倍数に丸められやすいことを示した。また、Rietveld²⁾も、オランダの交通実態調査において、多くの回答者が出発時刻と到着時刻を 5、15、30 の倍数に丸める傾向にあることを示した。Rietveld²⁾は、さらに丸め誤差の発生をモデルもしている。佐藤・円山¹⁶⁾はこのモデルを 2012 年熊本 PT 調査に適用している。

トリップ時刻以外の回答値の丸め誤差の分析事例としては、Yamamoto *et al.*¹⁷⁾の走行距離に着目した例、Drechsler and Kiesl¹⁸⁾の年収についての例がある。しかし、筆者の知る限り、代理回答バイアスと丸め誤差の両方を統合して分析している例は見当たらない。

3. 代理回答確率の推測モデル

細谷ら^{3),4)}による代理回答確率の推測モデルは以下のように定式化される。世帯 i に J_i 人の世帯構成員がいるとする。このうち一人が世帯を代表して回答すると仮定する。世帯 i が調査に回答する場合、 j 番目の構成員が回答する確率を $P_{i,j}$ とする。また、世帯が無回答の確率を $P_{i,0}$ とする。無回答の効用関数の確定項 $V_{i,0}$ および世帯構成員 j が回答を行う効用関数の確定項 $V_{i,j}$ として、効用の誤差項に独立で同一なガンベル分布を仮定すると、各確率は多項ロジットモデルで、以下のように表現できる。

$$P_{i,0} = \frac{\exp V_{i,0}}{\exp V_{i,0} + \sum_{j=1}^{J_i} \exp V_{i,j}} \quad (1)$$

$$P_{i,j} = \frac{\exp V_{i,j}}{\exp V_{i,0} + \sum_{j=1}^{J_i} \exp V_{i,j}} \quad \text{for } j \neq 0 \quad (2)$$

このモデルの選択肢数は世帯ごとに異なり、世帯 i で

は $J_i + 1$ になる。ここで、だれが代表して回答するかの情報が判明している場合は、このモデルは通常の多項ロジットで、通常の推定法が利用できる。ここで、だれが代表して回答したかが不明で、世帯単位での回答/未回答の情報のみが利用可能な場合は、通常の多項ロジットとはならないが以下のように推定できる。

本モデルより世帯が回答する確率は $\sum_j P_{i,j}$ で与えられる。このとき実現した状態を示す同時確率 L^* と対数尤度 L はそれぞれ以下で表され、この式を利用してパラメータの最尤推定を行う。

$$L^* = \prod_{i \in N} P_{i,0}^{1-\delta_i} \left(\sum_{j=1}^{J_i} P_{i,j} \right)^{\delta_i} \quad (3)$$

$$L = \ln L^* = \sum_{i \in N} \left\{ (1 - \delta_i) \ln P_{i,0} + \delta_i \ln \sum_{j=1}^{J_i} P_{i,j} \right\} \quad (4)$$

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & : \text{世帯}i\text{が回答の場合} \\ 0 & : \text{世帯}i\text{が無回答の場合} \end{cases}$$

細谷らは、以下のように効用関数のパラメータを設定している。

$$V_{i,0} = -\sum_k \alpha_k x_{k,i}, \quad V_{i,j} = \sum_l \beta_l y_{l,j} \quad (5)$$

式(6)において $x_{k,i}$ は世帯属性の変数、 $y_{l,j}$ は個人属性の変数、 α_k, β_l はそれらのパラメータを示す。

なお、このモデルは張ら^{19),20)}が提案した集団意思決定モデルにおける Max-Max モデルの 1 種と等価である。

この詳細は、佐藤、円山^{21),4)}を参照されたい。

次に、 A を個人 j が回答する事象、 B を世帯 i が回答する事象、代理回答される確率 P_{proxy} とする。表記を簡潔にするため、以上の変数の添え字は省略する。すると、世帯 i が回答する確率 $P(B)$ 、個人 j が代表して回答する確率 $P(A)$ は、以下となる。

$$P(B) = \sum_{j=1}^{J_i} P_{i,j}, \quad P(A) = P_{i,j} \quad (6)$$

次に、世帯 i は回答し、個人 j は回答していない同時確率は以下となる。

$$\begin{aligned} P(\bar{A} \cap B) &= P(B) - P(A) \\ &= \sum_{j=1}^{J_i} P_{i,j} - P_{i,j} \end{aligned} \quad (7)$$

