

博士論文

Social determinants of improved functional ability:

a longitudinal study of older Japanese adults

(高齢者の生活機能改善の

社会的決定要因に関する縦断研究)

雨宮 愛理

Social determinants of improved functional ability:

a longitudinal study of older Japanese adults

(高齢者の生活機能改善の

社会的決定要因に関する縦断研究)

東京大学大学院 医学系研究科 社会医学専攻

指導教員 橋本 英樹 教授

雨宮 愛理

目次

要旨.....	6
謝辞.....	7
倫理的配慮.....	8
1. 序文.....	9
1.1. 高齢化に関する社会の課題.....	9
1.2. 高齢者の健康に影響する社会的要因.....	11
1.2.1. 健康の社会的決定要因の定義とその背景.....	11
1.2.2. 高齢者の社会経済的地位が健康に影響するメカニズムの仮説.....	13
1.2.3. 高齢者の生活機能への介入における健康格差への配慮.....	15
1.3. 地域のソーシャル・キャピタルと高齢者の健康.....	15
1.3.1. 地域のソーシャル・キャピタルと公衆衛生.....	16
1.3.2. 地域のソーシャル・キャピタルが健康に影響するメカニズムの仮説.....	17
1.3.3. 地域のソーシャル・キャピタルの効果のばらつきとクロスレベルの交互作用.....	18
1.3.4. 地域のソーシャル・キャピタルの測定.....	19
1.4. 高齢者の生活機能に影響する個人と地域の要因に関するこれまでの知見.....	19
1.5. 研究の目的.....	21
2. 社会経済的地位と要介護度改善の関連の研究.....	22
2.1. 方法.....	22
2.1.1. 対象.....	22
2.1.2. 高齢者の生活機能.....	23

2.1.3. 社会経済的地位.....	23
2.1.4. 調整変数.....	24
2.1.5. 分析方法.....	25
2.2. 結果.....	25
2.3. 考察.....	40
2.3.1. 社会経済的地位と要介護度改善の関連を説明するメカニズム.....	40
2.3.2. 研究の限界.....	42
3. 地域のソーシャル・キャピタルと要介護度改善の関連の研究.....	44
3.1. 方法.....	44
3.1.1. 高齢者の生活機能.....	45
3.1.2. 高齢者の健康に関連するソーシャル・キャピタル指標（CHR-SC）.....	45
3.1.3. 個人の社会的特性.....	46
3.1.4. 調整変数.....	46
3.1.5. 分析方法.....	47
3.2. 結果.....	48
3.3. 考察.....	54
3.3.1. 地域のソーシャル・キャピタルと要介護度の関連を説明するメカニズ ム.....	54
3.3.2. 研究の限界.....	57
4. 結論.....	57
4.1. 本研究で得られた新たな知見.....	57
4.2. 高齢者の健康格差の是正にむけた倫理的考察.....	58

4.3. 個人の社会経済的要因に関する政策への示唆.....	60
4.4. 地域の社会経済的要因に関する政策への示唆.....	61
引用文献.....	63
付録.....	76

要旨

高齢者には社会経済的要因による健康格差が存在し、それはコミュニティでの社会活動への参加や地域の社会関係の影響を受けると考えられる。大規模な全国追跡調査データを用いて検証した結果、個人の社会経済的地位が低いほど要介護度が改善しにくいことが示唆された。またソーシャル・キャピタルが豊かな地域でも個人の社会活動が不活発な場合、要介護度が改善しにくいことが示唆された。要介護状態改善のための施策では、個人の社会経済状況を把握して個人とコミュニティとの関係性にも配慮することで、健康格差に配慮した公正な地域包括ケアシステムの構築が可能となる。

謝辞

本研究は2020年9月に京都大学大学院医学研究科 国際保健学講座社会疫学分野教授に着任した近藤尚己先生に直接指導をいただきました。心より感謝します。

この研究は近藤克則先生（千葉大学 教授）が代表を務める日本老年学的評価研究（Japan Gerontological Evaluation Study、JAGES）の協力により行われました。近藤克則先生にはデータを提供していただくとともに有益な助言をいただきました。斉藤雅茂先生（日本福祉大学 准教授）、齋藤順子先生（国立がん研究センター 研究員）、谷友香子先生（東京医科歯科大学 助教）、高木大資先生（東京大学 講師）、長谷田真帆先生（京都大学 特任助教）にはデータの分析や解釈について助言をいただきました。JAGES では相田潤先生（東京医科歯科大学 教授）、尾島俊之先生（浜松医科大学 教授）はじめ研究者はもちろん地域保健の現場の方々に助言をいただきました。JAGES の調査には対象地域の職員の方々に協力いただきました。調査に回答いただいた皆様にもあらためて感謝します。

東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学分野 教授 橋本英樹先生には、研究の早い段階から議論に加わっていただいて研究環境についても支援していただきました。保健社会行動学分野の大学院生や学術支援専門職員/学術支援職員の方々には温かく見守ってもらいました。

本研究は日本学術振興会、公益財団法人医療科学研究所、公益財団法人ファイザーヘルスリサーチ振興財団の助成を受けたものです。助成をいただいた機関の皆様感謝します。

本研究の結果の一部は下記に発表しました。

Amemiya, Airi, Kondo, Naoki, Saito, Junko, Saito, Masashige, Takagi, Daisuke, Haseda, Maho, Tani, Yukako, Kondo, Katsunori, Amemiya Airi, Kondo Noki, Saito Junko, Saito Masashige, Takagi Disuke, Haseda Maho, Tani Yukako, Kondo Katsunori. Socioeconomic status and improvement in functional ability among older adults in Japan: a longitudinal study. BMC public health. vol. 19, no. 1, p. 209, 2019.

Amemiya, Airi, Saito, Junko, Saito, Masashige, Takagi, Daisuke, Haseda, Maho, Tani, Yukako, Kondo, Katsunori, Kondo, Naoki. Social Capital and the Improvement in Functional Ability among Older People in Japan: A Multilevel Survival Analysis Using JAGES Data. Int J Environ Res Public Health. vol. 16, no. 8, p. 1310, 2019.

倫理的配慮

本研究は東京大学医学部の倫理委員会の承認を得て行われた（No.10555）。

利益相反情報

特になし。

1. 序文

1.1. 高齢化に関する社会の課題

高齢化は世界的に進展しており、2018年には60歳以上の高齢者のうち46%が生活機能障害（disability）を抱え、2億5000万人以上が中程度から重度の障害を抱えている(1)。中でも日本は急速に高齢化が進んでおり現在国内に住む高齢者の割合は世界で最も多く、今後もその進展が見込まれている(2)。2019年の日本の人口の28%が65歳以上であり、2065年には38%に達すると推計される(2)。

高齢者の生活機能は適切な支援により維持改善する可能性がある(3,4)。日本の厚生労働省によると2018年に介護サービスを受給した366万人のうち8.3%が1年後に要介護（要支援）度が1以上改善した(5)。高齢者の生活機能の改善は生活の質にも影響するため重要である。また高齢者の生活機能改善は介護サービスの需要にも影響をあたえる。2019年に日本の社会保障制度で介護保険給付金の利用資格があるのは658万人で、そのうち554万人が介護保険サービスを利用しており介護保険事業の給付費は過去最高の9兆円だった(6)。

世界保健機関（World Health Organization、WHO）は生活機能について、国際生活機能分類（International Classification of Functioning, Disability and Health、ICF）により、心身の機能と構造・活動・参加の3つの側面でもとらえることを提案した(7)。さらに高齢者の活動能力については内在的能力（intrinsic capacity）と機能的能力（functional ability）の2種類に分類し、高齢者の生活機能維持・改善のあり方について論じた(4)。内在的能力とは個人が現在保有している身体機能と認知機能を合

わせたものをいう。機能的能力とは個人の内在的能力に社会環境を考慮した能力をいう。個人の内在的能力を引き出すことのできる環境やサービスを整備することで、その個人が持ちうる機能的能力を最大限に発揮して、生活を維持することができるという考え方である。高齢者が心身の機能と構造・活動・参加の側面で生活機能を維持改善するためには、医療や介護サービスを提供するだけでなく、社会での活動と参加を促す環境整備が必要である(4)。

高齢者は地域で過ごす時間が長いため地域の環境整備が重要である。WHOのAge-friendly cityの取り組みのように国・都市単位で社会参加（趣味、ボランティア等）、市民参加（投票など市民としての権利行使）、地域・保健サービス、コミュニケーション・情報などの分野で取り組みが実践されている(8,9)。

日本でも高齢者の生活機能の改善のために地域包括ケアシステムの構築や一般介護予防事業といった地域単位の介入がすすめられている(10,11)。またそのような地域の環境整備を支援することが、高齢者の社会活動への参加を促す可能性も示唆される(12)。地域包括ケアシステムでは市町村や都道府県が地域の特性もふまえた地域・保健サービスや生活支援を行っている(10)。例えば埼玉県和光市では地域住民の要介護度改善のために「和光方式」と呼ばれる独自の地域包括ケアシステムを構築している(13)。和光市では住民の心身の機能や生活課題、居住環境などを把握して、日常生活圏域ごとに地域課題の「見える化」を進めている。また独自に送迎サービスを市町村特別給付として実施したり、定期巡回・随時対応型訪問介護看護を積極的に導入したりしている(13,14)。大分県では、地域ケア会議で医療と地域住民・専門職・行政内部のネットワークの強化を進めて、多職種が協働で地域課題に取り組んでいる(15)。2015年には全国の要介護認定率（高齢者の

うち要介護認定者の割合)が2011年と比較して0.7% (17.3%→18.0%) 上昇したが、埼玉県和光市や大分県ではそれぞれ0.3% (9.6%→9.3%)、1.0% (19.6→18.6%) 低下した(13,16)。これらの事例をもとに、2018年には厚生労働省が「地域包括ケアシステムの強化のための介護保険法等の一部を改正する法律」で高齢者の要介護状態が改善した市町村に財政的インセンティブを与える制度を導入した(13,17)。

1.2. 高齢者の健康に影響する社会的要因

1.2.1. 健康の社会的決定要因の定義とその背景

健康は遺伝子や生活習慣など生物学的・行動的要因だけで決まるのではない。個人の社会的背景や地域の社会関係などの社会的要因が存在する(18-20)。本研究ではこれらの社会的要因による健康の格差を「健康格差」とよぶ。また健康格差をうむ社会的要因を「健康の社会的決定要因」とよぶ。

教育歴・収入・職業などの社会的要因による健康格差は古くから社会的課題として認識されてきた(21)。1840年にはフランスのヴィレルメが所得により死亡率に差があることを示した(22,23)。1842年にイギリスのチャドウィックが労働者で階級により死亡状況に差があることを示した(24)。1848年にドイツのウィルヒョウが社会経済状況によりチフスの発生に差があることを報告した(25)。

1990年代以降、世界共通の課題として健康の社会的決定要因が取上げられるようになった(26)。1990年代には主に若年の貧困、非正規雇用、所得格差による健康格差の報告があった(27)。2000年には国連ミレニアム開発目標で貧困撲滅と普

遍的な初等教育の達成があげられた(28)。2008年にはWHOの「健康の社会的決定要因に関する委員会」が、健康格差縮小のためには健康の社会的決定要因にアプローチすべきであると提言した(29)。

日本でも特に2000年代以降、高齢者の大規模縦断データにもとづいて健康の社会的決定要因が報告された(30)。これらの知見を受けて健康の社会的決定要因がさらに認識されるようになった。2011年には内閣府の日本学術会議が「わが国の健康の社会格差の現状理解とその改善にむけて」のなかで健康格差への取り組みが必要であるとした(31)。またそのなかで低所得者が最低限の医療保健福祉サービスを利用できないこと、社会全体に健康格差が生じてその差が拡大すること、社会的に不利な立場にある人（障害者、ホームレスなど）に十分な医療保健福祉サービスがいきわたらない可能性を指摘した。

健康の社会的決定要因についてこれまでに社会学、経済学、心理学など多くの分野で研究されてきた。公衆衛生学では1991年にマーモットがロンドンの公務員のなかで職位による虚血性心疾患の死亡率が1960年代と1980年代でかわらないことを示して、健康格差が注目された(26)。2000年にバークマンとカワチが社会疫学（social epidemiology）を「社会のなかに健康な人が偏って分布することとその社会的決定要因について研究する分野」（“The branch of epidemiology that studies the social distribution and social determinants of health”）と定義した(19)。それ以降、健康の社会的決定要因について社会科学の理論にもとづく仮説検証が行われている。

1.2.2. 高齢者の社会経済的地位が健康に影響するメカニズムの仮説

高齢者の健康格差を説明するもののひとつに所得・教育歴・職業などにより測定される社会経済的地位がある(32)。これまでに社会疫学では健康に関連する社会経済的地位として所得・教育歴・職業などを測定して、これらの変数が健康状態の違いをどれほど説明するか議論してきた。総じて社会経済的地位の高いほうが低いよりも健康状態がよい(32)。個人の社会経済的地位に介入することが困難な場合、社会経済的に不利な度合いに応じて個人をとりまく社会環境にアプローチする方策が考えられる(33)。

高齢者の社会経済的地位として何を測定するかは、健康に影響するメカニズムとして何を想定するかにより異なる(34)。社会経済的地位として測定するものはそれ自体が健康状態の結果であってはならない。逆の因果関係の可能性があると結果の解釈が困難となるためである。

社会経済的地位と健康の関連では主に3つのメカニズムを想定する。1つめは社会経済状況により教育・医療・福祉などに使う資源の量が異なりそれが健康状態の差につながるという物質的な面をみたメカニズムである(34)。これは社会経済的地位の測定に所得を用いる理由になる。所得の高い人はよい食事をしてよい住居に住み安全な地域に暮らし、医療福祉サービスをよく利用する傾向にある(34)。所得の低い人ではヘルスケアサービスやリハビリテーションプログラムへのアクセスが制限されて、それが日常機能障害の改善を妨げている可能性がある(35)。高齢者では所得より資産のほうが健康状態や医療サービスと関連しているという報告もあるが、資産には土地・株・証券なども含むため資産の測定は簡単でない(36)。

2つめは社会経済状況により食事・運動・飲酒・喫煙などの健康に関連する行動

が異なり、それが健康状態の差につながるという行動面をみたメカニズムである(34)。個人の知識・技能・生活様式が健康関連行動につながるというものである。これは社会経済的地位の測定に教育歴を用いる理由になる。教育歴は早い段階で決まるため高齢期の健康との関連では逆の因果関係がうまれにくい。教育歴の短い人のあいだでは問題となる健康行動が多く、高齢者の日常機能障害の改善を妨げている可能性がある(35)。

3つめは社会経済的地位が相対的に低いことでストレスが生じるという心理社会的な面をみたメカニズムである(34)。社会経済的地位が低いと周りと比較したり発言や行動する機会が制限されたりすることがある。権威や権限のない職業についていると、ストレスが持続したり社会的支援が受けられなかったりすることもある。これは健康に関連する社会的地位の測定に職業を用いる理由になる。心理社会的ストレスが持続することは高齢者の日常機能障害の改善を妨げている可能性がある(35)。

社会経済的地位と健康の関連では、社会的役割や規範による性差を考慮する必要がある(37)。性差には生物学的に決定されるセックスと歴史的・文化的・社会的に決定されるジェンダーがあり後者を扱う。ジェンダーは歴史・文化や社会の制度に大きく影響を受けるためそれぞれの社会経済的地位の形成が異なる。例えば所得は雇用に関連するためジェンダーによる差がある。そのため社会経済的地位の測定には個人の収入より世帯所得や世帯の人数を考慮した等価所得を用いることもある。

1.2.3. 高齢者の健康に関する施策における健康格差への配慮

高齢者の社会参加を促すような施策では社会的に不利な立場にある人への配慮が必要である(36)。日本では高齢者世帯の所得はその他の世帯よりも低く、年齢が上がるにつれ所得格差が広がっている(38)。65歳以上の生活保護受給者が増加しており、高齢者の一人暮らしも増加している(2,38)。社会的に不利な立場である人の物質的・行動的・心理社会的側面に配慮した施策が求められる。例えば前述の物質的メカニズムに基づく、高齢者の社会参加を促すような施策では、参加するために高齢者が払うコストが高額では低所得者の参加を期待できず、施策の効果に所得による格差が生じる可能性がある。行動科学的メカニズムに基づく、施策の内容が社会的に不利な集団の行動特性と合っていないければ、その集団の参加が得られず、施策の効果に格差が生まれる可能性がある。さらに心理社会的メカニズムに基づく、社会的に不利な立場にある高齢者が周囲への遠慮や劣等感を感じやすいような施策では敬遠されてしまう可能性がある。

1.3. 地域のソーシャル・キャピタルと高齢者の健康

高齢者の社会的な健康格差を説明するものには個人の社会経済的な要因だけでなく地域要因もある。本研究では地域の社会的な特性に着目する。なかでも社会関係の資源的な側面の概念を表すソーシャル・キャピタルに着目する。

ソーシャル・キャピタルとは集団や個人の間を資源として捉えた概念である(39)。人々の信頼や結束の強さ、互酬性の規範といった特性が資源としてはたらき、地域の効率的な施策に貢献するというものである。1995年にパットナムはソーシャル・キャピタルを「信頼・規範・ネットワークといった社会の仕組みの特徴で

あり、人々の協調行動を促すことで社会の効率を高めるもの」 (“features of social organization such as networks, norms, and social trust that facilitate coordination and cooperation for mutual benefit”) とした(39,40)。パットナムはイタリアの観察研究で地域の人々の信頼や結束の強さといった特性が、国や地域の効率的な施策につながると論じた(41)。

1.3.1. 地域のソーシャル・キャピタルと公衆衛生

1997年にはカワチらがアメリカの39州を対象とした地域相関研究で所得格差が地域のソーシャル・キャピタルの乏しいことを通じて死亡率と関連することを報告した(42)。のちにカワチはソーシャル・キャピタルを「ネットワークやグループの一員として個人がアクセスできる資源」 (“the resources accessed by individuals as a result of their membership of a network or a group”) とした(35)。地域のソーシャル・キャピタルはコミュニティの形成に重要な役割を果たし、個人の意思とは無関係にそこに住むすべての人に文脈的影響をあたえる可能性がある(35)。2000年代以降ソーシャル・キャピタルは地域の保健活動の介入対象として注目されてきた。

また、地域レベルのソーシャル・キャピタルは個人の精神的健康やウェルビーイング(43,44)、高齢者の生活機能障害の発生(45,46)、死亡(46)(47)と関連していることが示唆された。しかし縦断研究はまだ限られており結果は一致していない(48)。ニュージーランドでは地域のソーシャル・キャピタル（ボランティア活動の参加割合）は死亡率とは関連していなかった(49)。日本の高齢者では地域のソーシャル・キャピタル（社会参加割合）は日常生活動作の変化と関連していなかったが、

地域の信頼でみたソーシャル・キャピタルは男性のみで日常生活動作の変化と関連していた(50)。

1.3.2. 地域のソーシャル・キャピタルが健康に影響するメカニズムの仮説

地域のソーシャル・キャピタルが健康に影響する経路として主に3つ考えられる(39)。(1) 社会的ネットワークが豊かなため社会的支援の授受がされること、(2) 健康的な規範が形成されること、(3) 協調行動がおきやすく意思決定の効率が上がることである。人々の交流のある地域ではお互いに助け合うことが多く、心理社会的なストレスが緩和される可能性がある(51)。また交流のある地域では情報交換も盛んにおこなわれて、例えば誰かが運動を始めたのを聞いて自分も始めることも考えられる。地域の人々のネットワークを通じて、交流のない人にも健康的な行動が広がる可能性もある(52)。さらに人々の交流のある地域では住民による働きかけが活発になり地域のサービスや施設が充実して、その結果健康の維持改善がしやすくなることが考えられる。

