

# 拡張型ウィップル指数で表現される 回答態度別の代理回答バイアス

吉川 駿汰・円山 琢也

<sup>1</sup>学生会員 熊本大学大学院自然科学教育部土木建築学専攻（〒860-8555 熊本市中央区黒髪2-39-1）

<sup>2</sup>正会員 熊本大学教授 大学院先端科学研究部（〒860-8555 熊本市中央区黒髪2-39-1）

E-mail: takumaru@kumamoto-u.ac.jp (Corresponding Author)

本来の調査回答者以外の代理回答によるバイアスは広く認識されているが研究は不十分である。特に日本のパーソントリップ調査等の交通調査は誰が回答したかを一般に収集しておらず、代理回答バイアスの精査は重要である。本研究は、誰が回答したかの情報を収集している米国の世帯交通調査を利用して、代理回答の実態とバイアスについて精査する。分析の結果、以下の点が明らかになった。(1) 代理回答された回答ほど回答時刻の丸めが多い。(2) 代理回答者が自分の回答を丸めて回答していると、被代理回答者の回答も丸められやすい。(3) 代理回答者が自分の回答を丸めて回答していると、被代理回答者のトリップは少なく回答されやすい。これらの知見は、回答時刻の丸めは回答態度を計測する代理指標となりうることを示唆し、代理回答バイアスの補正法の開発等に有効と考えられる。

**Key Words:** proxy response, rounding error, national household travel survey, survey bias

## 1. はじめに

### (1) 背景及び目的

社会調査データは社会課題の解決に向けて施策の立案に用いられるため、より質の高いものが求められる。パーソントリップ調査(以下PT調査)もその一つであり、交通課題の解決のための多くの交通計画の策定や検討等に役立てられている。

PT調査は世帯単位で調査の依頼が行われ、世帯全員がそれぞれの交通行動を回答するのが原則である。しかし、各世帯構成員の回答は、その対象者が回答しているとは限らず、世帯内の別の構成員が代理で回答することがありうる。代理で回答することで、回答の精度は当然低下し、結果にはバイアスが生じうる。ここで、代理回答により生じた調査の結果のバイアスを代理回答バイアスと呼ぶ。より質の高い調査データを得るためには代理回答バイアスを補正する必要があるが、そのために代理回答の実態を把握することが不可欠といえる。

筆者らの先行研究<sup>1)</sup>では代理回答情報を収集している米国PT調査のデータを用いて、代理回答やそのバイアスを把握する研究を行い、これらの実態を明らかにした。また、佐藤・円山<sup>2)</sup>によって新たに開発されたデータの質を測る指標を用いて、調査対象者の代わりに代理回答

者が回答したトリップの方が時刻を丸めやすいことを明らかにしている。ただ、これらの研究では、米国PT調査データに設定されている標本重みを考慮していなかったため改善が求められる。そこで、本研究の前半では標本重みを考慮した代理回答の実態の把握およびトリップの記入漏れなどの代理回答バイアスの精査を行う。

具体的に本研究では、標本重みを考慮しながら、

- ・自己回答・代理回答の選択に影響する要因の把握
- ・平均トリップ数に着目した代理回答バイアスの把握
- ・属性ごとの代理回答傾向や回答時刻の精度の把握

を行なう。そして、先行研究<sup>2)</sup>で確認済みである、次の仮説を標本重みを考慮して、再検証する。

**仮説 1:** 代理回答された回答ほど回答時刻の丸めが多い。

また、代理回答者の回答態度別にトリップの記入漏れなどの代理回答バイアスは変化すると考えられる。この回答態度を計測する代理指標として、代理回答者の自身の回答における時刻の丸めを利用する。より具体的に以下の仮説を検証する。

**仮説 2:** 代理回答者が自分の回答を丸めて回答していると、被代理回答者の回答も丸められやすい。

仮説 3: 代理回答者が自分の回答を丸めて回答していると、被代理回答者のトリップは少なく回答されやすい。

仮説2, 仮説3は、回答態度が不良な代理回答者によってなされた代理回答は、不良な回答が多いことを仮定している。

本研究の分析は、代理回答バイアスを補正する方法の開発につながりうる。また、今後の日本のPT調査においても代理回答者の情報を収集する必要性の根拠資料にも位置づけられる。

## (2) 本研究の構成

本研究の構成は以下の通りである。まず2.で既往研究について、3.で使用データである米国PT調査を説明する。4.で利用する分析方法を述べ、5.で結果と考察を記述し、最後に6.で本研究をまとめ、今後の展望について整理する。

## 2. 既存研究のレビュー

本稿の主題である調査への回答態度に関する既往研究は多い。高橋ら<sup>4)</sup>は調査に対して調査協力者が相応の注意資源を割かず、最低限の努力で回答するsatisfice回答に着目し、satisfice傾向と回答者属性や調査会社との関係性について検討を行っている。分析の結果、satisfice回答傾向に与える回答者属性はごくわずかである一方で、同様の回答形式の質問が調査表の前半部にあるか後半部にあるかで回答方法の違反率が異なることを明らかにした。同じく三浦ら<sup>5)</sup>もsatisfice回答傾向に着目し、satisfice回答傾向を示した個人はほかの調査でも同様の行動を示しており、satisfice回答は特性依存的なものであるということを実証的に明らかにしている。ほかにも地区交通計画を行うにあたり社会調査を行うこと、またその客観的評価を周知することで地域住民の施策への許容度を上げることが明らかにした小嶋ら<sup>6)</sup>や任意のカテゴリ設問の真実性を表すペイジアン自白剤をインターネット調査に適用し、その活用可能性を検討している小野<sup>7)</sup>など回答態度の計測を試みる分析は多く存在する。

しかし、回答態度を計測する代理指標として回答時刻の丸めを利用した事例は筆者の知る限り存在しない。回答時刻を利用した指標は、既存の交通データからでも算出できることが強みである。この点が本研究の新規性および独自性であるといえよう。

表-1 2017年米国 NHTS 概要

調査期間	2016年3月～2017年5月
調査方法	Web調査, 電話調査 もしくは両方
調査対象地	米国全土
調査回答者	264,234人
調査対象世帯	129,696世帯 (政府実施の全国調査26,099 世帯+地方13州でのアド オン調査103,597世帯)
調査方法内訳	Web調査 78285世帯 電話調査 39259世帯 両方 12152世帯
回答総トリップ数	923,572トリップ

出典)資料<sup>8)</sup>

## 3. データ

本研究では2017年に米国で実施されたPT調査データ(National Household Travel Survey, NHTS)を用いる。表-1に調査の概要を示す。調査対象世帯は全米50州を対象にランダムに抽出される。