最後に、世帯 i が回答している条件のもとでの、個人 j は回答していない条件付き確率、すなわち代理回答確率は以下で与えられる。

$$P_{proxy} = P(\bar{A}|B) = \frac{P(\bar{A} \cap B)}{P(B)} \quad (8)$$

$$= \frac{\sum_{j=1}^{J_i} P_{i,j} - P_{i,j}}{\sum_{j=1}^{J_i} P_{i,j}}$$

これらの式を利用することで、だれが回答したかという情報がない場合でも、代理回答確率を推測することができる。

本論文においては、推測される代理回答確率が正しいという前提で分析を進める。本モデルの推測値の妥当性の検証の例として、別稿⁴⁾で性年齢別の代理回答確率の推測値が海外調査^{12),13)}で実測された代理回答の傾向と類似していることを示している。我が国の調査では、だれが回答したのかというデータが不足している場合が多いため、今後、そのデータを取得する調査を実施した検証も進めたい。本稿においては、上述した前提のもとでの代理回答バイアスの結果が、常識的に解釈できるかどうかという視点での検証となる。

4. 2012 年熊本 PT 調査データの概要

ここでは、分析に利用した 2012 年熊本 PT 調査のデータを詳述する。2012 年熊本 PT 調査の対象世帯は熊本市圏(熊本市とその周辺の 5 市 6 町 1 村)に住む約 12 万世帯である。熊本 PT 調査で回収されたのは 43,520 世帯(97,109 人)、総トリップ数 271,143 トリップのデータである。そのうち、欠損データなどの影響がなく、代理回

表-1 世帯単位のPT調査回答有無選択モデル推定結果^{3),4)}

説明変数	パラメータ	t値	
世帯属性(α)			
定数項	-2.62	-9.57	***
単身世帯	0.04	0.47	
世帯人数	-0.22	-10.98	***
第12種低層住居専用地域	0.56	2.62	***
第12種中高層住居専用地域	0.23	3.12	***
近隣商業・商業地域	0.06	0.61	
準工業工業地域	0.22	1.52	
個人属性(β)			
20歳代ダミー	0.09	0.32	
30歳代ダミー	0.79	2.84	***
男	1.17	4.19	***
性	1.67	5.30	***
50歳代ダミー	1.67	5.30	***
60歳代ダミー	2.17	7.37	***
70歳以上ダミー	2.24	7.38	***
20歳代ダミー	1.18	4.50	***
30歳代ダミー	1.82	7.03	***
女	2.21	8.14	***
性	2.24	8.26	***
50歳代ダミー	2.24	8.26	***
60歳代ダミー	2.17	7.55	***
70歳以上ダミー	1.46	4.53	***
サンプルサイズ		13,279	
ρ^2		0.192	
修正済み ρ^2		0.190	

*:10%有意, **:5%有意, ***:1%有意

表-2 代理回答される確率の推測値別のクラス設定

代理回答される確率	回答クラス
0-50%	自己回答
50-100%	代理回答

答確率を算出できたのは 43,421 世帯 (96,984 人), 総トリップ数 270,824 トリップのデータである。

本研究では, 細谷ら^{3),4)}の推定結果(表-1)を使用し代理回答確率を求めていく。以降で, 算出された代理回答される確率の推測値を 0-50%と 50-100%の 2 つに分けて比較する場合がある。その際は表-2 のように, 代理回答される確率が 0-50%のサンプルを自己回答クラス, 50-100%のサンプルを代理回答クラスに分類し, それらを比較し, 代理回答バイアスを精査していくこととする。

