

原 著

高齢者の社会参加とフレイルとの関連：JAGES2016-2019縦断研究

タケウチ 竹内	ヒロキ 寛貴 ^{*,2*}	イデ 井手	カズシゲ 一茂 ^{2*}	ハヤシ 林	タカヒロ 尊弘 ^{3*}	アベ 阿部	ノリユキ 紀之 ^{*,2*}
ナカゴミ 中込	アツシ 敦士 ^{2*}	コンドウ 近藤	カツノリ 克則 ^{2*,4*}				

目的 健康寿命延伸プランの主要3分野の1つに、高齢者のフレイル対策が掲げられ、その1つとして社会参加の活用が期待されている。しかし、これまでの先行研究では、社会参加の種類や数とフレイル発症との関連を縦断的に検証した報告はない。本研究では、大規模縦断データを用い、社会参加の種類や数とフレイル発生との関連について検証することを目的とした。

方法 日本老年学的評価研究（Japan Gerontological Evaluation Study：JAGES）の2016年度と2019年度のパネル調査データを用いた縦断研究である。2016年度（ベースライン時点）と2019年度（追跡時）のJAGES調査に回答した高齢者から、ベースライン時点の日常生活動作の非自立者と無回答者、フレイル（基本チェックリスト8点以上/25点）とフレイル判定不能者などを除いた、28市町59,545人を分析対象とした。目的変数は追跡時のフレイル発症とし、説明変数はベースライン時点の9種類の社会参加の種類と数を用いた。調整変数には、ベースライン時点の性、年齢、等価所得、教育歴、婚姻、家族構成、就労、プレフレイル（基本チェックリスト4～7点/25点）の有無、喫煙、飲酒、都市度の11変数を用いた。多重代入法により欠損値を補完し、ポアソン回帰分析を用いて社会参加とフレイル発症との関連を検証した。

結果 追跡時のフレイル発症は6,431人（10.8%）であった。多重代入法後（最小64,212人、最大64,287人）の分析の結果、老人クラブを除く8種類の社会参加先である介護予防（Risk Ratio: 0.91）、収入のある仕事（0.90）、ボランティア（0.87）、自治会（0.87）、学習・教養（0.87）、特技・経験の伝達（0.85）、趣味（0.81）、スポーツ（0.80）で、フレイル発症リスクが有意に低かった。さらに、社会参加数が多い人ほどフレイル発症リスクが有意に低かった（ P for trend <0.001）。

結論 社会参加とフレイル発症リスクとの関連を検証した結果、ベースライン時点で8種類の社会参加をしている人、社会参加数が多い人ほど3年後のフレイル発症リスクが低かった。健康寿命延伸に向けたフレイル対策の一環とし、社会参加の促進が有用であることが示唆された。

Key words：介護予防、健康寿命、社会参加、フレイル対策

日本公衆衛生雑誌 J-STAGE早期公開 doi:10.11236/jph.22-088

I 緒 言

高齢化が急速に進む我が国では、厚生労働省が2019年に「健康寿命延伸プラン」を発表するなど¹⁾、健康寿命の延伸が重要な課題となっている。健康寿命延伸プランの主要3分野の1つに高齢者における

フレイル対策が掲げられている。

フレイルとは、加齢に伴う生理的予備能の低下によりストレスに対する脆弱性が亢進した状態であり²⁾、日常生活活動や生活の質の低下、要介護認定や死亡のリスク要因とされている^{3,4)}。先行研究では、我が国の高齢者全体のフレイル割合は7.4%⁵⁾～8.7%⁶⁾、フレイルの前段階⁷⁾であるプレフレイル割合は40.8%⁶⁾～48.1%⁵⁾と高齢者の約50%がフレイルもしくはプレフレイルと推定されている。我が国のフレイルの有病率は今後2043年にかけて、とくに後期高齢者で約1.3倍増加し⁸⁾、それに伴う医療費・介護費用も増加すると予測されている⁸⁾。一方で、フレ

* 千葉大学大学院医学薬学府

2* 千葉大学予防医学センター

3* 星城大学リハビリテーション学部

4* 国立長寿医療研究センター

責任著者連絡先：〒263-8522 千葉市稲毛区弥生 1-33工学系総合研究棟 I-104

千葉大学予防医学センター 竹内寛貴

イルの特徴の一つに可逆性が挙げられている。しかし、フレイルから健常への改善は33%程度にとどまり⁹⁾、改善しないものの方が約2倍多い。そのため、健康寿命の延伸のためには、フレイルにならない予防が重要となる。

「健康寿命増進プラン」の中で活用が期待されている「自然に健康になれる環境づくり」の1つに社会参加が挙げられている¹⁾。社会参加を地域組織への参加と定義した先行研究は多く、社会参加をしている高齢者ではフレイルになりにくいことが示されている^{10~13)}。横断研究では、スポーツの会や町内会などへ参加している高齢者はフレイルに該当するオッズ比が0.47と有意に低いこと¹⁰⁾、繰り返し横断データを用いたマルチレベル分析では、“通いの場”づくりに熱心な市町村に住む高齢者でフレイルのリスクが11%低いことが報告されている¹¹⁾。さらに、縦断研究では、社会参加（自治会、老人クラブ、趣味の会、スポーツの会、習い事、ボランティア活動、地域サロンのいずれかに定期的に参加）、麻雀やトランプゲーム、スポーツ、慈善活動へ参加している人でフレイルを発症するリスクが27~46%低いこと^{12,14)}、2種類以上の組織への参加でフレイルを発症するリスクが36%低いとされている¹⁴⁾。また、個人レベルと地域レベルを同時に考慮したマルチレベル縦断分析では、本人が社会参加しているか否かにかかわらず、社会参加が豊かな地域に暮らしている人で、3年後のフレイル発症リスクが6%低くなることが報告されている¹³⁾。

しかし、これらの先行研究^{10~14)}にはいくつかの限界が存在する。まず、横断研究^{10,11)}では逆因果の可能性を含み、社会参加とフレイル発症の時間的前後関係が不明である。縦断研究では、社会参加とフレイルの重要な交絡因子^{15~20)}となりうる社会経済的要因を考慮していないこと¹⁴⁾、上述した組織のいくつかをまとめた参加は検討されているものの、それぞれへの参加の有無とフレイルとの関連については検証できていないこと^{12,13)}、1つの地域を対象に行われた研究のため、一般化可能性に課題があること^{12,13)}が挙げられる。

社会参加の種類についてはいくつか検証されているものの^{12,13)}、厚生労働省がひな形を示す介護保険事業計画の策定のために3年に1度実施されている介護予防・日常生活圏域ニーズ調査（以下、ニーズ調査）の必須項目に含まれる趣味関係のグループ、学習教養サークル、町内会・自治会、老人クラブや収入のある仕事など²¹⁾、それぞれの社会参加の種類の有無ごとに検討した報告はない。高齢者の社会参加の種類はボランティア活動やスポーツの会への参

加、趣味活動、さらには介護予防やサロン活動など多様²²⁾であり、より多くの種類で検討する必要がある。ニーズ調査の必須項目を含む、社会参加の種類と要介護認定をアウトカムとした先行研究では、種類によって、要介護認定との関連が異なっている^{23,24)}。中でも最も多くの13種類の社会参加と要介護認定との関連を検証した先行研究では、男性で8種類、女性では11種類で関連がみられるなど、種類によって関連がみられるものから有意な関連がないものまでである²⁵⁾。要介護認定の前段階とされるフレイル²⁶⁾においても、同様に社会参加の種類によって、みられる関連が異なる可能性がある。加えて、先行研究から、社会参加の種類数が多いほど、要介護認定発生リスクが減少することも報告されている^{23,24)}。ニーズ調査の必須項目のうち、これまで検討されていない種類への参加や参加の種類数が増えるほどフレイル発症リスクが減少するか再現性を確認することは、介護予防施策として推奨すべき社会参加の種類（数）を検討するうえで重要であり、学術的・社会的意義は高いと考えられる。以上のことから、大規模データを用い、介護保険事業計画策定と同じ3年間と比較的短い期間で、社会経済的要因を調整した上でも、社会参加の種類別・種類数ごとにフレイル発症リスクが減少しているのかを評価することは、どのような社会参加を促進すべきかなど、介護予防施策を検討する上で重要となる。

