

## 高齢期の配偶者ならびに配偶者以外の家族との関係が 認知機能と主観的 well-being に及ぼす影響<sup>1</sup>

### Effects of Older Adults' Relationship with Their Spouse and Other Family Members on Their Cognitive Function and Subjective Well-Being

田中真理<sup>2\*</sup>・鎌田晶子<sup>\*\*</sup>・秋山美栄子<sup>\*\*\*</sup>

Mari TANAKA, Akiko KAMADA, Mieko AKIYAMA

**要旨：**本研究の目的は高齢期の配偶者との関係と配偶者以外の家族関係が、認知機能低下と主観的幸福感や生きがい、孤独感に及ぼす影響について、家族ネットワークの特徴別に検討することであった。分析対象者は65歳以上で配偶者もしくはその他の家族との交流があると回答した260名であった（平均年齢は74.37±5.36歳、65-94歳）。分析の結果、有配偶者×家族交流あり群（ $n=141$ ）では配偶者との共同行動や自己開示、配偶者以外の家族への自己開示と彼らからの感謝表現が幸福感や生きがい、社会的孤独感に寄与していた。有配偶者×家族交流なし群（ $n=57$ ）では、配偶者への自己開示が幸福感と社会的孤独感に有意な影響を示し、無配偶者×家族交流あり群（ $n=62$ ）では家族からの感謝表現が幸福感を高め、自覚的認知機能低下と社会的孤独感を抑制していた。以上のことから、高齢者のwell-beingには家族のネットワークの特徴によって、配偶者やその他の家族のもつ機能が異なる可能性が示された。

**キーワード：**夫婦関係、配偶者以外の家族関係、認知機能低下、孤独感、生きがい

高齢期は、職業生活からの引退、身体機能低下や健康状態の悪化、死別などさまざまな要因によって社会関係が変容しやすい時期である。たとえば3つのコホートによる縦断調査を実施した小林・Liang（2011）は、親友数、親しい近隣数や友人・近隣や親戚との対面接触頻度は加齢とともに減少することを報告している。こうした社会関係は、関係の有無や接触頻度など関係の客観的で量的な構造的側面と、相手とどのようなやりとりがされているかという関係の質的な機能的側面に大別され検討されてきた（小林，2015）。特に高齢期の社会関係の中でも家族とのつながりは、人生の後期まで維持されやすく、また選好されやすい重要なソーシャルサポート源（権，2006）でもあることから、家族の構造的・機能的な側面についての検討がなされている。主観的

\* たなか まり 客員研究員・鹿児島県立短期大学生生活科学科

\*\* かまだ あきこ 文教大学人間科学部

\*\*\* あきやま みえこ 文教大学人間科学部

幸福感や well-being, メンタルヘルスといった指標に関しては, 配偶者や同居子の存在が長期にわたり寄与すること (中川, 2019) や, 夫婦関係の質や関係満足度が高齢者の主観的幸福感や精神的健康に関連するという報告などがある (e.g., 伊藤・相良, 2012; 伊藤・下仲・相良, 2009; 田中・鎌田・秋山, 2018)。一方, 近年こうした家族とのつながりについて高齢者の家族意識の変化が指摘されている。内閣府 (2015) の調査では, 2000 年以降の 15 年間で子や孫とのつきあい方について「いつも一緒に生活できるのがよい」という意見が減少し, 「ときどき会うのがよい」が増加するという家族意識の変化を明らかにしている。またその内容は世帯類型によっても異なっており, 三世帯世帯では約 8 割が「いつも一緒に生活できるのがよい」と最も多かったが, 夫婦のみ世帯, 夫婦と子ども世帯, 単身世帯では「ときどき会うのがよい」が最多であった。世帯類型やつながりのある家族成員が異なれば, それらの主観的幸福感など well-being への機能も異なることが予想される。そこで本研究では, 家族ネットワークによって, 高齢者の well-being における配偶者ならびに配偶者以外の家族関係が及ぼす影響が異なるかを検討することを目的とする。

## 方 法

### 調査対象および調査手続き

本調査への協力依頼を承諾した九州南部の老人クラブ, 公民館, 高齢者福祉センターと関東圏の地域交流クラブの計 4カ所を利用・登録している地域在住の高齢者を対象に, 2019 年 10 月から 12 月にかけて質問紙を配布し, 郵送にて調査票を回収した。調査票の表紙に, 回答は無記名で行うこと, 回答拒否と中断の自由は保障されること, 調査参加への同意確認は調査票への回答と提出をもって行うことを明記した。また, 調査実施に先立ち, 鹿児島県立短期大学研究倫理審査部会の承認を得た (番号: 2019-03)。回収された 332 名分のデータうち 65 歳以上で配偶者がいるあるいは家族との交流があると回答した 260 名を分析対象とした。性別は男性 123 名, 女性 137 名で, 平均年齢は  $74.37 \pm 5.36$  歳 (レンジ: 65-94 歳) であった。なお欠損値はペアワイズ除去を行った。

