

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2017 年度参加者公募型二次分析研究会

夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する

二次分析

研究成果報告書

東京大学社会科学研究所

附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2018 年（平成 30 年）3 月

はじめに

坂口尚文・田中慶子（公益財団法人 家計経済研究所）

本報告書は、公益財団法人家計経済研究所が実施した「第2回現代核家族調査」（1999年）、「第3回現代核家族調査」（2008年）、および「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」（2014年）のデータ（各調査の概要は文末の表を参照されたい）を活用した2017年度参加者公募型二次分析研究会の成果報告書である。首都圏在住の35～49歳の女性を主たる対象として、家事・育児や家計、夫婦関係や親子関係、世帯外ネットワーク等について、それぞれ調査時点での問題関心によって集められたデータを、経済学や社会学、心理学、家政学などさまざまな領域の研究者の多様な視点から、現在の問題状況に応じた新しい分析が行われている。

これら3つの調査を実施したおよそ15年の間に、家族形成や子育て期の女性やその家族をめぐる状況は大きな変化を経験している。第1に調査対象とした30～40代において、かつては有配偶・有子が多数であったが、1990年代以降、未婚化、晩婚化、晩産化が進み、その相対的比重が低下している。第2に有配偶女性の就業率の上昇である。ただし、それは非正規雇用者の増大を主とするが、育児休業等の制度が拡充することで、若い世代を中心に正規雇用での就業継続もやや増加している。

このような家族の変化によって、家計のあり方を画一的に捉えることができなくなっている。かつては夫＝稼ぎ手であり、夫に稼得責任があり、妻＝家計管理者であり、妻の収入は家計補助という性別役割分業体制として捉えることができた。しかし今日では、不均等ながら世帯に複数の稼ぎ手がいる。さらには経済力という面で「対等」なカップルが出現している。夫妻で収入や家事・育児の分担について新たなルールの下での交渉が必要とされているようである。本報告書でも多数の、家庭内の分配や性別役割分業、それらと個人や世帯の主観的効用（well-being）との関連という「古くて新しい問題」について新たな視点から分析されている。

筆者らはそれぞれのデータ作成を担ったアドバイザーとして本研究会に参加し、参加者の問題関心や方法論から再分析に取り組む様子を拝見することができた。筆者らはデータ作成時の問題や状況に応じて一定程度の分析に取り組んだはずだが、今回の研究会では、若手の研究者を中心にこれまで想定もしなかった視点から、データに新たな「光」が当てられ、豊かな成果を生み出している。また成果報告会でのコメンテータの先生方のアドバイスによって、より分析が深められている。こうした二次分析の機会を、多様な参加者が可能な開かれた議論の場としてつくっていただいた東京大学社会科学研究所の附属社会調査・データアーカイブ研究センターの皆様に深く感謝したい。今後、さらにデータが活用されていく

とともに、多様化する家族や夫婦のあり方を、家計を通じて捉える家計研究がさらに発展することを願っている。

	第2回 現代核家族調査	第3回 現代核家族調査	共働き夫婦の家計と意識に関する調査
調査実施年	1999年	2008年	2014年
調査方法	訪問留め置き法	訪問留め置き法	インターネット調査
調査対象	東京駅から30キロ圏内に在住・核家族世帯にある35～44歳の有配偶女性、およびその配偶者と小学校4年から高校生以内の長子(妻を起点に配偶者と該当子に依頼)	東京駅から30キロ圏内に在住・核家族世帯にある35～49歳の有配偶女性、およびその配偶者と小学校4年から18歳以内の長子(妻を起点に配偶者と該当子に依頼)	首都圏(一都三県)在住、35歳～49歳の有配偶・有職で、同居の子どもがいて、かつ長子が18歳以下の女性
回収数	934	1,020	1,200
回収率	46.2%	26.3%	(割当法)
主な調査内容	家事分担、家族での行動や家庭生活の様子、家計管理、ネットワークなど		世帯の収入・支出、家計管理の方法、収入の開示、満足度(夫婦、家計)など

研究会の概要

テーマ

夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する二次分析

使用データ

【0386】現代核家族調査, 1999

「第3回現代核家族調査」(2008年)

「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」(2014年)

研究の概要

この研究会では、公益財団法人 家計経済研究所が実施した「現代核家族調査, 1999」、「現代核家族調査, 2008」、「共働き夫婦の家計と意識に関する調査, 2014」の実施担当者を講師に迎え、二次分析を行います。「現代核家族調査, 1999」は妻(35~44歳)とその夫および子ども(小学校高学年~高校生)、「現代核家族調査, 2008」は妻(35~49歳)とその夫および子ども(小学4年生~18歳)から、また「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」は子どものいる共働きの妻(35~49歳)を中心に、共働きの夫からもデータを収集しています。共働き夫婦が増加し、ワーク・ライフ・バランスの推進を目指す政策的・社会的な取り組みが行われる中で、夫婦や親子関係のありようについて、経済面も含めた幅広い視野から捉えることを狙いとしています。さらに、2つの「現代核家族調査」を比較することで、時代の変化も踏まえた分析も可能となります。調査項目には、夫婦の就業状況などの回答者属性、家計に関する項目などのほか、子育てをめぐる意識や実態、価値観、社会的ネットワークなど、多岐にわたる内容が含まれていますので、幅広い研究分野からの参加を歓迎します。

活動の記録

第1回研究会(2017年06月24日): 趣旨説明, 利用データについて解説, 参加者紹介
参加者 23名

第2回研究会(2017年09月20日): 研究報告 参加者 20名

第3回研究会(2017年11月08日): 研究報告 参加者 17名

第4回研究会(2017年12月07日): 研究報告 参加者 14名

第5回研究会(2017年01月08日): 研究報告 参加者 13名

成果報告会(2018年02月21日): 成果報告 参加者 28名

成果報告会(2018年02月22日): 成果報告 参加者 30名

二次分析研究会2017 参加者公募型研究 成果報告会

夫婦データを用いた、家計・就業・子育てに関する二次分析

概要:

公益財団法人 家計経済研究所が実施した「現代核家族調査1999」「現代核家族調査2008」「共働き夫婦の家計と意識に関する調査2014」の実施担当者を講師に迎え、共働き夫婦が増加し、ワーク・ライフ・バランスの推進を目指す政策的・社会的な取り組みが行われる中で、夫婦や親子関係のありようについて、経済面も含めた幅広い視野から捉えることを狙いとした二次分析の成果を報告します。

日時/場所:

2018年2月21日(水)10:00-16:45 22日(木) 13:00-16:45
東京大学(本郷キャンパス)赤門総合研究棟5階 549センター会議室

プログラム

2月21日

10:00- 開会の挨拶 田中慶子(家計経済研究所)

第1部 10:05~11:50 ◇司会 藤原 翔(東京大学) ◆コメンテータ 原田 謙(実践女子大学)

- (1)「核家族における夫と妻のパーソナル・ネットワークの類型」石田 賢示(東京大学)
- (2)「核家族の社会的ネットワーク-家族間紐帯とネットワーク構成の時点間比較-」
乾 順子(大阪経済法科大学)
- (3)「夫婦間における性別役割意識が妻の就業に及ぼす影響:夫の家事頻度に着目して」田中 茜(中央大学)
- (4)「家庭内の親密性の多様性とその影響」毛塚 和宏(東京大学)

第2部 13:00~14:45 ◇司会 苫米地なつ帆(東京大学) ◆コメンテータ 永井暁子(日本女子大学)

- (5)「夫の家事・育児が夫婦生活満足度に及ぼす文脈効果の検討」吉田 崇(静岡大学)
- (6)「妻の就業状態別に見た家計管理パターンの規定要因」コルムシ・オリガ(お茶の水女子大学)
- (7)「お金に関するコミュニケーションが夫婦関係満足度に与える影響」大瀧 友織(大阪経済大学)
- (8)「共働き夫婦の家計と夫婦関係満足度-妻・夫からみた家計の共同性の検討」鈴木 富美子(東京大学)

第3部 15:00~16:45 ◇司会 王 帥(東京大学) ◆コメンテータ 三輪 哲(東京大学)

- (9)「ポスト育児期親子のディストレス」森村 繁晴(放送大学)
- (10)「性別役割意識における非対称性」高橋 香苗(明治大学)
- (11)「妻の収入と家事・育児分担との関係:共働き夫婦を対象とした研究」伊藤 大将(金沢大学)
- (12)「子どもの家庭経済状況の認識」太田 昌志(東京大学)

2月22日

第4部 13:00~14:45 ◇司会 鈴木富美子(東京大学) ◆コメンテータ 大石亜希子(千葉大学)

- (13)「夫婦の時間配分と生活満足度」戸田 淳仁(リクルートワークス研究所)
- (14)「既婚有子女性の就業とネットワーク」中村 由香(生協総合研究所)
- (15)「子どもによる母親の就業にたいする意識と家族関係」吉原 千賀(高千穂大学)
- (16)「女性の就業による家庭生活への影響-意識要因の検討-」王 帥(東京大学)

第5部 15:00~16:45 ◇司会 元治恵子(明星大学) ◆コメンテータ 佐々木尚之(大阪商業大学)

- (17)「夫婦関係満足度に関連する要因の変遷」大島 聖美(茨城大学)
- (18)「親の家事遂行が子どもの家事手伝いに及ぼす影響」森中 典子(お茶の水女子大学)
- (19)「家族研究におけるタイアド・データの応用可能性と課題」斎藤 知洋(東京大学)
- (20)「きょうだい構成と教育投資-学校外教育費に着目して」苫米地 なつ帆(東京大学)

16:45- 閉会の挨拶 坂口尚文(家計経済研究所)

◆事前の申し込みは不要です

◆お問い合わせは、s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp まで



2017 年度参加者公募型二次分析研究会
夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する二次分析
研究成果報告書

目次

はじめに.....	i
	坂口尚文・田中慶子
研究会の概要.....	iii
成果報告会プログラム.....	iv
核家族における夫と妻のパーソナル・ネットワークの類型.....	5
	石田賢示
核家族のパーソナル・ネットワーク.....	25
——世帯外ネットワークが夫婦間紐帯に与える影響	
	乾 順子
夫婦間における性別役割意識が妻の就業に及ぼす影響.....	45
——夫の家事頻度に着目して	
	田中 茜
家庭内の親密性の多様性とその影響.....	57
	毛塚和宏
夫の家事・育児遂行が妻の夫婦関係満足度に及ぼす文脈効果.....	75
——末子年齢・妻就業および幼児期育児遂行に着目して	
	吉田 崇
妻の就業状態別にみた家計管理パターンの規定要因.....	89
	コルムシ・オリガ

お金に関するコミュニケーションが夫婦関係満足度に与える影響.....	99	大瀧友織
共働き夫婦の家計と夫婦関係満足度.....	117	
——妻・夫からみた家計の共同性の検討		鈴木富美子
ポスト育児期親子のディストレス.....	137	
——父母の子育て行為関与に着目して		森村繁晴
性別役割意識における夫婦の非対称性.....	153	
		高橋香苗
妻の収入と家事・育児分担との関係.....	169	
——共働き夫婦を対象とした研究		伊藤大将
子どもの家庭経済状況の認識.....	187	
		太田昌志
夫婦の時間配分と生活満足度.....	195	
		戸田淳仁
既婚女性の就業を規定する要因.....	207	
——「現代核家族調査, 2008」を用いた分析		中村由香
子どもによる母親の就業にたいする意識と家族関係.....	221	
		吉原千賀
女性の就業による家庭生活への影響.....	241	
——意識要因の検討		王 帥

夫婦関係満足度に関連する要因の変遷.....	253
	大島聖美
親の家事遂行が子どもの家事手伝いに及ぼす影響.....	271
	森中典子
家族研究におけるダイアド・データの応用可能性と課題.....	283
	斉藤知洋
きょうだい構成と教育投資.....	305
——学校外教育費に着目して	
	苔米地なつ帆

核家族における夫と妻のパーソナル・ネットワークの類型

石田賢示

(東京大学)

本研究の目的は、核家族における夫と妻のペアデータを用いて以下の2点について検討をおこなうことである。第一に、夫と妻それぞれのパーソナル・ネットワークの類型を明らかにすることである。第二に、それぞれのパーソナル・ネットワーク類型がウェルビーイングとどのように関連しているのかを明らかにすることである。パーソナル・ネットワークの構造特性を構成すると思われる様々な側面を同時に類型化する試みは、先行研究においてあまりなされてこなかった点である。また、夫と妻のネットワークの構造特性を同時に扱うことでウェルビーイングとの関連を再検討する余地が残されている。そこで本研究では2008年の「現代核家族調査」データを用いて実証分析をおこなった。分析の結果夫と妻のネットワークはそれぞれ4つずつに類型化され、妻のネットワークがウェルビーイングと関連することが明らかにされた。

1. はじめに

本研究の目的は、核家族における夫と妻のペアデータを用いて以下の2点について検討をおこなうことである。第一に、夫と妻それぞれのパーソナル・ネットワークの類型を明らかにすることである。第二に、それぞれのパーソナル・ネットワーク類型がウェルビーイングとどのように関連しているのかを明らかにすることである。

個人を取り巻く人間関係構造の形成、変容過程とその帰結に関心を置くパーソナル・ネットワークアプローチは都市社会学を中心に発展してきた。都市化の程度とパーソナル・ネットワークの構造特性の関連や、様々なライフステージにおけるネットワークの意味、社会意識との関連が検討されてきたといえる (Wellman 1979; Fischer 1982; 森岡編 2000)。なかでも都市変容に伴いパーソナル・ネットワーク構造がどのように変化したのかという問いについては多くの社会で実証研究が蓄積され、日本でも Wellman (1979) のいうところの「コミュニティ解放論」¹⁾ の見方が支持されている (大谷 1995; 原田 2017)。

社会ネットワークに注目するアプローチは、家族研究の領域にも応用されている。都市における夫婦関係が世帯内だけでなく、より広い社会的なコンテキストの影響を受けていることを示した古典的研究 (Bott 1955) 以来、多くの社会で研究が蓄積されている。上述の都市化にみられるような社会変動のなかで、家族構造、家族の構成員のあいだでの役割関係も変化し、その現代の特徴を明らかにする必要性が生じたといえるだろう。産業化に伴う雇用労働者の増加、そして多くの産業社会で維持される男性稼ぎ手モデルを背景として、夫と妻の日常生活には分離的な側面も生じ、日本社会においてもそれは例外ではない。社会ネットワーク論の立場からは、そのような分離的側面をネットワーク概念によりどのように説明、具

体化できるのかが関心事となる。一方、家族のあり方それ自体や、そのなかで生じていることを理解しようとする家族研究においては、ネットワーク概念は有用な枠組みである。対象としての家族現象と方法としてのネットワーク・アプローチは、相性の良い組み合わせとされてきたといえるだろう。

本研究では、夫と妻のパーソナル・ネットワーク構造の類型を明らかにするとともに、それが夫婦のウェルビーイングとどのように関連しているのかを検証する。パーソナル・ネットワーク構造の類型化は、これまでの社会ネットワーク研究において必ずしも積極的におこなわれてはいない。紐帯の強さやネットワークの開放性など(Granovetter 1973; Burt 1992)、構造特性を局所的に取り扱うアプローチが一般的であるといえる。どの側面が重要であるかは研究目的や理論に依存するため、特定の特性に着目すること自体が誤りであるわけではない。その一方で、様々な形態が想定されうるネットワーク構造を特徴づけるものが何であるかを明らかにするためには、多様な側面を同時に検討する必要がある。本研究では、先行研究で用いられている方法を応用し、日本の核家族における夫婦のパーソナル・ネットワーク構造の類型化を試みる。

また第二の課題について、家族、特に核家族において、夫婦の良好なウェルビーイングはそれ自体重要である。先行研究では、両者の関係の悪さが自身の心身にもネガティブに作用することも明らかにされている(Choi and Marks 2008)。また、夫婦関係が子どものメンタルヘルスに影響することが知られている(Fincham 1994; Amato et al. 1995; 菅原ほか 2002)。夫婦のウェルビーイングの持つ外部性は無視できないものであり、その規定メカニズムの理解は学術的にも、社会的にも重要な課題であるといえるだろう。本研究ではこの点に対し、社会ネットワークの視点からアプローチする。

2. 関連する先行研究と検討課題

2.1 日本におけるパーソナル・ネットワークの構造特性

核家族という対象に限らず、日本社会におけるパーソナル・ネットワークの構造特性については、多くの先行研究で検討されてきた。都市度との関連では、都市度の高い地域におけるパーソナル・ネットワークにおいて、近距離に居住する親族の数や隣人の数は減少し、ネットワークの密度も低くなる傾向が明らかにされている(大谷 1995; 原田 2007)。また、性別もネットワーク特性を規定する重要な要因とされている。ネットワークの規模については、男性の方が女性よりも規模が小さい(中尾 2002)。関連して、男性の方が女性よりも孤立しやすいことも明らかにされている(石田 2011)。

ネットワーク特性の男女差に関するもう一つの特徴は、パーソナル・ネットワークを構成する関係の間柄である(中尾 2002; 野沢 2009)。男性のパーソナル・ネットワークの中心は仕事上の人間関係であり、女性の場合は近隣の人間関係と親族である。このような違いは性別役割分業構造を背景としていと考えられる。特に育児期の女性の場合、保護者同士の

ネットワークに埋め込まれるほか、親族ネットワークが育児上のサポート源となる（星 2012）。間柄に注目すると、男女のパーソナル・ネットワークがある程度分離的であることがうかがい知れる。

2.2 パーソナル・ネットワークとウェルビーイング

パーソナル・ネットワークがウェルビーイングに対してどのように機能しているのかについても、日本社会を対象とする実証研究が蓄積されている。たとえば、70 歳代後半以降の高齢者を対象にした実証分析では、男性では友人ネットワーク、女性では親族ネットワークが悪いメンタルヘルスの状態を抑止することに寄与していることが明らかにされている（原田 2017）。女性については、異なるライフステージにおいても親族ネットワークの役割の重要性が示されている。育児期女性を対象とした実証分析では、サポート・ネットワークに占める親族の割合が大きいほど生活満足度は高く、ストレスの低いことが明らかにされている（星 2012）。

ウェルビーイングと夫婦関係に関連する、パネルデータによる実証研究もおこなわれている。有配偶女性を対象とした分析を通じて、夫婦が共に過ごす生活時間、夫婦の会話時間や夫の育児分担割合などが夫婦関係満足度を高めることに寄与していると明らかにされている（山口 2009）。この研究におけるもう 1 つの発見は、これらの要因が家庭の経済的状況と並ぶ重要なものだけということである。これらの知見は、夫と妻の関係の共同性が重要であるという Bott（1955）以来の命題にも沿ったものであるといえる。

満足度やストレス以外に、ウェルビーイングに関連するものとして、夫婦の関係の強さ²⁾をアウトカムとした研究もおこなわれている。本研究でも用いる「現代核家族調査」の 1999 年調査データを用いた実証分析で、夫のネットワーク構造特性が夫婦間の紐帯の強さと関連していることが示されている（野沢 2009）。そこでは、夫のネットワーク規模が大きいほど、また夫のパーソナル・ネットワークに占める地域内の関係の割合が大きいほど、夫婦関係が強い傾向にある。また、妻側のパーソナル・ネットワークにおいて、親しい相手が夫と共有されている場合、夫婦関係が強いことも示されている。これらの分析結果から、夫婦間の関係において、夫側が妻のネットワークを共有し、夫婦相互の情報交換や相談（情緒的サポート）を促進することが重要であるという議論がなされている（野沢 2009: 86）。

2.3 本研究における検討課題

以上の通り、都市社会学や家族社会学を中心に、パーソナル・ネットワークとウェルビーイングの関連については様々な角度から実証的な知見が積み重ねられていた。これらの先行研究の知見をふまえ、本研究では以下の点を検討課題としたい。

2.3.1 パーソナル・ネットワーク特性の全体的把握について

先行研究では、研究目的に即して特定のネットワーク特性を操作化し、それについて属性間の比較をおこなうという方法が一般的であるといえる。本研究は、そのようなアプローチを否定するものでは決してなく、ネットワーク特性とアウトカムの関連について検証すべき仮説が明示的である場合は、特定の側面への着目はむしろ議論を明快なものにする。

本研究が関心を置くのは、パーソナル・ネットワークの構造特性を構成すると思われる様々な側面の間の同時的な関係である。たとえばパーソナル・ネットワークのサイズと密度の関係について、両者は通常負の関係にあると考えられている（ネットワークサイズが大きくなるほど疎な密度となる）。このような想定の後には、ある個人が人間関係の維持に費やせる時間、労力などの諸コストは有限であるという仮定がある。それ自体は非現実的な過程ではないものの、実際のデータから上記のような関係をもつネットワーク構造が析出されるか否かは、実証的な検討課題であるといえる。また、「密度が高い」ネットワークの意味をネットワーク内在的に解釈するためには、密度の高さと同時に生じるネットワーク特性をあわせて検討を行う必要がある。以上のような関心に対する実証的な取り組みは、これまでの先行研究では比較的手薄であったのではないかとと思われる。

パーソナル・ネットワークの構造特性の全体的理解、すなわち類型化のような試みがこれまで比較的少なかった一つの理由は、パーソナル・ネットワークデータの取り扱いの難しさに起因すると考えられる。近年提案されているエゴセントリック・ネットワークデータの分析方法は、基本的にはランダムグラフモデルやマルチレベルモデルによる、紐帯形成を取り扱うためのものである（Crossley et al. 2015; 鈴木 2017）。これらの分析手法では、対象となる集団全体において異なるネットワークのタイプが存在するという点は直接の関心ではない。このような関心に応える方法の一つは潜在クラス分析のような手法だが、量的変数を含む多数の変数を同時に扱うことが現実的ではない。

そこで本研究では、機械学習の研究分野における決定木分析の発展形である、ランダムフォレスト分析によりパーソナル・ネットワークの類型化を試みる。決定木分析はマーケティングリサーチ等で応用され、ある消費行動をとるか否かの過程、分岐を推定する方法で、推定結果の全体が一つの木のように把握される。上述の通り、ランダムフォレスト分析は決定木分析を発展させたものである。サンプルからランダムサブサンプルを生成させてブートストラップ推定をおこなうことにより、より安定的な結果を得ることが可能となる。一つの決定木だけでなく、複数の決定木の結果から最終的な解を導き出すため、「フォレスト」と呼ばれる³⁾。類型化に用いる変数について、その分布や型（カテゴリカル変数か否か）、分析に用いる変数の数に特段の制約や仮定がないため、ネットワークの類型を探索的に求める際には有用な方法であるといえる⁴⁾。

本研究では、ランダムフォレスト分析をパーソナル・ネットワークデータの分析に応用した先行研究を参考にし、以下の実証分析を進める（Giannella and Fischer 2016）。Giannella and

Fischer (2016) によるネットワークの類型化は探索的・記述的なものとどまる。しかし、様々な側面を総合化した上で、どのようなネットワーク構造がどのように分布しているかを明らかにしたことは、あるネットワーク類型の内在的な意味付けを可能にしているという点で重要であると思われる。本研究で用いる変数については、以下の節にて説明する。

2.3.2 パーソナル・ネットワークとウェルビーイングの関連について

パーソナル・ネットワークとウェルビーイングの関連についても、さらなる検討の余地が残されていると考えられる。特に家族に着目した先行研究において中心的に分析されているのは女性、すなわち妻のウェルビーイングである。また、夫婦を単位とした分析においては、夫と妻個人のウェルビーイングのみならず、カップルとしてのウェルビーイングの分析も可能であると思われる。この点に関する検討は、夫と妻のペアデータを用いたマルチレベル分析の応用により可能になると考えられる。

もう一つの懸念は、独立変数としてのネットワーク特性と、アウトカムの関連についてである。野沢 (2009) では夫と妻の情報を総合したアウトカムが用いられているという点で、夫婦を単位とした分析をおこなっているといえる。一方、ネットワーク特性とアウトカムの関連については検討の余地が残っている。夫のネットワーク特性の重要性は多変量解析 (OLS 推定) の結果にもとづいているが、夫と妻双方の、注目するネットワーク特性すべてを同時に分析しているわけではない。核家族という場が世帯内外の社会的なコンテキストにより形作られていると想定する場合、夫と妻とそれぞれのパーソナル・ネットワークが家庭生活に持ち込まれると考えられよう。その場合、一方のネットワーク特性とアウトカムの関連をより精確にとらえるためには、他方のネットワーク特性の影響がコントロールされている方がよい。

以上の検討課題について、本研究により 3 つの貢献が可能である。第 1 に、既述の通り、様々なネットワーク特性の同時決定的側面をふまえたパーソナル・ネットワーク構造の類型を探索的にではあるが明らかにすることである。第 2 に、ネットワークの類型を明らかにすることで、ネットワーク特性に関する多数の変数に関する、より縮約的な情報を用いてアウトカムとの関連を明らかにすることができる⁹⁾。第 3 に、夫と妻のネットワーク構造が、夫と妻、またカップルのウェルビーイングと関連するの否かを検証できる。

3. データと方法

3.1 使用データ

以上の問題意識にもとづく検討課題に取り組むため、本研究では「現代核家族調査」の 2008 年調査データを用いる。家計経済研究所が実施したこの調査では、夫婦や親子の関係について、経済・行動・意識などさまざまな側面が検討されている。また、1999 年に実施された前回調査との比較可能性も考慮された設計となっているが、本研究では 2008 年調査デ

一タのみの分析をおこなう。

調査対象は、2008年7月1日時点で、東京駅から30km圏内に在住する、妻の年齢が35～49歳の核家族世帯（ご夫婦と子どもの世帯またはご夫婦のみの世帯）である。実査は2008年6月～7月にかけておこなわれ、1021の妻票、885の夫票、467の子ども票が回収された（回収率は26.3%）。

3.2 使用変数

3.2.1 ネットワークの類型化に用いた変数

第一の検討課題であるパーソナル・ネットワークの類型化に用いたのは以下の変数である。ネットワークのサイズに関する変数については、「あなたが日頃から何かと頼りにし、親しくしている方」を尋ねている。このような他者について、「職場や仕事関係の方」「近所の方」、時間距離別の「友人」および「別居の親戚」に分けて人数が尋ねられている。

エゴセントリック・ネットワークデータについては、同居家族以外のうち4名以内を想起するネームジェネレータ方式での測定がおこなわれている。ネームジェネレータの項目として間柄、性別、自分とほぼ同年齢か否か、直接話すことが週1回以上あるか、メールのやり取りが週に1回以上あるか、配偶者を交えての交際があるか、（その他者が）結婚しているか、（その他者に）子どもがいるか、の8つが尋ねられている。これらの平均値を回答者ごとに求め、分析に用いる。

また、ネームジェネレータにおいては、名前の挙げられた他者同士に関係があるかが尋ねられている。本研究では、この情報にもとづきエゴセントリック・ネットワークの密度を計算した。

さらに、友人・知人、配偶者とのメール送受信頻度、両親（自分と配偶者）との接触頻度についての質問もなされている。メールの送受信頻度については、「機器あるいはメールアドレスをもっていない」「ほとんど受（発）信しない」を0とし、「1日20通以上」が8となるようにスコア化した。また、両親との接触頻度については、「全くなかった」「いない・亡くなった」を0とし、「週に3回以上」が5となるようにスコア化している。

3.2.2 ウェルビーイングに関する変数および共変量

本研究では、2つの変数をウェルビーイングの指標として用いる。1つは抑うつに関する尺度（CES-D）であり、「現代核家族調査」では12項目が測定されている。「1:まったくなかった」から「4:ほとんど毎日」までの順序尺度であり、12項目の合計をもってメンタルヘルスの悪さを表す指標とみなした（クロンバックの α 係数は0.87）。もう1つは夫婦関係満足度であり、「2:満足」から「-2:不満」となるように操作化した⁶⁾。

ウェルビーイングの多変量解析で用いる共変量は以下の通りである。世帯レベルの変数として、結婚年数、持ち家ダミー（戸建て、分譲マンション）、現住所居住年数、子ども数

を用いた⁷⁾。夫婦個人の変数としては、年齢、学歴（中学卒・高校中退／高校卒／専門・短大・高専／大学・大学院）、働き方（正規雇用／非正規雇用／自営・家族従業者・内職／無業）、個人年収を用いている⁸⁾。これらの変数の記述統計量は、4.2の表2に示す通りである。

3.3 分析方法

パーソナル・ネットワークの類型化には、2.3.1で言及した通りランダムフォレスト分析を用いる。分類には3.2.1で述べた33の変数を用いる。ランダムフォレスト分析を通じてケース（対象者）間の類似度に関する距離行列が得られるため、それを用いたクラスター分析により類型化をおこなう。分析には、使用変数に欠測値のない完全ケースを用いている。本研究の分析におけるクラスタリングはウォード法による。得られた類型と世帯、個人属性との関連は、多項ロジットモデルにより検討する。

ウェルビーイングに関する多変量解析では、マルチレベルモデルを用いる。夫と妻のデータはIDによる紐づけが可能であるため、夫婦がレベル2の単位、夫と妻個人がレベル1の単位となるデータを構築することができる。この入れ子データに対して、下記のマルチレベルモデルをあてはめる。

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + e_{ij} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma} + u_{0j} \quad (2)$$

式(1)の y_{ij} はj番目の夫婦における夫または妻（インデックスi）の従属変数の値を意味する。 β_{0j} はj番目の夫婦における切片の値を意味し、夫婦レベルでのウェルビーイングの水準であると解釈できる。 $\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ は y_{ij} に対する独立変数とその係数を意味し、 e_{ij} は誤差項である。

切片 β_{0j} については、式(2)の通りモデリングが可能である。 γ_{00} はレベル2（夫婦単位）の変数（ $\mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma}$ ）をコントロールした後の、切片の全体平均である。 u_{0j} は切片に関する分散成分であり、正規分布が仮定されている。 $\mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma}$ のうち、夫と妻のネットワーク類型の係数は切片 β_{0j} への効果として解釈できる。また、ネットワーク類型の効果が夫または妻のいずれかに対してのみ生じるものかは、ネットワーク類型と性別（妻ダミー）の交互作用効果により検討する⁹⁾。なお、夫のネットワーク変数については無回答の割合が大きいため、本研究ではこの交互作用項は妻のネットワーク変数についてのみ検討する。また、独立変数および分散成分の推定には最尤推定法を用いる¹⁰⁾。

4. 分析結果

4.1 夫と妻のパーソナル・ネットワークの類型

表1 夫婦のネットワーク類型と分類に用いた変数の平均値

	夫				妻			
	積極型	対面型	分離型	孤立型	近隣型	分離型	共同型	親族型
n	122	241	62	21	147	201	168	87
親しい人の数(職場・仕事関係)	6.39	3.57	4.84	0	2.07	2.11	2.34	1.37
親しい人の数(近所)	2.15	0.76	0.53	0	4.82	1.49	3.34	1.20
それ以外友人・30分未満	2.25	0.46	0.71	0	3.88	1.50	2.69	1.05
それ以外友人・30分~2時間未満	4.83	1.25	2.69	0	2.84	2.00	3.23	0.92
それ以外友人・2時間以上	2.84	1.00	1.48	0	1.07	1.47	1.71	0.31
別居の親戚・30分未満	2.25	0.77	0.44	0	2.13	0.61	0.96	1.44
別居の親戚・30分~2時間未満	2.88	1.17	1.27	0	2.63	1.31	2.39	1.30
別居の親戚・2時間以上	2.93	1.51	0.97	0	1.32	1.64	2.49	1.43
同居家族以外・もっとも親しい人人数	3.80	3.68	3.94	0	3.86	3.89	3.89	3.72
親族比率	0.65	0.46	0.13	0	0.43	0.28	0.35	0.73
同僚・仕事関係比率	0.14	0.28	0.53	0	0.05	0.17	0.06	0.05
近所の人比率	0.04	0.03	0.01	0	0.30	0.07	0.09	0.10
その他比率	0.17	0.23	0.32	0	0.22	0.47	0.50	0.13
男性比率	0.68	0.74	0.92	0	0.10	0.10	0.09	0.29
ほぼ同年齢比率	0.39	0.47	0.64	0	0.57	0.58	0.58	0.37
週1回以上直接会話比率	0.44	0.36	0.58	0	0.76	0.43	0.52	0.39
週1回以上メール比率	0.22	0.09	0.46	0	0.58	0.33	0.52	0.14
配偶者を交えての付き合い比率	0.87	0.69	0.46	0	0.75	0.55	0.72	0.87
有配偶比率	0.84	0.82	0.68	0	0.94	0.80	0.87	0.83
子ども有り比率	0.82	0.79	0.64	0	0.94	0.75	0.85	0.83
エゴセントリックネットワーク密度(比率)								
低密度	0.07	0.15	0.24	0	0.07	0.36	0.26	0.09
中密度	0.34	0.34	0.45	0	0.49	0.43	0.43	0.36
高密度	0.59	0.47	0.29	0	0.44	0.20	0.31	0.55
挙げられた他者が0名または1名	0	0.05	0.02	1	0	0	0	0
友人・知人からメール受信	2.64	0.41	3.03	0.52	3.52	2.31	3.63	1.30
友人・知人へメール送信	2.61	0.34	2.79	0.38	3.48	2.22	3.55	1.28
配偶者からメール受信	0.01	0.01	0.05	0.05	2.30	1.63	2.39	1.95
配偶者へメール送信	2.41	1.64	2.26	1.81	2.27	1.54	2.33	1.82
自分の母親との接触頻度	3.09	2.19	2.08	1.38	3.44	2.54	2.87	2.91
自分の父親との接触頻度	2.89	1.59	1.02	0.90	2.23	1.77	1.71	2.51
配偶者の母親との接触頻度	2.08	1.78	1.79	1.76	2.80	1.56	2.24	2.00
配偶者の父親との接触頻度	1.75	1.33	1.08	1.43	2.06	1.09	1.60	1.36

はじめに、ランダムフォレスト分析の結果得られた夫と妻それぞれのネットワーク類型について検討しよう。表1ではネットワーク類型の度数分布と、分類に用いた変数の平均値・比率を示している。サンプルサイズ、および結果の解釈のしやすさにもとづき、夫サンプル、妻サンプルともに4クラスター解の結果にもとづき議論を進めたい。

夫サンプルの4類型のうち、最も規模が大きいのは「対面型」と名付けた241名のクラスターである。他のクラスターに比べて最も親しいネットワークを構成する間柄が多様である。多くの指標について中間的な位置を占めるが、Eメールによるコミュニケーション手段をとらないことが特徴的である。この点は、友人・知人と配偶者とのメール送受信頻度の平

均値にも表れている。職場や別居の親族ネットワークを維持する際にメールを用いず、おそらく「顔の見えるような」関係を維持していると考えられることから「対面型」と名付けた。

「対面型」に次いで規模が大きいのは「積極型」である。このクラスターの特徴は、パーソナル・ネットワークサイズが大きく、そのコアとなる最も親しいネットワークの中心が親族であり、配偶者と共有する関係が多く、密度も高いことである。また、自身や配偶者の親との接触頻度も多い。ネットワークサイズの拡大とともにその中心が親族から非親族に移行するという代替的な関係はみられず、ネットワークの維持に積極的なグループであるといえよう。

「分離型」と名付けたクラスターの特徴は、パーソナル・ネットワークサイズそのものは「対面型」と比べて小さくはないが、親族の比重が小さいことである。ネットワークの中心は職場やその他個人的な人間関係であり、性別や年齢の同類性も強い。社会経済的生活上のコンテキストから独立したネットワークを保持しているため、コアとなるネットワークの密度も低い。しかし、個々の友人・知人との関係維持に積極的であることは、会話やメールの頻度からうかがい知れる。パーソナル・ネットワークの構造特性が対照的なのは、この「分離型」と「対面型」であると思われる。

夫サンプルの分類で最も規模が小さいのは「孤立型」である。このクラスターでは、親しい人に関する回答がすべてゼロである。また、メールの送受信や親との接触頻度も少ない。これらの特徴から、このクラスターでは人間関係の維持がきわめて消極的であるといえる。

続いて妻サンプルの結果であるが、妻については夫サンプルでの「孤立型」のような類型は現れなかった。最も規模が大きかったのは「分離型」と名付けた 201 名からなるクラスターである。妻サンプルの 4 クラスターのうち配偶者を交えての付き合いが最も少なく、夫サンプルの「分離型」と同様にエゴセントリック・ネットワークの密度も低い。また、コアとなるネットワークの構成のうち親族比率の低いことも特徴的であり、夫の場合と同様に妻独自の個人的な人間関係を維持しているものと思われる。

「共同型」は「分離型」に次ぐ規模であり、このクラスターを特徴づけるのは、血縁、職縁、地縁から独立した個人的な人間関係を、夫と共有しているということである。ネットワークサイズも比較的大きく、中・遠距離の友人・知人や親族とも関係を維持している。女性については、「共同型」と「分離型」が対照的な関係にあると思われる。

「近隣型」は、夫サンプルにおける「積極型」に近いが、コアとなるネットワークに占める近隣ネットワークの割合が大きい。ネットワーク上の他者との接触頻度については夫の「積極型」と類似しており、親族および近隣を中心に人間関係を活発に維持しているものと考えられる。

最も規模が小さいのは「親族型」である。パーソナル・ネットワークの規模は 4 類型のなかで最も小さく、その中心を占めるのは親族である。そのためネットワーク密度は高く、配偶者を交えた付き合いのある関係の割合も高い。しかし、コアとなるネットワーク上でさえ

接触頻度は最も少ない。また、友人・知人とのコミュニケーション頻度も少ない。以上から、「親族型」は狭く凝集的な親族ネットワークを保持しているものの、ネットワーク上での活動はそれほど活発ではないといえよう。

4.2 パーソナル・ネットワーク類型と属性の関連

表2 多変量解析に用いる諸変数の記述統計量

	夫 (n=474)				妻 (n=567)			
	平均/比率	標準偏差	最小値	最大値	平均/比率	標準偏差	最小値	最大値
CES-D	18.75	5.74	12	45	19.15	5.37	12	44
夫婦関係満足度	0.99	0.97	-2	2	0.67	1.19	-2	2
妻ネットワーク類型(基準:分離型)								
近隣型	0.22	0.42	0	1	0.24	0.43	0	1
共同型	0.28	0.45	0	1	0.28	0.45	0	1
親族型	0.14	0.35	0	1	0.14	0.35	0	1
夫ネットワーク類型(基準:対面型)								
積極型	0.18	0.39	0	1	0.15	0.36	0	1
分離型	0.08	0.27	0	1	0.07	0.25	0	1
孤立型	0.02	0.15	0	1	0.02	0.14	0	1
無回答	0.41	0.49	0	1	0.49	0.50	0	1
結婚年数	12.82	6.08	0	28	13.13	5.98	0	28
持ち家ダミー	0.59	0.49	0	1	0.61	0.49	0	1
現住所居住年数	12.37	10.35	0	48	12.57	10.17	0	48
子ども数	1.55	0.96	0	6	1.60	0.96	0	6
年齢	42.64	5.60	30	61	40.90	4.03	35	49
学歴(基準:高校卒)								
中学校卒・高校中退	0.05	0.22	0	1	0.02	0.16	0	1
専門・短大・高専	0.14	0.34	0	1	0.45	0.50	0	1
大学・大学院	0.59	0.49	0	1	0.27	0.44	0	1
働き方(基準:無業)								
正規雇用	0.82	0.38	0	1	0.15	0.36	0	1
非正規雇用	0.01	0.12	0	1	0.36	0.48	0	1
自営・家従・内職	0.15	0.36	0	1	0.10	0.31	0	1
個人年収	681.34	239.86	0	1000	116.38	177.13	0	850

ここまで明らかにした夫婦のパーソナル・ネットワーク類型について、世帯および個人属性との関連を検討したい。表2は、以下の多項ロジットモデルとマルチレベルモデルで用いる従属変数、独立変数の要約統計量を示したものである。なお、多項ロジットモデルでは、夫のネットワーク類型について欠損値を除いて分析しているが、マルチレベルモデルでは無回答を1つのカテゴリとして分析に含めている。これは、夫によるパーソナル・ネットワーク質問への無回答率が高く、完全ケース分析をおこなうばあいサンプルサイズがきわめて少数となってしまうことによる。

表 3 夫のネットワーク類型と夫の属性変数の関係についての多項ロジットモデル

	夫サンプル(基準: 対面型)					
	積極型/対面型		分離型/対面型		孤立型/対面型	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
結婚年数	0.035	0.035	0.031	0.047	0.139	0.084
持ち家ダミー	0.177	0.307	-0.427	0.412	0.018	0.734
現住所居住年数	-0.003	0.015	0.017	0.018	-0.004	0.035
子ども数	-0.170	0.163	-0.071	0.217	-0.443	0.389
年齢	-0.071 *	0.035	-0.059	0.049	0.005	0.081
学歴(基準: 高校卒以下)						
専門・短大・高専	0.316	0.474	-0.570	0.732	1.453	0.869
大学・大学院	0.458	0.367	0.053	0.477	-0.386	0.849
正規雇用ダミー	-0.418	0.417	-0.363	0.579	0.422	0.930
個人年収	-0.0001	0.0008	0.0008	0.0010	-0.0009	0.0017
切片	2.319	1.348	0.596	1.846	-4.040	3.172
-2LL	586.45					
LR Chi ²	23.63					
d.f.	27					
p-val	0.6506					
N	279					

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$

表 4 夫のネットワーク類型と妻の属性変数についての多項ロジットモデル

	妻サンプル(基準: 対面型)					
	積極型/対面型		分離型/対面型		孤立型/対面型	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
結婚年数	-0.006	0.037	-0.074	0.046	0.092	0.081
持ち家ダミー	0.076	0.297	-0.375	0.398	0.053	0.721
現住所居住年数	0.005	0.015	0.017	0.018	-0.022	0.036
子ども数	-0.032	0.161	0.117	0.213	-0.475	0.388
年齢	-0.057	0.049	0.099	0.065	0.076	0.113
学歴(基準: 高校卒以下)						
専門・短大・高専	0.233	0.342	-0.110	0.445	0.374	0.733
大学・大学院	0.034	0.385	-0.200	0.519	-1.724	1.233
働き方(基準: 無業)						
正規雇用	0.051	0.644	-0.444	0.923	-0.680	1.813
非正規雇用	0.050	0.354	0.040	0.462	0.434	0.797
自営・家従・内職	-0.184	0.526	-1.487	1.111	0.847	1.166
個人年収	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003
切片	1.496	1.786	-4.691	2.403	-6.578	4.132
-2LL	600.73					
LR Chi ²	30.09					
d.f.	33					
p-val	0.613					
N	289					

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$

表 3 および表 4 は、夫のネットワーク類型を従属変数、世帯属性および夫と妻それぞれの個人属性を独立変数とする多項ロジットモデルの結果である。従属変数の基準カテゴリは「対面型」であり、独立変数の係数は、「対面型」に対して他のカテゴリにどの程度所属しやすいのかを意味することとなる。

部分的には統計的に有意な独立変数もみられるが、表 3、表 4 いずれについても、モデル自体が統計的に有意ではない。これは、夫のネットワーク類型に対して、モデルに含まれる

独立変数では説明力を持たないということの意味している。分析に用いることのできたサンプルサイズが小さかったことも理由の1つと考えられるが、夫のパーソナル・ネットワークが全体的には職場中心となっていることを踏まえると、職場生活を把握する独立変数の欠如も重要な理由であると思われる。世帯に関する属性変数についても係数が一切有意ではないことから、見方を変えれば、夫のパーソナル・ネットワークの形成・維持が家庭生活の文脈と独立に生じているという解釈にもなると考えられる。

表5 妻のネットワーク類型と夫の属性変数との関連についての多項ロジットモデル

	夫サンプル(基準: 分離型)					
	近隣型/分離型		共同型/分離型		親族型/分離型	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
結婚年数	-0.029	0.034	-0.001	0.030	-0.003	0.036
持ち家ダミー	0.761 **	0.290	0.417	0.261	0.938 **	0.337
現住所居住年数	0.025	0.014	0.006	0.014	0.017	0.015
子ども数	0.475 **	0.159	0.140	0.141	-0.183	0.176
年齢	-0.141 ***	0.036	-0.079 **	0.030	-0.040	0.035
学歴(基準: 高校卒以下)						
専門・短大・高専	-0.112	0.467	0.599	0.400	0.092	0.478
大学・大学院	0.087	0.337	0.177	0.312	-0.246	0.357
正規雇用ダミー	-0.568	0.415	-0.547	0.363	-0.187	0.432
個人年収(万円)	0.0014	0.0007	0.0009	0.0007	-0.0006	0.0008
切片	3.835 **	1.333	2.316 *	1.155	1.013	1.386
-2LL	1192.82					
LR Chi ²	67.61					
d.f.	27					
p-val	<0.001					
N	471					

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$

表6 妻のネットワーク類型と妻の属性変数との関連についての多項ロジットモデル

	妻サンプル(基準: 分離型)					
	近隣型/分離型		共同型/分離型		親族型/分離型	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
結婚年数	-0.013	0.032	-0.014	0.029	-0.004	0.034
持ち家ダミー	0.532 *	0.252	0.401	0.235	0.651 *	0.296
現住所居住年数	0.028 *	0.013	0.003	0.012	0.010	0.014
子ども数	0.418 **	0.139	0.203	0.127	-0.142	0.155
年齢	-0.127 **	0.043	-0.032	0.039	-0.012	0.047
学歴(基準: 高校卒以下)						
専門・短大・高専	0.778 **	0.296	0.412	0.270	-0.041	0.317
大学・大学院	0.803 *	0.336	0.289	0.306	-0.398	0.380
働き方(基準: 無業)						
正規雇用	-0.213	0.622	0.525	0.530	0.888	0.619
非正規雇用	0.001	0.293	0.116	0.273	0.141	0.344
自営・家従・内職	-0.135	0.416	-0.653	0.455	0.548	0.458
個人年収(万円)	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.002	0.001
切片	3.255 *	1.517	0.553	1.401	-0.560	1.698
-2LL	1456.22					
LR Chi ²	69.96					
d.f.	33					
p-val	<0.001					
N	567					

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$

続いて、妻のネットワーク類型を従属変数とする多項ロジットモデルの推定結果を検討する。表5は世帯属性と夫の個人属性、表6は世帯属性と妻の個人属性を独立変数とした

モデルの推定結果である。従属変数の基準カテゴリは「分離型」である。

夫の場合とは異なり、妻のパーソナル・ネットワークの類型に関するこれらのモデルは統計的に有意である。世帯の属性については、持ち家であることにより「近隣型」や「親族型」になりやすく、現住所での居住年数が長いほど、また子ども数が多いほど「近隣型」となりやすい。「近隣型」と「親族型」を分けるのは、居住年数が長いことや子どもがいることにより、人間関係のローカル・コンテキストが強まることを意味していると考えられる。

夫と妻の年齢については、「近隣型」については両者ともマイナスに有意な係数を示している。子ども数の係数をふまえると、育児期の夫婦が近隣の人間関係とかかわりを持ちやすい状況にあると解釈できる。一方、「共同型」については夫の年齢のみがマイナスに有意であった。妻のネットワークのタイプに妻自身の年齢は関連しないが、夫の年齢が高いほど妻のネットワークが分離的になることを意味している。その他、妻の学歴が高いほど「近隣型」になりやすい。

4.3 パーソナル・ネットワーク類型とウェルビーイングの関連

表7 CES-D を従属変数とするマルチレベルモデルの推定結果

	モデル1-1		モデル1-2		モデル1-3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
妻ネットワーク類型(基準: 分離型)						
近隣型	-1.368 **	0.504	-1.212 *	0.514	-0.466	0.696
共同型	-1.376 **	0.473	-1.258 **	0.470	-1.030	0.635
親族型	-0.869	0.578	-0.902	0.574	-1.019	0.783
夫ネットワーク類型(基準: 対面型)						
積極型	-0.483	0.581	-0.499	0.572	-0.497	0.572
分離型	0.823	0.780	0.845	0.769	0.858	0.769
孤立型	1.085	1.293	1.129	1.281	1.134	1.281
無回答	1.031 *	0.439	1.004 *	0.433	1.020 *	0.433
結婚年数			0.019	0.045	0.017	0.045
持ち家ダミー			-0.582	0.393	-0.584	0.393
現住所居住年数			-0.006	0.019	-0.006	0.019
子ども数			-0.236	0.210	-0.235	0.210
年齢			-0.031	0.050	-0.025	0.050
妻ダミー			-1.002	0.589	-0.699	0.717
妻ダミー×妻ネットワーク類型						
× 近隣型					-1.316	0.830
× 共同型					-0.423	0.784
× 親族型					0.197	0.963
学歴(基準: 高校卒)						
中学校卒・高校中退			-0.773	0.955	-0.749	0.955
専門・短大・高専			-1.082 *	0.468	-1.043 *	0.467
大学・大学院			-0.939 *	0.466	-0.908	0.466
働き方(基準: 無業)						
正規雇用			0.601	0.744	0.571	0.743
非正規雇用			-0.295	0.529	-0.318	0.528
自営・家従・内職			0.050	0.686	-0.007	0.688
個人年収(万円)						
切片	19.332 ***	0.409	23.420 ***	2.013	23.077 ***	2.044
切片分散	5.848		5.406		5.480	
誤差分散	24.105		23.675		23.528	
ICC	0.195		0.186		0.189	
-2LL	6475.727		6446.648		6443.512	
AIC	6495.727		6492.648		6495.512	
BIC	6545.206		6606.451		6624.158	
Level1 n	1,041		1,041		1,041	
Level2 n	591		591		591	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$

それでは、夫婦のウェルビーイングと、夫と妻それぞれのネットワークタイプの検討に移ろう。表7はうつ傾向の指標であるCES-Dを従属変数とするマルチレベルモデルである。独立変数を含めないモデル（ヌルモデル）のICCは0.214であり、切片分散は統計的に有意である。すなわち、CES-Dのバラツキのうち2割程度はカップル単位で異なることを意味している。

モデル1-1は夫と妻のネットワークタイプのみを独立変数として含めた推定結果である。妻ネットワークの「近隣型」と「共同型」が負に有意な係数を示している一方、夫ネットワークのダミー変数はいずれも有意ではない（「無回答」は実質的に無意味なので解釈しない）。ICCの値は0.195となっており、もともとのカップル間での分散のうち9%弱が、ネットワーク変数により説明されているといえる（ $(0.214-0.195)/0.214=0.0875$ ）。

その他の独立変数を含めたモデル1-2でも、ネットワーク変数の係数が負に有意であることは変わらない。共変量の効果については、妻ダミーの係数が10%水準で負に有意であるほか、高等教育以上の学歴で統計的に有意な負の係数が得られている。また、個人年収が高いほどCES-Dが低いという結果となっている。モデル適合度指標については、AICはモデル1-1よりも小さく適合度が高まっているといえるが、BICの値はむしろ大きくなっている。共変量の追加によりある程度モデルフィットが改善されているとはいえるが、ネットワーク変数を大きく上回る寄与であるとまではいえないかもしれない。

モデル1-3では、妻ダミーと妻ネットワークタイプの交互作用項を含めた。このモデルでは、妻ネットワーク変数の主効果、交互作用効果がともに有意ではなく、モデル適合度指標のAIC、BICの値もモデル1-1、モデル1-2と比べて明らかに大きい。したがって、「近隣型」や「共同型」の妻ネットワークとメンタルヘルスの悪さとの関連は、妻個人のみが生じるというよりも、カップルの平均水準で生じていると考えられる。

続いて、夫婦関係満足度を従属変数とするマルチレベル分析の推定結果に移ろう（表8）。ヌルモデルのICCは0.452であり、従属変数のバラツキの約45%がカップルレベルで生じていると解釈できる。表7と同様、ネットワーク変数のみのモデル2-1、共変量を含むモデル2-2、そして妻ダミーと妻ネットワークタイプの交互作用項を含むモデル2-3が表8に示されている。

モデル2-1では、妻ネットワークタイプのうち「近隣型」と「共同型」のダミー変数がプラスに有意な係数を示している。つまり、これらのネットワークのある家族における夫婦関係満足度が高いということを意味し、CES-Dと同義の結果が得られているといえるだろう。また、夫のネットワーク変数が有意でないことも、表7のモデル1-1と同様である。

モデル2-2でも、妻ネットワークの「近隣型」と「共同型」の係数はプラスに有意である。共変量のうち有意であったのは結婚年数であり、10%水準でマイナスに有意な係数を示している。この結果はパネルデータを用いた先行研究でも確認されている知見に沿ったものといえる（永井 2005; 山口 2009）。

モデル 2-3 では、妻ダミーとネットワーク類型の交互作用効果のうち、「近隣型」が 10% 水準、「共同型」が 5%水準でプラスに有意となっている。一方、妻ネットワーク類型の主効果はいずれも有意ではない。これらの結果から、夫婦関係満足度については、妻のネットワークが夫婦単位で関連するというのではなく、妻自身の満足度とのみ関連していると解釈できる。ただし、妻ダミーの主効果はモデル 2-3 で負に有意となっており、これは妻ネットワーク類型が「分離型」であるときの妻ダミーの効果であるといえる。したがって、「近隣型」や「共同型」のネットワークを持つ妻は、満足度の低い夫婦関係を回避できているという見方も可能である。

表 8 夫婦関係満足度を従属変数とするマルチレベルモデルの推定結果

	モデル2-1		モデル2-2		モデル2-3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
妻ネットワーク類型(基準: 分離型)						
近隣型	0.249 *	0.109	0.251 *	0.111	0.109	0.137
共同型	0.280 **	0.102	0.277 **	0.102	0.128	0.125
親族型	0.181	0.125	0.181	0.124	0.196	0.154
夫ネットワーク類型(基準: 対面型)						
積極型	0.024	0.127	-0.001	0.125	-0.003	0.125
分離型	-0.259	0.171	-0.260	0.168	-0.263	0.168
孤立型	-0.204	0.283	-0.120	0.280	-0.121	0.280
無回答	-0.288 **	0.095	-0.250 **	0.094	-0.256 **	0.094
結婚年数			-0.018	0.009	-0.017	0.009
持ち家ダミー			0.078	0.085	0.077	0.085
現住所居住年数			-0.002	0.004	-0.002	0.004
子ども数			-0.035	0.045	-0.036	0.045
年齢			0.000	0.010	-0.002	0.010
妻ダミー			-0.166	0.106	-0.275 *	0.126
妻ダミー×妻ネットワーク類型						
×近隣型					0.247	0.139
×共同型					0.269 *	0.131
×親族型					-0.020	0.161
学歴(基準: 高校卒)						
中学校卒・高校中退			0.086	0.178	0.068	0.177
専門・短大・高専			0.019	0.088	0.013	0.088
大学・大学院			0.066	0.089	0.059	0.089
働き方(基準: 無業)						
正規雇用			-0.118	0.138	-0.118	0.137
非正規雇用			-0.077	0.098	-0.075	0.098
自営・家従・内職			-0.061	0.131	-0.039	0.130
個人年収(万円)			0.0003	0.0002	0.0003	0.0002
切片	0.782 ***	0.089	1.061 **	0.395	1.207 **	0.401
切片分散	0.529		0.512		0.518	
誤差分散	0.676		0.647		0.638	
ICC	0.439		0.442		0.448	
-2LL	3052.040		3010.512		3004.015	
AIC	3072.040		3056.512		3056.015	
BIC	3121.519		3170.315		3184.661	
Level1 n	1,041		1,041		1,041	
Level2 n	591		591		591	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$

5. まとめ

本研究では、夫と妻のペアデータを用いてそれぞれのパーソナル・ネットワーク類型を記述し、それぞれのネットワーク類型と夫婦のウェルビーイングのあいだに関連があるのか

否かを検討してきた。ここまでの実証分析で明らかになったことは次の点である。

まず、夫と妻それぞれ4つのクラスターが抽出されたが、夫婦間でネットワークの類型は異なり、類型化のコンテキストが異なるといえる。この点は、夫の人間関係が職場中心、妻の人間関係が親族や近隣中心になりやすいという先行研究の知見からも想像できることだといえる。

類型化の試みにより強いて発見といえるべきことがらがあるとすれば、夫のネットワークにおける「積極型」や妻のネットワークにおける「近隣型」のように、ネットワークサイズとその構成や密度が代替的ではない場合も存在し、しかも例外的ではないということであろうか。代替的關係にあるといえそうであるのは「対面型」と「分離型」(夫)や、「共同型」と「分離型」(妻)の組み合わせである。

関連して、「積極型」や「近隣型」のようにアクティブなネットワークは世帯属性と関連しているのに対し、「対面型」「共同型」や「分離型」の規定要因はそれほど明らかではなかった点も、本研究による知見の1つである。アクティブなネットワークの存在は、夫と妻が家庭や地域社会のなかで担う役割を背景にしていると考えられる。ローカルな役割構造のなかに埋め込まれることで、周囲の人々との関わりの量が増える。一方、その他のネットワーク類型の形成過程はより個別化されているように見える。この点については、家族や個人の生活状況に関する追加的な情報が必要となるだろう(余暇活動など)。

そして、ウェルビーイングをアウトカムとするマルチレベルモデルによって、妻のネットワーク特性がウェルビーイングにとって重要であるという知見が得られた。この点は、夫のネットワーク特性がより重要であるという先行研究の議論と異なる(野沢 2009)¹¹⁾。知見の相違の理由の1つはアウトカム指標の違いだといえる。その他の理由については推測の域を出ないが、先行研究の議論をふまえて本研究の分析結果を解釈するならば、次のようなシナリオが考えられるかもしれない。すなわち、「夫が職場関係比率を縮小し、地域内関係を拡げることは、多くの場合、必然的に妻や子どもの生活領域に関わることで、ネットワークを共有することを意味する」ものの(野沢 2009: 86)、共有ができるか否かは妻次第なのではないだろうか。ネットワークの共同性が相互行為を前提とする以上、夫が妻の人間関係領域に入り込むことが一方的に可能となるはずがなく、妻の意向が無視できない。このような側面が、夫のネットワーク変数のみを含める場合、配偶者を交えた付き合いの多い「積極型」が「分離型」と比べてウェルビーイングが高い傾向にあるものの(結果は割愛)、妻のネットワーク変数をモデルに含めるとその傾向がみられなくなるという分析結果に現れてくるのではないだろうか。以上の議論は、夫と妻のネットワーク特性を同時に分析することではじめて可能になるものであるといえる。

また、CES-D に対して妻のネットワークと妻ダミーの交互作用効果が有意ではないという結果は、妻のネットワークが夫婦双方のメンタルヘルスと関連していることを意味している。やや踏み込んで解釈すれば、妻のネットワークが夫のメンタルヘルスにも影響してい

る可能性があるということである。この点の詳細な検討は本研究では十分になされておらず、今後の検討課題であるといえる。そのうえで若干の解釈を試みると、夫と妻がそれぞれの社会的コンテクストを家族のなかに持ち込むことの意味が、両者で対称的ではないということかもしれない。分離型に対して近隣型、共同型ではカップル共同の関係が多く、妻の人間関係に夫も入り込むことができている。夫は、妻がどのような社会的生活を送っているのかをおおよそでも知ることができることで、多少の安心感を得ているのかもしれない。一方、妻については夫のネットワークが影響しない。本研究の分析結果とは必ずしも一貫しない解釈だが、夫婦の社会関係の共同性が重要である一方で、夫がいないことで「亭主元気で留守がよい」という面があらわれているのかもしれない。あるいは両方のメカニズムが混在することで、夫のネットワークとメンタルヘルスの間に有意な関連がみられなかったのかもしれない。

本研究の分析結果は、個人特性だけでなくネットワーク特性がウェルビーイングにとって重要であることを示唆している。パーソナル・ネットワークの類型が日本社会一般にみられるものなのかは、核家族に限らない広範な対象を含むデータを通じて再検討されるべきである。また、ネットワーク類型とウェルビーイングの因果的關係については、本研究のアプローチでは立ち入ることができない。良好なウェルビーイングを前提として、アクティブな人間関係の形成、維持が可能となる側面もあるためである。これらの点は今後別のデータを用いて検証されるべきである。しかし、本研究の知見について、過去のデータを用いた時点間比較を含めたさらなる研究の展開可能性が開かれていることは、ある程度確信をもって主張できる。今後、パーソナル・ネットワークの構造特性に着目する実証研究がさらに蓄積されてゆくことが期待される。

[注]

- 1) 都市生活者のネットワーク構造が空間的に分散的であるという立場を意味する。
- 2) 具体的には、「夫（あるいは妻）は心配事や悩みを聞いてくれる」「夫（あるいは妻）は自分の能力や努力を評価してくれる」「夫（あるいは妻）の心配事や悩みを聞いてあげる」「夫（あるいは妻）の能力や努力を評価している」という項目、および夫婦間会話の頻度を用いた合成尺度がアウトカム指標とされている。
- 3) より原理的なことについては、原論文である Breiman (2001) を参照されたい。
- 4) パーソナル・ネットワークの分類においてランダムフォレストや決定木分析をおこなう目的は、畢竟ケース（個人）間の類似度を求めることであって、類似度行列が得られればコンベンショナルなクラスター分析と同様の手続きに入る。そのため、データの性質次第ではユークリッド距離などにもとづく距離行列を用いても問題はなく、すべての変数が二値であるならばマッチング法などによる距離行列を求めればよい。しかしながら、本研究で用いる社会ネットワーク関連の変数は連続変数、二値以上の名義変数など多種にわたる。変数の性質

をそのまま活用して分類を行う上では、いわゆる通常のクラスター分析の手続きでは困難が生じるため、ランダムフォレストの方法を活用することとした。

- 5) 技術的には、重要ではないものも含めてあまりに多くの独立変数を回帰モデルに含めることによる過剰識別や多重共線性の問題に、ある程度対処可能であるといえる。
- 6) 元の選択肢の「6:わからない」は欠損値として処理した。
- 7) これらの情報は妻票にて尋ねられている。
- 8) 調査票上の「公務員」「民間の企業・団体の正規職員」を正規雇用、「フルタイム・パートタイムの臨時職員」を非正規雇用としている。また、個人年収については、各回答カテゴリの中間値を割り当てて連続変数とみなした。
- 9) ネットワーク類型に用いた主要変数を独立変数としてそのまま用いる方が、どのネットワーク特性がより重要なのかを直接検討できるという考え方もありうる。しかしながら、「他のネットワーク特性をコントロールした上での、あるネットワーク特性の直接効果」の解釈に実質的な意味を持たせられるかについては、より踏み込んだ議論が必要であろう。この点は、本研究でも十分には論じられておらず、今後の課題である。また、技術的には、本研究で用いた諸変数をすべて回帰分析に用いることで多重共線性が生じることは容易に想像できる。以上の理由から、本研究ではネットワーク類型を用いた分析結果を中心に議論を進めたい。
- 10) 最尤推定法による分析の場合、分散成分（ランダム効果）が過小推定されることが知られており、制限付き最尤推定法（REML）を用いることが推奨されることがある（Raudenbush and Bryk 2002）。本研究では対数尤度にもとづく AIC, BIC を用いてモデル比較をおこなうため、固定効果の係数間の比較ができない REML ではなく、ML による結果により議論をおこなう。
- 11) 夫のネットワーク類型変数の基準カテゴリを「分離型」にした場合、「積極型」や「対面型」で CES-D が低く、夫婦関係満足度が高いという係数の向きは得られているが、統計的に有意な結果ではなかった。また、夫のネットワーク類型変数のみを用いて推定した場合、「積極型」と「分離型」の間で有意差がみられた（「積極型」のほうが良好なウェルビーイングである）。しかし、妻ネットワークの変数を投入すると、その効果は有意ではなくなった。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「現代核家族調査,2008」（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。本研究の成果は、東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ 共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会 2017 参加者公募型研究『夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する二次分析』の一部です。また、2018年2月21日、22日に開催された成果報告会の場にて、コメンテーターの原田謙先生（実践女子大学）より示唆に富むご指摘、コメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Amato, Paul R., Laura Spencer Loomis and Alan Booth, 1995, "Parental Divorce, Marital Conflict, and Offspring Well-being during Early Adulthood," *Social Forces*, 73(3): 895-915.
- Bott, Elizabeth, 1955, "Urban Families: Conjugal Roles and Social Networks," *Human Relations*, 8: 345-84.
- Breiman, Leo, 2001, "Random Forests," *Machine Learning*, 45(1): 5-32.
- Burt, Ronald S., 1992, *Structural Holes: The Social Structure of Competition*, Cambridge: Harvard University Press.
- Choi, Heejeong and Nadine F. Marks, 2008, "Marital Conflict, Depressive Symptoms, and Functional Impairment," *Journal of Marriage and Family*, 70(2): 377-90.
- Crossley, Nick, Elisa Bellotti, Gemma Edwards, Martin G. Everett, Johan Koskinen and Mark Tranmer, 2015, *Social Network Analysis for Ego-Nets*, Los Angeles: Sage.
- Fincham, Frank D., 1994, "Understanding the Association Between Marital Conflict and Child Adjustment: Overview," *Journal of Family Psychology*, 8(2): 123-7.
- Fischer, Claude S., 1982, *To Dwell among Friends: Personal Networks in Town and City*, Chicago: Chicago University Press.
- Giannella, Eric and Claude S. Fischer, 2016, "An Inductive Typology of Egocentric Networks," *Social Networks*, 47: 15-23.
- Granovetter, Mark S., 1973, "The Strength of Weak Ties," *American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-80.
- 原田謙, 2017, 『社会ネットワークと幸福感——計量社会学でみる人間関係』勁草書房.
- 星敦士, 2012, 「育児期女性のサポート・ネットワークが well-being に与える影響: NFRJ08 の分析から」『季刊社会保障研究』, 48(3): 279-89.
- 石田光規, 2011, 『孤立の社会学——無縁社会の処方箋』勁草書房.
- 森岡清志編, 2000, 『都市社会のパーソナルネットワーク』東京大学出版会.
- 永井暁子, 2005, 「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『家計経済研究』, 66: 76-81.
- 中尾啓子, 2002, 「パーソナルネットワークの概要と特性——東京都居住者対象のネットワーク調査から」森岡清志編『パーソナルネットワークの構造と変容』東京都立大学出版会, 17-39.
- 野沢慎司, 2009, 『ネットワーク論に何ができるか——「家族・コミュニティ問題」を解く』勁草書房.
- 大谷信介, 1995, 『現代都市住民のパーソナル・ネットワーク——北米都市理論の日本的解読』ミネルヴァ書房.

- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Thousand Oaks: Sage.
- 菅原ますみ・八木下暁子・詫摩紀子・小泉智恵・瀬地山葉矢・菅原健介・北村俊則, 2002, 「夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連」『教育心理学研究』, 50: 129-40.
- 鈴木努, 2017, 『R で学ぶデータサイエンス 8 ネットワーク分析』 共立出版.
- 山口一男, 2009, 『ワークライフバランス——実証と政策提言』 日本経済新聞出版社.
- Wellman, Barry, 1979, "The Community Question: The Intimate Networks of East Yorkers," *American Journal of Sociology*, 84(5): 1201–31.

核家族のパーソナル・ネットワーク ——世帯外ネットワークが夫婦間紐帯に与える影響——

乾 順子

(大阪経済法科大学)

本稿の目的は、核家族内の情緒的サポートとしての夫婦間紐帯と世帯外のパーソナル・ネットワークの関連を明らかにすることである。財団法人家計経済研究所によって2008年に実施された「現代核家族調査」を用いて分析を行った結果、①夫婦間紐帯は世帯外のパーソナル・ネットワークと両立しており、ネットワーク規模とは競合していない。②夫は地縁・血縁に埋め込まれているほど、夫婦間紐帯が強い。③妻は世帯外ネットワークにおける親族関係比率が高いほど、夫婦間紐帯が強い。④世帯外のネットワークが少ないのは専業主婦であり、夫婦間紐帯が弱いのは、非正規で働く妻である。

現代の首都圏在住の妻は、地域内関係を夫婦間紐帯に影響を与えない範囲で調整しているが、親族関係は積極的に活用しており、親族関係が磁場となって夫婦間紐帯にもプラスの効果をもっているということが示唆される。

1. はじめに

1.1 夫婦間紐帯と世帯外ネットワーク

本稿の目的は、核家族内の情緒的サポートとしての夫婦間紐帯と世帯外のパーソナル・ネットワークの関連を明らかにすることである。

家族がどのように変動しているのか。この問いに対して家族社会学においては数多くの研究を積み重ねてきた（目黒 1987；正岡・望月 1988；森岡 1993；落合 1997；渡辺・稲葉・嶋崎 2004；施 2012；稲葉・保田・田淵・田中 2016 など）。現代は家族形成も家族以外のネットワーク形成も選択可能性が広がっており、この両者が連動しながら進展しているということが、家族変動を理解する鍵となる（野沢 2008）。また、家族を集団として捉える枠組みから、個人のネットワークとして位置付けるべきという主張も現れており（落合 1998）、夫婦の紐帯は、他の様々な紐帯によって構成されるパーソナル・ネットワークの一部であると考えられる¹⁾。

一方で配偶者からのサポートが、他のサポートとは異なる独自性をもつという研究もある。個人のディストレスへの影響を通して、配偶者のサポートと非配偶者のサポートの効果を検証した大日によれば、配偶者のサポートの効果は非配偶者のサポートの効果よりも大きく、配偶者のサポートが利用できる場合、非配偶者のサポートの有無はディストレスにほとんど影響しないことが示された。（大日 2008）。しかしながら、これまで家族外で取り結ぶ多様な諸関係の中に夫婦関係を位置づけて論じるという視点がこれまで希薄であったことが指摘されてもいる（長津 2004）。

また近年、孤独（感）についての関心が高まり、研究の蓄積が始まっている（原田 2016；

赤枝 2013; 金澤 2014). 日本のソーシャル・キャピタルは、イギリスのレガタム研究所による 2017 年のランキングで世界 149 カ国中 101 位だという (LEGATUM INSTITUTE 2017). イギリスでは 2018 年に入り、「孤独担当大臣」が創設されており、世界的にみても孤独、すなわちネットワークの希薄さが注目を集めていると言えよう。

そこで本稿では、世帯外のネットワークの関係の中に夫婦間関係を位置づけることを目指し、夫婦間の情緒的サポートが世帯外のネットワークによってどのような影響を受けるのかを分析する。そのことにより、家族変動と人々が受けている支援的サポートの一端を明らかにする試みである。

1.2 核家族の孤立・個人化

産業化は核家族を孤立させるということが言われ (Parsons 1955; 山根・野々山 1965), また、グードも、近代化は地域移動と職業移動を促し、親や親族からの拘束や絆を弱め、夫方と妻方のどちらにも偏らない双系的な親族関係をもたらすという仮説を提示している (Goode 1963; 施 2012). パーソنزの核家族の孤立化論については、山根・野々山が指摘しているように親族組織内における構造的な孤立を指し、家族の孤立化とは異なるとされる。核家族の孤立化とは具体的にいえば、核家族が居住的単位、経済的単位、仕事単位となることを意味し、家族の孤立化とは、例えば都市における匿名性や家族の外的世界とのつながりが遮断されることなどが想定される (山根・野々山 1965)。

一方で近年、日本における家族の個人化が指摘され (目黒 1987; 野沢 2009; 大和 2017 など)、家族が各々自由な関係を重視するようになっていられる。90 年代半ばの中高年期の夫婦関係とソーシャル・ネットワークについて分析した松田らによると、夫は余暇活動の方策を知らず、仕事を離れれば妻だけが頼りであり、妻は夫からは解放され隣人や友人との交流を楽しんでいるという姿が浮かび上がっているという (松田・玉里・杉井 2000)。個人化の定義は様々であり、野沢は「家族の個人化を、アイデンティティ構造の多元化とそれに対応したネットワーク構造の多元化によってもたらされる (伝統的) 家族役割規範からの個人の自律性の増大として捉え」ている (野沢 2009)。さらに大和は「夫婦は一对」という想定が、現実の家族関係に当てはまらないと考える「個人化」論が現れている (大和 2017) と述べている。

かつてベティ・フリーダンが専業主婦の「得体の知れない悩み」として、その孤立を初めて指摘した (フリーダン 2004) が、専業主婦は有職女性と比べて孤立しているのだろうか。あるいはリトワクの主張から敷衍して、家族と外部社会を結びつけているのは「ケアラー」としての主婦であるという視点を提示した天木 (2007) の言うように主婦は多くのネットワークを維持しているのだろうか。

このような問題意識のもと、本稿では、日本の東京近郊の都市部における夫婦ペアデータを用いて核家族の世帯外ネットワークが夫婦間紐帯に与える影響を明らかにしたい。

2. 先行研究

2.1 海外における先行研究

ネットワークと夫婦間の関係を分析した重要な研究として E.ボットのものがある (Bott 1955=2006)。ボットは、1950 年代のイギリスの家族 20 ケースにインタビューを行い、夫婦の役割分離と社会的ネットワークに関する仮説を提示した。それは、「夫婦の役割分離の程度は、家族がもっている社会的ネットワークの結合度 (密度) によって直接的に変化する」というものである。

その後、この仮説を検証するために多くの質的・量的研究が行われた。ウェルマン夫妻は、1978 年にトロントで行われた既婚男女 20 人を対象としたインタビュー調査のデータ分析から、夫婦間の援助と世帯外ネットワークからの援助は、ボット説のように競合し合うものではなく、両立しているという知見を導きだしている (Wellman & Wellman 1992; 野沢 2009)。夫婦間の援助の程度もネットワークからの援助の程度も家族の状況によって多様性がみられるが、夫婦間の援助が少なく世帯外ネットワークからの援助のみが多いというパターンだけはほとんどみられなかった。

このような知見について、ウェルマンらは (1) コミュニティ解放化、(2) コミュニティの私化あるいは家庭中心化、(3) 世帯内ニーズ説、という 3 つの論点から説明している (Wellman & Wellman 1992; 野沢 2009: 5)。それは以下のようなものである。

第 1 に、1950 年代のイギリスと比較すると、社会階層および居住地の社会移動が増大した 1970 年代以降の北米の都市社会では、パーソナル・ネットワークとしてのコミュニティが、狭い居住地域内から解放されて、広範囲へと広がり、生活の領域ごとにまとまるものへと変化した。そのため、ボットが見たような、世帯外のネットワークに規範が生じて夫婦間の関係をコントロールするほどの強い連帯性をもたなくなった。

第 2 に、前述のように変化したパーソナル・コミュニティは、近隣などの公的空間から切り離された家庭という私的空間を中心に維持されている。コミュニティは、居住地の離れたネットワーク・メンバー間で、家庭を訪問し合ったり電話をかけ合ったりというかたちで、家庭を中心に私的な交流を通じて選択的に維持される傾向を強めた。このようなネットワーク維持に中心的な役割を果たしているのは女性だが、家庭を中心に夫婦が世帯外のネットワークと一緒に関わることが多いため夫婦間の結びつきは強められている。

第 3 に、このようなネットワークをもつ夫婦は、子どもの年齢や妻の就業状態などによって増減する世帯内のニーズにしたがって、配偶者および世帯外のネットワークから援助を調達する。それゆえ、援助ニーズが大きい世帯は、夫婦間での援助のやりとりも世帯外のネットワークからの援助も増えるが、ニーズが少ない状況では夫婦間およびネットワークからの援助のいずれも減少する。ただし、基本的には夫婦間の紐帯を世帯外の紐帯よりも優先するため、夫婦間の援助は多いが世帯外のネットワークからの援助は少ないという状況はありえても、その逆の状況はみられない。

2.2 日本における先行研究

2.2.1 競合か両立か

以上のようなウェルマンらの知見が日本にもあてはまるかどうかを検証したものが野沢による研究である。野沢は、93年の朝霞市と山形市で行われた調査データを用いて夫婦間関係と世帯外のネットワークに関する分析を行っており、世帯（夫婦）中心のネットワーク維持モデルが導く夫婦関係・ネットワーク両立仮説が日本においても一定程度あてはまることを示した。夫婦間で共有された友人ネットワークを築き、援助的な親族ネットワークをもっていることは、一般的に夫婦間の情緒的な依存関係と両立あるいは並行している（野沢 2009: 46-47）。

首都圏郊外都市の夫の職場および妻の近隣におけるネットワークは、世帯内ニーズに関わる実用的な夫婦間援助関係における分離化傾向を強めるが、夫婦間の情緒的援助関係についてはそのような傾向はみられない。また、伝統的な家規範の基盤となっているとみられる地方都市の地域的・親族的ネットワークは、むしろ夫婦間（とくに夫から妻へ）の情緒的依存を外側から補強していることが示唆された（野沢 2009: 47）。

さらに野沢は、1999年7月首都20キロ圏内で実施された財団法人家計経済研究所による「現代核家族調査」を用いて野沢が家族間紐帯とネットワークの関連について分析を行っている。その結果明らかになったことは、夫・妻・子のそれぞれが援助的で親密な相手との関係を世帯外に広げることが、世帯内の連帯を強めるということである。さらにネットワーク構成の差異が、規模の効果とは独立に夫婦・親子の紐帯に影響を与えていた。とくに夫（父親）のネットワーク構成比率が家族の紐帯に効果をもち、地縁・血縁中心のネットワークに埋め込まれている夫は妻との紐帯が強かった（野沢 2009）。

また、2000年8月に前橋市と高崎市において妻が50歳代の夫婦を対象に調査を行った長津（2004）によれば、妻、夫ともに、パーソナル・ネットワークの規模と夫婦単位の付き合い組数が多いことが夫婦の情緒的統合を高めるといふ。この結果は前述の野沢（2009）のものとも一致している。また、地域内関係比率は夫婦の情緒的統合を高める一方で、親族比率や地域外親族比率の高さはそれを弱めるという結果であり、この点は野沢（2009）の結果とは合致していない。その理由として、長津は妻が50代の夫婦では別居親族に子どもが多いこと、夫婦ダイアドよりも母子ダイアドのほうが優位であることを指摘している（長津 2004）。

これまでにみた先行研究を踏まえ本稿では、家族内の夫婦間紐帯の中でも支援的なネットワークと考えられる夫婦間の情緒的サポートに焦点をあてて分析をする。ここでの問いは、夫婦間紐帯は世帯外のパーソナル・ネットワークによって代替されるのか否か。そして専業主婦は世帯内外におけるネットワークは他の就業形態で働く妻よりも数として少ないのか。である。

2.2.2 配偶者サポート

次に配偶者からのサポートに関する研究を概観する。配偶者から得られるサポートのパターンとその発達的变化を探索的に分析した稲葉（2001）では、日本家族社会学会全国家族調査研究会が実施した全国家族調査（NFRJ98）データが用いられている。配偶者からの情緒的サポートとして「配偶者（夫・妻）は、私の心配事や悩み事を聞いてくれる」「配偶者（夫・妻）は、私の能力や努力を高く評価してくれる」「配偶者（夫・妻）は、私に助言やアドバイスをしてくれる」に対する回答「あてはまる（=1）」「どちらかといえばあてはまる（=2）」「どちらかといえばあてはまらない（=3）」「あてはまらない（=4）」の4件法の回答を用いている。この3項目の回答を反転して合計したものを配偶者からのサポートとして分析した結果、男性のほうが夫婦関係から多くの情緒的サポートを得ており、女性のほうが夫婦関係から得る情緒的サポートの量は少ないこと、情緒的サポートの量は、結婚直後の時期に男女とも最も高く、その後次第に低下し、高齢期に再び上昇するU字型を描くこと等を明らかにしている。

先述した長津の研究では、50歳代の妻とその夫を対象とし、中高年期の夫婦の情緒的統合とパーソナル・ネットワークの関連について分析している（長津 2004）。ここでは夫婦の情緒的統合の尺度として、夫婦間の凝集性評価である「配偶者はかけがえのない存在」「自分を一番認めてくれるのは配偶者」と今後の夫婦としての持続性評価である「生活の中に壊したくない夫婦で築いた関係がある」「これからの一番の支えは配偶者」の4項目に対する4件法評価の回答が用いられている。個人のディストレスへの影響を通して、配偶者のサポートの効果が非配偶者のサポートの効果よりも大きいことを示した大日は、「第3回全国家族調査データ（NFRJ08）」を用いており、ソーシャル・サポートの変数として、次のようなサポートの利用可能性の項目を用いている。「あなたは、次のような問題で援助や相談相手がほしいとき、どのような人や機関を頼りにしますか。それぞれの場合について、あてはまるものに○をつけてください。（それぞれ○はいくつでも）」という設問で「問題を抱えて、落ち込んだり、混乱したとき」におけるサポートの利用可能性を、情緒的サポートとみなしている。設定されている回答カテゴリーは、「配偶者」、「自分の親」、「自分の兄弟姉妹」、「自分の子ども」、「配偶者の親」、「配偶者の兄弟姉妹」、「子どもの配偶者」、「その他の親族」、「友人や職場の同僚」、「近所（地域）の人」、「専門家やサービス機関」、「誰もいない」であり、この中から利用可能なものを複数回答によって回答する形式がとられている。頼りにできる人物として「配偶者」が回答されていれば、「配偶者のサポート」があるものとみなし、また、「配偶者」と「誰もいない」を除いた、残り10項目のうちいずれかに回答があれば、「非配偶者のサポート」があるものとみなしている。

最後に、1999年の現代核家族調査を用いて夫婦間紐帯と世帯外のサポートの関連を分析した野沢は、家族間の紐帯変数である夫婦間、父子間、母子間の紐帯の強さを双方向的な情緒的サポート（相談関係、肯定的な評価・支援）の程度および日常的な会話の頻度という尺

度によって操作的に定義した。夫婦間の紐帯については、「情緒的サポート」に関する以下の質問項目、①夫（妻）は心配事や悩みを聞いてくれる、②夫（妻）は自分の能力や努力を評価してくれる、③夫（妻）の心配事や悩みを聞いてあげる、④夫（妻）の能力や努力を評価している、の4項目にあてはまる程度の回答に、得点が高くなるほどあてはまるように1～4点をあたえたものと、「日常的な会話の頻度」に関する質問項目あなた方ご夫婦は、どのくらい会話をしていますか。（○は1つだけ）に対する回答のうち、1よく話すに4点、2話すに3点、3まあ話すに2点、4あまり話さないに1点、5ほとんど話さないに1点、6全く話さないに0点を与えたものの質問計5項目×2(夫婦それぞれの回答)の点数を加算し、「夫婦間の紐帯の強さ」という尺度を構成している（野沢 2009）。

本稿では、日本における代表的な全国家族調査である NFRJ データを用いた研究および同じ形式の質問項目を用いている 1999 年の現代核家族調査のデータを用いた先行研究の共通項にのっとり、夫婦間紐帯の強さを双方向的な情緒的サポート（相談関係、肯定的な評価・支援）の程度として捉えることとする。

本稿の構成は次のとおりである。まず、夫婦間の情緒的サポートと世帯外ネットワークの構成・大きさを確認したのち、夫婦間の差異を明らかにする。さらに妻の従業上の地位別に情緒的サポートと世帯外ネットワークの大きさを確認する。その後夫婦ペアデータで重回帰分析を行い、世帯外ネットワークが夫婦間紐帯に与える影響を明らかにする。

3. 使用データと変数

分析に使用するのは、財団法人家計経済研究所によって 2008 年に実施された「現代核家族調査」である。対象は首都 30km 圏（東京駅を中心とした半径 30km 圏）に在住する、妻の年齢が 35～49 歳の核家族世帯である。調査は、1 世帯から複数名の回答を得るよう、最初に妻に依頼し、妻を通して夫、および子ども 1 名（小学 4 年生～18 歳まで、複数いる場合は範囲内での長子）にも協力をお願いした。サンプリングは、調査地点を 100 地点とし、該当圏内を 10 のブロック地点を割り当て、ブロックごとに世帯タイプの出現比率を考慮して、住民基本台帳から抽出した。実査は 2008 年 6 月に訪問留置法により行った。回収世帯は、1,021 世帯（総アタック数 3,883、回収率 26.3%）である（木村・田中 2010）。調査対象者の妻の平均年齢は 41.4 歳（標準偏差 4.160）、夫の平均年齢は 43.4 歳（標準偏差 5.800）である。

3.1 従属変数

着目する変数は、夫婦間紐帯（情緒的サポート）、親族関係ネットワーク数・地域内関係ネットワーク数、地域外関係ネットワーク数、職場関係ネットワーク数およびそれぞれがネットワーク全体に占める比率である。変数の作成については以下のとおりである。

従属変数は、夫婦間紐帯変数である。夫婦間紐帯の強さを双方向的な情緒的サポート（相

談関係、肯定的な評価・支援)の程度という測度によって操作的に定義する。夫婦間の紐帯については、「情緒的サポート」に関する以下の質問項目、(a) 夫(妻)は心配事や悩みを聞いてくれる、(b) 夫(妻)は自分の能力や努力を評価してくれる、(f) 夫(妻)の心配事や悩みを聞いてあげる、(g) 夫(妻)の能力や努力を評価している、の4項目にあてはまる程度の回答に、得点が高くなるほどあてはまるように1~4点をあたえたものの点数を合算し、「夫婦間紐帯の強さ」という尺度を構成した。α係数は夫が0.800、妻が0.782である。表1は夫婦間紐帯の強さの記述統計を示している。

表1 夫と妻の夫婦間紐帯の記述統計

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫回答	863	4.00	16.00	11.928	2.491
妻回答	1007	4.00	16.00	11.707	2.573

夫と妻の夫婦間紐帯の値には t 検定で有意な差があり、夫のほうが妻よりやや夫婦間紐帯が強いと回答している。内訳は以下のようになっている。夫回答、妻回答ともに、(g)の配偶者の能力や努力を評価している、の平均値が最も高くなっている。

表2 夫婦間紐帯に関する各質問項目に対する回答の記述統計

		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫回答	(a) 妻は心配事や悩み事を聞いてくれる	865	1.00	4.00	2.958	0.869
	(b) 妻は能力や努力を評価してくれる	864	1.00	4.00	3.019	0.795
	(f) 妻の心配事や悩みを聞いてあげる	864	1.00	4.00	2.758	0.774
	(g) 妻の能力や努力を評価している	864	1.00	4.00	3.190	0.705
妻回答	(a) 夫は心配事や悩み事を聞いてくれる	1016	1.00	4.00	2.922	0.920
	(b) 夫は能力や努力を評価してくれる	1014	1.00	4.00	2.807	0.867
	(f) 夫の心配事や悩みを聞いてあげる	1012	1.00	4.00	2.692	0.798
	(g) 夫の能力や努力を評価している	1010	1.00	4.00	3.286	0.717

3.2 独立変数

注目する独立変数は、パーソナル・ネットワークの構成に関する一連の変数とする。

質問文は、あなたが親しくしている方についておうかがいします。(a) 職場(同僚・上司・部下など)や仕事関係の方で、あなたが日頃から何かと頼りにし、親しくしている方は何人くらいでしょうか。(人数を記入。いない場合、働いていない場合は「0」と記入) (b) 近所の方で、あなたが日頃から何かと頼りにし、親しくしている方は何人くらいでしょうか。(人数を記入。いない場合は「0」と記入) (c) これまであげていただいた方々以外の友人の方で、あなたが日頃から何かと頼りにし、親しくしている人は何人くらいでしょうか。最もよ

く使う交通手段でかかる時間別にお答えください。(人数を記入. いない場合は「0」と記入) については, 30分未満の場所に住んでいる人, 30分~2時間未満の場所に住んでいる人, 2時間以上の場所に住んでいる人の3つに分けて回答してもらっている. 別居の親戚についても(d)別居の親戚の方(親, 子, きょうだいを含む)で, あなたが日頃から何かと頼りにし, 親しくしている方は何人くらいでしょうか. 最もよく使う交通手段でかかる時間別にお答えください.(人数を記入. いない場合は「0」と記入)という質問文に対し, 友人の場合と同様, 居住地からの距離ごとの人数を回答してもらっている. これらのすべての回答をすべて合計して妻, 夫の「ネットワーク規模」とした.

「親族関係数」は, (d)の回答3つを合計したもの, 「地域内関係数」は, (b)の回答と30分以内の(c)と(d)の回答を合計したもの, 「地域外関係数」は, 30分~2時間未満と2時間以上の(c)の回答を合計したもの, 「職場関係数」は(a)の回答数である.

ネットワーク構成比率については, 上記のネットワーク全体のうち, 「親族関係数」「地域内関係数」「地域外関係数」「職場関係数」が占める割合をそれぞれ「親族関係比率」「地域内関係比率」「地域外関係比率」「職場関係比率」とした. 変数の作成にあたっては, ネットワーク規模が0のものと100以上のものを除いた.

親しい人の夫婦共有については, 同居している家族以外の方々のうち, もっとも親しい方を4人思い浮かべて, その4人についてそれぞれ, あなたのご主人(奥様)を交えてのおつきありがとうございますかという問いに1はい, 2いいえで回答してもらっている. 「はい」に1点, いいえに0点をあたえ, 4人分を合計したものが友人共有数である. 表3は夫と妻のネットワーク規模, ネットワーク構成等の記述統計を示したものである. 夫と妻の間でt検定で有意な差がある変数については*印をつけている.

表3 ネットワーク規模とネットワーク構成の記述統計

	夫回答					妻回答				
	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
ネットワーク規模	730	0.00	83.00	13.638	12.112	798	0.00	87.00	14.347	10.928
親族関係数	771	0.00	80.00	4.300	5.868	838	0.00	80.00	4.543	4.915
地域内関係数**	793	0.00	60.00	3.397	5.334	903	0.00	42.00	6.278	5.846
地域外関係数	773	0.00	90.00	3.744	6.437	867	0.00	42.00	3.322	4.264
職場関係数**	860	0.00	50.00	4.334	5.011	999	0.00	50.00	2.018	3.509
親族関係比率	741	0.00	1.00	0.309	0.247	801	0.00	1.00	0.329	0.204
地域内関係比率**	735	0.00	1.00	0.204	0.244	800	0.00	1.00	0.405	0.261
地域外関係比率	745	0.00	1.00	0.208	0.196	815	0.00	1.00	0.203	0.181
職場関係比率**	744	0.00	1.00	0.296	0.241	893	0.00	1.00	0.112	0.159
友人共有数**	530	0.00	4.00	2.832	1.387	793	0.00	4.00	2.752	1.322

ネットワーク規模, ネットワーク数, ネットワーク構成, 親しい人の夫婦共有数のうち, 夫と妻の回答に差があるのは, 地域内関係数, 職場関係数, 地域内関係比率, 職場関係比率, 親しい友人の夫婦共有数である. 広く知られているとおり, 配偶者と比べて, 妻は地域内のネットワークが大きく, 夫は職場のネットワークが大きい.

