
原著論文

父親・母親同士の友人グループへの参加条件 —サポート・ネットワーク論と社会関係資本論の文脈 から—

Conditions for Participation in a Friend Group of Fathers or Mothers:
In Context of Support Network and Social Capital

キーワード：

パパ友・ママ友, 友人グループ, サポート・ネットワーク, 社会関係資本, 社会経済的地位

keyword：

Papa-friends / Mama-friends, friend group, support network, social capital, socio-economic status

東京都立大学 塚 常 健 太

Tokyo Metropolitan University Kenta TSUKATSUNE

(株)KDDI総合研究所 大 戸 朋 子

KDDI Research, Inc. Tomoko OTO

要 約

親同士で形成される友人グループには、子育ての相談相手やサポートなどを得られる利点があるといわれており、居住地域に即した情報の交換と流通の基盤としても機能していると考えられる。

親の友人関係の形成や活動に関する従来の研究では、特に母親に注目した分析が行われてきたが、実際には必ずしも母親役割（あるいは父親役割）と直結しない、社会的属性や血縁、地縁などの影響も存在すると予想される。また、子育ての脱性役割化が叫ばれるだけでなく、既婚者の実態としても共働き家庭が増加している現状を踏まえると、就業形態や経済力などの影響も考慮した、男女共通の視点が必要だと考えられる。そこで本稿では、サポート・ネットワークと社会関係資本に関する研究の知見を援

原稿受付：2020年4月4日

掲載決定：2020年9月6日

用し、子を持つ既婚男女を対象とした計量分析を行い、親同士の友人グループへの参加の規定要因を明らかにする。特に社会経済的地位、家族・親族などのサポート・ネットワークの影響に注目する。

分析の結果、個々の学歴・収入、サポート源および家事育児分担納得感の影響には男女で異なる傾向が見られる一方、社会経済的地位とサポート全体で見ると、父親と母親で共通の規定構造が明らかとなった。地位や既存のサポートが不足している親同士が友人グループへの参加によって補完を行うのではなく、既に生活環境が整った親同士が新たな人間関係を獲得している様相が見られた。

Abstract

A friend group formed by parents is said to have merits for members to obtain advisers and support of child care each other. And the group seems to function as a basis of exchange and circulation of information which matches the residence area.

Previous studies about the formulation and the activities of parental friendships have focused on mothers. In reality, however, it is expected that there are influences such as social attributes, kin relationships, and geographical ties that are not necessarily directly related to the mother role (or the father role). In addition, in view of the fact that the number of double-income families is increasing, it seems necessary to establish a common viewpoint for both men and women considering the effects of employment patterns and economic power. In this paper, we propose a quantitative analysis of married men and women with children based on the knowledge of support networks and social capital, and clarify the determinants of the participation of parents in a friend group. In particular, we focus on the influence of socio-economic status and support networks such as family and relatives.

From the analysis, while we found gender-different tendencies in the effects of detailed educational background, household income, types of support sources and satisfaction for sharing housework and childcare, as a whole we clarified the common regulatory structure in fathers and mothers. There was a situation that parents who already have a good living environment are acquiring a new relationship, rather than a situation that parents with insufficient status and support supplement each other by participating in a friend group.

1 はじめに

近年、社会的要請として脱性役割を強く求められているものの一つに、育児参加が挙げられる。例えば「子ども・子育て応援プラン」(厚生労働省 2006)では、男性の育児休業取得率10% (女性は80%)が目標値として明記され、現行の育児・介護休業法(厚生労働省 2019)には「パパ休暇」「パパ・ママ育休プラス」などの制度が盛り込まれている。また、2010年代以降は「イクメンプロジェクト」(厚生労働省 2020)のような産官学を横断したプロジェクトが立ち上げられるなど、父親が育児に参加しやすくなるよう様々な環境づくりが進んでいる。

過去には母親に付随するものとして扱われてきた、育児に関連する行動や人間関係についても、父親が主体となるケースが注目されるようになってきた。その一つに、親同士の友人関係(「ママ友」「パパ友」)が挙げられる。子を持つ女性同士の友人関係については、ストレスをもたらすなどのネガティブな要素を伴う一方、境遇を同じくする貴重な相談相手や情報交換の相手としても機能しうることが指摘されている(宮木 2004, 實川・砂上 2012, 2013, 井梅・藤後 2014, 中山・池田 2014, 武市 2014, 藤井 2016)。このような機能を有する関係性が父親にも存在しうることから、近年は父親の友人関係も研究対象として扱われるようになった(宮木 2014, 安藤 2015)。

それでは、親同士の友人関係はどのように形成されるのか。さらには、父親も研究対象に含んだ場合、形成の過程において男女(父母)共通の部分と異なる部分はそれぞれどのようなものなのか。この探究は社会的意義だけでなく、学術的意義も大きいと考えられる。その理由としてまず挙げられるのは、親同士の友人関係が個人を取り巻く多様な次元の人間関係の結節点にあり、夫婦関係や親子関係、さらに血縁、地縁、職業縁といった関係の交差領域に成立することである。家族社

会学や社会ネットワーク論の観点からは、親同士の友人関係の探究を通じて、人間関係にまつわる多様な知見が相互に架橋されると期待される。

さらに、親同士の間では一对一の関係だけでなく、集団(友人グループ)がしばしば形成される。この集団が互いの相談事項の共有や情報交換など、集団的コミュニケーションの基盤となる。会話において自ら情報を提供し、他の参加者から有用な情報を獲得して持ち帰り、子育てや生活に取り入れて新たな経験知を得る一連の過程は、社会システムの一部として機能している。その過程ではノウハウや暗黙知など、グループの外では得られない情報も多く流通していると推測される。また、自治体や学校が発信する公的な情報の流通経路も社会構造に依存する面があり、親同士のやり取りを介して伝播することもある。このような親同士の友人グループは、情報の交換と流通の基盤となる集団の好例であり、社会情報学の観点からも示唆に富む分析対象だといえよう。

一方、親同士の友人グループは、自治体や学校が親たちに形成を促したり、親本人が希望さえすれば参加できるものとは限らない。通常の友人関係の形成において問題となるコミュニケーション能力や外向性に加え、様々な社会的・環境的条件が参加機会に影響を及ぼすと予想される。

以上を踏まえ本稿では、子供に関する話題を共有できる親同士の友人グループが形成される要因を計量的に分析する。単に父親を対象に追加するのではなく、社会経済的地位やサポート・ネットワークに関する男女共通の視点から分析し、性役割あるいは父親/母親役割に起因する要因と、共通の規定構造を持つ要因をそれぞれ明らかにする。

2 先行研究と分析の視点

2.1 先行研究

2.1.1 親同士の友人関係に関する研究

2000年代以降、母親同士の友人関係として「マ

ママ友」が学術的にも着目されるようになった⁽¹⁾。「ママ友」の関係から得られる利益には、育児の相談相手やサポート、子育てに関する情報のやり取り、共感を得るといった情緒的利益などがある(實川・砂上 2012)。また、相談や情報交換に関しては、母親同士のSNS(ソーシャル・ネットワーキング・サービス)などの通信メディアによるやり取りも行われている(宮木 2004, 武市 2014)。母親の世代差や絶え間ない新規SNSの登場などもあり、利用の実態は過渡的であるが、直接対面する機会がない日時でもやり取りできるツールとして機能しているといえる。

