

とって問題になることを理論モデル化したものと言える。このように社会のありように関心が向けられるようになる素地として、マーモット卿による「日本人はなぜ長生きなのか」と言う論文でうかがうことができる¹⁰⁾。その中では、日本人が長生きである理由として、ヘルスケアや遺伝子の違いなど医学的な観点があげられているのはもちろんだが、社会関係もその1つとしてあげられている。このように健康と社会の関係性との関連に注目が集まってきた。

この相対所得仮説は国際比較研究から生まれた。1992年にイギリスの経済学者ウィルキンソンが収入分布と平均余命との関係を示したことがそのはじまりといえよう¹¹⁾。その後の発展は、とりわけハーバード大学に所属する社会疫学研究グループによる功績が大きいと思われる¹²⁻¹³⁾。

わが国においても、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究は、健康格差の実態を把握する基礎的研究がおこなわれるとともに、この相対所得仮説による検討から始まったと言ってよい。わが国における健康格差の実態を詳細に明らかにしたのが、近藤らによるグループである¹⁴⁾。2003年に中部地方・四国地方に居住する65歳以上の高齢者32891人を対象にアンケート調査を実施したデータを用いた結果では、等価所得が100万円未満の群では主観的健康感が、あまりよくない／よくない、と回答した高齢者が4割いるが、400万円以上の群では2割程度であり、等価所得が高くなるにつれて主観的健康感がわるい高齢者が増えている様相がうかがえる。同様に、老年期うつ病評価尺度（Geriatric Depression Scale：GDS）で見た場合も、抑うつ状態と考えられるGDS得点10点以上の割合は、等価所得100万円未満では15.8%、400万円以上では2.3%であり、こちらも等価所得が

高くなるにつれて抑うつ状態の高齢者が増えているという結果が得られている。このようにわが国においても、とりわけ、社会経済的影響を受けやすいと考えられる高齢者において、所得に見られるような社会階級の違いが、健康水準の違いとして見受けられる。

また、このような実態を明らかにするばかりでなく、先に示した相対所得仮説モデルを用いて、所得分布と健康との関係も明らかにされている。都道府県別全死因年齢調整死亡率と所得格差（ジニ係数）との関係をみると、所得格差が大きい県ほど年齢調整死亡率が高くなる傾向が認められている¹⁵⁾。

このように、健康格差の実態を明確にしようとする時代においては、健康格差の実態を把握するとともに、主としてハーバード学派を中心に相対所得仮説をもちいた社会のありようの視点から健康の差異を明らかにしようとしてきた。

その後、社会のマクロ・ミクロな要因、そして社会のありよう（社会関係）という観点から格差の実態を明らかにすることで、おおくの健康格差にかんする知見が蓄積されるとともに、健康問題に対して、何らかの対応・政策的展開が求められるようになった。

健康問題に何らかの対応をするためには、川の上流・下流にたとえられるように、川の下流でばかり健康問題を対処していても、上流で起きていることに目を向けないことには解決に結びつかない。つまり、健康に影響すると思われる「原因の原因」¹⁶⁾を明らかにしないことには、よりよい対策をたてようもないと考えられた。それがまさに、健康の社会的決定要因¹⁷⁻¹⁸⁾にかんする研究である。

健康の社会的決定要因の一例としては、社会格差、ストレス、幼少期、社会的排除、労働、失業、社会的支援、薬物依存、食品、交通、があげられている¹⁸⁾。これまでの健康格

差にかんする研究は、社会のマクロ・ミクロ、社会のありようの観点から格差が生じてしまうメカニズムを明らかにすることを目的に研究がおこなわれてきたが、健康の社会的決定要因という考え方が広がるにつれて、どのような社会的要因が健康に影響するのかを探求することが目的になった時代に入ったといえよう。

しかも、この健康の社会的決定要因にかんする研究は、いかにして健康問題に対応したらいいのかというテーゼをもとに成り立っているため、健康の社会的決定要因を明らかにするだけでなく、そこから、健康にプラスになる、もしくは健康を悪化させないための政策へ直接的にむすびつきやすい。現に、21世紀における国民健康づくり運動（健康日本21）の第2次改訂において、健康寿命の延伸と健康格差の縮小が目標の1つとして明記されるようになったのには、健康の社会的決定要因にかんする研究が大きく貢献したことは、先にも述べたとおりである。

つまり、健康格差にかんする研究の経緯を見ると、ブラック卿による開拓の時代、健康の格差の実態を明らかにする時代から、政策的展開をみすえた、健康の社会的決定要因を探索する時代、そしてその考え方と大きく結びついた政策的展開の時代になったとみることができよう。

D. 考察

本研究では、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究に内在する意義や限界を再検討することを目的として、これまでの健康格差研究の歴史を簡単にひもといてきた。その結果、1) ブラック卿らによる開拓期、2) ハーバード学派による実態把握期、3) 健康の社会的決定要因探索期、4) 政策展開期、と4

つの時期を経て現在にいたっていることがわかった。

では、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究の歴史的過程を概観してみても、これらからどのような点が問題として考えられるだろうか。

まずおおきな問題として考えられるのが、健康問題における格差の問題から、健康ファクター探しへと、問いの水準が変わってきたことの問題があげられる。つまり、開拓期や実態把握期のころには格差そのものに問いの焦点があったと考えられるが、健康の社会的決定要因という考え方が広がるにつれて、健康のファクター探しに問いの焦点が変容してきたと考えられる。この格差か、ファクター探しかの議論の背景には、健康における諸問題に対応するための政策的な需要があったことは指摘できるように思う。健康の社会的決定要因にかんする研究は、健康または不健康になる原因の原因を探ることで、そのもととなる社会的な問題を追求できる点にはおおきな利点がある。さらには、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究を牽引している社会疫学は、そもそも、これまでの疫学には見られなかった所得や社会資源などのミクロ・マクロの社会経済的状况や社会のありよう、社会関係に目を向けたところにその強みがある。その学問的背景を活用して、従来からのハイリスクアプローチからポピュレーションアプローチへと公衆衛生学的視角へと推移し、政策的に結びつけてきたことも事実である。しかし、政策的な需要にこたえるかたちで、ひとたびファクター探しに問いの照準がうつってしまうと、それは集団を対象とした臨床研究やサーベイランス医学にすぎなくなってしまう^{19・20)}。これは「本来は社会と我々との関係性について検討していたにもかかわらず、結局は個人もしくはある集団に焦

点を当て、検証しなければいけないところを無視して…（略）…現象内で要因のあれこれを論じているに過ぎない」⁸⁾。つまり、現代社会という社会構造を見ているのではなく、個人や集団における健康の社会的決定要因を見ているにほかならないのである。これまでも、既存の研究フレームワークでは不平等の因果関係をとらえられないこと²¹⁾、社会関係におけるイデオロギー、構造、実践の効果を個人の特徴として要約してしまっていること²²⁾、とアウトカムとしての健康におけるさまざまな要因を明らかにするうえでの研究上の問題点が指摘され、現代社会における社会構造から健康格差・健康の社会的決定要因をみなおすという作業が求められるように思う。

社会構造とは、社会における資源とそれに関わる手続き・ルールといった同一性・関係性の集合そのものをいう⁸⁾。この社会構造という点で言えば、むしろ健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究の実態把握期においておもに活用されていた相対所得仮説の議論が適合的に思われる。相対所得仮説は、当該社会における不平等という社会の構造を端的に示して、それと健康との関係を明らかにしようとしている点では、もっとも有意義な理論モデルであるように思う。

そもそも、どうしてこの相対所得仮説に大きな関心が寄せられたのだろうか。それは「従来の疫学的研究には見られなかった所得の分配の状態によって個人の健康の状態を説明しようとする発想のユニークさやスケールの大きさ、あるいは、マクロレベルの（社会レベル）の要因とミクロレベル（個人レベル）の要因を結びつけて分析するという研究方法論上の課題のチャレンジングな性格とともに、この仮説がもつ政策的・実践的インプリケーションによる」のではないかと指摘されている²³⁾。しかも、相対所得仮説によって明らか

