

全国高齢者調査における回収不能者と回答者の特性比較

6年後の追跡調査から

杉澤 秀博* 岸野 洋久*2 杉原 陽子*
岡林 秀樹*3 柴田 博*

目的 6年後の追跡調査に基づいて、①高齢者に対する訪問面接調査の回収不能者の特性を回答者と比較することによって明らかにすること、②回収不能者の存在が変数間の関連にどのような影響を与えるかを明らかにすることを目的としている。

対象と方法 全国60歳以上の高齢者3,288人に対する訪問面接調査が1987年に行われた。この調査の回収不能者1,010人（所在不明、死亡による不能者78人を除く）に対する調査を6年後に郵送法で行い、559人（死亡確認、代行を含めた追跡率55.3%）から回答をえた。回答者2,200人に対しては同じく6年後に訪問面接法で行い、2,060人（死亡確認、代行も含めた追跡率93.6%）から回答をえた。分析に使用した項目は基本属性（年齢、性）、社会関連指標（就学年数、配偶関係、就労の有無）、健康（死亡率、疾患の有無、日常生活動作の障害の有無）、主観指標（生活満足度、健康度自己評価、経済的困難度）であった。

結果 1. 追跡調査においては、回答者と比較し回収不能者は60～69歳の割合が高く、70歳代の割合が低かった。また男性の割合が高く、就学年数が長い、生活満足度や健康度自己評価が低いという特徴があった。回収不能理由によってその特性が異なり、回答者と比較し「健康上の理由以外で拒否」の者では就学年数が短く、「不在」で不能の者では男性の割合が高かった。

2. 健康度自己評価を従属変数とし、基本属性、社会関連指標、健康、主観指標を独立変数として重回帰分析を行った結果、回答者のみで分析した場合でも回収不能者を加えて分析した場合でも、有意な効果をもつ変数に違いはなかった。

結論 6年後の追跡調査の時点で、本調査の回答者は回収不能者と比べて、いくつかの変数の分布に有意差がみられ、その代表性に問題があると考えられた。しかし、本研究で取り上げた変数間の関連に関しては、回収不能者の影響をほとんど受けていないとみられた。

Key words : 回収不能者, 断面調査, 高齢者, 主観指標, 客観指標

I 緒 言

社会調査の精度を検討する際には、標本抽出の方法、無回答者の存在、測度の信頼性・妥当性などが重要な論点となる。無回答には、調査票の回収ができない場合（以下、回収不能）と調査自体の協力は得られているが、全部の質問に回答が得

られないという項目欠測が含まれる。いずれの無回答もゼロであることが望ましいが、調査に協力するか否か、質問に回答するか否かは対象者の自発的な意志に委ねられているため、無回答をゼロにすることはできない。無回答の出現傾向が対象者の健康、意識、生活状態によって異なっているならば、回答者の特性分布は標本から異なったものとなるため、分析結果の普遍化に慎重でなければならない。逆にいえば、無回答者の存在が分析結果にどのような歪みをもたらしているかに言及できるように、研究論文で無回答者の割合やその特性に関する情報を提供していくことが望まし

* 東京都老人総合研究所保健社会学部門

*2 東京大学

*3 明星大学

連絡先：〒173-0015 東京都板橋区栄町35-2

東京都老人総合研究所保健社会学部門 杉澤秀博

い。

横断調査の回収不能者の場合、対象者本人が1度も調査に回答していないため、その特性に関する情報は他のルートから入手せざるをえない。ルートには大きく3つある¹⁾。第1の方法は回収不能者に関する情報が収集されている組織・機関などから情報を得ようというものである。第2は回収不能者に対する追跡調査である。第3には調査員の観察によって、回収不能者の特徴を把握しようというものである。それぞれのルートには長所と短所がある。第1の方法は回収不能者全員の情報を入手できる反面、これによって収集できる情報は限られているため、回収不能者の特性を多角的に検討するには問題が多い。第2の方法は回収不能者から多くの情報を入手可能であるが、回収不能者全員から回答を得ることが困難であるため、その代表性に疑問がでてくる。第3の方法については、簡便な方法であるが、調査員の主観的な評価であるため、その情報は信頼性に乏しい。また対象者やその家族に接触することすらできないこともあるため、回収不能者の全体像を把握することができないという問題点をもつ。

Bisgardら³⁾、Criquiら⁴⁾、Heilbrunら⁵⁾の研究レビューでは、米国においては断面調査の回収不能者は、健康状態が低位、健康的な生活習慣の実行率が低い、未婚者あるいは失業者が多い、学歴が低い、男性が多いという特徴をもっていることが示唆されている。年齢については回収率と正、負あるいはほとんど無関係という報告があるため、結論的なことはいえない。わが国の公衆衛生領域では社会調査が汎用されているものの、回収不能者の特性を検討した研究は乏しく、医学的検査を伴う集合調査への非参加者の特性を分析した柴田らの研究⁶⁾などわずかである。公衆衛生以外の領域でも、東京都の中高齢者調査の回収不能者の特性を分析した古谷野ら⁷⁾の研究など一部に限定される。すなわち、米国での知見が社会・文化的背景の異なるわが国において、どの程度共通してみられるか否かについては不明であるため、米国の知見をわが国に導入することに慎重でなければならない。

