

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2019 年度参加者公募型二次分析研究会
全国高齢者パネル調査による
高齢期の健康と生活に関する二次分析
研究成果報告書

東京大学社会科学研究所
附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2020 年（令和 2 年）3 月

はじめに

小林 江里香

(東京都健康長寿医療センター研究所)

本報告書は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターが実施した 2019 年度二次分析研究会参加者公募型研究「全国高齢者パネル調査による高齢期の健康と生活に関する二次分析」の成果をまとめたものである。

「全国高齢者パネル調査」は、東京都老人総合研究所（現：東京都健康長寿医療センター研究所）が、ミシガン大学、東京大学とともに 1987 年より約 3 年ごとに実施している、全国の 60 歳以上を対象とした長期縦断研究である。二次分析の対象となったのは、SSJDA (Social Science Japan Data Archive) において公開されている 2006 年の第 7 回調査 (Wave7) までのデータである。データは訪問面接調査により得られており、質問内容は、家族、友人・近隣関係、就労・社会参加、ライフイベント、心身の健康、幸福感、保健福祉サービスの利用、経済状態など多岐にわたる（調査の概要は別ページ参照）。

研究会では、公募により参加した 16 名の研究者が、7 波分のデータ (1987～2006 年)、またはその一部を用いて、各自の関心にに基づき設定したテーマに取り組んだ。参加者は、7 回にわたり開催された研究会の中で分析結果の報告およびディスカッションを行い、修正を重ねながら、2 月の最終成果報告会に臨んだ。本報告書には、成果報告会でいただいたコメントを元にさらに完成度を高めた 13 本の論文が掲載されている。高齢期の就労・引退から終末期の幸福感低下の問題まで実に幅広いテーマが取り上げられており、改めて、60 歳以降の人生は長く、学術的にも社会的にも重要性の高い多様な課題が潜んでいることを実感できる内容となっている。

本報告書が、データ解析への関心とともに高齢者研究への関心を高める一助となれば幸いである。さらに、本データが、日本の高齢者の貴重な記録として、今後ともデータアーカイブで大切に保管され、次世代の研究者にも活用されていくことを期待している。

最後に、研究会の運営にご尽力いただいた佐藤香先生、鈴木富美子先生、藤原翔先生はじめ SSJDA スタッフの皆様、第 3 回研究会にアドバイザーとしてご参加いただいた杉澤秀博先生（桜美林大学）、成果報告会のコメンテータをお引き受けいただいた石田賢二先生（東京大学）、菊澤佐江子先生（法政大学）、斉藤雅茂先生（日本福祉大学）、渡邊大輔先生（成蹊大学）に、心より御礼を申し上げます。

研究会の概要

テーマ

全国高齢者パネル調査による高齢期の健康と生活に関する二次分析

使用データ

【0395】老研－ミシガン大学 全国高齢者パネル調査

＜Wave1(1987), Wave2(1990), Wave3(1993)＞

【0679】老研－ミシガン大学 全国高齢者パネル調査＜Wave4(1996)＞

【0823】老研－ミシガン大－東大 全国高齢者パネル調査＜Wave5(1999), Wave6(2002)＞

【1185】老研－ミシガン大－東大 全国高齢者パネル調査＜Wave7＞, 2006

研究の概要

この研究会では、東京都老人総合研究所（現：東京都健康長寿医療センター研究所）、ミシガン大学、東京大学が共同で実施している「老研－ミシガン大－東大 全国高齢者パネル調査」の実施担当者を講師に迎え、二次分析を行います。本パネル調査は、全国から無作為抽出された60歳以上の男女を対象に、1987年より約3年ごとに実施しているもので、2006年のWave7までの分析が可能です(SSJDAで公開済)。

調査項目は、訪問面接調査により回答を得た、家族、友人・近隣関係、就労・社会参加、ライフイベント、健康・ウェルビーイング、生活習慣、保健福祉サービスの利用、経済状態など多岐にわたります。また、同じ対象者の追跡調査を継続しながら、新規対象者の抽出・追加も行われており、1999年のWave5では、後期高齢者に焦点を当てた課題にも対応できるよう、70歳以上の大規模標本が追加されました。したがって、7waves（19年間）の長期縦断データとしての利用はもちろんのこと、一部のWaveに焦点を当てた分析も可能です。このように、高齢期の健康と生活に関する様々な分析課題の設定が可能な質・量ともに充実したデータですので、幅広い研究分野からの参加を歓迎します。

活動の記録

第1回研究会（2019.6.28）：趣旨説明，データの解説，自己紹介など 参加者 18名

第2回研究会（2019.8.20）：研究報告 参加者 17名

第3回研究会（2019.9.27）：研究報告 参加者 15名

第4回研究会（2019.10.11）：研究報告 参加者 15名

第5回研究会（2019.11.29）：研究報告 参加者 12名

第6回研究会（2019.12.17）：研究報告 参加者 13名

第7回研究会（2020.1.22）：研究報告 参加者 12名

成果報告会（2020.2.19）：研究成果報告 参加者 33名



東京大学 社会科学研究所
附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2019年度
二次分析研究会
参加者公募型研究
成果報告会

全国高齢者パネル調査による
高齢期の健康と生活に関する二次分析

■概要

高齢期の健康と生活に関する「老研－ミシガン大－東大 全国高齢者パネル調査」を使用データとした二次分析の成果を報告します。

■日時/場所

2020年2月19日(水) 10:30～17:20
東京大学(本郷キャンパス) 赤門総合研究棟5階 549 センター会議室

■プログラム

10:30- 開会の挨拶(佐藤香/東京大学)

第1部 10:35-11:45 ◇司会 鈴木富美子(東京大学) ◆コメンテータ 石田 賢示(東京大学)

- (1) 高齢期における自営業からの引退－個人属性・健康状態・経済的要因の影響【仲 修平/東京大学】
- (2) 高齢者就労の継続要因－職業経験に着目して【前田 一步/東京大学】
- (3) 就業継続による健康への影響【戸田 淳仁/慶應義塾大学】

第2部 13:00-14:25 ◇司会 大久保将貴(東京大学) ◆コメンテータ 菊澤 佐江子(法政大学)

- (4) 高齢期の組織参加－健康満足感に影響する要因に着目して【湯上 千春/尚美学園大学・東京国際大学】
- (5) 宗教性の変化とその他者援助への影響【山本 耕平/京都大学】
- (6) 配偶者の死と寿命の関係【伊藤 大将/東洋大学】
- (7) 介護ニーズ別にみた親への介護と公的サービス利用の関連【西野 勇人/東日本国際大学】

第3部 14:35-15:45 ◇司会 王 帥(東京大学) ◆コメンテータ 斉藤 雅茂(日本福祉大学)

- (8) 相対的貧困と社会的孤立が絡み合う高齢期の社会的排除構造【百瀬 由璃絵/東京大学】
- (9) 婚姻状態の変化と高齢者の抑うつ－男女差に着目したパネルデータ分析【佐藤 剛生/東京大学】
- (10) 日本人中高年者における社会的孤立と認知機能【岡本 翔平/慶應義塾大学】

第4部 15:55-17:05 ◇司会 藤原 翔(東京大学) ◆コメンテータ 渡邊 大輔(成蹊大学)

- (11) 高齢期の認知機能低下における規定要因－ライフコースによる検証【戸田 登代/東京大学】
- (12) 高齢者の主観的幸福感の規定要因－文化資本の効果に注目して【金 イェジ/東京大学】
- (13) 高齢期における人生満足感の終末期低下【中川 威/国立長寿医療研究センター】

17:05- 閉会の挨拶(小林 江里香 /東京都健康長寿医療センター研究所)

■事前の申し込みは不要です

■お問い合わせは、s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp まで



目 次

はじめに.....	小林江里香	i
研究会の概要.....		ii
成果報告会プログラム.....		iii
「全国高齢者パネル調査」の概要.....	小林江里香	1
高齢期における自営業からの引退—個人属性・健康状態・経済的要因の影響—.....	仲 修平	5
高齢者就労の継続要因—職業経験に着目して—.....	前田 一步	23
就業が健康に与える影響再考—なぜ健康に正の影響があるのか—.....	戸田 淳仁	35
高齢期の組織参加—健康満足感に影響する要因—.....	湯上 千春	54
宗教性の変化とその他者援助への影響.....	山本 耕平	74
配偶者の死と残された人の死亡のリスクの関係.....	伊藤 大将	91
ケアの種類別にみた親子間でのケアと公的サービスの関連性.....	西野 勇人	108
相対的貧困と社会的孤立が絡み合う高齢期の社会的排除構造 —「全国高齢者パネル調査」を用いた潜在クラス分析からの視差—.....	百瀬由璃絵	120
婚姻状態の変化と高齢者の抑うつ—男女差に着目したパネルデータ分析—.....	佐藤 剛生	132
日本人中高年者における社会的孤立と認知機能.....	岡本 翔平	147
高齢期の認知機能の低下における規定要因—ライフコースによる検証—.....	芦田 登代	172
高齢者の主観的幸福感の規定要因—「文化資本」効果の男女差に着目して—.....	金 イェジ	186
高齢期における人生満足感の終末期低下.....	中川 威	202

「全国高齢者パネル調査」の概要

小林 江里香

(東京都健康長寿医療センター研究所)

1. 全国高齢者パネル調査とは

本プロジェクトは、1980年代に東京都老人総合研究所（研究代表：前田大作）とミシガン大学（研究代表：Jersey Liang）の共同研究として始まり、1987年（昭和62年）に全国から無作為抽出された60歳以上を対象として第1回調査（Wave 1；以下、各Waveは第何回調査と表記）を実施した。その後、新規標本を追加しながら追跡調査を継続しており、直近では2017年（平成29年）に第9回調査を実施した。第5回調査からは調査実施主体に東京大学が加わり、3機関以外の研究者も多数参加してプロジェクトを支えている。

この調査では、高齢者の身体的・精神的健康、家族、家族以外の社会関係、経済状態など、高齢者の保有する資源や生活の状況を様々な側面から調べている。同じ対象者を繰り返し調査するパネル調査あるいは縦断研究（longitudinal study）の手法をとることにより、高齢者の資源・生活状況の変化の様子や、変化をもたらしている要因を分析できるようになっている。30年にわたり継続している本調査は世界的にも長期の縦断研究である。

2020年3月現在、第7回調査（2006年）までの個票データが、4つのデータセットに分かれてSSJDA（Social Science Japan Data Archive）より入手可能となっている：①老研－ミシガン大学 全国高齢者パネル調査＜Wave1（1987）、Wave2（1990）、Wave3（1993）＞、②同＜Wave4（1996）＞、③老研－ミシガン大－東大 全国高齢者パネル調査＜Wave5（1999）、Wave6（2002）＞、④同＜Wave7（2006）＞。第4回までは、ICPSR（Inter-university Consortium for Political and Social Research）のデータアーカイブでも公開されている。

「全国高齢者パネル調査」はSSJDAに寄託する際に使用された調査名であるが、調査対象者に提示している調査名は、「全国高齢者調査」（第1回）、「高齢者日米比較調査」（第2、3回）、「中高年者日米比較調査」（第4回）、「長寿社会における高年者の暮らし方の日米比較調査」（第5～7回）、「長寿社会における中高年者の暮らし方の調査」（第8、9回）と変遷している。一方、プロジェクトやデータベースの略称としては、JAHEAD（Japanese Study of Assets/Aging and Health Dynamics）のほか、第1回調査の調査名に由来するNSJE（National Survey of the Japanese Elderly）も使用されている。

以下では、本研究会において二次分析の対象となった第7回調査までを中心に紹介する。直近の調査までを含むプロジェクトのより詳しい情報や研究成果などについては、調査のホームページ（後掲）より入手できる。

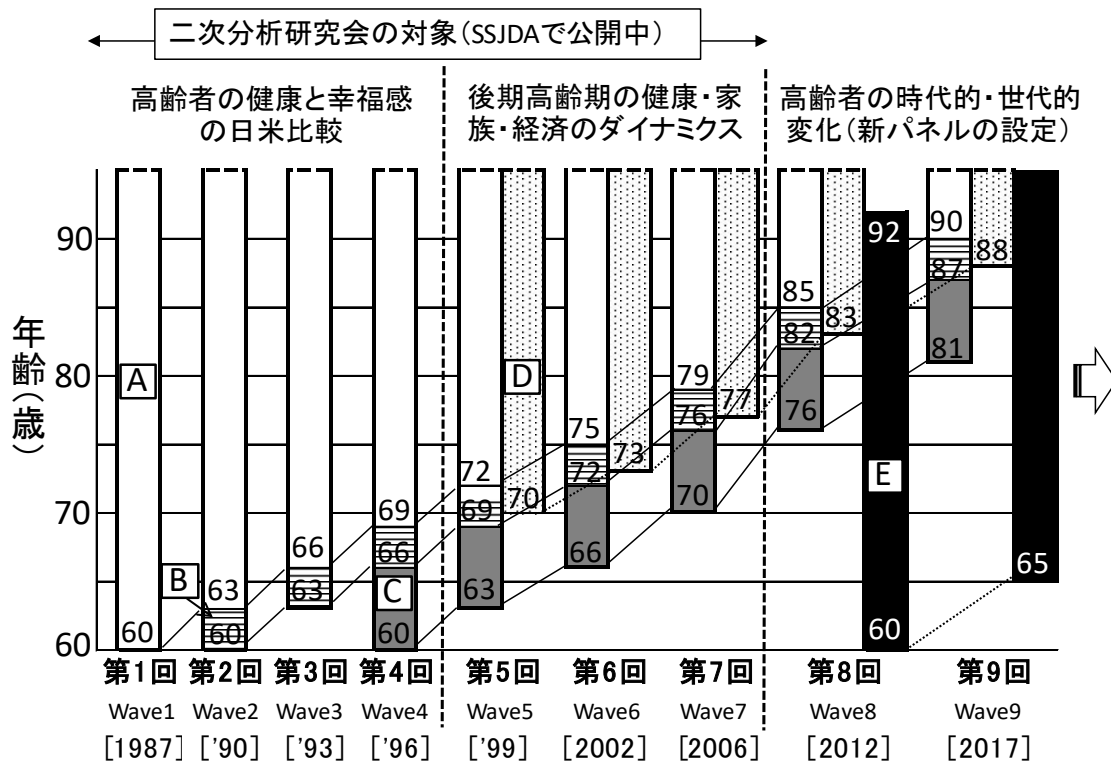


図1 対象者の年齢の推移と主な研究課題

2. 対象者と調査方法 (第1回～第7回)

第1回調査 (1987年) は、全国の60歳以上の男女を対象として実施し (図1のA)、その後、第2回 (1990年) に60～62歳 (B)、第4回 (1996年) に60～65歳 (C)、第5回 (1999年) に70歳以上 (D) の新しい対象者を加えながら、第7回 (2006年) まで3～4年ごとに追跡調査を実施した。

いずれの回も、新規対象者の抽出は層化二段無作為抽出法により住民基本台帳を用いて行い、訪問面接聴取法により実施した (実施は一般社団法人中央調査社に委託)。第2回からは、対象者本人が重い病気などで回答できない場合、一部の項目について、家族などへの代行調査を実施している。抽出された回に協力した人には、死亡や調査協力の継続を拒否した場合を除き、原則として毎回協力を依頼しており、第7回までに1回以上の協力を得た「追跡対象者」は5,215人である。各回の回答者数および回収率 (死亡者を分母から除く) を表1に示した。代行による回答を含むと、第2～6回は80%以上、第7回は75%と比較的高い回収率を維持していた。

また、対象者が高齢であるため死亡による脱落が多く、訪問調査の前には、自治体の協力が得られる場合は住民票 (除票) での確認を行い、家族等からの情報と合わせて死亡状況の把握に努めている。第7回調査までに、追跡対象者の約3分の1の死亡を確認した (表1参照)。対象者の死亡年月の情報は、SSJDAで公開している個票データにも含まれている。

表1 追跡対象者の出生年と第1回～第7回調査の回答者数および回収率

集団: 追跡対象者数 ^{注1} 出生年 ^{注2}	調査種類 ^{注3}	調査回別の回答者数							第7回までの平均協力回数	第7回までに死亡
		第1回 1987年	第2回 1990年	第3回 1993年	第4回 1996年	第5回 1999年	第6回 2002年	第7回 2006年		
A: 2,200人 (明治26)～ 昭和2年生まれ	本人 代行	2,200 実施せず	1671 152	1532 173	1247 199	1004 215	787 177	526 143	4.56 回	1,315人 (59.8%)
B: 404人 昭和2～ 昭和5年生まれ	本人 代行		366 38	332 24	302 27	282 22	251 25	205 28	4.71 回	96人 (23.8%)
C: 976人 昭和5～ 昭和11年生まれ	本人 代行				898 78	791 40	726 33	628 32	3.31 回	102人 (10.5%)
D: 1,635人 (明治31)～ 昭和4年生まれ	本人 代行					1405 230	1059 187	744 153	2.31 回	439人 (26.9%)
A～D計: 5,215人 (明治26)～ 昭和11年生まれ	本人 代行	2,200 実施せず	2,037 190	1,864 197	2,447 304	3,482 507	2,823 422	2,103 356	3.63 回	1,952人 (37.4%)
回収率 ^{注4}	本人 本人+代行	67.2% -	77.9% 85.2%	83.8% 92.6%	76.5% 86.0%	74.4% 85.2%	72.8% 83.7%	64.4% 75.4%		

注1) A～Dは図1の集団に対応。抽出された回の調査に協力(代行を含む)した人を「追跡対象者」としている。

注2) A、Dは、標本抽出時には年齢の上限を設けておらず、回答者中の最年長者の出生年をかつこで示した。

注3) 「本人」は対象者本人への通常調査。「代行」は、本人が重い病気などの場合、家族等が一部の項目に回答。

注4) 死亡者を対象者数から除いた回収率

3. 調査回 (Wave) 別の主な研究課題と特徴

パネル調査では「変化」に関心があるため、継続して質問している項目が多いが、そのときどきの研究動向や社会情勢に合った研究課題を設定し、それに沿って質問項目の入替や追加を行っている。例えば、日常生活動作 (ADL) などの健康関連や、友人数やグループ参加などの社会的ネットワーク関連の項目は、第1回から継続的に質問しているものが多い。他方、質問項目の入れ換え・追加は、プロジェクトの主要課題の変更時に多く行われており、第5回調査がその転換点に当たる。

1) 第1回～第4回調査 (1987年～1996年)

第1回から第4回において重点的に取り組まれた課題は、「高齢者の健康と幸福感の日米比較」である (図1も参照)。ここでは、欧米で使用されていた様々な健康指標や主観的幸福感 (subjective well-being: SWB) の尺度が取り入れられ、日本の高齢者における適用可能性が検討された。また、SWB に影響を与える要因として、ソーシャル・サポートや社会的ネットワーク、ライフイベント (配偶者との死別、退職など) なども検討された。第1回の調査項目には、ミシガン大学 Institute for Social Research (ISR) が全米の成

人を対象に実施した Americans' Changing Lives (ACL) 調査 (1986 年～) の項目を英訳したものが多く。

2) 第 5 回～第 7 回調査 (1999 年～2006 年)

第 5 回から第 7 回までは、介護保険制度が 2000 年から施行されたこともあり、私的・公的な支援の必要性が高まる後期高齢者に焦点を当てた課題設定が行われた。それに伴い、原則として 60 歳以上の全国代表標本となるような標本補充 (図 1 の B、C) が行われてきた第 4 回調査までの方針を変更し、第 5 回調査では 70 歳以上の標本を新たに追加した (図 1 の D)。高齢者の「健康」「家族などの社会関係」「経済」の各資源が、相互に影響を与え合うダイナミックな関係を明らかにすることを主な課題としたが、この研究枠組みは、ミシガン大学 ISR の AHEAD 研究 (Study of Assets and Health Dynamics among the Oldest Old: 後期高齢者の資産と健康のダイナミクス) を参考にしたものである。なお、JAHEAD というプロジェクト名は、Japanese AHEAD であることに由来する。

第 5 回調査では、上述の課題に沿って家族や経済関連の項目 (収入源別の収入額、資産等) は増加した一方、SWB の尺度やライフイベントの項目は大幅に削減された。家族に関しては、子ども全員について出生順に基本属性 (性、年齢、配偶者・就労の有無、親との距離) を質問し、高齢者が何番目の子から支援を受けているかに関連づけることで、どのような特性をもつ子どもからの支援かを分析できるようになった。さらに、就労関係の項目も改訂され、常時雇用か否かなど就業形態についてより正確な把握が可能になった。

4. まとめ

このように、本パネル調査は、高齢期の健康と生活に関する様々な分析課題の設定が可能な質・量ともに充実したデータであり、幅広い分野の研究者の利用が想定される。また、7 waves (19 年間) の長期縦断データとしての利用はもちろんのこと、各調査回の特徴を活かし、一部の Wave に焦点を当てた分析も可能となっている。第 8 回調査以降のデータも今後順次公開予定である。

➤ 調査のホームページ



長寿社会における中高年者の暮らし方の調査—全国中高年者の健康と生活に関する日米共同プロジェクト <https://www2.tmig.or.jp/jahead/>
Japanese Aging and Health Dynamics Study /National Survey of the Japanese Elderly <https://www2.tmig.or.jp/jahead/eng/index.html>

高齢期における自営業からの引退 ——個人属性・健康状態・経済的要因の影響——

仲 修平

(東京大学)

日本の自営業は高齢期の就業機会を提供する役割を担ってきたが、事業を終える過程に関する研究は十分になされていない。そこで本稿は、高齢期における自営業からの引退がどのように生じているのかを検討する。とりわけ、個人属性・健康状態と経済的要因が引退に及ぼす影響を、1999年から2006年に実施された全国高齢者パネル調査によって分析した(N=4,464)。分析の結果、次の点が明らかとなった。第1に、加齢の影響は、健康状態と経済的要因を考慮すると見られないことが示された。第2に、健康状態の悪化は自営業からの引退を促すのに対して、収入と財産の上昇は引退を留める影響であることが明らかとなった。ただし、年金の取得は農業とは関連しない一方で非農業では引退を促進させる影響が見られた。第3に、男性は配偶者の有無に関わらず自営業を継続する傾向であることがわかった。これらの結果を踏まえて、高齢就業としての自営業の引退について議論する。

1. 問題の所在——高齢期における自営的な働き方に着目する意図

総人口に占める65歳以上比率が21%を上回る「超高齢化」を世界に先駆けて経験している日本社会は、年金・医療・介護等の社会保障費が著しく増加している(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。それらの経費を適正な水準に維持しつつ、より質の高い社会をどのように持続させていくのかという社会的な課題に直面している。社会保障費を抑制する一つの手段として、人びとの働く期間をより長くすることによって、経済の担い手を確保することに期待が寄せられている。

高齢期における就労促進を目的とする高齢者雇用安定法の改正案では、定年延長・定年廃止・再雇用だけではなく、起業支援やフリーランスとして働くための資金を提供することが企業の努力義務と示されている(日本経済新聞 2019年5月16日)。¹⁾ それに呼応するかのように、一部の企業では任期の定めのない従業員に対して、業務委託契約を結び直すことを通して個人事業主へ転換する動きが始まりつつある(日本経済新聞 2019年9月21日)。

自営業セクターは高齢者に対する就業機会の提供を通して日本経済を支えてきた(e.g. Ishida 2004)。65歳以上の就労人口に占めるフリーランスや個人事業主を含む自営業比率は、おおよそ半数となっている(労働力調査)。諸外国に比べて日本の高齢者就労比率は高いことが知られているが、そのなかでも自営業比率の突出した高さが日本の特徴となっている(三谷 2002)。日本と同様に高齢化を迎える諸外国にとっても、高齢期における自営的な働き方が社会を支える側の創出になりうるのかは注目すべき課題の一つである。そのため、高齢化に直面しつつ自営業比率の高い日本社会は、興味深い事例となりうると考えている。

高齢化社会において、働くことを望む人びとの就労機会を維持するという観点からする

と、自営的な働き方が果たす役割は大きいといえる。しかしながら、定年がないためにより長期にわたり働くことができる自営業者といえども、働くことから退く時期がいずれやってくる。では、高齢自営業者はどのような要因によって自営業から引退していくのだろうか。本稿では、自営業からの引退を規定する要因を二次分析によって検討したうえで、高齢者就業としての自営的な働き方を考察する。

2. 先行研究

2.1 高齢期の就業としての自営業

急速な高齢化が進む日本社会において、高齢者の就業の場をいかに確保していくのかは重要な課題として認識されてきた (e.g. 三谷 2002)。高齢者就業の内実をみると、自営業主・家族従業者と役員が多く、それぞれ 34.4%と 13.3%になっている (2016 年労働力調査)。このように高齢期の就業形態として自営業主と家族従業者が多いことは、高齢期における労働力率が諸外国に比べて突出して高い背景にある。そのため、今後も増加が予想される高齢者の就業の場として、自営業が一定の役割を果たしうるかは高齢者雇用を考えていくうえで看過できない社会問題である (三谷 2002)。

高齢自営業に対する期待やその働き方を再考する研究は 2000 年代に入ってから経済学や労働に関する研究機関によってなされてきた (e.g. 玄田・神林 2001; リクルートワークス 1999; 国民生活金融公庫総合研究所 2004)。そうした研究状況とは裏腹に、1980 年代後半以降の自営業は減少の一途を辿ってきた。そのため、「なぜ日本の自営業が減少を続けるのか」が一つの大きな研究課題となっている (神林 2017)。減少の理由はすでにいくつかの実証研究によって示されている。例えば、産業構造の変化に伴う販売業や飲食業の縮小 (八幡 1998)、あるいは収入が増加しないことによって自営業を選択しないことによるものである (玄田 2002, 2003)。

たしかに、自営業の衰退はこの 30 年ほど続いてきた。しかしながら、2010 年代後半に差し掛かると、その減少に歯止めがかかると同時にわずかな増加の兆しがあることは注目に値する²⁾。2018 年の自営業者数は全体で 535 万人だが、その数は前年に比べて 7 万人増えているのである (労働力調査)。約 40 年ぶりに 2 年連続で前年を上回っていることは、それ以前の減少トレンドとは異なる段階に差し掛かっていることを示唆する。増加の内実を見ると、65 歳以上の実数は 10 年前と比べて 14%ポイント増えているのである (労働力調査)。また、増加幅は小さいとはいえ、45~54 歳の年齢層でも微増傾向となっている (2018 年は前年比 3%ポイント増の 102 万人)。このことは、自営業が高齢期における就労を提供する一翼を依然として担っていることを示唆している。

高齢自営業者数の減少や増加という現象は、自営業への参入と退出にかかわる職業移動を土台とする研究から接近することができる。しかしながら、自営業を包括的に扱ってきた研究においても (e.g. 鄭 2002; 仲 2018)、高齢期における引退がいかにして生じているかを説明するには至っていないのである。

2.2 引退に影響する要因—個人属性・健康状態と経済的要因

仕事からの引退は、働き手が現職から完全に退くまでの調整プロセス（心理的な自己同一性、日常生活のパターンや社会的な結びつきの側面）として概念化される（Szinovacz 2003; Wang and Shultz 2010）。本人が何らかの仕事から「完全に退く」という意思決定をするまでにはいくつかの選択肢がある。自営業からの引退に即していえば、仕事をやめて年金のみで暮らしていくまでには、経営者としての立場を誰かに継承して事業に関わること（例えば家族従業員として働く）、あるいは廃業した後に契約期限付きの雇用労働として働くことが考えられる。さらにいえば、いったん無職となったあとでも、何らかの事情によって働かざるを得ない状況が生じる場合もあるだろう（例えば配偶者との死別により生活費を稼ぐ必要に迫られる等）。このように引退を「プロセス」として考えるならば、引退を厳密に捉えることは難しい。

そこで本稿では次善の策として、分析対象とする最初の時点（1999年）において従業上の地位が自営業であったサンプルが、それ以降の調査時点（2002年、2006年）で自営業以外の地位へ移行することを「自営業からの引退」と定義する。つまり、調査時点まで続けてきた自営業から退くことを「引退」とする。分析上の操作的定義は次節において述べる。

では、いかなる要因によって自営業からの引退が生じるのであろうか。ここでは本稿の関心に照らして、「引退」を考えるうえで必要な視座を与えてくれる自営業からの「退出」に関わる研究と高齢期の引退プロセスに関する研究の知見を整理しておきたい。

実証的な調査データに基づく自営業からの退出についての研究は社会階層研究において蓄積されてきた（平尾 2018; Ishida 2004; 仲 2018; Park 2010; 竹ノ下 2014）。それらの研究は、出身階層、年齢、性別、学歴や婚姻状態など個人の属性に関わる要因と自営業からの退出との関連に焦点を当てている。例えば、父親が自営業者であることによって本人は事業を継続しやすい傾向（退出しにくい傾向）であることが示されている（Ishida 2004）⁴⁾。その理由としては、父親の事業を直接的に継承することや事業を運営するうえでの資本（例えば、失敗するリスクを軽減するノウハウ）を間接的に受け継いでいるためである。一方、そうした父親の効果は直近の調査（2015年 SSM 調査）を用いた分析では見られないため（平尾 2018）、検討の余地が残されている。しかし、本稿が用いるデータでは父親の職業に関する情報が十分ではないため、分析の俎上に載せることが難しい。そこで、高齢期の引退に直接関わると考えられる年齢、性別、婚姻状態に焦点を当てる。

定年制度が存在しない自営業といえども、加齢にともなって身体的な衰えにより自営業から引退しやすくなることは容易に考えられる（仮説 1-1）。ただし、後述するように年齢の影響は、本人の健康状態や経済的要因によって左右されると予想される。例えば、たとえ高齢になったとしても、自身の健康状態が良ければ、身体に過剰な負荷がかからない範囲で時間を調整して働くことができるかもしれない。あるいは、公的年金や財産による収入があれば経済的に余裕が生まれるため、事業を継続することは可能であるかもしれない。これらの

点に鑑みると、加齢の引退に対する影響は他の要因を統制したうえでの検討が必要となる。

性別と婚姻状態については既存研究で興味深い知見が得られている。自営業の安定性における男女不平等と家族状況の関係を分析した研究によれば(竹ノ下 2014), 既婚男性は妻の支援によって自営業からの退出リスクが有意に小さくなるが, その傾向は既婚女性に対しては影響を有していないことが示されている。その背景には, 男性自営業者は稼ぎ主としての役割を担っていることが影響していると考えられる(平尾 2018)。これらの点から敷衍するならば, 高齢期においても配偶者のいる男性は家計を維持するために働く必要があるために引退しにくい傾向であると考えられる(仮説 1-2)。

以上は階層研究の知見に基づく仮説であるが, 引退プロセスを考えるうえでは健康状態や経済的要因など的高齢期特有の文脈を即して検討する必要がある。そこで, 高齢期の引退プロセスを研究対象とする **Bridge employment** に関する研究を参照する(e.g. Cahill et al. 2015; von Bonsdorff et al. 2017)。**Bridge employment** とは, 退職手当や年金をもらい始めてから仕事を完全に辞めるまでの移行期間中における雇用形態を意味する(Dingemans et al. 2015; Feldman 1994; Shultz 2003; Wang and Shultz 2010)。それらの研究の中でも, 自営業に着目した分析枠組みを下敷きにする(von Bonsdorff et al. 2017: 300-303)。

高齢就業者の健康状態は仕事を継続するか(**Bridge employment** に参入するか), 引退するか否かに最も強力な要因であることが示されてきた(Feldman 1994; Kim and Feldman 2000; Wang et al. 2008)。良い健康状態は悪い健康状態に比べて仕事を継続させやすいと考えられる。事実, 就労の継続には健康状態が影響していると同時に, 自営業主であることが継続を促す効果を有していることが示されている(Raymo et al. 2004)。これらの研究に基づくならば, 健康状態の悪化はそれ以前の状態に比べると仕事の継続が難しくなるだろう(仮説 2-1)。しかしながら, 自営業者は雇用労働者に比べると職場や仕事のスケジュールの観点でより自律性や柔軟性を有しているため, たとえ健康状態が悪化したとしても自身の健康に合わせて働き続けることが可能であるかもしれない(仮説 2-2)。

他方, 経済的な制約は生活の糧が必要であるために仕事の継続を促進する可能性が指摘されている(Shultz 2003)。いくつかの研究では経済的な資源(財産や収入)が豊富であることは, **Bridge employment** として自営業を経験しやすい傾向を示している(e.g. Kerr and Armstrong-Stassen 2011; van Solinge 2014)。つまり, より多くの経済的資源を有している人は高齢期において自営業へ参入しやすいことを意味している。参入後のことを考えるならば, そうした資源が十分にあれば事業を継続させやすいことが考えられる(仮説 3-1)。逆に言えば, 経済的に余裕があるならば引退を自らの意思で決めることができるかもしれない(仮説 3-2)。ただし, 日本社会では高齢者の多くが「経済的な理由(多くの場合は収入によって生活費を補填する)」によって働き続けていることがわかっている(JILPT 2010)。加えて, 日本の場合, 自営業者に対する年金額は雇用者のそれに比べると低いために, 経済的な制約によって引退できない可能性がある。

3. 方法

3.1 データ

分析に使用するデータは、全国高齢者パネル調査 (Wave5 から Wave7) の 3 時点データである (以下, JAHEAD データ)。Wave5 以降を用いる主な理由は、70 歳以上のサンプルが加わったことによって後期高齢者に焦点を当てた分析が可能となるためである。加えて、キャリアの引退に影響を及ぼす収入源別の収入 (就労による収入, 年金, 財産収入など) や資産等の調査項目が追加されたため、経済的な状況をより詳細に把握することができるためである。

本調査は、東京都老人総合研究所とミシガン大学の共同研究によって 1987 年に開始された。調査は日本全国を対象として層化二段無作為抽出によってサンプリングされた高齢者 (60 歳以上) に対する訪問面接調査によってなされている。現在は、Wave9 (2017 年) まで実施されており、そのうち Wave7 までが SSJDA より公開されている。各調査はおよそ 2000 人から 3000 人が回答しており、Wave7 までに 5,215 人が 1 回以上回答している。Wave5 (1999 年), Wave6 (2002 年), Wave7 (2006 年) の有効回答者数と回収率は、それぞれ 3,989 人/85.2%, 3,245 人/83.7%, 2,459 人/75.4% であった。

分析に際しては、Wave5 から Wave7 のデータを統合シロング形式のデータへ再構成して用いた。以下に述べる変数のいずれかで欠測したケースをリストワイズで処理したところ、分析対象となる最終的なデータセットの観察数は 4,464 となった。

3.2 変数と分析方法

被説明変数は、従業上の地位について t 時点で自営業を選択した場合を 0 とし、 $t+1$ 時点でそれ以外の従業上の地位に就いた場合を 1 とする「自営業からの引退ダミー」である。本調査では、調査時点の主な仕事の従業上の地位を「常時雇用, 臨時雇用・パート・アルバイト, 自営業主, 家族従業」の項目で捉えている。より具体的な地位の移動量は次節で示すが、自営業の継続が 60%, 自営業から無職への移動 29%, 家族従業への移動が 8%, 常時雇用と臨時雇用への移動が合計して 3% ほどである ($N=588$)。つまり、先述したように、本稿が対象とする引退には自営業をやめた後に何らかの形で働いている人びとも 10% 程度含まれている点には留意が必要である⁵⁾。

説明変数は個人属性、健康状態と経済的要因である。個人属性は年齢と婚姻状態 (配偶者なしを 0, ありを 1 とするダミー変数) である。健康状態は、主観的健康 (「全般的にいつて、あなたの現在の健康状態はいかがですか」に対して、「まったく健康」から「まったく健康でない」までの 5 段階評価の回答)、身体的能力 (立つ, 歩く, しゃがむ, 手を伸ばすなどの合計得点)、病気数 (心臓病, 関節炎, 高血圧, 糖尿病や脳卒中などの病気の数を合計した数) である。経済的要因は、就労による収入, 公的年金収入, 財産収入である。財産収入については、財産なしが多数を占めているため (88.4%), 財産なしを 0, ありを 1 とするダミー変数とした (詳細は付表 5)。

統制変数は、各調査年ダミー（1999年を0）、男性ダミー（女性を0）、大卒ダミー（非大卒を0）、持ち家ダミー（持ち家以外を0）である。分析に用いた変数の記述統計量は表1に示した。

本稿の分析では、変量効果ロジットモデルを用いる。その理由は自営業からの引退は性別や学歴など時間で変化しない要因が影響しているため（2節）、それらの要因を分析モデルに組み込むためである⁶⁾。分析方法の詳細は筒井ほか編（2011: 221-222）を参照した。

表1 分析に用いた変数の記述統計量

変数	詳細	平均値	標準偏差	最小値	最大値
年齢	調査時点の年齢	78.88	5.38	70	99
男性ダミー	0: 女性, 1: 男性	0.42	0.49	0	1
大卒ダミー	0: 非大卒, 1: 大卒	0.1	0.3	0	1
配偶者ダミー	0: 配偶者なし, 1: 配偶者あり	0.6	0.49	0	1
持ち家ダミー	0: 持ち家以外, 1: 持ち家	0.88	0.33	0	1
主観的健康感	0: 健康~5: 健康でない	2.66	1.01	1	5
身体的能力	立つ, 歩く, しゃがむ等の合計値	9.01	3.99	7	35
病気数	関節炎, 高血圧, 糖尿病等の合計値	1.76	1.79	0	20
収入	事業収入の回答に中央値を割り当て	53.4	156.22	0	960
公的年金	年金収入の回答に中央値を割り当て	193.39	135.12	0	960
財産ダミー	0: 財産なし, 1: 財産あり	0.08	0.27	0	1

4. 分析結果

4.1 記述

本小節では、基本的な分布を確認することを通して高齢自営業者の特徴を示す。主な特徴は、就業者のうち自営業比率は50%程度であること、自営業から他の地位への移動は40%程度生じていること、70歳代の男性が多く、主な職業は農業・販売・製造／建設等である。自営業者の健康状態は他の地位と比べて目立った傾向はほとんど見られないが、収入と公的年金は常時雇用と比べると顕著に低い傾向であることがわかる。以下では、各項目についてより詳細に確認していきたい。

まず、Wave5・Wave6・Wave7のサンプルに占める就業比率は、それぞれ25.7%(N=3,481)・20.7%(N=2,823), 16.7%(N=2,103)である(付表1)。就業者のうち自営業比率は45.9%・51.8%・50.7%となっている(図1)。常時雇用比率は13.8~6.3%、臨時雇用等比率は18.9%~16.6%、家族従業比率は19.7%~22.9%となっている。2016年の労働力調査によれば、自営業比率は34.4%であるため(役員を除く)、本調査の比率はやや高い値となっている。

自営業者の年齢(70歳代・80歳代・90歳代)はそれぞれ67.6%・29.9%・2.5%となっており、男性が70%ほどを占めている(付表2と付表3)。自営業者の職業は、農林漁業38.6%、

販売業 22.8%，建設／製造 16.7%，サービス業 9.2%，専門職 8.4%の順となっている。20 歳代から 60 歳代の自営業者の職業構成と比較すると，農林漁業比率の高さが顕著である（仲 2018）。それに対して常時雇用者の職業は，管理職 29.7%，建設／製造 23.4%，専門職 13.5%，販売職とサービス職 11%程度となっている。家族従業者の職業は農林漁業と販売職でおおよそ 70%を占めている。

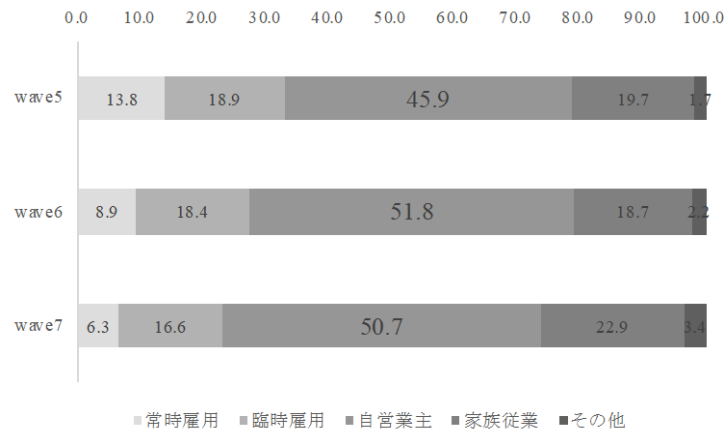


図 1 各 Wave の就業者における従業上の地位（比率）

表 2 職業と従業上の地位（比率）

	常時雇用	臨時雇用	自営業主	家族従業	実数
専門	13.5	7.7	8.4	2.0	131
管理	29.7	1.8	3.8	1.7	102
事務	8.9	7.1	0.5	7.3	70
販売	10.9	6.4	22.8	15.4	296
農林漁業	2.6	7.1	38.6	58.9	576
製造/建設	23.4	36.5	16.7	9.2	343
サービス	10.9	33.4	9.2	5.6	230
実数	192	326	872	358	1,748

注：列パーセント

表 3 は自営業から他の地位への移動量を表している（行=t 時点，列=t+1 時点）。自営業に着目すると，自営業を継続している人は 59.4%となっていることがわかる。つまり，おおよそ 40%が 3 時点の調査の間に自営業から他の地位へ移動している。そのうち，無職・家族従業・臨時雇用・常時雇用への移動がそれぞれ 29.1%・8.0%・2.2%・1.4%となっている。このことは前節で指摘した通り，自営業から退くことが，「完全な引退（就労による収入がない状態）」とは限らないことを意味している。そのため，自営業から各地位への移動先を考慮

することは重要ではあるが、分析に際してはサンプルサイズが小さくなることを避けるために次善の策として各地位を統合して用いる。

表 3 従業上の地位の移動 (t 時点と t+1 時点)

	常時雇用	臨時雇用	自営業主	家族従業	無職	実数
常時雇用	29.4	17.6	5.9	0.7	46.4	153
臨時雇用	3.1	30.3	2.2	1.3	63.2	228
自営業主	1.4	2.2	59.4	8.0	29.1	588
家族従業	0.9	1.4	12.6	41.9	43.2	222
無職	0.2	1.1	1.8	1.2	95.7	3,456
実数	69	149	454	184	3,791	4,647

注：行パーセント

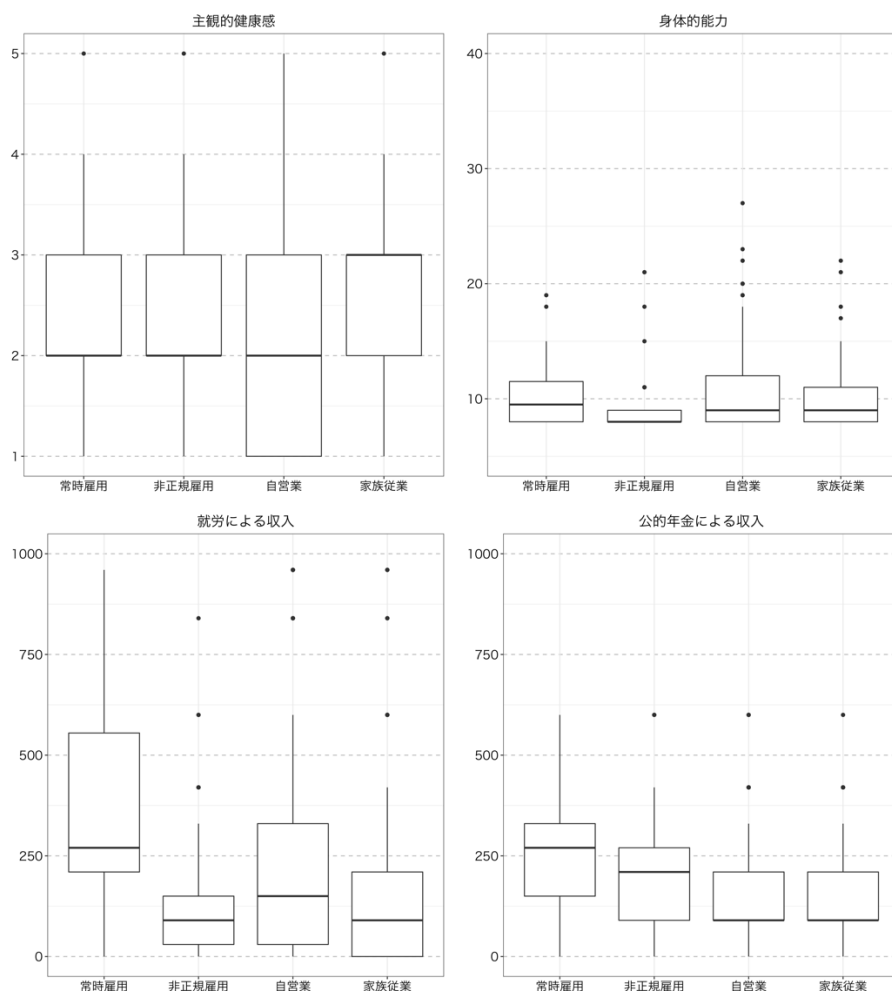


図 2 従業上の地位と健康状態・経済的要因

注：身体的能力は外れ値および7点（すべての身体的能力の項目について問題ないと回答した人）は比率が高いために除いたグラフとなっている。

最後に健康状態と経済的要因を確認しておきたい(図 2)。自営業者の主観的健康感と身体的能力は他の従業上の地位と比べて大差があるわけではない。ただし、各変数における自営業者の分散は相対的に大きいことが見て取れる。他方、自営業者の就労による収入と公的年金は常時雇用のそれらに比べると低いことがわかる。公的年金については常時雇用のおおよそ半分、非正規雇用の 2/3 程度であることがわかる。財産収入と私的年金はいずれの地位においてもゼロの比率が最も高い(附表 4 と附表 5)。そのため収入と公的年金の低い自営業者は、生計を維持するために引退を選択しにくい状況となっている可能性がある。

4.2 推定結果

本小節では、異なる説明変数を想定する 4 つのモデルを比較することを通して、健康要因と経済的要因のすべてを含むモデルが最適であることを示す。モデル 1 は統制変数のみを想定するモデル、モデル 2 と 3 はモデル 1 に健康要因と経済的要因を追加したモデル、モデル 4 は健康要因と経済的要因を同時に投入したモデルとなっている。

表 4 モデル比較

	独立変数	対数尤度	自由度	AIC	BIC
Model1	統制変数のみ	-1408.7	9	2835.4	2895.3
Model2	M1+健康要因	-1336.0	12	2695.9	2775.1
Model3	M1+経済的要因	-1030.9	12	2085.7	2163.2
Model4	M1+健康要因+経済的要因	-984.6	15	1999.1	2095.2

表 4 はモデルのあてはまりを示す指標として AIC と BIC を示したものである。この表に基づくと、すべての変数を投入したモデル 4 の AIC と BIC が最も低く、最適なモデルであることがわかる(各モデルの結果は附表 6 を参照)。

では、各説明変数は自営業からの引退にいかなる影響を及ぼしているのだろうか。分析に際しては、自営業のなかでも働き方が大きくことなると考えられる農業とそれ以外(非農業)にサンプルを分割した結果も合わせて示す⁷⁾。

表 5 は、自営業からの引退を被説明変数とする変量効果ロジットモデルの分析結果である。第 2 節で示した仮説を念頭において、個人属性、健康状態と経済的要因の効果を確認しておきたい。主観的健康感と身体的能力は統計的に有意な正の値を示している。つまり、主観的健康感と身体的能力の状態が悪化すると、自営業からの引退が生じやすいということである。ただし、身体的能力の悪化は、農業では自営業にとどまりやすい結果となっている(負の係数)。病気数は統計的に有意な効果は認められないことがわかる。

続いて経済的要因を確認すると、収入と財産ダミー変数は統計的に有意な負の値となっている。つまり、就労による収入が増えるほど、あるいは財産を持つほど自営業から引退し

にくい傾向である。逆に言えば、自営業を継続しやすいことを示している。同様に公的年金も正の効果となっているが、その影響は非農業において見られる点に特徴がある。

個人属性の中で注目すべきは、年齢と引退は統計的に有意な関連ではないことである。モデル1（統制変数のみ）では、正の有意な影響があるものの、その影響は健康要因と経済的要因を考慮すると見られなくなった（付表6）。つまり、「自営業者に定年はない」という言説は現実を言い当てている面もあるが、それは両要因を介した擬似的な関係である可能性が高いことを示している。

表5 被説明変数を自営業からの引退とする変量効果ロジットモデルによる推定結果

	全体		農業		非農業	
	係数	頑健標準誤差	係数	頑健標準誤差	係数	頑健標準誤差
主観的健康感	0.416 ***	0.121	0.541 *	0.266	0.291 †	0.164
身体的能力	0.135 **	0.049	-0.496 **	0.184	0.203 **	0.064
病気数	-0.060	0.055	-0.330	0.207	-0.056	0.074
収入	-0.007 ***	0.001	-0.005 **	0.002	-0.008 ***	0.001
公的年金	0.007 ***	0.001	-0.004	0.003	0.006 ***	0.002
財産ダミー(基準:財産なし)	-0.875 *	0.378	-1.909 *	0.913	-0.986 *	0.464
Waveダミー(基準:Wave5)						
wave6	0.236	0.195	0.791 †	0.426	-0.148	0.266
wave7	0.704 **	0.237	0.792	0.546	0.242	0.305
年齢	0.045	0.027	0.033	0.055	0.059	0.042
男性ダミー(基準:女性)	-2.964 ***	0.343	-5.042 ***	1.028	-2.269 ***	0.454
大卒ダミー(基準:非大卒)	1.344 *	0.557	1.203	1.791	0.854	0.724
配偶者ダミー(基準:配偶者なし)	0.409	0.333	3.954 ***	1.066	0.504	0.449
持ち家ダミー(基準:持ち家以外)	-1.982 ***	0.549	2.709 ***	0.780	-1.193 †	0.651
切片	1.369	2.282	-2.369	4.494	1.163	3.465
N	4464		326		4138	

注: ***:p<.001, **:p<.01, *:p<.05, †:p<.1

では、高齢期においても既婚男性は家計を維持するために働く必要があるために引退しにくい傾向となっているだろうか。表6は、男性ダミーと配偶者ダミーの交互作用項を追加した分析した結果である。検討に必要な変数以外は表5とほぼ同じ傾向であったため、一部を抜粋して示した。また、視覚的に理解するために、予測値をプロットした（図3）

結果を見ると、交互作用項は非農業において負の影響となっている。農業では統計的に有意な傾向ではないが、同様に負の傾向を示していることがわかる。予測値のプロットを見ると、配偶者ありの男性は予測値が負の方向へ伸びている。つまり、自営業を継続しやすいことを示している。ただし、農業では配偶者なしの男性も同様に負の影響となっている。予測値としてはもっとも負に大きな値であることがわかる。一方、配偶者ありの女性は農業と非農業において退出しやすい傾向となっている。この傾向は、ジェンダーの違いが自営業から

引退するプロセスに影響していることを示している。

表 6 交互作用を追加したモデルによる推定結果（抜粋）

	農業		非農業	
	係数	頑健標準誤差	係数	頑健標準誤差
男性ダミー(基準:女性)	-3.579 *	1.659	-0.645	1.659
既婚ダミー(基準:非婚)	4.414 ***	1.101	2.002	1.101
男性*既婚ダミー	-1.772	1.753	-3.273 *	1.753
切片	-2.954	4.419	0.334	4.42
N	326		4138	

注：***:p<.001, **:p<.01, *:p<.05, †:p<.1

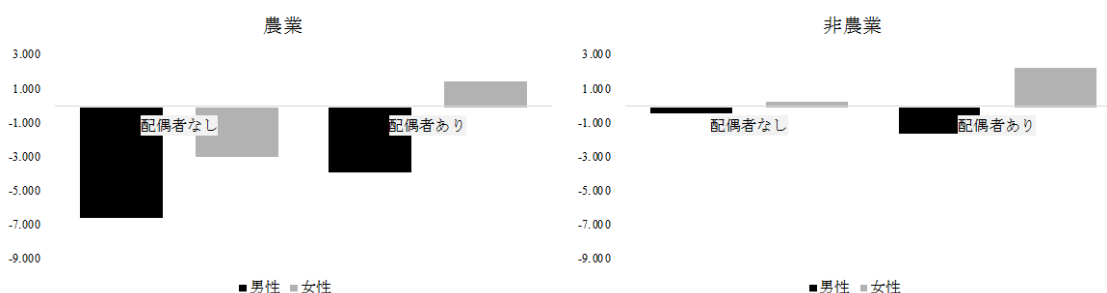


図 3 予測値のプロット

5. 考察

本稿では、高齢期における自営業からの引退に及ぼす要因を二次分析によって明らかにすることを試みた。とりわけ、個人属性・健康状態・経済的要因が引退とどのように関連しているのかを検討した。1999年から2006年に実施された全国高齢者パネル調査を統合したデータを用いて分析した結果、主に次の4点が明らかとなった。

第1に、加齢にともなって引退を促す影響は健康要因を考慮すると、その影響は見られなくなることを示された。第2に、健康状態（主観的健康感と身体的能力）の悪化は引退を促進する傾向が見られた一方で、農業自営業では身体的能力の衰えは事業を継続する影響となっていた。第3に、事業による収入と財産収入の増加は引退を押し止める影響であるのに対して、公的年金の取得は非農業自営業において引退しやすくなる傾向であることがわかった。第4に、既婚男性は自営業を継続しやすい傾向であるが、その傾向は配偶者のいない男性（とくに農業）においても同様に見られた。分析結果と仮説の関係は表7にまとめた。

以上の結果を踏まえると、高齢期における自営業からの引退は主に健康状態の悪化と収入の低下が影響すると結論づけることができる。しかし、上述の結論では農業と非農業で異なる影響が見られたことについて十分に考察できていない問題がある。農業自営業では身体的能力がなぜ負の影響（継続しやすい傾向）なのか、加えて、公的年金の取得がなぜ関連しないのかという点である。

表 7 高齢期における自営業からの引退に関する仮説の検証

	農業	非農業
H1: 個人属性		
H1-1: 加齢によって引退しやすい	R	R
H1-2: 配偶者のいる男性は継続しやすい	S	S
H2: 健康状態		
H2-1: 健康状態の悪化は引退しやすい	R	S
H2-2: 健康状態が悪化したとしても継続する	S	R
H3: 経済的要因		
H3-1: 経済状態の好転は継続しやすい	S	S
H3-2: 経済状態の好転は引退しやすい	R	S/R

注：S は本研究の分析結果により支持される仮説，R は棄却される仮説を意味する。非農業については、経済状況の中でも公的年金の取得は引退を促していた一方、収入や財産の上昇は継続を促していた。そのため、S と R の両方を記載した。

農業において身体的能力の悪化が継続を促す理由にはいくつか可能性が考えられる。1つは農業だからといって、身体を酷使して働くとは限らないことである。橋本（2018:250）が指摘するように、「日本の農民層分解はまさに最終段階を迎えつつある」とすれば、労働集約的な働き方を強いる農業形態はすでに解体されており、現存する農業は作業の機械化やロボティクスの活用により効率的に事業を展開し始めているかもしれない。だとすれば、農業に従事する自営業者は自らの身体的な状態に合わせて仕事を進めることが可能となっているかもしれない。

もうひとつは、農業から引退するコストが高いために継続せざるを得ないことが考えられる。例えば、農業自営業者の多くは自らの土地を所有していると思われるが、土地を手放す際にかかる費用や税金との関係において、たとえ身体的に厳しい状況になったとしても、何らかの形で農業を継続する方が暮らしていくには都合が良いのかもしれない⁸⁾。あるいは、そうした理由ではなく、農業に従事してきた長年の習慣は、仕事を通して生きていくための支えとなっていることも考えられる。配偶者のいない男性が自営業を継続する傾向は高齢期において仕事を通じた役割を遂行することの重要性を示しているのかもしれない⁹⁾。

本稿は社会階層研究において等閑視されてきた「高齢自営業者の引退要因」を部分的に明らかにした点で学術的貢献があると考えている。しかし、いくつかの限界点がある。第1に、非農業の内実を考慮することである。販売職や熟練職などの職業の違いは引退の仕方が異なることは容易に想像できる。けれども、職業の違いを検討するには分析対象のサンプルサイズが小さくなりすぎるために本分析では統合せざるを得なかった。

第2に、データの制約である。本稿で用いたデータは1999年から2006年に実施された調査であるが、2012年と2017年のデータ（2020年時点では非公開）を用いるとさらに知見

が広がる可能性がある。というのも、2010年代後半において自営業者数が減少から横ばい（ないし増加）に転じている事実がある。直近の2018年では、65歳以上の自営業者数は前年よりも2%ポイント増加して213万人となっている（労働力調査）。自営業者全体に占める割合は39.8%となっている。

つまり、日本の自営業にとっての2006年以降は、1980年代後半から続いた減少傾向の転換期および高齢化を迎えたタイミングである。そうしたマクロレベルの変容が生じている状況において、ミクロレベルにおける高齢期の引退要因にいかなる影響をもたらしているのかを検討する余地が生じてくる。その際には本稿で示した健康状態と経済的要因の影響を踏まえた仮説を構築する必要があるだろう。

第3に、社会的な制度編成（年金や社会保険等の仕組み）が高齢自営業者の引退にどのような影響を及ぼしているのかという問題である。この問題にアプローチするには異なる社会を比較する必要があるだろう。例えば、日本と同様に高齢化が進行しつつ、かつ自営業比率の高い韓国や台湾は比較研究として最適な対象となる。さらに、各地域のデータアーカイブ機関が協力体制を構築しつつある点に鑑みると、実証的な分析に基づく共同研究へと発展する可能性もあると考えている。

そうした研究課題に応えることによって、社会の超高齢化にともない人びとの働く期間がより長くなることが予想される社会状況において、自営的な働き方が果たす役割をより厳密に考察する道が開かれるだろう。

[注]

- 1)改正案で示された「努力義務」は、定年延長・定年廃止・再雇用・他企業への再就職支援・フリーランスで働くための資金・起業支援・NPO 活動の 7 項目である（日本経済新聞 2019 年 5 月 16 日）。
- 2)自営業の増減に関する記述は日本経済新聞を参照した（2019 年 2 月 26 日夕刊）。本文では高齢層に着目しているが、20～30 代の若年層は減少基調となっている点には留意が必要である。その数は 2018 年時点で 68 万人となっており、10 年前と比べて 19%ポイント減少している。
- 3)より詳細は SSJDA Direct を参照されたい（<https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/>）。
- 4)父親が自営業者であることは、本人が自営業への参入のしやすいに対してもポジティブな効果を有していることが示されている（Ishida 2004）。
- 5)自営業から無職への移動のみを対象とした変数を作成したうえで同様の分析を実施したが、本稿で得られた分析結果とほぼ同様の傾向を確認している。本稿ではサンプルサイズを確保してより頑健な推定を行うことに重点を置いた。また、女性については「自営業主」と「家族従業者」の間で調査時点によって回答が異なるケースもあると考えられる。本稿ではサンプルサイズが小さくなるために分割しない方針を優先するが、より慎重な検討が求められる。
- 6)分析方法としては、自営業者をリスクセットとして、無職への移行をイベントとする離散時間ロジットモデルもありうる。そのモデルによる推定結果をもとにして、各変数の従属変数に対する影響の違いを検討する必要がある。頑健性の検討は別途行う予定である。
- 7)「農業」には「林業」と「漁業」が一部に含まれるが、表記の単純化のために「農業」で統一する。
- 8)農業の自営業者は本人だけの意思で引退を決断しているわけではない可能性がある。配偶者や子どもの存在は事業を継続するか否かに直接的／間接的に影響すると考えられる。本稿ではそうした家族形態を十分に考慮できていない限界がある。
- 9)さらに言えば、農業自営業者を分析対象とする場合は居住地（都市部か非都市部）の違いを考慮する必要がある。居住地によって土地の価格が大きく異なることは、自営業の継続や引退に影響するだろう。その検討に際しては、より大きなサンプルサイズのデータを用いることが求められる。

[Appendix]

付表 1 各 Wave と就業／非就業（比率）

	就業	非就業	実数
Wave5（1999年）	25.7	74.3	3,481
Wave6（2002年）	20.7	79.3	2,823
Wave7（2006年）	16.7	83.3	2,103
実数	1,827	6,580	8,407

付表 2 年齢と従業上の地位（比率）

	常時雇用	非正規雇用	自営業主	家族従業	実数
70歳代	85.8	83.2	67.6	63.0	1,278
80歳代	13.7	16.5	29.9	34.2	473
90歳代	0.5	0.3	2.5	2.7	34
実数	197	334	889	365	1,785

付表 3 性別と従業上の地位（比率）

	常時雇用	非正規雇用	自営業主	家族従業	実数
男性	83.2	57.2	72.6	23.6	1,086
女性	16.8	42.8	27.4	76.4	699
実数	197	334	889	365	1,785

付表 4 私的年金の分布（比率）

	0	30	90	150	210	330	実数
常時雇用	95.5	2.8	1.7	0.0	0.0	0.0	178
非正規雇用	94.6	2.2	1.9	0.6	0.6	0.0	314
自営業	92.7	3.5	2.7	0.7	0.2	0.1	825
家族従業	94.4	2.7	2.9	0.0	0.0	0.0	339
実数	1,522	50	41	8	4	1	1,656

付表 5 財産収入の分布（比率）

	0	30	90	150	210	270	330	420	600	840	960	合計
常時雇用	90.4	1.7	3.4	1.7	1.1	0.0	0.6	0.6	0.0	0.0	0.6	177
非正規雇用	95.9	2.5	0.3	0.3	0.0	0.6	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	315
自営業	88.4	3.2	1.8	0.9	0.6	0.7	0.5	0.7	1.1	0.5	1.6	817
家族従業	89.5	3.0	0.6	1.5	0.6	1.2	0.3	0.3	0.6	1.2	1.2	333
実数	1,482	47	24	16	9	12	6	8	11	9	18	1,642

付表 6 各モデルの推定結果

	Model1	Model2	Model3	Model4
主観的健康感		0.413 ***		0.416 ***
身体的能力		0.155 ***		0.135 ***
病気数		-0.036		-0.060
収入			-0.007 ***	-0.007 ***
公的年金			0.007 ***	0.007 ***
財産ダミー(基準：財産なし)			-0.925 *	-0.875 *
Waveダミー(基準：Wave5)				
wave6	0.462 **	0.401 **	0.279	0.236
wave7	1.467 ***	1.332 ***	0.854 ***	0.704 ***
年齢	0.140 ***	0.118 ***	0.062 *	0.045
男性ダミー(基準：女性)	-2.963 ***	-2.906 ***	-2.990 ***	-2.964 ***
大卒ダミー(基準：非大卒)	1.541 ***	1.600 ***	1.434 **	1.344 *
配偶者ダミー(基準：配偶者なし)	0.336	0.289	0.416	0.409
持ち家ダミー(基準：持ち家以外)	-2.139 ***	-2.130 ***	-2.008 ***	-1.982 ***
切片	-3.287	-3.623	2.062	1.369
N		4464		

注 1：* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

注 2：紙幅の都合により係数のみを示した。

[謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「[老研ーミシガン大ー東大 全国高齢者パネル調査 Wave5(1999), Wave6(2002), Wave7(2006)] (東京都健康長寿医療センター研究所)」の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- Cahill, Kevin E., Michael D. Giandrea, and Joseph F. Quinn, 2015, "Retirement Patterns and the Macroeconomy, 1992-2010: The Prevalence and Determinants of Bridge Jobs, Phased Retirement, and Reentry among Three Recent Cohorts of Older Americans," *The Gerontologists* 55: 384-403.
- Dingemans, Ellen, Kene Henkens, and Hanna van Solinge, 2015, "Access to Bridge Employment: Who Finds and Who does not Find Work after Retirement?" *The Gerontologists* 56: 630-40.
- Feldman, Daniel C. 1994. "The Decision to Retire Early: A Review and Conceptualization," *The Academy of Management Review* 19(2): 285-311.
- 玄田有史, 2002, 「見過ごされた所得格差——若年世代 vs. 引退世代, 自営業 vs. 雇用者」『季刊社会保障研究』 38(3): 199-211.
- , 2003, 「劣化する若年と自営業の所得構造」樋口美雄・財務省総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』 日本評論社, 145-68.
- 玄田有史・神林龍, 2001, 「自営業者の減少と創業支援策」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』 東京大学出版会, 29-73.
- 橋本健二, 2018, 「戦後日本の農民層分解と農業構造の転換」吉田崇編『2015年SSM調査報告書 3 社会移動・健康』 2015年SSM調査研究会, 227-52.
- 平尾一朗, 2018, 「家族構造や労働市場が自営業からの退出に与える影響——2015年SSM調査データを用いて」『理論と方法』 33(1): 32-44.
- Ishida, Hiroshi, 2004, "Entry into and Exit from Self-Employment in Japan," Richard Arum and Walter Mueller eds., *The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-employment Dynamics and Social Inequality*, Princeton: Princeton University Press, 348-87.
- 鄭賢淑, 2002, 『日本の自営業層——階層的独自性の形成と変容』 東京大学出版会.
- JILPT, 2010, 『高齢者の雇用・就業の実態に関する調査』 労働政策研究・研修機構.
- 神林龍, 2017, 『正規の世界・非正規の世界——現代日本労働経済学の基本問題』 慶應義塾大学出版会.
- Kerr, Gerry, and Marjorie Armstrong-Stassen, 2011, "The Bridge to Retirement: Older Worker's Engagement in Post-Career Entrepreneurship and Wage-and-Salary Employment," *The Journal of Entrepreneurship* 20(1): 55-76.
- Kim, Seongsu, and Daniel C. Feldman, 2000, "Working Retirement: The Antecedents of Bridge Employment and Its Consequences for Quality of Life in Retirement," *Academy of Management Journal* 43: 1195-210.
- 国民生活金融公庫総合研究所, 2004, 『自営業再考——自ら働く場を創出する「自己雇用者」』 中小企業リサーチセンター.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, http://www.ipss.go.jp/pr-ad/j/soshiki/ipss_j2017.pdf (最終閲覧 2020年2月8日).

- 三谷直紀, 2002, 「高齢者就業と自営業」三谷直紀・脇坂明編『マイクロビジネスの経済分析——中小企業経営者の実態と雇用創出』東京大学出版会, 41-65.
- 仲修平, 2018, 『岐路に立つ自営業——専門職の拡大と行方』勁草書房.
- Park, Hyunjoon, 2010, "The Stability of Self-Employment: A Comparison between Japan and Korea," *International Sociology* 25(1): 98-122.
- Raymo, James M., Jersey Liang, Hidehiro Sugisawa, Erika Kobayashi, and Yoko Sugihara, 2004, "Work at Older Ages in Japan: Variation by Gender and Employment Status," *The Journal of Gerontology: Social Sciences* 59(3): 154-63.
- リクルートワークス研究所, 1999, 「自営業の復権」『Works』34: 2-53.
- Shultz, Kenneth S, 2003, "Bridge Employment: Work after Retirement," Adams Gary A. and Beehr Terry A. eds., *Retirement: Reasons, Processes, and Results*, New York: Spring Publishing Company, 214-41.
- Solinge, Hanna van, 2014, "Who Opts for Self-employment after Retirement?: A longitudinal Study in the Netherlands," *European Journal of Ageing* 11(3): 261-72.
- Szinovacz, Maximiliane E, 2003, "Contexts and Pathways: Retirement as Institution, Process, and Experience." Adams Gary A. and Beehr Terry A. eds., *Retirement: Reasons, Processes, and Results*, New York: Spring Publishing Company, 159-87.
- 竹ノ下弘久, 2014, 「自営業の継続と安定化——家族, ジェンダー, 労働市場の視点から」太郎丸博編『東アジアの労働市場と社会階層』京都大学出版会, 169-97.
- 筒井淳也・平井裕久・水落正明・秋吉美都・坂本和靖・福田亘孝, 2011 『Stataで計量経済学入門 第2版』ミネルヴァ書房.
- von Bonsdorff, Monika E., Yujie Zhan, Yifan Song, and Mo Wang, 2017, "Examining Bridge Employment from a Self-employment Perspective: Evidence from the Health and Retirement Study," *Work, Aging and Retirement* 3(3): 298-312.
- Wang, Mo, and Kenneth Shultz, 2010, "Employee Retirement: A Review and Recommendations for Future Investigation," *Journal of Management* 36(1): 172-206.
- Wang, Mo, Yuzie Zhan, Songqi Liu, and Kenneth S. Shultz, 2008, "Antecedents of Bridge Employment: A Longitudinal Investigation," *Journal of Applied Psychology* 93: 818-30.
- 八幡成美, 1998, 「雇用者から自営業主への移行」『日本労働研究雑誌』40(1): 2-14.

