

# 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

サイトウ マサシゲ コンドウ カツノリ オジマ トシユキ ヒライ ヒロシ  
 斉藤 雅茂<sup>\*、2\*</sup> 近藤 克則<sup>2\*、3\*</sup> 尾島 俊之<sup>4\*</sup> 平井 寛<sup>5\*</sup>

JAGES グループ

**目的** 社会的孤立や孤立死の問題への関心は高い一方で、孤立状態の操作的定義に関する根拠は蓄積されていない。社会的孤立が健康の社会的決定要因の1つであることを考慮し、健康リスクが高まる交流の乏しさ(頻度)があるのかを明らかにすることを目的にした。

**方法** 2003年10月に愛知県下6市町村における要介護認定を受けていない高齢者14,804人を対象にしたAGES(Aichi Gerontological Evaluation Study, 愛知老年学的評価研究)プロジェクトのデータの一部を用いた(回収率=50.4%)。性別・年齢が不明な人を除き、調査時点で歩行・入浴・排泄が自立であった12,085人について分析した。要介護認定・賦課データに基づいて、調査時点から2013年10月時点までの約10年間を追跡し、要介護状態(全認定および要介護2以上)への移行、認知症の発症と死亡状況を把握した。社会的孤立の指標には、別居家族・親族および友人と会う頻度と手紙・電話・メールなどで連絡を取り合う頻度を用いた。1か月を4.3週と換算してすべての交流頻度を加算後、「月1回未満」から「毎日頻繁(週に9回以上)」群に分類した。

**結果** Cox 比例ハザードモデルの結果、調査時点での性別・年齢や同居者の有無、治療疾患の有無等を調整したうえでも、毎日頻繁群と比べて、月1回未満群では、1.37(95%CI:1.16-1.61)倍要介護2以上に、1.45(95%CI:1.21-1.74)倍認知症に、1.34(95%CI:1.16-1.55)倍早期死亡に至りやすいということが示された。月1~週1回未満群でも同様に、いずれの健康指標とも有意な関連が認められたが、週1回以上の群では有意な関連は消失した。なお、調査後1年以内に従属変数のイベントが発生したケースを除外しても結果は大きく変わらなかった。同居者以外との交流頻度が月1回未満を孤立の基準とすると、高齢者の7.4%(男性で10.2%,女性で4.7%)が該当し、週1回未満を含めると15.8%(男性で21.2%,女性で10.6%)が該当した。

**結論** 同居者以外との対面・非対面交流をあわせて週に1回未満という状態までがその後の要介護状態や認知症と関連し、月1回未満になると早期死亡とも密接に関連する交流の乏しさであることから、これらが社会的孤立の妥当な操作的定義であることが示唆された。

**Key words** : 社会的孤立, 高齢者, コホート研究, 健康指標, カットオフポイント, 交流頻度

日本公衆衛生雑誌 2015; 62(3): 95-105. doi:10.11236/jph.62.3\_95

## I 緒 言

長寿に伴う寡婦期間の長期化や高齢者自身の独居志向の高まり、生涯未婚者の急増もあって独居高齢

者が増加している。加えて、近年では、孤立死や孤独死と呼ばれる死後一定以上発見されず、白骨化や腐敗化した状態の発生が社会的な問題になっており、その原因としての社会的孤立(social isolation)への関心が改めて高まっている。一部では、日本は諸外国と比べて、他者との交流が乏しい可能性があることも示唆されている<sup>1,2)</sup>。最近では、高齢社会白書にもこうした社会的孤立の問題が取り上げられ<sup>3,4)</sup>、2013年4月には総務省から市町村・都道府県に対して「高齢者の社会的孤立の防止対策等に関

\* 日本福祉大学社会福祉学部

2\* 日本福祉大学健康社会研究センター

3\* 千葉大学予防医学センター

4\* 浜松医科大学健康社会医学講座

5\* 岩手大学工学部

責任著者連絡先: 〒470-3295 愛知県知多郡美浜町  
 奥田 日本福祉大学社会福祉学部 斉藤雅茂

する行政評価・監視結果に基づく勧告<sup>5)</sup>」が発表されるに至っている。また、海外では、2000年以降、社会的孤立の軽減に効果のある介入研究のシステムティックレビューがいくつか報告されている<sup>6~8)</sup>。

社会的孤立にはいくつか異なる定義が存在するが、「家族やコミュニティとほとんど接触がないという客観的な状態<sup>9)</sup>」を指し、主観的な状態である孤独とは区別されることが多い。しかし、その測定方法は定まっておらず、一人一人の他者との交流回数をスコア化した研究<sup>9,10,18,26)</sup>や、他者との交流に関する合成得点を使用した研究<sup>12,13,16,17)</sup>、世帯構成や友人数など多次的な項目群の合成得点を使用した研究<sup>11,14,15)</sup>、「誰とも会っていない日が週に4日以上」など単一指標ないし複数指標の組み合わせによって操作的に定義した研究<sup>19~29)</sup>がある。加えて、いずれの研究においても孤立状態のカットオフポイントに明確な根拠はなく、どの程度からが「ほとんど接触がない状態」とすべきは独断的にならざるを得ない<sup>10)</sup>という限界がいまだに残されている。支援すべき対象者を明らかにするためにも、社会的孤立と考えられる交流の乏しい状態の基準を検討する必要があるといえる。

他方で、健康の社会的決定要因という観点からは、高齢者の社会的孤立は、情報や資源の不足、サポートの乏しさ、自己効力感や自尊感情の低下などにつながり、その結果として不健康に至りやすくなると考えられている<sup>30,31)</sup>。実際に、多くの横断研究によって、身体的な障害<sup>9,19,24,25,27,32,33)</sup>、栄養状態の悪さ<sup>34,35)</sup>、身体活動量の乏しさ<sup>36)</sup>、健康度自己評価の低さ<sup>11,37)</sup>、健康関連QOLの低さ<sup>28)</sup>などとの関連が報告されている。また、縦断研究によって、孤立状態はその後の早期死亡に有意な関連が認められ<sup>23,30,38~46)</sup>、メタ分析からは喫煙と同程度のリスク要因になりうると報告されている<sup>47)</sup>。なお、死亡以外に身体機能の低下<sup>48)</sup>や要介護状態への移行<sup>29)</sup>に対しても有意な関連があることが確認されている。

