

交通調査における丸め誤差評価指標の改良と 英国交通調査データ時系列分析への適用

佐藤 嘉洋¹・円山 琢也²

¹正会員 熊本大学研究員 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: yo-sato@kumamoto-u.ac.jp

²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 (Corresponding Author)

本研究では、先行研究で提案した、交通調査データの出発時刻の丸め誤差を測る指標である wRDT 指数の改良と、英国交通調査データへの時系列分析への適用を行う。交通調査データではトリップの出発/到着時刻を 5,10,15,30,60 分単位で回答することによる丸め誤差が知られているが、社会調査の質が近年急激に悪化していると懸念されている中で、この誤差に関する精査は重要と言える。本研究では、改良した wRDT 指数を用いて英国で毎年実施されている交通調査データの時系列分析を行い、近年ではより大きな単位で丸めて回答する傾向になってきていること、性年齢別では壮年女性と比較して壮年男性が、地域別では大都市であるロンドンで大きく丸めて回答する傾向にあることを明らかにした。

Key Words: rounding error, whipple's index, national travel survey, time series analysis

1. 研究の背景と目的

社会調査をめぐっては、近年その質が大きく低下しているとの懸念が示されている¹⁾。その背景は様々なものがあるが、一例としてプライバシー意識の向上による調査参加意識の低下が考えられる。このような背景によって調査の実施および回答が行われた場合、調査結果には誤差を多く含むことが予想される。ここで誤差とは、非標本誤差のことを指し、例えば調査無回答による誤差(無回答誤差)や正確でない回答による誤差(測定誤差)などである。冒頭でも述べたように、社会調査の質が低下している現状を鑑みると、これら非標本誤差に関する精査はますます重要な課題になってきていると言える。交通工学分野でもこの課題は例外ではなく、パーソントリップ調査(以下、PT 調査)を始めとする大規模交通調査でも非標本誤差、特に測定誤差の存在は指摘されている。具体的に、回答されるトリップの時刻や移動距離に繰り上げまたは繰り下げて回答を行う「丸め回答(丸め誤差)」が起きやすいことが知られており^{2,3)}、この誤差が分析に影響を与えることが懸念されている⁴⁾。

丸め誤差に関して、筆者らの先行研究⁵⁾では、熊本市圏(日本)の PT 調査とオランダの交通調査におけるトリップ出発/到着時刻の回答傾向の違いを明らかにし、

さらに別の先行研究⁶⁾では世界の交通調査を比較することで回答に地域差があることを指摘している。

これまでの研究で取り扱った世界各国の交通調査データから、時刻の回答傾向について以下の2つの性質があると考えられる。

性質1: 時刻の回答は5分単位で行われることが殆どである

性質2: 報告された5分単位の回答は、その割合から30分/60分単位の回答と、5分/10分/15分単位の回答に大別できる

同様の性質は Kitamura⁷⁾が米国の調査でも指摘しており、すべての国を網羅できていない訳ではないが、欧米、アジア、アフリカ地域の研究例から導かれる共通の性質と言っていだろう。

ここで、先行研究⁶⁾で提案した wRDT 指数は、詳しくは2で述べるが、その性質から30分/60分単位の回答の多さに影響される点にその限界がある。特に10分単位と15分単位の丸め回答の比較で指数が事象を正確に表現できない課題があり、指数の改善が求められよう。そこで本稿の前半では、5分単位の出発時刻に集約した場合の丸め誤差による評価指数として wRDT 指数の改良を行うことを目的とする。

本稿の後半では、改良した wRDT 指数を用いて英国の調査を事例に分析を行う。同調査は 16 年分のデータがあるため、分析の大きな目的は調査データの質に関する歴史的変遷の把握であるが、この調査は世帯構成員等に関するインタビュー調査のみ代理回答の有無についてデータが記録されている。本稿で取り扱う出発時刻を含む交通行動に関しては代理回答が行われているかは確認できないが、この情報を用いて代理回答 (proxy response) と時刻の丸め誤差の関係を明らかにすることも目的とする。よって、本稿では以下のリサーチクエスチョンを置いて分析を行う。

- 1) 交通調査のデータの質は近年どのような変化を辿っているのか？
- 2) 地域によって丸め回答の傾向は異なるのか？
- 3) 代理回答の有無と時刻の丸め回答には関連があるか？

本稿の構成は以下のとおりである。まず 2. で 5 分単位の出発時刻に集約した wRDT 指数の改良を行い、先行研究で提案した wRDT 指数に対する優位性を検証する。3. では、提案した指数を適用する研究対象地域および使用データを整理し、4. では分析結果と考察を示す。そして最後に 5. で本稿のまとめを行う。

2. 手法

本章では、まず先行研究⁹⁾で提案した、ウィップル指数の概念を応用した wRDT 指数の基本概念について紹介し、その後改良手法の提案を行う。

(1) ウィップル指数を応用した丸め誤差評価指標

(a) ウィップル指数

エイジ・ヒーピングを測る指標として、ウィップル指数 (Whipple's Index) がある。年齢は 5 または 10 歳の単位で回答されやすい傾向にあるため、年齢を不正確に回答する指標として以下の式で定義された指数を用いて比較される。

$$W_5 = \frac{P_{25} + P_{30} + P_{35} + \dots + P_{60}}{1/5(P_{23} + P_{24} + P_{25} + \dots + P_{62})} \times 100 \quad (1)$$

$$W_{10} = \frac{P_{30} + P_{40} + \dots + P_{60}}{1/10(P_{23} + P_{24} + P_{25} + \dots + P_{62})} \times 100 \quad (2)$$

