

対面・非対面交流のタイプ別にみた高齢者の主観的健康： JAGES2019横断研究

フクサダ マサキ 福定 正城*1*2 サイトウ マサシゲ 斎藤 雅茂*3*4 コンドウ カツノリ 近藤 克則*5*6 サイトウ タミ 斎藤 民*7

目的 本研究は、高齢者の交流タイプを対面交流の頻度と非対面交流の頻度から4群に分け、それぞれの交流タイプと主観的健康との関連を検証することを目的とした。

方法 日本老年学的評価研究（JAGES）によって2019年に実施された要介護認定を受けていない高齢者を対象にした質問紙調査（回収率69.4%）のうち、使用変数が含まれる22,809人を分析した。従属変数には、主観的健康指標として健康度自己評価と抑うつ（GDS-15）を用いた。独立変数には、対面・非対面交流頻度として4つの指標を使用し、対面・非対面交流がそれぞれ週1回以上か否かで「孤立型」「非対面中心型」「対面中心型」「交流豊富型」に分類した。各交流タイプの該当割合を算出し、健康度自己評価不良および抑うつ状態の割合について、同居者の有無で層別化し記述統計を確認した後、各交流タイプの間でFisherの正確確率検定による多重比較（Bonferroni法）を行った。その後、多重代入法により欠損値を補完し、同居者の有無で層別化してポアソン回帰分析を行った。

結果 解析の結果、交流タイプの割合は、交流豊富型群がほぼ半数、孤立型群が約25%、対面中心型群および非対面中心型群が約15%であった。多重比較によれば、健康度自己評価は同居者ありで、抑うつは同居者の有無にかかわらず、対面中心型群と非対面中心型群との間以外に有意差が認められ、健康度自己評価は同居者なしで孤立型群と各交流タイプとの間に有意差が認められた。ポアソン回帰分析の結果、孤立型群と比べて、交流豊富型群の健康度自己評価不良への該当しやすさは、同居者なしで0.71（95%信頼区間、以下、95%CI：0.58-0.88）倍、同居者ありで0.76（95%CI：0.68-0.85）倍であった。抑うつ状態への該当しやすさは、同居者なしで0.37（95%CI：0.27-0.51）倍、同居者ありで0.39（95%CI：0.32-0.47）倍であった。一方で、孤立型群と比べて、非対面中心型群の健康度自己評価不良への該当しやすさは、同居者なしで0.70（95%CI：0.51-0.96）倍、同居者ありで0.89（95%CI：0.78-1.02）倍であった。抑うつ状態への該当しやすさは、同居者なしで0.62（95%CI：0.41-0.93）倍、同居者ありで0.71（95%CI：0.55-0.91）倍であった。

結論 高齢者の交流タイプ別にみると、交流豊富型群が最も主観的健康と関連し、対面中心型群および非対面中心型群であっても、主観的健康に寄与し得ることが示唆された。非対面交流は、身体機能低下の影響を受けにくい交流媒体であるため、加齢による社会的ネットワークの縮小を防ぐ可能性をもつと考えられる。

キーワード 対面交流、非対面交流、交流タイプ、健康度自己評価、抑うつ、社会的孤立

*1 日本福祉大学大学院福祉社会開発研究科博士課程 *2 日本福祉大学健康社会研究センター客員研究員

*3 同社会福祉学部准教授 *4 同健康社会研究センター長

*5 千葉大学予防医学センター社会予防医学研究部門教授

*6 国立長寿医療研究センター老年学・社会科学研究センター老年学評価研究部長 *7 同老年社会科学研究部長

I 緒 言

高齢者の他者との交流は重要な研究テーマであり、健康への保護効果が繰り返し報告されている¹⁾⁻¹¹⁾。具体的には、高齢者の他者との交流は、死亡³⁾⁻⁵⁾、要介護⁵⁾⁶⁾、精神的健康⁷⁾⁻⁹⁾、認知症発症・認知機能低下⁵⁾¹⁰⁾、糖尿病発症¹¹⁾への保護効果のあることが示されている。加えて、同居家族以外との交流が、高齢者の孤独感減少やモラル向上の重要な要因になることも報告されている¹²⁾¹³⁾。

しかし、現在、新型コロナウイルス感染症の流行により、人との対面交流は控えられ¹⁴⁾、孤立による健康二次被害が懸念されている¹⁵⁾¹⁶⁾。木村ら¹⁷⁾のレビューによると、他者との交流が減少することは、抑うつ、認知症、要介護およびその後の重症化、早期死亡のリスクを高めることが指摘されている。そのため、国レベルでは内閣官房に「孤独・孤立対策担当室」が設置され、地域レベルでは新たなつながりづくりを求めて、手紙等の文字情報による交流¹⁸⁾、電話による見守り¹⁹⁾、オンライン通いの場の開発²⁰⁾等の取り組みが展開されている。