他方、「ママ友」のネガティブな側面として、親しみを感じない相手であっても子供の人間関係やPTAに配慮し、義務的感覚でつながるケースもある(井梅・藤後 2014)。このような側面から、心理的負担の指標を用いた分析も行われている(中山・池田 2014, 藤井 2016)。藤井が端的に「ヤマアラシ・ジレンマ」に喩えているように、総じて「ママ友」研究からは、ストレス源とも不安感・寂しさを解消する手段ともなりうる、子育て期の母親を取り巻くアンビバレントな人間関係の像が浮かび上がっている。このような「ママ友」関係の有無を規定する要因に関しては、實川・砂上(2012)が、母親のライフイベントに伴う関係の発生・消滅について議論している。専業主婦か仕事を持つかの違いや、就業期間などが「ママ友」の有無に影響するとされる。

一方、本稿の主題の端緒となる父親同士の友人関係について詳細に扱った日本の研究事例は、管見の限り現時点で宮木(2014)、安藤(2015)のみである。母親と父親の友人関係の相違点として、宮木(2014)の調査結果からは、母親と比べ父親が自身の親役割を明確に意識した交流を行っていない状況が明らかになっている。また安藤(2015)は、以下の二点を主要な相違点として挙げている。一点目は友人関係が獲得される契機である。母親では子供に関する縁(学校行事な

ど)から発展するケースと、子供と無関係のケース(従前の友人関係の移行など)が同程度であるのに対し、父親では後者が約8割に上る。二点目は子供に関する契機で得た友人関係の維持理由である。母親は負担感を伴ったとしても子のことを考慮して関係を維持するが、父親はそのような契機でも負担感を伴う関係ではなく、自身のための心地よい友人関係として維持するというものがある⁽²⁾。その上で安藤は、母親と父親で差異があらながらも、(留保はありつつも)それぞれに子育て関連の情報交換や自身の情緒的安定といった利益が存在することを論じている。

以上の先行研究では、親同士の友人関係について様々な実態が明らかとなった。しかしながら、本稿の問題関心と最も重なる安藤の研究も含め、直接同じ調査・分析手法で父親と母親を比較する分析はなされていない。さらに、實川・砂上(2012)が指摘する就業形態や就業期間以外にも、本人の社会的属性や生活環境など、影響を考慮すべき要因があると予想される。そこで、より広い範囲で関連しうる研究の知見も参照する。

2.1.2 サポート・ネットワークに関する研究

親同士の交流から得られるメリットの代表的なものとして、「サポート」が挙げられる。サポートと呼ばれる概念には、研究史の文脈によって多様な定義・種類が存在するが、本章で述べてきた「ママ友」研究の文脈に登場するサポートとは、育児に対する手助けや相談・アドバイスなど、直接子供に関連する支援が中心となる。この子供関連のサポートを授受する親の(友人を含む)人間関係を扱った研究には、多くの蓄積が存在する。しかし、従来は母親役割と子育てが直に結びつけられてきたこともあり、男女比較を行う遠山(2016)、齋藤・野嵜(2018)などを除くと、子供の存在を中心に据えた研究自体も母親(特に幼い子を持つ母)を対象とするものが圧倒的に重きを占めてきた(久保 2001, 松田 2001, 森永・山

内 2003, 前田 2004, 加藤 2005, 丸山 2013, 水垣・武田 2015など)。これらの研究では子育てに取り組む母親のライフイベントに関する仮説命題が導き出され、検証が行われてきた。母親の人間関係の構築に影響する要因として、子供の年齢層・教育課程(遠山 2016)、居住地の都市規模(水垣・武田 2015, 遠山 2016)、居住地が母親の出身地かどうか(前田 2004)、血縁者・親族とのつながり(久保 2001, 松田 2001, 森永・山内 2003, 加藤 2005, 水柿・武田 2015)や、親(子供から見て祖父母)との同居・近居の有無(久保 2001, 水垣・武田 2015, 齋藤・野寄 2018)などが指摘されている。しかしながら、多くの事例では父親との比較が行われていないため、男女差を統制しても残る母親役割あるいは出産など女性特有のライフイベントに伴う結果なのか、それとも実際には男女共通であるのか、改めて検証すべき点が多い⁽³⁾。さらに、共働き家庭が増加する現状を踏まえると、家計の主たる負担者という面での脱父親(役割)化が生じているため、男女ともに社会経済的地位(Socio-Economic Status; 以下SES)と友人関係の有無が結びついている可能性も否定できない。

ここで、父親・母親に限らず成人一般に視野を広げ、そのソーシャル・サポートに着目する。育児に関するサポートに加え、直接子供とは関係のない相談事や家事、金銭的支援、介護なども含めて授受されるサポートを本稿では「ソーシャル・サポート」と定義し、その授受が発生する人間関係を「ソーシャル・サポート・ネットワーク」(Social Support Network)と定義する⁽⁴⁾。前述の(母)親を対象を限った研究でもソーシャル・サポートを扱ったものがあるが、本稿でサポートについて議論する際はその授受の主体を親に限定しない(これ以降、特別な断りのない限り「サポート」の語はソーシャル・サポートの意味で用いる)。この成人一般を含めたサポートのネットワークを扱った研究では、男女比較も多く行われている(前田・

目黒 1990, 菅野 2001, 永吉 2017など)。また、ネットワークの獲得・維持・消滅や数と関係する分析の視点として、職業・学歴・経済力などのSESの影響(永吉 2017, 内藤 2017)、都市の親族関係(前田・目黒 1990)、複数の種類の親族間サポート(菅野 2001)などが挙げられている。これらの視点の中には親同士の友人関係の成立基盤としてもそのまま存在しうるものや、関連性を検討すべきものがある。

さらに先行研究の中で、男女共通の理論的フレームワークとしても特に参考となるのは内藤(2017)の議論である。内藤は行為者の生活上の自由さを示す「主観的自由」(従属変数)に対する、サポート・ネットワーク(独立変数)の主効果が経済力に影響される(=交互作用効果がある)か否かについて、「利他性に基づく贈与関係(交互作用なし)」「相互的な交換関係(正の交互作用あり)」「必要性に基づく依存関係(負の交互作用あり)」という対立仮説を立てて分析している。ネットワークの主効果が自由を高める一方、低収入であるとサポートの効果が低下するという交互作用も検出されたことについて、内藤は資源を持つ者同士の「相互的な交換」と親和的な結果と解釈している⁽⁵⁾。

2.1.3 親の社会関係資本に関する研究

最後に、親の人間関係の規定要因と理論的フレームワークの双方で参考となる研究として、社会関係資本(Social Capital; 以下SC)に関する杉原(2014)を挙げる。杉原は教育社会学の文脈から、SC概念にまつわる複数の理論体系を参照した上で、異なる都市度の地域に住む母親の組織加入や社会活動参加に関する分析を行っている。SCと母親のSESとの関係性を見たとき、大都市ではBourdieu的な変数間関係(Bourdieu 1986)、地方都市ではColeman的な関係(Coleman 1988)、中間規模の都市ではその中間的な関係が見られるとしている。杉原の解釈に基づき要約すれば、

