

RDD 調査における世帯内抽出法の比較実験

土屋 隆裕[†]

(受付 2006 年 9 月 27 日 ; 改訂 2006 年 11 月 14 日)

要 旨

Random digit dialing 法による電話調査において、世帯内の回答者の抽出法として二通りの手法を試みた。一つは、世帯内の年齢順に基づき回答者を無作為抽出する確率法であり、もう一つは、世帯内の誰でもよいから回答者となってもら任意法である。任意法は回収率が高い一方、途中拒否やその他・わからないという回答が多い傾向が見られた。人口統計学的属性変数や質問項目の調査結果は、世帯人数を除き、手法間に実質的な違いは認められなかった。原因の一つは、確率法であっても、最初に電話に出た人が回収サンプルの 8 割を占めることにあると考えられる。ただし、キャリブレーションにより調査不能バイアスの補正を試みると、多くの項目では手法間の差が拡大した。

キーワード：電話調査法、random digit dialing 法、確率抽出、非確率抽出、キャリブレーション。

1. 本稿の目的

電話番号を機械的に無作為抽出できる Random Digit Dialing (RDD) 法による電話調査 (Cooper, 1964; Waksberg, 1978; 土屋・前田, 2003) において、無作為性を担保するには、世帯内での回答者の抽出方法が鍵となる。誤差を抑えるには、世帯内でも層化を含めた無作為抽出が望ましいが、それには世帯構成などの枠情報が必要である。個人情報に対する意識が高い昨今の状況では、過度に詳細な情報の要求は多くの調査拒否を招き、かえって非標本誤差や調査コストを増大させるおそれがある。コスト制約の下では、厳密な無作為性のある程度犠牲にしても、それが結果に実質的な影響を及ぼさないのであれば、現実的な手法として許容される場合もあり得よう。

本稿では、RDD による電話調査において、無作為抽出による手法とよらない手法の二種類の世帯内抽出法を比較調査する。両手法の得失を調べ、現実的かつ適切な世帯内抽出法の選択に関し知見・指針を得ることが目的である。無作為性を崩すことで何が問題となり、何が問題とならないかを見極めるのである。また、住民基本台帳などの閲覧が制限されつつある現状では、電話調査に限らず、個別面接聴取法や留置法などでも、エリア抽出に付随して世帯内抽出の必要性が高まっている。本稿で得られる知見は、それらの世帯内抽出法の開発に当たっても有益な情報となる。

世帯内の回答者の抽出法としては、Kish (1949, 1965) の手法をはじめいくつかの手法が提案され、比較されている (Paisley and Parker, 1965; Bryant, 1975; Czaja et al., 1982; Hagan and Collier, 1983; O'Rourke and Blair, 1983; Oldendick et al., 1988)。17 カ国 83 の市場調査会社の

[†] 統計数理研究所：〒106-8569 東京都港区南麻布 4-6-7

電話調査法を調べた Taylor (1997) によれば、34%の会社では割当法を通常用いており、次いで27%が、誕生日が最も近い人を回答者とする誕生日法を採用している。Gaziano (2005) は世帯内抽出法を比較した16の研究をレビューしているが、最適な手法に関する一般的な知見は必ずしも得られていない。例えば、誕生日法を提案した Salmon and Nichols (1983) は、誕生日法と、電話に出た人を回答者とする任意法、Troidahl and Carter (1964) の手法、男女交互法を比較している。誕生日法と任意法の回収率は変わらないが、任意法は女性の割合が高くなることから、誕生日法の方が代表性を持ち、効率的と述べている。一方 Prairie Research Associates (2001) は、誕生日法と任意法とを比較したが、性・年齢・収入だけでなく、消費行動などの質問項目でも手法間の違いは見られなかった。誕生日法は拒否率が5ポイント高く、効率的ではないと結論づけている。なお、Lind et al. (2000) は、誕生日法でも、次に誕生日を迎える人より、最後に誕生日を迎えた人を回答者とする方が間違いが少ないとしている。我が国では、城川(2003)が任意法と誕生日法による RDD 調査の結果を紹介しているが、両者は直接比較されてはいない。

最適な抽出方法は、各時代・地域の社会状況や調査の目的・実施方法によって変わり得るため、改めて比較調査を行う意義は少なくない。Gaziano (2005) はレビューにおいて、14の手法を紹介している。それらは、Kish 法などの確率的方法、誕生日法などの擬似確率的方法、割当法、任意法の四つに大きく分類され、後者ほど代表性が失われる。手法間の違いを明確にするには、なるべく極端な手法どうしを比較するのがよい。そこで本稿では、確率的方法のうち最も実施が容易と考えられる年齢順法(Age-Order)と呼ばれる手法(確率法と略)と、任意法を比較する。従来の比較調査の多くは Kish 法や誕生日法を用いており、年齢順法と任意法との比較はほとんど見当たらない。この点も本稿の比較調査の特徴の一つである。

2. 比較実験調査の方法

2.1 確率法

本稿の確率法(年齢順法)では、まず導入部で調査の趣旨などを説明し¹⁾、調査協力を応諾してもらった後、世帯内の調査対象の人数(世帯成人数) N を尋ねる。次に、1から N までの数を一つ単純無作為抽出する(k とする)。調査対象の中で年齢が上から k 番目の人が回答者として選ばれたことを伝え、電話口に呼んでもらう。はじめに電話に出た人が回答者に当たれば、そのまま質問項目に入り、そうでなければ回答者に再度調査協力を依頼する。仮に回答者が不在等の場合には、当人が在宅と思われる時間に再度電話をかけ直す。また最初の導入部で拒否された場合であっても、それが強い拒否でない限り再度電話をかける。

2.2 任意法

任意法では基本的に、電話に出た人が調査対象であれば、調査協力を応諾してもらった上で、その人を回答者とする²⁾。電話に出た人が調査対象以外の場合、調査対象者が居住していれば、その人を呼び出してもらったり、再度電話をかけ直す。確率法と同様に、強い拒否でない限り再度依頼の電話をかける。

2.3 電話調査の概要

調査実施日時：2003年10月4日(土)～10日(金)9:00～21:59

特に任意法では、発信日時が回収率や回答者の属性に大きく影響すると考えられる。そこで、各番号の最初の発信日時の分布がなるべく確率法と同等となるよう発信時間帯を調整した。表1に、時間ごとの、初めて発信する番号の分布(パーセントは累積)を示す。両手法とも、昼までには用意した番号の3割前後、17時までには6割前後を1回は発信している。無応答の番号に対しては、日時を変え、少なくとも6回は発信した。

表 1. 最初の発信日時. パーセントは累積.

