

高齢期における社会的ネットワークの多様性と心理的ウェルビーイングとの関連 — JGSS-2018データを用いた分析 —

KIM Nahyun

神戸大学大学院人間発達環境学研究科
博士後期課程

片桐 恵子

神戸大学大学院人間発達環境学研究科
教授

The relationship between the diversity of social networks and psychological well-being in later life:
An Analysis Using JGSS-2018

Nahyun KIM

Graduate School of Human
Development and Environment,
Kobe University

Keiko KATAGIRI

Graduate School of Human
Development and Environment,
Kobe University

This study aimed to examine how the diversity of social networks in later life is related to psychological well-being. We used the JGSS-2018 dataset with the age of 60-89. Hierarchical Multiple regression analyses were conducted on well-being by gender. The independent variables were the existence of networks in family and non-family domains and demographic variables.

Results. 1) In the family domain, frequency of family interaction was positively associated with life satisfaction with men, and having sisters were negatively associated with women. 2) In the family domain, no association was found for men with regard to mental health, while women showed better mental health for having a spouse than for divorce, and for living separately from parents than for living with parents.

3) In the non-family domain, interaction with neighbors was positively related to life satisfaction and mental health in general.

These results suggested that robust results were obtained only for neighborhood relationships, indicating that they contribute to the wellbeing of the older adults. Neighbors weigh in their social network as a shrinking sphere of life.

Key words: JGSS-2018, psychological well-being, diversity of social networks

JGSS-2018データの60-89歳を対象に、高齢者の社会的ネットワークの多様性と心理的ウェルビーイングとの関連を検討することを目的とした。独立変数を、基本的属性、家族領域・非家族領域のネットワーク、従属変数をウェルビーイングとして男女別階層的重回帰分析を行った。

1)家族領域では、生活満足度に関して男性は家族との交流頻度と正の関連がみられたが、女性は、姉妹がいることと負の関連が見られた。2)精神的健康に関して男性は、関連がみられず女性は、離別より配偶者がいること、親と同居より親と別居の方が、精神的健康が良いことが示された。

3)非家族領域では、近隣関係の良好さが男女ともに、生活満足度と精神的健康において正の関連がみられた。

非家族領域において、近隣関係のみロバストな結果が得られ、高齢者のウェルビーイングに資することが明らかになった。行動圏が縮小する高齢者には近隣との交流の活性化が重要であることが示された。

キーワード：JGSS-2018、心理的ウェルビーイング、社会的ネットワーク多様性

1. はじめに

1.1 日本社会の高齢化と心理的ウェルビーイング

日本社会の高齢化は、労働人口の減少や介護問題などの社会的課題が山積しているが、当事者である高齢者にとっても、仕事からの退職や子育て終了後の新しい役割探し、配偶者や友人との離別や死別、社会的ネットワークの再構築、加齢における身体機能の変化など、個人的課題に直面する。

経済的な発展や医療体制の整備によって、平均寿命が著しく伸びた日本社会では、生活の質を重視する高齢者のQOL (quality of life) についての関心が高まっている。QOLの研究は医学、社会政策学、社会心理学、老年学など、研究分野によって、用いられる定義や評価指標が異なる(長田ら, 1999; 柴田, 1996)。本研究では、老年学分野のLawton (1991) が提案したQOLの4つの下位概念、(1)生活機能や行動、(2)QOLの知覚、(3)居住関連環境、(4)心理的ウェルビーイングの中、心理的ウェルビーイングに注目した。

高齢期のQOLを捉える心理的ウェルビーイングは、生活満足度やうつ状態の精神的健康の尺度を用いて評価される(Lawton, 1991; 柴田, 1996)。高齢者の生活満足度と関連する要因としては、健康状態、経済状況、配偶者がいること、良好な友人関係、近隣との付き合いがあること、社会活動・ボランティア活動など、生活満足度にポジティブな影響を与えることが示されてきた(出村ら, 2001; 野田ら, 2001; 塚田, 2016; Khodabakhsh, 2021)。

また、精神的健康が低い高齢者は、身体機能が低下し、QOLの低下を招く可能性が示唆された(Penninx et al, 1998)。精神的健康と関連する要因としては、教育歴、健康状態、経済状況、同居人または配偶者、子どもがいること、中距離親戚や友人の数、地域行事や集団への参加、仕事への従事が挙げられている(長田ら, 1999; 川本ら, 2004; 原田ら, 2005; Nicholson, 2012)。

1.2 高齢期の社会的ネットワーク

高齢者の心理的ウェルビーイングを考えるうえで、健康状態や経済状況とともに、家族や非家族における社会的ネットワークが重要な位置を占めている。社会的ネットワークとは、社会関係の構造的な側面を捉える概念として、死亡率、心理的ウェルビーイングに影響を及ぼす要因として知られている(Holt-Lunstad et al., 2010; Moore et al, 2016)。

高齢期の社会的ネットワークは、家族や友人、近隣など多岐にわたるが、親密で身近な関係である配偶者や子どもに焦点が当てられてきた(富樫, 2007)。配偶者に関しては、存在の有無だけでなく、死別や離別、未婚という婚姻歴による心理的ウェルビーイングの違いも考えられる。また、子どもは、高齢の親と結婚した子どもの同居率は減少しているが(内閣府, 2021)、高齢者にとってサポートの授受や将来高齢の親の介護を担うリソースとして注目されてきた。

しかし、認知症による要介護者など、脆弱な高齢者が存在する一方、多くの高齢者は健康状態もよく、就労やボランティア活動による社会の担い手としても注目されており、高齢者として一括りすることは困難である(片桐, 2012)。過去の世代と比べてアクティブで元気な高齢者は活動の範囲も広く、高齢者の日常生活における社会的ネットワークは家族だけでなく、友人や近隣、趣味仲間、知人、公的サービス関連まで多様である。さらに、退職や子育て後、社会的役割の喪失とともに社会的ネットワークの縮小が見込まれる中、高齢期における新たな社会的ネットワークの構築が必要となる(片桐, 2017)。

