

①の公共交通の利便性については、Wave6（2002）において、対象者本人への面接調査終了後に、調査員が記入した「調査員観察」における質問項目を用いた。この質問項目は、Wave5には含まれていない。具体的には、対象者宅から1km（徒歩15分程度）以内にある停留所や駅におけるバス・電車の本数が、1時間に3本以上ある場合を、公共交通の利便性の高い地域とし、その割合（%）を都道府県別に算出した値の標準化得点（各都道府県値－平均値）／標準偏差）を求めた。

②の集会施設の近接性については、高齢者がグループの集まりに利用可能な公共施設が可住地1km<sup>2</sup>あたりにある個数を、都道府県別に求めた。集計に含めた施設の種類は以下の通りである：公民館、公民館類似施設（以上、文部科学省「平成11年度社会教育調査報告書」）、老人福祉センター、老人憩の家、隣保館、へき地保健福祉会館、地域福祉センター（以上、厚生省「平成11年 社会福祉施設等調査報告」）。

ただし、人口密度が高いために可住地1km<sup>2</sup>あたりの施設数が多い場合、必ずしも施設の利用可能性が高いとはいえないので、可住地1km<sup>2</sup>あたりの人口（千人）を投入して、人口の影響を統制した。なお、人口は1999年10月1日現在の住民基本台帳人口、可住地面積は同時点の「総面積－（森林面積＋森林以外の草生地＋主要湖沼面積）」である（人口と可住地面積は、朝日新聞社「民力CD-ROM2007」の収録データを使用）。

集会施設の近接性と人口（密度）については、他に比べて極端に高い値を示す少数の都道府県があり、予備的分析ではこれらの「外れ値」が、推定結果に影響を与える傾向がみられたため、これら2変数については対数変換後の値を用いた。

③の近隣ネットワークの緊密性については、Wave5（1999）の本人面接調査における、「お互いに家を行き来するような間柄のご近所の人はいますか」という問いに対して、このような親しい近所の人が1人以上いた都道府県別の割合（%）を、①と同様に標準化して用いた。

以上より、レベル1の切片については、

$$\pi_{0ij} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \text{公共交通} + \gamma_{002} \text{施設} + \gamma_{003} \text{近隣ネット} + \gamma_{004} \text{人口} \\ + \gamma_{010} \text{性別} + \gamma_{020} \text{教育} + \gamma_{030} C1 + \gamma_{040} C2 + r_{0ij} + u_{00j}$$

レベル1の式のAgeの傾きについては、

$$\pi_{1ij} = \gamma_{100} + \gamma_{101} \text{公共交通} + \gamma_{102} \text{施設} + \gamma_{103} \text{近隣ネット} + \gamma_{104} \text{人口} \\ + \gamma_{110} \text{性別} + \gamma_{120} \text{教育} + \gamma_{130} C1 + \gamma_{140} C2 + r_{1ij} + u_{10j}$$

という式で表される。HLMによる分析では、固定効果 $\gamma$ の値と、ランダム効果 $r$ 、 $u$ の分散を推定する。

なお、レベル2、3の説明変数については、性別とすでに標準化している2変数（公共交通、近隣ネットワーク）を除き、全体平均を引いた値を用いた（grand-mean centering）。したがって、切片 $\pi_{0ij}$ の推定値は、全説明変数が0の値をとるとき、すなわち、性別が男性で、その他の変数が平均的な値をとる人の、75歳時の社会関係の予測値である。

以上の分析に用いた変数の記述統計量は表3に示した。

表3 記述統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<b>【レベル1】 (N=16,955)<sup>注</sup></b>				
友人等との対面接触頻度	3.51	3.38	0	8.6
グループ参加頻度	1.47	2.50	0	8.6
年齢(歳)	72.8	7.23	60	99
<b>【レベル2:個人】 (N=4,999)<sup>注</sup></b>				
性別(男性=0、女性=1)	0.55	0.50	0	1
教育年数(年)	9.17	2.72	0	17
出生コーホート(ref: ~1915年生まれ)				
1916年~1925年生まれ	0.38	0.49	0	1
1926年~1936年生まれ	0.44	0.50	0	1
<b>【レベル3:地域】 (N=47)</b>				
公共交通の利便性	0	1	-1.16	2.17
集会施設数/km <sup>2</sup> (対数変換)	-0.62	0.26	-1.36	-0.06
近隣ネットワークの緊密性	0	1	-2.33	1.71
人口(千人)/km <sup>2</sup> (対数変換)	-0.01	0.31	-0.67	0.93

注) 表1の通り、社会関係指標のDKにより、分析に用いたレベル1と2のNは表中の数値より少なくなっている。対面接触頻度の分析とグループ参加頻度の分析では、厳密にはNが異なるため、各説明変数の平均値も若干異なっている。

#### (4) 脱落による影響の検討

HLMなどのマルチレベル分析では、観測された回数が異なる対象者を分析に含めることができるので、途中で回答していないWaveがある対象者や、途中で調査から脱落した対象者も、分析からは除外されずデータを活かすことができる。一方で、調査に繰り返し協力している縦断調査の対象者は、ある特性における偏りをもつサンプルである可能性は否定できない。そこで、各対象者の回答・脱落状況を(2)基本モデルのレベル2の説明変数として投入し、これらが社会関係の切片や年齢の傾きにどのような効果をもつかを検討した。

分析では、直近2wave (Wave6, 7) で連続して回答していない、またはWave7時まで死亡が確認されている場合を「脱落」とした。本調査の場合、過去1回以上協力した対象者には、協力していないWaveがあっても、原則として毎回調査を依頼しているため、直近のWaveが欠票でも完全に調査から脱落したかどうかは判断できないためである。この「脱落」を基準カテゴリとし、回答可能な全Waveに回答している場合を「全回答」、上記以外で回答していないWaveがある場合を「途中欠測」とするダミー変数を投入した。

表4は、全分析対象者の回答・脱落状況について、参入Wave別に示したものである。

全分析対象者の半数近くが上記基準での「脱落」に入るが、このうちの8割近くは Wave7 までに死亡が確認された人である。

表4 参入した Wave 別にみた Wave7 までの回答・脱落状況

参入 Wave	年 齢		分析対象数	分析対象者の回答状況 <sup>注)</sup>			回答回数:	
	上段:参入 Wave 時	下段:Wave7 時		全部回答	途中欠測	脱落	(うち W7 までに死亡)	平均 (min-max)
Wave1	1987 年	60 歳以上	2,200	395	307	1,498	(1,315)	4.08
	2006 年	79 歳以上	(100.0%)	(18.0%)	(14.0%)	(68.1%)		(1-7)
Wave2	1990 年	60-62 歳	393	150	104	139	(92)	4.42
	2006 年	76-78 歳	(100.0%)	(38.2%)	(26.5%)	(35.4%)		(1-6)
Wave4	1996 年	60-65 歳	948	516	224	208	(89)	3.21
	2006 年	70-75 歳	(100.0%)	(54.4%)	(23.6%)	(21.9%)		(1-4)
Wave5	1999 年	70 歳以上	1,458	671	306	481	(321)	2.20
	2006 年	77 歳以上	(100.0%)	(46.0%)	(21.0%)	(33.0%)		(1-3)
全体			4,999	1,732	941	2,326	(1,817)	3.39
			(100.0%)	(34.6%)	(18.8%)	(46.5%)		(1-7)