調査手順は事前に抽出された世帯に依頼書を郵送し、参加意向を確認した後、交通行動情報を報告する2段階の調査方式となっている。交通行動調査は指定された日程の一日のトリップを報告するものであり、報告終了後調査参加の謝礼(\$20)が郵送される。

交通行動調査の報告はWeb、電話もしくは両方の3種類あり、調査対象者は世帯ごとに報告方法を任意で選択することが出来る。調査で得られる情報としては調査対象者の性別、年齢、就業状態等の個人属性やトリップ情報、公共交通機関に対する意識などがある。なお本調査は5歳以上の世帯構成員を調査対象としているが、調査において16歳未満の世帯員に関してはその世帯の成人が必ず代理回答をするようになっている。

本研究で使用しているPT調査データは各サンプルに対して重み付けされており母集団を推計することが可能である。以降の章ではマスターデータにおいて各個人、トリップに付与された重みを使用した分析を行っている。その他、調査の詳細は別途<sup>9)</sup>に報告されている。

## 4. 方法

### (1) 用語の定義

関連する用語を以下のように定義する。

- ・自己回答者 (self-respondents): 自分の交通行動等を自分で記入した人。この回答データを単に自己回答

と呼ぶ。

- ・被代理回答者 (proxy respondents): 自分の交通行動等を他者に記入してもらった人。代理回答された人。この回答データを単に代理回答と呼ぶ。
- ・代理回答者 (proxy completers): 他者の交通行動等を代理で記入した人。

回答サンプルは、自己回答者か被代理回答者かのどちらかに分類される。自己回答者は他者の代理回答もしていることがあるので、自己回答者は代理回答者を兼ねることがあること、また代理回答者は複数の被代理回答者のデータを回答することもあることに留意が必要である。

## (2) wRDT指数

佐藤・円山<sup>3)</sup>によって定式化されたwRDT (weighted index for rounding in departure time) 指数について説明する。wRDT指数は報告されたトリップの出発時刻の不正確さを個人単位で評価する指標である。wRDT指数は回答者一人当たりのトリップ数の影響を除くために、個人ごとのトリップ数を逆数とした重みづけを行っており、式(1)のように表される。

$$wRDT_{15} = \frac{\sum_i \frac{N_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,15}}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,30}}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,45}}{n_i}}{\frac{1}{15}(\sum_i \frac{N_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,01}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,59}}{n_i})} \times 100 \quad (1)$$

ここで、 $N_{i,m}$ は個人*i*が*m*分と回答したトリップ数、 $n_i$ は個人*i*が報告した総トリップ数である。このwRDT<sub>15</sub>の値が大きいほど、その個人は15分単位に丸めて回答しており、逆にwRDT<sub>15</sub>の値が小さいほど15分単位に丸めずに回答していると解釈する。なお、wRDT指数は報告されたトリップの出発時刻が特定の「分」に集中していないときに正確であるとなる。すなわち、wRDT指数はトリップの真の出発時刻が一樣に分布していると仮定を置いていることに留意されたい。また本研究では15分単位に着目した分析を行っているため式(1)を用いているが、ほかにも5,10,30,60分単位の指標も佐藤ら<sup>3)</sup>によって同様に提案されている。

ここで、wRDT<sub>m</sub>/m ( $m = 5, 10, 15, 30, 60$ ) という指標は、*m*分単位に丸める割合の平均値となる。この値とその標準偏差を表-3に示す。この表から、全トリップの

表-3 各丸め時刻の回答割合と標準偏差

<i>m</i>	wRDT <sub>m</sub> /m	標準偏差
5	0.820	0.384
10	0.554	0.497
15	0.552	0.497
30	0.392	0.488
60	0.220	0.414

開始時刻の内、82%が5分単位に丸められ、22%が60分単位に丸められていることがわかる。また、丸められる割合のばらつきは15分単位が最も大きいことが読み取れる。本稿では、データのばらつきを最も表現できているwRDT<sub>15</sub>に絞って分析を続ける。この結果も先行研究<sup>2)</sup>と比較すると、wRDT<sub>m</sub>/mの値に大きな差はないが、標準偏差は重みを考慮した方が一樣に値が大きくなっている。

## (3) 分析内容

まず、代理回答の実態の基礎集計として、性年齢別代理回答割合、年齢別性別代理回答分布のクロス集計を行う。分析結果では、その考察と筆者の重みを考慮していない先行研究<sup>1)2)</sup>の結果との比較も行う。なお、重みを考慮しても分析結果が大きく変化せず、本研究の主題である回答態度別の代理回答バイアスに関わらない分析結果は本稿には記載しない。

次に、平均トリップ数の代理回答バイアスの基礎分析として、性年齢別トリップ目的別の平均トリップ数を回答方法別にクロス集計する。ここで、自己回答者と代理回答者によって報告されるトリップ数の比較する際には交絡要因による影響に留意する必要がある。交絡要因とは調査対象者の背景要因のことで、回答されるトリップ数や回答種の選択に影響を与えうる調査対象者の性別や年齢など個人属性や世帯属性などのことである。そこで傾向スコア分析を行うことにより、交絡要因の影響を排除し、実際に回答種の選択のみが平均トリップ数に与える影響を検討する。傾向スコアによる群間比較には傾向スコアマッチング<sup>9)</sup>を用いる。

なお、トリップ数を含む分析ではマスターデータのうち非外出者を除くサンプルを分析対象とする。サンプルサイズは自己回答をした人が159,013人、代理回答をされた人は60,181人、代理回答をした人が42,360人である。

次に**仮説 1**の検証のために、性年齢別回答種別wRDT<sub>15</sub>を集計する。さらに、個人・世帯属性の影響をコントロールした検証のために、回答方法が自己回答か代理回答の2項ロジット選択モデルを、wRDT等の回答時刻の丸めを計測する指標を含めて推定する。これらの指標を含めたほうがモデルの尤度が有意に上昇する場合、**仮説 1**が支持される。このモデルは、回答方法と回答の丸めとの相関関係を表現するものと解釈する。また、重みを考慮した推定法については、後述する。

**仮説 2**の検証には、調査対象者のwRDT<sub>15</sub>を従属変数として、重回帰分析を利用する。代理回答者のwRDT<sub>15</sub>を説明変数の導入して、その変数が有意になるかで仮説を検証する。重回帰分析についても標本の重みを考慮するWLS (weighted least squares) 推定結果と重みを考慮しないOLS (ordinary least squares) 推定結果の両方を記載する。仮

