

別居する親族からの訪問は促される。しかし、要介護度が高く、高齢者自身の社会経済的地位が比較的低い状況では、別居している親族からの訪問も少ない。近隣からの訪問者については、学歴効果がマイナスとなり、比較的社会経済的地位が高いものは親族あるいは友人との交流はあるが、近所との付き合いは限定的である。社会経済的に恵まれない層にとって、近隣コミュニティは支援ネットワークとして機能する場合が多い。親族、近隣、友人といった異なるパーソナルネットワークの間のウェイトがネットワークの中心となる本人の社会経済的属性と関係している点は極めて興味深い。少子高齢化のマクロな変化のなか、親族と近隣、友人や社会的エージェントといったさまざまなサービス提供主体が社会経済的リスクを受ける本人の属性によって序列づけられていることが、本分析結果から推測される。

地域分権化が謳われ、地域の時代と地域が強調されるわりに、実態として地域が見えてこない、というのが本研究を始めるにあたっての大きな問題意識であった。日本型福祉社会といわれる割に、公的保障と家族・親族で代表される私的保障との役割分担はあいまいで、社会サービスの提供主体である地域の存在はもっとあいまいだ。そこで、本研究は、3つの東京近郊の自治体から協力を得て、高齢者のネットワークを中心に実態調査を行った。その結果、近隣との関係から地域の役割をみると、絶対数として近隣に支援を頼むものは少数派である。しかし、現在少数派であることがこれからも少数派であり続ける確証はどこにもない。

介護にかかわる人数は、結局どの程度の規模の親族がいるかによって変わっていた。親族以外で介護に関与するものの規模や種類自体はそれほど大きくなく、選択肢としてもそれほど多様ではない。介護に関与するものを多く持つのは、同居人員が多いものや、別居親族が多い場合であって、介護にかかわるものの規模は親族以外のもの関与によって大きくなるわけではない。言い換えれば、親族以外の関与者はせいぜい1名程度で、それほどの程度の親族ネットワークを持っているかが、介護への関与規模を決定する。

今後親族の規模自体が縮小する中、親族以外の社会的エージェントがどの程度多様なメニューを提供しえるかによって、介護にかかわるものの数を増やし、介護ケアを充実させることができるであろう。現段階で親族以外に介護にかかわるものといえば、ホームヘルパーが代表的である。これからボランティア、NPO、NGOの役割にも期待がかかっているが、これらの親族以外の社会的エージェントが介護関与をどれだけ多様なものとし、多様化するニーズにどの程度答えうるか、政策的な後押しがますます重要になってくる。

今後は本研究プロジェクトで得た知見をさらに精緻化し、高齢者の生活圏内のダイナミズムを明らかにして、家族・世帯と地域、市場や政府との間の役割分担まで踏み込んだ研究を進めていきたい。

## 参考文献

- 藤村正之, 2001, 「社会参加, 社会的ネットワークと情報アクセス」平岡公一編『高齢期と社会的な不平等』東京大学出版会, 29-50.
- 藤崎宏子, 1998, 『高齢者・家族・ネットワーク』培風館
- 厚生労働省, 2000年 『高齢者就業の実態』
- 厚生労働省, 2002, 『平成13年度国民生活基礎調査 結果の概要』.
- 大竹文雄, 1994, 「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』第45巻第5号:385-402
- 大竹文雄・斎藤誠, 1999, 「所得不平等化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』第35巻第1号, 65-76
- 西崎文平・山田泰・安藤英祐, 1998, 『日本の所得格差』経済企画庁経済研究所.
- 清家篤 1998年 『生涯現役社会の条件』中央公論新書
- 白波瀬佐和子 2002年 「日本の所得格差と高齢者世帯—国際比較の観点から」『日本労働研究雑誌』500号、72-85ページ.
- 白波瀬佐和子 2004年 「「高齢者の生活実態に関するアンケート調査」結果概要—3自治体合計の結果を中心に—」『介護サービスと世帯・地域との関係に関する実証研究 研究報告書』、7-30ページ.
- 和田修一 1998年 「高齢者の就労」『老年社会科学』第10巻第2号、45-63ページ.

- 
- 1 「高齢者の生活実態に関するアンケート調査」の詳細な内容は、研究報告書「介護サービスと世帯・地域との関係に関する実証研究 研究報告書」(平成16年3月)を参照されたい。
  - 2 要介護者で身体的に問題があるため、ここでの外出頻度といえども散歩が占める割合が多い。
  - 3 要介護者を対象にした分析では、仕事の有無と健康ダミーは削除した。