日時	確率法	任意法
4日 9時台	181 (3.8%)	120 (3.8%)
10時台	451 (13.2%)	227 (10.9%)
11時台	617 (26.1%)	334 (21.4%)
12時台	429 (35.1%)	268 (29.8%)
13時台	223 (39.7%)	120 (33.5%)
14時台	187 (43.7%)	239 (41.0%)
15時台	240 (48.7%)	287 (50.0%)
16時台	172 (52.3%)	197 (56.2%)
17時台	285 (58.2%)	165 (61.4%)
18時台	383 (66.2%)	306 (71.0%)
19時台	449 (75.6%)	277 (79.6%)
20時台	462 (85.3%)	286 (88.6%)
21時台	276 (91.1%)	290 (97.7%)
5日 9時台	321 (97.8%)	73 (100.0%)
10時台	107 (100.0%)	0 (100.0%)
合計	4,783	3,189

調査対象：全国の20歳以上80歳未満日本人。ただし、9月26日(金)に最大震度6弱の平成15年(2003年)十勝沖地震が発生したため、用意した電話番号から北海道を除いて調査を実施した。

標本抽出法：二段抽出法。第一次抽出単位は電話番号で、24,000件の電話番号を単純無作為抽出した。調査実施の一週間前にスクリーニングを行った結果、使用中とされた電話番号は8,321件であった。北海道の349件を除き、それらを確率法と任意法に3対2の割合でランダムに割り当てた。結局、発信のために用意した電話番号数は、確率法が4,783件、任意法が3,189件。当初抽出した電話番号数および各手法への割当比率は、本調査の三ヶ月前に実施した予備調査結果³⁾を基に、目標回収数を各手法1,000件として逆算し、設定した。

調査実施機関：電話番号は著者が抽出した。事前のスクリーニングは専門調査会社に委託し、最終的な発信番号の決定は著者が行った。CATI (Couper et al., 1998)による電話調査は、スクリーニングと同一の専門調査会社に委託し、著者の監督の下で実施した。オペレータは、一定時間ごとに、確率法と任意法のいずれかに任意に割り当てた。

調査項目：日本人の国民性第11次全国調査(坂元 他, 2004)の項目を主とした質問項目11問(表11参照)。「リスト」とある項目は、質問文に続けて回答選択肢のリストを読み上げた。回答選択肢にない回答をした場合には「その他・わからない(D.K.)」とした。他に性・年齢等の人口統計学的属性変数(表5参照)と調査への協力理由(土屋, 2005)。電話帳掲載有無は、調査を実施した専門調査会社のデータベースを基に判断した。

3. 調査結果の比較

3.1 調査導入部の比較

表2は、発信結果の内訳である。対象世帯と判明したのは、確率法、任意法ともに53%前後であり差はない。最終的に判定不能であった番号は両手法とも18.4%であり、これも差はない。

表3は、対象世帯と判明した番号に対する回収率および調査不能の内訳である。回収数が両手法で一致したのは偶然である。回収率は、16.8ポイント差で明らかに任意法の方が高

表 2. 世帯判明.

	確率法	任意法
対象世帯	2,561 (53.5%)	1,676 (52.6%)
調査対象外	1,340 (28.0%)	927 (29.1%)
判定不能	882 (18.4%)	586 (18.4%)
発信番号数	4,783 (100.0%)	3,189 (100.0%)

表 3. 回収率・調査不能の内訳.

	確率法	任意法
回収	815 (31.8%)	815 (48.6%)
調査不能		
世帯不可	1,341 (52.4%)	770 (45.9%)
世帯可否不明	70 (2.7%)	38 (2.3%)
回答者抽出後不可	254 (9.9%)	— (—)
回答者可否不明	48 (1.9%)	— (—)
調査途中拒否	33 (1.3%)	53 (3.2%)
対象世帯計	2,561 (100%)	1,676 (100%)

い ($\chi_1^2 = 120.142, p < .01$). 調査不能の内訳を見ると, 確率法では, 世帯成人数を回答してもらった前の段階での「世帯不可」が 52.4%であり, 任意法の 45.9%に比べ 6.5 ポイント高い ($\chi_1^2 = 16.444, p < .01$). この差は, 確率法で世帯成人数を回答することへの拒否や, 任意法の「誰でもよい」という説得のしやすさ, などから生じるものであろう. さらに確率法では, 「回答者可否不明」も含め 11.8%が回答者抽出後に調査不能となる.

一方, 具体的な質問項目に入ってから「調査途中拒否」は, 1.9 ポイント差ではあるが任意法の方が多い ($\chi_1^2 = 16.956, p < .01$). 原因として, 任意法は「あまり重要ではない調査」という印象を与え, 途中拒否に結びつきやすいという仮説が考えられる.

図 1 と図 2 は, それぞれ確率法と任意法の調査導入部の流れの詳細である. 各数値は電話番号の数を表す. ただしカッコ内の数値は発信数であり, 同一の番号を重複して数えている. 各発信は, グレーで示すいずれかのステップから始まる.

確率法の総発信数は 15,456 回で, 用意した電話番号一つ当たり平均して 3.231 回発信していることになる. 任意法の総発信数は 9,838 回で, 一つ当たり 3.085 回の発信と, 確率法よりも少ない. 用意した電話番号数も任意法の方が少なく, 調査コストは明らかに任意法の方が小さい.