コンボイモデル(Kahn & Antonucci, 1980)は、本人を取り巻く社会的ネットワークを、護衛船団を意味するコンボイに例え、3重の円として表したモデルであり、3重の円の人々によって、人は生涯護られていると仮定する。例えばコンボイモデルの第1円の場合、配偶者や子どもという、役割と関係なく、安定している親しい関係、第2円は、友人や親しい近隣の人、親戚など社会的役割と関連するが、変化の余地がある関係、第3円は、趣味仲間や職場同僚、介護ヘルパーや専門家など、社会生活における役割と関連し、役割の変化によって、入れ替わりやすい関係である(Kahn & Antonucci, 1980; 片桐, 2017)。高齢期は病気や死別のようなネガティブなライフイベントによって、第1・2円

という強い紐帯の縮小が予想されるが、第3円に相当する弱い紐帯がコンボイの空白を補う役割を果たすことが示唆された (Ellwardt et al., 2017)。縮小する第1、2円の代替として第3円は重要であるが、欠けていくメンバーを補填する機能から考えると、社会的ネットワークのメンバーを構成する人の多様性が重要と考えられる。

1.3 高齢期における社会的ネットワークの多様性

社会的ネットワークの多様性は、ネットワークの領域が異なるカテゴリーの種類を意味する (宍戸, 2006)。ネットワークサイズと異なる点としては、ネットワークサイズは、個人のネットワークの総数であるが、ネットワークの多様性は、配偶者、兄弟姉妹、友人、職場同僚など、領域の種類を意味する。よって、必ずしもネットワークサイズの大きさは、多様性を意味しないが、前提条件となる (鈴木, 2008)。

社会的ネットワークの多様性は、関係の強さより、弱い紐帯 (Granovetter, 1973)、つまり社会的背景が異なる人々との広い関係を基礎として、多様で新しい情報や刺激を得られる可能性を持つ (Moore et al., 2016)。また、高齢者にとってのネットワークの多様性は、死亡率の減少や認知機能の維持などの効果があることが示された (Pan & Chee, 2019)。

社会的ネットワークの多様性は、家族と非家族領域に分けられるが、家族領域として考えられるのは、前述した配偶者や子どものほか、(1)親、(2)兄弟姉妹、(3)孫が挙げられる。

(1)親の場合、65歳以上の前期高齢者に85歳以上の超高齢の親が存命していることも珍しくない。前期高齢者の子どもは、親と一緒にいられるという良好な関係による情緒的サポートを授受する一方 (Boerner et al., 2021)、親の介護によって、本人の中高年計画の変更を余儀なくされたと感じていることが示唆されるなど、扶養する子どもにとって、負担になる存在ともなり得る (Brandão et al., 2017)。

(2)兄弟姉妹は、人生の中で最も長く維持されるネットワークであり、兄弟関係の親密さは心理的ウェルビーイングと正の関連が示されている。今後未婚や離婚が増えていくと予想される中、兄弟姉妹関係はサポート源として重要性を増すと考えられる (Stocker et al., 2020)。

(3)孫の場合、同居の孫がいる高齢者は、同居していない高齢者に比べて、主観的幸福感が高く、高齢者と孫の親密な関係は、抑うつ傾向を軽減する効果が示唆されるなど、高齢者の心理的ウェルビーイングとの関連がみられている (杉井・本村, 1992; Moorman & Stokes, 2014)。

非親族領域については、友人や近隣との交流の効果 (Huxhold et al., 2013)、社会参加活動による地域ネットワークの形成など (片桐, 2012; 2017)、非家族領域のネットワークの重要性も増している。宍戸 (2006) は高齢期における社会的ネットワークの規模と多領域性を規定する要因として、性別、教育年数、就業有無、集団参加を指摘し、その中でも、高齢期からでも新たな非親族ネットワークを構築できる集団参加の重要性を指摘した。しかし、非家族領域と直系以外の家族領域を含めた社会的ネットワークの多様性と心理的ウェルビーイングの関連について、検討した研究は少ない。

1.4 研究の目的

本研究では、家族・非家族領域における社会的ネットワークの多様性と生活満足度や精神的健康の関連について検討することを目的とした。さらに、生活満足度や精神的健康に影響する要因については、性別による違いを考慮する必要性が指摘されているため (野田ら, 2001; 川本ら, 2004)、性別における共通・特有の要因について検討した。

2. 方法

2.1 データ

分析に用いたのは、JGSS-2018 (第12回 生活と意識についての国際比較調査) のデータであった。本研究の対象は、60歳から89歳までの849名 (男性415名、女性434名) であった。

2.2 従属変数

活満足度については、「現在の生活全般に満足していますか」という質問で測定した。回答は「1.非常に満足/5.非常に不満」の5点尺度である(分析では「1=非常に不満/5=非常に満足」と反転)。

精神的健康については、過去一ヶ月間に、どのように感じたのかについて、「A おちついていて、穏やかな気分でしたか、B 活力(エネルギー)あふれていましたか、C おちこんでゆううつな気分でしたか」の3つの項目を用いた。回答は「1.いつも、2.ほとんどいつも、3.ときどき、4.まれに、5.ぜんぜんない」の5点尺度である(分析では、A,Bの質問において「1=ぜんぜんない/5=いつも」と反転)。精神的健康の3項目は信頼性係数 $\alpha = .65$ と高かったため、加算して1つの尺度とした。

2.3 独立変数

本研究では、(1)基本的属性として、性別、年齢、居住年数、最終学歴、同居者有無、経済水準、健康状態、(2)家族領域の変数として、婚姻歴、子ども、親、同居の孫、同性兄弟、異性兄弟の有無、家族との交頻度、(3)非家族領域の変数として、就業、集団参加の有無、近隣関係の良好さ、友人との交流頻度を用いた。

(1)基本的属性

居住年数については、「現在の居住地域にどれくらい住んでいますか」の質問を用いた。しかし、「生まれてからずっと(15.7%)」、「30年以上(55.4%)」の回答が多く、分布の偏りがあったため、「0=30年未満、1=30年以上」のダミー変数を作成した。

最終学歴については、1946年以前の旧学制の最終学歴の人45名が含まれていたため、片桐(2013)の分類に従い、「1=中卒程度(旧制尋常小学校、旧制高等小学校、新制中学校)、2=高卒程度(旧制中学校・高等女学校、旧制実業・商業学校、旧制師範学校、新制高校)、3=大卒程度(旧制高校・旧制専門学校・高等師範、旧制大学・旧制大学院、新制高専、新制短大、新制大学、新制大学院)」とした(「2=高卒程度」を参照カテゴリーとした)。