これまで高齢者の社会的ネットワークをとらえる指標は、対面交流が前提とされ²¹⁾、非対面交流を考慮した健康への保護効果に関する報告は意外に少ない。社会的ネットワークが一定以上に乏しい状態である社会的孤立の操作的定義は無数に存在するが²²⁾、その定義の多くは、Townsend²³⁾による「独居で過去1週間に訪問者がなく、前日に人との交流がまったくなかった人」や、他者との接触頻度を換算した社会的交流得点²⁴⁾²⁵⁾等、対面交流頻度を操作化・数値化したものとなっている。他方で、非対面交流を考慮した孤立の操作的定義は、「別居家族と友人・近所の人をあわせて、直接会ったり一緒に外出する頻度と電話や手紙のやりとりをする頻度のいずれもが週に1回未満の人」⁵⁾²⁶⁾等のごく一部である。

ここから、高齢者の手紙・電話・メール等の非対面を含めた交流の意義を明らかにすること

は、加齢による社会的ネットワークの縮小の予防と同時に、Withコロナ時代の「新しい生活様式」に対応した孤立予防・軽減策を考慮するうえで重要だといえる。そこで、本研究では、高齢者の交流タイプを対面交流の頻度と非対面交流の頻度から4群に分け、それぞれの交流タイプと主観的健康との関連を検証することを目的とした。なお、本研究では、孤立は独居者だけの問題ではないとの指摘を踏まえ²⁶⁾²⁷⁾、各交流タイプを同居者の有無で層別化して検討した。

II 方 法

(1) データ

本研究には、日本老年学的評価研究 (Japan Gerontological Evaluation Study : JAGES) 2019年度調査の横断データを一部使用した。JAGES2019では、全国64市町村から要支援・要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者を無作為に選び、376,859人に無記名自記式質問紙にて郵送調査を行った。64市町村は、北は北海道から南は九州まで分布し、県庁所在地から村までが含まれている。回収数は261,428人 (回答率69.4%) であった。本研究では、対面・非対面交流頻度と従属変数に用いた設問への回答があり、同居者の有無に欠損のない22,809人を分析の対象とした。なお、64自治体中2自治体は、対面・非対面交流頻度を設問項目に含めなかったため、その自治体を除いた。

(2) 使用した変数

1) 従属変数

主観的健康指標として、健康度自己評価と抑うつを使用した。健康度自己評価と抑うつは、死亡²⁸⁾⁻³¹⁾や身体機能低下³²⁾、認知機能低下³³⁾に予測力をもつことが報告されている。健康度自己評価は、「現在のあなたの健康状態はいかがですか」との問いに、「とてもよい」から「よくない」までの4段階で尋ねた。本分析では、「とてもよい」「まあよい」と回答した場合を「良好」、「あまりよくない」「よくない」と回答した場合を「不良」として2群に分類した。

抑うつ指標には、高齢者うつ尺度（GDS-15項目版）³⁴⁾³⁵⁾を使用した。この尺度は、日本人高齢者において感度・特異度が検討され³⁶⁾、妥当性と信頼性が確認されている³⁷⁾。なお、本分析では、15点中10点以上を「抑うつ状態」³⁸⁾とし、カットオフポイントとした。その定義によると、本データでは、回答者の約5%が「抑うつ状態」であり、その割合は先行研究とおおむね一致していた³⁹⁾。

2) 独立変数

本研究では、対面・非対面交流頻度として4つの指標を使用した。対面交流頻度は、「友人・知人と会う頻度はどれくらいですか」「別居の家族や親戚と会う機会はどれくらいありますか」と尋ねた。選択肢は、前者が「週4回以上」から「会っていない」までの6段階であり、後者が「ほとんど毎日」から「別居の家族や親戚はいない」までの7段階であった。また、非対面交流頻度は、「友人・知人と手紙、電話、メールなどで連絡をとりあう機会はどれくらいありますか」「別居の家族や親戚と手紙、電話、メールなどで連絡をとりあう機会はどれくらいありますか」と尋ねた。選択肢は、前者が「ほとんど毎日」から「ほとんどない」までの6段階であり、後者が「ほとんど毎日」から「別居の家族や親戚はいない」までの7段階であった。

以上の4指標への回答をもとに、1カ月当たりの交流回数を想定し、齊藤ら⁵⁾と同じ値で選択肢へ重みを付けた。具体的には、まず、1カ月の平均が4.3週であることを考慮し、「ほとんど毎日」および「週4日以上」を21.5、「週2～3回」を10.8、「週1回」を4.3、「月1～3回」を2.0、「月1～2回」を1.5、「年に数回」を0.2、「ほとんどない」を0.1、「該当者がいない」および「別居の家族や親類はいない」を0に換算した。次に、換算した友人・知人との対面交流頻度と別居の家族・親戚との対面交流頻度を、友人・知人との非対面交流頻度と別居の家族・親戚との非対面交流頻度を、それぞれ単純加算した。社会的孤立の基準は、対面・非対面交流をあわせて「週1回未満」⁵⁾をカットオフポイントとして採用し、加算得点が4.2未満

