

共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 人間関係 -

片岡洋子 斎藤嘉孝 鈴木紀子 田中慶子
土倉玲子 永井暁子 野田潤 朴英元
藤村一美 前田幸男 松田茂樹 元森絵里子

SSJDA - 35

March 2006

共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 人間関係 -

- 目次 -

第1章	社会関係資本が中高年者の生活不安，および精神健康に与える影響	3
		藤村 一美
第2章	社会的活動への参加を促す要因 - ワーク・ライフ・バランスの観点から -	18
		鈴木 紀子
第3章	就業と家庭における性役割分業が政治参加に与える影響について	32
		前田 幸男
第4章	妻の就業形態別生活満足と生活の質 ケイパビリティ・アプローチを利用して	58
		片岡 洋子
第5章	サラリーマン既婚男性の持つ職業資源とコミュニケーション - 会話頻度，および余暇や休日の過ごし方について	73
		土倉 玲子
第6章	子どもと祖父母の接触頻度とその規定要因 親世代の重要性	82
		斎藤 嘉孝

第7章 父母子の情緒的サポート構造と子どもの父母関係満足感	96
	田中 慶子
第8章 親からの自立と現代の子ども期	107
	元森 絵里子
第9章 現代の家族における共同性とコミュニケーションの形	126
	野田 潤
第10章 情報機器の利用・コミュニケーション・満足度との関係	142
	朴 英元

ま え が き

本報告書は、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で毎年行っている二次分析研究会 2005（2005年5月～2006年3月）の成果を、ワーキングペーパーとして取りまとめたものである。

二次分析研究会 2005 では「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤」を研究会全体の大きなテーマとした。「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤」というのは、社会変化に直面し、新たな戦略をとり始めた家族の葛藤を描くという意味である。現在、社会環境変化等により、夫のみが働くというこれまでの男性稼得者モデルによって家族を形成することは困難になっている。家族モデルは共働型家族モデル等へと変化するのか、これまでの男性稼得者モデルを主流としたままであるのか、そして共働型家族モデル、男性稼得者家族モデル、それぞれが抱える問題を、仕事と家庭の調査、家庭内の役割分担、ストレス、家計構造、親子関係や夫婦関係等、様々な角度から描きだすことを目指してきた。

二次分析研究会 2005 では、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 データアーカイブに寄託されているデータを用いて、各自が自分自身の研究関心に基づいて分析し、1ヶ月に1回程度の研究会で報告し意見を交換してきた。2006年2月23日24日の2日間にわたり開催した最終報告会では、外部のコメンテータからの意見もいただき、それらを反映させてこのワーキングペーパーの完成となった。完成したペーパーは22本となり、1冊にまとめるには本数が多かったため、「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 夫婦関係 - 」と「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤 - 人間関係 - 」の2冊に分冊した。どちらも是非ごらんいただきたい。

今回で6回目となった二次分析研究会の第一の目的は、寄託していただいたデータの有効活用である。さらには、経済学、社会学、政治学など専門分野が異なる研究者が同じテーマに取り組み、研究会で議論をすることは有意義な経験であり、二次分析研究会はこうした経験を得ることができるといった点で貴重である。同じテーマのようでも、専門分野が異なれば、仮説、モデルが異なる。分析手法が異なる。結論への意味づけが異なる。若手研究者の自主的な勉強の場でもあるが、学際的な研究が行えたといっても過言ではない。

本報告書が、そういった研究会での議論の面白さの一部でも伝えることができれば幸いである。このような研究会を開くことができるのも、個票データの寄託があってこそである。本報告書で利用したデータの寄託者に限らず、全ての寄託者に対して、この場を借りて感謝の意を表したい。

2006年3月30日

二次分析研究会 2005 事務局

永井 暁子

二次分析研究会 2005 参加者（五十音順）

- 朝井友紀子 慶応義塾大学大学院 経済学研究科経済学専攻 修士課程 *34
李 秀眞 お茶の水女子大学 人間文化研究科 博士後期課程 *34
李 基平 東京都立大学大学院 社会科学研究科 博士課程 *34
片岡 洋子 文京学院大学 経営学部 専任講師 *35
久木元美琴 東京大学大学院 総合文化研究科 修士課程 *34
斎藤 嘉孝 国際医療福祉大学 国際医療福祉総合研究所 常勤研究員 *35
鈴木 紀子 横浜国立大学大学院環境情報学府 博士課程後期 *35
鈴木富美子 淑徳大学 総合福祉学部 非常勤講師 *34
竹内 真純 東京大学大学院 人文社会系研究科 博士課程 *34
田中 慶子 東京都立大学大学院 社会科学研究科 博士課程 *35
土倉 玲子 北海道文教大学 外国語学部 非常勤講師 *35
筒井 淳也 名古屋商科大学 総合経営学部 助教授 *34
野田 潤 東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *35
朴 英元 東京大学大学院 経済学研究科
ものづくり経営研究センター 特任研究員 *35
藤村 一美 東京都老人総合研究所 福祉と生活ケア研究チーム 非常勤研究員 *35
斐 智恵 慶應義塾大学 社会学研究科 後期博士課程 *34
前田 幸男 東京大学 社会科学研究所 助教授 *35
水落 正明 お茶の水女子大学ジェンダー研究センター COE (PD) 研究員 *34
元森絵里子 東京大学大学院 総合文化研究科 博士課程 *35
- アドバイザー
- 永井 暁子 東京大学 社会科学研究所 助教授
松田 茂樹 東京大学 社会科学研究所 客員助教授
・第一生命経済研究所ライフデザイン研究本部副主任研究員 *34
本田 由紀 東京大学大学院 情報学環 助教授
中村真由美 東京大学 社会科学研究所 研究機関研究員 *34
三輪 哲 東京大学 社会科学研究所 助手 *34

(所属は 2006 年 3 月 31 日時点)

*34 RPS34 号執筆者

*35 RPS35 号執筆者

第1章 社会関係資本が中高年者の生活不安， および精神健康に与える影響

藤村 一美

1. はじめに

1.1 中高年者の生活不安の増大

内閣府が毎年行っている「国民生活に関する世論調査（内閣府大臣官房政府広報室 2004）」によると，日頃の生活の中で，悩みや不安を感じているかどうかについて，「悩みや不安を感じている」と答えた人の割合は 67.2%（前年度 63.3%）と上昇し，「悩みや不安を感じていない」（前年度 35.7%）と答えた人の割合は低下している．性・年齢別に見ると，「悩みや不安を感じている」と答えた人の割合は，男性の 40 歳代，50 歳代，および女性の 40 歳代で高いという傾向を示している．「悩みや不安を感じている」と答えた人の内容は，「老後の生活設計について」を挙げた人の割合が 50.0%と最も高く，次いで「自分の健康について」（46.3%），「今後の収入や資産の見通しについて」（41.7%），「家族の健康について」（38.4%）の順となっている．性・年齢別に見ると，「老後の生活設計について」を挙げた人の割合は，男性 50 歳代，女性 50 歳代と 60 歳代で，「自分の健康について」を挙げた人の割合は，男性 60 歳代と 70 歳以上，女性 50 歳代から 70 歳以上で，「今後の収入や資産の見通しについて」を挙げた人の割合は，男性 20 歳代から 40 歳代，女性 30 歳代と 40 歳代で，「家族の健康について」を挙げた人の割合は，女性 40 歳代から 60 歳代で，それぞれ高いことが示されている．

また，今後の生活の見通しに関して，「良くなっていく」と答えた人の割合は 7.5%，「同じようなもの」と答えた人の割合は 56.7%，「悪くなっていく」と答えた人の割合は 31.3% であり，前回と比較すると「悪くなっていく」（前回 25.1%）と答えた人の割合が上昇している．性・年齢別に見ると，「同じようなもの」と答えた人の割合は，女性 20 歳代と 70 歳以上で，「悪くなっていく」と答えた人の割合は，男女とも 50 歳代，60 歳代で，それぞれ高くなっている．

さらに，景気の低迷も伴い，今後の雇用環境への見方について「悪くなる」としている人の割合はこれまでになく高くなっている．同時に，老後の生活・経済面に不安を持つ人が増えており，介護の問題に対する不安も大きい．また，高齢社会の到来に伴い，近年では老後の不安の要因の第 1 位は「経済（生活費等）に関する不安」であり，次いで「健康に関する不安」，「介護に関する不安」となっている（内閣府国民生活局 1998）．つまり，生活費と健康が老後の不安の中心であるといえる．このような生活不安を抱えての生活は，決して決して暮らしやすい社会とはいえないであろう．

このような日本での生活不安の高さは自殺率の高さにも関連しうると考えられるでは

ないかともいわれている(厚生労働省 2004)。平成 15 年中における自殺者は、前年に比べ 7.1%増加している。特に、60 歳以上が全体の 33.5%を占め、次いで 50 歳代が 25.0%、40 歳代 15.7%、30 歳代 13.4%となっている。自殺についての原因・動機別は、40 歳代～50 歳代では「経済・生活問題」、「雇用問題」といった仕事・経済面での問題が半数を超えているのに対して、60 歳以上では「健康問題」が 57.2%と 6 割近くを占め最も多い理由となっている。不安から抑うつ、自殺に至る可能性からも生活不安は安易に看過できるものではないだろう。

1.2 社会関係資本への着目

このような健康問題に対する不安、老後の生活に対する不安、雇用問題に対する不安など現代社会の様々な不安に対して、地域の住民同士の助け合いや地域単位での取り組みが見直されている。これは、個人および地域での社会関係資本、つまりといわれているものであるが、SC とは、老後の生活や経済面、介護の問題などの生活不安に対処するものとして、近年「Social Capital(以下、SC)」という新しい概念で世界的に関心を集めている。SC は、日本では「社会資本」あるいは「社会関係資本」と訳され、Putnam (1993) は、「Making Democracy Work」において、SC を『人々の協調行動を活発にすることによって社会の効率性を高めることのできる、「信頼」「規範」「ネットワーク」といった社会組織の特徴』としている。「物的資本 (Physical Capital) や「人的資本 (Human Capital)」をもって社会活動としてとらえられていたものを、社会関係資本 (Social Capital) の導入により、「ネットワーク」、「規範」、「信頼」といった社会組織の特徴でとらえ、協働行動により豊かな人間関係を実現しようとするものである。しかし、社会関係資本(SC)という概念については依然様々な議論が行われており、その明確な定義に関しては、一般的な合意が存在しているというわけではない。

Putnam に対して Lin(2001)は、SC を「経済的、政治的、労働市場やコミュニティ市場において投資することによって収益が期待される関係性」と定義している。ここでいう市場の収益とは、金銭的な収益より広い概念で、政治的影響力、労働者としての個人的能力やネットワークや人脈を通じた人的資産価値の向上、コミュニティにおける信頼性、緊急時に援助してもらえる可能性などを含む。これまで、社会学者が社会関係と呼んできた関係性を、それに投資することによって収益が得られる資産と再定義したところに Lin のいう SC の特徴があるといえる。SC を構成する指標として、十分にコンセンサスの得られたものはないが、ここでは、Lin による SC の定義を採用し、「信頼の元に築かれた社会的繋がり、社会関係、人間関係」とする。

1.3 社会関係資本が生活不安や健康に与える影響

このように定義される SC が、生活不安に及ぼす影響について検討されたものは見当たら

ないが、地域の SC が健康に及ぼす影響については、欧米で盛んに調査研究が行われている (Subramanian et al. 2003; Idler and Benyamini 1997) . Kawachi ら (1997) の調査によると、人間関係における信頼度とその地域の平均死亡率との関連、一人当たりのボランティア組織への平均加入数と死亡率の関連が認められている。同様に、人間関係における信頼度と主観的健康との相関関係も認められている (Kawachi and Kennedy 2002; Kawachi et al. 1999) .

1.4 本研究の課題

以上の問題関心を踏まえ、従来、SC は豊かな社会を築くための社会的基盤を意味するが、ここでは「信頼の元に築かれた社会的繋がり、社会関係、人間関係のことであり、他者からの相互扶助行動や問題解決のためのサポートやネットワークを含むもの」と定義し、本研究では 30 歳～69 歳のデータを用いて、30 歳から 69 歳までの中高年者の社会関係資本が彼らの生活不安と精神健康に対して及ぼす影響について検討することとする。

2. 方法

2.1 使用するデータと分析対象

分析を行うにあたり、第一生命経済研究所の「今後の生活に関するアンケート(ライフデザイン研究所 2001 年)」のデータを用いた。今後の生活に関するアンケートは、2001 年に層化 2 段無作為抽出法により全国から抽出された満 18 歳から 69 歳までの男女 3,000 人を対象に 2001 年 1 月 19 日～2 月 5 日に留置記入依頼法により実施された。有効サンプル数は 3,000 人のうち、有効回答者数は 2,254 人であった(有効回収率 75.1%)。

分析には、有効回答者 2,252 人 (有効回収率 75.1%) のうち、30 歳から 69 歳までの男女 1,865 人(男性 902 人、女性 963 人)を分析対象とした。

2.2 分析に用いた変数

2.2.1 独立変数

(1)人口学的特性

性別、年齢、学歴、経済的ゆとり、家族形態、居住地、勤務先規模、健康状態の変数を用いた。

(2)社会関係資本(SC)に関する変数：SC を測定した先行研究(内閣府国民生活局 2003)を参考に、SC の構成要素を「社会参加」「社会的ネットワーク」「互酬性と信頼(サポート)」「ローカルエリア」の 4 つとして、それぞれ「社会参加 SC」「社会的ネットワーク SC」「信頼(サポート)SC」「ローカルエリア SC」という 4 つの指標を作成した。

「社会参加 SC」：属している文化・レジャー・社会活動グループの数をを用いた。分析の際には、「なし」=0、「1 つ」=1、「2 つ」=2、「3 つ」=3、「4 つ以上」=4 の得点を

与えた。

「社会的ネットワーク SC」:「頼りにしたり,親しくしている友人の数」,「頼りにしたり,親しくしている親族の数」の項目を用いた。分析の際に,「頼りにしたり,親しくしている友人の数」,および「頼りにしたり,親しくしている親族の数」についてそれぞれ「いない」=0,「1~2人」=1,「3~4人」=2,「5~9人」=3,「10人以上」=4とし,2項目の合計得点を社会的ネットワーク SCとした(range 0-8)。

「信頼(サポート)SC」:「互酬性と信頼」は人や社会への一般的な信頼感と考えられるが,ここでは「他者からの相互扶助行動や問題解決のためのサポート」と定義し,「あなたの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる人」「あなたの能力や努力を評価してくれる人」「あなたに助言やアドバイスをしてくれる人」「病気で寝込んだときなどに家事を頼める人」の4項目について,各々「配偶者,子ども,親,親族,近所の人,職場の人,学校(同窓生)の人,クラブ・サークルなど」の中からサポート源として該当する人物の有無について複数回答でたずねた項目を用いた。分析の際には,項目に該当する人が,配偶者・子ども・親・親族を含む親族に「いる」=1,「いない」=0,近所の人・職場の人・学校(同窓生)の人・クラブ・サークルなどの友人・知人に「いる」=1,「いない」=0とし,4項目のそれぞれのサポート源となる人の有無を単純加算した得点を「信頼(サポート)SC」とした(range 0-8)。

「ローカル愛着 SC」:個人の「地域への愛着度」を「まったく愛着をもっていない」=0,「あまり愛着をもっていない」=1,「ある程度愛着をもっている」=2,「非常に愛着をもっている」=3の得点を与えた。

2.2.2 従属変数

(1)生活リスクに対する不安(以下,生活不安):生活不安にもさまざまな種類の生活リスクに対する不安が挙げられるが,ここでは「健康に関する不安」,「老後に関する不安」,「雇用に関する不安」について検討する。

健康に関する不安(以下,健康不安):「自分の万が一(死亡)」,「配偶者の万が一(死亡)」,「自分や配偶者の病気やけが」の3項目を用いた。

老後に関する不安(以下,老後不安):「自分や配偶者の老後費用」,「自分の老後の介護問題」,「配偶者の老後の介護問題」,「親の老後の介護問題」の4項目を用いた。

雇用に関する不安(以下,健康不安):「自分の失業」,「自分の給与の低下」の2項目を用いた。

各不安項目について,不安や心配を感じている程度を回答に応じて,「不安ではない」=0,「あまり不安ではない」=1,「やや不安」=2,「非常に不安」=3の得点を与え,「健康不安」,「老後不安」,「雇用不安」の各指標に含まれる各項目得点を単純加算した。得点が高いほど,それぞれの不安が高いことを示す。それぞれ,Cronbach 係数(以下,係

数とする)は「健康不安」男性.77,女性.77,「老後不安」男性.87,女性.84,「雇用不安」男性.88,女性.93であった。また,各項目について「自分は該当しない」(配偶者がいない,親がいないなど)と回答した場合は,分析から除外した。

(2)精神健康:精神健康度の測定には,Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D) 8項目版 (Melchior et al. 1993)を用いた。CES-Dは,一般人における「うつ病」のスクリーニングテストとして開発された自己評価尺度である。原版は20項目であるが,本調査での質問数8項目である。各質問に対して「ない」,「1~2日」,「3~4日」,「5日以上」の4件法でたずねて0~3点と得点化し,単純加算したもので,得点が高いほど抑うつ度が高いことを示す。また,8項目版でのカットオフポイントは6/7点とされており,7点以上は「抑うつ傾向あり」を示唆している。Cronbach 係数は0.89であった。

2.3 分析方法

分析には,以下の分析方法を採用した。

1)男女別に属性・特性の単純集計を行い,クロス集計には χ^2 検定,連続データの2群の差の検定にはt検定を用いた。

2)SCが生活不安に及ぼす影響の検討するため,生活不安の3変数を従属変数とし,それぞれ人口学的属性の変数,SCの4変数を独立変数とした階層的重回帰分析を行った。

3)SCが精神健康に及ぼす影響の検討をするため,CES-Dを従属変数とし,人口学的属性の変数,SCの4変数を独立変数とした階層的重回帰分析を行った。さらに,CES-Dのカットオフポイント7点以上の「抑うつ傾向あり」に該当する人を対象に,SCの影響を検討するため,CES-Dを従属変数とした階層的重回帰分析を行った。

解析には,統計パッケージSPSS for Windows 11.5Jを用いた。

3. 結果

3.1 分析対象者の属性・特性,健康状態(表1)

対象者の属性・特性を表1に示す。男性902人,女性963人で,平均年齢は男性 50.2 ± 10.8 歳,女性 49.4 ± 11.1 歳であり,男女差はなかった。婚姻状況では男女の有意差はみられなかったが,子どもの人数では有意差があった。そのほか,最終学歴(大学卒業以上の男性25.9%,女性6.5%),就労状況(就労男性84.9%,就労女性58.4%)と有意な男女差をみとめた。

自覚的な健康状態に有意な男女差はみられなかった。しかし,精神健康の尺度として用いたCES-Dの平均得点は,男性 3.4 ± 3.9 点,女性 4.2 ± 4.4 点であり,女性で有意に高い傾向にあった。また,カットオフポイントは7点以上とされているが,7点以上の抑うつ傾向ありに該当する人は,男性161人,女性216人,合計377人(全体の20.2%)であった。

生活不安の各項目の平均値を見てみると、健康不安では男性 5.90 ± 2.18 点，女性

表1 対象者の属性・特性

		男性 n=902		女性 n=963		全体 n=1865		n (%) 男女差の差 の検定
年齢	mean ± SD	50.2 ± 10.8		49.4 ± 11.1		49.8 ± 11.0		ns ³⁾
	30代	178	16.3	231	19.9	409	18.1	ns ²⁾
	40代	253	23.1	243	20.9	496	22.0	
	50代	253	23.1	273	23.5	526	23.3	
	60代	218	19.9	216	18.6	434	19.3	
最終学歴	大学卒業未満	664	74.1	896	93.5	1560	84.1	*** ²⁾
	大学卒業以上	232	25.9	62	6.5	294	15.9	
配偶者の有無	いない	128	14.2	153	15.9	281	15.1	ns ²⁾
	いる	774	85.8	810	84.1	1584	84.9	
子どもの人数	いない	159	17.7	117	12.2	276	14.9	*** ²⁾
	1人	115	12.8	154	16.1	269	14.5	
	2人	418	46.7	485	50.6	903	48.7	
	3人以上	204	22.8	202	21.1	406	21.9	
家族構成別	単身世帯	31	3.4	17	1.8	48	2.6	* ²⁾
	夫婦だけ世帯	205	22.7	185	19.2	390	20.9	
	2世代世帯	449	49.8	509	52.9	958	51.4	
	3世代世帯以上	196	21.7	216	22.4	412	22.1	
	その他	21	2.3	36	3.7	57	3.1	
経済的ゆとり	ほとんどゆとりがない	129	14.3	132	13.7	261	14.0	*** ²⁾
	あまりゆとりがない	380	42.2	329	34.2	709	38.1	
	ある程度ゆとりがある	375	41.6	477	49.6	852	45.7	
	かなりゆとりがある	17	1.9	24	2.5	41	2.2	
就労状況	働いていない	136	15.1	400	41.6	536	28.8	*** ²⁾
	働いている	764	84.9	561	58.4	1325	71.2	
市郡規模別	大都市	187	20.7	202	21.0	389	20.9	ns ²⁾
	中都市	345	38.2	374	38.8	719	38.6	
	小都市	175	19.4	185	19.2	360	19.3	
	郡部	195	21.6	202	21.0	397	21.3	
健康状態	非常に健康である	146	13.4	155	13.4	301	13.4	ns ²⁾
	まあ健康である	795	72.9	823	70.9	1618	71.9	
	あまり健康でない	123	11.3	144	12.4	267	11.9	
	病気で療養中	27	2.5	38	3.3	65	2.9	
勤務先規模		(n=762)		(n=561)		(n=1352)		
	小企業	217	38.8	181	43.3	398	40.7	*** ²⁾
	中企業	126	22.5	79	18.9	205	21.0	
	大企業	112	20.0	49	11.7	161	16.5	
	公共団体	95	17.0	81	19.4	176	18.0	
	その他・規模不明	10	1.8	28	6.7	38	3.9	
CES-D	range 0-24	mean ± SD 3.4 ± 3.9		mean ± SD 4.2 ± 4.4		mean ± SD 3.8 ± 4.2		*** ³⁾
生活不安								
健康不安	range 0-9	5.90 ± 2.18		6.48 ± 2.10		6.20 ± 2.16		*** ³⁾
老後不安	range 0-12	7.87 ± 2.58		8.04 ± 2.60		7.95 ± 2.58		ns ³⁾
雇用不安	range 0-6	3.79 ± 1.79		3.39 ± 1.94		3.62 ± 1.87		*** ³⁾
社会関係資本								
社会参加SC	range 0-4	0.66 ± 1.10		0.79 ± 1.12		0.73 ± 1.11		* ³⁾
社会的ネットワークSC	range 0-8	3.94 ± 1.72		3.72 ± 1.06		3.83 ± 1.66		** ³⁾
信頼(サポート)SC	range 0-8	5.10 ± 1.61		5.50 ± 1.54		5.29 ± 1.60		*** ³⁾
ローカル愛着SC	range 0-3	2.14 ± 0.64		2.09 ± 0.63		2.11 ± 0.64		ns ³⁾

注) 無回答は除いて集計した

1) †p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001, ns: not significant

2) 2検定

3) T検定

6.48±2.10点,老後不安では男性7.87±2.58点,女性8.04±2.60点,雇用不安では男性3.79±1.79点,女性3.39±1.94点であった。男女差がみられた変数は,健康不安,および雇用不安であり,老後不安は男女間での有意差はみられなかった。

SCについては,「社会参加SC」では,全体の64.3%の人が,まったく社会活動に参加していない状況にあり,特に男性で社会参加活動をしていない人が多い傾向にあった。「社会的ネットワークSC」では,男女とも親しく付き合っている友人,あるいは親戚の数は合計7人前後であった。「信頼(サポート)SC」では,何らかの信頼できるサポートとして男性5.10±1.61人,女性5.50±1.54人をあげていた。「地域愛着SC」では,男性2.14±0.64点,女性2.09±0.63点と,男女差はなかった。

3.2 社会関係資本(SC)が生活不安に及ぼす影響

3.2.1 健康不安(表2)

男性の健康不安に影響していた人口学的特性要因は,経済的ゆとり(=-.141),学歴(=-.091)であった。これらの変数は,社会関係SCの4変数を投入してもなお,有意な関連を示していた。社会関係SCのうち,社会参加SCが低い人ほど健康不安が高い一方で,信頼SC(=-.049)およびローカル愛着SC(=.134)が高い人ほど健康不安が高い傾向にあることが示された。

女性の健康不安に影響していた人口学的特性要因は,健康状態(=-.113),経済的ゆとり(=-.087),年齢(=-.075)であり,男性同様に社会関係SCの4変数を投入してもなお,これらの変数は有意な関連を示していた。社会関係SCのうち,ローカル愛着SC(=.087),信頼SC(=-.072)が高い人ほど健康不安が高い傾向にあった。

3.2.2 老後不安(表3)

男性の老後不安に影響していた人口学的特性要因は,経済的ゆとり(=-.287),就労状況(=.097)であった。これらの変数は,社会関係SCの4変数を投入してもなお,有意な関連を示していた。社会関係SCの4変数を投入したところ,社会参加SC(=-.071)が低い人ほど老後不安が高い,またローカル愛着SC(=.043)が高い人ほど老後不安が高い傾向にあることが示された。

女性の老後不安に影響していた主な人口学的特性要因は,経済的ゆとり(=-.251),健康状態(=-.142)であった。これらの変数は,社会関係SCの4変数を投入したてもなお,有意な関連を示していた。社会関係SCの4変数を投入したところ,社会参加SC(=.001),ローカル愛着SC(=.096)が高い人ほど老後不安が高いことが示された。

表2 健康不安に関連する要因の検討

従属変数:健康不安	男性 n=756		女性 n=790	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
人口学的特性				
年齢	-0.020	-0.028	-0.075 *	-0.066 †
学歴 (大卒以上 = 1)	-0.091 *	-0.094 *	-0.021	-0.020
就労状況 (就労 = 1)	0.045	0.037	-0.002	0.006
経済的なゆとり	-0.141 ***	-0.162 ***	-0.087 *	-0.094 *
健康状態	-0.043	-0.059	-0.113 **	-0.114 **
家族形態 (ref:核家族)				
単身	0.021	0.029	-0.001	-0.008
三世帯	0.026	0.004	0.063 †	0.061 †
居住地 (ref:郡部)				
大都市	-0.042	-0.035	-0.087 †	-0.094 *
中都市	-0.037	-0.038	-0.006	0.000
小都市	-0.043	-0.037	-0.008	-0.008
社会関係				
社会参加SC		-0.049 *		-0.034
ネットワークSC		-0.042		-0.064
信頼SC		0.123 **		0.072 †
ローカル愛着SC		0.134 ***		0.087 *
調整済みR ²	0.030	0.055	0.027	0.034
R ²	0.043	0.072	0.039	0.051

†p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

表3 老後不安への関連要因の検討

従属変数:老後不安	男性 n=576		女性 n=617	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
人口学的特性				
年齢	0.091 †	0.088 *	0.067	0.054
学歴 (大卒以上 = 1)	-0.040	-0.034	0.018	0.016
就労状況 (就労 = 1)	0.097 *	0.094 *	0.021	0.021
経済的なゆとり	-0.287 ***	-0.281 ***	-0.251 ***	-0.261 ***
健康状態	-0.071 †	-0.077 †	-0.142 ***	-0.152 ***
家族形態 (ref:核家族)				
単身	-0.001	0.003	0.045	0.041
三世帯	-0.044	-0.049	0.009	0.004
居住地 (ref:郡部)				
大都市	-0.008	-0.005	0.021	0.016
中都市	-0.057	-0.062	0.094 *	0.099 †
小都市	-0.047	-0.051	0.049	0.052
社会関係				
社会参加SC		-0.071 †		0.001 †
ネットワークSC		-0.013		-0.026
信頼SC		0.001		0.013
ローカル愛着SC		0.043 †		0.096 *
調整済みR ²	0.090	0.090	0.090	0.094
R ²	0.106	0.112	0.105	0.113

†p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

3.2.3 雇用不安(表4)

男性の雇用不安に影響していた人口学的特性要因は、経済的ゆとり(=-.293), 健康状態(=-.104), 勤務先規模の大企業(=-.082)および国・公共団体(=-.107)であった。社会関係 SC は、男性の雇用不安に対しては有意な関連を示さなかった。

女性の雇用不安に影響していた主な人口学的特性要因は、経済的ゆとり(=-.332), 勤務先規模の中企業(=-.098), 国・公共団体(=-.090)であった。社会関係 SC の4変数を投入したところ、社会関係 SC のうち、信頼 SC(=-.099)が低い人ほど、ローカル愛着 SC(=.113)が高い人ほど雇用不安が高い傾向にあることが示された。

表4 雇用不安への関連要因の検討

従属変数:雇用不安	男性 n=710		女性 n=519	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
人口学的特性				
年齢	-0.040	-0.036	-0.046	-0.074 †
学歴 (大卒以上 = 1)	-0.064 †	-0.062	-0.041	-0.039
経済的なゆとり	-0.293 ***	-0.290 ***	-0.332 ***	-0.343 ***
健康状態	-0.104 **	-0.103 **	-0.027	-0.033
家族形態 (ref:核家族)				
単身	0.005	0.009	0.057	0.052
三世帯	0.027	0.030	0.026	0.019
居住地 (ref:郡部)				
大都市	-0.015	-0.020	-0.081	-0.065
中都市	0.024	0.019	0.028	0.046
小都市	-0.007	-0.013	0.004	0.014
勤務先規模 (ref:小企業)				
中企業	0.012	0.011	-0.098 *	-0.100 †
大企業	-0.082 *	-0.087 *	-0.015	-0.011
国・公共団体	-0.107 **	-0.104 **	-0.090 *	-0.077
社会関係				
社会参加SC		-0.030		0.014
ネットワークSC		-0.036		-0.029
信頼SC		0.016		-0.099 *
ローカルエリアSC		0.018		0.113 **
調整済みR ²	0.136	0.134	0.136	0.151
R ²	0.150	0.153	0.157	0.177

†p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

3.4 社会関係資本が精神健康に与える影響(表5, 表6)

SCが精神健康に与える影響の検討するため, CES-Dを従属変数とし, 人口学的属性の変数, SCの4変数を独立変数とした階層的重回帰分析を行った.

まず, 男女別にCES-Dを従属変数として分析した結果, 男性では, 年齢が低いほど(=-.165), 経済的ゆとりがないほど(=-.133), 身体的健康状態が低いほど(=-.248), 居住地として郡部に比べ中都市(=.105), 小都市部に居住している人ほど(=.095), 精神健康度が低い傾向にあることが示された. 社会関係SCの4変数を投入してもなお, これらの変数は有意な関連を示し, 社会関係SCでは, 信頼SCが低いほど(=-.072), ローカル愛着度が低いほど(=-.152), 精神健康度が低い傾向にあった.

女性では, おもに経済的ゆとりがない人(=-.270), 年齢が低い人(=-.199), 身体的健康状態が悪い人(=-.083), 精神健康度が低い傾向にあることが示された. 男性同様, 社会関係SCの4変数を投入してもこれらの変数の有意な関連性を示していた. 社会関係SCでは, ローカル愛着度が低いほど(=-.065), 精神健康度が低い傾向が示された.

次に, CES-Dのカットオフポイントである7点以上の抑うつハイスコア群(男性154人, 女性208人)を対象として分析を行ったところ, 男性では就労していない人ほど, 社会関係SCでは, 信頼SCが低いほど, ローカル愛着度が低いほど, 精神健康度が低い傾向が示された. 女性では, 身体的健康状態が悪い人ほど, ローカル愛着度が低いほど, 精神健康度が低い傾向にあることが示された.

表5 CES-Dへの関連要因の検討

従属変数: CES-D	男性 n=849		女性 n=905	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
人口学的特性				
年齢	-0.165 ***	-0.142 ***	-0.199 ***	-0.174 ***
学歴 (大卒以上 = 1)	0.018	0.018	0.002	0.007
就労状況 (就労 = 1)	0.011	0.017	-0.009	-0.009
経済的なゆとり	-0.133 ***	-0.114 **	-0.083 *	-0.071 *
健康状態	-0.248 ***	-0.224 ***	-0.270 ***	-0.260 ***
家族形態 (ref:核家族)				
単身	-0.005	-0.038	0.058 †	0.052
三世帯	0.041	0.017	-0.065 †	-0.069 *
居住地 (ref:郡部)				
大都市	0.062	0.048	0.004	0.002
中都市	0.105 *	0.093 *	-0.008	-0.009
小都市	0.095 *	0.083 *	0.045	0.044
社会関係				
社会参加SC		0.029		-0.032
ネットワークSC		-0.006		-0.023
信頼SC		-0.072 *		0.014
ローカル愛着SC		-0.152 ***		-0.065 †
調整済みR ²	0.109	0.133	0.106	0.108
R ²	0.120	0.147	0.116	0.122

†p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

表6 抑うつハイスコア群への関連要因の検討

従属変数:CES-D カットオフポイント7点以上	男性 n=154		女性 n=208	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
人口学的特性				
年齢	-0.163 †	-0.125	0.004	0.025
学歴 (大卒以上 = 1)	0.008	0.062	0.056	0.054
就労状況 (就労 = 1)	-0.161 †	-0.191 *	-0.186 *	-0.176 †
経済的なゆとり	-0.114	-0.025	-0.087	-0.079
健康状態	-0.065	-0.006	-0.207 **	-0.206 *
家族形態 (ref:核家族)				
単身	-0.020	-0.102	0.055	0.060
三世帯	0.081	0.049	0.004	0.009
居住地 (ref:郡部)				
大都市	-0.177	-0.180	-0.012	-0.017
中都市	-0.168	-0.193	0.044	0.015
小都市	-0.238 *	-0.264 *	0.163 †	0.145 †
社会関係				
社会参加SC		-0.020		0.037
ネットワークSC		0.177 †		0.065
信頼SC		-0.248 **		-0.057
ローカル愛着SC		-0.235 **		-0.153 *
調整済みR ²	0.026	0.105	0.084	0.092
R ²	0.090	0.186	0.128	0.153

†p<.10、* p<.05、** p<.01、*** p<.001

4. 考察

4.1 本研究における分析対象者の特徴

精神健康の尺度として用いた8項目版のCES-Dのカットオフポイントは7点以上とされている(Melchior et al. 1993)が、7点以上の抑うつ傾向ありとされる人は、男女合わせて全体の20.2%であった。わが国において、CES-D8項目版の正確なデータが入手できなかったため、正確な比較検討はできないが、20項目版、13項目版では一般成人の15~20%程度が抑うつハイスコア群とされることが多く、また欧米の8項目版での調査において、一般成人のうち約20%が抑うつ状態にあるといわれている。このことから、本調査の対象者の精神健康は、一般成人男女と比較して差はないものと推察された。

内閣府の国民生活に関する世論調査(内閣府大臣官房政府広報室 2004)では、国民の約6割が生活に何らかの不安を感じている。本調査対象者においても「健康不安」「老後不安」、雇用不安」に関して、生活不安の各項目の平均値から検討すると、いずれも「やや不安」あるいは「非常に不安」と思う人の割合が高いことが推察された。特に、健康不安、老後不安ともに男性よりも、女性で不安が高く、雇用不安では女性よりも男性の不安が強いことは、他の調査結果と同様であった。

4.2 生活不安と社会関係 SC との関連

生活不安の3変数に社会関係 SC 変数が及ぼす影響について検討したところ、健康不安、老後不安ともに、「社会参加 SC」が低い人、つまり社会参加をしていない人ほど健康不安、老後不安が高いことが示された。社会参加の有無、あるいは社会参加が健康不安、あるいは老後不安を軽減することの可能性が考えられる一方、健康不安や老後不安といった不安がないからこそ、余裕のある日常生活を送ることができ、社会参加が可能となることも考えられる。

社会参加などの生産的活動が健康に与える影響について、特に老年社会学分野において、高齢者の社会参加が健康や well-being に及ぼす影響や生産的活動を促す要因についての検討が盛んに行われている(Krause et al. 1992; 杉原 2001)。なかでも、社会参加などの生産的活動に参加することによって、社会的ネットワークや社会的支援など社会関係が充実し、それによって健康の保持・増進がされるということが言われている。このような知見からも、社会参加が健康不安や老後不安に対して何らかの影響をもたらす可能性について検討をしていく必要があるであろう。

また、男女とも一部の不安に対して、地域への愛着度が強い人ほど、不安が高い傾向が示された。これは、生活不安の強い人は不安に対処するために地域住民との交流や関係性を強めたり、地域で利用できる公的サービスなどの情報収集をすることで地域への愛着を高めていることの可能性が考えられた。

4.3 精神健康に社会関係 SC が及ぼす影響

男女での精神健康に社会関係 SC 変数が及ぼす影響は、異なっていた。男性では、値からみると、「健康状態」($-.224$)との関連が最も強く、次いで「ローカル愛着 SC」($-.152$)が抑うつ状態に関連していることが示された。女性では「健康状態」($-.260$)、「年齢」($-.174$)、「ローカル愛着 SC」($-.065$)で関連が認められた。さらに、CES-D のハイスコア群についてのみ検討したところ、男性では「信頼 SC」、「ローカル愛着 SC」、「ネットワーク SC」が影響をもっていた。女性では社会関係 SC では、「ローカル愛着 SC」の影響のみで、値からみると健康状態の影響が最も強かった。

CES-D のハイスコア群のみを対象とした分析の結果から、特に男性で信頼 SC の精神健康への影響が認められた。これは、よりよい信頼できる社会関係を持つことがよりよい精神健康を保つ可能性を示唆するものと考えられ、従来のソーシャル・サポート研究として、多くの研究者のいうサポートと人の心身の健康との間の緩衝効果があるとする結果と一致していた。また、今回の分析では、SC についてソーシャル・サポートを含むものとして位置づけたが、Hall and Wellman(1985)の「ソーシャル・サポートとは、対人ネットワークの構造と機能を評価するアプローチを通して対人的結びつき(ties)とネットワーク(network)の中に流れる資源である」と定義したものと重なる部分があると考えられた。

「ローカル愛着 SC」は、男女ともに精神健康に影響を及ぼす可能性が示唆されたが、これはその地域への愛着が住みやすい地域として認識されていることが考えられる。Kessler and Mcleod (1985)は、ソーシャル・サポートが精神健康に与える影響として、親和的な関係にあるネットワークの一員であること、情緒的に支えられているという感覚、サポートが存在するという感覚の3側面について注目した。彼らは、結果的にネットワークの一員であることは、ストレスフルな出来事のインパクトを緩衝することはないが、全体的に見ると保護的な効果を果たすことが明らかにしている。これらのことから、地域の一員として、愛着の持てる地域に居住することが、精神健康を良好に保つのではないかと考えられた。

4.4 今後の課題

今回、社会関係資本を個人単位での「信頼の元に築かれた社会的繋がり、社会関係、人間関係のことであり、他者からの相互扶助行動や問題解決のためのサポートやネットワークを含むもの」として定義し、各変数を作成、採用した。

しかし、SC の定義やその構成要素に関しては、今後検討の余地が十分にあることから、本研究の結果についても、今後慎重に検討していくことが望まれる。例えば、「地域への愛着」として採用した「ローカル愛着 SC」について、地域への愛着がある人ほど不安が強くなるという傾向が、生活不安の一部や精神健康との関係で示された。これは、地域への愛着に対して、何らかの変数が媒介している可能性が考えられる。また、「地域への愛着」を SC の一変数として扱う文献が存在するため、今回の分析で採用したが、SC の構成要素を含め、どのような変数で SC を測定することが適切であるのか、今後検討していくことが望まれるであろう。

5 . 結論

30 歳から 69 歳までの中高年者の社会関係資本が彼らの生活不安と精神健康に対して及ぼす影響について検討したところ、以下のことが明らかとなった。

1. 健康不安、および老後不安は女性で高く、雇用不安は男性で高い傾向にあった。
2. 健康不安、老後不安に影響を与える社会関係資本として社会参加の程度が影響を与える可能性が示唆された。
3. 信頼関係の希薄さ、地域への愛着の低さが抑うつに程度に影響を及ぼしていた。
4. 男女で生活不安、精神健康への影響要因の違いがみられた。

謝辞

二次分析を行うに当たり、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・アーカイブからの「今後の生活に関するアンケート(2001 年)」(第一生命経済研

究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

- Hall, Alan and Barry Wellman, 1985, "Social Networks and Social Support," Sheldon Cohen and S Leonard Syme eds., *Social Support and Health*, New York: Academic Press, 23-41.
- Idler, Ellen L. and Benyamini Yael, 1997, "Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies," *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1): 21-37.
- Kawachi, Ichiro and Bruce P. Kennedy, 2002, *The health of nations : why inequality is harmful to your health*, New York: New Press. (=2004 , 西信雄ほか訳 『不平等が健康を損なう』, 日本評論社 .)
- Kawachi, Ichiro, Bruce P. Kennedy, and Roberta Glass, 1999, "Social Capital and Self-Rated Health: A Contextual Analysis," *American Journal of Public Health* 89(8): 1187-1193.
- Kawachi, Ichiro, Bruce P. Kennedy, Kimberly Lochner and Deborah Prothrow-Stith, 1997, "Social Capital, Income Inequality, and Mortality," *American Journal of Public Health*, 87(9): 1491-1498.
- 経済企画庁国民生活局編 , 1998 , 『国民生活選好度調査』大蔵省印刷局 .
- Kessler, Ronald C. and Jane D. McLeod, 1985, "Social support and mental health in community samples," Sheldon Cohen and S Leonard Syme eds., *Social support and health*, New York: Academic Press, 219-240.
- 厚生労働省編 , 2004 , 『平成 16 年版厚生労働白書 現代生活を取り巻く健康リスク - 情報と協働でつくる安全と安心 - 』ぎょうせい .
- Krause Neal, Regula, A. Herzog and Elizabeth Baker, 1992, "Providing support to others and well-being in later life," *Journal of Gerontology*, 47(5):300-311 .
- ライフデザイン研究所編 , 2001 , 『ライフデザイン白書 2002-2003』第一生命経済研究所 .
- Lin, Nan ed., 2001, *Social capital: theory and research*, New York: Gruyter.
- Melchior, Lisa A., George J. Huba, Vivian, B. Brown and Cathy J. Reback, 1993, "8- and 4-ITEM VERSIONS, A short depression index for women," *Educational and Psychological Measurement*, 53(4): 1117-1125.
- 内閣府大臣官房政府広報室編 , 2004 , 『国民生活に関する世論調査』内閣府大臣官房政府広報室 .
- 内閣府国民生活局編 , 2003 , 『ソーシャル・キャピタル : 豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて』国立印刷局 .

Putnam Robert D., Robert Leonardi and Raffaella Y. Nanetti, 1993, *Making democracy work : civic traditions in modern Italy*, Princeton: Princeton University Press.

Subramanian SV, Kelvyn Jones and Craig Duncan, 2003, "Multilevel methods for public health research," Kawachi Ichiro and Lisa F. Berkman eds., *Neighborhoods and Health*, New York: Oxford University Press, 65-111.

杉原陽子, 2001, 「高齢者の社会的貢献の実態, 精神面への効果, および関連要因の検討」
東京都老人総合研究所編『厚生科学研究長寿科学総合研究報告書 後期高齢者における
家族・経済・保健行動のダイナミクス』東京都老人総合研究所 社会参加・介護基盤研
究グループ, 47-58 .

第2章 社会的活動への参加を促す要因 - ワーク・ライフ・バランスの観点から -

鈴木 紀子

1. はじめに

近年、「仕事」と「家庭や地域など仕事以外の生活」との調和を図る「ワーク・ライフ・バランス」という考え方が注目されている。ただ、それに関する施策や研究の多くは、少子化の進展から男女を対象とする“子育てと仕事の両立”，就業環境の変化などを背景とする“多様な働き方”，あるいはワークライフ・ライフ・バランスを取り入れた企業の事例などといった観点からの考察が中心となっている。個人の生活において仕事や家庭生活の占める時間は長いものの、必ずしもそれらが生活の全てを占めるわけではない。余暇時間などを利用し各々の関心に応じて参加する趣味や学習，ボランティアなどの活動も、個人の生活を豊かにしていくうえで大切であると考えられる。

本研究では、ワーク・ライフ・バランスの考え方をベースにおきつつ、仕事や家庭など個人が生活の中心となる場から離れて参加する団体活動、すなわち社会的活動に注目する。具体的には、ボランティア活動や地域活動、町内会や自治会など社会に役立つことを目指すものから、趣味や教養を深めるためのグループ、インターネット上のグループなど自分自身の関心に基づいて参加し、自己の欲求すなわち集団への帰属や他者からの認知あるいは自己実現などを満たすことを目指すものまで、活動の目的や組織の特徴を異にする広範囲にわたる団体の活動を想定する。

本稿の目的は、個人の生活において何が社会的活動をする団体への参加につながる要因となるのか、という点について検討することである。果たして、年齢や性別、収入、家族構成など個人の属性や生活状況に応じて、あるいは社会的活動の目的に応じて、どのような相違がみられるのかということを検証する。

2. 先行研究

2.1 ワーク・ライフ・バランスへの着目

ワーク・ライフ・バランスは1990年代頃から欧米を中心に提唱されてきたものであり、わが国においても社会環境の著しい変化を背景に、調査研究や関連施策が進みつつある。ワーク・ライフ・バランスの考え方は、1981年に国際労働機関（ILO）が採択した「家庭的責任を有する男女労働者の機会および待遇の均等」に関する条約（第156号）と勧告（第165号）が起点となり、性別に関係なく育児や介護を行う労働者に対する雇用の均等待遇が実現されるためには男性の家事参加が必要という認識が生まれたという。その後、企業の雇用施策などに対して「ファミリー・フレンドリー」や「ワーク・アンド・ファミリー」

といった言葉が使われたが、共働き世帯や単親世帯の増加などから家族形態の多様化と個人の多様性を尊重する考え方が広がり、子どもの有無や未既婚の別に関わらず全ての人々が仕事と生活を充実させることが重要と考えられ、「ワーク・ライフ・バランス」が使われるようになったとされる（前田 2000；吉澤 2001；厚生労働省 2004）。

こうした経緯を反映して、ワーク・ライフ・バランスに関する既存研究には、諸外国における雇用政策や企業の支援策などに焦点をあてたもの（前田 2000；吉澤 2001；塩谷 2001；パク 2002；O E C D 2003；藤森 2004）をはじめ、男性の育児参加や夫婦による子育てに焦点をあてたもの（佐藤・武石 2004，松田 2005）などが多くみられる。ただ、これらの研究において生活と位置付けられているのは主に育児に関する部分であり、全ての人にとっての仕事と生活の均衡を図るというワーク・ライフ・バランスの考え方を考慮すると、研究の対象が偏りがちとなっている。育児や家事以外のプライベートな時間の過ごし方はどうなのか、育児期に該当しない人々や雇用者として勤務していない人々のワーク・ライフ・バランスはどうなるのか、などという視点が欠けていると考えられる。

アンケート調査の個票から正社員の働き方の多様化を探った武石恵美子（2005）によると、短時間正社員や在宅勤務の希望者は未就学児や小中学生の子を持つ女性と介護に携わる男性に多いこと、学習や社会活動へ参加するためにフレキシブルな働き方を希望する男性が2～3割程度いることが示されている。こうした結果からも、育児以外にもワーク・ライフ・バランスの対象となる行為があることが分かる。ワーク・ライフ・バランスという言葉は使われていないものの、仕事に関する思想史の研究を通じて杉村芳美は、「仕事と余暇，仕事と家庭，個人と社会など，仕事と他の領域とのあいだの均衡に配慮を欠いた仕事は，良い仕事ではありえない。」（杉村 1997：208-209）と、仕事と均衡を図るべき領域について言及している。

2.2 「社会生活基本調査」における余暇時間

次に、1日の生活時間の配分を確認しておこう。総務省が5年ごとに全国の国民を対象に実施する「社会生活基本調査」によると、1日の生活時間は3つの区分、すなわち、睡眠や食事など生理的に必要な活動を行う1次活動、仕事や家事、学業など社会生活を営むうえで欠かせない性質を持つ2次活動、余暇時間を表す3次活動に分けられる。過去3回の調査における1日の時間配分の推移をみると、男女とも2次活動が減少し3次活動は増加する傾向にある（図1）。また、2001年の3次活動時間は6時間26分であり、その内容は休養などに充てる時間が最も長くなっている。男女別にみると、女性と比べて男性の余暇時間は22分長く、休養やテレビの視聴、新聞の購読などに使う休養等自由時間のほか、趣味や娯楽、スポーツ、学習などの活動に使う積極的自由時間においても、女性より男性の方が自由時間は長いことが分かる（図2）。

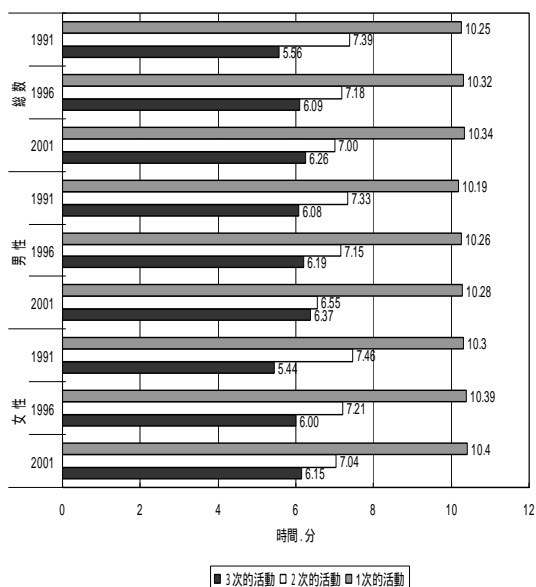


図1 1日の生活時間の活動別推移

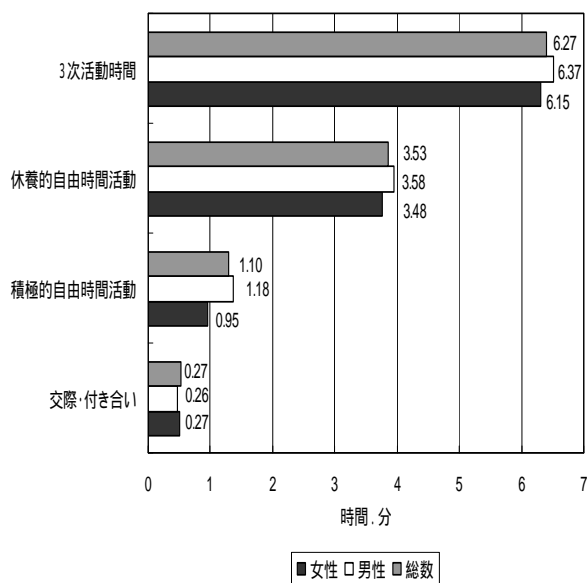


図2 3次の活動の内容

注) 調査対象は15歳以上。図表2の休養的自由時間には「テレビなどの視聴・新聞などの購読」「休養・くつろぎ」が、積極的自由時間には「学業以外の学習・研究」「趣味・娯楽」「スポーツ」「ボランティア・社会参加活動」が含まれる。

出所) 総務省『社会生活基本調査』平成13年より作成。

2.3 社会的活動への参加動向

生活全体に占める余暇時間の傾向をふまえ、積極的自由時間に分類される活動、すなわち何らかの目的を持ち自分の意思で行う活動に関する意識や動向をみておく。くつろぎや休養の時間を過ごす以外に自分の関心に応じた活動に参加する場合には、個々人がどのような志向や意識、関心を持っているのかということが重要になると考えられる。

内閣府の『社会意識に関する世論調査(2005年2月調査)』によると、国や社会のことにもっと目を向けるべき(以下、社会志向)と答えた人の割合は45.7%、「個人生活の充実をもっと重視すべき(以下、個人志向)」は31.5%、「一概に言えない」は19.2%となっている。性・年齢別では、「社会志向」は男性の60歳代で、「個人志向」は男性の50歳代で、その割合が高くなる(図3)。社会貢献意識をみると、「社会の一員として何か社会のために役立ちたいと思うか」という質問に対して、「思っている(以下、あり)」と答えた人の割合は59.1%、「あまり考えていない(以下、なし)」が36.7%となっている。性・男女別では、「あり」と答えた割合は男女とも40歳代、50歳代で、「なし」の割合は男性の20歳代、30歳代、70歳以上と女性の20歳代、70歳以上で高くなる(図4)。

また、ボランティアやNPO、地域活動などへの参加者の特徴を探究した分析によると、参加をめぐる決定には夫婦間の意思が影響する、参加率は地方で高く都市部で低い、個人よりも社会を対象とする活動の方が地域性の影響を受けフリーライダーが発生しやすい

(中島ら 2004; 2005), NPOで主婦が活躍する背景には企業における女性の雇用上の地位の低さと生計を支える夫の存在がある(山内 2001)などの点が明らかにされている。さらに,内閣府の『平成15年度国民生活選好度調査』によると,ボランティアや地域の活動への参加を妨げる要因として,「活動する時間がない」,「興味がわからない」,「参加のきっかけがない」などの理由があげられ,特に仕事をする人の場合には,仕事と活動の両立が困難という回答が8割に達する。

一方,生涯学習の定義¹を広くとらえる内閣府の世論調査の結果をみると,この1年間に行った生涯学習は「健康・スポーツ」,「趣味的なもの(音楽,美術など)」,「パソコン・インターネット」などが上位を占め,「特にしていない」は51.5%であった。

