

配偶者の喪失や退職などのストレスフル・ライフイベント、6) 内的統制力や性格傾向などの心理要因、といった面から論じられてきた。しかし、前期高齢者と後期高齢者で抑うつに関連する要因がどのように異なるのかを比較した研究は少ない。抑うつに影響を及ぼす要因が前期と後期高齢者で異なるか否かを検討した杉澤ら(2000)によると、疾患罹患や日常生活動作障害といった身体健康指標、および手段的支援や情緒的支援の受領状況は、前期・後期高齢者ともに抑うつに関連することが報告されている。

杉澤らが検討したのは支援の機能的側面であり、各支援の提供源は問わず、適切な支援を受けることができているれば前期高齢者も後期高齢者も抑うつを軽減させることができることを表している。提供者が誰であろうと適切な支援を得ることは第一義的に重要であるが、支援の提供源、特に私的支援と公的支援とに分けて影響を分析することは、政策的には意味があると考えられる。また、近年では支援の受領という側面だけでなく、提供という面からも抑うつとの関連性が論じられている(増地, 岸, 2001)。高齢者が行う家庭内や地域での支援提供はプロダクティブ・アクティビティとして、社会への重要な貢献であるだけでなく、高齢者自身の心身の健康にも良好な効果をもたらすことが国内外の研究で指摘され、政策的にも学術的にも着目されている(杉原, 2007)。しかし、後期高齢者においても同様な効果があるかどうかは検討の余地がある。さらに、後期高齢期になると身体健康の低下は多くの人に起きる現象であるが、身体健康の低下は抑うつにつながりやすいことから、身体健康が低下しても抑うつにならないように、その影響を緩衝する要因を調べることは、後期高齢者を対象とした研究では重要である。

そこで本研究は、全国の後期高齢者を対象とした3 wavesのパネル調査データを用いて以下の課題を検討することを目的とした。第一に、後期高齢者の抑うつレベルが経時的にどのように変化するかを特定すること、第二に、抑うつレベルのベースラインの値や変化に影響を与える要因を明らかにすること、第三に、身体的な障害の重度化が抑うつレベルを増悪させる影響を緩衝する要因を特定することである。

抑うつレベルに影響を与える要因および身体障害が抑うつに与える影響を緩衝する要因として、本研究では、①十分な支援(手段的・情緒的)を得ているか、②他者に支援を提供しているか(手段的・情緒的)、③私的資源(同居家族)や公的資源(在宅サービス)を保有しているか、に着目して分析した。

## 2. 方法

### 1) 分析対象

抑うつ傾向の測度および在宅サービスの測度がWave1~4までは一貫していなかったため、測度が一貫しているWave5~Wave7のデータを用いた。Wave5(1999年10月実施)では、Wave1~Wave4までの調査に1回以上回答した人(2,969人、70歳以上に限定すると1,866人)と新たに全国から抽出した70歳以上の男女2000人を対象に調査した。Wave4以前からの継続対象者の中には69歳以下の人にも含まれるが、本研究では70歳以上の人のみを分析対象とした。70歳以上の継続および新規対象者でWave5の調査を完了(本人

回答)したのは2,604人(継続1,199人、新規1,405人)、Wave6の調査(2002年10月実施)を完了したのは1,893人(継続881人、新規1,012人)、Wave7の調査(2006年10月実施)を完了したのは1,319人(継続603人、新規716人)であった。

Wave4以前からの継続対象者とWave5からの新規対象者を比較したところ、本分析に使用した変数の平均値や変数間の相関にほとんど違いがなかった。そこで本研究では、Wave4以前からの継続対象者とWave5からの新規対象者のデータを統合して、各調査の完了者の測定データを集積した5,816オブザベーションを分析に用いた。分析に用いた変数の項目欠測については、多重代入法により欠測値を補完した。

## 2) 測度

(1) 抑うつ傾向: Radloff(1977)の Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)の日本語版(島, 鹿野, 北村, 浅井, 1985)を一部修正したものを用いた。CES-Dは、「普段は何でもないことがわずらわしい」「ゆううつだ」といった抑うつ的な精神状態に関する20項目から成る。各項目について、過去1週間にこのような経験がどのくらいの頻度であったかをたずね、「ほとんどなかった(=0)」「少し(1~2日)はあった(=1)」「ときどき(3~4日)あった(=2)」「たいてい(5~7日)そうだった(=3)」といった選択肢から回答を得た後、各項目の得点を単純加算して得点化した。

### (2) 健康状態

日常生活動作(ADL)障害: 「お風呂に入る」「衣服を着たり脱いだりする」「食べる」「寝床から起き上がったり、椅子から立ち上がったりする」「外に出かける」「トイレまで行って用をたす」という6種類の動作について、それぞれ「ぜんぜん難しくない」「少し難しい」「かなり難しい」「非常に難しい」「まったくできない」といった選択肢を提示して回答を得た。各動作の回答について障害が重い方からそれぞれ4~0点を配点し、各項目を単純加算して得点化した。

認知障害: Pfeiffer(1975)の Short Portable Mental Status Questionnaire (SPMSQ)を翻訳・再翻訳して用いた。オリジナルのSPMSQは10項目から成るが、施設入所でない高齢者に対して不適切な項目(この場所の名前)は除外し、残りの9項目を用いた(Liang, Borawski-Clark, Liu, & Sugisawa, 1996)。具体的には「年齢」「生年月日」「住所」「今日の日付」「今日の曜日」「母親の旧姓」「現在の総理大臣の名前」「前総理大臣の名前」「簡単な計算」のそれぞれについて正しく答えた場合は0点、誤答や答えられない場合は1点を配点し、単純加算して得点化した。

### (3) 支援の受領

情緒的支援の受領: 初めに「心配事や困りごとがあるときに、あなたのまわりの人たちの中で、あなたの言うことに耳を傾けてくれる人はいますか」と質問し、「いる」と答えた人に対して、「あなたの言うことにもっともよく耳を傾けてくれる人は、どのくらいあなたの言うことに耳を傾けてくれますか」と質問した。「とても良く聞いてくれる」「良く聞いてくれる」「まあまあ聞いてくれる」「あまり聞いてくれない」という

選択肢から回答を得、良く聞いてくれる順に 4~1 点を与えた。初めの質問に対して「耳を傾けてくれる人はいない」と回答した人には 0 点を与えた。

手段的支援の受領： 「日頃の生活でちょっとした手助けが必要なとき、手助けしてくれる人はいますか」と質問し、「いる」と答えた人には「もっとも手助けしてくれる人は、どの程度手助けしてくれますか」と質問した。「とてもよく手助けしてくれる」「良く手助けしてくれる」「まあまあ手助けしてくれる」「少ししか手助けしてくれない」の選択肢から回答を得、良く手助けしてくれる順に 4~1 点を与えた。初めの質問に対して「手助けしてくれる人はいない」と回答した人には 0 点を与えた。

#### (4) 支援の提供

情緒的支援の提供： 「あなたは身近な親しい人たちが心配事や困りごとについて話したがっているとき、どのくらい聞いてあげますか」と質問し、「いつも聞いてあげる」「たいてい聞いてあげる」「ときどき聞いてあげる」「あまり聞いてあげない」「ぜんぜん聞いてあげない」という選択肢から回答を得、よく聞いてあげる順に 4~0 点を与えた。