同居者有無については、「一緒に暮らしている方は、あなたをのぞいて何人になりますか」の質問を用いた。0人と答えた人は「0=同居者無」、1人以上は「1=同居者有」のダミー変数を作成した。

経済水準については、「世間一般と比べて、あなたの世帯収入はどれくらいですか」の質問を用いた。回答は「1.平均よりかなり少ない、2.平均より少ない、3.ほぼ平均、4.平均より多い、5.平均よりかなり多い」の5点尺度である。

健康状態については、「健康状態は、いかがですか」の質問を用いた。回答は「1.良い/5.悪い」の5点尺度である(分析では「1=わるい/5=良い」と反転)。

(2)家族領域の変数

婚姻歴については、「あなたは結婚していますか」の質問に対して、「1=離別、2=死別、3=未婚、4=配偶者有(現在、配偶者がいる、離婚を前提に別居中、同棲中)」とした(4=配偶者有を参照カテゴリーとした)。

子どもについては、「お子さんはご存命ですか」の質問より、「1=子ども無」とした上、「その方は、一緒に暮らしていますか」の質問を用いて、「2=子どもと別居(全ての子どもと別居)、3=子どもと同居(子どもの中、一人でも同居)」とした(「2=子どもと別居」を参照カテゴリーとした)。

親については、「存命の親に○」をつける質問より、「1=親他界(両親ともすでになくなっている)」とした上、「その方は、一緒に暮らしていますか」の質問を用いて、「2=親と別居(父親、母親どちらとも別居)、3=親と同居(父親、母親どちらかと同居)」とした(「2=親と別居」を参照カテゴリーとした)。

同居の孫については、「配偶者、両親、子ども以外の方で、一緒に暮らしている家族や一時的に離れて暮らしている家族がいますか」の質問に対して「0=いない、1=続柄孫(男・女)が一人でもい

る」のダミー変数を作成した。

同性兄弟や異性兄弟の場合は、「あなたの兄弟姉妹は何人ですか、亡くなった方も含めてお答えください」の質問に対して、回答は「兄、姉、弟、妹ごとの数」であったため、同性兄弟は「0=いない、男性は姉・妹のみ、女性は兄・弟のみ、1=男性は兄・弟、女性は姉・妹が一人でもいる」、異性兄弟は「0=いない・男性は兄・弟のみ、女性は姉・妹のみ、1=男性は姉・妹、女性は兄・弟が一人でもいる」のダミー変数を作成した。

家族との交流頻度については、「A.家族と一緒の夕食」の質問に対して、「1.ほぼ毎日、2.週に数回、3.週に1回程度、4.月に1回程度、5.年に数回、6.年に1回程度、7.まったくしていない」の7点尺度である（分析では、「1=まったくしていない/7=ほぼ毎日」と反転）。

(3)非家族領域の変数

Kim(2017)は、就労活動に参加していることによって、同僚との交流が生ずると想定し、就労の参加有無をネットワークの多様性を測定する一つの指標として使用した。従って本研究でも、就労の参加有無を非家族領域のネットワークの変数として用いた。変数作成については、「先週、あなたは収入をともなう仕事をしましたか、また仕事をするようになっていましたか」の質問に対して、「0=仕事をしていない、1=有職（仕事をした、仕事を持っているが、病気、休暇などで先週は仕事を休んだ）」のダミー変数を作成した。

集団参加については、集団活動の参加によって、他人との交流が生成されると想定した（Kim, 2017; Pan & Chee, 2019）。変数の作成については、「次にあげる会や組織に入っていますか。」の質問の「A.政治関係の団体や会、B.業界団体・同業者団体、C.ボランティアのグループ、D.市民運動・消費者運動のグループ、E.宗教の団体や会、F.スポーツ関係のグループやクラブ、G.趣味の会、H.消費者生活協同組合」の全ての項目において、「0=一つも参加していない、1=一つでも参加している」とダミー変数を作成した。近隣関係の良好さについては、「A.近所の人は、お互いに気にかけている、B.近所の人は、私が困っていたら手助けしてくれる」の質問項目に対して、選択肢「1.よくあてはまる、2.あてはまる、3.どちらともいえない、4.あてはまらない、5.まったくあてはまらない」の5点尺度である（分析では、A,Bの質問において「1=ぜんぜんない/5=いつも」と反転）。近隣関係の良好度の2項目は信頼性係数 $\alpha = .88$ と高かったため、加算して1つの尺度とした。

友人との交流頻度については、「B.友人との会食や集まり」の質問に対して、「1.ほぼ毎日、2.週に数回、3.週に1回程度、4.月に1回程度、5.年に数回、6.年に1回程度、7.まったくしていない」の7点尺度である（分析では、「1=まったくしていない/7=ほぼ毎日」と反転）。

すべての変数において、「わからない、無回答」は欠損値とし、分析から除外した。

3. 結果

3.1 記述統計

回答者の基本的属性、家族領域、非家族領域に関する諸変数の分布を表1にまとめた。本研究の分析対象者は、男性48.9%、女性51.1%であり、男性と女性の対象者を比較するため、年齢、経済水準、健康状態、近隣関係の良好さに関してはt検定、その他の変数については χ^2 検定を実施した。

t検定の結果、年齢や経済水準、健康状態の平均値の男女差はみられなかったが、近隣関係の良好さについては有意差がみられた ($t(843)=-2.129, p < .05$)。近隣関係の良好さは女性の方が男性より有意に高かった。

χ^2 検定の結果、基本的属性のうち、最終学歴において有意差があり ($\chi^2(2)=19.826, p < .05$)、残差分析を行った結果、中卒程度は男性より、女性が有意に多く、大卒程度は女性より、男性が有意に多かった。同居者有無においても、性別と同居者有無の間に有意な関連がみられ ($\chi^2(1)=6.975, p < .05$)、男性より、女性の独居世帯の割合が高かった。