最終的に対象外となった世帯も含め, 最初の「導入」での応諾率は, 確率法が 40.7% (= 1,043/2,561), 任意法が 44.1% (= 739/1,676) で 3.4 ポイント任意法が高い ($\chi_1^2 = 4.575, p < .05$). 両手法とも, 最初の「導入」で拒否されても, 強い拒否以外は「再導入」で再び調査協力を依頼する. “強い拒否”の判断が調査員に委ねられているため, 厳密な比較とはならないが, 再導入での応諾率は, 確率法が 15.7% (= 165/1,049), 任意法が 20.4% (= 129/631) で, やはり任意法が高い ($\chi_1^2 = 5.743, p < .05$).

任意法では, 電話口にいる人が基本的にそのまま回答者となる. 確率法では, 電話口にいた人が回答者に選ばれたのは 673 件であり, 世帯成人数を回答した世帯の 58.5% (= 673/1,150, 対象外 4 を除く) に当たる. さらに, 673 件のうち, 途中拒否せず回収したのは 648 件で, 回収 815 件の 79.5% を占める. すなわち, 確率法において回収の 8 割は最初に電話に出た人ということになる.

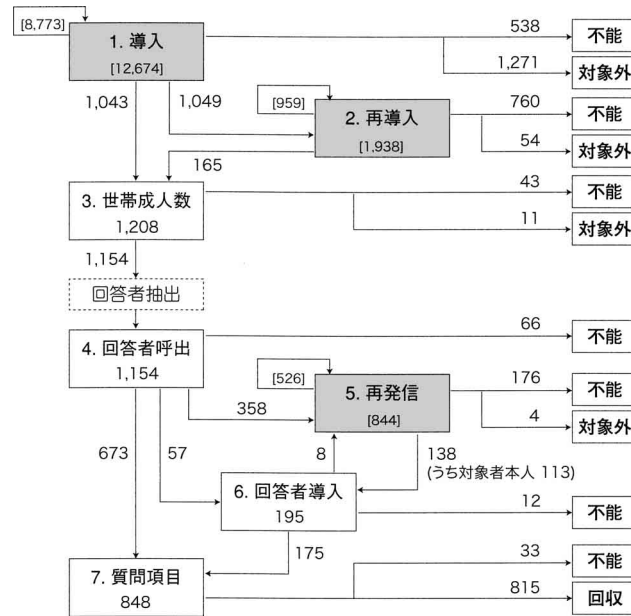


図 1. 調査導入部の流れ (確率法).

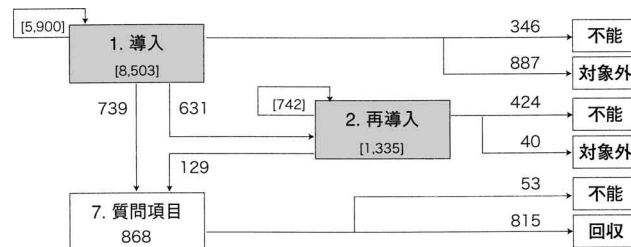


図 2. 調査導入部の流れ (任意法).

確率法で「回答者呼出」から「質問項目」へ直接進んだ 673 件が適正な値か評価するため、表 4 に、「回答者呼出」をした 1,150 件 (対象外を除く) の世帯成人数の分布を示す。「期待件数」は、件数を世帯成人数で除した、電話口にいる人が回答者に選ばれる期待値である。その合計 609 件に比べ、調査結果の 673 件は 64 件 (5.6 ポイント) 多い ($\chi^2_1 = 14.074, p < .01$)。特に世帯成人数 2 人と 3 人の世帯で差が大きい。これらの世帯では、回答者が女性である割合が、「回答者呼出」の 50.7% (= 254/501) と 51.8% (= 113/218) に対し、「調査結果」は 61.3% (= 174/284) と 61.3% (= 68/111) といずれもやや高い ($\chi^2_1 = 7.745, p < .01$ と $\chi^2_1 = 2.274, p = .132$)。本来選ばれていない人が回答者となった可能性が残る。なお、誕生日法を用いた Romuald and Haggard (1994) も、電話に出た人が回答者であった割合が、期待値より 9 ポイント大きいことを指摘している。

表 4. 電話口にいる人が回答者に選ばれる期待件数と実際の調査結果.

世帯成人数	回答者呼出	期待件数	調査結果
1人	241	241	226
2人	501	250.5	284
3人	218	72.7	111
4人	139	34.8	35
5人	45	9	14
6人以上	6	1	3
合計	1,150	609	673

3.2 人口統計学的属性変数の比較

以下では、集計用のウェイトを

$$w_i = \frac{\text{世帯成人数}}{\text{保有電話回線数}}$$

とし、回収データだけを分析に用いる.

表5は、確率法・任意法のいずれに割り当てられたかを基準変数、人口統計学的属性変数などを説明変数としたロジスティック回帰分析の結果である。世帯人数と調査時間帯が有意である。表6には、有意でなかった変数のうち、電話帳掲載有無以外の変数の集計結果を示す。任意法の方が若干女性が多いようであるが、確かに手法間で他に大きな違いは認められない。両手法とも、母集団に比べ男性と20歳代の割合が低いことは、個別面接聴取法など同様の結果である (Synodinos and Yamada, 2000; 坂元 他, 2004)。

表7は、未成年者等を含む世帯人数の比較である。確率法は任意法に比べ小世帯の割合が高く、任意法は大世帯の割合が高い。大世帯は、確率法では協力が得られても回答者の不在等により不能となるのに対し、任意法では誰かが在宅している可能性が高く (Sudman, 1967)、回収しやすいと言える。表7の1行目は平成12年国勢調査の結果(北海道を除く)である。本調査の対象外の人も含められているが、仮に国勢調査結果を真の分布とすると、Kullback-Leibler 距離は確率法が.013、任意法が.032で、確率法の方が真の分布に近い。

表7の確率法(直)は、確率法のうち、回答者本人が電話口において直ちに質問に入った648件の結果である。任意法との比較のために取り出している。大世帯ほど電話口にいるのが回答者である可能性は低い。そのため確率法(直)は、確率法全体より大世帯が少なくなり、電話口にいる人を回答者とする任意法の分布とはかなり異なる。K-L 距離も.033と大きい。

表 5. 確率法・任意法のロジスティック回帰分析の結果.