### 質問紙の構成

**家族関係** 配偶者と配偶者以外の家族についてそれぞれ以下の項目への回答を求めた。なお本調査では, 配偶者以外の家族についての同居の有無については問わず, 普段関わりがある家族について回答するよう求めた。自己開示では伊藤・相良 (2012) を参考にした田中・秋山・鎌田 (2018) の 8 項目について 4 件法で回答を求めた。共同行動は, 伊藤・相良 (2012) の買い物, 外食, 旅行, 趣味や社会活動の 4 項目について 4 件法で回答を求めた。感謝表現は, Park, Impett, MacDonald, & Lemay (2019) を参考に, 配偶者と配偶者以外の家族がどの程度自分に感謝を表現するかについて 5 件法 (1. 一度もない—5. とてもよくある) で評定を求めた。

**認知機能** 宇良・粟田他 (2015) によって開発された地域高齢者の認知機能低下を測定する認知症チェックリストを用いた。この尺度は宮前・宇良他 (2016) によって並存的妥当性と弁別的妥当性が確認されている。IADL に関わる自覚的生活機能低下と自覚的認知機能低下の各 5 項目, 10 項目について 4 件法で回答を求めた。回答選択肢は文章の内容に応じて「1. 問題なくできる—4. できない」あるいは「1. まったくない—4. いつもそうだ」であった。

**主観的 well-being** 主観的 well-being のポジティブ指標として主観的幸福感を測定できる

S-WHO-5-J (稲垣・井藤・佐久間他, 2013) と今井・長田・西村 (2012) の生きがい尺度から「自己存在の意味の認識」3項目を用いた。ネガティブ指標として親密な対人関係の欠如を意味する情緒的孤独感3項目 (項目例: 私には, 身近に話せる人がいなくて寂しい) と広域な社会的ネットワークの欠如を指す社会的孤独感3項目 (項目例: 私には, 困ったときに頼れる人がたくさんいる) の2因子で構成される孤独感尺度 (De Jong Gierveld, 2006) の計6項目を用いた。孤独感尺度は, 7か国において因子構造の頑健性と信頼性が確認されている (De Jong Gierveld & Van Tilburg, 2010)。第一筆者が日本語の下案を作成し, それを英語が堪能な研究協力者1名によって修正検討を行った後, 最終的に共著者全員で確認し調整した。各項目について3件法 (1. そうだ—3. ちがう) で回答を求め, 各下位尺度得点が高いほど孤独感が高くなるように得点を換算した。

**個人要因** 性別, 年齢, 家族構成 (配偶者の有無, 同居家族の有無, 配偶者以外の家族との交流の有無), 就業状況について尋ねた。団体活動参加頻度は5件法 (週1回以上, 月1~3回, 月1回未満, この1年間は参加していない), 主観的健康は4件法, 経済状態は5件法でそれぞれ回答を求めた。

## 結 果

### 分析対象者の内訳と群間差の検討

本研究は家族関係の影響をつながりのある家族ネットワークの特徴別に検討することが目的であった。そこで分析対象者を配偶者の有無と配偶者以外の家族交流の有無の組み合わせによって, 有配偶者でかつ配偶者以外の家族交流がある群 (以下; 有配偶者×家族交流あり群,  $n=141$ ), 有配偶者ありかつ配偶者以外の家族交流がない群 (以下; 有配偶者×家族交流なし群,  $n=57$ ), 無配偶者で配偶者以外の家族交流がある群 (以下; 無配偶者×家族交流あり群,  $n=62$ ) の3群に分類した。3群間の個人要因の差について検討した結果, 年齢 ( $F(2,257)=1.60, ns$ ), 就業の有無 ( $\chi^2(2)=1.38, ns$ ), 月1回以上の団体活動参加頻度の有無 ( $\chi^2(2)=.62, ns$ ), 経済状態 ( $\chi^2(2)=2.44, ns$ ), 主観的健康 ( $\chi^2(2)=4.03, ns$ ) では群間に差は認められなかった。性別のみ群間に偏りが認められ, 有配偶者×家族交流なし群では男性が有意に多く, 無配偶者×家族交流あり群では女性が有意に多かった ( $\chi^2(2)=28.56, p<.01$ )。