そこで、本研究では、多市町の高齢者を対象とした大規模縦断データを用いて、社会経済的要因を調整したうえで、これまで検討されていない種類を含む社会参加先の種類や参加種類数別のフレイル発症リスクを明らかにすることを目的とした。

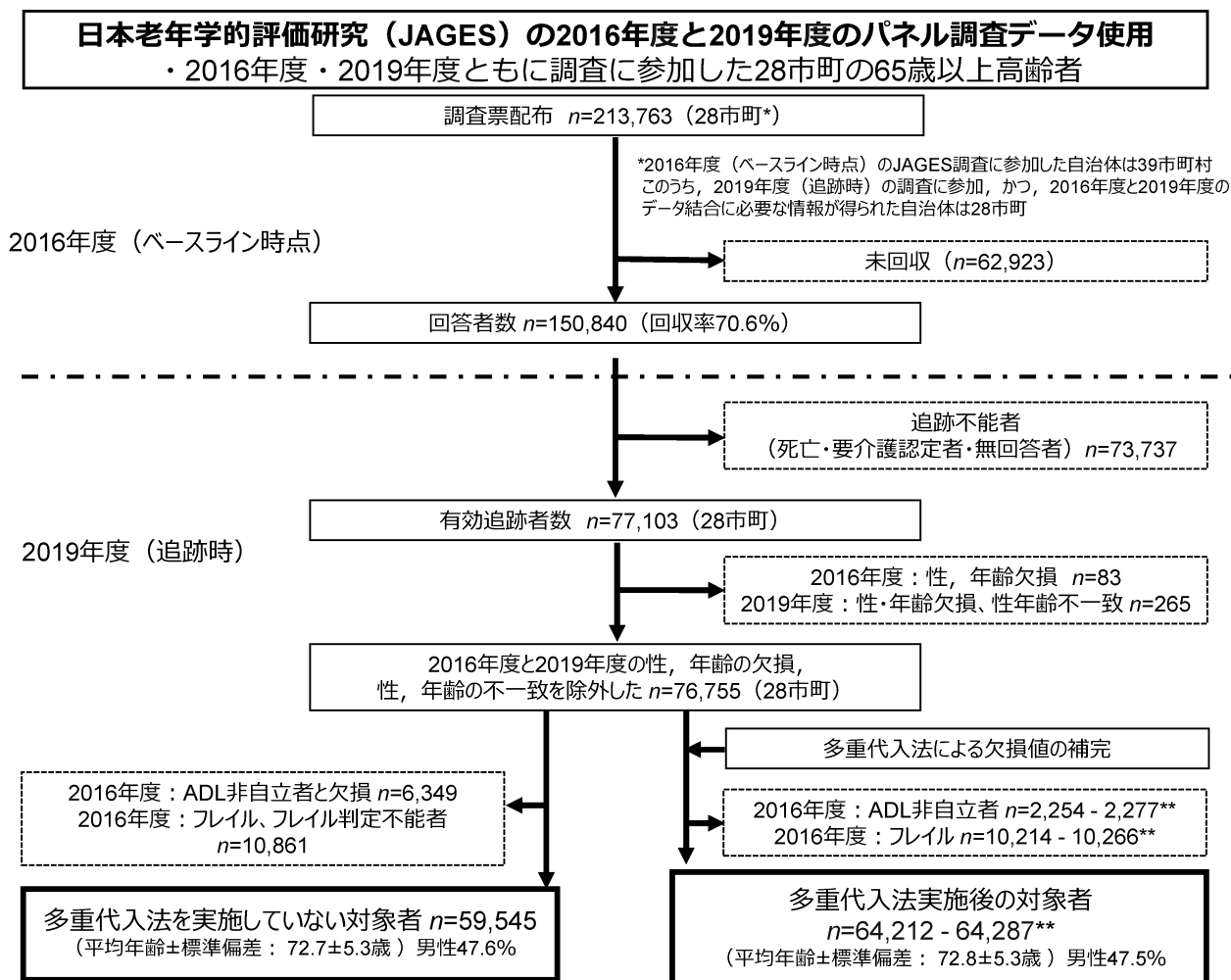
II 研究方法

1. 研究デザインおよび分析対象

本研究は、日本老年学的評価研究（Japan Gerontological Evaluation Study : JAGES）プロジェクト^{27,28)}の2016・2019年度の調査データを用いた縦断研究である。調査対象は、要支援・要介護認定を受けていない高齢者とし、自記式郵送調査を行った。

分析対象者選定のフローチャートを図1に示す。まず、2016年度（以下、ベースライン時点）のJAGES調査に参加した自治体は39市町村であり、このうち、2019年度（追跡時）の調査に参加、かつ、2016年度と2019年度のデータ結合に必要な情報が得られた自治体は28市町であった。28市町は、政令指定都市5市から市部12市、郡部11町までの多様な都市度が含まれている。このうち、ベースライン時点のJAGES調査に回答し、追跡時の調査にも回答し

図1 分析対象選定までのフローチャート



**多重代入法実施時に作成した100個のデータセットの最小と最大の n 数を示している

ている高齢者は77,103人であった。

ここから、性、年齢の欠損と不一致 ($n=348$)、ベースライン時点のADL (Activities of Daily Living) 非自立者と欠損 ($n=6,349$)、フレイルとフレイル判定不能者 ($n=10,861$) を除いた、28市町の59,545人を対象とした。なお、ADL判定には、「あなたは、普段の生活でどなたかの介護・介助が必要ですか」の問いに、「1. 介助・介護は必要ない」を「自立」、「2. 何らかの介護・介助が必要だが、現在は受けていない」「3. 介護・介助が必要で、介護・介助を受けている」を「非自立」とした。

調査対象者に向け、調査への参加は自由意志であること、参加しない場合も不利益を被らないことを明記した説明文を調査票に同封した。2016年度はアンケートの返送をもって研究利用同意とみなし、2019年度は研究利用同意のチェックボックスを追加し、確認した。本研究は国立長寿医療研究センター (承認番号：1274-2, 承認日：2020年12月18日)、千葉大学 (承認番号：3442, 承認日：2020年12月11日)

および日本老年学的評価研究機構 (承認番号：2019-01, 承認日：2020年10月10日) の倫理審査委員会の承認を受け、自治体との間で定めた個人情報取り扱い事項を遵守し、実施した。

2. 分析項目

1) 目的変数

目的変数は追跡時 (2019年度) のフレイル発症とした。フレイルの判定には、厚生労働省の示す基本チェックリストを用い^{29,30)}、8点以上とした²⁹⁾。基本チェックリストは選択式の自記式調査票であり、各項目の問いに該当した場合に1点と配点される^{9,29,30)}。本研究で用いた基本チェックリスト (表1) の設問は、厚生労働省が示す介護予防・日常生活圏域ニーズ調査を雛形としており²¹⁾、次のように問1～3、問6～8、問9、問10、問16、問17は原典^{29,30)}と異なる部分があった。問1～3、問6～8は、「～はしていますか」の質問に対し、回答選択肢は3択である。そのため、「できるし、している」は「はい」、「できるけど、していない」、「できない」