になった知見は「経済成長を重視するか、所得分配の平等化を重視するかという経済社会政策の基本的な選択に」貢献することができる。

しかし、この相対所得仮説は、その後あまり大きな進展がないように思える。それはなぜかと考えたときに、やはりこの相対所得仮説があるのかないのかはつきりしないところにその要因があると考えられる。モダン医療は、要素還元主義、客観主義でなりたっているため、このような白黒つけにくい状態の理論はあつかいづらいと判断されたのがそのおおきな理由ではないだろうか。しかし、「所得格差の健康影響はあるか、ないか」という二者択一的な議論は現時点では不毛であり…（略）…、なぜ同じデータで結果が出たり出なかったりするのかが、をより理論的に整理することのほうが、健康と地域特性をつなぐメカニズムの解明の上で優先されるべき¹⁵⁾と考える。

さらに問題と考えられるのが、健康の社会的決定要因を根拠として、政策的展開が行なわれていると言うことである。一見すれば、健康に影響すると思われる諸要因を明らかにすれば、その諸要因に対する政策や介入をおこなえばよいと考えてもいいように思えるが、ではどうしてその諸要因に対する政策や介入をおこなうことができるのか、という研究結果と政策との橋渡しにかんする問いについてはまだ明確な答えが出ていない。この問題に対して、ロールズの正義論を用いて、社会正義の観点から格差をなくすことは、健康によいという理論的根拠も示されているが²⁴⁾、だからといって、それをそのまま政策にまで結びつけるかどうかは、議論の余地があるところである。古い話ではあるが、公衆衛生の確立者としても有名なチャドウィックが提出したイギリス労働者の衛生状況報告により、公

衆衛生制度が整備されたが²⁵⁾、それに対してタイムズ誌が1854年「われわれは健康を無理におしつけられるよりも、コレラになる機会を選ぶ」²⁶⁾と、公衆衛生による医療化を批判している。これは政策適用にかんする理論的根拠の乏しさが招いた批判であると考えられよう。見方を変えれば、健康の社会的決定要因にかんする要素還元的な実証主義的研究による結果をふまえて、それがそのまま健康への政策に結びつけられるのかをという、規範理論を明確にしなければ、かりに介護予防、予防医学と声高に叫んでも、その意味するところは無に等しくなるという危険性があるとも言える。

さいごにもっとも重要かつ根源的な問題として考えられるのが、アウトカムとして想定されている健康概念における課題である。従来の健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究では、健康をどのように測るかが、学問上でも、政策的展開上においても、非常に重要な問題である。古くは、おもに死亡率、罹患率、医療施設の利用率などによって示される論文が多かった²⁷⁾。近年においても、死亡率や主観的健康感、うつ指標などを用いて、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究がおこなわれている。しかし、現代社会における格差や社会経済的要因との関係で見たときの、健康とは果たしてなにを意味するのだろうか。この意義を明確にしないまま、健康格差・健康の社会的決定要因およびそれをふまえた政策的展開を論じたところで、それは社会的なるものと健康との表面上の関係をなぞっているにすぎないだろう。その意味で言えば、格差や社会的要因の文脈における健康となにかという、本質的な認識論的議論およびその議論をふまえた健康の社会理論の構築をおこなう必要があると思われる。

格差や社会的要因の文脈における健康の社

会理論を構築するには、現代における社会のしくみ、つまり現代社会における社会構造をあらためて見直す必要があるだろう。現代社会がどのようなしくみで成り立っているかを再考することで、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究がより進展すると思われる。また、こうすることによって、現在おこなわれている介護予防や予防医学におけるさまざまな政策の遂行にかんする理論的根拠となりうるものと思われる。

現代社会における高齢化や人口減少という問題は、おおくの問題を誘発することは想像に難くない。これらの問題に対応するために、介護予防というかたちで、高齢者の健康寿命を延伸させるよう、効果的な政策的展開が迅速に求められることは言うまでもない。だがこれらの対応は、高齢化問題への対策という一側面にとどまるものではない。つまり、高齢化・人口減少してゆくわが国の社会構造を見すえて、わが国が今後どのような社会づくり、国を目指していくべきなのかの指針づくりにも大きく関連する問題群であると考えられる。だからこそ、表面上の健康の社会的決定要因探しにとどまるだけでなく、現代社会が置かれている社会のしくみを明確にする必要があると考える。そのためにも社会構造を的確に表現しうる理論的道具を用いて、健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究をおこなっていかねばならない。健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究は、健康を基礎にした社会づくり研究なのである。

E. 結論

健康格差・健康の社会的決定要因にかんする研究を概観してきて、明らかになった問題点は、1) アウトカムとしての健康の意味が明確にされていないこと、2) 格差と社会的決定

要因と関係性が不明瞭であること, 3) 政策的に展開できる理論的背景が乏しいこと, があげられる。これらの問題を解決するためにも, 現代における社会のしくみ, つまり社会構造そのものを問うための理論的道具が必要であると言えよう。

文献

- 1) 内閣府:平成26年版高齢社会白書. 大蔵省印刷局. 2014
- 2) 厚生労働省:介護予防とは. 厚生労働省ホームページ. 2014年1月24日取得, <http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/yobou/dl/yobou.pdf>. 2014
- 3) 厚生労働省老健局:「地域支援事業の実施について」の一部改正について. 介護保険最新情報. 328. 2013
- 4) 厚生労働省:地域包括ケアシステム. 2015年3月3日取得, http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/chiiki-houkatsu/. 2015
- 5) 厚生労働省:「認知症施策推進総合戦略～認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて～(新オレンジプラン)」について. 2015年3月3日取得, <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000072246.html>. 2015
- 6) Black, D, Townsend P and Davidson N: Inequalities in health: the Black report. Harmondsworth: Penguin. 1980
- 7) Hall W: Social class and survival on the S.S. Titanic. Social Science and Medicine. 22(6):687-690. 1986
- 8) 三澤仁平:健康の不平等の理論構築に向けて—構造構成的医療化の提唱—. 構造構成主義研究. 2: 154-176. 2008
- 9) 近藤克則:健康格差社会—何が心と健康を蝕むのか. 医学書院. 2005
- 10) Marmot MG and Smith GD: Why are the Japanese living longer? BMJ. 299(6715): 1547-1551. 1989
- 11) Wilkinson RG: Income distribution and life expectancy. BMJ. 304(6820): 165-168. 1992
- 12) Kawachi I and Subramanian SV: Income Inequality. Berkman LF, Kawachi I and Glymour MM. Social Epidemiology 2nd edition. Oxford University Press. 126-152. 2014
- 13) Kawachi I and Kennedy BP: The Health of Nations: Why Inequality Is Harmful to Your Health. The New Press. 2002 (=西信雄・高尾総司・中山健夫監訳:不平等が健康を損なう. 日本評論社. 2004)
- 14) 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的大規模調査. 医学書院. 2007
- 15) 橋本英樹:所得分布と健康. 川上憲人・小林廉毅・橋本英樹編. 社会格差と健康—社会疫学からのアプローチ. 東京大学出版会. 37-60. 2006
- 16) 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. 日本公衆衛生協会. 2013
- 17) Marmot M and Wilkinson R: Social Determinants of Health. Oxford University Press. 1999 (=西三郎・鏡森定信:21世紀の健康づくり10の提言—社会環境と健康問題—. 日本医療企画. 2002)
- 18) Wilkinson R and Marmot M: Social Determinants of Health: the solid facts 2nd edition. World Health Organization. 2003 (=高野健人監訳:健康の社会的決定要因:確かな事実の探求第2版.