5. 出発・到着時刻の丸め誤差

(1) 基礎集計

まず, 図-1 にトリップ出発・到着時刻ごとのトリップ数の総計を示す。0分, 30分や5の倍数に丸められている傾向が確認できる。海外の Kitamura¹⁾, Rietveld²⁾と概ね同様な傾向が確認できる。この丸め誤差そのものの傾向の精査は佐藤・円山¹⁰⁾を参照されたい。

本研究では, 代理回答者は回答者本人に比べて, 出発・到着時刻を正確に把握できないと考える。そこで代理回答クラスの回答ほど, トリップの出発・到着時刻を 5, 15, 30 の倍数に丸めやすいという仮説を立てる。図-2と図-3には自己回答と代理回答のクラス別にトリップ出発・到着時刻の分布を示す。出発・到着時間のどちらも, 代理回答クラスの回答は, 0, 30分と記入される割合が高い傾向にある。5, 15分の倍数の単位のそれぞれの値では, 代理回答と自己回答クラスに大きな違いは見られない。しかし, 5の倍数以外に着目すると, 自己回答クラスが, 代理回答クラスよりも多いことが確認できる。したがって, 代理回答者は5の倍数に丸めて回答しやすいといえる。

(2) 出発・到着時刻丸め回答

前節で, 代理回答クラスの出発・到着時刻は, 5の倍数に丸められやすいという結果を示した。しかし, この分析は個々のトリップごとに見ている。トリップごとではなく個人ごとに着目すると, 代理回答クラスの回答は, その個人の全てのトリップ出発・到着時刻において5の倍数に丸められている可能性が考えられる。そのため本節の分析では, 個人ごとに着目して, トリップ出発・到着時刻を全トリップにおいて5の倍数に丸めている場合と, 1トリップでも5の倍数以外で回答し