図1 男女別、年齢階級別、仕事有り割合

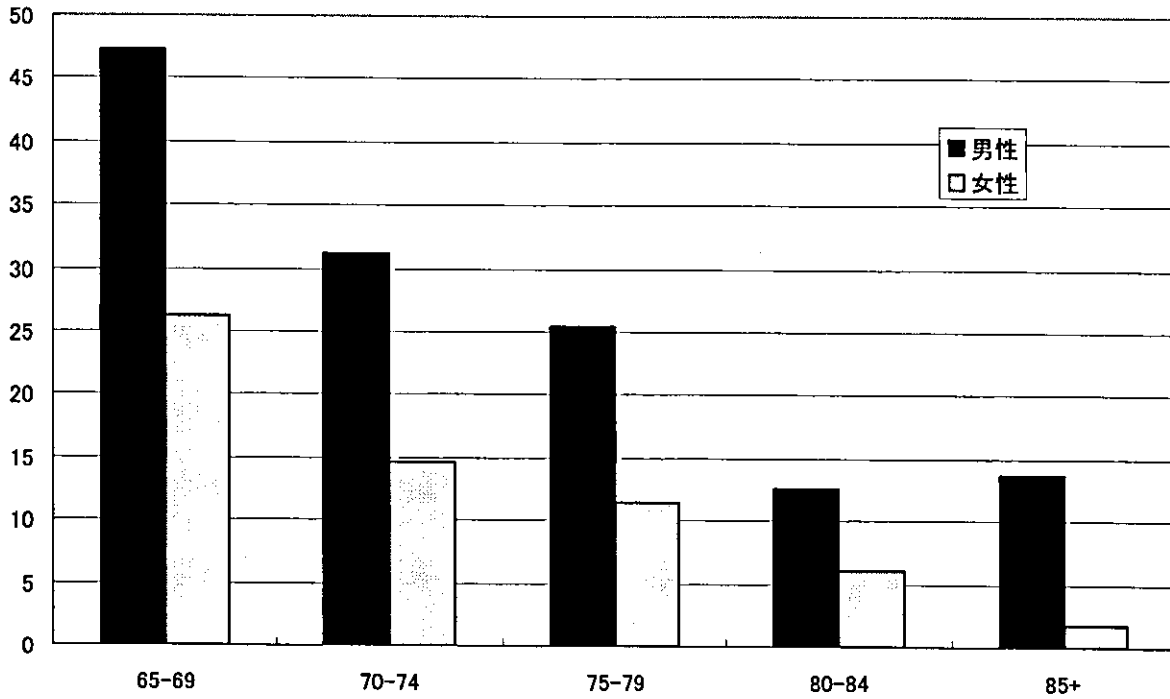


図2 男女別従業の地位分布

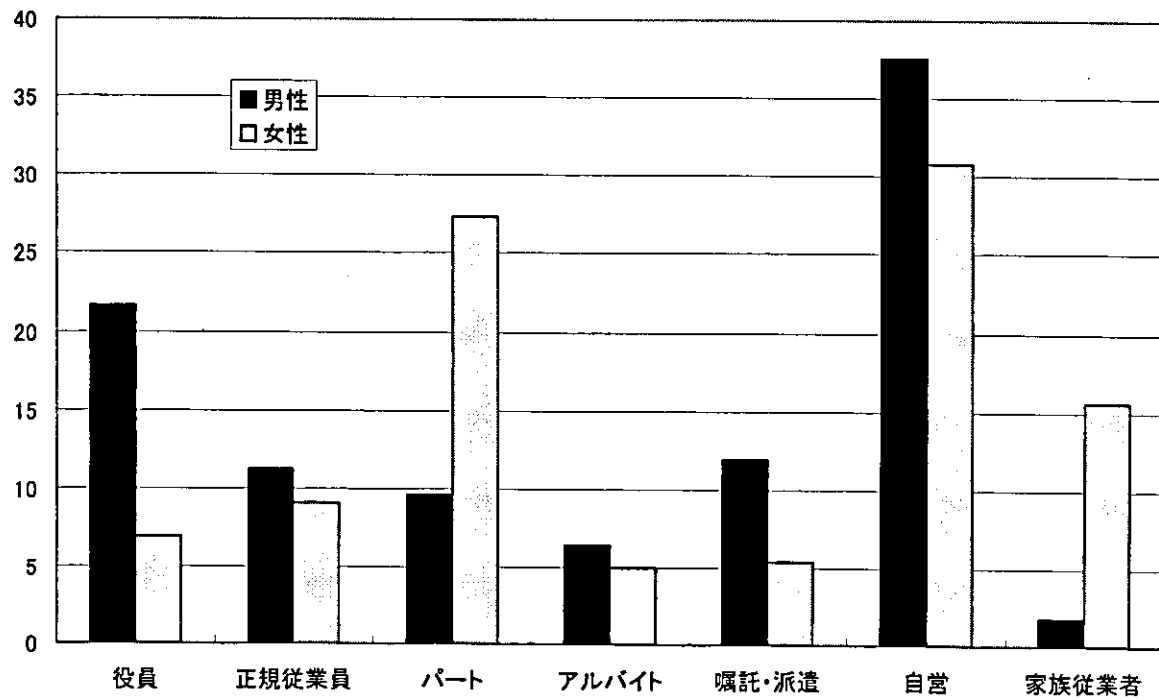


表1 仕事の有無に関するロジット分析

	全体			男性		女性	
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	-0.121 **	0.013		-0.124 **	0.016	-0.128 **	0.022
男性ダミー	1.156 **	0.136					
学歴	0.022	0.024		0.039	0.027	-0.051	0.053
有配偶ダミー	0.007	0.210		0.478	0.370	-0.100	0.278
健康ダミー	0.308 **	0.116		0.200	0.147	0.485 **	0.192
夫婦ダミー	-0.204	0.133		0.066	0.169	-0.594 **	0.226
核家族ダミー	-0.375 *	0.189		-0.070	0.242	-0.806 **	0.312
他世帯員収入	2.770	1.641		5.318 *	2.601	1.532	2.206
稲城ダミー	-0.372 *	0.193		-0.405	0.237	-0.224	0.331
鎌ヶ谷ダミー	-0.657 **	0.151		-0.599 **	0.185	-0.793 **	0.268
定数	6.781 **	1.010		7.272 **	1.263	8.417 **	1.850

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

(%)

図3 男女別社会的活動状況(複数回答)