説 3の検証には、代理回答者のwRDT<sub>15</sub>別の平均トリップ数のクロス集計を利用する。

(4) 重み付き最尤推定

モデルの加重推定に関して Solon<sup>10</sup>らは加重推定を行う際に、非加重推定結果と比較を行うことでモデルの仕様ミスや内因性サンプリングの診断をすることなどが出来ると述べている。また北村ら<sup>11</sup>は重み付きと重み無しで離散選択モデルでの推定、比較を行った結果、重みがパラメータ値および t 値に大きな影響を与えていることを明らかにしていることから、重み有り無しで比較することが重要であると考えられる。そのため本研究でも加重推定結果と非加重推定結果の両方を記載する。

加重推定ではデータセット内の各調査対象者の重みを使用して、WESML (weighted exogenous sample maximum likelihood) 推定<sup>12</sup>を適用した推定を行った。なお利用したソフトウェアは Biogeme (ver3.10.1)<sup>13</sup>である。WESML 推定の対数尤度関数を

$$L = \sum_{i=1}^N \hat{\omega}(j_i) \ln Pr[J_i | x_i, \theta] \quad (13)$$

とする。ここで*i*は個人を指し、*N*は個人の数、*J<sub>i</sub>*は個人*i*によって選択された選択肢である。また重み $\hat{\omega}(j_i)$ は Abouassif<sup>9</sup>らと同様に*W<sub>i</sub>*を個人*i*の重み、 $\bar{W}$ を分析対象全ての人の重みの平均とした縮小された重みを適用している。

$$\hat{\omega}(j_i) = \frac{W_i}{\bar{W}} \quad (14)$$

また、分散共分散行列は次のように与えられる。

$$\sum \frac{1}{N} \Omega^{-1} \Lambda \Omega^{-1} \quad (15)$$

ここで

$$\Omega = E \left\{ \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta} \right] \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta'} \right] \right\} \quad (16)$$

$$\Lambda = E \left\{ \hat{\omega}(j_i) \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta} \right] \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta'} \right] \right\} \quad (17)$$

であり、モデル推定に当たっては、

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{N} \left\{ \hat{\omega}(j_i) \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta} \right] \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta'} \right] \right\} \quad (18)$$

$$\hat{\Lambda} = \frac{1}{N} \left\{ \hat{\omega}(j_i) \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta} \right] \left[ \frac{\partial \ln Pr(J_i | x_i, \theta)}{\partial \theta'} \right] \right\} \quad (19)$$

が適用される。

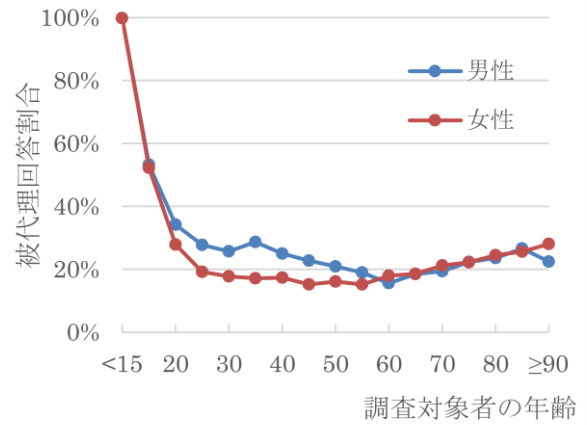


図-1 年齢別性別被代理回答割合

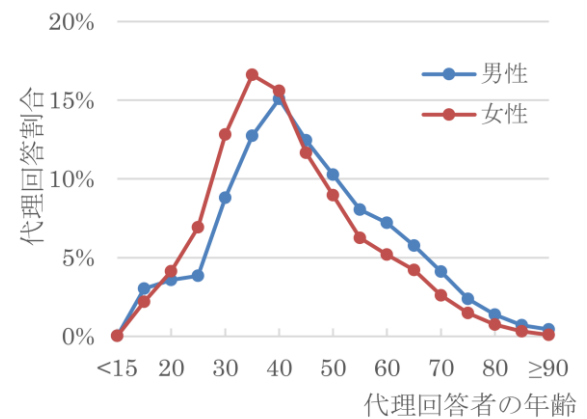


図-2 年齢別性別代理回答分布

5. 結果と考察

(1) 代理回答の実態の基礎集計

図-1は男女別年齢別の被代理回答者の割合を示している。10、20代の方はそれ以降の年代の人に比べ、代理回答される割合が高い。これは子供の代わりに親が調査に回答しているためであると考えられる。また20～50歳の男性は女性よりも代理回答をされる割合が約10%高くなっている。特にこの年代の男性は働き盛り世代で自宅にいない時間が多いため、代理で回答してもらうことが多くなったと考えられる。それ以外の年代に対しては男女間でほとんど差が見られない。この傾向は重みを考慮しない場合でも同様の結果が得られている。

図-2は年齢別男女別の代理回答者の分布を示す。20～40歳までの世代で女性の方が男性よりも代理回答しやすい傾向にあることが分かる。これは図-1で差があった世代におおよそ対応している。このことから、代理回答されやすい20～50歳の男性はその妻に代理回答される傾向にあると推測される。一方で50歳以降では男性のほうが代理回答をする傾向にある。若年層では女性が、高齢層になると男性が実際に代理回答を行っているといった