高齢者にとって社会的孤立と不健康に明確な関連があるとすれば、不健康へのリスクが高まる交流の乏しさが社会的孤立の基準になりうる。しかし、どの程度の交流の乏しさから健康状態を損ねる状態なのかという点については必ずしも十分に検討されてきていない。その際に、逆因果の可能性（不健康であるために孤立傾向にあること）を考慮すると、縦断データに基づいた予測的妥当性の検討が必要である。本研究では、AGES (Aichi Gerontological Evaluation Study; 愛知老年学的評価研究) プロジェクトによる10年間の前向きコホート・データに基づいて、その後の要介護状態への移行、認知症の発

症、早期死亡という観点から、健康リスクになりうる同居者以外の他者との交流の乏しさの基準を統計的に検討した。なお、要介護認定については、要支援を含む全認定とともに、健康寿命の指標としてもよく使用される要介護2以上に限定した分析も行った。

## II 方 法

### 1. 対象と調査時期

調査は、2003年10月に、愛知県知多半島にある6市町村における65歳以上の要介護認定を受けていない在宅高齢者を対象にして郵送法によって行われた<sup>49)</sup>。このうち、4自治体については全数（合計19,374人）、2自治体については無作為に抽出された5,000人ずつの計29,374人を対象にした。これにより14,804人の回答が得られた（回収率=50.4%）が、ここでは調査時点で「歩行・入浴・排泄」が自立した人に限定し、性別・年齢が不明な人、その後追跡不可であった人を除いた12,085人について分析した。なお、従属変数のイベントが生じる前に転居等があったケースは適宜分析から除外した。

### 2. 使用した変数

#### 1) 従属変数

健康指標として、要支援を含む要介護状態、要介護2以上の要介護状態、認知症を伴う要介護状態、全死亡という4つの指標を使用した。判定には、介護保険者（市町村）が保有する要介護認定データを使用し、追跡期間中に要支援1以上ないし要介護2以上と認定された人は要介護認定申請日を要介護状態に移行した日とした。認知症についても同様に、要介護認定の二次判定において認知症高齢者の日常生活自立度がII a 以上と判定された人は要介護認定申請日を認知症を伴う要介護状態に移行した日とした。死亡については、介護保険賦課情報に基づいて死亡日を把握した。調査時点から2013年10月時点までの約10年間（要介護認定については3,436日、死亡については3,636日）を追跡したところ、要支援・要介護状態へと移行した人は3,659人、要介護2以上へと移行した人は2,272人、認知症に至った人は1,986人、死亡した人は2,920人であった。なお、追跡期間中に転居や死亡した人のうち、転居日や死亡日より前に要介護認定や認知症発症のイベントがあった場合にはそれぞれ分析対象に含め、要介護認定や認知症発症を経ずに転居や死亡に至った人は要介護認定・認知症を従属変数にしたモデルでは打ち切りとした。

#### 2) 独立変数

社会的孤立の指標として、同居者以外の親しい他

者との交流頻度を使用した。別居の家族や親戚、および、友人のそれぞれについて、会う頻度（対面交流）と手紙・電話・メールなどで連絡する頻度（非対面交流）を7件法で把握した。ここでは、1か月あたりの交流回数を想定して、7件法の選択肢に重みをつけた。具体的には、1か月の平均が4.3週（365日÷12か月÷7日）であることを考慮して、ほとんど毎日を21.5、週2～3回を10.8、週に1回を4.3、月1～2回を1.5、年に数回を0.2、ほとんどのを0.1、該当者がいないを0に換算した。そのうえで、別居家族・親戚および友人それぞれとの対面交流頻度と非対面交流頻度を単純加算した。

加算得点が1.0未満を「月1回未満」、1.0～4.2を「月1～週に1回未満」、4.3～8.5を「週1～2回未満」、8.6～12.8を「週2～3回未満」、12.9～17.1を「週に3～4回未満」、17.2～25.7を「週に4～6回未満」、25.8～38.6を「1日1回程度（週に6～9回未満）」、38.7以上を「毎日頻繁（週に9回以上）」と集約した。なお、これらの4つの交流形態はそれぞれ質的に異なる可能性はあるが、4項目の信頼性係数は $\alpha = 0.73$ と高く、いずれも本分析で扱う健康指標に対して同じ向きの関連を示していた。

### 3) 調整変数

健康指標との関連を検討するうえで、調整すべき属性として性別と年齢、世帯構成（同居者の有無）のほか、身体状況に関わる変数として治療疾患の有無、認知症の前駆症状として物忘れの有無、社会経済的な状況として修学年数、婚姻状態、等価世帯所得を使用した。なお、社会経済的な状況が多くの健康指標と関連があることは既に指摘されており<sup>50)</sup>、本研究で使用する早期死亡<sup>51)</sup>や認知症<sup>52)</sup>とも有意な関連が確認されている。

治療疾患の有無に関しては、治療中ないし中断中を含め、病気や障害がある人を「治療疾患あり」とし、物忘れの有無に関しては「時間や場所を取り違えることがしばしばありますか」という設問で把握した。所得については、世帯全体の合計所得額（税込み）を「50万円未満」から「1,000万円以上」の14カテゴリーで把握し、各カテゴリーの中央値を世帯人員の平方根で除して等価世帯所得を算出した。ここでは中央値の半分未満、中央値の半分から中央値まで、中央値から中央値の倍まで、中央値の倍以上に分類したものを投入した。いずれの変数もダミー変数として使用し、不明（無回答）であることも解析には投入した。また、本データは複数の市町村から抽出されていることを考慮し、回答者の居住市町村をダミー変数として使用した。

## 3. 分析方法

はじめに、交流頻度の多少による要介護認定（全認定・要介2以上）、認知症、死亡の年間発生率を算出し、傾向性の検定（コクラン・アーミテージ検定）を行った。そのうえで、これらの健康指標を従属変数にしたCox回帰分析を行った。その際に、調整変数を投入しないモデル（Model 1）とすべての調整変数を同時投入したモデル（Model 2）を検討した。また、調整変数では説明できない調査時点での虚弱さを考慮し、調査後365日以内に従属変数のイベントが生じたケースを除外したモデル（Model 3）も検討した。最後に、健康リスクになりうる交流の乏しさを社会的孤立とした場合、男女でどれくらいが孤立状態に該当するのかを検討した。解析にはSTATA12.1を使用した。

## 4. 倫理的配慮

本研究にかかるデータ整備は、日本福祉大学研究倫理審査委員会（「人を対象とする研究」に関する倫理審査委員会）の承認を得て行われた（承認日2013年7月11日）。また、市町村からのデータ提供に際しては、各市町村と総合研究協定を結び、定められた個人情報取扱特記事項を遵守した。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

