

日米における高齢者のきょうだい関係の考察

—NSFH調査（第1次）とNFR調査（第1次）のデータ分析を中心に—

安達 正嗣

1. はじめに

本稿は、高齢者のきょうだい関係について、性別や年齢別などの属性分析を中心にした、NSFH（全米家族調査）とNFR（全国家族調査）のデータ分析を通じて、日米のそれぞれの特徴を探る試みをするものである。わが国ではこれまでほとんど関心をむけられなかった高齢者のきょうだい関係に焦点をあてて、米国とわが国の調査研究の動向について簡略にまとめ、NSFHデータとNFRデータを使った交流頻度の分析結果を示すことによって、日米のきょうだい関係について検討したい。

なお、すでに筆者は、「高齢期におけるきょうだい関係」拙書『高齢期家族の社会学』世界思想社（1999年2月）（安達，1999b：82-107）ならびに「高齢期のきょうだい関係—日米比較にむけて—」石原邦雄編『マイクロデータの活用による米国家族の分析—日米比較の視点から—』（特定領域・マイクロ統計データ・公募研究「家族構造の国際比較のための基礎的研究—公共利用マイクロデータの作成と活用—」平成10年度研究成果報告書、1999年3月）（安達，1999a：81-92）において、日米比較の視点からNSFHデータと神戸市シルバーカレッジ受講生に対する調査データを分析している。その時点では、米国のような全国規模のデータが入手できず、筆者が参加した地域限定の調査のデータを使わざるを得なかった。ここでは、本来の比較に必要な全国規模のNFRデータを活用して、わが国のきょうだい関係の再分析を試みることにする。

2. 米国の高齢者のきょうだい研究とNSFHデータ

米国では、1950・60年代において高齢者の家族・親族ネットワークの調査研究が始まって以来（Sussman and Burchinal, 1962：231-240）、お互いに離れて暮らす高齢者と子家族との相互援助だけでなく、それがきょうだい間においても盛んにおこなわれていることは、明らかにされるようになってきている。そのため、高齢者の家族・親族関係についての社会学的な研究書の大部分には、きょうだいに関する独立した章が見受けられるほどである。

もっとも、米国においても高齢者のきょうだいに対する研究が目立つ傾向がみられたのは、少子化、高齢化、ならびに家族の多様化などが問題となってきた1980年代以降のことである。高齢者の生活形態において子家族との別居して暮らすことが主流となっているために、きょうだいが高齢期における相互の重要なサポート源の1つとして期待されているのである。とくに、まもなく高齢期をむかえるベビーブーム世代にとっては、生活資源のひとつとして重要性を増していくことになる。

さて、ここで使用するNSFH (National Survey of Families and Households) とは、ウィスコンシン大学の社会人口学者L・バンパス、ならびにJ・スウィートを中心とする家族研究の学際的なグループによってなされた全米家族調査である。これは、調査目的による項目の偏り、母集団の狭さ、サンプルの不十分さなどといったこれまでの家族調査の問題点を補う観点からの、家族生活に関する大規模な総合調査となっている。したがって、調査項目は家族生活の全般におよんでいる。長期の反復調査の観点から、1987・88年に第1次調査、92・93・94年に第2次調査が実施されている(石原, 1995: 219-244)。

わが国では、日本家族社会学会内の全国家族調査研究会(代表者・渡辺秀樹)の活動の一環として組織された、NSFH研究会(代表者・石原邦雄)が、1996年から99年まで、さまざまな角度から第1次および第2次データの分析をおこなっている。本章で用いている調査の結果は、筆者もこの研究会に参加して、高齢者のきょうだいとの交流頻度の分析をすでにおこなっている(安達, 1997: 130-138; 安達, 1998: 134-142)。本稿では、第1次データのメインサンプルとなっている基本回答者(13,017サンプル)を用いた分析の結果を検討する。

米国においても、高齢者のきょうだい関係からNSFHのデータを分析した論文は、現在のところ少数にすぎない。きょうだいとの地理的距離と交流頻度に注目したS・マイナーとP・ウーレンバーグの分析が、学術雑誌に掲載された唯一の論文となっている。彼らは、55歳以上の中高年者を分析対象にして、近隣(25マイル以内)に居住するきょうだいとの交流頻度が左右される要因を探っている。それによれば、白人より黒人では、郡部居住者より都市居住者などでは、それぞれ交流頻度が高いことを明らかにしているのである(Miner and Uhlenberg, 1997: 145-153)。その他、最近の調査の結果によれば、高齢者の婚姻状態、性別、年齢、地理的距離などによる、きょうだいとの交流やそのサポートへの大きな影響が報告されている(Miner and Uhlenberg, 1997: 145-153)。

