

## 地域在住高齢者の社会関係の特徴とその後2年間の 要介護状態発生との関連性

ヨシイ キョウコ コンドウ カツノリ\*  
吉井 清子\* 近藤 克則\*  
クゼ ジュンコ ヒグチ キョウコ3\*  
久世 淳子2\* 樋口 京子3\*

**目的** 地域在住高齢者の社会関係の特徴（ソーシャルネットワーク、ソーシャルサポートの受領および提供）とその後2年間の要介護状態発生との関連性を明らかにする。

**方法** 2000年2月に愛知県A町の65歳以上高齢者全員を対象に質問紙調査を実施し（回収数3,596人、回収率72.0%）、その後2年間の死亡や要介護状態発生を追跡した。2000年4月時点で要介護状態にはなかった2,725人を分析対象とし、コックス比例回帰分析により、社会関係変数と要介護状態発生との関連を分析した。

**成績** 1. 2年間に観察された死亡は94人（3.4%）、要介護状態発生は122人（4.5%）であった。男性では、サポート受領量が多かった人ほど要介護状態発生リスクが高かった（ハザード比（以下HR）1.12, 95%信頼区間（以下95%CI）1.04-1.21）。女性では、別居家族との接触頻度が少なかった人ほど、要介護状態発生リスクが高かった（HR2.14, 95%CI1.27-3.62）。また、サポート提供をしていなかったことが、女性の要介護状態発生リスクの高さと強く関連していた（HR2.75, 95%CI1.61-4.71）。

2. サポート授受のバランスとの関連では、男性において、サポートの提供をしておらず且つサポートを多く受領している場合に、要介護状態発生リスクが有意に高かった（HR2.90, 95%CI1.17-7.18）。

3. 1人暮らし女性では、他の世帯類型女性で認められたソーシャルネットワークの豊富さやサポート提供と要介護状態発生リスクの低さの関連性が認められなかった。

**結論** 高齢者のソーシャルネットワークやソーシャルサポートと要介護状態発生との関連には、性別や世帯類型により違いのあることが確認された。また、高齢者自身がサポートを提供することも、要介護状態発生リスクを低める上で重要である可能性が示唆された。

**Key words** : 地域在住高齢者, ソーシャルサポート, ソーシャルネットワーク, 世帯類型, 介護予防, 縦断的分析

### 1 緒 言

21世紀に訪れることが確実となっている超高齢社会の到来に向け、2000年には介護保険制度が施行された。このような要介護状態となった高齢者への支援体制整備と並び、高齢者が要介護状態に陥ることを防ぐ、いわゆる「介護予防」対策も重

視されるようになってきている<sup>1,2,3</sup>。介護予防対策をすすめる上では、要介護状態に陥る確率を高める要因を明らかにし、各要因について可能な介入策を考えていくことが必要である。Stuckら<sup>4</sup>のレビュー論文によると、高齢者の身体機能低下には、持病の有無、喫煙、BMI（Body Mass Index）、下肢機能、身体活動量などの身体面に関する要因、抑うつなどの心理的な要因、ソーシャルサポートやソーシャルネットワークなどの社会的な要因が関連することが、複数の信頼できるデザインの研究から明らかになってきている。本研究では、これら高齢者の機能低下の要

\* 日本福祉大学社会福祉学部

2\* 日本福祉大学情報社会学科部

3\* 岐阜大学医学部

連絡先：〒470-3233 愛知県知多郡美浜町奥田

日本福祉大学社会福祉学部 吉井清子

因のうち、社会関係が及ぼす影響に焦点を当てる。

社会関係の構造的側面の指標であるソーシャルネットワークや、機能的側面の指標であるソーシャルサポートで示される社会関係の特徴と、高齢者の機能状態の変化の間に関連があることを縦断的デザインで実証した研究は、国内外共に蓄積されてきている<sup>4~17)</sup>。これらの研究の基本的な仮説は、「個人の社会関係の豊富さは、健康や機能状態にプラスの方向で関連する」というものである。しかし、個々の研究を細かく比較していくと、調査対象とされた地域、性別、人種、年齢等により、その結果が必ずしも一定ではないことが明らかになってきた<sup>4,17)</sup>。さらに、ソーシャルサポートに関しては、受領しているサポート量が多い人ほどその後の死亡や機能低下の確率が高まるという、仮説とは逆の関係を示す知見も複数出てきている<sup>7,8,13)</sup>。このようなソーシャルネットワークやサポートと健康指標との関連性の複雑さを理解するため、次のような研究の試みが行われている。

第一に、社会関係変数と機能低下の関連性が、性別<sup>12)</sup>、人種<sup>13)</sup>、疾病の有無<sup>14,18)</sup>、身体機能自立の程度<sup>12,19)</sup>、社会階層<sup>12,20)</sup>、世帯類型<sup>21~23)</sup>によってどのように異なるのかに着目した研究が行われるようになってきている。

第二に、これまでのネットワークを形成する人やサポートを提供する人の種類を複数設定し合計した尺度得点との関連性の検討にとどまらず、高齢者との関係性の種類（配偶者、子供、親戚、友人など）による健康指標との関連性の差異に着目した研究が行われるようになってきている<sup>11,13,18,24~26)</sup>。

第三に、高齢者をサポートの受け手としてだけでなく、積極的に周囲の人にサポートを提供する存在として捉え、サポートを提供することの健康への影響を検証する必要性が認識されるようになってきている<sup>17)</sup>。さらに、サポートの提供量や受領量それぞれ単独の影響<sup>19,25,27~30)</sup>だけでなく、提供量と受領量のバランスがどのように心身健康と関連するのかに着目する立場の研究も行われている<sup>25,28,29,31~37)</sup>。わが国では、サポートの提供や授受バランスと精神健康やウエルビーイングの関係を報告した研究はある<sup>19,25,28~30)</sup>が、要介護状態発生に対してどのような縦断的影響を与えるかを分析した研究は行われていない。