本分析対象の男女構成はほぼ半数だが、75歳未満が65.6%を占めており、前期高齢者の割合がやや高くなっていった（表1）。また、独居が1割程度と日本全国の傾向と比べるとやや少なかった。調査時点で治療疾患がある人は69.1%、物忘れの自覚がある人は15.1%であった。男性と比べて、女性では修学年数13年以上、婚姻中が少なく、独居や等価所得が113万円未満が比較的多くなっていった。

表2は、同居者以外との交流頻度別に要介護認定（全認定・要介2以上）・認知症・死亡の年間発生率（人数/人年）を示したものである。これによると、同居者以外の他者との交流が毎日頻繁群では、それぞれ100人年あたり3.47人、2.01人、1.69人、2.62人であったのに対し、月1回未満群（それぞれ4.46人、3.01人、2.50人、4.46人）や月1～週1回未満群（それぞれ4.44人、2.74人、2.20人、3.52人）ではやや高くなっていった。コクラン・アーミテージ検定の結果によれば、各交流頻度カテゴリーによっていずれの健康指標も有意な増減傾向があること、他方で、直線性の仮定は認められないことが示された。また、交流頻度の設問に回答していない不明群でも

表1 分析対象の属性

		全 体 (n=12,085)	性 別	
			男 性 (n=5,891)	女 性 (n=6,194)
性別	男性	48.7	—	—
	女性	51.3	—	—
年齢	69歳以下	35.9	38.0	33.9
	70～74歳	29.7	30.9	28.5
	75～79歳	20.5	19.4	21.5
	80～84歳	9.6	8.4	10.8
	85歳以上	4.3	3.3	5.2
世帯構成	独居	10.0	4.1	15.6
	同居	87.6	94.0	81.6
	不明	2.4	1.9	2.8
修学年数	13年以上	9.8	14.6	5.2
	10～12年	29.6	28.6	30.7
	6～9年	55.0	53.5	56.4
	6年未満	4.4	2.4	6.3
	不明	1.2	0.9	1.4
婚姻経験	婚姻中	71.1	88.3	54.7
	離別・死別	25.1	9.6	39.9
	未婚	1.7	0.6	2.8
	不明	2.1	1.6	2.5
等価世帯所得	450万円以上	4.4	5.0	3.9
	225～450万円未満	36.6	42.8	30.8
	113～225万円未満	23.0	26.8	19.3
	113万円未満	17.4	15.2	19.6
	不明	18.6	10.2	26.5
治療疾患の有無	なし	26.3	29.2	23.7
	あり	69.1	67.3	70.8
	不明	4.5	3.5	5.5
物忘れの有無	なし	82.8	84.0	81.6
	あり	15.1	14.1	16.0
	不明	2.2	1.9	2.3
居住地域	A市	19.4	21.6	17.4
	B市	17.8	16.7	18.9
	C町	14.9	15.3	14.6
	D町	18.7	19.4	18.1
	E町	13.3	12.9	13.7
	F町	15.8	14.2	17.3

値は%

やや高い傾向にあった（それぞれ4.37人，2.52人，2.37人，2.87人）。なお，表の掲載は省略したが，上記の傾向は男女にわけても同様であった。

つぎに，Cox 回帰分析の結果，交流頻度が毎日頻繁群と比べて，月1～週1回未満群および月1回未満群では，その後10年間で要支援を含む要介護認定，要介護2以上の認定，認知症を伴う認定，死亡に至るリスクがいずれも有意に高いことが示された（表3）。具体的には，性別・年齢，同居者の有無，身体状況，物忘れの有無，社会経済的状况および居住地域を調整したモデル（Model 2）によれば，月

1～週1回未満群は，要支援を含む要介護認定に1.36（95%CI：1.19-1.55）倍，要介護2以上の認定に1.40（95%CI：1.19-1.65）倍，認知症を伴う認定に1.39（95%CI：1.16-1.66）倍，死亡に1.15（95%CI：1.00-1.33）倍，至りやすいという結果が得られた。月1回未満群でも同様の傾向であったが，とくに早期死亡へのリスクがやや高くなっていた（HR=1.34，95%CI：1.16-1.55）。一方，同群では，要支援を含む要介護認定との関連はやや弱くなっていた（HR=1.23，95%CI：1.08-1.41）。

加えて，調査時点から1年以内に各従属変数のイベントが生じたケースを除外したところ，一部，5%水準で有意であったカテゴリーが有意でなくなっていたが，前述した結果については大きく変わらなかった（Model 3）。また，他者との交流頻度が不明群は，調整変数を投入しないモデル（Model 1）では死亡以外の健康指標と有意な関連が示されていた（要介護全認定：HR=1.27，要介護2以上認定：HR=1.26，認知症：HR=1.41）が，調整変数を投入したモデルでは有意な関連は消失した。なお，性別と交流頻度の交互作用項および世帯構成と交流頻度の交互作用項と健康指標との関連も検討したが，両者には有意な関連は認められなかった。

最後に，表4は，同居者以外との交流頻度別の累積該当割合を示したものである。交流頻度を月1回未満で区切った場合，回答者全体（不明を含む）のなかで7.4%（男性では10.2%，女性では4.7%）が該当した。また，週1回未満を含めた場合，高齢者の15.8%（男性では21.2%，女性では10.6%）が該当し，いずれの基準であっても男性のほうが孤立状態への該当割合は顕著に高くなっていた。なお，対面交流のみ，ないし，非対面交流のみを抽出しても同様の傾向であった。

#### Ⅳ 考 察

社会的孤立が健康の社会的決定要因の1つであることはすでに多くの研究で確認されている。本研究では，社会的孤立のカットオフポイントを明らかにするために，調査後10年間で追跡した大規模コホート・データに基づいて，どの程度の交流の乏しさから要介護状態や認知症，死亡へのリスクが高まるのかを検討してきた。

分析の結果，同居者以外の他者との交流頻度をすべて合わせて週に1回未満という状態は，それ以上の人々とは質的に異なり，要介護認定や認知症発症，早期死亡へのリスクが有意に高くなっていることが示された。また，不明カテゴリーが全体に及ぼす影響を検討するために，感度分析として各設問に