3. NSFHデータ分析に対する作業仮説の設定

先行研究から、きょうだいとの交流頻度に影響を与えると考えられる項目をしばり、NSFHデータの分析で検証するために、筆者は作業仮説を設定した。つぎにあげる7つがそれである。

- ① 男性高齢者に比べて女性高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ② 後期高齢者(75歳以上)に比べて前期高齢者(65~74歳)では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ③ 配偶者のある高齢者に比べて配偶者ない高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ④ 介護や援助などのケアを必要としない高齢者(またはその配偶者)に比べてそれを必要とする高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ⑤ 子のある高齢者に比べて子のない高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。

- ⑥ きょうだい数（生存中）が多い高齢者ほど、交流頻度が高くなる傾向にある。
- ⑦ きょうだい近くに住んでいる高齢者ほど、交流頻度が高くなる傾向にある。

4. NSFHにおける対象サンプルと使用変数

統計分析のための集計ソフトとしては、SPSS (Ver. 6.0) を使用している。基本回答者から、まず65歳以上を集計のフィルターにかけて2,014サンプルを抽出したのちに、さらに「きょうだいの有無」の変数を用いることによって、生存中のきょうだいをもつ高齢者1,829サンプルを得ており、これを今回の分析対象とした。したがって、サンプル数は大幅に制限されているわけである。けれども、基本回答者全体にしめる65歳以上の割合は15.5%であるが、米国の高齢化率12.5%（1990年時点）から考えるならば、かならずしもサンプル不足とは言えず、ほぼ分析には妥当な数と思われる。

本章で使用した変数は、つぎのとおりである。説明変数については、むろん作業仮説に対応している。

- 説明変数：性別、年齢、婚姻状態、ケアの必要の有無、子の有無、きょうだいの有無、きょうだいの生存数、きょうだいとの距離。

- 被説明変数：きょうだいと直接会った頻度、きょうだいと手紙や電話で連絡した頻度。

分析にあたっての変数の処理について一言、ここで断っておきたい。説明変数では、年齢については、65歳から74歳までの「前期高齢者」と74歳以上の「後期高齢者」に分けて、値の再割りあてをおこなっている。婚姻状態は、「婚姻」、「別居」、「離婚」、「寡婦・寡夫」、「独身」の5つのカテゴリーに分けられていたが、「寡婦・寡夫」を除くと、それぞれのサンプル数が極端に減ることから、婚姻（＝配偶者あり）、あとの4つをあわせて非婚姻（＝配偶者なし）としている。

きょうだいの生存数は、1人から5人以上までの5つであったが、「1, 2人」、「3人以上」でまとめている。きょうだいとの距離（1マイルは約1.6km）は、「2マイル以内」、「3～25マイル」、「26～300マイル」、「301マイル以上」という距離ごとに、個別にきょうだいの有無をたずねる形式で4変数になっていたため、1つの変数に合成して「25マイル以内」と「26マイル以上」に分けている。きょうだいとの交流頻度の変数は、調査時点から過去12ヶ月間においてきょうだいと直接会った頻度、きょうだいと手紙や電話を交わした頻度である。いずれも、「交流なし」、「年に1回」、「年に数回」、「月に1～3回」、「週に1回」、「週に数回」という6カテゴリーをそのまま用いている。なお、きょうだいの有無は、きょうだいをもつ高齢者の選定にだけ使用しており、分析上の変数ではない。

説明変数と被説明変数の状況については、表1と表2に示している。

（説明変数）性別では、女性が男性の2倍近くになっている。年齢では、65歳から74歳までの「前期高齢者」が、75歳以上の「後期高齢者」に比べて多い。婚姻状態では、「配偶者なし」が「配偶者あり」より多くなっている。子の有無では、「子なし」が「子あり」を上回っている。いっぽう、きょうだいの生存数では「1, 2人」と「3人以上」が、またもつとも交流している