を「週1回未満」、4.3以上を「週1回以上」と再カテゴリー化した。

さらに、対面・非対面交流頻度によって、交流タイプを操作的に定義した。対面・非対面交流がともに週1回未満を「孤立型」、対面交流が週1回未満であり非対面交流が週1回以上を「非対面中心型」、対面交流が週1回以上であり非対面交流が週1回未満を「対面中心型」、対面・非対面交流がともに週1回以上を「交流豊富型」とした。

3) 統制変数

各交流タイプと主観的健康との関連を検討するうえで、以下の統制変数を使用した。すなわち、年齢、性別、婚姻状況、就労状況、等価所得、教育年数、老研式活動能力指標⁴⁰⁾、治療中または後遺症のある病気の有無、物忘れの有無である。年齢は65～69歳、70～74歳、75～79歳、80～84歳、85歳以上に、婚姻状況は配偶者あり、死別、離別、未婚、その他に、就労状況は就労あり、就労なしに、老研式活動能力指標は自立、非自立に、等価所得は年200万円未満、年200万～400万円未満、年400万円以上に、教育年数は9年以下、10年以上に群分けした。婚姻状況、教育年数、老研式活動能力指標、治療中または後遺症のある病気の有無、物忘れの有無における無回答・不明は、欠損値とした。

(3) 分析方法

はじめに、各交流タイプの該当割合を算出し、健康度自己評価不良および抑うつ状態の割合について、同居者の有無で層別化し記述統計を確認した。その後、各交流タイプの間でFisherの正確確率検定による多重比較（Bonferroni法）を行った。有意水準は5%とした。

次に、独立変数、統制変数に欠損値（0.7～9.5%）が発生していることを考慮して、二項ロジットモデルおよび多項ロジットモデルを用いた多重代入法により欠損値を補完した。多重代入には、代入後の解析に使用する従属変数以外のすべての変数（対面・非対面交流頻度、年齢、性別、婚姻状況、就労状況、等価所得、教育年数、老研式活動能力指標、治療中または後

遺症のある病気の有無、物忘れの有無)を用いて、20通りのデータセットを作成した。その後、同居者の有無で層別化し、2つの従属変数を別々に用いてポアソン回帰分析を行った。なお、ポアソン回帰分析にあたっては、それぞれの解析で従属変数に欠損のあるサンプルを除き、二値アウトカムの統計解析に対する推奨⁴¹⁾に従ってロバスト標準誤差を推定した。その際に、統制変数として年齢、性別のみを投入したモデル(Model1)と、すべての統制変数を同時投入したモデル(Model2)を検討した。以上の分析には、STATA16.1 (Stata Corp LLC, Collage Station, Texas, USA)を使用した。

(4) 倫理的配慮

本研究は、研究代表者の所属機関である千葉

大学(承認番号3442, 承認日令和2年12月11日)、国立長寿医療研究センター(1274-2, 令和2年12月18日)、一般社団法人日本老年学的評価研究機構(2019-01, 令和2年10月10日)の倫理審査委員会の承認を得て行われた。また、市町村からのデータ提供に際しては、個人情報保護のために住所、氏名を削除したほか、各市町村が被保険者番号を暗号化し、分析者が個人を特定できないよう配慮した。

Ⅲ 結 果

表1は、分析対象者の基本属性である。分析対象者は女性が51.6%で、前期高齢者が52.9%であった。婚姻状況は、73.3%に配偶者がいた。調査時点で、老研式活動能力指標において自立している人が63.3%、物忘れの自覚のある人が60.2%であった。同居者なしの人は15.9%であり、日本の傾向と比べるとやや少なかった。非対面中心型群と全体的な傾向を比較すると、女性、前期高齢者、教育年数10年以上、都市部在住の割合が高い傾向にあった。

表2は、対面・非対面交流頻度による交流タイプの操作的定義とその割合である。高齢者のほぼ半数が交流豊富型の状態にあり、約25%が孤立型に該当した。また、対面中心型群および非対面中心型群は、約15%であった。加えて、健康度自己評価不良および抑うつ状態の割合は、同居者の有無にかかわらず、交流豊富型群に最も該当者が少なく、対面中心型群および非対面中心型群であっても孤立群と比較して該当者が少なかった。さらに、Fisherの正確確率検定の結果、交流タイプと健康度自己評価および抑うつには、有意差が認められた。多重比較によれば、健康度自己評価では同居者ありの場