表2 同居者以外の親しい他者との交流頻度による要介護認定者等の年間発生率

	要介護認定 (全認定)			要介護認定 (要介2以上)			認知症を伴う認定			全死亡		
	人数	人年	率 <sup>a)</sup>	人数	人年	率 <sup>a)</sup>	人数	人年	率 <sup>a)</sup>	人数	人年	率 <sup>a)</sup>
毎日頻繁	726	20,895	3.47	446	22,136	2.01	379	22,396	1.69	563	21,520	2.62
1日1回程度	490	13,461	3.64	290	14,269	2.03	246	14,440	1.70	364	13,927	2.61
週4~6回未満	496	13,068	3.80	294	13,926	2.11	260	14,113	1.84	394	13,510	2.92
週3~4回未満	202	5,880	3.44	116	6,247	1.86	112	6,284	1.78	148	5,998	2.47
週2~3回未満	336	9,168	3.67	213	9,800	2.17	188	9,867	1.91	278	9,486	2.93
週1~2回未満	282	7,631	3.70	169	8,147	2.07	148	8,256	1.79	250	7,762	3.22
月1~週1回未満	342	7,711	4.44	226	8,258	2.74	185	8,420	2.20	284	8,060	3.52
月1回未満	302	6,767	4.46	218	7,241	3.01	184	7,360	2.50	303	6,789	4.46
不明	483	11,050	4.37	300	11,905	2.52	284	11,973	2.37	336	11,691	2.87
傾向性の検定 <sup>b)</sup>												
傾き	$\chi^2=15.1$ ( $df=1$ ), $P<.001$			$\chi^2=23.2$ ( $df=1$ ), $P<.001$			$\chi^2=17.9$ ( $df=1$ ), $P<.001$			$\chi^2=53.5$ ( $df=1$ ), $P<.001$		
直線からの乖離	$\chi^2=26.3$ ( $df=6$ ), $P<.001$			$\chi^2=43.3$ ( $df=6$ ), $P<.001$			$\chi^2=27.6$ ( $df=6$ ), $P<.001$			$\chi^2=83.8$ ( $df=6$ ), $P<.001$		

a) 100人年あたりの発生率を記載した。

b) カテゴリー間の年間発生率の傾向についてコクラン・アーミテージ検定の結果を記載した。なお、検定に際しては、カテゴリーの順序性を前提にしたため「不明」は除外した。

不明のケースをすべて除外した分析も行ったが、本結果と大きく変わらなかった。すなわち、健康へのリスクが高まるくらいの交流の乏しさを社会的孤立と定義するならば、同居者以外の交流頻度が週1回未満という状態からが孤立状態を表す1つの基準になりうることを示唆する結果が得られた。なお、外出頻度の乏しさに着目する「閉じこもり」において週に1回未満という基準が使用されており、週1回未満で区切るにより、老研式活動能力指標やMotor Fitness Scaleに対して高い特異度を示すことが報告されている<sup>53)</sup>。とくに本結果は、週に1回以上の群では健康指標と有意な関連は認められず、会ったり連絡を取ることが週に1回より少ない状態からが健康リスクという意味では特異な状態であることを示唆するものであった。たとえば、同居者以外の他者との交流が週1回よりも少ない状態というのは約束された用事でしか交流がない人々であり、その結果として、さまざまなサポートや情報を得にくくなっているのかもしれない。

加えて、交流頻度が月1回未満になると、早期死亡とも密接に関連する深刻な孤立状態であることが明らかになった。具体的には、週1回未満でも有意な関連は認められたが、月1回未満ではそのリスクが約1.4倍高いという結果であった。本データによれば、月1回未満に該当した高齢者の約7割は別居家族と会うことが年に数回程度、半数以上が友人がいない、ないし、友人がいても会うことも電話等も

ほとんどないと回答していた。こうした状態は、緊急時の支援を見込みにくいという意味でも深刻な孤立と考えられるが、本分析によれば、それが健康指標との関連でみても早期死亡にまでも関連する状態であることが示された。なお、要支援を含む要介護認定については、交流頻度が月1~週1回未満群よりも、月1回未満群のほうが関連は弱くなっていた。これは、同居者以外の他者との交流が極端に乏しい高齢者の多くが、軽度の状態からは介護サービスにつながりにくいことを示唆するものと考えられる。

本研究で示された同居者以外の他者との交流が週に1回未満や月に1回未満という基準は、先行研究における社会的孤立の操作的定義とも概ね符合する。表5は、先行研究で示されてきた社会的孤立の操作的定義と基準を要約したものである。たとえば、週1回程度を想定したものでは「週あたりのsocial contact scoresが7点以下<sup>18)</sup>」や「過去1週間に訪問者がいない<sup>20,24)</sup>」などを孤立とし、月1回程度を想定したものでは「家族・友人・近隣との対面的な交流が月に1回未満<sup>28)</sup>」を深刻な孤立(severely socially isolated)と命名している。すなわち、これまで必ずしも明確な予測的妥当性に基づく根拠がない中で、操作的に設定されてきた孤立状態のカットオフポイントが、健康指標との関連でみる限りでは、概ね矛盾しない結果が得られる妥当な基準であることが示唆された。