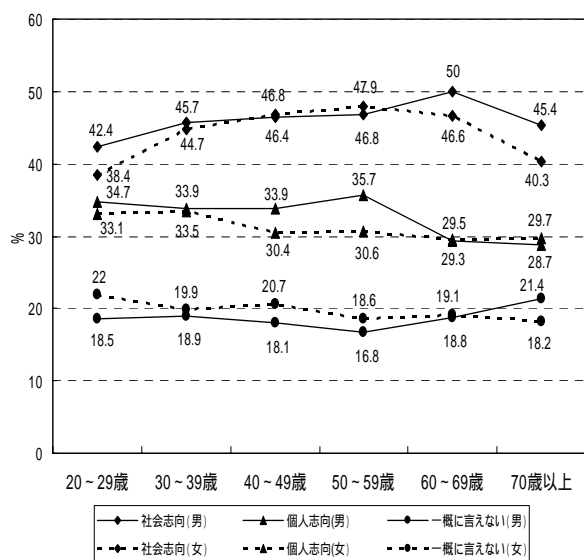


図3 生活における志向

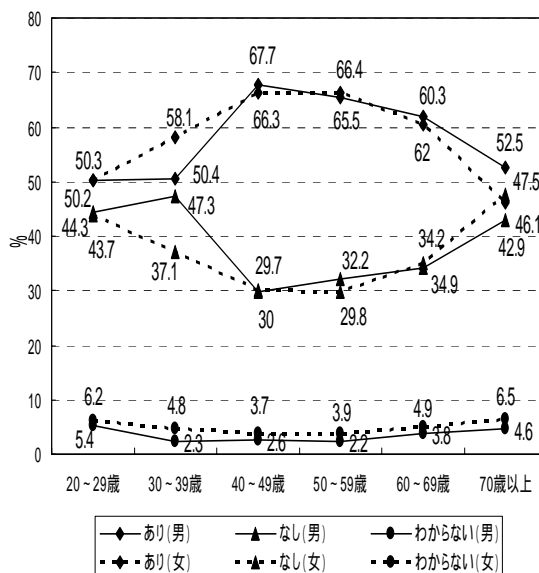


図4 社会への貢献意識

注) 図3の社会志向は「国や社会のことにもっと目を向けるべき」,個人志向は「個人生活の充実をもっと重視すべき」と答えた人を表す。図4は「何か社会のために役立ちたいと思っているか」という質問に対して,「思う あり」「考えていない なし」と答えた人を表す。

出所)内閣府『社会意識に関する世論調査』2005年4月より作成。

3. 分析の前提

3.1 分析枠組みと仮説

分析にあたり,枠組みを設定する。先行研究で取り上げた知見や調査結果は,ワーク・ライフ・バランス,生活時間,社会志向と個人志向,社会貢献意識,ボランティアや生涯

¹ 内閣府の世論調査では「生涯学習は,人々が生涯のいつでもどこでも自由に行う学習活動のことで,学校教育や公民館における講座等の社会教育などの学習機会に限らず,自分から進んで行う学習やスポーツ,文化活動,ボランティア活動,趣味などの様々な学習活動のことをいう。学校における学習活動(正

学習への参加状況など多岐にわたる内容であり、それらの関係を整理するための枠組みが図5である。

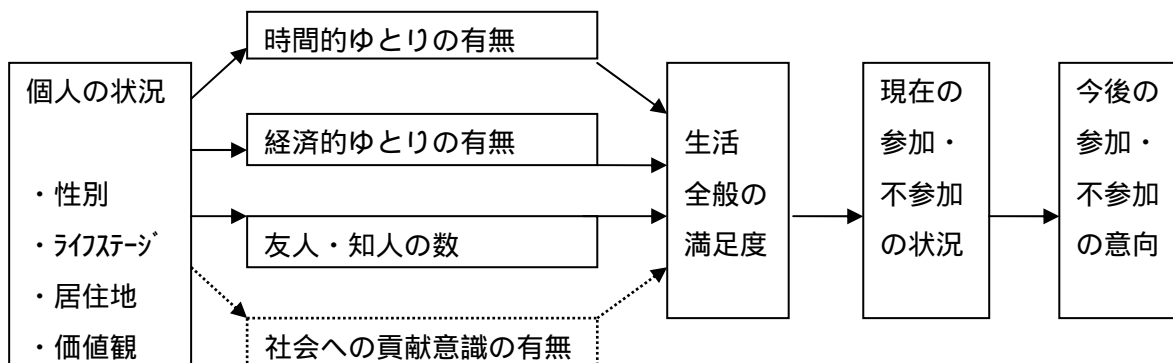


図5．分析の枠組み

社会的活動への参加を促す要因を探るには、「生活時間のうち自由に過ごせる時間が重要となる。また、生計を維持するために必要な収入，コミュニケーションを交わす友人や知人の存在は欠かせない。時には，社会貢献意識など自分の志向や関心に添う行為は精神的な安寧となる。これらの点が充足すると生活全般の満足度は高まり，社会的活動への参加につながる」ということがデータによって支持される必要がある。そのため，検証可能な仮説を次のようにたてることによって，分析を進めていく。

- 【仮説1】 時間的ゆとりがあると，社会的活動に参加する人は増える。
- 【仮説2】 経済的ゆとりがあると，社会的活動に参加する人は増える。
- 【仮説3】 友人や知人が多いと，社会的活動に参加する人は増える。
- 【仮説4】 社会への貢献意識があると，社会的活動に参加する人は増える。
- 【仮説5】 生活全般の満足度が高いと，社会的活動に参加する人は増える。

3.2 使用するデータ

本稿では，ライフデザイン研究所（現・第一生命経済研究所）が2001年1～2月に実施した「今後の生活に関するアンケート 2001」の個票データを用いる。同調査は全国の18～69歳の男女を対象に2年ごとに実施している生活関連の定点調査であり，本データは標本数3000，有効回収数2254（有効回収率75.1%）である。

データの利用上のメリットは，仕事や学業と離れて参加する団体活動やグループ活動に関する項目があり，活動の目的や性質が異なる団体を対象にして現在の活動状況と今後の参加意向について検討できる点にある。また，人とのつきあいや家族の状況，仕事，生活

規課程，公開講座等）や自宅で行う学習活動も含む。」と定義する（『月刊世論調査』37(10):111）。

意識など、個人の生活全般にわたるデータから様々な分析をすることが可能となる。

4. 分析結果

4.1 クロス集計の結果

最初に、分析で使用するデータのうち、主要な属性と現在の参加状況および今後の参加意向について確認をする。

表1の現在の参加状況を見ると、男性の場合、参加が45.9%、不参加が54.1%となるのに対し、女性はそれぞれ48.8%、51.2%であり、女性と比べ男性の参加率がわずかに低い。ライフステージ別では、男女とも未子が小中学生から社会人である時に社会的活動団体へ参加する人の割合が高くなり、独身や新婚期などで不参加の割合が高くなる。

一方、今後の参加意向をみると、男性66.9%、女性72.7%と、男女とも現在の参加割合を大きく上回る意向が示されている。ライフステージ別では、男女とも、未子が小中学生から高校大学生の時などに参加意向が高くなるのに対して、子どものいない中高年では不参加の割合が高くなっている。

表1 社会的活動団体への参加状況と参加意向

ライフステージ	現在の参加状況						今後の参加意向					
	男性			女性			男性			女性		
	参加	不参加	合計	参加	不参加	合計	参加	不参加	合計	参加	不参加	合計
独身	度数 58	146	204	40	118	158	141	64	205	108	50	158
	% 28.4	71.6	100.0	25.3	74.7	100.0	68.8	31.2	100.0	68.4	31.6	100.0
新婚	度数 13	21	34	10	29	39	22	12	34	29	11	40
	% 38.2	61.8	100.0	25.6	74.4	100.0	64.7	35.3	100.0	72.5	27.5	100.0
未子・未就学児	度数 63	76	139	83	102	185	88	50	138	139	46	185
	% 45.3	54.7	100.0	44.9	55.1	100.0	63.8	36.2	100.0	75.1	24.9	100.0
未子・小中学生	度数 83	75	158	100	59	159	106	52	158	121	38	159
	% 52.5	47.5	100.0	62.9	37.1	100.0	67.1	32.9	100.0	76.1	23.9	100.0
未子・高校大学生	度数 62	48	110	71	51	122	87	25	112	99	23	122
	% 56.4	43.6	100.0	58.2	41.8	100.0	77.7	22.3	100.0	81.1	18.9	100.0
未子・社会人	度数 179	168	347	226	187	413	231	116	347	297	116	413
	% 51.6	48.4	100.0	54.7	45.3	100.0	66.6	33.4	100.0	71.9	28.1	100.0
子のない中高年	度数 35	48	83	30	35	65	47	36	83	41	24	65
	% 42.2	57.8	100.0	46.2	53.8	100.0	56.6	43.4	100.0	63.1	36.9	100.0
無回答	度数 5	4	9	2	8	10	4	5	9	3	7	10
	% 55.6	44.4	100.0	20.0	80.0	100.0	44.4	55.6	100.0	30.0	70.0	100.0
合計	度数 498	586	1084	562	589	1151	726	360	1086	837	315	1152
	% 45.9	54.1	100.0	48.8	51.2	100.0	66.9	33.1	100.0	72.7	27.3	100.0

注) 性別にみた参加・不参加のうち、回答割合の高いライフステージ上位3位をゴシック体で記した。

次に、現在の参加状況と今後の参加意向をみると、現在参加している人のうち、今後も参加の意向をもつ人が90%近くに達する一方、参加意向をもたない人も約12%いる。現在不参加の人のうち、今後の参加意向をもつ人は53%、もたない人は47%であった(表2)。こうした点を調整済み残差により確認すると、現在参加している人は今後も参加する意向をもち、現在参加していない人は今後も参加しない意向をもつことが示された。

表2 現在の参加状況と今後の参加意向

		現在			合計
		参加	不参加		
今後	参加	度数	935	620	1555
		%	88.4	53.0	69.8
	不参加	度数	123	549	672
		%	11.6	47.0	30.2
	合計	度数	1058	1169	2227
		%	100	100	100

(P=0.00<0.05, 相関係数:0.384***)

社会的活動を行う団体の活動内容は幅広く、活動目的も様々である。以下では、主に自分自身の興味や関心を満たすために参加する団体を「自己目的型」、社会に役立つために参加する団体を「社会貢献型」と分類する。本データのうち、自己目的型には「趣味・娯楽・スポーツの団体」、「勉強・学習・教養の団体」、「コンピュータ・ネットワーク上のグループ」を、社会貢献型には「町内会・自治会」、「ボランティア・地域活動の団体」をあてる。

表3は、現在の参加状況ごとにみた今後の参加意向を示している。活動目的別に現在参加している団体を見ると、3つのカテゴリー（社会貢献型と自己目的型の両方に参加、社会貢献型もしくは自己目的型にのみ参加）とも今後の参加意向を持つ人の割合が圧倒的に高く、約8～9割を占める。ただし、社会貢献型の団体にのみ参加している場合、今後は不参加と答える人の割合が他の2つよりも高くなる（表3の左表）。一方、現在の状況から今後の参加意向をもつ団体を見ると、現在の参加不参加に関わらず、社会貢献型よりも自己目的型の活動への参加を望む人の割合が高い（表3の右表）²。

表3 団体の活動目的別にみた現在の参加状況と今後の参加意向

		現在参加している活動					
		社会貢献&自己目的型	社会貢献型	自己目的型	不参加・その他	合計	
今後	参加	度数	227	252	435	649	1563
		%	95.4	78.0	92.4	53.8	69.8
	不参加	度数	11	71	36	557	675
		%	4.6	22.0	7.6	46.2	30.2
	合計	度数	238	323	471	1206	2238
		%	100	100	100	100	100
相関係数		0.192 ***	0.073 ***	0.253 ***	-0.377 ***		

(P=0.00<0.05)

		現在				
		参加	不参加	合計	相関係数	
今後参加したい活動	社会貢献型	度数	243	106	349	
		%	23.0	9.1	15.7	0.283 ***
	自己目的型	度数	682	514	1196	
		%	64.5	44.0	53.7	0.708 ***
	その他	度数	10	0	10	
		%	0.9	0.0	0.4	0.044 *
特になし	度数	123	549	672		
	%	11.6	47.0	30.2	-1.000 ***	
無回答	度数	2	6	8		
	%	0.2	0.5	0.4		
合計	度数	1058	1169	2227		
	%	100	100	100		

(P=0.00<0.05)

² これらは調整済み残差でも確認できる。現在参加している活動目的別に今後の参加希望をみると、社会貢献&自己目的型9.1、社会貢献型3.5、自己目的型12.0となる（左表：現在の参加活動別×今後の参加）。また、現在参加している場合の今後の参加意向を活動目的別にみると、社会貢献型9.0、自己目

4.2 分析に使用する変数とモデル

分析で使う変数を説明する。被説明変数は、社会的活動に参加(=1)と不参加(=0)とし、現在の参加状況と今後の参加意向についてもそれぞれ設定する。また、活動目的別に、社会貢献型の活動に参加(=1)不参加(=0)と自己目的型の活動に参加(=1)不参加(=0)という被説明変数も加える。説明変数は、性別(男性ダミー=1)、ライフステージ(「末子・社会人」を基準、各ステージにダミー設定)、居住地の規模³(「中都市」を基準、各都市にダミー設定)、1日の労働時間(5段階)、本人年収(12段階)、気軽に付き合う友人数、社会貢献意識ダミー(「社会に役立ちたいと思う」「どちらかと言えば思う」=1、「思わない」「どちらかと言えば思わない」=0)、生活全般の満足度(「満足」「まあ満足」=1、「不満」「どちらかと言えば不満」=0)とする。なお、今後の参加意向の分析には、被説明変数のうち現在の参加状況、すなわち、社会貢献型の活動に参加、自己目的型の活動に参加、を説明変数として加える。

推計は、二項ロジスティック回帰分析(以下、ロジット分析)を用いる。まず、現在の参加の有無とともに、活動目的別に自己目的型への参加の有無と社会貢献型への参加の有無を分析する。次に、今後の意向に関しても同様の分析を行う。これらの結果を通して、現在の参加状況と今後の参加意向に影響を及ぼす要因を探る。

< 回帰式 > 社会的活動に参加

$$\begin{aligned}
 &= a_1 \text{ 男性ダミー} + a_2 \text{ ライフステージダミー} + a_3 \text{ 市郡別ダミー} \\
 &+ a_4 \text{ 1日の労働時間} + a_5 \text{ 本人の年収} + a_6 \text{ 気軽に付き合う友人数} \\
 &+ a_7 \text{ 社会貢献意識ダミー} + a_8 \text{ 生活全般満足度ダミー} + b \text{ (定数項)}
 \end{aligned}$$

表4 記述統計

変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
現在の参加(参加=1)	2235	0	1	0.474	0.499
社会貢献型(＼)	2254	0	1	0.249	0.433
自己目的型(＼)	2254	0	1	0.315	0.465
今後の参加(参加=1)	2238	0	1	0.698	0.459
社会貢献型(＼)	2254	0	1	0.155	0.362
自己目的型(＼)	2254	0	1	0.534	0.499
性別 男性ダミー(男性=1)	2254	0	1	0.485	0.500
ライフステージ(基準:末子・社会人)					
独身ダミー	2254	0	1	0.161	0.368
新婚ダミー	2254	0	1	0.033	0.178
末子・未就学児ダミー	2254	0	1	0.144	0.351
末子・小中学生ダミー	2254	0	1	0.141	0.348
末子・高校大学生ダミー	2254	0	1	0.104	0.306
子どものいない中高年ダミー	2254	0	1	0.066	0.248
市郡別(基準:中都市)					
大都市ダミー	2254	0	1	0.214	0.410
小都市ダミー	2254	0	1	0.192	0.394
郡部ダミー	2254	0	1	0.206	0.404
1日の労働時間(5段階)	2245	0	4	1.455	1.535
本人の年収(12段階)	2050	1	12	4.178	2.790
気軽に友人数	2242	0	99	9.322	9.431
社会貢献意識ダミー(有り=1)	2236	0	1	0.727	0.446
生活満足度ダミー(満足=1)	2254	0	1	0.642	0.480

的型9.7, 特にない1.1となる(右表:現在の参加×今後の参加活動別)。

³ 居住地規模は、大都市=13大都市, 中都市=人口10万人以上, 小都市=人口10万人未満と分類。

4.3 推計結果

現在の参加状況に関する推計結果が表5である。これによると、社会的活動団体に参加する際に正の影響を及ぼしているのは、ライフステージが末子・小中学生、居住地が郡部、本人の年収、友人数、社会貢献意識、生活満足度となる。その一方、係数（B）が負となることから、女性や末子が社会人である人と比べて、男性、独身や新婚期の人が団体に参加する可能性は低くなる。また、1日の労働時間の影響も低い。

活動目的別にみると、被説明変数を“社会的活動団体に参加”とした場合の分析結果と同様の傾向がみられる一方で、社会貢献型もしくは自己目的型の活動団体に参加する人のあいだにはいくつかの違いがある。自己目的型への参加には居住地が大都市であることや本人の年収が正の影響を与えるほか、社会貢献型へ参加する人よりも自己目的型へ参加する人の方が社会貢献意識の影響が強いといった傾向もみられる。

表5 ロジット分析による現在の参加状況の推計結果

	社会的活動団体に参加			社会貢献型の活動団体に参加			自己目的型の活動団体に参加			
	B	有意確率	Exp(B)	B	有意確率	Exp(B)	B	有意確率	Exp(B)	
性別	男性がミ	-0.251	0.039 *	0.778	0.170	0.227	1.186	-0.508	0.000 ***	0.602
ライフステージ	基準：末子・社会人									
	独身がミ	-0.979	0.000 ***	0.376	-1.958	0.000 ***	0.141	-0.283	0.094 †	0.753
	新婚がミ	-0.849	0.004 **	0.428	-1.327	0.002 **	0.265	-0.272	0.377	0.762
	末子・未就学がミ	-0.148	0.315	0.862	-0.278	0.097 †	0.757	0.134	0.392	1.143
	末子・小中学生がミ	0.417	0.005 **	1.518	0.284	0.069 †	1.329	0.382	0.014 *	1.465
	末子・高校大学生がミ	0.212	0.213	1.236	-0.073	0.687	0.929	0.162	0.355	1.176
	子どものいない中高年がミ	-0.161	0.433	0.852	-0.381	0.114	0.683	-0.042	0.852	0.959
居住地規模	基準：中都市									
	大都市がミ	0.024	0.852	1.025	-0.357	0.025 *	0.700	0.246	0.066 †	1.279
	小都市がミ	0.083	0.538	1.086	0.233	0.117	1.262	-0.039	0.786	0.962
	郡部がミ	0.243	0.064 †	1.275	0.229	0.110	1.258	-0.004	0.974	0.996
	1日の労働時間	-0.116	0.002 **	0.890	-0.105	0.016 *	0.900	-0.102	0.011 *	0.903
	本人の年収	0.054	0.027 *	1.056	0.016	0.543	1.016	0.070	0.005 **	1.073
	気兼ねな友人数	0.064	0.000 ***	1.066	0.040	0.000 ***	1.041	0.044	0.000 ***	1.045
	社会貢献意識がミ	0.382	0.001 ***	1.465	0.235	0.066 †	1.265	0.443	0.000 ***	1.558
	生活満足度がミ	0.418	0.000 ***	1.519	0.312	0.009 **	1.366	0.502	0.000 ***	1.652
	定数	-1.104	0.000	0.331	-1.660	0.000	0.190	-1.873	0.000	0.154
	-2 対数尤度		2498.614			2036.732			2337.944	
	Cox & Snell R 2 乗		0.128			0.107			0.081	
	Nagelkerke R 2 乗		0.170			0.158			0.114	
	サンプルサイズ		2004			2018			2018	

注) 表中の†は10%水準，*は5%水準，**は1%水準，***は0.1%水準で有意なことを示す。

次に、今後の参加意向に関する推計結果をみる。表6によると、活動団体への参加意向に正の影響を与えているのは、ライフステージが独身や末子が未就学児または高校大学生であること、本人の年収、友人数、社会貢献意識、生活満足度、現在の参加状況であり、男性であることは負の影響を及ぼす。活動目的別にみると、社会貢献型への参加に正の影響を与えているのが友人数と社会貢献意識であるのに対し、自己目的型では子どものいない中高年を除く全てのライフステージ、本人年収となるなど、団体の活動目的の違いによって参加に結びつく要因が大きく異なることが分かる。現在の参加状況が今後の参加意向

に影響を及ぼす点は、社会的活動、社会貢献型および自己目的型の活動において共通する。

表6 ロジット分析による今後の参加意向の推計結果

	活動団体に参加			社会貢献型の活動に参加			自己目的型の活動に参加		
	B	有意確率	Exp(B)	B	有意確率	Exp(B)	B	有意確率	Exp(B)
性別 男性ダミー	-0.452	0.001 ***	0.636	-0.070	0.668	0.932	-0.282	0.019 *	0.754
ライフステージ 基準：未子・社会人									
独身ダミー	0.517	0.002 **	1.676	-0.327	0.164	0.721	0.633	0.000 ***	1.883
新婚ダミー	0.416	0.166	1.516	-0.352	0.412	0.703	0.562	0.040 *	1.754
未子・未就学児ダミー	0.301	0.076 †	1.351	-0.308	0.144	0.735	0.396	0.008 **	1.486
未子・小中学生ダミー	0.132	0.451	1.141	-0.367	0.077 †	0.693	0.324	0.034 *	1.383
未子・高校大学生ダミー	0.656	0.002 **	1.928	-0.012	0.957	0.988	0.496	0.004 **	1.642
子どものいない中高年ダミー	-0.208	0.347	0.812	0.121	0.652	1.129	-0.258	0.220	0.772
居住地規模 基準：中都市									
大都市ダミー	0.005	0.972	1.005	0.161	0.370	1.174	-0.138	0.285	0.871
小都市ダミー	-0.077	0.600	0.926	-0.181	0.335	0.834	-0.004	0.974	0.996
郡部ダミー	0.039	0.791	1.040	0.125	0.469	1.133	-0.041	0.755	0.960
1日の労働時間	-0.043	0.317	0.958	0.003	0.955	1.003	-0.034	0.374	0.967
本人の年収	0.069	0.017 *	1.072	-0.013	0.695	0.987	0.062	0.012 *	1.064
気兼ねな友人数	0.018	0.023 *	1.019	0.012	0.047 *	1.012	0.000	0.960	1.000
社会貢献意識ダミー	0.311	0.008 **	1.364	0.590	0.000 ***	1.805	-0.027	0.800	0.973
生活満足度ダミー	0.185	0.098 †	1.203	0.152	0.291	1.165	0.076	0.453	1.079
現在社会貢献型に参加ダミー	1.009	0.000 ***	2.744	1.656	0.000 ***	5.236	-0.408	0.001 ***	0.665
現在自己目的型に参加ダミー	1.988	0.000 ***	7.304	-0.364	0.013 *	0.695	1.508	0.000 ***	4.517
定数	-0.452	0.014	0.637	-2.637	0.000	0.072	-0.513	0.002	0.599
-2 対数尤度		2067.341			1552.269			2532.896	
Cox & Snell R ² 乗		0.171			0.097			0.118	
Nagelkerke R ² 乗		0.242			0.167			0.158	
サンプルサイズ		2006			2018			2018	

注) 表中の†は10%水準，*は5%水準，**は1%水準，***は0.1%水準で有意なことを示す。

4.4 仮説の検証

以上の結果をもとにして仮説の検証を行う。まず、「仮説1：時間的ゆとりがあると、社会的活動に参加する人は増える」という点に関して1日の労働時間をみると、現在の参加状況で有意となっており、係数は負でありオッズ比も1より小さいことから、労働時間が少ないほど、すなわち時間的ゆとりがあるほど社会的活動に参加するという仮説1は支持されると考えられる。有意ではないものの、こうした傾向は今後の参加意向においても確認できる。ただし、社会貢献型の活動に参加意向を持つ場合、係数の符合やオッズ比をみると、時間的ゆとりが必ずしも参加につながるものにはなっていない。

次に、「仮説2：経済的ゆとりがあると、社会的活動に参加する人は増える」という点に関して本人の年収をみると、現在の参加状況では社会活動団体への参加と自己目的型の活動への参加において有意に正となっており、本人年収の影響がみられる。今後の参加意向においても同様の結果となっている。一方、社会貢献型の活動に参加する場合は、現在の参加状況、今後の参加意向とも年収は有意とならない。経済的ゆとりは、活動の目的に応じて参加につながる要因になる場合とならない場合があることが分かる。仮説2は一定の範囲内において支持されるといえるだろう。

「仮説3：友人や知人が多いと、社会的活動に参加する人は増える」という点について気軽に付き合う友人数をみると、現在の参加状況では大きな影響を及ぼすことが明らかに

なっている。今後の参加意向では、現在の参加状況で示されたほどの強い影響はないものの、係数やオッズ比から一定の影響を及ぼしていることが分かる。友人の存在は参加に結びつく要因であり、友人が多いと参加の可能性や機会が増えることにもつながりやすく、仮説3は支持されると考えられる。

さらに、「仮説4：社会への貢献意識があると、社会的活動に参加する人は増える」という点について社会貢献意識をみると、現在の活動状況を示す3つの分析で全て有意となり正の影響がみられることから、仮説は支持されるといえよう。ただし、社会貢献型の活動に参加する場合の有意確率は、社会的活動団体や自己目的型の活動に参加する場合と比べて低くなっている。社会貢献意識の有無が必ずしも参加に直接つながるとは限らないことが推察される。

最後に、「仮説5：生活全般の満足度が高いと、社会的活動に参加する人は増える」という点を見ると、現在の参加状況において、生活全般の満足度は社会的活動団体への参加に影響を与えている。今後の参加意向においても、その傾向がわずかに表れていることから、仮説はおおよそ支持されると考えられる。

4.5 考察

果たして、これまでの検証を通して何が明らかになったのか、整理を試みる。社会的活動への参加を促す要因のうち、第一に、個人属性に関するものとして性別、年齢や家族の状態を意味するライフステージ、居住地の影響を検討すると、男性よりも女性の方が社会的活動に参加する傾向にある、独身や新婚といった若年期よりも年齢を重ねたライフステージの方が参加する傾向が高くなるとともに、子どもの有無が参加に影響を及ぼす、居住地は参加に対してある程度の影響をもつ、などのことがいえよう。特に、ライフステージについてみると、現在参加の少ない独身や末子・未就学児などの層が、今後の参加意向では参加を示している点は興味深い。どのような条件を整えば今後の参加が実現できるのか、検討の余地が残る。また、仮説の検証でも明らかとなったように、1日の労働時間、本人の年収、友人数、社会参加意識、生活全般の満足度も社会的活動への参加につながる要因となる。

第二に、社会的活動の目的による違いをみると、社会貢献型の活動では、独身、新婚、末子・未就学などライフステージ前半にあたる年齢層の参加が少ない、大都市居住者の参加が少ない、主に友人数、社会貢献意識、現在の参加状況が参加に影響を与える、などの点が示されている。一方、自己目的型の活動では、女性の参加が多く、幅広いライフステージの人が今後の参加意向をもつ、大都市居住者の参加が多い、主に本人の年収、現在の参加状況などの影響がある、といった特徴がみられる。両者に顕著な相違は、主にライフステージや居住地、本人年収、社会貢献意識などにあると考えられる。

ライフステージに関しては、上述したように独身や末子・未就学児など現在の参加が少

ない層が今後の参加意向を示しており、その意向は自己目的型の活動への参加に顕著に表れている。自己目的型の活動では本人年収が有意である点を考慮すると、現在参加していない層が今後の参加を可能にするためには、経済的ゆとりが必要となると考えられる。

また、社会貢献意識についてみると、現在の参加状況においては、社会貢献型よりも自己目的型の活動の方にその影響が効いている。おそらく、社会貢献意識があっても様々な事情により社会貢献型の活動に参加できない、あるいは本人に社会貢献意識が無くとも参加せざるをえない状況にいる、などの実態があると推察できる。現在の参加状況をみる限り、社会貢献意識の有無は活動目的の違いを示すに大きな要因とはなっていない。

ただし、それは今後の参加意向において明確な違いとして表れる。社会貢献意識は社会貢献型の参加意向では有意となるのに対し、自己目的型では有意とならない。また、活動目的別に現在の参加状況を見ると、社会貢献型の活動に参加している場合、社会貢献型の参加意向に正の影響を与えるのに対し、自己目的型の参加意向には負の影響を及ぼす。一方、現在自己目的型に参加している場合、社会貢献型の参加意向に与える影響は負であるのに対し、自己目的型の参加意向に及ぼす影響は正となる。こうした点は、活動の実態から導かれる証左といえよう。活動目的による違いは、参加に関する意志、すなわち社会貢献意識や現在の参加状況にもとづいて生まれる今後の参加意向に見て取ることができる。

5. むすびにかえて

本稿では、ワーク・ライフ・バランスの考え方を念頭におきながら、社会的活動への参加につながる要因を検討してきた。人々が心豊かで充実感の持てる生活を送るためには、2次的活動時間とされる仕事や家庭生活、そして3次的活動時間に位置づけられる余暇をバランス良く配分していかれるかどうかという点が重要になると考えられる。今後の生活の方向性を探るにあたって、社会的活動への参加は、ワーク・ライフ・バランスを実現するための選択肢の1つになるといえるだろう。ただ、残念ながら現在の社会の仕組みと個人の生活状況においては障壁となる要素が数多く存在しており、分析でもそうした要素のある様子が伺えた。

今回の分析では、まだまだ不十分な点も多い。社会貢献型と自己目的型という2類型による分析に留まらず、社会的活動団体の分類に即したグルーピングによる分析を行うなど、分析方法と分析対象の再検討を今後の課題としたい。さらに、現在の生活の満足度と参加の関係については、因果関係がわかりにくい部分があることは否めない。果たして、現在の生活に満足しているから社会的活動に参加するのか、それとも社会的活動に参加することにより生活の満足度が高まるのか、といった点については、本稿の分析枠組みでは前者の立場をとるものの、ワーク・ライフ・バランスの観点からみれば後者の立場が妥当とされるだろう。こうした点の更なる検討も、今後の課題となってくる。

謝辞

二次分析に当たり、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・アーカイブから「今後の生活に関するアンケート 2001」(ライフデザイン研究所, 現・第一生命経済研究所)の個票データの提供を受けました。また、2005年度二次分析研究会参加者の方々をはじめ二次分析研究報告会では中山和弘先生(聖路加看護大学)から、多くの有益なご助言を頂きました。深く感謝申し上げます。なお、本文にあり得るべき誤りは全て筆者に帰するものです。

参考文献

- Department of Trade and Industry, 2006, "Flexible Working and Work-Life Balance" (http://164.36.164.20/er/fw_wlb.htm, January 8, 2006).
- OECD., 2003, *Babies and Bosses: Reconciling Work and Family Life Austria, Ireland and Japan Volume 2*, OECD (= 高木郁朗監訳, 2005, 『国際比較: 仕事と家族生活の両立 日本・オーストリア・アイルランド』明石書店.)
- 佐藤一子, 1998, 『生涯学習と社会参加 - おとなが学ぶことの意味』東京大学出版会.
- 佐藤博樹・武石恵美子, 2004, 『男性の育児休業 社員のニーズ, 会社のメリット』中央公論新社.
- 塩谷由香 2001, 「米国におけるワークライフバランスの展開 従来型のベネフィットサービスから新サービスの提供へ」『人材教育』13(11): 24-27.
- 杉村芳美, 1997, 『「良い仕事」の思想』中央公論社.
- 武石恵美子, 2005, 「正社員の働き方は変わるのか - 働く時間, 場所の多様化の可能性を探る - 」『ニッセイ基礎研 R E P O R T』102: 6-11
- 中島隆信, 中野諭, 今田俊輔, 2005, 「わが国のボランティア労働供給 - 個票データによる労働供給関数の推定 - 」PRI Discussion Paper Series No.05A-02, 財務省財務総合政策研究所.
- 2004, 「わが国のボランティア活動 - 『社会生活基本調査』の個票データによる観察結果 - 」PRI Discussion Paper Series No.04A-24, 財務省財務総合政策研究所.
- パク ジョアン・スックチャ, 2002, 『会社人間が会社をつぶす ワーク・ライフ・バランスの提案』朝日新聞社.
- 藤森克彦, 2004, 「英国の「仕事と生活の調和策」から学ぶこと - 企業業績の向上にもつながる「調和策」を目指して - 」『みずほ情報総研レポート』2004.10.
- 前田信彦, 2000, 『仕事と家庭生活の調和 日本・オランダ・アメリカの国際比較』日本労働研究機構.

- 松田茂樹, 2005, 「育児期の共働き夫婦のワーク・ライフ・バランス」『LIFE DESIGN REPORT』
168: 16-23 .
- 山内直人, 2001, 「ジェンダーからみた非営利労働市場 主婦はなぜ NPO を目指すのか？」
『日本労働研究雑誌』43(8): 30-41 .
- 吉澤康代, 2001, 「オランダの実態から新たな可能性を探る」『人材教育』13(11): 20-23 .
- 厚生労働省, 2004, 『「仕事と生活の調和に関する検討会議」報告書』.
- 第一生命経済研究所, 2004, 『日本人のライフスタイル及び生活観等に関する調査研究報告書』.
- 内閣府国民生活局, 2004, 『平成 15 年度 国民生活選好度調査』.
- 内閣府大臣官房政府広報室, 2005, 『月刊世論調査 - 生涯学習』37(10).
- 内閣府大臣官房政府広報室, 2005, 『社会意識に関する世論調査』.
- ライフデザイン研究所, 2001, 『ライフデザイン白書 2002 - 03』.

第3章 就業と家庭における性役割分業が 政治参加に与える影響について

前田 幸男

1. 導入

1.1 問題関心

本稿は就業と家庭生活が政治参加に与える影響について考察する。多くの人々にとって、仕事と家庭は日常の関心の大部分を占める。また、時間の大半も仕事と家事・育児等費やされる。それと比較すると、人々が政治に払う関心や、政治活動に割く時間は微々たるものにすぎない。極端な場合は、一度も選挙で投票せずに一生を終えることも可能であろう。しかし、一生家庭も仕事も持たずに生きることは、まずあり得ない。ならば、日常生活の「残余」領域を与えられるに過ぎない政治に人々が払う関心や費やす時間は、就労や家庭の状況から大きな影響を受けているのではないだろうか。

本稿の第1の目的は、従来軽視されていた就労や家庭が政治参加に与える影響を考察することにある。ただし、第2の、より重要な目的は、就労・家庭生活における性役割分業により政治参加における性差が説明可能かを検討することにある。現代社会において、就労、家庭生活において様々な性役割分業が存在することは周知の事実である。男性の就労率は女性よりも高く、子どもがいる場合の育児負担は、女性の方に重くのしかかるのが一般的である。従って、就業と家庭の影響を考察する際に、それが男女で如何に異なるかを検討しなければ、その意味は半減する。以下では、そのような就業、家庭生活における分業が、如何なる政治的帰結を持つのか、さらにはそれがどの程度、男女の間に存在する政治参加の差を説明するのかを、検討する。

1.2 先行研究

政治参加の代表的な形態は選挙における投票である。戦後初期は男性の投票率が女性のそれを大幅に上回っていた。女性の投票率が男性を上回るようになるのは、1960年代後半からである。衆議院選挙の投票率については1969年総選挙以降、女性の方が若干高いまま推移している。参議院に関しては1968年以降女性の投票率の方が高いが、1995年と2004年には、男性の投票率の方がごくわずかに高かった。その意味で、投票参加において政治的に意味のある性差は今日存在しないように思われる。

投票参加以外の政治活動については社会調査データの結果を利用するしか知る術はないが、選挙運動、地域活動、役所への接触等については一貫して男性の方が活動的

である。ただし、既存研究は、極簡単に性差に触れるに留まり、体系的かつ周到な検討が行われてきたとは言い難い。

日本のデータを用いて政治参加における性差を検討した数少ない研究を概観すると、ヴァーバ・ナイ・キム『政治参加と平等』(Verba, Nie, and Kim 1978)は、調査対象7ヶ国に日本を含むと同時に、特に一章を割いて政治参加における性差の分析を行っている¹。そこでは、各国における相違はあるが、基本的に政治参加における性差は男性と女性との間に存在する教育程度の差、および両者の間に存在する組織帰属の差により説明されている。女性だけを見れば、当然、教育程度の高い人は教育程度の低い人よりも積極的に政治活動に参加する。また、多くの組織に帰属する女性は、組織との関係が少ない女性よりも積極的である。ただし、一つ問題になるのは、同じ教育程度の男性と女性とを比べても政治参加における性差は明瞭に存在することである。ヴァーバ・ナイ・キムは、そこに教育や組織帰属とは異なる、社会的・文化的要因が存在することを指摘した上で、回避仮説と抑制仮説という二つの仮説を提案している。

回避仮説は、女性は基本的に政治に関心がないが故に、投票以外の政治活動に参入しないという議論である。裏を返すと、男性よりも高い投票参加は義務感と動員の結果であり、明確な目的達成手段としての政治的行為ではないことになる。それに対して抑制仮説とは、心理的に政治に対する関心はあるが、内的あるいは外的制約の存在故に政治に参加できないというものである。内的制約としては性役割に対する規範的な考え方、外的制約としては、育児・家事労働による時間の欠如などが考えられよう。また、仮に明確な抑制の圧力が無くとも機会・知識・技能の欠如から具体的に如何なる手段を用いて目的を達成できるかが分からないが故に参加しない(できない)可能性もある²。

ヴァーバ・ナイ・キムは、7カ国のデータを吟味した後に、基本的には回避仮説が妥当すると結論付けている。即ち女性は政治について興味・関心が低い故に、政治活動に消極的なのである³。ただし、日本を含む数カ国のデータを見ると、高学歴の有職女性は、政治的関心が高いにもかかわらず、男性一般と比べても政治参加に消極的

¹ この章には Goldie Shabad という第4の著者が存在するが、日本語訳では全ての脚注が削除されているため、その旨が明らかではない。

² ただし、回避と抑制とは相互に矛盾する作用ではなく、相乗効果をもたらすことも十分考えられる。

³ 三次元的権力論(ルークス 1995)を援用すれば、そもそも女性の政治的関心の低さ自体が、男性中心の権力構造の発露であり、女性は政治的関心を持たないように教育・洗脳されていると論ずることも可能であろう。本稿では権力論の詳細に立ち入る余裕はないが、仮に女性の政治的関心が本来ならばもっと高かったはずであると論じることができるとしても、如何なる関心かという問題は残る。また、米国における憲法修正条項批准失敗の経緯を見ると、女性の政治参加は男女で均等な職業・社会参加という意味における女性の利益促進に常につながるわけではない(Mansbridge

である。ヴァーバ・ナイ・キムはそこに政治への心理的関与が参加活動として現れることを防ぐ何らかの抑制の力学が働いていることを示唆している。

ヴァーバ・ナイ・キムの研究を前提に、1970年代後半から80年代の変化について検討したのが、綿貫穰治「有権者としての日本女性」（1991）である。綿貫は1987年に明るい選挙推進協会が行った調査データを利用しているが、従前と比べて女性の政治的関心が高まっていることを指摘し、既に80年代後半の段階で政治参加における性差を単純に回避仮説のみで説明することは難しく、抑制仮説がより妥当する状況になっていると論じている。特に高学歴を有する者のみに比較を限定すれば、心理的関与については顕著な性差は消滅している。

ヴァーバ・ナイ・キムの国際比較研究も、その後の変化について論じた綿貫の論文も、女性の政治に対する心理的関与が政治活動へと転化されないこと、あるいは女性の場合、政治的関心が男性の場合ほど、政治活動を促進しないことを根拠として、抑制仮説が一定の妥当性を持つと結論づけている。ただし、両者とも具体的に何が女性の政治参加を抑制しているのかについて明確に議論していない。

この点、筆者は、ヴァーバが後にバーンズとシュロツマンと行った米国における政治参加と性差との研究(Burns, Schlozman, and Verba 2001)を参考にして、家庭内性役割分業・家事負担や、就業形態・職種における男女の差が、女性に不利に働いているのではないかと考え、分析を試みた(Maeda 2005)。すなわち、女性の政治的関心が具体的な参加活動へと結実しないのは、家事・育児負担が男性よりも女性に重くのしかかること、また、職業を通じた政治参加への経路が、就業形態や職種の差により、女性には閉じられているからではないかと想定したのである。拙稿で分析に用いたのは東京大学東洋文化研究所が行ったアジア・ヨーロッパ調査の日本データだが、雇用形態や婚姻状況が一定の影響を政治参加にもたらすことは確認できた。また、社会属性との関係を詳細に検討すると、従来は必ずしも明確に議論されていなかった次のような傾向が浮かび上がった。政治参加を説明する重要な変数の一つは年齢であるが(蒲島 1988)、その年齢と政治参加との関係が、男性と女性とでは大きく異なるのである。すなわち、男性は年齢が高いほど、政治的にも活発になるのに対し、女性の場合は加齢に応じた政治参加の増加が見られないのである。とりわけ40歳代以降の性差の拡大は大きい。

ではその理由は何であろうか。無論男と女とは本質的に違う、と議論することも可能であるが、筆者はその立場は取らない。従って、年齢と共に変化するが、男女でその変化が異なる要因と政治参加との関係を検討することが重要となる。男性と女性の政治参加の程度は、20歳代、30歳代ではほぼ同じであるが、40歳代以降で大きな違

1986)。従って、筆者には三次元的権力論により女性の政治的関心の低さが説明できるとは思えない。

いになって現れる。これは、憶測を逞しくすれば、女性の就労パターンがMカーブを描くのに関連しているようにも見える。

以上の論点をさらに深めるためには、年齢と共変動する家庭・就労関係と政治参加との関係を詳細に検討する必要があるが、アジア・ヨーロッパ調査は一般的な意識調査、かつ、国際比較ということもあり、家族・家庭生活、就業形態、社会階層等重要な社会学変数の影響を検討するには最適とは言えない。

そこで本稿では JGSS2003 の留置 B 票に政治参加質問が存在することを奇貨として、家庭生活・就労と政治参加との関係を詳細に検討する。男女で異なる年齢の影響を、その原因となる家庭・就労環境との関係から分析することで、従前は必ずしも明確に議論されてこなかった政治参加における性差の原因の一端を明らかにできるのではないかと考えている。具体的に検討対象となるのは、家族関係の変数としては、婚姻状況、子どもの数、長子・末子年齢、⁴ 職業関連では職業（SSM 職業 8 分類）、通勤時間、就労形態、就労時間が政治参加に与える影響である。

2. 記述的分析

2.1 教育と政治的関心

まず、政治参加経験の比率を形態別に示す。JGSS2003 においては B 票（留置）で「次のうち、あなたがこの 5 年間に経験したことすべてに をつけてください」（下線原文）という質問文を用いて、日本人の政治活動について測定を試みている。以下に各項目およびその選択率を男女別に示す。

表 1 政治参加における性差

	投票	町内会活動	有力者と接触	政治家と接触	請願	集会参加	選挙運動	市民運動	署名	献金	N
男性	0.92	0.39	0.18	0.10	0.06	0.33	0.18	0.09	0.25	0.27	722
女性	0.91	0.34	0.08	0.04	0.03	0.19	0.11	0.06	0.26	0.28	984
全体	0.91	0.36	0.12	0.06	0.04	0.25	0.14	0.07	0.26	0.28	1706
t 値	0.31	2.37**	6.28**	5.25**	3.20**	6.43**	3.93**	2.25*	-0.45	-0.35	

各数値は当該活動を行った人の割合である。

t 値は片側検定で、*を $p < .05$ 、**を $p < .01$ の場合に付してある。

一見して明らかであるが、男性の方が政治的に活発である。男女で差がないのは投票と署名という極めて簡便な行為、さらには時間も人脈も要しないであろう献金であ

⁴ 残念ながら家事分担についての質問は調査票に含まれていない。

る⁵。裏を返すと、男性と女性との間に統計的有意差を確認できるのは、時間、人脈、社会的地位等を必要とする活動である。

上記 10 項目を単純に加算して合成尺度を作成すると、全体で平均 2.5、標準偏差 1.8 となる。これを男女別に集計すると、男性は平均 2.8、標準偏差 2.0、女性は平均 2.3、標準偏差 1.7 となる。図 1 に示すヒストグラムが視覚的に理解を助けるであろう。男性の方が全体的に見て活動的である一方、活動量の個人差が大きいことが読みとれる。以下、この尺度（政治参加尺度）を中心に検討する。

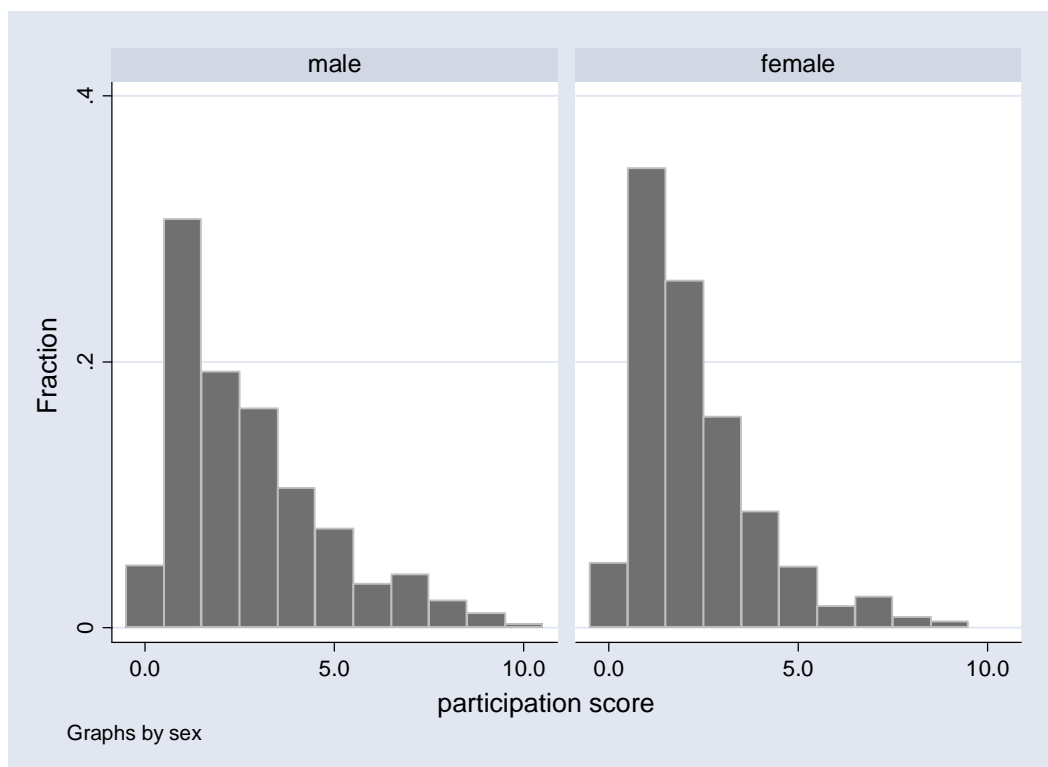


図 1 政治参加尺度の男女別ヒストグラム

では、この男女の活動量の差は何に由来するのであろうか。通説は、政治活動量の男女差の原因を、男女の教育程度の差と政治的関心の差に求めた。通説の正しさを、JGSS2003 においても確認しておこう。まず教育程度の差であるが、今日でも日本人全体を通観すると、男性と女性では教育程度に違いがある（表 2）。最終学歴が大卒以上となる比率が女性では男性より 5% 低く、その分、最終学歴高卒の比率が高まる。

⁵ 献金について男女差を確認できないのは意外であった。ただし、献金の有無ではなく、献金額について調べると、明瞭な差が現れる可能性がある。

表 2 教育程度と政治参加

	男性	女性	合計
中卒	178 24.79 2.7	240 24.54 2.0	418 24.65 2.3
高卒	309 43.04 2.9	473 48.36 2.5	782 46.11 2.6
大卒	231 32.1 26	265 27.10 2.4	496 29.25 2.5
合計	718 100.00 2.8	978 100.00 2.3	1,696 100.0 2.5

各セル内の数値は上から頻度，行%，政治参加尺度の平均点

分布の独立性の検定：カイ二乗値(自由度 2) = 6.21* P 値 = 0.045

教育程度を粗く三つに分類した限りでは，教育程度が政治活動にとって一定の影響を与えているように見える。また，同じ学歴の中で性差を見ると，学歴が高くなるほど政治参加尺度の差が縮小していく。

次に政治に対する関心についてだが，その分布は男女で明らかに異なっている（表 3）。「常に注意を払っている」と「ときどき」とを合算すると男性は約 64%が政治的関心を持っているのに対し，女性の場合は約 49%に過ぎない。また，政治的関心の高低により政治参加の尺度は最大で 1.9 違う。その意味で，政治参加における性差の多くの部分は政治的関心の差により説明できる。今日においても回避仮説は相当の説得力を持っていると言わねばならない。なお，ここで興味深いのは政治的関心の程度が同じ場合でも，関心が低い範疇では男女差が存在しないのに対し，政治的関心が高い範疇においては，男女差が確認できることである。ヴァーバ・ナイ・キムが指摘したように，女性については個人の心理的関与が実際の行動に結実することを妨げる力学が存在する，少なくとも男性よりも強く働いている，ように思われる。そして，教育程度の差，政治的関心の差に還元できない政治参加の性差に，職業生活，家庭生活における性役割分業が関係しているというのが，本稿の作業仮説である。そこで，次節では職業と政治参加との関係を検討する。

表3 政治的関心と政治参加

	男性	女性	合計
つねに注意をはらっている	198 27.50 3.7	136 13.85 3.2	334 19.62 3.5
ときどき注意をはらっている	260 36.11 2.8	347 35.34 2.6	607 35.66 2.7
たまに注意をはらっている	184 25.56 2.1	324 32.99 2.0	508 29.85 2.0
ほとんど注意をはらっていない	78 10.83 1.6	175 17.82 1.6	253 14.86 1.6
合計	720 100.00 2.8	982 100.00 2.3	1,702 100.00 2.5

各セル内の数値は上から頻度，行%，政治参加尺度の平均点

分布の独立性の検定：カイ自乗値（自由度3）= 60.86** P値 = 0.00

2.2 職業

最初に単純な雇用形態による違いを検討する。常勤，パート，自営，無職の4分類について男女それぞれの政治参加尺度の平均値をグラフとして示したのが，図2である⁶。雇用形態の影響は比較的明瞭であり，特に自営業層が政治的に活発であることがわかる。ここで特徴的なのは，全ての雇用形態において性差が（少なくとも記述統計的には）確認できることである。さらに，女性であっても自営業層の女性は他の雇用形態の男性よりも政治的に活発である。その一方，政治的に最も非活動的なのが職業を持たない女性である。自営業者が政治的に活発であることは，自由民主党が伝統的に農業・自営業層を重要な支持基盤とし，組織化の対象としてきたことを考えるならば，決して驚くべき結果ではない。では，正規雇用，パート，無職の差は何に由来するのであろうか。

⁶ 視覚的検討においては，グラフの尺度等，如何にグラフが作られたかが相当判断を左右する（ハフ1968）。変数により，範囲や分類の数に違いがあるので，グラフの体裁を完全に統一することはできないが，本稿においてはつねに政治参加尺度を縦軸に取り，最小値0，最大値4，目盛りは一単位毎にした。

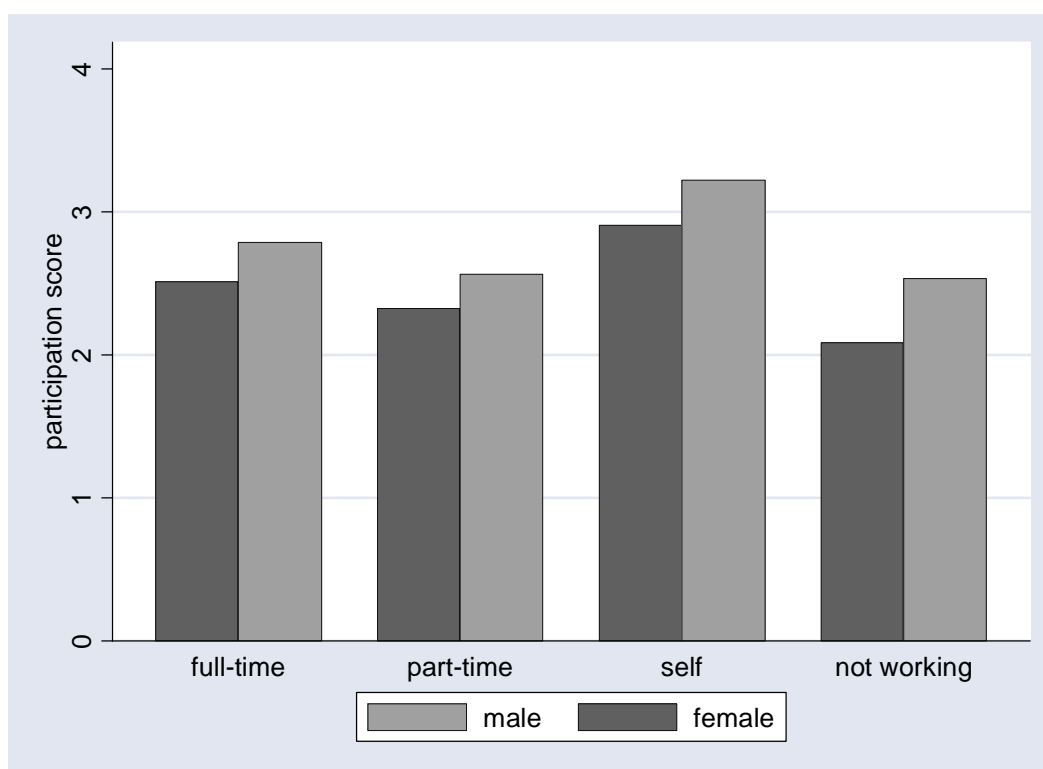


図2 雇用形態と政治参加

職業を持つ者は、利用可能な時間的資源という意味では、無職のものよりも不利な立場にある。政治的活動・選好が雇用形態に影響を与えるというのは考えづらいので、職業そのものが政治活動に影響を与える、あるいは職業を通じて何かが政治活動に影響を与えると想定すべきであろう。その場合、二通りの理由付けが可能であるように思われる。一つは、職業経験を通じて得られる技能・知識が政治参加を促進すると思われる場合であり、これを技能形成仮説と呼ぶ。具体的には、人々は職業を通じて法律、行政制度、会計制度等の知識を習得する、あるいは他者との交渉を行う際の技術を身につけ、政治的に利用可能な人脈を持つ。法律・行政制度を熟知し、他者との交渉にも習熟し、有力者を知己として持つことは、政治活動にとって極めて有益であり、結果として個人の政治活動を促進すると思われる。この場合、管理職・専門職が活動的であることが予測される。もう一つの説明としては、職業経験を通じて同業者の組織・団体に加盟する、あるいは職業利益に鋭敏になることで、政治的に活発化することが考えられる。これを職業利益仮説と呼ぶ。具体的には、組織化が著しい農業、小売業等が政治的に活発だと考えられる。そこで、職業と政治参加との関係をより詳細に検討すべく、SSM 職業 8 分類と政治参加との関係を検討する。