以上の先行研究の到達点を踏まえ、本研究では、地域在住高齢者のソーシャルネットワークやソーシャルサポートの授受の特徴とその後2年間の要介護状態発生の関連性を明らかにすることを目的とする。また、これらの社会関係変数と要介護状態発生との関連を修飾する可能性のある変数として、性別と世帯類型に着目し、これらの違いによる関連性の相違を明らかにする。

## II 方 法

### 1. 調査の方法と分析対象者の選定

2000年2月、愛知県A町の65歳以上の全高齢者4,994人を対象として、郵送法による自記式質問紙調査を実施した（回収数3,596人、回収率72.0%）。その後、個人識別番号を基に、回収された質問紙回答データに要介護認定情報および住民票情報（死亡・転居の有無および年月日）を結合した。個人情報保護のため、住所・氏名は削除、個人識別に用いた被保険者番号もA町が暗号化し、研究者には個人が特定できない形でデータの提供を受けた。A町と日本福祉大学とは政策評価分析に関する総合研究協定を結んでおり、データは政策評価分析の目的のみに使用し、定められた個人情報取扱特記事項を遵守した。

新規に生じた要介護認定をエンドポイントとするため、分析対象者は2000年3月末時点で要介護状態になかった者に限定した。回答が得られた3,596人のうち、①2000年3月31日までに要介護認定を受けていた人、と、②質問紙調査のADL項目（歩行・入浴・排泄）のいずれかで介助が必要であった人を除外した結果、2000年3月末時点で要介護状態ではなかったとみなされた分析対象者は2,725人であった。

### 2. 分析に用いた変数

#### 1) ソーシャルネットワーク

ソーシャルネットワークは、①別居の家族・親族との接触頻度、②近所の人との接触頻度、③社会的活動（老人クラブ・趣味の会・町内会など）への参加頻度の3つを指標とした。各指標とも、「1.ほとんど毎日」、「2.週2~3日」、「3.週1回程度」、「4.月1~2回程度」、「5.ほとんどない」の5段階で尋ねた。分析の際には、各指標の分布に基づき、分布を2等分することを目安に2カテゴリーとして扱った。また、3指標それぞれで、

接触頻度の多いカテゴリーを1点、接触頻度の少ないカテゴリーを0点とし合計したものを、ソーシャルネットワークの多寡を総合的に示す「ネットワーク指数」とした(0~3点)。

## 2) ソーシャルサポート

高齢者が受領しているソーシャルサポートの量は、野口<sup>38)</sup>が開発した高齢者用のソーシャルサポート尺度のうち、ポジティブ・サポート項目を用いた。これは、手段的サポート4項目(病気で数日寝込んだ時に看病や世話をしてくる、留守の時に用事を頼めるなど)、情緒的サポート4項目(心配事や悩み事を聞いてくれる、くつろいだ気分にしてくれるなど)それぞれについて、3種類の提供源(同居家族、別居家族、友人・知人)からの受領の有無(0=なし, 1=あり)を尋ねるものである。8項目の総得点を「サポート受領総得点」とした(0~24点,  $\alpha$ 係数0.83)。また、下位尺度として、サポート源別得点(同居家族, 別居家族, 友人・知人, 各0~8点)も分析に使用した。

ソーシャルサポートの提供には、老研式活動能力指標<sup>39)</sup>の中の「家族や友だちの相談にのることがある」の項目を用いた。この項目に「はい」と答えた者をサポート提供あり、「ない」と答えた者をサポート提供なしとした。また、サポートの受領と提供のバランスと要介護状態発生との関連性を分析するため、「サポート授受バランス」変数を「サポート受領総得点」と「サポートの提供」変数から合成した。まず、サポート受領総得点が0~7点の者を「受領少」群(全体の45.8%)、8~24点の者を「受領多」群(54.2%)と2群に分けた。そして、これとサポートの提供の有無の組み合わせにより、「提供なし・受領少」、「提供あり・受領少」、「提供なし・受領多」、「提供あり・受領多」の4群からなる変数を作成した。

以上の社会関係変数のうち、2カテゴリーからなる変数(3種類の接触・参加頻度, サポート提供)については、ダミー変数として分析に投入した。また、サポート授受バランスは、「提供あり・受領多」を参照カテゴリーとし、他の3カテゴリーをそれぞれダミー変数として投入した。

ネットワーク指数とサポート受領得点は連続変量である。これらを連続変量の形で分析に投入した場合、尺度得点と要介護状態発生リスクとの関連が非直線的なものであると、有意な関連性とし

て検出されない可能性がある。そこで、連続変量とし投入した分析と3分位点や4分位点を参考にカテゴリー化した場合の分析の両方を行い、比較した。その結果、連続変量で有意であった関連はカテゴリー化変数での分析でも概ね有意な関連であった。また、連続変量で有意な関連がないもので、カテゴリー化することで有意な関連性がみられることはなかった。以上の確認をした上で、以下、連続変量での分析結果を示す。

## 3) 調整変数

高齢者の年齢、性別、身体状態、保健行動、心理状態など、社会関係とも要介護状態発生とも関連する可能性のある変数は、社会関係変数と要介護状態発生の見せ掛けの関連性を生み出す交絡要因として働くため、分析上コントロールする必要がある。基本属性では「性別(0=女性, 1=男性)」、「年齢階級(0=65~69歳, 1=70~74歳, 2=75~79歳, 3=80~84歳, 4=85歳以上)」、「世帯類型(0=夫婦世帯, 1=子供と同居, 2=1人暮らし, 3=その他)」、「社会経済状態では「介護保険料徴収区分における所得段階(0=生活保護受給者・非課税世帯, 1=その他)」、疾病の状況では「要治療疾病の有無(0=なし, 1=あり)」、保健行動では「アルコール摂取(0=飲まない~毎日1.5合未満, 1=毎日1.5合以上)」、「1日の歩行時間(0=90分以上, 1=30~90分, 2=30分未満)」、心理状態では「抑うつ度GDS-15<sup>40,41)</sup>(0=5点未満, 1=5点以上)」を、調整変数とした。それぞれ、カッコ内の0を参照カテゴリーとし、他のカテゴリーをダミー変数化して投入した。

