

全国高齢者に対する12年間の縦断調査の 脱落者・継続回答者の特性

スギサワ 杉澤¹ ヒデヒロ 秀博*² キシノ 岸野³ ヒロシタ 洋久^{2*}
スギハラ 杉原⁴ ユウコ 陽子*⁵ シバタ 柴田⁶ ヒロシ 博^{3*}

目的 高齢者に対する縦断調査では、追跡期間中の脱落者の存在が、継続回答者に対する分析結果に歪みをもたらす可能性がある。本研究では、全国高齢者に対する4回の縦断調査のデータに基づき、それぞれの追跡期間ごとに、①死亡以外の理由で脱落した人の特性を、継続して縦断調査に参加している人との比較において明らかにすること、②死亡という自然脱落のみが発生したと仮定した理想的な分析対象を、実際の縦断調査の分析対象と比較することで、継続して参加している人の代表性がどの程度確保されているかを明らかにすることを目的とした。

方法 初回調査は、全国高齢者（60歳以上）3,266人を対象に1987年実施した。その回答者2,200人を対象に1990年、1993年、1996年に追跡調査を実施した。各追跡調査の回収率はそれぞれ約80%であった。各追跡期間ごとに脱落した人の特性は初回調査のデータに基づき、健康、生活習慣、社会関係および基本属性・社会階層の面から検討した。その際、死亡という自然脱落したケースについては分析対象から除外した。継続して回答している人の特性については、それぞれの追跡期間ごとに死亡という自然脱落のみを除いた、理想の縦断調査と比較することによって、初回調査時点での変数の分布および健康指標（健康度自己評価および抑うつ症状）に関する要因にどのような違いがあるかを検討した。

結果 1. いずれの追跡期間においても縦断調査から脱落した人に共通してみられた特徴は年齢が高いこと、社会参加の頻度が低いということであった。追跡期間が長くなるに伴って、継続して回答している人と脱落した人との間で健康や生活習慣に関する変数の分布の違いが大きくなった。

2. 初回調査時点の特性について、死亡という自然脱落のみを除いた理想の縦断調査と比較した場合、追跡調査に継続して回答している人ではいずれの追跡期間でも、年齢が低く、また身体的・精神的・社会的健康が良好であった。しかし、健康度自己評価あるいは抑うつ症状に対して有意な効果をもつ変数は両群でほとんど違いがみられなかった。

結論 縦断調査からの脱落はランダムに発生しておらず、また、継続して回答している人の初回調査時点での年齢や健康に関する変数に変化をもたらしていること、しかし、健康への関連要因については縦断調査からの脱落の影響をほとんど受けていないことが示唆された。

I 緒 言

同一の対象に対して繰り返し調査を行う縦断調

査は、社会・行動面からみた健康の危険要因を特定するために重要な方法である。縦断調査が必要な理由の1つは、要因と結果との関係が双方向であることと関係している。社会・行動面からみた健康の危険要因として注目されている要因としては、喫煙、過度の飲酒などの生活習慣や人との接触が少ないなどの社会関係の乏しさがある¹⁾。これらの要因と健康との関係をみる場合、健康状態

* 東京都老人総合研究所保健社会学部門

^{2*} 東京大学農学部

^{3*} 東京都老人総合研究所社会福祉部門

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

が悪いために運動をひかえたり、人と交流することが少なくなったりするなど、健康破綻が原因となって社会・行動的要因が影響をうける可能性もある。社会・行動面から健康の危険要因を特定するには、時間的に健康破綻に先行して社会・行動的要因を測定する必要性がでてくる。縦断調査では横断調査と異なり、このような方法論に基づいて研究枠組みを設定し、実証することが可能となる。

2つめの理由としては、新たな健康指標の開発・導入がある。高齢者の健康を評価する指標として、死亡だけでなく生活自立度²⁾、生活満足度³⁾、健康度自己評価⁴⁾などが取り上げられるようになった。健康指標として死亡を取り上げ、その危険要因を解明する場合、初回調査で健康や社会・行動的要因に関する情報を収集し、その後の調査では死亡の有無のみを把握すればよい。しかし、死亡以外の健康指標を用いた場合には、その悪化に対する危険要因を探るために健康指標を繰り返し測定する縦断調査を実術しなければならない。

以上のように、社会・行動面から健康の危険要因を解明していくために縦断調査を導入することは大きなメリットがある。しかし、反面、同じ対象に対して繰り返し調査することになるため、横断調査と比べて回収不能者が多く、回答者の代表性が問題となる。縦断調査の回答者の代表性が確保されないならば、データを利用し健康の危険要因を特定しても、その普遍化には大きな制約を伴い、過った結論を導き出しかねない。代表性を検討する際には、初回調査における回収不能⁵⁾や項目欠測の出現⁶⁾という横断調査と共通する問題に加えて、縦断調査に関連する独自の課題に言及する必要がある。

その課題とは、①縦断調査から脱落した人がある特性をもった人に集中して発生しているか否か、および②追跡調査の過程で継続して回答している人の特性に変化が生じているか否かを検討することである⁷⁾。以上の2つの課題はコインの表と裏の関係にあるが、それぞれ独自に検討する必要がある。縦断調査の追跡率が高い場合には、縦断調査から脱落した人がある特性をもった人に集中して発生していたとしても、継続して回答している人の特性にほとんど変化は生じない。他方、もし追跡率が低ければ、脱落した人が継続して回

答していると少し異なる特性をもっていただけでも、継続して回答している人の特性に変化が生じる可能性がある。

縦断調査から脱落した人の特性については、これまで米国を中心に数多くの研究がある。死亡による脱落を含めるならば、生命予後の予測要因の研究もこの領域に含まれる研究として位置づけられる。Tennstedtら⁸⁾のレビューによれば、縦断調査から脱落した人の特性として身体的健康が良くないこと、知的障害が重いこと、経済水準が低いことが示されており、追跡調査のなかでこのような特性をもった人が選択的に脱落することによって、縦断調査では身体的・精神的健康や経済水準の低い人の影響を過小評価する可能性があることを指摘している。日本では、柴田ら⁹⁾が死亡以外の理由で縦断調査から脱落した人の特性を分析しており、脱落した人では学歴、日常生活動作、活動水準や記憶力が低いという、米国と類似した結果を示している。

