

## 高齢期における社会的ネットワークの「多様性」

JGSS-2003 データを用いた「相談」ネットワークの分析

宍戸 邦章

大阪商業大学比較地域研究所 JGSS ポスト・ドクトラル研究員

"Diversity" of Senior Citizen's Social Networks:  
An Analysis of Discussion Network Based on JGSS-2003

Kuniaki SHISHIDO

The purpose of this paper is to clarify some factors that define the "diversity" on senior citizen's social networks, based on discussion network items of JGSS-2003 (questionnaire B). The following eight points are clarified by my analysis, in which I examined three network's dimensions about composition of senior citizen's social networks: network-size, multiplicity of social relationship and network-type. (1) It is large portion of Japanese senior's network-type which is only composed by close relatives (spouse and children), compared with that of American elderly. (2) Social networks of elderly men are smaller and narrower than those of elderly women. Elderly men tend to be isolated. (3) Elderly people who are categorized to high social stratum have large and wide networks. (4) The population size of domicile correlates weakly with the network structure. (5) There is few pure effect of aging that influences the network-structure. (6) The primary factor is elderly marital status (existence of spouse) that defines network-type. The relevance between children's state and network-type is very poor. (7) Network-size of non-relatives in their later lives is influenced by their educational backgrounds and group participations. (8) In order to keep personal networks at their later lives, it is essential that they belong to larger and more organized network.

Key Words: JGSS, social networks, elderly (senior citizen)

本稿の目的は、高齢者の社会的ネットワークの「多様性」を規定する要因を明らかにすることである。分析には JGSS-2003 (B 票) の相談ネットワーク項目を用いる。高齢期における社会的ネットワークの「構成の多様性」に関わる 3 次元 規模・多領域性・類型 を分析した結果、明らかになったのは以下の 8 点である。1) アメリカの高齢者と比較して、日本の高齢者は小家族型のネットワーク類型が著しく多い。2) 高齢男性は高齢女性よりネットワーク規模が小さく、領域が狭い。高齢男性は孤立しやすい。3) 社会階層が高い高齢者ほど、ネットワークの規模が大きく、領域が広い。4) 都市度とネットワークの関連は弱い。5) 年齢がネットワークに及ぼす独自の効果はほとんどない。6) ネットワーク類型を規定する主要因は、「配偶者」の有無である。子どもの状態はほとんど影響しない。7) 高齢期に非親族ネットワークを再編できるかどうかは、教育年数と集団参加に左右されるところが大きい。8) 高齢期のパーソナル・ネットワークの維持には、集団状に編まれたネットワークに組み込まれることが重要である。

キーワード：JGSS、社会的ネットワーク、高齢者

## 1. 目的

本稿の目的は、高齢期の社会的ネットワークの「多様性」を規定する諸要因を明らかにすることである。JGSS-2003 (B票) の「相談ネットワーク」設問を用いて、ネットワーク構成の「多様性」にかかわる3つの次元 規模・多領域性・類型 を、基本的な独立変数との関連において把握する。社会的ネットワークは、定年後やエンブティ・ネスト後のライフスタイル(松本,1985)の再構築にかかわる「重要な他者」であり、「対人的役割」(安田,1981)を通じた「高齢期への社会化」(Rosow,1974)にかかわるエージェントである。主観的幸福感に関する研究においては、社会的ネットワークは、健康状態や経済状態に次ぐ規定要因(金子,2003ほか)として指摘されており、「孤立」(山岸,1993)や「閉塞」の程度を直接に測定するための分析道具でもある。大衆長寿社会における「成熟」の問題(Plath,1980;三沢,1992)は、高齢化の進行とともに、近年、強い関心を寄せられるテーマとなっているが、高齢期の社会的ネットワークは「老い方」を方向づける重要なファクターであるといえる。

## 2. 先行研究

ここでは、本稿の分析に深く関連した先行研究の知見を整理する。高齢期の社会的ネットワーク研究においては、しばしば「ソーシャル・ネットワーク」と「ソーシャル・サポート」が混同される傾向にある。野口裕二によれば、この2つの概念は、次のような違いがある。「ソーシャル・ネットワークは対人関係の構造的側面に着目するのに対し、ソーシャル・サポートはその機能的側面に着目する」(野口,1991:38)。本稿の目的は、社会的ネットワークの構造的側面に重点をおいているため、ソーシャル・ネットワークに焦点を当てた先行研究に注目する。先行研究においては、年齢、性別、社会階層、都市度といった諸変数とネットワーク構造との関連を把握したものが多く、これらの知見を確認する。

### 2.1 年齢・性別との関連

玉野和志、前田大作、野口裕二らが、1987年に日本全国60歳以上の高齢者を対象に行った調査によると、次のような知見が報告されている。加齢に伴うネットワーク構成の変化に関して、高齢になるにつれ「男性は配偶者を中心とした依存パターンを、女性は子どもを中心とした依存パターン」を示す(玉野・前田・野口ほか,1989)。60歳以降の加齢にともない、「配偶者」、「子ども・孫」、「その他親族・友人・近隣」の3区分から構成される8種類のなかの、「全域型(全ての領域でなんらかのサポートを得られるタイプ)」の割合が低下しているため、ネットワーク構成の「多様性」は縮小するといえる。性別による顕著な違いとして、高齢男性が、「全域型」や「配偶者」を含んだ類型に偏るのに対して、高齢女性は、「子ども」を含んだ類型に偏るといえる。

玉野和志は1988年に都内の2つの公団賃貸住宅団地に在住の65歳以上の単身・夫婦世帯に生活する高齢者を対象に調査を行っている(全数調査)。それによると、高齢女性は、配偶者、別居子、兄弟親戚、友人、近隣に複数のサポート関係をもっているのに対して、高齢男性は配偶者に偏る傾向が示されている。高齢男性のなかでも特に民間大企業退職者層で「小家族主義的な社会的ネットワークの編成原理、つまりすべてをできるかぎり配偶者と子どもによって処理しようとする傾向」(玉野,1990:35)があると指摘する。

野辺政雄は、1995年(高齢女性対象)と1997年(高齢男性対象)に岡山市在住の65歳以上高齢者を対象に調査を行っている。そこでは「夫婦のみ世帯」に生活する高齢者のネットワークを分析している。それによると、「心配事の相談」や「慰め」の項目で、高齢女性は高齢男性より親族・近隣・友人を多く挙げ、高齢男性よりも多様なネットワーク構成を示している。ただし、高齢男性と高齢女性の間でネットワークの規模の違いはないという(野辺,1999)。

### 2.2 社会階層<sup>(1)</sup>との関連

上野加代子は1987年に大阪府堺市在住の中高年(40-54歳)女性を対象に調査を行っている。それ

によると、学歴・生活程度・フルタイム職業の有無の点で階層的地位の低い方が、人間関係の量（規模）・質（サポート）ともに脆弱となる（上野,1988）と報告している。

大和礼子は、1995年に兵庫県（神戸市内の2地区）在住の有配偶中年男女（36歳～59歳）を対象に、「交際のネットワーク（悩みや心配事の相談にのってくれる人）」と「ケアのネットワーク（身のまわりを世話してくれる人）」の比較分析を行っている。本稿の分析対象に近い「交際のネットワーク」においては、「男女ともに社会階層が高い方が、ネットワークに友人・知人など非親族を含むことが多い」という点で、その構成は多様である」（大和,2000:51）と報告している。

### 2.3 都市度との関連

最後に都市度の観点からの先行研究の知見を紹介する。この都市度に関しては、高齢者研究の文脈ではなく、「下位文化理論」（Fischer,1982）や「コミュニティ解放論」（Wellman,1979）の検証という文脈であるため、高齢者だけを対象に行われているものはない。Fischerは1977-78年に、北カリフォルニアの50のコミュニティに在住の18歳以上男女を対象として調査を行っている。それによると、親戚人数・近隣人数・友人数・職場人数を合計したトータルなネットワーク規模には、都市度による顕著な違いは認められない。しかし、親族でも仕事仲間でも隣人でもなく、同じ組織のメンバーでもない「純粋な友人」の数は、都市度が増すにつれ、顕著に増加している。親族以外のトータルなネットワーク（非親族）においても増加が認められる（Fischer,1982）。