きょうだいとの居住距離では「25マイル以内」と「26マイル以上」が、それぞれにほぼ均衡している。

なお、現在ケアを受けているかどうかをみると、「ケアあり」は、少数である。調査に回答できる健康状態にあることが回答者の条件ともなっているため、そこには必然的に大きな偏りがあると思われるが、ケアの有無を説明変数とした分析結果は参考程度にとどめることにしたい。その他の説明変数については、分析のうえで許容の範囲と判断した。

(被説明変数) 直接に会った頻度では、「年に数回」がもっとも多いとは言え、以下は僅差で「年に1回」、「月に1～3回」、「週に数回」、「交流なし」、「週に1回」と続いている。手紙・電話頻度では、「週に数回」がもっとも多く、「年に1回」、「年に数回」、「月に1～3回」、「週に1回」、「交流なし」といった順である。

性別	男性	34.7	(635)	女性	65.3	(1,194)	全体	100.0	(1,829)
年齢別	65～74歳	59.6	(1,090)	75歳以上	40.4	(739)	全体	100.0	(1,829)
婚姻状態	配偶者あり	41.6	(760)	配偶者なし	58.4	(1,069)	全体	100.0	(1,829)
ケアの有無	ケアあり	13.9	(254)	ケアなし	86.1	(1,575)	全体	100.0	(1,829)
子の有無	子あり	44.5	(524)	子なし	55.5	(653)	全体	100.0	(1,177)
生存数	1,2人	51.8	(791)	3人以上	48.2	(735)	全体	100.0	(1,526)
距離	25マイル以内	51.1	(497)	26マイル以上	48.9	(478)	全体	100.0	(975)

	交流なし	年に1回	年に数回	月に1,3回
直接会った頻度	14.1(216)	18.2(278)	24.2(371)	16.4(251)
手紙・電話頻度	9.0(138)	19.5(298)	18.1(277)	14.8(227)
	週に1回	週に数回	全体	
直接会った頻度	12.1(185)	15.0(229)	100.0(1,530)	
手紙・電話頻度	14.8(227)	23.8(363)	100.0(1,530)	

5. NSFHデータ分析の結果

表3は、説明変数と被説明変数とのクロス集計の結果をカイ自乗検定の危険確率で表示したものである。この結果をみると、年齢、子の有無については交流頻度との関連がみられず、逆に婚姻状態、生存数、距離では関連がみられ、性別では手紙・電話頻度に、ケアの有無では直接会った頻度に、それぞれ関連があるようになっている。そのなかでクロス集計表に明確な傾向のあらわれた結果のみについてゴシックで示しており、つぎのとおりである。

表3 クロス集計の結果（米国）

	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性別	.137	.000
年齢	.151	.850
婚姻状態	.009	.000
ケアの有無	.019	.992
子の有無	.292	.345
生存数	.000	.000
距離	.000	.000

以上の結果について他の変数の影響力をみるために、それぞれの変数で三重クロスをおこなうことで二重クロスの結果をコントロールをしたものが、表4から表10までに示されており、表3と同じくカイ自乗検定の危険確率で表示している。ゴチックで示したところは、二重クロスとの違いがあらわれた箇所である。

これらを見ると、性別（表4）、年齢別（表5）、婚姻状態別（表6）においては、さきの表3で得た結果に大きな変化はみられない。

表7のケアの有無をみると、性別、婚姻状態別、生存数の結果に変化がみられるが、「ケアなし」86.1%、「ケアあり」13.9%というように、あまりにサンプル自体の偏りが大きくなっているため、積極的に影響力があるとは言いにくい。

表8の子の有無で、子のあるケースにおいて婚姻状態と手紙・電話頻度、および生存数と手紙・電話頻度に、表9の生存数で、3人以上の生存数において距離と手紙・電話頻度に、表10の子との距離では、25マイル以内において距離と直接会った頻度に、影響が示されている。つまり、表3とは異なって、それぞれに有意差があらわれなくなっているのである。