継続し回答している人の代表性が、追跡調査の過程でどのようにそなわれていくかについての研究は、Goudyの研究⁷⁾など少数である。通常、追跡調査の回答者の代表性については、追跡調査の時点で母集団から別途抽出された対象と比較することによって検討する。しかし、この方法はかなりの労力と時間を必要とする。Goudyは次のような方法によって追跡調査の回答者の代表性を検討している。各追跡期間ごとに初回調査の回答者から死亡という自然脱落のみを除き、母集団に近い縦断調査における理想の分析対象を作成する。この理想の集団と現実の追跡調査の回答者として、初回調査時点の変数の分布や変数間の関連を比較するなかで、追跡調査の回答者が母集団に近い特性を維持しているか否かを検討している。4回にわたる追跡調査を分析したGoudyの研究では、縦断調査における理想的な分析対象と追跡調査の回答者とは、変数の分布や変数間の関連に有意な違いがみられず、追跡調査においても回答者の代表性が維持されていることが示されている。

本研究では、全国高齢者に対する3年間隔4回にわたる縦断調査に基づき、各追跡期間ごとに、①脱落した人の特性を、追跡調査の回答者との比較によって明らかにすること、②追跡調査の回答

者の特性を、初回調査の回答者から死亡という自然脱落のみを除いた理想の縦断調査との比較によって明らかにすることを目的とした。検討した特性は、公衆衛生分野で従属変数あるいは独立変数として汎用されている変数である健康指標、生活習慣、社会関係指標である。

II 方 法

1. 分析対象

第1回調査は、全国から抽出された3,288人を対象とした。対象者の抽出は層化2段抽出によって行った。第1次抽出単位は国勢調査の「調査標準地域」であり、人口規模と地理的位置を考慮して192地点を抽出した。第2次の抽出単位は個人であり、第1次で抽出した「調査標準地域」ごとに平均15人計2,700人を、住民基本台帳を使用して等間隔抽出法によって抽出した。さらに、第1次抽出に用いた「調査標準地域」から予備の調査対象者1,522人も抽出した。調査は訪問面接法によって1987年11月に実施した。正規の対象者については2,700人全員を対象とし、1,832人から回答をえた。予備の対象者については588人に調査を試み、368人から回答をえた。すなわち、3,288人(正規対象者2,700人、予備対象者588人)に調査を試み、2,200人(正規対象者中の回答者1,832人、予備対象者中の回答者368人)から回答をえたことから、調査回収率は66.9%となる。正規対象の回答者と予備対象の回答者とは、基本属性、人口学的変数、健康、社会経済的変数の回答分布にほとんど差がないため、これ以後の追跡調査では2,200人全員を対象とした。

その後、この回答者に対して1990年、1993年、1996年と3年間隔で3回追跡調査を実施した。追跡調査の対象は死亡者を除いた初回調査の回答者全員であった。そのため、データベースにはある時点まで継続して追跡調査に回答した人だけでなく、中途の追跡調査に関してはデータが欠けている例も含まれる。しかしながら、本研究では分析の煩雑さを避けるため、各対象者の追跡期間は初回調査から継続して追跡できた期間という制約を加えた。そのため、追跡調査の対象者は、当該追跡調査まで継続して調査できた人だけが対象という調査方法論を採用したことと同じとなる。

表1には、このような制約のもとで集計した追

表1 追跡調査の回収率と回収不能の理由

	第1回追跡	第2回追跡	第3回追跡
回収	1,671(76.0)	1,369(81.9)	1,068(78.0)
回収不能	529(24.0)	302(18.1)	301(22.0)
死亡	163(7.4)	104(6.2)	114(8.3)
健康上の理由	151(6.9)	86(5.1)	89(6.5)
拒否	140(6.4)	52(3.1)	54(3.9)
不在	49(2.2)	42(2.5)	32(2.3)
その他	26(1.2)	18(1.1)	12(0.9)
n	2,200(100.0)	1,671(100.0)	1,369(100.0)
初回調査回答者に対する回収率	76.0	62.2	48.5

注1) 各追跡調査の対象者は、それ以前の追跡調査で回答した人に限定して集計した。

注2) ()内%。

跡調査の回収率および回収不能理由を示した。前述のように回収不能理由は、死亡については住民基本台帳に基づき、その他の理由については調査員の評価に基づいている。追跡調査の回収率はいずれも80%程度であり、ほぼ一定していた。回収不能理由として最も多かったのが「死亡」であり、いずれの追跡調査でも対象者の約10%を占めていた。次いで「健康上の理由」、「拒否」と続いていた。

2. 分析項目

1) 身体健康

「罹患している慢性疾患」、「日常生活動作」、「健康度自己評価」の各指標で測定した。①罹患疾患：高血圧、心臓病、糖尿病など17種類の慢性疾患について、1つでも罹患している疾患があれば1点を、ない場合には0点を配点した。②日常生活動作：Roslow¹⁰⁾のスケールを参考に3項目で構成した。「お風呂に入る」、「階段を2,3段昇る」、「2,3丁(200~300メートル位)歩く」を質問し、各項目ごとに、「まったく他人の手助けなしに行うことができる」、「少し難しい」、「かなり難しい」、「非常に難しい」、「まったくできない」の5段階の選択肢を示して回答をえた。それぞれの選択肢に5点から1点まで配点し、その合計得点を日常生活動作の得点とした。そのため、点数が高い人ほど日常生活動作の自立度が高いということの意味する。③健康度自己評価：「全般的に言って、あなたは現在の健康状態はいかがですか」と質問し、「まったく健康」、「かなり健康」、

「ふつう」、「あまり健康でない」、「まったく健康でない」の5段階の選択肢を示して回答をえた。点数化はそれぞれの選択肢に5点から1点までを配点した。この尺度の信頼性と妥当性については、杉澤らの研究^{11,12)}によって明らかにされている。