大谷信介は、1989年に中国・四国地方5都市（広島・岡山・松山・宇和島・西条）に在住の20歳以上男女を対象として調査を行っている。それによると、親戚人数・近隣人数・友人数・職場仲間人数を合計したトータルなネットワーク規模には、都市度による顕著な違いは認められない。友人数だけをみると都市度に伴う増加が認められるが、友人数に近隣人数と職場人数を加え、非親族人数とした場合には、増加は認められない（大谷,1995:147）。

松本康は、2000年に名古屋都市圏に在住の20歳以上70歳未満の男女を対象として調査を行っている。それによると、Fischer(1982)や大谷(1995)の知見とは逆に、「都市度が高くなるにつれて友人数は減少」しているという知見を報告している（松本,2005:153）。ただし、減少が著しいのは、近距離友人数（30分未満）であり、中距離友人数（30分～2時間未満）に関しては、都市度が増すにつれて増加しているという（トータルなネットワーク規模には言及していない）。

### 2.4 先行研究のまとめと問題点

研究者によって、社会的ネットワークの測定方法が大きく異なり、さらに、調査対象者となる年齢層がバラバラであるため、知見を整理することは極めて困難なのだが、それを承知の上で、社会的ネットワークを規定すると思われる基本的な諸変数（年齢・性別・社会階層・都市度）に限り、その効果を代表的な先行研究から把握した。ネットワーク規模とネットワーク構成の次元において、これらの知見を単純化してまとめると、表1になる。

表1 先行研究の知見の単純化

	規模の次元	構成の次元
年齢	加齢に伴い縮小	加齢に伴い限定的に
性別	男女による明確な違いはない	知見に対立（女性の方が多様であるという知見が多い）
社会階層	階層が高いほど増大	階層が高いほど多様に
都市度	都市度の大小による違いはない	知見に対立

これらの先行研究を一般化する際の問題点をいくつか挙げておかねばならない。第1の問題点として、ある特定の年齢層、地域、婚姻状態、性別に限定されているという点が挙げられる。本稿では、高齢者層を分析の中心に据えながら、全国規模の調査であるJGSS-2003（B票）データを用い、社会的ネットワークの「多様性」に関する包括的基礎分析を行う。

第2の問題点として、構成の次元における「多様性」の概念が研究者によって異なっているということが挙げられる。ある研究では、「配偶者」や「子ども」以外の親族が含まれるということ、また、別の研究では、非親族（近隣関係＋仕事仲間関係＋友人関係）がネットワークに含まれるということ、さらに別の研究では、友人関係がネットワークに含まれるということ、「多様性」の指標としている。本稿では、ネットワークの多様性を、ネット他者における「構成の多様性」として捉える。ネットワークが形成されていない「孤立状態」を多様性のない一方の極として、第一次集団の多領域がネットワークに含まれている状態（多領域性）を多様性のある他方の極として連続的に分析する。特に、相談相手が誰もいない「孤立型」、配偶者・親子だけの構成からなる「小家族型」、配偶者・親子以外の親族を含む「拡大親族内包型」、そして、非親族（友人や近隣、仕事仲間）を含む「非親族内包型」を重要な区切り値として設定する。

第3に、ネット他者の組合せのパターンの把握が不十分であるということが挙げられる。多くの研究では、組合せのパターンから類型化せずに、第1次集団の1つの関係カテゴリー（例えば、親族関係数・近隣関係数・職場仲間関係数・友人関係数等）が含まれるか否か、または、その関係領域のネットワーク規模の大小で分析を行っている。この場合、本稿で着目する「孤立」や「小家族」のネットワークの編成原理は分析できない。なぜならば、孤立とは、「全ての関係領域がない」場合の組合せであり、「小家族」とは、配偶者と子どもだけからネット他者が構成されているという組合せであるからである。本稿では、ネットワークを構成する幾つかの関係領域を個別に測定するのではなく、類型化によって1人の対象者の保有する社会関係の総体を把握する。社会的ネットワークの「多様性」を議論する上では、この関係領域の組合せが重要であると考えからである。

### 3. 分析概要

#### 3.1 データ

分析に用いるデータは、大阪商業大学比較地域研究所が、東京大学社会科学研究所と共同で行ったJGSS-2003 データである。JGSS-2003 はA票とB票に分かれる。本稿ではネットワーク項目が挿入されているB票を用いる。JGSS-2003 (B票) の対象者は全国489地点に在住の20-89歳男女3622人であり、B票の有効回収数は1706票、有効回収率は48.0%（正規対象のみ。計算分母からは拒否・一時不在以外の欠票理由：住所不明・転居・長期不在・病気・入院・死亡・その他が除外されている）である。対象者の抽出方法は、選挙人名簿を基にした層化二段無作為抽出法である。

相談ネットワークの定義は「重要なことを話したり、悩みを相談する人たち」である。GSS-1985<sup>(2)</sup> で用いられた name generator (Burt, 1984; 1985) 方式<sup>(3)</sup> が採用され、ネットワーク規模を尋ねた後で、4人までのネット他者の詳細な質問が挿入されている。本稿の分析対象となるのは、60歳以上男女695人（男性313人、女性382人）の相談ネットワークである。

#### 3.2 従属変数の説明

本稿の分析課題は、相談ネットワークの続柄構成の「多様性」を規定する諸要因を明らかにすることである。構成の「多様性」に関連する次元は、1) 規模、2) 多領域性、そして、3) 組み合わせのパターンから析出される類型である。この3つの次元が、本稿の分析の中心となる従属変数となる。

- 1) 規模 : 対象者が挙げた相談ネットワークの人数
- 2) 多領域性 : 文脈の異なる関係カテゴリーの領域数
- 3) 類型 : 続柄構成の組合せのパターンから析出された4類型

規模の次元は、対象者が挙げた相談ネットワークの人数を指標とするため、とりたてて説明は必要ないだろう。多領域性と類型は、相談ネットワークとして挙げられたネット他者の続柄項目を、幾つかの手続きを踏んだ後で作成された変数であるため、ここで説明を加える。

ネット他者の続柄項目は、配偶者、親・子、兄弟姉妹・その他の家族・親せき、上司・部下、同僚、その他の仕事関係、組織・団体関係の人、近所の人、友人、その他の10カテ

ゴリーからなる。この 10 カテゴリーは、マルチプル・アンサー形式で尋ねられており、1 人のネット他者が 2 つ以上のカテゴリーに該当する場合がある。例えば、「同僚」であり、かつ「友人」でもあるという場合があるし、「配偶者」であり、かつ「組織・団体関係の人」でもあるという場合がある。1 人につき 2 カテゴリー以上を回答した対象者は極めて少ないが、1 人のネット他者が 1 つのカテゴリーに属するようにするため、本稿では番号の小さいカテゴリー（ と なら 、 と なら ）を優先する。

この 10 の関係カテゴリーは、多変量解析を行う際、分類が細か過ぎるため、意味のあるより大きなカテゴリーとして括る必要がある。本稿では、サンプル数と後に見る高齢者ネットワークの基本分布を考慮して、表 2 のような中分類と大分類を行う。GSS-1985 の続柄項目も合わせて示しておく（表 2）。

多領域性とは、表 2 の大分類をもとに作成する。多領域性の最小値（0）は、4 つの関係領域が全て含まれていない場合、すなわち「相談相手がない」場合であり、最大値（4）は、全ての領域（配偶者、親・子、その他親族、非親族）が含まれている場合である。

類型は、表 2 の大分類の組合せのパターンから作成される。4 領域のカテゴリーが、4 人のネット他者の中に含まれるか否かによって、16 の組合せのパターン（ $2^4$ ）を作成することができる。さらに 16 の組合せのパターンから、4 類型 孤立型・小家族型・拡大親族内包型・非親族内包型 を構成する（表 3）。この 4 類型の構成の仕方は、続柄構成の括り方と同様、サンプル数、高齢者層の類型分布を見て、分析上の問題を考慮しつつ、先行研究の着眼点をできるだけ生かそうとしたものである。