## 3. 分析方法

2000年2月の質問紙調査の各社会関係変数および調整変数群を説明変数、その後2年間(2000年4月から2002年3月まで)の新規要介護認定発生および要介護認定までの期間を従属変数とするコックス比例回帰分析を行った(死亡ケース、転出ケースは発生時点で観察打ち切りとした)。分析にはSPSS ver.11.0 for Windowsを使用した。

## III 結 果

### 1. 各変数の分布と男女差

分析対象者の男女比は男性47.7%(1,301人)、女性52.3%(1,424人)、平均年齢は72.2歳であった。

表1には、主な変数の男女別の分布および男女

表1 基本属性, 社会関係要因, 死亡および要介護状態発生の分布と性差

		男 性		女 性		有意確率 <sup>1)</sup>	
		% 平均±標準偏差		% 平均±標準偏差			
〈基本属性〉							
年齢階級	85歳-		3.2		5.3		
	80-84歳		7.1		11.2		
	75-79歳		15.9		17.0		
	70-74歳		31.7		29.6		
	65-69歳		42.0		37.0	<i>P</i> <0.001	
世帯類型	夫婦世帯		43.3		26.5		
	子供と同居		46.7		51.7		
	1人暮らし		5.1		16.7		
	その他		4.9		5.2	<i>P</i> <0.001	
〈ソーシャルネットワーク〉							
ネットワーク指数	(0~3点)		1.3±0.9		1.4±1.0	<i>P</i> <0.01	
別居家族との接触頻度	ほとんど毎日		20.5		26.5		
	週2-3日		12.4		15.8		
	週1日		16.1		16.8		
	月1-2日		31.8		27.6		
	ほとんどなし		19.3		13.3	<i>P</i> <0.001	
近所の人との接触頻度	ほとんど毎日		49.7		51.7		
	週2-3日		19.6		23.3		
	週1日		12.1		11.4		
	月1-2日		8.9		6.7		
社会的活動参加頻度	ほとんどなし		9.6		6.9	<i>P</i> <0.01	
	ほとんど毎日		4.6		3.1		
	週2-3日		8.4		10.6		
	週1日		8.3		11.7		
社会的活動参加頻度	月1-2日		17.7		17.0		
	ほとんどなし		61.0		57.6	<i>P</i> <0.01	
	〈ソーシャルサポート〉						
	受領総得点	(0~24点)		7.9±4.4		7.8±4.5	n.s. <sup>2)</sup>
サポート源別	同居家族から	(0~8点)	5.2±3.0		4.1±3.4	<i>P</i> <0.001	
	別居家族から	(0~8点)	2.1±2.7		2.6±2.8	<i>P</i> <0.001	
	友人知人から	(0~8点)	0.7±1.4		1.0±1.7	<i>P</i> <0.001	
サポートの提供	なし		79.2		79.7		
	あり		20.8		20.3	n.s.	
サポート授受バランス	提供なし・受領少		15.0		12.8		
	提供あり・受領少		30.9		32.5		
	提供なし・受領多		5.8		7.5		
	提供あり・受領多		48.3		47.2	n.s.	
〈死亡・要介護発生〉							
	新規要介護状態		3.2		5.7		
	死亡		4.7		2.3		
	転出		1.0		1.2	<i>P</i> <0.001	

注1) 性別差の検定は, 連続変量ではt検定, カテゴリカル変量では $\chi^2$ 二乗検定を用いた。

注2) n.s.: 有意差なし

差の検定( $\chi^2$ 検定またはt検定)の結果を示した。年齢階級では、男性よりも女性のほうが、より高齢の方向に分布していた。世帯類型では、夫婦世帯は女性(26.5%)よりも男性(43.4%)で割合が高いのに対して、1人暮らしは男性(5.1%)よりも女性(16.7%)で割合が高かった。ソーシャルネットワーク変数では、どの指標とも、若干女性のほうが頻度が高かった。サポート受領総得点の平均値は7.8(標準偏差4.5)であり、男女差はなかった。サポート提供源別では、同居家族からのサポートは男性の方が得点が高く、別居家族からのサポート、友人知人からのサポートは女性の方が得点が高かった。サポートの提供は約8割の人が「あり」としており、男女差はみられなかった。

2年間に新たに要介護認定を受けた人の割合は4.5%(122人)、死亡者は3.4%(94人)であった。男女別にみると、死亡は男性で(男性61人4.7%, 女性33人2.3%), 要介護状態発生は女性で(男性41人3.2%, 女性81人5.7%)割合が有意に高かった。

## 2. 社会関係変数と要介護状態発生の関連の男女別分析

表2には、各調整変数群と各社会関係変数を説明変数、要介護状態発生を従属変数としたコックス比例回帰分析を、男女別に行なった結果を示した。

### 1) ソーシャルネットワーク指標との関連

男性では、ネットワークの豊富さを総合的に評価するネットワーク指数は、要介護状態発生と関連がなかった(ハザード比(以下HR)1.34, 95%信頼区間(以下95%CI)0.90-2.00)。接触の種類別でも、5%水準で有意なものはなかった。女性では、ネットワーク指数が高いほど、要介護状態発生リスクが有意に低かった(HR0.69, 95%CI0.52-0.92)。接触の種類別では、3指標ともハザード比が1よりも大きな数値を示したが、その中でも「別居家族との接触頻度」が週1日未満と少ないことが、要介護状態発生リスクを有意に高めていた(HR2.14, 95%CI1.27-3.62)。