表1 本研究で用いた基本チェックリスト

質 問 項 目		回答（いずれかに○をお付けください）	配点 （該当項目を1点）
問1	バスや電車を使って1人で外出していますか（自家用車でも可）。	1. できるし、している 2. できるけど、していない 3. できない	2 or 3
問2	自分で食品・日用品の買い物をしていますか。	1. できるし、している 2. できるけど、していない 3. できない	2 or 3
問3	自分で預貯金の出し入れをしていますか。	1. できるし、している 2. できるけど、していない 3. できない	2 or 3
問4	友達の家を訪ねることがあります。	1. はい 2. いいえ	2
問5	家族や友だちの相談にのることがあります。	1. はい 2. いいえ	2
問6	階段を手すりや壁をつたわずに昇っていますか。	1. できるし、している 2. できるけどしていない 3. できない	2 or 3
問7	椅子に座った状態から何もつかまらずに立ち上がっていますか。	1. できるし、している 2. できるけどしていない 3. できない	2 or 3
問8	15分位続けて歩いていますか。	1. できるし、している 2. できるけど、していない 3. できない	2 or 3
問9	過去1年間に転んだ経験がありますか。	1. 何度もある 2. 1度ある 3. ない	1 or 2
問10	転倒に対する不安は大きいですか。	1. とても不安である 2. やや不安である 3. あまり不安でない 4. 不安でない	1 or 2
問11	この半年間に体重が2～3 kg 以上減少しましたか。	1. はい 2. いいえ	1
問12	身長 cm 体重 kg (BMI=) (注)		18.5未満
問13	半年前に比べて固いものが食べにくくなりましたか。	1. はい 2. いいえ	1
問14	お茶や汁物などでむせることがありますか。	1. はい 2. いいえ	1
問15	口の渇きが気になりますか。	1. はい 2. いいえ	1
問16	あなたが外出する頻度はどのくらいですか* (畑や隣近所へ行く、買い物、通院などを含みます)。*週に1回以上の外出	1. 週に5回以上 2. 週4回 3. 週3～2回 4. 週1回 5. 月1～3回 6. 年数回 7. していない	5 or 6 or 7
問17	昨年と比べて外出の回数は減っていますか。	1. とても減っている 2. 減っている 3. あまり減っていない 4. 減っていない	1 or 2
問18	周りの人から「いつも同じ事を聞く」など物忘れがあるといわれますか。	1. はい 2. いいえ	1
問19	自分で電話番号を調べて、電話をかけることをしていますか。	1. はい 2. いいえ	2
問20	今日が何月何日かわからない時がありますか。	1. はい 2. いいえ	1
問21	(ここ2週間) 毎日の生活に充実感がない。	1. はい 2. いいえ	1
問22	(ここ2週間) これまで楽しんでやれたことが楽しめなくなった。	1. はい 2. いいえ	1
問23	(ここ2週間) 以前は楽にできていたことが今ではおっくうに感じられる。	1. はい 2. いいえ	1
問24	(ここ2週間) 自分が役に立つ人間だとは思えない。	1. はい 2. いいえ	1
問25	(ここ2週間) わけもなく疲れたような感じがする。	1. はい 2. いいえ	1

(注) BMI (= 体重 (kg) ÷ 身長 (m) ÷ 身長 (m)) が18.5未満の場合に該当とする。

* 原典と異なる設問：問1～3, 問6～8, 問9, 問10, 問16, 問17

は「いいえ」とみなした。問9は「過去1年間に転んだ経験がありますか」と質問し、回答選択肢は3択であるため、「何度もある」、「一度ある」を「はい」、「ない」を「いいえ」とみなした。問10の転倒不安への回答については、「とても不安がある」、「やや不安である」を「はい」、「あまり不安でない」、「不安ではない」を「いいえ」とみなした。問16では「あなたが外出する頻度はどのくらいですか」と質問し、「週5回以上」、「週4回」、「週2〜3回」、「週1回」を週1回以上の外出とみなし「はい」、「月1〜3回」、「年に数回」、「していない」を「いいえ」とした。同様に問17の「昨年と比べて外出の回数は減っていますか」への回答については、「とても減っている」、「減っている」を「はい」、「あまり減っていない」、「減っていない」を「いいえ」とみなした。質問に対して2択の回答の場合、基本チェックリストに基づいて判定した。なお、この修正された基本チェックリストは、原典の基本チェックリストと同様に、要介護認定リスクの予測妥当性が検証されている³¹⁾。

25点満点中、0〜7点を「健常者」(0〜3点:「ロバスト」、4〜7点:「プレフレイル」)、8点以上を「フレイル」と判定した²⁹⁾。

2) 説明変数

説明変数は、ニーズ調査の必須項目に基づいて、ベースライン時点(2016年度)の9種類の社会参加の有無とその数とした。社会参加は先行研究を参考に「月1回以上の地域組織への参加」と定義した^{8,10~14,32,33)}。「あなたは下記のような会・グループにどれくらいの頻度で参加していますか」と尋ね、「参加していない」、「年に数回」、「月1〜3回」、「週1回」、「週2〜3回」、「週4回以上」で回答を得た。このうち、「月1〜3回」以上の参加頻度を回答したものを「月1回以上参加(以下、社会参加)」とした^{8,32,33)}。社会参加の種類は、①ボランティアのグループ(以下、ボランティア)、②スポーツ関係のグループやクラブ(以下、スポーツ)、③趣味関係グループ(以下、趣味)、④老人クラブ、⑤町内会・自治会(以下、自治会)、⑥学習・教養サークル(以下、学習・教養)、⑦介護予防・健康づくりの活動(以下、介護予防)、⑧特技や経験を他者に伝える活動(以下、特技・経験の伝達)、⑨収入のある仕事とした。社会参加の数は、9種類の組織の参加数を0種類、1種類、2種類、3種類以上の4つの群にカテゴリー分けした²⁵⁾。

3) 調整変数

調整変数は、社会参加とフレイルの交絡因子とした^{10,14)}。基本属性として、2016年度時点の①性(男

性・女性)、②年齢(65〜69歳・70〜74歳・75〜79歳・80〜84歳・85歳以上)、③プレフレイルの有無(基本チェックリスト0〜3点:健常者、4〜7点:プレフレイル、無回答かつフレイルなし)²⁹⁾、④喫煙、⑤飲酒、⑥都市度を用いた。社会経済的要因として、⑦等価所得、⑧教育歴、⑨婚姻、⑩家族構成、⑪就労を加えたベースライン時点の11変数とした^{34,35)}。

喫煙は、「タバコは吸いますか」の問いに、「1. ほぼ毎日吸っている」「2. 時々吸っている」を「現在喫煙あり」、「3. 5年以内にやめて今は吸っていない」「4. 5年以上前にやめて今は吸っていない」を「現在喫煙なし(喫煙歴あり)」とし、「5. もともと吸わない」を「現在喫煙なし(喫煙歴なし)」とし、3つの群にカテゴリー分けをした。飲酒は、「お酒は飲みますか」の問いに、「1. 現在飲んでいる」を「現在飲酒あり」、「2. 5年以内にやめて今は飲んでいない」「3. 5年以上前にやめて今は飲んでいない」を「現在飲酒なし(飲酒歴あり)」とし、「4. もともと飲まない」を「現在飲酒なし(飲酒歴なし)」とし、3群のカテゴリーに分けた。等価所得は、世帯の可処分所得を世帯人数の平方根で割って算出をし、「200万円未満」「200〜399万円」「400万円以上」の3群に分けた。教育歴は、「あなたが受けられた学校教育は何年間でしたか」の問いに、「1. 6年未満」「2. 6〜9年」を「10年未満」、「3. 10〜12年」を「10〜12年」、「4. 13年以上」を「13年以上」、「5. その他」を「欠損」とした。婚姻は、質問の回答項目に合わせて、「配偶者がいる」「死別」「離別」「未婚」の4群とした。家族構成は、「家族構成を教えてください」の問いに、「1. 一人暮らし」を「独居」、「2. 夫婦二人暮らし(配偶者65歳以上)」「3. 夫婦二人暮らし(配偶者65歳以下)」「4. 息子・娘との2世帯」「5. その他(3世帯を含む)」を「同居」に分けた2群とした。就労は、「現在あなたの就労状態はどれですか」の問いに、「1. 就労している」を「就労あり」、「2. 退職して現在就労していない」「3. 職に就いたことがない」を「就労なし」とし、2つのカテゴリーに分けた。

本研究は、政令指定都市5市から市部12市、郡部11町までの多様な都市度が含まれる28市町の高齢者を対象としている。都市度により社会参加様式が異なることが報告されているため^{24,36~39)}、その影響を調整した。なお、28市町それぞれの人口を可住地面積で除す形で市町レベルの可住地人口密度を算出し、可住地人口密度が4,000人以上/km²を大都市、1,500人から3,999人/km²を都市部、1,000人から1,499人/km²を郊外、999人以下/km²を郡部の4群

とした¹³⁾。市区町レベルの人口は「住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査（2017年度掲載）」⁴⁰⁾、可住地面積は「統計でみる市区町村のすがた（2018年度掲載）」⁴¹⁾よりそれぞれ本研究と同じ2016年度のものを抽出した。

3. 統計解析

はじめに、28市町の59,545人を対象に、ベースライン時点の基本統計量を算出した。基本チェックリスト25項目のうち、無回答であった設問の回答方法（該当・非該当）によって、「健常」、「フレイル」の判定が変わるフレイル判定不能者は、分析から除外した⁹⁾（たとえば、基本チェックリストの点数が6点の高齢者のうち、25項目の基本チェック項目中1項目に欠損がある場合、欠損の1項目を該当と判定しても、7点となるため「健常」と判定できる。しかし、同じ6点の高齢者でも欠損項目が2つある場合には、2つの欠損項目の「該当」と「非該当」の組み合わせによって合計点数が6点から8点となり、「健常者」と「フレイル」のどちらか不明となる。そのため、この場合は除外とした）。