- 2004) 補助金基盤研究B研究成果報告書. 67-89.
- 19) Popay J, Williams G. Thomas C. and Gatrell, T: Theorising inequalities in health: the place of lay knowledge. *Sociology of Health & Illness*, 20 (5), 619-644. 1998 1997
- 20) Armstrong D: The rise of surveillance medicine. *Sociology of Health and Illness*. 17(3): 393-404. 1995
- 21) Williams GH: The determinants of health: structure, context and agency. *Sociology of Health and Illness*. 25(3):131-154. 2003
- 22) Shim JK: Understanding the routinised inclusion of race, socioeconomic status and sex in epidemiology: the utility of concepts from technoscience studies. *Sociology of Health and Illness*. 24(2):129-150. 2002
- 23) 平岡公一：健康格差研究の動向と社会学・社会政策領域における研究の展開の方向. *お茶の水女子大学人文科学研究*. 6: 135-148. 2010
- 24) Daniels N, Kennedy B and Kawachi I: *Is Inequality Bad for Our Health*. Beacon Press. 2001 (=児玉聡監訳：健康格差と正義—公衆衛生に挑むロールズ哲学. 勁草書房. 2008)
- 25) 岸玲子・古野純典・大前和幸・小泉昭夫：*NEW予防医学・公衆衛生学改訂第3版*. 南江堂. 2012
- 26) Times: If there is such a thing as a political certainty. *Tuesday, August 01, p.18*. 1854
- 27) 早坂裕子：欧米における健康の社会的格差・不平等とその形成要因. 日本における健康の社会的格差・不平等と形成要因に関する研究（平成6～8年度科学研究費
- F. 研究発表
1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし
- G. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）
1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

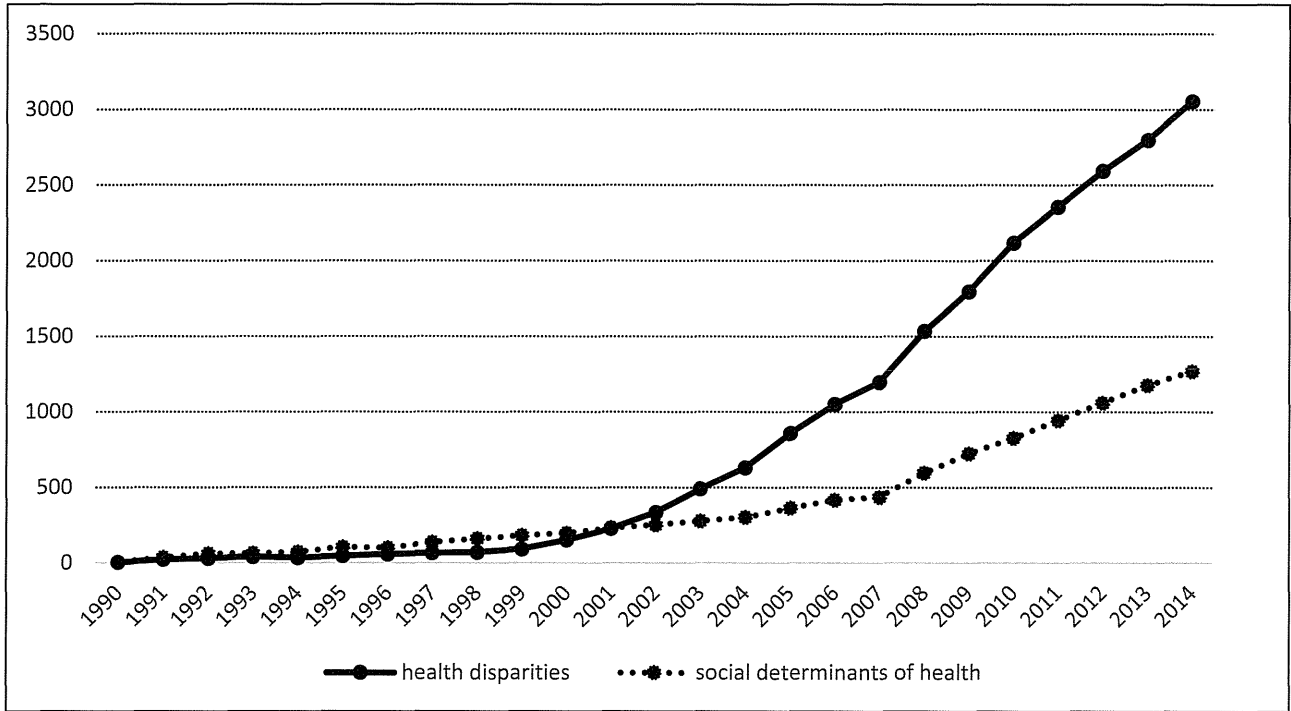


図1 「健康格差・健康の社会的決定要因」研究の論文数の推移（Web of Scienceより）

2) データを活用した実証

地域在住高齢者の「認知症による要介護認定発生」のリスク因子とスコア化に関する研究

研究分担者 竹田 徳則（星城大学リハビリテーション学部 教授）
研究代表者 近藤 克則（千葉大学予防医学センター 教授）
研究協力者 平井 寛（岩手大学工学部 准教授）

研究要旨

【目的】本研究の目的は、介護保険者が「認知症による要介護認定発生」（以下、認知症）リスク者の把握に有用なリスク因子とその得点化及び得点別認知症発生割合を長期コホート研究で明らかにすることである。

【対象と方法】2003年10月時点で愛知県内6自治体在住の65歳以上高齢者で自記式調査票に回答した13,176人中、ADLが自立し2003年11月以前に要介護認定を受けていない12,045人を10年間追跡した。目的変数を要介護認定二次判定で認知症ランクⅡ以上の認知症発生有無とし、説明変数には基本属性6因子、健康行動7因子、心理社会24因子、生活機能13因子の計50因子を用い、Cox比例ハザード回帰分析による有意な因子とその β 値を2倍して得点化と合計各得点の認知症発生者割合を算出した。

【結果】10年間での認知症発生が1,972人、それ以外が10,073人で、ステップワイズ法で有意だった23変数のハザード比（HR）と得点化では、基本属性：75歳以上（HR3.48, 得点2）、世帯構成独居（1.31, 1）・無回答（1.29, 1）、仕事なし（1.33, 1）・無回答（1.50, 1）、健康行動：健診未受診（1.14, 1）・無回答（1.29, 1）、糖尿病あり（1.27, 1）、喫煙（1.26, 1）、心理社会：物忘れの自覚あり（1.62, 1）・無回答（1.47, 1）、主観的健康感よくない（1.20, 1）、観光的活動なし（1.33, 1）・無回答（1.39, 1）、趣味投資・ギャンブル活動なし（1.30, 1）、スポーツの活動無回答（1.20, 1）、スポーツ関係の会参加なし（1.21, 1）、生活機能：書類作成不可（1.53, 1）、請求書支払不可（1.47, 1）、病人見舞う不可（1.38, 1）、バス電車利用外出不可（1.33, 1）、買い物不可（1.32, 1）、食事用意不可（1.21, 1）であった。得点化合計は24点、対象の合計得点は0～17点であった。認知症発生割合は1点の3.9%が5点では12.1%、10点が39.8%、14点が51.5%だった。また、各自治体の調査時点対象者のうち20%を予防対象と仮定すると該当者の得点は7点以上であった。

【結論】介護保険者が認知症リスク者把握で着目すべき因子と得点が示唆された。

働施策の課題となっている。

A. 研究目的

わが国の平均寿命長と健康寿命は世界のトップレベルにある。一方では要介護高齢者の総数は、介護保険が開始された2000年の218万人が2013年には564万人で2.6倍に増加している。このため要介護高齢者の抑制が厚生労働

要介護状態発生原因の2位は認知症である。認知症高齢者の日常生活自立度ランクⅡ以上の高齢者数は、2010年の280万人が2015年には345万人で、今後は団塊の世代が、後期高齢者となる2025年には470万人に増加する推計がされている¹⁾。また、医学的診断に基づく認知症は、2012年が462万人で2025年には730万