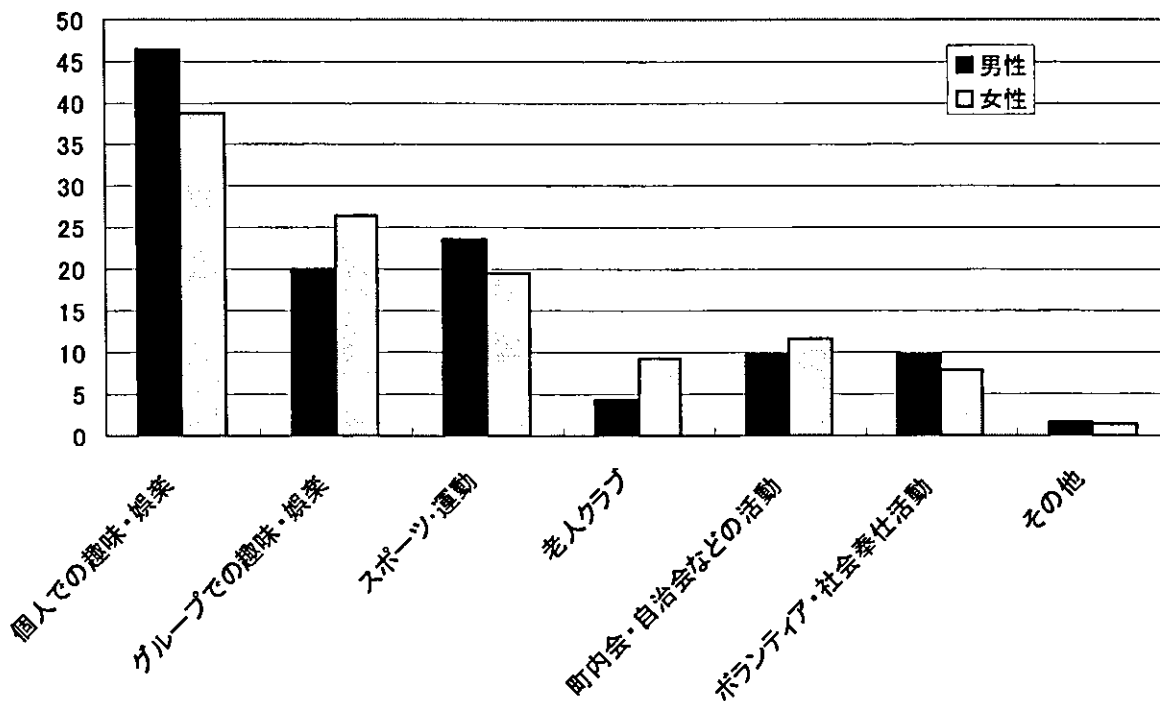


図4 男女別、年齢階級別、平均活動スコア

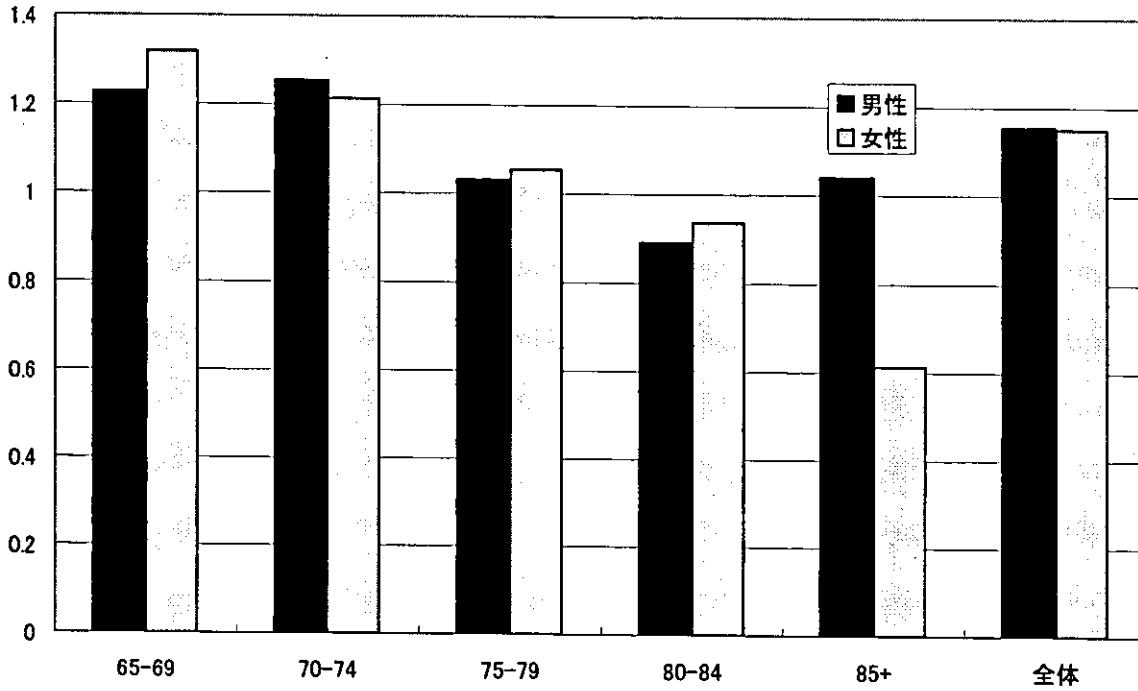


表2 活動スコアに関する分析

	全体		男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数	1.639 **	0.296	1.166 **	0.418	1.759 **	0.448
年齢	-0.020 **	0.004	-0.015 **	0.005	-0.024 **	0.005
男性ダミー	-0.189 **	0.045				
学歴	0.081 **	0.009	0.076 **	0.011	0.092 **	0.016
健康ダミー	0.203 **	0.043	0.211 **	0.059	0.189 **	0.063
仕事有ダミー	-0.197 **	0.050	-0.212 **	0.065	-0.168 *	0.078
本人収入	0.026 **	0.006	0.023 **	0.007	0.032 **	0.012
一人暮らしダミー	0.008	0.062	-0.227 *	0.114	0.097	0.077
夫婦のみダミー	0.083	0.049	0.051	0.065	0.107	0.075
核家族ダミー	0.019	0.066	0.004	0.093	0.040	0.094
稲城ダミー	0.155 *	0.069	0.221 *	0.095	0.087	0.100
鎌ヶ谷ダミー	0.05146	0.052475	0.026168	0.0724	0.087057	0.076268

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

表3 散歩頻度に関する分析

	全体		男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数	3.215 **	0.813	2.592 *	1.121	4.588 **	1.251
年齢	0.003	0.010	0.019	0.014	-0.012	0.014
男性ダミー	0.737 **	0.122				
学歴	0.017	0.025	0.016	0.030	0.010	0.045
健康ダミー	0.155	0.118	0.068	0.163	0.203	0.170
仕事有ダミー	-0.906 **	0.139	-1.103 **	0.179	-0.599 **	0.220
本人収入	0.002	0.018	0.002	0.021	0.012	0.035
一人暮らしダミー	0.394 *	0.173	0.422	0.309	0.270	0.215
夫婦のみダミー	-0.278 *	0.133	-0.038	0.178	-0.562 **	0.202
核家族ダミー	-0.112	0.183	0.286	0.261	-0.438	0.256
稲城ダミー	-0.079	0.184	0.512 *	0.259	-0.603 *	0.262
鎌ヶ谷ダミー	-0.371 **	0.146	-0.050	0.205	-0.640 **	0.207

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

表4 希望する介護場所に関するロジット分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.023	0.014	0.056 **	0.013
学歴	-0.003	0.030	0.003	0.040
健康ダミー	-0.027	0.158	0.142	0.154
本人収入	-0.021	0.019	-0.003	0.035
社会的活動程度	0.028	0.069	-0.130 *	0.064
外出程度	0.004	0.019	-0.008	0.018
一人暮らしダミー	-1.226 **	0.310	-1.265 **	0.204
夫婦ダミー	-0.002	0.173	-0.543 **	0.182
核家族ダミー	0.353	0.268	-0.270	0.225
稲城ダミー	0.067	0.246	0.104	0.238
鎌ヶ谷ダミー	0.061	0.195	-0.044	0.187
定数	-0.943	1.098	-3.273 **	1.170

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

表5 男女別、高齢者が期待する非親族支援に関するロジット分析

	日常的支援		緊急時の支援		長期的ケアへの支援	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
年齢	-0.022	-0.031	0.012	0.002	-0.021	-0.043 **
学歴	-0.016	0.084	0.029	0.036	0.013	0.023
仕事有ダミー	-0.150	-0.120	-0.119	0.044	-0.118	-0.306
健康ダミー	-0.231	-0.262	-0.236	-0.446 **	-0.272	-0.263
本人収入	-0.020	-0.139 *	0.007	-0.020	0.014	-0.033
社会的活動程度	0.105	0.265 **	0.233 **	0.302 **	0.120	0.252 **
外出程度	0.018	0.021	-0.043 *	0.012	0.015	0.030
一人暮らしダミー	1.534 **	1.801 **	1.109 **	1.303 **	1.006 **	0.934 **
夫婦のみダミー	0.205	0.308	-0.007	0.251	-0.006	0.387 *
核家族ダミー	-0.021	0.193	-0.477	0.043	0.032	0.157
稲城ダミー	0.299	0.210	-0.116	-0.118	0.074	0.002
鎌ヶ谷ダミー	-0.250	0.005	-0.461 *	0.019	0.203	-0.133
定数	0.024	-0.358	-1.615	-1.600	0.816	2.157