表1 分析対象者の基本属性

	n (人)	%	健康度自己評価	
			「不良」の%	抑うつ 「抑うつ状態」の%
年齢				
65~69歳	5 498	24.1	11.1	4.7
70~74	6 572	28.8	11.3	5.0
75~79	5 510	24.2	14.8	5.3
80~84	3 376	14.8	18.4	5.7
85歳以上	1 853	8.1	22.2	6.8
性別				
男性	11 033	48.4	15.1	5.6
女性	11 776	51.6	13.0	4.8
婚姻状況				
配偶者がいる	16 607	73.3	13.4	4.4
死別	4 162	18.4	14.9	6.5
離別	1 048	4.6	15.9	10.3
未婚	691	3.1	18.8	8.0
その他	134	0.6	23.0	12.3
教育年数				
9年以下	5 691	25.4	19.4	8.0
10年以上	16 673	74.6	12.1	4.3
老研式活動能力指標				
自立	13 066	63.3	10.5	4.7
非自立	7 587	36.7	15.3	4.7
等価所得				
199万円未満	9 806	43.0	16.9	7.6
200~399万円	7 830	34.3	11.6	3.2
400万円以上	5 173	22.7	12.3	3.8
治療中または後遺症のある病気の有無				
なし	11 575	53.6	6.9	3.7
あり	10 040	46.4	23.0	7.1
物忘れの有無				
なし	8 905	39.8	19.8	8.9
あり	13 455	60.2	10.1	2.9
世帯構成				
同居者なし	3 632	15.9	15.2	8.2
同居者あり	19 177	84.1	13.8	4.7

注 無回答・不明を除く。

合に、抑うつでは同居者の有無にかかわらず、対面中心型群と非対面中心型群との間以外に有意差が認められた。健康度自己評価では同居者なしの場合に、孤立型と各交流タイプとの間に有意差が認められた。

表3は、同居者の有無で層別化し、統制変数を投入したうえで高齢者の交流タイプと主観的

健康との関連をポアソン回帰分析により示した結果である。すべての統制変数を投入したModel2によると、健康度自己評価および抑うつにおいて、交流豊富型群は孤立型群よりも大きな関連が認められた。具体的には、健康度自己評価を従属変数とした分析では、健康度自己評価不良への該当しやすさが、同居者なしで

表2 対面・非対面交流頻度による交流タイプの操作的定義とその割合

操作的定義			該当 (%)	健康度自己評価 ¹⁾	
交流タイプ	対面交流	非対面交流		同居者なし (n = 3,228)	同居者あり (n = 17,414)
				「不良」の% 多重比較 ²⁾	「不良」の% 多重比較 ²⁾
孤立型	週1回未満	週1回未満	24.4	24.2	17.8
非対面中心型	週1回未満	週1回以上	13.0	12.6	13.8
対面中心型	週1回以上	週1回未満	14.8	15.7	13.7
交流豊富型	週1回以上	週1回以上	48.4	12.8	11.2

操作的定義			該当 (%)	抑うつ ¹⁾	
交流タイプ	対面交流	非対面交流		同居者なし (n = 2,734)	同居者あり (n = 15,468)
				「抑うつ状態」の% 多重比較 ²⁾	「抑うつ状態」の% 多重比較 ²⁾
孤立型	週1回未満	週1回未満	24.6	17.9	8.1
非対面中心型	週1回未満	週1回以上	13.1	8.3	3.3
対面中心型	週1回以上	週1回未満	14.2	10.5	4.5
交流豊富型	週1回以上	週1回以上	48.0	4.9	2.7

注 1) 無回答・不明を除く。
 2) Fisherの正確確率検定による多重比較 (Bonferroni法)。*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

表3 交流タイプと高齢者の主観的健康との関連：ポアソン回帰分析

交流タイプ	健康度自己評価 (「不良」) ¹⁾			
	同居者なし (n = 3,521)		同居者あり (n = 18,726)	
	Model1	Model2	Model1	Model2
	有病割合比 (95%信頼区間)		有病割合比 (95%信頼区間)	
孤立型	ref.	ref.	ref.	ref.
非対面中心型	0.56*** (0.42-0.74)	0.70* (0.51-0.96)	0.82*** (0.73-0.93)	0.89** (0.78-1.02)
対面中心型	0.66*** (0.50-0.88)	0.73* (0.55-0.97)	0.75*** (0.67-0.85)	0.81*** (0.72-0.93)
交流豊富型	0.57*** (0.47-0.68)	0.71*** (0.58-0.88)	0.66*** (0.61-0.72)	0.76*** (0.68-0.85)