注)「全部回答」:参入した Wave から W7 まですべての Wave で本人が回答

「脱落」:直近 2Wave (W6,7) 連続で欠票か代行、または Wave7 までに死亡確認

#### 4) 使用した統計ソフト

データ解析のための統計ソフトは HLM6(ver.6.06) を使用した。

### 3. 結果

#### 1) 社会関係の平均的な変化

友人等との対面接触頻度、グループ参加頻度それぞれについて、直線モデルと曲線モデルを検討したが、どちらの社会関係の指標も、Age<sup>2</sup> の係数 ( $\pi_{2ij}$ ) が有意な切片をもっており、二次曲線モデルのほうが妥当であることが示された。Age<sup>3</sup> をモデルに含む三次曲線モデルも検討したが、対面接触頻度については Age<sup>3</sup> の係数は有意ではなく、グループ参加頻度については解が収束しなかった。

表 5 に、基本モデル (二次曲線モデル) での HLM の分析結果を示した。グループ参加頻度については、Age<sup>2</sup> の傾きの切片をランダムに設定した場合は解が得られなかったため、 $u_{20j}$  をモデルから削除し、 $\beta_{20j} = \gamma_{p00}$  とした。図 1 には、表 5 で得られたモデル式に基づき、社会関係の平均的な変化を図示した。

表 5 の切片 ( $\gamma_{000}$ ) の推定値より、75 歳時の平均的な対面接触頻度は 3.62 回/月、グループ参加頻度は 1.53 回/月であること、また、Age および Age<sup>2</sup> の傾きの切片が有意である

ことから、対面接触頻度やグループ参加頻度は加齢とともに変化することがわかる。この変化の形状については、図1より、対面接触頻度、グループ参加頻度とも、60歳代前半から後半にかけてはやや上昇するが、70歳代以降は緩やかに減少するという曲線的な変化である。

一方、表5のランダム効果（分散成分）をみると、レベル2およびレベル3の切片には有意な分散があり、75歳時の対面接触頻度やグループ参加頻度には、個人間のばらつき（個人差）や地域間のばらつき（地域差）があることがわかる。この切片における分散において地域間の分散が占める割合は、対面接触頻度では約9%、グループ参加頻度では約3%であった（Raudenbush & Bryk, 2002, p.239の計算式による）。このように、切片における分散は、大部分は個人差によるものだが、地域差による部分も認められる。

加齢変化の傾きの分散については切片ほど大きくないが、レベル2についてはAgeおよびAge<sup>2</sup>とも、レベル3については対面接触頻度のAgeの傾きのみ有意な分散がみられた。つまり、対面接触頻度やグループ参加頻度の変化量にも個人差があり、対面接触頻度の変化量については地域差もあることがわかる。

表5 基本モデルにおけるHLMによる推定結果

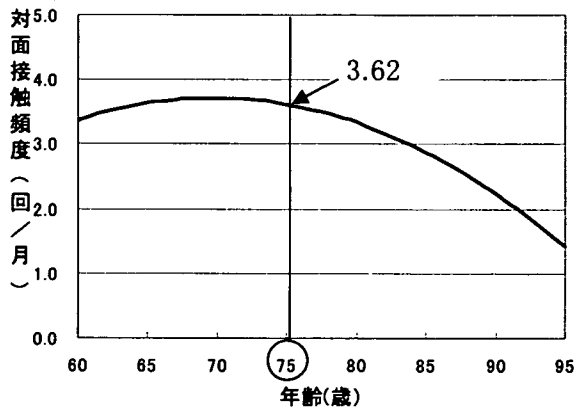
固定効果	友人等との対面接触頻度			グループ参加頻度		
	係数	(標準誤差)		係数	(標準誤差)	
切片 [ $\pi_0$ ]						
切片 [ $\beta_{00}$ ]						
切片 [ $\gamma_{000}$ ]	3.621	(0.105)	***	1.533	(0.070)	***
C1 [ $\beta_{01} = \gamma_{010}$ ]	0.175	(0.164)		-0.213	(0.123)	+
C2 [ $\beta_{02} = \gamma_{020}$ ]	-0.024	(0.150)		-0.168	(0.128)	
Age傾き [ $\pi_1$ ]						
切片 [ $\beta_{10}$ ]						
切片 [ $\gamma_{100}$ ]	-0.038	(0.008)	***	-0.033	(0.006)	***
C1 [ $\beta_{11} = \gamma_{110}$ ]	-0.048	(0.024)	*	0.056	(0.022)	*
C2 [ $\beta_{12} = \gamma_{120}$ ]	-0.043	(0.032)		0.066	(0.027)	*
Age <sup>2</sup> 傾き [ $\pi_2$ ]						
切片 [ $\beta_{20}$ ]						
切片 [ $\gamma_{200}$ ]	-0.004	(0.001)	***	-0.002	(0.001)	***
C1 [ $\beta_{21} = \gamma_{210}$ ]	0.001	(0.002)		-0.004	(0.001)	**
C2 [ $\beta_{21} = \gamma_{210}$ ]	0.002	(0.002)		-0.003	(0.001)	*
ランダム効果						
	分散	df	$\chi^2$	分散	df	$\chi^2$
レベル1 [e]	7.298			3.292		
レベル2						
切片 [ $r_0$ ]	3.852	3078	5439.4 ***	3.074	3095	7666.1 ***
Age傾き [ $r_1$ ]	0.014	3078	3424.5 ***	0.007	3095	3644.7 ***
Age <sup>2</sup> 傾き [ $r_2$ ]	0.000	3078	3296.2 **	0.000	3141	3366.7 **
レベル3						
切片/切片 [ $u_{00}$ ]	0.380	46	261.8 ***	0.092	46	159.4 ***
Age傾き/切片 [ $u_{10}$ ]	0.001	46	79.4 **	0.000	46	50.1
Age <sup>2</sup> 傾き/切片 [ $u_{20}$ ]	0.000	46	58.7 +	-		
Deviance	85820.0			74560.9		
AIC	85864.0			74598.9		

注) 標準誤差は robust standard errors.

出生コーホートは、C1:1916-25年生まれ、C2:1926-36年生まれ (基準:-1915年生まれ)。

+ p<.10 \* p<.05 \*\* p<.01 \*\*\* p<.001

(a) 友人等との対面接触頻度



(b) グループ参加頻度

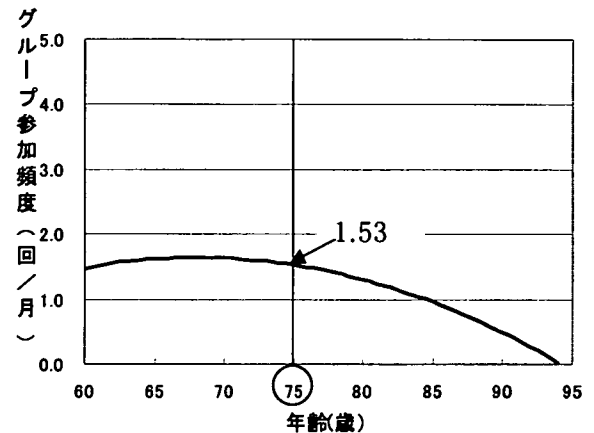


図1 社会関係の平均的な変化

## 2) 個人・地域属性による社会関係の加齢変化の差違

次に、表5のモデルに個人、地域レベルの説明変数を追加した結果を表6に示す。ただし、レベル3のAge<sup>2</sup>の傾きの切片については、対面接触頻度、グループ参加頻度ともに分散が小さいため(表5)、レベル3の説明変数は追加しなかった。