3.3 世帯特性・個人特性変数

次にコントロール変数について説明する。本稿の従属変数として着目する夫婦間紐帯やネットワーク変数は個人や世帯の特性によって影響を受けていることが予想される。そこでここでは、妻の年齢、子ども的人数、妻教育年数、夫教育年数、妻の就業形態（無職／正規／非正規／自営家族他）と夫の職種（専門、管理、事務＝1とするホワイトカラーダミー）、年間の夫婦の収入（万円）をコントロール変数として投入する。収入については、回答の選択肢の各カテゴリーの中央値を与え、収入 200 万円未満は 150、2000 万円以上のカテゴリーには 2100 を与えた。

まず、対象者・対象世帯の特性の記述統計量は以下のとおりである。

表 4 対象者・対象世帯の特性

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
妻年齢	1021	35	49	41.41	4.160
夫年齢	1013	30	61	43.37	5.800
子ども人数	1021	0	6	1.63	0.958
妻教育年数	1011	9	18	14.051	1.852
夫教育年数	870	9	18	14.597	2.215
夫婦の収入（万円）	940	150	2100	823.777	396.263

妻の平均年齢は 41.41 歳、夫は 43.37 歳、子ども的人数は 0 人から 6 人、妻の教育年数の平均は 14.051 年、夫の教育年数の平均は 14.597 年、夫婦の年収の平均は 823.8 万円である。

次に夫の職種の度数分布と妻の就業形態を示したものが表 5、6 である。

表 5 夫の職種の度数分布表

	度数	%
管理	220	25.6
専門	152	17.7
事務	109	12.7
サービス	28	3.3
販売・営業	128	14.9
保安	12	1.4
運輸	46	5.3
農林漁業	3	0.3
製造	154	17.9
その他	8	0.9
合計	860	100.0

表 6 妻の就業形態の度数分布

	度数	%
無職	381	37.5
正規	138	13.6
非正規	376	37.0
自営家族他	121	11.9
合計	1016	100.0

夫は管理職が最も多く、約 4 分の 1 を占めている。妻は無職が最も多く、次いで非正規となっている。

4. 分析

まず表7の夫婦間紐帯変数とパーソナル・ネットワーク変数の相関係数を確認しておく。夫婦の夫婦間紐帯の回答は相関係数が0.533と高くなっている。夫婦のどちらかが夫婦間の紐帯が強いと回答した場合、その配偶者も夫婦間紐帯が強いと回答する傾向がある。次に妻回答の夫婦間紐帯の強さに有意な相関のあるネットワーク変数は、妻のネットワーク規模、妻の親族関係数、妻の地域内関係数、妻の地域外関係数、妻の親族関係比率、妻の地域内関係比率、夫のネットワーク規模、夫の親族関係数、妻と夫の友人の夫婦共有数である。妻の地域内関係比率以外の相関係数の符号はプラスであり、他の変数については、夫婦間紐帯を代替するのではなく、相乗効果をもっている。妻の地域内関係比率は2変数の相関でみると唯一夫婦間紐帯を低下させている。

次に夫回答の夫婦間紐帯の強さに有意な相関のあるネットワーク変数は、妻のネットワーク規模、妻の親族関係数、妻の親族関係比率、妻の地域外関係比率、夫のネットワーク規模、夫の親族関係数、夫の親族関係比率、夫の地域内関係比率、夫と妻の友人共有数であり、すべての相関係数の符号はプラスである。すべてのネットワーク変数は夫の夫婦間紐帯を代替するのではなく、相乗効果をもっているようにみえる。

表7 夫婦間紐帯変数とパーソナル・ネットワーク変数の相関係数

	妻回答 夫婦間紐帯	夫回答 夫婦間紐帯
妻回答 夫婦間紐帯	1	.533**
夫回答 夫婦間紐帯	.533**	1
妻 ネットワーク規模	.144**	.091*
妻 親族関係数	.121**	.106**
妻 地域内関係数	.067*	0.007
妻 地域外関係数	.069*	0.053
妻 職場関係数	0.033	-0.007
妻 親族関係比率	.103**	.087*
妻 地域内関係比率	-.084*	-0.039
妻 地域外関係比率	0.060	.082*
妻 職場関係比率	0.003	-0.016
夫 ネットワーク規模	.097**	.108**
夫 親族関係数	.095**	.146**
夫 地域内関係数	0.069	0.057
夫 地域外関係数	0.066	0.032
夫 職場関係数	0.051	0.059
夫 親族関係比率	0.061	.086*
夫 地域内関係比率	0.046	.092*
夫 地域外関係比率	-0.024	0.010
夫 職場関係比率	-0.056	-0.061
妻回答 友人夫婦共有数	.214**	.162**
夫回答 友人夫婦共有数	.148**	.210**

次に、妻の従業上の地位と夫婦間紐帯、ネットワーク規模との関連についてみていく。確認しておくとして、妻回答の夫婦間紐帯は (a) 夫は心配事や悩み事を聞いてくれる、(b) 夫は能力や努力を評価してくれる、(f) 夫の心配事や悩みを聞いてあげる、(g) 夫の能力や努力

を評価している、の回答を反転し、「あてはまる」に4点、「まああてはまる」に3点、「あまりあてはまらない」に2点、「あてはまらない」に1点を与えたものを、合計した得点である。ここで使用するデータは妻回答のみである。図1は、妻の就業形態別、夫婦間紐帯の各項目の平均値である。特徴的な点は、正規の妻は他の就業形態の妻よりも夫が自分の能力や努力を評価してくれていると回答しており、すべての項目において最も低い得点であるのは、非正規の妻である。どの就業形態であっても(g)の夫の能力や努力を評価している、という項目の得点をもっとも高くなっている。

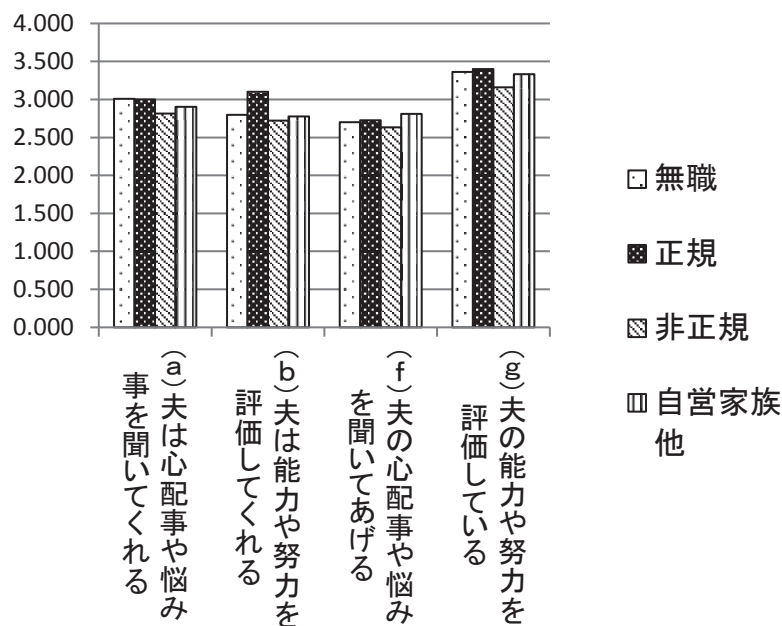


図1 妻の就業形態別夫婦間紐帯各項目の平均値

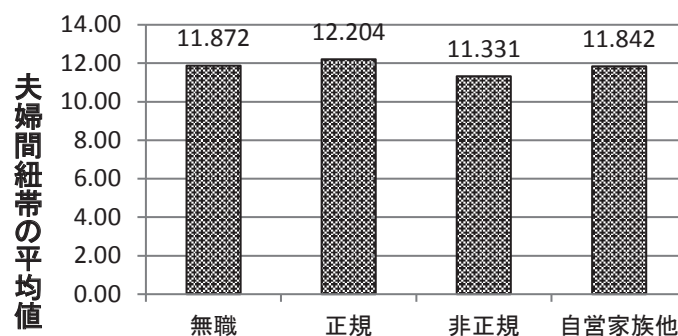


図2 妻の就業形態別夫婦間紐帯得点の平均値

次に、妻の就業形態別に先ほどの4項目の得点を合計した夫婦間紐帯得点の平均値を図にしたもの(図2)を確認していく。多重比較を行ったところ、無職と非正規、正規と非正

規の間にそれぞれ有意な差があった。夫婦間での紐帯が最も脆弱であるのは、非正規雇用の妻であった。

それでは、妻の就業形態とネットワークの関係を見ていこう。図3はそれぞれのネットワークの平均値を妻の就業形態別に示したものである。図3をみると、地域内関係数以外の3つは無職が最も少なく、地域内関係数は正規の妻が最も少ない。親族を日ごろから何かと頼りにし、親しくしている人数の平均が最も多いのは、正規雇用の妻である。地域内関係数が最も多いのは、自営家族従業者等の妻、地域外関係数・職場関係数がともに一番多いのは、これも正規雇用で働く妻である。

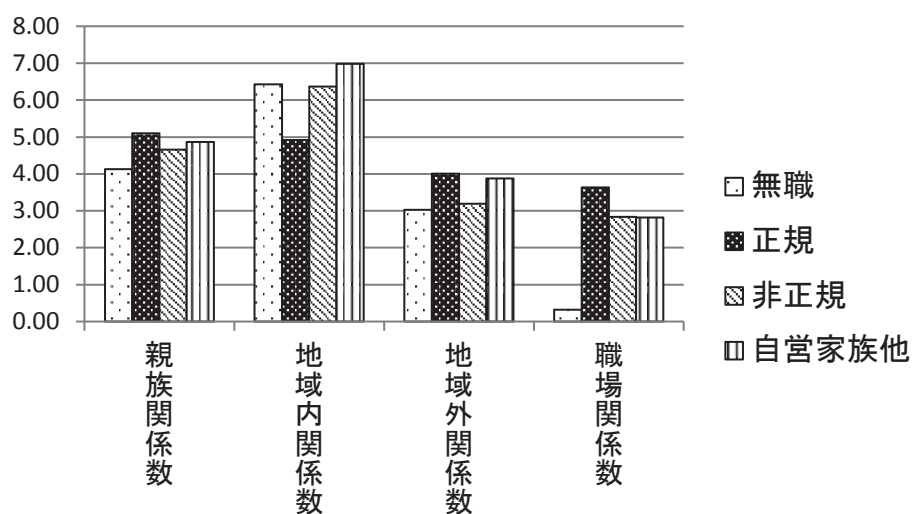


図3 妻の就業形態と各ネットワーク数

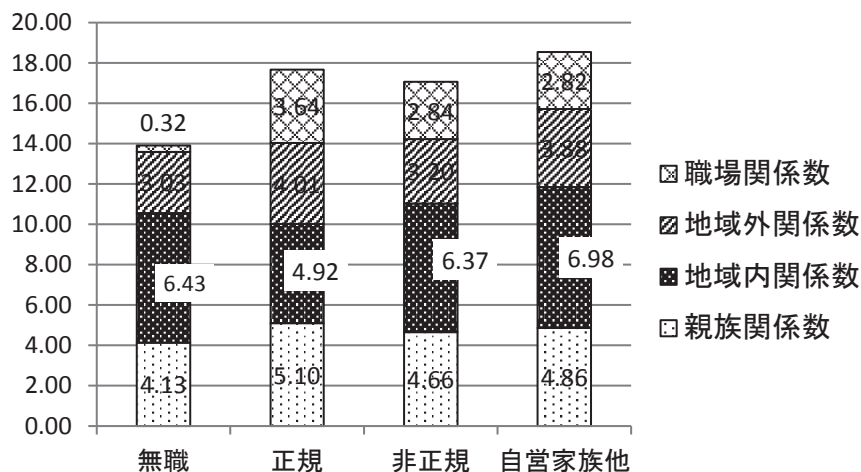


図4 妻の就業形態とネットワーク総数

図4は妻の就業形態別のネットワーク総数をグラフにしたものである。親族、地域内、地

域外、職場のそれぞれのネットワークの数を積み上げた総数は自営家族他の就業形態の妻が最も多く、次いで正規、非正規、無職と続き、無職が最も少なくなっている。専業主婦の職場関係数が最も少ないのは、当然のこととも言えるが、職場関係数を除いても専業主婦の世帯外のパーソナル・ネットワークがもっとも少ない。地域内のネットワークについては、自営家族他で働く既婚女性が最も多く、次いで専業主婦となっている。

以上のように2変数の関係でみると、夫婦間紐帯の強さは非正規の妻がもっとも低く、世帯外ネットワークについては、専業主婦が最も少ない。

それでは、最後に個人属性・世帯属性をコントロールした上で、世帯外のネットワークが夫婦間紐帯にどのような影響を与えているのかを確認する。夫婦間紐帯には、家族内の子どもや、夫婦のそれぞれがもつ世帯外ネットワークも影響を与えていると考えられるが、本稿では、まず夫婦それぞれの回答を別々に取り扱い、探索的な分析を行う。分析方針は図5のとおりである。

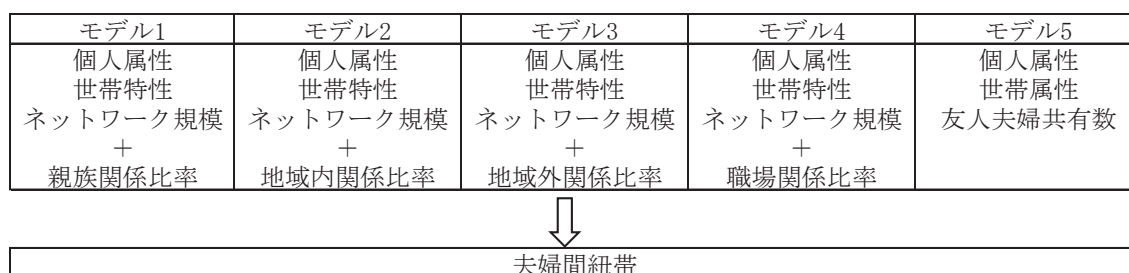


図5 分析方針

モデル0では個人属性、世帯属性を投入し、モデル1~4ではモデル0にネットワーク規模と各ネットワーク変数の組み合わせを投入し、モデル5では、モデル0に友人共有数を投入する。以下ではこれらのモデルのうち、着目する変数が有意であったモデルのみを提示している。また、モデルの適合度や説明力を比較するためではなく、それぞれのネットワーク変数の効果があるのか検討するための分析であるため、モデルごとのサンプル数をそろえてはいない。

表 8 夫婦間紐帯の強さを従属変数とした重回帰分析（夫回答）

	モデル1			モデル2			モデル5		
	非標準化係数 B	標準誤差	標準化係数 ベータ	非標準化係数 B	標準誤差	標準化係数 ベータ	非標準化係数 B	標準誤差	標準化係数 ベータ
(定数)	11.431	1.334	**	11.295	1.331	**	11.399	1.597	**
妻年齢	-0.017	0.024		-0.020	0.024		-0.014	0.028	
子ども人数	-0.320	0.101	**	-0.343	0.101	**	-0.225	0.117	+
妻教育年数	0.053	0.058		0.059	0.058		0.041	0.068	
夫教育年数	0.029	0.052		0.046	0.052		0.011	0.062	
妻無職ダミー（基準）									
妻正規ダミー	0.333	0.295		0.286	0.295		0.687	0.341	*
妻非正規ダミー	-0.446	0.228	+	-0.451	0.227	*	-0.450	0.261	+
妻自営ダミー	0.379	0.318		0.221	0.320		0.271	0.368	
夫ホワイトカラーダミー	0.129	0.219		0.212	0.218		0.341	0.255	
夫婦収入	0.000	0.000		0.000	0.000		0.000	0.000	
夫ネットワーク規模	0.036	0.008	**	0.031	0.008	**			
夫親族関係比率	0.868	0.386	*						
夫地域内関係比率				1.136	0.399	**			
夫地域外関係比率									
夫職場関係比率									
夫：親しい人の夫婦共有							0.315	0.079	**
N		643			643			472	
調整済みR2乗		0.066 **			0.07 **			0.071 **	

注：**：p<0.01，*：p<0.05，+：p<0.10

表 8 は夫回答のデータを用いた夫婦間紐帯の強さを従属変数とした重回帰分析である。地域外関係比率、職場関係比率は有意な効果がなかったため、モデル3、モデル4は示していない。モデル1、2をみると、ネットワーク規模をコントロールした上でも夫の親族関係比率、地域内関係比率が有意な効果を持っている。また、モデル5をみると、夫の親しい人を夫婦で共有しているほど夫婦間紐帯は強くなる。しかしここでは、因果の向きは特定できないので、夫婦間紐帯が強いことが、親しい人を夫婦で共有することにつながるのかもしれない。いずれにせよ、夫のネットワーク規模や親族関係比率、地域内関係比率と夫婦間紐帯はプラスの関係にある。地縁、血縁にうめこまれる傾向が強い夫は夫婦間紐帯が強い。

次に妻の就業形態をみると、基準の無職の妻と比べて非正規はマイナス、正規はプラスの傾向がある。他の変数をコントロールしても非正規の妻をもつ夫が最も夫婦間紐帯が弱い傾向にある。さらに子どもの人数が多いと夫婦間紐帯は弱い傾向にある。それでは次に妻回答のデータを分析していく。

表 9 夫婦間紐帯の強さを従属変数とした重回帰分析（妻回答）

	モデル1				モデル5			
	非標準化係数		標準化係数		非標準化係数		標準化係数	
	B	標準誤差	ベータ		B	標準誤差	ベータ	
(定数)	12.840	1.421		**	13.171	1.402		**
妻年齢	-0.038	0.025	-0.061		-0.024	0.025	-0.040	
子ども人数	-0.313	0.106	-0.118	**	-0.178	0.107	-0.068	+
妻教育年数	0.016	0.061	0.012		0.021	0.060	0.015	
夫教育年数	-0.033	0.056	-0.028		-0.120	0.054	-0.107	*
妻無職ダミー（基準）								
妻正規ダミー	0.029	0.312	0.004		0.233	0.315	0.033	
妻非正規ダミー	-0.417	0.240	-0.079	+	-0.399	0.235	-0.078	+
妻自営ダミー	-0.112	0.345	-0.014		-0.137	0.328	-0.018	
夫ホワイトカラーダミー	0.151	0.234	0.030		0.328	0.229	0.066	
夫婦収入	0.000	0.000	0.072		0.000	0.000	0.069	
妻ネットワーク規模	0.038	0.009	0.164	**				
妻親族関係比率	1.213	0.509	0.095	*				
妻地域内関係比率								
妻地域外関係比率								
妻職場関係比率								
妻:親しい人の夫婦共有					0.364	0.078	0.188	**
N		627				608		
調整済みR2乗		0.052	**			0.058	**	

注：**：p<0.01，*：p<0.05，+：p<0.10

表 9 は妻回答のデータを用いた夫婦間紐帯を従属変数とする重回帰分析である。妻の地域内関係比率，地域外関係比率，職場関係比率は有意な効果がなかったため，分析結果は提示していない。妻の親族関係比率はネットワーク規模をコントロールしても有意なプラスの効果がある。ネットワークの中で親族関係比率が高いことは，夫婦間紐帯に正の効果をもっている。これは夫の結果と同様であるが，99年データを用いて分析を行った野沢（2009）の結果とは異なっている。また，親しい人を夫婦で共有する人数が多いほど夫婦間紐帯は強い傾向あり，こちらも夫回答の分析結果と同様である。また，妻の従業上の地位についても非正規の妻が最も夫婦間紐帯が弱い傾向にある。その他子どもの人数が多いことは夫婦間紐帯が弱いことにつながり，夫の教育年数の長さも夫婦間紐帯の弱さにつながる。

5. 結果のまとめと考察

これまでの分析結果をまとめていこう。本稿での問いは，夫婦間紐帯は世帯外のパーソナル・ネットワークによって代替されるのか否か。そして専業主婦は世帯内外におけるネットワークは他の就業形態で働く妻よりも少ないのか。である。

1つ目の問いについては，代替されていない，あるいは競合はしていないと言える。むしろ夫も妻も世帯外のネットワーク規模が大きいほど，夫婦間紐帯も強いという結果であった。現代日本においてもウェルマン夫妻が実証したように，世帯外のネットワークと夫婦間紐帯は両立するものであった。ネットワーク構成については，夫の地縁・血縁ネットワークの構成割合が高いほど，夫婦間紐帯は強かった。これは野沢（2009）で指摘されていた結果

と同様である。妻回答については、地域内関係比率は効果を持たず、親族関係比率が高いほど夫婦間紐帯が強い傾向にあった。野沢（2009）の分析では、妻についてはネットワーク構成比率が有意な効果をもっていなかった。この理由として、女性のほうが、世帯内関係を優先し、そこに影響を与えない範囲で選択的に世帯外ネットワークを形成・維持している（上野 1987）という仮説を提示している（野沢 2009）。この仮説によってたつとすれば、2008年の妻は、地域内関係を夫婦間紐帯に影響を与えない範囲で調整しているが、親族関係は積極的に活用しており、そのことが夫婦間関係紐帯にもプラスの効果をもっているということが考えられる。この点に関しては、夫と妻のどちらの親族とのネットワークを構成し、どのくらいの接触頻度をもっているのか、地域内のつながりにどのようなサポートを求めているのかといった点についての分析をすることが必要になる。少なくとも夫、妻ともにネットワークに占める親族割合が高いほど、そこがいわゆる磁場となり（野沢 1996）、一定の行動に向かわせるような規範的な力を帯びていると予想される。ここには、夫は妻と比べて職場関係比率が高く、妻は夫と比べて地域内関係比率が高いということも影響している可能性もある。ネットワークのジェンダー差の多くは男女の社会構造上の位置（役割）が異なることに由来する（Moore 1990）が、男女の社会構造上の位置によって、必要に迫られて構成していると予想される夫の職場関係、妻の地域内関係については、夫婦間紐帯に影響を与えていないという点は注目に値するだろう。また夫婦ともに、親しい友人を配偶者と共有している数が多いほど夫婦間紐帯は強くなる。このことはまさに相乗効果ともいえる。少なくとも1999年の時点と比較して、夫婦間紐帯と世帯外ネットワークの関係は大きく変わっていないということが考えられる⁴⁾。世帯外のネットワークは夫婦間紐帯を代替するような強い紐帯とはなっておらず、配偶者サポートの独自性（大日 2012）を傍証する結果となったと言えよう。

さらに、2つ目の問いについて、世帯外のネットワークが少なかったのはやはり専業主婦であった。親族関係数、地域外関係数も、働く既婚女性より少なく、職場関係数を除いたネットワーク全体についても専業主婦が最も少ない傾向にあった。地域内のネットワークは、自営家族他の就業形態で働く女性について専業主婦が多く有していた。35から49歳の子育て期・ポスト子育て期の専業主婦のネットワークの狭さを示していると言えよう。

一方で夫婦間紐帯が弱かったのは、専業主婦ではなく、非正規で働く妻である。そして、非正規で働く妻をもつ夫においても専業主婦をもつ夫と比べて夫婦間紐帯が弱い傾向にあった。専業主婦の孤立や非正規雇用の妻が置かれた状況について今後より詳細に分析を行っていく必要があるだろう。

最後に本稿の限界と課題を述べたい。本稿の限界は、回収されたデータが、妻を通じて調査票を送付し、夫からも回収されたというデータであり、おそらく夫婦関係が良好であるというバイアスがかかっている点を考慮する必要があるということである。さらに、ネットワークには支援的なサポートとなる側面もあれば、制約・拘束・圧力となる側面もある。この

点に関しても今後の課題としたい。また、父子、母子紐帯が夫婦間紐帯に影響を与えている可能性もあると考えられるので、これらも今後の課題である。

[注]

- 1) 前田によれば、パーソナル・ネットワークとは、家族、親族、隣人、同僚、友人など個人が取り結ぶインフォーマルな関係の束であるという。パーソナル・ネットワークは、個人にとって直接的な社会環境であり、正と負の両面の影響力を及ぼしている（前田 2004）。
- 2) 特定の行為者を中心に据えて、その行為者が取り結んでいる関係を切り取って分析する場合、それを「エゴセントリック・ネットワーク」と呼び、焦点となっている行為者が個人であれば、それを「パーソナル・ネットワーク」あるいは「個人ネットワーク」と呼ぶ（野沢 1999）。
- 3) 調査は、1世帯から複数名の回答を得るよう、最初に妻に依頼し、妻を通して夫、および子ども1名（小学4年生～18歳まで、複数いる場合は範囲内の長子）にも協力をお願いした。サンプリングは、調査地点を100地点とし、該当圏内を10のブロック地点を割り当て、ブロックごとに世帯類型の出現比率を考慮して、住民基本台帳から抽出した。実査は2008年6月に訪問留置法により行った。回収世帯は、1,021世帯（総アタック数3,883、回収率26.3%）である（木村・田中 2010）。
- 4) ただし、野沢（2009）の分析とは夫婦間紐帯の変数の作成法や分析モデルに投入している変数も異なるため、解釈には注意が必要である。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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。

[参考文献]

- 赤枝尚樹, 2013, 「都市は人々のパーソナリティに悪影響をもたらすのか——日本における都市疎外理論の検討」『年報人間科学』(34): 125-139.
- 天木志保美, 2007, 『ケアと社交——家族ジェンダーの社会学』ハーベスト社.
- Bott, Elizabeth, 1955, “Urban Families: Conjugal Roles and Social Networks,” *Human Relations*, 8(4): 345-384. (=2006, 野沢慎司訳「都市家族——夫婦役割と社会的ネットワーク」野沢慎司編・監訳『リーディングス ネットワーク論——家族・コミュニティ・社会関係資本』勁草書房, 35-91.)
- Betty, Friedan, 1963, *The Feminine Mystique*, New York: W. W. Norton. (=三浦富美子訳, 2004, 『新しい女性の創造 改訂版』大和書房.)

- 大日義晴, 2012, 「配偶者サポートの独自性——NFRJ08 データを用いた計量分析」『家族社会学研究』24(2): 189-199.
- 原田謙, 2016, 「未婚者のソーシャル・ネットワークと健康——孤独感と生活習慣を経路とした影響」『季刊家計経済研究』SPRING 110: 43-52.
- 稲葉昭英, 2001, 「夫婦間サポートのパターンと発達的变化」岩井紀子編『現代日本の夫婦関係』日本家族社会学会全国家族調査 (NFR) 研究会, 59-70.
- 稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人, 2016, 『日本の家族 1999-2009——全国家族調査「NFRJ」による計量社会学』東京大学出版会.
- 金澤悠介, 2014, 「社会関係資本からみた社会的孤立の構造」辻童平・佐藤嘉倫『ソーシャル・キャピタルと格差社会——幸福の計量社会学』東京大学出版会, 137-152.
- 木村清美・永井暁子, 2004, 「現代核家族調査」の概要『季刊家計経済研究』AUTUMN 64: 13-17.
- 木村清美・田中慶子, 2010, 「現代核家族調査」の概要『季刊家計経済研究』SPRING 86: 16-20.
- LEGATUM INSTITUTE, 2017, *The Legatum Prosperity Index 2017*, (Retrieved March 13, 2018, http://prosperitysite.s3-accelerate.amazonaws.com/3515/1187/1128/Legatum_Prosperty_Index_2017.pdf)
- 前田尚子, 2004, 「パーソナル・ネットワークの構造がサポートとストレーンに及ぼす効果——育児期女性の場合」『家族社会学研究』16(1): 21-31.
- 正岡寛司・望月嵩, 1988, 『現代家族論』有斐閣.
- 松田 智子・玉里 恵美子・杉井 潤子, 2000, 「中高年期の夫婦関係とソーシャル・ネットワーク——夫と妻のズレを中心に(特集 少子高齢化を家族から読み解く)」『生協総合研究所』289: 27-35.
- 目黒依子, 1987, 『個人化する家族』勁草書房.
- Moore, Gwen, 1990, "Structural Determinants of Men's and Women's Personal Networks," *American Sociological Review*, 55: 726-735.
- 森岡清美, 1993, 『現代家族変動論』ミネルヴァ書房.
- 長津美代子, 2004, 「中高年期におけるパーソナル・ネットワークと夫婦の情緒的統合およびウェルビーイング」『日本家政学会誌』55(2): 121-133.
- 野沢慎司, 1999, 「家族研究と社会的ネットワーク論」野々山久也・渡辺秀樹編『家族社会学入門—家族研究の理論と方法』文化書房博文社, 162-191.
- , 2008, 「選択的ネットワーク形成と家族変動」『家族社会学研究』20(1): 38-44.
- , 2009, 『ネットワーク論に何ができるか——「家族・コミュニティ問題」を解く』勁草書房.
- 落合恵美子, 1997, 『21 世紀家族へ——家族の戦後体制の見かた・超えかた (新版)』有斐

関.

——, 1998, 「新しいパラダイムの課題」『家族社会学研究』10(1): 145-150.

Parsons, Talcott and Robert Freed, Bales, 1955, *Family: Socialization and Interaction Process*, Free Press. (=橋爪貞雄ほか訳, 1970-1972, 『核家族と子どもの社会化』黎明書房. 1981年『家族——核家族と子ども社会化』に改題).

施利平, 2012, 『戦後日本の親族関係——核家族化と双系化の検証』勁草書房.

上野千鶴子, 1987, 「選べる縁・選べない縁」栗田靖之編『日本人の人間関係』ドメス出版, 226-243.

Wellman, Beverly and Barry Wellman, 1992, “Domestic Affairs and Network Relations,” *Journal of Social and Personal Relationships* 9:385-401.

山田昌弘, 2004, 「家族の個人化」『社会学評論』54(4): 341-354.

山根常男・野々山久也, 1967, 「日本における核家族の孤立化と親族組織——家族と社会に関する仮説的考察」『社会学評論』18(1): 64-84.

大和礼子, 2017, 『オトナ親子の同居・近居・援助——夫婦の個人化と性別分業の間』学文社.

渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子, 2004, 『現代家族の構造と変容——全国家族調査(NFRJ98)による計量分析』東京大学出版会.

夫婦間における性別役割意識が妻の就業に及ぼす影響

——夫の家事頻度に着目して——

田中 茜

(中央大学)

本研究は、夫婦間における性別役割意識の組み合わせが妻の就業に及ぼす影響を検討した水落（2010）の研究に対して、夫の家庭役割を示す家事参加の影響の検討を加える。具体的には、夫婦の意識が就業選択に及ぼす影響が、夫の家事参加によって変化するか否かについて検討する。

分析の結果、男性の家事参加が、正規就業と非正規就業を問わず就業に対して有意な正の関連をもっていることから、男性が家庭役割を分担することの重要性が確認された。更に意識と家事参加の関連については、夫婦ともに平等的な意識を持っている場合は、夫の家事参加の多寡は就業に影響しないものの、夫婦で意識が異なる際には、夫の家事行動が妻の就業を促すことが明らかになった。

1. はじめに

女性の社会進出がすすみ、高度経済成長期に一般化した稼得役割とケア役割が分業されていた世帯内の体制が徐々に変化しつつある。女性に関しては、仕事と家庭をどのように両立させていくのかという問題が、男性に関しては家事育児の参加が低いことが、家族社会学では主流の課題として取り組まれてきた。性別役割分業に関する人々の意識は、男女ともに近年になるにつれて平等化しているものの、男性の家事参加率が低いという傾向は、国際比較からもみても明らかである。意識上では男女平等が望ましいという平等化が見られる一方で、実際の行動として、男性の家事参加率の増加や、育て期における女性の就業率の上昇といった顕在化した形での平等化は見えてこない。

そこで本研究では女性の就業に対して、夫の意識と家事参加が及ぼす影響について検討する。特に意識に関しては水落（2010）において、夫婦間の意識の相違が重要であることが指摘されている。そこで、本研究では水落（2010）の分析モデルを踏襲しつつ、夫の家事参加が持つ意味に着目する。

2. 夫の意識と行動にかんする研究

水落（2010）では、夫婦の意識の一致・不一致が妻の就業選択に与える影響について検討している。分析の結果、夫婦のいずれかが平等意識をもっている場合、夫婦ともに分業意識を持つ場合に比べて就業確率が高まることが明らかになっている。さらに夫婦ともに平等意識を持つ場合は、いずれかが平等意識を持つ場合に比べて効果が3倍であることが指摘されている。しかし冒頭でも述べたように、どんなに夫が平等意識をもっている、時間的

制約によって家事参加ができない場合には、妻がそれを全面的に担わざるを得ない。夫の家事行動と妻の就業に関する研究は、夫が家事・育児参加に協力的であると妻の就業が促されること（山上 1999）や、夫の平均帰宅時間がはやくことが妻の正規就業確率を高めること（藤野 2002）が示されている。

本研究では、夫がもつ性別役割分業意識が妻の就業に及ぼす影響が、実際に夫がどれだけ家庭役割を担うかという行動によって変化するか否かについて検討する。

現時点での着目する層については以下の通りである。

仮説①：妻が平等的な意識を持つ一方で夫が分業意識をもつ世帯では、夫が家事分担を行わないことによって、女性が家事分担を引き受けざるを得なく、無職になりやすい。

仮説②：夫婦ともに平等的な意識を持つ世帯において、夫の家事参加が少ないことが妻の就業を妨げている。

3. 使用データ・使用変数・分析方法

3.1 使用データ

本研究で用いるデータは家計経済研究所「現代核家族調査 2008」である。調査の特徴としては、首都圏を中心にとられた調査であり、妻が 35～49 歳の核家族世帯に限定されており、その妻、夫、子どもに調査を行なっている。本研究では妻と夫の回答を用いるため、ダイアドデータ構造になっている。

3.2 使用変数

以下の使用変数の操作化について説明する。

従属変数は妻の従業状態を用いる。無職、正規雇用、非正規雇用の 3 カテゴリに分類した。自営業・内職の女性については分析から除外した。

本研究において主に着目する説明変数としては、性別分業意識のうち、「子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ」という質問項目「母親の育児専念」を用いる。性別役割意識については 2 つの操作化をおこなう。

(A) 夫婦それぞれの意識

1 賛成 2 まあ賛成 3 やや反対 4 反対の 4 件法で尋ねられたものをそのまま用いる。値が大きいほど、男女平等意識をもっている。

(B) 夫婦の意識の組み合わせ

1 賛成 2 まあ賛成を「賛成」、3 やや反対 4 反対を「反対」とする 2 値に変換したのちに、妻と夫のそれぞれの 4 つの組み合わせを作成した。カテゴリは「夫婦とも伝統（賛成・賛成）」・「夫婦とも平等（反対・反対）」・「妻伝統 夫平等（賛成・反対）」・「妻平等・夫伝統（反対・賛成）」である。

家事時間：料理、片付け、掃除、洗濯それぞれについて、月あたりの頻度に直した後に

たし合わせた。

その他の統制変数については以下の通りである。なお水落（2010）の操作化を踏襲している。妻最終学歴は、中学・高校／短大・高専・専門／大学・大学院の3カテゴリで短大・高専・専門を基準カテゴリとした。妻年齢は35～39歳(ref.)／40～44歳／45～49歳，夫年収は500万未満／500～700万未満／700～1000万未満(ref.)／1000万以上，子どもの有無と末子年齢については，子どもなし／0～2歳／3～5歳(ref.)／6～11歳／12歳以上のカテゴリにした。さらに持ち家ダミーと結婚経過年数を投入している。

表1には分析で用いる記述統計量を示した。

3.2 分析対象，分析方法

分析には使用変数に欠損のないケースで，かつ夫が無職のケースは分析から除外した657ケースである。なお用いる分析方法は，妻の就業状況を従属変数とする多項ロジスティック回帰分析で，基準カテゴリは無職である。

表 1 記述統計量

(N=657)		Mean	Std. Dev.	Min	Max
妻就業状態	ref. 無業				
	正規	0.158	0.365	0	1
	非正規	0.419	0.494	0	1
性別役割意識	妻の母親育児専念	2.030	0.817	1	4
	夫の母親育児専念	1.869	0.808	1	4
母親育児専念意識の組み合わせ	ref. 夫婦とも賛成	0.686			
	夫婦とも反対	0.097	0.297	0	1
	妻賛成、夫反対	0.081	0.273	0	1
	妻反対、夫賛成	0.135	0.342	0	1
夫の家事参加	夫の家事頻度	14.161	18.335	0	120
妻の最終学歴	中学・高校	0.304	0.461	0	1
	ref. 短大・高専・専門				
	大学・大学院	0.250	0.433	0	1
妻の年齢	ref. 35～39歳				
	40～44歳	0.329	0.470	0	1
	45～49歳	0.286	0.452	0	1
夫の年収	500万未満	0.256	0.437	0	1
	500～700万未満	0.275	0.447	0	1
	ref. 700～1000万未満				
	1000万以上	0.196	0.398	0	1
子どもの有無と末子年齢	子どもなし	0.154	0.361	0	1
	0～2歳	0.131	0.338	0	1
	ref. 3～5歳				
	6～11歳	0.266	0.442	0	1
	12歳以上	0.294	0.456	0	1
持ち家		0.627	0.484	0	1
結婚経過年		13.624	6.159	0	31

4. 分析結果

4.1 記述統計

表 2 には子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだという意識についての夫婦の分布を示した。男性の方が賛成する割合が高いものの、女性でも約 8 割弱が賛成意見を持っている。

表 2 母親の育児専念にかんする意識

	賛成	まあ賛成	やや反対	反対	計
妻	171	333	115	38	657
%	26.03	50.68	17.5	5.78	100
夫	233	307	87	30	657
%	35.46	46.73	13.24	4.57	100

次に表 3 では夫婦の意識の組み合わせについて見てみる。夫婦ともに賛成で一致する組み合わせは全体の 7 割弱を占める一方で、夫婦ともに反対で一致する割合は全体の 1 割弱である。「男は外、女は家」という性別役割分業意識は近年になるにつれ平等化しているものの、子どもが小さいうちは女性が仕事ではなく育児に専念すべきという伝統的な意識をもつ夫婦が多いことがわかる。

表 3 夫婦の意識の組み合わせ¹⁾

		夫		計
		反対	賛成	
妻	反対	64	89	153
		9.74	13.55	23.29
	賛成	53	451	504
		8.07	68.65	76.71
計		117	540	657
		17.81	82.19	100

最後に表 3 でみた夫婦の意識の組み合わせごとに妻の就業状態と夫の家事時間の分布を確認する(表 4)。夫婦ともに伝統である場合には、妻が無職である割合が 48%である一方で、夫婦ともに平等である場合には、妻が無職である割合は 13%と就業状況に大きな違いがあることが確認できる。更に夫婦で意識が一致していない組み合わせに着目すると、妻が平等意識を持つほうが、就業する割合が高い。夫の家事時間については、夫婦ともに平等意識を持つ家庭での夫の家事時間は他のカテゴリと比較しても長い傾向がある。

表 4 夫婦の意識の組み合わせごとにみた妻の就業状態と夫の家事時間

意識の組み合わせ	mean	S.D.	min.	max.	意識の組み合わせ	mean	S.D.	min.	max.		
妻就業状態					妻就業状態						
無職	48%				無職	43%					
正規	10%				正規	23%					
妻夫とも伝統	非正規	42%			妻伝統 夫平等	非正規	34%				
N=451	夫家事時間	11.53	15.55	0	120	N=53	夫家事時間	16.04	19.10	0	72
妻就業状態					妻就業状態						
無職	13%				無職	34%					
正規	48%				正規	20%					
妻夫とも平等	非正規	39%			妻平等 夫伝統	非正規	46%				
N=64	夫家事時間	27.94	25.42	0	98	N=89	夫家事時間	16.49	20.23	0	84

4.2 分析結果

次に性別役割分業意識と妻の就業の関連を見るために、統制変数を投入した多変量解析の分析結果を示す。推定モデルは3つあり、モデル1は性別役割意識と統制変数、モデル2はモデル1に夫の家事頻度を投入した。さらにモデル3では、性別役割意識と夫の家事頻度の交互作用項を投入することによって、意識が就業選択に及ぼす影響が、夫の家事参加によって異なることを検討する。

最初に夫婦の意識を個別に投入した分析結果を表5に示した。先行研究の通り、妻の意識が反対であるほど、正規にも非正規にもなりやすいことが示されている。さらに夫の意識が反対であることは妻の正規就業をしやすくする一方で非正規就業に対しては有意な関連をもっていない。夫の家事参加を投入したモデル2でも、その傾向は変化しない。夫の家事参加は、正規就業、非正規就業ともに正の関連が見られる。モデル3では、夫の意識が正規就業確率を高めるものの、その効果は家事参加が多いほど強まることわかる。正規就業については、モデル2で夫の意識が、0.531で統計的に有意な関連があったのに対して、交互作用を投入したモデル3では、意識の主効果（つまり家事頻度が0の場合は）0.263で統計的に有意な関連は見られず、交互作用項は0.017で有意な関連が見られている。

表5 意識の個別効果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規
妻の母親育児専念	0.782*** (0.164)	0.412*** (0.134)	0.616*** (0.170)	0.395*** (0.135)	0.612*** (0.173)	0.385*** (0.134)
夫の母親育児専念	0.592*** (0.170)	0.135 (0.128)	0.531*** (0.172)	0.112 (0.128)	0.263 (0.215)	-0.039 (0.153)
夫家事			0.042*** (0.008)	0.015* (0.008)	0.009 (0.020)	-0.010 (0.015)
夫意識×夫家事					0.017* (0.009)	0.014* (0.008)
妻学歴 (ref.短大・高専)						
中学・高校	0.045 (0.323)	0.171 (0.226)	0.334 (0.332)	0.211 (0.227)	0.347 (0.333)	0.223 (0.227)
大学・大学院	0.767** (0.301)	0.252 (0.240)	0.737** (0.316)	0.245 (0.243)	0.717** (0.323)	0.244 (0.243)
妻年齢 (ref.35-39歳)						
40-44歳	-0.295 (0.333)	0.011 (0.256)	-0.454 (0.347)	0.000 (0.257)	-0.468 (0.349)	-0.012 (0.259)
45-49歳	-0.532 (0.446)	-0.746** (0.336)	-0.734 (0.480)	-0.755** (0.338)	-0.721 (0.479)	-0.751** (0.340)
夫の年収 (ref.700-1000万未満)						
500万未満	0.855** (0.337)	0.802*** (0.279)	0.544 (0.345)	0.761*** (0.284)	0.558 (0.351)	0.766*** (0.284)
500-700万未満	0.412 (0.321)	0.631** (0.252)	0.377 (0.335)	0.645** (0.252)	0.385 (0.341)	0.653*** (0.253)
1000万以上	-1.016** (0.452)	-0.281 (0.274)	-0.999** (0.465)	-0.243 (0.275)	-0.999** (0.482)	-0.221 (0.275)
末子年齢 (ref.3-5歳)						
子どもなし	1.000** (0.427)	1.159*** (0.348)	0.878** (0.441)	1.141*** (0.352)	0.915** (0.441)	1.162*** (0.352)
末子0-2歳	-0.165 (0.386)	-1.091** (0.446)	-0.470 (0.410)	-1.141*** (0.438)	-0.549 (0.429)	-1.183*** (0.438)
末子6-11歳	-0.004 (0.478)	1.148*** (0.301)	-0.047 (0.480)	1.135*** (0.303)	-0.007 (0.480)	1.160*** (0.306)
末子12歳以上	1.405*** (0.535)	1.731*** (0.377)	1.486*** (0.539)	1.733*** (0.384)	1.550*** (0.537)	1.779*** (0.384)
持ち家ダミー	0.264 (0.276)	0.117 (0.211)	0.176 (0.291)	0.101 (0.212)	0.189 (0.297)	0.109 (0.214)
結婚経過年	-0.015 (0.038)	0.056** (0.027)	-0.014 (0.040)	0.058** (0.027)	-0.018 (0.040)	0.054** (0.027)
切片	-4.527*** (0.654)	-3.052*** (0.524)	-4.528*** (0.681)	-3.150*** (0.533)	-3.977*** (0.761)	-2.854*** (0.547)
-2対数尤度	1127.99652		1089.9224		1085.55786	
疑似決定係数	0.1586		0.187		0.1902	
サンプル数			657			

次に夫婦の意識の組み合わせの効果をみた分析結果を表 6 に示した。まずモデル 1 の結果からは、夫婦ともに反対の意見で一致していると、正規就業、非正規就業ともにつきやすいことがわかる。さらに他の意見の組み合わせであっても、夫婦のどちらかが反対意見を持つことで、就業することに対して正の影響をもつことがわかる。妻が反対で夫が賛成であっても、正規就業、非正規就業ともに正の関連がある。モデル 2 においては夫の家事参加は就業に対して正の関連があることがわかる。モデル 3 で検討した交互作用については、夫婦で意見が異なる場合に交互作用項が有意であることが示されている。

表 6 意識の組み合わせの効果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規
母親育児専念意識の組み合わせ						
夫婦とも賛成 (ref)						
夫婦とも反対	3.044*** (0.464)	1.710*** (0.481)	2.581*** (0.487)	1.578*** (0.487)	2.574*** (0.599)	1.494*** (0.575)
妻賛成、夫反対	0.922** (0.441)	0.116 (0.376)	0.848** (0.417)	0.060 (0.368)	-1.199 (0.873)	-0.797 (0.503)
妻反対、夫賛成	1.238*** (0.361)	0.740** (0.296)	1.042*** (0.383)	0.705** (0.296)	0.634 (0.547)	0.264 (0.377)
夫家事			0.041*** (0.008)	0.013* (0.008)	0.028*** (0.009)	0.002 (0.008)
夫婦とも賛成×夫家事頻度						
夫婦とも反対×夫家事頻度					0.008 (0.017)	0.011 (0.018)
妻賛成、夫反対×夫家事頻度					0.133*** (0.035)	0.094*** (0.032)
妻反対、夫賛成×夫家事頻度					0.036 (0.023)	0.041* (0.022)
妻学歴 (ref.短大・高専)						
中学・高校	-0.033 (0.324)	0.128 (0.227)	0.249 (0.331)	0.162 (0.228)	0.236 (0.343)	0.203 (0.229)
大学・大学院	0.706** (0.313)	0.249 (0.245)	0.695** (0.324)	0.254 (0.246)	0.687** (0.329)	0.249 (0.250)
妻年齢 (ref.35-39歳)						
40-44歳	-0.315 (0.335)	0.035 (0.258)	-0.474 (0.351)	0.037 (0.259)	-0.455 (0.361)	0.003 (0.266)
45-49歳	-0.588 (0.446)	-0.763*** (0.344)	-0.789* (0.476)	-0.768** (0.346)	-0.836* (0.479)	-0.801** (0.351)
夫の年収 (ref.700-1000万未満)						
500万未満	0.886** (0.349)	0.843*** (0.280)	0.547 (0.353)	0.801*** (0.283)	0.538 (0.365)	0.797*** (0.285)
500-700万未満	0.285 (0.328)	0.584** (0.252)	0.262 (0.339)	0.605** (0.252)	0.294 (0.345)	0.605** (0.254)
1000万以上	-0.973** (0.450)	-0.279 (0.277)	-0.969** (0.467)	-0.240 (0.278)	-0.960** (0.468)	-0.222 (0.281)
末子年齢 (ref.3-5歳)						
子どもなし	0.868** (0.427)	1.093*** (0.350)	0.750* (0.439)	1.076*** (0.354)	0.880* (0.450)	1.143*** (0.362)
末子0-2歳	-0.299 (0.408)	-1.149*** (0.444)	-0.567 (0.434)	-1.189*** (0.435)	-0.703 (0.472)	-1.262*** (0.443)
末子6-11歳	-0.061 (0.476)	1.135*** (0.303)	-0.125 (0.474)	1.112*** (0.303)	-0.080 (0.469)	1.145*** (0.311)
末子12歳以上	1.369** (0.545)	1.711*** (0.381)	1.438*** (0.547)	1.704*** (0.385)	1.607*** (0.544)	1.789*** (0.393)
持ち家ダミー	0.204 (0.284)	0.095 (0.211)	0.101 (0.298)	0.077 (0.212)	0.126 (0.309)	0.098 (0.216)
結婚経過年	-0.014 (0.039)	0.057** (0.027)	-0.012 (0.041)	0.059** (0.027)	-0.018 (0.041)	0.056** (0.027)
切片	-2.128*** (0.504)	-2.166*** (0.421)	-2.509*** (0.537)	-2.317*** (0.431)	-2.321*** (0.559)	-2.210*** (0.434)
-2 対数尤度	1123.8634		1086.91218		1067.96116	
疑似決定係数	0.1617		0.1892		0.2034	
サンプル数	657					

5. 結論

単独で夫婦それぞれの意識と妻の就業状況について検討した分析からは、妻が性別役割分業意識にたいして反対であると無業に比べて正規就業、非正規就業になりやすいこと、さらに夫の平等的な意識は正規就業にのみ関連していた。以上の知見は水落（2010）と同じ結果である。また夫の意識と夫の家事頻度の交互作用項は正規就業に対して正の関連がみられた。

次に夫婦の意識の組み合わせと妻の就業状況について検討した分析では、夫婦ともに分業意識に否定的であると正規、非正規になりやすいこと、夫婦の意識が一致していない場合、夫の家事頻度との交互作用項が有意（ただし意識の組み合わせの主効果は有意ではない）結果が出ている。仮説①については、非正規就業においてのみ、夫の家事参加が多いほど就業しやすくなる結果が示されている。仮説②に関しては、夫婦ともに平等意識を持っていることの影響は夫の家事参加には影響をもたないことがわかった。

妻の就業選択には妻自身の意識が強く影響していることが確認されたが、正規就業に関しては夫の意識も影響することが明らかになった。また、意識だけではなく、夫の家事参加も就業を促進する影響をもっていたことから、家庭役割を男性が担うことの重要性が見いだされた。更に意識と家事参加の関連については、夫婦ともに平等である場合は家事参加の頻度の多寡は影響しないものの、夫婦で意識が異なる際には夫の行動が妻の就業を促すことが明らかになった。

最後に本研究の限界点を述べる。妻の就業と夫の家事参加と夫婦の意識の関連については互いに影響し合っていることは容易に想定される。しかし本研究では、夫婦の意識が妻の就業に影響を及ぼす因果関係に限定して検討を行った。ここで考えられるのは、妻が正規就業をしているから、夫が家事を多く分担し、意識が平等化するという逆因果であることも十分に考えられる。明確に因果の向きを特定することは困難であるが、インタビュー調査や結婚時と育児期における意識の変化を把握できるデータを用いることによって、解明できる部分があると考えている。

[注]

- 1) 表内下段はセルパーセントを表示している。
- 2) 夫が無職のケース数は6であった。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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。家計経済研究所の田中慶子先生、坂口尚文先生からは大変勉強になる助言をいただきました。記して感謝いたします。

〔参考文献〕

- 藤野敦子, 2002, 「子どものいる既婚女性の就業選択——夫の働き方, 性別役割意識が及ぼす影響」 季刊家計経済研究 56 (4), 48-55.
- 水落正明, 2010, 「夫婦の性別役割意識と妻の就業」, 季刊家計経済研究 86, 21-30.
- 山上俊彦, 1999, 「出産・育児と女性就業の両立可能性について」, 季刊社会保障研究 35(2), 52-64.

家庭内の親密性の多様性とその影響

毛塚和宏

(東京大学)

本論文の目的は、日常における相互行為に着目して、親密性を記述し、その規定要因と影響を分析することである。2008年に行われた核家族調査の夫婦データを用いて、朝食・夕食・会話頻度・家の居場所を指標とした潜在クラス分析を行い、親密性のパターンを抽出した。次に、抽出したパターンの規定要因を、多項ロジスティック回帰分析で分析を行った。最後に、これらの親密性のパターンが夫婦関係満足度、悩みの傾聴、抑うつ傾向への程度影響を与えているか確認した。結果、以下の3つの結果を得た。1) A.朝食を毎日一緒に食べる層、B.夕食を毎日一緒に食べる層、C.どちらも一緒に食べない層の3つのパターンが析出した。2) Aは同居子がおらず共働きの家庭が多く、Cは同居子がいる、夫が四大卒で労働時間の長い家庭が多い。3) A, B, Cの順でメンタルサポートが機能している。

1. 親密性とそのあり方

1.1 親密性の議論

近年、社会学において「親密性」という概念が注目されている。親密性（もしくはそれによって織りなされる親密圏）という言葉はA. ギデンズなどが議論し、社会学に浸透していった。ギデンズは、「純粋な関係性」という言葉を用いて、セクシュアリティの変化を議論した（Giddens 1992=1995）。純粋な関係性とは関係を結ぶこと自体を目的とし、その関係から得られる満足感が続く限り維持される・しようとする関係性のことを指す。後期近代においては、家庭や恋人関係などの親密性は、純粋な関係性に置き換わっていくことで変容していった、とギデンズは述べている。

このように、親密性に関する議論のスタートには、性的な関係を含む議論があった。しかし、日本の文脈における親密性の議論には性的な関係に関する議論は抜け、家族における共同性と結びつけられて議論されることが多い（野口 2013）。これは日本では家族を親密圏の一つとして捉え返す流れがあったからかもしれない（久保田 2011）。久保田裕之は家族社会学における親密圏の議論において、家族における親密性や親密圏はケアの源泉として期待されている側面がある、ということ指摘している（久保田 2011: 85）。

1.2 社会調査によるアプローチの困難

しかし、この親密性（あるいは親密圏、親密な関係）に対する社会調査データを用いたアプローチは少ない。その理由はいくつかあるだろうが、そもそも親密性の定義が領域や研究者によって異なっていること、そして概念的定義はできても操作的定義が困難である、とい

うことの2点が主な要因であろう。

親密性の定義でいえば、ギデンズの純粋な関係性の議論から教科書的には「愛情を中心とした感情を頻繁にやり取りすること」(岩間ほか 2015: 201) ととらえられる一方で、齊藤純一は「具体的な他者の生への配慮/関心をメディアとするある程度持続的な関係性」(齊藤 2003: vi) と親密圏を定義している。また、筒井淳也は親密な関係を「相互行為の蓄積を通じて、お互いがお互いの情報を知り合っているような関係」(筒井 2013: 572-573) と定義している。いずれも親密性に関連する物事への定義を与えているが、その言及のしかたは異なっている。

さらなる困難は、これらの定義を操作化しようとするときに生じる。たとえば夫婦の親密性を測定しようとするとき、先の概念的定義はどのような問題が生じるだろうか。関係の持続性は結婚年数などで測定できるかもしれないが、「愛情を中心とした感情のやり取り」といった情緒的な相互行為は質問紙による測定は難しいだろう。また「生への配慮/関心」の測定もまたやはり難しい。親密性は理論的に重要な概念であるものの、それをどのように実証研究で扱うか、大きな課題がある。

1.3 本論文の目的と構成

その点でいえば、筒井の定義はシンプルであり、社会調査を用いた計量分析の俎上に載せやすい。本論文では、筒井の定義を援用しつつ、親密性のあり方とその規定要因、および影響を探索的に分析することを目的とする。具体的には、家庭内における夫婦の日常的な相互行為に着目して、潜在クラス分析を用いて親密性のパターンを抽出することを試みる。このようにして、社会における親密性にはどのようなパターンがありうるのか、実態を把握することができる。

また、本論文では親密性のパターンの規定要因とその影響についても分析を行う。特に、影響について、筒井は親密な関係がメンタルサポートの供給源であることを指摘している(筒井 2008)。本論文では夫婦関係満足度や悩みの傾聴、抑うつ傾向についてその影響を見ていく。このような試みを通じて、親密性に関する議論の理論・実証研究の間を架橋することが、本論文の大きな狙いである。

本論文の構成は次の通りである。まず第2節では潜在クラス分析を用いて親密性のパターンを抽出する。第3節では得られた親密性のパターンの要因について、夫婦共通な要因とそれぞれの要因に分けて分析を行う。続く第4節では親密性のパターンの違いがメンタル的な側面にどのような影響を与えているのか分析をする。第5節では最後に結果をまとめる。

2. 潜在クラス分析による親密性パターンの抽出

本節では潜在クラス分析を用いて、家庭における親密性を日常生活における相互行為か

ら抽出することを試みる。まずデータと潜在クラス分析について説明し、使用する変数について説明をする。そのうち、潜在クラス分析によって親密性のパターンを抽出する。

2.1 使用するデータ

本論文では「現代核家族調査, 2008」を用いる（以下、簡単に核家族調査と呼ぶ）。核家族調査は家計経済研究所が 2008 年に実施した社会調査であり、首都圏（東京駅から 30 キロ圏内）の核家族世帯を対象としている。具体的には 35 歳～49 歳の妻を中心としてサンプリングを行い、妻・夫・長子に対して質問紙調査を行っている。有効サンプルは 1020 世帯あり、回収率は 26.3%であった。

家庭における夫婦の親密性を捉える上では、夫婦どちらにも同じ質問をしている核家族調査は本分析に最適なデータセットである。

2.2 潜在クラス分析

分析では潜在クラス分析を用いて、親密性を抽出する。潜在クラス分析とは、観測された離散変数（顕在変数）から回答のパターンを分類する統計手法の一つである（詳細はたとえば Vermunt (1997), 三輪 (2009) を参照）。ここで分類されたパターンが潜在変数と呼ばれる。今回の分析に沿って言えば、顕在変数は「日常における相互行為」であり、潜在変数は「親密性」となる。

潜在クラス分析は因子分析に似ているが、異なる点もある。潜在クラスは因子分析と異なり、多くの変数を顕在変数として用いることが難しい。というのも、潜在クラス変数がログリニア分析と同様にクロス表をベースとして分析を行うので、顕在変数からなる多重クロス表において一部のセルの度数が 0 である場合、推定が安定しないことがあるからである。そこで本分析では変数を絞り、夫婦 4 変数、計 8 変数からなる顕在変数を用いて分析する。

2.3 使用する変数

表1 潜在クラス分析に用いる変数とその記述統計

変数名	値	夫度数	夫%	妻度数	妻%
朝食	毎日○・夫婦○	244	30.73	217	27.33
	毎日○・夫婦×	242	30.48	487	61.34
	毎日×・夫婦○	25	3.15	7	0.88
	毎日×・夫婦×	103	12.97	21	2.64
	食べない	180	22.67	62	7.81
夕食	毎日○・夫婦○	290	36.52	274	34.51
	毎日○・夫婦×	220	27.71	443	55.79
	毎日×・夫婦○	111	13.98	42	5.29
	毎日×・夫婦×	173	21.79	35	4.41
会話頻度	高頻度	666	83.88	666	83.88
	低頻度	128	16.12	128	16.12
居場所	ない	247	31.11	138	17.38
	個人 SP	213	26.83	75	9.45
	共用 SP	334	42.07	581	73.17

N = 794

分析に使用する変数を表1に示した。それぞれ大まかに朝食、夕食、会話頻度、居場所を表している。これらの変数は、日常生活における相互行為を表しており、筒井の定義に基づく親密性を抽出するには最適である、と考えられるからである。

朝食は2つの質問項目を組み合わせて作成している。1つ目は「あなたは平日の朝食は、どこで食べる人が多いですか」という質問であり、「朝食は食べない」及び「ほとんど毎日自宅で食べる」から「ほとんど毎日外食」までの頻度に関する選択肢がある。「朝食は食べない」以外を回答した者は、誰と食べているかを、夫婦と子ども・夫婦二人だけ・私と子どもだけ・私一人だけ、という選択肢によって尋ねられる。本分析ではまず朝食の場所を、毎日自宅で食べる(毎日○)・毎日朝食では食べない(毎日×)・朝食は食べない(食べない)、の3つに分類する。次に、前半2つについては誰と食べるかについて、夫婦で食べる(夫婦○)・一人で食べる(夫婦×)の2つにさらに分類した。ここでは、誰との部分には子どもの有無には含まれない。その結果、朝食変数は5つの値をとる離散変数となった。

核家族調査は夕食もまた朝食と同様の質問項目が用意されており、朝食と同じ手続きで変数を作成した。ただし、朝食のように「夕食は食べない」という項目はないので、夕食変数は4つの値をとる離散変数である。

会話頻度は「あなた方ご夫婦は、どのくらい会話していますか」という質問に対して、高頻度（「よく話す」・「話す」・「まあ話す」）と低頻度（「あまり話さない」・「ほとんど話さない」・「全く話さない」）の2つに分類した。

また本分析では「あなたは手紙や日記を書ける場所がありますか。あれば、それはどこですか」という質問を「家庭内の居場所」として捉える。この質問は家庭内においてプライベートなことが可能な場所を示している。そのような場所があるのかどうか、あるとしたらそこは個室かリビングなのか、これらは日常における相互行為の構造を規定しうる。居場所がオープンな場所であれば、相互行為の機会は増える可能性があり、逆に個室であれば機会は減る可能性があるためである。本分析では、居場所をない（「ない」）・個人スペース（個人SP、「自分一人の個室」・「自分専用のコーナー」）・共用スペース（共用SP、「夫婦の寝室」・「居間のテーブルまたは食卓」・「客間」）の3つに分類した。「その他」の回答は分析から除外した。

上記の変数について、いずれかの変数が欠損値をとる世帯を除外し、最終的に794世帯のサンプルを用いた。

2.4 潜在クラスの抽出とクラス数の決定

2.3で示した8変数を用いて潜在クラスを抽出する。抽出の際には、会話頻度について夫婦間の相関を認める。

表2 クラス数と適合度指標

クラス数	L^2	df	p 値	改善 p 値	BIC
1	2752.45	14378	1.00		-93250.65
2	2098.15	14357	1.00	0.00	-93764.74
3	1847.28	14336	1.00	0.00	-93875.39
4	1719.59	14315	1.00	0.00	-93862.86
5	1590.97	14294	1.00	0.00	-93851.26

まず、潜在変数のクラス数を決定する。表2に潜在変数のクラス数と各種適合度指標を示した。本分析では、3クラスを採用する。尤度比カイ二乗値 L^2 から見ると、どのクラス数であってもデータがモデルに適合していることがわかるが、BICでは3クラスが最小になっており、最も適合していることがわかる。本分析ではBICの結果から、3クラスのモデルを採用する。

表3に各クラスの条件付き確率を示した。この条件付き確率は、クラス内の構成割合を表しており、たとえば、表3の左上の37.56%は「クラスAの夫の37.56%は朝食を毎日家で食べ、かつ夫婦一緒に食べることが多い」ということを示している。

表3 各クラスの条件付き確率

クラス		A		B		C	
クラス割合(%)		38.42		18.82		42.76	
		夫	妻	夫	妻	夫	妻
朝食	毎日○・夫婦○	37.56	33.48	77.96	76.87	3.81	0.00
	毎日○・夫婦×	26.63	47.93	19.93	23.13	38.58	90.19
	毎日×・夫婦○	4.84	1.95	2.11	0.00	2.09	0.31
	毎日×・夫婦×	10.68	5.29	0.00	0.00	20.74	1.43
	食べない	20.29	11.35	0.00	0.00	34.79	8.07
夕食	毎日○・夫婦○	77.38	85.36	15.48	7.09	9.08	0.89
	毎日○・夫婦×	1.25	0.00	45.53	85.30	43.64	92.93
	毎日×・夫婦○	21.37	12.77	6.82	0.73	10.49	0.58
	毎日×・夫婦×	0.00	1.87	32.18	6.88	36.79	5.60
会話頻度	高	93.22	92.90	88.12	92.66	73.62	71.91
	低	6.78	7.10	11.88	7.34	26.38	28.09
居場所	ない	31.15	16.16	23.97	16.35	34.22	18.93
	個人 SP	29.74	9.93	27.78	6.95	23.78	10.11
	共用 SP	39.11	73.90	48.25	76.70	42.00	70.97

セル内は%表示. 太字はクラス内で上位 70%の回答を示す.

各潜在クラスの特徴は主に朝食・夕食に多く表れている。クラス A は 2 番目に大きい割合を持つクラスであり、夫は朝食を毎日家で食べるものの (37.56+26.63=64.19%)、必ずしも妻と食べるとは限らない。また、約 20%が朝食を食べていない。一方、夕食では毎日夫婦一緒に食べている割合が高い。

クラス B は全体からみると少数派である (18.82%)。ただし、朝食・夕食のパターンはクラス A と真逆である。クラス B に属する多くの人は朝食を毎日夫婦一緒に食べている。一方、夕食は、夫婦一緒に食べていない割合が高い (45.53+32.18=77.71%)。

クラス C は最大多数であり、夕食はクラス B と類似したパターンを示している。しかし、朝食は夫婦と一緒に食べることは少ない。特に夫についていえば約 35%がそもそも朝食を食べず、毎日家で食べない人は約 20%になる。

会話頻度からこの 3 つのクラスを眺めると、クラス A, B は高頻度であるのに対して、クラス C は相対的に低頻度が多い (夫: 26.38%, 妻: 28.09%)。また、居場所に関していえば、クラス間で大きな相違は見られないものの、夫の居場所に微妙な違いがみられる。具体的には、クラス C は夫の居場所はないことが最も多く (34.22%)、クラス B は共用スペースが夫

の居場所であることが多い (48.25%)。

潜在クラス分析の結果をまとめれば、クラス A は夕食をほぼ毎日夫婦一緒に食べている層であり、クラス B は朝食をほぼ毎日一緒に食べている層である。一方でクラス C は朝食・夕食ともに一緒に食べることは少なく、会話頻度も相対的に少ない。いずれのクラスも妻の居場所は共用スペースが多いが、夫についてはクラス B を除いて居場所がないことが多い。

3. 親密性のパターンの規定要因

本節では、第 2 節で得られた親密性のパターンの規定要因を多項ロジスティック回帰分析によって探索する。すなわち、親密性のパターンとして得られた潜在クラスを被説明変数として、規定要因として検討する変数を説明変数として分析を行う。ここで検討する要因は夫婦共通の変数と夫婦それぞれの変数の 2 つに大別される。夫婦共通の要因として同居子の有無、結婚年数を検討する。夫婦それぞれの事項では、夫婦の学歴、従業上の地位、そして労働時間を検討する。

また親密性のパターンは、各世帯が最も割当られる確率の高いクラスを割当てて分析を行う。

3.1 夫婦共通の変数と親密性の規定要因

まずは夫婦共通の変数について確認する。ここでは同居子の有無²⁾と結婚年数を検討する。結婚年数は連続変数として投入し、二乗項も検討する。

表 4 に分析結果を示した。被説明変数の参照カテゴリーはクラス C であるので、クラス C と比べたときのクラス A, B の所属しやすさを検討している。表 4 からわかることは、クラス A と C の間には様々な変数が規定要因として効果を持つが、BC 間は全くない、ということである。この傾向はほかの規定要因にも当てはまる。

AC 間を分けるものとして、子ども同居ダミーが負の効果を持ち、結婚年数は正の効果を持つ。これは、子どもと同居しているほど、C に比べて A に所属しづらく、結婚年数が多いほど A に所属しやすいことを意味する。また、結婚年数は線形の効果ではなく、二乗項も有意に正の効果を持つことがわかる。このとき、結婚年数 9.5 年まで A の所属のしやすさを境に A の所属しやすさが変化していることがわかる³⁾。

表4 夫婦共通の変数を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1					モデル2				
	A/C		B/C			A/C		B/C		
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.		
切片	0.86	0.26 **	-0.43	0.35	1.99	0.40 ***	-0.39	0.53		
子ども同居D	-1.74	0.25 ***	-0.44	0.34	-1.61	0.25 ***	-0.43	0.34		
結婚年数	0.03	0.01 *	0.00	0.02	-0.19	0.06 **	-0.01	0.08		
結婚年数 ²					0.01	0.00 ***	0.00	0.00		
対数尤度	-743.45				-733.57					
BIC	1526.54				1519.99					
N	794				794					

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

表5 学歴を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1					モデル2				モデル3			
	A/C		B/C			A/C		B/C		A/C		B/C	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
共通	切片	0.47	0.51	-1.02	0.77	1.54	0.60 *	-0.57	0.85	2.59	0.67 ***	-0.58	0.94
	子ども同居D					-1.76	0.26 ***	-0.48	0.35	-1.63	0.26 ***	-0.48	0.34
	結婚年数					0.03	0.01 *	0.00	0.02	-0.19	0.06 **	0.00	0.08
	結婚年数 ²									0.01	0.00 ***	0.00	0.00
夫学歴	高卒	-0.16	0.38	-0.53	0.59	-0.29	0.38	-0.56	0.59	-0.33	0.39	-0.55	0.59
	ref. 中卒	0.16	0.54	0.11	0.80	-0.07	0.56	0.06	0.80	-0.05	0.56	0.06	0.80
	四大卒	-0.73	0.38 †	0.47	0.56	-0.83	0.39 *	0.44	0.56	-0.87	0.39 *	0.45	0.56
妻学歴	高卒	0.05	0.47	-0.01	0.71	0.13	0.49	0.01	0.71	0.18	0.49	0.01	0.71
	ref. 中卒	-0.27	0.49	-0.04	0.72	-0.20	0.51	-0.02	0.72	-0.13	0.51	-0.02	0.73
	四大卒	-0.33	0.50	0.02	0.73	-0.33	0.52	0.02	0.73	-0.22	0.53	0.01	0.73
対数尤度	-723.65				-695.85				-687.74				
BIC	1539.41				1510.13				1507.06				
N	720				720				720				

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

3.2 夫婦それぞれの変数と親密性の規定要因

3.2.1 学歴

次に、夫婦それぞれの変数について確認していく。まずは学歴について分析を行う。本分析では、4分類の学歴（中卒、高卒、短大・高専卒、四大卒以上）を用いる。学歴における参照カテゴリーは中卒である。また、分析モデルは次の3つ——モデル1：夫婦学歴のみ、モデル2：モデル1+子ども同居ダミー+結婚年数、モデル3：モデル2+結婚年数の2乗項

—によって検討する。

表 5 に分析結果を示した。表 5 からは夫の学歴，特に四大卒以上であることが，A の所属確率を下げていることが見て取れる。また，妻の学歴で有意な効果は見られないこともわかる。

3.2.2 従業上の地位

従業上の地位は公務員，民間正規，非正規（パート・アルバイト・内職），自営業・家事従業者，無職の 5 分類を採用した（参照カテゴリーは公務員）。学歴と同様に 3 つのモデルで分析した結果を表 6 に示した。表 6 からまず夫が民間正規職である場合，公務員である場合に比べてクラス A に所属しにくいことが確認できる。また，夫が自営業・家族従業者であるほど，クラス B に所属しやすいことがわかる。そして，学歴と同様に妻の効果は確認されなかった。

表 6 従業上の地位を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1				モデル2				モデル3				
	A/C		B/C		A/C		B/C		A/C		B/C		
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
共通	切片	0.50	0.56	-1.58	0.91 †	1.76	0.64 **	-1.27	0.98	2.76	0.71 ***	-1.28	1.06
	子ども同居D					-1.74	0.27 ***	-0.33	0.35	-1.62	0.27 ***	-0.33	0.35
	結婚年数					0.03	0.02 †	0.00	0.02	-0.18	0.06 **	0.00	0.08
	結婚年数 ²									0.01	0.00 ***	0.00	0.00
夫従業上の地位 ref. 公務員	民間正規	-0.76	0.36 *	1.01	0.67	-0.86	0.37 *	0.98	0.67	-0.91	0.37 *	0.98	0.67
	非正規	-0.52	0.76	0.96	1.07	-0.75	0.80	0.89	1.07	-0.95	0.82	0.88	1.07
	自営業・家族従業	0.48	0.43	1.33	0.75 †	0.44	0.44	1.29	0.74 †	0.31	0.44	1.29	0.74 †
	無職	15.82	1113.15	1.76	1581.18	14.83	953.50	1.49	1436.00	14.81	915.60	1.47	1395.00
妻従業上の地位 ref. 公務員	民間正規	0.22	0.66	-0.04	0.94	-0.09	0.69	-0.04	0.94	-0.08	0.69	-0.04	0.94
	非正規	0.16	0.61	-0.10	0.89	0.02	0.64	-0.06	0.89	0.17	0.64	-0.06	0.89
	自営業・家族従業	-0.62	0.67	-0.84	0.98	-0.75	0.70	-0.78	0.97	-0.64	0.71	-0.77	0.98
	無職	-0.33	0.61	-0.23	0.89	-0.37	0.64	-0.19	0.88	-0.27	0.64	-0.19	0.89
対数尤度	-724.26				-696.80				-689.31				
BIC	1566.82				1538.19				1536.36				
N	715				715				715				

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

3.2.3 労働時間

最後に労働時間について確認する。労働時間は質問では離散変数として尋ねられていたが，分析にあたり連続変数に変換している⁴⁾。また，今回の分析では無職が除外されているため，自動的に共働き家庭について分析していることに留意されたい。

表 7 に分析結果を示した。夫の労働時間はクラス A の所属確率に対して一貫して負の効果を持っている。また妻については，モデル 1 ではクラス A の所属に正の効果を持っていたが，共通の変数を統制することでその効果は消えている。

表 7 労働時間を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1					モデル2					モデル3				
	A/C		B/C			A/C		B/C			A/C		B/C		
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
切片	1.80	0.59 **	-0.30	0.75	2.28	0.69 **	-0.25	0.89	3.22	0.81 ***	-1.29	1.13			
子ども同居D					-1.43	0.33 ***	-0.90	0.41 *	-1.34	0.34 ***	-0.97	0.42 *			
結婚年数					0.04	0.02 *	0.04	0.02	-0.10	0.07	0.24	0.12 *			
結婚年数^2									0.01	0.00 *	-0.01	0.00 †			
夫労働時間	-0.04	0.01 ***	-0.01	0.01	-0.04	0.01 ***	-0.01	0.01	-0.04	0.01 ***	-0.01	0.01			
妻労働時間	0.02	0.01 †	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01			
対数尤度	-448.09					-448.19					-430.94				
BIC	932.71					957.52					934.94				
N	441					441					441				

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

3.2.4 夫だけ・妻だけの変数による分析

ここまでの分析では、夫の変数が規定要因となる場合が多かった。しかし、本当に妻の変数は規定要因とはならないのだろうか⁵⁾。また、労働時間の分析では共働きの家庭のみが分析対象になってしまい、妻が主婦（カテゴリ上は無職）であるような家庭は分析対象には入ってこなかった。そこで、夫のみ、妻のみの変数を投入した分析を行い、夫妻の変数の効果を確認する。

表 8 に夫の分析結果を示した。まず、夫のみの変数による分析は、今までの結果とおおむね同じ結果を示している。すなわちクラス A への所属は四大卒と民間正規、そして労働時間は負の効果を持つことである。労働時間を投入した有職者に対する分析では、非正規もまたクラス A への所属に対して負の効果を持つことがわかる。

表 9 には妻の分析結果を示した。妻のみの変数による分析から 2 つのことが見て取れる。まず、無職であることはクラス A への所属確率を減少させる。次に、有職者に関する分析では、四大卒であることがクラス A への所属確率を減少させる効果を持つことがわかる。また、夫婦共通の変数に目を向ければ、クラス B への所属確率について、子どもと同居していることが負に、結婚年数は正に効果を持つことがわかる。

表 8 夫の変数のみを用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1 (夫無職者含む)					モデル2 (夫有職者のみ)				
	A/C		B/C		A/C		B/C			
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	3.26	0.69 ***	-1.53	1.02	5.65	0.86 ***	-0.69	1.16		
子ども同居D	-1.71	0.27 ***	-0.45	0.35	-1.65	0.28 ***	-0.44	0.36		
結婚年数	-0.16	0.06 **	0.02	0.08	-0.14	0.06 *	0.03	0.08		
結婚年数^2	0.01	0.00 **	0.00	0.00	0.01	0.00 **	0.00	0.00		
夫学歴										
ref. 中卒	高卒	-0.24	0.42	-0.70	0.60	-0.11	0.45	-0.70	0.60	
	短大・高専卒	-0.05	0.58	-0.04	0.80	0.03	0.60	-0.11	0.81	
	四大卒	-0.87	0.41 *	0.40	0.56	-0.74	0.44 †	0.38	0.57	
夫従業上の地位	民間正規	-0.97	0.35 **	0.92	0.64	-0.89	0.37 *	0.95	0.64	
ref.公務員	非正規	-1.32	0.81	1.32	1.07	-1.61	0.88 †	1.27	1.08	
	自営業・家族従業	-0.20	0.41	1.08	0.71	0.03	0.43	1.17	0.71	
	無職	14.70	819.90	1.54	1226.00					
夫労働時間						-0.05	0.01 ***	-0.02	0.01	
対数尤度			-663.70					-641.71		
BIC			1471.83					1427.61		
N			710					702		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

表 9 妻の変数のみを用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1 (妻無職含む)					モデル2 (妻有職者のみ)				
	A/C		B/C		A/C		B/C			
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	3.00	0.81 ***	-1.11	1.18	2.44	1.00 *	-2.05	1.51		
子ども同居D	-1.58	0.26 ***	-0.29	0.35	-1.42	0.33 ***	-0.82	0.42 †		
結婚年数	-0.20	0.06 **	-0.03	0.08	-0.14	0.08 †	0.22	0.12 †		
結婚年数^2	0.01	0.00 ***	0.00	0.00	0.01	0.00 *	-0.01	0.00		
妻学歴										
ref. 中卒	高卒	0.04	0.48	0.10	0.69	-0.15	0.56	-0.62	0.76	
	短大・高専卒	-0.44	0.50	0.26	0.70	-0.71	0.58	-0.27	0.77	
	四大卒	-0.68	0.50	0.43	0.70	-0.98	0.59 †	-0.12	0.76	
妻従業上の地位	民間正規	-0.62	0.60	0.58	0.87	-0.58	0.60	0.63	0.88	
ref.公務員	非正規	-0.49	0.55	0.64	0.82	-0.43	0.58	0.60	0.88	
	自営業・家族従業	-0.56	0.60	0.12	0.89	-0.52	0.61	0.11	0.93	
	無職	-0.91	0.55 †	0.47	0.82					
夫労働時間						0.01	0.01	0.01	0.01	
対数尤度			-703.40					-434.11		
BIC			1551.60					1002.48		
N			722					447		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

3.3 規定要因に関するまとめ

規定要因に関する分析結果を表 10 にまとめた。表 10 から見えてくるのは、クラス A は同居する子どもを持たない共働き世帯に多く、クラス B は自営業・家事従業者が多いことが推察される。また、クラス A の結果を裏返しに読めば、クラス C は子どもを持ち、妻が主婦であり、夫が四大卒以上で労働時間が長い家庭に多いことが予想される。実際に表 11 に共働きと子ども同居、潜在クラスのクロス表を示した。表 11 から相対的にクラス A は子どもと同居している割合が小さく、共働き率が高いことが確認できる。一方でクラス C は

約 90%が子どもと同居しており、共働き率も低いことがわかる。ただしクラス C は共働きで同居子のいる世帯も十分に多いことには留意する必要がある。

クラス B については、共働き率や同居子の有無を見ても A, C の中間的な位置にいることがわかる。クラス B の規定要因はあまり多くなく、今回分析に用いた変数から見るとおむねクラス C と類似している、という結果となった。

表 10 規定要因に関する分析結果のまとめ

	A/C	B/C
	子ども同居 (－)	
全体	結婚年数 (+, ただし非線形)	
	妻無職 (－)	
夫全体	夫四大卒 (－)	自営業・家族従業 (+)
	夫民間正規 (－)	
妻全体	妻無職 (－)	
夫有職者	夫労働時間 (－)	
	夫非正規 (－)	
妻有職者	妻大卒 (－)	

表 11 親密性のパターンと共働き・同居子の関連

	共働き× 同居子×	共働き× 同居子○	共働き○ 同居子×	共働き○ 同居子○	共働き○ 全体	同居子○ 全体	全体
A	31 (11.15%)	57 (20.5%)	54 (19.42%)	136 (48.92%)	190 (68.35%)	193 (69.42%)	278
B	1 (0.73%)	55 (40.15%)	15 (10.95%)	66 (48.18%)	81 (59.12%)	121 (88.32%)	137
C	8 (2.67%)	119 (39.67%)	17 (5.67%)	156 (52%)	173 (57.67%)	275 (91.67%)	300

(%は行パーセント)

4. 親密性のパターンがメンタルサポートに与える影響

最後に筒井が指摘したようなメンタルサポートとしての機能が、本分析で得られた親密性のパターンどのように関連するのか、夫婦関係満足度、配偶者が悩みを聞いてくれるか否か、そして抑うつ指標である CES-D を用いて分析する。

分析手続きは次の通りである。まず、各クラスの平均値を求め、全体の傾向を確認する。

また、統計的な差があるかどうか、分散分析によって検定を行う。次に、回帰分析によって、結婚年数をコントロールしつつ、各クラスの効果を確認する。

4.1 夫婦関係満足度

まずは夫婦関係満足度について分析する。質問紙では、夫婦関係満足度は「満足」「まあ満足」「やや不満」「不満」「どちらでもない」「わからない」という6つの選択肢によって尋ねられている。本分析では、「わからない」を分析から除外し、それ以外の項目を「どちらでもない」を3、「満足」を5、「不満」を1とする5件法の指標に組み替えて用いる。

表12にクラスごとの平均値を示した。ここから、夫婦ともにクラスCで夫婦関係満足度が落ち込んでいることが確認できる。また、分散分析の結果から、この平均値の差は統計的に有意であることも示唆される。

回帰分析の結果を表13に示した。潜在クラスの参照カテゴリーはクラスCである。表13から予測される通り、夫婦どちらの分析でもクラスA、BはCに比べて高い夫婦満足度を示しているがわかる。

表12 夫婦関係満足度と親密性のパターン

		A	B	C	分散分析	
夫	平均	4.07	4.06	3.90	<i>df</i>	2
	標準偏差	0.96	0.91	1.06	<i>F</i>	2.84 †
妻	平均	3.83	3.81	3.48	<i>df</i>	2
	標準偏差	1.13	1.10	1.24	<i>F</i>	8.27***

表13 夫婦関係満足度の回帰分析

	夫			妻		
	B	SE		B	SE	
切片	4.04	0.10	***	3.78	0.11	***
結婚年数	-0.01	0.01	†	-0.02	0.01	***
クラスA	0.18	0.08	*	0.35	0.09	***
クラスB	0.17	0.10	†	0.32	0.12	**
N	775			781		
調整済み R2	0.02			0.03		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

4.2 配偶者は悩みを聞いてくれるか（悩みの傾聴）

次に、悩みを聞いてくれるかどうか、についてである。核家族調査では「夫・妻は私の心配事や悩みを聞いてくれる」という質問に対して「あてはまる」「まああてはまる」「あまりあてはまらない」「あてはまらない」の4件法で尋ねている。本分析では、「あてはまる」を4、「あてはまらない」を1として得点化し、分析に用いる。

表14に平均値を示した。妻に関しては満足度と同じ傾向を示しているが、夫に関してはクラスAが最も高く、クラスB・Cが同じような平均値をとっていることがわかる。この傾向は表15に示した回帰分析でも夫のクラスBのダミー変数が有意でないことから確認できる。

表14 悩みの傾聴と親密性のパターン

		A	B	C	分散分析	
夫	平均	3.10	2.87	2.87	<i>df</i>	2
	標準偏差	0.79	0.88	0.89	<i>F</i>	6.86 †
妻	平均	3.05	3.01	2.78	<i>df</i>	2
	標準偏差	0.86	0.83	0.97	<i>F</i>	8.09***

表15 悩みの傾聴の回帰分析

	夫			妻		
	B	SE		B	SE	
切片	3.05	0.08	***	3.06	0.09	***
結婚年数	-0.01	0.00	**	-0.02	0.01	***
クラスA	0.23	0.07	***	0.28	0.07	***
クラスB	0.00	0.08		0.22	0.09	*
N	775			781		
調整済みR2	0.02			0.03		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

4.3 CES-Dによる抑うつ傾向

核家族調査では、CES-Dの12項目が質問項目として含まれている。CES-Dは抑うつ状態を示す尺度であり、親密性のメンタルサポートとしての機能を見る上で一つの指標になりうる。本分析では、CES-D12項目を得点が高いほど抑うつ状態になるように変換し、分析に用いる⁶⁾。

表16にクラス別の平均を示したが、あまり大きな差は見られない。これは分散分析の結

果からも見て取れ、クラスによって平均の統計的な差異はないことが示されている。回帰分析（表 17）では、夫においてクラス A で抑うつ傾向を軽減する効果が確認されている。

表 16 CES-D と親密性のパターン

		A	B	C	分散分析
夫	平均	18.56	18.67	19.43	<i>df</i> 2
	標準偏差	5.75	5.08	6.38	<i>F</i> 0.77
妻	平均	19.66	18.96	19.32	<i>df</i> 2
	標準偏差	6.05	5.28	5.50	<i>F</i> 1.92

表 17 CES-D の回帰分析

	夫			妻		
	B	SE		B	SE	
切片	19.54	0.57	***	18.89	0.54	***
結婚年数	-0.01	0.03		0.03	0.03	
クラス A	-0.91	0.48	†	0.35	0.45	
クラス B	-0.78	0.59		-0.33	0.57	
N	768			772		
調整済み R2	0.00			0.00		

(*** : $p < 0.001$, ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.1$)

4.4 影響に関する分析結果のまとめ

親密性はメンタルサポートの機能を持つが、親密性のあり方によってその効果は大きく異なっていることが明らかになった。全体として、クラス A は夫婦満足度を高く、悩みをよく聞き、抑うつ傾向に若干の軽減効果をもたらすことがわかる。一方、クラス C はほかのクラスに比べて、満足度は低く、悩みを聞かない傾向にある。メンタルサポートの面からみると、相対的に機能していないことが示唆される。クラス B は A と C の中間的な位置づけになっている。

5. まとめと課題

本論文は社会調査データから親密性を記述し、その規定要因と影響を探索的に分析することを目的としていた。そのためにまず社会調査データを用いて親密性のパターンを抽出した。抽出された 3 つのパターンは、朝食・夕食で大きな違いがみられた。クラス A は夕食を夫婦共に家で食べるが多く、クラス B は朝食を共に家で食べるが多い。しか

し、クラス C は朝食・夕食ともにそうではない。

相互行為によって得られた親密性のパターンがどのような要因によって規定されるのか、分析を行った結果クラス A は同居する子どものいない共働き世帯が多く、逆にクラス C では同居する子どもがいる割合が高く、共働き率は少ない。

得られた親密性のパターンはメンタルサポートの源泉として機能しているのか、夫婦関係満足度、悩みの傾聴、抑うつ傾向から分析をした。結果として、クラス A が最もメンタルサポートとして機能し、クラス C は十分に機能していない、という結果となった。

さて、本論文が示唆するのは親密性のあり方によってメンタルサポートとしての機能が異なる、ということであった。しかし、だからといって、クラス A のような相互行為を蓄積すれば、親密性の機能が向上するかといえば、おそらくそうではないだろう。実際、たとえば夫に関していえば夕食と夫婦関係満足度に関連はみられない⁷⁾。つまり、夕食を毎日家で夫婦一緒に食べても、夫の夫婦関係満足度を向上される効果は見込めないだろう。親密性は効果を持つ一方で、その指標となっている相互行為が必ずしも効果を持たないのである。

これは、親密性が外的要因によって規定される点が大きいためである。第 3 節の分析が明らかにしたことは、特に親密性が機能しているクラス A について、さまざまな規定要因が確認されたことであった。相互行為に基づく親密性のパターンはギデンズの純粋な関係性のような内的要因だけでなく、その家庭が置かれている環境にも依存することを実証分析によって示したことが、本論文の貢献の一つであると考えられる。

本論文は夫婦ペアデータを用いて、実証分析によって親密性を記述し、その規定要因と影響を分析した。首都圏の家庭に限定されている、というサンプリング上の限界はありつつも、潜在クラス分析を用いて相互行為を分類することで、筒井の定義に基づく親密性を捉えることを可能にした。相互行為に基づいて夫婦の親密性を捉えたことは新しい点であり、このような手続きは今後の親密性に関する実証研究のたたき台になりうる。

しかし、本論文には多くの課題や限界も存在する。本論文における最大の課題は子どもの扱いについてである。核家族調査には子ども票もあり、同居している子どもについての情報を得ることができる。また朝食・夕食の部分では子どもの有無を無視して分析をした。これらは分析が複雑になることを避けること、まずは夫婦の親密性を分析することで今後の研究の見通しをつけたかったことによるが、以後の研究では子どもも含めることで、家庭における親密性をより詳細に分析することが可能になるだろう。

また、本論文の手法の限界としてデータに依存する分析方法であることが挙げられる。夫婦や家庭における相互行為の何を用いて分析するかは、データに含まれている調査項目次第であり、他のデータで追試等は難しい。ただし、親密性に関する実証研究を多く積み重ねることで、質問項目は異なってもメタ分析的なアプローチによって親密性を捉えることができるかもしれない。

[注]

- 1) ギデنز自身は、親密性とはどのようなものか、明確な定義は与えていない。
- 2) 同居子どもの有無は、結果として子どもの有無に一致した。
- 3) 具体的には、結婚年数を x としたとき、結婚年数の効果は $0.01x^2 - 0.19x$ と表される。これは下に凸な二次関数であり、その頂点は $-(-0.19)/2 * 0.01 = 9.5$ となる。つまり、結婚年数の効果は9.5年まで減少するが、それ以降は増加していく。
- 4) 質問は X 時間～Y 時間、という選択肢が与えられているため、その選択肢をそれぞれ $(X+Y)/2$ に変換した。ただし、下限である 15 時間未満は 7.5 時間、上限である 65 時間以上は 70 時間として扱った。
- 5) 技術的には、多重共線性の可能性もある。
- 6) 「毎日が楽しい」と感じたことについては逆転処理をしている。
- 7) 分散分析の結果、夫： $df = 3, F = 0.90$ 、妻： $df = 3, F = 2.96^*$ となっている。しかし、妻に関してみても、夕食変数ごとの平均を見ると毎日○・夫婦○：3.80、毎日○・夫婦×：3.58、毎日×・夫婦○：3.95、毎日×・夫婦×：3.58 となっており、毎日夫婦一緒に夕食をとることが夫婦関係満足度を最大にするとは限らない。

[謝辞]

本論文の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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、2018年2月21・22日に行われた成果報告会にて、コメンテーターの原田謙先生（実践女子大学）より有益なコメントをいただきました。記して感謝します。本研究はJSPS 科研費 JP17H06594 の助成を受けたものです。

[参考文献]

- Giddens, Anthony, 1992, *The Transformation of Intimacy: Sexuality, Love and Eroticism in Modern Societies*, Polity Press: Cambridge. (=松尾精文・松川昭子訳, 1995, 『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.)
- 岩間暁子・大和礼子・田間泰子, 2015, 『問いからはじめる家族社会学——多様化する家族の包摂に向けて』 有斐閣.
- 久保田裕之, 2011, 「家族社会学における家族機能論の再定位：〈親密圏〉・〈ケア圏〉・〈生活圏〉の構想」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』 37:77-96.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』 24(2):345-356.
- 野口裕二, 2013, 「親密性と共同性——「親密性の変容」再考」庄司洋子編, 2013, 『親密性の福祉社会学——ケアが織りなす関係』 東京大学出版会.
- 齊藤純一, 2003, 『親密圏のポリティクス』 ナカニシヤ出版.

筒井淳也, 2008, 『親密性の社会学——縮小する家族のゆくえ』 世界思想社.

筒井淳也, 2013, 「親密性と夫婦関係のゆくえ」『社会学評論』 64(4):572-588.

Vermunt, Joroen K., 1997, *Log-linear models for event histories*, Sage Publications: Thousand Oaks.

夫の家事・育児遂行が妻の夫婦関係満足度に及ぼす文脈効果 ——末子年齢・妻就業および幼児期育児遂行に着目して——

吉田 崇

(静岡大学)

夫の家事・育児遂行は、必ずしも妻の夫婦生活満足度を高めるとは限らず、影響の有無は状況に依存することが先行研究で指摘されてきた。これまでの研究では、ライフステージ（子ども年齢）や妻の就業・稼得状況、さらに妻の性役割分業意識による影響の違いが検討されてきた。本稿では、妻の夫に対する家事・育児の期待水準を形成する要因として、子が幼児期の夫の育児遂行に着目し、その文脈効果について検討する。18歳までの子どもがいる夫婦に限定した分析の結果、子育て期全般において夫の家事遂行は夫婦関係満足度に影響を与えないが、育児遂行は夫婦関係満足度を高め、特に妻がフルタイム就業の場合にその効果が大きいことが示された。また、子が幼児期の夫の育児遂行によって妻の夫婦関係満足度の規定構造が異なることが見いだされたが、期待水準を左右するという合理的な説明では十分に説明できないことも示された。

1. 問題の所在

近年、女性の労働力率は増加傾向にあり、年齢階級別にみると、大学進学率の上昇のため労働力率が低下している20～24歳を除く25歳以上のすべての年齢階級で労働力率が増加傾向にあり、配偶関係別にみても、有配偶女性の労働力率は上昇している。にもかかわらず、夫婦における家事は依然として妻の側に偏っており、家事参加の程度は低いままにとどまっている（稲葉 2011）。日本の男性の家事分担は世界的に見ても低く、一方、日本においては家事に対する要求水準が極めて高いことも話題になっている（佐光 2017）。

今後、家庭内の家事分業が見直されないまま、あるいは男性の長時間労働が解消されないまま、女性活躍推進が進むと、家事・育児という第2の勤務（「セカンドシフト」）による過重負担は、ますます深刻な問題をもたらすことが予想される。

こうした状況を改善するためには、夫の家事・育児遂行を増やすことを思いつくが、先行研究では、夫の家事・育児参加は常に妻の生活満足度を高めるわけではなく、高める場合とそうでない場合があることが明らかにされている。たとえば、妻がフルタイム就業している場合には夫の家事遂行は妻の満足度を高めるが、妻が専業主婦の場合には夫の家事は妻の満足度を高めない、という結果がニーズ説（必要性があれば評価される）によって説明される。これらの知見をふまえると、場合によっては夫の家事・育児は必要ないという結論も導かれかねないが、たとえ妻の満足度を高めなくとも、夫の家事・育児遂行は望ましいという立場に立つ。なぜなら、妻の夫婦関係満足度は結婚の質を表す指標の一つでしかないからだ。その上で、いかなる状況で夫の家事・育児遂行が妻の満足度を高めるのかを検討することは、子育て世帯の幸福を考える上で意義があると考えられる。なお、分析は妻の満足度の規定要因を

探るアプローチをとっているが、満足度を高める手段として家事・育児をとらえているわけではないことを断っておく。

2. 先行研究

ここでは、男性の家事・育児遂行の規定要因および妻の夫婦関係満足度の規定要因についての代表的な知見を紹介する。

男性の家事参加について、松田は「全国家族調査」(NFRJ) 98 を用い、子どもの年齢が低いほど(ニーズ説)、妻の労働時間が長いほど(時間的余裕説・時間制約説)、妻の収入割合が高いほど(相対的資源説)、性別役割分業意識が低いほど(イデオロギー説)、夫は家事参加を行うという結果を示している(松田 2004)。同じく石井は NFRJ98 を用い、共働き夫婦に限定した夫の家事参加度を分析し、夫の性別役割分業意識が低いほど(非伝統的な考え方を持っているほど)家事参加は高く、母親が近くに住んでいる場合に家事参加が低くなると報告している(石井 2004)。

男性の育児参加について、永井は NFRJ98 を用い、子どもの年齢が低いほど(ニーズ説)、夫の労働時間が短いほど(時間制約説)、妻が常勤であるほど(時間制約説)、さらに夫婦の共同行動が多いほど(情緒関係説)、夫の育児参加度が高いという結果を示している(永井 2004)。また、松田は3時点の NFRJ(1998, 2003, 2008年)を用いて男性の育児参加の変化を分析し、10年間で父親の育児参加の頻度は増えなかったこと、父親の労働時間が一貫して育児参加を強く規定することを示している(松田 2016)。

結婚生活満足度・夫婦関係満足度について、木下は NFRJ98 を用い、末子年齢で区分したライフステージごとに規定要因を分析している。多くの独立変数の中でも本稿の関心と重なるものとして、夫の家事参加頻度はすべての末子年齢段階(6歳以下から19歳以上まで)で妻の結婚満足度を高め、末子7-18歳での妻就業(常勤)は妻の結婚満足度を低下させることを報告している(木下 2004)。また、結婚生活満足度は、年齢や結婚経過年数によるU字型カーブを描くことが繰り返し確認されている。

Shelton and John (1996) は、夫の家事参加と妻の夫婦生活満足度の間には一貫した関連は見られないことをレビュー論文で報告している。この結果は日本にも当てはまるため、どのような状況で両者は関連する／しないのか、という方向の研究が行われるようになった。

末盛・石原は人口問題研究所(当時)の「第1回全国家庭動向調査」(1993)を用い、夫の家事分担が妻の夫婦関係満足度を高め、また、性別役割意識が革新的(平等的)である方が夫の家事遂行のもつ効果が大きいことを示した(末盛・石原 1998)。さらに、末盛は NFRJ の予備調査として実施された「家族と夫婦関係に関する調査」を用い、妻の夫婦関係満足度には夫の情緒的サポートが強い効果を持つ一方、夫の家事遂行は有意な効果がないことも示しているが、この結果は40~59歳のものであり、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足度との関係は年齢層によって異なる可能性を指摘している(末盛 1999)。

大和は NFRJ98 を用い、育児期（末子 12 歳未満）において妻の収入貢献度が低い場合には夫の家事育児回数が結婚満足感を高め、30%以上の場合には効果が見られないとし、その原因として妻の収入貢献度が高いグループは夫の育児回数が多いためであるとしている（大和 2001）。さらに大和は NFRJ98,03 を用い、夫の家事と育児参加が妻の夫婦関係満足感に影響を及ぼすかを分析した結果、育児期における夫の家事参加は妻の夫婦関係満足感に影響を与えず、夫の育児参加は妻の収入貢献度が低いグループ、および高いグループでも孤立核家族（親が同居・近居でない家族）において妻の結婚満足度を高めることを示した（大和 2006）。

なお、末盛（1999）、大和（2001）などの研究で、夫の情緒的サポートが結婚満足度を高めることが報告されている。本稿で行う分析の下分析でも、頑健な結果が得られたが、両概念の近似性（末盛 1999）の観点から分析には含めなかった。

3. データと変数

3.1 調査概要

財団法人家計経済研究所が 2008 年 6 月に実施した「現代核家族調査」を用いる。調査対象は、首都 30km 圏内に在住する妻が 35～49 歳の核家族世帯（「夫婦のみ世帯」と「夫婦と子どもからなる世帯」を抽出）で、夫および小学 4 年生から 18 歳の子どもがいる場合は子（複数いる場合は年長の子）も調査対象とした夫婦と子からなるペアデータである。調査方法は訪問留置法で、標本サイズは 1,020（妻票ベース）となっている。このうち分析には、末子年齢が 18 歳までで分析に使用する変数に欠損値のない 724 ケースを用いる¹⁾。18 歳までに限定したのは、その子どもが幼児期の夫の育児頻度の情報（回顧情報）を利用できるためである。なお、妻票の情報をメインに使用し、夫票の情報は補足的な利用にとどめる。

3.2 使用する変数と加工

妻の夫婦生活満足度に影響を及ぼす要因として、これまで注目されてきたのは、①ライフステージ、②妻の性役割意識、③妻の就業や収入に関する状況、などである（大和 2006）。このなかで、本稿では特に末子年齢段階でみたライフステージと妻の就業について取り上げる。雇用情勢の悪化により、夫の就業が不安定になる場合に、妻就業だけでなく妻収入の夫婦合算収入に対する貢献度（比率）を用いる意義もあるが、分析に使用するサンプルでは、夫のフルタイム就業（正規就業に近い）は 95%以上と安定的であり、全体的に妻収入の貢献度は低かったため、妻就業形態で十分であると考えたためである。

従属変数は、妻の夫婦生活満足度（問 49）で、「どちらともいえない」を 3 とし、不満＝1～満足＝5 となるように反転させたものを用いる。

主たる独立変数は、夫の現在の家事（妻票：問 36a, b, c, d）・育児（妻票：問 36e）頻度および子が幼児期の育児頻度（妻票：問 6（1）a, b, c, d, 問 7（1）a, b, c, d）である。現在の

家事は (a) 料理, (b) 食事の後片付け, (c) 掃除, (d) 洗濯という 4 項目についての週当たり頻度で, ほぼ毎日=6.5, 週に 4, 5 日=4.5, 週に 2, 3 日=2.5, 週に 1 日くらい=1, 月に 2, 3 日=0.5, まったくしない=0, と数値化し, 4 種類の家事を加算したものを 4 で割り平均家事遂行とした. 現在の育児は (e) 子どもの世話, しつけ, 勉強・進路指導」という項目である. なお, 4 項目の家事の内的一貫性を示す信頼性係数は $\alpha=.698$, 家事と育児を合わせた 5 項目の信頼性係数は $\alpha=.718$ (いずれも妻回答) であった.

子が幼児期の育児頻度は, 0 歳から小学校 3 年生までの子どもがいる場合 (問 6) と小学校 4 年生から 18 歳までの子どもがいる場合 (問 7) のそれぞれについて, 子が 0~2 歳のときの育児頻度と子が 3~6 歳のときの育児頻度を複数項目で尋ねている. ここでは子が 0~2 歳時を幼児期とし, (a) お風呂に入れる, (b) 食事を食べさせる, (c) 一緒に遊ぶ, (d) 身の回りの世話をする, (e) いけないことをした時にきちんと叱る, の 5 項目のうち (e) は常に行うとは限らないため, また子による差が大きいと考えられるため, 日常的に行う必要のある (a) ~ (d) の 4 項目に限定した. これらの週当たり頻度を, 家事と同じように数値化し, 「ほとんどしない/しなかった」には 0.1 を与えた. 4 項目を加算し 4 で割ったものを幼児期の育児遂行とした. 問 6 と問 7 の両方に該当する子がいる場合はより最近の育児である問 6 を用いた. 4 項目の育児の信頼性係数は $\alpha=.612$, (a) ~ (e) までの 5 項目の信頼性係数は $\alpha=.635$ (いずれも妻回答) であった. なお, 問 6, 7 には若干欠損値があるため, 幼児期育児頻度の分析では有効ケース数は 688 となる.

これらの家事・育児頻度について, 調査票の選択肢は「週に○日」という単位であるが, 家事・育児を週に○日という表現は直感的に分かりにくいところもあるため, 週に○回と数えることにする.

統制変数としては, 結婚経過年数 (F3) および結婚経過年数 2 乗, 子ども数 (F2), 妻の就業状態 (問 1), 夫婦合算収入 (問 4) を用いる. 妻の就業は, フルタイム (公務員, 民間企業の正規職員, 自営業主), パートタイム (アルバイト, 派遣, および自営業の家族従業員と内職を含む) および無業の 3 つに分類した. 夫婦合算所得は階級中位数で数値化したものを自然対数値に変換する.

以上の変数を用い, 末子年齢が 0 歳から 18 歳までの対象者を分析する. 末子の年齢段階によって家事・育児遂行が異なると考えられるため, 末子年齢を 0~6 歳, 7~12 歳, 13~18 歳の 3 段階に区分して分析を行う.

3.3 分析対象者の基本属性

ここでは, 分析に使用するサンプルの人口学的, 社会経済的変数による特徴を把握しておこう. 末子の年齢階級ごとの夫婦の年齢, 結婚経過年数, 子ども数の平均と妻の就業状態を表 1, 2 に示した.