以上が、本稿の分析課題である従属変数の説明である。分析方法は、規模と多領域性に関しては一般線形モデルを用いる。類型に関しては、多項ロジットモデルを用いる。

表 2 続柄項目の括り方

大分類	中分類	JGSS-2003	GSS-1985
配偶者	配偶者	配偶者	配偶者
親・子	親・子	親または子ども	親 子ども
その他親族	その他親族	兄弟姉妹・その他の家族・親せき	兄弟姉妹 その他の家族
非親族	仕事関係	職場の上司または部下 職場の同僚（上司・部下以外） その他の仕事関係	仕事関係
	友人	同じ組織や団体に加入している人 近所の人 友人 その他	グループのメンバー 近所の人 友人 アドバイザー その他

表 3 4 類型の構成

4 類型	16 分類
孤立型	孤立 相談相手が 1 人もいない
小家族型	S 配偶者のみ
	C 子のみ
	SC 配偶者 + 子
拡大親族内包型	SE 配偶者 + その他の親族
	CE 子 + その他の親族
	SCE 配偶者 + 子 + その他の親族
	E その他の親族のみ
非親族内包型	F 非親族のみ
	SF 配偶者 + 非親族
	CF 子 + 非親族
	EF その他の親族 + 非親族
	SCF 配偶者 + 子 + 非親族
	SEF 配偶者 + その他の親族 + 非親族
	CEF 子 + その他の親族 + 非親族
	SCEF 配偶者 + 子 + その他の親族 + 非親族

(S=配偶者 C=子ども E=拡大親族 F=非親族(友人))

### 3.3 独立変数の説明

独立変数として設定したのは、表4に示した11の変数である。基本属性として性別、年齢（5歳刻み。80歳以上は統合）を、社会・経済的状态として学歴（教育年数）<sup>(4)</sup>、現在の就業の有無、家計状態の満足度を、生態学的状態として居住地の人口規模を、家族・世帯の状況として配偶者の有無、子どもの有無、子どもとの同別居を、社会参加の程度として集団参加の有無<sup>(5)</sup>を、身体的状態として健康状態を投入する。「無回答」や「わからない」は、欠損値として分析から除外する。

本来ならば、社会・経済的状态として、過去の最長職や世帯収入の変数を投入すべきであるが、過去の最長職に関してはJGSS-2003調査票に設問が入っていないため投入することはできなかった。世帯収入に関しては、分析上の問題として無回答や回答拒否の割合が、他の独立変数と比較して、著しく高い（30%前後）ため、投入を断念せざるを得なかった。概念的に一致するわけではないが、本稿では対象者の経済状態の指標として、「家計状態の満足度」を代わりに投入する。

表4 独立変数の概要（60歳以上）

概念	変数	カテゴリー	%	N
基本属性	性別	男性	45.0	313
		女性	55.0	382
	年齢	60-64歳	26.8	186
		65-69歳	29.9	208
		70-74歳	19.9	138
		75-79歳	14.4	100
		80歳以上	9.1	63
社会・経済的状态	学歴（教育年数）	小学校（1-6年）	9.5	66
		中学校（7-9年）	37.8	263
		高校（10-13年）	43.0	299
		大学以上（14年以上）	9.1	63
		わからない	0.3	2
		無回答	0.3	2
	就業有無	無職	71.1	494
		有職	28.9	201
	家計状態	1：満足	14.0	97
		2	21.2	147
		3	37.7	262
		4	18.8	131
		5：不満	7.6	53
生態学的状態	人口規模	無回答	0.7	5
		14大都市（注1）	16.8	117
14大都市以外の市町村		54.4	378	
家族状態	配偶者有無	無配偶	24.9	173
		有配偶	75.1	522
	子ども有無	無子	6.6	46
		有子	93.4	649
	同別居	子と別居	54.8	381
		子と同居	45.2	314
社会参加の程度	集団参加	非参加	56.1	390
		参加	43.2	300
		無回答	0.7	5
身体的状態	健康状態	1：良い	32.1	223
		2	18.1	126
		3	28.3	197
		4	15.0	104
		5：悪い	6.3	44
		無回答	0.1	1

（注1：14大都市は、札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、東京都区部、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市）

## 4. 分析

本稿の分析目的は、先述したように高齢期の社会的ネットワークの構成の「多様性」に関連する3つの次元 規模、多領域性、類型 を、基本的な諸要因との関連において明らかにすることである。この分析に入る前に、まず、従属変数の基本分布を把握する。JGSS-2003（B票）の「相談」ネットワークは、アメリカのシカゴ大学によって1985年に行われたGSSと比較可能である<sup>(6)</sup>。60歳以上高齢者の分布を日本とアメリカの比較もかねて、提示する。

### 4.1 基本分布 日米比較

表2の「中分類」に従った5つの関係カテゴリーの規模（4人目までのネット他者に限定）を、国別、性別、年齢層別に示したものが、図1（男性）と図2（女性）である。アメリカも日本も、加齢に伴って相談ネットワークは減少するが、それは親族関係の減少ではなく、非親族関係の減少によるものである。日本では特に、加齢に伴う友人関係の減少が著しい。アメリカと日本における相談ネット

ワークの親族規模は同程度であるが、アメリカでは「その他の親族」の占める割合が多く、日本では「配偶者」の占める割合が高い。親子関係の占める割合は、アメリカと日本で同程度である。男女による違いは、女性は親子関係が、男性は配偶関係が相対的に大きな割合を占める。

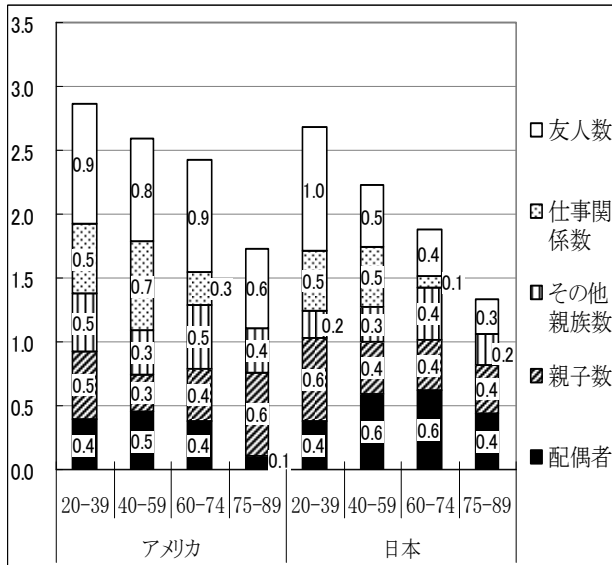


図1 男性のネットワーク規模

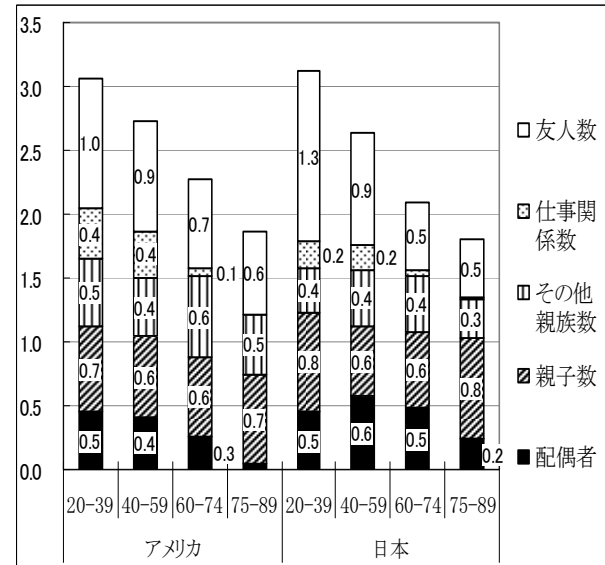


図2 女性のネットワーク規模

組合せ 16 分類の分布を示したものが図 3 である（60 歳以上層の親子関係のカテゴリーに挙げられるネット他者は、96%が「子ども」）。日本の高齢者がアメリカと比較して突出しているのは、S（配偶者のみ）と SC（配偶者と子どもの組合せ）である。大まかにみて、日本の高齢者は、S（配偶者）を組合せに含んだパターンが、アメリカと比較して多い。逆にアメリカの高齢者が突出しているのは、F（友人のみ）と EF（拡大親族と友人の組合せ）である。全体的にみると、E（拡大親族）や F（友人）を含んだ組合せが、日本の高齢者と比較して多い。日本の高齢者の相談ネットワークの特徴が浮かび上がっているといえる。日本の高齢者の S（配偶者）を含んだ組合せの突出は、アメリカのデータが 1985 年と古いため、有配偶率が影響しているとも考えられる。配偶関係別に両国の高齢者のネットワークの違いも確認したが、両国の違いは鮮明に残る。有配偶者の場合、日本の高齢者は S（配偶者のみ：日 25%、米 15%）と SC（配偶者と子：日 15%、米 8%）が、無配偶者の場合では、C（子のみ：日 22%、米 14%）の割合が、アメリカの高齢者と比較して高い。