表1 記述統計

全体 (n=849)			
	カテゴリー	度数 (%)	χ^2 検定 / t検定
基本的属性			
性別	0=男性	0=415 (48.9%)	
	1=女性	1=434 (51.1%)	
年齢	60-89	M=71.60 (SD=7.33)	n. s
居住年数	0=30年未満	0=231 (27.7%)	
	1=30年以上	1=603 (72.3%)	n. s
最終学歴	1=中卒程度	1=206 (24.3%)	$\chi^2(2)=19.826***$
	2=高卒程度	2=434 (51.3%)	
	3=大卒程度	3=206 (24.3%)	
同居者有無	0=同居者無	0=117 (13.8%)	$\chi^2(1)=6.975**$
	1=同居者有	1=731 (86.2%)	
経済水準	1=平均よりかなり少ない	1=81 (9.6%)	n. s
	2=平均より少ない	2=269 (32.0%)	
	3=ほぼ平均	3=392 (46.6%)	
	4=平均より多い	4=86 (10.2%)	
	5=平均よりかなり多い	5=13 (1.5%)	
健康状況	1=悪い	1=36 (4.3%)	n. s
	2=	2=109 (13.0%)	
	3=	3=278 (33.3%)	
	4=	4=205 (24.5%)	
	5=良い	5=208 (24.9%)	
家族ネットワーク変数			
婚姻歴	1=離別	1=38 (4.5%)	$\chi^2(3)=84.666***$
	2=死別	2=140 (16.5%)	
	3=未婚	3=35 (4.1%)	
	4=配偶者有	4=636 (74.9%)	
子ども	1=子ども無	1=67 (7.9%)	n. s
	2=子どもとの別居	2=436 (51.6%)	
	3=子どもとの同居	3=342 (40.3%)	
親存命	1=親他界	1=694 (81.7%)	n. s
	2=親との別居	2=103 (12.1%)	
	3=親との同居	3=52 (6.1%)	
同居の孫有無	0=無	0=773 (86.5%)	$\chi^2(1)=6.704**$
	1=有	1=114 (13.5%)	
同性兄弟有無	0=無	0=196 (23.3%)	n. s
	1=有	1=647 (76.7%)	
異性兄弟有無	0=無	0=214 (25.4%)	n. s
	1=有	1=629 (74.6%)	
家族との交流頻度	1=まったくしていない	1=74 (8.8%)	n. s
	2=年に1回程度	2=3 (0.4%)	
	3=年に数回	3=32 (3.8%)	
	4=月に1回程度	4=21 (2.5%)	
	5=週に1回程度	5=21 (2.5%)	
	6=週に数回	6=54 (6.4%)	
	7=ほぼ毎日	7=634 (75.6%)	
非家族ネットワーク変数			
就業参加有無	0=無	0=543 (64%)	$\chi^2(1)=11.220***$
	1=有	1=306 (36%)	
集団参加有無	0=無	0=388 (46.6%)	$\chi^2(1)=7.742**$
	1=有	1=445 (53.4%)	
近隣関係の良しさ		M=6.98 (SD=1.85)	男M : 6.84 (SD=1.80) 女M : 7.12 (SD=1.89) t (843)=-2.129*
お互い気にかけている	1=まったくあてはまらない	1=32 (3.8%)	
	2=あてはまらない	2=77 (9.1%)	
	3=どちらともいえない	3=260 (30.7%)	
	4=あてはまる	4=350 (41.3%)	
	5=よくあてはまる	5=129 (15.2%)	
手助けしてくれる	1=まったくあてはまらない	1=31 (3.7%)	
	2=あてはまらない	2=98 (11.6%)	
	3=どちらともいえない	3=300 (35.5%)	
	4=あてはまる	4=307 (36.3%)	
	5=よくあてはまる	5=110 (13.0%)	
友人との交流頻度	1=まったくしていない	1=134 (16.0%)	n. s
	2=年に1回程度	2=65 (7.8%)	
	3=年に数回	3=263 (31.5%)	
	4=月に1回程度	4=214 (25.6%)	
	5=週に1回程度	5=100 (12.0%)	
	6=週に数回	6=51 (6.1%)	
	7=ほぼ毎日	7=9 (1.1%)	

***p < .001, **p < .01, *p < .05

家族領域に関して χ^2 検定を行った結果、婚姻歴において有意差がみられ、残差分析の結果、男性より女性が離別や離別をした割合が有意に高く、男性は配偶者がいる割合が、女性より有意に高かった。同居の孫の有無においても性別によって異なり、男性より女性が同居の孫がいる割合が高かった ($\chi^2(1)=6.704, p < .05$)。

非家族領域に関しては、性別と就業の間に有意な関連がみられ、女性より男性の割合が有意に高く ($\chi^2(1)=11.220, p < .05$)、集団参加においては、男性より女性の割合が有意に高い傾向が示唆された ($\chi^2(1)=7.12, p < .05$)。

3.2 生活満足度と精神的健康との関連（男女別平均値の比較）

次に、同居関連変数と家族・非家族領域のカテゴリ変数を用いて、本研究の従属変数である生活満足度と精神的健康との男女別平均値を検討するため、t検定/分散分析を行った（表2）。