説明変数	自由度	χ^2 値
性別	1	1.377
年齢層	6	6.167
勤務形態	3	0.522
市郡別	3	0.535
世帯人数	6	36.957***
住居形態	3	0.219
電話帳掲載有無	1	1.170
調査時間帯	3	30.843***

*: $p < .10$ **: $p < .05$ ***: $p < .01$

表 6. 人口統計学的属性変数の集計結果. 母集団は平成 12 年国勢調査結果による.

属性		母集団	確率法	任意法
性別	男性	49.2	43.0 (1.9)	38.8 (1.9)
	女性	50.8	57.0 (1.9)	61.2 (1.9)
年齢層	20 歳代	19.1	11.8 (1.3)	11.6 (1.3)
	30 歳代	17.7	18.0 (1.4)	21.2 (1.2)
	40 歳代	17.4	18.4 (1.5)	15.5 (1.4)
	50 歳代	20.0	21.9 (1.7)	24.0 (1.8)
	60 歳代	15.4	19.8 (1.6)	18.9 (1.5)
	70 歳代	10.5	9.7 (1.1)	8.2 (1.0)
	不明	—	0.4 (0.3)	0.6 (0.3)
勤務形態	常勤	} 63.5	46.0 (2.0)	44.3 (2.0)
	非常勤		19.2 (1.6)	19.4 (1.6)
	無職	36.5	33.1 (1.9)	35.0 (1.8)
	不明	—	1.7 (0.6)	1.3 (0.5)
市郡別	区部	22.0	21.0 (1.5)	22.8 (1.7)
	市部	57.2	56.8 (2.0)	56.4 (2.0)
	郡部	20.7	22.0 (1.7)	20.5 (1.6)
	不明	—	0.2 (0.2)	0.3 (0.2)
住居形態	一戸建	67.8	72.7 (1.6)	74.4 (1.6)
	長屋建	} 32.2	2.2 (0.5)	1.6 (0.4)
	共同住宅		24.2 (1.6)	23.3 (1.6)
	不明	—	0.9 (0.4)	0.7 (0.4)

表 7. 世帯人数 (%). カッコ内は標準誤差.

	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	不明
国勢調査	10.3	18.6	21.1	25.5	12.8	11.8	—
確率法	10.2 (0.8)	22.7 (1.5)	24.0 (1.7)	20.9 (1.7)	11.0 (1.4)	10.1 (1.4)	1.0 (0.4)
任意法	4.8 (0.5)	19.2 (1.3)	21.5 (1.6)	26.3 (1.8)	11.3 (1.3)	16.4 (1.7)	0.6 (0.2)
確率法(直)	13.4 (1.1)	24.0 (1.8)	24.6 (1.9)	19.4 (1.9)	10.1 (1.5)	8.0 (1.4)	0.4 (0.2)

表 8. 調査時間帯 (%). カッコ内は標準誤差.

	13 時以前	18 時以前	18 時以降	中断有
確率法	23.5 (1.6)	18.2 (1.5)	58.2 (1.9)	0.1 (0.1)
任意法	25.1 (1.7)	27.7 (1.7)	45.6 (2.0)	1.6 (0.6)
確率法(直)	27.0 (1.9)	19.9 (1.8)	53.1 (2.2)	— (—)

表 8 は, 調査時間帯の比較である. 任意法は日中に誰かが在宅していれば回収できるため, 相対的に夕方以降の回収が少ない. 電話口にいた回答者のみに限定した確率法(直)も, 確率法全体に比べ, 18 時以降の回収が少ない.

3.3 調査データの質の比較

表 9 は, 調査への協力理由の比較である. 確率法の方が若干, 「特に断る理由もなかったから」「繰り返し協力を依頼されたから」という消極的な理由が多い可能性は残る. しかし有意な差ではなく ($\chi^2_6 = 8.990, p = .29$), 実質的な差もないことから, 調査協力理由の質問では, 回

表 9. 調査協力理由(%). カッコ内は標準誤差.

	役に立ち たい	内容が 面白そう	文部科学 省研究所	特に断る 理由ない	繰り返し 協力依頼	その他	不明
確率法	13.4 (1.3)	1.5 (0.4)	21.3 (1.6)	50.3 (2.0)	11.2 (1.2)	1.6 (0.4)	0.7 (0.3)
任意法	12.8 (1.3)	2.8 (0.7)	24.5 (1.7)	47.8 (2.0)	10.2 (1.2)	0.8 (0.4)	1.1 (0.4)
確率法(直)	14.6 (1.6)	1.7 (0.5)	21.6 (1.9)	51.1 (2.2)	9.0 (1.2)	1.6 (0.5)	0.4 (0.2)

表 10. 「その他・D.K.」の数(%). カッコ内は標準誤差.

	0 個	1 個	2 個以上
確率法	75.0 (1.7)	17.7 (1.5)	7.3 (1.0)
任意法	66.7 (1.9)	23.2 (1.7)	10.1 (1.3)
確率法(直)	77.3 (1.9)	15.9 (1.6)	6.8 (1.1)

答者の態度に違いが認められなかったと言ってよい。

表 10 は、質問項目 11 問中の各回答者の「その他・D.K.」の数の分布である。確率法では 75.0% が 0 個であるのに対し、任意法では 66.7% にとどまり、明らかに任意法の方が「その他・D.K.」は多い ($\chi^2 = 13.773, p < .01$)。確率法の回答者を最初に電話に出ていた人に限定した確率法(直)と比べても、任意法は「その他・D.K.」が多い。個々の項目について見ると、表 11 のとおり、#7.40 を除く全ての質問項目で、わずかな差ではあるものの、任意法の方が「その他・D.K.」のパーセントが大きい。