多変量解析では、目的変数であるフレイル発症が10%を超えたことから、相対リスクの過大推計を避けるためにロバスト標準誤差を補正したポアソン回帰分析（強制投入法）を用い、フレイル発症のリスク比（RR：Risk Ratio）と95%信頼区間（CI：Confidence Interval）、*P*値を算出し、統計学的有意水準を両側検定による5%未満とした。また、ベースライン時点と追跡時の性、年齢の欠損と不一致を除外（*n*=348）した76,755人を対象に、用いる変数の欠損に対して多重代入法を実施した。用いる変数の欠損は0.6~15.8%であった。用いる変数の欠損値を除外したコンプリートケースのデータを用いて感度解析を行い、多重代入法実施後の結果と比較した。感度解析の結果、多重代入法実施後と同様の結果であったため、欠損値はmissing at random（MAR）であると仮定して分析を行った。今回、欠測値補完時のサンプリングの変動を抑制するため、より多くのデータセット作成に基づき^{42,43)}、100個のデータセットを作成した。その後、ベースライン時点におけるADL非自立者とフレイル該当者を除外した多重代入後の100個のデータセット（最小64,212人~最大64,287人）ごとに分析し、Rubinのルールに基づき⁴²⁾、効果の推定値を組み合わせた。

社会参加の種類別の分析では、9種類の社会参加は個別に投入した。説明変数を収入のある仕事にした際は、調整変数から就労を除いた。社会参加の数の分析では、社会参加の数が増えるほどフレイル発症リスクが低くなるのかを確認するためにトレンド

検定を実施した。

Crudeモデルは説明変数のみを個別投入し、Model 1では各Crudeモデルに①性、②年齢、③プレフレイルの有無、④喫煙、⑤飲酒、⑥都市度を同時投入した。Model 2では、Model 1に⑦等価所得、⑧教育歴、⑨婚姻、⑩家族構成、⑪就労を同時投入した。

なお、ベースライン時点でプレフレイル状態の高齢者ほど社会参加をしていない可能性を考慮し、プレフレイルの有無を調整変数として投入した。また、サブグループ解析として、ベースライン時点でロバストとプレフレイルに層別した分析を行い、社会参加との交互作用項についても確認した。

統計ソフトは、StataMP17（StataCorp, College Station, TX, USA）を用いた。

Ⅲ 研究結果

1. 対象者の基本統計量

多重代入法を行う前の分析対象者59,545人（男性：28,368人（47.6%）、平均年齢±標準偏差：72.7±5.3歳）のうち、追跡時のフレイル発症は6,431人（10.8%）であった。ベースライン時点におけるカテゴリーごとの人数と割合を算出した基本統計量を表2に示す。ベースライン時点の社会参加割合は、趣味（41.3%）、スポーツ（32.6%）、収入のある仕事（30.2%）、ボランティア（16.9%）、学習・教養（11.6%）、自治会（10.9%）、特技・経験の伝達（8.6%）、介護予防（8.4%）、老人クラブ（7.7%）であった。

2. 社会参加の種類とフレイル発症との関連

社会参加の種類とフレイル発症との関連について、多重代入法後（最小64,212人~最大64,287人）のポアソン回帰分析の結果を表3に示す。ベースライン時点で9種類それぞれに社会参加をしていた人が追跡時にフレイルを発症するRRは、Crudeでは、老人クラブ（RR：1.18, 95%CI：1.09-1.27）を除く8種類の社会参加で有意に低かった。そのRRの最大は介護予防（RR：0.90, 95%CI：0.82-0.97）で、最小はスポーツ（RR：0.68, 95%CI：0.64-0.71）であった。社会経済的要因の5つの変数を加えたModel 2の結果においても、老人クラブ（RR：0.96, 95%CI：0.88-1.03）以外の8種類の社会参加でフレイル発症リスクが有意に低かった。RRの最大は介護予防（RR：0.91, 95%CI：0.84-0.99）、最小はスポーツ（RR：0.80, 95%CI：0.76-0.84）であった。この結果は、Model 1の社会経済的要因の5つの変数を投入する前の結果と比較しても、同様の結果が示された。

表2 ベースライン時点における対象者の基本統計量（多重代入法を行う前の分析対象者 $n=59,545$ の結果）

	全体 ($n=59,545$)			全体 ($n=59,545$)	
	n	%		n	%
性別			就労		
男性	28,368	47.6	就労あり	16,688	28.0
女性	31,177	52.4	就労なし	36,128	60.7
年齢			欠損	6,729	11.3
65～69歳	20,829	35.0	ボランティア		
70～74歳	18,237	30.6	参加なし ^{*4}	43,375	72.8
75～79歳	13,408	22.5	参加あり ^{*4}	10,043	16.9
80～84歳	5,596	9.4	欠損	6,127	10.3
85歳以上	1,475	2.5	スポーツ		
ロバスト・プレフレイル ^{*1}			参加なし ^{*4}	32,441	54.5
ロバスト	33,232	55.8	参加あり ^{*4}	19,421	32.6
プレフレイル	20,427	34.3	欠損	7,683	12.9
無回答かつフレイルなし ^{*2}	5,886	9.9	趣味		
喫煙			参加なし ^{*4}	29,778	50.0
現在喫煙なし（喫煙歴なし）	35,744	60.0	参加あり ^{*4}	24,604	41.3
現在喫煙なし（喫煙歴あり）	17,756	29.8	欠損	5,163	8.7
現在喫煙あり	5,672	9.5	老人クラブ		
欠損	373	0.6	参加なし ^{*4}	49,137	82.5
飲酒			参加あり ^{*4}	4,570	7.7
現在飲酒なし（飲酒歴なし）	28,109	47.2	欠損	5,838	9.8
現在飲酒なし（飲酒歴あり）	5,142	8.6	自治会		
現在飲酒あり	25,405	42.7	参加なし ^{*4}	47,561	79.9
欠損	889	1.5	参加あり ^{*4}	6,485	10.9
都市度 ^{*3}			欠損	5,499	9.2
大都市	10,248	17.2	学習・教養		
都市部	6,389	10.7	参加なし ^{*4}	46,602	78.3
郊外	17,478	29.4	参加あり ^{*4}	6,929	11.6
郡部	25,430	42.7	欠損	6,014	10.1
等価所得（単位：万円/年）			介護予防		
200万円未満	21,113	35.5	参加なし ^{*4}	48,916	82.2
200～399万円	22,405	37.6	参加あり ^{*4}	5,025	8.4
400万円以上	6,597	11.1	欠損	5,604	9.4
欠損	9,430	15.8	特技・伝達の伝達		
教育歴			参加なし ^{*4}	49,410	83.0
10年未満	13,959	23.4	参加あり ^{*4}	5,093	8.6
10～12年	26,217	44.0	欠損	5,042	8.5
13年以上	18,838	31.6	収入のある仕事		
欠損	531	0.9	参加なし ^{*4}	37,561	63.1
婚姻			参加あり ^{*4}	17,951	30.2
配偶者がいる	45,690	76.7	欠損	4,033	6.8
死別	9,232	15.5	社会参加数		
離別	2,430	4.1	0種類	14,983	25.2
未婚	1,587	2.7	1種類	15,400	25.9
欠損	606	1.0	2種類	11,490	19.3
家族構成			3種類以上	15,648	26.3
同居	49,157	82.6	欠損	2,024	3.4
独居	7,987	13.4			
欠損	2,401	4.0			

*1 基本チェックリスト25項目で計算をし、ロバスト（0～3点）、プレフレイル（4～7点）で判定²⁹⁾

*2 基本チェックリストに無回答項目があるものの、回答項目よりフレイルなし（7点以下）の判定は可能

*3 可住地人口密度が4,000人以上/km²：大都市，1,500人から3,999人/km²：都市部，1,000人から1,499人/km²：郊外，999人以下/km²：郡部*4 月1回以上の社会参加なしを「参加なし」、月1回以上の社会参加ありを「参加あり」と判定^{8,10～14,32,33)}

表3 社会参加の種類とフレイル発症リスク (多重代入法後の最小 $n=64,212$ ～最大 $n=64,287$ からなる100個のデータセットの結果)