図3は男女別にSSM職業8分類と政治参加尺度との関係を示すものである（白黒印刷で見づらいが、右から左へ、専門、管理、事務、販売、熟練、半熟練、非熟練、農業、無職と並んでいる）。

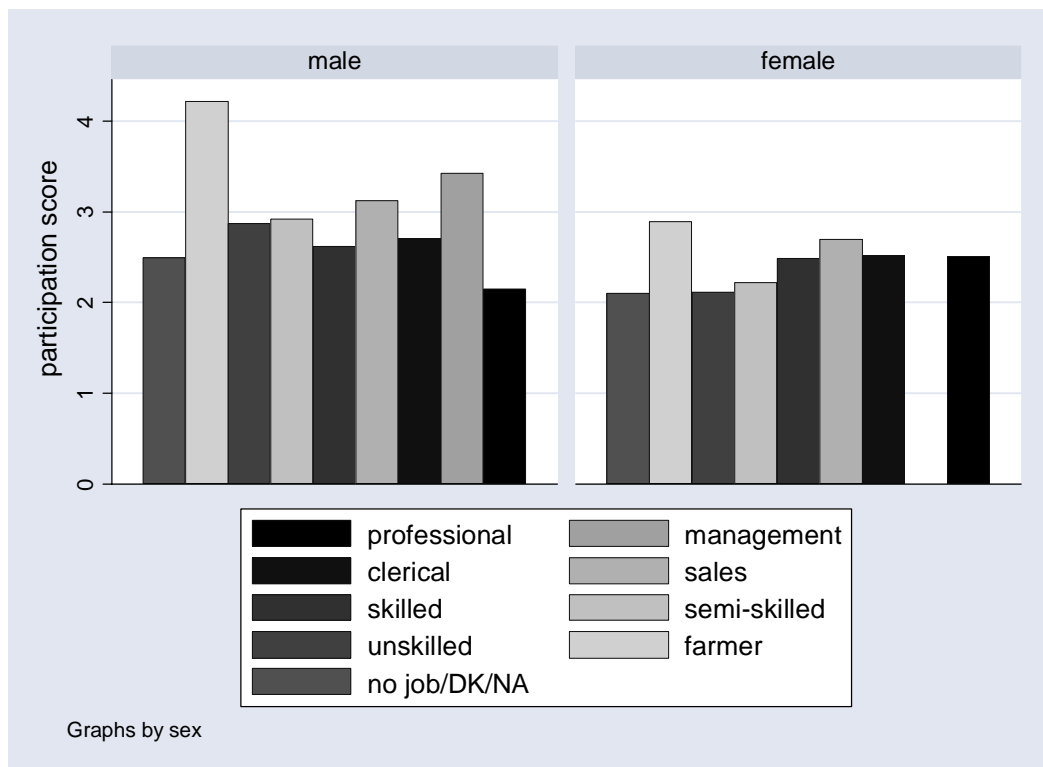


図3 SSM 職業 8 分類と政治参加

まず男性について視覚的に検討すると、技能形成仮説と職業利益仮説のどちらも一定程度当てはまるように見える。男性では専門職が最も政治活動に消極的であり、活動的なのは農業と管理職である。農業従事者の活動量の多さは、農業従事者自身の職業利益意識の高さや、農業協同組合を中心とした政治的働きかけ等によるのであろう。管理職が政治活動に積極的なので、技能形成仮説も部分的には当てはまるように思われる。また男性の無職は、女性の事務・熟練・専門職と同じ程度の活動量を示す。これは、女性の無職の多くが主婦層からなるのに対し、男性の無職の多くが引退した人々だからであろう。すなわち、男性の無職者については過去の職業経験をいわば遺産として持っているのに対し、女性無職者には職業経験の遺産を持つ者が少ないと考えられる。

次に女性のグラフを検討する。女性で一番活発なのは農業従事者であるが、その活動量は男性の半熟練労働者と同じ程度である。ただし女性のグラフの顕著な特徴は、職業範疇間の差が男性の場合ほどは大きくないことであろう。男性は職業経験に応じて政治参加経験が異なるのに対し、女性はその差が明瞭に出ないのである。これは

SSM 職業 8 分類で同じ職業範疇に分類されるとしても、実質的に女性と男性とでその内実が異なるからではないかと考えられる。男性の場合正規雇用とパートはそれぞれ 48%と 7%であるが、女性の場合は 16%と 22%である。専門職や熟練に分類される女性に相当のパートが居ることを考えると、実際問題として女性の場合は男性ほど各職業分類間の差が大きくない可能性がある。

最後に、労働時間と通勤時間とが与える影響を考察しておきたい。仕事に割かれる時間は、政治活動には利用できないという意味で、外的な制約であることは間違いがない。しかし労働時間と政治参加との関係を視覚的に検討すると、そこには期待したような関係を見つけることができなかった。また、労働時間と政治参加尺度との相関係数は 0.01 であり、統計的に有意ではないだけでなく、符号は期待と反対の方向である（なお、男性のみで計算すると -0.03、女性のみであると -0.02 と期待に合致するが、統計的には有意でない）。それと比較すると、同じく統計的に有意ではないが、通勤時間と政治参加との間には、相関係数にして -0.02 と、期待に添う関係が見られる。特に男女別に計算すると、男性は -0.1 で、5%水準で統計的に有意であった。女性の場合相関係数は 0.0 となる。通勤時間と政治参加に関してのみ以下にグラフを示す（左側の通勤時間が短く、右から 2 番目が最も通勤時間が長くなるように並べた）。

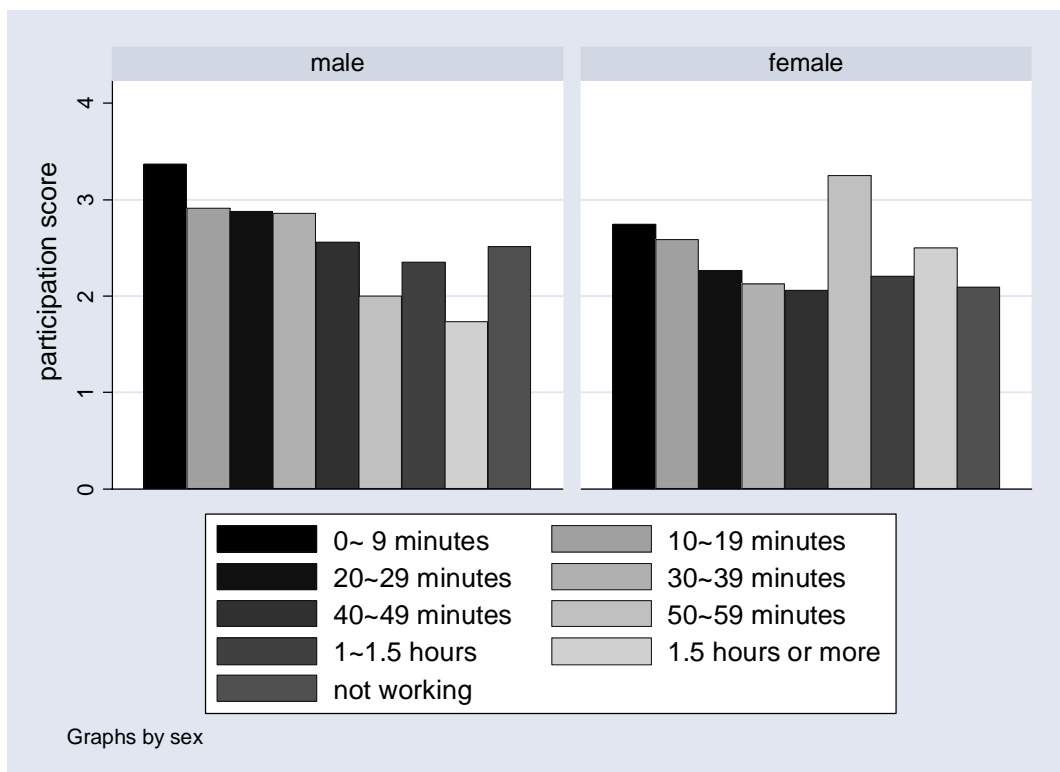


図 4 通勤時間と政治参加

視覚的に検討する限り、男性は通勤時間が長くなるにつれ、政治活動の程度が下がる傾向が明瞭である。女性については通勤時間 50-59 分の人々（ただし人数はわずか 4 人）が極めて活動的であるために、相関係数を計算すると通勤時間 50 分未満で見られるなだらかな減少傾向を打ち消してしまったように思われる。

2.3 家庭

以上、仕事内容および通勤は政治参加を促進あるいは制約する要因として働くことを確認した。特に通勤は時間という貴重な資源を消費することにより、少なくとも男性については政治参加に一定の制約を加えている可能性が高い⁷。では、仕事と並び私たちの日常生活で大きな比重を占める家庭は如何なる影響を政治活動に与えるであろうか。家庭内の性役割分業は、男性と比して多くの時間的負担を女性にかけていると考えられるが、それは政治的に重要な帰結をもたらすであろうか。JGSS2003 には残念ながら家事時間についての質問項目はないが、婚姻関係、子どもの数・年齢を中心に家庭生活が政治活動へと与える影響を検討していこう。

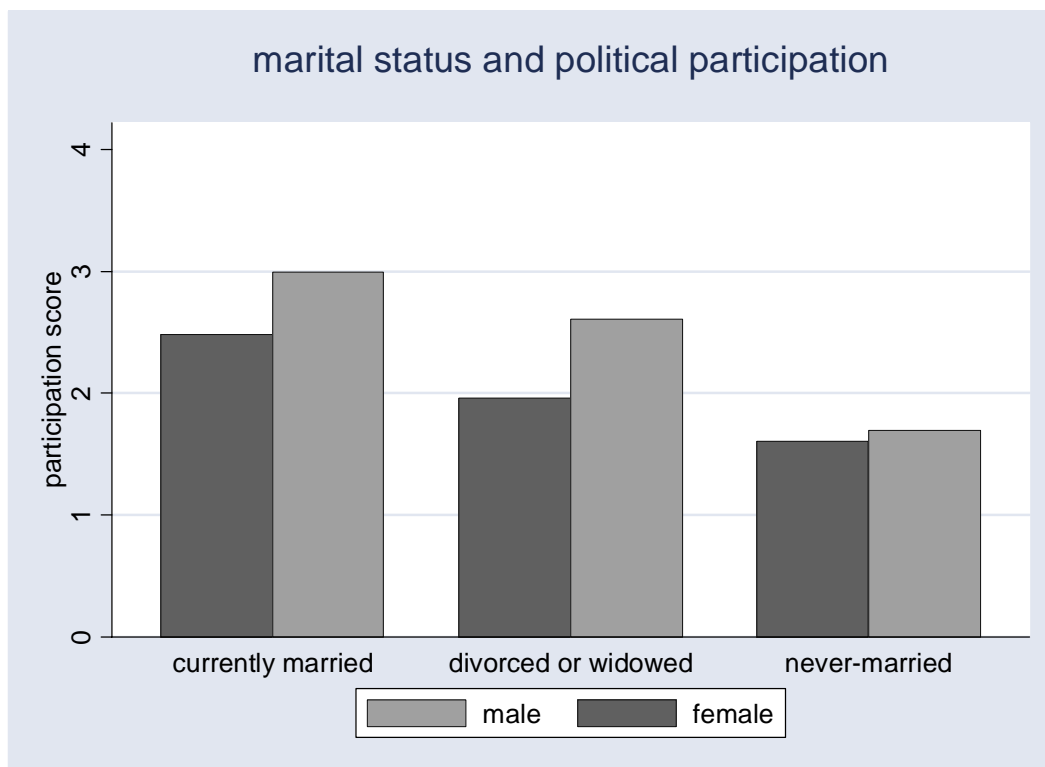


図5 婚姻状況と政治参加

⁷ 労働時間は仕事を通じた人間関係の維持、技能の習得という意味では政治参加を促進する可能性がある。一方、通勤時間の長さは時間を消費するのみならず、地域・社会活動への接触を制約し、人々を政治活動へと誘導する重要な経路を絶つ役割を果たすと議論することも可能であろう。

最初は婚姻そのものと、政治参加との関係である。結果は明瞭であり、未婚者は政治活動に消極的で、既婚・有配偶者が最も積極的、離婚・死別がその中間である。ただし、平均年齢を見ると、既婚者が55歳、離婚・死別者が66歳、そして未婚者が34歳であり、年齢の影響を差し引いて考える必要がある。また、各婚姻状況範疇のなかでは、未婚者以外は、明瞭な男女差がある。有配偶と離婚・死別の場合に男女差が明瞭になることから、結婚は女性を男性よりも政治参加において不利な立場におくとと言えるだろう。ただし、婚姻そのものは政治活動の量を押し上げるので、既婚女性は未婚男性よりも政治的に活発である。

次に、子どもの年齢と政治参加尺度との関係であるが、ここでも二つの考え方が可能である。一つは長子年齢との関係を重視する立場であり、これを長子仮説と呼ぶ。長子仮説では、長子の成長に伴い、幼稚園・保育園、あるいは小学校のPTAを初めとする様々な社会的活動へと親たちが関与するようになり、その副産物として親たちは政治的に活発になると考える。心理的な政治関与が薄かった人々が、子どもの成長と歩調を合わせるように政治的に成長するのである。もう一つの考え方は、末子年齢との関係を重視する立場であり、これを末子仮説と呼ぶ。末子仮説では末子が小さいうちは、特に乳幼児期に、育児に時間を取られるために政治活動が制約されると考える。この場合は、本来的に政治的に積極的である人々が、育児という外在的制約により、政治活動を控えると考えるのである。

この二つの力学は相互排他的ではなく同時に作用しうるが、ここでは相関係数を計算して、子どもの年齢と政治参加との関係を見ておきたい。ただし、親の年齢と子どもの年齢との間には強い関係があるので、ここでは本人（親）年齢を統制した後の政治参加尺度と長子年齢との偏相関係数、および政治参加尺度と末子年齢との偏相関係数を計算する。また、子どもが高校を卒業した後は、親の政治活動への影響は少ないと考え、子どもが18歳以下の場合のみを、計算に用いている⁸。

結果は表4に示すとおりであるが、男女とも長子年齢と政治参加尺度との偏相関係数が、末子年齢のものよりも大きい。この結果から、もし子どもの有無が親の政治活動に影響を与えるならば、育児からの解放が政治活動を活性化させるという末子仮説よりは、子どもの成長に付随して、親も社会とのかかわりを、心理的にあるいは具体的な活動において持つようになり、政治的に成長するという長子仮説の方が妥当するように思われる。

⁸ JGSS2003 留置B票に答えた人々のうち、未婚でありながら子どもがいる男性が2人、女性が1人いる。厚生労働省「人口動態統計」によれば、2003年の出生者のうち非嫡出子は全出生数の1.93%である。B票回答者中子どもがいる人の総数は1371人であるが、 $1371 \times 0.0193 = 26.5$ である。「人口動態統計」は非嫡出子の比率、JGSSの数字は非嫡出子を持つ親の数であるから、非常に粗い近似と言わざるを得ないが、非嫡出子の親となることが社会通念上望ましいと考えられていない以上、1371人中3人というのはむしろ少ない数字ではないと思われる。いずれにしてもこの3人の回答をワイルドコードと考える積極的理由はないので、データに含めたまま計算した。

表4 子どもの年齢と政治参加尺度

	男性		女性	
	偏相関係数	有意水準	偏相関係数	有意水準
長子年齢	0.165	0.065 (n = 126)	0.093	0.193 (n = 200)
末子年齢	0.083	0.311 (n = 153)	0.010	0.879 (n = 254)

子どもが18歳以下の場合のみを計算に用いている。

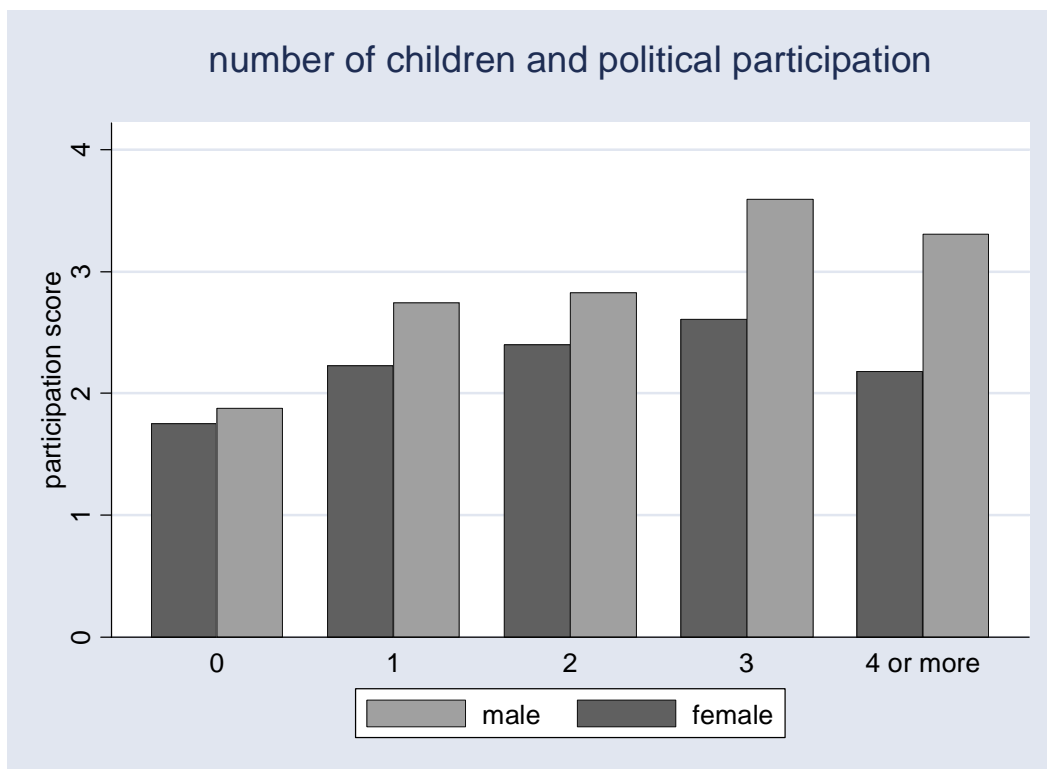


図6 子どもの数と政治参加

最後に、子どもの数についても一瞥しておきたい。末子仮説が妥当するならば子どもの数の多さは育児・家事負担の多さを意味するが故に、政治参加の制約要因となるはずである。それに対して、長子仮説が正しければ、子どもが多いほど地域社会やPTA活動への接点は増えることになり、子どもは政治参加の促進要因であることになる。図6に、子どもの数毎に計算した政治参加尺度の平均点を男女それぞれについて示している。先ほどと同様に長子仮説を支持する内容で、子どもの数が増えると、政治的に活発になることを見て取れる。また、子どもの数が同じであれば、男

性は女性よりも活動的である。ただし、一人でも子どもがいる女性は、子どものいない男性よりも活動的であることは指摘しておく。

2.4 社会ネットワーク

記述的検討の最後に、社会ネットワークについても考察しておきたい。社会ネットワークが投票選択、政治参加に影響を与えることは近年盛んに研究されている (Huckfeldt 2001; Huckfeldt and Sprague 1995; Mutz 2002)。実際、人々はそもそも他者から依頼を受けて、あるいは他者と一緒だからこそ政治活動を行うことが多いように思われる。JGSS2003 留置 B 票問 28 で聞いている政治活動のうち、男女で統計的有意差が無かった投票、署名、献金は個人が純粹に一人で行いうる行為であるが、他の行為はおおよそ一人でできないものである。たとえば、個人的目的のために一人で「議会や役所に請願や陳情」に行き、「選挙や政治に関する集会に出席」することが有るとは思えない。そこには身の回りの他者による協力の依頼・勧誘が契機になったものもあれば、職業・地域利益のために自然に取られた共同行動も有るだろう。いずれにしても具体的な他者との接触抜きに行われる政治活動が少ないことを考えると、社会ネットワークは政治参加を促す触媒としての重要な役割を果たしている可能性がある。ここでは、ネットワークの規模 - すなわち回答者があげた人々の数 - という極めて単純な変数と、政治参加との関係を検討する。会話の頻度、意見の一致・不一致等はそれ自体興味深い、ここでは、知己が増えるほど、政治活動に興味を持つ、あるいは政治的領域へと誘導される機会が増えると仮定する⁹。

なお、ここではネットワークが形成される社会的場面 - 家族、就労、それ以外 - を分けた上で、政治参加との関係を考察する。JGSS2003 の質問票の形式に忠実に従うと、悩みの相談相手のネットワーク、政治の話し相手のネットワーク、仕事の話し相手のネットワークの三つのネットワークが存在することになる¹⁰。しかし、JGSS2003 は、それぞれの相手との関係 (間柄) を聞いている。従って、言及された他者との接点 (家庭・親戚、仕事、等々) の情報を利用することで、質問票の形式に従った三つのネットワークではなく、家庭を通じて形成されたネットワーク、職場を通じて形成されたネットワーク、それ以外を通じて形成されたネットワークという分類が可能となる。

調査票の設計と異なる分類を採用するのは、本人から見たネットワークの特性ではなく、ネットワークが形成される社会的場面の違い - すなわち就業と家庭 - により、どれだけ政治参加との関係が異なるかを考察したいからである。家庭および就労以外

⁹ JGSS2003 のネットワーク・データの詳細な分析については 中尾 (2005) と安野 (2005) を参照されたい。

の場面で形成されるネットワークは、特に本人にとって意図的・自発的に形成される側面が強いと思われるが、それに比べると、職業・仕事を通じて形成されるネットワークには相手を選ぶ裁量の余地は少ないであろう。そして、職場を通じて形成されるネットワークこそ、そもそも無業者にはそのようなネットワークを形成する機会が存在しないが故に、職を持つ者と持たない者との差、さらには男女における就業率の差と職種の違いとを通じて、政治参加における男女差を拡大再生産する可能性がある。なお、家族を通じて形成されるネットワーク規模については、配偶者を除外して分析を行う。何故ならば、婚姻状況の考察を通じてかなり詳細な検討を既に行っているからである。

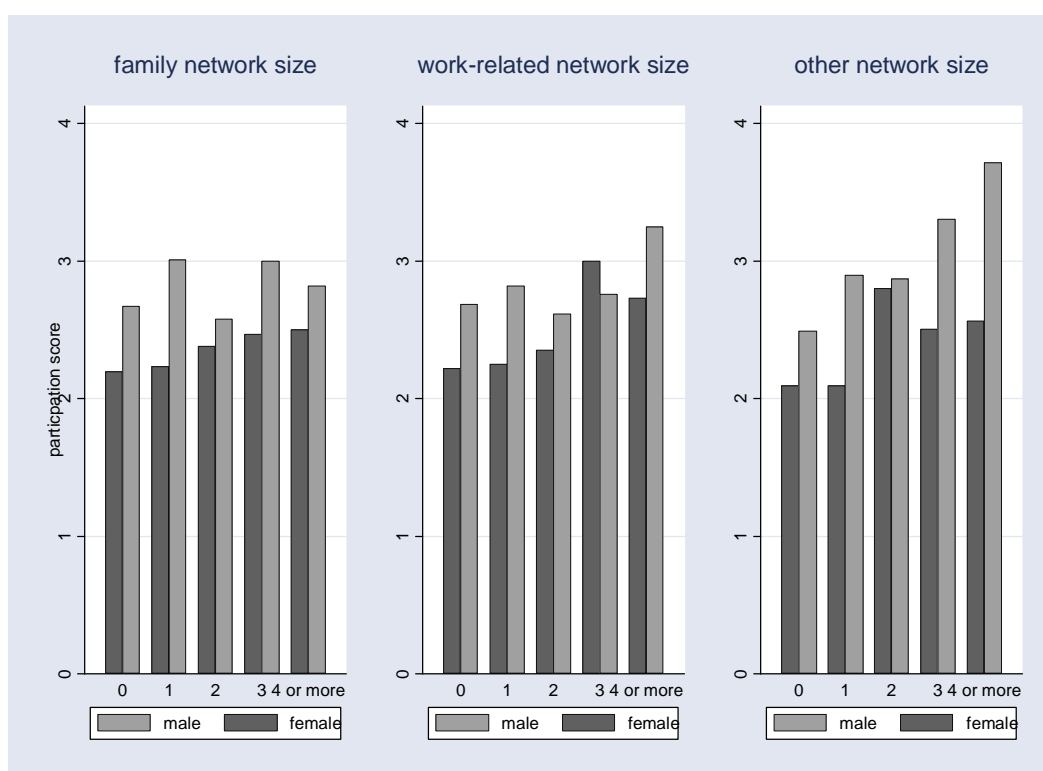


図7 ネットワーク規模と政治参加

図7は、家族・親戚（配偶者を除く）、仕事、およびそれ以外の社会的場面で形成されたネットワーク規模と政治参加尺度との関係を、比較しやすいように一つのグラフにまとめたものである。一見して明らかなのは「友人」や「同じ組織や団体の人」等をまとめた「その他（other network size）」と政治参加との関係が、「家族・親戚（family network size）」や「仕事（work-related network size）」と政治参加との関係よりも、明瞭なことである。ただし、その強い関係は男性のみに見ら

¹⁰ 安野（2005）は、職業を持たない人は欠損値扱いとなる を除いた、 と のネットワークが政治参加に与える影響を分析している。

れる。また男性の場合は「家族・親戚」と「職場」のネットワーク規模と政治参加との関係は、決して明瞭ではない。特に「家族・親戚」ネットワーク規模との関係を見ると、グラフは凸凹しており、決して「家族・親戚」との接触が増えても政治活動により積極的になっているわけではない。

一方、女性の場合、一見したところ三つの社会的場面で形成されたネットワークの規模が政治参加に与える影響にはあまり差がないようである。一番背の低い棒と背の高い棒との差で言えば、「家族・親戚」ネットワークの影響が小さいようにも見えるが、女性の「家族・親戚」ネットワークのグラフは凸凹がなくなだらかに上昇しており、ネットワークの規模が拡大するにつれ政治参加の量も増大するという関係が一番明瞭でもある。

ここで疑問となるのは、何故男性の「その他」のネットワーク規模と政治参加との関係が他と比べて明瞭なのかである。ここに分類されているのは、回答者があげた他者のうち「同じ組織や団体に加入している人」「近所の人」「友人」「その他」であるが、男性が言及している「同じ組織や団体」が、広義の政治活動を行う組織・団体である可能性を指摘できる。それに対して、女性が言及している団体はどちらかと言えば非政治的ではないのかと思われる。この点は憶測に過ぎないが、様々な組織も選択的加入を通じて、徐々に参加者の構成が男性主体、あるいは女性主体になることを考えると(McPherson and Smith-Lovin 1986)、必ずしも的はずれとは言えないであろう。特に同業者団体、政治的に活発な団体等は男性中心である可能性が高い。

3. 回帰分析

3.1 標本全体の分析

本稿における分析の締めくくりとして、政治参加尺度を従属変数とし、これまで検討した諸変数を独立変数とする重回帰分析を行う。独立変数は基本的に今まで検討してきたものであるが、質的変数は適当な基準を設定した後、全ての範疇をダミー変数としてある。SSM 職業 8 分類については事務職が基準に、雇用形態については無職が基準に、婚姻状況については既婚・有配偶が基準になっている。従って、それぞれの変数の偏回帰係数の大きさは、基準変数を当該変数へと変化させることにより政治参加尺度に生ずる差を意味する。政治的関心は連続変数として扱う場合もあるが、厳密には順序変数に過ぎないことに鑑み、「たまに注意を払う」を基準にして、各回答をダミー変数として設定した。なお、連続変数についてだが、そのままの尺度で回帰分析に投入するのではなく、最小値を 0、最大値を 1 とした尺度に変換して投入してある。これに該当するのは年齢、子ども数、労働時間、通勤時間、各ネットワークの規模である。そのまま分析に投入した方が各変数の解釈は容易であるが、ここでは他の変数との比較を重視したので、0-1 区間の連続変数へと変換した。従って、各偏回帰

係数の大きさは、当該変数が最小から最大まで変化した際に、政治参加尺度に生ずる違いを意味する。次に年齢の自乗であるが、ここでは単純な年齢変数との多重共線性を防ぐために、まず各回答者の年齢から平均年齢を引き、その差を自乗した上でマイナス1をかけ、そして0-1区間の連続変数へと変換してある。年齢と政治参加との関係が、凸関数になるのはよく知られた事実であるが（例えば、蒲島 1988）、マイナス1をかけるのは、そうしなければ凹関数になり、回帰係数の符号が負になり直観に反するからである。0-1区間に変換したのは、他の変数との比較目的にすぎない。最後に長子年齢であるが、記述的分析段階での結果に鑑み、子どもがいない人は子どもが0歳である場合と同様に設定し、18歳以上の長子年齢は18歳に再割当を行った。さらに長子年齢の影響が線形とも考えにくいので、ここでは長子年齢に1を加えた数字の自然対数を取り、それを更に0-1区間に変換した。最後に政治参加における性差を検討する以上、敢えて男女平等意識の変数を作成した。三つの回答の算術平均として作成し、それをやはり0-1区間に変換している¹¹。

まず標本全体を用いた分析結果であるが（表5列1）、基本的な傾向としては記述統計とグラフを用いた視覚的検討の結果を追認している。通説と同じ点を確認すると、政治的関心の影響は特に大きく、「たまに注意を払う」と「つねに注意を払う」の差は、政治参加尺度における1以上の差、すなわち5年間で1種類の政治的な行動を経験するか否かの違いを引き起こす。年齢もここでは年齢自乗だけが統計的に有意であるが、政治参加との明瞭な関係が確認できる。持ち家ダミーも統計的に有意である。持ち家の影響を確認したことが初めてかどうかは管見の限りでは不明だが、居住年数を分析に利用できなかったこと、地域愛着度の影響等が過去に確認されていることを考えれば、驚くべき結果ではない。その他、女性ダミー変数を見ると、女性は男性よりも政治参加尺度において平均して.3低いことがわかる。政治参加における男女差の原因と思われる変数をできるだけ網羅したつもりであったが、それでも、女性であることの影響 - その具体的な中身は何にせよ - が残った。つまり、ここにある変数だけでは、何故男と女に差があるのかを説明し切れていない。

¹¹ 三つの質問とは、「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、「母親が仕事をもつと、小学校へあがる前の子どもによくない影響を与える」であり、それぞれ「賛成」「どちらかと言えば賛成」「どちらかと言えば反対」「反対」から選択することになっている。男女平等を肯定する態度に大きい数字を、性役割分業を肯定する回答に小さい数字を割り振った。

表5 政治参加尺度の回帰分析

	(1)全体	(2)男性	(3)女性
女性ダミー	-0.293 (0.097)**		
婚姻状況 (基準は既婚)			
離死別	-0.359 (0.136)**	-0.333 (0.306)	-0.345 (0.148)*
未婚	-0.305 (0.172)†	-0.149 (0.287)	-0.374 (0.218)
教育年数	0.233 (0.354)	-0.010 (0.549)	0.642 (0.477)
年齢	0.286 (0.277)	0.330 (0.505)	0.285 (0.336)
年齢自乗	1.321 (0.226)**	1.457 (0.386)**	1.283 (0.278)**
子ども数	0.639 (0.205)**	0.912 (0.353)*	0.503 (0.246)*
長子年齢(対数)	0.122 (0.104)	0.179 (0.177)	0.075 (0.128)
労働時間	-0.543 (0.369)	-0.578 (0.543)	-0.543 (0.492)
通勤時間	-1.076 (0.376)**	-1.262 (0.519)*	-0.397 (0.575)
持ち家ダミー	0.255 (0.112)*	0.362 (0.197)†	0.161 (0.134)
SSM 職業専門 8分類 (基準は事務)	-0.174 (0.185)	-0.110 (0.309)	-0.196 (0.229)
管理	-0.180 (0.395)	-0.077 (0.452)	
販売	0.356 (0.176)*	0.522 (0.290)†	0.189 (0.215)
熟練	-0.069 (0.181)	-0.054 (0.273)	0.001 (0.252)
半熟練	0.039 (0.183)	0.372 (0.291)	-0.241 (0.239)
非熟練	0.027 (0.221)	0.556 (0.388)	-0.285 (0.264)
農業	0.565 (0.261)*	0.929 (0.371)*	-0.149 (0.359)
無職・DK	-0.297 (0.389)	-0.387 (0.352)	0.348 (0.440)
雇用形態 (基準は無職)			
正規雇用	0.235 (0.374)		0.835 (0.417)*
パート	-0.106 (0.370)		0.497 (0.408)
自営業	0.062 (0.386)		0.963 (0.431)*
政治的関心 (基準は「たまに」)			
つねに注意	1.129 (0.124)**	1.186 (0.200)**	1.020 (0.161)**
ときどき注意	0.516 (0.102)**	0.525 (0.182)**	0.484 (0.121)**
ほとんどない	-0.204 (0.132)	-0.294 (0.256)	-0.157 (0.150)
男女平等意識	0.132 (0.162)	0.053 (0.275)	0.160 (0.201)
ネットワーク の規模			
親族	0.350 (0.151)*	0.114 (0.262)	0.450 (0.182)*
仕事関係	0.513 (0.156)**	0.613 (0.235)**	0.565 (0.212)**
その他	0.799 (0.132)**	0.908 (0.231)**	0.677 (0.158)**

	(次の頁に続く)		
定数	0.262 (0.530)	0.142 (0.652) (0.624)	-0.718
標本規模	1616	674	942
調整済み決定係数	0.23	0.24	0.19
回帰方程式の標準誤差	1.62	1.77	1.49

偏回帰係数の下にあるかっこ内は標準誤差

† 両側 10%水準で有意； * 両側 5%水準で有意； ** 両側 1%水準で有意

次に、既存研究の俎上に載ってこなかった家庭状況の変数について検討したい。婚姻状況であるが、離死別者は有配偶者に比べて政治活動について消極的である。未婚者も係数の符号は負で、かつ両側 10%水準で有意であり、既婚・有配偶であることが政治活動を促進することを確認できた。また、子どもの数も 1%水準で統計的に有意である。本来は 0-4 区間であった変数を 0-1 区間に変換しているのだから、子ども一人あたりにつき、政治参加尺度にして .16 の影響があることになる。仮に他の条件を一定とすれば、独身の場合と、既婚で子どもが二人いる場合、政治参加尺度にして .6 の違いになる。この .6 を大きいと考えるか小さいと考えるかについて、明確な議論を展開する準備は筆者にはない。しかし、既婚・有配偶・子持ちであることが何故政治活動を促進するのかについては、一定の考えを述べる必要が有ろう。

誰でも若い時に一度はあこがれるであろうが、一人暮らしとは自由で気ままな生活様式である。換言すれば、一人暮らしは、様々な社会的しがらみや他者の視線から相対的に自由であることを意味する。社会的しがらみ、他者の視線といえ、あまり響きは良くないだろうが、それは別の表現を用いれば、様々な社会参加への経路、他者を気遣う眼差しでもある。その意味で、一人暮らしは地域を通じた他者との交流を最も効果的に遮断するように機能しているように思われる。無論、一人暮らしの人間には、彼・彼女なりの社会的つながりが有る。しかし、それらのつながりが何らかの政治的活動の触媒となることは少ないのではないか。それに対して、結婚生活そして子育ては、様々な意味で個人の注意を他者に向けさせる。子どもの教育・安全に対する配慮は、教育政策や治安といった社会的問題に人々の注意を向けさせるであろう。子どものために周りの親と歩調を合わせた行動へと人々が乗り出すことも決して珍しいこととは思われない。

また、仮に子どもがいなくても、結婚それ自体によって、人々の行動には一定の変化が生ずるように思われる。配偶者と暮らすことは、恒常的な他者の視線の存在を意味するが故に、人々の行動を文化的に望ましいと思われる方向へと誘導するだろう。その意味で、様々な社会関係、その社会関係を通じた心理的関与、さらに政治的

活動への経路を提供するという点において、結婚し家庭を持つことは、一人で暮らすこととは決定的に異なる意味を、人々に対して持つように思われる。

次に、職業に関連する変数を検討しておきたい。まず労働時間であるが、符号は労働時間が多いほど政治参加に消極的になる方向を指しているとはいえ、統計的には有意ではない。興味深いのは、労働時間と比べると24時間に占める比率は小さい通勤時間の影響である。通勤時間（職住一致と無職は0）の偏回帰係数は - 1.076 であるが、これは分単位で0-150区間にあるものを0-1区間に変換したものである。従って、通勤時間30分の増加は、政治参加尺度において.22の減少を意味する。何故、労働時間の増減が政治参加に与える影響が不明確であるのに対して、通勤時間の影響を確認できるのであろうか。これは通勤時間が労働以外の活動に利用できる時間を消費するからではないかと思われる。つまり、働かなくとも衣食住に困らない人々を除くと、多くの場合働くことは当然であり、人々は労働時間とそれ以外の時間とを明確に区別して考えているであろう¹²。そして、労働以外の行為で多くの人々にとって最も些末な関心を寄せる対象でしかない政治活動が、通勤時間増加の影響を直接的な形で蒙っているのではないか。

では、職業の影響はどうだろうか。もし職業を通じて人々が政治活動へも転用できる資源 - たとえば法律・会計の知識、交渉能力、有益な人脈 - を獲得するという考え方が正しければ、専門職・管理職こそ政治的にもっとも活発であろう。一方、もし職業団体等を通じた組織化・明確な職業利益の存在が政治活動への経路となるのであれば、政治的に活発なのは農業と小売業であろう。この分析では無職以外で最大の区分になる事務職を基準にしてあるが、回帰分析の結果を見ると、販売と農業とが政治的に活動的であり、専門職と管理職は、事務職と明瞭に区別できないことが分かる。この結果を見る限りでは、職業上修得する技能よりも、職業利益が明確である、あるいは、職業団体が組織されていることが、政治参加を促進する重要な要因であることが伺える。なお、雇用形態そのものの影響は、標本全体を分析する限りは確認できない。

最後に社会ネットワークの影響であるが、社会ネットワークそのものが政治参加を促進することは、同じデータ（JGSS2003）を使って安野（2005）が既に確認している。本稿で検討するのは、ネットワークの影響の有無ではなく（影響があることは初めから分かっている）、異なるネットワーク間の影響の差である。各ネットワーク規模は最小0、最大4であるものを、0-1区間に変換しているため、一人あたりの影響力を知りたいければ係数を4で割れば良い。さて、標本全体で見ると、影響力が最も大きいのは「その他」のネットワークであり、偏回帰係数にして.799である。影響

¹² 大学教員はこの区別が明確にできない特殊な職業である。

力が小さいのは「親族」(同 .350) ,そして「仕事関係」(同 .513)がその中間になる。

この違いをどう考えるべきであろうか。無論、偏回帰係数の大きさがそのまま各種類のネットワークの影響の差であるとも考えることもできる。しかし、安野の記述的分析を参考にすると、政治的会話の相手に分類されることが多いのは、配偶者と親・子、そして友人(ここでは「その他」に分類)であり、仕事関係の他者が政治的会話の相手と分類されることは少ない。また、政治について積極的に会話をする者は、政治的興味関心を持つ場合が多いように思われる。従って、何らかの心理的要因が、政治的な話の相手の数と政治活動の双方に影響を与えている可能性も否定できない。それに比べると、政治的会話へとつながることの少ない仕事関連の人間関係が政治参加に明瞭な、しかも他の社会的文脈と同程度かそれ以上の影響を与えることは、発見と言って良い。数値を解釈する際に過度に因果関係を読み込むことは危険であるが、職場における人間関係は、単純な動員を通じて、あるいは、特定の職業的関心の培養を通じて、人々の時間と労力とを政治活動へと媒介しているのではないかと思われる。

3.2 男女別の分析

次に、標本を男女に分割して、同様の分析を試みる。記述的分析から、職業や子どもの数が政治活動に対して持つ影響が、男性と女性とで異なることが予想される。この場合、性別により影響が異なると想定される変数と性別ダミー変数との交互作用変数を作り、回帰分析に投入するのが教科書的な手続であろう。しかし、ここでは交互作用変数を投入するのではなく、標本を性別により分割し、男性のみ、および、女性のための標本に対して回帰分析を試みる。人々の生活において就労と家庭における性役割分業は密接に連動していると考えられるが故に、特定変数のみを取り出して交互作用変数を作成するよりも、家庭や仕事を持つ意味はそもそも男女で異なると想定する方が適切に思われるからである。例を挙げて説明しよう。例えば、一般的な家庭で子どもが二人いる場合、家事・育児の役割分担が、男女で平等であろうか。また、共働きである場合、通勤時間の持つ意味は男女で同じであろうか。育児・家事に対する考慮は、女性に家から近い職場を否応なく選択させているかも知れない。それに対して、男性の場合引越以外の手段で通勤時間を短縮することは困難であろう。また、職業分類にしても、熟練労働、半熟練労働、非熟練労働等の範疇の内実が男女で大きく異なることが十分考えられよう¹³。即ち、男女で特に影響が異なると考えられる変数の交互作用変数を作成し、標本全体の分析に投入するのではなく、最初から全ての変数が性

¹³ この点筆者は職業分類に不案内なので憶測に過ぎない。ただし、女性の旋盤工やとび職は想像しづらい。また男性の保育士やレジスター係はまだまだ少数派であろう。

別によって異なる意味を持っている可能性があることを想定し、標本を男性と女性とに分割するのである。

なお、男女別の分析においては、回帰分析に投入される変数に若干の違いがある。女性ダミーを削除するのは当然として、男性の場合は、雇用形態を分析からはずしてある。¹⁴ また、女性の場合は、SSM 職業 8 分類で管理職に属する回答者がいないため、そこは空欄になっている。回帰分析の推定結果は、結果は表 5 の列 2 と列 3 にそれぞれ示してある。

ここでは、顕著な男女差についてだけ触れておきたい。まず子どもの数の影響であるが、男性と女性とでは係数の値がかなり異なる。子どもの数は、男性の場合、女性の 1.8 倍影響力がある。長子仮説によれば子どもの成長に伴い、人々は地域社会との関係を深め、徐々に様々な活動に乗り出すが、子どもの世話それ自体が無くなるわけではない。憶測を逞しくすれば、男女の係数の違いは、育児における負担の差に帰着すると論ずることもできよう（ただし両者の差は統計的には有意でない）。

次に通勤時間であるが、興味深いことに通勤時間により影響を受けているのは男性のみである。これは、男性の場合通勤時間はまさに選択の余地がない時間の消費なのに対し、女性の場合は家事・育児等に影響を与えない通勤圏でしか働かないからではないかと思われる。

最も興味深い男女差は職業と雇用形態が政治参加に与える影響である。SSM 職業 8 分類と政治参加との関連は男性のみに見られるものであり、女性の場合職業の種類が政治参加に影響を与えているとは言えない。これは職業利益仮説の文脈で言えば、男性のみが職業利益に敏感あるいは同業者団体に加入しているからではないかと思われる。別の角度から議論すれば、女性は同業者団体等には組織化されていない、あるいは自ら職業利益を積極的に考えるような就業上の地位にないのであろう。この想定が正しいならば、政治参加にとって重要なのは、専門能力・交渉能力などではなく、明確な - あるいは即物的な - 職業利益の有無である。

次に女性についてのみ検討する雇用形態の影響であるが、正規雇用と自営業の偏回帰係数が統計的に有意である。極めて大雑把に言えば、無職の女性と比べ定職を持つ女性は経験する政治活動の種類が一つ増えるのである。これは極めて興味深い結果であるが、その理由をここで検証することはできない。ただし、定職を持つことで職業に応じた明確な長期的利害の認識を持ち、自分の利益が何かを考え行動するようになる場合（職業利益仮説）と、定職であるが故に責任ある地位を任せられ仕事を通じて

¹⁴ 職業 8 分類と雇用形態を同時に投入すると、正規雇用・パート・自営の三範疇が全て無職よりも政治活動量を下げ、しかも全て統計的に有意となる。この結果は著しく直観に反するが、男性の場合 SSM 職業 8 分類で 8 つの範疇に分類される人々の多くが正規雇用かあるいは自営であることから生ずる結果かと思われる。なお、雇用形態投入の有無は他の変数の偏回帰係数に顕著な変化を引き起こさない。

様々なことを学習する（技能形成仮説）という、二つの想定が可能であるように思われる。いずれにしても、女性の場合、仕事と政治参加との関係を考える際に、職業類型よりも雇用形態の方が重要であることには変わりがない。

最後に、社会ネットワークについても男女差が見られる。男性の場合、「親族」の影響が見られず、「その他」のネットワークの影響が大きい。「仕事関係」の影響は丁度その中間である。それに比べると、女性の場合「親族」「仕事関係」「その他」の三者が与える影響の差が小さい。特に、男性では影響を確認できない「親族」の影響が女性では確認できる点は興味深い。

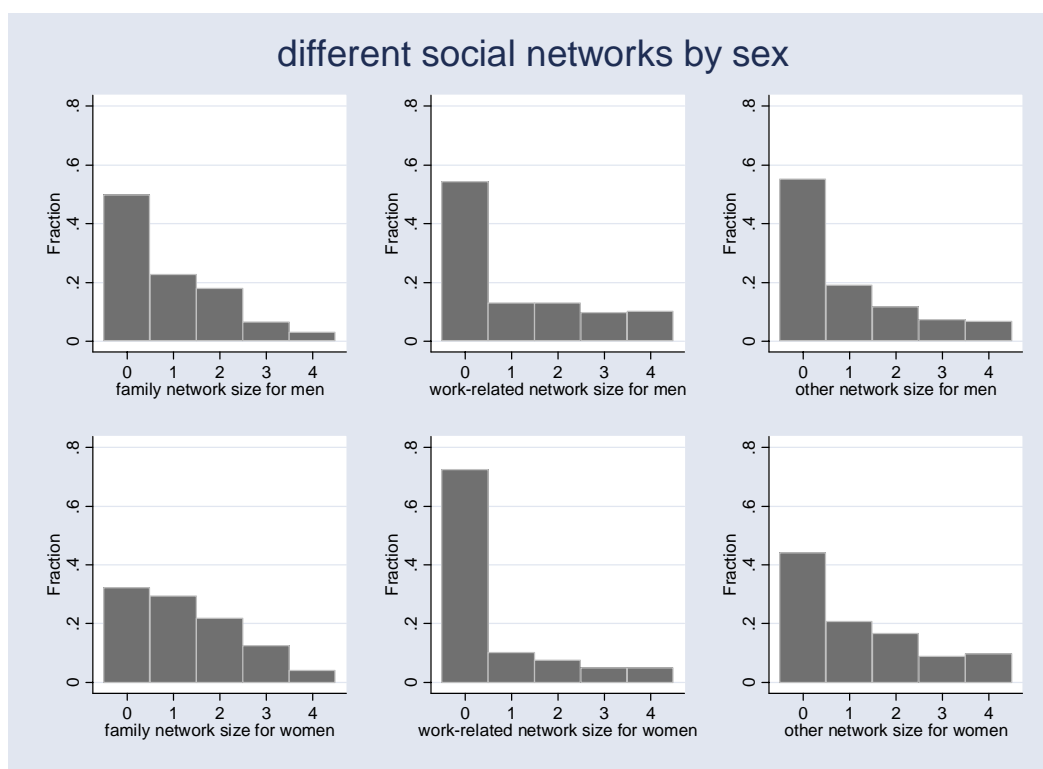


図8 社会的場面とネットワーク規模

念のために図8に各ネットワーク規模の分布を男女別に示した（上の行が男性，下の行が女性である）。ここから女性は「仕事」を通じた知人・友人の獲得において不利であり，それが男性の場合よりも影響力の強い親族ネットワークの形成につながっていることを読みとれる。その一方，「その他」の社会状況で知人がいない回答者の比率は男性の方が多いのであるが，その政治参加に与える影響は男性の方が明確である。これは，そもそも男女が接している社会的文脈が異なることを示唆しているのではないだろうか。また，男性の「親族」ネットワークの影響力の小ささは，男性にとって配偶者を除く親族が政治的には無意味な存在であることを表しているように思われる。しかし，これらは臆断にすぎない。

4. 短い考察

以上、仕事と家庭が政治参加に対して与える影響について考察した。結果を端的に述べると、従前看過されてきた仕事と家庭との影響を確認できたという点では、本稿の目的は達成された。その一方、より大きな目的であった、政治参加における男女差の解明については、回帰分析の結果（統計的に有意な女性ダミー変数）からも明らかにならないように、十分な結果を得ることができなかった。この点については、政治的関心だけでなく、政治的有効性感覚等の心理的な要因も考察に加えることで一定の改善を図ることができるかもしれない。しかし、因果関係の上で政治参加に極めて近い心理的変数の影響をさらに考慮して、分析を複雑にするよりは、職業と家庭生活について男性と女性との差をより明確に議論し、それらの差が如何に政治参加・政治活動量の差へとつながるかを検討する方が建設的ではないかと思われる。

その点、家庭内の家事・育児についての性役割分業と政治参加との関係を検討することが有益だと考えられる。本稿では残念ながら検討できなかった家事分担における男女差が、政治活動における男女差へとつながっている可能性は否定できない。

次に、職業の影響であるが、男性の場合政治参加研究の文脈でもSSM職業8分類が一定の妥当性を持ち、部分的であるが職業利益仮説を立証できたように思われる。しかし、女性の場合はSSM職業8分類と政治参加との関係が不明瞭である一方、雇用形態が明確な影響を持っていた。本稿において、この雇用形態 - 正規雇用と自営 - が女性の政治的判断や活動において如何なる意味を持つのかについて理由付けを試みたが、それは堅固なものとは言えない。なお、本稿の準備段階では社会階層6分類を用いた検討も行ったが、その結果は直感的解釈が難しいものであったために、途中からSSM職業8分類を採用したという経緯がある。むしろ職業威信スコアを利用すべきであったかとも思われるが、それはまた稿を改めて検討したい。雇用・職業が政治参加に与える影響の理由を理論的に明確にして、理論的に妥当かつ男女共通の変数を作ることにより、男女の間に存在する政治参加の差をより適切に説明することができるのではないかと現段階では考えている。

謝辞

二次分析に当たり、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・アーカイブから「日本版 General Social Surveys < JGSS-2003 >」（大阪商

業大学比較地域研究所，東京大学社会科学研究所）の個票データの提供を受けた．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に協力している．

なお SSM 職業 8 分類を初め職業・教育程度等に関連する変数の作成にあたっては石田浩先生（東京大学社会科学研究所）と西村幸満先生（国立社会保障・人口問題研究所室長）から御助言を給わった．また 2005 年度二次分析研究会の参加者からは，家族社会学に不案内な筆者に対して，就業と家族が果たす役割について様々な観点からご教示頂いたことも合わせて記しておきたい．ただし本論文中に存在する如何なる瑕疵も筆者の責任に属する．

参考文献

- Burns , Nancy , Kay Lehman Schlozman , and Sidney Verba , 2001 , *The private roots of public action: Gender , equality , and political participation* , Cambridge , MA: Harvard University Press.
- Huckfeldt , Robert , 2001 , "The social communication of political expertise , " *American Journal of Political Science* , 45:425-438.
- Huckfeldt , Robert and John Sprague , 1995 , *Citizens , politics , and social communication: Information and influence in an election campaign* , New York: Cambridge University Press.
- Maeda , Yukio , 2005 , "External constraints on female political participation , " *Japanese Journal of Political Science* , 6:345-373.
- Mansbridge , Jane J. , 1986 , *Why we lost the era* , Chicago: University of Chicago Press.
- McPherson , J. Miller and Lynn Smith-Lovin , 1986 , "Sex segregation in voluntary associations , " *American Sociological Review* , 51:61-79.
- Mutz , Diana C , 2002 , "Cross-cutting social networks: Testing democratic theory in practice , " *American Political Science Review* , 96:111-126.
- Verba , Sidney , Norman H. Nie , and Jae-on Kim , 1978 , *Participation and political equality: A seven-nation comparison* , New York: Cambridge University Press.