研究蓄積のある米国でも検討すべき課題が残されている。第1に回収不能理由別に回収不能者の特徴を明らかにすることである。回収不能者は均

質集団とはいえず、回収不能理由によってその特性が異なっている可能性があるが⁸⁾、このような視点からの取り組みはあまりない。第2には回収不能者の出現によって分析モデルの説明力、すなわちモデルを構成する変数間の関連がどのような影響を受けるかに関する検討である⁹⁾。公衆衛生領域では健康現象を分析対象にその関連要因を解明したり、あるいは健康現象が社会・心理・経済現象を説明する重要な独立変数として分析枠組みが設定されているが、回収不能者の存在が従属変数と独立変数、あるいは独立変数間の関連にどのような影響をもたらすかについての知見がないために、現状では分析枠組みの普遍化に必要な情報が欠乏している。

著者らは、高齢者を対象とした縦断調査のパネルを設定するため、全国60歳以上の高齢者から層化無作為に抽出した標本に対して調査を実施した。そして、このデータベースを使用して、回収不能者の特性を住民基本台帳から得られた性、年齢階級、地域、人口規模との関連で検討し、回収率は年齢に沿ってU字型であること、そして男性および都市地域で低いことを明らかにした⁸⁾。

本研究では、以上の初回調査の回収不能者および回答者に対する6年後の追跡調査のデータを用いて、①初回調査の回収不能者の特性を回答者と比較するなかで解明すること、その際には回収不能者全体とともに回収不能理由別に分析すること、②回収不能者の存在が追跡調査時の変数間の関連に与える影響を分析すること目的としている。

II 方 法

1. 分析対象

1) 初回調査の実施

縦断研究のパネルを設定するため、初回調査として全国60歳以上の高齢者から層化無作為に抽出された3,288人を対象に、1987年に訪問面接調査を行った。標本抽出法は杉澤らの論文に詳細が記述されているので¹⁰⁾、ここでは回収率に関係すると思われる調査の実施方法を詳述する。抽出された対象者に対して、筆者が所属する研究所名と共同研究機関である米国の大学との連名で、調査実施前に郵送で調査依頼を行った。郵送後電話ではなく、すべて直接の訪問で、協力依頼と訪問日時

の調整を行った。訪問時不在であっても日と時間を変えて最低3回まで訪問した。調査の所要時間は平均1時間であった。回答者に対しては500円相当の謝品を手渡した。回収不能者についてはその理由を調査員に提出させた。調査は(株)中央調査社に委託して行った。以上の結果2,200人が調査に回答し、回答率は66.9%であった。不能理由としては「不在」が329人、「健康上の理由以外で拒否」が309人、「入院中, 病氣, 認知障害, 聴覚障害など健康上の理由で拒否」が239人、「その他」が211人という分布であった。

2) 初回調査の回収不能者に対する追跡調査

初回調査の回収不能者に対する追跡調査は、1993年に郵送法によって実施した。調査期間は3週間であり、調査票郵送から1週間後に礼状をかねた督促状、2週間後に再度調査票を送付した。送付数は初回調査の回収不能者1,088人のうち、初回調査の時点で「所在不明・転居」(63人)、「死亡」(15人)であった人を除く1,010人であった。回答の依頼先は高齢者本人とし、何らかの理由で本人が回答困難な場合には家族など本人の状態をよく知っている人に回答を依頼した。調査票は559人から回収され、転居先不明で返送されてきたケースが112人、未返送339人であった。1,010人に対する回収率は55.3%となる。回収票中本人からの回答は348人であった。表1に追跡調査の

回収率を性・年齢階級・初回調査の回収不能理由別に示した。性、年齢階級あるいは回収不能理由によって回収率に有意な差はみられなかった。

3) 初回調査の回答者に対する追跡調査

初回調査の回答者2,200人に対して、6年後の1993年に追跡調査を訪問面接法で実施し、1,532人が回答した。追跡調査の回収不能理由は「死亡」355人、「健康上の理由で拒否」146人、「健康上の理由以外で拒否」81人、「不在」57人、「その他」29人であった。死亡の有無については初回調査の回答者全数について住民基本台帳によって確認した。本人が回答できない場合には本人をよく知る家族や近隣に対して代行調査を行い、173人から回答をえた。代行調査を加えた回収率(死亡を分母から除外した)は83.0%であった。死亡者については、回収不能者の場合とルートは異なるがその状態が把握されていると判断し、これに代行調査を加え回収率を算出した場合には93.6%となる。表1に示したように、性・年齢階級別追跡調査の回収率には有意な差はみられなかった。

2. 分析項目

1) 基本属性

筆者らの研究では、年齢に沿って回収率がU字型の関係にあり、70歳代が最も回収率が低いことが示されているため⁸⁾、年齢に関しては連続変量として扱わず10歳階級刻みで「60~69歳」、

表1 追跡調査回収率

項 目	初回調査回答者		初回調査回収不能者		
	総数	追跡調査回収率 ¹⁾	総数	追跡調査回収率 ¹⁾	
年齢階級	60~69歳	1,214	93.6	558	55.7
	70~79歳	791	93.7	308	55.5
	80歳以上	195	93.8	144	53.5
性	男性	995	94.3	520	56.2
	女性	1,205	93.1	490	54.5
初回調査回収不能理由	健康上の理由で拒否	—	—	239	52.7
	健康上の理由以外で拒否	—	—	399	52.4
	不在	—	—	329	61.1
	その他	—	—	43	53.5
総 数		2,200	93.6	1,010	55.3

¹⁾ 回収不能者のうち追跡期間中の死亡者は対象者宛の郵送調査によって把握している。

その結果把握された死亡者は対象者の状況が把握されているとみなし、回収率の分子に加えた。初回調査の回答者の場合全数について、死亡の有無は住民基本台帳に基づき把握している。回収不能者に準じて死亡が確認された人もその把握ルートは異なるが状態が把握されているとみなし、回収率の分子に加えた。