表3 同居者以外の他者との交流頻度と健康指標との関連：Cox 回帰分析

	要介護認定 (全認定)			要介護認定 (要介2以上)			認知症を伴う認定			全死亡		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
交流頻度 (ref. 毎日頻繁)												
1日1回程度	1.05 (0.94-1.18)	1.07 (0.95-1.20)	1.10 (0.97-1.23)	1.01 (0.87-1.17)	1.02 (0.88-1.19)	1.03 (0.88-1.19)	1.01 (0.86-1.18)	1.04 (0.88-1.22)	1.02 (0.86-1.21)	1.00 (0.88-1.14)	0.99 (0.86-1.13)	1.02 (0.89-1.16)
週4~6回未満	1.09 (0.98-1.23)	1.14* (1.02-1.28)	1.09 (0.97-1.23)	1.05 (0.91-1.22)	1.08 (0.93-1.25)	1.06 (0.91-1.23)	1.09 (0.93-1.28)	1.15 (0.98-1.35)	1.11 (0.94-1.31)	1.12 (0.98-1.27)	1.08 (0.95-1.23)	1.08 (0.94-1.23)
週3~4回未満	0.99 (0.84-1.15)	1.04 (0.89-1.22)	1.00 (0.85-1.18)	0.92 (0.75-1.13)	0.98 (0.80-1.20)	0.97 (0.79-1.20)	1.05 (0.85-1.30)	1.13 (0.92-1.40)	1.09 (0.88-1.36)	0.94 (0.79-1.30)	0.92 (0.76-1.10)	0.93 (0.77-1.12)
週2~3回未満	1.06 (0.93-1.20)	1.12 (0.98-1.27)	1.09 (0.95-1.25)	1.08 (0.92-1.27)	1.10 (0.93-1.28)	1.09 (0.92-1.29)	1.13 (0.95-1.34)	1.20* (1.00-1.43)	1.18 (0.99-1.42)	1.12 (0.97-1.30)	1.06 (0.91-1.22)	1.07 (0.92-1.24)
週1~2回未満	1.06 (0.93-1.22)	1.13 (0.98-1.30)	1.13 (0.98-1.31)	1.03 (0.86-1.23)	1.07 (0.90-1.28)	1.06 (0.88-1.27)	1.06 (0.88-1.28)	1.16 (0.96-1.40)	1.14 (0.94-1.39)	1.24** (1.07-1.44)	1.15 (0.99-1.34)	1.14 (0.98-1.34)
月1~週1回未満	1.29*** (1.13-1.46)	1.36*** (1.19-1.55)	1.32*** (1.15-1.52)	1.37*** (1.17-1.61)	1.40*** (1.19-1.65)	1.36*** (1.15-1.61)	1.31** (1.10-1.56)	1.39*** (1.16-1.66)	1.36** (1.13-1.64)	1.36*** (1.18-1.57)	1.15 (1.00-1.33)	1.18* (1.02-1.37)
月1回未満	1.29*** (1.13-1.48)	1.23** (1.06-1.42)	1.23** (1.06-1.42)	1.51*** (1.28-1.77)	1.37*** (1.16-1.61)	1.36*** (1.15-1.62)	1.49*** (1.25-1.78)	1.45*** (1.21-1.74)	1.42*** (1.19-1.71)	1.74*** (1.51-2.00)	1.34*** (1.16-1.55)	1.36*** (1.17-1.57)
不明	1.27*** (1.13-1.42)	1.03 (0.92-1.16)	1.04 (0.92-1.18)	1.26** (1.09-1.46)	1.01 (0.87-1.17)	1.01 (0.86-1.17)	1.41*** (1.21-1.65)	1.12 (0.96-1.32)	1.13 (0.97-1.33)	1.10 (0.96-1.26)	0.91 (0.80-1.05)	0.94 (0.82-1.08)

\*\*\* P&lt;0.001 \*\* P&lt;0.01 \* P&lt;0.05

Model 1：調整変数なし。分析対象数は以下の通り：要介護認定 (全認定) 11,807人, 要介護認定 (要介2以上) 11,762人, 認知症を伴う認定11,757人, 全死亡11,716人

Model 2：性別, 年齢, 世帯構成, 就学年数, 婚姻状態, 等価所得, 治療疾患の有無, 物忘れの有無, 居住地域を調整。なお, 各変数の「不明」もダミー変数として投入。分析対象数はいずれも Model 1 と同じ。

Model 3：調査時点後1年以内に各従属変数のイベントが生じたケースを除外。投入した変数は Model 3 と同じ。分析対象数は下記の通り：要介護認定 (全認定) 11,495人, 要介護認定 (要介2以上) 11,635人, 認知症を伴う認定11,666人, 全死亡11,570人

表4 同居者以外の他者との交流頻度別の該当者割合

	n	不明者を除く				不明者を含む			
		%	累積%			%	累積%		
			全体	男性	女性		全体	男性	女性
月1回未満	894	8.4	8.4	11.2	5.5	7.4	7.4	10.2	4.7
月1～週1回未満	1,017	9.5	17.9	23.3	12.4	8.4	15.8	21.3	10.6
週1～2回未満	974	9.1	27.0	33.4	20.6	8.1	23.9	30.5	17.6
週2～3回未満	1,161	10.9	37.9	44.9	30.8	9.6	33.5	41.0	26.3
週3～4回未満	728	6.8	44.7	51.9	37.4	6.0	39.5	47.3	32.0
週4～6回未満	1,649	15.4	60.1	66.9	53.3	13.6	53.1	61.0	45.6
1日1回程度	1,669	15.6	75.7	80.4	71.1	13.8	66.9	73.3	60.9
毎日頻繁	2,585	24.2	100.0	100.0	100.0	21.4	88.3	91.2	85.6
不明	1,408	—	—	—	—	11.7	100.0	100.0	100.0

また、週1回未満を孤立状態とした場合に高齢者の17.7%が該当したという本結果は、孤立状態をやや広めに捉えた多くの先行研究<sup>9~14,17~18,28,29)</sup>においてその割合が10~30%程度であったことと矛盾しないものである。加えて、月1回未満を深刻な孤立状態とした場合に7.4%が該当したという結果についても、孤立状態を限定的に捉えた先行研究<sup>9~11,14,17~19,21,22)</sup>ではその割合が2~10%程度であったこととも矛盾していない。これらは、本データの妥当性を示唆するものと考えられる。そのうえで、早期死亡とも密接に関連しうる極端な孤立状態の高齢者が全体で7%、なかでも男性では10%程度みられたことは、これまで多くの研究で指摘されてきたように、男性高齢者が地域で孤立しないための支援の必要性を改めて示唆するものといえる。

他方で、調整変数を投入しないモデルでは、他者との交流頻度が不明（無回答）である群もまた、1.3~1.4倍程度、要介護認定および認知症に至りやすかったことは保健・福祉実践上は重要な結果といえる。社会的孤立に関わる設問に無回答である高齢者は、婚姻状況や日常の移動能力、経済状態などの面で孤立傾向の高齢者と類似した特性をもっていることがすでに報告されている<sup>27)</sup>。調整変数を投入後には有意な関連が消失したことから、交流頻度が不明であることそのものが健康リスクになっているわけではない。しかし、こうした設問に回答しない人々に経済状況や身体状況などの点でハイリスクな人が多いことを示す結果といえる。すなわち、保健・福祉実践で行われる調査において社会的孤立に関する設問に無回答であった人々を単純に除外するのではなく、不健康へのリスクの高さという意味では孤立状態に近い人々として捉える必要があることを示唆するものといえる。