これまでに地域のソーシャル・キャピタルと健康の関連について正の関連が多く報告されてきたが、ソーシャル・キャピタルも社会関係の一側面であり正と負の面がある(39)。ポータスはソーシャル・キャピタルの負の面として部外者の排除、コミュニティメンバーへの過剰な要求、個人の自由の制限、強制的な下方への規範をあげた(53)。地域のソーシャル・キャピタルに変化をもたらすような介入をするときには健康への負の影響についても考慮すべきである。同じ地域内でもソーシャル・キャピタルと健康の関連は一部の人にとって有益でも他の人にとって有益でないという地域内格差のある可能性もある。

1.3.3. 地域のソーシャル・キャピタルの効果のばらつきとクロスレベルの相互作用

地域のソーシャル・キャピタルと健康との関連は、個人のジェンダーや社会経済状況、そして周囲との社会関係といった心理社会的特性により異なる可能性がある。すなわち地域のソーシャル・キャピタルと個人の社会状況との間にはクロスレベルの相互作用が生じる可能性がある。クロスレベルの相互作用とは、個人や地域などの異なるレベル間の相互作用のことである(54)。またその作用は文化の影響も受けると考えられる。中国の研究では地域の市民参加の割合が多いほどメンタルヘルスの問題が多かった(55)。この理由として社会経済的地位の高い人では、体面を保つために行事に参加しなければならないというプレッシャーのある可能性をあげている。日本の高齢者を対象とした研究では、地域の社会的凝集性が低いと要介護認定の発生率が高いという関連が、女性のみでみられた(45)。日本の女性は男性よりも地域で過ごす時間が長い傾向があり、男性よりも地域との結びつきが強い可能性がある(56)。人々の社会活動が平均して活発な地域でも、人との交流が不得意な人やそれを好まない人、周囲の人々との関係がよくなって孤立しがちな人の場合は、地域のソーシャル・キャピタルの負の影響を受ける可能性がある。前述のソーシャル・キャピタルと健康との関連のメカニズムを考慮すると、人々の交流が活発な地域ほど、そのネットワークから外れていると地域で行われている物的資源の交換から疎外されたり、人々と行動様式が違うことで一層孤立したり、疎外感を感じたりといったことがある可能性も考えられる。

1.3.4. 地域のソーシャル・キャピタルの測定

地域のソーシャル・キャピタルの測定には定まったものがない。Saitoらは日本の高齢者の健康に関連するソーシャル・キャピタル指標（community-level health related social capital、CHR-SC）を開発した(57)。この報告では高齢者の大規模調査のデータを用いて主観的健康観と関連していた項目について、小学校区単位の市民参加、社会的凝集性、互酬性の3つの側面を評価した。小規模な単位で評価される地域のソーシャル・キャピタルは、インフォーマルな社会関係を捉えている可能性がある。一方、国家や州などの大規模な単位で評価されるソーシャル・キャピタルは、より政治的・社会構造的な経路を捉えている可能性がある(58)。本研究の分析でもこのソーシャル・キャピタル指標（CHR-SC）を用いる。

1.4. 高齢者の生活機能に影響する個人と地域の要因に関するこれまでの知見

高齢者の社会経済的地位と生活機能障害の発生の関連を調べた研究は多いが、障害が発生したあとの変化にも社会経済的地位が関連しているかを調べた研究は少ない(59–63)。イギリスの65歳以上の約13,000人を10年間追跡した研究では、教育歴の長い人はそうでない人より生活機能が改善しやすかった(60)。一方アメリカ(59)、ヨーロッパ(61,62)、台湾(63)の研究では教育歴や所得により高齢者の生活機能の改善しやすさに違いはみられなかった。社会経済的地位と生活機能改善の関連の結果が一致しない理由として、社会経済的地位が高齢者の生活機能にもたらす効果が政治・経済・文化などの社会的背景により異なること、研究により分析で他の社会経済的地位の変数を調整したかが異なること、研究により生活機能の測定方法が異なることがあげられる(64)。

高齢者の社会経済的地位と生活機能障害発生後の変化の関連を調べるためには、生活機能を客観的に評価して、他の社会経済的地位による影響を除いた研究が必要である。日本の高齢者で要介護認定後の変化にも社会経済的地位による差異があるか調べる場合には、介護保険制度の要介護度などの客観的なデータを用いて、他の社会経済的地位の変数調整も検討する必要がある。

地域のソーシャル・キャピタルと、高齢者の生活機能障害発生後の変化について調べた研究は筆者の知る限りない。日本の高齢者の約 15,000 人を対象とした研究では、社会的凝集性の低い地域では高齢者が要介護状態になりやすかったが、要介護状態になったあとの変化にも地域の社会的凝集性による差異があるかはみていない(45)。また地域の社会的凝集性のみでソーシャル・キャピタルを評価しており、市民参加・互酬性など他の要素を評価していない。

さらに、地域のソーシャル・キャピタルと個人の社会経済状況とのクロスレベルの相互作用を検討した研究は少ない(65)(66)(67)。アメリカの 40 自治体に住む約 21,000 人を対象とした研究では、社会的凝集性の高い地域では人々を信頼していると主観的健康観が高かったが、人々を信頼していなと逆に主観的健康観が低かった(65)。しかしこの研究では高齢者の生活機能をみておらず、また地域のソーシャル・キャピタルを測る尺度の妥当性・信頼性は評価していない。さらに地域のソーシャル・キャピタルと高齢者の生活機能をとの関連を検討する場合、アメリカの研究で評価した自治体単位よりも小さな、高齢者が日常的に行動する地域単位でソーシャル・キャピタルを評価することが必要である。

1.5. 研究の目的

以上より、本研究は高齢者の生活機能の改善の社会的決定要因について、まだ明らかになっていない以下の事項について、日本の大規模な高齢者データを用いて、地域のソーシャル・キャピタルの指標には信頼性・妥当性の検討された小地域単位で評価したソーシャル・キャピタル指標（CHR-SC）を用いて明らかにすることを目的とした(57)。すなわち（1）社会経済的地位の3つの主要な指標である教育歴、所得、職業による生活機能改善可能性の格差、（2）地域レベルのソーシャル・キャピタルが、個人の属性とは独立して生活機能の改善可能性と関連するか、またそれが個人の心理社会的特性との間でクロスレベル交互作用を示すかである。まず高齢者の生活機能の改善と個人レベルの社会的要因の関連をみた後に、個人要因の影響を考慮した上で地域レベルの社会的要因との関連をみた。高齢者の生活機能の改善に影響する個人レベルと地域レベルの要因を明らかにすることで、現在国内外ですすすめられている、地域の社会環境をターゲットとした高齢者の生活機能維持・改善に向けた個人単位と地域単位の介入施策のあり方に資するエビデンスを提供することができる。

2. 社会経済的地位と要介護度改善の関連の研究

2.1. 方法

2.1.1. 対象

日本老年学的評価研究（Japan Gerontological Evaluation Study、JAGES）のデータを日本の介護保険制度の要介護認定・賦課データと結合した。JAGESの概要はKondoやSaitoらの論文に記載されている(30,57)。本研究では2010年に全国の31自治体に住む要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者を対象に郵送自記式質問紙調査を行い、回答者は112,123人だった。（有効回収率66.3%）。31自治体の選定は無作為でないが北海道から九州まで対象とするよう考慮した。JAGESの調査の呼びかけに対して参加を表明した自治体を対象としているため、対象地域の健康状態は全国と異なる可能性がある。質問紙のうち本研究に関連する部分を付録1に記載した。要介護認定・賦課データは、JAGESの2010年調査に参加した31自治体のうち24自治体から得た。要介護認定・賦課データには、要介護認定申請日・要介護度が変化した日・死亡日・別の自治体に異動した日（転居日）の情報が含まれる。要介護認定・賦課データの追跡期間は自治体により異なり14ヶ月から46ヶ月だった。24自治体に住むJAGES参加者のうち調査期間中に新たに要介護認定を受けた（介護保険サービス対象者になった）のは4239人だった。追跡期間は各参加者の最初の要介護認定日から死亡・転居・調査終了の日までとした。追跡期間は0日から1318日であった。年齢と性別のデータが欠落している人（n=85）と追跡期間が0日の人（n=5）を除外し分析対象者は4149人となった。

2.1.2. 高齢者の生活機能

高齢者の生活機能を日本の介護保険制度での要介護度を用いて測定した。要介護度の認定は介護保険サービスの申請・認定時に、国が定めた基準にもとづいて行った（付録2）(68)。各自治体の介護認定審査会は保健・医療・福祉に関する学識経験者によって構成され、認定調査と主治医の意見をもとに要介護度を決定する。要介護度の有効期間の原則は新規申請や区分変更申請では6ヶ月、更新申請は12カ月である。

要介護度は要支援1と要支援2、要介護1から要介護5の7つのカテゴリーに分けた。要介護度は高齢者の生活機能に影響する要因や死亡率との関連について近年研究で用いられている(46,69-71)。初回認定時に要支援1と要支援2の人は実際の介護サービス利用の対象者ではないため、本研究では初回認定時に要介護1から5になった人のみを対象とした。調査対象者を初回認定時の要介護度に応じて軽度（要介護1）、中等度（要介護2または要介護3）、重度（要介護4または要介護5）の3つのグループに分類した。要介護度の改善は追跡期間中に初回認定時と比較して要介護度が1以上改善したものと定義した。要介護度の改善には要支援1と要支援2への移行も含むこととした。

2.1.3. 社会経済的地位

JAGESの2010年調査の自記式の質問紙を用いて教育歴、所得、最長職を測定した。教育歴は修学年数を3つのカテゴリーで測定した。（9年以下、10-12年、13年以上）。日本の学校制度はこれまでに数度にわたって改正されている(72)。対象年齢が65歳以上のみであり、本研究では年齢と修学年数の変数のみ扱った。所得

は等価世帯所得を用いた(2)。まず世帯年収の合計所得額（年金を含む）を「50万円未満」から「1,000万円以上」の15のカテゴリーで測定し、各カテゴリーの中央値を世帯人数の平方根で割って等価世帯所得を算出して四分位に分類した。最長職は質問紙で7つのカテゴリーで測定した。最近の研究にならい最長職を管理・専門職（専門・技術職、管理職、事務職、販売・サービス職）とそれ以外（技能・労務職、農林漁業職）に二分化した(73)。いずれの変数もダミー変数として使用して無回答であることも解析に入れた。

2.1.4. 調整変数

調整変数はベースラインの2010年JAGESの調査の質問紙を用いて測定した。疾患は自己申告で心臓病、脳卒中、糖尿病、高血圧の慢性疾患のうち治療中ないし中断中を含め1つ以上ありと回答すれば「疾患あり」、その他を「疾患なし」とした(74)(75)。抑うつは高齢者の抑うつ状態を測定する Geriatric Depression Scale 日本15項目版を用いてカットオフポイントを5（抑うつなし [スコア：0-4]、抑うつあり [スコア：5-15]）として測定した(75-78)。他の調整変数に初回認定時の年齢、婚姻状況（配偶者の有無）、世帯構成（同居者の有無）、市町村を用いた。欠損値はダミー変数として扱った。なお婚姻状況や世帯構成が高齢の生活機能障害と関連あることが既に示唆されている(79,80)。また本データが複数の市町村のデータを得ていることに配慮して対象者の居住市町村をダミー変数として扱った(81)。1市町村に複数の自治体がある市町村があり、市町村の数は16だった。

2.1.5. 分析方法

Cox 比例ハザードモデルを用いて、社会経済的地位の指標（教育歴、所得、最長職）と要介護度改善との関連を縦断的に評価した。社会経済的地位の違いによる要介護度の改善しやすさの比をハザード比（HR）で示した。本研究の HR に害の意味はなく、統計学的用語として HR を用いた。比例ハザードの仮定を視覚的・統計的手段で評価した。要介護度が改善するまでの時間は日数で測定した。死亡日または転居日を打ち切りとした。調整変数を投入しないモデル 1 に加えて年齢、性別、他の社会経済的地位、婚姻状況、世帯構成、疾患、抑うつ、および市町村を調整変数として投入したモデル 2 を検討した。社会経済的地位が要介護度に及ぼす影響は初回認定時の要介護度により異なるため分析は要介護度で層別した(82)。また性別で層別した(83)。初回の要介護認定時から 6 ヶ月以内に 2 回目の区分変更が行われることが多かったため、感度分析で対象者を 6 ヶ月以上追跡した人に限定して分析した。欠損値はダミー変数として扱った(84,85)。解析には STATA（バージョン 14.0; StataCorp、College Station、TX、USA）を用いた。統計的有意水準は 5%とした。

2.2.

2.3. 結果

追跡期間は 316 日±269 日（平均±標準偏差）だった。最大追跡期間は 1318 日だった。JAGES 調査日から初回の要介護認定日までの日数（図 1）、初回の要介護認定日から要介護度改善または死亡または転居または調査終了の打ち切りまでの日

数（追跡期間、図 2）、初回の要介護認定日からの要介護度の変遷（図 3）を示した。追跡期間中に 970 人（全体の 23.4 %）が死亡し、その内訳は初回の要介護度が軽度で 230 人、中等度で 388 人、重度で 352 人だった。追跡期間中に要支援 1 になった人は 4 人、要支援 2 になった人は 8 人だった。本研究では追跡期間中に要支援 1・要支援 2 になった時点で要介護が改善したとみなして追跡を終了した。そのため図 3 で要支援 1・要支援 2 をほとんど視認できない。

図 1 JAGES 調査日から初回の要介護認定日までの日数のヒストグラム

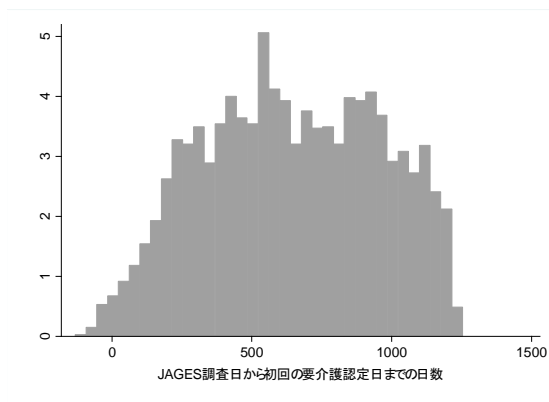


図 2 追跡期間（日数）のヒストグラム

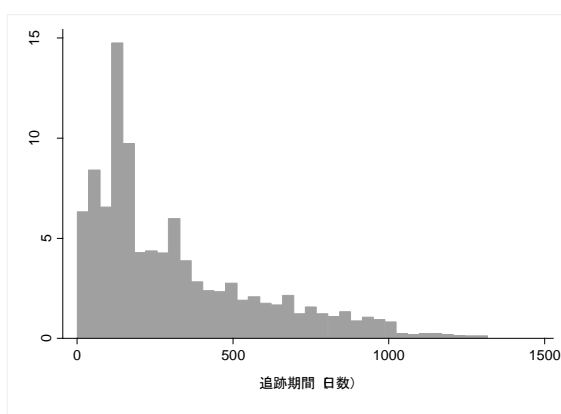
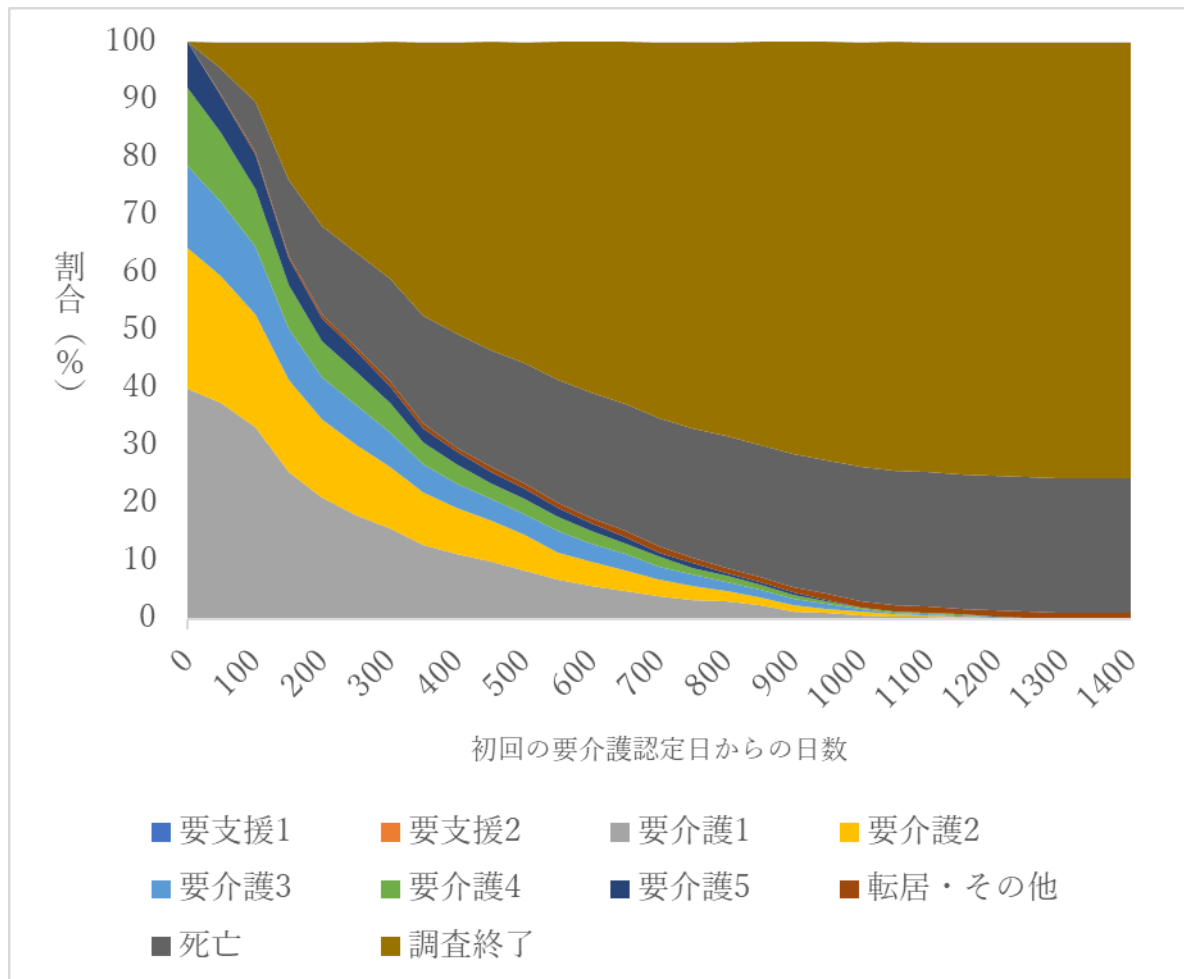


図3 初回の要介護認定日からの要介護度の変遷 (n = 4149)