表1 末子年齢別のサンプルの概要（平均と（ ）内SD）

	妻年齢	夫年齢	結婚 経過年	子ども数	N
末子 0-6 歳	38.17 (2.71)	39.08 (4.23)	8.98 (3.71)	1.83 (0.77)	288
末子 7-12 歳	41.73 (3.28)	43.88 (4.58)	15.06 (3.50)	2.01 (0.70)	259
末子 13-18 歳	44.69 (3.02)	47.28 (4.32)	19.58 (3.24)	1.93 (0.66)	177
全体	41.04 (3.96)	42.80 (5.48)	13.75 (5.51)	1.92 (0.72)	724

表2 末子年齢別の妻の就業形態（%）

	フル タイム	パート タイム	無業	計	N
末子 0-6 歳	23.6	22.9	53.5	100.0	288
末子 7-12 歳	11.6	56.8	31.7	100.0	259
末子 13-18 歳	21.5	53.7	24.9	100.0	177
計	18.8	42.5	38.7	100.0	724

末子年齢ごとに妻の就業形態を見ると、末子年齢が上がるほど無業が減ることが確認できる。また、フルタイム就業率は末子 7-12 歳よりも末子 0-6 歳の方が高くなっているが、これは一般的な女性就業の傾向とは異なる。同時期に実施された「全国家族調査」(NFRJ-08)を用いて末子年齢と女性回答者の現職の就業状態を確認すると、全サンプルでは正規雇用比率は末子年齢 0-6 歳で最も低くなるが、首都圏一都三県の 10 万人以上の地域に限定すると、末子 7-12 歳で最も低くなるという本調査と類似の傾向が見られた。したがって、この傾向は、首都圏特有の傾向とみる方がよさそうである。本稿では以上の留意点を指摘するにとどめ、次節では家事・育児遂行の分析に移ろう。

4. 夫の家事・育児遂行および妻の満足度についての分析

4.1 夫の家事・育児遂行の傾向

はじめに、家事・育児遂行の分布を確認しておこう（表3）。家事頻度（4種類の週平均）は夫が 0.7 回（妻回答）と 1 回に満たない。NFRJ98 では、3 種類の家事について男性回答 0.56（3 種類合計で 1.68）とあるので（松田 2004）、ライフステージ等の条件が異なるため単純な比較はできないが¹⁾、多少増加しているものの低水準にとどまっている。一方、妻が 6 回弱となっており、妻の側に著しく偏っていることが分かる。育児頻度は夫が 2 回弱、妻

がほぼ毎日（ほぼ毎日を 6.5 回とコードしているのので、6.25 はほぼ毎日といえる）となっており、家事と比べると夫の遂行度はやや高い。家事・育児頻度は夫・妻ともに歪んだ分布をしているが、家事と育児の関連の目安として相関係数を示した。いずれも 0.1%水準で有意で中程度の相関があるが、夫（妻回答）での相関が最も高い傾向にある。

参考までに夫自身の回答（夫→夫頻度）も載せている。妻回答（妻→夫頻度）と比べて多いという傾向があり、これは社会的望ましさ・規範によるバイアスのためと説明されている²⁾。妻の夫婦生活満足度には、あくまで妻が認知した家事・育児頻度が影響を及ぼすと考えられるため、以下の分析では妻回答を使用する。

なお、これらの変数は左右に大きくゆがんだ分布をしているため、要約統計量だけでは十分に特徴がつかめないため、家事遂行についてのヒストグラムを掲載しておく（図 1）。

表 3 夫婦の家事・育児頻度の記述統計

	家事頻度		育児頻度		相関係数	N
妻→夫頻度	0.69	(1.02)	1.79	(2.04)	.458	724
夫→夫頻度	0.85	(1.00)	1.78	(1.99)	.362	620
妻→妻頻度	5.92	(0.88)	6.25	(0.98)	.158	724

注：家事頻度は 4 項目の平均。夫→夫頻度（夫回答）は参考値で、以下の分析には妻→夫頻度（妻回答）を使用する。

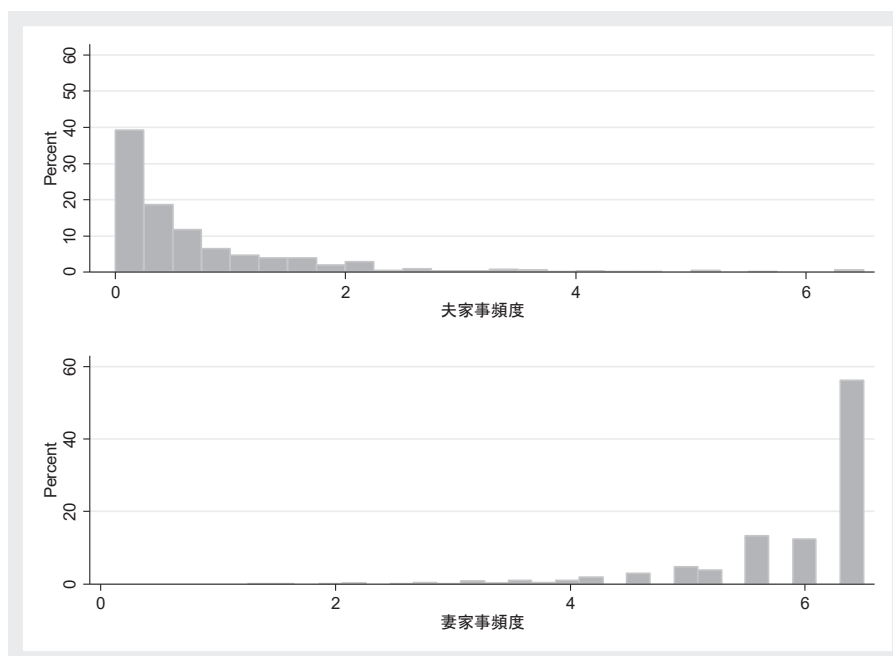


図 1 夫婦の家事頻度

注：4 種類の家事の平均（いずれも妻回答）

一見してわかる通り，夫の家事頻度は0回（全くしない）が最頻値，妻の家事頻度は6.5回（ほぼ毎日）が最頻値という見事なまです対称的な分布をしていることが分かる。

次に，妻の就業形態別に夫の家事・育児頻度の分散分析を行った（表4）。

表4 妻の就業形態別の夫の家事・育児頻度

	家事頻度***	育児頻度***	N
フルタイム	1.37 (1.41)	2.38 (2.37)	136
パートタイム	0.56 (0.94)	1.56 (1.99)	308
無業	0.50 (0.68)	1.77 (1.88)	280
計	0.69 (1.02)	1.79 (2.04)	724

注：（ ）内はSD. † p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

夫の家事頻度は先行研究でも報告されている通り，妻の就業形態によって差があり，多重比較の結果，フルタイムとパートタイム・無業間で有意に異なっていた。夫の育児頻度についても妻の就業形態によって差があり，多重比較の結果，フルタイムとパート・無業間で有意差があった。

それでは，こうした家事・育児頻度の差がライフステージごとにどのように推移するのかを，末子の年齢ごとにプロットすることで確認してみよう。

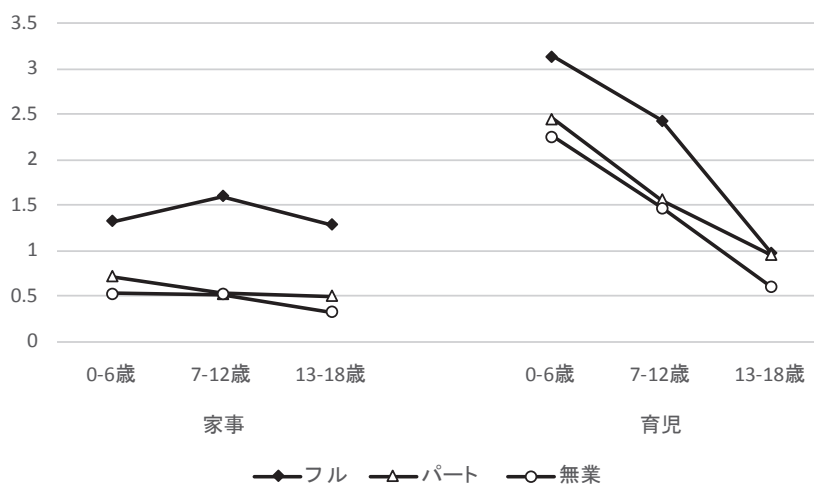


図2 末子年齢・妻の就業形態別の夫の家事・育児頻度

これによると，家事頻度は末子年齢によってほとんど変化していないことが確認できる。妻の就業形態別にみると，フルタイムの場合は多い傾向にあるが，パートと無業ではほとんど差は見られない。一方，育児については，当然ながら末子年齢の影響を強く受け，子ども

が小さいうちはある程度育児を行っていることがうかがえる。ただし、年齢が上がるにしたがって回数は減る。また、妻の就業形態による違いは、家事頻度と同様にフルタイムで高い傾向が見られる。

さいごに、子が0-2歳時（幼児期）の夫の育児頻度についての分布をみておこう。4種類の育児の平均回数は2.60（SD=1.83）で、ヒストグラム（図3）からは消極的な層と積極的な層、そして中間的な層が混在しているように見える。現在の家事・育児頻度との相関係数は、それぞれ0.296、0.403となっていて、当然ながら現在の育児頻度とは比較的高い関連がある。

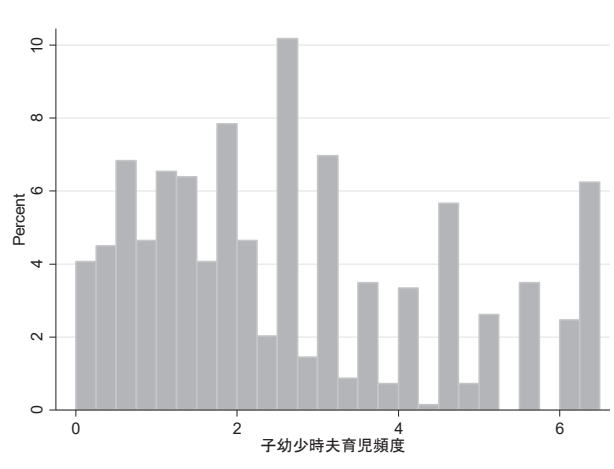


図3 子が幼児期の夫の育児頻度

子の幼児期の夫の育児頻度を低（0～1.5回未満）、中（1.5～3回未満）、高（3.0回以上）の3段階に分け、末子年齢ごとに妻の夫婦関係満足度をプロットした（図4）。

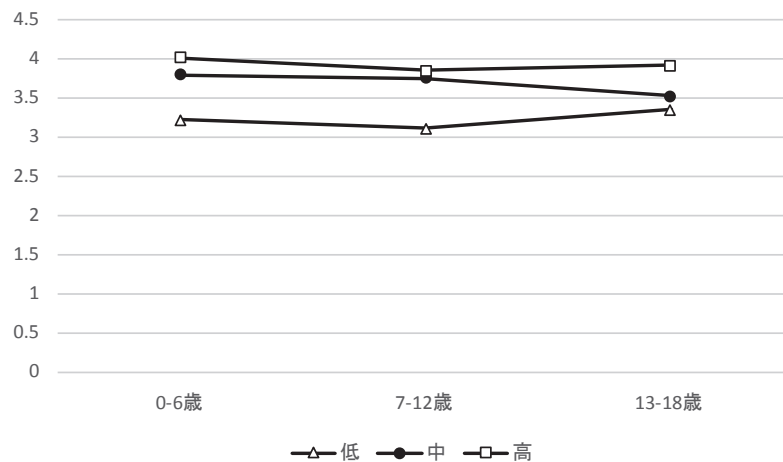


図4 末子年齢・幼児期の夫育児頻度別の妻の夫婦生活満足度

これによると、子が乳幼児期の夫の育児頻度は、子が成長した後も妻の夫婦関係満足度に差をもたらすことがうかがえる。すなわち、乳幼児期の育児頻度が高いと、すべての末子年齢段階において妻の夫婦生活満足度が高く、育児頻度が低いと妻の夫婦生活満足度は低い。この結果だけで両者の関連を議論することには限界があるが、育児頻度が満足度に直接的に作用すると思われるよりは、育児頻度に代表される夫婦の協力度・家庭の協力的雰囲気は満足度に作用すると解釈する方が良いのかもしれない。

4.2 夫の家事・育児遂行が妻の夫婦関係満足度に及ぼす影響の文脈による違い

夫の家事・育児遂行が妻の夫婦関係満足度に及ぼす影響の文脈による違いをグループ別の回帰分析の結果から検討しよう。ここで考える文脈は、(1) ライフステージ (末子年齢)、(2) 妻の就業形態、(3) 子が幼児期の夫の育児頻度の3つについて検討する。

分析の手続きは、はじめに夫の家事遂行と統制変数のみを投入し、次に夫の育児遂行を加えたモデルを考え、さらにそのモデルをグループごとに分割した結果を提示することで検討する。

はじめに、末子年齢による妻の夫婦生活満足度の規定要因の違いを検討する (表 5)。まず、M1 から夫家事頻度は妻の夫婦関係満足度に正の効果があることが分かる。しかし、M2 で夫の育児頻度を投入すると家事頻度の効果は消失した。さらに、こうした夫婦関係満足度の規定要因が末子の年齢段階ごとに異なるかどうかについては、3つの年齢段階でほとんど違いが見られず、末子 13-18 歳でやや係数が大きいという傾向がみられる。以上から、育児ニーズが高い幼児期において、夫の育児や家事は妻の夫婦関係満足度を高めるとするニーズ仮説は支持されないことが示された。

次に、妻の就業形態による妻の夫婦生活満足度の規定要因の違いを検討する (表 6)。ここでも、M3 と M4 との比較から、夫育児頻度が妻の夫婦関係満足度に正の効果があること

が分かる。さらに、妻の就業形態による違いを見ると、妻がフルタイムの場合は係数が大きく、妻が無業の場合は係数が小さいことが確認できる。このことから、妻がフルタイム就業をする場合は、時間的に家事・育児のニーズが高いため、育児頻度が妻の夫婦生活満足度を高める効果が大きいといえそうである。

これらの結果は大和（2001）などとおおむね整合的な結果である。

最後に、子が幼児期の夫の育児遂行度別の妻の夫婦生活満足度の規定要因の違いを見てみよう。M5とM6では家事頻度の効果が消失しているが、グループ別にみると幼児期育児遂行度が低いグループでは家事頻度の効果がみられる。一方、幼児期育児遂行度が高いグループでは現在の育児が効果をもっている。

表5 妻の夫婦関係満足度の規定要因（1）末子年齢別

	M1	M2	M2-1 0-6歳	M2-2 7-12歳	M2-3 13-18歳
結婚経過年	-0.122 **	-0.093 **	-0.045	0.076	0.049
結婚経過年 ²	0.003 **	0.003 *	-0.001	-0.004	0.000
子ども数	0.112 †	0.107 †	0.105	0.211 †	0.117
対数夫婦所得	0.403 ***	0.403 ***	0.395 **	0.386 *	0.375 *
妻就業 [ref:無業]					
フルタイム	-0.419 **	-0.399 **	-0.216	-0.629 *	-0.538 *
パートタイム	-0.038	-0.051	-0.005	-0.263	0.029
夫家事頻度	0.201 ***	0.072	0.061	0.055	0.051
夫育児頻度		0.149 ***	0.141 ***	0.153 **	0.228 ***
定数	1.641 *	1.188 †	1.104	0.384	-0.287
N	724	724	288	259	177
adj R ²	0.066	0.111	0.132	0.086	0.132

† p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

表 6 妻の夫婦関係満足度の規定要因 (2) 妻就業形態別

	M3	M4	M4-1 フルタイム	M4-2 パートタイム	M4-3 無業
結婚経過年	-0.115 **	-0.089 *	-0.057	-0.071	-0.074
結婚経過年 ²	0.003 *	0.002	0.001	0.002	0.001
子ども数	0.122 †	0.135 *	-0.069	0.235 *	0.100
対数夫婦所得	0.342 ***	0.345 ***	0.133	0.573 ***	0.252 †
末子 [ref:0-6歳]					
7-12歳	0.048	0.126	-0.075	-0.109	0.343 †
13-18歳	0.119	0.322 †	0.158	0.196	0.555 †
夫家事頻度	0.154 ***	0.016	0.035	0.018	0.150
夫育児頻度		0.159 ***	0.225 ***	0.163 ***	0.093 *
定数	1.914 **	1.417 *	2.666	-0.369	2.198 *
N	724	724	136	308	280
adj R ²	0.051	0.102	0.178	0.150	0.044

† p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

表 7 妻の夫婦関係満足度の規定要因 (3) 幼児期育児頻度別

	M5	M6	M6-1 育児・低	M6-2 育児・中	M6-3 育児・高
結婚経過年	-0.131 ***	-0.094 *	-0.134	-0.100 †	-0.065
結婚経過年 ²	0.004 **	0.003 *	0.004	0.003	0.002
子ども数	0.117 †	0.110 †	0.100	0.161	0.065
対数夫婦所得	0.402 ***	0.404 ***	0.646 ***	0.481 **	0.260 †
妻就業 [ref:無業]					
フルタイム	-0.442 **	-0.440 **	-0.449 †	-0.744 **	-0.214
パートタイム	-0.075	-0.098	-0.086	-0.351 *	0.150
夫家事頻度	0.195 ***	0.063	0.223 †	0.245 *	-0.106
夫育児頻度		0.154 ***	0.132 †	0.054	0.145 ***
定数	1.745 **	1.210 †	-0.294	0.975	2.213 *
N	688	688	227	208	253
adj R ²	0.069	0.117	0.086	0.100	0.084

† p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

5. まとめと課題

本稿では 18 歳以下の子どもがいる夫婦における夫の家事・育児遂行が妻の夫婦関係満足度に及ぼす影響が、(1) ライフステージ (末子年齢)、(2) 妻就業、(3) 子が幼児期の夫の

育児遂行度、によってどのように異なるのかを検討した。家事と育児を同時に投入したモデルでは、家事遂行の効果は消失し、育児遂行の効果のみ残り、育児はすべてのライフステージにおいて効果があり、特に妻がフルタイム就業する場合に効果が大きいことが示された。また、幼児期の育児遂行度を用いた分析では、育児遂行が低いグループでは家事が、高いグループでは育児が夫婦関係満足度を高めるという結果が得られた。この結果を妻の期待水準の観点から整合的に解釈することは難しいが、幼児期の育児遂行は、その後の夫婦・家族の協力のあり方の何らかの同質性を形成している可能性がある。ただし、それがなんであるかを統一的に説明することができないため今後の課題としたい。

以上の結果から、家事でなく育児を行うことで妻の満足度が高まる、と助言することはできるだろうか。おそらく、話はそう単純ではないだろう。本調査における育児の頻度には、世話やしつけ、教育といった広い内容が含まれていた。家事に関しては比較的客観的に定義されているのに対し、育児についてはその範囲が広いという点に、肯定的評価（価値判断）を含む項目となっている。つまり、育児のいくつかの項目を遂行しているというよりは、それが「世話・しつけ・教育」であると肯定的みなされることは、情緒的サポートと同じく、行動だけでなくその評価を含んだ指標となっている可能性がある。したがって、家事・育児遂行の効果を識別して検討するには別の調査による追加的検証も必要であろう。

[注]

- 1) NFRJ98 では「食事の用意」「洗濯」「風呂のそうじ」という 3 種類の家事について尋ねており、集計には夫が 60 歳未満の就労者で配偶者と同居している男女を用いている。なお、松田 (2004) 「はほぼ毎日」=7 として集計している。
- 2) 夫の家事頻度は妻回答と夫回答で 0.16 回 (4 種類計で 0.64 回) 異なる。これは統計的にも有意な差である ($p<.001$)。一般に、夫の家事頻度は夫回答の方が妻回答よりも多くなることが知られている。この原因として、夫は妻の知らないところで家事をしている、といううがった見方をするよりも、社会的望ましさによって夫がサバ読み (水増し) をしていると考える方が自然だろう。とはいえ、むやみに水増ししている訳ではなく、家事項目ごとで夫婦の回答のズレは異なるようだ (付表 1)。項目別にみると、食事の後片付けで夫回答と妻回答の差が大きい。これは後片付けの定義が幅広いためであろう。すなわち、後片付けには、食器等を流し台まで運ぶ、洗う、拭く、食器棚に片づける、食卓を片付ける、といった工程が考えられる。人によっては、これらのうち 1 つでも (運ぶだけでも) 部分的に行っていれば 1 回とみなすのかもしれない。これに対し、妻の側は小さな部分的遂行だけでは後片付けとみなさないのが自然であろう。こうした拡大解釈の余地による認識の (都合の良い) ズレによって両者の回答の乖離が生まれると考えられる。一方で、料理や掃除はこうした拡大解釈の余地が小さいと考えられる。また、家事 4 項目ではいずれも夫回答が妻回答よりも平均的に高い値となっているが、育児に関しては、有意ではないものの妻回答の方が夫回答よりも

高い値となっている。この理由は定かではないが、育児の幅が広く（子どもの世話、しつけ、勉強・進路指導）、規範に縛られた夫にとっては敷居が高いものを感じられ、かえって過少に申告したのかもしれない。

項目ごとの両者の回答の相関も示したが（歪んだ分布を示すので相関係数以外にも関連指標を載せた）、平均のズレの大きい項目で相関が低く、小さい項目で相関が高いことが分かる。これらの相関は同じ現象を測定しているにもかかわらず、十分に高い値とは言えないことも興味深い。

付表1 夫家事・育児頻度の妻・夫回答の平均値と相関係数

	料理	食事の 後片づけ	掃除	洗濯	育児
妻回答	0.61	1.20	0.53	0.52	1.87
夫回答	0.66	1.54	0.60	0.60	1.78
t検定	ns	***	†	†	ns
相関係数	0.704	0.664	0.535	0.751	0.597
Spearman	0.738	0.679	0.707	0.739	0.611
polychoric	0.842	0.760	0.784	0.869	0.657

注：† p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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、研究会でコメントをくださった田中慶子先生（家計経済研究所）、坂口尚文先生（家計経済研究所）、鈴木富美子先生（東京大学）、および成果報告会でコメントを下された永井暁子先生（日本女子大学）に感謝申し上げます。もちろん、ありうる誤りは全て筆者の責任によるものです。

[参考文献]

- 稲葉昭英, 2011, 「NFRJ98/03/08 から見た日本の家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1): 43-52.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き家庭における男性の家事参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 201-14.
- 木下栄二, 2004, 「結婚満足度を規定するもの」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 277-91.

- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事参加」 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 175-89.
- , 2016, 「父親の育児参加の変容」 稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1990-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 147-62.
- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会, 190-200.
- 佐光紀子, 2017, 『「家事のしすぎ」が日本を滅ぼす』光文社.
- Shelton, Beth Anne and Daphne John, 1996, “The Division of Household Labor,” *Annual Review of Sociology*, 22: 299-322.
- 末盛慶・石原邦雄, 1998, 「夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足度」『人口問題研究』54(83): 39-55.
- 大和礼子, 2001, 「夫の家事参加は妻の結婚満足度を高めるか? ——妻の世帯収入貢献度による比較」『ソシオロジ』46(1): 3-20.
- , 2006, 「夫の家事・育児参加は妻の夫婦関係満足度を高めるか? ——雇用不安時代における家事・育児分担のゆくえ」西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子編『第2回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第2次報告書 No.1: 夫婦, 世帯, ライフコース』17-33.

妻の就業状態別にみた家計管理パターンの規定要因

コラムシ オリガ

(お茶の水女子大学大学院)

日本では、妻が家計管理を行うことが一般的だといわれてきたが、近年は様々な家計管理パターンが見られる。本研究では、夫と妻のペアデータを用いて家計管理パターンの規定要因について分析を行った。妻に定期的な収入がない場合、夫の学歴、結婚年数、子どもの有無、世帯年収及び夫の性別役割分業意識が管理パターンと関連していることが明らかになった。二項ロジスティック回帰分析を行った結果、夫の学歴、結婚年数及び子どもの有無が家計管理に影響を与えているのである。妻に定期的な収入がある場合、妻の雇用形態、結婚年数、世帯年収、妻の収入が世帯収入で占める割合及び夫と妻の性別役割分業意識が家計管理パターンと関連していることがわかった。多項ロジスティック回帰分析を行った結果、妻の雇用形態及び妻の収入が世帯収入で占める割合が家計管理パターンに影響を与えていることが明らかになった。

1. はじめに

日本では、「妻が財布の紐を握る」といわれている。夫が稼いだ収入を全て妻に渡し、その管理を任せる一方、妻は夫にお小遣いを渡すというやり方は代表的である。現在も、妻が夫の収入の管理を行うことは、日本の家計管理の一般的なパターンであると考えられる人が多いであろう(木村 2003)。

確かに、日本では妻が家計の管理を行うというパターンが多く世帯に採用されている。しかし、その仕方以外にも様々な家計管理パターンが存在している(御船 1992)。特に近年、女性労働参加率の変化及び共働き世帯の増加などの影響で個計化が進み、自分の収入を個別に管理する夫婦の割合が増加していることも指摘されている(神谷 2010)。

岡本(2015)が、国際社会調査プログラム(ISSP)参加国のうち17カ国のデータを用いて収入管理形態について述べている。「妻がすべて管理し、夫に必要なだけ渡している」いわゆる妻が管理するパターンの割合が、2012年の結果によると、日本では55.9%であり、17カ国平均の14.9%より大きいのである。しかし、日本は家計管理パターンが全く変わっていないとはいえない。日本の個別管理の割合は、17カ国平均よりはるかに下回るが、1994年の7.2%から2012年の15.5%に上昇した。従って、日本でも近年、家計管理パターンが変化しているといえる。

実際には、どのような要因が家計管理パターン及びその変化に影響しているのだろうか。家計管理には多様なタイプが存在しているが、本研究は神谷(2010)と木村(2003)の類型を参考し、次のように家計管理パターンを分類する：

- ① 妻に定期的な収入がない場合

委任型：夫が収入をすべて妻に渡し、その管理を任せている

手当型：夫が収入の一部を妻に渡し、その管理を任せている

② 妻に定期的な収入がある場合

妻管理型：夫が収入をすべてあるいは一部を妻に渡し、主な家計管理を妻に任せている

拋出型：妻と夫は共通の財布があり、それぞれ収入の一部を拋出し合っている

支出分担型：妻と夫は収入を各自に管理し、それぞれ特定の費用の支払いに責任を持つ

その他には夫が家計をすべて管理するといったパターンもあるが、日本ではあまり見られないため、本研究で用いないことにする。

家計管理パターンの規定要因に関し、以下の分析がある。まず、御船（1994, 1995）は、クロス表分析を行い、家族構成、夫職業や所得、妻の就労パターン、夫婦の学歴、家計管理意識が家計管理パターンと関連していることを明らかにした。家族形成による家計管理の変化を検討した坂本（2009）は、別々収入の管理を行った夫婦の場合でも、子どもが生まれる際妻が管理するパターンへの移動が見られると指摘している。また、妻が抱いている性別役割分業意識や家族意識が家計管理に大きく影響していると御船（1994）は述べている。木村（1992）も、支出分担型管理や拋出型管理は、妻が保守的な性別役割分業志向を持たない家庭で多く見られていると指摘している。

しかし、上記の先行研究では、以下の問題があげられる。第1に、家計管理パターンに関する先行研究は、多くの場合クロス集計を用いた分析を行っている。各要因と管理パターンを確認することは可能だが、どの要因がより強い影響力を持つかはわからない。第2に、家計パターンを聞いている調査は多くの場合妻を対象とし、妻の性別役割分業意識しか尋ねない。しかし日本では、妻より夫の方が稼得役割を担っていることが多く、妻よりも夫の性別役割分業意識が家計管理パターンに影響を与えていると考えられる。

そこで本研究は夫と妻のペアデータを用いて家計管理パターンの規定要因を明らかにすることを目的とする。ペアデータを用いることによって、妻のみではなく、夫の回答も考慮し、夫の性別役割分業意識を検討することは可能である。また、どのような要因がより強い影響力を持つか検討するため、多変量解析を行うことにする。

2. 分析方法

分析には、財団法人家計経済研究所が2008年に実施した「現代核家族調査」を用いる。この調査は、2008年6月に訪問留め置き法により行われ、首都30km圏に在住する妻の年齢が35～49歳の核家族世帯を対象としている。本調査は、1世帯から複数の回答を得る形となっており、回答をまず妻に依頼し、妻を通じて夫及び子どもに依頼された。1021世帯から調査票（妻票1020、夫票885、子ども票466）が回収され、回収率が26.3%であった。詳細は、木村・田中（2010）を参照されたい。

本研究では、妻の定期的な収入の有無別に、夫と妻の家計管理パターンの規定要因を探る。

妻の定期的な収入の有無を区別するため、妻票における「あなたご自身は、現在、毎月定期的な収入を得ていますか」という質問項目を用いた。

使用する変数は、妻と夫の学歴、雇用形態、結婚年数、子どもの有無、世帯年収、妻の収入が世帯収入で占める割合及び妻と夫の性別役割分業意識である。妻と夫の学歴について、最終学歴を「大学」、「大学中退」あるいは「大学院」とする妻と夫それぞれのダミー変数（大学以上は1、それ以外は0）を作成した。妻が定期的な収入を持つ場合、妻の雇用形態を示す「正社員」、「非正規・パート」および「自営業」の3カテゴリを作成した。妻が定期的な収入を持たない場合、雇用形態に関する変数を利用しない。夫の雇用形態に関して、自営業であることを示すダミー変数を作成した。結婚年数について、「あなた方ご夫婦は結婚して何年たちますか」という妻票における質問項目を用いた。子どもの有無について、子どもが一人以上いる場合に1、子どもがいない場合に0の値をとるダミー変数を作成した。世帯年収について、妻票における「あなた方ご夫婦の昨年1年間の合計収入（税込み、年金や利子収入・不動産収入も含む）はおよそいくらぐらいですか」という質問項目を用いた。性別役割分業意識について、夫と妻それぞれの質問項目を利用した。具体的には、夫の稼得責任について、「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」、母親の育児専念について、「子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」という質問項目を用いて、「反対」、「やや反対」、「まあ賛成」、「賛成」の4件法で回答を求めた。

本分析の従属変数は家計管理パターンである。すでに上述したが、妻に定期的な収入がない場合、家計管理パターンを「委任型」と「手当型」に分類した。パターンの違いに関して、夫が妻に全ての収入を渡しているかどうか重要なポイントになるため、夫票における「あなたは、手取り収入のうち何割ぐらいを奥様に渡していますか」という質問を用いた。この質問に対し、「すべて」と回答した場合は0、それ以外の場合は1となるダミー変数を作成した。夫が妻にすべての収入を渡している場合に、家計管理パターンを「委任型」、それ以外の場合に「手当型」と定義した。分析には、二項ロジスティック回帰分析を用いた。

一方、妻に定期的な収入がある場合、家計管理パターンを妻が家計を管理する「妻管理型」、夫と妻が共通の財布を持つ「拋出型」と夫と妻が支出を分担する「支出分担型」に分類した。従属変数には、妻票における「お宅には、ご主人といくらかずつお金を出し合って作る『共同の家計のサイフ』がありますか」という質問項目を利用した。妻が「『共同の家計のサイフ』はなく、夫から任せられたお金と私の収入をすべて私が管理している」と回答した場合に、その家計管理パターンを「妻管理型」、「『共同の家計のサイフ』があり、夫と二人でそれぞれの収入の一部をそこに入れている」と回答した場合に「拋出型」、「『共同の家計のサイフ』はなく、例えば、夫は家賃と光熱費を負担し、私は食費を負担する」というように、二人で家計の費用を分担している」と回答した場合に「支出分担型」として定義し、3カテゴリを作成した。分析には、多項ロジスティック回帰分析を用いた。「妻管理型」は、日本で伝統的であるといわれている家計管理パターンであるため、「妻管理型」を参照カテゴリにした。

分析に用いる独立変数および従属変数に欠損値が出ないように処理した結果、分析に用いるケース数は679となった。その中で妻が定期的な収入がないケース数は293、定期的な収入があるケース数は386であった。

3. 妻に定期的な収入がない世帯における分析結果

3.1 記述統計

まずは、妻は定期的な収入がない世帯における家計管理パターンを確認する(図1)。「委任型」管理パターンは全体の60.4%を占めており、残りの39.6%は「手当型」である。従って、本調査の対象者に関して、妻は定期的な収入がない場合、6割の夫が妻に全ての収入を渡していることがわかる。

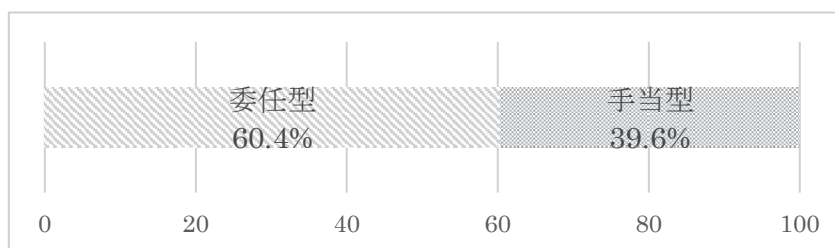


図1 妻に定期的な収入がない世帯における家計管理パターン

次に、本研究に用いる独立変数がそれぞれ家計管理パターンにどのように影響しているかを確認する(表1)。ダミー変数に関しては、クロス表を用いてカイ2乗検定を行った。それ以外の変数に関して、平均値の差の検定を行った。

まず、学歴についてである。妻の学歴より、夫の学歴の方が、家計管理パターンに影響を与えていることがわかった。「委任型」管理パターンの世帯では大学以上の学歴を持つ夫の割合は57.06%だったのに対し、「手当型」では79.31%であった。従って、学歴が高い夫の方が、妻にすべての収入を渡さない傾向があることがわかった。結婚年数に関して、「委任型」と「手当型」の間に有意な差が見られ、「委任型」パターンの世帯の方が、結婚年数が長いのである。また、「手当型」よりも、「委任型」パターンの世帯の方が、子どもがいる世帯の割合が高い。世帯年収についても有意な差が見られ、「手当型」の世帯の方は、年収が高いのである。妻には定期的な収入がないため、年収が高い夫の方は、妻にすべての収入を渡さない傾向があることがわかった。最後に、性別役割分業意識に関して、妻の意識よりも、夫の役割意識の方が、家計管理パターンに影響を与えていることがわかった。夫の稼得責任および母親の育児専念に関し、より伝統的な意識を持っている夫の方が、妻にすべての収入を渡す傾向があるといえる。

表1 家計管理パターンの規定要因に関するカイ二乗検定及びt検定の結果

		委任型	手当型
妻大学以上		20.34%	26.72%
夫大学以上***		57.06%	79.31%
夫自営業		12.43%	9.48%
結婚年数*	mean	12.69	10.86
子どもの有無*		90.40%	80.17%
世帯年収*	mean	4.01	4.43
夫の性別役割意識（夫に稼得責任）*	mean	3.61	3.46
夫の性別役割意識（母親は育児に専念）†	mean	3.24	3.08
妻の性別役割意識（夫に稼得責任）	mean	3.51	3.41
妻の性別役割意識（母親は育児に専念）	mean	3.11	3.03
total		177	116

†p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

3.2 二項ロジスティック回帰の結果

次に、独立変数を同時に投入した二項ロジスティック回帰分析の結果について述べる（表2）。夫の学歴、結婚年数および子どもの有無の家計管理パターンへの有意な影響が見られた。夫の学歴に関して、大学以上の学歴を持つ夫の方は、妻にすべての収入を渡さない傾向があるといえる。結婚年数に関して、年数が高いほど、世帯が「委任型」管理パターンをとる見込みが高いことがわかった。子どもの有無に関しても、子どものいる世帯の方が、「委任型」管理パターンを用いる見込みが高いといえる。一方、性別役割分業意識の影響が見られなかった。

表2 家計管理パターンの規定要因に関する二項ロジスティック回帰分析の結果

	係数	標準誤差
夫と妻の学歴		
妻大学以上	-0.042	0.307
夫大学以上	0.998**	0.323
夫の仕事		
自営業	-0.128	0.459
結婚年数	-0.052*	0.023
子どもの有無	-0.964*	0.388
世帯年収	0.135	0.101
夫と妻の性別役割分業意識		
夫の性別役割意識 (夫に稼得責任)	-0.227	0.242
夫の性別役割意識 (母親は育児に専念)	-0.196	0.196
妻の性別役割意識 (夫に稼得責任)	0.004	0.233
妻の性別役割意識 (母親は育児に専念)	-0.057	0.188
切片	1.364	1.171
d.f.	10	
-2 log likelihood	357.812***	
χ^2	35.579	
N	293	

†p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

4. 妻に定期的な収入がある世帯における分析結果

4.1 記述統計

妻に定期的な収入がある世帯における家計管理パターンを図2に示す。「妻管理型」は全体の76.9%を占めている。従って、7割以上の妻は、家計管理を自分で行っていることがわかる。「拋出型」の割合が7%、「支出分担型」が16.1%を占めている。

次に、独立変数の家計管理パターンへの影響を確認する(表3)。ダミー変数に関しては、クロス表を用いてカイ2乗検定を行った。それ以外の変数に関して、分散分析を行った。

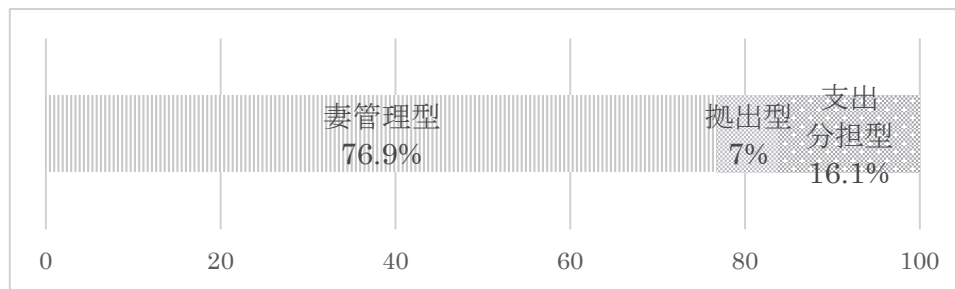


表 2 妻に定期的な収入がある世帯における家計管理パターン

表 3 家計管理パターンの規定要因に関するカイ二乗検定及び t 検定の結果

		妻管理型	拋出型	支出分担型
妻大学以上		24.6%	33.3%	37.1%
夫大学以上		48.1%	63.0%	54.8%
夫自営業		19.2%	33.3%	17.7%
妻正社員***		16.5%	40.7%	54.8%
妻非正規・パート***		70.4%	37.0%	32.3%
妻自営業		10.4%	18.5%	11.3%
結婚年数**	mean	15.01	12.48	12.11
子どもの有無†		85.9%	74.1%	75.8%
世帯年収*	mean	4.31	4.56	4.79
妻の収入が世帯収入で占める割合***	mean	1.95	2.89	3.52
夫の性別役割意識（夫に稼得責任）**	mean	3.59	3.19	3.45
夫の性別役割意識（母親は育児に専念）*	mean	3.12	2.78	2.81
妻の性別役割意識（夫に稼得責任）*	mean	3.53	3.41	3.29
妻の性別役割意識（母親は育児に専念）	mean	3.87	2.70	2.63
	total	238	18	42

†p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

まず、夫と妻の学歴は大学以上かどうか及び夫は自営業かどうかといった項目の家計管理パターンへの影響が見られなかった。一方、妻の雇用形態が家計管理パターンと関連していた。「妻管理型」で、妻正社員である割合が 16.5%であるのに対し、「拋出型」では 40.7%、「支出分担型」では 54.8%であった。結婚年数と家計管理パターンの関係について、「妻管理型」では、結婚年数の平均が三つの管理パターンの中で一番長い。子どもの有無に関しても、「拋出型」と「支出分担型」より、「妻管理型」で、子どもがいる割合が一番高い。世帯

年収の平均は「妻管理型」より「拋出型」の方が高く、さらに「拋出型」よりも「支出分担型」世帯では高いことがわかった。妻の収入が世帯収入で占める割合に関しても、世帯年収と同様の結果が見られ、「支出分担型」世帯では妻の収入が世帯収入で占める割合が一番高い。夫と妻の性別役割分業意識も家計管理パターンと関連していた。「妻管理型」世帯において、夫と妻の稼得責任および育児に関する意識の平均が一番高く、より伝統的な意識を持っている夫婦の方が、「妻管理型」であるといえる。

表 4 家計管理パターンの規定要因に関する多項ロジスティック回帰分析の結果

	拋出型		支出分担型	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
夫と妻の学歴				
妻大学以上	-0.166	0.530	0.212	0.373
夫大学以上	0.615	0.484	0.098	0.350
妻の雇用形態 (ref: 非正規雇用)				
正社員	1.018†	0.603	0.956*	0.416
自営業	0.651	0.707	0.555	0.579
夫の仕事				
夫自営業	0.810	0.560	-0.088	0.474
結婚年数	-0.040	0.038	-0.019	0.028
子どもの有無	-0.305	0.544	-0.103	0.412
世帯年収	-0.008	0.180	0.068	0.130
夫妻の収入に占める妻収入の割合	0.161	0.167	0.477***	0.120
夫と妻の性別役割分業意識				
夫の性別役割意識 (夫に稼得責任)	-0.737*	0.333	0.035	0.262
夫の性別役割意識 (母親は育児に専念)	-0.067	0.277	-0.029	0.196
妻の性別役割意識 (夫に稼得責任)	0.271	0.361	-0.070	0.255
妻の性別役割意識 (母親は育児に専念)	0.066	0.279	0.128	0.204
切片	-1.251	1.916	-3.439*	1.484
d.f.	26			
-2 log likelihood	444.472			
χ^2	81.618***			
McFadden の擬似 R^2	0.155			
N	386			

†p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

参照カテゴリ 妻管理型

4.2 多項ロジスティック回帰分析の結果

最後に、多項ロジスティック回帰分析の結果について述べる（表4）。「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」といった意識が高い夫の方が、「拋出型」よりも「妻管理型」管理を行う見込みが高い。また、妻が非正規である場合より、正社員である場合の方が、「拋出型」及び「支出分担型」管理が実施される見込みが高い。表3で変数の個別な影響を確認した際、世帯年収が家計管理パターンと関連していることが確認されたが、他の変数と同時に投入した場合、世帯年収の影響が見られなかったが、夫妻の収入に占める妻収入の割合の影響が確認された。夫妻の収入に占める妻収入の割合が高いほど、「支出分担型」管理が実施される見込みが高い。

5. まとめと考察

本研究では、家計管理パターンの規定要因について分析を行った。結果は、次のようにまとめられる。

妻に定期的な収入がない場合、夫が収入をすべて妻に渡し、その管理を任せている「委任型」と夫が収入の一部を妻に渡し、その管理を任せている「手当型」管理が観察される。夫の学歴、結婚年数、子どもの有無、世帯年収及び夫の性別役割分業意識が管理パターンと関連していることが明らかになった。先行研究においては、妻の性別役割分業意識が家計管理パターンに影響を与えていると述べられてきたが、夫婦のペアデータを用いた本研究では、妻の意識よりも、夫の意識の方が影響を与えていることがわかった。妻に定期的な収入がない場合、家計管理をすべて妻に任せるかどうかは、夫が決めることとなり、そこで夫自身の性別役割分業意識や価値観が重要になると考えられる。

しかし、二項ロジスティック回帰分析を行った結果、性別役割分業意識の影響が見られなかった。回帰分析の結果、夫の学歴、結婚年数及び子どもの有無が家計管理に影響を与えているのである。具体的には、学歴の高い夫が妻にすべての収入を渡さない傾向が見られた。一方、結婚年数が長いほど、妻にすべて渡す傾向が見られた。

妻は定期的な収入がある場合、夫が収入をすべてあるいは一部を妻に渡し、主な家計管理を妻に任せている「妻管理型」管理、妻と夫は共通の財布があり、それぞれ収入の一部を拋出し合っている「拋出型」及び妻と夫は収入を各自に管理し、それぞれ特定の費用の支払いに責任を持つ「支出分担型」管理が観察される。妻の雇用形態、結婚年数、世帯年収、妻の収入が世帯収入で占める割合及び夫と妻の性別役割分業意識が家計管理パターンと関連していることがわかった。多項ロジスティック回帰分析を行った結果、妻が正社員である世帯は、妻が非正規・バイトである世帯より、「拋出型」及び「支出分担型」管理となる傾向が見られた。また、先行研究では、世帯年収が高いほど、「支出分担型」管理が増えると指摘されていたが、本研究では、世帯年収より、妻の収入が世帯収入で占める割合の影響が見られた。家計管理のあり方は、世帯の中の力関係と関連しているため、妻の収入が世帯収入で占める割合が高いほど、妻

が権力を持つようになり、家計管理のパターンも決めるようになるからだと考えられる。

以上の知見を踏まえると、以下の点が今後の課題としてあげられる。本研究では、夫がすべての家計を管理している世帯がいたが、サイズが小さいため、分析から除外した。しかし、夫が家計管理を行うパターンは日本では例外的に見えるからこそ、どのような世帯がこの管理方法を選ぶかは重要な問題である。また、本研究では、夫が非正規雇用者である、あるいは無職であるといったケースが少なかったため、自営業ダミー以外の夫の雇用形態に関する変数を分析に用いていない。夫非正規雇用者の世帯がどのような管理パターンを選択しているかは興味深い課題である、それを踏まえたモデルを検討する必要がある。

〔謝辞〕

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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。本研究は、東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会 2017 参加者募集型研究『夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する二次分析』の一部である。

〔参考文献〕

- 岡本政人，2015，「世界と日本の家計管理の実態と動向」『家計経済研究』107: 54-63.
- 神谷哲司，2010，「育児期夫婦における家計の収入管理に関する夫婦間相互調整」東北大学大学院教育学研究科研究年報 58(2): 135-151.
- 木村清美，1992，「家計の組織化と性別役割分業観」家計経済研究所（編）『ザ・現代家計—家計の組織化に関する研究』大蔵省印刷局，135-170.
- ，2003，「財布の紐と夫婦関係」『現代家族のライフスタイルとストレス』ハイライフ研究所，65-86.
- 木村清美・田中慶子，2010，「『現代核家族調査』の概要」季刊家計経済研究 86: 16-20.
- 坂本和靖，2009，「家族形成による家計管理・家計行動の変化について」『家計経済研究』84: 17-35.
- 樋口美雄・岩田正美編，1999，『パネルデータからみた現代女性——結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社.
- 御船美智子，1992，「家計の個別化について」『季刊家計経済研究』13: 24-31.
- ，1994，「家計収支と経済関係」財団法人家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査第1年度』大蔵省印刷局，29-70.
- ，1995，「家計内経済関係と夫妻間格差」『季刊家計経済研究』25: 57-67.

お金に関するコミュニケーションが夫婦関係満足度に与える影響

大瀧友織

(大阪経済大学)

本稿の目的は、夫婦関係満足度に対してお金に関するコミュニケーション頻度がどのような影響を与えているのかを検討することである。2014年3月に公益財団法人家計経済研究所が実施した「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」データを用いて分析した結果、次のことが明らかになった。①コミュニケーション頻度の高さは必ずしも夫婦関係満足度を高める訳ではなく、コミュニケーションの内容によってはむしろ満足度を低下させる。②お金に関するコミュニケーションが夫婦関係満足度に与える影響は、性別および妻の収入貢献度によって異なる。③「住宅教育費等生涯設計」「妻の働き方や収入」について話すことは夫の夫婦関係満足度を高めるが、「夫の働き方や収入」「家計の管理・費用負担」についての相談は満足度を低下させる。④「家計の収支」に関する「もめごと・ケンカ」は、収入貢献度の低い妻の満足度を低下させる。収入貢献度の高い妻の場合は「住宅教育費等生涯設計」についての相談は満足度を高める。

1. 「結婚の質」の検討

1.1 夫婦関係満足度とコミュニケーション

これまで、夫婦関係満足度や結婚満足度を主な被説明変数とする研究は少なからずおこなわれてきた。しかし夫婦関係満足度をはじめとする結婚の質に関する研究については、米国においても日本においても、概念のあいまいさや概念と測定の指標が整理されていないという問題があると言われている¹⁾。

それでも、「捕捉方法がこのような妥協の産物であったとしても、結婚満足度研究は夫婦関係を理解する道具であり、加えて離婚率の高い社会における結婚の安定性の研究、未婚率の高い社会において家族形成の研究に対して大きな意義を持つ」と指摘されているように(筒井・永井 2016: 24)、結婚の質に関する研究は重要であり、未婚率や生涯未婚率の上昇が続く現在、その重要性はより増していると言えるだろう。

米国における1980年代の夫婦関係研究をレビューした神原文子は、夫婦関係満足度に影響を与える要因を、①親になること、②夫と妻の役割関係、③コミュニケーションの3点にまとめている。この内、③のコミュニケーションに関しては、夫婦相互のコミュニケーション、相互行為、ディスカッションが多ければ多いほど、夫婦関係満足度が高くなることが示されている(神原 1991)。

日本と米国の結婚について比較研究をおこなった Blood は、夫婦間コミュニケーションと満足度の関係を検討している。そのなかで、コミュニケーションの頻度が高まれば高まるほど、結婚生活全体の満足度が高くなること、妻に関しては日米間の文化差をこえてコミュ

ニケーションの増加が夫婦関係を強化すると述べている (Blood 1967=1978) .

1970 年以降の夫婦関係研究をレビューした長津美代子らは、夫婦間の満足度と関連がある変数として、情緒的統合欲求や一体化意識など態度次元の伴侶性、夫の家事・育児参加、会話時間や一緒に過ごす時間の長さなどを挙げている (長津・細江・岡村 1997).

また木下栄二は、日本における結婚満足度研究について、満足度と関連する要因を整理し、次の4点を重要なものとして挙げている。第一は時間と性別で、結婚満足度と結婚年数との間に U 字型のパターンが見られること、男性に比べて女性の結婚満足度が低いという結果が示されている。第二は、本人あるいは配偶者の健康状態や収入、学歴などの属性である。第三には、妻の結婚満足度に影響を与える要因として、夫の家事・育児参加が挙げられている。第四は、多くの研究で重要視されているものとして、夫婦間のコミュニケーションや夫婦一緒にの行動である (木下 2004).

袖井孝子と都築桂代の研究においても、「夫婦の会話や夫婦一緒にの外出のような夫婦間の相互作用が増すこと」が夫婦間の満足度に大きな影響力を持つと指摘されている (袖井・都築 1985).

これらの先行研究が示しているように、コミュニケーションの問題は夫婦関係満足度に影響を与える重要な変数として注目されている。社会学に限らず、心理学や社会心理学分野においても同様の傾向が指摘されている。伊藤裕子らは、夫婦の関係満足度を規定する要因として、夫婦間のコミュニケーション (会話時間の確保) について検討した。そのなかで、特に子育て期においては、妻にとっても夫にとっても会話時間を確保することが重要であると述べている (伊藤・相良・池田 2007)。また、会話時間と夫婦関係の質に対する総合的評価との間に有意な正の相関があるとする研究もある (土倉 2005)。

1.2 コミュニケーション内容への注目

コミュニケーションの程度を示す指標として、会話時間が用いられることは多く、コミュニケーション頻度の多さや会話時間の長さが夫婦関係満足度を高めるという知見はおおむね一致していると言えるだろう。

しかし、コミュニケーションに言及し、コミュニケーションの頻度、会話時間の長さについて検討する研究が多く見られる一方で、「日本では、夫婦間コミュニケーションの不足・不全の問題が経験的・評論的に指摘されることは多いが、夫婦間コミュニケーションの内実

に焦点を当てた実証的研究の蓄積は少ない」との指摘もなされている (柏木・平山 2003:97)。

こういった状況のなかで、国際結婚夫婦のコミュニケーションと婚姻満足度の関連について検討した施利平は、コミュニケーションの構造を①情緒的・意味的相互理解、②コミュニケーションの量、③コミュニケーションの率直さという 3 つの側面に分類した上で分析している。そして、コミュニケーションの量や情緒的・意味的相互理解は満足度に対して効果を持つ一方で、コミュニケーションの率直さは規定要因として有意ではないことを明ら

かにしている。施はコミュニケーションの質には多くの側面が存在し、率直さは夫婦関係を良くする可能性と同時に、関係性を破壊する可能性も持つため、このような結果になったと述べている（施 2000）。

施の研究は国際結婚夫婦を対象としており、本稿で扱う分析対象とは異なる。しかし、コミュニケーションの量と同様に、夫婦関係満足度に対するコミュニケーションの質や内容の重要性を指摘していると言えるだろう。

また、門野里栄子は夫婦間の話し合いと夫婦関係満足度の関連を検討した。具体的には、「妻の就労」、「家事分担」、「出産」、「生活方針」という4項目について話し合いの有無、時期、意見の一致・不一致が、満足度にどのような影響を与えるのかを分析している。その結果として、夫婦関係満足度にとって、「家事分担」、「夫の生活方針」については意見の一致、「妻の就労」に関しては話し合いをすること自体が重要であることを明らかにした（門野 1995）。

つまり、話し合う内容によって、夫婦関係満足度に対するコミュニケーションの影響のあり方が異なることが示唆されているのである。門野はさらに、夫婦関係満足度に対するコミュニケーションの重要性が高まっていると述べている。

それに加えて、「夫婦関係満足度に関する先行研究は、夫の家事分担、伴侶性等との関連をみる研究」が多く、「家計をめぐる夫妻関係についてはほとんど取り上げられてこなかった」と指摘されているように（木村 2004: 26）、家庭におけるお金に関する問題と夫婦関係満足度についての研究は不足していると言えるだろう。

そこで、特に夫婦間におけるお金に関するコミュニケーションを取り上げ、コミュニケーションの内容とその頻度が夫婦関係満足度にどのような影響を与えるのか探索的に検討することを本稿の目的としたい。

2. 方法

2.1 使用するデータと分析対象

分析に使用するデータは、2014年3月に公益財団法人家計経済研究所が実施した「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」である。

調査方法はインターネットを介したオンライン調査で、主な調査対象は有職の有配偶女性である。また対象の抽出に際して(1)年齢は35～49歳、(2)同居の子どもがいて、かつ長子が18歳以下、(3)首都圏（1都3県）在住であるという3つの条件が課されている。

(1)の対象者年齢および(2)の長子年齢は、出産・育児が一段落して就業率が上昇し、夫婦間で子育てや家計、労働の調整が問題となる時期として設定されている。また(3)で調査対象を首都圏に限定しているのは、調査モニターの地域間での偏り、地域による賃金格差があるためである。

回収数は1200で、就業形態の内訳はパート・アルバイトが575人、正社員・正規職員が

476人、派遣・契約社員が144人、その他が5人となっている²⁾。また、比較対象として首都圏在住の同年齢区分で子どものいない有配偶、有職女性547人（内正社員は195人）と、妻が有職の男性（30～55歳で長子が18歳以下）546人もデータに含まれている（田中・坂口 2015）。

本研究では、夫による子育ての分担割合も変数として用いるため、子ども数が1人以上の1744人（女性1200人、男性544人）を分析対象とする。平均年齢は女性41.54歳（標準偏差3.885）、男性44.46歳（標準偏差4.663）だった。

2.2 変数と分析の流れ

従属変数は夫婦関係満足度である。本調査では、「次の項目についてあなたの評価を教えてください。『非常に満足（幸福）』を10点、『非常に不満（不幸）』を0点としてあなたは何点ぐらいになりますか」という質問文で、複数の項目について尋ねている。本稿では、その内「夫婦関係」に対する回答を従属変数として用いる。

独立変数は夫婦間の内容別コミュニケーション頻度である。質問文は「ご夫婦で以下のようなことを相談しますか」で、相談の内容は「家計の収支の状況について」「家計の管理法や費用負担について」「住宅や教育費など、家族の生涯設計について」「夫の働き方や収入について」「妻の働き方や収入について」の5項目である。選択肢は「日常的にしている」「時々している」「何かあったときにしている」「ほとんどしない」「まったくしない」となっており³⁾、それぞれ、コミュニケーションの頻度が高くなるほど数値が大きくなるように、「日常的にしている」に5点、「まったくしない」に1点を与えている。

また、先行研究でコミュニケーションの多様性やその内容の重要性が指摘されていたことを踏まえ、コミュニケーションのネガティブな側面にも注目する。「あなたがたご夫婦は、以下のようなことで、もめたり、ケンカになったりすることはありますか」という質問文で、「もめごと」や「ケンカ」の内容は相談についての5項目とまったく同じものである。選択肢はやや異なり、「日常的にある」「時々ある」「まれにある」「ほとんどない」「まったくない」となっている。こちらも「もめごと」や「ケンカ」の頻度が高くなるほど数値が大きくなるように、「日常的にある」に5点、「まったくない」に1点を与えた。

「相談」項目と同じ内容の「もめごと・ケンカ」項目を独立変数に加えるもう一つの理由は、それぞれの効果を区別して検討するためである。たとえば家計に問題が生じており満足度が低く、その状況を解消するために「家計の収支の状況」に関するコミュニケーションが頻繁におこなわれている可能性も考えられる。そこで、「もめごと・ケンカ」の側面と「相談」の側面を区別した上で分析できるよう、両者を同時に投入する。

本稿の関心は、お金に関するコミュニケーションが夫婦関係満足度にどのような影響を与えるのかを検討することにあるため、以上の10項目を主な独立変数とする。先行研究におけるコミュニケーションと満足度の関連から、「相談」項目に関しては満足度を高める効

果を持つことが予想される。一方、「もめごと・ケンカ」といったコミュニケーションのネガティブな側面は、夫婦関係満足度を低下させる可能性が高いと考えられるだろう。

また、夫婦関係満足度の規定要因として上記 10 項目のコミュニケーション頻度に加え、結婚年数、子ども数、小学生以下の子の有無、夫の家事分担割合、夫の子育て分担割合、夫年収、妻年収を取り上げる。これらの変数は、既存の夫婦関係満足度研究において検討されてきたものの内、家計や働き方についてのコミュニケーションやその頻度と関わりが深いと考えられるからである。

これまで多くの研究において、夫婦関係満足度は結婚後の時間経過によって U 字型カーブを描くことが示されてきた⁴⁾。たとえば上子武次が「若い人ほど満足度が大きいこと、40代、50代、60代の中年、熟年層の満足度がそれよりも低いこと、70代の高齢者の満足度が比較的高い」と述べているように（上子 1993:298）、結婚直後に高く、出産および子育て期に低下し、子どもの離家後に再び上昇するというものである。結婚後の時間経過のなかで、出産や子育て、子の離家などのライフイベントと関連して、夫婦の働き方や収支の状況、バランスが大きく変化すると言えるだろう。それゆえ、独立変数には結婚年数 2 乗も用いる。

同様に、子ども数が多ければ多いほど、家計に占める子ども関連費用の割合は大きくなる。また小学生以下の子の有無、つまり育児期にあるか否かは、親族の協力の有無や保育所利用の可否などと関連して、夫婦の働き方に大きな影響を与える変数である。夫の家事および子育ての分担割合は、妻の働き方やその相談頻度に関する重要な要素と言えるだろう。

本稿では、夫の家事参加と妻の結婚満足度の関連を検討した大和礼子にならい、分析対象サンプルを分割する変数として、妻の収入貢献度を用いる⁵⁾。世帯収入に占める妻の収入貢献度が高い場合とそうでない場合とでは、お金に関するコミュニケーションの頻度およびそのコミュニケーションが夫婦関係満足度に与える影響は異なると考えられるためである。ここでは、夫婦それぞれの手取月収から妻の収入貢献度を算出した。妻の回答における妻の収入貢献度は、平均値が 0.28 になっており、また中央値は 0.25 である。そこでサンプルをおおむね 2 等分割するために、収入貢献度 30%を分割のためのラインとする。表 1 は以上の変数の記述統計を示したものである。

分析の流れは以下の通りである。まず、ピアソンの相関係数によって夫婦関係満足度と 10 項目の内容別コミュニケーション頻度との相関関係を確認する。その後、男女別・妻の収入貢献度別に夫婦関係満足度を被説明変数とする重回帰分析をおこなう。

表1 分析に用いる変数の記述統計

従属変数	妻					夫				
	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
夫婦関係満足度	1200	0	10	5.77	2.61	544	0	10	5.81	2.42
独立変数										
結婚年数	1172	0	27	12.90	5.45	532	0	30	14.25	5.10
結婚年数 ²	1172	0	729	195.96	140.64	532	0	900	228.97	143.73
子ども数	1200	1	4	1.65	0.63	544	1	4	1.79	0.64
小学生以下の子の有無(育児期)	1200	0	1	0.45	0.50	544	0	1	0.54	0.50
夫の家事の分担割合(%)	1200	0	100	17.47	17.49	544	0	100	24.45	20.17
夫の子育ての分担割合(%)	1200	0	99	22.33	17.19	544	0	100	27.34	18.04
夫年収	955	0	2050	621.49	286.12	483	0	2050	671.95	277.78
妻年収	1029	0	2050	212.05	214.64	440	0	1150	214.55	205.85
もめごと・ケンカ：家計の収支	1200	1	5	2.24	1.11	544	1	5	2.30	1.10
もめごと・ケンカ：家計の管理・費用負担	1200	1	5	2.11	1.07	544	1	5	2.22	1.06
もめごと・ケンカ：住宅教育費等費用負担	1200	1	5	2.10	1.04	544	1	5	2.19	1.03
もめごと・ケンカ：夫の働き方や収入	1200	1	5	1.95	1.01	544	1	5	2.03	1.00
もめごと・ケンカ：妻の働き方や収入	1200	1	5	1.84	0.93	544	1	5	1.94	0.91
相談：家計の収支	1200	1	5	2.97	1.04	544	1	5	3.06	1.05
相談：家計の管理・費用負担	1200	1	5	2.74	1.06	544	1	5	2.86	1.04
相談：住宅教育費等費用負担	1200	1	5	2.89	1.01	544	1	5	3.01	1.00
相談：夫の働き方や収入	1200	1	5	2.66	1.04	544	1	5	2.74	1.04
相談：妻の働き方や収入	1200	1	5	2.70	1.03	544	1	5	2.77	1.00
サンプルを分割する変数										
妻の収入貢献度	832	0	1	0.28	0.17	399	0	0.87	0.25	0.15
妻の収入貢献度は、妻手取月收入÷(妻手取月收入+夫手取月收入)で算出した。										

3. 分析

3.1 夫婦関係満足度と内容別相談頻度の相関関係

表2は、夫婦関係満足度と内容別コミュニケーション頻度10項目の相関関係を示したものである。対角線右上は男性、左下は女性の相関係数となっている。すべての組み合わせについて1%水準で有意な結果が得られており、なおかつ夫婦関係満足度との相関は「もめごと・ケンカ」についてはすべてが負、「相談」に関してはすべてが正の値を示している。

独立変数同士の相関に目を向けると、すべての項目間で係数は正となっている。つまり、いずれかの項目で「もめごと・ケンカ」や「相談」の頻度が高ければ、他の項目についてもコミュニケーションが多くなるということがうかがえる。

ただし、全般的に「もめごと・ケンカ」項目同士の相関、「相談」項目同士の相関が高くなっている。「もめごと・ケンカ」と「相談」のそれぞれのグループのなかでは、「家計の収支の状況について」と「家計の管理法や費用負担について」、「住宅や教育費など、家族の生涯設計について」の3項目間の相関、「夫の働き方や収入について」と「妻の働き方や収入について」の相関が特に強くなっている。これは、双方のグループに共通して見られる傾向である。

一方で、夫婦関係満足度とその他のすべての変数との相関、「もめごと・ケンカ」項目と「相談」項目の相関は比較的弱くなっている。また、ここまで述べてきたいずれの傾向も、男女でおおむね共通している。

表2 夫婦関係満足度の内容別相談頻度の相関関係

	夫婦関係満足度	もめごと・ケンカ頻度：家計の収支	もめごと・ケンカ頻度：家計の管理・費用負担	もめごと・ケンカ頻度：住宅教育費等生涯設計	もめごと・ケンカ頻度：夫の働き方や収入	もめごと・ケンカ頻度：妻の働き方や収入	相談頻度：家計の収支	相談頻度：家計の管理・費用負担	相談頻度：住宅教育費等生涯設計	相談頻度：夫の働き方や収入	相談頻度：妻の働き方や収入
夫婦関係満足度	—	-.300**	-.273**	-.253**	-.265**	-.223**	.243**	.223**	.324**	.148**	.252**
もめごと・ケンカ頻度：家計の収支	-.312**	—	.899**	.858**	.725**	.654**	.209**	.252**	.165**	.248**	.209**
もめごと・ケンカ頻度：家計の管理・費用負担	-.286**	.845**	—	.859**	.682**	.653**	.202**	.293**	.185**	.264**	.207**
もめごと・ケンカ頻度：住宅教育費等生涯設計	-.280**	.812**	.813**	—	.712**	.699**	.178**	.247**	.181**	.247**	.209**
もめごと・ケンカ頻度：夫の働き方や収入	-.247**	.696**	.627**	.649**	—	.792**	.147**	.216**	.138**	.325**	.273**
もめごと・ケンカ頻度：妻の働き方や収入	-.208**	.605**	.595**	.625**	.664**	—	.151**	.233**	.132**	.251**	.276**
相談頻度：家計の収支	.209**	.185**	.200**	.175**	.114**	.150**	—	.833**	.769**	.628**	.646**
相談頻度：家計の管理・費用負担	.180**	.212**	.248**	.223**	.153**	.189**	.814**	—	.775**	.657**	.660**
相談頻度：住宅教育費等生涯設計	.228**	.152**	.174**	.193**	.105**	.142**	.752**	.753**	—	.679**	.686**
相談頻度：夫の働き方や収入	.148**	.252**	.238**	.241**	.300**	.207**	.566**	.588**	.614**	—	.847**
相談頻度：妻の働き方や収入	.172**	.226**	.208**	.230**	.222**	.310**	.574**	.579**	.613**	.780**	—

N=544 (男性：対角線右上), N=1200 (女性：対角線左下)

*p<.05, **p<.01

3.2 妻にとっての規定要因

まず妻について、夫婦関係満足度を従属変数とする重回帰分析の結果を示す。表3は収入貢献度30%未満の妻についてのもので、表4は貢献度30%以上のものである。モデル1には結婚年数、子ども数、小学生以下の子どもの有無、夫による家事の分担割合、夫による子育ての分担割合、夫年収、妻年収を組み込んでおり、モデル2にはさらにお金に関するコミュニケーション頻度10項目を加えている。

表3を確認すると、モデル1では3つの変数が有意となっていた。育児期であることがやや負の効果を持っていること、夫の子育て分担割合が大ききおよび夫の年収の高さが、夫婦関係満足度を高めることが分かる。ところが、これらの効果はモデル2ではいずれも有意ではなくなっている。それに対して、コミュニケーション頻度については、唯一「もめごと・ケンカ頻度：家計の収支」のみが負の効果を持っていた。収入貢献度30%未満の妻の場合、「家計の収支」に関するネガティブなコミュニケーションが多くなると、夫婦関係満足度が低下することが示された。

一方、収入貢献度30%以上のモデル1に目を向けてみると、夫の子育て分担割合、夫年収が有意に満足度を高めることは同様であるが、小学生以下の子の存在が持つ負の効果は消えている。また、表3では有意な効果が見られなかった結婚年数が強い負の効果を示した。また結婚年数2乗は有意ではないものの、危険率は5~10%の範囲におさまっており、係数の値は正となっている。上述したように、クロス・セクションデータでは40代~60代で満足度が低くなるため(上子1993)、結婚年数と満足度の間にU字型のパターンが見られること、本稿の主な対象データが35~49歳の女性であることから、この結果はおおむね先行研究を支持するものと言える。

モデル2では、モデル1同様で結婚年数が負、夫の子育て分担割合および夫年収が有意な正の効果を持っている。貢献度30%未満の妻ではこれらの効果が認められなかったことから、貢献度の高い妻にとって結婚年数は満足度を低下させる、子育ての分担と収入は満足度を高める重要な変数になっていると言える。

またコミュニケーション頻度については、「もめごと・ケンカ頻度：家計の収支」の効果が見られなくなった一方で、「相談頻度：住宅教育費等生涯設計」が有意な正の値を示している。収入貢献度の高い妻の夫婦関係満足度に対しては、ネガティブなコミュニケーションではなく、むしろ生涯設計に関する相談の機会を持つことが重要であることが分かる。

表 3 妻の夫婦関係満足度の重回帰分析結果（妻の収入貢献度 30%未満）

	モデル1				モデル2			
	非標準化係数		標準化係数		非標準化係数		標準化係数	
	B	標準誤差	ベータ		B	標準誤差	ベータ	
(定数)	5.294	.767		**	4.980	.815		**
結婚年数	-.069	.099	-.133		-.032	.092	-.062	
結婚年数2乗	.001	.004	.051		.000	.003	.023	
子ども数	-.058	.192	-.014		.082	.181	.020	
小学生以下の子あり（育児期）	-.568	.286	-.108	*	-.425	.267	-.081	
家事の分担割合【夫】	.013	.008	.077		.007	.008	.040	
子育ての分担割合【夫】	.047	.008	.289	**	.038	.008	.234	
夫年収	.001	.000	.106	*	.000	.000	.050	
妻年収	.001	.001	.022		.001	.001	.028	
もめごと・ケンカ頻度：家計の収支					-.512	.206	-.211	*
もめごと・ケンカ頻度：家計の管理・費用負担					-.091	.216	-.037	
もめごと・ケンカ頻度：住宅教育費等生涯設計					-.137	.217	-.052	
もめごと・ケンカ頻度：夫の働き方や収入					-.135	.191	-.047	
もめごと・ケンカ頻度：妻の働き方や収入					-.193	.179	-.066	
相談頻度：家計の収支					.278	.196	.109	
相談頻度：家計の管理・費用負担					.024	.195	.010	
相談頻度：住宅教育費等生涯設計					.084	.187	.032	
相談頻度：夫の働き方や収入					.289	.176	.116	
相談頻度：妻の働き方や収入					.166	.171	.066	
N	448							
調整済みR ²	.121 **				.250 **			

*p<.05, **p<.01

表 4 妻の夫婦関係満足度の重回帰分析結果（妻の収入貢献度 30%以上）

	モデル1				モデル2			
	非標準化係数		標準化係数		非標準化係数		標準化係数	
	B	標準誤差	ベータ		B	標準誤差	ベータ	
(定数)	5.786	.683		**	5.188	.786		**
結婚年数	-.282	.102	-.606	**	-.238	.097	-.512	**
結婚年数2乗	.008	.004	.417		.008	.004	.405	
子ども数	-.092	.243	-.021		.026	.230	.006	
小学生以下の子あり（育児期）	-.683	.363	-.121		-.213	.347	-.038	
家事の分担割合【夫】	.000	.009	-.001		-.004	.008	-.031	
子育ての分担割合【夫】	.052	.010	.329	**	.042	.010	.263	**
夫年収	.002	.001	.220	**	.002	.001	.160	**
妻年収	.000	.001	-.042		.000	.001	-.027	
もめごと・ケンカ頻度：家計の収支					-.222	.258	-.094	
もめごと・ケンカ頻度：家計の管理・費用負担					-.203	.243	-.084	
もめごと・ケンカ頻度：住宅教育費等生涯設計					-.165	.231	-.066	
もめごと・ケンカ頻度：夫の働き方や収入					-.078	.186	-.032	
もめごと・ケンカ頻度：妻の働き方や収入					-.222	.203	-.081	
相談頻度：家計の収支					.191	.257	.078	
相談頻度：家計の管理・費用負担					-.325	.232	-.133	
相談頻度：住宅教育費等生涯設計					.710	.246	.273	**
相談頻度：夫の働き方や収入					.103	.251	.040	
相談頻度：妻の働き方や収入					.076	.265	.030	
N	325							
調整済みR ²	.161 **				.269 **			

*p<.05, **p<.01

3.3 夫にとっての規定要因

表 5 および表 6 は、男性の夫婦関係満足度を従属変数とした重回帰分析の結果である。妻の分析とモデルの説明力を比較すると、表 6 のモデル 2 のみ高く、他の 3 つのモデルの決定係数は小さい。特にモデル 1 についてはいずれもモデル自体が有意ではなくなっている。

妻の収入貢献度が 30%未満の表 5 から見ていくと、モデル 1 は全体として有意ではないものの、夫年収のみが有意に正の値を示している。先行研究では、夫の夫婦関係満足度に対して夫自身の収入が正の効果、夫の家事分担が負の効果を持つことが明らかにされているが (kamo 1993; 永瀬 2015)、本稿では夫の収入についてのみ同様の結果が得られた。夫の家事分担割合については、係数こそ負となっているものの、有意性は確認されなかった。

モデル 2 で有意な効果を持つのは、「相談頻度：夫の働き方や収入」と「相談頻度：妻の働き方や収入」の 2 項目である。ただし、夫婦関係満足度への効果の方向性は異なり、前者は負、後者は正となっている。「夫の働き方や収入」についての相談頻度が高まると夫の満足度は低下するが、「妻の働き方や収入」について頻繁に相談していると逆に満足度は高まることが分かった。

次に、収入貢献度 30%以上の結果を示した表 6 を見ていこう。モデル 1 についてはモデル自体有意でなく、またどの変数も有意な効果を持っていなかった。モデル 2 については妻の収入貢献度 30%未満の場合とやや似た傾向を示している。表 5, 6 のいずれにおいてもモデル 2 ではコミュニケーション頻度以外の変数はいずれも効果を持っていない。また、「もめごと・ケンカ」は効果を示さず「相談」項目のみが有意となっていた。

ただし、「相談」項目のなかで効果を持つ変数はやや異なる。貢献度 30%以上の場合、「住宅教育費等生涯設計」に関して相談することが、夫の満足度を高めている。一方で「家計の収支」や「夫の働き方や収入」については、コミュニケーション頻度の高さが逆に満足度の低さにつながっていた。

また、貢献 30%未満の場合や妻の場合と比較して、いずれの変数についても係数の値が大きくなっていた。つまり、妻の収入貢献度が高い夫にとって、「家計の収支」や「住宅教育費等生涯設計」、「夫の働き方や収入」についてコミュニケーションをとることは、夫婦関係満足度に影響を与える重要な要素になっていることが分かる。

表 5 夫の夫婦関係満足度の重回帰分析結果（妻の収入貢献度 30%未満）

	モデル1			モデル2		
	非標準化係数	標準化係数	ベータ	非標準化係数	標準化係数	ベータ
(定数)	6.127	1.115		5.976	1.202	
結婚年数	-.241	.141	-.504	-.201	.133	-.421
結婚年数2乗	.008	.005	.471	.007	.005	.401
子ども数	.185	.238	.050	.067	.225	.018
小学生以下の子あり（育児期）	.734	.376	.155	.416	.355	.088
家事の分担割合【夫】	-.003	.010	-.024	-.008	.009	-.062
子育ての分担割合【夫】	.004	.011	.029	.005	.010	.039
夫年収	.001	.001	.133	.001	.001	.056
妻年収	.000	.002	-.012	-.001	.002	-.024
もめごと・ケンカ頻度：家計の収支				-.370	.300	-.171
もめごと・ケンカ頻度：家計の管理・費用負担				-.182	.314	-.080
もめごと・ケンカ頻度：住宅教育費等生涯設計				.264	.273	.112
もめごと・ケンカ頻度：夫の働き方や収入				-.085	.243	-.036
もめごと・ケンカ頻度：妻の働き方や収入				-.437	.257	-.169
相談頻度：家計の収支				.139	.240	.062
相談頻度：家計の管理・費用負担				.067	.246	.030
相談頻度：住宅教育費等生涯設計				.401	.225	.167
相談頻度：夫の働き方や収入				-.614	.233	-.277
相談頻度：妻の働き方や収入				.837	.246	.358
N	252					
調整済みR ²	.015			.154		

*p<.05, **p<.01

表 6 夫の夫婦関係満足度の重回帰分析結果（妻の収入貢献度 30%以上）

	モデル1			モデル2		
	非標準化係数	標準化係数	ベータ	非標準化係数	標準化係数	ベータ
(定数)	6.492	1.547		5.683	1.364	
結婚年数	-.100	.165	-.219	-.154	.136	-.338
結婚年数2乗	.003	.006	.179	.006	.005	.412
子ども数	.233	.363	.061	.068	.291	.018
小学生以下の子あり（育児期）	.400	.557	.081	.614	.463	.124
家事の分担割合【夫】	-.026	.016	-.215	-.019	.014	-.159
子育ての分担割合【夫】	-.005	.016	-.037	-.007	.013	-.058
夫年収	.000	.001	.020	.000	.001	.016
妻年収	.001	.001	.094	.000	.001	-.033
もめごと・ケンカ頻度：家計の収支				-.516	.514	-.245
もめごと・ケンカ頻度：家計の管理・費用負担				.357	.513	.165
もめごと・ケンカ頻度：住宅教育費等生涯設計				-.673	.400	-.306
もめごと・ケンカ頻度：夫の働き方や収入				-.525	.393	-.215
もめごと・ケンカ頻度：妻の働き方や収入				.478	.398	.174
相談頻度：家計の収支				-1.000	.416	-.417
相談頻度：家計の管理・費用負担				.725	.461	.302
相談頻度：住宅教育費等生涯設計				1.441	.389	.598
相談頻度：夫の働き方や収入				-.750	.377	-.331
相談頻度：妻の働き方や収入				.739	.404	.313
N	123					
調整済みR ²	.004			.395		

*p<.05, **p<.01

3.4 妻と夫の比較

ここまで夫妻それぞれについて夫婦関係満足度を従属変数とした重回帰分析の結果を見てきた。次に、両者の相違点および共通点について、モデル2を中心に確認しておきたい。

本稿の関心にとって最も重要な相違は、お金に関するコミュニケーションのなかでも、夫と妻では夫婦関係満足度に影響を与える項目が異なるという点である。収入貢献度30%未満の妻の場合は「家計の収支」に関するもめごとなど、ネガティブなコミュニケーション、貢献度30%以上の妻では「住宅教育費等生涯設計」についての相談頻度が、夫婦関係満足度に影響を及ぼしていた。

妻の収入貢献度の高さによって有意な効果を持つ変数が明確に異なるという点は、夫と比較した際の妻側の特徴として挙げられる。モデル2においては、コミュニケーション以外の変数についても、貢献度30%未満ではいずれの変数も効果を持っていなかったが、30%以上の場合では、結婚年数が強い負の効果を持っていたほか、夫の子育て分担割合や夫年収が有意な正の値を示していた。

それに対して夫の場合は、妻の収入貢献度の高低にかかわらず、コミュニケーションに関する変数の内「相談」項目のみが満足度に影響を与えていた。特に「夫の働き方や収入」に関する相談は有意な負の効果を持っていた。そのほかの「相談」内容による影響は収入貢献度によってやや異なっており、収入貢献度30%未満では「妻の働き方や収入」が正、30%以上では「家計の収支」が負、「住宅教育費等生涯設計」が正の有意な効果を持っていた。

また、収入貢献度がいずれの場合でも、複数の「相談」項目が効果を持つのに対して、コミュニケーションのネガティブな側面である「もめごと・ケンカ」はまったく有意でないという点は、夫側の特徴と言えるだろう。

次に、夫と妻で共通する傾向についても整理しておこう。それぞれのモデル2について決定係数を見ると、双方ともに妻の収入貢献度30%以上（表4および表6）で値が大きくなっている。つまり、夫婦関係満足度に対するお金に関するコミュニケーションの重要性は、夫妻共通して妻の収入貢献度が大きい場合により高まるのだと言える。特に夫において決定係数の上昇は大きく、.395を示している（表6）。

そして、お金に関するコミュニケーションのなかでも「住宅や教育費など、家族の生涯設計について」の相談は、夫、妻いずれにとっても夫婦関係満足度を高める効果を持っていることが示された。住宅費や教育費といった、家計に占める比重が大きな項目に関しては、夫婦のどちらにとっても重要な関心事であることがうかがえる。

4. まとめと考察

以上の分析結果をまとめた上で、若干の考察をおこなう。まず、「相談」項目に関して、コミュニケーション頻度の高さが必ずしも夫婦関係満足度を高める訳ではなく、内容によっては逆に満足度を低下させる場合もあるという点には注目しておく必要があるだろう。

「もめごと・ケンカ」といったネガティブなコミュニケーションは満足度を低下させると考えていたが、分析の結果、有意な負の効果が認められたのは収入貢献度 30%未満の妻についての「家計の収支」のみであった。一方、「相談」項目で有意となったのは、妻の収入貢献度 30%以上の妻で 1 項目、30%未満の夫で 2 項目、30%以上の夫で 3 項目であった。

これまで、会話時間の長さやコミュニケーションの頻度は夫婦にとって重要なものであり、基本的に夫婦関係満足度を高めるものとして捉えられてきた（長津・細江・岡村 1997; 土倉 2005; 伊藤・相良・池田 2007）。しかし、分析の結果明らかになったように、夫の場合では「夫の働き方や収入」や「家計の収支」に関する相談は、むしろ夫婦関係満足度を低下させていた。

また、お金に関するコミュニケーションが夫婦関係満足度に与える影響は、性別によって異なるのみではなく、妻の収入貢献度によっても違いが見られた。収入貢献度が 30%未満の妻にとって「家計の収支」に関する「もめごと・ケンカ」が夫婦関係満足度を低下させていたのに対して、30%以上の場合には「住宅教育費等生涯設計」についての相談頻度が満足度を高めていた。また、この「住宅教育費等生涯設計」に関する相談が持つ正の効果は、貢献度 30%以上の夫妻に共通するものであった。

夫については、「もめごと・ケンカ」項目が有意ではなく、「相談」項目のみが夫婦関係満足度に対して効果を持っていた。妻の収入貢献度 30%未満の夫では「夫の働き方や収入」と「妻の働き方や収入」の 2 項目、30%以上では「夫の働き方や収入」に加えて「家計の収支」および「住宅教育費等生涯設計」の 3 項目が有意となっていた。また共通して有意となった「夫の働き方や収入」に関して係数を見ると（表 5, 6）、収入貢献度 30%未満では-.277 であったのに対して、30%以上では-.331 とその効果は強まっていた。

このように、性別および妻の収入貢献度によって違いが見られた背景には、妻の収入貢献度の高低による世帯の特徴と性別による分業意識、役割規範意識があると考えられる。夫妻の収入バランスが夫婦関係に及ぼす影響を検討した重川純子は、夫と妻の年収階層が対等もしくは妻が上回っている世帯において、比較的役割規範意識が弱いことを指摘した。しかし、同時に年収階層が対等で役割規範意識が薄い世帯においてさえ、大多数が夫に稼得責任があると回答したことを示している（重川 2004）。

また重川は稼得パターンと収入・財産の帰属について検討するなかで、どのパターンにおいても妻収入、夫収入ともに夫婦二人のものとする者が過半数を占めることを明らかにしている。ただし、夫と妻が対等な収入を得ていれば収入帰属の個人指向が高くなっているものの、多くの場合、妻は「夫婦どちらの収入も夫婦二人のもの」に次いで「妻収入は妻のもの、夫収入は二人のもの」と捉えていることも示している（重川 2004）。

「家計の収支」に関する「もめごと・ケンカ」によって、収入貢献度 30%未満の妻の夫婦関係満足度が低下する背景として、重川が言うところの比較的強い役割規範意識と「夫収入は二人のもの」と捉える意識の存在が指摘できるだろう。また、収入貢献度が 30%を超える

妻にとっては、少なくとも 30%未満の場合に比べてやや役割規範意識が薄まるのが想定される。つまり、貢献度 30%以上の妻の夫婦関係満足度に対して、「住宅教育費等生涯設計」に関する相談頻度が正の効果を持つことは、「稼ぐ」役割への意識のあらわれとして捉えることができるのではないだろうか。

また、大和は妻の収入貢献度が高い世帯では、夫の経済階層は低い傾向にあることを明らかにした（大和 2001）。重川の指摘と合わせると、妻の収入貢献度が高い世帯の男性は、比較的経済階層が低く、かつ稼得責任は自身が負うべきであると考え（同時に妻からも稼得責任を求められている）傾向があると言えるだろう。

妻に比べて稼得責任が強く求められているからこそ、夫の場合にはお金に関する「相談」項目が複数、かつ比較的強い効果を持っているのだと考えられる。特に、妻の収入貢献度が高い世帯では、いわば「夫の領域」とも言える「夫の働き方や収入」や「家計の収支」といった話題についてコミュニケーションをとることが、夫婦関係満足度の低下につながっていることだろう。

最後にお金に関するコミュニケーション以外の変数について若干の検討と、今後の課題について述べる。その他の変数に関しては、結婚年数の効果や妻の満足度に対する夫の子育ての分担、夫年収が持つ正の効果など、部分的にはあるもののおおむね先行研究と同様の結果が得られた（長津・細江・岡村 1997; 岩井 2002; 木下 2004; 永瀬 2015）。

小学生以下の子がいること（育児期であること）は、妻の夫婦関係満足度を低下させていた（表 3）。夫の分析では有意になっていなかったものの、係数の符号は正になっており、小学生以下の子の存在が夫婦関係満足度に与える影響は性別によって効果の方向が逆になっている可能性が考えられる。

先行研究において、夫の家事分担は夫自身の夫婦関係満足度に対して負の効果を持っていた（kamo 1993; 永瀬 2015）。一方で、「出産によって夫婦関係は変化し、夫婦関係満足度が低下すること、そして夫が育児を行うことでその低下が緩和されることが分析結果から推測される」と永井は述べている（永井 2000: 192）。

男性の満足度に対して、夫自身の家事分担、子育ての分担はともに本稿の分析では有意な効果は見いだされなかったが、符号を確認すると負になっているものが多い。すでに見たように、夫の子育ての分担は女性の満足度に対して明確な正の効果を持っていた。

これらのことを合わせて考えると、まだ幼い子がいることで喜び満足度を高めるが、家事・育児の分担が増えると不満を感じる夫と、夫の家事・育児の分担で満足度を高めるが、あまりそれが望めず分担しない夫と幼い子との間で不満を感じる妻という様子が浮かび上がってくる。

本稿では、夫婦関係満足度の研究において、これまであまり注目されてこなかったコミュニケーションの内容を踏まえて分析をおこなった。結果として、性差や妻の収入貢献度によってその効果はさまざまに異なるものの、コミュニケーション内容に注目することの一定

の有効性は示せたと考える。

しかし、その説明力は十分に高いとは言えず、さらなる検討が必要である。たとえば、妻の収入貢献度でサンプルを分割したが、今後、世帯収入の違いによる分析もより重要になっていくだろう。夫婦の働き方の変化や世帯収入の格差の広がりによって、お金に関するコミュニケーション頻度の影響が変化していく可能性は低くないと考えられるからである。

また、特にお金に関するコミュニケーションのみに注目したために、それ以外のコミュニケーション内容に関しては検討できていない。上述したように、収入帰属の問題や家事・育児分担のあり方など、夫婦間で満足度と関連する要因は多様である。

同じようにコミュニケーションに関しても、より夫婦関係満足度を高めるような内容や逆に満足度を低下させる内容などさまざまなものがあると考えられる。したがって、夫婦関係満足度とコミュニケーションの内実についてより詳細な検討を進めていくことは、今後の課題として重要なことだと言えるだろう。

[注]

- 1) 米国では、たとえば *marital satisfaction*, *marital happiness*, *marital adjustment* などの概念群と測定の指標とが整理されていないことや、日本において結婚満足度、夫婦関係満足度、結婚幸福度、配偶者満足度などさまざまな名称の概念が使用されていることが指摘されている（木下 2004）。
- 2) 本調査では就業形態によって抽出する数の割り当てがおこなわれている。正社員・正規職員は労働時間の長さなどがあり、回答に時間がかかることが想定される。割り当てをおこなわなかった場合、正社員・正規職員の回答者の構成比が低くなり、代表性を担保できない可能性があったためである（田中・坂口 2015）。
- 3) 選択肢の設定の内、「何かあったときにしている」は、その他の「日常的にしている」「時々している」「ほとんどしない」「まったくしない」とはやや性質が異なる。しかし、相談の内容が家計や収入にかかわるものであるため、日々の生活のなかで日常的に夫婦の話題にのぼる、のぼらないという側面の他に、必要に応じて相談するという要素も含まれると考えられる。そのため、やや異質ではあるものの、本稿ではこの相談頻度を間隔尺度として扱い、「何かあったときにしている」を中央に位置する選択肢として用いることとした。
- 4) 永井暁子は、パネルデータを用いて妻の結婚満足度と結婚年数の関連について検討している。その結果、一時点のデータを用いた分析ではU字カーブを支持するが、パネルデータを用いて検証すると結婚満足度はU字を描くことはなく、ほぼ一貫して低下することを明らかにしている（永井 2011）。
- 5) 大和は衡平理論によって家事と結婚満足度の関係を解釈し、夫が家事をしないことに対する妻の反応は、妻自身の収入によって、どの程度家計に貢献しているかで異なるとしている。そして夫の家事参加は、妻の収入貢献度が高い場合には妻の結婚満足度を高めるが、貢献度

が低い場合、両者は無関係であることを明らかにした（大和 2001）。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「共働き夫婦の家計と意識に関する調査，2014」（公益財団法人 家計経済研究所）の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- Blood, R.O., 1967, *Love Match and Arranged Marriage: A Tokyo-Detroit Comparison*, The Free Press.
(=1978, 田村健二監訳『現代の結婚——日米の比較』培風館.)
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子, 2007, 「夫婦のコミュニケーションが関係満足度に及ぼす影響—自己開示を中心に」『文京学院大学人間学部研究紀要』9(1): 1-15.
- 岩井紀子, 2002, 「結婚生活は幸せですか」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿——JGSS にみる意識と行動』有斐閣, 9-15.
- 門野里栄子, 1995, 「夫婦間の話し合いと夫婦関係満足度」『家族社会学研究』7: 57-67.
- 上子武次, 1993, 「結婚満足度の研究」森岡清美監修『家族社会学の展開』培風館, 289-302.
- Kamo, Yoshinori. 1993. “Determinants of Marital Satisfaction: A Comparison of the United States and Japan” *Journal of Social and Personal Relationship*, 10: 551-568.
- 神原文子, 1991, 「夫婦関係満足度をめぐる諸要因に関するレビュー——合衆国における実証研究を中心に」『愛知県立大学文学部論集』40: 1-25.
- 柏木恵子・平山順子, 2003, 「夫婦関係」『児童心理学の進歩』42: 85-117.
- 木村清美, 2004, 「家計内の経済関係と夫妻関係満足度」『季刊家計経済研究』64 : 26-34.
- 木下栄二, 2004, 「結婚満足度を規定するもの」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編著『現代家族の構造と変容——全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 277-291.
- 永井暁子, 2000, 「出産・夫の育児と妻の夫婦関係満足感」佐藤博樹・石田浩・池田謙一編『社会調査の公開データ——2次分析への招待』東京大学出版会, 185-194.
- , 2011, 「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『社会福祉』52: 123-131.
- 永瀬圭, 2015, 「夫の夫婦関係満足度の規定要因に関する分析」『家計経済研究』107: 64-71.
- 長津美代子・細江容子・岡村清子, 1997, 「夫婦関係研究のレビューと課題——1970年以降の実証研究を中心に」野々山久也・袖井孝子・篠崎正美編『いま家族に何が起きているのか——家族社会学のパラダイム転換をめぐって』ミネルヴァ書房: 159-186.
- 施利平, 2000, 「国際結婚夫婦におけるコミュニケーションと婚姻満足度」『ソシオロジ』44(3): 57-73.
- 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.

- 袖井孝子・都築桂代, 1985, 「定年退職後夫婦の結婚満足度」『社会老年学』22: 63-77.
- 田中慶子・坂口尚文, 2015, 「『共働き夫婦の家計と意識に関する調査』について」『季刊家計経済研究』106: 2-17.
- , 2017, 「共働き夫婦の家計運営」『日本労働研究雑誌』59(12): 28-39.
- 土倉玲子, 2005, 「中年期夫婦における評価ギャップと会話時間」『社会心理学研究』21(2): 79-90.
- 筒井淳也・永井暁子, 2016, 「夫婦の情緒関係——結婚満足度の分析から」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査[NFRJ]による計量社会学』東京大学出版会, 23-46.
- 大和礼子, 2001, 「夫の家事参加は妻の結婚満足度を高めるか」『ソシオロジ』46(1): 3-21.