人に増加するとの推計もされている²⁾。

これに対して、厚生労働省では認知症施策推進総合戦略（新オレンジプラン，2015年）を策定し公表した²⁾。新オレンジプラン推進のポイントの一つは、効果的な認知症予防法の確立である。これを遡ると2006年の介護保険見直しにおいて予防重視型システムへの転換が図られたが、そのなかでも認知症予防の進捗は2006年以降十分ではなかったと同時に、要支援・要介護状態にならないように健康な状態にある段階からの一次予防と二次予防が重要なことを表している。

介護保険者である各市町村において認知症予防推進が十分ではなかった原因の一つとして、地域在住高齢者を対象とした認知症による要介護認定発生（以下、認知症）の科学的根拠に基づく、認知症予防対象者のスクリーニングや介入に資する因子の特定がなされていないことが挙げられる。

本研究では、調査票と要介護認定データに基づき介護保険者が認知症リスク者の把握に有用なリスク因子と、その得点化及び得点別の認知症発生割合を長期コホート研究で明らかにすることを目的とした。

B. 研究方法

本研究は、愛知老年学的評価研究（Aichi Gerontological Evaluation Study）プロジェクトの一環として行ったものである。A県内6自治体に居住する65歳以上で要介護認定を受けていない高齢者を対象に自記式調査を2003年に行い、その回答者のうち追跡可能であった13,176人中、ADLが自立し2003年11月以前に要介護認定を受けていない12,045人を2003年11月から2013年の10年間を追跡した。

本研究では、目的変数を要介護認定二次判定で認知症ランクⅡ（日常生活に支障をきた

すような症状・行動や意思疎通の困難さが多少みられても、誰かが注意していれば自立できる）より重度とされた認知症発生の有無とした。対象者の要介護認定状況や転帰などは、個人が特定されない状態で各保険者から提供を受けた。

説明変数には、基本属性（性別、年齢、世帯構成、仕事、教育年数、等価所得）、健康行動（健診受診、高血圧、糖尿病、喫煙、飲酒、歩行時間、治療中疾患）、心理社会（主観的健康感、うつ、物忘れ自覚、趣味8種類、社会参加8種類、社会的サポート4種類、友人と会う頻度）、生活機能（老研式活動能力指標13項目）の計50因子を用いた。

分析には、Cox 比例ハザード回帰分析を用い認知症発生予測の各因子別ハザード比を求め、有意（ $p < 0.05$ ）だった各因子をステップワイズ法で分析した。なお、先行研究の調査票に基づく分析では、データ欠損（無回答）については有意に要介護のリスクを高めていた³⁾ことや、調査票を用いた認知症予防対象者のスクリーニングに無回答が関連するか否かを検討するために各因子の欠損カテゴリーを分析に加えた。そして、抽出された有意な因子のスコア化には β 値を2倍して小数点以下を切り下げて得点とし、合計得点ごとの認知症発生割合（得点毎発生数/得点毎総数）を算出した。

本研究は、日本福祉大学研究倫理審査委員会の承認を受け、各介護保険者との間で定めた個人情報取り扱い事項を遵守したものである。

C. 研究結果

対象者12,045人を10年間追跡した結果、認知症発生が1,972人でそれ以外が10,073人だった。各因子別ハザード比を求めた結果では、健康行動の高血圧を除いた全ての因子

で認知症発生の確率は有意に高かった。その後の分析においてステップワイズ法で残った有意な変数のハザード比 (HR) と得点化を表 1 に示した。基本属性：75 歳以上 (HR3.48, 得点 2), 世帯構成独居 (1.31, 1)・無回答 (1.29, 1), 仕事なし (1.33, 1)・無回答 (1.50, 1), 健康行動：健診未受診 (1.29, 1)・無回答 (1.14, 1), 糖尿病あり (1.27, 1), 喫煙 (1.26, 1), 心理社会：物忘れの自覚あり (1.62, 1)・無回答 (1.47, 1), 主観的健康感よくない (1.20, 1), 観光的活動なし (1.33, 1)・無回答 (1.39, 1), 投資・ギャンブル的活動なし (1.30, 1), スポーツ的活動無回答 (1.20, 1), スポーツ関係の会参加なし (1.21, 1), 生活機能：書類作成不可 (1.53, 1), 請求書支払不可 (1.47, 1), 病人見舞う不可 (1.38, 1), バス電車利用外出不可 (1.33, 1), 買い物不可 (1.32, 1), 食事用意不可 (1.21, 1) であった。

表1 認知症を伴う要介護認定のハザード比と得点(ステップワイズ法)

基本属性		ハザード比	得点
年齢	75歳以上	3.48	2
世帯構成	独居	1.31	1
世帯構成	無回答	1.29	1
仕事	なし	1.33	1
仕事	無回答	1.50	1
健康行動			
健診受診	無回答	1.29	1
健診受診	受診なし	1.14	1
糖尿病	あり	1.27	1
喫煙	あり	1.26	1
心理社会			
物忘れの自覚	あり	1.62	1
物忘れの自覚	無回答	1.47	1
主観的健康感	よくない	1.20	1
観光的活動	無回答	1.39	1
観光的活動	していない	1.33	1
投資・ギャンブル的活動	していない	1.30	1
スポーツ的活動	無回答	1.20	1
スポーツ関係の会	参加なし	1.21	1
生活機能			
書類作成	不可	1.53	1
請求書支払	不可	1.47	1
病人見舞う	不可	1.38	1
バス電車利用外出	不可	1.33	1
買い物	不可	1.32	1
食事用意	不可	1.21	1

各変数の得点化合計は 24 点で対象の合計得点は表 2 に示した通り 0~17 点の範囲だっ

た。得点毎の認知症発生割合は 1 点の 3.9% が 5 点では 12.1%, 10 点が 39.8%, 14 点が 51.5% だった。

表2 得点毎認知症発生割合

得点	該当者(人)	発症無(人)	発症者(人)	発症割合(%)
0	81	74	7	8.6
1	432	415	17	3.9
2	1208	1150	58	4.8
3	1802	1685	117	6.5
4	1893	1732	161	8.5
5	1784	1568	216	12.1
6	1584	1283	301	19.0
7	1162	882	280	24.1
8	845	562	283	33.5
9	517	337	180	34.8
10	329	198	131	39.8
11	193	99	94	48.7
12	91	48	43	47.3
13	62	19	43	69.4
14	33	16	17	51.5
15	20	5	15	75.0
16	8	0	8	100.0
17	1	0	1	100.0
	10073	1972		

また、2003 年調査時点の対象者のうち 20% を予防対象と仮定すると表 3 に示した通り、各自治体で該当する得点は概ね 7 点以上であった。

表3 各得点以上での認知症発生該当割合 (%)

カットオフの設定	A市	B市	C町	D町	E町	F町
0点以上	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1点以上	99.2	99.5	99.4	99.2	99.4	99.2
2点以上	96.1	95.8	95.0	95.2	95.9	96.4
3点以上	86.1	87.8	82.1	84.8	84.7	88.1
4点以上	70.5	74.2	67.8	66.8	70.5	74.9
5点以上	54.1	58.4	51.5	50.3	55.9	60.6
6点以上	38.6	43.1	37.4	35.9	40.4	46.7
7点以上	24.6	29.4	25.0	23.7	27.8	32.8
8点以上	14.6	19.3	16.5	15.5	18.4	21.1
9点以上	8.2	12.1	9.7	8.9	10.7	13.5
10点以上	4.9	7.2	5.4	5.3	6.3	7.8
11点以上	2.6	4.0	2.9	3.0	3.6	4.4
12点以上	1.3	2.4	1.5	1.6	1.6	2.3
13点以上	0.9	1.2	1.0	0.9	1.0	1.3
14点以上	0.3	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6
15点以上	0.1	0.2	0.2	0.4	0.3	0.3
16点以上	0.0	0.1	0.1	0.2	0.1	0.0
17点以上	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