表6より、個人属性である性別や教育年数は、対面接触頻度とグループ参加頻度にそれぞれ異なる効果をもっていた。表6の推定結果をもとに、各年齢における社会関係の予測値を図示したのが図1、2である。

図1は、性別による差違を示したものである。75歳時には、女性の対面接触頻度は男性よりも月に1回程度多く(表6の $\beta_{01}$ の係数1.058に等しい)、加齢とともにこの男女差はやや縮まる傾向がみられるものの(Ageの傾きのみ $p < .10$ )、女性のほうが高い傾向は90歳代前半まで保たれている(図1のa)。

他方、グループ参加頻度については、Ageの傾きの性別の係数が有意な負の値を示しており(表6)、女性のほうが男性よりも減少の程度が大きい、いいかえれば男性の減少のほうが緩やかであった。図1(b)に示されている通り、60歳代のみに着目すると女性のほうが男性より参加頻度が高い傾向があるが、この男女差は次第に縮まり、75歳時には有意な男女差はなくなっていた(=表6の切片における性別の効果が有意ではない)。

また、教育年数については、グループ参加頻度のみ、高学歴の人ほど参加頻度が高いという切片における差がみられた(表6)。しかし、対面接触頻度、グループ参加頻度ともに、教育年数はAgeの傾きに負の効果をもっており、75歳以降でみると高学歴の人ほど傾きが急で減少が大きい傾向があった(表6、図2)。

表6 説明変数追加モデルにおけるHLMによる推定結果

固定効果	友人等との対面接触頻度			グループ参加頻度		
	係数	(標準誤差)		係数	(標準誤差)	
<b>切片 [<math>\pi_0</math>]</b>						
切片 [ $\beta_{00}$ ]						
切片 [ $\gamma_{000}$ ]	3.030	(0.088)	***	1.480	(0.070)	***
公共交通 [ $\gamma_{001}$ ]	0.029	(0.087)		0.061	(0.065)	
施設 [ $\gamma_{002}$ ]	-0.056	(0.284)		-0.258	(0.219)	
近隣ネット [ $\gamma_{003}$ ]	0.364	(0.079)	***	-0.031	(0.063)	
人口 [ $\gamma_{004}$ ]	-0.081	(0.276)		-0.021	(0.193)	
性別 [ $\beta_{01} = \gamma_{010}$ ]	1.058	(0.077)	***	0.094	(0.065)	
教育 [ $\beta_{02} = \gamma_{020}$ ]	-0.007	(0.015)		0.089	(0.023)	***
<b>Age 傾き [<math>\pi_1</math>]</b>						
切片 [ $\beta_{10}$ ]						
切片 [ $\gamma_{100}$ ]	-0.035	(0.009)	**	-0.018	(0.008)	*
公共交通 [ $\gamma_{101}$ ]	0.016	(0.006)	**	0.006	(0.005)	
施設 [ $\gamma_{102}$ ]	-0.027	(0.026)		-0.020	(0.013)	
近隣ネット [ $\gamma_{103}$ ]	0.004	(0.005)		-0.001	(0.004)	
人口 [ $\gamma_{104}$ ]	-0.002	(0.020)		0.003	(0.012)	
性別 [ $\beta_{11} = \gamma_{110}$ ]	-0.015	(0.008)	+	-0.029	(0.007)	***
教育 [ $\beta_{12} = \gamma_{120}$ ]	-0.004	(0.002)	*	-0.005	(0.001)	***
<b>Age2 傾き [<math>\pi_2</math>]</b>						
切片 [ $\beta_{20}$ ]						
切片 [ $\gamma_{200}$ ]	-0.003	(0.001)	**	-0.003	(0.001)	***
性別 [ $\beta_{21} = \gamma_{210}$ ]	-0.002	(0.001)	+	0.000	(0.001)	
教育 [ $\beta_{22} = \gamma_{220}$ ]	-0.000	(0.000)		-0.000	(0.000)	**
<b>ランダム効果</b>						
	分散	Df	$\chi^2$	分散	df	$\chi^2$
レベル1 [e]	7.318			3.292		
レベル2						
切片 [ $r_0$ ]	3.538	3076	5223.4 ***	3.022	3093	7596.3 ***
Age 傾き [ $r_1$ ]	0.013	3076	3414.3 ***	0.007	3093	3639.3 ***
Age <sup>2</sup> 傾き [ $r_2$ ]	0.000	3076	3280.7 **	0.000	3139	3362.3 **
レベル3						
切片/切片 [ $u_{00}$ ]	0.213	42	149.7 ***	0.077	42	138.5 ***
Age 傾き/切片 [ $u_{10}$ ]	0.000	42	70.6 **	0.000	42	46.3
Age <sup>2</sup> 傾き/切片 [ $u_{20}$ ]	0.000	46	59.5 +	-		
Deviance	85568.3			74456.3		
AIC	85640.3			74522.3		