Bourdieu的関係とは、SCが文化資本や経済資本などの他の資本と連動して階層再生産に寄与するという説明であり、SCはSESなどの従属変数として、分化した社会階層を維持する方向に機能する。Coleman的關係とは、SESにおいて不利な母親同士が、そのギャップを低減させる方向で関係性を機能させるというものであり、SESが低い場合であっても補完的に正の機能を果たすものである。いささか学説史上の細部を簡略化することになるが、前述の内藤（2017）の対比を合わせると、「必要性に基づく依存関係」はColeman的關係と、「相互的な交換関係」はBourdieu的關係と対応づけられる⁽⁶⁾。さらにこの延長線上にある研究として、杉原（2018）は家族内の夫婦間関係と性役割を考慮した成人男女のネットワーク構造の違いも検討しており、本稿の問題関心となる男女共通の分析視点としても有効と考えられる⁽⁷⁾。

2.2 分析の視点

親同士の友人グループは、必ずしも利益をもたらすとは限らず煩わしさも伴うが、利益をもたらす「可能性を有する」SCの一種と見なすことが可能である⁽⁸⁾。利益とは、この結びつきが存在しない限り得られない情報を始め、相談相手、サポート、情緒的つながりなど多様なものが含まれる。さらにこの利益が生まれる背景を「ママ友」に関する知見を踏まえて推測すると、自力や親族に頼るだけでは不十分な生活環境を補うため、他の親との共助を図る親の存在が想定される。その一方、互いに生活環境が整っている親同士が新たな人間関係を構築して情報やサポートを補強している状況も想定しうる。それぞれの状況は、前節のSCに関するColeman的關係とBourdieu的關係の対比と類似している。ただし、SCの概念は非常に多義的であり、計量分析にあたっては適切な指標化が必要であるが、親同士の友人グループについては影響しうる要因が多岐に渡ると予想され、SCの指標を先験的に定めることは困難である。そこ

で本稿では友人グループを明示的にSCと捉えて仮説を検証する形式をとらず、「補完関係」または「拡大関係」という変数間の関係性を分析の視点に取り入れる。また、実際の利益のやりとりではなく、参加そのものの有無と独立変数（規定要因）との間の関係性を分析の対象とする。

親や成人一般のサポート・ネットワークの研究を踏まえると、参加の要因として予想される中でも、特に親自身の社会経済的地位（SES）、そして既存の人間関係として親族らのサポート・ネットワークが重要である。そこで本稿ではこれらの要因を分析の中心に据える。また、母親に注目したサポートの研究では育児に直接関わる支援や相談事を取り上げていたが、本稿では育児のサポートのほか、直接子供に関するものとは限らない家事、経済面や相談などのサポート・ネットワークも友人関係の構築に影響すると捉える。その上で、親同士の友人グループへの参加とSES・既存のサポート・ネットワークとの関係性は、前者が後者を補完する形になっているのか（負の関係性）、それとも前者は後者を拡大した形になっているのか（正の関係性）、あるいはそのどちらでもないのかを確認する。

また、先行研究を踏まえると、上記の他にも親同士の友人グループの成立を左右する要因が想定される。例えば夫婦間での家事・育児分担の程度や絶対量、家族構成、地縁・居住環境などである。そこでこれらの要因も独立変数として投入する。特に、夫婦間での性役割および父親／母親役割が参加・不参加を決める要因にも影響しており、かつその影響は男女で異なると考えられる。

なお、SESや都市度と人的ネットワークの広さとの関係性など、先行研究では要因間の交互作用効果についても様々な仮説が検証されており、本稿のデータでも分析は可能である。しかし、本稿では一部を除き、基本的に主効果のみを検証の対象とする。主要な関心が主効果にあること、また交互作用の詳細の十分な議論・解釈が難しいこと

が理由である（ただし、同居子の効果に関しては交互作用効果の確認を行った）。

3 調査と分析の手順

3.1 調査データ

本稿では専用に設計したインターネット調査のデータを使用する。「子育て期の親のコミュニティ所属に関する質問紙調査」として、国内のウェブ調査会社にモニター登録をしている人のうち、21～69歳の子供を持つ父親と母親を対象として、2017年9月27日および28日に調査を実施した。また、以下の条件ごとにサンプルを均等割りつけにして回収した。条件として、まず、「子供に関する話題を共有できる」かつ「自身を含め3人以上からなる」友人関係の有無を問うた。次に、そのような友人関係を持つ場合はその関係が得られた契機について、持たない場合は過去に持った経験があるか否かを問うた。これにより、(A) 現在友人関係あり・子供きっかけで関係が作られた（以下「子供きっかけ」）、(B) 現在友人関係あり・子供とは無関係の既存の友人関係が親同士の関係に移行した（以下「子供無関係」）、(C) 現在友人関係なし・過去には関係を持っていたが離脱済み（以下「離脱」）、(D) 現在友人関係なし・過去にも持った経験がない（以下「未経験」）、という4条件に対応する調査対象者グループを準備した⁽⁹⁾。次に男女それぞれで4条件ずつ、計8ブロックの対象者をそれぞれ200人ずつ、計1,600人を計画サンプルとした。調査方法にインターネット調査を採用し、かつ男女・各カテゴリーで同数サンプルを設定した理由は、男女ともに多変量解析を用いた比較が可能なサンプルサイズを確保するためである⁽¹⁰⁾。なお、各200人の内訳として20・30代、40代、50代、60代が可能な限り等しく含まれるように割りつけを行った。ある年代の対象者が50人に届かない場合は、やむを得ず一番近い年代から補充する方針を採った。結果的に (A)

「子供きっかけ」の20～30代男性が少なくなったため、40代男性から補充した。有効回収サンプルは1,613名（男性802名、女性811名）となった。

今回の調査では友人グループに関するスクリーニング条件用の設問のほか、SESや家族構成、家事・育児、友人グループへの期待感や今後の参加意向などの項目を問うた。そのうち、今回の分析で使用する質問項目でリストワイズを行い、さらに家事分担など夫婦単位で生じる変数の効果を検証するため、既婚者のサンプルのみを残した（未婚・離別・死別のサンプルを除外）。また、今回は (A)・(B) 友人グループ参加者と (D) 未経験者の違いを検討するため、(C)「離脱」は使用しないこととした。参加者と未経験者を合わせ、最終的に887名（男性533名、女性354名）のサンプルを残した。なお、男女別に3群の本人年齢の平均値を示すと、男性で (A)「子供きっかけ」46.9歳、(B)「子供無関係」47.6歳、(D)「未経験」50.4歳であり、(D)が他より高めになっている。女性では (A)「子供きっかけ」48.8歳、(B)「子供無関係」41.4歳、(D)「未経験」49.0歳であり、(B)が他より低めになっている。

3.2 分析手法

本稿では、男女別の基礎分析（ χ^2 乗検定、分散分析）でSESやサポートに関する大まかな傾向を把握した後、友人グループへの参加の有無を従属変数として男女別の多項ロジスティック回帰分析を行う。