	Crude			Model 1			Model 2			ロバスト*1			プレフレイル*1							
	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P					
社会参加なし																				
ボランティア	0.77	0.73	0.83	<0.001	0.86	0.81	0.92	<0.001	0.87	0.82	0.93	<0.001	0.84	0.74	0.96	1.00 Ref	0.89	0.82	0.96	0.002
スポーツ	0.68	0.64	0.71	<0.001	0.79	0.75	0.83	<0.001	0.80	0.76	0.84	<0.001	0.75	0.67	0.84	<0.001	0.82	0.77	0.87	<0.001
趣味	0.72	0.69	0.76	<0.001	0.80	0.76	0.84	<0.001	0.81	0.77	0.86	<0.001	0.80	0.72	0.89	<0.001	0.82	0.77	0.87	<0.001
老人クラブ	1.18	1.09	1.27	<0.001	0.97	0.89	1.05	0.417	0.96	0.88	1.03	0.262	1.00	0.86	1.17	0.959	0.93	0.85	1.02	0.150
自治会	0.82	0.76	0.89	<0.001	0.87	0.80	0.94	<0.001	0.87	0.80	0.94	<0.001	0.86	0.74	1.01	0.062	0.87	0.79	0.95	0.003
学習・教養	0.74	0.68	0.80	<0.001	0.83	0.77	0.90	<0.001	0.87	0.80	0.94	<0.001	0.88	0.76	1.03	0.111	0.86	0.78	0.95	0.002
介護予防	0.90	0.82	0.97	0.010	0.91	0.83	0.99	0.022	0.91	0.84	0.99	0.031	0.88	0.75	1.04	0.148	0.92	0.83	1.01	0.092
特技・経験の伝達	0.69	0.62	0.75	<0.001	0.82	0.75	0.91	<0.001	0.85	0.77	0.94	<0.001	0.76	0.64	0.92	0.004	0.89	0.79	0.99	0.040
収入のある仕事*2	0.68	0.65	0.72	<0.001	0.89	0.84	0.94	<0.001	0.90	0.85	0.95	<0.001	0.84	0.75	0.95	0.004	0.92	0.87	0.98	0.014

Ref : Reference (参照カテゴリー), RR : Risk Ratio, 95%CI : 95% Confidence Interval

分析方法 : 多重代入法実施後に, 100セットのデータを用いてポアソン回帰分析 (強制投入法) 実施 (最小 $n=64,212$, 最大 $n=64,287$)

目的変数 : 追跡時のフレイル発症

説明変数 : 社会参加の種類 (ボランティア, スポーツ, 趣味, 老人クラブ, 自治体, 学習・教養, 介護予防, 特技・経験の伝達, 収入のある仕事の各月1回以上参加) それぞれへの社会参加の有無 (個別投入)

調整変数 : ペースライン時点の①性, ②年齢, ③プレフレイルの有無 (基本チェックリスト得点0～3点 : ロバスト, 4～7点 : プレフレイル), ④喫煙, ⑤飲酒, ⑥都市度, ⑦等価所得, ⑧教育歴, ⑧婚姻, ⑩家族構成, ⑪就労

Crude : 説明変数のみを個別投入

Model 1 : Crude + ①～⑥の調整変数を同時投入

Model 2 : Model 1 + 社会経済的地位として⑦～⑪の調整変数を同時投入

*1 社会参加の9種類は個別投入し, 各モデルごとに11種類の調整変数を同時投入

*2 収入のある仕事は, 多重共線性を考慮して, 調整変数の就労を除いた分析を実施

ベースライン時点でロバストとプレフレイルに層別したサブグループ解析の結果、老人クラブを除く8種類は同様の結果であった。それぞれの組織への参加とプレフレイルか否かの交互作用項では、収入のある仕事を除く7種類で統計学的に有意な関連はみられなかった。収入のある仕事の交互作用項では、 $P=0.006$ とプレフレイルよりもロバストの方でフレイル発症リスクが低くなる傾向が示された。

老人クラブでは、ロバスト (RR : 1.00, 95% CI : 0.86-1.17), プレフレイル (RR : 0.93, 95% CI : 0.85-1.02) と、プレフレイルでフレイル発症リスクが低い傾向であった。老人クラブとプレフレイルの有無の交互作用項も、 $P=0.024$ とプレフレイルでフレイル発症が低くなる有意な関連が示された。

3. 社会参加の種類数とフレイル発症との関連

社会参加の種類数とフレイル発症の結果を表4に示す。多重代入法後 (最小64,212人~最大64,287人) にポアソン回帰分析を用いて分析を行った結果、ベースライン時点の社会参加の種類数が0種類に対して、Crudeでは、1種類 (RR : 0.72, 95% CI : 0.68-0.76), 2種類 (RR : 0.60, 95% CI : 0.56-0.65), 3種類以上 (RR : 0.54, 95% CI : 0.51-0.58) であった (トレンド検定, $P<0.001$)。すべての交絡因子を調整した Model 2 の結果においても、1種類 (RR : 0.91, 95% CI : 0.85-0.97), 2種類 (RR : 0.81, 95% CI : 0.76-0.87), 3種類以上 (RR : 0.75, 95% CI : 0.70-0.80) と、社会参加の数が多いほどフレイル発症リスクが低くなっていた (トレンド検定, $P<0.001$)。この結果は、Model 1 と同様の結果を示した。

ベースライン時点でロバストとプレフレイルそれぞれに層別したサブグループ解析から、ロバストでは1種類 (RR : 0.82, 95% CI : 0.70-0.96), 2種類 (RR : 0.74, 95% CI : 0.64-0.87), 3種類 (RR : 0.67, 95% CI : 0.58-0.77), プレフレイルでは1種類 (RR : 0.93, 95% CI : 0.86-1.00), 2種類 (RR : 0.83, 95% CI : 0.76-0.90), 3種類 (RR : 0.77, 95% CI : 0.71-0.83) であり、社会参加の数が増えるほどフレイル発症リスクが低くなる傾向が示された (トレンド検定, $P<0.001$)。社会参加の種類数とプレフレイルの有無の交互作用項も有意な関連が示され (1種類 ; $P=0.015$, 2種類 ; $P=0.046$, 3種類 ; $P=0.017$)、プレフレイルよりもロバストで社会参加の種類が1種類から3種類へと増えるとフレイル発症リスクが低くなっていた。

表4 社会参加の数とフレイル発症リスクとの関連 (多重代入法後の最小 $n=64,212$ ~最大 $n=64,287$ からなる100個のデータセットの結果)

	Crude			Model 1			Model 2			ロバスト*1			プレフレイル*1			
	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	RR	95%CI	P	
0 種類					1.00 Ref			1.00 Ref			1.00 Ref			1.00 Ref		
1 種類	0.72	0.68	0.76	<0.001	0.88	0.83	0.94	<0.001	0.91	0.85	0.97	0.006	0.82	0.70	0.96	0.012
2 種類	0.60	0.56	0.65	<0.001	0.78	0.73	0.84	<0.001	0.81	0.76	0.87	<0.001	0.74	0.64	0.87	<0.001
3 種類以上	0.54	0.51	0.58	<0.001	0.71	0.67	0.76	<0.001	0.75	0.70	0.80	<0.001	0.67	0.58	0.77	<0.001
P for trend		<0.001			<0.001		<0.001		<0.001		<0.001			<0.001		<0.001

Ref : Reference (参照カテゴリー), RR : Risk Ratio, 95%CI : 95% Confidence Interval

分析方法 : 多重代入法実施後に、100セットのデータを用いてポアソン回帰分析 (強制代入法) とトレンド検定を実施 (最小 $n=64,212$, 最大 $n=64,287$)

目的変数 : 追跡時のフレイル発症

説明変数 : 社会参加の数 (0種類, 1種類, 2種類, 3種類以上)

調整変数 : ベースライン時点の①性, ②年齢, ③プレフレイルの有無 (基本チェックリスト得点0~3点 : ロバスト, 4~7点 : プレフレイル), ④喫煙, ⑤飲酒, ⑥都市度,

