

研究によると、家族介護者を取りまく問題として、精神的負担やうつなどのストレス反応^{1) 2)}、高血圧などの疾患³⁾、虐待、介護殺人⁴⁾など、さまざまな角度からの検討がなされている。しかしながら、一定の住民を対象とし、介護そのものの行為が個人の健康状態寿命を損なうか否かの検討がされている研究は見当たらない。本研究では、一定地域で介護を始めた者を対象としたコホート研究により介護者の健康課題について以下3点を検討する。

B. 目的

本研究では3つの視点から分析を行っている。1点目(第1研究)は、介護者の健康状態に着目したコホート研究によって、介護を始めたことが介護者の死亡・要介護リスクを高めかの検証である。2点目(第2研究)に、どのような特徴を持つ介護者で健康が損なわれやすいのか、また、3点目(第3研究)は介護者の健康保持因について明らかにすることを目的とし分析を行っている。

C. 研究の視点および方法

AGES(愛知老年学評価研究)プロジェクト2003年調査時点において、65歳以上で要介護認定を受けていなかった14,668人から一人暮らしであると回答したものを除外すると、調査前の一年間に介護を始めたと回答した者(介護者)は855人、介護を始めたと回答しなかった者(非介護者)は10,669人、無回答の者は1,699人であった。男女別に年齢のみを調整したcoxハザード回帰分析を行い、介護者の健康寿命喪失リスク(ハザード比、以下HR)を求めた。さらに、介護者855人のみを対象に、健康寿命喪失にかかわる因子のHR、健康寿命を保持にかかわる因子のHRを求めた。

3) 第2研究: どのような特徴を持つ介護者で健康が損なわれやすいのかの検証

介護者855人のみを対象に、健康寿命喪失のHRを求めた。検証仮説としては、介護を行うことにより、介護者個人の時間が制約され、一日家の中

めた。

D. 研究結果

1) ケースの年齢的特徴

分析を行った14,688人について年齢的特徴をみていくと、全体の平均年齢は72.9歳(標準偏差6.0)であった。男女別にみると、男性6,999人は72.3歳(標準偏差5.7)であり、女性7,669人は73.3歳(標準偏差6.2)であった。介護をしているか否かで分けてみていくと、介護者855人の平均年齢は72.7歳(男性388人72.8±6.2歳、女性467人72.5±5.6歳)に対し、非介護者10,669人は72.4歳(男性5,636人72.0±5.6歳、女性5,033人72.9±6.3歳)であった。残りの1,699人は介護をしているか否かの回答が未記入の者であったため分析から除外し、介護者と非介護者の年齢分布について検定したところ有意な差は見られなかった。

2) 第1研究: 介護を始めたことが介護者の死亡・要介護リスクを高めかの検証

介護者855人、非介護者10,669人について、健康寿命喪失(死亡もしくは要介護状態)をエンドポイントとし、coxハザード回帰分析にてHRを求めた(図1)。男性のHRは1.274(有意水準.029)、女性のHRは1.289(有意水準.028)であり、介護者は有意に健康寿命を喪失することが確認できた。また、年齢を、前期高齢者(図2)と後期高齢者(図3)に年齢区分を行い分析したところ、前期高齢者は男性HR1.110(有意水準.592)、女性HR1.137(有意水準.535)であるのに対し、後期高齢者では男性HR1.367(有意水準.021)、女性HR1.347(有意水準.033)となり、年齢が増すほどそのリスクが高くなることが確認できた。

で過ごしことが増え閉じこもり状態となりやすい。また、介護者自身が健康不安を感じていても、介護により受診機会が減少することで健康を害しやすい。介護から精神的ストレスが生じ、うつ状態となる可能性がある。以上の経過を経て、健

図 1. 高齢者全年齢男女別の cox ハザード比

図 1.-①高齢者全年齢 (男性 HR1.274 有意水準.029)

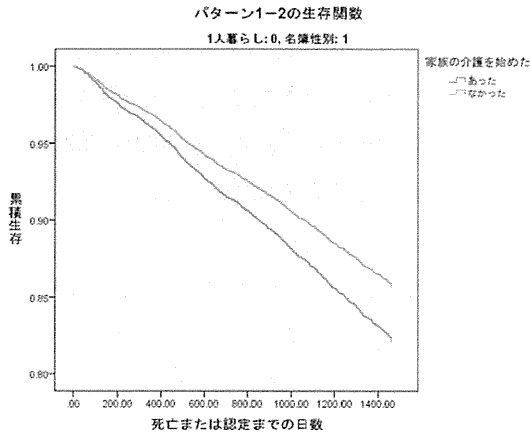


図 1.-②高齢者全年齢 (女性 HR1.289 有意水準.028)

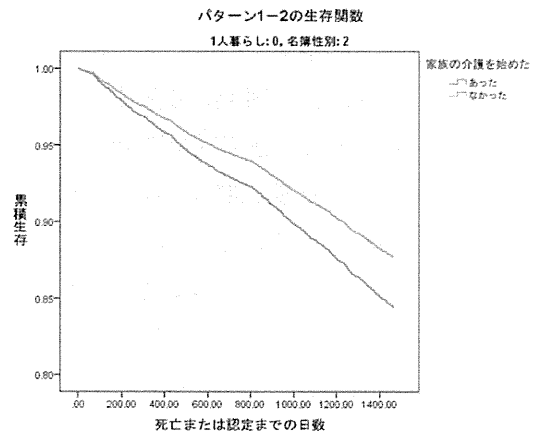


図 2. 前期高齢者男女別の cox ハザード比

図 2.-①前期高齢者 (男性 HR1.110 有意水準.592)

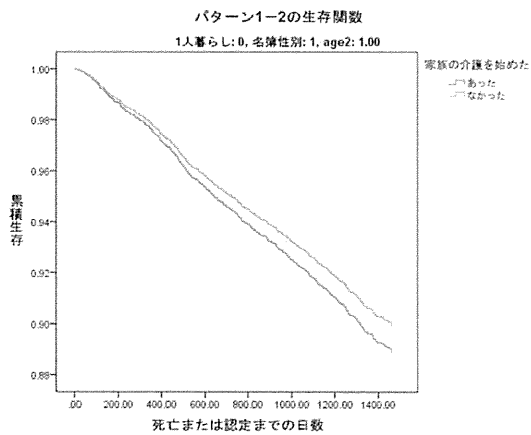


図 2.-②前期高齢者 (女性 HR1.137 有意水準.535)

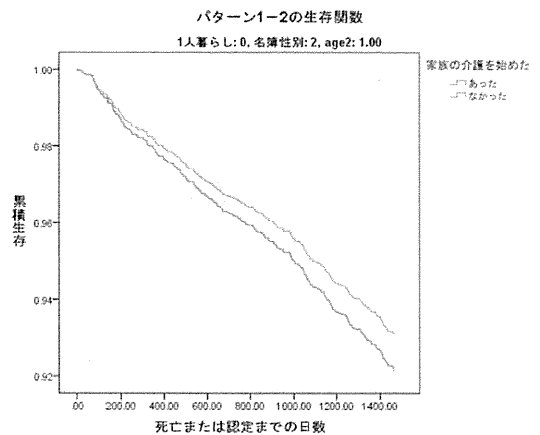


図 3. 後期高齢者男女別の cox ハザード比

図 3.-①後期高齢者 (男性 HR1.367 有意水準.021)

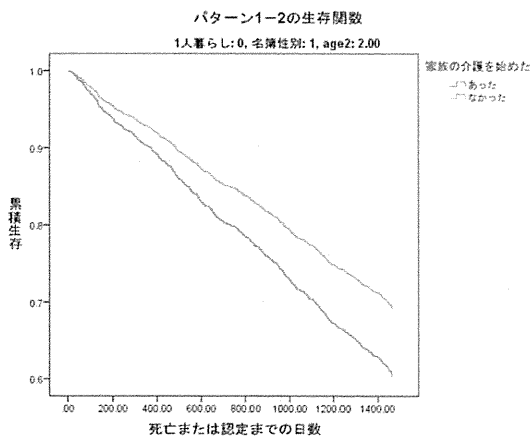
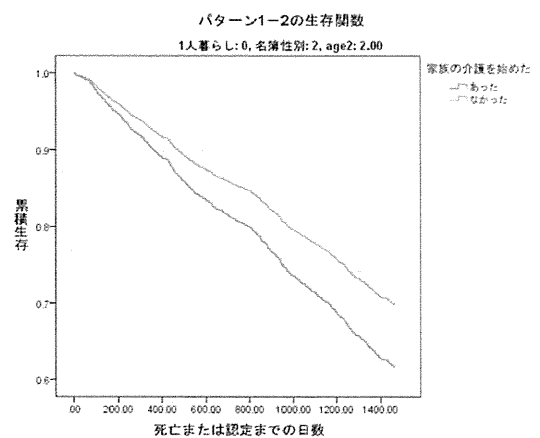


図 3.-②後期高齢者 (女性 HR1.347 有意水準.033)



康寿命が喪失される可能性が高まる。

健康寿命喪失 HR (図表 1) には、性別よる特徴がみられ、男性では、外出の頻度がほとんどない者 (HR2.46 : p<.05), 一日の歩行時間が短い者 (HR2.21 : p<.01), 昼寝の習慣がある者 (HR1.72 : p<.05), 昼寝の時間が長い者 (HR2.38 : p<.05) で有意に高かった。女性では、外出の頻度が少ない者 (HR4.97 : p<.001), GDS15 項目版 (うつなし 4 点以下, うつ傾向 5 から 9 点, うつ 10 点以上) で 5 点以上の者 (HR2.58 : p<.05) で有意にリスクが高くなった。男女とも、主観的健康感 (HR2.44 : p<.001 vs HR2.26 : p<.001) と主観的機能の項目 (HR2.64 : p<.001 vs HR3.53 : p<.001) で「よくない」と回答した者で有意に高かった。

4) 第 3 研究 : 介護者の健康保持因についての検証

第 2 研究同様に介護者のみを対象に、対象を

健康保持因子について HR を求めた。検証仮説としては、介護をしている者には、健康寿命を喪失しない者もいる。その特徴として、介護を行わなければならない状況があるものの、趣味や就労など自身の時間を確保できており、自己の時間が確保できている者である。また、SOC 中高群など物事をポジティブに捉える傾向により、うつなどの精神的ストレスを抱えにくい。

健康保持に関連する因子について分析すると (図表 2), 男性のみ、就労している者 (HR2.33 : p<.05), 趣味のある者 (HR1.59 : p<.05), SOC (ストレス対処能力) 中高群 (HR2.35 : p<.01), PGC (主観的幸福感) 中高群 (HR1.83 : p<.01) で有意に高かった。また、ソーシャルサポートを問う項目で、自身の存在を認めてくれている人がいると回答した者で有意に高かった (HR2.10 : p<.01)。

図表. 1 介護者を対象としたcox回帰分析(年齢のみ調整)

	健康寿命喪失(死亡・要介護認定)			
	男性		女性	
	ハザード比	P値	ハザード比	P値
(閉じこもりにかかわる当たる項目)				
外出の頻度が少ない 0=なし、1=あり	2.639	.024	4.973	.000
一日の歩行時間が短い 0=なし、1=あり	2.207	.001	1.150	.593
昼寝の習慣 0=なし、1=あり	1.719	.013	1.306	.248
昼寝の時間が長い 0=なし、1=あり	2.375	.011	1.306	.248
(精神的ストレス)				
うつ 0=なし、1=あり	1.569	.064	2.579	.001
(健康不安に関する項目)				
主観的健康感良くない 0=なし、1=あり	2.440	.000	2.262	.000
主観的機能良くない 0=なし、1=あり	2.644	.000	3.529	.000

図表. 2 介護者を対象としたcox回帰分析(年齢のみ調整)

	健康寿命喪失(死亡・要介護認定)			
	男性		女性	
	ハザード比	P値	ハザード比	P値
(時間にかかわる項目)				
就労 0=あり、1=なし	2.332	.010	.902	.776
趣味 0=あり、1=なし	1.591	.046	1.461	.111
(自己肯定感にかかわる項目)				
SOC 0=中高、1=低	2.345	.000	1.096	.730
PGC 0=中高、1=低	1.827	.008	1.322	.248
(ソーシャルサポート)				
存在を認めてくれる人がいる 0=あり、1=なし	2.097	.008	1.572	.291

E. 考察

介護者は非介護者に比べ男女とも年齢に差は見られなかったものの、介護者は非介護者より有意に健康寿命を喪失するリスクが高く、後期高齢者でそのリスクが増すことが確認できた。このことは、介護保険制度があっても、介護が健康寿命を縮めるほどのストレッサーであることを意味している。また、介護者の性別は、国民生活基礎調査（2010）⁵⁾の男性 27.2 パーセント、女性 72.8 パーセントに対し、本報告書では男性 45.4 パーセント、女性 54.6 パーセントと男性に多くみられた。高齢者になると、介護者に男性のしめる割合が増すと考えられる。介護が破綻する傾向は男性に多く、男性介護者への支援は重要な課題⁶⁾と考える。

介護者が健康寿命を喪失する要因として、男女とも閉じこもりがあり、男性では歩行時間が短い者や昼寝の習慣が見られた。国民生活基礎調査⁵⁾によると、同居している介護者の1日のうち介護に要した時間として、「必要なとき手をかす程度」が最も多い（40.2 パーセント）が、「ほとんど終日」と回答している者も多かった（22.8 パーセント）。今回、閉じこもり状態であった介護者が介護していた要介護者の要介護度が高かった可能性もあるが、男性では就労や趣味など個人の時間を有しているもの健康保持因子となっていることから、介護者が自分の時間が持てる内容の支援は検討すべき課題であると考え。また、うつや男女とも主観的健康感や機能状態で良くないと回答した者、女性ではうつで健康寿命の喪失のリスクが高くなった。イギリスやオーストラリアなど他の先進国と異なり、本邦では介護者のニーズアセスメントの対象ではなく孤立しやすい^{7) 8)}。介護者自身の不調やうつなどのストレス反応がみられても、ケアの対象とされておらず健康寿命の喪失が高くなると考える。本報告において、介護を始めることが、単に主観的な介護負担だけでなく、介護者自身が要介護認定を受けたり死亡する「健康寿命の喪失」リスクを高めることが確認

された。これは他の先進国で進められている「介護者法」の策定など、介護者の権利を守り支援することの重要性を示している。

文献

- 1) 平松誠, 近藤克則 (2010) 「家族介護者の抑うつと死亡・要介護状態発生 (健康寿命喪失) との関連」『日本社会福祉学会第 57 回全国大会』
- 2) 保坂隆 (2007) 『自殺企図の実態と予防介入に関する研究平成 16-18 年度』厚生労働科学研究費補助金 (こころの健康科学研究事業)。
- 3) 堀容子, 星野純子 (2010) 「家族介護者の健康問題」『現代医学』58 巻, 2 号。
- 4) 加藤悦子 (2005) 『介護殺人—司法福祉の視点から』クレス出版。
- 5) 平成 22 年国民生活基礎調査の概要 (2010) <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa10/>. 厚生労働省。
- 6) 湯原悦子 (2010) 「男性介護者による高齢者虐待: 先行研究の到達点 (特集 男性による高齢者虐待: なぜ虐待するのか)」『高齢者虐待防止研究』6(1), 8-12, 2010
- 7) 三富紀敬 (2007) 『イギリスのコミュニティケアと介護者—介護者支援の国際的展開』ミネルヴァ書房。
- 8) 湯原悦子 (2010) 「イギリスとオーストラリアの介護者法の検討—日本における介護者支援のために」『日本福祉大学社会福祉論集』第 122 号。

研究要旨

要介護認定リスクを簡便に予測できる要介護認定リスク得点を開発することを目的とした。AGES（愛知老年学的評価研究）プロジェクトに参加した6市町で、要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者を対象に自記式郵送調査を行い、その後4年間（1461日）追跡したデータを用いた。先行研究で男女ともに有意な関連が認められた変数（年齢、性別、治療中疾病の有無、転倒歴、BMI、排泄障害、老研式活動能力指標、うつ（GDS尺度）、健康度自己評価、1日当たり平均歩行時間、外出頻度、友人と会う頻度、自主的な会への参加、就労）を採用し、Cox比例ハザード回帰分析を行った。4年間の要介護認定割合を予測できる要介護認定リスク得点を開発し、累計点があがるほど、介護認定割合が高まる傾向が認められた。

A. 研究目的

わが国では社会の高齢化にともない、近年、介護予防への取り組みの重要性が叫ばれるようになった。どのような高齢者が要介護認定を受けるリスクが高いのか—つまり、要介護に関するさまざまなリスクを明らかにすることは、根拠にもとづいた介護予防事業を行う上でも重要なことと言える。

現に、厚生労働省では、介護予防のための重点課題として、運動機能、栄養、口腔機能、閉じこもり、うつ、認知症といった6つの要因から介護予防事業施策を展開している¹⁾。

また、学術的に見れば、わが国における高齢者の要介護認定リスク要因として、年齢、性別、治療中の疾病の有無、転倒歴、BMI、排泄障害、身体活動、うつ、健康度自己評価、外出頻度、友人との交流頻度、自主的な社会参加、就労などがあげられている²⁾。

しかし、このようにコホート研究においてさまざまな要因が明らかであったとしても、

要介護認定リスクの大きさを判定できる手段が乏しいという課題がある。換言すれば、簡便に要介護認定のリスクの大きな高齢者を特定できるようになれば、介護予防事業にとっても非常に有用であると言える。

そこで本研究では、要介護認定リスクを簡便に予測できる要介護認定リスク得点を開発することを目的とした。

B. 研究方法

1 データ

AGES（愛知老年学的評価研究）プロジェクトに参加した6市町で、要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者を対象に自記式郵送調査を行い、その後4年間（1461日）追跡したデータを用いた（回収率50.4%）。

また、このデータで、追跡可能な対象者のうち、歩行・入浴・排泄が自立していない、または無回答の対象者と、途中で転出・死亡の対象者を除いて分析した（ $n=12103$ ）。

2 変数

目的変数は要介護認定（要介護2以上）の有無とした。

要介護認定リスクに関連する説明変数は、先行研究²⁾で男女ともに有意な関連が認められた変数（年齢、性別、治療中疾病の有無、転倒歴、BMI、排泄障害、老研式活動能力指標、うつ（GDS尺度）、健康度自己評価、1日あたり平均歩行時間、外出頻度、友人と会う頻度、自主的な会への参加、就労）を採用した。

3 分析方法

分析は、まず、Cox比例ハザード回帰分析を用いて（ステップワイズ：変数減少法）、有意な因子を抽出した。なお、説明変数で欠損があったものは欠損カテゴリーとしてモデルに投入した。

つぎに、回帰モデルで得られた各因子の β 係数のうち、最も値が小さい係数を基準値1点として、それ以外の係数との比をポイント化し（四捨五入）、要介護認定リスク得点を求めた。

最後に、各ポイントでの要介護認定割合を算出し、図示した。

C. 研究結果

追跡期間内に要介護認定を受けた対象者は、およそ10%であった（表1）。

つぎに、ステップワイズCox比例ハザードの結果から、13因子が抽出された（表2）。各ハザード比は、女性（1.29）、75歳以上（3.71）、治療中疾病あり（1.53）、転倒歴あり（1.43）、BMI18.5未満（1.29）、排泄障害あり（1.20）、老研式活動能力指標12点以下（1.40）、健康度自己評価不良（1.58）、1日あたりの歩行時間30分未満（1.13）、外出頻度週2回未満（1.28）、自主的な会への参加なし（1.44）、就労なし（1.50）であった。

係数の値が最小の変数は歩行時間であったため、これを基準値1点として各変数にポイントを与えた。各因子のポイントは、1点～11点となった。

つぎに、このポイントをもとにして要介護認定の発生割合を示した（図）。要介護認定の発生割合は、累計点が大きくなるにしたがって高まる傾向が認められた。得点が0点では発生割合は0%だったが、19点で10%、27点で20%、37点で40%を超えていた。

D. 考察

本研究では、先行研究で得られたリスク要因を考慮に入れ、要介護認定リスク得点を開発することを試みた。その結果、性別、年齢、治療中の疾病の有無、転倒歴、BMI、排泄障害の有無、老研式活動能力指標、健康度自己評価、1日あたりの歩行時間、外出頻度、自主的な会への参加の有無、就労の有無が要介護リスク得点の因子として得られた、因子それぞれに得点を与え、要介護認定割合を1得点ごとに算出したところ、要介護リスク得点が大きくなるほど要介護認定割合が増加することが明らかになった。その意味では、適切に要介護認定のリスクをとらえている要介護リスク得点を構築することができたのではないかと考えられる。

しかし、今回得られた結果はあくまで学術的な知見を踏まえた要介護リスク得点の開発にとどまっているという課題が残されている。つまり、要介護事業を行う介護保険者が使いやすい得点を構築することが望まれる。事実、スコアの精度の高さが実証済みである基本チェックリスト³⁾が、要介護リスクをもつ高齢者のスクリーニングのために用いられていることを考えれば、今後は基本チェックリストに採用されている変数との関係を検証した上で、より精度の高い要介護リスク得点を構築

する必要があると考える。

3. その他
該当なし

E. 結論

4年間の要介護認定割合を予測できる要介護認定リスク得点を開発し、累計点があがるほど、介護認定割合が高まる傾向が認められた。

F. 文献

- 1) 厚生労働省：介護予防 (http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/yobou/index.htm)
1) 2012年4月30日アクセス
- 2) 平井寛・近藤克則・尾島俊之ほか：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(8)：501-512, 2009
- 3) 辻一郎：介護予防サービスの効果評価に関する研究．厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）平成21年度総括研究報告書．2010

G. 研究発表

1. 論文発表
該当なし
2. 学会発表
該当なし
3. その他
該当なし

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得
該当なし
2. 実用新案登録
該当なし

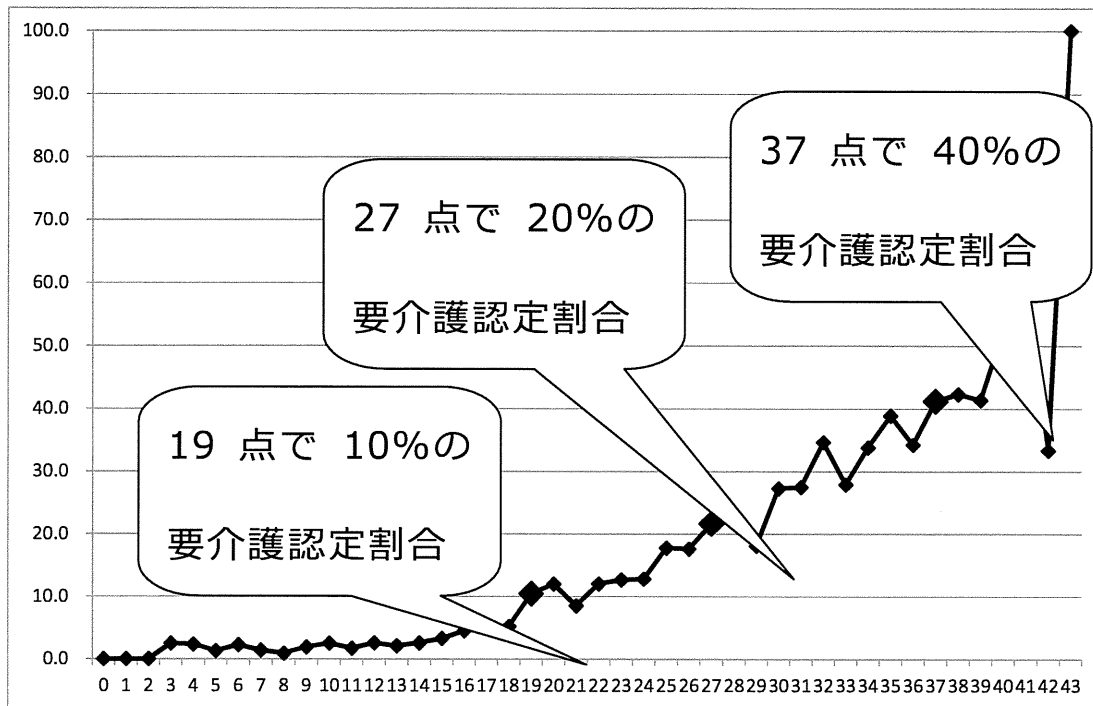
表1 各変数の記述統計量

	n (%)		n (%)
1461日以内の要介護認定有無		GDS	
あり	10934 (90.3)	0-4点 (うつなし)	## (57.7)
なし	1169 (9.7)	5-15点 (うつ傾向・うつ状態)	## (23.5)
性別		欠損	## (18.7)
男性	5754 (47.5)	健康度自己評価	
女性	6349 (52.5)	よい	## (73.4)
年齢		悪い	## (25.1)
65-74	8220 (67.9)	欠損	179 (1.5)
75+	3883 (32.1)	1日あたりの平均歩行時間	
治療中の疾患の有無		30分以上	## (57.8)
なし	2073 (17.1)	30分未満	## (31.4)
あり	9416 (77.8)	欠損	## (10.8)
欠損	614 (5.1)	外出頻度	
転倒歴		週2回以上	## (76.2)
なし	8390 (69.3)	週2回未満	## (20.0)
あり	3203 (26.5)	欠損	461 (3.8)
欠損	510 (4.2)	友人と会う頻度	
BMI		月1回以上	## (73.8)
18.5以上	10798 (89.2)	月1回未満	## (21.4)
18.5未満	841 (6.9)	欠損	593 (4.9)
欠損	464 (3.8)	自主的会参加	
排泄障害		1つ以上	## (34.4)
なし	8343 (68.9)	なし	## (49.1)
あり	943 (7.8)	欠損	## (16.5)
欠損	2817 (23.3)	就労の有無	
老研式活動能力指標		あり	## (25.5)
13点	5169 (42.7)	なし	## (72.5)
0-12点	5994 (49.5)	欠損	238 (2.0)
欠損	940 (7.8)		

表2 Cox比例ハザード回帰分析の結果

	b	SE		HR	lower	upper	要介護認定リスク得点
性別 (ref : 男性)							
女性	0.252	0.06	***	1.287	1.136	1.457	2
年齢 (ref : 65-74)							
75+	1.312	0.07	***	3.712	3.257	4.230	11
治療中の疾患の有無 (ref : なし)							
あり	0.426	0.12	***	1.531	1.216	1.929	4
NA	0.512	0.16	**	1.668	1.220	2.279	4
転倒歴 (ref : なし)							
あり	0.358	0.06	***	1.431	1.268	1.614	3
BMI (ref : 18.5以上)							
18.5未満	0.254	0.09	**	1.289	1.075	1.546	2
NA	0.507	0.10	***	1.661	1.359	2.029	4
排泄障害 (ref : なし)							
あり	0.183	0.09	*	1.200	1.011	1.425	2
老研式活動能力指標 (ref : 13点)							
0-12点	0.336	0.07	***	1.400	1.212	1.616	3
NA	0.608	0.10	***	1.837	1.501	2.249	5
GDS (ref : 0-4点うつなし)							
5-15点 (うつ傾向・うつ状態)	0.194	0.07	**	1.214	1.065	1.383	2
主観的健康感 (ref : よい)							
悪い	0.459	0.07	***	1.582	1.393	1.798	4
NA	0.546	0.18	**	1.726	1.213	2.454	5
1日あたりの平均歩行時間 (ref : 30分以上)							
30分未満	0.120	0.06	*	1.128	1.000	1.272	1 基準値
外出頻度 (ref : 週2回以上)							
週2回未満	0.247	0.07	***	1.280	1.123	1.459	2
NA	0.360	0.13	**	1.433	1.113	1.847	3
自主的会参加 (ref : 1つ以上)							
なし	0.362	0.08	***	1.436	1.225	1.684	3
NA	0.419	0.10		1.521	1.260	1.837	3
就労の有無 (ref : あり)							
なし	0.402	0.09	***	1.495	1.260	1.773	3

図 各ポイントでの要介護認定割合



厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）
分担研究報告書

ソーシャルキャピタルと高齢者の残存歯数の関連；J-AGESプロジェクト

研究分担者 小坂 健（東北大学大学院歯学研究科国際歯科保健学分野 教授）

研究分担者 山本 龍生（神奈川歯科大学社会歯科学講座 准教授）

研究協力者 相田 潤（東北大学大学院歯学研究科国際歯科保健学分野 准教授）

研究協力者 竹内 研時（東北大学大学院歯学研究科国際歯科保健学分野 大学院生）

研究要旨

2010年8月～2011年5月に行われた日本老年学的評価研究（J-AGES）のベースラインデータをを用いて横断研究を実施した。65歳以上高齢者117,494名を対象に自記式郵送（一部訪問）調査を行い78,769名から回答を得た（回収率67%）。主な変数に欠損のない25市町村・188小学校区に居住する72,231名のデータを利用し、残存歯数が多い（20歯以上）ことに、地域のソーシャルキャピタルが関連するか検討した。マルチレベルポアソン回帰分析の結果、共変量を考慮した上でも、小学校区の趣味の会の参加率が10%上昇すると、残存歯数が20本以上のPrevalence ratioが1.04倍（95%CI=1.00 - 1.08）と有意に高かった。地域のSCが保健行動や情報の伝播、社会規範や保健政策、ストレス、地域の保健医療サービスの充実に影響する等の機序が考えられるが、検証が必要である。横断研究であるためコホート研究や介入研究による検証が必要である。地域のソーシャルキャピタルが、高齢者の歯の残存とその地域格差に影響している可能性が示唆された。

A. 研究目的

口腔の健康が、要介護状態や死亡といった全身の健康に関連、影響することが報告されており、重要性が注目されている¹⁻³。さらに、齲蝕や歯周病といった口腔疾患は、有病率がきわめて高いため社会への負担は大きく、国民医療の金額では2兆5千億円（平成20年）を超え、公衆衛生上大きな問題である。

近年、社会的決定要因のひとつであるソーシャルキャピタル（以下SC）が口腔の健康に関連することが示されている⁴⁻⁷。Putnamは、ソーシャルキャピタルを「人々の協調行動を活発にすることによって、社会の効率性を高めることのできる、信頼・規範・ネットワーク、といった社会的仕組みの特徴」（1993）として⁸、自発的（voluntary）な社会参加を概念・

測定において重要視している（2000）⁹。日本の高齢者において、自発的な社会参加の好例として、趣味活動における社会参加が存在する。地域における趣味活動の活性化は、公民館の開放や組織作りなどで比較的容易に介入・変更のできる可能性が存在する。地域の趣味活動を指標としたSCと口腔の健康との関連が、多地域で詳細に検討されたことは無かった。

そこで本研究では、SCの指標として、趣味の会の参加率を用い、これが高い地域に居住する人ほど、20歯以上保有する可能性が高いかどうかを検討することを目的とした。

B. 研究方法

2010年8月～2011年5月に行われた日本老年

学的評価研究 (J-AGES) のベースラインデータを用い、横断研究を行った。65歳以上高齢者117,494名を対象に自記式郵送 (一部訪問) 調査を行い78,769名から回答を得た (回収率67%)。

主な変数に欠損のない25市町村・188小学校区に居住する72,231名のデータを利用し、残存歯数が多い (20歯以上) ことに、地域のSCが関連するか検討した。

個人レベルの変数として、歯の本数、性、年齢、主観的健康感、日常生活動作、喫煙、等価所得、学歴を用いた。歯の本数は、選択肢からの自記式で得た。地域レベルは、小学校区 (レベル2) および市町村 (レベル3) の2つのレベルを用いた。小学校区の変数として、質問紙の結果から算出した趣味の会への参加率および平均等価所得を用いた。市町村の変数として、e-Stat (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do>) より得た統計指標である、平均所得、人口密度、失業率、歯科医院密度 (人口千人当たり) を用いた。

個人—小学校区—市町村の3レベルの階層性を考慮したマルチレベルポアソン回帰分析を行い、Intercept random modelで歯が20以上のPrevalence ratioを算出した (ソフトウェア: MLwiN 2.20)。

(倫理面への配慮)

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、各自治体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

72,231名の高齢者の内、30.22%が20歯以上を有した。趣味の会には、43.37%の者が参加していた (表1)。

単変量解析の結果、小学校区の趣味の会の参加率が10%上昇すると、残存歯数が20本以上のPrevalence ratio (PR) が1.12倍 (95%CI=1.0

7 - 1.17) と有意に高かった (表2)。他の変数をすべて投入した多変量解析では、この関係は弱まったものの、有意であったPR=1.04 (95%CI=1.00 - 1.08)。

D. 考察

多変量解析の結果、小学校区の趣味の会の参加率が10%上昇すると、残存歯数が20本以上のPRが1.04倍 (95%CI=1.00 - 1.08) と有意に高かった。

先行研究において、口腔の健康と地域のSCの関連が示されている^{4,7}。Aidaらは、同じく2003年の横断調査データの内、歯科に関連する質問紙に回答した5560名の解析結果から、水平的および垂直的ソーシャルキャピタルと歯の健康の関連を調べた。比較的上下関係が存在すると考えられる政治や業界団体などへの参加を垂直的、趣味やスポーツ関係の団体への参加を水平的ソーシャルキャピタルとして、地域ごとの組織参加の豊富さと残存歯数の関連を調べた。個人および地域の水平的ソーシャルキャピタルが高いほど残存歯が多く、垂直的ソーシャルキャピタルは残存歯と有意な関係を持たないことがわかった⁵。本研究の結果は、先行研究と一致するものである。

SCが健康に影響するメカニズムとしては、次の4つの説明が存在する¹⁰。第1に、ソーシャルキャピタルが望ましい保健行動を促進することである。例えば、ソーシャルキャピタルが高い地域では、規範が守られ、大人が未成年の喫煙に対して注意をしたり、販売を厳格に行わないといったことがあるだろう。喫煙は歯周病のリスク因子である。また、人々のネットワークが豊かで、情報の伝達が早いこともあるだろう。第2に、ソーシャルキャピタルが豊かな地域では、市民運動や市民による働きかけが活発になることで、保健医療や

レクリエーションに関するサービスや施設が充実することが挙げられる。この結果、サービスや施設が利用しやすくなり、健康の維持向上に結び付く。第3の機序には心理社会的ストレスがかかわる。ソーシャルキャピタルが高い社会は、人々の助け合いが多く、お互いを尊敬しあい、孤立した人も少ないような社会である。このような環境に住む人は、ストレスが緩和され、ストレスが寄与する歯周疾患のリスクが減少するだろう。また、ストレスにより感触が増えるといった、齶蝕の原因となるような食生活への悪影響も減るだろう。さらに、このような社会で育った子どもは、人々は例え見ず知らずの人であっても助け合うべき、といったことを早いうちから学ぶという。第4には、ソーシャルキャピタルが高い地域では、投票率などを通じた政治参加が増えることで、政策が一部の人々ではなく地域の全体に利益になるようなもの（例えば、学校でのフッ化物洗口を促進するようなセーフティーネット）となる。これが健康に影響をおよぼす。こうしたメカニズムに関する検証研究が必要であろう。

本研究は横断研究であり、因果の逆転の可能性が存在するため、コホート研究や介入研究による検証が必要である。

E. 結論

趣味の会の参加率が高い地域の居住者は、残存歯数が多い関連が示された。ソーシャルキャピタルが高い地域に居住することで口腔の健康が増進される可能性が示唆された。

F. 文献

1 Abnet CC, Qiao YL, Dawsey SM, *et al.* Tooth loss is associated with increased risk of total death and death from upper gastrointestinal cancer, heart disease, and

stroke in a Chinese population-based cohort. *Int J Epidemiol* 2005;34:467-74.

2 Aida J, Kondo K, Hirai H, *et al.* Association between dental status and incident disability in an older Japanese population. *J Am Geriatr Soc* 2012;60:338-43.

3 Aida J, Kondo K, Yamamoto T, *et al.* Oral health and cancer, cardiovascular, and respiratory mortality of Japanese. *J Dent Res* 2011;90:1129-35.

4 Aida J, Kondo K, Kondo N, *et al.* Income inequality, social capital and self-rated health and dental status in older Japanese. *Soc Sci Med* 2011;73:1561-8.

5 Aida J, Hanibuchi T, Nakade M, *et al.* The different effects of vertical social capital and horizontal social capital on dental status: a multilevel analysis. *Soc Sci Med* 2009;69:512-8.

6 Aida J, Kuriyama S, Ohmori-Matsuda K, *et al.* The association between neighborhood social capital and self-reported dentate status in elderly Japanese - The Ohsaki Cohort 2006 Study. *Community Dent Oral Epidemiol* 2011;39:239-49.

7 Pattussi MP, Hardy R, Sheiham A. Neighborhood social capital and dental injuries in Brazilian adolescents. *Am J Public Health* 2006;96:1462-8.

8 Putnam RD. *Making democracy work: Civic traditions in modern Italy.* Princeton: Princeton University Press 1993.

9 Putnam R. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community.* New York: Simon and Schuster 2000.

10 Kawachi I, Berkman L. Social cohesion, social capital, and health. In: Berkman L, Kawachi I, eds. *Social epidemiology.* New York: Oxford University Press 2000:174-90.

G. 研究発表

1. 論文発表

Aida J, Kondo K, Kondo N, Watt RG, Sheiham A, Tsakos G. Income inequality, social capital and self-rated health and dental status in older Japanese. *Social science & medicine* 2011;73(10):1561-8.

Aida J, Kuriyama S, Ohmori-Matsuda K, Hozawa A, Osaka K, Tsuji I. The association between neighborhood social capital and self-reported dentate status in elderly

Japanese - The Ohsaki Cohort 2006 Study.
Community Dentistry and Oral Epidemiology
2011;39(3):239-49.

2. 学会発表

相田潤、近藤克則、山本龍生、竹内研時、
小坂健. ソーシャルキャピタルと高齢者の
残存歯数の関連 ; J-AGESプロジェクト.
第22回日本疫学会学術総会. 2012年1月28
日

3. その他

該当なし

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得

該当なし

2. 実用新案登録

該当なし

3. その他

該当なし

表 1. 個人レベル変数と小学校区ソーシャルキャピタル変数の関係

	N	%	趣味の会の 参加率 %	SD
残存歯数				
19 歯以下	50401	69.78	42.97	6.14
20 歯以上	21830	30.22	44.32	5.64
性別				
男性	31794	44.02	43.60	5.99
女性	37691	52.18	43.23	6.03
年齢階級				
65-69	19941	27.61	43.93	5.82
70-74	19051	26.38	43.60	5.96
75-79	15203	21.05	43.09	6.09
80-84	9534	13.20	42.75	6.27
85-	5181	7.17	42.65	6.04
主観的健康感				
とても良い	7613	10.54	43.83	6.04
良い	47646	65.96	43.46	5.98
悪い	13127	18.17	43.02	6.05
とても悪い	2615	3.62	42.61	6.26
日常生活動作				
介助なしに 1 人でしている	68799	95.25	43.43	6.01
手を貸してもらうなど、一部の介助を必要としている	1656	2.29	42.46	6.27
全面的に介助を必要としている	427	0.59	41.85	5.92
婚姻状態				
配偶者がいる	49271	68.21	43.68	5.94
死別した	16037	22.20	42.80	6.12
離別した	1766	2.44	42.92	5.85
結婚していない	1044	1.45	42.86	5.69
その他	411	0.57	41.85	6.44
等価所得				
50 万円以下	3183	4.41	41.82	6.56
50-99 万円	6785	9.39	41.97	6.44
100-149 万円	7679	10.63	42.98	5.91
150-199 万円	11740	16.25	43.89	5.81
200-300 万円	12997	17.99	44.08	5.77
300-400 万円	7953	11.01	44.28	5.57
400 万円以上	5917	8.19	44.27	5.67
教育歴				
6年未満	2044	2.83	41.39	6.69
6～9年	34479	47.73	42.76	6.16
10～12年	21930	30.36	44.30	5.57
13年以上	9587	13.27	44.27	5.72
合計	72231	100.00	43.37	6.03

表2. マルチレベル分析による残存歯数20歯以上保有のPrevalence ratio

	切片のみのモデル		共変量を同時投入したモデル		全変数を投入したモデル	
			*		*	
<i>Fixed effect</i>						
小学校区変数						
趣味の会の参加率	1.12	(1.07 - 1.17)			1.04	(1.00 - 1.08)
平均等価所得(回答者)			1.01	(1.00 - 1.02)	1.01	(1.00 - 1.02)
市町村変数						
人口密度			1.06	(0.97 - 1.15)	1.05	(0.96 - 1.14)
歯科医院密度(千人当たり)			0.80	(0.45 - 1.40)	0.89	(0.50 - 1.59)
平均所得(人口全体)			1.00	(1.00 - 1.01)	1.00	(1.00 - 1.01)
失業率			1.02	(0.99 - 1.05)	1.02	(0.99 - 1.05)
<i>Random effect</i>						
市町村レベル	0.0694	0.0205	0.0068	0.0026	0.0068	0.0025
小学校レベル	0.0081	0.0021	0.0029	0.0013	0.0027	0.0013

*; 性別、年齢、主観的健康感、日常生活動作、婚姻状態、等価所得、教育歴を調整済み (N=72231)

高齢者の抑うつに関連する地域環境要因に関するマルチレベル分析：J-AGES プロジェクト

研究分担者 近藤 尚己

（山梨大学医学工学総合研究部社会医学講座 講師）

研究要旨

介護予防の重点課題の一つである抑うつについて、関連する地域社会環境要因について検討した。日本老年学的評価研究（J-AGES）のベースライン調査（2010年8月～2011年3月）の横断データを利用した。全国25市町村在住の高齢者（65+歳）65,695名のデータを分析した（回収率67%）。「重度の抑うつ症状あり」をGeriatric Depression Scaleのスコア11点以上で定義した。重度抑うつ症状の有病には大きな地域差があった。既知の個人レベルの抑うつリスクとは独立して、市町村レベルの信頼と、運動に適した構築環境があることが個人の抑うつリスクが低いことと関連していた。これら市町村レベルの要因は抑うつ症状の地域分散の71%を説明した。地域住民同士の信頼に代表されるソーシャル・キャピタルおよび構築環境が高齢者の抑うつ予防において特に重要な地域環境要因である可能性がある。介護予防活動のベンチマーキングにおいては、これらの社会環境要因も継続的に評価していくことが重要と考えられた。

A. 研究目的

抑うつは介護予防の重点ターゲットの一つである。抑うつのリスクとしては、加齢やその他の精神疾患、学歴や所得といった社会経済要因、閉じこもり（社会参加が乏しいこと）やストレスフルなライフイベントの発生といった心理社会的要因の環境が指摘されている。さらに、個人がおかれている地域社会環境として、地域の結束と信頼の度合いであるソーシャル・キャピタルや地域の構築環境（運動しやすい環境か否かなど）、都市化の度合い、年齢構成といった幅広い地域社会要因の影響も考えられる。ところが、個人レベルの要因を十分考慮に入れた上で、高齢者の抑うつ症状と関連する地域社会要因について検討した研究はほとんど見られない。

現在研究班で実施している介護予防の推進のためのベンチマーキングの試みにおいては、高齢者の健康に影響を与える地域社会環境要因およ

びその関連の強さを明らかにする必要がある。本報告では、2010年に本研究班によって実施された日本老年学的評価研究（J-AGES）のベースラインデータを用いて、個人の抑うつと関連する地域社会要因について行った分析結果を提示する。

B. 研究方法

ベースライン調査は2010年8月～2011年3月に全国の市町村で実施された。対象者は要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者であった。郵送自記式の調査を実施し、全国で平均して67%の回収率であった。主要データに欠損のない、65,695名分のデータを分析した。

精神的健康度をGeriatric Depression Scaleで測定した。基準に則り、スコア11点以上を示した場合に「重度の抑うつあり」と定義した。

個人レベルの説明変数としては、個人特性（年齢、性別、婚姻状況）社会経済要因（学歴、等価

世帯所得) 心理社会・社会参加状況(外出頻度, 過去1年間に大きなライフイベントがあったか否か, スポーツ組織への参加, 趣味の活動への参加), および個人のソーシャル・キャピタル(地域への信頼感)を検討した。

市町村レベルの地域社会環境要因として, 貧困者の割合(所得中央値の半分未満の人の割合), 閉じこもり(外出が週1回未満の人)の割合, 地域レベルのソーシャル・キャピタル(「地域への人々は信用できるか」に対して「とてもそう思う」と答えた人の割合), 構築環境(「公園や歩行に適した歩道が近くにある」と答えた人の割合)そして地域特性として人口密度と高齢者人口割合を用いた。

地域レベルの切片および各変数の傾きのばらつきを変量効果として, 地域内相関を仮定したマルチレベルのロジスティック回帰分析を実施した。

C. 研究結果(表参照)

重度抑うつ症状の有望率には統計的に有意な市町村差が見られた。重度抑うつのあり/なしを目的変数としたロジスティックモデルにおいて, 説明変数を投入しないempty modelの分散は0.054, 分散の標準誤差は0.018(Wald統計量=9.0)であった。

これまで知られているように, 個人レベルの要因としては, 高齢, 配偶者なし, 低学歴, 低所得, 外出頻度が低いこと, 過去1年間にストレスフルなライフイベントがあった, 地域の人々への信頼が低いこと, スポーツや趣味の組織へ参加していないことが統計的に有意に重度抑うつ状態であることと関連していた。

これらをすべて同時投入した多変量モデルでも, スポーツ組織への参加の有無を除くすべてで, 統計的に有意な関連が維持され, 地域レベルの変数を投入した変量切片モデルでも同様であった。

地域レベルの変数の中では, 貧困割合および閉

じこもりの割合が高いこと, そして高齢者人口割合が高いことが, 個人の重度抑うつと有印関連した。一方, 地域の構築環境(公園や歩行に適した歩道が近くにあると答えた人の割合)が良いほど, そして人口密度が高いほど, 重度抑うつとなりにくいことが示された。個人要因を同時に投入したところ, これらの傾向は変化した。単変量分析では有意でなかった, 地域のソーシャル・キャピタルが高いこと(「地域の人々は信用できるか」に対して「とてもそう思う」と答えた人の割合が高いこと)と, 地域の構築環境(公園や歩行に適した歩道が近くにあると答えた人の割合)がよいことのみが, 個人の抑うつリスクとは独立して, 統計的に有意に重度抑うつリスクが低いことと関連した。これら市町村レベルの要因は抑うつ症状の地域分散の71%を説明した。男女別の層別分析も行ったが, 結果に顕著な男女差は見られなかった。「信頼」の抑うつへの関連に関して, レベル間交互作用は見られなかった。傾きの変量効果を入れたモデルの結果は, 変量切片モデルと変わらなかった。

D. 考察

他者への信頼度や実際の運動や社会活動への参加の有無とは独立して, 地域のソーシャル・キャピタルと構築環境が良いことが, 高齢者の抑うつリスクが低いことと関連していた。横断研究のため時間的關係を明らかにできないため, 今後縦断的に検討を加える必要があるが, 「地域づくり」による介護予防対策の有効性を支持する結果が示された。

地域のソーシャル・キャピタルが高いと住民同士の協調行動がとられやすく, 互いの手段的・情緒的・情動的サポートが得られやすくなることが指摘されており, これらのような理由で, 個人の抑うつ予防にソーシャル・キャピタルが寄与する可能性が考えられる。またソーシャル・キャピタ

ルが高い地域では互いの監視が行き届くために抑うつ発見が可能になるといった効果も考えられる(1)。

地域のソーシャル・キャピタルに加え、歩行や運動をしやすい環境があることが、抑うつリスクが低いことと関連していた。地域の構築環境の重要性はこれまでも指摘されている。歩行や運動ができやすい環境があることは、メンタルヘルスの維持のために重要な運動の継続をやすくするだけでなく、社会参加の機会としての外出のきっかけを提供することにもつながる。ただし今回はスポーツ組織への参加や外出とは独立して関連が見られたことから、歩行に適した環境があることが、それ以外の環境面の良さを反映する形で、個人の抑うつリスクが低いことと関連していたのではないかと考えられた。

E. 結論

地域住民同士の信頼に代表されるソーシャル・キャピタルおよび構築環境が高齢者の抑うつ予防において特に重要な地域環境要因である可能性が示された。これらの地域要因を、介護予防のためのリソースとして、継続的に評価することの重要性が示唆された。

F. 文献

1. イチロー・カワチ, ダニエル・キム, SV・スブラマニアン, 藤澤由和 (訳), 高尾総司 (訳), 濱野強 (訳). ソーシャルキャピタルと健康. 東京: 日本評論社; 2008.

G. 研究発表

1. 論文発表
該当なし
2. 学会発表

近藤尚己, 齊藤雅茂, 近藤 則, 尾島俊之, 三澤仁平, 市田行信, 平井寛, 山縣然太朗. 高齢者の

抑うつに関連する地域環境要因に関するマルチレベル分析: J-AGES プロジェクト. 第22回日本疫学会学術総会. 一橋記念講堂 (東京). 2012年1月27日.

3. その他
該当なし

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む。)

1. 特許取得
該当なし
2. 実用新案登録
該当なし
3. その他
該当なし

表 調査対象者の属性別の抑うつ症状(+)の割合と変量切片モデルによる分析結果

	抑うつあり人数 / n (%) 平均 [標準偏差]		単変量	個人レベル変数 のみ投入	市町村レベル変数 を追加
固定効果					
個人レベルの変数 (N=65,695)					
年齢 (1歳ごと)	74.1	[6.4]	1.22 (1.18-1.26)	1.01 (0.97-1.05)	1.01 (0.97-1.05)
性別					
男	1,551 / 30,721	(5.1)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
女	1,824 / 35,244	(5.2)	1.01 (0.94-1.08)	0.79 (0.73-0.86)	0.79 (0.73-0.86)
婚姻状況					
婚姻している	2,044 / 47,020	(4.4)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
死別	917 / 14,787	(6.2)	1.41 (1.30-1.53)	1.18 (1.08-1.30)	1.18 (1.08-1.30)
離別	184 / 1,696	(10.9)	2.59 (2.20-3.04)	2.08 (1.75-2.46)	2.09 (1.76-2.47)
婚姻経験なし	81 / 953	(8.5)	1.98 (1.56-2.51)	1.75 (1.37-2.24)	1.76 (1.38-2.24)
学歴 (教育年数)					
< 6年	220 / 1,841	(12.0)	3.95 (3.28-4.76)	1.99 (1.63-2.42)	2.00 (1.65-2.44)
6-9年	1,892 / 31,914	(5.9)	1.92 (1.69-2.18)	1.35 (1.19-1.54)	1.35 (1.19-1.54)
10-12年	820 / 21,323	(3.9)	1.15 (1.00-1.32)	1.07 (0.93-1.23)	1.07 (0.93-1.22)
13+年	316 / 9,373	(3.4)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
等価世帯所得					
1. 最低 (貧困線未満)	902 / 9,472	(9.5)	6.10 (4.99-7.45)	4.09 (3.33-5.01)	4.11 (3.36-5.03)
2. 低	861 / 14,644	(5.9)	3.65 (2.99-4.45)	2.84 (2.32-3.48)	2.85 (2.34-3.48)
3. 高	741 / 23,258	(3.2)	1.93 (1.58-2.36)	1.76 (1.44-2.16)	1.76 (1.44-2.16)
4. 最高	116 / 7,002	(1.7)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
外出頻度					
ほぼ毎日	887 / 31,524	(2.8)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
2-3回 / 週	1,030 / 18,569	(5.6)	2.01 (1.83-2.21)	1.81 (1.64-1.99)	1.82 (1.65-2.00)
1回 / 週	495 / 6,735	(7.4)	2.70 (2.41-3.04)	2.22 (1.97-2.50)	2.23 (1.98-2.51)
1-2回 / 月	409 / 3,895	(10.5)	3.96 (3.48-4.49)	2.98 (2.61-3.40)	2.98 (2.61-3.40)
それ未満	347 / 2,006	(17.3)	6.95 (6.06-7.97)	4.57 (3.94-5.29)	4.57 (3.95-5.29)
過去1年に大きなライフイベント					
あった	2,443 / 29,776	(6.8)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
特に変化なかった	932 / 36,189	(3.1)	0.45 (0.42-0.49)	0.48 (0.44-0.52)	0.48 (0.44-0.52)
地域の人々は信用できるか					
とてもそう思う	261 / 9,699	(2.7)	0.46 (0.41-0.53)	0.48 (0.42-0.55)	0.48 (0.42-0.55)
他	3,114 / 56,266	(5.5)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
スポーツ組織に参加しているか					
はい	969 / 26,076	(3.7)	0.60 (0.56-0.65)	0.97 (0.87-1.08)	0.97 (0.88-1.08)
いいえ	2,406 / 39,889	(6.0)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
趣味の活動に参加しているか					
はい	1,193 / 35,155	(3.4)	0.46 (0.43-0.50)	0.57 (0.52-0.63)	0.57 (0.52-0.63)
いいえ	2,182 / 30,810	(7.1)	1.00 Ref.	1.00 Ref.	1.00 Ref.
市町村レベルの変数 (N=25)					
貧困割合 (所得中央値の半分未満の人の割合) %					
	19.7	[9.47]	1.13 (1.06-1.21)		1.07 (0.95-1.21)
閉じこもり (外出週1回未満) の割合 %					
	22.0	[9.1]	1.16 (1.08-1.25)		1.05 (0.95-1.17)
「地域の人々は信用できるか？」に「とてもそう思う」割合 %					
	16.3	[3.7]	1.08 (0.996-1.17)		0.89 (0.81-0.98)
「公園や歩行に適した歩道が近くにある」と答えた人の割合 %					
	66.4	[9.8]	0.88 (0.82-0.94)		0.92 (0.86-0.97)
人口密度 (/km ²)	992.3	[726.4]	0.90 (0.83-0.97)		1.03 (0.95-1.12)
高齢者人口割合 (%)	21.8	[6.1]	1.12 (1.02-1.23)		0.92 (0.84-1.01)
変量効果: 切片の分散(標準誤差)				0.021(0.009)	0.006(0.004)

連続変数はすべて標準化した。切片の地域分散の減少割合 = 71%