最後に、本研究にはいくつかの限界と今後の課題が残されている。第1に、社会関係の構造解明にはダイアド（本人と一人一人の他者との二者関係）単位での分析が不可欠<sup>34)</sup>といわれているが、本研究では調査実施上の制約から簡便な指標を使用している。しかし、郵送調査で得られた簡便な指標で把握された社会関係であっても、調査後10年間での健康指標に密接な関連と閾値が示されたことは重要な知見といえる。第2に、本ベースライン調査の有効回収率は50.4%と高くはなく、孤立しがちな人ほど回答していない可能性がある。また、全国からの無作為抽出ではないため、地域特性の偏りが生じている可能性もあり、今後、他の調査データによっても再度検証される必要がある。第3に、要介護状態および認知症発症に関して、要介護認定を受ける日まで健康であったことを前提にしている。しかし、一部、要介護状態や認知症になっても未申請の人や健康だが申請して要支援・要介護と認定された人もおり、一定の誤差があることは否定できない。また、家族・親族の介護力によって健康状態の悪化から要介護認定申請までの期間が異なるということも考えられる。本研究では、統計的な観点から社会的孤立の基準を検討してきたが、当該基準の妥当性については別途、保健・福祉実践における援助事例を踏まえた質的な検討も必要である。

## V 結 語

社会関係の乏しさ（社会的孤立）は、単に人との交流が乏しいだけでなく、健康の社会的決定要因の1つでもある。健康な高齢者を10年追跡し、健康リスクになりうる交流の乏しさの基準を検討したところ、同居者以外との対面・非対面交流をあわせて、週1回未満という状態はその後の要介護や認知症と

表5 先行研究における高齢者の社会的孤立に関する基準

論文	調査時期	対象国	社会的孤立の基準	孤立者割合 <sup>a)</sup>
合成得点の分布に基づく基準				
Townsend (1963) <sup>9)</sup>	1954~1955	イギリス	週あたりの Social Contact Scores が21点以下 (isolated) ないし, 22~35点 (rather isolated)	9.9% 13.3%
Tunstall (1966) <sup>10)</sup>	1963~1964	イギリス	週あたりの Social Contact Scores が4点以下 (extremely isolated), ないし, 20点以下 (isolated)	4.5% 21.0%
Wenger (1984) <sup>11)</sup>	1978~1979	イギリス	Isolation measure score のうち4項目以上該当 (very isolated), ないし, 2~3項目該当 (moderately isolated)	6.6% 33.7%
Thompson (1990) <sup>12)</sup>	不明	アメリカ	家族との交流の因子得点が中央値以下, かつ, 友人との交流の因子得点も中央値以下	21.8%
後藤ら (1991) <sup>13)</sup>	1990	日本	家族関係孤立型 (6項目中4項目以上該当), かつ, 地域関係孤立型 (9項目中5項目以上該当)	11.5%
Rubinstein et al. (1994) <sup>14)</sup>	不明	アメリカ	Lubben Social Network Scale 得点が20点以下 (isolation) ないし, 21~25点 (high risk)	8.0% 10.0%
河合 (2002) <sup>15)</sup>	1995	日本	「親しい友人・知人がいない」, 「近所づきあいがいない」, 「社会参加活動をしていない」のうち, 2つ以上に該当	(27.0%)
Havens et al. (2004) <sup>16)</sup>	1996	カナダ	家族, 友人, 近隣, 職場仲間, その他との交流頻度の合計得点が平均値よりも低い人	84.0%
Hawthorne (2006) <sup>17)</sup>	不明	オーストラリア	Friendship index 得点が11点以下 (very isolated), ないし, 12~15点 (isolated)	4.0% 11.0%
Victor et al. (2009) <sup>18)</sup>	2000~2001	イギリス	週あたりの Social Contact Scores が7点以下	13.0%
単一項目ないし複数項目の論理的な組み合わせに基づく基準				
Lowenthal (1964) <sup>19)</sup>	1959	アメリカ	過去2週間, 他者との交流が全くなかった人, および, 表面的な交流 (挨拶など) しかなかった人	6.7%
Townsend (1968) <sup>20)</sup>	1962	イギリス アメリカ デンマーク	一人暮らしで, 過去1週間に訪問者がいなく, 前日に人との交流が全くなかった人	3.0% (12.7%)
Chappell et al. (1989) <sup>21)</sup>	1985	カナダ	気の会う友人が一人もいない人 一人暮らしで信頼できる人がいない人	4.0% 7.0%
Qureshi et al. (1989) <sup>22)</sup>	1982~1983	イギリス	過去1週間, 誰とも会っていない日が4日以上の人	7.0%
La Veist et al. (1997) <sup>23)</sup>	1989	アメリカ	一人暮らしで, 過去2週間の間で, 家族および友人との接触がなかった人	4.3%
Simonsick et al. (1998) <sup>24)</sup>	1992~1995	アメリカ	一人暮らしで, 家族以外の人の訪問が週に1回より少なく, 外出が週に1回より少ない人	3.0%
河合 (2009) <sup>25)</sup>	2004	日本	親しい友人・知人がいない人 正月三が日を一人で過ごした人 社会参加活動をしていない人	(12.9%) (35.1%) (42.5%)
Victor et al. (2009) <sup>18)</sup>	2000~2001	イギリス	親戚, 友人, 近隣のうち週1回未満の交流が全て (severely isolation), 2つ (moderately isolation), 1つ (low isolation)	2.0% 23.0% 49.0%
斉藤ら (2010) <sup>26)</sup>	2007	日本	親しい人との対面交流・非対面交流をあわせて, 月に1回程度以下, ないし, 親しい人が一人もいない人	(10.7%)
斉藤ら (2010) <sup>27)</sup>	2008	日本	別居家族・親戚と友人・近所の人との対面交流・非対面交流のいずれもが月に1回くらい以下, ないし, 月に2, 3回以下	(13.6%) (24.1%)
Hawton et al. (2011) <sup>28)</sup>	2007~2008	イギリス	家族・友人・近隣との対面的な交流が月に1回未満 (severely socially isolated) ないし, 週に1回未満 (socially isolated)	17.0% 24.0%
斉藤ら (2013) <sup>29)</sup>	2003	日本	別居家族・親戚と友人との対面交流・非対面交流のいずれもが月に1, 2回以下	14.8%

a) ( ) 内は独居高齢者内での割合。また, 原文に小数点以下の記載がないものは小数点以下を0とした。



有意に関連し、月1回未満になると早期死亡とも密接に関連することが示された。必ずしも明確な根拠がない中で、先行研究で用いられてきた週1回という基準が健康指標との関連でみても概ね妥当であり、月1回未満という基準は早期死亡にも関連する深刻な孤立状態であることが示唆された。

