

## Working Paper Series

No.66

夫の家事・育児行動の類型化と趨勢（2008-2018）  
— 『全国家庭動向調査』を用いた分析—

Patterns and Trends in Japanese Husband's Housework and Childcare, 2008-2018:  
Analysis of National Survey on Family in Japan

斉藤知洋  
Tomohiro SAITO

2023年10月

[https://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS\\_WPJ66.pdf](https://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS_WPJ66.pdf)



国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3 日比谷国際ビル 6階

<https://www.ipss.go.jp>

本ワーキング・ペーパーの内容は全て執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

## 夫の家事・育児行動の類型化と趨勢（2008-2018）

—『全国家庭動向調査』を用いた分析—

斉藤知洋（国立社会保障・人口問題研究所）

### [要旨]

本稿の目的は、夫の家事・育児の行動パターン（妻から見た評価・認識）を類型化したうえで、それらの時系列変化（2008～2018年）および妻の追加出生意欲との関連について、「全国家庭動向調査」（第4～6回）を用いて検討することである。

潜在クラス分析（latent class analysis）による分析からは、夫の家事・育児の行動パターンはいずれも①「非遂行」型（全7項目で遂行頻度が低い）、②「部分遂行」型（家事：ゴミ出し・風呂洗い・食後の片づけ、育児：遊び相手をする・風呂に入れる・泣いた子をあやす・おむつを替えるのみ遂行）、③「全面遂行」型（全7項目で遂行頻度が高い）の3つのクラスに集約された。その基本構造（クラス数）は、全ての時点間（2008～2018年）で変化はないが、家事行動では近年ほど「非遂行」型が減少し（2018年：61.9%）、「部分遂行」型の割合が上昇している（同：31.8%）。一方、育児の行動パターンに関しては、その構成比率は「非遂行」型（38.2%）、「部分遂行」型（41.1%）、「全面遂行」型（20.8%）であり、過去10年間で安定的に推移していた。

さらに多変量解析の結果からは、妻の就労形態が正規雇用以外であり、帰宅時間が遅い夫では、家事・育児の行動パターンが「非遂行」型または「部分遂行」型となる確率が有意に高く、夫の育児行動のみが妻の追加出生意欲を高めている傾向を示した。

## 1. 問題の所在

### 1.1 少子化対策としての夫（父親）の家事・育児行動

家事や育児に代表される家庭内無償労働（unpaid work at home）は、身体的・情緒的ケアを通じて、人口・労働力を再生産させる社会活動である。この無償労働の分配をめぐり、日本は長年にわたり性別役割分業体制が根強く存在し、先進国の中でも家族成員へのケア負担が女性に偏重している国として位置づけられてきた（OECD 2017: 190-92; 内閣府男女共同参画局 2023; 筒井・竹内 2016）。

女性が多くを担う家族責任の軽減と是正に向けた国レベルの取り組みは、1990年の「1.57ショック」を契機とする少子化対策として本格的に始動したと言ってよい。90年代に女性の就業率が上昇する中で、政府は育児休業法の施行（1992年）やエンゼルプラン（1994年）・新エンゼルプラン（1999年）を策定し、仕事と子育ての両立に向けた雇用環境の整備が図られた。しかしながら、この女性の就業率増加は、バブル崩壊後の経済停滞や雇用流動化に伴うパートタイム・派遣労働者の増大に起因しており、正社員・長時間労働・転勤・家族賃金などに特徴づけられる日本型雇用慣行が抜本的に見直されることはなかった。その結果、雇用形態や職務内容、賃金・昇進における男女間の労働格差や、仕事と家庭をめぐるコンフリクトが女性を中心に顕在化することになる。

2000年代以降には、硬直的な有償労働市場からの脱却を目指して、男性の家事・育児参加を促進する政策が展開されるようになった。2007年には「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」が新たに策定され、国・地方公共団体および企業の取り組みとして、男性の子育てや介護への関わりを推進する必要性が女性の能力発揮と並んで強調された。2010年代に入ると、「イクメンプロジェクト」（2010年）や「少子化危機突破のための緊急対策」（2013年）、「ニッポン一億総活躍プラン」（2016年）、「改正育児・介護休業法」（2017年）といった施策が次々と打ち出され、夫の家事・育児参加を少子化対策の一環とする見方が一層強化されている<sup>1</sup>。

国内外の人口・家族研究においても、夫（父親）の家事・育児への参加は、女性（母親）のワーク・ライフ・バランスや家庭内の無償労働の再配分に寄与するだけでなく、出生率の回復を促すものとして、大きな関心が払われてきた（McDonald 2000; Goldscheider et al. 2015; Kato et al. 2018; Kan et al. 2019 など）。Goldscheider et al. (2015) は、ジェンダー公平理論（gender equity theory）の立場から、米国や北欧・西欧諸国で1990年代以降に観察された出生率の上昇転換が生じた要因として、男性の私的領域への参入を挙げており、家庭内無償労働を夫婦で対等に分担するようになることで初めて「ジェンダー革命（gender revolution）」が達成されると主張する<sup>2</sup>。

以上の観点からは、男性の家事・育児行動の状況を定期的に観測することが政策・学術の両面から重要となる。社会調査上、その測定方法は二つに大別される。第一に、1日24時間に占める活動総量を表す指標として、時間の長さに着目した方法である。「タイムユーズ・サーベイ（time-use survey）」と呼ばれるこの調査方法では、10～15分刻みでその時間に行った行動内容を回答者が記入する形式をとる。日本国内では、総務省が実施している「社会生活基本調査」がその代表例である。同調査によると、6歳未満の子どもを持つ父親の家事・育児時間は、2021年時点でそれぞれ30分、65分であり、20年前（2001年）に比べて23分、50分増加している。しかしながら、妻の家事・育児時間（2021年）は178分、234分となっており、夫に比べてそれぞれ7.7倍、3.6倍の時間を費やしている。

タイムユーズ・サーベイによる家事・育児時間の測定は回答負担が大きいことから、多くの学術調査では第二の方法として、行動頻度に基づく測定がなされている（藤野 2002, 2006; 稲葉 2011; 西岡・山内 2017）。これは、個別の家事・育児項目について、1ヶ月ないし1週間における活動回数をリッカート尺度（四～六件法）で尋ねるものである。反復横断調査による時系列分析からも、近年ほど夫の家事・育児頻度は増加傾向にある（稲葉 2011; 西岡・山内 2017）。しかしその変化量は総じて小さく、性別役割分業という基本的なジェンダー構造に変化は見られないことも指摘されている（稲葉 2011）。

---

<sup>1</sup> 1990年代から2010年代前半にかけてのわが国の少子化対策の変遷については、守泉（2015）を参照のこと。なお、男女共同参画を少子化対策と結びつける言説に対して批判的立場をとっている近年の社会学的研究として赤川（2017）が挙げられる。

<sup>2</sup> 家族内のジェンダー平等化と出生率の関係については、オーストラリアの人口学者である Peter McDonald が提唱した「U字カーブ」が有名である（McDonald 2000）。McDonald（2000）は、家事・育児の役割分配が従来の「男性稼ぎ手（male-breadwinner）」型から平等化に向かう過程では出生率は低下するが、ジェンダー平等が達成された後は、女性の高い労働力率と高出生率が同時に実現されるとしている。

一言でまとめるならば、マクロデータおよび学術調査の結果を見る限り、夫の私的領域への参入という変化の兆しはあるものの、家庭内無償労働のジェンダー差の解消には程遠い状況が持続している。

## 1.2 家事・育児行動の指標化に関する課題

頻度・回数に基づいて測定された夫婦の家事・育児行動を分析に使用する際、先行研究では次元の合計指標を用いることが多い。たとえば、日本家族社会学会が実施した「第3回全国家族調査 (NFRJ08)」では、家事項目として「食事の用意」「食事のあとかたづけ」「食料品や日用品の買い物」「洗濯」「そうじ (部屋, 風呂, トイレなど)」の五項目、育児項目として「子どもと遊ぶこと」「子どもの身の回りの世話」の二項目をそれぞれ五・六件法<sup>3</sup>で尋ねている。そして各項目の頻度を数量化し集約することで、家事・育児頻度の多寡やそのジェンダー差、全体に占める夫の貢献度を算出してきた (筒井 2011)。