家事： 家事（草取りや水やり、車や自転車の手入れ、家具などの修繕なども含む）や買い物、子守りを、この 1 年間にどのくらいしたかをたずね、「毎日した」「週に 4~6 日くらいした」「週に 1~3 日くらいした」「月に 1~3 日くらいした」「それより少ない・まったくしていない」の選択肢から回答を得た後、頻度が多い順に 4~0 点を与えた。

#### (5) 私的・公的資源

同居家族の有無： ひとり暮らしの人に 1 点、同居家族がいる人に 0 点を配点した。

在宅サービスの利用： この 1 週間にデイサービスやホームヘルパーを利用したか否かをたずね、それぞれのサービスについて利用していた人に 1 点、利用していなかった人に 0 点を与えた。

#### (6) 社会人口学的特性

性別（男性=1、女性=2）、年齢（年数）、年収を分析に用いた。年収は配偶者がいる場合は配偶者の分も合わせて年収がどのくらいかをたずね、「120 万円未満」「120~300 万円未満」「300~500 万円未満」「500~1000 万円未満」「1000~2000 万円未満」「2000 万円以上」の選択肢から回答を得た後、所得の低い方から順に 4~0 点を与えた。

### 3) 分析方法

第 1 に、CES-D を反応変数とし、固定効果として切片と傾き（追跡年数）の項のみを、また変量効果としては変量切片と傾き（追跡年数）の一次項を持つランダム係数モデルを当てはめた（モデル 1）。予備的な分析結果より、対象者内の系列相関に関する誤差は非常に小さかったので、系列相関を直接モデル化するのではなく、切片と傾きの分散・共分散によりモデル化する方法を選んだ。変量効果の切片と傾きの分散・共分散構造には無構造を指定した。パラメータの推定には修正付き標準誤差（ロバスト分

散) を用いた。

第2に、CES-Dの切片に影響する要因を調べるために、性、年齢、ADL障害、認知障害、年収、情緒的支援の受領、手段的支援の受領、情緒的支援の提供、家事、同居家族の有無、通所介護の利用、訪問介護の利用を、固定効果に追加したランダム係数モデルを検討した(モデル2)。第3に、CES-Dの傾きに影響する要因を調べるために、上記の変数と傾き(追跡年数)との交互作用項を、固定効果に追加したランダム係数モデルを検討した(モデル3)。

第4に、ADL障害がCES-Dに与える影響を緩衝する要因を調べるために、ADL障害の程度と固定効果として用いた変数との交互作用項を、ランダム係数モデルに投入した。ADL障害と各変数との交互作用項は、それぞれ一つずつモデルに投入して検討した。有意な交互作用効果が検出された場合は、効果の方向性を理解するために図を示した。その際に、交互作用項に係わる変数以外の変数については中央値をランダム係数モデルに代入し、CES-Dの予測値を算出した結果を図示した。

以上の分析は、SAS9.1のMIXEDプロシジャーにより実行した。また、本分析では項目欠測については多重代入法により代入したデータセットを用いて分析を行った。項目欠測の割合は、年収が最大で16.4%、次いで情緒的支援の提供8.4%であったが、その他の変数の項目欠測の割合は2.0%未満であった。多重代入法は、SAS9.1のMIおよびMIANALYZEプロシジャーにより実行した。

### 3. 結果

分析に使用した変数の記述統計の追跡期間中における変化を表1に示した。抑うつ傾向(CES-D)の平均値は、集団全体で見ると追跡期間中に顕著な変化は見られなかった。ADL障害の程度は追跡期間が長くなるほど悪化する傾向が見られたが、認知障害の程度については集団の平均値は追跡期間が長くなるほど軽度化する傾向を示した。本分析では本人回答のデータのみを使用しているため、中度以上の認知障害がある人は除外されやすく、このような傾向を反映したものと考えられる。支援の授受の状況は、追跡期間中に大きな変化は見られなかった。独居の割合は、追跡期間が長くなるほど高くなっていった。一般的に、高齢になるほど配偶者と死別する人が増えるため、単身世帯割合も高くなるが、本調査でも同様な結果が得られている。ADL障害の程度が対象者の加齢に伴って悪化するため、訪問介護や通所介護の利用割合も追跡期間が長くなるほど高くなっていった。

表1 追跡期間中における対象者の記述統計の変化

	Time 1 (n = 2,604)		Time 2 (n = 1,893)		Time 3 (n = 1,319)	
	%	M (SD)	%	M(SD)	%	M(SD)
抑うつ傾向(CES-D)		12.0 (5.7)		12.2 (6.1)		11.7 (6.0)
性(女性)	59.5		60.5		61.3	
年齢		76.2 (5.1)		78.6 (4.7)		81.7 (4.0)
ADL 障害		0.4 (1.8)		0.6 (2.0)		0.8 (2.7)
認知障害		1.6 (1.6)		1.4 (1.4)		1.3 (1.6)
年収		2.2 (1.0)		2.2 (1.0)		2.1 (0.9)
情緒的支援の受領		3.0 (1.1)		3.0 (1.1)		3.1 (1.1)
手段的支援の受領		2.8 (1.2)		2.9 (1.1)		3.0 (1.2)
情緒的支援の提供		2.8 (1.1)		2.7 (1.1)		2.6 (1.2)
家事		2.3 (1.7)		2.2 (1.7)		2.4 (1.7)
独居	15.1		18.3		22.4	
通所介護の利用	2.8		4.6		10.4	
訪問介護の利用	2.6		4.5		7.9	

Time 1 = Wave 5, Time 2 = Wave 6, Time 3 = Wave 7

次に、ランダム係数モデルを用いて、追跡期間中のCES-Dの変化を調べた。表2のモデル1を見ると、傾き（追跡年数）の固定効果の推定値は小さかったので( $\beta=0.02$ ,  $P=0.48$ )、集団全体としてみるとCES-Dは追跡期間中にほとんど変化しなかったといえる。追跡年数の二乗項についても検討したが、推定値は無視できるほど小さいものであった。変量効果を見ると、切片の分散が14.58 ( $P<0.001$ )と大きいため、CES-Dのベースラインの値についてはかなりの個人差があるといえる。他方、傾きの分散については、統計的な有意水準には達しているものの0.18と小さいことから、CES-Dの変化に関してかなりの個人差があるとは言えない状況であった。CES-Dの変化は全体的に乏しいため、変化に個人差が出にくいものと考えられる。

表2のモデル2では、CES-Dの切片に対する各変数の直接効果を示した。男性よりも女性で抑うつ傾向が強い（CES-Dの値が高い）が( $\beta=0.47$ ,  $P<0.05$ )、年齢とCES-Dは有意な相関が見られなかった( $\beta=-0.02$ ,  $P=0.30$ )。ADL障害( $\beta=0.42$ ,  $P<0.001$ )や認知障害( $\beta=0.24$ ,  $P<0.001$ )が重いほど抑うつ傾向が強く、年収が高いほど抑うつ傾向は弱かった( $\beta=-0.29$ ,  $P<0.01$ )。支援の授受に関してはいずれもCES-Dと有意な相関を示し、