注) 表5と同様に、出生コーホートの影響を調整(表略)。標準誤差はrobust standard errors。

+ p<.10 \* p<.05 \*\* p<.01 \*\*\* p<.001

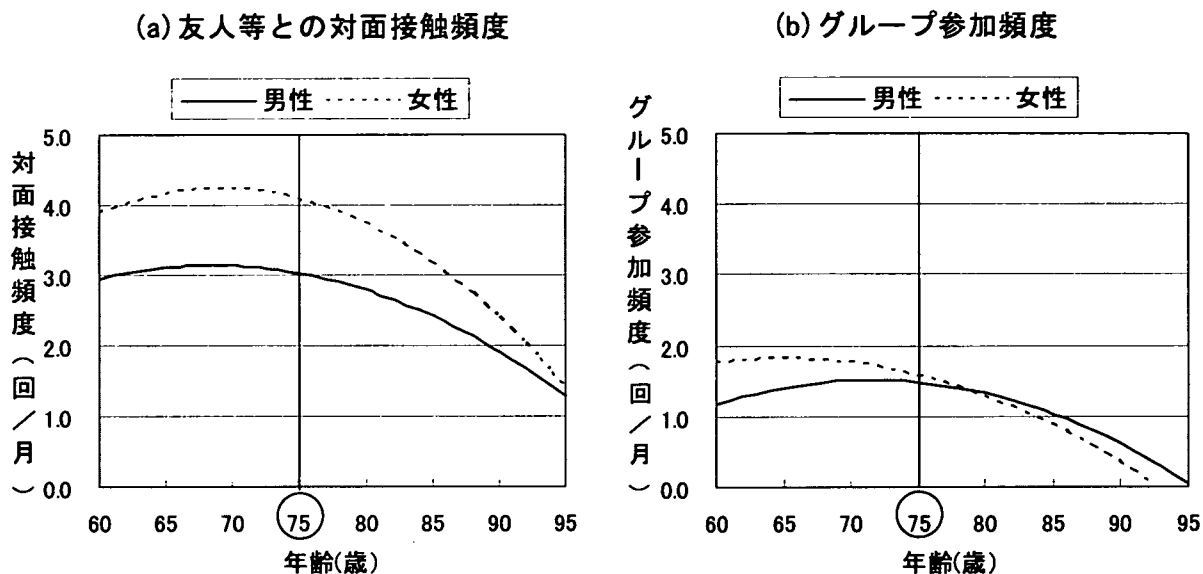


図2 性別と社会関係の変化

注) 性別以外の変数が平均値をとる場合の社会関係の予測値

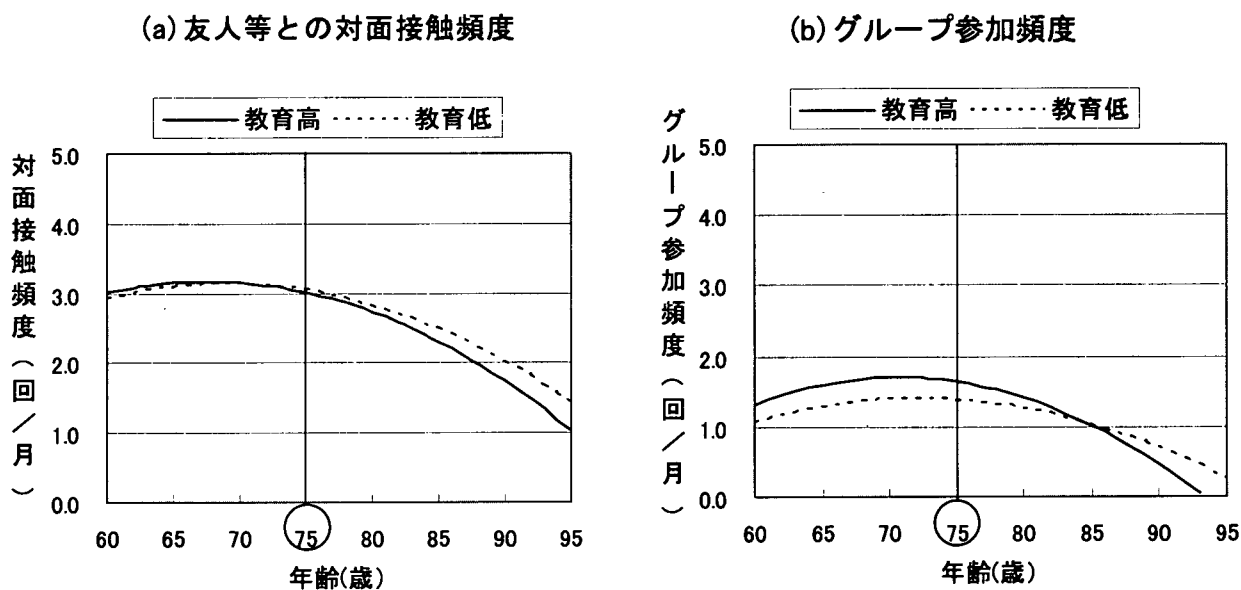


図3 教育年数と社会関係の変化

注) 「教育高」「教育低」は、それぞれ教育年数の75%値、25%値とした。性別は男性(=0)、その他の変数が平均値をとる場合の予測値。

レベル3の地域レベルでの説明変数については、友人等との対面接触頻度についてのみ有意な効果がみられ、グループ参加頻度については有意な効果をもつものはなかった。

表6より、対面接触頻度の切片( $\pi_0$ )の値は、男性より女性の場合に高まるという性別



の効果に加えて、近隣ネットワークが緊密な地域に住む人ほど切片の値が高いという地域属性による効果もあることが示されている。一方で、近隣ネットワークは変化の傾きには影響を与えておらず、近所づきあいが多き地域に住む人ほど、接触頻度の減少の程度が緩やかといった傾向はみられない。

公共交通の利便性については、切片の差はなかったが、利便性の高い地域に住む人ほど、対面接触頻度の減少の程度が緩やかという効果がみられた（図4aも参照）。

集会に利用できる公共施設の数/km<sup>2</sup>については、切片、傾きともに有意な効果はみられず、むしろ仮説とは逆の負の係数になっていた。

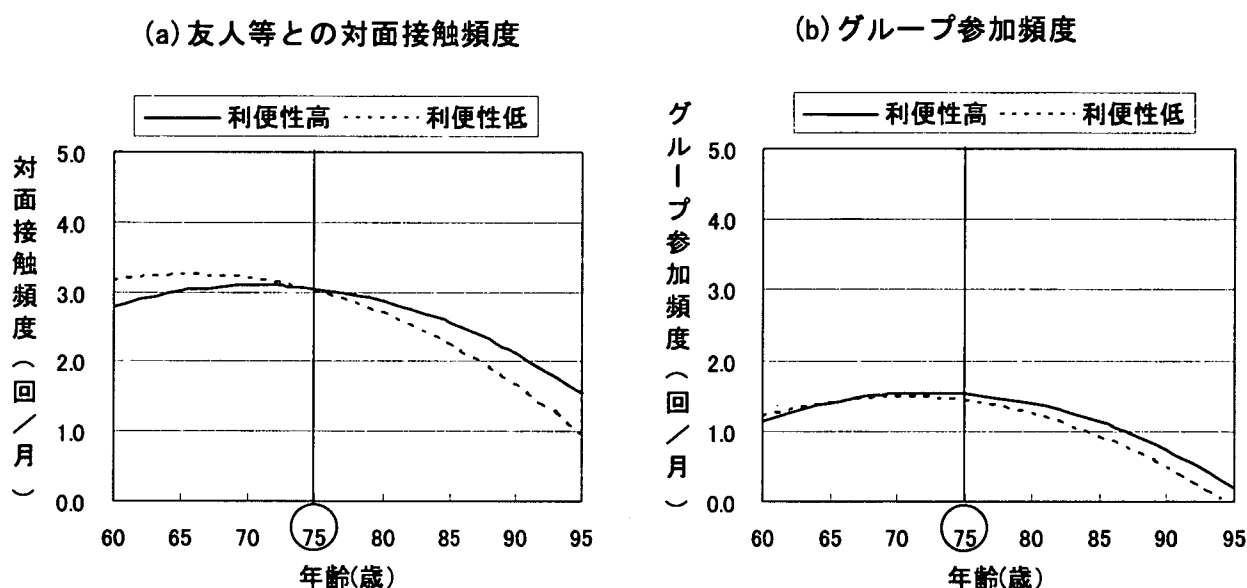


図4 公共交通の利便性と社会関係の変化

注) 「利便性高」「利便性低」は、それぞれ75%値、25%値とした。性別は男性(=0)、その他の変数が平均値をとる場合の予測値。

### 3) 回答・脱落状況と社会関係の変化

表7は、レベル2に、回答状況の「全回答」「途中欠測」2カテゴリをダミー変数として投入し、「脱落」を基準カテゴリとした場合の固定効果をみたものである。分析結果は、対面接触頻度、グループ参加頻度ともに同様の傾向を示していた。

まず、(参入以後の)全Waveで回答している人は、脱落者に比べて75歳時の対面接触頻度やグループ参加頻度(切片)が高く、「全回答」者ほどではないが、「途中欠測」者も同様の傾向がみられた。しかし、これらの回答・脱落状況は、加齢変化の傾きについては有意な効果をもっていなかった。

表7 回答・脱落状況による社会関係の差違 (HLM による固定効果の推定結果)