共働き夫婦の家計と夫婦関係満足度

——妻・夫からみた家計の共同性の検討——

鈴木富美子

(東京大学)

本稿では、家計の運営に関して夫婦間で行われる調整や決定のプロセス、家計をめぐる意識のありようが妻の夫婦関係満足度と密接に関連することを明らかにした鈴木(2015)の結果を踏まえ、夫の夫婦関係満足度について分析を行い、比較検討した。収入類型が示す家計の実質的な「額」の側面と、家計の運営における意識や行動などの側面のどちらが夫婦関係満足度に効果をもつのか、またその夫婦間の差異を明らかにする試みであった。分析の結果、夫婦関係満足度に対し、妻の場合には収入類型は有意な効果を示さず、家計の運営面における共同性が重要な意味をもっていたが、夫の場合には収入類型自体の効果もみられた。さらに、収入類型によって、家計の運営状況と夫婦関係満足度の関連の仕方が異なる交互作用効果もみられた。ここから、満足へ至る経路—「満足への回路」—が夫と妻の間、さらには夫たちの間でも異なる可能性を指摘し、「夫婦関係における共同性の重要性」を最も妻と共有しにくく、夫婦間の満足度格差が生じやすい夫婦(類型)について考察した。

1. 問題の所在

夫婦関係満足度研究はさまざまな学問分野で研究が行われてきたが、それぞれの分野により、着目するポイントが若干異なる。例えば、家族社会学では、夫婦関係満足度研究の際に、世帯収入、夫婦それぞれの収入、妻の家計参入度などの経済的要因も検討されてきたが、どちらかといえば主に非経済的要因に焦点が当てられてきた。共有行動(食事を共にする頻度や外出頻度)、コミュニケーション頻度(会話時間・頻度など)、サポートの有無(情緒的サポート、家事育児などの実質的サポート)、性別役割意識などである(末盛 1999, 大和 2003, 稲葉 2004, 木下 2004, 李 2008, 山口 2009, 田中 2014)。

これに対し、家政学や経済学では、経済的側面により焦点をあてた研究が行われ、特に家政学では、1980年代以降、家計の共同原則の問い直しがなされてきた(木村 2000)。これまで家計は「収入は所与、支出も配分過程ではなく、家計管理のレベルは比較的単純なものとして扱われ」(御船 1990: 34)、「その世帯の一致した意志、一致した行為の結果」(岩田 2000: 169)とみなされてきた。しかし、家庭内に入ってきた貨幣(所得)は必ずしも「家計」ではなく、夫婦間の調整や決定を経て「家計」になるという見方がなされるようになったことにより、研究の流れは、家庭内貨幣を巡る夫婦関係を顕在化し、現実の家計を把握するという方向になっていく(木村 2000)。

例えば木村(2004, 2010)は、夫・妻それぞれの夫婦関係満足度に関連する要因として、

経済面における夫婦間の力関係に着目、夫の収入の渡し方、自分のために使える金額や自分が切り詰める頻度、その夫婦間格差など注目した。

また重川（2004）は、有配偶女性の就業率の上昇を背景に、夫婦間の相対的な所得の大きさに着目し、夫婦の特徴を多方面から捉えている。具体的には、夫妻の合計年収が600万円以上の場合を対象として、妻の収入が夫と同じあるいは妻のほうが高い「夫妻対等または妻超越世帯」、妻に収入があるが夫のほうが高い「夫超越世帯」、妻に収入がない「専業主婦世帯」などの稼得パターンに分けて、夫婦の特徴を家計の運営状況（定期的な収入の有無、夫婦それぞれが自由に使えるお金の額、家計管理タイプ、お金に関する葛藤の有無、収入・財産の帰属意識など）、家事・育児の分担状況、夫婦関係（サポートの授受、ストレス、夫婦関係満足度など）から把握している。但し、あくまでも稼得パターンごとの特徴を網羅的に把握することに主眼がおかれているため、それぞれの特徴同士の関連—例えば、どのような家計の運営状況にある夫や妻の満足度が高いのかなど—については検討されていない。

このようにみえてくると、夫婦関係を検討する際に、経済的側面が俎上にのったとしても、主体はお金の出入りなどの実質的な「額」の部分であり、家計の運営面に関する夫婦間の調整や決定のプロセスやそれをめぐる意識と夫婦関係満足度との関連については、検討されていない部分も多かった。

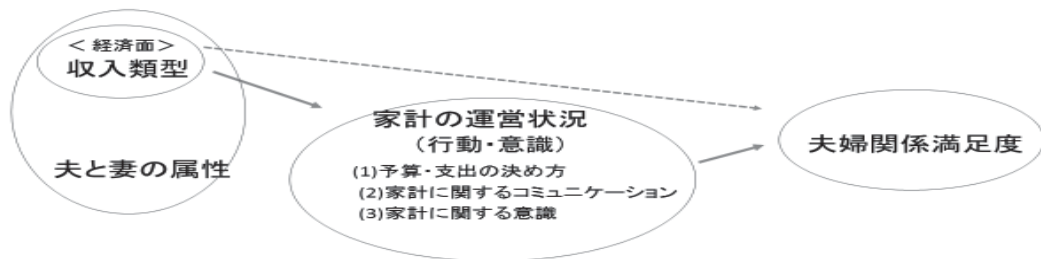
そこで鈴木（2015）は、夫と妻それぞれの収入額を組み合わせた収入類型をベースにしなが、それぞれの類型においてどのような家計の運営状況にあるのかについて分析し、どのような家計の運営状況にある夫婦において夫婦関係満足度が高くなっているかを探った。分析の結果、

- ① 収入類型によって家計の運営状況に特徴がある、
- ② これまでの夫婦関係満足度研究で共同行動、会話時間、家事・育児分担などの指標を用いて検討されてきた「共同性」という概念は「家計」でも重要である、
- ③ その場合の「家計」とは、従来、検討されてきた夫収入や妻の家計参入度、個人的な支出（小遣い）における夫婦のバランスなどの家計の実質的な「額」の側面だけでなく、家計の運営状況を含めた広い意味で捉える必要がある、

などを指摘した。

このことは、収入類型によって家計の運営状況に違いがみられるものの、どのような収入類型であっても、家計の運営の仕方に共同性がみられ、家計運営が適正になされているという感覚が夫婦関係の良好さに関係すること、即ち、収入類型は「家計の運営」を媒介して夫婦関係満足度に効果を及ぼしていることを示している（図表1）。

図表1 「収入類型」「家計の運営状況」「夫婦関係満足度」の関連（妻回答）



但し、鈴木（2015）が扱ったのは妻の視点からみた場合である。夫婦関係は妻のみで成り立つものではなく、同じ状況をみていたとしても、妻からみた「現実」と夫からみた「現実」が必ずしも一致するとは限らない。夫婦関係研究には、夫からの視点も必要である。本調査は同一夫婦を対象にした「夫婦ペアデータ」ではないが、夫婦関係を夫と妻の両面から捉えることができるという利点がある。

そこで本稿では、夫回答を用いて「家計」の運営をめぐる意識や行動について分析を行い、妻回答で得られた結果と比較検討していく。

2. 夫からみた家計と夫婦関係：夫回答を用いて

2.1 使用するデータと分析モデル

データは、公益財団法人家計経済研究所が実施した「共働き夫婦の家計と意識に関する調査、2014」（インターネット調査）を用いた。調査は2014年の3月に、妻（35～49歳）が就業している6,675名に実施し、男女合わせて2,293名から回答を得た。そのうち、妻回答の分析（鈴木 2015）と比較するため、本人（夫）が正規雇用者、配偶者（妻）が雇用者（正社員、派遣・契約、パートなど）で就業、在学中（大学・大学院や予備校などを含む）に通う子どもをもち、夫婦双方の年収に回答した夫389名を分析対象とした。

2.2 収入類型の作成

2.2.1 夫回答における収入類型の作成

鈴木（2015）では、夫と妻の収入額をもとに収入類型を作成している¹⁾。このため本稿においても妻回答を用いた作成方法²⁾に倣い、夫収入では600万円、妻収入では200万円を基準に4つの収入類型を作成した³⁾。但し、夫回答者数は妻回答者数に比べて半分程度だったため、4つの類型のうち、「夫低・妻高」が44名と他の類型の比べて少なかった。このため本稿では、「夫低・妻高」と「夫低・妻低」を併せて「夫低収入」とした。以下、夫回答については、「夫低収入」「夫高・妻低」「夫高・妻高」の3類型で分析を進める（図表2）。

図表 2 収入類型の作成（夫回答）

		妻収入				妻収入	
〈夫回答〉		200万円未満	200万円以上			200万円未満	200万円以上
N=389				〈夫回答〉			
N=389				N=389			
夫収入	600万円未満	共に低収入 (n=112, 29%)	夫低・妻高 (n=44, 11%)	⇒	夫収入	夫低収入 (n=156, 40%)	
	600万円以上	夫高・妻低 (n=146, 38%)	共に高収入 (n=87, 22%)			600万円以上	夫高・妻低 (n=146, 38%)

2.3 収入類型の作成と属性的な特徴（「収入類型」と「属性」のクロス表）

収入類型の属性的な特徴をみるため、夫と妻の年齢、学歴、就業形態、職種、ライフステージに着目し⁴⁾、収入類型とクロス表分析を行った（図表 3）。

年齢では、夫と妻ともに、「夫高・妻高」で「39歳以下」の割合が3類型の中で最も多く、次いで「夫低収入」が続く。「夫低収入」「夫高・妻高」では、夫の過半数、妻の7割強が40代前半までの比較的若い夫婦である。これに対し、「夫高・妻低」では、夫の6割、妻の4割が45歳以上を占め、3類型中、最も年齢層が高い類型となっている。

学歴では、夫では「夫低収入」で「中・高校」や「専門・短大・高専」の割合がそれぞれ2割を超し、「大学・大学院卒」は半数程度なのに対し、「夫高・妻低」や「共に高収入」では「大学・大学院」が7割を超す。妻も「夫低収入」で「中・高卒」が3割を超し、「大学・大学院」は2割に満たないのに対し、「共に高収入」では「大学・大学院」が半数近くを占める。「共に高収入」で夫と妻双方の学歴の高さが目立つ。

妻就業形態では、「共に高収入」で「正社員・正規職員」が8割、「夫高・妻低」では「パート・アルバイト」が9割を占める。

職種では、夫・妻ともに、「共に高収入」で「専門・管理」の割合が高く（夫ではほぼ6割、妻ではほぼ半数）、「夫低収入」で「技能・サービス」の占める割合が高いなど（夫で3割、妻で4割）、就いている職種が夫婦で似ている。これに対し「夫高・妻低」の場合、夫は「専門・管理」の割合がほぼ半数を占めるのに対し、妻は「技能・サービス」がほぼ4割を占めるなど、夫婦間で職種の差が大きい様子が伺える。

ライフステージについては、「共に高収入」で約4割が「末子未就学」であり、「末子小学生」を含めると8割近くが小学生以下の子どもをもつ。「夫低収入」でも、小学生以下の子どもがいるライフステージが8割近くを占めるが、「末子未就学」の割合は「共に高収入」と比較すると少なめとなっている（2割強）。「夫高・妻低」では「末子中学生以上」が4割近くを占め、ライフステージが高い類型といえる。

図表3 収入類型の属性的特徴：クロス表分析の結果

		夫低収入	夫高・妻低	共に高収入	(N=389) 合計
$\chi^2=16.575^*$	夫年齢 39歳以下	16.7%	9.6%	21.8%	15.2%
	40～44歳	42.3%	29.5%	29.9%	34.7%
	45～49歳	30.1%	45.2%	33.3%	36.5%
	50歳以上	10.9%	15.8%	14.9%	13.6%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=9.554^*$	妻年齢 39歳以下	25.0%	22.6%	33.3%	26.0%
	40～44歳	46.2%	35.6%	39.1%	40.6%
	45～49歳4	28.8%	41.8%	27.6%	33.4%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=21.553^{**}$	夫学歴 中・高校	23.1%	19.9%	5.7%	18.0%
	専門・短大・高専	20.5%	8.9%	14.9%	14.9%
	大学・大学院	56.4%	71.2%	79.3%	67.1%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=31.439^{**}$	妻学歴 中・高卒	35.9%	26.0%	9.2%	26.2%
	専門・短大・高専	45.5%	46.6%	43.7%	45.5%
	大学・大学院	18.6%	27.4%	47.1%	28.3%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=157.411^{**}$	妻就業形態 正社員・正規職員	25.6%	4.8%	79.3%	29.8%
	嘱託・契約・派遣	10.3%	5.5%	8.0%	8.0%
	パート・アルバイト	64.1%	89.7%	12.6%	62.2%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=34.556^{**}$	夫職種 専門・管理	25.0%	45.9%	58.6%	40.4%
	事務・営業・販売	42.9%	39.0%	28.7%	38.3%
	技能・サービスほか	32.1%	15.1%	12.6%	21.3%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=42.129^{**}$	妻職種 専門・管理	15.4%	12.3%	44.8%	20.8%
	事務・営業・販売	45.5%	50.0%	37.9%	45.5%
	技能・サービスほか	39.1%	37.7%	17.2%	33.7%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
$\chi^2=19.423^{**}$	ライフステージ 末子未就学	23.7%	14.4%	37.9%	23.4%
	末子小学生	50.6%	48.6%	36.8%	46.8%
	末子中学生以上(在学)	25.6%	37.0%	25.3%	29.8%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

注) 調整済み残差が1.65以上のときは網かけにした。 **p<.01 *p<.05

2.4 収入類型によって家計の運営状況は異なるのか？

次は、家計の運営面に着目する。(1) 予算・負担の決め方、(2) 家計に関するコミュニケーション、(3) 家計に関する意識の3つの観点から家計の運営面を捉え、類型ごとの特徴をクロス表分析で探った(図表4)。

図表4 「収入類型」と「家計の運営状況」の関連：クロス表分析の結果

(1) 予算・負担の決め方		夫低収入	夫高・妻低	共に高収入	合計
全体予算 $\chi^2=11.618$	特に相談せず、夫あるいは妻が	17.3%	27.4%	19.5%	21.6%
	特に相談せず、なんとなく	50.0%	45.9%	51.7%	48.8%
	2人で相談して	21.2%	19.2%	26.4%	21.6%
	決めていない	11.5%	7.5%	2.3%	8.0%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
夫の費用負担 $\chi^2=11.404$	特に相談せず、夫あるいは妻が	16.7%	24.7%	14.9%	19.3%
	特に相談せず、なんとなく	47.0%	46.6%	48.3%	47.3%
	2人で相談して	20.5%	20.5%	29.9%	22.6%
	決めていない	15.4%	8.2%	6.9%	10.8%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
妻の費用負担 $\chi^2=11.404$	特に相談せず、夫あるいは妻が	16.0%	24.1%	14.9%	18.8%
	特に相談せず、なんとなく	49.4%	47.6%	48.3%	48.5%
	2人で相談して	19.2%	16.6%	28.7%	20.4%
	決めていない	15.4%	11.7%	8.0%	12.4%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
夫の個人的支出・小遣い額 $\chi^2=16.398^*$	特に相談せず、夫あるいは妻が	22.1%	30.1%	25.3%	25.8%
	特に相談せず、なんとなく	35.1%	31.5%	33.3%	33.3%
	2人で相談して	31.2%	37.0%	36.8%	34.6%
	余った分・自由になるお金はない	11.7%	1.4%	4.6%	6.2%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
(2) 家計に関するコミュニケーション		共に低収入	夫高・妻低	共に高収入	合計
夫の収入開示・報告 $\chi^2=6.081$	詳細を開示	56.4%	58.2%	42.5%	54.0%
	おおよその額を開示	24.4%	24.0%	33.3%	26.2%
	ほとんど・全く開示しない	19.2%	17.8%	24.1%	19.8%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
妻の収入開示・報告 $\chi^2=10.435^*$	詳細を開示	33.3%	32.9%	26.4%	31.6%
	おおよその額を開示	24.4%	33.6%	43.7%	32.1%
	ほとんど・全く開示しない	42.3%	33.6%	29.9%	36.2%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
(3) 家計に関する意識		共に低収入	夫高・妻低	共に高収入	合計
共通の生活費に対する 夫婦それぞれの負担感 $\chi^2=14.339^*$	夫の負担が重い	25.6%	22.6%	28.7%	25.2%
	ちょうど良い	39.1%	43.2%	44.8%	41.9%
	妻の負担が重い	5.1%	0.0%	6.9%	3.6%
	なんともいえない・考えたことがない	30.1%	34.2%	19.5%	29.3%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
夫の金遣い $\chi^2=13.729^*$	使いすぎ	26.3%	27.4%	32.2%	28.0%
	適正	27.6%	36.6%	43.7%	34.4%
	切り詰め感あり	28.8%	26.0%	16.1%	24.9%
	なんともいえない・考えたことがない	17.3%	10.3%	8.0%	12.6%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
妻の金遣い $\chi^2=13.744^*$	使いすぎ	25.6%	24.0%	28.7%	25.7%
	適正	27.6%	36.3%	44.8%	34.7%
	切り詰め感あり	23.7%	25.3%	14.9%	22.4%
	なんともいえない・考えたことがない	23.1%	14.4%	11.5%	17.2%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
家族(夫婦)共通のお金意識 夫収入に対して $\chi^2=14.427^{**}$	高(家族(夫)共通のお金)	48.7%	57.5%	32.3%	48.3%
	中	37.2%	31.5%	47.1%	37.3%
	低(稼いだ人のお金)	14.1%	11.0%	20.7%	14.4%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
妻自身の収入に対して $\chi^2=5.623$	高(家族(夫)共通のお金)	40.4%	37.7%	26.4%	36.2%
	中	34.6%	34.9%	46.0%	37.3%
	低(稼いだ人のお金)	25.0%	27.4%	27.6%	26.5%
		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

注) 調整済み残差が1.65以上のときは濃い網かけ、調整済み残差が-1.65以下をときは薄い網掛けにした。 **p<.01 *p<.05 tp<.1

(1) 支出・負担の決め方

ここでは、家族共通の生活費の「全体予算」「夫（妻）の費用負担」「夫（妻）の個人的支出額・小遣い額」の決め方の5項目に着目した。「全体予算」と「夫（妻）の費用負担」については、「特に相談せず、夫または妻が決めた」「特に相談せず、なんとなくそうになっている」「2人で相談して決めた」「決めていない」⁵⁾、「夫（妻）の個人的支出・小遣い額」については、「特に相談せず、夫または妻が決めた」「特に相談せず、なんとなくそうになっている」「2人で相談して決めた」「月々の家計から余った分・個人で自由になるお金はない」のそれぞれ4カテゴリーにした⁶⁾。

収入類型との関連をみると、家族共通の生活費の「全体予算」と「夫の費用負担」との間に10%水準で有意な関連がみられた。「共に高収入」では他の収入類型に比べて「2人で相談して」の割合が多かったのに対し、「夫高・妻低」では「特に相談せず、夫・妻が決めた」、「夫低収入」では「決めていない」が多くなった。有意にならなかったが、「妻の費用負担」についても同様な傾向がみられた。

「個人的支出・小遣い額」の決め方については、夫に関してのみ5%水準で有意となった。関連の仕方をみると、「夫低収入」では他の類型よりも「余った分・自由になるお金はない」の割合が高かったのに対し、「夫高・妻低」ではそうした傾向はほとんどみられず、「特に相談せず、夫・妻が決めた」が3類型中で最も多かった。

3類型のうち、「共に高収入」は2人で相談して決める傾向がみられるのに対し、「夫低収入」では決めておらず、また「夫高収入・妻低収入」では夫か妻のどちらかが一方的に決める割合が他の類型に比べて高くなっている。「共に高収入」に比べ、「夫低収入」や「夫高・妻低」では、予算や負担を決めるプロセスにおける夫婦間の相互作用が少ないといえそうだ。

(2) 家計に関するコミュニケーション

家計に関するコミュニケーションでは、「家計に関する相談頻度」と「夫（妻）収入の開示・報告」の3項目に着目した。

「家計に関する相談」については、「家計の収支の状況」「家計の管理方法や費用負担」「住宅や教育費など、家族の生涯設計」「老後の生活」「夫の働き方や収入」「妻の働き方や収入」の6項目について「日常的にしている」から「まったくしていない」の5段階で尋ねたものを併せ、相談頻度が「高」「中」「低」の3段階に分けた⁷⁾。「夫（妻）収入の開示・報告」については、「ほとんどの額を開示していない」「全く開示していない」を「開示していない」へ統合し、「詳細を開示」「おおよその額を開示」「開示していない」の3カテゴリーにした。

収入類型との関連をみると、話し合いの頻度については有意な関連はみられなかった。

収入の開示・報告については妻収入のみ5%水準で有意な関連がみられ、「共に高収入」では「おおよその額を開示」の割合が最も多く4割強を占めたのに対し、「夫低収入」では「詳細を開示」が最も多く4割を占め、「おおよそ額を開示」は2割強に留まった。夫収入

については有意にはならなかったものの、「共に高収入」で「おおよその額を開示」する割合が他の収入類型に比べて多く、「詳細を開示」は少ない傾向がみられた。「共に高収入」では自分自身と配偶者（妻）の収入について、何となく情報を共有している様子が伺える。

(3) 家計に関する意識

家計に関する意識では、「家族共通の生活費」に対する負担感、夫自身と妻それぞれの金遣いに対する評価、夫婦それぞれの収入を「誰の収入」と考えるか（「家族<夫婦>共通のお金意識」）の5項目に着目した。

「家計に対する負担感」を「夫の負担が重い」「ちょうどよい」「妻の負担が重い」「なんともいえない・考えたことがない」⁸⁾、「夫（妻）の金遣い」に対する評価を「使いすぎ」「適正」「切り詰め感あり」「なんともいえない・考えたことがない」⁹⁾の4カテゴリーにした。共通のお金意識については、夫婦それぞれの収入を「誰の収入」と考えるのかについて「家族<夫婦>共通のお金」(=5点)から「稼いだ人のお金」(=1点)までの5段階で尋ねた。最も数値の高い「家族<夫婦>共通のお金である」を「高」、最も数値の低い「稼いだ人のお金」を「低」とする「高」「中」「低」の3カテゴリーにした。

収入類型との関連については、「妻収入に対する共通のお金意識」を除く4項目に有意な関連がみられた。

負担感については、「なんともいえない・考えたことがない」割合が「共に高収入」で少なく(2割弱)、「夫高・妻低」で多い傾向がみられた(3割強)。夫婦それぞれの金遣いについては、夫・妻ともに、「共に高収入」で「適正」が多かったのに対し、「夫低収入」では「適正」が少なく、「なんともいえない・考えたことがない」が多かった。

「共通のお金意識」については、夫収入で有意な関連がみられ、「共に高収入」で共通のお金意識が「低」や「中」が多く、「高」の割合が3割に留まった。これに対し、「夫高・妻低」では「高」が過半数を占め、夫収入に対する「共通のお金」意識が高かった。妻収入では有意ではなかったが、夫収入の場合と同様の傾向がみられた。

「共に高収入」では、夫自身と妻の収入を共通のお金とみなす傾向が他の類型に比べると弱いといえそうだ。

2.5 どのような家計運営をしている夫が夫婦関係に満足しているのか？

前節では、収入類型について、属性および家計の運営状況における特徴を確認した。ここでは、どのような家計運営をしている夫の夫婦関係満足度が高いのかを確認し、妻回答を用いた鈴木（2015）の分析結果と比較していく。

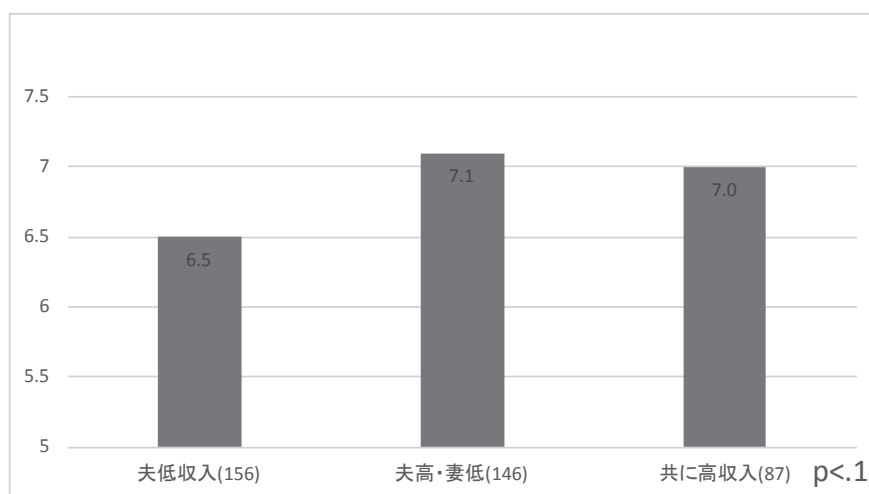
2.5.1 収入類型と夫婦関係満足度

まず、収入類型と夫婦関係満足度との間の関連を確認する。夫婦関係に対する評価につい

では、「非常に満足（幸福）」（＝11点）から「非常に不満（不幸）」（＝1点）までの11段階で尋ねたものを、夫婦関係満足度（幸福度）として用いた。

収入類型を独立変数、夫婦関係満足度を従属変数とする一元配置の分散分析を行ったところ、10%水準で有意な関連がみられた。そこで、どの収入類型間に満足度の差があるのかを多重比較で確認したところが、「夫低収入」（6.5）と「夫高・妻低」（7.1）の間に有意な関連がみられた。「共に高収入」の満足度も7.0と高い水準を示した（図表5）。

図表5 収入類型別・夫の夫婦関係満足度



2.5.2 どのような家計運営をしている夫が夫婦関係に満足しているのか？

次にどのような家計運営をしている夫の夫婦関係満足度が高いのかを確認する。前節で家計の運営にまつわるさまざまな状況は収入類型と関連することを確認していることから、収入類型と家計の運営に関する項目（計13項目）を独立変数、夫婦関係満足度を従属変数とする二元配置の分散分析を行い、それぞれの主効果とその交互作用をみた。コントロールした変数は夫学歴、妻学歴、結婚年数、ライフステージの4変数である¹⁰。

妻回答を用いた分析では、「夫の収入開示・報告」に収入類型との交互作用がみられたが、あとの項目についてはいずれも収入類型の効果は有意ではなくなり、運営面における項目のみに有意な主効果がみられた。つまり、夫と妻の収入額およびその組み合わせという「額」よりも、家計をどのように運営していくのかという調整や決定のプロセスおよびその状況のほうが夫婦関係満足度と関連していた。

これに対し、夫の場合には、妻とは異なり、交互作用効果も含め、収入類型が効果を持つ様子が伺えた（図表6）。そこで分析結果を以下の3つのパターンに分類して関連の仕方をみていくことにする。

パターン1：「家計の運営」のみ主効果がみられる

パターン2：「収入類型」と「家計の運営」のいずれも主効果がみられる

パターン3:「収入類型」と「家計の運営」の交互効果がみられる

図表6 夫婦関係満足度に対する一般線形モデルの結果

独立変数				独立変数				独立変数			
	df	F	p		df	F	p		df	F	p
<家計の運営以外の面>											
(1) 予算・支出の決め方											
収入類型(A)	2	2.57		収入類型(A)	2	3.02		収入類型(A)	2	2.70	
全体予算(B)	3	4.46 *		夫の費用負担(B)	3	1.91		妻の費用負担(B)	3	2.63	
A×B	6	1.39		A×B	6	0.45		A×B	6	0.85	
調整済みR ² =0.033*				調整済みR ² =0.007				調整済みR ² =0.015			
n=389				n=388				n=387			
				収入類型(A)	2	1.41		収入類型(A)	2	1.96	
				夫の個人的支出・小遣い額(B)	3	2.96 *		妻の個人的支出・小遣い額(B)	3	7.53 **	
				A×B	6	2.06		A×B	6	2.45 *	
				調整済みR ² =0.038*				調整済みR ² =0.076**			
				n=386				n=384			
(2) 家計に関するコミュニケーション											
収入類型(A)	2	3.82 *		収入類型(A)	2	4.54 *		収入類型(A)	2	1.67	
家計に関する相談頻度(B)	2	9.97 **		夫の収入開示・報告(B)	2	9.71 **		妻の収入開示・報告(B)	3	21.37 **	
A×B	4	3.11 *		A×B	4	1.44		A×B	6	0.22	
調整済みR ² =0.074**				調整済みR ² =0.058**				調整済みR ² =0.119**			
n=388				n=388				n=388			
(3) 家計に関する意識											
収入類型(A)	2	4.16 *		収入類型(A)	2	1.79		収入類型(A)	2	2.25	
家計に関する負担感(B)	3	10.62 **		夫の金遣い(B)	3	4.00 **		妻の金遣い(B)	3	8.28 **	
A×B	6	1.75		A×B	6	0.87		A×B	6	1.67	
調整済みR ² =0.088**				調整済みR ² =0.036**				調整済みR ² =0.078**			
n=388				n=388				n=388			
				収入類型(A)	2	3.15 *		収入類型(A)	2	3.32 *	
				夫収入・家族共通のお金意識(B)	2	2.90		妻収入・共通のお金意識(B)	2	3.89 *	
				A×B	4	1.95		A×B	4	2.08	
				調整済みR ² =0.029*				調整済みR ² =0.036*			
				n=388				n=388			

注)コントロール変数として投入した夫学歴、妻学歴、結婚年数、ライフステージの効果については省略して記した。 **p<.01 *p<.05 †p<.1

(1) パターン1:「家計の運営」のみ主効果がみられる場合

パターン1にあてはまるのは、「妻の収入開示・報告」「夫の金遣い」「妻の金遣い」の3項目である(図表7)。

どのような場合に夫婦関係満足度が高いのかを項目ごとに確認すると、「妻の収入開示・報告」については、開示・報告をしないよりも「詳細」もしくは「おおよその額」を開示・報告したほうが満足度が高い。また夫婦それぞれの金遣いについては、夫自身と妻のいずれについても、「適正」と感じるときに満足度が高い。但し、夫自身の金遣いについては「使いすぎ」や「切り詰め感」があると満足度は低くなっているが、妻の金遣いについては「使いすぎ」のときに最も低く、「切り詰め感」があるときにはそれほど満足度は低くない。配偶者の金遣いには敏感になっている様子が伺える。

これらの傾向は妻でもみられたことから、自分自身のことよりも配偶者の金遣いにより厳しい目を向ける傾向があるものの、家計に共同性みられ、家計運営が適正になされているという感覚があると、夫婦関係満足度が高いといえるだろう。

(2) パターン2:「収入類型」と「家計の運営」のいずれも主効果がみられる場合

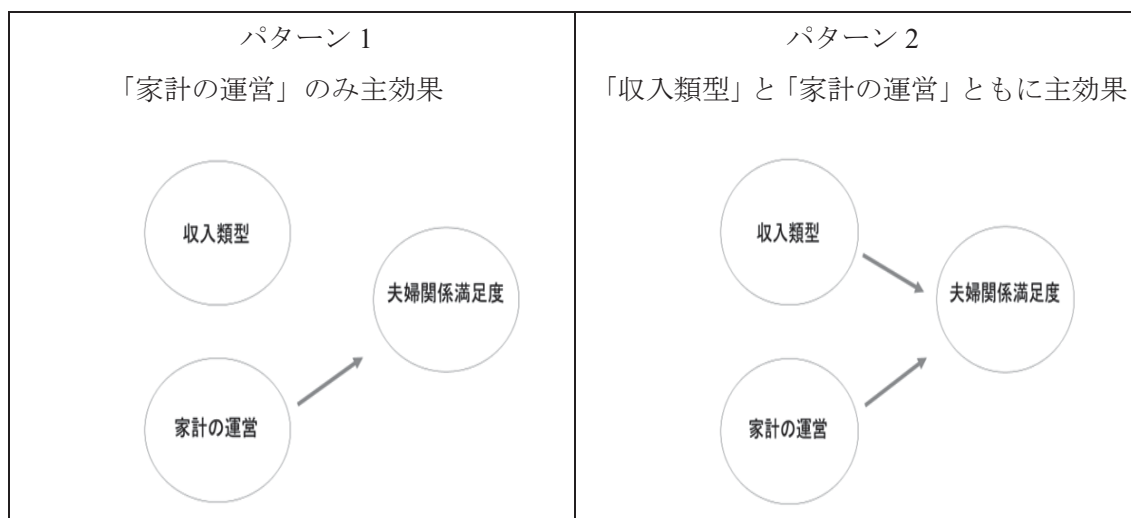
パターン2にあてはまるのは、「全体予算の決め方」「夫の収入開示・報告」「家計に関する負担感」「共通のお金意識(夫収入)」の4項目である(図表7)。

「家計の運営」については、「全体予算」は「特に相談せずに夫・妻が」決めるよりも「2人で相談して」決めたほうが夫の満足度は高い。「夫の収入開示・報告」については「詳細」もしくは「おおよその額」を開示・報告したほうが、また、家計負担の夫婦間バランスは「ちょうどよい」ほうが夫の満足度は高い。夫収入に対する「共通のお金意識」については、「家族<夫婦>」のお金、もしくは「稼いだ人(夫自身)」のお金など、収入の帰属意識が明確なほうが夫の夫婦関係満足度は高かった。こうした傾向は、妻回答でも同様にみられた。

一方、収入類型による満足度の差もみられ、「夫低収入」で満足度が低く、「夫高・妻低」や「共に高収入」—特に「夫高・妻低」—で満足度が高い傾向がみられた。妻回答では収入類型が独自の効果を持つ傾向はみられなかったことから、夫の場合には、家計の運営状況が夫婦関係満足度と関連するものの、それとは別に収入額(おおよその組み合わせ)自体も満足度と関連することが伺える。

図表7 「収入類型」と「家計の運営」項目の効果：関連のパターンと調整平均

★関連のパターン



★調整平均

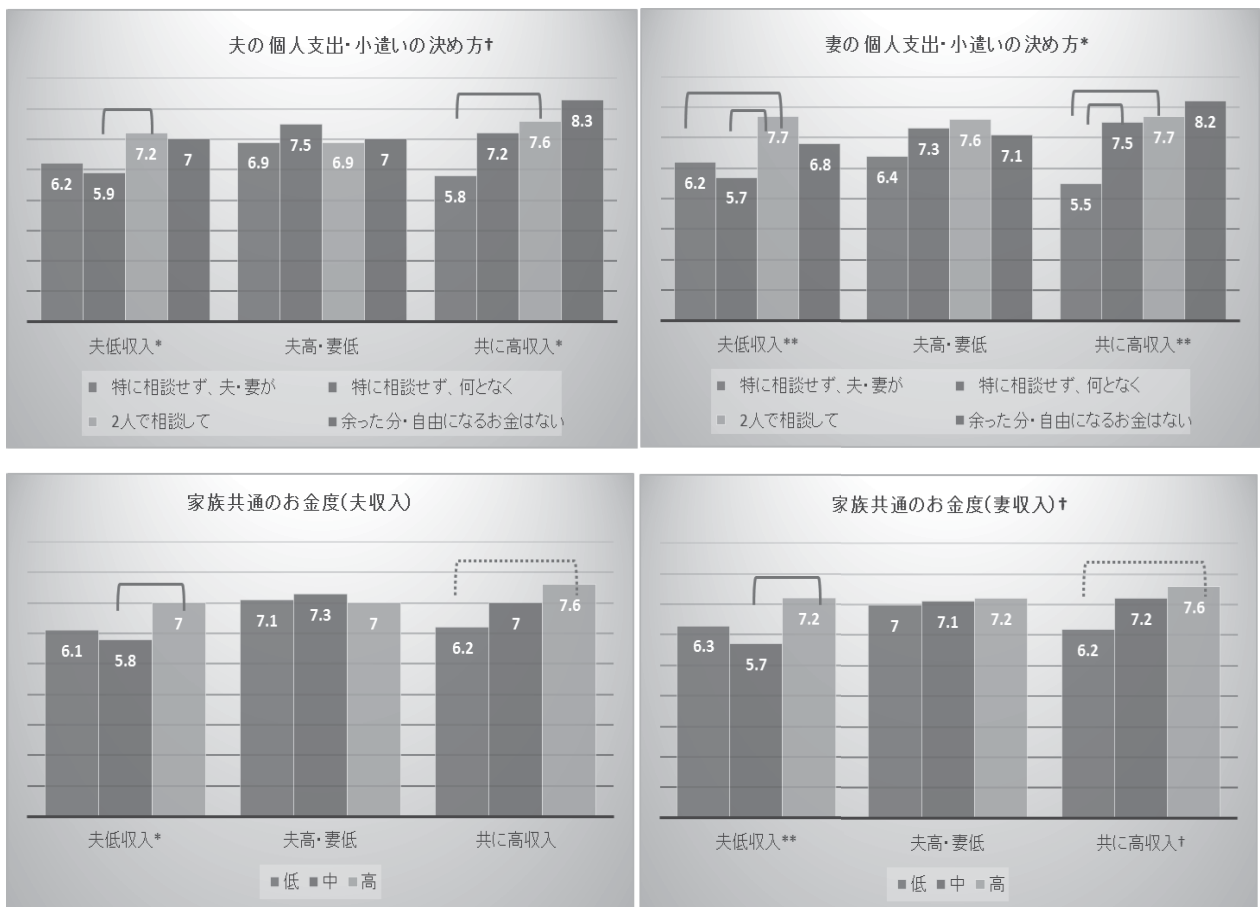
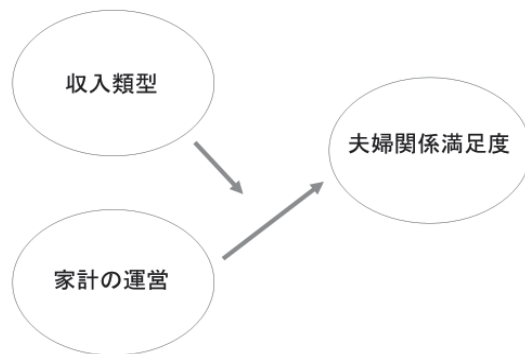
＜パターン1＞							
(1)家計に関するコミュニケーション		(3)家計に関する意識					
◆妻の収入開示・報告**		◆夫の金遣い**		◆妻の金遣い**			
詳細を開示・報告	7.6	使いすぎ	6.6	使いすぎ	6.0		
おおよその額を開示・報告	7.2	適正	7.4	適正	7.6		
開示・報告していない	5.8	切り詰め感あり	6.5	切り詰め感あり	6.8		
全体		なんともいえない・考えたことがない	6.4	なんともいえない・考えたことがない	6.6		
		全体		全体			
＜パターン2＞							
(1)予算・負担の決め方		(2)家計に関するコミュニケーション		(3)家計に関する意識			
◆全体予算**		◆夫の収入開示・報告**		◆家計に関する負担感**		◆夫収入・家族共通のお金意識*	
特に相談せず、夫・妻が	6.2	詳細を開示・報告	7.1	夫の負担が重い	5.8	高	7.2
特に相談せず、何となく	6.9	おおよその額を開示・報告	7.1	ちょうどよい	7.5	中	6.4
2人で相談して	7.5	開示・報告していない	5.8	妻の負担が重い	7.0	低	7.0
決めていない	6.2	全体		なんともいえない・考えたことがない	6.9	全体	
全体				全体			
◇収入類型†		◇収入類型*		◇収入類型*		◇収入類型*	
夫低	6.4	夫低	6.1	夫低	6.2	夫低	6.3
夫高・妻低	7.2	夫高・妻低	7.1	夫高・妻低	7.0	夫高・妻低	7.1
両方高	6.4	両方高	6.8	両方高	7.2	両方高	6.9
全体		全体		全体		全体	

注)**p<.01 *p<.05 †p<.1

(3) パターン3:「収入類型」と「家計の運営」の交互効果がみられる場合

最後に交互作用がみられたパターン3をみた。あてはまるのは、「夫の個人的支出・小遣い額」「妻の個人的支出・小遣い額」「家計に関する相談頻度」「共通のお金意識（妻収入）」の4項目である。これらの項目については、「家計の運営」と夫婦関係満足度の関連の仕方は、収入類型によって異なることを示している。分析結果を図表8に示した。

図表8 「収入類型」と「家計の運営」の交互作用効果：関連のパターンと調整平均
 <パターン3>



注)**p<.01 *p<.05 p<.1

①支出や負担の決め方：個人的支出と小遣い額

支出や負担の決め方のうち、「夫の個人的支出・小遣い額」と「妻の個人的支出・小遣い」の2項目に収入類型による交互作用効果がみられた。家計の運営項目との関連が有意になったのは、「夫低収入」「共に高収入」である。

関連の仕方をみると、「夫低収入」では「特に相談せず、何となく」(5.9)と「2人で相談して」(7.2)の間に、「共に高収入」では「特に相談せず、夫・妻が」(5.8)と「2人で相談して」(7.6)の間が有意になった。

「妻の個人的支出・小遣い額」については、「夫低収入」では「特に相談せず、何となく」(5.7)や「特に相談せず、夫・妻が」(6.2)に比べて「2人で相談して」(7.7)で満足度が高かったが、「共に高収入」では「特に相談せず、夫・妻が」(5.5)に比べ、「2人で相談して」(7.7)だけでなく「特に相談せず、何となく」(7.5)についても高くなった。

「夫低収入」「共に高収入」ともに、家計の運営における「共同性」が高いほうが満足度も高いという共通点があったが、「特に相談せず、何となく」については違いがみられ、「共に高収入」のみ、「2人で相談して」と匹敵する高い満足度を示した。この傾向は妻回答でもみられたことから、「夫低収入」よりも「共に高収入」の夫のほうが、妻が考える家計の共同性に近い感覚を持っているといえそうだ。

一方、「夫高・妻低」では、夫と妻の個人的収入・小遣い額の決め方による有意な差はみられず、どのような決め方についても比較的高い満足度を示した。「夫高・妻低」では、「夫低収入」「共に高収入」で確認された家計の共同性と満足度の関連（「特に相談せず、夫・妻が」で満足度が低く、「2人で相談して決める」で高い）がみられなかったことから、夫婦関係満足度の格差が生じやすいことが危惧される。

②家計に関するコミュニケーション：夫婦の話し合いの頻度

家計に関するコミュニケーションの中で、「夫婦の話し合いの頻度」において、収入類型による交互作用効果がみられた。家計の運営項目との関連が有意になったのは、「夫低収入」「共に高収入」である。

収入類型ごとに関連の仕方を確認したところ、どちらの類型においても相談頻度が「低」と「中」、「低」と「高」の差が有意になった。

但し、「夫高・妻低」については相談頻度による有意な差はみられず、コミュニケーション頻度が低い夫でも、相談頻度が高い夫と同程度に満足度が高くなっていた。家計の共同性の度合いが満足度と関連していた「夫低収入」や「共に高収入」とは異なる様相を示した。

③家計に関する意識：家族＜夫婦＞共通のお金意識

家計に関する意識については、妻収入に対する「家族＜夫婦＞共通のお金意識」について、収入類型による交互作用効果がみられた。家計運営項目と有意な関連がみられたのは、「夫

低収入」と「共に高収入」である。

収入を誰のお金と考えるかを、「稼いだ人のお金」から「家族<夫婦>共通のお金」までの5段階にわけ、共通意識の度合いを「低」「中」「高」の3段階としている。「夫低収入」では「中」(5.7)と「高」(7.2)の間に満足度の差がみられた。また、有意にはならなかったが「共に高収入」においても「低」(6.2)と「高」(7.6)の間に満足度に差がみられた。どちらの類型についても、妻の収入を「稼いだ人(妻)」のもの」と考えるよりも「家族<夫婦>のもの」と考えている夫のほうが満足度が高くなっていた。

「夫高・妻低」については、このような傾向みられず、妻の収入を誰のものとするかにかかわらず、満足度が概ね高い傾向がみられた。

妻回答では収入類型にかかわらず、妻自身の収入を「家族<夫婦>共通のもの」とみなすほうが満足度が高かったことを踏まえると、ここでも「夫高・妻低」の夫と妻の間に、家計の運営をめぐる意識の齟齬がある様子が伺える。

3. まとめと考察

本稿では、家計の運営面に着目し、家計を巡って夫婦間で行われる調整や決定などの相互作用や意識のありようが妻の夫婦関係満足度と密接に関連することを妻の視点(妻回答)から明らかにした鈴木(2015)の結果を踏まえ、夫回答を用いて分析を行った。

その際、「家計」に関する項目の中でも、これまで夫婦関係満足度との関連があまり検討されてこなかった「家計の運営」に関する行動や意識に焦点をあて、夫婦それぞれに収入から作成した収入類型を手がかりに、どのような家計の運営をしている夫婦の満足度が高いのかを検討してきた。収入類型が示す家計の実質的な「額」の側面と、家計の運営における意識や行動などの側面のどちらが夫婦関係満足度に効果をもつのか、またその夫婦間の差異を明らかにする試みであった。

最後に、本稿における夫回答で得られた結果を、鈴木(2015)の妻回答の結果と比較しながら、良好な夫婦関係を築くための手がかりとしたい。

3.1 家計の運営面における共同性が夫婦関係満足度に重要な意味をもつ妻

妻については、検討した項目のほぼ全てにおいて、夫婦関係満足度に対する収入類型の主効果が有意にならなかったのに対し、家計の運営項目は効果を示した。予算や支出の決め方については、「特に相談せず、夫・妻が」決めている場合に満足度は低かったが、「2人で相談する」場合はもとより「何となくそうなっている」場合も満足度が高かった。ここからは、家計を営むシステムを作り上げるプロセスに自分がかかわっているという感覚、あるいは積極的にかかわっているわけではないが、一方的に決められているわけではないという感覚—情報の事実的共有—の重要性が示唆される。また、家計に関するコミュニケーションが頻繁であること(情報の共同性)、それぞれの収入を「家族<夫婦>共通のお金」と捉える

こと（資源（財）の共同性）も満足度に高さに関連していた。

家計の運営に関する項目の中には、収入類型と関連する項目もみられた。例えば、「共に高収入」は家計を作り上げるプロセス、「共に低収入」「夫低・妻高」はお金に関する意識について他の類型よりも共同性が高いことなどである。共同性という点から他の類型よりも夫婦関係満足度の高さという点では有利な収入類型もあるとはいえ、妻の場合には、総じて夫婦関係満足度に対する「共同性」の重要性が伺えよう。

3.2 「夫婦関係における共同性の重要性」を最も妻と共有していない夫は誰か？

これに対し、夫では妻とは少し異なる様相がみられた。確かに夫についても、全体予算については2人で相談し、お互いの収入を開示・報告し、家計負担やお互いの金遣いを適正だと考え、夫自身の収入の帰属意識が「家族<夫婦>共通のお金」もしくは「稼いだ人のお金」と明確なほうが夫婦関係満足度が高いなど、概ね妻の場合と同様、家計の運営における「共同性」が高いほうが満足度も高くなっていた。

但し、項目によっては収入類型の主効果も有意となり、「夫低収入」で満足度が低く、「夫高・妻低」や「共に高収入」で高くなっていた。このことは、妻の場合には、収入類型にかかわらず、「家計の共同性」が満足度と関連していたのに対し、夫の場合には、家計を巡る行動や意識には吸収できない収入類型自体の効果が残ること、即ち、満足へ至る経緯—「満足への回路」—が夫と妻では異なる可能性を示す。

さらに交互作用効果からは、夫たちの間にも収入類型によって「満足への回路」が異なる可能性がみられた。「夫低収入」や「共に高収入」では、妻と同様、家計の運営面における共同性が高いことが満足度の高さにつながっていた。また、妻では情報の事実的共有—「2人で相談して」のみならず、「相談せず、なんとなく」—の際にも満足度は高くなっていたが、そうした傾向は「共に高収入」の夫にも確認された。「共に高収入」は3つの類型中、年齢層が最も若く、夫・妻ともに学歴も最も高い。夫婦ともに年収が高く、妻の家計貢献度も高いと考えられる。妻全般に見られたような情報の事実的共有が満足度と関連する傾向がみられるなど、「共同性」をめぐる夫婦間の齟齬が少ない夫婦類型であるといえるだろう。

これに対し、「夫高・妻低」では家計の共同性の有無にかかわらず、概ね満足度が高い傾向がみられた。このことは、どのような家計運営が満足度と関連するのかという点において、妻との共通認識をもちにくい夫であることを示している。しかも、「夫高・妻低」の夫は、予算や負担を決める際に、「特に相談せず、夫・妻が」決める割合が他の類型に比べると多く、もともと家計の共同性が低い行動をとりやすい傾向にあった。妻の満足度を置き去りにして、一方的に（自分だけ）満足度が高くなり、結果的に夫婦関係満足度の格差が生じる可能性が危惧される。

夫婦間における夫婦関係満足度の格差を是正し、良好な夫婦関係を築いていくためには、どの収入類型でどのような齟齬が生じやすいのかを認識することが重要となる。

[注]

- 1) 重川（2004）は夫婦の相対的な収入の大きさをを用いたが、坂本（2009）は家計の管理方法は夫婦それぞれの収入額によって異なること、また、永瀬（2010）も夫の夫婦関係満足度に対し、夫の収入額と妻との相対的な収入割合のいずれも効果があることを示していることから、妻回答の分析の際には、収入額と相対的な収入割合が考慮可能となるよう、夫と妻の収入額を組み合わせた収入類型を作成した。また収入類型を用いると、実際の共働き夫婦の状況を具体的にイメージしやすいという利点もある。
- 2) 収入類型の作成の際、昨年1年間（2013年1月1日～12月31日）の夫と妻のそれぞれの収入について財産収入や遺産・贈与なども含めて34段階で尋ねたものを12段階にまとめ分布状況を確認した。妻回答を用いてそれぞれの累積パーセントをみると、夫収入では最も年収の少ない「100万円未満」から「500～600万円未満」までが49.6%となり、ほぼ半数を占める。妻収入については「100万円未満」のみで42.3%を占め、次の収入段階である「100～200万円未満」を併せると60.9%となる。そこで夫収入は600万円、妻収入は200万円を基準にそれぞれ2つのグループに分け、2×2の計4つの収入類型とした。
- 3) 夫収入、妻収入の分状況を夫回答からみると、夫収入では最も年収の少ない「100万円未満」から「500～600万円未満」までが40.1%となり、妻回答に比べて「600万円未満」の割合は低くなっていた。妻収入については「100万円未満」のみで39.6%とほぼ同程度だったら、「100～200万円未満」を併せると66.39%となり、「200万円未満」の割合は妻回答の場合よりも若干低くなっていた。
- 4) 学歴は「中学校」「高校」を「中・高校」、「専門学校、各種学校」「短大・高等専門学校」を「専門・短大・高専」、「大学」「大学院」を「大学・大学院」とした。妻就業形態は「嘱託・契約社員」「派遣社員」を「嘱託・契約・派遣」とし、「正社員・正規職員」「嘱託・契約・派遣」「パート・アルバイト」とした。職種は「専門的な仕事」「管理的な仕事」を「専門・管理」、「事務的な仕事」「営業・販売の仕事」を「事務・営業・販売」に、「技能工・生産工程に関わる仕事」「運輸・通信の仕事」「保安の仕事」「サービス職」「農林漁業にかかわる仕事」を「技能・サービスほか」とした。ライフステージは末子の就学状況により3つに分けた。「末子中学生以上（在学）」には、「中学」から「大学・大学院」までのほか、「その他の学校（予備校）」なども含む。
- 5) 「特に相談せず、夫が決めた」「特に相談せず妻が決めた」を「特に相談せず、夫あるいは妻が」に、「2人で相談して、合意して決めた」「2人で相談して、ほぼ夫の意見が通った」「2人で相談して、ほぼ妻の意見が通った」「2人で相談して、妥協の結果」を「2人で相談して」に統合、「特に相談せず、なんとなくそうになっている」と「予算、負担額（負担する品目）は決めていない」はそのまま用いた。
- 6) 5)で統合した「特に相談せず、夫あるいは妻が」「2人で相談して」のほか、「月々の家計から余った分」と「個人で自由になるお金はない」を「余った分・自由になるお金はない」

に統合、「特に相談せず、なんとなくそうになっている」はそのまま用いた。

- 7) この6項目について、相談する頻度が高いほど数値が高くなるように反転したものを足し合わせて「家計に関する相談頻度」とした(α 係数=0.935)。それを、「時々ある」・「日常的にある」、「何かあったときにしている」、「ほとんどない」「まったくない」を目安に相談頻度「高」「中」「低」の3段階に分けた。
- 8) 「夫(妻)の負担が重すぎる」「夫(妻)の負担がやや重い」を「夫(妻)の負担が重い」に、「なんともいえない」と、「どちらの負担が重いかは考えたことがない」を「なんともいえない・考えたことがない」に統合、「ちょうどよい」はそのまま用いた。
- 9) 「使いすぎている」「やや使いすぎている」を「使い過ぎ」に、「やや切り詰め感がある」「切り詰め感がある」を「切り詰め感あり」に、「なんともいえない」「考えたことがない」を「なんともいえない・考えたことがない」に統合、「適正である」はそのまま用いた。
- 10) 学歴は「中学」「高校」「専門学校、各種学校」「短大・高等専門学校」「大学」「大学院」の6段階、ライフステージは4)で作成した「末子中学生以上(在学)」を末子が中学・高校の場合とそれ以上の学校に行っている場合に分け、「末子未就学」「末子小学生」「末子中・高校」「末子それ以上(在学)」の4段階の順序尺度を作成し、分析に用いた。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「共働き夫婦の家計と意識に関する調査, 2014」(公益財団法人 家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。また本稿を執筆する過程におきまして、多くの先生方より貴重なアドバイスや示唆をいただきました。ここに記して深く感謝申し上げます。

[参考文献]

- 李甚平, 2008, 「夫の家事参加と妻の夫婦関係満足度——妻の夫への家事参加期待とその充足度に注目して」『家族社会学研究』20(1): 70-80.
- 稲葉昭英, 2004, 「夫婦関係のパターンと変化」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』, 261-276.
- 岩田正美, 2000, 「現代消費社会と家計管理概念再検討の意義」『季刊家計経済研究』8: 2-4.
- 木下栄二, 2004, 「結婚満足度を規定するもの」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』, 277-291.
- 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.
- , 2010, 「家計内の経済関係と夫婦関係満足度——『現代核家族調査』を使用して」『季刊家計経済研究』86: 31-37.
- 御船美智子, 2000, 「家計・家計管理概念の再検討」『季刊家計経済研究』8: 34-48.

- 坂本和靖, 2009, 「家族形成による家計管理・家計行動の変化について」『季刊家計経済研究』84: 17-35.
- 重川純子, 2004, 「夫婦の収入バランスが夫婦関係に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』64: 35-44.
- 末盛慶, 1999, 「夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足感——妻の性別役割分業意識による交互作用」『家族社会学研究』日本家族社会学会, 11: 71-82.
- 鈴木富美子, 2015, 「共働き夫婦の家計のかたち——夫婦の収入類型からみた支出と運営」
- 田中慶子, 2014, 「夫の家事・育児と妻の夫婦関係評価」『季刊家計経済研究』104: 23-33.
- 山口一男, 2009, 『ワーク・ライフ・バランス——実証と政策提言』日本経済新聞出版社.
- 大和礼子, 2003, 『夫の家事参加は妻の結婚満足度を高めるか? ——妻世帯収入貢献度による比較』『ソシオロジ』, 46(1): 3-20.

ポスト育児期親子のディストレス

——父母の子育て行為関与に着目して——

森村繁晴

(放送大学大学院)

ポスト育児期（子が小学生から高校生）のライフステージにおける父母の子育て行為関与が、父母子のディストレスに与える影響を探索的に分析した。その結果、母の就業状況（無業母、有業母）や子の学齢段階（小学生、中学生、高校生）など家庭の構造的要因の違いによって、それぞれの子育て行為の影響は異なることがわかった。これは父母子それぞれのディストレスに影響を与える要因が、従来の「育児ストレス」論で語られてきた以上に多様であることを示すものである。

1. はじめに（問題意識）

近年、親子の「ストレス」への対応が政策課題化しつつある。この問題を語る文脈では、親の「育児ストレス」という言葉が世間で周知の概念として使われるケースが少なくない。しかし、一般的な用法での「育児」は子の誕生から成人までの子育て行為全般を指すのに対し、家族研究における「育児」は、乳幼児（未就学児）を対象とする子育て行為を意味する言葉として使われている。この語義の違いと並行して、家族研究における育児研究は主に子が乳幼児期のケースを中心に進められてきており、子が小学生以上のライフステージに注目した研究は少ないのが現状である。しかし、児童相談所への相談件数は子が3～5歳の幼児期と13～14歳の思春期にほぼ同数のピークを迎えることからわかる通り（舞田 2017: 48）、子育てをめぐる親の「ストレス」は子の就学以降も続いている。また、非行や不登校などの問題状況への対策を論じる文脈において、子ども本人が抱える「ストレス」にも注目が集まっている。そこで本稿では父母子3者のデータを用いて、3者それぞれのディストレスと子育て行為との関連性を実証的に検討する。

2. 先行研究

成人、とくに女性を対象としたディストレス研究は、家族社会学におけるストレスアプローチ研究においてすでに多数の蓄積がある。中でも育児をめぐる母親の負担とディストレスの関係を扱った研究は多いが、その多くは子どもが就学前の育児期に関するものである。そのような状況の中、西村（2009）は「末子就学のステージから末子が高校を終える時期まで」を「ポスト育児期」ととらえ、同ライフステージの女性が経験するディストレスの様相を詳細に分析した。その結果、日本におけるポスト育児期の女性はフルタイム就業の場合も家族内の負担感が大きく役割過重状態にあることや、同時期に特有の働き方であるパートタイム労働についても、短時間労働で役割ストレインの発生を抑制できるのは、子ども数が

比較的少ない場合に限定されることなどを明らかにした。

父子関係研究に目を転じると、ディストレスへの影響に注目した家族研究はアメリカに多いが、国内でも父親の教育的関わりの影響などが研究されてきた。石川（2004）は、男子においては学業成績が上位でない場合に宿題のサポートがディストレスを低下させる一方、女子においては本人が4年制大学以外の進路を希望しているにもかかわらず父親から「勉強なさい」と言われることがディストレスを高めることなどを見出した。田中（2006）は、父子間の情緒的サポート構造が子どもからみた夫婦システムや家族システムの認知に与える影響を検討し、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、また、父母が高いに充足的な情緒的サポート関係にある場合には母子関係の影響が大きいことなどを見出している。永井（2010）は父子関係に注目して本稿と同じ現代核家族調査のデータを分析し、子どもの抑うつ度には母親との関係が大きく影響する一方で、父親との関係満足度も影響することを見出している。生活時間研究の分野にも、父母の育児行為に関連する研究がある。鈴木（2011）は夫の家事・育児への関与を「関与なし（0分）」と「関与あり（10分以上）」の2パターンに分類し、夫の平日・休日の関与度が妻の主観的意識（夫婦関係満足度、生活満足度、幸福感）に影響すること、また、休日だけ夫が関与しても平日分の不足を補えないことなどを見出している。

発達心理学分野にも多数の育児ストレス研究がある。しかし、その大半は乳幼児の育児に関するものである。岩田（1997）は「育児ノイローゼ」「子どもの虐待」などの文脈で社会問題化した「育児不安」の内容は多義的であるとした上で、小中学生の母親の「育児不安」研究がほとんど行われていない点や、社会階層を取り込んだ分析が行われていない点などを理由として、「育児不安」研究の限界を指摘している。しかし、これらの要因を包括的に取り込んだ調査は実施が困難なこともあり、岩田（1997）の提言後も、育児ストレス研究は育児期の母子関係を中心として進められてきた経緯がある。

3. データ

3.1 分析対象

本稿では、財団法人家計経済研究所が2008年7月に実施した「現代核家族調査、2008」（以下2008年調査）のデータを用いる。この調査データは同一家庭内の父母子3者の関係性を検討できることに加えて、3者すべてのディストレス指標（父母はCES-D、子はDSRS-C）が含まれている点において、非常に貴重である。調査は首都30km圏内に在住する妻が35～49歳の核家族をランダムサンプリングし、夫と妻、および子どもがいる場合は小学4年生から18歳までのうちの長子1人に対して行われた¹⁾。回収世帯は1021世帯（回収率26.3%）であるが、本稿で分析するのは、母親、父親、対象子の3票が揃う458ケースである。

分析は母親の就業状態（「無業」および「有業」）別に行う²⁾。これは無業母家庭（いわゆ

る専業主婦世帯)と有業母家庭(いわゆる共働き家庭)では、子育て行為における父母の分担状況が異なると思われるためである。分析対象ケースについて子の学齢段階別に母の就業状態を見ると、対象子の学齢段階が小学生から中学生、高校生へと上がるに従って、母の無業率(専業主婦率)が低下し、有業率(共働き率)が上昇することがわかる(表1)。

表1 母の就業状態

子学齢段階	母就業状態	度数	パーセント
小学生	無業	62	41.9
	有業	86	58.1
	合計	148	100.0
中学生	無業	49	32.2
	有業	103	67.8
	合計	152	100.0
高校生	無業	38	24.1
	有業	120	75.9
	合計	158	100.0

3.1 従属変数

本稿では、父母子の抑うつ度をディストレス指標の従属変数として分析モデルに投入する。父母についてはCES-D(短縮版)の12項目(各1~4点)、子についてはDSRS-C(Birleson自己記入式抑うつ評価尺度/短縮版)の9項目(各1~3点)を抑うつ度の指標とした。いずれも得点が高いほど抑うつ傾向が高い状態を示すように、逆転項目を処理した。また、父母のCES-Dについては、すべての項目に同一の回答をしている者を分析対象から外した。無業母家庭と有業母家庭で抑うつ度の平均値が異なる可能性が考えられるため、母就業状態を独立変数とする一元配置分散分析を行った。しかし、対象子の学齢段階によらず、母子いずれについても、母の就業状況による統計的に有意な差は認められなかった(表2)。

表 2 父母子の抑うつ度

子学齢段階	母就業状態	回答者	度数	最小値	最大値	平均値	SD	母就業状態 による分散分析
小学生	無業	母	60	12	39	18.37	4.86	F(1, 140)=.852ns
		父	42	12	39	18.62	5.39	F(1, 115)=1.452ns
		子	61	9	24	12.61	2.95	F(1, 143)=2.520ns
	有業	母	82	12	35	19.15	5.05	
		父	75	12	41	19.97	6.15	—
		子	84	9	22	13.46	3.39	
中学生	無業	母	44	12	39	19.14	5.58	F(1, 140)=.768ns
		父	41	12	35	18.54	4.90	F(1, 122)=1.613ns
		子	48	9	24	14.44	3.31	F(1, 147)=.028ns
	有業	母	98	12	36	20.04	5.74	
		父	83	12	40	19.89	5.90	—
		子	101	9	26	14.54	3.79	
高校生	無業	母	36	12	28	18.47	4.60	F(1, 149)=.354ns
		父	30	12	34	19.13	5.75	F(1, 125)=.032ns
		子	38	9	24	15.53	3.78	F(1, 147)=.169ns
	有業	母	115	12	36	19.04	5.15	
		父	97	12	42	19.34	5.44	—
		子	111	9	27	15.82	3.80	

* 父母の抑うつ度は CES-D(12 項目), 子の抑うつ度は DSRS-C(9 項目)を使用

ns 有意差なし

3.2 独立変数

本稿では, 父母の子育て行為関与を独立変数とする. また, 社会経済的地位がディストレスに影響する可能性が先行研究によって明らかにされているため (高橋他 1999; 稲葉 2002; 西村 2009; 松田 2015), 母年齢と世帯収入, 父母の教育年数をコントロール変数として投入する. さらに, 子ども数と対象子の性別 (対象子女子) も父母の子育て行為時間に影響する可能性があるため, コントロール変数として投入する. 母就業状態を独立変数とし, 各コントロール変数を従属変数とする分散分析を行ったところ, 対象子が小学生・中学生の家庭においては母年齢における有意差 ($p<.05$) が認められ, 対象子が小学生・高校生の家庭においては子ども数, および対象子が小学生の家庭での対象子の性別に有意傾向 ($p<.01$) が認められた (表 3).

表3 コントロール変数

子学齢 段階	母就業 状態	変数名	度数	最小値	最大値	平均値	SD	母就業状態 による分散分析
小学生	無業	母年齢	62	35	48	39.370	2.742	F(1, 146)=6.401*
		世帯年収	52	100	2000	738.462	332.196	F(1, 143)=2.520ns
		母教育年数	62	9	16	14.081	1.682	F(1, 145)=.853ns
		父教育年数	46	9	18	15.196	1.928	F(1, 123)=1.060ns
		子ども数	62	1	4	2.150	0.721	F(1, 146)=3.722+
		対象子女子	62	0	1	0.645	0.482	F(1, 146)=3.624+
	有業	母年齢	86	35	48	40.640	3.188	
		世帯年収	80	300	1750	781.250	335.870	
		母教育年数	85	9	18	14.353	1.824	—
		父教育年数	79	9	18	14.772	2.369	
		子ども数	86	1	3	1.930	0.629	
		対象子女子	86	0	1	0.488	0.503	
中学生	無業	母年齢	49	35	49	43.160	3.561	F(1, 150)=5.991*
		世帯年収	44	300	2000	923.864	416.448	F(1, 147)=.028ns
		母教育年数	49	12	18	13.878	1.703	F(1, 149)=.409ns
		父教育年数	42	9	18	14.619	2.498	F(1, 130)=.815ns
		子ども数	49	1	4	2.020	0.692	F(1, 150)=.158ns
		対象子女子	49	0	1	0.551	0.503	F(1, 150)=1.186ns
	有業	母年齢	103	35	49	41.720	3.324	
		世帯年収	102	100	2000	817.157	367.659	
		母教育年数	102	9	18	13.677	1.857	—
		父教育年数	90	9	18	14.222	2.282	
		子ども数	103	1	4	2.070	0.690	
		対象子女子	103	0	1	0.456	0.501	
高校生	無業	母年齢	38	37	49	44.390	3.018	F(1, 156)=.022ns
		世帯年収	35	100	2000	937.143	502.983	F(1, 147)=.169ns
		母教育年数	38	9	16	13.526	1.720	F(1, 156)=1.214ns
		父教育年数	34	9	18	14.353	2.321	F(1, 138)=.314ns
		子ども数	38	1	4	2.000	0.771	F(1, 156)=3.092+
		対象子女子	38	0	1	0.421	0.500	F(1, 156)=.097ns
	有業	母年齢	120	35	49	44.310	3.135	
		世帯年収	113	100	2000	879.646	403.259	
		母教育年数	120	9	18	13.892	1.800	—
		父教育年数	106	9	18	14.094	2.348	
		子ども数	120	1	4	2.220	0.624	
		対象子女子	120	0	1	0.450	0.500	

p+<.10 p*<.05

ns 有意差なし

次に、独立変数として投入する父母の子育て行為関与について説明する。2008年調査では、父母それぞれがについて、子どもとかかわる「スポーツや習い事への参加・手伝い」(習事)、「勉強をみる」(勉強)、「学校・塾・習い事等の送り迎え」(送迎)、「PTA や子供会など地域の団体への参加」(地域)、「自宅や公園などで一緒に遊ぶ」(遊び)の週あたりの時間を尋ねている。その回答を分単位に換算し、さらに、それぞれの子育て行為時間が「0分」の比率を算出したものが、表4である。

表4 父母の子育て行為

子学齢段階	母就業状態	子育て行為	行為者	度数	最小値	最大値	平均値	SD	0分の比率
小学生	無業	習事	父	45	0	300	29.689	62.645	64.4%
			母	60	0	1200	173.083	262.015	31.7%
		勉強	父	46	0	360	47.935	68.626	32.6%
			母	60	0	1080	226.083	244.599	6.7%
		送迎	父	45	0	120	15.444	27.424	68.9%
			母	60	0	600	134.167	141.209	16.7%
	地域	父	44	0	240	6.136	36.358	95.5%	
		母	58	0	1200	138.966	272.408	27.6%	
	遊び	父	46	0	1440	220.217	317.634	8.7%	
		母	60	0	2100	265.000	364.722	11.7%	
	有業	習事	父	78	0	600	64.615	120.752	53.9%
			母	83	0	1440	127.349	242.150	44.6%
		勉強	父	79	0	600	50.190	88.094	34.2%
			母	82	0	1200	147.683	169.664	2.4%
送迎		父	80	0	600	25.438	74.482	63.8%	
		母	83	0	1200	101.084	162.000	26.5%	
地域	父	80	0	360	11.063	45.581	88.8%		
	母	82	0	480	66.646	95.025	34.2%		
遊び	父	80	0	600	106.500	120.643	21.3%		
	母	82	0	2400	193.415	337.113	24.4%		
中学生	無業	習事	父	43	0	480	31.628	87.748	72.1%
			母	48	0	2100	137.083	320.458	52.1%
		勉強	父	43	0	240	41.861	64.854	53.5%
			母	48	0	1260	157.292	233.837	20.8%
		送迎	父	43	0	270	17.209	49.872	74.4%
			母	47	0	960	106.596	186.763	42.6%
	地域	父	43	0	60	2.093	10.132	95.4%	
		母	47	0	1260	97.872	218.442	42.6%	
	遊び	父	43	0	1080	105.349	215.377	46.5%	
		母	46	0	600	89.565	152.373	54.4%	
	有業	習事	父	86	0	720	37.791	105.121	74.4%
			母	101	0	600	53.812	109.657	61.4%
		勉強	父	88	0	300	27.443	54.793	54.6%
			母	103	0	900	119.466	167.452	21.4%
送迎		父	87	0	240	13.218	38.443	79.3%	
		母	103	0	510	40.485	70.131	46.6%	
地域	父	86	0	120	5.000	21.018	93.0%		
	母	99	0	600	55.758	103.617	50.5%		
遊び	父	86	0	1200	75.233	175.081	52.3%		
	母	100	0	900	106.200	172.479	44.0%		
高校生	無業	習事	父	34	0	1200	79.412	228.220	70.6%
			母	38	0	720	88.421	186.497	63.2%
		勉強	父	34	0	180	25.882	43.632	61.8%
			母	37	0	360	57.162	78.391	35.1%
		送迎	父	34	0	180	18.824	42.266	73.5%
			母	38	0	300	30.790	65.611	65.8%
	地域	父	34	0	30	1.324	5.682	94.1%	
		母	38	0	600	46.053	101.463	55.3%	
	遊び	父	34	0	420	60.000	114.124	58.8%	
		母	38	0	600	73.684	148.932	65.8%	
	有業	習事	父	105	0	540	29.143	93.625	81.0%
			母	115	0	900	65.652	158.569	65.2%
		勉強	父	105	0	150	12.619	27.822	71.4%
			母	117	0	420	39.915	85.596	57.3%
送迎		父	105	0	120	6.381	19.371	87.6%	
		母	118	0	480	29.534	74.739	67.0%	
地域	父	105	0	180	5.714	25.224	91.4%		
	母	115	0	300	31.130	64.614	67.0%		
遊び	父	105	0	600	35.714	101.117	70.5%		
	母	115	0	1500	38.696	154.122	73.0%		

表 4 に示された通り、父母の子育て行為時間は対象子の学齢段階や育児行為の分野によって「0分」の比率が高い場合も多く、連続的な変量とみなすことは適当でない。そこで本稿では、父母それぞれの行為時間が「0分」の場合を各行為への「関与なし」とみなし、父母の関与「あり」「なし」の組み合わせにより、「両親あり」「父のみあり」「母のみあり」「両親なし」の4つのダミー変数に変換した。この処理の結果、特に対象子が小学生の場合において、習事・送迎・地域の3行為は「両親ともなし」が「両親ともあり」の比率よりも高く、逆に勉強・遊びの2行為は「両親ともあり」が「両親ともなし」の比率よりも高くなる傾向が確認された。ダミー変数を重回帰モデルに投入する際、該当者数の少ないグループを参照グループに設定すると、多重共線性の問題が発生しやすくなる。その対策として、本稿では習事・送迎・地域の3行為については「両親なし」（父母とも関与していない）を参照グループとする一方、勉強・遊びの2行為は「両親あり」（父母とも関与している）を参照グループに設定した。以下の分析結果を見る際は、この点に注意が必要である。

4. 結果と考察

分析はすべて SPSS バージョン 25 によって行った。以下、本稿では、コントロール変数のみを投入したモデルを「モデル 1」、父母の子育て行為関与の変数を追加投入したモデルを「モデル 2」と呼ぶ。また、分析の結果、有意差 ($p < .05$) もしくは有意傾向 ($p < .01$) が認められた母就業状態・子学齢段階のモデルおよび係数についてのみ、結果の掲載と考察を行う。

4.1 母の分析結果

従属変数を母抑うつ度 (CES-D 短縮版)、独立変数を父母の子育て行為関与のダミー変数として、コントロール変数を加えて重回帰モデルによる分析を行った。その結果、無業母家庭における対象子が小学生のモデル 2 についてのみ、モデルの有意傾向が認められた (表 5)。

表 5 無業母家庭，母の抑うつ度を従属変数とした回帰係数

変数	小学生	
	モデル 1	モデル 2
(定数)	21.205	-1.799
母年齢	-.013	.051
世帯年収	.000	.005
母教育年数	-.960+	-.834+
父教育年数	.795	.919
子ども数	-.433	1.330
対象子女子	-.692	3.244
[習事]両親なし(RG)		
[習事]父のみあり		21.633***
[習事]母のみあり		1.041
[習事]両親あり		3.740
[勉強]両親なし		9.037
[勉強]父のみあり		※
[勉強]母のみあり		2.744
[勉強]両親あり(RG)		
[送迎]両親なし(RG)		
[送迎]父のみあり		※
[送迎]母のみあり		.919
[送迎]両親あり		1.328
[地域]両親なし(RG)		
[地域]父のみあり		※
[地域]母のみあり		3.479+
[地域]両親あり		1.743
[遊び]両親なし		5.880
[遊び]父のみあり		-22.596**
[遊び]母のみあり		10.763+
[遊び]両親あり(RG)		
調整済み R2 乗	-.021	.334
F 値	.876	2.005+

(RG)参照グループ ※該当者なし

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

表 5 のモデル 2 (調整済み R2 乗=.334) では，コントロール変数について母教育年数に負の効果が確認された。父母の子育て行為については，[習事]父のみありと[地域]母のみあり，[遊び]母のみありに正の効果が確認された一方，[遊び]父のみありに負の効果が確認された。ただし，[習事]父のみありと[遊び]父のみありの係数が大きく，符号が逆であることから，多重共線性の発生が疑われた。そこで許容度と VIF を確認したところ，[習事]父のみありは許容度.259，VIF 3.864 であり，[遊び]父のみありは許容度.274，VIF 3.644 であった。許容度は.200 以下，VIF は 10 以上が多重共線性の目安となるため，ここでは多重共線性は発生していないものと判断する。

以上の結果は，無業母家庭の母について，対象子が小学生の場合，コントロール変数について母が高学歴なほど母自身の抑うつ度が下がる傾向を示すものである。また，子育て行為については，子との遊びを両親とも関与している場合に比べて父のみが関与している場合に母の抑うつ度が下がる傾向を示す一方，子の習い事を両親とも関与していない場合に比

べて父のみが関与している場合、および PTA などの地域活動を両親とも関与していない場合に比べて母のみが関与している場合、そして子との遊びを両親とも関与している場合に比べて母のみが関与している場合、の3つの条件において、母の抑うつ度が高まる傾向を示すものである。

4.2 父の分析結果

従属変数を父抑うつ度 (CES-D 短縮版)、独立変数を父母の子育て行為関与のダミー変数として、コントロール変数を加えて重回帰モデルによる分析を行った。その結果、無業母家庭における対象子が小学生の場合のモデル 1 とモデル 2 についてのみ、モデルの有意差が認められた (表 6)。

表 6 無業母家庭、父の抑うつ度を従属変数とした回帰係数

変数	小学生	
	モデル 1	モデル 2
(定数)	29.293+	40.199+
母年齢	.124	.014
世帯年収	-.007*	.000
母教育年数	-1.514**	-1.867**
父教育年数	1.068+	.524
子ども数	-2.042	-.522
対象子女子	-2.437	-1.273
[習事]両親なし(RG)		
[習事]父のみあり		-8.328
[習事]母のみあり		-3.870*
[習事]両親あり		-3.738
[勉強]両親なし		-4.922
[勉強]父のみあり		※
[勉強]母のみあり		1.293
[勉強]両親あり(RG)		
[送迎]両親なし(RG)		
[送迎]父のみあり		※
[送迎]母のみあり		-.369
[送迎]両親あり		2.225
[地域]両親なし(RG)		
[地域]父のみあり		※
[地域]母のみあり		-.711
[地域]両親あり		2.965
[遊び]両親なし		-4.188
[遊び]父のみあり		2.360
[遊び]母のみあり		19.944**
[遊び]両親あり(RG)		
調整済み R2 乗	.315	.584
F 値	3.608**	3.652**
(RG)参照グループ ※該当者なし		
p+<.10 p*<.05 p**<.01 p***<.001		

表 6 のモデル 1 (調整済み R2 乗=.315) では、コントロール変数について世帯年収と母教

育年数に負の効果、父教育年数に正の効果が確認された。父母で教育年数の符号が逆であるが、父教育年数は許容度.624, VIF 1.602, 母教育年数は許容度.445, VIF 2.249 といずれも目安内の数値であったため、ここでは多重共線性が発生していないものと判断する。この結果より、無業母家庭の父について、対象子が小学生の場合、世帯年収が多く母が高学歴なほど父の抑うつ度が下がる傾向と、逆に父が高学歴なほど父自身の抑うつ度が高まる傾向が示された。

子育て行為関与の変数を投入したモデル2（調整済み R2 乗=.584）では、世帯年収の負の効果および父教育年数の正の効果が認められなくなる一方、母教育年数の負の効果は依然として認められた。また、子育て行為については、[習事]母のみありに正の効果が認められた。これは子の習い事を両親とも関与していない場合に比べて、母のみが関与している場合に父の抑うつ度が下がる傾向を示すものである。

4.2 子の分析結果

従属変数を子抑うつ度（DSRS-C 短縮版）、独立変数を父母の子育て行為関与のダミー変数として、コントロール変数を加えて重回帰モデルによる分析を行った。その結果、無業母家庭における対象子が中学生の場合のモデル2についての有意傾向と、対象子が高校生の場合のモデル1についての有意差が認められた（表7）。また、有業母家庭においても、対象子が中学生の場合のモデル1およびモデル2について有意差が認められた（表8）。

表7 無業母家庭，子の抑うつ度を従属変数とした回帰係数

変数	中学生		高校生	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
(定数)	17.665*	25.697**	24.944*	54.703+
母年齢	.001	-.141	-.196	-.675
世帯年収	-.002+	-.002	.001	.001
母教育年数	-.234	-.254	-.921+	-1.975*
父教育年数	.174	-.018	.722*	.965
子ども数	.040	-1.647+	.205	.519
対象子女子	-1.602	-2.226+	2.637	2.068
[習事]両親なし(RG)				
[習事]父のみあり		1.328		.213
[習事]母のみあり		-.684		1.202
[習事]両親あり		1.191		2.622
[勉強]両親なし		-1.366		-2.869
[勉強]父のみあり		-2.266		-6.568
[勉強]母のみあり		1.320		-2.563
[勉強]両親あり(RG)				
[送迎]両親なし(RG)				
[送迎]父のみあり		6.500+		4.950
[送迎]母のみあり		2.436		.343
[送迎]両親あり		2.698		.514
[地域]両親なし(RG)				
[地域]父のみあり		※		-.473
[地域]母のみあり		.996		-2.277
[地域]両親あり		-3.517		-4.110
[遊び]両親なし		4.629*		4.398
[遊び]父のみあり		2.439		4.728
[遊び]母のみあり		1.498		6.888
[遊び]両親あり(RG)				
調整済み R2 乗	.086	.375	.352	.179
F 値	1.583	2.112 +	3.627*	1.301

(RG)参照グループ ※該当者なし

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

表 8 有業母家庭，子の抑うつ度を従属変数とした回帰係数

変数	中学生	
	モデル 1	モデル 2
(定数)	4.631	7.085
母年齢	.045	.035
世帯年収	-.003*	-.004*
母教育年数	.611*	.556
父教育年数	.030	.077
子ども数	.389	.188
対象子女子	2.817**	2.458*
[習事]両親なし(RG)		
[習事]父のみあり		-3.091*
[習事]母のみあり		2.370+
[習事]両親あり		-1.606
[勉強]両親なし		-2.068
[勉強]父のみあり		-1.623
[勉強]母のみあり		-1.737
[勉強]両親あり(RG)		
[送迎]両親なし(RG)		
[送迎]父のみあり		-2.490
[送迎]母のみあり		-.184
[送迎]両親あり		1.955
[地域]両親なし(RG)		
[地域]父のみあり		-1.277
[地域]母のみあり		-1.012
[地域]両親あり		.409
[遊び]両親なし		1.249
[遊び]父のみあり		1.369
[遊び]母のみあり		.770
[遊び]両親あり(RG)		
調整済み R2 乗	.141	.180
F 値	3.048*	1.784*

(RG)参照グループ ※該当者なし

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

まず，表 7 の無業母家庭の結果について確認する．無業母家庭における対象子が中学生のモデル 2（調整済み R2 乗=.375）では，コントロール変数について子ども数と対象子女子に負の効果，父母の子育て行為については[送迎]父のみありと[遊び]両親なしにいずれも正の効果が認められた．これはコントロール変数について，きょうだい数が多い場合と子ども本人が女子である場合に，子の抑うつ度が下がる傾向を示すものである．また父母の育児行為については，子の送迎を両親とも関与していない場合に比べて父のみが関与している場合，および子との遊びを両親とも関与している場合に比べて両親とも関与していない場合に，いずれも子の抑うつ度が高まる傾向を示すものである．

また，同じ表 7 における高校生モデル 1（調整済み R2 乗=.352）では，コントロール変数について母教育年数に負，父教育年数に正の効果が認められた．同じ教育年数でありながら父母で符号が逆であるため多重共線性の発生が疑われるが，前者は許容度.680，VIF 1.472，後者は許容度.585，VIF 1.710 といずれも目安内であることから，多重共線性は発生してい

ないものと判断する。これは母が高学歴なほど子の抑うつ度が下がり、逆に父が高学歴なほど抑うつ度が高まる傾向を示すものである。しかし、父母の子育て行為関与を独立変数に加えたモデル2ではモデル自体が有意ではなくなった。

次に、表8の有業母家庭の結果について確認する。有業母家庭における対象子が中学生の場合のモデル1（調整済みR2乗=.141）では、コントロール変数について世帯年収に負の効果、母教育年数と対象子女子に正の効果が認められた。しかし、父母の子育て行為関与を独立変数に加えたモデル2（調整済みR2乗=.180）では、コントロール変数について母教育年数の効果が有意ではなくなる一方、世帯年収の負の効果と対象子女子の正の効果は依然として認められた。また、父母の子育て行為関与については[習事]父のみありに負、[習事]母のみありに正の効果が認められた。同じ習い事に関する変数でありながら父母で符号が逆であるため多重共線性の発生が疑われるが、前者は許容度.765、VIF 1.307、後者は許容度.675、VIF 1.482といずれも目安内であることから、多重共線性は発生していないものと判断する。モデル2におけるこの結果は、コントロール変数について世帯年収が高いほど子の抑うつ度が下がり、子本人が女子である場合に抑うつ度が高まる傾向を示すものである。また、父母の育児行為関与については、子の習い事を両親とも関与していない場合に比べて父のみが関与している場合に子の抑うつ度が下がり、逆に子の習い事を母のみが関与している場合に子の抑うつ度が高まる傾向が示すものである。

5. まとめ

本稿の分析から、ポスト育児期の父母子のストレスと父母の子育て行為の関係性には、母の就業状態や子の学齢段階に応じて構造的な多様性が存在することが確認された。その上で、父母のディストレスについては、とくに有業母家庭（共働き家庭）で対象子が小学生の場合に、父母の子育て行為関与が父母子のディストレスに影響しやすい傾向があるといえる。子のディストレスについては、子が小学生の場合は父母の子育て行為関与を独立変数とするモデルでの説明が困難である一方、子が中高生の場合には、部分的に説明できる可能性が示された。この中で、従来の議論において「家庭教育支援」の重要チャンネルと目されてきた父母のPTA活動参加が、本稿の分析結果においてディストレス低減効果を持たず、むしろ対象子が小学生の無業母にとって抑うつ度を高める方向での有意傾向が確認された点は、注目に値する（表5モデル2）。現在、育児ストレスをめぐる議論を背景としてPTA活動を含む「家庭教育支援」のあり方が議論されているが、本研究から得られた知見により、育児ストレスの低減を目指す取り組みは、さらに広範かつ実証的な研究に基づいて再検討すべきことが示唆される。

最後に、本研究の限界性に触れておく。まず、分析対象ケースを母就業状況と子学齢段階、および行為者で細かくパターン分けしたことにより、各分析モデルのサンプルサイズが小さくなった。また本研究の分析対象ケースは父母子の3票が揃う家族関係が良好な家庭に

限定されている点に注意が必要である。さらに、岩田（1997）が指摘する通り、今後の子育てをめぐるディストレス研究は、従来の育児ストレス研究があまり目を向けてこなかった貧困家庭や単親家庭、さらには外国人などの存在にも配慮する必要がある。親子のコミュニケーションスタイルほか、父母子のディストレスに影響しうる他の要因との関連性も未検討である。これらの点はいずれも今後の研究課題としたい。

[注]

- 1) 従来の家族研究では「末子就学のステージから末子が高校を終える時期まで」を「ポスト育児期」とする場合が多いが、2008年調査は小学4年生から高校生までの長子を対象子としているため、本稿においては「対象子が小学生から高校生までの時期」を「ポスト育児期」とみなす。
- 2) 母親の就業状態は「1 職業にはついていない」を無業、「2 公務員」「3 民間の企業・団体の正規職員」「4 フルタイムの臨時職員」「5 パートタイムの臨時職員」「6 自営業主・自由業」「7 自営業の家族従業員」「8 内職」を有業とし、「9 その他」および欠損値はレコードごと削除した。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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。

[参考文献]

- 石川周子, 2004, 「父親の養育行動と子どものディストレス——「教育する父」の検証」『女性の就業と親子関係母親たちの階層戦略』勁草書房: 133-47.
- 稲葉昭英, 2002, 「結婚とディストレス」『社会学評論』53(2): 214-29.
- 岩田美香, 1997, 「「育児不安」研究の限界——「現代の育児構造と母親の位置」教育福祉研究(3): 27-34.
- 高橋勇悦[監修]・石原邦雄[編], 1999, 『妻たちの生活ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所.
- 財団法人家計経済研究所編, 2009, 『現代核家族のすがた——首都圏の夫婦・親子・家計』財団法人家計経済研究所.
- 鈴木富美子, 2011, 「休日における夫の家事・育児への関与は平日の『埋め合わせ』になるのか——妻の就業形態, ライフステージ, 生活時間に着目して」『家計経済研究』(92): 46-58.
- 牧野カツコ, 1982, 「乳幼児をもつ母親の生活と<育児不安>」『家庭教育研究所紀要』(3): 3.

- 松田茂樹, 2005, 「女性の就業とディストレスの関係——ファミリー・フレンドリー制度の効果と役割の質」『社会科学研究』57(1): 113-25.
- 田中慶子, 2006, 「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」SSJ Data Archive Research Paper Series No. 35: 96-106.
- 田中慶子, 2007, 「家族領域での時間と妻の関係満足度」『家計経済研究』(76): 37-44.
- 田中慶子, 2010, 「「家計」に関する夫妻の相互認識と夫婦関係評価・well-being」『家計経済研究』(86): 38-44.
- 永井暁子, 2010, 「父親の子育てによる子どもへの影響」『家計経済研究』(86): 45-52.
- 西村純子, 2009, 『ポスト育児期の女性と働き方——ワーク・ファミリー・バランスとストレス』慶懸義塾大学出版会.
- 舞田敏彦, 2017, 『データで読む教育の論点』晶文社.

性別役割意識における夫婦の非対称性

高橋香苗

(明治大学大学院)

性別によって役割を分業するという性別役割意識は学歴や就業状況など様々な要因と関連することがこれまで指摘されてきた。しかしながら、これらの知見は個人へのアプローチが中心であったため、夫婦の間における意識の状況についてはあまり議論されてこなかった。そこで本研究は、夫婦のペアデータを用いることで、夫と妻それぞれの夫の稼得責任と妻の家事責任に対する考え方の賛否を組み合わせることで夫婦を類型化し、夫婦の中での意識のずれという非対称さがどのように生じているか、またそれと夫婦の属性や役割負担の状況、夫婦関係の状況との関連を明らかにすることを試みた。その結果、全体的に夫の稼得責任が強く、これに比べて妻の家事責任に対する考え方の態度には多様さがあることが明らかになった。加えて夫の稼得責任に対する賛否と妻の家事責任に対する賛否は異なる要因と関連していること、夫婦間の態度のずれが夫婦関係とも関連することが示唆された。

1. 問題意識

性別役割意識とは「夫は仕事、妻は家事」というように性別によって役割を分業することである。これまで日本における性別役割意識は弱まる傾向にあると指摘されてきた(尾嶋 2000; 湯浅 2001; 吉川 2014)。その一方で 2000 年代以降には意識が保守化していることが指摘されている(湯浅 2001; 永瀬・太郎丸 2014; 西野 2015)。このように日本における役割意識の動向について見解は定まっていない。

一方で「夫は仕事、妻は家事」という役割のほかに、「夫は仕事、妻は家事と仕事」という「新・性別分業」(湯浅 2001)、「新・性別役割分業」(松田 2001)や「夫は仕事、妻は家事と趣味的な仕事」という「新専業主婦志向」(厚生省 1998)などの新たな性別役割があると指摘されるようになった。あるいは主婦を読者とする雑誌の表象では家事と仕事に加えて外見にも配慮を怠らない主婦が描かれているという指摘もある(石崎 2004; 石川 2013)。これらの指摘は、性別役割意識には夫への役割意識と妻への役割意識の二つの側面があり、それらは同じように変化しているわけではなく、とりわけ妻に対して期待される役割には多様性があることを示唆している。

性別に応じた役割や期待に関する意識にそもそも反対する場合もあれば、あるいは互いの役割責任を引き受けるために従来の性別役割に反対することも考えられる。たとえば、妻が就業し共働きの夫婦であれば稼得役割は夫のものだけではなく妻も請け負っているため、夫の稼得責任には反対する可能性もある。また一方で夫が家事を分担するために家事責任を引き受けていれば、妻の家事責任に反対するということも考えられる。つまり夫婦の生活

の状況によって、それぞれの役割意識に対する態度にも違いが生じるのではないだろうか。また夫婦の間に性別役割意識に対する賛否の立場について相違はないのだろうか。つまり夫婦のどちらかが役割意識に賛成し、どちらかが反対するという意識のずれという非対称さは生じていないのだろうか。確かに、これまで性別役割について様々な知見が蓄積されてきた。しかしながら、これまでは性別役割意識に対する個人の立場に対するアプローチが中心であった。そのため夫婦のなかでの意識の状況に対する議論はされてこなかった。そこで本研究は夫婦のペアデータを用いることで、性別役割意識の夫婦間における様相を明らかにするとともに、それと夫婦の属性や実際の役割負担、夫婦関係がどのように関連するかを分析する。

2. 先行研究の整理

2.1 日本における性別役割意識

これまで日本における性別役割意識は弱まる傾向にあると指摘されてきた(尾嶋 2000; 湯浅 2001; 吉川 2014)。とりわけ女性であること(松田 2000)や若年であること(山口 1999; 西野 2015)、妻の就業(島 1999; 木村 2000; 西野 2015)あるいは家計貢献度の高さ(山口 1999; 西村 2001; 西野 2015)、夫の家事参加率の高さ(西野 2015)などが性別役割意識を弱めることが明らかにされてきた。しかしながら、2000年代以降には性別役割意識の弱化は、その変化が鈍化している、あるいは意識が保守化していることが指摘されている(永瀬・太郎丸 2014; 西野 2015)。特にこれまで性別役割意識を弱めると考えられてきた教育の効果(山口 1999; 木村 2000)は、近年の研究では効果がみられないという指摘がされている(西村 2001; 竹ノ久・西村 2005; 西野 2015)。世帯収入についてもかつては関連が指摘されていたが(山口 1999)、近年のデータでは関連がみられなくなっている(吉川 2014; 西野 2015)。しかしながら、これらの先行研究は夫に対する稼得役割と妻に対する家事役割を一義的なものとして捉えていることが多く、つまり「夫は仕事、妻は家事」という役割意識に対する賛否については様々な指摘がされているものの、夫婦に割り当てられたそれぞれの役割に対してどのように考えているかという視点が欠如している。また個人へのアプローチがほとんどであるため、一組の夫婦における相互の影響や関係性などが考慮されていないという問題点がある。

2.2 夫婦の相互関係への注目

妻と夫では夫婦関係に対する認識が異なる可能性があるため、夫婦像を描き出すには夫婦のペアデータを用いることの重要性が指摘されている(吹野・片岡 2005; 鈴木 2007; 加藤・神谷 2016)。夫婦のペアデータを用いた既存の研究事例には、夫婦間における意思決定(吹野・片岡 2005)や情緒的サポート(鈴木 2007)、夫婦関係満足度(柏木・平山 2003; 赤澤 2005; 伊藤・相良・池田 2006; 狩野 2013)といった夫婦間の関係性に着目したもの、あるい

は子育て期に焦点をあてて、親としての発達意識(加藤・神谷 2016)や家庭内の役割観(神谷 2013)などを明らかにしたものがある。しかし、それらの中で性別役割意識についても触れられてはいるものの、役割意識そのものに焦点をあてた分析は少なく、検討の余地が残されている。

2.3 本研究の目的

性別役割意識は時代、年齢、性別、教育、収入、妻の就業、妻の家計貢献、夫の家事参加などに関連することがこれまで指摘されてきた。しかしながら性別役割意識を一面的なものとして捉えている場合も多く、また個人へのアプローチが中心で夫婦内の相互の関係性は注目されてこなかった。実際の夫婦の姿をつまびらかにするには、個人だけではなく夫婦の状況にも焦点を当てる必要がある。そこで本研究は、夫と妻それぞれの夫の稼得責任と妻の家事責任に対する考え方の賛否を組み合わせることで夫婦を類型化し、夫婦の中での意識のずれがどのように生じ、またそれがどのような夫婦の状況と関連するのかを明らかにする。

3. 分析

本研究では財団法人家計経済研究所が2008年に実施した「現代核家族調査 2008」を用いた。調査対象は首都30km圏在住の妻が35～49歳の核家族世帯の夫、妻、子である。本研究では夫票および妻票の夫婦ペアデータを用いた。回収世帯は1,020世帯(回収率26.3%)である。

夫婦間の意識に着目するため、夫の稼得役割に対する賛否について問うている妻票の間46(c)「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」と夫票の間46(c)「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」から類型を作成した。それぞれの問いに対する回答「賛成」「まあ賛成」を「賛成」に、「やや反対」「反対」を「反対」にリコードし、その回答の組み合わせから「夫反対・妻反対」「夫賛成・妻反対」「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻賛成」の4類型を作成した。同様に妻の家事役割に対する賛否について問うている妻票の間46(d)「妻は家族のために家事や育児をする責任をもつべきだ」と夫票の間46(d)「妻は家族のために家事や育児をする責任をもつべきだ」を用いて4つの類型を作成した。作成した類型とその構成比率を表1にまとめた。

表1に示したように構成には偏りが大きく、「夫賛成・妻賛成」が大部分を占めている。とりわけ夫の稼得責任に対しては「夫賛成・妻賛成」の夫婦が9割にのぼっている。一方で妻の家事責任に対しては「夫賛成・妻賛成」が7割強となり、稼得責任に比べて夫婦のいずれかが反対している場合が多いことがわかる。これに対して、どちらの役割意識についても「夫反対・妻反対」の夫婦は非常に少ない。特に稼得責任については「夫反対・妻反対」が8サンプルしかなかった。そのため、「夫反対・妻反対」を除外して分析を進めた。したがって本研究は、夫の稼得責任と妻の家事責任のそれぞれに対しての夫婦間の賛否による「夫

賛成・妻反対」「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻賛成」の3類型を用いて、それぞれの役割意識に対する非対称さと夫婦の属性や家計状況、夫婦関係に関する変数との関連について分析する。

表1 夫婦類型の構成比率

夫の稼得役割			妻の家事役割		
夫婦類型	度数	%	夫婦類型	度数	%
夫反対・妻反対	8	0.9%	夫反対・妻反対	31	3.6%
夫反対・妻賛成	32	3.7%	夫反対・妻賛成	87	10.2%
夫賛成・妻反対	44	5.1%	夫賛成・妻反対	101	11.8%
夫賛成・妻賛成	774	90.2%	夫賛成・妻賛成	638	74.5%
合計	858	100.0%	合計	857	100.0%
欠損値	163		欠損値	164	

3.1 夫婦の属性と類型

「年齢(妻票 F1)」「教育年数(妻票問 63 および夫票問 63)」「世帯年収(妻票問 4)」の変数を用いて分散分析と多重比較(Bonferroni 法), および「就業形態(妻票問 1 および夫票問 1)」のクロス表分析と残渣分析をおこなった。

「年齢」は数字の自由記述で回答を求めているためそのまま値を用いた。「教育年数」は最終卒業学校を選択肢によって回答を求めているが、次のように選択肢を教育年数に変換した。「中学校卒業または高校中退」を9年, 「中学校卒業・高校中退後, 専門学校」を11年, 「高校卒業」を12年, 「高校卒業後, 専門学校」「短大・高専卒業」を14年, 「短大・高専卒業後, 専門学校」「大学卒業」を16年, 「大学卒業後, 専門学校」「大学院」を18年とし, それ以外の回答は欠損値として処理した。「世帯年収」はそれぞれの選択肢の上限と下限の中間の値を振り分けた。上限が示されていない「2000万円以上」についてはその前の選択肢である「1500～2000万円未満」と同じ幅をとり, 中間の値である2250万円で処理した。「就業形態」は「職業にはついていない」を「無職」, 「パートタイムの臨時職員」を「パート」, 「公務員」「民間の企業・団体の世紀職員」「フルタイムの臨時職員」を「フルタイム」, 「自営業主・自由業」を「自営業」にリコードし, これら以外の回答は欠損値として処理した。なお夫の就業形態については, 「無職」と「パート」の度数が小さかったため分析から除外した。

表2に夫婦類型を用いた分散分析の結果と類型ごとの平均値と標準偏差を, 表3には多重比較の結果をまとめている。

表2からわかるように, 夫の稼得役割に関する夫婦類型を用いた分散分析では, 「世帯収入」は1%水準で, 「教育年数」は5%水準で, それぞれ有意な結果が得られた。このことから先行研究で指摘されてきた教育効果および収入効果が確認された。つまり「夫賛成・妻賛成」の夫婦どちらも夫の稼得責任に賛成する夫婦の世帯年収の平均はほかの類型に比べて低く, また夫婦の教育年数もほかに比べれば短いことがわかった。一方で年齢については有

意な結果が得られなかった。表3から、世帯年収は「夫賛成・妻賛成」に対して「夫賛成・妻反対」が1%水準で有意に平均値が高いことがわかった。しかし妻、夫とも「教育年数」は多重比較では有意差が確認されなかった。

一方で妻の家事責任に関する夫婦類型を用いた分散分析では、表2のとおり、妻の「年齢」が10%水準で、妻の「教育年数」は5%水準で、それぞれ有意な結果が得られた。妻側の属性のみではあるが、稼得責任では確認されなかった年齢効果、加えて教育効果が確認された。つまり妻の家事責任については「夫賛成・妻賛成」の夫婦は平均年齢が高く、妻の教育年数は短いことがわかった。また表3から、妻の年齢については「夫賛成・妻賛成」に対して「夫反対・妻賛成」が5%水準で有意に平均値が高いことがわかった。しかし妻の「教育年数」については多重比較の結果、有意差は確認されなかった。

表2 夫婦類型と夫婦属性の分散分析

項目	夫婦類型	度数	平均値	標準偏差	F 値
妻 年齢	夫反対・妻賛成	32	40.31	3.84	2.29
	夫賛成・妻反対	44	40.48	4.42	
	夫賛成・妻賛成	774	41.48	4.17	
夫 年齢	夫反対・妻賛成	32	42.72	5.54	1.24
	夫賛成・妻反対	44	42.11	5.80	
	夫賛成・妻賛成	771	43.42	5.80	
世帯収入	夫反対・妻賛成	28	907.14	437.95	5.62 ***
	夫賛成・妻反対	42	1009.52	484.92	
	夫賛成・妻賛成	724	806.70	399.30	
妻 教育年数	夫反対・妻賛成	32	14.63	1.93	3.96 **
	夫賛成・妻反対	44	14.61	1.78	
	夫賛成・妻賛成	766	13.99	1.87	
夫 教育年数	夫反対・妻賛成	32	15.38	2.28	3.73 **
	夫賛成・妻反対	43	15.14	2.08	
	夫賛成・妻賛成	766	14.51	2.24	
妻 年齢	夫反対・妻賛成	87	40.43	4.11	2.89 *
	夫賛成・妻反対	101	41.48	4.16	
	夫賛成・妻賛成	638	41.57	4.18	
夫 年齢	夫反対・妻賛成	87	42.91	5.56	0.45
	夫賛成・妻反対	100	43.27	5.90	
	夫賛成・妻賛成	636	43.51	5.80	
世帯収入	夫反対・妻賛成	83	819.28	405.21	0.19
	夫賛成・妻反対	93	841.40	429.84	
	夫賛成・妻賛成	596	813.34	400.73	
妻 教育年数	夫反対・妻賛成	86	14.30	1.75	3.40 **
	夫賛成・妻反対	99	14.37	1.79	
	夫賛成・妻賛成	633	13.94	1.89	
夫 教育年数	夫反対・妻賛成	87	14.82	2.20	0.77
	夫賛成・妻反対	99	14.69	2.21	
	夫賛成・妻賛成	631	14.53	2.26	

※ ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表 3 夫婦類型と夫婦属性の多重比較

項目	夫婦類型		平均値の差
世帯年収	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	-102.38
		夫賛成・妻賛成	100.44
	夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	102.38
		夫賛成・妻賛成	202.83 ***
	夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	-100.44
		夫賛成・妻反対	-202.83 ***
夫の稼得役割	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	0.01
		夫賛成・妻賛成	0.64
	夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	-0.01
		夫賛成・妻賛成	0.63
	夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	-0.64
		夫賛成・妻反対	-0.63
夫 教育年数	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	0.24
		夫賛成・妻賛成	0.86
	夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	-0.24
		夫賛成・妻賛成	0.63
	夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	-0.86
		夫賛成・妻反対	-0.63
妻の家事役割	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	-1.05
		夫賛成・妻賛成	-1.14 **
	夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	1.05
		夫賛成・妻賛成	-0.09
	夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	1.14 **
		夫賛成・妻反対	0.09
妻 教育年数	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	-0.07
		夫賛成・妻賛成	0.37
	夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	0.07
		夫賛成・妻賛成	0.44
	夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	-0.37
		夫賛成・妻反対	-0.44

※ ***は1%水準, **は5%水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 4 は妻の就業形態と夫婦類型のクロス表分析の結果をまとめたものである. この表から妻の職業形態について夫婦類型ごとに有意な差があることがわかる. また表 5 には残渣分析の結果をまとめている.

夫の稼得責任に対する類型では, 全体的に「夫賛成・妻賛成」の夫婦が多いものの, 表 5 からわかるように, この類型の妻の職業は「無職」が 5%水準で有意に多く, 「フルタイム」「自営業」が 5%水準で有意に少ないことがわかった. 対して「夫賛成・妻反対」の妻は「フルタイム」が 1%水準で, 「夫反対・妻賛成」の妻は「自営業」が 1%水準で有意に多いことがわかった.

妻の家事責任に対する類型も全体的に「夫賛成・妻賛成」の夫婦が多いが, 表 5 のとおり, 5%水準で「無職」が有意に多いことがわかった. 対して「フルタイム」は 1%水準で有意に少なく, 一方で「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻反対」が 1%水準で有意に多いという結果になった.

表4 夫婦類型と妻の就業形態のクロス表

		夫婦類型						合計		
		夫反対・妻賛成		夫賛成・妻反対		夫賛成・妻賛成				
夫の稼得責任	就業形態	無職	2.5%	(8)	4.1%	(13)	93.4%	(298)	100.0%	(319)
		パートタイム	4.1%	(11)	3.7%	(10)	92.2%	(248)	100.0%	(269)
		フルタイム	3.9%	(6)	10.5%	(16)	85.6%	(131)	100.0%	(153)
		自営業	18.8%	(6)	3.1%	(1)	78.1%	(25)	100.0%	(32)
		合計	4.0%	(31)	5.2%	(40)	90.8%	(702)	100.0%	(773)
欠損値(77), $\chi^2=30.815$, $df=6$, $p<.01$										
妻の家事責任	就業形態	無職	8.0%	(25)	8.7%	(27)	83.3%	(259)	100.0%	(311)
		パートタイム	9.0%	(24)	11.6%	(31)	79.5%	(213)	100.0%	(268)
		フルタイム	19.9%	(28)	17.7%	(25)	62.4%	(88)	100.0%	(141)
		自営業	23.3%	(7)	10.0%	(3)	66.7%	(20)	100.0%	(30)
		合計	11.2%	(84)	11.5%	(86)	77.3%	(580)	100.0%	(750)
欠損値(76), $\chi^2=30.815$, $df=6$, $p<.01$										

表5 夫婦類型と妻の就業形態の残渣分析

		夫婦類型		
		夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	夫賛成・妻賛成
夫の稼得責任	無職	-1.785 *	-1.157	2.1 **
	パートタイム	0.082	-1.336	0.969
	フルタイム	-0.062	3.294 ***	-2.484 **
	自営業	4.34 ***	-0.535	-2.539 **
妻の家事責任	無職	-2.311 **	-2.015 **	3.274 ***
	パートタイム	-1.454	0.064	1.046
	フルタイム	3.618 ***	2.591 ***	-4.697 ***
	自営業	2.151 **	-0.257	-1.424

※ ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

これらの結果から、まず、本データにおいては「夫は仕事、妻は家事」という性別役割意識に夫婦どちらも賛成し、またその分担モデルを実現している夫婦が多いことがわかった。一方で夫の稼得責任に対する類型では「夫賛成・妻反対」の世帯年収の平均値が有意に高く、またどちらの類型でも妻が「フルタイム」であることが有意に多かったため、この類型の夫婦は妻がフルタイムで就業する共働きの夫婦であると推察される。つまり妻がフルタイムで就業しているため稼ぎ手意識をもつので夫の稼得責任については反対し、また一方で家事は夫婦で協働するという意識があるため妻自身の家事責任についても反対すると考えられるが、夫はどちらの性別役割意識についても賛成するという非対称性が指摘できる。

次に、夫の稼得責任と妻の家事責任は異なる要因と関連していることが示唆された。つまり夫の稼得責任に関する類型では教育効果および収入効果が確認され、妻の家事責任に関する類型では妻側のみではあるが年齢効果と教育効果が確認された。したがって、これまでの先行研究が性別役割意識の動向について異なる傾向を指摘し、とりわけ保守化の傾向などについて見解が一致していなかったことは、性別役割意識を一意的に捉えてきたことが一つの問題として指摘できるのではないだろうか。

3.2 夫婦の役割負担状況と類型

「夫妻の家計費に占める負担の割合(妻票問 19 および夫票問 20)」および「夫妻の家事・育児に占める分担の割合(妻票問 20 および夫票問 21)」の変数を用いて分散分析と多重比較(Bonferroni 法)をおこなった。

「夫妻の家計費に占める負担の割合」は結婚してからの家計費負担の総額を 10 割としたときの自身の負担の割合について数字で回答を求めている。そのため回答された数字をそのまま値として用いた。「夫妻の家事・育児に占める分担の割合」は結婚してからの家事、育児、介護全てを 10 割としたときの自身の分担の割合について数字で回答を求めている。これも家計費負担と同様に回答された数字をそのまま値として用いた。

表 6 は夫婦類型を用いた分散分析の結果と類型ごとの平均値と標準偏差をまとめたものである。また表 7 は多重比較の結果をまとめている。

表 6 の結果から、夫の稼得役割に対する夫婦類型では、「夫妻の家計費に占める負担の割合」では、妻は 1%水準で、夫は 10%水準で、それぞれ有意な結果が得られた。「夫賛成・妻賛成」の場合、夫の家計費負担割合が高く、逆に妻の家計負担割合が低いことがわかった。また妻の家計費に占める負担の割合が「夫賛成・妻反対」の夫婦で 2.83 ともっとも高い平均値となった。これは共働き夫婦で、妻が稼得責任を引き受けているという認識をもっている夫婦であると考えることができる。一方で「夫妻の家事・育児に占める分担の割合」については有意な差は得られなかった。家事分担という点では類型に関わらず、妻 7 割、夫 3 割程度の分担割合であることがわかる。表 7 からわかるように妻の「夫妻の家計費に占める負担の割合」について、「夫賛成・妻賛成」は「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻反対」に対してそれぞれ 5%水準と 1%水準で有意に平均値が低いという結果になった。

対して妻の家事役割に対する夫婦類型では、表 6 のとおり、「夫妻の家計費に占める負担の割合」は 1%水準で有意な結果が得られた。上述の稼得責任と同様に、「夫賛成・妻賛成」の類型では、夫の家計費負担割合が高く、逆に妻の家計負担割合が低かった。一方で「夫妻の家事・育児に占める分担の割合」については妻、夫ともに有意な結果とはならず、稼得責任に関する類型の場合と同様に妻 7 割、夫 3 割程度の分担状況であることがわかった。表 7 の多重比較の結果から、上述の稼得責任と同様に、妻の「夫妻の家計費に占める負担の割合」について、「夫賛成・妻賛成」は「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻反対」に対して 1%水準で有意に平均値が低いという結果になった。一方で夫の「夫妻の家計費に占める負担の割合」については、1%水準で「夫賛成・妻賛成」は「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻反対」に対して平均値が高いことがわかった。

これらの結果から、性別役割意識に対する賛否の態度と経済的な役割分担の状況は関連がみられるが、一方で家事における役割分担は関連するとはいえないことがわかった。つまり夫婦類型によって経済的な役割分担の程度は異なるものの、家事分担は類型による違いがみられなかったことから、依然として家事役割が妻に期待されていることが示唆される。

表 6 夫婦類型と役割負担状況の分散分析

項目	夫婦類型	度数	平均値	標準偏差	F 値
夫の稼得責任	妻 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	31	2.52	1.96
		夫賛成・妻反対	42	2.83	2.55
		夫賛成・妻賛成	739	1.77	1.84
	夫 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	30	7.80	1.77
		夫賛成・妻反対	44	8.09	1.87
		夫賛成・妻賛成	759	8.45	1.68
妻の家事責任	妻 夫妻の家事・育児に占める分担の割合	夫反対・妻賛成	31	7.68	2.01
		夫賛成・妻反対	43	7.58	1.65
		夫賛成・妻賛成	749	7.69	2.14
	夫 夫妻の家事・育児に占める分担の割合	夫反対・妻賛成	31	3.45	2.88
		夫賛成・妻反対	44	3.09	2.33
		夫賛成・妻賛成	757	3.09	2.65
妻の家計責任	妻 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	86	2.38	2.12
		夫賛成・妻反対	97	2.39	2.23
		夫賛成・妻賛成	605	1.62	1.72
	夫 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	85	7.91	1.82
		夫賛成・妻反対	99	7.97	1.87
		夫賛成・妻賛成	626	8.60	1.59
	妻 夫妻の家事・育児に占める分担の割合	夫反対・妻賛成	87	7.31	2.32
		夫賛成・妻反対	98	7.88	1.68
		夫賛成・妻賛成	614	7.73	2.16
	夫 夫妻の家事・育児に占める分担の割合	夫反対・妻賛成	85	3.01	2.55
		夫賛成・妻反対	99	3.15	2.59
		夫賛成・妻賛成	624	3.07	2.68

※***は 1%水準, **は 5%水準, *は 10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表 7 夫婦類型と役割負担状況の多重比較

項目	夫婦類型	平均値の差	
夫の稼得役割	妻 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫賛成・妻反対	-0.32
		夫賛成・妻賛成	0.75
		夫反対・妻賛成	0.32
		夫賛成・妻賛成	1.07 ***
		夫賛成・妻賛成	-0.75
		夫賛成・妻反対	-1.07 ***
	夫 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	-0.29
		夫賛成・妻賛成	-0.65
		夫反対・妻賛成	0.29
		夫賛成・妻反対	-0.36
		夫賛成・妻賛成	0.65
		夫賛成・妻反対	0.36
妻の家計役割	妻 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	-0.01
		夫賛成・妻賛成	0.77 ***
		夫反対・妻賛成	0.01
		夫賛成・妻反対	0.78 ***
		夫賛成・妻賛成	-0.77 ***
		夫賛成・妻反対	-0.78 ***
	夫 夫妻の家計費に占める負担の割合	夫反対・妻賛成	-0.06
		夫賛成・妻賛成	-0.69 ***
		夫反対・妻賛成	0.06
		夫賛成・妻反対	-0.63 ***
		夫反対・妻賛成	0.69 ***
		夫賛成・妻賛成	0.63 ***

※ ***は 1%水準, **は 5%水準でそれぞれ有意であることを示す。

3.3 夫婦の関係と類型

「夫婦関係満足度(妻票問 49 および夫票問 49)」の変数を用いて分散分析と多重比較(Bonferroni 法)をおこなった。

「夫婦関係満足度」は「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか。」という質問に対し「満足」「まあ満足」「やや不満」「不満」「どちらともいえない」「わからない」の6つの選択肢で回答を求めている。「わからない」は欠損値として処理し、「満足」を5点、「まあ満足」を4点、「どちらともいえない」を3点、「やや不満」を2点、「不満」を1点という得点に変換した値で分析をおこなった。

表8は夫婦類型を用いた分散分析の結果と類型別の平均値と標準偏差をまとめている。また表9には多重比較の結果をまとめた。

表8のとおり、夫の稼得役割に関する夫婦類型では、「夫婦関係満足度」が5%水準で、それぞれ有意な結果となった。「夫反対・妻賛成」がどの変数でももっとも平均値が低くなった。これに対して「夫賛成・妻反対」はいずれも平均値が高いことがわかった。表9から、妻の「夫婦関係満足度」は「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻賛成」に対して「夫賛成・妻反対」が5%水準で有意に平均値が高く、夫の「夫婦関係満足度」は「夫反対・妻賛成」に対して「夫賛成・妻反対」が5%水準で有意に平均値が高いという結果になった。このように夫の稼得役割について、「夫賛成・妻反対」の類型、つまり夫は賛成し、妻は反対するという非対称さが、夫婦関係満足度の高さに関連していることがわかった。

一方で妻の家事役割に対しては、表8からわかるように、「夫婦関係満足度」が5%水準で、それぞれ有意な結果となった。いずれの変数でも「夫賛成・妻反対」の平均値が低いことがわかった。表9の多重比較の結果から、妻の「夫婦関係満足度」は「夫反対・妻賛成」「夫賛成・妻賛成」に対して「夫賛成・妻反対」が5%水準で有意に平均値が低く、夫の「夫婦関係満足度」は「夫賛成・妻反対」に対して「夫賛成・妻賛成」が5%水準で有意に平均値が高いという結果になった。このことから妻の家事役割について、夫は賛成し、妻は反対するという非対称さが夫婦関係満足度の低さに関連していることがわかった。

これらの結果から、夫婦の中で相手に対する役割意識の賛否と自らの賛否の態度が異なることが夫婦関係の状況と関連することがわかった。とりわけ「夫賛成・妻反対」の夫婦が特徴的な傾向を示していた。つまり、夫の稼得責任に関して「夫賛成・妻反対」のタイプの夫婦は妻も夫も夫婦関係満足度が高いが、妻の家事責任に関して「夫賛成・妻反対」のタイプの夫婦は関係満足度が低いという結果になった。この傾向は妻の関係満足度で特に顕著であった。

表 8 夫婦類型と夫婦関係の分散分析

項目		夫婦類型	度数	平均値	標準偏差	F 値
夫の稼得役割	妻 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	31	3.48	1.34	4.49 **
		夫賛成・妻反対	44	4.18	0.87	
		夫賛成・妻賛成	764	3.66	1.19	
	夫 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	30	3.63	1.30	
		夫賛成・妻反対	44	4.23	0.80	
		夫賛成・妻賛成	762	3.99	0.99	
妻の家事役割	妻 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	85	3.82	1.30	3.60 **
		夫賛成・妻反対	99	3.40	1.29	
		夫賛成・妻賛成	631	3.71	1.14	
	夫 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	85	4.00	1.06	
		夫賛成・妻反対	97	3.75	1.12	
		夫賛成・妻賛成	630	4.02	0.97	

※***は 1%水準, **は 5%水準, *は 10%水準でそれぞれ有意であることを示す.