情緒的・手段的支援を多く得ている人ほど抑うつ傾向が弱く ( $\beta = -0.53$ ,  $P < 0.001$ ;  $\beta = -0.49$ ,  $P < 0.001$ )、それとともに情緒的支援の提供や家事を多くしていることも抑うつ傾向を弱める方向で作用していた ( $\beta = -0.68$ ,  $P < 0.001$ ;  $\beta = -0.13$ ,  $P < 0.01$ )。独居者は同居者がいる人より抑うつ傾向が強かった ( $\beta = 0.85$ ,  $P < 0.01$ )。在宅サービスの利用に関しては、通所介護の利用とCES-Dは統計的に有意な相関が見られなかったが ( $\beta = 0.12$ ,  $P = 0.79$ )、訪問介護については利用している方が抑うつ傾向は強かった ( $\beta = 2.27$ ,  $P < 0.001$ )。

次に、CES-Dの変化に影響を与える要因を調べるために、傾き（追跡年数）と各変数との交互作用項を、ランダム係数モデルの固定効果に追加投入した。予備的分析ではすべての変数の交互作用効果を調べたが、最終的なモデルでは有意水準が10%以下の交互作用項に限定して分析した（表2、モデル3）。CES-Dの変化（傾き）に有意な違いをもたらした変数は、性 ( $\beta = -0.13$ ,  $P < 0.01$ )と通所介護の利用 ( $\beta = -0.41$ ,  $P < 0.01$ )であった。年齢や同居者の有無もCES-Dの変化に若干の違いをもたらしてはいたが、交互作用効果は10%水準で、あまり大きい違いではなかった。性と通所介護については、それぞれの推定結果に基づきCES-Dの予測値を図示したところ、女性では経時的に抑うつ傾向が弱まるのに対して、男性では逆に抑うつ傾向が強まる傾向が見られた（図1）。通所介護については、利用者の方が非利用者よりも切片のCES-Dの値が大きく抑うつ傾向が強いものの、利用者では経時的にCES-Dの値が下がり、抑うつ傾向が弱まる傾向が見られた（図2）。

次に、ADL障害がCES-Dに与える影響を緩衝する要因を検討した。表2のモデル2の結果より、ADL障害が重くなると抑うつ傾向が強まることが明らかとなったが、固定効果として用いた各変数とADL障害との交互作用項を、それぞれ個別にランダム係数モデルに投入して、ADL障害とCES-Dとの関係性を緩衝する要因を調べた。その結果、手段的支援の受領 ( $\beta = -0.13$ ,  $P < 0.05$ )、家事 ( $\beta = 0.09$ ,  $P < 0.05$ )、通所介護の利用 ( $\beta = -0.23$ ,  $P < 0.1$ )が、有意な交互作用効果を示した。通所介護の利用の交互作用効果は大きいものではなかったが、本調査の回答者はADL障害を有する人が少なく、通所介護を利用している人も少ないため、10%水準の効果であっても着目することにした。

推定結果に基づいてCES-Dの予測値を図示した結果、情緒的支援の受領については、心配事や困りごとがあるときに耳を傾けてくれる人がいない人では、ADL障害が重くなるに従って抑うつ傾向も強くなっていたが、まわりの人がとても良く聞いてくれるという人では、ADL障害が重くなっても抑うつ傾向の悪化の仕方が緩やかであった（図3）。家事については、ADL障害がない時は毎日家事をしている人の方が家事をしていない人よりも抑うつ傾向は弱いですが、ADL障害が重くなると家事を毎日している人の方がそうでない人と比べて抑うつ傾向の悪化の度合いが大きかった（図4）。通所介護の利用に関しては、ADL障害が軽度の際は通所介護を利用している人の方が利用していない人よりも抑うつ傾向の度合いが強いですが、ADL障害が重くなると通所介護を利用していない人では抑うつ傾向の悪化の度合いが大きいものに対して利用者では悪化の度合いが緩やかであった（図5）。

表2 抑うつ傾向の切片と傾きに影響を与える要因

	モデル1		モデル2		モデル3	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
<b>固定効果</b>						
切片	12.12***	(0.11)	17.92***	(1.56)	16.31***	(1.68)
傾き(追跡年数)	0.02	(0.03)	-0.05+	(0.03)	0.91*	(0.43)
性			0.47*	(0.19)	0.76***	(0.22)
年齢			-0.02	(0.02)	-0.01	(0.02)
ADL 障害			0.42***	(0.06)	0.42***	(0.06)
認知障害			0.24***	(0.05)	0.25***	(0.05)
年収			-0.29**	(0.09)	-0.28**	(0.09)
情緒的支援の受領			-0.53***	(0.08)	-0.53***	(0.08)
手段的支援の受領			-0.49***	(0.08)	-0.48***	(0.08)
情緒的支援の提供			-0.68***	(0.08)	-0.68***	(0.08)
家事			-0.13**	(0.05)	-0.13**	(0.05)
独居			0.85**	(0.27)	1.17***	(0.33)
通所介護の利用			0.12	(0.45)	1.88**	(0.72)
訪問介護の利用			2.27***	(0.47)	2.39***	(0.46)
傾き×性					-0.13**	(0.05)
傾き×年齢					-0.01+	(0.01)
傾き×独居					-0.11+	(0.07)
傾き×通所介護の利用					-0.41**	(0.13)
<b>変量効果</b>						
切片の分散	14.58***		8.56***		8.51***	
傾きの分散	0.18***		0.09*		0.08+	
切片と傾きの共分散	-0.33+		-0.11		-0.09	
残差の分散	20.07***		20.29***		20.22***	