固定効果	友人等との対面接触頻度		グループ参加頻度	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
切片[ $\pi_0$ ]				
切片[ $\beta_{00}$ ]				
切片[ $\gamma_{000}$ ]	3.162	(0.124) ***	1.220	(0.064) ***
全回答[ $\beta_{01} = \gamma_{010}$ ]	0.822	(0.107) ***	0.626	(0.096) ***
途中欠測[ $\beta_{02} = \gamma_{020}$ ]	0.511	(0.128) ***	0.265	(0.090) **
Age 傾き[ $\pi_1$ ]				
切片[ $\beta_{10}$ ]				
切片[ $\gamma_{100}$ ]	-0.058	(0.011) ***	-0.043	(0.008) ***
全回答[ $\beta_{11} = \gamma_{110}$ ]	0.021	(0.013)	0.010	(0.008)
途中欠測[ $\beta_{12} = \gamma_{120}$ ]	0.003	(0.011)	-0.001	(0.010)
Age2 傾き[ $\pi_2$ ]				
切片[ $\beta_{20}$ ]				
切片[ $\gamma_{200}$ ]	-0.003	(0.001) **	-0.003	(0.001) ***
全回答[ $\beta_{21} = \gamma_{210}$ ]	-0.002	(0.001)	-0.001	(0.001)
途中欠測[ $\beta_{22} = \gamma_{220}$ ]	-0.002	(0.001)	0.000	(0.001)

注) 表5と同様に、出生コーホートの影響を調整(表略)。標準誤差はrobust standard errors。  
回答状況は、「脱落」を基準カテゴリとする。+  $p < .10$  \*  $p < .05$  \*\*  $p < .01$  \*\*\*  $p < .001$

#### 4. 考察

以上の分析結果より得られた主な知見は以下の通りである。

- 1) 友人・近所の人・親戚との対面接触頻度とグループ参加頻度の60歳以降の平均的な変化は、60歳代はわずかに上昇し、70歳代以降は減少するという曲線的変化である。
- 2) しかし、75歳時の接触頻度・参加頻度(切片)やこれらの変化の傾きには、有意な個人差(個人間分散)がある。また、個人差ほどではないが、両指標の切片には有意な地域差もみられ、対面接触頻度の変化の傾きについては地域差もみられる。
- 3) 女性は男性に比べて友人等との対面接触頻度が高く、この男女差はかなり高齢に至るまで維持される。一方、グループ参加頻度については、前期高齢期のみをみれば女性のほうが高い傾向はあるが、女性のほうが男性よりも減少の傾きが急であり、75歳時には有意な男女差はみられない。
- 4) 75歳時の友人等との対面接触頻度には教育年数による差異はみられず、グループ参加頻度については、高学歴者ほど高い傾向がみられる。しかし、対面接触頻度、グループ参加頻度とも、高学歴者ほど変化の傾きは急で、減少の程度が大きい。
- 5) 友人等との接触頻度について、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という、地域属性による社会関係の差異がみられる。

1)の結果については、米国で実施された調査に基づく Shaw ら(2007)の研究では、友人との接触頻度について直線的变化を示していたことから、異なる結果にも見える。しかし、本研究で用いたデータベースは、対象が60歳以上であることや (Shaw らは65歳以上)、Shaw らのデータベースより Wave 数が多く対象数も多いため、推定するパラメタ数の多い曲線モデルでも安定した解を得やすいということを考えると、異なる結果というよりは、70歳代以降は家族以外との接触頻度が減少することを共通して示したとも言える。

60歳代にわずかに社会関係の上昇がみられる理由としては、職業からの引退や子どもの独立などによって、個人的なつきあいやグループ参加に避ける時間が増えたことが考えられるが、このようなライフイベントの効果の確認にはさらなる分析が必要である。

3)4)について、Shaw らの友人との接触頻度の結果では、女性や高学歴者ほど切片が高いという結果であり、本研究は性別の効果は共通していたが、教育の効果は異なっていた。

また、男性より女性、低学歴の人より高学歴の人の変化の傾きが急であることについては、脱落状況による社会関係の差異の分析結果(表7)を合わせて考えると、死亡による脱落の影響も考えられる。つまり、男性は女性に比べて、また社会経済的地位が低い人は高い人に比べて死亡率が高いが(Liang, et al., 2002)、このような死亡リスクの高い属性を持ちながらも80歳代、90歳代まで健在で、この調査に協力している人は、もともと社会関係の豊かな人であった可能性が考えられる。男女で変化の傾きが有意に異なったのはグループ参加のみであるが、これまでに本データベースを用いて行われた分析では、男性においてのみグループ参加している人ほど死亡率が低いことが報告されており(杉澤, 1994)、上記の推測とも矛盾しない。

いずれにしても、個人的なつきあいでみられたような女性優位の男女差が、少なくとも後期高齢者におけるグループ参加ではみられない点は興味深い。男性の場合、後期高齢期の社会的孤立を防ぐには、前期高齢期のうちからグループ活動に参加することが有効と言えるかもしれない。

2)5)の地域差については、友人等との対面接触頻度については、切片の分散の約1割が地域間分散によるとみられるが、本研究の「地域」が都道府県という比較的大きい単位であったことを考えると、小さくない割合である。また、対面接触頻度の切片と変化の傾きに異なる地域属性が影響を与えている点も、政策的示唆に富む結果である。後期高齢期に至っても豊かな社会関係をもつためには、高齢者がある程度の量の社会関係を築けるような対策と、その社会関係を急激に減少させないための対策の両方が必要であり、多面的なアプローチの必要性が示されたと言える。

最後に、本研究の限界について考察する。本研究では出生コーホートの影響を調整するという方法を用いたが、特にグループ参加頻度については、Age や Age<sup>2</sup> にコーホートが有意な効果を示しており(表5)、コーホートによって加齢変化の形状が異なる傾向がみられる。また、コーホートによって参加グループの種類が異なっている可能性もあり、今後はコーホート差についての詳細な検討も必要であろう。

また、社会関係の切片や傾きの分散については、本研究で検討した個人属性や地域属性によって説明できた部分もあるが、これらの変数の投入後も依然として説明されていない

有意な分散が残されている（表 6）。高齢期に豊かな社会関係をもち、かつそれを維持するために何が必要なのかについては、今後とも研究を積み重ねていくことが重要である。

### 引用文献

- Arling, G. (1976). The elderly widow and her family, neighbors and friends. *Journal of Marriage and the Family*, **38**(4), 757-768.
- 朝日新聞社 (2007). 民力 CD-ROM 2007.
- Berkman, L.F. & Syme, S.L. (1979). Social networks, host resistance, and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda County residents. *American Journal of Epidemiology*, **109**(2), 186-204.
- Cantor, M.H. (1979). Neighbors and friends ; An overlooked resource in the informal support system. *Research on Aging*, **1**(4), 434-463.
- House, J.S., Landis, K.R., & Umberson, D. (1988). Social relationships and health. *Science*, **241**, 540-545.
- 小林江里香・杉原陽子・深谷太郎・秋山弘子・Liang, J. (2005). 配偶者の有無と子どもとの距離が高齢者の友人・近隣ネットワークの構造・機能に及ぼす効果 老年社会科学, **26**(4), 438-450.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (2000). 平成 11 年社会福祉施設等調査報告. 厚生統計協会.
- Lee, G.R., & Ishii-Kuntz, M. (1988). Social interaction, loneliness, and emotional well-being among the elderly. *Research on Aging*, **9**(4), 459-482.
- Liang, J., Bennett, J.M., Sugisawa, H., Kobayashi, E., & Fukaya, T. (2002). Old age mortality in Japan : Does the socioeconomic gradient interact with gender and age? *Journal of Gerontology*, **57B**(5), S294-S307.
- Mendes de Leon, C.F., Glass, T.A., Beckett, L.A., Seeman, T.E., Evans, D.A., & Berkman, L.F. (1999). Social networks and disability transitions across eight intervals of yearly data in the New Haven EPESE. *Journal of Gerontology*, **54B**(3), S162-S172.
- 文部科学省(2000).平成 11 年度社会教育調査報告書 [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/toukei/001/004/h11.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/001/004/h11.htm)
- Morgan, D.L. (1988). Age differences in social network participation. *Journal of Gerontology*, **43**(4), S129-S137.
- 直井道子 (2001). 幸福に老いるために ; 家族と福祉のサポート 勁草書房
- 岡戸順一・星 旦二 (2002). 社会的ネットワークが高齢者の生命予後に及ぼす影響 厚生  
の指標, **49**(10), 19-23.
- Raudenbush, S. W. & Bryk,, A.S. (2002). Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods (2nd ed.) , Thousand Oaks, CA: Sage
- Shaw, B.A., Krause, N., Liang, J., & Bennett, J. (2007). Tracking changes in social relations throughout late life. *Journal of Gerontology*, **62B**(2), S90-S99.
- 杉澤秀博 (1994). 高齢者における社会的統合と生命予後との関係 日本公衆衛生雑誌, **41**(2), 131-139.
- Unger, J.B., McAvay, G., Bruce, M.L., Berkman, L., & Seeman, T. (1999). Variation in the impact of social network characteristics on physical functioning in elderly persons: MacArthur Studies of successful aging. *Journal of Gerontology*, **54B**(5), S245-S251.
- Zunzunegui, M., Alvarado, B.E., Del Ser, T., & Otero, A. (2003). Social networks, social integration, and social engagement determine cognitive decline in community-dwelling Spanish older adults. *Journal of Gerontology*, **58B**(2), S93-S100.