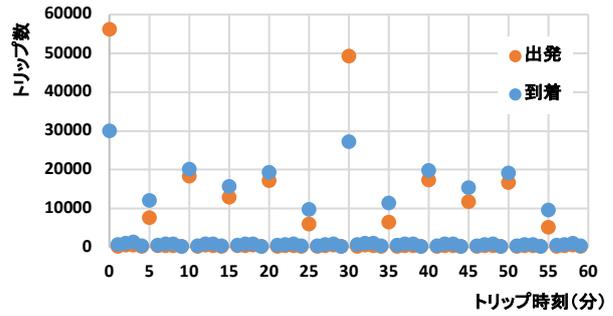


図-1 トリップ出発・到着時刻ごとのトリップ数

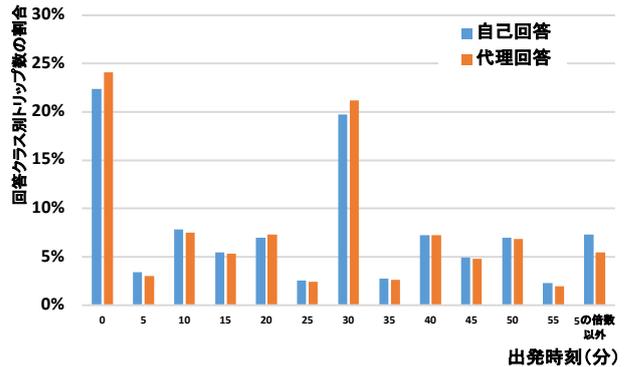


図-2 回答クラス別トリップ出発時刻の分布

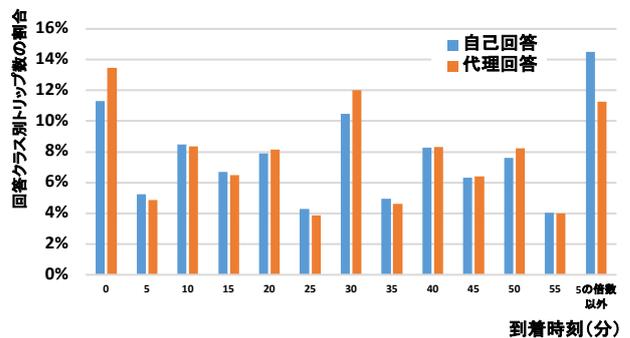


図-3 回答クラス別トリップ到着時刻の分布

ている場合の2パターンにまず分類する。そして, 前節の分析をふまえ, 5の倍数だけではなく 10,15,30の倍数についても上述の分類を行う。

以上より, 全て 5,10,15,30 の倍数で回答される場合の方が, 1つでも 5,10,15,30 の倍数以外が記入されている場合と比較して代理回答クラスの割合が高くなるという仮説が立てられる。

図-4 は自己回答と代理回答のクラス別に, 個人ごとにトリップ出発・到着時刻を全て 5,10,15,30 の倍数に丸めている場合と1つでもそれらの倍数以外で答えている場合の割合を比較したものである。どの倍数の場合でも, 全てそれらの倍数の場合の方がそうでない場合と比較して, 代理回答クラスの割合が大きくなっている。また, 30 の倍数が, 全てそれらの倍数で答えている場

合の中で最も代理回答クラスの割合が大きい。

図-5 は代理回答される確率別に、個人ごとにトリップ出発・到着時刻を全て 5,10,15,30 の倍数に丸めている場合と1つでもそれらの倍数以外で答えている場合の割合を比較したものである。どの倍数の場合でも、全てそれらの倍数の場合の方がそうでない場合と比較して、代理回答される確率が 60%以上の割合が大きい。

以上の結果から、代理回答クラス、特に代理回答される確率が 60%以上のサンプルにおいては、個人の1トリップの出発・到着時刻のみが 5,10,15,30 の倍数に丸められるのではなく、全てのトリップについてそれらの倍数に丸められる傾向にあることが分かった。この結果と前節の結果から、トリップ出発・到着時刻は 5,10,15,30 の倍数で丸められやすく、丸められる場合は1トリップだけでなく、代理回答される個人の全トリップにおいてそのような傾向にあることが分かった。特に 30 の倍数はどちらの結果でも最も代理回答クラスの割合が大きくなったため、代理回答者は 30 の倍数で回答する場合が最も多い傾向にあると考える。これは逆に考えると、トリップ出発・到着時刻全て 30 の倍数で回答されている場合は、代理回答が発生している可能性が最も高いと解釈される。具体例として、図-5 の数値が正しいと仮定すると、トリップ出発・到着時刻が

全て30の倍数で回答されている場合は、79.5%の確率で、代理回答されている確率が60%以上であると解釈できる。

(3) トリップ移動時間

本節では、トリップ出発・到着時刻の差であるトリップ移動時間に着目する。図-6 はトリップ移動時間ごとのトリップ数の総計を表したグラフである。このグラフから、5の倍数の移動時間データが多いことが分かる。これは、前節で述べたようにトリップ出発・到着時刻が5の倍数に丸められやすいため、移動時間も5の倍数になっているためと考えられる。

これらを踏まえて、代理回答クラスのトリップ移動時間を考える。まず自分で回答する人に比べて代理回答者は、その人の細かいトリップまでは把握できないと考えられるため、短時間のトリップ移動時間の割合が低くなると予測される。また、前節の分析より理回答クラスのトリップ出発・到着時刻で丸められやすいことから、5の倍数のトリップ移動時間の割合が高くなると予測される。以上より、代理回答クラスの回答は、短時間のトリップ移動時間の割合が低くなる、5の倍数のトリップ移動時間の割合が高くなるという仮説を立てた。

図-7は、代理回答確率別トリップ移動時間の割合を表したグラフで、図-8は図-7から5の倍数の移動時間データを除去したものである。短時間のトリップ移動時間は全体的に自己回答クラスの割合が高くなっている。また、5の倍数のトリップ移動時間については、15分までは自己回答クラスの割合が高く、20分以降は代理回答クラスの割合が高くなっている。