+;  $p < .10$ , \*;  $p < .05$ , \*\*;  $p < .01$ , \*\*\*;  $p < .001$

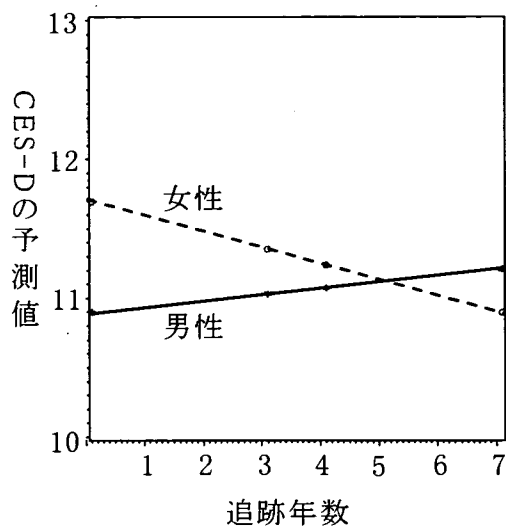


図1 性別にみた抑うつ傾向の変化

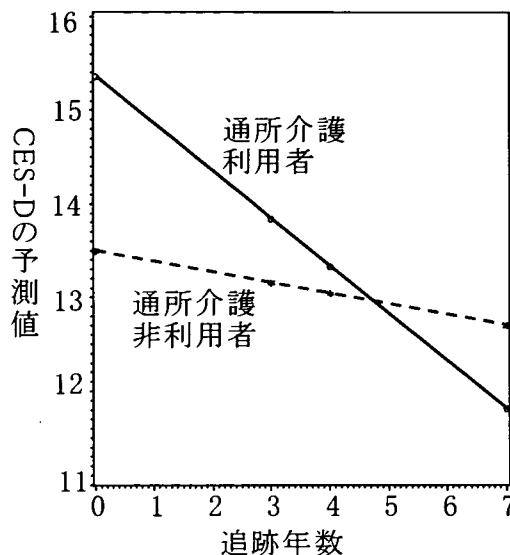


図2 通所介護の利用状況別にみた抑うつ傾向の変化

表3 ADL障害が抑うつ傾向に与える影響を緩衝する要因

	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
固定効果						
切片	12.35***	(1.56)	11.85***	(1.59)	11.56***	(1.60)
傾き(追跡年数)	0.22**	(0.09)	0.25**	(0.09)	0.24**	(0.09)
性	0.54*	(0.21)	0.79***	(0.23)	0.57**	(0.22)
年齢	0.02	(0.02)	-0.01	(0.02)	-0.00	(0.02)
ADL障害	0.97***	(0.19)	0.47***	(0.07)	0.59***	(0.07)
認知障害	0.31***	(0.06)	0.33***	(0.06)	0.33***	(0.06)
年収	-0.37***	(0.09)	-0.43***	(0.09)	-0.44***	(0.09)
傾き×性	-0.16**	(0.05)	-0.17***	(0.05)	-0.17***	(0.05)
傾き×通所介護の利用	-0.06	(0.09)	-0.08	(0.09)		
手段的支援の受領	-0.77***	(0.08)				
ADL障害× 手段的支援の受領	-0.13*	(0.05)				
家事			-0.19***	(0.05)		
ADL障害×家事			0.09*	(0.05)		
通所介護の利用					1.18*	(0.51)
ADL障害× 通所介護の利用					-0.23+	(0.13)
変量効果						
切片の分散	9.40***		11.24***		11.30***	
傾きの分散	0.10*		0.12*		0.11*	
切片と傾きの共分散	-0.12		-0.18		-0.17	
残差の分散	20.70***		20.36***		20.41***	

+;  $p < .10$ , \*;  $p < .05$ , \*\*;  $p < .01$ , \*\*\*;  $p < .001$



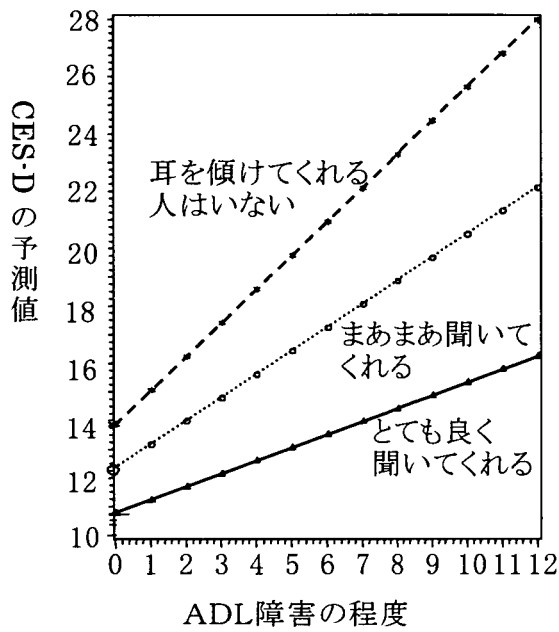


図3 情緒的支援の受領（心配事等を聞いてもらえる）状況別にみた「ADL障害の程度と抑うつ傾向との関係」

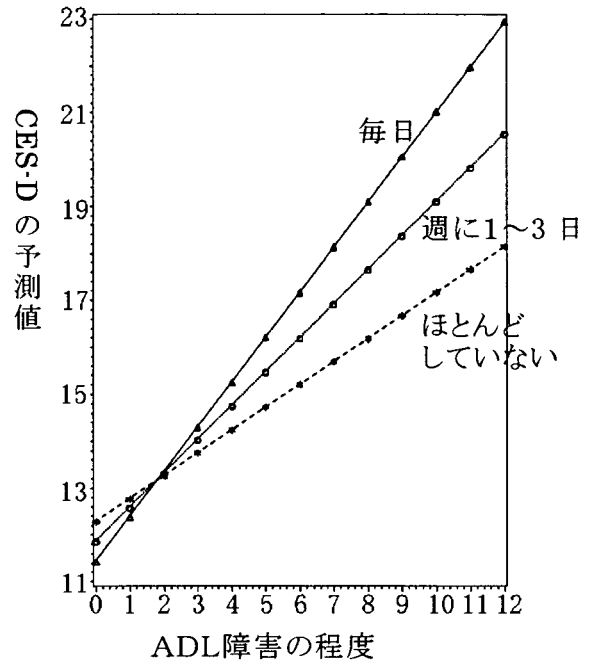


図4 家事の実施状況別にみた「ADL障害の程度と抑うつ傾向との関係」

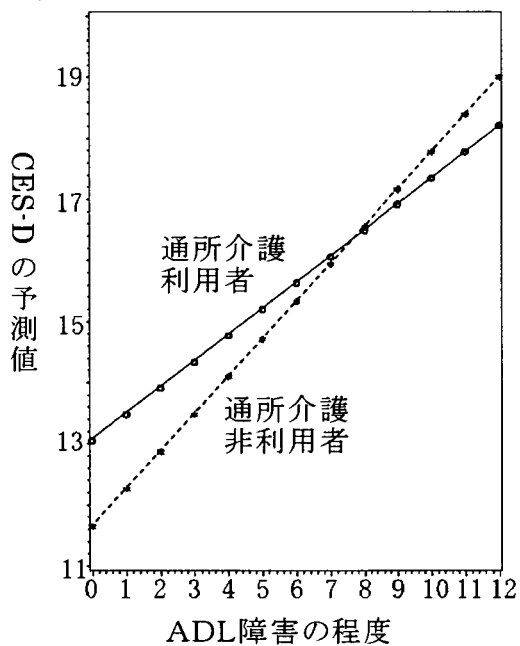


図5 通所介護の利用状況別にみた「ADL障害の程度と抑うつ傾向との関係」

#### 4. 考察

後期高齢者の全国標本を7年間追跡した調査データ(Wave5~7)に基づき、後期高齢者の抑うつレベルがどのように変化するかを調べた結果、集団全体としては本調査の調査期間内ではCES-Dの値はほとんど変化せず、個人レベルでも、変化の個人差は統計的に有意ではあるものの、顕著な個人差があるとは言えない状況であった。また、年齢もCES-Dに対して有意な関連性を示さなかったことから、本調査データのCES-Dに関しては明らかな加齢効果があるとはいえない状況であった。欧米の先行研究では、横断調査では高齢になるほど抑うつ傾向が弱まるのに対して、高齢者の縦断調査では、加齢に伴って抑うつ傾向が強まることが報告されている。本研究においては、抑うつレベルの経時変化も加齢変化も顕著ではなかったことから、日本の後期高齢者の抑うつレベルは比較的变化が乏しく、変化の個人差も少ない可能性が示唆された。