高齢期就労の継続要因

——職業経験に着目して——

前田一步

(東京大学大学院)

本稿の目的は、高齢期の就労継続にたいして、職業経験が与える効果を検討することである。高齢期において就労を継続することが一般的になるなかで、定年前とは異なる業種や職種で働く高齢者が多いことが、先行研究によって明らかにされている。本稿は、どのような職種を経験した人が、高齢期においても働き続けているのかについて分析を行う。従属変数を調査時点で①無職、②自営業従事、③被雇用・引退前、④被雇用・引退後のケースに分けて多項ロジスティック回帰分析を行い、最長職として経験した職種の効果を確認した。その結果、最長職として専門職を経験した男性は、管理・事務職を経験したケースと比較して、引退後の被雇用者としての就労継続に有意な正の関連があることを明らかにした。本稿の結果は、高齢期において、すでに訓練を積み、高度な職歴を持つケースが、有利に雇用を獲得していることを示唆している。

1. 序論

少子高齢化が進展するなかで、高齢期の就労は、事業所の人手不足を問題としてかかえる社会全体について考える際にも、個々人のライフプランについて考える際にも、重要な課題である。近年では、生産年齢人口が減少し続けているにもかかわらず、労働力人口は増加傾向にあり、女性と高齢者の労働力参入がその理由とされている（厚生労働省 2019: 31）。制度について注目してみても、1986（昭和 61）年に施行された「高年齢者雇用安定法」（1990年／1998年／2004年改正）によって、定年年齢の 65 歳までの延長または廃止と、希望者全員の 65 歳までの継続雇用が義務付けられるようになった。さらに、公的年金制度も、定額部分の支給開始年齢の段階的引き上げ（1994[平成 4]年）、報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げ（2000[平成 12]年）が行われてきた（森戸 2014: 5-6）。

このように、1980 年代後半以降の制度的な転換を反映して、ますます多くのひとが、60 歳をすぎても働き続けるようになってきたといえる。こうした状況においては、どのような背景をもつ人が、いかなる状況で働きつづけているか、ということについて、研究を積み重ねていくことが必要である。本稿では、就労を継続する 60 歳以上の人々を、自営業主、定年退職前の被雇用者、定年退職後の被雇用者と分け、それぞれの高齢者が、それまでの人生で培ってきた職業経験と就労継続とのかかわりについて考察を加えたい。

1.1 高齢期就労の特徴

高齢者の就労について、これまでの研究はなにを論点にして、なにを明らかにしてきたのだろうか。本節では、既存研究を①高齢者が就労を行う動機に注目した議論、②高齢期においても就労を可能ならしめる条件に注目した議論、そして 1,2 をふまえたうえで、③就労す

る高齢者が直面している困難と問題についての議論の3つに分類し整理する。以上のように高齢期就労の特徴について提示することで、本論文が取り組む問題を浮き彫りにする。

はじめに、高齢者が就労する動機を分析した既存研究について検討する。高齢期の就労について考えるときに重要な点は、高齢期には若年・壮年期とは異なり、就労しないという選択肢をとりうる場所にある。高齢者には金融資産や住宅資産を持つ者が多く、同居子や別居子からの援助が存在することもある。さらには、年金が支給されるため、働かないという選択肢が可能になる(清家・山田 2004: 63-4)。このように「働かない」という選択肢をとりうる高齢者が、それでもなお、就労する動機に注目する研究が行われてきた。松永博子らは、高齢者が就労を続ける動機の類型化を試みた。その結果、高齢者が就労する動機が「経済的理由」「いきがい・余暇」「健康維持」等に分類されうることを示した(松永ほか 2017: 265)。そして、就労を継続する理由や動機には、性別や経済状況、学歴による差がみられることが明らかにされた(杉澤・秋山 2000; 松永ほか 2017)。以上からいえることは、いきがいや健康維持を求めて働く高齢者がいる一方で、経済的に不安を抱える高齢者や、資産を持たない高齢者は、働かざるをえない状況にあるということである。

つづいて、就労を可能なしめる条件を解き明かす既存研究について検討する。ジェームズ・ライモらは、同居子の有無や婚姻状態、および配偶者の就業有無から測られる家庭内に存在する要因と健康状態が、職業からの引退と関連することを示す。ただし、家族が持つ要因の効果が健康状態に依存しているように、健康状態の悪さが持つ、引退への大きな規定力が主張されている(Raymo et al. 2009)。また、経済状態や最長職、婚姻状態が就業の有無に効果を持つが、その効果は、男性と女性で、そして自営業従事者と被雇用者で異なることが指摘されている(Raymo et al. 2004)。

さらに、高齢期の就労継続にたいしては、「変化への適応」が重要であることも示唆される。浅尾裕(2016)によると、60代以降の労働者の多くが、何らかの転職を経験しており、それまでとは異なる職種や就業形態、規模の異なる事業所で働くことが多い(浅尾 2016: 119-123)。こうした高齢期における変化は、とくに男性にとって、新規就業と職場に定着する上での課題となっている。高齢期におけるキャリア上の変化は、いかにして困難なのだろうか。一例を挙げると、金兌恩と前田一步は、就労支援の現場への聞き取り調査から、ホワイトカラー職を経験した男性が、定年退職後に新しい職場を探すさいに、雇用を獲得しづらい状況にあることを指摘した(金・前田 2019)。この事例からは、高齢者の雇用を希望する事業所には、介護や小売り業などの人手が不足する業種・職種が多い一方で、就労希望者は、それまで経験してきた業種・職種での就業を希望するというミスマッチを見てとることができる。ここには、浅尾(2016)が指摘するような、定年前と定年後のギャップが、困難となってあらわれていると解釈できる。そこで本稿は、高齢期における就労と職業経験について、とくに高度な職歴が、高齢期の就労継続に与える効果について、考察を加えたい。

1.2 理論的背景—人的資本理論とシグナリング理論

本研究では、就労継続に係る職業経験を、よりひろく「能力」として捉えたうえで、分析を行うための理論的な支柱をまとめていきたい。とくに本研究は、労働力参入の場面に存在する「人的資本理論」と「シグナリング理論」という2つの理論的立場に注目する。

まず人的資本理論は、学校教育によって開発され高められた「能力」が、そのまま就労後の生産性にも直結し、賃金格差の説明になることを想定する、ゲーリー・ベッカー（1964）にはじまる議論である。この理論的立場は、求職活動と採用活動において、求職者がその時点で持つ「能力」が問題となることを想定している。

シグナリング理論は、労働力への参入の段階で、求職者がおこなう自分自身についての情報提示に注目する議論にはじまる（Spence 1973, Eide and Showalter 2010）。日本においても、求職活動／採用活動の場で問題となる「能力」について、実証研究が積み重ねられてきた（矢野 2009; 福井 2016）。この議論は、採用活動の場において、企業は求職者の現在の職務遂行能力ではなく、入社後に開発される、未来の職務遂行能力を重視していることを提起する。たとえば矢野眞和（2009）は、入社後の学習効率を予示する「学び習慣」が、入職時選抜のさいに機能することを指摘した。また福井康貴も、1970年代から2000年代にかけての就職面接を分析した結果、「幅広い能力要件への対応」や「能力伸長の可能性」が、雇う／雇わないの判定の場で重視されることを示した（福井 2016: 139-40）。

このような「訓練可能性」を予示する要素が、雇用獲得の場面で効果を持つのは、新卒採用だけではない。濱中義隆と荻谷剛彦によると、初職からの転職において、学歴と学校歴が影響を与えている（濱中・荻谷 2000）。このように、シグナリング理論は、入職後に開発される能力の高さを予期させるシグナルが、入職の過程で重要視されることを明らかにしてきた。

しかし、高齢期においては、若年・壮年期とは異なった状況であることが予想される。定年延長・定年後再雇用・定年後の新規就業のいずれの就業形態においても、高齢者は、採用後の勤続年数が短く見積もられるということである。すなわち、高齢の求職者に、入職後の高い訓練可能性が期待されるとしても、若年・壮年の労働者と比べると、訓練後に開発された能力を発揮できる期間が少ないことである。したがって、シグナリング理論が提起する仮説にしたがうと、高齢期において、訓練可能性を予示する要素を求職者が持っていたとしても、それは雇用の獲得にはつながらないということである。

その一方で、人的資本理論が提起する仮説にもとづくと、求職する高齢者の現在の能力が、入職後の生産性に直結するため、入職後の職務遂行能力を予示する要素は、高齢期の就業においても、効果を発揮すると想定できる。本研究では、高齢者の入職後の職務遂行能力を予示する要素を、職業経験と措定して分析を行っていく。

1.3 本論文の目的

本稿の目的は、高齢期の就労において、職業経験はいかなる効果を持つかについて検討することである。ここまで、高齢期の就業継続に関連する「能力」を、それまでの人生で積み重ねてきた「職歴」と措定して、それが就業継続にたいしてもたらず効果にかんするいくつかの理論的支柱を示してきた。以上から、本分析の仮説を次のように提示したい。

第1に、入職後の勤続年数が短く見積もられる高齢者の求職／選抜活動においては、現在の能力が重視される。したがって、高度な職歴が就業継続にたいして有利になるような影響を持つ（①人的資本理論仮説）。第2に、高齢期の求職／採用活動においても、入職後に開発される訓練可能性や、職場や業務への適応可能性が重視される。しかし、訓練後に能力を発揮できる期間が短いために、訓練可能性を予示する「能力」としての高度な職歴は、高齢期においては効果をもたない（②シグナリング理論仮説）。第3に、既存研究が示してきたように、働かないという選択肢のある高齢期においては、健康状態や金融資産・住宅資産、あるいは同居家族からの支援が、就業の有無を規定する（③高齢期独特の要因仮説）。本稿は、以上の仮説を、①無職、②自営業従事、③被雇用・引退前、④被雇用・引退後のケースに分けられた従属変数の分析を行うことで検証し、高齢期の就業継続と職業経験のあいだにある関係を解き明かそうとする。

2. 研究方法

2.1 データ

本分析に用いるデータは、東京都老人総合研究所・ミシガン大学・東京大学「全国高齢者パネル調査」である。調査は1986年に開始され、2020年1月31日時点で、2006年に実施されたWave6まで公開されている。調査対象は、全国から層化二段無作為抽出された60歳以上の男女であり、Wave2（1990年）、Wave4（1996年）、Wave5（1999年）において、サンプルを補充・追加しながら追跡調査を実施している。本研究では、このうち、分析に使用する質問項目に一貫性を持つWave5（1999年）、Wave6（2002年）、Wave7（2006年）を使用する。ただし、対象者が調査に参入する時にのみたずねる質問については、Wave4以前の回答をさかのぼって使用している。本分析では、パネルデータをパーソンピリオドデータに変換し、使用するすべての変数に欠損値のないケース（ $n=4,825$ ）を分析対象とする。また、若年期から高齢期におよぶキャリアの積み重なり方には性差があると考えられることから、男女別（男性=2,491 女性=2,394）に分析を行う。

2.2 従属変数

本研究の従属変数は、就業の有無とその形態をあらわす変数である。調査時点において①無職、②自営業従事、③被雇用かつ引退前、④被雇用者かつ引退後の4つの形態に分け、比較をする。①「無職」のグループは、調査時点で就業していないと回答したケースがあては

まる。②「自営業従事」のグループは、調査時点で自営業主であるか、家業に従事しているケースである。③「被雇用・引退前」のグループは、まだ引退を経験していないか、引退経験はあるが公的年金を受給せずに就業しているケースが該当する。④「被雇用・引退後」のグループは、引退を経験しており、かつ公的年金を受給しているケースである。

2.3 独立変数

本分析では、高齢期就労における「能力」を、経験した職種と操作化している。この職業経験に関する変数として、「最長職として経験した職種」を用いている。筆者は、この最長職種を「専門職」「管理・事務職」「販売業」「熟練・製造業」「非熟練・製造業」「農業」と分類して分析に使用する。分析にあたっては、典型的な被雇用者の働き方である「管理職」と「事務職」を最長職にするケースを分析の参照グループとするために統合している。そのほか「能力」を示す変数として、学歴にも注目する。「小学校・中学卒」「高校卒」「短大・高専卒」「大卒以上」とした。

統制変数には、年齢と健康度を使用するほか、家庭内に存在する人員や資源を示す変数として、世帯人数・配偶者の有無・持ち家の有無・経済的支援者の有無を使用する。変数の作成方法は以下のとおりである。年齢は、調査年から出生年を引いた値を使用している。健康度は、健康についての自己評価をあらゆる4項目の平均値を使用する。4項目とは「健康度の自己評価、他人との比較、昨年の自分との比較、健康満足度」について、4件法でたずねる質問である。尺度の内的一貫性を示す指標（クロンバックのアルファ）を確認すると、wave5は $\alpha=0.788$ 、wave6は $\alpha=0.79$ 、wave7は $\alpha=0.798$ と、高い一貫性が確認できる。同居人数は、独居の場合に0をとる連続変数である。配偶者ありは、調査時点で配偶者がいるケースが1を、未婚・離婚・死別であるケースが0をとる変数である。また、現在持ち家に居住していることと、経済的支援者がいることを示すダミー変数をそれぞれ作成した。分析に用いる変数の記述統計を表1に示す。

表 1 分析に用いる変数の記述統計

男性					女性				
従属変数	パーセント	独立変数	パーセント		従属変数	パーセント	独立変数	パーセント	
就業なし	74.41	配偶者あり	86.1		就業なし	85.96	配偶者あり	44.44	
自営業	15.51	持ち家あり	91.03		自営業	9.27	持ち家あり	84.84	
被雇用・引退前	3.09	経済的支援者あり	62.24		被雇用・引退前	2.05	経済的支援者あり	70.18	
被雇用・引退後	6.99	学歴			被雇用・引退後	2.72	学歴		
		中学卒	37.8				中学卒	44.28	
		高校卒	31.76				高校卒	37.89	
		専門・短大	16.78				専門・短大	13.83	
		大卒以上	13.66				大卒以上	4.01	
		最長職種					最長職種		
		専門職	41.3				専門職	43.27	
		事務・管理職	20.86				事務・管理職	11.99	
		販売業	3.58				販売業	10.03	
		熟練・製造	11.27				熟練・製造	9.65	
		非熟練・製造	16.54				非熟練・製造	16.42	
		農業	6.46				農業	8.65	
	平均	最小値	最大値	標準偏差		平均	最小値	最大値	標準偏差
年齢	74.5	63	96	6.16	年齢	74.55	63	99	6.29
健康度	2.82	1	4	0.65	健康度	2.75	1	4	0.66
同居人数	2.26	0	9	1.82	同居人数	1.97	0	10	1.82
		n=2,431					n=2,394		

2.4 分析方法

次に分析方法について述べる。本分析では、就業の有無とその形態を従属変数として、多項ロジスティック回帰分析を行う。本研究が問題とする「能力」を示す「最長職種」や「学歴」は調査時点によって変化することのない、時不変の変数である。そこで、本分析では、異なる調査時点で得られる同一ケースの回答を、それぞれ異なるケースとして扱う。すなわち、3時点のパネルデータを、クロス・セクション・データとして分析をする。モデル1では、既存研究が高齢期の就労継続と関連することを示してきた要因の再現を行い、モデル2は、以上に加えて、最長職種を考慮する。いずれも男女別に分析を行っている。

3. 分析結果

3.1 従属変数の記述的分析

ロジスティック回帰分析にさきだって、本項では、従属変数の特徴を把握する。記述統計(表1)に示されているとおり、調査時点において形態にかかわらず就労しているケースは男性で25.59%、女性で14.04%である。これを年代別にみると、男性ケースの労働力率は、60～64歳で63.75%、65～69歳で53.26%、70～74歳で27.47%、75歳以上で11.05%というかたちの推移を確認できる。女性ケースの労働力率は、60～64歳で43.90%、65～69歳で28.41%、70～74歳で15.73%、75歳以上で4.85%と推移している。2018年時点で、高齢者の労働力率は、65～69歳で47.6%、70～74歳で30.6%、75歳以上で9.5%であることから

(内閣府 2019: 21), 1999 年から 2006 年にかけて行われた本調査データにおける労働力率が, 2019 年現在とくらべてやや低いことがわかる。

つづいて, 多項ロジスティック回帰分析の従属変数について検討する。本分析の従属変数と最長職種のクロス集計表を作成し, 帯グラフに表したのが図 1 である。 χ^2 検定を行った結果, 男性が $\chi^2=383.57$ ($p<0.000$), 女性が $\chi^2=190.39$ ($p<0.000$) であり, 両変数に関連があることが示されている。

クロス集計表からは, 以下のことを読み取ることができる。男女ともに, 専門職を経験したケースは, 就労を継続している割合が高く, とくに被雇用者として就労を継続していることがわかる。管理・事務職という典型的な被雇用者としての職種を経験したケースは, 男女ともに調査時点で無職である割合が高い。販売業を経験した高齢者の働き方には男女差があり, 男性の場合, 自営業従事者として就労を継続している割合が高いが, 女性は無職であることが多いことがわかる。製造業について確認してみると, その熟練度により違いが見られる。熟練労働者である場合, 高齢期には無職であることが多いが, 非熟練であるケースは, 高齢期においても就業を継続しており, この傾向は女性に顕著である。最長職として農業を経験したケースは性別による差が顕著である。男性は, 高齢期においても就業を続けるケースが 7 割弱いるが, 農業を経験した女性の労働力率は 3 割程度である。

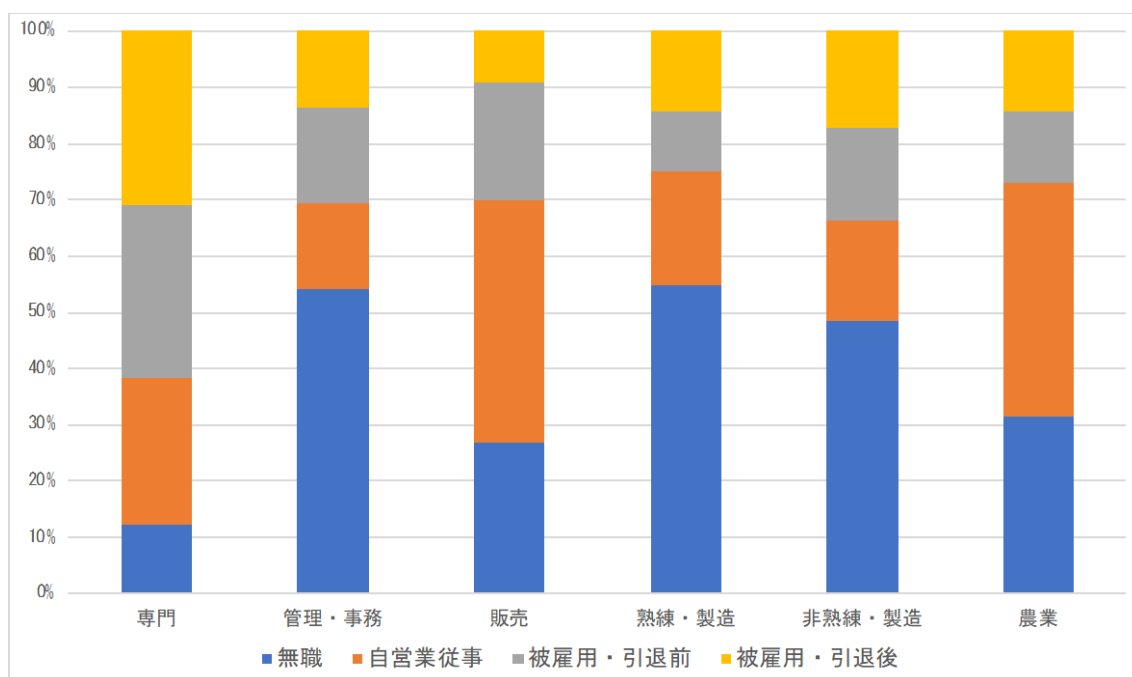


図1 ロジスティック回帰分析の従属変数別 最長職種構成（男性）

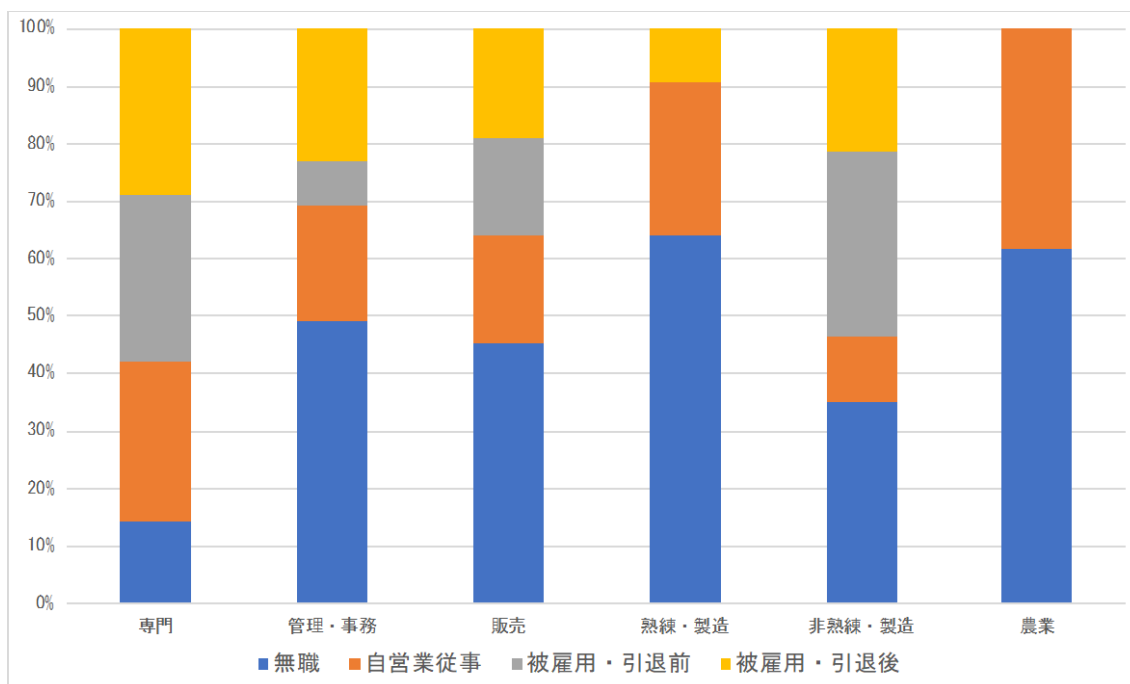


図2 ロジスティック回帰分析の従属変数別 最長職種構成（女性）

3.2 ロジスティック回帰分析の結果

表2と表3には、就労の有無とその地位を従属変数とする多項ロジスティック回帰分析の結果を示した。参照グループはモデル1、2ともに調査時点で無職のケースである。モデル1では、これまで高齢期の就労継続に関連あることが示されてきた変数を投入し、既存研究の成果を再現している。

分析結果を検討すると、まず、男女ともに、年齢と健康度に有意な効果がみられる。多項ロジスティック回帰分析の結果からは、年齢が上がると就業しなくなることを読み取れるほか、健康であるケースほど、就業を継続していることが明らかになった。

学歴は、とくに女性の就業継続にたいして効果が大きいことがわかる。参照グループとした中卒のケースと比べて、高校卒、短大・高専卒、大卒以上であるケースは、就業中かつ引退前であることに有意な正の効果がみられる。その一方で、短大・高専卒かつ女性であることは、引退後の就労には有意な負の関連を持つ。男性の場合、大学・大学院卒であることが、自営業主としての就業継続に負の関連を持つこともわかった。

多項ロジスティック回帰分析の結果は、さらに、家庭内にある人員や資源や支援者の存在が、就業の形態と性別によって異なる効果をもつことも示している。自営業主のばあい、持ち家に居住することは、男女ともに就労継続に正の効果を持つ。その一方で、女性の被雇用・引退前の就労にたいしては、持ち家に居住することが、負の効果を持っている。さらに、同居人数の多さが持つ効果は、男性の自営業主と被雇用・引退前の就労にたいして正の効果を

持ち、女性にたいしては、有意な効果を持たないことがわかった。配偶者の有無についても同様である。男性の引退後・就業にたいして、配偶者がいることは、正の効果を持つ。また、経済的支援者がいることは、男性の引退後・被雇用者としての就労継続に、負の効果を持つことも明らかになった。このように、家庭内に存在する資源の効果が、性別と就業の形態により異なっていることは注目に値する。以上は既存研究の議論と整合する結果である。

表 2 就労有無とその形態を従属変数とする多項ロジスティック回帰分析

	男性						女性					
	自営業主		就業・引退前		就業・引退後		自営業主		就業・引退前		就業・引退後	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
年齢	-0.139 ***	0.013	-0.291 ***	0.033	-0.228 ***	0.021	-0.133 ***	0.016	-0.193 ***	0.037	-0.222 ***	0.033
学歴 (ref:中学卒)												
高校	0.053	0.146	0.044	0.321	-0.329	0.236	0.301 †	0.177	1.058 *	0.472	-0.367	0.305
専門・短大	-0.263	0.185	-0.500	0.396	-0.120	0.254	0.066	0.230	1.304 *	0.518	-0.701 †	0.403
大学大学院	-0.453 *	0.216	-0.091	0.416	0.224	0.258	-0.396	0.409	1.237 †	0.688	-0.775	0.650
健康度	0.467 ***	0.102	0.877 ***	0.230	0.633 ***	0.150	0.443 ***	0.126	0.365	0.252	0.636 **	0.229
同居人数	0.139 ***	0.032	0.155 *	0.068	0.004	0.054	0.034	0.042	0.039	0.090	-0.105	0.082
配偶者有無	0.214	0.211	0.035	0.455	1.138 **	0.437	0.139	0.165	-0.232	0.331	-0.060	0.287
持ち家あり	1.542 ***	0.400	-0.373	0.402	-0.247	0.281	0.591 *	0.274	-0.803 *	0.389	0.094	0.391
経済的支援者あり	0.114	0.130	-0.012	0.264	-0.330 †	0.177	-0.133	0.165	0.175	0.345	-0.125	0.284
切片	5.304 ***	1.069	15.089 ***	2.470	11.708 ***	1.631	5.500 ***	1.332	8.838 ***	2.862	11.180 ***	2.534
Pseudo R2				0.142						0.114		
N of obs				2,431						2,394		

注) † p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

つづいて検討するモデル 2 には、統制変数にくわえて、最長職種を示す変数を投入している。モデルの説明力を示す擬似決定係数を確認すると、最長職種を考慮するモデル 2 において、男性で約 2.7%、女性で 1.4% 上昇している。

最長職種が持つ効果は次のとおりである。男性の自営業主ケースにおいては、管理・事務職を経験しているケースとくらべて、専門職、販売業、農業を経験していることに、有意な正の効果があることがわかる。男性が専門職を経験することはまた、引退後の被雇用者としての就労継続にたいしても、有意な正の効果を持つ。女性ケースにおいては、非熟練の製造業を経験していることが、被雇用・引退前の就業に有意な正の効果を持つという結果が示された。

表 3 就労有無とその形態を従属変数とする多項ロジスティック回帰分析
最長職種を考慮するモデル

	男性						女性					
	自営業主		就業・引退前		就業・引退後		自営業主		就業・引退前		就業・引退後	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
年齢	-0.082 ***	0.015	-0.267 ***	0.040	-0.178 ***	0.024	-0.100 ***	0.019	-0.186 ***	0.045	-0.194 ***	0.040
学歴 (ref: 中学卒)												
高校	-0.012	0.158	-0.005	0.332	-0.387	0.248	0.249	0.184	1.088 †	0.482	-0.466	0.307
専門・短大	-0.547 **	0.196	-0.650	0.409	-0.321	0.268	-0.042	0.235	1.299 **	0.531	-0.827 *	0.404
大学大学院	-0.776 ***	0.230	-0.263	0.433	0.008	0.279	-0.518	0.413	1.258 †	0.703	-0.909	0.651
健康度	0.437 ***	0.105	0.859 ***	0.230	0.605 ***	0.151	0.441 ***	0.126	0.344	0.252	0.619 ***	0.229
同居人数	0.124 ***	0.033	0.149 *	0.068	-0.001	0.055	0.030	0.042	0.035	0.090	-0.108	0.081
配偶者有無	0.268	0.215	0.034	0.457	1.114 **	0.438	0.093	0.166	-0.238	0.333	-0.093	0.288
持ち家あり	1.520 ***	0.404	-0.360	0.405	-0.266	0.285	0.510 †	0.277	-0.768 *	0.392	0.126	0.393
経済的支援者あり	0.135	0.133	0.002	0.264	-0.315 †	0.178	-0.130	0.165	0.195	0.346	-0.124	0.284
最長職種 (ref: 事務・管理職)												
専門職	1.565 ***	0.237	0.450	0.501	1.137 ***	0.354	0.809	0.333	1.351	1.059	0.390	0.579
販売業	1.945 ***	0.339	1.067	0.851	0.564	0.794	0.154	0.442	1.103	1.234	0.081	0.776
製造業 (熟練)	0.211	0.318	-0.449	0.835	0.123	0.527	0.223	0.445	-12.74	861.26	-1.107	1.129
製造業 (非熟練)	0.130	0.292	0.052	0.631	0.374	0.441	-0.069	0.415	2.239 *	1.073	0.374	0.642
農業	1.227 ***	0.295	0.123	0.847	0.660	0.571	0.636	0.426	-12.32	933.17	-14.21	810.51
切片	0.356	1.275	13.28 ***	3.111	7.566 ***	1.940	2.703 †	1.569	6.995 *	3.631	9.111 **	3.111
Pseudo R2				0.169						0.128		
N of obs				2,431						2,394		

注) † p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

4. 考察・結論

本稿は、高齢期の就労継続にたいして、最長職として経験した職種の効果を検討することを目的としてきた。本稿のまとめとして、多項ロジスティック回帰分析の結果から、次のことを主張する。

第1に、健康状態の良さが就業継続に与える効果が、性別と就業形態にかかわらず示された。さらに、家庭内の人員と資源の効果について検討すると、女性は持ち家に住むこと、男性は経済的な支援者がいることが、被雇用者としての就業継続に有意な負の影響を持つ。また、男性においては、同居人数の多さと配偶者がいることが、就業継続に正の効果があることも示された。以上の結果から、健康状態や家庭内の資源という要因が、就業の継続にたいして影響力を持つと解釈することができる。この分析結果は、既存研究が指摘した、高齢期においては、健康状態や金融資産・住宅資産、あるいは同居家族からの支援が、就業の有無を規定するとする、「高齢期独特の要因仮説」が支持される。ただし、この家庭内に存在する資源の効果には、男女差がみられることにも注目したい。配偶者がいることや同居人数の多さが、男性に対してのみ、就業の継続に正の効果を持つことは、男性を稼ぎ手とする「性別役割規範」が、高齢期においても働いていることを示唆している。

第2に、本分析は、既存研究が高齢期の就労継続と関連があることを示してきた変数を統制してなお、引退後に被雇用者として就労を継続することに対して、専門職の経験が有意な

正の効果を持つことを明らかにした。以上から、高齢期の就業継続においては、一から能力が開発されるというよりは、すでに労働者が有している職務遂行能力が影響を持っていると予測できる。本分析の結果は、高齢期の就業においては、すでに高度な修練を必要とする専門職を経験している男性ケースが、有利に雇用を獲得していることを示唆した。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研-ミシガン大学 全国高齢者パネル調査〈Wave1 (1987), Wave2 (1990), Wave3 (1993), Wave4 (1996)〉」(東京都健康寿命医療センター研究所) および、「老研-ミシガン大学-東大 全国高齢者パネル調査〈Wave5 (1999), Wave6 (2002), Wave7 (2006)〉」(東京都健康寿命医療センター研究所) の個票データの提供を受けました。

また、本研究の遂行にあたり、研究報告にたいしてご意見やアドバイスをくださった二次分析研究会と東京大学社会学研究室・計量社会学研究会のメンバーのみなさまにお礼申し上げます。とくに東京大学大学院の渡辺泰正さんには一年間をとおして、さまざまな技術的アドバイスをいただきました。記してお礼申し上げます。

[参考文献]

- 浅尾裕, 2016, 「60代後半以降の雇用・就業と転職」労働政策研究・研修機構編『労働力不足時代における高年齢者雇用』労働政策研究研究機構, 77-159.
- Becker, Gary, S., 1964, *Human Capital 3rd edition*, University of Chicago Press.
- Eide, Eric R. and Showalter, Mark H., 2010, "Human Capital," Brewer, Dominic J. and McEwan Patrick J. eds., *Economics of Education*, Elsevier, 27-32.
- 福井康貴, 2016, 『歴史のなかの大卒労働市場——就職・採用の経済社会学』勁草書房.
- 濱中義隆・荻谷剛彦, 2000, 「教育と職業のリンケージ——労働市場の分節化と学歴の効用」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 79-103.
- 金兌恩・前田一步, 2019, 「Age Friendly Workplace の実現に向けて——高齢者本人、企業、高齢者就労支援の現場への調査から」「超高齢社会において『地域』を考える」原稿.
- 厚生労働省, 2019, 『労働経済白書 労働経済の分析—人手不足の下での「働き方」をめぐる課題について』.
- 内閣府, 2019, 『高齢社会白書 平成30年度 高齢化の状況及び高齢社会対策の実施状況』.
- Raymo, James, M., Liang, Jersey, Sugisawa, Hidehiro, Kobayashi, Erika, & Sugihara, Yoko, 2004, "Work at older ages in Japan: Variation by gender and employment status," *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 59(3): 154-163.
- Raymo, James, M., Liang, Jersey, Kobayashi, Erika, Sugihara, Yoko, and Fukaya, Taro, 2009, "Work, health, and family at older ages in Japan," *Research on Aging*, 31(2): 180-206

- 松永博子・箕浦明・南潮・長谷部雅美・野中久美子・小池高史・鈴木宏幸・小林江里香・藤原佳典, 2017, 「高齢者就労支援施設来所者の求職理由による類型とその特徴」『老年社会科学』 39(2): 265.
- 森戸英幸, 2014, 「高年齢者雇用安定法—2004年改定の意味するもの」『日本労働研究雑誌』 642: 5-12.
- 清家篤・山田篤裕, 2004, 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 清家篤編, 2009, 『高齢者の働きかた』ミネルヴァ書房.
- 杉澤秀博, 秋山弘子, 2000, 「職域・地域における高齢者の社会参加の日米比較」『日本労働研究雑誌』 (487): 20-30.
- Spence, Michael, 1973 “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics*, 87: 355-374.
- 矢野眞和, 2009, 「教育と労働と社会——教育効果の視点から」『日本労働研究雑誌』 588: 5-15.

就業が健康に与える影響再考

—なぜ健康に正の影響があるのか—

戸田 淳仁

(慶應義塾大学)

日本の先行研究では就業が健康に正の影響を与えているとそのメカニズムについては検証されてこなかった。そもそも、推定モデルの定式化や働き方の性質などの特徴をふまえ、なぜ健康に正の影響があるのか、運動習慣や社会資本などの媒介項を想定し分析を行った。その結果、(1)先行研究で良く用いられている主観的健康観を被説明変数としたモデルにおいては、固定効果のみならず時点効果も制御すると、就業が健康に与える正の影響は見られなかった。(2)認知機能に対しては、就業が正の影響を与えていることが分かった。メカニズムに対する分析については、(3)自営業で働いている人ほど健康であることが分かり、柔軟な働き方が健康に寄与していることが示唆されたほか、(4)運動習慣に関する変数を制御すると就業が健康に与える影響が減少することがあり、就業が健康に正の影響を与える効果として体を動かしている習慣が背後にあることが示唆された。

1. はじめに

高齢社会となる日本において、健康寿命の延伸がひとつの課題となっている。健康寿命とは WHO が 2000 年に提唱を始めた概念で、厚生労働省によると「健康上の問題で日常生活が制限されることなく生活できる期間」と定義されている。健康寿命の延伸が課題となる背景として、平均寿命と健康寿命の年齢差がある。厚生労働省「人口動態統計」と健康 21 プロジェクトの調査結果によると、2016 年の男性平均寿命 80.98 年、健康寿命 72.14 年、女性が平均寿命 87.14 年、健康寿命 74.79 年となっている。平均寿命と健康寿命の差は男性 8.84 年、女性が 12.34 年で男女とも 10 年ほどの期間において、体が不自由さを抱えたり、寝たきりになったりという生活を送っているといえる。

健康寿命の延伸を目指して、厚生労働省は「健康寿命延伸プラン」を策定し諸々の政策を展開している。その中身を見ると、生活習慣病の予防、がんや腎臓病等の重病への予防、検診の充実、介護予防・認知症予防などが盛り込まれ、予防を中心に様々な対策が講じられている。その一方で労働力確保などの観点から生涯現役社会を目指し、70 歳まで働ける社会を目指した法改正を検討するなど、できる限り長く就業できる環境を目指している。生涯現役社会の文脈では、働き続けることが健康維持にもつながる側面があることはあまり強調されていない。

健康と就業は密接な関係があるか、日本における研究においても健康が悪化し引退をする点を指摘する研究（濱秋・野口，2010，戸田，2016）もあれば、就業しつづけることによって健康を維持できる点を指摘する研究（Kajitani,2011, Kajitani, et al., 2017, Okamoto et al.,

2018, 岡本, 2020) もある。健康と就業は同時決定の側面もあるが、後者の点に注目をすれば就業し続けることのできる環境を整えることが健康寿命の延伸につながる可能性が高い。

先行研究を見ると、就業し続けることが健康に正の影響があるのかといった点は議論がある。Kajitani(2011), Kajitani et al. (2017), Okamoto et al. (2018), 岡本 (2020) などの日本の因果関係を考慮した研究を見ると、おおむね就業している人ほど健康であるといった結果が得られている。その一方で、海外に目を広げると必ずしも影響が正とは限らない。例えば、Eibich(2015)は、ドイツのデータを用いて引退が主観的健康やメンタルヘルスに与える影響を分析しているが、おおむね引退が正の影響を与えていると結論づけており、その背景として引退することで仕事から得られるプレッシャーから解放され、メンタルヘルスが改善していること、引退者ほど時間に余裕が出来しっかりと睡眠時間をとり、庭いじりなど体を動かす活動を行う時間をとれることをあげている。このように、ストレスのかかる仕事をしているかなどの点で働き方の意味合いや、時間配分などを考慮した上で、就業が健康に与える影響を見ていく必要があるといえる。

こうした問題意識をふまえ、本稿では以下の3点について検討を行う。第1に、就業が健康に与える影響について、定式化を変えても結果は頑健であるかという点である。これまでにふれた日本における先行研究でも定式化は様々であり、様々な定式化においても結果は同様であるため頑健であるかと思われるが、下記で説明するように十分に検証されたとはいえない。Kajitani(2011)においては本稿と同様のデータを使っているが、最初の3時点のみを用いて健康か不健康かといった主観的健康観の二項モデルに関して操作変数を使った推定を行っている。Okamoto et al.(2018)は、本項と同様のデータの初回時点において就業しているか就業していないかの傾向スコアを求め、その後の糖尿病発症や死亡などの状態変化までのタイミングに関するサバイバル関数を推定している。岡本 (2020) も同様のデータで、就業に対する操作変数を最長が自営業か、年金支給開始年齢として、主観的健康観などに対する影響を変量効果モデルにて推定している。いずれも推定には大きな問題はない²⁾が、本稿では後で説明するように就業の健康に影響を与える因果効果の測定を意識しながら、先行研究では取り上げられていない固定効果モデルにて推定を行う。また、先行研究では主に主観的健康観や認知機能を被説明変数とした分析を行っているが、本稿では主観的健康観や認知機能だけでなく、身体機能、抑うつ指標をも被説明変数とした分析を行う。

第2に、働き方によって就業が健康に与える影響が異なるかといった点の検討である。本稿で用いるパネル調査は過去30年ほどに渡るデータであり、後述するように調査が開始された1987年から調査に参加している回答者を分析対象としている。そのため、若い世代でも1927年生まれである。神林 (2017) や仲 (2018) などが指摘しているように、この世代では自営業での就労が多く見られ、高齢になっても自営業で働き続ける労働者が多かったと推測される。現時点から当時の結果を読み解く際には自営業といった、働く時間を自分で選択できるなどの自由な働き方が健康に正の影響を与えていたかといった点について検討

したい。

第3に、就業が健康になぜ正の影響を与えるかといった点の検証である。この点を説明する要因として1つの仮説を検討したい。ひとつは、就業している高齢者ほど歩く習慣や運動する習慣など、体を動かす傾向があり、その結果健康に正の影響を与えているかといった点である。もうひとつは社会資本 (social capital) の違いに注目するものだ。メカニズムとして、①就業している人ほど、長い距離を歩いたり、体を動かす習慣があり、そうした運動習慣が健康に寄与しているといったメカニズムと、②就業している人ほど、親友との交流や地域のコミュニティ参加に積極的であり、そうした社会的つながりにより健康が悪くなっていないといったメカニズムである。こうした可能性は過去の先行研究でもふれられており、運動習慣については Chung et al.(2009)や van der Heide et al. (2013)においては引退することによって体を動かす機会が減少し、身体機能の低下が観察されるとしている。また社会的つながりや社会資本に関しては、例えば Nicolas ans Debrand(2012)において、ボランティア活動や教会活動に積極的な人はその正の影響を受けて健康になる効果が見られ、その効果も50歳時点での健康状態への効果に違いが見られるとしている。以上の先行研究が示唆することとして、運動習慣や社会資本も健康に与える可能性を示唆しており、就業はこうした効果を媒介項として機能しているかをあきらかに出来れば、なぜ就業が健康に正を与えるのかといったメカニズムについて推察することが出来る。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では分析戦略について説明し、第3節では利用するデータについて説明し、分析で使用する変数の紹介と記述統計量を示す。第4節では就業が主観的健康観に与える影響に関して定式化を変えた場合と健康指標を変えた場合の分析結果、第5節では働き方の違いによる分析結果を紹介し、第6節では就業が健康に与える要因について2つの仮説を検証した分析結果を紹介する。第7節で結論を述べる。

2. 分析戦略

本稿の目的は高齢者が就業することによる健康の正の影響を検討することだが、モデルとしてパネルデータの固定効果モデルを想定し下記を基本とする。

$$health_{it} = \beta_0 + \beta_1 work_{it} + \beta X_{it} + c_i + d_t + u_{it}$$

ただし health は健康に関連した指標、work は就業しているかを表すダミー変数、X はその他のコントロール変数、c は固定効果、d は時点効果、u は誤差項、ギリシャ文字はパラメータである。

就業に関しては、健康に関する内生性が過去の研究においても指摘されている(たとえば、Kajitani,2011, Kajitani, et al., 2017, Okamoto et al., 2018, 岡本, 2020)。過去の先行研究を見ると、内生性を解決するために、年金の支給開始年齢(岡本, 2020)、年金の支給予定金額(Rohwedder, Willis, 2010)、過去の最長職が自営か(Kajitani,2011, Kajitani, et al., 2017, 岡本, 2020)などがあげられる。しかし固定効果モデルにおいて操作変数とする場合、例えば過去

の最長職が自営業か否かといった変数のように、時間に対して不変な変数では固定効果と完全に相関するため操作変数として活用することが出来ない。また、年金については 1985 年改正により女性の支給開始年齢を 55 歳から 3 年ごとに 1 歳ずつ引き上げるようにし、1994 年改正により、男性の老齢厚生年金の定額部分を 2001 年度から 60 歳から 3 年ごとに 1 歳ずつ引き上げ、女性も 2006 年度から引き上げるようにした。今回の分析サンプルは 1987 年時点で 60 歳以上の男性であるため、分析サンプルの年金の支給開始年齢はすべて同じとなり、変数を作成してもすべての個人について同一の値をとるために、操作変数としては使えない。

そこで、本稿では定年を経験した者は定年からの経過年数を、定年を経験していない者は 0 とした変数を作り、就業を表すダミー変数の操作変数とする。日本において定年は一般的になりつつある。そもそもは日本における定年制は戦後普及し始め、戦後直後に全国で解雇を巡る争議が頻発している時期に過剰人員を整理解雇する形で退職せざるを得なかった事情がある一方、定年制を導入することで定年までの雇用保障を要求するといった労働者側の希望もあった（荻原，1984）。政府も 1970 年代に入り、定年を 60 歳に定めるような政策を進め、1986 年に成立した高齢者雇用安定法により「事業主は、定年を定める場合には、60 歳を下回らないようにする」こととされ、1998 年には 60 歳未満定年が禁止された（1994 年改正）。その後、2004 年改正には希望者全員を 65 歳まで雇用し続ける雇用確保措置を企業に執るよう求めた。厚生労働省「雇用管理調査」によると、調査を開始した 1968 年では一律定年制を設けた企業は 51.2%にすぎなかったところ、その後上昇し続け 1987 年では 80.4%となっている。ちなみに一律定年制を設けた企業の割合はその後も上昇し続け、2004 年時点では 88.6%となっている。

アメリカを始め年齢差別の観点から定年制を禁止している中で、一律の年齢に到達した労働者を定年とする日本の制度はほぼ独自であるとも言えるし、過去の経緯を見ても定年制を導入する企業が増え続けているのであれば、企業に雇用される働き方をしている人は定年制を希望しなくて入社したとしても定年制度が勤続途中で制定され、定年を迎えるという人もいるだろう。そういう意味では、将来健康か不健康かといった状態と定年を経験するか否かはそれほどの相関はすると考えにくく、定年を経験することは操作変数の条件であるモデルの誤差項と相関しないこと、つまりモデルの説明変数以外で健康状態を説明する要因と相関しない可能性が高い。

ただし分析にあたり、2 点注意が必要である。1 つは定年まで経験する労働者は男性が多いことだ。1986 年に男女雇用機会均等法が成立するまで多くの女性は経験または出産を経験した段階で離職し、その後パートタイムとして働くことが一般的であった（樋口,1991）。その意味では男性のように勤続し続け定年を迎えて退職するというキャリアパスと大きく異なるため、本稿で考えている操作変数を活用することが難しいだろう。もう 1 つは、定年の経験有無といったダミー変数では、定年に当たる年齢を過ぎた後では時間を通じても不

変となるため分析に適さない。そのため次節でも見るように定年を経験してからの経過年数に着目することにする。

3. 使用するデータ

本稿で使用するデータは東京都老人総合研究所（現・東京都健康長寿医療センター研究所）が実施した「全国高齢者パネル調査」（以下、本調査）の1987年～2006年までの7回分の調査である。以下では1987年調査を第1回、1990年を第2回と呼び、2007年調査を第7回調査と呼ぶ。1987年にスタートした当初は、全国から層化二段階無作為抽出された60歳以上の男女2200名を対象とし、その後第2回、第4回、第5回において調査対象者を追加している。以下の分析では、定年の経験を把握するために第1回調査に回答している男性サンプルのみを対象とする³⁾。本調査では、高齢者の身体的・精神的健康、家族、家族以外の社会関係、経済状態など高齢者の保有する資源や生活の状況を様々な側面から調べており、日本においてもパネル調査は充実してきているが、比較的先進的に進められてきたパネル調査であるといえる。

次に分析に用いる変数について紹介したい。分析で使用する基本統計量は表1にまとめている。

被説明変数にあたる健康を表す変数として、「主観的健康観」「認知機能」「身体機能」「抑うつ指標」の4つを考える。主観的健康観は「全般的にいて、あなたの健康状態はいかがですか」の質問に対して、「全く健康でない」を0、「あまり健康ではない」を1とし、「全く健康」を4とした変数であり、「わからない」は欠損値とした。「認知機能」は、住所、回答した日、曜日、母親の旧姓を思い出せたか、現在と一代前の総理大臣の名前、20から3をひいていく計算、回答者本人の生年月日、年齢といった9つの質問項目に対して正解の数から変数を作成し、9問すべてを正解した回答者を9、1問も正解しなかった回答者を0になるように得点化した⁴⁾。「身体機能」は身体的能力に関する質問のうち7回の調査すべてにおいて把握できる質問項目である「しゃがんだり、ひざまついたりする」「頭より高いところにあるものに手を伸ばして届く」「指でものをつかむ、あるいは指を自由に使える」「米10Kg（7升）程度の者を持ち上げたり選んだりする」の4つについて、すべて「全然難しくない」と回答したサンプルを1、それ以外を0としたダミー変数を作成した⁵⁾。認知機能と同様に身体的能力も「少し難しい」「とても難しい」「まったくできない」と回答する割合があまり多くないため、「全然難しくない」かそれ以外が身体機能を分ける基準とした。

以上3つの変数は値が大きくなるにつれて健康であることを示す変数だが、次の「抑うつ指標」については、逆に値が大きくなるにつれてうつ傾向があるとしている。うつ傾向を表す指標としてCES-D（The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale）が有名であり（島ほか、1985）、短縮版の7項目や20項目の共通した項目に対して調査するのが一般的であるが、第1回は17項目、第3回は11項目、第4回は12項目、それ以外の調査時点では20

表 1 分析に用いる変数の基本統計量

男	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小	最大
主観的健康観	3,699	2.512	1.063	0	4
認知機能	3,711	8.060	1.310	0	9
身体機能	3,655	0.787	0.409	0	1
抑うつ指標	3,485	0.954	1.589	0	9
歩く習慣	3,701	1.956	1.123	0	3
運動習慣	3,694	1.594	1.122	0	3
親しい友人数	3,611	2.044	3.326	0	50
参加するグループ数	3,701	1.422	1.772	0	20
就業ダミー	3,711	0.326	0.469	0	1
定年経験後の経過年数	3,711	7.775	8.509	0	41
貯えありダミー	3,711	0.788	0.409	0	1
離婚経験・死別経験ダミー	3,711	0.141	0.348	0	1

	就業していないサンプル					就業しているサンプル				
	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小	最大	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小	最大
主観的健康観	2,494	2.361	1.074	0	4	1,205	2.824	0.967	0	4
認知機能	2,501	7.933	1.395	0	9	1,210	8.322	1.067	0	9
身体機能	2,456	0.725	0.447	0	1	1,199	0.915	0.279	0	1
抑うつ指標	2,330	1.045	1.657	0	9	1,155	0.768	1.425	0	9
歩く習慣	2,493	1.926	1.136	0	3	1,208	2.017	1.091	0	3
運動習慣	2,486	1.572	1.144	0	3	1,208	1.640	1.072	0	3
親しい友人数	2,440	1.845	3.289	0	50	1,171	2.457	3.366	0	50
参加するグループ数	2,494	1.295	1.633	0	20	1,207	1.685	2.004	0	20
定年経験後の経過年数	2,501	9.323	8.711	0	41	1,210	4.575	7.076	0	37
貯えありダミー	2,501	0.769	0.421	0	1	1,210	0.826	0.380	0	1
離婚経験・死別経験ダミー	2,501	0.170	0.375	0	1	1,210	0.083	0.275	0	1

項目となっている。また、第4回調査までは「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3件法であるのに対し、第5回調査以降では、「ほとんどなかった」「少しはあった(週1~2日)」「ときどきあった(週3~4日)」「たいていそうだった(週5~7日)」の4件法となっており、調査時点によって単純に質問項目を接続することが出来ない。そこで、7回分の調査項目のうち共通して把握している10項目について「(そういうことは)ほとんどなかった」を0、それ以外を1とするダミー変数を作成し、主成分分析によって特徴を観察した。その結果が表2であり、表2の表側の10項目が7回分調査において共通してみられる項目である。

表2の項目のうち、「5.うれしいと感じた」が他とは異なる逆転指標であるが、固有値の一番大きい係数を見ると、「5.うれしいと感じた」の主成分係数が小さく、他の項目の係数はおおむね0.3前後である。そのため、以下の分析の「抑うつ指標」は、各調査時点で共通する10項目のうち、「5.うれしいと感じた」を除いた9項目のダミー変数を合計した値と

表2 CES-D項目のうち7回調査で共通する項目の主成分分析

1.食欲がなかった	0.315	-0.282	0.180
2.憂鬱だった	0.395	-0.180	-0.007
3.普段なら何でもないことをするのが億劫だった	0.384	-0.259	0.125
4.よく眠れなかった	0.296	-0.226	0.229
5.うれしいと感じた	0.127	0.569	0.544
6.寂しいと感じた	0.383	0.092	-0.018
7.周りの人が自分によそよそしいと感じた	0.275	0.241	-0.562
8.悲しいと感じた	0.269	0.509	0.211
9.周りの人が自分を嫌っているように感じた	0.275	0.295	-0.493
10.何をやるにも、なかなかやる気が起こらなかった	0.352	-0.186	0.003
固有値	3.120	1.211	1.010

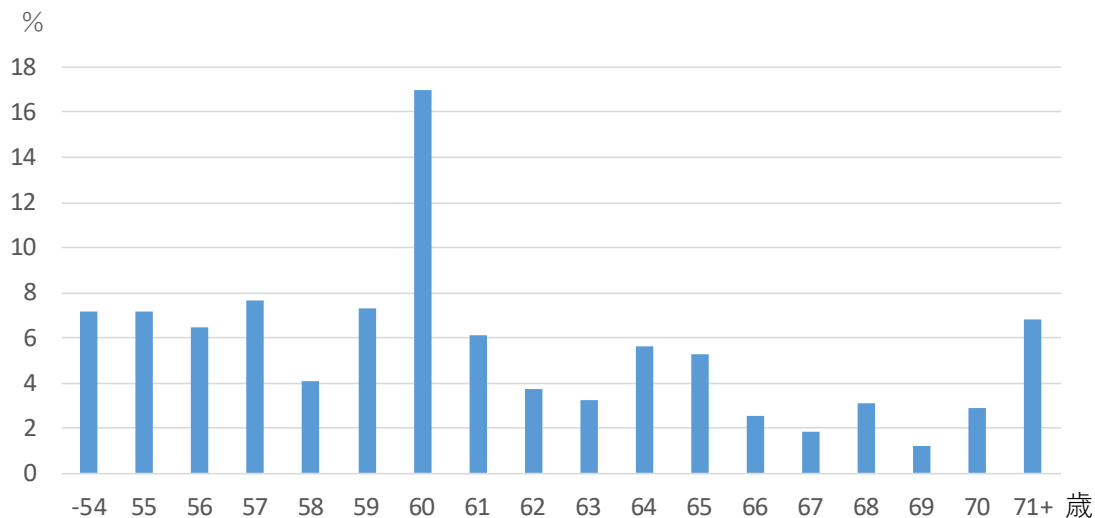
バリマックス回転後の結果。7回分調査をすべてプールをしている。サンプルサイズは3460

した。

次に、説明変数であるが、本稿では就業ダミーとして、収入が得られる仕事をしている人を1、そうでない人を0としたダミー変数を考える。その操作変数として、定年経験後の経過年数（定年を経験していない人は0）を考える。定年を含めた離職について本調査では、第1回目では「あなたはこれまでに定年で退職されたことがありますか。あるいは、自営の事業を後継者に譲ったことがありますか」といった問いをしている。この問いに「ある」と回答した場合は最後に離職した時期を調査している。第2回目以降ではこの質問は、「これまでに退職されたり、仕事をかえられたことがありますか。あるいは、自営の事業を後継者に譲ったことがありますか」になり、第6回目以降は質問文に前回調査時点からの離職を尋ねるようになっている。定年の経験の有無については第1回調査しか把握できないため、以下の分析では第1回調査に回答している男性サンプルとしている。また、参照する質問文が自営業者の事業継承なども聞いているため必ずしも定年だけとは限らない。しかし図1のように最後に定年や事業継承を経験した年齢を見ると、55歳から60歳あたりの割合が高く、ある程度は定年の経験年齢を表していると思えるだろう。

また、定年を経験してからの就業の動向についても見ておこう。図2は調査時点別あるいは年齢別の定年経験有無別の就業率の推移である。どちらの図においても定年を経験した人はそうでない人に比べて就業率が高いことがわかる。そのため、定年の経験有無は現在の就業と相関するといえる。さらに、特に年齢別で見ると違いが顕著であるが、年齢が経過するごとにつれての就業率の低下が、定年経験有無によって異なる。つまり、定年経験者で就業率は年齢がたっても大きくは減少しないが、定年を経験していない人は年がたつにつれて大きく就業率が減少する。その意味でも定年の経験有無だけでなく、定年の経過年数によっても就業率に与える影響は異なる可能性があり、定年からの経過年数を操作変数とすることに妥当性があるといえる。なお以下の推定では定年からの経過年数とその2乗も操作

変数として活用している。



サンプルサイズは第1回調査において定年等を経験したと回答した588。

図1 最後に定年・事業継承を経験した年齢

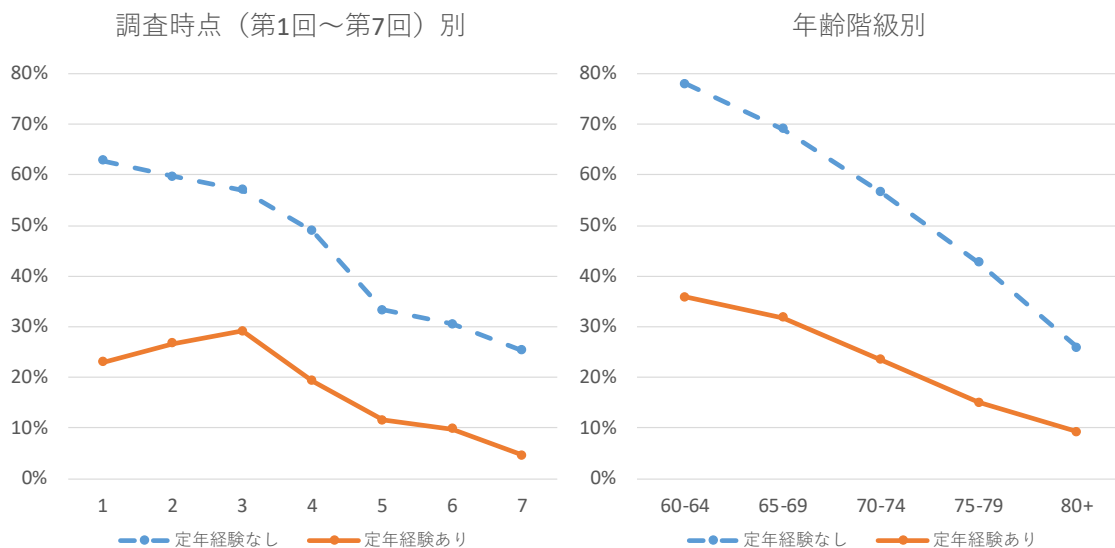


図2 定年経験有無別就業率の推移

また、就業が健康に与える影響の背景を見るために、運動や歩く習慣、社会資本に関連する指標に着目する。運動習慣については質問票では「体操、運動」、歩く習慣については「散歩あるいはかなりの距離（1キロメートルあるいは10丁程度）を歩く」に対して、「まったくしない」を0、「ほとんどしない」を1、「ときどきする」を2、「よくする」を3とした変

数とする。社会資本について本調査では、親友数や近所づきあい数、友人などの接触頻度、参加グループ数や頻度などいくつかの質問をしているが、7回分の調査で共通する項目として親友数、参加グループ数、友人などの接触頻度、グループへの参加頻度がある。頻度については無業であるほど時間的に余裕があり接触や参加しやすい傾向があることをふまえ、本項では親友数と参加グループ数を変数として使用する。

その他のコントロール変数として蓄えダミーとして、「あなたには、お小遣いに不自由しない程度の収入や蓄えがいつもあります」という質問に対して「ある」を1、「ない」「わからない」を0としたダミー変数を作成した⁶⁾。また「離婚・死別ダミー」として家族のことについて聞いている質問において「離婚した」「死別した」と回答したサンプルを1、そうでない人を0としたダミー変数を作成した。

4. 健康指標に関する基本分析

第1の分析として、健康に関する分析として、定式化の違いと指標の違いに注目した分析行いたい。日本の先行研究でも用いられている主観的健康観を被説明変数として、固定効果や時点効果などにおいて異なる定式化で推定した結果は表3にまとめられている。

表3のうち、(1)式は単純な最小2乗法(OLS)、(2)式は(1)式に固定効果を説明変数に加えたもの、(3)式は(2)式に加えて時点効果も説明変数に加えたものであるが、いずれも就業ダミーの係数は正で統計的に有意である。就業ダミーを内生変数と見なされていないため、就業と健康は正の相関があるといえる。(4)式以降は、就業ダミーを内生変数と見なして操作変数(IV)を使った方法である。(4)式は固定効果のみ、(5)式は固定効果に加え時点効果も加えたものであるが、(4)式のように固定効果のみでは依然として就業ダミーの係数は有意である。同時に、弱い操作変数を検定するCragg-Donald Wald F Statisticも十分大きく、操作変数法の一段階目の当てはまりも良く、操作変数が弱いとはいえない。また、過剰識別を検定するHansen J Statisticも十分小さく、過剰識別とはなっていない。また(4)式就業ダミーの係数はOLSの時よりも大きくなり、内生性を考慮した効果は大きくなっており、健康なので仕事を辞めて他のことをするといった逆の因果関係を除去している可能性がある。また、(5)式のように固定効果だけでなく時点効果をコントロールすると、就業ダミーの係数は有意でなくなっている。また(5)式の時点効果の結果をしてみると、第3回調査時点以降のダミー変数は一環として係数が負である。時点効果はその調査時点特有の効果を示すものであるが、係数が負になっているためパネル調査の特徴をふまえると、対象となっているサンプルの加齢の効果も一部含まれていると解釈しても良いであろう。サンプルの加齢の効果を適切にコントロールすると就業の健康に与える効果は観察されないとと言える。以上の結果を踏まえると、先行研究のように年齢だけでコントロールしている場合は、本稿のように、コーホート特有の効果など、時間を通じて不変だが観察できない要因と、パネル調査の経過に伴う時点の効果をともにコントロールする場合と結果が異なる。その意味では就業が健

康に与える効果について効果が有意か否かについては慎重に見ていかななくてはいけないだろう。

表 3 主観的健康度に関する分析

推定方法	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV	(5) IV
就業ダミー	0.435*** (0.036)	0.384*** (0.049)	0.166*** (0.051)	2.531*** (0.340)	-0.413 (0.388)
貯えありダミー	0.321*** (0.042)	0.083* (0.048)	0.106** (0.046)	-0.001 (0.064)	0.131** (0.051)
離婚経験・死別経験ダミー	-0.107** (0.049)	-0.348*** (0.084)	-0.103 (0.087)	0.099 (0.140)	-0.120 (0.091)
第2回調査時点ダミー			0.013 (0.041)		-0.004 (0.044)
第3回調査時点ダミー			-0.141*** (0.045)		-0.170*** (0.049)
第4回調査時点ダミー			-0.280*** (0.050)		-0.381*** (0.085)
第5回調査時点ダミー			-0.431*** (0.060)		-0.609*** (0.132)
第6回調査時点ダミー			-0.575*** (0.066)		-0.770*** (0.142)
第7回調査時点ダミー			-0.650*** (0.083)		-0.893*** (0.179)
固定効果	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3,699	3,699	3,699	3,510	3,510
R-squared	0.058	0.037	0.091	0.768	0.781
Number of id		994	994	805	805
Cragg-Donald Wald F statistic				63.724	32.14
Hansen J statistic				3.24	1.643

推定モデルのIVは、就業ダミーを内生変数（操作変数として、定年からの経過年数とその2乗）とした推定。

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

次に、主観的健康観以外の健康指標を被説明変数とした場合に、結果の違いが見られないだろうか。前節で説明したように、認知機能、身体機能、抑うつ指標を被説明変数とした見場合の結果が表 4 である。

表 4 の就業ダミーの係数を見ると、被説明変数を認知機能とした場合は時点効果を入れた場合も入れない場合も正で有意、被説明変数を身体機能とした場合も時点効果の有無にかかわらず、就業ダミーの係数は正で有意である。また抑うつ指標は、時点効果を説明変数に入れない場合 (5式) は負で有意であり、就業しているほど抑うつ状況ではない関係を示

しているが、時点効果を説明変数に入れる場合 ((6)式) の係数は有意でなくなっている。一方、弱い操作変数や過剰識別検定をみると、(4)式の被説明変数を身体機能とした場合の過剰識別の検定統計量が大きく、過剰識別が発生していることを示唆している。その意味では、身体機能についても定式化によっては就業の正の効果を信頼できないといえる。結論として認知機能のみは就業の内生性や時点効果をコントロールしても健康に正の影響が見られ、身体機能や抑うつ指標については定式化によっては影響が表れていない。その意味で健康への影響は、広い意味での健康に影響するというよりは、認知機能など限られた側面に影響が出ているという点で、限定的であるといえるだろう。

表 4 いくつかの健康指標を被説明変数とした分析結果

被説明変数	認知機能		身体機能		抑うつ指標	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
就業ダミー	2.902*** (0.434)	1.225** (0.512)	1.063*** (0.166)	0.284** (0.140)	-1.904*** (0.423)	-0.211 (0.612)
貯えありダミー	-0.063 (0.087)	0.032 (0.074)	0.007 (0.029)	0.041* (0.023)	-0.327*** (0.103)	-0.414*** (0.102)
離婚経験・死別経験ダミー	-0.245 (0.195)	-0.370** (0.156)	-0.033 (0.063)	-0.114*** (0.041)	0.153 (0.212)	0.228 (0.192)
第2回調査時点ダミー		-0.361*** (0.051)		-0.034** (0.016)		0.229*** (0.068)
第3回調査時点ダミー		-0.447*** (0.066)		-0.053*** (0.018)		0.220*** (0.074)
第4回調査時点ダミー		-0.473*** (0.105)		-0.092*** (0.032)		0.323** (0.132)
第5回調査時点ダミー		-0.709*** (0.174)		-0.093* (0.048)		0.575*** (0.201)
第6回調査時点ダミー		-0.671*** (0.184)		-0.142*** (0.054)		0.586** (0.229)
第7回調査時点ダミー		-0.310 (0.228)		-0.236*** (0.072)		0.744*** (0.273)
Observations	3,521	3,521	3,459	3,459	3,285	3,285
R-squared	0.564	0.648	0.524	0.658	0.14	0.347
Number of id	805	805	799	799	778	778
Cragg-Donald Wald F statistic	63.505	32.591	61.962	33.347	57.734	33.669
Hansen J statistic	5.827	0.214	0.783	11.59	6.938	0.294

就業ダミーを内生変数（操作変数として、定年からの経過年数とその2乗）とした固定効果推定。

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. 働き方の違いが健康に与える影響の分析

第 2 の分析として、一部の健康指標や定式化によっては就業が健康に正の影響が見られたが、その背景としてどういうメカニズムが働いているかを考えたい。本節では働き方が自営業かといった違いでどれだけ影響があるかを考察し、次節で、運動習慣や社会資本が媒介項として働いているかを考察する。

本節では、働き方が自営業か否かによって健康に与える影響に違いがあるかを考察する。これまでは健康に与える影響として就業しているか否かを着目したが、就業している状態といっても自営業なのか企業に勤めているのか、いろいろな状況が考えられる。特に自分で働き方を自由に選べられると考えられる自営業か、企業の指示に従って働く雇用の違いについてここでは見ていきたい。

本調査では自営業か雇用の違いといった就業形態は第 2 回調査以降で聞いているため、分析ではサンプルを第 2 回調査以降とする。またこれまでの基本モデルに自営業ダミーを説明変数に加えた分析を行うが、操作変数を用いず、単純な OLS において結果がどう違うかを見ていくことにする。

表 5 では本稿で検討している健康指標を被説明変数として、就業ダミーのみをコントロールした場合と、就業ダミーと自営業ダミーでコントロールした場合を示している。主観的健康観を被説明変数とした場合は、(1)式就業ダミーの場合であればその係数は正で有意であるが、(2)式のように就業ダミーと自営業ダミーをコントロールした場合はともに係数は有意ではない。その一方で、認知機能や身体機能については、就業ダミーのみをコントロールした場合 ((3)式, (5)式) は、係数が有意ではなく、これまでの結果と異なるがサンプル機関が異なる点操作変数を用いていない点などが背景にあると考えられる。その一方で、就業ダミーと自営業ダミーをコントロールした場合 ((4)式, (6)式) は、自営業ダミーの係数がともに正で有意であり、自営業であるほど認知機能や身体機能が高い相関がうかがえる。データの都合上内生性をコントロールできないが、これまでの結果に見られるように認知機能や身体機能が就業している人ほど高いという結果が示唆することは、自営業のように自由に働ける環境であることが影響している可能性が高いと言える。ただし、抑うつ指標に関しては、自営業ダミーの係数が有意ではないため、自営業ほどストレスが少なく健康に正の影響を与えているとまでは言えない。そのほかの要因として、自営業で働く人ほど自分の職業キャリアに目標を持っていてそのため健康に気を使っていたり、体を動かしていたりすることが可能性として挙げておきたい。就業が健康に正の影響を与える背景については次節で考察したい。

表5 自営業をコントロールした分析結果

被説明変数	主観的健康観		認知機能		身体機能		抑うつ指標	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
就業ダミー	0.140** (0.062)	0.102 (0.082)	-0.055 (0.079)	-0.159 (0.097)	0.035 (0.025)	-0.002 (0.027)	-0.130 (0.102)	-0.136 (0.119)
自営業ダミー		0.070 (0.093)		0.192* (0.112)		0.067** (0.034)		0.010 (0.136)
貯えありダミー	0.157*** (0.056)	0.155*** (0.056)	0.146* (0.086)	0.141 (0.086)	0.048* (0.026)	0.047* (0.026)	-0.406*** (0.122)	-0.406*** (0.123)
離婚経験・死別経験ダミー	-0.080 (0.102)	-0.076 (0.103)	-0.426** (0.175)	-0.415** (0.174)	-0.084 (0.051)	-0.080 (0.051)	0.093 (0.235)	0.094 (0.236)
第2回調査時点ダミー	-0.181*** (0.045)	-0.182*** (0.045)	-0.143** (0.059)	-0.147** (0.059)	-0.027 (0.017)	-0.028 (0.017)	0.022 (0.076)	0.022 (0.076)
第3回調査時点ダミー	-0.323*** (0.052)	-0.326*** (0.052)	-0.358*** (0.065)	-0.366*** (0.064)	-0.102*** (0.021)	-0.105*** (0.021)	0.130 (0.090)	0.130 (0.090)
第4回調査時点ダミー	-0.482*** (0.059)	-0.484*** (0.059)	-0.768*** (0.086)	-0.775*** (0.085)	-0.146*** (0.025)	-0.149*** (0.025)	0.410*** (0.102)	0.409*** (0.102)
第5回調査時点ダミー	-0.640*** (0.069)	-0.643*** (0.069)	-0.785*** (0.097)	-0.792*** (0.097)	-0.211*** (0.029)	-0.213*** (0.029)	0.455*** (0.117)	0.455*** (0.117)
第6回調査時点ダミー	-0.719*** (0.085)	-0.722*** (0.085)	-0.558*** (0.104)	-0.565*** (0.104)	-0.331*** (0.039)	-0.333*** (0.039)	0.616*** (0.151)	0.616*** (0.152)
第7回調査時点ダミー	2.626*** (0.059)	2.625*** (0.059)	8.219*** (0.080)	8.218*** (0.080)	0.831*** (0.026)	0.830*** (0.026)	1.199*** (0.120)	1.199*** (0.120)
Observations	2,705	2,705	2,716	2,716	2,660	2,660	2,547	2,547
R-squared	0.110	0.110	0.085	0.086	0.098	0.099	0.042	0.042
Number of id	805	805	805	805	799	799	790	790

固定効果推定による結果（操作変数はいっていない）。Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6. 就業が健康に与える影響の媒介項に関する考察

最後に、就業し続けることで健康に正の影響を及ぼすメカニズムを検討するために、就業が健康に与える影響の媒介項として、①運動習慣と②社会資本を考えた分析を行う。メカニズムとして、①就業している人ほど、長い距離を歩いたり、体を動かす習慣があり、そうした運動習慣が健康に寄与しているといったメカニズムと、②就業している人ほど、親友との交流や地域のコミュニティ参加に積極的であり、そうした社会的つながりにより健康が悪くなっていないといったメカニズムである。回帰分析により媒介項について分析することは単純には出来ない。以下では、(a)就業が媒介項に与える影響が観察されるか、(b)就業が健康に与える影響は媒介項をもコントロールすると、その影響が小さくなる（もしくは有意でなくなる）といった影響が見られるかといった点である。(b)について補足をしておくと、媒介項が健康に影響を与えているのであれば、就業ダミーと媒介項を同時にコントロールした場合、就業ダミーのみをコントロールした場合と比較して就業ダミーの係数の値に違いが出てきたり、係数が有意でなくなる。以上の点を考察したい。

表 6 は、就業が運動習慣や社会資本に与える影響を見た者である。歩く習慣や運動習慣は、時点効果をコントロールしない場合（(1)式や(3)式）においては、係数は正で有意である。そのため、就業している人ほど歩く習慣や運動習慣があるといえる。しかし時点効果をもコントロールした場合（(2)式や(4)式）においては、係数は有意ではない。そのため平均的に見て就業しているからと言って運動習慣があるとは言い切れない。一方、社会資本に関しては、「親しい友人数」は時点効果をコントロールしていない(5)式において係数は正で有意であるが、時点効果をコントロールした(6)式においては係数は有意ではない。また、「参加グループ数」については、時点効果をコントロールしてもコントロールしなくても、係数は正で有意である。平均的に見て、媒介項として運動は働いていない、つまり平均的に見て就業しているほど運動しているという傾向が見られない一方、社会資本については参加グループ数に限って言えば、就業している人ほど社会資本が高いと言える。

表 6 就業が運動習慣・社会資本に与える影響分析

被説明変数	歩く習慣		運動習慣		親しい友人数		参加グループ数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
就業ダミー	1.578*** (0.367)	-0.586 (0.443)	0.736** (0.304)	0.000 (0.394)	3.836*** (0.930)	-2.119 (1.593)	1.875*** (0.472)	1.521** (0.679)
貯えありダミー	0.068 (0.062)	0.147*** (0.056)	0.059 (0.052)	0.089 (0.054)	0.015 (0.152)	0.268* (0.162)	0.080 (0.075)	0.109 (0.077)
離婚経験・死別経験ダミー	0.025 (0.144)	-0.140 (0.101)	-0.199* (0.111)	-0.274*** (0.093)	0.062 (0.359)	-0.414 (0.306)	0.077 (0.170)	-0.011 (0.156)
第2回調査時点ダミー		0.021 (0.051)		-0.060 (0.047)		-0.357** (0.157)		0.075 (0.075)
第3回調査時点ダミー		0.036 (0.056)		-0.012 (0.052)		-0.221 (0.194)		-0.114 (0.078)
第4回調査時点ダミー		-0.244** (0.095)		-0.174* (0.089)		-0.558 (0.349)		-0.123 (0.139)
第5回調査時点ダミー		-0.481*** (0.147)		-0.132 (0.132)		-1.287** (0.550)		0.173 (0.218)
第6回調査時点ダミー		-0.457*** (0.162)		-0.125 (0.147)		-1.691*** (0.608)		-0.005 (0.246)
第7回調査時点ダミー		-0.691*** (0.208)		-0.203 (0.188)		-1.375** (0.677)		0.062 (0.328)
Observations	3,510	3,510	3,503	3,503	3,417	3,417	3,511	3,511
R-squared	0.278	0.381	0.254	0.412	-0.167	-0.051	-0.199	-0.115
Number of id	804	804	804	804	795	795	804	804
Cragg-Donald Wald F statistic	64.045	32.861	62.305	33.047	62.700	27.991	63.255	34.596
Hansen J statistic	0.785	0.567	0.005	1.695	0.015	6.219	1.755	5.318

就業ダミーを内生変数（操作変数として、定年からの経過年数とその2乗）とした固定効果推定。

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

次に、こうした媒介項をコントロールした場合に、就業が健康に与える効果の結果に違いが見られるか。以上の分析で正の影響があると認められた認知機能に限って、結果を示したのが表7である。表7の(1)式は従来の結果であるが、(2)式や(3)式のように歩く習慣や、運動習慣をコントロールした場合、運動習慣の係数は正で有意であり、そうした習慣があるほど認知機能は高いと言える。ただし、(2)式や(3)式における就業ダミーの係数は(1)式の値と

表7 就業が健康に与える影響において媒介項コントロールした場合の分析結果

被説明変数は認知機能	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
就業ダミー	1.225** (0.512)	1.198** (0.508)	1.154** (0.500)	1.225** (0.543)	1.127** (0.494)	1.133* (0.552)
歩く習慣		0.104*** (0.026)				0.081*** (0.028)
運動習慣			0.073*** (0.024)			0.033 (0.025)
親しい友人数				0.005 (0.006)		
参加するグループ数					0.029* (0.016)	
貯えありダミー	0.032 (0.074)	0.012 (0.074)	0.016 (0.073)	0.005 (0.075)	0.025 (0.074)	-0.024 (0.074)
離婚経験・死別経験ダミー	-0.370** (0.156)	-0.373** (0.153)	-0.377** (0.155)	-0.372** (0.159)	-0.392** (0.157)	-0.388** (0.158)
第2回調査時点ダミー	-0.361*** (0.051)	-0.367*** (0.051)	-0.356*** (0.050)	-0.358*** (0.050)	-0.365*** (0.050)	-0.363*** (0.051)
第3回調査時点ダミー	-0.447*** (0.066)	-0.446*** (0.065)	-0.441*** (0.065)	-0.445*** (0.065)	-0.445*** (0.066)	-0.439*** (0.064)
第4回調査時点ダミー	-0.473*** (0.105)	-0.456*** (0.105)	-0.461*** (0.104)	-0.475*** (0.103)	-0.479*** (0.102)	-0.456*** (0.101)
第5回調査時点ダミー	-0.709*** (0.174)	-0.685*** (0.174)	-0.723*** (0.170)	-0.720*** (0.178)	-0.730*** (0.169)	-0.717*** (0.173)
第6回調査時点ダミー	-0.671*** (0.184)	-0.634*** (0.186)	-0.675*** (0.180)	-0.687*** (0.189)	-0.680*** (0.182)	-0.661*** (0.188)
第7回調査時点ダミー	-0.310 (0.228)	-0.289 (0.229)	-0.327 (0.224)	-0.273 (0.235)	-0.321 (0.222)	-0.259 (0.230)
Observations	3,521	3,510	3,503	3,417	3,511	3,501
Number of id	805	804	804	795	804	804
Cragg-Donald Wald F statistic	32.591	32.596	33.036	28.25	34.659	29.936
Hansen J statistic	1.546	1.828	1.967	1.96	1.601	2.45

就業ダミーを内生変数（操作変数として、定年からの経過年数とその2乗）とした固定効果推定。

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

それほど変わらず、また有意のままである。一方で、(4)式や(5)式のように親しい友人数や参加するグループ数をコントロールした場合、参加するグループ数の係数は10%有意水準ではあるが有意であるが、就業ダミーの係数は有意のままである。そのため、媒介項をひとつずつ投入した場合は、就業ダミーの結果に違いがあまり見られなく、媒介項が平均的に健康に影響しているとは言いがたい。

そこで、(6)式のように、媒介項のうち有意であった歩く習慣と運動習慣をコントロールした場合も見てみると、就業ダミーの係数が小さくなり、10%有意水準において有意となっている。表6でみたように、就業している人ほど運動習慣を平均的には持っていないが、表7の(6)式のように運動習慣の変数を2つコントロールすると就業ダミーの係数が5%有意水準では有意でなくなるため、就業ダミーに運動習慣と相関する要素が一部あり、相関する部分をコントロールすると影響がなくなるので、就業の意味合いとして体を動かす要素がある程度含まれており、それが健康に正の影響を与えていると言える。

7. むすびにかえて

日本の先行研究では、就業が健康に正の影響を与えていると言われていたが、そうした影響について再検討を下記の観点から行った。結果についてまとめると以下ようになる。

- (1) 先行研究でしばしば分析対象となっている主観的健康観を被説明変数として様々な定式化によって検証した結果、操作変数が妥当であるもとの、固定効果と時点効果をとともにコントロールすることにより、就業が健康に与える正の効果は有意ではなくなった。時点効果が大きく影響しているとみられるが、その係数は年がたつにつれて、負になっているため加齢の効果が含まれており、加齢の効果のコントロールが分析上における大きな論点であると言える。
- (2) 被説明変数を主観的健康観ではなく、認知機能、身体機能、抑うつ指標についてみると、認知機能については就業しているほど高い効果が見られた。身体機能についても同様だが過剰識別に陥っていた。一方抑うつ指標については有意な効果が見られず、Eibich(2015)などの結果とは異なり、働いている人ほどメンタルヘルスが改善・もしくは悪化している効果は見られなかった。
- (3) 働き方のうち自営業か否かに注目したところ、操作変数を活用していない点で不十分な分析ではあるが、自営業であるほど認知機能、身体機能に相関することがわかった。自営業のように自由な働き方であるほど、健康を維持できていることが示唆された。
- (4) 就業が健康に与える媒介項の影響について考察したところ、就業によって社会資本が蓄積されていることはわかったが、社会資本が高いからと言って健康に良い影響を与えているとは言えなかった。その一方で、就業している人ほど運動習慣があるとは平均的には言えないが、就業と運動習慣を同時にコントロールしたところ、就業の健康の影響が

見られないことから、就業している人ほど体を動かす傾向が見られそれが健康に寄与していることが示唆された。

本稿での分析サンプルは戦前生まれが対象であるので、現時点の60代、70代に対して議論することは外的妥当性がないために適切とは言えないだろう。しかし、体を動かす週間が就業に含まれこれが健康に寄与していることがあり、これは現時点の高齢者についてもある程度当てはまるかもしれない。その一方で、分析時期においてはメンタルヘルスにあまり影響を及ぼしていなかったが、近年は雇用者として働く高齢者の構成比が高まっていることから、働くことによりメンタルヘルスが悪化し、健康に与える影響は見られない、あるいは負の影響を及ぼす可能性があることを、最後に指摘しておきたい。

なお本稿にも課題があり、一つだけあげておくと、脱落サンプルの影響である。時点効果が大きく影響していることのもう一つの可能性として脱落サンプルが一定程度あるために、そのことによるサンプルセレクションバイアスが起っている可能性がある。こうした可能性については今後の検討課題としたい。

[注]

- 1) Schaap et al.(2018)による疫学研究のサーベイによると、22の研究のうち13の研究では、引退により健康に正の影響が現れ、特にその効果は社会経済的状態(socioeconomic status)が高い人ほどよく見られると指摘している。
- 2) ただし、岡本(2020)では著者の私見によると、操作変数法と固定効果モデルを使ってしまうと、岡本(2020)で用いている操作変数は、個人にとって時間を通じても変動せず固定効果と完全に相関するため、固定効果モデルでは推定できないため、変量効果モデルを使っていると考えられる。奥井(2015)や西山他(2019)などで指摘されているように、変量効果モデルは説明変数と変量効果の間に相関がないという仮定が必要であり、その仮定がみたされないと一貫性が満たされないため、結果に対しては慎重に吟味する必要がある。
- 3) 男性に限定している理由として、正社員として定年まで勤める傾向は男性が一般的であり、女性は結婚や出産を機に離職する傾向が見られるため、本稿で採用している分析戦略は男性に適している背景があるため。
- 4) 他の先行研究では、9つの質問のうち5問以上正解を1とするダミー変数を作成している研究も見られるが(例えばOkamoto et al., 2018)、このようなダミー変数ではほとんどの回答者が1になること、また小林江里香氏の指摘より、5問以上正解しない場合は本人の認知機能が不正確として回答を無効にする対応もする場合があることなどにより、9つの質問を得点化することにした。この点指摘していただいた小林氏には感謝したい。
- 5) 注4)と同様に、身体機能に関しても全く問題ないと回答している人が多いため、こ

のような変数の作成とした。

- 6) 収入や資産を表す変数として、回答者本人と配偶者の合計収入や回答時点によっては貯蓄総額を尋ねている年もある。合計収入については調査時点により選択肢が異なり、第1回調査では500万円以上をひとくくりにして高額所得者の実態が把握できないため、合計収入を活用することは断念した。

[謝辞]

本分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave1(1987), Wave2(1990), Wave3(1993)>」(東京都健康長寿医療センター研究所・旧東京都老人総合研究所)および「老研—ミシガン大学—東大 全国高齢者パネル調査<Wave4(1996), Wave5(1999), Wave6(2002), Wave7(2006)>」(東京都健康長寿医療センター研究所・旧東京都老人総合研究所)の個票データの提供を受けました。また成果報告会において石田賢示先生よりコメントをいただきました。ここに記して感謝いたします。

[参考文献]

- Cameron, Colin and Douglas Miller, 2015, “A practitioner’s guide to cluster-robust inference,” *Journal of Human Resources* 50(2): 317-372.
- Chung, Sukyung, Domino, Marisa E., Stearns, Sally C., Popkin, Barry M., 2009, “Retirement and physical activity: analyses by occupation and wealth,” *American Journal of Preventive Medicine*, 36(5): 422-428.
- Eibich, Peter, 2015, “Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity,” *Journal of Health Economics* 43: 1-12.
- 濱秋純哉・野口晴子, 2010, 「中高齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』601: 5-24.
- 樋口美雄, 1991, 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.
- Kajitani, Shinya, 2011, “Working in old age and health outcomes in Japan,” *Japan and the World Economy*, 23: 153-162.
- Kajitani, Shinya, Kei Sakata and Colin Mckenzie, 2017, “Occupation, retirement and cognitive functioning,” *Ageing & Society*, 37: 1568-1596.
- 神林龍, 2017, 『正規の世界・非正規の世界—現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版社.
- 仲修平, 2018, 『岐路に立つ自営業：専門職の拡大の行方』勁草書房.
- 西山慶彦, 新谷元嗣, 川口大司, 奥井亮, 2019 『計量経済学』有斐閣.
- 荻原勝, 1984, 『定年制の歴史』日本労働協会.
- Okamoto, Shohei, Tomonori Okamura and Kohei Komamura, 2018, “Employment and health after

retirement in Japanese men,” *Bulltin of World Health Organization*, 96:826-833.