P_n は n 歳人口を表す。式(1)が 5 歳単位で回答するウィップル指数、式(2)が 10 歳単位で回答するウィップル指数である。ウィップル指数は一般に 100 から 500 の値をとり、105 以下でかなり正確な結果、175 以上でかなり悪いデータ取得となっていると判定される。

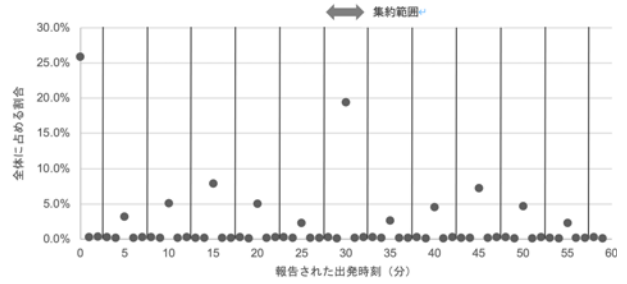


図-1 集約する時刻の概念図

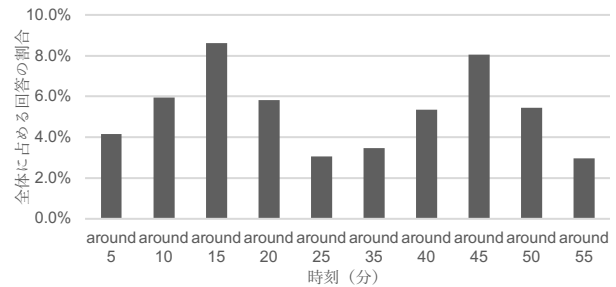


図-2 10分/15分単位の丸め回答把握の際に用いる分布

(b) wRDT 指数⁹⁾

これまでの研究成果より、出発時刻は 5 分、10 分、15 分、30 分、60 分単位で丸め回答が起きると考えられる。なお、(a)のウィップル指数は個人単位で集計した指数に対し、トリップ数は個人によって異なるため、調査客体あたりのトリップ数による影響を排除し、ウィップル指数との比較を行うため、以下のように調査客体あたりのトリップ数の逆数で重み付けしたものを wRDT (weighted index for rounding in departure time) 指数とする。

$$wRDT_5 = \frac{\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,05}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,10}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,55}}{n_i}}{1/5 \left(\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,01}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,02}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,59}}{n_i} \right)} \times 100 \quad (3)$$

$$wRDT_{10} = \frac{\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,10}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,20}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,50}}{n_i}}{1/10 \left(\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,01}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,02}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,59}}{n_i} \right)} \times 100 \quad (4)$$

$$wRDT_{15} = \frac{\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,15}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,30}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,45}}{n_i}}{1/15 \left(\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,01}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,02}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,59}}{n_i} \right)} \times 100 \quad (5)$$

$$wRDT_{30} = \frac{\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,30}}{n_i}}{1/30 \left(\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,01}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,02}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,59}}{n_i} \right)} \times 100 \quad (6)$$

$$wRDT_{60} = \frac{\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i}}{1/60 \left(\sum_i \frac{N'_{i,00}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,01}}{n_i} + \sum_i \frac{N'_{i,02}}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N'_{i,59}}{n_i} \right)} \times 100 \quad (7)$$

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 が報告した有効総トリップ数とする。

(2) 集約の考え方

1.の性質 1 で示したように、交通調査では 5 分単位以

外の丸められていない時刻で報告される割合は少なく、先行研究^{5,6)}で取り扱った途上国においては全体の5%を下回る都市も散見される。たとえ数分であっても誤差には違いなく、調査主体は可能な限り正確な回答を収集できるように努めるべきではあるが、調査客体の記憶をもとに回答するPT調査では1分単位の時刻の回答を厳密に要求するのは調査負担が大きいといえよう。加えて、交通調査の実務的観点からは、たかだか1.2分程度の回答誤差が結果に与える影響は限定的であるといえる。そこで、出発時刻が5分単位で回答されていることを仮定し、新たな丸め回答指標の提案を行う。具体的には、図-1のように回答の多い5分単位の時刻の前後2分を集約範囲と定義し、該当するトリップ数をそれぞれ集計する。このとき、図-1で、5, 25, 35, 55分とそれぞれの前後2分を集計した回答が、この概念では丸められていない時刻となる。言い換えれば、これは5分単位で時刻を回答するように調査を設計していることと同義となる。

ここで、先行研究^{5,6)}と同様にトリップ出発時刻は一樣に分布しているとの仮定に立てば、通常は5分単位で回答される時刻に対して10分~60分単位の回答が偏っている、つまり丸め回答が発生していると言えるため、この傾向を測る指標として(1)(b)のwRDT指標を応用し、新たな指標を提案する。なお、後に述べるが本稿で分析対象とする調査データは調査客体あたりのトリップ数が多いため、個人の影響を取り除けるwRDT指標を採用して議論を行う。