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

表6 男女別、訪問者の範囲に関する重回帰分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.013	0.007	0.020 **	0.007
学歴	-0.039 **	0.015	-0.028	0.020
仕事有ダミー	-0.091	0.086	0.087	0.103
健康ダミー	-0.092	0.078	-0.134	0.079
本人収入	0.013	0.010	0.019	0.018
社会的活動程度	0.263 **	0.034	0.138 **	0.033
外出程度	-0.002	0.010	0.017	0.010
一人暮らしダミー	-0.137	0.156	0.084	0.104
夫婦のみダミー	0.105	0.085	0.111	0.094
核家族ダミー	-0.149	0.129	-0.223 *	0.115
稲城ダミー	0.103	0.123	0.162	0.120
鎌ヶ谷ダミー	0.117	0.097	0.333	0.096
定数	1.422 **	0.573	0.884 **	0.605

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

図5 主たる介護者の続柄分布

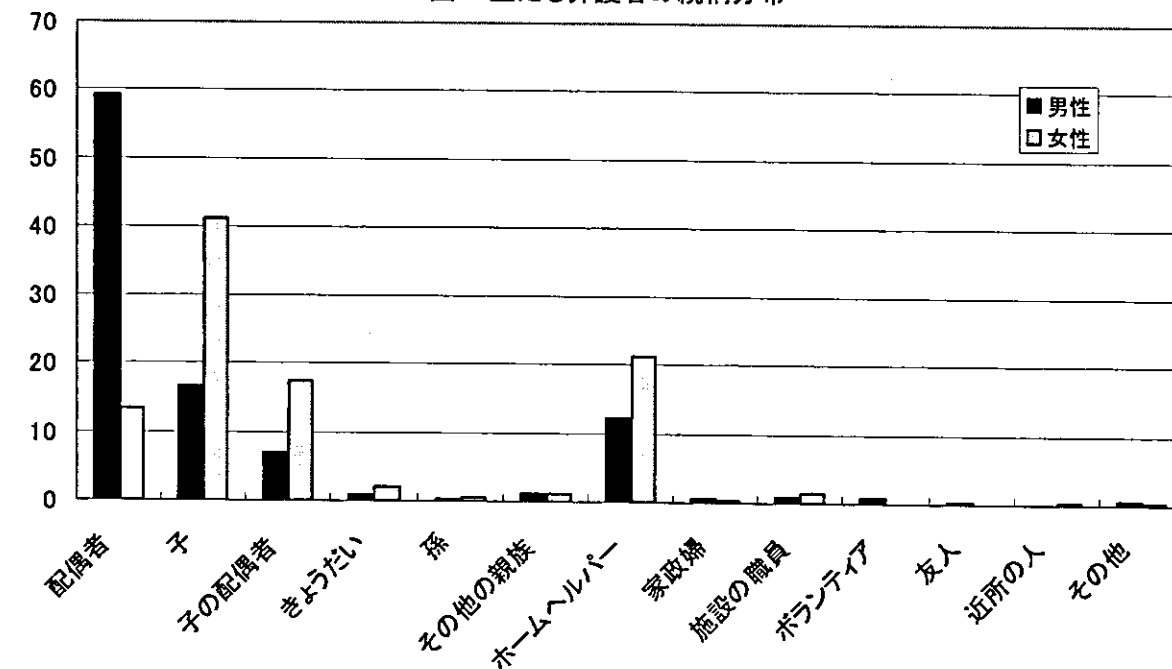


表7 男女別、外出頻度に関する分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	-0.058	0.030	-0.004	0.023
学歴	0.116	0.083	-0.074	0.083
本人収入	-0.023	0.081	-0.031	0.071
一人暮らしダミー	0.754	0.745	1.096 *	0.451
夫婦のみダミー	0.694	0.519	2.016 **	0.580
核家族ダミー	2.449 *	1.089	0.857 *	0.424
要介護度	-0.712 **	0.201	-0.515 **	0.124
主世話親族ダミー	-1.341 *	0.632	-1.058 **	0.425
介護期間	-0.022	0.046	-0.130 **	0.041
稲城ダミー	0.066	0.721	-0.658	0.479
鎌ヶ谷ダミー	0.060	0.616	-0.760	0.446
定数	9.220 **	2.840	6.953 **	2.207

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

表8 訪問者の範囲に関する分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.001	0.008	-0.015 **	0.005
学歴	0.023	0.021	0.004	0.018
本人収入	0.014	0.016	0.025	0.013
一人暮らしダミー	0.152	0.215	0.553 **	0.099
夫婦のみダミー	0.262 *	0.127	0.572 **	0.124
核家族ダミー	-0.248	0.272	0.253 **	0.089
要介護度	0.009	0.044	-0.002	0.024
主世話親族ダミー	-0.142	0.192	-0.201 *	0.094
介護期間	0.005	0.013	-0.008	0.009
稲城ダミー	0.053	0.182	-0.163	0.110
鎌ヶ谷ダミー	-0.198	0.156	-0.206 *	0.090
定数	2.225 **	0.744	3.802 **	0.463

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意



表9 訪問者別、訪問頻度に関する分析

	別居の親族		近所の人		友人	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
年齢	0.046 **	0.024 **	-0.013	-0.010	-0.025 **	-0.028 **
学歴	0.013	0.052 *	-0.061	-0.106 **	0.061 **	0.043 *
本人収入	0.050 **	0.033	0.039	0.006	0.019	0.026
一人暮らしダミー	0.567 *	1.312 **	-0.548	0.887 **	0.198	0.584 **
夫婦のみダミー	0.583 **	0.953 **	0.232	0.887 **	0.124	0.414 **
核家族ダミー	-0.591 *	0.346 **	-0.259	0.368 **	0.236	0.086
要介護度	0.039	0.068 *	-0.036	-0.075 *	-0.007	-0.037
主世話親族ダミー	0.335	0.572 **	-0.707 *	-0.329 *	-0.216	-0.222 *
介護期間	-0.013	0.004	0.015	-0.007	0.010	-0.015
稲城ダミー	-0.050	-0.156	-0.172	-0.067	-0.249	-0.048
鎌ヶ谷ダミー	0.039	-0.415 **	-0.112	0.190	-0.212	-0.132
定数	-1.714 *	-0.977	3.764 **	3.789 **	2.297 **	2.938 **