この点については、以下のように解釈できる。第1に、後期高齢期は健康状態の低下や配偶者の喪失などのストレスフルな経験が多いものの、後期高齢者はそのような困難に対して適応しているという解釈である。Carstensenら(1994)は、高齢になるほどネガティブな感情をコントロールできるようになる可能性を指摘している。後期高齢期(発達段階説の第9ステージ)の発達課題として「老年の超越性」も指摘されており(Erikson & Erikson, 2001)、後期高齢者がさまざまな困難に対して適応している可能性はある。

第2に、抑うつ傾向の強い人は追跡期間中に死亡やドロップアウトとなる可能性が高いため、抑うつレベルの悪化を正確に把握できなかったという解釈である。本研究では完全データ(すべての調査に回答した人のみを分析)ではなく、調査に1回でも回答した人は分析対象に含めているので、死亡やドロップアウトの影響を多少は勘案しているものの、切片の推定に関しては死亡やドロップアウトの影響を勘案できたとしても変化の推定については十分に勘案しきれないため、抑うつの変化を捉えきれなかった可能性がある。さらに、CES-Dの切片の値は12点で、これは他の調査データと比べると高めの値なので、切片の値が高いためにそれ以上悪化しないという天井効果の可能性も否定できない。

本研究の第2の課題として、後期高齢者の抑うつ傾向の関連要因を分析した結果、CES-Dの切片の高さ(抑うつ傾向の強さ)に関連していた要因は、女性であること、ADL障害や認知障害が重いこと、年収が低いこと、情緒的・手段的支援を得ていないこと、情緒的支援の提供や家事をしていないこと、ひとり暮らし、訪問介護を利用していること、であった。これらの要因の多くは前期高齢者においても指摘されている要因であり、杉澤らの報告(2000)と同様に、抑うつ傾向の関連要因が前期高齢者と後期高齢者で大きく異なるわけではない可能性が本研究においても示唆された。しかし、「家事」の影響については中年期や前期高齢期の人とは異なり、中年期や前期高齢期では家事をすることは抑うつ傾向に対して有意な関連性を示さなかったのに対して(Sugihara, Sugisawa, Shibata, & Harada, in press)、後期高齢期では家事のような日常的でささやかな活動であったとしても後期高齢者の抑うつを低減させる方向で作用すること

が示唆された。就労やボランティア活動、社会参加活動などの推進が高齢者の心身の健康を保持する上で重要であると指摘されているが、後期高齢期になってこのような活動ができなくなったとしても、家事のように身の回りのことをできるだけ自分で行うことが抑うつを防ぐ上で重要である可能性が示された。

CES-Dの切片の値については、個人差が大きいために切片の違いを説明する要因をいくつか検出することができたが、CES-Dの変化については個人差が少なかったため、変化を説明する要因を多く検出することができず、「性別」と「通所介護の利用」が本研究では変化の関連要因として検出できた。性別によって抑うつレベルの変化の仕方が異なることは欧米の先行研究でも報告されており、男性では経時的に悪化するのに対して女性では悪化せず、加齢に伴って性差は消失することがいくつかの研究で指摘されている。本研究においても、それと同様な傾向が見られた。この解釈としては、第1に、女性の方が後期高齢期におけるストレスフルな経験に適応できる可能性が考えられる。配偶者との死別の影響は女性よりも男性で強く表れることが指摘されており、社会的ネットワークも女性より男性高齢者の方が少ないため、後期高齢期におけるストレスフルな経験に対して男性高齢者の方が女性高齢者よりも適応が困難になっているのかもしれない。第2の解釈としては、女性高齢者の方がベースラインにおける抑うつレベルが高かったため、死亡やドロップアウト、または天井効果により、抑うつの悪化を正確に捉えることができなかつた可能性もある。

通所介護の利用状況によってもCES-Dの変化の仕方が異なり、通所介護を利用している人では経時的に抑うつレベルが下がることが示唆された。横断調査の結果では在宅サービスを利用している人の方が非利用者よりも健康状態が悪いため、サービス利用者の方で抑うつレベルが高いという結果になりがちである。本調査においてもサービス利用者のCES-Dの切片の値はかなり高かったが、経時的に抑うつレベルが低下し、追跡年数が5年以上では非利用者よりも抑うつレベルは下がる可能性が示唆された。サービス利用者の方が死亡やドロップアウトの可能性が高いため、通所介護の利用者で抑うつレベルが悪化しなかつた可能性はあるが、それを踏まえたとしても非利用者よりも抑うつレベルが下がる可能性が示されたことから、通所介護を利用することによって抑うつ傾向が改善される可能性も考えられる。他方、訪問介護に関してはこのような抑うつ傾向を改善させるような効果は検出できず、訪問介護を利用している人の方が非利用者よりも抑うつレベルが高かったことから、抑うつの防止という面では訪問介護よりも通所介護の方が効果的である可能性が示唆された。

本研究における第3の課題として、身体的な障害が悪化したとしても抑うつ的なことを防ぐ可能性がある要因を検討した。その結果、「心配事や悩み事をまわりの人が良く聞いてくれること」と「通所介護の利用」が、ADL障害の悪化に伴う抑うつの悪化を緩衝する効果を示した。「心配事や悩み事をまわりの人が聞いてくれる」という情緒的支援の受領については、ADL障害がない時もこのような支援を多く得ている人の方がそうでない人よりも抑うつレベルが低かったが、ADL障害が悪化しても情緒的支援を得ていない人と比べると得ている人では抑うつの悪化の度合いが小さいことが示され

た。一方、「通所介護の利用」に関しては、ADL 障害がないか軽度の時は通所介護を利用している人の方がそうでない人よりも抑うつレベルが高いのに対して、ADL 障害が重くなると、通所介護利用者の方が非利用者よりも抑うつレベルが低いという傾向が示された。この結果から、障害が重いのに通所介護を利用していない人では抑うつのリスクが高いことがうかがえる。通所介護は介護者の「レスパイト（休息）」という意味合いがあるが、高齢者自身にとっても家に閉じこもらないで通所介護に出かけることは抑うつを軽減する上で有効である可能性が示唆された。「家事」についても ADL 障害との交互作用効果が検出されたが、それは ADL 障害がないか軽度の時は家事をしているの方が抑うつレベルが低いものの、ADL 障害が重くなると家事をしている人の方が抑うつレベルが高いというものであった。体が不自由になっても家事をしないといけないという状況は、後期高齢者にとってはストレスフルであり、このような場合は適切な支援を受けることが精神健康を保持する上でも重要であるといえる。