家事・育児負担を頻度に着目して測定する限界について、石井クンツ (2013) は回答選択肢間の曖昧さやジェンダーに基づく社会的望ましさ (social desirability) に起因する回答バイアスを挙げている。これらに加えて、行動頻度を次元のスコアに集約することで生じる制約として考えられるのが、回答情報の損失である。つまり、本来データに含まれている個々の家事・育児活動の遂行状況という個人特性を不可視化させてしまう。無償労働は、ゴミ出しや買い物のように頻繁に行う必要性がない活動から、食事の準備や子どもの寝かしつけなど、時間消費的であり、従事する時間帯に裁量の余地が少ない活動まで多岐にわたるが (久保 2017)、合計化した指標では家事・育児の活動実態を把握することが困難になる。

この点に関連して、筒井 (2011) は妻の働き方と夫の家事分担貢献度の関係が家事の種類によって異なることを示している。その分析によると、妻が正規雇用として働く場合に見られる夫の家事の相対的貢献度の増大傾向 (すなわち、家事の夫婦間負担差の縮小) は、「食事準備」や「(食事の) あとかたづけ」「洗濯」よりも「掃除」や「買い物」といった相対的に高いスキルを必要とせず、高頻度で日常的に遂行が求められない項目で強く見られることが示されている (筒井 2011: 69-70)。

指標の操作化に加えて、分析に用いられる家事・育児項目が調査間で異なることも、夫の家事・育児頻度のトレンドや、他のアウトカム (夫婦関係満足度・出生・追加出生意欲など) との関連について一貫した結果が導出されない原因の一つとなっている可能性がある。たとえば、日本国内における夫の家事・育児参加と出生との関連に着目した実証研究では、夫の家事参加が出生行動や追加出生意欲を促進・上昇させることを指摘する研究群 (藤野 2006; 西岡・星 2009; Nagase and Brinton 2017; Kan et al. 2019) と両者の間に関連がないとする研究群 (山口 2009; 赤川 2017) で知見が分かれている。夫の育児についても、出生行動・意欲に対する促進効果に関する分析結果は一貫していない (西岡 2001; 藤野 2006; 水落 2010; Nagase and Brinton 2017; Kato et al. 2018; 赤川 2017; 山口 2009)。

---

<sup>3</sup> 具体的には、「ほぼ毎日 (週 6~7 日)」「1 週間に 4~5 日」「1 週間に 2~3 日」「週に 1 回くらい」「ほとんど行わない」の回答選択肢から成り、育児項目については「子どもはいない」を選択肢として含まれている。

### 1.3 研究課題：夫の家事・育児行動のパターンに着目した検討

家事や育児には、必要とされる技能（スキル）の多寡、延長のできない日常的に遂行が求められるものなど、その内容には多様性が見られるが、この点を十分に考慮した分析は日本国内では極めて少ない（筒井 2011; 久保 2017）。一方、合計指標を用いることで、構成概念の信頼性・妥当性を高めることや、分析結果の解釈の容易さ、相関関係が高い項目を回帰モデルに同時投入することによって生じる多重共線性（multi-collinearity）の問題を回避するなど、統計分析上の利点も存在する。

合計指標が持つ利点とそれを構成する個々の家事・育児項目が持つ情報の双方を分析モデルに組み込む際に有用と考えられるのが、各項目の遂行状況を統計モデルによって類型化し、その行動パターンを記述する方法である。本稿の関心に照らせば、こうした人間志向的アプローチ（person-oriented approach）の適用は、夫がいかなる無償労働に関与しているのか（していないのか）を量・質ともに把握することを可能とし、夫婦間の家事・育児の負担差が維持されている一因を理解することに繋がると考えられる。

そこで本稿では、次の三つの研究課題を設定する。第一に、夫の家事・育児行動がいかなるパターンに集約されるのかを明らかにする。具体的には、後述する潜在クラス分析（latent class analysis）と呼ばれる統計手法を用いることで、家事・育児の種類・頻度に関する回答情報を最大限考慮したうえで、夫の家事・育児行動の類型化を試みる。第二に、その行動パターンに①個人・世帯属性による差異、および②時代的变化（2008～2018年）が見られるのかを把握する。第三に、夫の家事・育児の行動パターンによって、妻の追加出生意欲に差異が見られるのかを検討する。

## 2. データと方法

### 2.1 使用データと分析対象

使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が実施した「全国家庭動向調査」（National Survey on Family in Japan）である。本調査は、1993年の第1回調査以降、5年おきに実施されている反復横断的調査である<sup>4</sup>。また、国民生活基礎調査（厚生労働省）の後続調査の一つであり、調査対象は同調査のために抽出された調査対象地区の中からさらに300地区を無作為抽出し、該当地区に居住する世帯である。本調査への回答は、世帯内で結婚経験のある女性（複数いる場合はもっとも若い女性、該当女性がいない場合は世帯主）に対して求めている。

以下の分析では、使用する調査項目が全て含まれている第4回（2008年）・第5回（2013年）・第6回（2018年）の計三時点分の調査データを使用する。各調査の有効回収率（N）は、76.7%（10,009）、78.4%（9,632）、77.0%（9,790）である。

分析対象は、各調査時点で6歳未満の子ども（未就学児）がいる有配偶女性であり、使用変数について有効回答が得られた1,984ケースにサンプルを限定した。なお、夫が無業

---

<sup>4</sup> 最新の第7回調査は、新型コロナウイルス（COVID-19）感染拡大に伴う社会保障・人口基本問題調査の調査スケジュールの調整に伴い、第6回調査（2018年）の4年後にあたる2022（令和4）年7月に実施された。

のケースは極少（2%程度）であったため、分析対象から除外した。

## 2.2 使用変数

本稿で重要な変数は、夫の家事および育児遂行の状況である。本調査の特長は、回答者（妻）から見た夫の家事・育児頻度を複数の項目別に尋ねている点にある<sup>5</sup>。具体的には、家事については「ゴミ出し」「日常の買い物」「部屋の掃除」「風呂洗い」「洗濯（物干し・取り入れを含む）」「炊事」「食後の片づけ」の7項目、そして育児は「遊び相手をする」「風呂に入れる」「食事をさせる」「寝かしつける」「泣いた子をあやす」「おむつを替える」「保育園などの送り迎え」の7項目から構成される。育児に関しては、子どもが3歳になるまでの育児頻度を尋ねているため、末子年齢が4歳以上である回答者（妻）にとっては、当時の夫の育児状況を回顧的に記入している点は注意を要する。

各項目の回答選択肢は五件法であるが、分析では「毎日・毎回する」「週3～4回程度する」を1、「週1～2回程度する」「月1～2回程度する」「まったくしない」を0とする二値変数とした。「保育園の送り迎え」は、回答選択肢に「利用していない」を含む六件法で尋ねているため、「利用していない」を上記カテゴリに加えた三値変数とした（詳細は2.3節）。

多変量解析で投入する共変量は、調査年の他に①妻の個人属性（年齢・就業状況（雇用形態）・最終学歴）、②夫の個人属性（年齢・最終学歴・労働時間・帰宅時間・所得）、③世帯属性（子ども数、祖母同居（=1）、都市規模（DID100万人以上=1））である<sup>6</sup>。

そして、従属変数である妻の追加出生意欲は「今後子どもを持つ予定がある」を1、「予定はない」を0とした二値変数を用いる。

## 2.3 分析方法：潜在クラス分析による家事・育児行動の類型化

夫の家事・育児行動を類型化するにあたり、本稿では「潜在クラス分析（latent class analysis）」と呼ばれる統計手法を用いる。潜在クラス分析は、名義尺度（・順序尺度）から成るカテゴリカルな顕在変数（observed variable）間の諸関連について、それらの背後にある潜在変数（latent variable）を抽出する手法である（三輪 2009）。例えば、データ上観察される変数 A と変数 B の間に関連があるとする。潜在クラス分析では、これら二変数の関連を説明（elaborate）する潜在変数 C を推計することになる。なお、同分析では、潜在変数 C を統制すると変数 A と B の関連は消失するという局所独立（local independence）の仮定を置く<sup>7</sup>。