交流タイプ	抑うつ (「抑うつ状態」) ¹⁾			
	同居者なし (n = 2,916)		同居者あり (n = 16,366)	
	Model1	Model2	Model1	Model2
	有病割合比 (95%信頼区間)		有病割合比 (95%信頼区間)	
孤立型	ref.	ref.	ref.	ref.
非対面中心型	0.53*** (0.36-0.79)	0.62** (0.41-0.93)	0.60*** (0.48-0.75)	0.71*** (0.55-0.91)
対面中心型	0.61** (0.42-0.90)	0.66** (0.45-0.98)	0.56*** (0.45-0.70)	0.62*** (0.49-0.78)
交流豊富型	0.33*** (0.25-0.45)	0.37*** (0.27-0.51)	0.33*** (0.28-0.40)	0.39*** (0.32-0.47)

注 1) 無回答・不明を除く。
 2) *** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05
 3) Model1: 年齢、性別を調整。
 Model2: Model1に加え、婚姻状況、就労状況、等価所得、教育年数、老研式活動能力指標、治療中または後遺症のある病気の有無、物忘れの有無を調整。

0.71 (95%信頼区間, 以下, 95%CI: 0.58-0.88) 倍, 同居者ありで0.76 (95%CI: 0.68-0.85) 倍であった。抑うつを従属変数とした分析では, 抑うつ状態への該当しやすさが, 同居者なしの場合に0.37 (95%CI: 0.27-0.51) 倍, 同居者ありの場合に0.39 (95%CI: 0.32-0.47) 倍であった。一方, 健康度自己評価および抑うつにおいて, 非対面中心型群は孤立型群よりも大きな関連が認められた。具体的には, 健康度自己評価を従属変数とした分析では, 健康度自己評価不良への該当しやすさが, 同居者なしで0.70 (95%CI: 0.51-0.96) 倍, 同居者ありで0.89 (95%CI: 0.78-1.02) 倍であった。抑うつを従属変数とした分析では, 抑うつ状態への該当しやすさが, 同居者なしで0.62 (95%CI: 0.41-0.93) 倍, 同居者ありで0.71 (95%CI: 0.55-0.91) 倍であった。

Ⅳ 考 察

本研究では, 高齢者の交流タイプを対面交流の頻度と非対面交流の頻度から4群に分け, それぞれの交流タイプと主観的健康との関連を検討してきた。

第1に, 高齢者の交流タイプの基本属性について, 非対面中心型群に着目して知見を整理する。その結果, 全体と比較した非対面中心型群の基本属性は, 先行研究と整合的である。澤岡ら⁴²⁾は, 男性より女性において, 親密な他者との間でメールを介した交流が行われ, 携帯電話を介してつながりを維持する知見を明らかにしている。さらに, 原田⁹⁾は, 教育年数が長いほど中長距離友人数が増加し, 都市度が高いほど近距離親族数と隣人数は減少し, 中距離友人数が増大することを報告している。加えて, 年齢差については, 加齢に伴う手段的サポートとしての近距離親族の重要性の高まりによる説明も可能だが, 個人間のデジタル・ディバイド(情報格差)による差異である可能性も否定できない。

第2に, 高齢者の交流タイプと主観的健康との関連について知見を整理する。健康度自己評

価不良および抑うつ状態の該当割合は, 交流豊富型群が最も少なく, 次いで対面中心型群および非対面中心型群が少ない傾向にあった。加えて, 交流豊富型群は最も主観的健康と関連し, 対面中心型群および非対面中心型群であっても良好な関連を維持していた。具体的には, 抑うつにおいて, 交流豊富型群は対面中心型群より望ましい傾向にあり, 非対面中心型群は対面中心型群と同程度の関連をもつことが示された。一方, 健康度自己評価では, 非対面中心型群, 対面中心型群, 交流豊富型群がそれぞれ良好な関連を示していた。これらの知見は, 高齢者には非対面交流によって成り立つニーズのある可能性を示唆している。社会的情緒選択理論⁴³⁾によれば, 社会関係の縮小は, 高齢者自身による関係の選択的な削減の結果だとされている。非対面交流では, 対面交流よりもさらに情緒的調整の動機が顕在化され, 安らぎを得られる他者との間で現在のニーズを満たしていると想定される。したがって, 非対面交流では, 他者との不快な接触あるいは過度な支援等のネガティブ・サポート⁴⁴⁾の影響が少なくなっているのかもしれない。

第3に, 高齢者の交流タイプと主観的健康との関連について, 同居者の有無による違いに着目して知見を整理する。まず, 抑うつにおいては, すべての交流タイプで同居者の有無にかかわらず関連の大きさを示していた。この傾向は, 孤立の操作的定義に非対面交流を考慮した先行研究²⁶⁾を追認した結果だといえる。例えば, 小林ら²⁶⁾は, 在宅高齢者を対象とした調査より, 孤立高齢者は同居者の有無にかかわらず, 抑うつ傾向が高いことを報告している。その上で, 本研究によって, 抑うつ状態への該当しやすさが交流豊富型群で約6割, 非対面中心型群で約3~4割低下することが示された。