⑦等価所得, ⑧教育歴, ⑨婚姻, ⑩家族構成, ⑪就労

Crude : 説明変数のみを個別投入

Model 1 : Crude + ①~⑥の調整変数を同時投入

Model 2 : Model 1 + 社会経済的地位として⑦~⑩の調整変数を同時投入

*1 説明変数と11種類の調整変数を同時投入

Ⅳ 考 察

1. 主な所見

本研究は、28市町における高齢者の縦断データを用い、9種類の社会参加とフレイル発症との関連を検証した。11変数を調整した Model 2 の結果、社会参加の種類別では、ベースライン時点で9種類のうち、老人クラブを除く8種類（ボランティア、スポーツ、趣味、自治会、学習・教養、介護予防、特技・経験の伝達、収入のある仕事）に参加をしていた者は、追跡時のフレイル発症リスクが低かった。さらに、参加している組織の数が多いほどフレイル発症リスクが低くなる傾向があることを明らかにした。ベースライン時点でロバストとプレフレイルそれぞれのサブグループ解析でも、8種類の社会参加（ボランティア、スポーツ、趣味、自治会、学習・教養、介護予防、特技・経験の伝達、収入のある仕事）で、Model 2 とほぼ同様の結果であった。老人クラブは、プレフレイルでフレイル発症リスクが低くなる傾向がみられた。さらに、ロバストとプレフレイルそれぞれに層別したサブグループ解析でも、両者を合わせた分析でも、参加している組織の数が多いほどフレイル発症リスクが低くなる傾向が示され、ロバストにおいてRRが小さかった。

本研究の社会参加の種類、数に関する結果は、これまでの要介護認定リスク等に関する先行研究を支持するものであった^{10~14,23~25)}。これまでの先行研究では、社会経済的要因が低い高齢者ではスポーツや趣味の会への参加が低い一方、通いの場への参加は社会経済的要因の違いによる参加に違いがみられないなど、社会経済的要因により高齢者の参加している組織の種類が異なることが報告されている¹⁶⁾。また、社会経済的要因が低い高齢者では社会参加をしておらず¹⁶⁾、フレイルになりやすいことが報告されている^{18~20)}。このことにより、社会経済的要因は社会参加とフレイルの関連を検証する上で重要な交絡因子となりうるが、先行研究では社会経済的要因が十分に考慮されていなかった。本研究では、重要な交絡因子である社会経済的要因を含む11種類の交絡因子を考慮しても、先行研究では検証されていない種類（趣味や自治会、学習・教養、介護予防、特技や経験の伝達、収入のある仕事）を含む8種類の社会参加で、追跡時のフレイル発症リスクが低いことを明らかにした。

2. フレイル予防のメカニズム

フレイル予防のメカニズムについては、社会参加による身体活動の増加や社会的サポートの充実が関連している可能性が考えられる。先行研究で、社会

参加は身体活動や社会的サポート、ソーシャル・キャピタルの増加につながることを示されている^{44~48)}。それらはフレイル予防につながることもわかっている^{11,14)}。また、社会参加や社会的サポートは、フレイルの要因であるうつ発症リスクを緩和することも報告されている⁴⁹⁾。

3. 社会参加の種類・数とフレイル

本研究では、先行研究で検討されていない社会参加項目（趣味や自治会、学習・教養、介護予防、特技や経験の伝達、収入のある仕事など）を含む9種類の組織への参加とフレイル発症との関連を検討した。その中には、比較的、身体活動量が多いと考えられるスポーツ⁵⁰⁾や介護予防^{51,52)}から、そうではないものまで多様な組織が含まれていた。身体活動の増加というメカニズムは、一部の活動に限られる可能性がある。一方で、活動中は座位であっても会場まで歩いたりすることで身体活動が増加することが考えられる。社会的サポートの増加はすべての組織で期待できると考えられる。

老人クラブでは、ベースラインでロバストの場合、フレイル発症リスクとの関連は示されなかったが、プレフレイルではフレイル発症リスクが低くなる傾向が示された。本研究において、ロバストとプレフレイルで種類別の社会参加割合が異なるのかを確認した結果、老人クラブを除く8種類の社会参加ではロバストよりプレフレイルの参加割合が低い一方で、老人クラブではロバストとプレフレイルで参加割合が同等であることが確認されている。一般的に、老人クラブは、日常的に声をかけ合い、歩いて集まることのできる小地域の範囲で組織されている⁵³⁾。老人福祉法においても地方公共団体から適当な援助をすることが定められており⁵⁴⁾、プレフレイルの方にとっても参加しやすい場となっている可能性がある。また、フレイルの高齢者で老人クラブに参加していると、6年間の追跡期間中の新規要介護認定・死亡発生のハザード比が低くなることが報告されており⁵⁵⁾、老人クラブは機能低下している高齢者がさらなる悪化を防ぐ社会参加の場となる可能性がある。一方で、老人クラブの活動は、ボランティア関連活動やスポーツ関連活動、特技や経験を伝える活動など、多くの活動の母体となっている^{53,56~58)}。参加者がそうした活動を老人クラブの活動と認識しておらず⁵⁸⁾、老人クラブの参加者を正確に把握できず、効果推定が十分に行えていない可能性もある。

社会参加の数は、参加している組織の数が多いほど、身体活動量や社会的サポート増加の恩恵を受ける可能性が高まり、フレイル発症リスクが低下する

と示唆される。一方で、1種類の社会参加でもフレイル発症リスクが低下する傾向が示されている。このことから、社会参加をしていない高齢者には社会参加を促す取り組みが重要であると考えられる。さらに、フレイル予防効果を高めるためには、2種類や3種類の社会参加を促進させる施策の展開が望まれる。

4. 強み

本研究の強みは以下の3つである。1つ目は、社会経済的要因の影響を考慮しても、これまで未検討であった社会参加項目（趣味や自治会、学習・教養、介護予防、特技や経験の伝達、収入のある仕事など）を含む8種類の社会参加で、フレイル発症との関連を明らかにした点である。2つ目に、本研究では、政令指定都市5市から市部12市、郡部11町までの多様な都市度を含む全国28市町の高齢者のデータを用い、社会参加をしている人で、3年後にフレイル発症リスクが低いことを明らかにした点である。そのため、1市町のみを対象とした先行研究よりも結果の妥当性、一般化可能性が高いと考えられる。3つ目に、3年に一度実施されるニーズ調査において、3年間で社会参加者におけるフレイル発症リスクの低下を明らかにした点である。そのため、ニーズ調査の質問項目内に、フレイル判定に必要な項目を加えることで、社会参加とフレイル発症リスクとの関連を検証することができるなど、介護予防事業を進めていくうえでも有用な知見と考える。

5. 限界

本研究の限界は以下の7つである。1つ目は、原典と異なる基本チェックリストを用いてフレイル判定を行っている点である。フレイル判定には、ほかにも指標があることから、ほかの指標を用いたときに同じ結果が得られるのかは定かではない。しかし、本研究で用いた基本チェックリストの予測妥当性は、Watanabeらにより検証されている³¹⁾。2つ目は、観察研究であるため、社会参加とフレイルの因果関係を断定することができない点である。そこで、本研究では、ベースライン時点でフレイル該当者を除外し、対象者を健常者に限定したうえで、その後のフレイル発症リスクを確認することで、フレイルである者が社会参加しなくなるという逆因果を排除した。加えて、サブグループとしてロバストとプレフレイルで解析を行い、ベースラインにおける機能レベルに関わらず、社会参加しているものでフレイル発症が少ないことを確認した。3つ目は、先行研究では考慮されていなかった基本属性や社会経済的要因、潜在的な交絡因子として11変数について調整するなど可能な限りの配慮を行ったものの、

社会参加とフレイルに対する未測定交絡の影響は排除できない点である。4つ目に、本研究では、2016年度から2019年度まで追跡した縦断データから2019年度調査に無回答の要介護認定や死亡を除外したパネルデータを用いていることによる選択バイアスが含まれている。先行研究から、質問票に回答している高齢者に比べて回答していない高齢者ほど、その後の要介護認定リスクが高いこと⁵⁹⁾、社会参加をしない者では要介護リスクや死亡を高めることがわかっている⁶⁰⁾。要介護認定や死亡によって除外された者の中には、フレイルを発症している者も含まれていると推測されるため、本研究では過小推計になっている可能性は否めない。5つ目に、本研究では2016年度から2019年度までの3年間の追跡し、要介護認定と死亡を除外した高齢者を結合したパネルデータで検証を行っているため、疾患の罹患については検証できていない。一方で、ベースライン時点でロバストとプレフレイルの有無を調整するなど、可能な限りの対応は行っており、判定に用いた基本チェックリストは健康診断よりも高齢者の健康寿命を予測することが報告されている⁶¹⁾。6つ目に、本研究はニーズ調査の必須項目に基づき、9種類の社会参加とフレイル発症との関連を検証している。そのため、無尽講やその他の親睦会的な活動、政治・宗教的な活動などに参加している高齢者が含まれている可能性がある。最後に、ベースライン時点での社会参加の有無のみを検討している点である。実際の社会参加の内容や組み合わせ、経年変化などは考慮できておらず、今後の研究でより詳細な検討が望まれる。