初回の要介護認定時の年齢は 81.5 歳 \pm 6.7 歳（平均 \pm 標準偏差）だった。調査対象者のうち約半数が女性で、半数以上が教育歴 9 年以下で、約 3 分の 1 が最長職は管理・技術職以外と回答していた（表 1）。全体の約 3 分の 1 の等価世帯所得は無回答など不明だったが、その他では第一四分位数が 125 万円、第二四分位数が 225 万円、第三四分位数が 359 万円だった。初回の要介護度は軽度の人 が 1653 人（全体の 39.8 %）、中程度の人 が 1605 人（全体の 38.7 %）、重度の人 が 891 人（全体の 21.5 %）だった。厚生労働省によると 2010 年 10 月時点で要介護 1～要介護 5 の人のうち要介護 4 または要介護 5 だった人は 24.3 %で、2020 年 10 月時点では 29.4 %だった。本研究で初回認定時に重度（要介護 4 または要介護 5）だった人の割合は日本全国と比較して大きく変わらなかった(86,87)。追跡期間中に要介護度が改善した人の割合は初回認定時の要介護度が軽度の層で 11.7 %、中等度で 24.4 %、重度で 25.4 %だった。初回認定時の性別と要介護度別で層別化した対象者の特徴を表 2 に示した。

表1 対象者（全体）

	全体 n = 4149	要介護度改善 n = 811 (19.5%)
年齢、平均（標準偏差）	81.5 (6.7)	
性別、n (%)		
男性	1937	346 (17.9)
女性	2212	465 (21.0)
教育歴（年）、n (%)		
≤9	2227	441 (19.8)
10-12	945	172 (18.2)
13+	460	100 (21.7)
不明	517	98 (19.0)
所得（四分位）、n (%)		
Q1（最も少ない）	739	142 (19.2)
Q2	740	139 (18.8)
Q3	640	109 (17.0)
Q4（最も多い）	701	151 (21.5)
不明	1329	270 (20.3)
最長職、n (%)		
管理・専門職以外	1551	316 (20.4)
管理・専門職	1145	219 (19.1)
不明	1453	276 (19.0)
婚姻状況、n (%) ^a		
死別/離別/未婚	1454	319 (21.9)
配偶者あり	2330	424 (18.2)
不明	365	68 (18.6)
世帯構成、n (%)		
2人以上	3281	635 (19.4)
1人	490	103 (21.0)
不明	378	73 (19.3)
疾患、n (%) ^b		
0	1029	219 (21.3)
≥1	2408	474 (19.7)
不明	712	118 (16.6)
抑うつ、n (%)		
なし	1605	314 (19.6)
あり	1427	263 (18.4)
不明	1117	234 (20.9)
初回の要介護度、n (%) ^c		
軽度（要介護 1）	1653	194 (11.7)
中程度（要介護 2/3）	1605	391 (24.4)
重度（要介護 4/5）	891	226 (25.4)
市町村		

A	215	51 (23.7)
B	293	53 (18.1)
C	336	93 (27.7)
D	129	12 (9.3)
E	225	28 (12.4)
F	467	67 (14.3)
G	175	33 (18.9)
H	754	170 (22.5)
I	388	94 (24.2)
J	189	34 (18.0)
K	185	33 (17.8)
L	41	3 (7.3)
M	269	62 (23.0)
N	228	25 (11.0)
O	12	0 (0.0)
P	243	53 (21.8)

^a未婚 = 一度も結婚したことがない

^b疾患 = 心臓病（不整脈を含む）、脳卒中、高血圧、糖尿病（軽症を含む）

^c初回の要介護度 = 初回認定時の要介護度

Qは quartile（四分位）の略である。

表2 対象者（性別と要介護度別）

	初回認定時の要介護度					
	軽度		中程度		重度	
	全体	要介護度改善	全体	要介護度改善	全体	要介護度改善
男性	n = 664	n = 74 (11.1 %)	n = 789	n = 169 (21.4 %)	n = 484	n = 103 (21.3 %)
年齢、平均 (標準偏差)	81.2 (6.2)		80.3 (6.7)		79.4 (7.0)	
教育歴（年）、n (%)						
≤9	338	37 (10.9)	393	86 (21.9)	242	45 (18.6)
10-12	154	13 (8.4)	185	41 (22.2)	108	19 (17.6)
13+	92	13 (14.1)	123	26 (21.1)	75	25 (33.3)
不明	80	11 (13.8)	88	16 (18.2)	59	14 (23.7)
所得（四分位）、n (%)						
Q1（最少）	112	12 (10.7)	102	25 (24.5)	82	15 (18.3)
Q2	158	15 (9.5)	170	36 (21.2)	105	24 (22.9)
Q3	118	10 (8.5)	148	29 (19.6)	81	15 (18.5)
Q4（最多）	115	16 (13.9)	138	31 (22.5)	94	21 (22.3)
不明	161	21 (13.0)	231	48 (20.8)	122	28 (23.0)
最長職、n (%)						
管理・専門職以外	246	32 (13.0)	272	69 (25.4)	176	34 (19.3)
管理・専門職	217	26 (12.0)	288	58 (20.1)	161	40 (24.8)
不明	201	16 (8.0)	229	42 (18.3)	147	29 (19.7)
婚姻状況、n (%) ^a						
死別/離別/未婚	112	16 (14.3)	118	29 (24.6)	66	19 (28.8)
配偶者あり	498	49 (9.8)	608	129 (21.2)	377	76 (20.2)
不明	54	9 (16.7)	63	11 (17.5)	41	8 (19.5)
世帯構成、n (%)						
2人以上	539	53 (9.8)	666	146 (21.9)	413	84 (20.3)
1人	63	10 (15.9)	48	8 (16.7)	25	9 (36.0)
不明	62	11 (17.7)	75	15 (20.0)	46	10 (21.7)
疾患、n (%) ^b						
0	159	13 (8.2)	200	44 (22.0)	108	27 (25.0)
≥1	384	46 (12.0)	465	99 (21.3)	300	63 (21.0)
不明	121	15 (12.4)	124	26 (21.0)	76	13 (17.1)
抑うつ、n (%)						
なし	276	28 (10.1)	305	71 (23.3)	208	40 (19.2)
あり	234	20 (8.5)	294	63 (21.4)	153	33 (21.6)
不明	154	26 (16.9)	190	35 (18.4)	123	30 (24.4)
市町村						
A	44	6 (13.6)	47	17 (36.2)	30	6 (20.0)
B	26	2 (7.7)	63	15 (23.8)	34	6 (17.6)
C	52	6 (11.5)	67	25 (37.3)	34	12 (35.3)
D	27	2 (7.4)	32	2 (6.3)	16	2 (12.5)
E	35	3 (8.6)	42	6 (14.3)	27	5 (18.5)
F	92	5 (5.4)	82	13 (15.9)	56	12 (21.4)
G	18	0 (0.0)	34	7 (20.6)	27	8 (29.6)
H	116	15 (12.9)	129	33 (25.6)	99	23 (23.2)
I	53	10 (18.9)	82	16 (19.5)	48	10 (20.8)

J	32	4 (12.5)	24	4 (16.7)	18	3 (16.7)
K	25	2 (8.0)	32	6 (18.8)	20	2 (10.0)
L	13	0 (0.0)	9	1 (11.1)	1	0 (0.0)
M	46	7 (15.2)	58	13 (22.4)	29	5 (17.2)
N	43	4 (9.3)	46	3 (6.5)	28	6 (21.4)
O	2	0 (0.0)	1	0 (0.0)	0	0 (0.0)
P	40	8 (20.0)	41	8 (19.5)	17	3 (17.6)
女性	n = 989	n = 120 (12.1 %)	n = 816	n = 222 (27.2 %)	n = 407	n = 123 (30.2 %)
年齢、平均 (標準偏差)	82.0 (6.1)		82.6 (6.9)		83.0 (7.0)	
教育歴 (年)、n (%)						
≤9	539	70 (13.0)	472	132 (28.0)	243	71 (29.2)
10-12	241	29 (12.0)	183	45 (24.6)	74	25 (33.8)
13+	82	7 (8.5)	59	18 (30.5)	29	11 (37.9)
不明	127	14 (11.0)	102	27 (26.5)	61	16 (26.2)
所得 (四分位)、n (%)						
Q1 (最少)	206	22 (10.7)	156	47 (30.1)	81	21 (25.9)
Q2	148	20 (13.5)	117	29 (24.8)	42	15 (35.7)
Q3	128	13 (10.2)	115	30 (26.1)	50	12 (24.0)
Q4 (最多)	145	20 (13.8)	130	32 (24.6)	79	31 (39.2)
不明	362	45 (12.4)	298	84 (28.2)	155	44 (28.4)
最長職、n (%)						
管理・専門職以外	394	45 (11.4)	314	87 (27.7)	149	49 (32.9)
管理・専門職	214	23 (10.7)	177	45 (25.4)	88	27 (30.7)
不明	381	52 (13.6)	325	90 (27.7)	170	47 (27.6)
婚姻状況、n (%) ^a						
死別/離別/未婚	496	63 (12.7)	437	127 (29.1)	225	65 (28.9)
配偶者あり	403	48 (11.9)	307	76 (24.8)	137	46 (33.6)
不明	90	9 (10.0)	72	19 (26.4)	45	12 (26.7)
世帯構成、n (%)						
2人以上	728	92 (12.6)	615	160 (26.0)	320	100 (31.3)
1人	176	21 (11.9)	134	43 (32.1)	44	12 (27.3)
不明	85	7 (8.2)	67	19 (28.4)	43	11 (25.6)
疾患、n (%) ^b						
0	253	33 (13.0)	213	67 (31.5)	96	35 (36.5)
≥1	535	74 (13.8)	485	129 (26.6)	239	63 (26.4)
不明	201	13 (6.5)	118	26 (22.0)	72	25 (34.7)
抑うつ、n (%)						
なし	388	43 (11.1)	283	83 (29.3)	145	49 (33.8)
あり	314	34 (10.8)	305	77 (25.2)	127	36 (28.3)
不明	287	43 (15.0)	228	62 (27.2)	135	38 (28.1)
市町村						
A	53	7 (13.2)	30	12 (40.0)	11	3 (27.3)
B	77	7 (9.1)	63	14 (22.2)	30	9 (30.0)
C	81	13 (16.0)	70	27 (38.6)	32	10 (31.3)
D	25	1 (4.0)	17	2 (11.8)	12	3 (25.0)
E	49	3 (6.1)	49	7 (14.3)	23	4 (17.4)
F	95	8 (8.4)	92	15 (16.3)	50	14 (28)
G	43	5 (11.6)	35	10 (28.6)	18	3 (16.7)

H	184	30 (16.3)	138	36 (26.1)	88	33 (37.5)
I	97	16 (16.5)	74	26 (35.1)	34	16 (47.1)
J	50	4 (8.0)	44	14 (31.8)	21	5 (23.8)
K	51	7 (13.7)	36	8 (22.2)	21	8 (38.1)
L	10	1 (10.0)	7	1 (14.3)	1	0 (0.0)
M	56	4 (7.1)	58	27 (46.6)	22	6 (27.3)
N	49	5 (10.2)	39	2 (5.1)	23	5 (21.7)
O	6	0 (0.0)	1	0 (0.0)	2	0 (0.0)
P	63	9 (14.3)	63	21 (33.3)	19	4 (21.1)

^a未婚 = 一度も結婚したことがない。^b疾患 = 心臓病（不整脈を含む）、脳卒中、高血圧、糖尿病

（軽症を含む）。^c初回の要介護度 = 初回認定時の要介護度。Qは quartile（四分位）の略である。

全体では初回認定時に重度の層で教育歴 9 年以下と比べて教育歴 13 年以上の群の要介護度改善の HR は、調整変数を投入しないモデル 1 で 1.62 (95.0%信頼区間 [CI] : 1.11-2.36) 、調整変数を投入したモデル 2 で 2.12 (95.0%CI : 1.39-3.235) だった (表 3) 。初回認定時の要介護度が軽度または中程度だった層では教育歴と要介護度改善の関連は有意でなかった。初回認定時の要介護度が軽度・中程度・重度のすべての層で所得や最長職と要介護度改善との関連は有意でなかった。

表3 社会経済的地位と要介護度改善の関連 (Cox 比例ハザードモデル、全体)

社会経済的地位	初回認定時の要介護度					
	軽度 (n = 664)		中程度 (n = 789)		重度 (n = 484)	
	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	0.94 (0.79-1.12)	0.94 (0.65-1.36)	0.97 (0.76-1.24)	1.05 (0.81-1.36)	0.97 (0.69-1.38)	1.07 (0.74-1.54)
13+	1.16 (0.93-1.44)	1.05 (0.64-1.73)	0.94 (0.68-1.30)	1.12 (0.79-1.58)	1.62* (1.11-2.36)	2.12** (1.39-3.23)
所得 (四分位)						
Q1 (最少)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q2	1.04 (0.65-1.66)	1.07 (0.66-1.73)	0.76 (0.54-1.06)	0.82 (0.58-1.16)	1.43 (0.91-2.25)	1.57 (0.97-2.55)
Q3	0.90 (0.53-1.53)	0.96 (0.55-1.66)	0.82 (0.58-1.16)	0.89 (0.61-1.29)	1.01 (0.61-1.66)	0.96 (0.57-1.62)
Q4 (最多)	1.29 (0.81-2.06)	1.30 (0.80-2.10)	0.82 (0.58-1.14)	0.86 (0.60-1.22)	1.53 (1.00-2.33)	1.41 (0.90-2.22)
最長職						
管理・専門職以外	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
管理・専門職	0.96 (0.67-1.38)	0.98 (0.67-1.44)	0.83 (0.65-1.07)	0.83 (0.64-1.09)	0.97 (0.71-1.34)	0.94 (0.66-1.34)

**P < .01、*P < .05. ^a調整変数は年齢、その他の社会経済的地位、婚姻状況、世帯状況、疾患、抑うつの有無、市町村とした。CIは confidence interval (信頼区間)、HRは Hazard ratio (ハザード比)、Qは quartile (四分位)、Ref.は referent category (リファレンス) の略である。社会経済的地位の欠損ダミーの HR については報告しなかった。

男性では初回認定時に重度の層で教育歴 9 年以下と比べて教育歴 13 年以上の群の要介護度改善の HR は、調整変数を投入しないモデル 1 で 1.91 (95.0%CI : 1.17-3.12) 、調整変数を投入したモデル 2 で 1.97 (95.0%CI : 1.12-3.45) だった (表 4) 。男性では初回認定時の要介護度が軽度または中程度だった層では教育歴と要介護度改善の関連は有意でなかった。男性では初回認定時の要介護度が軽度・中程度・重度のすべての層で所得や最長職と要介護度改善との関連は有意でなかった。

表4 社会経済的地位と要介護度改善の関連 (Cox 比例ハザードモデル、男性)

社会経済的地位	初回認定時の要介護度					
	軽度 (n = 664)		中程度 (n = 789)		重度 (n = 484)	
	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	0.81 (0.43-1.53)	0.87 (0.45-1.69)	1.00 (0.69-1.45)	1.15 (0.77-1.71)	0.84 (0.49-1.44)	0.86 (0.49-1.51)
13+	1.51 (0.80-2.85)	1.58 (0.79-3.15)	0.88 (0.57-1.37)	1.10 (0.68-1.78)	1.91 (1.17-3.12) **	1.97 (1.12-3.45) *
所得 (四分位)						
Q1 (最少)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q2	0.93 (0.43-1.98)	0.89 (0.39-2.01)	0.84 (0.50-1.39)	0.80 (0.46-1.37)	1.22 (0.64-2.32)	1.10 (0.54-2.26)
Q3	0.95 (0.41-2.20)	1.00 (0.40-2.46)	0.75 (0.44-1.28)	0.71 (0.40-1.27)	0.94 (0.46-1.93)	0.93 (0.42-2.09)
Q4 (最多)	1.40 (0.66-2.95)	1.64 (0.74-3.65)	0.84 (0.49-1.42)	0.76 (0.44-1.31)	1.20 (0.62-2.32)	1.02 (0.47-2.22)
最長職						
管理・専門職以外	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
管理・専門職	0.95 (0.57-1.59)	1.02 (0.57-1.82)	0.80 (0.56-1.13)	0.78 (0.53-1.15)	1.27 (0.81-2.01)	1.19 (0.71-2.00)

**P < .01、*P < .05. ^a調整変数は年齢、その他の社会経済的地位、婚姻状況、世帯状況、疾患、抑うつの有無、市町村とした。CIは confidence interval (信頼区間)、HRは Hazard ratio (ハザード比)、Qは quartile (四分位)、Ref.は referent category (リファレンス) の略である。社会経済的地位の欠損ダミーの HR については報告しなかった。

女性では初回認定時に重度だった層では要介護度改善の HR は教育歴が教育歴 9 年以下と比べて 13 年以上の群では、調整変数を投入しないモデルで 1.39 (95%CI : 0.73-2.62) 、調整変数を投入したモデルで 2.16 (95.0%CI : 1.03-4.53) だった (表 5) 。女性では所得と要介護度改善の関連は有意でなかった (P for trend = 0.570) 。女性では最長職と要介護度改善の関連は有意でなかった。

表5 社会経済的地位と要介護度改善の関連 (Cox 比例ハザードモデル、女性)

社会経済的地位	初回認定時の要介護度					
	軽度 (n = 989)		中程度 (n = 816)		重度 (n = 407)	
	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)	モデル 1 HR (95.0 % CI)	モデル 2 HR (95.0 % CI)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	0.98 (0.64-1.52)	1.03 (0.65-1.63)	0.95 (0.68-1.34)	0.98 (0.68-1.41)	1.16 (0.74-1.83)	1.32 (0.81-2.18)
13+	0.67 (0.31-1.45)	0.63 (0.28-1.41)	1.10 (0.67-1.81)	1.24 (0.74-2.10)	1.39 (0.73-2.62)	2.16 (1.03-4.53) *
所得 (四分位)						
Q1 (最少)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q2	1.14 (0.62-2.08)	1.20 (0.65-2.24)	0.72 (0.45-1.14)	0.78 (0.48-1.29)	1.89 (0.97-3.66) +	2.12 (1.04-4.34) *
Q3	0.87 (0.44-1.72)	0.89 (0.43-1.82)	0.96 (0.60-1.51)	1.09 (0.67-1.79)	1.08 (0.53-2.19)	0.94 (0.45-1.98)
Q4 (最多)	1.21 (0.66-2.23)	1.21 (0.65-2.27)	0.83 (0.53-1.29)	0.92 (0.57-1.49)	1.85 (1.06-3.22) *	1.66 (0.92-3.00) +
最長職						
管理・専門職以外	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
管理・専門職	0.94 (0.57-1.55)	0.97 (0.57-1.67)	0.88 (0.62-1.27)	0.81 (0.54-1.20)	0.74 (0.46-1.18)	0.65 (0.38-1.12)

**P < .01、*P < .05. ^a調整変数は年齢、その他の社会経済的地位、婚姻状況、世帯状況、疾患、抑うつの有無、市町村とした。CIは confidence interval (信頼区間)、HRは Hazard ratio (ハザード比)、Qは quartile (四分位)、Ref.は referent category (リファレンス) の略である。社会経済的地位の欠損ダミーのHRについては報告しなかった。