本研究では支援の提供源を公的・私的に分けて、その効果の違いを分析した。同居家族という私的資源を保有している人では抑うつのベースラインのレベルが低いという効果があった。逆に見ると、単身世帯の後期高齢者では抑うつのリスクが高いことを表しており、今後、単身世帯の高齢者の増加が見込まれていることから、単身世帯者の抑うつ防止は喫緊の課題といえる。この点について本研究の結果からは、公的支援の中でも通所介護が抑うつ防止に有効である可能性が示唆された。横断面でみると通所介護を利用している人の方が非利用者よりも抑うつレベルが高いものの、経時的に、あるいは ADL 障害が重度になるに従って通所介護を利用している人では非利用者よりも抑うつレベルが軽減することが明らかとなった。通所介護は介護者のレスパイト、あるいは高齢者の介護予防という面で着目されてきたが、高齢者の抑うつ防止という効果も期待できることから、特に障害が重い高齢者では積極的に利用することが勧められる。

## 引用文献

- Aldwin, C. M., Spiro, A., III, Levenson, M. R., & Bossé, R. (1989). Longitudinal findings from the Normative Aging Study: I. Does mental health change with age? *Psychology and Aging, 4*, 295-306.
- Barefoot, J. C., Mortensen, E. L., Helms, M. J., Avlund, K., & Schroll, M. (2001). A longitudinal study of gender differences in depressive symptoms from age 50 to 80. *Psychology and Aging, 16*, 342-345.
- Carstensen, L. L., & Charles, S. T. (1994). The salience of emotion across the adult life span. *Psychology and Aging, 9*, 259-264.
- Charles, S. T., Reynolds, C. A., & Gatz, M. (2001). Age-related differences and change in positive and negative affect over 23 years. *Journal of Personality and Social Psychology, 80*, 136-151.
- Davey, A., Halverson, C. F., Zonderman, A. B., & Costa, P. T. (2004). Change in

- depressive symptoms in the Baltimore longitudinal study of aging. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 59B, P270-277.
- Erikson, E. H., & Erikson, J. M. (2001). ライフサイクル、その完結<増補版> (村瀬孝雄・近藤邦夫 訳), みすず書房, pp.151-190.
- Hertzog, C., Van-Alstine, J., Usala, P., Hultsch, D. F., & Dixon, R. (1990). Measurement properties of the Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D) in older populations. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 2, 64-72.
- 岸玲子, 江口照子, 前田信雄, 三宅浩次, 笹谷春美. (1996). 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. *日本公衆衛生雑誌*, 43, 1009-1023.
- 厚生労働省. (2005). 平成 17 年人口動態統計.
- 厚生労働省. (2007). 平成 19 年版高齢社会白書.
- 古谷野亘. (1996). 社会的適応パターンからみた高齢前期・後期. *老年精神医学雑誌*, 7, 475-479.
- Liang, J., Borawski-Clark, E., Liu, X., & Sugisawa, H. (1996). Transitions in cognitive status among the aged in Japan. *Social Science & Medicine*, 43, 325-337.
- 増地あゆみ, 岸玲子. (2001). 高齢者の抑うつとその関連要因についての文献的考察—ソーシャルサポート・ネットワークとの関連を中心に—. *日本公衆衛生雑誌*, 48, 435-448.
- Pfeiffer, E. (1975). A short portable mental status questionnaire for the assessment of organic brain deficit in elderly patients. *Journal of American Geriatric Society*, 23, 433-441.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- 島 悟, 鹿野 達男, 北村 俊則, 浅井 昌弘. (1985). 新しい抑うつ制自己評価尺度について. *精神医学*, 27, 717-723.
- Smith, J., & Baltes, P. B. (1993). Differential psychological aging: Profiles of the old and very old. *Aging and Society*, 13, 551-587.
- 杉原陽子. (2007). プロダクティブエイジング・社会参加. 柴田博, 長田久雄, 杉澤秀博 (編), *老年学要論—老いを理解する—* (pp.239-268). 東京: 建帛社.
- Sugihara, Y., Sugisawa, H., Shibata, H., & Harada, K. (in press). Productive Roles, Gender, and Depressive Symptoms: Evidence from a National Longitudinal Study of Late Middle-Aged Japanese. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*.
- 杉澤秀博, 柴田博. (2000). 前期および後期高齢者における身体的・心理的・社会的

資源と精神健康との関連. 日本公衆衛生雑誌, 47, 589-601.

WHO. (2007). Suicide: Country reports and charts.

[http://www.who.int/mental\\_health/](http://www.who.int/mental_health/)

[prevention/suicide/country\\_reports/en/index.html](http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/country_reports/en/index.html)

# 第3節 高齢期における社会関係の加齢変化 — 個人・地域要因の検討 —

東京都老人総合研究所 社会参加とヘルスプロモーション研究チーム

小林 江里香

## 要約

60歳以降の家族以外との社会関係の平均的な加齢変化と、それらの変化にどのような個人的、地域的要因が関連しているのかを検討した。地域は都道府県単位で分析した。分析の結果、友人・近所・親戚との接触頻度とグループ参加頻度は、ともに、60代前半から後半にかけて緩やかに増加した後、70代以降は減少するという曲線的な変化を示していた。しかし、変化の仕方（切片や傾き）には、性別や教育年数による違いがみられ、個人属性の関連の仕方には、友人等との接触とグループ参加で違いがみられた。変化の仕方における地域差は個人差に比べると小さいが、友人等との接触頻度については、近隣ネットワークの緊密な地域に住む人ほど75歳時の接触頻度（切片）が高く、公共交通機関の利便性の高い地域に住む人ほど接触頻度の減少傾向が緩やかであることも示された。

## 1. 目的

家族、友人、近所の人など、周囲の人々と豊かな社会関係をもつことは、高齢者の心理的・身体的な well-being にとって重要であることが多くの研究で示されてきた。社会的に孤立した人ほど死亡のリスクが高いことを示す研究は多く（Berkman & Syme, 1979; House, Landis, & Umberson, 1988 など）、わが国で実施された高齢者の追跡調査においても同様の知見が得られている（杉澤, 1994; 岡部・星, 2002 など）。また、社会関係を多く持つ高齢者ほど身体・認知機能の低下が少ないことも報告されており（Mendes de Leon, et.al, 1999; Unger, et.al., 1999; Zunzunegui, et.al., 2003）、介護予防の点からも、高齢者が社会とのつながりを維持することの意義は大きい。

その一方で、一般には、高齢になるほど、つながりの数（ネットワークサイズ）や接触頻度の減少・低下が起これると考えられている。これまで、このような社会関係の減少の根拠とされていたデータは、一時点における異なる年齢層の人々における比較から得られたものが多かったが（Morgan, 1988 など）、近年、縦断研究のデータが蓄積され、縦断データの解析手法が発展するにつれて、同じ個人の中で社会関係がどのように変化しているのかを示した研究もみられるようになってきている。

例えば、Shaw ら（2007）は、全米の65歳以上の男女を対象とする10年間にわたる4 Waveの縦断調査の分析から、加齢に伴い、家族との接触頻度は変化しないが、友人との接触頻度は減少すること、情緒的サポートの受領はあまり変化しないが、手段的・情動的サポートの受領は増加し、どの種類のサポートについても提供は減少することなどを明らかにし