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

表10 介護に関わる人数に関する分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.008	0.007	0.006	0.005
学歴	0.007	0.020	0.029	0.018
本人収入	0.006	0.016	0.013	0.014
一人暮らしダミー	-0.573 **	0.200	-0.199 *	0.098
夫婦のみダミー	-0.234 *	0.119	-0.169	0.119
核家族ダミー	-0.257	0.237	-0.568 **	0.089
要介護度	0.148 **	0.041	0.120 **	0.023
主世話親族ダミー	0.384 *	0.171	0.434 **	0.093
介護期間	-0.007	0.013	-0.015	0.009
稲城ダミー	0.182	0.175	0.225 *	0.110
鎌ヶ谷ダミー	0.129	0.147	-0.008	0.088
定数	1.244	0.700	1.238 **	0.460

注) \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意

## 第 6 章

### 要介護状態の発現と家族関係に関する一考察

泉田 信行

## 第6章 要介護状態の発現と家族関係に関する一考察

国立社会保障・人口問題研究所

泉田 信行

昭子が口を濁し、京子がようやく生きていた父親の存在に気がついたのはこのときだった。  
「お父さん、あなたが一番悲しいでしょうね。お母さんが居なくなって一番困るのは、お父さんですものね」

有吉佐和子『恍惚の人』62 ページ

### 1.はじめに

高齢者は要介護状態になると自分が保有する資源を用いて自分の生活を維持しようと考えられることは自然であろう。所得、資産、家族労働、外部との人間関係、様々な資源が考えられ得る。2000年に介護保険制度が実施され、利用可能な資源の範囲が拡大したと考えられる。しかしながら、家族によるインフォーマルケアは高齢者介護の主たる構成要素である。家族によるインフォーマルケアは基本的に同居家族から提供されると考えられるため、高齢者にとっては同居家族が存在することが自らの効用を増大させるために有利となる。他方、高齢者の家族から見ると、高齢者が要介護状態に陥った場合、同居することは自らの効用を低める可能性がある。対価を明示された上でインフォーマルケアを提供することはほとんど無いからである。

学術的には、なぜ子供世代はインフォーマルケアを親世代に対して供給するかという議論については、例えば Pezzin and Schone(1997)のように、親世代の健康水準・厚生水準(welfare)が子供世代の効用(満足度)を決定付けるひとつの要素であると考えられる。この場合、子供はインフォーマルケアの供給により費用負担が発生するが、それを上回る効用の増加がある限りインフォーマルケアの供給を行う。

他方、親の健康が公共財として子供の効用に入っているからではなく、ギフト交換の一端からインフォーマルケア提供を行うとする立場もある。これはもともと遺産相続の文脈において、Kotlikoff and Summers(1981)によって指摘されたライフサイクル仮説によるものであり、Bernheim, Shreifer and Summers(1985)が分析している。戦略的な動機(ギフト交換)仮説と利他的効用仮説は必ずしも背反な仮説ではない。Cox and Rank(1992)がギフト交換モデルの方が実証的に当てはまりが良いことを確認している。

親子がナッシュ交渉解によって同別居の選択と資源配分の意味決定を行うモデルは Manser and Brown(1980)及び McElroy and Horney(1985)が利用している。ひとつの世帯がひとつの共通の選好体系によって家計内の資源配分を行うという仮説はその後 Pezzin

and Schone(1997)によって否定されている。それゆえ、今後の分析に際しては代替的な仮説が提示される必要がある。

理論的な研究が実証的なサポートを受けているかについても整理しておこう。Matthews and Rosner(1988)はケアの必要な高齢の親に対する子供の接し方が 1)routine, 2)backup, 3)circumscribed, 4)sporadic, 5)dissociation のいずれに該当するかを調査している。このような『接し方』のみならず、インフォーマルケアの提供に対して影響を与える要因を掴むことは学術的にも政策的にも重要である。欧米の研究には Garber(1989)、McGarry (1998) や Kotlikoff and Morris(1989)による基礎的な統計の作成と評価もあるものの、パラメトリックに要因を分析したものが多い。特に、インフォーマルケア提供と外部労働市場における労働供給の関係を分析したものが多い。Stoller(1983)、Ettner(1994)、Wolf and Soldo(1994)、Checkovich and Stern (2002) などである。日本における研究も事情は同じであり、大日(1997)、大日(1999)、岩本(2000)、永瀬(2000)などがあげられる。

介護というインフォーマルケア提供が高齢者の家族にとって心理的・経済的な負担をもたらすものであれば、高齢者が要介護状態となると同時に同別居の選択が行われると考えることは自然である。しかしながら、実際に親が要介護状態にあるか否かと同別居が関係しているかについて論じた論文は少ない。親との同別居については Morgan and Hiroshima (1983) による古典的な研究以来、駒村 (1994)、八代他(1997)、寺崎(2000)、舟岡・鮎沢(2000)、大石・小塩(2001)、岩本・福井(2001)がある。ただし、日本の同別居分析は、親の介護を行うため、という視点とは別の視点で分析が行なわれており、その後の分析でも介護提供の有無や提供時間と同別居の関連については焦点を当てた研究はなされていないものが多い。これは利用しているデータがいずれも国民生活基礎調査であり、同調査がインフォーマルケア提供に関連する調査項目が整備されていなかったという理由もある。

海外における研究は幾つかあるが、Pezzin and Schone(1999)がひとつの到達点であると考えられる。彼らは理論的なフレームワークとして、協力ゲーム的な状況を考えている。親と娘が同居と家庭内意思決定プロセスに関して、それぞれの効用の積を最大化するとして分析を行った結果、(1)結婚している子供、子供を持つ子供は同居を選択しない。(2)親に配偶者がいる場合にも同居は選択されない。(3)親の ADL が下がると同居確率が上がる。などを示している。

このように経済学の立場から親が要介護状態になった場合の親と子の同別居選択はこれまでほとんど行われていない。他方、社会学の立場からはサポートネットワークについての研究は活発に行われている。基本的な文献として安田(2001)や金光(2003)が指摘できるであろう。高齢者における文脈では、前田 (1996)、坂野・澤岡(2004) があげられる。しかしながら、これらの研究においても要介護状態を契機とした親と子の同居選択については検討されていない。

上にも述べたようにインフォーマルケアの提供が同居家族によって主に行われているのであれば、要介護状態の発現と同別居選択の関係は高齢者のサポートネットワークに対し

て大きな影響を与える要因となり得る。本稿では、同別居選択を被説明変数として、それに対して要介護状態が影響を与えるか否かを分析する。

介護保険制度が実施され、サービス利用が廉価で行えるようになってきているが、このような状態において介護を契機とした同居の有無を調査することは、介護保険制度がどのように機能しているかについて部分的にであっても明らかにすることになる。もし、介護を契機とした同居が行われているのであれば、介護保険制度の下であっても高齢者は家族関係に立脚したインフォーマルケア確保を行わなければならない状況にあることを示していると言えよう。それゆえ、本稿で行う同別居分析は介護保険制度の機能評価の側面をも持ち得ると考えられる。