### 2) ソーシャルサポートの受領量との関連

男性では、サポート受領総得点が高いほど、要介護状態発生リスクが有意に高かった(HR1.12, 95%CI1.04-1.21)。サポート源別にみると、「友

表2 各社会関係変数と2年間の要介護状態発生の関連の男女別分析

	男 性		女 性	
	ハザード比 (95%信頼区間)		ハザード比 (95%信頼区間)	
〈ソーシャルネットワーク〉				
ネットワーク指数 (得点1点上昇あたり)	1.34(0.90-2.00)		0.69(0.52-0.92)*	
別居家族との接触頻度 (0=週1日以上, 1=週1日未満)	0.49(0.24-1.03)		2.14(1.27-3.62)**	
近所の人との接触頻度 (0=毎日, 1=週数回以下)	0.61(0.29-1.27)		1.11(0.67-1.84)	
社会活動参加頻度 (0=あり, 1=ほとんどなし)	1.32(0.61-2.84)		1.58(0.85-2.93)	
〈ソーシャルサポート〉				
受領総得点 (得点1点上昇あたり)	1.12(1.04-1.21)**		1.01(0.95-1.07)	
サポート源別				
同居家族から (得点1点上昇あたり)	1.11(0.97-1.28)		1.09(0.99-1.20)	
別居家族から (得点1点上昇あたり)	1.12(0.99-1.26)		0.94(0.85-1.04)	
友人知人から (得点1点上昇あたり)	1.34(1.12-1.62)**		0.98(0.83-1.15)	
サポートの提供 (0=あり, 1=なし)	1.44(0.68-3.07)		2.75(1.61-4.71)***	
サポート授受バランス				
提供なし・受領少	0.41(0.12-1.48)		2.66(1.30-5.41)**	
提供なし・受領多	2.90(1.17-7.18)*		3.20(1.51-6.76)**	
提供あり・受領少	0.53(0.20-1.39)		1.10(0.52-2.36)	
提供あり・受領多	1.00		1.00	

注1) 各変数ごとに年齢階級, 世帯類型, 所得段階, 要治療疾病の有無, アルコール摂取, 歩行時間, 抑うつ変数を調整変数として共に投入したコックス比例回帰分析による

注2) \*:  $P < 0.05$ , \*\*:  $P < 0.01$ , \*\*\*:  $P < 0.001$

表3 各社会関係変数と2年間の要介護状態発生の関連の世帯類型別分析

	男 性		女 性		1人暮らし
	夫婦世帯	子供と同居	夫婦世帯	子供と同居	
	ハザード比 (95%信頼区間)	ハザード比 (95%信頼区間)	ハザード比 (95%信頼区間)	ハザード比 (95%信頼区間)	ハザード比 (95%信頼区間)
<ソーシャルネットワーク>					
ネットワーク指教 (得点1点上昇あたり)	1.51 (0.79- 2.86)	1.22 (0.63- 2.36)	0.51 (0.24- 1.08)	0.65 (0.43- 0.98)*	0.98 (0.55- 1.73)
別居家族との接触頻度 (0=週1日以上, 1=週1日未満)	0.19 (0.05- 0.74)*	0.40 (0.13- 1.25)	2.12 (0.53- 8.46)	1.61 (0.79- 3.31)	4.22 (1.31- 1.31)*
近所の人との接触頻度 (0=毎日, 1=週数回以下)	0.87 (0.27- 2.87)	0.50 (0.14- 1.76)	1.59 (0.39- 6.45)	1.71 (0.81- 3.61)	0.42 (0.13- 1.32)
社会的活動参加頻度 (0=あり, 1=ほとんどなし)	1.40 (0.40- 4.89)	3.02 (0.77-11.90)	5.89 (0.72-48.08)	1.71 (0.72- 4.07)	0.54 (0.18- 1.58)
<ソーシャルサポート>					
サポート受領総得点 (得点1点上昇あたり)	1.08 (0.96- 1.21)	1.11 (1.01- 1.23)*	0.97 (0.81- 1.15)	1.02 (0.95- 1.10)	0.91 (0.76- 1.09)
サポート源別					
同居家族から (得点1点上昇あたり)	1.00 (0.83- 1.22)	1.34 (0.97- 1.86)	0.87 (0.69- 1.10)	1.15 (0.99- 1.33)	1.03 (0.73- 1.46)
別居家族から (得点1点上昇あたり)	1.11 (0.92- 1.34)	1.14 (0.94- 1.36)	1.12 (0.89- 1.41)	0.92 (0.79- 1.07)	0.86 (0.70- 1.07)
友人知人から (得点1点上昇あたり)	1.31 (0.97- 1.76)	1.23 (0.89- 1.68)	0.87 (0.49- 1.55)	0.99 (0.77- 1.27)	1.00 (0.77- 1.29)
サポートの提供 (0=あり, 1=なし)	1.89 (0.46- 7.77)	0.84 (0.25- 2.79)	5.44 (1.34-22.12)*	3.59 (1.68- 7.67)**	1.14 (0.39- 3.32)
サポート授受バランス					
提供なし・受領少	# ( # - # )	0.23 (0.03- 1.99)	7.65 (1.12-52.17)*	3.17 (1.14- 8.84)*	1.38 (0.31- 6.18)
提供なし・受領多	4.54 (0.97-21.32)	1.65 (0.40- 6.80)	6.95 (0.84-57.41)	4.06 (1.56-10.61)**	0.95 (0.09-10.12)
提供あり・受領少	0.75 (0.19- 3.07)	0.47 (0.09- 2.48)	2.04 (0.28-14.63)	1.03 (0.34- 3.10)	1.23 (0.28- 5.48)
提供あり・受領多	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