3.3 変数

独立変数の大枠は、SES、家事・育児と夫婦関係、各種のサポート源数、地縁・居住環境、同居子である。使用する独立変数の記述統計量を男女別に示す（表1）。SESとして投入するのは、学歴、世帯収入、就業形態、通算就業年数（間に非就業期間を挟むか否かを問わず、これまで働いた経験のある期間の合計を問うたもの）である。

表1 記述統計量

	男性 (N=533)				女性 (N=354)			
	Min./Max.	Mean	S.D.		Min./Max.	Mean	S.D.	
同居	未就学子	.0/1.0	.242	.429	.0/1.0	.359	.480	
子	小学生	.0/1.0	.276	.447	.0/1.0	.164	.371	
	中学生	.0/1.0	.156	.363	.0/1.0	.088	.283	
	高校生・高専生	.0/1.0	.173	.378	.0/1.0	.082	.275	
学歴	中学・高校	.0/1.0	.233	.423	.0/1.0	.294	.456	
	専門・短大・高専	.0/1.0	.128	.334	.0/1.0	.390	.488	
	大学・大学院	.0/1.0	.640	.481	.0/1.0	.316	.466	
世帯収入	0~399万	.0/1.0	.154	.361	.0/1.0	.218	.413	
	400~599万	.0/1.0	.268	.443	.0/1.0	.350	.478	
	600~799万	.0/1.0	.208	.406	.0/1.0	.209	.407	
	800万以上	.0/1.0	.370	.483	.0/1.0	.223	.417	
就業形態	フルタイム	.0/1.0	.852	.356	.0/1.0	.155	.363	
	自営・自由	.0/1.0	.083	.275	.0/1.0	.028	.166	
	パート・バイト	.0/1.0	.009	.096	.0/1.0	.257	.438	
	主婦/主夫・無職	.0/1.0	.056	.231	.0/1.0	.559	.497	
	通算就業年数 ^{※1}	.1/20.0	16.322	5.696	.1/20.0	11.214	6.611	
サポート源数	経済的	.0/4.0	.527	.789	.0/3.0	.497	.723	
	精神的	.0/5.0	.520	.894	.0/5.0	.630	.913	
家事育児	.0/5.0	.465	.710	.0/3.5	.418	.611		
家事育児分担納得感 ^{※2}	-4.0/-1.0	-1.796	.664	-4.0/-1.0	-2.130	.878		
平日家事育児時間 ^{※3}	.0/15.0	1.282	1.523	.0/19.5	4.694	3.404		
親同居	.0/1.0	.146	.354	.0/1.0	.093	.291		
地元	本人地元	.0/1.0	.463	.499	.0/1.0	.432	.496	
	配偶者地元	.0/1.0	.250	.433	.0/1.0	.283	.451	
DID人口比	.0/100.0	74.265	29.106	.0/100.0	75.843	27.454		

※1：月単位の期間も年数に換算したため小数点以下の値がある

※2：反転後の値を掲載した

※3：「24」という回答は次点の最大値（19.5）に置き換えた

就業形態は男女で分布が大きく異なっていたため、後の多項ロジスティック回帰分析においては、ダミー変数投入時の基準に異なるカテゴリーを採用する。男性の基準はフルタイムで454名（85.2%）、女性では主婦・無職で198名（55.9%）である。通算就業年数は選択式の設問の回答から、選択肢の文言が示す期間の中央の値を月単位で計算し、それを年数（12か月＝1年）に換算して用いた。そのため、月単位の部分を小数点以下の値として残している。例えば「3か月未満」の回答は0.125年（＝1.5か月）、「1年～2年未満」の回答は1.5年（＝18か月）と換算した。

「サポート源数」として投入するのは、経済的サポート源数、精神的サポート源数、家事・育児サポート源数の三つ（連続値）であり、育児関連以外のソーシャル・サポートも検討の対象とする。設問の文言は「以下の項目について、あなたをサポートしてくれる人としてあてはまるものをそれぞれお選びください。」として、「金銭面でのサポート」「家事のサポート」「育児のサポート」「相談などの精神面でのサポート」の4項目それぞれにつ

いて、「自分の親」「自分の親族」「配偶者の親」「配偶者の親族」「友人」「隣人・近所の人」「その他（自由記述）」がサポートを得られる間柄であるかをマルチアンサー形式で問うた（なお他と排反の「誰からもサポートを受けていない」という選択肢も用意した）。このうち「友人」以外で選択された間柄（サポート源）の数を単純加算した。選択肢の「友人」は特にどのような友人であるかを指定しておらず、回答者によっては親の友人グループ自体の仲間を含む場合もそうでない場合もあると考えられるため、友人グループとそれ以外のサポート・ネットワークの関係性を検討する本稿の趣旨と照らし合わせ、加算の対象から除外することとした。また、「その他」の自由記述内容が配偶者、子供となっている場合も除外した⁽¹¹⁾。家事育児サポートについては、家事と育児それぞれのサポート源の数を計算した後、平均値を計算した。

家事・育児と夫婦関係の要因として投入するのは「平日家事育児時間」「家事育児分担納得感」である。平日家事育児時間は、平日家事時間と平日育児時間を問うた結果の平均値を投入した⁽¹²⁾。家事育児分担納得感の設問の文言は「配偶者との仕事・家事育児の分担方法や割合などに関して、あなたは納得していますか。最もあてはまるものをお選びください。」（「納得している」～「納得していない」の4件法）であり、連続値として投入した（値が大きいほど納得感が高いことを示すよう反転した）。

地縁・居住環境要因として投入するのは、親同居、地元性、DID人口比である。親同居とは、同居家族に関する設問から作成したダミー変数であり、夫側か妻側かを問わず、夫婦どちらかの親と同居しているかどうかを表している。地元性とは現居住地が自身または配偶者の地元であるかどうかを問うた変数である。主効果（ダミー変数。分析時には中心化した）として「自身の地元」「配偶者の地元」を投入し、さらにその両者の交互作用効果である「自身と配偶者両方の地元」も投入

した。また、今回の調査ではサンプルの居住市区町村のデータも得られたので、それを基に平成27年度の国勢調査の結果（総務省統計局 2017）からDID（Densely Inhabited District；人口集中地区）の人口比を計算し、居住地域の都市度の指標とした。地元性とDID人口比を同時に投入することで、居住地域の影響が絶対的な都市度の違いによるのか、それとも相対的な土地勘や地域との親密性に基づくものなのかを判別できる。

最後に統制要因として、同居する子が存在するかどうかを、所属する教育課程を基準にして投入した⁽¹³⁾。それぞれがダミー変数であるが、互いに排反ではなく、例えば小学生と中学生の二人の子と同居する効果は両方の変数で計算される。

4 分析結果

4.1 基礎分析による全体傾向の確認

本体の多項ロジスティック回帰分析に入る前に、主要な変数と回答者カテゴリーとの関係について、男女別に参加者（(A)「子供きっかけ」および(B)「子供無関係」と(D)未経験者の大まかな傾向を確認する（表2）。要因として検討する独立変数の中でも、「分析の視点」で議論し

た通り、大きな影響を及ぼしていると予想されるSESとサポート源数を基礎分析に用いる。SESのうち、学歴3分類と世帯収入4分類について度数分布と割合を計算し、 χ^2 乗検定を適用した。また三種類のサポート源の数について平均値を計算し、分散分析を適用した。その結果、男女ともにこの時点で、(A)・(B)の友人グループの参加者は(D)未経験者と比べてSESが高く、サポート源数も平均的に多い傾向が明らかになった。