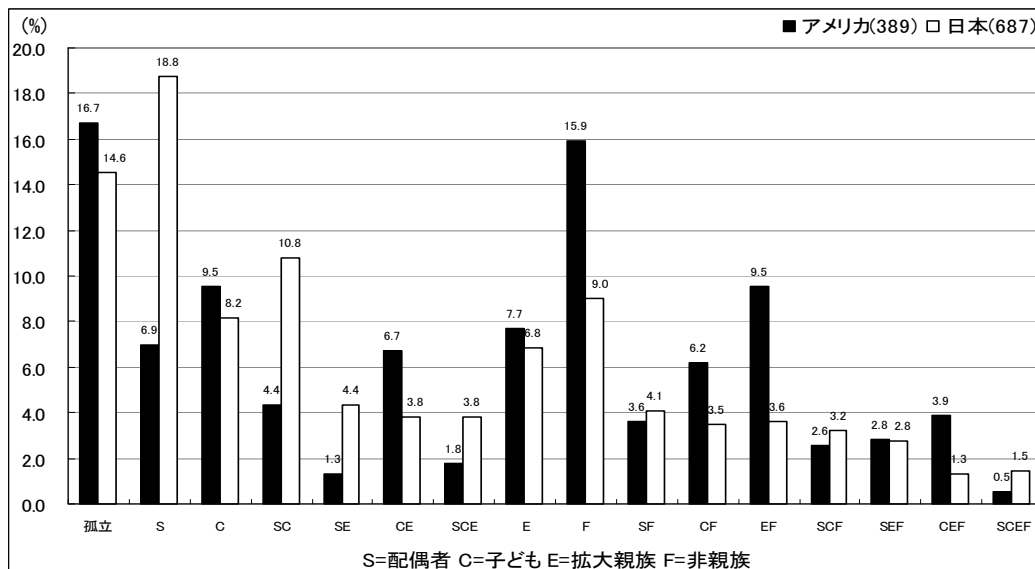


図3 組合せ（16分類）の分布（60歳以上）

この16通りのパターンでは、分類の数が多すぎるため、16通りのパターンから構成された4類型（類型の構成に関しては、先の表3を参照）をもとに分布を確認する。4類型の分布を、性別、国別、年齢層別に示したのが、図4（男性）と図5（女性）である。「配偶関係」と「親子関係」の組合せに限定された「小家族型」のネットワーク類型が、日本においていかに高いかということが分かるだろう。日本の高齢男性の場合、60代で約半数が「孤立型」と「小家族型」、70歳以上ではこれらが7割も占める。女性の場合は、60歳以上層で約半数が「孤立型」と「小家族型」を占める。アメリカと比較して、日本の高齢者は、特に小家族型が多いのであるが、高齢期以前にも、男性では40代から、女性では30代から「小家族型」の割合がアメリカより多くなっている。

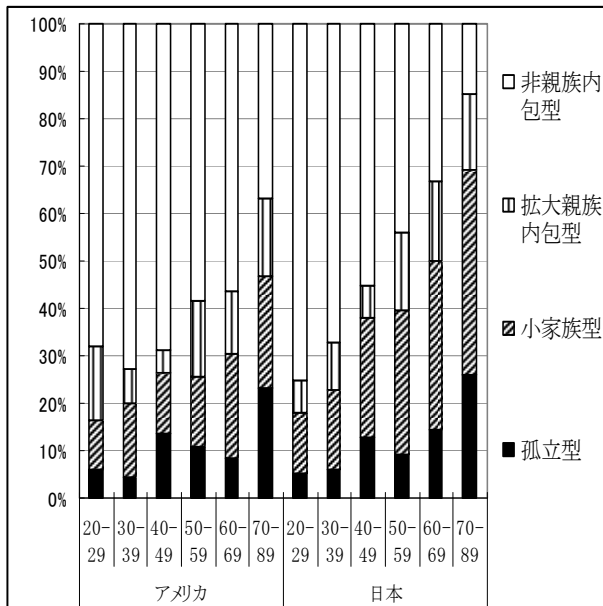


図4 男性の4類型の分布

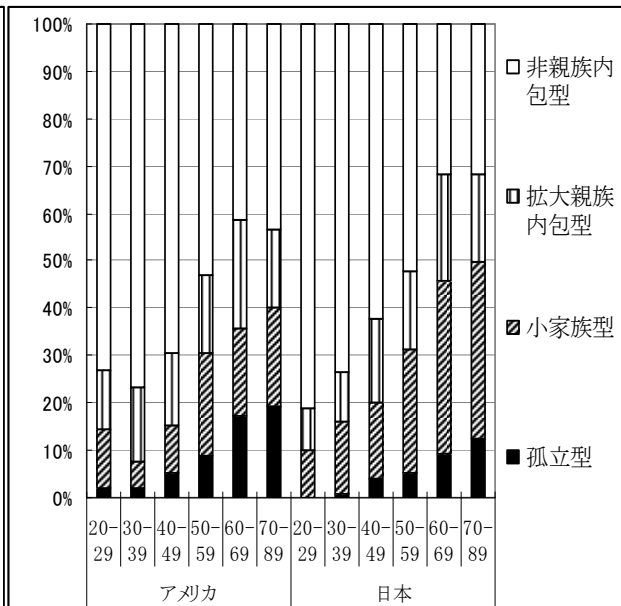


図5 女性の4類型の分布

#### 4.2 規模と多領域性

ここでは、ネットワーク構成の多様性に関連する「規模」と「多領域性」を分析する。独立変数のカテゴリーと従属変数の平均値の関連を見ておこう。表5が一元配置分散分析の結果である。

11の独立変数のうち、ネットワーク規模では、性別、年齢、学歴、就業の有無、人口規模、集団参加の6変数の関連が認められる。関連の仕方は「女性で、年齢が若く、学歴も高く、有職で、人口規模の大きい都市部に居住し、各種の集団・サークルに参加している者」の方が、ネットワークの規模は大きいというものである。多領域性では、やはり規模の関連の仕方と類似しており、規模と関連していた6変数に加えて、配偶者の有無（有配偶の方が多領域性が拡大する）と健康状態（健康な者の方が多領域性が拡大する）が関連している。これらの関連には擬似的な関連や、独立変数間の間接効果が十分に考えられるので、この結果だけで判断することは極めて危険である。以下に一般線形モデルによる検証を行う。その際、独立変数の中の量的変数を「カテゴリカル」なものとして投入するか、「共変量」として投入するかをここでしておきたい。一元配置分散分析の結果、年齢変数は、線形的関連ではなく、74歳以前と75歳以上の間で差が生じるような段階的関連であるから、共変量としては扱わない。学歴は、ほぼ線形的関連であるので、教育年数に置き換えて共変量とする。家計状態は「5：不満」だけが低い値をとるので、カテゴリカルな変数のまま扱う。健康状態は、ゆるやかな線形的関連であると判断できるので、共変量として扱う。交互作用は一切仮定しない分析にとどめる。