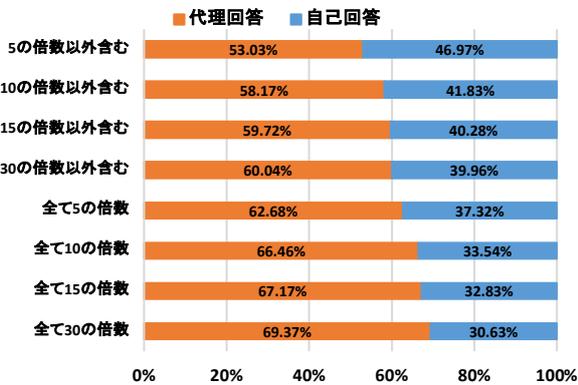


図-4 回答クラス別出発・到着時刻の丸め回答

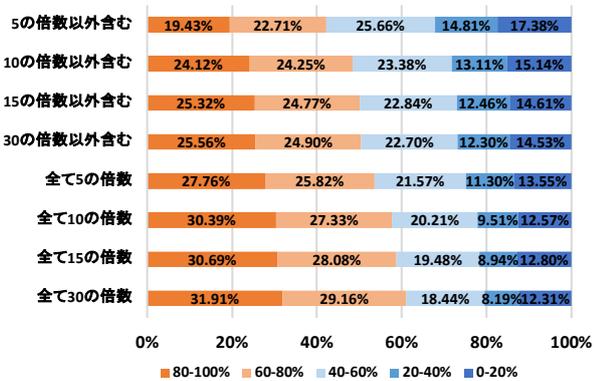


図-5 代理回答確率別出発・到着時刻の丸め回答

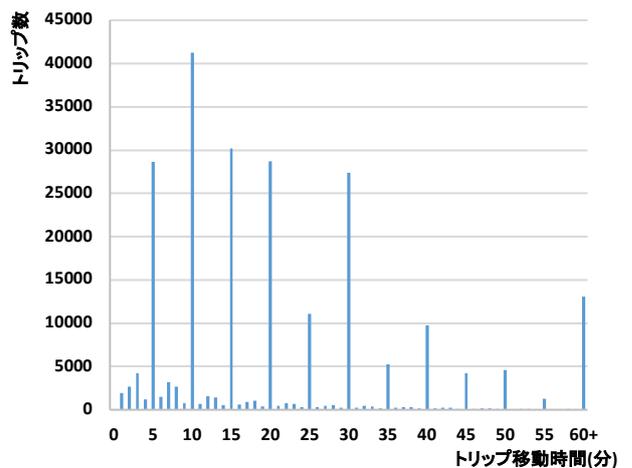


図-6 トリップ移動時間ごとのトリップ数分布

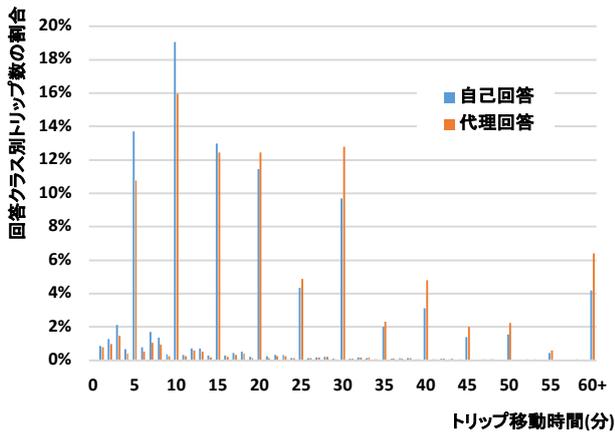
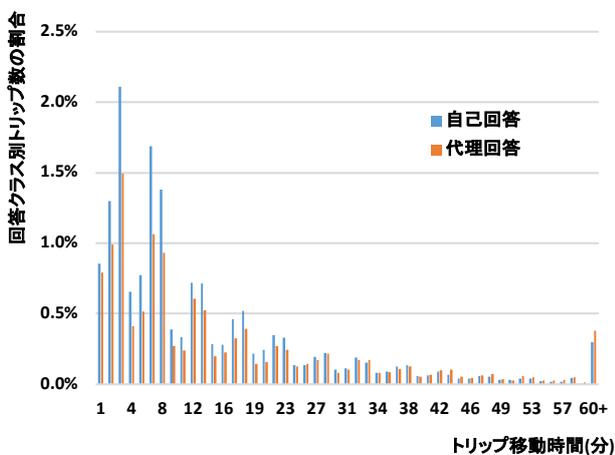