注1) 各変数ごとに年齢階級, 所得段階, 要治療疾病の有無, アルコール摂取, 歩行時間, 抑うつ変数を調整変数として共に投入したコックス比例回帰分析による

注2) \*: P<0.05, \*\*: P<0.01, \*\*\*: P<0.001

注3) #は該当者数が少なく計算不能

人知人から」のサポート受領量が多いことが、要介護状態発生リスクの高さと関連していた(HR1.34, 95%CI1.12-1.62)。女性では、サポート受領量に関するどの変数でも、要介護状態発生と有意な関連がみられなかった。

### 3) サポートの提供およびサポート授受バランスとの関連

男性では、サポートの提供の有無と要介護状態発生との間には有意な関連はみられなかったが、サポート授受バランス変数との間に有意な関連が認められた。レファレンスカテゴリーである「提供あり・受領多」群と比べて、「提供なし・受領多」群、つまり高齢者側からサポート提供をしていないにもかかわらず多くのサポートをうけている人で、要介護状態発生リスクが高くなっていた(HR2.90, 95%CI1.17-7.18)。

女性では、サポート提供の有無が要介護状態発生と強く関連していた。つまり、サポートを「提供していない」人は「提供している」人と比べて、要介護状態発生リスクが有意に高かった(HR2.75, 95%CI1.61-4.71)。サポート授受バランス変数との関連では、「提供あり・受領多」群と比べて、「提供なし・受領少」群(HR2.66, 95%CI1.30-5.41)と「提供なし・受領多」群(HR3.20, 95%CI1.51-6.76)の要介護状態発生リスクが高かった。このように、女性では、サポートの受領量の多寡に関わらず、サポートの提供をしていないこと自体が要介護状態発生を高めていた。

### 3. 社会関係変数と要介護状態発生の関連の世帯類型別分析

表3には、世帯類型別に、各社会関係変数と要介護状態発生の関連性を分析した結果を示した。世帯類型別の分析は、結果の安定性のため、その世帯類型にあてはまる人数が100人以上であったものに限ったため、男性の1人暮らしおよびその他、女性のその他については、分析を行っていない。

男性の世帯類型別の結果は、基本的には男性全体での結果と同様のパターンを示していた。ソーシャルネットワーク指標に関しては、夫婦世帯の男性で、「別居家族との接触頻度」が少ないことが、要介護状態発生リスクを低める方向に関連していた(HR0.19, 95%CI0.05-0.74)。

女性では、夫婦世帯、子供と同居の結果は女性全体での結果と同様のパターンであったが、1人

暮らし女性でそれとは違った特徴がみられた。つまり、1人暮らし女性では、ネットワーク指数やサポート提供の有無は要介護状態発生と有意な関連がなかった。また、1人暮らし女性では、「別居家族との接触頻度」の少なさが要介護状態発生リスクを高めるという関連が、他の世帯類型の女性よりもより顕著であった(HR4.22, 95%CI1.31-13.59)。

## IV 考 察

### 1. 男性の社会関係と要介護状態発生の関連の特徴

男性の社会関係と要介護状態発生の関連の特徴に関する結果は、次の3点にまとめられる。第一に、ネットワークの豊富さを総合的に示すネットワーク指数と要介護状態発生の間に、有意な関連は認められなかった。第二に、サポート受領量が多いほど、要介護状態発生リスクが高くなっていた。第三に、サポートを提供していないにも関わらずサポートを多く受領しているというアンバランスな状況にある人で、要介護状態発生リスクが高くなっていた。これらの結果を合わせて解釈すると、男性高齢者では、社会関係の豊富さが要介護状態に陥ることを防ぐというよりも、むしろ他者との関係性の多さがその後の要介護状態発生の予測因子となる可能性を示している。

男性の特徴の解釈として、まず考えられるのは、男性の場合、サポートを多く受けることへの健康へのメリットよりもデメリットが大きいということである。これは、サポートの授受バランスと要介護状態発生の関連性の結果で、サポートの提供をせず多くのサポートを得ている男性で、要介護状態発生リスクが高かったことでも裏付けられる。Seemanら<sup>8)</sup>の研究結果においても、男性では多くのサポートを受けていたことがその後の機能低下と関連が認められた。その解釈として彼らは、「男性が自立的・独立的であることを強調する文化があるため、多くのサポートをうけることは自己効力感に対する脅威と感じやすい」と、社会規範の影響をあげている。このような解釈は、日本の男性でもあてはまることであろう。

また、サポートの提供源別に要介護状態発生との関連の強さを比較すると、男性の場合、友人知人から受けているサポート量の多さが、最も強く

要介護状態への陥りやすさと関連していた。これまでのソーシャルネットワークの研究では、女性では自分にとって重要な人として配偶者以外にも子供や友人・知人をあげるのに対し、男性は配偶者を唯一の重要な人とあげる傾向があることが報告されている<sup>32,42,45</sup>。このような傾向は、仕事から引退することでより強まると考えられる。そのため、サポートを提供してくれる存在としての同居家族からのサポートの多さは男性高齢者の自立感や自尊心を低めないが、友人知人からのサポートの多さはよりネガティブに働くのかもしれない。