表5 規模と多領域性の一元配置分散分析

変数	カテゴリ	規模				多領域性			
		有意水準	平均値	標準偏差	N	有意水準	平均値	標準偏差	N
性別	男性	0.00 ***	1.93	1.93	313	0.07 *	1.35	0.94	310
	女性		2.35	2.11	382		1.48	0.90	377
年齢	60-64歳	0.03 **	2.20	2.12	186	0.00 ***	1.48	0.93	184
	65-69歳		2.36	2.08	208		1.56	0.95	206
	70-74歳		2.33	2.21	138		1.44	0.89	135
	75-79歳		1.64	1.68	100		1.14	0.85	99
	80歳以上		1.84	1.60	63		1.17	0.81	63
学歴	小学校	0.00 ***	1.77	1.57	66	0.00 ***	1.23	0.82	65
	中学校		1.78	1.85	263		1.30	0.92	258
	高校		2.45	2.16	299		1.51	0.92	297
	大学以上		2.81	2.32	63		1.75	0.92	63
就業有無	無職	0.00 ***	2.03	1.92	494	0.00 ***	1.34	0.89	490
	有職		2.48	2.28	201		1.61	0.97	197
家計状態	1: 満足	0.35	2.33	2.13	97	0.19	1.41	0.87	95
	2		2.24	2.05	147		1.49	0.86	146
	3		2.06	1.91	262		1.42	0.95	259
	4		2.32	2.23	131		1.47	0.98	131
	5: 不満		1.75	2.02	53		1.14	0.87	51
人口規模	14大都市	0.04 **	2.57	2.35	117	0.02 **	1.57	0.92	115
	その他の市		2.11	1.94	378		1.45	0.92	374
	町村		2.02	2.02	200		1.29	0.90	198
配偶者有無	無配偶	0.43	2.27	2.21	173	0.00 ***	1.23	0.79	168
	有配偶		2.12	1.98	522		1.48	0.95	519
子ども有無	無子	0.75	2.07	2.03	46	0.14	1.23	0.64	44
	有子		2.17	2.04	649		1.43	0.93	643
同別居	子と別居	0.28	2.08	1.88	381	0.25	1.38	0.89	377
	子と同居		2.25	2.22	314		1.46	0.95	310
集団参加	非参加	0.00 ***	1.89	1.78	390	0.00 ***	1.28	0.84	385
	参加		2.52	2.30	300		1.61	0.99	297
健康状態	1: 良い	0.11	2.26	1.99	223	0.05 *	1.53	0.92	219
	2		2.30	2.05	126		1.39	0.89	125
	3		2.15	2.06	197		1.43	0.91	196
	4		2.13	2.34	104		1.34	0.96	104
	5: 悪い		1.39	1.17	44		1.10	0.93	42

(\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.10)

一般線形モデルの結果が表6である。規模の次元で関連が認められるのは、性別、教育年数、就業有無、集団参加の4変数のみである。一元配置分散分析では関連の認められた、年齢と人口規模の効果は消える。多領域性の次元で関連が認められるのは、性別、教育年数、就業有無、人口規模、配偶者の有無、集団参加の6変数である。一元配置分散分析では関連の認められた、年齢と健康状態の効果は消える。

表6 規模と多領域性の一般線形モデル

変数(参照カテゴリ)		規模		多領域性	
		B	有意確率	B	有意確率
性別(男性)	女性	0.57	0.00 ***	0.27	0.00 ***
年齢(60-64歳)	65-69歳	0.23	0.26	0.13	0.17
	70-74歳	0.36	0.15	0.08	0.45
	75-79歳	-0.19	0.50	-0.14	0.25
	80歳以上	0.05	0.88	0.02	0.92
教育年数(共変量)		0.12	0.00 ***	0.03	0.04 **
就業有無(無職)	有職	0.39	0.04 **	0.22	0.00 ***
家計状態(1: 満足)	2	-0.09	0.75	0.05	0.66
	3	-0.13	0.59	0.04	0.71
	4	0.18	0.53	0.14	0.27
	5: 不満	-0.32	0.37	-0.15	0.35
人口規模(町村)	14大都市以外の市	0.02	0.93	0.13	0.09 *
	14大市	0.33	0.18	0.20	0.07 *
配偶者有無(無配偶)	有配偶	-0.23	0.24	0.21	0.02 **
子ども有無(無子)	有子	0.16	0.62	0.17	0.24
同別居(別居)	子と同居	0.17	0.28	0.07	0.36
集団参加(非参加)	参加	0.50	0.00 ***	0.23	0.00 ***
健康状態(共変量)		0.00	0.95	-0.01	0.82
切片		0.16	0.81	0.27	0.34
F		3.47	0.00 ***	4.16	0.00 ***
調整済R2乗		0.06		0.08	
N		680		672	

(\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.10)

以上の結果から、規模と多領域性の二次元において、それを規定する重要な要因は、性別、教育年数、就業有無、集団参加の4変数であることが明らかになった。「男性より女性の方が、低学歴より高学歴の方が、無職者より有職者の方が、集団非参加より参加者の方が、ネットワークの規模は大きくなり、多様な関係領域のネット他者を有している」といえる。人口規模や配偶者の有無は、多領域性でのみ関連が認められた。年齢や家計状態、そして健康状態は、ネットワークの規模と多領域性には関連していない。これらが一見関連しているように見えたのは、教育年数や就業有無、集団参加等の効果を間接的に受けていたからではないかと考えられる。子どもの状態が、高齢期ネットワークの規模や多領域性と関連していないという点は予想を裏切り興味深い。

表6の全体的な結果から読み取れる大きな傾向を考えてみよう。高齢期の社会的ネットワークの構造を左右するは、個人の年齢や経済状態、健康状態ではなく、現時点でなんらかの集団に参加しているということや、高齢期以前からなんらかの密なネットワークに組み込まれているという、社会参加志向によって形成された生活環境である。集団参加がネットワーク構造に強く関連していることは、まさにそのことを指しているが、例えば就業の有無も、現時点で職場という組織に参加していることを意味しているのであり、教育年数の長さは、インフォーマルな学友ネットワークに高齢期以前から組み込まれていることを指している。そして女性が男性よりも豊かなネットワークを保有しているということは、高齢期以前からインフォーマルな近隣ネットワークの中に組み込まれていることを意味しているのである。このように考えると、高齢期の社会的ネットワークは、現在および過去の社会参加の程度によって、規定されているのではないかという説明が成り立つように思われる。パーソナルなネットワークは、集団状に編まれたネットワークに依存しているといえるのではないだろうか。

以上の分析からネットワークの2つの次元 規模・多領域性 と基本的独立変数との関連が一定程度明らかになった。しかし、「規模の大小」や「関係領域の広狭」だけでは、誰と関係を形成・維持している結果なのか、具体的なネット他者の状況が判断できない。その点で、具体的イメージのつかみにくい結果のままである。以下に、第3の次元である類型を分析し、高齢期におけるネットワークの「多様性」に関する知見をまとめる。

#### 4.3 類型

まず、基本的な個々の独立変数とネットワーク4類型との関連を調べたクロス表およびカイ2乗検定の結果を確認する(表7)。

表7 4類型のクロス表(行%)

変数	有意水準	カテゴリー	孤立型	小家族型	拡大親族内包型	非親族内包型	N
性別	0.00***	男性	19.4	38.7	16.5	25.5	310
		女性	10.6	36.9	20.7	31.8	377
年齢	0.08*	60-64歳	12.0	37.0	17.9	33.2	184
		65-69歳	11.2	35.4	21.4	32.0	206
		70-74歳	14.1	38.5	21.5	25.9	135
		75-79歳	24.2	40.4	11.1	24.2	99
		80歳以上	19.0	41.3	19.0	20.6	63
学歴	0.00***	小学校	20.0	46.2	16.9	16.9	65
		中学校	17.8	40.7	19.0	22.5	258
		高校	11.8	35.0	17.5	35.7	297
		大学以上	7.9	27.0	27.0	38.1	63
就業有無	0.20	無職	15.5	39.2	18.4	26.9	490
		有職	12.2	34.0	19.8	34.0	197
家計状態	0.08*	1: 満足	13.7	38.9	26.3	21.1	95
		2	9.6	39.7	21.9	28.8	146
		3	16.6	39.0	14.7	29.7	259
		4	13.0	32.8	21.4	32.8	131
		5: 不満	23.5	33.3	9.8	33.3	51
人口規模	0.19	14大都市	10.4	33.0	21.7	34.8	115
		14大都市以外の市	13.4	38.5	19.3	28.9	374
		町村	19.2	38.9	16.2	25.8	198
配偶者有無	0.00***	無配偶	16.7	22.0	23.8	37.5	168
		有配偶	13.9	42.8	17.1	26.2	519
子ども有無	0.09*	無子	6.8	31.8	31.8	29.5	44
		有子	15.1	38.1	17.9	28.9	643
同別居	0.63	子と別居	14.1	39.0	17.2	29.7	377
		子と同居	15.2	36.1	20.6	28.1	310
集団参加	0.00***	非参加	16.1	40.8	19.2	23.9	385
		参加	12.8	33.7	17.8	35.7	297
健康状態	0.46	1: 良い	11.9	34.7	21.0	32.4	219
		2	14.4	37.6	18.4	29.6	125
		3	13.3	40.8	19.4	26.5	196
		4	18.3	37.5	17.3	26.9	104
		5: 悪い	26.2	40.5	9.5	23.8	42