蒲島郁夫，1988，『政治参加』東京大学出版会．

中尾啓子，2005，「複合ネットワークの概要 - 3種類の社会ネットワークの複合と重複 - 」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [4] JGSS で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所，131-152．

ダレル・ハフ，1968，『統計でウソをつく法』講談社ブルーバックス．

安野智子，2005，「JGSS-2003 にみるパーソナル・ネットワークと政治意識」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [4] JGSS で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所，153-167．

スティーヴン・ルークス，1995，『現代権力論批判』未来社．

綿貫讓治，1991，「有権者としての日本女性」『レヴァイアサン』8: 23-40．

第4章 妻の就業形態別生活満足と生活の質 ケイパビリティ・アプローチを利用して

片岡 洋子

1. 問題設定

1.1 有配偶女性の生活の質と就業形態

女性の職業選択の機会には広がっているにもかかわらず、女性の就業継続は難しく、男女の賃金格差も開いたままである。その原因のひとつは、結婚した女性が専業主婦となり、あるいはパートタイムで働くという就業形態の多様さがあげられる。有配偶女性の半数以上が働いているにもかかわらずなぜ、フルタイムで働く選択をする女性が少ないのだろうか。家事や育児の負担や雇用差別によって、選択したくてもできないという、制約の多さからも説明可能であるが、むしろ積極的に専業主婦やパートを選んでいるとも考えられる¹。

日本の女性の特徴として、男性(夫)が収入を得てもその収入は、夫婦のものであるという意識が外国に比べて高い²。夫の収入があれば、妻が働いて収入を得る必要を感じない。むしろフルタイムで働くことによるデメリットが、女性に働かない、あるいはパートで働くという選択肢を選ばせているのではないか。フルタイムではたくことは、一日の大半を仕事のために費やすだけではなく、仕事以外の交友関係を制限する。さらに、同じ仕事を同じ期間続けていても女性の賃金は男性のそれと比較すると低い。それでも仕事をしよう、という気持ちをもてない女性が多いのではないか。豊かな生活のためには、外で仕事を持たないほうが得策であると考えられるのではないか。

生活の質を何によってとらえるか、言い換えるとどのような生活が豊かな生活といえるのか、については各人によってさまざまな基準が考えられる。

先行研究からは、収入の多さなど経済的要因の影響が繰り返し指摘されている。だが、収入はそれだけでその人の生活の質を決めるわけでもない。収入といっても、結婚している女性の場合、本人の収入だけでなく夫の収入が大きい。そして木村によると、収入の額だけでなく、誰が管理しているかもかかっている。夫妻の経済関係(夫や妻の収入のどれだけが家計となり、誰が管理するか)は、夫婦関係満足度を規定する。特に専業主婦の場合、夫婦関係満足度に夫妻の経済関係は高い説明力を持つが、この理由を収入のない妻にとって、夫との関係に対して家計要因が大きいと考察している(木村 2004)。

生活に満足しているかどうか、生活満足度を直接訊ねることも生活の質を知る一つの方法である。主観的な満足度と、それを規定する要因を探る研究も多い。ただし、主観的満

¹ 選択の結果ではなく、やむなくパートで働いているという問題も、現実には存在するが、本稿ではこの点は取り上げない。

² 例えば、ニュージーランドと日本の比較した調査として、永井(2004: 91)があげられる。

足度には、問題があることも知られている。恵まれない状況に置かれた人でも、常に不満を抱いて生活しているわけではなく、その状況にあわせて、自らの満足水準を下げるため、これだけで各人が置かれた状況を判断することはできない。

先行研究から、生活満足は、夫婦関係満足、結婚生活の理想と現実、収入満足から影響を受けることがわかる。この影響の度合いには、男女差が見られる。色川によると、夫婦とも持ち家、年収、資産などの変数が生活満足度に大きな影響を及ぼしている。しかし、妻の就業形態によって生活満足度は異なり、妻は夫と同等に働く場合に生活満足度が高く、夫は、妻がパートで働くタイプで満足度が高い（色川 2001: 38）。妻の就業形態別の分析が必要である。

生活の質は、家庭の内外でのサポートからも影響を受ける。家族内での絆の強さによって、例えば夫婦間の情緒的サポートや夫婦間の会話頻度からとらえるのも一つの考え方である（野沢 2001）。夫婦間のサポートは、夫婦の相対的所得によって異なる。夫妻の収入が対等である世帯で妻は夫がサポートしてくれると認識している（重川 2004: 42）。ここでサポートは、「悩みや心配事を聞く」、「能力や努力の評価」によって得点化されている。

1.2 ケイパビリティ・アプローチの導入

本稿は、女性たちが生活の質を求める結果、フルタイムという働き方を選択する女性が増えないのではないかと、という問題意識に立ち、生活の質をとらえるための概念としてケイパビリティ（capability）を利用する。

ケイパビリティとは、ノーベル経済学賞を受賞したアマルティア・センが考えた概念で、人が行うことの出来る様々な機能（ファンクショニングス）の組合せ（Sen 1995=1999: 59-60）を意味する。機能とは、人々が実際に何をすることができ、どのような状態になれるか、幾通りかの生き方から選び取られたものである。重要な機能とは例えば、「適切な栄養を得ているか」「健康状態にあるか」などの生きていく上で基本的なものから、「幸福であるか」「自尊心を持っているか」「社会参加しているか」といった複雑なものまである。さまざまな機能を満たされている場合、「独立したキャリアを歩む自由がある」といったケイパビリティが実現され、生活の質の高さを表すことができる。

日本において、女性が若いうちから独立したキャリアを歩む自由は、男性と比べ制約を受けている。これを単に収入やサポート、主観的満足度とのからみるのではなく、選択可能な選択肢の多さから見ようとするのが本稿の試みである。その際、主観的満足度との関係も視野に入れる。主観的満足度をそのままケイパビリティの指標とするのではなく、一定の関連があるものとしてとらえる。

これまでケイパビリティ・アプローチは主に開発分野で用いられてきた。国連開発計画（UNDP）の人間開発報告書（Human Development Report）に影響を及ぼしている。途上国

の女性に応用した研究は「女性と人間開発」として翻訳された。著者のマーサ・C・ヌスバウム (Martha C. Nussbaum) は、次期国際ケイパビリティ学会の会長に決まっている。この学会を日本で開く動きも活発化し、2005年にはその準備として立命館大学でシンポジウムが行われた。

国際ケイパビリティ学会では、近年、ケイパビリティ・アプローチの先進国への応用も進められている³。

本稿は、先進国の女性にとっての生活の質をとらえるために経済力、夫婦関係、(夫婦外からの) サポートの3種類の尺度と、主観的満足度の関係に注目する。生活の質を構成する要因を特定し、それらが主観的生活全般の満足度とどのような関係にあるのかを構造方程式モデルによってモデル化する。女性の就業形態別に、生活の質の高さを調べ、それらと主観的満足度の関係がどのように異なるのかを明らかにする。

2. 概念・理論枠組み・仮説

2.1 概念

生活の質⁴をはかるためにケイパビリティ概念を用いる。ケイパビリティとは選択肢の集合の中から結果的に選ばれた機能の組み合わせである(セン 1995: 217)。機能の種類は、さまざまなものが想定可能であるが、本稿では、先進国である日本の、結婚している女性にとっての中心的機能として、次の3つの尺度を用いる。それぞれの尺度を、選び取られた機能(ファンクショニングス)と考える。第一に、生活していくうえで十分な経済力と、第二に、良好な夫婦関係を維持し、夫から精神面でのサポートをうけるだけでなく時間的な余裕を持つ手助けを受けること、第三に核家族のメンバー以外からのサポートの3つである。

2.2 理論枠組み

生活の質を表すための3つの尺度は、以下のように構成する。

まず、生活していくための「経済力」を以下の変数によってあらわす。妻の年収は、自らが働いて収入を得ることによって、豊かな生活を送ることを示す。それだけでなく、夫婦の資産、夫が収入を得ていることも経済力を示す。また実際には働いていない場合でも、高い学歴は仮に働いた場合の収入を高める可能性があり、経済力に含める。

³ Anand and Hunter (2005) はイギリスのデータを用いて、人生の満足度(主観的 well-being)を従属変数に、独立変数に65個の指標+仕事をしているかどうかのダミー変数+仕事を探しているかどうかのダミー変数で、回帰分析を行った。有意であったものが19個(二つのダミー変数を含む)であった。この研究では、仕事をしていることも仕事を探しているも、全変数を投入した場合は非有意、ケイパビリティに関連のあった17変数のモデルでは有意だった。ただし符号はマイナスなので、仕事をしているほうが人生に不満足という結果である。

⁴ 生活の質は、「個人の福祉」、「生活の良さ」と見ることもできるが、本稿では生活の質に用語を統一する。

次に、夫婦関係であるが、夫婦間の良好な関係が精神面と時間的側面から生活の質を高める。夫婦間の会話頻度が多ければ、良好なコミュニケーションが取れていると見ることができる。夫から能力を評価されるなど夫からのサポートを受けられる場合や、逆に夫が面倒をかける、イライラさせる場合には、ストレスを受ける。この夫からストレスを受けないことも、夫婦関係の良好さを示すと考えられる。精神面でのサポートだけでなく、夫が家事に時間を割くことは、妻の家事を減らすことができていると考えられ、時間的な余裕を生むと考えられる。自由になる時間があることは、生活の豊かさに加えて重要な意味を持つと考えられるため、これを夫婦関係の良好さの要素に含める。

三つ目の、家庭外のサポートは、夫以外の誰かのサポートを受けることができるかどうかを示す。結婚している女性の生活において大きな意味を持つことは、ケイパビリティ・アプローチによる先行研究の中でも、ヌスバウムによるインドの女性グループの存在がいかに女性たちの状況を良くするかを示している（Nussbaum 2000）。核家族のメンバー以外のサポートを受けることにより、能力を認めてもらい、困ったときの助けを受けたりすることで、高い生活の質が実現されえる。サポートを受けることができる人の人数を合計して用いる⁵。

これら3種類の機能を得点化し、専業主婦、パート、フルタイムという就業形態の違いによって、実現されている機能のレベルの差を明らかにすることができる。また、主観的な生活満足度に対して、3種類の機能が就業形態別に異なる影響を与えているため、重視するものの違いが働き方の違いを生んでいるとも考えられ、その違いも明らかにする。

2.3 分析仮説

女性の就業形態によって生活の質の差があるかを捉えるため、以下の3つの仮説を立てた。

【仮説1】フルタイムで働く女性ほど、経済力が高い。

フルタイムは、パートタイムで働くよりも高い収入を得ることができる。また夫の収入とあわせても資産を形成することが容易であることから、経済面での機能得点が高くなると考えられる。

【仮説2】経済面以外の機能は、就業形態による差がない。

夫婦間の関係の良さは、夫からの精神的なサポートに加えて、家事分担によって妻に時間的余裕を与える。友人からのサポートは、就業形態によらず、重要であると考えられる。これらの機能は、就業形態による高低はないと考えられる。

【仮説3】3種類の機能を規定する要因、機能間の相互関係、そして、機能それぞれが主

⁵ サポート受けることのできる人の数は、サポートの必要性をあらわしているとも考えられる。人数が多いほうが、生活の質が高いと一概には言えないが、サポートを受けたくても受ける相手がいない場合より、いるほうがよい、と判断した。

観的満足度に影響を与えるかどうかは、就業形態によって差がある。

3. データと変数

3.1 データ

分析に使用するデータは、財団法人・家計経済研究所によって実施された「現代格家族調査」によって収集された調査票調査データである。この調査は東京 30km 圏に居住し、妻の年齢が 35 から 44 歳の核家族世帯を対象としている。1999 年 7 月に、夫、妻、同居している子供の 3 者を対象に、訪問留置法により実施された。

調査の内容は、『新現代核家族の風景：家族生活の共同性と個性』（大蔵省印刷局、2000）として出版されている。また調査の目的と実施状況は、『季刊家計経済研究』2001 年冬号（49 号）にも記載されている。

サンプルは、調査地点を 100 地点とし、住民基本台帳から層化二段階抽出法により抽出された 2000 世帯である。回収世帯は 984 世帯、うち有効票回収世帯は 934 世帯である。以下の分析では、欠損値のあるデータを除いた 742 世帯を使用する。この調査は妻と夫、子供の 3 者を対象としているが、本稿で利用するのはもっぱら妻のデータで、夫は年収だけを用いる。

3.2 変数

生活の満足度を得点化するために用いる変数は下記の通りである。

<経済力>

妻の年収：調査では昨年 1 年間の収入（税込み、年金や利子収入・不動産収入等も含む）カテゴリーでたずねているため、「50 万円未満」を、49 万、「50 万 - 103 万円未満」を 76.5 万、以下中間値を、「1000 万円以上」を 1000 万とし、その値の対数値を用いた。ただし、年収「なし」は 0 にすると、対数変換できないため、1 とし、対数値が 0 になるようにした。なお、妻が専業主婦である場合も、年収なしとは限らない。これは昨年の年収を聞いているため、昨年まで勤めていた人が含まれるのと、年金、利子、不動産収入があるため、と考えられる。

夫の年収、夫婦の資産も、妻の年収同様、対数に変換した値を用いる。

妻の学歴は、卒業した学校別に年数に変換した。中学卒業を 15、高校卒業を 18、短大・高専卒業を 20、大学卒業を 22、大学院卒業を 24 とした。

<夫婦関係の良好さ>

夫婦の会話：調査では「1. よく話す」から「6. まったく話さない」という 6 段階で会話の頻度を尋ねている。これを「よく話す」を 6、「まったく話さない」を 1 へと変換した。

夫の家事：色川(2004)にならい、料理、料理の後片付け、洗濯、掃除のそれぞれを、ほ

ぼ毎日を 29.25 , 週に 4・5 回を 20.25 , 週に 2・3 回を 11.25 , 週に 1 回を 4.5 , 1 ヶ月に 2.3 回を 2.5 , まったくしないを 0 として , 合計した .

夫のサポート : 夫からプラスの影響を受けるであろう 4 つの質問の「あてはまる」を 4 , 「あてはまらない」を 1 として , 合計した . 質問は「夫は私の心配事や悩みを聞いてくれる」「夫は私の能力や努力を評価している」「私は夫の心配事や悩みを聞いてあげる」「私は夫の能力や努力を評価している」の 4 つである (Cronbach の信頼性係数 = .81) .

夫ストレス (逆転) : 夫からマイナスの影響を受けるであろう 3 つの質問を「あてはまる」を 1 に , 「あてはまらない」を 4 として合計した . 質問は「夫は私のすることに文句や小言をいう」「夫は私にいろいろと面倒をかける」「夫といるとイライラすることがある」の 3 つである (Cronbach の信頼性係数 = .71) .

<サポート>

サポートしてくれる人の数を , 合計した .

悩み : 「心配事や悩み事を聞いてくれる人」自分の親 , 夫の親 , 自分のきょうだい , 夫のきょうだい , 親戚 , 職場の人 , 近所の人 , その他の友人 , 最大で 8 人となる . なお専業主婦の回答にも「職場の人」と答えているものがあり , これもデータに含めた . 年収同様以前勤めていた友人が含まれている可能性がある .

能力 : 「能力や努力を評価してくれる人」同様に最大 8 名となる .

看病 : 「看病や家事を頼める人」

手伝い : 「気軽に手伝いを頼める人」

<主観的満足度>

満足度 : 調査では「あなたは生活全般に満足していますか」1 満足 5 , 2 まあ満足 4 , 3 やや不満 2 , 4 不満 1 , 5 どちらともいえない 3 と変換した . 6 わからない は欠損値とした .

就業形態の違いは「職業にはついていない」を専業主婦 (無職) , 「パートタイムのアルバイト」をパートタイムに , 「公務員」と「民間の企業・団体の正規職員」「フルタイムの臨時職員」をフルタイムとし , 自営業は分析から除いた .

表 1 記述統計

	変数名	就業形態	度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
経済力	妻年収(対数)*	無職	391	1.86	4.72	0	16.12
		パート	221	12.47	3.62	0	15.2
		フル	130	15.03	1.52	0	16.12
		合計	742	7.33	7.08	0	16.12
	夫年収(対数)	無職	391	15.71	0.88	0	16.12
		パート	221	15.63	0.39	14.61	16.12
		フル	130	15.67	0.37	14.61	16.12
		合計	742	15.68	0.69	0	16.12
	夫婦の資産(対数)*	無職	391	16.4	0.93	15.42	17.99
		パート	221	16.2	0.84	15.42	17.99
		フル	130	16.55	0.97	15.42	17.99
		合計	742	16.37	0.92	15.42	17.99
教育年数(妻学歴)*	無職	391	19.45	1.71	15	24	
	パート	221	18.94	1.67	15	24	
	フル	130	20.09	1.99	15	24	
	合計	742	19.41	1.79	15	24	
関係の良 好さ	夫婦の会話	無職	391	4.57	1.1	1	6
		パート	221	4.58	1.18	1	6
		フル	130	4.68	1.33	1	6
		合計	742	4.59	1.16	1	6
	夫の家事*	無職	391	8.68	13.37	0	99
		パート	221	10.15	17.12	0	117
		フル	130	19.67	21.27	0	90
		合計	742	11.04	16.61	0	117
	夫のサポート	無職	391	3.04	0.64	1	4
		パート	221	3.1	0.68	1	4
		フル	130	3.11	0.74	1	4
		合計	742	3.07	0.67	1	4
夫ストレス(逆転)	無職	391	2.76	0.77	1	4	
	パート	221	2.72	0.79	1	4	
	フル	130	2.68	0.77	1	4	
	合計	742	2.74	0.77	1	4	
サポート	サポートしてくれる人数(悩み)	無職	391	2.67	1.39	0	8
		パート	221	2.65	1.45	0	8
		フル	130	2.48	1.5	0	7
		合計	742	2.63	1.43	0	8
	サポートしてくれる人数(能力)	無職	391	2.21	1.55	0	7
		パート	221	2.36	1.69	0	8
		フル	130	2.32	1.61	0	8
		合計	742	2.28	1.6	0	8
	サポートしてくれる人数(看病)	無職	391	1.61	1.04	0	6
		パート	221	1.56	1.13	0	6
		フル	130	1.57	1.11	0	7
		合計	742	1.59	1.08	0	7
サポートしてくれる人数(手伝い)*	無職	391	1.74	1.27	0	7	
	パート	221	2.06	1.38	0	7	
	フル	130	1.71	1.3	0	7	
	合計	742	1.83	1.32	0	7	
生活全般満足	無職	391	3.59	1	1	5	
	パート	221	3.54	0.95	1	5	
	フル	130	3.64	0.88	1	5	
	合計	742	3.58	0.97	1	5	

*は、差が有意であったもの。

3.3 分析手法

それぞれの変数ごとに、女性の就業形態別に差があるか、一要因の分散分析をおこなう。次に、直接観測できない経済力、夫婦関係、サポートを、上記の観測できる変数をもとに

潜在変数を作成し、構造方程式モデルによってモデル化する。モデルを作成するにあたって因子分析をおこなった。因子分析の結果は省略する。

4. 分析結果

4.1 就業形態別経済力の差

妻の就業形態が、無職（専業主婦）、パートタイム、フルタイムのいずれであるかによって、経済力に違いがあるか調べるため、分散分析をおこなった。その結果、夫の年収だけは非有意であるが、妻の年収は自由度(2,739)のF値が785.93、1%水準で有意である。資産は、F値6.64、妻の学歴もF値18.02、1%水準で有意である。よって、仮説1は支持された。

Tukey法(Tukey HSD法)による多重比較の結果、資産は、専業主婦とパート、パートとフルタイムの間で有意に差がある(0.1%水準)。妻の年収(0.1%水準)と、教育水準(5%水準)は、すべての組み合わせで有意に差があった。

4.2 就業形態別夫婦関係の良好さと、サポート

夫婦関係の良好さと、サポートについても、分散分析をおこなった。夫の家事時間と、サポートしてくれる人(手伝い)を除くと、いずれも差は有意ではなかった。夫の家事は自由度(2,739)のF値が23.11、1%水準で有意である。サポートしてくれる友人は自由度(2,739)のF値が4.96、1%水準で有意である。夫の家事時間は、フルタイムで有意に長く、手伝いを頼める人数はパートで有意に多い。しかし、この2つを除くと、就業形態による差は有意ではなく、仮説2はほぼ支持された。

Tukey法(Tukey HSD法)による多重比較の結果、夫の家事時間は、専業主婦とパート、パートとフルタイムの間で有意に差がある(0.1%水準)。手伝いを頼める人は、専業主婦とパート、パートとフルタイムの間で有意に差がある(5%水準)。

4.3 就業形態別の機能の規定要因、相互関係、満足度への影響

構造方程式モデルにより、経済力・夫婦関係の良好さ・サポートの3尺度の各要因と、相互関係、主観的満足度への影響をモデル化した。3尺度に相互に関連があることを想定している。

構造方程式モデルは、共分散構造分析とも言われる。例えば人の知能や各種能力、景気や経済力といったものは、直接測定できない。これらは「構成概念」と呼ばれ、潜在変数によってあらわす。構成概念に関連する複数の測定値の組合せでものさしを構成する方法が一般的である。因子分析では、構成概念と観測値間の関係を明らかにするもので、因果関係は問わない。回帰分析では観測変数の間の因果関係を扱うだけで、構成概念は扱わない。共分散構造分析は、因子分析と回帰分析を一体にした分析法といえる(山本・小野

寺 2002: 1) .

まず、制約のないモデルをモデルの全体的評価を示す適合度指標 GFI は 0.936 , AGFI = 0.903 , RMSEA = 0.033 , AIC = 506.891 となり、構成した方程式モデルとデータとの適合は十分である。次にパラメータ間の差に対する検定を行い、有意な差が見られなかったパスに制約をおいた。改良モデルの適合度指標 GFI は 0.935 , AGFI = 0.906 , RMSEA = 0.032 , AIC = 496.772 となった。

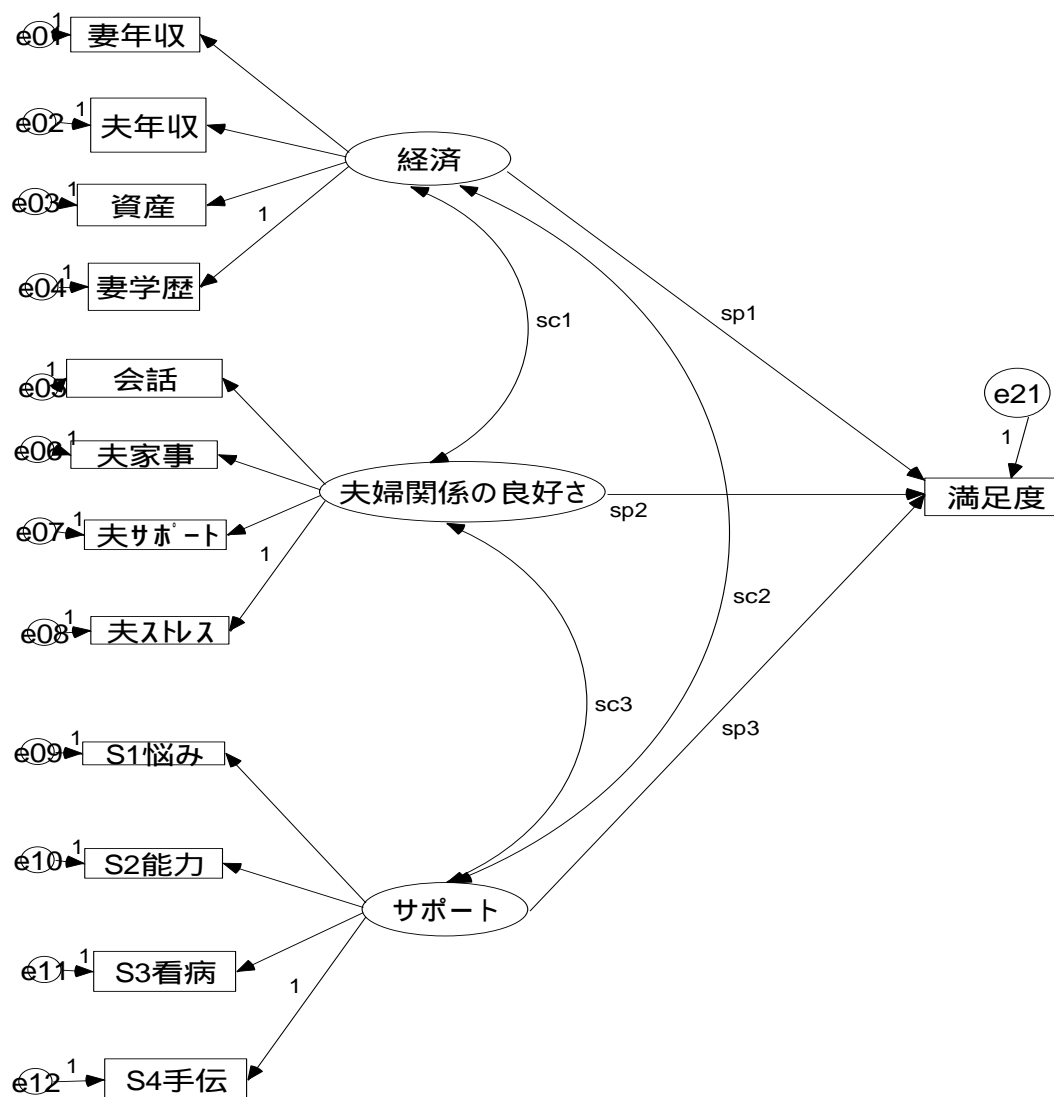


図 1 は専業主婦のモデルをあらわしている。

ラベル名は、専業主婦は先頭に s、パートは p、フルタイムは f をつけた。改良モデルの制約は、 $sp1=pp1=fp1$, $pc1=fc1$, $pp2=fp2$, $fc3=pc3$, $sc2=pc2=fc2$ の 5 つをおいた。

図 1 モデル図

表 2 パラメータ推定結果

	標準化係数推定値		
	専業主婦	パート	フルタイム
妻学歴 <--- 経済	0.40	0.41	0.56
資産 <--- 経済	0.57 ***	0.64 ***	0.58 ***
夫年収 <--- 経済	0.37 ***	0.69 ***	0.47 ***
妻年収 <--- 経済	0.09	0.01	0.33 **
夫ストレス <--- 夫婦関係の良好さ	0.22	0.47	0.42
妻ストレス <--- 夫婦関係の良好さ	0.93 ***	0.78 ***	0.98 ***
夫家事 <--- 夫婦関係の良好さ	0.12 †	0.07	0.10
妻会話 <--- 夫婦関係の良好さ	0.66 ***	0.72 ***	0.66 ***
S4手伝 <--- サポート	0.67	0.63	0.73
S3看病 <--- サポート	0.66 ***	0.62 ***	0.58 ***
S2能力 <--- サポート	0.74 ***	0.82 ***	0.72 ***
S1悩み <--- サポート	0.68 ***	0.77 ***	0.77 ***
満足度 <--- 経済	0.19 ***	0.20 ***	0.33 ***
満足度 <--- 夫婦関係の良好さ	0.37 ***	0.35 ***	0.34 ***
満足度 <--- サポート	-0.04	0.14 †	-0.02

p<.001***, p<.001**, p<.05 *, p<.10 †

表 3 相関係数

	専業主婦	パート	フルタイム
経済 <--> 夫婦関係の良好さ	0.046	0.208 *	0.146 *
経済 <--> サポート	0.173 **	0.173 **	0.098 **
夫婦関係の良好さ <--> サポート	0.263 **	0.293 **	0.3 **

p<.001***, p<.001**, p<.05 *, p<.10 †

< 規定する要因 >

夫婦関係の良好さを規定する要因の中で、夫の家事はパートとフルタイムでは有意ではなく、専業主婦でのみ 10%水準で有意である。標準化係数の値も小さいため、夫の家事は夫婦関係の良好さに影響を与えていない。標準化係数の値が最も高いのは、夫のサポートで、就業形態別ではフルタイムで最も高い。夫のサポートは、妻就業形態別にパラメータの差が有意であった。

経済力を規定する要因のなかで、妻の年収が有意なのはフルタイムだけであった。夫の年収および資産はいずれの就業形態でも有意であり、標準化係数が最も高いのは、パートである。夫の年収は、パラメータ間の差に対する検定が有意であった。

サポートは、就業形態別に差は見られない。係数についてみると、能力や努力を評価してくれる人および悩みや心配事を聞いてくれる人の値が、パートタイムで最も高い。気軽に手伝いを頼める人はフルタイムで高く、看病を頼める人数は専業主婦で高い。

< 相関 >

就業形態別に，各機能の相関関係に差が見られた．

専業主婦では，夫婦関係の良好さと経済力間に相関がなく，フルタイムでは，経済力とサポート間にも相関がない．パートタイムだけが，3種類の機能すべてに相関関係が見られた．

< 満足度への影響 >

経済力と夫婦関係の良好さから満足度への影響は，いずれの就業形態でも有意である．差が見られたのは，サポートから満足度への影響で，パートでのみ影響がある．ただし確率5.3%であるため厳密には5%水準で有意とはいえないが，係数がパートでのみプラスになっており特徴的である．

就業形態による差が見られるため，仮説3は支持される．

5．結論と考察

フルタイムで働く女性の経済力は，予想通り専業主婦やパートと比べて高い．妻の年収だけでなく，資産，学歴ともに他の就業形態と比べて統計的に高くなっている．表1の対数を直感的にわかりやすいよう常数にすると，妻の年収平均値は，専業主婦はほぼゼロ，パート26万(12.47)，フルタイムは337万(15.03)である．カッコ内は対数値を示す．夫の年収は専業主婦で665万，パートで614万，フルタイムで639万である．夫婦の資産は，専業主婦で1326万，パート1085万，フルタイム1540万で，フルタイムが高い．

フルタイムで働くことが経済的に豊かな生活を送ることにつながるといえる．ただし，夫の年収が最も高いのは専業主婦であり，これは夫の稼ぎが多いからこそ，妻は働く必要がないと見られる．経済面で最も恵まれないのはパートである．

しかし，友人面では，パートが恵まれている．手伝いを頼める人数は，パートで最も多い．同居している家族以外で助けを求めたり，頼れる相手の人数合計が最も多いのはパートであった．ただし，統計的に有意な差があるのは，手伝いを頼める人数だけであり，ややパートが恵まれているものの就業形態間での差はないといえる．

夫の家事時間が最も長いのはフルタイムの家庭で，夫婦間で家事を分担していると見られる．夫の家事分担が，妻の家事負担を軽くするものの，夫婦関係の良好さをあらかず潜在変数に対してパートタイムとフルタイムで有意ではなく専業主婦でのみ10%水準で有意なだけである．夫の家事の影響は小さく，一方夫のサポートの影響が大きい．夫のサポートの大きさはフルタイム，専業主婦，パートの順であった．

核家族のメンバー以外のサポート(自分・夫の両親，兄弟，親戚，近所の人，職場の人，その他友人)は専業主婦，パートのほうが多く，フルタイムで働く妻は夫の助けはあるも

のの、そのほかの付き合いを仕事の為に犠牲にしていると考えられる。

分散分析(仮説1, 仮説2)からは、パートで働く女性は、経済面での犠牲を払っているが、その他の夫婦や友人面の機能では、専業主婦やフルタイムよりも優れている点もあり、そのためにあえてパートを選択していることも考えられる。

さらに、主観的な満足度に影響する要因を見ると、パートでのみサポートがプラスとなっている。専業主婦とフルタイムと、パートの違いが最も興味深い。経済的豊かさを求める女性はフルタイムを選択するが、人が求めるのはお金だけではない。パートで働く女性は、夫婦関係、友人と、バランスを重視しているのかもしれない。経済的豊かさは、収入によって大きく左右されるが、豊かさの指標として生活の質を全体としてとらえなければ、女性の就業継続の困難さや、就業形態の問題、そして、男女の賃金格差も縮小しないのではないだろうか。

なお、パートの賃金の低さや、本当はフルタイムを希望しているがパートしか働き口がない、という問題はもちろん存在する。これらの問題を無視することはできないが、本稿ではそこまで踏み込めなかった。また、夫婦間のサポートとそれ以外をわけて分析をおこなったが、サポートをどのような対象からサポートをうけるかさらに詳しく分ける方法、あるいはサポートを一つにまとめる方法も考えられる。今後の課題としたい。

謝辞

二次分析にあたり、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・アーカイブから「現代核家族調査, 1999」(寄託者: 家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

- 色川卓男, 2004, 「妻と夫で生活満足度が乖離する要因は何か: 乖離要因の同一性と差異」『季刊家計経済研究』64: 45-54.
- 家計経済研究所編, 2000, 『新現代核家族の風景: 家族生活の共同性と個別性』大蔵省印刷局.
- 木村清美, 2004, 「家計内の経済関係と夫婦関係満足度」, 『季刊家計経済研究』64: 26-34.
- 重川純子, 2004, 「夫妻の収入バランスが夫妻関係に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』64: 35-44.
- 永井暁子, 2004, 「日本で顕著な性別役割分業意識」, 『季刊家計経済研究』61: 90-91.
- 野沢慎司, 2001, 「家族の連帯性とパーソナル・ネットワーク 夫婦・親子間靱帯の構造分析」『季刊家計経済研究』49: 25-35.
- 山本嘉一郎, 2002年, 小野寺孝義編著『Amosによる共分散構造分析と解析事例 第2版』

ナカニシヤ出版 .

Anand, Paul and Hunter, Graham, The Development of Capability Indicators and their Relation to Life Satisfaction The 5th International Conference on the Capability Approach: Knowledge and Public Action, 11-14th September 2005, Paris, France.

Nussbaum, Martha Craven, 2000, *Women and human development : the capabilities approach*, New York : Cambridge University Press. (= 2005 , マーサ・C.ヌスbaum, 池本幸生, 田口さつき, 坪井ひろみ訳, 『女性と人間開発 : 潜在能力アプローチ』岩波書店 .)

Sen. Amartya, 1995, *Inequality reexamined*, New York: Russell Sage Foundation, (= 1999 , 池本幸生, 野上裕生, 佐藤仁訳 『不平等の再検討: 潜在能力と自由』岩波書店 .)

付表 (非標準化係数)

	専業主婦				パート				フルタイム			
	推定値	標準誤差	検定統計量	確率レベル	推定値	標準誤差	検定統計量	確率レベル	推定値	標準誤差	検定統計量	確率レベル
妻学歴 <--- 経済	1				1				1			
資産 <--- 経済	0.77	0.221	3.471	0.001	0.792	0.176	4.503	0.001	0.52	0.145	3.574	0.001
夫年収 <--- 経済	0.48	0.13	3.655	0.001	0.391	0.089	4.413	0.001	0.16	0.048	3.342	0.001
妻年収 <--- 経済	0.63	0.517	1.227	0.001	0.036	0.444	0.08	0.936	0.45	0.175	2.587	0.01
夫ストレス <--- 夫婦関係	1				1				1			
夫サポート <--- 夫婦関係	3.58	0.953	3.754	0.001	1.442	0.236	6.114	0.001	2.24	0.456	4.907	0.001
夫家事 <--- 夫婦関係	9.29	4.897	1.898	0.058	3.021	3.62	0.835	0.404	6.23	5.892	1.057	0.291
会話 <--- 夫婦関係	4.32	1.097	3.942	0.001	2.32	0.378	6.142	0.001	2.69	0.522	5.156	0.001
S4手伝 <--- サポート	1				1				1			
S3看病 <--- サポート	0.8	0.078	10.25	0.001	0.809	0.108	7.506	0.001	0.68	0.117	5.833	0.001
S2能力 <--- サポート	1.35	0.123	10.97	0.001	1.602	0.179	8.962	0.001	1.23	0.175	7.008	0.001
S1悩み <--- サポート	1.1	0.106	10.43	0.001	1.278	0.146	8.729	0.001	1.22	0.168	7.294	0.001
満足度 <--- 経済	0.27	0.065	4.151	0.001 sp1	0.271	0.065	4.151	0.001 sp1	0.27	0.065	4.151	0.001 sp1
満足度 <--- 夫婦関係	2.21	0.631	3.501	0.001 sp2	0.915	0.185	4.942	0.001 pp2	0.92	0.185	4.942	0.001 pp2
満足度 <--- サポート	-0	0.068	-0.68	0.5 sp3	0.15	0.078	1.934	0.053 pp3	-0	0.086	-0.263	0.793 fp3

共分散

	専業主婦				パート				フルタイム			
	推定値	標準誤差	検定統計量	確率レベル	推定値	標準誤差	検定統計量	確率レベル	推定値	標準誤差	検定統計量	確率レベル
経済 <--> 夫婦関係	0.01	0.009	0.574	0.566 sc1	0.052	0.022	2.293	0.022 pc1	0.05	0.022	2.293	0.022 pc1
経済 <--> サポート	0.1	0.038	2.654	0.008 sc2	0.101	0.038	2.654	0.008 sc2	0.1	0.038	2.654	0.008 sc2
夫婦関係 <--> サポート	0.04	0.013	2.796	0.005 sc3	0.092	0.025	3.756	0.001 pc3	0.09	0.025	3.756	0.001 pc3

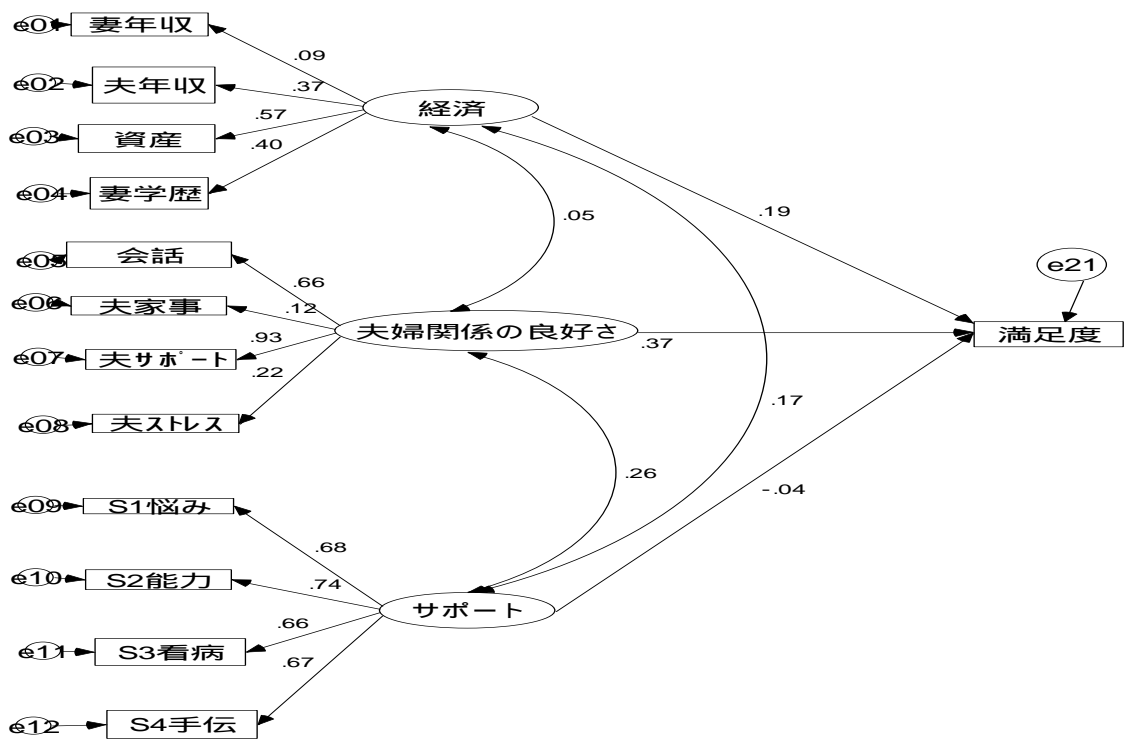


図 2 専業主婦の推定結果(標準化係数)

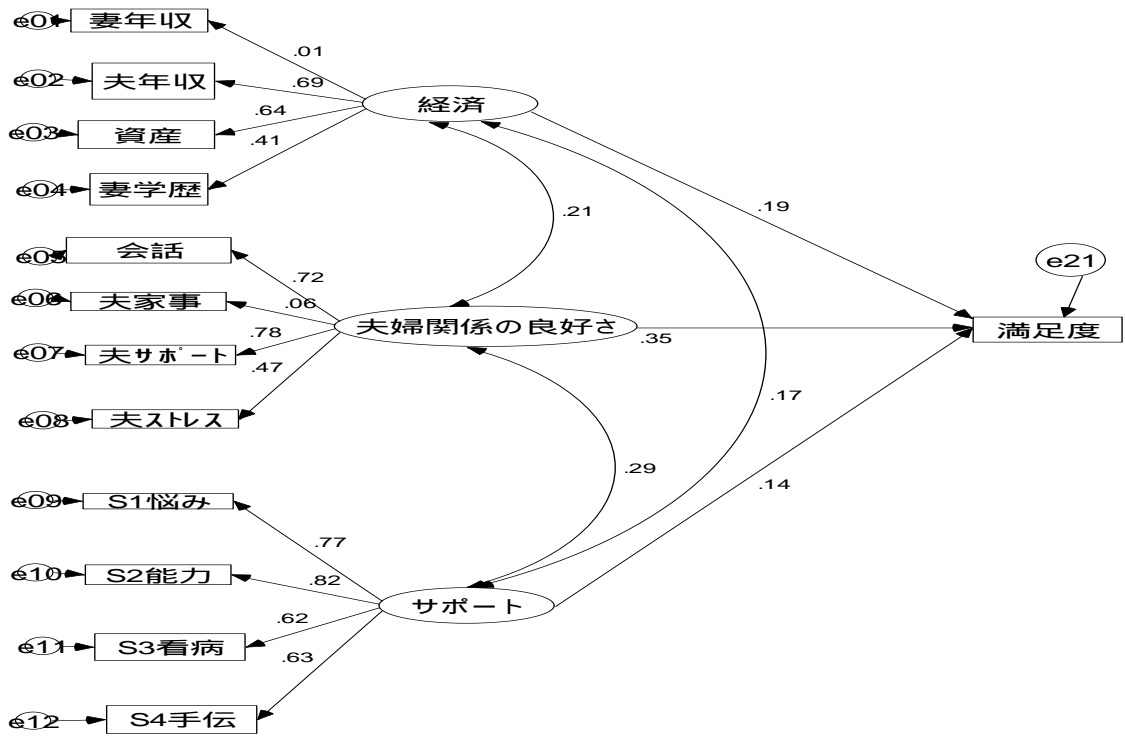


図 3 パート推定結果(標準化係数)

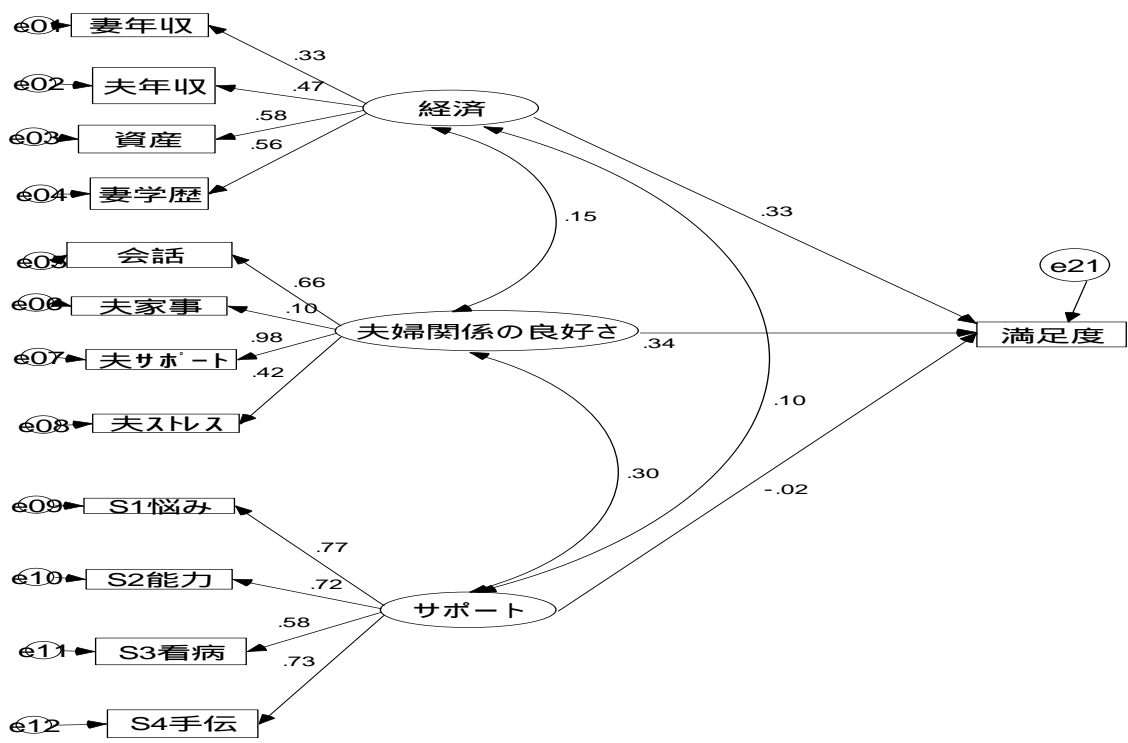


図 4 フルタイム推定結果(標準化係数)

第5章 サラリーマン既婚男性の持つ職業資源とコミュニケーション - 会話頻度, および余暇や休日の過ごし方について -

土倉 玲子

1. 問題設定

妻の就業の増加にしたがって, 妻の職業と家族生活の関係についての研究は増加したが, それと比較すると, 夫の職業と家族生活の関係についての研究はまだ多いとは言えない. しかしながら, 夫の職業, とりわけ職業資源は, 家族生活, 中でも妻との生活に大きな影響を与えると考えられる. そこで, 本稿では, 夫の職業資源と, 妻や職場の人たちとの関わり(コミュニケーション)との関連について, データが持つ情報の範囲で探索的に検討を行う.

米国と比較すると, 日本では相対的にまだ性別役割分業が根強く残っている(賀茂 1993). 性別役割分業の持つ影響は, 夫の持つ社会経済的な変数と, 夫や妻が感じている夫婦関係満足度との相関にも現れている. たとえば, 夫の収入と夫婦関係満足度との相関を日米の既婚カップルを使って調べた研究では, 米国の既婚カップルでは有意な相関は認められなかったが, 日本の既婚カップルでは夫, 妻共に有意な相関が認められた(賀茂 1993). また NFRJ03¹データを使用した分析でも, 夫婦関係満足度を含む, 結婚生活のさまざまな側面に対する主観的評価(i.e. 配偶者からの心理的なサポート, 家事や家計管理など結婚生活の諸側面に対する満足度, トラブルの認知など)と社会経済的な変数との間に有意な相関が認められた(土倉 2005). 夫の主観的評価の多くは夫自身の学歴や収入と, 妻の主観的評価の多くは世帯収入との間に有意な相関を持つことが示された.

また, 日本の既存研究では, 夫婦関係満足度と夫婦の関わりの度合(i.e. 会話時間)との間にも強い相関が認められている(大和ハウス工業生活研究所 1995; 雇用職業総合研究所 1985; 小沢 1987; 土倉 1998; 都築 1984).

夫の職業資源と家族とのかかわり, そして, 夫婦関係満足度との関係について, Aldousら(1979)は, 成功抑制理論(Success Constraint Theory)に基づいて, これら3変数の間には逆U字型曲線関係が存在するとしている. つまり, 夫の職業資源が高過ぎれば, 夫は仕事で時間をとられ, 家族との関わりは減少する. 妻にかかる家族役割負担は重く, 夫からの感情的なサポートも得られずに夫婦関係満足度は低い傾向がある. その一方で, 夫の職業資源が低過ぎれば, 夫に対する妻からの愛情や家庭に対する維持努力という報酬が得られないことから, 夫は家族との関わりからひいてしまう. 残念ながら, 本稿で使用するデータには, 夫婦関係満足度を測定した項目はないので, この仮説を直接検証することは

¹ 2004年に日本家族社会学会が収集したデータで, 28歳から77歳までの男女6302人を対象とした質問紙調査である.