分析結果から作業仮説を検証するならば、およそつぎのように整理される。

- ① 男性高齢者に比べて女性高齢者で、手紙や電話での交流頻度が高くなる傾向にある。
- ② 前期高齢者と後期高齢者の間で、きょうだいとの交流頻度に有意差はみられない。
- ③ ケアを必要とする高齢者とそれを必要としない高齢者の間には、有意差はない。
- ④ 配偶者のある高齢者に比べて配偶者のない高齢者では、手紙や電話での交流頻度が高くなる傾向にある。
- ⑤ 子のある高齢者と子のない高齢者の間で、きょうだいとの交流頻度に有意差はみられない。
- ⑥ きょうだい数（生存数）が多いほど、直接会ったり手紙や電話による交流頻度は高くなる傾向にある。ただし、子のある高齢者に限定し、さらに25マイル以内にきょうだいのいる高齢者に限定すると、直接会った頻度では有意差がみられなくなる。
- ⑦ きょうだい近くに住んでいるほど、交流頻度は高くなる傾向にある。ただし、きょうだい数が3人以上の高齢者に限定すると、有意差がみられなくなる。

ここで取りあげた説明変数のなかでは、直接会う頻度と手紙や電話の頻度の両方との関連を明

確に検証できた作業仮説は、「きょうだい数（生存中）が多い高齢者ほど、交流頻度が高くなる傾向にある」と、「きょうだい近くに居住している高齢者ほど、交流頻度が高くなる傾向にある」である。人数と距離との間にも関連がみられ、きょうだい数が多くなると、交流頻度に対する地理的距離の影響は少なくなるということも示されている。

米国の先行研究では、性別、年齢、婚姻状態などがきょうだいとの交流頻度に影響をあたえることが報告されているが、NSFHデータを用いた筆者の分析では、女性や配偶者のない人には手紙や電話の頻度が高い傾向がみられる以外は、きょうだいの人数と地理的距離が交流に関連していることを確認するにとどまる結果となっている。今後の課題として、NSFHのなかで使用しなかった他の変数との関連、さらに人数や距離の範囲を限定した詳細な分析が必要となろう。

表4 性別でコントロールしたクロス集計結果（米国）

p=

	男 性		女 性	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
年 齢 別	.780	.977	.212	.718
婚姻状態	.455	.021	.162	.011
々の必要	.370	.960	.059	.888
子の有無	.160	.270	.561	.154
生 存 数	.001	.005	.000	.000
距 離	.000	.000	.000	.000

表5 年齢別でコントロールしたクロス集計結果（米国）

p=

	前期高齢者		後期高齢者	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性 別	.193	.000	.765	.012
婚姻状態	.185	.000	.025	.049
々の必要	.291	.439	.118	.585
子の有無	.713	.200	.043	.974
生 存 数	.000	.000	.000	.027
距 離	.000	.000	.000	.000

表6 婚姻状態でコントロールしたクロス集計結果（米国）

p=

	配偶者あり		配偶者なし	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性 別	.686	.001	.793	.000
年 齢 別	.750	.653	.070	.252
々の必要	.645	.120	.005	.084
子の有無	.219	.588	.554	.766
生 存 数	.000	.000	.000	.021
距 離	.000	.000	.000	.000

表7 ケアの有無でコントロールしたクロス集計結果 (米国)

p=

	ケア必要		ケア不要	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性別	.973	.371	.080	.000
年齢別	.517	.166	.361	.870
婚姻状態	.881	.073	.621	.178
子の有無	.476	.047	.005	.000
生存数	.010	.131	.000	.000
距離	.000	.040	.000	.000

表8 子の有無でコントロールしたクロス集計結果 (米国)

p=

	子あり		子なし	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性別	.055	.000	.493	.005
年齢別	.137	.878	.173	.755
婚姻状態	.051	.220	.495	.035
ケアの必要	.099	.373	.119	.053
生存数	.033	.214	.000	.000
距離	.000	.000	.000	.000

表9 生存数でコントロールしたクロス集計結果 (米国)

p=

	1, 2人		3人以上	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性別	.592	.000	.370	.000
年齢別	.164	.656	.732	.978
婚姻状態	.012	.002	.062	.003
ケアの必要	.181	.847	.170	.992
子の有無	.405	.125	.572	.999
距離	.000	.000	.004	.115

表10 距離でコントロールしたクロス集計結果 (米国)

p=

	25マイル以下		26マイル以上	
	直接会った頻度	手紙・電話頻度	直接会った頻度	手紙・電話頻度
性別	.130	.000	.521	.032
年齢別	.322	.809	.168	.714
婚姻状態	.007	.199	.365	.166
ケアの必要	.105	.296	.254	.668
子の有無	.916	.883	.091	.377
生存数	.064	.002	.000	.000