4.2 多項ロジスティック回帰分析の結果

4.2.1 同居子の影響の確認

基礎分析の結果も踏まえ、男女別の多項ロジスティック回帰分析の結果を表3に示す。多項ロジスティック回帰分析では、参加者を(A)「子供きっかけ」、(B)「子供無関係」の2群に分け、(D)「未経験」と比べた場合の各群への該当しやすさを検証する⁽¹⁴⁾。独立変数の偏回帰係数(B)、標準誤差(S.E.)、オッズ比(Exp(B))を記載した。

主要な独立変数に先立って、統制要因の役割も果たしている同居子の効果を確認する（なお、10%水準でのみ有意な効果は、影響が示唆される程度のものであるため、これ以降は有意性の確認の際にのみ言及し、解釈の対象からは除外す

表2 主要独立変数の基礎分析の結果

χ^2 検定・残差分析※1	男性 (N=533)						女性 (N=354)					
	子供きっかけ (N=174)		子供無関係 (N=168)		未経験 (N=191)		子供きっかけ (N=123)		子供無関係 (N=111)		未経験 (N=120)	
	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	人数 (%)	
学歴	中学・高校	33 (19.0)	32 (19.0)	59 (30.9)	10.979 *	23 (18.7)	27 (24.3)	54 (45.0)	22.498 ***	27 (24.3)	36 (30.0)	30 (25.0)
	専門・短大・高専	20 (11.5)	26 (15.5)	22 (11.5)	(df=4)	57 (46.3)	45 (40.5)	36 (30.0)	(df=4)	43 (35.0)	39 (35.1)	30 (25.0)
	大学・大学院	121 (69.5)	110 (65.5)	110 (57.6)		43 (35.0)	39 (35.1)	30 (25.0)		32 (26.0)	24 (21.6)	18 (15.0)
世帯収入	0~399万	13 (7.5)	18 (10.7)	51 (26.7)	39.571 ***	15 (12.2)	24 (21.6)	38 (31.7)	16.569 *	43 (35.0)	38 (34.2)	43 (35.8)
	400~599万	46 (26.4)	44 (26.2)	53 (27.7)	(df=6)	32 (26.0)	24 (21.6)	18 (15.0)	(df=6)	33 (26.8)	25 (22.5)	21 (17.5)
	600~799万	34 (19.5)	36 (21.4)	41 (21.5)		32 (26.0)	24 (21.6)	18 (15.0)		33 (26.8)	25 (22.5)	21 (17.5)
	800万以上	81 (46.6)	70 (41.7)	46 (24.1)		33 (26.8)	24 (21.6)	18 (15.0)		33 (26.8)	25 (22.5)	21 (17.5)
分散分析※2		Mean (S.D.)	Mean (S.D.)	Mean (S.D.)	F (df=2)	Mean (S.D.)	Mean (S.D.)	Mean (S.D.)	F (df=2)	Mean (S.D.)	Mean (S.D.)	Mean (S.D.)
サポート	経済的	<u>.615 (.823)</u>	<u>.661 (.846)</u>	.330 (.658)	9.778 ***	<u>.577 (.779)</u>	<u>.649 (.782)</u>	.275 (.534)	9.272 ***	<u>.577 (.779)</u>	<u>.649 (.782)</u>	.275 (.534)
源数	精神的	<u>.649 (.911)</u>	<u>.750 (1.104)</u>	.199 (.494)	21.203 ***	<u>.585 (.829)</u>	<u>1.036 (1.103)</u>	.300 (.616)	21.103 ***	<u>.585 (.829)</u>	<u>1.036 (1.103)</u>	.300 (.616)
	家事育児	<u>.552 (.659)</u>	<u>.613 (.875)</u>	.257 (.523)	13.824 ***	.342 (.548)	<u>.752 (.716)</u>	.188 (.400)	30.517 ***	.342 (.548)	<u>.752 (.716)</u>	.188 (.400)

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

※1：太字/斜字のセルは5%水準で標準化残差が有意に多い/少ないことを示す

※2：下線/二重下線の群は5%水準で有意に下線なし/下線の群より平均値が高いことを示す

表3 多項ロジスティック回帰分析の結果

独立変数	男性 (N=533)						女性 (N=354)					
	参加・子供きっかけ			参加・子供無関係			参加・子供きっかけ			参加・子供無関係		
	(N=174)			(N=168)			(N=123)			(N=111)		
	B	S. E.	Exp(B)	B	S. E.	Exp(B)	B	S. E.	Exp(B)	B	S. E.	Exp(B)
同居子	定数	1.061	.795		1.297 †	.776		-3.124 ***	.888		-2.698 **	.917
未就学子	.096	.337	1.100	-.321	.337	.726	-.031	.383	.969	.859 *	.394	2.360
小学生	.641 *	.273	1.899	.182	.279	1.200	.665	.406	1.944	-.437	.468	.646
中学生	.824 *	.351	2.281	.520	.360	1.682	.465	.516	1.591	-.782	.712	.458
高校生・高専生	1.013 **	.337	2.753	.422	.350	1.525	.904	.556	2.469	.156	.701	1.169
学歴(中学・高校) ^{※1}												
専門・短大・高専	.283	.433	1.327	.650	.418	1.916	1.050 **	.371	2.857	.693 †	.386	1.999
大学・大学院	.578 †	.302	1.783	.568 †	.303	1.764	.944 *	.407	2.570	.480	.435	1.616
世帯収入(800万以上) ^{※1}												
0~399万	-1.777 ***	.423	.169	-1.300 **	.396	.272	-.907 †	.473	.404	-.785	.504	.456
400~599万	-.738 *	.310	.478	-.629 *	.312	.533	-.158	.414	.854	-.644	.459	.525
600~799万	-.724 *	.327	.485	-.609 †	.324	.544	.276	.454	1.318	.055	.493	1.057
就業形態 ^{※2}												
フルタイム							.179	.473	1.196	.414	.487	1.513
自営・自由	-.533	.464	.587	-.358	.436	.699	-.126	.880	.882	.682	.872	1.978
パート・バイト	-.002	1.220	.998	-.260	1.206	.771	.091	.373	1.095	.574	.390	1.775
主夫/主婦・無職	-.696	.644	.498	-1.474 *	.710	.229						
通算就業年数	-.023	.027	.977	-.032	.026	.969	.058 *	.025	1.059	.037	.027	1.037
サポート源数												
経済的	.092	.195	1.097	.075	.194	1.078	.512 †	.278	1.668	-.060	.295	.941
精神的	.781 ***	.217	2.183	.823 ***	.214	2.277	.243	.237	1.274	.401 †	.234	1.493
家事育児	.017	.271	1.017	.132	.261	1.142	.355	.436	1.426	1.521 ***	.424	4.577
家事育児負担納得感	.566 **	.190	1.762	.317 †	.185	1.373	.082	.172	1.085	.098	.185	1.103
平日家事育児時間	.103	.080	1.108	.095	.080	1.099	.078	.048	1.081	.072	.047	1.075
親同居	.433	.394	1.542	.065	.394	1.067	.061	.576	1.063	.781	.539	2.183
地元 ^{※3}												
本人地元	-.027	.249	.974	-.163	.245	.850	-.129	.312	.879	.338	.326	1.402
配偶者地元	-.250	.297	.779	-.263	.289	.769	-.235	.344	.791	-.266	.361	.767
本人×配偶者	-.359	.608	.698	.463	.592	1.589	-.673	.716	.510	-.766	.747	.465
DID人口比	-.007	.004	.993	-.010 *	.004	.990	.014 *	.006	1.014	.009	.006	1.009
疑似決定係数												
Cox & Snell	.247						.350					
Nagelkerke	.278						.394					