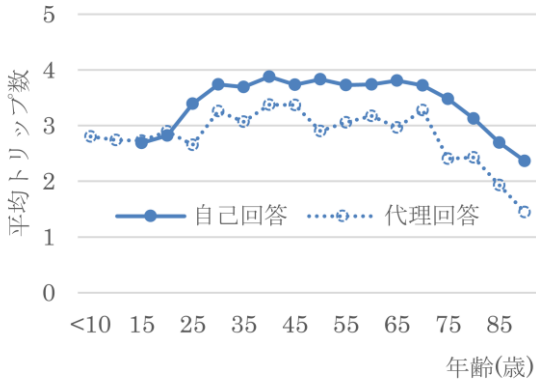


図-3 男性の回答方法別平均トリップ数

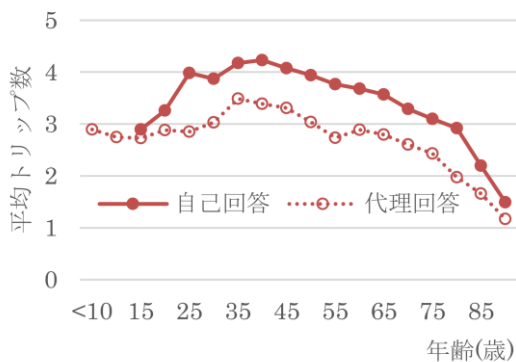


図-4 女性の回答方法別平均トリップ数

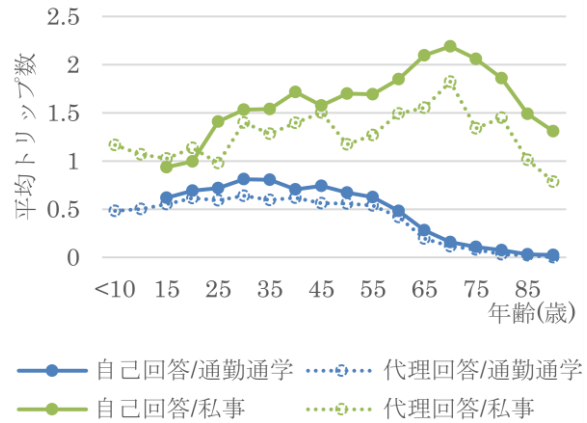


図-5 男性の目的別回答方法別平均トリップ数

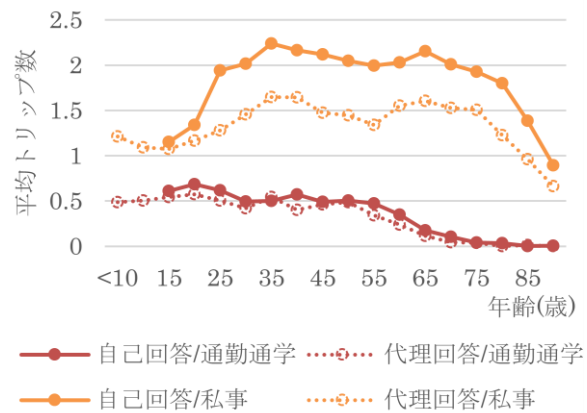


図-6 女性の目的別回答方法別平均トリップ数

表-2 傾向スコア分析結果

	パラメータ	標準誤差	t値	P値
トリップ数の差	-0.4848	0.02	-29.17	0.00
マッチングペア数		48,717		
95% CI		0.4847-0.4849		

傾向は重みを考慮しない場合でも同様であった。しかしながら、男性の代理回答割合のピークは重みを考慮した場合の図-2は40歳なのに対し、そうでない場合では65歳と分布には大きな違いが見られた。

(2) 平均トリップ数の代理回答バイアス

ここでは、平均トリップ数に着目した代理回答バイアスの分析を行う。図-3, 4はそれぞれ男性、女性の自己・代理回答別の平均トリップ数を示している。平均トリップ数は男女ともに20歳以降において自己回答と代理回答に差がある結果が得られた。これより代理回答で予測したトリップ数は自己回答の真のトリップ数よりも少なく回答する傾向にあることがわかる。

また、若い世代において自己・代理回答の平均トリップ数に差が見られなかったのは親同伴のトリップがほか

の年代に比べて多く、代理回答バイアスが少なくなるためと考えられる。

ここで図-3,4では自己回答者と代理回答者によって報告されるトリップ数に差がみられることを示したが、これらは交絡要因による影響も含まれていることに留意が必要である。交絡要因とは調査対象者の背景要因のことで、回答されるトリップ数や回答種の選択に影響を与える調査対象者の性別や年齢など個人属性や世帯属性などのことである。そこでは傾向スコアマッチング<sup>9)</sup>により、交絡要因の影響を排除し、実際に回答種の選択のみが平均トリップ数に与える影響を検討する。

分析によって代理回答が行われることにより回答されるトリップ数は0.48 (SE0.02) 減少するという結果が得られた (p<0.01)。この結果より代理回答されることによってトリップ数が少なく報告されやすいことが実証的に

明らかにできた。また、母集団の平均トリップ数を単純比較すると自己回答・代理回答間の差は0.76トリップであった。0.48トリップは回答種による影響であったため、0.28トリップは交絡要因による影響であるといえよう。詳細な分析結果は表-2に記載している。

図-5は男性の自己・代理回答別にトリップ目的別の平均トリップ数を表したものである。通勤・通学目的での平均トリップ数は自己回答と代理回答で大きな差はないが、私事目的のトリップでは平均トリップ数に差が見られた。

図-6は女性の自己・代理回答別にトリップ目的別の平均トリップ数を表したものである。私事トリップでは20代以降のすべての年代において平均トリップ数に大きな差が見られたが、通勤・通学トリップでは男性と同様に大きな差は見られなかった。女性は子育てや買い物等の目的での私事トリップが多くなっていくため、男性に比べて代理回答では私事トリップが抜け落ちやすいのではないかと考えた。

男女ともにも通勤・通学トリップにおいては大きな差は見られなかったが、その理由として日々繰り返し行われるトリップであるため予測がしやすかったためと考えられる。私事目的のトリップではほとんどの年代で自己・代理回答間に差が見られた。また、これらのトリップ数に関する分析では、重みを考慮しない場合と大きな差は見られなかった。

(3) 個人属性別wRDT指数

図-7は性年齢別自己・代理回答別のwRDT<sub>15</sub>を示している。男女ともに被代理回答者のwRDT<sub>15</sub>が高いという結果になった。これより、被代理回答者のトリップのほうが15分単位に丸めて回答されやすい傾向にあることがわかり、仮説 1が支持される。これは代理回答者が被代理回答者の実際の出発時刻を把握できておらず、憶測で回答されてしまうためだと考える。一方で代理回答者のwRDT<sub>15</sub>は自己回答と大きな差はなかった。つまり、代理回答者は自身のトリップ情報については自己回答者と同程度の丸め度合いだったといえる。また重みを考慮していない場合の結果と比較すると、一部の値でばらつきが生じているという結果となった。

図-8はトラベルログの使用、未使用別のwRDT<sub>15</sub>を示したものである。アメリカのPT調査では調査の質の向上のためにトラベルログを採用している。トラベルログとは調査協力をしてもらう世帯の調査対象者全員に送付されるトリップの覚え書きのことで、各個人指定された日のトリップの詳細を自身で記録し、トリップ情報について報告する日に記録したトラベルログを見ながら回答を行う。トラベルログにはトリップ開始・到着場所、出発・到着時刻、交通手段、同行人数を記入する。実際に