V 結 語

本研究は、28市町の高齢者を対象に、社会参加と3年後のフレイルになるリスクとの関連を検証した。その結果、ベースライン時点で9種類のうち、老人クラブを除く8種類に社会参加をしている高齢者は追跡時のフレイル発症リスクが低く、社会参加の数が多いほど、フレイル発症リスクが低い傾向が確認された。本研究は、今後の健康寿命延伸に向けたフレイル対策の一環として、社会参加が有用であることを示唆している。フレイル予防のためにも、高齢者が社会参加しやすくなる施策展開や地域のコミュニティの醸成が必要と考える。

本研究に開示すべき利益相反（COI）状態はない。本研究は、JSPS 科研(JP15H01972, 19K20909, 20H00557, 21H00792, 21K21158, 22K13558), 厚生労働科学研究費補助金（H28-長寿-一般002, 19FA1012, 19FA2001,

21GA0101, 22FA1010, 22FA2001), 国立研究開発法人日本医療開発機構 (AMED) 長寿科学研究開発事業 (JP18dk0110027, JP18ls0110002, JP18le0110009, JP20dk0110034, JP21lk0310073, JP21dk0110037), 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 (29-42, 30-22, 20-19, 21-20), 国立研究開発法人科学技術振興機構 (OPERA, JPMJOP1831), 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, 公益財団法人千葉県民保健予防財団, 公益財団法人8020推進財団令和元年度8020公募研究事業 (採択番号: 19-2-06), 公益財団法人明治安田厚生事業団などの助成を受けて実施した。記して深謝します。

(	受付	2022. 9. 7
	採用	2023. 4. 6
	J-STAGE早期公開	2023. 6. 8

文 献

- 1) 厚生労働省. 健康寿命延伸プラン. 2019. <https://www.mhlw.go.jp/content/12601000/000514142.pdf> (2022年4月22日アクセス可能).
- 2) Clegg A, Young J, Iliffe S, et al. Frailty in elderly people. *Lancet* 2013; 381: 752-762.
- 3) Kojima G, Iliffe S, Jivraj S, et al. Association between frailty and quality of life among community-dwelling older people: a systematic review and meta-analysis. *J Epidemiol Community Health* 2016; 70: 716-721.
- 4) Kojima G. Frailty as a predictor of disabilities among community-dwelling older people: a systematic review and meta-analysis. *Disabil Rehabil* 2017; 39: 1897-1908.
- 5) Kojima G, Iliffe S, Taniguchi Y, et al. Prevalence of frailty in Japan: A systematic review and meta-analysis. *J Epidemiol* 2017; 27: 347-353.
- 6) Murayama H, Kobayashi E, Okamoto S, et al. National prevalence of frailty in the older Japanese population: findings from a nationally representative survey. *Arch Gerontol Geriatr* 2020; 91: 104220.
- 7) Fried LP, Tangen CM, Walston J, et al. Frailty in older adults: evidence for a phenotype. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2001; 56: 146-156.
- 8) Kasajima M, Eggleston K, Kusaka S, et al. Projecting prevalence of frailty and dementia and the economic cost of care in Japan from 2016 to 2043: a microsimulation modelling study. *Lancet Public Health* 2022; 7: 458-468.
- 9) 渡邊良太, 竹田徳則, 林 尊弘, 他. フレイルから改善した地域在住高齢者の特徴—JAGES 縦断研究. 総合リハ 2018; 46: 853-862.
- 10) Abe T, Okuyama K, Kamada M, et al. Social participation and physical prefrailty in older Japanese adults: the Shimane CoHRE study. *PLOS ONE* 2020; 15: e0243548.
- 11) Sato K, Ikeda T, Watanabe R, et al. Intensity of community-based programs by long-term care insurers and the likelihood of frailty: multilevel analysis of older Japanese adults. *Soc Sci Med* 2020; 245: 112701.
- 12) Abe T, Nofuji Y, Seino S, et al. Healthy lifestyle behaviors and transitions in frailty status among independent community-dwelling older adults: the Yabu cohort study. *Maturitas* 2020; 136: 54-59.
- 13) Noguchi T, Murata C, Hayashi T, et al. Association between community-level social capital and frailty onset among older adults: a multilevel longitudinal study from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES). *J Epidemiol Community Health* 2022; 76: 182-189.
- 14) Xie B, Ma C. Effect of social participation on the development of physical frailty: do type, frequency and diversity matter? *Maturitas* 2021; 151: 48-54.
- 15) Yamakita M, Kanamori S, Kondo N, et al. Correlates of regular participation in sports groups among Japanese older adults: JAGES cross-sectional study. *PLOS ONE* 2015; 10: e0141638.
- 16) 井手一茂, 辻 大士, 渡邊良太, 他. 高齢者における通いの場参加と社会経済階層 JAGES 横断研究. 老年社会科学 2021; 43: 239-251.
- 17) Wang J, Hulme C. Frailty and socioeconomic status: a systematic review. *J Public Health Res* 2021; 10: 2036.
- 18) Saravanakumar P, Balachandran A, Muhammad T, et al. Wealth disparity and frailty among community-dwelling older adults in India. *BMC Public Health* 2022; 22: 2123.
- 19) Shiau MH, Hurng BS, Wang YW, et al. Association between socioeconomic position trajectories and frailty among elderly people in Taiwan. *Arch Gerontol Geriatr* 2023; 104: 104824.
- 20) Hoogendijk EO, Heymans MW, Deeg DJH, et al. Socioeconomic inequalities in frailty among older adults: results from a 10-year longitudinal study in the Netherlands. *Gerontology* 2018; 64.
- 21) 厚生労働省. 介護予防・日常生活圏域ニーズ調査実施の手引き. 2016. https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/040300/wakayamakentiikihoukatsu_d/fil/niizutyousa.pdf (2022年4月4日アクセス可能).
- 22) 東京都健康長寿医療センター. 介護予防につながる社会参加活動等の事例の分析と一般介護予防事業へつなげるための実践的手法に関する調査研究事業報告書. 2018. https://www.tnghig.jp/research/info/cms_upload/455219515829a9ab1e80af0bc61f3b33.pdf (2022年10月16日アクセス).
- 23) Kanamori S, Kai Y, Aida J, et al. Social participation and the prevention of functional disability in older Japanese: the JAGES cohort study. *PLOS ONE* 2014; 9: e99638.
- 24) Ide K, Tsuji T, Kanamori S, et al. Social participation and functional decline: a comparative study of rural and urban older people, using Japan Gerontological Evaluation Study longitudinal data. *Int J Environ Res Public Health* 2020; 17: 617.