D. 考察

本研究では、自記式調査と要介護認定デー

タに基づき、介護保険者が長期的視点に立つ認知症予防対象者のスクリーニングに使用可能なリスク因子抽出とその得点化を試みた。

介護予防における認知症予防については、2012年3月の介護予防マニュアル改訂版⁴⁾では、認知症発症の前段階（前駆症状）に位置づけられている軽度認知障害（Mild Cognitive Impairment: MCI）の人を対象とした二次予防による認知機能の改善が効果的とされている。しかしながら、二次予防事業への参加者は全高齢者人口の1%にも満たない⁵⁾現状では、400万人を上回るMCI¹⁾を対象とした予防事業の展開は現実的ではない。

認知症の発症には長期間を経ることを考慮すると長期的視点でのリスク因子に基づく対象者のスクリーニングや介入が重要と考えられる。また、これまで調査票の回答に欠損がある場合の変数と認知症発症との関連は明らかにされていなかった。

本研究の結果から10年間の長期追跡による認知症予防で着目すべき因子として無回答カテゴリを含む23変数が抽出された。認知症発症には、高年齢や糖尿病と喫煙、社会的ネットワークとサポートや趣味活動、高次生活機能など多要因の関連がこれまでに報告されている^{6~9)}。多要因を用いた本研究結果を踏まえると個人及び政策として行動変容可能な因子は、健診と糖尿病や喫煙の生活習慣病関連、仕事や趣味と社会参加や高次生活機能であった。予防対象者のスクリーニングではこれらに着目するとともに、取り組みを促進する啓発や機会と場の提供が重要なことを示唆している。

また、リスクの得点化による得点毎の発症割合を示したことによりこれを参考にすることで認知症予防対象者の選定が可能である。2025年には高齢者の5人1人が認知症になるとの推計を参考にして、仮に認知症予防対象者

を2割とした場合には、今回対象の介護保険者では7点以上の高齢者が対象者となる。

認知症リスク者のスクリーニングには、認知機能検査や医学的診断は必須ではあるが、介護保険者が地域住民を広く対象とする場合の一次予防では、健康な時期から日々の生活で確認可能な内容が望ましい。

また、現在介護予防対象者の把握には郵送調査による基本チェックリスト25項目が用いられている。このうち認知症予防該当の3項目に今回明らかになった変数を含めることで認知症予防対象者のスクリーニング精度が高まる可能と考えられる。

E. 結論

地域在住高齢者を対象とした調査票と要介護認定データに基づく10年間の長期コホート研究による、認知症リスク者把握で着目すべき因子と得点が示唆された。

本研究の調査にご協力いただいた方々に感謝申し上げます。

F. 文献

- 1) 社会保障審議会－介護給付費分科会第115回（H26.11.19）参考資料1：認知症施策の現状について。
http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikan-shitsu_Shakaihoshoutantou/0000065682.pdf.
- 2) 厚生労働省：認知症施策推進総合戦略～認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて～（新オレンジプラン）」について。
<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000072246.html>.
- 3) 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

- | | |
|--|-----------------|
| 公衆衛生雑誌56：501－512，.2009. | なし |
| 4)厚生労働省：介護予防マニュアル改訂版。
(2012).
http://www.mhlw.go.jp/topics/2009/05/tp0501-1.html . | 2. 実用新案登録
なし |
| 5)厚生労働省：平成24年度介護予防事業及び
介護予防・日常生活支援総合事業（地域支
援事業）の実施状況に関する調査結果（概
要）. (2014).
http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/yobou/tyousa/dl/h24_01.pdf . | 3. その他
なし |
| 6)Fratiglioni L, Paillard-Borg S, Winblad
B：An active and socially integrated
lifestyle in late life might protect
against dementia. The Lancet Neurology
3：343－353,2004. | |
| 7)Luchsinger JA,et al:Aggregation of
vascular risk factors and risk of
incident Alzheimer disease. Neurology
65:545－51,2005. | |
| 8)Torres SJ, Nowson CA：Relationship
between stress, eating behavior, and
obesity.Nutrition23:887－894, 2007. | |
| 9)竹田徳則，近藤克則，平井寛．地域在住高
齢者における認知症を伴う要介護認定の心
理社会的危険因子－AGESプロジェクト3年
間のコホート研究．日本公衆衛生雑誌 57：
1054－1065，2010. | |

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

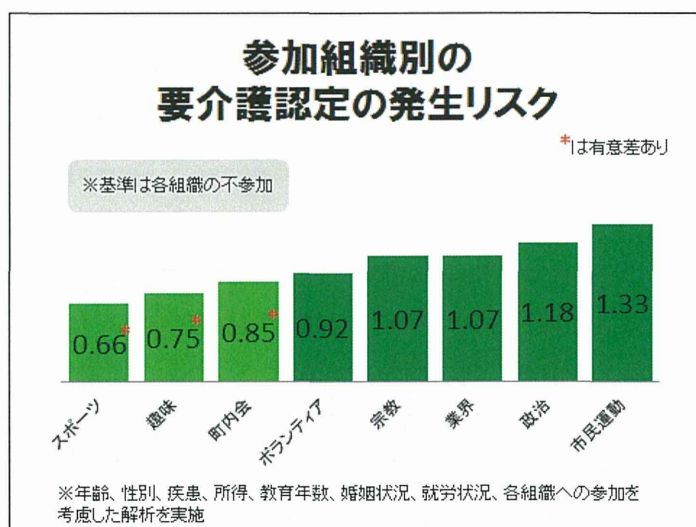
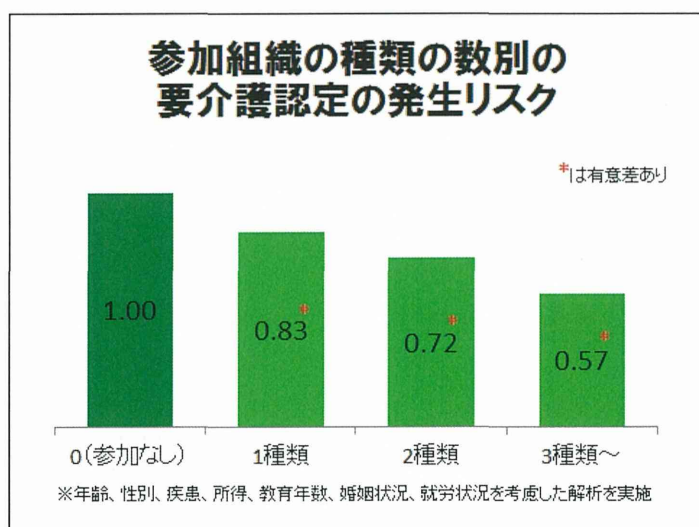
H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

スポーツや趣味の会など複数の会に参加する人ほど要介護になりにくい

特にスポーツの会に参加している人の確率は 34%低下

65歳以上の要介護認定を受けていない高齢者 12,951 名を対象に、地域で行われているスポーツや趣味の会への参加の有無から下記の調査を行った。何の会に参加しているか、および何種類の会に参加しているか、を各個人ごとに調査し、4年間の要介護認定の発生状況を追跡した。参加している会の数が 0（参加なし）である人と参加している数が 1～3 種類以上の人で要介護認定の発生状況を比べると、1 種類でリスクは 17%低下し、2 種類で 28%、3 種類以上で 43%と種類が増えるほど要介護になる確率は低下していた。参加している会ごとに各会の不参加者と比べると、スポーツで 34%、趣味で 25%、町内会・自治会で 15%要介護認定を受ける確率が低かった。



【連絡先】 金森 悟 (かなもり さとる)
 東京医科大学公衆衛生学分野
satoru_kanamori@hotmail.com

【背景】

社会参加は健康の様々な側面に良いことが示唆されているものの、何種類の組織に参加しているか、や参加組織別に要介護認定との関連を明らかにした研究は見当たらない。そこで、参加組織の種類の数および参加組織別に4年間の要介護認定の発生状況を追跡した。

【方法】

AGES (Aichi Gerontological Evaluation Study, 愛知老年学的評価研究) プロジェクトの2003年調査で (<http://square.umin.ac.jp/ages/>)、愛知県の6市町に居住する65歳以上の健常者を対象としてアンケートの郵送調査を行った。その後、4年間追跡できた13,310人のうち、分析に必要な項目に欠損のない12,951人を分析対象者とした。年齢、性別、疾患、所得、教育年数、婚姻状況、就労状況の違いを統計学的に考慮した上で、参加している組織の種類の数と種類別に検討した。