以上のように、男性の社会関係の豊富さは、要介護状態発生リスクを低める方向には関連していなかった。しかし、この結果から、必ずしも日本の高齢男性では社会関係の豊富さは要介護状態発生を低めることに役立たないと結論付けるには慎重である必要がある。もっとも重要な点は、ソーシャルサポートを多くうけていた人では、何らかの身体的な不調など周りの人に頼らなければならない虚弱性をもっており、このような虚弱性が実は機能低下と関連したという可能性である。本研究の分析では、要治療疾患の有無や抑うつ度といったベースライン時点の心身状態の指標をコントロールしているが、用いた調整変数では把握できない何らかの本人の状況が影響している可能性は否定できない。また、今回ソーシャルネットワークの指標とした「別居家族」、「近所の人」、「社会活動参加」では、男性高齢者にとって重要な社会関係を捉えられていない可能性も考えられる。今後、たとえば退職前の職場の人との関係や近隣に限らない友人関係の豊富さが要介護状態発生にどのような関連性をもつのか再検討する必要がある。

## 2. 女性の社会関係と要介護状態発生の関連の特徴

分析の結果から明らかになった女性の社会関係と要介護状態発生の関連の特徴は、以下の3点である。第一に、ネットワーク指数で表されたネットワークの豊富さは、要介護状態発生リスクを低めていた。第二に、サポートを提供していないことが、要介護状態発生リスクの高さと強く関連していた。第三に、1人暮らしの女性では、社会関係変数と要介護状態発生の関連のパターンが、他の世帯類型の女性とは大きく異なっていた。

サポート提供のプラス効果に関しては、金ら<sup>30</sup>

のサポート授受と生活満足度の縦断的關係の分析でも、女性においてのみ、サポート提供と生活満足度に関連が認められている。また、Avlundら<sup>16)</sup>の研究では、「他の人のために服を縫ったり編んだりする」といったサポートの提供が、女性の機能低下に防衛的に関連することが示されている。これらのことから、サポート提供の肯定的な影響は、とくに女性で顕著なものであることが推測される。今回の調査対象となった高齢女性の世代では、高齢期に至るまでの期間、主婦役割や子育て役割などを中心的に担ってきている。このような人生経験を経てきた女性では男性と比べて、家族や友人や近隣の人に対して手助けをすることも多い。そのため、高齢女性にとっては、身近な人の役に立つという役割を失うことは、自信やアイデンティティを失うことにつながるのかもしれない。

つぎに、1人暮らし女性での社会関係と要介護状態発生の関連の特徴は、次のとおりである。まず、ソーシャルネットワークでは、他の世帯類型の女性ではネットワーク指数の高さは要介護状態発生リスクを低めていたが、1人暮らしの女性では、このようなネットワークの要介護発生抑制効果がなかった。また、1人暮らし女性では、3つの接触頻度のうち、「別居家族」との接触頻度が少ないことが要介護状態発生リスクの高さと強く関連していた。これらの結果から、1人暮らし女性では他の世帯類型の者と異なり、多様な人々とのつながりの豊富さはあまり重要ではなく、別居家族と会う回数が保たれていることが要介護状態発生を抑制する上で重要であることが示唆された。この1人暮らし女性の結果は、介護予防のために高齢者の地域参加の機会を増やそうという取り組みの現状を考えると、興味深い結果と言えるだろう。1人暮らし女性の介護予防のために、交流の少ない別居家族に訪問を増やしてもらうよう働きかけることもひとつの方法となるが、家族が遠方に住んでいるなど直接的な接触頻度を高めることが困難なケースも多いと思われる。Avlundら<sup>16)</sup>は、顔と顔を合わせる直接的な接触頻度よりも電話での接触頻度の方が、むしろ機能低下や死亡発生を低める関連性があったという結果を報告している。今後の研究においては、このような電話やメールでの交流の指標を用いて、直接的な



接触の代替機能をもつかどうかを明らかにすることは重要であると考えられる。

また、1人暮らし女性では、他の世帯類型女性では顕著であったサポート提供と要介護状態発生との間の関連性が認められなかった。結果には示さなかったが、女性のサポート受領総得点の平均値を世帯類型別に比較すると、1人暮らし女性で有意に得点が低かった。1人暮らし女性のように他者からのサポートが十分でない状況においては、サポート提供をすることのプラスの効果が発揮されない可能性が推測される。

### 3. 本研究の限界と今後の展望

最後に、本研究の限界について述べる。

今回用いたソーシャルサポートやソーシャルネットワークの指標には、いくつか問題点が指摘できる。ソーシャルネットワークに関しては、配偶者の有無をネットワークの一指標としている研究がある<sup>17)</sup>が、本調査では配偶者の有無を問う項目がなかったため、指標に加えることができなかった。また、前述したように、今回指標としたネットワークの種類では、高齢者の社会関係性の広がり的重要な側面を捉えるのには不十分であった可能性がある。

ソーシャルサポートに関しては、まず、サポートの提供を「家族や友だちの相談にのることがある」という1つの問だけで判別したという問題があげられる。この問がそもそも知的能動性尺度のために作られたものである<sup>39)</sup>ことや、「相談にのることがある」という曖昧な表現から、サポート提供の概念や実態を十分に捉えられていない可能性は否定できない。サポート提供の心身健康への影響は、受領サポートと同様、そのサポートの種類や相手との関係性（友人か子供かなど）によって異なることが指摘されている<sup>26,28,29,33,34,36)</sup>。種類や提供先別にサポート提供の影響を比較すると共に、それらを尺度化することでサポート授受バランスをさらに精密に検討することができる<sup>33,36)</sup>。このようにサポート提供や授受をより厳密に測定し、本研究の知見を追試する必要がある。また、本研究ではネガティブサポートについては扱わなかった。人が社会の人々と取り結ぶ関係には、支援的な機能だけでなく、イライラさせたり援助しすぎたりといったネガティブな機能もあり得る<sup>38,45)</sup>。これまでの研究でも、ネガティブ

サポートが精神健康に影響を与えることを示唆する結果が示されている<sup>45~47)</sup>。要介護状態発生についても、今後、サポートのポジティブな側面と共に、ネガティブな側面の影響を検討することは重要である。最後に、調査地域は日本の一地域に限定されているため、結果の一般化には慎重であるべきことは言うまでもない。