2) 精神健康

「抑うつ症状」と「認知障害」で構成した。①抑うつ症状：Center for Epidemiologic Studies-Depression (CES-D) スケールの短縮版11項目を使用した¹³⁾。本研究では、日本における回答傾向が開発された米国と異なることが指摘されている「ポジティブ感情」の2項目を除く9項目で構成した¹⁴⁾。項目ごとに「そういうことはほとんどなかった」、「時々あった」、「よくあった」の選択肢を示し回答をえた。それぞれの選択肢に2点から0点を配点し、その素点を単純加算することによって数量化を図った。②認知程度：Short Portable Mental Status Questionnaire¹⁵⁾を用いた。原版は10項目であったが、そのうち1項目（この場所の名前）については地域高齢者では不適切と判断し、それを除いた9項目で構成した。具体的には、「住所」、「現在の年月日」、「現在の曜日」、「母親の旧姓」、「現総理大臣の名前」、「前総理大臣の名前」、「簡単な計算」の7項目について質問した。年齢と生年月日については、調査開始時に質問し、あとで調査員が住民基本台帳の情報と照合するなかで、その正誤を確認した。

3) 生活習慣

「運動」、「飲酒」および「喫煙」で構成した。①運動：「よくする」、「時々する」、「ほとんどしない」、「まったくしない」の選択肢を用いて回答をえた。「よくする」に1点を、「時々する」、「ほとんどしない」および「まったくしない」に0点を与えた。②飲酒：1か月の飲酒量を算出し、30合未満の人に1点、30合以上の人に0点を与えた。③喫煙：非喫煙者には1点を喫煙者には0点を与えた。肥満度は健康に影響を与える生活習慣として重視されているが、欠測が多かったため、分析に加えなかった。

4) 社会関係

「配偶者」、「別居子」、「友人・近隣」、「地域組織」という関係の種類別にその交流頻度で測定した。「配偶者」についてはほとんどが同居し、毎

日交流していることから、「配偶者」の有無によってとらえ、有配偶の人に1点、無配偶の人に0点を与えた。「別居子」、「友人・近隣」および「地域組織」に関しては交流頻度をそれぞれ6段階で質問し、頻度の高い方から順に6点から1点までを配点した。

5) 基本属性・階層

「性」、「年齢」、「就労の有無」、「就学年数」で構成した。「性」については男性に1点、女性に0点を与えた。「就労の有無」については、自営業の家族従業者も含め、就労中の人には1点を、未就労の人には0点を与えた。「年齢」と「就学年数」については素点を分析に投入した。

3. 分析方法

1) 脱落した人の特性

脱落した人の特性を分析する際には、Goudy⁷⁾の指摘のように、死亡という自然脱落を除外し、代表性に問題を生じる人為的な脱落のみを分析することにした。具体的には、初回調査の回答者2,200人のうち第1回追跡調査では1,671人から回答をえたが、脱落した人529人のうち163人が死亡による脱落であったため、これを除いた366人を脱落した人として分析に加えた。第2回追跡調査では1,369人から回答をえたが、6年間に267人（最初の3年間で163人、次の3年間で104人）が死亡しているため、第2回追跡調査までに脱落した人831人から6年間の死亡者267人を除いた564人を脱落者とした。9年間の追跡期間に関しては同様の方法で751人を脱落者として選んだ。

各追跡期間の脱落者と回答者との特性比較は、初回調査時の健康、生活習慣、社会関係、基本属性・階層に関する変数について行った。比較は項目ごとに行うとともに、他の項目の影響を調整した上でも項目の分布に違いがあるか否かを検討するために、ロジスティック回帰分析を行った。

2) 追跡調査の回答者の特性

Goudy⁷⁾の方法に基づき、次のような方法で、母集団に近い理想の縦断調査の分析対象を設定し、これと現実の縦断調査の回答者とを比較した。母集団でも死亡という自然脱落は発生することから、初回調査の回答者から死亡という自然脱落のみを除いて、理想に近い縦断調査の分析対象を人為的に設定した。縦断調査における理想の回答者数は、死亡数が3年の追跡期間では163人、

6年の追跡期間では267人、9年の追跡期間では381人であったため、それぞれ2,037人(2,200人-163人)、1,933人(2,200人-267人)、1,819人(2,200人-381人)となる。

比較のために取り上げた変数は、脱落者の特性を検討したときに用いた変数と同じであり、比較のためのデータは初回調査の時点のものである。理想の縦断調査のと現実の縦断調査との変数の分布の違いは、縦断調査における理想の分析対象を

母集団として想定し、離散変量については χ^2 検定で、連続変量についてはt検定を用いて、1標本による検定を行った。

変数間の相関については、次のようなモデルに基づき分析した。公衆衛生領域で汎用される健康指標である健康度自己評価と抑うつ症状尺度をそれぞれ従属変数に、健康要因(慢性疾患の有無、日常生活動作)、生活習慣に関わる要因(飲酒、運動、喫煙)、社会関係に関わる要因(配偶者の