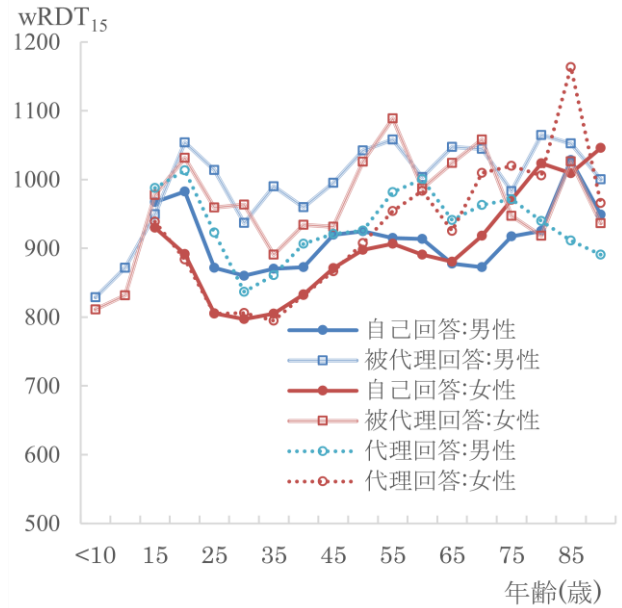


図-7 性年齢別回答種別wRDT<sub>15</sub>

注) 自己回答: 自己回答者自身のwRDT<sub>15</sub>, 被代理回答: 代理回答者により報告された被代理回答者のwRDT<sub>15</sub>, 代理回答: 代理回答者が報告した代理回答者自身のwRDT<sub>15</sub>. また、性別はそれぞれ自己回答者, 被代理回答者, 代理回答者自身の性別を表している。本調査では15歳以下については、20歳以上の世帯構成員が代理回答すると定められている。よって、15歳以下の自己回答と20歳未満の代理回答は除外している。

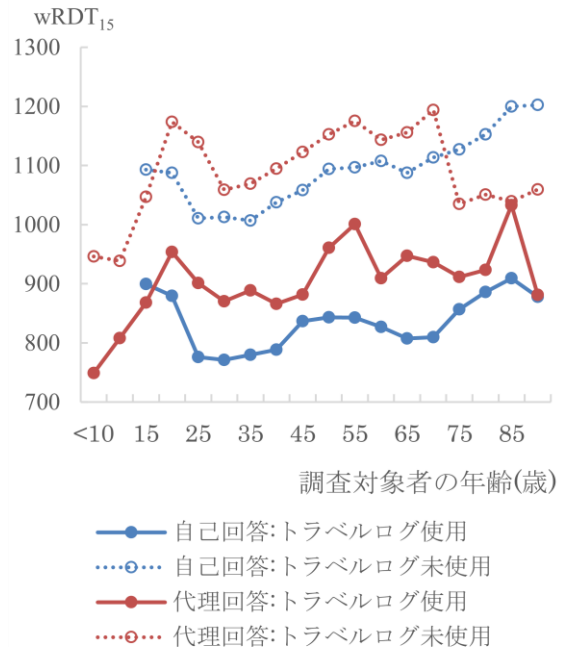


図-8 トラベルログ使用有無別wRDT<sub>15</sub>

注) 図-7と同様な定義を利用。

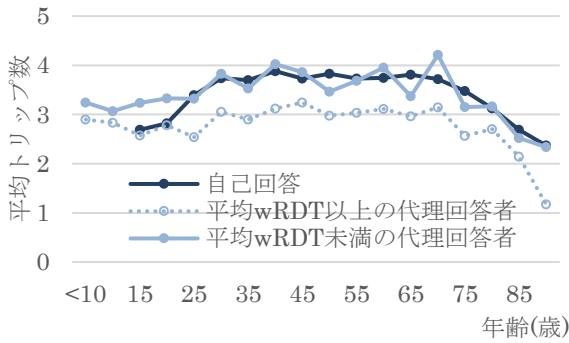


図-9 男性の回答方法別平均トリップ数

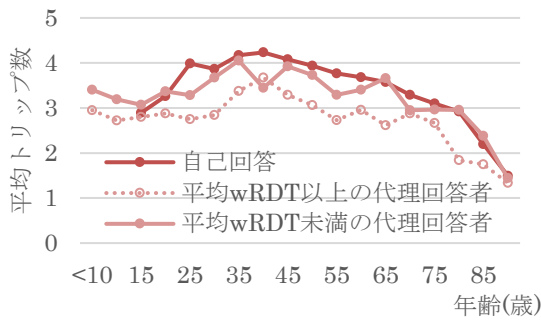


図-10 女性の回答方法別平均トリップ数

トラベルログを使用し、トリップ情報を報告したのは264,234人の内、約69%であった。

図-8より、最も詳細に時刻を回答しているのは「自己回答:トラベルログ使用」で、次点で「代理回答:トラベルログ使用」, 「自己回答:トラベルログ未使用」と続いており、自己回答、代理回答の選択よりもトラベルログを使用したかどうかのほうが回答される時刻の精度に影響があることが明らかとなった。これよりトラベルログの使用率向上、また調査に導入していない都市ではトラベルログを採用することが調査の質の向上につながると考える。

(4) 代理回答者の自己の丸め回答の程度が被代理回答者の報告内容に与える影響

図-9,10は図-3,4の代理回答者が報告したトリップ数をさらに代理回答者のwRDT<sub>15</sub>別で分類したものである。解釈を分かりやすくするために具体例を挙げると、母親が子供のトリップを代理回答とする。その時、母親は母親自身のトリップ情報と子供のトリップ情報の2つを回答することになる。ここで母親が母親自身のトリップに対して回答を行ったとき、母親自身のwRDT<sub>15</sub>が代理回答者の平均wRDT<sub>15</sub>以上の人を「平均wRDT以上の代理回答者」、代理回答者の平均wRDT<sub>15</sub>以下の人を