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

※1：基準カテゴリは（ ）内のもの

※2：最大数となる就業形態を基準カテゴリとした。男女で基準が異なる（男性：フルタイム/女性：主婦・無職）

※3：主効果を男女別の平均値で中心化し、その積を交互作用効果として投入した

る)。同居子がいる夫婦は、子供に関する話題を共有することのできる友人グループを持ちやすく、子供が自立している場合などは参加機会に乏しいと考えられる。

同居子の有意な効果を確認すると、男性では(A)「子供きっかけ」の未就学子以外で正の効果があるのに対し、女性では(B)「子供無関係」の未就学子のみで正の効果があり、男女で対照的な結果となっていた⁽¹⁵⁾。

4.2.2 SESの影響

同居子の効果を統制した上で、まずSESの影響

を確認する。男性の分析結果から確認すると、学歴の効果は「大学・大学院」が10%水準で有意ではあるが頑健な結果とはいえない。これに対し、世帯収入では、(A)「子供きっかけ」、(B)「子供無関係」ともに比較的低収入の層で負の効果があり、特に0~399万円の層で大きな効果がある。職業に関する変数について確認すると、通算就業年数は有意ではないが、就業形態では主夫・無職であると(B)「子供無関係」で偏回帰係数が有意に負となっている。男性の全体的傾向として、特に世帯収入の影響が大きいことが分かった。次に女性の結果を確認すると、学歴で高学歴者ほど

友人関係を持ちやすいという結果となっており、(A)「子供きっかけ」の場合には頑健かつ大きな効果がある(例えば大学・大学院卒で $\text{Exp}(B) = 2.570$)。次に世帯収入の結果を見ると、男性の場合と異なり、ほとんど有意な結果が見られない。唯一、世帯収入が最も低い層でのみ、(A)「子供きっかけ」で負の効果が10%水準で表れている⁽¹⁶⁾。一方、就業形態での有意な効果は見られず、通算就業年数の効果は(A)「子供きっかけ」において5%水準で有意であった。

以上を踏まえると、SESの有意な効果が見られる場合は、高学歴、高収入、および安定的な就業形態、就業経験が長い親ほど友人関係を持ちやすい傾向が見られた。ただし、全てのSESが有意となるわけではなく、また頑健かつ顕著な影響が見られる箇所については男女で傾向が異なっていた。

4.2.3 サポート・ネットワークの影響

続いて、各種のサポート源の数に関する分析結果を確認する。まず男性の結果から確認すると、有意な効果を持つものは精神的サポートのみであるが、(A)「子供きっかけ」、(B)「子供無関係」ともに0.1%水準で有意であった。親族などから精神的サポートを得ているほど、親同士の友人グループにも参加しやすいという結果であった。

次に、女性のサポート源数の効果は複雑なパターンとなっており、(A)「子供きっかけ」で経済的サポートが10%水準で有意、(B)「子供無関係」で精神的サポートが10%水準で有意、家事育児サポートが0.1%水準で有意であった。いずれもサポート源が多いほど友人グループにも参加しやすいという結果である。ただし、頑健なものは家事育児サポートの効果のみである。

以上を踏まえると、サポート源の有意な効果が見られる場合には、既に親族らからサポートを得ている親ほど友人グループに参加しやすいという傾向が見られた。一方で効果の大きさやサポート種において男女で傾向が異なり、男性の(A)・(B)

参加者全体の精神的サポートと女性の(B)「子供無関係」の家事育児サポートの効果が、頑健かつ顕著であった。

4.2.4 性役割に関する要因の影響

続いて、性役割(子供との関係で言えば父親/母親役割)に関する変数の効果について確認する。

男性の結果を確認すると、家事育児分担納得感には(A)「子供きっかけ」が1%水準で有意、(B)「子供無関係」が10%水準で有意であり、ともに正の効果であった。特に(A)「子供きっかけ」において妻(配偶者)との分担に納得できている人が友人グループに参加しやすいという結果であった。なお、平日家事育児時間は有意ではなかった。

次に女性の結果を確認すると、家事育児分担納得感、平日家事育児時間ともに有意ではなかった。主観的な納得感の影響について男女で異なる傾向が見られた。

4.2.5 その他の規定要因の確認

最後に、血縁・地縁として影響しうる親同居、地元性、DID人口比の結果を確認する。先に述べておくと、男女ともに親同居および地元性の効果が有意となる箇所はなかった。残るDID人口比の効果について男性の結果から確認すると、(B)「子供無関係」において5%水準で有意な負の効果が出ている。次に女性の結果を確認すると、(A)「子供きっかけ」が5%水準で有意な正の効果が出ている。

以上を踏まえると男女とも相対的な地縁(地元性)ではなく、絶対的な都市部の影響を受けていることが分かる。ただしその影響は男女で対照的であり、男性では都市部にいると子供と関係ない友人グループに参加しにくく、女性では子供に関する契機のグループに参加しやすくなるという結果であった。

5 議論

5.1 知見の解釈

多項ロジスティック回帰分析の結果からは、全体的には男女共通の傾向として、高学歴・高世帯収入といった高いSESを持つ親、あるいは親族関係を中心とするソーシャル・サポート源数を多く持つ親が、親同士の友人グループにも参加しやすいという関係性が浮かび上がった。変数間の「拡大関係」を確認することができ、誤解を恐れずに言えば、恵まれている者がさらに恵まれる「勝者総取り」に近い状況であった。その上で、個々のSESやサポート・ネットワークの種類、および友人グループの形成の契機（「子供きっかけ」「子供無関係」）まで細かく見ていくと男女で有意な変数の組み合わせに違いがあった。

端的にまとめると、親同士の友人グループへの参加についてはSESやサポート・ネットワークの制約が加わっていることになる。顕著なSESの影響では、男性の場合は世帯収入が高いと契機を問わずグループに参加しやすくなり、女性の場合は高学歴で（A）「子供きっかけ」のグループに参加しやすくなる。いずれも、単純なイベント参加費用などへの経済的余裕、あるいは卒業した学校の同窓関係の増加とは解釈できない（特に「子供きっかけ」のグループと親の同窓関係は一致しないはずである）。むしろ高学歴・高収入の社会的威信による新規の人間関係への参入のしやすさ、あるいは子供の継続的な習い事などの費用負担能力や教育・子育てアスピレーションの高さなど学歴・収入の別側面の影響が表れている可能性がある。独立変数の効果の検討方法や従属変数などには違いがあるが、本稿の分析で表れたSESの正負の効果は、菅野(2001)、永吉(2017)、内藤(2017)などの先行研究の知見と概ね整合的であった（付言すれば、全ての研究と整合するわけではないが、女性で学歴が大きな効果を持つなどの男女の傾向の違いも類似していた）。