なお、1.での性質2における30分/60分単位の回答の多さを考慮して、10分/15分単位での丸め回答の傾向を測る際には図-2に示したように30分/60分の回答を除外した分布で指標の算出を行う。これにより、30分/60分単位の回答の多さに影響されることが可能となる。本手法の有効性は熊本都市圏PT調査を比較対象として(4)で示す。なお、30分/60分単位でのwRDT指数を算出する際は、特定の時刻を除外しない。

(3) 5分単位の出発時刻に集約した場合の丸め回答指標

前項の概念に基づき、5分単位の出発時刻に集約した場合の丸め回答指標である5-wRDT指数(5 min-step aggregated weighted index for rounding departure time)を定義する。10分/15分単位と30分/60分単位で計算式が異なり、それぞれ式(8)、式(9)と式(10)、式(11)に分かれる。

表-1 熊本都市圏を事例とした5-wRDT指数とwRDT指数の比較

単位	5-wRDT	wRDT
5分単位	—	473.60
10分単位	143.67	749.81
15分単位	103.14	846.91
30分単位	283.28	1393.23
60分単位	302.57	1493.66

(a) 10分および15分単位での丸め回答

$$wRDT_{10,5} = \frac{\sum_i \frac{N_{i,10}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,20}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,40}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,50}^5}{n_i}}{2/5 \left\{ \left(\sum_i \frac{N_{i,05}^5}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,25}^5}{n_i} \right) + \left(\sum_i \frac{N_{i,35}^5}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,55}^5}{n_i} \right) \right\}} \quad (8)$$

$$\times 100$$

$$wRDT_{15,5} = \frac{\sum_i \frac{N_{i,15}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,45}^5}{n_i}}{1/5 \left\{ \left(\sum_i \frac{N_{i,05}^5}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,25}^5}{n_i} \right) + \left(\sum_i \frac{N_{i,35}^5}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,55}^5}{n_i} \right) \right\}} \quad (9)$$

(b) 30分および60分単位での丸め回答

$$wRDT_{30,5} = \frac{\sum_i \frac{N_{i,00}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,30}^5}{n_i}}{1/6 \left(\sum_i \frac{N_{i,00}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,25}^5}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,55}^5}{n_i} \right)} \times 100 \quad (10)$$

$$wRDT_{60,5} = \frac{\sum_i \frac{N_{i,00}^5}{n_i}}{1/12 \left(\sum_i \frac{N_{i,00}^5}{n_i} + \sum_i \frac{N_{i,25}^5}{n_i} + \dots + \sum_i \frac{N_{i,55}^5}{n_i} \right)} \times 100 \quad (11)$$

ただし、

$$N_{i,m}^5 = \sum_j N'_{i,m+j}, \quad j = -2, -1, 0, 1, 2 \quad (12)$$

$$N_{i,00}^5 = N'_{i,58} + N'_{i,59} + N'_{i,00} + N'_{i,01} + N'_{i,02} \quad (13)$$

とし、 $N'_{i,m}$ は個人*i*が出発時刻を*m*分と回答したトリップ数、 n_i は個人*i*が報告した有効総トリップ数とする。

(4) 5-wRDT指数とwRDT指数の比較

本章で新たに提案した5-wRDT指数の有効性を検証するため、ここでは熊本都市圏PT調査を取り上げwRDT指数との比較分析を行う。5-wRDT指数のもっとも大きな特徴は、回答割合の多い30分/00分の回答に影響されず、10分/15分単位の回答の丸め傾向を把握できることにある。そこで、先行研究⁵⁾の分析結果より、15分単位の回答より10分単位の多いことが明確に見て取れる熊本都市圏を対象として採用した。

表-1は、熊本都市圏の5-wRDT指数とwRDT指数の比較結果である。表より、熊本都市圏は10分単位の回答が多いにも関わらず、10分単位のwRDTと比べて15分単位のwRDTの方が高く算出されている。これは式(4)と

式(5)を比較すると分かるように、丸められると考えられる単位が大きくなるほど 60 分単位の回答が与える影響が大きくなるためである。具体的には、10 分単位の wRDT 指数では、個人あたりトリップ数の逆数で重み付けされた、00 分と回答されたトリップの総和を 10 倍するのに対し、15 分単位の wRDT 指数では 15 倍することになる。先行研究でこれまで示してきたように、どの都市も 00 分の回答数が最も多いため、10 分単位の回答より 15 分単位の回答数が少ない場合でも wRDT 指数は上昇する結果となってしまう。これが wRDT 指数の課題として挙げられる。一方、本章で提案した 5-wRDT 指数では、10 分単位の 5-wRDT 指数に比べ 15 分単位の 5-wRDT 指数が低くなっており、指数が事象をより正確に捉えられているといえ、5-wRDT 指数の有効性が確認できる。