潜在クラス分析の基本モデルは、式（1）のとおりである。

$$\pi_{ijklmnot}^{ABCDEFG|X} = \pi_{it}^{A|X} \pi_{jt}^{B|X} \pi_{kt}^{C|X} \pi_{lt}^{D|X} \pi_{mt}^{E|X} \pi_{nt}^{F|X} \pi_{ot}^{G|X} \pi_t^X \quad (1)$$

<sup>5</sup> 具体的な質問文は次のとおりである。家事：「あなたと夫は、次のような家事をどの程度していますか」、育児：「あなたと夫は、3歳までのお子さんの育児をどの程度していますか（いましたか）」。

<sup>6</sup> 夫の労働時間・帰宅時間および世帯収入は無回答率が2～3割程度と高いことから、別途「無回答」カテゴリを作成し、分析対象ケースの確保を行った。

<sup>7</sup> 潜在クラス分析の基本的な発想は、連続量をとる観測変数間の関連を共通の因子によって説明する因子分析と類似しており、潜在クラス分析は「カテゴリカル版因子分析」とも呼ばれる（三輪 2009）。

夫の家事頻度は7個の顕在変数(変数A~G)から構成され、いずれも二値変数であることから、その回答パターンは128(=2<sup>7</sup>)通り存在する(育児頻度は192(=2<sup>6</sup>×3)通り)。潜在クラス分析では、これらの回答パターンを潜在クラスXとして縮約することになる。なお、潜在クラスの総数tは、尤度比カイ二乗統計量(G<sup>2</sup>)や情報量基準(AIC・BICなど)といったモデルの適合度指標をもとに判断される。

潜在クラス分析では、クラスtを構成する個々の顕在変数に対する条件付き応答確率( $\pi_{it}^{A|X}, \pi_{jt}^{B|X}, \pi_{kt}^{C|X}, \pi_{lt}^{D|X}, \pi_{mt}^{E|X}, \pi_{nt}^{F|X}, \pi_{ot}^{G|X}$ )とクラスtへの所属確率( $\pi_t^X$ )が推計される。条件付き応答確率(conditional response probability)は、因子分析の枠組みで言えば因子負荷量に相当し、各潜在クラスの特徴を記述する際に用いられる。そして、潜在クラス分析では、各分析対象ケースに対して各潜在クラスtへの所属確率( $\pi_t^X$ )が付与され、それを元にケース全体に占める各クラスの構成割合を求めることができる。

分析手順は次のとおりである。はじめに、夫の家事・育児頻度の基本的傾向を探るために、それらの各項目の分布とその時代的变化を記述する。つぎに、潜在クラス分析をもとに夫の家事・育児の遂行状況を類型化し、行動パターンの特徴とその時代的变化について検討する。最後に、多変量解析をもとに①夫の家事・育児の行動パターン(潜在クラスへの所属確率)を規定する個人・世帯属性と②妻の追加出生意欲に対する夫の家事・育児行動パターン(潜在クラス)の影響を明らかにする。

### 3. 分析結果

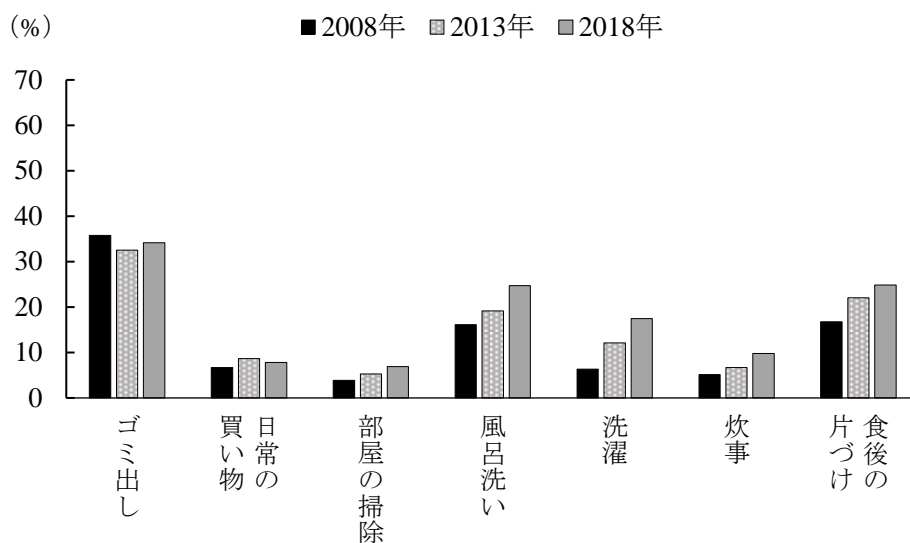
#### 3.1 夫の家事・育児頻度の分布と変化

はじめに、夫の家事・育児頻度の基本分布とその時代的变化を確認する。図1と図2は、それぞれ夫の家事と育児について「毎日・毎回する」「週3~4回程度する」と回答した割合(以下、遂行割合)を調査年・項目別に集計したものである。図1の夫の家事状況を見ると、夫が最も関与しているのは「ゴミ出し」であり、その遂行割合は35.7%(2008年)、32.5%(2013年)、34.1%(2018年)となっている。それに次いで割合が高いのは「風呂洗い」と「食後の片づけ」であり、これら項目の遂行割合は過去10年間で約16%(2008年)から25%程度(2018年)まで増大している。同様の傾向は、「洗濯」に関しても看取される(同時点間で6.3%→17.4%)。残りの三項目(「日常の買い物」「部屋の掃除」「炊事)」に関しては、いずれも夫の遂行割合は1割弱に留まっており、過去10年間の上昇幅も小さい。

育児状況については(図2)、夫が最も関与している育児項目は「遊び相手をする」であり、遂行割合は65%前後を推移している。続いて「風呂に入れる」が遂行割合として高いものの、2018年時点では41.0%とそれ以前に比べて6ポイント程度低下している。「泣いた子をあやす」と「おむつを替える」は、それぞれ過去10年間で42.2%から44.8%、37.2%から39.2%へと遂行割合が微増している。これらの項目に比べて遂行割合が低いのは、「食事をさせる」「寝かしつける」「保育園などの送り迎え」の三項目である。前者二項目の遂行割合はそれぞれ30%前後(食事をさせる)、20%超(寝かしつける)を推移しており、大きな変化は見られない。一方、「保育園などの送り迎え」の遂行割合は8.7%(2008年)か

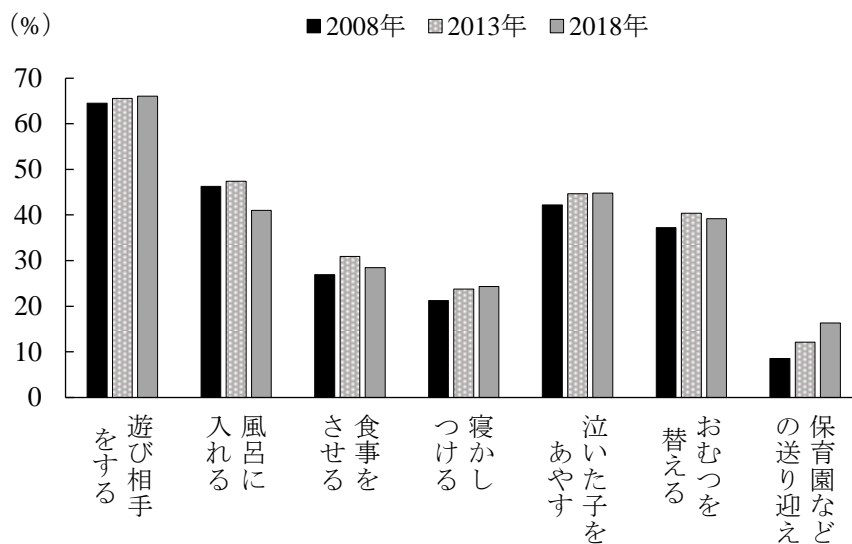


ら 16.3% (2018 年) と上昇幅が大きいものの、同割合は育児項目の中で最も低い<sup>8</sup>。



(注) 各項目の回答選択肢のうち、「毎日・毎回する」「週3~4回程度する」と回答した者の割合 (n=1,984)。

図1 調査年・項目別にみた夫の家事頻度 (%)