他方で, 健康度自己評価は, すべての交流タイプで同居者なしの場合に関連の大きさを示し, 同居者ありの場合でも良好な関連を維持していた。ここから, 健康度自己評価および抑うつは, 非対面交流との関連において同様のトレンドにあると考えられる。この知見は, 先行研究と矛

盾していない。これまで、抑うつに対しては、情緒的サポートの受領および利用可能性が直接的効果をもつ⁴⁵⁾とされる一方、健康度自己評価に対しては、抑うつ改善を介して影響を及ぼすと報告されている⁴⁶⁾。本研究では、健康度自己評価と抑うつで関連の大小が確認されたが、それは用いた指標の特徴に由来すると推察される。すなわち、健康度自己評価は客観的指標では表せない全体的な健康状態を捉える一方で、抑うつではGDS-15項目版の中等度以上に焦点化したため、該当割合と関連に相違が生じたと考えられる。

以上の結果は、手紙・電話・メール等の非対面交流中心の交流タイプであっても、高齢者の主観的健康に寄与し得ることを示唆している。この知見は、Nakagomiら⁴⁷⁾による、友人や家族と交流するためのインターネット利用が、抑うつ発症率を減少させるとした報告と符合する。その上で、本研究は、インターネットによる交流のみならず、手紙・電話等も考慮したより広い概念である非対面交流に着目し、重要な知見を得られたといえる。上記を踏まえると、非対面交流は、身体機能低下の影響を受けにくい交流媒体であるため、加齢による社会的ネットワークの縮小を防ぐ可能性がある。例えば、非対面交流媒体を加えて多様な交流の場が整備されることにより、各々アクセスしやすい方法での交流が可能となり、孤立予防・軽減に寄与することができると考えられる。加えて、本結果は、コロナ下における調査にもとづくものではないが、Withコロナ時代の孤立予防・軽減策に非対面交流が用いられる意義を示唆している。

本研究は、2万人以上の高齢者を対象にした大規模調査にもとづいたものだが、いくつかの限界も残されている。第1に、横断データに基づく解析であり、因果関係およびメカニズムについてはさらなる検討が必要である。第2に、本データでは、手紙・電話・メール等のそれぞれの交流頻度は把握できていない。異なる測定方法による結果との比較については、今後さらに検討する必要がある。第3に、本調査の回収率は69.4%と比較的高く、孤立型の割合も先行

研究²²⁾と一致しているが、孤立しがちな人や不健康な人ほど回答していないとすれば、孤立と健康との関連を過小評価している可能性がある。今後も他のデータを用いて再度検証していく必要がある。

高齢者の交流タイプ別にみると、交流豊富型群が最も主観的健康と関連し、対面中心型群および非対面中心型群であっても、主観的健康に寄与し得ることが示唆された。非対面交流は、身体機能低下の影響を受けにくい交流媒体であるため、加齢による社会的ネットワークの縮小を防ぐ可能性をもつと考えられる。

謝辞

本研究は、私立大学戦略的研究基盤形成支援事業（2009-2013）、JSPS科研（JP18390200）、厚生労働科学研究費補助金（H22-長寿-指定-008、H25-長寿-一般-003、H28-長寿-一般-002）の一環で行われた成果の一部である。使用した調査データは、私立大学戦略的研究基盤形成支援事業（2009-2013）、JSPS科研費（15H01972、15H04781、15H05059、15K03417、15K03982、15K16181、15K17232、15K18174、15K19241、15K21266、15KT0007、15KT0097、16H05556、16K09122、16K00913、16K02025、16K12964、16K13443、16K16295、16K16595、16K16633、16K17256、16K17281、16K19247、16K19267、16K21461、16K21465、16KT0014、17K04305、17K34567、17K04306、25253052、25713027、26285138、26460828、26780328、18H03018、18H04071、18H03047、18H00953、18H00955、18KK0057、19H03901、19H03915、19H03860、19K04785、19K10641、19K11657、19K19818、19K19455、19K24060、19K20909、20H00557）、厚生労働科学研究費補助金（H26-長寿-一般-006、H27-認知症-一般-001、H28-長寿-一般-002、H28-認知症-一般-002、H30-健危-一般-006、H30-循環器等-一般-004、18H04071、19FA1012、19FA2001）、国立研究開発法人日本医療開発機構（AMED）（JP17dk0110027、JP18dk0110027、JP18ls0110002、JP18le0110009、JP20dk0110034、JP20dk