6. わが国の高齢者のきょうだい研究とNFRデータ

わが国においては、親子や夫婦に関心が集まる傾向にあるために、児童期の社会化に関連した研究以外では、きょうだい（兄弟姉妹）の研究はあまり見受けられない。とくに、これまでに高齢者自身あるいは高齢期のきょうだい関係に焦点をあてた社会学的ならびに実証的研究は、皆無である。児童期に対する関心の強さとは、まったく対照的な状況にある（指田，1978：92-111；渡辺，1988：76-101）。この要因は、高齢者研究において、家族との関係と言え、成人子との同別居の研究が中心的テーマとなっていたことによるのである。

そこで本稿では、NFRデータで高齢者のきょうだいの交流状況の分析をおこない、さきのNSFHデータとの比較を試みる。NSFHデータと同様に、65歳以上の高齢者1,503サンプルを分析対象としている。ここで使用する変数は、NSFHに合わせて、説明変数として性別、年齢、婚姻状態、健康状態、1番上の子との同別居（NSFHでは子の有無）、きょうだい数といった属性に関するもの、被説明変数として1番上のきょうだいと1年間で話した回数である。ここでは、2番目と3番目のきょうだいと話した回数に関する変数は用いていない。なお、NFR98の質問紙票ではきょうだいの距離についての質問項目は設定されなかった。第2回以降には、設定することを要望したい。表11と表12は、これらの説明変数と被説明変数の状況をあらわしている。年齢別には「65～74歳」の前期高齢者の割合が高く、そのために比較的健康状態が良好な高齢者が多くなっている。一番上の子との同居率は低く、3人以上のきょうだいをもつ割合が多い。また、一番上のきょうだいと1年間に話した頻度では、「年に数回」がもっとも多く過半数をしめており、全体的に米国と比較して交流が低調であることを示している。

表11 説明変数の状況（日本）

%（実数）

性別	男性	48.0 (722)	女性	52.0 (781)	全体	100.0 (1,503)
年齢別	65～74歳	83.6 (1,257)	75歳以上	16.4 (246)	全体	100.0 (1,503)
婚姻状態	配偶者あり	76.4 (1,149)	配偶者なし	23.6 (354)	全体	100.0 (1,503)
健康状態	健康	58.9 (842)	非健康	23.4 (335)	全体	100.0 (1,429)
	どちらとも言えない	17.6 (252)				
同居子の有無	同居子あり	29.5 (413)	同居子なし	70.5 (989)	全体	100.0 (1,402)
きょうだい生存数	1,2人	36.8 (497)	3人以上	63.2 (853)	全体	100.0 (1,350)

表12 被説明変数の状況：一番上のきょうだい（日本）

%（実数）

	交流なし	年に数回	月に1,2回	週に1,2回	週に3,4回
話した頻度	9.5 (127)	53.3 (715)	23.7 (318)	7.3 (98)	3.7 (50)
話した頻度	ほぼ毎日	全体			
話した頻度	2.5 (34)	100.0 (1342)			

7. NFRデータ分析のための作業仮説の設定

本稿では、さきに示したNSFHデータ分析のために設定した作業仮説のうちで、きょうだいとの距離に関する⑦を除いたつぎの6つの仮説をNFRデータの分析において設定する。なお、回答者本人に対するケアの有無はNSRの質問項目にはないので健康状態を、また子の有無ではなくて子との同別居を、それぞれ用いている。

- ① 男性高齢者に比べて女性高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ② 後期高齢者（75歳以上）に比べて前期高齢者（65～74歳）では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ③ 配偶者のある高齢者に比べて配偶者ない高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ④ 健康状態の良好な高齢者に比べてそうではない高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ⑤ 子と同居している高齢者に比べて子と同居していない高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ⑥ きょうだいの生存数が多い高齢者ほど、交流頻度が高くなる傾向にある。

8. NFRデータ分析の結果

表13は、説明変数と被説明変数とのクロス集計の結果である。集計の際には、被説明変数である1年間に話す頻度について、大きな偏りがみられるので、「交流なし」と「年に数回」、それ以外の「月に1, 2回」、「週に1, 2回」、「週に3, 4回」、「ほぼ毎日」というように2つに分けて、それぞれを合計している。この結果によれば、ゴチックで示したように、性別においてのみ有意差がみられる。つまり性別では、女性のほうで男性よりもきょうだいと話す頻度が高い傾向にあると言える。