本稿の分析では介護を契機とした同居確率の変動があること、同居確率に高齢者の性差の影響があること、高齢者の年齢、所得や持ち家などの要因も同居確率に影響を与えていることが示された。

また、補足的な分析から同居と代替的であると考えられる仕送りについて次の結果も得た。(1)親の性別は仕送りの実行に有意に影響を与えるわけではない。(2)親の年齢が高くなると仕送りが行われる限界的な確率が高くなる。(3)特定の要介護度となる高齢者に対しては介護認定を受けていない高齢者と比較して仕送りが行われる限界的な確率が高くなる。しかしながら、要介護度が高くなるほど仕送りが行われる限界確率が高くなるわけではない。(4)親の所得が低いほど仕送りが行われ、親の所得が高いほど仕送りは行われぬ。(5)親が持ち家一戸建てに住んでいる場合と比較すると他の居住環境にいる場合は仕送りが行われる確率が高い。(6)親の健康水準は有意な影響を仕送りに対して与えていない。(7)長女と比較して、子供が男性である場合は仕送り実施に対して有意に正の影響を与える一方、女性の場合には負の影響(ただし有意ではない)を与える。(8)この年齢は50歳代は有意に負の影響を与えるが、他の年齢階級は有意ではない。(9)親の居住地からの時間距離は有意な影響を与えない。(10)子の婚姻状況は有意な影響を与えていない。(11)同居している子供の数は有意な影響を与えない。

本稿は以下において次のように構成される。次の節においては推定方法と使用するデータを説明する。第三節では推定結果が与えられ、最後の節では結語が与えられる。

## 2.分析の方法とデータ

本稿における分析は子供が高齢者である親と同居するか否か、を対象とするものである。実証的には幾つかの方法があると考えられる。ひとつは同居している人数を被説明変数とする方法である。第二は生存している子供のうち何人が同居するか、という比率を被説明変数とする方法である。そして子供が同居しているのか否かという2値選択変数を被説明変数とする方法である。

同居してる人数や生存している子供のうちの何人が同居するかという比率を被説明変数

とする場合には最小自乗法を用いて分析を行う。他方、自分の子供が同居するの可否かという 2 値選択の場合には Probit 分析を用いて分析を行う。

利用するデータは平成 15 年 10 月 1 日に当研究班で実施した「高齢者の生活実態に関する調査」のデータである。調査実施対象となった自治体は、東京都稲城市、東京都品川区、千葉県鎌ヶ谷市である。調査対象者は 65 歳以上高齢者で、介護認定を受けているもの（A グループ）と認定を受けていないもの（B グループ）に分けてサンプリングを行った。A グループについては 3 自治体とも全数を原則とし、介護認定者への配布数は稲城市 913、品川区 6,108、鎌ヶ谷市 1,540 であった。そのうち回収されたのは稲城市 472、品川区 3,062、鎌ヶ谷市 911 であった。未認定者への配布数は自治体ごとの 65 歳以上未認定者数でウェイトして算出した。その結果未認定者への配布数は稲城市 813、品川区 5,268、鎌ヶ谷市 1,328 で、回収された数は稲城市 472、品川区 2,974、鎌ヶ谷市 863 であった。

郵送による留め置き自計方式で調査を行ったが、在宅で生活するものを対象としたので、入院中、介護老人福祉施設、介護老人保健施設、有料老人ホーム等に入所中の高齢者のデータは含まれていない。また、回答者について、1.本人が回答した、2.代読・代筆してもらって、本人が回答した、3.家族が回答した、4.その他の方が回答した、についても念のため調査項目に含めておいた。「本人が一人で回答した」と答えたのは全体の 63.1%で、次に高い割合を示したのが「家族が回答した」とする 19.6%であった。

このデータのうち、今回使用する項目について「不詳」を持たないサンプルを抽出して分析に供するものとする。

被説明変数として、同居人数、子供同居比率、子供同居選択を用いる。同居人数は高齢者世帯に同居する他の世帯員数である。この数が多いほど高齢者のネットワークは安定的であると考えられる。子供同居比率は高齢者の子供全体に対する同居している人数の比率である。これも数値が大きくなるほど高齢者のネットワークが安定的であることを意味するであろう。子供同居選択は高齢者の子供のうち誰かが同居しているか否か、を示す変数である。同居している場合に 1 を同居していない場合に 0 をとる 2 値変数として定義される。

説明変数は高齢者の属性の変数である。高齢者が女性であるときに 1 をとる女性ダミー、65 歳～69 歳を基準にした 70 歳から 100 以上までの 5 歳階級刻みの年齢ダミー変数も導入される。先行研究でも示されているように婚姻状態も影響を与えられられる。このため、配偶者ありの状態を基準とする未婚ダミー、死別ダミー、離別ダミーを導入する。高齢者世帯の所得の違いを考慮に入れるための所得ダミー変数も導入される。収入額が 100 万円未満の高齢者を基準に、所得 0 万円の場合の所得階級 1 ダミー、所得が 100 万～300 万円の場合の所得階級 3 ダミー、300 万～500 万円の場合の所得階級 4 ダミー、500 万～700 万円の場合の所得階級 5 ダミー、700 万～1000 万円の場合の所得階級 6 ダミー、1000 万～2000 万円の場合の所得階級 7 ダミー、2000 万円以上の場合の所得階級 8 ダミー変数を導入する。

同居の選択には高齢者の住居の状況も当然影響を与えると考えられる。そこで、一戸建ての持ち家を基準として、持ち家総合住宅ダミー、借家一戸建てダミー、借家集合住宅ダミー、その他住宅ダミーを導入する。

さらには同居の心理学的な費用が教育によって影響される可能性を考慮して、高校・旧制中学校・女学校卒業を基準にした学歴 1 ダミー（中学校・旧制小学校・高等小学校卒業の場合に 1 となる）。学歴 3 ダミー（専修（専門）学校卒業の場合に 1 となる）、学歴 4 ダミー（短大・高専・旧制高校卒業の場合に 1 となる）、学歴 5 ダミー（大学・大学院卒業の場合に 1 となる）、を導入する。

そして我々の注目する要介護度の同居への効果を測定する要支援ダミー、要介護 1 ダミー、・・・、要介護 5 ダミーを導入する。要介護度以外にも主観的健康観についてコントロールする健康ダミー（医者にかかっている場合を基準に、健康であるないしは健康ではないが医者にかかるほどではないと回答した場合に 1 となる）を導入している。