【結果】

参加組織の種類の数では、(上述の)他要因が同じになるよう統計学的に調整した場合、要介護認定の発生リスクは、参加組織の種類数が0(参加なし)である人と比べ、1種類で0.83倍、2種類で0.72倍、3種類以上で0.57倍と、参加している組織の種類が増えるほどリスクは低くなっていた。いずれも統計学的に意味のある差が認められた。

参加組織の種類別に各組織の不参加者と比べたところ、他の種類の組織参加状況も加味した上で、スポーツ、趣味、町内会・自治会で、それぞれ0.66倍、0.75倍、0.85倍の要介護予防効果が認められた。

さらに、社会参加が介護予防につながる理由として、喫煙、飲酒、歩行時間、外出頻度、抑うつ、友人と会う頻度などの要因が関わっていることが考えられたため、これらの影響を取り除いた。その結果、町内会に参加することで得られる要介護予防効果は消失した(つまり、町内会に参加することで認められていた要介護予防効果は、これらの要因による効果であることがわかった)。スポーツや趣味の会への参加で得られる効果もこれらの要因である程度説明できたが、影響を取り除いた後もそれぞれ0.73倍、0.83倍であり、会への参加そのものの要因も関わっていることが考えられた。

【結論】

社会参加は要介護認定のリスクを下げることが示唆された。より多くの組織に参加することや、スポーツや趣味の会、町内会・自治会に参加することが効果的である可能性が示された。

【論文発表】

Kanamori S, Kai Y, Aida J, Kondo K, Kawachi I, et al. (2014) Social Participation and the Prevention of Functional Disability in Older Japanese: The JAGES Cohort Study. PLoS ONE 9(6): e99638. doi:10.1371/journal.pone.0099638

URL : <http://www.plosone.org/article/info%3Adoi%2F10.1371%2Fjournal.pone.0099638>

本研究は、愛知老年学的評価研究 (the Aichi Gerontological Evaluation Study, AGES) プロジェクトのデータを使用し、私立大学戦略的研究基盤形成支援事業 (文部科学省) による助成を受けて実施した。記して深謝します。



Social Participation and the Prevention of Functional Disability in Older Japanese: The JAGES Cohort Study

Satoru Kanamori^{1,2*}, Yuko Kai³, Jun Aida⁴, Katsunori Kondo^{5,6}, Ichiro Kawachi⁷, Hiroshi Hirai⁸, Kokoro Shirai⁹, Yoshiki Ishikawa¹⁰, Kayo Suzuki¹¹ and The JAGES Group[¶]

1 Tokyo Medical University, Department of Preventive Medicine and Public Health, Tokyo, Japan, **2** Human Resource Management Department, ITOCHU Techno-Solutions Corporation, Tokyo, Japan, **3** Physical Fitness Research Institute, Meiji Yasuda Life Foundation of Health and Welfare, Tokyo, Japan, **4** Department of International and Community Oral Health, Tohoku University Graduate School of Dentistry, Miyagi, Japan, **5** Center for Preventive Medical Science, Chiba University, Chiba, Japan, **6** Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, Aichi, Japan, **7** Department of Social and Behavioral Sciences, Harvard School of Public Health, Boston, Massachusetts, United States of America, **8** Faculty of Engineering, Department of Civil and Environmental Engineering, Iwate University, Iwate, Japan, **9** Department of Human Sciences, School of Law and Letters, University of the Ryukyus, Okinawa, Japan, **10** Department of Health and Social Behavior, School of Public Health, The University of Tokyo, Tokyo, Japan, **11** Department of Social Policies, Aichi Gakuin University, Aichi, Japan

Abstract

Background: We examined the relationship between incident functional disability and social participation from the perspective of number of types of organizations participated in and type of social participation in a prospective cohort study.

Method: The study was based on the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) Cohort Study data. We followed 13,310 individuals aged 65 years or older for 4 years. Analysis was carried out on 12,951 subjects, excluding 359 people whose information on age or sex was missing. Social participation was categorized into 8 types.

Results: Compared to those that did not participate in any organizations, the hazard ratio (HR) was 0.83 (95% CI: 0.73–0.95) for participation in one, 0.72 (0.61–0.85) for participation in two, and 0.57 (0.46–0.70) for participation in three or more different types of organizations. In multivariable adjusted models, participation in the following types of organization was protective for incident disability: local community organizations (HR = 0.85, 95% CI: 0.76–0.96), hobby organizations (HR = 0.75, 95% CI: 0.64–0.87), and sports organizations (HR = 0.64, 95% CI: 0.54–0.81).

Conclusion: Social participation may decrease the risk of incident functional disability in older people in Japan. This effect may be strengthened by participation in a variety of different types of organizations. Participating in a local community, hobby, or sports group or organization may be especially effective for decreasing the risk of disability.

Citation: Kanamori S, Kai Y, Aida J, Kondo K, Kawachi I, et al. (2014) Social Participation and the Prevention of Functional Disability in Older Japanese: The JAGES Cohort Study. PLoS ONE 9(6): e99638. doi:10.1371/journal.pone.0099638

Editor: Jerson Laks, Federal University of Rio de Janeiro, Brazil

Received: November 9, 2013; **Accepted:** May 18, 2014; **Published:** June 12, 2014

Copyright: © 2014 Kanamori et al. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Funding: This study was supported in part by Health Labour Sciences Research Grant, Comprehensive Research on Aging and Health (H25-Choju-Ippan-003 2013-2015 from the Japanese Ministry of Health, Labour and Welfare (<http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hokabunya/kenkyujigyou/hojokin-koubou-h25/gaiyo/16.html>)), and Grant-in-Aid for Scientific Research (KAKENHI 23243070) from the Japan Society for the Promotion of Science (<http://kaken.nii.ac.jp/>). The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript.

Competing Interests: Satoru Kanamori is employed by ITOCHU Techno-Solutions Corporation. There are no patents, products in development or marketed products to declare. This does not alter the authors' adherence to all the PLOS ONE policies on sharing data and materials, as detailed online in the guide for authors.

* E-mail: satoru_kanamori@hotmail.com

¶ Membership of The JAGES Group is provided in the Acknowledgments.

Background

Determining factors for preventing incident functional disability is a critical goal for societies confronting rapid population aging, including Japan. Social relationships have been suggested as one factor that helps lower the risk of functional disability, [1]. Conversely, poor social relationships have been shown by meta-analysis to raise mortality risk, [2]. Social relationships encompass social network ties, the exchange of social support, as well as social participation, i.e. participation in civic groups that an individual can join, regardless of occupation or family situation. Promoting

social participation is one of the key proposals of 'Active Aging' (the World Health Organization's policy framework), [3].

Previous studies have suggested that social participation may lower the risk of all-cause mortality, [4]–[8], cardiovascular mortality, [7], all circulatory system disease mortality, [8], non-cancer and non-circulatory system disease mortality, [8], acute myocardial infarction, [9], incident disability, [10], [11], motor decline, [12], cognitive decline, [7], [13], and depressive symptoms, [14], [15]. Social participation may thus be health promoting across a wide range of outcomes. When creating policies for promoting social participation, it is necessary to determine what forms of participation are effective. However,

most of the above studies only examined broad social participation in any sort of organization or they lumped participation in various types of organizations together, and very few were able to look at the relationships with intensity of involvement or types of organizations.

Studies that did examine the effects of participation according to different types of organizations showed that participation in multiple organizations may have a protective effect on depression, [15], well-being, [16] and oral health status, [17]. In addition, people who maintain a role in social organizations (e.g. secretary, treasurer, etc) experience a lower risk of depression, [18]. It is possible that participation in a diversity of organizations increases the number of roles, thereby reducing the risk of incident functional disability, but this theory has yet to be examined.