本研究は、文部科学省科学研究費補助金（課題番号：26285138, 23243070）、厚生労働科学研究費補助金（H25-長寿一般-003）の一環で行われた成果の一部である。質問紙調査は文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業の助成を受けて実施され、追跡データの構築は文部科学省科学研究費補助金（課題番号：23790710）の一環で行われたものである。すべての関係者の皆様に記して深謝します。なお、JAGESプロジェクトの2014年メンバーは、相田潤、芦田登代、市田行信、岡田栄作、小坂健、尾島俊之、Noriko Cable、近藤克則、近藤尚己、斎藤民、斉藤雅茂、佐々木由理、菖蒲川由郷、鄭丞媛、白井こころ、鈴木佳代、高木大資、竹田徳則、谷友香子、玉腰暁子、坪谷透、等々力英美、中出美代、長嶺由衣子、花里真道、林尊弘、引地博之、平井寛、藤野善久、三澤仁平、宮國康弘、村田千代栄、山本龍生（50音順）である。

（受付 2014. 9. 3）  
（採用 2015. 1. 7）

## 文 献

- 1) Organisation for Economic Co-operation and Development. Society at a Glance 2005: OECD Social Indicators. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2005. [http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/society-at-a-glance-2005\\_soc-glance-2005-en](http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/society-at-a-glance-2005_soc-glance-2005-en) (2015年1月12日アクセス可能)
- 2) 内閣府. 平成22年度第7回高齢者の生活と意識に関する国際比較調査結果. 2011. <http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h22/kiso/zentai/> (2015年1月12日アクセス可能)
- 3) 内閣府, 編. 平成22年版高齢社会白書. 東京: 佐伯印刷, 2010.
- 4) 内閣府, 編. 平成23年版高齢社会白書. 東京: 印刷通販, 2011.
- 5) 総務省行政評価局. 高齢者の社会的孤立の防止対策等に関する行政評価・監視結果報告書. 2013. [http://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/000072551.html#kekahokokusyo](http://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/000072551.html#kekahokokusyo) (2015年1月12日アクセス可能)
- 6) van Haastregt JC, Diederiks JP, van Rossum E, et al. Effects of preventive home visits to elderly people living in the community: systematic review. *BMJ* 2000; 320(7237): 754-758.
- 7) Cattan M, White M, Bond J, et al. Preventing social isolation and loneliness among older people: a systematic review of health promotion interventions. *Ageing and Society* 2005; 25(1): 41-67.
- 8) Dickens AP, Richards SH, Greaves CJ, et al. Interventions targeting social isolation in older people: a systematic review. *BMC Public Health* 2011; 11: 647.
- 9) Townsend P. The Family Life of Old People: An Inquiry in East London. Harmondsworth, UK: Penguin Books, 1963; 188-205.
- 10) Tunstall J. Old and Alone: A Sociological Study of Old People. London: Routledge & Kegan Paul, 1966.
- 11) Wenger GC. The Supportive Network: Coping With Old Age. London: George Allen & Unwin, 1984; 136-153.
- 12) Thompson MG, Heller K. Facets of support related to well-being: quantitative social isolation and perceived family support in a sample of elderly women. *Psychol Aging* 1990; 5(4): 535-544.
- 13) 後藤昌彦, 山崎治子, 飯村しのぶ, 他. 都市における高齢者の社会的孤立. 高齢者問題研究 1991; 7: 73-90.
- 14) Rubinstein RL, Lubben JE, Mintzer JE. Social isolation and social support: an applied perspective. *J Appl Gerontol* 1994; 13(1): 58-72.
- 15) 河合克義. 大都市における高齢者の社会的孤立と社会保障・社会福祉の課題: 東京都港区のひとり暮らし高齢者の生活実態を中心に. 社会政策学会誌 2002; 7: 118-131.
- 16) Havens B, Hall M, Sylvestre G, et al. Social isolation and loneliness: differences between older rural and urban Manitobans. *Can J Aging* 2004; 23(2): 129-140.
- 17) Hawthorne G. Measuring social isolation in older adults: development and initial validation of the Friendship Scale. *Social Indicators Research* 2006; 77(3): 521-548.
- 18) Victor C, Scambler S, Bond J. The Social World of Older People: Understanding Loneliness and Social Isolation in Later Life. Maidenhead, UK: Open University Press, 2009.
- 19) Lowenthal MF. Social isolation and mental illness in old age. *American Sociological Review* 1964; 29(1): 54-70.
- 20) Townsend P. Isolation, desolation, and loneliness. In: Shanas E, Townsend P, Wedderburn D, et al. Old People in Three Industrial Societies. London: Routledge & Kegan Paul, 1968; 258-287.
- 21) Chappell NL, Badger M. Social isolation and well-being. *J Gerontol* 1989; 44(5): s169-s176.
- 22) Qureshi H, Walker A. The Caring Relationship: Elderly People and Their Families. Philadelphia: Temple University Press, 1989.
- 23) LaVeist TA, Sellers RM, Brown KA, et al. Extreme social isolation, use of community-based senior support services, and mortality among African American elderly women. *Am J Community Psychol* 1997; 25(5): 721-732.
- 24) Simonsick EM, Kasper JD, Phillips CL. Physical disability and social interaction: factors associated with low