表2 各追跡期間における脱落者と回答者の初回調査時点における特性比較¹⁾

特 性		3年間の追跡		6年間の追跡		9年間の追跡	
		回答者	脱落者	回答者	脱落者	回答者	脱落者
[基本属性・社会階層]							
年齢(歳)	平均値	68.2	71.1**	67.7	71.3**	66.9	70.1**
	標準偏差	6.2	7.5	5.9	7.4	5.3	7.0
性(男性;%)		43.7	45.9	42.1	45.6	40.9	43.3
就労(している;%)		30.4	23.0**	31.9	22.9**	32.9	24.6**
就学年数	平均値	8.76	8.44	8.76	8.35**	8.86	8.50**
	標準偏差	2.67	3.35	2.61	3.11	2.59	2.98
[身体健康]							
慢性疾患への罹患(あり;%)		63.0	68.9*	62.6	66.7	61.1	66.4*
日常生活動作得点	平均値	14.8	14.3**	14.8	14.3**	14.9	14.5**
	標準偏差	1.0	2.0	0.9	1.9	0.7	1.7
健康度自己評価得点	平均値	3.55	3.26**	3.58	3.22**	3.61	3.37**
	標準偏差	1.02	1.09	1.01	1.11	1.01	1.07
[精神健康]							
認知障害得点	平均値	0.54	0.79**	0.50	0.89**	0.47	0.73**
	標準偏差	0.94	1.26	0.87	1.33	0.81	1.18
抑うつ症状得点	平均値	1.03	1.50**	0.98	1.46**	0.95	1.30**
	標準偏差	1.91	2.48	1.84	2.44	1.82	2.22
[生活習慣]							
飲酒(1日1合未満;%)		94.3	93.6	94.1	94.4	93.9	94.9
運動(よくする;%)		22.1	25.6	25.2	23.6	24.6	24.3
喫煙(していない;%)		72.7	69.4	73.9	75.2	76.0	70.4**
[社会関係]							
配偶者(あり;%)		66.1	55.1**	66.9	57.7**	68.2	58.7**
別居子との交流得点	平均値	3.84	3.65	3.84	3.74	3.87	3.71
	標準偏差	1.78	1.86	1.78	1.81	1.8	1.85
友人との交流得点	平均値	3.75	3.58	3.78	3.49**	3.83	3.58**
	標準偏差	1.84	1.85	1.83	1.87	1.80	1.89
社会参加得点	平均値	2.45	2.17**	2.49	2.11**	2.52	2.20**
	標準偏差	1.65	1.54	1.66	1.51	1.66	1.57
n ²⁾		1,671	366	1,369	564	1,068	751

¹⁾ 各追跡期間ごとの脱落者と継続回答者の変数分布の有意差は連続変量についてはt検定で、離散変量については χ^2 検定で行った。**; $P<.01$, *; $P<.05$

²⁾ 各変数の集計にあたっては欠測のケースは除外している。

有無, 別居子との交流, 友人との交流, 社会参加), 基本属性・社会階層(年齢, 性, 学歴, 就労)をそれぞれ独立変数として分析に投入し, 重回帰分析を行った。縦断調査における理想の分析対象と現実の回答者で有意な効果をもつ変数に違いが観察されるか否かを検討するとともに, 理想の分析対象と現実の回答者間で偏回帰係数の大きさに有意な違いがみられるか否かについては, 理想の分析対象を母集団として想定し, t検定で評価した⁷⁾。

III 結 果

1. 各追跡期間の脱落者の特徴

表2には, 追跡期間ごとに脱落した人と回答者との比較を項目別に行った結果を示した。いずれの追跡期間においても, 脱落した人は日常生活動作や健康度自己評価が有意に低位であり, また, 認知障害や抑うつ症状が強いなど, 心身の健康状態が悪かった。さらに, 高齢, 未就労, 無配偶, 社会参加の頻度が低いという特徴をもっていた。6年間あるいは9年間の追跡期間においては脱落した人の特徴として新たに, 就学年数が長い, 友

表3 各追跡期間における脱落者と回答者の初回調査時点における特性比較¹⁾
—ロジスティック回帰分析による—

特 性	3年間の追跡調査の脱落者 ²⁾	6年間の追跡調査の脱落者 ²⁾	9年間の追跡調査の脱落者 ²⁾
	回帰係数(B)	回帰係数(B)	回帰係数(B)
[属性・社会階層]			
年齢	.055**	.053**	.080**
性(1=男性, 0=女性)	.289	.337*	.153
就学年数	.007	.014	.003
就労(1=就労, 0=未就労)	-.108	-.306*	-.162
[身体健康]			
慢性疾患への罹患(1=あり, 0=なし)	-.039	-.070	-.033
日常生活動作	-.092	-.090	-.132*
健康度自己評価	-.134	-.157*	-.159*
[精神健康]			
認知障害	.024	.119	.086
抑うつ症状	.063*	.052	.039
[生活習慣]			
飲酒(1=1日1合未満, 0=それ以上)	-.130	.062	.120
運動(1=よくする, 0=それ未満)	.022	.197	.302*
喫煙(1=していない, 0=している)	-.224	-.296*	-.464**
[社会関係]			
配偶者(1=あり, 0=なし)	-.280	-.224	-.150
別居子との交流	-.004	.018	.004
友人との交流	.004	.009	-.012
社会参加	-.094*	-.128**	-.141**
切片	-3.129**	-2.567*	-2.893*
モデル χ^2 (df)	80.53(16)**	116.99(16)**	164.74(16)**
n ³⁾	1,784	1,696	1,594

¹⁾ 脱落者を1, 回答者を0とした分析。そのため, たとえば, 3年間の追跡期間を例に示すと, 脱落者の方が回答者と比べて年齢が有意に高いことを意味している。

²⁾ 死亡は脱落者から除外している。

³⁾ 投入した変数に1つでも欠測値をもっている人は対象から除外した。分析から除外された人の数は第1回追跡調査では253人, 第2回追跡調査では237人, 第3回追跡調査では225人であった。** ; $P < .01$, * ; $P < .05$

人との接触頻度が低い、喫煙者の割合が高いという特徴が加わった。

表3には、ロジスティック回帰分析の結果を示した。追跡期間に関係なく脱落した人では回答者と比べて年齢が高く、また健康度自己評価や社会参加の頻度が低かった。追跡期間による違いもみられ、喫煙や運動、日常生活動作は、追跡期間が長くなるにしたがって、脱落した人と回答者との差が大きくなった。

2. 理想的な縦断調査と現実の縦断調査との比較

表4に、各追跡期間において理想の縦断調査と現実の縦断調査で初回調査の変数の分布がどの程

度違うかを示した。3年間の追跡期間では、理想の縦断調査と比較して現実の縦断調査の回答者の方が年齢が有意に低い ($P<.05$)、日常生活動作や健康度自己評価が有意に高い (日常生活動作: $P<.05$, 健康度自己評価: $P<.05$)、また認知障害が有意に低い ($P<.05$) というように、心身の健康が良好であった。6年間の追跡においても3年間の追跡期間と共通する結果に加えて、新たに現実の縦断調査の回答者の方が社会参加の頻度が有意に高い ($P<.05$) という特徴がえられた。9年間の追跡期間では、6年間の追跡調査に共通する結果に加えて、友人との交流頻度や就学年数にも有意差がみられた (友人との交流頻度:

表4 理想と現実の縦断調査における変数の分析の差¹⁾—初回調査のデータから—

初回調査の特性	初回調査	3年間の追跡		6年間の追跡		9年間の追跡		
		理想の調査	現実の調査	理想の調査	現実の調査	理想の調査	現実の調査	
[基本属性・社会階層]								
年齢 (歳)	平均値	69.2	68.7	68.2*	68.5	67.7**	68.3	66.9**
	標準偏差	6.8	6.5	6.2	6.4	5.9	6.3	5.3
性 (男性; %)		45.2	44.1	43.7	43.1	42.1	41.9	40.9
就労 (している; %)		28.1	29.1	30.4	29.2	31.9	29.5	32.9
就学年数	平均値	8.63	8.70	8.76	8.69	8.76	8.72	8.86*
	標準偏差	2.82	2.80	2.67	2.78	2.61	2.76	2.59
[身体健康]								
慢性疾患への罹患 (あり; %)		64.3	64.1	63.0	63.8	62.6	63.3	61.1
日常生活動作得点	平均値	14.7	14.7	14.8*	14.7	14.8**	14.7	14.9**
	標準偏差	1.4	1.3	1.0	1.2	0.9	1.2	0.7
健康度自己評価得点	平均値	3.45	3.50	3.55*	3.51	3.58**	3.51	3.61**
	標準偏差	1.06	1.04	1.02	1.04	1.01	1.04	1.01
[精神健康]								
認知障害得点	平均値	0.64	0.59	0.54*	0.58	0.50**	0.58	0.47**
	標準偏差	1.08	1.01	0.94	0.99	0.87	0.99	0.81
抑うつ症状得点	平均値	1.15	1.11	1.03	1.10	0.98*	1.09	0.95
	標準偏差	2.09	2.03	1.91	2.01	1.84	2.00	1.82
[生活習慣]								
飲酒 (1日1合未満; %)		94.3	94.2	94.3	94.2	94.1	94.3	93.9
運動 (よくしている; %)		24.6	25.0	25.6	24.7	25.2	24.5	24.6
喫煙 (していない; %)		71.8	72.1	72.7	72.5	73.9	73.7	76.0
[社会関係]								
配偶者 (いる; %)		63.7	64.1	66.1	64.2	66.9	64.2	68.2
別居子との交流得点	平均値	3.81	3.81	3.84	3.81	3.84	3.81	3.87
	標準偏差	1.79	1.80	1.78	1.80	1.78	1.80	1.76
友人との交流得点	平均値	3.68	3.72	3.75	3.72	3.78	3.73	3.83*
	標準偏差	1.85	1.85	1.84	1.84	1.83	1.84	1.80
社会参加得点	平均値	2.37	2.40	2.45	2.40	2.49*	2.39	2.52**
	標準偏差	1.62	1.63	1.65	1.63	1.66	1.63	1.66
n ¹⁾		2,200	2,037	1,671	1,933	1,369	1,819	1,068

¹⁾ 理想と現実の縦断調査における変数の分析の有意差は、理想の縦断調査を母集団として、連続変量についてはt検定で、離散変量については χ^2 検定で検定を行った。**: $P<.01$, *: $P<.05$

²⁾ 各変数の集計にあたっては欠測のケースは除外している。

$P < .05$, 就学年数: $P < .05$).

表5は、理想の縦断調査と現実の縦断調査との間で健康度自己評価に従属変数とした場合の関連要因に違いがあるか否かを示したものである。3年間の追跡期間では、理想の縦断調査においてのみ年齢が有意な効果 ($P < .01$) をもっていた他は、健康度自己評価に与える有意な変数は両群で共通していた。6年の追跡期間では、理想の縦断調査でのみ年齢、就学年数、社会参加が健康度自己評価と有意に関連していた (年齢: $P < .01$, 就学年数: $P < .05$, 社会参加: $P < .05$) が、それ以外では健康度自己評価に与える有意な変数は理想と現実の調査で共通していた。9年間の追跡期間では理想の縦断調査においてのみ、年齢が有意な効果をもっていた ($P < .01$) 他は、健康度自己評価に与える有意な変数は理想と現実の調査で共通していた。

表6には抑うつ症状に関連する要因を示した。3年間の追跡期間では、有意な効果をもっていた

変数は理想と現実の縦断調査で共通していた。6年の追跡期間では、理想の縦断調査でのみ配偶者の有無が抑うつ症状と有意に関連していた ($P < .01$) が、それ以外では抑うつ症状に与える有意な変数は理想と現実の調査で共通していた。9年間の追跡期間では理想の縦断調査においてのみ、配偶者の有無と友人との交流頻度が有意な効果をもっていた (配偶者の有無: $P < .01$, 友人との交流頻度: $P < .05$) 他は、抑うつ症状に与える有意な変数は理想と現実の調査で共通していた。

健康度自己評価と抑うつ症状それぞれについて、理想と現実の縦断調査で独立変数の偏回帰係数が有意に異なるかを否かを検定した。健康度自己評価に関しては9年間の追跡期間における日常生活動作能力の偏回帰係数にのみ、理想と現実の縦断調査の間で有意差がみられた ($P < .05$)。抑うつ症状に関しては、すべての追跡期間において理想と現実の縦断調査の間で偏回帰係数に有意差はみられなかった。