3. 研究対象

(1) 使用するデータ

2 章で改良した評価指標を用いて、本章では、英国における National Travel Survey⁹⁾(以下、NTS)を事例として分析していく。NTSは英国で毎年実施されている大規模な交通調査であり、同データを用いた研究は近年でも Aldred⁹⁾, Kuhnimhof *et al.*¹⁰⁾など多くの例があり、Curl *et al.*¹¹⁾は GPS データ (CAI) と NTS データの比較を行い、都市部では NTS で報告される旅行時間が CAI に比べて長く、農村部では逆に短くなることを示している。本章では 2002 年から 2017 年までの調査を本章の研究対象とする。対象期間のうち、2002 年から 2012 年までは England, Scotland, Wales の 3 地域で実施されていたが、2013 年から England のみに変更された⁹⁾。NTS の調査手法は、(i) インタビュアーがランダムに選ばれた世帯へ訪問し、世帯および個人の情報を聞き取る、(ii) その後、ダイヤリーを世帯へ留め置き、調査客体は 1 週間 (7 日間) の交通行動を記録する、(iii) 調査期間終了後にインタビュアーへ提出する、という流れをとる⁹⁾。

(2) データの概要

表-2 に NTS データに含まれる世帯数などの概要を示す。ダイヤリー調査に回答していない世帯や個人が存在するため、インタビュー数に比べてダイヤリー調査数が世帯、個人ともに少ない。

4. 結果と考察

(1) 代理回答の有無による時系列比較

NTS データでは、インタビュー調査において調査客体

表-2 NTS データの概要⁹⁾

調査年	調査対象	世帯数 (Interview)	世帯数 (Diary)	調査 客体数 (Interview)	調査 客体数 (Diary)	トリッ プ数
2002		8,849	7,437	20,827	16,886	278,916
2003		9,196	8,258	21,990	19,467	314,845
2004		8,991	8,122	21,588	19,199	310,065
2005		9,453	8,430	22,702	19,904	322,500
2006	England	9,261	8,297	22,141	19,490	312,347
2007	Scotland	9,278	8,431	21,931	19,735	305,077
2008	Wales	8,924	8,094	21,165	18,983	295,791
2009		9,128	8,384	21,835	19,914	306,743
2010		8,775	8,097	20,839	19,072	290,803
2011		8,461	7,741	19,988	18,069	272,208
2012		8,972	8,201	21,243	19,154	289,573
2013		7,327	6,830	18,765	16,192	238,293
2014		7,439	6,900	17,909	16,491	243,126
2015	England	7,564	6,572	18,071	15,525	225,573
2016		7,328	6,656	17,633	15,840	232,247
2017		6,848	6,135	16,425	14,541	210,623

が対面で回答したか (Face to face), 他の回答者が代理で回答したか (Proxy response) の情報を保有している。ダイヤリー調査では代理回答の有無を伺い知ることはできない。しかし、インタビュー調査で代理回答された調査客体はダイヤリー調査でも代理回答が行われる可能性が考えられるとすると、代理回答と時刻の丸め回答の関連性について示唆を得ることが可能となる。本稿では、インタビュー調査で自身が回答した場合を対面回答または F2f, 他の世帯構成員などが代理で回答した場合を代理回答または Proxy と表記する。

表-3 は、NTS における 5-wRDT 指数を整理したものである。表-3(a)の対面回答と表-3(b)の代理回答を比較すると、全体的に代理回答の指数の方が高いことがわかる。代理回答の方が時刻を丸めて回答する傾向が強いと言え、West *et al.*¹²⁾のエイジ・ヒーピングの事例と同様の結果が得られている。

NTS データで何よりも興味深いのは、年を経るにしたがって wRDT_{60,5} や wRDT_{30,5} の値が増加していることだろう。これは、30 分/60 分単位の回答の傾向が強くなっていることを示している。図-3 は、対象の中で最も古いデータである 2002 年と最新のデータである 2017 年の 2 時点間比較を行ったものである。10 分~60 分単位のすべてで代理回答群の指数が高いことが見てとれるが、特に 30 分、60 分単位の回答は 2017 年の対面回答群の数値が 2002 年の代理回答群を上回っている。つまり、調査期間を通して対面回答に比べて代理回答の方が不正確な時刻の回答をする傾向にあるが、時系列分析では 2017

表-3(a) 5-wRDT 指数の推移(対面回答)

調査年	wRDT _{10,5}	wRDT _{15,5}	wRDT _{30,5}	wRDT _{60,5}	トリップ数	調査客体数
2002年	101.52	169.12	281.83	313.07	211,855	12,119
2003年	101.38	171.24	291.81	332.05	235,694	13,758
2004年	101.92	170.34	291.86	330.33	226,987	13,222
2005年	103.30	170.83	292.53	334.38	229,659	13,452
2006年	102.95	165.09	289.24	327.60	223,004	13,189
2007年	102.30	172.63	302.19	348.58	215,291	13,209
2008年	103.44	168.34	295.80	341.77	206,222	12,544
2009年	104.14	167.54	298.34	344.59	219,937	13,445
2010年	105.01	163.93	296.23	344.32	205,957	12,702
2011年	105.71	166.01	296.81	347.34	193,142	12,101
2012年	103.33	169.56	298.99	347.77	201,748	12,528
2013年	105.50	164.70	301.18	349.72	162,569	10,279
2014年	105.49	166.48	301.78	350.56	164,616	10,319
2015年	105.94	165.94	305.74	358.86	152,427	9,698
2016年	105.94	165.22	304.55	353.60	152,830	9,510
2017年	105.96	163.89	305.75	357.21	133,201	8,336