表13 クロス集計の結果（日本） p=

	一番上のきょうだいと1年間で話す頻度
性別	.000
年齢	.611
婚姻状態	.288
健康状態	.539
同居子の有無	.523
きょうだい生存数	.154

これらの結果について、他の変数による影響を探るために三重クロス集計をした結果は、表14から表19にあらわしている。三重クロスでコントロールした変数によっても結果に変化なく有意差がみられたばあいで、さらに変数間の関連が明確なカイ二乗検定の危険率だけをゴチックで示している。これらの集計結果によれば、表16の婚姻状態でコントロールした配偶者のいないばあいを除いて、性別による有意差に対する他の変数の影響は認められない。表16の「配偶者なし」においても、その中身をみると、女性が男性よりも交流頻度の高いことは示されており、配偶者のいないサンプル自体の少なさが危険率を上昇させていると考えられるので、とくに結果に大きな影響があるとは言えない。その他には、表13の結果に影響をあたえた変数はなかった。

表14 性別でコントロールしたクロス集計結果（日本） p=

	一番上のきょうだいと1年間で話す頻度	
	男 性	女 性
年 齢 別	.514	.438
婚姻状態	.996	.324
健康状態	.921	.583
同居子の有無	.792	.480
きょうだい生存数	.238	.376

表15 年齢別でコントロールしたクロス集計結果（日本） p=

	1番上のきょうだいと1年間で話す頻度	
	前期高齢者	後期高齢者
性 別	.000	.003
婚姻状態	.189	.721
健康状態	.830	.345
同居子の有無	.247	.336
きょうだい生存数	.086	.666

表16 婚姻状態でコントロールしたクロス集計結果（日本） p=

	1番上のきょうだいと1年間で話す頻度	
	配偶者あり	配偶者なし
性 別	.000	.119
年 齢 別	.405	.595
健康状態	.802	.601
同居子の有無	.229	.631
きょうだい生存数	.097	.915

表17 健康状態でコントロールしたクロス集計結果（日本） p=

	1番上のきょうだいと1年間で話す頻度		
	健康	どちらとも言えない	非健康
性別	.000	.003	.018
年齢別	.866	.286	.417
婚姻状態	.642	.462	.379
同居子の有無	.628	.117	.809
きょうだい生存数	.960	.313	.088

表18 同居子の有無でコントロールしたクロス集計結果（日本） p=

	1番上のきょうだいと1年間で話す頻度	
	子あり	子なし
性別	.012	.000
年齢別	.119	.885
婚姻状態	.113	.708
健康状態	.378	.614
きょうだい生存数	.947	.161

表19 きょうだい生存数でコントロールしたクロス集計結果（日本） p=

	1番上のきょうだいと1年間で話す頻度	
	1, 2人	3人以上
性別	.001	.000
年齢別	.585	.301
婚姻状態	.955	.173
健康状態	.153	.988
同居子の有無	.356	.941

したがって、これらの結果から、以下のように①の作業仮説、つまり性別による差異だけが示されたことになる。

- ① 男性高齢者に比べて女性高齢者では、きょうだいとの交流頻度が高くなる傾向にある。
- ② 後期高齢者（75歳以上）と前期高齢者（65～74歳）の間には、きょうだいとの交流頻度に有意差はない。
- ③ 配偶者のある高齢者と配偶者ない高齢者の間には、きょうだいとの交流頻度に有意差はない。
- ④ 健康状態の良好な高齢者とそうではない高齢者の間には、きょうだいとの交流頻度に有意差はない。
- ⑤ 子と同居している高齢者と子と同居していない高齢者の間には、きょうだいとの交流頻度に有意差はない。