表 9 夫婦類型と夫婦関係の多重比較

項目		夫婦類型		平均値の差
夫の稼得責任	妻 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	-0.70 **
			夫賛成・妻賛成	-0.18
		夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	0.70 **
			夫賛成・妻賛成	0.52 **
		夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	0.18
			夫賛成・妻反対	-0.52 **
	夫 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	-0.59 **
			夫賛成・妻賛成	-0.36
		夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	0.59 **
			夫賛成・妻賛成	0.24
		夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	0.36
			夫賛成・妻反対	-0.24
妻の家事役割	妻 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	0.42 **
			夫賛成・妻賛成	0.11
		夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	-0.42 **
			夫賛成・妻賛成	-0.31 **
		夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	-0.11
			夫賛成・妻反対	0.31 **
	夫 夫婦関係満足度	夫反対・妻賛成	夫賛成・妻反対	0.25
			夫賛成・妻賛成	-0.02
		夫賛成・妻反対	夫反対・妻賛成	-0.25
			夫賛成・妻賛成	-0.27 **
		夫賛成・妻賛成	夫反対・妻賛成	0.02
			夫賛成・妻反対	0.27 **

※ ***は 1%水準, **は 5%水準でそれぞれ有意であることを示す.

4. 考察

「夫は仕事, 妻は家事」という性別役割意識に対して, これまで様々な指摘がされてきた. しかしながら, これまでの議論では個人を対象とした分析が中心で夫婦相互の関係性が見落とされてきた. そこで本研究では, 夫の稼得責任と妻の家事責任に対する妻と夫の意見の賛否を組み合わせた夫婦の類型を用いることで, 一組の夫婦の中での意識の相違がどのように生じ, またそれがどのような夫婦の状況と関連するのかを明らかにすることを試みた.

その結果, まず性別役割意識に夫婦のどちらもが賛成する「夫賛成・妻賛成」の夫婦が多く, その対極である「夫反対・妻反対」の夫婦はサンプルサイズが非常に小さかった. とり

わけ夫の稼得責任については「夫賛成・妻賛成」が全体の9割を超えていた。一方で妻の家事責任については「夫賛成・妻賛成」が7割程度で、そのほかの種類の構成比率が大きくなっていたため夫の稼得責任に比べると多少の柔軟さがあると指摘できる。次に分散分析の結果から、夫の稼得責任と妻の家事責任では異なる夫婦属性が関連していることがわかった。すなわち前者は収入と教育、後者は年齢と教育という異なる変数が関連していた。ただし多重比較の結果、夫の稼得責任は収入、妻の家事責任は妻の教育年数でのみ有意差が確認された。一方で、妻の家計負担の割合はどちらの役割意識についても関連していた。最後に、夫婦間の賛否の態度のずれが夫婦関係満足度とも関連し、態度がずれている夫婦、とりわけ夫が賛成し妻は反対するという非対称性のある夫婦には夫婦関係において特徴的な状況が生じていることが示唆された。つまりこの種類の夫婦は夫婦関係満足度に特殊な傾向が見出され、夫の稼得責任の場合では夫婦関係満足度が高く、一方で妻の家事責任の場合では夫婦関係満足度が低くなること、さらにその傾向は妻において顕著であることがわかった。

本研究の結果は、まず、核家族においては依然として性別役割意識が支持されていることを示している。夫の稼得責任と妻の家事責任では部分的に異なる傾向が指摘できるものの、全体としては夫婦のどちらも性別役割に賛成することが非常に多い。これは本研究のデータが都市の核家族、つまりは性別役割に基づいた家族モデルを実現している人々に対して実施された調査であることを反映した結果であると考えられる。そのため妻の就業形態や家計負担の割合などといった妻の経済的な行動が性別役割意識への賛否の態度と関連していた。妻が就業するなど性別役割に則らない家族であることが、夫婦のいずれかが性別役割に反対することと結びついていると考えられる。しかしその一方で、妻が職業に就く夫婦においても夫婦どちらも性別役割に賛成するパターンも、夫の稼得責任の類型では9割、妻の家事責任の類型では7割強あった。このことは妻が仕事に就いていたとしても性別役割から完全に解放されるわけではないことを意味していると示唆している。確かに女性の就業率は上昇を続けているため、今後、性別役割意識が反対される方向へ変化して行くことが予想されるが、その一方で夫の家事時間は平成23年から28年の5年間で2分増加したにすぎず(総務省 2017)、本データにおける家事分担の割合も性別役割意識の賛否にかかわらず平均で3割程度であった。このことから、たとえ妻が仕事に就いていても性別役割に必ずしも反対するわけではなく、核家族においては性別役割がいまだに強く意識されていると考えられ、実際の役割分担という点では妻が仕事と家事の二重役割を負う状況がますます促されるのではないかと考えられる。

次に、そのような妻の二重性が夫婦関係に逆方向的な影響をもたらしていることも示唆される。夫婦関係満足度について「夫賛成・妻反対」の夫婦は、稼得責任と家事責任で異なる傾向を示していた。夫の稼得責任について「夫賛成・妻反対」ということは、夫が稼得責任を意識する一方で妻も稼得責任を共有し平等に担っているという意識をもっていると考えられる。実際にフルタイムで就業する妻が多い類型でもあった。中年期夫婦のペアデータ

を用いて仕事へのコミットメントと夫婦関係を介した心理的健康について明らかにした伊藤・相良・池田(2006)は、パートタイムで就業する妻に比べてフルタイムで働く妻の夫婦関係満足度は自身と夫の職業生活の充足度からの影響を受ける度合いが大きく、仕事の充実感が高いと夫婦関係満足度も高くなることを明らかにしている。この指摘と同様に、本研究のデータからも仕事をもっていることやその充足感が影響を及ぼし、夫婦関係満足度を高めたのではないだろうかと推察できる。また夫の夫婦関係満足度については、夫が自身の稼得責任に賛成している一方で妻がそれを平等に共有しているため、稼得責任のプレッシャーが軽減されるから関係満足度も高まるのではないかと考えられる。一方で妻の家事役割に「夫賛成・妻反対」であることは、妻は家事役割を夫と平等に担うことを意識しているが夫は妻にその役割を期待しているという状況が考えられる。そのため妻は家事役割に対して夫からのプレッシャーを感じているのではないだろうか。濱田(2005)は保育園に子どもを預けて働く母親を対象にした調査から多重役割が母親に及ぼす心理的影響を明らかにしているが、働く母親には役割葛藤による罪悪感というネガティブな感情が存在し、母親の多重役割はそのような否定的な感情を喚起するだけではなく、肯定的な意識をも低下させることを指摘している。「夫賛成・妻反対」の夫婦の妻はフルタイム就業することが多いため、家事役割の期待やプレッシャーを感じるにもかかわらず十分に遂行できないという罪悪感が生じる可能性が考えられる。そのため妻の夫婦関係満足度が減じることになるのではないだろうか。加えて夫は、妻に家事役割を期待するが、共働きであるために家事分担を依頼、要求されるので不満感が高まるのではないかと考えられる。このように、どちらの役割意識についても「夫賛成・妻反対」の夫婦は共働きであることが多いが、妻の就業という要因によってもたらされる影響は、稼得責任についてはそのポジティブな側面が、家事責任についてはネガティブな側面が強調される結果となったと考えられる。これまで妻の就業が夫婦関係にもたらす影響として指摘されてきたことには対照的な見解があった。すなわち、妻自身が働くことから得る充実感といったポジティブな側面と夫や子どもに対する罪悪感というネガティブな側面が指摘されてきた。本研究の結果は、これらの指摘が稼得面と家事面という異なる役割と関連した事象であることを示すとともに、夫婦関係の中で、つまり夫婦間の性別役割意識の相互作用によって対照的な影響が夫婦関係にもたらされており、その複雑さは妻自身によって引き受けられていることを明らかにしたと考えられる。

本研究は都市の核家族を対象に行われた調査データを用いて性別役割意識に対する夫婦間の意識のずれが生じている夫婦はどのような状況にあるのかを明らかにすることを試みた。データの特性上、性別役割意識に賛成し、実際に性別役割に即した核家族モデルを実現している夫婦が多くを占めていたため、類型間のサンプルサイズが適当であるとはいえなかった。しかしながら、妻の経済的な行動が性別役割意識の弱化と関連していることや夫婦間の意識のずれが夫婦関係の良し悪しに関係していることなど、示唆的な結果を得ることができたと考えられる。今後は核家族以外の夫婦や地方など調査対象者を拡大させて分析

することで、性別役割意識における夫婦間の意識の非対称生徒それがもたらす様々な影響について考察を深めたい。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査, 2008」(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。本研究の成果は、東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業二次分析研究会 2017 参加者公募型研究『夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに関する二次分析』の一部です。成果報告会の場にて、コメンテーターの三輪哲先生(東京大学)、田中慶子先生(家計経済研究所)、多くの先生方より貴重なご指摘、コメントをいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- 赤澤淳子, 2005, 「夫婦の関係満足度および生活充実感における規定因の検討」『社会心理学研究』21(2): 147-159.
- 吹野卓・片岡佳美, 2005, 「ペアデータを用いた夫婦間意思決定プロセスの分析」『社会文化論集——島根大学法文学部紀要社会文化学科編』2: 29-41.
- 濱田維子, 2005, 「仕事と家庭の多重役割が母親の意識に及ぼす影響」『日本赤十字九州国際看護大学 intramural research report』3: 147-158.
- 石川由香里, 2013, 「雑誌から読み解く育児する母親像——「よき母親」とセクシュアリティの両立可能性」『活水論文集. 健康生活学部編』56: 25-38.
- 石崎裕子, 2004, 「女性雑誌『VERY』にみる幸福な専業主婦像」『国立女性教育会館研究紀要』8: pp.61-70.
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子, 2006, 「職業生活が中年期夫婦の関係満足度と主観的幸福感に及ぼす影響——妻の就業形態別にみたクロスオーバーの検討」『発達心理学研究』17(1): 62-72.
- 神谷哲司, 2013, 「育児期夫婦のペア・データによる家庭内役割観タイプの検討——役割観の異同の類型化と夫婦の関係性の視点から」『発達心理学研究』24(3): 238-249.
- 狩野真理, 2013, 「性役割観と夫婦関係満足度に関する質的研究——妻の視点から」『龍谷大学大学院文学研究科紀要』35: 1-16.
- 柏木恵子・平山順子, 2003, 「結婚の“現実”と夫婦関係満足度との関連性」『心理学研究』74(2): 122-130.
- 加藤道代・神谷哲司, 2016, 「夫婦ペアデータによる親としての発達意識の検討」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』64(2): 55-67.
- 吉川徹, 2014, 『現代日本の「社会の心」——軽量社会意識論』有斐閣.

- 木村邦博, 2000, 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」盛山和夫編『日本の階層システム 4—ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 177-192.
- 厚生省監修, 1998, 『厚生白書(平成10年版)』ぎょうせい.
- 松田茂樹, 2001, 「性別役割分業と新・性別役割分業——仕事と家事の二重負担」『哲學』106: 31-57.
- 永瀬圭・太郎丸博, 2014, 「性役割意識のコーホート分析——若者は保守化しているか?」『ソシオロジ』58(3): 19-33.
- 西村純子, 2001, 「性別役割分業意識の多元性とその規定要因」『年報社会学論集』13: 39-50.
- 西野理子, 2015, 「性別役割分業意識の規定要因の推移」『東洋大学社会学部紀要』53(1): 139-147.
- 尾嶋史章, 2000, 「『理念』から『日常』へ——変容する性別役割分業意識」盛山和夫編『日本の階層システム 4—ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 217-236.
- 総務省統計局, 2017, 『平成28年社会生活基本調査——生活時間に関する結果』
- 鈴木富美子, 2007, 「妻からみた夫婦関係・夫からみた夫婦関係——「夫からの情緒的サポート」と「妻の苛立ち」による夫婦類型の計量的分析」『家族社会学研究』19(2): 58-70.
- 竹ノ下弘久・西村純子, 2005, 「性役割意識の規定要因に関する国際比較——韓国と日本の比較から」渡辺秀樹編『現代日本の社会意識——家族・子ども・ジェンダー』慶應義塾大学出版会: 39-61.
- 渡邊勉, 2009, 「夫婦ペアデータの特性——夫婦ペアを対象としたインターネットライフコース調査」『関西学院大学先端社会研究所紀要』(1): 99-109.
- 山口一男, 1999, 「既婚女性の性別役割意識と社会階層——日本と米国の共通性と異質性について」『社会学評論』50(2): 231-52.
- 湯浅陽子, 2001, 「データに見る性別役割分業意識の変化と「家族」」『英文学』30: 42-58.

妻の収入と家事・育児分担との関係

——共働き夫婦を対象とした研究——

伊藤大将

金沢大学

夫妻の家事・育児時間を規定する要因を探る研究において、相対的資源仮説、ジェンダーディスプレイ、経済的自立モデル、時間的制約説の4つの理論が主に検討されている。様々な国のデータを用いた研究が数多くあるにもかかわらず、どの理論が夫妻の家事・育児時間を説明するのか未だ合意に至っていない。本稿では、2014年に公益財団法人家計経済研究所が回収した「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」を用い、4つの理論のどれが日本の家事・育児時間を説明するかを検討するとともに、夫妻の収入の印象、財産への貢献度、生活費の負担といった変数を入れて、夫妻の認識がどう影響するのかを調べる。分析の結果、相対的資源仮説、ジェンダーディスプレイ、時間的制約説が部分的に支持され、経済自立モデルは支持されなかった。パネルデータや time diary を用いた分析が今後必要であると考えられる。

1. 背景

総務省の社会生活基本調査（2016）によると、共働きの妻の1週間の家事関連時間は4時間54分で夫の46分とは大きな差がある。1996年の夫の家事関連時間は20分であり、20年間で26分しか増えておらず、妻の家事関連時間は4時間33分から21分増えている。共働きであっても、妻が家事・育児を主にこなしている状態は直近の20年ほぼ変わっていないと言えるだろう。妻の家事・育児時間はなぜ減らないのか、減らす要因は何なのかを世界中の研究者が調査し主に4つの理論が唱えられている。4つの理論とは、相対的資源仮説 (the relative resource hypothesis)、ジェンダーディスプレイ (gender deviance neutralization)、経済的自立モデル (the autonomy hypothesis)、時間的制約説 (gendered time constraints) である。この4つの理論のどれが夫と妻の家事・育児時間を説明するのか、研究者の間で未だ合意に達していない。本研究の1つ目の目的は、どの理論が日本の夫妻の家事・育児時間の説明に当てはまるのかを調査し、当該分野の先行研究の知識の蓄積に貢献することである。Killewald and Gough (2010) は米国での分析結果から、妻の家事・育児時間をどの理論が説明するかは、人種によって違うかもしれないことを示唆しており、日本、韓国、中国、台湾を比較したFuwa (2005) は、妻の家事時間が増えたり減ったりする理由は国ごとに異なることを述べている。日本で得られた調査結果を各国で行われた同様の分析の結果と比較することで、日本の文化的・社会的な特徴について考察するのが本研究の2つ目の目的である。3つ目の目的は、世帯収入における負担感や財産への貢献度といった認識に関する変数を分析に加え、認識が妻の家事・育児時間を減らすかどうかをテストすることである。社会関係資本の分野では認識を捉えた変数の重要性が指摘されているが、これまで当該分野では認

識に関する変数を入れた分析はまだ行われていない。以上3点が本研究の意義である。

2. 理論的枠組み

米国のデータを使った研究では、世帯収入における妻の収入の割合が多くなれば、妻の家事・育児時間は減るという結果が部分的に出た (Brines 1994; Greenstein 2000)。この結果を説明したのが相対的資源仮説である。相対的資源仮説は交換理論を基にしており、世帯収入における妻の収入が多くなれば、妻は夫と交渉し家事・育児といった手間のかかる作業を夫にしてもらうことができるようになるという考えである (Brines 1994)。

オーストラリアのデータを使い分析をした Bittman et al. (2003) によると、世帯収入における妻の収入の割合と家事・育児時間は曲線の関係にある。妻の家事・育児時間は妻の収入の割合が5割になるまでは徐々に減るが、夫の収入よりも多くなると、徐々に増える。同様に、夫の家事・育児時間は妻の収入の割合が5割になるまで増えるが、それ以降は減り、妻の収入が100パーセントの時と0パーセントの時の夫の家事・育児時間は変わらない。Bittman et al. (2003) はこれを、ジェンダーディスプレイという概念で説明した。妻の収入が夫の収入を超えると、夫は大黒柱としての役割を果たしていないことから、男らしさを失う。その埋め合わせをするために、妻は積極的に家事・育児に従事し、夫は元来女性の仕事とみなされた家事・育児をしなくなるというわけである。こういった行動がオーストラリアで顕著に見られるのは、オーストラリアが米国と比べ伝統的な性別役割の概念が根強く残っているからだとして説明している (Bittman et al. 2003)。米国のデータでは夫の収入よりもはるかに高い妻は少数派で、その妻を分析から削除するとジェンダーディスプレイは観察されなくなると Bittman et al. (2003) は報告しているが、米国を対象とした研究でジェンダーディスプレイが支持されているものもある (Evertsson and Neramo 2004; Greenstein 2000)。

しかし、ジェンダーディスプレイという概念は、その後に行われた研究では強く否定されている。特に Gupta (2006, 2007) は、これらの先行研究と同じデータを用いて分析を行い、妻の収入の絶対値を分析に入れると、相対的資源仮説もジェンダーディスプレイも妻の家事・育児時間を説明しないと結論づけた。ジェンダーディスプレイが見られたのは、妻の収入が夫の収入を超える家庭は、夫が長期間失業中であつたりして比較的貧しく、そういった家庭の特徴として伝統的な性別役割分業にとらわれない家事・育児が歴史的に行われてきたためである (Sullivan 2011)。よって妻と夫の収入の絶対値をコントロールした場合、統計的に有意なのは妻の絶対収入のみで、収入が多い妻ほど家事・育児時間が減る (Gupta 2006, 2007)。Killewald and Gough (2010) も同様の結果に至り、さらには収入が高い家庭では、家事・育児時間の減るペースが緩やかになることを発見した。この現象を説明したのが経済自立モデルである。妻は自分の収入で家政婦といった自分の代わりに家事・育児をしてくれる人を雇うのではないかと推測され (Gupta 2007)、家政婦のような代替サービスを頼むと、妻の料理と掃除の時間がわずかながら減っていることが確認されている (Killewald 2011)。

米国では強く否定されている相対的資源仮説とジェンダーディスプレイだが、スウェーデンやドイツで行われた研究では、妻の相対的な収入が増えれば家事時間が減るという結果が出ている (Evertsson and Neramo 2004; Procher, Ritter, and Vance 2017)。特に家事時間が多い妻は収入の割合と絶対値が増すごとに、交渉を有利に進めることができる (Procher et al. 2017)。さらに、妻の収入が世帯収入に占める割合の2乗項ではなく、夫よりも収入が多いかどうかのダミー変数を投入すると、その変数が有意であったことから Procher et al. (2017) はジェンダーディスプレイでドイツの夫妻の家事時間を説明できると報告している。このように、国や文化が違えば異なった理論が当てはまることもあり、米国で強く否定されているからといって、日本の研究で相対的資源仮説とジェンダーディスプレイを無視していいというわけではない。最近の米国の研究で Hook (2017) は、平日と週末の家事時間を分けて分析し、労働時間と妻の収入の絶対値は平日の家事時間には影響を与えるが、週末の家事時間には上記にあげた4つの理論のいずれも当てはまらず、妻が多くの家事をしていることを発見した。これは平日と週末の家事・育児時間を区別して考える必要があることを示唆している。

上記3つの理論的枠組みは同時に成立しないことが多いが、上記の理論と同時に成立する仮説に時間的制約説がある。時間的制約説とは、妻でも夫でも時間に余裕のあるほうが家事・育児をするという考えである (England and Farkas 1986)。仕事をしていない妻と比較すると、正規やパートとして仕事をしている妻は、家事・育児に費やす時間が少ない (Bianchi et al. 2000)、あるいは育児時間は働いていない母親と同じくらいの時間確保するが、家事や自分に使う時間を減らしている (Craig 2007) という報告がある。一方、パネルデータを用いて Killewald and Gough (2010) が行った調査では、時間的制約説を支持する結果は得られなかった。時間的制約説の有用性についてはさらに調査が必要である。

これまでの研究では、世帯収入における妻の収入の割合や収入の絶対値が注目されてきたが、どちらがいくら稼いでいるかを考慮して家事・育児の分担を決めているという見方には疑わしい部分もある。例えば、配偶者がいくら稼いでいるか知らない夫婦は分析から省かれているだろうし、知っていても意識的に考えて、それを家事・育児時間の分担に反映させているかはわからない。さらには、実際に自分の収入が世帯収入の少ししか占めていなくても、自分の負担は大きいと思っている人もいるかもしれない。例えば、高山 (2015) は夫の年収の平均値や中央値は夫の回答のほうが妻の回答よりも高くなっていることを報告している。社会関係資本の研究では、実際にどれだけの社会関係資本を持っているかより、どれくらい持っていると思っているか、その認識のほうが重要であるという議論もある。例えば、McDowell and Serovich (2007) による HIV 陽性の人のメンタルヘルスに関する研究では、実際にどれだけ頼れる人がいるかよりも、どれくらいいると思うかのほうが、鬱傾向や孤独感といったメンタルヘルスの問題をよりよく予測できると報告している。このように、実際の数値だけではなく、家事・育児に関わる当人の認識についても検討する必要がある。

3. 日本の妻の収入と家事・育児時間の関係

日本では安藤（2012a, 2012b, 2014）や吉田（2009）が妻の収入と夫妻の家事・育児時間の関係を調査した研究を公表している。複数年にわたる「消費生活に関するパネル調査」を用いた分析では、2000年の妻の家事・育児時間はジェンダーディスプレイ、2007年は経済自立モデルで説明されると報告されている（安藤 2012b）。2006年のJGSSのデータを用いた研究でも、妻の家事時間は経済自立モデルで説明されるとしている（安藤 2012a）。一方、吉田（2009）は、妻の相対的賃金が高ければ家事時間が減るという相対的資源仮説を支持している。Gupta（2007）や Killewald and Gough（2010）に合わせて夫と妻がともに常勤職のサンプルのみに限定し、「消費生活に関するパネルデータ」を用いて調査を行った研究では、妻の一日の家事・育児時間は、妻の収入の絶対値を入れなかったモデルでは、相対的資源仮説により説明され、入れたモデルではジェンダーディスプレイで説明された（安藤 2014）。同時に、妻の労働時間が長ければ家事・育児時間は短くなるという結果は複数の研究で報告されている（安藤 2012a, 2012b, 2014; 松田・鈴木 2002; 鈴木 2012; 吉田 2009）。

対して夫の家事・育児時間に関しては、妻の家計への貢献度が高いほど夫の家事分担率が高くなるという、相対的資源仮説を支持する報告がある（大野・田矢・柏木 2003）。一方、2000年と2007年の「消費生活に関するパネル調査」を用いた分析結果では、ジェンダーディスプレイが観察されている上に、夫自身の所得の絶対値も有意であり、夫の所得が増えれば、自身の家事・育児時間が減ることを発見した（安藤 2012b）。加えて、夫の労働時間が減ると、家事・育児時間が増加するという報告もある（松田・鈴木 2002; 鈴木 2012）。大野・田矢・柏木（2003）によれば、この傾向は限定的で、育児期の夫婦だけに観察された事象だった。

妻の収入の絶対値や労働時間といった妻に関係する変数が夫の家事・育児時間に与える影響も考察されている。育児期の夫婦に関して、妻の労働時間が長くなれば夫の家事・育児時間が増えるという報告（松田・鈴木 2002; 大野・田矢・柏木 2003）や、実数ではなく分担率が増えるという報告もあるが（大野・田矢・柏木 2003）、妻の労働時間と夫の家事・育児時間には関係がないとする報告もある（鈴木 2012）。安藤（2012b）は1993年と2000年のデータを使った時には影響があるという結果を、2007年のデータを使った時にはないという結果を得ている。逆に、夫に関係する変数が妻の家事・育児時間に与える影響を調査した分析では、夫の労働時間が増えれば、妻の家事・育児時間が増えるという傾向がみられる（松田・鈴木 2002; 鈴木 2012）。ただし、安藤（2012b）の1993年データの分析では同様の傾向がみられるが、2000年と2007年データの分析ではその傾向が見られない。

このように日本でも当該分野の研究は盛んにおこなわれているが、結果に一貫性が見られない。その理由として安藤（2012b）は、コーホートによって家事・育児の交渉の仕方が変わるのではないかと推測している。当該分野においては、さらなるデータ分析が必要である。

4. データと変数

本稿では、2014年に公益財団法人家計経済研究所が回収した「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」を使用する。この調査は、子どもがいる共働き家族の妻を主な対象としており、正規職員と派遣・契約社員はオーバーサンプリングされている(坂口・田中 2015)。加えて、年齢が35歳から49歳であること、同居の長子が18歳以下であること、首都圏に住んでいることが本研究の対象となる条件である(坂口・田中 2015)。データの回収や調査対象に関する詳しい説明は、坂口・田中(2015)を参照してほしい。

上記に該当する女性は1,097人いた。本研究ではさらに1)夫が介護や病気等で休業したり、専業主夫や学生であったり、求職中であったりせず、有職であること、2)夫と妻の合計の家事・育児時間が0ではないこと、3)健康状態に関する質問で夫と妻ともに「全く健康ではない」を選んでいないことを条件として加えた。働いていない夫、家事・育児を一切しない家庭、健康を理由に仕事や家事・育児ができない被験者を省き、共働きの夫婦が家事・育児をどのように分担しているかを分析できるようにした。この条件を加えた後のサンプル数は1,073人だった。

本研究で使用した変数に欠損値がある場合は、多重代入法や平均値を代入することはせず、すべて分析から削除した。ウェイトに欠損値があるものも削除し、最終的な分析の対象となったのは、638名である。本研究の分析対象となった638名と、欠損値によりサンプルから外れた435名の間の特徴に違いがあるのかをt検定とカイ二乗検定を用いて分析した。サンプルに含まれた人と比べ、サンプルに含まれなかった妻と夫は1)年齢が高い、2)結婚年数が長い、3)末子の年齢が高い、4)世帯収入における妻の収入の割合が高い、5)夫の家事・育児の金銭評価が高い、という傾向があった(結果の詳細は筆者にリクエストしてもらえれば提供する)。こういった傾向に加え、最も欠損値が多かったのは妻あるいは夫の収入で、373あったことから、本研究結果の解釈には注意が必要である。

従属変数は、妻の平日の家事・育児時間、妻の休日の家事・育児時間、夫の平日の家事・育児時間、夫の休日の家事・育児時間の4つである。前述したように、分析対象は妻であるため、夫の家事・育児時間をはじめ、後述する夫に関する独立変数は妻が回答している。家事・育児時間は、「夫・妻の平均的な一日あたりの時間を教えてください」という質問項目に対し、解答欄が平日と休日それぞれ一つずつあり、～時間～分と答えている。本研究では、すべて分に統一した。

独立変数は世帯収入における妻の収入の割合、その2乗項、妻の収入の絶対値、労働時間に加え、認識を測定した夫婦の収入の割合の印象、生活費の負担感、財産への貢献度、夫妻それぞれの家事の評価である。世帯収入における妻の収入の割合は、「妻の収入÷(夫の収入+妻の収入)×100」の計算式で割り出し、単位はパーセントである。夫妻それぞれの収入は2月のひと月の収入を聞いており、単位は万円である。労働時間は平均的な一週間の労働時間について聞いており、これを分に換算し、通勤時間を加えた。通勤時間は片道で聞いて

いるため、往復にし、正規で働く人には週 5 日（通勤時間×2×5）、契約社員として働く人は週 4.3 日（通勤時間×2×4.3）、派遣で働く人は週 3.9 日（通勤時間×2×3.9）、パート・アルバイトで働く人は週 3.6 日（通勤時間×2×3.6）、を加えた合計を使用した。契約社員、派遣、パート・アルバイトの人が週何日働いているかは、2012 年就業構造基本調査（総務省統計局 2013）を用いて平均を算出した。

夫婦の収入の割合の印象は、「ご夫婦の収入はどのようですか」という質問に、「夫のほうがかかり多い」、「夫のほうやや多い」、「同じくらい」、「妻のほうやや多い」、「妻のほうがかかり多い」、「わからない」で回答している。「わからない」と答えた回答者はいなかったため、0 から 4 の順序変数として分析に入れた。数字が大きくなれば、妻の負担がより重いことを意味する。

生活費の負担は、『家族共通の生活費』の夫婦それぞれの負担について、あなたはどのように思われますか」という質問項目で聞き、選択肢には「夫の負担が重すぎる」、「夫の負担がやや重い」、「ちょうどよい」、「妻の負担がやや重い」、「妻の負担が重すぎる」、「なんともいえない」、「どちらの負担が重いかは考えたことがない」の 7 つがある。1 つ目と 2 つ目の選択肢、4 つ目と 5 つ目の選択肢をひとまとめにし、「夫の負担が重い」、「ちょうどよい」、「妻の負担が重い」、「わからない」、「考えたことがない」の 5 つのダミー変数を作り分析に投入した。リファレンスカテゴリーは、「ちょうどよい」である。

財産への貢献度は、「結婚してから 2 人で築いてきた資産へのあなたの貢献は何割くらいだとお考えですか。家事、育児、介護などの貢献も含めてお考え下さい」という質問項目で、選択肢は 1 割未満から 9 割より多い、まったくわからないである。4 割以下と答えた人を「妻の貢献度低」、5 割と答えた人を「夫と妻の貢献度半々」、6 割から 9 割より多いと答えた人を「妻の貢献度高」、まったくわからないと答えた人を「わからない」とリコードし、4 つのダミー変数を作った。「夫と妻の貢献度半々」をリファレンスカテゴリーとした。

夫と妻、それぞれの家事・育児の評価は、「ご夫婦それぞれの家事・育児を、あなたが金銭評価すれば、いくらくらいが妥当だと思いますか。」という質問項目で聞き、時給で答えている。

コントロール変数として、先行研究にならい、勤務形態、妻の年齢、夫の年齢、結婚年数、一番下の子供の年齢を分析に導入した。

5. 分析

表 1 に記述統計を表 2 に度数分布を示した。妻の平日の家事・育児時間の平均は約 261 分（4 時間 21 分）で、週末になると約 342 分（5 時間 42 分）と 1 時間ほど増える。夫の平日の家事・育児時間の平均は約 79 分（1 時間 19 分）、週末の家事・育児時間は約 175 分（2 時間 55 分）であり、主に妻が家事・育児に従事している様子が見て取れる。夫の平日の家事・育児時間では 0 分と回答した人が 214 人、週末では 79 人おり、家事・育児に全く従事して

表 1 変数の平均値と標準誤差 (n=683)

	平均	標準偏差
妻の平日の家事・育児時間	260.65	169.84
妻の週末の家事・育児時間	341.77	219.34
夫の平日の家事・育児時間	78.89	130.26
夫の週末の家事・育児時間	174.87	185.19
妻の年齢	41.38	3.79
夫の年齢	43.31	5.18
結婚年数	13.00	5.09
一番下の子供の年齢	9.15	4.65
世帯収入における妻の収入の割合 (%)	27.68	14.94
妻の収入	50.46	99.67
夫の収入	121.63	205.00
妻の労働時間 (通勤時間を含む) (分)	1905.80	892.81
夫の労働時間 (通勤時間を含む) (分)	3444.76	911.68
妻の収入の割合の印象	.46	.92
妻の家事・育児の価値 (円)	1452.50	912.51
夫の家事・育児の価値 (円)	898.98	627.02

表 2 カテゴリカルな変数の度数分布 (n=683)

負担の重さ	%	妻の貢献度	%
夫の負担が重い	15.08	1 割から 4 割	28.11
どちらともいえない	40.56	5 割	32.36
妻の負担が重い	9.52	6 割から 10 割	30.01
わからない	7.17	わからない	9.52
考えたことがない	27.67		

いない夫も多くいる。世帯収入における妻の収入の割合の平均は 28%で夫の収入よりも多く稼ぐ妻は 5%ほどしかいない。妻の収入の平均は約 50 万円、夫は約 122 万円で、それぞれの中央値は 14 万円と 35 万円である。妻の一週間の労働時間は約 1906 分 (約 32 時間)、夫の労働時間は約 3445 分 (約 57 時間) で、妻の約 2 倍弱である。収入の割合の印象は、夫のほうが多いと思っている妻が多い。生活費の負担はどちらともいえないが約 41%で最も多く、次いで多いのは約 28%で考えたことがないと答えた人だった。妻の財産に対する貢献度は、夫と同等と答えた人が約 3 分の 1 と最も多く、妻の貢献度が高いと思っている人の割合 (約 30%) は夫の貢献度のほうが高いと思っている人の割合 (約 28%) と大きく変わらない。妻の家事・育児の価値を時給に関連した時の額は約 1,453 円で、夫は約 900 円である。

表 3 に妻の平日と休日の家事・育児時間の重回帰分析の結果を提示した。平日の家事・育

表3 妻の平日・休日の家事・育児時間（重回帰分析）

n = 683	平日		休日	
雇用形態 (ref= 正規)				
パート	31.87 (21.01)	30.14 (21.61)	14.23 (27.13)	13.48 (27.47)
契約	18.01 (27.15)	20.26 (26.53)	35.97 (39.97)	37.08 (39.87)
派遣	6.79 (33.93)	6.57 (34.46)	-20.00 (40.54)	-20.29 (40.81)
妻の年齢	2.15 (2.78)	1.70 (2.80)	3.51 (3.34)	3.25 (3.37)
夫の年齢	.03 (2.17)	.14 (2.16)	-.71 (2.37)	-.65 (2.37)
結婚年数	-2.88 (2.80)	-2.58 (2.78)	-5.54† (3.14)	-5.37† (3.13)
末子の年齢	-8.90** (3.34)	-9.01** (3.35)	-13.86*** (3.46)	-13.90*** (3.47)
妻の相対的収入	-2.43** (.86)	-6.90** (2.30)	-1.49 (1.03)	-4.15 (2.56)
妻の収入の絶対値	.15† (.09)	.34 (.29)	.19 (.13)	.38 (.38)
夫の収入の絶対値	-.07 (.05)	-.10 (.06)	-.09† (.06)	-.12† (.07)
妻の労働時間	-.04** (.01)	-.03* (.02)	-.02 (.02)	-.01 (.02)
夫の労働時間	.01 (.01)	.01 (.01)	.00 (.01)	.00 (.01)
どちらが稼いでいるかの印象	.17 (8.55)	-8.52 (9.11)	-18.11 (13.60)	-23.00† (13.85)
生活費の負担 (ref= 半分半分)				
夫が重い	10.69 (22.28)	9.41 (22.79)	27.07 (24.52)	26.30 (24.85)
妻が重い	-1.06 (27.54)	.79 (27.07)	16.75 (35.26)	17.74 (35.11)
わからない	19.67 (31.74)	18.94 (31.69)	18.34 (37.54)	17.70 (37.66)
考えたことがない	-5.11 (17.30)	-7.58 (17.15)	10.77 (20.58)	9.28 (20.55)
財産への貢献度 (ref= 半分半分)				
妻の貢献度が高い	-50.45** (17.20)	-48.26** (17.13)	-40.92* (20.13)	-39.59* (20.13)
夫の貢献度が高い	7.01 (19.70)	9.02 (19.64)	30.25 (23.42)	31.35 (23.49)
わからない	-13.57 (31.83)	-10.18 (31.95)	-17.81 (34.08)	-15.95 (34.27)
妻の家事・育児の金銭価値	.02* (.01)	.02* (.01)	.05*** (.01)	.04*** (.01)
夫の家事・育児の金銭価値	-.01 (.01)	-.01 (.01)	-.05** (.02)	-.05** (.02)
2乗項				
妻の相対的収入		.07* (.03)		.04 (.03)
妻の収入の絶対値		-.00 (.00)		-.00 (.00)
切片	358.91*** (102.37)	422.25*** (110.78)	460.17*** (119.20)	497.29*** (126.98)
R ²	.181	.189	.177	.179

表4 夫の平日・休日の家事・育児時間（トービットモデル）

n = 683	Weekday		Weekends	
雇用形態 (ref = 正規)				
パート	47.58† (25.82)	47.21† (25.90)	-2.76 (23.77)	-4.11 (23.97)
契約	54.25† (28.40)	53.31† (28.45)	71.36* (33.82)	72.55* (34.05)
派遣	-23.25 (29.40)	-22.74 (29.27)	-47.80 (31.68)	-47.36 (31.53)
妻の年齢	.29 (2.87)	.36 (2.90)	-.74 (2.86)	-.87 (2.89)
夫の年齢	3.92* (1.79)	3.91* (1.81)	3.54* (1.64)	3.60* (1.65)
結婚年数	3.07 (3.00)	3.03 (2.95)	-3.30 (2.59)	-3.21 (2.59)
末子の年齢	-10.27** (3.45)	-10.30** (3.43)	-13.69*** (2.81)	-13.78*** (2.81)
妻の相対的収入	1.58 (1.07)	2.51 (2.81)	.69 (1.14)	-.20 (2.64)
妻の収入の絶対値	-.10 (.12)	-.35 (.35)	.02 (.15)	-.22 (.42)
夫の収入の絶対値	.07 (.06)	.11 (.08)	.02 (.06)	.05 (.08)
妻の労働時間	.01 (.01)	.01 (.02)	-.02 (.01)	-.02 (.01)
夫の労働時間	-.02* (.01)	-.02* (.01)	-.01 (.01)	-.01 (.01)
どちらが稼いでいるかの印象	-17.06 (11.53)	-15.82 (12.90)	-21.33 (13.24)	-23.96 (14.81)
生活費の負担 (ref = 半分半分)				
夫が重い	12.55 (30.55)	12.82 (30.60)	41.38† (24.95)	41.14 (25.07)
妻が重い	42.06 (34.18)	41.99 (34.56)	70.09† (36.43)	70.83† (36.34)
わからない	34.42 (38.97)	35.16 (38.99)	12.23 (39.60)	12.87 (39.49)
考えたことがない	-66.46*** (17.15)	-65.84*** (17.23)	-33.90* (16.89)	-34.33* (16.95)
財産への貢献度 (ref = 半分半分)				
妻の貢献度が高い	-23.44 (19.60)	-23.97 (19.81)	5.93 (18.08)	6.34 (18.13)
夫の貢献度が高い	-7.21 (22.16)	-7.33 (22.07)	17.87 (20.94)	18.55 (20.98)
わからない	38.73 (29.64)	38.25 (29.57)	9.16 (29.96)	10.28 (29.94)
妻の家事・育児の金銭価値	-.02† (.01)	-.02† (.01)	-.01 (.01)	-.01 (.01)
夫の家事・育児の金銭価値	.08*** (.02)	.08*** (.02)	.06*** (.01)	.06*** (.01)
2乗項				
妻の相対的収入		-.01 (.03)		.02 (.04)
妻の収入の絶対値		.00 (.00)		.00 (.00)
切片	-132.63 (114.84)	-144.37 (121.65)	208.30† (109.54)	222.84† (115.20)
R ²	.016	.016	.017	.017

児時間は世帯収入における妻の収入の割合が多くなれば、減るという結果が得られた。妻の相対的収入の割合が1%増えると、約2分30秒、家事・育児時間が減る。妻の労働時間も家事・育児時間と負の有意な関係にあり、労働時間が長ければ家事・育児に従事する時間は減る。認識に関する変数で有意だったのが、妻の財産に対する貢献度と妻の家事・育児の価値を金銭換算した変数である。妻の財産への貢献度が高いほど、家事・育児時間は減り、妻の家事・育児労働の金銭価値が高いほど、家事・育児時間は増える。妻夫それぞれの収入の絶対値は有意ではなかった。世帯収入における妻の収入の割合の2乗項を入れると、有意な関係が見られた。これは妻の収入の割合と家事・育児時間は曲線の関係を持つことを示唆する。

妻の休日の家事・育児時間は妻の収入の割合、夫妻それぞれの収入の絶対値、労働時間と有意な関係は見られなかった。自分の財産への貢献度が高いと考える妻のほうが貢献度が同等とみなす妻より家事・育児時間が少なく、自分の家事・育児の金銭価値が高いと考える妻ほど家事・育児時間が長い。夫の家事・育児の金銭価値が高いと考える妻の休日の家事・育児時間は減る傾向にある。

平日、休日両方の家事・育児時間と有意な関係がある変数は一番下の子供の年齢のみだった。末子の年齢が低いと妻の家事・育児時間は増加する。

表4に夫の平日と休日の家事・育児時間のトービットモデルの結果を提示した。夫の家事・育児時間では0分を選んだ夫が214名いたため、重回帰分析ではなくトービットモデルを用いた。世帯収入における妻の収入の割合、夫妻それぞれの収入の絶対値は、平日の夫の家事・育児時間と有意な関係は見られなかった。妻の労働時間は有意ではないが、夫の労働時間は有意で、労働時間が短い夫ほど、家事・育児時間は多くなる。

夫の休日の家事・育児時間も平日と同様、妻の収入の割合、絶対値、労働時間は有意ではなく、平日の家事・育児時間では有意だった夫の労働時間も有意ではなくなっている。

夫の平日、休日の家事・育児時間に共通して有意な意識に関する変数について述べると、生活費の負担に関して、一度も考えたことがないと答えた妻の夫は、家事・育児時間が少なく、妻が夫の家事・育児を高く評価するほど夫の家事・育児時間は増える。その他、夫の年齢が上がるごとに、夫の家事・育児時間は4分ほど増え、末子の年齢が1歳上がれば、平日には10分、休日には14分ほど減る。

6. 考察

重回帰分析の結果によると、妻の平日の家事・育児時間の変数に有意に作用していたのは、世帯収入における妻の収入の割合とその2乗項と妻の労働時間であった。よって4つの理論のうち支持されたのは、相対的資源説、ジェンダーディスプレイ、時間的制約説である。

図1に世帯収入における妻の収入の割合とその2乗項のみを入れた式をグラフにした。妻の収入の割合が10%になるあたりまでは、妻の家事・育児時間は減るが、世帯収入に占め

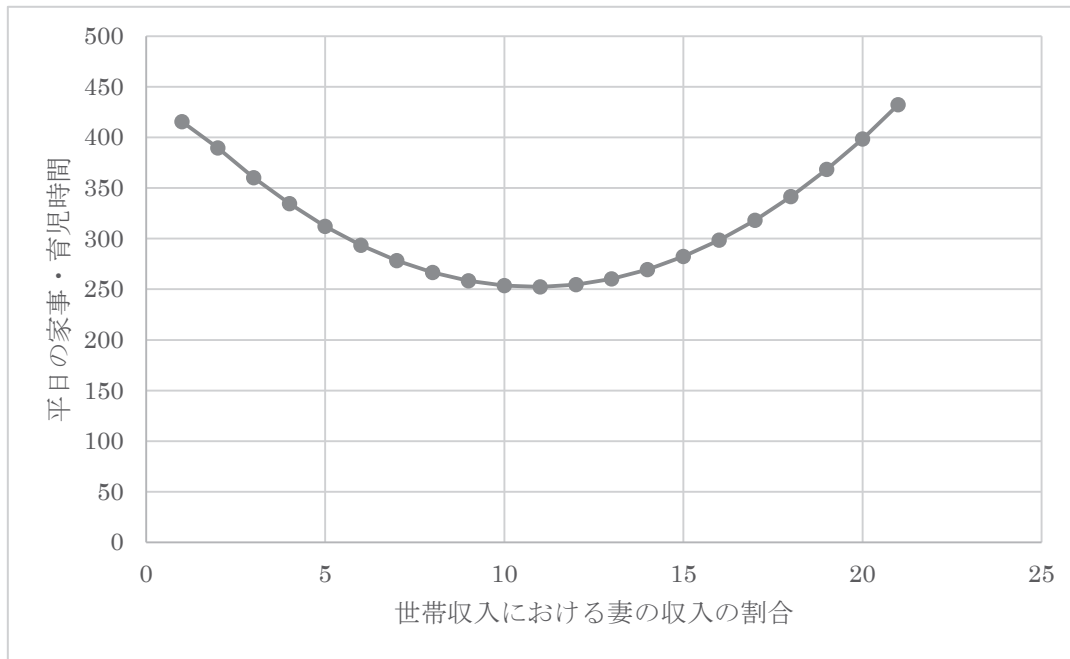


図1 妻の平日の家事・育児時間を世帯収入における妻の収入の割合で推定したグラフ

る割合がそれより多くなると妻の家事・育児時間は増加する。米国では強く否定されているジェンダーディスプレイの概念であるが、ドイツでの研究 (Procher, Ritter, and Vance 2017) と同様に日本では支持された。興味深いのは、欧米の研究では 50%あたりにあった底辺が、日本の研究では 10%あたりにあることである。伝統的な性役割意識が欧米よりも強い日本では、夫の収入の 10%あたりを超えると、日本人男性が経済的に妻に頼りすぎているとみなされるというのが 1つの解釈になりそうである。例えば日本では、医師のような専門職の女性でも仕事をセーブし育児に時間を費やしているし (安川・野村 2012)、妻が妊娠した時に夫と妻の間でどちらが育児休暇を取るか、仕事を継続するかどうかについて対立するケースはなく、妻が育児休暇を取ったり、仕事を辞めたりすることが当たり前であるという考えを夫妻ともに持っている (三具 2007)。よって、妻が夫よりも稼ぐと夫の男性らしさが傷つくというのではなく、夫の収入の 1割ほどを稼いだ時点ですでに夫の大黒柱としての役割が傷つけられていると感じるのかもしれない。

ただ、この解釈にはしっくりこない点がある。共働き夫婦の世帯は 1992年に専業主婦の世帯数よりも多くなっており、本データが回収された 2014年には、共働き世帯は専業主婦世帯の約 2倍になっている (労働政策研究・研修機構 2017)。本データでは、夫の収入の中央値は 35万円とその 10%は 3万 5千円ほどであり、時給 1000円ならば、月 35時間、週 9時間ほどの労働時間で、妻の労働時間は長いとは言えない。よってなぜ 10%前後までは家事・育児時間が減り、それより多くなると増えるのか、ジェンダーディスプレイではないほかの説明がありそうである。

ジェンダーディスプレイに代わる説明として、稼いだお金の所有権が考えられる。湯浅

(2005) は、妻の収入が増加すると、テイクアウトや弁当、お惣菜といった料理の外注化が進むことを示唆している。また、重川 (2004) によると、パートで働く妻の夫は、妻が働いた分は妻の小遣いだと考える傾向にある。稼ぐお金が少ない主婦は、増えた自分の小遣いからすでにできた料理を買うなどして、家事を簡略化しているのではないだろうか。一方、妻の収入が増えると、夫は妻と共同で生計を維持していると考えられる傾向がある (重川 2004)。そうすると妻は自由にお金を使えなくなり、結果家事時間が増えるのかもしれない。

世帯収入における妻の収入の割合は、夫の平日の家事・育児時間を減らさないという結果が得られた。妻の収入が世帯収入の 10% になるあたりまでは、妻の家事・育児時間が減るわけだが、夫が減った分の家事・育児をしているのではないことがうかがえる。夫の家事・育児を増やす要因は、妻が家事をしてほしいと夫に働きかけることである (中川 2009)。性別役割分業意識が強い日本では、妻が夫に家事・育児を頼めないのではないだろうか。加えて、共働きでも夫は日常的にしなければならない家事である食事の準備、後片付け、洗濯はあまりせず、買い物や掃除といったスキルがらず先延ばしできる家事に従事しがちである (筒井 2011)。妻は自分がすることになっていた家事を夫にしてもらうのではなく、中川 (2009) や Sullivan (2011) が言うように、家事・育児を外注したり、質を下げたりしていると考えられる。

妻の収入の絶対値は有意ではなかったことから、Gupta (2007) がいう経済自立モデルは支持されなかった。特に米国のデータの分析で支持されている経済自立モデルが日本で当てはまらないのは、日本人が他人を家に入れることを嫌うため家事・育児を他人に頼んでもらうという習慣がないこと (永井 1992) と、伝統的な性別役割分業的な観点から収入に関係なく家事・育児は女性の仕事と捉えられているからではないかと考えられる。

4つの理論の中でもう1つ支持されたのが、時間的制約説だった。妻も夫も自身の労働時間が増えれば、家事・育児時間は減る。しかし、お互いの家事・育児時間には影響を与えていないため、補完関係はないと言える。時間的制約説は時間のあるほうが家事・育児を行うという仮説であるが、本調査の結果を見る限り、相手がするはずだった家事を時間のあるほうがするという形ではないようである。妻には妻の家事・育児役割が、夫には夫の家事・育児役割があり、労働時間が長い場合は、質を下げ短時間で与えられた家事・育児を終わらせているのではないだろうか。

認識に関する項目に関しては、財産への貢献度と家事・育児時間に負の関係が、家事・育児を金銭換算した時の時給と正の関係が見られた。しかし生活費の負担や夫・妻どちらのほう稼いでいるかといった認識の変数は有意ではなかった。よって収入に関する認識が家事・育児時間に影響を与えているとは言えないだろう。ここから得られる知見は、財産といった蓄積のあるもののほうが、相対的資源仮説をテストするときに適切なのではないかという考えである。収入は比較的一時的な指数である。例えば、パート・アルバイトで働く妻があるひと月多めに仕事に入れば、収入は増えるし、シフトに入れてもらえなければ

収入は下がる。月によって割合が変わってしまう収入よりも、財産のような中・長期的な貢献が必要なもののほうが夫婦間の力関係を適切に測れる可能性が高い。ただし有意な関係が見られた変数2つは、因果関係がはっきりしないため解釈には注意が必要である。財産への貢献度に関しては質問項目に「家事、育児、介護への貢献も含めてお考え下さい。」とあるので、家事を多くしてきた妻ほど貢献度が高いと答えるかもしれない。もう一方の家事・育児の金銭価値についても同様に、家事・育児を多くする妻自身、あるいは夫の金銭価値を高く見積もるとも考えられる。

平日の家事・育児時間はジェンダーディスプレイと時間的制約説が当てはまるという結果が出たが、休日の家事・育児時間はどの理論でも説明できなかった。この結果は米国を対象に分析を行った Hook (2017) と同様の結果である。夫も妻も休日の家事・育児時間は平日と比べて多くなっている。一般的な休日が土日であれば、保育園や幼稚園は休みであるため、育児時間は増えることが予想され、夫が子どもの面倒を見ているかもしれないし、食事の準備と違い洗濯や掃除といった毎日しなくてもいい家事を妻は休日にまとめてしているかもしれない(二方 2014)。しかし、労働時間は休日の妻の家事・育児時間に有意に影響を与えていないことから、妻が平日にこなせなかった家事・育児をまとめて週末にしているのは、長時間働く妻に限ったことではない。これまでの研究では一週間の家事・育児のように平日と休日を分けたものが少なかったが、分けて研究することの必要性が見られた。

4つの理論をテストした日本の研究では、異なるデータを用いると相対的資源仮説、ジェンダーディスプレイ、経済的自立モデルが支持されたりされなかったりするという結果が出ていた。本研究では、妻の相対的収入が1割になるまでは相対的資源仮説が、1割より多くなるとジェンダーディスプレイが支持されるという結果であり、安藤(2012b)の2000年のデータを用いた分析の結果に最も似ている。本データには相対的収入が1割以上の妻は多くいるため、Bittman et al. (2003) がアメリカのデータで見つけたように、外れ値のせいでジェンダーディスプレイが支持されたということではないだろう。先行研究では、家事・育児時間なのか頻度なのか、子どもがいるかいないか、勤務形態、年齢の範囲といった点で異なるため、どの理論が日本の妻の家事・育児時間を説明するのか断定はできないが、都市部に住む共働き夫婦を対象とした本調査の結果は、相対的資源仮説とジェンダーディスプレイの概念を支持した。

7. 今後の研究について

本稿では相対的資源仮説、ジェンダーディスプレイ、経済自立モデル、時間的制約説の4つの理論のどれが夫妻の家事・育児時間を説明できるのかを検証した。結果は、欧米の研究で当てはまるとされる経済自立モデルは日本の夫婦の家事・育児時間を説明することはできず、妻の相対的収入が1割までは相対的資源仮説、それ以降はジェンダーディスプレイ、そして時間的制約説で説明できることが示唆された。加えて、妻がしない家事・育児を夫が

しているわけではないという結果が得られており、妻が減らした分の家事・育児は、外注、あるいは質を低下させていると考えるのが妥当だろう。

時間的制約説については、労働時間が本人の家事・育児時間に影響を与えるという結果が出たが、パートナーの家事・育児時間には影響を与えなかった。この時間的制約説をさらにテストするためには、Coltrane (2000) や Presser (1994) が言うように、勤務時間だけではなく、夫・妻はそれぞれ何曜日の何時から何時まで働いているか調べる必要があるだろう。例えばパートとしてサービス業に従事している妻は、土日が休みの夫に家事・育児を任せて仕事に出ているかもしれない。そういった夫婦には、時間的制約説が夫婦間で相互に当てはまる可能性があるが、同時刻に働いている夫婦は、お互いの家事・育児を相手に負担してもらうことはできない。さらなる検証が必要である。

本稿は横断的な研究になったが、財産への貢献度や家事・育児の金銭価値のように因果関係が不明な変数もあり、因果関係をはっきりさせるためには、パネル調査のほうがいいだろう。鈴木 (2012) が言うように、特に妻は仕事に就く際に、家事分担のことを考慮しているはずなので、正規やパートといった雇用形態、労働時間、収入、家事・育児時間がどのように変化していくのかを包括的にとらえなければ妻の家事・育児時間の増減を説明するのは難しい。さらに言えば、妻が夫よりも多く稼げる能力を持っている場合は、仕事に就かないようにするという結果も報告されており (水谷 2016)、量的な調査だけではなく、質的な調査でどういった点を考慮に入れて妻は仕事への参加を決定しているのかを調査する必要がある。

従属変数である家事・育児時間は、「夫・妻の平均的な一日あたりの時間を教えてください。」と聞いているが、このような聞き方は、time diary を用いた方法と比べると正確ではない。Kan (2008b) によると、どれくらいの時間を費やしているか推測してもらう質問をすると time diary と比べて、回答者は多めに時間を報告をし、その誤差は女性よりも男性のほうが大きい。また、小さい子供がいる場合の誤差は大きくなるとの報告があり、これはどこからどこまでが家事で、どこからどこまでが育児なのか、きっちり分けられないために起きていると考えられる (Kan 2008b)。データ回収時には、調査者の負担は大きくなるが、time diary を使用すること、推測してもらう場合には家事・育児と大まかなカテゴリーではなく、具体的な家事・育児行動を挙げて、時間を推測して別々に回答してもらうといいだろう (吉田 2009)。

本研究では性別役割分業意識を尋ねた質問がなかったため分析に含めることはできなかった。相対的に収入の高い妻は、性別役割分業意識が低くなるが (Kan 2008a, 重川 2004, 島 2011a, 2011b)、夫の収入が比較的低い家庭では、低下がなだらかになる (島 2011a) と報告されている。加えて、個人の性別役割分業意識の効果は、国の女性の社会進出の具合といったマクロレベルの要素にも影響を受け、女性の社会進出が進んでいない国では、妻の相対的収入が高くても夫と家事育児について交渉することが難しいため、家事・育児に費やす時間の

減り具合が緩やかになる(Fuwa 2004). 相対的収入の効果を媒介しているかもしれない個人レベルの性別役割分業意識と、女性の社会進出の度合いといったマクロレベルの変数を含め、多国間で比較する研究は、それぞれの国の文化的・社会的特徴を議論するのに有益である。

上記にあげたような限界はあったが、本稿は主に2点において学術的な意義がある。1つ目は、夫と妻の家事・育児時間を平日と休日別々に分析し、相対的資源仮説、ジェンダーディスプレイ、時間的制約説が支持されたことである。これまでの研究では、どの理論が当てはまるのか一貫した結果は得られておらず、新しいデータを使っての知識の蓄積が必要だったのは前述のとおりである。時間的制約説は多くの日本を対象とした研究で支持されており、相対的資源仮説とジェンダーディスプレイは、経済自立モデルよりも支持している研究結果が多く出ていることから、日本の家事・育児時間を説明する上で、有益な理論であろう。

2つ目は、認識に関する変数が有意ではなかったことである。妻のほうが収入が多い、あるいは生活費の負担が妻のほうが大きいと考えていても、それが家事・育児時間に影響を与えているという結果は得られなかった。本研究の結果からは、本人が収入や負担をどうとらえているかよりも、実際に世帯収入の何割を稼いでいるかのほうが重要であることが分かった。

最後に、夫婦の家事・育児時間を説明する変数は複雑に関係しあっており、不明な点が多い。例えば、異性の夫婦の家事・育児時間が何によって決定されるかを見極めるには、同性のカップルを調査することが有益であろう(Sullivan 2011)。欧米の研究を含めてもそうだが、日本の調査でも同性のカップルの家事・育児時間を調査したものは見られない。特に日本では同性のカップルを見つけるのは難しいかもしれないが、同性のカップルの家事・育児の分担方法を分析することで、異性の家事・育児の分担の仕方で見えてくることがあるはずである。今後も、世界中の研究者が様々な国での分析を通して知識を積み重ねることで、家事・育児時間に大きく影響を与える変数を見つけ、妻のみがsecond shiftを任されないよう、労働時間、家事・育児時間といった様々な面を踏まえて、夫と妻が平等な社会の実現に寄与することを期待する。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「共働き夫婦の家計と意識に関する調査、2014」(公益財団法人 家計経済研究所)の個票データの提供を受けました。2017年度二次分析研究会に参加し、コメントをくださった先生方に感謝申し上げます。

[参考文献]

- 安藤潤, 2012a, 「JGSS データ 2006 を用いた共稼ぎ夫婦の家事労働行動に関する実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』 15: 59-70.
- , 2012 b, 「共稼ぎ夫婦の家事労働行動の変化—JPSC コーホート A の実証分析から」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』 15: 37-58.
- , 2014, 「JPSC2000—2008 パネルデータを用いた常勤職で働き稼ぐ妻の家事労働行動に関する実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』 17:65-80.
- , 2015, 「日本の共稼ぎ夫婦のジェンダー・アイデンティティ喪失と家事労働分担行動におけるジェンダー・ディスプレイに関する実証分析」『新潟国際情報大学国際学部紀要』 0: 163-177.
- Bianchi, Suzanne M., Melissa A. Milkie, Liana C. Sayer, and John P. Robinson, 2000, “Is Anyone Doing the Housework?: Trends in the Gender Division of Household Labor,” *Social Forces*, 79(1):191-228.
- Bittman, Michael., Paula England, Liana Sayer, Nancy Folbre, and George Matheson, 2003, “When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work,” *American Journal of Sociology*, 109(1):186-214.
- Brines, Julie, 1994, “Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home,” *American Journal of Sociology*, 100 (3) :652-688.
- Coltrane, Scott, 2000, “Research on Household Labor,” *Journal of Marriage and Family*, 62:1208-1233.
- Craig, Lyn, 2007, “How Employed Mothers in Australia Find Time for Both Market Work and Childcare,” 28:69-87.
- Dillaway, Heather., and Elizabeth Paré, 2008, “Locating Mothers: How Cultural Debates About Stay-at-Home Versus Working Mothers Define Women and Home,” *Journal of Family Issues*, 29:437-464.
- England, Paula., and George Farkas, 1986, *Household, Employment and Gender: A Social, Economic, and Demographic View*, New York: Routledge.
- Evertsson, Marie., and Magnus Neramo, 2004, “Dependence Within Families and the Division of Labor: Comparing Sweden and the United States,” *Journal of Marriage and Family*, 66:1272-1286.
- 二方龍紀, 2014, 「子育て家庭の生活時間——平日と休日の比較を通して」『清泉女学院短期大学研究紀要』 33:19-31.
- Fuwa, Makiko, 2004, “Macro-Level Gender Inequality and the Division of Household Labor in 22 Countries,” *American Sociological Review*, 69(6):751-767.
- , 2005, “Division of Housework among Dual-earner Couples in East Asian Countries: A

- Comparison of Chinese, Japanese, Korean, and Taiwanese Couples,” *人文学報*, 497:1-20.
- Greenstein, Theodore N, 2000, “Economic Dependence, Gender, and the Division of Labor in the Home: A Replication and Extension,” *Journal of Marriage and the Family*, 62:322-335.
- Guendouzi, Jackie, 2006, “‘The Guilt Thing’: Balancing Domestic and Professional Roles,” *Journal of Marriage and Family*, 68:901-909.
- Gupta, Sanjiv, 2006, “Her Money, Her Time: Women’s Earnings and Their Housework Hours,” *Social Science Research*, 35:975-999.
- , 2007, “Autonomy, Dependence, or Display?: The Relationship Between Married Women’s Earnings and Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 69:399-417.
- Hook, Jennifer L, 2017, “Women’s Housework: New Tests of Time and Money,” *Journal of Marriage and Family*, 79:179-198.
- Kan, Man Yee, 2008a “Does Gender Trump Money?: Housework Hours of Husbands and Wives in Britain,” *Work, Employment and Society*, 22(1):45-66.
- , 2008b, “Measuring Housework Participation: The Gap between ‘Stylised’ Questionnaire Estimates and Diary-based Estimates,” *Social Indicators Research*, 86 (3) :381-400.
- Killewald, Alexandra, 2011, “Opting Out and Buying Out: Wives’ Earnings and Housework Time,” *Journal of Marriage and Family*, 73:459-471.
- Killewald, Alexandra., and Margaret Gough, 2010. “Money Isn’t Everything: Wives’ Earnings and Housework Time,” *Social Science Research*, 39:987-1003.
- McDowell, T. L, and J. M. Serovich, 2007, “The Effect of Perceived and Actual Social Support on the Mental Health of HIV-positive Persons,” *AIDS Care*, 19(10):1223-1229.
- 松田茂樹・鈴木征男, 2002, 「夫婦の労働時間と家事時間の関係——社会生活基本調査の小兵データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」『家族社会学研究』13 (2) : 73-84.
- 水谷徳子, 2016, 「妻の相対収入と労働供給」『家計経済研究』112: 7-15.
- 中川まり, 2009, 「共働き夫婦における妻の働きかけと夫の育児・家事参加」『人間文化創成科学論叢』12:305-313.
- 永井暁子, 1992, 「共働き夫婦の家事遂行」『家族社会学研究』4:67-77.
- 大野祥子・田矢幸江・柏木恵子, 2003, 「男性の家事分担を促進する要因」『発達研究』17: 53-68.
- Presser, Harriet B, 1994, “Employment Schedules among Dual-earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender,” *American Sociological Review*, 59:348-364.
- Procher, Vivien., Nolan Ritter, and Colin Vance, 2017, “Housework Allocation in Germany: The Role of Income and Gender Identity,” *Social Science Quarterly* 1-19.
- 労働政策研究・研修機構, 2017, 「専業主婦世帯と共働き世帯」(2018年1月8日取得, <http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/timeseries/html/g0212.html>).

- 坂口尚文・田中慶子, 2015, 「『共働き夫婦の家計と意識に関する調査』について」『家計経済研究』 106: 2-17.
- 三具淳子, 2007, 「妻の就業決定プロセスにおける権力作用——第1子出産前の夫婦へのインタビューをもとにして」『社会学評論』 58(3):305-325.
- 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」『家計経済研究』 64(10):35-44.
- 島直子, 2011a, 「家計貢献が妻の性別役割分業意識に及ぼす影響——夫の社会経済的地位による交互作用」『Sophia Junior College Faculty Journal』 31:51-60.
- , 2011b, 「妻の家計貢献が夫の性別役割分業意識に及ぼす影響——夫の社会経済的地位による交互作用」『家族社会学研究』 23(1):53-64.
- 総務省統計局, 2013, 「平成 24 年就業構造基本調査」, (2018 年 3 月 9 日取得, <http://www.stat.go.jp/data/shugyou/2012/pdf/kgaiyou.pdf>).
- , 2017, 「労働力調査(基本集計)平成 28 年(2016 年)平均(速報)結果の要約」, (2018 年 1 月 8 日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/rireki/nen/ft/pdf/2016.pdf>).
- Sullivan, Oriol, 2011, “An End to Gender Display Through the Performance of Housework? A Review and Reassessment of the Quantitative Literature Using Insights from the Qualitative Literature,” *Journal of Family Theory & Review*, 3:1-13.
- 鈴木富美子, 2012, 「仕事時間が短くなれば, 夫の家事・育児時間は増えるのか——パネルデータからみた夫婦における仕事と家庭の影響関係」『家計経済研究』 96: 35-46.
- 高山憲之, 2015, 「専業主婦は夫の年収を正確に知っているか」『一橋大学機関リポジトリ』 1-3.
- 筒井淳也, 2011, 「日本の家事分担における性別分離の分析」田中重人, 永井暁子編『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書第1巻:家族と仕事』 55-73.
- 安川康介・野村恭子, 2012, 「医師における性別役割分担——診療時間と家事労働時間の男女比較」『医学教育』 43(4):315-319.
- 吉田千鶴, 2009, 「日本の夫妻の就業状態と家事・育児分担との関係」『人口問題研究』 65 (1) : 3-20.
- 湯浅安由里, 2005, 「女性の収入増加と家事外部化に関する実証分析」『国際公共政策研究』 9(2):333-347.

子どもの家庭経済状況の認識

太田昌志

(東京大学)

子どもの家庭経済状況の認識がどのような家庭環境要因によって形成されているかを検討することによって、社会調査における家庭経済状況の客観的変数の代替として用いられることのある、子どもの家庭経済状況の認識の妥当性を検討する。分析の結果、子どもの家庭の経済状況の認識は、家庭の収入や資産といった実際の家庭の経済状況による影響を受けており、ある程度実際の家庭の経済状況と重なった回答が得られていると考えられる。しかし、その説明率は高くなく、実際の家庭の経済状況とはずれがあると考えられる。また、特に母親が家庭の経済状況を苦しいと認識しているような、おそらく実際の家庭の経済状況が苦しいと考えられる家庭において、子どもにはその家庭の状況が伝わっていない等の状態が生じやすいことが明らかになった。

1. 目的

本稿の目的は、子どもの家庭経済状況の認識がどのような家庭環境要因によって形成されているかを検討することによって、社会調査における家庭経済状況の客観的変数の代替として用いられることのある、子どもの家庭経済状況の認識の妥当性を検討することである。

子どもの成長発達に対する家庭の社会経済的背景の影響を検討する上では出身階層の測定方法が課題となっている(平沢ほか 2013, p.165)。具体的には、子どもから家庭の社会経済的背景を正しく取得することが難しいこと¹⁾や、学校通しの調査において家庭背景をたずねることが難しい²⁾といった事情がある。

このための代替的な方法の一つとして、家庭の経済状況を主観的に「豊かか貧しいか」や「ゆとりがあるかないか」等で子どもに対してたずねる方法がある。

これは、とくに、成人期の個人のあり方に対する子ども期の家庭背景の影響を検討する場合に用いられやすい。これは、過去のことだからであるため、すでに正しい情報を得ることが難しくなっているという事情がある。たとえば、岡部(2008)は、成人の能力を説明する要因の一つである「家庭の経済力」として、「小・中学生のころをふりかえって、あなたの家庭の経済的な暮らし向きはどうでしたか」という質問を用いている。また、片瀬・平沢(2008, p.50)が、中学校3年生時の成績や教育年数を従属変数とした重回帰分析において、「15歳時の暮らし向き」を使用しているように、このような項目は日本の社会階層研究に代表的に用いられるデータであるSSM調査においても使われている。

このような場合、子どもの家庭経済状況の認識は何らかの注目されるものに対する要因

として用いられており，子どもの家庭経済状況の認識がどのような要因によって形成されているか，たとえば本当に家庭の経済状況を受けて形成されたものであるかは検討されていない．本稿では，子どもの家庭経済状況の認識が家庭環境要因によって形成されているかどうかを検討し，子どもの家庭経済状況の認識という変数の妥当性の検討に資する．

以下，子ども自身の属性や家庭の社会経済的背景，そして親から子への関わりによって，子どもの家庭経済状況がどのように左右されるかを検討する．

2. 使用するデータと変数

本稿で使用するデータは，家計経済研究所が実施した「現代核家族調査，2008」であり，妻・夫・子の3票がそろっている413ケースのうち，以下に述べる使用する変数に欠損のない366ケースを使用する．この調査は，夫婦とその子に対して行われた調査であり，子どもから得た家庭経済状況の認識と，親から得た客観的な家庭経済状況の認識の両方が使用可能なデータである．

以下，使用する変数について述べる．なお，一部の変数においては無回答・不明による欠損が多くみられたため，不明のカテゴリを用いて有効なケースとして分析に用いている．

2.1 家庭経済状況の認識

家庭経済状況の認識は，子ども票，妻票を使用する．子ども票は「ゆとりがある」「まあゆとりがある」「やや苦しい」「苦しい」「わからない」の5つの選択肢でたずねている．これを「ゆとりがある」「苦しい」「わからない」の3カテゴリとする．

2.2 子どもの属性

子どもの属性の変数は，子どもの性別，学校段階，子どもの通っている学校の設置区分（私立か国公立か）を用いる．

2.3 家庭の社会経済的背景

家庭の客観的な社会経済的背景としては，父母の収入（妻票の夫婦の収入合計），父母の職業，父母の学歴（教育年数），住居形態（持ち家か借家・賃貸か，戸建てか集合住宅か），資産の金額，子ども数を用いる．

2.4 親から子への関わり

親から子への関わりは，金銭や物品として親から子に与えられたものの側面と非金銭的な親子のかかわりの側面を用いる．

金銭や物品として親から子へ与えられたものは，親から子へのおこづかいの金額と，子どもが所有するメディア数（「携帯電話・PHS」「CD・携帯音楽プレーヤー」「携帯ゲーム機」

「パソコン」)の合計、子ども部屋の有無(「ひとりで使う子ども部屋がある」「きょうだいといっしょに使う子ども部屋がある」「子ども部屋はない」の3カテゴリ)を用いる。

非金銭的な親子のかかわりは、父母それぞれと子どもの会話の量を用いる。妻票、夫票で得られた対象の子どもとの会話の量の6件法の回答を用いる。

3. 記述的分析

本節では、子どもの家庭経済状況の認識や母親の認識とのズレに関する基礎的な分析を行う。

表1は子どもの家庭経済状況の認識の度数分布である。子どもの家庭経済状況の認識では、もっとも多い回答は「ゆとりがある」(48.63%)であり、ついで「苦しい」(28.69%)、「わからない」(22.68%)となっている。

表1 子どもの家庭経済状況の認識

	(人)	(%)
苦しい	105	28.69
ゆとりがある	178	48.63
わからない	83	22.68
Total	366	100

これを学校段階別にみたのが表2である。表2をみると、小学校から中学校にかけては「わからない」が減り、「苦しい」が増える。また、中学校から高校では「ゆとりがある」が減り、「苦しい」が増える。子どもの家庭経済状況の認識は子どもの年齢によって異なっていることがみてとれる。

表2 子どもの家庭経済状況の認識（学校段階別）

		子どもの家庭経済状況の認識			
		苦しい	ゆとりがある	わからない	Total
小学校	(人)	21	62	32	115
	(%)	18.26	53.91	27.83	100
中学校	(人)	33	61	26	120
	(%)	27.5	50.83	21.67	100
高校など	(人)	51	55	25	131
	(%)	38.93	41.98	19.08	100
Total	(人)	105	178	83	366
	(%)	28.69	48.63	22.68	100

次に、表3は子どもの家庭経済状況の認識と母親の家庭経済状況の認識のクロス集計である。表3をみると、母親が「ゆとりがある」と回答している場合は子どもも「ゆとりがある」と回答している比率が高く（70.94%）、子どもが「苦しい」と回答しているケースは少ない（9.40%）。一方、母親が「苦しい」と回答している場合は子どもの回答が比較的ばらけており、母親同様に「苦しい」と回答している子どもは半数に満たない（42.25%）。

表3 子どもの家庭経済状況の認識と母親の家庭経済状況の認識のクロス集計

		子どもの家庭経済状況の認識			
母の認識		苦しい	ゆとりがある	わからない	Total
苦しい	(人)	90	75	48	213
	(%)	42.25	35.21	22.54	100
ゆとりがある	(人)	11	83	23	117
	(%)	9.40	70.94	19.66	100
わからない	(人)	4	17	12	33
	(%)	12.12	51.52	36.36	100
Total	(人)	105	175	83	363
	(%)	28.93	48.21	22.87	100

本節の記述的分析からは以下のことがわかった。

第一に、子どもの家庭経済状況の認識は「苦しい」よりも「ゆとりがある」が多い。これは、母親の回答が「ゆとりがある」よりも「苦しい」が多い³⁾ことと比較して、子どもの回答の特徴といえる。また、母親の回答と比較した場合には「わからない」の多さも特徴的で

ある。

第二に、子どもの学校段階が高いほど「ゆとりがある」「わからない」が減り、「苦しい」が多くなる。学校段階があがるほど、第一の点として指摘した「ゆとりがある」「わからない」の多さという子どもの回答の特徴は失われていき、大人としての回答になっていく。

第三に、子どもの認識が母親とズレる場合には、母親が苦しいと回答し、子どもがゆとりがある、と回答するパターンが多い一方、母親がゆとりがあると回答し、子どもが苦しいと回答するパターンは少ない。このことは、おそらく実際の家庭背景が苦しい家庭においては、子どもにはその家庭の状況が伝わっていない等の状態が生じると考えられる。

以上が度数分布と学校段階別の比較による記述的な分析結果である。それでは、家庭の経済状況の認識は、客観的な家庭の経済状況や親から子へのかかわりによってどのように異なっているだろうか。次節では多変量解析によってこれらを検討する。

4. 多変量解析

本項では子どもの家庭経済状況の認識を従属変数とした多項ロジットモデルによる分析を行う。分析の結果は表4である。

はじめに Model1 は、子どもの属性のみを独立変数として投入している。Model1 をみると、学校段階のうち高校などが小学校よりも有意に「ゆとりがある」「わからない」が少なく、「苦しい」が多くなっている。中学校についても、有意ではないが同様の傾向の係数であり、子どもの家庭経済状況の認識は、前節で検討したのと同様、学校段階があがるほど「ゆとりがある」「わからない」が減り「苦しい」が増えることがわかる。

次に Model2 は Model1 に家庭の社会経済的背景を加えている。Model2 について、まずは左列の「苦しい」と「ゆとりがある」の比較をみる。ここでは、学校の設置区分、父母の収入、住居が戸建てであること、資産の金額、子ども数が子どもの認識に対して影響している。国立・公立の学校に通い、父母の収入が多く、家が戸建てで、資産が多く、子どもが少ないほど家庭経済状況を「苦しい」と認識しにくく、「ゆとりがある」と認識しやすい。一方、父母の職業や学歴、持ち家かどうかは効果がみられない。次に、右列の「苦しい」と「わからない」の比較をみると、学校段階、戸建て、子ども数の効果がみられる。学校段階が低く、家が戸建てで、子どもが少ないほど家庭経済状況を「苦しい」と認識しにくく、「わからない」と回答しやすい。モデルの疑似決定係数は、Model1 よりは改善しているが高くない⁴⁾。

最後に Model3 は、Model2 に親から子へのかかわりの変数を加えている。Model2 について、まずは左列の「苦しい」と「ゆとりがある」の比較をみると、学校の設置区分、父母の収入、資産の金額、子ども数、父との会話の影響が有意である。国立・公立の学校に通い、父母の収入が多く、資産が多く、子どもが少なく、父親との会話が多いほど家庭経済状況を「苦しい」と認識しにくく、「ゆとりがある」と認識しやすい。次に、右列の「苦しい」と「わからない」の比較をみると子ども数、親からのおこづかい、子ども部屋の効果がみられ

る。子ども数が多く、親からのおこづかいが1,000円より多く、自分ひとりの子ども部屋を与えられているほど、家庭経済状況を「苦しい」と認識しにくく、「わからない」と回答しやすい。

表4 子どもの家庭経済状況の認識の多項ロジットモデル

	Model1				Model2				Model3			
	子どもの家庭経済状況の認識 (基準：苦しい)				子どもの家庭経済状況の認識 (基準：苦しい)				子どもの家庭経済状況の認識 (基準：苦しい)			
	ゆとりがある		わからない		ゆとりがある		わからない		ゆとりがある		わからない	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
性別 (基準：男子)												
女子	0.162	(0.252)	-0.206	(0.304)	0.131	(0.285)	-0.325	(0.329)	0.103	(0.301)	-0.344	(0.348)
学校段階 (基準：小学校)												
中学校	-0.459	(0.340)	-0.612	(0.393)	-0.580	(0.386)	-0.823+	(0.427)	-0.402	(0.481)	-0.502	(0.533)
高校など	-0.995**	(0.357)	-1.005*	(0.416)	-1.046*	(0.414)	-1.221**	(0.459)	-0.973+	(0.579)	-1.057	(0.661)
学校設置区分 (基準：公立・国立)												
私立	-0.002	(0.304)	-0.294	(0.384)	-0.654+	(0.361)	-0.703+	(0.425)	-0.762*	(0.375)	-0.719	(0.440)
父母取入 (基準：-400万円未満)												
400-600万円未満					0.601	(0.612)	0.159	(0.585)	0.572	(0.634)	-0.174	(0.620)
600-800万円未満					1.408*	(0.600)	-0.083	(0.612)	1.320*	(0.616)	-0.363	(0.638)
800-1000万円未満					1.432*	(0.660)	0.842	(0.656)	1.278+	(0.684)	0.491	(0.693)
1000万円-					1.884**	(0.696)	0.363	(0.728)	1.660*	(0.727)	-0.072	(0.770)
不明					0.952	(0.847)	0.484	(0.929)	0.762	(0.878)	0.213	(0.973)
母職業 (基準：フルタイム・その他)												
無職					-0.612	(0.405)	-0.048	(0.455)	-0.722+	(0.424)	-0.217	(0.484)
パート・内職					-0.194	(0.360)	-0.024	(0.418)	-0.204	(0.386)	-0.311	(0.456)
父職業 (基準：上層NM)												
下層NM					-0.166	(0.394)	-0.516	(0.460)	-0.210	(0.412)	-0.444	(0.480)
マニュアル					-0.659	(0.413)	-0.545	(0.452)	-0.803+	(0.433)	-0.680	(0.479)
その他・不明					-0.201	(1.009)	-1.180	(1.357)	-0.365	(1.057)	-0.933	(1.434)
母教育年数					0.010	(0.098)	0.124	(0.114)	0.017	(0.101)	0.143	(0.117)
父教育年数					-0.001	(0.081)	-0.095	(0.092)	0.005	(0.085)	-0.059	(0.095)
住居 (基準：借家・賃貸)												
持ち家					-0.435	(0.370)	0.452	(0.440)	-0.418	(0.388)	0.269	(0.457)
住居 (基準：集合住宅)												
戸建て					0.491	(0.339)	0.710+	(0.391)	0.436	(0.352)	0.518	(0.403)
資産 (基準：1000万円未満)												
1000万円以上					1.250**	(0.341)	0.199	(0.383)	1.373**	(0.369)	-0.052	(0.408)
不明					0.270	(0.605)	-1.157	(0.820)	0.421	(0.627)	-1.087	(0.834)
子ども数 (基準：1人)												
2人					-0.634	(0.421)	-0.746	(0.459)	-0.685	(0.456)	-0.559	(0.509)
3人以上					-0.977*	(0.474)	-1.375*	(0.540)	-0.976+	(0.520)	-1.145+	(0.597)
メディア所有数									0.104	(0.165)	0.002	(0.191)
親からのおこづかい (基準：0円)												
1-1000円									-0.097	(0.475)	-0.608	(0.502)
1001-3000円									-0.256	(0.498)	-1.433*	(0.557)
3001円-									0.136	(0.520)	-0.971+	(0.577)
不明									-0.016	(0.832)	-0.956	(1.042)
子ども部屋 (基準：ひとりの部屋あり)												
きょうだい共有部屋あり									0.197	(0.363)	-0.698	(0.431)
子ども部屋なし									-0.049	(0.480)	-1.455*	(0.602)
母との会話									0.084	(0.157)	0.027	(0.180)
父との会話									0.331*	(0.133)	0.053	(0.153)
(定数)	1.000**	(0.282)	0.521+	(0.314)	0.479	(1.606)	0.580	(1.787)	-1.714	(2.058)	1.146	(2.268)
LL			-374.45*				-329.11**				-316.02**	
Cox and Snell's R2			0.043				0.253				0.305	
Nagelkerke's R2			0.050				0.289				0.348	
McFadden's R2			0.021				0.140				0.174	
N			366				366				366	

+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01

子どもが家庭の経済状況を認識する上では、一見子どもから見えやすいと思われる、親が家庭にいるかや親の職業等よりも、家庭の収入や資産といった家計の状況そのものの影響が大きい。また、子ども数が多いほど「苦しい」という回答が増えるように、家庭における資源が子どもの人数によって薄まることを子どもが認識している。

子どもに与えられたおこづかいや子ども部屋といった金銭、物品は、子どもが家庭の経済状況を認識できるかどうか（「わからない」と回答するかどうか）に対しては影響するが、

その認識が「ゆとりがある」か「苦しい」かには影響しない。このことは、おこづかいは家庭を通して金銭と触れる機会であり、家庭の経済状況に触れる機会となっているが、あくまでおこづかいは子どものお金として認識されており（片 2016）、おこづかいの多寡がそのまま家庭経済状況の認識の高低につながっていないことがみてとれる。

親からのほたらきかけの中で子どもの認識が「ゆとりがある」か「苦しい」かに影響するのは、父親との会話の多さであった。

このように、子どもの家庭経済状況の認識は、ある程度実際の家庭の経済状況を把握した上で回答を得られていると考えられる。しかし、親から子へのかかわりを追加した Model3 においても、その説明率は高くなく、学校などの家庭外において子どもが受ける影響等、分析に含まれていない要因が子どもの認識に影響していると考えられる。

5. まとめ

本節では、これまでの分析結果を、1 節で述べた本研究の意義に照らして検討する。

4 節の分析から、子どもの家庭の経済状況の認識は、家庭の収入や資産といった実際の家庭の経済状況による影響を受けており、ある程度実際の家庭の経済状況と重なった回答が得られていると考えられる。しかし、その説明率は高くなく、実際の家庭の経済状況とはずれがあることが推測できる。また、3 節からは、特に母親が家庭の経済状況を苦しいと認識しているような、おそらく実際の家庭の経済状況が苦しいと考えられる家庭において、子どもにはその家庭の状況が伝わっていない等の状態が生じやすいことが明らかになった。

[注]

- 1) 子どもに対して学歴をたずねた場合において、子どもの回答した親の学歴と、保護者の回答した学歴にずれがあることが指摘されている（耳塚 2007, p.36）。また、同一の子どもに小学校3年と中学校3年の二度にわたって保護者の学歴の回答を得た場合にも、ずれがあることが指摘されている（中西 2017, p.48）
- 2) たとえば、全国学力・学習状況調査においては、家庭の社会経済的背景に関する質問は『児童生徒の通塾状況』と『対象学年に在籍する就学援助を受けている児童生徒のおおよその割合』くらいしか存在していない（川口 2017, p.4）とされる。
- 3) 母親の回答は表3の周辺度数を参照。
- 4) 同一のサンプルについて、母親の回答を従属変数とし、Model2 と同じ独立変数を入れた多項ロジットモデルによる分析では、Cox and Snell's R² は 0.332、Nagelkerke's R² は 0.399、McFadden's R² は 0.226 であった。母親の回答と比べて、子どもの回答は客観的な社会経済的背景によって説明される割合は低い。

〔謝辞〕

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査, 2008」(財団法人 家計経済研究所)の個別データの提供を受けました。

〔参考文献〕

- 片瀬一男・平沢和司, 2008, 「少子化と教育投資・教育達成」『教育社会学研究』82, 43-59.
- 川口俊明, 2017, 「研究の概要」『児童生徒や学校の社会経済的背景を分析するための調査の在り方に関する調査研究 平成28年度文部科学省委託事業「学力調査を活用した専門的課題分析にかんする調査研究」研究成果報告書』国立大学法人福岡教育大学, 4-8.
- 平沢和司・古田和久・藤原翔, 2013, 「社会階層と教育研究の動向と課題——高学歴化社会における格差の構造」『教育社会学研究』93, 151-191.
- 耳塚寛明, 2007, 「小学校学力格差に挑む——だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』80, 23-39.
- 中西啓喜, 2017, 『学力格差拡大の社会学的研究——小中学生への追跡的学力調査結果が示すもの』東信堂.
- 岡部悟志, 2008, 「家庭環境と能力形成の過程」『社会学評論』59(3), 514-531.
- 片成男, 2016, 「おこづかいの意味づけの中に親子関係の両義性をみる」高橋登・山本登志哉編『子どもとお金——おこづかいの文化発達心理学』東京大学出版会, 177-198.