できないが、夫の職業資源と家族との関わりの度合、特に妻との関わりの度合(i.e. 会話、余暇や休日の過ごし方)との関連について検討を行う。ここではまず、Aldous (1979)らの知見から「夫の職業資源と、妻との関わりの度合との間には、逆 U 字型曲線関係が認められる」との仮説を採用し、これを本稿の第一仮説とする。

Aldous(1979)らの主張の一方で、Scanzoni(1970)は、社会的交換理論に基づいて、夫の職業資源が高いほど、夫も妻も夫婦関係満足度も高い傾向があるとしている。つまり、夫の職業資源が高いほど、得られる報酬が多いことから妻の満足度も高く、妻は愛情や家庭に対する維持努力という形で夫に報酬を返すので、夫も満足度も高い傾向がある。Scanzoni(1970)によるこの知見と、日本における既存研究で、夫婦関係満足度と会話時間との間に正の相関が認められることを考え合わせると、夫の職業資源が高いほど、夫婦双方が感じている夫婦関係満足度も高く、したがって夫婦の会話時間も長い可能性を考えることができる。そこで「夫の職業資源と妻との関わりの度合の間には正の相関が認められる」を本稿の第二仮説とする。

最後に、夫が関わりを持つ社会的ネットワーク全体から、妻との関わりの度合について考えてみよう。夫が職場において持つネットワークは、親族ネットワークに匹敵するほど大きな影響力を持っている(ニッセイ基礎研究所 1994)。また仕事に対する行動面や精神面のコミットメントが、妻との関係に影響を与えているも明らかにされている(ニッセイ基礎研究所 1994)。行動面、意識面ともに企業に対するコミットメントが高い夫は、多くの時間を仕事に振り向けている分、家庭で過ごす時間は制約を受けている。夫、妻共に手段的役割期待が高く、情緒的な役割期待は低い。また夫婦間の意志疎通に対する評価が低い。配偶者に対する満足度も相対的に低い。その一方で、行動面、意識面ともに企業へのコミットメントが低い夫は、在宅時間が長く、家族との接触も多く、夫婦の役割期待は情緒的な役割を期待し、また得られていると認知する傾向が強い。かりに、行動面、意識面ともに企業に対するコミットメントが高いほど、職業資源も高いことを前提とすれば、これらの知見から、「夫の職業資源と、妻との関わりの度合の間には負の相関が認められる」という仮説を引き出すことが可能である。これを本稿の第三仮説とする。

妻との関わりは会話や余暇を過ごす頻度だけではない。本稿で使用するデータでは、「一緒に余暇や休日を楽しむ人として誰を上げるか」についても尋ねている。夫の職業資源は、「一緒に余暇や休日を楽しむ人として誰を上げるか」にも影響力を持つと考えられる。つまり、前述した「高い職業資源を持つ夫は、夫婦間の意志疎通に対する評価が低く、配偶者に対する満足度も相対的に低い(ニッセイ基礎研究所 1994)」との知見に従えば、高い職業資源を持つ夫は、一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を上げることは少ない可能性が想定できる。また職場で多くの時間を過ごせば、それだけ職場の人たちとの交流が活発になり、一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人を上げる可能性が高いことも想定できよう。本稿では、「高い職業資源を持つ夫ほど、一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を

あげることが少なく、職場の人をあげることが多い」という仮説について検討を行う。

本稿の分析は次の二点の検討を目的とする。一点目は、夫の職業資源と妻との会話頻度や余暇や休日と一緒に楽しむ頻度との関連を調べることである。本稿では、夫の職業資源と、妻との会話頻度や余暇や休日と一緒に楽しむ頻度との間には(1)逆U字型曲線関係が認められる、(2)正の相関が認められる、(3)負の相関が認められる、の三仮説の適合性を検討する。二点目は、夫の職業資源と、「一緒に余暇や休日を楽しむ人として誰をあげるか」について、「高い職業資源を持つ夫ほど、妻をあげることが少なく、職場の人を上げることが多い」との仮説について検証する。

2. 方法

2.1 調査対象

使用したデータは、2001年に第一生命研究所が収集した「今後の生活に関するアンケート」である。調査対象は満18-69歳の男女個人で有効回収数は2,254人であり、調査時期は2001年1月19日から2月5日である。この中で分析に使用したのは、調査当時民間企業に常勤として勤めていた既婚男性($N=404$)である。回答者の基本属性は以下のとおりである。平均年齢は46.1才($SD=10.41$)で、年齢幅は24才から69才である。最終学歴は小・中学校が13.9%、高卒が43.1%、専門・各種学校が11.4%、および短大・高等専門学校が4.4%、大卒以上が27.2%である。本人の年収は400万未満が30.3%、400万から700万未満が45.7%、700万以上が24.0%である。職業威信に関しては、会社・団体役員が11.6%、管理職が16.6%、技術系従業者が24.5%、事務系従業者が17.8%、そして技能・労務系従業者が29.5%である。

2.2 分析に使用した変数

職業資源

Scanzoni (1970) は、「職業資源」として、職業的地位、学歴、収入をあげている。本稿の分析では以下の変数を採用した。

職業威信

苅谷(2001)を参考に、次のようにカテゴリーわけをした。会社・団体役員と管理職と技術系従業者を職業威信の高い群とし(52.7%)、事務系従業者を中間の群(17.8%)、技能・労務系従業者を低い群とし(29.5%)、それぞれに3,2,1の値を与えた。

学歴

「小・中学校」から「大学・大学院」まで5段階で評定させている。

本人の年収

「収入はない」から「1200万円以上」の12段階で評定させている。分析では「収入はない」を省いた。

妻との関わりの度合

妻との会話頻度

「あなたがたご夫婦の関係について、現状をお知らせください」と尋ねた上で、「配偶者とよく会話をしている」という項目に対して、「あてはまる」から「あてはまらない」まで4段階（1-4点）で評定させている．分析では評定を逆転した．

妻との余暇や休日の過ごし方

「あなたがたご夫婦の関係について、現状をお知らせください」と尋ねた上で、「配偶者と余暇や休日と一緒に楽しむことが多い」という項目に対して、「あてはまる」から「あてはまらない」まで4段階（1-4点）で評定させている．分析では評定を逆転した．

一緒に余暇や休日を楽しむ人の選択

「あなたにとって、次にあげるような人はいらっしゃいますか．」と尋ねた上で、「一緒に余暇や休日を楽しむ人」という項目に対して、配偶者と職場の人（もと同僚含む）を選んだ場合には丸をつけさせている．分析では「非選択」「選択」の2段階（0-1点）でダミー変数を作成した．

3. 結果

分析は以下の手順で進める．まず夫の職業資源と妻とのコミュニケーション頻度に関する3仮説について説明を行う．第一仮説である、逆U字型曲線関係については、妻とのコミュニケーションを被説明変数とし、夫の職業資源のそれぞれ（職業威信、学歴、および年収）を説明変数とする、一元配置の分散分析を行う．ただし職業威信については、尺度が中、高、低の3カテゴリーしかないので、職業威信が中くらいの者を基準とし、それよりも職業威信が高いか、低いかのダミー変数を作成し、この2変数を独立変数とする重回帰分析を行う．この分析については本文中で詳しく説明する．第二、第三仮説については、妻とのコミュニケーション頻度と夫の職業資源のそれぞれ（職業威信、学歴、および年収）との間の相関分析(Spearman)を行う．次に「一緒に余暇や休日を楽しむ人の選択」についての分析は、「一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人や妻をあげるかどうか」を従属変数とし、夫の職業資源のそれぞれ（職業威信、学歴、および年収）を独立変数とする二項ロジスティック回帰分析を行う．

3.1 夫の職業資源と妻とのコミュニケーション頻度

「夫の職業資源と妻との会話頻度や余暇や休日と一緒に楽しむ頻度との間には（1）逆U字型曲線関係が認められる、（2）正の相関が認められる、（3）負の相関が認められる」の3仮説の適合性を検討した．

最初に仮説(1)について検討を行った．表1には夫の職業威信ごとに、妻との会話頻度と、

妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度の平均を示した。分析では、まず、職業威信が中間の群を基準として、それより職業威信が高いかどうかのダミー変数(0-1)と、それより低いかどうかのダミー変数(0-1)を作成した。職業威信が高い群と低い群を、中間の群と比較した時に、職業威信が高い群と低い群において妻との会話頻度が低ければ、夫の職業威信と妻との会話頻度との間に逆 U 字型曲線関係が認められると解釈できる。次に妻との会話頻度を従属変数とし、職業威信が中間層より高いかどうかのダミー変数と、低いかどうかのダミー変数を独立変数とする重回帰分析を行った。その結果、いずれのダミー変数も妻との会話頻度とは有意な関連を持たないことが示された(職業威信が高い群 $\beta = .04$, *n.s.*; 職業威信の低い群 $\beta = -.01$, *n.s.*)。次に同様の分析を妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度を従属変数として行ったところ、どちらのダミー変数も有意とはならず、夫の職業威信と妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度との間には逆 U 字型曲線関係は認められないことが示された(職業威信が高い群 $\beta = -.08$, *n.s.*; 職業威信の低い群 $\beta = -.13$, *n.s.*)²。

表1 夫の職業威信と妻との会話頻度、および妻と余暇や休日を楽しむ頻度

職業威信スコア	会話頻度	余暇や休日を楽しむ頻度
低い群	4.18	3.79
中間の群	4.21	4.14
高い群	4.29	3.95

夫の学歴については、妻とのコミュニケーション頻度を被説明変数とし、学歴を説明変数とする一元配置の分散分析を行った。表 2 に、夫の学歴ごとに、妻との会話頻度と、妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度の平均を示した。最初に、妻との会話頻度を被説明変数とし、夫の学歴を説明変数とする一元配置の分散分析を行った。その結果、この 2 変数の間に有意な関連が認められた($F=2.74$, $p<.05$)。続いて多重比較を行ったところ、小・中学校と高校、小・中学校と専門学校・各種学校、小・中学校と大学・大学院との間にそれぞれ有意な差異が認められた。妻との会話頻度は、専門学校・各種学校以上の学歴において、短大・高専でいったん低くなった後、大学・大学院でふたたび高くなっており、逆 U 字型曲線関係は認められなかった。次に妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度を被説明変数とし、学歴を説明変数とする一元配置の分散分析を行った。その結果、この 2 変数の間に有意な関連が認められた($F=5.45$, $p<.01$)。続いて多重比較を行ったところ、妻との会話頻度の場合と同様に、小・中学校と高校、小・中学校と専門学校・各種学校、小・中学校と大学・大学院の間にそれぞれ有意な差異が認められた。妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度は、専門学校・各種学校以上の学歴において、短大・高専でいったん低くなった後、大学・大

² 妻との会話頻度を被説明変数とし、夫の職業威信を説明変数とする一元配置の分散分析、および妻と余暇や休日を楽しむ頻度を被説明変数とし、夫の職業威信を説明変数とする、一元配置の分散分析も行ったが、どちらも有意な関連は認められなかった。

学院でふたたび高くなっており、逆U字型曲線関係は認められなかった。

表2 夫の学歴と妻との会話頻度、および妻と余暇や休日を楽しむ頻度

学歴	会話頻度	余暇や休日を楽しむ頻度
小・中学校	3.84	3.29
高校	4.27	3.95
専門学校・各種学校	4.38	4.16
短大・高専	4.22	3.89
大学・大学院	4.35	4.15

最後に妻とのコミュニケーション頻度を被説明変数とし、夫の年収を説明変数とする一元配置の分散分析を行った。表3に、夫の年収ごとに、妻との会話頻度と、妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度の平均を示した。まず、妻との会話頻度を被説明変数とし、夫の年収を説明変数とする一元配置の分散分析を行った。その結果、これら2変数の間に有意な関係は認められなかった($F=1.12$, $n.s.$)。次に、妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度を被説明変数とし、夫の年収を説明変数とする一元配置の分散分析を行った。その結果、これら2変数の間に有意な関係は認められないことが示された($F=.50$, $n.s.$)。

表3 夫の年収と妻との会話頻度、および妻と余暇や休日を楽しむ頻度

夫の年収	会話頻度	余暇や休日を楽しむ頻度
103万未満	5.00	5.00
103-200万未満	3.90	3.80
200-300万未満	4.26	3.85
300-400万未満	4.09	3.80
400-500万未満	4.24	3.97
500-600万未満	4.20	4.10
600-700万未満	4.17	3.83
700-800万未満	3.87	3.74
800-1000万未満	4.37	4.10
1,000-1,200万未満	4.57	4.00
1,200万以上	4.78	4.22

さらに仮説(2)と(3)について検証するために、妻との会話頻度と職業威信、学歴、年収のそれぞれとの間の相関分析(Spearman)を行った。その結果、妻の会話頻度と学歴との間にのみ有意な正の相関が認められた($r=.11$, $p<.05$)。次に妻と余暇や休日と一緒に楽しむ頻度と職業威信、学歴、年収のそれぞれとの間の相関分析(Spearman)を行った。その結果、妻との会話頻度の場合と同様に、学歴との間にのみ有意な正の相関が認められた($r=.17$, $p<.01$)。

これらの結果は、夫の職業資源と妻とのコミュニケーション頻度については、夫の学歴に限って、仮説(2)が支持されたことを示している。

3.2 夫の職業資源と一緒に余暇や休日を楽しむ人の選択

夫の職業資源と一緒に余暇や休日を楽しむ人の選択について、「高い職業資源を持つ夫ほど、妻をあげることが少なく、職場の人を上げることが多い」という仮説の検討を行った。

まず一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人を上げるかどうかを従属変数とし、夫の職業威信、学歴、年収のそれぞれを独立変数とする、二項ロジスティック回帰分析を行った。その結果、職業威信($B=.37, p<.01$)、学歴($B=.17, p<.05$)、年収($B=.19, p<.01$)の全ての独立変数と従属変数との間に有意な関係が認められた。

次に「一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を上げるかどうか」を従属変数とし、夫の職業威信、学歴、年収のそれぞれを独立変数とする、二項ロジスティック回帰分析を行った。その結果、学歴との間にのみ有意な関係が認められた($B=.22, p<.05$)。

これらの結果は、本稿の仮説が部分的に支持されたことを示している。つまり、夫が高い職業資源を持っているほど、一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人をあげる割合は多いが、妻を上げる割合との間には有意な関係は認められない(学歴を除く)。学歴と妻を上げる割合との間には有意な関係は認められるが、夫の学歴が高いほど、一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を上げる割合が高く、仮説とは逆の関係が認められた。

4. 考察

夫の職業資源のうちで、妻との会話頻度や余暇や休日と一緒に楽しむ頻度との間に有意な関係が認められたのは、学歴のみであった。夫の学歴が高いほど、妻との会話頻度や余暇や休日と一緒に楽しむ頻度が高い。本稿で使用したデータには夫婦関係満足度を測定した項目がないため、Scanzoni(1970)が指摘しているように、「夫の職業資源が高いほど、夫婦ともに夫婦関係満足度が高い傾向」にあり、そのために夫婦のコミュニケーション頻度も高いのかどうかを直接検証することはできない。Scanzoni(1970)では、夫婦関係満足度という変数は使用していない。しかしながら、妻に対して夫が感じている companionship と夫の学歴(0-8年を除く³)、および職業威信との間には正の関係が認められている。もしかりに companionship を夫婦の関係性への総合的な評価としてとらえることが可能であり、かつ、companionship と夫婦のコミュニケーション頻度との間に正の相関が存在するとすれば、本稿の分析結果は部分的に解釈が可能になる。つまり、夫の学歴が高いほど、社会的交換理論によって夫婦の関係性への評価も高く、その結果コミュニケーション頻度も高い傾向があるという解釈である。また、本稿の分析では、夫の学歴と妻とのコミュニケーション頻度との間に有意な正の相関が認められただけでなく、分散分析の結果、会話頻度、余暇や休日と一緒に楽しむ頻度ともに、小・中学校の学歴を持つ回答者と、それ以上の学歴を持つ回答者の間で差が大きいことが示された。これは小・中学校の学歴を持つ回答者は分

³ 本稿の分析対象者の学歴は全員が「小・中学校」以上であった。

析対象者全体の 13.9%に留まり、この線を越えるかどうか、妻とのコミュニケーション頻度とも関連しているということを示唆している。

本稿における職業威信とコミュニケーション頻度との分析結果については、本稿の職業威信の測定変数の精密度が低かったことも理由のひとつに挙げられるだろう。Scanzoni(1970)が使用した The Duncan Socioeconomic Index (SEI)という職業威信スコアは非常に精密に構成されている。

夫の年収と妻とのコミュニケーション頻度との分析結果に関しては、Scanzoni(1970)の研究でも、妻に対して夫が感じている companionship と夫の年収との間に有意な関係は認められていない。しかしながら、日本の研究では、夫の収入と夫婦関係満足度との間に有意な相関が認められるものが多く、この点についてはさらなる検討が必要であろう。

次に夫の職業資源と一緒に余暇や休日を楽しむ人の選択について考察を行う。分析では、夫の職業威信や学歴や年収が高いほど、一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人を上げる割合が多いことが示された。さらに、職業資源を構成する 3 変数の相対的な効果の大きさについて検討を行うために、「一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人を上げるかどうか」を従属変数とし、職業威信、学歴、年収のすべてを独立変数とする、二項ロジスティック回帰分析を行った。その結果、学歴と従属変数との間にのみ、有意な関係が認められた($B=15, p<.01$)。この結果は一緒に余暇や休日を楽しむ人として職場の人を上げるかどうかには、職業威信、学歴、年収のそれぞれが関連するが、中でも年収の効果が大きいことを示唆している。さらに夫の職業資源と、「一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を上げるかどうか」との関連については、夫の学歴が高いほど、妻を上げる割合が多いという結果が得られた。夫の学歴は余暇や休日を楽しむ人として職場の人を上げるかどうかとも関連を持っている。これらのふたつの分析結果を考え合わせると、学歴が高いほど、一緒に余暇や休日を楽しむ人の選択肢が広く、社会的ネットワークが広い可能性が考えられる。また夫の職業威信や年収は、一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を上げる割合とは有意な関係を持たないという分析結果が得られた。これは、一緒に余暇や休日を楽しむ人として妻を上げるかどうかは、夫の職業資源よりも妻との関係性の良し悪しと強い関連性を持つ可能性を示している。本稿の分析で使用したデータには、夫婦関係満足度を測定した項目はないので、この結果を直接検証することはできないが、この点についての検討が本稿の今後の課題である。

謝辞

〔二次分析〕にあたり、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・アーカイブから〔「今後の生活に関するアンケート，2001」第一生命経済研究所〕の個票データの提供を受けました。

参考文献

- Aldous, J., Osmond, M., & Hicks, M., 1979, "Men's Work and Men's Families," Burr, W. R., Hill, R., Nye, F. I., & Reiss I. L., eds., *Contemporary Theories about the Family, Vol. 1*, Free Press.
- 大和ハウス工業生活研究所, 1995, 『夫婦はやっぱり他人 夫婦間のコミュニケーション調査: その実態と意識』.
- Kamo, Y., 1993, "Determinants of Marital Satisfaction: A Comparison of the United States and Japan," *Journal of Social and Personal Relationships* 10: 551-568.
- 苅谷剛彦, 2001, 『階層化日本と教育危機 不平等再生産から意欲格差時代へ』有信堂高文社.
- 雇用職業総合研究所, 1985, 『女性の職場進出と家族機能の変化に関する調査研究報告書』.
- ニッセイ基礎研究所, 1994, 『日本の家族はどう変わったのか』NHK出版
- 小沢千穂子, 1987, 「共働き夫婦における結婚満足」『家族関係学』6: 1-6.
- Scanzoni, J. H., 1970, *Opportunity and the Family*, Free Press.
- 土倉玲子, 1998, 「結婚満足度に影響を与える諸要因に関する男女差」『夫婦・親子関係の測定と方法: NFR 予備調査データを用いた検討』日本家族社会学会全国家族調査(NFR)研究会, 73-83.
- Tsuchikura, R., 2005, "Educational Status and Income: Correlations with Subjective Evaluation of Marital Quality---Differences by Gender and Age-Cohort---," 67th NCFR Annual Conference Symposium.
- 都築佳代, 1984, 「定年退職後の夫婦の伴侶性」『老年社会科学』6(2): 55-66.

第6章 子どもと祖父母の接触頻度とその規定要因 親世代の重要性

斎藤 嘉孝

1. 序

現在わが国では、少子高齢化が歯止めもなく進行しており、高齢者と孫世代との同居が減少する傾向にある。そうしたなかでも、同時に両世代間の交流はさげばれており、両者の接触はむしろ見直されつつある。本稿では、こうした子どもと高齢者の接触状況を把握し、世代間交流の実情を、量的データを用いた統計的分析によって明らかにする。

本稿の狭義の目的は、子どもと祖父母の接触頻度を左右する要因を探ることである。つまり、祖父母とよく会う孫/会わない孫、あるいはよく連絡する孫/しない孫の違いはどこにあるかを探ることである¹（以下では、孫世代を「子ども」、祖父母世代を「祖父/祖母」、親世代を「親」あるいは「父/母」と称す）。

祖父母と子どもによる世代間交流は、アンケート結果によると、当人たちが望むものであるという（北村 1999）。まず高齢者は、いくら子ども世代との別居が進もうとも、現在より多くの交流を望んでいる。「もっと会う回数を増やしたい」と感じている祖父母は、実に22.3%にのぼる。なかでも交流の機会が少なめの祖父母に限れば、その割合はさらに高い（「1年に1回未満」の群で75.0%、「1年に1回以上（1ヶ月に1回未満）」の群で52.2%）。

子どももまた、アンケート結果によれば、祖父母との交流を望んでいるという（兼倉 1999）。高齢者との交流に参加したいという態度を持つ子どもの割合は、小学5年生で81.7%、中学2年生で62.9%、高校2年生で62.0%にも達する。

当人たちの態度以外にも、祖父母と子どもが交流することの肯定的側面は、これまで論じられてきた。祖父母側にとっては、子どもと接触することによって、日々の生活にはりあいができる（北村 1999）、子ども側にとっては、高齢者のことがよく理解できるようになり、高齢者への差別・偏見などにつながりにくいなど（兼倉 1999）、論じられている。

さらに、社会一般の風潮も世代間交流を推奨する方向にあるといえる。たとえば行政は、高齢者と子どもを交流させる施設やサービスを、自治体を中心に進めつつある（林 2000）。子ども用施設と高齢者施設の併設、小学校の開放などはその一環である。

こうした現状にあって、祖父母と子どもの接触についての研究は意義があるといえる。本稿は接触のなかでも、頻度に的をしぼって論を展開したい。

¹ 非親族同士の祖父母世代と子ども世代の接触は、また別の機会に扱いたい。

2. 先行文献との関連

社会的・政策的な意義深さとは裏腹に、学問的蓄積をみると、祖父母と子どもの接触頻度は十分に扱われてきたとはいいがたい。とりわけ接触頻度がいかにして規定されるか(多くなるか/少なくなるか)を問うたテーマでは、研究が十分に蓄積されていない。しいていえば、家計経済研究所(2000)が実証的研究において接触頻度の単純分布を報告しているが、その規定要因にまでは言及・分析していない²。

接触頻度に限らず、やや広義に世代間のやりとりについてながめると、「ソーシャルサポート」の研究が見受けられる。なかでも「情緒的サポート」という、金銭あるいは介護などとは異なる文脈でのサポートが研究されている³。しかし、本稿で扱う「接触頻度」と「ソーシャルサポート」を同一には捉えられない。第一に、ソーシャルサポートは接触頻度よりも主観的な変数であり、中立的というよりは、一方が他方に効果をおよぼすのを前提としている。また情緒的支え、あるいは介護の提供など、何らかの機能を内包していると考えられる(近藤 2004)。それに比べ接触頻度は、より双方向的なやりとりで中立的であり、特別な機能を前提としていない⁴。第二に、ソーシャルサポートは祖父母と親世代間のサポートが主対象であり、祖父母と子ども世代のものを通常扱っていない。

こうした先行研究の概略をふまえて、以下で仮説を導きたい。まず、接触頻度と距離に関してである。祖父母との接触頻度に差異を生み出す要因として考えられるのは、第一に、居住地の物理的距離である。つまり、祖父母と遠い場所に住んでいる子と、近場に住んでいる子とでは、接触頻度に違いが出てくるだろう。実際、近いほうが接触頻度は高いという統計がある(Cherlin & Furstenberg 1986; 田中 2001: 66)。祖父母の側からみると、家が遠いことを理由に子ども世代との接触が十分でないと考えられる割合は、7割をこえる(北村 1999)。さらに、祖父母との関係に限定した議論ではないが、拡大家族における交流頻度は居住地間の距離と反比例するとの実証結果もある(Litwak 1960)。

しかし一方で、接触頻度に距離は関係ないとの議論もある。ある実証研究では、距離にかかわらず一定の情緒的サポートが祖父母との間に維持されるとの知見が出されている(古谷野ほか 1995)⁵。こうした状況で、本稿で使用するデータでは、居住地間の距離は世代間の接触頻度に関係してくるのだろうか。次の仮説で検証する。

² 家計経済研究所は、その分析に現代核家族調査データを用いている。同データは親と子にそれぞれ別個の質問票で訊いているが、同データを用いたこれまでの研究は親票のみを使用したものが多く、子ども票を分析した研究は少ない。親票と子票を分析で同時利用したものは、野沢(2001)、永井(2004)など少数である。

³ 介護などは「手段的サポート」と呼ばれ、介護や世話などの実務的なサポートと定義されている(近藤, 2004)。

⁴ サポートには「提供サポート」と「受領サポート」があるとする見方もあるが、この区別は本稿の主題や使用データに直接関係ないため、考慮外とする。

⁵ ただし、この結果は子ども世代ではなく、親と祖父母世代の関係を対象としている。しかも、交流頻度というより、情緒的サポートに関する実証結果である。

仮説 1：距離的に近場に居住する子どものほうが、そうでない子どもよりも、祖父母との接触は多いだろう。

祖父母と子どもの接触頻度において、親の役割は見逃せず、父母がよく接触するかどうかは子どもの接触頻度に関係あると考えられる。親子の行動の類似性に関しては、広義に捉えれば、ブルデューの文化的再生産論をはじめ近年の実証研究において、多く実証されている。たとえば、単に類似性の文脈だけで理解できないものの、父親とその男子の家事手伝いにおいて、正の関係が見出されるとの報告がある（永井 2001）。

また、とりわけ直接出向く場合には、親と同伴したほうが子どもは単独で訪問するよりも祖父母との接触が容易なことは想像にかたくない。以上をふまえ、次の仮説を提出する。

仮説 2：親が祖父母とよく接触する子どものほうが、そうでない子どもよりも、祖父母との接触は多いだろう。

では、親のどんな属性の違いによって、祖父母との接触頻度に差が生じるのだろうか。ここで、親の接触頻度を左右する要因にも、目をむける必要がある。親世代と祖父母との接触に関する研究はこれまでも存在し、一つには、居住地間の距離に関するものが報告されている。距離が遠ければ遠いほど、頻度が少なくなるという反比例の関係である（古谷野ほか 1995）。

それだけでなく、家計収入もその接触頻度に関係していると考えられる。家計収入の高い世帯のほうが、交通代や連絡費用などの出費に対して余裕があり、祖父母との接触が多いと想像するのは不自然ではない。しかし、先行研究では、収入と接触頻度は関係がないと実証するものもあり（Cherlin & Furstenberg 1986）、さらなる検証が必要である。

仮説 3：家計収入の高い親のほうが、低い親よりも祖父母との接触は多いだろう。

家計収入以外にも、祖父母と親の接触頻度を左右する要因があると考えられる。それは親の時間的余裕である。時間的余裕の多い親のほうが、祖父母と接触する時間をつくれる可能性は高いだろう。そしてそのことが子どもの接触頻度にも間接的に影響すると考えられる。それを述べたのが仮説 4 であり、これらをモデルにすると図 1 のようになる。

仮説 4：時間的余裕の多い親のほうが、少ない親よりも祖父母との接触は多いだろう。

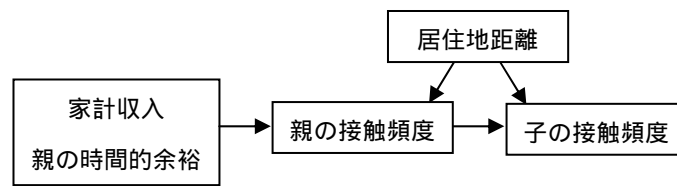


図1 祖父母と子どもの接触頻度に関するモデル

以上述べた要因以外にも、いくつかの統制変数を分析に導入する。一つには、近年の情報機器の発達・普及をうけて、情報機器の所有である。祖父母と子どもの関係において、携帯電話やメールといった情報機器があるかないかで接触頻度が違うことが想像される。本稿では、近年普及の目覚ましいメディアの代表として、携帯電話・電子メール（以下、メール）・インターネットに注目する⁶。

人口学的側面から、子どもの年齢も統制変数として考えてよい。既存研究によれば、就学年齢における子どもは年齢が低いほうが祖父母との接触は多い傾向にある（田中 2001: 65）。小学生から中学生への移行のように、加齢すると友人とのつきあいや、学習塾、部活動、受験勉強などの影響により、感情的にも時間的にも祖父母との距離間が大きくなり、接触頻度が少なくなることが想像される。

また別の人口学的要因として、性別も重要であろう。これは、以下のようないくつかの側面から関わり、本稿の枠組み（仮説1～4，図1）に関係してくる可能性がある。そのため、統制変数として分析に導入する。

- a) 子どもの性別：女子のほうが男子よりも親との接触が多いとの報告がこれまでも提出されている（土谷 1996 など）。祖父母との接触についても、女子のほうが多いとの報告もある（田中 2001: 65）。
- b) 母方/父方：母方の祖父母のほうが、父方の祖父母よりも、子どもとの接触が多いという報告がある（家計経済研究所 2000）。
- c) 親の性別：母親のほうが父親よりも祖父母との接触が多いと報告されている（Cherlin & Furstenberg 1986; 古谷野ほか 1995; 家計経済研究所 2000）。
- d) 祖父母の性別：祖母のほうが祖父よりも、母親との接触が多い傾向が指摘されている（家計経済研究所 2000）。

概して、女性のほうが頻繁な接触傾向が認められ、男性はどの点からみても接触頻度は比較的低めである。また、親による祖父母への接触に関していえば、義父母への接触は実父母よりも少ないことが報告されている（家計経済研究所 2000）。

統制変数としてさらに、祖父母にとっての配偶者の有無があげられる。配偶者がいなか

⁶ これらは個人的な情報ツールである点、自分で内容を作成できる点において共通している。これは、久木元（2002）が他のメディアと携帯電話・メールを区別することと同じ認識に立つ。

れば、他の人脈との接触が多くなることは当然予想され、その一環として孫との接触も多くなると想像できる⁷。

3. データ・変数・方法

本稿の分析に使用するデータは、1999年に家計経済研究所によって収集された「現代核家族調査」である。当調査は核家族のみを対象としており、祖父母と同居する家族を扱っていない。その点で統制されており、本稿のテーマや分析内容に適している。また、対象となるのが小学生から高校生までの子どもがいる家族であるため、類似したライフステージにいる家族といえる。そのため、家族のライフイベントは一定の統一がなされているといえる（野沢 2001）。

当調査は、首都30圏内で妻年齢が35～44歳の核家族世帯を対象に、層化2段抽出法にて行われた。質問紙の対象となったのは、夫と妻、そして小学校高学年から高校生までの子どもである（ただし子どもいない世帯も含む）⁸。2,000世帯が抽出され、最終的には934世帯が対象となった（有効回収率46.2%）。訪問留置法によって質問紙が夫・妻・子に配布・回収された。

本稿の分析では子どものいない世帯を除外するため、Nは934より少なくなっている。さらに、使用変数にすべて答えたケースのみを分析対象とするので、Nの数が制限されている。

分析対象の変数は、表1のとおりである。従属変数は、祖父母と子どもの接触頻度であり、6件法で測定する⁹。祖父母は4つのタイプをそれぞれ別個に扱う。つまり、母方祖母、母方祖父、父方祖母、父方祖父である。分布は表2-1のとおりだが、4つのうち子ども世代ともっとも多く接触しているのは、母方祖母であり(3.66)、次は母方祖父である(3.55)。父方は接触頻度が低めで、なかでも祖母より祖父が低い(順に3.20, 3.18)。

独立変数の一つは、祖父母と子どもの居住地間の距離である。これは3件法で測定し、値が大きいほうが距離が離れている。表2-1によれば、母方の祖父母のほうが(祖母2.12, 祖父2.17)父方の祖父母より(祖母2.25, 祖父2.20)、やや近くに住む傾向にある。

第二の独立変数として、親による祖父母との接触頻度がある。子どもとの接触と同様に6件法によって測定される。表2-1によると、父母ともに義親よりも実親との接触頻度が高い。例えば、母親による母方祖母との接触頻度は4.37だが、父方祖母とのそれは3.51である。ただし、概して父親は頻度が低めなことは注目されるべきである。

⁷ 後述するように、祖父母の年齢や収入、健康状態などの属性も本稿の枠組みに関係してくる可能性がある。しかし、これらは調査データに含まれていないため、扱うことができない。同様に、親が長男(あるいは長女)か否かもデータに含まれていない。だが、より重要といえる「祖父母と同居しているか否か」は統制されており、本データはすべて祖父母と別居する親子を対象としている。

⁸ 複数の場合は年長の子どもが対象となった。

⁹ データの都合上、直接会うことと電話で話すことの両方をふくむ。

第三の独立変数は時間的余裕であり、平日における帰宅時間で測定する。「家にいることが多い」を最小値とし、「午後12時頃、午後12時以降」を最大値とする8件法である(表2-3にて平均4.61)¹⁰。これだけでなく、とりわけ母親に関しては、就業しているか否かが関係している可能性も高いため、「母親の就業有無」も分析対象とする。表2-3によれば、当データでは母親の57%が就業している。

表1 使用変数

変数	質問文	回答
祖父母と子どもの接触頻度	この1年間にあなたのおばあさんやおじいさんと、会ったり電話で話すことはどれぐらいありましたか。	まったくなかった, 年に1回以上, 年に4回以上, 月に1回以上, 週に1回以上, 週に3回以上
居住地間の距離	(省略)	30分以内, 30分から1時間以内, 2時間以上
父母の接触頻度	あなた御自身は, この1年間に, あなたやご主人のご両親と, 直接会ったり, 電話で話すことがどれぐらいありましたか。	まったくなかった, 年に1回以上, 年に4回以上, 月に1回以上, 週に1回以上, 週に3回以上
家計収入	(省略)	200未満, 200-400未満, 400-600未満, 600-800未満, 800-1,000未満, 1,000-1,500未満, 1,500-2,000未満, 2,000以上 (単位:万円)
時間的余裕(帰宅時間)	あなたは何時に帰宅することが多いですか。	家にいることが多い, 午後6時前・6時頃, 午後7時頃, 午後8時頃, 午後9時頃, 午後10時頃, 午後11時頃, 午後12時頃, 12時以降
母・就業	(省略)	就業, 無職
情報機器の所有	携帯電話, 電子メール, インターネット	所有, 非所有
子の年齢	(省略)	小学生, 中学生, 高校生
子の性別	(省略)	男子, 女子
配偶者有無(祖父母)	(省略)	いる, いない

注: 接触頻度に関しては, 4種類の祖父母がそれぞれ対象である。

統制変数のうち情報機器に関しては, 3種類のメディアをそれぞれ「所有(=1)/非所有(=0)」の2択で測る。子どもの年齢は, 所属学校の段階によって3分類し, 小学生(=1), 中学生(=2), 高校生(=3)で測る。子どもの性別は, 男子(=1), 女子(=0)

¹⁰ データの都合上, 休日に関しては測定できない。また, 子どもの時間的余裕は父母の回答カテゴリと異なり, 少し早めに設定されている。午後4時ごろよりも前, あるいは4時ごろ, 午後5時ごろ, 午後6時ごろ, 午後7時ごろ, 午後8時ごろ, 午後9時ごろ, 午後10時ごろより後, の7件法である。また, 母親の帰宅時間と就業は同一のものではなく, 相関係数も.455であり, 別個の変数として扱えることを断っておく。

とし、祖父母の配偶者については、配偶者がいる(=1)、いない(=0)とする。

表2-1 記述統計1

	N	子どもの接触頻度			居住地距離			母との接触頻度			父との接触頻度		
		平均	標準偏差	範囲	平均	標準偏差	範囲	平均	標準偏差	範囲	平均	標準偏差	範囲
母方祖母	261	3.66	1.396	1-6	2.12	0.849	1-3	4.37	1.204	1-6	3.21	1.188	1-6
母方祖父	210	3.55	1.407	1-6	2.17	0.858	1-3	4.03	1.243	1-6	3.1	1.151	1-6
父方祖母	245	3.2	1.32	1-6	2.25	0.835	1-3	3.51	1.263	1-6	3.64	1.199	1-6
父方祖父	187	3.18	1.416	1-6	2.2	0.881	1-3	3.28	1.335	1-6	3.6	1.284	1-6

表2-2 記述統計2

	時間的余裕			携帯電話所持			メール所持			ネット所持		
	平均	標準偏差	範囲	平均	標準偏差	範囲	平均	標準偏差	範囲	平均	標準偏差	範囲
子	3.3	1.553	1-7	0.25	0.435	0-1	0.17	0.378	0-1	0.25	0.431	0-1
母	1.91	1.535	1-8	0.41	0.493	0-1	0.2	0.403	0-1	0.25	0.435	0-1
父	4.77	1.865	1-8	0.68	0.467	0-1	0.36	0.48	0-1	0.38	0.487	0-1

注：Nは便宜上、母方祖母のものに合わせる(=261)。母方祖母は他の3者に比べ健在者が多く、Nも多いためである。なお、他の3者に関する上記の数値に、当表と大きな違いはなかった。

表2-3 記述統計3

	平均	標準偏差	範囲
家計収入	4.61	1.381	1-8
母・就業(=1)	0.57	0.496	0-1
子・年齢	3.99	0.811	1-3
子・性別(男子=)	0.58	0.494	0-1
配偶者有無(祖父)	0.74	0.438	0-1

注：Nは便宜上、母方祖母(=261)に合わせる(理由は表2-2の注と同様)。ただし「配偶者有無」には祖父と祖母の値に差があり、表中は母方祖母に関する数値である。なお、母方祖父の数値は.91(.288)である。

分析方法は多重回帰分析を用い、2つのステージにわけて分析する。ステージ1では仮説1・2の検証をおこなうため、次の回帰式を用いる。

$$\text{子接触頻度} = \text{居住地距離} + \text{母接触頻度} + \text{父接触頻度} + \text{子情報機器} + \text{子年齢} + \text{子性別} + \text{子時間的余裕} + \text{祖父母配偶者} + e$$

これを4種類の祖父母にそれぞれ別個の式で計算する。1つの式にしない理由として、すべてのケースで4人の祖父母が健在とはいえないため、Nが減ってしまうのを防ぐことがある。もう一つは、4者をまとめた左辺だと、右辺が一組の家族なのに対し、左辺が(基本的に)4名いることになり、適切に回帰式が組めないことがある。こうしたケースに対応する手法が存在するかもしれないが、本稿では上記のやり方で十分とみなし、あえて1

つの回帰式にまとめることに固執しない。

ステージ2では、次の回帰式を用いて、仮説3・4の検証をおこなう。ここでは従属変数が、子ではなく親の接触頻度になっている。これも父母それぞれにおいて、4種類の祖父母に試みる。

$$\langle \text{親接触頻度} = \text{居住地距離} + \text{親情報機器} + \text{家計収入} + \text{親時間的余裕} + \text{祖父母配偶者} + e \rangle$$

4. 分析結果

4.1 ステージ1：仮説1・2の検証

上記の回帰式での分析結果は、表3のとおりである。仮説1に関しては、居住地間の距離が関係しており、仮説はほぼ支持された。係数がマイナスの値であると、子どもと祖父母は遠くに住んでいるほど接触頻度が低くなることを示している。だが、この傾向は主に母方でみられ、父方の場合は弱い関係しかみられない。

仮説2に関しては、父も母も接触頻度の係数がすべて有意であるため、支持されるといえる。つまり、祖父母と子どもの接触頻度には、父親と母親の接触頻度が関係しているといえる。

統制変数については、情報機器の所有・非所有において、細かくみると子どものメール所持と父方祖母との接触との関係などが有意だが、あまり一貫した傾向があらわれていない。

子の年齢は、負の係数となってあらわれており、年齢が大きくなると接触頻度が少なくなる。子の性別は、母方の祖父母で有意な関係がみられる。つまり、女子のほうが男子よりも母方の祖父母とは多く接触する傾向にある。しかし、父方でそれはみられず、男子と女子の接触頻度に有意な違いがない。

なお、子どもの時間的余裕は、あまり関係がないようだ。

表3 祖父母と子どもの接触頻度に関する重回帰分析

	母方祖母	母方祖父	父方祖母	父方祖父
居住地距離	-.272 (.092) **	-.318 (.115) **	-.150 (.085) †	.012 (.102)
母・接触頻度	.468 (.067) ***	.501 (.076) ***	.533 (.061) ***	.642 (.069) ***
父・接触頻度	.232 (.069) ***	.180 (.084) *	.198 (.064) **	.226 (.075) **
子・携帯電話	.012 (.161)	-.103 (.182)	-.024 (.149)	-.419 (.185) *
子・メール	.234 (.247)	.128 (.271)	.645 (.228) **	.309 (.287)
子・インターネット	-.059 (.211)	.015 (.222)	-.266 (.191)	-.002 (.235)
子・年齢	-.334 (.085) ***	-.335 (.096) ***	-.293 (.078) ***	-.232 (.094) *
子・性別	-.311 (.125) *	-.411 (.146) **	-.082 (.118)	-.204 (.145)
子・時間的余裕	.032 (.040)	-.012 (.044)	.018 (.036)	.028 (.046)
祖父母・配偶者有	.350 (.144) *	-.318 (.249)	.220 (.124) †	.079 (.217)
切片	2.559 (.571) ***	3.538 (.717) ***	1.890 (.515) ***	1.137 (.600) †
R ² 乗	0.523	0.521	0.552	0.567
N	261	210	245	187

注 カッコ内は標準誤差。*** P<.001, ** P<.01, * P<.05, † P<.10.

4.2 ステージ2：仮説3・4の検証

上の分析では親の接触頻度の関与がわかったが、次はそれを掘り下げ、親と祖父母の接触頻度を左右する要因を捉えようとする。表4-1は母方の祖父母について、4-2は父方の祖父母について、それぞれ分析した結果を示している。

表4-1と4-2によれば、家計収入はおおむね関係ないといえるため、仮説3（家計収入の影響について）はおおむね支持されない。

仮説4については（時間的余裕）、父親による実親との関係における係数が有意となっている（父方祖母-.076^{*}、父方祖父-.059[†]）。つまり、父親にとって、自分の親との接触には時間的余裕が関係しているものの、妻の親との接触には時間関係しない。

一方、母親にとって時間的余裕は問題ではない。むしろ時間そのものではなく、就業しているか否かが関与している。それも義理の祖父母との関係において、就業していると接触が少なくなる傾向にある（父方祖母-.477^{**}、-.375⁺）。一方、実の祖父母に対しては、時間的余裕や就業の有無に関わらず接触している。

表4 - 1 母方祖父母と父母の接触頻度に関する重回帰分析

	母方祖母		母方祖父	
	母・接触頻度	父・接触頻度	母・接触頻度	父・接触頻度
居住地距離	-.740 (.076) ***	-.799 (.072) ***	-.872 (.081) ***	-.863 (.073) ***
親・携帯電話	.299 (.130) *	.080 (.134)	.084 (.140)	.160 (.137)
親・メール	-.331 (.263)	.143 (.287)	-.663 (.288) *	-.095 (.293)
親・インターネット	.225 (.244)	-.171 (.281)	.282 (.266)	-.094 (.292)
家計収入	.037 (.047)	.065 (.046)	.087 (.051) †	-.010 (.047)
親・時間的余裕	.024 (.046)	-.046 (.034)	.052 (.046)	-.017 (.035)
母・就業	-.067 (.145)	---	-.082 (.153)	---
祖父母・配偶者有	.221 (.147)	-.060 (.144)	.171 (.238)	-.132 (.218)
切片	5.482 (.294) ***	4.821 (.294) ***	5.320 (.398) ***	5.188 (.380) ***
R 2乗	0.312	0.336	0.403	0.417
N	261	261	210	210

注 カッコ内は標準誤差。*** P<.001, ** P<.01, * P<.05, † P<.10。

表4 - 2 父方祖父母と父母の接触頻度に関する重回帰分析

	父方祖母		父方祖父	
	母・接触頻度	父・接触頻度	母・接触頻度	父・接触頻度
居住地距離	-.801 (.083) ***	-.728 (.081) ***	-.773 (.100) ***	-.828 (.091) ***
親・携帯電話	.275 (.139) *	.217 (.144)	-.009 (.177)	.148 (.168)
親・メール	-.275 (.281)	-.040 (.301)	-.211 (.447)	-.288 (.353)
親・インターネット	.325 (.261)	.200 (.295)	-.217 (.425)	.478 (.344)
家計収入	.113 (.052) *	.079 (.051)	.0009 (.064)	.097 (.059)
親・時間的余裕	.054 (.050)	-.076 (.037) *	.088 (.069)	-.059 (.046) †
母・就業	-.477 (.156) **	---	-.375 (.197) †	---
祖父母・配偶者有	.035 (.145)	.029 (.141)	.328 (.264)	.0001 (.236)
切片	4.787 (.336) ***	5.057 (.341) ***	4.707 (.459) ***	5.103 (.414) ***
R 2乗	0.325	0.291	0.279	0.352
N	245	245	187	187

注 カッコ内は標準誤差。*** P<.001, ** P<.01, * P<.05, † P<.10。

5. 考察

第一に、上記の分析は親の役割の重要性を示している。子どもと祖父母の接触において、大きな役割を果たすのは親であるとの結果である。これは、祖父母と父母のほぼすべての組み合わせにおいてあらわれた。子ども自身の時間的余裕や情報機器の所有などよりも、父母がいかに接触するかのほうが大きな役割をはたすことは特筆すべきである。

しかし、子どもの年齢によって親の重要性は異なるかもしれないとの疑念もあるため、交互作用を考慮した分析を試みた。すなわち、「親の接触頻度」と「子どもの年齢」を交互作用変数として、上記の回帰分析を実施した。だが結果は、子どもの年齢によって変わるものではなかった。いうなれば高校生でも小学生でも親の接触頻度が大きく関わっている。

換言すれば、親と関係なく祖父母と接触する子どもの姿は、あまり一般的でない。

では、接触頻度が多い親と少ない親がいるのは、こういった違いによるものなのか。答えの1つは、居住地間の距離にある。親は子どもと比べ行動半径が広くとも、物理的距離の問題は完全になくはしない。

しかし、親にとって距離という側面だけではなく、時間的な余裕の有無も関係している。とくに父親にとって、実親（父方の祖父・祖母）との接触は、時間的余裕があるかないかに関わっている。この含意として、父親の時間にもっと余裕があれば、自分の親ともっと接触をする可能性がある。それが間接的に子どもに伝わり、子どもも祖父母と接触する可能性が高いといえる。

ただし、この知見は実親にのみいえる。つまり、義理の親（母方の祖父・祖母）と父親の接触は、時間的余裕いかに関係なく少なめである（表2 - 1参照）。父親は、帰宅時間が早かろうが遅かろうが、妻の親と接触する時間を確保しにくい傾向にある。

一方、母親にとって、義親との接触は時間的余裕ではなく、むしろ就業の有無が大きい。たとえば時間的に余裕がある専業主婦と余裕のない専業主婦の間には、夫の親との接触到に違いがない。しかし、就業している母親と専業主婦の間には違いがみられ、前者のほうが接触していない。また就業している場合も、忙しいか忙しくないかでは、やはり違いがない。これを確証するため、就業の有無を回帰式から除いても分析したが（結果表示は省略）、やはり「時間的余裕」は有意ではなかった。要するに、時間の絶対量ではなく、彼女たちの動機や態度の側面、つまり精神的余裕とでもいえる部分が多いと解釈できよう。仕事の疲れや、精神的負荷などの問題であろうか。

それを裏付けるのが、実親との接触に関する結果である。実親の場合、そうした負荷が義親との関係に比べ比較的少ないと思われる。そのことが時間的余裕も就業有無も関係なく、一定の接触を親と保つことができるとの結果にあらわれているのではないかと（表2 - 1参照）。

なお、仮説3で扱った家計収入の問題だが、有意な結果にならなかった。家計収入が高いからといって接触頻度が多いわけでもなく、逆に低いことが障害となって接触できないこともない。もちろん今回の結果のみで家計経済的要因は不要だとの結論に至るわけではないが、問題なのは、時間的・精神的余裕が重要だとの知見であろう。

本稿の知見としてさらに見出されるのは、性差の問題である。まず、祖父母における性差は、父方祖父母は祖父も祖母も子どもとの接触が少ない。これ自体が、まず問題視されるべきことかもしれない。とくに父方の祖父は子どもとの接触が少なめである。

子どもにおける性差にも特徴がみられた。おもに母方の祖父母との関係においてだが、女子のほうが男子よりも多く接触している（表3）。この傾向は、多くの先行研究で見出されてきた知見の連続線上にあるといえる。祖父母と母親の接触や（Charlin & Furstenberg 1986, 古谷野ほか 1995, 家計経済研究所 2000）、あるいは母親と女子の接触（土谷 1996）

はこれまで報告されてきたとおりである。本稿で認められたのは、祖父母世代と子ども世代を親世代が介在するものであり、3世代にわたる女性の親子関係を示すものといえよう。そのメカニズムに関して踏み込んだ議論をおこなうことは本稿の趣旨をはるかに超えてしまうが、今後の検討が必要な議題である。

分析結果に明らかな傾向としてあらわれなかったのが、携帯電話やメールといった情報機器の役割である。高齢者と他世代の情報機器による接触は、十分に実証研究で扱われているとはいえず、また実際の利用も十分に一般的とはいえない(斎藤 2006)。特異なケースとしてメディアや質的研究などでとりあげられているが、実際には家族や孫と使いこなしている例は多くないようだ¹¹。別居する祖父母と子ども世代の物理的距離を情報機器が埋めるような事態は、まだ時間がかかるかもしれない。

最後に、本稿の限界についても記しておきたい。第一に、統計的分析において、祖父母の属性に関する変数が十分とはいえない点がある。これは調査データの限界のためやむをえないが、たとえば祖父母の健康状態、年齢、家計収入、同居の子どもの有無など、いくつか関与すると考えられる変数が扱えなかった。ただし、祖父母の健康状態いかにかわらず、親世代から一定の情緒的サポートが祖父母に提供されるという見解もあり(Koyano et al. 1994)、祖父母の特性が分析に入れられないことが必ずしも致命的でない可能性もある¹²。

第二に、本稿で扱ったのは純粋な接触頻度であって、いわば量的な側面である。どんな接触をするかといった、接触の質に関しては扱っていない。これもデータの限界からくる制限であるが、今後は視野に入れた研究が必要になるだろう。また、この従属変数は、連続変数として1～6点に得点化することで本稿では扱ったが、カテゴリカル変数としてロジスティック回帰分析などで検証することも考えうる。たとえば「年に1回以上」を盆と暮れの最低限の訪問とすれば、いわば接触の「少ない群」と分類し、それ以上の接触を持つケースを「中間群」、さらに「週に1回以上」の接触を保つケースを「多い群」するなど、違った視点での分析も可能だろう。

第三に、根本的な前提への疑念として、祖父母にとって子どもとの接触を増やすことがよいとは限らないとの議論もあろう。両者は常に接しているよりも、むしろ適度に接触があるぐらいがよいとの見解もあろう。事実、深入りしすぎることによる疲れ・ストレス、親との見解の不一致など、祖父母にとって必ずしもプラスではない側面も議論されている(須田 2003)。本稿冒頭で紹介したように、世代間交流の肯定的側面や、当人たちの希望、あるいは社会的意義などもあわせて、祖父母と子どもの接触の意義は、今後も重要なテー

¹¹ ただし、高齢者の情報機器利用が一般的でないことは、加齢効果ではなく世代効果のためとも考えられる。つまり、今後はもっと情報機器の役割が増してゆくことも予想されうる。また、回帰分析のやり方いかんによっては、有意な係数となってあらわれる操作も可能かもしれない。今後の課題である。

¹² ただし、祖父母の健康状態が「大変悪い」もしくは祖父母が「単独世帯」で生活する場合に、親世代は非経済的サポートを提供するケースが多いとの結果もある(金 2001)。

マである。

6. 結び

祖父母と子ども世代の距離が離れていれば、接触するのが困難なのは予想された結果だが、その物理的距離を埋めるのは情報機器の所持でもなければ、経済的問題ともいえないことが、本稿では明らかになった。むしろ重要なのは、親の時間的・精神的余裕であろう。

本稿の結果をもとに政策的介入が可能なのは、母親を就業から遠ざけることなく、父親の就業時間に関する面だろう。問題の現出するのは母親（妻）や子どもであっても、問題の元凶はつきつめると父親（あるいは夫）にあり、それがとりわけ就業状況（就業時間・残業時間の長さなど）にあるかもしれない。子どもと祖父母が交流できるかどうかは、父親がいかに時間を確保するかに関係している可能性がある。子どもと祖父母の交流が今後も推進されるならば、父親のあり方に目を向ける必要があるといえないだろうか。

謝辞

二次分析にあたり、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データアーカイブから、「現代核家族データ」（家計経済研究所）の個票データの提供を受けました。あつく御礼申し上げます。

参考文献

- Charlin & Furstenberg, 1986, *The New American Grandparent*, New York: Basic.
- 林廓子, 2000, 「老人と子ども」統合ケアに関する自治体の取組み状況調査」広井良典編『「老人と子ども」統合ケア』中央法規出版, 85-104.
- 家計経済研究所編, 2000, 『新・現代核家族の風景』大蔵省印刷局.
- 兼倉卓, 1999, 「世代間交流は必要, でも暇がない」『内外教育』9月28日号: 10-1.
- 金恵媛, 2001, 「高齢者扶養と親子関係」渡辺秀樹編『現代日本の親子関係』日本家族社会学会・全国家族調査(NFR)研究会, 15-33.
- 北村安樹子, 1999, 「家族における世代間交流」『厚生福祉』10月13日号: 2-5.
- 近藤克則, 2004, 「人間関係と健康」『公衆衛生』68(3): 224-8.
- 古谷野亘ほか, 1995, 「老親子関係に影響する子ども側の要因」『老年社会科学』16(2): 136-45.
- Koyano W., et al., 1994, "The social support system of the Japanese elderly," *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 9: 323-33.
- 久木元真吾, 2002, 「家計における情報関連支出の分析」『季刊家計経済研究』55: 39-48.
- Litwak, E., 1960, "Geographic mobility & extended family cohesion," *American Sociological Review* 25(3): 385-94.
- 永井暁子, 2001, 「父親の家事・育児遂行の要因と子どもの家事参加への影響」『季刊家計

経済研究』49: 45-53 .

野沢慎司, 2001, 「核家族の連帯性とパーソナル・ネットワーク」『季刊家計経済研究』49: 25-35 .

斎藤嘉孝, 2006, 「高齢者の親子コミュニケーションと情報機器」『在宅ケア学会誌』: 10-1 .

須田木綿子, 2003, 「高齢者の社会参加と世代間交流」『老年精神医学雑誌』14(7): 878-83 .

田中雅文, 2001, 「家族における世代間関係」嵯峨座晴夫編『少子高齢社会と子どもたち』中央法規出版, 63-74 .

土谷みち子, 1996, 「思春期の親子関係・友達関係との関連」『家庭教育研究所紀要』18: 20-33 .