さらに特筆すべきは、男性において頑健に見られた精神的サポートの影響であった。親同士の友人関係から得られるものとして、宮木(2004, 2014)の調査結果に挙げられている中には、情報交換のほか、共通の話題や安心感など情緒的な利益が含まれる。しかし、今回の結果からは情緒的利益を得る可能性を有する関係を持つ者は、親族などの精神的サポートのネットワークを既に保持している実態が浮かび上がった。理論的なフレームワークとして参照した内藤(2017)の「相互的な交換」に対応する結果であった。また、前田・目黒(1990)の知見と部分的に整合する形で、親族などの人間関係の強度が親同士の友人関係の拡大にもつながることが示唆された（ただし本稿では夫方・妻方の区別や人間関係そのものとサポートの区別を行っていないため、さらなる詳細の検討が必要である）。

以上の結果に加え、性別役割および父親／母親役割に対応する変数の影響が一部確認された⁽¹⁷⁾。男性では（A）「子供きっかけ」のグループで夫婦間の家事育児分担に対する（主観的な）納得感が高いほど参加しやすくなっていたのに対し、女性では納得感の影響はなかった。単純比較はできないが、久保(2001)の母親の友人数に関する分析結果などいくつかの先行研究と異なり、友人グループへの参加それ自体には母親の家事育児に関する意識や実際の作業時間が影響しない。この結果についても多様な解釈がありうるが、男性では家庭生活が上手く行っていると認識している場合に子供に関連するつながりにも積極的な参加を行うようになるのに対し、母親の場合は納得の有無によらず育児の一環として担当している可能性が指摘できよう。この点で、親の友人グループが純粋な友人関係と異なる性質を持つことが示唆される。なお、その他の居住環境に関する要因のうち、有意であったのはDID人口比のみであった。都市度が地域信頼度に影響するとする遠山(2016)など、先行研究の知見と整合に解釈できる部分もあるが、局所的かつ男女で正負の逆転する複雑な

結果であり、今後のさらなる検討を要する。

しかし改めて強調すべきは、基本的に「拡大関係」という大枠自体は男女で共通している点である。親同士の友人関係はしがらみという文脈から議論されることもあったが、今回の結果からは、本人の参加意思の有無を問わず、階層性を有する変数に規定され参加できないという状況があることが示唆された。杉原(2014)のSC研究に関する整理に対応づけると、Bourdieu的な文脈に見られる、既に資本に富んでいる者がさらに資本を増やすというものと類似した変数間関係が、親同士の友人グループに関しても確認された。「はじめに」で述べた通り、親の友人グループには情報交換基盤としての機能があり、暗黙知的な情報や、公知であっても取捨選択や集約がなされた情報が流通していると考えられる⁽¹⁸⁾。しかし本稿の知見を踏まえると、これらの情報への経路が親自身のSESやサポート源数によって狭まることもであると推測される。友人グループの共助的な機能には望ましい面もあるが、本来は自由であることが期待される情報へのアクセスに事実上の制約が生じる可能性については、育児情報を発信する学校・市町村等の機関も十分に留意する必要がある。

5.2 今後の課題

本稿ではデータの制約もあり、未解明の問題が多く残されている。親同士の友人グループに関する一般化可能性の高い知見を得る上で、今後の課題となる事項を五点述べる。

一点目として、本稿では通信手段について一部扱ったものの、実際にグループ内で情報が流通する過程の実態や、情報の具体的な内容について明らかにできていない。参加者の社会的属性や参加契機によって情報源や話題に違いがあるのか否かも含め、社会科学と情報科学の双方の観点から掘り下げた新たな調査研究が必要である。

二点目として、今回は外形的なグループ参加の有無がSESやサポートと関連していることを明ら

かにしたが、当事者自身が意識している参加・不参加理由や、参加後に能動的な利益獲得を行っているか否かは不明である。この観点からの質的研究は一定数存在するが、量的にも心理面・行動面の変数について検証する研究が必要である。

三点目として、サンプルを男女同数とし、参加契機(「子供きっかけ」「子供無関係」)の人数も揃えた調査の限界がある。今回は規定構造の比較を行うことを目的にサンプルを揃えたが、友人グループに参加する親自体の割合や、各契機の構成比など、基礎統計的な度数の男女差は明らかにできていない。測定方法の検討を含め、さらなる調査研究が必要である。

四点目として、今回は分析対象としなかったが、友人グループにいったん参加した後、何らかの理由で離脱する親(離脱者)も存在する。また、直接子育てに関わらなくなった時期(子の成人後)にも友人関係として継続するケースもあると考えられる。離脱・継続の決定メカニズムについても、時系列要因を考慮した研究が必要である。

五点目として、今回の分析では夫婦間関係も含めて検証するため、既婚者であり、かつ子供の話題を共有できるという条件を置いた。しかし子持ちであっても既婚者ではないケース(離別・死別者、未婚者)など、婚姻・家族形態の影響もあると予想される。さらには子を持つ人とそうでない人が混在する趣味サークルなどの場合や、家族構成以外の属性についても同質的な構成員のみからなるケースとばらつきがあるケースとの比較など、調査研究対象の枠を拡大した上での知見の普遍性の議論も必要である。

注

- (1) 「ママ友」の定義として、研究事例の多くは、子供の存在が契機となり母親同士が友人となるケースを挙げている。ただし、安藤(2015)は先行研究の「ママ友」の定義が多義的であることを指摘しており、現時

点での確立した定義とはいえない。また、親自身の同窓や職場などを契機とする友人が同様の機能を果たすケースも各研究で扱われることがある。本稿では後述するように、子供が契機となるケースだけでなく、他の場の人間関係が親同士の友人関係に移行するケースも分析の対象とする。