### 各変数の検討

各変数の一次元性を確認するために, 各変数の下位尺度ごとに主成分分析を行い,  $\alpha$ 係数を算出した。その結果各下位尺度の成分負荷量は自覚的生活機能低下が.71以上 ( $\alpha=.85$ ), 自覚的認知機能低下が.67以上 ( $\alpha=.74$ ), 主観的幸福度は.65以上 ( $\alpha=.83$ ), 自己存在の意味の認識は.88以上 ( $\alpha=.87$ ), 情緒的孤独感が.67以上 ( $\alpha=.62$ ), 社会的孤独感が.85以上 ( $\alpha=.81$ ), 配偶者への自己開示は.84以上 ( $\alpha=.96$ ), 共同行動は.84以上 ( $\alpha=.89$ ), 配偶者以外の家族への自己開示では.87以上 ( $\alpha=.96$ ), 配偶者以外の家族との共同行動は.88以上 ( $\alpha=.93$ ) であったため, 各下位尺度の一次元性と一定の内的整合性が確認されたと判断した。

### 認知機能と主観的 well-being に及ぼす影響

配偶者と配偶者以外の家族との関係がそれぞれ, 認知機能と主観的 well-being のポジティブならびにネガティブな指標に及ぼす影響を検討するため, 群ごとに家族関係に関する指標を説明変数, 各 well-being に関する指標を目的変数とする重回帰分析を行った。重回帰分析ではまず

個人要因の影響を統制するため、Step1にて性別（0=男性，1=女性），年齢，就業の有無，団体活動参加頻度（1=月1回以上，0=月1回未満），経済状態（1=ゆとりがあるならびに標準的である，0=ゆとりがない），主観的健康（1=健康である，0=健康でない）を調整変数として強制投入し，Step2で配偶者と配偶者以外の家族それぞれの自己開示，共同行動，感謝表現を独立変数として分析（ステップワイズ法）を行った（Table 1）。

分析の結果，有配偶者×家族交流あり群では，主観的幸福感に配偶者との共同行動（ $\beta = .29, p < .01$ ），配偶者以外の家族との自己開示（ $\beta = .20, p < .05$ ），配偶者以外の家族からの感謝表現（ $\beta = .18, p < .05$ ）が，自己存在の意味の認識には配偶者以外の家族の自己開示（ $\beta = .24, p < .001$ ）と感謝表現（ $\beta = .33, p < .001$ ）が，さらに社会的孤独感には配偶者の自己開示（ $\beta = -.21, p < .05$ ）と配偶者以外の家族との共同行動（ $\beta = -.35, p < .001$ ）がそれぞれ有意な影響を示した。しかし，認知機能低下と情緒的孤独感については家族関係の有意な影響は認められなかった。有配偶者×家族交流なし群では，主観的幸福感に配偶者への自己開示（ $\beta = .43, p < .01$ ）が有意に寄与していたが，認知機能低下や孤独感については配偶者関係の影響は示されなかった。無配偶者×家族交流あり群では，家族からの感謝表現が主観的幸福感を高め（ $\beta = .46, p < .01$ ），自覚的認知機能低下（ $\beta = -.49, p < .01$ ）と社会的孤独感（ $\beta = -.70, p < .001$ ）を有意に低減させていた。

## 考 察

本研究では，高齢期の配偶者ならびに配偶者以外の家族との関係が，認知機能や well-being に及ぼす機能について交流のある家族ネットワークの特徴別に検討した。有配偶者で他の家族とも交流がある高齢者では，配偶者と一緒に行動する頻度が主観的幸福感を高め，配偶者への自己開示が社会的孤独感の抑制に寄与していた。配偶者以外の家族関係では，彼らへの自己開示と彼らからの感謝表現の頻度が主観的幸福感と自己存在の意味の認識を肯定化させ，彼らとともに行動する頻度は社会的孤独感を抑制していた。これらのことから配偶者ともそれ以外の家族とも交流のある高齢者の場合，主観的 well-being には，配偶者とそれ以外の家族とのコンパニオンシップやコミュニケーションの質，さらには配偶者以外の家族とのコミュニケーションや感謝されることも重要であることが示された。一方，家族関係が配偶者に限定される高齢者の場合は，配偶者への自己開示が主観的幸福感に寄与しており，唯一の身近な家族である配偶者との関係の質が主観的幸福感に重要であることが示された。逆に配偶者がいない高齢者では，家族からの感謝表現の頻度が，自覚的認知機能低下を抑制させており，家族への自己開示と共同行動に関しては有意な影響は認められなかった。配偶者のいない高齢者の場合，他の家族とのつながりよりも，彼らの役に立つことや感謝されるような家族との関わりが認知機能や主観的 well-being にとって重要であることが明らかとなった。三浦・上里（2006）は配偶者や家族などからのソーシャルサポートの受領だけでなく，サポートを提供することもメンタルヘルスのよさに影響し，さらに配偶者以外の家族に対してはサポート提供の多さが充実感や連帯感の高さと関連することを報告している。本研究では実際のサポートの提供が行われたかを検討することはできなかったため，今後詳細に検討する必要があるものの，配偶者のいない高齢者にとっては他の家族の役に立ったり，感謝されることが幸福感のみならず社会とのつながりがあると感じることに影響することが示唆された。さらに自己存在の意味の肯定化には，いずれの群も配偶者との関係ではなく，配偶者以外の家族や家庭外のグループ活動への参加が影響していたことから，生きがいに関しては家