第7章 父母子の情緒的サポート構造と子どもの父母関係満足感

田中 慶子

1. 問題設定

近年、「若者」問題が語られる際、母子密着的な家族関係を原因・問題視し、その結果として「社会的な不適応」(就労や結婚の困難)に陥っていると指摘される¹。これらの言説は、一定の説得力をもっていると思われるが、家族社会学的な観点からみると、次の2点で興味深い。第1に、いわゆる日本型「近代家族」、外で働く父親と、専業主婦の母親という性別分業体制の家族生活は、母子の情緒的密着を高めると前提し、母親が家庭外で働くことではなく、「専業主婦」の弊害を議論していること、第2に、高度成長期以降に成立したそのような日本型「近代家族」が、空の巣期に到達した時期(1990年代以降)に顕著であるという「コーホート効果」を指摘している点である(たとえば、信田 1997など)。それ以前にも、「甘え」の構造など、一般に、わが国の家族関係は、父親不在で、母親と子どもが密着関係にあるといわれ、このような家族関係のあり方は、日本の文化的構造に根ざしたものと捉えられている。はたして、母親の就労状況によって、家族内の人間関係(以下、家族関係と略)、特に母子関係のあり方には違いがみられるのだろうか。すなわち端的には、母親が専業主婦の家族の方が母子密着的な関係といえるのだろうか。そしてその帰結として、子どもが「大人」になった段階で「発達」に違いがみられるのだろうか。

母親の(外部)就労が、子どもの健全な発達や家族生活にどのような影響を及ぼすのかという問いは、1970年代以降、さまざまな領域において強い関心がもたれ、共働きによる子どもの発達への影響や、就業による女性の心身の状態、夫婦関係への影響についてなど多大な研究蓄積がある。

子どもが成長した(青年期以降の)段階での母親の就労の影響に注目した米国の縦断調査からは、父親、母親が子どもに直接的にどのように関わっていたか(ペアレンティング)ということだけでなく、子ども自身が、親の夫婦関係や家族生活全体をどのように捉えているのか、その評価や意味づけが、well-beingに影響をおよぼしていることがあきらかとなっている(代表的なものとして、Amato & Booth 1997)。子どもや母親という個人レベルだけでなく、父親、さらに夫妻、父母子といった、子どもをとりまく「システムとしての家族」という視点にたち、母親の就業と家族関係のあり方の関連を検討すること、そして子どもの認知・評価に注目することが必要である。

本稿では、夫-妻、父-子、母-子の3つのダイアド間における情緒的サポート(相談サポ

¹ 主に2つの説明がある。ひとつは、専業主婦の母親が受容的であるため、ソーシャルスキル(対人スキル)が低く、そのことが社会的適応を困難にするというもの。いまひとつは、定位家族での「居心地」の良さ、すなわち、本来ならば青年期以降は葛藤や困難が多いはずの家族関係が、特に成人子にとって「快適」となっているため、現状の生活の欲求水準を下げられないために、生殖家族形成に向かないというものである。

ート) 充足の認知パターン(以下、「情緒的サポートパターン」とする)によって家族関係をとらえる。母親の就業状況によって、父母子の情緒的サポートパターンのあり方は異なるのか、また、それらと子どもの well-being (本稿では、子どもの父母関係満足度) との関連について検討をおこなう。

2. 先行研究

2.1 母親の就労と子どもからみた夫妻・家族システム

母親の就労は子どもにどのような影響をおよぼすのか、という問いをめぐっては、多くの研究蓄積があり、母親の就業についての構造的条件(夫の収入、労働時間や職種など)の影響、母親の就労による親のかかわり方(ペアレンティング)の違いが子どもに与える影響、母親の就労と夫婦関係の影響などがあきらかにされてきた。母親もしくは子どもを観察単位とし、母-子間の相互作用や妻役割と母親役割の関連が問題とされており、父親自身について、さらにそれらを統合した影響、すなわち夫妻・父子・母子からなる「システムとしての家族」についての検討が必要である。

ところで、母親の就労によって、子どもからみた夫妻システム²や家族システムの評価は異なるのであろうか。これまで主に教育・発達心理学的なアプローチからの先行研究が中心で、母親の就労など、家族の社会経済的要因と子どもの夫妻・家族システム評価との関連についての蓄積はあまり多くない。

母親の就労による影響の有無については、従属変数となる指標によって異なり、その知見は一様ではない。子どもの家庭生活への満足度では母親の就労による差異は認められない(杉山 1987)。いっぽう、就労による差異が認められる場合も、異なる方向の結果が示されている。高校生を対象に、両親の結婚満足度をたずねた斧出・本村(1986)では、母親が有職の場合、両親の結婚満足度が低い。同様に、専業主婦の母親をもつ子どもの方が、肯定的であり(天野 1987)、母親が就労している場合、子どもは夫婦システムを否定的に捉えているという。反対に、父親/母親との関係をたずねた飛田・狩谷(1992)では、母親が有職である場合、母親への「尊敬」が高く、母親が就労している方が、(母親に対してのみであるが)夫妻システムを肯定的に捉えている。

これらのことから、母親の就労によって、夫妻や家族システムのどの部分に影響がみられるのか、また就労による差異が認められる場合でも、子どもの評価は、肯定的になるのか、否定的になるのかを確認することが必要である。

2.2 子どもの「システムとしての家族」評価と well-being

これまで「システムとしての家族」と子どもの発達との関連についての研究は、主に夫

² ここでは、子どもの評価する父(母)親にとっての結婚生活、父(母)親にとっての母(父)親との関係、および子どもからみた両親の夫妻関係についての認知・評価をひとまとめに夫妻システムとする。

妻システムの機能状態に注目し、子どもの well-being (心身の状態 / 家族に対する評価) に与える影響をあきらかにしてきた。分析対象となるデータ収集の方法から、2つの流れに分類できる。ひとつは、子どもの「システムとしての家族」の評価のみを対象とする研究であり、いまひとつは父母子3者からデータをえた「セット」として、「システムとしての家族」を対象とする研究である。

前者の子どもの評価のみを対象とした研究では、ほぼ一貫して、以下の2つの知見が確認されている。ひとつは、子どもが親の夫妻関係や家族システムを機能的であると評価している場合、子どもの well-being は高いこと(たとえば、斧出・本村 1986)。いまひとつは、親の夫妻関係を、父親にとって / 母親にとってと区別して評価させた場合、子どもからみた「母親にとっての夫妻関係の評価」が親子関係のあり方に影響する。つまり、端的には母親が自身の結婚生活を肯定的に捉えていると子どもが評価・認知している場合、子どもの well-being は高い。

いずれも青年期の女子を対象とした研究であるが、父親が母親を肯定的に評価していると認知するほど、自分も母親を肯定的に評価していること、また、母親が父親を肯定的に評価していると認知するほど、自分も父親を肯定的に評価している(飛田・狩谷 1992)。だが、母親が父親を非好意的に評価していると認知するほど、親子関係は「母子癒着」的關係にあること、母親の結婚生活へのコミットメントは「社会的圧力・無力感」であると認知している女子は、不安感が高く、自己肯定感(充実感)が低く(宇都宮 2004; 2005)、子どもは、母親にとっての夫妻関係の評価を媒介として、自身の家族システムを評価していると考えることができる。つまり、子どもにとって、母親による家族システムの評価が重要であることが示唆されている。

2.3 「セット」による家族評価の構造と子どもの well-being

いっぽう、3者からデータを得た場合も上記の知見と同様に、家族システムの機能状態に対する夫妻による家族システムの評価との関連がみとめられ、子どもの評価する夫妻や家族システムの機能状態や、子どもの well-being には、母親による評価が影響力をもつことが示されている。

父母子の3者の認知と子どもの抑鬱感との関連を検討した西出・夏野(1997)は、夫妻間で家族システムの機能状態の認知は相関するが($r=.62$)、母親の認知した家族システムの評価のみが、子どもの家族システム機能評価に影響し($r=.20$)、子どもの家族システム評価と抑鬱感に負の関連があることをあきらかにした。

また、高橋(1998)は、中学生の子どもによる両親間の関係は、母親が父親に対して抱いている愛情を反映し、女子の方が両親と同じよう視点から評価しているという特徴があり、娘からみた両親の関係は、母親の父親への態度に相関すること、両親間の仲がよいと認知するとき、父親、母親に親和性を感じ、その傾向は父親に対して顕著であること、

一定の年齢段階において（中学3年のみ）両親間の関係認知が、子どものディストレスに影響することがあきらかとなっている。

このように、親の結婚生活を肯定的に評価している子どもは、自身の親子関係も良好であると認知し、とくに母親からみた夫妻関係と父子関係・母子関係に関連が認められる。すなわち、夫妻関係が良好であると親子関係も良好であり、well-being は高いが、親の結婚生活を否定的に評価している子どもは well-being が低い。また、それらは子どもの年齢や性別によって違いがみられる。

上記の結果とは反対に、母親よりも父親の影響力の強さを指摘する研究もある。子どもの家庭生活の満足度の規定要因として、父親の家庭生活への満足度、母親の家庭生活への満足度（それぞれ正の相関）、子どもの学年（負の相関）、父親の職業（職種：ホワイト職で高く、それ以外で低い）、母親の学歴（中卒が高く、それ以外で低い）が有意な効果をもち（杉山 1987）、偏相関係数の結果からは、父親の家庭生活の満足度、父親の理解度、母親の家庭生活の満足度、父親の職業の順となっており、（クロス表ではわからない）父親の影響力が維持されているという（杉山 1990）。

以上のことから次のような課題が設定される。第1に、母親の就労によって、子どもの夫妻・家族システム評価が異なるのか、子どもの性別や学齢、家族の社会的経済的な条件との関連を検討することである。第2に、子どもの夫妻・家族システムの評価は、母親による夫妻関係の評価と関連が認められ、父親のそれとの関連は認められないのかを確認する。第3に、夫妻システムおよび父子・母子システム間の機能状態の構造と、子どもの夫妻・家族関係評価はどのように関連しているのかを検討することである。

3. 方法

3.1 データ

本稿では、父母子三者の「セット」のデータから、上記の課題について検討をおこなう。データは、家計経済研究所の「現代核家族調査」（1999年実施、N = 934）をもちいた³。以下の項目について父母子三者の回答が揃うケース（n = 549）に限定して分析をおこなう。

3.2 変数

3.2.1 従属変数

家族システムの機能状態については、夫妻、父子、母子各ダイアド間での情緒的サポート（相談サポート）⁴の受領の認知（「は私（= ）の心配事や悩み事を聞いてくれる」）

³ サンプルは、首都30km圏在住で妻年齢が35～44歳の核家族世帯に属する夫、妻、および小学校高学年から高校生の子（ただし、この学齢の子が複数いた場合は、その中の年長の子を対象とする）となっている。本データは、ランダムサンプリングによる三者セットのデータであるという点でも、非常に貴重である。

⁴ 「現代核家族調査」では、他のサポート内容についても尋ねられているが、本稿では、父母子三者間の双方、つまり6つの回答が同一の方法によって捉えられている相談サポートに限定する。ここでは、父母

と、提供者側の認知（「私（＝ ）は の心配事や悩み事を聞いてあげる」⁵）の一致・不一致の組み合わせから4つのパターンに分類できる。すなわち、

- ア. 受領と認知一致し、サポートがおこなわれている場合<充足>
- イ. 自分は相手がサポートを提供してくれると認知しているが 相手は提供してあげていないと認知する場合<自己満足>
- ウ. 自分は相手が提供してくれないと認知しているが 相手は提供していると認知する場合<不足>
- エ. 受領と認知が一致し、サポートがおこなわれていない場合<没交渉>

である。

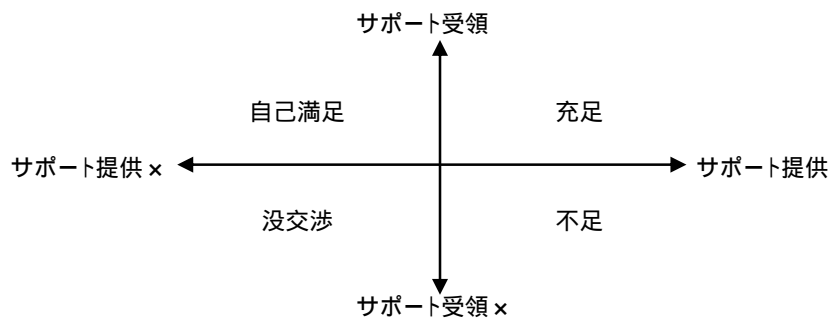


図1 夫妻、父子、母子各ダイアド間での情緒的サポート認知の組み合わせパターン

それぞれのダイアドについて、二者の回答を組み合わせ、以下の3つに分類する。

- A. 両者ともに<充足>（以下、「両者充足」と略記）
- B. 一方だけは<充足>である組み合わせ（同、「片方充足」）
- C. 両者ともに<充足>がない組み合わせ（同、「充足なし」）

		A			
		充足	自己満足	不足	没交渉
B	充足	両者充足	片方充足		
	自己満足	片方充足	充足なし		
	不足				
	没交渉				

図2 情緒的サポートパターンの3分類

ここでは「両者充足」「片方充足」「充足なし」の順で、情緒的サポートの授受というシステムからとらえた「適応」は低下すると推定する。

子間において互いに表出的な関係かつそれが相補的であるかによって分類しているが、そもそも相談サポートの受領や提供が認知される文脈や内容が、性別や子どもの学齢によって異なると予測されるため、注意が必要である。

⁵ 父・母回答は4件法で、子どもは2件法で尋ねられているため、父・母の回答の場合は「あてはまる」「まああてはまる」を、子ども回答は「はい」を「認知あり」とする。

家族関係評価として、子どもによる父親／母親との関係満足度の合計点を用いた。父母別に「今の関係に満足しているか」を、「満足」～「不満」に4点～1点を、「どちらともいえない」「わからない」に0点をあたえ⁶、父母の合計を求めた(範囲は0～8点)。なお、子どもによる父親と母親との関係満足度の相関は、 $r=.71$ (0.1%水準で統計的に有意)と非常に高いことから、合算しても問題ないと判断した。

3.2.2 独立変数

基本属性は、回答子の性別と、学齢(小学生/中学生/高校生の3区分)を、社会経済的要因として以下の3つを設定する(以下の数字は、データの分布)。母親の就労は、先行研究を参考に、「専業主婦」38.0%、「パート」33.3%、「フルタイム」10.8%、「自営・内職・その他」17.9%の4つに区分した。父親／母親の学歴は、「高校」33.5%/39.1%、「短大・専門」9.8%/38.8%、「大学」56.7%/22.1%の3つに区分した。世帯年収は夫妻の合計年収を、「600万円未満」26.1%、「600～800万円」22.9%、「800万～1000万円」20.2%、「1000万円以上」30.8%の4つに区分した。

4. 結果

4.1 社会経済的属性とダイアド間の情緒的サポートパターン

はじめに、夫妻(表1)、父子(表2)、母子(表3)別に情緒的サポートの組み合わせパターンをみると、両者とも<充足>の組み合わせが、夫妻関係では43.2%、母子関係では30.2%であるのに対し、父子関係では、5.5%と低くなっている。反対に、両者とも<没交渉>の組み合わせは、父子関係が最も多く、次いで夫妻、母子の順となっており、母子間や夫妻間とくらべ、父子間においては、両者にとって情緒的サポートは期待・提供されていないことがわかる。

次にこれらを前述のように「両者充足」「片方充足」「充足なし」の3つに分類し、独立変数との関連を検討したところ、(図表は省略)母親の就労状況による違いは、いずれのダイアドにおいても認められない⁷。夫妻間においては、世帯年収との関連がみられ、「600万円以下」で、「充足なし」の割合が若干多い($\chi^2=15.1, p<.019$)。父子間では、子どもの学齢との関連がみられ、小学生で「片方充足」が、高校生で「充足なし」のパターンが多く、子どもの学齢による違いが確認できる($\chi^2=11.0, p<.026$)。また母子間では、子どもの性別と学齢との関連がみられた。女子の場合、「両者充足」が多く($\chi^2=10.9, p<.004$)、学齢は父親と同じパターンであった($\chi^2=16.6, p<.002$)。情緒的サポートの授受からみても、親子関係の発達段階による違いと、ジェンダー、すなわち親密な母娘関係と疎遠なそれ以外の組み合わせという関係性のあり方を確認することができる。

⁶ 質問紙の選択肢の配置順から、「どちらともいえない」を満足度の判断を避けたものとして、「わからない」と同一に扱うこととする。

⁷ 「無職」と「有職」の2群で比較を行っても同様に、情緒的サポートパターンの差異は認められない。

表1 夫妻間における情緒的サポート認知の組み合わせ

		妻の認知					(%)
		n	充足	自己満足	不満	没交渉	
夫の認知	充足	314	43.2	7.5	3.8	2.7	
	自己満足	119	10.7	3.5	3.6	3.8	
	不満	46	3.1	2.4	0.7	2.2	
	没交渉	70	1.1	1.8	2.9	6.9	

注: 比率は、全体を100として算出した。

表2 父子間における情緒的サポート認知の組み合わせ

		子の認知					(%)
		n	充足	自己満足	不満	没交渉	
夫の認知	充足	35	5.5	0.4	0.5		
	自己満足	62	6.0	0.4	3.6	1.3	
	不満	100	9.5	5.8	1.6	1.3	
	没交渉	352	24.6	11.1	10.9	17.5	

注: 比率は、全体を100として算出した。

表3 母子間における情緒的サポート認知の組み合わせ

		子の認知					(%)
		n	充足	自己満足	不満	没交渉	
妻の認知	充足	175	30.2	0.9	0.5	0.2	
	自己満足	122	15.7	1.6	4.4	0.5	
	不満	75	12.2	1.5			
	没交渉	177	17.7	5.5	5.3	3.8	

注: 比率は、全体を100として算出した。

4.2 情緒的サポートパターンと父母関係満足度

つぎに、父母関係満足度について確認しておこう。前述の独立変数ごとに、父母関係満足度(範囲は0~8点)を比較した。父母関係満足度についても、母親の就業状況による差は認められない。子どもの学齢のみ統計的に有意な差が認められ、学齢が高いほど、父母関係満足度は低い(平均は、小学生6.33, 中学生5.59, 高校生5.13)。また、上記の情緒的サポートパターン別に比較したところ、父子関係と母子関係のパターンによる差が認められた。父子、母子とも、情緒的サポートパターンが「両者充足」群で、父母関係の満足度がもっとも高く、以下「片側充足」「充足なし」の順となっている(図3)。夫妻間での情緒的サポートパターンの違いは、子どもの父母関係満足度に直接的には影響していない。

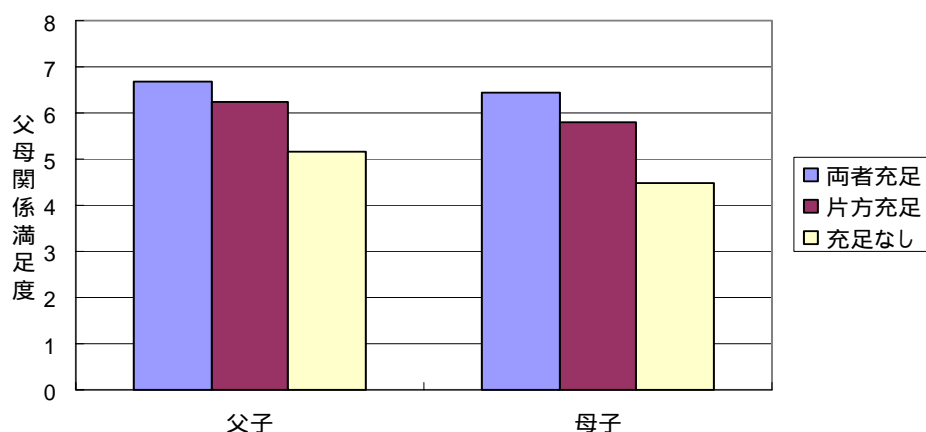


図3 父子・母子の情緒的サポートパターン別 子どもの父母関係満足度（調整後）

最後に、情緒的サポートパターンとの関連がみられた、子どもの性別、子どもの学齢、世帯年収を統制変数とする多元配置の分散分析によって情緒的サポートパターンと子どもの父母関係満足度の関連を検討した結果を、表4に示す。モデル1～3では、各ダイアドの主効果を、モデル4～6では、交互作用の効果を検討した。

結果をみると、統制変数では、いずれのモデルにおいても子どもの学齢が規定力をもつことがわかる。情緒的サポートパターンの主効果は、父子（モデル2）、母子（モデル3）のみ認められる。夫妻と親子の組み合わせにおいて、父子間、母子間の情緒的サポートパターンはともに規定力をもつが、父子と母子を同時に投入すると（モデル6）、父子サポートのみが統計的に有意な差があった。また、交互作用が統計的に有意な結果となったのは、「夫妻×母子」の組み合わせ（モデル5）においてであり、夫妻で「両者充足」のサポート関係でも母子間のサポートの認知が「充足なし」の場合、子どもの父母関係満足度は低い（図4）。

表4 父母関係満足度を従属変数とした多元配置の分散分析の結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
	F	F	F	F	F	F
子どもの性別	1.02	2.07	0.03	2.14	0.00	0.24
世帯年収	1.30	0.83	1.46	0.92	1.91	0.98
子どもの学年	20.98 ***	16.01 ***	14.67 ***	15.35 ***	15.35 ***	12.18 ***
夫妻サポート	1.27			0.29	0.12	
父子サポート		12.80 ***		12.87 ***		6.88 ***
母子サポート			18.29 ***		18.29 ***	2.47
夫妻×父子				0.79		
夫妻×母子					2.89 *	
父子×母子						0.60
N	549	549	549	549	549	549
R ²	0.04 ***	0.074 ***	0.091 ***	0.07 ***	0.102 ***	0.107 ***

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05

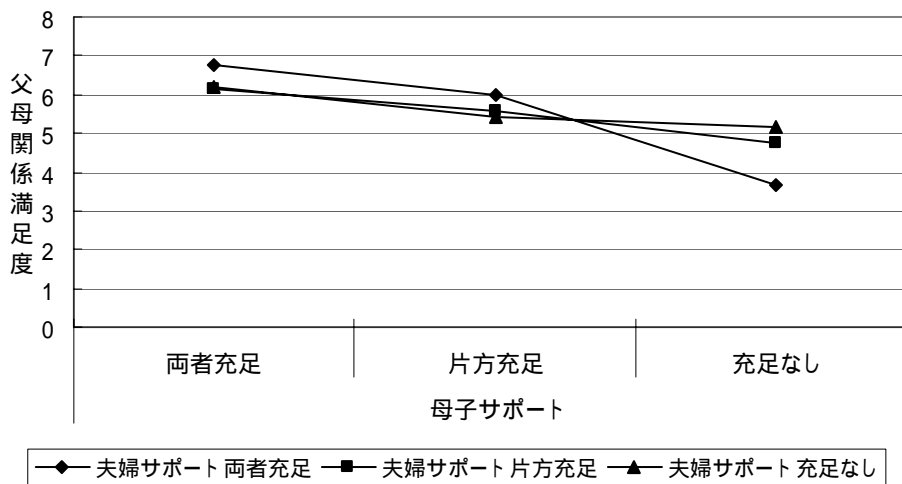


図4 夫妻と母子の情緒的サポートパターンの組み合わせ別子どもの父母関係満足度

5. 考察

以上の分析の知見をいまいちど整理すると、母親の就労によって父子間の情緒的サポートパターンに違いは認められず、また子どもの父母関係満足度にも違いはない。夫妻の情緒的サポートパターンには世帯収入の、父子では子どもの学年、母子では子どもの性別と学年によって異なっている。父子間と母子間において、情緒的サポートパターンによって子どもの父母関係満足度に差があり、親子両者が「充足」関係にある群で最も満足度が高く、情緒的サポートについての認知が一致しない、サポート授受がおこなわれていない群では父母関係満足度が低い。父子と母子間では、父子の規定力が大きく、また夫妻と母子の交互作用が認められ、夫妻が「充足」でも母子間の情緒的サポートの認知にズレがある場合では父母関係満足度は低い。

これらの結果からは、父子間の情緒的サポートが互いに充足的におこなわれていることが、子どもの親への満足度を高めること、親夫婦が互いに充足的な情緒的サポート関係にある場合、母子関係が子どもに与えるインパクトが大きいことが示唆される。

本稿では、3者が揃う家族を対象を限定しているため、そもそも家族関係が良好である場合が多く、そのバイアスについてより慎重に考慮する必要があるが、世帯年収によって夫妻のサポート関係に若干違いがみられるものの、基本的に親子間においては母親の働き方や階層要因によって、情緒的サポートパターンや、子どもの父母関係満足度に差はない。母親の就労によって「システムとしての家族」の機能状態や子どもの父母関係満足度に違いがみられないことを実証的に示したことには意義があるだろう。本分析からは、俗にいう母親が専業主婦の家族では「母子密着的で、父親は疎外」とか、母親がフルタイムで働いている家族では「母子が自立的」といった関係性のあり方は支持されず、一般化には留保が必要であるといえるだろう。

また、「システムとしての家族」という観点からは、父子間の情緒的サポートパターンが父母関係満足度に規定力をもち、(母親との関係が基本となっているが)父子ともに表出的な関係であることの重要性を指摘できる。ただし、近年議論されるような「情緒的・表出的な父親」像への賞賛は、子どもの父母満足度からみると、一定程度は有効であると考えられるが、いうまでもなく子どもの認知・評価が合致して情緒的サポートのやりとりがおこなわれていることが重要である。また、夫妻の情緒的サポートが充足的であっても、母子間の情緒的サポートが充足的でない、つまり、家族内で(父親では関連が認められないが)母親が子どもと「スケープゴート」的な関係にあると、子どもの父母関係満足度は低く、家族における情緒的サポート機能のキーパーソンとしての母親と、父母子三者間のバランスも重要であることを指摘できる。

本稿では、父母子3者を対象とし、ダイアド間の情緒的サポートパターンと父母関係満足度との関連から検討をおこなったが、該当子以外の子どもや他の「家族全体」の状況を考慮し、情緒的サポートや満足度だけでなく、他の指標によって「システムとしての家族」をより詳細に検討することが必要である。今後の課題としたい。

謝辞

本データは、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 データアーカイブから「現代核家族調査」(家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。記して感謝を表します。

参考文献

- 天野正子, 1987, 「母親の就業と家族関係」原ひろ子編『母親の就業と家庭生活の変動 - 新しい父母像創造のための総合的調査研究』弘文堂, 20-40.
- Amato & Booth, 1997, *A Generation At Risk*, Harvard University Press.
- 飛田操・狩谷佳子, 1992, 「両親の『仲の良さ』の認知と親子関係」『福島大学教育学部論集』51: 55-63.
- 家計経済研究所, 2000, 『新 現代核家族の風景 - 家族生活の共同性と個別性 - 』.
- 西出隆紀・夏野良司, 1997, 「家族システムの機能状態の認知は子どもの抑鬱感にどのような影響を与えるか」『教育心理学研究』45: 456-463.
- 信田さよ子, 1997, 『一卵性母娘な関係』主婦の友社.
- 斧出節子・本村汎, 1986, 「夫婦の結婚満足度と子どものパーソナリティ」『大阪市立大学生活科学部紀要』34: 1-13.
- 杉山明子, 1987, 「母親の就業・子ども・父親 - 子母父の三者の要因分析 - 」原ひろ子編『母親の就業と家庭生活の変動 - 新しい父母像創造のための総合的調査研究』弘文堂, 128-143.
- , 1990, 「母親の就労とその子ども・父親 「母親の就業と家庭教育に関する調査 (1985 WMS) から」『都市問題研究』42(7): 55-71.
- 高橋直美, 1998 「両親間および親子間の関係と子どもの精神的健康との関連について」『家族心理学研究』12(2): 109-123.
- 宇都宮博, 2005, 「女子青年における不安と両親の夫婦関係に関する認知 子どもの目に映る父親と母親の結婚生活コミットメント」『教育心理学研究』53: 209-219.
- , 2004, 「両親の夫婦関係に関する認知が子どもの自己肯定に及ぼす影響 女子青年の場合」『健康心理学研究』17(2): 1-10.

第 8 章 親からの自立と現代の子ども期

元森 絵里子

1. 問題意識

現在、「大人になる」ということの意味が様々に問われている。1990 年代末から「ニート」「パラサイト・シングル」などのポスト青年期研究、議論がさかんであるように、離家、経済的自立という「大人」のモデルの揺らぎが、不安を伴いながら指摘されている。その中で、ライフコースという視点に立ち、青年期以前よりの一貫した子どもの自立化プログラムの必要性が声高に言われるようになってきている。

内閣が設置した若者の包括的な自立支援方策に関する検討会は、報告書内で、「社会的自立」として主に「就業による職業的自立という課題、親からの精神的・経済的自立という課題」の 2 点をあげ、家庭、学校教育、地域での取り組みを模索している（若者の包括的な自立支援方策に関する検討会 2005: 5）。

ところが、親からの精神的・経済的自立という観点については、わが国は、「子育ての力点が自立の促進にある欧米社会と異なり、子どもの自立に高い価値を置く社会でなく、家庭の中で子どもの自立を重要とみない」傾向がある（宮本 1996: 290）。特に経済的自立は、20 代未婚者で「自立していない」と見なしているものが半数近くであるという結果が出ているし（宮本・岩上・山田 1994; 岩上他 2005）、中期親子関係においても、経済的な支援については一方的に親世代から子世代へと流れているという指摘もある（春日井 1997）。

このような背景として、先行研究は、近代家族の「情緒的関係性」や「性別役割分業」による主婦役割と関連した「子ども中心主義」の日本における強い発現とから説明されている（山田 1994; 落合 1998; 宮本・岩上・山田 1997 など）。産業構造の変化で、子どもが家内での生産の役割を担わなくなると同時に、いわゆる勉強以外の役割を期待されなくなったというのである¹。

本研究は、大人への依存・大人からの援助が不可避である乳幼児期以降、青年期に至るまでの間の少年期・思春期（以下子ども期）に、子どもにとって、親からの被援助とそこから自立がどのように捉えられているかを検討する。それにより、親からの自立に向けての家族の社会化機能の現在を探索的に明らかにする。

分析に使用するのは、1999 年に家計経済研究所が実施した「現代核家族調査」である。当該調査は、首都 30km 圏在住で妻年齢が 35～44 歳の核家族世帯 2000 世帯を対象としたもので（100 地点について住民基本台帳から層化 2 段抽出法によりサンプリング）、回収率

¹ このようなポスト青年期研究からの視点以外では、同様の家族の社会化機能（将来に向けての生活訓練や役割取得）の弱体化の例として、高度成長期から繰り返しなされ、日本文化に特徴的な母子密着や「甘え」の文化との関係から説明されてきた（牧野 1980 など）。

49.2% (984 世帯) である。その世帯の状況を尋ねた世帯票に加え、夫用調査票、妻用調査票、およびその小学校高学年から高校生の子のうち最も年長の子を対象とした子供用調査票の4票からなる。本研究が対象とするのは、分析対象世帯 934 世帯のうち、子供用調査票が存在する 564 世帯である。子供用調査票回答者(以下「回答子」)の内訳は、表1のとおりである。

当該調査を選択したのは、まず、都市部の核家族というのは、ポスト青年期研究が「近代家族」のあり方に言及しているように、近現代における家族と子どもの関係を考える際のひとつの典型パターンとして意味を持っているからである。さらに、子どもの意識がわかる子供用調査票に加え、より客観的な家庭の状況がわかる世帯票、妻用調査票、夫用調査票が存在するためである。それにより、一般的に多くの情報や込み入った事情を尋ねにくいという、子どもを対象とした調査一般の限界を乗り越えることが可能である。

しかし、家族以外に関する情報が少ないという限界がある²。次に見るように、子どもの自立を考えるには、家族以外の準拠集団への意識を把握することも重要である。その点において、他の調査との複合的な分析が今後必要となる。

表1 回答子の基本属性

学 齢 別	小学校高学年	188(33.8%)
	中学校	201(35.6%)
	高校	175(31.0%)
年 齢 別	9歳	36(6.4%)
	10歳	62(11.0%)
	11歳	68(12.1%)
	12歳	76(13.5%)
	13歳	71(12.6%)
	14歳	57(10.1%)
	15歳	70(12.4%)
	16歳	68(12.1%)
	17歳	46(8.2%)
	18歳	10(1.8%)
誕 生 順 別	第1子	519(92.0%)
	第2子	38(6.7%)
	第3子	7(1.2%)
性 別	男子	292(51.8%)
	女子	272(48.2%)

2. 枠組み

子ども期の親子関係と「自立」を考える際、何に注目したらよいだろうか。

Parsons & Bales (1951) などによると、子どもの発達に伴い、精神的・経済的な支えや準拠集団が、家族からその外部(友人集団、職業集団)へと同心円的に拡大、移行してい

² 妻・夫の基本属性の特徴については、木村・永井(2001)参照。

く過程が考えられている。さらに、家族のみに注目すれば、最終的には、定位家族を離れ、自らが親となる生殖家族を形成することが考えられている。もちろん、その後の研究が示唆するように、このような「標準的ライフコース」像には問題もあるが、都市部の核家族を対象とする本稿においては、関係性の同心円の拡大という点は、少なくとも仮説として受け入れられるであろう。そして、これに従えば、幼児期を脱し、成人に至るまでの子ども期は、定位家族（ここでは主に親）への依存と、家族の外部への参照の並立する状態となる。

また、近年の家族と「子ども」に関する研究で注目すべきもう 1 つの点は、子どもの加齢に伴う家族内関係の変化という点である。就学の長期化や晩婚化などの現象によって、1960 年代後半以降、青年期やポスト青年期に関する研究が増加している。ここで注目するのは、イギリスにおけるポスト青年期について考察した Jones and Wallace (1992) の親子の「互酬関係」に関する議論である。彼女らは、「親子関係は多くの面で経済的基盤を持っており、子どもは親に依存している、という捉え方は問題をはらんでいる」(Jones & Wallace 1992=2002:133) として、「親子の経済上の交換」という観点から現代イギリスの親子関係を分析している(表 2)。この枠組みでは、たとえ親と同居していても、親への完全な依存状態ではなく、互酬関係に移行すれば、自立への準備が進んでいると考えている。

表 2 親子の経済上の交換モデル

親から子どもへ	子どもから親へ
こづかい	まかない費
仕事への支払い	家賃としての支払い
贈与	家業の手伝い
助言	家庭内の仕事
卒業と仕事について	家事と子どもの世話
離家と住宅について	庭仕事とペンキ塗り

出典) Jones & Wallace (1992=2002:132)

もちろん、これは、イギリスの、しかもポスト青年期（中期親子関係）に関する枠組みであり、金銭的対価の支払い（「まかない費」「家賃としての支払い」）など、子ども期を対象とする本研究にはなじまないものも含まれている。また、対象が限定される日本の「家業の手伝い」も問題があろう。しかし、親からの「こづかい」や「贈与」に対して、「家庭内の仕事」=お手伝いによる互酬関係という構図は、子ども期においても成り立ちうるもので考察する必要があるだろう。また、しばしば経済的自立と精神的自立はセットで語られることから、「助言」に精神的なものと捉え、それに対する互酬関係として子どもから親への助言という関係性を考察することも必要のように思われる。

以上のような社会化研究や青年期・ポスト青年期研究の知見をもとに、関係性の同心円の拡大と、家族内部での互酬関係の成立という 2 点を、子ども期における「自立への準備」

と定義し、現代日本の家族の中でそのような関係が成り立っているかを「現代核家族調査」において明らかにする。

以上の枠組みを当該調査における変数と関係させてまとめると、次のようになる。

< 枠組み >

被援助 自立への準備 親との関係以外に、金銭的・精神的な資源を持っているか否か
自立への準備 親の被援助に対して、互酬的關係が成り立っているか否か

- ・ 経済面：こづかいをもらう アルバイト（高校生のみ） お手伝い
- ・ 精神面：親に悩みを聞いてもらう 友人という資源 親の悩みを聞いてあげる

以下ではまず、本節では、経済面・精神面での被援助と自立の実態を、学齢別のクロス表分析から検討する（3,4 節）。それによって、親（家族）に依存している段階である子ども期の中で、自立に向けての關係性が準備されているのか否かを見る。

次に、そのような「自立」に関する諸項目が、回答子の生活への全般的な満足度に関係しているかを見る（5 節）。これは、子ども期という今の生活の満足に、自立に向けての準備が関係しているのかを検討することにより、子ども自身が自立に向けての準備段階として子ども期を捉えているか否かを見る。

これは必ずしも、仮説どおりの親子關係が理想的であると前提としているわけではない。逆に、青年期に適切な自立を果たすためには、子ども期は完全に依存することがよいという考えもありうる。本稿では、このような判断はいったん括弧に入れて、子ども期の親子關係（前期親子關係）における自立の兆候の有無を事実として検討する。

3．経済面での被援助と自立

3.1 経済面での被援助（こづかい）

まず、親からの経済面での援助の状況を「こづかいをもらっていますか」という設問をもとに見てみる。学齢ごとの結果を示したのが、表3である。これによると、「もらっていない」は全体の 10.7%しかいない。しかも、小中学生で「もらっていない」ケースは、親からの援助がないわけではなく、子どもの自由になる金銭を与えずに必要なものは親が購入して与えるのが自然であろう。つまり、当然のことながら、大半の子どもにとって、経済的な被援助状態は自明のものとして継続し続けているとわかる。

ただ興味深いのが、どの学齢でも「月や週などでだいたい決まった金額のこづかいをもらっている」が一貫して多いものの、小学生では「もらっていない」または「必要なときにももらっている」が中学生・高校生に対して多く、中学生・高校生になるにつれて「月や週などでだいたい決まった金額のこづかいをもらっている」が増えることである。さらに、

高校生でアルバイトをしているケースを除いて集計しなおしたものが、表 4 であるが、この表では、はっきりと、学齢が上がるごとに「もらっていない」が減り、「月や週などでほしい決まった金額のこづかいをもらっている」が増えていることがわかる。

このような計画的な金銭の授与は、被援助状態の中にありながら、自立的に金銭を使用するための準備であるとは言えないだろうか。そこで、こづかいの使い道について、「使った内容について、お父さんやお母さんにきかれますか」という設問から、金銭の使用に関する親の介入の有無を確認したのが表 5 であるが、学齢が上がるにつれて「確認されない」が増えている³。

表 3 こづかいの有無

	N	もらっていない	必要なときにもらっている	月や週などでほしい決まった金額のこづかいをもらっている	その他	合計
小学校高学年	187	16.0%	21.9%	56.1%	5.9%	100.0%
		2.9	3.3	-5.4	2.1	
中学生	201	7.5%	12.9%	76.6%	3.0%	100.0%
		-1.8	-1.0	2.2	-0.5	
高校生	175	8.6%	9.7%	80.0%	1.7%	100.0%
		-1.1	-2.3	3.2	-1.6	
合計	563	10.7%	14.9%	70.9%	3.6%	100.0%

χ²検定

(下段は調整済み残差)

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 4 こづかいの有無 (高校生はアルバイト経験なしに限定)

	N	もらっていない	必要なときにもらっている	月や週などでほしい決まった金額のこづかいをもらっている	その他	合計
小学校高学年	187	16.0%	21.9%	56.1%	5.9%	100.0%
		3.6	3.4	-5.9	1.9	
中学生	201	7.5%	12.9%	76.6%	3.0%	100.0%
		-1.5	-1.0	2.1	-0.7	
高校生	118	4.2%	6.8%	87.3%	1.7%	100.0%
		-2.3	-2.8	4.3	-1.3	
合計	506	9.9%	14.8%	71.5%	3.8%	100.0%

χ²検定

(下段は調整済み残差)

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 5 こづかいの確認の有無

	N	支出内容を確認される	支出内容を確認されない	合計
小学校高学年	173	72.3%	27.7%	100.0%
中学生	199	59.8%	40.2%	100.0%
高校生	173	36.4%	63.6%	100.0%
合計	545	56.3%	43.7%	100.0%

χ²検定

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

³ 相関を確認したところ、相関係数は 0.288*** となった。

こづかい=援助というのが、当初の枠組みであったが、こづかいの計画的な授与と管理の一任という行為自体が、自立への準備の意味を持っているのかもしれない。この観点では、被援助の中での消費という面に限られたものではあるが、大半の子どもが自立への準備を進めている。

3.2 経済面での自立（アルバイト経験）

義務教育期間の子どもは、一部の例外を除けば自ら金銭を稼ぐことはできない。しかし、高校生（ないしそれに順ずる年齢）であれば、アルバイトという形で稼ぐことができる。そこで、親（ないしそれに順ずる依存対象である祖父母等親戚）以外に、経済的な資源を得る手段として、アルバイトの経験の有無を見る⁴。

「アルバイトをしていますか」という問いに対する回答傾向を見たのが、表6である⁵。「していない」が過半数であるが、15歳から16歳、さらには16歳から17歳の間にアルバイトの経験するようになっていくことがわかる。

表6 アルバイト経験の有無

	N	していない	ふだんしている	休みの間だけ している	合計
15歳	50	84.0% 2.8	14.0% -2.0	2.0% -1.6	100.0%
16歳	67	65.7% -0.7	26.9% 0.6	7.5% 0.2	100.0%
17+18歳	55	58.2% -2.0	30.9% 1.4	10.9% 1.4	100.0%
合計	172	68.6%	24.4%	7.0%	100.0%

χ²検定
†

（下段は調整済み残差）

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

次に、先に表4でも見たが、より直接的にアルバイトとこづかいの関係を見たのが表7である。これによると、アルバイトをしながらもこづかいをもらっているのが大勢ではあるが、アルバイトを頻繁にしているほど、こづかいを「もらっていない」または「必要なときにもらっている」場合が多くなる。つまり、アルバイトをしているほど、親からの定期的な金銭的援助は受けにくくなる傾向があることがわかる。

⁴ 設問は複数回答であるが、結果が重複しているのは「ふだんしている」と「休みの間だけしている」である。そのため、ここでは選択肢の意味を考え、両方を回答した場合を前者に含めて処理してある。

⁵ 18歳は10名しかいないため、17歳と合わせて確認した。以下も同様。

表7 アルバイト経験とこづかいの有無

	N	もらっていない	必要なときに もらっている	月や週などでだいた い決まった金額のこ づかいをもらってい る	その他	
していない	118	4.2% -2.8	6.8% -1.7	87.3% 3.2	1.7% -0.1	100.0%
休みの間だけしている	12	8.3% 0.0	16.7% 0.9	75.0% -0.5	0.0% -0.5	100.0%
ふだんしている	42	19.0% 3.0	14.3% 1.3	64.3% -3.1	2.4% 0.4	100.0%
合計	172	8.1%	9.3%	80.8%	1.7%	100.0%

χ²検定
*

(下段は調整済み残差) †p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

ただし、アルバイト経験と家計の状況の認識の関係をみると(表8)、アルバイトをふだんからしている方が、家計が苦しいと認識している⁶。また、アルバイト経験と昨年の夫婦(父母)の収入の関係を見ても⁷、アルバイトを「していない」が976.0万円、「休みの間だけしている」が775.0万円、「ふだんしている」が773.8万円という結果が出ている。

表8 アルバイトの有無と家計の状況の認識

	N	ゆとりがある	まあゆとりが ある	やや苦しい	苦しい	合計
していない	92	14.1%	50.0%	26.1%	9.8%	100.0%
休みの間だけしている	10	10.0%	20.0%	40.0%	30.0%	100.0%
ふだんしている	34	5.9%	29.4%	32.4%	32.4%	100.0%
合計	136	11.8%	42.6%	28.7%	16.9%	100.0%

χ²検定
*

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

つまり、アルバイトは経済的に親から自立して行く第一歩であるということは言えるが、それは、家計の状況に規定されたものである可能性が高いということである。しかも、アルバイトという形での経済的自立の兆しを見せるのは、15歳の半数にも満たない。

3.3 経済面での自立 (お手伝い)

経済面での互酬関係を表す指標に、お手伝いがある。そこで、「あなたはどのくらい家の手伝いをしますか」という設問をもとに、このような互酬関係がどの程度成立しているかを検討する。

まず、回答子全体について、お手伝いの実施状況を見たのが、図1である。どの項目で

⁶ 家計の状況が「わからない」と答えたケースを除いて算出した。また、アルバイトを「していない」「休みの間だけしている」「ふだんしている」の順の順序カテゴリーと見なし、相関係数を取ったところ、R=0.3***とかなり高い相関を示した。

⁷ 「昨年の夫婦の合計年収」はカテゴリー変数であるが、本稿においては、「200万円未満」=200万、「200万~400万円未満」=300万、「400万~600万円未満」=500万、「600万~800万円未満」=700万、「800万~1000万円未満」=900万、「1000万~1500万円未満」=1250万、「1500万~2000万円未満」=1750万、「5000万円以上」=5000万と見なして量的変数として扱っている。

も「まったくしない」が最頻値であり、お手伝いの実施状況はあまりよくない。

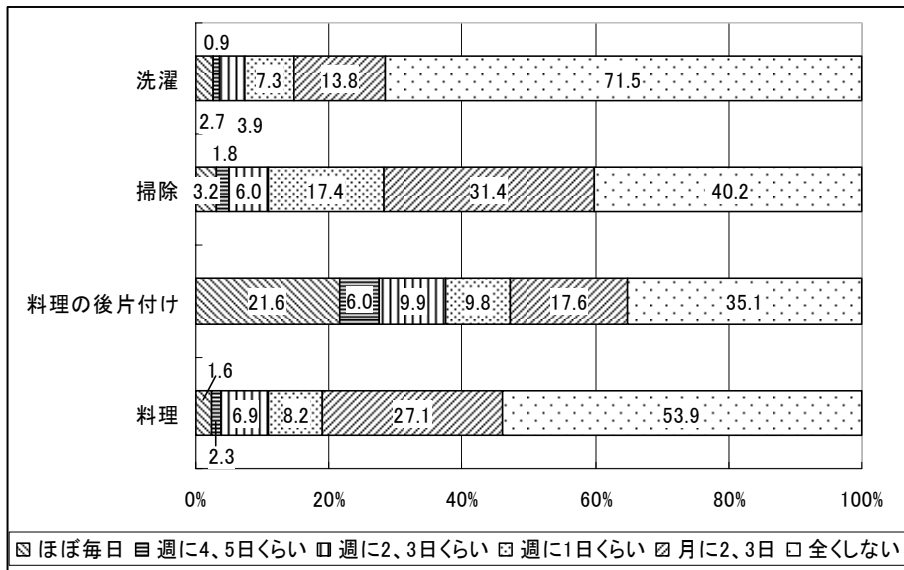


図1 お手伝いの実施状況 (N=564)

さらに、加齢による変化を見たのが図2である。わかりやすくするために、それぞれの項目について、「ほぼ毎日」を6点、「週に4,5日くらい」5点、「週に2,3日くらい」4点、「週に1日くらい」3点、「1ヶ月に2,3日」2点、「まったくしない」1点として、各年齢ごとの平均点を算出している。「手伝い頻度」は、4項目の点数を合計したものである。ここからは、加齢に応じてお手伝いの仕方が大きく変化している様子は伺えない。むしろ、「手伝い頻度」と「料理頻度」においては、小学校高学年から中学生の間に、「後片付け頻度」においては学齢が上がるごとに点数が減少している。

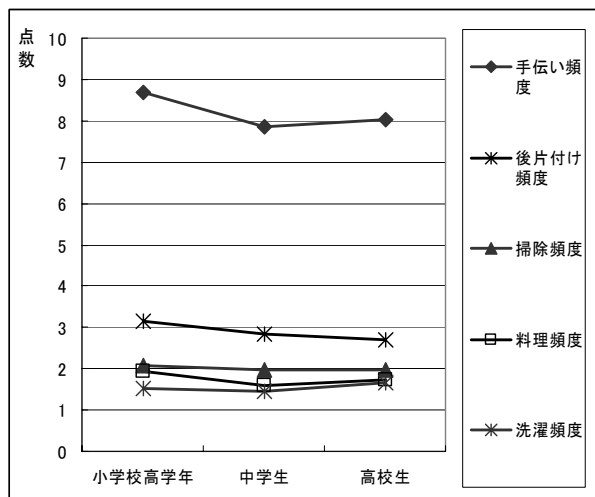


図2 お手伝いの頻度

これらから、現代の核家族において、お手伝いという形での互酬関係はあまり成立してい

ないと言える。のみならず、むしろ、学齢が上がるほどお手伝いをしなくなる傾向すらうかがえた。

3.4 小括

以上、経済面での被援助、自立について見て来たが、アルバイトという形で家族の外部に経済的資源を求めたときに、家族からの援助を受けなくなる傾向があることが確認されたものの、少数派であるし、家族からの援助が期待できないケースがアルバイトを行っている可能性も示唆された。さらに、それ以外では、被援助状態は継続され、家族内部での互酬関係は成立しているとは言いがたい状況であった。つまり、子ども期における家族からの経済面での自立への準備は、アルバイトという形で半数以下の高校生に見受けられる以外は、あまり見られないということになる。

ただし、こづかいの渡し方や使い道の管理といった点で変化が見られ、その点では、子どもは、援助は不可欠のものとして与えられながらも、その範囲で親からの自由度を獲得していると言える。中学生までは一般にアルバイトはできず、高校でもアルバイトが禁止されることも多い現状から考えれば、これが現代の核家族における標準的な経済的な自立への準備の仕方なのかもしれない。

しかしもちろん、金銭のみ与えてその使い道を管理しないということが、自立とは正反対の「わがまま」や「依存」につながることも考えられる。家計の生産に寄与せず、消費面のみ享受するという姿勢は、「パラサイト・シングル」論などで危惧されているものにつながるものであり、将来的な真の自立につながりうるか評価は難しいところである。

4．精神面での被援助と自立

4.1 精神面での被援助（親に悩みを聞いてもらう）

子どもは、親から精神的な援助、つまり、悩みに対する何らかの助言を受けているだろうか。本調査では、助言の有無を直接尋ねた設問はないため、「お父さんは／お母さんはあなたの心配事や悩みを聞いてくれますか」という設問の結果をしてみる。

「お父さんはあなたの心配事や悩みを聞いてくれますか」という設問に対しては、回答子全体の62.2%、「お母さんはあなたの心配事や悩みを聞いてくれますか」では84.4%が、「はい」と答えており、おそらく接触機会が多いであろうお母さんからの援助の方が多いが、大半の子どもが親からの精神的援助を得ている。実際、お父さんとお母さんのどちらにも悩みを聞いてもらえないと答えているのは、13.0%にすぎない⁸。

図3では、お父さんかお母さんどちらかが一方でも「心配事や悩みを聞いてくれる」ケースの割合を、就学状況別に示している。同時に、妻票および夫票における「私はその子

⁸ なお、母親の就業状況（特に専業主婦か否か）との関係を確認して見たが、有意な関連は見出されなかった。

の心配事や悩みを聞いてあげる」に対して、妻（母）か夫（父）のどちらか一方でも「あてはまる」または「ややあてはまる」と答えたケースの割合を示す。数字は、学齢および「はい」「いいえ」を順序変数と見なして算出した、相関係数である⁹。

たいへん興味深いことに、親側は一貫して悩みを聞いてあげているつもりであるのに対し、子どもの方ではわずかながら聞いてもらっていないと考える層が増えている。つまり、親からの精神的援助を大半の子どもは常に受けている。しかし、学齢が上がるにつれ、子どもの側で親に頼っていないという意識がわずかに生まれてきているようなのである。

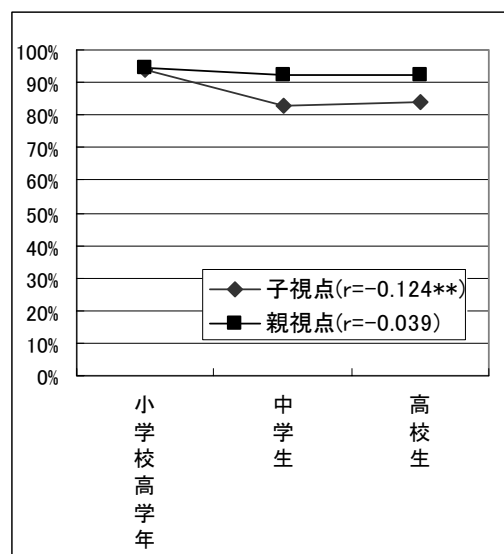


図3 親が悩みを聞いてくれるか否か

4.2 精神面での自立（悩みを話せる友達）

親以外に精神面での参照先があるか否かを見るために、「心配事や悩み事を話せる友達は何人くらいいますか」という設問を見てみる¹⁰。回答された人数が0人（悩みを話せる友達はいない）か、1人以上か（悩みを話せる友達がいる）のみに注目して、学齢ごとの回答を示したのが表9であるが、「悩みを話せる友達がいる」ケースが8割以上と一貫しており、学齢が上がることによる変化も確認されない。

そこで、具体的な人数の変化を見てみると（表10）¹¹、学齢が上がるごとにわずかながら増えていることが確認される。これらから、親以外に悩みを話せる（聞いてもらえる）友達は、小学校高学年から高校生においては一貫して、大半の子どもに確保されているが、学

⁹ 細かく見ていくと、親子の性別によって異なった傾向が見られる。母と息子・娘はほぼ高い割合で一致した回答をしているが、父と息子では息子の方が父が悩みを聞いてくれることを高く見積もっており、父と娘では父の方が高く見積もっている。

¹⁰ 設問では、友達の所属先を学校、学校外などと分けて尋ねているが、ここではすべてをまとめた値を扱う。

¹¹ 20人より多い数を上げたケースは2%未満であり、離散的であったこと、さらに、中学生で100人などはずれ値が見られたことから、20人以上を除いた場合を計算した。

年齢が上がるとわずかに増えていくようである。

表9 悩みを話せる友達がいるか否か

	悩みを話せる友 達がいる	悩みを話せる 友達がいない	合計
小学校高学年	83.6%	16.4%	100.0%
	-0.5	0.5	
中学生	82.9%	17.1%	100.0%
	-0.9	0.9	
高校生	88.0%	12.0%	100.0%
	1.4	-1.4	
合計	84.7%	15.3%	100.0%

χ²検定
NS

表10 悩みを話せる友達の人数

	20人以上のケースを除いて算出			全体		
	平均値	度数	標準偏差	平均値	度数	標準偏差
小学校高学年	3.70	183	3.68	3.70	183	3.68
中学生	4.62	193	3.98	5.70	199	8.67
高校生	5.29	172	4.04	5.89	175	6.23
合計	4.53	548	3.95	5.10	557	6.66

次に、精神的な参照対象としての、親と友達の関係を見てみよう。親が悩みを聞いてくれるか否かと、悩みを話せる友達がいるか否かの関係を年齢ごとに見たのが表11である。これによると、中学生以外は、精神的支えとしての親と友達は独立と言える。そして、両方から精神的支えを得ているケースがほとんどである。

表11 精神的参照先としての親と友達の関係（年齢別）

			悩みを聞いてくれる友 達がいるか否か		合計	Fisherの 直接確率 検定
			いる	いない		
親 が 悩 み を 聞 か せ て く れ	小学校高学年 (N=183)	聞いてくれる	79.2%	15.3%	94.5%	NS
		聞いてくれない	4.4%	1.1%	5.5%	
		合計	83.6%	16.4%	100.0%	
	中学生 (N=199)	聞いてくれる	71.4%	12.1%	83.4%	*
		聞いてくれない	11.6%	5.0%	16.6%	
		合計	82.9%	17.1%	100.0%	
高校生 (N=174)	聞いてくれる	75.3%	8.6%	83.9%	NS	
	聞いてくれない	12.6%	3.4%	16.1%		
	合計	87.9%	12.1%	100.0%		

また、「心配事や悩み事を話せる友だちのうち、あなたのお母さんが名前と顔を知っている人は何人ですか」という設問から、悩みが話せる友達のうち、親（母親）が認知している割合の変化を見たのが図4である¹²。全体として、母親の子どもの交友関係の認知率が高いが、加齢とともに減少している。これより、加齢に伴い、親の知らないところで悩みを話せる友達を作っていく様子がわかる。

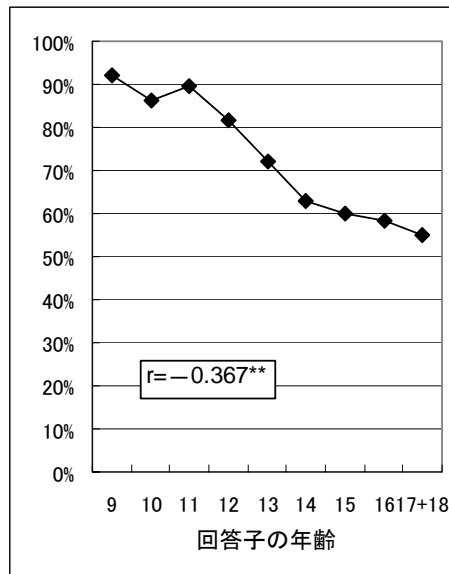


図4 悩みを話せる友達のうち親が認知している割合

以上をまとめると、小学校高学年から高校生では、全体としては親と友達の両方を悩みを話す（聞いてもらう）相手として持っており、中学生を除いて両者の間に関連は見られない。ただ、悩みを話せる友達の数が増えるという形で相談できるネットワークを広げていっている様子が伺えると同時に、親が把握していないところにそのような友達を見つける場合が増えてくる。このようにして、子ども期においては、親を精神的な依存先として確保しつつ、それに加える形で親の知らないところにネットワークを広げていっている。これを自立への準備と言えるであろう。

4.3 精神面での自立（親の悩みを聞く）

精神面での親との互酬関係として、子どもの方が親の悩みを聞いているかどうかを見てみる。「あなたはお父さんの心配事や悩みを聞いてあげますか」という設問においては、全体としては24.1%が、「あなたはお母さんの心配事や悩みを聞いてあげますか」という設問では45.0%が、「はい」と答えている。互酬性は、成立している家庭と成立していない家庭が半々といった状況のようである¹³。