表5-1 理想と現実の縦断調査における健康度自己評価の関連要因の差(1)
—重回帰分析による—

初回調査の要因	初回調査		3年間の追跡			
	偏回帰係数 (B)	標準偏回帰 係数(β)	理想の調査		現実の調査	
			偏回帰係数 (B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰係数 (B)	標準偏回帰 係数(β)
年齢	.004	.026	.009	.058**	.007	.043
性 (1=男性, 0=女性)	-.059	-.028	-.039	-.019	.004	.000
就学年数	.018	.047*	.016	.043*	.017	.052*
就労 (1=就労, 0=未就労)	.265	.113**	.235	.104**	.199	.090**
慢性疾患 (1=あり, 0=なし)	-.790	-.359**	-.789	-.366**	-.344	-.363**
日常生活動作	.184	.225**	.183	.212**	.102	.165**
飲酒 (1=1日1合未満, 0=それ以上)	-.096	-.021	-.095	-.022	-.202	-.033
運動 (1=よくしている, 0=それ以下)	.270	.112**	.260	.110**	.232	.107**
喫煙 (1=していない, 0=している)	-.052	-.022	-.056	-.024	-.064	-.027
配偶者 (1=いる, 0=いない)	.049	.023	.060	.028	.014	.017
別居子との交流	.032	.054**	.032	.056**	.038	.070**
友人との交流	.011	.020	.006	.011	.004	.015
社会参加	.042	.065**	.033	.052*	.034	.055*
切片	0.557		.293		.160**	
決定係数 (R^2)	.282**		.264**		.260**	
n	2,051		1,901		1,567	

注) **; $P < .01$, *; $P < .05$

表5-2 理想と現実の縦断調査における健康度自己評価の関連要因の差(2)
—重回帰分析による—

初回調査 の要因	6年間の追跡				9年間の追跡			
	理想の調査		現実の調査		理想の調査		現実の調査	
	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)
年齢	.010	.063**	.008	.049	.011	.064**	.010	.055
性 (1=男性, 0=女性)	-.011	-.005	.057	.028	-.015	-.007	.069	.034
就学年数	.016	.043*	.018	.048	.014	.037	.011	.029
就労 (1=就労, 0=未就労)	.217	.096**	.159	.074**	.277	.101**	.135	.064*
慢性疾患 (1=あり, 0=なし)	-.778	-.364**	-.761	-.370**	-.796	-.372**	-.784	-.383**
日常生活動作	.198	.226**	.200	.172**	.204	.226**	.253	.162**
飲酒 (1=1日1合未 満, 0=それ以上)	-.068	-.016	-.123	-.029	-.090	-.020	-.149	-.036
運動 (1=よくしてい る, 0=それ以下)	.265	.112**	.232	.101**	.260	.109**	.227	.098**
喫煙 (1=していない, 0=している)	-.056	-.024	-.062	-.027	-.063	-.027	-.078	-.033
配偶者 (1=いる, 0=いない)	.076	.035	.018	.009	.075	.035	.014	.007
別居子との交流	.031	.054**	.038	.068**	.033	.057**	.043	.075**
友人との交流	.006	.010	.002	.003	.001	.002	.002	.003
社会参加	.028	.045**	.025	.041	.025	.040	.022	.036
切片	-.020		.181		-.064		-.626	
決定係数 (R ²)	.268**		.239**		.271**		.242**	
n	1,801		1,286		1,694		1,006	

注) **; $P < .01$, *; $P < .05$

IV 考 察

本研究は4つの特徴をもっている。第1に、脱落した人の特性に加えて、脱落によって生じる追跡調査の回答者の特性がどのように変化するかにも言及した点である。たとえ脱落した人がある特性をもっている人に集中して発生していたことが判明したとしても、追跡調査の回答者の代表性がそこなわれなければ、追跡調査の分析結果に歪みが生じる可能性が低くなる。この2つの課題を同時に取り上げ縦断調査の代表性に言及した研究はほとんどない。

第2には、追跡期間によって脱落した人の特性に違いがあるか否かに言及した点である。もし、追跡期間によって脱落した人の特性に違いがみられるならば、追跡期間によって回答者に加わる歪みが異なることになり、追跡調査の分析結果を普遍する際の注意点が追跡期間によって異なることになる。

第3には、分析に際して死亡という自然脱落を

除外した点である。結果に歪みをもたらすのは死亡のような自然脱落よりも拒否や不在などの人為的な脱落であるため、脱落した人の特性や理想に近い縦断調査を設定するには死亡を除いて分析することが重要となるが、このような方法を用いた研究は少ない。

第4には、理想と現実の縦断調査の回答者における特性の違いを変数の分布からだけでなく、変数間の関連の面からも検討した点である。公衆衛生領域では、実験的なデザインが困難な場合が多いため、社会調査などで可能性のある危険要因に加えて多くの交絡要因に関する情報を収集し、これらの変数間の関連を考慮しながら健康の危険要因の検討を行う。しかしながら、脱落に伴う縦断調査の分析対象者の特性の変化を、変数間の関連という側面から検討した研究は少ない⁷⁾。

従来の研究を要約すると、追跡調査の脱落した人の特徴として、身体的健康が良くないこと、知的障害が重いこと、経済水準が低いことが示されている¹⁰⁾。しかし、死亡を除外していない研究が

表6-1 理想と現実の縦断調査における抑うつ症状の関連要因の差(1)
—重回帰分析による—

初回調査 の要因	初回調査		3年間の追跡			
	偏回帰係数 (B)	標準偏回帰 係数(β)	理想の調査		現実の調査	
			偏回帰係数 (B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)
年齢	.003	.009	-.003	-.009	-.002	-.007
性 (1=男性, 0=女性)	-.379	-.090**	-.320	-.078*	-.327	-.085*
就学年数	-.004	-.005	.017	.023	.012	.016
就労 (1=就労, 0=未就労)	-.242	-.052*	-.245	-.055*	-.236	-.057*
慢性疾患 (1=あり, 0=なし)	.328	.075**	.269	.064**	.267	.067**
日常生活動作	-.168	-.099**	-.220	-.123**	-.227	-.110**
飲酒 (1=1日1合未満, 0=それ以上)	-.086	-.010	-.037	-.004	-.052	-.006
運動 (1=よくしている, 0=それ以下)	-.365	-.076**	-.352	-.074**	-.324	-.075**
喫煙 (1=していない, 0=している)	-.222	-.048	-.159	-.035	-.152	-.035
配偶者 (1=いる, 0=いない)	-.296	-.067*	-.365	-.085**	-.276	-.068*
別居子との交流	-.071	-.061**	-.051	-.045	-.039	-.036
友人との交流	-.070	-.061**	-.064	-.058*	-.060	-.058*
社会参加	-.014	-.011	-.025	-.020	-.027	-.023
切片	4.569**		5.410**		5.264**	
決定係数 (R^2)	.067**		.078**		.062**	
n	1,947		1,809		1,500	