表 12 の「補正なし」の列は、質問項目ごとの回答分布と手法とのクロス表の χ^2 値である。有意となった #2.8 と #9.14 では、任意法の「その他・D.K.」の多さが目立つ(表 11 参照)。他の 9 項目は有意ではなく、両手法の回答分布を見比べても、何らかの特徴的な違いは明確には認められない。

3.4 調査不能補正結果の比較

両手法の間では世帯人数の分布に違いが目立った。世帯成人数は集計ウェイトの算出に用いるため、特に世帯人数の違いは結果に大きく影響する。つまり、調査不能バイアスを補正するため、世帯人数を補助変数の一つとしてウェイトを調整すると、手法間で結果が大きく変わる可能性がある。ただし、属性だけを一致させる補正は一般に好ましくない(杉山, 1984)。土屋(2006)は、調査に対する回答者の態度などを、調査への指向性変数として補助変数に加えることを提案している。そこで補助変数としては、表 5 の説明変数のうち調査時間帯を除いた 7 項目と、指向性変数として調査協力理由の合わせて 8 変数を用いる。指向性変数は、調査協力理由が「役に立ちたい」「内容が面白そう」「文部科学省の研究所だから」のいずれかならば 1、それ以外と未回収は 0 とする二値変数である。ただし、指向性変数を用いてもなお、小さくない調査不能バイアスが残る可能性があることに注意する必要がある。

ウェイトの調整法としては、線形のキャリブレーション (Deville and Särndal, 1992; Deville et al., 1993; Särndal and Lundström, 2005) あるいは一般化回帰推定 (Särndal et al., 1992) を利用する。 U を母集団, H を母集団世帯, S をサンプル中の対象世帯, R を回収サンプル, Υ_{hi} を補助変数 h の要素 i の値とすると,

$$(3.1) \quad \sum_R w_i^* \Upsilon_{hi} = \sum_U \Upsilon_{hk}$$

表 11. 質問項目の集計結果. カッコ内は標準誤差.

回答選択肢	補正なし		補正済み	
	確率法	任意法	確率法	任意法
#9.19* あなたは、機会があれば外国で暮らしてみたいと思いますか。				
1. 思う	31.6 (1.8)	30.1 (1.8)	33.7 (2.0)	30.0 (2.0)
2. 思わない	66.6 (1.8)	67.8 (1.8)	64.5 (2.0)	67.5 (2.1)
3. その他・D.K.	1.8 (0.5)	2.0 (0.6)	1.9 (0.6)	2.5 (0.8)
#9.20* [リスト]「日本人のものの考え方は外国人には理解できない」という意見があります。あなたはそう思いますか、それともそう思いませんか。				
1. そう思う	23.2 (1.6)	21.4 (1.6)	23.2 (1.8)	20.0 (1.8)
2. ややそう思う	30.2 (1.8)	27.9 (1.7)	28.2 (1.9)	26.9 (2.1)
3. あまりそう思わない	22.9 (1.7)	25.9 (1.7)	23.6 (1.9)	28.4 (2.2)
4. そう思わない	19.3 (1.6)	19.6 (1.6)	21.0 (1.8)	19.4 (1.9)
5. その他・D.K.	4.4 (0.9)	5.2 (1.0)	4.0 (0.8)	5.3 (1.2)
#2.8 もし、一生楽に生活できるだけのお金がたまったら、あなたはずっと働きますか、それとも働くのをやめますか。				
1. ずっと働く	59.2 (1.9)	60.7 (1.9)	58.4 (2.2)	61.2 (2.2)
2. 働くのをやめる	35.4 (1.9)	30.3 (1.8)	35.3 (2.1)	30.1 (2.1)
3. その他・D.K.	5.5 (0.9)	9.0 (1.1)	6.4 (1.1)	8.7 (1.2)
#9.14 もし自分の子供が、「外国人と結婚したい」と言ったとしたら、あなたは、賛成しますか、それとも、反対しますか。				
1. 賛成する	52.8 (2.0)	50.3 (2.0)	54.0 (2.1)	53.5 (2.2)
2. 反対する	21.7 (1.6)	17.9 (1.5)	21.7 (1.8)	17.4 (1.8)
3. 場合による	19.9 (1.6)	21.0 (1.6)	18.2 (1.6)	17.8 (1.7)
4. その他・D.K.	5.6 (0.9)	10.8 (1.3)	6.1 (1.0)	11.4 (1.6)
#5.6b [リスト] つぎのような2つの会社があるとします。もしあなたがつとめるとしたら、どちらの会社の方がよいですか。				
1. 給料が多い会社	35.5 (1.9)	36.4 (1.9)	37.6 (2.1)	37.8 (2.2)
2. 家族的な雰囲気のある会社	58.8 (1.9)	57.8 (1.9)	55.8 (2.2)	55.8 (2.4)
3. その他・D.K.	5.7 (0.9)	5.8 (1.0)	6.6 (1.1)	6.4 (1.2)
#4.13 [リスト] 学校を卒業して、仕事のため、家から離れて行く自分の子供に、2人の親がつぎのように言いました。親としては、どちらの言い方がよいと思いますか。				
1. 親に相談しなさい	68.0 (1.8)	70.9 (1.8)	68.0 (2.0)	68.7 (2.2)
2. 親を頼りにするな	25.5 (1.7)	22.5 (1.7)	25.8 (1.8)	24.1 (2.1)
3. その他・D.K.	6.4 (1.0)	6.5 (1.0)	6.2 (1.1)	7.2 (1.3)

あるいは

$$(3.2) \quad \sum_R w_i^* \Upsilon_{hi} / w_i = \sum_H \Upsilon_{hk} \quad \text{または} \quad \sum_R w_i^* \Upsilon_{hi} / w_i = \sum_S \Upsilon_{hk}$$