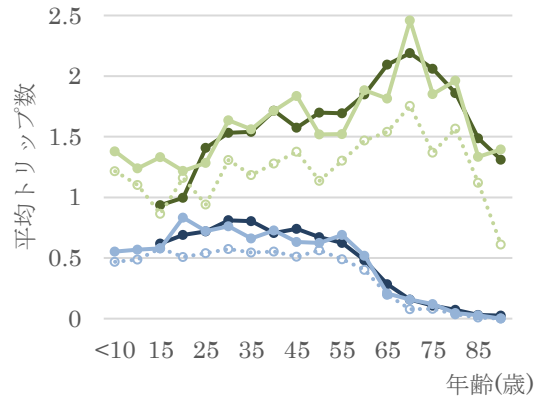


図-11 男性の目的別回答方法別平均トリップ数

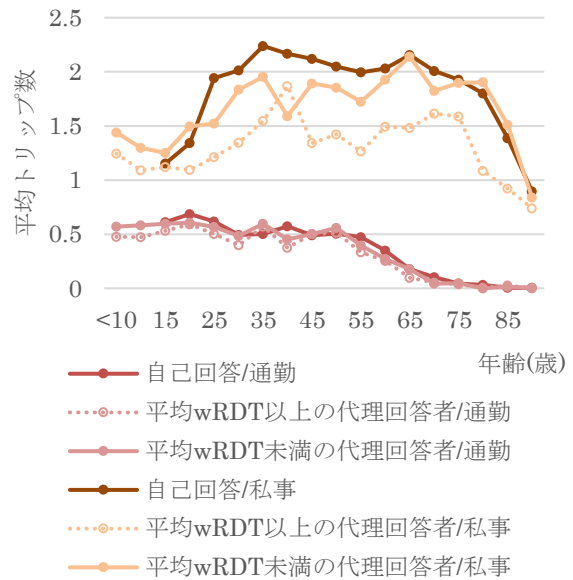


図-12 女性の目的別回答方法別平均トリップ数

「平均wRDT未満の代理回答者」を定義する。代理回答者である母親が時刻を丸めやすい人かどうかで被代理回答者である子供のトリップ情報にも影響が出ると考えられる。例えば図-9の「20歳」では調査対象者が20歳～24歳の時の代理回答者の平均wRDT<sub>15</sub>は948であるため、代理回答者自身のwRDT<sub>15</sub>がこれよりも高い代理回答者を「平均wRDT以上の代理回答者」、wRDT<sub>15</sub>が小さい代理回答者を「平均wRDT未満の代理回答者」とし、それぞれが報告した被代理回答者の平均トリップ数を示している。

図-9.10 を見ると、自己回答者の報告したトリップ数と「平均wRDT未滿の代理回答者」が報告したトリップ数に大きな差は見られない。これより、たとえ代理回答者としても、代理回答者が時刻を詳細に報告する人であるならば、正確な被代理回答者のトリップ数を報告しやすいことが明らかとなった。一方で「平均wRDT以上の代理回答者」が報告するトリップ数とは大きな差が見られ、代理回答者自身のwRDT<sub>15</sub>が被代理回答者のトリップ情報に大きな影響を与えることを明らかにすることが出来た。仮説 3 が支持される。

図-11,12 も同様に図-5.6 の代理回答者の回答したトリップをさらに「平均wRDT以上の代理回答者」と「平均wRDT未滿の代理回答者」に分けた結果を示している。

図-11 の男性の私事トリップでは「平均wRDT未滿の代理回答者」が回答したトリップ数に大きな抜け落ちが見られず、「平均wRDT以上の代理回答者」が回答したトリップとは差が見られるという結果となった。一方で通勤通学トリップはいずれの代理回答者が回答した場合でも大きな差は見られなかった。

図-12 の女性の私事トリップにおいて自己回答者の回答したトリップ数と比べ、「平均wRDT未滿の代理回答者」が回答したトリップ数は少なく、「平均wRDT以上の代理回答者」はさらに少なく回答する傾向があり、調査対象者が男性の場合との傾向の違いが見られた。また、男性の場合と同じく通勤通学トリップではそれぞれ差が見られなかった。図-9.10 の結果と合わせると、代理回答者が時刻を丸めやすい人かどうかで、報告される被代理回答者のトリップ数に影響があることが明らかになったが、特に私事目的のトリップ数が顕著にその影響を受けることが明らかとなった。

## (5) 二項ロジットモデル分析

まずは自己回答、被代理回答の選択に関する二項ロジットモデル推定を行った。表-4 には加重推定結果を表-5 には非加重推定結果を示している。

モデルAは人口統計変数のみが含まれており、モデルBは人口統計変数に加えて報告された時刻の丸めに関連する変数が、モデルCにはwRDT指数が含まれている。これらのモデルの推定では、自己回答および被代理回答どちらも選択が可能であるサンプルのみを推定対象としている。例えば単身世帯の調査対象者は自己回答である必要があり、また16歳未滿の調査対象者は調査機関の要請に基づき、代理回答をしてもらう必要がある。さらに報告されたトリップ数が0のサンプルでは時刻の丸めを算出することが出来ないため、これらのサンプルは除外しており、基準を満たしたサンプルサイズは159,463であった。

表-4の加重推定における結果を見ると特に大きなパラ

メータ値を示したのは「世帯回答者ダミー」であった。ここで世帯回答者とは調査募集に同意し、また調査結果を報告するために他の世帯員とも調整を行った世帯の代表者を指す。世帯回答者は調査に自ら協力しており、調査に意欲的な人が多いと考えられるため、このような結果になったと予想される。そのほかにも人種や学歴、世帯年収によっても回答種の選択に影響がみられる変数が見られた。一方で「主婦・主婦ダミー」、「労働者ダミー」はモデルでは統計的に有意な結果とはならなかった。

また表-5のモデルBにおいて5、10、15、30の倍数のみダミーは正で統計的に有意という結果となった。尤度比検定を行うことにより、モデルBの方がより優れていることが明確に示され、これより時刻の丸めダミーが自己回答、代理回答の選択に影響を与えないという帰無仮説は棄却され、回答態度と代理回答の関係性が実証的に示された。

また表-4の重みを適用した場合の「30の倍数のみダミー」は統計的に有意となったが、表-4の重みを適用しない場合では有意とならなかった。そのほかの説明変数でもt値が有意な値をとっていることは同様であるが、パラメータ値に差が見られるものもあり、重みの有無が分析結果に大きな影響を与えていることを示すことが出来た。

## (6) 重回帰モデル分析

ここではwRDT<sub>15</sub>と様々な要因との関係性を明らかにするために2つのは重回帰モデルを構築し検証を行った。1つ目は代理回答ダミーを、2つ目は代理回答者属性を予測因子に含んだモデルである。本分析ではマスターデータの内、調査対象者および代理回答者の非外出者を除いたサンプルを用いている。また本分析においても重み $\hat{\omega}(j_i)$ を考慮したWLS推定結果と重みを考慮しないOLS推定結果の両方を記載している。なお本分析における重回帰分析は従属変数である調査対象者のwRDT<sub>15</sub>と説明変数の相関関係を把握することが目的であり、予測を目的としたモデリングではないため、決定係数の大きさは重視しない。

表-6にWLS推定結果を示す。モデルAでは代理回答ダミーが正に有意となっている。先の分析でも示していたように自己回答、代理回答の選択と時刻の丸めとの相関が示された。また就業状態や世帯属性など各変数と関係性がみられた。また標準化偏回帰係数に着目すると、最も従属変数のwRDT<sub>15</sub>に大きな影響を与えているのは「トラベルログ使用ダミー」であった。これより様々な因子がある中でもトラベルログの使用は時刻の丸めに相当の影響を持つ要因であるといえる。