岡本翔平, 2020, 「高齢期の就労が健康行動に与える影響についての実証分析」 東京都健康長寿医療センター研究所 社会参加と地域保健研究チーム編, 『高齢者の健康と生活に関する縦断的研究—第9回調査(2017)研究報告書』: 65-84.

奥井亮, 2015, 「固定効果と変量効果」『日本労働研究雑誌』 657: 6-9.

Rohwedder, Susann, and Robert J. Willis, 2010, “Mental Retirement,” *Journal of Economic Perspectives*, 24(1): 119-38.

Schaap, Rosanne, Astrid de Wind, Pieter Coenen, Karin Proper, and Cecile Boot, 2018, “The effects of exit from work on health across different groups: A systematic literature review,” *Social Science & Medicine*, 198: 36-45.

島悟・鹿野達男・北村俊則・浅井昌弘, 1985, 「新しい抑うつ性自己評価尺度について」『精神医学』 27, 8717-723.

Sirven, Nicolas and Thierry Debrand, 2012, “Social capital and health of older Europeans: Causal pathways and health inequalities,” *Social Science & Medicine*, 75: 1288-95.

戸田淳仁, 2016, 「中高年者の就業意欲と実際の就業状況の決定要因に関する分析」『経済分析』 191: 165-182

Van der Heide, I, Rogier M. van Rijn, Susan J. Robroek, Alex Burdorf, and Karin I. Proper, 2013, “Is retirement good for your health? A systematic review of longitudinal studies,” *BMC Public Health*, 13, 1180.

高齢期の組織参加

——健康満足感に影響する要因——

湯上 千春

(尚美学園大学・東京国際大学)

年齢を重ねても、社会関係を発展させながら生き生きと暮らすことは、高齢社会において益々重要となる。本論文は「老研—ミシガン大学—東大 全国高齢者パネル調査」のデータを用いて、高齢期に組織に関わることに焦点を当て、その健康満足感に影響する要因を明らかにすることを試みた。分析の結果、健康満足感には参加頻度が寄与すると考えられる。但し、逆U字型の曲線関係が示唆され、参加頻度が高ければ良いわけではないようだ。組織の種類は健康満足感には関連はなく、世話役等の役割を担うことが関連する可能性がある。男女による世話役の違いと背景は研究が必要である。地域等では高齢者ばかりが世話役を背負うことも問題となる。高齢期の組織参加を行政や地域でサポートする際には、その人がどの組織にどう関わるかを自ら選択でき、参加頻度も単に一律に上げるのではなく、各人に合った関わり方を共に見つけていくことが大切であろう。

1. はじめに

1.1 本研究の出発点と背景

日本は世界的にも早いスピードで高齢化が進んでいる。内閣府によると、2018年10月1日時点の高齢化率は28.1%である。また、75歳以上人口の総人口に占める割合は14.2%で、65歳～74歳人口の割合13.9%を初めて超えた。平均寿命は2017年時点で男性81.09歳、女性87.26歳となっている。健康寿命は2016年時点で男性72.14年、女性74.79年と伸びていて、2010年から2016年間の伸びは平均寿命が伸びた分よりも大きい(内閣府 2019)。しかしながら、依然として平均寿命と健康寿命はかなりの差がある。

先進国では特に高齢者は生産性がない、ケアが必要である等から社会の負として捉えられる傾向がある。若年層が減少し続ける高齢化現象は社会問題であっても、長寿であり、高齢者と共に生きる社会は、長く生きてきた人達から学ぶことが多く、社会全体が豊かになるのではないだろうか。

高齢化だけでなく、「高齢」であることが日本社会ではネガティブな「問題」として扱われており、高齢者の経験に基づいた知恵が得られること、多世代感で交流ができること、長く人生を心身共に豊かに暮らせるといったポジティブな面は見過ごされる傾向にある。高齢になっても社会生活を発展させながら健康に暮らせる豊かな社会を実現させるヒントはないだろうか。

後述するが、そうしたヒントを探すために、本研究では社会生活の中でも、高齢期のライフコースにおいて、組織参加に関することが健康にいかに関与するかに焦点を当てる。高齢期の組織参加についての研究関心の出発点は筆者のフィールドワークにある。例のひとつとして、地域のボランティアグループによる独居高齢者のための手作り食事会の活動に

参加する人は、日常生活でも参加のために風邪をひかないように気を付け、服装や髪を整えて、会場まで歩いていけるように日頃も練習するなど、組織参加以外の日常の生活も健康的に行動変容するようだ(湯上 2014)。また別の二次分析研究では、地域組織に参加している人は高齢者の見守りを地域でも行うべきだと思ふ傾向にあり、意識変容もあるようだ(湯上 2015)。

また、行政も高齢者の興味と組織のマッチングを行って参加を促進したり、社会福祉協議会等でもボランティア組織に参加すれば、地域で使えるポイント付与等行うところもある。しかし、単に組織に加入すると健康になるのだろうか。団体数や参加頻度、関わり方を詳しく見ていくことで、組織参加が高齢期の健康に寄与する手がかりが見つかれば、健康リスクの上がる高齢期に参加継続しやすい地域組織等の工夫、支援のための知見となる。

1.2 先行研究と分析の目的

本研究は高齢者の社会参加の中でも、組織参加による健康満足感への影響に焦点を当てて分析していく。これまでも高齢者の社会参加、社会的ネットワークと健康等については研究が蓄積されてきた。同じパネル調査を用いた貴重な先行研究もなされてきた。近藤(2010)の実証研究によると、日頃の地域などのつきあいからソーシャルキャピタルが形成されていると、主観的な健康感が高いことが示されている(近藤 2010: 133-139)。また、渡邊(2015:173)は、健康に影響する社会的な要因に迫る理論的なアプローチを整理し、「社会関係資本アプローチ」では、個人、地域レベルの社会関係資本が健康にプラスの良い効果をもたらすと捉えていると指摘する。社会関係資本などの文脈で、高齢者の社会参加は健康に何等かの効果があることは収斂していきっているようだ。

高野ほか(2007:129)によると、社会老年学の文脈では、個人の側面からは参加により生きがいや健康が得られるが、社会的にみると、そうした社会にいたることが「社会生活の安定」を生む。そして高齢者の社会参加の課題も、個人の生きがいづくりの為の支援から社会での役割づくりの課題へ移ってきている。

高齢期の社会参加については、小林(2015)では、社会参加の向上に関して、パネル調査も含めた複数のデータを用いて種類別に分析した結果、高齢者の社会参加は進んでおらず、今後の促進のための施策は、参加による求める効果によって異なる点を指摘している。また、斉藤(2008)はパネルデータを用いて高齢期の社会的ネットワークを、組織参加は含まずに、友人数、友人・近隣等の交流頻度や同居人数などを指標として分析し、加齢によって減少しないことを示している。

高齢期の健康と組織参加が含まれる研究では、同じパネルデータを用いた分析による知見がある。小林・Liang(2011)では、社会的ネットワークを測定する変数として友人、近隣等に加えて、加入組織数と組織の参加頻度、また組織の種類も用いて加齢変化と出生コホート差に着目して分析している。また、中田(2015)は親しい友人数の主観的な健康感への効果に男女で差があることに着目している。分析では加入組織数を社会関係資本のひとつ

の変数として用いている。中田（2012）は社会参加に関してではないが、主観的な健康の評価として、本論文と同様の健康満足感（wave 1～wave 4）を用いて社会階層による減少の差を分析している。

高齢期の社会関係や健康については、このように貴重な研究がなされてきたが、社会参加の1つである組織参加のどういう側面が健康の維持・促進していくかについて、研究をより進めていくことが社会全体にとって重要と考える。特に関わり方と健康についてはまだじゅうぶんに研究が見られないようだ。本研究では高齢者の社会参加を組織に参加することに焦点を当てて、健康満足感との関わりを検討する。組織団体数、参加頻度、組織の種類に加えて、組織の世話役をすることにも着目して、組織への関わり方と主観的な健康満足感への影響を検討していくことを目的とする。

主観的な健康感健康や生活の質を測る指標としても用いられる（中田 2012: 81）。本研究では主観的健康感のうち、健康満足感に着目する。自分の現在の健康状態に満足しているか否かは、日常、社会に関わりながら高齢期を過ごすためには重要と考える^り。また、健康満足感自分のこれまでの人生や年齢等を考慮したうえで、本人が今の健康状態に満足しているかどうかを答えている可能性があり、日々、組織にいかに関わるかということに繋がると考える。

研究目的のために本論文では高齢期の組織参加と健康満足感に焦点を当てて、大きく分けて2つのアプローチをしていく。まず1つ目は2時点の健康満足感の変化を規定する要因のひとつとして組織参加に関する変数に着目して分析していく。そして2つ目は組織の種類や役割といった関わり方が健康満足感に影響しているのか検討していく。

2. データについて

2.1 概要

前述のように本論文の分析では、高齢期のライフコースにおいて、組織参加は健康満足感を規定するのではないかと考え、分析していく。分析には「老研—ミシガン大学—東大全国高齢者パネル調査」の wave 5（第5回調査 1999年実施）と wave 6（第6回調査 2002年実施）の2時点のデータを使用させていただく。

分析については後に詳しく述べるが、大きく分けると2つの分析アプローチをしていく。最初に2時点間の変数の差に着目して、健康満足感の変化を規定する要因のひとつとして加入団体数や参加頻度等の参加に関する変数を用いて分析する。そして次に組織への関わり方に着目する。1時点のデータのみ存在する参加組織の種類（wave 6）、組織の世話役といった役割（wave 5）に焦点を当て、健康満足感が異なるのか検討する。

本分析だけでは健康満足感の要因をじゅうぶんには解明できないことは承知している。しかしながら、ほんの一部ではあるが、組織に参加することのどういうことが関連しているかについて、ある程度、明らかにできればと試みたものである。

2.2. 使用するデータについて

wave 5 の対象数は 4,969 人で、そのうち本人回答は 3,482 人、wave 6 の対象数は 4,336 人で、そのうち本人回答は 2,823 人である。今回の分析では、本人回答のうち、wave 5 および wave 6 で、従属変数と説明変数（統制変数含む）のすべてに有効回答のある 70 歳以上の男女 1,004 人のデータを用いる。70 歳以上に限定したのは、wave 5 では介護保険制度の開始や 75 歳以上の人が増加したこと等から、70 歳以上の 2,000 人のサンプル補充が行われたので、そのまま分析すると偏りが生じて実社会とかけ離れてしまうからである。wave 6 では新規に補充されたサンプルはない。

まず従属変数である健康満足感について説明する。調査では「全体的にいて、あなたの現在の健康状態についてはどうですか」と質問し、回答者には 1「非常に満足している」2「まあまあ満足している」3「どちらともいえない」4「あまり満足していない」5「まったく満足していない」の 5 つ選択肢から評定してもらう。分析ではその回答を「非常に満足している」を 5、「まったく満足していない」を 1 として再コード化して使用する。

主要な説明変数は参加組織数、参加頻度、親しい友人、近所づきあいを用いる。参加組織数は調査では「あなたは、町内会、自治会、老人クラブ、商工会、宗教のグループ、またはその他のクラブやグループに入っていますか」とたずね、入っている場合に全部でいくつ入っているか個数を回答してもらっている。分析では 1 団体、2~4 団体、5~15 団体を 1~3 の 3 つに分けて再コード化した変数を用いる。参加頻度について調査では加入組織数を回答した後に、「そのようなグループの会合に、何回くらい、出かけますか」とたずねている。ただし、2 つ以上のグループの会合があれば、調査員は合計をたずねて答えてもらう。調査では「1 週間に 2 回以上」、「1 週間に 1 回くらい」、「1 カ月に 2, 3 回」、「1 カ月に 1 回くらい」、「1 カ月に 1 回より少ない」、「まったくない（「わからない）」の選択肢がある。その回答を「まったくない」を 1、「1 カ月に 1 回より少ない」を 2、「1 カ月に 1 回くらい」「1 カ月に 2, 3 回くらい」を 3、「1 週間に 1 回くらい」「1 週間に 2 回以上」を 4 として 4 つに再コード化した変数を使用する。

親しい友人や近所づきあいについても社会関係のひとつであり、統制変数として用いる。調査では「心を打ち明けて、自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達はいますか」とたずねて、いる場合に人数を回答してもらっている。分析ではいないを 0 にし、1 人でもいる場合を 1 としたダミー変数を用いる。近所づきあいについては「お互いに家を行き来するような間柄のご近所はいますか」とたずねて、いる場合に人数を回答してもらう。ここでも、分析にはいないを 0 にし、1 人でもいる場合を 1 としたダミー変数を用いる。

統制変数として用いる基本属性については男性ダミー、年齢、教育年数、同居人の有無についての変数を用いる。年齢は生年月日から wave5 のサンプル抽出時の年齢を算出して使用する。同居人の有無は「現在、一緒に住んでいるご家族は、あなたを含めて何人ですか」と質問していて、1 人と回答した人は独居で 0 とし、2 人以上と回答した人は同居人ありで 1

と変換した同居ダミー変数を用いる。表1は分析に用いる変数の記述統計量である。尚、本研究の2つ目の分析アプローチに用いる組織の種類と世話役等の役割についての変数については後述する。

表1 分析に用いた変数の記述統計量

		平均	標準偏差	最大値	最小値
年齢 (W5時点)		75.2	4.3	95	70
就学年数		9.1	2.4	0	17
		度数	有効パーセント		
性別	女性	592	59		
	男性	412	41		
		wave5			wave6
		度数	有効パーセント	度数	有効パーセント
健康満足度	まったく満足していない	15	1.5	28	2.8
	あまり満足していない	123	12.3	143	14.2
	どちらともいえない	69	6.9	81	8.1
	まあまあ満足	664	66.1	617	61.5
	非常に満足	133	13.2	135	13.4
所属団体数	1団体	474	47.2	522	52
	2～4団体	466	46.4	442	44
	5～15団体	64	6.4	40	4
参加頻度	まったくない	111	11.1	142	14.1
	月1より少ない	299	29.8	286	28.5
	月1回 又は月2,3回	353	35.2	326	32.5
	週1回又は週2回以上	241	24	250	24.9
親しい友人	なし	266	26.5	263	26.2
	あり	738	73.5	741	73.8
近所づきあい	なし	192	19.1	250	24.9
	あり	812	80.9	754	75.1
同居人	独居	151	15	170	16.9
	同居人あり	853	85	834	83.1

注：N=1004

3. 組織参加に関することと健康満足感

3.1 健康満足感について

まず、本分析で中心となる従属変数である主観的な健康満足感についてみていく。表2は wave 5 と wave 6 で健康満足感について男女別の分類を示したものである。健康満足感については、ここでは単純化のため、「非常に満足」「まあまあ満足」を「満足」として1、「どちらともいえない」「あまり満足していない」「まったく満足していない」を「満足以外」として0のダミー変数にして用いた。

wave 5 では、満足と回答した人の割合は女性より男性の方が 5.8 ポイントと高く、有意な差 (5%水準) があった。wave 6 でも男性の方が 3.9 ポイントと僅かではあるが満足と回答

した人の割合が高かった。ただし、こちらは有意ではなかった。前述の内閣府のデータでは平均寿命、健康寿命共に女性の方が高いが、健康に満足しているのは男性の方が多いという結果は興味深く、今後はさらに分析する必要があるだろう。

次に2時点での健康満足感の移行(表3)をみていく。注目すべき点は、wave5で「まったく満足していない」と回答した人では、wave6では「あまり満足していない」と満足感が高まった人が最も多いことである(73.3%)。さらにwave5で「どちらともいえない」と回答した人も、wave6では「まあまあ満足」と満足感が向上している人が最も多い(52.2%)。これらの傾向の要因については本研究では解明していないが、高齢期の健康満足感とは複雑であることが考えられる。今後、組織参加との関連も含めてさらに分析をしていきたい。

図1はこうしたwave5とwave6間の健康満足感の増減した人・変わらない人の構成比を示している。wave6の調査時点にはwave5の調査時点から確実に年をとっているわけだが、高齢期に健康満足感が変わらないという人たちはとても健康維持ができているのか、注目すべきだろう。あるいは、年齢によって健康感についての考え方が変化して、回答も変わるのかもしれない。本研究では網羅できなかったが、健康満足感が変化しない人たち、向上した人たちはどういう人たちなのか、今後の研究で詳しく分析していきたい。

表2 男女別の健康満足感 (wave5 および wave6)

		健康満足感 (wave5)			健康満足感 (wave6)			
		満足以外	満足	実数	性別	満足以外	満足	実数
性別	女性	23.0%	77.0%	592 *	女性	26.7%	73.3%	592 n. s.
	男性	17.2%	82.8%	412	男性	22.8%	77.2%	412
実数		207	797	1004	実数	252	752	1004

表3 健康満足感の wave5 と wave6 間の移行表

		wave6					実数
		まったく満足 していない	あまり満足 していない	どちらとも いえない	まあまあ満足	非常に満足	
wave5	まったく満足していない	13.3%	73.3%	6.7%	6.7%	0.0%	15
	あまり満足していない	8.9%	35.0%	11.4%	43.9%	0.8%	123
	どちらともいえない	1.4%	11.6%	24.6%	52.2%	10.1%	69
	まあまあ満足	2.1%	11.7%	6.9%	67.5%	11.7%	664
	非常に満足	0.0%	2.3%	2.3%	58.6%	36.8%	133
実数		28	143	81	617	135	1004

注：行パーセント

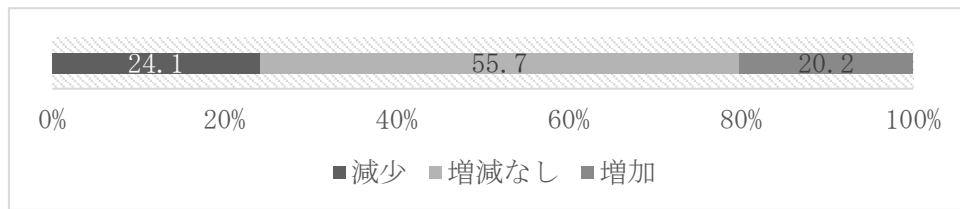


図 1 健康満足感の変化の構成比

3.2 差分の重回帰分析による検討

ここでは、2章で前述した使用する変数の wave 6 から wave 5 を引いた差分を主に使用して、健康満足感の変化に影響する要因を検討していくために重回帰分析を行う²⁾。

従属変数は wave 5 と wave 6 の健康満足度の差分を健康満足感の変化として用いる。説明変数はモデル 1, 2, 3 共に基本属性である性別, 年齢, 就学年数, 同居人の有無, モデル 2 では加えて所属団体数の差分, 参加頻度の差分, 親しい友人の有無のダミー変数の差分, 近所づきあいがあるか否かのダミー変数の差分, 同居人がいるか否かのダミー変数の差分, ベースラインの wave 5 の健康満足度を投入する。モデル 3 ではさらに加えて, wave 5 時点の変数(所属団体数, 参加頻度, 友人ダミー, 近所づきあいダミー, 同居ダミー)をベースラインとして投入した。

分析の結果を表 4 に示した。基本属性のみ用いたモデル 1 は有意ではなかった。モデル 2 は有意で ($p < 0.001$), 決定係数 (R^2 乗調整済) は .242 であり, モデル 3 も有意で ($p < 0.001$), 決定係数は高くはないが .243 であった。モデル 2 で有意であった参加頻度の差分, 友人ダミーの差分, wave 5 の健康満足感, モデル 3 でも有意であった。この結果からは, 健康満足度の変化には, 基本属性, 組織団体数は影響していないようだ。また, ベースラインである wave 5 時点の健康満足感も有意であることから, 元の健康満足感も当然ではあるが, 健康満足感の変化に寄与している。しかしながら, wave 5 の健康満足感に加え, さらに wave 5 時点の変数をベースラインとして投入しても尚, 組織参加の頻度, 友人の有無が有意であることから, これらは健康満足感の変化に寄与している可能性がある。本研究では高齢期の組織参加に焦点を当てているため, 組織参加の頻度の影響に着目して分析していく。ただし, 組織に参加するなかで, 親しい友人ができることもあるため, 友人の有無と健康満足感についてもさらに今後, 分析が必要である。

表 4 健康満足感の変化と組織に関する規定要因

	モデル 1		モデル 2		モデル 3			
	B	β	B	β	B	β		
年齢 (w 5 時点)	.002	.007	.004	.016		.006	.025	
男性ダミー (Tgender より作成)	-.032	-.016	.055	.027		.057	.028	
就学年数 (w 7 データ)	-.008	-.020	.003	.006		-.003	-.006	
同居ダミー差分 (w6-w5)	-.065	-.014	-.117	-.024		-.110	-.023	
所属団体数の差分 (4 段階 w6-w5)			.018	.011		.031	.020	
参加頻度の差分 (4 段階 w6-w5)			.093	.093	**	.123	.122	***
友人ダミー差分 (w6-w5)			.164	.079	**	.223	.108	**
近所づきあいダミー差分 (w6-w5)			-.032	-.014		-.078	-.035	
健康満足度 5 段階 (w 5 時点)			-.551	-.481	***	-.558	-.487	***
所属団体数 4 段階 (w 5 時点)						.019	.011	
参加頻度 4 段階 (w 5 時点)						.065	.061	†
友人ダミー (w 5 時点)						.126	.055	
近所づきあいダミー (w 5 時点)						-.091	-.036	
同居ダミー (w 5 時点)						.043	.015	
定数		-.118		1.665			1.298	
R 二乗 (調整済)		-.003		.242			.243	
F 値		.267		36.491			24.043	

注: † p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

3.3 参加頻度と健康満足感

前述の重回帰分析による検討をしたところ、健康満足感の変化に寄与している可能性があるため、参加頻度について詳しく見ていくことにする。表 5 は参加頻度による健康満足感について wave ごとに男女別に示したものである。まず wave5 を見ると、女性も男性も全体も参加頻度が「まったくない」から「月 1 より少ない」「月 1 回か月 2, 3 回」まで少しずつ健康に満足している人の割合が上がる。注目すべき点は、「週 1 回か週 2 回以上」の参加頻度になると、今度は健康満足感がやや下がる。但し、男性も女性も有意な差はなく、全体のみ有意な差があった (5%水準)。次に wave6 を見ていく。全体と男性は、頻度が「まったくない」から「週 1 回か週 2 回以上」まで健康に満足している人の割合が徐々に上がっている。女性を見てみると、「まったくない」より「月 1 回より少ない」と回答した人は、22.5 ポイントも健康に満足している人の割合が高く、「月 1 回か月 2, 3 回」で僅かに下がり、「週 1 回か週 2 回以上」で 4 ポイント近く上がっている。全体、女性は有意な差があり (1%水準) 男性は有意ではなかった。こうしてみると、解釈するのは複雑であるが、単に頻度が高ければ高いほど健康に満足するというわけでもない。逆 U 字型の線形関係が示唆されているようだ。

表5 参加頻度と健康満足感

参加頻度 (wave5)		満足以外	満足	
女性	まったくない	30.8%	69.2%	78 n. s.
	月1より少ない	24.0%	76.0%	179
	月1回 か月2,3回	19.8%	80.2%	197
	週1回か週2回以上	21.7%	78.3%	138
小計		23.0%	77.0%	592
男性	まったくない	30.3%	69.7%	33 n. s.
	月1より少ない	19.2%	80.8%	120
	月1回 か月2,3回	14.1%	85.9%	156
	週1回か週2回以上	15.5%	84.5%	103
小計		17.2%	82.8%	412
合計	まったくない	30.6%	69.4%	111 *
	月1より少ない	22.1%	77.9%	299
	月1回 か月2,3回	17.3%	82.7%	353
	週1回か週2回以上	19.1%	80.9%	241
合計		20.6%	79.4%	1004

参加頻度 (wave6)		満足以外	満足	
女性	まったくない	41.1%	58.9%	95 **
	月1より少ない	23.6%	76.4%	161
	月1回 か月2,3回	25.8%	74.2%	186
	週1回か週2回以上	22.0%	78.0%	150
小計		26.7%	73.3%	592
男性	まったくない	34.0%	66.0%	47 n. s.
	月1より少ない	24.0%	76.0%	125
	月1回 か月2,3回	20.7%	79.3%	140
	週1回か週2回以上	19.0%	81.0%	100
小計		22.8%	77.2%	412
合計	まったくない	38.7%	61.3%	142 **
	月1より少ない	23.8%	76.2%	286
	月1回 か月2,3回	23.6%	76.4%	326
	週1回か週2回以上	20.8%	79.2%	250
合計		25.1%	74.9%	1004

3.4 参加頻度と健康満足感の曲線関係の検討

表5からは、参加頻度と健康満足感の間に逆U字型の曲線関係が示唆される。そこで、曲線関係を確認するために、次に参加頻度の二乗項も投入した回帰分析を行う。具体的には、

健康満足感の5件法（「非常に満足している」を5、「まったく満足していない」を1として再コード化）を従属変数とする。説明変数は、モデル1およびモデル2共に参加頻度、モデル2ではさらに参加頻度の二乗項を投入する。参加頻度についてはこれまでの分析では4件法に再コード化した変数を用いて分析したが、ここでは曲線関係を詳しく確認するために、調査でたずねた6つの選択肢を6「1週間に2回以上」、5「1週間に1回くらい」、4「1カ月に2,3回」、3「1カ月に1回くらい」、2「1カ月に1回より少ない」、1「まったくない」として再コード化して使用する。

分析の結果を表6に示した。wave 5ではモデル1もモデル2も有意であった（ $p < 0.05$ ）。二乗項を投入したモデル2はモデル1よりも、決定係数 R^2 乗がわずかに上昇した。 R^2 乗変化量も有意であった（ $p < 0.05$ ）。参加頻度の二乗項の回帰係数は有意で（ $p < 0.05$ ）、負であることから、逆U字型の二次関数の形状になっていることが示唆される。wave 6でもモデル1もモデル2も有意であった。二乗項を投入したモデル2はここでも決定係数 R^2 乗がわずかだが上昇し、 R^2 乗変化量も有意であった（ $p < 0.05$ ）。参加頻度の二乗項の回帰係数も有意で、負であることから、wave 5と同様に逆U字型の二次関数の形状であることが窺える。

分析からは、参加頻度は高ければ高いほど健康満足度に寄与するわけではなく、ある程度の頻度までは上昇するが、頻度が高くなりすぎると、かえって健康満足感が下降することが考えられる。次に参加頻度の限界効果が0となる水準を見ていくことにする。

$$\text{wave 5 } 0.279 + 2 \times (-0.031) \times \text{参加頻度} = 0 \rightarrow \text{限界効果が0となる参加頻度} = 4.500$$

$$\text{wave 6 } 0.298 + 2 \times (-0.030) \times \text{参加頻度} = 0 \rightarrow \text{限界効果が0となる参加頻度} = 4.967$$

計算の結果から解釈すると、wave 5では4「1カ月に2,3回」と5「1週間に1回くらい」の間あたり、wave 6では、ほぼ5「1週間に1回くらい」に近い手前のところが健康満足感のピークであり、それ以上の頻度になるとむしろ健康満足感が下がっていくようだ。

表6 参加頻度と健康満足感の曲線関係モデルの回帰分析の結果

		モデル1		モデル2	
		<u>B</u>	<u>β</u>	<u>B</u>	<u>β</u>
wave5	参加頻度6段階 (w5時点)	.058	.104 **	.279	.500 **
	参加頻度6段階 (w5時点)の二乗項			-.031	-.405 *
	定数		3.586		3.270
	R二乗 (調整済)		.010		.015
	F値		10.892		8.772
wave6	参加頻度6段階 (w6時点)	.084	.141 ***	.298	.504 **
	参加頻度6段階 (w6時点)の二乗項			-.030	-.370 *
	定数		3.415		3.120
	R二乗 (調整済)		.019		.024
	F値		20.422		13.106

† $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

高齢期にある程度の頻度であれば、心身に心地よく参加できても、そうした頻度を超えて頻繁に組織参加することは、人によっては逆に心身の負担になるなど、楽しみではなく、義務のように感じるのかもしれない。そう考えると、どの人も週1回程度の参加頻度に促すのではなく、やはり、各人に合った頻度があることを前提に、健康満足感が上がる参加頻度を徐々に共に模索して、サポートをしていくのがよいと思われる。

4. 組織への関わり方と健康満足感

4.1 世話役に着目して

ここではさらに組織への関わり方が健康満足感に影響しているのではないかと考え、見ていくことにする。wave 5 のみに参加組織での役割についての質問がある。クラブやグループへの加入や参加頻度をたずねた後、「そのようなグループのうち、あなたが世話役や役員をしているものはありますか」と質問し、その数をたずねている。ここでは0を「世話役ではない」、1以上を「世話役をしている」としてダミー変数に変換して用いる。健康満足感に関する問いは5件法でたずねているが、この分析では単純化のため、「非常に満足」「まあまあ満足」を「満足」として1、「どちらともいえない」「あまり満足していない」「まったく満足していない」を「満足以外」として0のダミー変数にした。

まず、男女別に世話役をしている人としていない人で健康満足感が異なるか見ていく。図2をみると、女性では世話役と世話役ではない人で、健康に満足している人とそうでない人の間で満足感に大差はなく、有意でもなかった。一方、男性では世話役の方がそうでない人よりも健康に満足している人の割合が7.5%多く、有意な差が見られた。

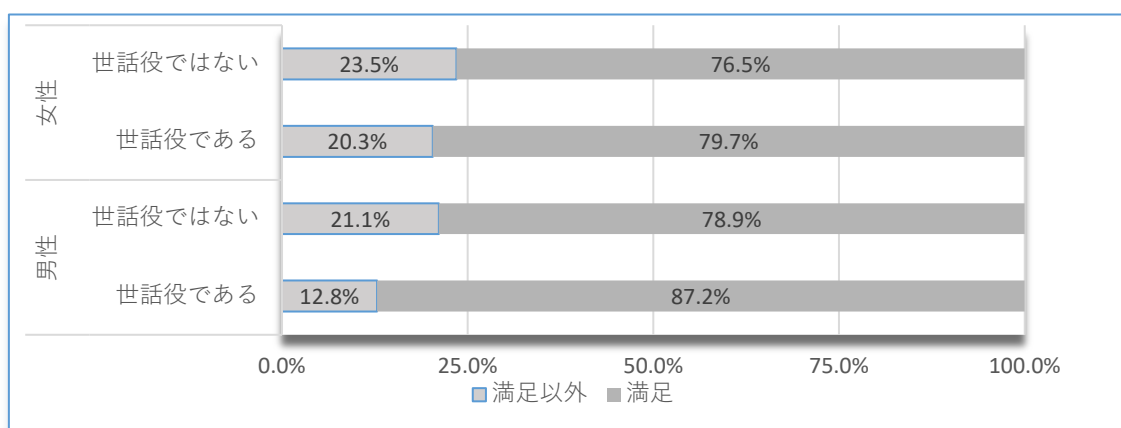


図2 世話役かどうかと健康満足感

前述の重回帰分析をみると、組織への参加頻度が健康満足感を規定する要因の一つと窺えた。それでは世話役とそうでない人とは参加頻度に違いがあるのだろうか。男女別にみていく(図3)。頻度については単純化のため、「月1回よりも少ない」「月1回よりも多い」の2つにコード変換した。結果、男性、女性とも有意な差(0.1%水準)がみられ、世話役で

ない女性と男性の間には参加頻度の差は僅かであった。一方、世話役をしている人を見ると、月1回以上参加している人の割合は女性の方が男性よりも9.3ポイント高かった。これは女性の参加している組織の種類や活動形式が男性と異なることも考えられるが、世話役、役員等は女性の場合、日々の事務一般を含めた実動を伴うのかもしれない。男性の世話役、役員等は名誉職の意味合いのあるものもあり、理事会等の主要な活動のほかはあまり実動を伴わないものも含まれているのかもしれない。菊澤（2003）を参考にして考えてみると、男性と女性の間で組織での世話役の内容の違いやそれによる参加頻度の違いだけに焦点を当てるべきではないだろう。そうした違いの要因となる社会的、文化的な背景にも着目していく必要がある。この点はさらに研究が必要である。

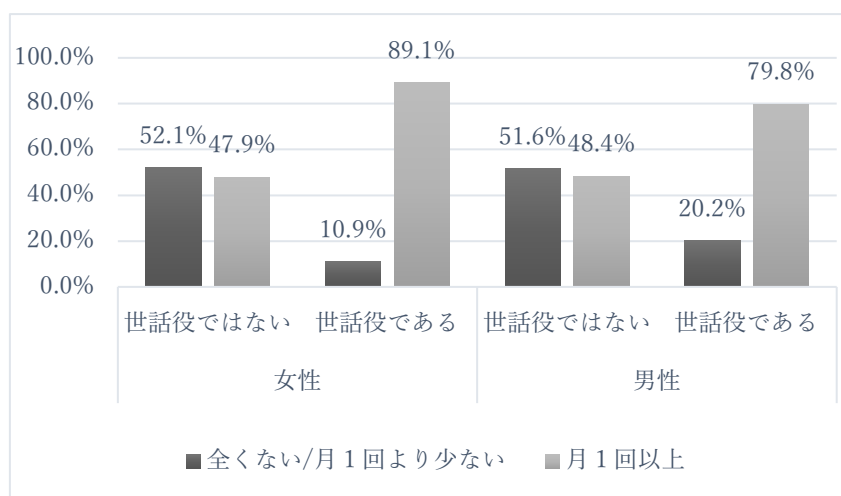


図3 世話役と参加頻度

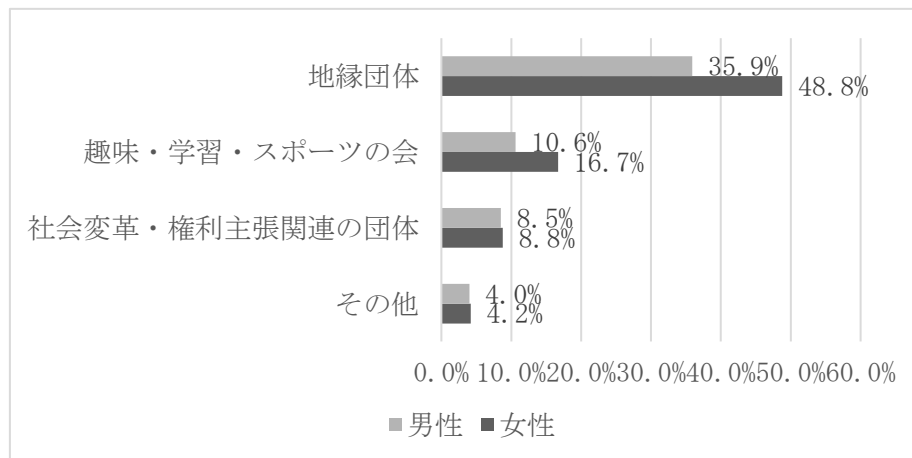
注：N=994（すべての変数に答えている1004人の中で世話役について質問に答えた人）

全体をみていくと、世話役をしている人はしていない人よりも参加頻度が高く、健康満足感が高いことが窺える。だからといって世話役をすることを単に促進することが良いとも言えない。例えば自治会等では固定した高齢のアクティブメンバーばかりに負担があることが問題となる場合が多い。何らかの役割を体調に合わせて、メンバーの多くの人で担っていくと、役割の意識だけでなく、参加頻度が高まり、健康満足感にもつながっていくことが考えられる。

4.2 参加組織の種類について

参加組織の種類については wave6 の質問のみでたずねているので、wave5 からの変化を見ることができない。調査では組織の会合に出かけている回数をたずねた次の質問で、出かけていると答えた人に「あなたが会合に出ているグループは、どのようなグループですか」と複数回答で9つの選択肢から選ぶ。ここでは回答を4つの種類に再コード化して変換した。具体的には「町内会・自治会」および「老人会・老人クラブ」を「地縁団体」へ、「(老

人会以外の) 趣味や学習・スポーツの会・グループ」は「趣味・学習・スポーツの会」としてそのまま変数として使用する。そして「ボランティア・社会奉仕団体」「職域関係のグループ・組合」「宗教関係の会・グループ(氏子・檀家の会, 教会など)」「市民活動・消費者団体」「政治団体やその後援会」は, それぞれは異なるものではあるが, 社会を改善していく何らかの目的を持って機能している団体として「社会変革・権利主張関連の団体」に合わせて変換した。分類については今後より検討が必要である³⁾。「その他」と合計して4つに変数を作成し, 単純化して分析結果がわかりやすくなるようにした。ただし, 前述の重回帰分析等では, 対象を使用する変数にすべて答えている人で70歳以上に絞り込んだが, ここでは種類によっては男女別にすると5未満の非常に小さな値をとるため, 単に70歳以上に絞り込んでいる。



注: N=1070, 複数回答で, パーセントは総和の割合を示している。

図4 加入組織の種類(男女別)

まずは, 図4は, 男女別に種類による分布を示したものである。マンションの増加や地域コミュニティの希薄化によって自治会等の参加は全国で減少しているが, 自治会や老人クラブ等の「地縁団体」に参加している人が男性35.9%, 女性48.8%と共に最も割合が多く, 女性は男性より12.9ポイント多い。これは他の団体と違い, 自治会等は世帯で入会することが多く, また老人クラブ等は自治会よりも加入するか否かの自由はあるが, 地方など地域によっては入らざる得ない人も多いことが考えられる。

続いて「趣味・学習・スポーツの会」に参加していると答えた人が男性10.6%, 女性16.7%で女性の方が6.1%多い。後述するが, 高齢者の趣味等の楽しみとしての組織参加は広く浸透しているとは言えないだろう。また「社会変革・権利主張関連の団体」は全体から見ると少なく, 男性が8.5%, 女性8.8%と一割に満たない。その他は男性4%, 女性4.2%である。本論文では「その他」の内容については把握できていない。

次に参加組織の種類によって, 健康満足感が異なるのか男女別に検討していく。表7

を見ると、4種類のすべての変数で男性も女性も健康に満足の人と満足以外の人割合はあまり差が見られない。また、各種類での合計も、各種類での男女別も有意な差がなかった。参加組織の種類によっては健康満足感には違いがないのかもしれない。

表7 参加組織の種類と健康満足感

			健康満足感		
			満足以外	満足	計
地縁団体	女性	加入なし	26.0%	74.0%	104 n. s.
		加入あり	24.6%	75.4%	521
	男性	加入なし	23.3%	76.7%	60 n. s.
		加入あり	22.7%	77.3%	384
	合計	加入なし	25.0%	75.0%	164 n. s.
		加入あり	23.8%	76.2%	905
趣味・学習・スポーツ	女性	加入なし	26.2%	73.8%	446 n. s.
		加入あり	21.2%	78.8%	179
	男性	加入なし	23.0%	77.0%	331 n. s.
		加入あり	22.1%	77.9%	113
	合計	加入なし	24.8%	75.2%	777 n. s.
		加入あり	21.6%	78.4%	292
社会変革・権利主張	女性	加入なし	24.9%	75.1%	531 n. s.
		加入あり	24.5%	75.5%	94
	男性	加入なし	24.1%	75.9%	353 n. s.
		加入あり	17.6%	82.4%	91
	合計	加入なし	24.5%	75.5%	884 n. s.
		加入あり	21.1%	78.9%	185
その他	女性	加入なし	24.7%	75.3%	580 n. s.
		加入あり	26.7%	73.3%	45
	男性	加入なし	23.7%	76.3%	401 n. s.
		加入あり	14.0%	86.0%	43
	合計	加入なし	24.3%	75.7%	981 n. s.
		加入あり	20.5%	79.5%	88

既述の参加頻度についての分析では、参加頻度が健康満足度に寄与する可能性が窺えた。次に組織の種類によって参加頻度に違いがあるのか見ていきたい。表8を見ると、「趣味・学習・スポーツ」に参加している人の頻度は高く、95%以上の人月1回以上参加していて、特に「週1回/週2回以上」参加している人は62.0%と全体の中で最も高い。「権利主体・社会変革等の団体」も87%以上の人月1回以上参加していて頻度が高い。こちらは「月1回/月2,3回」と「週1回/週2回以上」の人が43%程度と同じぐらいいる。一方、地縁団体は「月1回より少ない」人が40%もいる。自治会や老人クラブ等では会員になってはいる

ものの、総会等のどうしても出席する必要のあるものだけに行くことが考えられる。また自治会は世帯単位で入るため、本人以外の家族が出席することもあり得る。

表 8 組織の種類と参加頻度

組織の種類	参加頻度 (4段階)				計 (人数)
	月1より少ない	月1回 / 月2, 3回	週1回 / 週2回以上		
地縁団体	40.0%	37.4%	22.6%		903
趣味・学習・スポーツの会	4.8%	33.2%	62.0%		292
権利主張・社会変革等の団体	13.0%	43.2%	43.8%		185
その他	28.4%	46.6%	25.0%		88

注 本分析は DK, NA を欠損値にしている。組織の種類が DK の人はすべて参加頻度の質問では「まったくない」という結果になっている。したがって、参加頻度のカテゴリに「まったくない」は含まれていない。

次に参加組織の種類別に参加頻度と健康満足感の関係についてももう少し細かく見ていくことにする。前述の表 6 では、参加頻度と健康満足感の間の逆 U 字型曲線関係が示された。そこでここでも組織の種類別の頻度ごとに曲線関係があるか検討していく。但し、前述したように、加入組織の種類についての質問は wave 6 のみにあり、複数回答である。そして参加頻度については、グループの会合へ出かける頻度を回答者にたずねているが、2 つ以上のグループの会合があれば、その合計で回答してもらっている。したがって、複数の加入組織の種類を選択回答した人の参加頻度は、複数の異なる加入組織への参加頻度の合計である。回答者がどの種類の組織にどのくらい参加したのかということは不明である。

そこで、分析では 70 歳以上で、地縁団体のみに加入している人 (n=591: 選択肢は「町内会・自治会」または「老人会・老人クラブ」)、趣味や学習・スポーツの会のみに入っている人(n=85)、社会変革・権利主張関連の団体のみに加入している人 (n=36: 選択肢は「ボランティア・社会奉仕団体」「職域関係のグループ・組合」)、その他の団体のみに加入している人(n=23)に絞り込んで、各種別別に分析をしていく。具体的には、健康満足感の 5 件法(「非常に満足している」を 5, 「まったく満足していない」を 1 として再コード化)を従属変数とする。説明変数は、モデル 1, 2 共に参加頻度、モデル 2 では加えて参加頻度の二乗項を用いて重回帰分析をする。参加頻度については、調査でたずねた 6 つの選択肢をここでの分析では、6 「1 週間に 2 回以上」、5 「1 週間に 1 回くらい」、4 「1 カ月に 2, 3 回」、3 「1 カ月に 1 回くらい」、2 「1 カ月に 1 回より少ない」、1 「まったくない」として、曲線関係が確認しやすいように再コード化して用いる。

表9 組織種類別の参加頻度と健康満足感の曲線関係モデルの回帰分析の結果

		モデル1		モデル2	
		B	β	B	β
地縁団体	参加頻度6段階 (w6時点)	.044	.049	.376	.422
	参加頻度6段階 (w6時点)の二乗項			-.046	-.378
	定数		3.561		3.049
	R二乗 (調整済)	.001		.003	
	F値	1.444		1.984	
趣味・学習・スポーツの会	参加頻度6段階 (w6時点)	.029	.040	-.206	-.282
	参加頻度6段階 (w6時点)の二乗項			.027	.326
	定数		3.745		4.209
	R二乗 (調整済)	-.010		-.020	
	F値	.131		.163	
社会変革・権利主張関連の団体	参加頻度6段階 (w6時点)	.142	.169	-.332	-.394
	参加頻度6段階 (w6時点)の二乗項			.057	.569
	定数		3.057		3.963
	R二乗 (調整済)	.000		.035	
	F値	1.000		.594	
その他	参加頻度6段階 (w6時点)	-.490	-.375	-4.783	-3.662
	参加頻度6段階 (w6時点)の二乗項			.739	3.307
	定数		4.993		10.811
	R二乗 (調整済)	.100		.197	
	F値	3.431		3.698	

※ † p<0.1、*p<0.05、**p<0.01、***p<0.001

分析の結果を表9に示した。組織のすべての種類でモデル1は有意ではなかった(p<0.05)。モデル1と比べると、二乗項を投入したモデル2の決定係数(R²乗調整済)がわずかに高くなっているが、モデル2もすべての組織種類において有意ではなかった(p<0.05)。この結果からは、参加頻度と健康満足感の間には線形関係も曲線関係も有意な関係が見られず、参加頻度による健康満足感への影響は、参加する種類によっては、違いはないように窺える。但し、この分析では調査データの性質上、1種類の組織を回答した人のみに絞っているため、種類ごとの頻度を把握したうえでの分析にはなっていない。組織の種類については調査データから得られる情報に制限があるが、改善した詳しい分析は今後の課題である。

以上、参加組織の種類、種類ごとの頻度、健康満足感について検討してきた。その結果、どの種類の組織に参加するか、種類ごとの参加頻度についても、健康満足感にはあまり関係がないと考えられる。

組織の種類ごとの参加頻度の違いについても見てきた。地縁組織では形式的な参加のため、頻度が低い人の割合が多いのかもしれない。全体として参加頻度が健康感に寄与するのなら、参加する人の割合が全体で最も多い地縁組織で自ら会合等に参加しようと思う人が増える工夫も必要であろう。また、趣味の会等の参加頻度は高いものの、参加している人の割合が大変少ない。本当は参加したいのに参加できない事情がある高齢者がいる可能

性が高い。のちに述べるが、相談機能や参加できるしくみづくりが大切である。

5. 考察と残された課題

5.1 これからの高齢期の組織参加に向けて

本研究では高齢期の組織参加に着目して、その健康満足感への寄与を検討してきた。参加組織の数や組織の種類は健康満足感にはあまり関連がなく、どれだけ組織の活動に参加するかというある程度の頻度が影響することのひとつと考えられる。

しかしながら、高齢者が組織に参加することが健康満足感に寄与するといっても、一律に組織への参加を促進することや参加頻度を上げることが健康に繋がるものではないと考える。例えば地縁組織へ参加することは、ある高齢者にとっては楽しみで健康に良い効果があっても、別の高齢者にとっては苦痛である場合もあるだろう。多様な高齢者一人ひとりに合わせて、組織に参加することの障壁を取り除いていてその人が望むような参加、関わり方ができることが大切であろう。高齢者が組織に参加したいと思う際に、どんな組織に参加するかは自らの意思で選択して決定できることとそれができる環境であることが重要であろう⁴⁾。

頻度についても各個人のペースで心身ともに快適に参加継続できることが望ましい。健康を高めていける程度の参加頻度があるとすると、高齢者が自分の意志で参加頻度を無理なく高めていけることが大切である。そのために地域や社会で何らかのサポートをしておくことが必要である。その人が興味を持った組織に参加したいと思ってもできない場合もある。高齢期の身体的要因を考えると、高齢者にもアクセスのしやすい場所での組織会合の開催、地域でのコミュニティバス等の整備、外出が難しい際のインターネットによるリモートでの参加等の環境も求められる。

また、参加したくとも、躊躇する高齢者がいる背景に社会的、文化的要因がある場合も考えられる。誰でも参加可能な組織であるのに、高齢であることを理由に参加しづらいということがある。高齢であることに加えて、ジェンダー、職歴等、参加を阻む要因も社会全体で共に取り除いていくことが大切であろう。そうすることで、どの世代も年齢に関わらず交流して共に学び合うことのできる組織に自分の意志で参加できる社会に近づく。それは若年の人たちも安心して自分たちも歳を重ねていくことのできる豊かな社会となる。

一方、組織に参加したくないと考える高齢者の気持ちも尊重される必要があるだろう。単に参加の促進ばかりすると、参加したくない高齢者が、活発に参加する高齢者らから取り残された状況や心境になることもありえる。参加したくないと思わせる状況があるなら、参加したくなる環境に徐々に協力しながら整えていくことも大切である。

さらに多様な種類の組織があり、それらに高齢者が参加できることが望ましい。筆者が、ある自治会の高齢者向けのリクリエーションを兼ねた交流会に参加しない高齢者に理由をたずねた際に、高齢者ばかりの会なので気が進まないという声も多く聞かれた。多世代が年齢に関係なく参加する組織も高齢者にとって必要である。

役割についても世話役をすることが健康感に寄与するとしても、一部の人やその家族だけに負担がかかることも考えられる。フィールドワークで訪れた地域では地縁組織で高齢の役員が過重なタスクを背負っていることも多い。よって、単に健康のために世話役をすることを推進するのではなく、何らかの役割を多くのメンバーで担って参加していくことが健康満足感の向上に寄与するのではないだろうか。

5.2 本研究の残された課題

本研究の残された課題は多く、以下のとおりである。本研究ではパネル調査のデータの特徴を活かした分析がじゅうぶんにできとは言えない。変数の差分の重回帰を行う方法は情報が限られている。データの扱いを習得してロング形式のデータに変換して個体内および個体間の効果も分析していきたい。

また、主観的健康感には本研究で用いた健康満足感だけではなく、自己健康評価等さまざまな指標があり、それらの異なる主観的な健康の指標の関連も見ていく必要がある。

そして、今回は健康満足感が変化した人、変わらなかった人がどういう人たちなのかということ进行分析するところまで辿り着いていない。変わらない人たちは実は高齢期において高いレベルの健康維持をしているのではないだろうか。または健康満足感が変わらない人たちというのは、実際は前回の調査時点から歳を重ねて、健康に満足しているわけではないが、現状に満足するべきであると思っている人なのだろうか。いずれにしても単純な分析では明らかにならず、細かいさらなる分析・研究が必要であろう。また、年齢コホート別、就業状態別、経済状態別の分析までは、今回の分析では網羅できていない。組織参加によって健康満足感に寄与するのは、参加頻度だけではなく、他の要因も考えられる。また理論についてかなり理解が粗い部分があることを承知しており、分析結果を考察する際に熟考する必要がある。今後、二次分析をさらに進めていきたい。

本論における著述、分析の誤解、齟齬はすべて著者である湯上千春に帰するものである。

[注]

- 1) 主観的健康感としては、自己による健康評価を使用している研究が多く見られる。
- 2) 差分を回帰する分析方法は、筆者が参加した「東京大学社会科学研究所計量分析セミナー 二次分析道場！」にて 教示いただいたことを参考にした。(三輪 2019)
- 3) 丹羽 (2006) は、市民・政治団体と労働団体では関心の共通性がかつてより減少している点を指摘している。今後は団体を分類する際に時代に即した団体の性質をより考える必要があるだろう。
- 4) 選択、自己決定については、本論文では理論の検討が不十分である。Sen (1994)を参照すると、人は本来、外的にも内的にも多様である。人の生活は、物事をする／状態になるといった「機能」の集まりである。本論文と関連させると、その機能の一つに例えば自分の選んだ組織に一定の頻度で参加することも含めることができるとも考えられる。Sen によれば、その人

が行うことができる機能の組み合わせが capability であり, どのような生活を選べるかということに関わる. その人が価値があると思うことを達成する自由である「エージェンシーとしての達成の自由」とその人が自己の福祉を達成するための自由 (capability の集まりでもある) は異なるものであっても相互に影響する. 例えばその人が地縁組織で地域を改善しようと参加すること, 趣味のスポーツの会で楽しんで体力つけること等とも照らして考えられるのかもしれない.

[謝辞]

二次分析にあたり, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「老研—ミシガン大学—東大 全国高齢者パネル調査〈Wave5(1999), Wave6(2002)〉」(東京都健康長寿医療センター研究所) の個票データの提供を受けました. 本研究の成果は, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会 2019 年度参加者公募型研究「全国高齢者パネル調査による高齢期の健康と生活に関する二次分析」の一部です.

二次分析研究会に参加する機会をいただき, 大変有意義な時間をすごさせていただきました. 励ましてくださり, 御指導賜り, 貴重なコメントをくださった先生方, いつもご親切にあたたかいサポートをくださった事務局の皆様, 共にがんばってきた研究会のメンバーの皆様, 調査に関わった方, データ保管に関わった方, そして調査でたくさんの質問にひとつずつ回答してくださった高齢の回答者の皆様, すべての方のお名前を挙げることはできませんが, 心より感謝申し上げます.

[参考文献]

- 内閣府, 2019, 「令和元年版高齢社会白書(全体版)」, 内閣府ホームページ, (2020年1月12日取得, https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2019/html/zenbun/sl1_1_1.html).
- 菊澤佐江子, 2003, 「高齢期における障害と社会的役割」『淑徳大学社会学部研究紀要』37:69-82.
- 小林江里香, 2015, 「日本の高齢者の社会参加は進んだか」『老年社会科学』36(4):423-432.
- 小林江里香・Jersey Liang, 2011, 「高齢者の社会的ネットワークにおける加齢変化とコホート差—全国高齢者縦断調査データのマルチレベル分析」『社会学評論』62(3):356-374.
- 近藤克則, 2010, 『「健康格差社会」を生き抜く』朝日新聞出版.
- Sen, Amartya, 1992, *Inequality Reexamined*. Oxford: Oxford University Press. (池本幸生・野上裕生・佐藤仁訳, 2018, 『不平等の再検討—潜在能力と自由』岩波書店.)
- 斉藤雅茂, 2008, 「高齢者の社会的ネットワークの経年的変化:6年間のパネルデータを用いた潜在成長曲線モデルより」『老年社会科学』29(4):516-524.
- 高野和良・坂本俊彦・大倉福恵, 2007, 「高齢者の社会参加と住民組織:ふれあい・いきいきサロン活動に注目して」『山口県立大学大学院論集』8:129-137.
- 中田知生, 2012, 「高齢者における健康満足感の推移と社会階層—集団軌跡モデルを用いて—」

『医療と社会』22(1):79-88.

中田知生, 2015, 「友人が多いほど健康であり続けられるのか—パネルデータを用いた主観的健康感の男女差」筒井淳也, 神林博史, 長松奈美江, 渡邊大輔, 藤原翔 (編)『計量社会学入門—社会をデータでよむ』世界思想社, 183-193.

丹羽功, 2006, 「〈論説〉利益団体の協力関係と影響力」『近畿大學法學』53(3/4):215(298)-239(274), (2020年1月20日取得, AN10144398-20060330-0298. pdf).

三輪哲, 2019年9月4日(第4回講義)於東京大学社会科学研究所, 「東京大学社会科学研究所計量分析セミナー 二次分析道場!」配布資料及びセミナー内容の記録.

湯上千春, 2015, 「地域組織参加による高齢者の見守り・声かけに関する主体性形成の可能性—過疎地域A町の調査を事例にして」『応用社会学研究』25:41-51.

湯上千春, 2014年6月29日, 「都市圏のボランティアによる高齢者の交流づくり活動の持続可能性:P学区の手作り食事会の事例」福祉社会学会第12回大会報告原稿.

渡邊大輔, 2015, 第8章「健康・医療・福祉の社会学」筒井淳也, 神林博史, 長松奈美江, 渡邊大輔, 藤原翔編『計量社会学入門—社会をデータでよむ』世界思想社. 183-193.

宗教性の変化とその他者援助への影響

山本耕平

(京都大学)

日本の高齢者の宗教性を測定するものとして考案された私的宗教実践にかんする質問項目について、先行研究で指摘されている他者援助との関連を再検討することにより、個人内での宗教性の変動が他者を援助する行為の変動と関連するかどうかを検討した。また、それを通じて、私的宗教実践にかんする項目が宗教性のどのような側面を測定しているのかを探索的に検討した。固定効果モデルの推定から、私的宗教実践と他者援助の正の関連は観測されない異質性を除去すると見られなくなることが確認された。また、私的宗教実践の頻度は加齢や身体能力の低下に応じて低くなることが分かった。しかし、個々の私的宗教実践について見ると、神棚や仏壇に祈るという行為は加齢とともに頻度が高まり、他者援助とも関連することが分かった。私的宗教実践にタイプの異なる行為が含まれているために、全体として見ると宗教性の効果が希釈されている可能性が示唆された。

1. 問題設定

平均寿命の伸長によって今後も高齢化が進む現代社会において、高齢期における生きがいやウェルビーイングの確保は重要な課題である(金子 2014)。高齢期における生きがいやウェルビーイングを左右する要因については、有償・無償労働への従事(岡本 2009)や所得(坊迫・星 2010)、身体能力(村田ほか 2009)、社会的ネットワーク(小林ほか 2014)といったさまざまな側面から国内でも研究が蓄積されているが、そうした中で、生きがいやウェルビーイングとの関連が繰り返し論じられながらも(Hood et al. 2009: Ch. 7; Idler 2006; Koenig 2012; Thauvoys et al. 2018)日本において十分な研究が進展していないのが、宗教である。高齢期において宗教がウェルビーイングの向上に果たしうる機能は、上に挙げた種々の要因とは異なる重要性をもつ。というのも、宗教は他の要因にたいする促進剤や緩衝剤として機能することが考えられるからである。たとえば、社会的地位の喪失や身体的・精神的健康の悪化、近親者の死といった高齢期に増加するディストレスにたいしてポジティブな解釈を与えることによってそれらを軽減したり(Steger and Frazier 2005)、宗教的活動への参加をとおした社会的ネットワーク形成の促進によりウェルビーイングの向上に寄与したりする(Rote et al. 2012; Wuthnow 2002)ような機能である。また、ボランティアなどの利他的行動への参加が高齢者のウェルビーイングを高めることが知られているが(Choi and Kim 2011; 岡本 2009; Russell et al. 2019)、宗教には、利他性を強調する教義によってそのような利他的行動を促進するという側面がある(稲場 2011b)。

このような高齢期における重要性が指摘されてきた一方で、従来の研究がキリスト教会型宗教をモデルとして展開されてきたという事情もあり、日本を含む非西欧文化圏において宗教が人びとのウェルビーイングにどのように関連するかについては、いまだ見解の一

致はなく、方法論的にも検討すべき課題が残っている（櫻井 2017）。たとえば、ISSP（国際社会調査プログラム）のデータを用いて宗教的態度と幸福感の関連を日米で比較した金児（2004）は、信仰心の有無にたいする自己評価で見ても、死後の世界への信念などの超自然的観念で見ても、日本では宗教的態度と幸福感の関連が見られないという。一方、JGSS（日本版総合的社会調査）のデータを分析した研究では、何らかの宗教を信仰していること（Roemer 2010）や死後の世界を信じること（寺沢・横山 2014）が、幸福感と正の関連を示すことが報告されている。台湾のデータを用いた研究（Liu et al. 2012; Yeager et al. 2006）でも、宗教のどのような側面に着目するかによってウェルビーイングとの関連の有無や正負が異なっている。どのようにして人びとの宗教性を測るべきか、という方法論的な検討が依然として重要なのである。

さらに、これは宗教とウェルビーイングの関連にかんする研究全般に当てはまることだが、多くの知見は横断的研究から得られたものである。横断的な研究には観測されない異質性による疑似相関の可能性がつきまとうことはよく知られているが、次節で詳述するように、宗教が人びとの行動や意識におよぼす影響についても、横断的研究から得られる知見に疑問が呈されている。同一の個人の内部で宗教性が発達することが本当にウェルビーイングの向上に寄与するのかどうかは、まだ明らかではないのである。

本稿ではこれらの背景のもと、「老研ーミシガン大ー東大 全国高齢者パネル調査」(以下、JAHEAD と略記) から得られるデータをもちいて、日本の高齢者における宗教性と社会参加との関連を検討する。宗教性とウェルビーイングとの関わりを正面から検討するのではなく、社会参加との関連を検討するのは、宗教性がウェルビーイングを高めるとすればそのメカニズムはどのようなものであるかを検討する必要がある、そのメカニズムのなかでも、宗教性が社会参加を促すという効果が重要だと考えられるからである。先に宗教とウェルビーイングとの関連にはいくつかのメカニズムがあることについて触れたが、宗教性が社会参加というかたちで個人の行動変容をもたらすならば、社会参加を通じて他者の役に立つことが自尊心を高め（Russell et al. 2019）、心身のディストレスが軽減したり、助け合いのネットワークを広げることで（稲場 2011b）、社会的ネットワークの形成に寄与したりするかもしれない。つまり、宗教性が社会参加という個人の行動を変容させるかどうか検討することは、宗教がウェルビーイングにもたらす影響を検討する上で中心的な課題なのである²⁾。

こうした課題に取り組む上で、JAHEAD のデータは、上で述べた 2 つの問題に対処できるという有効性をもつ。第一の問題にたいしては、日本という文化的コンテキストを考慮した宗教的行為にかんする独自の質問項目が考案されている。寺沢・横山（2014: 4）は、死後の世界を信じる意識を独立変数とすることについて、日本人の宗教性においては信仰の有無のような自覚的な宗教性ではなく「無自覚の宗教性」（稲場 2011a）が重要であることを理由として挙げているが、JAHEAD における私的な宗教実践を尋ねる質問項目は、まさにそのような無自覚の宗教性を捉えることを意図している（Krause 1999: 410-411）。また、宗教的な実践という行動の側面では宗教団体への所属などの自覚的な宗教性にかんするデー

タしか利用できず、一方で無自覚な宗教性については意識項目でしか捉えられてこなかった、行動の側面から無自覚な宗教性を捉えることは、新たなアプローチとして意義があるだろう。第二の問題にたいしては、パネルデータという特質から、観測されない異質性を統制することが可能である。これらの点により、JAHEAD のデータは、高齢期における宗教とウェルビーイングの関連を検討するための貴重なデータになり得るのである。

2. 先行研究と本稿のリサーチ・クエスチョン

本節では、JAHEAD をもちいた宗教性と社会参加との関連にかんする研究を整理した上で、本稿で検討するリサーチ・クエスチョンを提示する。とはいえ、宗教性と他の変数との関連を体系的に検討しているのは、管見のかぎり Wave 4 のデータを分析した Krause et al. (1999) のみである。Krause et al. (1999) は、「自宅で神棚や仏壇、あるいは荒神様などに祈ったり、拝んだりする」などの質問項目によって測定される宗教性を私的宗教実践 (private religious practices) と呼び、こうした実践にあらわれる宗教性が他者への共感を高めることで他者を援助する行動を促し³⁾、その行動が自己効力感を高めたり、自身が困ったときも助けてもらえるという安心感を生むことにより、主観的健康感を高める、というメカニズムを検証した。彼らの分析結果によれば、私的宗教実践の頻度が高い回答者ほど、身近な人につらいことがあったときに励ますなどの他者援助を行う頻度が高く、他者援助の頻度が高い回答者ほど自身の健康状態に満足している傾向があった。ただし、私的宗教実践と他者援助との関連は、男女別に分析をおこなうと男性においてのみ見られ、女性は私的宗教実践の有無にかかわらず男性よりも他者援助をおこなう傾向にあった。彼らはこの結果について、男性は他者をケアするよう社会化されていないため、宗教性の影響を受けて他者援助の頻度変動するが、女性はケア役割の内面化によって、宗教性の高低にかかわらず他者を援助する、と解釈している。

しかし、このような解釈が妥当かどうかは慎重に考える必要がある。前節でも触れたように、Krause et al. (1999) のような横断的研究から得られる知見には、そこで見られる関連は観測されない異質性による疑似相関ではないか、という疑問が残るからである。このような疑問のもっともらしさは、近年のいくつかの研究によって裏付けられる。たとえば Schuurmans-Stekhoven (2017, 2019) は、宗教とウェルビーイングの関連はパーソナリティ特性が交絡した疑似相関であることを主張している。特定のパーソナリティを持つ人はもともと宗教性が高く、同時に人間関係にたいして高い満足を感じるなどの傾向がある、というわけである。また、遺伝的要因も無視できない交絡要因であり (Koenig 2012)、従来の横断的研究において宗教の影響が示唆されていた関連が遺伝的要因を共通の原因とする疑似相関であったことが判明する可能性は大いにある。近年の例でいえば、Nedelec et al. (2017) は、宗教性が高い人ほどアルコールやドラッグを乱用しにくいという従来の知見にたいして、一卵性双生児の調査データにもとづき、遺伝的要因を統制すれば宗教性と物質乱用との関連はほとんど見られなくなることを指摘している。本稿が問題とする宗教と他者援助と

の関連についても、宗教性と利他的な態度とのあいだに何らかの観測されない異質性が交絡しているかもしれない。たとえば、2013年に日本で実施された全国調査のデータを分析した三谷（2013）によれば、子どもの頃に母親が神社や寺や教会に頻繁にかよっていた人ほど、本人もそれらの宗教施設にかよう頻度が高く、ボランティア活動によく参加している。つまり、比較的わかい時期に宗教的社会化によって獲得された宗教性が他者援助を促すのであって、高齢期において宗教性が高まることは他者援助につながらないかもしれない。

こうした背景を踏まえると、宗教性が他者を援助する行動を促す、という先行研究の知見も、複数時点のパネルデータの分析によっても支持されるのかどうかを検討する必要があるだろう。これを第一のリサーチ・クエスチョンとする。

RQ1: 観測されない異質性を統制しても、宗教性と他者援助の関連は（とくに男性において）見られるか

しかし、かりにRQ1に肯定的な回答が与えられようと、否定的な回答が与えられようと、そもそも私的宗教実践という行動が個人の宗教性を表しているのかどうか明らかでなければ、結果の解釈は難しい。また、前節で触れたように、個人の宗教性を測定する方法論が未発達な現状では、私的宗教実践について調査することで宗教性を測定できるのかどうか、という基礎的な事柄を確認しておくことにも意義がある。すでに触れたように、Krause et al.（1999）は、自覚的な信仰をあまり持たないとされる日本人の宗教性が、私的宗教実践の頻度に表れるものと想定している。彼らはこの想定にもとづき、私的宗教実践にかんする3つの質問項目を、宗教性を測る1つの尺度として扱っているが、「無自覚な宗教性」にかんする稲場（2011a, b）の議論を参照すれば、それら3つの項目がそれぞれ、稲場（2011a: 15）によれば、明確な信仰を自覚することが少ない日本人であっても、「無自覚に漠然と抱く自己を超えたものとのつながりの感覚と、先祖、神仏、世間に対して持つおかげ様の念」は持っているものであり（これを稲場は「無自覚な宗教性」と呼ぶ）、それは「初詣や墓参りなどの儀礼、祖先祭祀」などの行為に表れている。そして、「定期的に教会活動に参加したり、集会や法要・儀礼などには参加しないが、他者・自然・神仏とのつながりとおかげ様を温存する『無自覚の宗教性』は、他者を思いやる利他主義ともつながっている」という（稲場2011a: 15）。「祖先祭祀には、命のつながりに対する感謝の意識が漠然と生きている」（稲場2011a: 15）という表現にも見られるように、ここでとくに注目されているのは、祖先祭祀という行為をつうじて、漠然とではあれ先祖にたいして「おかげ様の念」を抱くような宗教意識である。この議論が正しければ、日本人が日常的に行いうる私的な宗教実践のなかでも、とくに祖先祭祀と関わりのあるものが、他者援助との関連を示すことが予測される。

そこで、第二のリサーチ・クエスチョンとして次の問いに取り組むことにする。

RQ2: 祖先祭祀に関わる私的宗教実践とそうでないものとのあいだで、他者援助や他の

変数との関連に違いはあるか

3. データと変数

3.1 使用するデータと分析枠組

前節で提示したリサーチ・クエスチョンに答えるため、本稿では JAHEAD において私的宗教実践にかんする質問項目が採用された Wave 4 以降のデータを分析する。RQ 1 については、私的宗教実践と他者援助との関連にかんするプールド OLS 回帰モデルと固定効果モデル (Allison 2009) の推定結果を比較することで、宗教性と他者援助の関係にかんする先行研究 (Krause 1999) の主張が支持されるかどうかを検討する。RQ 2 については、まず、私的宗教実践の個々の項目について他者援助との関連を検討する。さらに、私的宗教実践を従属変数とするプールド OLS 回帰モデルと固定効果モデルを推定し、私的宗教実践がどのような変数と関連しているのかを検討する。分析に使用するサンプルは Wave 4 までに調査に参加したケースのみで、Wave 5 で追加された 70 歳以上のサンプルは除外している。そのうち、現時点で使用可能なデータで最新の Wave 7 までの 4 時点について、継続して本人からの回答が得られているケース (1115 件) を使用した。次節以降の分析では、記述的分析ではその分析の対象となる変数について欠損値があったケースのみを除外し、多変量解析では分析に使用する変数の少なくとも 1 つについて欠損値があったケースを除外した。

3.2 従属変数

RQ 2 の従属変数である (RQ 1 の独立変数でもある) 私的宗教実践と、RQ 1 の従属変数である他者援助については、先行研究の知見との比較のため、Krause et al. (1999) と同じ質問項目への回答をもちいた。具体的には、私的宗教実践は次の 3 項目への回答の合成得点である (【】内は質問項目 ID)。

1. 自宅で神棚や仏壇、あるいは荒神様などに祈ったり、拝んだりしていますか。水や線香、ご飯を供えるだけのことも含みます。【PRI-1】
2. お経、聖書などを家でどのくらい読みますか。【PRI-2】
3. テレビやラジオの説教や礼拝などの宗教番組を見たり聞いたりしていますか。【PRI-3】

回答は「いつもしている」、「ときどきしている」、「あまりしていない」、「まったくしていない」の 4 択から選択されているので、「いつもしている」が 4 点～「まったくしていない」が 1 点となるよう得点化した。個々の私的宗教実践について検討するときはこの得点をそのままもちい、3 項目の得点を合成するときは、各 Wave について主成分分析から求められる第一主成分の重みによって重み付け加算した 3 項目の合計得点 (つまり、標準化されていない第一主成分得点) を計算し、私的宗教実践得点とした。後の分析で示すように、第一主成分の重みは 3 項目すべてにたいして正の値を示し、全般的な私的宗教実践の傾向を表すものと解釈できる。

他者援助は次の2項目への回答の合成得点である。

1. あなたは、身近な親しい人たちが心配ごとや困りごとについて話したがっているとき、どのくらい聞いてあげますか。【HSO-1】
2. あなたは、身近な親しい人たちにつらいことがあった場合、どの程度励ましたり、慰めたりすると思いますか。【HSO-2】