表-3(b) 5-wRDT 指数の推移(代理回答)

調査年	wRDT _{10,5}	wRDT _{15,5}	wRDT _{30,5}	wRDT _{60,5}	トリップ数	調査客体数
2002年	102.48	172.47	297.61	330.23	64,631	4,134
2003年	101.28	172.42	302.80	343.22	77,246	5,010
2004年	101.78	174.12	309.16	349.25	80,901	5,298
2005年	101.43	173.86	302.18	340.51	90,136	5,786
2006年	105.03	167.43	298.38	337.32	86,221	5,637
2007年	102.32	172.31	315.65	362.95	83,546	5,639
2008年	104.13	171.90	314.04	370.13	85,281	5,735
2009年	105.85	167.53	315.52	364.40	82,717	5,674
2010年	106.45	163.17	311.00	358.01	80,813	5,621
2011年	104.91	169.99	313.98	363.90	75,210	5,260
2012年	104.42	171.75	318.94	373.88	83,944	5,901
2013年	106.67	166.77	315.06	369.32	72,627	5,262
2014年	110.57	163.82	327.20	386.35	75,211	5,524
2015年	107.82	166.03	334.68	397.00	69,960	5,224
2016年	107.27	167.54	325.21	380.86	75,922	5,603
2017年	107.74	168.09	327.43	382.15	74,024	5,502

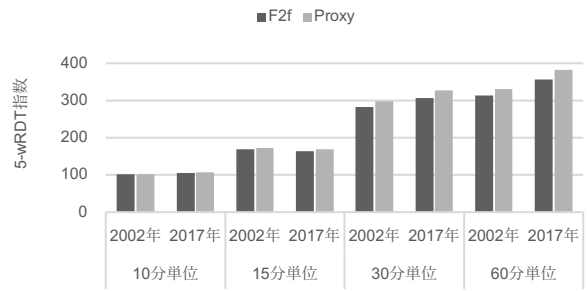


図-3 対面および代理回答群における 5-wRDT 指数の比較 (2002年と2017年)

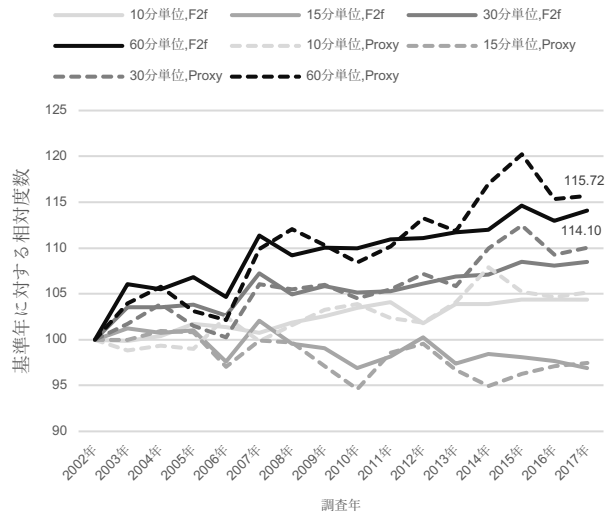


図-4 2002年を基準とした相対度数による時系列比較

年の対面回答は 2002 年の代理回答の水準よりも不正確であると言える。

次に、2002 年からどのように指数が推移したのか、2002 年を基準とした相対度数を用いて図-4 に示した。全体の傾向として、60 分/30 分/10 分単位の指数は概ね増加傾向であり、この順に増加率が高い。特に 60 分単位の相対度数は対面回答で 114.10、代理回答で 115.72 となっている。2013 年以降は一貫して代理回答群の 10/30/60 分単位の度数が高く、最近の調査では対面回答と代理回答の差が明確になっているといえよう。また、15 分単位の度数のみが概ね 100 以下の数値を取っていることは興味深い。Quarter-hour の文化圏である英国では、この傾向は 15 分単位の回答が減少し、30 分/60 分単位のより大きな値への丸め回答へシフトしていることを意味する。2.(4)でも述べたが、このように 15 分単位の傾向をより正確に把握できる点に 5-wRDT 指数の優位性がある。

(2) 性年齢別による時系列比較

属性によるエイジ・ヒーピングを議論する際に「性別」は多く用いられる指標である¹³⁾¹⁵⁾。そこで、ここでは男女別に 5-wRDT 指数を算出し、その傾向の違いを明らかにしていく。加えて、前項で調査年を経るごとに大きく丸めて回答する傾向が強くなる結果を踏まえ、その要因

について 2 つの仮説を設定した。

仮説(a)：高齢世代の調査客体に大きく丸めて回答する傾向が強くなった

仮説(b)：壮年世代の調査客体に大きく丸めて回答する傾向が強くなった

表-4(a) 男女別 wRDT 指数の比較(20歳以下)