を満たすという条件の下で

$$(3.3) \quad \sum_R w_i (w_i^* / w_i - 1)^2$$

を最小とする $w_i^* (i \in R)$ を求める。世帯人数、電話帳掲載有無、指向性変数は、世帯に関する(3.2)式、他の補助変数は個人に関する(3.1)式を用いた。また、電話帳掲載有無と指向性変数を除く6補助変数の母集団情報としては、時期や対象が若干ずれてはいるものの、平成12年

表 11. (続き)

回答選択肢	補正なし		補正済み	
	確率法	任意法	確率法	任意法
#2.3h [リスト] あなたは、自分の暮らし向きに満足していますか、それとも、不満がありますか。				
1. 満足	24.6 (1.7)	27.2 (1.7)	23.4 (1.8)	25.3 (2.1)
2. やや満足	48.2 (2.0)	45.5 (2.0)	48.0 (2.2)	44.0 (2.4)
3. やや不満	19.6 (1.6)	18.0 (1.5)	20.5 (1.9)	19.8 (1.9)
4. 不満	6.5 (0.9)	7.8 (1.1)	7.2 (1.2)	9.4 (1.4)
5. その他・D.K.	1.1 (0.4)	1.4 (0.5)	0.9 (0.4)	1.5 (0.7)
#2.30 [リスト] ときどき、自分自身のことや家族のことで、不安になることがあります。あなたは、つぎのようなことについて、不安を感じるがありますか。まず、「重い病気」の不安は、どの程度でしょうか。				
1. 非常に感じる	15.1 (1.4)	15.1 (1.4)	14.2 (1.4)	14.7 (1.5)
2. かなり感じる	19.3 (1.6)	21.4 (1.6)	18.6 (1.7)	20.2 (1.9)
3. 少しは感じる	54.5 (2.0)	53.0 (2.0)	54.2 (2.2)	52.2 (2.4)
4. まったく感じない	10.4 (1.2)	9.4 (1.1)	12.4 (1.5)	11.6 (1.6)
5. その他・D.K.	0.7 (0.3)	1.2 (0.4)	0.6 (0.3)	1.2 (0.6)
#2.30c [リスト] では、「街での暴力」については、どの程度でしょうか。				
1. 非常に感じる	27.5 (1.7)	27.8 (1.7)	24.3 (1.7)	24.8 (1.9)
2. かなり感じる	26.6 (1.7)	27.4 (1.8)	24.6 (1.9)	28.7 (2.3)
3. 少しは感じる	32.8 (1.8)	31.7 (1.8)	36.7 (2.1)	33.2 (2.3)
4. まったく感じない	10.6 (1.3)	10.3 (1.2)	11.5 (1.5)	10.4 (1.5)
5. その他・D.K.	2.5 (0.7)	2.9 (0.7)	2.9 (0.9)	2.9 (1.0)
#2.30k [リスト] では、「あなたの個人的な情報が誰かに悪用される心配」については、どの程度でしょうか。				
1. 非常に感じる	32.4 (1.8)	29.5 (1.8)	31.0 (2.0)	26.2 (2.1)
2. かなり感じる	27.7 (1.8)	25.8 (1.7)	28.8 (2.0)	25.3 (2.0)
3. 少しは感じる	30.9 (1.8)	35.1 (1.9)	30.9 (2.0)	38.6 (2.3)
4. まったく感じない	8.1 (1.1)	8.4 (1.1)	8.1 (1.2)	8.9 (1.4)
5. その他・D.K.	1.0 (0.5)	1.2 (0.4)	1.2 (0.5)	0.9 (0.4)
#7.40 [リスト] 一般的に言って、今の日本の社会は公平だと思いますか。あなたの気持ちは、つぎのうちのどれに近いですか。				
1. 公平だ	1.6 (0.5)	1.8 (0.5)	1.1 (0.4)	2.2 (0.7)
2. だいたい公平だ	27.6 (1.8)	25.6 (1.7)	28.9 (2.0)	26.0 (2.2)
3. あまり公平でない	47.3 (2.0)	48.6 (2.0)	46.5 (2.2)	48.3 (2.4)
4. 公平でない	20.3 (1.6)	21.3 (1.6)	20.2 (1.7)	20.3 (1.9)
5. その他・D.K.	3.2 (0.7)	2.8 (0.7)	3.4 (0.8)	3.2 (0.8)

国勢調査結果(北海道を除く)を用いた。

表 11 の「補正済み」は、ウェイト調整後の結果である。また、表 12 の「補正済み」には χ^2 値を示した。#2.8 から #4.13 の 4 項目以外は、「補正なし」に比べ χ^2 値が大きくなり、手法間の差が広がっている。特に #2.30k は χ^2 値の変化が大きい。表 11 によれば、任意法は確率法に比べ、「個人的な情報が誰かに悪用される心配」をあまり感じないようである。

表 12. 回答分布比較.

質問項目	自由度	χ^2 値	
		補正なし	補正済み
#9.19*	2	0.524	3.079
#9.20*	4	3.398	7.815
#2.8	2	10.418**	6.936
#9.14	3	16.605***	16.322**
#5.6b	2	0.164	0.014
#4.13	2	1.977	1.202
#2.3h	4	3.650	5.621
#2.30	4	2.508	2.903
#2.30c	4	0.444	4.320
#2.30k	4	3.969	12.585
#7.40	4	1.218	4.389

*: $p < .10$ **: $p < .05$ ***: $p < .01$

4. 考察

確率法では質問に入るまでの調査導入部のステップが多く、各ステップで調査不能を生み出しやすい。世帯成人数を尋ねることから生じる調査不能も少なくないと考えられる。その結果、回収率は任意法の方が5割程度高かった。換言すれば、同じ大きさのサンプルを回収するには、任意法は確率法の三分の二の量の番号を用意すればよく、調査の労力・コストは大幅に軽減される。