(注) 各項目の回答選択肢のうち、「毎日・毎回する」「週3~4回程度する」と回答した者の割合 (n=1,984)。

図2 調査年・項目別にみた夫の育児頻度 (%)

<sup>8</sup> 保育園などの公的施設を「利用していない」と回答した者を除外した場合の同遂行割合は 15.1~23.6% を推移している。

## 3.2 夫の家事・育児頻度の類型化：潜在クラス分析による推計

つぎに、前節で観察された夫の家事・育児行動の多様性を潜在クラス分析によって少数の行動パターンに集約することを試みる。

表1は、潜在変数のクラス数別に見たモデル適合度をまとめたものである。尤度比カイ二乗統計量 ( $G^2$ ) と尤度比カイ二乗統計量の差の検定 ( $\Delta G^2$ ) の結果からは、家事頻度については5つ、そして育児頻度では6つ以上のクラス数を仮定したモデルが採択される。一方、ベイズ情報量基準 (Bayesian Information Criterion: BIC)<sup>9</sup>によると、家事・育児ともにクラス数を3つと仮定したモデルでBICの値が最も小さく、他のモデルに比べて適合度が良い。本稿では夫の家事・育児の行動パターンを可能な限り縮約することを目的とすることから、BICをもとに夫の家事・育児行動がいずれも3つのパターンに縮約できると判断する<sup>10</sup>。

抽出された3つの潜在クラスの特徴を把握するために、表2では、各クラスの構成割合と家事・育児項目の条件付き応用確率を示した。家事(上パネル)について見ると、いずれの項目でも応答確率が低いクラス1が全体の64.9%を占めており、夫が家事全般に参加していない「非遂行」型であることが分かる。次いで構成割合が大きいのは、「ゴミ出し」

表1 潜在クラス数別にみたモデル適合度

[夫の家事]						
モデル (クラス数)	尤度比 統計量 $G^2$	d.f.	基準 モデル	$\Delta G^2$	p値	BIC
1	1374.449	120	—	—	—	1427.599
2	312.017	112	1	1062.432	.000	425.910
<b>3</b>	<b>154.315</b>	<b>104</b>	<b>2</b>	<b>157.702</b>	<b>.000</b>	<b>328.951</b>
4	107.969	96	3	46.347	.000	343.348
5	90.465	88	4	17.504	.025	386.586
6	75.652	80	5	14.813	.063	432.517

[夫の育児]						
モデル (クラス数)	尤度比 統計量 $G^2$	d.f.	基準 モデル	$\Delta G^2$	p値	BIC
1	3613.878	183	—	—	—	3674.621
2	775.753	174	1	2838.125	.000	646.675
<b>3</b>	<b>306.264</b>	<b>165</b>	<b>2</b>	<b>469.489</b>	<b>.000</b>	<b>503.679</b>
4	260.125	156	3	46.139	.000	525.875
5	212.077	147	4	48.048	.000	546.163
6	166.621	138	5	45.456	.000	569.043

(注) 太字は採択モデルを表す。

<sup>9</sup> BICは次の式で表され、その値が小さいほどよりよいモデルとされる。 $BIC = G^2 - \log_e N * d.f.$  ( $G^2$ : 尤度比統計量,  $N$ : ケース数,  $d.f.$ : 自由度)。

<sup>10</sup> 尤度比カイ二乗統計量によるモデル比較は、サンプルサイズが大きいほど帰無仮説が棄却されやすいため、多様な行動パターンを許容したモデルが採択される傾向にある。なお、調査時点別に潜在クラス分析を行ったところ、いずれの時点でも家事・育児は3クラスのモデルが採択され (BIC基準)、その基本構造に変化がないことを確認した。

表2 潜在クラス別にみた条件付き応答確率

[夫の家事]			
	クラス1 「非遂行」型	クラス2 「部分遂行」型	クラス3 「全面遂行」型
構成比率(全体・%)	64.9	30.7	4.3
条件付き応答確率 <sup>1)</sup>			
ゴミ出し	.211	<b>.564</b>	<b>.749</b>
日常の買い物	.028	.111	<b>.544</b>
部屋の掃除	.007	.055	<b>.682</b>
風呂洗い	.053	<b>.417</b>	<b>.733</b>
洗濯	.006	.228	<b>.888</b>
炊事	.010	.101	<b>.718</b>
食後の片づけ	.041	<b>.453</b>	<b>.933</b>
構成比率 (2008年・%)	73.8	23.2	3.0
構成比率 (2013年・%)	67.5	28.4	4.2
構成比率 (2018年・%)	61.9	31.8	6.4
[夫の育児]			
	クラス1 「非遂行」型	クラス2 「部分遂行」型	クラス3 「全面遂行」型
構成比率(全体・%)	38.2	41.1	20.8
条件付き応答確率 <sup>1)</sup>			
遊び相手をする	.247	<b>.862</b>	<b>.983</b>
風呂に入れる	.091	<b>.552</b>	<b>.916</b>
食事をさせる	.003	.272	<b>.835</b>
寝かしつける	.002	.150	<b>.802</b>
泣いた子をあやす	.019	<b>.549</b>	<b>.984</b>
おむつを替える	.056	<b>.449</b>	<b>.876</b>
保育園などの送り迎え	.039	.107	.286
構成比率 (2008年・%)	40.7	39.5	19.9
構成比率 (2013年・%)	38.0	40.5	21.5
構成比率 (2018年・%)	39.8	39.6	20.7

注<sup>1)</sup> 「毎日・毎回する」「週3~4回程度する」への応答確率。

太字斜体は条件付き応答確率の値が.40以上のものを示す。

「風呂洗い」「食後の片づけ」について応答確率が高いクラス2であり(30.7%)、これらの家事項目に関しては積極的に関与する「部分遂行」型のグループと言える。そして、第三のクラスは、全ての家事項目で応答確率が高いクラスであり、夫が家事全般に関与する「全面遂行」型に相当する。しかし、その構成割合は4.3%と最も低い。これらの構成割合の変化を確認すると、「非遂行」型が73.8%(2008年)から67.5%(2013年)、61.9%(2018年)と近年ほど減少しており、代わりに「部分遂行」型が23.2%(2008年)から31.8%(2018年)へと増大している。「全面遂行」型についてもわずかではあるが、その構成割合が3.0%(2008年)から6.4%(2018年)まで増加している。

育児(下パネル)についても、その行動パターンが「非遂行」型、「部分遂行」型、「全面遂行」型の3つのグループに集約されている。そのうち、「部分遂行」型は分析ケースに

占める割合が 41.1%と最も高く、「遊び相手をする」「風呂に入れる」「泣いた子をあやす」「おむつを替える」について相対的に高い応答確率を示している。それに次いで「非遂行」型は全体の 38.2%を構成しており、日常的に育児全般に関与していないグループである。そして、全ての育児項目に積極的に関与している「全面遂行」型<sup>11</sup>は 20.8%を占めており、家事の同グループに比べて構成割合が高い。家事行動では「部分遂行」型および「全面遂行」型が増加傾向を示したのに対して、育児行動に関してはこれら 3 グループの構成比率は過去 10 年間にわたり大きな変化が見られない。

### 3.3 潜在クラスと合計得点尺度との比較

補足分析として、夫の家事・育児の行動パターン（潜在クラス）と先行研究で用いられてきた家事・育児頻度の合計指標との間にどのような対応関係があるのかを検討する。この合計得点は、家事・育児の各項目について、「毎日・毎回する=7」「週 3~4 回程度する=3.5」「週 1~2 回程度する=1.5」「月 1~2 回程度する=0.375」「まったくしない=0」「(保育園の送り迎え) 利用していない=0」と値を割り振り、それぞれ合算したものである（値範囲：0~49）。

その集計結果が図 3 である。全体のトレンドを確認すると、家事（左パネル）の合計得点尺度の平均値は、7.7（2008 年）、8.4（2013 年）、9.6（2018 年）ポイントであり、近年ほど増加傾向にある。同様の増加傾向は、1998 年から 2013 年にかけての時系列変化を検討検討した西岡・山内（2017）でも確認されている。ただし、その平均値は一桁台と夫の家事頻度は総じて少ない状況が維持されている。一方、育児（右パネル）の合計得点は、16.7（2008 年）、17.4（2013 年）、17.2（2018 年）ポイントとその水準に顕著な変化は認められない。