	対面回答(F2f)				代理回答(Proxy)				
	10分単位	15分単位	30分単位	60分単位	10分単位	15分単位	30分単位	60分単位	
男性	2002年	102.66	160.31	282.66	294.87	105.33	161.44	284.54	315.20
	2007年	104.28	167.16	311.53	366.99	103.27	167.76	311.93	342.95
	2012年	103.46	163.76	303.31	351.63	104.92	165.11	302.28	346.49
	2017年	114.43	148.95	308.89	367.46	107.60	166.18	311.11	352.80
	(相対度数)	111.46	92.91	109.28	124.62	102.15	102.94	109.34	111.93
女性	2002年	99.41	166.63	275.00	297.79	101.24	167.76	280.69	290.33
	2007年	107.51	170.12	304.05	350.74	104.49	164.73	293.15	334.79
	2012年	116.46	156.11	308.35	367.13	103.84	168.65	303.26	346.07
	2017年	109.34	171.42	318.26	368.04	109.76	161.68	310.50	352.25
	(相対度数)	109.99	102.88	115.73	123.59	108.42	96.38	110.62	121.33

表-4(b) 男女別 wRDT 指数の比較(21~59歳)

	対面回答(F2f)				代理回答(Proxy)				
	10分単位	15分単位	30分単位	60分単位	10分単位	15分単位	30分単位	60分単位	
男性	2002年	100.41	164.35	282.21	319.63	98.94	186.31	314.19	354.70
	2007年	103.51	169.87	306.21	356.86	103.00	174.74	333.50	392.25
	2012年	105.04	165.91	311.72	369.16	106.47	177.91	334.19	401.02
	2017年	107.62	163.08	324.25	394.95	106.98	169.23	346.51	430.24
	(相対度数)	107.18	99.23	114.90	123.56	108.13	90.83	110.29	121.30
女性	2002年	102.34	162.58	267.14	300.64	104.89	177.53	299.17	350.36
	2007年	103.50	166.72	290.87	336.53	100.99	174.33	310.34	361.55
	2012年	105.83	164.81	292.58	334.63	103.67	175.70	319.33	379.84
	2017年	108.30	157.37	300.49	350.16	104.32	171.70	343.88	407.39
	(相対度数)	105.82	96.79	112.48	116.47	99.45	96.72	114.94	116.28

表-4(c) 男女別 wRDT 指数の比較(60歳以下)

	対面回答(F2f)				代理回答(Proxy)				
	10分単位	15分単位	30分単位	60分単位	10分単位	15分単位	30分単位	60分単位	
男性	2002年	100.16	178.84	281.79	308.62	96.61	184.81	309.13	356.13
	2007年	98.93	175.60	287.90	319.34	98.39	194.47	320.85	372.81
	2012年	99.63	175.06	283.45	326.98	103.05	185.10	326.96	381.46
	2017年	103.48	163.57	285.15	325.32	106.99	174.52	325.18	378.42
	(相対度数)	103.31	91.46	101.19	105.41	110.74	94.44	105.19	106.26
女性	2002年	102.71	181.35	286.59	308.22	94.10	201.50	311.84	354.40
	2007年	96.77	187.80	296.28	331.05	92.39	191.75	299.58	344.00
	2012年	97.31	179.89	284.75	316.09	95.62	184.93	312.59	348.21
	2017年	99.91	177.58	294.79	333.14	99.38	198.27	314.99	342.29
	(相対度数)	97.28	97.92	102.86	108.09	105.61	98.40	101.01	96.58

社会背景としては、仮説(a)が高齢社会、仮説(b)がライフスタイルの変化などが考えられる。以上の検証を行うため、分析手法は性年齢別による指数の比較とした。年齢については、20歳以下、21歳～59歳、60歳以上の3区分とした。表4にそれぞれのwRDT指数の推移を示す。まず(a)の20歳以下では、対面回答と代理回答との差が3区分の中でもっとも小さいことが特徴である。これは例えば通学など、20歳以下の調査客体の行動パターンではスケジュールされたトリップが多く、代理回答でも大きく不正確な回答が起きにくかったことが考えられる。男女間の比較では、代理回答群の60分単位の回答で2002年を基準とした相対度数の傾向に違いが見られる点は興味深い、全体を通して大きな差は見られないといえる。

次に、(b)の21～59歳では、3区分の中でもっとも30分/60分単位の指数が高い、つまり大きく丸めて回答する傾向の強い群であることがわかる。男女間の比較では概ね女性に比べて男性の相対度数が高く、男性の丸め回答の傾向が高くなっていることが見て取れる。一方、対面回答と代理回答との差では、2012年、2017年の調査では女性に比べて男性の方が2群の差が小さい傾向にあることは興味深い。言い換えれば、この年代の女性は代理回答になると対面回答に比べて不正確となる傾向が強いと言える。

最後に、(c)の60歳以上では、2002年に対して2017年の指数の上昇がほぼ見られないのが特徴である。また、対面回答と代理回答との差は(b)の壮年世代とは対照的で、男性の方で差が大きくなっている。高齢の男性は対面回答に比べて代理回答で丸めて回答する傾向にあることがわかる。

以上の結果を踏まえて仮説の検証を行うと、まず仮説(a)は表4(c)の結果から高齢世代の丸め回答の傾向に大きな時系列変化が見られないことから支持されないとと言える。仮説(b)については、表4(b)の結果から年を経るごとに大きく丸めることが見て取れるため、支持されると言える。加えて、増加率では壮年女性に比べて壮年男性の影響が大きいこと、20歳以下の調査客体も増加率に影響を与えていることも明らかとなった。