図-7 回答クラス別トリップ移動時間分布

図-8 回答種別クラス別トリップ移動時間の割合
(5の倍数以外)

以上の結果より、代理回答クラスの回答では、短時間トリップの割合が低くなる、20分以降の5の倍数の移動時間の割合が高くなるということが分かった。短時間トリップについては、仮説で述べたように、自分で回答する人が記入する短時間の細かいトリップが代理回答者にとって推測されにくいトリップであることが考えられる。代理回答による5の倍数への丸め傾向は20分以降のみで確認されるのは、短時間トリップが回答されないこととの複合的な影響と考えられる。

7. 結論

本研究は、世帯内でだれがPT調査に回答するかを集団意思決定として表現した離散選択モデル^{3,4)}を用いて、出発到着時刻の丸め誤差への代理回答バイアスの分析を行った。本研究の成果を以下に示す。

- PT調査において、多くの回答者は回答時刻を5の倍数に丸める傾向にあるが、その中でも代理回答は自己回答と比較して、5、10、15、30の倍数に丸

めて記入する傾向にあり、特に30の倍数に丸められる傾向が強い。

- 代理回答で時刻が丸められる場合は1トリップだけでなく、個人の全トリップにおいてそのような傾向にある。
- 移動時間については、代理回答では短時間トリップの回答が少なく、20分以降は5の倍数に丸められる傾向にある。

なお、本論文の分析の前提として利用した代理回答される確率は推測値であるが、上記の得られた結果は常識的に解釈できるものであり、少なくとも本稿の対象データからは利用している分析方法の妥当性は支持されると考える。今後は、だれが調査に回答したかというデータを収集した新たな調査を実施し、分析方法の妥当性の検証を積み重ねることが重要である。ただし、提案手法は、だれが回答したのかが分からない既存データにも適用できる方法論であり、その有用性は強調しておきたい。

なお、本研究で示した内容だけでなく、PT調査の平均トリップ数の代理回答バイアスの既存研究^{3,4)}の成果も踏まえると、社会調査でだれが回答したのかの情報を収集することは極めて重要と判断される。現状のPT調査等では、その情報は収集されていない場合が多いが、今後の調査では収集が強く望まれる。

謝辞：本研究は、JSPS 科研費 JP18H01561 の支援を受けた成果の一部です。

参考文献

- Kitamura, R: Time-of-day characteristics of travel: an analysis of 1990 NPTS data. In: *Special Reports on Trip and Vehicle Attributes*, 1990 NPTS Report Series, Publication No. FHWA-PL-95-033, US Department of Transportation, Federal Highway Administration, Washington, DC, February, pp 4-1-4-56, 1995.
- Rietveld, P.: Rounding of arrival and departure times in travel surveys: an interpretation in terms of scheduled activities. *Journal of Transportation Statistics*, Vol. 5, Issue 1, pp. 71-82, 2001.
- 細谷謙太, 川野倫輝, 渡邊萌, 佐藤嘉洋, 円山琢也: 集団意思決定を考慮した世帯単位の交通調査回答行動分析, 第57回土木計画学研究発表会, 論文番号16-04, 2018.
- Maruyama, T., Hosotani, K. and Kawano, T.: Inferring proxy response in household travel surveys with unknown completer using a group-based choice model, presented at ARSC 2018, submitted for publication, 2019.
- 上原一輝, 川野倫輝, 円山琢也: 自由回答データにおける代理回答バイアスの推定, 第58回土木計画学研究発表会, 2018.
- 林英夫: 郵送調査法の再評価と今後の課題, 行動計