第4章  
公的支援と私的支援の  
相互関係

# 第1節 介護保険制度の導入が 高齢者介護の社会化に与えた影響 —制度導入前後7年間の調査から—

桜美林大学大学院

杉澤秀博

## 要約

本節では、介護保険制度のアウトカム評価を行うことを目的に、パネルデータを繰り返し横断調査のデータベースとして組み替え、介護保険制度導入前後におけるアウトカム指標の比較を行った。分析の結果、以下の3点が明らかとなった。①障害高齢者については、導入前の1999年と比較して、導入後の2002年、さらに2006年では、サービス利用者の割合だけでなく介護者に占める介護サービスの比重が段々と大きくなっているが、しかし2006年でも依然として私的な介護が過半を占めていた。②一般高齢者については、1999年と比較し2002年では介護意識が家族介護から介護サービス利用へと転換が進んでいるものの、2006年では2002年と比較し大きな変化がみられなかった。③自立度の障害に対する心理的適応については、1999年と2002年のデータの比較では、介護保険制度が適応を促進させることを支持する結果が得られたが、2006年では統計的にみてこれを支持する結果を得ることはできなかった。

## 1. はじめに

### 1) 問題関心

介護の社会化を理念にかかげ、介護保険制度が2000年に導入された。この理念を具体化させるため、制度設計にあたっては、①介護サービス利用の決定権限を行政から高齢者に移す、②医療と福祉の統合化を推進する、③サービスの質の向上を図るためインセンティブを導入する、など高齢者が質の高いサービスをニーズに応じて利用できるような仕組みが考案された。

しかし、このような仕組みが導入されることで、その理念が実現したか否か、その実効性については、実証的・継続的に評価していくことが必要である。本研究の課題である介護保険制度の評価はこのような問題関心から始められた。2003年度までの成果については、「介護保険制度の導入と高齢者の社会的支援態勢・適応指標の変化」(杉澤, 2004、以下「前報」)にまとめられている。本研究は、その後2006年に行われた調査データを加えることで、前回の報告書で明らかにした知見の妥当性の検証と新たな問題点の発見を意図している。

## 2) 介護保険制度の評価研究の課題<sup>1)</sup>。

介護保険制度については、これまで供給体制の面、サービスの需要の面、さらに行政の運営や財政に与える影響の面から評価研究が行われてきた。たとえば、供給体制の面についてみると、事業所の経営、サービスの質や効率性に与える影響などが、サービスの需要面については、介護保険制度施行後のサービス需要量の推計、介護費用負担の影響、介護ストレスの軽減や介護者の就労割合への効果が検討されてきた。

しかし、従来の研究では方法論上いくつかの限界があった(杉澤・中谷・杉原, 2005)。第1に、介護保険制度施行前後の比較が少ないという問題がある。従来の評価研究では、施行後のデータだけを用いた研究が多い。施行後のデータだけを用いて介護保険制度の問題点や課題を検討することはできるものの、他の視点として施行前を基準として評価する方法も必要である。アウトカム評価を行う際にも、介護保険制度施行前との比較をすることで、はじめて施行による効果をより正確に検出することが可能となる。

第2に、アウトカム評価の対象が要介護認定者やサービス利用者に限定された研究が多いという問題がある。介護サービスへのアクセスの問題を含めて介護保険制度の有効性を評価するには、行政や医療機関、サービスの提供事業者によって把握されていない要介護高齢者やその家族を分析対象に加える必要がある。

第3に、効果評価の指標の問題がある。事業の効果は、インプット(資源投入)、アウトプット(始業運営の実施)、アウトカム(事業の効果)の各次元から評価できるが、既存の報告ではインプット指標やアウトプット指標に基づく評価が主で、高齢者の自立が促進されたのか、家族介護者が介護ストレスから解放されたのか、介護の支援態勢といったアウトカム指標に基づく評価研究が少ない。さらには高齢者が家族に介護を期待するなど伝統的な介護規範も重要な指標となる。なぜならば介護保険制度の維持し、社会化を推進していくには、人々の意識の上でも伝統的な介護規範の転換を図り、精神的な基盤を堅固なものとする必要があるからである。

第4に、調査対象が一部の地域に限定されているという問題がある。介護保険制度の前後比較を試みた研究であっても、対象とした地域が限定されているため、結果が果たしてどの程度普遍化できるか定かではない。可能ならば全国の高齢者を対象とした研究が求められる。

## 3) 本研究の目的と方法論上の特徴

本研究では、既述のように、前報で明らかにした知見の妥当性の検証と新たな問題点の発見を意図している。具体的には、介護保険制度が介護の社会化の進展にどの程度貢献しているかについて、介護保険制度導入前後における以下3種類の指標の変化に基づき分析することにある。その指標とは、①一般高齢者における療養意識、②障害高齢者における介護支援態勢、③自立度障害に対する心理的適応、である。

<sup>1)</sup> 詳細については前報(杉澤, 2004)を参照のこと。

従来の評価研究にない本研究の特徴としては、以下の3点に要約できる。第1に、本研究プロジェクトでは、制度が施行される前後をはさむ1999年、2002年、2006年の3回にわたるパネル調査を実施していることから、このパネルデータを繰り返しの横断調査として利用することで高齢者から得られたアウトカム指標が介護保険制度の施行前後で有意に変化しているか否かを評価できる。ちなみに前報では1999年と2002年の比較を行った。

第2に、分析対象とする一般高齢者、さらに介護ニーズのある障害高齢者は全国の高齢者から無作為に抽出された標本から得られたものであることから、パネルデータの活用という点では代表性に難点はあるものの、一部の地域に限定されないデータベースであるため、結果の一般化が可能である。

第3に、私的な介護も含めた支援態勢全体に関する意識や実績に関する情報を収集していることから、介護サービスの利用というアウトプット指標だけでなく、介護サービスが介護態勢の中でどの程度の比重を占めているか、すなわち介護の社会化という点で介護保険制度がどの程度貢献した可能性があるかについて評価できる。