(3) 地域別による時系列比較

英国のうち、Englandは9つの地域(Region)で分けられる。これにScotland, Walesを加えた11地域に分類された世帯の居住地をNTSデータは保有しているため、ここではこれら地域ごとの5-wRDT指数の時系列変化を紹介する。なお、すべての5-wRDT指数を図示すると冗長となるため、もっとも変化の大きいwRDT_{60,5}に絞って議論を行う。

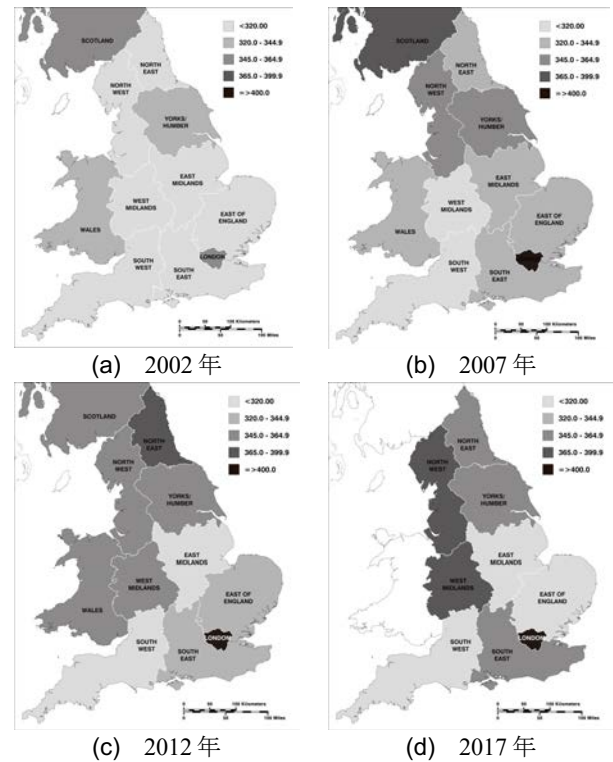


図5 地区別にみた60分単位の5-wRDT指数の時系列分布(対面回答)

注) ScotlandおよびWalesは2017年の調査データがなく、(d)では白地とした

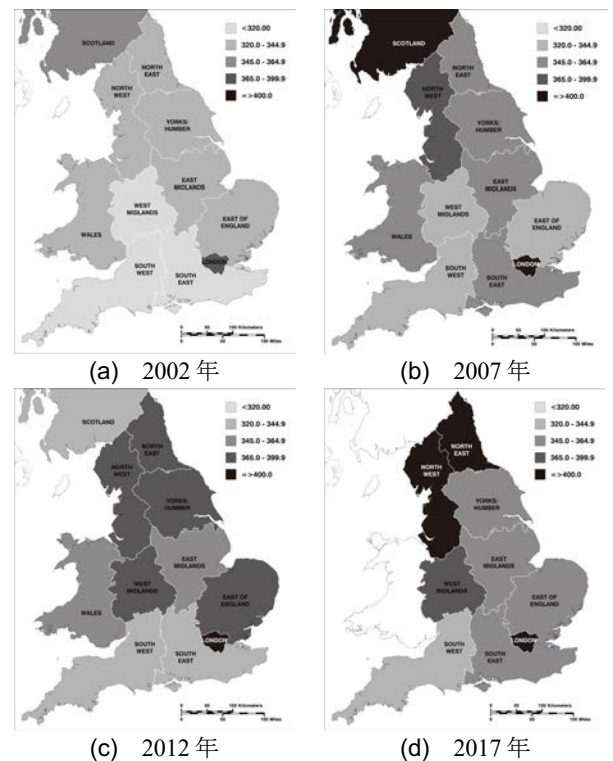


図6 地区別にみた60分単位の5-wRDT指数の時系列分布(代理回答)

注) ScotlandおよびWalesは2017年の調査データがなく、(d)では白地とした

図-5 は対面回答における $wRDT_{60,5}$ の時系列変化を、図-6 は代理回答における $wRDT_{60,5}$ の時系列変化を、地区ごとにプロットし整理したものである。データは 16 年分あるが冗長となるため、2002 年から 5 年ごとの 4 時点比較とした。Scotland と Wales は 2013 年以降の調査データが存在しないため、2017 年では比較対象外としている。また、対面回答と代理回答を併せて分布の変化を確認できるように、図-5 と図-6 で凡例は統一している。これらの図より、もっとも顕著な特徴はロンドンの指数の高さであろう。4 時点ともロンドンの指数が 11 地域でもっとも高く、加えて 2017 年調査での指数は、対面調査で 441.72、代理回答で 453.17 となり、表-3 で示した全体の数値と比べても顕著に高いことがわかる。また、英国の首都であり、交通量も多いロンドンでの調査がもっとも不正確に答えられていることを示唆されている。ロンドンでは NTS の回収率が低いためオーバーサンプリングを行う対策も取られているが⁸⁾、同時に調査手法等にも工夫や改善が求められるだろう。