回答は「いつも聞いてあげる(する)」、「たいてい聞いてあげる(する)」、「ときどき聞いてあげる(する)」、「あまり聞いてあげない(しない)」、「ぜんぜん聞いてあげない(しない)」の5択から選択されているので、「いつも聞いてあげる(する)」が5点～「ぜんぜん聞いてあげない(しない)」が1点となるよう得点化した。2項目しかなく、どのWaveでも相関が強いので($r=0.69\sim 0.77$)、2項目の得点を単純加算した。

3.3 独立変数

RQ1のための分析では、私的宗教実践と性別の交互作用を検討することで、先行研究の知見と対比する。他者援助との関連が予測される他の時変変数として、年齢、就業の有無、配偶者との離死別、家計の経済的余裕、参加している組織の数、身体能力をモデルに投入する。ここで考えている他者援助は、「話を聞いてあげる」といった比較的負担が少ないものではあるが、体力や気力の衰え、時間的な余裕、人付き合いの全般的な頻度などによって、他者のために時間を割くかどうか左右されるかもしれない。プールドOLSモデルでは、時不変変数として教育年数との関連も検討する。教育年数が長い人のほうがボランティアに参加しやすいことが指摘されており(三谷 2013; Mitani 2014)、ボランティアがイコールではないにしても他者の利益のために自発的なはたらきかけを行うという点で共通する行為である他者援助においても、何らかの関連があるかもしれない。就業の有無は就業していない場合に1をとるダミー変数、配偶者との離死別は配偶者がいない場合に1をとるダミー変数、家計の経済的余裕は「お宅では、毎月のやりくりはいかがですか」という質問への回答を、「非常に苦勞している」が1点～「まったく苦勞していない」が5点になるよう得点化したものである。参加している組織の数については、「町内会、自治会、老人クラブ、商工会、宗教のグループ、またはその他のクラブやグループ」に全部でいくつ入っているかについての回答を、5つ以上はすべて5つとして処理した。身体能力については、「15分くらい立ち続ける」「200～300メートルくらい歩く」「しゃがんだり、ひざまずいたりする」「頭よりも高いところにあるものに手を伸ばして届く」「指でものをつかむ、あるいは指を自由に使える」「米10kg程度のものを持ち上げたり運んだりする」「階段を2、3段昇る」の7項目について、「ぜんぜん難しくない」以外に回答している場合に1として、7項目の得点を加算した。つまり、これらの行動に何らかの難しさを感じているほど点数が高くなる。本人の教育年数は、6年未満の回答者はきわめて少ないので、6年以下の場合はすべて6年とみなした。

RQ2にかんする私的宗教実践を従属変数とする分析では、RQ1の分析でもちいるのと同

様の年齢、無業ダミー、配偶者との離死別ダミー、身体能力を時変変数として投入する。その他、プールド OLS モデルの推定では、時不変変数として出生コーホートと本人の教育年数を投入する。出生コーホートは、「1915 年以前」「1916～20 年」「1921～25 年」「1926～30 年」「1931 年以降」の 5 カテゴリに分割した（基準カテゴリは「1915 年以前」）。なお、時不変変数として両親の学歴や貧困の経験との関連についても検討したが、両親の学歴が不明である場合に私的宗教実践の頻度が低いという解釈の難しい傾向がいには統計的に有意な関連が見られなかったため、ここでは考慮しない。

4. 分析結果

4.1 記述的分析

私的宗教実践と他者援助について、各項目への回答を年齢間・時点間で比較したのが図 1, 2 である。私的宗教実践は、同じ年齢層を時点間で比較すると、おおむね最近の時点ほど（つまり若いコーホートほど）実践頻度が低くなっていることが分かる。それぞれの行為が宗教性を反映したものであるとすれば、ゆるやかな世俗化の傾向を示していると解釈できるかもしれない。他者援助についてもやや時点間の差が見られるが、加齢によって他者援助の頻度が下がる傾向のほうが顕著である。前節で触れたように、ここでの他者援助は「話を聞いてあげる」といった身体的負担が比較的軽微だと思われる行動ではあるが、それでもある程度は能動的なはたらきかけが必要であったり、加齢にともなってそもそも相談を受けるような関係にある身近な人の数が減ったりすることによって、このような傾向が生じるものと思われる。

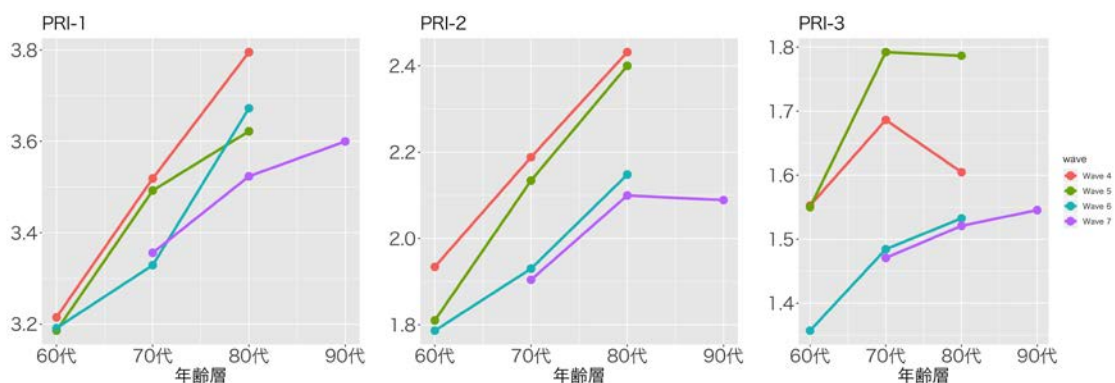


図 1 私的宗教実践 3 項目の年齢間・時点間比較

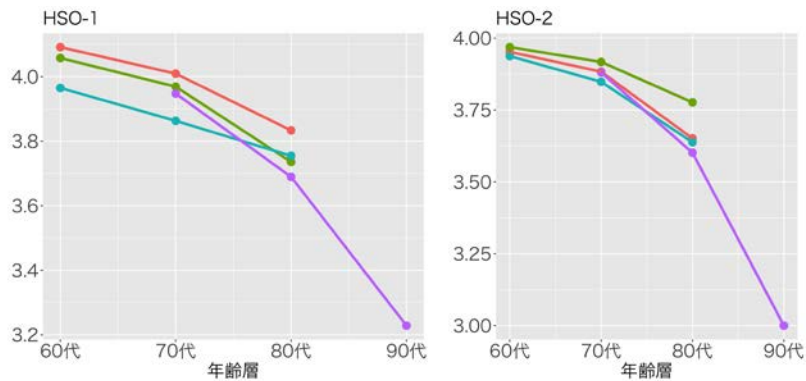


図2 他者援助2項目の年齢間・時点間比較

4.2 私的宗教実践の主成分分析

私的宗教実践3項目についての主成分分析の結果が表1である。いずれのWaveでも第一主成分で分散の50%程度が説明されており、3項目すべてに正の重みがかかっているため、私的宗教実践の全般的な傾向を示すものと解釈できる。3.2節で述べたように、各Wave・各項目への回答にこれらの重みをかけて加算したものを私的宗教実践得点とする。

表1 第一主成分の重み（私的宗教実践）

	Wave 4 (53.4%)	Wave 5 (55.3%)	Wave 6 (52.7%)	Wave 7 (51.5%)
PRI-1	0.572	0.537	0.530	0.536
PRI-2	0.631	0.633	0.653	0.654
PRI-3	0.523	0.557	0.541	0.534

※ () 内は第一主成分で説明される分散の比率

4.3 多変量解析

多変量解析の結果を、表2～3に示す。なお、私的宗教実践の級内相関は0.612、他者援助の級内相関は0.413で、固定効果モデルを推定する意味はあると考えられる。

まず、RQ1（観測されない異質性を統制しても、宗教性と他者援助の関連はとくに男性において見られるか）について、他者援助を従属変数とした分析結果を確認する（表2）。プールドOLSモデルの推定では、教育年数が長いほど、家計に経済的余裕があるほど、参加している組織が多いほど、他者援助をする傾向があり、年齢が高いほど、また身体能力が衰退しているほど他者援助をしにくい、という自然に解釈可能な結果が示されている。そして、Wave4のデータを分析していたKrause et al. (1999)の結果と同様、女性ダミーの正の主効果、宗教性の正の主効果、女性ダミーと宗教性の負の交互作用効果がいずれも統計的に有意である。係数から、女性では宗教性の傾きがほぼゼロであり、女性は宗教性の高低にかかわ

らず男性よりも他者援助をする傾向があるが、男性が他者援助する頻度は宗教性の高低と
 相関していることが分かる。しかし、固定効果モデルの推定結果を見ると、年齢、経済的余
 裕、参加組織数、身体能力の係数はやや小さくはなるものの統計的に有意なままであるのに
 たいし、宗教性の係数は男性でも女性でもかなり小さくなり、統計的に有意でもなくなる⁴⁾。
 つまり、横断的に見られる宗教性と他者援助との関連は、観測されない異質性によって生じ
 ていた疑似相関であるように見える。

表 2 他者援助を従属変数とする多変量解析

	プールド OLS		固定効果	
切片	7.327***	(0.400)		
年齢/10	-0.243***	(0.050)	-0.299***	(0.077)
教育年数	0.055***	(0.012)		
女性ダミー	0.691**	(0.173)		
宗教性	0.101*	(0.031)		
無業ダミー	-0.134	(0.064)	0.079	(0.085)
離死別ダミー	-0.053	(0.071)	0.070	(0.163)
やりくりが楽	0.308***	(0.028)	0.164***	(0.038)
参加組織数	0.163***	(0.022)	0.080*	(0.032)
身体能力衰退	-0.108***	(0.021)	-0.108**	(0.034)
宗教×女性	-0.103*	(0.042)		
宗教×男性			0.071	(0.051)
宗教×女性			0.050	(0.044)
R ²	0.092		0.028	
N	3927		3927	
回答者数	1095		1095	

* : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001 (括弧内はクラスター標準誤差)

しかし、私的宗教実践を構成する 3 項目を個々に独立変数として同様の固定効果モデル
 を推定すると、違った傾向が見られる (表 3)。具体的には、PRI-1 (自宅で神棚や仏壇、あ
 るいは荒神様などに祈ったり、拝んだりする) については、固定効果モデルでも統計的に有
 意な正の推定値が得られ、性別との交互作用を確認すると男性においてとくに値が大きか
 った。一方、PRI-2 や PRI-3 と他者援助との関連は、表 2 と同様に見られなかった。つまり、
 「無自覚の宗教性」をはっきりと反映していると考えられる PRI-1 についてのみ見れば、私
 的宗教実践に表れる宗教性が他者援助という行為を促す、という先行研究の知見を支持す
 る結果が見られる。異なる傾向を示すこれら 3 つの項目を合成しているがゆえに、全般的な
 私的宗教実践で見ると他者援助との関連が希釈されてしまい、表 2 では目立った関連が見
 られなかったのである。この結果から、RQ2 (祖先祭祀に関わる私的宗教実践とそうでない
 ものとのあいだで、他者援助や他の変数との関連に違いはあるか) については、予測どおり

の違いが確認されたと言える。

表3 他者援助を従属変数とする固定効果モデル

	宗教性：PRI-1		宗教性：PRI-2		宗教性：PRI-3	
年齢/10	-0.316***	0.078	-0.306***	0.077	-0.302***	0.078
宗教性×男性	0.122*	0.057	0.079	0.061	-0.037	0.063
宗教性×女性	0.088	0.063	-0.011	0.049	0.068	0.046
無業ダミー	0.077	0.085	0.08	0.086	0.079	0.086
離死別ダミー	0.066	0.163	0.097	0.163	0.088	0.163
やりくり楽	0.163***	0.038	0.167***	0.038	0.164***	0.038
参加組織数	0.082*	0.032	0.079*	0.032	0.08*	0.032
身体能力衰退	-0.105**	0.034	-0.112**	0.034	-0.111**	0.034
R ²	0.03		0.028		0.028	
N	3927		3927		3927	
回答者数	1095		1095		1095	

* : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001 (括弧内はクラスター標準誤差)

表4 私的宗教実践を従属変数とする多変量解析

	プールド OLS		固定効果	
切片	3.893***	(0.499)		
年齢/10	0.034	(0.051)	-0.139**	(0.044)
教育年数	-0.006	(0.015)		
女性ダミー	0.518***	(0.072)		
無業ダミー	-0.160*	(0.065)	0.019	(0.053)
離死別ダミー	0.316***	(0.078)		
身体能力衰退	-0.048*	(0.020)	-0.074**	(0.017)
1916-20 生	-0.148	(0.245)		
1921-22 生	-0.259	(0.231)		
1926-30 生	-0.336	(0.234)		
1931 以降生	-0.511*	(0.240)		
離死別×男性			0.319	(0.221)
離死別×女性			0.504***	(0.117)
R ²	0.082		0.019	
N	3927		3927	
回答者数	1095		1095	

* : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001 (括弧内はクラスター標準誤差)

次に、私的宗教実践を従属変数とする分析の結果を確認する(表4)。プールド OLS モデルの推定結果より、女性は男性よりも私的宗教実践の頻度が高く、離死別者もそうでない場

合にくらべて頻度が高いことが分かる。無業であることと身体能力の衰退は、私的宗教実践の頻度の低さと関連している。また、コーホートについてはほとんど統計的に有意にはなっていないが、係数の値じたいは若いコーホートほど私的宗教実践の頻度が低くなる傾向を示しており、図1で見られた傾向と一致している。固定効果モデルの推定結果では、プールドOLSではほぼ係数がゼロであった年齢の効果が負の値となっている。身体能力の衰退も負の値であり、加齢と身体能力の衰退によって私的宗教実践の頻度が下がること示唆される。また、離死別ダミー⁵⁾は性別との交互作用が見られた。係数の値から解釈すると、男性においても離死別を経験することで私的宗教実践の頻度が高まる傾向が見られるが、その傾向は女性においてより顕著である。

次に、私的宗教実践の3項目をそれぞれ従属変数として固定効果モデルを推定した結果が表5である。表3と同様に、3項目を合成した場合の分析結果とは違った傾向が見られる。離死別ダミーと身体能力衰退の推定値については、どの項目でも類似した傾向が見られるが、年齢の効果については、「自宅で神棚や仏壇、あるいは荒神様などに祈ったり、拝んだりする」の場合は表4とは逆に正の値であり、他の2つの場合は表4と同様に負の値である。この結果から、RQ2（祖先祭祀に関わる私的宗教実践とそうでないものとのあいだで、他者援助や他の変数との関連に違いはあるか）について、「無自覚の宗教性」を明確に反映すると考えられるPRI-1（自宅で神棚や仏壇、あるいは荒神様などに祈ったり、拝んだりする）と他の2項目のあいだで、一部の変数との関連に違いがあることが確認された。

表5 私的宗教実践3項目を従属変数とする固定効果モデル

	PRI-1		PRI-2		PRI-3	
年齢/10	0.093**	0.036	-0.078*	0.04	-0.156***	0.038
無業ダミー	0.027	0.044	-0.007	0.042	0.022	0.045
離死別ダミー	0.289***	0.087	0.374***	0.102	0.125	0.081
身体能力衰退	-0.066***	0.016	-0.041**	0.016	-0.023	0.016
R ²	0.016		0.011		0.009	
N	3927		3927		3927	
回答者数	1095		1095		1095	

* : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001 (括弧内はクラスター標準誤差)

5. まとめと議論

前節の分析結果をまとめると、プール・データで見ると私的宗教実践と他者援助には関連があり、性別との交互作用も先行研究と同様に確認されたものの、固定効果モデルによって観測されない異質性を統制すると、その関連は見られなくなることが分かった(表2)。しかし、私的宗教実践の各項目について見ると、「自宅で神棚や仏壇、あるいは荒神様などに祈ったり、拝んだりする」という項目と他の2項目のあいだで他者援助との関連に違いがあ

り、「無自覚の宗教性」を明確に表していると思われる前者については、他者援助との関連が認められた(表 3)。そして、私的宗教実践の変動じたいについて検討したところ、年齢と身体能力とは負の、配偶者との離死別とは正の関連が見られた(表 4)。しかし、私的宗教実践の 3 項目を個々に検討すると、「自宅で神棚や仏壇、あるいは荒神様などに祈ったり、拝んだりする」という項目と他の 2 項目のあいだで、年齢との関連が異なっていた(表 5)。表 6 は、これらの結果を簡潔にまとめたものである。3 つの私的宗教実践を合成して宗教性とみなした場合、固定効果モデルでは他者援助との関連が見られず、加齢にともなって実践の頻度が減っていくように見えるが、いずれも「神棚や仏壇に祈る」との正の関連が他の 2 項目との関連の弱さや反対方向の関連によって希釈されてしまったものと考えられる。

表 6 私的宗教実践の各項目と他の変数との関連

	年齢	離死別	身体能力	他者援助
神棚や仏壇に祈る	+	+	-	+
お経、聖書を読む	-	+	-	
宗教番組を視聴する	-			
3 項目合成	-	+	-	

「無自覚の宗教性」にかんする議論(稲場 2011a, b)を踏まえて以上の結果を解釈すると、宗教性が他者援助を促すという関連は見られると言ってよい。というのも、PRI-1 が明確に祖先祭祀の要素を含むのにたいし、PRI-2 と 3 は必ずしもそうではないからである。たとえば、頻繁に「お経や聖書を読む」人のなかには、祖先祭祀をつうじて先祖とのつながりを意識するために読む人も、知的好奇心から読む人もいるかもしれない。いわば、PRI-2 と 3 が「趣味」としての側面を含みうるのにたいし、PRI-1 には多かれ少なかれ「無自覚の宗教性」が必要である。PRI-2 と 3 の頻度が加齢によって低下するという結果は、この解釈と整合的であろう。よって、「無自覚の宗教性」をもっとも明確に反映していると考えられる「神棚や仏壇に祈る」という行為と他者援助との関連が、観測されない異質性を統制しても見られたことによって、宗教性が他者援助を促すという知見が支持されるものと判断する。

ここまでの分析結果は、「無自覚の宗教性」が利他的行動と確かに関わっていることを示唆している。稲場(2011a, b)は、ボランティア参加者が語る参加の動機に「つながり」や「思いやり」といった語彙が含まれることから、「無自覚の宗教性」がボランティアをはじめとする利他的行動の基盤となりうることを主張しているが、動機の語彙にかんする議論(Mills 1940)を考慮すると、このような結論が本当に導かれるのかどうかについては慎重にならざるを得ない。一方、宗教とボランティアの関連について検討してきた従来の量的研究では(三谷 2013; Mitani 2014; 寺沢 2012)、宗教性の指標として宗教施設への参加頻度がかきいられてきたため、「無自覚の宗教性」と利他的行動が関連しているのかどうかは明らかでなかった。本稿の分析結果は、これらの質的研究と量的研究とのあいだのギャップを多

少なりとも埋めるものである。

最後に、ここまでの検討から得られる方法論的含意について述べておきたい。それは、私的宗教実践の頻度によって宗教性を測定するためには、人びとが私的におこなうさまざまな行為のなかで、祖先祭祀との関連が明確なものに焦点を絞ることが有効かもしれない、ということである。たとえば、JAHEADのWave7では「墓参りや、お寺、神社、教会への参拝・礼拝にどれくらい行きますか」という質問項目が設けられているが、宗教性を測定するという目的に限って言えば、墓参りの頻度のみを尋ねたほうがよいかもしれない。というのも、宗教施設を訪れることには観光としての側面が（少なくとも近年においては）多分に含まれているのにたいし、墓参りには多かれ少なかれ「無自覚の宗教性」が必要だと思われるからである。具体的にどの宗教実践に祖先祭祀の意味合いが込められているのかについては今後も理論的・経験的な検討が必要だが、少なくとも、宗教性を測定する上で注目すべき宗教実践の条件がある程度は明確になったものと思われる。

6. 補論：宗教意識項目の分析

本稿では、私的宗教実践という宗教にかかわる行動に着目して、他者援助との関連を検討した。一方、JAHEADでは宗教的な意識についても質問項目がある。1節で触れたように、行動よりも意識によって宗教性を捉えることの重要性を主張する研究もあるので、本節では簡単に、JAHEADで採用されている宗教意識項目についてデータを概観しておく。Wave4以降、宗教意識にかんする質問項目はどのWaveでも3つ採用されているが、Wave6以降に内容が変更されたため、全Waveを通じて比較できるのは次の1項目だけである（Wave6以降は、「神」と「仏」にそれぞれ「様」がつく）。

1. 神（様）や仏（様）に祈ることは、困難やストレスを乗り切るのに役立つ。

この項目への回答を「そう思う」が4点～「まったくそう思わない」が1点となるよう得点化したものを、年齢間・時点間で比較したのが図3である。Wave4～5とWave6～7のあいだで得点が底上げされているように見える。

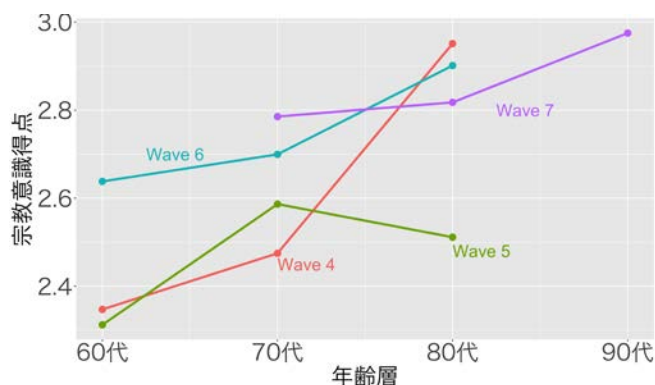


図3 「神や仏に祈ることは…」の年齢間・時点間比較

このような Wave 間での差が観察された要因として考えられる可能性の 1 つは、質問項目の順序効果 (Oldendick 2008) である。Wave 6 以降は「神や仏に祈ることは…」以外の 2 項目が変更されていると同時に、Wave 4~5 では 3 項目のなかで最後に配置されていた「神や仏に祈ることは…」が Wave 6 以降では最初に配置されるようになっている (表)。前者では、心を落ち着かせる場面や重要なことを決めるときに神や仏が実際に役に立ったかどうか想起した後に「役に立つかどうか」という一般論について考えているが、後者では最初に一般論が尋ねられている。順序効果のほかにも、上述のとおり Wave 6 以降は「神」と「仏」に「様」がついているので、その影響もあるかもしれないが、いずれにせよ、意識項目への回答はこのように微妙な調査設計の違いによって変動してしまう可能性がある。このような意識項目の不安定性を考えても、私的宗教実践という行動の側面に着目して宗教性を捉えようとしている JAHEAD の設計には有効性があると考えられる。

表 7 宗教意識にかんする質問項目の対照表

Wave 4~5	Wave 6~7
困難なことがおこったとき、神や仏に祈ると心が落ち着く	神様や仏様に祈ることは、困難やストレスを乗り切るのに役立つ
重要なことを決めるとき、神や仏の導きを受けられることが大切だ	神様や仏様に願い事をすればかなう
神や仏に祈ることは、困難やストレスを乗り切るのに役立つ	よくない行いをすると、ばちがあたったりタタリがおきたりすることがある

[注]

- 1) ウェルビーイングという語は文献によって多義的に用いられている。ここでは良好な健康状態などの客観的な側面から生活満足度や幸福感などの主観的な側面までを含む包括的な概念として用い、それぞれの文献における用語法の差異は捨象している。もちろんウェルビーイングという語で何を指すかによって宗教との関連は変わりうるが、そうした細かな検討を行うことは本稿の目的ではないので、ここでは議論を簡潔にすることを優先している。ウェルビーイングの類型論については櫻井 (2017) を参照のこと。
- 2) 宗教と社会参加という問題は、ウェルビーイングとの関わりとは独立に、それ自体が注目されているテーマでもある (三谷 2013; Mitani 2014; 寺沢 2012)。
- 3) さまざまな宗教がその教義において利他的な行動を推奨していることはよく知られている。たとえば、「仏教においては慈悲の心や菩薩行・利他行が説かれる」し、「キリスト教では、貧者への施しはイエスの説いた隣人愛の端的な実践」である (稲場 2011a: 16)。
- 4) 宗教性の効果に非対称性がある可能性が考えられるため、宗教性の上昇と下降を区別した固定効果モデルも推定したが、非対称性は確認されなかった。推定にあたっては Allison (2019)

が提唱する方法を採用した。Allison が提唱するのは、関心のある独立変数について一階差分をとった上で、正の差分の累計と負の差分の累計という 2 つの変数を新たに作成し、もとの独立変数の代わりに固定効果モデルに投入するというものである。具体的な数値例で説明しよう。Wave 1 から 4 にかけての宗教性スコアが順に 1, 2, 3, 2 であったとすると、Wave 2 から 4 の一階差分はそれぞれ 1, 1, -1 である。このとき、Wave 1 から 4 における正の差分の累計は (Wave 1 での増加量を 0 とすると)、0, 1, 2, 2 であり、負の差分の累計は 0, 0, 0, 1 である (Allison 2019: 8)。この方法によって、宗教性について正の差分の累計と負の差分の累計を固定効果モデルに投入したところ、前者の係数は 0.050、後者の係数は -0.068 であった (いずれも $p > 0.1$)。宗教性が増加すれば他者援助が増加し、宗教性が減少すれば他者援助も減少するという傾向が示されており、両者のあいだには有意差もないことから、宗教性の効果に非対称性は確認できないと言ってよい。

- 5) 理論上、離死別の効果に非対称性がある可能性は考えられるが、サンプルの性質上、再婚はほとんど生じていないので、変化の方向を区別した分析は難しいと判断した。
- 6) ただし、宗教によって墓参りの頻度が異なる可能性があるので、解釈には注意を要する。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave1(1987), Wave2(1990), Wave3(1993)>」, 「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave4(1996)>」, 「老研—ミシガン大—東大 全国高齢者パネル調査<Wave5(1999), Wave6(2002)>」, 「老研—ミシガン大—東大 全国高齢者パネル調査<Wave7>, 2006」(東京都健康長寿医療センター研究所) の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- Allison, P. D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- Allison, P. D., 2019, “Asymmetric Fixed-effects Models for Panel Data,” *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*, 5: 1-12.
- 坊迫吉倫・星旦二, 2010, 「都市在宅高齢者における等価収入と幸福感・生活満足感・主観的健康感の構造分析」『社会医学研究』27(2): 45-51.
- Choi, N. G., and J. Kim, 2011, “The Effect of Time Volunteering and Charitable Donations in Later Life on Psychological Wellbeing,” *Ageing & Society*, 31: 590-610.
- Hood, R. W., P. C. Hill, and B. Spilka, 2009, *The Psychology of Religion: An Empirical Approach*, Guilford Press.
- Idler, E., 2006, “Religion and Aging,” R. H. Binstock and L. K. George eds., *Handbook of Aging and the Social Sciences*, 6th Edition, Academic Press, 277-300.
- 稲場圭信, 2011a, 「無自覚の宗教性とソーシャル・キャピタル」『宗教と社会貢献』1(1): 3-26.

- 稲場圭信, 2011b, 『利他主義と宗教』 弘文堂.
- 金子勇, 2014, 『日本のアクティブエイジング——「少子化する高齢社会」の新しい生き方』 北海道大学出版会.
- 金児恵, 2004, 「日本人の宗教的態度とその精神的健康への影響——ISSP 調査の日米データの 2 次分析から」『死生学研究』 (3): 348-367.
- 小林江里香・深谷太郎・杉原陽子・秋山弘子・J. LIANG, 2014, 「高齢者の主観的ウェルビーイングにとって重要な社会的ネットワークとは——性別と年齢による差異」『社会心理学研究』 29(3): 133-145.
- Koenig, H. G., 2012, “Religion, Spirituality, and Health: The Research and Clinical Implications,” *ISRN Psychiatry* 2012, 278730.
- Krause, N., B. Ingersoll-Dayton, J. Liang, and H. Sugisawa, 1999, “Religion, Social Support, and Health among the Japanese Elderly,” *Journal of Health and Social Behavior*, 40: 405-421.
- Liu, E. Y., H. G. Koenig, D. Wei, 2012, “Discovering a Blissful Island: Religious Involvement and Happiness in Taiwan,” *Sociology of Religion*, 73(1): 46-68.
- Mills, C. W., 1940, “Situating Actions and Vocabularies of Motive,” *American Sociological Review*, 5(6): 904-913.
- 三谷はるよ, 2013, 「市民参加は学習の帰結か? ボランティア行動の社会化プロセス」『ノンプロフィット・レビュー』 13(2): 37-46.
- Mitani, H., 2014, “Influences of Resources and Subjective Dispositions on Formal and Informal Volunteering,” *Voluntas*, 25: 1022-1040.
- 村田伸・大山美智江・大田尾浩・村田潤・木村裕子・豊田謙二・津田彰, 2009, 「在宅高齢者の運動習慣と身体・認知・心理機能との関連」『行動医学研究』 15(1): 1-9.
- Nedelec, J. L., G. Richardson, and I. A. Silver, 2017 “Religiousness, Spirituality, and Substance Use: A Genetically Sensitive Examination and Critique,” *Journal of Drug Issues*, 47(3): 340-355.
- 岡本秀明, 2009, 「地域高齢者のプロダクティブな活動への関与と well-being の関連」『日本公衆衛生雑誌』 56(10): 713-723.
- Oldendick, R. W., 2008, “Question Order Effects,” P. J. Lavrakas ed., *Encyclopedia of Survey Research Methods*, Sage, 663-5.
- Roemer, M. K., 2010, “Religion and Subjective Well-Being in Japan,” *Review of Religious Research*, 51(4): 411-427.
- Rote, S., T. D. Hill, and C. G. Ellison, 2012, “Religious Attendance and Loneliness in Later Life,” *The Gerontologist*, 53(1): 39-50.
- Russell, A. R., A. Nyame-Mensah, A. de Wit, and F. Handy, 2019, “Volunteering and Wellbeing among Ageing Adults: A Longitudinal Analysis,” *Voluntas*, 30: 115-128.
- 櫻井義秀, 2017, 「人は宗教で幸せになれるのか——ウェル・ビーイングと宗教の分析」『理論と方法』 32(1): 80-96.

- Schuurmans-Stekhoven, J. B., 2017, "Spirit or Fleeting Apparition? Why Spirituality's Link with Social Support Might Be Incrementally Invalid," *Journal of Religion and Health*, 56: 1248-1262.
- Schuurmans-Stekhoven, J. B., 2019, "Auspicious or Suspicious --- Does Religiosity Really Promote Elder Well-Being? Examining the Belief-as-Benefit Effect among Older Japanese," *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 81: 129-135.
- Steger, M. F., and P. Frazier, 2005, "Meaning in Life: One Link in the Chain from Religiousness to Well-Being," *Journal of Counseling Psychology*, 52(4): 574-582.
- 寺沢重法, 2012, 「宗教参加と社会活動」『現代社会学研究』 25: 55-72.
- 寺沢重法・横山忠範, 2014, 「『死後の世界を信じること』と幸福感——JGSS-2008 の分析」『宗教と社会貢献』 4(2): 1-25.
- Thauvoye, E., S. Vanhooren, A. Vandenhoeck, and J. Dezutter, 2018, "Spirituality and Well-Being in Old Age: Exploring the Dimensions of Spirituality in Relation to Late-Life Functioning," *Journal of Religion and Health*, 57: 2167-2181.
- Wuthnow, R., 2002, "Religious Involvement and Status-Bridging Social Capital," *Journal of Scientific Study of Religion*, 41(4): 669-684.
- Yeager, D. M., D. A. Gleib, M. Au, H.-S. Lin, R. P. Sloan, and M. Weinstein, 2006, "Religious Involvement and Health Outcomes among Older Persons in Taiwan," *Social Science & Medicine*, 63: 2228-2241.

配偶者の死と残された人の死亡のリスクの関係

伊藤大将

(東洋大学)

配偶者の死は、残された人に大きな変化を起し、残された人はそれに適応するために多大な労力を要する。欧米で行われた先行研究では、配偶者との死別は残された人の死亡リスクを高めるという報告があるが、日本において当該分野の研究の蓄積はまだ少ない。本稿では、1987年から2006年の20年間にわたり3年ごとに回収された縦断的データ、「全国高齢者パネル調査」のwave 1からwave 7までを用い、生存時間分析を使って、配偶者との死別を経験した60歳以上の高齢者は、配偶者がいる人と比べて、死亡するリスクが高いのかを調査した。分析の結果、出生年を統制すると、配偶者と死別をした男女の死亡リスクは、配偶者がいる男女の死亡リスクよりも低いことがわかった。本研究の結果は、欧米を中心に蓄積されてきた死別の研究に、家族の形や社会制度が異なる日本の研究結果を提示することができた点で、当該分野に貢献した。

1. 背景

配偶者の死は、残されたものに大きな変化を起し、それに適応するために多大な労力を求める出来事の1位に50年以上前の研究で挙げられた(Holmes and Rahe 1967)。T. H. Holmes and R. H. Rahe (1967) によって The Social Readjustment Rating が発表された30年後に、J. A. Scully et al. (2000)が rating を再検討した結果でも、配偶者の死は1位に挙げられている。このように配偶者の死は、時代や環境が変化しても悪影響を生じさせる出来事と認識されている。

配偶者の死の悪影響は、研究者の関心を集め、多くの研究がされてきた。その中の1つに、配偶者の死と残されたものの寿命の関係を検討した研究がある。初期の研究は1895年に行われており、無配偶者は有配偶者と比べて死にやすいという結果が報告されている(Mayo-Smith 1985)。日本でも同様の研究が1924年に岡崎文規によって行われ、未婚、離婚、死別を含む無配偶者のほうが、有配偶者よりも死亡率が高いことが報告されている。この分野において研究は積み重ねられてきたが、死を取りまく環境は常に変化している。医療技術の発達とともに人は簡単には死ななくなっており、現在の環境下で配偶者の死が残された人に、以前と同様に悪影響を与えるのかどうかについては、検討の余地がある。加えて、これまでの研究は、横断的なデザインを用い、配偶者の死を経験する前の経済状況や健康状態をコントロールしていない研究が多く、夫婦が同様の環境下にいるせいで同時期に死んでしまうのか、配偶者の死の影響で死んでしまうのか、区別できていないものが多かった(Stroebe, Schut, and Stroebe 2007)。よって、これらの変数をコントロールした研究をする必要がある。

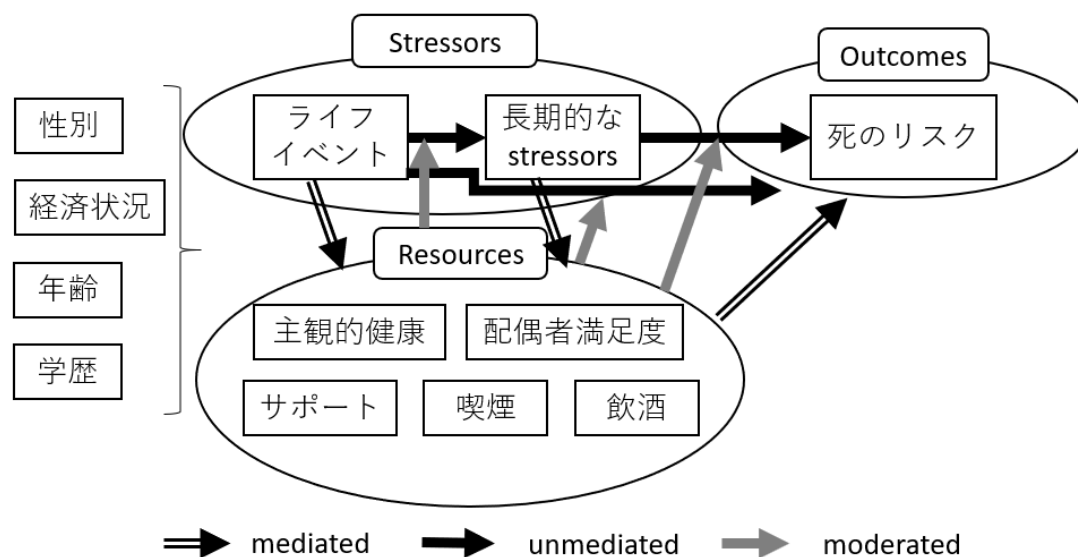


図1 本調査での Stress Process Model

そこで本研究では、1987年から2006年まで20年にわたりデータの収集が行われた縦断的研究データ「全国高齢者パネル調査」のwave1からwave7までを用い、配偶者と死別した人は配偶者のいる人と比較して、死亡するリスクが高いのかを、経済状況や健康にかかわる変数をコントロールし、生存時間分析を用いてデータ分析を行った。

2. 理論的枠組み

本研究の理論的枠組みは、L. I. Pearlin ら(Pearlin, et al, 1981; Pearl 1989; Pearlin and Bierman 2013)によって提唱された Stress Process Model を用いる。Stress Process Model は、1981年にL. I. Pearlin らにより提唱されて以降、新たな研究が行われ、新しい可能性が見い出されるたびに、複雑化してきた。本論文では、B. Wheaton (2009)と C. S. Aneshensel (2015)が描いた図を参考にして、本研究のアプローチを図にした(図1)。

Stress Process Model は、主に stressors, mediators と moderators, outcomes の3つの要素から成り立っている。Stressors とは、適応が難しい状況や経験を指し、ライフイベントや慢性的な stressors などが挙げられる(Pearlin and Bierman 2013)。Stressors を考える際に、社会的な視点として重要なことは、ライフイベントや慢性的な stressors というものは、同一の確率で誰にでも起こることではなく、その人が持つ特徴に依拠しているということである。たとえば、本調査では配偶者の死(ライフイベント)を stressor として捉えているが、配偶者の死は年齢の高い人や、女性のほうが経験しやすい。Stressors は健康に悪影響を及ぼすだけでなく、他の stressors を引き起こし、stress proliferation(ストレスの増殖)に繋がる(Aneshensel 2009; Pearlin and Bierman 2013)。その場合、一番最初の stressors を primary stressors, primary stressors によって引き起こされる stressors を secondary stressors と呼ぶ(Pearlin and Bierman 2013)。本調査に当てはめてみると、primary stressor は配偶者の死であり、配偶者の死によっ

て引き起こされる経済的困窮や友人の喪失が secondary stressors である。

生物学的な研究の仮定では、同じ Stressors にさらされた人は、同じ outcomes が生じるはずであるが、実際そうはなっていない。それは主に、個人の持つ resources が異なっているためである(Au 2017)。Resources は moderation と mediation の両方の働きを持つことがある。Mediation は stressors から影響を受けて、増加したり、減少したりし、その増減が outcomes に影響を及ぼす流れを指す(Pearlin and Bierman 2013)。Resources の例としてサポートが挙げられるが、妻を亡くした夫は妻が持っていた友人等のネットワークへのアクセスを失い、サポートが減少し、サポートが減少したことが outcomes(例えば身体的健康)に影響を与えうる。妻の死がサポートの量を減少させ、減ったサポートが原因で身体的健康が悪化するという流れが mediation である。一方、moderation は stressors の影響力を強めたり、弱めたりし、outcomes への影響の度合いに変化をもたらす(Pearlin and Bierman 2013)。たとえば、妻を亡くした夫の片方にはサポートを提供してくれる人がおり、もう一方にはサポートを提供してくれる人がいないとすると、妻の死の悪影響は、サポートによって緩和され、前者では後者よりも小さくなると考えられる。これが moderation である。

最後に、outcomes は primary stressors, secondary stressors, mediation 等によって引き起こされるメンタルヘルスや身体的な健康、飲酒といった行為のことを指す。どのような outcomes が生じるかはその人が持つ特徴によって異なることがあるため、複数の outcomes を用いた分析を行うことが理想的だが、ほとんどの研究で 1 つの outcome が選択されているのが現状である(Pearlin and Bierman 2013)。本研究の outcome は残された人の死である。

配偶者の死、その出来事自体が、残された人の精神的・身体的健康に直接的に悪影響を与えると予想されるが、その悪影響の度合いは、人によって変わってくる。例えば、社会・経済的地位、家族、親せき、友人からのサポートの有無(Stroebe 1994; Stroebe et al. 2007)、死別前の配偶者との関係の良好さ(Stroebe et al. 2007)、喫煙や飲酒の有無(Martikainen and Valkonen 1996; Moon et al. 2013; Skulason et al. 2012)が影響するという報告がある。ここに挙げた要因はすべてそれぞれが健康に影響を及ぼしているが、配偶者との死別の影響を小さく、あるいは大きくもする。経済的に余裕のある家庭であれば、働き手が死んでも経済的に困窮しないかもしれないし、家事を外部委託できるかもしれない。友人からのサポートがあれば、死別の影響は小さくなる可能性がある。よって本研究では、mediation/moderation を生じさせる変数として、主観的健康、配偶者満足度、配偶者以外の人からのサポートの有無、経済満足度、喫煙の有無、飲酒量、教育年数、生年を使用する。

3. 配偶者の死と残された人の死亡率の関係

配偶者を亡くした人と配偶者がいる人を比べると、配偶者を亡くした人のほうが死亡率が高いという結果が報告されており(Elwert et al. 2008; Helsing et al., 1981; Roelfs 2012)、その傾向は世界中で観察されている(Stroebe 1994)。しかし、この傾向は死別からの期間、年齢、性別によって異なるとされている。死別から 3 ヶ月(Moon et al., 2013)、6 か月(Martikainen

and Valkonen 1996)), 1年(Mineau, Smith, and Bean 2002), 2年(Roelfs 2012)の間は死亡率が高いという報告があり, 期間に関してはややばらつきはあるが, 一貫しているのは配偶者の死の悪影響は, 死別後の短期間の間だけ大きいという点である(Kaprio 1987; Martikainen and Valkonen 1996). 時間の経過とともに死亡率は, 配偶者のいる人と同程度に戻っていくとされる(Stroebe 1994). 年齢に関しては, 若いときに配偶者を亡くすほど悪影響は大きく, 年齢が高い人ほど死別の影響は小さくなる(Roelfs 2012; Stroebe 1994; Stroebe, Schut, and Stroebe 2007). 年齢のカットオフポイントは65歳あたりにあるようである(Elwert and Christakis 2006; Sorlie 1995). 性別に関しては, 男性のほうが女性より死亡率が高く(Martikainen and Valkonen 1996; Stroebe et al. 2007), 配偶者を亡くした女性の死亡率は, 配偶者のいる女性の死亡率と変わらないという報告もある(Helsing et al. 1981). さらに, Sorlie (1995)による65歳以上の米国人を対象とした研究によれば, 配偶者を亡くし一人暮らしをしている女性は, 配偶者のいる女性と比べて死亡率が低い. まとめると, 死亡率の上昇は, 妻を亡くした直後の比較的若い夫に表れやすいということになる.

次に日本人を対象とした研究に目を向けてみると, 結果に一貫性がないことに気づく. 高橋久美子(1989)は, 配偶者との死別前後で何が変化したのかを調査し, 健康状態に関しては, 男性の約7割, 女性の約6割が変化がないと回答したとしている. 65歳以上の女性を対象とした研究では, 配偶者との死別を経験した女性の体調が悪化するということはなく(安藤 2017), 65歳以上の男女を対象にした研究でも, 配偶者を亡くした男性と配偶者のいる男性の間の主観的健康観に関して, 有意な差は見られなかった(末盛 2007). このように, 配偶者との死別が必ずしも健康に悪影響を及ぼさないという研究結果もあるが, 逆の結果を導き出した研究もある. 末盛慶(2007)は, 配偶者を亡くした女性のほうが配偶者のいる女性よりも主観的健康観が優位に低い傾向が死別後1年未満の場合にみられると報告している. 一方で, 岡林ら(1997)によると, 配偶者を亡くして1年未満の人は配偶者のいる人と比べて, 精神的・身体的健康が低い傾向が見られた. 息切れや関節痛といった一部の症状は配偶者と死別した女性に有意に観察され(安藤 2007), 配偶者を亡くした男性の孤独感が上昇するという報告もある(白川 2015; 高橋 1989). また, 要介護率は配偶者と死別した人のほうが, 配偶者がいる人よりも高い(小松・齋藤 2003). しかし, こういった悪影響は1年以上経過すると観察されなくなるよう(岡林 1997), 末盛慶(2007)は1年以上経過した場合, 配偶者を亡くした女性の主観的健康観は配偶者を亡くしていない女性よりも優位に高かった, としている.

これらの先行研究を基に, 以下の仮説を立てた.

仮説1: 配偶者を亡くした男性は, 配偶者を亡くしていない男性と比較して, 死に至るリスクが高い.

仮説2: 配偶者を亡くした女性は, 配偶者を亡くしていない女性と比較して, 死に至るリスクに有意な差はない.

仮説3: 個人の特徴を捉えた変数を導入すると, 配偶者との死別の悪影響は小さくなる.

4. データとサンプル

本研究で使用するデータは、「全国高齢者パネル調査」と呼ばれる縦断的調査の wave 1 から wave 7 までのデータである。Wave 1 が 1987 年に回収されて以降、1990 年、1993 年、1996 年、1999 年、2002 年、2006 年と 3、4 年に 1 度のペースで追跡調査が行われてきた。調査参加者は 60 歳以上の男女で、層化二段無作為抽出を用いてサンプリングをしている。1990 年、1996 年にそれぞれ 60～62 歳、60 歳～65 歳の人を補充し、1999 年には 70 歳以上の人を追加している。前回調査に答えていない人も追跡調査の対象となるため、wave 1 に答え、wave 2 に答えず、wave 3 に回答している人がいたりする。重病、施設への入所、強い調査拒否等がある場合には、追跡調査は行っていない。認知的な衰えや病気で調査に参加できない場合、回答者の代わりに家族が答える代行調査もある。その他、調査の詳しい実施方法や回収率については、全国高齢者パネル調査の研究報告書を参考にしてほしい(たとえば、小林・菅原・深谷 2008)。

本研究では、調査に参加して以降に初めて配偶者の死を報告した男女と配偶者のいる男女をサンプルとした。初回調査参加時までには配偶者を亡くしている人も多くいるが、そういった人は、配偶者を亡くした直後に自身は亡くならず、最低 60 歳になるまでは生きてきた比較的健康的な人であると考えられるため、本研究の目的に合致しない。未婚、離婚、別居者もいることにはいるが、該当数が少ないため、wave 1 調査から wave 7 調査までで、一度でも未婚、離婚、別居を選択した人は、分析には含めなかった。また、主観的健康や経済満足度といった、調査参加者の考えを聞く変数を多く使用するため、代行調査は分析に入れなかった。その結果、分析対象者は、結婚している人と調査参加以降に死別を経験した人である。分析で使用した変数に欠損値がある場合、すべて分析から削除した。上記に挙げた条件を満たし、かつ欠損値がない調査参加者は、男性 1,738 名、女性 1,200 名の計 2,938 名であった。

5. 分析方法と変数

生存時間分析を用い、初回調査回答後から wave 7 調査回答までの間に、調査参加者自身が死亡するリスクを男女別に分析した。wave 1 調査から調査参加者自身の死亡、あるいは打ち切りまでの期間については、月を単位として用いた(たとえば、1 か月、2 か月)。コックス比例ハザードモデルを用いた理由の一つは、配偶者と死別したかどうかの変数が、時間に依存するためである。例えば、性別は大多数の人がそのカテゴリーを生涯変えないため、縦断的データを用い男女を比較することに大きな問題はないが、配偶者を亡くした、亡くしていないは、データ回収の途中でステータスが変わるため、配偶者がいる人と死別をした人との比較は単純にはできない。例えば、1995 年に配偶者を亡くした場合、調査開始時の 1987 年から 1995 年までは結婚しているグループに、1995 年以降は死別したグループに調査参加者は区別される。時間依存型のコックス比例ハザードモデルは、この移動を考慮に入れつつ、どちらのグループのほうが早く亡くなってしまうかを分析できる点で、有益である。コックス比例ハザードモデルの詳しい説明は、J. D. Singer and H. B. Willett(2003)を参照していただ

表1 変数とコーディング

変数名	質問	コーディング
女性	---	0 (男性) - 1 (女性)
教育年数	---	0 ~ 17年
出生年	---	1901 - 1936年
主観的健康	全体的に言って、あなたの現在の健康状態はいかがですか。	0 (まったく健康でない) - 4 (まったく健康)
配偶者満足度	配偶者にどれくらい満足していますか	0 (満足していない) - 2 (満足している)
サポート (いたわり・思いやり)	(配偶者以外の人から)あなたにどのくらい思いやりを示してくれますか。	0 (あまり示してくれない、または、思いやりを示してくれる人がいない) - 3 (とてもよく示してくれる)
経済状態満足度	あなたとあなたの家族を含めたお宅の経済状態にどの程度満足していますか	0 (まったく満足していない) - 4 (非常に満足している)
喫煙	たばこをお吸いになられますか。	0 (いいえ) - 1 (はい)
飲酒量	あなたはビールやお酒やその他のアルコール類を召し上がりますか。(「はい」の場合、)飲まれる日は、どのくらいの量を召し上がりますか。	0 (飲酒しない) ~ 60 (合)

きたい。

本研究で用いた共変量は、教育年数、生年、主観的健康、配偶者満足度、配偶者以外の人からのサポートの有無、経済満足度、喫煙の有無、飲酒量である。これらの変数のコーディングについては、表1に示した。配偶者満足度とサポート(いたわり・思いやり)に関しては、waveで聞き方が大きく異なる。

配偶者満足度は、wave1とwave2の質問は同じだが、wave3からwave7までの質問とは異なるため、コーディングで調整が必要だった。Wave1とwave2では、「ご主人・奥様から

のそのような心の支えに(1つ前の質問で、「あなたのまわりの親しい方たちが、どのくらいあなたにいたりや思いやりをしめてくれているか」を聞いており、「そのような心の支え」は「いたりや思いやり」を指す), どの程度満足していますか」という問いに対し、「非常に満足している」「まあまあ満足している」「満足していない」「あてにしていない、あてにすべきでない」「わからない」「非該当」の6つの選択肢から1つを選んでもらう質問になっている。「非常に満足している」「まあまあ満足している」を選択した人は「満足している」, 「満足していない」を選択した人は「満足していない」, 「あてにしていない, あてにすべきではない」を選択した人は「どちらともいえない」に区別した。Wave 3から wave 7では、「あなたは、次にあげることについてどの程度満足していますか。配偶者についてはどうですか」という質問が聞かれ、「非常に満足している」「まあまあ満足している」「どちらともいえない」「あまり満足していない」「まったく満足していない」「配偶者はいない」「わからない」の7つの選択肢から1つを選んでもらう質問になっている。「非常に満足している」「まあまあ満足している」を選択した人は「満足している」, 「あまり満足していない」「まったく満足していない」を選択した人は「満足していない」, 「どちらともいえない」を選択した人は「どちらともいえない」にまとめた。両回答で「わからない」を選択した人は少数だったため、分析からは省いた。

サポートについては、wave 1と wave 2では、「お子さんや、お孫さんは、どのくらい、いたりや思いやりを示してくれますか」と「親戚、お友達、近所の人たちは、どのくらい、いたりや思いやりを示してくれますか」という質問が別々にあり、「全然示してくれない」から「とてもよく示してくれる」の5つの選択肢から1つを選ぶように求めている。2つの回答の高いほうのスコアを採用し、「全然示してくれない」「あまり示してくれない」を1つのカテゴリーにまとめ、他の wave と合うように4つのカテゴリーにした。Wave 3と4では、回答者にいたりや思いやりをもっともよく示してくれる人とその次によく示してくれる人を挙げるように質問し、もっともよく示してくれる人のみについて、「あまり示してくれない」から「とてもよく示してくれる」の4件法で聞いている。もっともよく示してくれる人に、配偶者以外を選んだ場合は数値をそのまま採用し、配偶者を選んだ場合は、「あまり示してくれない」のカテゴリーに含めた。Wave 5から wave 7までの聞き方は一貫しており、回答者にいたりや思いやりをもっともよく示してくれる人のみを聞き、その人についてどのくらい思いやりを示してくれるかを wave 3と4と同様の4件法で尋ねている。コーディングは、wave 3と4と同様に行った。特に wave 3から7については、配偶者がいたりや思いやりをもっともよく示してくれる人だった場合、配偶者以外の人はいたりや思いやりを「あまり示してくれない」とみなされている点に、注意が必要である。

本調査は、調査参加者が初めて答えた wave の変数を採用した。配偶者を亡くす以前に備わっている resources が、死別の悪影響の度合いを弱めるかを検討している。死別による悪影響を分析した研究では、死別後の resources がどう moderate/mediate するかを検討することを提案する研究者が多いが、このデータの性質上その形をとるのが難しいため、死別前の

resources を検討する。難しいというのは、たとえば、wave 5 (1999 年)調査で初めて配偶者を亡くしたことを報告した場合、調査参加者は、wave 4(1996 年)から wave 5 の間に配偶者を亡くしたことになる。Wave 5 の変数を導入すれば、死別後の resources が配偶者の死の悪影響をどの程度緩和するか(moderation/mediation)、resources が配偶者の死によりどう影響を受けて、それが残された人の健康にどの程度悪影響があるか観察できるが、wave 5 の回答は、配偶者を亡くして数日の状態から最長 3 年後の状態まで、大きな幅がある。例えば、配偶者を亡くして 3 年後の配偶者以外の人からのサポートの有無を捉えても、そのサポートが配偶者の死の直後に存在していたかは不明である。このように、データの性質上、死別直後の resources の状態を捉えるのが難しいため、死別前の resources がどう配偶者との死別の悪影響を moderate するか注視して分析を行う。このモデルは、S. Feld and L. K. George (1994) が行った研究に準じている。

6. 結果

表 2 に記述統計と度数分布を示した。記述統計は、男性と女性に分け、それぞれを配偶者がいるグループと死別したグループ別に提示したクロス集計表である。男性も女性も死別した人のほうが出生年が早く、配偶者のいる人よりも高齢である。主観的健康観、サポート、経済状況満足度、喫煙に関しては、男女とも配偶者のいる人と死別した人の間に、大きな差は見られなかった。配偶者満足度に関しては、配偶者のいる人のほうが、わずかだが満足度が高かった。

Kaplan-Meier 法を用いて、男性と女性の配偶者のいる人と死別した人のハザード比をグラフにし、図 2 と図 3 に示した。ただし、この比較では wave 1 から wave 7、あるいはその個人が最後に参加した wave までの間、婚姻が継続していた人を一つのグループにまとめ、wave 2 から wave 7 までの間に配偶者を亡くしたと報告した人をもう一つのグループにまとめて比べているため、結婚している状態から死別した状態にステータスが移行する点は、考慮されていないため、この図の解釈には注意が必要である。グラフを見ると、男性も女性も配偶者のいる人のほうが死を経験するハザードが高いが、その差はそれほど大きくない。

最後に、コックス比例ハザードモデルの結果を表 3 と表 4 に男女別々に提示した。男性の結果をみると、配偶者の死を経験した人のほうが配偶者のいる人よりも 49.5 パーセント死亡するリスクが高い。しかし、モデル 2 で教育年数と出生年をコントロールすると、向きは逆になり、配偶者を亡くした人のほうが、死亡するリスクが低いという結果が得られた。これは、配偶者を亡くした人には高齢者が多いため、死亡のリスクが高く見えたためである。モデル 3 で配偶者満足度やサポートといった moderation が期待される変数や、死亡リスクに直接影響を与えることが予想される変数を加えても、配偶者と死別した人のほうが死亡リスクが低いという結果は、消えなかった。モデル 3 で加えた変数を見ていくと、自身が健

表2 記述統計と度数分布

	男性 (n = 1738)		女性 (n = 1200)	
	配偶者有 (1,605)	死別 (133)	配偶者有 (849)	死別 (351)
出生年(平均・年)	1924.2	1921.7	1927.0	1923.4
教育年数(平均・年)	9.9	9.2	9.2	8.7
主観的健康観(0-4)				
まったく健康でない	1.9%	1.5%	1.3%	0.6%
あまり健康でない	11.5%	9.8%	15.0%	12.8%
普通	34.4%	27.1%	41.7%	39.3%
かなり健康	25.9%	30.1%	23.7%	22.8%
まったく健康	26.4%	31.6%	18.4%	24.5%
配偶者満足度(0-2)				
満足していない	1.2%	8.3%	3.2%	8.0%
どちらともいえない	2.7%	3.0%	4.7%	6.0%
満足している	96.1%	88.7%	92.1%	86.0%
サポート(0-3)				
あまり示してくれない・ 示してくれる人がいない	5.2%	5.3%	4.7%	3.1%
まあまあ示してくれる	23.2%	27.8%	22.5%	21.4%
よく元気づけてくれる	36.4%	34.6%	37.7%	38.5%
とてもよく元気づけてくれる	35.2%	32.3%	35.1%	37.0%
経済状況満足度(0-4)				
まったく満足していない	1.8%	2.3%	0.6%	1.1%
あまり満足していない	8.7%	11.3%	7.1%	10.3%
どちらともいえない	9.5%	5.3%	7.4%	8.8%
まあまあ満足している	69.0%	71.4%	71.6%	68.1%
非常に満足している	11.0%	9.8%	13.3%	11.7%
喫煙				
しない	55.2%	52.6%	94.1%	95.4%
する	44.8%	47.4%	5.9%	4.6%
飲酒量(平均・合)	7.0	6.6	1.3	0.9

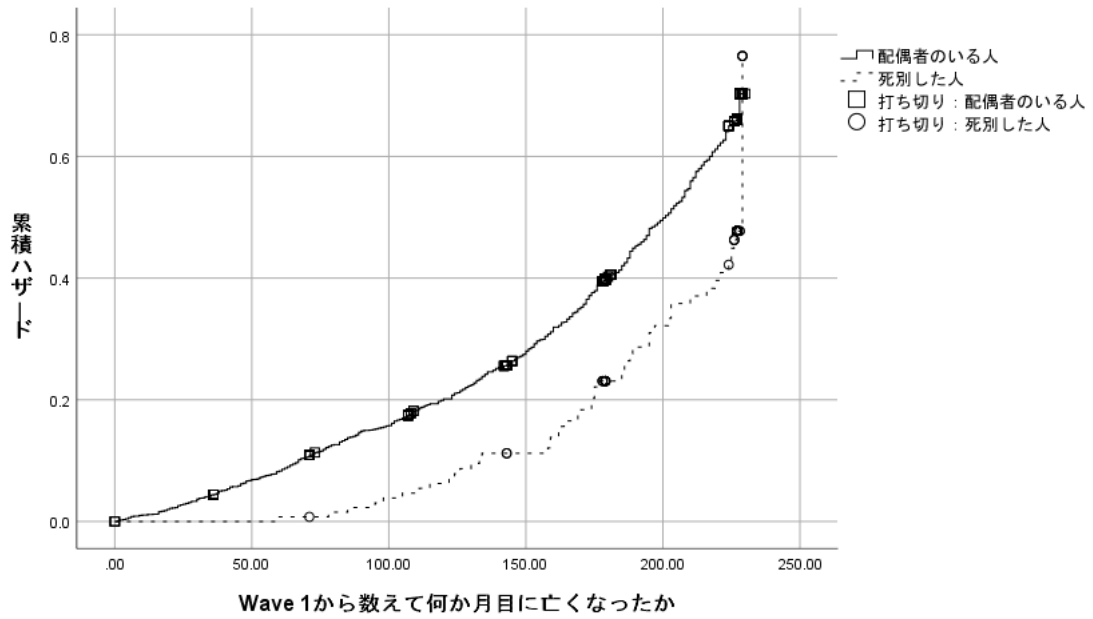


図2 男性の調査参加者が亡くなるハザード

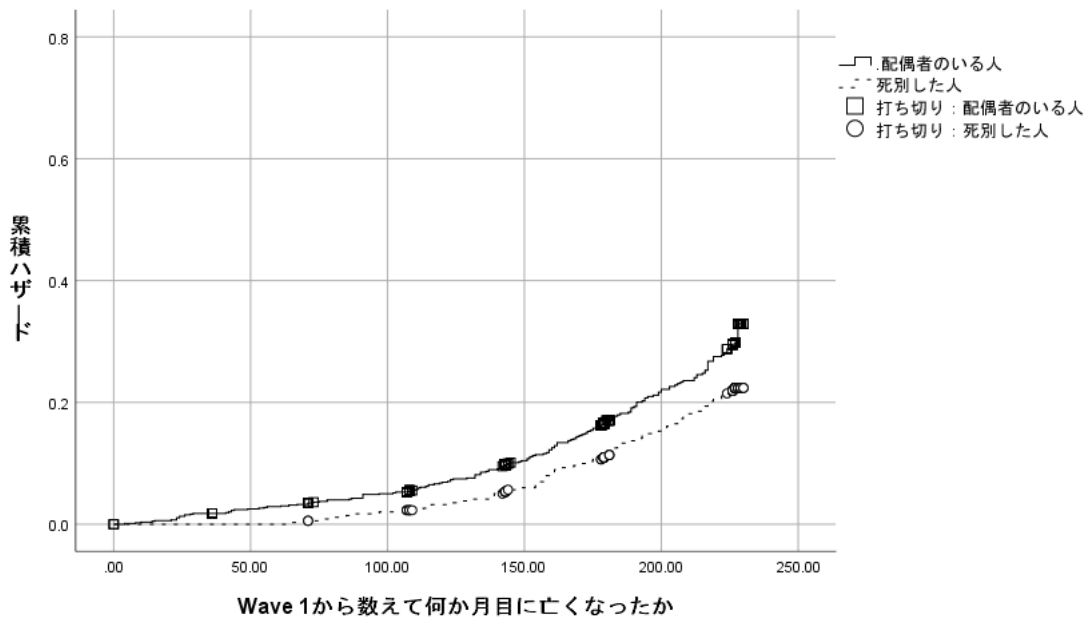


図3 女性の調査参加者が亡くなるハザード

表3 コックス比例ハザードモデル(男性)

	モデル1	モデル2	モデル3
配偶者の死	1.495**	.751†	.739*
教育年数		.974†	.985
出生年		.870***	.870***
主観的健康 (0-4)			.799***
配偶者満足度(ref = 満足していない)			
どちらともいえない			.931
満足している			.841
サポート			1.025
経済満足度			.982
喫煙の有無			1.443***
飲酒量			.994

表4 コックス比例ハザードモデル(女性)

	モデル1	モデル2	モデル3
配偶者の死	1.501**	.682*	.713*
教育年数		.983	.986
出生年		.862***	.865***
主観的健康 (0-4)			.866*
配偶者満足度(ref = 満足していない)			
どちらともいえない			.921
満足している			.541
サポート			1.027
経済満足度			1.096
喫煙の有無			1.374
飲酒量			.965

康だと思っている人ほど死亡リスクは低く、喫煙をする人のほうが非喫煙者よりも死亡リスクが高かった。配偶者満足度、配偶者以外からのサポートの有無、経済満足度、飲酒量は有意ではなかった。

次に女性の結果を見ていく。男性と同様、女性でも配偶者を亡くした人のほうが約50パーセント死亡するリスクが高いという結果が出たが、出生年をコントロールすると、向きが逆になり、配偶者と死別した人のほうが配偶者がいる人よりも死亡リスクが低くなった。死別した人のほうが死亡するリスクが低いという結果は、主観的健康や経済満足度をコント

ロールしても、継続して観察された。モデル3で投入された変数で優位になったのは、主観的健康のみで、自身が健康だと考える人ほど死亡リスクは低かった。

7. 考察と今後の研究

本研究の結果では、仮説1：配偶者を亡くした男性は、配偶者のいる男性と比較して、死に至るリスクが高い、と仮説2：配偶者を亡くした女性は、配偶者を亡くしていない女性と比較して、死に至るリスクに有意な差はない、は棄却された。配偶者との死別を経験した人の死亡リスクが、配偶者がいる人と比べて、一見高く見えるのは、配偶者を亡くす人の年齢が高いためであった。年齢をコントロールすると、男女ともに配偶者を亡くした人のほうが、配偶者がいる人よりも死亡のリスクは小さくなった。仮説が棄却された理由として、配偶者と死別後の残された人のレジリエンス、死別後のサポート、調査参加者の特徴が考えられる。

65歳から83歳を対象とした研究によると、配偶者を亡くして6ヶ月以内では、寂しさを感じたり、配偶者にしてあげたかった事や言っておけばよかったことを気にするが、1年を過ぎると自分の強さに気づいたり、身体的・精神的健康に以前より気を使ったり、他の人と仲良くしようとするモチベーションが上がったりする(Fry 1998)。配偶者の死を乗り越え、強くなったために、死別を経験した人のほうが配偶者がいる人よりも死亡リスクが低いことが推測される。

I. Anusic and R. E. Lucas (2014)は、死別前のサポートに moderation の効果はないが、死別後、少し時間が経過した後のサポートには効果があると報告している。死別を経験した人は、サポートを必ずしも探さなくても、周囲の人がサポートを提供してくれる(Ferraro et al. 1984)。また妻に関しては、夫を亡くすとそれまで夫に遠慮してできなかった友達付き合いが増えたり、家事業務のプレッシャーから解放されたりする(高橋 1989)。それが死亡リスクの低下につながっているのではないかと考えられる。

調査参加者の特徴として、比較的健康であり、調査に参加できる精神状態であることが予想される。入院していたり、重い病気を持っていたりする人は調査には参加しないだろう。配偶者を亡くしてすぐには調査に参加する気にはなれないかもしれない。加えて、配偶者を亡くして短時間で本人も亡くなった場合は、本人の死亡は本調査では記録されるが、配偶者の死亡は記録されない。先行研究では、妻に先立たれた夫の死亡リスクは夫に先立たれた妻の死亡リスクよりも高いといわれていたが、本調査では、その結果は得られなかった。一般的に言って、夫に先立たれる妻のほうが、妻に先立たれる夫よりも多い。よって本調査に継続して参加できている男性は、もともと健康な人たちである上に、妻に先立たれた後でも本調査に参加できるほど強い人たちだったのかもしれない。

仮説3：個人の特徴を捉えた変数を導入すると、配偶者との死別の悪影響は小さくなる、は部分的に支持された。出生年は配偶者との死別の悪影響を小さくしたが、モデル3で投入した変数は、配偶者との死別の悪影響を説明しなかった。サポートの有無や経済満足度といった変数は、死別の影響を moderate すると考えたが、そういった効果がないどころか、死

亡のリスクへの直接的な効果もなかった。H. A. Turner and R. J. Turner (2005)によると、個人の特徴はライフイベントよりも慢性的な stressors により強い影響を与える。本研究では、ライフイベントが身体的健康に悪影響を及ぼすかを調査しているために、個人の特徴の緩衝効果が小さかったのかもしれない。さらにそれぞれについて触れると、サポートに関しては、I. Anusic and R. E. Lucas (2014)による研究の、死別前のサポートは配偶者の死の悪影響を緩衝しないという結果と一致している。経済満足度に関しては、日本の年金を始めとする高齢者に対する制度は手厚く、経済的に困窮している人が少ないことが理由として考えられる。配偶者満足度に関しては、配偶者に不満足な人ほど、死別後の悲しみが大きいとする説もあれば(Freud 1957)、満足している人ほど、死別の悪影響が大きいとする説もある(Carr and Utz 2002)。本調査では、男女ともに、配偶者に不満足な人は少数で、配偶者のいる人と死別を経験した人で分布に大きな差がなかったため、緩衝しなかったと考えられる。

本研究には限界がいくつかあり、今後の研究では以下の点に取り組んでほしい。第一に、死別の研究では、サポートの有無や経済状態は、secondary stressors として考えられがちである。例えば、配偶者を亡くすことでサポートがなくなったり、経済的に困窮したりする、死別による secondary stressors が健康に悪影響を及ぼすことが報告されている(Stroebe 1994; Stroebe et al. 2007)。本研究は、3、4年ごとに行われた縦断的研究であったため、配偶者との死別直後のサポートの有無や経済状況を捉えることはできなかった。数か月、あるいは1年ごとにデータ回収を行う縦断的研究を行うことができれば、配偶者との死別直後の二次的要因の状態を的確にとらえ、分析に含めることができるだろう。

第二に、配偶者を亡くした人が死亡するかどうかに加え、要介護になったかどうかや、日常生活動作ができるかどうか、メンタルヘルスを測定した変数を用いて分析することで、配偶者との死別の悪影響を多方面からとらえられるだろう。配偶者と死別後には、メンタルヘル스에悪影響が出るという報告は多いが、身体的な健康への影響は小さいという報告がある(D'epinay et al. 2009-2010; Norris and Murrell 1990)。たとえば、S. Feld and L. K. George (1994)は、死別後の入院を健康悪化の指標として使用している。がんと心疾患に次いで日本の死因の3位になったのが老衰である(厚生労働省 2018)。日本では、人が病気で死亡するリスクは小さくなってきている。配偶者を亡くした人は、死に至るまではいかなくても、健康の悪化が見られるかもしれない。

第三に、傾向スコアマッチングを用いた分析方法に可能性があるだろう。伝統的に死別に関する研究では、配偶者を亡くした人と年齢や性別において似ている、配偶者を亡くしていない人を見つけ、比較を行っていた。いわば、傾向スコアマッチングがしているようなことを行っていたわけである。死別の研究には先行研究が多くあるため、マッチングを的確に行うための変数の割り出しができるはずである。死別の影響を捉えるには、傾向スコアマッチングは有益な方法だと考える。

最後に、本研究には上記に挙げたような限界はあったが、本分野の研究に寄与した点もある。医療技術の発達により人が死にくくなるなか、1987年から2006年という比較的まし

いデータを用い、20年の長期に及ぶ縦断的データを用いて分析することで、現代では配偶者の死は残されたものの寿命に大きな悪影響を及ぼさないことが示唆された。また、先行研究ではコントロールされていない主観的健康観やサポートの有無、経済状況をコントロールした状態で、配偶者との死別の影響を観察できた点も大きな貢献である。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「老研-ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave1(1987), Wave2(1990), Wave3(1993)>」(東京都健康長寿医療センター研究所),「老研-ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave4(1996)>」(東京都健康長寿医療センター研究所),「老研-ミシガン大学-東大 全国高齢者パネル調査<Wave5(1999), Wave6(2002)>」(東京都健康長寿医療センター研究所),「老研-ミシガン大学-東大 全国高齢者パネル調査<Wave7>, 2006」(東京都健康長寿医療センター研究所)の個票データの提供を受けました。2019年度二次分析研究会に参加し、コメントをくださった先生方に感謝申し上げます。

[参考文献]

- 安藤道人, 2017, 「配偶者との死別が高齢女性の生活状況と健康水準に与える影響: 予備的分析」『人口問題研究』73(2):117-137.
- Aneshensel, Carol S., 2015, "Sociological Inquiry into Mental Health: The Legacy of Leonard I. Pearlin," *Journal of Health and Social Behavior*, 56(2):166-178.
- Anusic, Ivana., and Richard E. Lucas, 2014, "Do Social Relationships Buffer the Effects of Widowhood? A Prospective Study of Adaptation to the Loss of a Spouse," *Journal of Personality*, 82(5):367-378.
- Au, Anson, 2017, "The Sociological Study of Stress: An Analysis and Critique of the Stress Process Model," *European Journal of Health*, 12:53-72.
- Carr, Deborah, and Rebecca Utz, 2002, "Late-life Widowhood in the United States: New Directions in Research and Theory," *Ageing International*, 27(1):65-88.
- D'epinay, Christian J. Lalive, Stefano Cavalli, and Luc A. Guillet, 2009-2010, "Bereavement in Very Old Age: Impact on Health and Relationships of the Loss of a Spouse, a Child, a Sibling, or a Close Friend," *OMEGA*, 60(4):301-325.
- Elwert, Felix, and Nicholas A. Christakis, 2006, "Widowhood and Race," *American Sociological Review*, 71:16-41.
- , 2008, "The Effects of Widowhood on Mortality by the Causes of Death of Both Spouses," *American Journal of Public Health*, 98(11):2092-2098.
- Feld, Sheila, and Linda K. George, 1994, "Moderating Effects of Prior Social Resources on the Hospitalizations of Elders Who Become Widowed," *Journal of Aging and Health*, 6(3):275-295.

- Ferraro, Kenneth F, Elizabeth Mutran, and Charles M. Barresi, 1984, "Widowhood, Health and Friendship Support in Later Life," *Journal of Health and Social Behavior*, 25:245-259.
- Freud, Sigmund., 1957, "Mourning and Melancholia," *The Standard Edition of the Complete Psychological Works of Sigmund Freud, Volume XIV*, London: The Hogarth Press and the Institute of Psycho-analysis, 152-170.
- Fry, P. S, 1998, "Spousal Loss in Late Life: A 1-year Follow-up of Perceived Changes in Life Meaning and Psychosocial Functioning Following Bereavement," *Journal of Personal and Interpersonal Loss*, 3:369-391.
- Helsing, Knud J, Geore W. Comstock, and Moyses Szklo, 1982, "Causes of Death in a Widowed Population," *American Journal of Epidemiology*, 116(3):524-532.
- Helsing, Knud J, Moyses Szklo, and George W. Comstock, 1981, "Factors Associated with Mortality after Widowhood," *American Journal of Public Health*, 71(8):802-809.
- Holmes, T. H, and R. H. Rahe, 1967, "The Social Re-adjustment Scale," *Journal of Psychosomatic Research*, 11:213-218.
- Kaprio, Jaakko, Markku Koskenvuo, and Heli Rita, 1987, "Mortality after Bereavement: A Prospective Study of 95,647 Widowed Persons," *American Journal of Public Health*, 77(3):283-287.
- 小林江里香・菅原育子・深谷太郎, 2008, 「第1節:高齢者追跡調査の方法」『後期高齢者の身体的・経済的・精神的支援における家族と公的システムの役割』9-26.
- 小松隆一・齋藤安彦, 2003, 「日本の配偶関係別健康余命」『人口学研究』33:97-100.
- 厚生労働省, 2019, 「平成30年(2018)人口動態統計月報年計(概数)の概況」(2020年2月9日取得, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai18/dl/gaikyou30.pdf>) .
- Martikainen, Pekka, and Tapani Valkonen, 1996, "Mortality after Death of Spouse in Relation to Duration of Bereavement in Finland," *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50:264-268.
- , 1996, "Mortality After the Death of a Spouse: Rates and Causes of Death in a Large Finnish Cohort," *American Journal of Public Health*, 86(8):1087-1093.
- Mayo-Smith, Richmond, 1895, *Statistics and Sociology Part I*, London: Macmillan & CO., LTD.
- Mineau, Geraldine P, Ken R. Smith, and Lee L. Bean, 2002, "Historical Trends of Survival Among Widows and Widowers," *Social Science & Medicine*, 54:245-254.
- Moon, J. Robin, M. Maria Glymour, Anusha M. Vable, Sze Y. Liu, and S. V. Subramanian, 2013, "Short- and Long-term Associations between Widowhood and Mortality in the United States: Longitudinal Analyses," *Journal of Public Health*, 36(3):382-389.
- Moon, J. Robin, Naoki Kondo, M. Maria Glymour, and S. V. Subramanian, 2011, "Widowhood and Mortality: A Meta-analysis," *PloS One*, 6(8):1-9.
- Norris, Fran H, and Stanley A. Murrell, 1990, "Social Support, Life Events, and Stress as Modifiers

- of Adjustment to Bereavement by Older Adults,” *Psychology and Aging*, 5(3):429-436.
- 岡林秀樹・杉澤秀博・弥富直美・中谷陽明・高梨薫・深谷太郎・柴田博, 1997, 「配偶者との死別が高齢者の健康に及ぼす影響と社会的支援の緩衝効果」『心理学研究』68(3):147-154.
- 岡崎文規, 1924, 「配偶の有無と死亡率」『経済論叢』19(4):616-619.
- Parkes, C. Murray, 1964, “Effects of Bereavement on Physical and Mental Health – A Study of the Medical Records of Widows,” *British Medical Journal*, 2:274-279.
- Parkes, C. Murray., B. Benjamin, and R.G. Fitzgerald, 1969, “Broken Heart: A Statistical Study of Increased Mortality among Widowers,” *British Medical Journal*, 1:740-743.
- Pearlin, Leonard I, 1989, “The Sociological Study of Stress.” *Journal of Health and Social Behavior*, 30(3):241–56.
- Pearlin, Leonard I, and Alex Bierman, 2013, “Current Issues and Future Directions in Research into the Stress Process,” Carol S. Aneshensel, Jo C. Phelan, and Alex Bierman eds., *Handbook of the Sociology of Mental Health, Handbooks of Sociology and Social Research*, Netherlands: Springer, 325-340.
- Pearlin, Leonard I, Elizabeth G. Menaghan, Morton A. Lieberman, and Joseph T. Mullan, 1981, “The Stress Process,” *Journal of Health and Social Behavior*, 22:337-356.
- Roelfs, David J, Eran Shor, Misty Curreli, Lynn Clemow, Matthew M. Burg, and Joseph E. Schwartz, 2012, “Widowhood and Mortality: A Meta-analysis and Meta-regression,” *Demography*, 49(2):575-606.
- Scully, Judith A, and Henry Tosi, 2000, “Life Event Checklists: Revisiting the Social Readjustment Rating Scale After 30 Years,” *Educational and Psychological Measurement*, 60(6):864-876.
- 白川あゆみ, 2015, 「わが国における配偶者と死別した男性の心理社会的影響に関する文献検討」『日本地域看護学会誌』18(1):102-109.
- Singer, Judith D, and John B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, New York: Oxford University Press.
- Skulason, Bragi, Lilja Sigrun Jonsdottir, Valgerdur Sigurdardottir, and Asgeir R. Helgason, 2012, “Assessing Survival in Widowers, and Controls – A Nationwide, Six- to Nine-year Follow-up,” *BMC Public Health*, 12:1-8.
- Sorlie, Paul D, Eric Backlund, and Jacob B. Keller, 1995, “US Mortality by Economic, Demographic, and Social Characteristics: The National Longitudinal Mortality Study,” *American Journal of Public Health*, 85(7):949-956.
- Stroebe, Margaret S, 1994, “The Broken Heart Phenomenon: An Examination of the Mortality of Bereavement,” *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 4:47-61.
- Stroebe, Margaret, Henk Schut, and Wolfgang Stroebe, 2007, “Health Outcomes of Bereavement,” *The Lancet*, 370(9603):1960-1973.