「70～79歳」、「80歳以上」の3区分とした。性別では「男性」に1点、「女性」に0点を与えた。

2) 社会関連指標

就学年数、配偶者の有無、就労の有無で構成した。就学年数についてはその実数を用いた。配偶者の有無については、いる場合に1点、いない場合に0点を与えた。就労の有無については、就労している場合に1点を、していない場合に0点を与えた。

3) 健康状態

死亡率、慢性疾患の有無、日常生活動作の障害の有無によって測定した。死亡率の算出にあたっては、初回調査の回答者については住民基本台帳によって全数確認できているため、分母は全数の2,200人、回収不能者については郵送調査による確認に基づいているため、分母は郵送調査に回答した人数とした。

慢性疾患の有無に関しては、「高血圧」、「糖尿病」、「心臓病」など9種類のいずれか1つでも罹患している者に1点を、していない者に0点を与えた。

日常生活動作の障害の有無については、「お風呂に入る」、「階段を2,3段昇る」、「衣服を着脱する」、「トイレまで行って用をたす」など基本的な能力5項目、「電話をかける」、「身の回りの物や薬などの買い物に出かける」など手段的能力4項目の計9項目で構成し、半数以上回答のある者を分析に用いた。以上の項目のいずれか1項目でも「困難である」と回答した者を「障害あり」とし1点を、ない者は「障害なし」とし0点を与えた。以上の項目は客観的あるいは周囲から観察可能なものであり、代理回答によっても本人回答と一致したものがえられるため¹¹⁾、代理回答を含めて分析した。

4) 主観的評価

生活満足度、健康度自己評価、経済的困難度を用いた。これらの項目はいずれも5件法の選択肢によって回答をえているため、それぞれの選択肢に5点から1点を配点し、数量化を図った。生活満足度と健康度自己評価は点数が高いほど評価が良好であることを意味し、経済的困難度については点数が高いほど困難度が高いことを意味している。

3. 分析方法

1) 回収不能者の特性

初回調査の回収不能者と回答者との比較とともに、「健康上の理由で拒否」、「健康上の理由以外の拒否」、「不在」という回収不能理由別に初回調査の回答者と比較した。群間比較は各項目ごとに行うとともに、その特性を整理するために、ロジスティック回帰分析を適用した。死亡率の分析を除き、追跡調査の時点で入院・入所している者は分析から除外し、在宅者のみを分析対象とした。

2) 回収不能者の存在による変数間の関連の変化

以下のモデルを例題として、回収不能者を分析に加えた場合と除いた場合における変数間の関連の違いを検討した。モデルとは、公衆衛生分野で新たな健康指標として重視されている健康度自己評価を従属変数に設定し¹²⁾、それを説明する要因として性・年齢という基本属性、就学年数、配偶者の有無、就労の有無、経済的困難度という社会・心理的要因、日常生活動作の障害の有無、慢性疾患の有無という健康状態に関する要因を位置づけた。分析には重回帰分析を用いた。分析にあたっては、①追跡調査のデータを重みづけせずにそのまま使用するとともに、②追跡調査の回収率を考慮し、追跡調査の回収率の逆数で重みづけした。すなわち100%回収があったことを想定して初回調査の回答者については100.0/83.0、初回調査の調査不能者については100.0/55.3で重みづけし分析を行った。

III 結 果

1. 回収不能者の性・年齢階級別分布

初回調査時点の年齢階級別分布に有意な差がみられ、回収不能者の場合回答者と比べて「70～79歳」の割合が少なく、「80歳以上」の割合が高かった。性別分布では回収不能者は、回答者と比べて男性の割合が有意に高かった。回収不能の理由によって性・年齢階級別分布に差がみられ、「健康上の理由で拒否」という回収不能者は回答者と比べ、高い年齢階級の割合が有意に高かった。「健康上の理由以外で拒否」あるいは「不在」での回収不能者は共通して回答者と比べ、低い年齢階級あるいは男性の割合が有意に高かった(表2)。

表2 回答者と回収不能者の性・年齢階級別分布（初回調査時点）

特 性	初回調査 回 答 者	初回調査回収不能者 ¹⁾					
		総 数	健康上の理由 で拒否の不能者	健康上の理由以外 で拒否の不能者	不在による 不能者	その他の理由 による不能者	
年齢階級	60～69歳	55.2	55.2	25.5	61.9	69.9	46.5
	70～79歳	36.0	30.5 p<.01	38.9 p<.01	30.8 p<.05	23.1 p<.01	37.2 n.s.
	80歳以上	8.9	14.3	35.6	7.3	7.0	16.3
性	男性	45.2	51.5 p<.01	45.6 n.s.	53.1 p<.01	55.9 p<.01	34.9 n.s.
	女性	54.8	48.5	54.4	46.9	44.1	65.1
総 数	2,200	1,010	239	399	329	43	

¹⁾ 回収不能者全体および回収不能理由別に回答者と比較した場合の分布の差を χ^2 で検定。

表3 初回調査に対する回答の有無別追跡期間の死亡率

	初回調査 回 答 者	初回調査回収不能者				
		総数	健康上の理由で 拒否の不能者	健康上の理由以外 で拒否の不能者	不在による 不能者	その他の理由に よる不能者
死亡率 (%) ¹⁾	16.1	19.0	43.7**	12.4	10.4*	17.4
総 数	2,200	559	126	209	201	23

¹⁾ 初回調査の回答者に関しては全数について住民基本台帳に基づき追跡期間中の生死の確認をしているため、分母は2,200となる。初回調査の回収不能者に関しては郵送調査によって生死を確認しているため、分母は郵送調査の回答者である559人となる。回収不能者全体および回収不能理由別に回答者と比較した場合の死亡率の差は χ^2 で検定。* p<.05 ** p<.01