表2 生活満足度と精神的健康との男女別平均値の比較

	生活満足度			精神的健康		
	男性	女性		男性	女性	
	平均値(SD)	n	結果	平均値(SD)	n	結果
同居者有無			$t=-4.356***$			$t=-2.201*$
同居者無	3.02(.849)	44		3.37(.921)	73	$n.s$
同居者有	3.62(.857)	371		3.61(.842)	358	$n.s$
婚姻歴			$F=11.917***$			$F=4.464**$
未婚	2.64(.790)	22		3.15(.899)	13	$n.s$
離婚	3.10(.994)	10		3.54(.838)	28	$n.s$
死別	3.26(.752)	23		3.47(.927)	116	$n.s$
配偶者有	3.64(.846)	360		3.63(.824)	275	$n.s$
子ども			$F=4.693**$			$F=3.088*$
子ども無	3.17(.908)	42		3.24(.879)	25	$n.s$
同居	3.59(.861)	162		3.61(.875)	179	$n.s$
別居	3.61(.866)	209		3.57(.842)	226	$n.s$
親存命			$n.s$			$n.s$
親他界	3.57(.886)	346		3.58(.868)	347	$n.s$
同居	3.41(.867)	29		3.43(.788)	23	$n.s$
別居	3.53(.784)	40		3.56(.842)	62	$n.s$
同居の孫の有無			$n.s$			$n.s$
いない	3.58(.867)	372		3.54(.867)	359	$n.s$
いる	3.37(.962)	43		3.73(.810)	71	$n.s$
同性兄弟の有無			$n.s$			$t=2.114*$
いない	3.60(.791)	95		3.72(.826)	101	$n.s$
いる	3.54(.897)	318		3.52(.865)	327	$n.s$
異性兄弟の有無			$n.s$			$n.s$
いない	3.61(.811)	111		3.58(.849)	102	$n.s$
いる	3.54(.895)	302		3.56(.863)	326	$n.s$
就業有無			$n.s$			$n.s$
無職	3.50(.935)	242		3.58(.856)	300	$n.s$
有職	3.63(.779)	173		3.54(.868)	134	$n.s$
集団参加有無			$t=-2.018*$			$t=-2.185*$
参加なし	3.46(.863)	211		3.46(.886)	177	$n.s$
参加あり	3.63(.877)	199		3.65(.844)	245	$t=-2.129*$

*** $p < .001, ** p < .01, * p < .05$

9の要因のうち、男女ともに生活満足度の平均値において有意差がみられた要因は、同居者有無、集団参加の有無であった。男女ともに、同居者がいることと集団参加している人の生活満足度が有意に高かった。男性のみ有意差がみられた要因は、婚姻歴、子どもの要因であり、それらについて、Bonferroniの方法で多重比較を行った結果、未婚者と配偶者がいるペア、子どもがいない人と子どもとの同居、子どもがいないと子どもと別居のペアのそれぞれ有意差がみられた。一方、女性は、同性兄弟の有無において平均値の差がみられ、姉妹がいることより、姉妹がいないほうの生活満足度が有意に高かった。

精神的健康に関しては、男女ともに有意な平均値の差がみられた要因は、婚姻歴のみであり、Bonferroniの方法で多重比較を行った結果、男性は未婚者と配偶者がいるペア、女性は離別者と配偶者がいるペアで有意差がみられた。男性の場合、その他の要因において有意な結果はみられなかったが、女性は親存命、集団参加の有無において平均値の有意差が見られた。親存命については、Bonferroniの方法で多重比較を実施したところ、親との同居と親との別居のペアにおいて有意差がみ

られた。また、集団参加については、参加していないことより、参加しているほうの精神的健康が高いことが示唆された。

3.3 男女別階層的重回帰の結果—生活満足度

生活満足度と関連する要因を検討するため、生活満足度を従属変数、基本的属性、家族領域、非家族領域を独立変数とする男女階層的重回帰分析を行った。モデル1では、基本的属性（年齢、居住年数、最終学歴、経済水準、健康状態）のみ投入し、モデル2で家族領域（婚姻歴、子ども、親存命、同居の孫、同性兄弟、異性兄弟の有無、家族との交流頻度）に関する変数、モデル3で非家族領域（就業、集団参加有無、近隣関係の良好さ、友人との交流頻度）に関する変数を強制投入した。変数の中、同居者有無は、家族領域の変数と多重共線性が発生したため、分析から除外した（表3）。

表3 生活満足度を従属変数とした男女別階層的重回帰分析結果

変数	男性(n=375)						女性(n=392)					
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル1		モデル2		モデル3	
	B	β	B	β	B	β	B	β	B	β	B	β
年齢	.003	.025	.004	.031	.004	.032	.005	.047	.008	.073	.004	.035
居住年数 (0=30年未満、1=30年以上)	.086	.043	.032	.016	-.058	-.029	.034	.018	-.012	-.006	-.071	-.037
教育水準 (Ref=高卒)												
中卒程度	.029	.013	.001	.000	-.034	-.015	.026	.014	.009	.004	.048	.025
大卒程度	.167	.087	.108	.056	.130	.067	-.032	-.015	-.079	-.036	-.109	-.049
経済水準	.364	.354***	.350	.340***	.324	.315**	.369	.371***	.363	.366***	.359	.362***
健康状態	.193	.247***	.179	.229***	.168	.214***	.210	.273***	.210	.273***	.176	.228***
婚姻歴 (Ref=配偶者有)												
離別			.134	.023	.147	.026			.195	.057	.196	.057
死別			-.337	-.084	-.331	-.083			-.018	-.009	-.047	-.024
未婚			-.244	-.064	-.182	-.048			-.062	-.012	-.210	-.040
子ども (Ref=子どもとの別居)												
子ども無			-.049	-.016	-.079	-.027			-.128	-.034	.026	.007
子どもとの同居			-.024	-.013	-.032	-.018			.021	.012	.049	.028
親存命 (Ref=親との別居)												
親他界			.056	.024	.074	.031			.090	.042	.076	.035
親との同居			.000	.000	-.031	-.009			-.172	-.044	-.177	-.045
同居の孫有無 (0=無、1=有)			-.126	-.044	-.124	-.043			.053	.023	.003	.001
同性兄弟有無 (0=無、1=有)			-.120	-.056	-.107	-.050			-.217	-.107*	-.186	-.092*
異性兄弟有無 (0=無、1=有)			-.140	-.072	-.151	-.077			-.086	-.042	-.126	-.062
家族との交流頻度			.084	.181**	.081	.174**			.045	.098	.036	.079
就業有無 (0=無、1=有)					.065	.037					-.072	-.039
集団参加有無 (0=無、1=有)					-.020	-.012					.112	.068
近隣関係の良好さ					.084	.175***					.122	.271***
友人との交流頻度					.004	.006					.005	.008
F		19.651***		9.580***		8.689***		19.639***		7.910***		8.951***
ΔF		19.651***		3.337***		3.682**		19.639***		1.392		10.104***
R ²		.243		.313		.341		.234		.264		.337