表-4 WESML による回答種選択モデルの推定

説明変数	モデル A			モデル B			モデル C		
	パラメータ	t 値		パラメータ	t 値		パラメータ	t 値	
定数項	0.28	10.15	***	0.07	2.38	**	-0.24	-6.47	***
25 歳以下男性ダミー	-0.10	-5.02	***	-0.13	-6.22	***	-0.12	-6.01	***
30 歳以下女性ダミー	-0.13	-6.65	***	-0.14	-7.15	***	-0.14	-6.95	***
65 歳以上男性ダミー	0.55	19.39	***	0.54	19.09	***	0.59	20.63	***
75 歳以上女性ダミー	0.46	10.79	***	0.45	10.55	***	0.53	12.50	***
学生ダミー	0.28	8.83	***	0.29	9.43	***	0.29	9.34	***
大学院卒ダミー	-0.07	-3.72	***	-0.06	-2.98	***	-0.14	-7.16	***
世帯回答者ダミー	-3.00	-134.98	***	-2.98	-133.89	***	-2.96	-	***
								133.38	
白人ダミー	-0.20	-13.34	***	-0.18	-12.37	***	-0.22	-14.78	***
世帯人数 5 人以下ダミー	-0.37	-14.52	***	-0.36	-14.00	***	-0.38	-14.88	***
高収入世帯ダミー	-0.30	-21.79	***	-0.29	-21.53	***	-0.29	-21.53	***
5 の倍数のみダミー				0.16	9.06	***			
10 の倍数のみダミー				0.07	2.82	***			
15 の倍数のみダミー				0.12	5.56	***			
30 の倍数のみダミー				0.06	1.80	*			
wRDT5/100							0.016	1.99	**
wRDT10/100							0.017	5.97	***
wRDT15/100							0.020	10.64	***
wRDT60/100							0.002	4.48	***
初期尤度 $L(\mathbf{0})$					-109372.60				
最終尤度 $L(\beta)$		-70341.27			-70092.90			-70197.39	
AIC		140704.54			140215.80			140422.78	
修正済み $\rho^2$		0.36			0.36			0.36	
サンプルサイズ					159,463				
$-2[L(\beta) - L(\beta_A)]$					496.74 > 9.49 = $\chi^2_{0.05}(4)$			287.76 > 9.49 = $\chi^2_{0.05}(4)$	

表-5 重みなし最尤推定による回答種選択モデルの推定

説明変数	モデル A		モデル B		モデル C				
	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値			
定数項	0.08	10.15	***	-0.16	-4.05	***	-0.48	-10.95	***
25 歳以下男性ダミー	-0.05	-1.91	*	-0.08	-2.91	***	-0.07	-2.71	***
30 歳以下女性ダミー	-0.08	-3.26	***	-0.09	-3.74	***	-0.08	-3.41	***
65 歳以上男性ダミー	0.55	19.39	***	0.49	22.09	***	0.54	24.38	***
75 歳以上女性ダミー	0.49	22.20	***	0.42	12.62	***	0.50	14.95	***
学生ダミー	0.19	5.23	***	0.22	5.82	***	0.21	5.53	***
大学院卒ダミー	-0.01	-5.23	***	-0.08	-4.44	***	-0.16	-8.89	***
世帯回答者ダミー	-2.99	-139.28	***	-2.97	-138.21	***	-2.96	-137.84	***
白人ダミー	-0.21	-11.96	***	-0.19	-10.71	***	-0.21	-12.11	***
世帯人数 5 人以下ダミー	-0.18	-5.26	***	-0.18	-5.11	***	-0.20	-5.67	***
高収入世帯ダミー	-0.29	-20.93	***	-0.28	-20.28	***	-0.28	-20.28	***
5 の倍数のみダミー				0.17	9.57	***			
10 の倍数のみダミー				0.14	5.68	***			
15 の倍数のみダミー				0.14	6.51	***			
30 の倍数のみダミー				0.01	0.30				
wRDT5/100							0.012	1.45	
wRDT10/100							0.019	8.39	***
wRDT15/100							0.024	9.64	***
wRDT60/100							0.003	6.32	***
初期尤度 $L(\mathbf{0})$					-110531.30				
最終尤度 $L(\beta)$		-67409.83			-67105.61			-67171.45	
AIC		134841.66			134239.22			134239.90	
修正済み $\rho^2$		0.39			0.39			0.39	
サンプルサイズ					159,463				
$-2[L(\beta) - L(\beta_A)]$					608.44 > 9.49 = $\chi^2_{0.05}(4)$			??	

\*: 10%有意, \*\*: 5%有意, \*\*\*: 1%有意

(注) 「25 歳以下男性ダミー」は調査対象者が 25 歳以下の男性の場合は 1, それ以外は 0, 「学生ダミー」は調査対象者が学生の場合は 1, それ以外は 0, 「高収入世帯ダミー」は世帯の合計収入が \$75000 以上の世帯を 1, それ以外を 0, 「5 の倍数のみダミー」は報告されたトリップの出発到着時刻が所定の条件を満たす場合 1, それ以外は 0 でその他の変数も同様に定義されている。

一方でモデル B ではモデル A で有意になった変数に加え、代理回答者属性が有意になる結果となった。中でも代理回答者の  $wRDT_{15}$  は標準化偏回帰係数が 0.27 と最も

大きい結果となり影響力が非常に強く仮説 2 を支持している。次いで標準偏回帰係数の値が大きいのは「トラベルログ使用ダミー」であった。これらの結果より調査対

表-6 従属変数を  $wRDT_{15}$  とした重回帰分析 (WLS 推定結果)

説明変数	モデル A				モデル B		
	偏回帰係数	t 値	標準化偏回 帰係数		偏回帰係数	t 値	標準化偏回 帰係数
<b>調査対象者属性</b>							
定数項	577.52	80.21	***		522.92	75.71	***
年齢	2.02	28.23	***	0.08	2.59	37.66	***
男性ダミー	26.96	12.32	***	0.03	10.65	4.94	***
被代理回答ダミー	48.21	16.73	***	0.04	-	-	-
学生ダミー	109.15	22.45	***	0.04	119.16	25.23	***
労働者ダミー	45.68	17.40	***	0.04	58.57	23.00	***
ドライバーダミー	-7.37	-2.09	*	-0.01	27.73	8.20	***
トラベルログ使用ダミー	-219.35	-91.17	***	-0.19	-187.89	-79.65	***
平日ダミー	-55.31	-22.55	***	-0.04	-48.46	-20.28	***
<b>世帯属性</b>							
世帯人数	5.27	6.27	***	0.01	1.69	2.06	**
世帯年収	-8.66	-20.62	***	-0.04	-8.05	-19.57	***
都市部ダミー	-27.23	-9.42	***	-0.02	-18.23	-6.48	***
<b>代理回答者属性</b>							
代理回答ダミー× 代理回答者の $wRDT_{15}$					0.29	106.80	***
代理回答ダミー× 男性ダミー(代理回答者)					-135.54	-35.34	***
代理回答ダミー× 主婦・主夫ダミー(代理回答者)					-152.77	-27.97	***
自由度調整済み決定係数	0.05				0.10		
サンプルサイズ	209,002						