- 末盛慶, 2007, 「配偶者の有無と高齢者の主観的健康観—移行効果の検証—」『日本福祉大学
研究紀要—現代と文化』 116:25-35.
- 高橋久美子, 1989, 「老年期における配偶喪失—死別への準備と適応—」『日本家政学会誌』
40(7):575-585.
- Thompson, Larry W, Dolores Gallagher-Thompson, Andrew Futterman, Michael J. Gilewski, and
James Peterson, 1991, “The Effects of Late-life Spousal Bereavement Over a 30-month Interval,”
Psychology and Aging, 6(3):434-441.
- Turner, Heather A, and R. Jay Turner, 2005, “Understanding Variations in Exposure to Social Stress,”
Health: An Interdisciplinary Journal for the Social Study of Health, Illness, and Medicine,
9(2):209-240.
- 梅崎薫・惣島茂・関根道和・成瀬優知・鏡森定信, 2003, 「高齢女性の配偶者死別とライフ
スタイル」『日本公衛誌』 4:293-302.
- Wheaton, Blair, 2009, “The Stress Process as a Successful Paradigm,” William R. Avison, Carol S.
Aneshensel, Scott Schieman, and Blair Wheaton eds., *Advances in the Conceptualization of the
Stress Process*, New York, NY: Springer, 231-252.

ケアの種類別にみた親子間でのケアと公的サービスの関連性

西野勇人

(東日本国際大学)

本研究の目的は、公的ケアサービスの利用と家族による高齢者介護、特に成人の子から高齢の親へのケアの関係性を明らかにすることである。これまで公的ケアと私的ケアの関係性を分析した研究では、「介護」ないし「ケア」の内容をあまり統一せずに考えていた。本研究では、日常生活支援(ADL)に関するケアと、手段的日常生活動作(IADL)に関するケアを分けて分析することで、ケアのタスクによって、公的サービスと私的ケアの関係のあり方が異なるのではないかという仮説を検証する。分析の結果、ADLに関するケアにおいては、公的サービスを利用している親の下では子どもはケアを提供する確率が高かったが、一方で、IADLに関する子どもからのケアについては、親が公的サービスを利用しているか否かによる確率の違いは確認できなかった。

1. はじめに

本稿の目的は、高齢の親に対する子世代からのケアと、日本の公的介護サービスの関係を明らかにすることである。それにより、公的ケアと私的ケアの構造を考察する。

高齢者介護において家族が果たす役割は大きい。高齢者介護の体制を政策としてどのように整備するかは先進国における共通の課題であるが、近年の政策的なトレンドとしては、政府か家族のどちらかではなく、両者の適切な分担が模索される傾向にある(Pavolini & Ranci 2008; Verbeek-Oudijk et al. 2014)。日本においても、近年は介護保険の中で家族や地域といったインフォーマルなケアの役割分担が模索されている。サービスの量的拡充はなるべく抑えつつ、介護予防や、地域のネットワークの活用により、介護ニーズの重度化をいかに防ぐかに焦点が絞られている。

しかし、家族にとって介護の負担が重すぎる場合、社会的に様々な問題を引き起こすことが懸念される。一例として、介護離職のリスクや、その後の困窮のリスク(山口 2004; 春日 2010; 池田 2010; 西本 2012)、また、介護負担によるメンタルヘルスへの影響も指摘されている(菊澤 2017)。日本においては、こうしたリスクをもたらすケア役割が、ジェンダーなどによって不均等に配分されていることも、家族研究において関心を集めてきた(春日 2001)。

日本で2000年に介護保険が導入された際、その目的の一つとして、家族による介護の負担を減らすということも挙げられていた。介護保険制度の導入前は、身内の介護を家族の役割とした上で、公的な介護は残余的な位置づけがなされていた。高齢者福祉に関して公的サービスが利用できるのは、低所得者や、介護する家族がない場合に限られていた。そうした状況の中で、介護保険は家族による介護責任を社会で担うという「介護の社会化」をスローガンとして導入されることとなった。介護保険導入期において、(1)介護に関して高まる「国民的不安感」の解消、(2)介護に関する過度な家族負担の解消、(3)「社会的入院」の是

正による医療費の効率化, (4)介護の主な担い手であった女性の就労率増加, が挙げられていた(鈴木ほか 2008).

しかし介護保険は, 制度の想定としては家族による介護を補完するものであるという性質を持っている. 「介護の社会化」として導入された介護保険の位置づけは, 家族による介護を不要にする, あるいは完全に解放するものではなく, 介護をする家族の仕事の一部を公的サービスが肩代わりすることで, 家族の負担を減らすものであると位置づけられている(堤 2010; 藤崎 2013; 濱島 2018). 制度の趣旨という観点では, 介護保険は家族介護を前提とした制度であるといわれている.

では, 人々の行動における実態の面では, 介護保険は家族介護にとってどのような役割を果たしているのだろうか. 介護保険制度が家族介護を前提とし, それを補完する位置づけとなっているという議論は, 制度の内容を記述, 解釈した結果であり, 制度利用者のケアの実態としてどのように機能しているかといった点は, まだ明確に分かっていないことは多い. 本稿では, 行動や実態の面で, 介護保険サービスと家族からのケアのあいだにどのような関係があるのかを明らかにする.

2. 先行研究

2.1 日本における家族介護と介護保険との関連

日本において家族による高齢者介護を考える際, 特に長男の配偶者が夫の親を介護するという規範に対して一定の関心が払われてきた. そして実際, 介護役割も長男の配偶者にこの役割が担われてきたことも確認されている(小山 2001; 田中 2013). 一方で, 親の介護役割を長男の配偶者が担いやすいという現象は, 長男の配偶者といった続柄による直接の効果というよりは, 親との同居という要素を通しての間接的な関連であるという指摘もなされている(菊澤 2007). また, 介護役割に関する人々の意識に関しては, 介護保険導入以後, 自分の介護を専門職に頼るという意向が一部で増加していることも明らかになっている(大和 2016).

家族介護による負担という面では, 介護保険の導入前後を比較する分析により, いくつかの点では家族介護の負担軽減が確認されている. 繰り返し横断調査のデータによって, 介護保険導入前後の変化を分析した研究では, 介護保険の導入前後で, 身近な人に対するケアをする時間は減っているという分析もある. その際には, 高学歴の女性で特にケアの時間が減少したという結果(菅・梶谷 2014)や, 高所得者でケアの時間が減少したという結果(Tamiya et al. 2011)などがある. これらの分析は, 繰り返し横断調査のデータを使い, 介護保険導入前後でのケア時間を比べるというデザインを採用しているため, 議論は「公的サービスを利用すること」ではなく, 「介護保険制度の導入」の効果にフォーカスされている¹⁾. 介護保険導入前から, 公的なケアサービスは存在はしているため, 介護保険導入前も含め, 日本において, 公的サービスが家族にどう作用してきたかを分析することも必要であろう.

2.2 公的ケアと私的ケアの関連についての理論

公的なケアと私的なケアの関係性についての理論としては長らく、公的な介護サービスが拡充されると家族の役割が縮小し、家族による介護は単純に減るものであると考えられていたが、近年では、常に公的サービスは家族の役割を完全に不要にするものではないという議論も起こっている。近年の研究では、公的介護と私的介護のあいだに、誘発・補完の側面を強調する議論も登場している(Motel-Klingebiel et al. 2005; Ogg & Renaut 2006)。

さらに近年は、両者は互いに排他的な関係にあるとは限らず、タスクの中身によって関係性が異なるという可能性も検討されている。この考え方では、身体的な介護と家事支援といったように、ケアの中でも負担が重いタスクと軽いタスクとを分けて考える。そして、公的ケアサービスが充実している国においては、家族が、負担が軽く周辺的なケアをより積極的に行われるという仮説が唱えられている。実際に国際比較の観点による分析では、公的ケアが充実している国ほど、重い介護を家族が担う確率は低く、逆に軽い支援をする確率は高まるという結果が出ている(Brandt et al. 2009; Brandt 2013; Verbakel 2018)。

また別の分け方として、日常生活上の世話と、医療的なケアを区別した上で、公的ケアと私的ケアの関係性を分析した研究もある。この区分により行われた分析では逆に、医療的・専門的なサービスについては公私は補完的な関係、日常生活上の世話については代替関係にあるという結果も報告されている(Bonsang 2009)。この枠組を日本で検証した結果も、概ね同様の結果が報告されている(Hanaoka & Norton 2008; 菊池 2012)。

2.3 本研究の仮説とリサーチデザイン

本稿では、日本において公的サービスと家族による介護の関係を明らかにする。先行研究では公的ケアと私的ケアの関連として、代替仮説、補完仮説、タスク別役割仮説が挙げられてきた。

以後の分析では、「ADLに関するケアの提供をしているか否か」という情報と、「IADLに関するケアのみを提供しているか否か」という2つのアウトカムを用いて、日本における公的ケアと私的ケアの関係性を検討する。もし公的サービスと私的サービスの関係が代替(押し出し)の関係にあるならば、2つのアウトカムで両方とも、公的サービスの利用はマイナスの効果を持つはずだ。一方、補完(呼び込み)の関係にあるならば、2つのアウトカムで両方とも、公的サービスの利用はプラスの効果を持つはずだ。最後に、ケアの種類ごとに公的サービスと私的ケアの関係が異なるならば、ADLについてのケアと、IADLのケアで、公的サービスの効果は逆転するはずである。

3. データと方法

本稿での分析のプロセスを説明する。以下のプロセスでは、R(バージョン 3.6.2)および Stan(バージョン 2.19.1)を用いている。本稿の分析で用いた R および Stan のコードは、https://github.com/nishinoh/jahead_secondary2019 で公開している。

3.1 分析に用いたデータ

本稿では、「全国高齢者パネル調査」(JAHEAD)のデータを用いて分析を行う。本稿の分析では JAHEAD のうち、Wave5(1999 年)、Wave6(2002 年)、Wave7(2006 年)の 3 時点のデータを用いた。Wave5 および Wave6 では本調査票、Wave7 では本調査票と代行票のデータを用いた²⁾。

分析にあたっては、回答から得られたデータを基に、子どもとその配偶者についてのダイアドデータを作成した。本稿で用いるダイアドデータは、観察ケースが独立ではなく、グループごとにまとまっているため、マルチレベル分析の適用が望ましいと考えられる (Teachman & Crowder 2002; 保田 2016)。

本稿の分析では、回答者の回答を基に、子どもとその配偶者の情報を抜き出し、その 1 人 1 人を観察ケースと見なすダイアドデータを作成した。パネルデータであることなども含め、合計で 4 つの階層をもつデータとなった。図 1 では、作成したデータの階層構造の例を示している。

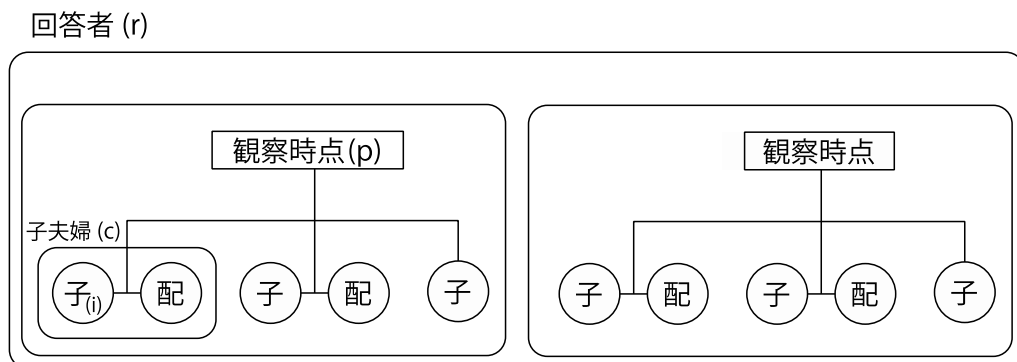


図 1 本稿の分析で用いるデータの階層構造

本稿の分析で用いるデータは、合計で 4 つの階層をもっている。まず分析における最小単位は、回答者の子とその配偶者である。これが 1 つ目の階層である。この子どもとその配偶者は夫婦単位でも観察されるため、2 つ目の階層として子夫婦単位の階層を設定した。そしてこの子夫婦は特定の観察時点から作成された情報なので、3 つ目の階層である調査における 1 つの観察時点にネストされている。そして、回答者はこのパネル調査を通じて複数時点で観測されるため、4 つ目の階層である 1 人の回答者の下へネストされている。個別の観察ケースは、まず夫婦のカップル単位のグループにネストされ、子夫婦は親の 1 時点の回答にネストされ、その親の 1 時点の回答も、1 人の回答者にネストされてる。

図 1 の例であれば、1 人の回答者に対して観察時点が 2 時点、各観察時点で 3 組の夫婦(未婚の場合も 1 人のグループとして扱う)、5 人の子どもと子どもの配偶者がいるデータとし

て扱われる。

この構造のダイアドデータは、以下のプロセスにより作成した。まず、各観察時点で尋ねられた回答を元に、回答者の子どもの情報を作成した。調査では、回答者から見て全ての子どもについて、年齢、性別、配偶者の有無、仕事の有無、居住場所の距離を尋ねている。ここで挙げられた子どもに配偶者がいた場合、子と異なる性別で、同じ場所に住んでいる配偶者がいると想定し、配偶者のケースを作成した。今回の分析では、回答者に子どもがいないケース、ADL および IADL のうちでいずれも困難を抱えていないケース、利用する変数に欠損があるケースは分析から除外した。最終的には、8,202 ケースの子どもとその配偶者、4,439 ケースの子ども夫婦、1,576 ケースの観察時点、1,136 人の回答者から成るデータを用いて分析を行った。

3.2 アウトカム

本研究では、上記のデータ構造の中で、「重い介護の提供」と「軽い支援のみの提供」という2つのダミー変数を作成した。この2つのアウトカムに対してそれぞれ個別のモデルを推定し、構造を比較していく。

調査票では、ADL もしくは IADL の困難度を尋ねた項目をフィルターとして、何らかの困難を抱える回答者には、それについて手助けをしてくれた人がいるか否か、また、その人は誰か、ということを探っている。この情報を基に、上記のダイアドデータの中に、親に対するケア提供の有無を表す変数を作成し、分析のアウトカムとした。

調査票においてはまず、ADL と IADL のニーズの有無を把握する質問がなされる。調査票では、「次にあげることを他の人の手助けなしに行うことはどの程度難しいですか」という質問に対し、合計して10項目が挙げられている。この項目は内容によって2つのパートに分けられている。日常生活動作(ADL)と位置づけられる項目として、「お風呂に入る」「衣服を着たり脱いだりする」「食べる」「寝床から起き上がったり、椅子から立ち上がったりする」「外に出かける」「トイレまで行って用をたす(自分の家のトイレ)」の6項目が挙げられている。手段的日常生活動作(IADL)と位置づけられる項目として、「身の回りの物や薬などの買い物に出かける」「電話をかける」「バスや電車に乗って一人で出かける」「ちりを払ったり、ゴミを出すなどの軽い家事をする」の4つの項目が挙げられている。これら10項目に対してそれぞれ、「ぜんぜん難しくない」から「まったくできない」までの5段階の選択肢が設けられている。

上記の項目のいずれかの項目で、回答者が「ぜんぜん難しくない」以外の選択肢を選んだ場合、次に、「この3ヶ月間では、必要な時にこのような動作を手助けしてくれた人はいますか。ヘルパーなど家族以外の方も含めます。」という質問がなされる。選択肢は「ほとんどいつもいた」「ときどきいた」「まれにいた」「いなかった」「必要なかった」である。ADL の動作に困難がある場合と、IADL の動作に困難がある場合の両方で尋ねられる。

ADL と IADL のそれぞれでなされた上記の質問に対して、「ほとんどいつもいた」「とき

どきいた」「まれにいた」のいずれかの選択肢を選んだ場合、さらに、その手助けをしてくれた人が誰かが尋ねられる。子どもや子どもの配偶者を挙げた場合は、何番目の子なのか、あるいは何番目の子の配偶者なのかが尋ねられている。この回答から、先ほどダイアドデータとして作成した子どものうちの、どの子どもがケアを提供しているかを判断し、子どもと子の配偶者の情報に、手助けをしてくれた人に名前が挙げられたか否かを示すダミー変数を付け加えた。それにより各子どもには、「ADLの支援を提供したか否か」を示すダミー変数と、「IADLの支援を提供したか否か」を示すダミー変数の2つが作成される。

	IADLの支援 なし	IADLの支援 あり
ADL支援 あり	ここに該当するとモデル1のアウトカムが1 38人 (0.46%)	627人 (7.64%)
ADL支援 なし	7,040人 (85.8%)	モデル2のアウトカムが1 497人 (6.06%)

図2 2つのアウトカムの範囲

最後に、この2つのダミー変数から、ADLの支援を提供している場合、その子どもを「重いケアを提供している」(IADLのケアの有無は問わず、ADLのケアを提供している場合に1をとる)というダミー変数と、IADLの支援のみを提供している(IADLのケアは提供するが、ADLのケアは提供していない場合に1をとる)というダミー変数を作成した。これらのダミー変数の対応関係とケース数は図2の通りである。

この2つのダミー変数をアウトカムとした2つのロジスティック回帰モデルにより、ADLとIADLの支援で、それぞれを促す要素が異なるかを分析する。

3.3 説明変数

個人レベルの説明変数としては、実の子どもか否か(実子ダミー)、子どもの性別(女性ダミー)を用いる。子どもの年齢は、子の配偶者の年齢が調査データからは分からないため、子の年齢はコントロール変数としては用いていない。

各夫婦のレベルの説明変数は、回答者との居住場所の距離を用いた。「同居」「10分未満」「1時間未満」「1時間以上」の4つの水準を、1から4までの連続変数として扱った。数値が大きいほど遠くに住んでいる。

各観察時点のレベルの説明変数は、親のADL困難度もしくはIADL困難度(それぞれの動作で何らかの困難があるものの個数)、親が配偶者と同居しているか否か、デイサービスもしくはホームヘルプの利用の有無(ダミー変数)を用いる。これらの変数は、時点ごとに変わ

りうる情報である。なお、多重共線性が非常に強くなるため、回答者の年齢は説明変数から除外した。回答者レベルの説明変数には、回答者の性別(女性ダミー)を用いた。調査の回答者について、時点で変化することがない情報がこのレベルで考慮される。

各変数の記述統計は表 1 の通りである。先ほど述べたように、回答者に子どもがいないケース、ADL と IADL の両方で何も困難を抱えていないケース、利用する変数のいずれかに欠損があるケースは除外して分析を行った。

表 1 記述統計量

	N	Mean	SD	Min	Max
ADL のケア提供	8202	0.08	0.27	0	1
IADL のみのケア提供	8202	0.06	0.24	0	1
女性ダミー	8202	0.50	0.50	0	1
実子ダミー	8202	0.54	0.50	0	1
居住場所の距離	4439	2.71	1.18	1	4
親がデイサービスを利用	1576	0.19	0.39	0	1
親がホームヘルプを利用	1576	0.13	0.33	0	1
親が配偶者と同居	1576	0.40	0.49	0	1
親の ADL 困難度	1576	2.10	2.15	0	6
親の IADL 困難度	1576	2.49	1.26	0	4
親の性別	1136	0.68	0.47	0	1

3.4 モデル

今回作成したデータは、4つのレベルをもつ階層構造をもっている。そのため、4レベルのマルチレベルロジスティック回帰分析を行う。

本稿の分析では、アウトカムが異なる2つのモデルを推定し、結果を比較する。モデル1では、ADL 支援を提供しているか否かをアウトカムとし、デイサービスの利用の有無との関連をモデル化する。モデル2では、IADL の支援を提供しているかをアウトカムとし、ホームヘルプサービスの利用の有無との関連をモデル化する。訪問介護(ホームヘルプ)においては、身体介護に加え、調理や掃除、洗濯等の日常生活上の世話となる生活援助のサービスが含まれる。一方で通所介護(デイサービス)は、日常生活を送る上で必要となるサービスや機能訓練が提供される(福祉・医療相談支援研究会編 2020)。JAHEAD で尋ねられる項目の中では、ホームヘルプが IADL の支援を含む割合が比較的高く、デイサービスが ADL の支援を含む割合が比較的高いといえるのではないかと考えたため、それぞれ別のサービスを「公的サービス利用」の変数として用いる³⁾。

モデル1およびモデル2は、いずれも共通して以下の構造である。

$$\begin{aligned}
\Pr(y_i = 1) &\sim \text{Bernoulli}(q_i) \\
q_i &= \text{logit}^{-1}(\alpha_{c[i]} + X_i\beta_i) \\
\alpha_c &\sim N(\alpha_{p[c]} + X_c\beta_c, \sigma_c) \\
\alpha_p &\sim N(\alpha_{r[p]} + X_p\beta_p, \sigma_p) \\
\alpha_r &\sim N(\alpha + X_r\beta_r, \sigma_r)
\end{aligned}$$

このモデルは、ダイアド単位での子どもとその配偶者である個人*i*、独身の子どももしくは子ども夫婦である*c*、回答者の1つの観察時点*p*、回答者個人*r*の4つのレベルで構成される。 $X\beta$ は説明変数と係数のベクトルで、*i*から*r*までのそれぞれのレベルで設定される。各レベルで切片(α)がそれぞれ変動するモデルである。

上記のモデルについて、ハミルトニアンモンテカルロ法(HMC)によるベイズ推定を行った。推定には Stan を用いた。1, 2, 3, 4 をそれぞれ初期値とした4つのマルコフ連鎖を発生させ、サンプリング回数は25,000回とした。最初の5,000回をウォームアップ期間とし、また5回ごとの間引きを行った。事前分布は全て無情報事前分布を用いた。分析の結果、いずれのパラメータも \hat{R} の値は1.1を下回っていたため、モデルは収束したと判断した⁴⁾。

4. 分析結果

2つのモデルの結果を示したのが図3である。各パラメータごとに、事後分布中央値(MED推定量)と、95%ベイズ信用区間を表している。

モデル1はADLについてのモデルで、子や子の配偶者が回答者に対してADL支援を提供する確率をアウトカムとしている。モデル2はIADLについてのモデルで、子や子の配偶者が回答者に対してIADLの支援だけを提供している確率がアウトカムである。ADLのモデルでは、ADLの困難度と、デイサービスを利用しているか否かの情報がモデルに含まれている。対してIADLのモデルでは、IADLの困難度と、ホームヘルプサービスを利用しているか否かの情報がモデルに含まれている。その他のコントロール変数は2つのモデルで同じものを用いている。

公的ケアサービスの効果は、モデル1(ADLのモデル)とモデル2(IADLのモデル)で異なる。モデル1では、親がデイサービスを利用している場合、子や子の配偶者がADLのケア提供者となる確率は高く、オッズ比にして2倍から4倍ほどの開きがある。一方で、IADLのモデルでは、親がホームヘルプサービスを提供しているか否かは、子や子の配偶者がIADLのケア提供者となっている確率に対し、明確な効果は確認されなかった。

コントロールした個人属性は、ADLについてのモデルもIADLについてのモデルも概ね同様の傾向をもっている。実子で、娘の方が、ケア提供者となる確率は高く、回答者からみて遠くに住んでいる子やその配偶者はケア提供者となる確率は下がる。

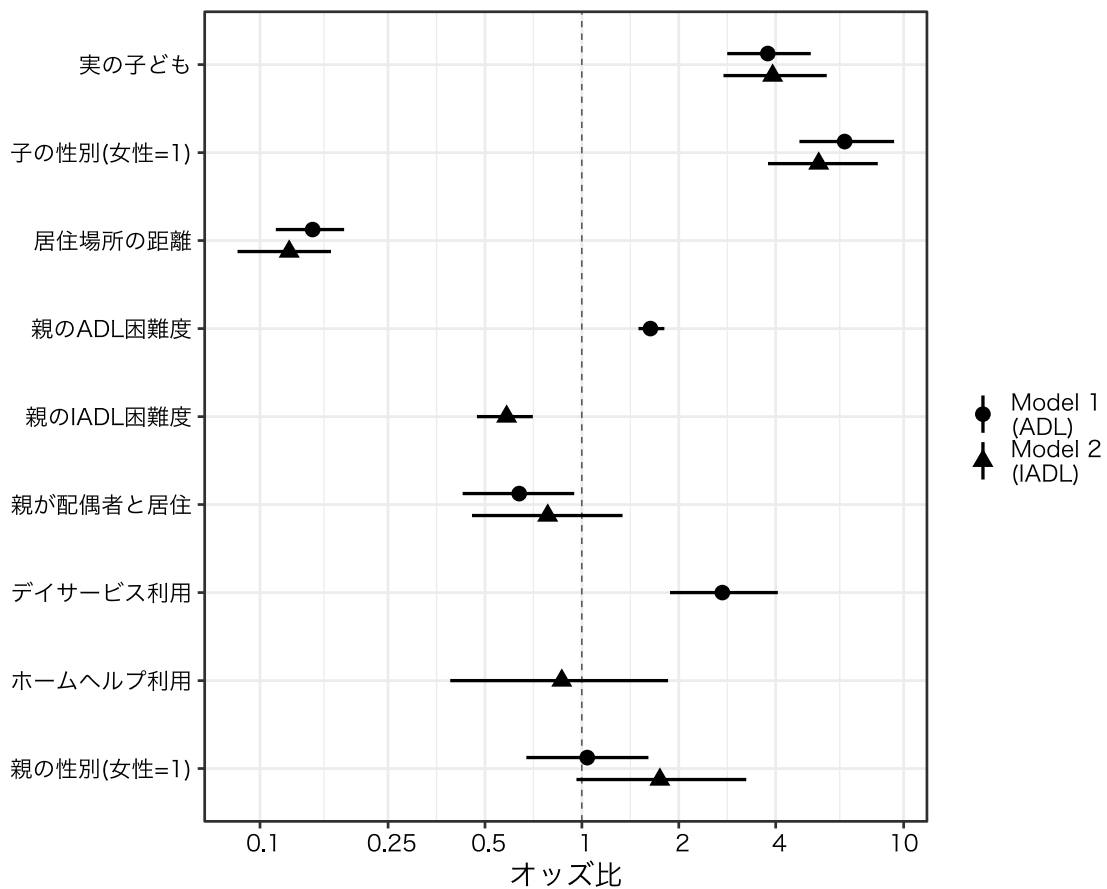


図3 各ケア提供をアウトカムとしたモデルの推定結果

5. 結論および考察

本稿では、親子のあいだのケア提供にとって、公的な介護サービスはどのような役割を果たしているかを検証した。結果として、サービスの種類や要介護高齢者のニーズによって、公的サービスと家族によるケアの関係が異なるということが示された。ただしその方向性は、海外の先行研究とは少し異なる結果となった。分析の結果、ADLのケア提供の確率を予測するモデルにおいては、公的サービスは子もしくは子の配偶者によるケア提供と正の相関がみられたが、IADLに関するケア提供の確率に対しては、公的サービスは特に明確な効果は確認できなかった。

今回の結果が海外の先行研究と異なるのは、日本の介護保険が、家族介護を完全に置き換えるようには設計されておらず(堤 2010)、むしろ家族による介護が存在することが前提とされている(下夷 2015; 濱島 2018)という点が、日本の特徴として表れたのかもしれない。ただし海外の先行研究は複数の国を同時に分析するモデルで、着目する公的ケアの変数の扱いも大きく異なるため、リサーチデザインの違いであるとも考えられる。また、本稿の分析は厳密な因果推論を行うリサーチデザインではないため、実際は家族によるケアがあることでデイサービスなどを使えるようになる、といった場合やケアをする家族がいる高齢

者が、デイサービスを利用しやすいといった逆の因果も可能性としては残っている。いずれにしても、今回の分析結果を整合的に説明する理論枠組の検討は、今後の課題である。

本稿の分析は、高齢者の介護を担う家族にとっての介護負担を、公的ケアがどのように緩和しているのかという問題だった。分析モデルでは、公的ケア利用によって子や子の配偶者のケア提供確率を下げているものはなかったが、家族の負担に関しては、別の側面からも見る必要がある。

まず、今回分析をしたアウトカムは、ケアという行動が発生するか否かという点であり、ケアをしている家族にどのような影響があるかは分析に含めていない。家族の負担という意味では、介護をしている家族自身にどのような負の影響があるのかは、別途検討しなくてはならないだろう。それと関連するが、今回説明変数として用いた公的サービスは、元々、家族介護者を不要にする性質のサービスではないということである。例えばデイサービスは、家族介護者を完全に不要にするのではなく、家族介護者に休息の機会を提供し、家族介護を持続可能なものとする機能も担っている可能性もある。公的サービスの種類の違いによって、家族介護に対して果たしている役割がどのように異なるのかをより詳しく考察するのは、今後の課題となる。最後に、本稿で扱ったのは全て在宅の介護サービスであるという点である。特別養護老人ホームなどの施設へ入所した回答者の情報は、今回の分析では完全には追いついていない。そのため、今回の分析では、在宅で生活をしている人が分析の中心となった。このサンプルの摩耗に対してどのような補正が必要となるかは、今後の課題となるだろう。

[注]

- 1) いずれの文献も、採用している方法はDIDにより分析している。しかしこのデザインの場合、98年時点での公的サービス利用者と04年の公的サービス利用者の差を分析していることになるため、介護保険制度という制度の導入による効果は分析されているが、そもそも外部サービスを利用することによる効果とは限らないと考えられる。
- 2) Wave7からは、代行票でも回答者と子どもとの関係が質問されるようになり、本調査と同じ情報を得られるようになったため、Wave7では代行票の回答も分析に含めた。
- 3) 今回の分析ではホームヘルプサービスとデイサービスとで公的サービスの分業を分けているが、ホームヘルプとデイサービスのいずれにおいても、身体介護と家事支援・生活支援は行われている。そのため、完全にタスクによる分業を確かめることができたとは限らない。
- 4) 最尤法を用いて今回と同様のモデルを推定した場合、モデルは収束しなかったため、HMCによる推定は有効な手段であったと考えられる。

[謝辞]

本研究はJSPS 科研費 19K23251 の助成を受けたものです。

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研ーミシガン大ー東大 全国高齢者パネル調査<Wave5(1999), Wave6(2002)>, <Wave7(2006)>」(東京都健康長寿医療センター研究所)の個票データの提供を受けました。

本稿の執筆にあたり、研究会の報告会にて、貴重なコメントをいただきました小林江里香先生、菊澤佐江子先生ほか、フロアの皆様に御礼申し上げます。

[参考文献]

- Bonsang, E., 2009, “Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe?,” *Journal of Health Economics*, 28(1): 143 – 154.
- Brandt, M., 2013, “Intergenerational Help And Public Assistance In Europe,” *European Societies*, 15(1): 26–56.
- Brandt, M., K. Haberkern, & M. Szydlik, 2009, “Intergenerational Help and Care in Europe,” *European Sociological Review*, 25(5): 585–601.
- 藤崎宏子, 2013, 「ケア政策が前提とする家族モデル:1970年代以降の子育て・高齢者介護」『社会学評論』64(4): 604–24.
- 福祉・医療相談支援研究会編, 2020, 『福祉・医療関係 相談支援マニュアル[追録第6号]』新日本法規出版.
- 濱島淑恵, 2018, 『家族介護者の生活保障 実態分析と政策的アプローチ』旬報社.
- Hanaoka, C. & E. C. Norton, 2008, “Informal and formal care for elderly persons: How adult children’s characteristics affect the use of formal care in Japan,” *Social Science & Medicine*, 67(6): 1002 – 1008.
- 池田心豪, 2010, 「介護期の退職と介護休業 — 連続休暇の必要性和退職の規定要因」『日本労働研究雑誌』52(4): 88–103.
- 菅万里・梶谷真也, 2014, 「公的介護保険は家族介護者の介護時間を減少させたのか? —— 社会生活基本調査匿名データを用いた検証」『経済研究』65(4): 345–61.
- 春日キスヨ, 2001, 『介護問題の社会学』岩波書店.
- , 2010, 『変わる家族と介護』講談社.
- 菊池潤, 2012, 「介護サービスは家族による介護を代替するか」井堀利宏・金子能宏・野口晴子編『新たなリスクと社会保障—生涯を通じた支援策の構築』東京大学出版会, 211–30.
- 菊澤佐江子, 2007, 「女性の介護 — ライフコース視点からの考察」『福祉社会学研究』2007(4): 99–119.
- , 2017, 「介護保険制度下の高齢者介護と家族の負担 — ストレス過程からみた現状と課題」『家計経済研究』113: 20–9.
- 小山泰代, 2001, 「世帯内外の老親介護における妻の役割と介護負担」『人口問題研究』57(2):

19-35.

- Motel-Klingebiel, A., C. Tesch-Roemer, & H.-J. Von Kondratowitz, 2005, "Welfare states do not crowd out the family: evidence for mixed responsibility from comparative analyses," *Ageing & Society*, 25(6): 863-82.
- 西本真弓, 2012, 「介護のための休業形態の選択について — 介護と就業の両立のために望まれる制度とは?」『日本労働研究雑誌』 54(6): 71-84.
- Ogg, J. & S. Renaut, 2006, "The support of parents in old age by those born during 1945-1954: a European perspective," *Ageing & Society*, 26(5): 723-43.
- Pavolini, E. & C. Ranci, 2008, "Restructuring the welfare state: reforms in long-term care in Western European countries," *Journal of European Social Policy*, 18(3): 246 - 259.
- 下夷美幸, 2015, 「ケア政策における家族の位置」『家族社会学研究』 27(1): 49-60.
- 鈴木亘・児玉直美・小滝一彦, 2008, 「公的介護保険導入と老後不安感, 予備的貯蓄」『学習院大学経済論集』 45(2): 103-25.
- Tamiya, N., H. Noguchi, A. Nishi, M. R. Reich, N. Ikegami, H. Hashimoto, K. Shibuya, I. Kawachi, & J. C. Campbell, 2011, "Population ageing and wellbeing: lessons from Japan's long-term care insurance policy," *The Lancet*, 378(9797): 1183-92.
- 田中慶子, 2013, 「きょうだい地位と実親の介護」『家計経済研究』 98: 25-34.
- Teachman, J. & K. Crowder, 2002, "Multilevel Models in Family Research: Some Conceptual and Methodological Issues," *Journal of Marriage and Family*, 64(2): 280-94.
- 堤修三, 2010, 『介護保険の意味論 — 制度の本質から介護保険のこれからを考える』中央法規出版.
- Verbakel, E., 2018, "How to Understand Informal Caregiving Patterns in Europe? The Role of Formal Long-Term Care Provisions and Family Care Norms," *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(4): 436-47.
- Verbeek-Oudijk, D., I. Woittiez, E. Eggink, & L. Putman, 2014, *Who cares in Europe?: A comparison of long-term care for the over-50s in sixteen European countries*, The Netherlands Institute for Social Research.
- 山口麻衣, 2004, 「高齢者ケアが就業継続に与える影響 — 第 1 回全国家族調査(NFR98)2 次分析」『老年社会科学』 26(1): 58-67.
- 大和礼子, 2016, 「介護保険導入に伴う介護期待の変化 — 自分の介護を誰に頼るか」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009 — 全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 275-91.
- 保田時男, 2016, 「マルチレベル分析による家族研究」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009 — 全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 347-59.

相対的貧困と社会的孤立が絡み合う高齢期の社会的排除構造 ——「全国高齢者パネル調査」を用いた潜在クラス分析からの視差——

百瀬 由璃絵

(東京大学)

高齢者の相対的貧困と社会的孤立はそれぞれ重要な問題とされる。だが、単なる相対的貧困と社会的孤立のみの研究では観測されない、貧困と孤立が同時に発生する複雑な構造を読み解く必要がある。そこで、経済的問題と社会的問題のどちらも重視すべき要素であるとする社会的排除の概念を使用した。社会的排除論では、社会的排除を多次元かつ動的なプロセスであるとし、相対的貧困や社会的孤立の一次元のみでの長期化は、動的なプロセスであっても、社会的排除とは区別される。複雑に絡み合う社会的排除の構造を読み解くために、本研究では潜在クラス分析をおこなった。その結果、社会的排除が「なし」・困窮化にあたる「貧困化」・「社会的排除」の3クラスの大分類が観測された。この大分類のうち、「社会的排除」のクラスが、「孤立化」・「剥奪からの孤立」・「上昇型の社会的排除」・「低下型の社会的排除」の4クラスに分かれ、6クラスの小分類が確認された。

1. 問題の所在

本研究では、高齢期において、相対的貧困と社会的孤立が複雑に絡み合う社会的排除がどのような構造になっているのか、その関係性を読み解くことにある。これまで相対的貧困と社会的孤立の研究は、別々の分野で研究が進んできた。しかし、本研究では、単なる相対的貧困と社会的孤立の研究では観測されない、見えにくい貧困と孤立が同時に発生する複雑な構造を読み解きたい。

貧困には、絶対的貧困のほかに相対的貧困がある。個人や世帯において、衣食住がままならないなどの最低限度の生活をするのができない絶対的貧困とは異なり、他人と比べて生活水準が低い状態が相対的貧困である。一般的に所得の低い人から高い人までを順に並べ、その真ん中の人である中央値の半分を貧困線として、それを下回る割合を相対的貧困率とよぶ。日本における相対的貧困率は、OECDや厚生労働省によると、2015年では15.7%である。OECD30か国の平均は、12.0%であり、上位9位に位置する。66歳以上の高齢者を見ると、日本は19.6%で上位7位までに上がり、高齢者の相対的貧困率が世界的にみても高いことがわかる。

この高齢者は財政的に脆弱であるのみならず、孤立する危険性があるとされている(O'Rand 1996)。孤立しがちな高齢者であるほど生活満足度や幸福度が低くなることや、抑うつや生活上の不安を抱えている人が多くなる傾向があり、犯罪や自殺との関連もしばしば指摘され、高齢者の社会的孤立は問題とされている(斉藤 2012; 小林・深谷 2015)。

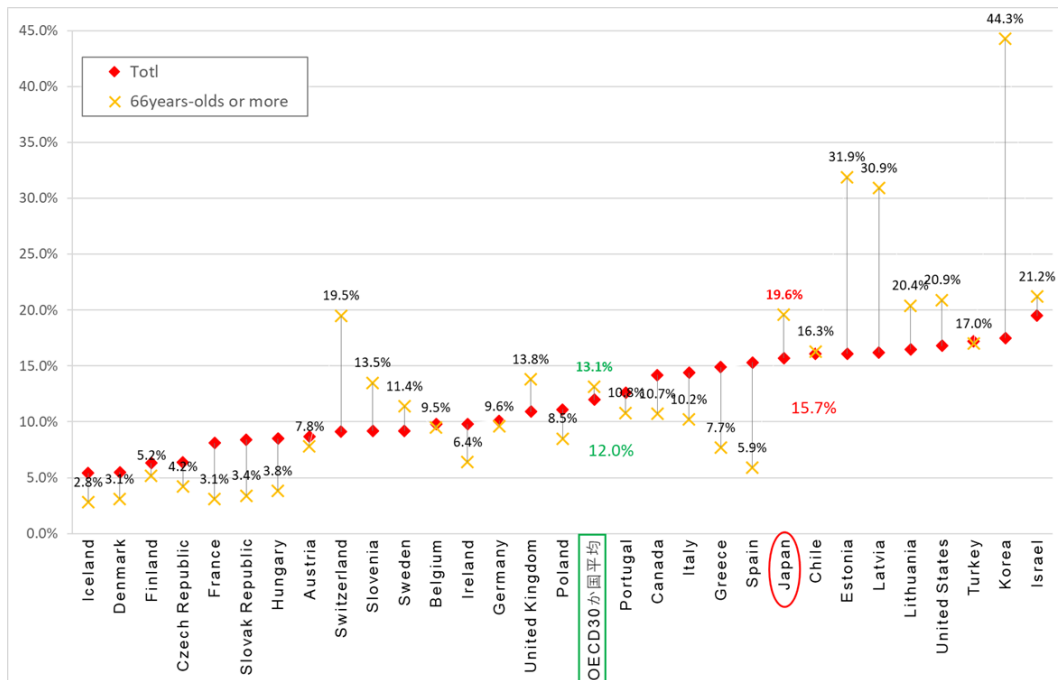


図1 相対的貧困率 (OECD30 各国)

では、この高齢者にとって懸念材料となる相対的貧困と社会的孤立の双方はどのような関係にあるのか。この貧困と孤立の双方を捉えようとする際に、社会的排除(social exclusion)の概念を用いる動きがあり、表1のように社会的排除は、貧困の延長線上にある概念であるとされる (Berghman 1995)。貧困は所得という一次元のみで考えられており、単なる経済的な問題の解決だけでなく、人が文化的な生活を行うことも視野に入れ、社会生活全般にわたって不利な立場に追いやられているのは誰かということに焦点があたり、「多次元」が重視されるようになってきた。その「多次元」で考慮する次元は多岐にわたり範囲は広いが、その一つに相対的貧困や社会的孤立が含まれることが多い。特に社会的排除は多次元性をふくむだけでなく、「複数時点の状態の変化を観察することにより排除にいたるプロセスに着目する」という点も加わり、多次元かつ動的なプロセスであるとされている。所得のみでも動的プロセスとなる場合もあるが、Berghman (1995) では、それを困窮化 (impoverishment) と定義し、貧困とは区別している。本研究では、貧困や孤立の一次元のみに着目するのではなく、両方が同時に起こる二次元の発生に着眼点を置きたい。

表1 社会的排除と貧困との関係

	静的なアウトカム (static outcome)	動的なプロセス (dynamic process)
所得 (income)	貧困 (poverty)	困窮化 (impoverishment)
多次元 (multidimensional)	剥奪 (deprivation)	社会的排除 (social exclusion)

Berghman (1995) を参照。

動的プロセスでは、1年目、2年目、3年目と剥奪状態が続いている「持続的な社会的排除」が起きている人だけではなく、1年目は剥奪されているが、2年目は剥奪されていないという「一時的な社会的排除」の人でも、また3年目に剥奪される可能性があるということが考えられる。このことから、常に社会的排除が続いている人のみならず、一時的な社会的排除を繰り返すような人も重視されている。そのことから、橋木・浦川（2006）は、一時的な経済生活の困難に集中しがちであった貧困論よりも、長期間の人間生活のあり方にまで分析を拡大したという社会的排除論の意義は大きいと述べている。

特に、国内の先行研究の多くは、高齢者の相対的貧困のみか、ないしは高齢者の社会的孤立のみに焦点があたってきており、この2つの次元がどのように絡み合わさっているのかわかっていない。相対的貧困と社会的孤立の双方の組み合わせに着目し、高齢者の状況を分析している国内研究は、Saito（2012）のみである。しかし、そのSaito（2012）も相対的貧困と社会的孤立などの組み合わせから死亡率への影響を分析しており、高齢者における相対的貧困と社会的孤立の構造まではわかっていない。さらに、対象者は愛知県の高齢者に限定されており、全国の状況についてはまだわかっていない。そこで本研究では、「全国高齢者パネル調査」を使用して、相対的貧困と社会的孤立が複雑に絡み合う社会的排除がどのような構造になっているのかを読み解く。

2. データと分析手法

2.1 データ

データは、東京都健康長寿医療センター研究所の「老研ーミシガン大ー東大 全国高齢者パネル調査」（全国60歳以上の高齢者対象）を使用する。社会的排除の全事情をとらえる社会調査は、既存データのみならず独自調査でも実質的には不可能であり、事象の一部から全体像を伺うしかないとされている。そして、社会的排除が動的プロセスであるという考えに基づくと、一時点での状態をみただけでは現状を把握することができず、個人や世帯を長期間、複数の調査をかけて追ったパネルデータが必要とされる（阿部 2002）。このデータは、全国の高齢者に対して1987年から3~4年おきに追跡調査がされており、日本の高齢者における社会的排除の動的なプロセスを描き出すのに最適である。

この調査は、東京都健康長寿医療センター研究所の前身である東京都老人総合研究所とミシガン大学の共同研究として1987年に最初の調査が開始され、全国から層化二段無作為抽出された高齢者（60歳以上）に対して訪問面接が実施された。その後3~4年後ごとに1990年（Wave2）、1993年（Wave3）、1996年（Wave4）と、高齢者の健康と幸福感の日米比較をテーマにサンプルを補充、追加しながら追跡調査が行われてきた。1999年（Wave5）からは、後期高齢者の健康・家族・経済のダイナミクスがテーマにされ、調査項目も変化した。例えば抑うつ傾向に関する変数をみると、Wave5~7では20項目4件法で聞かれているが、Wave1~4はWaveにより項目数が異なり3件法で聞かれている。家族との関わりや、収入源、職

業状態に関しても Wave5 から詳しく調査されている。

さらに、1999 年 (Wave5) からは 70 歳以上の大規模標本が追加された。1999 年 (Wave5) においては、1987 年開始時が 2077 人 (76.9%) であったが、1999 年に 1405 人 (71.0%) が追加された。2002 年 (Wave6) においても、1987 年開始時が 1764 人 (72.7%) で、1999 年に 1059 人 (73.0%) が追加された。そして 2006 年 (Wave7) は、1987 年の開始時が 1359 人 (65.7%) で、1999 年に 744 人 (62.2%) の追加があった。

本研究では共変量として抑うつ傾向の変数を使用することから 1999 年～2006 年 (Wave5～7) のデータセットを用いて分析する。抑うつ傾向の変数を使用するのは、健康状態と社会的排除は密接に絡んでいるとされているからである。健康状態は、社会的排除の一つの変数としてみなされる場合もあるが、相対的貧困などから構成された社会的排除の変数と健康状態との関係をみる研究もある。社会的排除に関する最近の動向では、失業や貧困、孤立などさまざまな状態で社会的排除を経験している人達において、精神的健康や自殺のリスクが増加することが明らかとなっている。一方で、長期的に精神疾患である人が最も社会的に排除されているグループの 1 つとされ、社会的排除は精神的健康を阻害する原因にも、結果にもなるとされている (Morgan et al. 2007; Payne 2013)。また、社会学では社会階層による健康格差の研究、疫学では健康の社会的要因の研究が進み、双方の学際的な接近により健康の格差や不平等への関心が高まっている (川上ら 2015)。高齢期の社会的排除と健康との関係を読み解くことは、社会的排除論のみならず、他分野の発展にも資するだろう。

2.2 分析手法

相対的貧困と社会的孤立が複雑に絡み合う構造を読み解くのに、本研究では潜在クラス分析 (McCutcheon 1987; Hagenaars 1993) を用いる。潜在クラス分析 (latent class analysis) をおこなうことは、多くのカテゴリカルな変数間の複雑に絡み合った関連の束を、背後に潜在的なグループがいくつかあると仮定して潜在構造を読み解き、単純にまとめられることが最大の特徴であるとされている (三輪 2009)。潜在クラス分析は、因子分析と同様に潜在構造分析 (latent structure analysis) の一形態である (藤原ら 2012)。因子分析は顕在変数も潜在変数も量的変数であるのに対し、潜在クラス分析はどちらもカテゴリカルな変数である。

潜在クラス分析では、各顕在変数は相互に独立しているという局所独立が仮定として置かれている。調査された個体はいずれかの潜在クラスに属すると考えられ、1 つのクラスに決定してしまうのではなく、所属する確率が高いクラスもあれば低いクラスもあり、それぞれの潜在クラスに属する確率が存在する。基礎的には、6 つの顕在変数 (A~F) に 1 つの潜在変数があるとすると次の式の様に表される。

$$\pi_{ijklmnt}^{ABCDEF} = \pi_t^X \pi_{it}^{A|X} \pi_{jt}^{B|X} \pi_{kt}^{C|X} \pi_{lt}^{D|X} \pi_{mt}^{E|X} \pi_{nt}^{F|X}$$

左辺の $\pi_{ijklmnt}^{ABCDEF}$ は、個人がセルに属する確率である。右辺の π_t^X は、潜在変数 X のなかでの

カテゴリー t の占める構成割合である。 $\pi_{it}^{A|X}$, $\pi_{jt}^{B|X}$, $\pi_{kt}^{C|X}$, $\pi_{lt}^{D|X}$, $\pi_{mt}^{E|X}$, $\pi_{nt}^{F|X}$ は t 番目のクラス内における顕在変数 (A,...,F) のカテゴリー (i,...,n) へと応答する条件確率である。

では、いくつかのクラスに分けるべきなのか。クラスを選択するには、情報量基準である BIC や AIC, 尤度比カイ 2 乗値に基づく p 値や尤度比カイ 2 乗値の差の検定などが用いられる。情報量基準は小さい値をとるほど最適とされ、 p 値や差の検定は有意でないと最適とされる。

表 2 記述統計

変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
社会的排除の顕在変数 wave5-7					
相対的貧困wave5	2,351	0.214	0.410	0	1
相対的貧困wave6	2,112	0.238	0.426	0	1
相対的貧困wave7	1,701	0.243	0.429	0	1
社会的孤立wave5	2,705	0.123	0.329	0	1
社会的孤立wave6	2,459	0.147	0.354	0	1
社会的孤立wave7	2,031	0.178	0.383	0	1
共変量の顕在変数 wave5					
男性ダミー	2778	0.399	0.490	0	1
一人暮らしダミー	2777	0.131	0.337	0	1
就業状態					
無職	2764	0.724	0.447	0	1
常用雇用	2764	0.041	0.197	0	1
臨時雇用	2764	0.055	0.227	0	1
自営業主	2764	0.124	0.330	0	1
家族従業者	2764	0.056	0.231	0	1
抑うつ傾向(CES-D)					
ほとんどない(0-7)	2362	0.160	0.367	0	1
すこしある(8-15)	2362	0.704	0.457	0	1
かなりある(16+)	2362	0.136	0.343	0	1
慢性疾患					
0か所	2658	0.260	0.438	0	1
1-2か所	2658	0.523	0.500	0	1
3か所以上	2658	0.217	0.412	0	1

本研究の顕在変数には 1999 年 (Wave5) の相対的貧困と社会的孤立の変数, 2002 年 (Wave6) の相対的貧困と社会的孤立の変数, 2006 年 (Wave7) の相対的貧困と社会的孤立の変数を同時に投入し測定する。記述統計は表 2 の通りである¹⁾。相対的貧困は、仕事・公的年金・私的年金・生活保護・財産・仕送り・その他の収入を量的変数に操作化したあと可算し、世帯所得を算出し、等価世帯所得の中央値の 50%以下を 1, それ以外を 0 とした²⁾。社会的孤立は、親友や近所づきあいをする人がいなく、友人・近所・親戚との対面頻度と電話の頻度が 1 週間に 1 回より少ない場合を 1, それ以外を 0 とした。

潜在クラス分析では、共変量も同時に挿入することで、潜在クラスに対して与える効果も

推定することができる。その場合、共変量の有無により選択すべきクラスが変わることがある。そのため、本研究では共変量が潜在クラスの推定に影響を与えないように値を固定する制約をおいてから共変量の推定をする³⁾。また、顕在変数は時変の変数を使うが、共変量には1999年(Wave5)のみで、相対的貧困や社会的孤立と関連が深い性別や居住状況、就業状態と、精神的健康に関するうつ病傾向と身体的健康に関する慢性疾患に関しては、時不変の変数を使用する。

性別は男性1、女性0の男性ダミーである。居住状況は一人暮らしを1、それ以外を0の一人暮らしダミーとした。就業状態は、正規・非正規・自営業・家族従事者・無職である。

このデータでは、抑うつ傾向を測定するのに、米国国立精神保健研究所(NIMH)で開発された抑うつの自己評価尺度 The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) が用いられている。「普段は気にかからない事が気になった」「食べなくなかった、食欲がなかった」などの20項目が4件法で聞かれている。そのうち、「人並みの能力は自分にもあるという気がした」「さきゆき明るいと感じた」「うれしいと感じた」「楽しいと感じた」のポジティブ傾向を示す項目は反転させ、「ほとんどなかった」が0、「たいていそうだった(5~7)日」を3とし、0~60点までで値が高いほうが抑うつ傾向は高くなるように20項目を合算した。最大値は48点で、平均は11.6点、中央値は12点であった。抑うつ傾向を3カテゴリーに分類したところ、全体のうち、「ほとんどない(0-7)」は16.0%、「すこしある(8-15)」は70.4%、「かなりある(16+)」は13.6%であった。慢性疾患は、「心臓病」「関節炎・リウマチ・神経痛」「高血圧」などの病気や後遺症の有無が聞かれている。性別により病気の有無がことなる項目などを除き「ある」とした場合を1、「ない」を0にして20項目を合算した。最大値は20か所で、平均は1.6か所、中央値は1か所であった。慢性疾患も3カテゴリーに分類したところ、全体のうち、「0か所」は26.0%、「1-2か所」は52.3%、「3か所以上」は21.7%であった。

これらの共変量としたカテゴリーごとの推定クラス割合を比較し、社会的排除の潜在変数を考察する。

3. 潜在クラス分析

表 3 クラス数とモデルの適合度

【モデル適合度】					
	L ²	自由度	p値	BIC(LL)	AIC(LL)
1クラス	1667.86	57	0.00	15956.5	15918.7
2クラス	534.52	50	0.00	14881.3	14799.4
3クラス	99.35	43	0.00	14504.3	14378.2
4クラス	59.97	36	0.01	14523.0	14352.8
5クラス	35.85	29	0.18	14557.0	14342.7
6クラス	24.95	22	0.30	14604.2	14345.8
7クラス	18.60	15	0.23	14656.0	14353.5
【モデル対比—尤度比カイ2乗統計量の差の検定】					
1クラスvs 2クラス	1133.34	7	0.00		
2クラスvs 3クラス	435.18	7	0.00		
3クラスvs 4クラス	39.37	7	0.00		
4クラスvs 5クラス	24.12	7	0.01		
5クラスvs 6クラス	10.90	7	0.06		
6クラスvs 7クラス	6.34	7	0.13		

それでは、相対的貧困と社会的孤立が複雑に絡み合う社会的排除の構造を読み解く。まず、クラスの選択である。表3の通り、7つのクラスをみていく。まず情報量基準をみると、BICの時には3クラス、AICは5クラスの時にそれぞれ値が一番小さく、モデルの当てはまりが良いことがわかる。モデルを対比するため、尤度比カイ2乗統計量の差の検定をおこなった。確かに、BICで支持された3クラスになったときには尤度比は39.37まで減少している。一方で、p値は0.1%水準で有意であった。AICで支持された5クラスをみると、尤度比はそこまで大きな減少は見られず、1%水準で有意であった。1%水準で有意とならなかったのは6クラスで、尤度比も6.34まで減少している。このことから、尤度比カイ2乗統計量の差の検定では、6クラスが支持された。

本研究では、相対的貧困と社会的孤立が複雑に絡み合う社会的排除の構造を読み解くことが目的である。そのため、BICで支持された3クラスを大分類、尤度比カイ2乗統計量で支持された6クラスを小分類として、それぞれがどのような構造になっているのか、3クラスから6クラスにかけてどのように構造が変容しているのかを考察していく。

大分類（3クラス）と小分類（6クラス）の結果は表4に示した。

表4 相対的貧困と社会的孤立が絡み合う社会的排除構造（潜在クラス分析）

	大分類(3クラス)			小分類(6クラス)					
	クラス1	クラス2	クラス3	クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5	クラス6
	なし	貧困化	社会的排除	なし	貧困化	孤立化	剥奪からの孤立	上昇型の社会的排除	低下型の社会的排除
クラス構成割合	80.5%	10.9%	8.6%	79.2%	10.1%	5.3%	2.5%	1.6%	1.3%
指標(顕在変数)の条件付き正応答確率									
1999年(Wave5)									
相対的貧困	4.4%	69.8%	15.2%	4.6%	69.1%	8.2%	1.0%	38.2%	60.1%
社会的孤立	3.9%	5.6%	52.6%	3.6%	3.7%	63.8%	2.0%	48.0%	62.5%
2002年(Wave6)									
相対的貧困	2.9%	75.4%	22.1%	2.9%	74.8%	1.5%	27.5%	48.5%	76.4%
社会的孤立	2.9%	7.3%	68.1%	1.6%	3.6%	61.8%	89.4%	53.7%	76.5%
2006年(Wave7)									
相対的貧困	3.7%	55.7%	13.7%	3.8%	55.5%	2.1%	0.4%	81.9%	10.7%
社会的孤立	5.0%	9.7%	45.5%	5.0%	6.5%	43.7%	25.3%	80.6%	11.4%
共変量の 카테고리ごとの推定クラス割合									
性別									
女性	73.7%	79.2%	53.7%	74.0%	79.7%	45.5%	60.2%	69.7%	67.1%
男性	26.3%	20.8%	46.3%	26.0%	20.3%	54.5%	39.8%	30.3%	32.9%
居住状況									
同居	91.0%	93.7%	87.9%	91.1%	93.6%	86.9%	86.1%	89.8%	94.5%
ひとり暮らし	9.0%	6.3%	12.1%	8.9%	6.4%	13.1%	13.9%	10.2%	5.5%
就業状態									
無職	81.1%	83.7%	78.7%	81.1%	83.0%	76.0%	79.1%	85.5%	88.8%
正規	3.0%	0.3%	4.1%	3.0%	0.3%	5.3%	3.6%	0.5%	1.0%
非正規	3.8%	3.1%	4.0%	3.8%	3.2%	4.7%	4.8%	2.0%	1.5%
自営業	8.6%	7.4%	9.2%	8.6%	7.7%	9.9%	8.0%	7.1%	5.8%
家族従事者	3.6%	5.6%	4.1%	3.6%	5.7%	4.2%	4.6%	4.9%	2.9%
抑うつ傾向									
ほとんどない(0-7)	55.9%	27.5%	33.0%	56.2%	27.9%	30.5%	46.1%	29.2%	26.0%
すこしある(8-15)	37.2%	60.7%	53.2%	37.1%	60.2%	55.8%	43.0%	56.0%	57.2%
かなりある(16+)	6.8%	11.8%	13.8%	6.7%	11.9%	13.7%	10.9%	14.9%	16.8%
慢性疾患									
0か所	56.0%	29.2%	35.0%	56.2%	29.3%	32.8%	45.1%	33.4%	29.0%
1-2か所	31.2%	51.0%	44.0%	31.1%	50.3%	45.0%	36.6%	49.0%	51.7%
3か所以上	12.8%	19.8%	21.0%	12.7%	20.4%	22.1%	18.3%	17.6%	19.3%

(注) 共変量は同時に投入している分析しているが、共変量の有無によりクラスの構成割合や指標(顕在変数)の正応答確率に影響が出ないよう値を固定する制約を置いている。

まず、3クラスの大部類からみていく。クラスの構成割合は、クラス1は80.5%、クラス2は10.9%、クラス3は8.6%であった。指標(顕在変数)の条件付き正応答確率をみると、クラス1は、1999年(Wave5)～2006年(Wave7)のどの年の相対的貧困も社会的孤立も5%未満であった。このことからクラス1は、社会的排除が「なし」のクラスであると名前を付ける。クラス2においては、相対的貧困が1999年(Wave5)～2006年(Wave7)のどの年でも割合が多くなっている。一方で、社会的孤立は10%未満である。このことから「貧困化」が起きていることがわかる。クラス3では、特にどの年でも社会的孤立の割合が高くなっている。相対的貧困は、社会的孤立ほど値が高くなっているが、どの年も15%前後で、単なる社会的孤立化とは言えないだろう。そのため、「社会的排除」とした。本研究

では、単なる貧困が長期化しているクラス2よりも、相対的貧困と社会的孤立が同時に発生しているクラス3が特に重要なクラスであると考えられる。

共変量の 카테고리ごとの推定クラス割合をみると、クラス3の「社会的排除」では、女性の割合がほかのクラスと同様に過半数を超えているが、男性の割合が「なし」や「貧困化」よりも多い。一人暮らしの割合もほかのクラスよりも増えていた。就業状態においてはあまり差がみられていなかった。健康状態は「なし」と、それ以外の「貧困化」「社会的排除」で差異がみられた。精神的健康を表す抑うつ傾向をみると、クラス1「なし」は「ほとんどない」の確率が高いが、クラス2「貧困化」とクラス3「社会的排除」では、「すこしある」や「かなりある」の確率が高くなっている。身体的健康を示す慢性疾患の数においても、クラス1「なし」は「0か所」の確率が高いが、クラス2「貧困化」とクラス3「社会的排除」では、「1-2か所」や「3か所以上」の確率が高くなっていた。高齢者の平均は、抑うつ傾向は「すこしある」で、慢性疾患は「1-2か所」であり、社会的排除が「なし」の場合の抑うつ傾向「ほとんどない」や慢性疾患「0か所」は高齢者の上位20%前後の健康状態である確率が高い。つまり、社会的排除が「なし」の高齢者は心身ともにかかなり健康であると言える。

次に6クラスの小分類である。クラス1の構成割合が79.2%で、大分類のクラス1「なし」と類似しており、どの年も相対的貧困と社会的孤立がほとんどみられていない。小分類のクラス1も社会的排除が「なし」のクラスとする。小分類のクラス2の構成割合は10.1%で、こちらは大分類のクラス2「貧困化」と類似する。一方で、小分類のクラス3~6のクラスの構成割合は、クラス3が5.3%、クラス4が2.5%、クラス5が1.6%、クラス6が1.3%であった。この小分類4つを合計すると10.7%で、大分類のクラス3「社会的排除」から派生したものであると考えられる。

小分類クラス3では社会的孤立の確率がどの年も高い。一方で、相対的貧困はどの年も10%未満である。このことから、小分類クラス3は「孤立化」とする。小分類クラス4は、1999年(Wave5)の時点では、正応答確率は社会的孤立も相対的貧困も5%未満であるのに対し、2002年(Wave6)では、相対的貧困は27.5%、社会的孤立も89.4%と確率が高くなっており、この時点では、相対的貧困と社会的孤立の両方が起こり剥奪の状態であることが考えられる。一方で、2006年(Wave7)では、相対的貧困は2.1%と確率はかなり低い。社会的孤立の確率に関しては、低下したものの25.3%である。このことから、2006年(Wave7)は社会的孤立のみが起きているだろう。つまり、2002年(Wave6)では剥奪されていたが、2006年(Wave7)には社会的孤立のみになっているというのがクラス4である。このことから小分類クラス4「剥奪からの孤立」と名付ける。小分類クラス5とクラス6では、どの年の相対的貧困も社会的孤立も5%前後の正応答確率が低い場合がなく、3時点で社会的排除されていることがわかる。この2つのクラスの違いは、各時点における確率の高さである。クラス5では、1999年(Wave5)は相対的貧困が40%弱、社会的孤立は50%弱であったのに対し、2002年(Wave6)では50%前後、2006年(Wave7)では80%強と確率が高くなっ

ている。一方で、クラス6は1999年(Wave5)と2002年(Wave6)の相対的貧困と社会的孤立は60%~70%であったのに対し、2006年(Wave7)では10%まで低下している。このことから、小分類クラス5を「上昇型の社会的排除」、小分類クラス6を「低下型の社会的排除」とする。特に相対的貧困と社会的孤立の複雑性を表しているのはクラス4「剥奪からの孤立」・クラス5「上昇型の社会的排除」・クラス6「低下型の社会的排除」の3つである。

では、この大分類の3クラス「社会的排除」から派生したこと考えられる小分類のクラス3「孤立化」・クラス4「剥奪からの孤立」・クラス5「上昇型の社会的排除」・クラス6「低下型の社会的排除」にどのような特徴があるのか、共変量のカテゴリーごとの推定クラス割合から読み解く。性別を見ると、クラス1の社会的排除「なし」やクラス2の「孤立化」は女性の割合が75%前後であるのに対し、クラス4「剥奪からの孤立」・クラス5「上昇型の社会的排除」・クラス6「低下型の社会的排除」は女性の割合が60%代でやや確率が下がる。一方で、クラス3「孤立化」は男性の割合が50%代と高い。居住状況は、クラス1「なし」やクラス2「貧困化」と同様にクラス6「低下型の社会的排除」では同居である確率が90%を超えている。一方で、クラス3「孤立化」・クラス4「剥奪からの孤立」・クラス5「上昇型の社会的排除」は同居が多いものの、一人暮らしの割合が高まっている。クラス5「上昇型の社会的排除」とクラス6「低下型の社会的排除」は性別のほかに、就業状態や健康状態の構成は類似している。一方で、居住状況に関してみると、クラス5「上昇型の社会的排除」は一人暮らしの割合が高い。この点に、クラス5「上昇型の社会的排除」とクラス6「低下型の社会的排除」の差異が表れている。また、就業状態はあまり差異がわからなかった。

健康状態の推定クラス割合をみていく。クラス3「孤立化」・クラス5「上昇型の社会的排除」・クラス6「低下型の社会的排除」は、クラス2の「孤立化」と同様に、抑うつ傾向は「すこしある」で慢性疾患は「1-2か所」で確率が高いのに対し、クラス4「剥奪からの孤立」の場合はクラス1「なし」と同様に抑うつ傾向は「ほとんどない」で慢性疾患は「0か所」で確率が高い。特に相対的貧困と社会的孤立の複雑性が高いクラス4「剥奪からの孤立」・クラス5「上昇型の社会的排除」・クラス6「低下型の社会的排除」では、クラス4「剥奪からの孤立」は一人暮らしだが心身ともに健康である割合が高いことがわかる。

4. 結び

本稿では、高齢期において、相対的貧困と社会的孤立が複雑に絡み合う社会的排除はどのような構造になっているのか、その関係性を読み解いた。その結果、社会的排除が「なし」と「貧困化」、そして「社会的排除」という3クラスの大分類が確認された。さらに6クラスの小分類をみると、大分類の「なし」と「貧困化」を残したまま、大分類の「社会的排除」のクラスが、「孤立化」・「剥奪からの孤立」・「上昇型の社会的排除」・「低下型の社会的排除」の4つに分かれていることが確認された。

Berghman (1995) は、一次元のみ動的プロセスを困窮化、多次元かつ動的プロセスを社会的排除と双方を区別しており、小分類6クラスにおける「困窮化」と「孤立化」は困窮化

にあたり、「剥奪からの孤立」・「上昇型の社会的排除」・「低下型社会的排除」が社会的排除にあたることが考えられる。「剥奪からの孤立」は、一人暮らしだが心身ともに健康である割合が高い。「上昇型の社会的排除」と「低下型社会的排除」は、属性は類似しているが、「上昇型の社会的排除」のほうが一人暮らしの割合が高い傾向がみられた。

最後に残された課題を述べたい。本稿では顕在変数の背後にあると仮定された潜在変数を読み解くにとどまっており、今回明らかになった社会的排除の潜在変数の規定要因はまだわかっていない。それには、クラスを従属変数とした多項ロジスティック回帰分析が用いられることが多い。また、パネルデータを用いて潜在変数の移行をみようとする際には、本研究での分析のほかに同質性を考慮して等値制約を置く潜在マルコフモデルなどもある。さらに、社会的排除が人生の長期のあり方をみる概念とするならば、今回共変量で取り上げた性別や年齢、就業状態、精神的健康、身体的健康という高齢者の現時点での状況を加味するのみならず、高齢者が若い時の経験や状況が現在の社会的排除構造にどう影響を与えるのか、今後は検討したい。

[注]

- 1) Wave5～7の時点で死亡した人はデータに含まれていない。
- 2) 厚生労働省の「相対的貧困率等に関する調査分析結果について」では、2000年の国民生活基礎調査の相対的貧困率は15.3%で、世帯主が65歳以上の相対的貧困率は20.9%とされている。一方で1999年の全国消費実態調査における相対的貧困率は9.1%で、世帯主が65歳以上の相対的貧困率は15.5%とされている。この国民生活基礎調査と全国消費実態調査のどちらの水準が正しくてどちらの水準が正しくないとはいえないとされている。本データの1999年(Wave5)の相対的貧困率は21.4%で、国民生活基礎調査の世帯主が65歳以上場合と類似をするが、2002年(Wave6)や2006年(Wave7)は国民生活基礎調査が行われる年ではなく、データはない。データが少ない中で、本研究では政府統計を代用するというようなことは難しいと考え、していない。
- 3) 本研究では、Latent GOLD 5.1を使用した。共変量を「非アクティブ」にすることで、表3のモデルの適合度や、表4のクラス構成割合や指標(顕在変数)の条件付き正応答確率は共変量を除いても同じ数値となり、制約を置くことができる。

[謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「老研ーミシガン大ー東大 全国高齢者パネル調査<Wave5 (1999), Wave6 (2002) , Wave7 (2006)>」(東京都健康長寿医療センター研究所)の個票データの提供を受けた。本研究の成果は、東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究2019年度参加者応募型研究「全国高齢者パネル調査による高齢期の健康と生活に関する二次分析」の一貫である。二次分析研究会は年7回に渡り、アドバイザ

一の小林江里香先生（東京都健康長寿医療センター研究所）をはじめ、鈴木富美子先生（東京大学）・藤原翔先生（東京大学）・杉澤秀博先生（桜美林大学）や、そして同志の皆様にも多くのご助言を頂いた。2020年2月19日の成果報告会では、コメンテータの斎藤雅茂先生より有益なご指摘を頂いた。そして、二次分析研究会や成果報告会、成果報告書の刊行には、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターの多くのスタッフの方々が携わってきた。すべての皆様に、記して感謝申し上げたい。

[参考文献]

- 阿部彩, 2002, 「貧困から社会的排除へ:指標の開発と現状」『海外社会保障研究』141: 67-80.
- Berghman, Jos, 1995, "Social exclusion in Europe: Policy context and analytical framework," G.Room eds, *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, Policy, 10-28.
- 藤原翔・伊藤理史・谷岡謙, 2012, 「潜在クラス分析を用いた計量社会学的アプローチ:地位の非一貫性, 格差意識, 権威主義的伝統主義を例に」『年報人間科学』33, 43-68.
- Hagenaars, Jacques A., 1993, *Loglinear Models with Latent Variables*, Newbury Park, CA: Sage.
- 川上憲人・橋本英樹・近藤尚己, 2015, 『社会と健康:健康格差解消に向けた総合科学的アプローチ』東京大学出版.
- 小林江里香・深谷太郎, 2015, 「日本の高齢者における社会的孤立割合の変化と関連要因:1987年, 1999年, 2012年の全国調査の結果より」『社会福祉学』56(2), 88-100.
- McCutcheon, Allan L., 1987, *Latent Class Analysis*, Newbury Park, CA: Sage.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』24(2), 345-356.
- Morgan, Craig., Burns, Tom., Fitzpatrick, Ray., Pinfold, Vanessa., and Stefan Priebe, 2007, "Social Exclusion and Mental Health," *The British Journal of Psychiatry*, 191, 477-483.
- O'Rand, A.M., 1996, "The precious and the precocious; understanding cumulative disadvantage and cumulative advantage over the life course" *The Gerontologist*, 36 (2) :230-238.
- Payne, Sarah., 2013, "Mental health, poverty and social exclusion" *PSE Conceptual note*, 9.
- Saito, Masashige., Kondo, Naoki., Kondo, Katsunori., Ojima, Toshiyuki., and Hiroshi Hirai, 2012, "Gender differences on the impacts of social exclusion on mortality among older Japanese: AGES cohort study," *Social Science & Medicine*, 75(5): 940-945.
- 斎藤雅茂, 2012, 「高齢者の社会的孤立に関する主要な知見と今後の課題 (特集 単身者のこれから)」『家計経済研究』94: 55-61.
- 橋木俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』東京大学出版会.