- 量学, 第 37 卷, 第 2 号, pp. 127-145, 2010.
- 7) 荒牧 央: 世論調査の手法に関する現状と問題点, マス・コミュニケーション研究, 77, pp. 59-75, 2010.
 - 8) 調査方式比較プロジェクト: 世論調査における調査方式の比較研究: 個人面接法, 配付回収法, 郵送法の 2008 年比較実験調査から, NHK 放送文化研究所年報, 54, pp. 105-175, 2010.
 - 9) Seebauer, S., Fleiß, J., and Schweighart, M.: A household is not a person: Consistency of pro-environmental behavior in adult couples and the accuracy of proxy-reports, *Environment and Behavior*, Vol. 49(6), pp. 603-637, 2017.
 - 10) Badoe, D. & Steuart, G.: Impact of interviewing by proxy in travel survey conducted by telephone, *Journal of Advanced Transportation*, Vol. 36, No. 1, pp. 43-62, 2002.
 - 11) Bose, J., Giesbrecht, L.: Patterns of proxy usage in the 2001 national household travel survey. In: JSM Proceedings, Survey Research Methods Section, American Statistical Association, pp. 3313-3319, 2004.
 - 12) Wargelin, L. and Kostyniuk, L.: Proxy respondents in household travel surveys, in Stopher, P. and Stecher, C. (eds.) *Travel Survey Methods*, pp. 201 - 212, 2006.
 - 13) Richardson, A. J.: Proxy responses in self-completion travel diary Surveys, *Transportation Research Record*, No. 1972, pp. 1-8, 2006.
 - 14) Verreault, H. and Morency, C.: What about proxy respondent bias over time?, Montreal, Quebec: CIRRELT: Interuniversity Research Centre on Enterprise Networks, Logistics and Transportation, 2015.
 - 15) 名取義和, 谷下雅義, 鹿島茂: パーソントリップ調査における回答誤差とその発生要因, 土木計画学研究・論文集, No. 17, 2000.
 - 16) 佐藤嘉洋, 円山琢也: 交通調査の出発時刻の丸め誤差に関するモデル分析, 第 57 回土木計画学研究発表会, 投稿中, 2019.
 - 17) Yamamoto, T., Madre, J. L., de Lapparent, M., and Collet, R.: A random heaping model of annual vehicle kilometres travelled considering heterogeneous approximation in reporting, *Transportation*, in press, 2018.
 - 18) Drechsler, J. and Kiesl, H.: Beat the heap: An imputation strategy for valid inferences from rounded income data, *Journal of Survey Statistics and Methodology*, Vol. 4, No. 1, pp. 22-42, 2016.
<https://doi.org/10.1007/s11116-018-9933-0>
 - 19) 張峻屹, 桑野将司, 藤原章正: 集団離散選択モデルの比較分析~世帯の車種選択を例にこ~, 土木計画学研究・論文集, Vo. 23, No. 2, pp. 463-472, 2006.
 - 20) 張峻屹, A. Borgers, H. Timmermans: 集団効用関数に基づく世帯時間配分モデルの開発及び実証的分析, 土木計画学研究・論文集, Vol. 19, No. 3, pp. 391-398, 2002.
 - 21) 佐藤嘉洋, 円山琢也: 集団意思決定モデルを用いた益城町仮設住宅居住者の郵送調査回答行動分析, 第 57 回土木計画学研究発表会, 論文番号 16-17, 2018.

(2019. 3. 10 受付)

PROXY-RESPONSE BIAS IN ROUNDING OF ARRIVAL
AND DEPARTURE TIMES IN TRAVEL SURVEYS

Kazuki UEHARA, Yoshihiro SATO and Takuya MARUYAMA