注) **: $P < .01$, *; $P < .05$

表6-2 理想と現実の縦断調査における抑うつ症状の関連要因(2)

初回調査 の要因	6年間の追跡				9年間の追跡			
	理想の調査		現実の調査		理想の調査		現実の調査	
	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)	偏回帰 係数(B)	標準偏回帰 係数(β)
年齢	-.001	-.003	-.003	-.010	.002	.001	.003	.008
性 (1=男性, 0=女性)	-.346	-.085**	-.382	-.101**	-.321	-.077*	-.352	-.094*
就学年数	.020	.027	.015	.021	.017	.021	.007	.010
就労 (1=就労, 0=未就労)	-.246	-.056*	-.227	-.057*	-.223	-.044	-.132	-.034
慢性疾患 (1=あり, 0=なし)	.263	.063**	.250	.065*	.269	.147**	.296	.079*
日常生活動作	-.261	-.144**	-.264	-.114**	-.217	-.097**	-.203	-.070*
飲酒 (1=1日1合未 未満, 0=それ以上)	-.046	-.006	-.001	-.001	-.105	-.014	-.112	-.014
運動 (1=よくしてい る, 0=それ以下)	-.359	-.078**	-.315	-.074**	-.348	-.070**	-.335	-.079*
喫煙 (1=していない, 0=している)	-.199	-.044	-.248	-.058	-.156	-.033	-.172	-.040
配偶者 (1=いる, 0=いない)	-.321	-.076**	-.201	-.050	-.295	-.065*	-.148	-.037
別居子との交流	-.050	-.044	-.030	-.028	-.053	-.047	-.034	-.033
友人との交流	-.064	-.058*	-.066	-.065*	-.059	-.055*	-.044	-.043
社会参加	-.051	-.017	-.001	-.001	-.024	-.019	-.026	-.024
切片	5.819**		5.832**		4.434**		4.533**	
決定係数 (R^2)	.073**		.056**		.062**		.042**	
n	1,718		1,237		1,615		969	

注) **: $P < .01$, *; $P < .05$

多いため、これらの特性は死亡者の特性を表している可能性がある^{16,17)}。65歳以上の高齢者に対する9年間の追跡調査を用いたWilsonらの研究¹⁷⁾では、死亡以外で脱落した人では高齢であるものの、学歴、家族員、家族構成、就労、活動性、慢性疾患への罹患に関しては有意差はみられなかったとしている。

本研究の結果では、追跡期間に関係なく、死亡を除いて脱落した人の特徴を分析したとしても、年齢が高い、健康度自己評価が不良、社会参加の頻度が低いことが示された。加えて、6年あるいは9年の追跡期間になると、運動や喫煙などの生活習慣においても有意差が観察されるようになった。以上から、死亡例を除いても、脱落した人は回答者と比べて身体的あるいは社会的な健康状態が不良であり、さらに、追跡期間が長くなるにしたがって両者の生活習慣にも違いがあらわれてくるなど、差異が広範囲な特性にまで拡大することが示唆された。

初回調査時点でのデータではあるが、理想に近い縦断調査との比較から、現実の縦断調査の回答者の代表性が変数分布やその相関の面からみてどの程度そこなわれるかについて言及した。Siegerら¹⁸⁾の研究では本研究とほぼ同じ方法論を用いて分析した結果、現実の20年間の縦断調査では理想の縦断調査と比較して回答者の精神健康が良好な人が多いことが明らかにされている。この研究は20年にわたる長期の追跡であるが、縦断調査の対象が246人から18人に減少しているなど追跡率の低さが、対象の歪みの原因といわれている⁷⁾。しかし、追跡調査からの脱落によって精神健康以外にどのような変数の分布に変化が生じていくかについては十分な検討がなされていない。

本研究では、初回調査のデータを利用して分析した結果、現実の縦断調査では理想の縦断調査と比較して、回答者の精神健康が良好であるというこれまでの指摘に加え、年齢が若い、疾患への罹患割合が少ない、日常生活動作能力が高い、社会との接触頻度が良好であるなど、いわゆる身体的、社会的な健康度も高いことが示唆された。身体的、精神的あるいは社会的な健康度の低い人が追跡調査の過程で選択的に脱落していくことの結果として、追跡調査の回答者の特性にこのような変化があらわれたといえよう。しかし、生

活習慣や配偶者の有無、抑うつ症状などいくつかの変数に関しては長期にわたる追跡期間においても、分布にそれほどの歪みを生じることにはなかった。

変数間の相関については、理想と現実の縦断調査ではほとんど差が観察されず、これは米国における知見と共通していた⁷⁾。人為的な脱落によって追跡調査の回答者の代表性にどのような問題が生じるかについては、変数の分布の面では問題を生じかねないが、変数間の相関からみた場合には縦断調査の回答者の代表性はかなり長期にわたる追跡調査においても確保されることが示唆された。しかし、このような結果を得るには縦断調査における追跡率の高さが重要な要件となる。本研究では死亡を除いた場合の追跡率は第1回追跡調査では82.0%、第2回追跡調査では87.4%、第3回追跡調査では85.1%であった。このことからすれば、死亡を除いた場合の追跡率は80%くらい確保することが望まれる。

最後に、本研究の課題を指摘しておきたい。本研究では、理想と現実の縦断調査における回答者の特性比較は、初回調査のデータに基づいている。それは、別途調査を企画・実施することなく、既存のデータを活用し追跡調査の回答者の代表性を検討できないかという方法上の工夫からきている。しかし、初回調査のデータの使用には次のような3つの問題があることも指摘しておかなければならない。第1は、追跡期間における加齢変化を考慮にいれていないことであり、第2は、調査という介入の影響が無視されている点、第3は、初回調査のデータの代表性の問題である。以上のような問題を克服するには、追跡調査時点で別途代表性ある標本を対象とした調査を実施し、そのデータと縦断調査のデータとの間で変数の分布や変数間の関連を比較することが、縦断調査の回答者の代表性を検討する上で必要といえよう。