続いて、抽出された三つの行動パターン別に、従来型の家事・育児頻度の合計得点を比

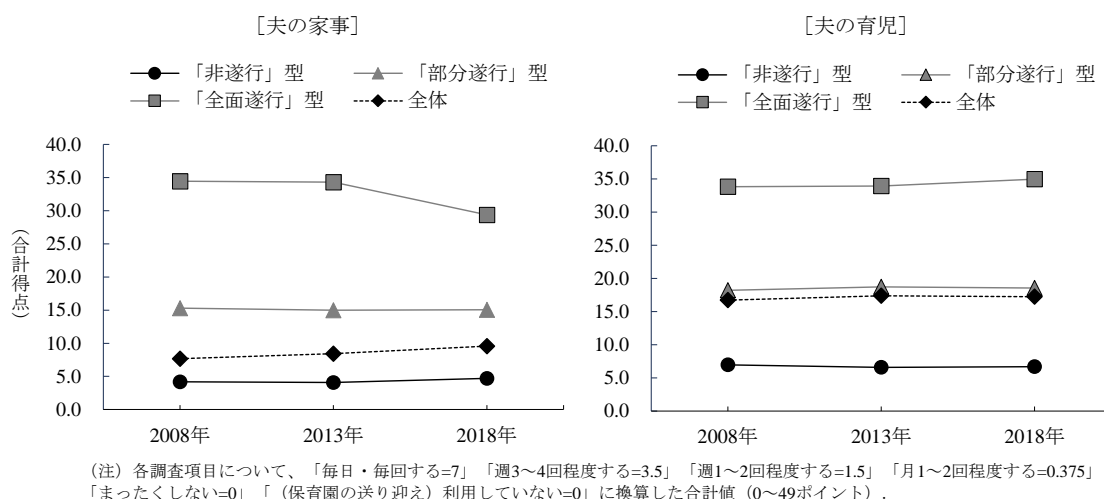


図 3 調査年・潜在クラス別にみた夫の家事・育児頻度（合計得点）

<sup>11</sup> 「保育園などの送り迎え」の条件付き応答確率は.286 と他の育児項目に比べて小さいものの、「非遂行」型および「部分遂行」型における応答確率よりも相対的に高い。それゆえ、本稿では同項目を含めて育児全般に積極的に関わっているグループとして「全面遂行」型と名付けている。

較する。家事を見ると（左パネル）、その合計得点は「全面遂行」型が他のクラスに比べて突出して高く、全体の平均値を 19.8～26.8 ポイント上回る。ところが、「全面遂行」型の家事頻度は近年ほど低下傾向にあり、2008 年から 2018 年にかけて 5.0 ポイント減少している（34.4→29.4）。一方、「部分遂行」型と「非遂行」型については、それぞれ 15 ポイント、4.5 ポイント前後を安定的に推移している。各クラスの構成割合の変化をふまえれば（表 1）、夫の家事頻度の近年の微増傾向は、「部分遂行」型の増大と「非遂行」型の減少を反映した結果であると言える。

一方、育児に関しては（右パネル）、その合計得点は「全面遂行」型で 33.8～35.0、「部分遂行」型で 18.2～18.7、「非遂行」型で 6.6～7.0 となっている。家事頻度と比較すると、その各クラスの育児頻度はその構成比率と同様に極めて安定的であり、全体の育児頻度と同様に時系列変化は見られない。

### 3.4 他の家事・育児項目との関連

3.3 節と同様に、潜在クラスと他の家事・育児項目の関連を示したものが表 3 と表 4 である<sup>12</sup>。

表 3 および表 4 によると、各潜在クラスによって特徴づけられた夫の行動パターンと他の家事・育児項目との間には一定の対応関係が見られる。家事については（表 3）、夫の家事分担度（妻評価：家事全体を 100 とした場合の夫の相対的貢献度）は、「非遂行」型で 9.8%と最も低く、「全面遂行」型では最大 39.4%となっている。夫婦の家事頻度の合計得点をもとに算出した夫の家事貢献度<sup>13</sup>についても、同様の傾向が認められる。夫の家事時間は、「非遂行」型では平日 18.6 分、休日 49.6 分となっており、このクラスと比較して「部分遂行」型では 2～3 倍近く家事時間が長い（平日：54.2 分、休日：109.1 分）。全体に占める割合が 4%に過ぎない「全面遂行」型の家事時間は、平日 151.5 分、休日 213.4 分となっている。妻の家事時間は、平日・休日ともに「非遂行」型、「部分遂行」型、「全面遂行」型の順で長い傾向にあり、夫婦間で家事時間の代替性が部分的にみられる。「全面遂行」型では、妻の家事時間は平日 256.4 分、休日 300.1 分となっており、夫婦間の家事時間の差が最も小さい。

育児に関しては（表 4）、夫の育児時間（平日）は「非遂行」型・「部分遂行」型・「全面遂行」型でそれぞれ 36.4 分、94.0 分、194.0 分となっており、妻の育児時間は「全面遂行」型で最も短い（550.4 分）。休日においても、夫の育児時間は「非遂行」型と「全面遂行」型の間で 6 時間近くの差異が見られるが、妻の育児時間は両グループ間で約 27 分の差に留まる。夫の育児時間は、家事時間に比べて総じて長いものの、夫の育児分担度（妻評価）は「全面参加」型でも 29.7%と家事貢献度（39.4%）に比べて低い。

<sup>12</sup> 分析対象（n=1,984）のうち、各指標に無回答があるケースは各集計から除外している。各分析ケースが所属する潜在クラスは、3.5 節の潜在クラス多項ロジットモデルと同様の処理を施しているため（詳細は注釈 15）、表 2 の構成比率とは一致しない。

<sup>13</sup> 夫の家事貢献度（妻評価）＝（夫の家事頻度）／（（夫の家事頻度＋妻の家事頻度）×100）。ただし、妻の家事頻度は、2018 年（第 6 回）調査で初めて導入された調査項目であるため、表中には 2018 年に限定した集計値のみ記載している。夫の育児貢献度（妻評価）についても同様の方法で算出した。

表3 潜在クラス別にみた他の家事項目の平均値

		「非遂行」型		「部分遂行」型		「全面遂行」型		Total		
		Mean	(N)	Mean	(N)	Mean	(N)	Mean	(N)	
夫の家事分担度 (妻評価)	全体	全体	9.8	(1,312)	22.3	(525)	39.4	(80)	14.4	(1,917)
		2008年	8.9	(582)	18.6	(179)	32.2	(23)	11.8	(784)
		2013年	10.0	(404)	22.7	(174)	37.3	(22)	14.7	(600)
		2018年	11.1	(326)	25.6	(172)	45.4	(35)	18.1	(533)
夫の家事分担度 (合計頻度)	全体 (2018年)	11.5	(341)	33.6	(175)	53.1	(35)	21.2	(551)	
夫の家事時間 (平日・分)	全体	全体	18.6	(1,303)	54.2	(528)	151.5	(81)	34.1	(1,912)
		2008年	18.4	(554)	47.4	(177)	96.1	(22)	27.5	(753)
		2013年	17.3	(416)	56.1	(176)	206.9	(26)	36.3	(618)
		2018年	20.6	(333)	59.2	(175)	144.8	(33)	40.7	(541)
夫の家事時間 (休日・分)	全体	49.6	(1,296)	109.1	(528)	213.4	(81)	73.0	(1,905)	
妻の家事時間 (平日・分)	全体	全体	347.0	(1,317)	298.4	(532)	256.4	(81)	329.8	(1,930)
		2008年	358.2	(568)	344.5	(181)	242.7	(22)	351.7	(771)
		2013年	342.3	(416)	285.8	(176)	298.8	(26)	324.3	(618)
		2018年	333.9	(333)	263.5	(175)	232.1	(33)	304.9	(541)
妻の家事時間 (休日・分)	全体	348.7	(1,309)	307.7	(528)	300.1	(81)	335.3	(1,918)	
	全体	2008年	360.0	(560)	350.5	(177)	317.7	(22)	356.5	(759)
		2013年	337.7	(416)	286.6	(176)	328.8	(26)	322.7	(618)
		2018年	343.5	(333)	285.6	(175)	265.8	(33)	320.0	(541)