感度分析で対象者を6ヵ月以上追跡した人に限定して分析したところ、サンプルサイズが小さいため95%CIは広いが結果の方向は同様だった(付録3、付録4)。

2.4. 考察

2.4.1. 社会経済的地位と要介護度改善の関連を説明するメカニズム

初回要介護認定時に重度だった高齢者では生活機能改善に教育歴による格差のあることが示唆された。この研究結果は生活機能改善について教育歴による格差はないと報告したこれまでの研究と矛盾する(59,61-63)。この理由として生活機能の測定方法と追跡期間が異なることが考えられる。本研究では初回認定時の要介護度を評価して要介護度が変化した日を追跡するという客観的な測定方法を用いており、初回認定時の要介護度別にそれぞれの要介護度の変化をみることができた。これまでの研究では生活機能障害を日常生活動作の重度の障害と定義しており、追跡期間を1~10年としていることが多かった。また生活機能障害の程度による層別化は行われていなかった。

教育歴が生活機能改善に影響するメカニズムはいくつか考えられる。まず教育歴は職業や所得などの社会経済状況の予測因子である(88,89)。そのため教育歴が長いと医療やリハビリテーションへのアクセスで有利であるという物質的なメカニズムが考えられる(90,91)。日本の国民皆保険制度や介護保険制度ではほとんどの医療やリハビリテーションをカバーしているが、交通費や時間の捻出などの機会費用の負担があるため定期的にサービスが利用されていない可能性がある(92)。本研究では所得や職業による生活機能改善の格差は明らかでなかった。これは所

得や職業の測定方法と関連しているかもしれない。本研究では所得を社会経済状況の測定に用いたが、これまでの研究では高齢者では所得より資産のほうが健康状態を予測することが示唆されている(36,93)。また本研究では最長職を職業の測定に用いたが、調査時には多くが退職していたためその時の社会経済状況を表していない可能性がある。また日本の高齢女性の多くは職についていなかったことを考えると、最長職は高齢女性の社会経済状況を表していない可能性がある(56)。また本研究では管理・技術職とそうでない職をグルーピングしたがこれは上下関係になっていない。

またヘルスリテラシーや心理社会的ストレスには教育歴による格差があり、これが健康行動を変化させて生活機能改善に影響するという行動学的なメカニズムが考えられる。例えば教育歴の短いことが経済的負担のあること、社会的ネットワークに参加しないこと、社会的支援に乏しいことと関連しておりそれが生活機能改善を妨げている可能性がある(88-90,94,95)。また心理社会的ストレスは教育歴の短い人で大きいことが示唆されており、喫煙や大量飲酒などの有害な健康行動につながる可能性もある(90)。日本でも教育歴の短いことは健康情報を批判的に評価し活用するためのヘルスリテラシーに乏しいことと関連しているという報告があった(96)。

初回要介護認定時に軽度または中等度だった高齢者では生活機能改善に教育歴による格差はみられなかった。軽度の層では重度の層に比べて生活機能改善した人が少なく統計学的な検出力が低かったためかもしれない。あるいは重度の層とその他では生活機能障害の原因となる疾患が異なるため生活機能改善に差があるのかもしれない。日本では要介護1-要介護3では介護を必要とする理由として認

知症（25 %）、脳血管疾患（脳卒中等）（18 %）、骨折・転倒（12 %）、高齢による虚弱（12 %）が多かった(97,98)。認知症や高齢による虚弱の生活機能の軌跡は寛解することなくゆっくりと低下することが多い(99)。そのため社会経済状況がよい人でも生活機能改善が難しい可能性がある。要介護4-要介護5では介護を必要とする理由として脳血管疾患（脳卒中等）（24 %）、認知症（22 %）、骨折（12 %）、その他（12 %）が多かった(97,98)。脳血管疾患を含む臓器不全では生活機能の軌跡は寛解となることもある(99)。そのため社会経済状況がよいと医療や介護サービスへのアクセスもよく、社会経済状況がよくない人よりも生活機能が改善するのかもしれない(91,100)。

2.4.2. 研究の限界

この研究にはいくつかの限界がある。第一に介護保険・賦課データには自立となり介護保険資格を喪失した件の情報がない。別の報告によると4年間で介護保険資格を喪失した人の割合は2 %未満と少ないが、資格喪失に関する情報のないことは生活機能改善を過小評価することにつながるかもしれない(101)。第二に入院中は介護保険サービスを利用しないため生活機能の変化を介護保険・賦課データが捉えていない可能性がある。第三に高齢者は貯金や株などその他の資産により生活している可能性が高いため所得が高齢者の社会経済的状態を捉えていない可能性がある。資産は医療費など急な出費への対応力を示すため、高齢者では所得よりも健康との関連性が強いと考えられる(36,93)。しかし資産は複数の要因を含むため所得よりも測定が難しく本研究の質問紙にも資産の情報はない。第四に

本研究で使用した介護保険・賦課データには要介護状態となる主な原因に関する情報がない。生活機能障害の軌跡は原因となる疾患により異なる可能性があり、要介護状態となる主な原因ごとの生活機能の軌跡についてはさらに研究が必要である(99)。第五に本研究で考慮した潜在的な交絡因子が社会経済状況と要介護状態の変化との関連を媒介する可能性がある。しかし本研究の予備的な分析ではこれらの交絡因子を含んだり除外したりしたモデルで社会経済状況や要介護度改善の点推定値の変化を段階的に評価して点推定値が大きく変化しないことを確認した。第六に本研究では社会経済状況の欠損値に対応するために欠落をダミー変数として扱ったが多重代入法など方法も代替手段として考えられる(102)。第七に生活機能の改善の定義に決まったものはなく、外的妥当性についてはさらに研究が必要である。本研究では初回の要介護認定日から最大 1318 日追跡して、初回認定時と比べて要介護度の改善が 1 回でも改善した場合を「改善」と定義した。要介護度の変化をみた他の研究では数年後の一時点をみたものや変遷のグラフのみを示したものが多く、本研究結果との比較は困難だった(101,103–106)。第八に要介護度の認定は国が定めた基準にもとづいて行われているが、介護認定審査会は各自治体で独立して行われているため、要介護度の誤分類のある可能性がある。しかし要介護度の誤分類が社会経済的地位で系統的に起きる可能性が少ないのであれば、結果を過小評価する方向にはたらしき内的妥当性は保たれると考えた。また要介護度をアウトカムにすることで日本の政策への示唆がしやすくなると考えた。アウトカムを要介護度 2 以上の改善とすることも検討したが、要介護度は等間隔の変数となっていないため 0 (改善なし) と 1 以上 (改善あり) で分けることに意味があると考えた。また要介護度が 2 以上改善したものは全体の 10.1% (4149 人中 418

人) であり、男女と要介護度で層別した分析は困難であると考えた(付録5)。高齢者の生活機能の正確な測定についてはさらに研究が必要である。第九に本研究では初回認定時に要介護度が重度の群では軽度の群より要介護度の改善の割合が多く、平均への回帰の可能性はある。本研究では初回の要介護度別の分析を行い、また初回認定時から6か月以内に要介護度の変更のあった人を除いた感度分析を行うことでこれに対応した。

3. 地域のソーシャル・キャピタルと要介護度改善の関連の研究

3.1. 方法

本研究でも JAGES の 2010 年調査のデータを要介護認定・賦課データと結合した。要介護認定・賦課データのある 24 自治体(94,358 人)のデータを用いた。要介護認定・賦課データの追跡期間は自治体により異なり 14 ヶ月から 46 ヶ月だった。24 自治体に住む JAGES 参加者のうち調査期間中に新たに要介護認定を受けた(介護保険サービス対象者になった)のは 4239 人だった。追跡期間は各参加者の最初の要介護認定申請日から死亡・転居・調査終了の日までとした。追跡期間は 0 日から 1318 日であった。年齢と性別のデータが欠落している人(n=85)と追跡期間が 0 日の人(n=5)、および居住地のデータが欠損(n=6)のある人を除外した。最終分析では 320 小学校区に住む男性 1936 人と女性 2207 人を対象とした。地域のソーシャル・キャピタルの評価には、居住地のデータが欠損している人(n=375)は除外して 530 小学校区に住む 93,983 人のデータを使用した。

3.1.1. 高齢者の生活機能

2.1.2と同様に高齢者の生活機能を日本の介護保険制度での要介護度を用いて測定した。要介護度の改善は追跡期間中に初回認定時と比較して要介護度が1以上改善したものと定義した。要介護度の改善には要支援1と要支援2への移行も含むこととした。

3.1.2. 高齢者の健康に関連するソーシャル・キャピタル指標（CHR-SC）

高齢者の健康に関連するソーシャル・キャピタル指標（community-level health related social capital、CHR-SC）を用いて、地域のソーシャル・キャピタルの3つの要素（市民参加、社会的凝集性、互酬性）を評価した(57)。地域の市民参加は3種類のグループ（ボランティア・スポーツ・趣味のグループ）に月1回以上参加している人の割合を小学校区ごとに合計して標準化した。地域の社会的凝集性は信頼（「あなたの地域の人々は、一般的に信頼できると思いますか」）、互助（「あなたの地域の人々は、多くの場合、他の人の役に立とうとしますか」）、愛着（「あなたは現在住んでいる地域にどの程度愛着がありますか」）の3項目について「とてもそう思う」または「まあそう思う」と答えた人の割合を小学校区ごとに合計して標準化した。地域の互酬性は情緒的サポートの受領（「あなたの心配事や愚痴（ぐち）を聞いてくれる人はいますか」）、情緒的サポートの提供（「反対に、あなたが心配事や愚痴（ぐち）を聞いてあげる人はいますか」）、手段的サポートの受領（「あなたが病気で数日間寝込んだときに、看病や世話をしてくれる人はいますか」）に経験がある（「いる」）と回答した

人の割合を小学校区ごとに合計して標準化した。地域の単位として小学校区を用いた [43]。その理由として小学校区は高齢者が徒歩や自転車で容易に移動できる範囲であり地域活動の多くが小学校区内で行われていること、小学校区は地域の保健活動を行う現実的な単位であり各自治体のソーシャル・キャピタルの地域内格差を評価することが地域の保健活動の参考になること、各小学校区内に住む回答者数を十分に維持できる最小面積であることがあげられる(57)。

3.1.3. 個人の社会的特性

HR-CSC では地域のソーシャル・キャピタルの 3 つの要素と関連する個人の社会的な特性を 3 つ定義した(57)。(1) 地域のグループへの参加、(2) 地域の社会的凝集性の認識、(3) 社会的支援の授受である。地域のグループへの参加は、ボランティア・スポーツ・趣味のグループへの参加数を合計することで測定した(範囲：0~3)。地域の社会的凝集性の認識は信頼・互助・愛着(地域の社会的凝集性の測定に用いた項目と同じ)について「とてもそう思う」または「まあそう思う」と答えた項目の数の合計によって測定した(範囲：0~3)。社会的支援の授受は情緒的支援の受領・情緒的支援の提供・手段的支援の受領(地域の互酬性の測定に用いた項目と同じ)を経験がある(「いる」と回答した項目の数の合計によって測定した(範囲：0~3))。欠損値は 0 として扱った。

3.1.4. 調整変数

調整変数はベースラインの 2010 年 JAGES の調査の質問紙を用いて測定した。調

調整変数には教育歴（9年以上か）、等価世帯所得（三分位）、婚姻状況（配偶者の有無）、世帯構成（同居者の有無）、疾患の有無（脳卒中、心臓病、糖尿病、高血圧のうち1つ以上あるか）を用いた(35)(37)。教育歴、所得、婚姻状況、世帯構成、疾患の欠落値はダミー変数として扱った。他の調整変数に初回要介護認定時の年齢を用いた。

3.1.5. 分析方法

高齢者の要介護度改善に関連するソーシャル・キャピタル指標（CHR-SC）およびCHR-SCと個人の社会的特性のクロスレベル交互作用をみるために、地域レベルのランダム切片を含むマルチレベル・ワイブル生存分析を用いた。地域の市民参加、社会的凝集性、互酬性についてそれぞれ分析を行った。個人レベル（男性1936人、女性2207人）と地域レベル（320小学校区）のデータ構造を考慮した。最初に地域のソーシャル・キャピタル指標のみ説明変数に用いたモデルを推定し（モデル1）、次に地域と個人の変数を投入した（モデル2）。さらに地域と個人のクロスレベル交互作用を投入した（モデル3）。個人の社会的特性は二項変数として扱った（0対1以上）。また個人の社会的特性の連続値を用いて感度分析を行った（範囲：0～3）。多重共線性を避けるために個人の社会的特性は小学校区の平均値を中心化した(107)。解析にはSTATA（バージョン14.0; StataCorp、College Station、TX、USA）を用いた。統計的有意水準は5%とした。

3.2. 結果

追跡期間は 316 日±269 日（平均±標準偏差）だった。最大追跡期間は 1318 日だった。追跡期間に要介護度が改善した人の割合は男性の 17.8 %、女性の 21.1 % だった（表 6）。男女ともに要介護度改善の発生率は小学校区により大きく異なっていた（付録 6～付録 11 のモデル 1）。

表6 対象者 (n = 4143)

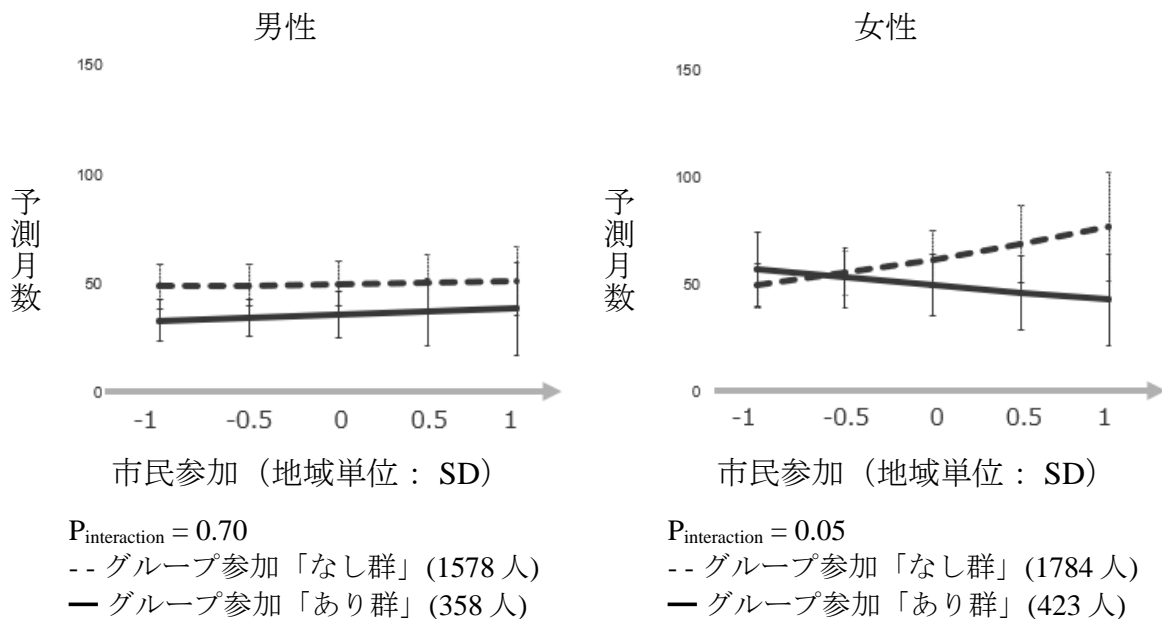
	男性 (n = 1936)			女性 (n = 2207)			
	全体	要介護度改善 (n = 345、 17.8 %)		全体	要介護度改善 (n = 465、 21.1 %)		
	n	n	%	n	n	%	
年齢							
	65-74	392	68	17.3	271	56	20.7
	75-84	1005	188	18.7	1078	237	22.0
	85+	539	89	16.5	858	172	20.0
所得 (三分位)							
	T1 (最少)	488	86	17.6	558	113	20.3
	T2	460	78	17.0	383	79	20.6
	T3 (最多)	474	84	17.7	454	100	22.0
	不明	514	97	18.9	812	173	21.3
教育歴 (年)							
	0-9	973	168	17.3	1251	273	21.8
	10+	736	136	18.5	668	135	20.2
	不明	227	41	18.1	288	57	19.8
婚姻状況 ^a							
	死別/離別/未婚	296	64	21.6	1157	255	22.0
	配偶者あり	1482	253	17.1	845	170	20.1
	不明	158	28	17.7	205	40	19.5
世帯構成							
	2人以上	1617	282	17.4	1661	352	21.2
	1人	136	27	19.9	353	76	21.5
	不明	183	36	19.7	193	37	19.2
疾患 ^b							
	なし	467	84	18.0	560	135	24.1
	あり	1148	207	18.0	1257	266	21.2
	不明	321	54	16.8	390	64	16.4
地域のグループへの参加 ^c							
	0	1578	266	16.9	1784	378	21.2
	1+	358	79	22.1	423	87	20.6
地域の社会的凝集性への評価 ^d							
	0	359	62	17.3	455	103	22.6
	1+	1577	283	17.9	1752	362	20.7
社会的支援の授受 ^e							
	0	210	34	16.2	231	48	20.8
	1+	1726	311	18.0	1976	417	21.1

^a未婚 = 一度も結婚したことがない。^b疾患 = 心臓病 (不整脈を含む)、脳卒中、高血圧、糖尿病 (軽症を含む)。^c地域のグループへの参加はボランティア・スポーツ・趣味のグループへの参加数を合計した (範囲: 0~3)。地域の社会的凝集性の認識は信頼・互助・愛着 (地域の社会的凝集性の測定に用いた項目と同じ) について「とてもそう思う」または「まあそう思う」と答えた項目の数を合計した (範囲: 0~3)。^e社会的支援の授受は情緒的支援の受領・情緒的支援の提供・手段的支援の受領 (地域の互酬性の測定に用いた項目と同じ) を経験がある (「いる」) と回答した項目の数を合計した (範囲: 0~3)。

T: Tertile (三分位)

地域の市民参加について男性では要介護度改善について地域の市民参加の主効果 (HR : 0.93、95 % CI : 0.78-1.12) も、地域の市民参加と個人のグループ参加とのクロスレベル交互作用もみられなかった (HR : 0.92、95 % CI : 0.61-1.39、交互作用の p 値は 0.70) (付録 6)。女性ではクロスレベル交互作用がみられたが (HR : 1.39、95 % CI : 0.99-1.95、交互作用の p 値は 0.05)、主効果はみられなかった (HR : 0.89、95 % CI : 0.75-1.04) (付録 7)。市民参加の多い地域に住む女性では要介護度が改善するまでの平均予測月数は、グループに参加していない人の方がグループに参加している人よりも長かった (要介護度が改善しにくかった) (図 4)。地域のグループに参加していない女性に限ると、市民参加の多い地域では要介護度が改善しにくかった (HR : 0.81、95 % CI : 0.68-0.97)。