婚姻状態の変化と高齢者の抑うつ

——男女差に着目したパネルデータ分析——

佐藤剛生

(東京大学大学院)

婚姻状態とその変化は、抑うつの主な規定要因の一つであり、その関連には一定の男女差が見られることが先行研究で指摘されてきた。しかし、高齢期における婚姻状態の意味づけは、若壮年期のそれとは異なったものとなる可能性があり、同様に、婚姻状態とその変化が高齢期の抑うつに与える影響も、若壮年期のそれとは異なったものとなる可能性がある。そこで本稿は、高齢期における婚姻状態の変化として離婚と死別に着目し、これが高齢者の抑うつに与える影響とその男女差を検討する。「全国高齢者パネル調査」を用いた分析により、次の結果が得られた。離婚と死別の経験は、高齢者の抑うつを上昇させる。しかしこの傾向は、死別が高齢男性の抑うつを上昇させ、離婚が高齢女性の抑うつを上昇させる、という男女間で異なる傾向をそれぞれ反映したものである。

1. はじめに

近年、わが国における抑うつ患者の急速な増加を背景として、抑うつ状態にある人々の早期発見と早期治療が、社会的な課題の一つとなっている(厚生労働省 2018)。数ある精神疾患のなかでも、抑うつは高齢期に多く見られる疾患として知られ、実際にわが国でも、抑うつを含む気分障害の推計患者数 119 万 5 千人のうち、全体のおよそ 53%にあたる 63 万 8 千人が 65 歳以上の高齢の患者となっている(厚生労働省 2017)。高齢期における抑うつは自殺の最も大きなリスク要因となることから、抑うつ状態にある高齢者の早期発見は、自殺予防の観点からも重要な課題と指摘されてきた(Cattell 2000; Hawton et al. 2013)。また、高齢期における抑うつと死亡率の上昇の関連を指摘する研究もあり(Bruce and Leaf 1989; Murphy et al. 1987)、抑うつが高齢者の健康に対し、精神的にも身体的にもマイナスの影響を与えることが明らかになっている(青木・松本 1998)。

一方で、性別に関していえば、精神疾患にはその種類に応じて、男女のあいだで罹患傾向の違いが見られることが知られている(Dohrenwend and Dohrenwend 1976; Robins et al. 1984)。抑うつの場合には、女性のほうが男性よりも罹患しやすい傾向にあるとされる(Inaba et al. 2005; Piccinelli and Wilkinson 2000)。では、なぜ女性のほうが抑うつになりやすいのか。この問題をめぐって、多国間の比較検討をおこなった Hopcroft and Bradley (2007) によれば、抑うつ傾向の男女差にはおもに生物学的要因と社会的要因の二つがある。前者については、男女の差異が、出産可能な時期を超えた高齢期でも確認されることから、ライフコース全体におよぶ生物学的要因の存在を示唆され、後者については、すべての検討対象国において、社会経済的地位や婚姻状態などの影響が指摘されている。

ここで高齢期の抑うつをめぐる社会的要因に関していえば、その大きな割合を占めるのは婚姻状態とその変化であると思われる。一般的な定年年齢をすでに迎えた高齢者では、雇用状態や住居形態などの直接的な社会経済的地位の変化は稀であり、むしろ配偶者との離婚や死別にもなう間接的な収入減や住居形態の変化などの機会が多い、と想定されるからである。

抑うつと婚姻状態の関連をめぐる Gove (1972) 以来、すでに多くの検討が行われてきた (Hopcroft and Bradley 2007; John and Montgomery 2009; Kamiya et al. 2012; Simon 2002)。婚姻状態の変化と男女のメンタルヘルスの関連について縦断的な検討をおこなった Simon (2002) によれば、女性のほうが男性よりも抑うつになりやすく、婚姻解消が抑うつに与える影響も女性のほうが大きくなりやすい傾向にある。しかし、婚姻状態と高齢者の抑うつとの関連は、若壮年期のそれとは異なったものとなる可能性があり (John and Montgomery 2009)、実際に、高齢男女を対象とした横断的研究では、婚姻解消の影響は、むしろ男性のほうが大きいとする指摘もある (Kamiya et al. 2012)。このように、婚姻状態の変化と高齢者の抑うつとの関連をめぐる先行研究の知見は必ずしも一致しておらず、また性格や考え方などの個人の異質性を考慮した縦断的な分析もいまだ十分に展開されていない。

そこで本稿では、老研—ミシガン大—東大・全国高齢者パネル調査のデータを用いて、婚姻状態の変化が、高齢男女の抑うつに与える影響を明らかにする。こうした検討を通じて、特に婚姻状態の観点から、抑うつ罹患リスクの高い高齢者の特性を明らかにすることが本稿の目的である。

2. 先行研究の検討と分析枠組み

2.1 抑うつの社会的要因をめぐる先行研究

抑うつをめぐる社会的な規定要因として、先行研究で主に指摘されているのは次の三つである。(1)婚姻状態 (John and Montgomery 2009; Kamiya et al. 2012; Simon 2002)、(2) (家族や友人などからの) 社会的サポート (Liu et al. 2014; Okabayashi et al. 2004)、(3) (収入や学歴などの) 社会経済的地位 (Hopcroft and Bradley 2007; Inaba et al. 2005)。

(1) 抑うつと婚姻状態

婚姻状態と抑うつの罹患傾向の男女差をめぐる Simon (2002) の縦断的研究によれば、結婚は抑うつに対しマイナスの影響を与えるが、その効果に明確な男女差は認められない。また一方で、婚姻解消は抑うつに対しプラスの影響を与えるが、死別の効果に男女差は認められず、別居ないし離婚の効果だけに有意な男女差が認められる。別居ないし離婚の効果は、女性のほうが男性よりも大きい。しかし他方で、婚姻状態と高齢者の抑うつとの関連をめぐる Kamiya et al. (2012) の横断的研究によれば、別居ないし離婚の効果は、むしろ男性のほうが大きい傾向にある。

(2) 抑うつと社会的サポート

配偶者や子供、友人などの出所の異なる社会的サポートの種類が、抑うつに与える影響を検討した Okabayashi et al. (2004) によれば、傾聴と思いやりの程度によって測定される社会的サポートと抑うつとの関連は、配偶者の有無にかかわらず、子供からのサポートだけに有意な効果が確認され、親類や友人からのサポートの効果は確認されなかった。また、孤独感・社会的サポート・抑うつとの三項目の関連を検討した Liu et al. (2014) は、家族や友人からの社会的サポートは、孤独感が抑うつに与える影響を軽減するだけでなく、それ自体としても、抑うつを有意に軽減させている。

(3) 抑うつと社会経済的地位

抑うつ傾向の男女差について、29ヶ国のクロスセクショナルなデータを用いて検討をおこなった Hopcroft and Bradley (2007) によれば、すべての対象国において社会経済的地位と家計満足度による抑うつへの軽減効果が確認された。また、抑うつへの規定要因をめぐって日米間の比較をおこなった Inaba et al. (2005) も、世帯収入が抑うつへの軽減と結びついているとしている。他方で、学歴については日本での効果は確認されなかった。

2.2 分析枠組み

本稿の分析対象が高齢者であり、未婚から既婚への移行が見られるケースはごく少数であると想定されることから、ここでは婚姻状態の変化として、婚姻解消のパターンに着目することとする。具体的には、離婚と死別がもたらす効果は、男女ごとに異なるとする先行研究の指摘を踏まえ (Kamiya et al. 2012; Simon 2002)、離婚と死別の二つの婚姻解消に着目する。なお、分析の際には、抑うつに対する効果が指摘されている社会的サポートと社会経済的地位、またその他の統制変数を投入することで、婚姻状態の変化自体が、高齢期の男女の抑うつに与える影響を明らかにする。

これまでの検討を踏まえ、本稿の分析課題として次の3つを設定する。第1に、高齢者の抑うつに対する、性別と婚姻状態の個人間差異の効果を明らかにする。第2に、パネルデータを用いて個人の異質性を統制することで、離婚と死別の二つの経験が、高齢者の抑うつに与える効果を明らかにする。第3に、男性と女性の二つのグループに分けて推定をおこなうことで、離婚と死別の二つの経験が、高齢者の抑うつに与える効果の男女差を明らかにする。

3. 方法

3.1 データと変数

分析に用いるデータは、「老研ーミシガン大学ー東大 全国高齢者パネル調査<Wave5-7>、1999-2006」である。分析の対象者は、Wave1 (1987) から Wave4 (1996) までに抽出された人 (1999年9月末時点で63歳以上) と、Wave5 (1999) で新たに抽出された人 (同70歳以

上)で、面接調査に本人あるいは代行者が回答したパーソン・イヤーである。この内、本稿では、面接調査に本人自らが回答したパーソン・イヤーを分析の対象者とする。そのほか、分析に用いる変数に欠損がある場合は、分析から除外する。

分析に用いる従属変数は、抑うつ尺度 CES-D (The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale) である。Wave5-7 では、この CES-D を構成する全 20 項目が調査表の質問項目に含まれている。本稿では、この CES-D の回答項目を合計し、連続変数として分析に用いる。その他の具体的な内容については表 1 に示した。

分析に用いる主な独立変数は「離婚」と「死別」である。本稿の分析対象が 1999 年 9 末時点で 63 歳以上と高齢であり、また未婚者がごく少数 (141 人のパーソンイヤー、全体に占める割合は 1.68%) であることから、既婚を参照カテゴリとする「離婚」と「死別」を、婚姻状態の変化をあらわす変数として用いる。その他の独立変数には、先行研究で抑うつとの関連が指摘されている社会的サポートと社会経済的地位、また年齢や健康状態などを統制変数として用いる。

社会的サポートの変数として用いるのは、「子ども同居ダミー」、「傾聴ダミー」、「思いやりダミー」である。別居に比べ、同居のほうがより多く子どもからサポートを受けられると想定されることから、「子ども同居ダミー」を子どもからの社会的サポートを表す変数として用いる。また、Okabayashi et al. (2004) を参考に、傾聴者と思いやりを示す者の有無から、親類や友人などからの社会的サポートを検討する。

社会経済的地位の変数として用いるのは、「収入」と「持ち家居住ダミー」である。Umberson et al. (1992) によれば、女性が結婚から受ける最大の利益は金銭的安心であり、逆に、婚姻解消の主なダメージは金銭的ストレスに起因している。そこで、離婚と死別の効果と婚姻解消による金銭的ストレスの効果を明確に区別するため、世帯収入ではなく、配偶者の喪失による収入の変化をより確認しやすい、本人・配偶者の合計収入を用いる。その他の統制変数を含め、各変数の具体的な内容については表 1 に示した。また、分析に用いる変数の記述統計量は表 2 に示した。

表 1 変数の内容

変数	内容
抑うつ (CES-D)	1 週間における身体的症状・うつ感情・ポジティブ感情・対人関係の程度を尋ねた 20 項目からなる合成尺度。0=ほとんどなかった, 1=少しはあった, 2=ときどきあった, 3=たいていそうだった, の 4 項目に対する回答を単純加算した連続変数であり, 値が大きくなるほど抑うつ傾向が高まる。得点可能範囲は 0-60.
離婚	0=既婚, 1=離婚のダミー変数.
死別	0=既婚, 1=死別のダミー変数.
子ども同居ダミー	0=別居, 1=同居のダミー変数。別居している子どもがほかにいる場合でも, 同居している子どもが一人でもいる場合は 1 として処理した.
傾聴ダミー	0=傾聴者なし, 1=傾聴者ありのダミー変数.
思いやりダミー	0=思いやりを示す者なし, 1=思いやりを示す者ありのダミー変数.
収入	本人と配偶者を合わせた 1 年間の収入額。1=120 万円未満, 2=120-300 万円未満, 3=300-500 万円未満, 4=500-1000 万円未満, 5=1000 万円以上.
持ち家居住ダミー	0=非持ち家に居住, 1=持ち家に居住のダミー変数。非持ち家には, 公営住宅, 公社・公団, 民間借家, 給与住宅, 間借り, 老人ホームなどが含まれる。その他の住居は除外した.
通院回数	3 ヶ月以内の通院回数.
日常生活動作 (ADL)	入浴, 更衣, 食事, 起居動作, 移動, トイレに対する自立の程度を尋ねた 6 項目からなる合成尺度。1=ぜんぜん難しくない, 2=すこし難しい, 3=かなり難しい, 4=非常に難しい, 5=まったくできない, の 5 項目に対する回答を単純加算した連続変数であり, 得点可能範囲は 6-30.

表 2 変数の記述統計量

変数	既婚		離婚		死別		全体
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	
抑うつ (CES-D)	4.779 (5.118)	5.566 (5.531)	3.280 (3.725)	7.013 (6.097)	5.148 (5.512)	5.941 (5.987)	5.350 (5.539)
子ども同居ダミー	0.476 (0.500)	0.516 (0.500)	0.320 (0.476)	0.519 (0.503)	0.581 (0.494)	0.621 (0.485)	0.534 (0.499)
傾聴ダミー	0.941 (0.235)	0.962 (0.191)	0.760 (0.436)	0.896 (0.307)	0.903 (0.296)	0.942 (0.233)	0.943 (0.232)
思いやりダミー	0.940 (0.238)	0.958 (0.200)	0.880 (0.332)	0.896 (0.307)	0.887 (0.317)	0.945 (0.229)	0.942 (0.234)
収入	2.732 (0.932)	2.663 (0.949)	2.160 (0.746)	1.636 (0.667)	2.068 (0.891)	1.655 (0.719)	2.343 (0.998)
持ち家居住ダミー	0.931 (0.254)	0.920 (0.272)	0.560 (0.507)	0.454 (0.501)	0.848 (0.359)	0.855 (0.352)	0.893 (0.309)
年齢	74.220 (5.731)	73.298 (5.307)	74.840 (6.342)	74.897 (5.010)	78.264 (6.311)	78.371 (6.102)	75.473 (6.164)
通院回数	5.220 (9.309)	5.619 (9.149)	3.040 (2.508)	6.273 (11.613)	4.516 (7.202)	6.586 (10.591)	5.683 (9.606)
日常生活動作 (ADL)	6.257 (1.549)	6.243 (1.146)	6.000 (0.000)	6.506 (1.964)	6.323 (1.595)	6.478 (1.737)	6.325 (1.536)
N of observation	2,233	1,296	25	77	310	1,660	5,601

注) 値は平均値, 括弧内は標準偏差を示す.

3.2 分析モデル

分析には、プールドモデル (pooled model) と固定効果モデル (fixed effects model) を用いる。プールドモデルは、一つの個体内に複数時点の観察値が含まれているパネルデータの特徴を考慮せず、通常、最小二乗法によって回帰分析をおこなうものである (三輪 2013)。まず、このプールドモデルから、抑うつと性別や婚姻状態などの個人間差異の関連を検討する。固定効果モデルは、すべての変数で個体内平均を差し引き個体内偏差を求めることで回帰分析をおこなうものである。これにより、個人の性格や気質、考え方などの観察されない異質性 (unobserved heterogeneity) の影響を統制しながら、個人内の変動を推定することができるようになる (Allison 2009)。この固定効果モデルから、婚姻状態の変化などの個人内の変動が、高齢期の男女の抑うつに与える効果を検討する。

4. 分析結果

4.1 記述的分析

高齢男女の抑うつ度合いは、婚姻状態ごとにどの程度異なっているであろうか。これを確認するために、婚姻状態ごとに高齢男女の抑うつの平均値を示したものが表3と図1である。すべての婚姻状態において、女性のほうが抑うつの度合いが強いことがわかる。また、離婚を経験した高齢の男女では、抑うつの度合いが大きく異なっていることがわかる。

表3 婚姻状態と高齢男女の抑うつの関連

抑うつ (CES-D)	既婚	離婚	死別	全体
男性	4.78	3.28	5.15	4.81
女性	5.57	7.01	5.94	5.81
全体	5.07	6.10	5.82	5.35

注) 値は抑うつ (CES-D) の平均値

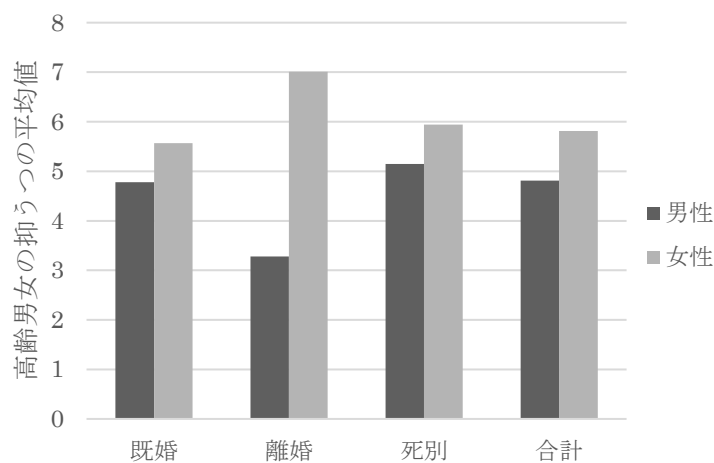


図1 婚姻状態と高齢男女の抑うつの関連

4.2 プールドモデルによる分析

次に、プールドモデルによって、性別や婚姻状態などの個人間差異と高齢者の抑うつとの関連を明らかにする。抑うつ（CES-D）を従属変数としたプールド OLS モデルの推定結果が表 4 である。

まず全体から確認すると、女性ダミーが有意な値を示しており、男性に比べ女性のほうが抑うつが高いことがわかる。社会的サポートと社会経済的地位、その他の変数を統制しても、性別は抑うつに対して有意な効果を与えている。婚姻状態については、死別にだけ効果が認められた。社会的サポートについては、子ども同居ダミーだけが有意な値を示しており、子どもと同居している高齢者のほうが、そうではない高齢者に比べ抑うつが低いことがわかる。社会経済的地位については、収入だけに有意な効果が認められた。意外なことに、1年間の収入が120万未満の高齢者に比べ、収入が高い高齢者ほど抑うつが高い人が多くなる。その他の統制変数として効果が認められたのは通院回数、ADLであった。日常的な生活動作が困難な高齢者ほど、抑うつが高いといえる。

次に男性を確認すると、全体の推定と同じく、死別と子ども同居ダミーが有意な値を示した。一方で、社会経済的地位については、持ち家居住ダミーが有意な値を示した。持ち家に居住している高齢男性のほうが、そうではない高齢男性よりも抑うつが高い。また収入が多い高齢者ほど、抑うつも高いという全体の傾向が男性にも認められた。その他の統制変数も同様である。

最後に女性を確認すると、死別の効果が確認される一方で、子ども同居ダミーの効果は確認されなかった。むしろ社会的サポートとしては、話を聞いてくれる傾聴者の存在が重要であることがわかる。また男性とは反対に、持ち家に居住している高齢女性のほうが、抑うつが低いことがわかった。その他の統制変数については、高齢女性にだけ、抑うつに対する年齢の負の効果が認められた。

表4 性別・婚姻状態と高齢者の抑うつに関連（プールドモデル）

	全体	男性	女性
女性 (ref: 男性)	0.862 *** (0.166)		
婚姻状態 (ref: 既婚)			
離婚	0.850 (0.566)	-0.882 (1.034)	1.148 (0.700)
死別	0.657 ** (0.198)	0.777 ** (0.326)	0.626 * (0.263)
社会的サポート			
子ども同居ダミー	-0.595 *** (0.152)	-0.881 *** (0.205)	-0.310 (0.221)
傾聴ダミー	-0.483 (0.339)	0.238 (0.440)	-1.324 * (0.514)
思いやりダミー	-0.081 (0.335)	0.017 (0.431)	-0.172 (0.512)
社会経済的地位			
収入 (ref: 0-120 万)			
120-300 万	0.479 * (0.208)	0.996 ** (0.374)	0.347 (0.259)
300-500 万	0.580 * (0.248)	1.137 ** (0.387)	0.342 (0.353)
500-1000 万	1.015 ** (0.320)	1.634 *** (0.455)	0.652 (0.498)
1000 万以上	1.137 * (0.474)	1.982 ** (0.612)	0.376 (0.784)
持ち家居住ダミー	-0.039 (0.248)	0.904 ** (0.377)	-0.662 * (0.331)
その他の統制変数			
年齢	-0.023 † (0.013)	0.014 (0.018)	-0.057 ** (0.019)
通院回数	0.044 *** (0.008)	0.025 * (0.011)	0.054 *** (0.010)
日常生活動作 (ADL)	0.443 *** (0.048)	0.436 *** (0.066)	0.443 *** (0.070)
切片	3.743 ** (1.103)	-0.884 (1.528)	8.508 *** (1.563)
N of observation	5,601	2,568	3,033
Adjusted R ²	0.034	0.030	0.031

† : p<0.10, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001

注) カッコ内は標準誤差

4.3 固定効果モデルによる分析

次に、個人内変動の情報を用いた固定効果モデルによって、婚姻状態の変化が高齢者の抑うつに与える効果を明らかにする。男女を含めた高齢者全体の固定効果モデルの推定結果が表 5 である。また、高齢男性の固定効果モデルの推定結果が表 6、高齢女性の固定効果モデルの推定結果が表 7 である。

まず高齢の男女全体では、離婚と死別が有意な値を示した。つまり、離婚や死別を経験した高齢者ほど、抑うつが高くなる傾向にある。しかし、その他の統制変数を投入すると死別には有意な効果が見られなくなった。社会的サポートについては、すべての変数に負の効果が見られたものの、5%水準では有意にならなかった。社会経済的地位で有意になったのは収入である。1年間の収入が、120万円未満と300-500万円未満の間で上昇（減少）すると、抑うつが低く（高く）なる傾向にある。その他の統制変数として有意になったのは、年齢、通院回数、ADL である。年齢が上昇し、通院回数が増え、日常的な生活動作が困難になると、抑うつが高くなる傾向にある。

次に高齢男性では、死別に有意な効果が見られた。つまり、配偶者との死別を経験した高齢男性ほど、抑うつが高くなる傾向にある。それに対して、離婚は有意ではなく、社会経済的地位、その他の統制変数を投入すると係数が大幅に小さくなることが確認された。社会的サポートと社会経済的地位については、いずれも有意な効果は見られなかった。その他の統制変数として有意になったのは、年齢だけであった。

最後に高齢女性では、男性とは反対に、離婚が正に大きな有意の値を示した。死別も Model 2 ではその効果が確認されたが、社会経済的地位を統制すると、有意な値を示さなくなった。社会的サポートについては、男性とは異なり、子ども同居ダミーに有意な効果が見られた。子どもと同居した（別居した）高齢女性は、抑うつが低く（高く）なる傾向にあることがわかる。また社会経済的地位についても、男性とは異なり、1年間の収入が、120万円未満と300-500万円未満、500-1000万円未満の間で上昇（減少）すると、抑うつが低く（高く）なる傾向にあることがわかった。さらに、その他の統制変数については、男性とは反対に、年齢の効果は見られず、通院回数とADLに有意な効果が見られた。通院回数が増え、日常的な生活動作が困難になると、高齢女性の抑うつは高くなる傾向にあることがわかる。

表5 婚姻状態の変化と高齢者の抑うつに関連（固定効果モデル）

	Model1	Model2	Model3	Model4
婚姻状態 (ref: 既婚)				
離婚	4.182 ** (1.507)	4.305 ** (1.506)	4.108 ** (1.510)	3.408 * (1.510)
死別	1.585 ** (0.477)	1.632 ** (0.477)	1.416 ** (0.490)	0.932 † (0.504)
社会的サポート				
子ども同居ダミー		-0.674 † (0.380)	-0.668 † (0.381)	-0.612 (0.380)
傾聴ダミー		-0.270 (0.418)	-0.256 (0.418)	-0.289 (0.416)
思いやりダミー		-0.789 † (0.417)	-0.799 † (0.417)	-0.812 † (0.415)
社会経済的地位				
収入 (ref: 0-120 万)				
120-300 万			-0.445 (0.345)	-0.451 (0.344)
300-500 万			-0.936 * (0.426)	-0.836 * (0.425)
500-1000 万			-0.779 (0.531)	-0.600 (0.532)
1000 万以上			-0.740 (0.784)	-0.406 (0.788)
持ち家居住ダミー			-0.561 (0.924)	0.289 (0.921)
その他の統制変数				
年齢				0.070 * (0.027)
通院回数				0.033 ** (0.011)
日常生活動作 (ADL)				0.236 ** (0.078)
切片	4.716 *** (0.187)	6.055 *** (0.537)	6.156 *** (1.038)	-0.388 (2.228)
N of observation	5,601	5,601	5,601	5,601
N of groups	2,984	2,984	2,984	2,984
Within R ²	0.006	0.009	0.011	0.021
rho	0.576	0.576	0.578	0.576

† : p<0.10, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001

注) カッコ内は標準誤差

表6 婚姻状態の変化と高齢男性の抑うつに関連（固定効果モデル）

	Model1	Model2	Model3	Model4
婚姻状態 (ref: 既婚)				
離婚	1.043 (3.448)	1.324 (3.454)	0.854 (3.492)	0.346 (3.480)
死別	2.709 ** (0.826)	2.744 ** (0.827)	2.729 ** (0.833)	2.130 * (0.847)
社会的サポート				
子ども同居ダミー		0.390 (0.530)	0.465 (0.537)	0.557 (0.535)
傾聴ダミー		0.180 (0.543)	0.176 (0.543)	0.154 (0.542)
思いやりダミー		-0.739 (0.522)	-0.753 (0.524)	-0.781 (0.522)
社会経済的地位				
収入 (ref: 0-120 万)				
120-300 万			-0.413 (0.586)	-0.269 (0.585)
300-500 万			-0.499 (0.658)	-0.216 (0.660)
500-1000 万			-0.030 (0.758)	0.409 (0.763)
1000 万以上			0.039 (1.024)	0.679 (1.034)
持ち家居住ダミー			1.380 (1.483)	0.742 (1.488)
その他の統制変数				
年齢				0.126 ** (0.585)
通院回数				0.014 (0.017)
日常生活動作 (ADL)				0.158 (0.116)
切片	4.472 *** (0.139)	4.795 *** (0.664)	3.856 * (1.623)	-6.174 † (3.150)
N of observation	2,568	2,568	2,568	2,568
N of groups	1,332	1,332	1,332	1,332
Within R ²	0.009	0.011	0.013	0.025
rho	0.560	0.564	0.565	0.566

† : p<0.10, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001

注) カッコ内は標準誤差

表7 婚姻状態の変化と高齢女性の抑うつに関連（固定効果モデル）

	Model1	Model2	Model3	Model4
婚姻状態 (ref: 既婚)				
離婚	4.575 ** (1.732)	4.745 ** (1.728)	4.263 * (1.739)	3.534 * (1.742)
死別	1.092 † (0.594)	1.180 * (0.593)	0.638 (0.623)	0.261 (0.648)
社会的サポート				
子ども同居ダミー		-1.574 ** (0.541)	-1.560 ** (0.545)	-1.519 ** (0.542)
傾聴ダミー		-0.781 (0.641)	-0.736 (0.640)	-0.736 (0.638)
思いやりダミー		-0.843 (0.667)	-0.800 (0.667)	-0.835 (0.664)
社会経済的地位				
収入 (ref: 0-120 万)				
120-300 万			-0.524 (0.433)	-0.598 (0.431)
300-500 万			-1.525 * (0.589)	-1.500 * (0.587)
500-1000 万			-1.871 * (0.809)	-1.810 * (0.806)
1000 万以上			-1.935 (1.285)	-1.745 (1.288)
持ち家居住ダミー			0.635 (1.208)	0.530 (1.204)
その他の統制変数				
年齢				0.026 (0.039)
通院回数				0.045 ** (0.015)
日常生活動作 (ADL)				0.272 * (0.106)
切片	5.094 *** (0.352)	7.487 *** (0.850)	7.830 *** (1.407)	4.187 (3.178)
N of observation	3,033	3,033	3,033	3,033
N of groups	1,652	1,652	1,652	1,652
Within R ²	0.006	0.015	0.022	0.034
rho	0.584	0.587	0.591	0.587

† : p<0.10, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001

注) カッコ内は標準誤差

5. 結論

以上、婚姻状態の変化が高齢男女の抑うつに与える効果を検討してきた。本稿の分析で得られた知見は、次のようにまとめられる。

(1)まず、性別・婚姻状態と高齢者の抑うつの関連をめぐるプールドモデル（表4）から確認する。性別によって抑うつの傾向が異なることが確認された。先行研究の指摘どおり（Inaba et al. 2005; Piccinelli and Wilkinson 2000）、抑うつの傾向は、男性よりも女性のほうが高い。婚姻状態については死別だけに有意な効果が見られた。次に、クロスセクショナルな分析に基づく先行研究で指摘されていた社会的サポートについては（Liu et al. 2014; Okabayashi et al. 2004）、男女ごとに傾向の違いはあるものの、高齢者においても抑うつとの関連が確認された。一方で、高齢男性の場合、先行研究の指摘とは異なり（Hopcroft and Bradley 2007; Inaba et al. 2005）、社会経済的地位が高い人（1年間の本人・配偶者収入が高く、持ち家に居住している人）ほど、抑うつが高いという結果が得られた。女性については、おおむね先行研究の知見と同じ推定結果が得られた。

(2)次に、婚姻状態の変化と高齢者全体の抑うつの関連をめぐる固定効果モデル（表5）を確認する。今回のデータのように、調査時点数よりも個体数をはるかに多いパネルデータでは、プールドモデルの推定結果に、個人内の変動よりも個人間の差異のほうが大きく反映されがちである（三輪 2013）。それゆえ、先ほどのプールドモデルの推定結果を、固定効果モデルの推定結果と比較することで、個人内の変動と個人間の差異の傾向を大まかに把握することができる。まず、婚姻状態については、離婚と死別の双方に、有意な効果が認められた。つまり、離婚や死別を経験した高齢者ほど、抑うつが高くなる傾向にある。プールドモデルでの推定結果との比較から、離婚の効果の多くは、個人内の変動に基づいたものであることがわかる。この傾向は、社会的サポートなどの統制変数を導入したあとでも、（係数の減少は見られるものの）おおそ一貫していた。

(3)さらに、婚姻状態の変化と高齢男女の抑うつの関連をめぐる固定効果モデル（表6/7）を確認する。高齢者全体で見られた離婚と死別の効果は、男女ごとで異なることが明らかになった。高齢男性の場合、死別を経験した人ほど抑うつが高くなる傾向にあるのに対し、高齢女性の場合、離婚を経験した人ほど抑うつが高くなる傾向にあることがわかった。若年期から高齢期までを含めた縦断的な検討をおこなった Simon（2002）では、死別の効果の男女差は認められず、離婚だけに有意な男女差が認められると報告されていたが、高齢者に対象を限定した本稿の検討では、高齢男女のあいだで離婚と死別の効果に大きな違いが見られることが確認された。こうした本稿の推定結果は、女性よりも男性のほうが、大きな精神的苦痛をともなう出来事として死別を受け止める、とする先行研究の指摘と一致するものである（Umberson et al. 1992）。また、同じ Umberson et al.（1992）は、離婚からもたらされる女性の精神的な不安定さの多くは、経済的ストレスから生じると指摘しているが、本稿の推定結果では、収入その他の社会経済的地位を統制しても、離婚が高齢女性の抑うつに大きな影響を与えていることが確認された。

以上までの結果から、配偶者との離死別を経験した高齢の男女は、既婚の高齢男女に比べて抑うつが強い傾向にあるが、個人内変化に関していえば、高齢男性では死別を経験すると抑うつが強くなる傾向にあるのに対し、高齢女性は離婚を経験すると抑うつが強くなる傾向にあることが明らかになった。

最後に、本稿の限界について述べる。データの特性上、離婚を経験した高齢者が少なく、とくに男性でその傾向が顕著であったことから、離婚の経験が高齢男性の抑うつに与える効果を必ずしも十分に捉え切れていない可能性がある。くわえて、子どものいない高齢者も同様にわずかであったことから、婚姻解消と高齢者の抑うつの関連が、子どもの有無にどの程度まで左右されるのかは検討することができなかった。抑うつとの関連において、配偶者以外の最も重要な社会的サポートの出所は、子どもであるとの指摘もあり (Okabayashi et al. 2004)、今後は、婚姻状態と高齢者の抑うつの関連に対する、子どもの有無の影響を検討していく必要がある。また本稿ではおもに、婚姻状態の変化が高齢男女の抑うつに与える効果を検討するため、固定効果モデルによる推定をおこなった関係で、教育年数などの時不変変数の効果を見ることができなかった。時不変変数も分析に含めた、婚姻状態と高齢者の抑うつの関連の検討については、今後の課題としたい。

[注]

1) 厚生労働省の統計によれば、抑うつを含む気分障害の患者数は、1996年の43万人から2017年の127万人へと、およそ20年で3倍近くまで増加している (厚生労働省 2018)。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研ーミシガン大ー東大 全国高齢者パネル調査<Wave5 (1999), Wave6 (2002), Wave7 (2006)」（東京都健康長寿医療センター研究所）の個票データの提供を受けました。

本稿は、2019年度参加者公募型二次分析研究会「全国高齢者パネル調査による高齢期の健康と生活に関する二次分析」の成果です。本稿の執筆にあたり研究会の参加者の皆さま、コメンテーターの先生から貴重なコメントとアドバイスを頂きました。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*. Thousand Oaks: SAGE.
- 青木邦男・松本耕二, 1998, 「高齢者の抑うつの実態と関連要因」『山口県立大学社会福祉学部紀要』4: 9-21.
- Bruce, Martha L., and Philip J. Leaf, 1989, “Psychiatric Disorders and 15-Month Mortality in a Community Sample of Older Adults,” *American Journal of Public Health*, 79(6), 727-730.

- Cattell, Howard, 2000, "Suicide in the Elderly," *Advances in Psychiatric Treatment*, 6(2): 102-8.
- Dohrenwend, Bruce P., and Barbara S. Dohrenwend, 1976, "Sex Differences and Psychiatric Disorders," *American Journal of Sociology*, 81(6): 1447-1454.
- Hawton, Keith, Carolina Casañas i Comabella, Camilla Haw, and Kate Saunders, 2013, "Risk Factors for Suicide in Individuals with Depression: A Systematic Review," *Journal of Affective Disorders*, 147(1-3): 17-28.
- Hopcroft, Rosemary L., and Dana B. Bradley, 2007, "The Sex Difference in Depression Across 29 Countries," *Social Forces*, 85(4): 1483-1507.
- Inaba, Akihito, Peggy A. Thoits, Koji Ueno, Walter R. Gove, Ranae J. Evenson, and Melissa Sloan., 2005, "Depression in the United States and Japan: Gender, Marital Status, and SES Patterns," *Social Science & Medicine*, 61: 2280-2292.
- John, Philip D., and Patrick R. Montgomery, 2009, "Marital Status, Partner Satisfaction, and Depressive Symptoms in Older Men and Women," *The Canadian Journal of Psychiatry*, 54(7): 487-92.
- Kamiya, Yumiko, Martha Doyle, John C. Henrettan, and Virpi Timonen, 2012, "Depressive Symptoms among Older Adults: The Impact of Early and Later Life Circumstances and Marital Status," *Aging Mental Health*, 17(3): 349-57.
- 厚生労働省, 2017, 『平成 29 年患者調査』.
- 厚生労働省, 2018, 『平成 30 年版厚生労働白書』.
- Liu, Lijun, Zhenggang Gou, and Junnan Zuo., 2014, "Social Support Mediates Loneliness and Depression in Elderly People," *Journal of Health Psychology*, 21(5): 1-9.
- 三輪哲, 2013, 「数理社会学ワンステップ講座(7) パネルデータ分析の基礎と応用」『理論と方法』 28(2): 335-366.
- Murphy, Jane M., Richard R. Monson, Donald C. Olivier, Arthur M. Sobol, and Alexander H. Leighton, 1987, "Affective Disorders and Mortality," *Archives General Psychiatry*, 44(5), 473-480.
- Okabayashi, Hideki, Jersey Liang, Neal Krause, Hiroko Akiyama, and Hidehiro Sugisawa, 2004, "Mental Health among Older Adults in Japan: Do Sources of Social Support and Negative Interaction Make a Difference?," *Social Science & Medicine*, 59: 2259-70.
- Piccinelli, Marco, and Greg Wilkinson, 2000, "Gender Differences in Depression," *British Journal of Psychiatry*, 177: 486-92.
- Robins, Lee N., John E. Helzer, Myrna M. Weissman, Helen Orvaschel, Ernest Gruenberg, Jack D. Burke, and Darrel A. Regier, 1984. "Lifetime Prevalence of Specific Psychiatric Disorders in Three Sites," *Archives of General Psychiatry*, 41(10): 949-58.
- Simon, Robin W., 2002, "Revisiting the Relationship among Gender, Marital Status, and Mental Health," *American Journal of Sociology*, 107(4): 1065-96.
- Umberson, Debra, Camille B. Wortman, and Ronald C. Kessler, 1992, "Widowhood and Depression: Explaining Long-Term Gender Differences in Vulnerability," *Journal of Health and Social Behavior*, 33(1): 10-24.

日本人中高年者における社会的孤立と認知機能

岡本翔平

(慶應義塾大学大学院 経済学研究科 後期博士課程/
東京都健康長寿医療センター研究所 社会参加と地域保健研究チーム)

要約

本研究の目的は、社会的孤立が認知機能に与える影響を明らかにすることである。本研究では、日本人 60 歳以上の全国代表標本である、全国高齢者調査 (JAHEAD) における最大 13 年間追跡のパネルデータを用いて分析を行った。主観的及び客観的な要因を包括的に考慮した上で社会的孤立を捕捉するために、孤立感と社会的交流、社会的サポートと社会参加に関する変数により社会的孤立スコアを推計した。社会的孤立スコアと認知機能の関連は、年齢、社会経済的変数、健康状態や時間固定効果をコントロールした上で、固定効果モデルにより分析を行った。さらに、認知機能のダイナミクス及び内生性に対処するため、System Generalised Method of Moment でも分析を行った。分析の結果、社会的孤立と認知機能の関連は認められたが、両者の関連は因果関係ではない可能性があることが示唆された。今後も、社会関係と、認知機能をはじめとする健康の間の詳細な機序及び因果関係を探究していくことが必要である。

1. 背景

1.1 孤立に関連する日本の現状

日本では、生涯未婚率や離婚率の上昇などを要因とする単独世帯数の増加に伴い、「社会的孤立」への関心が高まっている。国立社会保障・人口問題研究所 (2018)によると、一般世帯数が減少に転じた後も暫く単独世帯数は増加すると見込まれており、2040年には一般世帯のうち、39.3%を単独世帯が占めると予想されている。特に、日常生活のサポートといった他者からの援助がより必要となる確率の高い高齢者においても、単独世帯数は増加し、2040年には単独世帯割合は40.0%となると見込まれている。

また、日本は国際的にみると、他者との交流頻度が不活発な者の割合が高い。OECD (2005)によると、友人、同僚、グループ活動などにおける他者との関わりが、ほとんどない/全くない者の割合は、OECD 平均 (データのある 20 カ国) では 7.8% (ほとんどない: 6.7%, 全くない: 1.2%) であるのに対し、日本では、17% (ほとんどない: 15.3%, 全くない: 1.7%) であったことが報告されている。

ゆえに、日本においては孤立の状況が諸外国と比較すると深刻であると考えられ、孤立の決定要因や孤立が人々の厚生に与える影響についてのエビデンスを蓄積することで、コミュニティにおける取り組みや政策介入などにより、孤立状況を改善することが必要である。

1.2 社会関係：社会的孤立と孤独

社会関係と健康の関係は多くの研究がされているものの、それらの関係性が十分に理解

されていないことの一因として、社会関係が複雑な概念であり、測定が容易ではないことが挙げられる(Evans, Martyr, Collins, Brayne, & Clare, 2019). 健康との関連においては、社会関係を表す変数として、社会的孤立や孤独がしばしば用いられている。

社会的孤立は、社会関係の客観的な状況を示しており、他者との関係が欠落していることを表しているのに対し、孤独は孤独であると感じること、すなわち、主観的かつネガティブな経験であり、他者との関係性の量や質に対する認知的な評価の結果を表しているとされている(de Jong-Gierveld, van Tilburg, & Dykstra, 2006; Steptoe, Shankar, Demakakos, & Wardle, 2013). したがって、客観的には社会的に孤立しているが孤独を感じていないというケースもあれば、社会関係を有しているが孤独を感じているというケースもある。

本稿では、政策的に介入可能であり、他者との関係性の欠如といった、孤独感を感じるものの元凶の一つであると考えられる社会的孤立に注目して研究を行う。社会的孤立に関しては、独居や未婚、社会的サポートが受けられないこと、社会的交流頻度や社会参加の状況など多様な次元のものが用いられていることが多く、異なる操作的定義により、研究結果が一貫しない可能性が指摘されている(Evans et al., 2019). 日本における研究では、子どもや友人・近所の人などとの接触頻度及び同居者の有無(小林・深谷, 2015)や、社会的交流、社会的サポート及び社会参加の状況(阿部, 2014)により捕捉されている。さらに、社会的孤立には、帰属意識といった主観的な要素も組み込まれるべきであるとする提唱もあり(Nicholson, 2009), 複合的な側面を含んだ包括的な尺度であることが望ましいと考えられる。

1.3 社会関係と認知機能

認知機能は、高齢期の well-being の重要な決定要因の一つであり(Wilson et al., 2013), 高齢化の進展に伴い、認知症の持つ社会的インパクトの大きさへの関心が集まるにつれて、認知症を含む認知機能の低下の予防戦略を推進することが求められている。

これまで、社会的サポート、社会的ネットワーク、社会的交流や社会参加などの社会的孤立に関わる側面、もしくはそれらの統合尺度に関して、認知機能や認知症との関連について多く研究されてきた(DiNapoli, Wu, & Scogin, 2014; Gow & Mortensen, 2016; Griffin, Mezuk, Williams, Perrin, & Rybarczyk, 2020; Holwerda et al., 2014; Hughes, Andel, Small, Borenstein, & Mortimer, 2008; Lara et al., 2019; Poey, Burr, & Roberts, 2017; Saito, Murata, Saito, Takeda, & Kondo, 2018; Shankar, Hamer, McMunn, & Steptoe, 2013; Zunzunegui, Alvarado, Del Ser, & Otero, 2003).

社会的孤立は認知機能と関連が見られなかったことを報告している研究もあるが(Holwerda et al., 2014), 上記のほとんどの研究において、社会的孤立に関する状況において望ましくない状況にあることは、認知機能が低いもしくは認知症を発症することと関連があることが報告されている。さらに、システマティック・レビューやメタ・アナリシスによる報告でも、社会的孤立またはそれを構成するいくつかの要素と認知機能には関連があることが報告されている(Evans et al., 2019; Kelly et al., 2017; Kuiper et al., 2016).

社会的孤立と認知機能の関連は以下3つの仮説に基づき解釈することが可能である。

第一に、‘stress-buffering’モデルにより、社会関係が十分にることが、心理的ストレスを緩和することで、認知機能の低下もしくは認知症の発症が抑制されると考えられる(Cohen & Wills, 1985)。心理的ストレスは、海馬への損傷や記憶障害を引き起こすとされており、アルツハイマー病の発症と関連することが報告されている(Wilson et al., 2003)。

第二に、cognitive reserve 仮説(Stern, 2002)および‘Use it or lose it’仮説(Salthouse, 1991)で提唱されるように、他者との関わりを通じて得られる知的刺激が、神経ネットワークの耐性を高めたり、修復に役立つことで、認知機能の低下や認知症の発症を抑制すると考えられる。

第三に、社会関係を通じて健康行動の変化がもたらされ、それにより、健康状態が影響を受けるという経路が考えられる(Berkman & Krishna, 2014)。循環器疾患型のみならず、アルツハイマー型認知症の発症には、糖尿病や循環器疾患リスクが関連していることが報告されており(Knopman et al., 2001)、これらのリスクを高める健康行動は、間接的に認知機能の低下や認知症の発症確率に影響すると考えられる。

以上のように、社会関係は単一の経路ではなく、ストレス、知的刺激や健康行動といった複数のメカニズムを通じて、認知機能に影響を与えていると解釈される。

1.4 研究上の課題と本研究の貢献

先述のように、社会的孤立と認知機能または認知症の関連はこれまでに多く行われているが、大きく分けて2つの課題を抱えている。

一つ目が、社会的孤立の操作的定義に関して、社会的孤立が必ずしも包括的な尺度に基づいて定義されていないことである。Nicholson (2009)にもあるように、社会的孤立は、自身の社会関係の客観的な状況のみならず、中長期的な孤立状況への自己評価を含む幅広い概念である。したがって、社会的サポートや社会的交流のみといった特定の項目だけで社会的孤立を定義しようとすると、社会的孤立の持つ包括性を適切に測定することができない。

二つ目が、社会的孤立と認知機能の関係性について、管見の限り、因果推論を行っている研究は存在していない。社会的孤立と認知機能の関係には、同時決定バイアスや観察されない異質性などが存在することにより、内生性バイアスが存在している可能性が高い。Ellwardt, Aartsen, Deeg, and Steverink (2013)では、latent growth mediation model により、パスを描くことで因果経路を特定しようとしているものの、パス解析や構造方程式モデリングによる分析結果は、通常の線形回帰分析と同様の解釈を与え、特別なケースを除いて「因果推論」を行っているとは見做すことはできない(Holland, 1988)。

そこで、本稿では、社会的孤立が認知機能に与える因果効果の推計を行うことを目的とする。本稿の主な貢献は以下の2点である。第一に、社会的孤立の操作的定義として、主観的健康度に関して提案された(Bound, Schoenbaum, Stinebrickner, & Waidmann, 1999; Coe & Zamarro, 2011)、主観的評価と客観的状況を組み合わせて用いる枠組みを適用することにより、社会的

孤立をより包括的に測定することである。第二に、パネルデータを活用するとともに、操作変数を用いた準実験アプローチにより、社会的孤立が認知機能に与える因果効果の推計を行うことである。

2. 方法

2.1 データ

本研究では、全国高齢者調査(JAHEAD)を用いて実証分析を行う。JAHEAD は、日本人中高年者の全国代表サンプルであり、層化二段無作為抽出法により住民基本台帳から抽出された 60 歳以上の男女を対象に面接調査を実施している。1987 年に第 1 回調査(wave1)が行われ、その後 3-5 年間隔で対象者に追跡調査を行っている。Wave1 では 2,200 名が調査対象となり、その後、wave2(1990 年)で 580 名、wave4(1996)で 1,210 名、wave5(1999)では 2,000 名の対象者を新規に抽出し、追跡調査を行っている。調査の詳細については、プロジェクトのホームページに記載されている(JAHEAD/NSJE プロジェクトグループ)。

本研究では、JAHEAD の追跡調査のうち、社会的孤立に関する共通の項目が利用可能である wave3(1993)から wave7(2006)の本人回答調査の結果を用いて分析する。附表 Table A-1 に、新規に追加された wave 別に、各調査回の本人回答数を示している。

2.2 認知機能

本研究で用いる認知機能の測定は、Short Portable Mental Status Questionnaire (SPMSQ)に基づいている(Liang, Borawski-Clark, Liu, & Sugisawa, 1996; Pfeiffer, 1975)。本調査で用いた SPMSQ は 9 つの質問項目を含んでいる。すなわち、①住所、②調査の日付、③調査の曜日、④母親の旧姓、⑤現在の総理大臣の名前、⑥前の総理大臣の名前、⑦計算、⑧生年月日、⑨年齢である。本研究では、これらの 9 つの質問における正答数を認知機能の操作的定義として用いた。

しかしながら、9 つの質問項目の中には、認知機能を適切に捕捉していないものがある可能性がある。そこで、本研究では、ベースライン時点の調査結果に基づき、項目反応理論を用いて各項目の妥当性について検証した。質問項目「母親の旧姓」は、認知機能が十分に高い場合でも誤答確率が 50%となっており、認知機能を適切に捕捉していない可能性が示唆された(図 A-1)。理由の一つとして、JAHEAD では、母親の旧姓を戸籍といった公的情報から得ていないため、9 つの項目のうち、唯一、調査員には真の解答がわからないものであることが挙げられる。そこで、本研究では、「母親の旧姓」は用いず、残り 8 問の正答数を、認知機能を捕捉する尺度として用いた。

2.3 社会的孤立

社会的孤立に関する変数として、JAHEAD では主観的な孤立と客観的な孤立に関わる項目を調査対象者に質問しているが、Nicholson (2009)にもあるように、社会的孤立の捕捉は、主

観的・客観的尺度のいずれも含む包括的なものである方が望ましいと考えられる。

Hawthorne (2008) は、主観的孤立と孤独の区別に関して、文献レビューを通じて整理している。孤独とは、現在の自身の状況に対する一時的もしくは即時的な感情であるのに対し、主観的な社会的孤立の評価は、即時的な感情とは独立した、有意義な社会的関係が欠如していることや、それらを維持することができないことであると考えており、後者の方がより健康に影響を与えると提唱している。

さらに、客観的な項目は、回答者の実際の状況に即して孤立の状況を捕捉している可能性はあるものの、項目が限定されることで、孤立の一部分のみを捕捉するに留まってしまいかもしれない。一方で、主観的な項目は、本人の全般的な孤立を評価している可能性があるものの、尺度が主観的であることに伴う様々なバイアスが発生しうると考えられる。

上記の問題は、健康状態の捕捉に際しても同様のことが言える。すなわち、主観的健康感と身体・精神的健康にまつわる特定の客観的項目を用いる場合とでは一長一短がある。いくつかの先行研究では、主観的項目と客観的項目の双方を用いた健康尺度の推計により、これらの問題に対処しようとしている(Bound et al., 1999; Coe & Zamarro, 2011)。そこで本研究でも、同様の枠組みを参考に、主観的孤立と客観的孤立の双方を考慮した社会的孤立スコアを推計することで、それぞれの尺度の抱える問題点の克服を試みる。

社会的孤立スコアは以下の式により推計する：

$$\text{Percieved Social isolation}_{i,t} = \alpha + \beta L_{i,t} + e_{i,t}$$

ここで、 i は個人、 t は wave ($3 \leq t \leq 7$) を表しており、 $\text{Percieved Social isolation}_{i,t}$ は、「あなたはまわりの人から孤立していると感じることがどのくらいありますか」という質問に対する回答を表しており、1. ほとんどない、2. 時々ある、3. 多い、のいずれかの値をとる（わからないと回答した $n=419$ を除外）。 α, β はパラメーターを、 e_{it} は確率的攪乱を表す。

$L_{i,t}$ は、日本における先行研究(阿部, 2014; 小林・深谷, 2015)の枠組みを参考にした、客観的な社会的孤立に関係する変数（交流, 社会参加, サポート）を表している。より具体的には、JAHEAD で利用可能な、独居, 別居子と週 1 回以上の接触頻度があること、友人や近所の人と週 1 回以上の接触頻度/電話でのやりとりがあること、グループ活動に週 1 回以上参加していること、心を打ち明ける友人がいないこと、傾聴者がいないこと、思いやりを示してくれる人がいないこと、日常の細事/病気の際/経済的援助に関してあてにできる人がいないことを用いている。wave3-wave7 の述べ本人回答者数 $n=12,711$ のうち、 $n=678$ を客観的な社会的孤立に関する変数欠損により除外した（男性 $n=4,955$, 女性 $n=6,759$ ）。表 1 は、wave3-wave7 の観測を pool し、各変数の状況に該当する者の割合を示している。

これらの変数を用いて、男女別に変量効果順序ロジスティック回帰モデルにより、客観的社会的孤立の状況に基づいた孤立感の期待値を推計した（表 2）。社会的孤立スコアの推計に

関しては,主観的孤立状況「わからない」と回答した 419 名のうち,客観的な社会的孤立に関係する変数に欠損のない n=319 については,社会的孤立スコアの推計値を代入した. 図 1 は,年齢と社会的孤立スコアの関係を示している.男女ともに,年齢が高くなるにつれて,社会的孤立スコアも高い傾向が見て取れる.

表 1 記述統計

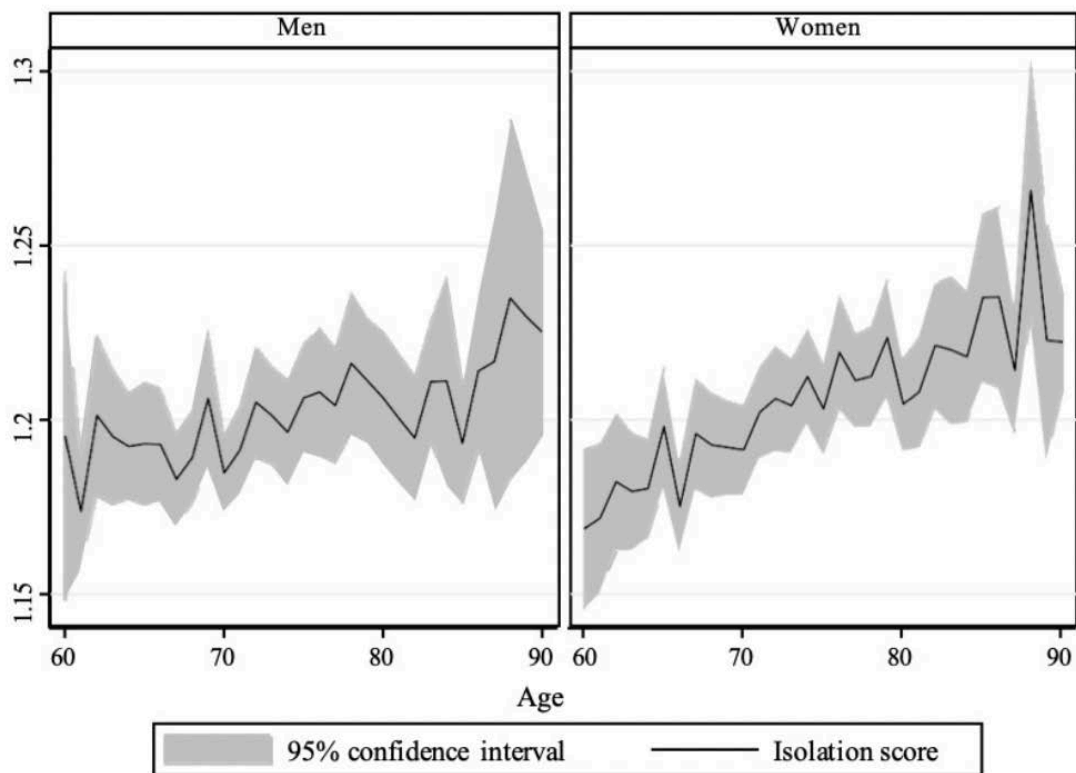
	男性: n=4,955	女性: n=6,759
孤立感:ほとんどない	84.8%	83.9%
孤立感:時々ある	10.6%	11.6%
孤立感:多い	4.6%	4.5%
独居	5.7%	20.1%
別居子と週 1 回以上接触	41.9%	41.7%
友人・近所の人と週 1 回以上接触	33.2%	47.9%
心を打ち明ける友人がいない	36.5%	27.0%
友人や近所の人と週 1 回以上電話	41.8%	52.7%
グループ活動に週 1 回以上参加	14.1%	16.4%
傾聴者いない	7.0%	5.5%
思いやりを示してくれる人いない	7.2%	6.1%
病気:あてにできる人いない	5.1%	12.1%
経済的援助:あてにできる人いない	34.4%	25.3%
日常の細事:あてにできる人いない	6.4%	7.8%

表 2 孤独感スコア関数の推計結果：変量効果順序ロジスティック回帰分析

	男性	女性
独居	0.57** (0.20)	0.26* (0.11)
別居子と週 1 回以上接触	-0.09 (0.11)	-0.19* (0.09)
友人・近所の人と週 1 回以上接触	-0.33** (0.12)	-0.23** (0.09)
心を打ち明ける友人がない	0.48** (0.11)	0.42** (0.09)
友人や近所の人と週 1 回以上電話	-0.09 (0.11)	-0.22* (0.09)
グループ活動に週 1 回以上参加	-0.33* (0.17)	-0.38** (0.13)
傾聴者いない	0.74** (0.17)	0.46** (0.16)
思いやりを示してくれる人いない	0.33# (0.19)	0.81** (0.14)
病気：あてにできる人いない	0.58** (0.20)	0.39** (0.12)
経済的援助：あてにできる人いない	0.53** (0.11)	0.34** (0.10)
日常の細事：あてにできる人いない	0.09 (0.19)	0.40** (0.14)
cut1	2.61** (0.13)	2.17** (0.10)
cut2	4.24** (0.17)	3.88** (0.13)
Observations	4,955	6,759
Number of id	1,863	2,440

a. 数値は係数,括弧内は頑健標準誤差を表す.

b. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.1



- a. サンプルサイズの問題から,90 歳以上は 1 つのグループに統合している.
- b. 社会的孤立スコアは各年齢の平均値.

図 1 年齢と社会的孤立スコア

2.4 統計分析と識別戦略

(1) パネルデータ固定効果モデル

まず, 孤立と認知機能の関連を調べるために, パネルデータ固定効果モデルにより, 下記の式を推計する:

$$Cognitive\ Functioning_{i,t} = \delta + \gamma Social\ Isolation_{i,t} + \eta X_{i,t} + \mu_i + \nu_{i,t}$$

ここで, $Cognitive\ Functioning_{i,t}$ は, 個人 i の t 時点における認知機能テストの正答数を表している. 認知機能に関しては, 0 を含む変数であり, かつ歪んだ分布への対処をするために, $\ln[\text{認知機能} + (1 - \text{正答数 } 0 \text{ の回答者数} / \text{回答者総数})]$ により対数変換をする (Blau, 1989). $Social\ Isolation_{i,t}$ は, 推計によって得られた社会的孤立スコアであり, こちらの変数も歪んだ分布に対応するために対数変換を行なっている.

$X_{i,t}$ は, コントロール変数であり, 年齢, 年齢の二乗, 就労状況, 持ち家, 喫煙, 運動習慣, 糖尿病, 高血圧, 脳卒中, 追跡年数, 時間固定効果を含んでいる. さらに, 固定効果モデルで推計をするこ

とにより、遺伝子や学歴などの時間不変な異質性もコントロールが可能となる。

加齢は認知機能低下の最大の危険因子であり、年齢層が高くなるにつれて、認知症の有病率が高くなることが報告されている(Asada, 2017)。また、高齢期に就労することは、認知機能低下を遅らせる因果効果があることが報告されている(Okamoto, Okamura, & Komamura, 2018)。持ち家は、社会経済的状況を表す変数として、コントロール変数に加えている。喫煙、運動習慣や慢性疾患は、認知症や認知機能の低下に影響を与える健康行動/疾患としてモデルに含めている(Anstey, von Sanden, Salim, & O'Kearney, 2007; Knopman et al., 2001; Larson et al., 2006)。認知機能や孤立状況に影響を与えるような社会情勢や制度・政策の変化をコントロールするために、時間固定効果もコントロールする。これらの変数に欠損があるサンプル $n=563$ を除外し、男性 $n=4,870$ 、女性 $n=6,600$ について、分析を行う。表 3 は、認知機能及び説明変数についての記述統計を示している

分析は、男女別に、①全体、②年齢別(75歳未満 or 以上)、③学歴別(教育年数を三分位分割)の3つのサブグループに基づいて行う。これらにより、年齢や学歴といった認知機能と関連のある要因別に結果を比較した際に、関連に違いがあるかを検討する。さらに、孤立と認知機能の関係にはタイムラグがある可能性があるため、一期前の孤独感スコアを用いたモデルも推計する。

(2) System Generalised Method of Moment (GMM)

さらに、今期の認知機能が、過去の認知機能からも影響を受けていることを考慮し、以下のダイナミック・パネルモデルによる分析も行う。

$$Cognitive\ Functioning_{i,t} = \lambda Cognitive\ Functioning_{i,t-1} + \theta Isolation_{i,t} + \pi X_{i,t} + \psi_i + \omega_{i,t}$$

しかしながら、自己回帰・固定効果パネルデータモデルには、固定効果をコントロールした後でもダイナミック・パネルバイアスが存在していることが指摘されている(Nickell, 1981)。さらに、認知機能と孤立の間には、観察されない交絡因子や同時決定性などによる内生性バイアスが存在することで、一致性が満たされていない可能性がある。そこで、本研究では、操作変数アプローチにより、孤立が認知機能に与える因果効果の推計を試みる。

操作変数アプローチにおいては、内生変数とは関連を持つが(relevance)、誤差項とは相関を持たない(exclusion restriction)変数を探し出す必要があるが、データの利用可能性の制限により、適切な操作変数を見つけることが困難なことが多い。そこで、本稿では、Arellano and Bond (1991); Arellano and Bover (1995); Blundell and Bond (1998)により提案された System Generalised Method of Moment (GMM)により、内生変数の第一階差のレベルのラグを操作変数として用いることで因果関係の識別を行う。

操作変数の妥当性の検証には、Hansen テストに基づく過剰識別検定と、Arellano–Bond テス

ト (AR テスト)に基づく系列相関の検定により行う。AR テストについては、共有する項が存在することで1階の系列相関は必然的に存在しているため、2階の系列相関をテストすることにより、系列相関を検定する。

分析は、男女別に、①全体、②後期高齢者のみ（認知機能の低下がより観察されると考えられるため）の2つのサブグループにおいて行う。さらに、それぞれのサブグループについて、(a)前期の認知機能を含めない場合、(b)前期の認知機能を含める場合、(c)前期の認知機能を含み、追加の操作変数を用いる場合の3パターンの分析を行う。

パターン(c)において、追加の操作変数(external instruments)を用いる理由は、ラグ付き階差(internal instruments)のみを用いる場合に問題となりうる、弱相関の問題を緩和するためである(Bun, 2014)。External instruments として用いるのは、地域別の社会的孤立スコアの平均値である。都市と農村部などといった都市規模により、ソーシャル・キャピタルは異なっていると考えられ(Sørensen, 2014)、ソーシャル・キャピタルの差異が、孤立の状況に関連していると考えられる。しかしながら、JAHEAD の公開データでは、回答者の居住地域についての詳細な情報を得ることが難しく、人口規模とどの地方に居住しているかというバリエーションの少ない情報のみが利用可能である。したがって、以下の式により、社会的孤立スコアの地域別平均 average isolation を算出した。

$$Average\ Isolation_{i,t} = \frac{\sum Isolation_{i,t,area,sex} - Isolation_{j,t,area,sex}}{n_{i,t,area,sex} - 1}$$

ここで、area は、日本全国を11の地域（北海道、東北、関東、北陸、東山、東海、近畿、中国、四国、北九州、南九州）に区分した上で、規模について、①政令指定都市または人口20万人以上、②人口20万人未満の市、③町村、の3つに分類した、計33の地域区分を表す。したがって、回答者jについての external instruments は、同じ調査年に、同じ属性の地域に居住する自分以外の、同性の回答者の社会的孤立スコアの平均値を表している。全ての分析は、Stata バージョン 16.0 を用いて行った。

表 3 記述統計

男性 n=4,870	Mean/%	SD	Min	Max
記憶力テスト	0.90	1.20	0	8
孤独感スコア	1.20	0.12	1.07	1.96
年齢	73.48	6.71	60	96
就労	0.38	0.48	0	1
持ち家	0.91	0.28	0	1
現在喫煙	0.37	0.48	0	1
運動習慣あり	0.53	0.50	0	1
高血圧あり	0.30	0.46	0	1
脳卒中あり	0.06	0.24	0	1
糖尿病	0.11	0.32	0	1
女性 n=6,600	Mean/%	SD	Min	Max
記憶力テスト	1.24	1.37	0	8
孤独感スコア	1.21	0.13	1.08	2.02
年齢	74.87	7.06	60	99
就労	0.18	0.39	0	1
持ち家	0.88	0.33	0	1
現在喫煙	0.21	0.41	0	1
運動習慣あり	0.51	0.50	0	1
高血圧あり	0.36	0.48	0	1
脳卒中あり	0.04	0.19	0	1
糖尿病	0.08	0.26	0	1

3. 結果

3.1 固定効果モデルによる分析結果

本節では、まず、固定効果モデルによる分析結果を確認する。表 4 は、男女別にみた、社会的孤立と認知機能の関連についての分析結果を示している。女性でのみ、社会的孤立スコアが 1% 上昇すると、認知機能は 14% 低下することが確認された。社会的孤立スコアのラグに関しては有意な結果は確認されなかった。

表 5 は、前期・後期高齢者にサンプルを分割して分析を行った結果を示している。男女ともに、後期高齢者において、社会的孤立と認知機能の関連が認められた。社会的孤立スコアが 1% 上昇すると、認知機能は、男性では 24% 低下し、女性では 20% 低下することが確認された。年齢別の分析においても、認知機能への孤立のラグ効果は確認されなかった。

表 6 と表 7 は,教育年数を三分位に分けた場合の分析結果を示している.まず,表 6 は男性についての結果であるが,学歴別に分析を行った場合には今期の社会的孤立に関しては有意な結果は確認されなかった.しかし,学歴が低いグループにおいて,前期の社会的孤立スコアが 1 %上昇すると,今期の認知機能は 22%低下することが確認された.次に,表 7 は女性についての結果であり,学歴が低いグループと中位のグループにおいて関連が認められた(低: $\beta = -0.28$, $SE = 0.10$; 中: -0.18 , $SE: 0.07$).学歴中位のグループにおいては,ラグ効果も確認された($\beta = -0.22$, $SE = 0.11$).

表 4 社会的孤立スコアと認知機能：固定効果 OLS

	男性			女性		
社会的孤立スコア	-0.08#		-0.13*	-0.14**		-0.17*
	(0.05)		(0.06)	(0.05)		(0.07)
前期社会的孤立スコア		-0.00	-0.03		-0.05	-0.09
		(0.06)	(0.06)		(0.06)	(0.07)
年齢	-0.01	0.03#	0.02	0.09**	0.09**	0.09**
	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)
年齢二乗	-0.03**	-0.02*	-0.02#	-0.06**	-0.06**	-0.06**
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
就労	0.01	0.01	0.01	0.01#	0.01	0.02
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
持ち家	-0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.05)	(0.05)
現在喫煙	0.00	-0.02	-0.02	0.00	0.00	0.00
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)
運動習慣あり	0.01#	0.01#	0.01	0.02**	0.03**	0.03**
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
糖尿病	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
高血圧	0.02*	0.01	0.01	-0.01	-0.01	-0.01
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
脳卒中	-0.03*	-0.02	-0.02	0.02	0.00	0.01
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)
Constant	4.15**	1.33*	1.44*	-1.07	-1.12#	-1.05
	(0.62)	(0.60)	(0.62)	(0.66)	(0.65)	(0.65)
Observations	4,870	2,939	2,939	6,600	4,086	4,086
Number of id	1,832	1,351	1,351	2,433	1,865	1,865

- a. 追跡年数,time fixed-effects でコントロール済み.
- b. 認知機能と社会的孤立スコアは対数変換済みであり,社会的孤立スコアの数値は弾力性,それ以外は係数,カッコ内は頑健標準誤差.
- c. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.10

表 5 年齢別社会的孤立スコアと認知機能：年代別

	75 歳未満				75 歳以上			
	男性		女性		男性		女性	
社会的孤立スコア	-0.02	-0.06	-0.06	-0.13	-0.24**	-0.32**	-0.20*	-0.19#
	(0.07)	(0.09)	(0.06)	(0.08)	(0.08)	(0.12)	(0.09)	(0.11)
前期社会的孤立スコア		-0.01		-0.19*		-0.02		-0.09
		(0.08)		(0.09)		(0.13)		(0.12)
年齢	-0.04	-0.04	-0.00	-0.07	0.01	0.01	0.12#	0.09#
	(0.03)	(0.07)	(0.03)	(0.08)	(0.05)	(0.05)	(0.06)	(0.05)
年齢二乗	0.01	0.02	0.02	0.06	-0.00	-0.02	-0.08*	-0.06#
	(0.02)	(0.05)	(0.02)	(0.05)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.03)
就労	-0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.02	0.02
	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.03)
持ち家	-0.03	0.02	0.04	0.11#	0.00	-0.00	-0.05	-0.09
	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.06)	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.09)
現在喫煙	0.01	-0.01	0.01	0.01	-0.01	-0.03	-0.02	0.00
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.05)
運動習慣あり	0.01	-0.01	0.01#	0.01	0.00	0.01	0.03*	0.04*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.02)
糖尿病	0.01	0.00	0.02	-0.02	0.02	0.04	-0.02	-0.03
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.04)
高血圧	0.03*	0.00	-0.00	-0.02	0.02	0.03#	-0.01	0.01
	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)
脳卒中	-0.07**	-0.03	0.04#	0.08*	0.00	0.00	-0.01	-0.06
	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.03)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.05)
Constant	4.71**	3.56	1.62	4.51#	1.31	2.06	-2.51	-0.87
	(1.22)	(2.45)	(1.03)	(2.61)	(2.55)	(2.01)	(2.77)	(2.08)
Observations	2,801	1,489	3,237	1,760	2,069	1,450	3,363	2,326
Number of id	1,280	794	1,497	974	1,161	911	1,753	1,339

a. 追跡年数,time fixed-effects でコントロール済み.

b. 認知機能と社会的孤立スコアは対数変換済みであり,社会的孤立スコアの数値は弾力性,それ以外は係数,カッコ内は頑健標準誤差.

c. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.10

表 6 学歴別社会的孤立スコアと認知機能：学歴別・男性

	学歴低		学歴中		学歴高	
社会的孤立スコア	-0.11 (0.12)	-0.17 (0.12)	-0.16 (0.10)	-0.35* (0.15)	-0.01 (0.07)	-0.08 (0.08)
前期社会的孤立スコア		-0.22* (0.11)		0.09 (0.16)		-0.02 (0.10)
年齢	0.03 (0.03)	0.02 (0.04)	0.03 (0.02)	0.03 (0.04)	-0.00 (0.02)	0.02 (0.02)
年齢二乗	-0.05** (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.03# (0.01)	-0.03 (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
就労	-0.01 (0.03)	-0.03 (0.03)	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
持ち家	0.02 (0.07)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.07)	-0.05 (0.06)	0.00 (0.02)	0.02 (0.03)
現在喫煙	0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.03 (0.02)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.02)
運動習慣あり	0.02 (0.02)	0.05** (0.02)	0.02 (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)	0.02 (0.01)
糖尿病	0.04 (0.04)	0.01 (0.04)	0.02 (0.02)	0.05# (0.03)	0.00 (0.01)	0.01 (0.02)
高血圧	0.04# (0.02)	0.03 (0.02)	0.01 (0.02)	-0.03 (0.02)	0.02 (0.01)	0.02 (0.02)
脳卒中	-0.06 (0.04)	-0.05 (0.05)	-0.10** (0.04)	-0.07 (0.05)	-0.03 (0.02)	0.01 (0.03)
Constant	2.33 (1.67)	1.74 (1.39)	1.36 (1.20)	1.25 (1.28)	2.64** (1.01)	1.53# (0.78)
Observations	1,072	796	2,060	1,165	1,588	882
Number of id	623	500	1,071	665	742	478

- a. 学歴：低中高は教育年数を三分位に分けたものに基づく。学歴不詳の observations: n=150 を除く。
- b. 追跡年数,time fixed-effects でコントロール済み。
- c. 認知機能と社会的孤立スコアは対数変換済みであり,社会的孤立スコアの数値は弾力性,それ以外は係数,カッコ内は頑健標準誤差。
- d. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.10

表 7 学歴別社会的孤立スコアと認知機能：学歴別・女性

	学歴低		学歴中		学歴高	
社会的孤立スコア	-0.28**	-0.27#	-0.18**	-0.20*	-0.09	0.20#
	(0.10)	(0.15)	(0.07)	(0.09)	(0.11)	(0.11)
前期社会的孤立スコア		-0.18		-0.22*		0.09
		(0.13)		(0.11)		(0.11)
年齢	0.13**	0.12**	0.07**	0.07**	0.12#	0.04
	(0.04)	(0.04)	(0.02)	(0.03)	(0.06)	(0.04)
年齢二乗	-0.07**	-0.08**	-0.05**	-0.05**	-0.09*	-0.03
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.03)
就労	-0.01	-0.01	0.04**	0.04#	0.01	0.01
	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)
持ち家	0.06	0.03	0.01	0.02	-0.03	0.03
	(0.07)	(0.09)	(0.03)	(0.04)	(0.04)	(0.05)
現在喫煙	0.02	0.03	0.01	-0.01	-0.05	-0.07
	(0.03)	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.08)
運動習慣あり	0.02	0.05*	0.02*	0.03*	-0.00	0.01
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)
糖尿病	0.05	0.02	-0.00	0.00	0.03	0.08*
	(0.04)	(0.05)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
高血圧	-0.01	-0.00	0.00	-0.03#	-0.02	-0.04
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.03)
脳卒中	0.00	-0.04	0.00	0.02	0.08**	0.08
	(0.05)	(0.07)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.07)
Constant	-3.46	-2.21	-0.65	-0.17	-1.26	1.05
	(2.22)	(1.40)	(0.94)	(0.92)	(2.47)	(1.57)
Observations	2,185	1,546	2,983	1,709	1,273	714
Number of id	1,099	871	1,508	973	663	435

- a. 学歴：低中高は教育年数を三分位に分けたものに基づく。学歴不詳の observations: n=159 を除く。
- b. 追跡年数,time fixed-effects でコントロール済み。
- c. 認知機能と社会的孤立スコアは対数変換済みであり,社会的孤立スコアの数値は弾力性,それ以外は係数,カッコ内は頑健標準誤差。
- d. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.10

3.2 System GMM による分析結果

次に, System GMM による分析結果を確認する. 表 8 は男性, 表 9 は女性についての分析結果を示している.

まず, 操作変数およびモデルの妥当性についての検定結果を確認する. 男性においては, いずれのモデルについても, 過剰識別問題と系列相関に関する検定の帰無仮説を棄却しておらず, 妥当性が確認された. 女性においては, 全体サンプル及び 75 歳以上のサブサンプルいずれにおいても, 前期の認知機能を含まないモデルでは, 過剰識別検定を棄却しており, 操作変数の外生性を担保できないという結果となった.

表 8 と表 9 より, 男女ともに, 全体及び 75 歳以上サブサンプルのいずれにおいても, 孤立が認知機能に与える影響は認められなかった. したがって, 孤立と認知機能について, 特に後期高齢者において, 関連は認められたものの, それらの因果関係は確認されなかった.