(\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.10)

クロス表の結果から、4 類型に対して統計的に有意な関連を示す変数は、性別、年齢、学歴、家計状態、配偶者の有無、子どもの有無、集団参加の 7 変数である。以上の結果は、規模、多領域性を一元配置分散分析した時と同じように、擬似的な関連や独立変数間の間接効果が考えられるので、多変量解析を行う必要がある。日本の高齢者においては、小家族型がもっとも多い割合を示しており、小家族型になるかどうかというところが、類型分析では重要となるので、この類型を参照類型として多項ロジットモデルを行う。学歴と健康状態は、カテゴリーによる 4 類型の分布が一方向的になっているので、共変量として扱う（学歴は教育年数に変換）。

多項ロジットモデルの結果が表 8 である。小家族型を参照類型とした場合、どのような要因で、類型が分かれるのかを把握しよう。

表 8 4 類型の多項ロジットモデル

参照類型：小家族型		孤立型			拡大親族内包型			非親族内包型		
変数（参照カテゴリー）		B	Exp(B)	有意確率	B	Exp(B)	有意確率	B	Exp(B)	有意確率
性別（男性）	女性	-0.82	0.44	0.00 ***	0.13	1.14	0.60	0.32	1.38	0.14
年齢（60-64歳）	65-69歳	-0.03	0.97	0.94	0.28	1.33	0.36	0.11	1.12	0.67
	70-74歳	0.09	1.10	0.82	0.13	1.14	0.71	-0.10	0.90	0.75
	75-79歳	0.41	1.51	0.32	-0.46	0.63	0.30	-0.02	0.98	0.96
	80歳以上	-0.15	0.86	0.77	-0.15	0.86	0.77	-0.46	0.63	0.33
教育年数（共変量）		0.01	1.01	0.85	0.10	1.10	0.07 *	0.16	1.17	0.00 ***
就業有無（無職）	有職	-0.14	0.87	0.65	0.18	1.20	0.51	0.30	1.35	0.22
家計状態（1：満足）	2	-0.36	0.70	0.44	-0.23	0.79	0.52	0.30	1.35	0.41
	3	0.14	1.15	0.73	-0.59	0.56	0.09 *	0.39	1.48	0.25
	4	0.02	1.02	0.97	0.05	1.05	0.91	0.77	2.15	0.04 **
	5：不満	0.52	1.69	0.34	-0.66	0.52	0.28	0.90	2.46	0.07 *
人口規模（町村）	14大都市以外の市	-0.32	0.72	0.24	0.21	1.24	0.43	0.08	1.08	0.75
	14大市	-0.44	0.64	0.29	0.42	1.52	0.25	0.24	1.27	0.46
配偶者有無（無配偶）	有配偶	-1.07	0.34	0.00 ***	-1.16	0.31	0.00 ***	-1.40	0.25	0.00 ***
子ども有無（無子）	有子	0.59	1.81	0.38	-0.74	0.48	0.09 *	-0.07	0.93	0.87
同別居（別居）	子と同居	0.09	1.10	0.72	0.38	1.46	0.12	0.02	1.02	0.92
集団参加（非参加）	参加	0.09	1.09	0.73	0.07	1.07	0.78	0.60	1.83	0.00 ***
健康状態（共変量）		0.04	1.04	0.69	-0.08	0.93	0.44	-0.09	0.92	0.33
切片		-0.43		0.70	-0.16		0.86	-1.58		0.07 *
カ <sup>2</sup> 乗					129.03		0.00 ***			
自由度					54					
N					672					

(\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.10)

### 1) 孤立型 / 小家族型

小家族型を基準として、孤立型と比較した場合、有意な関連を示すのは、「性別」と「配偶者の有無」のみである。男性で、無配偶者が孤立型になりやすい。規模と多領域性の分析において、性別は強く関連していたが、それは孤立するかどうか、すなわち、相談相手がいるかないかというカテゴリカルな違いにおいて、差が出ていたと思われる。配偶者の有無は、男女によって大きく傾向が異なるので、男女別にサンプルを分けて分析すると、高齢男性で孤立型になりやすいのは、「無配偶者」、「無職者」、「町村居住者」である。人口規模の影響は、部分的にしか確認できない。高齢女性で孤立型になりやすいのは、無配偶者、家計状態に「5：不満」と答えている人である。無配偶者の場合に孤立しやすいということは、高齢男女で共通するが、高齢男性にその傾向がより強い。

### 2) 拡大親族内包型 / 小家族型

拡大親族内包型と小家族型を分かつ要因であるが、関連する変数は、「教育年数」、「家計状態」、「配偶者の有無」、「子どもの有無」である。教育年数は拡大親族を含ませる弱い効果がある。経済状態の満足度は、中間的状态の人が拡大親族を含みやすい。無配偶者で子どもがいない場合にも拡大親族を含みやすい。配偶者の有無以外の要因は、どれも弱い関連しか示しておらず、説明のしにくい結果である。男女別に分けて分析すると、高齢女性の方が、子どもの有無や子どもとの同別居の影響を受けやすい。

### 3) 非親族内包型 / 小家族型

最後に、非親族内包型と小家族型を分かつ要因を把握しよう。ここで関連しているのは、「教育年数」、「家計状態」、「配偶者の有無」、「集団参加」の 4 変数である。規模や多領域性においても、教育

年数や集団参加の強い関連は認められたが、それはネットワーク全体に対する関連ではなく、非親族ネットワークに対する関連であったといえる。家計状態が不満である時に非親族内包型になりやすいというのは、教育年数の関連の仕方からイメージされるもの。裕福な人々の方が、非親族ネットワークを豊富に保有しているとは逆であるため、結果の解釈が難しい。家計状態に不満と答えている人のネットワーク類型を細かく見てみると、非親族だけしかいないという人が多い。家計状態に不満である人の属性を見ると、無配偶者、低収入、そして健康状態が悪い人の割合が多いことから、家族や親族から疎外された結果として、非親族しか相談相手がいない「非親族限定型」というイメージが想定できる。

多項ロジットモデルの結果を要約しよう。「配偶者」と「子ども」の組合せのみから編成される「小家族型」になるかどうかの最も重要な要因は、全ての類型間の違いで関連している「配偶者」の存在である。高齢期のネットワーク編成には、「配偶者と子ども」が重要な位置を占めるという指摘があるが、本稿では、子どもの存在は、2 次的な要因にとどまる。配偶者の存在が、それ以外の関係を広げようという志向を弱めさせる方向に作用している、すなわち、配偶者との伴侶性が、夫婦関係への閉塞をもたらしている。