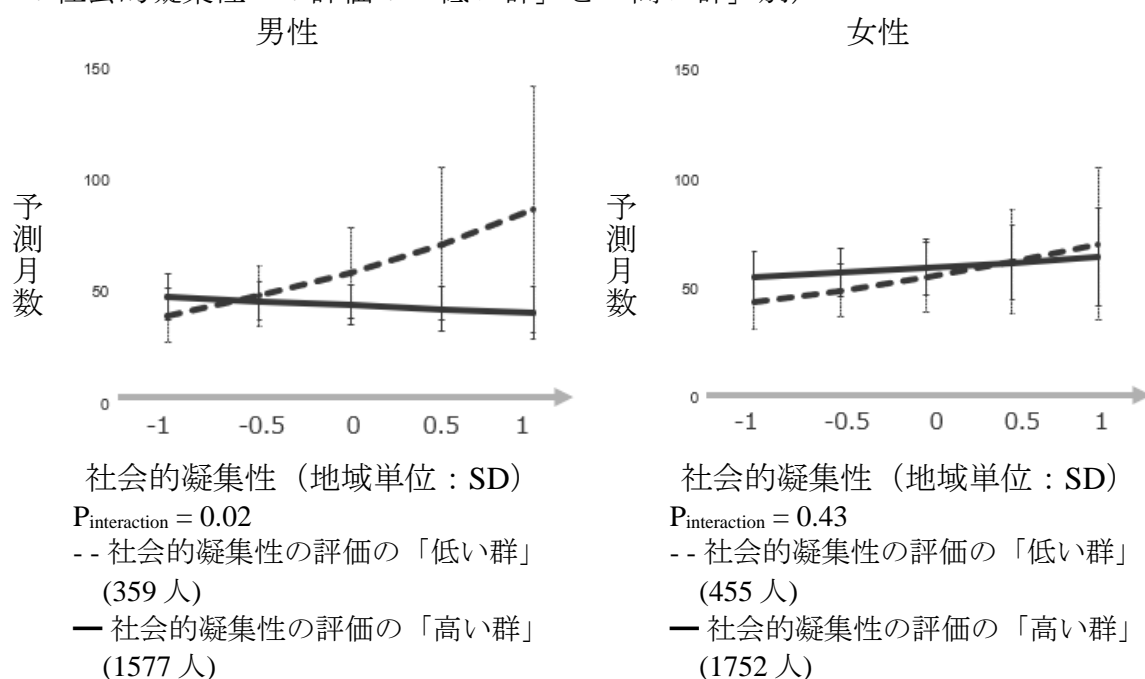
図 4 地域の市民参加と要介護度が改善するまでの月数の予測値の関連 (地域のグループへの参加の「なし群」と「あり群」別)



エラーバーは要介護度改善までの予測月数の 95 %信頼区間を示す。P_{interaction} は交互作用項（地域の市民参加と個人のグループへの参加）の P 値を表す（年齢・教育歴、所得、婚姻状況、世帯構成、疾患を調整済み）。「あり群」はボランティア・スポーツ・趣味のグループへの参加のいずれかに月 1 回以上参加している人、「なし群」はそれらのグループに参加していない人を示す。

地域の社会的凝集性について男性では地域の社会的凝集性が要介護度の改善に及ぼす主な効果はみられなかったが（HR : 0.98、95 %CI : 0.83-1.16）、地域の社会的凝集性についての個人の認識とのクロスレベル交互作用がみられた（HR : 1.71、95 %CI : 1.11-2.62、相互作用の p 値=0.02）（付録 8）。社会的凝集性の高い地域に住む男性では、地域の社会的凝集性についての評価が低い人ほど要介護度が改善するまでの平均予測月数が長かった（要介護度が改善しにくかった）（図 5）。女性では地域の社会的凝集性の主効果（HR : 0.89、95 %CI : 0.75-1.06）もクロスレベル交互作用（HR : 1.15、95 %CI : 0.81-1.63、相互作用の p 値=0.43）もみられなかった（付録 9）。社会的凝集性についての評価が低い男性に限ると、地域の社会的凝集性の高い地域では要介護度改善が改善しにくい傾向だったが統計学的に有意でなかった（HR : 0.70、95%CI : 0.43-1.14）。

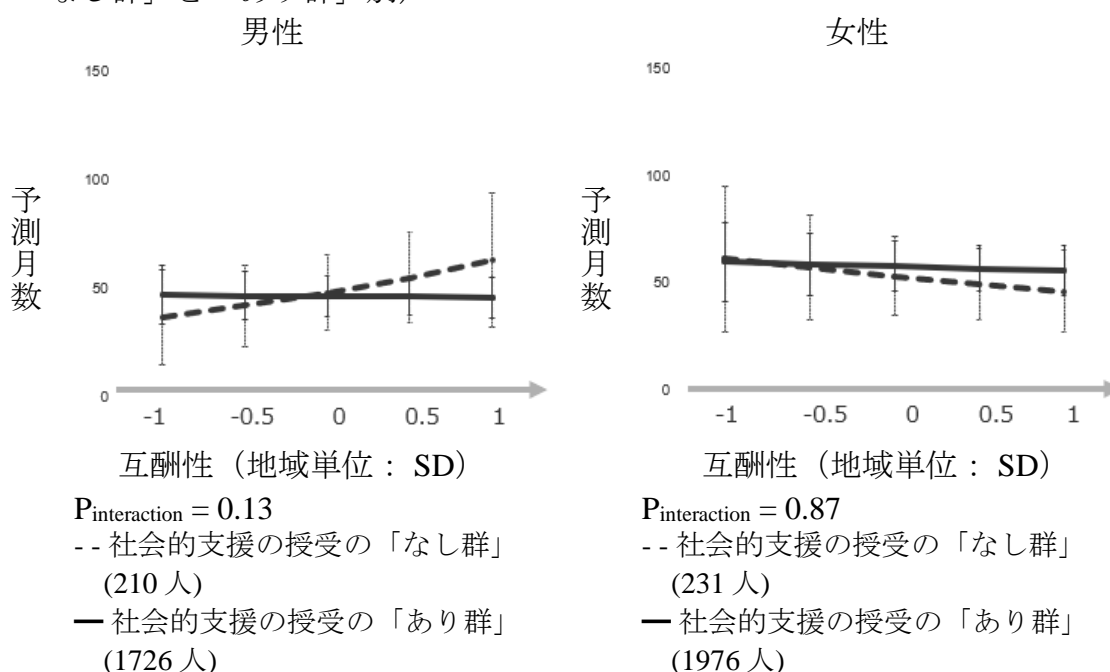
図5 地域の社会的凝集性と要介護度が改善するまでの月数の予測値の関連（地域の社会的凝集性への評価の「低い群」と「高い群」別）



エラーバーは要介護度改善までの予測月数の95%信頼区間を示す。 $P_{interaction}$ は交互作用項（地域の社会的凝集性と個人の社会的凝集性への評価）のP値を表す（年齢・教育歴、所得、婚姻状況、世帯構成、疾患を調整済み）。「高い群」は地域の社会的凝集性（信頼・互助・愛着（地域の社会的凝集性の測定に用いた項目と同じ））について「とてもそう思う」または「まあそう思う」と答えた項目の数が1つ以上ある人。「低い群」はそうでない人を示す。

地域の互酬性について男性（付録10）も女性（付録11）も、地域の互酬性の主効果も、地域の互酬性と個人の社会的支援の授受とのクロスレベル交互作用もみられなかった（図6）。

図 6 地域の互酬性と要介護度が改善するまでの予測月数（社会的支援の授受の「なし群」と「あり群」別）



エラーバーは要介護度改善までの予測月数の 95% 信頼区間を示す。 $P_{\text{interaction}}$ は交互作用項（地域の互酬性と個人の社会的支援の授受）の P 値を表す（年齢・教育歴、所得、婚姻状況、世帯構成、疾患を調整済み）。「あり群」は情緒的支援の受領・情緒的支援の提供・手段的支援の受領のうち 1 つ以上あるとした人、「なし群」はそれらがなかった人とした人を示す。

個人の社会的特性の連続値を用いて行った感度分析はこれらの結果を裏付けるものだった（付録 12～付録 17）。

3.3. 考察

3.3.1. 地域のソーシャル・キャピタルと要介護度の関連を説明するメカニズム

地域と個人の二つのレベルを考慮した縦断研究の結果、地域のソーシャル・キャピタルと生活機能改善との関連は個人の社会的特性と性別により異なることが

示唆された。市民参加を促すような地域ではグループに参加している女性では生活機能が改善しやすいのに対し、地域のグループに参加していない女性では生活機能が改善しにくいことが示唆された。社会的凝集性が高い地域では、地域のまとまりに対する評価が高い男性は生活機能が改善しやすいのに対し、地域のまとまりに対する評価が低い男性は生活機能が改善しにくいことが示唆された。

これらの結果はヨーロッパの 22 カ国を対象とした研究結果と一致している(66)。その研究ではクラブや団体への参加割合の高い国では、どのクラブや団体にも参加していないと主観的健康観が低かった(66)。本研究ではこのような地域と個人のクロスレベル交互作用が高齢女性の生活機能改善にもみられることを示唆しておりこの点で新しい。活動的な女性ではさまざまな種類の組織に参加したり地域の医療やリハビリテーションのサービスを利用したりすることが生活機能改善につながる可能性がある(7,69,108)。活動的な女性が地域のソーシャル・キャピタルの恩恵を得られる理由として以下のようなものが考えられる。(1) まとまりのある地域では社会秩序が維持される、(2) まとまりのある地域では協調行動がおきやすく合意が形成されやすい、(3) まとまりのある地域では健康的な規範形成や情報の拡散を通じて健康行動が早く広まる というものである(35)(40)。

一方地域のソーシャル・キャピタルの恩恵を活動的でない女性が得られない理由として以下が考えられる。地域のグループに参加していない女性は地域のメンバーから社会的に排除されて心理社会的苦痛を感じており、また必要なインフラやサービスのアクセスに乏しく、生活機能改善への動機づけにも乏しい可能性がある(7,53)。男性ではこのようなクロスレベル交互作用はみられなかった。日本では男性のほうが女性より大学進学率や就業率が高いことから、男性は就労を継続

したり同窓会のような地域外のグループに参加したりすることで地域でのつながりがなくても生活機能改善に影響は少ないのかもしれない(56)。

社会的凝集性の高い地域では、地域のまとまりに対する評価が低い男性では生活機能が改善しにくいことが示唆された。この結果は、お互いの信頼が高い地域では、他人を信頼していない人のほうが信頼している人よりも主観的健康観の低いことを示唆したアメリカとヨーロッパで行われた研究結果と一致している(65-67)。これは地域内での社会的排除を引き起こすというソーシャル・キャピタルの負の側面によって説明できるかもしれない(53)。社会的凝集性の高い地域では、地域のまとまりに対する評価が低い男性は社会的排除や疎外感を感じたり、地域のメンバーから排除されたりする可能性がある。このような心理社会的な苦痛を感じたり対人関係に乏しかったりすることは要介護状態となったあとの生活機能の回復を妨げる可能性がある[35]。女性ではこのような地域と個人のクロスレベル相互作用はみられなかった。日本の高齢女性は男性よりも地域で過ごす時間が長いため、地域の社会的凝集性についての評価に関係なく地域のメンバーと交流している可能性がある(56)。

地域の互酬性は、社会的支援の授受を含む個人の特性にかかわらず、生活機能改善と関連しないことが示唆された。男女ともに90%近くが社会的支援の授受があると回答しており、本研究ではその回答を地域ごとに集計することで地域の互酬性を測定した。この測定方法は地域の互酬性による生活機能改善に対する統計学的な有意差を検出するのには適していなかった可能性がある。

3.3.2. 研究の限界

本研究にはいくつかの限界がある。第一に回答者の居住地の選択に関するバイアスがあるかもしれない(109)。本研究では地域のソーシャル・キャピタルは外生変数、すなわち個人の属性とは独立した変数として扱った。しかし実際はソーシャル・キャピタルも含めた地域の特性を考慮して引っ越すなど、居住地を選択している人がいる可能性がある。この場合地域のソーシャル・キャピタルは個人が選択した結果として解釈され、地域のソーシャル・キャピタル指標は内生変数となる。本研究ではこの内生性の問題に対処するために、地域のソーシャル・キャピタル指標は調査期間に新たに要介護認定を受けた 4239 人（最終分析対象者）だけでなく、要介護認定を受けなかった人も含めた 93,983 人のデータを使用した。第二に本研究では地域のグループに参加していない人や、地域の社会的凝集性の評価の低い人にどのような介入をすればよいのか分析しておらず、今後さらに研究が必要である。第三に 2.3.2 と同様に生活機能改善が過小評価されている可能性がある。

4. 結論

4.1. 本研究で得られた新たな知見

本研究では高齢者の生活機能改善の社会的決定要因について新たな知見を示した。日本の高齢者の要介護認定後の改善に焦点をあてて、介護保険・賦課データと結合した高齢者の大規模データを用いて (1) 社会経済的地位の 3 つの主な指標

である教育歴・所得・職業の影響と、(2) 地域のソーシャル・キャピタルと個人の要介護度の改善との関連、および地域のソーシャル・キャピタルと個人の心理社会的特性とのクロスレベル交互作用をみた。その結果、まず(1) 男女ともに初回の要介護認定時に生活機能低下が重度だった層では教育歴が短い人ほど生活機能が改善しにくいことが示された。また(2) 男性では、地域のソーシャル・キャピタルの要素のうち「社会的凝集性」が高い地域では、地域の社会的凝集性に対する本人の評価が低い場合には生活機能が改善しにくいことが示された。女性では、地域のソーシャル・キャピタルの要素のうち「市民参加」が盛んな地域では、自身が地域のグループ活動へ参加していない場合には要介護度が改善しにくいことが示された。このように高齢者の生活機能が改善するか否かは、地域レベルの社会環境と個人の社会経済状況や心理社会的特性、そしてこれらの組合せによることが示唆された。

4.2. 高齢者の健康格差の是正にむけた倫理的考察

ここでは本研究の結果が普遍的に観察されるものとの仮定したうえで、高齢者の生活機能改善のための公衆衛生施策のあり方について考察する。高齢化に伴い社会保障給付費は急増しており国や市町村の財政状況は厳しい(6)。地域の資源(医療・介護・保健などのサービス)にも限りがあり、それらを配分するためには何らかの基準が必要である。ここでは3つの基本的な倫理基準であるベンサム
の功利主義、ロールズの自由平等主義、センの潜在能力アプローチをもとに考察する。

功利主義によると「最大多数の最大幸福」という言葉にあるように社会全体で人々の幸福度（満足度）の総和を最大化するような資源配分が望ましい(110)。この基準によると人々の幸福度（満足度）の総和が健康格差によりどう変化するかが重要である。本研究では教育歴が短いと生活機能が改善しにくいことが示唆されたが、中には地域の資源を十分に利用できなくても満足している人もいるかもしれない。この基準によると社会全体で人々の幸福度（満足度）の総和が最大化されていれば、生活機能改善に格差のある社会も許される。

ロールズの自由平等主義によると「基本財」（権利・収入・知性などどんな生き方をするにしても必要になるもの）を平等に配分するのが望ましいが、最も恵まれない人たちにとって利益になる場合には不平等な配分も許される(111)。例えば生活困窮者のみが利用できる無料低額診療事業も生活困窮者にとって利益になる場合は許される。高齢者が生活機能改善のための最低限の地域の資源を利用できるようにする公平な施策も許される。例えば日本で高齢者向けサロン（通いの場）を地理的にまんべんなく設置するといった施策である。しかしたとえすべての高齢者に地域資源の利用機会があっても、それを利用できるか、またそれを生活機能改善に生かせるかは個人の特性や個人の所有する資源（交通手段など）により異なる。そのためこれらの介入をする際は、最も恵まれない人々が当該サービスを利用して、また利用したいと思うようなサービスにする必要がある。

センは潜在能力アプローチにおいて「健康であること」などの機能を達成するための能力として「capability（潜在能力）」の概念を導入した(112)。この基準は、平等な資源配分を行ってもそれを「健康であること」につなげる能力には個人差があることを想定している。本研究では地域のソーシャル・キャピタルと高齢者

の生活機能改善の関連は個人の心理社会的特性により異なることが示唆された。同じ地域に住んでいても地域のグループに参加していなかったり地域のまとまりについての評価が低かったりすると、地域の資源を生活機能の改善につなげるのが難しいのかもしれない。地域の社会環境整備では単に平等な資源配分をするだけでなく、資源を「健康であること」につなげる個々の能力が異なることを考慮する必要がある。地域の資源の存在を認知する能力、利用する能力、利用してそれを健康に活かす能力には個人差がある可能性がある。

これらの理論は地域の資源をどう配分するかについてそれぞれ異なっており、どの倫理基準を採用するかにより政策もかわる。今後も高齢者の健康格差をどの程度まで是正するのか、是正するならばどこまで介入すべきか議論が必要である。

4.3. 個人の社会経済的要因に関する政策への示唆

以上の倫理的検討をふまえて本研究の結果から得られる政策的含意を検討する。本研究では教育歴が短いと生活機能が改善しにくいことが示唆された。現在の経済的困窮だけではなく、教育歴など幼少期から高齢期までのライフコースにおけるさまざまな要因が高齢者の生活機能に影響する可能性がある(88,89)。高齢者の生活機能改善のための施策の効果を十分にあげるためには、高齢期になってからの介入では不十分であり生涯にわたり個人の *capability* を保持できる環境整備が必要である。

そのような施策のためには、健康に影響する社会経済的要因に関するデータを収集する必要がある。厚生労働省が3年ごとに実施している介護予防・日常生活

圏域ニーズ調査では健康に関する項目はあるが社会経済状況に関する項目はほとんどなく、研究での収集例がみられるのみである(30,113-115)。今後はこれらの研究結果を参考にして、国や市町村がデータを収集して、健康の社会的決定要因を継続的に評価することが望ましい(29)。さらにデータを地域包括ケアシステム構築などの施策にいかすことで、高齢者の保健施策の公正性を向上させることが期待される。

具体的にはそれらのデータをもとに、健康の社会的決定要因に配慮した医療・介護サービスの制度を設定する必要がある。日本では生活困窮者のための制度があるが、所得以外の社会経済状況をあまり考慮していない。例えば無料低額診療事業では教育が十分に受けられなかったなど低所得以外の社会経済的背景に配慮しているところは少ない(116)。地域や医療機関では現在の所得だけでなく複雑な社会的背景に配慮して、要介護状態となったあとも介護保険制度の枠組みのなかでの支援だけでなく、地域の医療・介護・保健サービス利用を促したり生活支援をしたりすることが望ましい(117-121)。

4.4. 地域の社会経済的要因に関する政策への示唆

高齢者の生活機能改善のための施策では個人へ直接的な介入だけでなく地域の社会環境にアプローチする必要がある。本研究では高齢者が要介護状態になったあとに生活機能が改善する割合は住む地域（小学校区）により異なっていた。高齢者の生活機能改善のためには地域単位の環境整備が必要である。

高齢者の生活機能改善に取り組むには、都道府県単位のみではなくさらに細かい地域単位で健康格差をモニタリングする必要がある。2013年から厚生労働省が進めている健康日本21（第2次）では都道府県単位の健康寿命の健康格差の縮小を目標のひとつとしていて、2018年の中間報告では男女ともに格差が縮小していた(122)。しかし健康格差は都道府県単位より細かい地域単位でもある可能性がある。今後も市区町村や町丁字などの細かい地域単位で健康格差を把握することが望ましい。

地域の社会関係を変化させるような介入では、地域の社会関係のどの要素に着目するのかを明らかにする必要がある。本研究では地域のソーシャル・キャピタルの要素のうち「市民参加」や「社会的凝集性」は高齢者の生活機能改善と関連がみられたが「互酬性」との関連はみられなかった。地域のソーシャル・キャピタルと健康の関連は着目する要素により異なるのかもしれない。例えば高齢者向けサロン（通いの場）の支援事業により地域の社会関係のどの要素に変化があったのか、複数の要素を評価した研究は少ない。地域のソーシャル・キャピタルの醸成を促すような施策では、対象地域の社会関係の特徴もふまえた介入方法を検討することが望ましい。

地域の社会関係を変化させるような介入では地域間の健康格差だけでなく地域のなかの健康格差についても配慮する必要がある(3,123)。本研究では地域のソーシャル・キャピタルが健康に及ぼす影響は個人とコミュニティとの関係性により異なることが示唆された。社会参加していない人や社会的に孤立した人にとっては地域のソーシャル・キャピタルは健康への負の影響があるかもしれない。地域のソーシャル・キャピタルの醸成を促すような介入では、介入前後に地域内の健

健康格差が広まっていないか評価することが重要である(29,124)。具体的には例えば高齢者向けサロンの支援事業ではサロンに参加していない人や高齢者向けサロン推進施策を歓迎していない人、そういった地域活動への評価が低い人の健康状態の変化も、市町村が住民を対象として行う調査などで把握する必要がある。高齢者向けサロンを設置するなどの地域の社会関係を変化させるような介入を実施する際に地域内の健康格差が広がっていないかをモニタリングするべきである。

引用文献

1. United Nations. Ageing and disability. [2020-10-05].
<https://www.un.org/development/desa/disabilities/disability-and-ageing.html>
2. 内閣府. 高齢化の状況. 令和2年版高齢社会白書（全体版）. 2020. p. 2–15.
3. Beard JR, Officer A, De Carvalho IA, Sadana R, Pot AM, Michel JP, et al. The World report on ageing and health: A policy framework for healthy ageing. *Lancet*. 2016 May 21;387(10033):2145–54.
4. World Health Organization. Healthy Aging. *World Rep ageing Heal*. 2015;23–40.
5. 厚生労働省. 結果の概要. 平成30年度 介護給付費等実態統計の概況. 2019. p. 2–5.
6. 厚生労働省. 平成30年度 介護保険事業状況報告（年報）のポイント. 2019.
7. World Health Organization. Introduction. *International Classification of Functioning, Disability, and Health*. 2001. p. 1–26.
8. World Health Organization. *The Global Network for Age-friendly Cities and Communities*. 2018.