2. 回収不能者と回答者の追跡調査時における特性

追跡期間中の死亡率を表3に示した。回収不能者の死亡率(19.0%)は、回答者(16.1%)と比べて有意差はなかった。「健康上の理由で拒否」という回収不能者では回答者と比べて死亡率が43.7%と有意に高く、「不在」での不能者では10.4%と逆に有意に低く、回収不能の理由によって死亡率に違いがみられた。

表4は追跡調査時の特性を項目ごとに、回答者および回収不能者の間で比較したものである。回答者を基準にした場合、回収不能者の特徴として60～69歳、男性、有配偶、就労者、疾患をもっていない者の割合がそれぞれ高く、就学年数も長かった。主観指標でも差がみられ、回収不能者では生活満足度や健康度自己評価が低い反面、経済的困難度が高かった。

以上の傾向は回収不能理由によって異なっていた。回答者と比べた場合、「健康上の理由で拒否」

という回収不能者は、高い年齢階級の者が多く、また未就労あるいは日常生活動作に障害のある者の割合が高く、就学年数は短かった。「健康上の理由以外で拒否」あるいは「不在」で回収不能という者は、低い年齢階級の者、男性、就労者の割合がそれぞれ高く、また就学年数が長かった。主観指標に関しては回答者と比べて、経済的困難度が高く、生活満足度と健康度自己評価が低いということでは、回収不能理由に関係なく共通してみられた。

表5には、特性を整理するために行ったロジスティック回帰分析の結果を主観指標を除いた場合で示した。回収不能者全体では回答者と比べて年齢階級に違いがみられ、60～69歳の割合が高く、70歳代の割合が低かった。また男性の割合が高く、就学年数が長かった。これらの結果は回収不能理由によって異なっており、「健康上の理由で拒否」という回収不能者は回答者と比べて、高い年齢階級の割合が高く、日常生活動作に障害のあ

表4 追跡調査時における初回調査回答者と回収不能者の特性¹⁾

特 性	初回調査回答者	初回調査回収不能者 ³⁾					
		総数	健康上の理由で拒否の不能者	健康上の理由以外で拒否の不能者	不在による不能者	その他の理由による不能者	
性別	男性	42.3	55.4**	48.3	54.0**	60.8**	38.9
	女性	57.7	44.6	51.7	46.0	39.2	61.1
年齢階級	60～69歳	30.0	39.4**	13.8**	48.3**	40.9**	22.2
	70～79歳	49.6	42.5	48.3	37.4	46.0	38.9
	80歳以上	20.4	18.1	37.9	14.4	13.1	38.9
配偶者の有無	いる	57.5	65.3**	53.8	71.0**	64.3	52.9
	いない	42.5	37.4	46.2	29.0	35.7	47.1
就労の有無	あり	25.0	32.9*	13.0*	35.1*	36.8*	35.3
	なし	75.0	67.1	87.0	64.9	63.2	64.7
就学年数	M	8.69	9.24**	7.91*	9.65**	9.34**	8.38
	(SD)	(2.70)	(3.08)	(2.48)	(3.23)	(3.07)	(2.31)
日常生活動作	障害あり	24.0	21.5	42.3**	19.5	16.1*	31.3
	障害なし	76.0	78.5	57.7	80.5	83.9	38.8
疾病の有無	あり	70.7	65.5*	69.0	65.5	64.8	61.1
	なし	29.3	34.5	31.0	34.5	35.2	38.9
経済的困難度	M	2.20	2.72**	2.92**	2.74**	2.64**	2.76*
	(SD)	(2.72)	(1.14)	(1.19)	(1.17)	(1.10)	(1.20)
生活満足度	M	4.02	3.50**	3.31**	3.42**	3.60**	3.66
	(SD)	(0.64)	(1.01)	(0.97)	(1.05)	(1.01)	(0.49)
健康度自己評価	M	3.50	3.07**	2.53**	3.06**	3.16**	3.23
	(SD)	(1.03)	(0.98)	(0.86)	(0.99)	(0.91)	(1.36)
総 数 ²⁾		1,705	426	58	174	176	18

¹⁾ 経済的困難度、生活満足度、健康度自己評価を除き、分析にあたっては代理回答も含めた。

²⁾ 項目ごとに欠測値を除いて算出。日常生活動作能力のみ欠測値を含む人でも分析に加えた。

³⁾ 回収不能者全体および回収不能理由別に回答者との差を、離散変量については χ^2 検定で、連続変量についてはt検定で検定。* $p < .05$ ** $p < .01$

る割合が高かった。「健康上の理由以外で拒否」という不能者は低い年齢階級の割合が高く、就学年数が長かった。「不在」での不能者は低い年齢階級や男性の割合が高かった。

表6には生活満足度、健康度自己評価、経済的困難度という主観的な指標を投入したロジスティック回帰分析の結果を示した。初回調査の回収不能理由に関わりなく、回収不能者では回答者と比較して、生活満足度および健康度自己評価が低かった。

3. 回収不能者による変数間の関連の変化

表7に示したように、健康度自己評価を従属変数として分析した結果、初回調査における回収不

能者を分析に加えた場合と除いた場合とでは、共通して日常生活動作の障害、有病、経済的困難度、非就労が健康度自己評価を有意に低下させる方向で作用しており、有意な効果をもつ要因に違いはみられなかった。