Table 1 群ごとの認知機能と主観的 well-being を目的変数とした重回帰分析結果

説明変数		目的変数	自覚的生活機能低下			自覚的認知機能低下			主観的幸福感		
			1群	2群	3群	1群	2群	3群	1群	2群	3群
Step1	個人要因	性別	-.03	-.10	-.39**	-.17	-.05	.01	.04	.09	-.09
		年齢	-.02	.02	-.09	.04	.29	.18	.02	.20	.13
		就業	.10	-.24*	-.13	.01	.01	-.14	-.04	.09	-.02
		団体活動参加	-.09	-.40**	-.15	.13	-.05	.00	-.09	-.21	.01
		主観的健康	.05	-.55***	-.34*	-.02	.04	-.38**	.15	.30	.03
	経済状態	-.04	.07	-.16	-.25	-.08	-.01	.06	.20	.17	
Step2	配偶者	自己開示								.43**	
		共同行動							.29**		
		感謝表現									
	配偶者以外の家族	自己開示							.20*		
		感謝表現							.18*		.46**
		R <sup>2</sup> ns	.62***	.38**	ns	ns	.40**	.32***	.40**	.32*	

  

説明変数		目的変数	自己存在の意味の認識			情緒的孤独感			社会的孤独感		
			1群	2群	3群	1群	2群	3群	1群	2群	3群
Step1	個人要因	性別	.08	-.10	-.05	.02	-.16	-.09	-.19*	-.25	.22
		年齢	.28**	-.12	.03	.08	.17	.12	-.19*	-.12	.04
		就業	.26**	-.01	.16	.04	-.18	.03	-.22*	-.51	.09
		団体活動参加	.14	.38*	.67***	-.02	-.15	-.11	-.13	-.15	-.09
		主観的健康	.11	.34*	-.11	-.18	-.07	-.30	-.12	.09	-.05
	経済状態	-.02	-.07	-.14	-.06	-.04	-.09	.07	-.06	-.02	
Step2	配偶者	自己開示							-.21*		
		共同行動									
		感謝表現									
	配偶者以外の家族	自己開示	.24***								
		感謝表現	.33***						-.35***		-.70***
		R <sup>2</sup> .37***	.29*	.38**	ns	ns	ns	.34***	ns	.51***	

注) Step1にて個人要因として性別、年齢(0=男性、1=女性)、就業、団体活動参加、主観的健康感、経済状態を強制投入法により調整した。表中の数字は標準偏回帰係数を示し、「—」は対象者の属性上該当しない変数を意味する。1群は「有配偶者×家族交流あり群(n=141)」、2群は「有配偶者×家族交流なし群(n=57)」、3群は「無配偶者×家族交流あり群(n=62)」を示す。

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

家族関係以外のより幅広い視点でとらえていく必要があると考えられる。以上のことから、高齢者の家族ネットワークの特徴によって、well-beingにおける配偶者やその他の家族のもつ機能が異なることが明らかとなった。したがって、高齢者の家族関係やその機能について検討する際は、家族ネットワークの構造的特徴を考慮しながら議論していく必要がある。