ている。

このような縦断的变化を分析することの利点の1つは、ある年齢時における社会関係の多寡に加えて、変化の傾きに影響を与える要因を検討できるということである。高齢期においても、社会関係の減少が比較的少ない人や増加する人、逆に急激な減少が起こる人の特徴を明らかにすることができれば、高齢期に豊かな社会関係をもつための条件整備や、社会的に孤立するリスクの高い人への積極的介入にも活かすことができる。また、社会関係の多寡や変化に影響を与える要因としては、個人的な属性とともに、地域的な属性を検討することが、政策的示唆を得る上で有効であると考えられる。

そこで本研究では、19年間にわたる計7回(Wave)の縦断データを用いて、1)友人や近所の人など家族以外の人との関係が加齢とともにどのように変化するかという集団レベルでの平均的な変化を記述する、2)社会関係の多寡(切片)や、変化の傾きにおいて、個人間や地域間で有意な分散がみられるかを確認する、3)分散がある場合は、どのような個人・地域属性が切片や変化の傾きに差違をもたらしているのか明らかにすることを目的とした。

友人や近所の人など家族以外との関係に焦点を当てた理由は、第1に、Shawら(2007)にみられるように、これらの関係は家族に比べてより変化しやすいと考えられることがある。第2に、家族は高齢者にとって主要なサポート提供者であるが(Cantor, 1979など)、心理的well-beingとの関連でみると、家族よりも、義務的關係でない友人・近所の人との接触のほうが強く関連することを示す研究が多いからである(Arling, 1976; Lee & Ishii-Kuntz, 1988; 直井, 2001)。

また、家族以外の社会関係は、個人的なつきあい(インフォーマルな関係)と、グループ参加という2つの指標でみることで、変化の仕方や関連要因にどのような差違や共通点があるかを検討した。

切片や変化の傾きに影響を与え得る個人属性としては、Shawら(2007)の結果と比較するため、性別と学歴(教育年数)を取り上げた。男性高齢者と女性高齢者の社会関係の違いは、国内外の多くの研究で指摘されており、本データベースの第5回調査(Wave5)の70歳以上を対象とした分析でも、女性は男性に比べて、友人・近所の人・親戚との対面接触頻度が高く、親しい友人の数が多いという結果が得られている(小林他, 2005)。本研究では、社会関係の変化の仕方においても男女差がみられるのか、また、友人等とのインフォーマルな関係とグループ参加とで同じ結果が得られるのかに注目している。

地域属性としては、高齢期に家族以外とのつながりを維持できるには、外出を容易にする物理的環境が整備されていること、近所に社会活動を行える場所があること、交流の相手が遠出の必要のない近所に住んでいることが重要であるとの仮説に基づき、1)公共交通の利便性、2)集会施設の近接性、3)近隣ネットワークの緊密性という3変数を取り上げた。

## 2. 方法

### 1) 分析対象者

第1回調査(以下、Wave1)から第7回調査(Wave7)までに、対象者本人が1回以上



面接調査を完了した 4,999 人を分析対象とした。途中の Wave (2、4、5) で追加された対象も含まれている。Wave1～7 までの各 Wave の回答者数は表 1 の通りであり、全オブザベーション (obs.と略) 数は 16,955 であった。対象者 1 人あたりでみると、平均で 3.39 回の調査に回答したことになる。ただし、面接調査を完了していても、従属変数となる社会関係の項目が無回答だった人がいるため、実際に分析に用いた対象者数や obs 数はこれよりも少なくなっている (表 1 参照)。

表 1 Wave (調査年) と年齢別にみたオブザベーション数

	オブザベーション数							全 Wave 合計	1 回以上 の回答者
	Wave1 (1987)	Wave2 (1990)	Wave3 (1993)	Wave4 (1996)	Wave5 (1999)	Wave6 (2002)	Wave7 (2006)		
本人調査の 完了者数	2,199	2,037	1,864	2,447	3,482	2,823	2,103	16,955	4,999 人
年齢別(歳)									
60-62	436	360	6	424	0	0	0	1,226	
63-65	381	371	328	470	376	0	0	1,926	
66-68	301	324	361	307	411	340	0	2,044	
69-71	283	243	311	325	626	383	183	2,354	
72-74	303	220	232	275	652	536	347	2,565	
75-77	218	237	202	196	520	562	360	2,295	
78-80	137	141	199	178	363	402	465	1,885	
81-83	81	81	127	151	255	264	358	1,317	
84-86	38	35	64	73	171	168	204	753	
87-89	15	19	20	36	76	112	108	386	
90-92	4	5	10	10	27	45	57	158	
93-95	2	1	3	2	3	9	18	38	
96-99	0	0	0	0	0	2	2	4	
対面接触頻度									
回答者数	2,146	1,998	1,849	2,384	3,454	2,803	2,079	16,713	4,983 人
DK(%)	2.4	1.9	0.8	2.6	0.8	0.7	1.1	1.4	
グループ参加頻度									
回答者数	2,171	1,988	1,857	2,430	3,468	2,806	2,082	16,802	4,990 人
DK(%)	1.3	2.4	0.4	0.7	0.4	0.6	1.0	0.9	

注 1) 年齢は、調査年における調査前月末時点の名簿年齢。表には、抽出対象外の年齢だったが、名簿の誤り (後に訂正) のために抽出された対象者が若干名含まれる。調査時点の年齢が 60 歳未満であった Wave1 の回答 1 件は除外した。

注 2) DK (%) は、該当の項目に答えなかった人が、本人調査の完了者数に占める割合。

## 2) 社会関係の測定方法

7回の調査で共通して質問している、友人等との対面接触頻度と、グループ参加頻度の2つを社会関係の指標とした。

友人等との対面接触頻度は、「友達や近所や親戚の方と会ったり、一緒に出かけたり、お互いの家をたずねたりする」回数を6段階のカテゴリから選択するようになっており、1週間に2回以上=8.6、1週間に1回くらい=4.3、1カ月に2, 3回=2.5、1カ月に1回くらい=1、1カ月に1回より少ない=0.5、まったくない=0と換算した、月あたりの回数を用いた。

グループ参加頻度は、「町内会、自治会、老人クラブ、商工会、宗教のグループ、またはその他のクラブやグループ」にいくつ入っているかを質問した後、1個以上のグループに入っている場合、「そのようなグループの会合に、何回くらい、出かけるか」を、対面接触頻度と同じカテゴリで尋ねていた。所属グループがない場合の回数は「まったくない」に含め、対面接触頻度と同様に月あたりの回数に換算した。

このように、本調査の「グループ」には様々なグループが含まれるため、人によって参加頻度を回答したグループの種類が異なっていると考えられる。そのため、第6回調査(Wave6)では、上記の所属グループ数と会合への参加頻度を質問した後に、会合に出ているグループの種類についても質問し、具体的にはどのようなグループに参加しているかを確認した。表2に示すように、年齢による違いはあるものの、全体としては「町内会・自治会」「老人会・老人クラブ」がそれぞれ5割前後と多く、地縁型のグループへの参加について回答した人が多かった。

表2 会合に参加しているグループの種類(複数回答、該当者中の%)