夫婦の時間配分と生活満足度

戸田 淳仁

(慶應義塾大学)

夫婦の家事分担や帰宅時間などの時間配分によって、夫婦の生活満足度がどう異なるかを分析した。夫の早くも遅くもない帰宅時間により満足度が高まっていること、家事分担は夫の満足度には有意ではないが、妻の満足度には負で有意であることが分かった。特に共働き夫婦における家事分担が夫婦それぞれのワーク・ライフ・バランスを高めるためには重要であると結論づけた。

1. はじめに

日本においてワーク・ライフ・バランスを推進するために、望ましい企業の人事管理や働き方について議論されてきた（例えば山口 2009, 佐藤・武石編 2011, 武石編 2012）。その背景には日本の長時間労働が問題視されているように、個人の意思に反して仕事に時間がとられてしまい、生活に余裕がなくなり、結果として仕事と生活のバランスが取れていないという問題意識がある。もちろん労働時間の長短という結果だけを見ては、その結果が個人の意思による（例えば、長時間労働に対して抵抗感がなくむしろ自ら進んで行く）ものなのか、それとも個人の意思とは反して、何らかの制約のもとで起こっていることなのかを識別することは重要である。

労働時間の長短や、労働時間に関連する雇用形態について、それが本人の自由な選択によるものか、それとも何らかの制約によって選択せざるをえないのかについては、これまでいくつかが研究がある。労働時間については、原・佐藤（2007）や戸田（2007）が希望する労働時間と現実の労働時間の際について分析を行っているし、雇用形態については山本（2011）が正社員になることのできなかつた不本意型非正規社員について分析を行っている。いずれの研究も、労働時間や雇用形態が自分の本位によるものかという主観的な情報を用いているが、実態を把握するうえでは重要な示唆を与えている。ただし、労働者本人が何らかの制約のもとで働いているとしても、生活全体の満足度に対して影響がそれほどないとすれば、労働時間や雇用形態に対する主観について注目する必要がないかもしれない。また逆に言うと、働き方によって生活満足度が大きく異なるのであれば、その要因を探っていくことによってよりよい生活を送る示唆が得られると言える¹⁾。

本稿では、夫婦の生活時間配分に注目し、夫の働き方（特に労働時間）の違いにより、どれだけ生活満足度に違いがあるのかについて分析を行う。生活満足度という指標は経済学においても主観的厚生（Subjective well-being）を表す指標として注目されてきた（Kahneman and Krueger 2006）。幸福感など類似した指標がいくつか見られるが、本稿では夫婦の生活時

間配分によってどれだけワーク・ライフ・バランスを実感しているかを把握するために、生活満足度への影響に着目している。後でも説明するが、本稿では夫の労働時間―残念ながら用いるデータでは夫の労働時間が調査されていない調査年があるため、夫の不断の帰宅時間を代理指標とみる―によって本人の生活満足度がどれだけ異なるか、また生活満足度に影響を与えると考えられる夫の所得や、夫婦における家事・育児・介護の負担割合によってどう異なるかといったことについて分析を行う。またこうした観点で 1999 年と 2008 年の 10 年余りによって効果の違いがあるかといった議論を行いたい。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では利用するデータについて説明し、分析で使用する変数の紹介と記述統計量を示す。第 3 節では夫の生活満足度に関する分析、第 4 節では妻の生活満足度に関する分析を紹介し、第 5 節ではそれまでの分析において夫の労働時間を用いた場合の結果を紹介する。第 6 節で結論を述べる。

2. 使用するデータ

本稿で使用するデータは家計経済研究所が実施した「現代核家族調査」（以下、本調査）の 1999 年調査と 2008 年調査である。現代核家族調査は、家族生活の協働性・個別性の実態を明らかにするために調査され、他の調査に見られない特徴としては、核家族（妻と夫で構成される家族であり、子供の有無はいずれも含む）を対象としているものの、家族の構成である妻、夫、子供に対して別個に調査をしている点である。そのため、構成員によって現状の理解の違いを把握できる点があげられる。調査概要としては、両年の調査ともに、東京駅を中心とした半径 30 km において、調査地点を 100 都市、住民基本台帳から層化 2 段抽出法を用いて 2000 世帯を抽出し、訪問留め置き法によって実施した。回収数は 1999 年調査 984 世帯、2008 年調査は 1020 世帯である（分析においては欠損値があるためさらにサンプルサイズが小さくなる）。都市部において世帯類型で抽出可能な自治体に偏っている可能性があることをふれておきたい。

本調査では夫婦に対する調査についてはほぼ同じ調査項目を聞いているため、夫婦での状況の比較が可能となる。本稿で注目する生活満足度についても同様である。生活満足度については「あなたは生活全般に満足していますか」という質問文で訪ねている。回答者は表 1 に示している選択肢から回答することになっている。表 1 は夫婦の回答状況をまとめたものである。夫婦ともに半数以上が「満足」「やや満足」と回答しており、夫婦ともに満足である世帯も半数程度いる。一部の夫婦においては、いずれか一方が満足しているといった状況も見られる。

次に分析に用いる変数について紹介したい。分析で使用する基本統計量（平均値）は表 2 にまとめている。なお分析に当たり夫が無業であるサンプルを対象から除外した。被説明変

表1 夫婦の生活満足度についての分布

2008年

夫

	満足	まあ満足	やや不満	不満	どちらとも いえない	わからない・無回 答	Total	
妻	満足	4.0%	6.8%	1.0%	0.3%	0.5%	1.9%	14.4%
	まあ満足	6.4%	30.2%	8.0%	1.3%	2.3%	8.5%	56.6%
	やや不満	1.0%	5.7%	3.3%	1.4%	0.8%	2.5%	14.6%
	不満	0.3%	1.0%	1.7%	1.9%	0.4%	0.5%	5.7%
	どちらともいえない	0.7%	2.7%	1.3%	0.3%	1.5%	0.9%	7.4%
	わからない・無回答	0.1%	0.2%	0.5%	0.1%	0.0%	0.5%	1.4%
	Total	12.4%	46.5%	15.8%	5.2%	5.4%	14.7%	100.0%

1999年

夫

	満足	まあ満足	やや不満	不満	どちらとも いえない	わからない・無回 答	Total	
妻	満足	3.8%	5.5%	0.5%	0.2%	0.3%	0.1%	10.4%
	まあ満足	5.9%	36.7%	6.8%	2.4%	1.6%	0.3%	53.6%
	やや不満	0.9%	10.0%	7.0%	2.3%	1.1%	0.0%	21.1%
	不満	0.1%	1.9%	2.1%	2.4%	0.8%	0.2%	7.5%
	どちらともいえない	0.4%	3.0%	1.6%	0.6%	0.5%	0.0%	6.2%
	わからない・無回答	0.0%	0.1%	0.5%	0.2%	0.1%	0.2%	1.2%
	Total	11.0%	57.2%	18.5%	8.0%	4.4%	0.9%	100.0%

数についてはこれまでも述べているように生活満足度であるが、「どちらともいえない」の割合が高くないために分析サンプルから除外し²⁾、「わからない」「無回答」も分析サンプルから除外し³⁾、「満足」「まあ満足」を1、「やや不満」「不満」を0としたダミー変数を作成した。そのため表2における平均値は満足している人の割合になる。

説明変数として以下の変数を考える。第1に夫の不断の帰宅時間である。質問文では「あなたは何時ごろ帰宅することが多いですか」としており、選択肢としては帰宅時間を提示しているだけでなく「決まっていない」「家にいることが多い」「その他」がある。本稿では午後7時より前に変える場合をレファレンスグループとして、「午後8時頃」「午後9時頃」「午後10時頃」「午後11時以降」のダミー変数を作成した。また、「決まっていない」「家

表2 分析で使用する変数の基本統計量（平均値）

夫の分析データ	1999年 2008年		妻の分析データ	1999年 2008年	
	夫の生活満足度	0.725		0.741	妻の生活満足度
夫帰宅8時頃	0.167	0.170	妻専業主婦	0.442	0.379
夫帰宅9時頃	0.152	0.180	夫帰宅8時頃	0.166	0.154
夫帰宅10時頃	0.145	0.173	夫帰宅9時頃	0.159	0.158
夫帰宅11時以降	0.152	0.139	夫帰宅10時頃	0.148	0.155
夫帰宅その他	0.156	0.108	夫帰宅11時以降	0.147	0.122
夫年収300-500万	0.192	0.215	夫帰宅その他	0.154	0.211
夫年収500-700万	0.279	0.243	夫年収300-500万	0.190	0.185
夫年収700-1000万	0.301	0.268	夫年収500-700万	0.284	0.219
夫年収1000万以上	0.177	0.172	夫年収700-1000万	0.298	0.223
夫年収無回答	0.015	0.043	夫年収1000万以上	0.180	0.159
夫週労働時間43~48時間		0.274	夫年収無回答	0.016	0.164
夫週労働時間49~59時間		0.325	妻の家事負担割合	8.050	7.771
夫週労働時間60時間以上		0.250	妻大卒以上	0.245	0.255
夫週労働時間・不明無回答		0.006	未就学の子供あり	0.317	0.300
妻の家事負担割合	8.039	7.710	妻年齢40~44歳	0.470	0.349
夫大卒以上卒	0.550	0.571	持ち家あり	0.607	0.611
未就学の子供あり	0.325	0.292	サンプルサイズ	857	894
夫年齢40~44歳	0.361	0.296			
夫年齢45~49歳	0.228	0.260			
夫年齢50歳以上	0.055	0.144			
持ち家あり	0.604	0.610			
サンプルサイズ	876	787			

注) 生活満足度の変数は満足している人の割合を表す

にすることが多い」「その他」と回答した者をその他としてまとめた。前述したようにこの変数は夫の労働時間の代理変数として考えている。本調査では2008年において夫のふだんの週労働時間を調査しているが、1999年では調査されていない。本稿では1999年と2008年の比較も行いたいために2か年共通の変数を用いるが、第5節で2008年については夫の帰宅時間ではなく労働時間を入れた場合についても分析を行っている。また、同様の変数を妻の帰宅時間についても作成することができるが、多くが「午前6時より前に変える」「家にいることが多い」となっており別途分析を行っても有意な結果が得られなかったため、妻の帰宅時間については考慮しないことにする。

次に夫の年収であり、調査年前年の税込、利子収入や不動産収入を含んだ値である。夫の年収は家計収入にほぼ比例すると考えられるため、夫婦の年収を変数として用いていない。本稿の関心として夫の働き方がある程度規定されているなかで、夫婦の生活時間配分がど

う変化し、生活満足度に与える影響を見るため、夫だけの年収に注目している。表2によると、夫の年収が1000万円以上はどのサンプルにおいても2割弱となっているため、都市部の高所得層に偏ったサンプルであるといえる。

妻の家事負担割合も生活時間配分を見るうえでは重要な変数である。この変数を作成するにあたり、夫と妻に同じ質問をしているが妻の値を採用した。表2の基本統計量からもわかるように日本では妻の家事負担割合が高く、夫よりも妻が家事の全体像を把握していると考えたためである。質問文では、「結婚してから今までの家事、育児、介護すべてを10割とすると、あなたは何割くらい負担してきましたと思いますか」としており、割合を答える形式である。本調査では、食事の準備や掃除、洗濯など家事などの細かい細目について頻度を回答する質問を夫婦それぞれにしているが、この質問では夫婦の家事負担割合が正確に把握できないと考えたため、上記の質問から変数を作成した。表2を見ると平均値が8あたりを取っているが、これは家事、育児、介護全体を10割としたときに妻が8割程度負担していることを意味する。

その他のコントロール変数として教育水準（大卒以上か否か）、未就学の子供がいるか、回答者本人の年齢、持ち家があるかもコントロールしている。

3. 夫の生活満足度に関する分析

第1の分析として、夫の生活満足度を被説明変数として、帰宅時間、年収、家事負担割合などの影響を見た。結果は表3にある。

1999年調査においては夫の年収をコントロールした(2)式において、帰宅時間が遅くなるほど係数がマイナスであり、生活満足度が低下していることが分かる。しかし、2008年調査においては「夫帰宅8時頃」の係数が正であり、そのほかも所得をコントロールしない(3)式では「夫帰宅9時頃」以降の係数が有意となっているが、所得をコントロールした(4)式においては「夫帰宅9時頃」以降の係数が有意となっていない。そのため、2008年においては帰宅時間が遅くなるからといって生活満足度が下がっていないといえる。

また、妻の家事負担割合について、1999年調査においては係数がプラスで有意であり、妻の家事負担割合が高いほど夫の生活満足度が高くなるといった関係がみられる。しかし、2008年調査においては妻の家事負担割合の係数が有意ではなく、妻の家事負担割合によって夫の生活満足度に違いがみられない。

以上のように1999年と2008年において効果の違いがみられるのは興味深い。後で考察を行うが、この調査年の間において人々のワーク・ライフ・バランスに対する意識が異なり、妻の過度の家事負担を減らすようにしているか、そうでないにしても妻の過度の家事負担に夫が依存しないようになっている可能性を指摘できる。2か年における結果の違いについては、未就学児の子供の変数についても見られ、1999年調査においては係数が負で有意であり、未就学児の子供がいる人ほど生活満足度が低下する関係がみられるが、2008年調査

表3 夫の生活満足度に関するプロビット分析（表の値は限界効果）

VARIABLES	1999年調査		2008年調査	
	(1)	(2)	(3)	(4)
夫帰宅8時頃	-0.030 (0.052)	-0.067 (0.054)	0.122*** (0.040)	0.115*** (0.040)
夫帰宅9時頃	-0.076 (0.056)	-0.133** (0.059)	0.074* (0.044)	0.039 (0.047)
夫帰宅10時頃	-0.085 (0.057)	-0.145** (0.061)	0.102** (0.044)	0.069 (0.048)
夫帰宅11時以降	-0.063 (0.055)	-0.097* (0.058)	0.047 (0.050)	0.020 (0.053)
夫帰宅その他	-0.095* (0.055)	-0.103* (0.056)	-0.037 (0.057)	-0.027 (0.055)
夫年収300-500万		0.058 (0.074)		0.043 (0.061)
夫年収500-700万		0.182*** (0.064)		0.066 (0.061)
夫年収700-1000万		0.247*** (0.059)		0.180*** (0.054)
夫年収1000万以上		0.279*** (0.042)		0.213*** (0.045)
夫年収無回答		0.217*** (0.050)		0.180*** (0.048)
妻の家事負担割合	0.016* (0.008)	0.020** (0.009)	-0.006 (0.008)	-0.009 (0.008)
夫大卒以上卒	0.080** (0.031)	-0.001 (0.034)	0.102*** (0.034)	0.034 (0.036)
未就学の子供あり	-0.086** (0.036)	-0.092** (0.036)	0.115*** (0.037)	0.118*** (0.036)
夫年齢40~44歳	0.012 (0.037)	-0.010 (0.038)	-0.015 (0.044)	-0.032 (0.045)
夫年齢45~49歳	-0.059 (0.045)	-0.081* (0.046)	-0.051 (0.050)	-0.093* (0.053)
夫年齢50歳以上	-0.102 (0.081)	-0.123 (0.084)	-0.116* (0.062)	-0.151** (0.065)
持ち家あり	0.080** (0.032)	0.042 (0.032)	0.090*** (0.033)	0.061* (0.034)
疑似決定係数	0.033	0.077	0.065	0.094
サンプルサイズ	876	876	787	787

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

においては、係数が正で有意であり、未就学児の子供がいる人ほど生活満足度が上昇する関係がみられる。子供を持つことに対して、特に未就学児の子供であれば育児で時間を取られることが多いが、1999年時点ではそうした負の側面がみられたが、2008年時点では子供を持つこと自体が満足度を高めている可能性があるという点で興味深い。その他のコントロール変数についても結果を見ておきたい。夫が大卒以上かについては、所得をコントロールしないと係数が正で有意であるが、所得をコントロールすると有意でなくなるのは2か年で共通している。また、持ち家も多くの推定式で係数は正で有意である。年齢については40代後半や50歳以上において係数が負で有意になる場合がある。

4. 妻の生活満足度に関する分析

第2の分析として、妻の生活満足度を被説明変数として、夫の帰宅時間、夫の年収、家事負担割合などの影響を見た。結果は表4にある。

まずは妻の就業状態に関連した変数として専業主婦か否かという変数を投入したが、1999年調査、2008年調査ともに係数は有意ではなかった。戸田(2012)の分析では専業主婦ほど生活満足度が高い結果を報告しているが、本分析においては妻の家事負担割合をコントロールしているため有意ではないし別途分析でもこの点を確認した。専業主婦ほど妻の家事負担割合が高く、家事負担割合をコントロールしたために係数が有意でないと解釈した。

次に、夫の帰宅時間であるが、1999年調査ではどの推定式においても有意ではないが、2008年調査においては「夫帰宅8時頃」「夫帰宅9時頃」の係数が正で有意である。夫が働いている日において帰宅時間後の夫婦の接触などを考えると、帰宅時間が早すぎず遅すぎず、8時～9時あたりが生活満足度の観点からは望ましいのかもしれない。

妻の家事負担割合については、1999年調査、2008年調査のどの推定式においても係数がマイナスで有意であり、妻の家事負担割合が高いほど本人の生活満足度が低いという関係がある。夫の結果では2008年調査では係数が有意でなくなったため、夫の結果との違いは興味深い。日本における妻の家事負担割合の高さは国際的にも高く、家事負担が生活を圧迫していることが考えられる。この点をもう少し見るために、専業主婦とそれ以外で係数が異なることを想定し、専業主婦を表すダミー変数と妻の家事負担割合の交差項を説明変数として投入したモデルも推定した。その結果は、1999年調査が(3)式、2008年調査が(6)式である。結果を見ると、(3)式において係数は有意ではないが、(6)式において係数が有意で、正である。そのため、1999年においては専業主婦であろうが働いていようが妻の家事負担割合の生活満足度に与える影響に違いは見られなかったが、2008年においては違いがみられ、専業主婦であれば家事負担割合が増えたとしても生活満足度に与える影響はあまりない(係数は $-0.034+0.030=-0.004$ であり、別途確認しても有意ではない)。そのため、共働きの家庭において妻の家事負担割合が増えると生活満足度に悪影響を及ぼすため、ワーク・ライ

フ・バランスを改善するためには、共働き夫婦における家事分担が課題だといえる。

表4 妻の生活満足度に関するプロビット分析（表の値は限界効果）

VARIABLES	1999年調査			2008年調査		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
妻専業主婦	0.010 (0.035)	0.011 (0.035)	-0.109 (0.174)	0.021 (0.030)	0.014 (0.030)	-0.239 (0.153)
夫帰宅8時頃		0.023 (0.051)	0.025 (0.051)		0.071* (0.039)	0.075** (0.038)
夫帰宅9時頃		-0.014 (0.055)	-0.013 (0.055)		0.090** (0.040)	0.088** (0.040)
夫帰宅10時頃		-0.030 (0.056)	-0.030 (0.056)		0.035 (0.044)	0.034 (0.045)
夫帰宅11時以降		-0.018 (0.056)	-0.018 (0.056)		0.070 (0.043)	0.071* (0.043)
夫帰宅その他		-0.011 (0.054)	-0.011 (0.054)		0.027 (0.045)	0.029 (0.045)
夫年収300-500万	0.093 (0.082)	0.090 (0.082)	0.088 (0.083)	0.031 (0.058)	0.023 (0.059)	0.019 (0.060)
夫年収500-700万	0.177** (0.075)	0.176** (0.077)	0.176** (0.077)	0.066 (0.054)	0.054 (0.056)	0.053 (0.056)
夫年収700-1000万	0.257*** (0.069)	0.256*** (0.070)	0.255*** (0.070)	0.184*** (0.042)	0.168*** (0.044)	0.166*** (0.044)
夫年収1000万以上	0.302*** (0.049)	0.302*** (0.050)	0.302*** (0.050)	0.152*** (0.043)	0.140*** (0.047)	0.136*** (0.048)
夫年収無回答	0.210*** (0.071)	0.208*** (0.072)	0.209*** (0.071)	0.109** (0.049)	0.110** (0.051)	0.109** (0.051)
妻の家事負担割合	-0.032*** (0.010)	-0.031*** (0.010)	-0.036*** (0.012)	-0.023*** (0.008)	-0.022*** (0.009)	-0.034*** (0.011)
妻専業主婦×妻家事負担割合			0.015 (0.020)			0.030** (0.015)
妻大卒以上	0.057 (0.037)	0.059 (0.037)	0.058 (0.037)	0.085*** (0.030)	0.080*** (0.030)	0.080*** (0.030)
未就学の子供あり	-0.089** (0.040)	-0.088** (0.040)	-0.090** (0.040)	0.018 (0.032)	0.014 (0.032)	0.014 (0.032)
妻年齢40~44歳	-0.123*** (0.035)	-0.127*** (0.035)	-0.129*** (0.036)	-0.028 (0.030)	-0.031 (0.030)	-0.033 (0.030)
持ち家あり	0.068** (0.035)	0.068* (0.035)	0.071** (0.035)	0.072** (0.029)	0.074** (0.029)	0.074** (0.029)
疑似決定係数	0.080	0.081	0.081	0.067	0.073	0.077
サンプルサイズ	857	857	857	894	894	894

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. 労働時間を説明変数とした分析

補足的な分析として、2008年調査においては夫の労働時間が調査をされているので、帰宅時間ではなく夫の労働時間を説明変数として投入した分析を示す。結果は表5である。

表5 2008年調査における夫の労働時間を説明変数としたプロビット分析 (表の値は限界効果)

被説明変数	夫の生活満足度		妻の生活満足度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
夫週労働時間43～48時間	-0.056 (0.054)	-0.054 (0.055)	-0.002 (0.050)	-0.002 (0.050)
夫週労働時間49～59時間	-0.063 (0.053)	-0.077 (0.054)	-0.044 (0.051)	-0.042 (0.051)
夫週労働時間60時間以上	-0.103* (0.057)	-0.095 (0.058)	-0.063 (0.054)	-0.059 (0.053)
夫週労働時間・不明無回答	-0.174 (0.192)	-0.258 (0.189)	-0.033 (0.088)	-0.034 (0.088)
夫年収300～500万		0.066 (0.059)	0.029 (0.058)	0.026 (0.059)
夫年収500～700万		0.100* (0.058)	0.065 (0.054)	0.063 (0.054)
夫年収700～1000万		0.205*** (0.051)	0.184*** (0.041)	0.181*** (0.041)
夫年収1000万以上		0.232*** (0.041)	0.151*** (0.044)	0.147*** (0.044)
夫年収無回答		0.202*** (0.039)	0.108* (0.064)	0.110* (0.063)
妻の家事割合	-0.002 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.021** (0.008)	-0.032*** (0.011)
夫大卒以上卒	0.133*** (0.032)	0.048 (0.035)		
未就学の子供あり	0.123*** (0.036)	0.123*** (0.036)	0.020 (0.032)	0.019 (0.032)
夫年齢40～44歳	-0.014 (0.044)	-0.032 (0.045)		
夫年齢45～49歳	-0.053 (0.050)	-0.095* (0.053)		
夫年齢50歳以上	-0.128** (0.063)	-0.160** (0.064)		
持ち家あり	0.093*** (0.033)	0.057* (0.034)	0.070** (0.029)	0.070** (0.029)
妻専業主婦			0.021 (0.030)	-0.218 (0.151)
妻大卒以上			0.087*** (0.030)	0.086*** (0.030)
妻年齢40～44歳			-0.027 (0.030)	-0.029 (0.030)
妻専業主婦×妻家事負担割合				0.028* (0.017)
Observations	787	787	894	894

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

結果の考察はこれまでの繰り返しになるので省略するが、夫の労働時間についてはほとんどの係数において有意ではない。夫の労働時間の代理指標として夫の帰宅時間を見ていたが、代理指標とみるよりは夫の帰宅後に夫婦との接触がどれだけあるのかといった変数で見たほうが良いかもしれないが、この点は今後の課題としておきたい。

6. むすびにかえて

これまでの分析結果をまとめると、夫の生活満足度には帰宅時間が負の影響から8~9時であれば正の影響がみられるが、妻の生活満足度でも8~9時であれば正の影響がみられる。妻の家事負担割合は、夫の生活満足度には正の影響がみられたところが関係はなくなった一方、妻の生活満足度には一環として負の影響がみられ、特に共働き夫婦において妻の家事負担が高まると妻の生活満足度が低下することが分かった。また、分析結果の説明で協調していないが、夫の年収が高いほど夫婦の生活満足度は高まっていること、未就学の子供を持っている人ほど1999年調査では生活満足度が下がっていたが、2008年調査では高まっているなどの関係がみられた。

2000年代においてワーク・ライフ・バランスの意識が高まり、2か年の分析結果に違いがみられているかもしれない。例えば未就学の子供についても、以前は子供を持つことにより育児に時間がとられ生活の質が下がるといったことに注目されていたが、ワーク・ライフ・バランスの意識が高まり子供を持つことの効用に注目されるようになると、子供がいるからと言って満足度が下がるとは限らない。しかし、前述したように共働き夫婦において妻の家事負担割合が高くなってしまうと妻の生活満足度が高まってしまうため、夫婦の中で分担をどう適切にしていくかが夫婦間でワーク・ライフ・バランスを高めていくためには重要なことであろう。

本稿における今後の分析の課題として、夫の帰宅時間の変数の解釈についてももう少し多面的な分析が必要であること、サンプルが都市部に偏っているため日本全体の結果とはいえない点をあげておきたい。

[注]

- 1) 関連する議論として日本人の幸福感についての議論がある。詳しくは大竹・白石・筒井(2011)を参照。
- 2) 「どちらともいえない」を含めて、順序ロジット分析も行ってみたが、結果については大きな違いがみられなかった。
- 3) 2008年調査において夫の「わからない・無回答」が14.7%と少し高いが、このうちの多くが無回答であり、2008年調査においては妻にアタックをかけ妻から夫に調査票が渡される方式で調査されたため夫の無回答率が全体的に高いという特徴がある。

〔謝辞〕

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「現代核家族調査, 1999」および「現代核家族調査, 2008」(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。ここに記して感謝いたします。

〔参考文献〕

- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎編, 2010, 『日本の幸福度：格差・労働・家族』日本評論社
- 佐藤博樹・武石恵美子編, 2011, 『ワーク・ライフ・バランスと働き方改革』勁草書房.
- 佐野晋平・大竹文雄, 2010, 「労働は人々を幸せにするか？」大竹文雄ほか編『日本の幸福度：格差・労働・家族』日本評論社, 第4章, 105-128.
- 武石恵美子編, 2012, 『国際比較の視点から日本のワーク・ライフ・バランスを考える——働き方改革の実現と政策課題』ミネルヴァ書房
- 戸田淳仁, 2007, 「労働時間の二極化現象」樋口美雄ほか編『日本の家計行動のダイナミズム III』慶応義塾大学出版会
- 戸田淳仁, 2012, 「女性の働き方と生活満足度：固定効果モデルを用いた労働時間や雇用形態の影響分析」『家計経済研究』No.96.
- 原ひろみ・佐藤博樹, 2007, 「労働時間の現実と希望のギャップからみたワーク・ライフ・コンフリクト」『家計経済研究』No.79.
- 山口一男, 2009, 『ワーク・ライフ・バランス—実証と政策提言』日本経済新聞社.
- Kahneman, D. and A. B. Krueger, 2006, “Developments in the measurement of subjective well-being,” *Journal of Economic Perspectives*, 20(1), 3-24.

既婚女性の就業を規定する要因

——「現代核家族調査, 2008」を用いた分析——

中村由香

(生協総合研究所)

本研究の目的は、既婚女性の就業を規定する要因を、妻の第1子出産前後のキャリアパス、夫婦の学歴の組み合わせ、夫婦の家事頻度の3点に着目して明らかにすることである。使用したデータは、「現代核家族調査, 2008」である。

分析の結果、以下の3点が明らかになった。(1) 妻の出産前の就業形態は、妻の現在の就業形態と類似する傾向がある。(2) 夫の学歴の高さは妻が無職である確率を高める一方で、妻の学歴の高さは夫の学歴の高さと組み合わせることによって、妻の正規雇用の確率を高める。(3) 夫の家事頻度の高さは、妻の就業を促進する。特に妻の正規雇用の促進には、夫婦の家事負担の偏りをなくすことが有効である。

これらの結果から、既婚女性の就業率を高めるためには、学校卒業から出産前までの就業の段階からの通時的な就業促進が有効であると考えられる。また先行研究で指摘されてきたように、夫の長時間労働を短縮し家事頻度を高めることも重要である。

1. 本稿の背景と目的

1.1 既婚女性の就業をめぐる現状と課題

本稿の目的は、既婚女性の就業を規定する要因を、妻の第1子出産前後のキャリアパス、夫婦の学歴の組み合わせ、夫の家事頻度の3点に着目して明らかにすることである。

近年、女性活躍推進法の施行等、女性の就業率を高め、正規雇用や管理職への登用を促すことが政策課題となっている。共働き世帯は、男女雇用機会均等法施行や女性の高学歴化にともなって専業主婦世帯を上回り、2000年以降、増加傾向にある。しかしこの就業率の高まりを雇用形態別にみると、その多くがパート・アルバイト及び派遣・嘱託・その他の社員の増加によるところが大きく、正規雇用の割合は横ばいである(内閣府2017)。既婚女性の多くが正規雇用ではなく非正規雇用で働く背景には、正規雇用よりも非正規雇用のほうが柔軟な働き方であると考えて選択していることがある。2017年の「労働力調査」によると、女性の非正規雇用者が現雇用形態を選択した理由として「自分の都合のよい時間に働きたいから」と答えた割合が最も高く3割程度となっている。次いで「家計の補助・学費等を得たいから」、「家事・育児・介護等と両立しやすいから」がそれぞれ2割前後となっている。一方で、約1割の女性が「正規の職員・従業員の仕事がないから」と答えており、不本意に非正規の雇用形態についている女性も存在する(総務省統計局2017a)。

また、退職についてみてみると、結婚退職は減っているが、出産退職するものは依然として多い。第1子出産前後の就業継続率は約5割である一方、第2子、第3子出産前後の就

業継続率は約 8 割であることから、就業を阻む壁は特に第 1 子の出産時に高くなっている（国立社会保障・人口問題研究所 2015）。また、働きたいと希望しながらも働いていない女性は 2017 年時点で 380 万人にのぼり、そのうち約 2 割が「出産・育児のため」を非求職の理由に挙げている（総務省統計局 2017b）。

このように、女性が結婚、出産、育児と仕事を両立するにはいまだ課題があり、とりわけ正規雇用での就業は厳しい状況にあるといえよう。

1.2 先行研究

それでは、何が既婚女性の就業と家庭生活の両立を阻むのだろうか。先行研究では、本人および配偶者の階層的地位と仕事の内容に関する変数群が、女性を労働市場から退出させる要因となっていることが指摘されている。たとえば階層的地位については、配偶者の収入が高いほど、妻の就業が抑制される「ダグラス-有沢の法則」が指摘されてきたが、近年、その法則が弱まっていることが明らかにされている（西村 2014）。さらに、仕事の内容については妻が就いている職種が専門・管理職の場合、就業継続や再就職をしやすいという知見が出されている（坂本 2009）。

これらの変数に加えて、家族成員の意識や行動に関する変数も妻の就業に影響を与える。たとえば、夫の家事・育児時間の多寡や性別役割分業意識といった変数である。特に妻の正規雇用に対し、夫の家事時間の増加がそれを促進することが明らかにされている（大石 2009）。さらには男性の性別役割分業意識が低いほど家事・育児参加が促進される傾向がある（永井 2001, 石井クンツ 2004, 西岡 2004）。また、たとえ男性が平等的な性別役割分業意識を持っていても、男性の育児・家事参加が進まないことも指摘されており、この背景には職場での長時間労働が影響している（小笠原 2009）。ほかにも、妻の就業によって収入が増え、夫との相対的な資源差が小さくなることで夫が家事・育児をするようになるという指摘も存在するが（西岡 2004）、妻がたとえ就業しても日本の女性は根強い家庭責任意識があるために、夫の育児・家事参加を制約する傾向も示されている（中川 2010）。くわえて、子ども数が多く末子年齢が低い場合には世帯内での育児・家事需要が多くなり、妻の就業が抑制されることも明らかにされてきた（松田 2006）。

1.3 本稿で検討する課題

以上の先行研究をふまえて、本稿では以下の 3 つの課題について検討する。

第 1 に、既婚女性の就業を規定する要因として、それ以前にどのような働き方をしてきたのかというキャリアパスに着目した分析を行う。先行研究では、主に一時点での就業状況を従属変数として、女性自身の諸属性や就業意識・志向性を独立変数とした分析が行われてきた。しかし、多くの女性は、最終学校卒業後、一度就業し、結婚や出産というライフイベントを経ながら就業、非就業を選択していく。このため、就業の規定要因をさぐるとき、それ

以前からの就業がどのような影響を与えているのかを考慮する必要があるだろう¹⁾。

第2に、夫婦それぞれの学歴とその組み合わせに着目した分析を行う。女性が高学歴化し、法制度上、雇用機会が拡大しているにもかかわらず、それが女性の就業継続に影響を与えていないことが指摘されている(盛山 2000, 田中 1997, 平尾 1999, 今田 1996)。さらに、女性の高学歴化は育児と仕事の両立よりも、むしろ女性の育児の専門化と就業の専門化という二極化をもたらした。正規雇用は未婚者と既婚非出産者に特化されたものとなり、出産退職の増加が報告されている(永瀬 1999)。このように女性の高学歴化は、就業に直接的な影響を与えない。本稿ではこの知見の再検証を行い、さらに配偶者の学歴との組み合わせの効果を検討する。その理由は、女性が結婚後にどのような生活をするのかは配偶者の影響が大きく、特に結婚が個人の選択として行われる社会では、どのような相手と結婚するのかという選好には、結婚生活に対する期待や戦略が反映される(Blossfeld 2009)。また、学歴は教育拡大する現代社会において、結婚やその後の人生設計を考える上で重要な要素になっており(Blossfeld&Timm 2003)、妻が結婚と就業をどのように両立していくかについての将来設計も学歴に影響されると考えられるからである。

第3に、夫と妻の家事頻度に着目する。2016年の社会生活基本調査によると、夫婦の間の家事時間の差は縮小しつつあるが、相変わらず女性のほうが長い時間、家事労働に従事している。夫のみが働く世帯と共働き世帯を比較すると、共働き世帯では男性が育児や家事の分担を増やす傾向がみられるが、この変化はごくわずかなものにとどまっている(総務省統計局 2017b)。本稿では、先行研究で明らかにされてきたように、夫の家事時間の増加が妻の就業を促進するのかを確認するとともに、それが妻の家事頻度の軽減につながっているのかを検証する。

2. データ・変数と分析方法

2.1 使用したデータ

分析に使用したデータは、2008年6月に財団法人家計経済研究所が実施した「現代核家族調査、2008」(以下、本データ)である。調査対象は、首都30km圏内(東京駅から半径30km圏内の市区町村)在住で、妻が35~49歳の核家族世帯である。調査への回答は、妻とその夫、さらに小学4年生~18歳までに該当する範囲内に長子がいる場合には長子1人に対して実施した。調査対象者の抽出は、調査地点を100地点とし、住民基本台帳から層化二段無作為抽出法で行った。抽出にあたっては、2005年の国勢調査にもとづき、該当圏内に居住する35~49歳の女性で、有配偶で「夫婦のみ世帯」もしくは「夫婦と子ども」世帯にある者を母集団とみなして抽出確率を算出した。抽出された3,883世帯に対して、2008年6月に調査を行った結果、回収世帯は1,020世帯であった。

本稿で分析に使用するのは、夫票と妻票がそろっている885世帯のうち、妻の現在の就業形態が雇用労働者ではない「自営業・内職・その他」の世帯と、夫が「無職」の世帯をサン

プルから除外し、また分析で使用する変数のうちいずれかの変数が欠損値をとる世帯を除いた 655 世帯である。

表 1 調査データの概要

調査時期	2008年6月
調査対象者	首都30km圏内在住で、妻が35～49歳の核家族世帯
調査方法	訪問留置法
配布数	3,883世帯
回答者数	1,021世帯
回収率	26.30%
有効ケース数	1,020世帯
うち	妻・夫・子 413世帯
	妻・夫 472世帯
	妻・子 53世帯
	妻のみ 82世帯

本データを用いる理由は以下の3つである。まず、必要である調査項目として、妻の現在の就業状態、妻の過去の実業状態、学歴や所得等の夫婦の階層に関する項目、性別役割分業意識、夫と妻の家事頻度があるからである。次に、都市度の高い地域の居住者を対象としているからである。先行研究では、既婚女性の就業率と都市度との間には関連があることが明らかになっている。たとえば、都市度が高くなるほど家族的資源との距離が遠くなるため、就業率は低下し、さらには子どもをもつことに対してマイナスの効果がある(安河内 2008)。さらには大都市圏の非労働力女性は地方圏よりも高い割合で就業を希望しており、これらの女性の就業が実現すれば約 320 万人以上の労働力人口の増加が見込まれるという(橋本ほか 2008)。このように、都市部の既婚女性ほど仕事か家庭かのいずれかの選択を迫られる傾向が強く、これらの女性の就業を規定する要因の解明が課題となっている。最後に、35～49歳の妻を対象としていることである。女性の労働力率を年齢階級別に示した M 字カーブの谷に相当する 30 代と労働力率が回復する 40 代を対象としていることから、どのような既婚女性が就業するのか否かを明らかにするという本稿の目的に適ったデータだと考えられる。

2.2 分析方法と変数

次に、分析で使用する変数について説明する。本稿では、妻の現在の就業形態を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析を行う。従属変数には、「あなたはどのような形で働いていらっしゃいますか。育児・介護休業中で復職が決まっている方はそのお仕事についてお答えください。2つ以上職業をお持ちの方は労働時間の長い方のお仕事についてお答えください」という設問を用いる。この設問に対する回答は、「専業主婦」「公務員」「民間企業・

団体の正規職員」「フルタイムの臨時職員」「パートタイムの臨時職員」「自営業主・自由業」「自営業の家族従業員」「内職」「その他」の9つから選ぶ形式である。これに対し、「自営業主・自由業」「自営業の家族従業員」「内職」「その他」を欠損値として、「正規」「非正規」「無職」の3つに再分類した。

独立変数として投入した妻の第1子出産前の就業形態は、有子の妻にのみ尋ねた設問である。分析のサンプルに含まれる無子の妻の場合には、その妻がこれから子どもを持つ可能性のある出産前の状態だと仮定し、現在の就業形態を第1子出産前の就業形態とみなして作成している。

また、夫の家事頻度については、夫本人が思う自身の頻度と、妻からみた場合の頻度を問う設問があるが、本稿では夫よりも妻の回答のほうに客観性があると考え、妻の回答を使用する。設問は「あなたのご主人はどのくらい家事をなさいますか」であり、料理、食事の後片付け、掃除、洗濯の計4種類の家事について、「ほぼ毎日」から「まったくしない」まで6段階で尋ねている。分析では「ほぼ毎日」を6、「まったくしない」を1として、4項目の回答を足し合わせたものを用いる。

この他、本稿の分析に使用した変数とその作成方法については表2、記述統計量については表3に示した通りである。

表2 分析に用いた変数の作成方法

変数名	作成の方法
妻の現在の就業形態	「正規（公務員、民間企業・団体の正規職員）」「非正規（フルタイムの臨時職員、パートタイムの臨時職員）」「無職」の3つのカテゴリ変数。
夫／妻の年齢	実数。
夫／妻の学歴	「0：短大・専門学校卒以下」「1：大卒以上」とするダミー変数。
夫の昨年1年間の収入	「0：700万円未満」「1：700万円以上」とするダミー変数。
夫の1週間あたりの労働関係時間	週当たり労働時間（中央値）と片道通勤時間×5の合計。単位は時間。
夫の職種	「専門・管理職」「事務・販売・サービス職」「マニュアル職」の3つのダミー変数。
子どもの人数	実数。
末子年齢	「子どもなし」「12歳以下」「13歳以上」の3つのダミー変数。
妻の性別役割分業意識	「妻は家族のために家事や育児をする責任をもつべきだ」という考え方に対し「1：反対」～「4：賛成」とする4段階の変数。
妻の第1子出産前の就業形態	「正規」「非正規（派遣・契約・パート・アルバイト）」「無職」の3つのダミー変数。
夫／妻の家事頻度	「料理」「食事の後片付け」「掃除」「洗濯」の4種類の家事・育児に対して「1：まったくしない」～「6：ほぼ毎日」の6段階の回答の合計。（クロンバックの α は夫票0.721、妻票0.698）。

表 3 分析に使用した変数の記述統計量

		度数	最小値	最大値	平均	標準偏差
妻：就業形態	無職	655	0	1	0.42	0.49
	正規	655	0	1	0.17	0.37
	非正規	655	0	1	0.41	0.49
年齢	夫：年齢	655	30	61	43.22	5.85
	妻：年齢	655	35	49	41.29	4.18
学歴	夫：短大・専門学校卒以下	655	0	1	0.42	0.49
	妻：短大・専門学校卒以下	655	0	1	0.75	0.43
	夫：大卒以上	655	0	1	0.58	0.49
	妻：大卒以上	655	0	1	0.25	0.43
	夫：大卒以上× 妻：大卒以上	655	0	1	0.20	0.40
夫：年収	700万円未満	655	0	1	0.53	0.50
	700万円以上	655	0	1	0.47	0.50
夫：労働関係時間の長さ		655	10	90	59.41	13.21
夫：職種	管理・専門職	655	0	1	0.45	0.50
	事務・販売・サービス	655	0	1	0.31	0.46
	マニュアル職	655	0	1	0.24	0.43
子供の状況	子ども人数	655	0	6	1.57	0.96
	末子の状況：無子	655	0	1	0.16	0.37
	末子の状況：12歳以下	655	0	1	0.60	0.49
	末子の状況：13歳以上	655	0	1	0.24	0.42
妻：性別役割分業意識		655	1	4	3.16	0.72
妻：第1子出産前の就業形態	正規	655	0	1	0.37	0.48
	非正規	655	0	1	0.27	0.44
	無職	655	0	1	0.36	0.48
家事頻度	夫：家事頻度	655	4	24	7.80	3.89
	妻：家事頻度	655	4	24	22.18	2.64

3. 分析結果

3.1 主要な変数のクロス表分析

ここでは、妻の出産前の就業形態、夫婦の学歴の組み合わせ、夫の家事頻度の3つの変数と妻の現在の就業形態との関連を確認する。表4は、妻の第1子出産前の働き方と妻の現在の就業形態とのクロス表分析の結果を示したものである。この結果から、第1子出産前に正規雇用で働いていた女性のほうが、第1子出産前に非正規雇用であった場合と無職であった場合に比べて、出産後も正規雇用で働きやすい傾向がわかる。また、第1子出産前に非正規雇用であった場合は、出産前に正規雇用であった場合と無職であった場合に比べて、出産後も非正規雇用で働きやすい。さらに、第1子出産前に無職であった場合には、出産前に正規雇用であった場合と非正規雇用であった場合に比べて、現在も無職になりやすい傾向がある。とくに第1子出産前に非正規・無職であった場合に、現在の働き方が正規となる場合は非常に少ない。

表 4 妻の第 1 子出産前の働き方と現在の就業形態

		現在の働き方			
		正規	非正規	無職	合計
第1子出産前 の働き方	正規 (N=245)	38.8%	31.4%	29.8%	100.0%
	非正規 (N=174)	2.3%	58.6%	39.1%	100.0%
	無職 (N=236)	4.7%	37.7%	57.6%	100.0%

$\chi^2=154.853$ df=4 p=.000

表 5 は、夫婦の学歴の組み合わせと妻の現在の就業形態とのクロス表分析の結果を示したものである。この結果から、夫と妻がともに高学歴の同類婚カップルは、他のカップルに比べて妻が正規雇用である割合が高い。一方で、夫の学歴が妻より低い下方婚カップルは、他のカップルに比べて、妻が無職である割合が低く非正規雇用である割合が高くなっている。また、妻よりも夫の学歴が高い上方婚カップルは、他のカップルよりも妻が無職である割合が高くなっている。これらの結果から、夫の学歴の高さによって妻の学歴の効果が異なるのではないかという仮説が考えられる。さらに、学歴の組み合わせのサンプル数をみると、夫が短大卒以下で妻が大卒以上という下方婚の組み合わせは少ないこともわかる。

表 5 夫婦の学歴の組み合わせと妻の現在の就業形態

		現在の働き方			
		正規	非正規	無職	合計
夫婦の学歴 組み合わせ	夫：短大卒以下 ×妻：短大卒以下 (N=243)	16.9%	49.4%	33.7%	100.0%
	夫：短大卒以下 ×妻：大卒以上 (N=31)	19.4%	54.8%	25.8%	100.0%
	夫：大卒以上×妻：短大卒以下 (N=250)	11.6%	36.4%	52.0%	100.0%
	夫：大卒以上×妻：大卒以上 (N=131)	26.0%	30.5%	43.5%	100.0%

$\chi^2=32.913$ df=6 p=.000

さらに、家事の種類ごとに夫の家事頻度の分布を示したものが図 1 である。いずれの家事についても、まったくしないと答えた夫は 4 割以上となっており、月に 2, 3 回程度行うと答えた夫を含めても 6 割以上の夫が家事をほとんどしないことが分かる。家事別に見ると、洗濯をまったくしないと答えた夫は 7 割を超え、料理が 6 割弱、掃除が 5 割強、食事の片付けが 4 割強となっていた。これら夫の家事頻度を 3 群に分けた上で、妻の現在の就業形態とのクロス表分析の結果を示したものが表 6 である。この結果から、夫の家事頻度が高くなるほど、妻が正規雇用である割合も高くなることがわかる。また、夫の家事頻度が低くなるほど、妻が無職である割合が高くなる傾向もある。

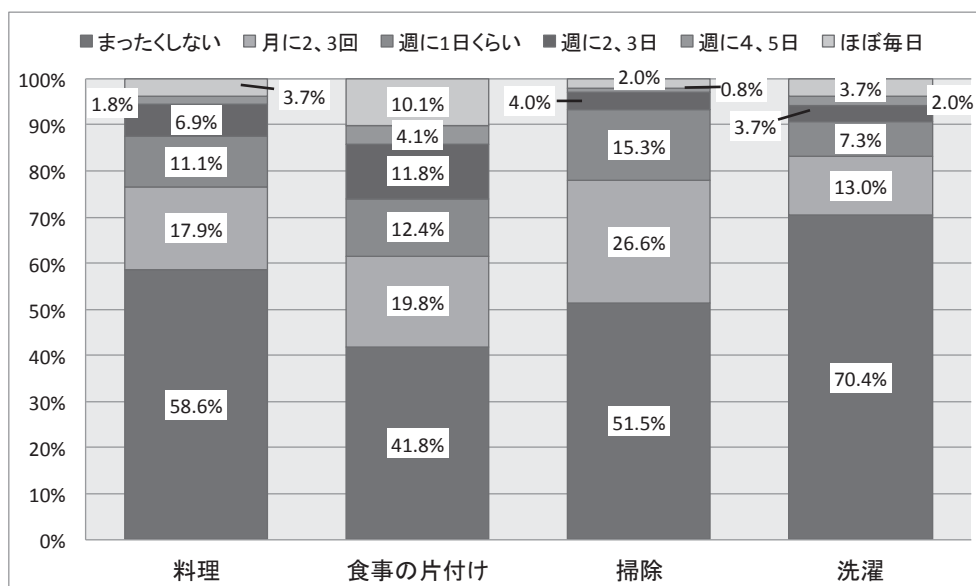


図1 夫の家事頻度 (家事の種類別)

表6 夫の家事頻度と妻の現在の就業形態

	現在の働き方			合計
	正規	非正規	無職	
低 (N=239)	8.8%	40.2%	51.0%	100%
夫の家事頻度 中 (N=238)	11.3%	45.0%	43.7%	100%
高 (N=178)	34.8%	36.5%	28.7%	100%

$\chi^2=61.916$ $df=4$ $p=.000$

3.2 妻の現在の就業形態を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析

このように、妻の第1子出産前の働き方、夫婦の学歴の組み合わせ、夫の家事頻度はそれぞれ妻の現在の就業形態と関連していた。ただし、これらの変数は相互に関連を有するため、それぞれの変数の影響力を統制し、各変数の影響力を検証する。具体的には妻の現在の就業形態を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析を行う。なお、学歴の組み合わせについては、上述のとおり夫の学歴の高さによって妻の学歴の効果が異なる傾向がみられた。従って、以下の分析では夫の学歴の高さと妻の学歴の高さの交互作用項を投入したモデルを用いて、学歴の組み合わせの効果を検証する。

表7は、妻の現在の就業形態を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析を行ったものである。モデル1では、年齢・学歴・所得・労働関係時間・職種・子どもの状況・性別役割分業意識・出産前の就業形態を投入し、モデル2ではこれらの変数に加えて、夫婦の家事頻度を投入した。以下、モデル1の結果も参照しつつ、モデル2の分析結果について10%水準で有意な変数を中心に記述する。

表7 妻の現在の就業形態を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果

		モデル1				モデル2				
		正規		無職		正規		無職		
		β	exp(β)	β	exp(β)	β	exp(β)	β	exp(β)	
年齢	夫：年齢	-0.04	0.961	-0.023	0.977	-0.072	0.93	†	-0.021	0.979
	妻：年齢	-0.031	0.97	-0.035	0.966	-0.02	0.98		-0.04	0.961
学歴 (ref:短大・専門学校卒 以下)	夫：大卒以上ダミー	0.162	1.176	0.505	1.657	*	0.173	1.189	0.514	1.672
	妻：大卒以上ダミー	-0.616	0.54	-0.331	0.718		-0.936	0.392	-0.232	0.793
学歴（交互作用）	夫：大卒以上ダミー ×妻：大卒以上ダミー	1.295	3.65	†	0.203	1.225	1.466	4.33	†	0.083
夫：所得 (ref:700万円未満)	700万円以上ダミー	-0.366	0.693	0.505	1.657	*	-0.355	0.701	0.456	1.578
夫：労働関係時間の長さ		-0.032	0.969	**	-0.009	0.991	-0.015	0.985	-0.011	0.989
夫：職種 (ref:事務・販売・サー ビス)	管理・専門職ダミー	-0.053	0.948	-0.026	0.974		0.096	1.1	-0.015	0.985
	マニュアル職ダミー	-0.646	0.524	-0.1	0.905		-0.445	0.641	-0.159	0.853
子ども人数		-0.301	0.74	-0.421	0.657	**	-0.088	0.916	-0.449	0.638
末子年齢 (ref:子どもなし)	12歳以下	-1.044	0.352	†	1.067	2.906	**	-0.688	0.502	0.961
	13歳以上	-0.811	0.444		0.162	1.175		-0.357	0.699	0.059
妻：性別役割分業意識		-0.644	0.525	**	0.06	1.062	-0.384	0.681	†	0.007
妻：出産前の就業形態 (ref:非正規)	正規ダミー	3.778	43.749	***	0.485	1.625	†	3.883	48.561	***
	無職ダミー	1.380	3.974	*	1.036	2.818	***	1.631	5.109	*
家事頻度	夫：家事頻度						0.106	1.112	**	-0.068
	妻：家事頻度						-0.212	0.809	**	0.07
切片		4.597	*	1.808			6.583	**	1.279	
サンプル数		655		655		655		655		
χ^2		286.117 ***		342.969 ***		342.969 ***		342.969 ***		
-2 Log Likelihood		1062.175		1005.323		1005.323		1005.323		
NagelkerkeR2		0.406		0.467		0.467		0.467		

表注：***0.1%で有意 ** 1%で有意 * 5%で有意 † 10%で有意.

まず、非正規雇用を基準にした際に、正規雇用として就業する確率に影響を与える要因について見ていく。表7を見ると、正規雇用での就業に影響を与えている要因は、夫の年齢、夫婦の学歴の交互作用項、妻の性別役割分業意識、出産前の妻の就業形態（正規、無職）、夫の家事頻度、妻の家事頻度である。ここから、夫の年齢が低いほど、妻の性別役割分業意識が低いほど、出産前に妻が正規雇用あるいは無職であるほど、夫の家事頻度が高く妻の家事頻度が低いほど、妻が正規雇用である確率が高くなることがわかる。学歴については、夫と妻の学歴の主効果は有意ではなく、交互作用項のみが有意であることから、夫の学歴が低い場合には妻の学歴の高さは妻の就業に影響を与えないが、夫の学歴が高い場合のみ、妻の学歴の高さが正規雇用への就業に正の影響を与えることがわかる。

また、夫の労働関係時間の長さはモデル1では有意であるが、モデル2では有意ではなくなっている。この分析に加えて、夫の家事頻度を従属変数とし、モデル1で用いた変数を独立変数にした重回帰分析を行うと、夫の労働関係時間の長さは家事頻度に負の影響を与えていた。以上のことを合わせて考えると、夫の労働関係時間の長さは夫の家事頻度を媒介して、正規としての就業を阻む間接的な要因となっていると考えられる。

次に、非正規雇用を基準にした際に、無職となる確率に影響を与える要因を見ていく。表を見ると、夫の学歴、夫の所得、子ども人数、末子年齢（12歳以下）、出産前の妻の就業形態（正規、無職）、夫の家事頻度が有意な相関が認められた。夫の学歴が高いほど、夫の所得が高いほど、子どもの人数が少なくなるほど、0～12歳の末子がいるほど、妻が出産前に正規雇用あるいは無職であるほど、夫の家事頻度が低いほど、妻が専業主婦である確率が高くなる。

これら全体の分析結果から読み取れることは以下の通りである。まず子どもの状況について、妻は無子あるいは末子年齢が高くなるほど、非正規あるいは正規として就業する傾向がある。子どもの人数の多さや末子年齢の低さが世帯内での家事ニーズを増やし、労働を抑制する傾向があると考えられる。この結果は先行研究で指摘されてきた傾向と一致する。

次に、出産前後の妻の就業形態について、出産後に正規雇用で働く確率に影響を与えるのは、出産前にも正規雇用で働いていたか、あるいは出産前に無職であったかである。ただし表4で示したとおり、出産前に無職であった妻が出産後も正規雇用になる割合はきわめて低い。また限界効果の数値をみると、出産前に無職であるよりも正規雇用であったほうが出産後も正規雇用となる確率が高い。このことから、出産後に正規雇用で働く確率を左右する大きな要因は、出産前に正規雇用であったかどうかであるといえる。また出産後に無職である確率に影響を与えるのは、出産前に無職あるいは正規雇用であったかどうかであるが、限界効果の数値は、出産前に無職であったほうが出産後も無職である確率が高いことを示している。このように現在の就業形態は、出産前の就業形態に類似する傾向があり、出産前の就業形態によって出産後のキャリアパターンが分岐していくといえる。

さらに学歴については、妻が高学歴であることは、単独では妻の就業に対する影響力を持たなかった。一方で、夫が高学歴であることは、妻が無職になる確率に正の影響を与えていた。さらに、夫妻ともに学歴が高い場合には、妻が正規雇用になりやすい傾向が見られた。

家事頻度については、夫の頻度が高くなるほど妻が就業する確率が高まる。2.2で示した通り、この調査では家事頻度について、洗濯、掃除、料理、食事の後片付けの4種類の家事についてそれぞれ「まったくしない」から「ほぼ毎日」の6段階で尋ねている。無職を基準として、妻が正規雇用になる確率、非正規雇用になる確率を限界効果から算出すると、例えば夫がこれら4種類の家事の1つを、全く行っていない状態から毎日行うようになると、妻の正規雇用率は約2.4倍になり、非正規就業率は約1.4倍になる。同じく、夫が4種類の家事を全く行っていない状態から、ほぼ毎日行うようになると、妻の正規雇用率は約32.7倍、非正規雇用率は約3.9倍になり、特に正規雇用での就業に与える効果は大きいことがわかる。すでに政策レベルでも、そして先行研究でも指摘されてきたことではあるが、女性の就業を促すためには、夫が家事をより積極的に担うことが必要であると言える。特に女性の正規での就業を促したい場合には、夫の家事頻度を増やすだけでなく、妻の家事頻度を減らすことが有効である。

4. 考察

ここでは、分析結果をまとめ、そこから導かれる知見を示す。

第1に、妻の現在の就業形態に対する出産前の就業形態の影響があった。これに対しては2つの可能性が考えられる。1つは本人や配偶者の意向・希望の影響である。出産前に正規で働いていた人は出産後も正規で働き続けたいという就業希望を持つことが考えられる。もう1つの可能性は、雇用形態の移動が難しいという労働市場の構造的要因によるものである。出産前の就業形態と出産後の就業形態が同様になる傾向があるということは、女性の正規雇用率を高めるためには、学校卒業後、出産までの就業の段階において正規雇用率を高めることが重要になるということである。現在、論じられている女性の活躍推進は、女性の就業継続と出産後の再就職に焦点をあてたものであるが、出産前の初期の就業も視野に入れた対策が有効となろう。

第2に、妻の学歴の高さは単独では妻の就業に影響を与えておらず、夫の学歴の高さと組み合わせたときに有意な影響を与えていた。このことは、たとえ妻の学歴が高く人的資本が豊かであっても、夫の学歴の高さによってはそれが労働市場に活かされにくく、潜在的な資源になってしまうことを示唆する。また、出産前後の変数の影響を統制しても、夫の学歴の効果がみられるということは、妻の産後の就業形態は結婚相手を選ぶ段階で既に方向付けがなされているともいえよう。

第3に、夫の家事頻度が高くなるほど、妻の就業率が高まることが明らかになった。特に女性の正規での就業を促したい場合には、夫の家事頻度を増やすだけでなく、妻の家事頻度を減らすこと、つまり夫婦の家事負担の偏りをなくしていくことが有効であった。

本稿の課題は、以下の通りである。第1に女性の就業の規定要因の詳細な検討である。先行研究では、離職期間の長さが離職後の就業形態の選択に影響を与えるという指摘があり(武石 2001)、今後はこの変数の影響を考慮する必要がある。同様に、出産前の職種の影響も考慮する必要があるだろう。本データには、離職期間と出産前の職種を示す変数がなく今回は分析ができなかったが、今後は最終学歴後の就業形態、離職期間、出産前の職種をともに投入したモデルで検証することで、女性の就業の規定要因がより明確になると考える。

第2に、妻に対するサポート源をより多層的に捉えることである。本稿では、サポート源として夫の家事頻度を投入したが、妻の就業を支える要因として夫婦それぞれが世帯外に持つ親族・非親族のネットワークの効果も注目されている。さらに、特に育児期の親のサポートという点から考えると、ネットワークというインフォーマルな育児援助だけでなく、保育所などのフォーマルな育児援助もサポート源となる。これについても今後は他データを用いて検討することで、どのようなサポート源が女性の就業促進に有効なのか、より実態に即して捉えることができる。

[注]

1) このような問題提起は、柳（2008）でも述べられている。柳は、最終学校卒業後に一度は就業する女性が増加していることから、女性の就業を一時点ではなくコースとして捉える必要を指摘している。そして女性の就業の規定要因として、本人の属性や就労に関する変数だけでなく、配偶者の働き方やネットワーク等の変数を加える必要を提起している。

[謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査，2008」（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。

報告書の執筆に際しては、研究会の皆様には様々なご助言をいただきました。また、報告会ではコメンテーターの大石亜希子氏（千葉大学）からも貴重なコメントをいただきました。記して感謝を申し上げます。

[参考文献]

- Blossfeld, Hans-Peter, 2009, “Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective,” *Annual Review of Sociology*, 35(1) : 513–530.
- Blossfeld, Hans-Peter and Andreas Timm, 2003, *Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Dordrecht: Kluwer Academic.
- 橋本由紀・宮川修子, 2008, 「なぜ大都市圏の女性労働力率は低いのか——現状と課題の再検討」『RIETI ディスカッション・ペーパー (08-K-043)』（独立行政法人経済産業研究所）。
- 平尾桂子, 1999, 「女性の初期キャリアの形成期における労働市場への定着性——学歴と家族イベントをめぐって」『日本労働研究雑誌』471 : 29–41.
- 今田幸子, 1996, 「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』433 : 37–48.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き家庭における男性の家事参加」渡辺秀樹, 稲葉昭英, 嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容：全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会 : 201–214.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2015, 「第15回 出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）（夫婦調査）」(http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou15/NFS15_reportALL.pdf)（最終閲覧日：2018年3月20日）。
- 松田茂樹, 2006, 「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」『家計経済研究』71: 45–54.
- 内閣府男女共同参画局, 2017, 『男女共同参画白書 平成29年版』（http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h29/zentai/pdf/h29_tokusyu.pdf）（最終閲覧日：2018年3月20日）。

覧日：2018年3月20日）。

- 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」『家計経済研究』49: 44-53.
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か——既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』55(2): 1-18.
- 中川まり, 2010, 「子育て期における妻の家庭責任意識と夫の育児・家事参加」『家族社会学研究』22(2): 201-212.
- 西村純子, 2014, 『子育てと仕事の社会学——女性の働きかたは変わったか』弘文堂.
- 西岡八郎, 2004, 「男性の家庭役割とジェンダーシステム——夫の家事・育児遂行を規定する要因」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダー分析』勁草書房, 174-196.
- 小笠原祐子, 2009, 「性別役割分業意識の多元性と父親による仕事と育児の調整」『家計経済研究』81: 34-42.
- 大石亜希子, 2009, 「夫の長時間労働, 家事時間と妻の就業選択」連合総合生活開発研究所編『生活時間の国際比較一日・米・仏・韓のカップル調査(連合・連合総研共同調査研究報告書)』75-95.
- 坂本有芳, 2009, 「人的資本の蓄積と第一子出産後の再就職過程(女性のキャリア形成支援)」国立女性教育会館編『国立女性教育会館研究ジャーナル』13: 59-71.
- 盛山和夫, 2000, 「ジェンダーと階層の歴史と論理」盛山和夫編『日本の階層システム 4——ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 3-26.
- 総務省統計局, 2017a, 「平成29年 労働力調査(詳細集計)」
(<http://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/nen/dt/pdf/index1.pdf>) (最終閲覧日: 2018年3月20日)
- 総務省統計局, 2017b, 「平成28年 社会生活基本調査 生活時間に関する結果——結果の概要」(<http://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/pdf/gaiyou2.pdf>) (最終閲覧日: 2018年3月20日)
- 武石恵美子, 2001, 「大卒女性の再就業の状況分析」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけるとき, やめるとき』日本労働研究機構
- 田中重人, 1997, 「高学歴化と性別分業——女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果」『社会学評論』48: 130-142.
- 安河内恵子, 2008, 「少子化と既婚女性の就業」安河内恵子編『既婚女性の就業とネットワーク』ミネルヴァ書房, 17-39.
- 柳信寛, 2008, 「既婚女性の就労コースとその規定要因」安河内恵子編『既婚女性の就業とネットワーク』ミネルヴァ書房, 41-64.

子どもによる母親の就業にたいする意識と家族関係

吉原千賀

(高千穂大学)

本研究は、妻、夫、子どものトライアドデータを用いて、子どもが母親の就業にまつわる選択をどのように受け止めているのかを、母親(妻)や父親(夫)の意識、実態との関連で追究した。母親たちは子育てをしながらどのような働き方をするのが子どもにとってよいのか、支持されるのかを模索しているが、本研究によって明らかになったことは、母親が孤独な調整を行うだけでは子どもからの支持は得られないということである。母親の調整に父親がどうかかわるのか、子どもに「父母の協力」をどうみせられるのかが重要で、その「協力」の仕方は母親の働き方によって、また子ども自身による家計の認知の有様によって異なることが明らかになった。

1. 問題の所在

政府によって「一億総活躍社会」が謳われ、「働き方改革」が推進されている。その大きな柱として「長時間労働の改善」や「非正規と正社員の格差是正」が目指されている。そのようななか、母親たちの多くは、子どもの成長プロセスで就業と家事・子育ての両立について悩みながら、フルタイム、パート、専業主婦などの働き方を選択している。「子どもが小さいうちは子育てに専念したい」と仕事を辞めて専業主婦になる人、「子どもの手が少し離れたしこれから教育費がかかるから」とパートに出る人、フルタイム就業を続けながらも「小さいうちから子どもを預けて働くこと」に悩む人、いずれもその中心には「子ども」の存在がある。では、その母親の選択を子どもたちはどのように受け止めているのだろうか。

親の仕事と時間の兼ね合いに対するオーストラリアの子どもの考えについて、グループインタビューを通じて得られたデータを分析したポーコックは、親の働き方(長時間労働や不安定雇用)と彼らの抱える様々な問題との関連については明らかにされてきたものの、子どもへの影響や子どもがそんな親たちをどう見ているのかという「子どもの視点」からの分析は少ないという。そして「仕事に対する大人の考えに関する研究は数多くなされているが、大人の仕事に対する子どもたちの考えに関するものははるかに少な」く、「その数少ない先行研究は、子どもは仕事や、家族生活や自分たちへのその影響に関して鋭い観察力を持っていると指摘している」(Pocock, B. 2006=2010 : 39-40) と主張する。

母親たちが悩むのは、「三歳児神話」が白書によって否定されてもなお、依然として子育て期の女性の就業が子どもに負の影響を与えることが懸念されているからである(例えば片桐 2000 ; 高山 2002)。一方、母親の就業はむしろ子どもの自立性を高める効果が期待できたり、子どもへの教育投資を多くできたり、子どもの健康状態や学業成績も良い傾向を示し

たりするなど、子どもの視点からみても実はメリットが多いとの研究成果もある（独立行政法人労働政策研究・研修機構 2013）。あるいは、そもそも母親の就労の有無というよりも、母親が現在の生活で自己実現しているか否かが育児に対する態度を決定し、母子関係や子どもの自主性に影響を及ぼすという知見（金子ら 1982）や、母親が生き生きと働いていれば子どもに悪い影響はないという知見（高橋 1984）もある。

先に挙げたポーコックも、多くの子どもたちにとって親が働くか否かは問題ではなく、どんな状態で帰宅するのか、あるいは仕事の性質や影響が重要なのであり、お金をもらう仕事で自分たちに物質的な快適さをもたらす効果があることに気づいている子どもも多いことを指摘する。そして、子どもは親や家庭全体を幸せにするような効果を感じ、そのことは年齢や世帯の形にかかわらず当てはまると主張する（Pocock, B. 2006=2010 : 65）。

また、夫婦間での育児分担と就業形態については、片働きの父親に期待される「育児」と共働きの父親に期待される「育児」の違いに注目した研究、分析が行われている。そこでは、共働きの父親は子どもの「世話」を妻と分担しておこない、「社会化」や「遊び」にもかかわる一方で、片働きの父親は子どもの「世話」を妻に任せ、「遊び」のみにかかわる片働き家庭における父親の育児のレジャー化が指摘されている（大和・斧出・木脇 2008）。加えて、意識の持ちようではなく、妻の就業形態によって家族で共食するかどうかが決まってくる傾向と子どもへの影響を指摘する研究（品田 2015）もある。

このように、女性の就業にまつわる先行研究をみると、母親である女性自身から得られたデータに基づく分析や、夫婦での役割分担の在り方など夫との関係に焦点を当てた分析が多くなされてきたことがわかる。そして子どもについては、夫婦間での育児分担の有り様や家庭での食事や団らんの関連で主に親の視点から議論されてきたことがわかる。しかしながら、ポーコックも指摘しているように、母親たちによる選択が行われる際にまず念頭に置かれることの多い子どもはその選択をどのように受け止めているのかなど、子どもに焦点を当てた分析は日本においても未だ少ないように思われる。そこで本研究では、子どもから得られたデータに焦点を当て、子どもが母親の就業にまつわる選択をどのように受け止めているのかを、母親（妻）や父親（夫）の意識、実態との関連で追究する。そして、そのことを通じて「母親の就業と非就業のどちらが子どもにとって良い選択で支持されるのか」という二者択一で捉えるのではなく、「どちらの選択をしたとしてもそれを子どもも支持してくれる選択にする要因」やそこにみられる違いについて検討してみたい。

2. 使用するデータと対象者

本稿での分析に用いるデータは、2008年6月～7月に財団法人家計経済研究所「核家族の意識と実態に関する研究」（2007～2009年度実施）の委員会が実施した「現代核家族調査、2008」データである。「現代核家族調査、2008」は、首都圏（東京駅から30キロ圏内）に暮らす核家族世帯の夫・妻・子を対象に1999年に実施された「現代核家族調査、1999」を一

部改定して実施されたものである。本研究で用いる「現代核家族調査，2008」の対象者は，35～49歳の妻，夫，子どもがいる世帯であり，対象となる子どもは，小学4年～高校生までの最年長子1人である。全体での回収数は1020世帯，回収率は26.3%である。

この調査の特徴の1つとして，妻，夫，子どもからなるトライアドのデータセットであることが挙げられる。その強みを活かし，本研究では，妻票，夫票，子ども票の3者のデータを用いることにする。すなわち，本稿での分析対象は，妻・夫・子の三者からの有効回答が得られた413世帯である。

一方，トライアドデータを扱うにあたり，そもそも妻を起点に夫，子どもの三者が調査に応じてくれる世帯であるという，ある種のセレクションバイアスの存在には気をつける必要がある。また，本調査において，子どもを複数もつ世帯では，「子ども」といっても対象となる子どものことと，その対象子以外も含めた自分の子ども全体を言っていることの両者が混合している可能性があり，その点には注意が必要である（田中 2017）。

3. 分析結果

3.1 母親の就業による影響にかんする合成尺度の作成

本研究の目的は，子どもから得られたデータに焦点を当て，子どもが母親の就業にまつわる選択をどのように受け止めているのかを，妻票（母親）や夫票（父親）の意識，実態との関連で検討することである。そこでまず，妻票（母親）の「あなたが就業していることによって（就業したら），家庭生活にどのような影響があると思うか」についての10項目，夫票（父親）の「奥様が就業していることによって（就業したら），家庭生活にどのような影響があると思うか」についての10項目²⁾を用いて，それぞれ主成分分析を行った。その結果を示したのが，表1である。

表1 主成分分析結果(妻票 夫票)

項目内容	第一主成分(妻票)	第一主成分(夫票)
(a)家計にゆとりができる	0.3239	0.3203
(b)私(妻)の能力や知識がいかせる	0.3249	0.3270
(c)私(妻)が社会とのつながりがもてる	0.3317	0.3341
(d)子どもが自立する	0.3174	0.3238
(e)夫(私)が自立する	0.3119	0.3012
(f)私(妻)が自立する	0.3356	0.3244
(g)子どものしつけがいきとどかない	0.3045	0.3056
(h)近隣や友人との付き合いが充分にできない	0.3061	0.3100
(i)私(妻)が仕事と家事の負担でイライラする	0.2960	0.3107
(j)私(妻)が家事を手抜きする	0.3081	0.3032
主成分の固有値	5.8765	7.3251
寄与率	0.5877	0.7325

注)項目内容の「()」は夫票の場合を示す。
また，表中の数値は主成分負荷量の値を示す。

妻票（母親）については、第一主成分の寄与率が 58.77%であり、第一主成分について 10 項目の固有ベクトルの値からも説明されない項目がないことから、項目全体の情報をまとめられていると考え、第一主成分のみを合成尺度として用いる。次に、この主成分の解釈について検討する。本分析では、主成分負荷量を用いて解釈を行う。第一主成分の主成分負荷量を図に示すと、図 1 となる。

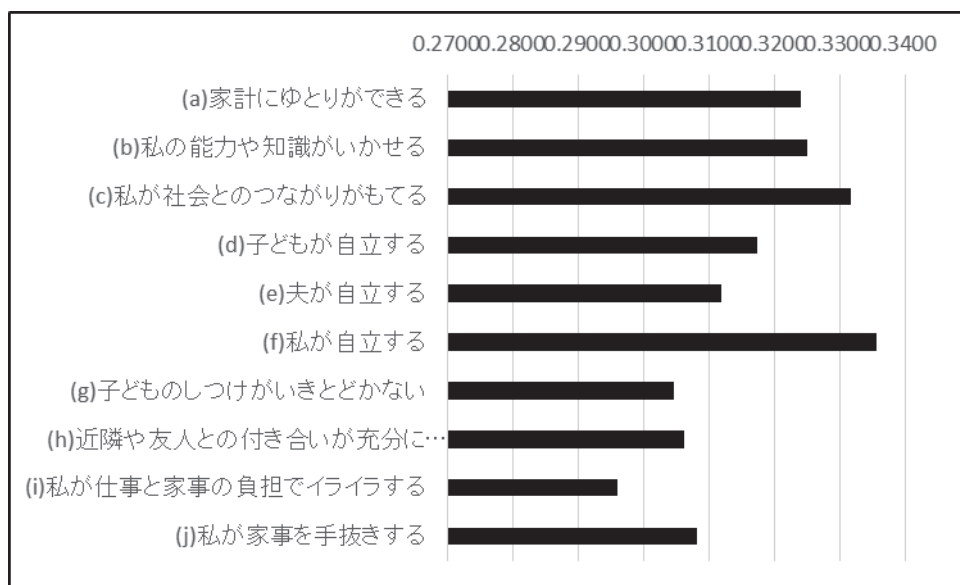


図 1 第一主成分の主成分負荷量（妻票）

この図から、第一主成分の主成分負荷量の高い順にみると、「私が自立する」「私が社会とのつながりがもてる」「私の能力や知識がいかせる」「家計にゆとりができる」などポジティブな項目が続いたあと、「子どもが自立する」「夫が自立する」という項目、そして「私が家事を手抜きする」「近隣や友人との付き合いが充分にできない」「子どものしつけがいきとどかない」「私が仕事と家事の負担でイライラする」とネガティブな項目が続くことから、「母親自身による自分の就業影響の肯定度」を表すと推察できる。

一方、夫票（父親）についても同様にみていくと、第一主成分の寄与率が 73.25%であり、第一主成分について 10 項目の固有ベクトルの値からも説明されない項目がないことから、妻票（母親）の場合と同様に、項目全体の情報をまとめられていると考え、第一主成分のみを合成尺度として用いる。そして、この主成分の解釈にも同じく主成分負荷量を用いることにする。第一主成分の主成分負荷量を図に示すと、図 2 となる。

この図から、第一主成分の主成分負荷量の高い順にみると、「妻が社会とのつながりがもてる」「妻の能力や知識がいかせる」「妻が自立する」「子どもが自立する」「家計にゆとりができる」となり、妻票（母親）の場合と項目間での順序は多少異なるものの、やはり同じようにポジティブな項目が続いた後、「妻が仕事と家事の負担でイライラする」「近隣や友人の

付き合いが充分にできない」「子どものしつけがいきとどかない」「妻が家事を手抜きする」とネガティブな項目が続くという点は共通するため、「父親による妻の就業影響の肯定度」を表すものと考えたい。

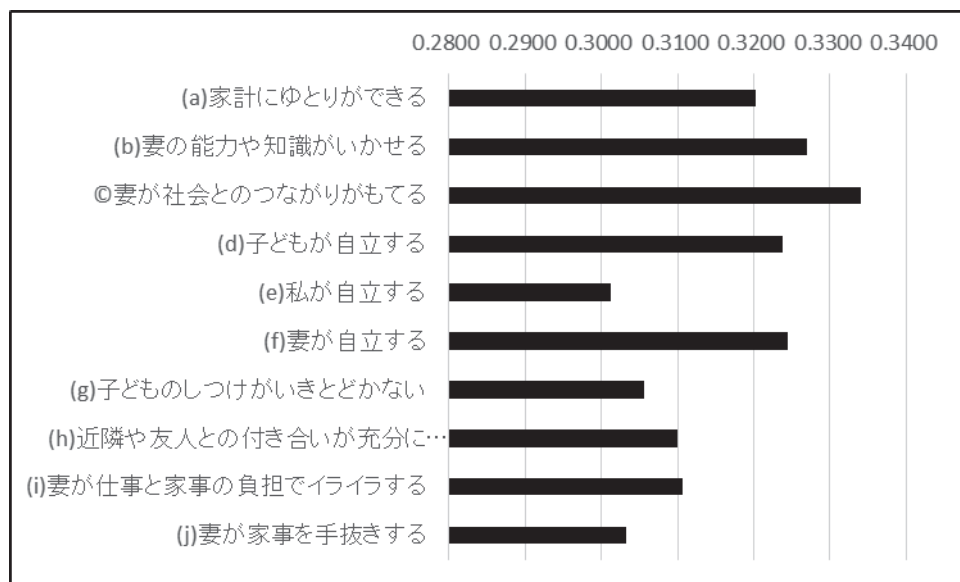


図2 第一主成分の主成分負荷量（夫票）

しかしながら、ここで異なる点として注目したいのが、妻、夫、子どもの「自立」についての項目の位置関係である。夫票（父親）の場合「私が自立する」という項目の主成分負荷量が10項目のなかで一番低く、上記のネガティブな項目が続いたその後に位置しているところは注目に値する。妻票（母親）の場合は「私の自立」を筆頭にポジティブな項目が続いた後、「子どもの自立」、「夫の自立」、と続き、その後にネガティブな項目になっている。このことから、妻（母親）にとって、「子どもの自立」と「夫の自立」は近いものと考えられているのに対し、夫（父親）は逆に「妻の自立」と「子どもの自立」を近いものと考えていることがわかる。加えて、それらが位置する場所をみると、妻票（母親）では、ポジティブ項目とネガティブ項目の間に位置するのに対し、夫票（父親）では、「妻の能力や知識がいかせる」「妻が自立する」「子どもが自立する」「家計にゆとりができる」というように、ポジティブ項目のなかに位置するのである。

すなわち、夫（父親）は、妻が就業することによる影響として、「妻の自立」と「子どもの自立」はポジティブなものとして捉えているのに対し、「自分の自立」はネガティブ項目のなかでも一番主成分負荷量が小さくなっていることから、ネガティブなものとして捉えていることがわかり、興味深い。夫たちは妻が就業すると（就業していると）、家事・育児や自分の身の回りのことを妻任せにはできず、自分でやらなくてはならなくなるなどと考え、それを「自分の自立」として捉えているのだろうか。そんな夫たちの意識が垣間見えるような

結果である。

3.2 使用する変数と記述的分析結果

前節では、「母親の就業による影響」にかんする合成尺度作成のため、妻票、夫票それぞれから得られた 10 項目を用いた主成分分析を行った。その第一主成分を用いて合成尺度「母親自身による自分の就業影響の肯定度」と「父親による妻の就業影響の肯定度」を作成した。それらに加え、以下、本稿の分析で使用する変数の記述統計量を示したのが表 2 である。

表 2 記述統計量

		N=375
変数		
母親の就業にかんする選択と子どもによるその希望の一致／不一致	不一致	22.13%
	一致	77.87%
子ども性別	男子	53.33%
	女子	46.67%
子どもによる家計認知	わからない	24.27%
	苦しい	29.60%
	ゆとりがある	46.13%
母親自身の仕事(についていないこと)への満足度	不満	8.53%
	やや不満	15.73%
	どちらともいえない	11.20%
	まあ満足	47.20%
	満足	17.33%
母親の週当たりの労働時間	0時間	29.87%
	15時間未満	16.27%
	15～21時間	20.80%
	22～34時間	15.47%
	35～42時間	10.13%
	43時間以上	7.47%
父親の週当たりの労働時間	42時間以下	14.13%
	43～45時間	12.80%
	46～48時間	11.47%
	49～54時間	20.80%
	55～59時間	12.27%
	60～64時間	14.40%
	65時間以上	14.13%
この1週間に家族全員で夕食をとった回数	0回	6.13%
	1回	20.27%
	2回	35.47%
	3回	10.13%
	4回	6.67%
	5回	5.60%
	6回	4.53%
	7回	11.20%
家族での休日のレジャー・遊び頻度	ほとんどしない	32.00%
	2, 3ヶ月に1回くらい	15.47%
	月に1回くらい	15.73%
	月に2, 3回くらい	17.07%
	毎週のように	19.73%
父親との休日のレジャー・遊び頻度	ほとんどしない	42.67%
	2, 3ヶ月に1回くらい	13.60%
	月に1回くらい	11.73%
	月に2, 3回くらい	17.60%
	毎週のように	14.40%
子ども年齢		13.39 (2.66) ^{a)}
母親自身による自分の就業影響の肯定度		-0.002(2.50) ^{a)}
父親による妻の就業影響の肯定度		0.121(2.30) ^{a)}

^{a)} 平均値(標準偏差)

具体的には、説明変数としては、「子どもの性別」³⁾、「子どもの年齢」⁴⁾、「子どもによる家計認知」³⁾、「母親自身の仕事(についていないこと)への満足度」⁴⁾、「母親の週当たりの労働時間」⁴⁾、「父親の週当たりの労働時間」⁴⁾、「この1週間に家族全員で夕食をとった回数」⁴⁾、「家族での休日のレジャー・遊び」⁵⁾、「父親との休日のレジャー・遊び」⁵⁾、被説明変数は、「母親の就業にかんする選択と子どもによるその希望の一致／不一致」⁶⁾である。

続いて、子どもの年齢ごとの「家族での休日レジャー・遊び」頻度の分布、「父親との休日レジャー・遊び」頻度の分布、「この1週間に家族全員で夕食をとった回数」の分布、「子どもによる家計認知」の分布、を確認したものが表3である。

表3 子どもの年齢別度数分布

子ども年齢		9～11歳	12～14歳	15～18歳	Total
N		112	120	143	375
家族との 休日レ ジャー・遊 び頻度	ほとんどしない	14.29	22.50	53.85	32.00
	2, 3ヶ月に1回	8.04	15.83	20.98	15.47
	月に1回	16.07	21.67	10.49	15.73
	月に2, 3回	24.11	17.50	11.19	17.07
	毎週	37.50	22.50	3.50	19.73
Total		100	100	100	100
父親との 休日レ ジャー・遊 び頻度	ほとんどしない	18.75	40.83	62.94	42.67
	2, 3ヶ月に1回	8.93	13.33	17.48	13.60
	月に1回	16.96	12.50	6.99	11.73
	月に2, 3回	25.89	17.50	11.19	17.60
	毎週	29.46	15.83	1.40	14.40
Total		100	100	100	100
この1週間 に家族全 員で夕食 をとった回 数	0回	1.79	5.00	10.49	6.13
	1回	19.64	14.17	25.87	20.27
	2回	41.96	40.00	26.57	35.47
	3回	8.04	15.83	6.99	10.13
	4回	2.68	6.67	9.79	6.67
	5回	6.25	4.17	6.29	5.60
	6回	4.46	3.33	5.59	4.53
	7回	15.18	10.83	8.39	11.20
Total		100	100	100	100
子どもによ る家計認 知	わからない	30.36	25.00	18.88	24.27
	苦しい	16.96	26.67	41.96	29.60
	ゆとりがある	52.68	48.33	39.16	46.13
	Total	100	100	100	100

ここから、「家族」「父親」どちらとの休日レジャー・遊び頻度も、成長とともに家族以外の人々との付き合いが増え、家族や父親と一緒に行動を減らしていることを反映してか、年齢が上がるほどその頻度を減じていることがわかる。より詳細にみれば、「家族との休日レジャー・遊び頻度」については、9～11歳では「毎週」が最も割合が高く37.50%であったのが、12～14歳では「毎週」と「ほとんどしない」がどちらも22.50%で最も割合が高く二極化している様子がうかがえる。そして、15～18歳では53.85%で最も割合が多いのが「ほとんどしない」となっている。一方、「父親との休日レジャー・遊び頻度」についてみても

と、9～11歳では「毎週」が最も割合が高く29.46%であったのが、12～14歳で既に逆転して「ほとんどしない」が4割と最も多く、15～18歳では最も割合が多いのが「ほとんどしない」で62.94%となっている。

次に「この1週間に家族全員で夕食をとった回数」の分布に目を移してみると、いずれの年齢区分でも一番割合が高いのが「2回」で、9～11歳では41.96%、12～14歳では40.00%、15～18歳では26.57%である。しかし、ここでも、年齢が上がるにつれてその割合は低下し、特に9～11歳→12～14歳の間よりも、12～14歳→15～18歳の間で急激に低下しており、高校生になる頃くらいから塾や習い事に加えてアルバイトをすることなどが加わり、家族全員での夕食の頻度にも影響が出ているのかもしれない。

最後に「子どもによる家計認知」の分布を見てみよう。一番年齢の低いグループの9～11歳で「わからない」の割合が最も高く30.36%であり、その割合は12～14歳で25.00%、15～18歳で18.88%と年齢が上がるにつれて低下する。続く12～14歳では「ゆとりがある」の割合が最も高く48.33%で、一番年齢の高いグループである15～18歳では「苦しい」が41.96%と「ゆとりがある」が39.16%でほぼ二分され、「わからない」の割合が減少していることから、成長するにつれて自分の家の家計についての認知がはっきりしてくる様子が見てとれる。

ところで、報告書によれば「現代核家族調査1999」から本研究で用いている「現代核家族調査2008」への変化として、「妻が常勤（正規）で働く層内の多様化」が指摘されている。そして、その変化が「妻常勤（正規）世帯と他の世帯類型との境界を曖昧にし、際立つ特徴を見出しにくく」していることから、就業形態の類型化についての再検討の必要性が主張されている（家計経済研究所2009：5-6）。そこで、本研究では子どもからみた母親の就業ということで就業形態による類型化ではなく、子どもにも直感的にわかりやすい「母親の週当たりの労働時間」変数を用いる。その分布をみると、0時間（職業にはついていない）が29.87%、15時間未満が16.27%、15～21時間が20.80%、22～34時間が15.47%、35～42時間が10.13%、43時間以上が7.47%であり、半数近くが職業にはついていない専業主婦か15時間未満という短時間での働き方で、本格就業と考えられる週30時間を超えて働く人の割合は少ない。これは、「本調査データの回答者が常勤（正規）と自営他が少なく、パート・アルバイトが多い」（家計経済研究所2009：14）というサンプル特性を反映した結果である。そこで、報告書で指摘されている「妻常勤（正規）」と他の類型との境界の曖昧化という変化ならびにグループごとに多変量解析を行うにあたりサンプル数が少なくなりすぎないようにという分析上の観点から、本研究では「母親の週当たりの労働時間が15時間未満（以下、「15時間未満」と略記）」と「母親の週当たりの労働時間が15時間以上（以下、「15時間以上」と略記）」という2つのグループごとに分析を行うことにする。

まず、この2つのグループ間でのデモグラフィックな要因を比較、確認するため、t検定ならびに「子どもの性別」と「子どもによる家計認知」についてはクロス分析を行った。そ

の結果、「15 時間以上」の方が「15 時間未満」よりも「子どもの年齢」が有意に高く ($t=-0.413^{***}$)、逆に「家族での休日のレジャー・遊び」($t=3.832^{***}$)、「父親との休日のレジャー・遊び」($t=3.867^{***}$) で「15 時間以上」よりも「15 時間未満」で有意に高いことが明らかになった。これら以外の「子どもの性別 (Cramer's V = -0.0457 N.S.)」, 「子どもによる家計認知 (Cramer's V=0.0262 N.S.)」, 「母親自身の仕事 (についていないこと) への満足度($t=-0.8569$ N.S.)」, 「父親の週当たりの労働時間($t=-0.2301$ N.S.)」, 「母親自身による自分の就業影響の肯定度($t=-1.1187$ N.S.)」, 「父親による妻の就業影響の肯定度($t=0.4836$ N.S.)」, 「この1週間に家族全員で夕食をとった回数($t=-1.4007$ N.S.)」では、2つのグループ間に有意な差は見られなかった。

3.3 母親の就業別ロジスティック回帰分析

続いて、2つのグループ別に母親の就業にかんする選択と子どもによるその希望の一致／不一致を従属変数にしたロジスティック回帰分析を行った。その結果が、次の表4である。

表4 ロジスティック回帰分析結果(母親の労働時間別)

	15時間未満	15時間以上
子ども性別		
1=男子	2.547*	1.302
2=女子(base)		
子ども年齢	1.095	1.144 ⁺
子どもによる家計認知		
0=わからない	1.553	0.575
1=苦しい	0.480 ⁺	1.329
2=ゆとりがある(base)		
母親自身の仕事(についていないこと)への満足度	1.161	1.509*
父親の週当たりの労働時間	1.095	0.815*
母親自身による自分の就業影響の肯定度	1.105	1.045
父親による妻の就業影響の肯定度	0.836	1.160*
この1週間に家族全員で夕食をとった回数	1.301*	0.963
定数	0.121	0.831
モデル χ^2 値	25.27**	22.22**
自由度	9	9
N	173	202

注) 表中の数値はオッズ比の値を示している。

⁺P<0.10, *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001

「15 時間未満」と「15 時間以上」では、規定要因に違いがみられる。具体的には、「15 時間未満」では、「子どもの性別」と「この1週間に家族全員で夕食をとった回数」が正の有意な効果を持っている。また、「子どもによる家計認知」について、「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「苦しい」と認知している子どもたちにおいて負の有意な効果の傾

向があることがわかる。すなわち、女子に比べて男子で、また、この1週間に家族全員で夕食をとった回数が多い家庭の子どもほど、「週に15時間未満という短い（あるいは働いていない）」母親の就業選択を支持しており、自分の家の家計は「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「苦しい」と認知している子どもたちは、10%の有意水準ではあるが、「週に15時間未満という短い（あるいは働いていない）」母親の就業選択を支持しない傾向がみられる。

一方、「15時間以上」では、「15時間未満」で有意な効果をもっていた要因は有意な効果をもっておらず、「母親自身の仕事（についていないことへの）満足度」と「父親による妻の就業影響の肯定度」が正の有意な効果をもち、10%水準ではあるが「子どもの年齢」が正の有意な効果をもつ傾向があり、「父親の週当たりの労働時間」が負の有意な効果をもつことが明らかになった。すなわち、母親自身が仕事への満足度が高く、母親の就業影響を父親が肯定的に評価しているほど、そして子どもの年齢が上がるほど、また、父親の週当たりの労働時間が短いほど、「週に15時間以上」という母親の就業選択を子ども達が支持しているという結果であった。

以上より、「15時間未満」では有意な効果の見られなかった父親（夫）にかんする要因が、「15時間以上」では有意な効果をもち、逆に「15時間未満」では父親単独での要因というよりも父親も含めた「家族全体での夕食の回数」が有意な効果をもつという両者の違いが浮かびあがってきた。そこでその違いに注目し、さらに分析を続けてみたい。

3.4 子どもの家計認知と休日のレジャー・遊び

前節で行った母親の労働時間別のロジスティック回帰分析の結果、労働時間の長短で子どもの支持／不支持に有意な効果をもつ要因に違いがみられた。なかでも2つのグループ間の差異を生む要因と考えられる「家族全体でのかかわり」、「父親とのかかわり」、「子どもによる家計認知」のそれぞれに注目するため、「家族全体でのかかわり」をとらえるものとして「家族での休日のレジャー・遊び」、そして「父親とのかかわり」をとらえるものとして「父親との休日のレジャー・遊び」の2つの変数を取り上げ、それらと「子どもによる家計認知」との交差項を投入したモデルを検討していくことにしよう。

3.4.1 子どもによる家計認知と家族での休日のレジャー・遊び

「家族全体でのかかわり」をとらえるものとして、「家族での休日のレジャー・遊び頻度」を投入したロジスティック回帰分析を行った結果が表5である。

表5 ロジスティック回帰分析結果

(「子どもの家計認知」×「家族での休日のレジャー・遊び」頻度)

	15時間未満	15時間以上
子ども性別		
1=男子	2.627*	1.234
2=女子(base)		
子ども年齢	1.122	1.115
子どもによる家計認知		
0=わからない	0.448	0.086*
1=苦しい	0.142 ⁺	0.392
2=ゆとりがある(base)		
母親自身の仕事(についでいないこと)への満足度	1.179	1.478*
父親の週当たりの労働時間	1.089	0.783*
母親自身による自分の就業影響の肯定度	1.104	1.015
父親による妻の就業影響の肯定度	0.812	1.156*
この1週間に家族全員で夕食をとった回数	1.311*	0.931
家族での休日のレジャー・遊び	0.836	0.680 ⁺
「子どもによる家計認知」×「家族での休日のレジャー・遊び」頻度		
0=わからない	1.444	1.917 ⁺
1=苦しい	1.460	1.502
2=ゆとりがある(base)		
定数	0.166	6.640
モデルχ ² 値	27.38**	26.73**
自由度	12	12
N	173	202

注) 表中の数値はオッズ比の値を示している。

*P<0.10, *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001

「15時間未満」では、女子に比べて男子という「子どもの性別」と「この1週間に家族全員で夕食をとる回数」が正の有意な効果を持ち、「子どもによる家計認知」で「ゆとりがある」と認知した子どもより「苦しい」と認知している子どもで負の有意な効果をもつという結果は、前節での結果と同様である。今回のモデルで投入した子どもによる家計認知と家族での休日のレジャー・遊び頻度の交差項は、有意な効果をもたないという結果であった。

一方、「15時間以上」では、前節での結果と同様に「母親自身の仕事(についでいないことへの)満足度」と「父親による妻の就業影響の肯定度」が正の有意な効果を持ち、「父親の週当たりの労働時間」が負の有意な効果をもつ。加えて、「子どもによる家計認知」と「家族での休日のレジャー・遊び」の主効果がいずれも有意な負の効果、「子どもによる家計認知」と「家族での休日のレジャー・遊び」の交差項が10%の有意水準ではあるが正の効果をもつ傾向がみられることが明らかになった。すなわち、自分の家の家計を「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「わからない」子どもで、家族での休日のレジャー・遊びの頻度が多ければ、母親が「週15時間以上」の就労を行っていることに対して支持する割合が高まる傾向があるという結果である。

3.4.2 子どもによる家計認知と父親との休日のレジャー・遊び

次に、「父親とのかかわり」として、「父親との休日のレジャー・遊び頻度」を投入した結果が表6である。それをみると、「15時間未満」では、女子より男子という「子どもの性別」や「この1週間に家族全員で夕食をとった回数」が正の有意な効果をもち、「子どもによる家計認知」で「ゆとりがある」と認知した子どもより「苦しい」と認知している子どもで負の有意な効果をもつという点では、前節での結果と同様である。

しかしながら異なる点として、10%の有意水準ではあるが、「母親自身が自分の就労の影響を肯定していること」が正の有意な効果をもつ傾向があり、子どもによる家計認知においても、「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「わからない」子どもも負の有意な効果をもつ傾向があることが挙げられる。加えて、「父親との休日のレジャー・遊び」の主効果、ならびに「子どもによる家計認知」との交差項ともに有意な効果をもつことが明らかになった。すなわち、「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「苦しい」と認知している子どもや「わからない」子どもで、「父親との休日のレジャー・遊び」の頻度が高まるほど、「週に15時間未満という短い（あるいは働いていない）」母親の選択を支持するという結果である。

表 6 ロジスティック回帰分析結果
 (「子どもの家計認知」×「父親との休日のレジャー・遊び」頻度)

	15時間未満	15時間以上
子ども性別		
1=男子	2.610*	1.275
2=女子(base)		
子ども年齢	1.134	1.192 ⁺
子どもによる家計認知		
0=わからない	0.124 ⁺	0.172*
1=苦しい	0.047**	0.253
2=ゆとりがある(base)		
母親自身の仕事(についていないこと)への満足度	1.197	1.448*
父親の週当たりの労働時間	1.091	0.807*
母親自身による自分の就業影響の肯定度	1.111 ⁺	1.016
父親による妻の就業影響の肯定度	0.793	1.153*
この1週間に家族全員で夕食をとった回数	1.324*	0.941
父親との休日のレジャー・遊び	0.634*	0.921
「子どもによる家計認知」×「父親との休日のレジャー・遊び」頻度		
0=わからない	2.301*	1.660
1=苦しい	2.148*	3.099
2=ゆとりがある(base)		
定数	0.320	0.809
モデルχ ² 値	34.03***	27.51**
自由度	12	12
N	173	202

注)表中の数値はオッズ比の値を示している。

⁺P<0.10, *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001

一方、「15時間以上」では、前節での結果と同様に「母親自身の仕事(についていないことへの)満足度」と「父親による妻の就業影響の肯定度」が正の有意な効果を持ち、「父親の週当たりの労働時間」が負の有意な効果をもつ。そして異なる点として、「子どもによる家計認知」で「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「わからない」子どもで負の有意な効果をもつことが明らかになったものの、「15時間未満」とは異なり、「子どもによる家計認知」と「父親との休日のレジャー・遊び」との交差項は有意な効果をもってはいなかった。

4. 議論

本研究での課題は、子どもから得られたデータに焦点を当て、子どもが母親の就業にまつわる選択をどのように受け止めているのかを、母親(妻)や父親(夫)の意識、実態との関連で追究することであった。さらに、そのことを通じて「母親の就業と非就業のどちらが子どもにとって良い選択で支持されるのか」という対立構造として捉えるのではなく、「どちらの選択をしたとしてもそれを子どもから支持される選択にする要因」やそこにみられる

違いについて検討を試みることであった。これらの課題に答えるために、母親の就労時間による2つのグループ、すなわち「15時間未満」と「15時間以上」ごとに本研究で得られた知見を整理してみることにしよう。

まず、母親が「専業主婦から15時間未満」を選択したグループについてである。ここでは、「女子に比べて男子」、「この1週間に家族全員で夕食をとった回数」が正の有意な効果を持ち、「子どもによる家計認知」では、「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「苦しい」と認知している子どもで負の有意な効果を持っていた。すなわち、母親の「専業主婦から15時間未満」の就労という選択を、女子より男子で、また家族全員で夕食をとった回数が多いほど支持し、家の家計が「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「苦しい」と認知している子どもで支持しないという結果である。

対して、母親の働き方が「15時間以上」のグループについては、「母親自身の仕事満足度」と「父親による妻の就業影響の肯定度」が正の有意な効果を持ち、「父親の週当たりの労働時間」が負の有意な効果を持っていた。すなわち、母親の「15時間以上」という働き方を、子どもたちは母親自身が現在の仕事に満足しているほど、父親がそんな母親の就業影響を肯定的に考えているほど、そして父親の週当たりの労働時間が短いほど支持しているという結果であった。

これらの結果において注目されるのは、母親の就労選択についての子どもによる支持／不支持に対し、両グループにおける「父親（夫）」要因の効果の違いである。具体的にいえば、母親が「専業主婦から15時間未満」の就労という選択をしたグループでは、「家族全員で夕食をとった回数」、母親の働き方が「15時間以上」のグループでは、「父親による妻の就業影響の肯定度」や「父親の週当たりの労働時間」がそれぞれ有意な効果をもつということである。つまり、前者では「家族全員」ということで、「父親も含めた家族」で夕食をとるという日常的、具体的な行為が有意な効果を持つものに対し、後者では、「父親自身」の価値観や働く時間が有意な効果を持つという違いである。

そこで、さらにこれらの違いに注目し、「家族での休日のレジャー・遊び」、「父親との休日のレジャー・遊び」と「子どもによる家計認知」との交差項を投入したモデルを検討した。その結果、母親が「専業主婦から15時間未満」の就労という選択をしたグループでは、「家族」ではなく「父親」との休日やレジャー・遊びが有意な効果を持つものに対し、母親の働き方が「15時間以上」のグループでは、逆に「父親」とではなく「家族」での休日やレジャー・遊びが有意な効果を持つという違いが明らかになった。

「子どもによる家計認知」との関連でいえば、母親が「専業主婦から15時間未満」の就労という選択をしたグループでは、自分の家の家計は「ゆとりがある」と認知している子どもに比べて「苦しい」や「わからない」と認知している子どもで「父親との休日のレジャー・遊び頻度」が多いほど、母親の選択を支持するという結果である。一方、母親の働き方が「15時間以上」のグループでは、自分の家の家計は「ゆとりがある」と認知している子どもに比

べて「わからない」子で、「家族」での休日のレジャー・遊び頻度が多いほど、母親の選択を支持するという結果である。

これらの知見は、母親の選択を子どもが支持してくれるために何ができるというのだろうか。その処方箋を示してみると、母親が「専業主婦から15時間未満」の就労という選択をしたグループでは、なるべく父親も含めた家族全員で夕食をとる回数を増やし、子どもに家計が「苦しい」と認知させないようにしたい。家の家計を「苦しい」、「わからない」と認知している子どもたちには「父親との休日のレジャー・遊び頻度」を増やすことが母親の選択を支持してもらうために求められる。

では、母親が「15時間以上」働くグループはどうであろうか。先行研究でも言われてきたように、まずは母親自身が現在に満足しながら仕事をし、父親はそんな妻の就業による影響を肯定しつつ、週当たりの労働時間を減らす。家計認知が「ゆとりがある」子どもよりも「わからない」子どもは母親の選択を支持しないという結果から、家計状況にゆとりがあるのならきちんと伝え、家計認知の「わからない」子どもでは「家族」での休日のレジャー・遊びの頻度を増やすことである。

しかしながら、子どもは成長に伴って家族と一緒に夕食が取れなくなってきたり、あるいは一緒には取らないようになっていたり、休日も家族や父親とのレジャーや遊びには関心を示さなくなっていくのかもしれない。このことは子どもの年齢別の分布からもうかがえる。一方、子どもによる家計認知の分布からは、「わからない」としているのは年齢の一番小さいグループの子どもたちの間で高い割合であったことから、自らの家の家計状況を小さな子どもが感じ取れる行為として、これらが子どもたちの認知に作用しているとも考えられる。また、「15時間以上」働くグループにおいて父親が母親の就業による影響を肯定しつつ、週当たりの労働時間を減らすといった調整を行うのは、本調査データが妻（母）を起点にして夫（父）と子どもとに依頼されたいわば「仲良し」夫婦、親子からなるトライアドデータであるがゆえのサンプル特性を反映しているのかもしれない。この点については本研究の知見を解釈する際に、十分念頭に置いておく必要がある。

以上の本研究から得られた「処方箋」は、先行研究での知見に対して何を指示しているのだろうか。全国家族調査（NFRJ）データを用いて育児期のワーク・ライフ・バランスについて分析した鈴木（2016）は、妻ひとりが「仕事」と「家庭」のバランスを取るという妻だけの「孤独な」ワーク・ライフ・バランスになってしまうことに警笛を鳴らしている。そして、夫は妻を情緒的に支えるという「土俵外」からの応援者としてだけでなく、ともに子育てを担い、分かち合う存在として、ようやく妻のワーク・ライフ・バランスの「土俵上」に姿を現したのではないかと主張する。確かに、これまで子育てのために働き方を調整するのは主として母親であった。しかしながら、本研究での知見は、母親だけが働き方を調整し、頑張るだけでは、言い換えれば母親の「孤独な」ワーク・ライフ・バランスだけは、子どもからの支持は得られないことを示している。それどころか、どちらのグループであっても、

子どもによる支持／不支持において「父親」の存在が重要なカギを握っていることが改めて確認された。母親が孤立奮闘しているだけで父親が蚊帳の外であれば、それをしっかり子どもは見抜いているのである。

子どもに「父母の協力」を見せることが子どもからの支持を得るカギになっていると考えられ、その「協力」の仕方や見せ方は母親の働き方によって、また子ども自身による家計の認知の有様によって異なることも明らかになった。すなわち、母親が「専業主婦から15時間未満」の就労という選択をしたグループでは、平日夜は父親不在であり、夕食を共にできないことが多い（財団法人家計経済研究所 2009；品田 2015）が、そんな父親が母親の作った夕食の場にいること、普段は母親と一緒にいることが多い子どもたちにとって休日に父親と遊べること、によって父母が「協力している」ことを感じられるのではないだろうか。大和ら（2008）の研究では、片働き世帯の母親は休日に父親が子どもと遊んでくれることを期待していたことが指摘されているが、もしそうなら、休日に父親が子どもと遊ぶことは、片働き世帯の母親の期待に沿う行動をとっていることになる。そのような父親の行動が、子どもの目には母親への「協力」として映るのかもしれない。一方、母親が「週15時間以上」働くグループでは、そんな働く母親を父親が肯定的に支持し、自らの労働時間をも調整する姿が、子どもの目に父母が「協力している」と映るのだろう。

5. おわりに

政府による「働き方改革」が推し進められるなか、母親たちは子育てをしながらどのような働き方をするのが子どもにとってよいのか、支持されるのかを模索している。しかしながら、本研究によって新たに明らかになったことは、母親が「孤独な調整」を行うだけでは子どもからの支持は得られないということである。むしろ、母親の調整に父親がどのようにかかわるのか、子どもに「父母の協力」をどうみせられるのかが重要なのである。そこには、子どもが家計をどのように認知しているのかも影響し、その認知の有様は子どもの成長とともに変化することが推察される。成長とともに変化する子どもの家計認知についてのより詳細な分析や検討、ならびに子どもの成長と家族や父親と共有する時間や行為がもつ意味の変化や両者の関連についての検討など残された課題は多い。

これらの課題が示唆するのは、「父母の協力」の見せ方が母親の働き方によって異なるだけでなく、子どもの成長とともに「父母の協力」の見せ方やそれが子どもにとってもつ意味、作用も変わっていくのかもしれないということである。いずれにしても、父親が平日夜に家族とともに食卓を囲むことができ、休日を家族や子どもと過ごせるような「働き方改革」が、父、母それぞれにとってのみならず子どもにとっても急務であると言えよう。

[注]

- 1) サンプルング、調査実施状況、回収されたデータの特性については（財団法人家計経済研

究所 2009) を参照のこと。

- 2) 妻票, 夫票ともに「(a)家計にゆとりができる」「(b)私の能力や知識がいかせる」「(c)私が社会とのつながりがもてる」「(d)子どもが自立する」「(e)夫が自立する」「(f)私が自立する」「(g)子どものしつけがいきとどかない」「(h)近隣や友人との付き合いが十分にできない」「(i)私が仕事と家事の負担でイライラする」「(j)私が家事を手抜きする」の10項目であり, それぞれ「1. あてはまる」「2. まああてはまる」「3. あまりあてはまらない」「4. あてはまらない」の4件法でたずねたものである。
- 3) 子ども票で「あなたの家の家計はどのような状態だと思いますか。(1つだけに○をつけてください)」という質問に対し, 「1 ゆとりがある」「2 まあゆとりがある」「3 やや苦しい」「4 苦しい」「5 わからない」の5件法でたずねたものを, 「ゆとりがある」と「まあゆとりがある」をまとめて「2 ゆとりがある」, 「やや苦しい」と「苦しい」をまとめて「1 苦しい」, そして「0 わからない」にリコードしたものである。
- 4) 妻票で「あなたは現在のお仕事に満足していますか。また, 現在お仕事についていない方についてはいないことについて満足していますか。(○は1つだけ)」という質問に対し, 「1 満足」「2 まあ満足」「3 やや不満」「4 不満」「5 どちらともいえない」「6 わからない」の選択肢でたずねたものを, 満足度が高くなるようにリコードしたものである。
- 5) 子ども票で「あなたは, 休日に次のような人とどのくらいレジャー・遊びをしていますか。(それぞれに1つずつ○をつけてください)」の項目のうち, 「お父さん, お母さん(と, きょうだい)といっしょのレジャー・遊び」を「家族での休日のレジャー・遊び頻度」, 「お父さん(と, きょうだい)といっしょのレジャー・遊び」を「父親との休日のレジャー・遊び頻度」と表記し, それぞれ「毎週のように」「月に2, 3回くらい」「月に1回くらい」「2, 3ヵ月に1回くらい」「ほとんどしない」の5件法でたずねたものを, 頻度の高い順にリコードして用いている。
- 6) 子ども票で, 母有職で「仕事をしている方がよい」に対して「1 そう思う」の人と母無職で「仕事をしてほしいと思う」に対して「0 そうは思わない」の人を「母親の現在の就労にかんする選択を子どもは『支持』」とする。そして, 母有職で「仕事をしている方がよい」に対して「0 そうは思わない」の人と母無職で「仕事をしてほしいと思う」に対して「1 そう思う」の人を, 「母の現在の就労にかんする選択を子どもは『不支持』」とし, 「母親の就業にかんする選択と子どもによるその希望の一致/不一致」変数として用いている。

[謝辞]

二次分析にあたり, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査, 2008」(財団法人 家計経済研究所)の個別データの提供を受けました。また, 本稿を執筆するにあたり, 研究会や成果報告会にて先生方より多くのご指導やコメントをいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- 独立行政法人 労働政策研究・研修機構編,2013,『労働政策研究報告書 No. 159 子育てと仕事の狭間にいる女性たち——JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析』独立行政法人 労働政策研究・研修機構.
- 金子智栄子・斎藤浩子・青柳肇,1982,「働く母親の母子関係と子どもの自主性について」『母子研究』 5,204-211.
- 片桐恵子,2000,「働く母親と子どもの親子関係 ISSP 調査による分析」佐藤博樹・石田浩・池田謙一編『社会調査の公開データ』東京大学出版会, 195-210.
- Pocock,B.,2006,*The labour market ate my babies: Work,Children and a sustainable future. the Federation Press,Annandale,NSW.*(=2010,中里英樹・市井礼奈『親の仕事と子どものホンネ——お金をとるか、時間をとるか』岩波書店.)
- 品田知美編,2015,『平成の家族と食』晶文社.
- 鈴木富美子,2016,「育児期のワーク・ライフ・バランス」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人『日本の家族 1999-2009——全国家族調査[NFRJ]による計量社会学』東京大学出版,187-202.
- 高橋道子,1984,「働く母親の子どもたち」岩男寿美子・杉山明子編『働く母親の時代——子どもへの影響を考える』NHK ブックス,21-56.
- 高山育子,2002,「就学前教育の制度化と『三歳児神話』——JGSS-2000 データによる規定要因の分析」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——JGSS-2000 で見た日本人の意識と行動』,東京大学社会科学研究所, 159-69.
- 田中慶子,2017,「2017 年度二次分析研究会 第 1 回研究会『現代核家族調査』について」(研究会資料).
- 大和礼子・斧出節子・木脇奈智子編著,2008,『男の育児・女の育児——家族社会学からのアプローチ』昭和堂.
- 財団法人家計経済研究所編,2009,『現代核家族のすがた——首都圏の夫婦・親子・家計』財団法人家計経済研究所.