- social contact and home confinement in disabled older women (The Women's Health and Aging Study). *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 1998; 53(4): S209-S217.
- 25) 河合克義. 大都市のひとり暮らし高齢者と社会的孤立. 京都: 法律文化社, 2009.
- 26) 齊藤雅茂, 冷水 豊, 武居幸子, 他. 大都市高齢者の社会的孤立と一人暮らしに至る経緯との関連. *老年社会科学* 2010; 31(4): 470-480.
- 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): 785-795.
- 28) Hawton A, Green C, Dickens AP, et al. The impact of social isolation on the health status and health-related quality of life of older people. *Qual Life Res* 2011; 20(1): 57-67.
- 29) 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(3): 331-341.
- 30) Berkman LF, Glass T. Social integration, social networks, social support, and health. In: Berkman LF, Kawachi I, editors. *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 2000; 137-173.
- 31) 杉澤秀博. 高齢期の社会関係を捉える: 概念と測定. 柴田 博, 長田久雄, 杉澤秀博, 編. *老年学要論: 老いを理解する*. 東京: 建帛社, 2007; 207-217.
- 32) Weinstein BE, Ventry IM. Hearing impairment and social isolation in the elderly. *J Speech Hear Res* 1982; 25(4): 593-599.
- 33) Wenger GC, Burholt V. Changes in levels of social isolation and loneliness among older people in a rural area: a twenty-year longitudinal study. *Can J Aging* 2004; 23(2): 115-127.
- 34) Walker D, Beauchene RE. The relationship of loneliness, social isolation, and physical health to dietary adequacy of independently living elderly. *J Am Diet Assoc* 1991; 91(3): 300-304.
- 35) Locher JL, Ritchie CS, Roth DL, et al. Social isolation, support, and capital and nutritional risk in an older sample: ethnic and gender differences. *Soc Sci Med* 2005; 60(4): 747-761.
- 36) Reed SB, Crespo CJ, Harvey W, et al. Social isolation and physical inactivity in older US adults: results from the Third National Health and Nutrition Examination Survey. *Eur J Sport Sci* 2011; 11(5): 347-353.
- 37) Litwin H. Social network type and health status in a national sample of elderly Israelis. *Soc Sci Med* 1998; 46(4-5): 599-609.
- 38) Berkman LF, Syme SL. Social networks, host resistance, and mortality: a nine-year follow-up study of Alameda County residents. *Am J Epidemiol* 1979; 109(2): 186-204.
- 39) Schoenbach VJ, Kaplan BH, Fredman L, et al. Social ties and mortality in Evans County, Georgia. *Am J Epidemiol* 1986; 123(4): 577-591.
- 40) Kaplan GA, Salonen JT, Cohen RD, et al. Social connections and mortality from all causes and from cardiovascular disease: prospective evidence from eastern Finland. *Am J Epidemiol* 1988; 128(2): 370-380.
- 41) Forster LE, Stoller EP. The impact of social support on mortality: a seven-year follow-up of older men and women. *J Appl Gerontol* 1992; 11(2): 173-186.
- 42) Sugisawa H, Liang J, Liu X. Social networks, social support, and mortality among older people in Japan. *J Gerontol* 1994; 49(1): S3-S13.
- 43) Yasuda N, Zimmerman SI, Hawkes W, et al. Relation of social network characteristics to 5-year mortality among young-old versus old-old white women in an urban community. *Am J Epidemiol* 1997; 145(6): 516-523.
- 44) Sato T, Kishi R, Suzukawa A, et al. Effects of social relationships on mortality of the elderly: how do the influences change with the passage of time? *Arch Gerontol Geriatr* 2008; 47(3): 327-339.
- 45) Aida J, Kondo K, Hirai H, et al. Assessing the association between all-cause mortality and multiple aspects of individual social capital among the older Japanese. *BMC Public Health* 2011; 11: 499.
- 46) Saito M, Kondo N, Kondo K, et al. Gender differences on the impacts of social exclusion on mortality among older Japanese: AGES cohort study. *Soc Sci Med* 2012; 75(5): 940-945.
- 47) Holt-Lunstad J, Smith TB, Layton JB. Social relationships and mortality risk: a meta-analytic review. *PLoS Med* 2010; 7(7): e1000316.
- 48) Seeman TE, Bruce ML, McAvay GJ. Social network characteristics and onset of ADL disability: MacArthur studies of successful aging. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 1996; 51(4): S191-S200.
- 49) 近藤克則, 編. 検証「健康格差社会」: 介護予防に向けた社会疫学の大規模調査. 東京: 医学書院, 2007.
- 50) 近藤克則, 編. 健康の社会的決定要因: 疾患・状態別「健康格差」レビュー. 東京: 日本公衆衛生協会, 2013.
- 51) Stringhini S, Sabia S, Shipley M, et al. Association of socioeconomic position with health behaviors and mortality. *JAMA* 2010; 303(12): 1159-1166.
- 52) Russ TC, Stamatakis E, Hamer M, et al. Socioeconomic status as a risk factor for dementia death: individual participant meta-analysis of 86 508 men and women from the UK. *Br J Psychiatry* 2013; 203(1): 10-17.
- 53) 安村誠司. 平成12~14年度厚生労働省科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業)総合研究報告書「閉じこもり」高齢者のスクリーニング尺度の作成と介入プログラムの開発(研究代表者 安村誠司) 2003.
- 54) 古谷野亘, 岡村清子, 安藤孝敏, 他. 社会関係の研究における分析単位の問題: ケース単位の分析とタイ単位の分析. *老年社会科学* 1994; 16(1): 11-18.

## Criteria for social isolation based on associations with health indicators among older people

### A 10-year follow-up of the Aichi Gerontological Evaluation Study

Masashige SAITO<sup>\*.2\*</sup>, Katsunori KONDO<sup>2\*.3\*</sup>, Toshiyuki OJIMA<sup>4\*</sup>, Hiroshi HIRAI<sup>5\*</sup>, the JAGES group

**Key words** : social isolation, older people, cohort study, health indicators, cut-off point, frequency of contact

**Objectives** No clear evidence for a cut-off point for social isolation has been established so far. The purpose of this study was to evaluate the criteria for social isolation based on associations with objective health outcomes in a 10-year follow-up study.

**Methods** We performed a prospective study of functionally independent residents aged 65 years or older who lived in six municipalities as part of the Aichi Gerontological Evaluation Study (response rate: 50.4%) that began in 2003. Data on the onset of functional disability, dementia, and death were obtained from municipal databases of the public long-term care insurance system. A total of 12,085 participants were followed up for up to 10 years. We used frequencies of face-to-face and non-face-to-face contact with non-resident children, relatives and friends, or neighbors as indicators of social isolation. The overall frequency of contact with others was categorized from “less than once a month” to “frequently, every day.”

**Results** Cox’s proportional hazard model revealed that, after controlling for sex, age, education level, marital status, equivalent household income, need for medical care, self-recognition of forgetfulness, and residential area, the hazard ratios for functional disability (over long-term care level 2), dementia, and premature death increase in those with contact frequency of “less than once a month” were 1.37 (95% confidence interval [CI]: 1.16–1.61), 1.45 (95% CI: 1.21–1.74), and 1.34 (95% CI: 1.16–1.55), respectively. The “from once a month to once a week” frequency was also associated with these health indicators, although the “more than once a week” frequency was not significantly associated with any measured outcome. The prevalence of “less than once a month” contact was 7.4% (men = 10.2%, women = 4.7%), and this was 15.8% (men = 21.2%, women = 10.6%) when including those with “less than once a week” contact.

**Conclusion** These findings suggest that “less than once a week” or “less than once a month” contact with non-cohabitant others are valid operational definitions of social isolation that are closely associated with premature death and other health indicators.

---

\* Department of Social Welfare, Nihon Fukushi University

<sup>2\*</sup> Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, Japan

<sup>3\*</sup> Center for Preventive Medical Science, Chiba University, Chiba, Japan.

<sup>4\*</sup> Department of Community Health and Preventive Medicine, Hamamatsu University School of Medicine

<sup>5\*</sup> Department of Civil Environmental Engineering, Iwate University