第4に、2種類の格差という視点の導入である。1つが経済格差である。介護保険制度が導入される以前では、利用料の負担は所得に応じた応能負担が原則であった。制度導入後においては、減免措置はあるものの利用料負担は利用者の所得水準とは無関係に一律1割という定率負担に変更された。この利用料の一律負担がサービス利用にどのような経済格差をもたらしているか否かを検討する。2つ目の視点が私的介護態勢による格差である。介護保険制度は従来の家族介護を基盤とする介護の仕組みを、高齢者の自立という視点から社会的介護の仕組みに転換することを意図している（三浦，2000）。高齢者や介護者が介護保険制度の理念を理解し、介護問題に対応しているならば、私的な介護基盤の強弱による介護サービスの利用量の格差は縮小していることが期待される。本研究では、私的な介護基盤の違いによる介護態勢全体の違いも検討する。

## 2. 方法

### 1) 使用したデータ

分析に使用したデータは、介護保険制度が導入される以前の1999年、介護保険制度が導入されて以降の2002年と2006年のデータであった。このパネルデータを繰り返しの横断調査として使用することで、介護保険制度導入前の1999年と、導入後の2002年、2006年で高齢者から得られたアウトカム指標が有意に異なるか否かを検討した。

### 2) データベースの構築

1999年、2002年、2006年それぞれのデータベースは、パネルデータの一部であることから、死亡以外の理由によるパネルからの脱落者も除かれている。すなわち、各パネルによって、分析対象の代表性が可能性がある。代表性の違いがもっとも顕著で目にみえるのが年齢分布の違いである。パネルの年齢の下限は、2006年では70歳、2002



年では66歳、1999年では63歳である。そのため、年齢による代表性の違いを補正するため、2006年、2002年、1999年のすべてに共通する年齢である70歳以上のもののみを取り上げ分析することとした。さらに、各調査時点の年齢、性、世帯構成、経済状態（困窮度）に関する分布の情報に基づき、それらを統計的に調整することで、介護保険制度導入前後のパネルの特性の違いをできるだけ調整し、導入前後の比較をより精度高く行うことができたようにした。

### 3) 分析対象者数

分析対象者数は、一般高齢者については、1999年では2,103人、2002年では2,823人、2006年では3,482人であった。

障害高齢者については、「風呂に入る」「衣服を着たり脱いだりする」など6項目にわたる基礎的日常生活動作、「身の回りの物や薬などの買い物にでかける」「電話をかける」など4項目にわたる手段的日常生活動作のいずれかに障害があるものとした。障害高齢者の対象者数は、1999年では430人、2002年では490人、2006年では474人であった。

### 4) アウトカム指標

#### (1) 一般高齢者の介護意識

##### ①寝たきりのような状態になったときの療養場所の希望

「家で家族だけで世話をしてもらいたい」「家で家事や介護などのサービスを利用しながら世話をしてもらいたい」「公的な老人ホームに入りたい」「病院に入院したい」「民間の有料老人ホームに入りたい」「その他」の選択肢を用いて評価したが、分析に際しては、「家族介護志向」（「家で家族だけで世話をしてもらいたい」の選択肢が該当）、「在宅サービス志向」（「家で家事や介護などのサービスを利用しながら世話をしてもらいたい」の選択肢が該当）、「施設入所志向」（「公的な老人ホームに入りたい」と「病院に入院したい」の選択肢が該当）、「その他」（「民間の有料老人ホームに入りたい」「その他」「無回答」の選択肢が該当）の3種類に類型化し、分布を比較した。

##### ②期待する介護者

寝たきり状態が続いたとき自宅で長期にわたって介護してくれる人について、もっとも介護してくれると思う人（主介護者）、2番目に介護してくれる人（副介護者）を続柄別に質問した。この質問の回答に基づき、主介護者については「家族・親族・友人」「ヘルパー・家政婦」「介護者がいない」の3種類に類型化し、さらに副介護者までを含めた介護者については、「主・副いずれも家族・親族・友人」「主・副介護者のいずれかがヘルパー・家政婦」「介護者がいない」の3種類に類型化し、分布を比較した。

#### (2) 障害高齢者の介護者

##### ①介護サービスの利用割合

ホームヘルプ、デイサービス、さらにいずれかのサービスの利用の3種類の指標を

用いて評価した。

## ②介護者の種類

過去3ヶ月に動作の手伝いを主にしてくれた人（主介護者）、2番目にしてくれた人（副介護者）について続き柄に質問した。この質問への回答に基づき、主介護者については「家族・親族・友人」「ホームヘルパー・家政婦」「介護者はいない」の3種類に類型化し分布を比較した。副介護者を含む介護者の種類については、副介護者を含め「家族・親族・友人のみ」、介護者に「ホームヘルパー・家政婦が含まれる」、「介護者はいない」の3種類に類型化し分布を比較した。

### （3）障害に対する高齢者の心理的適応

心理的適応については、CESDを用いて評価することとし、まず、基本的生活動作の自立度のCESDへの効果が調査年によって異なるか否かをみてみた。ついで、基礎的生活動作自立度の項目に1つ以上障害のある人のみを取り上げ、その人たちの調査年ごとのCESDを比較した。

## 5) 調整変数

以上の分析すべてに共通する調整年数は年齢、性であり、年齢は実年齢を、性は「男性」「女性」にそれぞれ1、0を投入し、ダミー変数として分析に投入した。世帯構成や経済格差を分析の焦点にしない場合には、世帯構成については「単独世帯」か「単独世帯でない世帯」にそれぞれ1、0を投入しダミー変数として分析に投入した。経済格差については、主観的な経済的困窮度の指標を用いた。すなわち、「毎日のやりくりはいかがですか」という質問し、「非常に苦勞している」「やや苦勞している」「どちらともいえない」「あまり苦勞していない」「まったく苦勞していない」という選択肢を用いて評価した。分析に際しては、各選択肢に5点から1点までを配点した。

## 6) 分析方法

アウトカム指標（1）を用いた分析については、従属変数が2項の場合には2項ロジスティック回帰分析を、3項以上の場合には多項ロジスティック回帰分析を用い、独立変数に調査年、さらに性、年齢、世帯構成、経済的困窮度、日常生活動作の自立度に関する変数を投入し分析した。

アウトカム指標（2）については、基本的・手段的日常生活動作の項目に1項目以上障害のある人のみを取り上げ、従属変数が2項の場合には2項ロジスティック回帰分析を、3項以上の場合には多項ロジスティック回帰分析を用い、独立変数に調査年、さらに性、年齢、世帯構成、経済的困窮度を投入し分析した。

以上の指標（1）と（2）の私的支援の基盤や経済による格差については、多項ロジスティック回帰分析にそれぞれ世帯構成あるいは経済困窮度と調査年との交互作用を投入することで統計的にみて意味のある格差か否かを評価した。その他、経済的困窮度については「非常に苦勞している」「やや苦勞している」との回答を「経済的困窮層」、「どちらともいえない」「あまり苦勞していない」「まったく苦勞していない」と

の回答を「経済的非困窮層」として分析に投入した。

アウトカム指標（3）を用いた分析については、重回帰分析を用い、従属変数にCESDを、独立変数に基礎的日常生活自立度、調査年、調査年と基礎的日常生活自立度の有無の交互作用項、さらに性、年齢、世帯構成、経済的困窮度に関する変数を投入し分析した。その際、基礎的日常生活動作の自立度については、障害のある動作の個数で評価した。さらに、障害高齢者におけるCESDの調査年による差については、従属変数にCESDを、独立変数に性、年齢、世帯構成、経済的困窮度、基礎的日常生活動作の自立度に関する変数を投入し分析した。