これらの変数の記述統計は表 1 のとおりとなる。

---

表 1 記述統計はこのあたり

---

### 3.推定結果

#### 3-1.同居者人数に関する分析

高齢者世帯に同居する人数について最小自乗法を用いて分析を行った。推定結果は表 2 に与えられている。これをまとめて述べると次のとおりである。(1)女性高齢者の方が子供と同居する人数が有意に少ない。(2)85 歳から 95 歳までは 65 歳と比較すると有意に同居する人数が多いが、年齢が高いほど一貫して同居人数が多くなるというわけではない。(3)配偶者がいない場合、有意に同居人数が多くなる。(4)未認定の場合と比較して要支援の場合は有意に同居人数が少ない。他方、要介護度 2 以上の場合は未認定の場合と比較して有意に同居人数が多い。(5)所得が低いと有意に同居人数が多くなる。ただし所得額が 700 万円を超えると統計的に有意な影響が見られない。(6)持ち家一戸建てを基準とするとその他の住宅の場合は有意に同居する人数が減少する。(7)学歴が高いほど同居人数が減少する傾向がある。(8)健康水準は有意な影響を与えていない。

---

表 2 同居人数に関する推定結果

---

### 3-2.同居する子供数比率に関する分析

高齢者自身の生存する子供のうち、高齢者世帯に同居する人数の比率について最小自乗法を用いて分析を行った。推定結果は表 3 に与えられている。これをまとめると次のとおりである。(1)女性高齢者の方が同居する子供の比率が有意に小さい。(2)年齢が高いと同居する子供の比率が有意に小さいが、8 年齢が高いほど一貫して同居する子供の比率が小さくなるわけではない。(3)死別・離別の場合については、有意に同居する比率が高くなるが、未婚の場合は有意ではない。(4) 未認定の場合と比較して要支援の場合は有意に同居する子供の比率が小さい。他方、要介護度 2 以上の場合は未認定の場合と比較して有意に同居する子供の比率が高い。(5)所得が低いと有意に同居する子供比率が高くなる。ただし所得額が増加すると一貫して同居する比率が低下するというわけではない。(6)持ち家一戸建てを基準とするとその他の形態の住宅の場合は有意に同居する子供の比率が減少する。(7)学歴が高いほど同居人数が減少する傾向がある。(8)健康水準は有意な影響を与えていない。

---

表 3 子供同居比率に関する推定結果

---

### 3-3.プロビットによる推定結果

高齢者自身の生存する子供のうち、いずれか一人でも同居する確率について probit 推定法によって分析を行った。推定結果は表 4 に与えられている。まとめると次のとおり。(1)女性高齢者の方が同居する確率が有意に低い。(2)80 歳までは子供と同居する確率が有意に小さいが、90、95 歳階級では有意に同居確率が高い。(3)死別・離別の場合については、有意に同居する確率が高くなるが、未婚の場合は有意ではない。(4) 未認定の場合と比較して要支援の場合は有意に同居する確率が小さい。他方、要介護度 2 以上の場合は未認定の場合と比較して有意に同居する確率が高い。(5)所得が低いと有意に同居する確率が高くなる。ただし所得額が増加すると一貫して同居する確率が低下するというわけではない。(6)持ち家一戸建てを基準とするとその他の形態の住宅の場合は有意に同居する確率が減少する。(7)学歴が高いほど同居確率が低下する傾向がある。(8)健康水準は有意な影響を与えていない。

---

表 4 同居確率に関する推定結果

---



### 3.4. 経済的支援に関する補足的な結果

子供が親に対して「同居」という形ではなく「仕送り」という形で援助を行うことも考えられる。同居の場合には子供の側も家屋のシェアという形で一定の経済的便益を受けることが可能であるが、仕送りの場合には一方的な移転であり、子供の側が経済的な便益を受けず、親の効用の増大という便益を受けるだけになる。ただし、同居によって子供が受ける便益が負である場合、例えば家屋のシェアによる経済的便益が親子関係・嫁姑関係の複雑化によって負うことになる心理的費用によって凌駕される場合、ことも考えられる。それゆえ、子供の側にとって親に対して援助を行う際にどちらを選択するかは経済学的な観点から分析の対象となり得る。

他方、親の側も同様の費用・便益がある。仕送りを受ければ所得移転のみだけを受けることになるが、同居を選択すれば人間関係という心理的な負担を受けつつも救急時に迅速な援助を子供から受けられるという経済的な便益もある。それぞれの費用・便益を考量することによってどちらを選択するかを考えるであろう。

もっとも、同居という選択は個人の意思決定ではなく、親と子の集計的な意思決定である。それゆえ、同時に同居を選択しなければ同居という選択は取り得ないことになる。それゆえ、仕送りか同居を選択するかの実証的な分析では親と子の属性をそれぞれコントロールする必要がある。

本稿ではこれまで要介護状態の有無によって同居が行われるか否かについて検討してきた。しかしながら、上述の理由により別居の子供が仕送りを行うか否かも検討すべき点となる。もちろん同居か仕送りかの同時選択の分析を行うことが最も好ましいが、同居している子供の属性がわからないこと、もあり実施することができない。そこで、別居している子供が親に仕送りを行うか否かについて補足的に検討しておく。別居している子供のうち、最も良く連絡を取っている子供が仕送りをするか否かについて検討する。これはデータの制約による。

子供からの仕送り額は具体的にはわからないため、子供が仕送りをしているか否か、という 2 値的な選択について分析することとする。変数「仕送り」を「仕送り」=「1」の時に子供が仕送りをし、「仕送り」=「0」時に仕送りをしないことと定義する。この被説明変数に対してこれまで用いて来た親の属性に関する変数と別居している子供の属性に関する変数を説明変数として用いることとする。

別居している子供の属性はデータから知り得る範囲のものとして、「年齢」、「続柄」（長男、・・・、3男、長女、・・・、3女、その他）、親の住居からの「時間距離」（30分未満、30分以上1時間未満、1時間以上2時間未満、2時間以上）、「婚姻状況」（配偶者あり、未婚、死別、離別）である。これらは質的変数であるため、分析にあたってはダミー変数として使用する。

年齢については40代を基準として20～30代ダミー、50代ダミー、60代ダミー、70代以上ダミーとして導入する。子供の続柄としては「長女」が最も多かったため、これを基

準として長男、次男、三男、次女、三女、その他子供ダミーを導入する。親の住居からの距離については30分未満に住んでいる場合が多数であったのでこれを基準とし、1時間未満ダミー、2時間未満ダミー、2時間以上ダミーとして導入した。婚姻状況についても同様の考え方から子供未婚ダミー、子供死別ダミー、子供離別ダミーとして導入した。これらの変数の記述統計は表5に与えられている。以上の変数をこれまでの分析における説明変数に追加して分析した結果は表に与えられる。

---

表5 記述統計表 (追加)