IV 考 察

筆者らはすでに住民基本台帳を活用して、本研究で対象とした初回調査の回収不能者の割合を、性、年齢、地域、人口規模別に分析し、報告している⁸⁾。その結果、回収不能者の割合は年齢に沿ってU字型を示し、60～69歳および80歳以上で高く、また男性、人口規模の大きい地域で高いこ

表5 初回調査回答者と回収不能者の追跡調査時の特性—主観的項目を除外—¹⁾(非標準化ロジスティック回帰係数)

特 性	回収不能者全体 ²⁾	健康上の理由で拒否の不能者 ³⁾	健康上の理由以外で拒否の不能者 ⁴⁾	不在による不能者 ⁵⁾	その他の理由による不能者 ⁶⁾	
年齢階級	全体的効果 (60-69歳→70-79歳)	* * -0.433**	0.599	* * -0.754**	* -0.363*	0.323
	(60-69歳→80歳以上)	-0.383*	0.961*	-0.601*	-0.776**	1.412
性	(女性→男性)	0.447*	0.437	0.128	0.818**	-0.383
就学年数		0.047*	-0.092	0.097**	0.050	-0.039
配偶者の有無	(無配偶→有配偶)	-0.046	0.213	0.271	-0.398	0.051
就労の有無	(未就労→就労)	0.145	-0.674	0.171	0.206	1.073
疾患の有無	(なし→あり)	-0.122	0.026	-0.101	-0.154	-0.488
日常生活動作	(障害なし→障害あり)	0.068	0.651*	0.032	-0.180	0.012
定数項		-0.898*	-2.897**	-2.810**	-0.948	-5.636**
モデル χ^2 (8 df)		46.395**	21.014**	47.180**	42.801**	7.355

¹⁾ 分析にあたっては代理回答も含めた。欠測値をもつ人は、日常生活動作能力の場合を除いて分析から除外した。分析対象者数は初回調査の回答者1,689人、回収不能者387人(不能理由別内訳:「健康上の理由で拒否」49人、「健康以外の理由で拒否」158人、「不在」165人、「その他」15人)であった。

²⁾ 回収不能を1, 回答を0とした分析。

³⁾ 健康上の理由で拒否による回収不能を1, 回答を0とした分析。

⁴⁾ 健康上の理由以外の拒否による回収不能を1, 回答を0とした分析。

⁵⁾ 不在による回収不能を1, 回答を0とした分析。

⁶⁾ 以上以外の理由による回収不能を1, 回答を0とした分析。* $p < .05$ ** $p < .01$

とを明らかにした。しかし、住民基本台帳からえられる情報は限定されている。本研究では初回調査から6年後に回収不能者に対して郵送で、回答者に対しては訪問面接で追跡調査を実施し、追跡調査の時点ではあるが、初回調査の回答者と回収不能者との特性を多角的に比較した。

本研究では、初回調査の回収不能者の中で追跡調査に応じた者を分析対象としている。すなわち、分析対象は初回調査の時点で回収不能であっても追跡調査には回答した者であることから、その追跡調査時点の特性は初回調査の回答者と類似する可能性が高い。したがって、もし、初回調査の回答者と回収不能者との間で追跡調査の特性に違いがみられるとすれば、初回調査の時点においても両者の特性に違いがあり、初回調査の回答者に偏りが生じていると推測することができる。他方、初回調査の回収不能者と回答者の間で追跡調査の特性に違いがみられなかった場合には、それは追跡調査から脱落した者の影響の可能性も否定

できないため、それを結論づけるには慎重でなければならない。

本研究ではロジスティック回帰分析の結果、回収不能者全体については、回答者と比べて追跡調査時点での疾患の有無および日常生活動作に関する変数に有意差はみとめられず、また死亡率に関しても両者で有意差はみられなかった。米国の研究では、横断調査の回収不能の方が回答者と比べて有病者の割合が多いなど健康状態が悪いという結果が示されており³⁻⁵⁾、我が国でも柴田らによって、疾患の既往や日常生活動作能力が低いことが調査への非参加と関連していることが報告されている⁶⁾。本研究では、これらの知見を支持する結果を得ることはできなかった。その違いの理由や背景には次の2つことが考えられる。

第1には、選択的バイアスが働いているという点である。初回調査の時点では、回答者と比べて回収不能の方が健康状態が低位であったとしても、回収不能者のなかで健康状態が低い者では6

表6 初回調査回答者と回収不能者の主観指標の追跡調査における特性¹⁾(非標準化ロジスティック回帰係数)

特 性	回収不能者 全体 ²⁾	健康上の理由で 拒否の不能者 ³⁾	健康上の理由以外 で拒否の不能者 ⁴⁾	不在による 不能者 ⁵⁾	その他の理由に よる不能者 ⁶⁾	
経済的困窮度	0.148	0.217	0.195	0.130	-0.096	
生活満足度	-0.658**	-0.645*	-0.738**	-0.533**	-0.735	
健康度自己評価	-0.480**	-0.618*	-0.417**	-0.499**	-0.334	
年齢階級	全体の効果		*			
	(60-69歳→ 70-79歳)	-0.350*	0.774	-0.581**	-0.317	-0.129
	(60-69歳→ 80歳以上)	-0.317	1.366	-0.288	-0.684	0.281
性	(女性→男性)	0.275	0.038	0.010	0.607**	-0.233
就学年数		0.131**	0.052	0.152**	0.130**	-0.166
配偶者の有無	(無配偶→ 有配偶)	-0.071	0.737	0.384	-0.485*	-0.439
就労の有無	(未就労→ 就労)	0.423**	0.064	0.352	0.450*	0.815
疾患の有無	(なし→あり)	-0.657**	0.009	-0.602**	-0.782**	-1.249
日常生活動作	(障害なし→ 障害あり)	-0.377	0.221	-0.393	-0.585	-0.431
定数項		1.989**	-2.040	0.261	1.740	1.049
モデル χ^2 (11 df)		218.023**	35.794**	135.313**	111.286**	10.111