- 25) 東馬場要, 井手一茂, 渡邊良太, 他. 高齢者の社会参加の種類・数と要介護認定発生の関連—JAGES 2013–2016 縦断研究. 総合リハ 2021; 49: 897–904.
- 26) 厚生労働省. 高齢者の特徴を踏まえた保健事業ガイドライン第2版. 2019. <https://www.mhlw.go.jp/content/000605507.pdf>(2022年8月23日アクセス可能).
- 27) Kondo, K. Progress in aging epidemiology in Japan: the JAGES project. J Epidemiol 2016; 26: 331–336.
- 28) Kondo K, Rosenberg M. World Health Organization. Advancing universal health coverage through knowledge translation for healthy ageing: lessons learnt from the Japan Gerontological Evaluation Study. Geneva, Switzerland: WHO. 2018; p. 113.
- 29) 佐竹昭介. 基本チェックリストとフレイル. 日老医誌 2018; 55: 319–328.
- 30) 厚生労働省. 基本チェックリストの活用等について. 2005. <https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/kaigi/051219/dl/2.pdf> (2022年4月4日アクセス可能).
- 31) Watanabe R, Tsuji T, Ide K, et al. Predictive validity of the modified Kihon Checklist for the incidence of functional disability among older people: a 3-year cohort study from the JAGES. Geriatr Gerontol Int 2022; 22: 667–674.
- 32) 田村元樹, 服部真治, 辻 大士, 他. 高齢者のボランティアグループ参加と個人のうつ傾向との関連: 傾向スコアマッチング法を用いた3年間のJAGES縦断研究. 日本公衛誌 2021; 68: 899–913.
- 33) Fujihara S, Miyaguni Y, Tsuji T, et al. Community-level social participation and functional disability among older adults: a JAGES multilevel longitudinal study. Arch Gerontol Geriatr 2022; 100: 104632.
- 34) Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM. Social Epidemiology, 2nd ed. New York: Oxford University Press. 2014; 290–319.
- 35) 近藤克則. 健康と格差社会: 何が心と健康をむしばむのか. 第2版. 東京: 医学書院. 2022; 76.
- 36) 斎藤 民, 近藤克則, 村田千代栄, 他. 高齢者の外出行動と社会的・余暇の活動における性差と地域差 JAGES プロジェクトから. 日本公衛誌 2015; 62: 596–608.
- 37) Vogelsang EM. Older adult social participation and its relationship with health: rural-urban differences. Health Place 2016; 42: 111–119.
- 38) Gao Q, Bai X, Feng N. Social participation and depressive symptoms among chinese older adults: a study on rural-urban differences. J Affect Disord 2018; 239: 124–130.
- 39) 吉村 隆, 北山秋雄. 中山間地域のソーシャルキャピタルの検討—中山間地域(岐阜県A市)と都市部(愛知県C区)の量的調査から—. 日農医誌 2018; 66: 548–561.
- 40) e-Stat. 住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査. 2017. <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200241&tstat=00000103%209591> (2022年10月16日アクセス可能).
- 41) 総務省統計局. 統計でみる都道府県・市区町村のすがた. 2018. <https://www.stat.go.jp/data/ssds/index.html> (2022年10月16日アクセス可能).
- 42) Rubin DB. Multiple imputation after 18+ years. J Am Stat Assoc 1996; 91: 473–489.
- 43) Sterne JA, White IR, Carlin JB, et al. Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls. BMJ 2009; 338: b2393.
- 44) Ihara S, Ide K, Kanamori S, et al. Social participation and change in walking time among older adults: a 3-year longitudinal study from the JAGES. BMC Geriatr 2022; 22: 238.
- 45) Nemoto Y, Sato S, Kitabatake Y, et al. Longitudinal associations of social group engagement with physical activity among Japanese older adults. Arch Gerontol Geriatr 2021; 92: 104259.
- 46) Hosokawa R, Kondo K, Ito M, et al. The effectiveness of japan's community centers in facilitating social participation and maintaining the functional capacity of older people. Res Aging 2019; 41: 315–335.
- 47) 細川陸也, 近藤克則, 伊藤美智子, 他. 「健康交流の家」の利用による健康への効果検証. 社医研 2017; 34: 93–102.
- 48) 大浦智子, 竹田徳則, 近藤克則, 他. 「憩いのサロン」参加者の健康情報源と情報の授受: サロンは情報の授受の場になっているか? 保健師ジャーナル 2013; 69: 712–719.
- 49) 宮澤拓人, 井手一茂, 近藤克則, 他. 高齢者が参加する地域組織の種類・頻度・数とうつ発症の関連—JAGES 2013–2016 縦断研究. 総合リハ 2021; 49: 789–798.
- 50) Tsuji T, Kanamori S, Saito M, et al. Specific types of sports and exercise group participation and socio-psychological health in older people. J Sports Sci 2020; 38: 422–429.
- 51) 厚生労働省. 介護予防について. <https://www.mhlw.go.jp/content/000940062.pdf> (2022年6月24日アクセス可能).
- 52) 厚生労働省. 通いの場類型化について (Ver1.0). 2021. <https://www.mhlw.go.jp/content/000814300.pdf> (2022年6月24日アクセス可能).
- 53) 公益財団法人全国老人クラブ連合会. <http://www.zenrouren.com/siryou/index.html> (2022年10月16日アクセス可能).
- 54) 厚生労働省. 地域共生社会の実現のための社会福祉法等の一部を改正する法律(令和2年法律第52号)の概要. 2020. <https://www.mhlw.go.jp/content/000640392.pdf> (2022年8月23日アクセス可能).
- 55) Abe N, Ide K, Watanabe R, et al. Social participation and incident disability and mortality among frail older adults: a JAGES longitudinal study. J Am Geriatr Soc 2023; 1–10.
- 56) 公益財団法人全国老人クラブ連合会. 平成26年度老人クラブ実態調査報告書. 2015. <http://www.>

- zenrouren.com/siryou/pdf/150316_1.pdf (2022年10月16日アクセス可能).
- 57) 公益財団法人長寿科学振興財団. 健康長寿ネット. 2019. <https://www.tyogyu.or.jp/net/kenkou-tyoju/syogaigeneki/rojinclub.html> (2022年10月16日アクセス可能).
- 58) 公益財団法人全国老人クラブ連合会. 地域活動事例紹介「老人クラブの地域づくり」. 2016. <http://www.zenrouren.com/siryou/pdf/1705/02.pdf> (2022年10月16日アクセス可能).
- 59) Kojima S, Kikuchi T, Kakei Y, et al. Implication of using cognitive function-related simple questions to stratify the risk of long-term care need: population-based prospective study in Kobe, Japan. *Health Res Policy Syst* 2022; 20: 1-9.
- 60) 平井 寛, 近藤克則, 尾島俊之, 他. 地域在住高齢者の要介護認定のリスク要因の検討 Ages プロジェクト 3 年間の追跡研究. *日本公衛誌* 2009; 56: 501-512.
- 61) 岡部大地, 辻 大士, 近藤克則. 高齢者総合機能評価は健診よりも健康寿命喪失を予測する: Jages コホート研究. *日老医誌* 2018; 55: 367-377.
-

Association between social participation and frailty among older adults: a longitudinal study from Japan Gerontological Evaluation Study

Hiroki TAKEUCHI^{*,2*}, Kazushige IDE^{2*}, Takahiro HAYASHI^{3*}, Noriyuki ABE^{*,2*},
Atsushi NAKAGOMI^{2*} and Katsunori KONDO^{2*,4*}

Key words : care prevention, healthy life expectancy, social participation, frailty prevention

Objective In Japan, measures to prevent frailty among older adults have been implemented. Promotion of social participation is a key measure, but few longitudinal studies have examined the relationship between the types and number of social participation and frailty onset. In this study, we aimed to clarify the relationship between the types and number of social participation and frailty onset using longitudinal data from a large sample of older adults in municipalities in Japan.

Methods We used the 2016 and 2019 panel survey data from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES). The analysis included 59,545 individuals from 28 municipalities who responded to the JAGES survey in both 2016 (at baseline) and 2019 (at follow-up). We excluded individuals who were dependent on activities of daily living at baseline and non-responders, and those who were frail or with no information about frailty. The dependent variable was frailty onset (≥ 8 out of 25 points on the basic checklist) at follow-up, and the independent variables were the types and number of types of social participation at baseline. We included 11 variables as potential confounders. We used multiple imputations to complete the missing values and used modified Poisson regression to examine the association between social participation and risk of frailty onset.

Results Of the 59,545 participants, 6,431 (10.8%) were frail onset at follow-up. After multiple imputations (minimum 64,212, maximum 64,287), the risk of frailty onset at follow-up was lower for eight types of social participation, excluding senior citizens' clubs, (nursing care [risk ratio; 0.91], paid work [0.90], volunteer groups [0.87], neighborhood associations [0.87], learning or cultural groups [0.87], activities intended to teach skills or pass experiences to others [0.85], hobby groups [0.81], and sports groups or clubs [0.80]; $P < 0.05$), than no social participation. Additionally, individuals who participated in more types of social participation were at a lower risk of frailty than those with no social participation (P for trend < 0.001).

Conclusions The risk of frailty onset was lower among individuals who participated in eight types of social participation at baseline and among those who participated in more types of social participation than those with no social participation. The results suggest that social participation is a useful measure to prevent frailty for extending healthy life expectancy.

* Graduate School of Medicine and Pharmaceutical Sciences, Chiba University

^{2*} Department of Social Preventive Medical Sciences, Center for Preventive Medical Sciences, Chiba University

^{3*} Faculty of Rehabilitation and Care, Seijoh University

^{4*} National Center for Geriatrics and Gerontology