また、属性や質問項目の多くでは、任意法と確率法の結果は、一見あまり異ならないようであった。発信時間帯あるいは調査時間帯を適切にコントロールしたことがその一因であろう。確率法では、回収サンプルの8割が、最初から電話口にいた人であったことも大きく影響していると考えられる。つまり確率法であっても、実際には、電話に最初に出ない人を捕捉することは難しい。そこで例えば、任意法で調査の途中や最後に回答者の世帯内年齢順などを調べておき、事後に乱数によって集計対象とする回答者を選別することで、確率法の結果をより模倣できると考えられる。今回の調査では世帯内年齢順が不明のため不可能ではあるが、任意法の全回収サンプルを使う場合より、大世帯の割合が小さくなることは容易に想像できる。

一方で、調査データの質は必ずしも同等ではなく、任意法が劣る可能性が示唆された。例えば、任意法は確率法よりも、途中拒否や「その他・D.K.」が多いようである。また、調査不能バイアスを補正すると、多くの項目では手法間の差が拡大した。本調査で用いた質問項目は11問に過ぎず、どのような調査項目でも常に違いがないとは限らない。両手法の間に何らかの質的な違いが存在する可能性は常にある。また、特にRDD法による電話調査では、調査主体名が回収率に大きく影響する。より高い回収率の下では、確率法で最初に電話に出た人の割合は相対的に低下し、確率法と任意法の差は拡大すると考えられる。

調査のコスト制約は厳しくなる一方、近年、人々のプライバシー意識は非常に高い。確率法は、理論的には望ましくとも、調査不能による非標本誤差の大きさが懸念される。しかしだからといって、安易な任意法の採用は望ましくない。「誰でもよい」という調査手法が、調査に対する人々の信頼感を向上させるとは考えられないからである。

したがって場合によっては、いずれかの手法を採用するというのではなく、今後、両者を組み合わせた何らかの折衷案を探る必要がある。例えば単独世帯と夫婦のみの世帯は、平成12年国勢調査結果によれば全世帯のそれぞれ27.6%と18.9%であり、調査年を追うにつれ拡大し

ている(総務省統計局, 2003). 今後, さらに多くの世帯で, 成人数が1人または2人となろう. これらの世帯では, 仮に確率法を用いても, 回収サンプルのほとんどは最初に電話に出た人となる. 東京都では単独世帯が40.9%を占めるなど, 大都市部では, 小世帯の割合はさらに高く, 最初に世帯人数を回答することに抵抗感を持つ人が多い. そこで大都市部では任意法を採用し, 大世帯の多い地方部では確率法を採用するなど世帯構成を考慮したハイブリッドな手法が考えられよう. Rizzo et al. (2004)は, 世帯人数を調べ, 3人以上の場合はKish法や誕生日法の採用を提案しているが, 最初に世帯人数を尋ねることが調査不能を招きやすいと思われる.

どのような手法にせよ, 電話に出ないことが多い人は捕捉しにくいことにならない, よりバイアスの少ない推定値を得るには, これらの人々をどう捉えていくかが重要課題となる. Politz and Simmons (1949)は, 在宅していることが多い対象者によるバイアスを補正するため, 在宅率の逆数をウェイトとしている. 同様に, 普段誰が電話に出ることが多いかといった情報を指向性変数とし, ウェイトを調整する方法が考えられる. 当然, 統計的な事後の調整だけでなく, 調査実施時の何らかの工夫も必要である. YMOF (Youngest Male/Oldest Female)法(Keeter and Fisher, 1997-1998)は回収しにくい若年男性を優先して回答者に選ぶとする手法であるが, その変形として, 電話に出ないことが多い人を優先するなどが考えられる.

採用すべき抽出方法は, 最終的には, 何のために調査を行うのか, 調査結果をどのように活用するのかという調査目的から決まるものである. しかし同時に, そこで採用した抽出方法・調査方法が, 将来の調査環境に対し少なからず影響を及ぼしていくことに, 調査者は十分な注意を払う必要がある.

注.

1) 確率法の導入文は以下のとおりである. ()内は必要に応じて省略する.

お忙しいところ, 失礼いたします. こちらは, 文部科学省の統計数理研究所から委託を受けまして, 「日本人の国民性」について調査を行っております「もしもしホットライン」と申します. 統計数理研究所では, およそ50年前から, 国民性について調査研究を行っており, 今年も全国で電話による調査を行っております. 対象となる方の電話番号をコンピュータでランダムに作りまして, お宅様の電話番号が選ばれたため, お電話を差し上げました. (お宅様のお名前やご住所はこちらには分かっておりませんが, 日本人のものの考え方を知る上で, お宅様のご意見は是非とも必要です.) 数分で終わりますので, お宅様の20歳から79歳までの方の中からお一人を選ばせていただいでご協力いただけますでしょうか.

2) 任意法の導入文は以下のとおりである. ()内は必要に応じて省略する.

お忙しいところ, 失礼いたします. こちらは, 文部科学省の統計数理研究所から委託を受けまして, 「日本人の国民性」について調査を行っております「もしもしホットライン」と申します. 統計数理研究所では, およそ50年前から, 国民性について調査研究を行っており, 今年も全国で電話による調査を行っております. 対象となる方の電話番号をコンピュータでランダムに作りまして, お宅様の電話番号が選ばれたため, お電話を差し上げました. (お宅様のお名前やご住所はこちらには分かっておりませんが, 日本人のものの考え方を知る上で, お宅様のご意見は是非とも必要です.) 数分で終わりますので, お宅様の20歳から79歳までの方の中のお一人, なたでも構いませんのでご協力いただけますでしょうか.