¹⁾ 分析は本人回答のみ。欠測値のある者は日常生活動作能力を除いて分析から除外した。

分析対象者数は初回調査の回答者1,400人、回収不能者294人(不能理由別内訳:「健康上の理由で拒否」23人,「健康以外の理由で拒否」127人,「不在」134人,「その他」10人)であった。

²⁾ 回収不能を1, 回答を0とした分析。

³⁾ 健康上の理由で拒否による回収不能を1, 回答を0とした分析。

⁴⁾ 健康上の理由以外で拒否による回収不能を1, 回答を0とした分析。

⁵⁾ 不在による回収不能を1, 回答を0とした分析。

⁶⁾ 以上以外の理由による回収不能を1, 回答を0とした分析。* $p < .05$ ** $p < .01$

表7 健康度自己評価に関連する要因(重回帰回帰係数)¹⁾

変 数	初回調査回答者		初回調査回答者+ 初回調査回収不能者		初回調査回答者+ 初回調査回収不能者に対する 追跡率の逆数で重みづけ	
	b	β	b	β	b	β
年齢	0.005	.028	0.006	.035	0.006	.036
性	0.050	.024	0.089	.044	0.099	.049
就学年数	0.008	.020	0.006	.016	0.006	.017
配偶者の有無	-0.054	-.026	-0.052	-.025	-0.052	-.025
就労の有無	0.240	.106**	0.243	.109**	0.246	.111**
経済的困難度	-0.163	-.156**	-0.203	-.202**	-0.214	-.216**
疾患の有無	-0.655	-.294**	-0.660	-.298**	-0.664	-.300**
日常生活動作の障害	-0.686	-.271**	-0.634	-.247**	-0.612	-.237**
定数項	3.950	**	3.818	**	3.779	**
R ²	.226**			.235**		.239**
総 数	1,406		1,703		1,703	

¹⁾ 分析は本人回答のみ。欠測値のある人は日常生活動作を除いて分析から除外した。

年間の追跡期間中に死亡する確率が高いため、追跡調査の時点では健康状態の良好な者が多く残存する可能性が高まる。さらに初回調査の回収不能者に対する追跡調査の回収率が60%程度であり、少なくない者が追跡調査から脱落しており、そのなかには健康状態が低い者が多く含まれている可能性もある。このような選択的バイアスが初回調査の不能者に作用して、初回調査の回答者と回収不能者との間で、追跡調査の時点での健康状態に有意差がみられなくなったとみることができる。

第2には、我が国では米国と異なる傾向があり、本研究の結果が回収不能者と回答者の間で、初回調査時点の健康状態に有意差がないことを反映しているという考えである。この解釈は高齢者における年齢と回収率との関係の両国における違いによって、ある程度の裏付けをもたせることができる。高齢者を対象とした調査では、米国の結果として年齢が高いほど回収率が低いことが示されている。日本ではJayらの研究⁶⁾および古谷野らの研究⁷⁾(代理回答を除き再計算)によると、年齢と直線的な関係になく、年齢に沿ってU字型であることが示されている。すなわち、米国では高齢になるに従って回収率が低下するが、日本では高齢者の中でも高い年齢階級で回収率が改善するため、回収不能者の年齢構成は米国の方が日本と比べて高齢にシフトしていると考えられる。このような回収不能者の年齢構成の違いに、高齢になるに伴い健康上の問題を抱えているために回収できない者が増加すること⁸⁾を考へ合わせるならば、米国と異なり、我が国では回答者と回収不能者の健康指標に有意差が生じないという現象も生じる可能性はある。

本研究と柴田らの結果との相違については、医学的検査を伴う集合調査と訪問面接調査という2つの研究の調査方法の違いが影響している可能性があるが、我が国の研究蓄積が少ない現状では十分考察はできない。調査方法を共通にした追試を行うことが必要である。

追跡調査においては、回収不能者では回答者と比較して男性の割合が高かった。その理由としては就労などの社会活動への参加が関連しているのではないかという仮説が提示されている⁹⁾。本研究では就労の影響を調整しても、回答者と比較して回収不能者では男性の割合が高く、この仮説を

支持する結果を得ることはできなかった。このような結果が得られた理由としては、第1には、初回調査時には就労が男性の回収率を低下させる要因であったとしても、6年間の間に男性の退職が進んだため、追跡調査時点では就労の有無が初回調査の回収率の性差を説明する力が減じたとみることができる。第2には、社会的要因よりも男性では女性と比べて対人接触を嫌うなどの心理的な要因が強く働いて、男性の回収不能率を高めているとみられる。

就学年数については、本研究では回収不能者と回答者と比べて有意に長かった。Cottler LB³⁾はこれまでの研究をレビューし、初期の研究では就学年数が回収率を向上させる方向で働いていたが、最近の研究では本研究の知見と同じように、低下させる方向で働いている報告が多いと指摘している。その理由として、これまでは高学歴の者ほど科学研究が政策の形成に貢献するという理解があり調査に協力的であったが、最近は調査が頻回に行われるようになるなかで、時間の消費やプライバシーの保護により敏感になってきたため、回収率が低下していると指摘している。