規模と多領域性で関連が確認された諸変数は、類型分析でも確認されたが、重要なことは、類型間の一部でのみ、限定的に作用するという点である。例えば、規模と多領域性における「性別」の効果は、高齢女性より高齢男性の方が、「小さくて、狭い」という関連を示していた。しかし、類型分析で「性別」の効果を確認できるのは、「孤立型かどうか」というところであり、このことは「相談相手が0人かどうか」ということに意味があることを示している。また、多領域性の分析において、「配偶者の有無」という効果は「多領域性を広げる」方向に作用していたことを確認したが、類型分析では、そのような線形的効果ではないということを示している。配偶者の存在は、「孤立型」と「小家族型」を比較した場合、「多領域性を広げる」方向に作用するが、「拡大親族内包型」や「非親族内包型」と比較した場合には、「多領域性を縮小させる」方向に作用するのである（規模の面で配偶者の有無が関連していなかったのは、この双方向の関連で相殺するためである）。したがって、「配偶者の喪失＝孤立」というように短絡的には考えられないのである。さらに、「集団参加」や「教育年数」という効果は、トータルなネットワークに関連するのではなく、非親族ネットワークにのみ、部分的に関連している点である。これらの類型分析の結果は、ネットワークの規模や多領域性といった線形的関連を仮定する分析の危うさを示しているといえる。

## 5. 要約と考察

本稿では、高齢者の社会的ネットワークの「多様性」に関する分析を行った。まず、日米比較によって、日本の高齢者の「小家族」的編成を確認し、次に「多様性」を3つの次元（規模、多領域性、類型）から検討した。規模と多領域性に関する分析では、性別、教育年数、就業の有無、人口規模（多領域性のみ）、配偶者の有無（多領域性のみ）、集団参加が規模の大小や領域の広狭を左右する要因であることが明らかとなった。先行研究と本稿の知見を対応させると表9のようになる。しかし、この対応表は、研究者によってネットワークの測定方法が異なるし、対象とする地域も年齢層も異なっているため、今後のさらなる検討が必要である。

表9 知見の一致点と相違点

		規模の次元	構成の次元
年齢	既存の知見	加齢に伴い縮小	加齢に伴い限定的に
	本稿の知見	年齢独自の効果は弱い	年齢独自の効果は弱い。
性別	既存の知見	男女による明確な違いはない	知見に対立（女性の方が多様であるという知見が多い）
	本稿の知見	男性の方が小さい（特に孤立型の割合がたかい）	男性の方が領域が狭い
社会階層	既存の知見	階層が高いほど増大	階層が高いほど多様に
	本稿の知見	階層が高い方が大きい	階層が高い方が広い
都市度	既存の知見	都市度による違いはない	知見に対立
	本稿の知見	都市度による明確な差はない	都市部の方が領域が広い（ただし、部分的な弱い効果）

本稿で上記の知見以外に強調したいのは、ネット他者の組合せのパターンから把握される類型分析の結果である。類型分析では、規模や多領域性で確認された諸変数の効果が、類型間の一部でのみ限定的に作用するという結果を得た。その結果から想定される小家族型の類型分化の過程をイメージしたものが、図6である。

日本の高齢期に最も多い割合を占める「小家族型」は、配偶者を喪失（主要因）することで解体しやすい。しかし、配偶者の喪失によって、即座に孤立型へと単線的に移行するわけではない。どのように類型分化するかは、2 次的要因群（付加要因）との関連の仕方によって異なる。孤立型になるかどうかの要因は、性差が強く関わってくる。町村に居住する男性無職者に孤立する傾向が高い（女性の場合には、経済状態の悪さが関連する）。拡大親族内包型は、子供の状態が付加的要因として関わってくる。子どもや配偶者がいないというネガティブな要因が生じた時に、兄弟姉妹やイトコ、オイ・メイといった拡大親族へとネットワークが拡大されると考えられる。非親族内包型は、教育年数と家計状態、集団参加の要因が付加的に関わってくる。配偶者がいない場合でも、学歴が高ければ、学友ネットワークを頼ることができるし、友人を得やすい社会的場・機会の多さが影響して、非親族ネットワーク成員を内包しやすい（学歴効果は、非親族ネットワーク成員と知り合った時期を見ると、多くの場合、学業期間ではないことから、解釈に注意する必要がある<sup>(7)</sup>）。また、集団参加効果から、集団やサークルに加入することで比較的近距離の人々をネットワークに再編成している状況が想定される。家計状態の効果は、教育年数の効果からイメージされるものとは逆であった。家計状態が悪い結果（それに関連している変数として、健康状態の悪さ、無配偶者の高さ、世帯収入の低さがある）家族・親族から疎外され、非親族しか頼る人がいないという非親族限定型のタイプが非親族内包型の一部に存在しているようである。小家族型と子ども単一型は、同じ類型に属するため、多項ロジットモデルでは、どのような要因が重要なかが判断できない。クロス表の結果から想定すると、女性で、後期高齢者に子ども単一型が目立つ。

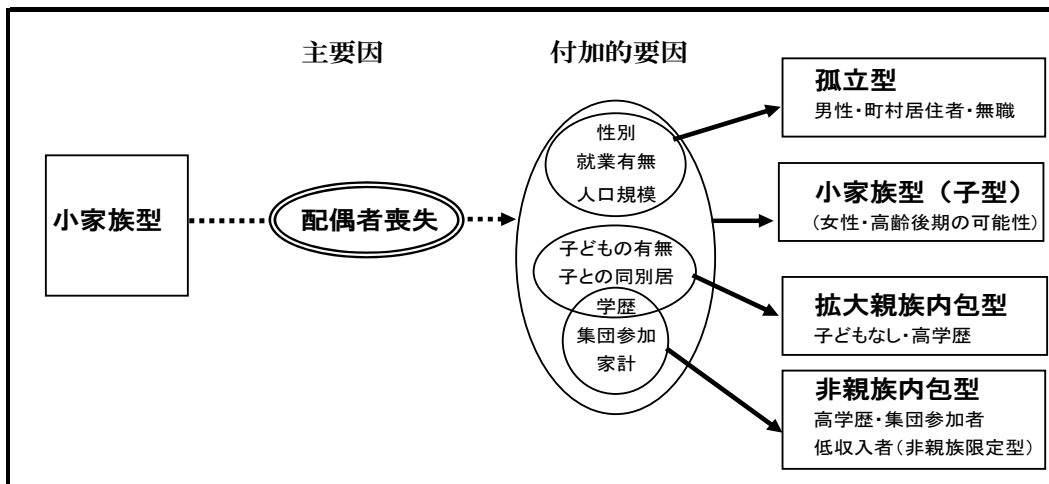


図6 小家族型からの類型分化のイメージ

本稿の問題意識と照らし合わせながら、分析結果をごく簡単に解釈しておきたい。日本の高齢期におけるネットワーク編成が、「小家族」的であるという指摘は、1980年代から見られる。現在においてもこの傾向は根強く残っているといえる。この傾向は、今後、「団塊の世代」が高齢期に参入しはじめても変わることなく、続くのかどうかに関心のあるところである。この高齢期の社会的ネットワークの編成原理にかかわる社会的背景として、以下のことが挙げられる。一つは人口学的な親族数の減少である。伊藤達也（1994）や落合恵美子（1993）の指摘にあるように、第1世代（1925年以前生まれ）、第2世代（1926～1950年生まれ）、第3世代（1950年～1975年生まれ）になるにつれて、「きょうだい数と子ども数の多い」世代から、「きょうだい数は多いが、子ども数は少ない」世代へ、そして「きょうだい数も子ども数も少ない」世代へと、今後確実に変化する。極めて長期的にみれば、配偶

者を除く子どもや拡大親族（きょうだい）は、今後減少するのであるから、ネット他者として子どもや拡大親族が含まれる可能性は低下していくと考えられる。また、「介護の社会化」の進行も、高齢期家族の単独世帯化・夫婦世帯化の進行と並行して、ネット他者における「子ども」の比重を相対的に低下させる方向へと作用するのではないかと考えられる。すなわち、これらの社会的背景は、配偶者だけに依存するタイプである小家族型の変種 配偶者単一型 の増加を予期するものである。高齢期の人間関係は、「配偶者」へと閉塞していく可能性が十分に考えられ、その点において、高齢期に生じやすい配偶者の病気や喪失といったライフイベントは、非常に大きな生活危機となるだろう。