表-7 従属変数を  $wRDT_{15}$  とした重回帰分析 (OLS 推定結果)

説明変数	モデル A				モデル B		
	偏回帰係数	t 値	標準化偏回 帰係数		偏回帰係数	t 値	標準化偏回 帰係数
<b>調査対象者属性</b>							
定数項	1007.79	142.41	***		904.81	132.73	***
年齢	2.03	27.50	***	0.08	2.41	33.53	***
男性ダミー	20.75	9.55	***	0.02	5.78	2.67	***
被代理回答ダミー	49.87	16.81	***	0.04	-	-	-
学生ダミー	111.10	18.59	***	0.04	117.28	20.10	***
労働者ダミー	55.50	21.71	***	0.05	63.10	25.32	***
ドライバーダミー	-7.46	-1.81	*	-0.01	31.71	8.01	***
トラベルログ使用ダミー	-247.79	-101.31	***	-0.22	-220.73	-91.82	***
平日ダミー	-51.48	-19.27	***	-0.04	-45.87	-17.57	***
<b>世帯属性</b>							
世帯人数	6.54	6.84	***	0.02	2.72	2.90	***
世帯年収	-7.56	-17.17	***	-0.04	-6.93	-16.01	***
都市部ダミー	-30.22	-11.55	***	-0.02	-23.19	-9.07	***
<b>代理回答者属性</b>							
代理回答ダミー× 代理回答者の $wRDT_{15}$					0.30	99.12	***
代理回答ダミー× 男性ダミー(代理回答者)					-149.76	-36.46	***
代理回答ダミー× 主婦・主夫ダミー(代理回答者)					-156.84	-24.10	***
自由度調整済み決定係数	0.05				0.10		
サンプルサイズ	209,002						

\*: 10%有意, \*\*: 5%有意, \*\*\*: 1%有意

象者の  $wRDT_{15}$  に対して強い影響力のある説明変数は代理回答の有無や代理回答者属性、そしてトラベルログ使用の有無であり、報告される時刻の精度に対して自己回答、トラベルログの重要性が大きいと結論づけることが出来る。

また表-7 の OLS 推定結果と比較すると説明変数ごとの t 値は同様の傾向を示していたが、二項ロジットモデ

ルと同様にパラメータ値が大きく異なる変数も見られ、重み付きと重み無しでの推定結果を比較することの有用性を示せたといえよう。

## 6. 結論

本研究では重みを考慮した場合の米国PT調査における代理回答の実態把握と代理回答バイアスの検証を行い、また代理回答者の回答態度が与える影響を明らかにした。筆者らの先行研究<sup>1)2)</sup>との違いと本研究の成果を以下に示す。

- ・重みの有無で代理回答されやすい人の割合に大きな違いは見られなかったが、代理回答者の分布は違いが見られた。
- ・自己回答者、代理回答者共にトラベルログを使用することでより詳細な時刻を回答しやすい。
- ・代理回答者が時刻を丸めやすい人か否かによって回答される被代理回答者のトリップ数に大きな差が出るのが明らかとなった。また特に私事トリップでその傾向が見られた。
- ・モデル分析を行うことで代理回答および調査対象者の  $wRDT_{15}$  に影響を与える要因を明らかにした。また重みを考慮した場合とそうでない場合で有意になる変数も見られ、重みの有無が結果に影響を与えることも明らかにした。

今後の展開として以下が挙げられる。

- ・本分析に用いた2017年米国PT調査は電話調査もしくはWeb調査での回答であったが、調査手法の違いが代理回答、代理バイアスに影響を与えうる。よって電話調査のみを利用している2009年以前のPT調査データと比較を行い、調査手法の違いによる代理回答の実態を把握する。
- ・諸外国、諸都市との比較を行い、どのような要因が代理回答バイアスや丸め誤差の違いに影響を及ぼしているかを把握する。
- ・代理回答バイアスを補正する方法を提案する。
- ・重みを考慮した信頼区間や検定などの統計的な分析を行う。

謝辞：本研究は、JSPS 科研費JP21H01458の支援を受けた

成果の一部です。

## 参考文献

- 1) 吉川駿汰, 円山琢也: 交通調査における代理回答バイアスと丸め誤差: 米国 PT 調査の事例, 第 63 回土木計画学研究発表会(春大会), 2021.
- 2) 吉川駿汰, 円山琢也: 拡張型ウィップル指数を利用した交通調査における代理回答バイアスの分析, 第 64 回土木計画学研究発表会(秋大会), 2021.
- 3) 佐藤 嘉洋, 円山 琢也: ウィップル指数を応用した交通調査データ質評価指標の開発と適用, 第 63 回土木計画学研究発表会(春大会), 2021.
- 4) 高橋伸彰, 箕浦有希久, 成田健一: Web 調査における Satisficing 回答者の基本的属性-調査年・調査会社の比較から-, 関西学院大学心理科学研究, Vol.43, 2017.3.
- 5) 三浦麻子, 小林哲郎: オンライン調査モニタの Satisfice はいかに実証的知見を毀損するか, 社会心理学研究, 第 31 巻第 2 号, 2015 年, 120-127.
- 6) 小嶋文, 久保田尚: 社会実験の情報提供がサイレント層に与える影響に関する研究, 土木学会論文集 D3, Vol. 69, No.1, 41-52, 2013.
- 7) 小野滋, 消費者調査における真実申告メカニズムの活用-ベイジアン自白剤によるテレビの視聴行動予測, 日本行動計量学会大会抄録集, Vol.45, 112-113
- 8) Federal Highway Administration: National Household Travel Survey, <http://nhts.ornl.gov>, 2022 年 1 月 19 日閲覧.
- 9) 康永秀生, 笹渕裕介, 道端伸明, 山名隼人: できる! 傾向スコア分析 SPSS・Stata・R を用いた必勝マニュアル 金原出版株式会社, 2018.
- 10) Solon, G., Haider, S.J., Wooldridge, J.M., 2015. What Are We Weighting For? J. Hum. Resour. 50, 301-316.
- 11) 北村隆一, 酒井弘, 山本俊行: 複雑な内生抽出法に基づく標本への離散選択モデルの適用. 土木学会論文集 2001, 103-111, 2001.
- 12) Ben-Akiva, M., and Lerman, S. R.: Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand. The MIT Press, 1985.
- 13) Bierlaire, Michel. 2020. A Short Introduction to PandasBiogeme. Technical Report TRANSP-OR 200605.

(2022. 3. 6 受付)

## PROXY RESPONSE BIAS DUE TO RESPONSE ADDITUDE EXPRESSED BY EXTENDED WHIPPLE'S INDEX

Shunta YOSHIKAWA and Takuya MARUYAMA