本研究では、これまで日本ではほとんど行われてこなかったサポートの提供や授受バランスと要介護状態発生との関連を明らかにしたことが1つの特徴である。上で述べたようなネットワークやサポートのもつ影響の性別や世帯類型による違いを理解したうえで、高齢者の介護予防対策を考えていくことが必要であろう。

本研究は、科学研究費補助金（14310105）の助成を受け、学術フロンティア推進事業ならびに21世紀COEプログラム（いずれも文部科学省）の研究の一環として行われたものである。

（受付 2004.10.4）  
（採用 2005.4.25）

## 文 献

- 1) 黒田健二, 藤井博志, 編. 地域で進める介護予防. 東京: 中央法規, 2002.
- 2) 辻一郎. 健康寿命と介護予防. 保健婦雑誌 2000; 56: 816-821.
- 3) 高齢者介護研究会. 2015年の高齢者介護～高齢者の尊厳を支えるケアの確立に向けて～. 高齢労働省, 2003.
- 4) Stuck AE, Walthert JM, Nikolaus T, et al. Risk factors for functional status decline in community-living elderly people: a systematic literature review. *Social Science & Medicine* 1999; 48: 445-469.
- 5) Haga H, Shibata H, Ueno M, et al. Factors contributing to longitudinal changes in activities of daily living (ADL): the Koganei study. *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 1991; 6: 91-99.
- 6) 杉澤秀博, 中谷陽明, 前田大作, 他. 高齢者における社会的統合と日常生活動作能力の予後との関係. *日本公衛誌* 1994; 41: 975-985.
- 7) Seeman TE, Berkman LF, Charpentier PA, et al. Behavioral and psychosocial predictors of physical performance: MacArthur Studies of Successful Aging. *Journal of Gerontology MEDICAL SCIENCE* 1995; 50A(4): M177-M183.
- 8) Seeman TE, Bruce ML, McAvay GJ. Social network, characteristics and onset of ADL disability: MacArthur studies of successful aging. *Journal of*

- Gerontology SOCIAL SCIENCES 1996; 51B(4): S191-S200.
- 9) 安梅勅江. 高齢者の社会関連性評価と3年後の機能低下との関連性に関する保健福祉学的研究. 日本公衛誌 1997; 44: 159-166.
  - 10) 本間善之, 成瀬優知, 鏡森定信. 高齢者における身体・社会活動と活動的余命, 生命予後の関連について—高齢者ニーズ調査より—. 日本公衛誌 1999; 46: 380-390.
  - 11) Mendes de Leon CF, Glass TA, Beckett LA, et al. Social networks and disability transitions across eight intervals of yearly date in the New Haven EPESE. Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES 1999; 54B(3): S162-S172.
  - 12) Unger JB, McAvay G, Bruce ML, et al. Variation in the impact of social network characteristics on physical functioning in elderly persons: MacArthur Studies of successful aging. Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES 1999; 54B: S245-S251.
  - 13) Mendes de Leon CF, Gold DT, Glass TA, et al. Disability as a function of social networks and support in elderly African Americans and Whites: the Duke EPESE 1986-1992. Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES 2001; 56B: S197-S190.
  - 14) Seeman T, Chen X. Risk and protective factors for physical functioning in older adults with and without chronic conditions: MacArthur studies of successful aging. Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES 2002; 57B(3): S35-S14.
  - 15) 藺牟田洋美, 安村誠司, 阿彦忠之, 他. 自立および準寝たきり高齢者の自立度の変化に影響する予測因子の解明—身体・心理・社会的要因から—. 日本公衛誌 2002; 49: 483-495.
  - 16) Avlund K, Lund R, Holstein BE, et al. The impact of structural and functional characteristics of social relations as determinants of functional decline. Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES 2004; 59B(4): S44-S51.
  - 17) 岸 玲子, 堀川尚子. 高齢者の早期死亡ならびに身体機能に及ぼす社会的サポートネットワークの役割—内外の研究動向と今後の課題—. 日本公衛誌 2004; 51: 79-93.
  - 18) Fukukawa Y, Nakashima C, Tsunoi S, et al. The impact of health problems on depression and activities in middle-aged and older adults: age and social interactions as moderators. Journal of Gerontology PSYCHOLOGICAL SCIENCES 2004; 59B(1): P19-P26.
  - 19) 杉澤秀博. 高齢者における主観的幸福感および受領に対する社会的支援の効果—日常生活動作能力の相違による比較—. 日本公衛誌 1993; 40: 171-180.
  - 20) Antonucci, TC, Ajrouch, K.A., Janevic, M.R. The effect of social relations with children on the education-health link in men and women aged 40 and over. Social Science & Medicine 2003; 56: 949-960.
  - 21) Sarwari AR, Fredman L, Langenberg P, et al. Prospective study on the relation between living arrangement and change in functional health status of elderly women. American Journal of Epidemiology 1998; 147(4): 370-378.
  - 22) Zunzunegui MV, Beland F, Otero A. Support from children, living arrangement, self-rated health and depressive symptoms of older people in Spain. International Epidemiological Association 2001; 30: 1090-1099.
  - 23) Michael YL, Berkman LF, Colditz GA, et al. Living arrangements, social integration, and change in functional health status. American Journal of Epidemiology 2001; 153(2): 123-131.
  - 24) Dean A, Kolody B, Wood P. Effects of social support from various sources on depression in elderly persons. Journal of Health and Social Behavior 1990; 31: 148-161.
  - 25) 金 恵京, 甲斐一郎, 久田 満, 他. 農村在宅高齢者におけるソーシャルサポート授受と主観的幸福感. 老年社会科学 2000; 22: 395-404.
  - 26) Zunzunegui M, Alvarado BE, Otero A. Social networks, social integration, and social engagement determine cognitive decline in community-dwelling Spanish older adults. Journal of Gerontology SOCIAL SCIENCES 2003; 58B(2): S93-S100.
  - 27) Krause N, Hezrog AR, Baker E. Providing support to others and well-being in Later Life. Journal of Gerontology: PSYCHOLOGICAL SCIENCES 1992; 47(5): P300-P311.
  - 28) 金 恵京, 李 誠国, 久田 満, 他. 韓国農村地域の在宅高齢者におけるソーシャル・サポートの授受とQOL. 日本公衛誌 1996; 43: 37-49.
  - 29) 平野順子. 都市居住高齢者のソーシャルサポート授受—家族類型別モラルへの影響—. 家族社会学研究 1998; 10: 95-110.
  - 30) 金 恵京, 杉澤秀博, 岡林秀樹, 他. 高齢者のソーシャル・サポートと生活満足度に関する縦断研究. 日本公衛誌 1999; 46: 532-541.
  - 31) Stoller EP. Exchange patterns in the informal support networks of the elderly: the impact of reciprocity on morale. Journal of Marriage and the family 1985; 47: 335-342.
  - 32) Antonucci TC, Akiyama H. An examination of sex differences in social support in mid and late life. Sex Roles 1987; 17: 737-749.
  - 33) Rook KS. Reciprocity of social exchange and social satisfaction among older women. Journal of Personality