***p < .001, **p < .01, *p < .05

男女別階層的重回帰分析を行った結果、男性のモデル1では、経済水準、健康状態が有意に正の関連がみられた。モデル2では、モデル1からのFの変化量 (ΔF) が有意であった。経済水準、健康状態に加え、家族との交流頻度が有意であり、家族と交流する頻度が多いほど、生活満足度が有意に高かった。最後に、モデル3も、モデル2からのFの変化量は有意であり、経済水準、健康状態、家族との交流頻度に加えて、近隣関係の良好さが有意に正の関連があり、近隣関係が良いほど、生活満足度が高かった（表3）。

女性のモデル1では、経済水準、健康状態が有意に正の関連がみられた。モデル2では、モデル1からのFの変化量が有意でなかった。モデル3は、モデル2からのFの変化量が有意であった。経済水準、健康状態、同性兄弟の有無（負の関連）に加え、近隣関係の良好さが有意に正の関連がみられた（表3）。以上の分析の結果、男性は、家族領域・非家族領域ともに生活満足度の上昇に寄与していたが、

女性は非家族領域のみ有意であった。

3.4 男女別階層的重回帰の結果—精神的健康

精神的健康と関連する要因を検討するため、生活満足度と同様に男女別階層的重回帰分析を行った。

男性のモデル1では、経済水準、健康状態が有意に正の関連がみられた。モデル2では、モデル1からのFの変化量は有意でなかった。モデル3は、モデル2からのFの変化量は有意であり、経済水準、健康状態に加え、近隣関係の良好さと有意な正の関連がみられ、近隣と関係が良いほど、精神的健康が高かった（表4）。

女性のモデル1では、経済水準、健康状態が有意に正の関連がみられた。モデル2では、モデル1からのFの変化量は有意でなかった。モデル3の場合、モデル2からのFの変化量は有意であり、経済水準、健康状態、親存命（親との同居と負の関連）に加え、近隣関係の良好度と有意に正の関連がみられた（表4）。精神的健康については、男女とも非家族領域のみ、精神的健康の上昇に寄与していることが示唆された。

表4 精神的健康を従属変数とした男女別階層的重回帰分析結果

変数	男性(n=374)						女性(n=389)					
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル1		モデル2		モデル3	
	B	β	B	β	B	β	B	β	B	β	B	β
年齢	.015	.048	.009	.028	.006	.021	-.010	-.033	-.011	-.039	-.010	-.033
居住年数 (0=30年未満、1=30年以上)	.133	.028	.087	.018	-.192	-.040	.442	.088	.400	.080	.351	.070
教育水準 (Ref=高卒)												
中卒程度	-.182	-.033	-.215	-.039	-.342	-.063	.319	.064	.227	.045	.287	.058
大卒程度	.269	.058	.180	.039	.247	.053	.093	.016	.206	.036	.183	.032
経済水準	.416	.167***	.392	.158**	.318	.128*	.505	.197***	.451	.176***	.420	.164***
健康状態	.708	.373***	.696	.367***	.667	.351***	.657	.329***	.652	.327***	.563	.282***
婚姻歴 (Ref=配偶者有)												
離別			.651	.047	.716	.052			-1.000	-.114*	-1.045	-.119*
死別			-.916	-.092	-.909	-.092			-.009	-.002	-.074	-.015
未婚			-.813	-.088	-.673	-.073			-.136	-.010	-.419	-.031
子ども (Ref=子どもとの別居)												
子ども無			-.095	-.013	-.161	-.023			.011	.001	.223	.023
子どもとの同居			-.231	-.067	-.318	-.073			.031	.007	.074	.016
親存命 (Ref=親との別居)												
親他界			.109	.019	.164	.029			-.176	-.032	-.257	-.047
親との同居			-.238	-.029	-.333	-.040			-1.362	-.134*	-1.343	-.133*
同居の孫有無 (0=無、1=有)			.104	.015	.101	.014			.072	.012	-.022	-.004
同性兄弟有無 (0=無、1=有)			-.163	-.032	-.130	-.025			.151	.029	.204	.039
異性兄弟有無 (0=無、1=有)			.135	.029	.099	.021			-.171	-.033	-.231	-.044
家族との交流頻度			.019	.017	.009	.008			.049	.042	.028	.023
就業有無 (0=無、1=有)					.107	.025					.118	.025
集団参加有無 (0=無、1=有)					-.193	-.046					.150	.033
近隣関係の良好さ					.270	.233***					.193	.166***
友人との交流頻度					.029	.019					.143	.092
F	16.007***		6.381***		6.565***		13.352***		5.679***		5.660***	
ΔF	16.007***		1.103		5.864***		13.352***		1.409		4.631***	
R ²	.207		.234		.281		.173		.207		.245	

***p < .001, **p < .01, *p < .05

4. 考察

4.1 結果のまとめと考察

生活満足度や精神的健康を従属変数として男女別階層的重回帰分析を行った結果をまとめると以下の通りである。

1つ目は、従属変数生活満足度や精神的健康について、性別関係なく有意な結果が得られた共通要因は、経済水準と健康状態、また近隣関係の良好さであった。経済状況や健康状態が高いと、生活満足度が高く、精神的健康にも良い影響を与えることは、先行研究と一致する結果であった（長田ら、

1999; Pinquart & Sorensen, 2000; 川本ら, 2004; 塚田, 2016)。

高齢者にとって近隣の人は、非常時の助け合いや家事や用事の手助けを求められることができる社会的ネットワークとして、挨拶や立ち話のような弱い紐帯を持つことによって、地域への支え合い意識を高められる(澤岡ら, 2015)。さらに、近隣関係は、それまでのネットワークを維持するだけでなく、新しくネットワークを形成することも可能であり、その関係を維持することは精神的健康の低下を抑制することを踏まえると(Harada et al., 2021)、高齢期にとって重要な社会的ネットワークであると考えられる。

2つ目は、男性は、家族との交流が多いと生活満足度が高いことが示唆された。表2の男女別の平均値の検討において、男性は同居者がいること、未婚者に比べて配偶者がいること、また、子どもがいない人に比べて、同居、別居関わらず子どもがいる人の生活満足度が高いことが示された。家族との交流を捉える変数として、家族と一緒に夕食する頻度を用いて分析したため、高齢男性の生活満足度において、家族領域のネットワークのリソースが重要であると考えられる。