本研究で採用した回答者と回収不能者に対する調査方法の違いが就学年数の違いの原因か否かにも言及しておきたい。郵送調査は自記式であるため、訪問面接よりも就学年数が回収率を向上させる方向で働らくこともありえる。このようなことがあるとすれば、本研究では代理回答も認めているとはいえ、郵送調査の対象とした回収不能者では追跡調査の回収率は就学年数が長い者で高くなり、他方、訪問面接という調査方法で行った初回調査の回答者では就学年数による追跡調査の回収率の差が郵送調査ほど大きくないため、回収不能者の方が就学年数が長くなる可能性が出てくる。しかし、郵送調査で回収されても訪問面接で回収されても就学年数に有意差がないとの研究^{14,15)}があり、この可能性は高くないといえよう。

主観指標の面から回収不能者特性を比べた研究は少ない。分析の結果、追跡調査においては回収不能者の生活満足度、健康度自己評価が回答者と比べて有意に低いことが示された。欧米の研究でも健康度自己評価という主観評価が回収不能者で低いという結果はStrayer Mら¹⁶⁾によって示されている。

性・年齢階級別にみた場合、回収不能者の特性が回収不能理由によって異なることについては、Jayらの指摘⁹⁾がある。不能理由中「健康上の理由で拒否」のため回収不能となった場合には、その特性として健康状態が低位であると推測できる。しかし、「不在」あるいは「健康上の理由以外で拒否」のため回収不能となった者がどのような特性をもっているかについては、この理由からだけではほとんど把握できない。本研究では、回収不能理由別に「健康上の理由で拒否」、「健康上の理由以外で拒否」、「不在」に分類し、それぞれを回答者と比較した。「健康上の理由以外で拒否」の者では就学年数が長い、「不在」では男性の割合が多いといった差がみられた。しかし、追跡調査の時点では、疾病の有無、日常生活動作の障害、配偶者の有無、就労の有無に関しては、「不在」あるいは「健康上の理由以外で拒否」による回答不能者は、回答者と比べて有意差がなかった。以上、「不在」あるいは「健康上の理由以外で拒否」による回収不能者は、回答者とは異なる特性をもっていることを支持する結果ではなかった。しかし、これをもとにかなり共通する特性をもっているというには慎重でなければならない。追跡調査の過程で回収不能者に対して働く選択的バイアスの結果である可能性も否定できない。

回収不能者と回答者の特性をいくつかの項目にわたって比較することに加えて、変数間の関連が回収不能者の存在によってどのように変化するかを検討した。Goudy WJ⁹⁾によれば、回収不能者を加えて分析しても結果に大きな違いはみられないことが示されている。本研究では、本人回答に限定した場合、いくつかの項目に関して回答者と回収不能者との間で追跡調査時の分布に有意差がみられた。しかし、初回調査の回答者のみを対象とした追跡調査時点での健康度自己評価の関連要因は、項目の分布に違いがある回収不能者を加えてもほとんど同じであった。すなわち、初回調査の回答者のみを対象に分析した場合でも、健康度自己評価の関連要因の分析結果にバイアスが生じている証拠はみいだせなかった。

本研究の結果を普遍化するには制約もある。本研究の分析対象とした調査は、調査員に調査の意義や方法を理解してもらうためのインストラクションを徹底的に行うこと、また不在であっても最

低3回訪問させるなど、調査精度を高めるための努力をしている。このような努力の成果が、本研究の結果となって現れた可能性があり、どのような調査でも同じような結果がえられるとは限らない。

変数間の関連については、回答者と回収不能者をそれぞれ別々に分析対象とすることも可能である。しかし、本研究ではそれを行わずに、回答者のみと回答者に回収不能者を加えた場合の2集団を対象にそれぞれ、変数間の関連の違いを検討した。その理由は、回答者から得られた知見が、回収不能者の存在によって影響をうけるか否か、すなわち分析結果の普遍性に問題があるか否かを検討することに本研究の主題があるため、回答者と回収不能者をそれぞれ別々に分析することに対しては積極的な意義がないと判断したからである。

本研究の問題点について言及しておきたい。第1に、既述のように回収不能者に対する選択的バイアスが働いている問題である。郵送調査の回収率が60%であり、生存の有無も含め回収不能者の追跡調査時点での全体像を把握することができていない問題である。特に生存の有無については、回答者の場合住民基本台帳の活用により全体の状況が把握されている。郵送による追跡調査では、対象者が死亡している場合、主に家族が記入し、返送しなければならない。家族の立場からすれば自分を対象とした調査でないため、調査に協力し調査票を返送するという動機づけは対象者が生存している場合と比べて低いものと思われる。本研究では回収不能者と回答者で死亡率に差はみられなかったが、回収不能者の方が死亡率が高いという可能性はある。

第2は調査方法の問題である。回答者に対しては訪問面接で、回収不能者に対しては郵送調査で情報を収集した。Krysan M¹³⁾、O'Toole B¹⁴⁾の研究では面接法と郵送法とでは、それほど情報に差がないことが示されているものの、本研究の結果明らかにされた回答者と回収不能者の特性の違いは、この方法の違いによって生じているかもしれない。

第3に、6年後の追跡調査のデータを使用して初回調査の回収不能者と回答者の特性を比較している点である。そのため、本研究の追跡調査のデータから初回調査の時点における回収不能者の特

性を把握することは、特に意識や生活など追跡調査中に変化する項目についてはできない。今後、初回調査時点における回収不能者の特性を解明するには、初回調査からあまり間隔をおかない時点で追跡調査を実施するなど、調査方法上の改善が必要である。

本研究は東京都老人総合研究所と米国ミシガン大学との共同研究「高齢者の生活と健康に関する縦断的比較文化的研究」の一環として行われている。このプロジェクトの代表であった前田大作先生（立正大学）、共同研究者の坂田周一先生（立教大学）、直井道子先生、野口裕二先生（東京学芸大学）、中谷陽明先生（日本女子大学）、高梨 薫先生（広島国際大学）、矢富直美先生、深谷太郎先生（東京都老人総合研究所）、岡林秀樹先生（明星大学）に心より感謝申し上げます。