- and Social Psychology 1987; 52(1): 145-154.
- 34) Ingersoll-Dayton B, Antonucci TC. Reciprocal and nonreciprocal social support: contrasting sides of intimate relationships. *Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES* 1988; 43(3): S65-73.
- 35) Lu L. Social support, reciprocity, and well-being. *The Journal of Social psychology* 1997; 137: 618-628.
- 36) Liang J, Krause NM, Bennett JM. Social exchange and well-being: is giving better than receiving? *Psychological and Aging* 2001; 16(3): 511-523.
- 37) Ramos M, Wilmoth J. Social relationships and depressive symptoms among older adults in southern Brazil. *Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES* 2003; 58B(4): S253-S261.
- 38) 野口裕二. 高齢者のソーシャルサポート：その概念と測定. *社会老年学* 1991; 34: 37-48.
- 39) 古谷野亘, 他. 地域老人における活動能力の測定: 老研式活動能力指標の開発. *日本公衆衛生雑誌* 1987; 34: 109-114.
- 40) Yasavage JA, Brink TL, Rose TL, et al. Development and validation of a geriatric depression scale. *Journal of Psychiatric Research* 1983; 17: 31-49.
- 41) 高橋龍太郎. うつ病のスクリーニング. 小澤利夫, 江藤文夫, 高橋龍太郎, 編. *高齢者の生活機能評価ガイド*. 東京: 医歯薬出版 1999: 43-50.
- 42) Shumaker SA, Hill DR. Gender differences in social support and physical health. *Health Psychology* 1991; 10: 102-111.
- 43) 岸 玲子, 江口照子, 前田信雄, 他. 前期高齢者と後期高齢者の健康状態とソーシャルサポート・ネットワーク—農村地域における高齢者(69~80歳)の比較研究—. *日本公衛誌* 1996; 43: 1009-1023.
- 44) Rook KS. The negative side of social interaction: impact on psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology* 1984; 46(5): 1097-1108.
- 45) Ingersoll-Dayton B, Morgan D, Antonucci T. The effects of positive and negative social exchanges on aging adults. *Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES* 1997; 52B(4): S190-S199.
- 46) Antonucci TC, Lansford JE, Akiyama H, et al. Differences between men and women in social relations, resource deficits, and depressive symptomatology during later life in four nations. *Journal of Social Issues* 2002; 58(4): 767-783.
-

## SOCIAL RELATIONSHIP FACTORS AND RISK OF CARE REQUIREMENT IN JAPANESE ELDERLY

Kiyoko YOSHII\*, Katsunori KONDO\*, Junko KUZE<sup>2\*</sup>, and Kyoko HIGUCHI<sup>3\*</sup>

**Key words** : community-dwelling elderly, social support, social network, living arrangement, longitudinal study

**Objective** To identify associations between social relationship factors and risk of requirement for care in elderly people living at home.

**Method** In February 2000, a questionnaire was distributed to all residents aged 65 and over in a city in Aichi prefecture, Japan. The number of responses was 3596, a return rate of 72.0%. The records of 2725 subjects who were not under care as of April 2000 were selected as a sample and treated with Cox's proportional hazards model in order to analyze associations between social relationship variables and the risk of care requirement.

**Results** 1) For males, the higher the acceptance of support, the higher the risk of care requirement (hazard ratio (HR) 1.12, 95% confidence interval (CI) 1.04–1.21). For females, the lower the contact frequency with separately-living family members, the higher the incidence (HR2.14, 95%CI1.27–3.62). Also, the analysis of female subjects showed a strong association between not providing social support to others and the risk of care requirement (HR2.75, 95%CI1.61–4.71). 2) Analysis of the effects of social support indicated that the male subjects who did not provide support to others but received such support themselves were at significantly high risk of care requirement (HR2.90, 95%CI1.17–7.18). 3) In the case of female subjects who lived alone, unlike those with other living arrangements, there appeared to be no significant associations between involvement in social networks and their support provision to others, and the risk of care requirement.

**Conclusions** The study confirmed that gender and living arrangements both influence associations between the risk of care requirement in the elderly and social networks and support. The study also indicated that provision of support by the elderly is one important factor that can lower the risk of needing care.

---

\* Nihon Fukushi University: Faculty of Social Welfare

<sup>2\*</sup> Nihon Fukushi University: Faculty of Social and Information Sciences

<sup>3\*</sup> Gifu University: Faculty of Medicine