One study was conducted on participation in a sports organization to examine the effect on risk of incident functional disability, [19]. Those that participated in a sports organization were less likely to require long-term care than those who exercised individually (i.e. on their own), even if they did so once a week or more. Moreover, as long as they participated in a sports organization, the frequency of exercise appeared to make little difference to the risk of incident disability. In other words, the mere act of social participation appeared to capture most of the health benefits.

However, other studies examining the effects of participation in civic organizations on all-cause mortality, [4], [5], cognitive function, [5], and oral health status, [17] have not always shown a reduction in risk with participation. This suggests that the relationship between incident functional disability and social participation may vary depending on the type of organization, a possibility that has yet to be studied.

To our knowledge, no studies have been conducted on the relationship between incident functional disability in older individuals and participation in organizations by type of organization or number of types of organizations. Clarifying whether or not participation in a diversity of groups reduces the risk of incident functional disability for example, can provide important hints for health promotion. For example, should health promotion agencies encourage participation in any and all types of organizations, or particular types? We therefore set out to examine the relationship between incident functional disability and social participation from the perspective of number of types of organizations and type of social participation in a prospective cohort study.

Methods

Study sample

The present study is based on the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) Cohort Study data, [20], [21]. AGES is a part of Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES). This study involves investigating factors associated with incident functional disability among non-institutionalized individuals aged 65 years and older. The region studied covers 6 municipalities in the Chita Peninsula of Aichi Prefecture, Japan (Handa city, Tokoname city, Agui town, Taketoyo town, Minamichita town and Mihama town). In October 2003, self-reported questionnaires were mailed to 29,374 community-dwelling individuals aged 65 years and older who were not eligible to receive benefits from public long-term care insurance (LTCI) services. The survey was conducted using a random sampling method stratified by region, age, and sex in the 2 larger municipalities (Handa city and Tokoname city) and a complete census (complete enumeration) of the 4 smaller municipalities (Agui town, Mihama town, Minami-

Chita town, and Taketoyo town). For Handa and Tokoname city, we obtained a list of randomly selected eligible residents from the each municipal administration. Random sampling was stratified by three variables: by school district as a regional variable, by five-year age block (with 95 and older as the final block) and by sex. The official residential registries were maintained by the municipal administrations, and the Japanese registries included information such as age and sex. Questionnaires were sent to 5,000 people each in Handa city and Tokoname city and to all eligible people in the other municipalities (total questionnaires mailed = 28,152; men 45.8%). Response rates were as follows: Handa city 55.5%, Tokoname city 52.4%, Agui town 55.6%, Mihama town 49.8%, Minami-Chita town 51.1% and Taketoyo town 51.4%. Of those, 13,310 individuals (6,508 men; 6,802 women) agreed to participate, and thus formed the baseline of the AGES Cohort. They were followed for a 4-year period starting in November 2003 (observation period: November 2003 to October 2007). Analysis was carried out on 12,951 subjects, excluding 359 people whose information on age or sex was missing. The subjects that were excluded were those whose response on age in the questionnaire was 4 or more years off from the age recorded in the LTCI database maintained by the municipalities or whose response on sex in the questionnaire was different from that in the database, possibly because a family member or other person had completed the questionnaire on the subject's behalf. For analysis, the age and sex recorded in the LTCI database maintained by the municipalities were used. Subjects consisted of 6,320 men (48.8%) and 6,631 women (51.2%), with a mean age of 72.7 ± 5.9 years.

Incident functional disability

Incident functional disability was defined based on medical certification. Certification of disability is based on formal evaluation of the need for long-term care according to uniform criteria applied throughout Japan and based on both a home-visit interview as well as a written opinion from a primary physician, [22]. We obtained information on certification of needed long-term care, death, and moving out of the study area from the long-term care insurance database maintained by the municipalities.

Social participation

For the purposes of this study, social participation was classified into eight types: neighborhood associations/senior citizen clubs/fire-fighting teams (local community), hobby groups (hobby), sports groups or clubs (sports), political organizations or groups (politics), industrial or trade associations (industry), religious organizations or groups (religion), volunteer groups (volunteer), and citizen or consumer groups (citizen). Subjects were given a choice between 'currently participate' or 'do not participate' for each type of organization. The total number of types of organizations in which each subject participated was tallied and participation was categorized as 0 (no participation), 1, 2 or ≥ 3 organizations or missing. No response for even one organization was deemed as missing. The 8 types of organizations were chosen on the basis of those used in the Japan General Social Survey (JGSS), [23], but the AGES Cohort Study added local community organizations as a type of local community organization, [20]. Organizations that are especially characteristic of Japan among the above types are senior citizen clubs and religious organizations. Japanese senior citizen clubs conduct wide-ranging activities, including group activities, such as sports, hobbies, cultural activities and performing arts, [20]. These clubs have conducted their activities in cooperation with local government welfare departments and/or similar public agencies. The majority of Japanese religious organizations are Shinto (39.3%) or Buddhist

(38.6%). Other religious organizations include Christian and other faith communities (22.1%).

Covariates

Based on previous studies, [19], age, sex, annual equivalized income, educational attainment, marital status, occupational status and self-reported medical conditions were used as covariates that may correlate with social participation and incident functional disability. Since behavioral, psychosocial, and physiological pathways may be potential mechanisms for social participation to influence health, [24], these factors were used to test which aspect of social participation accounts for the prevention of incident functional disability. Smoking, alcohol consumption, walking time, and frequency of going outdoors were used as behavioral factors. Depression (Geriatric Depression Scale: GDS), [25], emotional support, instrumental support and frequency of meeting friends were used as psychosocial factors. IADL, [26] was used as a physiological factor. All variables were set as dummy variables. A “missing” category was used in analysis to account for missing values in response to questions.

Statistical analysis

Cox proportional hazards model was used to calculate the hazard ratio (HR) of incident functional disability over 4 years. Respondents who were lost to follow-up by moving or who died without incident functional disability were censored. In each model, non-participation in a organization was set as the referent category. Regression analysis was performed with simultaneous forced entry of age, sex, annual equivalized income, educational attainment, marital status, occupational status, and self-reported medical conditions as covariates (Model 1). In addition, participation in all 8 organizations was added only for “type of social participation.”

To test which aspect of social participation accounted for the prevention of incident functional disability, we added behavioral, psychosocial, or physiological factors sequentially to each model from Model 2 to Model 4 and inspected the change in the HR estimate associated with social participation. In Model 2, smoking, alcohol consumption, walking time, and frequency of going outdoors were added to the variables in Model 1. In Model 3, depression, emotional support, instrumental support, and frequency of meeting friends were added to the variables in Model 1. In Model 4, IADL was added to the variables in Model 1. We added all three classes of mediators in the final Model 5.

SPSS 21.0J was used for statistical analysis with a significance level of 5%.

Ethical approval for the study was obtained from the Nihon Fukushi University Ethics Committee.

Results

Baseline characteristics are shown in Table 1. Younger ages and males tend to participate in more organizations. For type of social participation, over half of all respondents participated in a local community organization. The next commonest form of participation was in hobby groups, followed by sports organizations. The age of participants was lower than the mean for all respondents (72.7 years) for most types of organizations, except for local community and religion organizations. The ratio of men to women was roughly fifty-fifty for most types of organizations, but was over 70% for industry and politics organizations. The “missing” category was characterized by a higher mean age and smaller male-to-female ratio than the other categories.

Of the 12,951 respondents analyzed, 1,009 died, 1,528 became eligible for long-term care (i.e. became functionally disabled, according to our definition), and 140 moved out of the study area during the four year follow-up period. The incident rates of functional disability found by dividing the number of new cases by the number of follow-up years are shown in Table 2. The incident rate of functional disability decreased as the number of types of organizations increased, and was smallest for sports organizations, followed by volunteer, then hobby organizations.