(注) 分析対象 (n=1,984) のうち、各指標に無回答があるケースは各集計から除外。

表4 潜在クラス別にみた他の育児項目の平均値

		「非遂行」型		「部分遂行」型		「全面遂行」型		Total		
		Mean	(N)	Mean	(N)	Mean	(N)	Mean	(N)	
夫の育児分担度 (妻評価)	全体	全体	13.9	(759)	21.1	(757)	29.7	(394)	20.0	(1,910)
		2008年	13.8	(322)	20.2	(305)	26.1	(152)	18.7	(779)
		2013年	13.6	(232)	21.2	(244)	32.0	(130)	20.6	(606)
		2018年	14.2	(205)	22.4	(208)	32.0	(112)	21.2	(525)
夫の育児分担度 (合計頻度)	全体 (2018年)	12.5	(214)	29.9	(216)	45.4	(111)	26.2	(541)	
夫の育児時間 (平日・分)	全体	全体	36.4	(755)	94.0	(761)	194.0	(390)	91.6	(1,906)
		2008年	36.1	(308)	85.7	(299)	173.3	(151)	83.0	(758)
		2013年	37.1	(231)	103.1	(249)	194.7	(133)	98.1	(613)
		2018年	36.1	(216)	94.9	(213)	222.5	(106)	96.4	(535)
夫の育児時間 (休日・分)	全体	251.9	(752)	375.5	(753)	543.1	(389)	360.9	(1,894)	
妻の育児時間 (平日・分)	全体	全体	624.5	(754)	587.9	(759)	550.4	(390)	594.7	(1,903)
		2008年	569.2	(307)	573.9	(297)	588.3	(151)	574.9	(755)
		2013年	682.2	(231)	610.1	(249)	534.4	(133)	620.8	(613)
		2018年	641.4	(216)	581.2	(213)	516.5	(106)	592.7	(535)
妻の育児時間 (休日・分)	全体	738.2	(751)	723.5	(755)	711.4	(388)	726.8	(1,894)	
	全体	2008年	692.1	(304)	671.3	(293)	707.1	(149)	686.9	(746)
		2013年	776.1	(231)	749.6	(249)	687.3	(133)	746.1	(613)
		2018年	762.5	(216)	764.6	(213)	747.7	(106)	760.4	(535)

(注) 分析対象 (n=1,984) のうち、各指標に無回答があるケースは各集計から除外。

### 3.5 夫の家事・育児行動パターンの規定要因

潜在クラス分析 (表2・3) より、夫の家事・育児行動はいずれも3つのパターンに類型化されることが明らかとなった。それでは、家事・育児をめぐる夫の行動パターンはいかなる個人・家族的要因によって規定されるのだろうか<sup>14</sup>。この点を検証するために、以下で

<sup>14</sup> 家族社会学を中心に検証が進められてきた夫婦間の家事・育児分担の配分メカニズムを説明する諸仮説 (相対的資源仮説・時間制約仮説・イデオロギー仮説など) については、筒井・竹内 (2016) や西岡・山内 (2017)、松田 (2016) などを参照されたい。本稿では、夫の家事・育児行動パターンの影響を及ぼす諸要因について記述することを優先し、各仮説の妥当性に関する評価は行わない。

は抽出された潜在クラスを従属変数<sup>15</sup>とした潜在クラス多項ロジットモデル (latent class multinomial logit model) による推計を行う。

その推計結果が表5である (基準カテゴリ:「部分遂行」型)。家事について見ると、「非遂行」型と「部分遂行」型を分かち要因として、妻の就労形態・夫学歴・夫帰宅時間・子

表5 夫の家事・育児行動パターンを従属変数とした潜在クラス多項ロジットモデル

基準:クラス2(部分遂行型)	家事		育児	
	クラス1(非遂行型)	クラス3(全面遂行型)	クラス1(非遂行型)	クラス3(全面遂行型)
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
調査年 (ref.2008年)				
2013年	-.347 (.130) **	.149 (.310)	-.097 (.129)	.072 (.149)
2018年	-.321 (.148) *	.498 (.323)	.159 (.147)	-.054 (.171)
妻年齢	.016 (.016)	-.031 (.035)	.026 (.016)	.019 (.018)
夫年齢	-.022 (.013)	-.011 (.030)	.004 (.014)	-.026 (.016)
妻の就労状況 (ref.正規雇用)				
非正規雇用	.916 (.154) ***	.211 (.305)	.446 (.168) **	-.351 (.177) *
自営業主・家族従業者	1.500 (.289) ***	-1.654 (1.095)	.591 (.268) *	-.467 (.312)
無職	1.250 (.137) ***	-.150 (.295)	.606 (.149) ***	-.365 (.158) *
妻学歴 (短大以上=1)	.170 (.120)	.158 (.268)	-.040 (.118)	-.173 (.139)
夫学歴 (短大以上=1)	-.283 (.121) *	-.409 (.267)	.118 (.120)	-.025 (.141)
夫労働時間 (ref.40-50時間未満)				
40時間未満	.042 (.211)	.281 (.390)	.095 (.220)	.122 (.221)
50-60時間未満	.058 (.147)	-.684 (.383) +	.289 (.146) *	-.360 (.178) *
60-70時間未満	-.064 (.186)	-.526 (.483)	.267 (.183)	-.160 (.228)
70時間以上	.322 (.238)	.042 (.516)	.823 (.218) ***	-.506 (.336)
無回答	.312 (.194)	.148 (.399)	.162 (.183)	-.524 (.222) *
夫帰宅時間 (ref.午後8時前)				
午後8時・9時台	.276 (.137) *	-.321 (.326)	.529 (.135) ***	-.761 (.169) ***
午後10時以降	.550 (.168) **	.041 (.369)	1.252 (.163) ***	-.358 (.216) +
在宅勤務	.111 (.343)	1.130 (.598) +	-.050 (.341)	.144 (.337)
無回答	.262 (.227)	-.484 (.552)	.334 (.220)	.066 (.245)
夫所得 (ref.300万円未満)				
300-400万円未満	.135 (.183)	.030 (.392)	.090 (.183)	.006 (.201)
400-500万円未満	-.032 (.159)	-.066 (.333)	.190 (.162)	.350 (.181) +
500-600万円未満	.090 (.219)	-.249 (.557)	.332 (.214)	.069 (.260)
600万円以上	.175 (.189)	.130 (.409)	.380 (.186) *	.305 (.219)
無回答	-.578 (.279) *	.237 (.587)	.454 (.284)	.180 (.340)
子ども数 (ref.1人)				
2人	.485 (.121) ***	-.413 (.272)	.264 (.122) *	.053 (.142)
3人以上	.511 (.160) **	-.292 (.373)	.335 (.156) *	-.008 (.187)
祖母同居 (=1)	.683 (.166) ***	-.378 (.430)	-.008 (.155)	.150 (.167)
居住地域 (DID100万人以上=1)	-.017 (.159)	.278 (.333)	-.001 (.152)	-.322 (.201)
切片	-.175 (.424)	-.117 (.889)	-2.598 (.441) ***	.200 (.482)
-2LL		2717.601		3857.325
McFadden's R <sup>2</sup>		.085		.082
N			1,984	

(注) \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , + $p < .10$

<sup>15</sup> 各分析ケースに対して推計される各潜在クラスの所属確率をもとに、その値が最も高いクラスを割り当て、それを従属変数とした。なお、家事・育児行動パターン (潜在クラス) の関連についてクロス表をもとに確認したところ、家事・育児ともに同一グループに属するケースは全体の48.1%であった (Cramer's V=.248)。

ども数・祖母同居が統計的に有意な効果を示している。これらの回帰係数の符号の向きより、妻が（正規雇用ではなく）非正規雇用や無職である者、世帯内に家事を担う妻以外の女性がいることは、夫の家事行動を抑制させる傾向にある。そして、夫の帰宅時間が午後8時前である場合に比べて、午後8時・9時台または午後10時以降の者、子ども数が多い者ほど「非遂行」型のクラスへの所属確率が有意に高い。調査年を表す二つのダミー変数（2013年・2018年）は、統計的に有意な効果を示しており、表2で観察された「非遂行」型の構成割合の低下が多変量解析の結果からも支持される。一方、「部分遂行」型と「全面遂行」型との間には、それらへの所属確率に影響を及ぼす独立変数（5%水準）は見られなかった。