5. 本研究のまとめ

本章では、時刻に関する丸め誤差の傾向を表す指標である RDT 指数($wRDT$ 指数)を改良し、英国での調査に適用して分析を行った。成果を以下に示す。

- 1) 時刻はほぼ 5 分単位で答えられること、30 分/60 分単位の回答が特に多いことの 2 つの性質を踏まえ、より正確に回答傾向を把握できる指標として出発時刻を 5 分単位に集約した場合の指数 (5- $wRDT$ 指数)を提案した。実際に、15 分単位の回答より 10 分単位の回答の傾向が強い熊本都市圏 PT 調査データを事例とし、10 分/15 分単位の回答傾向の関係を把握する点で 5- $wRDT$ 指数が優れていることを示した。
- 2) 英国で実施された National Travel Survey (NTS) を対象に、5 分単位の出発時刻に集約した場合の $wRDT$ 指数を用いて丸め誤差の傾向について評価を行った。その結果、インタビュー調査における対面回答群に比べて代理回答群で丸めて回答する傾向が強いこと、2002 年から 2017 年にかけて大きく丸める傾向が次第に強くなってきている一方、15 分単位での回答は近年やや減少傾向にあることを明らかにした。
- 3) 性年齢別では、20 歳以下は対面回答と代理回答の指数に大きな差は見られないこと、壮年男性で大きく丸めて回答する傾向が年々強くなってきていること、高齢男性が代理回答となると大きく丸めて回答する傾向にあることを明らかにした。加えて、世帯の居住地域別でも比較を行い、ロンドン

がもっとも不正確に時刻を回答している可能性があることを示した。

2) について、大都市であるロンドンにおいては交通調査データの質の担保は重要な課題であり、調査設計等の改善を踏まえたデータの質向上が求められるだろう。また、今後はさらに不正確な回答が多くなることも十分に考えられる。ICT 技術を用いた次世代の交通調査の開発も急務であるが、交通調査に限らず社会調査全般においても、従来手法による調査で得られるデータの質を改善させる方法論の構築および検証は継続して取り組むべき課題と言えよう。

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) 原純輔：社会調査 しくみと考えかた(放送大学叢書)、左右社、2016。
- 2) Levinson, D. M., Kumar, A. : A Multi-modal trip distribution model: Structure and application, *Transportation Research Record*, Vol.1466, pp.124-131, 1994.
- 3) Murakami, E., Wagner, D. P. : Can using global positioning system (GPS) improve trip reporting?, *Transportation Research Part C*, Vol. 7, pp.149-165, 1999.
- 4) Varotto, S. F., Glerum, A., Stathopoulos, A., Bierlaire, M., Longo, G. : Mitigating the impact of errors in travel time reporting on mode choice modelling, *Journal of Transport Geography*, Vol. 62, pp. 236-246, 2017.
- 5) Sato, Y., Maruyama, T.: Modeling the rounding of departure times in travel surveys: Comparing the effect of trip purposes and travel modes, *Transportation Research Record*, Vol. 2674 (10), pp.628-637, 2020.
- 6) 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)予稿集, 2021.
- 7) 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.
- 8) Cornick, P., Byron, C., Templeton, I., Hurn, J.: National Travel Survey 2017 technical report, The Department for Transport, NatCen, 2018.
- 9) Aldred, R.: Inequalities in self-report road injury risk in Britain: A new analysis of National Travel Survey data, focusing on pedestrian injuries, *Journal of Transport & Health*, Vol.9, Issue August 2017, pp.96-104, 2018.
- 10) Kuhnimhof, T., Bradley, M., Anderson, R.S.: Workshop synthesis: Making the transition to new methods for travel survey sampling and data retrieval, *Transportation Research Procedia*, Vol.32, pp.301-308, 2018.
- 11) Curl, A., Nelson, J.D., Anable, J.: Same question, different

- answer: A comparison of GIS-based journey time accessibility with self-reported measures from the National Travel Survey in England, *Computers, Environment and Urban Systems*, Vol.49, pp.86-97, 2015.
- 12) West, K.K., Robinson, J.G., Bentley, M.: Did proxy respondents cause age heaping in the census 2000?, *American Statistical Association Section on Survey Research Methods*, pp.3658–3665, 2000.
- 13) Moor, T.d., Zanden, J.L.v.: " Every woman counts ": A gender-analysis of numeracy in the low countries during the early modern period, *The Journal of Interdisciplinary History*, Vol.41, Issue 2, pp.179–208, 2010.
- 14) Julia, F., Jörg, B., Valeria, P.: Women count: Gender (in-)equalities in the human capital development in Asia, 1900-60, University of Tübingen Working Papers in Economics and Finance, No. 29, 2012.
- 15) Fayehun, O., Ajayi, A.I., Onuegbu, C., Egerson, D.: Age heaping among adults in Nigeria: evidence from the Nigeria Demographic and Health Surveys 2003-2013, *Journal of Biosocial Science*, Vol.52, Issue 1, pp.132–139, 2020.

(Received March 6, 2022)

IMPROVING EVALUATION INDICATOR FOR ROUNDING IN TRIP
DEPARTURE TIME: TIME SERIES ANALYSIS OF NATIONAL TRAVEL
SURVEY IN UNITED KINGDOM

Yoshihiro SATO and Takuya MARUYAMA