9. 狩野恵美. 健康の社会的決定要因と格差対策のための世界保健機関 (WHO) による指標とヘルス・マネジメント・ツールの開発. 医療と社会. 2014;24(1):21–34.
10. 厚生労働省. 地域包括ケアシステム. [参考 2020-09-08].
https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/c-hiiki-houkatsu/
11. 厚生労働省. 一般介護予防事業等の推進方策に関する検討会. [参考 2021-01-04]. https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-rouken_520284_00006.html
12. Haseda M, Takagi D, Kondo K, Kondo N. Effectiveness of community organizing interventions on social activities among older residents in Japan: A JAGES quasi-experimental study. Soc Sci Med. 2019 Nov 1;240:112527.
13. 三原岳. 「治る」介護、介護保険の「卒業」は可能か. ニッセイ基礎研レポート. 2017;1–9.
14. 和光市役所. 和光市 | 地域包括ケアシステム応援サイト. [参考 2021-01-05].
<https://www.pref.saitama.lg.jp/houkatsukea/cities/wakou.html>
15. 河野祀治. 地域ケア会議から始まる地域包括ケアシステム: 大分県の地域包括ケアシステム. 京都在宅リハビリテーション研究会誌. 2016;10:7–10.
16. 内閣府政策統括官. 要介護（要支援）認定率の地域差要因に関する分析. 政策課題分析シリーズ. 2018;15.
17. 厚生労働省. 地域包括ケアシステムの強化のための介護保険法等の一部を改正する法律のポイント. 2017.
18. Kaplan GA. What’s wrong with social epidemiology, and how can we make it better? Epidemiol Rev. 2004 Jul 1;26(1):124–35.

19. Berkman LF, Kawachi I. A Historical Framework for Social Epidemiology. *Social Epidemiology*. 2014.
20. Michael M, Richard W. *Social Determinants of Health*. 2005.
21. 川上憲人. 社会疫学 その起こりと展望. *日本公衆衛生雑誌*. 2006;53(9):667–70.
22. Louis-René Villermé. *Tableau de l'état physique et moral des ouvriers employés dans les manufactures de coton, de laine et de soie*. 1840.
23. Julia C, Valleron AJ. Louis-René Villermé (1782-1863), a pioneer in social epidemiology: Re-analysis of his data on comparative mortality in Paris in the early 19th century. *J Epidemiol Community Health*. 2011;65(8):666–70.
24. Edwin C. *Sanitary Report*. 1842.
25. Rudolf V. *The public health service*. *Medizinische Reform*. 1848;
26. Marmot MG, Stansfeld S, Patel C, North F, Head J, White I, et al. Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *Lancet*. 1991 Jun 8;337(8754):1387–93.
27. 橘木俊詔. *日本の経済格差—所得と資産から考える*. 1998.
28. United Nations. *United Nations millennium declaration*. 2000.
29. World Health Organization. *Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Final report of the commission on social determinants of health*. 2008.
30. Kondo K. Progress in Aging Epidemiology in Japan: The JAGES Project. *J Epidemiol*. 2016;26(7):331–6.
31. 日本学術会議基礎医学委員会・健康・生活科学委員会合同パブリックヘルス科学分科会. *わが国の健康の社会格差の現状理解とその改善にむけて*. 2011.
32. Marmot M. *The Status Syndrome: How Social Standing Affects Our Health and*

- Longevity. 2004.
33. 公益財団法人医療科学研究所. 健康格差対策の7原則. 2015.
 34. 橋本英樹, 盛山和夫. 社会階層と健康. 社会と健康. 2015. p. 21–38.
 35. Kawachi I, Berkman LF. Social capital, social cohesion, and health. *Social epidemiology*. 2nd ed. 2014. p. 290–319.
 36. Grundy E, Holt G. The socioeconomic status of older adults: how should we measure it in studies of health inequalities? *J Epidemiol Community Health*. 2001 Dec;55(12):895–904.
 37. 本庄かおり, 神林博史. ジェンダーと健康. 社会と健康. 2015. p. 95–116.
 38. 内閣府. 高齢者の暮らしの動向. 令和2年版高齢社会白書（全体版）. 2020. p. 16–55.
 39. 杉浦秀博, 近藤尚己. 社会関係と健康. 社会と健康. 2015. p. 209–32.
 40. Putnam RD. Bowling Alone: America’s Declining Social Capital. *J Democr*. 1995;(1):65–78.
 41. Putnam RD, Leonardi R, Nanetti RY. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy. 1993.
 42. Kawachi I, Kennedy BP, Lochner K, Prothrow-Stith D. Social capital, income inequality, and mortality. *Am J Public Health*. 1997 Aug 30;87(9):1491–8.
 43. Hamano T, Fujisawa Y, Ishida Y, Subramanian S V., Kawachi I, Shiwaku K. Social capital and mental health in Japan: a multilevel analysis. *PLoS One*. 2010 Oct;5(10):e13214.
 44. Cramm JM, van Dijk HM, Nieboer AP. The importance of neighborhood social cohesion and social capital for the well being of older adults in the community. *Gerontologist*. 2013;53(1):142–50.

45. Aida J, Kondo K, Kawachi I, Subramanian S V., Ichida Y, Hirai H, et al. Does social capital affect the incidence of functional disability in older Japanese? A prospective population-based cohort study. *J Epidemiol Community Health*. 2013;67(1):42–7.
46. Kondo N, Suzuki K, Minai J, Yamagata Z. Positive and negative effects of finance-based social capital on incident functional disability and mortality: an 8-year prospective study of elderly Japanese. *J Epidemiol*. 2012;22(6):543–50.
47. Sundquist K, Hamano T, Li X, Kawakami N, Shiwaku K, Sundquist J. Linking social capital and mortality in the elderly: A Swedish national cohort study. *Exp Gerontol*. 2014;55:29–36.
48. Murayama H, Fujiwara Y, Kawachi I. Social capital and health: a review of prospective multilevel studies. *J Epidemiol*. 2012;22(3):179–87.
49. Blakely T, Atkinson J, Ivory V, Collings S, Wilton J, Howden-Chapman P. No association of neighbourhood volunteerism with mortality in New Zealand: A national multilevel cohort study. *Int J Epidemiol*. 2006 Aug;35(4):981–9.
50. Imamura H, Hamano T, Michikawa T, Takeda-Imai F, Nakamura T, Takebayashi T, et al. Relationships of community and individual level social capital with activities of daily living and death by gender. *Int J Environ Res Public Health*. 2016 Sep 1;13(9).
51. Kawachi I, Berkman LF. Social ties and mental health. *J Urban Health*. 2001 Sep;78(3):458–67.
52. Fowler JH, Christakis NA. Dynamic spread of happiness in a large social network: longitudinal analysis over 20 years in the Framingham Heart Study. *BMJ*. 2008 Dec;337:a2338.
53. Portes A. Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology. *Annu*

- Rev Sociol. 1998;24:1–24.
54. 中山和弘. 看護学ための多変量解析入門. 2018.
 55. Lin X, Lu R, Guo L, Liu B. Social Capital and Mental Health in Rural and Urban China: A Composite Hypothesis Approach. *Int J Environ Res Public Health*. 2019;16(4).
 56. 内閣府. 令和元年度男女共同参画社会の形成の状況. 男女共同参画白書 令和2年版. 2019. p. 3–158.
 57. Saito M, Kondo N, Aida J, Kawachi I, Koyama S, Ojima T, et al. Development of an instrument for community-level health related social capital among Japanese older people: The JAGES project. *J Epidemiol*. 2017 May;27(5):221–7.
 58. Wen M, Cagney KA, Christakis NA. Effect of specific aspects of community social environment on the mortality of individuals diagnosed with serious illness. *Soc Sci Med*. 2005 Sep;61(6):1119–34.
 59. Melzer D, Izmirlian G, Leveille SG, Guralnik JM. Educational differences in the prevalence of mobility disability in old age: the dynamics of incidence, mortality, and recovery. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 2001 Sep;56(5):S294–301.
 60. Jagger C, Matthews R, Melzer D, Matthews F, Brayne C. Educational differences in the dynamics of disability incidence, recovery and mortality: Findings from the MRC Cognitive Function and Ageing Study (MRC CFAS). *Int J Epidemiol*. 2007 Apr;36(2):358–65.
 61. Huisman M, Kunst A, Deeg D, Grigoletto F, Nusselder W, Mackenbach J. Educational inequalities in the prevalence and incidence of disability in Italy and the Netherlands were observed. *J Clin Epidemiol*. 2005 Oct;58(10):1058–65.
 62. Broese van Groenou MI, Deeg DJHH, Penninx BWJHJH. Income differentials in

- functional disability in old age: relative risks of onset, recovery, decline, attrition and mortality. *Aging Clin Exp Res*. 2003 Apr;15(2):174–83.
63. Zimmer Z, Liu X, Hermalin A, Chuang YL. Educational attainment and transitions in functional status among older Taiwanese. *Demography*. 1998 Aug;35(3):361–75.
 64. Geyer S, Hemström O, Peter R, Vågerö D, Hemström Ö, Peter R, et al. Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Community Health*. 2006 Sep;60(9):804–10.
 65. Subramanian S V., Kim DJ, Kawachi I. Social trust and self-rated health in US communities: a multilevel analysis. *J Urban Heal*. 2002 Dec;79(4 Suppl 1):S21-34.
 66. Poortinga W. Social capital: An individual or collective resource for health? *Soc Sci Med*. 2006 Jan;62(2):292–302.
 67. Campos-Matos I, Subramanian S V., Kawachi I. The “dark side” of social capital: trust and self-rated health in European countries. *Eur J Public Health*. 2016 Feb 1;26(1):90–5.
 68. 厚生労働省. 要介護認定 介護認定審査会委員テキスト 2009 改訂版. 2018.
 69. Kanamori S, Kai Y, Aida J, Kondo K, Kawachi I, Hirai H, et al. Social participation and the prevention of functional disability in older Japanese: The JAGES cohort study. *PLoS One*. 2014 Jun 12;9(6):e99638.
 70. Hikichi H, Kondo N, Kondo K, Aida J, Takeda T, Kawachi I. Effect of a community intervention programme promoting social interactions on functional disability prevention for older adults: Propensity score matching and instrumental variable analyses, JAGES Taketoyo study. *J Epidemiol Community Health*. 2015;69(9):905–10.

71. Kato G, Tamiya N, Kashiwagi M, Sato M, Takahashi H. Relationship between home care service use and changes in the care needs level of Japanese elderly. *BMC Geriatr.* 2009 Dec;9:58.
72. 長崎 栄三. 日本の戦後教育の変遷と課題. 科学技術リテラシーに関する課題研究報告書. 2014;12:93–120.
73. Inoue A, Kawakami N, Tsutsumi A, Shimazu A, Miyaki K, Takahashi M, et al. Association of job demands with work engagement of Japanese employees: comparison of challenges with hindrances (J-HOPE). *PLoS One.* 2014 Apr 10;9(3):e91583.
74. Winkleby MA, Jatulis DE, Frank E, Fortmann SP. Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *Am J Public Health.* 1992 Jun;82(6):816–20.
75. Everson SA, Maty SC, Lynch JW, Kaplan GA. Epidemiologic evidence for the relation between socioeconomic status and depression, obesity, and diabetes. *J Psychosom Res.* 2002 Oct 1;53(4):891–5.
76. Burke WJ, Roccaforte WH, Wengel SP, WJ Burke, WH Roccaforte SW. The short form of the Geriatric Depression Scale: a comparison with the 30-item form. *J Geriatr Psychiatry Neurol.* 1991;4(3):173–8.
77. Lyness JM, King DA, Cox C, Yoediono Z, Caine ED. The importance of subsyndromal depression in older primary care patients: prevalence and associated functional disability. *J Am Geriatr Soc.* 1999 Jun;47(6):647–52.
78. 杉下守弘, 朝田隆. 高齢者用うつ尺度短縮版—日本版 (Geriatric Depression Scale – Short Version-Japanese, GDS-S-J) の作成について. *認知神経科学.* 2009;11(1):87–90.

79. Goldman N, Korenman S, Weinstein R. Marital status and health among the elderly. *Soc Sci Med.* 1995 Jun;40(12):1717–30.
80. Russell D. Living arrangements, social integration, and loneliness in later life: the case of physical disability. *J Health Soc Behav.* 2009 Dec 1;50(4):460–75.
81. Beard JR, Blaney S, Cerda M, Frye V, Lovasi GS, Ompad D, et al. Neighborhood characteristics and disability in older adults. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci.* 2009 Mar;64(2):252–7.
82. Liang J, Liu X, Gu S. Transitions in functional status among older people in Wuhan, China: Socioeconomic differentials. *J Clin Epidemiol.* 2001;54(11):1126–38.
83. Newman AB, Brach JS, Gunnell DJ, Okasha M, Smith GD, Oliver SE, et al. Gender gap in longevity and disability in older persons. *Epidemiol Rev.* 2001;23(2):343–50.
84. White IR, Thompson SG. Adjusting for partially missing baseline measurements in randomized trials. *Stat Med.* 2005 Apr 15;24(7):993–1007.
85. White IR, Carlin JB. Bias and efficiency of multiple imputation compared with complete-case analysis for missing covariate values. *Stat Med.* 2010 Dec;29(28):2920–31.
86. 厚生労働省. 介護保険事業状況報告 平成22年10月分. 2010.
87. 厚生労働省. 介護保険事業状況報告 令和2年10月分. 2020.
88. Kuh D, Ben-Shlomo Y, Lynch J, Hallqvist J, Power C. Life course epidemiology. *J Epidemiol Community Health.* 2003 Oct;57(10):778–83.
89. Ben-Shlomo Y, Kuh D. A life course approach to chronic disease epidemiology: conceptual models, empirical challenges and interdisciplinary perspectives. *Int J Epidemiol.* 2002 Apr;31(2):285–93.
90. Adler NE, Newman K. Socioeconomic disparities in health: pathways and policies.

- Health Aff (Millwood). 2002;21(2):60–76.
91. 阿部彩. 誰が受診を控えているのか : J-SHINE を使った初期的分析. 一橋大学経済研究所世代間問題研究機構. 2013;3(603).
 92. Ikegami N, Yoo BK, Hashimoto H, Matsumoto M, Ogata H, Babazono A, et al. Japanese universal health coverage: Evolution, achievements, and challenges. *Lancet*. 2011 Sep 17;378(9796):1106–15.
 93. Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health*. 1997;18:341–78.
 94. Seeman TE, Lusignolo TM, Albert M, Berkman L. Social relationships, social support, and patterns of cognitive aging in healthy, high-functioning older adults: MacArthur studies of successful aging. *Heal Psychol Off J Div Heal Psychol Am Psychol Assoc*. 2001 Jul;20(4):243–55.
 95. Sugisawa H, Liang J, Liu X. Social networks, social support, and mortality among older people in Japan. *J Gerontol*. 1994;49(1):3–13.
 96. Furuya Y, Kondo N, Yamagata Z, Hashimoto H. Health literacy, socioeconomic status and self-rated health in Japan. *Health Promot Int*. 2015 Sep 1;30(3):505–13.
 97. 厚生労働省. 介護の状況. 2019年 国民生活基礎調査の概況. 2019. p. 23–8.
 98. 厚生労働省. 全国集計表. 介護保険事業状況報告（暫定）令和元年6月分. 2019.
 99. Freedman VA, Hodgson N, Lynn J, Spillman BC, Waidmann T, Wilkinson AM, et al. Promoting declines in the prevalence of late-life disability: comparisons of three potentially high-impact interventions. *Milbank Q*. 2006 Sep;84(3):493–520.
 100. 斉藤雅茂, 藤田欽也, 平野隆之, 奥田佑子. 保険料段階による在宅介護サービス

- 費用の経時変化. 季刊社会保障研究. 2011;47:293–303.
101. 長田斎, 原田洋一, 畦元智恵子. 要介護度の経年変化--同一集団における要介護度分布の9年間の変化. 厚生の指標. 2011;58(2):37–43.
102. van der Heijden GJMG, T. Donders AR, Stijnen T, Moons KGM. Imputation of missing values is superior to complete case analysis and the missing-indicator method in multivariable diagnostic research: A clinical example. *J Clin Epidemiol.* 2006 Oct;59(10):1102–9.
103. 大沼剛, 阿部勉, 福山支伸, 安倍浩之, 小山樹. 訪問リハビリテーション利用者の要介護度変化とその要因. *理学療法学.* 2016;11076.
104. 熊澤幸子. 高齢者の要介護度の経年変化についての研究. *学苑・文化創造学科紀要.* 2013;877:18–24.
105. 武田俊平. 介護保険における65歳以上要介護等認定者の2年後の生死と要介護度の変化. *日本公衆衛生雑誌.* 2004;51(3):157–67.
106. 井上直子. 都市郊外在宅高齢者における3年後の要介護度経年変化と関連要因および累積生存率. *社会医学研究.* 2012;30(1):1–12.
107. Aitkin M, Longford N. Statistical Modelling Issues in School Effectiveness Studies. *J R Stat Soc Ser A.* 1986 Jan 1;149(1):1.
108. Wade DT. Community rehabilitation, or rehabilitation in the community? *Disabil Rehabil.* 2003 Aug 5;25(15):875–81.
109. Hedman L, van Ham M. Understanding Neighbourhood Effects: Selection Bias and Residential Mobility. *Neighbourhood Effects Research: New Perspectives.* Springer Netherlands; 2012. p. 79–99.
110. Jeremy Bentham. *An Introduction to the Principles of morals and Legislation.* 1781.

111. Rawls J. A Theory of Justice. 1971.
112. Amartya Sen. Commodities and Capabilities. 1999.
113. 厚生労働省老健局介護保険計画課、振興課、老人保健課、総務課認知症施策推進室. 介護予防・日常生活圏域ニーズ調査 実施の手引き. 2019;
114. Takada M, Kondo N, Hashimoto H. Japanese study on stratification, health, income, and neighborhood: study protocol and profiles of participants. *J Epidemiol.* 2014;24(4):334–44.
115. Umeda M, McMunn A, Cable N, Hashimoto H, Kawakami N, Marmot M. Does an advantageous occupational position make women happier in contemporary Japan? Findings from the Japanese Study of Health, Occupation, and Psychosocial Factors Related Equity (J-HOPE). *SSM - Popul Heal.* 2015 Dec;1:8–15.
116. 阿川千尋. 無料低額診療事業の歴史的検討. 日本女子大学人間社会研究科紀要. 2017;23:139–53.
117. 西岡大輔, 上野恵子, 舟越光彦, 斉藤雅茂, 近藤尚己. 医療機関で用いる患者の生活困窮評価尺度の開発. *日本公衆衛生雑誌.* 2020;67(7):461–70.
118. 西岡大輔, 玉木千里, 古板規子, 中川洋寿, 佐々木恵林, 長谷川美智子, et al. 無料低額診療事業の利用者の特性に関する研究. *厚生指標.* 2020;67(2):1–7.
119. 宮寺良光. 被保護高齢者世帯の生活困窮化要因分析を踏まえたナショナル・ミニマムの検討. *社会政策.* 2018;10(2):55–67.
120. 芝田文男. 格差と住宅政策: 困窮者及び要介護高齢者に関して. *産大法学.* 2017;50(1):47–65.
121. 熊田博喜. 在宅高齢者の生活困窮の諸論点と分析視角. *武蔵野大学人間科学研究年報.* 2014;3:35–43.

122. 厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会. 中間評価の結果. 「健康日本21 (第二次) 」 中間評価報告書. 2018. p. 8-59.
123. Morikawa M. Towards community-based integrated care: Trends and issues in Japan's long-term care policy. *Int J Integr Care*. 2014 Jan;14(JAN/MAR):e005.
124. Scott-Samuel A, Alex Scott-Samuel. Health impact assessment. *BMJ*. 1996 Jul;313(7051):183-4.

付録

付録1 JAGESの2010年調査の質問紙(関連部分)

【問1】あなたの身体状況についておうかがいします。

3) 現在、治療を受けていますか。

1. はい 2. いいえ

4) 「1.はい」と答えた方におうかがいします。その病名や障がいは何ですか。あてはまる番号すべてに○をつけてください。

1. ガン 2. 心臓病(不整脈を含む) 3. 脳卒中 4. 高血圧 5. 糖尿病(軽症を含む) 6. 肥満 7. 高脂血症 8. 骨粗しょう症 9. 関節病・神経痛 10. 外傷・骨折 11. 呼吸器疾患 12. 胃腸病 13. 肝臓病 14. 精神疾患 15. 嚥下障がい(食べ物が飲みこみにくい) 16. 視力障がい(眼病、ものが見づらいなど) 17. 聴力障がい(耳がきこえにくい) 18. 排泄障がい(失禁、尿が近い・出にくい・尿もれなど) 19. 睡眠障がい(不眠、いびきなど) 20. 病名は不明

【問4】飲酒・喫煙状況についておうかがいします。

1) 現在、お酒を飲みますか。

1. 飲む 2. やめた 3. 飲まない

4) タバコは吸いますか。

1. 全く吸ったことがない 2. 5年以上前にやめて今は吸わない 3. 4年以内にやめて今は吸わない 4. 現在も喫煙している

【問8】あなたは下記のような会・グループにどのくらいの頻度で参加していますか。あてはまる番号に○をつけてください。

3) ボランティアのグループ

1. ほぼ毎日 2. 週2~3日 3. 週1回程度 4. 月1~2回 5. 年に数回 6. 参加していない

6) スポーツ関係のグループやクラブ

1. ほぼ毎日 2. 週2~3日 3. 週1回程度 4. 月1~2回 5. 年に数回 6. 参加していない

8) 趣味関係のグループ

1. ほぼ毎日 2. 週2~3日 3. 週1回程度 4. 月1~2回 5. 年に数回 6. 参加していない

【問10】あなたとまわりの人の「たすけあい」についておうかがいします。あてはまる番号すべてに○をつけてください。あてはまる人がいない場合は

「7. いない」に○をつけてください。

1) あなたの心配事や愚痴（ぐち）を聞いてくれる人

- 1.配偶者 2.同居の子ども 3.別居の子どもや親 4.近隣 5.友人 6.その他
7.いない

2) 反対に、あなたが心配事や愚痴（ぐち）を聞いてあげる人

- 1.配偶者 2.同居の子ども 3.別居の子どもや親 4.近隣 5.友人 6.その他
7.いない

3) あなたが病気で数日間寝込んだときに、看病や世話をしてくれる人

- 1.配偶者 2.同居の子ども 3.別居の子どもや親 4.近隣 5.友人 6.その他
7.いない

【問 11】 あなたの住んでいる地域についておうかがいします。

1) あなたの地域の人々は、一般的に信用できると思いますか。

- 1.とても信用できる 2.まあ信用できる 3.どちらともいえない 4.あまり信用できない 5.全く信用できない

2) あなたの地域の人々は、多くの場合、他の人の役に立とうと思いませんか。

- 1.とてもそう思う 2.まあそう思う 3.どちらともいえない 4.あまりそう思わない 5.全くそう思わない

3) あなたは現在住んでいる地域にどの程度愛着がありますか。

- 1.とても愛着がある 2.まあ愛着がある 3.どちらともいえない 4.あまり愛着がない 5.全く愛着がない

【問 13】 次の問いを読んで、あてはまるものに○をつけてください。

(1.はい 2.いいえ)

1) 今の生活に満足していますか。

2) 生きていても仕方がないという気持ちになることがありますか。

3) 毎日の活動力や世間に対する関心がなくなってきたように思いますか。

4) 生きているのがむなしいように感じますか。

5) 退屈に思うことがよくありますか。

6) 普段は気分がよいですか。

7) なにか悪いことがおこりそうな気がしますか。

8) 自分は幸せなほうだと思いますか。

9) どうしようもないと思うことがよくありますか。

10) 外に出かけるよりも家にいることのほうが好きですか。

11) ほかに人より物忘れが多いと思いますか。

12) こうして生きていることはすばらしいと思いますか。

13) 自分は活力が満ちていると感じますか。

14) こんな暮らしでは希望がないと思いますか。

15) ほかの人は、自分より裕福だと思いますか。

【問 15】 あなた自身のことについておうかがいします。

1) 性別

1.男 2.女

2) あなたの年齢を教えてください。(満 歳)

6) あなたが受けられた学校教育は何年間でしたか。

1.6年未満 2.6～9年 3.10～12年 4.13年以上 5.その他

【問 16】 あなたのご家族についておうかがいします。

1) あなたの婚姻状態は、次のうちのどれにあてはまりますか。

1.配偶者がいる 2.死別した 3.離別した 4.未婚である 5.その他

3) あなたと生計を共にしている世帯人数は何人ですか。

(生計を共にしている世帯人数(あなたを含めて) 人)

4) 3) で答えた世帯全体の合計収入額(年金を含みます)は、平成21年1年間で、次のうちどれにあてはまりますか(税引き前で)。あてはまる番号一つに○をつけてください。

1.50万円未満 2.50～100万円未満 3.100～150万円未満 4.150～200万円未満
5.200～250万円未満 6.250～300万円未満 7.300～400万円未満
8.400～500万円未満 9.500～600万円未満 10.600～700万円未満 11.700～800万円未満
12.800～900万円未満 13.900～1,000万円未満 14.1,000～1,200万円未満 15.1,200万円以上

【問 21】 現在・過去の就労についておうかがいします。

あなたのこれまでの仕事の中で、最も長くつとめた職種はなんですか。

1.専門・技術職 2.管理職 3.事務職 4.販売・サービス職 5.技能・労務職
6.農林漁業職 7.その他() 8.職に就いたことがない

付録2 日本の介護保険制度：居宅介護サービスに係る区分支給限度基準額

要介護状態区分	区分支給限度基準額（円） a, b
要支援1	50,320
要支援2	105,310
要介護1	167,650
要介護2	197,050
要介護3	270,480
要介護4	309,380
要介護5	362,170

^a 区分支給限度基準額 = 介護保険から給付される一か月あたりの上限額。利用者負担は原則としてサービスにかかった費用の1割または2割である。実際の支給限度額は金額ではなく単位で決められており、サービスの種類によって1単位あたりの単価が異なる。上の表の区分支給限度額は利用できる金額の目安として1単位あたり10円で計算した。

付録3 社会経済的地位と要介護度改善の関連 (Cox 比例ハザードモデル、男性、追跡期間 6 カ月以上)

社会経済的地位	初回認定時の要介護度					
	軽度 (n = 419)		中程度 (n = 397)		重度 (n = 167)	
	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	0.47 (0.10-2.19)	0.19 (0.03-1.46)	0.76 (0.36-1.62)	0.60 (0.26-1.38)	2.25 (0.89-5.68) +	6.09 (1.83-20.33) **
13+	0.95 (0.21-4.42)	1.77 (0.28-11.28)	0.72 (0.31-1.67)	0.58 (0.22-1.50)	2.40 (0.80-7.16)	2.43 (0.50-11.92)
所得 (四分位)						
Q1 (最少)	2.30 (0.82-6.47)	1.52 (0.18-13.25)	0.68 (0.24-1.94)	0.67 (0.13-3.40)	0.86 (0.19-3.98)	2.43 (0.16-36.57)
Q2	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q3	0.48 (0.08-2.88)	0.50 (0.07-3.70)	0.53 (0.21-1.34)	0.36 (0.12-1.02) +	2.57 (0.71-9.21)	1.88 (0.37-9.67)
Q4 (最多)	0.00 (0.00-0.00)	0.00 (0.00-0.00)	0.77 (0.32-1.85)	0.89 (0.32-2.47)	1.12 (0.25-5.04)	0.49 (0.07-3.61)
最長職						
管理・専門職以外	1.51 (0.34-6.73)	3.34 (0.55-20.35)	0.40 (0.14-1.14) +	0.25 (0.08-0.79) *	0.64 (0.11-3.85)	0.28 (0.03-2.36)
管理・専門職	2.24 (0.62-8.14)	3.31 (0.59-18.67)	0.52 (0.22-1.26)	0.40 (0.15-1.08)	0.92 (0.22-3.86)	1.51 (0.26-8.82)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	1.49 (0.50-4.42)	5.09 (1.27-20.45) *	0.55 (0.28-1.11) +	0.55 (0.25-1.24)	1.78 (0.73-4.35)	1.16 (0.38-3.61)
13+	1.38 (0.45-4.29)	2.82 (0.47-16.98)	0.79 (0.39-1.60)	0.47 (0.16-1.41)	0.88 (0.29-2.68)	0.50 (0.08-3.31)

**P < .01、*P < .05. †調整変数は年齢、その他の社会経済的地位、婚姻状況、世帯状況、疾患、抑うつの有無、市町村とした。CIは confidence interval (信頼区間)、HRは Hazard ratio (ハザード比)、Qは quartile (四分位)、Ref.は referent category (リファレンス) の略である。社会経済的地位の欠損ダミーの HR については報告しなかった。

付録4 社会経済的地位と要介護度改善の関連 (Cox 比例ハザードモデル、女性、追跡期間 6 カ月以上)

社会経済的地位	初回認定時の要介護度					
	軽度 (n = 672)		中程度 (n = 429)		重度 (n = 171)	
	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)	HR (95.0 % CI)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	0.88 (0.37-2.10)	0.87 (0.33-2.29)	1.50 (0.77-2.93)	1.63 (0.75-3.56)	2.05 (0.82-5.16)	4.66 (1.36-16.00) *
13+	0.39 (0.05-2.92)	0.49 (0.06-3.99)	2.64 (1.14-6.08) *	4.22 (1.47-12.13)	5.07 (1.77-14.53) **	7.12 (1.16-43.83) *
所得 (四分位)						
Q1 (最少)	0.80 (0.24-2.71)	0.92 (0.19-4.60)	0.75 (0.29-1.94)	0.68 (0.13-3.59)	0.75 (0.21-2.65)	3.09 (0.42-22.61)
Q2	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q3	0.19 (0.02-1.57)	0.18 (0.02-1.59)	0.60 (0.26-1.34)	0.52 (0.21-1.33)	1.87 (0.45-7.84)	2.32 (0.33-16.13)
Q4 (最多)	1.03 (0.29-3.67)	1.18 (0.30-4.62)	0.36 (0.12-1.11)	0.25 (0.07-0.85) *	0.50 (0.06-4.31)	0.28 (0.02-4.22)
最長職						
管理・専門職以外	1.07 (0.33-3.49)	1.07 (0.30-3.89)	0.30 (0.10-0.92) *	0.23 (0.07-0.80) *	2.16 (0.71-6.62)	1.74 (0.36-8.47)
管理・専門職	1.14 (0.43-2.99)	1.04 (0.36-3.03)	0.54 (0.27-1.07) +	0.53 (0.22-1.26)	1.51 (0.53-4.35)	1.48 (0.33-6.59)
教育歴 (年)						
≤9	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
10-12	1.22 (0.47-3.14)	1.42 (0.51-3.95)	0.97 (0.43-2.17)	0.90 (0.34-2.33)	0.81 (0.34-1.93)	0.19 (0.04-0.81) *
13+	1.01 (0.44-2.33)	0.85 (0.32-2.25)	1.46 (0.79-2.70)	0.86 (0.38-1.97)	0.56 (0.22-1.42)	0.32 (0.07-1.42)

**P < .01, *P < .05. †調整変数は年齢、その他の社会経済的地位、婚姻状況、世帯状況、疾患、抑うつの有無、市町村とした。CI は confidence interval (信頼区間)、HR は Hazard ratio (ハザード比)、Q は quartile (四分位)、Ref. は referent category (リファレンス) の略である。社会経済的地位の欠損ダミーの HR については報告しなかった。

付録5 対象者

	全体 n = 4149	要介護度が2以上改善 n = 418 (10.1%)
年齢、平均 (標準偏差)	81.5 (6.7)	
性別、n (%)		
男性	1937	172 (8.9)
女性	2212	246 (11.1)
教育歴 (年)、n (%)		
≤9	2227	230 (10.3)
10-12	945	84 (8.9)
13+	460	55 (12.0)
不明	517	49 (9.5)
所得 (四分位)、n (%)		
Q1 (最も少ない)	739	77 (10.4)
Q2	740	64 (8.6)
Q3	640	56 (8.8)
Q4 (最も多い)	701	86 (12.3)
不明	1329	135 (10.2)
最長職、n (%)		
管理・専門職以外	1551	155 (10.0)
管理・専門職	1145	127 (11.1)
不明	1453	136 (9.4)
婚姻状況、n (%) ^a		
死別/離別/未婚	1454	159 (10.9)
配偶者あり	2330	227 (9.7)
不明	365	32 (8.8)
世帯構成、n (%)		
2人以上	3281	330 (10.1)
1人	490	51 (10.4)
不明	378	37 (9.8)
疾患、n (%) ^b		
0	1029	111 (10.8)
≥1	2408	253 (10.5)
不明	712	54 (7.6)
抑うつ、n (%)		
なし	1605	181 (11.3)
あり	1427	125 (8.8)
不明	1117	112 (10.0)
初回の要介護度、n (%) ^c		
軽度 (要介護 1)	1653	81 (4.9)
中程度 (要介護 2/3)	1605	187 (11.7)
重度 (要介護 4/5)	891	150 (16.8)
市町村		
A	215	24 (11.2)
B	293	22 (7.5)
C	336	43 (12.8)

D	129	5 (3.9)
E	225	11 (4.9)
F	467	33 (7.1)
G	175	20 (11.4)
H	754	94 (12.5)
I	388	47 (12.1)
J	189	25 (13.2)
K	185	23 (12.4)
L	41	0 (0.0)
M	269	33 (12.3)
N	228	12 (5.3)
O	12	0 (0.0)
P	243	26 (10.7)

付録6 地域の市民参加と要介護度改善の関連（男性）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標						
年齢 (ref: 65-74)		75-84	1.087	0.817-1.447	1.085	0.815-1.444
		85+	0.910	0.654-1.266	0.909	0.653-1.265
教育歴 (ref: 低)		高	1.030	0.814-1.303	1.030	0.814-1.303
		不明	0.862	0.521-1.426	0.861	0.520-1.425
所得 (ref: 低)		中	0.936	0.682-1.284	0.933	0.679-1.281
		高	1.011	0.744-1.374	1.009	0.743-1.371
		不明	1.111	0.806-1.532	1.109	0.805-1.529
疾患 (ref: なし)		あり	1.094	0.844-1.418	1.096	0.845-1.421
		不明	0.979	0.690-1.389	0.980	0.691-1.391
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)		配偶者あり	0.712*	0.508-0.997	0.712*	0.508-0.997
		不明	0.652	0.309-1.376	0.647	0.306-1.368
世帯構成 (ref: 2人以上)		1人	0.928	0.574-1.503	0.932	0.576-1.509
		不明	1.234	0.706-2.157	1.249	0.712-2.191
地域のグループへの参加 (a)		あり	1.552**	1.196-2.015	1.481*	1.040-2.109
地域の指標						
市民参加の割合 (b)		単位: SD	0.940	0.788-1.120	0.931	0.776-1.118
クロスレベル交互作用: (a) x (b)						
レベル2、地域間 (σ ² _{u0})			0.057	0.009-0.371	0.625	0.010-0.384

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整; モデル2: + 個人のグループへの参加と地域の市民参加の割合のクロスレベル交互作用を調整 HRはhazard ratio (ハザード比)、CIはconfidential interval (信頼区間)、SDはstandard deviation (標準偏差)の略である。

付録7 地域の市民参加と要介護度改善の関連（女性）

		モデル1		モデル2		モデル3	
		HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標							
	年齢 (ref: 65-74)		75-84	1.025	0.760-1.384	1.026	0.760-1.386
			85+	0.906	0.654-1.254	0.912	0.658-1.263
	教育歴 (ref: 低)		高	0.942	0.759-1.169	0.953	0.768-1.183
			不明	0.967	0.663-1.412	0.974	0.667-1.422
	所得 (ref: 低)		中	0.930	0.692-1.249	0.924	0.688-1.243
			高	1.079	0.817-1.426	1.066	0.806-1.409
			不明	1.065	0.826-1.374	1.062	0.823-1.370
	疾患 (ref: なし)		あり	0.916	0.742-1.130	0.914	0.740-1.128
			不明	0.630**	0.464-0.856	0.637**	0.469-0.865
	婚姻状況 (ref: 配偶者なし)		配偶者あり	0.916	0.731-1.148	0.924	0.737-1.158
			不明	0.978	0.591-1.616	0.973	0.589-1.610
	世帯構成 (ref: 2人以上)		1人	1.095	0.831-1.444	1.101	0.835-1.452
			不明	0.946	0.570-1.570	0.955	0.575-1.586
	地域のグループへの参加 (a)		あり	1.026	0.803-1.310	1.232	0.913-1.663
地域の指標							
	市民参加の割合 (b)		単位: SD	0.861+	0.732-1.012	0.886	0.753-1.043
クロスレベル交互作用: (a) x (b)							
レベル2、地域間 (σ_{2u0})				0.119	0.046-0.306	0.129	0.052-0.319
						0.136	0.055-0.329

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整; モデル2: + 個人のグループへの参加と地域の市民参加の割合のクロスレベル交互作用を調整 HRは hazard ratio (ハザード比)、CIは confidential interval (信頼区間)、SDは standard deviation (標準偏差) の略である。

付録8 地域の社会的凝集性と要介護度改善の関連 (男性)

		モデル1		モデル2		モデル3	
		HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標							
年齢 (ref: 65-74)	75-84			1.081	0.811-1.439	1.074	0.807-1.431
	85 +			0.856	0.616-1.189	0.843	0.606-1.172
教育歴 (ref: 低)	高			1.054	0.834-1.332	1.062	0.841-1.342
	不明			0.861	0.521-1.422	0.866	0.526-1.424
所得 (ref: 低)	中			0.979	0.715-1.341	1.021	0.744-1.400
	高			1.033	0.761-1.403	1.038	0.765-1.409
	不明			1.106	0.803-1.524	1.114	0.808-1.534
疾患 (ref: なし)	あり			1.117	0.862-1.448	1.099	0.848-1.425
	不明			0.991	0.699-1.407	0.985	0.694-1.398
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)	配偶者あり			0.697*	0.498-0.976	0.686*	0.491-0.959
	不明			0.611	0.289-1.290	0.635	0.304-1.326
世帯構成 (ref: 2人以上)	1人			0.863	0.534-1.395	0.884	0.547-1.426
	不明			1.303	0.744-2.282	1.302	0.749-2.265
地域の社会的凝集性への評価 (a)	あり			1.030	0.776-1.368	1.344	0.926-1.949
地域の指標	地域の社会的凝集性 (b)		単位: SD	0.981	0.828-1.163	0.980	0.827-1.161
クロスレベル交互作用: (a) x (b)						1.705*	1.110-2.619
レベル2、地域間 (σ^2_{u0})		0.057	0.009-0.371	0.066	0.012-0.379	0.064	0.010-0.392

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル1: : 個人の指標と地域の社会的凝集性を調整 ; モデル2: + 個人の社会的凝集性への評価と地域の社会的凝集性のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。

付録9 地域の社会的凝集性と要介護度改善の関連（女性）

		モデル1		モデル2		モデル3	
		HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標							
年齢 (ref: 65-74)	75-84			1.037	0.766-1.402	1.038	0.767-1.404
	85+			0.918	0.662-1.273	0.917	0.661-1.271
教育歴 (ref: 低)	高			0.961	0.776-1.190	0.964	0.778-1.194
	不明			0.945	0.647-1.379	0.953	0.653-1.392
所得 (ref: 低)	中			0.943	0.701-1.268	0.955	0.709-1.286
	高			1.105	0.836-1.461	1.110	0.839-1.468
	不明			1.067	0.827-1.377	1.074	0.833-1.387
疾患 (ref: なし)	あり			0.918	0.744-1.133	0.916	0.742-1.131
	不明			0.629**	0.463-0.854	0.634**	0.466-0.861
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)	配偶者あり			0.924	0.737-1.158	0.925	0.738-1.159
	不明			0.948	0.572-1.569	0.946	0.573-1.564
世帯構成 (ref: 2人以上)	1人			1.099	0.834-1.448	1.102	0.836-1.452
	不明			0.962	0.579-1.600	0.979	0.589-1.628
地域の社会的凝集性への評価 (a)	あり			0.836	0.662-1.056	0.897	0.669-1.202
地域の指標							
	地域の社会的凝集性 (b)		単位: SD	0.878	0.739-1.042	0.890	0.747-1.059
クロスレベル交互作用: (a) x (b)							
レベル2、地域間 (σ ² u ₀)		0.119	0.046-0.306	0.135	0.056-0.325	0.135	0.056-0.325

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル1: : 個人の指標と地域の社会的凝集性を調整 ; モデル2: + 個人の社会的凝集性への評価と地域の社会的凝集性を調整 HRはhazard ratio (ハザード比)、CIはconfidential interval (信頼区間)、SDはstandard deviation (標準偏差)の略である。

付録 10 地域の互酬性と要介護度改善の関連 (男性)

			モデル 1		モデル 2		モデル 3	
			HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標								
	年齢 (ref: 65-74)	75-84			1.085	0.815-1.444	1.088	0.817-1.449
		85+			0.857	0.617-1.192	0.854	0.614-1.186
	教育歴 (ref: 低)	高			1.057	0.836-1.336	1.053	0.833-1.331
		不明			0.855	0.517-1.413	0.850	0.513-1.409
	所得 (ref: 低)	中			0.981	0.716-1.344	0.965	0.704-1.323
		高			1.037	0.764-1.408	1.034	0.762-1.405
		不明			1.112	0.806-1.534	1.103	0.799-1.521
	疾患 (ref: なし)	あり			1.115	0.860-1.445	1.115	0.860-1.445
		不明			0.996	0.702-1.413	0.996	0.702-1.413
	婚姻状況 (ref: 配偶者なし)	配偶者あり			0.696*	0.497-0.975	0.700*	0.500-0.981
		不明			0.626	0.295-1.326	0.627	0.295-1.336
	世帯構成 (ref: 2人以上)	1人			0.878	0.542-1.422	0.876	0.540-1.419
		不明			1.318	0.752-2.308	1.310	0.745-2.301
	社会的支援の授受 (a)	あり			1.133	0.777-1.653	1.023	0.691-1.517
地域の指標								
	互酬性 (b)	単位: SD			0.983	0.830-1.165	0.986	0.831-1.170
クロスレベル交互作用: (a) x (b)							1.470	0.895-2.414
レベル 2、地域間 (σ^2_{u0})			0.057	0.009-0.371	0.069	0.013-0.367	0.065	0.012-0.369

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整; モデル 2: + 個人の社会的支援の授受と地域の互酬性のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。

付録 11 地域の互酬性と要介護度改善の関連 (女性)

			モデル 1		モデル 2		モデル 3	
			HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標								
	年齢 (ref: 65-74)	75-84			1.018	0.754-1.373	1.018	0.754-1.374
		85 +			0.893	0.646-1.235	0.893	0.646-1.235
	教育歴 (ref: 低)	高			0.954	0.770-1.181	0.954	0.770-1.183
		不明			0.943	0.644-1.381	0.943	0.643-1.380
	所得 (ref: 低)	中			0.933	0.694-1.254	0.934	0.694-1.256
		高			1.091	0.825-1.442	1.091	0.825-1.443
		不明			1.065	0.825-1.374	1.064	0.825-1.374
	疾患 (ref: なし)	あり			0.914	0.740-1.128	0.914	0.740-1.128
		不明			0.622**	0.457-0.845	0.622**	0.457-0.847
	婚姻状況 (ref: 配偶者なし)	配偶者あり			0.912	0.728-1.143	0.912	0.728-1.143
		不明			0.960	0.578-1.592	0.960	0.579-1.593
	世帯構成 (ref: 2人以上)	1人			1.086	0.824-1.432	1.087	0.824-1.433
		不明			0.932	0.559-1.554	0.935	0.560-1.563
	社会的支援の授受 (a)	あり			0.883	0.636-1.227	0.891	0.630-1.261
地域の指標								
	互酬性 (b)	単位 : SD			1.059	0.903-1.243	1.056	0.896-1.245
クロスレベル交互作用 : (a) x (b)							0.967	0.641-1.458
レベル 2、地域間 (σ^2_{u0})			0.119	0.046-0.306	0.132	0.054-0.323	0.133	0.054-0.323

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整 ; モデル 2: + 個人の社会的支援の授受と地域の互酬性のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。

付録 12 地域の市民参加と要介護度改善の関連（個人の社会的特性は連続値）（男性）

	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
	HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標						
年齢 (ref: 65-74)		75-84	1.09	0.819-1.451	1.083	0.813-1.442
		85+	0.906	0.650-1.261	0.904	0.649-1.258
教育歴 (ref: 低)		高	1.036	0.818-1.311	1.032	0.815-1.307
		不明	0.863	0.521-1.429	0.862	0.521-1.427
所得 (ref: 低)		中	0.941	0.685-1.291	0.932	0.678-1.280
		高	1.024	0.754-1.391	1.017	0.748-1.382
		不明	1.116	0.810-1.539	1.106	0.802-1.525
疾患 (ref: なし)		あり	1.083	0.835-1.406	1.086	0.837-1.409
		不明	0.964	0.679-1.369	0.962	0.677-1.365
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)		配偶者あり	0.701*	0.500-0.982	0.704*	0.503-0.987
		不明	0.62	0.294-1.310	0.616	0.291-1.302
世帯構成 (ref: 2人以上)		1人	0.913	0.564-1.478	0.919	0.568-1.488
		不明	1.271	0.727-2.220	1.293	0.738-2.266
地域のグループへの参加 (連続値) (a)		あり	1.282**	1.094-1.503	1.210+	0.977-1.499
地域の指標						
市民参加の割合 (b)		単位: SD	0.938	0.786-1.120	0.922	0.769-1.107
クロスレベル交互作用: (a) x (b)					0.902	0.710-1.147
レベル 2、地域間 (σ_{2u0})	0.057	0.009-0.371	0.068	0.012-0.374	0.068	0.013-0.368

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整 ; モデル 2: + 個人のグループへの参加と地域の市民参加の割合のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。

付録 13 地域の市民参加と要介護度改善の関連（個人の社会的特性は連続値）（女性）

	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
	HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標						
年齢 (ref: 65-74)	75-84		1.022	0.757-1.379	1.03	0.763-1.392
	85 +		0.901	0.651-1.247	0.913	0.659-1.265
教育歴 (ref: 低)	高		0.95	0.765-1.179	0.966	0.778-1.199
	不明		0.971	0.665-1.417	0.978	0.670-1.428
所得 (ref: 低)	中		0.931	0.693-1.252	0.925	0.688-1.243
	高		1.079	0.816-1.426	1.058	0.800-1.399
	不明		1.064	0.825-1.373	1.056	0.818-1.363
疾患 (ref: なし)	あり		0.915	0.742-1.130	0.916	0.742-1.130
	不明		0.629**	0.464-0.855	0.636**	0.468-0.864
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)	配偶者あり		0.917	0.732-1.150	0.921	0.735-1.154
	不明		0.976	0.590-1.614	0.974	0.589-1.609
世帯構成 (ref: 2人以上)	1人		1.1	0.835-1.451	1.102	0.836-1.454
	不明		0.942	0.568-1.564	0.955	0.575-1.585
地域のグループへの参加 (連続値) (a)	あり		0.973	0.824-1.148	1.143	0.937-1.393
地域の指標						
市民参加の割合 (b)	単位: SD		0.862+	0.733-1.014	0.893	0.759-1.051
クロスレベル交互作用: (a) x (b)					1.317**	1.068-1.623
レベル 2、地域間 (σ_{2u0})		0.119	0.046-0.306	0.129	0.052-0.319	0.138

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整 ; モデル 2: + 個人のグループへの参加と地域の市民参加の割合のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。

付録 14 地域の社会的凝集性と要介護度改善の関連（個人の社会的特性は連続値）（男性）

		モデル 1		モデル 2		モデル 3	
		HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標							
年齢（ref: 65-74）	75-84			1.08	0.811-1.438	1.082	0.812-1.440
	85+			0.855	0.615-1.188	0.849	0.611-1.179
教育歴（ref: 低）	高			1.053	0.833-1.331	1.049	0.830-1.325
	不明			0.861	0.521-1.423	0.881	0.534-1.453
	中			0.978	0.714-1.340	1.01	0.737-1.384
所得（ref: 低）	高			1.031	0.759-1.401	1.04	0.765-1.412
	不明			1.107	0.803-1.525	1.093	0.793-1.507
	あり			1.116	0.861-1.446	1.111	0.857-1.439
疾患（ref: なし）	不明			0.99	0.698-1.405	0.996	0.702-1.413
	配偶者あり			0.697*	0.497-0.976	0.690*	0.493-0.965
婚姻状況（ref: 配偶者なし）	不明			0.611	0.289-1.290	0.627	0.299-1.314
	1人			0.863	0.534-1.395	0.876	0.542-1.414
世帯構成（ref: 2人以上）	不明			1.303	0.744-2.284	1.295	0.743-2.256
	あり			1.014	0.922-1.116	1.107+	0.984-1.244
地域の指標							
地域の社会的凝集性（b）	単位: SD			0.981	0.828-1.163	0.981	0.828-1.162
クロスレベル交互作用：（a）x（b）						1.199**	1.047-1.373
レベル 2、地域間（σ ² _{u0} ）		0.057	0.009-0.371	0.067	0.012-0.378	0.062	0.009-0.414

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の社会的凝集性を調整；モデル 2: + 個人の社会的凝集性への評価と地域の社会的凝集性のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio（ハザード比）、CI は confidential interval（信頼区間）、SD は standard deviation（標準偏差）の略である。

付録 15 地域の社会的凝集性と要介護度改善の関連（個人の社会的特性は連続値）（女性）

	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
	HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標						
年齢 (ref: 65-74)		75-84	1.022	0.756-1.382	1.021	0.755-1.381
		85 +	0.905	0.653-1.253	0.904	0.652-1.252
教育歴 (ref: 低)		高	0.959	0.774-1.188	0.962	0.776-1.191
		不明	0.957	0.655-1.397	0.964	0.660-1.407
所得 (ref: 低)		中	0.937	0.697-1.259	0.946	0.703-1.272
		高	1.096	0.829-1.449	1.099	0.831-1.453
		不明	1.063	0.824-1.371	1.067	0.827-1.377
疾患 (ref: なし)		あり	0.919	0.744-1.134	0.916	0.742-1.131
		不明	0.631**	0.465-0.858	0.638**	0.470-0.867
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)		配偶者あり	0.92	0.734-1.153	0.923	0.736-1.157
		不明	0.964	0.582-1.595	0.96	0.581-1.587
世帯構成 (ref: 2人以上)		1人	1.101	0.836-1.452	1.106	0.839-1.457
		不明	0.958	0.577-1.593	0.977	0.587-1.624
地域の社会的凝集性への評価 (連続値) (a)		あり	0.969	0.891-1.054	0.999	0.898-1.112
地域の指標						
地域の社会的凝集性 (b)		単位: SD	0.878	0.740-1.043	0.892	0.749-1.061
クロスレベル交互作用: (a) x (b)					1.062	0.933-1.208
レベル 2、地域間 (σ^2_{u0})			0.119	0.046-0.306	0.135	0.055-0.324

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: 個人の指標と地域の社会的凝集性を調整；モデル 2: + 個人の社会的凝集性への評価と地域の社会的凝集性を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。

付録 16 地域の互酬性と要介護度改善の関連（個人の社会的特性は連続値）（男性）

		モデル 1		モデル 2		モデル 3	
		HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標							
年齢（ref: 65–74）	75–84			1.082	0.812–1.440	1.088	0.817–1.448
	85+			0.853	0.614–1.186	0.854	0.614–1.187
教育歴（ref: 低）	高			1.056	0.835–1.334	1.054	0.834–1.333
	不明			0.868	0.525–1.436	0.872	0.526–1.445
所得（ref: 低）	中			0.976	0.712–1.337	0.968	0.706–1.327
	高			1.026	0.756–1.394	1.024	0.754–1.390
疾患（ref: なし）	不明			1.126	0.816–1.553	1.122	0.813–1.548
	あり			1.107	0.854–1.435	1.104	0.852–1.431
婚姻状況（ref: 配偶者なし）	不明			1	0.705–1.419	0.994	0.700–1.411
	配偶者あり			0.678*	0.483–0.952	0.681*	0.485–0.956
世帯構成（ref: 2人以上）	不明			0.632	0.298–1.338	0.629	0.296–1.337
	1人			0.9	0.556–1.457	0.901	0.556–1.459
社会的支援の授受（連続値）（a）	不明			1.329	0.758–2.329	1.328	0.755–2.334
	あり			1.112+	0.987–1.252	1.086	0.954–1.235
地域の指標							
	互酬性（b）		単位：SD	0.986	0.833–1.167	0.988	0.834–1.170
クロスレベル交互作用：（a）x（b）						1.078	0.914–1.272
レベル 2、地域間（σ ² _{u0} ）		0.057	0.009–0.371	0.069	0.013–0.363	0.067	0.012–0.360

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整；モデル 2: + 個人の社会的支援の授受と地域の互酬性のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio（ハザード比）、CI は confidential interval（信頼区間）、SD は standard deviation（標準偏差）の略である。

付録 17 地域の互酬性と要介護度改善の関連（個人の社会的特性は連続値）（女性）

		モデル 1		モデル 2		モデル 3	
		HR	95 %CI	HR	95 %CI	HR	95 %CI
個人の指標							
年齢 (ref: 65-74)	75-84			1.015	0.752-1.370	1.013	0.751-1.367
	85 +			0.894	0.646-1.237	0.893	0.646-1.236
教育歴 (ref: 低)	高			0.95	0.767-1.177	0.952	0.769-1.179
	不明			0.966	0.661-1.412	0.962	0.658-1.406
所得 (ref: 低)	中			0.934	0.695-1.256	0.94	0.699-1.264
	高			1.087	0.822-1.437	1.091	0.825-1.443
	不明			1.072	0.831-1.384	1.071	0.830-1.383
疾患 (ref: なし)	あり			0.913	0.739-1.127	0.913	0.739-1.127
	不明			0.630**	0.464-0.856	0.634**	0.467-0.861
婚姻状況 (ref: 配偶者なし)	配偶者あり			0.909	0.725-1.139	0.916	0.730-1.149
	不明			0.977	0.589-1.620	0.989	0.597-1.641
世帯構成 (ref: 2人以上)	1人			1.092	0.828-1.439	1.098	0.833-1.449
	不明			0.946	0.568-1.575	0.968	0.581-1.611
社会的支援の授受 (連続値) (a)	あり			1.016	0.916-1.128	1.046	0.930-1.177
地域の指標							
	互酬性 (b)		単位 : SD	1.061	0.903-1.246	1.034	0.873-1.224
クロスレベル交互作用 : (a) x (b)							
レベル 2、地域間 (σ _{2u0})		0.119	0.046-0.306	0.133	0.055-0.324	0.134	0.055-0.325

** p < 0.01、* p < 0.05、+ p < 0.1 モデル 1: : 個人の指標と地域の市民参加を調整 ; モデル 2: + 個人の社会的支援の授受と地域の互酬性のクロスレベル交互作用を調整 HR は hazard ratio (ハザード比)、CI は confidential interval (信頼区間)、SD は standard deviation (標準偏差) の略である。