表 8 System GMM による分析：男性

	全体			75 歳以上		
前期の認知機能	0.09#	0.09*		0.11#	0.11#	
	(0.04)	(0.05)		(0.06)	(0.07)	
社会的孤立スコア	-0.18	-0.17	-0.03	-0.46#	-0.37	-0.29
	(0.25)	(0.23)	(0.22)	(0.24)	(0.26)	(0.24)
年齢	0.02#	0.00	0.01	-0.02	-0.06	-0.05
	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
年齢二乗	-0.02*	-0.01	-0.01	0.01	0.03	0.03
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
就労	-0.01	-0.01	0.00	0.02	0.02	0.03
	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.06)	(0.06)	(0.06)
持ち家	0.01	0.01	0.02	-0.03	-0.01	-0.01
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
現在喫煙	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.00
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
運動習慣あり	0.04	0.04	0.05	0.09#	0.01	0.02
	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
糖尿病	-0.02	-0.01	-0.01	0.05	0.04	0.04
	(0.07)	(0.06)	(0.06)	(0.09)	(0.09)	(0.09)
高血圧	-0.05	-0.03	-0.02	-0.06	-0.05	-0.05
	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.06)
脳卒中	-0.20	-0.16	-0.13	-0.02	-0.07	-0.04
	(0.13)	(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.09)	(0.08)
Constant	1.57**	0.00	0.00	3.28#	4.61**	0.00
	(0.45)	(0.00)	(0.00)	(1.70)	(1.77)	(0.00)
External instrument	No	No	Yes	No	No	Yes
Observations	4,870	2,939	2,939	2,069	1,450	1,450
Number of id	1,832	1,351	1,351	1,161	911	911
Hansen test	p = 0.791	p = 0.501	p = 0.406	p = 0.645	p = 0.169	p = 0.141
AR(1) test	p < 0.001	p < 0.001	p < 0.001	p < 0.001	p < 0.001	p < 0.001
AR(2) test	p = 0.286	p = 0.093	p = 0.097	p = 0.468	p = 0.545	p = 0.515

- a. 追跡年数,年次ダミーでコントロール済み. 認知機能と社会的孤立スコアは対数変換済みであり,社会的孤立スコアの数値は弾力性,それ以外は係数,カッコ内は頑健標準誤差
- b. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.10. Stata コマンド : xtabond2 により推計 (Roodman, 2009).

表 9 System GMM による分析：女性

	全体			75 歳以上		
前期の認知機能	0.17**	0.17**		0.28**	0.28**	
	(0.06)	(0.06)		(0.08)	(0.08)	
社会的孤立スコア	-0.47	-0.37	-0.35	-0.43	-0.25	-0.26
	(0.30)	(0.26)	(0.22)	(0.31)	(0.24)	(0.23)
年齢	0.05**	0.04**	0.04**	-0.03	-0.04	-0.04
	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
年齢二乗	-0.04**	-0.03**	-0.03**	0.01	0.02	0.01
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.02)
就労	0.01	0.03	0.03	-0.07	-0.08	-0.07
	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.09)	(0.10)	(0.10)
持ち家	-0.02	-0.01	-0.01	-0.00	0.01	0.01
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
現在喫煙	-0.04	-0.02	-0.02	-0.06	-0.04	-0.04
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
運動習慣あり	0.08#	0.12*	0.12*	0.06	0.10*	0.10*
	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
糖尿病	0.01	0.01	0.01	0.03	-0.04	-0.04
	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.08)	(0.08)	(0.08)
高血圧	0.02	0.05	0.06	-0.04	0.04	0.04
	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.06)	(0.06)	(0.06)
脳卒中	-0.04	0.03	0.03	-0.05	0.08	0.08
	(0.10)	(0.08)	(0.08)	(0.12)	(0.10)	(0.09)
Constant	0.58	0.31	0.00	3.73*	3.31*	0.00
	(0.44)	(0.58)	(0.00)	(1.74)	(1.54)	(0.00)
External instrument	No	No	Yes	No	No	Yes
Observations	6,600	4,086	4,086	3,363	2,326	2,326
Number of id	2,433	1,865	1,865	1,753	1,339	1,339
Hansen test	p = 0.037	p = 0.160	p = 0.164	p = 0.040	p = 0.199	p = 0.210
AR(1) test	p < 0.001	p < 0.001	p < 0.001	p < 0.01	p < 0.01	p < 0.01
AR(2) test	p = 0.217	p = 0.103	p = 0.108	p = 0.176	p = 0.134	p = 0.134

a. 追跡年数,年次ダミーでコントロール済み. 認知機能と社会的孤立スコアは対数変換済みであり,社会的孤立スコアの数値は弾力性,それ以外は係数,カッコ内は頑健標準誤差

b. ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.10. Stata コマンド : xtabond2 により推計 (Roodman, 2009).

4. 考察

本研究では、社会的孤立と認知機能の関連を明らかにすることを目的としていた。本研究では、社会的孤立の尺度として、包括的であると考えられる孤立感と、特定の項目についてより精緻に評価していると考えられる客観的指標を組み合わせたものを用い、認知機能との関連をパネルデータ分析によって明らかにした。その結果、以下の3点が明らかになった。

第一に、より孤立の程度が強いほど、認知機能は低くなる傾向にあり、男女ともに、特に75歳以上の後期高齢者において、それらの関連が確認された。しかしながら、孤立のラグ効果は認められなかった。第二に、女性においては、学歴が低い・中位のグループにおいて、孤立と認知機能の間には負の相関があることが確認された。一方、男性や女性の高学歴グループにおいては関連は認められなかった。第三に、system GMMを用いて、ダイナミック・パネルデータモデルを推計し、孤立と認知機能の因果関係を評価したところ、有意な結果が認められなかった。

イントロダクションにあるように、多くの先行研究と同じように、本研究でも、社会的孤立と認知機能の関連が認められた。本研究では詳細なメカニズムについての分析を行い、経路を特定することはできなかったものの、stress-buffering 仮説や cognitive reserve 仮説・Use it or lose it 仮説、健康行動の変化により認知症の原因疾患のリスク低減したことなどにより説明が可能であるかもしれない。特に、社会的孤立と認知機能の関連に、学歴による違いが見られたことは、reserve のマーカーの一つである教育(Caamano-Isorna, Corral, Montes-Martinez, & Takkouche, 2006)と、学歴が健康行動及び健康に与える影響(Li & Powdthavee, 2015)、そして、それらの相互作用によってもたらされた結果かもしれない。

しかしながら、本研究による分析では、社会的孤立が認知機能に与える因果効果は確認されなかった。このことから、本研究及び先行研究で確認された社会的孤立と認知機能の相関は内生性バイアスにより引き起こされていたものである可能性が否定できない。先述したように、準実験アプローチを用いていない研究では、認知機能それ自体が社会的孤立に影響を与えると同時に、遺伝子や個人の性格といった社会的孤立にもアウトカムにも影響を与えるような要因がコントロールされていないことで、一致性が満たされず、分析結果にバイアスが生じる可能性がある。

本研究において、社会的孤立と認知機能の間に因果関係が認められなかったことは、社会関係のもたらす便益を否定しているものでは決してない。先述のいくつかの仮説にある通り、社会関係により、健康に便益がもたらされるという経路は確かに存在していると考えられる。一方で、社会関係により不健康が助長されるという経路も存在している(Kawachi & Berkman, 2014)。したがって、観察研究における社会的孤立と認知機能の関連を評価するにあたっては、メカニズムを丁寧に探求することと準実験アプローチを用いることが必要不可欠であり、今後もエビデンスを蓄積し、社会関係の健康便益が発揮できるように政策をデザインしていくことが必要である。

しかしながら、本研究には以下2つの限界も存在している点には留意が必要である。第一に、死亡や脱落によるセレクション・バイアスが存在している可能性がある。調査の間隔が3,4年空いていることにより、この期間に認知機能が著しく衰えていたり、認知症を発症したりした者に関しては、調査から脱落しやすくなっているかもしれない。また、長く調査に参加し続けている者ほど、認知機能の低下が観測されやすいかもしれない。本研究では、追跡年数をコントロールすることにより、この問題に一定程度対応を試みたが、データ特性上の限界があるため、留意が必要である。

第二に、本研究では SPMSQ を用いて全体的な認知機能を捕捉しているのみであり、認知症の発症を追えているわけではないことに留意が必要である。さらに、ワーキングメモリ、エピソード記憶や処理速度といった認知機能の特定の領域に対する影響も識別することはできていない。今後の研究では、臨床診断に基づく認知症の特定や、いくつかの先行研究で認知機能の領域によって社会的孤立との関連が異なっていること (Kelly et al., 2017; Lara et al., 2019) が示唆されていることから、これらのアウトカムに拡張した上で、両者の因果関係を評価することが求められる。

以上より、本研究では、社会的孤立と認知機能の関連は認められたものの、操作変数アプローチによる分析を行った結果、両者の相関は因果関係ではない可能性があることが示唆された。今後も、社会関係と、認知機能をはじめとする健康の間にある詳細なメカニズム及び因果関係を探究していくことが必要不可欠である。

【謝辞】

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave1(1987), Wave2(1990), Wave3(1993)>」、「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave4(1996)>」、「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave5(1999), Wave6(2002)>」および「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave7(2006)>」（東京都健康長寿医療センター研究所）の個票データの提供を受けた。

また、本研究は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター主催の2019年度参加者公募型共同研究（二次分析研究会）における成果をまとめたものである。参加者からの有意義なコメントに対して、ここで謝意を示したい。

【倫理審査】

本研究は、公開データを用いた二次分析をベースとしているため、倫理審査を必要としなかった。

[Funding]

本研究は一部、公益財団法人 村田学術振興財団及び慶應義塾大学 博士課程学生研究支援プログラム（全塾選抜枠）による研究助成を受けた。

[参考文献]

- Anstey, K. J., von Sanden, C., Salim, A., & O'Kearney, R. (2007). Smoking as a risk factor for dementia and cognitive decline: a meta-analysis of prospective studies. *Am J Epidemiol*, *166*(4), 367-378. doi: 10.1093/aje/kwm116
- Arellano, Manuel, & Bond, Stephen. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2). doi: 10.2307/2297968
- Arellano, Manuel, & Bover, Olympia. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29-51. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Asada, Takashi. (2017). Epidemiology of Dementia in Japan. In H. Matsuda, T. Asada & A. Tokumaru (Eds.), *Neuroimaging Diagnosis for Alzheimer's Disease and Other Dementias* (pp. 1-10). Tokyo: Springer.
- Berkman, Lisa F., & Krishna, Aditi (2014). Social Network Epidemiology. In L. F. Berkman, I. Kawachi & M. M. Glymour (Eds.), *Social Epidemiology* (Second ed.). New York: Oxford University Press.
- Blau, Judith R. (1989). *The Shape of Culture: A Study of Contemporary Cultural Patterns in the United States*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Blundell, Richard, & Bond, Stephen. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 115-143. doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bound, John, Schoenbaum, Michael, Stinebrickner, Todd R., & Waidmann, Timothy. (1999). The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers. *Labour Economics*, *6*(2), 179-202. doi: 10.1016/s0927-5371(99)00015-9
- Bun, Maurice J. G. (2014). Identifying the impact of deterrence on crime: internal versus external instruments. *Applied Economics Letters*, *22*(3), 204-208. doi: 10.1080/13504851.2014.934422
- Caamano-Isorna, F., Corral, M., Montes-Martinez, A., & Takkouche, B. (2006). Education and dementia: a meta-analytic study. *Neuroepidemiology*, *26*(4), 226-232. doi: 10.1159/000093378
- Coe, N. B., & Zamarro, G. (2011). Retirement effects on health in Europe. *J Health Econ*, *30*(1), 77-86. doi: 10.1016/j.jhealeco.2010.11.002
- Cohen, Sheldon, & Wills, Thomas A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, *98*(2), 310-357. doi: 10.1037/0033-2909.98.2.310
- de Jong-Gierveld, J., van Tilburg, T.G., & Dykstra, P.A. (2006). Loneliness and social isolation. In D. Perlman & A. Vangelisti (Eds.), *The Cambridge handbook of personal relationships* (pp. 485-500). Cambridge: Cambridge University Press.
- DiNapoli, E. A., Wu, B., & Scogin, F. (2014). Social isolation and cognitive function in Appalachian older adults. *Res Aging*, *36*(2), 161-179. doi: 10.1177/0164027512470704
- Ellwardt, L., Aartsen, M., Deeg, D., & Steverink, N. (2013). Does loneliness mediate the relation between social support and cognitive functioning in later life? *Soc Sci Med*, *98*, 116-124. doi: 10.1016/j.socscimed.2013.09.002
- Evans, I. E. M., Martyr, A., Collins, R., Brayne, C., & Clare, L. (2019). Social Isolation and Cognitive Function in Later Life: A Systematic Review and Meta-Analysis. *J Alzheimers Dis*, *70*(s1), S119-S144. doi: 10.3233/JAD-180501

- Gow, A. J., & Mortensen, E. L. (2016). Social resources and cognitive ageing across 30 years: the Glostrup 1914 Cohort. *Age Ageing, 45*(4), 480-486. doi: 10.1093/ageing/afw070
- Griffin, S. C., Mezuk, B., Williams, A. B., Perrin, P. B., & Rybarczyk, B. D. (2020). Isolation, Not Loneliness or Cynical Hostility, Predicts Cognitive Decline in Older Americans. *J Aging Health, 32*(1), 52-60. doi: 10.1177/0898264318800587
- Hawthorne, G. (2008). Perceived social isolation in a community sample: its prevalence and correlates with aspects of peoples' lives. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol, 43*(2), 140-150. doi: 10.1007/s00127-007-0279-8
- Holland, Paul W. (1988). Causal Inference, Path Analysis, and Recursive Structural Equations Models. *Sociological Methodology, 18*, 449-484. doi: 10.2307/271055
- Holwerda, Tjalling Jan, Deeg, Dorly J H, Beekman, Aartjan T F, van Tilburg, Theo G, Stek, Max L, Jonker, Cees, & Schoevers, Robert A. (2014). Feelings of loneliness, but not social isolation, predict dementia onset: results from the Amsterdam Study of the Elderly (AMSTEL). *Journal of Neurology, Neurosurgery & Psychiatry, 85*(2), 135-142. doi: 10.1136/jnnp-2012-302755
- Hughes, T. F., Andel, R., Small, B. J., Borenstein, A. R., & Mortimer, J. A. (2008). The association between social resources and cognitive change in older adults: evidence from the Charlotte County Healthy Aging Study. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci, 63*(4), P241-P244. doi: 10.1093/geronb/63.4.p241
- JAHEAD/NSJE プロジェクトグループ. 長寿社会における中高年者の暮らし方の調査. <http://www2.tmig.or.jp/jahead/eng/index.html> (Accessed: 6 January 2020).
- Kawachi, I., & Berkman, Lisa F. (2014). Social Capital, Social Cohesion, and Health. In L. F. Berkman, I. Kawachi & M. M. Glymour (Eds.), *Social Epidemiology* (Second ed.). New York: Oxford University Press.
- Kelly, M. E., Duff, H., Kelly, S., McHugh Power, J. E., Brennan, S., Lawlor, B. A., & Loughrey, D. G. (2017). The impact of social activities, social networks, social support and social relationships on the cognitive functioning of healthy older adults: a systematic review. *Syst Rev, 6*(1), 259. doi: 10.1186/s13643-017-0632-2
- Knopman, D., Boland, L. L., Mosley, T., Howard, G., Liao, D., Szklo, M., . . . Atherosclerosis Risk in Communities Study, Investigators. (2001). Cardiovascular risk factors and cognitive decline in middle-aged adults. *Neurology, 56*(1), 42-48. doi: 10.1212/wnl.56.1.42
- Kuiper, J. S., Zuidersma, M., Zuidema, S. U., Burgerhof, J. G., Stolk, R. P., Oude Voshaar, R. C., & Smidt, N. (2016). Social relationships and cognitive decline: a systematic review and meta-analysis of longitudinal cohort studies. *Int J Epidemiol, 45*(4), 1169-1206. doi: 10.1093/ije/dyw089
- Lara, E., Caballero, F. F., Rico-Urbe, L. A., Olaya, B., Haro, J. M., Ayuso-Mateos, J. L., & Miret, M. (2019). Are loneliness and social isolation associated with cognitive decline? *Int J Geriatr Psychiatry*. doi: 10.1002/gps.5174
- Larson, E. B., Wang, L., Bowen, J. D., McCormick, W. C., Teri, L., Crane, P., & Kukull, W. (2006). Exercise is associated with reduced risk for incident dementia among persons 65 years of age and older. *Annals of Internal Medicine, 144*(2), 73-81.
- Li, J., & Powdthavee, N. (2015). Does more education lead to better health habits? Evidence from the school reforms in Australia. *Soc Sci Med, 127*, 83-91. doi: 10.1016/j.socscimed.2014.07.021
- Liang, Jersey, Borawski-Clark, Elaine, Liu, Xian, & Sugisawa, H. (1996). Transitions in cognitive status among the aged in Japan. *Social Science & Medicine, 43*(3), 325-337. doi: 10.1016/0277-9536(95)00381-9
- Nicholson, N. R., Jr. (2009). Social isolation in older adults: an evolutionary concept analysis. *J Adv Nurs, 65*(6), 1342-1352. doi: 10.1111/j.1365-2648.2008.04959.x
- Nickell, Stephen. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica, 49*(6). doi:

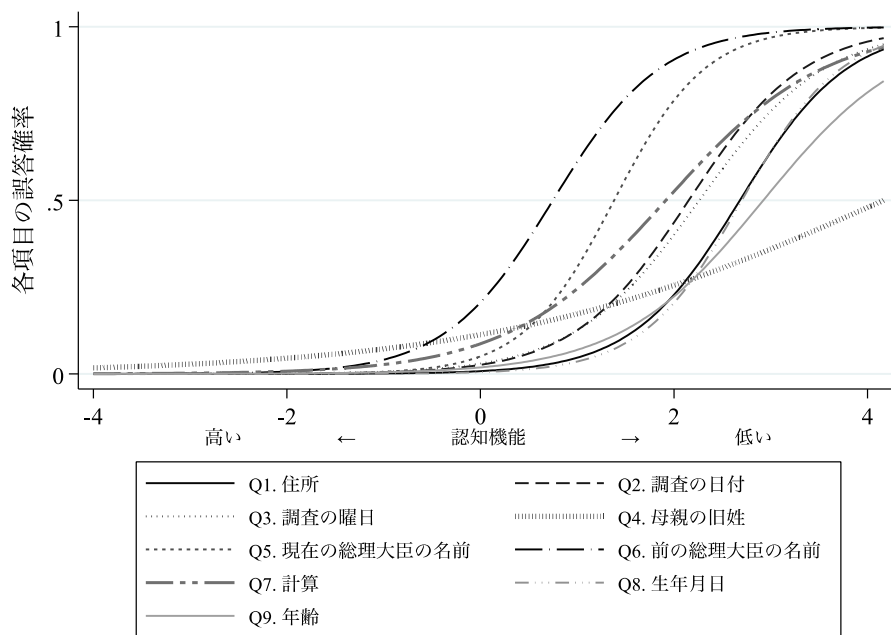
10.2307/1911408

- OECD. (2005). *Society at a Glance 2005: OECD Social Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Okamoto, S., Okamura, Tomonori, & Komamura, Kohei. (2018). Employment and health after retirement in Japanese men. *Bulletin of the World Health Organization*, 96(12), 826-833. doi: <http://dx.doi.org/10.2471/BLT.18.215764>
- Pfeiffer, E. (1975). A short portable mental status questionnaire for the assessment of organic brain deficit in elderly patients. *J Am Geriatr Soc*, 23(10), 433-441.
- Poey, J. L., Burr, J. A., & Roberts, J. S. (2017). Social Connectedness, Perceived Isolation, and Dementia: Does the Social Environment Moderate the Relationship Between Genetic Risk and Cognitive Well-Being? *Gerontologist*, 57(6), 1031-1040. doi: 10.1093/geront/gnw154
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136. doi: <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Saito, T., Murata, C., Saito, M., Takeda, T., & Kondo, K. (2018). Influence of social relationship domains and their combinations on incident dementia: a prospective cohort study. *J Epidemiol Community Health*, 72(1), 7-12. doi: 10.1136/jech-2017-209811
- Salthouse, T. A. . (1991). *Theoretical perspectives on cognitive aging*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Shankar, A., Hamer, M., McMunn, A., & Steptoe, A. (2013). Social isolation and loneliness: relationships with cognitive function during 4 years of follow-up in the English Longitudinal Study of Ageing. *Psychosom Med*, 75(2), 161-170. doi: 10.1097/PSY.0b013e31827f09cd
- Sørensen, Jens F. L. (2014). Rural–Urban Differences in Bonding and Bridging Social Capital. *Regional Studies*, 50(3), 391-410. doi: 10.1080/00343404.2014.918945
- Steptoe, A., Shankar, A., Demakakos, P., & Wardle, J. (2013). Social isolation, loneliness, and all-cause mortality in older men and women. *Proc Natl Acad Sci U S A*, 110(15), 5797-5801. doi: 10.1073/pnas.1219686110
- Stern, Yaakov. (2002). What is cognitive reserve? Theory and research application of the reserve concept. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 8(03), 448-460. doi: 10.1017/s1355617702813248
- Wilson, R. S., Boyle, P. A., Segawa, E., Yu, L., Begeny, C. T., Anagnos, S. E., & Bennett, D. A. (2013). The influence of cognitive decline on well-being in old age. *Psychol Aging*, 28(2), 304-313. doi: 10.1037/a0031196
- Wilson, R. S., Evans, D. A., Bienias, J. L., Mendes de Leon, C. F., Schneider, J. A., & Bennett, D. A. (2003). Proneness to psychological distress is associated with risk of Alzheimer's disease. *Neurology*, 61(11), 1479-1485. doi: 10.1212/01.wnl.0000096167.56734.59
- Zunzunegui, M. V., Alvarado, B. E., Del Ser, T., & Otero, A. (2003). Social networks, social integration, and social engagement determine cognitive decline in community-dwelling Spanish older adults. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*, 58(2), S93-S100. doi: 10.1093/geronb/58.2.s93
- 阿部彩. (2014). 包摂社会の中の社会的孤立 : 他県からの移住者に注目して. *社会科学研究*, 65(1), 13-30.
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2018). 日本の世帯数の将来推計(全国推計) (2018(平成30)年推計). from <http://www.ipss.go.jp/pp-ajsetai/j/HPRJ2018/t-page.asp> (最終閲覧日: 2019/1/9)
- 小林江里香, & 深谷太郎. (2015). 日本の高齢者における社会的孤立割合の変化と関連要因 : 1987年, 1999年, 2012年の全国調査の結果より. *社会福祉学*, 56(2), 88-100. doi: 10.24469/jssw.56.2_88

[Appendix]

Table A-1. 各 wave と参加 wave 別の本人回答者数

男性	参加 wave1	参加 wave2	参加 wave4	参加 wave5	合計
Wave 3	645	154	-	-	799
Wave 4	498	141	427	-	1,066
Wave 5	385	134	376	578	1,473
Wave 6	282	119	352	433	1,186
Wave 7	176	93	317	298	884
合計	1,986	641	1,472	1,309	5,408
女性	参加 wave1	参加 wave2	参加 wave4	参加 wave5	合計
Wave 3	887	178	-	-	1,065
Wave 4	749	161	471	-	1,381
Wave 5	619	148	415	827	2,009
Wave 6	505	132	374	626	1,637
Wave 7	349	112	308	442	1,211
合計	3,109	731	1,568	1,895	7,303



a. Wave1, 2, 4, 5において、各 wave の新規対象者をプールした結果

図 A-1 項目反応理論：認知機能テストについて

高齢者の認知機能の低下における規定要因 ——ライフコースによる検証——

芦田登代

(東京大学)

本研究の目的は、反実仮定の枠組みを用いて、子ども期の不利な環境が高齢期の認知機能に影響するメカニズムを検討することである。子ども期の不利な環境に条件づけられる個人の社会階層の影響を測定するために、平均因果媒介効果 (average causal mediation effect : ACME) を用いた。データは、2002年、2006年に60歳以上の高齢者を対象として実施された「長寿社会における中高年者の暮らし方の調査」データである。分析の結果、男女で違いが見られ、男性においては父親の学歴に影響が見られた。

1. 問題の所在

近年、国内外で認知症の患者が増加している。認知症の発症は、本人のみならず、家族の生活の質 (QOL) まで影響を与えるため、認知症予防は国内外で喫緊の課題になっている。2019年現在では、約5,000万人が認知症に罹患しており、2050年までに約3倍に増加すると予測されており (WHO, 2019b)、また、認知症に関する総費用は8,180億ドルと推定されており、2030年には220兆円に達すると推定されている (WHO, 2019a)。

認知症は、脳の神経細胞の変性によって発症するもので、次第に記憶や思考の低下等が起これ、次第に日常生活に支障をきたすものである (WHO, 2019a)。加齢に伴って発症リスクが高まるが、ライフスタイル等の改善によってリスクが低減されるという研究が蓄積されてきた。2017年、認知症防止・介入・ケアに関するランセット委員会 (Lancet Commission on Dementia Prevention, Intervention and Care) はライフステージに応じたリスク要因に介入することで、認知症の約35%は遅延もしくは予防可能なものであると公表した (Livingston et al., 2017)。それによると、イギリス国立衛生研究所 (NICE) およびアメリカ国立衛生研究所 (NIH) のガイドラインを用いて、幼少期の教育達成の低さ (教育を受けていない・小学校のみ)、中年期では高血圧症、肥満や難聴、高齢期 (65歳以上) では喫煙、うつ症状、運動不足、社会的孤立、糖尿病といった9つを介入可能なリスク要因として特定した。システマティックレビューや独自のメタ分析を行い²⁾、人口寄与割合 (Weighted population attributable fraction) を推定した結果、全ての認知症症例の約9%が難聴に関連しており、次いで、幼少期の教育不足 (約7.5%) が高い関連を示していた³⁾。

教育や所得で表される社会階層と認知症の発症との関連の報告は多く、社会階層が低い人ほど認知症のリスクが高いというエビデンスは多い (Sharp & Gatz, 2011)。たとえば、米国の65歳以上の高齢者を対象とした調査では、教育年数が短いほどアルツハイマー病のリス

クが増加していたことを示している(Evans et al., 1997). また, Sharp らによる 71 の論文のシステマティックレビューによると, 発展途上国よりも先進国でより一貫した傾向が見られると述べられている(Evans et al., 1997; Sharp & Gatz, 2011). 一方で, 幼少期の貧困や逆境経験が持続的な影響をもつというライフコース研究が増加してきた(Lynch & Smith, 2005). たとえば, 子どもの頃の環境を両親の教育と父親の社会階層 (6 段階評価), 子どもの時の経済的状況⁴⁾の 4 項目から概念化された指標を用いて, 中年期の認知機能を評価した結果, 子どもの頃の環境は後の認知機能に影響を与えられていたことが観察された(Singh-Manoux et al., 2005).

国内の研究においても, 幼少期の生育環境 (貧困および逆境経験) が高齢期の認知機能にまで持続的に影響を及ぼすことが明らかになりつつあるが(Murayama et al., 2018; Nishizawa et al., 2019), その媒介効果は十分に検討されていない. 幼少期の環境とその後の認知機能との経路を, 本人の社会経済的状況がどの程度が媒介しているのか. また, それによって説明されない幼少期の環境の直接効果がどの程度存在しているのかを明らかにできれば, 幼少期の環境からの本人の社会経済的状況への効果と, 高齢期の認知機能へのそれ以外の効果 (例えば, ライフスタイル等) を分離して考察ができる可能性がある.

そこで, 本研究では, 反実仮定の枠組みを用いて, 幼少期の環境要因が高齢期の認知機能に与えるメカニズムに迫ることを目的とした実証分析を行う. 具体的には, 幼少期の逆境 (貧困) 経験群と非逆境 (貧困) 経験群との平均因果媒介効果 (average causal mediation effect: ACME) を測定して検討を行う.

分析には「長寿社会における中高年者の暮らし方の調査」の第 6 回と第 7 回の調査データを用いる. この調査は, 高齢者を対象として実施されたもので, 第 6 回調査には親の教育年数, 第 7 回調査では貧困経験や逆境経験を尋ねている. この調査を用いることの第 1 の利点は, 海外のライフコース研究では使われているが, 国内の研究ではほとんど使われていない親の教育年数の質問⁵⁾が使えることにある⁶⁾. さらに, 複数の逆境経験の質問を尋ねているため, 幼少期の生育環境を様々な視点から考察することができる. 第 2 の利点は継続的に認知機能の状態が測定されているので時間の経過を考慮した分析が行えることにある.

本稿の構成は次のとおりである. 第 2 節に推定法の説明を行い, 第 3 節で分析に用いるデータと変数, 分析手法について説明する. 4 節で分析結果を報告し, 5 節では結論をまとめる.

2. 推定法の説明

本研究では, 幼少期の不利な環境が, その後の認知機能に影響を与えることであるが, 先行研究ではアウトカムと独立変数との関係は交絡因子を調整した総合効果 (Total effect) が求められていた. しかし, 因果のメカニズムを知るには, 直接効果と間接効果の分解が必要とされる. そのため, 本研究では反実仮定による因果推論の枠組みを基に, 媒介効果を捉え

る分析を行う。具体的には、Imaiらによってデザインされた手法(Hicks & Tingley, 2011)⁷⁾を用いて、平均因果媒介効果 (average causal mediation effect: ACME) を算出する。

従属変数を Y, 処置変数を T として、個人 i における処置効果は $\delta_i = Y_i(1) - Y_i(0)$ と定義される。個人 i は現実には T=1 もしくは T=0 どちらかしか取ることができないので (実際にデータで観察できるのは $Y_i(1)$ か $Y_i(0)$ のみ), 同時に観察することはできない。処置を受けた場合の媒介変数を $M_i(1)$ として、個人 i における間接効果 (もしくは媒介効果) は (1) 式, 個人 i における直接効果 (direct effect of the treatment) は (2) 式に定義される(Hicks & Tingley, 2011).

$$\delta_i(t) \equiv Y_i\{t, M_i(1)\} - Y_i\{t, M_i(0)\} \quad (1)$$

$$\zeta_i(t) \equiv Y_i\{1, M_i(t)\} - Y_i\{0, M_i(t)\} \quad (2)$$

$T_i=t$ をもつ個人の $Y_i\{t, M_i(t)\}$ は観察されるにもかかわらず, 反実仮定の枠組みであるアウトカム $Y_i\{t, M_i(1-t)\}$ は観察されない。そのため, sequential ignorability assumption が必要になる⁸⁾。これが, $ACME_{\bar{\delta}}(t)$ であり, $\bar{\delta}(t) \equiv E[Y_i\{t, M_i(1)\} - Y_i\{t, M_i(0)\}]$, 同様に, 平均直接効果 (ADE) は $\bar{\zeta}(t) \equiv E[Y_i\{1, M_i(1)\} - Y_i\{0, M_i(1)\}]$ として定義される(Hicks & Tingley, 2011).

本研究の分析モデルを ACME の概念に当てはめて説明すると, 処置変数が子どもの頃の環境, 媒介変数が本人の社会経済的背景 (Socio-economic status :SES), アウトカムが認知機能である。認知機能の低下の確率は, 子どもの頃の環境から本人の SES を介したアウトカムに対する効果が間接効果 (X→M→Y) と, 子どもの頃の環境からの直接効果 (X→Y) に規定される (図 1)。

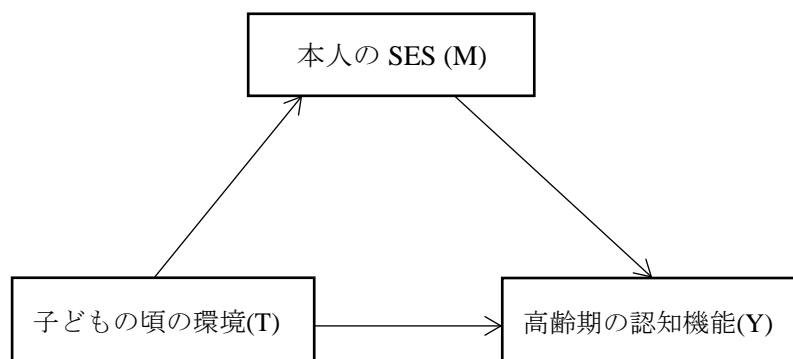


図 1 分析モデルの概念図

3. 方法

3.1 対象者とデータ

分析には東京都健康長寿医療センター、東京大学、ミシガン大学の3機関が協同で実施した「長寿社会における中高年者の暮らし方の調査」全国高齢者パネル調査データのうち、本分析に用いる変数を要する wave6 と wave7 を用いた。対象者は60歳以上の男女、選定は全国を11の地域ブロックと都市規模によって層化した、層化2段階無作為抽出法によって行われた。調査は構造化された調査票を用いての訪問面接法によって行われ、対象者が重い病気等で回答不能な場合に限り家族等への代行調査が実施された。このパネル調査は、1987年に2,200人を対象に初回調査が行われ、1990年（第2回）に60-62歳、1993年（第3回）、1996年（第4回）に60-65歳、第5回に70歳以上の対象者を追加し、第7回まで3-4年間隔で追跡調査が実施されている。第1回の回答者は1,324人（回答率54%）であり、その後、新規対象者を追加して第4回までに死亡が判明した人を除いた2,969名が追跡対象者となった。第5回調査の新規対象者は、これまで同様に層化2段階抽出法によって、該当年齢の標本2,000人を抽出し、この時点で死亡を判明した人を除外した対象者（第4回までの追跡者2,701人、第5回の新規対象者1,979人）4,680人であった。第6回調査データは、新規標本の抽出はされず、第5回調査までに1回以上協力した4,336人が調査対象とされた。その4年後に実施した第7回調査データは、3,263人が最終的な対象者となった。有効回答者は、第6回調査では2,823人（72.8%）、第7回調査では2,459人（75.4%）が最終的な対象者となった。

なお、本稿では認知機能をより正確に把握するために、第6回調査の中で「要支援・要介護認定を受けた」および「要支援・要介護認定の結果を待っている」、「忘れた・分からない」と回答した人を分析サンプルから除外した（合計212名）。

3.2 変数

3.2.1 幼少期の生育環境の定義

幼少期の環境には、次に挙げる5つの指標を用いる：①親の教育年数、②貧困経験、③両親の失業経験、④戦争経験、⑤親の死亡。これらの指標は回想的な項目であるが、その妥当性の確認は示されている(Kahn & Pearlin, 2006; Ward, 2011)。アンケートにおける変数の詳細は表1にまとめた。なお、①の項目は第6回調査、②から⑤の項目は第7回の調査で得られた情報で、各質問項目については次のとおりである⁹⁾。①「あなたのお父様/お母様が最後に通われた学校はどちらですか」、②「生活に困るほどの貧乏を経験したことがありますか」、③「あなたが18歳になる前、あなたのお父さんやお母さんが長期間失業されていたことはありましたか」、④「第2次世界大戦やその他の戦争で、空襲を経験しましたか」、⑤「あなたは18歳になる前に親を亡くされていますか」。①は分析に用いた際には、「学校に行かなかった」「尋常小学校」と回答した人とそれ以外としたダミー変数にした。父親・母親の学歴が分からないという回答は分析から除外した。②～⑤は、「はい」と回答した者のうち、(初

めて) 経験した時の年齢 15 歳以下¹⁰⁾の人を, 幼少期に逆境経験があった人と定義した.

3.2.2 高齢期の認知機能

認知機能は自記式認知症チェックリストの 1 つである Pfeiffer (1975) (Pfeiffer, 1975) によって開発された SPMSQ (Short Portable Mental Status Questionnaire) の日本版を使って評価した. このチェックリストは, 回答者の住所, 訪問調査時の日付および曜日, 母親の旧姓, 現在の総理大臣の名前, その前の総理大臣の名前, 簡単な計算 (20 から 3 を引くといくつですか. その数から 3 を順番に引いた数字を教えてください), 回答者の生年月日, 回答者の年齢を答える質問から構成されている. 集計の方法は, 誤った回答が 0-2 問であれば認知機能の問題なし, 3-4 問であれば軽度の認知障害, 5-7 問では中程度の認知障害, 8 問以上であれば深刻な認知障害と判定される(Pfeiffer, 1975).

3.2.3 制御変数

先行研究を参考に(Okamoto, 2019), 性別, 年齢, 教育年数 (0-7 年, 8-9 年, 10-11 年, 12 年以上), 等価所得, 就業状況 (仕事をしている=1, 仕事をしていない=0), 婚姻状況 (結婚している¹¹⁾ =1, 離婚/死別/未婚/分からない=0), 喫煙状況 (タバコを吸っている=1, 吸っていない=0) を選択した. また, アウトカムにおける自然経過のトレンドを差し引くために, 1 期前に測定された認知機能 (SPMSQ) の状態 (第 6 回実施の調査) を追加した.

年齢は, 調査名簿情報で確認された生年を用いた. 調査実施日が 2006 年 10 月であったことから, 2006 年から生年を差し引き, 11 月から 12 月生まれの人には, (まだ誕生日を迎えていないので) さらに 1 年を差し引いて年齢を求めた. 所得は, 配偶者の年収の合計を用いて¹²⁾, 配偶者がいる人の場合を 2 人, そうでない場合を 1 人とした人数を平方根で除して等価所得を求めた. そして, 150 万未満, 150 から 250 万, 250 万以上の 3 グループに分類した.

4. 結果

4.1 対象者の特性

分析に用いた回答者の年齢の平均は, 男性 77.7 歳, 女性 78.9 歳であった. 2002 年時点での認知機能テストの平均値は男性 0.76, 女性 0.86, 2006 年時点では男性 0.59, 女性 0.66 であった. 教育年数の平均は男性 10.33 年, 女性 9.32 年であった (表 1-1, 表 1-2).

子どもの頃の環境の 1 つの指標として用いた父親が通った最終学校の内訳は, 「学校に行かなかった」 3%, 尋常小学校 (寺小屋を含む) 49%, 高等小学校 20%, 実業学校 (農業高校, 商業学校など)・実業補修学校・青年学校 3%, 旧制中学校 6%, 旧制高等学校・師範学校・高等師範学校 5%, 分からない 14%であった (図 2-1) 母親については, 「学校に行かなかった」 5%, 尋常小学校 (寺小屋を含む) 51%, 高等小学校 18%, 実業学校 (農業高校, 商業学校な

ど)・実業補修学校・青年学校 2%, 旧制中学校 6%, 旧制高等学校・師範学校・高等師範学校 2%, 分からない 14%であった(図 2-2)。なお, 分からないと回答されたものは分析からは除外した。

表 1-1 記述統計量(男性)

	回答者数	平均	標準誤差	最大	最小
認知機能(2002年調査時点)	474	0.757	1.000	0	6
認知機能(2006年調査時点)	474	0.586	0.996	0	6
年齢	474	77.730	4.828	70	93
年齢の2乗項	474	6065.207	764.129	4900	8649
教育年数	474	10.338	2.710	5	17
所得	474	221.016	200.198	7.071	1484.924
就労の有無	474	0.243	0.429	0	1
配偶者の有無	474	0.840	0.367	0	1
喫煙状況	474	0.222	0.416	0	1
父親の教育(6年以下=1)	474	0.582	0.494	0	1
母親の教育(6年以下=1)	474	0.620	0.486	0	1
15歳以下の経験					
貧乏	474	0.034	0.181	0	1
親の失業	474	0.015	0.121	0	1
空襲経験	474	0.247	0.432	0	1

表 1-2 記述統計量（女性）

	回答者数	平均	標準誤差	最大	最小
認知機能(2002年調査時点)	589	0.859	0.956	0	6
認知機能(2006年調査時点)	589	0.664	1.126	0	8
年齢	589	78.971	5.135	70	94
年齢の2乗項	589	6262.761	819.677	4900	8836
教育年数	589	9.324	2.338	2	17
所得	589	171.368	185.151	7.071	2100.000
就労の有無	589	0.132	0.339	0	1
配偶者の有無	589	0.402	0.491	0	1
喫煙状況	589	0.017	0.129	0	1
父親の教育(6年以下=1)	589	0.577	0.494	0	1
母親の教育(6年以下=1)	589	0.637	0.481	0	1
15歳以下の経験					
貧乏	589	0.019	0.135	0	1
親の失業	589	0.014	0.116	0	1
空襲経験	589	0.187	0.390	0	1

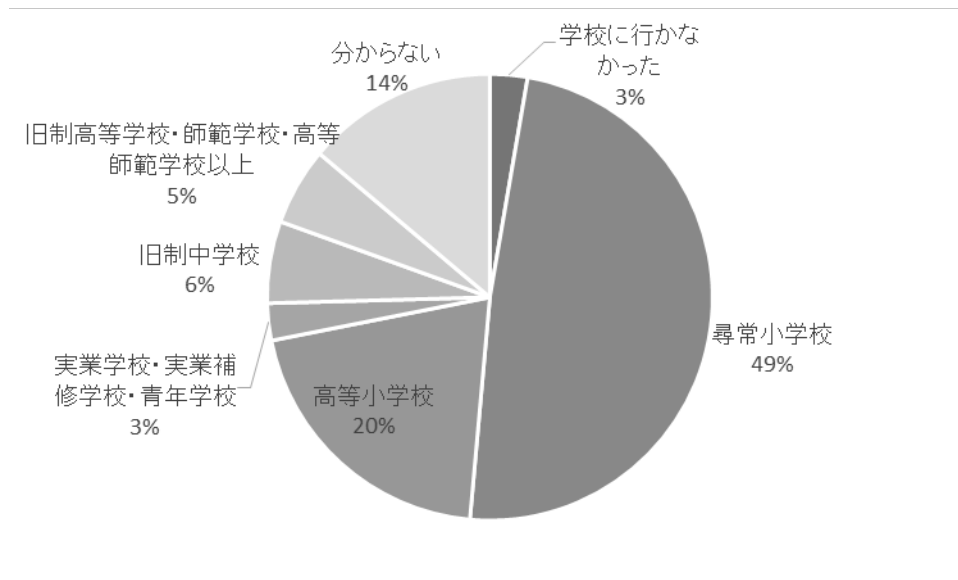


図 2-1 父親の最終学校の割合

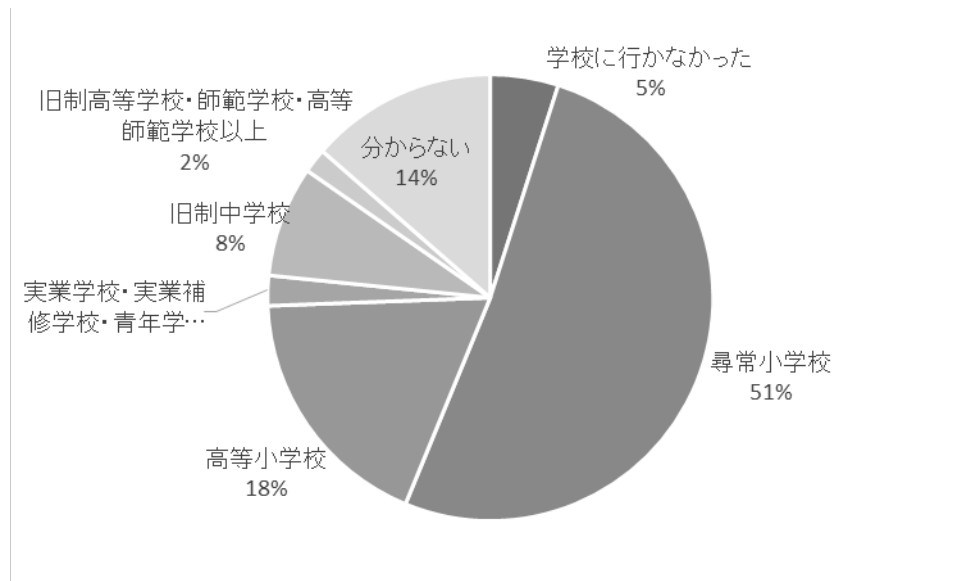


図 2-2 母親の最終学校の割合

4.2 子ども期の環境と認知症の規定要因の分析

まず始めに、父親の教育を媒介変数、処置効果を本人の教育年数としたものの分析結果を報告する。表 2-1 は、年齢のみを制御した推定結果を示したもの、表 2-2 は年齢や就労の有無等その他の制御変数すべてを投入した結果である。媒介変数を通じて機能する処置効果において、男性における平均効果は 0.177、制御変数をすべて調整すると 0.120、女性では 0.076、制御変数をすべて調整したものでは 0.044 であったが（表 2-1・2-2）、女性では統計的な有意差はなかった。

表 2-1 推定結果（父親の教育）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	0.177	0.094	0.267	0.076	0.013	0.147
Direct Effect	0.228	0.044	0.441	0.130	-0.042	0.330
Total Effect	0.405	0.232	0.594	0.206	0.038	0.393
ME の割合	0.439	0.297	0.760	0.370	0.188	1.771

※制御変数は年齢のみ。

表 2-2 推定結果（父親の教育）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	0.120	0.028	0.206	0.044	-0.025	0.109
Direct Effect	0.119	-0.080	0.325	0.035	-0.149	0.225
Total Effect	0.239	0.059	0.433	0.080	-0.089	0.261
ME の割合	0.509	0.268	1.912	0.377	-4.674	6.552

※制御変数は年齢，就労の有無，婚姻状況，1 期前の認知機能等すべてを投入。

次に，処置効果を母親の教育としたものの結果を見ると，男性における平均効果は 0.056，制御変数をすべて調整すると 0.127 であった。女性では前者 0.014，後者 0.055 であったが，女性では統計的な有意差はなかった。

表 3-1 推定結果（母親の教育）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	0.056	-0.029	0.155	0.014	-0.076	0.107
Direct Effect	0.091	-0.383	0.637	-0.324	-0.899	0.339
Total Effect	0.146	-0.349	0.682	-0.311	-0.905	0.340
ME の割合	0.156	-3.424	3.532	-0.030	-0.394	0.309

※制御変数は年齢のみ。

表 3-2 推定結果（母親の教育）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	0.127	0.037	0.212	0.055	-0.016	0.122
Direct Effect	0.013	-0.184	0.217	0.003	-0.182	0.194
Total Effect	0.140	-0.038	0.333	0.057	-0.112	0.239
ME の割合	0.858	-5.207	7.147	0.452	-6.645	8.739

※制御変数は年齢，就労の有無，婚姻状況，1 期前の認知機能等すべてを投入。

処置効果を「15 歳までに生活に困るほどの貧困経験をした」ものについての結果を見ると，男性における平均効果は 0.193，制御変数をすべて調整すると 0.034 であった。女性では前者 0.084，後者 0.004 であったが，男女ともに統計的な有意差はなかった。

表 4-1 推定結果（幼少期の貧困経験）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	0.193	0.110	0.285	0.084	0.020	0.156
Direct Effect	0.110	-0.074	0.323	0.077	-0.096	0.278
Total Effect	0.303	0.132	0.496	0.161	-0.008	0.349
ME の割合	0.641	0.389	1.460	0.503	-3.133	2.950

※制御変数は年齢のみ。

表 4-2 推定結果（幼少期の貧困経験）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	0.034	-0.024	0.104	0.004	-0.042	0.052
Direct Effect	-0.001	-0.468	0.482	-0.255	-0.820	0.329
Total Effect	0.033	-0.446	0.517	-0.251	-0.821	0.330
ME の割合	0.069	-3.056	2.597	-0.010	-0.155	0.156

※制御変数は年齢，就労の有無，婚姻状況，1 期前の認知機能等すべてを投入。

処置効果を両親の長期間の失業経験ものについての結果は，男性における平均効果は-0.209，制御変数をすべて調整すると-0.121 であった。女性では前者 0.040，後者 0.016 であったが，統計的な有意差はなかった。

表 5-1 推定結果（両親の失業経験）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	-0.209	-0.398	-0.050	0.040	-0.058	0.148
Direct Effect	0.344	-0.338	1.132	-0.285	-0.909	0.436
Total Effect	0.136	-0.578	0.919	-0.245	-0.893	0.470
ME の割合	-0.375	-7.135	10.194	-0.086	-1.649	1.327

※制御変数は年齢のみ。

表 5-2 推定結果（両親の失業経験）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	-0.121	-0.271	-0.007	0.016	-0.030	0.072
Direct Effect	0.476	-0.235	1.211	-0.435	-1.048	0.198
Total Effect	0.356	-0.379	1.075	-0.420	-1.040	0.213
ME の割合	-0.244	-2.529	2.292	-0.031	-0.354	0.377

※制御変数は年齢，就労の有無，婚姻状況，1 期前の認知機能等すべてを投入。

処置効果を空襲経験についての結果は，男性における平均効果は-0.045，制御変数をすべて調整すると-0.021 であった。女性では前者-0.003，後者-0.002 であったが，男女ともに統計的な有意差はなかった。

表 6-1 推定結果（幼少時の空襲経験）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	-0.045	-0.099	-0.002	-0.003	-0.041	0.036
Direct Effect	-0.199	-0.418	0.054	0.125	-0.096	0.380
Total Effect	-0.245	-0.473	0.007	0.122	-0.106	0.372
ME の割合	0.177	-0.288	1.022	-0.015	-0.207	0.172

※制御変数は年齢のみ。

表 6-2 推定結果（幼少時の空襲経験）

	男性			女性		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI	
ACME	-0.021	-0.063	0.010	-0.002	-0.024	0.019
Direct Effect	-0.161	-0.399	0.084	0.163	-0.073	0.408
Total Effect	-0.183	-0.427	0.061	0.162	-0.078	0.402
ME の割合	0.103	-0.640	1.051	-0.010	-0.125	0.122

※制御変数は年齢，就労の有無，婚姻状況，1 期前の認知機能等すべてを投入。

5. 結論

本稿では、子ども期の環境を起点として、それが個人の社会階層（教育および所得）に媒介され、高齢期の認知機能につながる平均因果媒介効果（ACME）を測定した。すべての制御変数を投入した結果で見ると、男性においては父親の学歴・母親の学歴の媒介効果が観察された。Sirinによると、58の論文のメタ分析の結果、親の学歴と子どもの学業達成には関連が見られたことを示した(Sirin, 2005)。本稿では子どもの認知機能との関連を見たものではあるが、親の学歴の意味するものとして、教育に関する価値観など、文化的再生産論に関わる議論の可能性が考えられた。一方で、女性には影響が見られなかった。

本稿で使用したデータセットを使って、高齢期の認知機能と個人の社会階層の関係は確認されており、男性は高所得、女性は学歴が高ければ認知機能低下のリスクが低いことが示され(Okamoto, 2019)、また、子ども期から高齢期までの経済的困難の経験回数が多いと、高齢期の健康に悪影響を与えるという経路も報告されている(Sugisawa et al., 2019)。それらの研究や他のライフコース研究をサーベイし、モデルの定式化の再考に取り組み、検討を深めていきたい。

[注]

- 1) 医療費、介護費用およびインフォーマルケア費用の合計 (Direct medical and social care costs and costs of informal care)
- 2) 食事やアルコール摂取、睡眠等も重要な要因と考えられていたが、データの不足のためレポートに取り入れることができなかったと報告されていた。
- 3) 高血圧症は2%、肥満0.2%、難聴9.1%、喫煙5.5%、うつ症状4.0%、運動不足2.6%、社会的孤立2.3%、糖尿病1.2%であった。
- 4) 子どもの時の経済状況は次の4つの項目から指標が作られた。①父親/母親の失業、②経済的問題の継続、③家の中にトイレがなかった、④車を所有していなかった。
- 5) ただし、親の教育年数の情報はあがるが、所得や職業に関する情報は質問されていない。
- 6) これまでの国内の調査では、子どもの頃の社会階層に関する質問には主観的な質問が使われていることが多かった。例えば、「15歳当時の生活状況は、どの程度でしたか」「他の家族と比較して、どの程度の位置でしたか」(Fujiwara et al., 2013; Murayama et al., 2018)
- 7) 従来であれば、Baron-Kenny法(Baron & Kenny, 1986)が使われていることが多かった。この手法は、独立変数XからYの影響を考えるとき、その媒介要因をMとすれば、Mによって媒介されるXの効果（つまり間接効果）はXがMに与える影響とXがYに与える影響の合計で推定される。しかし、XとMの間に交互作用があると正しく推定できない等という指摘があった(Imai et al., 2010) (Tingley et al., 2014)。そのため、本研究では、この点が克服された手法を用いる。
- 8) この議論については、Imaiらの論文を参照されたい(Imai et al., 2010)。
- 9) 他にもあったが、該当者数が少なかったため分析に用いていない「あなたが18歳になる前にお父さんあるいはお母さんが、家族に問題が生じるほど頻繁にお酒を飲んだり、薬物を使用したりしていましたか。」該当者数18名。
- 10) 一般に、幼少期の環境を尋ねる際には年齢の定義が15歳以下であるため、本研究でもそれに倣った。

- 11) 結婚しているが別居しているという回答が3サンプルあったが、結婚しているに含めた。
- 12) Okamoto(2019)によれば、本分析に用いた調査回答者の子どもは経済的に独立している可能性が高いため、家計収入よりも配偶者との年収の合計額が使う方が適切であると述べられていた(Okamoto, 2019)。回答者に配偶者がいない場合は、単一の収入としてみなされていたため、本研究でもそれに倣った。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研—ミシガン大—東大 全国高齢者パネル調査<Wave5(1999), Wave6(2002), Wave7(2006)」(東京都健康長寿医療センター研究所)の個票データの提供を受けました。本研究の成果は東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究2019年参加者応募型研究「全国高齢者パネル調査による高齢期の健康と生活に関する二次分析」の一環です。本稿執筆にあたり、研究会参加者の方々や報告会におけるコメンテーターの渡邊大輔先生から有益なコメントを頂きました。記して、感謝申し上げます。

[参考文献]

- Baron, R.M., & Kenny, D.A., 1986, "The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations." *Journal of personality and social psychology*, 51(6): 1173-1182.
- Evans, D.A., Hebert, L.E., Beckett, L.A., Scherr, P.A., Albert, M.S., Chown, M.J., et al., 1997, "Education and other measures of socioeconomic status and risk of incident Alzheimer disease in a defined population of older persons." *Archives of neurology*, 54: 1399-1405.
- Fujiwara, T., Kondo, K., Shirai, K., Suzuki, K., & Kawachi, I., 2013, "Associations of Childhood Socioeconomic Status and Adulthood Height With Functional Limitations Among Japanese Older People: Results From the JAGES 2010 Project." *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 69(7):852-859.
- Hicks, R., & Tingley, D., 2011, "Causal mediation analysis." *The Stata Journal*, 11: 605-619.
- Imai, K., Keele, L., Tingley, D., & Yamamoto, T., 2010, "Causal mediation analysis using R." *Advances in social science research using R*: Springer, 129-154.
- Kahn, J.R., & Pearlin, L.I., 2006, "Financial strain over the life course and health among older adults." *Journal of health and social behavior*, 47: 17-31.
- Livingston, G., Sommerlad, A., Orgeta, V., Costafreda, S.G., Huntley, J., Ames, D., et al., 2017, "Dementia prevention, intervention, and care." *The Lancet*, 390: 2673-2734.
- Lynch, J., & Smith, G.D., 2005, "A life course approach to chronic disease epidemiology." *Annu. Rev.*

Public Health, 26: 1-35.

- Murayama, H., Sugiyama, M., Inagaki, H., Ura, C., Miyamae, F., Edahiro, A., et al., 2018, "The Differential Effects of Age on the Association Between Childhood Socioeconomic Disadvantage and Subjective Symptoms of Dementia Among Older Japanese People." *Journal of epidemiology*, JE20180002.
- Nishizawa, T., Morita, A., Fujiwara, T., & Kondo, K., 2019, "Association between childhood socioeconomic status and subjective memory complaints among older adults: results from the Japan Gerontological Evaluation Study 2010." *International psychogeriatrics*, 31: 1699-1707.
- Okamoto, S., 2019, "Socioeconomic factors and the risk of cognitive decline among the elderly population in Japan." *International journal of geriatric psychiatry*, 34: 265-271.
- Pfeiffer, E., 1975, "A short portable mental status questionnaire for the assessment of organic brain deficit in elderly patients." *Journal of the American Geriatrics Society*, 23: 433-441.
- Sharp, E.S., & Gatz, M., 2011, "The relationship between education and dementia an updated systematic review." *Alzheimer disease and associated disorders*, 25(4): 289-304.
- Singh-Manoux, A., Richards, M., & Marmot, M., 2005, "Socioeconomic position across the lifecourse: how does it relate to cognitive function in mid-life? " *Annals of epidemiology*, 15: 572-578.
- Sirin, S.R., 2005, "Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research." *Review of educational research*, 75:417-453.
- Sugisawa, H., Sugihara, Y., Kobayashi, E., Fukaya, T., & Liang, J., 2019, "The influence of lifecourse financial strains on the later-life health of the Japanese as assessed by four models based on different health indicators." *Ageing & Society*, 39: 2631-2652.
- Tingley, D., Yamamoto, T., Hirose, K., Keele, L., & Imai, K., 2014, "Mediation: R package for causal mediation analysis." *Journal of Statistical Software*, 59:1-38
- Ward, M.M., 2011, "Concordance of sibling's recall of measures of childhood socioeconomic position." *BMC medical research methodology*, 11(1): 147.
- WHO, 2019a, "Dementia." , (Retrieved from <https://www.who.int/en/news-room/factsheets/detail/dementia>).
- WHO, 2019b, "Risk reduction of cognitive decline and dementia: WHO Guidelines." World Health Organization Geneva, Switzerland , (Retrieved from https://www.who.int/mental_health/neurology/dementia/guidelines_risk_reduction/en/).

高齢者の主観的幸福感の規定要因 —「文化資本」効果の男女差に着目して—

金イェジ

(東京大学大学院／日本学術振興会)

本研究は、1999年全国高齢者パネル調査を使って、高齢者が持つ文化資本と主観的幸福感の関係を説明し、既存の幸福感研究で独立的に扱われてきた経済資本、社会資本の間の関係を比較分析することが目的である。分析のために、関連のある設問項目を経済資本、社会資本、文化資本にカテゴリー化し、段階的に変数を投入する重回帰分析を行った。分析の結果、高齢者全体を対象とした回帰分析では、文化資本変数を投入することで経済資本と社会資本の効果が弱くなることが確認された。男女別に分析を行うと男性高齢者において高齢者全体の分析結果と異なる傾向がみられた。男性高齢者の分析では、文化資本変数の投入により社会資本と経済資本の効果がみられなくなり、文化資本が主観的幸福感を高くすることに直接的に影響を与えることが確認された。

1. 問題意識および研究目的

超高齢社会に進入した現在、様々な領域において幸福感や憂鬱感、孤独感など、高齢者が共有する感情から、高齢者の生活や福祉の現状を検討しようとする試みが活発に展開されている。幸福感は、高齢者の生活の質を測るための有効な指標として活用される代表的な感情である。本研究は高齢者の主観的幸福感に着目し、それを規定する要因の性格を明らかにすることを目標とする。

これまでの研究では、経済資本が必ずしも幸福感に影響を与えないという「幸福のパラドックス (Easterlin 1974)」が主張され、長い間、非経済資本と幸福感の間の関係を解明しようとする試みが展開されてきた。代表的な例として、社会資本(Social Capital, SC)と幸福感の間の関係に注目した一連の研究が挙げられる。主にロバート・パットナムのソーシャル・キャピタル概念を基盤に展開されるこれらの研究は、近隣や地域とのネットワークや人とのつながりが主観的幸福感に与える影響に注目する(浦川邦夫 2011; 古里由香里・佐藤嘉倫 2014; 長谷中崇志・高瀬慎二 2015)。これらの研究は、経済資本に対峙される非経済的な要因として社会資本を位置づけた点で重要である。しかし、これまでの研究では、ソーシャル・キャピタル以外にも主観的幸福感に影響を与えうる多様な非経済的な要因の可能性に関してはまだ十分に検討されていないように見える。

高齢期においては、就労状況や健康状態、人間関係や社会的地位など、個人を取り巻く状況が変化することが多い。したがって、人生の再編期を迎える高齢者の主観的幸福感には、若年層とは異なる基準と方式によって測定される必要があると考えられる。本研究は、その糸口を高齢者が営む文化活動から見出し、文化活動を営むこと自体が高齢者の主観的幸福感を高くするための「資本」として機能するという観点から出発する。

文化的活動は生活の質を向上させるための活動としてよく取り上げられるにも関わらず、主観的幸福感に関する多くの研究はそれらの活動を「余暇」という指標で限定的に扱い、「文化」そのものの影響力に対してはあまり焦点を当てていないように見える。しかし「余暇」という概念は、多義性をもつものの、多くの場合「仕事や労働などに費やす以外の時間（原田理人・古田康生 2019）」という意味を内包し、労働を前提とする活動として活用される。そうだとすれば、定年退職を経験する高齢者の諸活動を単純に「余暇」の範疇に含めることは、彼らの活動を多少縮小して扱うように考えられる。そこで本稿は、高齢者が行う様々な文化的活動の概念を拡張し、それらの活動を自分の生活を主導的に営むための習慣化・身体化された行為様式としてとらえ直す。文化活動に関わる行為様式は一種の無形の「資本」として機能し、それを所有ないし獲得していることが主観的幸福感に影響を与えると考えられる。

このような問題意識から本研究は、社会資本でも経済資本でもなく、「文化」の資本が高齢者の主観的幸福感に影響を与えるという仮説を立て、高齢者の文化的行動様式と主観的幸福感の関係を提示し、その含意を考察することを第一の目的とする。分析のために、ピエール・ブルデューの文化資本概念を参照し、高齢者の文化的行動様式を「文化資本」として操作的に定義する。分析を通じて、経済資本と対峙される二つの資本として社会資本と文化資本を取り上げ、三つの資本が高齢者の主観的幸福感に与える効果を示した上で各資本の間関係を解明することが目標である。最後に、本稿が扱うデータは1999年に実勢された「全国高齢者パネル調査」のデータであるが、1999年の高齢者の主観的幸福感と「文化資本」の関係を現在の観点から解明し、当時の高齢者の主観的幸福感を規定する「文化資本」の特性を世代とジェンダーの観点から考察することが本研究の最終的な目標である。

2. 先行研究の検討による幸福感分析における「文化資本」の概念化

本研究は、高齢者が享受する文化的活動と主観的幸福感の間関係を明らかにするために、ブルデューの文化資本概念を参照し、「文化資本」変数を操作的に定義した上で分析を行う。ブルデューが文化資本概念を提示して以来、計量研究において文化資本と社会階層の間関係を示すための研究が各領域に展開されてきた。しかし、日本の計量分析において文化資本を正確に概念化し、尺度を統一するような作業はまだ十分に行われていないように見える。文化資本を分析するための変数を取り入れる調査自体も十分ではないようだ。本研究が用いるデータでも、文化活動に関わる変数が少し提示されるものの、高齢者の文化活動や文化資産を図るための指標は十分に整えられていない。このような限界を踏まえた上で、分析に先行して、本研究で使用する「文化資本」変数は、データにある限られた項目に合わせて単純化して操作的に定義したため、限界を内在する変数になりかねないことを明記しておく。

ブルデューは文化資本の3類型、すなわち「制度化された文化資本」、「客体化された文化資本」、「身体化された文化資本」を提示する。制度化された資本とは、学術的資格などのこ

とを指す概念であり、客体化からされた文化資本は、本や楽器など、所有する物としての文化資本を意味する(Bourdieu 1986). 身体化された文化資本とは「趣味やセンスのよさ, 知識, 教養, 文化的活動」などの形であらわれるものであり, 文化を理解するコードである(片岡栄美 1997). 重要なことは, これらの資本がそれぞれ独立に存在するのではなく, お互いが緊密に関連し合っているということである. 例えば, 本や楽器の場合, 所有するだけではなく, それを鑑賞する能力をもって活用することが前提とされる. 趣味やセンスなどは, 制度化された資本によって再生産されることもある.

このような観点を高齢者の文化活動に適用することで, 新たな観点を提示することが可能になると考えられる. これまでの研究では, 高齢者の文化活動が余暇活動のカテゴリーに限られて扱われるケースが多かった. しかし, 高齢者が行う文化的活動は, 彼らの身体に蓄積された習慣的な行為様式であり, その活動に価値や意味を見いだす「能力」ないしのハビトウスのあらわれでもあるととらえられる. このような観点から, 高齢者が行う文化的活動を一種の身体化された文化資本の表出として理解することも可能である.

高齢者の文化的活動を「文化資本」すなわち「資本」の概念に拡張するならば, 「資本」をめぐる闘争の場を想定することも可能になる. ブルデューは, 各々の場にはその場特有の論理が作動し, その場で通用する資本を形成すると述べる (Bourdieu 1979=2015). 高齢者が生活する世界を特殊の場としてとらえるならば, そこで主観的幸福感を獲得するための特有の論理と, それを獲得するための有効な資本の形態を導出することもできると考えられる. 高齢者の「主観的幸福感」という掛け金の獲得に有効に作用しうる「資本」の類型を想定することで, 高齢者の主観的幸福感と「文化資本」の関係の説明できると考えられる. ただし, 「文化資本」は文化活動以外にも, 親から相続された文化資本や, 文化の優位を判別する弁別力(片岡 1997), 文化資産の数など, 様々な項目を尺度として用いる必要があるが, 今回の分析では, 対象を文化活動に限定する. このような単純化は, 使用するデータのうち, 文化資本として使用できる項目が限られているという限界と, 本研究が文化資本の単独効果に注目するよりも, 他の変数との関係に注目するため, 相続や弁別力などの複雑な要素をすべて含めることができないという分析的限界に起因する.

以上の限界を明記した上で, 本稿では先行研究で用いた文化資本尺度の内容を参考し, 分析で使用するデータにある設問項目に合わせて「文化資本」尺度を操作的に定義する. 大前は, 1995年の「社会階層と社会移動(SSM)全国調査」を利用して, ブルデューの「文化的再生産」論の日本社会への適用を試みる. 大前はSSM調査の質問項目のうち, 「クラシック音楽の音楽会・コンサートへ行く」, 「美術館や博物館へ行く」, 「歌舞伎や能や文楽を見に行く」, 「ゴルフ・スキー・テニスをする」, 「華道・茶道・書道をする」, 「短歌や俳句を作る」, 「社会的活動に参加する」, 「小説や歴史の本を読む」, 「手作りでパンや菓子をつくる」の9項目を「身体化された様態」の文化資本としてとらえる(大前敦巳 2002). 磯と竹ノ下も, 文化資本を構成する変数として文化活動, 文化資産, 子ども時代の文化経験を取り上げつつ, 文化活動をあらわす変数として大前が使用した項目に加え, 「カラオケに行く」, 「パチンコ

をする」,「スポーツ新聞や女性誌を読む」の3つの項目を追加して使用し,子ども時代の文化経験変数として「読書」,「クラシック音楽」,「美術館・博物館」の3項目を用いる(磯直樹・竹ノ下弘久 2018). 片岡の場合,「階級ハビトゥス」として機能する文化弁別力という概念を提示しつつ,文化評価スコアを示す文化活動の41個の項目を取り上げる. 上記の項目も多数共通するが,文化活動を内容によってハイカルチャー,中間文化,大衆文化の順に順位をつけ,「社会福祉活動をする」,「科学雑誌を読む」,「テニス・ゴルフをする」,「コンサートへ行く」など,読書や芸術活動,スポーツ,社会参加活動のカテゴリーを細分化し,提示する(片岡 1997). 本研究は以上の研究を参照し,「文化資本」の変数を作成する. 本稿が使用する1999年の全国高齢者パネル調査では,先行研究が用いた変数に当てはまる変数がないため,文化資本変数を操作的に作成するしかない. そこで,既存研究が取り上げた変数をスポーツや運動,読書,社会福祉活動または社会的活動に類型化し,全国高齢者パネル調査の設問項目にある同一の種類の活動をその大分類の中に位置づけ,カテゴリー化する. そのうえ,既存の幸福感研究において文化領域を測る変数として使用された余暇活動を追加し,分析を行う.

3. 使用するデータと変数

本研究は高齢者が共有する主観的幸福感に文化的要因が与える影響を分析するために,1999年に実施された「全国高齢者パネル調査」のデータを使用する. この調査では,高齢者が享受する文化的な活動や習慣を問う設問が多数取り上げられている.

3.1 従属変数

本研究は,人生満足度尺度を通じて主観的幸福感を測定する. Q52の人生満足度尺度は「今が自分の人生で一番幸せなときだ」,「私は,自分の人生をふりかえってみてまあ満足だ」,「これから先にもおもしろいこと,楽しいことがいろいろありそうだ」の3つの質問で構成され,回答者には「1. そう思う」,「2. どちらともいえない」,「3. そうは思わない」の回答が求められる. 本稿ではこれらの3つの項目を総合的にとらえ,「主観的幸福感」を把握する指標として活用する. そこで,本稿は上記の3つの尺度を合成して,3点から9点の値をとる「主観的幸福感」変数を作成して分析を行う.

3.2 独立変数

本研究は,経済資本と社会資本,文化資本の3つの資本形態が高齢者の主観的幸福感に持つ効果とその関係を明らかにするために,「全国高齢者パネル調査」の設問項目のうち,経済資本,社会資本,文化資本のそれぞれに該当する変数を選定し,カテゴリー化した上で重回帰分析を行う.

「経済資本」をあらわす指標として,「本人または夫婦年収」と「不動産所有」のカテゴリーを使用した. 「本人または夫婦年収」はQ95の本人と配偶者の年収の合計(仕送りや年

金などを含む)を問う設問を使用する。「不動産所有」は、Q92の、本人または夫婦が現在お住まい以外に所有している不動産を問う項目を使用する。

「社会資本」に関する項目としては、「友人、ご近所、親戚と会ったり、出かけたり、お互いの家をたずねたりする頻度」、「友人、ご近所、親戚と電話する頻度」、「町内会、自治会、老人クラブ、商工会、宗教グループ、その他のクラブ参加ダミー」、「心を打ち明けて、自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達の人数」、「お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人的人数」を用いる。

「文化資本」は、前節の先行研究を参照のうえ、本調査票にある文化的な活動をカテゴリー化して使用する。文化資本をあらゆる変数を、関連度の高い項目ごとに分類することで、文化資本尺度を「一年間旅行する頻度」、「月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度」、「月平均趣味・稽古事などをする頻度」、「野外活動」、「読書」、「社会福祉活動参加ダミー」にカテゴリー化する。「一年間旅行する頻度」、「月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度」、「月平均趣味・稽古事などをする頻度」の項目は頻度を自由記入するようになっていたため、頻度を4段階に分類する。「野外活動」は、Q44に取り上げられた「庭仕事(たとえば庭の手入れや菜園づくり)」、「体操、運動」、「散歩あるいはかなりの距離(1キロメートルあるいは10丁以上)を歩く」の3つの項目を合成して分析を行う。「読書」変数は、Q67で毎日の生活パターンを問う項目のうち、「新聞を読んでいますか」、「本や雑誌を読んでいますか」の二つの項目を合成して使用する。最後に、「社会福祉活動」の変数を作成して使用する。Q69は一年間行った社会福祉活動に関して、「道路や公園の掃除など地域の環境を良くする活動(花いっぱい運動や自然保護活動なども含む)」、「物を作って寄付したり、募金や古切手などを送る」、「高齢者や障害者、子ども、福祉施設などに対する奉仕活動」、「地域の活動や趣味などの会の世話役、手伝い」、「民生委員、保護司、行政相談委員などの公的な奉仕活動」、「その他の活動」など、私的な領域から公的な領域に及ぶ幅広い社会参加活動を6つの項目で問うている。これらの項目をダミー化し、分析に活用する。

本研究で用いる従属変数、独立変数および統制変数の定義を、表1にまとめておく。表2には記述統計量を記した。

表 1 分析に用いる変数の内容

	変数	内容
統制変数	年齢	Q17. 本人の年齢
	性別	1=男性, 2=女性
	婚姻状況	1. 結婚している/2. 別居している=1 3. 離婚/4. 死別/5. 一度も結婚したことがない=0
	就労状況	0=仕事をしていない, 1=仕事をしているにダミー変数を作成
	就学年数	wave1~wave5の本人の就学年数 (wave7のeducw1_7を使用)
	質病有無	0=質病なし, 1=質病あり 現在もっている質病を問うJ5V182~J5V204の項目を健康状態をあらわす変数として作成した. すべての変数をダミー化し, いずれかの項目に「該当する=1」と答えた場合を1 (病あり), すべての項目に「該当しない=0」と答えた場合を0 (病なし=健康)とするダミー変数を作成した. ただ, J5V202「前立腺の病気」項目は男性対象者へのみ聞く項目であり, 今回の分析では除外して合成した.
	日常的動作程度	J5V224~J5V229をすべて合成し, 5~30点をとるように変数を作成した.
経済資本	本人または夫婦年収	Q95の本人と配偶者の年収の合計 (仕送りや年金などを含む)を問う設問を使用する.
	不動産所有	0=不動産はもっていない, 1=お住まい以外に不動産もっている Q91で本人または夫婦が現在お住まい以外に所有している不動産を問う項目を使用する. J5V453~J5V458のいずれかを所有すると答えた場合を1, 「J5V459=不動産はもっていない」に該当すると答えた人を0とするダミー変数を作成した.
社会資本	友人・ご近所・親戚と会う頻度	会う頻度が多いほど高い点数をとるように変換した. 0=まったくない, 1=1カ月に1回より少ない, 2=1カ月に1回くらい, 3=1カ月に2, 3回, 4=1週間に1回くらい, 5=1週間に2回以上
	友人・ご近所・親戚と電話する頻度	電話する頻度が多いほど高い点数をとるように変換した. 0=まったくない, 1=1カ月に1回より少ない, 2=1カ月に1回くらい, 3=1カ月に2, 3回, 4=1週間に1回くらい, 5=1週間に2回以上
	町内会などクラブ・グループ参加ダミー	0=はいっていない, 1=はいっているのダミー変数を作成した.
	心を打ち明けて, 自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達	友達の人数の連続変数
	お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人	人数の連続変数
文化資本	(余暇活動)	
	一年間旅行する頻度	頻度を自由記入する項目になっており, 頻度の多少を4段階に分類した. 0=しなかった, 1=1回, 2=2回, 3=3-4回, 4=5回以上にカテゴリー化した.
	月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度	0=しなかった, 1=月1回未満-1回, 2=2-3回, 3=4-5回, 4=6回以上
	月平均趣味・稽古事などをする頻度	0=しなかった, 1=月1回未満-1回, 2=2-3回, 3=4-5回, 4=6回以上
	野外活動	J5V253「庭仕事(たとえば庭の手入れや菜園づくり)」, J5V254「体操, 運動」, J5V255「散歩あるいはかなりの距離」の3つの活動をよくするほど高い点数をとるように変換し, 3~9点をとるように変数を合成した.
	読書	J5V310「新聞を読んでいますか」~J5V311「本や雑誌を読んでいますか」の二つの変数をそれぞれダミー変数化し, 0~2点の値をとるように合成した.
	社会福祉活動参加ダミー	J5V316「道路や公園の掃除など地域の環境を良くする活動」, J5V317「物を作って寄付したり, 募金や古切手などを送る」, J5V318「高齢者や障害者, 子ども, 福祉施設などに対する奉仕活動」, J5V319「地域の活動や趣味などの会の世話役, 手伝い」, J5V320「民生委員, 保護司, 行政相談委員などの公的な奉仕活動」, J5V321「その他の奉仕活動」の6つの項目をそれぞれダミー変数化し, いずれかに参加していると答えた場合を1, すべての項目に「参加していない」と答えた場合を0とするダミー変数を作成した.