0110037, 21lk0310073h0002) 長寿科学研究開発事業, 国立研究開発法人国立長寿医療研究センター長寿医療研究開発費 (24-17, 24-23, 29-42, 30-30, 30-22, 20-19, 21-20), 国立研究開発法人科学技術振興機構 (OPERA, JPMJOP1831), 公益財団法人長寿科学振興財団長寿科学研究者支援事業, 革新的自殺研究推進プログラム (1-4), 公益財団法人笹川スポーツ財団, 公益財団法人健康・体力づくり事業財団, 公益財団法人ちば県民保健予防財団, 公益財団法人8020推進財団の令和元年度8020公募研究事業 (採択番号: 19-2-06), 新見公立大学 (1915010), 公益財団法人明治安田厚生事業団等の助成を受けてJAGESプロジェクトによって実施・整備されたものである。記して深謝します。本稿は, 著者の見解を論じたものであり, 資金等提供機関の公式見解を必ずしも反映していない。

文 献

- 1) Cassel J. The contribution of the social environment to host resistance : The fourth wade hampton frost lecture. *American journal of epidemiology* 1976 ; 104 (2) : 107-23.
- 2) Cobb S. Social support as a moderator of life stress. *Psychosomatic medicine* 1976 ; 38 : 300-4.
- 3) Berkman L F, Syme S L. Social networks, host resistance, and mortality : A nine-year follow-up study of Alameda County residents. *American journal of epidemiology* 1979 ; 109 (2) : 186-204.
- 4) 安梅勅江, 篠原亮次, 杉澤悠圭, 他. 高齢者の社会関連性と生命予後 : 社会関連性指標と7年間の死亡率の関係. *日本公衆衛生雑誌* 2006 ; 53 (9) : 681-7.
- 5) 齊藤雅茂, 近藤克則, 尾島俊之, 他. 健康指標との関連からみた高齢者の社会的孤立基準の検討 : 10年間のAGESコホートより. *日本公衆衛生雑誌* 2015 ; 62 (3) : 95-105.
- 6) 齊藤雅茂, 近藤克則, 尾島俊之, 他. 高齢者の生活に満足した社会的孤立と健康寿命喪失との関連 : AGESプロジェクト4年間コホート研究より. *老年社会科学* 2013 ; 35 : 331-41.
- 7) Seeman T E. Social ties and health : The benefits of social integration. *Annals of epidemiology* 1996 ; 6 (5) : 442-51.
- 8) 増地あゆみ, 岸玲子. 高齢者の抑うつとその関連要因についての文献的考察. *日本公衆衛生雑誌* 2001 ; 48 (6) : 435-48.
- 9) 原田謙. 計量社会学でみる人間関係. 東京 : 勁草書房, 2017.
- 10) Kawachi I, Berkman L F. Social ties and mental health. *Journal of urban health* 2001 ; 78 (3) : 458-67.
- 11) Yokobayashi K, Kawachi I, Kondo K, et al. Association between social relationship and glycemic control among older Japanese : JAGES cross-sectional study. *PLoS ONE* 2017 ; 12 : e0169904.
- 12) Lee G R, Ishii-Kuntz M. Social interaction, loneliness, and emotional well-being among the elderly. *Research on aging* 1988 ; 9 (4) : 459-82.
- 13) 直井道子. 幸福に老いるために : 家族と福祉のサポート. 東京 : 勁草書房, 2001.
- 14) 厚生労働省. 新型コロナウイルス感染症への対応について (高齢者の皆様へ). (https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/yobou/index_00013.html) 2021.6.5.
- 15) United Nations. Policy brief : The Impact of COVID-19 on older persons. (<https://unsdg.un.org/sites/default/files/2020-05/Policy-Brief-The-Impact-of-COVID-19-on-Older-Persons.pdf>) 2021.6.5.
- 16) スポーツ庁. 新型コロナウイルス感染対策 : スポーツ・運動の注意点と, 運動事例について. (https://www.mext.go.jp/sports/b_menu/sports/mcate_top05/jsa_00010.html) 2021.7.5.
- 17) 木村美也子, 尾島俊之, 近藤克則. 新型コロナウイルス感染症流行下での高齢者の生活への示唆 : JAGES研究の知見から. *日本健康開発雑誌* 2020 ; 41 : 3-13.
- 18) 厚生労働省. 感染防止に配慮したつながり支援等の事例集. (https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_12108.html) 2021.6.5.
- 19) 厚生労働省. 在宅の一人暮らし高齢者に対する見守り等の取り組みの実施について. (<https://www.mhlw.go.jp/content/000619856.pdf>) 2021.6.5.
- 20) 厚生労働省. 地域がいきいき集まろう ! 通いの場. (<https://kayoinoba.mhlw.go.jp/index.html>) 2021.6.5.
- 21) Victor C, Scambler S, Bond J, et al. Being alone in later life : Loneliness, social isolation and living alone. *Reviews in clinical gerontology* 2000 ; 10 (4) : 407-17.
- 22) 齊藤雅茂. 高齢者の社会的孤立に関する主要な知見と今後の課題. *家計経済研究* 2012 ; (94) : 55-61.
- 23) Townsend P. Isolation, desolation, and loneliness. Shanahan E, Townsend P, Wedderburn D, et al. *Old people in three industrial societies*. London : Routledge & Kegan Paul, 1968.
- 24) Tunstall J. *Old and alone : A sociological study of old people*. London : Routledge & Kegan Paul, 1966.
- 25) Victor C, Scambler S, Bond J. The social world of