---

---

表6 仕送り確率に関する推定結果

---

推定結果からわかることは次のとおりにまとめられる。(1)親の性別は仕送りの実行に有意に影響を与えるわけではない。(2)親の年齢が高くなると仕送りが行われる限界的な確率が高くなる。(3)特定の要介護度となる高齢者に対しては介護認定を受けていない高齢者と比較して仕送りが行われる限界的な確率が高くなる。しかしながら、要介護度が高くなるほど仕送りが行われる限界確率が高くなるわけではない。(4)親の所得が低いほど仕送りが行われ、親の所得が高いほど仕送りは行われぬ。(5)親が持ち家一戸建てに住んでいる場合と比較すると他の居住環境にいる場合は仕送りが行われる確率が高い。(6)親の健康水準は有意な影響を仕送りに対して与えていない。(7)長女と比較して、子供が男性である場合は仕送り実施に対して有意に正の影響を与える一方、女性の場合には負の影響(ただし有意ではない)を与える。(8)この年齢は50歳代は有意に負の影響を与えるが、他の年齢階級は有意ではない。(9)親の居住地からの時間距離は有意な影響を与えない。(10)子の婚姻状況は有意な影響を与えていない。(11)同居している子供の数は有意な影響を与えない。

#### 4. 考察

本稿で行われた分析によって、要介護状態の発現によって高齢者世帯と子供世帯の同居が行われることが示された。ただし、要介護度が高くなればなるほど同居確率が高くなるわけではないことも明らかにされた。要支援の高齢者については未認定の高齢者よりも同居確率が低いことも明らかにされた。利他的な視点からは要介護度が高い高齢者を同居して介護を行うという結果が導かれそうではあるが、必ずしもそうではないことが明らかに

されたことになる。

他方、その他の変数については一定程度の合理的な結果が得られていると考えられる。例えば、所得の高い高齢者は子供と同居する確率が低い、一軒家の持ち家の場合は同居する確率が高い、等である。親の所得が高い場合にはフォーマルケアによってインフォーマルケアを代替する可能性が考えられる。また、一軒家の持ち家の場合は借家の場合と比較して自己所有のため、同居にかかる心理的コストを低下させることが可能であるために同居確率が高くなると考えられる。

仕送りは若年世代から高齢者世代への所得移転であるが、その実施確率は同居と同じ影響を受けることが明らかにされた。ただし性別は有意でなかった点が注目される。つまり、同居については、年齢、所得、住まいの状況をコントロールした後に性別が有意に同居確率に影響を与えていたのに対して、高齢者の性別によって子供の仕送り実施確率が変化することはない。このため、同居については、高齢女性は劣位におかれるが、仕送りについては男性と比較して劣位にあるわけではないと言える。このような差異が発生する理由についてはより慎重に分析を行う必要があると思われるが、ひとつの可能性として高齢者の家事能力に男女差があることが指摘できるかも知れない。高齢男性の方が、家事能力が低いと考える場合、高齢女性よりも同居してインフォーマルケアの提供を受けることに対して積極的になると考えられる。これは同居によって家事サービスが安価に生産され得ることを反映しているためである。この場合、高齢女性は自ら安価な家事サービスを生産することが可能であるため、同居という選択肢を男性ほどには望まないかも知れない。

他方、仕送りについては一般的な購買力であるため性別を問わずに高齢者はそれを臨むであろうし、子供の側からしても親の性別によって提供する確率を変化させる必要はないと考えられる。

このように、男性高齢者にとっては安価な家事サービスが、女性高齢者にとっては一般的な購買力が移転されることが望ましいと考えられる場合に、性別を問わず高齢者に対して同じようなサービス提供体制を構築することはもう少し吟味する必要があるかも知れない。

もちろん本稿の分析からすぐに結論を導くことは早急である。例えば、本稿の分析がクロスセクションデータによるものであるため、ある一時点の平均的な傾向を見ているだけであるという指摘を受けるかも知れない。個人の行動を明確に把握するためにはパネルデータによる分析が有益である。この点は今後の検討課題である。

#### 参考文献

- [1]有吉佐和子(1972)『恍惚の人』新潮社。
- [2]岩本康志、「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」、『季刊社会保障研究』,vol.36(3), (2000),pp.321-337.

- [3]大日康史、「在宅介護者の選択に関する意思決定」、『医療経済学研究』, vol.4, (1997),pp.71-87.
- [4]大日康史、「介護場所の選択と介護者の就業選択」、『医療と社会』, vol.9(1), (1999),pp.101-120.
- [5]金光淳(2003)「社会的ネットワーク分析の基礎」頸草書房.
- [6]駒村康平、(1994)、「高齢者家計における遺産行動の経済分析」、『季刊社会保障研究』, vol.30(1),pp.62-74.
- [7]坂野達郎・澤岡詩野(2004)「第6章 高齢期の転居に及ぼすサポータティブネットワークの影響」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『介護サービスと世帯・地域との関係に関する実証的研究平成15年度報告書』所収.
- [8]寺崎康博、「成人同居に見る世帯の生活保障機能」、国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』,東京大学出版会, (2000), pp. 27-55.
- [9]永瀬伸子、「家族ケア・女性の就業と公的介護保険」、『季刊社会保障研究』,vol.36(3), (2000),pp.338-352.
- [10]船岡史雄・鮎沢光明、「高齢者の同居の決定要因の分析」、国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』,東京大学出版会, (2000), pp. 143-177.
- [11]八代尚宏他(1997)、「高齢化の経済分析」、『経済分析』(経済企画庁経済研究所)。
- [12]前田信彦：都市におけるパーソナルコミュニティの形成;ソーシャルネットワーク論からの分析,研究紀要(6),日本労働研究機構,pp.35-50,1993
- [13]前田信彦：都市居住高齢者のパーソナルコミュニティ;東京都におけるソーシャルネットワーク調査,研究紀要(11),日本労働研究機構,pp.17-44,1996

## 2.英語文献

- [14]Bernheim, D., Shreifer, A. and L. Summers, : "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, (1985), vol.93(6), pp.1045-1076.
- [15]Checkovich, T. J. and S. Stern, : "Shared Caregiving Responsibilities of Adult Siblings with Elderly Parents," *Journal of Human Resources*, 37(3), (2002), pp.441-478.
- [16]Ettner, S. L., : "The Impact of Parent Care on Female Labor Supply Decisions," *Demography*, (1995), vol.32(1), pp.63-80.
- [17]Kotlikoff, L. J. and J. N. Morris, (1989), : "How much Care Do the Aged Receive from Their Children? A Bimodal Picture of Contract and Assistance," in *The Economics of Aging*, ed. by D. A. Wise, NBER, pp.151-175.
- [18]Manser, M. and M. Brown, : "Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis," *International Economic Review*, (1980), vol.21(1), pp.31-44.
- [19]Matthews, S. H. and T. T. Rosner, : "Shared Filial Responsibility: The Family as Primary Caregiver," *Journal of Marriage and the Family*, (1988), vol.50(1), pp.185-195.
- [20]McElroy, M. and M. J. Horney, : "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a