女性の就業による家庭生活への影響

——意識要因の検討——

王 帥

(東京大学)

日本における女性の就業が増える中、就業に対する社会規範や意識を含めた転換が求められる。本研究では意識要因に着目し、女性の就業による家庭生活への影響がいかに認識されているのかを把握し、それらの認識の規定要因を実証的に検討することを目的とした。分析から明らかになったのは、女性が就業の家庭生活への影響を「積極的」、「消極的」、「家族自立」の三つの傾向として捉え、女性の就業形態別に捉え方が異なることである。三つの傾向の規定要因を分析したところ、積極的傾向と家族自立傾向の分析に限っては、サポート動員仮説の成立が確認された。一方、消極的傾向の分析には、サポート動員仮説の成立が確認できておらず、従来の性別分業意識が強いほど、女性の就業の影響をマイナスに捉えることが確認された。女性の社会進出にあたって、夫の家事分担と親族からのサポートが欠かせないことが示唆されている。

1. はじめに

日本における女性の就労が増えている。女性の労働力率は、結婚・出産期を機に一旦低下し、育児が落ち着いた時期に再び上昇するというM字カーブと呼ばれる特徴が緩やかになっている(内閣府 2017)。内閣府「男女共同参加社会に関する世論調査」(2016)によると、若い世代ほど労働力率が高くなり、「子どもができて、ずっと職業を続ける方がよい」と答えた女性の割合が、2002年の38.0%から、2016年の55.3%まで伸び、女性が職業を持つことに対する意識も変化している。

一方で平成29年版の男女共同参画白書(内閣府 2017)によると、第一子を出産をきっかけとして、約5割の女性が仕事を辞めてしまう状況が続いている。女性の就業形態から見ても、結婚・出産期を機に正規雇用が減少して非正規雇用が増加する傾向がみられている。筒井(2014)は、女性の就業率が全体として上昇基調にあるものの、その内実を見てみると決して男女の働き方が同等になっておらず、女性の社会進出や女性の活躍社会の実現まで程遠いものであると指摘している。その理由の一つには、「男は仕事、女は家庭」という性別分業意識の影響が大きい。女性の就業率が、経済的要因ばかりでなく、規範の在り方のような文化的要因によっても変化しうることを示されている(尾嶋 2000)。このような社会規範や非公式の制度の固定化に伴い、家事・育児のアンバランスな配分実態が、家事分担の不平等感につながりにくいことを示唆される知見もある(不破・筒井 2010, 筒井 2014)。

政府の「女性が輝く社会づくり」政策や、女性の社会進出を促進するにつれ、多くの社会的活動を女性が分担することが社会から期待され、社会規範や意識を含めた転換が求められる。このような背景で、女性が就業の家庭生活への影響をどのように捉えているのか、社

会構造の変化に応じた女性の就業に関する意識変化の考察も重要な課題となっている。

そこで本研究では、意識要因に着目し、女性が就業による家庭生活への影響がいかん認識されているのかを把握する。そして、それらの認識に対する規定要因を実証的に検討することを目的とし、女性の社会進出を促進／阻害する要因を検討していきたい。

2. 先行研究

職業生活と家族生活の特質が結びついて、ストレス研究の重要な研究テーマとされてきた（西村 2009）。女性の就業に関する先行研究には、役割過重仮説と役割拡張仮説をめぐる研究がなされている。役割過重仮説は、個人の有する時間やエネルギー量が限られる中、役割の数が増えるとストレスが生じるか、就業が女性に心理的負荷をかけるものかをめぐる研究である（Goode 1960, 長谷川 2010, 太田 2001, 西村 2009）。女性の就業による影響をネガティブな側面からアプローチし、夫や親からのサポートを引き出すことによって役割ストレスを低減する「サポート動員仮説」か、就業そのものを調整して自らの家族状況に対応する「個人的対処仮説」かをめぐる研究がなされている（西村 2009）。一方、役割拡張仮説は、個人のエネルギー量を拡張可能なものとして捉え、多重役割に従事することによる資源が補完され、ストレスの緩衝効果が得られるのか、就業が女性の心理的にメリットを生じるものかをめぐる研究である（長谷川 2010, Sieber 1974）。女性の就業はむしろポジティブな効果として捉えられている。この二つの対立した仮説のどちらがより当てはまるかについては、はっきりとした結論が出されておらず、フルタイム就業の女性は他の就業形態の女性に比べて家族生活ストレスが高いことを示した研究（西村 2001, 土肥 1990, 長谷川 2010）がある一方で、どちらも当てはまらないことを示した研究（西村 2001）や、役割への関与が心理的 well-being の増加に関係することを示した研究（太田 2001）もある。また、この二つの仮説の考察対象について、役割過重仮説を考察する場合は、役割ストレスを合成尺度にまとめたネガティブな指標や、家族内の負担感を家族生活における役割過重の側面として測定する研究（西村 2001, 稲葉 1995, 松岡 1999）が多いのに対して、役割拡張仮説を考察する場合は、生活満足感を心理的 well-being の肯定的な指標としてよく取り上げられた（太田 2001）。しかしながら、就業による家庭や心理への影響がポジティブな側面とネガティブな側面が両方を有したため、影響そのものを包括的に捉える視点が必要であると考えられる。

また、日本における女性の就業を阻む理由としてよく挙げられたのは性別分業構造の強固さである（石原 1999, 西村 2001）。日本では「男性が主な稼ぎ手となり、女性が家庭の責任をもつ」という性別分業体制が維持されしていると議論されている（筒井 2014）。意識変数を説明変数に入れて女性の就業選択と就業形態の選択に関する分析でも、無職の女性と比べて正社員やパートタイムで働く女性のほうが、「就業継続志向」がプラスの影響を与える研究がなされ（永瀬 1994, 高橋 2007, 長町 2002）、妻も夫も同じように育児分担を行う

という意識への変革が必要であることが示されている（山谷 2011, 松田・鈴木 2002）。しかしながら、性別分業意識の指標として最もよく用いられるのは「男は仕事，女は家庭」といった意識変数である。この変数だけでは性別役割分業意識を肯定する意識の全体をとらえられないと指摘されている（大和 1995, 石原 1999, 高橋 2007）。

そこで本研究では、女性の就業による家庭生活への影響についていかなる考えを持っているのか、その考え方を分析対象として、ポジティブな面とネガティブな面を含めた考察を行う。またその考え方の規定要因を考える際に、夫の所得、子どもの有無、学歴といった属性のみならず、夫と親からのサポート及び家族観のような性別役割分業意識も影響を与えることが考えられる。このように就業による家庭生活への影響に関する考え方を把握するほか、いずれの考え方の理由が明らかになれば、その理由の解消（あるいは促進）につながる対策を講じることができ、政策的に意義がある。

3. 使用データと変数

本研究では家計経済研究所が行った「現代核家族調査」（2008年）のうち、妻票と夫票がともに揃っている回答を分析対象とする。分析対象となる女性の就業形態は、非就業 330人、自営自由業 110人、パートタイム 319人、フルタイム 122人である。

分析に用いる変数は表 1 に示す。本研究で意識要因に着目して女性の就業による家庭生活への影響を分析するため、従属変数には、妻票の回答を用いて、就業する（就業したら）ことによって家庭生活への影響を示す項目を用いる。

独立変数は、就業形態、夫と親からのサポート、性別分業意識の三つの部分にわけることができる。就業形態は、妻の就業形態を用いて分析する。夫と親からのサポートは、夫の家事頻度や、親と親戚からのサポート効果について検討する。性別分業意識は家族や子育てに関する多数の項目を用いて分析する。

以上の変数のほかコントロール変数として夫の年収、子どもの数、末子年齢、妻の学歴を入れて分析する。

表 1 記述統計量（妻票）

			最小値	最大値	平均値	標準偏差
基本属性	夫年収	1=なし, ~9=1000万円以上	1	9	7.2	1.3
	子ども数	1=子どもなし, ~4=子ども4人	1	4	1.6	1.0
	末子年齢	1=子どもなし, 2=0-2歳, 3=3-5歳, 4=6-11歳, 5=12歳以上	1	5	2.9	1.8
	妻就業形態	1=専業主婦, 2=自営自由業, 3=パート, 4=常勤	1	4	2.3	1.1
	妻学歴	1=高卒以下, 2=高卒, 3=短大卒, 4=大卒, 5=大学院卒	1	5	2.8	0.9
家庭内外サポート	夫の家事頻度	料理, 食事の後片付け, 掃除, 洗濯頻度の足し合わせ(4=低頻度, ~24=高頻度)	4	24	7.8	3.9
	親戚と親しくする人数	別居の親戚の方(親, 子, きょうだいを含む)で日頃から頼りにし, 親しくしている方の人数	0	16	4.1	3.0
	妻両親との居住距離が30分以内ダミー	妻の両親の住まいからの所要時間:30分以内=1, 30分以上=0	0	1	0.2	0.4
性別役割分業意識	子どもが小さいうちは, 母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ	1=反対, ~4=賛成	1	4	2.9	0.8
	両親が揃って子育てすべきだ	1=反対, ~4=賛成	1	4	3.6	0.6
	夫に稼働責任をもつべきだ	1=反対, ~4=賛成	1	4	3.5	0.6
	妻に家事・育児責任をもつべきだ	1=反対, ~4=賛成	1	4	3.2	0.7
	忙しくても自分の時間をもつべきだ	1=反対, ~4=賛成	1	4	3.4	0.6
	忙しくても夫婦二人の時間をもつべきだ	1=反対, ~4=賛成	1	4	3.3	0.6

重回帰分析を行い、個人属性をコントロールした上で、夫と親からのサポート変数と性別分業意識変数の効果を考察していく。先行研究では、サポート動員仮説を検討する際に就業形態と夫の家事頻度・親との居住状況との交互作用効果に注目された（西村 2009）。本研究でも就業形態とサポート変数の交互作用項を入れて、夫の家事頻度や親の援助などのサポートが就業による家庭生活への影響に効果があるかどうか注目する。

4. 分析結果

4.1 女性の就業による家庭生活への影響

調査票（妻票）の「あなたが就業していることによって（就業したら）、家庭生活にどのような影響があると思いますか」（10項目）を用いて、女性の就業による家庭生活への影響について女性がどのように評価しているかを把握する。各項目に対して、「当てはまる」（1点）から「当てはまらない」（4点）の4件法で回答を得たが、本研究の分析に際して、「当てはまらない」（1点）から「当てはまる」（4点）に修正し、得点が高いほど評価が高くなるよう得点化した。これらの項目を因子分析したところ、3因子が抽出された（表2）。第1因子には家事や子育てにマイナスな影響の項目で構成されたため、「消極的傾向」因子と命名した。第2因子には家計の余裕や能力の活用などプラスな影響の項目で構成されたため、「積極的傾向」因子と名付けた。第3因子には夫と子どもの自立に関する項目で構成されたため、「家族自立」因子と命名した。

表2 女性の就業による家庭生活への影響に関する因子分析

	(因子1) 消極的傾向	(因子2) 積極的傾向	(因子3) 家族自立
子どものしつけが行き届かない	0.731	-0.033	0.153
妻が仕事と家事でイライラする	0.688	-0.024	-0.033
近隣・友人との付き合いが充分にできない	0.612	0.151	0.176
妻が家事を手抜きする	0.525	0.053	0.001
社会とのつながりがもてる	0.002	0.752	0.135
能力知識が生かせる	-0.03	0.671	0.21
家計にゆとりをもたらす	0.111	0.364	0.206
夫が自立する	-0.011	0.195	0.816
子どもが自立する	0.148	0.232	0.527
妻が自立する	0.122	0.459	0.526

因子抽出法: 最尤法

回転法: Kaiser の正規化を伴うバリマックス法

妻の就業状態別に3因子得点の平均(図1)を見ると、非就業の女性は消極的傾向因子にプラスな値となり、就業による影響を消極的に捉える傾向がみられる。フルタイム就業の女性は消極的傾向因子より、むしろ家族自立因子と消極的傾向因子のほうの平均値が高く、就業による影響を消極的に捉えていない。パートタイムと自営業の場合は消極的傾向因子にマイナスな値となっている。積極的傾向と家族自立傾向へのプラスな値が小さいものの、就業による影響を必ずしも消極的に捉えていないことがわかる。

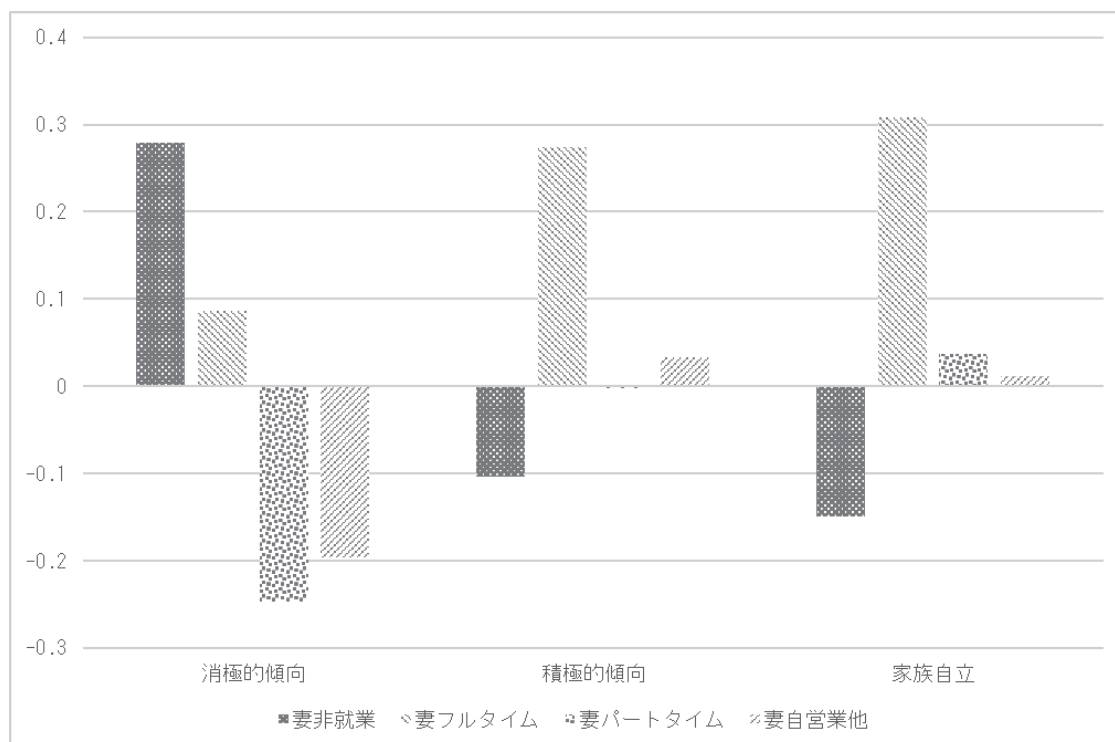


図1 就業形態別にみる就業の家庭生活への影響（妻票）

このように、女性の就業形態によって就業の家庭生活への影響の捉え方が異なり、非就業の女性は就業を消極的に捉えるのに対して、フルタイム就業の女性は就業を積極的に捉える傾向がみられた。パートタイムと自営業の場合は、女性の就業の影響を積極的に捉える傾向がそれほど強くないものの、消極的ではないことがわかった。

4.2 女性の就業による家庭生活への影響の規定要因分析

分析結果を表3に示す。就業による家庭生活への影響の3パターン（積極傾向、家族自立、消極傾向）を従属変数として順次にモデルに投入し、それぞれの規定要因を分析していく。

まず積極傾向を従属変数に投入したモデルの結果をみると、統計的に有意な結果が出たのは、「妻の最終学歴」(+), 「妻の就業形態」(+), サポート変数のうちの「親戚と親しくする人数」(+), 「妻の就業形態と親戚と親しくする人数の交互作用項」(-), 性別分業意識変数のうちの「子どもが小さいうちは母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」(-), 「忙しくても自分の時間を持つべきだ」(+)といった変数である。妻自身が高学歴、就業していて、親戚と親しく人数が多く、子供が小さいうちには母親は仕事を持たずに育児に専念する家族観に必ずしも賛成しておらず、自分の時間を持ちたいという家族観を持つほど、女性の就業による家庭生活への影響を積極的に評価する傾向が示されている。「妻の就業形態と夫の家事頻度の交互作用項」と「妻の就業形態と妻両親住居30分以内ダミーの交互作用項」

は統計的に有意ではない。

表 3 就業による家庭生活への影響の3パターンの規定要因分析

	積極傾向	家族自立	消極傾向
	B	B	B
夫年収	0.017	-0.089 **	-0.006
子ども数	-0.058	-0.017	0.166 ***
末子年齢	0.011	0.072 **	0.001
妻最終学歴	0.192 ***	0.043	0.031
妻就業形態	0.265 **	-0.027	-0.103
夫の家事頻度	0.035	-0.050 *	-0.018
親戚と親しくする人数	0.084 ***	0.026	0.018
妻両親住居30分以内ダミー	0.033	0.277	0.132
妻就業形態×夫の家事頻度	-0.012	0.022 **	0.004
妻就業形態×親戚と親しくする人数	-0.025 **	-0.009	-0.014
妻就業形態×妻両親住居30分以内ダミー	-0.009	-0.069	-0.021
子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ	-0.149 **	0.003	0.177 ***
両親が揃って子育てすべきだ	0.091	-0.069	0.064
夫に稼得責任をもつべきだ	-0.012	-0.125 *	0.115 +
妻に家事・育児責任をもつべきだ	0.057	0.058	-0.178 **
忙しくても自分の時間をもつべきだ	0.134 *	0.094	-0.025
忙しくても夫婦二人の時間をもつべきだ	0.036	0.021	0.029
F 値	5.843 ***	3.369 ***	5.206 ***
調整済み R2 乗	0.112	0.058	0.098
N	656	656	656

+ P<.10, * P<.05, ** P<.01, *** P<.001

次に家族自立を従属変数に投入したモデルについてみると、統計的に有意な結果が出てきたのは「夫年収」(-)、「末子年齢」(+), サポート変数のうちの「夫の家事頻度」(-), 「妻の就業形態と夫の家事頻度」(+), 性別分業意識変数のうちの「夫に稼得責任を持つべきだ」(-) のような変数である。夫の収入が少なく、末子年齢が高く、夫の家事頻度が低い、夫に稼得責任を持つことに必ずしも賛成していない妻ほど、女性の就業による家庭生活への影響を家族自立の促進として評価されていることがわかる。「妻の就業形態と親戚と親しくする人数の交互作用項」と「妻の就業形態と妻両親住居30分以内ダミーの交互作用項」は統計的に有意ではない。

最後に消極傾向の規定要因分析の結果を見ると、統計的に有意に出たのは「子どもの人数」(+), 性別分業意識変数のうちの「子どもが小さいうちは母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ」(+), 「夫に稼得責任を持つべきだ」(+), 「妻に家事・育児責任を持つべきだ」(-) のような変数である。子どもの人数が多く、妻に家事・育児責任を持つべきことに賛成しないものの、子どもが小さいうちに母親は仕事を持たず育児に専念すべきことと、夫に稼得責任を持つべきことに賛成する妻ほど、女性の就業による家庭生活への影響を消極的に捉える傾向がみられる。妻の就業形態とサポート変数との交互作用項はいずれも統計的に有意ではない。

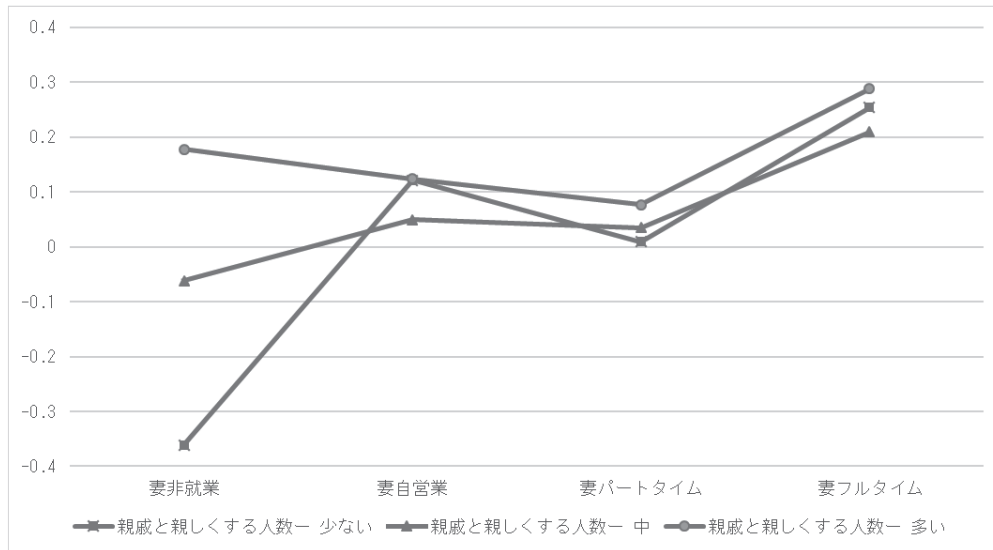


図2 妻就業形態・親戚と親しくする人数の交互作用 (積極的傾向)

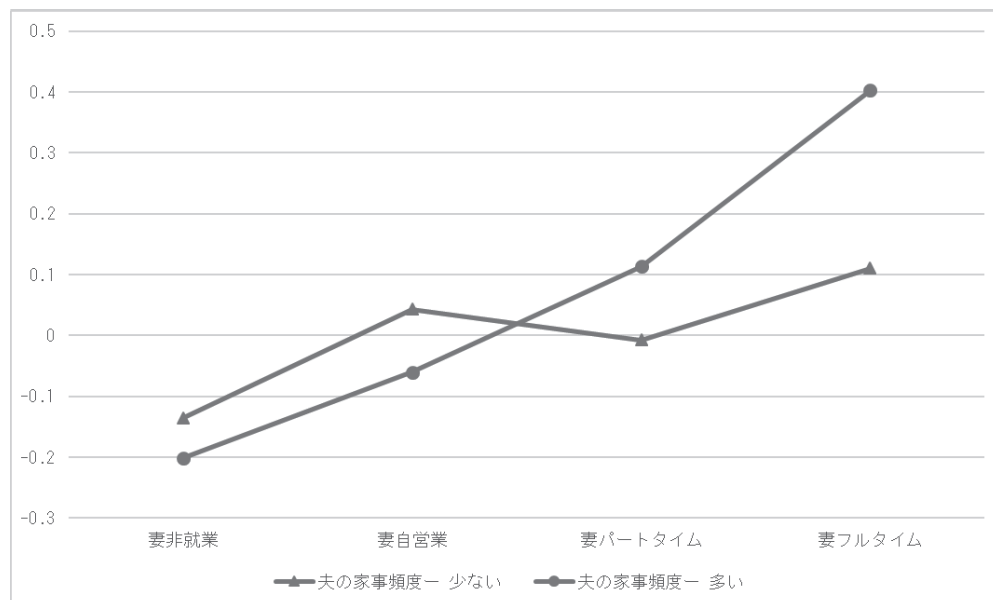


図3 妻就業形態・夫の家事頻度の交互作用 (家族自立傾向)

また、有意な結果が出た交互作用項について検討を加えると、図2は親戚と親しく人数による「積極傾向」の値を妻の就業形態別に示したものであり、図3は妻の就業形態別に、夫の家事頻度による「家族自立」の値を示したものである。図2で、妻が自営業、パートタイム、フルタイム就業の場合には、親戚と親しくする人数の多少にも関わらず、就業による家庭生活への積極傾向の評価に差がみられない。一方、妻が非就業の場合には、親戚と親しくする人数によって、就業による家庭生活への積極的な評価に大きな差がみられる。親戚と親しくする人数が多いほうは、就業による影響をより積極的に評価されるのに対して、親戚と親しくする人数が少ないほうは、就業による家庭への積極的な評価が低い。つまり、親戚か

らのサポートが就業による家庭生活への積極的な評価に影響することができるのは、妻非就業に限られるが、親戚からのサポートが多い場合、就業を積極的に捉える傾向がみられる。次に図3で、妻が非就業、自営業、パートタイムの場合には、夫の家事頻度にも関わらず、就業による家庭生活への家族自立の評価に大きな差がみられない。一方、妻がフルタイム就業の場合には、夫の家事頻度によって、家族自立の評価に差がみられる。夫の家事頻度が多いほうは、フルタイム就業の女性に限って就業の影響が家族自立につながる評価となる傾向が強いと読み取れる。

先行研究では、就業行動による家庭生活の役割過重を考察する際に、夫や親からのサポートを用いて役割ストレスを軽減させているようなメカニズムは日本でみられておらず、サポート動員仮説は成立していないと結論されている（西村 2009）。しかしながら、本研究では女性の就業による家庭生活への影響について役割過重の側面ではなく、影響への評価そのもの（評価の全体像）に注目して規定要因を分析した結果、親戚からのサポートが女性の就業による家庭生活への積極的な評価を促進し、夫からのサポートが家族自立の評価につながりやすいことが確認できた。一方、女性の就業による家庭生活への影響を消極的に評価する場合、親戚や親からのサポートの効果が確認できなかった。本研究の分析結果がむしろ「役割過重」に着目した先行研究の結果と一致しているといえる。つまり、夫や親戚からのサポートを用いて女性の就業による家庭生活への消極的影響を軽減させるような傾向がみられない。

性別分業意識の考察では、母親の育児専念や夫の稼得責任をもつといった性別分業意識が強いほど、女性の就業による家庭生活への影響を消極的に捉える傾向が最も強いとみられる。一方、母親の育児専念や夫の稼得責任を必ずしも要求しておらず、従来の性別分業意識にとらわれない妻ほど、就業による家庭生活への影響を積極的、あるいは家族自立に捉える傾向が強くみられる。

5. おわりに

本研究の目的は、意識要因に着目して、女性の就業が家庭生活への影響を実証的に検証することであった。妻の就業形態、夫と親からのサポート、性別分業意識が就業による家庭生活への影響の捉え方に対していかなる効果がみられるのか、検討した。

妻票を用いて分析した結果、女性の就業が家庭生活への影響を「積極的傾向」、「消極的傾向」、「家族自立」の三つの傾向として捉え、女性の就業形態別に捉え方が異なることがわかった。フルタイム就業は就業の影響を積極的に評価する傾向がみられたものの、妻非就業は就業の影響を消極的に評価する傾向がみられた。三つの傾向の規定要因を分析したところ、積極的傾向と家族自立傾向の分析に限っては、サポート動員仮説の成立が示唆された。夫や親戚からのサポートが多ければ、従来の性別分業意識に囚われない女性ほど、就業の影響を積極的に評価した結果を得られた。一方、消極的傾向の分析には、サポート動員仮説の成立

が確認できておらず、従来の性別分業意識が強いほど、女性の就業の影響をマイナスに捉えることが確認された。

また、女性の就業形態別に夫と親戚からのサポートを考察したところ、妻非就業のうちでも親戚からのサポートが多いほど、就業の影響を積極的に評価する傾向がみられた。フルタイム就業の中で夫の家事頻度が高いほど、家族自立を促進する影響として評価された結果が確認された。

日本の男性の家事分担率は、世界で最も低いと言われている。女性の社会進出にあたって、夫の家事分担と親族からのサポートが欠かせないことが、本研究から示唆されている。夫や親族からのサポートが、女性が就業そのものを積極的に評価しやすく、女性の就業意欲の向上につながりやすいと考えられる。また、性別分業意識が根強く存在すると同時に、女性の就業状態によって変化しつつあることが示唆されている。従来型の性別分業意識が強いほど、女性の社会進出を消極的に捉えやすく、女性の就業意欲を損なう可能性がある。女性の社会進出が促進される現在、今後、意識面を含めた社会規範の転換が求められている。

最後に、本研究の今後の課題を述べる。本稿において、意識面に着目して就業による家庭生活への影響の検証は試みの一つに過ぎない。今後は社会学と心理学における分析手法を参照しながら、分析枠組みの再構築を行う必要がある。また、本稿は一時点のみの考察を行ったため、時代とともにその認識の変化を把握できていない。今後、1999年時点で行われた同調査のデータを加えて二時点において比較研究を行う必要がある。最後に、本稿は妻票の回答を用いて検討したが、夫票の回答を用いて同様な分析を行った結果、妻票の分析で得られた結果に似ているものの、交互作用項が統計的に有意ではなかった。妻票の分析から得た結果を踏まえて、夫票の分析結果との違いを検討していきたい。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査、2008」（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。

[参考文献]

- 石原邦雄，1999，『妻たちの生活ストレスとサポート関係』東京都立大学都市研究所。
- 太田さつき，2001，「多重役割が心理的 well-being に及ぼす効果についての検討：大学生を対象として」『青山学院大学文学部紀要』43：163-175。
- 尾嶋史章，2000，「「理念」から「日常」へ：変容する性別役割分業意識」『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会。
- 筒井淳也，2014，「女性の労働参加と性別分業」『日本労働研究雑誌』648：70-83。
- 高橋桂子，2007，「既婚女性の就業選択と性別役割意識」『日本家政学会誌』58（11）：709-

718.

- 土肥伊都子・広沢俊宗・田中國夫,1990,「多重な役割従事に関する研究：役割従事タイプ, 達成感と男性性, 女性の効果」『社会心理学研究』5 : 137-145.
- 内閣府, 2017,『男女共同参画白書』内閣府男女共同参画局.
- 永瀬伸子, 1994,「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』418 : 31-42.
- 長町理恵子, 2002,「既婚女性の就業選択における夫と妻の意識の影響」『生活社会科学研究』9 : 29-42.
- 西村純子, 2009,『ポスト育児期の女性と働き方』慶應義塾大学出版会.
- 長谷川有香, 2010,「働く母親への移行期における時間配分の調整過程と日々の感情経験の変化」『心理学研究』81 (2) : 123-131.
- 不破麻紀子・筒井淳也, 2010,「家事分担に対する不公平感の国際比較分析」『家族社会学研究』22 (1) : 52-63.
- 松田茂樹・鈴木征男, 2002,「夫婦の労働時間と家事時間の関係：社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」『家族社会学研究』13 (2) : 73-84.
- 山谷真名, 2011,「妻の性別役割分業意識が就業選択に与える影響の国際比較分析」『生活社会科学研究』18 : 67-82.
- Goode, W.J.,1960, A theory of role strain. *American Sociological Review*, 25, 483-496.
- Siebert, S.D.,1974, Toward a theory of role accumulation. *American Sociological Review*, 39, 567-578.

夫婦関係満足度に関連する要因の変遷

大島聖美

(茨城大学)

近年は女性の就業率の増加や長引く不景気等、夫婦をめぐる大きな社会的変化があり、これらの要因が夫婦関係に影響していることが予測される。本論では財団法人家計経済研究所の「現代核家族調査」データを用い、夫婦コミュニケーション、ワーク・ライフ・バランス、収入に焦点を当て、夫婦関係満足度との関連の変化について検討した。その結果、以下の知見が得られた。第一に、年度や性別を問わず、情緒的サポートが多いほど、夫婦関係満足度も高くなる。第二に、2008年には夫の家事が夫の夫婦関係満足度を低める傾向がある。第三に、夫婦の収入は夫婦関係満足度には影響しない。

1. はじめに

夫婦関係満足度に関する研究は多く存在するが、時代の変化といった時点間での分析はあまりなされてこなかった。近年は、女性の就業率の増加（内閣府男女共同参画局, 2014）や長引く不景気等、夫婦をめぐる大きな社会的変化があり、これらの要因が夫婦関係に影響していることが予測される。実際にこの 20～30 年の間に結婚生活への期待は大きく変化している。出生動向調査（国立社会保障・人口問題研究所, 2016）では、未婚女性が理想とするライフコースは 1990 年代に専業主婦コースが減少したが、その後は両立コースが緩やかな増加傾向にある。未婚男性がパートナーとなる女性に望むライフコースでも、専業主婦を望む人が 1 割（10.1%）に減少する一方で、両立コースを望む人は 2000 年前後にこれを逆転し、2015 年には 33.9% となった。また、結婚相手に求める条件として、未婚男性の場合には、経済力・職業・家事育児の能力が近年増加傾向にある。未婚女性の場合には、経済力・職業・容姿・家事育児の能力・仕事への理解が近年増加傾向にある。

このように、結婚相手に求める条件は年々少しずつ変化しているが、その後の夫婦関係満足度の規定要因も同様に変化しているのだろうか。永瀬（2015）の 1998 年、2003 年、2008 年のデータを用いた分析によると、夫婦の収入の組み合わせと夫の満足度との関連の程度はほとんど変化していなかった。そこで本論では、近年大きく変化した女性の就労や景気の停滞に深く関連すると思われる、夫婦コミュニケーション、ワーク・ライフ・バランス、収入の 3 点に焦点を当て、これらの要因と夫婦関係満足度との関連の変化について検討したい。

2. これまでの研究動向

2.1 夫婦コミュニケーション

夫婦のコミュニケーションと夫婦関係満足度との関連を示した研究は多い。その中でも特

に多いのは、配偶者からの情緒的サポートと夫婦関係満足度との関連を示したものである。末盛（1999）は、夫の情緒的サポートが妻の夫婦関係満足度と関連していることを示している。さらに配偶者からの情緒的サポートは、夫の疎外感を低減し（伊藤・池田・川浦，1999）、妻のディストレスの低減にも直接作用していた（稲葉，1999）。また、夫婦の会話時間と自己開示は妻の夫婦関係満足度を大きく左右することも示唆されている（伊藤・相良・池田，2007）。ショッピングやレクリエーションでの夫婦の共同行動も夫婦関係満足度を規定する要因の一つであり（木下，2004）、夫婦のコミュニケーションを行うための物理的な時間も必要となる。

近年は結婚に愛情や精神的安定など、情緒的なサポートを求める傾向が高まっていることが指摘されており（森岡，1993；柏木，2003）、夫婦コミュニケーションの頻度が高まり、情緒的なサポートが高くなるほど、夫婦関係満足度は高まることが予想される。その影響力は、共働き世帯が増加し、家事の外注化が進んだ近年ほど、高いと推測する。

2.2 ワーク・ライフ・バランス

女性の社会進出の増加と共に注目されるようになった概念が、ワーク・ライフ・バランスである。かつての夫は仕事、妻は家庭という伝統的な性別役割分業が崩れ出したと同時に注目されるようになってきたのが夫の家事・育児参加である（松田，2006）。家事については、妻が家事分担を公平と認識しているほど妻の夫婦関係満足度が高まることが示唆されている（木下，2004；諸井，1996）。一方で、家事を行うことによる夫の夫婦関係満足度の変化に関する研究はほとんど見当たらない。

育児に関しては、夫の子育て意欲は近年増加の一途であるが、日常の家事・育児への関わりの実態は大きく変化していない（ベネッセ教育総合研究所，2015）。また、永井（2011）は、夫の休日の家事育児時間が妻の夫婦関係満足度を上昇させることを指摘しているが、夫の育児参加が必ずしも夫婦関係を良好にするとは限らないという指摘もある（石井クンツ，2013）。大和（2006）によると、夫の家事・育児参加と妻の夫婦関係満足度との関連に影響を与えるのは、末子の年齢に基づくライフステージ、妻の性別役割意識、妻の就業や収入であった。菅原（2000）の縦断調査では、結婚後の年数が経つにつれて、夫から妻への愛情は高いが、妻から夫への愛情は低くなる「夫高妻低」傾向が認められたことを示し、妻から夫への愛情を高める要因として、子どもが乳幼児期にあった時の夫の育児参加度が関わっていたことを明らかにしている。これらから、夫の家事、夫婦の性別役割分業観、乳児期の子どもへの時の夫の育児参加が、夫婦関係満足度に大きく影響すると推測する。これらの要因は、近年少しずつ変化してきているため、夫婦関係満足度との関連も強まりつつあると考える。

また、ライフ・ワーク・バランスの観点から、夫の長時間労働の問題も指摘されている。内閣府（2017）の年次経済財政報告によると、80年以降長期的な推移として一人当たり労働時間はすう勢的に減少してきているが、非正社員一人当たりの平均でみた労働時間は低下

している中で、正社員の労働時間の水準は大きく変化せず、2000年以降、労働時間は二極化している状況となっている。労働時間が長ければ、必然的に帰宅時間も遅くなり、平日家族と過ごす時間も少なくなる。家族で過ごす時間が少なくなれば、先に述べたような夫婦の会話頻度や夫の家事・育児時間も減少し、夫婦関係満足度を低めると考えられる。

2.3 収入

結婚相手に求める条件として近年高くなりつつあるのが、男女とも経済力である（国立社会保障・人口問題研究所, 2016）。夫の年収が高くなるほど、妻の夫婦関係満足度が高くなることが指摘されている（永井, 2011）。一方で、妻に収入がある場合にはない場合に比べて夫の満足度が低いことが指摘されている（永瀬, 2015）。夫においては夫自身の家計分担率が高いほど妻への満足度が高く、妻においても夫の家計分担率が高いほど夫への満足度が高くなることも示唆されている（大野・平山, 2006）。ことから、夫の年収は夫婦関係満足度に影響すると考えられる。一方で、妻の年収が高く、家計分担率が高いことは夫が経済面を支えるべきという伝統的な性役割観を持っている夫にとっては脅威であるかもしれない。しかし、妻自身にとって収入があることは、経済力や社会的地位の獲得といった側面から、自尊心も高まり、それが妻の夫婦関係満足度につながることも考えられる。さらに、近年は夫の雇用不安が高まり、家計の支えとして妻の収入の重大性が増加しているため（松田, 2006）、妻の収入を合わせた世帯収入の増加は夫婦生活の安定につながり、夫婦関係満足度を高めている可能性も考えられる。

2.4 仮説

以上の先行研究から、本論では以下の仮説を検証することを目的とする。

1. 夫妻ともに夫婦間での情緒的なサポートがあり、会話頻度も高く、夫婦でレジャーを過ごすことが多いほど、夫婦満足度が高い。特に近年その傾向が高まっている。
2. 夫婦ともに夫の帰宅時間が早く、伝統的性役割観が低く、夫の家事育児参加が多いほど、夫婦満足度が高い。特に近年その傾向が高まっている。
3. 夫婦それぞれの収入が高く、夫婦年収差が小さいほど、夫婦満足度が高い。特に近年その傾向が高まっている。

3. データと使用した変数

本論では、財団法人家計経済研究所が実施している「現代核家族調査」の1999年と2008年のデータを用いた。この調査は夫婦にそれぞれ夫婦関係満足度を尋ねており、夫と妻の違いを検討することができるとともに、ペアのデータが含まれているため、年収差等も検討できる。また、時代の変化を見越したワーク・ライフ・バランスに関連する変数も多く含まれており、夫婦関係満足度に関連する要因の時代による変遷を見るために適したデータであ

る.

本論では、妻の年齢が 44 歳以下でかつ子どもがいる夫婦（1999 年 413 組，2008 年 173 組）を分析対象とした。使用する変数は、対象者の属性を示すものとして、妻と夫の年齢、子どもの数、結婚年数を用いた。従属変数である夫婦関係満足度については、「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか」の問いに対して「満足（=5）」「まあ満足（=4）」「どちらともいえない（=3）」「やや不満（=2）」「不満（=1）」の 5 件法に修正し、本論では「わからない」を欠損値として扱い、分析には含めなかった。

独立変数の夫婦コミュニケーションに関連する変数として、夫（妻）とのポジティブな相互作用、夫（妻）によるストレス、夫婦の会話頻度、夫（妻）と子ども休日レジャー、夫婦のみ休日レジャーを取り上げた。「夫（妻）とのポジティブな相互作用」、「夫（妻）によるストレス」は、元は「あなたのご主人（奥様）に対してどのように思っていますか」という夫（妻）への思いを尋ねる 7 項目の問いについて「あてはまる（=4）」「まああてはまる（=3）」「あまりあてはまらない（=2）」「あてはまらない（=1）」の 4 件法で尋ねたものであったが、これらの項目を因子分析したところ 2 因子に分かれたため、「夫（妻）は私の心配事や悩みを聞いてくれる」「夫（妻）は私の能力や努力を評価している」「私は夫（妻）の心配事や悩みを聞いてあげる」「私は夫（妻）の能力や努力を評価している」の 4 項目を合わせて「夫（妻）とのポジティブな相互作用」と命名した。また、「夫（妻）は私のすることに文句や小言をいう」「夫（妻）は私にいろいろと面倒をかける」「夫（妻）といるとイライラすることがある」の 3 項目については「夫（妻）によるストレス」を名付けた。夫婦の会話頻度は、「あなた方ご夫婦は、どのくらい会話をしていますか」という問いに「よく話す（=6）」「話す（=5）」「まあ話す（=4）」「あまり話さない（=3）」「ほとんど話さない（=2）」「全く話さない（=1）」の 6 件法で尋ねている。夫（妻）と子ども休日レジャーと夫婦のみ休日レジャーは、「休日、あなたは次のような形で、どの程度レジャーのために外出しますか」「休日、あなたは次のような形で、どの程度自宅でレジャーや趣味を楽しんでいますか」という 2 つの問いの中の、それぞれ「夫婦と子どもで」「夫婦二人で」の部分抜き出して合成した変数である。それぞれに対して「毎週のように出かける（=5）」「月に 2,3 回（=4）」「月に 1 回くらい（=3）」「2,3 ヶ月に 1 回くらい（=2）」「ほとんど出かけない（=1）」の 5 件法で尋ねている。

ライフ・ワーク・バランスに関する変数としては、夫の帰宅時間、夫育児 0~2 歳、伝統的性役割分業観、夫家事を取り上げた。夫の帰宅時間は、「午後 6 時前・6 時頃（=1）」「午後 7 時頃（=2）」「午後 8 時頃（=3）」「午後 9 時頃（=4）」「午後 10 時頃（=5）」「午後 11 時頃（=6）」「午後 12 時頃，12 時以降（=7）」の 7 件法に修正し、それ以外の時間帯は除外した。夫育児 0~2 歳は、子どものお風呂や食事、遊びや身の回りの世話、いけないことをした時にきちんと叱るかについての頻度を尋ねる 5 項目をまとめた合成変数を作成した。「ほぼ毎日（=7）」から「全くしなかった（=1）」までの 7 件法である。伝統的性役割分業観

については、「子どもが小さいうちは母親は仕事をせず育児に専念すべきだ」「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」について「賛成 (=4)」から「反対 (=1)」までの4件法でたずねている。夫家事は料理、食事の後片づけ、掃除、洗濯の4項目を合成変数とした。「ほぼ毎日 (=6)」から「まったくしない (=1)」の6件法でたずねている。

収入に関する変数としては、夫と妻それぞれの昨年1年間の年収、夫婦の昨年1年間の合計年収、夫婦年収差を取り上げた。昨年1年間の年収は「なし (=1)」「50万円未満 (=2)」「50~103万円未満 (=3)」「103万~141万円未満 (=4)」「141~300万円未満 (=5)」「300~500万円未満 (=6)」「500~700万円未満 (=7)」「700~1000万円未満 (=8)」「1000万円以上 (=9)」の9件法でたずねている。夫婦の昨年1年間の合計収入については、「200万円未満 (=1)」「200~400万円未満 (=2)」「400~600万円未満 (=3)」「600万~800万円未満 (=4)」「800~1000万円未満 (=5)」「1000~1500万円未満 (=6)」「1500~2000万円未満 (=7)」「2000万円以上 (=8)」の8件法でたずねている。夫婦年収差については、夫の昨年1年間の年収から妻の昨年1年間の年収を引いた数字を夫婦年収差とした。

4. 分析

4.1 分析に使用した変数の年度比較

まず、すべての使用変数の平均値が年度で異なるか検討するために t 検定を行ったところ、表1のような結果となった。夫婦共通の変数の中では、子どもの数が1999年よりも2008年の方が緩やかではあるが少ない傾向が見いだされ、結婚年数も2008年の方が短くなっている。夫が評価した変数では、妻とのポジティブな相互作用は1999年よりも2008年の方が低い傾向が見られる一方で、夫婦と子どもで休日レジャーを楽しむ頻度は2008年の方がやや増えている。妻が評価した変数でも、夫とのポジティブな相互作用は1999年よりも2008年の方がやや低い傾向が見られ、夫婦二人で休日レジャーを楽しむ時間が1999年よりも2008年の方が少ない傾向が見られた。その他の変数について、年度による有意傾向がある差は見られなかった。

4.2 分析に使用した変数の相関

4.2.1 1999年度の夫の相関係数(表2)

1999年度の夫の相関係数(表2)を見ると、夫婦関係満足度と妻とのポジティブな相互作用、夫婦の会話頻度、夫婦と子ども休日レジャー、夫婦のみ休日レジャー、育児頻度、「夫は家族のために収入を得る責任を持つべきだ」という価値観との間に有意な正の相関が示された($r = .11^* \sim .50^{***}$)。つまり、妻とのポジティブな相互作用と夫婦の会話頻度が多く、夫婦と子どもで、もしくは夫婦のみでの休日レジャーを楽しむ頻度も高く、子どもが0~2歳の時の育児頻度も高く、「夫は家族のために収入を得る責任を持つべきだ」という価値観が高いほど、夫婦関係満足度も高い傾向にあることが示唆された。また、夫婦関係満足度と

妻によるストレスとの間には有意な負の相関が見られた ($r = -.36^{***}$) .

表 1 分析に使用した変数の年度比較

	1999年度		2008年度		t
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
妻の年齢	40.20	2.63	40.28	2.57	0.343
夫の年齢	43.46	4.32	43.14	4.36	0.813
子どもの人数	2.15	0.72	2.00	0.66	2.438 *
結婚年数	15.59	3.31	14.92	3.03	2.275 *
夫婦収入差	4.81	2.36	4.64	2.12	0.833
夫婦の昨年1年間の合計収入	4.62	1.38	4.58	1.30	0.313
夫婦関係の満足度	3.87	1.09	3.92	1.00	0.575
妻とのポジティブな相互作用	3.09	0.68	2.94	0.58	2.841 **
妻によるストレス	2.24	0.68	2.25	0.61	0.135
夫婦の会話頻度	4.53	1.17	4.55	1.09	0.284
夫婦と子ども休日レジャー	2.71	1.23	2.98	1.21	2.423 *
夫婦のみ休日レジャー	2.08	1.24	1.99	1.17	0.834
帰宅時間	3.85	1.73	3.85	1.81	0.032
夫育児0~2歳	4.54	1.30	4.55	1.16	0.080
子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	3.39	0.82	3.31	0.66	1.244
夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	3.63	0.58	3.65	0.53	0.351
夫家事	1.85	0.94	1.92	0.84	0.832
昨年1年間の収入	7.60	1.09	7.47	1.12	1.244
妻夫婦関係の満足度	3.60	1.21	3.50	1.26	0.856
夫とのポジティブな相互作用	3.06	0.69	2.90	0.65	2.556 *
夫によるストレス	2.30	0.78	2.38	0.73	1.211
夫婦の会話頻度	4.55	1.16	4.57	1.23	0.167
夫婦と子どもレジャー	2.82	1.30	2.92	1.23	0.927
夫婦のみレジャー	2.08	1.29	1.86	1.12	1.982 *
夫育児0~2歳	4.51	1.36	4.40	1.32	0.951
子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	3.10	0.91	3.13	0.70	0.402
夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	3.60	0.62	3.56	0.56	0.640
夫家事	1.73	0.83	1.79	0.83	0.870
妻の昨年1年間の収入	2.79	2.03	2.84	1.67	0.302

p < .10; *p < .05

続いて属性と各変数との相関であるが、夫の年齢と妻の年齢、結婚年数はそれぞれ高い正の相関関係にあり ($r = .51^{***} \sim .58^{***}$)、結婚年数と子どもの数の間にも正の相関がある ($r = .17^*$)。妻や夫の年齢が高く、結婚年数が長いほど、夫婦と子どもで過ごす休日レジャーの頻度は少なくなる傾向にある ($r = -.20^{***} \sim -.28^{***}$)。夫の年齢と夫の年収の間には正の相関があり ($r = .16^{**}$)、夫婦の合計収入と夫と妻の年齢との間にも正の相関がある ($r = .17^* \sim .22^{***}$)。妻の年齢が高くなるほど、夫婦の年収差も小さくなる傾向にある ($r = -.10^*$)。子どもの数が増えるほど、夫の育児も増える傾向にあり ($r = .13^{**}$)、結婚年数が経つほど「子どもは小さいうちは母親は育児に専念すべきだ」という価値観や夫婦の合計収入も高まる傾向にある ($r = .11^*, r = .10^*$)。

夫婦コミュニケーションに関連する変数の相関では、妻とのポジティブな相互作用は、夫婦の会話頻度、夫婦と子ども休日レジャー、夫婦のみ休日レジャー、夫育児 0~2 歳、性別役割分業観と正の相関関係にあり ($r = .17^{**} \sim .52^{***}$)、妻によるストレスとは負の相関 ($r = -.11^*$) にあった。妻によるストレスは、夫婦の会話頻度や夫婦と子ども一緒に休日レジャー時間が増えるほど減る傾向にあるが ($r = -.12^* \sim -.19^{***}$)、夫が育児をするほど、妻によるストレスも高まる傾向にある ($r = .12$)。夫婦の会話頻度は、夫と子ども、もしくは夫婦のみで休日レジャーを過ごし、帰宅時間が早く、夫の育児頻度が多く、「夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ」という価値観が高いほど、高くなる傾向にある ($r = -.17^{**} \sim .32^{***}$)。夫婦と子ども休日レジャーは、夫婦のみ休日レジャーは正の相関があり ($r = .33^{***}$)、帰宅時間が早く、夫の育児・家事頻度が多いほど頻度がやや多くなる傾向にある ($r = -.13^{**} \sim .33^{***}$)。一方、夫婦のみ休日レジャーは、夫の育児が多く、性別役割分業観が高く、昨年 1 年間の年収や夫婦の昨年 1 年間の年収が増加するほど、頻度も高くなる傾向にある ($r = .10^* \sim .16^{**}$)。

ワーク・ライフ・バランスに関連する変数では、帰宅時間が早いほど、夫の育児・家事は多く、夫と世帯の年収は低く、妻の方が年収が高い傾向にある ($r = -.30^{***} \sim .22^{***}$)。夫の育児は「子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべき」という価値観が少なく ($r = -.11^*$)、夫が家事をし、夫の年収が低く、妻の方の年収が高いほど、頻度も高くなる相関が見られた ($r = -.22^{***} \sim .34^*$)。また、「子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべき」という考えと「夫は家族のために収入を得る責任をもつべき」という考えの間には正の相関があり ($r = .33^{***}$)、これらの考えを持っている夫ほど、家事頻度が少なく ($r = -.29^{***} \sim -.15^{**}$)、妻に比べて夫の年収が高いという相関が見られた ($r = -.39^{***} \sim .16^{**}$)。一方で、夫婦の合計年収が高いほど、母親が育児をすべきという考えへの同意は少なくなる相関もみられた ($r = -.12^{**}$)。また、夫婦の合計年収が高く ($r = .11^*$)、夫の方の稼ぎが少ないほど ($r = -.29^{***}$)、夫が家事をする頻度も増える相関があった。夫の年収と夫婦の年収、夫婦年収差の間には正の相関が見られた ($r = .51^* \sim .78^{**}$)。

4.2.2 2008年度の夫の相関係数（表3）

2008年度の夫の夫婦関係満足度は、1999年度と同様、妻とのポジティブな相互作用が高く、妻によるストレスが少なく、夫婦の会話頻度は多く、夫婦のみや夫婦と子どもで休日レジャーを過ごす頻度が多くなり、「夫は家族のために収入を得る責任をもつべき」との考えが強いほど、高まるという相関が見られた。一方で、1999年度にわずかな相関が見られた夫育児の有意な影響はなくなった。

属性についても、1999年度と同様に夫婦の年齢と結婚年数、年収との間には相関があり ($r = .21^{**} \sim .58^{***}$)、結婚年数が短いほど、夫婦と子どもで休日レジャーを過ごす頻度が高い傾向や子どもの人数が多いほど帰宅時間も早くなる傾向も見られる ($r = -.24^{**} \sim -.16^*$)。一方、2008年度では1999年度には見られなかった、子どもの数が少ないほど夫婦の合計年収が高くなる相関 ($r = -.15^*$)、結婚年数が長いほど夫婦のみの休日レジャー頻度が多くなり ($r = .20^{**}$)、収入が高くなる相関 ($r = .21^{**} \sim .25^{**}$)が見られた。

夫婦のコミュニケーションについては、1999年度と同様に妻とのポジティブな相互作用、夫婦の会話頻度、夫婦と子ども休日レジャー、夫婦のみ休日レジャーは相関関係にあり ($r = -.29^{***} \sim .54^{***}$)、帰宅時間が早いほど会話頻度も多く ($r = -.22^{**}$)、夫婦と子どもでの休日レジャー頻度が高いほど夫の育児頻度も増加し ($r = .15^*$)、夫が稼ぐ責任を感じているほど会話頻度が増える相関が見られた ($r = .16^*$)。また、同様に、夫や夫婦の昨年1年間の年収が高いほど、夫婦のみの休日レジャー頻度は増え ($r = .15^* \sim .17^*$)、夫婦の年収差が大きいほど、家族で休日レジャーを過ごす頻度が増加する相関 ($r = .15^*$)も見られた。

ワーク・ライフ・バランスについても、1999年度と同様に、帰宅時間が遅いほど夫の育児頻度が減少し ($r = -.23^{**}$)、年収や夫婦間の年収差は高くなる傾向にある ($r = .19^{**} \sim .26^{***}$)。夫の育児と家事の間にも正の相関があり ($r = .22^{**}$)、夫婦の収入が多く、夫婦の収入差が少ないほど夫が家事をするという相関 ($r = -.20^{**} \sim .14^*$)も見られた。ここでも夫の年収と夫婦の年収、夫婦年収差の間には正の相関が見られた ($r = .34^{***} \sim .87^{**}$)。

表2 1999年の夫の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1 夫婦関係の満足度																		
2 妻の年齢	.00																	
3 夫の年齢	.01	.57 ***																
4 子どもの人数	.03	.05	-.03															
5 結婚年数	.00	.58 ***	.51 ***	.17 ***														
6 妻とのポジティブな相互作用	.50 ***	.00	.00	.03	.01													
7 妻によるストレス	-.36 ***	-.03	-.04	-.02	-.03	-.11 *												
8 夫婦の会話頻度	.48 ***	.00	.00	.08	.03	.52 ***	-.19 ***											
9 夫婦と子ども休日レジャー	.27 ***	-.23 ***	-.20 ***	.04	-.28 ***	.23 ***	-.12 *	.30 ***										
10 夫婦のみ休日レジャー	.30 ***	.09	.01	-.04	.08	.34 ***	-.05	.32 ***	.33 ***									
11 帰宅時間	-.09	-.04	-.08	-.09	-.09	-.05	.06	-.17 ***	-.13 **	-.06								
12 育児見0~2歳	.11 *	-.01	.00	.13 **	-.06	.25 ***	.02	.21 ***	.29 ***	.16 **	-.30 ***							
13 子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	.07	.01	-.02	.04	.11 *	.04	-.02	.05	.02	.13 **	-.02	-.11 *						
14 夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	.18 ***	-.01	-.01	.06	.03	.17 **	-.08	.16 **	.08	.13 **	.05	.03	.33 ***					
15 夫家事	-.05	-.01	.04	.07	-.03	.06	.12 *	.03	.15 **	.06	-.19 ***	.34 ***	-.29 ***	-.15 **				
16 昨年1年間の収入	.03	.09	.16 **	-.04	.06	.03	-.03	-.08	.01	.10 *	.21 ***	-.15 **	.04	.01	-.02			
17 夫婦の昨年1年間の合計収入	.01	.17 ***	.22 ***	-.04	.10 *	.06	.02	-.07	-.02	.11 *	.22 ***	-.08	-.12 *	-.06	.11 *	.77 ***		
18 夫婦収入差	.04	-.10 *	-.01	.00	.01	-.01	-.09	.01	.08	.06	.13 **	-.22 ***	.39 ***	.17 **	-.29 ***	.51 ***	.08	

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

表3 2008年の夫の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1 夫婦関係の満足度																		
2 妻の年齢	.03																	
3 夫の年齢	-.12	.52 ***																
4 子どもの人数	.08	-.12	-.06															
5 結婚年数	.01	.52 ***	.40 ***	.09														
6 妻とのポジティブな相互作用	.57 ***	.00	-.09	.09	-.01													
7 妻によるストレス	-.37 ***	-.05	.05	-.01	.12	-.23 **												
8 夫婦の会話頻度	.50 ***	.03	.00	.10	.06	.58 ***	-.15 *											
9 夫婦と子ども休日レジャー	.23 **	-.13	-.08	-.04	-.24 **	.21 **	-.12	.27 ***										
10 夫婦のみ休日レジャー	.27 ***	.07	.12	-.10	.20 **	.23 **	-.02	.29 ***	.34 ***									
11 帰宅時間	-.04	.13	.00	-.16 *	.06	-.04	-.04	-.22 **	-.05	-.01								
12 育児0~2歳	.13	-.04	-.06	.05	-.10	.11	.06	.11	.15 *	.12	-.23 **							
13 子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	.05	.10	.02	.05	.08	.02	-.01	-.01	-.07	-.01	.12	-.02						
14 夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	.18 *	.01	-.10	.10	.07	.14	-.01	.16 *	-.04	-.02	-.06	.03	.29 ***					
15 夫家事	.00	.12	.09	.08	.09	.12	.01	.11	.00	.07	-.02	.22 **	-.07	.03				
16 昨年1年間の収入	.05	.29 ***	.27 ***	-.08	.21 **	.02	.02	.03	.09	.15 *	.26 ***	-.02	.02	-.04	.07			
17 夫婦の昨年1年間の合計収入	.07	.36 ***	.31 ***	-.15 *	.25 ***	.03	.02	.04	.04	.17 *	.23 **	-.01	-.04	-.01	.14 *	.87 ***		
18 夫婦収入差	.01	-.03	.12	.06	.07	-.07	-.02	-.02	.15 *	.08	.19 **	-.06	.03	-.13	-.20 **	.62 ***	.34 ***	

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

表 4 1999 年の妻の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1 夫婦関係の満足度																		
2 妻の年齢	.01																	
3 夫の年齢	.01	.58 ***																
4 子どもの人数	.10 *	.06	-.03															
5 結婚年数	.00	.60 ***	.49 ***	.17 **														
6 夫とのポジティブな相互作用	.57 ***	.00	-.02	.15 **	.03													
7 夫によるストレス	-.46 ***	-.01	.04	-.03	.06	-.23 ***												
8 夫婦の会話頻度	.57 ***	.02	-.01	.11 *	.07	.62 ***	-.21 ***											
9 夫婦と子ども休日レジャー	.27 ***	-.26 ***	-.24 ***	.02	-.29 ***	.28 ***	-.17 **	.34 ***										
10 夫婦のみ休日レジャー	.29 ***	.08	.04	-.08	.11 *	.32 ***	-.19 ***	.35 ***	.31 ***									
11 夫の帰宅時間	-.04	-.05	-.08	-.09	-.11 *	.00	.00	-.22 ***	-.16 **	-.06								
12 育児0~2歳	.22 ***	.05	.00	.06	-.03	.26 ***	-.24 ***	.30 ***	.28 ***	.22 ***	-.25 ***							
13 子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	.18 ***	-.05	.05	-.04	.06	.09	-.07	.14 **	-.01	.14 **	-.06	-.02						
14 夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	.08	-.03	.04	.00	.03	.06	-.02	.07	-.03	.00	-.02	.00	.34 ***					
15 夫家事	.07	.01	.03	.04	-.05	.11 *	-.09	.12 *	.22 ***	.13 **	-.16 **	.30 ***	-.24 ***	-.19 ***				
16 昨年1年間の収入	-.02	.15 **	.10 *	-.04	.04	-.01	.09	-.02	-.02	.01	-.02	.09	-.36 ***	-.21 ***	.30 ***			
17 夫婦の昨年1年間の合計収入	.03	.18 ***	.22 ***	-.03	.10 *	.07	.04	-.09	.03	.09	.21 ***	-.03	-.16 **	-.19 ***	.07	.33 ***		
18 夫婦収入差	.05	-.09	-.03	.01	-.02	.03	-.11 *	-.03	.04	.02	.12 *	-.11 *	.30 ***	.11 *	-.27 ***	-.89 ***	.08	

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

表 5 2008 年の妻の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1 夫婦関係の満足度																		
2 妻の年齢	.01																	
3 夫の年齢	-.18 **	.56 ***																
4 子どもの人数	.01	-.10	-.09															
5 結婚年数	-.09	.48 ***	.44 ***	.01														
6 夫とのポジティブな相互作用	.65 ***	-.06	-.20 **	.03	-.04													
7 夫によるストレス	-.59 ***	-.09	.06	-.01	.03	-.52 ***												
8 夫婦の会話頻度	.54 ***	.02	-.03	.04	.03	.61 ***	-.40 ***											
9 夫婦と子ども休日レジャー	.41 ***	-.14 *	-.13	-.07	-.24 **	.37 ***	-.36 ***	.33 ***										
10 夫婦のみ休日レジャー	.25 ***	.08	.10	-.08	.29 ***	.38 ***	-.33 ***	.32 ***	.31 ***									
11 夫の帰宅時間	.08	.10	-.02	-.18 **	.02	.05	.00	-.05	-.01	.01								
12 育児0~2歳	.25 ***	.06	-.09	.12	.12	.26 ***	-.26 ***	.25 ***	.24 ***	.19 **	-.24 **							
13 子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	.00	.01	-.01	-.10	.07	.01	.05	.06	.13	.00	.10	-.02						
14 夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	-.16 *	-.09	-.08	.06	.04	-.17 *	.19 **	-.06	-.12	-.16 *	.02	-.01	.35 ***					
15 夫家事	.18 **	.05	.01	.07	.01	.21 **	-.15 *	.09	.03	.15 *	.05	.19 **	-.09	-.03				
16 昨年1年間の収入	-.05	.16 *	.01	-.08	.09	-.07	.09	-.04	-.13	.00	-.09	.02	-.24 ***	.00	.18 **			
17 夫婦の昨年1年間の合計収入	.14 *	.32 ***	.30 ***	-.15 *	.19 **	.04	-.15 *	-.01	-.03	.11	.28 ***	-.09	-.07	-.10	.05	.15 *		
18 夫婦収入差	.15 *	.02	.13	.00	.00	.09	-.17 *	.05	.13	.06	.23 **	-.07	.20 **	-.05	-.11	-.85 ***	.35 ***	

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

4.2.3 1999年度の妻の相関（表4）

1999年度の妻の回答では、子どもの数が多く（ $r = .10^*$ ）夫とのポジティブな相互作用や夫婦の会話頻度が多く（ $r = .57^{***}$ ）、夫によるストレスは低く（ $r = -.46^{***}$ ）夫婦と子どもで、もしくは夫婦のみで休日レジャーを過ごす頻度が高く（ $r = .27^{***} \sim .29^{***}$ ）、夫の育児頻度が多く（ $r = .22^{***}$ ）、「子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべき」という考えに賛同している妻ほど（ $r = .18^{***}$ ）、夫婦関係満足度が高くなる相関が見られた。

属性等については、夫と妻の年齢が低いほど夫婦と子どもで休日レジャーを楽しむ頻度が高く（ $r = -.26^{***} \sim -.24^{***}$ ）、妻や夫婦の年収も低い傾向にあった（ $r = .10^* \sim .22^{***}$ ）。子どもの数が多いほど、夫とのポジティブな相互作用や夫婦の会話頻度も増える（ $r = .11^* \sim .15^{**}$ ）相関が見られた。結婚年数が経つほど、夫婦と子どもで過ごす休日レジャー頻度は少なくなり（ $r = -.29^{***}$ ）、反対に夫婦のみの休日レジャーを過ごす頻度が多くなり（ $r = .11^*$ ）、帰宅時間は早くなり（ $r = -.11^*$ ）、夫婦の収入も増加する傾向が見られた（ $r = .10^*$ ）。

夫婦のコミュニケーションについては、夫とのポジティブな相互作用と夫によるストレスの間には負の相関があり（ $r = -.23^{***}$ ）、これらは夫婦の会話頻度や夫婦と子ども、夫婦のみの休日レジャーと有意な相関があった（ $r = -.24^{**} \sim .62^{***}$ ）。また、夫とのポジティブな相互作用は、夫の育児・家事頻度と正の相関があり（ $r = .11^{**} \sim .26^{***}$ ）、夫の育児頻度が低く（ $r = -.24^{***}$ ）、夫婦年収差も小さいほど（ $r = .11^*$ ）、妻は夫によるストレスを高く感じるといふ相関が見られた。夫婦の会話頻度は、夫の帰宅時間が早く、夫の育児・家事頻度も多く、「子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべき」という価値観を持ほど高くなる傾向が見られた（ $r = -.22^{***} \sim .30^{***}$ ）。夫婦と子どもや夫婦のみで休日レジャーを過ごす頻度は、夫の育児・家事頻度が高くなるほど多くなり（ $r = .13^{**} \sim .28^{***}$ ）、子どもも含めた休日レジャーは夫の帰宅時間が早いほど多くなり（ $r = -.16^{**}$ ）、母親が育児に専念すべきという考えを持っている妻ほど夫婦のみの休日レジャーを過ごす頻度が多いという相関も見られた（ $r = .14^{**}$ ）。

ワーク・ライフ・バランスに関しては、帰宅時間が早いほど、夫の育児・家事頻度が多く、夫婦の年収は低く、夫婦の収入差も小さいという相関が見られた（ $r = -.25^{***} \sim .21^{***}$ ）。夫の育児・家事頻度の間には正の相関があり（ $r = .30^{***}$ ）、妻の収入が多く（ $r = .30^{***}$ ）、夫婦の年収差が小さいほど（ $r = -.11^* \sim -.27^{***}$ ）、夫の育児・家事頻度が高くなる傾向が見られた。また、夫の家事頻度が少なく（ $r = -.24^{***} \sim -.19^{***}$ ）、妻や夫婦の収入が少なく（ $r = -.36^{***} \sim .34^{***}$ ）、夫婦の収入差が大きいほど（ $r = .11^{***} \sim .30^*$ ）、伝統的性役割分業観が高くなる相関が見られた。

4.2.4 2008年度の妻の相関（表5）

1999年度の妻と同様に、夫とのポジティブな相互作用が多く、夫によるストレスが低く、夫婦の会話頻度が多く、夫婦と子ども、もしくは夫婦のみで休日レジャーを過ごす時間が多

く、夫の育児頻度が高いほど、妻の夫婦関係満足度も高くなる相関が見られた ($r = -.59^{***}$ ~ $.65^{***}$)。一方で2008年度では新たに、夫の年齢が低く ($r = -.18^{**}$)、「夫は家族のために収入を得る責任をもつべき」という考えに反対で ($r = -.16^{**}$)、夫の家事頻度が多く ($r = .18^{**}$)、夫婦の年収が低く ($r = .14^{***}$)、夫婦の年収差が小さいほど ($r = .15^*$) 夫婦関係満足度が高くなるという相関も見られた。

属性については、1999年と同様に、妻の年齢が低いほど、夫婦と子どもで休日レジャーを楽しむ頻度が高く ($r = -.14^*$)、夫婦の合計収入も低い傾向が見られた ($r = .30^{***}$ ~ $.32^{***}$)。2008年度から新たに、夫の年齢が低いほど夫とのポジティブな相互作用が高いという相関 ($r = -.20^{**}$)、子どもの数が多いほど夫の帰宅時間は遅く、夫婦の収入も少ないという相関 ($r = -.13^*$) が見られた。

夫婦コミュニケーションについても、1999年とほぼ同様の結果が得られたが、2008年度より新たに、「夫は家族のために収入を得る責任を持つべきだ」という価値観がある妻ほど夫とのポジティブな相互作用が少なく、夫によるストレスが高く、夫婦のみの休日レジャーも少ない相関が見られた ($r = -.17^*$ ~ $.19^{**}$)。夫が家事をせず、夫婦の合計収入が少ないほど、夫によるストレスが高い相関も見られた ($r = -.15^*$)。ワーク・ライフ・バランスと収入に関しては、1999年度とほぼ同様の傾向が見られたが、1999年度に見られた伝統的性役割分業観と夫婦の年収との関連が見られなくなった。

4.3 年度別夫婦関係満足度に関する重回帰分析 (表6)

次に、年度別に夫妻の夫婦関係満足度の規定要因について比較した。表6に示したように、年度や性別に関わらず、妻(夫)とのポジティブな相互作用、妻(夫)によるストレス、夫婦の会話頻度は、夫婦関係満足度に強い影響力を持っていたが、2008年の妻では夫によるストレスや夫婦の会話頻度の影響力は少なくなっており、代わりに夫とのポジティブな相互作用の影響力が大きくなっている。1999年の夫では、夫婦と子ども、夫婦のみの休日レジャー頻度が夫の夫婦関係満足度をやや高める傾向が示されたが、2008年の夫では、それらの影響力は薄くなり、夫の家事頻度が高いほど夫の夫婦関係満足度が低くなる傾向が示された。

表6 年度別夫婦関係満足度に関する重回帰分析

	1999年夫		2008年夫		1999年妻		2008年妻	
	B	β	B	β	B	β	B	β
妻の年齢	.00	.00	.02	.06	.00	-.01	.02	.05
夫の年齢	.01	.03	-.03	-.13	.02	.07	-.01	-.04
子どもの人数	.01	.01	.06	.04	.02	.01	.04	.03
結婚年数	-.01	-.03	.01	.03	-.01	-.03	-.03	-.08
妻(夫)とのポジティブな相互作用	.52	.32 ***	.54	.33 ***	.22	.14 *	.69	.45 ***
妻(夫)によるストレス	-.43	-.26 ***	-.40	-.26 ***	-.21	-.15 **	-.06	-.05
夫婦の会話頻度	.20	.21 ***	.18	.21 **	.23	.24 ***	.00	.00
夫婦と子ども休日レジャー	.08	.09 *	.02	.03	.05	.06	-.02	-.03
夫婦のみ休日レジャー	.08	.09 *	.09	.11	.06	.07	.10	.12
帰宅時間	-.02	-.04	.01	.01	-.02	-.03	-.03	-.05
夫育児0~2歳	-.04	-.05	.07	.08	.03	.04	.03	.04
子どもが小さいうちは母親は育児に専念すべきだ	.00	.00	.00	.00	.09	.08	.10	.07
夫は家族のために収入を得る責任をもつべきだ	.11	.06	.16	.08	-.08	-.04	.17	.09
夫家事	-.07	-.06	-.11	-.10	-.03	-.02	-.03	-.02
夫婦の昨年1年間の合計収入	.01	.02	.05	.06	.02	.03	.07	.09
夫婦収入差	-.01	-.03	.00	.01	.00	.00	-.03	-.06
R ²	.42		.47		.25		.29	
調整済みR ²	.40		.43		.23		.22	

p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001

5. 考察

5.1 仮説の検証

以上の分析結果から、本論の仮説を検証していく。まず仮説1「夫妻ともに夫婦間での情緒的なサポートがあり、会話頻度も高く、夫婦でレジャーを過ごすことが多いほど、夫婦満足度が高い。特に近年その傾向が高まっている。」という仮説であるが、この仮説はほぼ支持された。相関や重回帰分析から、年度や性別を問わず、妻（夫）とのポジティブな相互作用という情緒的サポートが多いほど、夫婦関係満足度も高くなることが示された。夫婦や家族でレジャーを過ごす時間と夫婦関係満足度との間には相関は見られたが、重回帰分析では妻の結果では影響が見られなかった。しかし夫では、夫婦のみで休日レジャーを過ごす頻度が夫の夫婦関係満足度に影響を与えていたため、夫の場合にはこのような夫婦で過ごす休日レジャーが夫婦関係満足度を高めていると考えられる。

仮説2「夫婦ともに夫の帰宅時間が早く、伝統的性役割観が低く、夫の家事育児参加が多いほど、夫婦満足度が高い。特に近年その傾向が高まっている。」はほぼ支持されなかった。帰宅時間に関しては、夫婦満足度とは全く関連が見られなかったもの、妻の2008年度以外のデータでは、夫婦の会話頻度と相関があり、間接的に夫婦関係満足度を支えている要因であると考えられる。伝統的性役割観について重回帰分析では、すべての年度・性別において影響力が見られなかった。夫の育児・家事参加についても、仮説は支持されず、むしろ2008年の夫の結果では、夫の家事が夫の夫婦関係満足度を低めるという予想と反する結果が出た。2016年11月30日に放送されたNHKおはよう日本の「けさのクローズアップ」のコーナーでは、仕事と家庭の両立に悩みうつ病を発症した夫のケースが紹介されるなど、悩める父親が増えていると報道していた。夫が家事をするということは、夫にとって結婚前に抱いていた理想の夫婦関係とは異なるものであり、そのため夫の夫婦関係満足度が下がったとも考えられる。

仮説3「夫婦それぞれの収入が高く、夫婦年収差が小さいほど、夫婦満足度が高い。特に近年その傾向が高まっている。」も支持されなかった。重回帰分析において夫婦それぞれの年収と夫婦の年収差は夫婦関係満足度に影響が見られなかった。しかし2008年の妻の相関を見ても、夫婦の合計年収が高いほど、夫によるストレスは少なく、妻の夫婦関係満足度が高くなっている。これらは1999年の妻の相関では見られなかった結果である。ここから、近年は夫婦の年収が高いほど、生活に余裕が生まれ、夫によるストレスを感じることも少なくなり、夫婦関係満足度が高くなる傾向があると考えられる。

5.2 今後の課題

夫婦の情緒的サポートが夫婦関係満足度に時代や性別を超えて影響し続けていることは示唆されたが、ライフ・ワーク・バランスや収入は夫婦関係満足度にほとんど影響力がないという結果となった。これらの結果が出た理由の一つとして、ライフ・ワーク・バランスや

収入は夫婦関係満足度に直接影響する要因ではなく、間接的に影響する要因であるという理由が挙げられる。実際、夫の育児や家事頻度、性別役割分業観、夫婦の収入といった変数は妻（夫）によるストレスや夫婦の会話頻度などの変数と相関関係にある場合が多く、相互に関連し合いながら、間接的に夫婦関係満足度に影響している可能性もある。もう一つの考えられる理由として、ライフ・ワーク・バランスや収入に関連する変数と夫婦関係満足度の間に、夫や妻の認知といった主観的な変数が存在するという理由が考えられる。例えば、夫の育児頻度が高くとも、それを妻からやらされていると感じていれば、夫婦関係満足度は低くなるかもしれない。このような主観的な変数についても、今後は検討していく必要があるだろう。

【謝辞】

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「現代核家族調査, 1999」・「現代核家族調査, 2008」（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。深く感謝申し上げます。

【参考文献】

- ベネッセ教育総合研究所, 2015, 『第3回乳幼児の父親についての調査』
- 稲葉昭英, 1999, 「有配偶女性のディストレスの構造」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所, 87-119.
- 石井クンツ昌子, 2013, 『育メン現象の社会学』ミネルヴァ書房.
- 伊藤裕子・池田政子・川浦康至, 1999, 「既婚者の疎外感に及ぼす夫婦関係と社会的活動の影響」『心理学研究』70: 17-23.
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子, 2007, 「夫婦のコミュニケーションが関係満足度に及ぼす影響——自己開示を中心に」『文京学院大学人間学部研究紀要』9: 1-15.
- 柏木恵子, 2003, 『家族心理学: 社会変動・発達・ジェンダーの視点』東京大学出版会.
- 木下栄二, 2004, 「結婚満足度を規定するもの」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 277-291.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2016, 『第15回出生動向基本調査』.
- 松田茂樹, 2006, 「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」『季刊家計経済研究』71: 45-54.
- 森岡清美, 1993, 『現代家族変動論』ミネルヴァ書房.
- 諸井克英, 1996, 「家庭内労働の分担における衡平性の知覚」『家族心理学研究』10: 15-30.
- 永井暁子, 2011, 「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『社会福祉』52: 123-131.
- 永瀬圭, 2015, 「夫の夫婦関係満足度の規定要因に関する分析——夫婦の社会経済的地位の

- 組み合わせに注目して」『季刊家計経済研究』107：64-71.
- 内閣府，2017，『年次経済財政報告』
- 内閣府男女共同参画局，2014，『男女共同参画白書』.
- 大野祥子・平山順子，2006，「家計と夫・妻の心理」 柏木恵子・大野祥子・平山順子編『家族心理学への招待』 ミネルヴァ書房，59-65.
- 末盛慶，1999，「夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足感」『家族社会学研究』11：71-82.
- 菅原ますみ，2000，「夫婦関係の心理学」『PSIKO』 1：102-105.
- 大和礼子，2006，「夫の家事・育児参加は妻の夫婦関係満足感を高めるか？」 西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子編『第二回家族生活についての全国調査(NFRJ03)第二次報告書(No.1) 夫婦，世帯，ライフコース』 日本家族社会学会・全国家族調査委員会，17-33.

親の家事遂行が子どもの家事手伝いに及ぼす影響

森中典子

(お茶の水女子大学大学院)

本研究の目的は、両親と同居する小学4年生から18歳未満の子ども373名を対象に、親の家事遂行が、子どもの家事手伝いに及ぼす影響について明らかにすることである。分析の結果、時間的余裕や相対的資源差、性別役割分業意識が、父親と母親の家事遂行と関連を持つことが明らかになった。勤務時間が長く、経済的資源を多く保有する母親や、性別役割分業に対して否定的な父親や母親は、家事の省略・合理化、外部化や代替化を図りながら、家事が滞らないように対処していることがうかがえた。また、父親の家事遂行が多いほど、子どもの家事手伝いが多くなることが分かった。本研究の結果から、父親も家事を行うなど、家族役割が母親だけに固定化されないことが、子どもの家事手伝いを促すことから、家庭内の男女共同参画に向けて、父親は重要な役割を果たすことが示唆された。

1. 問題の所在

我が国における共働き世帯数は、1997年に男性雇用者と無業の妻からなる世帯数を逆転し、1065万世帯まで増加したが(内閣府 2014)、夫婦ともに働く世帯における家事・育児時間の実態は、妻の家事関連時間が4時間53分であるのに対して、夫はわずか39分である(総務省 2011)。このように既婚女性の労働市場への参入が進行したものの、依然として家事・子育ての大半が既婚女性に偏っているのが現状である。2017年に発表された「グローバル・ジェンダー・ギャップ報告書」において、我が国のジェンダー・ギャップ指数(Gender Gap Index)は、調査対象の144ヶ国中114位と過去最低を更新したことは記憶に新しい(World Economic Forum 2017)。男女共同参画社会の実現に向けて、家庭内における男女の共同参画が不可欠であるにもかかわらず、依然として進んでいないのが現状である。

一方、夫以外の成員の家事遂行の1つとして、子どもの家事手伝いが挙げられる。「第12回21世紀出生児縦断調査」(厚生労働省 2013)によると、「手伝いをしている」と回答した男子は79.3%、女子は82.7%であり、8割前後の子どもがふだんから家事などの手伝いをしていることが分かっている。しかしながら、小・中学生を対象に実施した国際比較調査によると、日本の子どもの家事時間は国際平均値を下回り(国立教育政策研究所 2004)、その理由として、現代の子どもたちは、塾や習い事などに通うなど、忙しい放課後・休日を過ごしていることが挙げられている。「第1回子ども生活実態基本調査」(ベネッセ教育開発センター 2005)によると、中学3年生の32.5%が週3日以上通塾しており、家事手伝いよりも勉学を重視する親の価値観の影響も受けて、子どもの家事手伝いはさらに軽視される傾向にある

(表 2005).

子どもの家事手伝いは、子どもの性別や年齢によって規定され、親の時間的制約によっては家事手伝いの機会を与えていないという報告もある(Fuklerson 2011). また、近年では家庭内における性別役割分業の再生産の視点から、親の家事遂行と子どもの家事手伝いの関連について関心が高まっている(蟹江 2005). したがって、子どもの家事手伝いについて検討する場合、子どもの属性だけでなく、家庭内需要や両親の時間的余裕、それらに伴う両親の家事遂行も含めて包括的に考えることが必要である. そこで本研究では、子どもの家事手伝いに影響を及ぼす要因として、父親と母親の家事遂行に焦点を当てることにした. 本研究は、家庭内における親の家族役割の在り方が、子どもの家事手伝い遂行に及ぼす影響について明らかにすることにより、子どもの身辺処理能力を習得させる家庭環境の在り方について検討するだけでなく、ジェンダー平等の視点に立った家庭内の男女の共同参画に向けた教育的・実践的取組みに応用が可能である点で意義があると考えられる.

したがって、本研究では、両親と同居する小学4年生から18歳未満の子どもを対象とし、父親と母親の家事遂行が、子どもの家事手伝いに及ぼす影響について明らかにすることを目的とする.

2. 先行研究

2.1 子どもの家事手伝い

農林漁業などの第1次産業が盛んであった時代は、子どもは一家の生計維持に欠かせない補助労働力であり、家業・家事の手伝いを通して、生業の知識・技術を習得していた(荒井 1993). 戦後の高度経済成長期以降、我が国では第1次産業に代わって第2次・第3次産業が盛んになり、雇用者が増加して職住分離が進行した. このような社会構造の変容に伴って親の仕事が家業でなくなり、子どもに残された手伝いは家事労働のみとなった(三輪 2000). さらに、外食産業や調理済み食品などの提供に加えて、電子レンジや食器洗い洗濯機など、炊事時間の短縮につながる各種家電製品が一般家庭への普及したことによって、家事の外部化・機械化がさらに進行した結果、子どもの家事労働は、短時間の家事手伝いへと急速に変化した.

既存の研究によると、子どもの家事手伝いの内容は、性別によって違いがあることが明らかにされている. 例えば、「食事の準備・片付け」「洗濯」「料理」の手伝いは、男子と比較して、女子の方が多く行っている(花形 2016). また、子どもの年齢とともに手伝い頻度が低下することも確認されており、家事手伝い頻度が「週に1日以上」と回答する割合が、中学一年生で71%から中学二年生で49.3%まで減少する、いわゆる「中二の壁」が存在することが示されている(日本生活協働組合連合会 2015). さらに、他に家事を代替する家族成員のいない核家族や子ども数が2人以上いる場合など、子どもが家事の手伝いを積極的に行うことが分かっている(深谷 2011).

2.2 父親・母親の家事遂行と子どもの家事手伝いの関連

多賀(1993:113)は、子どもが家事を学習するうえで、両親の家事遂行を観察し、両親による家事のしつけを受け、自ら家事を行うことができる「社会化の場」として家族に着目し、子どもが家事を行うプロセスについて二つの側面を指摘している。一つは、母親が行う家事を子どもが「代替」という側面である。特に、母親が就業している場合、子どもの性別にかかわらず、家事手伝いをしている割合が上昇する(厚生労働省 2013)。これは、仕事で忙しい母親に代わって子どもが家事を行っているということであり、子どもの家事手伝いと母親の家事遂行は、トレード・オフの関係にある。

もう一つの側面は、将来習得を望む役割から隔離された状況で社会化を経験する「予期的社会化」(anticipatory socialization)である(多賀 1993:114)。予期的社会化においては、ソーシャライザーとしての親を介して、将来の夫あるいは妻としての価値や知識、態度が子どもに伝達される(渡邊 1989)。父親の家事参加と子どもの家事手伝いの関連性についてのこれまでの研究では、父親の家事遂行は子どもの性別に関係なく、子どもの家事手伝いを促すことが示されている(多賀 1993; 蟹江 2005)。多賀(1993:119)は、この理由として、子どもたちは家事を行う父親の姿を見て、「母親以外の者も家事をする」というメッセージを受け取ると指摘している。一方、母親の家事遂行との関連については、子どもの性別によって異なる可能性が考えられる。例えば、「家事の中心的担い手は母親である」という風土が家庭に根付いている場合、女子は、家事は女性(母親あるいは娘)の役割であるという規範を獲得するだろう。一方、男子では、家事を女性が行うものとみなすため、家事に参加する頻度も少なくなることが想定される。

2.3 父親・母親の家事遂行とその規定要因

家庭内における父親と母親の家事遂行を規定する要因についての研究では、様々な理論から派生された仮説をもとに、多くの蓄積がある。第一に、相対的資源差仮説によれば、収入や教育、職業的地位などの社会的資源の多寡が、夫婦間の家事分担の交渉にあたって有利となり、相対的資源を多く持つ方が家事の負担を逃れようとし、父親と母親の資源の差が均衡か、あるいは母親の方が多く保有する場合に、父親の家事参加が高まるとしている(岩間 2008)。石井クンツ(2004)は、夫婦の収入差が小さい場合に、夫の家事参加度が高いことを報告している。第二に、家庭内の家事需要の増加によって、世帯員それぞれが家事を多く行うとする家庭内需要仮説では、子ども数が多く、末子年齢が小さい場合に、父親の家事が多くなる(Ishii-Kuntz et al 2004)。第三の時間的余裕仮説とは、家庭内の家事分担において、より自由に使える時間が多い方が家事を多く行うという考え方であるが(石井クンツ 2009)、父親の就労時間が短く、母親の就労時間が長い場合、父親の家事参加が増加する(岩間 2008)。第四の性別役割イデオロギー仮説によると、「男は仕事、女は家庭」という考え方に代表される性別役割分業意識に対して否定的な考えを持つ父親は、そうでない父親と比較して家事

をより遂行する(松田 2004).

2.4 研究概念図

以上の先行研究を踏まえて、本研究の概念モデル(図 1)を提示する. 本研究では、子どもの家事手伝い遂行を最終従属変数とし、その媒介要因として父親と母親の家事遂行を位置付け、それらは夫婦の相対的資源差、きょうだい数や未就学児の有無などの家庭内需要、父親と母親の週当たりの勤務時間などの時間的余裕、父親や母親の性別役割分業意識などの性役割イデオロギーによって規定されると考える. また、子どもの家事手伝い遂行の規定要因として、年齢や性別などの子どもの属性についても併せて分析するが、父親と母親の家事遂行に焦点を当てた上での仮説は次の2つである.

(仮説 1) 父親の家事遂行度が高いほど、子どもの家事手伝い遂行度は高くなる

(仮説 2) 母親の家事遂行度が高いほど、子どもの家事手伝い遂行度は低くなる

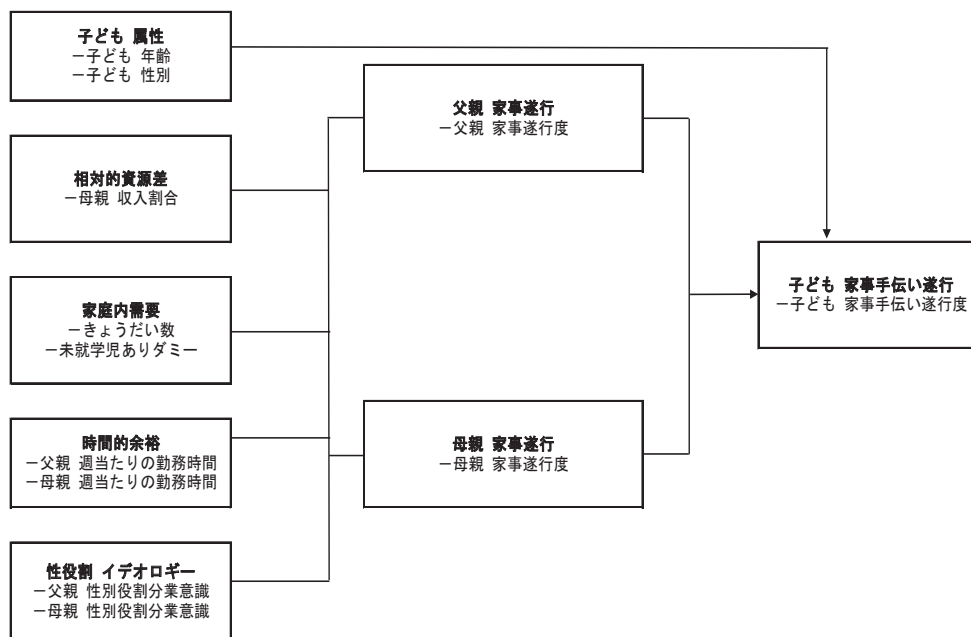


図 1 父親と母親の家事遂行を媒介とした子どもの家事手伝いの概念モデル

3. 方法

3.1 データ

本研究では、二次データを用いた分析を行った. 二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから、「現代核家族調査, 2008」(財団法人 家計経済研究所)の個票データの提供を受けた.

本調査の対象者は、首都 30km 圏内に在住で、年齢が 35~49 歳の有配偶女性と夫、そして子どもがいる場合には、小学 4 年生から 18 歳の子どもと同居する核家族世帯であり、層

化二段無作為抽出により対象者を抽出している。有効回答数は、1020 世帯(26.3%)である。本研究での分析対象は、両親と同居する小学4年生から18歳未満の長子373名である。

3.2 対象者の属性

表1に本研究における分析対象者の属性を示す。分析対象者の平均年齢は、13.37歳であり、子どもの就学状況については、小・中・高等学校それぞれが占める割合は、いずれも3割程度である。

また、分析対象者の父親の平均年齢は44.65歳、母親の平均年齢は42.23歳であった。両親の就業状況は、母親の68.5%が就業しているものの、パート・アルバイトなどの非正規就業の割合が45.3%ともっとも多く、公務員を含む正規雇用で就業する母親は、わずか9.7%であった。一方、父親は79%が就業しており、自営業の割合が20.2%であった。

表1 対象者の属性

		父親	母親
年齢		44.65歳	42.23歳
学歴	中学校	5.7%	1.1%
	高等学校	26.0%	30.2%
	短大・高専	9.5%	35.3%
	大学・大学院	58.8%	33.4%
収入		689.99万円	119.09万円
就業状況	働いていない	0%	31.5%
	正規就業	79.0%	9.7%
	非正規就業	0.8%	45.3%
	自営業他	20.2%	13.5%
子ども 年齢		13.37歳	
子ども 就学状況	小学校	32.4%	
	中学校	33.0%	
	高等学校	33.5%	
	その他	1.1%	

集計は、非該当・無回答を除いた平均値あるいは%で示す

父親と母親の収入を合算した世帯年収は809.08万円である。「平成27年国民生活基礎調査」(厚生労働省2015)における、末子の年齢階級別にみた一世帯当たりの平均所得金額(末子年齢12~14歳)は682.9万円であり、これと比較すると、本研究の分析対象は、高収入層に偏ったサンプルである。また、最終学歴が大学・大学院卒である父親の割合は58.8%であり、母親では33.4%であった。「平成22年国勢調査」(総務省2010)における大学・大学院卒の割合は、男性28.7%女性11.9%であり、これと比較すると、分析対象者の両親の最終学歴は高いほうに偏っている。以上を踏まえると、対象者の両親は高学歴、高収入であることから、本研究の分析対象は、社会的に高い階層の家庭の子どもといえよう。

3.3 変数

子ども属性：「子ども年齢」は、子ども票から得られた値を用いた。「女子ダミー」は、子ども票における性別の回答において、女子と回答した場合は「1」、男子と回答した場合は「0」とした。相対的資源差：「母親収入割合」は、結婚してから今までの夫婦の総収入額における、妻の収入割合の回答値を用いた。家庭内需要：「きょうだい数」と「未就学児ありダミー」を用いた。きょうだい数は、母親が回答した子ども数を使用した。また、未就学ありダミーは、母親が回答した第一子から第五子までの年齢を用いて末子年齢を算出して、末子年齢が0～6歳と回答した場合は「1」、7歳以上と答えた場合は「0」とした。時間的余裕：父親と母親がそれぞれ回答した「週当たりの勤務時間」について、「1. 15時間未満」は7.5、「10. 65時間以上」は69とし、その他は各カテゴリーの中央値に置き換えた。なお、「職業にはついてない」を選択した場合は、「0」とした。性別役割イデオロギー：「父親 性別役割分業意識」と「母親 性別役割分業意識」として、「夫は家族のために収入を得る責任を持つべきだ」「妻は家族のために家事や育児をする責任を持つべきだ」という2つの質問項目を用いた。いずれの項目も「1. 賛成」、「2. まあ賛成」、「3. やや反対」、「4. 反対」として尋ねられ、得点が高いほど、性別役割分業意識に対して否定的となるように、そのままの値を用いて合成変数を作成した。2項目の相関係数は、父親 $r=.455^{***}$ 、母親 $r=.549^{***}$ であった。父親 家事遂行：父親の家事遂行頻度に対する回答について、実際の家事遂行頻度よりも多く回答する傾向があることから(石井クンツ 2013)、母親が回答した「父親 家事遂行度」と父親自身が回答した「自分の家事遂行度」の平均値を用いる。父親の家事遂行は「a. 料理」、「b. 食事の後片付け」、「c. 掃除」、「d. 洗濯」の4項目で構成し、それぞれの頻度について、6件法でたずねている。「1. ほぼ毎日」(=7)、「2. 週に4, 5日くらい」(=4.5)、「3. 週に2, 3日くらい」(=2.5)、「4. 週に1日くらい」(=1)、「5. 月に2, 3日」(=0.5)、「6. まったくしない」(=0)と週当たりの家事遂行頻度に置き換えて、4項目の合計得点を使用した。母親 家事遂行：父親と同様に、料理、食事の後片付け、掃除、洗濯の4項目について6件法でたずねている。週当たりの家事遂行頻度に置き換えて、4項目の合計得点を使用した。子ども 家事手伝い遂行：父親や母親と同様に、子どもの家事手伝い遂行度についても、「a. 料理」、「b. 食事の後片付け」、「c. 掃除」、「d. 洗濯」の4項目で構成し、頻度について「1. ほぼ毎日」、「2. 週に4, 5日くらい」、「3. 週に2, 3日くらい」、「4. 週に1日くらい」、「5. 月に2, 3日」、「6. まったくしない」の6件法でたずねており、父親や母親と同様に、週当たりの家事遂行頻度に置き換えて、4項目の合計得点を使用した。

3.4 分析方法

記述統計およびパス解析を行う。分析で使用するソフトは、SPSS Ver.24 と Amos.24 である。

4. 結果

4.1 記述統計

表 2 に記述統計を示す。分析対象の平均きょうだい数は 2.05 人であり、16%の世帯において未就学の子どもがいる。また、母親の収入割合は、平均 1.64 割であることから、夫婦の相対的資源差において夫の収入の占める割合がかなり高い。そして父親の週当たりの勤務時間は、51.98 時間であるのに対し、母親は 16.28 時間である。さらに父親と母親の性別役割分業意識について、父親の平均値が 3.20、母親の平均値は 3.30 であることから、分析対象の父親と母親は、性別役割分業意識に対して概ね賛成していることがうかがえる。

父親の家事遂行度の平均値は 3.09 であり、月に 2.3 日程度である。一方、母親の家事遂行度の平均値は 25.57 であり、ほぼ毎日家事を行っている。そして、子ども家事手伝い遂行度の平均値は 4.81 であることから、週に 1 日程度家事手伝いを行っている。

表 2 各変数の記述統計

	n	平均値	SD	Range	
子ども年齢	373	13.37	2.64	9	18
女子ダミー	373	0.46	0.50	0	1
母親収入割合	373	1.64	1.40	0	8
きょうだい数	373	2.05	0.67	1	4
未就学児ありダミー	373	0.16	0.37	0	1
父親週当たりの勤務時間	373	51.98	12.31	8	69
母親週当たりの勤務時間	373	16.28	15.83	0	69
父親性別役割分業意識	373	3.20	1.07	2	8
母親性別役割分業意識	373	3.30	1.17	2	8
父親家事遂行度	373	3.09	3.75	0	21
母親家事遂行度	373	25.57	3.85	7	28
子ども家事手伝い遂行度	373	4.81	4.52	0	28

4.2 パス解析

本研究の分析モデルとその結果を図 2 に示す。分析で使用したモデルの適合度は GFI=.995, AGFI=.961, RMSEA=.018 であった。GFI 値が 0.9 以上であり、RMSEA 値も 0.05 未満であることを踏まえると、モデルの適合度は良好であるといえよう。

まず、媒介変数の 1 つである父親の家事遂行度の規定要因は、母親の収入割合、母親の週当たりの勤務時間、父親と母親の性別役割分業意識であり、きょうだい数と未就学児の有無との有意な関連がみられなかった。すなわち、夫婦の総収入額における妻の収入割合が大きいほど(.143)、母親の週当たりの勤務時間が長いほど(.169)、父親の性別役割分業意識(.104)

と母親の性別役割分業意識が否定的であるほど(.126)、父親の家事遂行度が高まること明らかになった。

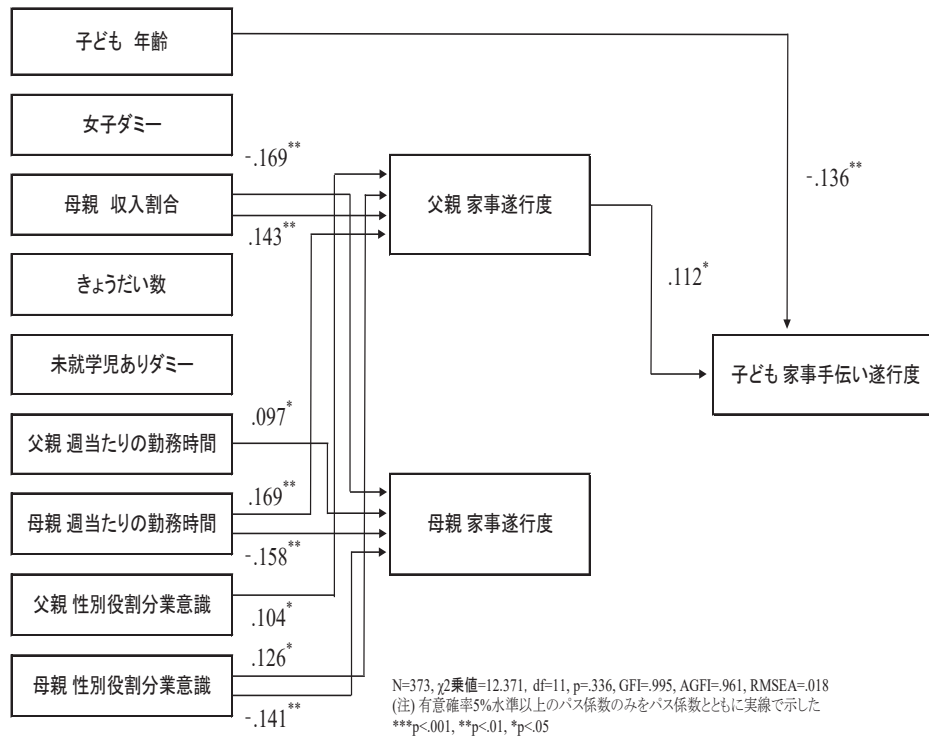


図2 父親と母親の家事遂行度を媒介とした子どもの家事手伝い遂行度の分析モデルおよび結果

次に、もう1つの媒介変数である母親の家事遂行度については、母親の収入割合、父親の週当たりの勤務時間、母親の週当たりの勤務時間、母親の性別役割分業意識が有意な規定要因となった。つまり、父親の週当たりの勤務時間が長いほど(.097)、母親の家事遂行度は高くなるが、世帯収入において母親の収入が占める割合が大きいほど(-.169)、母親の週当たりの勤務時間が長いほど(-.158)、母親の性別役割分業意識が否定的であるほど(-.141)、妻の家事遂行度は低くなることが確認された。

最終従属変数である子どもの家事手伝い遂行度について、父親の家事遂行度が高いほど、子どもの家事手伝い遂行度が高まるというパスが確認された(.112)。一方、母親の家事遂行度と子どもの家事手伝い遂行度において、有意な関連はみられなかった。そして、子ども年齢が大きいほど、家事手伝い遂行度が低くなることが分かった(-.136)。

父親の家事遂行度にもっとも強い影響を及ぼしていた要因は、母親の週当たりの勤務時間(.169)であり、子どもの家事手伝い遂行度に対して間接的に正の影響を及ぼすことが示された。すなわち、母親の勤務時間が長いほど、父親の家事参加が多く、その結果として、子

どもの家事手伝い参加度が増加することが明らかになった。一方、母親の家事遂行度に対してもっとも強い関連を示したのは、母親の収入割合(-.169)であり、世帯収入における妻の収入貢献度が高いほど、母親の家事遂行度が低くなることが確認された。

最後に、それぞれの仮説について分析結果を確認する。父親の家事遂行は、子どもの家事手伝い遂行に対して正の影響を及ぼしていることから、仮説1「父親の家事遂行度が高いほど、子どもの家事手伝い遂行度は高くなる」を支持する結果となった。また、仮説2「母親の家事遂行度が高いほど、子どもの家事手伝い遂行度は低くなる」については、母親の家事遂行と子どもの家事手伝い遂行には有意な関連はみられなかったため、支持されなかった。

5. まとめと考察

本研究では、親の家事遂行が子どもの家事手伝いに対してどのような影響を与えるのかを検討するために、父親と母親と同居する小学4年生から18歳未満の子ども373名を対象として、パス解析を行った。

まず、父親の家事遂行は、子どもの家事手伝い遂行に対して、正の影響を及ぼすことが明らかになった。この結果は、父親も家事を行い、母親も就業するというような協業型の家庭において、子どもの家事参加が促されることを示した永井(2001)の結果と共通する。本研究で得られた結果から、家事を行うソーシャライザーとしての父親を介して、「男は仕事、女は家庭」という考え方に代表されるような伝統的な性別役割分業に対する否定的な価値や態度が伝達され、子どもは積極的に家事を行うことが推察される。このことから、母親だけでなく、父親も協力して家事を行うこと、すなわち、家事などの家族役割が母親だけに固定化されないことが、子どもの家事手伝いを促進させる要因であることが示唆された。

次に、母親の家事遂行は、子どもの家事遂行と関連を持たなかった。この理由として、家事の大半を母親が行っていることが考えられる。本研究の分析対象においては、就業していない、いわゆる専業主婦が約3割を占めることに加えて、約過半数がパートタイム就業に就いている。したがって、分析対象におけるフルタイムで就業する母親の割合はわずかであり、働く場合でも家事・子育てとの両立が比較的容易なパートタイム就業をあらかじめ選択していることから、実質的な家事のほとんどは、母親が担っていることが推察される。

そして、妻の経済的資源の獲得とそれに伴う時間的制約、父親と母親の性別役割分業意識は、それぞれの家事遂行を規定し、間接的に子どもの家事手伝い遂行を促すことが明らかになった。母親が家庭外の生産労働に従事することによって生じる母親不在は、他の家族員による家事の代替を促すが(多賀 1993)、本研究においては、母親の週当たりの勤務時間が長いほど、父親の家事遂行が増え、母親の家事遂行が減ることが確認された。永井(1992)によると、妻(母親)の仕事と家庭生活のバランスを図るための家事遂行上の処理方略は、「省略」「合理化」「外部化」「代替」の4つに分類される。本研究の主要な概念である家事を構成するのは、「料理」「食事の後片付け」「掃除」「洗濯」であり、その中でも「料理」「掃除」「洗

濯」は、簡素化や繰り延べ可能な自己裁量性の高い家事である(三矢ら 1997)。また、藤田(2016)は、家事の外部サービスを利用している妻は、夫に対しても家事の分担を働きかけており、家事を一人で抱え込まずに夫や外部サービスに家事を分配していると指摘している。このことから、就業時間が長く、家事に費やす時間が少ない母親は、家事の省略・合理化や外部化、父親との代替化によって、家事が滞らないように対処していることが推察される。ただし、父親の家事遂行は、母親のそれと比べてかなり低調であることから、代替される家事は、あくまで母親の残余部分であることを留意しなければならない。さらに、夫婦の総収入における母親の収入割合が、父親の家事遂行を促し、母親の家事遂行を減少させることから、家族勢力論・資源論における相対的資源差としての妻の収入が、父親と母親の家事遂行に対して関連を持つことが分かった。そして、性別役割分業意識に否定的であり、女性の社会進出に対して肯定的な考えを持つ夫婦の場合、父親がより家事を行うことが明らかになった。

本研究で得られた重要な示唆は、子どもの家事手伝いとは、単に子どもの身辺能力を獲得する教育的機会(元兼ら 2008)だけにとどまらず、親との相互作用を通じた社会化のプロセスにおいて、ジェンダー・バイアスにとらわれない家族役割分担の在り方についての規範を子どもが獲得する機会となり得るということである。そして、父親が実際に家事を行うことが、子どもの家事参加を促すことから、家庭内の男女共同参画に向けて、父親は重要な役割を果たすことが示唆された。

最後に本研究の課題として、父親および母親の家事遂行が子どもの家事手伝いに及ぼす影響プロセスが、子どもの性別や年齢によってどのように異なるのか、さらに検討する必要があるだろう。また、本研究で用いたデータは、調査の対象を首都圏に在住する家族としているため、本研究の分析結果の一般化には留意が必要といえる。今後は、子どもの成長に応じた家庭内の家事総量や既婚女性のライフコースの変化に着目しながら、親子間の家事分担がどのように行われるのか検討を重ねて、男女共同参画社会の実現に貢献できるような研究に繋がりたいと考えている。

〔謝辞〕

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査, 2008」(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。

〔参考文献〕

荒井真人,1993,「子どもの手伝いの変化と教育」『教育社会学研究』(53):66-86.
ベネッセ教育開発センター,2005,「第1回子ども生活実態基本調査」
<http://berd.benesse.jp/berd/data/dataclip/clip0006/> (閲覧日:2017/12/20).