育児に注目すると、二つのモデルでほぼ一貫した効果を示しているのは妻の就労形態と夫労働時間・夫帰宅時間である。家事同様、妻が非正規雇用や無職の場合は、夫は育児行動が「非遂行」型や「部分遂行」型に留まる傾向にある。夫の労働時間が長い者や帰宅時間が午後8時・9時台や午後10時以降の者ほど「非遂行」型への所属確率が有意に高く、「全面遂行」型への所属確率を低下させる。加えて、子ども数が多い者では、「部分遂行」型に比べて「非遂行」型への所属確率が高い傾向にある。これらの共変量を統制したうえでも、二つの調査年ダミーはいずれのモデルでも非有意であり、これらのクラスへの構成割合（所属確率）に時代効果は見られない。

### 3.6 妻の追加出生意欲に対する夫の家事・育児行動パターンの影響

最後に、夫の家事・育児の行動パターンが妻の追加出生意欲にいかなる影響を与えるのかを検討する。

図4と図5は、調査年・潜在クラス別に妻の追加出生意欲（1人以上希望）の割合を示したものである。基本的な傾向として、家事・育児ともに「部分遂行」型および「全面遂行」型に所属する者ほど、「非遂行」型のケースと比較して妻の追加出生意欲が高い傾向に

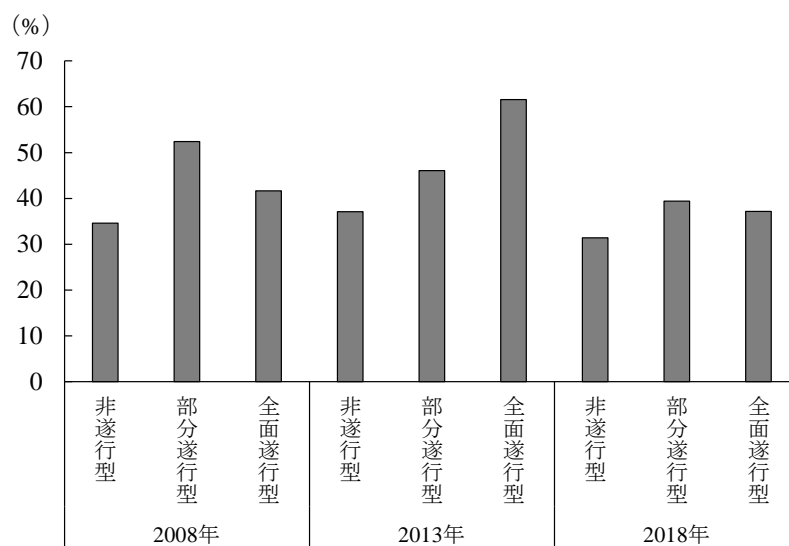


図4 調査年・夫の家事行動別にみた妻の追加出生意欲 (%)



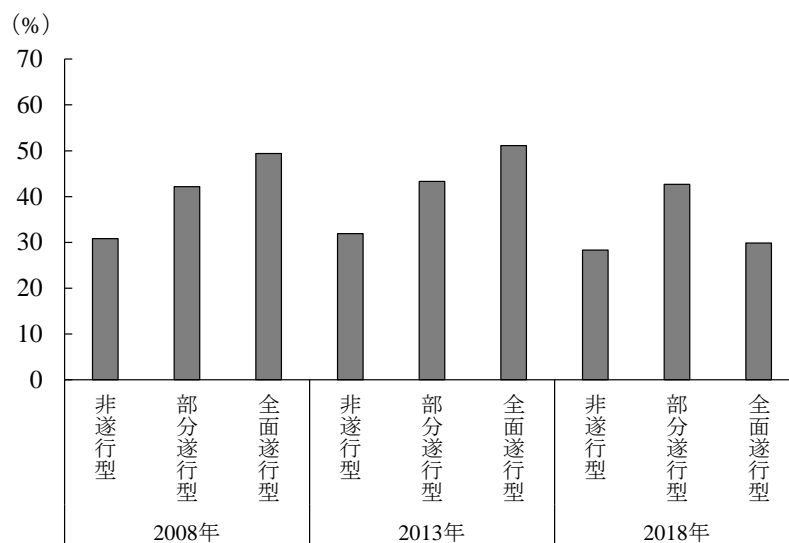


図5 調査年・夫の育児行動別にみた妻の追加出生意欲 (%)

ある。たとえば、2013年時点では家事・育児の「全面遂行」型のケースでは、同割合はそれぞれ61.5%、51.1%となっており、「非遂行」型で最も低い(37.1%、31.9%)。ただし、2018年では家事・育児行動パターンと妻の追加出生意欲との間に明確な線形関係は見られない。また、妻の追加出生意欲は既存子ども数に強く依存すると予想されるため、他の共変量を統制したうえで、夫の家事・育児行動との関連を再検討する必要がある。

表6は、妻の追加出生意欲(1人以上=1)を従属変数とした二項ロジットモデルの推計結果である。夫の家事・育児行動パターン(潜在クラス)を除き、投入した共変量は表5のモデルと同じである。これらの共変量のうち、妻の追加出生意欲を大きく左右する要因は、妻年齢と子ども数であり、妻の年齢が高いほど、そして子どもがすでに2人以上いる場合は、追加出生意欲が有意に低い。

家事・育児の行動パターンの主効果(基準カテゴリはともに「非遂行」型)に着目すると、育児行動が「部分遂行」型および「全面遂行」型を表す二つのダミー変数が5%水準で統計的に正の効果を示している。限界効果(marginal effect)に換算すると、「非遂行」型の層に比べて、「部分遂行」型・「全面遂行」型では妻の追加出生意欲がそれぞれ6.0%ポイント、8.9%ポイント高い傾向にある。その一方、家事行動に関してはいずれのダミー変数も非有意であり、他の共変量を統制すると、夫の家事行動パターンが妻の追加出生意欲に及ぼす直接効果は統計的に認められない<sup>16</sup>。

<sup>16</sup> なお、潜在クラスの代わりに夫の家事・育児頻度の合計得点(0~49)をモデルに投入した場合でも、夫の育児頻度のみ1%水準で正の効果(回帰係数  $b=0.021$ )を示す一方で、夫の家事頻度は非有意であった(回帰係数  $b=-0.007$ )。

表6 妻の追加出生意欲を従属変数とした二項ロジットモデル

	Coef. (S.E.)		Coef. (S.E.)
調査年 (ref.2008年)		夫労働時間 (ref.40-50時間未満)	
2013年	.195 (.145)	40時間未満	-.014 (.231)
2018年	.116 (.170)	50-60時間未満	.172 (.169)
夫の家事パターン (ref. 非遂行型)		60-70時間未満	.107 (.213)
部分遂行型	-.012 (.146)	70時間以上	.096 (.255)
全面遂行型	-.376 (.306)	無回答	-.245 (.217)
夫の育児パターン (ref. 非遂行型)		夫帰宅時間 (ref.午後8時前)	
部分遂行型	.348 (.146) *	午後8時・9時台	.244 (.161)
全面遂行型	.492 (.189) **	午後10時以降	.142 (.190)
妻年齢	-.148 (.018) ***	在宅勤務	.498 (.366)
夫年齢	-.011 (.015)	無回答	.190 (.259)
子ども数 (ref.1人)		夫所得 (ref.300万円未満)	
2人	-2.068 (.129) ***	300-400万円未満	.355 (.202) +
3人以上	-3.347 (.265) ***	400-500万円未満	.237 (.183)
妻の就労状況 (ref.正規雇用)		500-600万円未満	.066 (.246)
非正規雇用	-.507 (.189) **	600万円以上	.017 (.217)
自営業主・家族従業者	-.299 (.313)	無回答	.304 (.338)
無職	-.344 (.162) *	祖母同居 (=1)	.227 (.177)
妻学歴 (短大以上=1)	.249 (.136) +	居住地域 (DID100万人以上=1)	.082 (.173)
夫学歴 (短大以上=1)	.082 (.137)	切片	5.323 (.530) ***
-2LL			1702.296
McFadden's R <sup>2</sup>			.315
N			1,984