3) 予備調査の概略は以下のとおりである. 実施方法は, 若干の質問項目の相違を除き, 本調

査と同じである。

- ・ 調査実施時期：2003年7月5日(土)～11日(金)
- ・ 抽出した電話番号：6,000件
- ・ スクリーニングにより使用中とされ、発信した電話番号：2,164件(確率法, 任意法に1,082件ずつランダムに割当)
- ・ 回収した電話番号：確率法は210件, 任意法は302件

謝 辞

本研究は、文部科学省の科学研究費補助金若手研究(A)課題番号14701019(研究代表者：土屋隆裕)の助成を得た。

参 考 文 献

- Bryant, B. E. (1975). Respondent selection in a time of changing household composition, *Journal of Marketing Research*, **12**, 129–135.
- Cooper, S. L. (1964). Random sampling by telephone: An improved method, *Journal of Marketing Research*, **1**, 45–48.
- Couper, M. P., Baker, R. P., Bethlehem, J., Clark, C. Z. F., Martin, J., Nicholls II, W. L. and O'Reilly, J. M. (1998). *Computer Assisted Survey Information Collection*, John Wiley & Sons, New York.
- Czaja, R., Blair, J. and Sebestik, J. P. (1982). Respondent selection in a telephone survey: A comparison of three techniques, *Journal of Marketing Research*, **19**, 381–385.
- Deville, J. C. and Särndal, C. E. (1992). Calibration estimators in survey sampling, *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 376–382.
- Deville, J. C., Särndal, C. E. and Sautory, O. (1993). Generalized raking procedures in survey sampling, *Journal of the American Statistical Association*, **88**, 1013–1020.
- Gaziano, C. (2005). Comparative analysis of within-household respondent selection techniques, *Public Opinion Quarterly*, **69**, 124–157.
- Hagan, D. E. and Collier, C. M. (1983). Must respondent selection procedures for telephone surveys be invasive?, *Public Opinion Quarterly*, **47**, 547–556.
- Keeter, S. and Fisher, K. (1997–1998). Comparison of two respondent selection methods, *National Network of State Polls Newsletter*, No. 31, 1–3.
- 城川美佳(2003). 医療・保健領域の電話調査, Waksberg 変法, 行動計量学, **30**(1), 111–119.
- Kish, L. (1949). A procedure for objective respondent selection within the household, *Journal of the American Statistical Association*, **44**, 380–387.
- Kish, L. (1965). *Survey Sampling*, John Wiley & Sons, New York.
- Lind, K., Link, M. and Oldendick, R. (2000). A comparison of the accuracy of the last birthday versus the next birthday methods for random selection of household respondents, *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 887–889.
- O'Rourke, D. and Blair, J. (1983). Improving random respondent selection in telephone surveys, *Journal of Marketing Research*, **20**, 428–432.
- Oldendick, R. W., Bishop, G. F., Sorenson, S. B. and Tuchfarber, A. J. (1988). A comparison of the Kish and last birthday methods of respondent selection in telephone surveys, *Journal of Official Statistics*, **4**, 307–318.
- Paisley, W. J. and Parker, E. B. (1965). A computer-generated sampling table for selecting respon-

- dents within households, *The Public Opinion Quarterly*, **29**, 431–436.
- Politz, A. and Simmons, W. (1949). An attempt to get the “not at homes” into the sample without callbacks, *Journal of the American Statistical Association*, **44**, 9–16.
- Prairie Research Associates Inc. (2001). Comparing two respondent selection methods in telephone surveys, http://www.pra.ca/resources/birthday_e.pdf.
- Rizzo, L., Brick, J. M. and Park, I. (2004). A minimally intrusive method for sampling persons in random digit dial surveys, *Public Opinion Quarterly*, **68**, 267–274.
- Romuald, K. S. and Haggard, L. M. (1994). The effect of varying the respondent selection script on respondent self-selection in RDD telephone surveys, *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 1299–1304.
- 坂元慶行, 中村 隆, 前田忠彦, 土屋隆裕 (2004). 国民性の研究 第11次全国調査—2003年全国調査—, 統計数理研究所研究リポート, No. 92.
- Salmon, C. T. and Nichols, J. S. (1983). The next-birthday method of respondent selection, *Public Opinion Quarterly*, **47**, 270–276.
- Särndal, C.-E. and Lundström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Särndal, C.-E., Swensson, B. and Wretman, J. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*, Springer-Verlag, New York.
- 総務省統計局 (2003). 世帯と住居, 平成12年国勢調査編集・解説シリーズ, No. 5.
- Sudman, S. (1967). *Reducing the Cost of Surveys*, Aldine Publishing, Chicago.
- 杉山明子 (1984). 『社会調査の基本』, 朝倉書店, 東京.
- Synodinos, N. E. and Yamada, S. (2000). Response rate trends in Japanese surveys, *International Journal of Public Opinion Research*, **12**, 48–72.
- Taylor, H. (1997). The very different methods used to conduct telephone surveys of the public, *Journal of the Market Research Society*, **39**, 421–432.
- Troldahl, V. and Carter, R. (1964). Random selection of respondents within households in phone surveys, *Journal of Marketing Research*, **1**, 71–76.
- 土屋隆裕 (2005). 調査不能者の特性に関する一考察—「日本人の国民性第11次全国調査」への協力理由に関する事後調査から—, 統計数理, **53**(1), 35–56.
- 土屋隆裕 (2006). 「調査への指向性」変数を用いた調査不能バイアス補正の試み—「日本人の国民性調査」データへの適用—, 日本統計学会誌, **36**, 1–23.
- 土屋隆裕・前田忠彦 (2003). 二種類の電話調査法の比較実験調査, 行動計量学, **30**(1), 93–109.
- Waksberg, J. (1978). Sampling methods for random digit dialing, *Journal of the American Statistical Association*, **73**, 40–46.

An Experimental RDD Survey for Comparing within a Household Respondent Selection Methods

Takahiro Tsuchiya

The Institute of Statistical Mathematics

This paper compares two respondent selection methods within a household for random digit dialing telephone interviewing. One is a probability method, in which respondents are randomly selected according to age-order in households. The other is a non-probability method, in which respondents are selected arbitrarily. The non-probability method had the advantage of higher cooperation rate. However, it suffers more refusals in the middle of a questionnaire. The non-probability method also tended to elicit more “other” or “don’t know” responses. There seemed to be no substantive difference in the attitudinal and demographic variables except household size. This is partly because about 80 percent of respondents are those who first answer the phone even with the probability method. The weighting adjustment for non-response bias via calibration technique enlarged the difference between the two selection methods.