表2 記述統計量

		全体		女性		男性	
		Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
	主観的幸福感	7.38	1.695	7.39	1.708	7.38	1.679
	年齢	73.40	6.112	73.89	6.141	72.81	6.026
	婚姻状況	0.64	0.480	0.44	0.497	0.88	0.323
	就労状況	0.26	0.438	0.18	0.383	0.35	0.478
	就学年数	9.44	2.625	8.93	2.330	10.06	2.826
	質病有無	0.80	0.400	0.83	0.373	0.76	0.428
	日常的動作程度	29.70	1.512	29.64	1.454	29.77	1.577
経済資本	本人または夫婦年収	2.39	1.053	2.13	1.032	2.70	0.994
	不動産所有	0.40	0.489	0.36	0.481	0.43	0.496
社会資本	友人・ご近所・親戚と会う頻度	2.80	1.827	3.04	1.841	2.51	1.767
	友人・ご近所・親戚と電話する頻度	1.89	1.436	2.05	1.465	1.69	1.375
	町内会などクラブ・グループ参加ダミー	0.68	0.466	0.66	0.473	0.70	0.457
	心を打ち明けて、自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達	2.08	2.525	2.11	2.401	2.05	2.668
	お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人	2.57	3.160	2.44	2.737	2.74	3.601
文化資本	(余暇活動)						
	一年間旅行する頻度	1.14	1.351	1.09	1.330	1.19	1.374
	月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度	1.04	1.159	1.00	1.126	1.09	1.197
	月平均趣味・稽古事などをする頻度	0.94	1.452	0.87	1.399	1.03	1.511
	野外活動	8.47	2.580	8.40	2.594	8.55	2.562
	読書	1.64	0.617	1.56	0.671	1.73	0.528
	社会福祉活動参加ダミー	0.48	0.500	0.44	0.497	0.52	0.500
N		2,435		1,334		1,101	

4. 高齢者の幸福感に文化資本が与える影響

本節では、高齢者の主観的幸福感に文化資本が与える影響を、重回帰分析を通じて明らかにする。その際、主観的幸福感を規定する文化資本と高齢者の間の関係をより明確にとらえるために、性別による差に注目する。まず、本調査の対象者である高齢者全体の主観的幸福感の規定要因を検討したあと、女性高齢者と男性高齢者に区分した分析結果をそれぞれ検討する。

4.1 高齢者全体の主観的幸福感への文化資本の影響

最初に、高齢者全体の分析結果を検討する(表3)。分析の手順として、最初に経済資本の

効果(Model 1)を検討したあと、社会資本(Model 2)、文化資本(Model 3)を投入し、それぞれの効果を確認する。女性高齢者と男性高齢者の分析も高齢者全体の分析と同様の手順で分析を進める。

表 3 高齢者の主観的幸福感の規定要因

		Model1			Model2			Model3		
		B	S.E	Beta	B	S.E	Beta	B	S.E	Beta
	年齢	-0.001	0.006	-0.003	0.005	0.006	0.016	0.013 *	0.006	0.047
	性別	0.303 ***	0.077	0.089	0.222 **	0.076	0.065	0.282 ***	0.075	0.083
	婚姻状況	0.269 **	0.087	0.076	0.287 **	0.085	0.081	0.343 ***	0.083	0.097
	就労状況	0.155 †	0.083	0.040	0.145 †	0.082	0.038	0.204 *	0.080	0.053
	就学年数	0.006	0.014	0.009	0.003	0.014	0.004	-0.024 †	0.014	-0.038
	質病有無	-0.468 ***	0.084	-0.111	-0.468 ***	0.082	-0.111	-0.380 ***	0.080	-0.090
	日常的動作程度	0.217 ***	0.022	0.194	0.192 ***	0.022	0.171	0.117 ***	0.022	0.105
	経済資本	本人または夫婦年収	0.109 **	0.039	0.068	0.084 *	0.038	0.052	0.025	0.038
	不動産所有	0.222 **	0.069	0.064	0.128 †	0.069	0.037	0.141 *	0.067	0.041
社会資本	友人・ご近所・親戚と会う頻度				0.090 ***	0.022	0.097	0.055 *	0.021	0.060
	友人・ご近所・親戚と電話する頻度				0.058 *	0.027	0.049	0.020	0.027	0.017
	町内会などクラブ・グループ参加ダミー				0.254 ***	0.072	0.070	0.069	0.073	0.019
	心を打ち明けて、自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達				0.041 **	0.015	0.060	0.023	0.014	0.035
	お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人				0.018	0.012	0.034	0.013	0.012	0.023
文化資本	(余暇活動)									
	一年間旅行する頻度							0.124 ***	0.027	0.099
	月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度							0.039	0.030	0.026
	月平均趣味・稽古事などをする頻度							0.050 *	0.024	0.043
	野外活動							0.093 ***	0.014	0.141
	読書							0.197 **	0.056	0.072
社会福祉活動参加ダミー							0.223 **	0.072	0.066	
定数項		0.291	0.875		0.226	0.857		0.896	0.835	
調整済みの決定係数		0.0828			0.1204			0.1691		
N		2,435			2,435			2,435		

注: ***p<.001**p<.01 *p<.05 †p<.10

Model1 をみると、統制変数のうち、「性別」と「質病有無」、「日常的動作程度」が 0.1%、「婚姻状態」が 1%水準で、「就労状況」が 10%水準で統計的に有意である。経済資本として投入した「本人または夫婦年収」と「不動産所有」は 1%水準でプラスの効果を持つことが確認できる。

次に、Model2 では、社会資本として「友人・ご近所・親戚と会う頻度」、「友人・ご近所・親戚と電話する頻度」、「町内会などクラブ・グループ参加ダミー」、「心を打ち明けて、自分の思っていることや心配事を話すことができる親しい友達の人数」、「お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人」の人数」を投入した。分析の結果、社会資本変数の投入により、経済資本の効果に変化したことが確認された。Model1 では 1%水準で有意だった「本人または夫婦年収」と「不動産所有」が、Model2 ではそれぞれ 5%、10%水準で有意であった。社

会資本カテゴリーにおいては、「友人・ご近所・親戚と会う頻度」と「町内会などクラブ・グループ参加ダミー」が0.1%水準で、「心を打ち明けて、自分の思っていることや心配事を話すことができる親しい友達の人数」が1%水準で、「友人・ご近所・親戚と電話する頻度」がそれぞれ5%水準で統計的有意であるという結果がみられた。全体的に大きな変化はみられずとも、経済資本の効果に若干の変化がみられ、主観的幸福化に対する社会資本の効果が確認できる。

ところで、Model3で「文化資本」変数を投入することで主観的幸福感に影響を与える「社会資本」の個数が減少し、主観的幸福感に与える文化資本の影響が確認できる。Model3では、余暇活動カテゴリーとして「一年間旅行する頻度」、「月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度」、「月平均趣味・稽古事などをする頻度」を投入し、「野外活動」、「読書」、「社会福祉活動」変数を投入した。その結果、「経済資本」の中では「不動産所有」のみが5%水準で有意であり、Model2で有意だった「社会資本」は「友人・ご近所・親戚と会う頻度」のみ有意という結果がみられた。文化資本カテゴリーにおいては、「一年間旅行する頻度」と「野外活動」が0.1%水準で有意であり、「読書」、「社会福祉活動」においても1%水準でプラスの効果が確認された。また、「月平均趣味・稽古事などをする頻度」は5%水準で有意であった。余暇活動カテゴリーに属する「月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度」は、有意な効果がみられなかった。

以上の分析結果から、高齢者の主観的幸福感を規定する要因について「経済資本」、「社会資本」、「文化資本」変数を順序的に投入すると、「文化資本」により「社会資本」と「経済資本」の効果が弱化されることが確認できる。したがって、高齢者の幸福感に文化資本が緊密に関係すると解釈できるだろう。しかしながら、高齢者全体を一括りにして分析すると、属性による効果の差が読み取れなくなり、幸福感和文化資本の関係をより詳しく把握する段階までは踏み入れられない。そこで、女性と男性の幸福感への規定要因をそれぞれ分析し、その差異を検討する。

4.2 女性高齢者の主観的幸福感への文化資本の影響

本項では、女性高齢者の主観的幸福感に対する文化資本の影響を検討する(表4)。<表4>の女性高齢者の分析結果は、前項の<表3>の結果と類似した様相がみられることが特徴である。とくに、「文化資本」による「社会資本」の効果の変化は、高齢者全体の分析結果と大きな差がみられない。

表4 女性高齢者の主観的幸福感の規定要因

		Model1			Model2			Model3		
		B	S.E	Beta	B	S.E	Beta	B	S.E	Beta
	年齢	0.004	0.009	0.013	0.011	0.009	0.040	0.022 *	0.009	0.078
	婚姻状況	0.106	0.111	0.031	0.142	0.109	0.041	0.260 *	0.108	0.076
	就労状況	0.160	0.124	0.036	0.168	0.121	0.038	0.197 †	0.119	0.044
	就学年数	-0.001	0.022	-0.002	-0.013	0.021	-0.018	-0.048 *	0.022	-0.066
	質病有無	-0.471 ***	0.122	-0.103	-0.494 ***	0.119	-0.108	-0.409 **	0.118	-0.089
	日常的動作程度	0.229 ***	0.031	0.195	0.195 ***	0.031	0.166	0.127 ***	0.032	0.108
経済資本	本人または夫婦年収	0.190 ***	0.054	0.115	0.176 **	0.053	0.107	0.105 *	0.054	0.064
	不動産所有	0.221 *	0.096	0.062	0.127	0.095	0.036	0.155 †	0.094	0.044
社会資本	友人・ご近所・親戚と会う頻度				0.103 ***	0.029	0.111	0.073 *	0.029	0.079
	友人・ご近所・親戚と電話する頻度				0.030	0.035	0.026	-0.003	0.035	-0.003
	町内会などクラブ・グループ参加ダミー				0.253 **	0.096	0.070	0.108	0.099	0.030
	心を打ち明けて、自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達				0.078 ***	0.021	0.110	0.053 *	0.021	0.075
	お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人				0.010	0.019	0.016	0.016	0.018	0.025
文化資本	(余暇活動)									
	一年間旅行する頻度							0.149 ***	0.038	0.116
	月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度							0.092 *	0.043	0.061
	月平均趣味・稽古事などをする頻度							0.035	0.035	0.029
	野外活動							0.056 **	0.019	0.085
	読書							0.206 **	0.071	0.081
社会福祉活動参加ダミー							0.119	0.098	0.034	
定数項		0.176	1.241 .		0.053	1.214 .		0.798	1.197 .	
調整済みの決定係数		0.0834			0.1271			0.1614		
N		1,334			1,334			1,334		

注: ***p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10

Model1 では、「質病有無」と「日常動作の程度」が 0.1%水準で有意であり、「経済資本」においては「本人または夫婦年収」が 0.1%水準、「不動産所有」が 5%水準で統計的有意である。

「社会資本」変数を投入した Model2 をみると、経済資本のうち、「不動産所有」の効果がみられなくなり、「社会資本」のプラス効果が読み取れる。「社会資本」においては、全体分析では 5%水準で有意であった「友人・ご近所・親戚と電話する頻度」の効果がなくなり、「友人・ご近所・親戚と会う頻度」と「心を打ち明けて、自分の思っていることや心配事を話すことができる親しい友達の数」が 0.1%水準で、「町内会などクラブ・グループ参加ダミー」が 1%水準で女性高齢者の主観的幸福感にプラスの効果を持つことが読み取れる。

最後に、文化資本変数を投入した Model3 においては、「文化資本」により社会資本の効果が変化したことが確認される。Model3 では、Model1 と Model2 で効果を持たなかった統制変数がすべて統計的に有意になることが確認できる。「日常的動作の程度」が 0.1%水準、「質病有無」が 1%水準で、「年齢」、「婚姻状態」、「就学年数」が 5%水準、「就労状態」が 10%水準で統計的に有意である。「社会資本」については、Model2 で有意だった「町内会などク

ラブ・グループ参加ダミー」が有意ではなくなり、「文化資本」により「社会資本」の効果が弱くなったことが確認できる。「文化資本」カテゴリーのなかでは「一年間旅行する頻度」が0.1%水準で、「野外活動」と「読書」が1%水準で、「月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度」変数が5%水準でプラスの効果を持つことがわかる。「月平均趣味・稽古事などをする頻度」と「社会福祉活動参加ダミー」変数は女性高齢者の幸福感に対して効果を持たないことが確認された。

女性高齢者に限定した分析において特徴的なことは、全体分析においては有意な効果があらわれなかった「月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度」が女性高齢者の分析では有意となり、一方で全体分析では有意であった「月平均趣味・稽古事などをする頻度」は有意ではなくなったことである。また、高齢者全体の分析においては有意だった「社会福祉活動」変数が、対象を女性に限定すると有意ではなくなることも大きな特徴である。このような結果は、男性高齢者による影響によるものであると予測することが可能である。

4.3 男性高齢者の主観的幸福感への文化資本の影響

最後に、男性高齢者に対象を限定して主観的幸福感に対する文化資本の効果を分析した結果を検討する(表5)。男性高齢者の分析結果は、高齢者全体や女性高齢者の分析結果とはかなり異なる様相をあらわす。この差異に注目し、男性高齢者の主観的幸福感の規定要因について検討していく。

表5 男性高齢者の主観的幸福感の規定要因

		Model1			Model2			Model3		
		B	S.E	Beta	B	S.E	Beta	B	S.E	Beta
	年齢	-0.007	0.009	-0.026	-0.003	0.009	-0.012	0.002	0.008	0.006
	婚姻状況	0.592 ***	0.154	0.114	0.550 ***	0.152	0.106	0.460 **	0.146	0.088
	就労状況	0.154	0.114	0.044	0.151	0.113	0.043	0.240 *	0.109	0.068
	就学年数	0.011	0.019	0.019	0.013	0.018	0.022	-0.004	0.018	-0.007
	質病有無	-0.468 ***	0.115	-0.119	-0.464 ***	0.113	-0.118	-0.383 ***	0.109	-0.098
	日常的動作程度	0.211 ***	0.031	0.198	0.195 ***	0.031	0.183	0.116 ***	0.031	0.109
経済資本	本人または夫婦年収	0.038	0.057	0.023	0.004	0.056	0.003	-0.044	0.056	-0.026
	不動産所有	0.237 *	0.100	0.070	0.136	0.100	0.040	0.152	0.097	0.045
社会資本	友人・ご近所・親戚と会う頻度				0.075 *	0.034	0.079	0.045	0.033	0.047
	友人・ご近所・親戚と電話する頻度				0.089 *	0.042	0.073	0.040	0.041	0.033
	町内会などクラブ・グループ参加ダミー				0.254 *	0.109	0.069	0.006	0.109	0.002
	心を打ち明けて、自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達				0.004	0.021	0.006	-0.003	0.020	-0.005
	お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人				0.026 †	0.016	0.056	0.010	0.015	0.021
文化資本	(余暇活動)									
	一年間旅行する頻度							0.088 *	0.038	0.072
	月平均喫茶店・レストランなどで食事する頻度							-0.014	0.043	-0.010
	月平均趣味・稽古事などをする頻度							0.052	0.034	0.046
	野外活動							0.132 ***	0.020	0.201
	読書							0.245 *	0.096	0.077
社会福祉活動参加ダミー							0.339 **	0.106	0.101	
定数項		1.096	1.174 .		0.833	1.154 .		1.629	1.111 .	
調整済みの決定係数		0.0847			0.1170			0.1900		
N		1,101			1,101			1,101		

注: ***p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10

Model1 では、「婚姻状態」と「質病有無」、「日常的動作」が 0.1%水準で統計的有意である。「経済資本」の効果を見ると、高齢者全体や女性高齢者で有意であった「本人または夫婦年収」が有意ではなくなり、「不動産所有」のみが 5%水準でプラスの効果を持つことがわかる。

「社会資本」変数を投入した Model2 では、高齢者全体や女性高齢者の分析結果よりも「社会資本」による効果が明確に確認される。Model1 で有意だった経済資本はすべて有意ではなくなり、「社会資本」カテゴリーのうち、主観的幸福感に影響を与える要因は「友人・ご近所・親戚と会う頻度」、「友人・ご近所・親戚と電話する頻度」、「町内会などクラブ・グループ参加ダミー」が 5%水準で有意であった。「お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人」変数は 10%水準で有意であるという結果がみられた。

「文化資本」変数を投入した Model3 では、「野外活動」が 0.1%水準で、「社会福祉活動参加ダミー」が 1%水準で、「旅行」と「読書」がそれぞれ 5%水準でプラス効果を持つことが確認された。「文化資本」変数の投入により、Model2 において有意であった「社会資本」のすべての変数の効果がみられなくなり、「経済資本」の変数もすべて有意ではないことが見

て取れる。興味深いことは、女性高齢者分析においては効果が確認されなかった「社会福祉活動」変数が男性高齢者の分析においては有意な結果となっていることである。

5. まとめおよび考察

高齢者全体と女性高齢者、男性高齢者を対象とした 3 つの分析結果を以下のようにまとめ、男女の比較地点を提示することができる。

第一に、男性高齢者の分析では、Model1 の段階で「経済資本」の効果が弱く、さらに「社会資本」や「文化資本」を投入することで効果がまったくみられなくなった。女性高齢者の分析結果においては「文化資本」の投入により「経済資本」の効果が変化したもの、ある程度主観的幸福感に効果を持った。このような点からみて、女性高齢者より男性高齢者において「幸福のパラドックス」が鮮明にあらわれると言える。

次に、「社会資本」の効果は男女の間で明確な差がみられる。女性高齢者の場合、「文化資本」を投入することで、主観的幸福感に有意な効果を持つ「社会資本」の個数は現象するが、2 つの変数が依然として主観的幸福感にプラスの効果を持った。一方、男性高齢者においては、「文化資本」変数を投入することで「社会資本」の効果がまったくみられなくなるという結果が確認された。このような結果から、男性高齢者は女性高齢者より「文化資本」が主観的幸福感に直接的な影響を与えると解釈することができる。

最後に、「社会福祉活動」変数の効果の差は、男女間の差をあらわす重要な地点として挙げられる。女性高齢者の場合、「余暇活動」カテゴリーのうち、2 つの活動において有意な効果がみられる一方、ボランティアなどを含む社会福祉活動は幸福感到影響を与えないという結果がみられた。一方、男性高齢者は余暇活動や読書、野外活動の以外にも社会的活動に参加することにより幸福感到得ることが分析を通じて明らかになった。これは、私的な領域における活動のほかにも、公的な場に働きかけ、社会に貢献することが男性の主観的幸福感を高くすることにつながると解釈することが可能である。以上の分析結果について、世代論とジェンダー論という二つの観点から男女高齢者の主観的幸福感到規定要因の差について考察する。

まず、高齢者全体の分析からみられる、主観的幸福感到に対して「文化資本」が持つ強い効果は、対象者を世代論の観点から接近することで解釈できる。本研究の対象者は、1999 年の時点で 60 歳以上の高齢者である。前述したように、「文化資本」を長期間に渡り蓄積された習慣化された行為様式としてとらえるならば、彼らが文化的活動をする習慣を蓄積してきた軌跡を視野に入れて解釈する必要がある。高齢者にとって趣味や社会参加などを含む文化的活動が持つ意味や位置を明らかにすることで、主観的幸福感到に「文化資本」が他の資本よりもより強い効果を持つ現象を解釈することが可能になると考えられる。

本研究の対象者がまだ青年期であった時期は、日本で高度経済成長期が始まり、文化的消費が急増した時期であった。1950 年代から 1970 年代にかけて展開された高度経済成長は、日本のライフスタイルを大きく変えたと評価される。この時期には、文化活動を楽しむため

のインフラや消費文化が登場し、趣味や余暇、娯楽への受容と供給がともに成長した。多様な文化産業が活発になり、大衆消費時代へと進入したのもこの時期である。本研究の対象者である1999年当時の高齢者は、戦後日本社会の経済成長を牽引していた世代であり、文化産業の膨張を直接的に経験した世代である。言い換えると、多様な文化活動を通じて自己実現を果たし、余暇や趣味活動を楽しむライフスタイルを身体化した世代である。高度経済成長の終焉とともに文化産業の成長が萎縮されていったとはいえ、この時期の高齢層は文化を通じて生の意味を発見し、生活の質を上げる「能力」を身に着けた年齢層であると考えられる。分析結果で一貫してみられる主観的幸福感に対する「文化資本」の有意な効果は、当時の高齢者における文化の影響力や意味が示される結果であると解釈できる。

次に、男性高齢者には有効な効果を持つ「社会福祉活動」が女性高齢者には効果を持たないという結果に関して、「社会福祉活動」変数の特徴とジェンダー論を関連付けて解釈できると考えられる。本稿の分析では、女性高齢者の分析結果において「文化資本」変数を投入すると、主観的幸福感に影響を与える「社会資本」は、個数は減るものの二つの変数が依然として主観的幸福感にプラスの効果を持つことが明らかになった。一方で、男性の分析結果では、「文化資本」変数を投入することでModel2まで有意だった「社会資本」変数の効果が完全に消えることが確認される。このような結果を、性別役割分業による営為する領域の分化によって説明することができるだろう。

1999年当時の高齢者が社会活動に参加していた時代は、日本社会にまだ性別役割分業意識が強く、男性と女性が営為する領域が現在よりも明確に区分されていた時期である。女性が家庭内で家事を担当する一方で、男性は公的な領域で活動する傾向が強かった。女性の社会進出が稀だった時期において、女性のご近所や親戚、友達との私的なつながりを作り暮らすことができたが、男性は私的な領域よりも公的な領域に人間関係が集中される傾向が強かった。今回の分析で使用した「社会資本」変数は、主に親戚や近隣、友人といった、私的な領域での関係に集中され、「文化資本」変数も「社会福祉活動」変数以外は私的な領域に位置づけられるものが多い。このような変数の特徴からすると「社会福祉活動」変数が男性高齢者の主観的幸福感に与える効果は注目に値する。

「社会福祉活動」は私的な領域と公的な領域をまたがる活動としての性格を有する。単に個人的な行動に留まるのではなく、参加することによって社会に貢献することができるからである。このような変数の特性から、「社会福祉活動」は男性高齢者が引退した後も、社会的な活動に参加するという感覚を与え、公的な領域に自分を位置づけることが可能になり、その結果、主観的幸福感を規定する要因として機能すると解釈することができる。このように、主観的幸福感を対象者が経験する文化的領域や空間に焦点を当てることで、幸福感を取り巻く多様な地点が明らかになると考えられる。今日は女性の社会進出も活発になり、女性が属する領域も大きく変化したため、本研究の分析とは異なる様相があらわれるだろう。

本研究は、先行研究で独立的に扱われていた経済資本、社会資本、文化資本といった多様

な資本を総合的にとらえ、比較分析を行ったところに第一の意義がある。文化資本変数の投入と他の資本の効果との比較により、主観的幸福感に影響を与える諸要素間の関係がより明瞭になったと考えられる。しかし、今回の分析では「文化資本」概念が内包する多様かつ複雑な概念が一括にとらえられず、部分的な要素のみをピックアップして使用したという点で限界がある。「全国高齢者パネル調査」の設問項目に高齢者の文化活動の事情を問う項目の数が限られており、文化資産や相続される文化資本に関しては変数を作成することは不可能であった。今回の分析結果を通じて高齢者の主観的幸福感に文化資本が与える影響が可視化されたことから、文化資産や文化活動など、文化的影響を測定できる設問をより多く確保し、さらなる分析を行う必要があると考えられる。

また、本研究は1999年の調査を使用して分析を行ったが、新自由主義への進入や雇用市場の変化など、2000年代以降に日本社会が経験した幾度の大きな社会変動とともに、今日の状況は1999年とはかなり異なると予想される。実際、世代も変わり、生活のパターンや消費行動、文化享受の方式まで、様々な領域においても変化がみられつつある。今回の分析では、2000年代の全国高齢者パネル調査の設問項目に文化活動を問う設問が極端に少なく、パネルデータ分析や比較分析を行うことはできなかった。そのため、2000年代以降、とくに2010年以降のデータを用いるなどして、1990年代の結果と比較し、幸福感を規定する要因の変化を明らかにする分析は、後続の課題として残しておきたい。後続の研究では「文化資本」の尺度をより具体的かつ綿密に定義したうえで、幸福感を規定する要因の時代的变化を明らかにすることを目標とする。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研—ミシガン—東大 全国高齢者パネル調査〈Wave5〉, 1999」(東京都健康長寿医療センター研究所)の個票データの提供を受けました。本研究はJSPS 特別研究員奨励費(JP19J13591)の助成を受けたものです。

[参考文献]

- Bourdieu, Pierre, 1979, *LA DISTINCTION: Critique Sociale du Jugement*, Paris: Les Editions de Minuit.(石井洋二郎訳, 2015, 『ディスタクシオン』藤原書店。)
- , 1986, “The Forms of Capital,” John Richardson ed., *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Greenwood Press, 241-58.
- Easterlin, Richard A., 1974, “Does Economic Growth Improve the Human lot? Some Empirical Evidence,” Paul A. David and Melvin W. Reder eds., *Nations and Households in Economic Growth*, New York: Academic Press, 89-125.
- 古里由香里・佐藤嘉倫, 2014, 「主観的幸福感とソーシャル・キャピタル——地域の格差が及ぼす影響の分析」辻竜平・佐藤嘉倫『ソーシャル・キャピタルと格差社会——幸福の

- 計量社会学』東京大学出版会：189-208.
- 原田理人・古田康生，2019，「時代の変遷に伴うレジヤ産業の系譜」『岐阜経済大学論集』52(3)：17-37.
- 長谷中崇志・高瀬慎二，2015，「地域レベルのソーシャル・キャピタル指標と主観的幸福感の関連——地域福祉計画の評価指標開発に向けた基礎的検討」『研究紀要=Nagoya Ryujo Junior College annual report of studies』(37)：87-97.
- 磯直樹・竹ノ下弘久，2018，「現代日本の文化資本と階級分化」『2015年SSM調査報告書8意識I』：17-37.
- 片岡栄美，1997，「家族の再生産戦略としての文化資本の相続」『家族社会学研究』9(9)：23-38.
- 大前敦巳，2002，「キャッチアップ文化資本による再生産戦略」『教育社会学研究』70：165-184.
- 浦川邦夫，2011，「幸福度研究の現状——将来不安への処方箋」『日本労働研究雑誌』53(7)：4-15.

高齢期における人生満足感の終末期低下

中川 威

(国立長寿医療研究センター・日本学術振興会)

人は生涯にわたって幸福感を比較的高く保つことができることが報告されてきた。一方で、自らの死が近づくにつれて、幸福感は急速に低下することが示唆されている。本研究では、幸福感の一要素である人生満足感に着目し、終末期において人生満足感が低下するかを記述することを目的とした。全国高齢者パネル調査の参加者のうち、追跡期間中に死亡した 1,778 名の 19 年間にわたる縦断データを用いた。マルチレベル分析を行った結果、死が近づくにつれて、人生満足感は急速に低下することが示され、先行知見が再現された。さらに、マルチフェーズモデルを推定した結果、人生満足感は死の 3 年前から急速に低下し始めた。ただし、死の直前における人生満足感の程度と変化率には個人差があることが示された。どのような要因によって、死が近づいても人は幸福感を比較的高く保つことができるのかを明らかにすることで、臨床と政策に寄与しうるだろう。

1 目的

加齢に伴い、人は、心身の機能の衰えや親密な他者との死別といった喪失を経験しやすくなる。主観的幸福感 (subjective well-being: 以下、幸福感と略記する) は、適応の程度を測定する指標として用いられ (Diener 1984; Diener et al. 1999)、加齢、高齢者、高齢社会を研究対象とする老年学 (gerontology) では、「人は加齢に伴う変化にいかに対応しうるか」という問いが重要な課題とされてきた。幸福感が高いほど、人は加齢に伴う変化に適応しており、良い老い (successful aging) を達成していると解釈されてきた (Baltes and Baltes 1990)。多くの横断研究において、人は生涯にわたって幸福感を比較的高く保つことが報告されている (Carstensen et al. 2000; Diener, Lucas, and Scollon 2006; Larson 1978; Mroczek and Kolarz 1998)。加齢に伴い幸福感は変化せず安定するという現象は、直観に反することから、幸福感の矛盾 (paradox of well-being) と称されてきた。

しかし、既存の研究には重要な限界がある。第一に、概ね 65 歳から 74 歳までを指す前期高齢期 (young-old) と呼ばれる高齢期前半までは幸福感は高く保たれるかもしれないが、概ね 75 歳から 84 歳までの後期高齢期 (old-old) や 85 歳以上の超高齢期 (oldest-old; Baltes and Smith 2003) と呼ばれる高齢期後半には、喪失を顕著に経験しやすくなっても幸福感が安定するかは十分検討されていない。第二に、人の変化には、年齢、疾患、死が関連するにもかかわらず (Baltes, Lindenberger, and Staudinger 2006; Birren and Cunningham 1985)、「年齢を重ねるにつれて、人はどのように変化するか」という問いに主に関心が向けられ、「疾患が発症、進行、あるいは回復するにつれて、人はどのように変化するか」、「自らの死が近づくにつれて、人はどのように変化するか」という問いにはあまり関心が向けられてこ

なかった。これら2つの限界を踏まえ、本研究では、「人は死に伴う変化にいかに対応するか」という問いに答えることを目指す。

終末期に認知機能が急速に低下するという現象は古くから検討され(Kleemeier 1962; Palmore and Cleveland 1976; Riegel and Riegel 1972; Siegler 1975), 終末期低下 (terminal decline) と称されてきた。高齢期は、さまざまな機能が比較的高く保たれる終末期以前と、機能が急速に低下し死に至る終末期という2つの段階から成ると推測されるようになると(Bäckman and MacDonald 2006), 認知機能以外の機能についても終末期低下が観測されるか検討されるようになった。心理社会機能のひとつである幸福感の終末期低下に関する実証研究が取り込まれるようになったのは、比較的近年になってからである(Gerstorf et al. 2010; Gerstorf, Ram, Estabrook, et al. 2008; Gerstorf, Ram, Röcke, et al. 2008; Mroczek and Spiro 2005)。これらの研究は、幸福感もまた自らの死が近づくにつれて急速に低下すること、死の3—5年前から幸福感は低下し始めることを報告してきた。特に、Gerstorf ら(2010)は、ドイツ、イギリス、アメリカの代表サンプルの縦断データに類似の分析モデルを適用することで、幸福感の終末期低下が国によらず頑健に再現されることを報告した。同時に、死までの幸福感の変化には個人差があり、死まで幸福感を高く保つ者もいることが示された。しかし、終末期低下を示す者と示さない者がいるのはなぜか、終末期低下はなぜ生じるかといったさまざまな問いが残されている(Gerstorf and Ram 2013, 2015; Hülür, Ram, and Gerstorf 2016)。これらの問いに答えることで、幸福感の終末期低下を防ぐ要因は何か、逆にその低下を促す要因は何かが明らかになり、臨床や政策に寄与しうらうだろう。

先行研究を踏まえて、本研究では、幸福感¹⁾の指標として人生満足感を用い、幸福感の終末期低下が日本の代表サンプルの縦断データにおいても再現されるかを検討することを目的とした。まず、年齢という誕生からの時間と死亡までの時間を用いて、人生満足感の変化が死亡までの時間によってより適切に説明されるか検討した。追加分析として、項目別に人生満足感の変化を記述した。さらに、マルチフェーズモデルを用いて、終末期以前と終末期という2つの段階で人生満足感が非連続の変化を示すか、また死の何年前から人生満足感が低下し始めるかを検討した。

2 方法

2.1 参加者と手続き

全国高齢者パネル調査のデータを用いた²⁾。全国高齢者パネル調査は、東京都健康長寿医療研究センター研究所(旧東京都老人総合研究所)、東京大学、ミシガン大学が、全国の60歳以上の者を対象に実施してきた縦断研究である。調査は、1987年から2017年まで、3年から6年間隔で計9回実施されてきた。2020年1月時点で、2006年までの3年または4年間隔で収集された計7回のデータが公開されている。調査内容、サンプリング手続き、調査方法、回収率、倫理的配慮などの詳細は報告書(秋山 2008)で確認できる。

第7回調査までに1回以上参加した5,197名のうち、追跡期間中に死亡した1,778名(女性45.6%)³⁾を分析対象とした。死亡時の平均年齢は80.50歳($SD = 7.75$; 範囲60—105歳)で、平均調査参加回数は2.43回($SD = 1.61$)であった。分析対象者は、最初の調査参加時から8.60年後($SD = 5.29$)、最後の調査参加時から3.39年後($SD = 2.73$)に死亡し、死までの19—0年間に計4,934回調査に参加した。

2.2 変数

2.2.1 人生満足感

人生満足感の測定尺度として、生活満足度尺度A(LSIA; Neugarten, Havighurst, and Tobin 1961)に含まれる3項目を用いた。質問項目は、「今が自分の人生で一番幸せなときだ」、「私は、自分の人生をふりかえてみてまあ満足だ」、「これから先にもおもしろいこと、楽しいことがいろいろありそうだ」である。LSIAは、mood tone(精神の安定)、congruence(適応性)、zest for life(熱意)という3つの下位因子(Liang 1984)で構成され、3つの質問項目はそれぞれの下位因子に対応する。先行研究(小林ほか 2014)を踏まえ、「そう思う」=3、「どちらともいえない」または「わからない」=2、「そう思わない」=1とし、3項目の合計得点を算出した。各調査時点のCronbachの α 係数は、.55—.70だった。

分析では、LSIAの合計得点および各項目の得点を、第1回調査の全参加者($N = 2,199$)の平均値と標準偏差($M = 7.09$, $SD = 1.75$)を基準に標準化し、 T 得点($M = 50$, $SD = 10$)を算出した。 T 得点を算出することで、変数間で推定値を比較しやすくなる。

2.2.2 誕生からの時間と死亡までの時間

各調査参加年月から生年月を引き、各調査参加時の年齢を誕生からの時間として用いた。値の範囲は60—98年であり、60年で中心化し分析に用いた。また、各調査時点で、調査対象者の居住する市町村の住民票あるいは家族等からの情報に基づいて、生存・死亡状況が確認された。各調査参加年月から死亡年月を引き、死亡までの時間を算出した。値の範囲は-19—0年であり、死亡年月を0年として分析に用いた。

なお、誕生からの時間と死亡までの時間の相関は $r = .35$ ($p < .001$)であった。この結果は、より高齢な者ほど死がより近いことを意味するが、これらの時間は弁別される概念であることも示唆する。

2.3 分析方法

幸福感の終末期低下を検討するため、人生満足感の変化を誕生からの時間と死亡までの時間とで推定し、どちらの時間が人生満足感の変化をより適切に説明しているか比較した。人生満足感の変化を推定するため、マルチレベルモデル(Singer and Willett 2003)を用いた。

まず、誕生からの時間を用いて、60歳から98歳まで人生満足感がどのように変化する

か推定した。次に、死亡までの時間を用いて、自らの死が近づくにつれて人生満足感がどのように変化するか推定した。いずれの分析でも、線形変化と曲線変化を仮定したモデルを比較し、データをより適切に説明するモデルを検討した。さらに、マルチフェーズモデルを用いて、終末期以前と終末期という2つの段階で人生満足感が非連続の変化を示すか検討した。

線形変化のモデルを、以下のように定義した。

$$\text{人生満足感}_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}(\text{時間}_{it}) + e_{it}, \quad (1)$$

(1)式では、個人*i*の*t*時点における人生満足感_{it}が、個人の切片のパラメータである β_{0i} 、時間に伴う変化を捉える個人の傾きのパラメータである β_{1i} 、そして残差 e_{it} の関数として表されている。さらに、個人の変化を捉えるレベル1と変化の個人差を捉えるレベル2に区別して推定するマルチレベルモデルの手続きを踏まえ、レベル1の個人の切片 β_{0i} と線形と傾き β_{1i} を、モデル2では、以下のように定義した。

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + u_{0i}, \quad (2)$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + u_{1i}, \quad (3)$$

(2)式と(3)式では、 γ_{00} と γ_{10} は平均値(固定効果)、 u_{0i} と u_{1i} は平均値からの個人の偏差(変量効果)を意味する。個人差は正規分布し、互いに相関し、残差とは無相関であると仮定されている。

次に、曲線変化のモデルを、以下のように定義した。

$$\text{人生満足感}_{it} = \beta_{0i} + \beta_{2i}(\text{時間}_{it}) + \beta_{4i}(\text{時間}_{it}^2) + e_{it}, \quad (4)$$

(4)式では、時間に伴う急速的な変化を捉える傾きのパラメータとして、1次の変化 β_{2i} と2次の変化 β_{4i} が含まれている。

さらに、線形変化のモデルを拡張し、非連続の変化を捉えるマルチフェーズモデルを以下のように定義した。

$$\text{人生満足感}_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}(\text{時間}_{it}) + \beta_{2i}(\text{時間}_{it}) + e_{it}, \quad (5)$$

$$\beta_{1i} = 0 \quad \text{if} \quad \text{時間}_{it} \leq \tau,$$

$$\beta_{2i} = 0 \quad \text{if} \quad \text{時間}_{it} \geq \tau,$$

(5)式では、 τ 年以前(終末期以前)の変化率が β_{1i} 、 τ 年以降(終末期)における変化率

が β_{2i} として表されている。これらの数式では、人生満足感の変化が τ 年前後で異なると仮定されており、 τ 年における人生満足感が切片 β_{0i} として推定される。なお、変化年 τ はすべての個人で等しいと仮定され、固定効果としてモデルに投入されている⁴⁾。

以上のモデルは、目的変数の欠損値をランダムな欠損(missing at random; Little and Rubin 2002)として扱い、最尤法にて推定した。とりわけ変化率に関しては、観測時点数が多い個人から得られたデータに重み付けされて推定される。

3 結果

3.1 誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の記述統計

誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の記述統計量を表 1 と 2 に示した。

表 1 誕生からの時間の関数としての人生満足感の記述統計

誕生からの時間 (年)	人生満足感			誕生からの時間 (年)	人生満足感		
	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
60	30	51.56	10.11	80	218	47.48	10.11
61	82	50.10	11.28	81	166	47.51	10.89
62	98	51.33	8.94	82	173	47.69	9.49
63	99	50.51	10.27	83	164	48.04	10.15
64	138	50.17	10.22	84	109	50.57	9.63
65	126	51.39	9.36	85	112	48.91	9.73
66	142	51.20	10.56	86	100	48.84	10.23
67	159	51.34	9.61	87	70	49.63	9.27
68	157	50.96	9.28	88	61	47.27	8.64
69	154	49.19	10.56	89	51	48.01	9.27
70	172	50.56	9.04	90	31	49.10	9.55
71	196	49.21	10.24	91	20	48.61	7.70
72	218	49.28	10.22	92	17	52.49	8.83
73	202	49.61	10.32	93	10	49.47	7.61
74	236	48.89	9.83	94	6	42.81	5.61
75	240	49.37	10.18	95	3	55.18	5.71
76	235	49.83	10.40	96	3	41.85	3.30
77	245	48.28	11.18	97	1	55.18	
78	209	49.33	9.85	98	1	49.47	
79	195	48.85	9.85				

注：人生満足感は、第 1 回調査の全参加者を基準に、*T* 得点($M = 50, SD = 10$)に変換した。

表 2 死亡までの時間の関数としての人生満足感の記述統計

死亡までの時間 (年)	<i>n</i>	人生満足感	
		<i>M</i>	<i>SD</i>
-19	26	52.76	7.07
-18	78	50.35	10.50
-17	61	48.63	10.52
-16	90	50.67	9.82
-15	152	49.49	10.18
-14	139	50.58	9.50
-13	168	49.54	10.06
-12	216	50.35	9.46
-11	190	51.09	9.78
-10	253	50.19	10.36
-9	300	50.29	9.87
-8	253	50.35	9.92
-7	331	50.23	9.53
-6	411	49.65	9.53
-5	342	49.45	10.21
-4	382	48.32	9.97
-3	428	48.89	10.36
-2	382	48.12	10.70
-1	323	47.41	9.59
0	123	46.03	11.56

注：人生満足感は、第1回調査の全参加者を基準に、*T* 得点($M = 50, SD = 10$)に変換した。

3.2 誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の変化

次に、誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の変化を検討するにあたり、級内相関係数(intraclass coefficients; ICC)を算出した。ICC は.34 であり、人生満足感の全分散のうち、個人間分散の占める割合が 34%、個人内分散の占める割合が 66%であることを意味する。すなわち、人生満足感は個人内で大きく変動していることが示唆された。

誕生からの時間と死亡までの時間をそれぞれ用いて、線形変化モデルと曲線変化モデルを推定した。適合度指標として、AIC (Akaike information criterion) と-2LL (-2 log likelihood) を用い、線形変化モデルと曲線変化モデルの比較を行った。また、個人内分散が説明された割合である pseudo- R^2 (Snijders and Bosker 1999)を算出した。

表3に、誕生からの時間と死亡までの時間を用いたモデルの推定結果を示した。誕生からの時間に関しては、線形変化モデル (AIC = 34,131, -2LL = 34,119) と、固定効果に2次の変化を仮定した曲線変化モデル (AIC = 34,131, -2LL = 34,117) を比較した結果、適合度が改善しなかった ($\chi^2(1) = 1.58, p = .21$)。したがって、線形変化モデルを選択した。一方、死亡からの時間に関しては、線形変化モデル (AIC = 34,087, -2LL = 34,075) と、固定効果と変量効果に2次の変化を仮定した曲線変化モデルを比較した結果 (AIC = 34,054, -2LL = 34,034), 適合度が改善した ($\chi^2(4) = 40.25, p < .001$)。したがって、曲線変化モデルを選択した。また、誕生からの時間を用いたモデルでは、人生満足度の個人内分散のうち時間が説明した割合 ($\Delta\text{pseudo-}R^2$) は.054だった一方、死亡までの時間を用いたモデルでは、.173だった。適合度指標と分散説明率を踏まえると、死亡までの時間が、誕生からの時間に比べて、人生満足感の変化をより適切に説明していた。

表3 誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の成長モデル

パラメータ	人生満足感			
	誕生からの時間		死亡までの時間	
固定効果				
切片	51.29	(0.40)***	46.53	(0.40)***
1次の傾き	-0.15	(0.02)***	-0.60	(0.10)***
2次の傾き			-0.03	(0.01)***
変量効果				
切片の分散	52.02	(7.65)***	67.44	(8.89)***
1次の傾きの分散	0.10	(0.03)**	1.72	(0.50)***
2次の傾きの分散			0.005	(0.00)**
切片と1次の傾きの共分散	-1.35	(0.47)**	5.91	(1.93)**
切片と2次の傾きの共分散			0.16	(0.12)
1次と2次の傾きの共分散			0.09	(0.03)**
残差分散	63.36	(1.84)***	55.33	(1.87)***
適合度				
AIC	34,131		34,054	
-2LL	34,119		34,034	

注：非標準化係数(標準誤差)を記した。AIC = Akaike information criterion; -2LL = -2 log likelihood. ** $p < .01$; *** $p < .001$.

表3に示した推定結果に基づき、誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の平均的な軌跡を図1に示した。固定効果を踏まえると、人生満足感は、誕生からの時間に伴って線形の低下を示し、死亡までの時間に伴って急速な低下を示した。T得点の1点は

Cohen's d の 0.1 に相当し(Cohen 1992), 老年学では Cohen's d が 0.40 で中程度の効果量を意味することを踏まえると(Brydges 2019), 死亡年における人生満足感(46.53 点)で, 第 1 回調査に参加した全参加者と比べて概ね中程度 (3.47 点) 低かった⁵⁾.

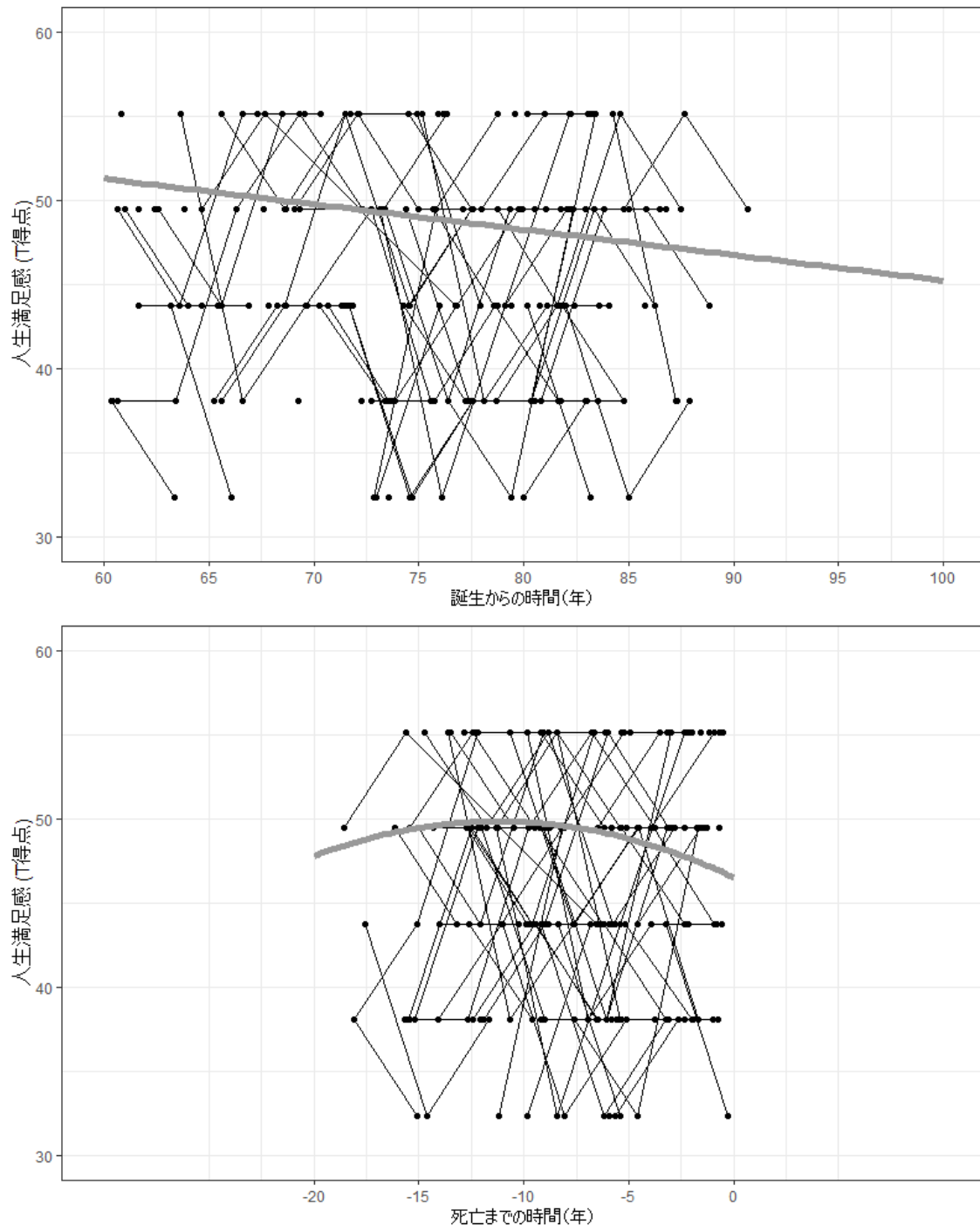


図 1 誕生からの時間と死亡までの時間による人生満足感の変化
 注: 平均的な軌跡と, ランダムに抽出した 100 名の軌跡を示した.

変量効果を踏まえると、人生満足感の程度と変化率に個人差が認められた。死亡までの時間による人生満足感の変化における個人差に関しては、マルチフェーズモデルの推定結果を報告する際に詳述する。

3.3 追加分析：項目別の変化

人生満足感の測定尺度に含まれる3つの項目別に、死亡までの時間による変化を記述した。表4に、項目別の推定結果を示した。変量効果に2次の変化を仮定した曲線変化モデルでは、いずれの項目においても2次の傾きの分散が統計的に有意ではなかった ($p > .059$)。モデルを縮約するため、固定効果にのみ2次の変化を仮定したモデルを選択した。

表4 死亡までの時間による人生満足感の項目別の成長モデル

パラメータ	人生満足感					
	今が一番幸せ		人生を ふりかえって満足		これから先にも 楽しい	
固定効果						
切片	47.00	(0.41)***	49.24	(0.39)***	46.29	(0.40)***
1次の傾き	-0.59	(0.11)***	-0.33	(0.10)**	-0.51	(0.10)***
2次の傾き	-0.02	(0.01)***	-0.02	(0.01)**	-0.02	(0.01)**
変量効果						
切片の分散	47.05	(5.40)***	43.50	(5.02)***	39.84	(5.05)***
1次の傾きの分散	0.21	(0.06)***	0.30	(0.06)***	0.19	(0.05)***
切片と1次の傾きの共分散	2.15	(0.52)***	2.39	(0.50)***	1.57	(0.48)**
残差分散	70.34	(2.08)***	62.02	(1.88)***	67.26	(1.99)***
適合度						
AIC	34,321		33,895		34,165	
-2LL	34,307		33,881		34,151	

注：非標準化係数(標準誤差)を記した。人生満足感は、第1回調査の全参加者を基準に、 T 得点($M = 50, SD = 10$)に変換した。AIC = Akaike information criterion; -2LL = $-2 \log \text{likelihood}$. ** $p < .01$; *** $p < .001$.

表4に示した推定結果に基づき、死亡までの時間による人生満足感の項目別の平均的な軌跡を図2に示した。固定効果を踏まえると、切片(死亡年における人生満足感)の推定値に関しては、「今が自分の人生で一番幸せなときだ」が47.00点、「私は、自分の人生をふりかえてみてまあ満足だ」が49.24点、「これから先にもおもしろいこと、楽しいことがいろいろありそうだ」が46.29点だった。「今が自分の人生で一番幸せなときだ」と「これから先にもおもしろいこと、楽しいことがいろいろありそうだ」は概ね中程度

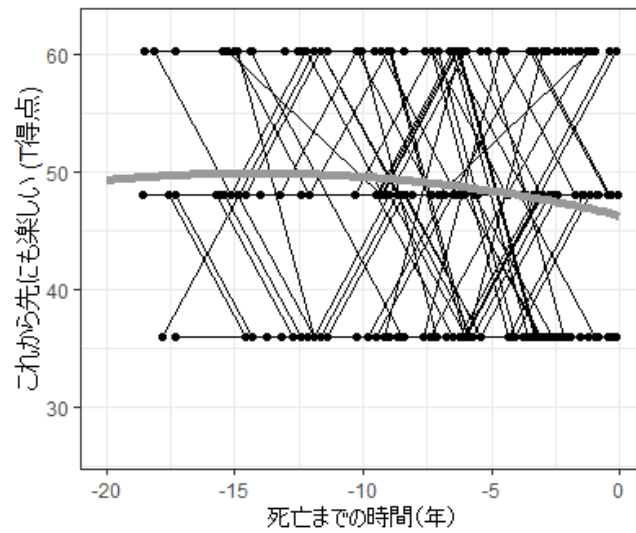
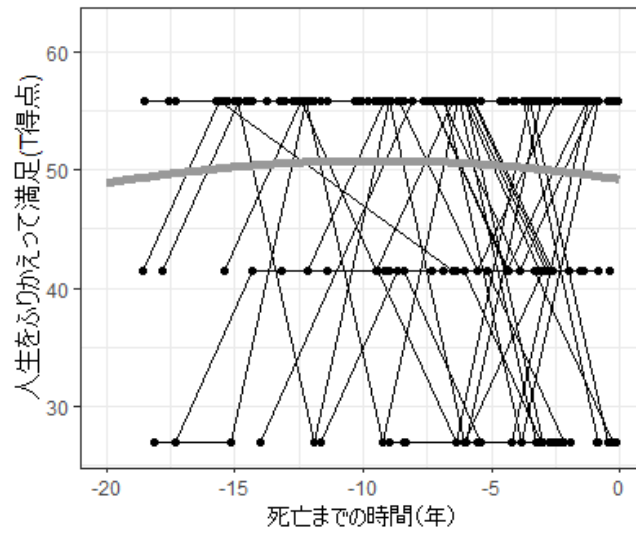
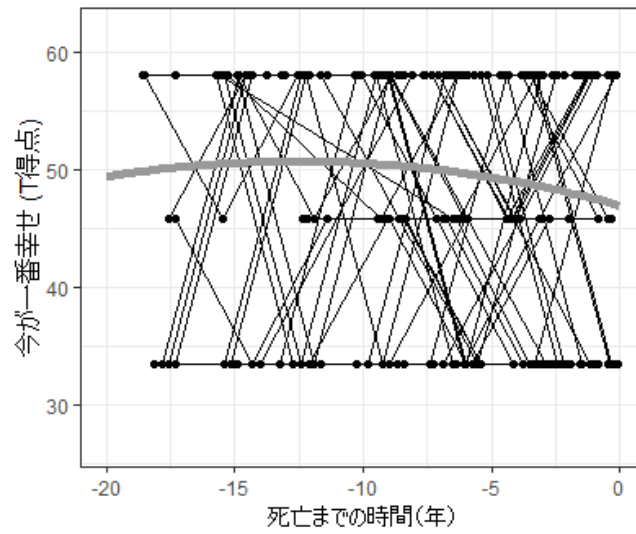


図2 死亡までの時間による人生満足感の項目別の変化
 注：平均的な軌跡と、ランダムに抽出した100名の軌跡を示した。

(3.00—3.71 点)の終末期低下を示した。ただし、人生満足感は、いずれの項目においても、死亡までの時間に伴って同程度に急速な低下を示した(2次の傾き = -0.02)。

3.4 変化点を仮定した2段階の変化

マルチフェーズモデルを用いて、終末期以前と終末期という2つの段階で人生満足感が非連続の変化を示すか検討した。表5に、マルチフェーズモデルの推定結果を示した。先行研究(Gerstorf et al. 2010)では、幸福感は死の3—5年前から低下が始まると報告されていることから、(5)式における変化年 τ を死の3年前から5年前まで半年間隔で仮定した一連のモデル(つまり、変化年を死の3年前、3年半前、4年前、4年半前、5年前と仮定した5つのモデル)を推定した。モデル間で適合度指標を比較した結果⁶⁾、死の3年前を変化年と仮定したモデルを選択した。

表5 死亡までの時間による人生満足感の2段階成長モデル

パラメータ	推定値(SE)
固定効果	
切片	49.89 (0.28)***
終末期以前の傾き(-19—-3年)	-0.14 (0.04)***
終末期以降の傾き(-3—0年)	-0.99 (0.23)***
変量効果	
切片の分散	58.07 (4.81)***
終末期以前の傾きの分散	0.38 (0.07)***
終末期以降の傾きの分散	6.74 (2.20)**
切片と終末期以前の傾きの共分散	2.92 (0.53)***
切片と終末期以降の傾きの共分散	-8.58 (3.08)**
終末期以前と以降の傾きの共分散	-0.03 (0.46)
残差分散	56.07 (1.81)***
適合度	
AIC	34,058
-2LL	34,038

注：非標準化係数を記した。切片は死の3年前の値を表す。

AIC = Akaike information criterion; -2LL = -2 log likelihood.

** $p < .01$; *** $p < .001$.

表5に示した推定結果に基づき、終末期以前と終末期における人生満足感の平均的な軌跡を図3に示した。固定効果を踏まえると、人生満足感は、終末期以前では、1年あたり0.14点低下し、死の3年前に49.89点となった後、終末期では1年あたり0.99点低下した。

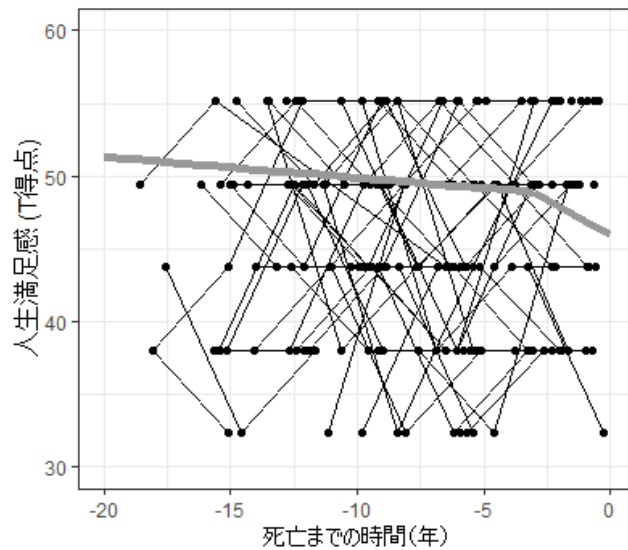


図3 死亡までの時間による人生満足感の2段階の変化
注：平均的な軌跡と、ランダムに抽出した100名の軌跡を示した。

さらに、変量効果⁷⁾を踏まえると、死までの時間による人生満足感の変化には、個人差が認められた。分析対象者の概ね68% ($\pm 1SD$) の切片 (死の3年前における人生満足感) は41.27—56.51点、終末期以前の傾きは1年あたり -0.74 — 0.47 点、終末期の傾きは1年あたり -3.58 — 1.61 点だった。すなわち、終末期において、人生満足感が低下する者もいれば、上昇する者もいることが示された。また、死の3年前における人生満足感が高いほど、終末期以前と終末期のいずれにおいても人生満足感は急速に低下した ($r = .62, -.43$)。しかし、終末期以前と終末期の人生満足感の変化率に有意な関連は認められなかった ($r = .02$)。

4 考察

本研究の目的は、幸福感の終末期低下が日本の縦断データにおいても再現されるかを検討することであった。19年間にわたって60歳以上の者を対象に実施された全国高齢者パネル調査のデータを用い、自らの死が近づくにつれて人生満足感がどのように変化するかをマルチレベル分析の枠組みで推定した。結果として、死亡までの時間が、誕生からの時間に比べて、人生満足感の変化をより適切に説明していた。一連のモデルを比較した結果、死が近づくにつれて人生満足感は急速に低下すること、とりわけ死の3年前から低下が始まることが示された。これらの結果から、先行研究で報告されてきた幸福感の終末期低下が再現された。他方で、死の直前における人生満足感の程度と変化率には個人差があることも示された。

先行研究では、「年齢を重ねるにつれて、人はどのように変化するか」という問いに主に関心が向けられ、人は生涯にわたって幸福感を比較的高く保つことが多くの横断研究で報

告されてきた。一方、本研究では、誕生からの時間につれて人生満足感は低下しており（1年あたり-0.15点）、幸福感の矛盾は再現されなかった。本研究の分析対象者は、追跡期間中に死亡した者であったため、とりわけ心身の機能の衰えを経験しやすく、人生満足感が低下する傾向が示されたと推測される。実際に、先行研究は、死亡者では、生存者に比べて、人生満足感がより顕著に低下することを報告している(Mroczek and Spiro 2005)。さらに、先行研究を概観すると、幸福感が高い者ほど長生きすることが示唆されている(Chida and Steptoe 2008; Diener and Chan 2011; Pressman and Cohen 2005)。これら既存の知見を踏まえると、本研究の分析対象者では、分析対象に含まれなかった生存者に比べて、幸福感が低く推定されたと推測される。

本研究では、「自らの死が近づくにつれて、人はどのように変化するか」という問いに着目し、死亡までの時間と誕生までの時間による人生満足感の変化が異なる軌跡を描くことを示した。マルチフェーズモデルの推定結果を踏まえると、死の3年以前では、人生満足感、誕生からの時間に伴い1年あたり0.15点低下し、死亡までの時間に伴い1年あたり0.14点低下しており、変化率に差異は認められなかった。しかし、死の3年以内では、人生満足感、死亡までの時間に伴い1年あたり0.99点低下した。これらの結果から、終末期以前と終末期は異なる段階であることが示唆される。死の直前における1年あたり0.85点の低下が、年齢と独立した死から人生満足感への影響と解釈できるだろう。人の変化には、年齢、疾患、死が関連しており、誕生からの時間による変化だけでは人の変化を説明することはできない。今後の研究では、がんといった特定の疾患に罹患した者あるいは終末期患者を対象にすることや、健康状態が良好な時点から死まで同一個人を追跡することで、年齢、疾患、死に伴う機能の変化を捉えるべきだろう。

自らの死が近づくにつれて人生満足感は急速に低下したが、これは平均的な軌跡であり、人生満足感の程度と変化率には個人差があることに留意すべきである。本研究では、人生満足感の終末期低下に関連する要因は検討しなかったが、先行研究では、主観的健康や機能障害などの身体機能(Schilling, Deeg, and Huisman 2018)、社会関係(Gerstorf et al. 2016; Windsor, Gerstorf, and Luszcz 2015)やコントロール感(Gerstorf et al. 2014)などの心理社会機能が幸福感の終末期低下における個人差を説明するか検討されてきた。さらに、終末期低下には、個人の要因だけでなく、社会の要因が影響することが示唆されている。2000年代に死亡した人では、1990年代に死亡した人に比べて、認知機能がより急速に低下したと報告されている(Hülür et al. 2013)。この原因は特定されていないものの、時代とともに医療技術が発達するにつれ、機能低下した状態での生存期間が延長しているためであると推察されている。今後、幸福感の終末期低下を防ぐ要因、あるいはその低下を促す要因を明らかにすることで、「人は死に伴う変化にいかに対応しうるか」という問いに答えられるとともに、臨床や政策に寄与しうるだろう。また、さまざまな機能に終末期低下が生じると推測されることから(Bäckman and MacDonald 2006)、諸機能の変化を包括的に観測することで、

諸機能がいつからどのように変化するか、さらには、諸機能が互いにどのように共変動 (coupling) するかを検討することができるだろう。たとえば、心理社会機能に先立って身体・認知機能が低下し始めるものの、終末期以前では、身体・認知機能の低下から心理社会機能への影響は小さく、幸福感は高く保たれる一方、終末期では、身体・認知機能の低下から心理社会機能への影響は大きく、幸福感は急速に低下すると考えられる(Gerstorf and Ram 2015)。こうしたダイナミクスを検証することで、幸福感の矛盾のメカニズムを明らかにすることもできるだろう。

本研究は、代表サンプルを用いており、追跡期間が長く、分析対象者が多いという長所がある一方、いくつかの短所もある。第一に、観測時点間の間隔が3—4年間と比較的広かった。また、最後の調査参加時から死亡までの平均的な間隔が3.39年だった。そのため、本研究で用いたデータに基づき死の直前における変化を正確に推定するには制約があると考えられる。実際に、マルチフェーズモデルの推定結果では、終末期の傾きの変量効果の標準誤差が比較的大きかった。また、変化年を変量効果として仮定したモデルは収束せず、個人の変化年を正確に推定するには制約があった。終末期における変化を正確に推定するためには、より短い時間間隔で、死の直前まで個人を追跡したデータを用いるべきだろう。

第二に、入院や施設入所した者は調査対象から除外されており、本研究の分析対象者は地域在住者に限られている。また、認知機能が低下した者は人生満足感を尋ねる質問項目に回答できていないだろう。本研究の結果が、健康状態がより悪化した集団にも一般化できるかは、さらなる検討を要する。

第三に、幸福感は多様な要素から成る概念であるものの、本研究では、人生満足感を幸福感の指標として用いた。先行研究を概観すると、障害や死別といったライフイベントから幸福感への影響は、ライフイベントの種類だけでなく、幸福感の要素によっても異なることが示唆されている(Luhmann et al. 2012)。別の研究では、ポジティブ感情とネガティブ感情とで終末期低下の軌跡が異なることが報告されている(Vogel et al. 2013)。また、本研究でも、人生満足感の下位因子によって異なる軌跡を描き、過去に対する評価は、現在と未来に対する評価に比べて、終末期以前までは比較的高く保たれることが示唆された。人生満足感の測定尺度の内的整合性はやや低かったことから、人生満足感が複数の要素から成る概念であることが推察される。今後、幸福感の終末期低下を検討する際、幸福感に含まれる多様な要素を包括的に測定すべきだろう。

第四に、全国高齢者パネル調査のデータでは死因を特定できなかった。死因によって終末期における軌跡が異なると推測されている(Lunney, Lynn, and Hogan 2002)。混合成長モデルを用いることで、終末期における軌跡に複数の異なるパターンが存在するか、終末期における軌跡のパターンと関連する疾患は何かを検討することができるだろう。

結論として、自らの死が近づくにつれて人生満足感は急速に低下するという先行知見が再現された。年齢という誕生からの時間と死亡までの時間を用いて人生満足感の変化を記

述した結果、年齢と死はそれぞれ独立して人の変化に影響しており、終末期以前と終末期は異なる段階であることが示唆された。ただし、死の直前における人生満足度の程度と変化率には個人差があり、終末期において人生満足感が低下する者もいれば、上昇する者もいることが示された。今後の研究では、死亡までの機能の変化を観測し、終末期低下を防ぐ要因と促す要因を明らかにすることで、「人は死に対する変化にいかに対応しうるか」という問いに答えることができるだけでなく、終末期において機能を高く保つための臨床と政策に寄与しうる知見を提供できるだろう。

[注]

- 1) 幸福感は、人生満足感、ポジティブ感情、ネガティブ感情という3つの要素から成るという枠組みが提案されている(Diener 1984)。幸福感は要素によらず終末期に低下するという結果が報告されている一方(Gerstorf et al. 2010)、要素によって変化率が異なることも示されている(Gerstorf et al. 2018; Vogel et al. 2013)。本研究では、幸福感の指標として人生満足感を用いたが、ポジティブ感情とネガティブ感情が終末期に低下するかという課題も検討する余地がある。幸福感が多様な要素から成ることについては、限界で改めて言及する。
- 2) 本研究では、第7回調査までのデータを用いたが、先行研究では、第6回調査までのデータを用いて、人生満足感の終末期低下がすでに検討されている(Nakagawa and Hülür in press)。ただし、先行研究では、本研究と異なり、誕生からの時間と死亡までの時間の比較は行われておらず、人生満足感と社会関係の関連が検討された。また、本研究では、先行研究と異なり、2次の変化も変量効果に仮定したモデルが選択された。
- 3) 死亡年の3年後に実施された調査に参加したデータが含まれた1名は、分析から除外した。
- 4) 人生満足度の変化年 τ が個人によって異なると仮定し、 τ_i を変量効果としてモデルに投入した結果、モデルは収束しなかった。観測時点間の間隔が3—4年間と比較的広く、個人の変化年を正確に推定するには制約があったと考えられる。
- 5) T 得点ではなく素点(得点範囲: 3—9)を目的変数として用いて推定した結果、死亡年における人生満足感の切片は6.49点($SD = 1.44$)であった。
- 6) AICは、変化年を3.5年前としたモデルで34,060、4年としたモデルで34,062、4.5年としたモデルで34,062、5年としたモデルで34,063だった。
- 7) 変量効果で示した分散と共分散を用いると、分散の正の平方根である標準偏差と、共分散を2つの変数の標準偏差の積で除した値である相関係数を算出できる。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「老研—ミシガン大学 全国高齢者パネル調査<Wave1(1987), Wave2(1990), Wave3(1993), Wave4(1996)>および「老研—ミシガン大—東大 全国高齢者パネ

ル調査<Wave5(1999), Wave6(2002), Wave7(2006)>」(東京都健康長寿医療研究センター研究所)の個票データの提供を受けました。また、データ分析にあたり、二次分析研究会で示唆に富むご意見を賜りました。関係者の皆様に御礼申し上げます。なお、本論文に関する利益相反はありません。

[参考文献]

- 秋山弘子, 2008, 『後期高齢者の身体的・経済的・精神的支援における家族と公的システムの役割』2005-2007年度厚生労働科学研究費補助金総合研究報告書(H17-政策-一般-010), 東京大学.
- Bäckman, Lars and Stuart W. S. MacDonald, 2006, "Death and Cognition," *European Psychologist*, 11(3): 224–35.
- Baltes, Paul B. and Margret M. Baltes, 1990, "Psychological Perspectives on Successful Aging: The Model of Selective Optimization with Compensation," Paul B. Baltes and Margret M. Baltes eds., *Successful Aging: Perspectives from Behavioral Sciences*, New York: Cambridge University Press, 1–34.
- Brydges, Christopher R., 2019, "Effect Size Guidelines, Sample Size Calculations, and Statistical Power in Gerontology," *Innovation in Aging*, 3(4), (Retrieved September 10, 2019, <https://doi.org/10.1093/geroni/igz036>).
- Carstensen, Laura L., Monisha Pasupathi, Uirich Mayr, and John R. Nesselroade, 2000, "Emotional Experience in Everyday Life across the Adult Life Span," *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(4): 644–55.
- Chida, Yoichi and Andrew Steptoe, 2008, "Positive Psychological Well-Being and Mortality: A Quantitative Review of Prospective Observational Studies," *Psychosomatic Medicine*, 70(7): 741–56.
- Cohen, Jacob, 1992, "A Power Primer," *Psychological Bulletin*, 112(1): 155–59.
- Diener, Ed, 1984, "Subjective Well-Being," *Psychological Bulletin*, 95(3): 542–75.
- and Micaela Y. Chan, 2011, "Happy People Live Longer: Subjective Well-Being Contributes to Health and Longevity," *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 3(1): 1–43.
- , Richard E. Lucas, and Christie Napa Scollon, 2006, "Beyond the Hedonic Treadmill: Revising the Adaptation Theory of Well-Being," *American Psychologist*, 61(4): 305–14.
- , Eunckook M. Suh, Richard E. Lucas, and Heidi L. Smith, 1999, "Subjective Well-Being: Three Decades of Progress," *Psychological Bulletin*, 125(2): 276–302.
- Gerstorf, Denis, Jutta Heckhausen, Nilam Ram, Frank J. Infurna, Jürgen Schupp, and Gert G. Wagner, 2014, "Perceived Personal Control Buffers Terminal Decline in Well-Being," *Psychology and Aging*, 29(3): 612–25.

- , Christiane A. Hoppmann, Corinna E. Löckenhoff, Frank J. Infurna, Jürgen Schupp, Gert G. Wagner, and Nilam Ram, 2016, “Terminal Decline in Well-Being: The Role of Social Orientation,” *Psychology and Aging*, 31(2): 149–65.
- , Gizem Hülür, Gert G. Wagner, Ute Kunzmann, and Nilam Ram, 2018, “Terminal Change across Facets of Affective Experience and Domain Satisfaction: Commonalities, Differences, and Bittersweet Emotions at the End of Life,” *Developmental Psychology*, 54(12): 2382–2402.
- and Nilam Ram, 2013, “Inquiry into Terminal Decline: Five Objectives for Future Study,” *The Gerontologist*, 53(5): 727–37.
- and Nilam Ram, 2015, “A Framework for Studying Mechanisms Underlying Terminal Decline in Well-Being,” *International Journal of Behavioral Development*, 39(3): 210–20.
- , Nilam Ram, Ryne Estabrook, Jürgen Schupp, Gert G. Wagner, and Ulman Lindenberger, 2008, “Life Satisfaction Shows Terminal Decline in Old Age: Longitudinal Evidence from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP),” *Developmental Psychology*, 44(4): 1148–59.
- , Nilam Ram, Guy Mayraz, Mira Hidajat, Ulman Lindenberger, Gert G. Wagner, and Jürgen Schupp, 2010, “Late-Life Decline in Well-Being across Adulthood in Germany, the United Kingdom, and the United States: Something Is Seriously Wrong at the End of Life,” *Psychology and Aging*, 25(2): 477–85.
- , Nilam Ram, Christina Röcke, Ulman Lindenberger, and Jacqui Smith, 2008, “Decline in Life Satisfaction in Old Age: Longitudinal Evidence for Links to Distance-to-Death,” *Psychology and Aging*, 23(1): 154–68.
- Hülür, Gizem, Frank J. Infurna, Nilam Ram, and Denis Gerstorf, 2013, “Cohorts Based on Decade of Death: No Evidence for Secular Trends Favoring Later Cohorts in Cognitive Aging and Terminal Decline in the AHEAD Study,” *Psychology and Aging*, 28(1): 115–27.
- , Nilam Ram, and Denis Gerstorf, 2016, “Terminal Decline of Function,” Vern L. Bengtson and Richard A. Settersten Jr. eds., *Handbook of Theories of Aging*, New York, NY: Springer, 277–300.
- 小林江里香・深谷太郎・杉原陽子・秋山弘子・Liang Jersey. 2014. 「高齢者の主観的ウェルビーイングにとって重要な社会的ネットワークとは：性別と年齢による差異」『社会心理学研究』29(3): 133–45.
- Larson, Reed, 1978, “Thirty Years of Research on the Subjective Well-Being of Older Americans,” *Journal of Gerontology*, 33(1): 109–25.
- Little, Roderick J. A. and Donald B. Rubin, 2002, *Statistical Analysis with Missing Data*. 2nd ed., Hoboken, NJ: Wiley-Interscience.
- Luhmann, Maike, Wilhelm Hofmann, Michael Eid, and Richard E. Lucas, 2012, “Subjective Well-Being and Adaptation to Life Events: A Meta-Analysis,” *Journal of Personality and Social*

- Psychology*, 102(3): 592–615.
- Lunney, June R., Joanne Lynn, and Christopher Hogan, 2002, “Profiles of Older Medicare Decedents,” *Journal of the American Geriatrics Society*, 50(6): 1108–12.
- Mroczek, Daniel K. and Christian M. Kolarz, 1998, “The Effect of Age on Positive and Negative Affect: A Developmental Perspective on Happiness,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(5): 1333–49.
- and Avron III. Spiro, 2005, “Change in Life Satisfaction during Adulthood: Findings from the Veterans Affairs Normative Aging Study,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(1): 189–202.
- Nakagawa, Takeshi and Gizem Hülür, in press, “Social Integration and Terminal Decline in Life Satisfaction among Older Japanese,” *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*.
- Neugarten, Bernice L., Robert J. Havighurst, and Sheldon S. Tobin, 1961, “The Measurement of Life Satisfaction,” *Journal of Gerontology*, 16(2): 134–43.
- Pressman, Sarah D. and Sheldon Cohen, 2005, “Does Positive Affect Influence Health?” *Psychological Bulletin*, 131(6): 925–71.
- Schilling, Oliver K., Dorly J. H. Deeg, and Martijn Huisman, 2018, “Affective Well-Being in the Last Years of Life: The Role of Health Decline,” *Psychology and Aging*, 33(5): 739–53.
- Singer, Judith D. and John B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, London: Oxford University Press.
- Snijders, Tom A. B. and Roel Bosker, 1999, *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, London, UK: Sage.
- Vogel, Nina, Oliver K. Schilling, Hans-Werner Wahl, Aartjan T. F. Beekman, and Brenda W. J. H. Penninx, 2013, “Time-to-Death-Related Change in Positive and Negative Affect among Older Adults Approaching the End of Life,” *Psychology and Aging*, 28(1): 128–41.
- Windsor, Tim D., Denis Gerstorf, and Mary A. Luszcz, 2015, “Social Resource Correlates of Levels and Time-to-Death-Related Changes in Late-Life Affect,” *Psychology and Aging*, 30(1): 136–48.

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2019 年度参加者公募型二次分析研究会
全国高齢者パネル調査による
高齢期の健康と生活に関する二次分析

研究成果報告書

2020 年（令和 2 年）3 月

編集・発行
東京大学社会科学研究所
附属社会調査・データアーカイブ研究センター