- ⑥ きょうだいの生存数の差異は、交流頻度に影響をあたえない。

9. おわりに

本稿は、日米それぞれの全国規模の調査データを使って、高齢者のきょうだいとの交流頻度の属性分析をおこなったものである。全般的な結果から比較してみるならば、NSFHデータの分析結果では、性別、配偶者の有無、きょうだいの生存数、居住距離が影響をあたえており、NSRデータのほうでは、性別のみで影響をあたえているという結果となっている。つまり、わが国では高齢者の男女差がきょうだいとの関係を左右しているということになる。もちろん、さらに今回は使用しなかった、属性以外のさまざまな変数による詳細な分析ならびに比較をすすめていく必要がある。また、性別による差異はきょうだい以外の家族・親族との関係にも示されるものであるかどうか、今後の重要な課題として浮かびあがってくるのである。

いっぽうで、全国規模の調査データの国際比較をするばあいの問題点にも気づかざるを得ない。たとえば、変数の種類の違いである。きょうだい関係について言うならば、NSRデータに居住距離に関する変数がないことは、NSFHデータにおいて大きな影響をあたえるという結果が明らかにされているだけに残念であった。また属性については、ある程度、同様の意味であつかうことができても、質問文のワーディングの問題として、他の変数では難しい点もある。NSFHデータには1年間で直接会った頻度と手紙・電話の頻度となっているのに対して、NSRデータでは「この1年間に、この方（1番上のきょうだい）と『話らしい話』をどのくらいしましたか（電話なども含みます）」という質問文となっていることから、回答者の受けとめかたも相当に異なってくると思われるのである。

しかしながら、さらに分析をすすめるなかでこうした問題点を出し合って整理して、つぎの第2回の全国家族調査に活かしていくことが重要となるのであろう。本稿では、高齢者のきょうだい関係について、その交流頻度の属性分析にとどまったが、今後は、高齢者の家族・親族ネットワークのパターンをとらえて、そのなかできょうだい関係がどのような位置づけがなされているかについて探求していくことが重要な課題となろう。

引用・参考文献

- 安達正嗣, 1997, 「アメリカ合衆国における高齢者のきょうだい関係 — 交流頻度の分析を中心に —」, NSFH研究会（代表者・石原邦雄）, 『公共利用データの活用による家族構造の国際比較研究をめざして — 米国NSFH調査データの利用を通して —』, (重点領域研究「マイクロ統計データ」・公募研究「家族構造の国際比較のための基礎的研究 — 公共利用マイクロデータの作成と活用 —」平成8年度研究成果報告書), 130-138.
- 安達正嗣, 1998, 「米国の高齢者におけるきょうだいとの交流頻度の5年後の変化の分析」, NSFH研究会（代表者・石原邦雄）, 『家族構造の国際比較研究をめざして — 米国NSFH調査データの利用を通して（第2次報告） —』, (重点領域研究「マイクロ統計データ」・公募研究「家族構造の国際比較のための基礎的研究 — 公共利用マイクロデータの作成と活用 —」平成9年度・研究成果報告書), 134-142.

- 安達正嗣, 1999a, 「高齢期のきょうだい関係 — 日米比較にむけて —」NSFH研究会 (代表者・石原邦雄), 『マイクロデータの活用による米国家族の分析 — 日米比較の視点から —』, (特定領域・マイクロ統計データ・公募研究「家族構造の国際比較のための基礎的研究— 公共利用マイクロデータの作成と活用 —」平成10年度研究成果報告書), 81-92.
- 安達正嗣, 1999b, 『高齢期家族の社会学』, 世界思想社, 82-107.
- 石原邦雄, 1995, 「全国規模の家族生活総合調査と公開利用データの作成 — ウィスコンシン大学NSFH調査の場合」, 『人文学報 (東京都立大学)』, 第261号, 219-244.
- Miner, S. and Uhlenberg, P., 1997, "Intragenerational Proximity and the Social Role of Sibling Neighbors After Midlife," *Family Relations*, 46, 145-153.
- 指田隆一, 1978, 「きょうだい関係の研究 — 社会化を中心にして」, 『上智大学社会学論集』, 第3号, 92-111.
- Scott, J.P., 1990, "Sibling Interaction in Later Life," in Brubaker, T.H. (ed.), *Family Relationship in Later Life* (2nd ed.), Sage Publications, 86-99.
- Sussman, M.B. and Burchinal, L., 1962, "Kin Family Network: Unheralded Structure in Current Conceptualizations of Family Functioning," *Marriage and Family Living*, 24, 231-240.
- 渡辺秀樹, 1988, 「子どもの社会化」, 正岡寛司, 望月嵩編, 『現代家族論』, 有斐閣, 76-101.