3つ目は、女性において、同性兄弟である姉妹がいることと生活満足度と負の関連がみられた。兄弟姉妹は高齢期の潜在的なサポート源として考えられるが、本研究では、生活満足度と負の関連が見られ、先行研究とは異なる結果であった(Stocker et al., 2020)。女性高齢者は、兄弟姉妹との関係において、本人との関係だけではなく、夫、或いは本人の子どもと兄弟姉妹の関係が良好ではない場合、女性高齢者本人と兄弟姉妹の交流頻度が多いほど、主観的ウェルビーイングが低いことが指摘された(吉原, 2009)。また、高齢になると、兄弟姉妹との死別を経験する可能性が高くなる。とくに、本研究では、亡くなった兄弟姉妹も含まれているため、死別の影響によって、生活満足度が低くなった可能性も考えられる。以上の点を含めて検討したため、兄弟姉妹の生死や他の家族との関係の情報も含めて分析が必要である。

4つ目は、女性において、配偶者がいる方に比べて離別したこと、親と別居に比べて同居している方の精神的健康が低いことが示唆された。配偶者との離別は、女性において精神的健康へネガティブな影響を与えるとの先行研究と一致する結果であった(Kalmijn & Monden, 2006)。

親との同居のネガティブな影響の理由としては、介護の負担を考えられる。長寿の親を介護している中高年の子どもは高い不安を抱えていることが知られている(Brandão et al., 2017)。2019年国民生活基礎調査によると、介護を担っている人は、要介護者と同居している人、女性、60-69歳の人が多いことが示された(厚生労働省, 2019)。主に親や配偶者を介護すると予想される60-69歳の人にとっては、加齢における要介護者の要介護度の上昇や介護者の身体的変化が不安要素として働き、精神的健康にネガティブな影響を与えている可能性が考えられる。

5つ目は、生活満足度と精神的健康は、相関が高く、影響する要因として基本的属性のうち、経済水準や健康状態、非家族領域のうち、近隣関係の良好さにおいて、ロバストな結果が示されたが、家族領域に関しては性別による違いがみられた。精神的健康において男性は、家族領域の要因が影響していなかったが、女性は離別や親との同居において負の関連がみられ、これらの要因は日常生活において負担をもたらし得る要因であると考えられる。しかし、いつ離別したのかという情報が不明な限界があり、精神的健康に影響する要因の違いについては、他の情報も考慮した更なる検討が必要と考える。

6つ目は、表2の男女別の平均値の検討において、集団参加をしている人が男女それぞれの生活満足度、女性の精神的健康が高いことが示されたが、男女別階層の重回帰分析では有意な結果が得られなかった。その理由として、高齢期の集団参加によって、地域におけるネットワークの形成が予想されることから(宍戸, 2006; 片桐, 2012; 2017)、集団参加の影響が近隣関係の良好さに反映されている可能性が考えられる。しかし、実際、集団参加が近隣関係に影響を及ぼしているのか、本データでは確認できないため、今後検討する必要がある。

4.2 今後の課題

本研究では、JGSS-2018の全国サンプルを用いて、家族・非家族における社会的ネットワークの多様性が、生活満足度や精神的健康とどう関連するのかについて検討した。しかし、兄弟姉妹の場合、死亡した人も含まれていることや非家族領域のネットワークとして、就業状況や集団参加を用いたが、社会活動を通じたネットワークの実在については確認できなかったことなど、今後の検討課題として残る。

また、本データでは、「組織への所属」の質問項目に、町内会・自治会が入っていなかった。男性高齢者が最も参加している集団参加活動は町内会・自治会である（内閣府，2018）。自治会・町内会の活動が含まれていないことによって、男性高齢者の集団参加活動者が少なくなった可能性も考えられる。また、「組織への所属」項目のうち、「消費者生活協同組合」も集団参加の変数に含めたが、消費者生活協同組合は、地域社会のための社会活動にも取り組んでおり、そのイベントに参加する高齢者もいる一方、単に買い物のため、消費者生活協同組合に加入している可能性も多いことから、消費者生活協同組合を高齢者の集団参加として含めることについて、検討が必要であろう。

最後に、本研究では、家族・非家族領域のネットワークに焦点を当てたが、社会的ネットワークの多様性を捉えるためには、医者やヘルパーなど医療や介護の専門家も、高齢者にとって有用な社会的ネットワークになり得るため、このようなネットワークについても今後考慮する必要があると考えられる。

[Acknowledgement]

日本版General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学JGSS研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。JGSS-2017/2018は京都大学大学院教育学研究科教育社会学講座の協力を得て実施し、文部科学省「特色ある共同研究拠点の整備の推進事業 機能強化支援」とJSPS科研費JP17H01007の支援を受けた。JGSS-2018データの整備は、JSPS人文学・社会科学データインフラストラクチャー構築推進事業JPJS00218077184の支援を得た。また、本研究はJST次世代研究者挑戦的研究プログラムJPMJFS2126の支援を受けたものである。

[参考文献]

- Boerner, K., Kim, K., Kim, Y. K., & Jopp, D. S., 2021, "Support exchanges among very old parents and their children: Findings from the Boston Aging Together Study," *The Gerontologist*, 62(3): 375-384.
- Brandão, D., Ribeiro, O., Oliveira, M., & Paúl, C., 2017, "Caring for a centenarian parent: A exploratory study on role strains and psychological distress." *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 31(4): 984-994.
- Clark, A. E., & Georgellis, Y., 2013, "Back to baseline in Britain: adaptation in the British household panel survey," *Economica*, 80(319): 496-512.
- 出村慎一・野田政弘・南雅樹・長澤吉則・多田信彦・松沢甚三郎, 2001, 「在宅高齢者における生活満足度に関する要因」『日本公衆衛生雑誌』48(5), 356-366.
- Ellwardt, L., Aartsen, M., & van Tilburg, T., 2017, "Types of non-kin networks and their association with survival in late adulthood: a latent class approach." *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 72(4): 694-705.
- Granovetter, M. S., 1973, "The strength of weak ties," *American journal of sociology*, 78(6), 1360-1380.
- Harada, K., Masumoto, K., Katagiri, K., Fukuzawa, A., Touyama, M., Sonoda, D., Okada, S., 2021, "Three-year effects of neighborhood social network intervention on mental and physical health of older adults," *Aging & Mental Health*, 25(12): 2235-2245.