### 3. 結果

#### 1) 一般高齢者の介護意識

##### (1) 寝たきりのような状態になったときの療養場所の希望

「家族介護志向」「在宅サービス志向」「施設入所志向」「その他」の調査年における分布の違いを比較した(図1)。「在宅サービス志向」の割合は、1999年と比較して2002年では有意な差はみられなかったものの、2006年には有意に高かった。推計値でみると、「在宅サービス志向」の割合は、1999年では15.6%であり、2002年には14.2%とわずかながら低下したものの、2006年には18.8%と増加していた。

さらに、世帯構成と経済的困窮度の違いによって、調査年ごとに療養場所の希望の変化に差がみられるか否かみたところ、図2に示したように世帯構成別に療養場所の希望の変化に有意な差がみられた。すなわち、単独世帯でない世帯では、「在宅サービス志向」の割合は、1999年と比較して2002年には有意な差がみられなかったものの、2006年には有意に高かった。推計値で示してみると、「在宅サービス志向」の割合は、「単独世帯以外」の世帯においては、1999年では23.5%であったが、2006年には28.6%に増加していた。

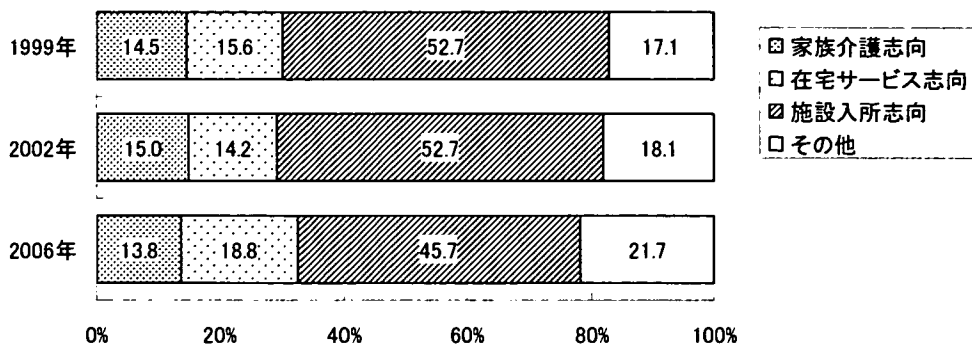
##### (2) 期待する介護者

寝たきりになったときに自宅で長期にわたり介護をしてくれる人が誰か、主に介護してくれる人を「家族介護者」「ヘルパー・家政婦」「介護者がいない」に3種類に分類し、それぞれの介護者の割合が調査年によって異なるかを分析した(図3)。「ヘルパー・家政婦」という人の割合は2002年と2006年のいずれも1999年と比較して有意に多かった。推計値でみると、「ヘルパー・家政婦」の割合は、1999年では2.2%であったが、2002年と2006年にはそれぞれ3.4%と3.2%に増加している。

図4には、副介護者を含め「家族介護者のみ」「ヘルパー・家政婦が含まれる」「介護者がいない」に介護者の種類を分類し、それぞれの割合が調査年によって異なるかを分析した結果を示した。「ヘルパー・家政婦」という人は2002年と2006年のいずれも1999年と比較して有意に多かった。推計値でみると、「ヘルパー・家政婦」の割合は、1999年では6.7%であったが、2002年と2006年にはそれぞれ9.0%と8.5%に増加していた。

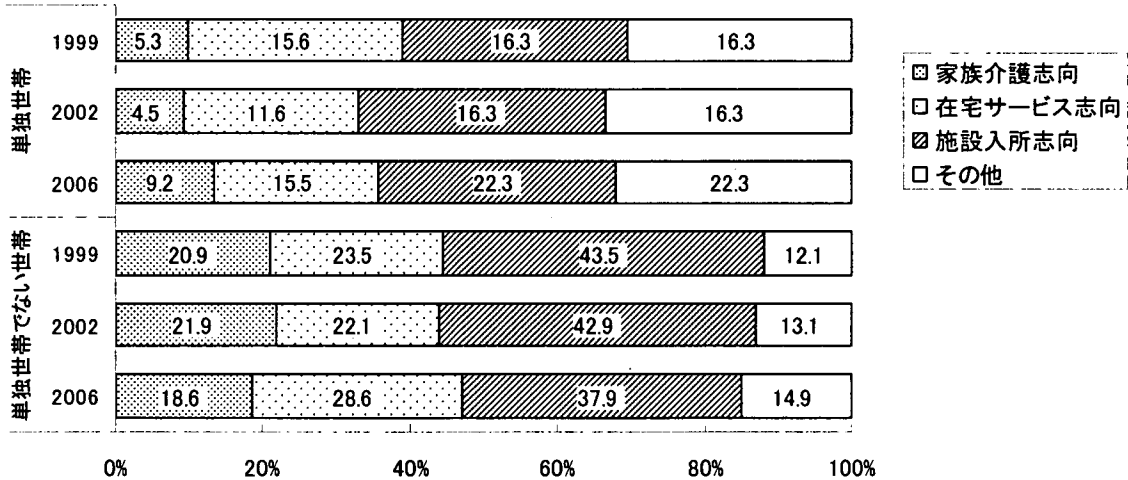
興味深いのはいずれの調査年でも家族介護者が70%以上を占めており、それは介護

図1 一般高齢者における療養場所の希望



- 注1) 家族介護志向・・・「家で家族だけで世話をしてもらいたい」  
 在宅サービス志向・・・「家で家事や介護などのサービスを利用しながら世話をしてもらいたい」  
 施設入所志向・・・「公的な老人ホームに入りたい」「病院に入院したい」  
 その他・・・「民間の有料老人ホームに入りたい」「その他」「無回答」
- 注2) 多項ロジスティック回帰分析を行い、調査年の影響を分析した。分析に際しては独立変数に、調査年以外に、性、年齢、世帯構成、機能障害、経済的困窮度を投入し、それらの影響を調整した。図中の数値は、回帰式に調査年以外の変数について全体の平均値を代入し、推計したものである。
- 注3) 「家族介護志向」を基準カテゴリーとした場合、「在宅サービス志向」の出現確率は1999年と比較し、2002年では有意差はみられなかったが、2006年ではP<.05の有意水準で有意に高かった。「施設入所志向」については1999年と比較し、2002年、2006年とも有意な変化はなかった。

図2 世帯構成別にみた一般高齢者における介護場所の希望



- 注1) 家族介護志向・・・「家で家族だけで世話をしてもらいたい」  
 在宅サービス志向・・・「家で家事や介護などのサービスを利用しながら世話をしてもらいたい」  
 施設入所志向・・・「公的な老人ホームに入りたい」「病院に入院したい」  
 その他・・・「民間の有料老人ホームに入りたい」「その他」「無回答」
- 注2) 多項ロジスティック回帰分析を用い、調査年と世帯構成の交互作用効果を分析した。分析に際しては、調査年と世帯構成、世帯構成と調査年の交互作用項以外に、性、年齢、機能障害、経済的困窮度を投入し、それらの影響を調整した。図中の数値は、回帰式に調査年と世帯構成以外の変数について全体の平均値を代入し、推計したものである。
- 注3) 「家族介護志向」を基準カテゴリーとした場合、単独世帯でない世帯では「在宅サービス志向」の出現確率は、1999年と比較した場合2006年ではP<.05の有意水準で有意に高かった。