(注)\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , + $p < .10$ 

#### 4. 結論と考察

本稿では、近年の夫の家事・育児の行動状況について、それらの①類型化、②時代的趨勢(2008-2018年)、③妻の追加出生意欲との関連について検討を行った。夫の家事・育児の頻度を詳細に尋ねている「全国家庭動向調査」を用いた分析からは、以下の諸知見が得られた。

まず潜在クラス分析による推計結果からは、夫の家事・育児の行動パターンはいずれも3つのクラスに類型化された。具体的には、全ての家事・育児項目について積極的に参加している「全面遂行」型、ゴミ出しや食後の片づけ、子どもの遊び相手や風呂に入れるなど、一部の家事や育児を行っている「部分遂行」型、そしていずれの項目についても行動頻度が総じて少ない「非遂行」型に集約された。

つぎに、抽出された夫の家事・育児の行動パターンの構成比率が過去10年間でいかなる変化を辿っているのかを検討したところ、家事では「部分遂行」型が約9ポイント増加する一方で(「全面遂行」型は3.4ポイントの微増)、「非遂行」型が約12ポイント減少していた。ただし、先行研究で用いられてきた各項目の合計得点指標で見ると(図3)、「部分遂行」型と「非遂行」型では家事頻度の平均的水準には実質的な変化がなく、「全面遂行」型では同水準は減少傾向にあった。夫の家事頻度(合計得点)が総じて微増傾向にあるという結果は、「全国家庭動向調査」(第2~5回)を用いた西岡・山内(2017)とも一致する。

本稿の分析からは、近年の夫の家事頻度の微増傾向は、「部分遂行」型の増大と「非遂行」型の減少という各クラスの構成比率の変化を反映したものであることが明らかとなった。その一方、夫の育児行動については、各クラスの構成比率やその行動水準（合計得点）ともに過去10年間で安定的な推移を示していた。

そして、夫の家事・育児の行動パターンと妻の追加出生意欲との関連について多変量解析をもとに検討した結果、夫の育児参加が「非遂行」型である場合に比べて、「部分遂行」型や「全面遂行」型である者ほど、妻の追加出生意欲が高い傾向にあった。後者二つのグループ間で妻の追加出生意欲に大きな差異はなく、夫の育児参加度と妻の追加出生意欲の間には非線形な（正の）関連が見られた。一方、夫の家事行動パターンは妻の追加出生意欲に対して独自の直接効果は看取されなかった。

従来の学術調査の多くは、夫婦の家事・育児頻度を一次元の連続指標として集約し、夫の家庭内無償労働への参加状況や、夫婦間の負担差を把握してきた。こうした操作化は、調査票の制約ならびに集計結果の解釈の容易さが背景としてあるが、家事・育児の種類やタスクの難易度といった個々の行動特性を不可視化させるという分析上の限界も孕んでいた。本稿では、潜在クラス分析を適用することで家事・育児内容の量と質、そして分析結果の解釈の容易さの双方を担保した。一連の分析結果からは、冒頭で言及した夫の家事・育児への参加度やそれらに費やす生活時間が遅々として増加していない要因として、夫の家事・育児行動がゴミ出しや子どもの遊び相手など、その遂行に求められるスキルおよび時間が相対的に低く（短く）、夫婦間で代替性の高い項目に集中していることが明らかとなった。

これらの夫の行動パターンには、夫婦の労働条件が強く関連しており、とりわけ夫の帰宅時間が遅いケースほど、夫は「非遂行」型や「部分遂行」型の家事・育児行動を取りやすかった（表5）。このことは、残業や長時間労働に代表される性別役割分業に基底する男性の働き方が、稼得者としての家庭内役割を男性に強く要請し（石井クンツ 2018）、子どもの生活時間と深く関わる家庭内ケア労働（炊事・食事をさせる・寝かしつけるなど）への参入を阻害している状況がうかがえる。

さらに、本稿の分析で観察された男性の育児参加と妻の追加出生意欲の正の関連は、家庭内無償労働におけるジェンダー平等化が夫婦出生数の増加に寄与する可能性を示唆する結果である。少子化対策および女性活躍推進の観点からも、依然として多くの数を占める家事・育児に不参加な男性を参加型へと送り出すワーク・ライフ・バランス施策の拡充と日本的雇用慣行の抜本的な見直しがより一層求められる。ただし、本稿は夫の育児行動と妻の追加出生意欲の関連の存在を横断的調査データから示したに過ぎず、その因果関係や分析結果の頑健性については、今後さらなる検証が必要であることは論をまたない。

#### [付記]

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「全国家庭動向調査」の研究成果の一部である。統計法第32条に基づく二次利用申請を行い、「全国家庭動向調査」調査票情報の提供を受けた。

[文献]

- 赤川学, 2017, 『これが答えだ! 少子化問題』 筑摩書房.
- 藤野敦子, 2002, 「家計における出生行動と妻の就業行動——夫の家事育児参加と妻の価値観の影響」『人口学研究』 31: 19-35.
- , 2006, 「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子ども数へ及ぼす影響——マイクロデータによる検証」『人口学研究』 38: 21-41.
- Goldscheider, F., Bernhardt, E., and Lappegård, T., 2015, "The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior, *Population and Development Review*, 41(2): 207-239.
- 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, 2013, 『「育メン」現象の社会学——育児・子育て参加の希望を叶えるために』 ミネルヴァ書房.
- , 2018, 「育児・家事と男性労働」『日本労働研究雑誌』 699: 27-39.
- Kan, M-Y, E. Hertog, and K. Kolpashnikova, 2019, "Housework Share and Fertility Preference in Four East Asian Countries in 2006 and 2012," *Demographic Research*, 41: 1021-46.
- Kato, T., H. Kumamaru, and S. Fukuda, 2018, "Men's Participation in Childcare and Housework and Parity Progression: A Japanese Population-based Study," *Asian Population Studies*, 14(3): 290-309.
- 久保桂子, 2017, 「共働き夫婦の家事・育児分担の実態」『日本労働研究雑誌』 689: 17-27.
- 松田茂樹, 2016, 「父親の育児参加の変容」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, 147-62.
- McDonald, P., 2000, "Gender Equity in Theories of Fertility Transition," *Population and Development Review*, 26(3): 427-39.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』 24(2): 345-56.
- 水落正明, 2010, 「夫の育児と追加出生に関する国際比較分析」『人口問題研究』 46: 1-13.
- 守泉理恵, 2015, 「日本における少子化対策の展開——エンゼルプランから子ども・子育てビジョンまで」高橋重郷・大淵寛編『人口減少と少子化対策』原書房, 27-48.
- Nagase, N., and M.C. Brinton, 2017, "The Gender Division of Labor and Second Births: Labor Market Institutions and Fertility in Japan," *Demographic Research*, 36: 339-70.
- 内閣府男女共同参画局, 2023, 『令和5年版男女共同参画白書』 ([https://www.gender.go.jp/about\\_danjo/whitepaper/r05/zentai/pdfban.html](https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r05/zentai/pdfban.html) 2023年9月10日最終アクセス).
- 西岡八郎, 2001, 「少子化現象のジェンダー分析(2)——男性の家庭役割と追加出生に関する意識」高橋重郷編『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』(厚生科学研究政策科学推進研究事業(課題番号 H12-政策-009) 報告書(平成12年度)), 308-32.
- ・星敦士, 2009, 「夫のワーク・ライフ・バランスが妻の出生意欲に与える影響」『人

口問題研究』65(3): 58-72.

————・山内昌和, 2017, 「夫の家事や育児の遂行頻度は高まったのか? —— 3歳以下の子を持つ常勤の夫に関する分析」『人口問題研究』73(2): 97-116.

OECD, 2017, *The Pursuit of Gender Equality: An Uphill Battle*, OECD, Paris.

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『仕事と家族』第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書, 55-73.

————・竹内麻貴, 2016, 「家事分担研究の課題——公平の視点から効果の視点へ」『季刊家計経済研究』109: 13-25.

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.