¹² 悩みを話せる友達が0人の場合を分母から除いて算出した。

¹³ 母親の就業状況（特に専業主婦か否か）と有意な関連は見出されなかった。

図 3 同様に，父か母どちらか一方にでも「悩みを聞いてあげている」場合，および，妻票・夫票で「その子は私の心配事や悩みを聞いてくれる」に対して一方で「あてはまる」と「ややあてはまる」とされた場合を合わせて見たのが図 5 である．興味深いことに，親の視点と子の視点でずれがある．子どもは，学齢が上がると（特に，中学生から高校生になると）「悩みを聞いてあげている」と思う割合が減っていくのに対し，親の側は「聞いてくれる」と思う割合が増えているのである．

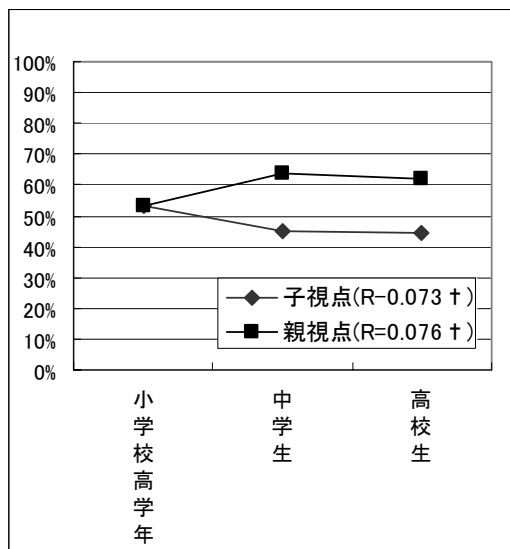


図 5 親の悩みを聞いてあげるか否か

子どもの視点から見た場合に，親の悩みを聞いてあげるか否かと親が悩みを聞いてくれるか否かの関係を見たのが，表 12 である．これによれば，学齢が上がると同時に増える「親の悩みを聞いてあげない」ケースは，同時に，「親が悩みを聞いてくれない」ケースであるとも言える．つまり，互酬関係に新たに移行するケースは少なく，援助も受けなくなり親から精神的に独立していくという傾向が見られるのである．しかし，その中には，親の方から見た場合，未だ精神的に援助しているし，子どもが力になってくれるようになったと思っているケースがあると言える．

表 12 親との精神的な互酬関係

	[互酬型] 親が聞いてくれる ×親を聞いてあげる	[保護型] 親が聞いてくれる ×親 を聞いてあげない	[逆転型] 親が聞いてくれない × 親を聞いてあげる	[没交渉型] 親が聞いてくれない×親 を聞いてあげない	合計
小学校高学年	53.0%	41.1%	0.5%	5.4%	100.0%
中学生	43.2%	39.7%	2.0%	15.1%	100.0%
高校生	43.1%	40.8%	1.1%	14.9%	100.0%
合計	46.4%	40.5%	1.3%	11.8%	100.0%

χ²検定
*

以上より、精神的な互酬関係という点では、そのような関係が成立している場合と一方的に依存している場合が半々であるが、一部、(実際にまたは当人の意識の中で)互酬関係には移行せず親から精神的に独立していくというパターンが見られると言える。

4.4 小括

以上、精神面での被援助、自立については、悩みを聞いてもらうという形での親からの精神的援助は、全体としては受け続けていると言える。同時に、悩みを話せる友達という別の資源も持ち続けており、この点での精神的自立への準備は進んでいると言える。特に、悩みを話せる友達の数が増え、その内に親が把握していないケースが増えるという形で、親からの独立性が高まっている点は重要である。

また、互酬の関係性は、学齢とともに変化するというよりも、常に成立していると思われるケースとそうでないケースがあるようであり、家庭のコミュニケーション環境などにパターンがあるのかもしれない。ただし、互酬的な関係性というのも、学齢とともに増加するわけではないことから考えられるとおり、これが将来的な真の自立につながるとは言いきれない。対等な関係性への移行という面と、コミュニケーションという形の依存や共依存状態への移行という面があり、評価は難しいところである。

このような中でごく一部、親からの精神的援助も受けておらず互酬関係も成立していないと認識し、家族から離れていく形の「自立」も見られる。

5. 子どもにとっての「自立」の意味

以上のように、経済面・精神面双方において、現代核家族の子どもの「自立」の様相を見て来た。総じて、親からの援助の存在は強固である。しかし、経済面では、互酬関係への移行は見られないものの、大半に金銭の管理をするという形で、一部の高校生にはアルバイトをするという形での、自立への準備が見られた。また、精神面では、家族外に家族とは独立した精神的基盤を見出していく傾向が見られると同時に、半数の家庭では精神的な互酬関係が確認された。また、ごく一部、親との精神的な関係を絶っていく形で自立へと向かっていく傾向も見られた。

本節では次に、以上の分析で「自立」と捉えうると確認された諸事象が、子どもの生活にとってどの程度の重要性を持つのかを見る。具体的には、回答子の生活満足度との関係を見る。後に述べる諸要因を統制するために、回答子の生活満足度を従属変数とした回帰分析を行う。

用いるのは、従属変数は、「あなたは生活に満足していますか」という設問で、「満足」5点、「まあ満足」4点、「どちらともいえない」3点、「やや不満」2点、「不満」1点として点数化したものである。独立変数には、3,4節の分析から、精神面・経済面の自立と関係すると考えられる以下の項目を用いる。

- ・こづかい定期ダミー：こづかいを月や週などでだいたい決まった金額のこづかいをもらっているか否か
- ・こづかい確認ありダミー：使った内容について、お父さんやお母さんに聞かれるか否か（確認されないという形での自立）
- ・バイト経験ありダミー：アルバイトをふだんしている、または、休みの間だけしている
高校生のみ
- ・親が悩みを聞いてくれるダミー：両親のうちどちらかが心配事や悩みを聞いてくれるか否か（悩みを聞いてもらわないという形での自立）
- ・親の悩みを聞いてあげるダミー：両親のうちどちらかの心配事や悩みを聞いてあげるか否か
- ・悩みを話せる友達の数¹⁴
- ・悩みを話せる友達で母親が認知している数¹⁵

また、第一に、ニートやパラサイト・シングル論などでは、親の階層によるパターンの違いなども分析されているため、親の経済状況（夫婦の昨年の収入）を、第二に、しばしば指摘される主婦役割と母子密着の問題などを考慮に入れ、母親が専業主婦化否か（専業主婦ダミー）を、第三に、精神面を中心に回答子の男女差が確認されたので、女子ダミーを、統制変数として加える。なお、子どもの年齢によって、各項目の持つ意味が異なると思われるため、学齢別に分析する。

表 13 記述統計量

	小学校高学年					中学生					高校生				
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
こづかい定期ダミー	187	0	1	0.56	0.50	201	0	1	0.77	0.42	175	0	1	0.80	0.40
こづかい確認ありダミー	173	0	1	0.72	0.45	199	0	1	0.60	0.49	173	0	1	0.36	0.48
バイト経験ありダミー											172	0	1	0.31	0.47
親が悩みを聞いてくれるダミー	187	0	1	0.94	0.24	200	0	1	0.83	0.38	174	0	1	0.84	0.37
親の悩みを聞いてあげるダミー	186	0	1	0.53	0.50	200	0	1	0.45	0.50	174	0	1	0.44	0.50
悩みを話せる友達の数(人)	183	0	20	3.70	3.68	199	0	100	5.49	8.15	175	0	20	5.54	4.44
悩みを話せる友達で母親が認知している数(人)	185	0	20	3.18	3.27	198	0	20	3.24	3.37	173	0	20	2.94	3.35
女子ダミー	188	0	1	0.50	0.50	201	0	1	0.44	0.50	175	0	1	0.51	0.50
専業主婦世帯ダミー	188	0	1	0.46	0.50	201	0	1	0.38	0.49	175	0	1	0.25	0.43
夫婦の昨年1年間の合計収入(万円)	182	200	1,750	837.36	339.21	189	200	2,000	878.57	385.03	172	200	2,000	909.01	410.10

推定の結果が表 14～16 である。小学生（表 14）では、わずかに「親の悩みを聞いてあげ

¹⁴ 20 人を超える値については、20 人と見なした

¹⁵ 同上。

るダミー」が係数も小さいながら有意であり、早くから親と互酬的な関係性を築けていることが、生活の満足度とわずかに関係していることが伺える。これは、自立への準備がよいものと認識されているということだと言えよう。

中学生（表 15）では、「悩みを話せる友達で母親が認知している数」で正に有意であり、この点ではむしろ親からの独立、すなわち、自立への準備が進んでいない方が、生活の満足度が高いという結果であった。その他、全般的に女子である方が生活満足度が低く、家の経済状況がよい方が満足度が高い。

表 14 生活満足度と自立：推定結果（小学校高学年）

こづかい定額ダミー	-0.038	—	—	—	—	—
こづかい確認ありダミー	—	0.016	—	—	—	—
親が悩みを聞いてくれるダミー	—	—	0.006	—	—	—
親の悩みを聞いてあげるダミー	—	—	—	0.155 *	—	—
悩みを話せる友達の数	—	—	—	—	0.079	—
悩みを話せる友達で母親が認知している数	—	—	—	—	—	0.066
女子ダミー	0.105	0.127	0.104	0.108	0.086	0.108
専業主婦世帯ダミー	0.027	0.054	0.025	0.024	0.069	0.030
夫婦の昨年1年間の合計収入	0.037	0.010	0.034	0.026	0.072	0.039
調整済みR2乗	-0.009	-0.006	-0.011	0.014	-0.002	-0.005
F値	0.602	0.771	0.531	1.629	0.936	0.786
ケース数	174	161	174	173	170	172

注) 強制投入法による重回帰分析。数値は標準回帰係数。

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 15 生活満足度と自立：推定結果（中学生）

こづかい定額ダミー	-0.004	—	—	—	—	—
こづかい確認ありダミー	—	0.097	—	—	—	—
親が悩みを聞いてくれるダミー	—	—	0.077	—	—	—
親の悩みを聞いてあげるダミー	—	—	—	-0.020	—	—
悩みを話せる友達の数	—	—	—	—	0.053	—
悩みを話せる友達で母親が認知している数	—	—	—	—	—	0.137 †
女子ダミー	-0.130 †	-0.117	-0.124 †	-0.123 †	-0.120	-0.134 †
専業主婦世帯ダミー	0.014	0.014	0.009	0.010	0.011	0.012
夫婦の昨年1年間の合計収入	0.136 †	0.125 †	0.139 †	0.131 †	0.138 †	0.147 *
調整済みR2乗	0.012	0.021	0.017	0.010	0.013	0.030
F値	1.550	1.976 ?	1.805	1.456	1.604	2.386 †
ケース数	184	182	183	183	182	181

注) 強制投入法による重回帰分析。数値は標準回帰係数。

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 16 生活満足度と自立：推定結果（高校生）

こづかい定額ダミー	0.106	—	—	—	—	—	—
こづかい確認ありダミー	—	0.051	—	—	—	—	—
アルバイト経験ありダミー	—	—	-0.116	—	—	—	—
親が悩みを聞いてくれるダミー	—	—	—	0.085	—	—	—
親の悩みを聞いてあげるダミー	—	—	—	—	0.057	—	—
悩みを話せる友達の数	—	—	—	—	—	0.164 *	—
悩みを話せる友達で母親が認知している数	—	—	—	—	—	—	0.172 *
女子ダミー	0.008	0.020	0.033	0.003	0.001	-0.002	0.006
専業主婦世帯ダミー	0.165 *	0.161 *	0.141 †	0.159 *	0.155 †	0.170 *	0.184 *
夫婦の昨年1年間の合計収入	0.135 †	0.149 †	0.139 †	0.148 †	0.165 *	0.166 *	0.166 *
調整済みR2乗	0.050	0.039	0.052	0.046	0.042	0.066	0.077
F値	3.140 *	2.637 *	3.209 *	2.974 *	2.792 *	3.901 **	4.359 **
ケース数	163	161	160	163	163	163	161

注)強制投入法による重回帰分析。数値は標準回帰係数。

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

高校生（表 19）では、まず、「悩みを話せる友達の数」が正に有意であり、自立的である方が生活の満足度が高いと言える。しかし、中学生同様「悩みを話せる友達で母親が認知している数」が正に有意で、これは自立していない方が生活満足度の高さに関係していると言える。また、母親が専業主婦であったり、家の経済状況がよい方が生活満足度が高い。

以上の分析からは、小学生では精神的に親の役に立っているという意識を持っていることが、高校生では悩みを話せる友達の数が、生活の満足度の高さに関係していたが、全体としては「自立」につながるような経験は、生活満足度に影響を与えない。それどころか、中学生高校生という自立に向かうべき時期において、悩みを話せる友達を親が知っているという、親からの自立に反するような項目が、生活満足度に影響を与えている。おそらく、友達も多く欲しいが、それも含めて親に見守ってもらいたいということなのかもしれない。なお、母親が専業主婦であることや家が豊かであることが生活満足度にプラスの影響を与えている。

これらから、現代の子どもにとって、様々な援助を与えてくれるのみならず、裕福で母親が常に家にいるような家族の存在が重要であり、そこからの「自立」には、特に関心がないことも多く、時にはむしろマイナスのイメージを持っていることもあると言える。

6. まとめ

親から提供される経済的、精神的援助は、子ども期の間は常に充実している。しかし、その中で、経済面では、大半において親への依存状態が継続される中で、金銭の使用方法における自由度やアルバイト収入という形で自立への準備がなされる。ただ、このような扱われ方は、生活満足度には強い影響を与えておらず、それぞれの親子関係が自明のもの

と考えられているようである。また、精神的には、親の知らない友人の増加や、親との互酬関係という形での自立への準備が見られる。生活満足度という観点から見ると、このような自立が肯定的に捉えられている一方で、家庭外での人間関係も親に知っていて欲しいという願望も読み取れた。

以上から、子ども期における自立への準備は経済的にはごく限られた範囲で、精神的には親以外に友達という参照先を見つけるという形と、半数において親と互酬的な関係性を保つという形で進められていると言える。ただし、そのような状況に対して、あまり強い意味は付されず、子どもたちはそれぞれの状態を自明と考えているようである。

ところで、このような親子の経済的、精神的関係は、春日井(1997)が見た中期親子(母娘)関係や、「パラサイト・シングル」論が危惧するような「大人と子どもの使い分け」(山田 1999)の状態にも近いようにも見える。そして、子ども期もこの状態を自明と捉えている状況が続いた場合、このような先行研究が指摘するような親子関係は自明のものとして選び取られると予測することもできる。

これをどう評価するかは難しいところであるが、少なくとも、現代核家族の親子関係は子ども期からポスト青年期ないし成人期(中期親子関係)まで、つねに大きく変わらないものなのかもしれない。

謝辞

二次分析に当たり、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・アーカイブから「現代核家族調査」(家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。記して感謝いたします。

参考文献

- 岩上真珠, 2005, 『少子・高齢化社会における成人親子関係のライフコース的研究』平成 13 ~ 16 年度科学研究費補助金基盤研究(B)(1)研究成果報告書。
- Jones, Gill and Claire Wallace, 1992, *Youth, Family and Citizenship*, Philadelphia: Open University Press. (= 2002, 宮本みち子監訳・鈴木宏訳『若者はなぜ大人にならないのか(第2版)』新評論。)
- 家計経済研究所編, 2000, 『新現代家族の風景』大蔵省印刷局。
- 春日井典子, 1997, 『ライフコースと親子関係』行路社。
- 木村清美・永井暁子, 2001, 「『現代核家族調査』の目的と実施状況」『季刊家計経済研究』49:10-13。
- 牧野カツコ, 1980, 「現代家族の教育機能」望月嵩・本村汎編『現代家族の危機』有斐閣, 165-190。
- 宮本みち子, 1996, 「ポスト産業社会の若者のゆくえ」Jones & Wallace 1992=2002 所収。

宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘 1994 『未婚化社会の親子関係』有斐閣.

落合恵美子, 1997, 『21世紀家族へ(新版)』有斐閣.

Parsons, Talcott and Robert F. Bales, 1955, *Family, socialization and interaction process*, New York: Free Press.

山田昌弘, 1994, 『近代家族のゆくえ』新曜社.

山田昌弘, 1997, 『パラサイト・シングル時代』筑摩書房.

若者の包括的な自立支援方策に関する検討会, 2005, 「若者の包括的な自立支援方策に関する検討会報告」.

第9章 現代の家族における共同性と コミュニケーションの形

野田 潤

1. 問題設定と先行研究

現在、家族の個人化が進行していると言われる。家族の個人化とは、家族が個人の選択するライフスタイルとなりつつあることを意味する（目黒 1987）。ただし、落合恵美子 [1997:244]が「個人が社会の基礎単位となるということは、一人暮らしの増加ばかりを意味するわけではありません。安定した人間関係は深い情緒的経験を与えてくれることが多いので、経済的にも生活面でも一人でも生きていける人たちが、一緒に生活することを選ぶということは十分ありうるでしょう」と指摘するように、家族の個人化は、概念的には必ずしも家族の共同性そのものを棄却するものではない。個人化が進む現在は、同時に家族の親密性が非常に重要な意味を持つ時代でもあるのである¹。

山田昌弘（2004）によれば、現在、人々は家族を持つ（維持する）かどうかということそれ自体を選択するようになりつつあり、家族とはもはや安定した永続的な関係ではなく、いつでも解消可能なものとして覚悟すべきものになっている（山田はこれを真の個人化と名づけている）。そしてこうした「真の個人化」を経た家族は、常に不断の努力によって維持して行くべきものになっていく。このような場合、家族に問題があるときの選択肢は2つ考えられるだろう。離婚や未婚などによって家族という選択肢自体を捨てるケースがひとつ、そしてもうひとつは家族の中に留まりながら不断の努力によって何とか解決しようとするケースである。

しかし、この2つの方向性はいずれも家族に対して強い期待を抱き、家族の理想を強く追い求める姿勢だという点では同じである。「問題のある家族」がある時にその家族を解消しようとするのは、「問題のある家族」が耐えられないということであり、自らの描く家族の理想の形を重視してそれに基づいて行動しているということである。また、「問題のある家族」の中にとどまって不断の努力による解決をめざすという方向性も、「もっと良い家族」という理想の形を強く求める姿勢に他ならない。

だが、現在の家族に対するこのような強い志向性というものは、現実にそれを生きる人々を幸せにさせてくれるものなのだろうか。個人化が進んでいると言われる中で、家族の価値や家族の親密性が極めて重視されるようになってきている現在、濃密な家族を求めようとするこうした志向性は、実際に選び取った目の前の家族に対する満足度を上げてくれるようなものなのだろうか。

¹ 例えば、赤川学（1999）の指摘によれば、コミュニケーションや男女の恋愛感情を強調する「親密性パラダイム」は70年代以降、現代に特徴的なパラダイムである。

本稿はこうした問題意識から、現在、家族に強い緊密性を求める志向が、現実の家族においてどのような形で存在し、またどのような問題をはらみうるものなのかを検討する。

分析の上では、こうした濃密な家族志向の代替変数には、家族の間で行われている日常的なコミュニケーションを考える。緊密な家族を追及しようとする人々の志向が、抽象的な家族意識や理想ではなく、現実の家族の日常の中で行われている具体的な営みとしてどのように現れるかをとらえたいからである。コミュニケーションの中身としては、日常的な家族の会話を考える。本稿の目的は、「休日のレジャー」のように休日に限定されたイベント性の強いものではなく、家族の日常的な営みに注目することなので、ここでは家族の会話を代替変数とするのが、分析の意図に最も適している。

なお、山田は「真の個人化」においては子どもの問題が常に解決不可能なものとして残るとも指摘する（山田 2004）。子どもには「選択不可能」で「解消困難」な関係が必要なため、それに逆行する真の個人化を考える上では、子どもの存在は決して無視できない問題だと言うのである。

したがって、本稿では分析対象を特に子どもがいる家族に絞った上で、そこでのコミュニケーションと共同性の形に注目したい。現在の家族の共同性に対し、コミュニケーションとはどのような役割をもち、どのようなものとして位置づけられるべきなのだろうか。

2. 使用データ

分析対象には、家計経済研究所による「現代核家族調査」（1999）を使用する。この調査は同一世帯の夫票・妻票・子ども票がそろっているという特徴的な利点を持っており、同一世帯の夫・妻・子ども間でのコミュニケーションのズレや異同をもちかかるとも可能であるため、本稿の分析に極めて適格的である²。調査対象は大都市部（首都 30km 圏在住）の核家族で、妻年齢が 35～44 歳（1955～1964 年生まれ）の家族に限定されているが、この限定によって逆に核家族の中でも現代的な変化の比較的先端にある層を拾い集めることができているのではないかと予測でき、本稿の分析にとっては都合が良い。

本稿ではこの質問紙調査の回答のうち、子ども（小学校高学年～高校生の中で最年長の子）の回答がある 564 世帯を分析対象とし、妻票・夫票・子ども票を併用する。

3. 仮説・分析枠組み

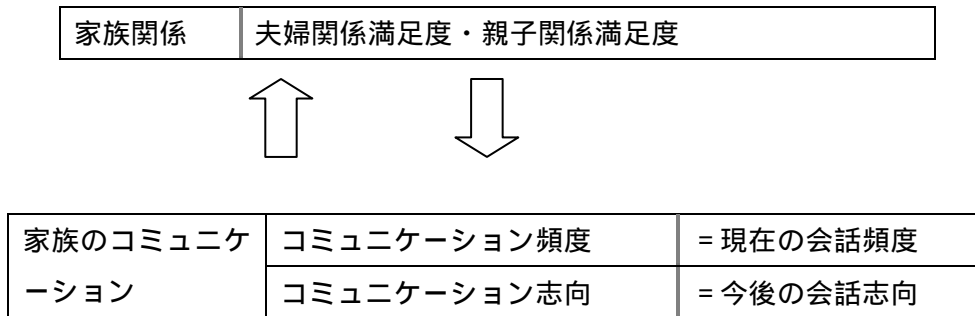
今後の会話の増減意向で「もっと増やしたい」と答えた人を、高いコミュニケーション志向の人々とみなし、「今のままでかまわない」と答えた人を、それほど高くないコミュニ

² ただしこれは同時に夫票・妻票・子ども票のそろった調査であるため、家族に問題があるときにその家族を解消することを選択した人々のデータが構造的にこぼれおちてしまっているということは、一定の限界としてあらかじめ断っておかねばならないだろう。

ケーション志向の人々とみなす。

その上で、「家族とのコミュニケーション志向が高い人ほど、家族との関係の満足度が高い」という理論仮説をもとに、以下のような分析枠組みから、3つの作業仮説を検討する。

図1 家族関係とコミュニケーションの概念図



家族とのコミュニケーション志向が高い人は、実際に家族と頻繁にコミュニケーションを取る。

家族成員同士でコミュニケーション志向にズレがあると、その相手との関係満足度が低くなる。

家族内のポジション（妻・夫・子）の違いによって、コミュニケーションへの志向性は異なる。

4. 分析

4.1 主要変数の分布

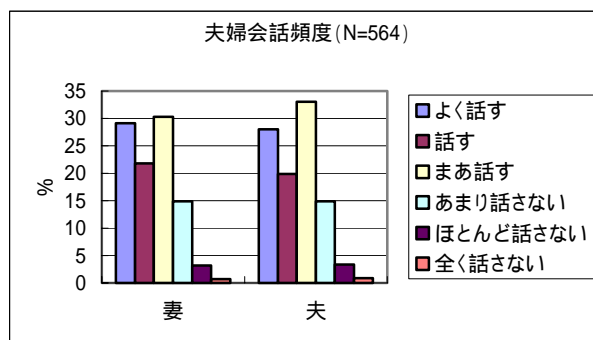


図2 夫婦会話頻度（妻票・夫票）

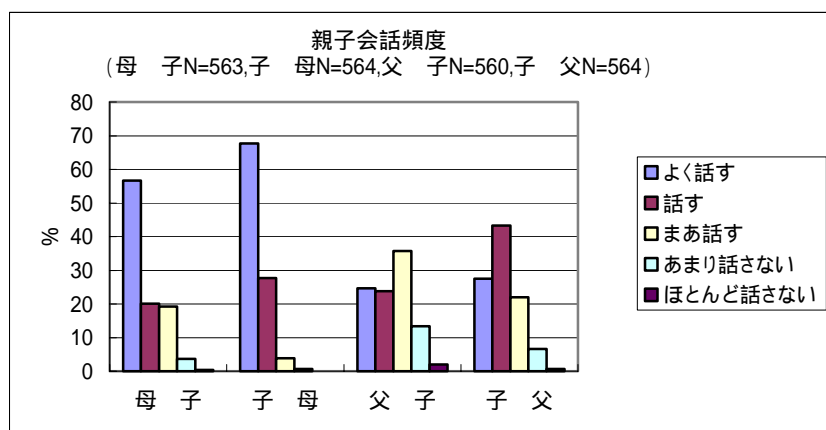


図3 親子会話頻度 (妻票・夫票・子ども票)³

図2, 3は, 夫婦・親子それぞれの会話頻度を示したものである。夫婦の会話頻度は, 妻・夫双方ともに, 「よく話す」と「まあ話す」の2つの層に大別される。それに対して親子の会話頻度は, 母子, 子母は「よく話す」に, 父子では「まあ話す」に集中しており, 夫婦の会話の場合と比べて, 回答のばらつきが小さかった。さらに, 同一世帯が対象の調査であるにもかかわらず, 子は親よりも親子の会話を多いととらえており, 母と子・父と子の間には認識にズレも見られることが興味深い。

なお, 夫婦・親子ともに, 「あまり話さない」「ほとんど話さない」「全く話さない」はごく少数であったため, 以下, 実際の分析に当たっては一括して, 「話さない」というカテゴリーにまとめることにする。

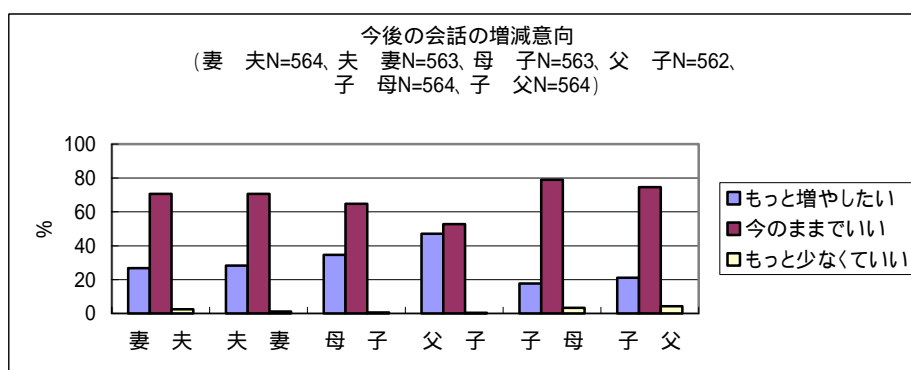


図4 今後の会話希望 (妻票・夫票・子ども票)

³ ただし, 夫・妻票と子ども票では選択肢の用語が微妙に異なる(夫・妻票の選択肢は「1よく話す, 2話す, 3まあ話す, 4あまり話さない, 5ほとんど話さない」, 子ども票の選択肢は「1よく話す, 2まあ話す, 3たまに話す, 4ほとんど話さない, 5全く話さない」). とは言え, 双方を同じ分析の俎上に乗せることが本稿の目的である上, 同じ5段階評価ということからも, 以下では便宜上, 子ども票の選択肢を妻・夫票の選択肢に合わせて記述することにする。

図4は、今後の会話の増減意向を示したものである。相手との会話量を増やしたいと思っている順に、「父子」「母子」「夫妻」「妻夫」「子父」「子母」となった。図2, 3と比べてみると、これが実際の会話量の順位とは一致していないことがわかる。また、特に親と子の間で、会話希望に対するギャップが著しく大きい。

なお、こちらでもやはり夫婦・親子ともに「もっと少なくていい」の回答はほとんどなく、ほとんどの人が家族の会話を「もっと増やしたい」と考える層と、「今のままでいい」と考える層との2つに大別される結果となった。したがって以下の分析では、「もっと増やしたい」と「今のままでいい」の2つの層を、それぞれ「より強い会話志向」の層と「現状維持志向」の層としてとらえ、この2つを中心に考察を進めていくこととする。

4.2 今後の会話志向が高いのはどんな人か？

それでは、家族会話志向とは、どのような人々の間で高いのだろうか。以下ではまず今後の会話志向・現在の会話頻度双方について、結婚年数、夫・妻・子年齢、夫・妻・世帯収入、夫・妻の最終学歴、妻就業形態、子の性別、子の出生順、子の学齢の影響をそれぞれ調べてみた。

その結果、この中で有意な影響を持っていたのは、まず夫婦の会話頻度に対する妻の就業形態である ($p=0.031^*$)。妻自営の夫婦で「よく話す」の割合が高く(41.3%)、妻無職で「まあ話す」の割合がやや高い(34.8%)。しかしこの夫婦会話頻度は妻の収入とは十分な関係がなかったので、ここでの差は妻の経済上の地位によるというよりも、むしろ家族の生活時間や生活習慣などのライフスタイルによるところが大きいのではないと思われる。

次に、親子の会話頻度に対する子の学齢の影響である(「父子」「子母」「子父」はいずれも $p=0.000^{***}$, 「母子」は $p=0.002^{**}$)。例えば子母においては小学校高学年で母親と「よく話す」が83.0%であるのに対し、高校生では「よく話す」は56.6%にまで落ちる。

親子の今後の会話希望も、基本的には子の学齢が高いほど現状維持志向が強くなる傾向がある(「子母」「子父」共に $p=0.000^{***}$, 「母子」では $p=0.001^{**}$)。ただし「父子」についてのみは、子の学齢と今後の父子会話希望に有意な関係はなかった ($p=0.629$)。

しかしながら、上に上げた3つ以外は、家族の会話志向は、あまり家族成員の基本属性からは影響を受けていない。

そのかわり会話志向に大きな影響を与えていたのは、4.1でも見た現在の会話頻度であった。その結果が以下の表1と表2である。以下、二つの表を見ていくことで、仮説の1を検証して行こう。

まず、表1は子ども票の結果である。ここからは、父親や母親と「よく話す」子どもほど、今後その親と「もっと話したい」と答える割合が高いことがわかる。つまり、強い会話志向を持っている子どもというのは、実際にもたくさん会話している、いわば会話好き

の子どもなのである。コミュニケーション志向の強い子どもとは、実際にコミュニケーションを頻繁に行う子どものことであり、したがってここでは仮説1は支持される。

表1 会話頻度と会話志向のクロス(子ども票)

			今後の会話志向		合計(実数)
			もっと増やしたい	今のままでいい	
現在の会話頻度	子 母***	よく話す	23.5% (4.62)	76.5% (-4.62)	374
		話す	7.3% (-4.13)	92.7% (4.13)	151
		まあ話す	6.30%	93.80%	16
		話さない	0%	100%	4
	子 父***	よく話す	34.2% (4.26)	65.8% (-4.26)	152
		話す	16.9% (-2.53)	83.1% (2.53)	236
		まあ話す	19.10%	80.90%	115
		話さない	13.90%	86.10%	36

(注) *** p<.001 調整済み残差の絶対値が1.96以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

しかしながら表2においては、結果は全く逆になる。妻票・夫票の方の分析結果は、「会話志向が高い人が現在もたくさん会話している」という仮説1の傾向を示すよりは、むしろ逆に、現在の会話頻度が少ないほど今後の会話志向が増すという傾向が見受けられたのである。つまり、妻票・夫票においては、家族の会話を既に十分にしている(と感じている)人は、その相手との間にとりわけ高い会話志向を持つことはない一方で、家族の会話を十分にしていない(と感じている)人は、その相手との間に高い会話志向を持つ傾向があるのである。

これは、「妻 夫」「夫 妻」の夫婦関係においても、「母 子」「父 子」の親子関係においても、同じである⁴。実は、今後の会話志向が強い夫婦というのは、「現在の会話が十分でない」と感じている夫婦なのであり、今後の会話志向が強い親とは、「現在の会話が十分でない」と感じている親なのである。したがって、仮説1はここでは棄却される。

このように見てくると、コミュニケーション志向の強さというものは、少なくとも妻・夫(母・父)にとっては、現実のコミュニケーション頻度とは全く別個の概念であるという可能性が浮上する。より強い家族コミュニケーションを求めようとする人々は、実は、現在の家族の緊密性が十分でないと感じ、関係満足度が低い人々なのだという可能性である。

⁴ ただし、その増し方には濃淡があり、例えば夫の方が妻よりも、現在の会話頻度が少ないときの会話志向の増し方が強い。

緊密な家族を求める志向というのは、現実の家族の緊密さを示すメルクマールではなく、むしろ逆に、現実の家族が理想とずれていることを示すメルクマールなのだろうか。そして同じ家族の内部であっても、表1と表2のズレが示していたように、親（夫婦）にとってのコミュニケーションの意味は、子どもにとってのコミュニケーションの意味とは異なったものであるのだろうか。

これを確かめるために、次の4.3では、会話頻度と家族関係満足度の連関を見て行きたい。

表2 会話頻度と会話志向のクロス（妻票・夫票）

			今後の会話志向		合計(実数)
			もっと増やしたい	今のままでいい	
現在の 会話 頻度	妻 夫***	よく話す	14.0% (-4.60)	86.0% (4.60)	164
		話す	24.00%	76.00%	121
		まあ話す	36.1% (3.00)	63.9% (-3.00)	166
		話さない	39.4% (2.94)	60.6% (-2.94)	99
	夫 妻***	よく話す	19.7% (-2.88)	80.3% (2.88)	157
		話す	22.30%	77.70%	112
		まあ話す	27.10%	72.90%	181
		話さない	50.5% (5.59)	49.5% (-5.59)	107
	母 子***	よく話す	24.6% (-5.80)	75.4% (-5.80)	317
		話す	46.0% (2.80)	54.0% (-2.80)	113
		まあ話す	45.8% (2.65)	54.2% (-2.65)	107
		話さない	69.6% (3.57)	30.4% (-3.57)	23
	父 子***	よく話す	35.0% (-3.22)	65.0% (3.22)	137
		話す	42.10%	57.90%	133
		まあ話す	49.50%	50.50%	200
		話さない	67.0% (4.12)	33.0% (-4.12)	88

(注) *** p<.001 調整済み残差の絶対値が1.96以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

4.3 強い会話志向は満足な家族関係を築いてくれるのか？

家族内部の会話と、満足な家族関係との間には、どのような関係があるのだろうか。そしてその関係は、4.2で子ども票と妻・夫票の結果にズレがあったように、4.3でも親（夫婦）と子どもとで、ずれているのだろうか。

以下の表3，表4，表5は、親子関係・夫婦関係の双方について、現在の会話頻度と関

係満足度，および将来の会話志向と関係満足度とのクロス分析を行った結果である。

表3 会話頻度と関係満足度（妻票・夫票・子ども票）

		関係満足度			合計 (実数)	
		満足	どちらともいえない	不満		
現在の 会話 頻度	妻 夫***	よく話す	93.3% (8.16)	3.1% (-3.17)	3.7% (-6.89)	163
		話す	79.2% (2.89)	9.2%	11.7% (-3.25)	120
		まあ話す	62.3% (-2.00)	10.2%	27.5%	167
		話さない	25.5% (-10.29)	16.7% (2.97)	57.8% (9.41)	102
	夫 妻***	よく話す	91.7% (5.12)	3.8% (-2.11)	4.5% (-4.42)	156
		話す	89.3% (3.44)	7.1%	3.6% (-3.86)	112
		まあ話す	77.1%	6.1%	16.8%	179
		話さない	41.7% (-9.47)	16.5% (3.75)	41.7% (8.29)	103
	母 子***	よく話す	93.7% (8.24)	2.5% (-3.91)	3.8% (-6.88)	319
		話す	87.6%	6.2%	6.2% (-2.12)	113
		まあ話す	57.5% (-7.34)	10.4% (2.18)	32.1% (7.09)	106
		話さない	4.5% (-9.70)	31.8% (5.27)	63.6% (7.62)	22
	父 子***	よく話す	98.5% (5.92)	0.7% (-2.02)	0.7% (-5.39)	137
		話す	93.2% (3.99)	0.8% (-1.97)	6% (-3.32)	133
		まあ話す	80.8%	3.1%	16.1%	193
		話さない	37.6% (-11.36)	12.9% (5.19)	49.4% (9.69)	85
子 母***	よく話す	90.8% (3.29)	5.4% (-2.63)	3.8%	371	
	話す	85.1%	9.2%	5.7%	141	
	まあ話す	41.2% (-5.96)	35.3% (4.49)	23.5% (3.62)	17	
	話さない	100%	0%	0%	2	
子 父***	よく話す	92.0% (4.70)	3.3% (-3.44)	4.7% (-2.81)	150	
	話す	82.2%	8.9%	8.9%	225	
	まあ話す	66.0% (-3.56)	17.5% (2.54)	16.5% (2.18)	103	
	話さない	34.4% (-6.36)	34.4% (4.52)	31.3% (3.92)	32	

(注) *** p<.001 調整済み残差の絶対値が 1.96 以上のセルには，カッコ内にその数値を示す。

表3からは，夫婦・親子ともに，会話頻度が高いほど関係満足度が高いことがわかる。実際にたくさん会話をしているような関係は，妻・夫・子どもを問わず，満足度も高いので

ある。

しかし、会話志向が関係満足度に結びつくかどうかについては、結果は妻・夫票と子ども票とで異なる傾向となった。

表4 会話志向と関係満足度（妻票・夫票）

			関係満足度			合計 (実数)
			満足	どちらともいえない	不満	
今 後 の 会 話 志 向	妻 夫***	もっと増やしたい	58.7% (-3.53)	4.7% (-2.23)	36.7% (5.55)	150
		今のままでいい	74.2% (3.53)	10.8% (2.23)	14.9% (-5.55)	388
	夫 妻***	もっと増やしたい	66.7% (-4.01)	8.3%	25.0% (4.39)	156
		今のままでいい	82.4% (4.01)	7.2%	10.3% (-4.39)	387
	母 子***	もっと増やしたい	68.6% (-6.28)	6.2%	25.3% (7.30)	194
		今のままでいい	89.8% (6.28)	5.8%	4.4% (-7.30)	363
父 子***	もっと増やしたい	70.5% (-6.25)	3.1%	26.4% (6.88)	261	
	今のままでいい	91.3% (6.25)	3.5%	5.2% (-6.88)	287	

(注) †p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 調整済み残差の絶対値が1.96以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

表4からわかるように、妻や夫や親の場合では、今後の会話を「もっと増やしたい」と思っている人ほど、関係満足度は低いと言える（いずれの場合も $p=0.000^{***}$ ）。4.2で示唆されたように、強いコミュニケーション志向を持っている妻や夫や親たちは、現実の家族の緊密性が不十分だと感じている人々であり、相手との関係にも満足していない人々なのである。このことは、妻や夫や親たちの場合、相手との現在の関係性を「不満」に思っている時に、「もっと会話したい」という希望を持つ傾向があるのだということを意味するだろう。つまり家族の会話は、妻や夫や親の意識の中では、現在の関係の問題点を解決するための切り札的なものとして期待されていると考えられるのである。このことは、家族の真の個人化が進む現在、問題のある家族を諦めないための努力の一環として、家族のコミュニケーションが存在しているということをも示し得るだろう。

しかし、興味深いのは、子ども票の場合では結果が異なるということである。

表4においては確かに、子どもの場合でも、親との会話が多いほど、親子関係満足度は高くなるということが示されていた。親子関係満足度が低い子どもというのは、現在親との会話が少なく感じている子どもなのである。しかしそのことは、「だからもっと会話したい」「会話を増やして、より満足な親子関係にしたい」という志向には、つながらないよ

うなのである。以下の表5は子どもにおいて、親との今後の会話志向が、親子関係満足度に対してどのように影響しているかを見たものである。

表5 会話志向と関係満足度（子ども票）

			関係満足度			合計 (実数)
			満足	どちらともいえない	不満	
今後の 会話志向	子 母	もっと増やしたい	93.0%	3.0%	4.0%	100
		(p=0.160) 今のままでいい	89.2%	8.2%	2.7%	415
	子 父	もっと増やしたい	80.9%	7.0%	12.2%	115
		(p=0.323) 今のままでいい	80.2%	10.8%	9.0%	379

(注) †p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 調整済み残差の絶対値が1.96以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

そもそもクロス表分析の結果が有意でないことから、子どもの今後の会話志向は、親子関係満足度とは十分な関係がないと言える。また、セルのパーセンテージ自体に注目してみても、今後の会話志向が高い子どもも低い子どもも、親子関係に満足している割合はだいたい同じくらいであり、ほとんど差がない。(むしろ、会話志向が高い子どもほど「満足」の回答が高くなってさえいる。)

さて、この結果を踏まえてもう一度考えてみると、表1の結果についてもさらなる含意を読み取り得るだろう。そもそも子どもにとってのコミュニケーションの位置づけというものが、親や夫婦にとってのコミュニケーションの位置づけと、かなり異なるものであることが考えられるのである。

見てきたように、妻や夫や親にとっては、コミュニケーションとは、相手との関係の問題点を解消するための、いわば期待として存在していた。現在の会話頻度が十分であると感じている場合は、関係に対しても満足しており、したがって今後の会話志向も低く抑えられるが、現在の会話頻度が少ない場合は関係満足度が下がり、それを補完しようとするかのように、今後の会話志向が高まるのである。

しかしながら、子どもにとってのコミュニケーションとは、それとは全く異なり、やりたい人がすればいいものだとして位置づけられている可能性がある。

表1においては、母や父との会話が少なく感じている子どもは、親や夫婦とは違って、別に今後の会話が少ななくてもいいと答える傾向にあった。これはつまり、子どもから見れば、親との会話は少なく、親子関係は満足でなかったとしても、それはそれで、今のままで構わないということである。今よりももっと会話を増やせるように頑張り続けようという志向は、親や夫婦とは違ってそれほど存在していない。子どもの方には、いわば、満

足でない親子関係をそのまま諦観するような姿勢が見受けられるのである。

4.4 同一世帯における会話志向のズレ

このように見てくると、会話志向については、とりわけ親と子の間でかなりのギャップがあるように思われる。4.1 で主要変数の分布を見た際に、親と子とでは会話志向に差があることは、既に示唆されていた。本節では最後に、同じ世帯の内部における、こうした会話志向のズレについて分析してみたい。同一世帯内で見えてきた場合では、会話志向のズレはどの程度存在しており、それは家族関係の満足度に、どのように影響しているのだろうか。

以下では、夫婦・親子の会話志向の設問に対して、同一世帯内の二人が双方とも「増やしたい」と答えている場合、同一世帯内の二人が双方とも「今のままでいい」と答えている場合、同一世帯内の二人の一方は「増やしたい」と答えもう一方は「今のままでいい」と答えている場合、の3つに再コード化した上で、それぞれと関係満足度とのクロス表分析を行う。

表6 会話志向一致度と満足度（夫婦関係）

		関係満足度			合計 (実数)	
		満足	どちらとも いえない	不満		
会 話 志 向 一 致 度	妻 夫*** p=0.000	一致(増やしたい)	57.6% (-2.36)	4.5%	37.9% (3.60)	66
		一致(今のままでいい)	77.4% (4.22)	9.6%	13.0% (-5.17)	301
		不一致(妻のみ増やしたい)	60.2% (-2.12)	4.8%	34.9% (3.40)	83
		不一致(夫のみ増やしたい)	63.1%	14.3%	22.6%	84
会 話 志 向 一 致 度	夫 妻** p=0.001	一致(増やしたい)	67.2% (-2.47)	13.4%	19.4%	67
		一致(今のままでいい)	84.7% (3.82)	7.0%	8.3% (-4.01)	300
		不一致(妻のみ増やしたい)	75.3%	8.6%	16.0%	81
		不一致(夫のみ増やしたい)	69.9% (-2.14)	4.8%	25.3% (3.40)	83

(注) **p<.01 ***p<.001 調整済み残差の絶対値が1.96以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

表6は、会話志向の夫婦間一致度と、夫婦関係満足度とのクロス表分析である。妻・夫双方で、二人とも「今のままでいい」と思っているケースの満足度が最も高く、数の上でも最多であった。しかしながら、二人とも「増やしたい」と思っている場合は、今後の会話志向が一致しているにもかかわらず、満足度が最も下がっていた。双方とも強いコミュニケーション志向を持っている夫婦というのは、逆説的に、満足な関係を築いていない

可能性が高いのである。

また、夫婦関係に特異な傾向として、妻・夫票双方において、自分が会話を増やしたいのに相手が現状満足しているという場合に、妻・夫の双方で、極めて不満度が高いことがわかった。夫婦関係の場合、自分のみが高いコミュニケーション志向を持っている一方通行的なケースにおいては、問題の解決どころか却って満足度が激減する傾向があるのである。

表7 会話志向一致度と満足度（母子関係）

		関係満足度			合計 (実数)	
		満足	どちらとも いえない	不満		
会 話 志 向	母 子***	一致(増やしたい)	74.1% (-2.06)	5.6%	20.4% (2.47)	54
	p=0.000	一致(今のままでいい)	90.3% (4.66)	5.5%	4.2% (-5.54)	308
		不一致(母のみ増やしたい)	69.2% (-5.30)	6.0%	24.8% (6.15)	133
		不一致(子のみ増やしたい)	95.5% (2.18)	4.5%	0% (-2.38)	44
一 致 度	子 母**	一致(増やしたい)	94.4%	1.9%	3.7%	54
	p=0.003	一致(今のままでいい)	92.9% (2.49)	5.1% (-2.17)	2.0%	294
		不一致(母のみ増やしたい)	80.5% (-3.93)	16.1% (4.24)	3.4%	118
		不一致(子のみ増やしたい)	91.1%	4.4%	4.4%	45

(注)**p<.01 ***p<.001 調整済み残差の絶対値が1.96以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

表7は母子関係についての結果である。まず、「母 子」の場合は、双方が「今のままでいい」と思っている場合の満足度がとても高く、数も最多である。母子とも「増やしたい」と思っている場合には、夫婦同様に満足度は低くなる。また、母親のみ「増やしたい」が子どもは現状満足しているというような一方通行のケースは、それよりもさらに満足度が低い。夫婦関係の場合と違うのは、子どもの方の会話志向が母より高い場合に、母の満足度は最大になるということである。

次に、「子 母」を見てみると、子どもはほとんどの場合において極めて「満足」している。ここで夫婦の場合とかなり異なっているのは、子ども本人は「増やしたい」のに母は「今のままでいい」と思っている、というような一方通行のケースであっても、満足度が下がっていないことである。また、双方が「増やしたい」というケースの満足度も、やはり高いままである。そのかわり、子どもが現状維持志向であるにもかかわらず母親が「増やしたい」と考えているような場合においては、子どもは「今のままでいい」と思っているにもかかわらず、子どもの満足度がかなり下がっている。

つまり、母子関係の場合には、子どもからの会話志向が一方通行であっても子どもの満

足度は変わらず高いが、母からの会話志向が一方通行である場合は、母の満足度が低くなると同時に、子どもの満足度もやや下がる傾向があるのである。これは夫婦関係には見られず、親子関係に特有の結果だと言える。

表 8 会話志向一致度と満足度（父子関係）

		関係満足度			合計 (実数)	
		満足	どちらとも いけない	不満		
会 話 志 向	父 子***	一致(増やしたい)	84.60%	0.00%	15.40%	65
	p=0.000	一致(今のままでいい)	90.6% (4.44)	4.50%	4.9% (-5.42)	224
		不一致(父のみ増やしたい)	66.1% (-6.99)	4.30%	29.6% (7.18)	186
		不一致(子のみ増やしたい)	98.1% (3.18)	0.00%	1.9% (-2.73)	52
一 致 度	子 父†	一致(増やしたい)	75.80%	9.70%	14.50%	62
	p=0.056	一致(今のままでいい)	85.2% (2.36)	8.60%	6.2% (-2.28)	209
		不一致(父のみ増やしたい)	73.7% (-2.63)	13.8% (2.01)	12.60%	167
		不一致(子のみ増やしたい)	86.80%	3.80%	9.40%	53

(注) †p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 調整済み残差の絶対値が 1.96 以上のセルには、カッコ内にその数値を示す。

表 8 は、父子関係の結果を示したものである。今後の会話志向についての世帯内での一致度が最も低かった組み合わせである。

まず、「父 子」の場合は、基本的に「母 子」の場合と同じ傾向が見られる。父親自身が「増やしたい」のに相手（子ども）が現状満足している、という一方通行のケースにおける満足度が、最も低い。また、子どもからの会話志向の方が高い場合の父の満足度が、極めて高い。

「子 父」の場合は、他の関係と比べると有意度が下がっている。しかし母子関係と同じく、父からの会話志向のみが強く、一方通行である場合は、子どもの満足度が下がる傾向がある。

このような結果からは、親子関係の場合は夫婦関係よりも相互の対称性が低く、親の方が子どもよりも会話をしたがつているというケースが目立つ一方で、そのような場合に子どもの満足度が下がってしまうというのが特徴だと言えるだろう。何か問題がある時、その解決のために「もっとコミュニケーションを」と考えてしまうのは、もしかしたら親の側のみに見られる一方通行的な論理であって、実は子どもはそれによってかえって満足度を下げてしまっているのではないかと、いう可能性がここからは示唆されるのである。

5 . 結論

以上の分析結果をまとめてみたい。

作業仮説 1 については、妻と夫と親の場合において、仮説を裏切る結果が出た。それらのケースにおいては、家族に対して高いコミュニケーション希望を持つ人とは、現実のコミュニケーションがあまり頻繁でない人なのである。さらに、このように高いコミュニケーションを望む人においては、家族関係に対する満足度が低いということもまた明らかになった。逆に言えば、既に現在ある家族との関係に満足している人は、あまり高いコミュニケーション志向は持たないのである。

しかしながら、子どもの場合は逆に、仮説 1 通りの結果が出た。子どもにおいては、コミュニケーション志向の高い子どもが頻繁にコミュニケーションを行う傾向がある。そしてコミュニケーションが頻繁でない子どもは、意外なことに、特に「もっとコミュニケーションを」という志向を持つことはないのである。このことは、家族関係の問題があった時に、その解決のためにコミュニケーションに期待するという志向が、子どもにおいては見られないということの意味している。とは言え、子どもの会話志向の強さと関係満足度の間にも有意な関係は見られず、したがって高いコミュニケーション志向を持つ子どもが、コミュニケーション志向の低い子どもと比べて現実の関係に満足しているというわけでは、必ずしも、ないようである。

次に、作業仮説 2 については、やはり夫婦関係か親子関係かで、結果が異なっていた。同じ会話志向のズレであっても、夫婦関係の場合は、自分だけが高いコミュニケーション志向を持つ一方通行的な会話志向の場合に、特に自らの満足度が下がる、という傾向を見せていたのに対し、親子関係の場合は、子どもからの一方通行の場合には満足度は親子共に下がらず、逆に親のみが高いコミュニケーション志向を持っている場合に、親子双方の満足度が低くなる、という結果を示していたのである。

さらには、これらいずれの場合においても、作業仮説 3 のように、コミュニケーションへ志向というものは、家族成員のポジション（妻・夫・子）の違いによって異なる傾向を示すことが示された。特に仮説 1 や仮説 2 を検討する過程で明らかになったように、ギャップは子どもと親（夫婦）の間で、特に大きい。

さて、これらのことから本稿の問いに対して何が言えるだろうか。

冒頭に示したように、山田（2004）によれば、真の個人化を経た現在の家族とはもはや安定した永続的な関係ではなく、いつでも解消可能なものとして覚悟すべきものであった。つまりそこでの家族とは、常に不断的努力によって維持して行くべきものとしての家族である。この場合、既に述べたように、家族に問題があるときの選択肢は 2 つ考えられるだろう。離婚や未婚などによって家族という選択肢自体を捨てるケースがひとつ、そしてもうひとつは家族の中に留まりながら不断的努力によって何とか解決しようとするケースである。

しかし実際は、不断の努力でコミュニケーションへコミュニケーションへと立ち返っていく人々とは、現実にコミュニケーションが頻繁でなかったり、家族関係に対する満足度が低かったりする人々。しかも特に妻・夫・親といった子ども以外の人々なのだ。ということが、データからは明らかになった。

分析結果によれば、妻や夫や親にとっては、満足ではないような家族関係は努力して是正されなければならないものとしてとらえられており、その結果、彼ら/彼女らの意識は、「コミュニケーションが足りないから、今後はもっとコミュニケーションを」という（ある意味焦りにも似た）不断の努力へと立ち返って行く傾向があった。つまりここでのコミュニケーション志向とは、実際の家族関係が緊密であるということを示すメルクマールではなく、むしろ逆に緊密さが不足していることを意味する、価値の逆転したコミュニケーション志向なのである。だがこれは、家族に問題を発見した場合にはそれを何とかしようとする強い意志を持ち続けることになる、という意味では、やはり「緊密な家族の絆」という理想を強く追い求める姿勢であることには変わりないだろう。

しかし子どもの方からすれば、もしかしたらこうした不断の努力へと邁進するような強い方向性は、逆に息苦しいだけなのかもしれない。実際の親子関係が緊密でなく、そのために満足度が低いような場合であっても、「じゃあもっとコミュニケーションを」と言って不断の努力に立ち返って行くようなベクトルは、子どもには見られなかった。これはつまり、会話が足りないと感じていても、そして親子関係に満足していなくても、それはそれでかまわないのだという諦観を意味してはいないだろうか。家族の間に十分に緊密な関係性が認められない場合、よりよい家族を求めるための手段としてコミュニケーションなるものを考え、そのコミュニケーションに対して高い期待を抱いてしまうのは、実は親=夫婦だけなのかもしれない。子どもの方では、緊密ではない家族関係を目の前にして、それに対する不満を抱いていたとしても、だからと言って不断の努力に立ち返ろうとは考えない傾向がある。つまり、子どもの方はもしかしたら、自己の家族関係を諦観する術を身につけることによって、現実の不満に対応しているのかもしれない。