最後に、本研究の限界と今後の課題について述べる。まず、本研究では配偶者以外の家族成員の内訳について詳細に検討することができなかった。中川(2019)は縦断データを用いて主観的幸福感に及ぼす家族に関わる変数のうち、配偶者や同居子の有無では関連が認められたものの、別居子の交流頻度については認められなかったことを報告している。同居の有無あるいは子どもと孫では高齢者にとっての意味づけも異なってくるため、より詳細な検討が望まれる。一方で小林(2016)は多様な居住形態の高齢者が増加することを想定し、同居や独居という概念の再構築について提起している。今後は高齢者の社会関係の構造に関する指標についても、介入可能性を視野に入れた有用な視点について模索していく必要があるだろう。また本研究では家族関係に焦点をあてため、友人などの家族以外の社会関係指標や、無配偶者で家族交流がない高齢者については未検討となっている。今後、単身世帯高齢者の増加が見込まれており、家族以外の社会関係の重要性も増してくることが予想される。家族だけでなく家族以外の社会関係の機能についてもさらに検討していく必要があると考える。

## 引用文献

- De Jong Gierveld, J. (2006) A 6-item scale for overall, emotional, and social loneliness: Confirmatory tests on survey data. *Research on Aging*, 28 (4), 582-598.
- De Jong Gierveld, J., & Van Tilburg, T. (2010) The De Jong Gierveld short scales for emotional and social loneliness: tested on data from 7 countries in the UN generations and gender surveys. *European Journal of Ageing*, 7, 121-130.
- 今井忠則・長田久雄・西村芳貢 (2012) 生きがい意識尺度 (Ikigai-9) の信頼性と妥当性の検討, 日本公衆衛生雑誌, 59 (7), 433-439.
- 稲垣宏樹・井藤佳恵・佐久間尚子・杉山美香・岡村毅・粟田主一 (2013) WHO-5 精神健康状態表簡易版 (S-WHO-5-J) の作成およびその信頼性・妥当性の検討 日本公衆衛生雑誌, 60 (5), 294-301.
- 伊藤裕子・相良順子 (2012) 定年後の夫婦関係と心理的健康との関連—現役世代との比較から— 家族心理学研究, 26 (1), 1-12.
- 伊藤裕子・下仲順子・相良順子 (2009) 中高年期における夫婦の関係と心理的健康—世代比較を中心に— 文教学院大学総合研究所紀要, 10, 191-204.
- 榎滋珠 (2006) 中都市在住高齢者のソーシャルサポート選好—その構造と高齢者の基本属性との関連 岡崎女子短期大学研究紀要, 39, 1-10.
- 小林江里香 (2015) 高齢者の社会関係・社会活動 老年精神医学雑誌, 26 (11), 1281-1290.
- 小林江里香 (2016) 高齢者の社会関係における世代的・時代的变化—全国高齢者の長期縦断研究から— 老年社会科学, 38 (3), 37-344.
- 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.
- 三浦正江・上里一郎 (2006) 高齢者におけるソーシャルサポート授受と自尊感情, 生活充実感の関連, カウンセリング研究, 39 (1), 40-48.
- 宮前史子・宇良千秋・佐久間尚子・新川祐利・稲垣宏樹・伊集院睦雄・岡村毅・杉山美香・粟田主一 (2016) 自記式認知症チェックリストの開発 (2): 尺度項目案の作成と因子的妥当性および内的信頼性の検討, 日本老年医学会雑誌, 53 (4), 354-362.
- 中川威 (2019) 高齢期における主観的幸福感の安定性と変化—9年間の縦断研究— 老年社会科学, 40 (1), 22-31.
- 内閣府 (2015) 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 (<https://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h27/zentai/index.html>)
- Park, Y., Impett, E. A., MacDonald, G., & Lemay, E. P., Jr. (2019) Saying "thank you": Partners' expressions of gratitude protect relationship satisfaction and commitment from the harmful effects of attachment insecurity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 117 (4), 773-806.
- 田中真理・鎌田晶子・秋山美栄子 (2018) 高齢期の家事行動と夫婦関係が主観的 well-being に与える影響—配偶者役割の意味づけを媒介として—, 高齢者のケアと行動科学, 23, 22-34.
- 宇良千秋・粟田主一・宮前史子・佐久間尚子・新川祐利・稲垣宏樹・伊集院睦雄・井藤佳恵・岡村毅・杉山美香 (2015) 自記式認知症チェックリストの開発 (1) 尺度項目案の作成と因子的妥当性および内的信頼性の検討, 日本老年医学会雑誌, 52 (3), 243-253.

## 注

- <sup>1</sup> 本研究は, 2019 年度文教大学大学院共同研究費ならびに文教大学生生活科学研究所共同研究プロジェクト 6「高齢者の日常生活と認知に関する研究 (2017 年度~2019 年度)」の助成を受けて行われた。
- <sup>2</sup> 尺度の翻訳と検討にあたっては, 鹿児島県立短期大学 石井英里子先生にご協力ならびに貴重なご意見をいただいた。記して感謝申し上げます。