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）、深谷太郎先生（東京都老人総合研究所）に心より感謝いたします。

さらに、このプロジェクトの推進に貢献され、過日ご逝去された杉澤あつ子先生（元国立精神保健センター精神保健研究所）に心より感謝いたしますとともに、心よりご冥福をお祈り申し上げます。

(受付 1999. 9.22)
(採用 2000. 1.20)

文 献

- 1) Berkman LF, Breslow L. Health and ways of living—the Alameda County Study. New York: Oxford University Press 1983. 森本兼彥, 監訳. 生活習慣と健康. 東京: HBJ 出版 1989.
- 2) 古谷野亘. 老人の健康度と自立性の指標. 園田恭一, 川田智恵子. 健康観の転換—新しい健康理論の展開—. 東京: 東京大学出版会 1995; 17-30.
- 3) 古谷野亘, 柴田 博, 芳賀 博, 他. 生活満足度尺度の構造—主観的幸福感の多次元性とその測定. 老年社会科学 1989; 11: 99-115.
- 4) 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.
- 5) 杉澤秀博, 岸野洋久, 杉原陽子, 他. 全国高齢者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. 日本公衆衛生雑誌 1999; 46: 551-561.
- 6) 杉澤秀博, 岸野洋久, 杉原陽子, 他. 全国高齢者に対する縦断調査における項目欠測の出現—初回調査と追跡調査との比較. 日本公衆衛生雑誌 1999; 46: 000.
- 7) Goudy WJ. Sample attrition and multivariate analysis in the Retirement History Study. Journal of Gerontology 1985; 40: 358-367.
- 8) Tennstedt SL, Dettling U, McKinlay JB. Refusal Rates in a Longitudinal Study of Older People: Implications for field methods. Journal of Gerontology: Social Sciences 1992; 47: S313-S318.
- 9) 柴田 博. 地域老人の健康に関するコホート研究—とくに追跡調査における脱落群の特徴—. 民族衛生 1985; 51: 127-139.
- 10) Roslow I, Breslau N. A Guttman health scale for the aged. Journal of Gerontology 1966; 21: 556-559.
- 11) 杉澤秀博. 高齢者における健康度自己評価の関連要因に関する研究. 社会老年学 1993; 38: 13-24.
- 12) 杉澤秀博, Liang J. 高齢者における健康度自己評価と日常生活動作能力の予後との関係. 社会老年学 1994; 39: 3-10.
- 13) O'Hara MW, Kohout FJ, Wallace RB. Depression among the rural elderly: A study of prevalence and correlates. Journal of Nervous and Mental Disease 1985; 173: 582-589.
- 14) 矢富直美, Liang J, Krause N, et al. CES-D による日本老人のうつ症状の測定—その因子構造における文化差の検討—. 社会老年学 1993; 37: 37-47.
- 15) Pfeiffer E. A short portable mental status questionnaire for the assessment of organic brain deficit in elderly patients. Journal of American Geriatric Society 1975; 23: 433.
- 16) Markides KS, Dickson HD, Pappas C. Characteristics of dropouts in longitudinal research on aging: A study of Mexican Americans and Anglos. Experimental Aging Research 1982; 8: 163-167.
- 17) Wilson AJE, Webber I, Webber IL. Attrition in a longitudinal study of an aged population. Experimental Aging Research 1976; 2: 367-387.
- 18) Siegler IC, Botwinick J. A long-term longitudinal study of intellectual ability of older adults: The matter of selective subject attrition. Journal of Gerontology 1979; 34: 242-245.

CHARACTERISTICS OF DROPOUTS AND PARTICIPANTS IN A TWELVE-YEAR LONGITUDINAL RESEARCH OF JAPANESE ELDERLY

Hidehiro SUGISAWA*, Hirohisa KISHINO^{2*}, Yoko SUGIHARA*, Hiroshi SHIBATA^{3*}

Key words: Representativeness, Longitudinal research, Elderly, Attrition, National sample

Purposes The attrition of respondents in panel studies of the elderly can create bias in data analysis. The purposes of this study are two fold; 1) to examine characteristics of dropouts, from a particular panel lost except due to natural attrition (by death) by comparison with continuing participants in that wave, and 2) to assess representativeness of those actually continuing in a particular panel by comparison with those eligible for inclusion in that wave. Only those who died were excluded from the group of respondents at the baseline survey because they constituted natural attrition in this longitudinal survey.

Method At baseline (1987), 2,200 individuals age 60+ from 3,288 national representative sample were interviewed. Non-response status to three contacts (1990, 1993, 1996) with the panel was examined in relation to variables included in the baseline interview.

A number of characteristics of demographic background, health, life-style, and social relations obtained in the baseline survey (1987) were compared between those reinterviewed in a particular panel and subjects lost through unnatural attrition until that wave. To study the influence of unnatural attrition on variable distributions and each related factors of two health indicators (self-rated health and depressive symptoms), baseline responses were compared between those reinterviewed in a particular panel and all who were eligible to respond in that wave.

Results 1) Dropouts lost to each waves were significantly older and had a lower level of social participation than persons remaining in that wave. Significant differences in health and life-style variables appeared between dropouts lost and continuing participants until third or later waves.

2) Continuing participants in a particular panel were likely to be younger, to be more physically, mentally, or socially healthy than those eligible to respond in the wave. Each related factors of two health indicators were almost same between those reinterviewed in a particular panel and those eligible to respond in that wave.

Conclusion Dropouts in longitudinal research were found to appear nonrandomly. While distributions of age and health indicators in those reinterviewed were influenced by respondent attrition, related factors of health indicators may be free of bias that can be created by it.

* Department of Health Sociology, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

^{2*} Department of Agricultural and Environmental Biology, The University of Tokyo

^{3*} Department of Social Welfare, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology