

図1. 4年間追跡による，居住地域のソーシャルキャピタルと要介護状態の発生リスク（共変量調整モデル）

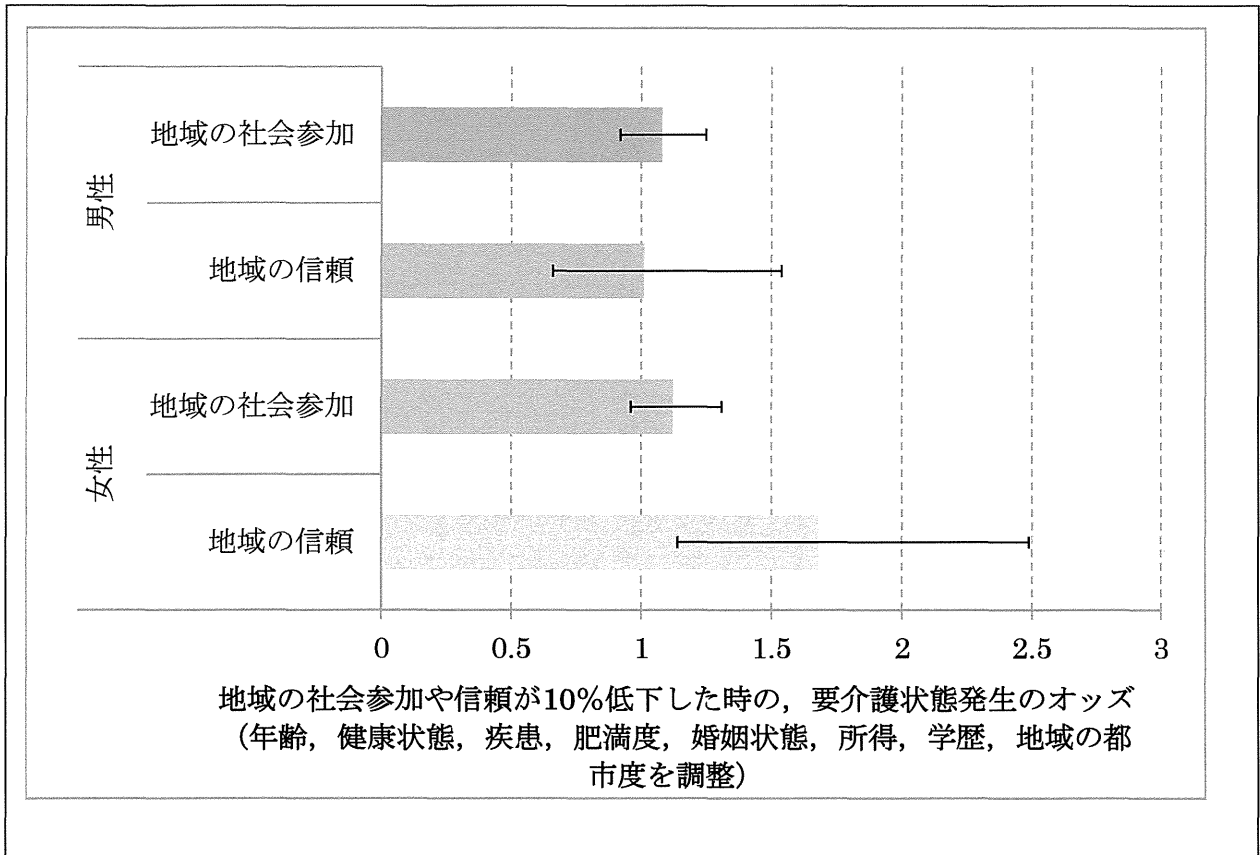


表 1. 地域のソーシャルキャピタルの記述統計

	他人を信頼してい ない者の割合 (%)		社会参加をしてい ない者の割合 (%)	
	Mean	SD	Mean	SD
男性				
健常者 (N=6194)	9.9	1.9	69.5	5.7
要介護状態を発生した者 (N=759)	9.9	2.0	69.7	6.0
女性				
健常者 (N=6490)	10.0	1.9	69.7	6.0
要介護状態を発生した者 (N=1146)	10.2	2.0	70.3	6.2

表 2. マルチレベル生存分析による, 地域のソーシャルキャピタルと, 要介護状態発生の関係*

	単変量モデル	共変量調整モデル**	仲介因子追加モデル***
男性			
他人を信頼していない者の割合 (%)	1.42 (0.92 - 2.20)	1.01 (0.66 - 1.54)	1.04 (0.68 - 1.59)
社会参加をしていない者の割合 (%)	1.15 (0.98 - 1.34)	1.08 (0.92 - 1.25)	1.08 (0.92 - 1.25)
女性			
他人を信頼していない者の割合 (%)	1.78 (1.14 - 2.76)	1.68 (1.14 - 2.49)	1.76 (1.20 - 2.60)
社会参加をしていない者の割合 (%)	1.20 (1.01 - 1.41)	1.12 (0.96 - 1.31)	1.13 (0.96 - 1.32)

*地域の信頼していない者, または, 社会参加をしていない者が 10%上昇したときのオッズ (範囲は 0%から 100%). 信頼と社会参加は別のモデルに投入

**共変量調整モデル: 年齢, 健康状態, 疾患, 肥満度, 婚姻状態, 所得, 学歴, 地域の都市度を調整

***仲介因子追加モデル: 共変量に加えて, 個人の生活習慣 (飲酒, 喫煙, 運動), ソーシャルサポート・ネットワークを調整

社会的サポートの授受と抑うつに関連

研究分担者 羽田 明（千葉大学大学院 医学研究院環境学講座公衆衛生学 教授）
研究協力者 藤田美鈴（千葉大学大学院 医学研究院環境学講座公衆衛生学 助教）

研究要旨

本研究の目的は、社会的サポートの種類（情緒的および手段的）、向き（受領および提供）、相手（配偶者、子ども、友人など）が、「抑うつ」にどの様に関連しているかを明らかにする事である。研究デザインは横断研究であり、多項ロジスティック解析を用いた。サポート受領については、情緒的および手段的ともに、配偶者からが最も保護的であり、同居の子供、別居の子供や親せきが続いた。情緒的サポートの提供は、友人に対してが最も有効であった。女性では、手段的サポートの提供のみで、受領できていない場合に抑うつが多かった。しかし、手段的サポートの受領と提供には有意な交互作用があり、手段的サポートを提供していても受領できている場合には、その悪影響が緩和される事が示唆された。社会的サポートの提供は、女性の抑うつ促進要因である可能性が示されたが、わが国では女性がサポートを提供すべき存在とみなされる傾向があることが関与しているのかもしれない。

A 研究目的

高齢者を対象とした先行研究で、社会的サポートの授受が要介護認定の発生¹および抑うつ^{2,3}に保護的に作用していることが報告されている。さらに、どのような相手からのサポート授受がより保護的であるかの検討もあり、日本人対象の研究では、情緒的および手段的サポートはともに同居の家族からが最も有効であるとされている²。海外の報告では、同居の家族の中でも息子や義理の娘からのサポートが有効であった³。本研究では、サポートの相手を配偶者、同居の子供、別居の子供や親せき、近隣、友人、その他に分け、抑うつとサポートの種類（手段的サポート、情緒的サポート）、向き（受領と提供）、相手との関連を明ら

かにすることを目的とした。

B 研究方法

本研究の対象は、2010年8月から2011年4月にかけて実施されたJapan Gerontological Evaluation Study (JAGES)の参加者である。本調査は、日本全国の31自治体に居住する介護認定を受けていない高齢者を対象に自己記入式の質問票郵送により実施された。112,123人（回収率66.3%）から回答が得られ、そのうち、調査への同意が確認され、本研究で用いた項目に欠損のなかった57,818人を解析対象とした。

研究デザインは横断研究である。多項ロジスティック回帰分析にて、抑うつに関連するサポートの受領と提供について検討を

行った。Geriatric Depression Scale (GD S-15)から、①うつ傾向なし(0-4点)、②うつ傾向(5-9点)、③うつ状態(10-15点)の3群の変数を作成し、従属変数とした(コントロールはうつ傾向なし)。独立変数は、情緒的サポートの受領と提供の有無、手段的サポートの受領と提供の有無であり、サポートの相手ごとに(配偶者、同居の子供、別居の子供や親せき、近隣、友人、その他)解析した。サポートの授受に関する質問内容は次の通りである。

- 情緒的サポートの受領：あなたの心配事や愚痴を聞いてくれる人がいますか
- 情緒的サポートの提供：あなたが心配事や愚痴を聞いてあげる人がいますか
- 手段的サポートの受領：あなたが病気で数日間寝込んだ時に、看病や世話をしてくれる人がいますか
- 手段的サポートの提供：あなたが看病や世話をしてあげる人がいますか

サポートの受領と提供の交互作用を検討する場合には、受領または提供の相手が一人でもいる場合は「あり」、まったくいない場合を「なし」と判断して解析を行った。多項ロジスティック解析を行う際には、年齢区分、主観的健康観、治療の有無、婚姻状況、独居区分、等価所得区分を調整した。

C 研究結果

「うつ状態」に注目してみると、表1に示すように、情緒的サポート(男性：オッズ比=0.56(95%CI:0.47-0.67)、女性：オッズ比=0.65(95%CI:0.54-0.79))、手段的サポート(男性：オッズ比=0.55(95%CI:0.44-0.69)、女性：オッズ比=0.39(9

5%CI:0.33-0.47))はともに、配偶者からサポートを受け取っていた場合に最も「うつ状態」に保護的に働いていた。ついで、同居の子供、別居の子供や親せきからのサポートが有効であった。情緒的サポートの提供では、友人を相手とした場合が「うつ状態」に最も保護的に働いていた(男性：オッズ比=0.56(95%CI:0.46-0.68)、女性：オッズ比=0.53(95%CI:0.45-0.63))。

サポートの受領と提供の交互作用効果を表2に示す。「うつ状態」に注目してみると、男性では、情緒的サポートの受領(オッズ比=0.71(95%CI:0.55-0.91))および提供(オッズ比=0.55(95%CI:0.42-0.73))それぞれ単独でもオッズ比の低下にかかわっていたが、受領と提供が重なると(情緒的サポートを誰かからもらっており、誰かにあげている状態)、さらにオッズ比が低下していた(オッズ比=0.61(95%CI:0.43-0.88))。同様の関連が女性でも認められた。

一方、手段的サポートの場合、女性での受領はオッズ比の低下に関わっていたが(オッズ比=0.37(95%CI:0.28-0.50))、提供は逆にオッズ比を上昇させていた(オッズ比=1.55(95%CI:1.10-2.17))。しかし、交互作用が有意であり、受領と提供が重なると、オッズ比を有意に低下させていた(オッズ比=0.41(95%CI:0.28-0.58))。同様の傾向は男性でも認められたが、手段的サポートの提供のみによる悪影響は有意ではなかった。

D 考察

本研究により、サポートの受領では(情

緒的、手段的ともに)、男女とも、配偶者から受領していた場合に最も抑うつに保護的に働いていた。次に有効であった相手は同居の子供、別居の子供や親せきであり、家族や親せきなど、近い相手からのサポートが重要であると考えられた。一方、サポートの提供(情緒的サポート)については、友人への提供が最も有効であり、家族だけでなく家族以外の人への提供が有効であるようであった。中でも、同居の子供への提供は、男女ともに有効ではないとの結果となった。

サポートの受領と提供の交互作用を見たところ、情緒的サポートでは、受領および提供単独でも抑うつに保護的に働いていたが、受領と提供が重なると(持ちつ持たれつの関係が成り立つと)、さらにオッズ比が低下していた。一方、手段的サポートでは、女性で、提供のみの場合には、逆に抑うつ者が多かった。しかし、交互作用が有意であり、受領と提供が重なると(持ちつ持たれつの関係が成り立つと)その悪影響が緩和されていた。手段的サポートは、情緒的サポートに比べて義務的な側面が強いと考えられる。このような義務的なサポートの提供のみをしていると感じている女性では、そのことがプレッシャーとなり悪影響を及ぼす可能性がある。この関連が女性にのみ有意に認められるのは、女性が手段的サポートを担う社会的立場にいる場合が多いためである可能性が考えられる。

E 結論

サポートの受領については、配偶者、同居の子供、別居の子供や親せきなど家族や

親せきから受けている場合に、抑うつ者が少なかった。一方、サポートの提供(情緒的サポート)の相手としては、友人など家族だけでない相手が抑うつに保護的であった。

手段的サポートでは、女性においてサポートを提供のみし、受領できていない場合に抑うつが多いという悪影響が認められたが、サポートを受領できている場合にはその悪影響が緩和されていた。さらに、この関連は女性に特有であった。

F 研究発表

1. 論文発表
なし

2. 学会発表

The 20th IAGG World Congress of Gerontology and Geriatrics, June 23-27, 2013 Coex, Seoul, Krea (予定)

G 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得
なし

2. 実用新案登録
なし

3. その他
なし

H 参考文献

1 平井寛, 近藤克則, 尾島俊之, 村田千代栄 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年間の追跡調査 日本公衆衛生誌56:501-512,2009

2 村田千代栄, 斎藤嘉孝, 近藤克則, 平井寛 地域在住高齢者における社会的サポートと抑うつに関連—AGESプロジェクト—
老年社会科学33:15-22,2011

3 S.F.Chao Assessing social support and depressive symptoms in older Chinese adults: A longitudinal perspective.
Aging & Mental Health 14:765-774,2011

1.

4 S.F.Chao Functional disability and psychological well-being in later life: Does source of support matter? Aging & Mental Health 16:236-244,2012.

表1 抑うつと情緒的サポートおよび手段的サポートの授受の関係

従属変数	独立変数	男性		女性		
		オッズ比 (95%信頼区間)	p-value	オッズ比 (95%信頼区間)	p-value	
うつ傾向	情緒的サポートの受領 コントロール=受領なし	配偶者	0.68 (0.61-0.77)	.000	0.77 (0.68-0.86)	.000
		同居の子供	0.95 (0.84-1.09)	.481	0.85 (0.76-0.96)	.007
		別居の子供や親戚	1.03 (0.93-1.13)	.627	1.11 (1.01-1.21)	.023
		近隣	1.10 (0.96-1.27)	.181	1.20 (1.08-1.34)	.001
		友人	0.90 (0.81-1.00)	.057	0.96 (0.87-1.05)	.348
		その他	1.19 (0.99-1.44)	.064	1.29 (1.08-1.55)	.005
	情緒的サポートの提供 コントロール=提供なし	配偶者	0.82 (0.73-0.91)	.000	0.90 (0.81-1.00)	.049
		同居の子供	0.92 (0.81-1.05)	.232	0.98 (0.88-1.10)	.793
		別居の子供や親戚	0.91 (0.83-1.00)	.048	0.84 (0.77-0.92)	.000
		近隣	0.84 (0.74-0.95)	.006	0.84 (0.77-0.93)	.001
		友人	0.67 (0.60-0.75)	.000	0.67 (0.61-0.74)	.000
		その他	0.85 (0.72-1.00)	.055	0.79 (0.66-0.95)	.011
	手段的サポートの受領 コントロール=受領なし	配偶者	0.83 (0.71-0.97)	.018	0.65 (0.58-0.73)	.000
		同居の子供	0.91 (0.81-1.02)	.116	0.82 (0.73-0.91)	.000
		別居の子供や親戚	0.86 (0.78-0.95)	.003	0.82 (0.75-0.89)	.000
		近隣	1.17 (0.86-1.59)	.306	0.83 (0.68-1.02)	.074
		友人	0.92 (0.70-1.21)	.565	0.83 (0.69-1.00)	.044
		その他	0.62 (0.47-0.81)	.001	0.82 (0.66-1.01)	.062
	手段的サポートの提供 コントロール=提供なし	配偶者	0.84 (0.75-0.95)	.005	0.97 (0.85-1.11)	.681
		同居の子供	1.14 (1.02-1.28)	.022	1.04 (0.94-1.15)	.419
別居の子供や親戚		0.97 (0.88-1.07)	.522	0.91 (0.83-0.99)	.024	
近隣		1.06 (0.84-1.35)	.617	1.01 (0.85-1.19)	.951	
友人		0.87 (0.69-1.10)	.248	0.84 (0.71-0.98)	.027	
その他		1.02 (0.83-1.26)	.824	1.00 (0.84-1.21)	.962	
うつ状態	情緒的サポートの受領 コントロール=受領なし	配偶者	0.56 (0.47-0.67)	.000	0.65 (0.54-0.79)	.000
		同居の子供	0.84 (0.66-1.06)	.133	0.72 (0.59-0.88)	.001
		別居の子供や親戚	1.08 (0.91-1.28)	.378	1.31 (1.13-1.51)	.000
		近隣	1.40 (1.10-1.78)	.005	1.22 (1.02-1.45)	.030
		友人	0.83 (0.69-1.01)	.063	1.03 (0.88-1.22)	.704
		その他	0.95 (0.70-1.29)	.744	0.95 (0.70-1.29)	.756
	情緒的サポートの提供 コントロール=提供なし	配偶者	0.61 (0.52-0.72)	.000	0.79 (0.63-0.91)	.003
		同居の子供	0.96 (0.76-1.20)	.694	1.17 (0.97-1.43)	.108
		別居の子供や親戚	0.69 (0.58-0.82)	.000	0.68 (0.58-0.79)	.000
		近隣	0.63 (0.50-0.79)	.000	0.69 (0.59-0.82)	.000
		友人	0.56 (0.46-0.68)	.000	0.53 (0.45-0.63)	.000
		その他	0.72 (0.55-0.95)	.020	0.78 (0.58-1.04)	.088
	手段的サポートの受領 コントロール=受領なし	配偶者	0.55 (0.44-0.69)	.000	0.39 (0.33-0.47)	.000
		同居の子供	0.77 (0.63-0.94)	.009	0.64 (0.53-0.77)	.000
		別居の子供や親戚	0.83 (0.71-0.98)	.032	0.61 (0.53-0.71)	.000
		近隣	1.41 (0.84-2.36)	.193	1.02 (0.73-1.43)	.904
		友人	0.86 (0.54-1.35)	.506	0.71 (0.51-0.98)	.036
		その他	0.75 (0.51-1.10)	.137	0.65 (0.47-0.91)	.012
	手段的サポートの提供 コントロール=提供なし	配偶者	0.90 (0.76-1.07)	.241	1.10 (0.90-1.36)	.346
		同居の子供	1.09 (0.90-1.33)	.374	0.89 (0.75-1.06)	.181
別居の子供や親戚		0.73 (0.61-0.88)	.001	0.80 (0.69-0.93)	.004	
近隣		0.66 (0.41-1.06)	.087	0.93 (0.69-1.26)	.646	
友人		0.80 (0.53-1.21)	.293	0.91 (0.68-1.21)	.506	
その他		0.92 (0.66-1.29)	.635	1.06 (0.79-1.42)	.711	

年齢区分, 主観的健康観, 治療の有無, 婚姻状況, 独居か否か, 等価所得区分を調整した

表2 抑うつに関連する情緒的サポートおよび手段的サポートの受領と提供の交互作用

従属変数	独立変数	男性		女性	
		オッズ比 (95%信頼区間)	p-value	オッズ比 (95%信頼区間)	p-value
うつ傾向	情緒的サポート受領	0.98 (0.80-1.20)	.856	0.94 (0.72-1.24)	.673
	情緒的サポート提供	1.00 (0.81-1.22)	.965	0.99 (0.69-1.41)	.953
	手段的サポート受領	0.78 (0.63-0.97)	.025	0.66 (0.53-0.83)	.000
	手段的サポート提供	1.32 (0.95-1.82)	.095	1.46 (1.11-1.94)	.008
	情緒的サポート受領×提供	0.51 (0.40-0.67)	.000	0.57 (0.39-0.85)	.005
	手段的サポート受領×提供	0.62 (0.44-0.87)	.006	0.49 (0.36-0.66)	.000
うつ状態	情緒的サポート受領	0.71 (0.55-0.91)	.008	0.78 (0.56-1.09)	.142
	情緒的サポート提供	0.55 (0.42-0.73)	.000	0.63 (0.43-0.98)	.041
	手段的サポート受領	0.56 (0.42-0.73)	.000	0.37 (0.28-0.50)	.000
	手段的サポート提供	1.24 (0.83-1.85)	.296	1.55 (1.10-2.17)	.012
	情緒的サポート受領×提供	0.61 (0.43-0.88)	.007	0.58 (0.35-0.95)	.029
	手段的サポート受領×提供	0.62 (0.41-0.96)	.031	0.41 (0.28-0.58)	.000

年齢区分，主観的健康観，治療の有無，婚姻状況，独居か否か，等価所得区分を調整したコントロールは「受領なし」，または，「提供なし」とした

地域組織への参加と要介護状態との関連—コホート研究

研究代表者 近藤克則（日本福祉大学 健康社会研究センター長）

研究分担者 相田 潤（東北大学大学院 歯学研究科）

研究協力者 金森 悟（順天堂大学 医療看護学部 助教）

研究協力者 甲斐裕子（公益財団法人明治安田厚生事業団 体力医学研究所）

研究要旨

目的：日本人の高齢者における各地域組織への参加と要介護状態発生との関連を前向きコホート研究にて明らかにすること。

方法：愛知県知多半島の6自治体において、要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者29,346名に郵送による自記式質問票調査を2003年10月に行った。4年間の追跡を行い、解析に必要な項目に不備のある者を除外した12,220名を分析対象者とした。

結果：地域組織への参加と要介護状態との関連についてCoxの比例ハザードモデルを用いて解析したところ、多くの調整変数と8種類の組織参加のすべてを投入したモデルにおいて、有意なハザード比を示したのは町内会・老人クラブ0.87 (0.77-0.97)、趣味の会0.78 (0.66-0.91)、スポーツクラブ0.67 (95%, CI: 0.54-0.82)であった。

結論：町内会・老人クラブ、趣味の会、スポーツクラブへの組織参加は、要介護状態になるリスクを低下させる可能性がある。

A 研究目的

世界で最も長寿である日本人において、要介護状態を予防する要因を明らかにすることは、世界中で急激に進んでいる高齢化への対策を検討する上で非常に重要である。

介護状態になるリスクを下げる一つの要因として社会関係があげられている [Stuck 1999]。さらにメタアナリシスにより、社会関係が乏しいことは死亡のリスクとなることが示唆されている [Julianne HL 2010]。そのような社会関係を、仕事や家族の有無に関わらず、高齢者の誰もが得られうる活動として、町内会や趣味の会へ

の参加のような社会参加がある。社会参加を促進することは、WHOの政策枠組みにある「Active Ageing」の重要な構成要素の1つである [WHO 2002]。

先行研究において、社会参加は総死亡 [Aida 2011, Hsu HC 2007, Glass TA 1999, Väänänen 2009, Iwasaki 2002]、心血管死亡 [Väänänen 2009]、循環器疾患死亡 [Iwasaki 2002]、急性心筋梗塞 [Ali 2006]、介護状態の発生 [James1 2011, 平井 2009]、運動機能低下 [Buchman 2009]、認知機能低下 [Hsu 2007, James2 2011]、そしてうつ症状 [Chiao 2011]などのリスクを

下げることが示唆されている。しかし、そのような先行研究では、社会参加には1つの組織でも参加しているかどうかや、様々な組織への参加状況を統合して分類したものなどが扱われていることが多い。そのため、どのような組織に参加することが介護予防につながるのかが明らかにされていない。統合された変数ではなく、参加状況を組織別に扱った先行研究では、総死亡[Aida 2011, Hsu 2007]や認知機能低下[Hsu 2007]との関連が検討されている。しかし、認知機能だけでなく身体機能も含む要介護状態との関連を検討したものは見当たらない。

特定の組織への参加と要介護状態との関連をみた先行研究では、スポーツ組織を扱ったものがある[Kanamori 2012]。運動を週1回以上していても、個人でする人よりスポーツ組織に参加している人の方が要介護認定を受けにくいことが示唆されている。さらに、スポーツ組織に参加している人では、運動が週に1回未満でも、1回以上と差がほとんど見られていない。そのため、組織に参加していることが介護予防につながる可能性が考えられるが、この研究においてスポーツ以外の組織ではどうなのかは明らかにされていない。

上記より、我々の知る限り、日本人の高齢者において様々な組織への参加と要介護状態との関連を同時に示した先行研究は存在しない。どのような組織に参加することが介護予防につながるのかを明らかにできれば、社会参加の促進を行っていくうえで、重要な示唆を得ることができる。そこで本研究の目的は、日本人の高齢者における各組織への参加と要介護状態との関連を前向

きコホート研究にて明らかにすることとした。

B 研究方法

対象者

本研究は愛知老年学的評価研究 (AGES) コホートデータを使用した[Kondo 2010, Nishi 2011]。AGES コホートは、地域在住の65歳以上の高齢者における要介護状態の関連要因を探ることを目的としたものである。調査対象地域は、愛知県知多半島の6自治体（半田市、常滑市、阿久比町、武豊町、南知多町、美浜町）である。要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者29,346名に、2003年10月に調査を行った。半田市と常滑市では5000名ずつ無作為抽出を行い、阿久比町、武豊町、南知多町、美浜町では全数に対して郵送法による質問票調査が行われた。13,310名（男性6,508名、女性6,802名）から回答が得られ、2003年11月から4年間（追跡期間：2003年11月～2007年10月）追跡した。そのうち、年齢や性別に不備のある者319名、地域組織への参加に関する質問に不備がある者771名を除外した12,220名を分析対象者とした。男性は6,050名（49.5%）、女性が6,170名（50.5%）、平均年齢は72.6±5.9歳であった。対象者のベースライン特性は、先行研究において記載されている[Kondo 2010, Nishi 2011]。

要介護状態

要介護認定を受けたことを要介護状態発生とみなした。要介護認定は、訪問面接調査と主治医意見書の両者に基づき、全国

で統一された基準による介護の必要度の評価である[Tsutsui T, 2005]. 要介護認定・死亡の判定には、介護保険者の要介護認定データ、および介護保険料賦課（死亡・転出等による賦課中止の情報を使用）データを用いた。要介護認定の発生した日は、要介護認定の申請日とした。

地域組織への参加

地域組織の種類として、「町内会・老人クラブ・消防団など(町内会・老人クラブ)」、「趣味の会(趣味の会)」、「スポーツ関係のグループやクラブ(スポーツクラブ)」、「政治関係の団体や会(政治団体)」、「業界団体・同業団体(業界団体)」、「宗教団体や会(宗教団体)」、「ボランティアのグループ(ボランティア)」、「市民運動・消費者運動(市民運動)」の8種類を扱った。これらの組織について参加または不参加を二者択一で尋ねた。

調整変数

先行研究[Kanamori 2012]を参考に、地域組織への参加と要介護状態に関連する可能性がある性、年齢(1歳刻み)、等価所得、教育歴、職業の有無、婚姻状況、要治療疾患の有無、抑うつ(Geriatric Depression Scale: GDS) [Sheikh 1986]、喫煙、飲酒を調整変数として用いた。なお、年齢以外のすべての要因はダミー変数化した。調整変数に関する質問項目における欠損値には、「欠損」というカテゴリーを用いて解析した。

統計解析

Cox の比例ハザードモデルを用いて、4年間の要介護状態のハザード比(HR)を算出した。この際、死亡および転出を打ち切りとした。解析にあたり、性、年齢を調整変数として同時強制投入した(モデル1)。モデル2にはモデル1の変数に加え、等価所得、教育歴、職業の有無、婚姻状況、要治療疾患の有無、抑うつ、喫煙、飲酒を投入した。モデル3にはモデル2の変数に加え、8つのすべての組織への参加を追加した。

統計学的分析にはSPSS 20.0Jを用い、5%未満を有意水準とした。

本研究は、日本福祉大学の倫理委員会の承認を得て行われた。

C 研究結果

ベースラインの特性を表1に示した。各組織への参加において、町内会は全体の半数以上が参加しており、次いで趣味の会、スポーツの会の順に参加者が多かった。年齢では、多くの組織が全体平均の72.6歳を下回り、宗教団体と町内会のみが平均値を上回った。男性の割合はほとんどの組織が半数前後であったが、政治団体のみ80%近くが男性であった。

分析対象とした12,220名のうち、4年間の追跡期間中の死亡は954名、要介護認定を受けた者は1,436名、転出は136名であった。要介護認定の発生数を観察年人で割って、要介護認定率を求めた結果を表2に示した。要介護認定発生率が小さい順にスポーツクラブ、ボランティア、趣味の会であった。

地域組織への参加と要介護認定に関す

る Cox の比例ハザードモデルによる分析結果を表 3 に示した。各組織に参加していない者を基準としたところ、調整をしない段階では宗教団体以外の組織への参加はすべて HR が 1.00 を下回り、有意差が見られた。しかし、年齢と性別を調整したモデル 1 では政治団体、業界団体、市民運動の HR は有意差が消失し、さらに調整変数を追加したモデル 2 ではボランティアの HR の有意差が消失した。最終的にモデル 3 で有意な HR を示したのは町内会 0.87 (0.77-0.97)、趣味の会 0.78 (0.66-0.91)、スポーツクラブ 0.67 (95%, CI: 0.54-0.82)であった。サブ解析として、1 年以内に要介護認定を受けた 341 名を除外してモデル 3 と同様の解析を行ったところ、町内会 0.85 (0.75-0.97)、趣味の会 0.78 (0.66-0.93)、スポーツクラブ 0.71 (0.56-0.90)で、すべて有意差が認められた。

次に、最終モデルにおける男女別のハザード比を表 4 に示した。男性では、町内会 0.82 (0.69-0.97)とスポーツクラブ 0.73 (0.54-0.97)に、女性では趣味の会 0.75 (0.61-0.92)とスポーツクラブ 0.61 (0.44-0.83)に有意差が見られた。

D 考察

本研究では、各地域組織への参加と要介護状態との関連を前向きコホート研究にて明らかにした。その結果、町内会・老人クラブ、趣味の会、スポーツクラブへの参加において要介護状態のリスクの低さと関連していた。その関係は、追跡 1 年以内に打ち切りとなった者を除外した解析においても、変わらず有意であった。さらに男女別

に検討したところ、男性では町内会・老人クラブとスポーツクラブにおいて、女性では趣味の会とスポーツクラブが関連していた。先行研究において、社会参加は介護状態のリスクを下げることを示唆されており [James1 2011, Hirai 2009]、上記のような組織においてはそれを支持する結果であった。しかし、その他の組織では関連がみられなかったことから、あらゆる組織参加が関連しているわけではないことが示唆された。この点に関しては、様々な組織参加と総死亡 [Aida 2011, Hsu 2007] や認知機能低下 [Hsu HC, 2007] との関連を検討した先行研究と同様であった。これらのことから、日本人の高齢者において、町内会・老人クラブ、趣味の会、スポーツクラブへの参加は要介護状態のリスクを下げることを示唆された。

社会参加が健康に影響するメカニズムとして、行動的・心理社会的・生理学的経路が考えられている [Umberson 2010]。今回扱った 8 つの組織の中でも、町内会・老人クラブで関連がみられた理由として、最も地域に根差した組織であり、日常生活に密着した心理社会的な利益を得られることが考えられる。女性で有意にならなかったのは、社会関係はポジティブな側面だけでなくネガティブな側面もあるため [Rook 1984]、それらが影響しているのかもしれない。

趣味の会とスポーツクラブで関連がみられたのは、介護予防につながることを示唆されている行動として趣味活動 [竹田 2010] や身体活動 [Paterson 2010] が影響を及ぼしていることが考えられる。さらに、

スポーツ組織への参加は身体活動以外の心理社会的な効果もあることが示唆されており[Kanamori 2012], 個人での余暇活動では得られない効果も反映されているかもしれない。趣味の会において男性が有意でなかったのは、特に男性において集団活動よりも個人活動の方が死亡率のリスクを下げることを示唆されており[Agahi 2008, Lennartsson 2001], 集団で行う趣味活動から得られる利益が少ないのかもしれない。

その他では、ボランティアにおいて年齢と性を調整したモデル1では、有意な関連がみられたものの、モデル2で社会経済的地位や生活習慣などを投入したところ、関連が消失してしまった。日本の高齢者において、ボランティアの参加者には社会経済的地位の高い者が多いという報告があり[Kondo 2010], 収入レベルが高いことが死亡や健康寿命の喪失のリスクを下げることを示唆されている[Hirai, 2012]. そのため、ボランティアへの参加による要介護認定の低減には、社会経済的地位の高さが寄与しているのかもしれない。

本研究は3つの限界がある。1つ目は、各組織への参加頻度を考慮していないことである。組織の種類によって開催頻度が大きく異なる可能性があるため、その違いによる結果が反映されているかもしれない。また、どの程度の参加が望ましいのかも明らかにすることができなかった。2つ目は、組織の中での役割や参加に対する意識など、参加の質の違いによって関連が異なることが考えられる。しかし、今回はこれらの点を考慮することができなかったため、今後は参加頻度、組織内の役割、参加意識など

を検討していくことが望まれる。3つ目は、最終的な解析は全対象者の約40%のみであり、対象地域全体の結果を反映しているわけではないため、結果の一般化には注意が必要である。

E 結論

日本人の高齢者において、町内会・老人クラブ、趣味の会、スポーツクラブへの参加は要介護状態になるリスクを下げることを示唆された。これらの組織への参加を促す支援が、介護予防に効果的であるかもしれない。

F 研究発表

1. 論文発表
なし（今後、投稿予定）
2. 学会発表
金森悟, 甲斐裕子, 相田潤ら. 参加している地域組織の種類と要介護認定. 第71回日本公衆衛生学会総会. 2012年10月

G 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

表 1 ベースライン特性

	いずれかの 組織に参加	町内会・ 老人クラブ	趣味の会	スポーツ クラブ	宗教団体	業界団体	ボランティ ア	政治団体	市民運動
人数	8,228	6,373	3,338	2,212	1,261	1,109	1,094	869	478
参加率 (%)	67.3	52.2	27.3	18.1	10.3	9.1	9.0	7.1	3.9
年齢	72.3	72.7	71.6	70.7	73.2	71.4	70.4	71.7	70.9
	±5.7	±5.7	±5.1	±4.8	±5.9	±5.2	±4.5	±5.4	±4.7
男性(%)	50.6	49.6	44.4	53.3	52.2	53.3	53.3	78.7	44.4

表 2 4年間の要介護認定の発生率

	全体	町内会・ 老人クラブ	趣味の会	スポーツ クラブ	宗教団体	業界団体	ボランティ ア	政治団体	市民運動
人数	12,220	6,373	3,338	2,212	1,261	1,109	1,094	869	478
要介護認定 /人年	/44,785	/23,654	/12,719	/8,539	/4,623	/4,129	/4,161	/3,231	/1,798
要介護認定 の発生率	0.032	0.028	0.018	0.013	0.035	0.021	0.016	0.026	0.022

表3 Coxの比例ハザードモデルによる要介護認定のハザード比(95%信頼区間)

	無調整		モデル1 ^{a)}		モデル2 ^{b)}		モデル3 ^{c)}	
	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI
町内会・ 老人クラブ	0.75*	0.68-0.83	0.75*	0.68-0.83	0.81*	0.73-0.91	0.87*	0.77-0.97
趣味の会	0.47*	0.41-0.55	0.61*	0.53-0.70	0.70*	0.60-0.81	0.78*	0.66-0.91
スポーツクラブ	0.34*	0.28-0.42	0.52*	0.43-0.64	0.60*	0.49-0.74	0.67*	0.54-0.82
宗教団体	1.11	0.95-1.31	1.05	0.89-1.23	1.11	0.94-1.31	1.11	0.93-1.31
同業団体	0.63*	0.51-0.79	0.84	0.67-1.05	1.17	0.93-1.47	1.17	0.92-1.49
ボランティア	0.48*	0.37-0.61	0.75*	0.59-0.96	0.90	0.70-1.15	0.99	0.75-1.29
政治団体	0.79*	0.63-0.98	0.96	0.77-1.21	1.09	0.87-1.36	1.11	0.88-1.42
市民運動	0.68*	0.50-0.94	0.98	0.72-1.34	1.12	0.82-1.54	1.32	0.94-1.86

a) モデル1は年齢と性を調整

b) モデル2はモデル1に加えて、等価所得、教育歴、職業の有無、婚姻状況、要治療疾患の有無、抑うつ、喫煙、飲酒を調整

c) モデル3はモデル2に加え、全8組織への参加の有無を調整

* 有意差が認められたもの (p < 0.05).

Table 4 Coxの比例ハザードモデルによる要介護認定のハザード比(95%信頼区間)

モデル3における男女別の解析

	男性		女性	
	HR	95%CI	HR	95%CI
町内会・ 老人クラブ	0.82*	0.69-0.97	0.92	0.80-1.07
趣味の会	0.79	0.63-1.00	0.75*	0.61-0.92
スポーツクラブ	0.73*	0.54-0.97	0.61*	0.44-0.83
宗教団体	1.07	0.83-1.38	1.12	0.89-1.40
同業団体	1.32	1.00-1.76	1.05	0.64-1.71
ボランティア	0.95	0.64-1.40	1.04	0.72-1.51
政治団体	0.99	0.72-1.35	1.42	0.97-2.07
市民運動	1.21	0.69-2.11	1.38	0.89-2.14

年齢、性、等価所得、教育歴、職業の有無、婚姻状況、要治療疾患の有無、抑うつ、喫煙、飲酒、全8組織への参加の有無を調整

高齢者における相対的剥奪の割合と主観的健康との関連

研究分担者 齊藤雅茂（日本福祉大学 社会福祉学部 准教授）

研究要旨

貧困には所得に基づく相対的貧困と多次元的な生活の貧しさに基づく相対的剥奪という概念がある。前者が健康と密接に関連することは国内外で確認されているが、後者を扱った研究の蓄積は乏しい。そこで、本研究では、日本で一般的な生活水準に満たない（＝相対的剥奪）状態にある高齢者の割合と、相対的剥奪と高齢者の健康との関連を分析した。2010年度から2011年度にかけて郵送調査を実施し、関連項目が含まれた24市町村の23,511名を分析した。相対的剥奪の指標には日用品、住環境、社会生活、保障という観点から15項目を使用し、健康度の指標には健康度自己評価（良くない）およびGDS-15（5点以上）を使用した。分析の結果、経済的理由等によって生活必需品がない高齢者は2～6%おり、各住環境の未整備は1割程度、経済的理由による冠婚葬祭不参加は7%、ライフライン停止経験ありは2%であった。また、男女ともに年齢、教育年数、物忘れ自覚の有無、治療疾患の有無に加えて、相対的貧困（等価所得中央値の半分未満）を調整しても、相対的剥奪は健康度自己評価（IRR=1.6-1.8）にも抑うつ傾向（IRR=2.2-2.5）にも有意な関連があることが示された。しかし、相対的剥奪と相対的貧困に有意な交互作用効果は認められなかった。ソーシャル・サポートがある高齢者の方が、剥奪状態による悪影響は緩衝されるものの、サポートがあっても剥奪状態にあることは健康に不利な影響が残ることが示された。

A 研究目的

近年、貧困や社会的排除の問題への関心が改めて高まっている。2009年には厚生労働省として日本の相対的貧困率が公表され（2007年時点で15.7%）多くの注目を集めた。かつて日本社会は一億総中流といわれたが、ジニ係数の拡大が進み、厚生省が実施した「被保護者全国一斉調査」を再分析した研究（小川2000）では、貧困が特定の人々に固定化し、より深刻化していることが示唆されている。とりわけ、高齢期は他の年齢階層よりも所得格差が大きいだけで

なく、被保護世帯が多く（和田ら1998）、相対的貧困率も高いこと（阿部2005）、なかでも、75歳以上・単身・女性で貧困率が顕著に高いことが既に報告されている（江口ら1974；山田ら2011）。他方で、これまでのところ、利用可能なデータの制約から世帯所得といった金銭的なデータのみで貧困を捉えた研究が圧倒的に多い。しかし、貧困には所得に基づく相対的貧困だけでなく、多次元的な生活の貧しさに着目する相対的剥奪という概念がある。

相対的剥奪とはもともと社会心理学にお

いて、人々の準拠集団への意識に着目した概念である。最近では、幼少期に周囲と比べて低所得であったことは子どもの学業成績や自尊感情に対しては必ずしも有害ではない (Turley 2002) といった結果や、相対的に剥奪されたと感じている高齢者ほど生活満足度・自尊感情が低く (Tougas et al. 2004) , 周囲からの所得格差が大きいほど高齢者の健康に不利益を及ぼすこと (Kondo et al. 2009) などが報告されている。

これに対し、貧困研究や社会政策研究の分野では、複雑・多様化した貧困を捉えるために、貨幣的指標以外の生活様式に着目する概念としてこの相対的剥奪という概念が使用されている。Townsend (1979) によれば、「所属する社会で慣習になっている、あるいは少なくとも広く奨励または是認されている種類の食事をとったり、社会的諸活動に参加したり、あるいは生活の必要諸条件や快適さを得るために必要な生活資源を欠いている状態」が相対的剥奪であるとしている。従来の貧困が経済的な資源の乏しさを強調した概念であるのに対し、相対的剥奪とは生活水準を強調した概念である (Shaw et al. 2006) 。しかし、これまでのところ、一部では、ドイツ・デンマーク・オランダなど 11 カ国 13 万人を分析した研究 (Whelan et al. 2003) も発表されているが、高齢者の大規模なデータに基づいた分析は極めて少ない。

また、失業率や持ち家率、自動車の保有率などで指標化された地域レベルの相対的剥奪に着目した研究では、剥奪された地域では抑うつ傾向 (Walters et al. 2004) や心

筋梗塞 (Lawlor et al. 2005) へのリスクが高く、早期死亡率 (Eames et al. 1993 ; Mac Loon et al. 1994 ; Langford et al. 1996 ; O'Reilly 2002) , 循環器疾患の罹病率 (Davey Smith 1998) , 若年者の自殺率が高い (Mac Loon 1996) といった結果が報告されているが、個人レベルでの相対的剥奪と健康との関連を扱った研究の蓄積は国内外でも乏しい。

以上の背景を踏まえて、本研究では、20,000人を超える高齢者の横断調査に基づいて、(1)国内において一般的な生活水準に満たない (=相対的剥奪) 状態にある高齢者がどの程度存在するのか、(2)諸変数を調整した上でも相対的剥奪は健康と関連するのか、(3)相対的剥奪と相対的貧困が健康に及ぼす影響は相乗的なのか相加的なのか、(4)ソーシャル・サポートがあれば、相対的剥奪による悪影響は吸収されるのか、という4点を検討した。

B 研究方法

1. データ

調査は、2010年8月から2012年1月にかけて、全国31市町村における65歳以上の要介護認定を受けていない高齢者169,215人を対象にして郵送法によって行われ、112,123人から回答が得られた (回収率=66.3%)。本研究では、相対的剥奪に関する項目が含まれた特定の調査票に回答した24市町村の23,511名について分析した。分析対象者の平均年齢は74.5歳 (SD=6.4) , 女性が54.0%であった。

2. 相対的剥奪と相対的貧困

個人の相対的剥奪については、国内外で

いくつか測定されてきたが、時代や文化によって生活様式が異なることもあって、標準的な測定方法は未だ確立されていない。

本研究では、既存の指標を参考にして、日用品、住環境、社会生活、保障という観点から 15 項目を設定した。なお、選好による欠如であることを判別するために、可能な限りで、持つことができない場合と持ちたくない場合を区別した。なお、相対的剥奪において資産は重要な指標だが調査実施上の制約からここでは把握できていない。

日用品については、テレビ、冷蔵庫、冷暖房機、電子レンジ、湯沸かし器のそれぞれについて、経済的理由や家庭の事情で欲しくても持っていないかどうかをたずねた。住環境については、家族専用のトイレがない、家族専用の炊事場がない、家族専用の浴室がない、炊事場と洗面室が分かれていない、寝室と食卓が分かれていないのそれぞれに現在の住宅が該当するかをたずねた。社会生活に関しては、経済的理由や家庭の事情によって電話がない、喪服がないという項目のほかに、「過去数年間に、祝儀や交通費の負担のために、親戚の冠婚葬祭への出席ができなかったこと」があるか、「過去 1 年間に、支払いが滞ったために、水道、電気・ガス、電話・携帯電話などのサービスを停止されたこと（うっかり忘れていた場合を除く）」があるかをたずねた。保障については、「過去 1 年間に、病気や障害があるにもかかわらず治療を受けなかった、または中断したことがありますか」という問いに「ある」と回答し、その理由に「費用がかかる」を挙げた人を経済的理由により受診を抑制した人とした。

相対的剥奪を構成する生活行動のリストが、最低限の生活を示すものであれば、この項目が一つでもかけていれば、当該社会において剥奪された状態にあると考えることもできる（阿部 2006）。しかし、実際には、カットオフポイントを設けずに連続量として使用した研究（Sacker et al. 2001；Whelan et al. 2003；Schoon et al. 2003；Saunders 2008）や複数該当した人を剥奪に分類した研究もある（Mack et al 1985；岩田ら 2004；平岡 2002）。本研究では、偶然の可能性を考慮して 2 項目以上該当した人を相対的剥奪に分類した。なお、対象者全体での 15 項目の平均該当数は 0.77（SD=1.56）であり、最大で 12 項目であった。

相対的貧困については、OECD の操作的定義（Forster 1994）に基づいて、世帯の等価所得の中央値の半分未満とした。本調査では、世帯全体の合計所得額（税込み）を「50 万円未満」から「1000 万円以上」までの 14 カテゴリーで把握しており、各カテゴリーの中央値を世帯人員の平方根で除して等価世帯所得を算出したところ、中央値は 194 万円となり、その半分の 97 万円未満を相対的貧困と分類した。

3. 従属変数

主観的健康度の指標には、健康度自己評価と抑うつ傾向を使用した。健康度自己評価は「とてもよい」から「よくない」の 4 件法で把握され、よくない・よいの 2 値に集約した。抑うつ傾向は、15 項目版の GDS；Geriatric Depression Scale（Yesavage et al. 1983；Sheikh et al. 1986）を使用し、5 点以上を抑うつ傾向あ

りとした。

4. 調整変数

個人レベルの変数として、性別、年齢、修学年数、治療疾患の有無と物忘れの有無、地域レベルの変数として、居住市町村の高齢者割合(%)と可住地人口密度(1,000人/km²)を使用した。なお、いずれも総務省の国勢調査(2010年10月)の値を用いた。

一方、ソーシャル・サポートについては、手段的サポートと情緒的サポートの受領を想定して、あなたの心配事や愚痴を聞いてくれる人の有無、および、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の有無をたずねた。

5. 分析方法

はじめに、本研究で使用した相対的剥奪指標項目の分布を確認し、各項目と健康度自己評価および抑うつ傾向との関連を集計した。つぎに、相対的貧困と相対的剥奪の組み合わせから、健康指標との関連を検討した。そのうえで、他の変数を調整した上での相対的剥奪と主観的健康度との関連を検討するために、マルチレベル・ポアソン回帰分析(レベル1:23,511名,レベル2:24市町村)を行った。分析に際しては、男女を分け、相対的貧困と相対的剥奪の交互作用項も投入した。分析にはSTATA12.1を使用した。

6. 倫理的配慮

本調査は、研究代表者の所属機関における研究倫理審査委員会の承認を得て行われた。また、市町村からのデータ提供に際しては、各市町村と総合研究協定を結び、定められた個人情報取扱特記事項を遵守した。個人情報保護のために住所、氏名を削除し、分析者が個人を特定できないよう配慮した。

C 研究結果

1. 相対的剥奪指標項目の分布

表1は、本研究で使用した相対的剥奪指標の分布、および、健康度自己評価および抑うつ傾向との関連を示したものである。これによると、高齢者のうち、経済的理由によってテレビや冷蔵庫、冷暖房機などの日用品がないという人が2~6%、家族専用のトイレや炊事場、浴室がないという人が6~8%、支払いの滞納によって過去1年間で水道・電気・ガスなどを停止されたことがある人が2%、経済的理由によって親戚の冠婚葬祭に出席できなかった人が7%、経済的理由から医療機関への受診を抑制した人が2%程度という結果であった。なお、剥奪指標の該当数をみたところ、1つも該当しない人が68.1%、1つのみ該当した人が15.2%、2つ以上に該当した剥奪者は16.7%であった。

また、いずれの項目も非該当者よりも該当者の方が健康でない人の割合も抑うつ傾向にある人の割合も高い傾向にあった。たとえば、ライフラインの停止経験がない人の22.2%が健康度が良くない、28.0%が抑うつ傾向にあったのに対し、停止経験がある人々ではそれぞれ37.4%、60.9%であった。

2. 剥奪と貧困の組み合わせ

つぎに、相対的剥奪と相対的貧困の重複を検討したところ、高齢者のうち貧困でも剥奪でもない人は約6割であり、貧困でさらに剥奪項目に2つ以上該当する人が4.5%、貧困でさらに剥奪項目に1つ該当する人が3.3%であった(表2)。

また、これらの分類と健康度自己評価および抑うつ傾向との間には統計的に有意な

表 1. 本研究で使用了した相対的剥奪指標の分布

Dimension	Item	Category	n	%	Self rated health (unhealthy%)	Depressive symptom (yes%)
Lack of daily necessities due to economic reasons	No television	Yes (+)	557	2.4	30.1	46.4
		No	22,740	97.6	22.4	28.2
	No refrigerator	Yes (+)	378	1.6	27.4	38.9
		No	22,919	98.4	25.5	28.4
	No air conditioner	Yes (+)	1,324	5.6	31.6	45.9
		No	23,297	93.5	22.0	28.6
	No microwave oven	Yes (+)	827	3.5	31.7	42.1
		No	22,470	96.5	22.2	28.1
	No water heater	Yes (+)	927	4.0	31.8	45.4
		No	22,370	96.0	22.2	27.9
Lack of living environment	Private WC	No (+)	1,481	6.4	28.5	40.7
		Yes	21,816	93.6	22.2	27.9
	Private kitchen	No (+)	1,807	7.8	28.7	40.5
		Yes	21,490	92.2	22.1	27.7
	Private bathroom	No (+)	1,913	8.2	28.4	40.9
		Yes	21,384	91.8	22.0	27.6
	Private washroom separated from kitchen	No (+)	4,650	20.0	27.9	38.3
		Yes	18,647	80.0	21.2	26.4
	Dining room separated from bedroom	No (+)	3,388	14.5	28.8	39.5
		Yes	19,909	85.5	21.5	26.9
Lack of social life due to economic reasons	No telephone	Yes (+)	910	3.9	30.1	46.3
		No	22,387	96.1	22.3	27.9
	No ceremonial dress	Yes (+)	514	2.2	29.8	42.0
		No	22,783	97.8	22.4	28.3
	Absence from relative's ceremonial occasions	Yes (+)	1,488	6.8	40.4	54.4
		No	21,815	93.2	21.0	26.3
Cut-off of lifeline services in the past year	Yes (+)	379	1.6	37.4	60.9	
	No	22,774	98.4	22.2	28.0	
Lack of access to social service	No medical care due to economical reasons	Yes (+)	414	1.9	47.3	67.2
		No	21,242	98.1	21.7	27.2
Number of Relative deprivation index		None	13,487	68.1%	18.7	22.2
		1	3019	15.2%	26.2	35.3
		2	1345	6.8%	28.5	39.6
		3	453	2.3%	34.5	46.2
		4	344	1.7%	32.2	46.3
		5	663	3.3%	28.4	40.2
		6	220	1.1%	34.6	50.4
		7	174	0.9%	27.3	45.2
		>= 8	113	0.6%	36.7	55.7
		>= 2	3,312	16.7%	30.2	42.9

(+) は剥奪状態に関連するカテゴリー

表 2. 相対的剥奪と貧困の組み合わせ

	n (%)	Self rated health (unhealthy%)	Depressive symptom (yes%)
Poverty and deprivation (>=2)	899 (4.5)	33.9	48.5
(=1)	651 (3.3)	32.7	41.3
Deprivation only (>=2)	2,413 (12.2)	28.9	40.7
(=1)	2,368 (11.9)	24.4	33.7
Poverty only	1,615 (8.1)	23.5	28.6
No deprivation or poverty	11,872 (59.9)	18.1	21.3
		$\chi^2=296.8^{***}$ (df=5)	$\chi^2=625.7^{***}$ (df=5)

*** $p < .001$