- 原田謙・杉澤秀博・浅川達人・斎藤民, 2005, 「大都市部における後期高齢者の社会的ネットワークと精神的健康」 『社会的評論』 55(4): 434-448.
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., & Layton, J. B., 2010, “Social relationships and mortality risk: a meta-analytic review,” *PLoS medicine*, 7(7): e1000316.
- Huxhold, O., Miche, M., & Schüz, B., 2014, “Benefits of having friends in older ages: Differential effects of informal social activities on well-being in middle-aged and older adults,” *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69(3): 366-375.
- Kahn, R.L. & Antonucci, T.C., 1980, “Convoys over the Life Course: Attachment, Roles, and Social Support,” In: Baltes, P.B., & Brim, O.G. eds., *Life Span Development and Behavior Vol. 3*, Academic Press, 253-286.
- Kalmijn, M., & Monden, C. W., 2006, “Are the negative effects of divorce on well-being dependent on marital quality?,” *Journal of marriage and family*, 68(5), 1197-1213.
- 片桐恵子, 2012, 『退職シニアと社会参加』 東京大学出版会.
- , 2013, 「日本の中高年層のCivic Engagementに関連する要因の検討-JGSS-2012 によるジェンダーと年齢による違いの検討」 『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』 13: 57-66.
- , 2017, 『「サードエイジ」をどう生きるか—シニアと拓く高齢先端社会』 東京大学出版会.
- 川本龍一・吉田理・土井貴明, 2004, 「地域在住高齢者の精神的健康に関する調査」 『日本老年医学会雑誌』 41(1): 92-98.
- Khodabakhsh, S., 2021, “Factors Affecting Life Satisfaction of Older Adults in Asia: A Systematic Review,” *Journal of Happiness Studies*, 23: 1289-1304.
- Kim, J., 2017, “Social Network Diversity and Cognitive Function in Late Life,” *Korea Journal of Population Studies*, 40(4): 1-24.
- 厚生労働省, 2019, 「2019年国民生活基礎調査—IV 介護の状況」, (<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa19/dl/05.pdf>).
- Lawton M.P., 1991, “A multidimensional view of quality of life in frail elders,” In: Birren, E.J., Rowe, J., Lubben, E.J., & Deutchman, E.D. eds., *The concept and measurement of quality of life in the frail elderly*, Academic Press: 3-27.
- Moore, S., Teixeira, A., & Stewart, S., 2016, “Do age, psychosocial, and health characteristics alter the weak and strong tie composition of network diversity and core network size in urban adults?,” *SSM-population health*, 2: 623-631.
- Moorman, S. M., & Stokes, J. E., 2016, “Solidarity in the grandparent-adult grandchild relationship and trajectories of depressive symptoms,” *The Gerontologist*, 56(3): 408-420.
- 長田篤・山縣然太郎・中村和彦・宮村季浩・浅香昭雄, 1999, 「地域後期高齢者の主観的幸福感とその関連要因の性差」 『日本老年医学会雑誌』 36(12): 868-873.
- 内閣府, 2018, 『平成30年版高齢社会白書』.
- , 2021, 『令和3年版高齢社会白書』.
- Nicholson, N. R., 2012, “A review of social isolation: an important but underassessed condition in older adults,” *The journal of primary prevention*, 33(2): 137-152.
- 野田政弘・出村慎一・南雅樹・長澤吉則・多田信彦・野田洋平, 2001, 「在宅高齢者における生活満足度の特徴: 性差, 年代差および生活満足度相互の関連」 『体育学研究』 46(3): 257-267.
- Pan, X., & Chee, K. H., 2019, “The power of weak ties in preserving cognitive function: a longitudinal study of older Chinese adults,” *Aging & Mental Health*, 24(7): 1046-1053.
- Penninx, B. W., Guralnik, J. M., Ferrucci, L., Simonsick, E. M., Deeg, D. J., & Wallace, R. B., 1998, “Depressive symptoms and physical decline in community-dwelling older persons,” *Jama*, 279(21): 1720-1726.

- Pinquart, M., & Sörensen, S., 2000, “Influences of socioeconomic status, social network, and competence on subjective well-being in later life: a meta-analysis,” *Psychology and Aging*, 15(2): 187-224.
- 澤岡詩野・渡邊大輔・中島民恵子・大上真一, 2015, 「都市高齢者の近隣との関わり方と支え合いへの意識—非常時と日常における近隣への意識に着目して—」 『老年社会科学』 37(3): 306-315.
- 柴田博, 1996, 「高齢者の Quality of life (QOL)」 『日本公衆衛生雑誌』 43(11): 941-945.
- 鈴木努, 2008, 「社会ネットワークの多層性・多重性・多様性」 『社会学論考』 29: 1-20.
- 宍戸邦章, 2006, 「高齢期における社会的ネットワークの「多様性」—JGSS-2003データを用いた「相談」ネットワークの分析—」 『日本版 General Social Surveys 研究論文集』 5: 117-132.
- 杉井潤子・本村汎, 1992, 「高齢者の主観的幸福感をめぐる—研究—家族システムの構造的要因との関連において—」 『家族社会学研究』 4(4): 53-65.
- Stocker, C. M., Gilligan, M., Klopach, E. T., Conger, K. J., Lanthier, R. P., Neppel, T. K., O’Neal, C.W & Wickrama, K.A.S., 2020, “Sibling relationships in older adulthood: Links with loneliness and well-being,” *Journal of Family Psychology*, 34(2): 175-185.
- 富樫ひとみ, 2007, 「高齢者の社会関係に関する文献的考察—社会関係の構造的特質の検討—」 『立命館産業社会論集』 42: 165-181.
- 塚田典子, 2016, 「高齢者の総合生活満足度に関連する要因研究—日・米の国際比較調査データを用いて—」, 内閣府平成27年度「第8回高齢者の生活と意識に関する国際比較調査結果の解説」, (https://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h27/zentai/pdf/kourei_4_tukada.pdf).
- 吉原千賀, 2009, 「高齢者の主観的幸福感と2つの家族-自分のきょうだいと配偶者・子どもとの関係」 『奈良女子大学社会学論集』 16: 61-76.