	年齢					計
	66-69歳	70-74歳	75-79歳	80-84歳	85歳以上	
面接完了者(人)	473	786	844	450	270	2,823
該当者(人)	265	476	482	229	102	1,554
町内会・自治会(%)	58.1	47.3	41.3	35.4	20.6	<u>43.8</u>
老人会・老人クラブ(%)	27.5	50.4	67.4	68.1	83.3	<u>56.6</u>
趣味・学習・スポーツ(%)	29.8	30.9	31.3	22.3	13.7	28.4
ボランティア団体(%)	10.6	10.5	4.6	1.7	2.0	6.8
職域関係・組合(%)	12.1	9.0	3.9	1.7	0.0	6.3
宗教関係の会(%)	12.1	12.8	11.0	5.7	3.9	10.5
市民運動・消費者団体(%)	1.9	2.3	1.5	0.4	0.0	1.5
政治団体やその後援会(%)	3.0	1.9	0.8	0.4	1.0	1.5
その他(%)	9.4	8.2	6.4	10.0	8.8	8.2

注) 2002年に実施した第6回調査(Wave6)の本人調査より。「該当者」は、会合に参加しているグループがある人。

### 3) 分析手法

#### (1) Hierarchical Linear Model における 3 つのレベルの設定

縦断データの分析には、Hierarchical Linear Model (以下、HLM) (Raudenbush & Bryk, 2002) を用いた。本データは、対象者によって回答した Wave や Wave 数が異なっており、調査の間隔も 3～4 年と一定ではないが、HLM はこのようなアンバランスなデータでも分析可能な柔軟性をもっている。

本研究では、同一個人について複数時点で測定された社会関係及び測定時の年齢をモデル式に含むレベル 1 (16,955 obs.)、個人をレベル 2 (4,999 人)、個人が居住する地域 (47 都道府県) をレベル 3 としてモデル化した。

「地域」の単位としては、都道府県よりも小さな単位である「市町村」のほうが、高齢者の身近な生活に影響を与えている可能性は否定できない。しかし、市町村単位の分析では、①都道府県単位に比べると、地域間分散の背景にある要因を検討する際に必要な、統計データの入手が困難である、②Wave6 (2002) と Wave7 (2006) の間に多くの市町村合併が発生し、居住場所は同じでも所属する市町村の属性が大きく変化した人が含まれる、などの技術的な問題がある。そのため、本研究では、全 7 回のデータを最大限に活用するには、都道府県単位の分析が適当であると判断した。

また、分析対象者 4,999 人のうち 103 人は、追跡期間中に 2 つ以上の都道府県において調査に回答していた。最初に回答した Wave における都道府県よりも、回答した回数が多い都道府県が他にある場合は、その都道府県をその対象者の居住都道府県とした。対象者数とオブザベーション数を都道府県別にみると、最も多いのは東京都の 410 人 (1,347 obs.)、最も少ないのは和歌山県の 26 人 (100 obs.) であった。

#### (2) 基本モデル

レベル 1 のモデルは以下の数式で表される：

$$[\text{レベル 1 : 直線モデル}] \quad Y_{ij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \text{Age}_{ij} + e_{ij}$$

ここで、 $Y_{ij}$  は、 $t$  時点の年齢における、地域  $j$  に住む個人  $i$  の社会関係 (友人等との対面接触頻度、またはグループ参加頻度) である。 $\text{Age}_{ij}$  は調査前月末時点の年齢から 75 を引いた値とした。これにより、切片  $\pi_{0ij}$  は、地域  $j$  に住む個人  $i$  の 75 歳時の社会関係の推定値を表すことになる。なお、Shaw ら (2007) の研究では、75 ではなく、全オブザベーションの平均年齢 (78.69 歳) を用いているが、本研究では後期高齢期の始まりの年齢として定義されることの多い「75 歳」に注目して、その年齢時の社会関係が、個人や地域の属性によってどのように異なるかを比較することにした。

他方、 $\pi_{1ij}$  は、加齢に伴う社会関係の変化の割合 (傾き) を表している。しかし、社会関係の加齢に伴う変化は、上式のような直線的な変化とは限らないので、次のような曲線モデルの年齢の 2 乗の係数 ( $\pi_{2ij}$ ) が有意になるかも検討した：

$$[\text{レベル1：二次曲線モデル}] \quad Y_{ij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \text{Age}_{ij} + \pi_{2ij} \text{Age}_{ij}^2 + e_{ij}$$

レベル2については、レベル1の $\pi_{pij}$ それぞれを予測する式が設定される（二次曲線モデルの場合、 $p=0,1,2$ ）。また、Shawら(2007)を参考に、出生コーホートのダミー変数を含めることで出生コーホートの影響を調整した：

$$[\text{レベル2}] \quad \pi_{pij} = \beta_{p0j} + \beta_{p1j} C1 + \beta_{p2j} C2 + r_{pij}$$

ランダム効果 $r_{pij}$ は、社会関係の切片（ $\pi_{0ij}$ ）や加齢変化の傾き（ $\pi_{1ij}, \pi_{2ij}$ ）が個人によって異なる、つまり個人間に分散があることを仮定している。C1は1916年～1925年生まれ、C2は1926年～1936年生まれのコーホートであり、1915年とそれ以前の生まれを基準カテゴリとした。C1、C2は平均値によって中央化（centered）し、コーホート効果を調整した後の平均的な $\beta_{p0j}$ が得られるようにした（Shaw, et.al., 2007）。

レベル3のモデルは、

$$[\text{レベル3}] \quad \beta_{p0j} = \gamma_{p00} + u_{p0j}$$

$$\beta_{pqj} = \gamma_{pq0} \quad (q \geq 1)$$

である。レベル2の切片 $\beta_{p0j}$ については、社会関係の切片や加齢変化の傾きが、地域によって異なることを仮定しているため、ランダム効果 $u_{p0j}$ をモデルに含めた。コーホートを含む個人レベルの説明変数（性別、教育年数）の傾き $\beta_{pqj}$  ( $q \geq 1$ )については、個人レベルの属性と地域レベルの属性の交互作用効果についての仮説をもたないため、 $\gamma_{pq0}$ に固定した。

本研究では、まず、上記のモデル式において、社会関係の切片や傾きに個人間、地域間での分散がどの程度あるかを確認し、統計的に有意な分散がみられた場合には、以下のような個人レベル、地域レベルでの説明変数を追加した。

### (3) 個人レベル、地域レベルの説明変数

前述のように、個人レベル（レベル2）の説明変数としては、性別（男性=0、女性=1）と教育年数（17年以上=17）<sup>1</sup>を、地域レベル（レベル3）の説明変数としては、①公共交通の利便性、②集会施設の近接性、③近隣ネットワークの緊密性の3変数を検討した。

地域レベルの変数の作成においては、本研究の調査データや、国が公表している統計データを都道府県別に集計したデータを用いたが、本縦断調査は1987年から2006年と長期間にわたり、調査に参入した年も対象者によって異なることから、測定時点としては、回答者数が最も多い1999年(Wave5)に近い時点のデータを利用することとした。

<sup>1</sup> 教育年数については、4999人中179人(3.6%)が欠損で、うち124人は参入時の調査が代行調査だったために、教育年数を質問していなかったケースである。教育年数の欠損値は、SPSSの欠損値分析を用いて、EM推定による値を代入した。