このような背景のなかで、実践的に重要となるのは、身近な地域社会内に存在する非親族ネットワークを高齢期に再編成しておくことである。本稿の分析結果では、「学歴」や「集団参加」の要因が、非親族ネットワークの編成に強く関わっていた。筆者が特に重視したいのは、高齢期からでも可能な、「集団参加」という要因である。「集団参加すれば、非親族が再編成される」という関連は、あまりに「当たり前」な知見であると思われるかもしれない。しかし、この関連は、個々人バラバラに結ばれたネットワークは構造的に脆弱であり長続きしない、ということを含意している。非親族ネットワークは、加齢に伴う入れ替わりが激しい。所属する地域社会や集団・グループが変化するのに従って、一部の旧友を残存させつつも、非親族ネットワークの「新陳代謝」が生じている。日本がアメリカのように非親族を多く取り込んだネットワーク編成になるかどうかは分からないが、少なくとも、非親族との関係を高齢期にあらためて見直さざるを得ないような状況は、近い将来に訪れると考えられる。そのような非親族ネットワークとの相互作用を取り込みながら、高齢期の豊かなライフスタイルが再構築されていくのではないかとと思われる<sup>(8)</sup>。

#### [Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表:谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事:佐藤博樹・岩井紀子、事務局長:大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター-SSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

#### [注]

- (1) 高齢者の社会階層については、「学歴」、「現在の収入」、「住宅面積」、「以前の最長職」、「主観的な経済状況の満足度」など、研究者によってまちまちである。高齢期の社会階層は、定年退職者や夫と死別した高齢女性が多く含まれているばかりでなく、フローと同時に、ストックも考慮しなければならないとも考えられ、いかなる指標が実際の階層をよりよく反映しているのか、検討が必要である。
- (2) GSS-1985 は 1500 人を目標として、2~4 月上旬に実施された。対象者は「18 歳以上で、アメリカに居住し、英語を話し、施設入所者ではない人口」をもとにした確率サンプルから成る。
- (3) GSS-1985 のネットワーク設問で用いられた name generator 方式とは、回答者から相談相手の名前を聞き、挙げられた最初の 5 名の情報 属性やそれぞれの相手と回答者との関係の質 を引き出す手法である。
- (4) 高齢者を対象とした場合、旧制と新製の 2 つの学校制度にまたがるため、注意が必要である。本稿における分析では、学歴を教育年数に変換している。教育年数は以下の通りである。旧制尋常小学校(6)、旧制高等小学校(8)、旧制中学校・高等女学校(10)、旧制実業学校(11)、旧制師範学校(12)、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校(13)、旧制大学・大学院(16)、新制中学校(9)、新制高校(12)、新制短大・高専(14)、新制大学(16)、新制大学院(18)。
- (5) 集団参加変数の参加群とは、「政治関係の団体や会」、「業界団体・同業者団体」、「ボランティア・グループ」、「市民運動・消費者運動のグループ」、「宗教の団体や会」、「スポーツ関係のグループや会」、「趣味の会」のいずれか一つにでも参加している場合である。
- (6) GSS-1985 のネットワーク項目は、5 人目までのネット他者の情報を詳しく聞き取る形式であるが、日本では

4人目までである。異なる人数をもとに集計すると、結果が比較できないため、両方で可能な4人目までのネット他者の情報をもとに集計する。全年齢層において、相談ネットワーク規模が4人以内である割合は、日本で89.3%、アメリカで75.2%である。本稿の分析対象となる60歳以上対象者においては、日本で93.8%、アメリカで84.4%である。

- (7) 「学歴が高いと非親族人数が増加する」という関連からイメージされるのは、教育年数の長さに伴う「学友人数」の増加である。しかし、ネット他者が非親族である場合の「知り合った時期」を調べると、学業期間以後である場合が多い。30代以降に知り合った人を学友ではないと判断すると、60歳以上層の約7割がこれにあたる。非親族ネットワークは、所属する集団や組織が変わるたびに、新陳代謝しやすいのである。
- (8) この点に関しては、高齢期の社会参加の主観的な意味と友人ネットワークの諸機能を聞き取り調査から分析した筆者の研究(宍戸,2004;2005)を参照されたい。

#### [参考文献]

- 安達正嗣,1999,『高齢期家族の社会学』世界思想社.
- Burt,S,R,1985, "A Research Agenda for Survey Network Data" GSS Methodological Report No.39.
- Burt,S,R,1984, "Network Item and The General Social Survey" Social Networks 6;293-339.
- Fischer,C,S.,1982,*To Dwell among Friends*, Chicago. University of Chicago Press.(=2002,松本康・前田尚子訳『友人のあいだで暮らす』未来社.)
- Fischer,C,S.,1995,"The Sub-cultural Theory of Urbanism." *American Journal of Sociology*, 101(3):543-577.
- 藤崎宏子,1998,『高齢者・家族・社会的ネットワーク』培風館.
- 藤崎宏子,2004,「高齢期への移行と『生きがい』」長寿社会開発センター編『生きがい研究』中央法規出版.
- 伊藤達也編,1994,『生活の中の人口学』古今書院.
- 金子勇,1993,『都市高齢社会と地域福祉』ミネルヴァ書房.
- 金子勇,2003,「高齢者類型ごとの生きがいを求めて」長寿社会開発センター編『生きがい研究』中央法規出版.
- 木下康仁,1993,『老人ケアの人間学』医学書院.
- 松本康,1985,「現代日本の社会変動とライフスタイルの展開」『思想』730:278-300.
- 松本康,2005,「都市度と友人関係」『社会学評論』56(1):147-164.
- 三沢謙一,1992,「<豊かな社会>における生き方の問題( )」『評論・社会科学』第45号
- 野辺政雄,1999,「高齢者の社会的ネットワークとソーシャル・サポートの性別による違いについて」『社会学評論』50(3):375-391.
- 野口裕二,1991,「高齢者のソーシャル・ネットワークとソーシャル・サポート 友人・近隣・親戚関係の世帯類型別分析」『老年社会科学』13:89-105.
- 落合恵美子,1993,「家族の社会的ネットワークと人口学的世代」蓮見音彦他編『21世紀のネオコミュニティ』東京大学出版会.
- 大谷信介,1995,『現代都市住民のパーソナル・ネットワーク』ミネルヴァ書房.
- Parsons,T.,1955, *Family, Socialization and Interaction Process*, New York,The Free Press of Glencoe.(=1981,橋爪貞雄他訳『家族』黎明書房.)
- Plath,D.W., 1980, *Long Engagements: Maturity in Modern Japan*, Stanford University Press.(=1985,井上俊他訳『日本人の生き方』岩波書店.)
- Rosow,I.,1974, *Socialization to Old Age*, California, University of California Press.(=1983 嵯峨座晴夫他訳『高齢者の社会学』早稲田大学出版部.)
- 宍戸邦章,2004,「高齢期における『共』活動の意味 『遊』縁派と『志』縁派の『老い方』の考察から」『ソシオロジ』49(1):91-108.

- 穴戸邦章, 2005, 『高齢期における再編的エイジングの研究』同志社大学大学院文学研究科.
- 玉野和志・前田大作他, 1989, 「日本の高齢者の社会的ネットワークについて」『社会老年学』30:27-36.
- 玉野和志, 1990, 「団地居住老人の社会的ネットワーク」『社会老年学』32:29-39.
- 上野千鶴子, 1986, 「老人問題と老後問題の落差」河合隼雄他編『老いのパラダイム』岩波書店
- 上野加代子, 1988, 「中高年女性のソーシャル・ネットワーク 有配偶と無配偶の比較分析」『家族研究年報』14:73-86.
- 山岸健, 1993, 「孤立」森岡清美・塩原勉・本間康平編『新社会学辞典』有斐閣.
- 大和礼子, 2000, 「“社会階層と社会的ネットワーク”再考 <交際のネットワーク>と<ケアのネットワーク>の比較から」『社会学評論』51(2):235-250.
- 安田三郎, 1981, 「相互行為・役割・コミュニケーション」安田三郎編『基礎社会学2 社会過程』東洋経済新報社.
- Wellman, B., 1979, "The Community Question : The Intimate Networks of East Yorkers." *American Journal of Sociology*, 84(5):1201-1231.
- Wellman, B., 1988, "Networks as personal communities" Wellman, B and Berkowitz, S., *Social Structures : a network approach*, Cambridge University Press.