- older people : understanding loneliness and social isolation in later life. New York : Open university press, 2009.
- 26) 小林江里香, 藤原佳典, 深谷太郎, 他. 孤立高齢者におけるソーシャルサポートの利用可能性と心理的健康 : 同居者の有無と性別による差異. 日本公衆衛生雑誌 2011 ; 58(6) : 446-56.
- 27) 齊藤雅茂, 藤原佳典, 小林江里香, 他. 首都圏ベッドタウンにおける世帯構成別にみた孤立高齢者の発現率と特徴. 日本公衆衛生雑誌 2010 ; 57(9) : 785-95.
- 28) Idler E L, Benyamini Y. Self-rated health and mortality : A review of twenty-seven community studies. *Journal of health social behaviour* 1997 ; 38(1) : 21-37.
- 29) 三徳和子, 高橋俊彦, 星旦二. 主観的健康感と死亡率の関連に関するレビュー. 川崎医療福祉学会誌 2006 ; 16(1) : 1-10.
- 30) Royall D R, Schillerstrom J E, Piper P K, et al. Depression and mortality in elders referred for geriatric psychiatry consultation. *Journal of the American medical directors association* 2007 ; 8(5) : 318-21.
- 31) 和田有理, 村田千代栄, 平井寛, 他. AGESプロジェクトのデータを用いたGDS5の予測的妥当性に関する検討 : 要介護認定, 死亡, 健康寿命の喪失のリスク評価を通して. 厚生」の指標 2014 ; 61(11) : 7-12.
- 32) Idler E L, Kasl S V, Lemke J H. Self-evaluated health and mortality among the elderly in New Haven, Connecticut, and Iowa and Washington counties, Iowa, 1982-1986. *American journal of epidemiology* 1990 ; 131(1) : 91-103.
- 33) Byers A L, Yaffe K. Depression and risk of developing dementia. *Nature reviews neurology* 2011 ; 7(6) : 323.
- 34) Yesavage J A, Blink T L, Rose T L, et al. Development and validation of a geriatric depression screening scale : a preliminary report. *Journal of psychiatric research* 1982 ; 17 : 37-49.
- 35) Sheikh J I, Yesavage J A. Geriatric depression scale (GDS) : Recent evidence and development of a shorter version. *Clinical gerontologist* 1986 ; 5(1-2) : 165-73.
- 36) Schreiner A S, Hayakawa H, Morimoto T, et al. Screening for late life depression : Cut-off scores for the geriatric depression scale and the cornell scale for depression in dementia among Japanese subjects. *International journal of geriatric psychiatry* 2003 ; 18 : 498-505.
- 37) 矢富直美. 日本老人における老人用うつスケール(GDS)短縮版の因子構造と項目特性の検討. 老年社会科学 1994 ; 16 : 29-36.
- 38) 渡辺舞, 今川民雄. GDS(老人用うつ尺度)短縮版の因子構造に関する研究 : 信頼性と妥当性の検討およびカットオフポイントの検討. パーソナリティ研究 2013 ; 22(2) : 193-7.
- 39) 佐藤秀紀, 中嶋和夫. 地域在宅高齢者の抑うつ状態とその関連要因. 社会福祉学 1997 ; 38(2) : 20-35.
- 40) 古谷野亘 : 地域老人における活動能力の測定 : 老研式活動能力指標の開発. 日本公衆衛生雑誌 1987 ; 34(3) : 109-14.
- 41) Barros A J, Hirakata V N. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies : An empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC med res methodol* 2003 ; 3(1) : 1-13.
- 42) 澤岡詩野, 袖井孝子, 森やす子, 他. 高齢者の非親族との電子メールを介した交流の特性. 社会情報学 2014 ; 2(3) : 15-26.
- 43) Carstensen L L. Social and emotional patterns in adulthood : Support for socioemotional selectivity theory. *Psychology and aging* 1992 ; 7(3) : 331.
- 44) 野口裕二. 高齢者のソーシャルサポート : その概念と測定. 社会老年学 1991 ; 34 : 37-48.
- 45) Turner R J, Brown R L. Social support and mental health. Scheid T L, Brown T N. A handbook for the study of mental health : Social context, theories, and systems, second edition, Cambridge : Cambridge University Press, 2010.
- 46) Luoh M C, Herzog A R. Individual consequences of volunteer and paid work in old age : Health and mortality. *J health soc behav* 2002 ; 43(4) : 490-509.
- 47) Nakagomi A, Shiba K, Kondo K, et al. Can online communication prevent depression among older people? : A longitudinal analysis. *Journal of applied gerontology*. (epub ahead of print).