（受付 '98.10. 8）
（採用 '99. 4.19）

文 献

- 1) Smith TW. The hidden 25 percent: An analysis of nonresponse on the 1980 General Social Survey. *Public Opinion Quarterly* 1983; 47: 386-404.
- 2) Becker RH, Iliff JT. Nonrespondents in homogeneous groups: Implications for mailed surveys. *Leisure Sciences* 1983; 5: 257-267.
- 3) Bisgard KM, Folsom AR, Hong CP, et al. Mortality and cancer rates in nonrespondents to a prospective study of older women: 5-year follow-up. *American Journal of Epidemiology* 1994; 139: 990-1000.
- 4) Criqui MH, Barret-Connor E, Austin M. Differences between respondents and non-respondents on a population-based cardiovascular disease study. *American Journal of Epidemiology* 1978; 108: 367-372.
- 5) Heilbrun LK, Ross PD, Wasnich RD, et al. Characteristics of respondents and nonrespondents in a prospective study of osteoporosis. *Journal of Clinical Epidemiology* 1991; 44: 233-239.
- 6) 柴田 博, 古谷野亘, 七田恵子, 他. 地域老人健康調査における参加者と非参加者の比較. *老年社会科学* 1986; 8: 177-186.
- 7) 古谷野亘, 安藤孝敏, 富家恵海子, 中村英朗. 都市部における中高年対象訪問面接調査の回収率. *老年社会科学* 1993; 15: 68-73.
- 8) Jay GM, Liang J, Liu X, et al. Patterns of non-response in a national survey of elderly Japanese. *Journal of Gerontology* 1993; 48: S143-151.
- 9) Goudy WJ. Nonresponse effects on relationships between variables. *Public Opinion Quarterly* 1976; 40: 360-369.
- 10) 杉澤秀博. 高齢者における社会的統合と生命予後との関係. *日本公衆衛生雑誌* 1994; 41: 975-986.
- 11) Magaziner J. The use of proxy respondents in health studies of the aged. Wallace RB, Woolson RF. *The epidemiological study of the elderly*. New York: Oxford University Press, 1992; 120-129.
- 12) 杉澤秀博, 杉澤あつ子. 健康度自己評価に関する研究の展開—米国での研究を中心に—. *日本公衆衛生雑誌* 1995; 42: 366-378.
- 13) Cottler LB, Zipp JF, Robins LN, et al. Difficult-to-recruit respondents and their effects on prevalence estimates in an epidemiologic survey. *American Journal of Epidemiology* 1987; 125: 329-339.
- 14) Krysan M, Schuman H, Scott IJ, et al. Response rates and response content in mail versus face-to-face surveys. *Public Opinion Quarterly* 1994; 58: 381-399.
- 15) O'Toole BI, Battistutta D, Long A, et al. A comparison of costs and data quality of three health survey methods: Mail, telephone and personal home interview. *American Journal of Epidemiology* 1986; 124: 317-329.
- 16) Strayer M, Kuthy R, Sutton S. Elderly nonrespondents to a mail survey: A telephone follow-up. *Special Care in Dentistry* 1993; 13: 245-248.

COMPARISON OF CHARACTERISTICS BETWEEN
RESPONDENTS AND NONRESPONDENTS IN A NATIONAL
SURVEY OF JAPANESE ELDERLY
USING SIX YEAR FOLLOW-UP STUDY

Hidehiro SUGISAWA*, Hirohisa KISHINO^{2*}, Yoko SUGIHARA*

Hideki OKABAYASHI^{3*}, Hiroshi SHIBATA*

Key words: Nonrespondents, Cross-sectional survey, Elderly, Subjective characteristics, Objective characteristics

Purposes: The purpose of this study were twofold: 1) to examine differences between respondents and nonrespondents in sociodemographic or health characteristics, 2) to study nonresponse effects on relationships between variables, using a 6 year follow-up study for both respondents and nonrespondents at the initial survey.

Methods: The data were collected in 1987 through a national survey of Japanese adults aged 60 and over. A total of 2,200 interviews were completed from the list of 3,288 names. In 1993, 1,010 nonrespondents excluding persons who had died, moved, or whose addresses were unknown in the prior interview, were recontacted through a mail questionnaire. A total of 559 persons completed the mail questionnaire. Of the original 2,200 baseline interviewees, some by proxy interviews, 2,060 persons were reinterviewed, at the same time as the mail survey. Sociodemographic and health variables (age and sex), social indicators (educational attainment, marital status, and job status), health status (mortality, existence of diseases, and activities of daily living), subjective well-being (life satisfaction, self-rated health, and economic satisfaction) were compared between respondents and nonrespondents. Relationships between self-rated health and sociodemographic or health variables were examined by multiple regression analysis.

Results: 1. Compared to people who participated in the survey, nonrespondents were likely to be male, in the lower age categories, and with higher educational attainment at the follow-up survey. Also, life satisfaction and self-rated health were lower in nonrespondents than in respondents. Reasons for nonresponse varied but appeared to be somewhat related to characteristics of nonrespondents.

2. No significant relationships between self-rated health and sociodemographic or health variables appeared for the respondent group and also when including the nonrespondent group.

Conclusion: While differences between respondents and nonrespondents on certain variables were significant, relationships between self-rated health and sociodemographic variables were not observed.

* Department of Health Sociology, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

^{2*} The University of Tokyo

^{3*} Meisei University