以上で見えてきたように、家族の絆をより強めようとする不断の努力としてのコミュニケーション志向は、現実には家族の親密さを示すメルクマールではないし、家族への高い満足度を保証するものでもない。「真の個人化」の時代における強いコミュニケーション志向や、家族に対する不断の努力というものは、その実、かなり息苦しいものであると言わざるを得ないだろう。

恐らく、家族というものへの対処の仕方には、実は3つ目の選択肢というものもまたあるのではないだろうか。理想とずれる現実の家族をいちいち見捨てることはせず、しかしその現実の家族を理想へと近づけるため不断の努力に邁進するのでもない、敢えて言うならば家族そのものを諦観するケースである。それは言い換えれば、家族の価値を相対化する方向だと言ってもいいだろう。

しかしながら近年では、何か問題があった時の解決の方法として、コミュニケーションを挙げる議論が良く見かけられる。家族問題においても例外ではない。だが、家族に問題が存在している時に、「もっとコミュニケーションを頑張ろう」という方向性のみに行ってしまうのは、この3番目の選択肢に対して必要以上に視野を閉ざすことになるのではないだろうか。それは家族の価値の中に閉じ込められたまま、そこから出ることが著しく困難になってしまうような社会の到来を意味するようにも思える。家族に何らかの問題を発見した際に、「もっとコミュニケーションを」と言ってしまうことが、一体どういうことなのかを、これからの現在を生きる我々は、もっと慎重に考えていかねばならないだろう。

謝辞

本稿の分析に当たり、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・アーカイブから「現代核家族調査」(家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

- 赤川学, 1999, 『セクシュアリティの歴史社会学』勁草書房。
- Beck, U. & Beck-Gernsheim, E., 2001, *Individualization*, Sage Publications.
- Giddens, Anthony, 1992, *The Translation of Intimacy: Sexuality, Love and Eroticism in Modern Societies*, Polity Press: UK. (=1995, 松尾精文・松川昭子訳 『親密性の変容: 近代社会におけるセクシュアリティ, 愛情, エロティシズム』而立書房.)
- 色川卓男, 2001, 「妻と夫の生活満足度を規定する要因について 認知の一致性指標と事実の共同性指標を用いた検討」『季刊家計経済研究』49: 36-43.
- 木村清美, 2001, 「家計の共同性と夫妻関係」『季刊家計経済研究』49: 14-24.
- 木村清美・永井暁子, 2001, 「『現代核家族調査』の目的と実施状況」『季刊家計経済研究』49: 10-13.
- 目黒依子, 1987, 『個人化する家族』勁草書房。
- 野沢慎司, 2001, 「核家族の連帯性とパーソナル・ネットワーク 夫婦・親子間紐帯の構造分析」『季刊家計経済研究』49: 25-35.
- 落合恵美子, 1997, 『21世紀家族へ(新版)』有斐閣。
- 清水新二, 1991, 「家族の私事化に関する実証的研究」『家族社会学研究』3: 16-27.
- , 2001, 「私事化のパラドクス 『家族の個人化』 『家族の個別化』 『脱私事化』 論議」『家族社会学研究』13(1): 97-104.
- 山田昌弘, 1994, 『近代家族のゆくえ 家族と愛情のパラドクス』新曜社。
- , 2004, 「家族の個人化」 『社会学評論』216: 341-354.
- 財団法人家計経済研究所編, 2000, 『(新)現代核家族の風景』大蔵省印刷局。

第 10 章 情報機器の利用・コミュニケーション・満足度との関係

朴 英元

1. はじめに

情報技術が社会と組織、個人関係にいかなる影響を及ぼすかという問題は、今日において極めて重要なテーマになりつつある。情報技術によるネットワーク型の社会構造への変革の力は、組織の構造や意思決定の仕組みをも大きく変える可能性があるといわれている(電気通信審議会 2000)。遠藤(2000)は、コンピュータに媒介されたコミュニケーション(CMC: Computer Mediated Communication)が、これまで人々にとって無意識の日常的行動でしかなかったコミュニケーションを、改めて意識化し、その核となる性質を逆照射する可能性があるとして展望した。ここでは、1999 年実施した「現代核家族調査」のデータに基づき、情報機器の利用と、家族間のコミュニケーション、家族関係の満足度との関係を検討したい。夫婦間で生活満足度がずれる要因について分析した色川(2001)の研究によると、夫婦の会話時間が長ければ、満足度が高く、ずれが生じないが、短ければ満足度が低く、ずれが発生する。

とすれば、夫婦の会話時間に影響を与える変数は何があるのだろうか。おそらく職業についているかどうかの有無、部屋の数、帰宅してから就寝まで過ごすやり方、家電機器(TV・電話)や情報機器の使用頻度などが、夫婦の会話時間に影響を与えるだろうと考えられるが、本稿では特に家電機器と情報機器の使用頻度に注目して分析を行いたい。こういった分析の枠組みを選定したのは、変数間の因果関係をより明確に考察できる共分散構造分析を利用するために、アンケート項目の中でモデル構築が可能な変数だけを利用する制約条件があったからである。

つまり、本稿ではまず家電機器の保有台数と情報機器の使用度合いが夫婦の会話時間に影響を与えるだろうし、夫婦の会話時間が家族生活における満足度に影響を与えるという関係を設定し、その上で収入、年齢、部屋数や就業形態等によって、このような関係は違ってくる想定する。本稿で用いられるアンケート項目を取り上げると、まず夫婦の会話時間に影響を与えるだろうと考えられる家電機器と情報機器の使用頻度の項目として、家電機器(TV・電話の台数)と情報機器の使用度合いを取り上げる¹。次に、家電機器と情報機器の使用と家族満足度に影響を与える媒介変数として取り上げるのは、夫婦の会話頻度を利用する。そして、家族満足度として利用するのは、夫婦関係の満足度を用いる。また、職についているかどうかに関する変数としては、就業形態変数を、その他の妻の年齢、部屋数、収入の項目を用いる。本稿で利用する調査では、夫用の質問紙には家電機器の台数

¹ TV と電話の場合、使用頻度の調査項目がなく、代理変数として TV・電話の保有台数を利用した。

の質問はなかったので、妻用のみで分析を進める。

2. 情報機器とコミュニケーションとの関係

情報技術とコミュニケーションとの関係についての研究は、情報技術が組織のコミュニケーションにどのような影響を与えるか、もしくは情報技術が個人間のコミュニケーションにいかなる影響を与えるかに分かれるといえるだろう。

まず、情報技術と組織のコミュニケーションに関する従来の議論をまとめると、主として組織が集権化・分権化されるか、あるいは標準化・非標準化されるかという組織の階層の変化に関する議論が多い(例えば、Jiang et al. 2003; Wang&Tai 2003; 朴 2002b)。一方、このような組織階層自体に関する研究と同時に、情報技術が組織階層の行為変化に与える影響についての議論も行われている(例えば、Yazici 2002; Heckscher & Donnellon 1994; Harrington 1991; Boddy&Buchanan 1986)。朴(2005)によると、情報技術の導入は、組織における中間管理職の部下へのコミュニケーションと相関関係を持っており、外部の顧客とのコミュニケーションに影響を与えている。

次に、情報技術と個人のコミュニケーションへの影響に関する研究をまとめると、インターネット、電子メール、携帯電話などが個人の生活にどのような影響を与えるかを主に分析している。まず、インターネットと会話時間との関係をみると、自宅におけるインターネット利用時間の増加はほかの時間を奪う結果になっている。橋本らのパネル調査によると、自宅でパソコンによるインターネットを新たに利用開始した人は、睡眠時間で14分、新聞・本・雑誌を読む時間で7分、家族との会話時間(家族一人当たり平均)で5分(家族人数が多い場合、家族メンバーとの会話時間の減少量は人数分だけ大きくなる)、計26分以上時間を減らしている(橋本 2005)。つまり、この調査では、インターネットの使用時間と家族の会話時間との関係は負の関係を示しているが、特定の家族間関係を分析していないため、夫婦間の会話時間との関係は明らかにされていない。さらにインターネットの利用は、最近電子メールの利用とほぼ同様に認識される傾向があり、代表的なコミュニケーションのツールとして利用されている電子メールがコミュニケーションにどのような影響を与えるかによってその結果は異なる可能性もあると考えられる。

電子メールとコミュニケーションとの関係は、電子メールと家族間の会話時間との関係を調べた調査結果はないものの、電子メールの利用が組織におけるコミュニケーションのみならず、個人間のコミュニケーションにも影響を与えているとされる(朴 2002)。しかし、どれほどコミュニケーションに影響を与えるかは明らかにされていない。

一方、情報技術と通信機器の結合といえる携帯電話とコミュニケーションとの関係をみると、2002年行ったモバイル・コミュニケーション研究会の調査によれば、プライベートにかけるときについて通話の相手や目的を尋ねた際に、一番多くかける相手として「配偶者や恋人」(30.7%)が挙げられ、携帯電話が夫婦間の大切なコミュニケーション道具とし

て用いられている(岡田 2005)。さらに、同調査によると、仕事での利用とプライベートでの利用の比率について調べた結果、女性は男性に比べてプライベートで用いる傾向が強く、また年齢層の高い方がプライベート利用の割合が減少していくという。また、NNT ドアが2001年7月に首都圏でおこなった調査でも、20～40代の女性有職者と専業主婦は、同年代の男性に比べてケータイメールの利用率が高く、また専業主婦ではケータイメールのヘビーユーザーが約9%と突出している点が注目されている(岡田 2005)。

次に、情報機器の中で携帯電話のみと家族コミュニケーションとの関係を調べた斉藤(2005)の調査研究によると、携帯電話と夫婦間の会話時間との関係を検討しなかったものの、「理想は友人のような」関係とする親子は、そうでない場合よりも、携帯電話によって親子のコミュニケーションが増えた傾向にあった。また、「おしゃべり」に関して、「する」親子のほうが「しない」親子よりも携帯電話によってコミュニケーションが増加した傾向になった。つまり、携帯電話の使用によって人間関係が希薄化されるか希薄化されないかといった二元論では現実を明らかに捉えられないし、ふだんからのコミュニケーションが多いかどうかなどの他変数なども考慮しなければならないことも提言されている。

それから、コミュニケーションツールとして使用しないTVと家族間のコミュニケーションとの関係は一般的に負の関係が想定できる。なぜなら、NHKの2000年国民生活時間調査によれば、国民平日時間で、テレビ専念視聴時間(128分)は自由行動時間(278分)の48%を占めており、家族間のコミュニケーションに否定的影響を与えることは、やさしく認知できるからである。また、橋本(2005)によると、TV視聴時間が長いのは、高年齢層・低学歴・低年収者、職業的には無職・専業主婦であり、本稿の対象を夫たちではなく、妻たちに絞っており、TVとコミュニケーションとの関係を検討する対象として適切だと考えられる。

以上、インターネット、電子メール、携帯電話、TVなどの情報機器・家電機器とコミュニケーションとの関係を検討した先行研究によると、TVは明らかにコミュニケーションに負の影響を与える可能性が高いものの、携帯電話と電子メールは家族間のコミュニケーションに正の影響を与える可能性が高い。インターネットの場合も、単純集計では、家族との会話時間を減らす結果になっているが、電子メールとの連動を考えると、電子メールなどとの連携分析が必要であろう。実際に、インターネットと電子メールなどのCMC利用状況と家族間の関係を分析した遠藤(2000)は、CMCを利用するグループと利用しないグループを分けて調査結果を示しているが、CMCを意志的に利用しないグループは、家族という共同体に対してどちらかといえば否定的であるのに対して、CMC利用グループは、家族も自分自身のアイデンティティのひとつとして引き受けようとする態度が見られた²。遠藤の調査は、本稿で用いている現代核家族調査(1999年)に比べて調査年代(1997年)が2年前になっているが、CMCを利用しないグループは、家族という共同体に否定的であり、家族間のコミ

² むろん、このグループでも必ずしも単純に家族を信奉するのではないとされる。

コミュニケーションと否定的関係を持つ可能性が示唆される。

3. 分析方法

3.1 本稿のフレームワーク

先行研究で検討したように、情報機器の使用とコミュニケーションとの関係についての議論は、情報機器の使用目的によって影響関係は異なってくる可能性もあり得る。例えば、家電機器の中でも一方向けのTVの場合、明らかにコミュニケーションに負の影響を与えると考えられるが、電話、携帯電話、電子メール、インターネットなどの双方型の情報機器は、使用目的によって相手とのコミュニケーションの度合いは違ってくると思われる。つまり、夫婦間のコミュニケーションを高める目的で、電話などの機器を利用するならば、コミュニケーションの度合いに正の影響を与えるはずであるが、配偶者ではなく他人とのコミュニケーションの目的でこういった機器を利用するならば、夫婦間のコミュニケーションに負の影響を与えるだろう。最近の女性たちは、どのような目的で家電機器や情報機器を利用するのだろうか。このような本稿の研究課題をモデルとして画くと、下記のような図1になる。ただし、このモデルでテレビの台数と電話の台数を、家電機器保有台数の潜在変数として別に分類したのは、二つの項目を家電機器使用頻度の代理変数として利用しており、使用頻度と性格が異なる可能性を考慮してモデルを構築したからである。

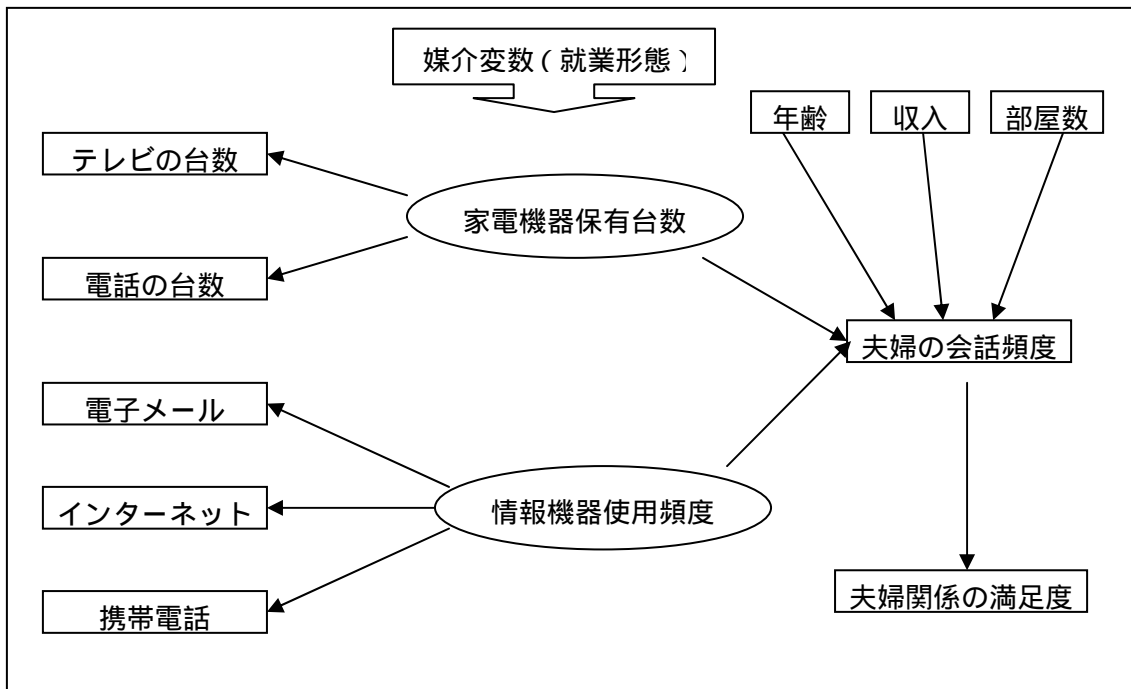


図1 本稿のフレームワーク

3.2 仮説設定

次に、本稿の研究課題を仮説として、下記のように整理できるだろう。第一に、家電機器の利用時間の代理変数である、テレビと電話の保有台数は、夫婦の会話頻度に何らかの影響を与えると考えられる。例えば、先行研究で検討したように、テレビの視聴時間は夫婦の会話頻度に負の影響を、電話の場合は、使用する目的や対象によって会話頻度に異なる影響を与える両面性を持っていると考えられる。

仮説1 テレビ、電話などの家電機器保有台数は、夫婦の会話頻度に影響を与えるだろう。

第二に、先行研究で検討したように、電子メールやインターネット、携帯電話などの情報機器の使用頻度も、夫婦の会話頻度に影響を与えると考えられる。つまり、明らかなコミュニケーションツールである電子メールと携帯電話などは、会話頻度に正の影響を与える可能性が高いものの、これらの機器も使用目的と対象によってその影響関係は異なってくる可能性もあり得る。インターネットの場合も、先行研究では家族の会話頻度を減らす要因となっているが、ほとんどの情報機器ユーザーは、電子メールとインターネットを共有しており、インターネットの使用が必ずしも夫婦の会話頻度を減らすとは限らないと思われる。

仮説2 電子メール、インターネット、携帯電話などの情報機器の使用頻度は、夫婦の会話頻度に影響を与えるだろう。

第三に、妻の年齢、収入、部屋数なども、夫婦の会話頻度に影響を与える可能性がある。先行研究でも検討したように、高年齢層ほどテレビの視聴が多く、その結果夫婦の会話頻度は減る可能性がある。次に、収入の場合も、収入が多ければ、生活から来る圧迫感が小さく、夫婦のコミュニケーションに肯定的な影響を与えるかもしれない。しかし、高い収入がフルタイムで働いた就業形態によって得られる場合、夫婦の会話時間は減る可能性も高い。最後に、部屋数の場合、直感的に部屋数が多いと、家族のメンバーが各々異なる環境で過ごす時間が増えると予想されるので、部屋数は夫婦の会話時間に負の影響を与えるだろう。

仮説3 妻の年齢、収入、部屋数などは、夫婦の会話頻度に影響を与えるだろう。

第四に、夫婦の会話頻度は、色川(2001)などの先行研究のように夫婦関係の満足度に正の影響を与えるだろう。

仮説4 夫婦の会話頻度は、夫婦関係の満足度に影響を与えるだろう。

最後に、仮説3でも述べたように、妻がどんな形で職に就いているかは、夫婦の会話頻度と密接にかかわると思われる。常勤よりは非就業の妻たちが、より会話頻度が多いと予想される。しかし、正反対に常勤に就いている人は、その分家族とのコミュニケーション時間が少ないため、むしろ夫婦間のコミュニケーションを求めるかもしれない。いずれにせよ、就業形態は、夫婦の会話頻度に影響を与えるだろう。

仮説5 就業形態によって、家電情報機器の利用・夫婦間の会話頻度・満足度との関係は異なるだろう。

4. 変数の記述統計

ここでは、本稿で用いるデータを、分析目的に合わせて再変換した結果を提示する。アンケート項目そのままでは、本稿で用いる予定の共分散構造分析に対応できないため、すべてスケール尺度に変換し、しかも全体の統一性を図るために、データ順序を昇順に合わせた。

まず、家電機器(TV・電話)の保有台数の度数分布を表1に示す。TVと電話の両方とも、2台を持っている場合が5割弱になっている。本稿の共分散構造分析では、台数の数値をそのまま利用する。

表1 家電機器保有台数の度数分布

区分	TV 度数(%)	電話 度数(%)
1	254(27.2)	233(24.9)
2	422(45.2)	463(49.6)
3	177(19.0)	162(17.3)
4	60(6.4)	53(5.7)
5	17(1.8)	16(1.7)
6	3(0.3)	5(0.5)
7	1(0.1)	2(0.2)
合計	934(100)	934(100)

次に、情報機器(携帯電話・電子メール・インターネット)使用頻度の度数分布を表2に

示す。変数を昇順に配置するために、アンケートとは逆に「毎日利用の項目」を6にして、「一度も使ったことがない項目と持っていない項目」を1にして再分類した³。示された通り、ほとんどの人が情報機器を持っていないか、使ったことがないことが分かる。とくに、電子メールとインターネットの場合は、8割以上が利用しておらず、東京のような中心都市の地域でも90年代末時点では情報機器の普及・利用度が極めて低いことが分かる。

表2 情報機器使用頻度の度数分布

区分	携帯電話 度数(%)	電子メール 度数(%)	インターネット 度数(%)
1	534 (57.2)	797(85.3)	768(82.2)
2	49 (5.2)	30(3.2)	42(4.5)
3	118(12.6)	34(3.6)	66(7.1)
4	24 (2.6)	12(1.3)	13(1.4)
5	82 (8.8)	26(2.8)	20(2.1)
6	126(13.5)	33(3.5)	23(2.5)
合計	933(99.9)	932(99.8)	932(99.8)
欠損値	1 (0.1)	2(.2)	2(.2)
合計	934(100)	934(100)	934(100)

次に、本稿の分析対象の従属変数である、夫婦の会話頻度と夫婦関係の満足度の度数分布を表3に示す。

表3 夫婦の会話頻度・夫婦関係の満足度の度数分布

夫婦の会話頻度	度数(%)	夫婦関係の満足度	度数(%)
全く話さない	6(.6)	不満	79(8.5)
ほとんど話さない	26(2.8)	やや不満	118(12.6)
あまり話さない	128(13.7)	どちらともいえない	78(8.4)
まあ話す	276(29.6)	まあ満足	426(45.6)
話す	211(22.6)	満足	218(23.3)
よく話す	287(30.7)	合計	919(98.4)
合計	934(100)	欠損値	15(1.6)
		合計	934(100)

³ その他の項目に対しては、「めったに使わない」項目を2、「たまに使う程度」項目を3、「週に一度」項目に4、「2,3日に一度」項目を5にした。

夫婦の会話頻度の場合，変数を昇順に配置するために，アンケートとは逆に「よく話す」項目に6点を付与し，「全く話さない」項目に1点を付与した．また，夫婦関係の満足度も再変換し，変数を昇順に配置した．このために，「1満足」項目に5点を付与し，「2まあ満足」項目に4点，「3やや不満」項目に2点，「4不満」項目に1点，「5どちらともいえない」項目に3点を付与し，最後に「6わからない」項目は欠損値として分析から外した．

また，本稿の媒介変数である就業形態の度数分布を表4に示す．就業形態変数を再分類して就業・非就業に分けた際に，臨時職とアルバイトなどを含めた就業グループが521人でおよそ56%であり，非就業グループは413人であり，およそ44%の分布となった．

表4 就業形態の度数分布

区分	度数(%)	再分類		度数(%)	
職業にはついていない	413(44.2)	非就業		413(44.2)	
公務員	46(4.9)	就 業	常勤(正規)	124(13.3)	
民間の企業・団体の正規職員	78(8.4)				
フルタイムの臨時職員	18(1.9)		臨時職・アルバイト	257(27.5)	
パートタイムのアルバイト	239(25.6)				
自営業主・自由業	35(3.7)		自営・家族従業他	140(15.0)	
自営業の家族従業員	83(8.9)				
内職	19(2.0)				
その他	3(0.3)				
合計	934(100)		合計		934(100)

最後に，就業形態によって上記の度数分布を分類すると，表5のようになる．まず，家電機器の保有台数をみると，職についている就業グループの方が非就業グループよりTVと電話の保有台数が多いことが分かる．つまり，働いているグループの方が家電機器の保有台数が多く，保有台数は家電機器の使用頻度より，むしろ生活のゆとり，あるいは家庭の豊かさに関わる可能性が考えられる．

また，情報機器の使用頻度をみると，使用して人々のみ調べた際に，もともとの就業グループと非就業グループの割合(56%：44%)に比べて，就業グループの方が情報機器の使用経験グループに多く属しており，働いているグループの情報機器の所有度合いが平均的に高いことが分かる．さらに，実際の利用度合いを平均的に検討しても，携帯電話・電子メール・インターネットすべてにおいて，就業グループの方が情報機器の利用度合いが高いことが分かる．しかし，情報機器を持っているグループの中でも全般的な使用率は低い

ことがわかる。

また，就業形態によって夫婦の会話頻度と夫婦関係の満足度を検討すると，夫婦の会話頻度においては，平均的に就業グループの方が非就業グループより高いものの，夫婦関係の満足度においては，むしろ非就業グループの方が就業グループより高いことが分かる。

表5 就業形態による総合的な度数分布

記述統計		度数(%)	最小値	最大値	平均値	標準偏差
テレビの 台数	全体	934(100)	1	7	2.119	0.973
	就業	521(55.8)	1	7	2.251	1.010
	非就業	413(44.2)	1	5	1.952	0.899
電話の台 数	全体	934(100)	1	7	2.121	0.964
	就業	521(55.8)	1	7	2.234	1.048
	非就業	413(44.2)	1	6	1.978	0.826
携帯電話 有使用頻 度	全体	400(100)	1	6	4.288	1.482
	就業	255(63.8)	1	6	4.545	1.446
	非就業	145(36.2)	1	5	3.835	1.439
電子メー ル有使用 頻度	全体	239(100)	1	6	2.686	1.874
	就業	145(60.7)	1	6	2.800	1.964
	非就業	94(39.3)	1	6	2.511	1.721
インター ネット有 使用頻度	全体	268(100)	1	6	2.522	1.616
	就業	165(61.6)	1	6	2.697	1.662
	非就業	103(38.4)	1	6	2.243	1.505
夫婦の会 話頻度	全体	934(100)	1	6	4.629	1.169
	就業	521(55.8)	1	6	4.670	1.229
	非就業	413(44.2)	1	6	4.576	1.089
夫婦関係 の満足度	全体	919(100)	1	5	3.638	1.216
	就業	516(56.1)	1	5	3.609	1.242
	非就業	403(43.9)	1	5	3.675	1.183

5 . 分析結果

5.1 本稿のモデル検証

本稿のモデルを検討するために，ここでは AMOS による共分散構造分析を実施した．共分散構造分析を行うに当たっては，本稿の検討変数である家電機器の保有台数，情報機器の使用頻度，年齢，収入，部屋数，夫婦の会話頻度，夫婦関係の満足度をそれぞれ潜在変数

として仮定した．しかし，家電機器の保有台数，情報機器の使用頻度を除き，他の変数は一つの観測変数でそれぞれを測定しており，潜在変数と観測変数が同じになった．一方，家電機器の保有台数には二つの項目(テレビの台数，電話の台数)と，情報機器の使用頻度には3つの項目(電子メール，インターネット，携帯電話)が対応している．つまり，全体的に2つの潜在変数と5つの観測変数との関係で，モデルを構築した．構築したモデルのAMOSによる共分散構造分析の結果は，図2に示す．

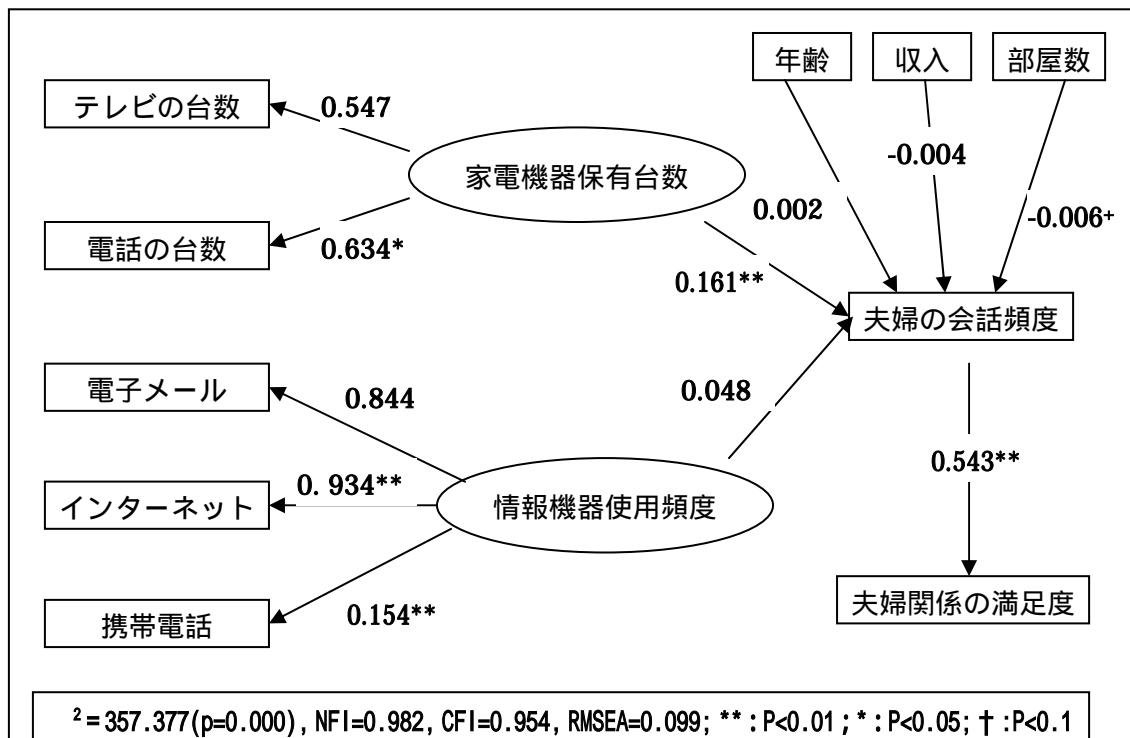


図2 共分散構造分析(全体グループモデル)

しかし，想定したモデルの中で，情報機器使用頻度の測定項目に対応している電子メール，インターネット，携帯電話のうち，携帯電話の標準化した推定値があまりにも低く(推定値=0.154)，潜在変数である情報機器使用頻度への説明力は非常に低いと考えられる．そのため，もともとのモデルを修正して，情報機器使用頻度の観測変数のうち，携帯電話の変数を除くことにした．また，年齢と収入の場合も，夫婦の会話頻度に殆ど影響していないことも明らかになった．ただし，部屋数は夫婦の会話頻度にわずかであるが，有意な負の影響を与えている．したがって，説明力を高めるために，図2を修正し，モデルを再構成した．この際に，はじめての修正モデルには，部屋数を入れたものの，この変数を除いた方がモデルの適合性ははるかに高まるので，最終的には図3のようなモデルとなった．

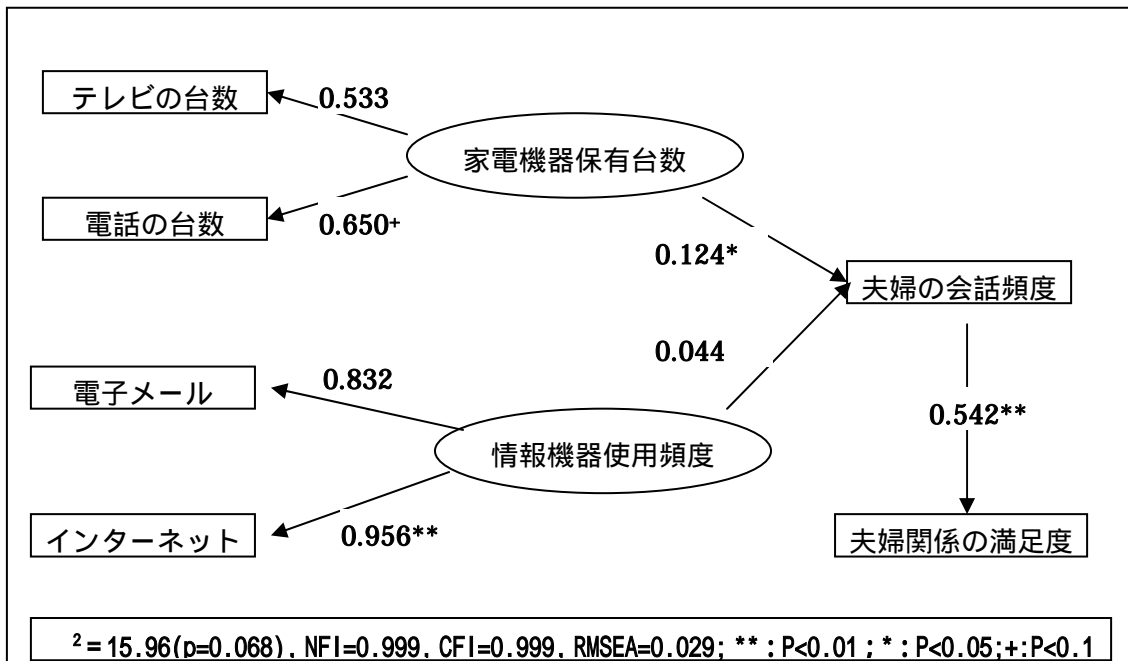


図3 共分散構造分析(全体グループモデルの修正)

まず、モデルの適合度をみると、全体のモデルの適合度を現す χ^2 は5%でも有意ではなく ($\chi^2 = 15.96$, $df = 9$, $p = 0.068$)、モデルの適合性を表す NFI, CFI など非常に信頼できると思われる (NFI = 0.999, CFI = 0.999)。さらに、適合度の絶対値である RMSEA も非常によくなり、モデルの適合性は信頼できるようになった (RMSEA = 0.029)。以上の結果を整理したものが表6である。

表6 共分散構造分析の標準化された推定値の結果

変数間の関係		推定結果		
従属変数	独立変数	推定値	標準誤差	P 値
家電機器保有台数	テレビ台数	0.533		
家電機器保有台数	電話台数	0.650	0.630	0.055
情報機器使用頻度	電子メール	0.832		
情報機器使用頻度	インターネット	0.956	0.055	0.000
夫婦の会話頻度	家電機器保有台数	0.124	0.115	0.015
夫婦の会話頻度	情報機器使用頻度	0.044	0.040	0.195
夫婦間の満足度	夫婦の会話頻度	0.542	0.029	0.000

共分散構造分析の結果によって本稿の仮説を検討すると、いくつかの知見が見出された。まず家電機器の保有台数と夫婦の会話頻度との関係を検討すると、5%有意水準で正の影響

を与えている。つまり、テレビと電話などの保有台数が多い場合、よく話していることを意味している⁴。この結果は、本稿の仮説1と異なり、テレビと電話の台数が多いことは、夫婦のコミュニケーションを減らすことより、かえってコミュニケーションの増加と関係があることを示唆する。つまり、本稿の仮説では、TVの視聴時間がコミュニケーションを減らすと仮定したが、本稿の仮説と異なる結果になった。この分析結果の意味を探ってみると、テレビの保有台数は、テレビの視聴時間とあまり関係がなく、むしろ記述統計で述べたように生活のゆとりや家庭の豊かさと関わる可能性を内包しており、コミュニケーションと間接的な関係性を持っているのではないかと考えられる。

次に、情報機器の使用頻度と夫婦の会話頻度との関係では、正の関係を示しているものの、有意ではなく、情報機器の使用頻度と夫婦の会話頻度には有意な関係が検証できなかった。一方、仮説3で提示した年齢と収入は夫婦の会話頻度に影響を与えないものの、部屋数は夫婦の会話頻度に有意な負の影響を与えている。その程度は、わずかであるが、部屋数が多い場合、夫婦の会話を減らす可能性を示唆した。

それから、本稿の仮説4で提示したように、夫婦の会話頻度は夫婦関係の満足度に明らかな正の関係を示しており、夫婦間のコミュニケーションの度合いが夫婦関係の満足度に大いに寄与していることが確認できた。

5.2 就業グループモデル

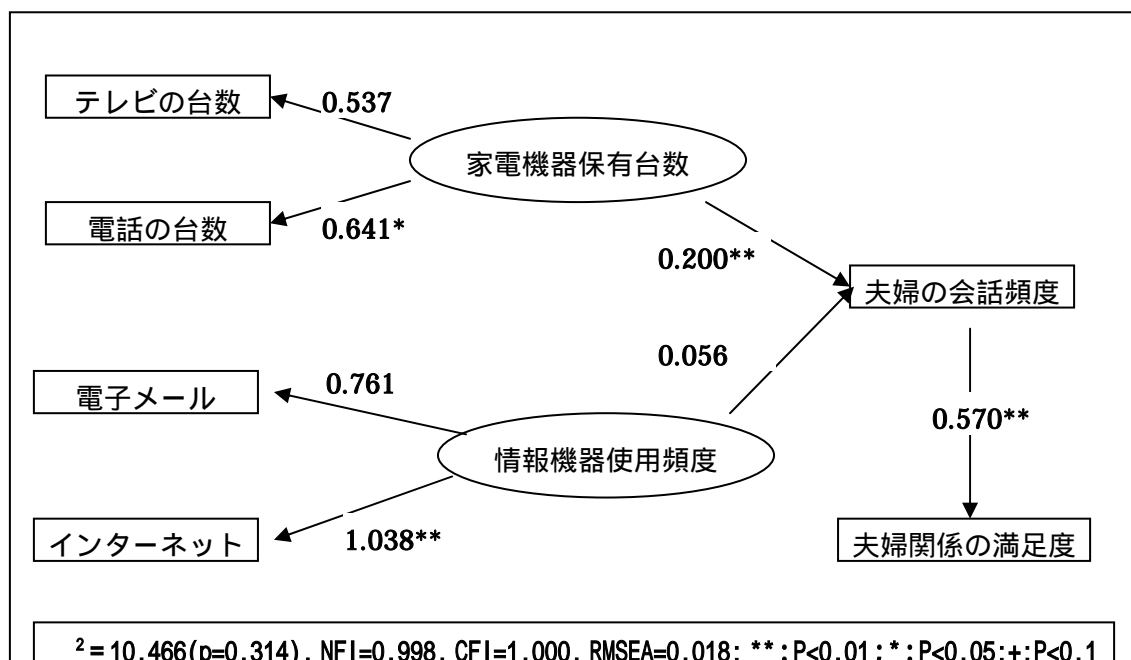


図4 共分散構造分析(就業グループモデル)

⁴ 先述した記述統計のところでも説明したように、解釈の一貫性のために、アンケート項目をすべて、昇順に変更した。

次に、仮説5で示したように、就業形態によって本稿で提示した4つの変数間の関係がどのように変わるかを検討する。このために、まず就業形態のうち、職についてグループ(就業型)と、職についていないグループ(非就業型)の二つに分けた。職についてグループは、職についていないグループより家庭を離れた時間が多く、家事より仕事に充てる時間が多いと考えられる。また、記述統計で述べたように、職についていないグループより職についているグループの方が、家電機器の保有台数と情報機器の使用頻度が多いことも事実である。そのため、ここでは就業形態によって、2つのグループに分けて本稿のモデルを検討する。まず、職についているグループから分析を行う。職についている521人を対象にした、共分散構造分析の結果を図4に示す。

このモデルの適合度を見ると、全体のモデルの適合度を現す χ^2 は5%有意水準でも有意ではなく($\chi^2=10.466$, $df=9$, $p=.314$)、モデルの適合性を表すNFI, CFIなどは、適合度が高いことからモデルの適合性に関しては全く問題ないと考えられる(NFI=.998, CFI=1.000)。さらに、適合度の絶対値であるRMSEAも非常に適切であると考えられる(RMSEA=.018)。以上の結果を整理したものが表7である。

表7 共分散構造分析の標準化された推定値の結果

変数間の関係		推定結果		
従属変数	独立変数	推定値	標準誤差	P値
家電機器保有台数	テレビ台数	0.537		
家電機器保有台数	電話台数	0.641	0.537	0.021
情報機器使用頻度	電子メール	0.761		
情報機器使用頻度	インターネット	1.038	0.089	0.000
夫婦の会話頻度	家電機器保有台数	0.200	0.159	0.005
夫婦の会話頻度	情報機器使用頻度	0.056	0.051	0.176
夫婦間の満足度	夫婦の会話頻度	0.570	0.037	0.000

分析結果をみると、全体グループモデルと若干異なり、家電機器の保有台数と夫婦の会話頻度との関係は、1%で有意であるものの、情報機器の使用頻度と夫婦の会話頻度との関係は、全く有意ではなかった。つまり、家電機器の保有台数と夫婦の会話頻度との間には強い負の関係が示され、テレビと電話などの保有台数の多い家族こそ、よく話していることを示唆している。

ここから、職業についている妻たちにおいては、夫婦の会話頻度に影響を与える変数としては、テレビや電話などの保有台数が影響していると考えられる。一方、情報機器の使

用頻度は夫婦の会話頻度とは全く関係を示していない結果になった。

この結果をより細かく分析するために、就業グループを常勤職に就いてグループとパートタイム・自営業のグループに分けて検討する。なぜなら、常勤職に就いているグループに比べて、パートタイム・自営業に就いて妻たちは、家庭内での生活時間がより多く、生活パターンが異なる可能性があると予想されるからである。

まず、常勤職グループのモデルの適合度を検討すると、全体のモデルの適合度を現す²は5%有意水準でも有意ではなく($\chi^2=0.915, df=2, p=.633$)、モデルの適合性を表すNFI, CFIなどは、適合度が高いことからモデルの適合性の問題はなく(NFI=0.999, CFI=1.000)、適合度の絶対値であるRMSEAも非常に適切であると考えられる(RMSEA=.000)。次に、パート及び自営業グループのモデルの適合度を検討すると、全体のモデルの適合度は常勤職グループとほぼ同様な結果となった($\chi^2=0.570, df=2, p=.752, NFI=1.000, CFI=1.000, RMSEA=.000$)。以上の結果を整理したものが、[表8]である。

両モデルの結果を比較すると、面白い結果が見出された。つまり、家電機器保有台数が夫婦の会話頻度に与える影響については、常勤グループの方が、パート及び自営業グループより若干高いものの、会話頻度が夫婦間の満足度に与える影響においては、逆にパート及び自営業のグループが常勤グループより高くなっている。先述した記述統計では就業グループの中での平均値の比較ではなかったものの、夫婦の会話頻度においては、平均的に就業グループの方が非就業グループより高く、夫婦関係の満足度においては、むしろ非就業グループの方が就業グループより高く表れた。二つの結果を結びつくと、夫婦の会話頻度においては、常勤>パートタイム>非就業の可能性があり、夫婦関係の満足度においては、むしろ常勤<パートタイム<非就業の可能性も考えられる。この結果の意味合いについては、ディスカッションのところで説明を加える。

表8 共分散構造分析の標準化された推定値の結果(常勤とパート)

変数間の関係		推定結果(常勤)			推定結果(パート)		
従属変数	独立変数	推定値	標準誤差	P値	推定値	標準誤差	P値
家電機器保有台数	テレビ台数	0.702			0.434		
家電機器保有台数	電話台数	0.602	0.455	0.048	0.740	1.301	0.173
夫婦の会話頻度	家電機器保有台数	0.298	0.284	0.047	0.155	0.193	0.028
夫婦間の満足度	夫婦の会話頻度	0.442	0.078	0.000	0.612	0.041	0.000

5.3 非就業グループモデル

次に、職についていないグループを分析する。職についていない431人を対象にした、共分散構造分析結果を図5に示す。

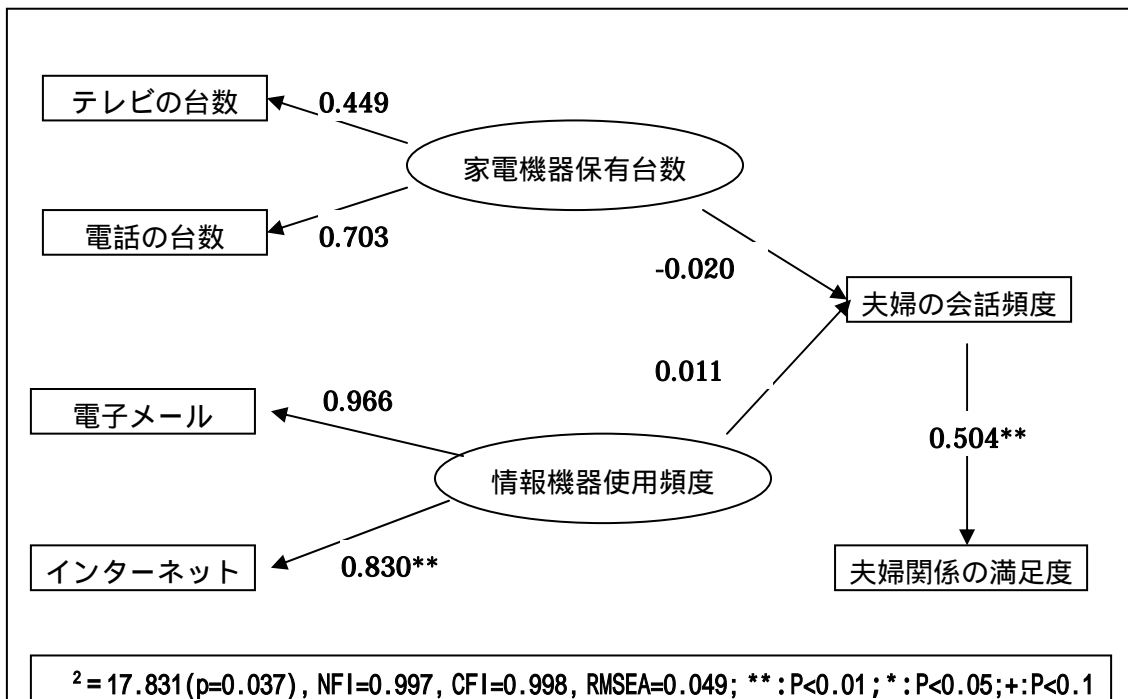


図5 共分散構造分析(非就業グループモデル)

まず、モデルの適合度を見ると、全体のモデルの適合度を現す χ^2 は 1% 有意水準で有意ではなく ($\chi^2 = 17.831$, $df = 9$, $p = .037$)、モデルの適合性を表す NFI, CFI などは、適合度が高いことからモデルの適合性においては大きな問題はないと考えられる (NFI = .997, CFI = 0.998)。しかし、家電機器保有台数に対応しているテレビと電話の台数は 10% の有意水準を超えており、全くモデルに寄与していないと考えられる。以上の結果を整理したものが表 9 である。

表 9 共分散構造分析の標準化された推定値の結果

変数間の関係		推定結果		
従属変数	独立変数	推定値	標準誤差	P 値
家電機器保有台数	テレビ台数	0.449		
家電機器保有台数	電話台数	0.703	7.866	0.855
情報機器使用頻度	電子メール	0.966		
情報機器使用頻度	インターネット	0.830	0.060	0.000
夫婦の会話頻度	家電機器保有台数	-0.020	0.189	0.774
夫婦の会話頻度	情報機器使用頻度	0.011	0.055	0.823
夫婦間の満足度	夫婦の会話頻度	0.504	0.047	0.000

分析結果をみると、先述した職についているグループとは異なる結果となった。つまり、家電機器の保有台数と情報機器の使用頻度はいずれも夫婦の会話頻度との関係において、統計的に有意な結果が見出されなかった。しかも、潜在変数の家電機器保有台数に対応しているテレビと電話台数の項目は10%の有意水準を超えており、全くモデルに寄与していないので、その項目を除いてモデルを立ててみたが、結果はさほど変わらなかった。

以上、家電機器の保有台数および情報機器の使用頻度と夫婦の会話頻度との関係性を検討したが、職に就いている就業グループでは有意な結果が見出されたものの、職に就いていない非就業グループでは意味ある結果が見出されなかった。なぜこのような結果になったかを、今後その意味合いについて探る必要があると考えられる。

6. まとめ

以上の分析結果をまとめると、テレビと電話などの家電機器の保有台数と夫婦の会話頻度の間には、就業グループにおいては有意な関係が見出されたものの、電子メール、インターネット、携帯電話などの情報機器の使用頻度と夫婦の会話頻度の間には、有意な結果が見出されなかった。それには、先述した記述統計で検討したように、1999年時点で情報機器を持っている割合があまりにも小さく、その結果情報機器の使用頻度もほんの一部でしか利用されておらず、情報機器の使用頻度が夫婦の会話頻度にさほど影響を与えることができなかったと考えられる。

一方、TVと電話の保有台数を家電機器の使用頻度の代理変数にしたものの、本稿の分析結果を通してみると、TVと電話の保有台数は、単なるふだんの使用頻度よりは、生活のゆとりや豊かさとの関係があることがわかった。そのため、家電機器の保有台数の場合でも、非就業グループにおいては有意な結果が見出されなかったと思われる。

ただし、就業グループにおいて、家電機器の保有台数と夫婦の会話頻度、夫婦間の満足度の間には、興味深い知見が見出された。すなわち、家電機器の保有台数が夫婦の会話頻度に与える影響については、常勤グループの方が、パート及び自営業グループより若干高いものの、会話頻度が夫婦間の満足度に与える影響においては、逆にパート及び自営業のグループが常勤グループより高くなっている。この結果を図示化すると、図6のようになる。常勤グループは、パートグループより生活の面ではより豊かであり、ゆとりある生活を享受している夫婦の間では、コミュニケーションがより進んでいる結果となった。しかし、このグループの場合、コミュニケーションの増加に比例して夫婦間の満足度も増加するとは限らない。

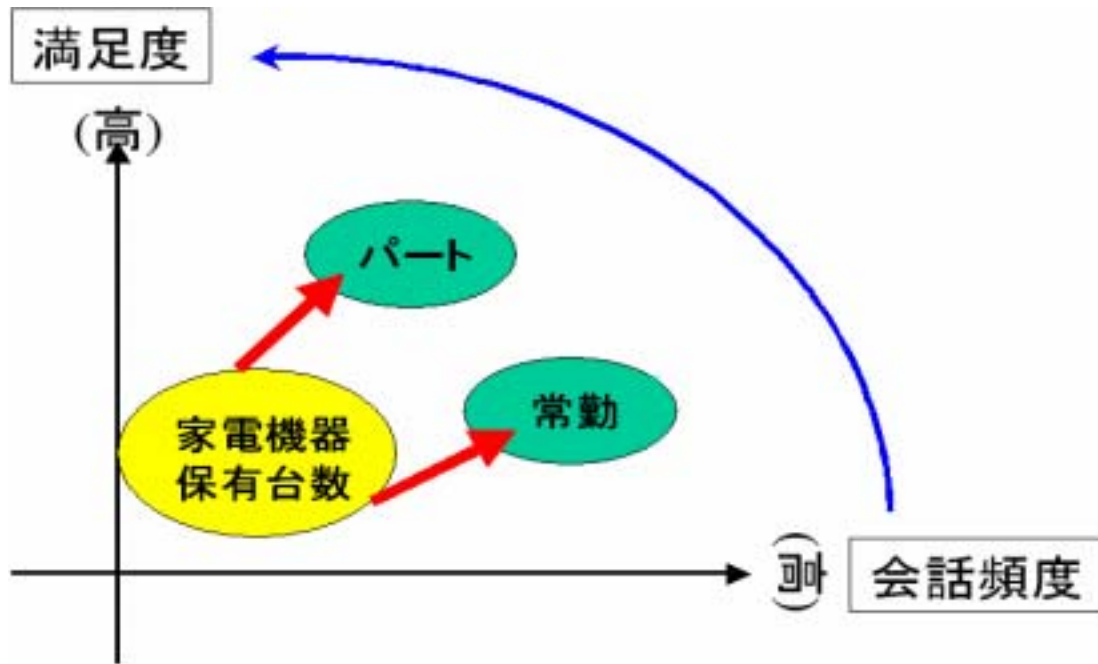


図6 就業グループにおける家電機器保有台数・夫婦の会話頻度・満足度との関係

しかし、パート及び自営業のグループの場合は、常勤グループとずれた結果となり、常勤グループより生活の余裕がなく、情報機器の保有台数のコミュニケーションへの寄与度がやや落ちるものの、夫婦関係の満足度を高揚させる密度の高いコミュニケーションを行っている可能性が示唆される。この関係をより明確にするためには、今後その他の変数を考慮する研究が必要であると思われる。この点においては、今後の課題として譲りたい。

謝辞

二次分析に当たり、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・アーカイブから〔「現代核家族調査，1999」(寄託者：財団法人家計経済研究所)〕の個票データの提供を受けました。また、本稿執筆にあたり、「二次分析研究会中間発表会」で多くの方から貴重なコメントを頂きました。ここに記して、感謝の意を表したい。

参考文献

- Boddy, D. and Buchanan, D.A., 1986, *Managing New Technology*, Oxford: Basil Blackwell Ltd., 148-149.
- 電気通信審議会, 2000, 『21世紀の情報通信ビジョン』, 4.
- 遠藤薫, 2000, 『電子社会論：電子的想像力のリアリティと社会変容』実教出版.
- 橋本良明, 2005, 「インターネットと生活時間変化」, 橋本良明・吉井博明編『ネットワーク社会』, 6-22.

- Harrington, J. (1991), *Organization structure and Information Technology*, London: Prentice-Hall International(UK) Ltd.
- Heckscher, C. and Donnellon, A. (1994), *The post-bureaucratic organization: New perspective on organization challenge*, Beverly Hills, CA: Sage Publishing, Inc.
- 色川卓男, 2004, 「夫妻間で生活満足度がズれる要因は何か」, 財団法人ハイライフ研究所 『現代家族のライフスタイルとストレス』, 25-36 .
- Jiang, J.J., 2003, “The impact of IS department organizational environments upon project team performances,” *Information & Management*, 40: 213-220.
- 岡田朋之, 2005, 「携帯電話とコミュニケーション変容」, 橋本良明・吉井博明編 『ネットワーク社会』, 23-44 .
- 朴英元, 2002, 「組織構造及び組織文化が情報技術の導入と成果に及ぼす影響 韓国企業を対象にした実証研究」, 『国際ビジネス研究学会年報』8: 185-197 .
- 朴英元, 2005, 「情報技術と企業組織との関係 中間管理職の役割変化との関係を中心に」, 『SSJDA-31』, 4-18 .
- 斉藤嘉孝, 2005, 「家族コミュニケーションと情報機器 小中学生とその親における携帯電話の使用状況」, 『情報通信学会誌』, 23(2): 61-68 .
- Wang, E.T.G. and Tai, J.C.F. (2003), “Factors affecting information systems planning effectiveness: Organizational contexts and planning systems dimensions,” *Information & Management*, 40: 287-303.
- Yazici, H.J., 2002, “The role of communication in organizational change: An empirical investigation,” *Information & Management*, 39: 539-552.