- 藤田智子,2016,「家事における夫との分担と外部サービス利用——家事を楽にするには」『お茶の水ブックレット 10 キャリア・デザインと子育て——首都圏女性の調査から』特定非営利活動法人お茶の水学術事業会, 100-111.
- Fuklerson, J.A., Kubik, M.Y., Rydell, S., et al, 2011, Focus groups with working parents of school-age children: What's needed to improve family meals? , *Journal of Nutrition Education and Behavior*, 43, 189-193.
- 深谷昌志,2011,「子どものお手伝いを考える」『子どものお手伝い調査』,KAO INFORMATION,1-68.
- 花形美緒,2016,「第3節 子の成長とお手伝い——子の生活力を鍛えるには」『お茶の水ブックレット 10 キャリア・デザインと子育て——首都圏女性の調査から』お茶の水学術事業会,72-84.
- 石井クンツ昌子,2004,「共働き家庭における男性の家事参加」, 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子(編)『現代家族の構造と変容——全国家族調査(NFRJ98)による計量分析』東京大学出版会, 201-214.
- Ishii-Kuntz Masako, Makino Katsuko, Kato Kuniko, Tsuchiya Michiko , 2004, Japanese Fathers of Preschoolers and Their Involvement in Child Care. *Journal of Marriage and Family*, Vol. 66, No. 3, 779-791.
- 石井クンツ昌子,2009,「父親の役割と子育て参加——その現状と規定要因,家族への影響について」『季刊家計経済研究』81, 16-23.
- 石井クンツ昌子,2013,『「育メン」現象の社会学——育児・子育て参加への希望を叶えるために』ミネルヴァ書房.
- 岩間暁子,2008,「家事分担は変わるのか」『女性の就業と家族のゆくえ——格差社会の中の変容』東京大学出版会, 127-149.
- 蟹江教子,2005,「児童・生徒の家事参加の状況および父親の家事参加との関連についての検討」『日本家庭科教育学会大会・例会セミナー研究発表要旨集』.
- 国立教育政策研究所, 2004,「国際数学・理科教育動向調査の2003年度調査」
<http://www.nier.go.jp/kiso/timss/2003/table.pdf> (閲覧日:2017/10/17).
- 厚生労働省,2015,「平成27年国民生活基礎調査」
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa15/dl/03.pdf>
(閲覧日 2017/11/12).
- 厚生労働省,2013,「第12回21世紀出生児縦断調査」
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/syusseiji/12/dl/03.pdf>
(閲覧日 2017/10/12).
- 松田秀樹,2004,「男性の家事参加——家事参加を規定する要因」, 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子(編)『現代家族の構造と変容——全国家族調査(NFRJ98)による計量分析』東京

- 大学出版会, 175-189.
- 三矢恵子・吉田理恵,1997,「生活時間の時系列変化——1970年～1995年の国民生活時間調査の時系列分析」『NHK放送文化調査研究年報』42,155-193.
- 三輪聖子,2000,「第5章子どもからみた親との関係——子どもの手伝いをめぐる親子関係を中心に」神原文子・高田洋子編『教育期の子育てと親子関係——親と子の関わりを新たな視点から実証する』ミネルヴァ書房,102-116.
- 元兼君枝・甲斐純子,2008,「食生活から見た家族関係の実態(第1報)——小学生の食環境に関する子ども調査より」『福岡教育大学紀要』57(5), 171-179.
- 永井暁子,1992,「共働き夫婦の家事遂行」『家族社会学研究』4,67-77.
- 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」『家計経済研究』49,44-53.
- 内閣府男女共同参画局,2014,「平成26年度版男女共同参画白書」
http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h26/zentai/html/honpen/b1_s02_01.html (閲覧日:2016年1月23日).
- 日本生活協同組合連合会,2015,「小中学生のお手伝いに関する調査」
http://jccu.coop/info/items/press_151006_01_03.pdf#search=%27%E5%B0%8F%E4%B8%AD%E5AD%A6%E7%94%9F%E3%81%AE%E3%81%8A%E6%89%8B%E4%BC%9D%E3%81%84%E3%81%AB%E9%96%A2%E3%81%99%E3%82%8B%E8%AA%BF%E6%9F%BB%27 (閲覧日:2017/10/9).
- 表真美,2005,「子どもの家事労働とジェンダー形成・人間形成」『京都女子大学発達教育学部紀要』1,73-79.
- 総務省,2010,「平成22年国勢調査」
<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/users-g/wakatta.htm#jump2>
(閲覧日2017/10/5).
- 総務省統計局,2011,「平成23年度社会生活基本調査」
<http://www.stat.go.jp/data/shakai/2011/pdf/youyaku2.pdf> (閲覧日:2017年3月16日).
- 多賀太,1993,「家事に関する意識の形成——家事に対する志向と家族生活」『九州教育学会研究紀要』21,113-120.
- 渡邊秀樹,1989,「家族の変容と社会化論再考」『教育社会学研究』44,28-49.
- World Economic Forum, 2017, 「The Global Gender Gap Report 2017」
http://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2017.pdf (閲覧日:2017年11月3日).

家族研究におけるダイアド・データの応用可能性と課題

齊藤知洋

(東京大学大学院／日本学術振興会)

本稿では、家族集団を分析単位としたダイアド・データの特性について整理したうえで、その諸課題について検討した。具体的には、既存の夫婦ペアデータを用いて、(1) 夫欠票の規定要因、(2) 夫婦関係満足度と夫婦の家事分担の規定要因について、通常の OLS 推定とダイアドを単位とした推定結果との間に大きな差異が観察されるかについて分析した。

分析結果は次のとおりである。第 1 に、使用データに関しては、夫欠票は結婚年数が長いこと、夫との非同居、世帯収入が無回答であるケースほど生じる傾向にあった。第 2 に、ダイアド単位の推定結果と従来のモデルを用いた結果との間に大きな乖離が見られなかった。以上より、ダイアド・データを分析する際には、その分析対象にも一定のセレクションバイアスが存在する可能性が示唆された。さらに、同データを設計・収集する際には、それを正当化する調査目的や分析課題を研究者間で共有することが重要であることを示した。

1. 問題の所在——日本の家族研究においてダイアド・データは有効か？

日本の家族社会学研究（以下、家族研究）において、社会調査データを用いた計量的アプローチは過去 20 年の間に著しく進展した。その大きな一歩となったのが、日本家族社会学会による「全国家族調査」(NFRJ98) の実施であることに異論はないだろう。1960～80 年代の量的家族調査は、特定地点に限定した局所的標本もしくは回収標本数が極めて少ない小規模データに基づくものが大勢を占めていた（小山編 1960；森岡・青井編 1987）。さらに、1980 年代には近代家族論や家族の個人化論といった家族変動に関する命題を理論研究もしくは歴史社会学的手法をもとに究明することに研究者の関心が向けられるようになった。その点で、全国規模の確率標本調査である NFRJ の本格的な始動は、家族研究者が大規模かつ良質なデータセットをもとに日本家族の実態を計量的に解明することを可能とした画期的な出来事であった。NFRJ の本調査は、1999 年調査以降 2004 年と 2009 年に実施され、その研究成果が渡辺ほか編（2004）や稲葉ほか編（2016）にまとめられている¹⁾。加えて、データアーカイブの整備とそれに伴う二次分析研究の普及は、家族研究者が比較的容易に既存の量的データを利用する機会を大いに与えている²⁾。

一連の量的家族研究は、無作為抽出によって選ばれた調査対象者に対する質問紙調査（もしくは面接調査を併用）によるものが多い。これは、社会階層研究や教育社会学といった長年量的データを扱ってきた研究領域においても最もスタンダードな方法である。しかしながら、家族研究の場合にはこうした調査方法が必ずしも適切とは言い切れない。というのも、個人のみを調査対象とする限り、本来の研究対象であるはずの家族集団を把握することが

難しいからである。

家族研究は、夫婦や親子・きょうだい・親戚といった他者との世代間・世代内関係とそれらのミクロな相互作用パターンに主たる関心が置かれる。その代表的な指標として、夫婦関係満足度や夫婦の家事頻度などが挙げられる。これらを分析とした実証研究では、有配偶の回答者にサンプルを限定したうえでその規定要因を検討するであろう。しかし、そのサンプル内には実際に回答者と婚姻関係を結んでいる配偶者は一切含まれていない。ゆえに、それは実質的には夫もしくは妻の立場から見た「個人」単位の分析ということになる。現実には、これらの指標はもう一方のパートナーの行動や意識、さらには夫婦が共有する家族規範などによっても左右されうるが、従来の調査設計ではその影響力については厳密な検証ができない。

その代替案として、調査対象者にその配偶者の意識や行動を回答してもらう方法が考えられる。ところが、この方法でも根本的な問題は回避できない。なぜなら、同じ夫婦であっても個人の認識パターンや行動頻度に齟齬が生じることは十分に考えられるからである。たとえば、夫は妻よりも自身の家事参加を高く評価する傾向にあることが指摘されている (Kamo 2000)。この点は、「測定内容と調査単位の適合性」(稲葉 2001:380)の問題とも密接に関係する。すなわち、夫の家事頻度を測定する際には、調査単位である男性有配偶者と女性有配偶者の間には認知的ギャップが生じやすいのである。

こうした観点からは、家族集団の実態により接近するためには、調査対象者のみならず、その配偶者や子どもに対しても実査を行う方法 (multiple informant research) が有効と考えられる。回答者に加えて、親や配偶者・子どもといった回答者とダイアド関係 (dyad relationship) を持つケースに対しても情報を収集したデータは、「ダイアド・データ (dyadic data)」と呼ばれる。現在では、社会心理学やライフコース研究などの隣接領域を中心に、個人ではなくダイアドを分析単位とした実証研究が本格的に蓄積されつつある。日本の家族研究においても、ダイアド・データによる分析は、従来の家族研究に対して新たな知見を提供する可能性が大いにある。しかしながら、ダイアド・データの有効性が指摘される一方で、その収集過程や分析上の課題について詳しく論じたものは極めて少ない。さらには、ダイアドを構成する個体間には類似性が見られ、分析サンプルはもはや「独立性 (I.I.D.)」の仮定を満たさない。そのため、従来の統計モデルを用いると推定値にバイアスをもたらすことがある。

そこで本稿では、日本の家族研究におけるダイアド・データの応用可能性とその課題について、既存の夫婦関係データの二次分析を通じて検討することを目的とする。本稿の構成は、次のとおりである。第2節と第3節では、ダイアド・データの概要と研究事例、ダイアド・データの収集と分析における課題を整理したうえで、研究課題を提示する。第4節では、使用データの特性と使用変数について説明したうえで、第5節で分析結果を示す。最後に第6節では、得られた知見を総括したうえで、ダイアド・データを収集・分析する際の課題について考察を加える。

2. ダイアド・データの概要

2.1 ダイアド・データとは

はじめに、本稿が注目するダイアド・データの基本概念とそのデータ構造について整理しておきたい。ダイアドとは、夫婦や親子、友人・上司と部下といった二者関係を指す用語であり、それを調査単位としたデータのことを「ダイアド・データ (dyadic data)」と呼ぶ。二者関係を考える際には、調査対象者あるいはもう一方の個体自身をアクター (actor)、アクターから見た他者をパートナー (partner) と呼ぶ。たとえば、夫婦関係を妻の側から捉えた場合には妻がアクター、夫がパートナーとなり、その逆も然りである。さらにダイアド・データは、収集方法によってそのデザインが多種多様である。図1では、Kenny et al. (2006) をもとにダイアド・デザインのうち代表的なものを示している。

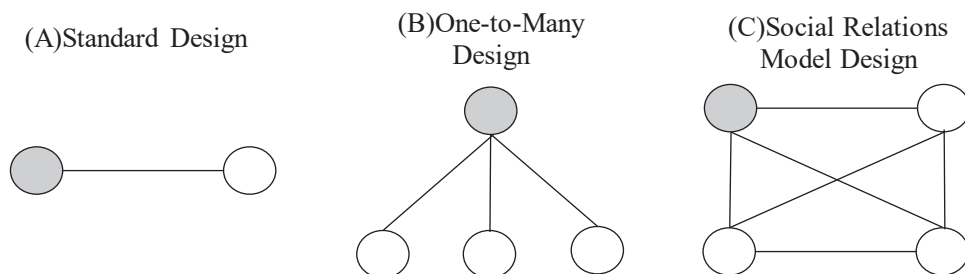


図1 ダイアド・デザインの種類

(出所：Kenny et al. (2006) Figure1.1 をもとに筆者作成)

まず (A) のパターンは、各ケースが1つのダイアド関係のみを有する「スタンダード」デザインである。具体的には、夫婦、異性カップル、親と1人の子どもなどを想起すればよい。つぎに (B) のパターンは、ある特定ケースが複数の他者とダイアド関係を持つものであり、「1対多数 (one-with-many)」デザインと呼ばれる。たとえば、母親1人と複数の子ども、医者1人に複数の患者といった事例が挙げられる。ただし、ある個人 (●) にぶら下がっているケース (○) は他のケース (○) とダイアド関係を直接結んでいない。家族研究においてこうしたダイアド・デザインを持つ典型例として、回答者を中心にその子どもの情報を収集したきょうだいデータなどが挙げられる。最後に (C) のパターンは、全てのケースが複数のダイアド関係を結んでいるものであり、「社会関係モデル (social relations model)」デザインと呼ばれる。家族研究では、夫と妻、妻と長子、夫と長子、長子と末子…、など多元的な親族関係を考察する際に用いられる。なお、このデザインは社会ネットワーク分析にも拡張することができる (Kenny et al. 2006)。

日本の家族研究では、とりわけ夫婦関係および親子関係に着目することが多いため、ダイアド・デザインとしては (A) または (B) に対応する。以下ではこれら2つのパターンのみを前提として説明を加える。

2.2 ダイアド・データの構造と変換

つづいて、ダイアド・データの構造について説明する。ダイアド・データに対する統計分析は、その収集方法とデザイン(図1)によってその手法が大きく異なる。Kenny et al. (2006)は、この点について「識別可能 (distinguishable)」あるいは「交換可能 (exchangeable)」という語を用いて説明を加えている。

「識別可能」とは、端的に言えば、ダイアド関係内で個人の属性や役割に応じて各ケースを識別できることを指す。たとえば、1組の夫婦の場合には、性別や家族役割に応じてある一方は夫、もう一方を妻と各個人を識別することができる。他方で、同性愛カップルや同僚といった二者関係の場合には、特定の基準をもとに両者を識別することがデータ上難しい。こうした二者関係は、「識別不可能」すなわち「交換可能」であるといえる。

この点について、表1を用いてもう少し考えてみたい。表1は、夫婦を単位としたダイアド・データの架空例を示している。各データセット構造の1行目には変数名が表記されており、Dyadとはダイアドの識別番号、Personは各ダイアド内の個体識別番号を指す。hus_hwとwife_hwはそれぞれ夫と妻の家事頻度であり、個体水準の変数である。最後に、hincomeは世帯所得(万円)であり、これはダイアド(夫婦)水準の変数である。

表1にあるように、ダイアド・データのデータ構造は大きく3つに分けられる。第1のデータ構造(a)はダイアド関係にある各個人が1ケースとしてみなされる「個人(individual)」構造である。これは、観測時点が1時点の横断的社会調査と同じデータ構造であるが、Dyadの値が同じ個体はダイアド関係にあるため、互いに独立ではない。

データ構造(b)は、各ダイアドを1ケースとみなす「ダイアド(dyad)」構造である。(a)と異なり、(b)のケース単位は個人ではなくダイアドである。さらに、(b)では変数名hus_hw・wife_hw・hincomeに数値(1,2)が追加されている。これは、「個人」構造データで確認された変数Personの個体識別番号である。Personの名義尺度が、「夫=1」・「妻=2」であるとすれば、hus_hw1, wife_hw1, hincome1は夫の回答情報を、hus_hw2, wife_hw2, hincome2は妻の回答情報を表すことになる。たとえば、hus_hwはもともと夫の家事頻度を表す変数であるから、hus_hw1は夫が自らの家事頻度を評価した尺度であり、他方hus_hw2は妻が夫の家事頻度を評価したものとなる。同様にwife_hw1とwife_hw2は、その逆の関係が成立する。ただし、hincome1とhincome2はいずれも夫婦(ダイアド)水準の変数を表すことから同じ値が割り当てられている。ゆえに、いずれか一方は情報として冗長である。

最後の(c)は、(a)と(b)が組み合わさった「ペアワイズ(pairwise)」構造である。ここでは、先のhus_whとwife_hwをそれぞれactor_wh, partner_whに変更している。(a)と同様に、各行はダイアドを構成する個人を1ケースと数えられる。同時に、「ダイアド」構造に見られる各変数に添え字として個体識別番号が付与されており、その解釈は同じである。重要なことは、各変数の値が同一のダイアド内で入れ替わっている点である。たとえば、Dyad1のactor_wh1は5(Person1)、2(Person2)であるのに対し、actor_wh2は2(Person1)、

表1 ダイアド・データのデータセット構造とその種類（架空例）

(a) 「個人 (individual) 」

Dyad	Person	hus_hw	wife_hw	hincome
1	1	5	9	300
1	2	2	8	300
2	1	6	3	700
2	2	4	6	700
3	1	3	6	500
3	2	9	7	500

(b) 「ダイアド (Dyad) 」

Dyad	hus_hw1	wife_hw1	hincome1	hus_hw2	wife_hw2	hincome2
1	5	9	300	2	8	300
2	6	3	700	4	6	700
3	3	6	500	9	7	500

(c) 「ペアワイズ (pairwise) 」

Dyad	Person	actor_1	partner_1	hincome1	actor_2	partner_2	hincome2
1	1	5	9	300	2	8	300
1	2	2	8	300	5	9	300
2	1	6	3	700	4	6	700
2	2	4	6	700	6	3	700
3	1	3	6	500	9	7	500
3	2	9	7	500	3	6	500

(出所 : Kenny et al. (2006) の Table1.3 に筆者修正・加筆)

5 (Person2) と値がひっくり返っている。先に述べた「交換可能」とは、まさにダイアド内で個体ケースの順番や値を入れ替えたとしても統計モデル上、何ら問題が生じない状況を指すのである。「交換可能」なダイアド・データの場合、個体識別番号は名目上の意味しか持たないため、actor_1 と actor_2, partner_1 と partner_2 はそれぞれ同一の情報を持つ。また、(a) 「個人」構造と (c) 「ペアワイズ」構造は同一のダイアドの内に各ケースがネストしているので、典型的なマルチレベル構造だといえる。

ダイアド・データの作成は、最初に (b) 「ダイアド」構造をもとに行い、分析手法に応じて他のデータ構造に変換することを強く推奨する。これは、夫婦や親子間の相互依存性を考慮した分析を行う際には、「ダイアド」構造を出発点とすることが多いためである。そして、「ダイアド」構造から「個人」・「ペアワイズ」構造へのデータ変換は、各変数に付与した個

体識別番号 (Person) をもとに行うことができる。これは、パネルデータの文脈で言えば、個人単位の「ワイド (wide)」形式から測定時点を単位とした「ロング (long)」形式へのデータ変換に相当する。

2.3 ダイアド・データに対する統計手法

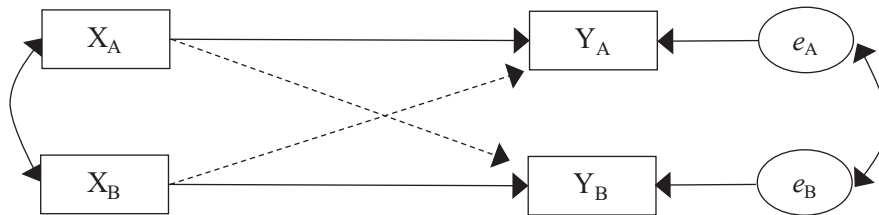
ダイアド・データに対する統計手法としては、大きく2つある (Ledermann and Kenny 2017)。ひとつ目は、「個人」構造または「ペアワイズ」構造を持つデータセットに対するマルチレベルモデルである。もうひとつは、「ダイアド」構造のデータに対する構造方程式モデルである³⁾。いずれのモデルを用いるかは、2.2 で述べたダイアドに関する「識別可能」基準に依拠する。家族研究では、夫婦や親子といった「識別可能」なダイアドを分析対象とすることが多い。Kenny et al. (2006: 178) は、こうしたダイアドの分析においては構造方程式モデルの方がパラメータ推定とその解釈が比較的容易であると指摘する。そこで以下では、構造方程式モデルを前提として欧米の家族研究でしばしば用いられる3つのモデル——(1) 行為者・パートナー相互依存性モデル (Actor-Partner Interdependence Model: APIM)、(2) 共通運命モデル (Common Fate Model: CFM)、(3) 双方向影響モデル (Mutual Influence Model: MIM)——について簡単に説明する⁴⁾。図2は、これらのモデルの基本的な概念図を示したものである。

まず(1) 行為者・パートナー相互依存モデル (APIM) は、二者 (個人A・個人B) の各従属変数 (Y_A ・ Y_B) に対して、本人である行為者、他者であるパートナーの属性がそれぞれ影響を与えることを仮定する。各個体 (A・B) の属性変数を X_A および X_B とすると、自身の属性変数が自らのアウトカムに及ぼす効果 ($X_A \rightarrow Y_A$, $X_B \rightarrow Y_B$, 実線) を「アクター効果 (actor effect)」と呼ぶ。他方、ある一方の属性が他者のアウトカムに及ぼす効果 ($X_A \rightarrow Y_B$, $X_B \rightarrow Y_A$, 破線) は「パートナー効果 (partner effect)」と呼ばれる。それにより、異なる二者の属性がそれぞれの従属変数に及ぼす効果を2種類に分解し、それらの影響力を比較することができる。なお、2つの従属変数に付随する誤差項同士 (e_A ・ e_B) には相関を認めている。

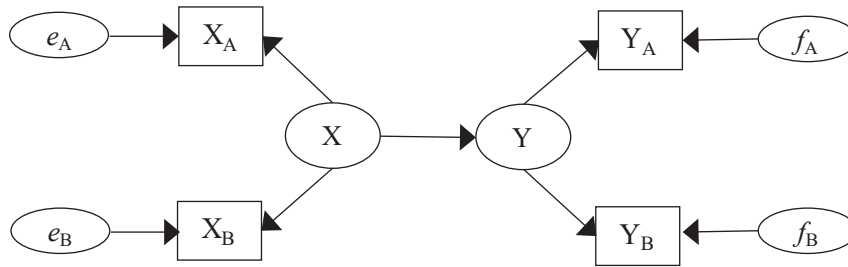
つづいて(2) 共通運命モデル (CFM) は、二者の測定値である個人水準の観測変数 (X_A と X_B , Y_A と Y_B) の背後にはそれらを説明する潜在変数 (X と Y) が存在することを想定する。ここでの潜在変数とは、二者間で共有されるダイアド水準の効果 (例: 家族規範など) を指す。CFM では、ダイアドで共有された効果 (shared effect) と個人独自の効果 (unique effect) を分解したうえで、各水準の相関関係や因果関係を推定する。CFM は、2つの従属変数に潜在変数 (Y) を仮定せずにダイアド水準の潜在変数から顕在変数 (Y_A と Y_B) への影響を認めたモデルや、個人水準間とダイアド水準間に同時にパスを認めたマルチレベル共通運命モデルなどに応用することができる。

最後に(3) 双方向影響モデル (MIM) は、各ダイアドの従属変数同士に直接的なパスを

(1) 行為者・パートナー相互依存モデル (APIM)



(2) 共通運命モデル (CFM)



(3) 双方向影響モデル (MIM)

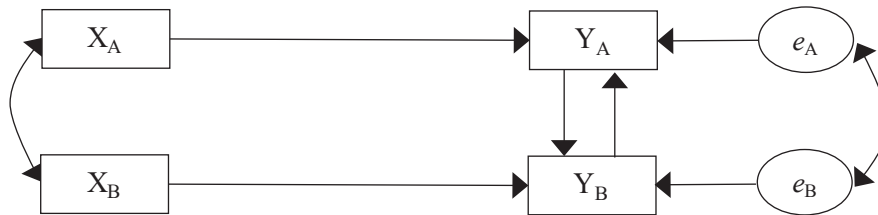


図2 ダイアド・データ分析のモデル例

認めた「非逐次的 (non-recursive)」なモデルである。すなわち、双方向影響モデルの特徴は、ある一方のアウトカムが他方のアウトカムの「原因」であると同時に、「結果」変数でもあるという点に求められる。このモデルでは、各個体属性 (X_A , X_B) は自身の従属変数のみに影響を与え、そのアウトカムが他者の従属変数に影響を与えるとする経路を前提とする。いずれのモデルを採択するかは、分析者が依拠している理論仮説や先行研究をもとに考えねばならない。

3. 先行研究の整理と研究課題

3.1 ダイアド・データを用いた家族研究

欧米諸国の家族研究では、ダイアド・データの重要性がいち早く指摘され (Thompson and Walker 1982), それを分析単位とした実証分析が 1980 年代以降に展開されてきた (Maguire 1999)。その研究事例は、夫婦関係満足度 (Polenick et al. 2017) やメンタルヘルス (Kouros and Cummings 2010), 親子間のサポート交換と親密性の関係 (Sechrist et al. 2014) など多岐にわたる。また、データの収集方法や統計手法の発展も目覚ましい。たとえば、パネルデー

タ（例：PSID（Panel Study of Income Dynamics）やNSFH（National Survey of Families and Households））をもとに、ダイアド内にいる各個人の発達過程をダイナミックに捉えるマルチレベルモデルが提案されている（Lyons and Sayer 2005）。

他方、日本では無作為抽出によって選ばれた回答者とその配偶者や子どもを対象としたダイアド調査が2000年代以降に蓄積されつつある。具体的なデータとして、財団法人・家計経済研究所の「現代核家族調査」（1999年・2008年）や内閣府が2011年に実施した「親と子どもの生活意識に関する調査」（いずれも母親・父親・子どもの三者関係データ）、東京大学社会科学研究所の「母親と子どもパネル調査」（Japanese Life-Course Panel Surveys-J, 2015年）などが挙げられる。

さらには、近年ではダイアド・データの利点を生かした家族研究も着実に蓄積が見られる。その代表的なものは、序論で言及した「全国家族調査」（NFRJ）を用いた稲葉ほか編（2016）の一連の研究成果である。NFRJは、無作為抽出によって選ばれた調査対象者に対してのみ郵送調査が実施されている。この点は、従来の社会調査データと同一である。他方で、NFRJの最大の特徴は、回答者と中心としてその親や子ども、きょうだいの個人属性や接触頻度などを詳細に尋ねている点にある。こうした形式の家族調査を、保田（2016）は「ダイアド集積型調査」と総称している。稲葉ほか編（2016）では、ダイアド特性を生かしたマルチレベルモデルによる研究成果が数多く収録されている⁵⁾。

その分析例として、回答者を家族（ダイアド）水準、その子どもを個人水準とし、子どもの教育達成を検討した稲葉（2016）や荒牧・平沢（2016）、中期親子関係の良好度を検討した田中・嶋崎（2016）などがある。これらの分析では、ダイアド・データの種類は図1の「1対多数（one-with-many）」デザインであり、分析の際に用いられるデータセットは「個人（individual）」構造に相当する。ゆえに、ダイアド・データを収集するために、必ずしも回答者以外のダイアドに実査を行わねばならないというわけではない。

他方で、回答者以外のダイアドに対して実査を行うからこそ明らかとなる研究課題も存在する。たとえば鈴木（2007）は、「現代核家族調査」（1999年）の夫婦ペアデータを用いて、行動面・意識面の「夫婦の共同性」をめぐる夫婦間の認識のズレに着目し、夫婦類型の特徴を析出することを試みている。分析の結果、妻から見て夫からの情緒的サポートを受け、夫に対して不満を抱いていない「サポート有・平穏型」を除く夫婦類型では、行動面の共同性や意識面の夫婦の連関が低く、妻の夫婦関係満足度は夫よりも低いことを明らかとした。この研究は、同一夫婦間に生じうる認知度のズレを積極的に分析枠組みに取り入れ、夫婦関係の様相を双方の視点から照射したものである。

さらには、親と子どものペアデータを用いた実証分析も少なからず存在する。藤原（2009）は、高校2年生とその母親の親子データを用いて、子どもと母親の教育期待（将来的に見込まれる到達学歴）の規定要因を同時推定している。分析の結果、母子間の相互依存関係を考慮すると、親学歴や世帯所得といった家族・階層的要因は母親の教育期待に対してのみ有意

な影響を与えている点を明らかにした。これは、出自的背景（出身階層）と子どもの社会経済的地位の間には頑健な関連があるとする伝統的な見方とは大きく異なる。藤原（2009）は、両者の関連の背後には、種々の家族要因が母親の教育選好に影響を与え、その親の価値判断や教育戦略の制約のもとで子どもの教育期待が形成される階層化プロセスが存在すると結論付けている。同様に、林川（2015）は女子中学生とその母親の親子データを用いて、女子の家庭優先志向の形成要因を「母一娘」関係の家庭内社会化に着目して検討している。分析結果は、二者間の相互依存関係を統制すると、母親の就業状況は自営業を除いて、娘の家庭優先志向形成に有意な影響を与えていないことなどを明らかにした。このことは、母親自身の意識に関係なく、娘が母親をロールモデルとして主体的に意識を形成するといった社会化メカニズムが適合しないことを示しているという。

このように、ダイアド・データは個人単位の分析では捉えきれない家族成員間の相互作用や意識形成のパターンなどを分析するうえで極めて有効である。日本の家族研究において計量的分析が主要なアプローチとして市民権を得た現在、ダイアド・データの応用可能性を積極的に探索する時機に来ているものと考えられる。

3.2 ダイアド・データの収集・分析上の課題

しかしながら、ダイアド・データの収集や分析においては、通常の世界調査と比べていくつかの課題も存在する。以下では、主に3つの問題点について述べておきたい。

第1の問題は、回収率の問題である。ダイアド・データの収集については、大きく2種類の回収率の問題が存在すると考えられる。ひとつ目は、調査対象者の協力拒否に関する問題である。これは、近年の量的社会調査が直面している困難と全く同一のものである。本稿が注目するもうひとつの問題とは、ダイアドのうち一方の調査拒否によるペアデータ収集の失敗である。回答者ないしパートナーの属性によって、ダイアド・データ作成の成否に系統的な差異がある場合には、そのデータを用いた推定値には一定のバイアスが生じる可能性がある。

より具体的に理解するために、夫婦のペアデータを用いて各個人の夫婦関係満足度の規定要因を検討するとしよう。ペアデータを用いることで、各個人の相互依存関係を考慮したうえでそれぞれの結婚満足度の規定構造やそのジェンダー差を推定することができる。ところが、得られたペアデータが良好な夫婦関係を築いているケースに偏っている場合、推定結果は離別リスクが低い安定的な層（すなわち、結婚満足度が相対的に高い層）を強く反映したものになってしまう。極端に言えば、ダイアド関係に特に分析上の関心を払っていない場合には、従来の個人を単位とした分析を行った方がより適切であろう。

第2に、調査コストである。調査対象者に加えて複数の親族に対しても実査を行う場合には、その人数に応じて郵送費および謝礼金などの経済的コスト、調査員の身体的・時間的コストが比例的に増大する。また、データセット作成の過程でも、分析者はダイアド関係の紐

づけやダイアド構成員の基本属性の一致度を確認する作業が追加される。ダイアド・データの収集においては、それに伴う費用対効果を十分に視野に入れた調査・分析設計が必要であることは言うまでもない。

そして第3に、推定モデルの複雑化である。ダイアド・データは各ダイアドを構成する個体間で類似性が存在することから、通常の回帰モデルで前提となる「独立性」の仮定が満たされない。また、ダイアド内の個体が「識別可能」であるか否かによって採用すべき統計モデルも異なる(2.3を参照)。ゆえに、分析者はダイアド・データの特性を考慮したモデル選択をすることが要請される。

これらの問題点を考慮すると、研究者は楽観的にダイアド・データを収集することは避けるべきである。むしろ重要なのは、こうしたデータを収集する必要性を正当化しうる研究課題の設定である。

3.3 研究課題

以上の問題点を踏まえたうえで、本稿では既存のダイアド・データを用いて大きく2つの研究課題に取り組む。

第1の研究課題は、ダイアド・データが収集できた夫婦とそうでない夫婦の間に系統的な差異が見られるかについて多変量解析をもとに明らかにする。これは、3.2で指摘した第1の問題点を既存のデータセットを用いて実際に検討することに相当する。

第2に、従来の個人単位とした統計モデルと夫婦ペアデータを用いたモデルとの間に推定結果に大きな差異が観察されるかを検討する。ダイアド・データの利点は、先述のとおり個人ではなくダイアド集団を分析単位とした統計的分析が行えることである。ダイアド・データを用いることで、日本家族の連帯・共同性に関する新たな知見を得ることができるのであれば、同データを積極的に設計・収集することの正当性はより高まるものと考えられる。本稿では、この点について2つの側面からアプローチする。ひとつ目は、観察単位の問題であり、夫婦間の回答パターンの違いが推定結果に与える影響について検討する。分析では、夫の家事頻度の規定要因を分析事例として扱う。もうひとつは、統計モデルに関するものであり、個人またはダイアドを分析単位としたモデル間でどの程度推定結果に乖離が生じるかを検討する。ここでは事例として、家族研究で注目される夫婦関係満足度に焦点をあてることにしたい。

これらの分析を通じて、今後の家族研究においてダイアド・データの設計と収集を行う際の基礎資料を提供することが本稿の二次分析のねらいである。

4. データと方法

4.1 「現代核家族調査, 2008」のデータ特性

本稿の使用データは、財団法人・家計経済研究所が実施した「現代核家族調査」の2008

年調査である。「現代核家族調査」は、現代日本の家族生活の実態とその変化を捉えることを目的として1999年と2008年に調査が実施された。2008年の調査対象は、首都圏30km圏内に住む核家族世帯（夫婦のみ世帯を含む）であり、その世帯に居住する35～49歳の有配偶と考えられる女性とその配偶者である。対象となる世帯は、層化二段無作為抽出法により選出され、実査は訪問留置法によって行われた。また、調査時点で小学4年生から18歳の子どもが世帯内に存在する場合、その長子1名に対して子ども票が配布されている。回収状況については、次節（5.1）で詳しく扱う。

本稿では、2ヶ年分のデータセットのうち、最新の2008年データのみを扱う。これは、1999年データについては、夫票もしくは子ども票が欠票となっている世帯がデータセットから除外されているためである。

4.2 変数と分析方法

次に多変量解析で使用する変数について説明を行う。独立変数は、大きく妻属性・夫属性・世帯属性の3つに分けられる。妻属性と夫属性に共通する項目は、本人年齢・学歴（高校以下=0, 短大以上=1）・雇用形態（夫は職業）・労働時間の4つである。世帯属性を表す変数は、結婚年数・末子年齢・世帯収入の3つを用いる。

2つの研究課題を検討するうえで、各分析で用いられる従属変数は次のとおりである。第1の研究課題で注目する従属変数は、夫票の有無である。分析では、夫票が欠票である場合を1, 有効回収が得られた場合を0とした二値変数を用いる。第2の研究課題で用いる従属変数は、夫婦の家事頻度と夫婦関係満足度の2つである。使用データでは、夫婦の家事頻度に関する質問項目は、夫の家事頻度については全ての回答者に、妻の家事頻度については妻本人のみに尋ねられている。分析では、「料理」「食事後の片付け」「掃除」「洗濯」の4項目について各頻度を週単位（ほぼ毎日=6, 週4-5回=4.5, 週2-3回=2.5, 週1回=1, 月2-3回=0.5, まったくなし=0）に換算し、その合計値を「家事頻度」指標とした。また、夫婦関係満足度は五件法から成る連続変数であり、値が高いほど満足度が高くなるように変換している。

以下の分析は主に4つのパートから成る。第1に、「現代核家族調査」2008年のダイアド・データの概要とその回収状況について記述する。第2に、夫婦の家事頻度と夫婦関係満足度について夫婦間でどの程度の認知的ギャップが観察されるかを検討する。第3に、夫票の欠票の規定要因について多変量解析をもとに検討する。第4に、夫の家事頻度および夫婦関係満足度の規定要因について多変量解析をもとに検討する。夫の家事頻度に関する分析では、夫婦それぞれが回答した夫の家事参加度を従属変数とした2つのOLSモデルの結果を比較する。また、夫婦関係満足度については、次の2つの異なる統計モデルの推定結果をもとに比較を行う。ひとつ目のモデルは、回答者個人を分析単位とした従来の重回帰分析であり、夫婦別に推定を行う。もうひとつのモデルは、ダイアド（夫婦）を分析単位とした「行

為者・パートナー相互依存モデル」(APIM)である。APIMは、図2で示したようにダイアドを構成するケースの各アウトカムに及ぼす独立変数の効果(アクター効果とパートナー効果)を同時推定することができる。

5. 分析結果

5.1 「現代核家族調査,2008」のデータ特性

分析に入る前に、「現代核家族調査,2008」の回収状況について記述する。本調査の回収世帯数は1,021世帯(総アタック数3,883世帯)であり、有効回収数は本調査での核家族の定義に該当しない1世帯を除いた1,020ケースであった(有効回収率26.3%)。

その詳細を表2に示した。本調査は有配偶女性を中心に対象者が設定されていることから、妻票数は有効回収数と一致する。ダイアド単位の分析を行う際に問題となるのは、妻回答者とダイアド関係にある夫や子どもについて有効回答が得られているかどうかである。表2をみると、夫票の有効回収数は885ケースであり、全ケースの86.8%に相当する。この数値の評価に関しては意見が分かれるところであるが、このデータに関しては全体の9割弱のケースについては夫婦単位の分析が行えるものとなっている。他方で、残りの135ケース(13.2%)については夫票の有効回答が得られていない。この欠票の発生に何らかの系統的な差異が生じている場合には、ダイアド単位の分析とその解釈はより一層の注意が求められる。同様の問題は、子ども票についてもあてはまる。子ども票については、上記の条件に一致するケースのみを調査対象としているため、非該当が163ケース(16.0%)存在する。他方で、子ども票の欠票は386ケースにも及び、全体ケースの38.0%を占める。

最後に、分析の際に用いられるデータセットの構造について言及しておく。以下の分析では夫婦をダイアドとした多変量解析を行うことから、Kenney et al. (2006)の分類に従えば「スタンダード」デザインということになる。また、APIMモデルはダイアドを分析単位とした分析手法であるため、基本的なデータセットは「ダイアド」構造となる。これは、通常の横断的社会調査データと実質的に同じデータ構造であり、特別なデータ変換の処理は必要としない。

表2 夫票・子ども票の回収状況

夫票			子ども票		
	度数	(%)		度数	(%)
あり	885	(86.8)	あり	467	(46.0)
なし	135	(13.2)	なし	386	(38.0)
N	1,020	(100.0)	非該当	163	(16.0)
			N	1,020	(100.0)

(注)核家族の定義に該当しない1世帯は集計から除外。

5.2 夫婦の家事頻度とその認知的ギャップ

つぎに、本稿が注目する夫婦の家事頻度について簡単に確認しておきたい。表3は、夫婦の家事頻度と夫婦関係満足度の基本統計量を示したものである。集計値は、使用変数に有効回答が得られた697ペア（無子夫婦または末子年齢が18歳未満である夫婦）に限定したものである。

家事頻度の合計値を見ると、妻の家事頻度の平均値は夫の家事頻度のそれを20ポイント以上大きいことがわかる。同様の傾向は、夫の家事頻度において夫婦いずれの回答（合計指標）からも確認できる。夫の家事頻度に関する夫婦間の認知的ギャップを見ると、夫回答者は妻よりも自らの家事頻度を多く回答する傾向にある。対応のあるt検定を行ったところ、夫家事頻度の合計値の夫婦間の差異は5%水準で統計的に有意であり、その構成項目である「食事後の片付け」と「洗濯」について有意差が看取された。また、夫婦関係満足度は

妻回答は3.72、夫回答は4.00であった。対応のあるt検定の結果からも、夫の方が妻よりも満足度スコアが有意に高い（0.1%水準）。

夫の家事頻度に関する妻回答と夫回答間の相関係数を算出したところ、夫家事頻度の合計値では $r=.681$ の値を示した。各構成項目については、相関係数が.460～.764の間を位置しており、いずれも1%水準で統計的に有意であった。また、夫婦関係満足度に関する同様の相関係数は $r=.438$ であり、正の相関を示した。すなわち、ある一方の夫婦関係満足度が高いほど他方の満足度が高いことを意味しており、ダイアド内の高い類似性が読み取れるのである。

表3 夫婦の家事頻度の基本統計量（N=697ペア）

	妻回答		夫回答		Min.	Max.	
	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)			
妻家事頻度・合計	21.27	(3.91)	—		5	24	
夫家事頻度・合計	2.95	(3.94)	3.36	(3.80)	***	0	24
妻家事頻度・料理	5.72	(.90)	—		0	6	
妻家事頻度・食事後の片付け	5.69	(1.04)	—		0	6	
妻家事頻度・掃除	4.50	(1.93)	—		0	6	
妻家事頻度・洗濯	5.41	(1.31)	—		0	6	
夫家事頻度・料理	.62	(1.23)	.65	(1.26)	0	6	
夫家事頻度・食事後の片付け	1.29	(1.88)	1.56	(1.95)	***	0	6
夫家事頻度・掃除	.52	(.98)	.57	(.94)	+	0	6
夫家事頻度・洗濯	.49	(1.24)	.56	(1.30)	*	0	6
夫婦関係満足度	3.72	(1.16)	4.00	(.99)	***	1	5

(注)*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$ (両側検定)。

5.3 夫欠票の規定要因

これまでの記述的分析を踏まえて、夫欠票の規定要因について多変量解析をもとに検討する。具体的には、夫欠票か否か（夫欠票=1, それ以外=0）を従属変数とする二項ロジットモデルによる推定を行う。なお、独立変数はいずれも妻票から得られた情報を用いる。これは、夫欠票のケースについては、夫の学歴や雇用形態を把握することができないためである。

モデルの推定結果は、表4に示した。その詳細を見ると、妻年齢・妻学歴・妻雇用形態については夫票の回収確率に対して有意な効果を呈していない。他方、夫属性については夫年齢が無回答であるケースや調査時点で妻と非同居の場合には夫欠票である確率を有意に高めている。本調査は、訪問留置法によって実査が行われており、回答者が夫と一時的な別居状態（単身赴任・入院・離婚調停中など）にあることは夫婦ペアデータの作成を困難なものにすると考えられる。その一方で、夫同居の有無に関する無回答ダミーの符号は負であり、同居者と比較して夫票の欠票リスクがむしろ低い傾向にある。これは、夫年齢の無回答ダミーとは正反対の結果であり、「無回答」であることの意味が変数によって異なることは注意すべきである。

夫婦（ダイアド）属性に関する変数については、結婚年数と世帯収入、そして居住地域の一部のダミー変数が統計的に有意な効果を示している。結婚年数が0～5年程度であるケースは、同年数が10～14年のケースと比較して、夫欠票である確率が低い傾向にある。基準

表4 「夫欠票の発生」を従属変数とした二項ロジットモデル

	Coef.	(S.E.)	(Cont.)	Coef.	(S.E.)
妻年齢(ref.45-49歳)			結婚年数(ref.10-14年)		
35-39歳	-.282	(.385)	0-5年	-1.253	(.514) *
40-44歳	-.034	(.306)	6-9年	-.119	(.309)
妻学歴(ref.短大以上)			15-19年	-.252	(.279)
高校以下	.277	(.207)	20年以上	-.620	(.377)
妻雇用形態(ref.無職)			世帯収入(ref.600-800万円未満)		
正規雇用	-.110	(.341)	400万円未満	.532	(.399)
非正規雇用	.252	(.227)	400-600万円未満	.407	(.315)
自営業・内職	-.319	(.375)	800-1000万円未満	.509	(.324)
無回答	.309	(.814)	1000万円以上	.443	(.331)
夫年齢(ref.45-49歳)			無回答	1.306	(.357) ***
30-34歳	.365	(.571)	居住地域(ref.23区内)		
35-39歳	.043	(.359)	23区東北部	-.686	(.422)
40-44歳	.024	(.286)	多摩東部	-.911	(.460) *
50歳以上	.118	(.324)	23区西南部	-.500	(.395)
無回答	2.809	(.890) **	川崎市・横浜市	-.565	(.393)
夫同居の有無(ref.同居)			千葉県	-.189	(.392)
非同居	2.715	(1.186) *	埼玉県	-.647	(.399)
無回答	-.567	(.269) *	切片	-1.594	(.519) **

N=1,005, -2LL=737.030, McFadden's R²=.075

(注)***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.10(両側検定).

カテゴリの世帯とは、調査対象となる小学4年生から18歳の長子を多く含むものと想定されるケースである。この結果は、相対的に夫婦関係が安定している結婚後まもないダイアドについて、夫婦ペアデータが得られやすいことを示している。世帯収入については、無回答ダミーは統計的に正の効果を呈しており、プライバシーに敏感なケースほど夫票の回収が困難であることを示す。調査対象者の居住地についても、東京23区内に比して多摩東部居住者では夫欠票確率が有意に低い。

以上を整理すると、使用データに関しては調査時点で夫と同居していないことや、結婚継続期間が6年以上であるケースは、夫婦ペアデータから脱落しやすいことが明らかとなった。この結果は、これらの要因と強い関連がある変数に関するダイアド・データ分析を行う際には、一定のセレクションバイアスが含まれる可能性を示唆する。

5.4 夫の家事頻度の規定要因

つづいて、観察単位のちがいが分析結果に与える影響について、夫の家事頻度の規定要因をもとに検討する。具体的には、夫の家事頻度を従属変数とした重回帰分析（OLS）を行い、夫回答と妻回答の間にどの程度推定結果に差異が見られるかを検討する。

その推定結果が表5である。まず、夫本人の回答を従属変数としたOLSの結果を確認しよう。世帯（夫婦）水準の要因については、結婚年数が長いほど夫の家事参加度が低い傾向にある。結婚経過年が15～19年を表すダミー変数は非有意であり、基準カテゴリ（結婚年数0～5年）との差異が縮小するよう見えるが、20年以上ダミーでは再び負の有意な効果を示している。他方、末子年齢や世帯収入は夫の家事参加度を大きく左右する効果を有していない。妻属性を見ると、専業主婦と比較して正規雇用の妻を持つ夫ほど家事に従事する傾向が看取される。加えて、妻の労働時間が夫の家事参加に対して正の効果を呈しており、妻が家事に費やせる時間について制約が大きくなるほど夫の家事頻度が増えることが読み取れる。夫本人の属性については、労働時間が本人の家事頻度に対して1%水準で負の効果を示している。他の共変量は、夫年齢が10%水準で有意な効果を示しているに過ぎず、夫婦の学歴や夫職業は夫の家事頻度を強く規定する要因とはなっていない。

以上の分析結果について、妻を観察単位とした場合の推定結果と比較してみよう。その結果は、表5の右パネルに示した。モデルの説明力を見ると、妻回答の場合には自由度調整済み決定係数（Adj. R²）が.127であり、夫回答の場合と比較して6%程度低い。独立変数の効果について有意水準をもとにモデル比較すると、結婚年数・妻学歴・妻雇用形態・夫労働時間について差異が看取される。結婚年数は、夫回答で有意であった3つのダミー変数について有意確率が高く推定されており、6-9年ダミーでは10%水準で有意傾向となっている。同様の変化は、妻の雇用形態でも認められ、正規雇用ダミーが妻回答の場合5%水準で有意となっている。2つのモデルで有意（または有意傾向）であった独立変数は、主効果を表す係数の向きや大きさに大きな変化は看取されない。換言すれば、これらの変数についてはモデ

表5 「夫の家事頻度」を従属変数とした重回帰分析

	夫回答		妻回答	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
【世帯属性】				
結婚年数 (ref.0-5年)				
6-9年	-1.136	(.514) *	-.969	(.524) +
10-14年	-1.563	(.497) **	-1.286	(.508) *
15-19年	-.606	(.604)	-.827	(.616)
20年以上	-1.756	(.729) *	-2.102	(.744) **
末子年齢 (ref.子どもなし)				
0-4歳	.718	(.457)	-.262	(.467)
5-9歳	.374	(.469)	-.002	(.479)
10歳以上	-.368	(.500)	-.516	(.510)
世帯収入 (ref.400万円未満)				
400-600万円	.414	(.547)	.315	(.559)
600-800万円	.634	(.546)	.402	(.557)
800-1000万円	.388	(.576)	.154	(.588)
1000万円以上	.119	(.594)	.189	(.606)
無回答	1.605	(1.038)	.883	(1.059)
【妻属性】				
年齢	-.007	(.055)	-.010	(.056)
学歴 (ref.高校以下)				
短大以上	.271	(.300)	.664	(.306) *
雇用形態 (ref.無職)				
正規雇用	2.076	(.730) **	1.668	(.745) *
非正規雇用	-.277	(.468)	-.160	(.478)
自営業・内職・その他	-.433	(.569)	-.438	(.581)
労働時間	.050	(.015) **	.045	(.015) **
【夫属性】				
年齢	.072	(.038) +	.067	(.039) +
学歴 (ref.高校以下)				
短大以上	.122	(.333)	-.330	(.340)
夫職業 (ref.専門)				
事務	.394	(.458)	-.095	(.467)
サービス	-.125	(.389)	.094	(.397)
労務	-.289	(.390)	-.562	(.398)
労働時間	-.032	(.012) *	-.035	(.013) **
切片	4.195	(.944) ***	4.657	(.964) ***
Adj. R ²	.183		.127	
N	697			

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

ル間で分析結果の解釈に大きな齟齬は生じえない。他方で、妻学歴は夫回答の推定では非有意であったが、妻回答では1%水準で正の有意な効果を呈している。妻学歴については、夫の家事頻度を夫婦のうちどちらが回答するかによって推定結果に大きな差異があるといえる。

以上より、2つのモデルを比較する限りでは夫の家事頻度に関する情報を夫婦の一方のみから収集したデータを用いて分析したとしても、おおむね類似した推定結果が得られたと結論付けられる。今回の分析では、有意水準の観点から大きな差異が観察されたのは妻学歴の効果のみであった。どちらのモデルがより妥当であるかは理論仮説に依拠するが、夫婦間の認知的ギャップが推定結果に局所的な差異をもたらさうことは留意すべきであろう。

5.5 夫婦関係満足度の規定要因——APIM を用いた検討

最後に、ダイアド・データを用いた分析事例として、夫婦関係満足度を従属変数とした重回帰分析（OLS）と APIM の推定結果を見ていく。分析結果は表 6 に示した。通常の OLS 推定では、夫婦が回答した夫婦関係満足度を従属変数としたモデルを個別に推定している。他方、APIM の推定では、OLS と同様の独立変数を投入したうえで、2つの従属変数間に誤差相関を認めている。これら2種類のモデルの推定結果を比較することで、従来の調査方法から得られる知見がダイアド・データのそれとどの程度異なるかを評価する。

まず APIM の推定結果について確認する⁶⁾。誤差項の相関を表す ρ の係数は.416 で統計的に有意（1%水準）であり、夫婦関係満足度は夫婦間で正の相関があることを示している。夫婦（ダイアド）水準の効果について見ると、子どもがいない夫婦に比べて末子年齢が高いケースほど夫婦いずれの満足度も低い傾向にある。妻については、10歳未満の子どもがいるケースについて満足度が有意に低い。夫では末子年齢が5歳以上の場合に夫婦関係満足度が低い傾向にある。また、世帯収入の効果は、収入が400万円未満の世帯と比較して、800万円以上の世帯では妻の夫婦関係満足度が.52～.53程度高い。しかし、世帯収入は夫の夫婦関係満足度に対しては5%水準で有意な効果を示していない。

個人属性の効果に着目すると、妻の労働時間と夫年齢、そして夫職業は夫と妻それぞれの関係満足度に対して異なる効果を呈している。妻の労働時間が長いことは、夫が抱く夫婦関係満足度を有意に減少させる一方で、妻自身の満足度に対しては有意な効果を持たない。これは、妻の労働時間については夫の夫婦関係満足度に対するパートナー効果のみ存在することを意味する。他方で、夫の労働時間の効果は夫婦いずれの満足に対しても非有意であることから、アクター効果とパートナー効果ともに認められない。残り2つの変数について見ると、夫年齢は妻の夫婦関係満足度に対して負の効果を示しており、夫の年齢が高いほど満足度が低くなるパートナー効果が存在する。また、夫職業については労務ダミー（基準：専門）が10%水準で有意傾向であるものの、夫自身の夫婦関係満足度を下げるアクター効果が認められる。

表6 「夫婦関係満足度」を従属変数とした重回帰分析(OLS)とAPIM

	妻の夫婦関係満足度			夫の夫婦関係満足度		
	APIM		OLS	APIM		OLS
	Coef.	(S.E.)	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	(S.E.)
【世帯属性】						
結婚年数(ref.0-5年)						
6-9年	-0.139	(.163)	(.166)	-0.175	(.140)	(.143)
10-14年	-0.151	(.157)	(.160)	-0.031	(.136)	(.139)
15-19年	-0.321	(.191) +	(.195)	.060	(.165)	(.168)
20年以上	-0.030	(.231)	(.235)	.159	(.199)	(.203)
末子年齢(ref.子どもなし)						
0-4歳	-0.365	(.145) *	(.147) *	-0.148	(.125)	(.127)
5-9歳	-0.363	(.148) *	(.151) *	-0.385	(.128) **	(.131) **
10歳以上	-0.197	(.158)	(.161)	-0.496	(.137) ***	(.139) ***
世帯収入(ref.400万円未満)						
400-600万円	.025	(.173)	(.176)	.038	(.150)	(.152)
600-800万円	.240	(.173)	(.176)	.104	(.149)	(.152)
800-1000万円	.523	(.182) **	(.186) **	.188	(.158)	(.160)
1000万円以上	.535	(.188) **	(.191) **	.305	(.162) +	(.165) +
無回答	-0.181	(.329)	(.335)	-0.002	(.284)	(.289)
【妻属性】						
年齢	-0.009	(.017)	(.018)	.003	(.015)	(.015)
学歴(ref.高校以下)						
短大以上	.067	(.095)	(.097)	.080	(.082)	(.084)
雇用形態(ref.無職)						
正規雇用	-0.062	(.231)	(.235)	.062	(.199)	(.203)
非正規雇用	-0.100	(.148)	(.151)	.023	(.128)	(.130)
自営業・内職・その他	-0.027	(.180)	(.183)	.167	(.156)	(.158)
労働時間	-0.004	(.005)	(.005)	-0.009	(.004) *	(.004) *
【夫属性】						
年齢	-0.035	(.012) **	(.012) **	-0.015	(.010)	(.011)
学歴(ref.高校以下)						
短大以上	-0.090	(.105)	(.107)	-0.081	(.091)	(.093)
夫職業(ref.専門)						
事務	.120	(.145)	(.147)	.088	(.125)	(.127)
サービス	.120	(.123)	(.126)	.161	(.106)	(.108)
労務	-0.081	(.123)	(.126)	-0.203	(.107) +	(.109) +
労働時間	-0.005	(.004)	(.004)	-0.003	(.003)	(.003)
切片	4.305	(.299) ***	(.304) ***	4.498	(.258) ***	(.263) ***
Adj. R ²	—		.053	—		.042
ρ	.416	**	—	.416	**	—
N	697			697		

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

それでは、以上の結果が従来の OLS 推定のそれとどの程度異なるのであろうか。OLS 推定による妻の家事頻度に対する各独立変数の係数は、APIM で推定されるものと同一であるため、表 6 には標準誤差のみを示している。このことは、通常の回帰分析は構造方程式モデルに完全に包含されることを意味する。OLS の推定結果を APIM と比較する限りでは、各モデル間で有意水準に大きな変化が生じている変数は見受けられず、むしろ標準誤差が大きい箇所も確認できる。この点は、従来の回答者個人を分析単位とした推定結果がダイアド単位の分析においても頑健であることを意味する。今回の分析では、有意水準に変化が認められるのは妻の夫婦関係満足度に対する結婚年数の効果のみであり、APIM では 15-19 年ダミーは 10%水準で有意傾向であるが、通常の OLS では標準誤差が大きく推定されたために非有意となっている。

表 6 の分析結果からは、個人単位とした従来の推定モデルとダイアドを単位とした APIM の結果には顕著な差異は観察されなかったと結論付けられる。しかし、ダイアド・データに対する統計手法はこれだけに留まらない。たとえば、APIM ではアクター効果とパートナー効果に等値制約を課すことで両者の効果の差異が見られるかについてモデル適合度をもとに評価することができる。さらには、マルチレベル構造方程式モデルを適用することで、ダイアド水準と個人水準の効果を明確に区別したうえで、各ケースの従属変数に対する効果を検定することも可能である。このように構造方程式モデルは、仮説に見合った変数間の因果関係をモデル化することが従来の OLS よりも容易であることから、量的家族研究の分析幅を大きく広げるものと考えられる。

6. 結論と考察

本稿では、日本の家族研究に対して個人の枠を越えたダイアド・データ分析の応用可能性とその課題を検討することを主たる目的とした。分析では、既存の夫婦ペアデータ（「現代核家族調査」2008 年）を用いて、(1) 夫欠票の発生メカニズム、(2) 個人単位とダイアド単位の分析結果の間に大きな差異が観察されるか、について検討を行った。

分析結果は、次の 2 点に要約できる。第 1 に、本稿の使用データに関しては、ペアデータを作成できた夫婦とそうでない夫婦の間には系統的な差異が確認された。具体的には、夫欠票の欠票は夫婦の結婚年数が長いこと、夫と（調査時点で）非同居であること、世帯収入が無回答であるケースほど生じる傾向にあった。なかでも、夫婦の結婚年数と夫欠票の間に関連が認められたことは、ペアデータに含まれる世帯には夫婦関係が比較的良好なケースに偏りが見られる可能性を示唆するものである。

第 2 に、ダイアド・データに適した統計モデルを適用したとしても、個人（回答者）水準に着目した従来の分析モデルとの間に分析結果に大きな相違は確認されなかった。この結果は、家族研究の量的分析でしばしば用いられる夫婦関係満足度についてあてはまった。この点は、従来の家族研究による分析結果は夫婦ペアデータを用いたとしても支持されるこ

とを意味しており、その頑健性が改めて確認された

これらの知見をもとに、今後ダイアド・データを設計・収集する際のポイントを2点に絞って論じていきたい。第1に、ダイアド・データの「質」の評価である。二次分析から明らかとなったのは、ダイアド・データを分析するにはそのダイアド自体にもセレクションバイアスが隠れている危険性である。調査全体の有効回収率を向上させることは、もはや言うまでもない。これに加えて、ダイアド・データを構築するには、調査対象者とそのダイアド双方からの有効票の回収に労力を注ぐことが要請される。またダイアド・データ分析の際には、その基本情報としてダイアドの欠票状況を提示すべきである。この点は、量的実証研究において、使用データの有効回収率を示すことに類するものであるが、ダイアド・データを用いた研究ではこの情報が欠けているものも少なくない。ダイアドの欠票メカニズムを検討するためにも、各ケースの基本属性については無作為抽出によって選ばれた対象者の質問票の中に最低限取り入れるべきである。そうした工夫により、分析対象となるダイアド（集団）がどのような特徴を持つのかを理解したうえで、適切な分析結果の解釈を行うことができる。

第2に、ダイアド・データを収集することの「妥当性」である。繰り返しになるが、ダイアド・データは、家族研究が研究対象とする夫婦・親子・きょうだいといった親族関係を直接的に扱うことができる点で多くの情報量を有する。その一方で、ダイアド・データを用いた本稿の推定結果は、個人の単位とした通常の分析モデルとおおむね類似していた。ただし、本稿ではダイアド・データ分析の中でも一般的なAPIMによる推定のみを行った。共通運命モデルのように、ダイアド水準の潜在変数を組み入れたより複雑なモデルを適用することで、上記の結果に違いが生じることは十分に考えられる。しかし、こうした分析モデルを構築するには、その前提となる家族理論や先行研究の知見が必要不可欠である。

以上を踏まえると、楽観的にダイアド・データの収集を行うことには慎重になるべきである。しかし、それはダイアド・データの有効性自体を否定するものではない。夫婦という共同体のなかに存在する夫婦間の認知的ギャップといった家族集団の実態は夫婦双方から情報を収集することで初めて明らかとなる。重要なのは、研究上の問いとデータとの適合度を最大化させることである。そのためには、研究者間で家族集団のどの側面に着目し、どのダイアドに調査を行うのかを明確にする必要がある。それにより、従来の量的家族研究が見落としてきた「集団」としての家族について新たな知見を提供することにつながるだろう。

[注]

- 1) NFRJの本調査とは別に、「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01)、NFRJ08の調査対象者の一部を追跡調査したNFRJ-08Panelが実施されている。なお2018年3月現在、NFRJ08に続くNFRJ18の実施準備が進められている。
- 2) 日本の家族社会学の計量的分析とその歴史の変遷については、稲葉(2001)や保田(2017)

を参照されたい。

- 3) これらの2つを組み合わせたマルチレベル構造方程式モデルでは、データセットを「個人」構造または「ペアワイズ」構造に変換したうえで分析が行われる。
- 4) 「交換可能」なダイアド・データに対するマルチレベルモデルの適用方法については、Kenny et al. (2006) を参照されたい。
- 5) NFRJ のマルチレベルモデルの適用方法とその解釈については、保田 (2016) による説明が詳しい。
- 6) 構造方程式モデル (SEM) による推定では、各変数の推定パラメータのみならずモデル適合度の評価も合わせて行うことが重要である。しかし、本分析のように OLS と同様の推定を行った場合、そのモデルは「飽和モデル」となり適合度指標に基づく評価はできない。SEM ではこの飽和モデルを出発点として、種々のパラメータに制約を課し、データに適合するより儉約的なモデルを探索することになる。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「現代核家族調査, 2008」(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、2018年2月22日(木)に開催された参加公募型研究・成果報告会では、部会コメンテータの佐々木尚之先生(大阪商業大学)より本稿に対して貴重なコメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- 荒牧草平・平沢和司, 2016, 「教育達成に対する家族構造の効果」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 93-112.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2): 283-99.
- 林川友貴, 2015, 「女子中学生の家庭優先志向の形成メカニズムの検討——母親と娘の意識の相互依存性を考慮した二者関係データの分析から」『家族社会学研究』27(2): 127-38.
- 稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編, 2016, 『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会.
- , 2001, 「計量社会的アプローチ」野々山久也・清水浩昭編『家族社会学の分析視角——社会的アプローチの応用と課題』ミネルヴァ書房, 365-84.
- , 2016, 「離婚と子ども」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 133-44.
- Kamo, Yoshinori, 2000, “‘He said, she said’: Assessing Discrepancies in Husbands’ and Wives’

- Reports on the Division of Household Labor," *Social Science Research*, 29(4): 459-76.
- Kenny, David A., Deborah A. Kashy, and William L. Cook, 2006, *Dyadic Data Analysis*, New York: The Guilford Press.
- Kouros, Chrystyna D. and Mark Cummings E., 2010, "Longitudinal Associations Between Husbands' and Wives' Depressive Symptoms," *Journal of Marriage and Family*, 72(1): 135-47.
- 小山隆編, 1960, 『現代家族の研究——意識の実態と緊張の調整』弘文堂.
- Ledermann, T., and Kenny, D. A., 2017, "Analyzing Dyadic Data with Multilevel Modeling versus Structural Equation Modeling: A Tale of Two Methods," *Journal of Family Psychology*, 31(4): 442-52.
- Lyons, Karen S., and Aline G. Sayer, 2005, "Longitudinal Dyad Models in Family Research," *Journal of Marriage and Family*, 67(4): 1048-60.
- Maguire, Mary C., 1999, "Treating the Dyads as the Unit of Analysis," *Journal of Marriage and the Family*, 61(1): 213-23.
- 森岡清美・青井和夫編, 1987, 『現代日本人のライフコース』日本学術振興会.
- Polenick, Courtney A., Steven H. Zarit, Kira S. Birditt, Lauren R. Bangerter, Amber J. Seidel, and Karen L. Fingerman, 2017, "Intergenerational Support and Marital Satisfaction: Implications of Beliefs about Helping Aging Parents," *Journal of Marriage and Family*, 79(1): 131-46.
- Sechrist Jori, Sutor Jill Sutor J., Abigail R. Howard, and Karl Pillemer, 2014, "Perceptions of Equity, Balance of Support Exchange, and Mother-Adult Child Relations," *Journal of Marriage and Family*, 76(2): 285-99.
- 鈴木富美子, 2007, 「妻からみた夫婦関係・夫からみた夫婦関係——『夫からの情緒的サポート』と『妻の苛立ち』による夫婦類型の計量的分析」『家族社会学研究』19(2): 58-70.
- 田中慶子・嶋崎尚子, 2016, 「中期親子関係の良好度」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 219-33.
- Thompson, Linda, and Alexis J. Walker, 1982, "The Dyad as the Unit of Analysis: Conceptual and Methodological Issues," *Journal of Marriage and the Family*, 44(4): 889-900.
- 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編, 2004, 『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会.
- 保田時男, 2016, 「マルチレベル分析における家族研究」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 347-59.
- , 2017, 「家族社会学と計量的研究」藤崎宏子・池岡義孝編『現代日本の家族社会学を問う——多様性のなかの対話』ミネルヴァ書房, 153-72.

きょうだい構成と教育投資

——学校外教育費に着目して——

苫米地なつ帆

(東京大学)

本研究では、子どもの数や生まれた順番によって学校外教育費が異なるかどうかを検証した。マルチレベル分析の結果、子どもの数が3人以上になると子ども一人当たりの学校外教育投資額は低くなることが示された。出身階層や働き方等の世帯状況を統制してもこの関係がみとめられることから、家族内に多くの子どもがいる場合、家族が保有する経済的資源がそれぞれの子どもに希釈されて配分されることが示唆される。また、生まれた順番が遅いと教育投資額が低くなることから、第1子に対する資源の配分が考慮される状況に第2子以降の子どもは常におかれており、第1子ほどの教育投資を得られないということが明らかにされた。

1. 問題の所在

1.1 子どもの教育にかかる費用と家計

現在、高等教育機関への進学率は高い状態を維持している。多くの人が大学や専門学校に進学するようになり、少子化も相まって「大学全入時代」とも言われている。その一方で、高等教育機関の教育費に占める私費負担の割合は図1のようになっている。諸外国と比較して日本は相対的に私費負担割合の高い国であり、高等教育機関に進学するための家計や個人の負担は非常に大きいものとなっている。

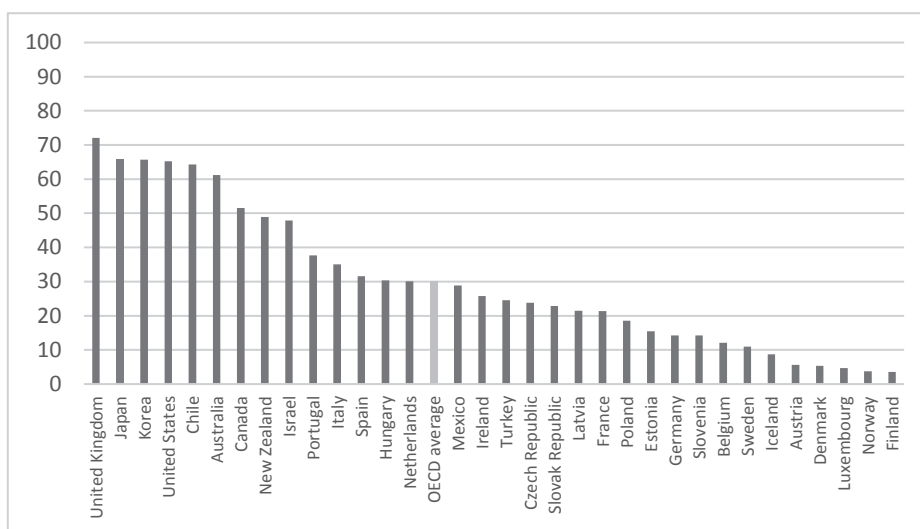


図1 高等教育機関の教育費に占める私費負担割合
(Education at a Glance, OECD,2017)

もちろん高等教育進学にかかる費用だけでなく、子どもの教育にかかる費用は家計にとって重要な費目のひとつである。実際にどの程度の費用が必要かという点、たとえば文部科学省が平成28年実施した「子供の学習費調査」においては、すべて私立の学校に通った場合の学習費¹⁾は約1800万円であるとされている。これに加えて大学進学にあたって親元を離れば、下宿等にかかる費用の負担も発生する。よって、多くの費用が必要であるのは疑いようもない事実である。また、2015年に実施された第15回出生動向基本調査によると、夫婦の予定子ども数が理想子ども数を下回る理由として最も多いのは「子育てや教育にお金がかかりすぎる」というもので、全回答者の56.3%がこの項目を選択している（国立社会保障・人口問題研究所2017）。子育てや教育にお金がかかるという認識は、人々の間で広く共有されているものであるといえよう。

前述した「子供の学習費調査」の学習費には、「学校外活動費」も含まれている。「学校外活動費」は「補助学習費」と「その他の学校外活動費」に分類され、「補助学習費」には家庭内学習費のほかに家庭教師や学習塾の費用が、「その他の学校外活動費」には地域活動や芸術文化活動、スポーツ・レクリエーション活動や教養を身に着けるための活動にかかる費用が相当する。この学校外活動費の金額は、どの学校段階なのか、どの種別の学校に通っているかで異なるものである。また、性別によっても異なり、ほとんどの学校段階において「補助学習費」は男子の方が多く、「その他の学校外活動費」は女子の方が多くなっているという特徴もある。

さらに重要なのは、これらの費用支出が世帯年収によって異なっている点である。基本的には年収が多い世帯の方がより多くの補助学習費や学校外活動費を拠出しており、経済的な資源の多寡によって、学校外活動費としての投資の程度に差がみられている。

以上より子どもの教育にかかる費用は大きな負担であること、家計状況と教育投資の金額には密接なかわりがあることを指摘できるが、子ども一人にどのくらいの学校外教育費がかけられるかということに対しては、家族内部の状況も考慮する必要がある。たとえば前述のとおり、学校外活動費の平均的な金額は学校段階によって異なっていることから、子どもの年齢によってかかる費用が違ってくると考えられる。また、子どもが複数人いる場合には、それぞれの子どものそれぞれ学習費が発生する。つまり、どの年齢の子どもが何人いるかということも、一人の子どもが得ることのできる教育投資の多寡に影響を与えていると考えられる。

1.2 学校外教育投資ときょうだい構成の関係

すでに述べたとおり、一人の子どもがどれだけの教育投資を得られるかは、家庭ごとの状況と、各子どもの状況の双方に依拠すると考えられる。より具体的に述べると、出身階層やきょうだい数などに代表される家族的な属性要因と、子どもの性別や出生順位に代表される個人的な属性要因が、得られる教育投資額に違いをもたらすと想定される。

必ずしも教育投資に主眼を置いたものではないが、心理学や社会学、経済学といった諸領域においては、親から子どもへの資源の配分メカニズムとその帰結に関心がもたれている (Becker 1981: Behrman et al. 1994)。親は子どもに対して家族の保有する多様な資源を与えるが、その際にはどの子どもにどれだけの資源配分をするかが選択・決定される。それによって子どもの中の、換言すればきょうだい内での差異が発生するという。また、家族の保有する資源の総量も重要であり、一定の資源のなかで配分がおこなわれるという側面も考慮する必要がある。

直接的に資源の配分量の差異を検証したわけではないものの、これまで教育達成のきょうだい内格差についての実証研究の多くで、子どもの数が多くなると教育達成が低くなるという関連が示されてきた (Blake 1989: Steelman et al. 2008: 平沢 2011: 藤原 2012: 苫米地 2012)。そしていずれも、この関連はきょうだいの数が多くなると一人当たり配分される資源の量が減少するという資源希釈論にもとづいてこの結果を解釈している。重ねて、多くの研究で性別による教育達成の差異や出生順位によるその差異が明らかにされており、それについては親が子どもごとの属性に応じて資源を配分しているとする選択的投資論にもとづいた解釈がなされている。子どもの地位達成過程と家族による資源配分は、結び付いたものとして考えられている。とりわけ学校外教育投資の多寡は、子どもの学力や教養の習得に直接的にかかわるものであるため、実際にどれだけの投資がおこなわれたかやその差異は、重要な意味をもちうると考えられる。

しかしすでに述べたとおり、上述した一連の研究においては、実際に子どもがどの程度の資源を得ているのか、そしてそれが家族ごと、子どもごとにいかに異なるのかについて直接的な検証を試みているわけではない。この点については近年になってようやく、研究の蓄積が進められているのが現状である (Lawson and Mace 2008: Johnston et al. 2009)。

家族が保有する経済的な資源の配分ときょうだい構成の関係については、出生順位が早い子どものほうが多くの教育投資を得られることが実証されている (Haan 2010: 苫米地 2017)。また、女子よりも男子のほうが、経済的資源を多く得やすいことも示されている (Conley 2000: Tucker et al. 2003: 苫米地 2017)。特に出生順位と資源の配分量が関連することについては、出生順位の遅い子どもが、常に先に生まれた子どもへと資源が投資された状態にさらされるために、結果的に多くの資源を得るのが難しいと指摘される (Monfardini and See 2016)。このように、いくつかの研究において子ども一人ひとりの属性に応じて投資される資源の量が異なっていることが実証されているが、日本社会を対象として結果を得ているものは少ないうえに、十分な検証がなされているとは言い難い。そこで本研究では、学校外教育投資の金額がきょうだい構成にかんする要因からいかなる影響を受けているのかについて、同じ家族内の子どもそれぞれについて学校外教育投資の金額を尋ねているデータをを用いて実証を試みる。

2. データと変数

本研究では、公益財団法人家計経済研究所が2014年に実施した「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」のデータを分析に使用した。本調査は、インターネットを用いて実施されており、おもな調査対象者は有職の有配偶女性である。対象者は年齢が35～39歳、首都圏在住者に限られている。調査項目は多岐にわたるが、本研究ではおもに、回答者の子どもそれぞれについて尋ねている項目群を利用する。本調査では、子どもの数それ自体および同居している子どもの数を尋ねているほかに、「1番上のお子さん」と「2番目のお子さん」、「1番下のお子さん」について性別や年齢、在学している学校種別、教育にかかる費用が尋ねられている。そのため、子ども一人ひとりに対する教育関連費用がどのくらいなのかを把握することができ、非常に貴重なデータであるといえる。このように各子どもの情報が得られているデータは「きょうだいデータ」と呼ばれ、今回は回答者を親、子どもそれぞれを本人とみなして分析を進めることとする。

分析には、家族によって異なる要因を表す変数（家族属性要因）と、同じ家族内で子どもごとに異なる要因を表す変数（個人属性要因）を用いた。まず家族属性要因として、父親の働き方（正規/ref:正規以外）、母親の働き方（非正規/ref:正規）、世帯年収、住宅ローンありダミー、両親の学歴（父・母大卒/ref:高卒まで）、子どもの教育について話す頻度²⁾、きょうだい数（一人っ子/3人以上/ref:2人きょうだい）を使用する。

次に個人属性要因としては、出生順位（第2子以降ダミー）、男子ダミー、私立学校ダミー、学校段階ダミー（小学校以前/中学校/高校/高校以上/ref:小学校）を使用している。以下の図2には、本調査の回答者における子どもの数の分布を示した。子どもがいる場合には一人っ子や2人きょうだいである場合が多く、3人以上のきょうだいがいるケースはほとんど含まれないことがわかる。

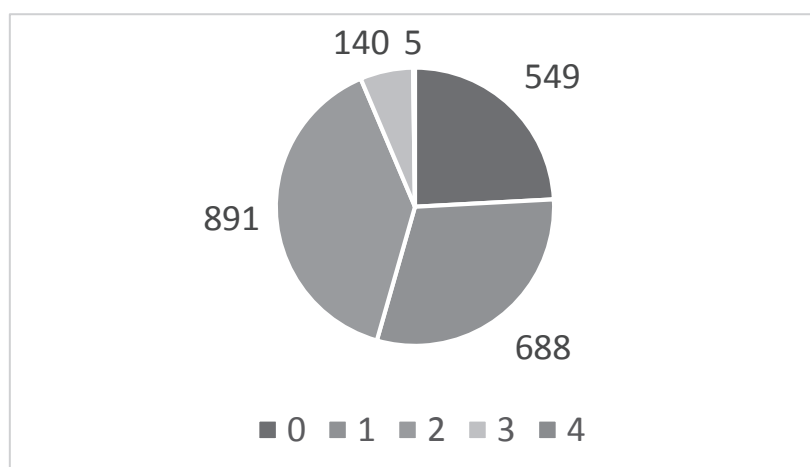


図2 きょうだい数の分布

なお、従属変数となる学校外教育投資額については、「塾・習い事などの学校以外の費用」の項目への回答（単位は万円）を用いた³⁾。記述統計は、表1に示すとおりである。

表1 記述統計

	一人っ子を含む(n=1818)				一人っ子以外(n=1398)			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
学校外教育投資額	11.95	26.09	0	600	11.83	27.38	0	600
家族属性要因(Level2)								
父親正規ダミー	0.93	0.25	0	1	0.94	0.24	0	1
母親非正規ダミー	0.63	0.48	0	1	0.65	0.48	0	1
世帯年収(ref:400万円未満)								
400-600万円未満	0.21	0.40	0	1	0.20	0.40	0	1
600-800万円未満	0.25	0.43	0	1	0.24	0.43	0	1
800-1000万円未満	0.22	0.41	0	1	0.23	0.42	0	1
1000-1500万円未満	0.22	0.41	0	1	0.21	0.41	0	1
1500万円以上	0.04	0.20	0	1	0.04	0.21	0	1
住宅ローンあり	0.69	0.46	0	1	0.71	0.46	0	1
父親大卒ダミー	0.59	0.49	0	1	0.59	0.49	0	1
母親大卒ダミー	0.32	0.47	0	1	0.30	0.46	0	1
子どもの教育について話す頻度	3.63	0.94	1	5	3.64	0.94	1	5
きょうだい数(ref:2人きょうだい)								
一人っ子	0.23	0.42	0	1				
3人以上	0.15	0.36	0	1	0.20	0.40	0	1
個人属性要因(Level1)								
第2子以降					0.48	0.50	0	1
男子	0.51	0.50	0	1	0.52	0.50	0	1
私立学校ダミー	0.26	0.44	0	1	0.25	0.43	0	1
学校段階ダミー(ref:小学校)								
小学校以前	0.24	0.43	0	1	0.21	0.40	0	1
中学校	0.21	0.41	0	1	0.22	0.42	0	1
高校	0.14	0.35	0	1	0.15	0.36	0	1
高校以上	0.02	0.13	0	1	0.02	0.14	0	1

分析は、クロス集計表による基礎的な分析をしたあと、家族間の差異と家族内の差異の双方を適切に考慮することが可能なマルチレベルモデルを用いておこなった。

3. 分析結果

はじめに、出生順位と学校外教育投資の金額の関連について、学校段階別にクロス集計をした結果を図3～図5に示した。このうちで両者の関連がみとめられたのは小学生のみであり、一人っ子に対する学校外教育投資額がきょうだいありの子どもに比べて多い傾向がみとめられた。

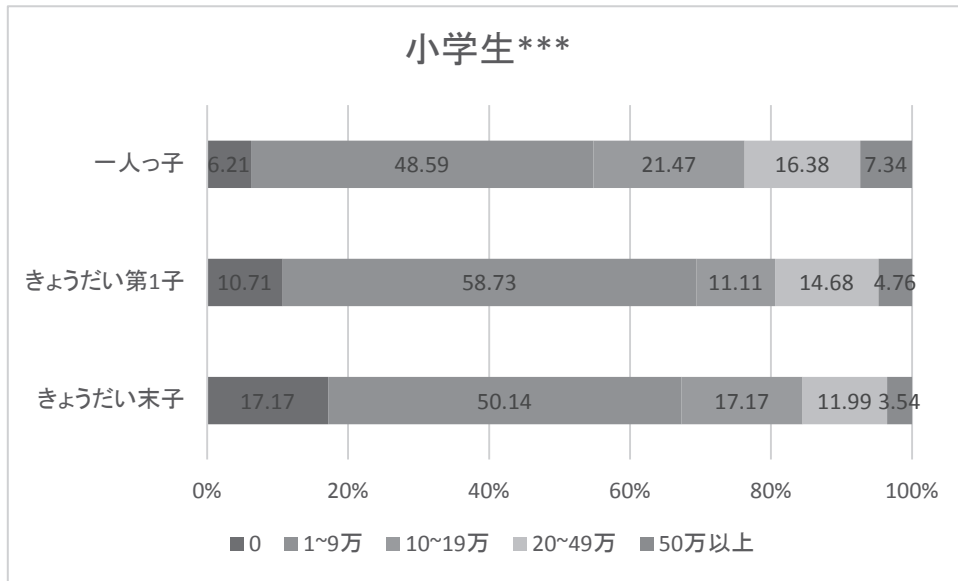


図3 出生順位と教育投資の金額の分布（小学生）*** $p < .001$

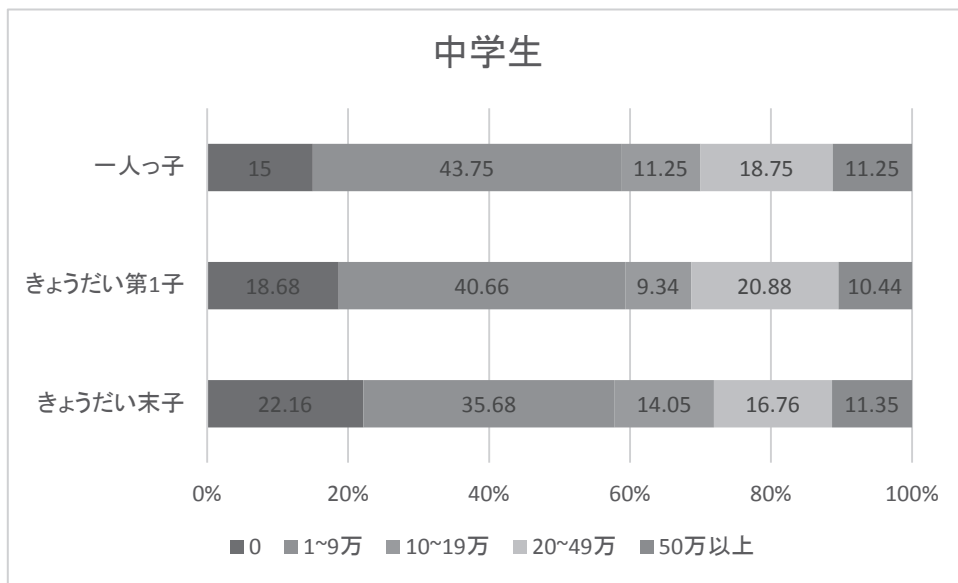


図4 出生順位と教育投資の金額の分布（中学生）

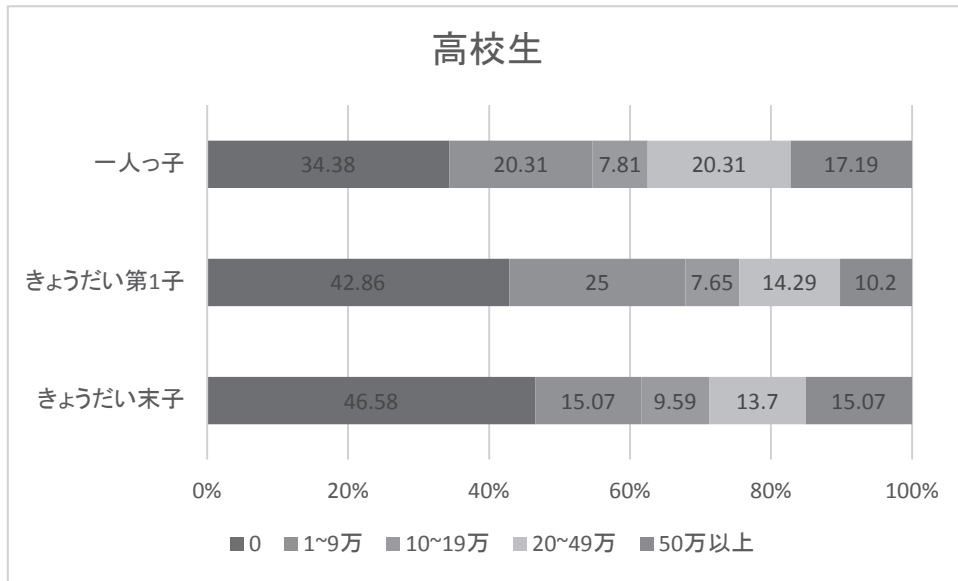


図5 出生順位と教育投資の金額の分布（高校生）

続いて、学校外教育投資額を従属変数としたマルチレベル分析の結果を、表1に示した。

表2 マルチレベル分析の結果

従属変数: 学校外教育投資額

独立変数	モデル1		モデル2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
家族属性要因 (Level2)				
切片	-3.11	4.21	0.84	5.40
父親正規ダミー	1.16	2.60	0.64	3.49
母親非正規ダミー	1.50	1.50	2.32	1.87
世帯年収 (ref:400万円未満)				
400-600万円未満	1.20	2.75	1.56	3.59
600-800万円未満	3.64	2.75	4.68	3.58
800-1000万円未満	9.63	2.83 **	11.24	3.63 **
1000-1500万円未満	8.71	2.96 **	11.48	3.82 **
1500万円以上	13.64	4.06 **	16.50	5.12 **
住宅ローンあり	2.96	1.39 *	2.45	1.77
父親大卒ダミー	3.03	1.44 *	3.69	1.81 *
母親大卒ダミー	-2.62	1.52	-4.97	1.93 *
子どもの教育について話す頻度	1.67	0.68 *	1.18	0.85
きょうだい数 (ref:2人きょうだい)				
一人っ子	2.43	1.49		
3人以上	-5.37	1.93 **	-4.89	2.09 *
個人属性要因 (Level1)				
第2子以降			-4.31	1.39 **
男子	0.75	1.16	0.33	1.38
私立学校ダミー	-3.03	1.60	-4.37	2.00 *
学校段階ダミー (ref:小学校)				
小学校以前	-8.98	1.78 ***	-5.82	2.24 **
中学校	3.83	1.60 *	1.62	1.89
高校	2.96	1.97	0.17	2.46
高校以上	-5.39	4.71	-6.15	5.47
-2LL	16819.92		13069.25	
ICC	0.19		0.22	
N	1,100		680	
n	1,818		1,398	

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

表には記載していないが、切片のみを推定するヌルモデルを実行した結果、ICCは0.37であった。これにより、家族属性と個人属性を区別して推定するのが望ましいデータであることを確認した。

次に、おもに家庭の社会経済的状況や子ども数の効果を確認するために実行したのが、モデル1である。まず、家族属性要因の効果についてみていこう。父親の働き方や母親の働き方は、子どもへの学校外教育投資に影響を与えていなかった。世帯年収については、年収が800万円以上の世帯において統計的に有意な正の効果を確認され、年収が高いと学校外教育投資が多いことがわかった。特に年収1500万円以上の世帯においては、年収400万円未満の世帯との間に、平均して年に約13万円の投資金額の差がある。また、住宅ローンがない世帯に比べてある世帯の方が、教育投資額が多いという結果も得られている。父親および母親の学歴については、父親大卒ダミーにおいて統計的に有意な正の効果、母親大卒ダミーには負の効果をもつ傾向がみられた。子どもの教育について話す頻度が多いことも、投資額を増加させる要因であるといえる。そしてきょうだい数については、一人っ子であることの影響はみとめられなかった（ただし、効果の向きはプラスである）。また、2人きょうだいに比べて3人以上のきょうだいの場合には、教育投資額が少なくなることも明らかになった⁴⁾。

個人属性要因については、私立学校ダミーが負の影響を与える傾向をもっていた。また、小学校に比べて小学校以前の学校段階であると教育投資額が少なく、中学校では教育投資額が多くなる。加えて、男子ダミーは統計的に有意な効果をもたず、性別による投資額の違いはないといえる。

続いて、出生順位の効果を検証するために、子ども数が2人以上の場合に絞って推定をおこなった（モデル2）。おおむねモデル1でみられたような効果が確認されたが、住宅ローンダミーと子どもの教育について話す頻度は学校外教育投資額に影響を与えていなかった。

個人属性要因の影響についてみてみよう。第2子以降の場合には、学校外教育投資の額が低いことが示された。すなわち、他の要因を統制したうえでも、生まれた順番が遅いことで、第1子ほどの教育投資を受けにくくなることが示唆される⁵⁾。

4. 議論

本研究では、学校外教育投資の金額を規定する要因について、特にきょうだい構成にかんする要因が与える影響について検証した。分析結果より、以下のことが明らかになった。

はじめに、学校外教育投資の金額は、家族ごとの違いと家族内部での子ども一人ひとりの違いの双方により規定されていることが確認された。ただし、父親や母親の働き方は影響せず、家計がどれだけ学校外教育に資源を投じられるかということが重要なポイントとなっており、世帯年収が高いほど、教育投資の金額は高くなることが明らかとなった。この点は、「子供の学習費調査」でもすでに指摘されていることを改めて示したものである。また、父

親が大卒以上であると教育投資額が高い一方で、母親が大卒以上であると教育投資額が減るという結果が得られている。親が高学歴ほど多くの教育投資をおこなうという単純なメカニズムではないようであり、両親の学歴の組み合わせによって、教育投資の戦略が異なっているのかもしれない⁶⁾。加えて、住宅ローンがある世帯や、子どもの教育について話す頻度の多い世帯のほうが、教育投資額が高いことが示された。ただし、これらの効果は子どもが複数いるケースのみを対象に分析した場合にはみとめられなかったことから、より詳細な分析をする必要があると考えられる。なお、性別による違いはみられず、同じ家族のなかでは子どもの性別に応じた選択的な資源配分はなされていないようである。

続いて本研究のメイン・テーマであるきょうだい構成にかんする要因の影響についてまとめたい。まず、きょうだい数が多いと子ども一人当たりが得ることのできる学校外教育費は減少する。ただし、2人きょうだいと一人っ子の比較においては、差がみられなかったことには注目すべきである。一人っ子には家庭の資源を取り合う競争相手がいないため、きょうだいがいる場合に比べて多くの教育投資を得られると予想されたが、必ずしもそうではない。塾や習い事など学校外での活動は、子どもそれぞれが学校生活以外に使える時間の範囲で、日常生活のリズムを考慮しながらおこなわれるのが常である。そのため、家計のうち学校外教育費に充てられるお金が十分にあったとしても、それを100%しっかり教育費として使い切るとは限らない。投資可能な資源がたくさんあったとしても、親が必要十分な量の投資にとどまっているために、一人っ子と2人きょうだいの間に違いがみられなかったのではないだろうか。他方、3人以上のきょうだいがいる世帯では、子ども一人当たりが得られる学校外教育費は減少する。これは資源希釈のメカニズムで説明できる結果であり、きょうだいがいる場合、家族が保有し子どもに投資できる資源が各子どもに希釈されて配分される。したがって、学校外教育費として親が投資する費用の総量が一定の場合には、子どもがいればいるほどそれぞれの子どもが得ることのできる学校外教育投資が少なくなるといえる。

さらにきょうだいのなかでも第2子以降の場合には、第1子に比べて学校外教育投資を受けにくい。きょうだい内で遅く生まれると、自分よりも早く生まれた年上のきょうだいの後を追いかけるかたちになる。それゆえに年下のきょうだいは、常に年上のきょうだいにかかる学校外教育費を考慮したうえでの教育投資がおこなわれる立場になってしまう。ただし、このような投資が制約される状況は、もともと家族が保有する資源が多いか少ないかで変わってくる可能性がある。そこで試みに、世帯年収カテゴリ別に第2子以降かどうかと教育投資額に関連がみられるかをクロス集計表により確認してみた。年収が1000万円未満の場合に、相対的に第2子以降の子どもの獲得している学校外教育費が少ない傾向がみとめられたが、統計的有意な関連がみられたのは年収800～1000万円のカテゴリのみであり、「家計にゆとりがないために第1子に集中して投資している」という状況であるとは言いつけられない⁷⁾。家庭内に複数の子どもがいると、本研究で検証した「お金」の問題だけでなく、

親子がかかわる「時間」やそのかかわり方（遊んだり、勉強をみたり等）も、一人っ子の場合とは異なってくる。経済的な資源だけが配分されているのではなく、時間や関係的資源も配分されており、それらが相互に影響しあって子ども一人ひとりへの教育投資額が決まっているのではないかと考えられる。

本研究では、実際の学校外教育投資金額がわかるデータを利用して、家族が保有する資源の配分ときょうだい構成の関連にアプローチすることができた。しかしながらいまだ単純な分析にとどまっており、家族間および家族間の違いが複雑に絡み合っていることを指摘するのが精一杯である。また、経済的な側面以外での親と子どものかかわり方や、きょうだい同士のかかわり方など、家族内の状況をより全体的にとらえられるようなデータを用いた分析をする必要があると思われる。本研究を足掛かりに、子どもの資源獲得やその後の地位達成のプロセスに家族が影響を与えるメカニズムにさらに迫っていきたい。

[注]

- 1) 学校教育費、学校給食費及び学校外活動費の合計。
- 2) 子どもの教育について話す頻度は、「お子さんの子育てや教育方法について、ご夫婦で話し合いますか。」という質問文に対して、「よく話し合う（＝1）」、「まあまあ話し合う」、「どちらともいえない」、「あまり話し合わない」、「まったく話し合わない（＝5）」の5件法で尋ねられている。分析にあたっては値を反転させ、よく話し合うほど値が高くなるようにしている。
- 3) クロス集計表においては5段階にまとめ、マルチレベル分析においてはそのまま量的変数としてしようした。なお、投資額は1年間の金額となっている。
- 4) きょうだい数を線形でモデルに投入した場合は、統計的に有意にマイナスの影響がみられた。
- 5) 本研究の分析に用いた「共働き夫婦の家計と意識に関する調査」では、第1子と第2子、そして末子についての情報が得られる調査票の設計となっている。そのため、たとえば4人きょうだいの場合には第3子の情報が得られないという限界がある。加えて、第1子の教育達成が高くなることを多くの先行研究が指摘しているため、本研究では出生順位の識別が正確にできる第1子を参照カテゴリとする第2子以降ダミーを作成して出生順位の影響を検証している。ただし、データのとらえ方がやや不正確ではあるものの、出生順位の変数を第2子ダミーと第3子ダミーとして分析をすると、第2子ダミーについては統計的に有意にマイナスの影響みられたが、第3子ダミーについては統計的に有意な影響はみとめられなかった。第3子以降にあたる子どもが少ないため、この点については他データでの分析もするべきであろうが、上にも下にもきょうだいがいる中間子が、最も学校外教育投資額を得にくい状況に置かれている可能性が考えられる。
- 6) 両親の学歴の組み合わせを、「いずれも大卒以上」、「一方が大卒以上」、「いずれも大卒未満」の3つにして分析すると、「一方が大卒以上」のカテゴリにおいて学校外教育投資の金額

が高くなる傾向がみとめられた。これをふまえると、学歴が同程度の場合よりも差がある方が、学歴が高い方の水準に合わせようとするというメカニズムなどが考えられる。

7) 表1のマルチレベル分析に年収カテゴリと第2子以降の交互作用項を投入した場合には、どのカテゴリについても統計的に有意な影響はみとめられなかった。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「共働き夫婦の家計と意識に関する調査，2014」（公益財団法人 家計経済研究所）の個票データの提供を受けました。また、研究会では田中先生や坂口先生をはじめ、メンバーの先生方より貴重なコメントをたくさんいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Becker, G. S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge MA: Harvard University Press.
- Behrman, J. R., Robert, A. P. and P. Taubman, 1994, “Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and in the Marriage Market: The Twins Experiment,” *Journal of Political Economy*, 102: 1131-1174.
- Blake, J., 1989, *Family Size and Achievement*, Berkeley: University of California Press.
- Conley, D., 2001, “Sibship Sex Composition: Effects on Educational Attainment,” *Social Science Research*, 29: 441-457.
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成——キョウダイデータに対するマルチレベル分析による検討」『ソシオロジ』57(1): 41-57.
- Haan, de M., 2010, “Birth Order, Family Size and Educational Attainment,” *Economics of Education Review*, 29: 576-588.
- 平沢和司, 2011, 「きょうだい構成が教育達成に与える影響について——NFRJ08 本人データときょうだいデータを用いて」『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第二次報告書』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 4: 21-42.
- Johnston, D. W., Nicholls, M., Shah, M. and M. A. Shields, 2009, “Nature’s Experiment? Handedness and Early Childhood Development,” *Demography*, 46: 281-301.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, 『現代日本の結婚と出産——第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』（取得日 2018年2月1日, http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou15/NFS15_reportALL.pdf）.
- Lawson, D. W. and R. Mace, 2008, “Sibling Configuration and Childhood Growth in Contemporary

- British Families,” *International Journal of Epidemiology*, 37: 1408-1421.
- Monfardini, C. and S. G. See, 2016, “Birth Order and Child Cognitive Outcomes: an Exploration of the Parental Time Mechanism,” *Education Economics*, 24(5): 481-495.
- Steelman, L., Powell, B., Werum, R. and S. Carter, 2008, “Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges,” *Annual Review of Sociology*, 28: 243-269.
- 苦米地なつ帆, 2012, 「教育達成の規定要因としての家族・きょうだい構成——ジェンダー・出生順位・出生間隔の影響を中心に」『社会学年報』 41: 103-114.
- , 2017, 「家族内資源配分に対する出生順位・性別の影響」『社会学研究』 99: 11-36.
- Tucker, C. J., Mchale, S. M. and A. C. Crouter, 2003, “Dimensions of Mothers’ and Fathers’ Differential Treatment of Siblings: Links with Adolescents’ Sex-Typed Personal Qualities,” *Family Relations*, 52: 82-89.

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2017年度参加者公募型二次分析研究会
夫婦データを用いた、家計、就業、子育てに
関する二次分析
研究成果報告書

2018年（平成30年）3月

編集・発行
東京大学社会科学研究所
附属社会調査・データアーカイブ研究センター