The results of Cox proportional-hazards model analysis of social participation and incident functional disability are shown in Table 3. In the crude model, participation was strongly protective of incident disability. Moreover, a “dose-response” relationship was seen, with progressively lower HRs as the number of different types of organizations increased. Regarding type of social participation, religion organizations was associated with an increased risk of disability without any covariate adjustment. In Model 1, where the data was adjusted for age, sex, annual equivalized income, educational attainment, marital status, occupational status, self-reported medical conditions, and participation in all 8 organizations (only for “type of social participation”), the hazard ratios became statistically significant for one or more different types of organizations HRs, and local community, hobby, and sports organizations HRs. Trend analysis of the data set omitting the missing categories for number of types of organizations yielded a p for linear trend of <0.01.

In sub-analysis, we sought to check for the possibility of reverse causation (i.e. the possibility that people who were feeling unwell selectively participated). We did this by excluding the 366 subjects who became certified for long-term care within the first year of follow-up. The HRs in this sensitivity analysis were 0.86 (0.73–1.00) for participation in one, 0.74 (0.60–0.89) for participation in two, and 0.53 (0.42–0.68) for participation in three or more different types of organizations, with the significant difference disappearing only for participation in one type of organization. In addition, the HR for participation in a local community organization was 0.84 (0.73–0.96), in a hobby organization was 0.76 (0.63–0.90) and in a sports organization was 0.72 (0.57–0.90).

We also stratified the HRs by gender. For men, the HRs were 0.84 (0.67–1.05) for participation in one, 0.80 (0.62–1.04) for participation in two, and 0.66 (0.50–0.87) for participation in three or more different types of organizations. The HR for participation in a local community organization was 0.87 (0.72–1.05), in a hobby organization was 0.74 (0.58–0.94) and in a sports organization was 0.64 (0.48–0.85). For women, the HRs were 0.85 (0.71–1.01) for participation in one, 0.67 (0.52–0.83) for participation in two, and 0.50 (0.37–0.68) for participation in three or more different types of organizations. The HR for participation in a local community organization was 0.86 (0.74–1.01), in a hobby organization was 0.73 (0.60–0.90) and in a sports organization was 0.66 (0.49–0.88). No significant differences were seen in either men or women in any other types of participation in organizations.

Next, to test which aspect of social participation accounts for the prevention of incident functional disability, we added behavioral, psychosocial, or physiological factors to each model from Model 2 to Model 4. For each model, the HRs for types of participation that were significantly different in Model 1 tended towards 1.00. In Model 5 adjusted for these behavioral, psychosocial, or physiological factors, there were no differences between non-participation and participation in one or two types of organizations or in a local community organization.

Table 1. Baseline characteristics.

	N	%	Age	Men (%)
Total	12,951	100.0	72.7±5.9	48.8
Equivalentized income				
Low	4,291	33.1	72.2±5.7	50.9
Middle	4,708	36.4	71.9±5.6	57.7
High	1,218	9.4	72.7±6.2	53.0
Missing	2,734	21.1	74.5±6.1	28.3
Educational attainment				
< 6 yrs	541	4.2	78.7±6.8	26.2
6–9 yrs	6,810	52.6	72.5±5.8	47.2
10–12 yrs	3,623	28.0	72.1±5.5	47.1
≥ 13 yrs	1,194	9.2	71.5±5.6	72.6
Missing	783	6.0	73.8±6.1	49.7
Marital status				
Married	8,659	66.9	71.5±5.1	60.8
Single	3,462	26.7	75.4±6.6	18.9
Missing	830	6.4	73.6±6.0	48.4
Occupational status				
Employed	3,198	24.7	70.3±4.8	63.6
Not employed	9,493	73.3	73.4±6.0	44.0
Missing	260	2.0	73.8±6.3	41.5
Self-reported medical conditions				
No illness or disability	2,155	16.6	71.0±5.6	52.3
Illness or disability that does not require treatment	1,249	9.6	72.2±5.9	57.6
Decided to discontinue treatment	826	6.4	72.5±5.9	47.3
In treatment	8,081	62.4	73.1±5.8	47.6
Missing	640	4.9	73.8±6.3	37.3
Smoking				
Never smoked	7,602	58.7	72.9±6.1	21.9
Past smoker	3,169	24.5	72.5±5.5	93.1
Current smoker	1,619	12.5	71.6±5.4	91.2
Missing	561	4.3	73.8±5.4	41.2
Alcohol consumption				
Non-drinker	8,340	64.4	73.3±6.1	31.8
Non-daily drinker	1,710	13.2	71.3±5.3	66.5
Daily drinker	2,640	20.4	71.3±5.1	92.1
Missing	261	2.0	75.1±6.5	39.1
Walking time (per day)				
< 30 min	4,191	32.4	73.1±6.0	49.1
30–60 min	4,222	32.6	72.5±5.8	51.5
60–90 min	1,616	12.5	72.5±5.7	54.5
> 90 min	1,529	11.8	71.8±5.9	50.1
Missing	1,393	10.8	73.0±6.2	31.6
Frequency of going outdoors				
Almost daily	5,760	44.5	71.6±5.4	49.5
2–3 times/week	4,033	31.1	73.0±5.8	46.1
About once/week	2,244	17.3	73.8±6.2	50.0
Rarely	417	3.2	75.9±7.5	57.1
Missing	497	3.8	74.1±6.4	50.1
Depression				

Table 1. Cont.

	N	%	Age	Men (%)	
No depression	7,325	56.6	72.1±5.7	52.0	
Depressive tendency	2,410	18.6	73.0±6.0	48.3	
Depression	718	5.5	72.9±6.0	49.0	
Missing	2,498	19.3	73.9±6.2	39.8	
Emotional support					
Available	10,966	84.7	72.5±5.8	46.6	
Not available	1,263	9.8	73.2±6.0	67.8	
Missing	722	5.6	74.5±6.2	48.5	
Instrumental support					
Available	11,630	89.8	72.6±5.9	49.9	
Not available	726	5.6	72.4±5.5	34.2	
Missing	595	4.6	73.7±5.8	45.7	
Frequency of meeting friends					
Almost daily	2,434	18.8	72.6±5.6	39.2	
2–3 times/week	3,198	24.7	72.3±5.6	40.9	
About once/week	1,946	15.0	72.3±5.7	47.9	
1–2 times/month	1,822	14.1	72.3±5.8	56.6	
A few times a year or less	3,159	24.4	73.2±6.3	61.2	
Missing	392	3.0	74.7±6.7	41.3	
IADL					
High	5,378	41.5	71.5±5.0	45.3	
Middle	2,633	20.3	72.0±5.5	53.9	
Low	3,897	30.1	74.9±6.7	52.4	
Missing	1,043	8.1	75.0±6.2	40.4	
Number of types of organizations					
0	3,190	24.6	72.7±6.2	48.2	
1	3,184	24.6	72.9±6.0	48.5	
2	2,135	16.5	72.1±5.5	52.0	
≥3	2,102	16.2	71.1±5.0	54.9	
missing	2,340	18.1	74.1±6.2	41.7	
Type of social participation					
Local community	participation	6,851	52.9	72.8±5.7	48.9
	non-participation	4,948	38.2	72.1±6.0	49.7
	missing	1,152	8.9	74.5±6.3	44.4
Hobby	participation	3,557	27.5	71.6±5.1	43.4
	non-participation	7,799	60.2	72.7±6.0	52.3
	missing	1,595	12.3	74.6±6.2	43.5
Sports	participation	2,373	18.3	70.8±4.9	52.6
	non-participation	8,860	68.4	72.8±6.0	48.9
	missing	1,718	13.3	74.5±6.1	43.0
Religion	participation	1,394	10.8	73.3±5.9	51.4
	non-participation	9,913	76.5	72.3±5.8	49.3
	missing	1,644	12.7	74.3±6.0	43.9
Industry	participation	1,199	9.3	71.6±5.4	77.4
	non-participation	10,124	78.2	72.5±5.9	46.8
	missing	1,628	12.6	74.5±6.0	40.4
Volunteer	participation	1,180	9.1	70.5±4.6	52.4
	non-participation	10,111	78.1	72.6±5.9	49.3
	missing	1,660	12.8	74.6±6.1	43.2