- (2) もっとも、宮木 (2014) の調査項目では、「父親同士の交流は、自分の友人というよりあくまで『子どもの友だちの父親』という位置づけで交流している」が、交流があると答えた父親のうち約6割 (59.1%) に該当しており、参加理由に関しては父親内での個人差も大きいと予想される。
- (3) 父親の人間関係に焦点を当てた研究は、母親と比べて絶対数が大幅に減る。それらの研究では、夫婦間の家事育児分担、性役割 (分業) 意識、外部サポートの利用などが主要な関心となる (中川 2014, 斎藤 2016)。このような家庭での父親のあり方も重要であるが、合わせて地域や親族関係など、より広い範囲の影響の検証も必要である。
- (4) 尾見 (1999) は、心理学における「ソーシャル・サポート」の研究の中に、ストレスや精神的健康との関連でサポートの機能を見ていく社会心理学的な流れと、母子関係研究から展開した発達心理学的研究の流れがあると整理している。本稿では心理学以外の分野の知見も踏まえており、尾見の挙げる二つの流れのうち一方のみに対応するものではない。ただし、親だけでなく成人が家族外の親族や知人も含めた人間関係の中で授受されるサポートを前提にしている点で、社会心理学的な流れに即した議論を中心にを行っている。
- (5) この「相互的な交換」と整合的な外国の知見として、アメリカのLiebler & Sandefur (2002) がある。友人・近隣住民・同僚などとのサポート関係の渡し手/受け手になるパターンを分類し、SESとの関係性を探ったところ、総体として男女とも高いSESの人ほど高頻度の交換を行う類型になりやすい、という結果が得られている。
- (6) Coleman的關係も不利な状況を共助によって補完するという点で「相互的な交換」と表現しうが、ここでは既に資本に恵まれた者同士の交換を意味する。
- (7) 杉原 (2018) ではSESなどの影響の男女差に加え、夫婦間の関係性の影響、特にケア労働の比重が高いことで女性が家族外の人間関係を十分に構築できない可能性も指摘する。親同士の友人グループについても、夫婦間関係や家庭内での家事育児の時間なども考慮する必要がある。
- (8) 杉原 (2014) の分類に従うと、グループ参加後の信頼性や互酬性の規範といった認知型SCではなく、構造的SCに該当する。その中でも、子供と無関係の人間関係から移行したものは橋渡し型、子供に関係する契機のものとは結合型 (ただし親族ネットワークよりは橋渡し型に近い) となる。
- (9) 同一人物が二つ以上のグループに所属している可能性を考慮し、今回の調査では複数グループに参加している対象者については、最も頻繁に交流を行うグループを想起して回答するよう求めた。(A) 「子供きっかけ」と(B) 「子供無関係」の両方のグループに参加している場合も、上記の条件によって最も関わりの深いいずれかの一つのグループを念頭に回答することになる。また、回答者が参加している一つのグループ内に、参加の経緯が異なるメンバーが混在する状況も想定される (例えば、母親同士が古い友人であったところに、三人目が新たに知り合って加わるような場合)。今回

実施した調査では、回答者本人から見て対象グループへの参加契機のどのように認識されているかを (A), (B) の区別の基準としているため、上記の混在的なグループの場合についても、本人の参加・不参加の規定要因を探る基準としては一定の妥当性を担保できている。ただし、参加しているグループの数や参加契機の多様性の実態は、今後新たな調査で追究する意義がある。

- (10) 親同士の友人グループへの実際の参加の割合は、母親と比べ父親で低いと予想される。宮木 (2014) は、子供を介して知り合いになった父親・母親同士の付き合いの数について、「全くいない」という回答が父親では38.2% (「1人」は6.6%)、母親では3.3% (「1人」は1.4%) と報告している。
- (11) 上記の除外後の「その他」の回答には、他の知人など以外に自治体のサポートなども含まれる。異質の主体であるが、何らかの事情により親族を欠くケースなどで直に代替機能を果たすサポート源と見なすうると考え、含むこととした。
- (12) 女性の回答者では数名、「24 (時間)」という回答があった。これは絶え間なく作業が発生する回答者の苦心を反映していると予想され、一概に外れ値として扱えない一方、睡眠時間がゼロとなる非現実的な値を残すことも結果に影響を及ぼしうる。最終的に、比較的現実的な次点の最大値である19.5 (時間) に置き換えることとした。
- (13) 本人年齢の代わりに同居子の教育課程に対応するダミー変数を投入した理由は、子供の話題を共有するという行為に直接対応する変数が後者であり、また年齢が離れた子が複数いるような場合に単独の変数では統制しきれないためである。ただし、同居子の代わりに本人年齢を投入した場合の分析

結果でも、他の独立変数の効果は大きく変わらなかった (年齢自体は有意な影響を及ぼしておらず、モデルの説明力は低下した)。

- (14) 本来は参加理由ごとにサンプルを細分化するよりも、参加理由を独立変数の一つとして直接投入することが望ましい。しかし今回の調査の条件では、参加理由に対応する変数が未経験者に存在しない。そこで間接的に参加理由の影響を把握する代替策として、多項ロジスティック回帰分析を採用した。参考までに、(A)・(B)参加者と(D)未経験者に二分した場合の二項ロジスティック回帰分析の結果を表4に示す。変数の計算方法や基準カテゴリーは多項ロジスティック回帰分析の結果 (表3) と同じである (BとS.E.は省略)。表3と比較すると、参加者全体で有意となる独立変数の多くは、(A)「子供きっかけ」、(B)「子供無関係」のいずれかの規定要因であったことが分かる。ただし、男性における世帯収入と精神的サポートは表3、表4の中で一貫して頑健な正の影響を確認でき、参加の契機を問わず参加者全体の特徴と見なすことが可能である。
- (15) (A)「子供きっかけ」で男女差があることについて、安藤 (2015) などの知見を踏まえると、子供の成長に伴って参加機会が増える部活動などの場で父親同士の友人関係が生じやすい可能性を指摘できる。このような主効果を踏まえ、子供の年齢層に応じて他の独立変数が局所的な影響を及ぼしているか否かを確認すべく、有意な独立変数と同居子との交互作用効果の検証も行った。しかし、主効果・交互作用効果とも頑健な (5%水準で有意) 組み合わせはほとんど見られず、今回の分析結果はおおよそ主効果のみによって解釈できることが分かった。唯一、男性の (A)「子供きっかけ」

表4 二項ロジスティック回帰分析の結果

独立変数	男性	女性
	参加 (N=342) Exp(B)	参加 (N=234) Exp(B)
同居子		
未就学子	.893	1.529
小学生	1.522 †	1.211
中学生	1.962 *	1.108
高校生・高専生	2.078 *	1.937
学歴		
専門・短大・高専	1.602	2.466 **
大学/大学院	1.768 *	2.081 *
世帯収入		
0~399万	.216 ***	.442 *
400~599万	.503 *	.674
600~799万	.508 *	1.176
就業形態		
フルタイム		1.300
自営・自由	.643	1.256
パート・バイト	.864	1.389
主夫/主婦・無職	.339 *	
通算就業年数	.973	1.048 *
サポート源数		
経済的	1.085	1.266
精神的	2.230 ***	1.390
家事育児	1.085	2.792 **
家事育児分担納得感		
平日家事育児時間	1.103	1.074 †
親同居	1.281	1.567
地元		
本人地元	.906	1.088
配偶者地元	.773	.798
本人×配偶者	1.054	.531
DID人口比	.992 *	1.012 *
疑似決定係数		
Cox & Snell	.220	.211
Nagelkerke	.301	.292

***: p < .001, **: p < .01, *: p < .05, †: p < .10

で同居子が中学生の場合、家事育児分担納得感との間に5%水準で有意な正の交互作用効果(同居し、納得度が高いと参加しやすい)が見られた。

- (16) 女性では(A)「子供きっかけ」(B)「子供無関係」とともに世帯収入(「800万以上」を基準)の「400~599万」で偏回帰係数が負の値、「600~799万」で正の値になっている。参考までに「600~799万」を基準カテゴリとして分析したところ、女性の(A)、(B)ともに「0~399万」のみが有意な負の効果を示していた。理由は不明であるが、女性では世帯収入と参加の間に非線形の関係性があると示唆された。

- (17) 本稿では性役割および父親/母親役割に直接対応する変数として平日家事育児時間と家事育児分担納得感を用いた。しかしながら、これらの変数で説明しきれない複雑な性役割の影響が他のSESやサポートなどの効果の男女差としても表れている可能性を念のため指摘しておきたい。例えばSESの頑健な効果が男性では世帯収入、女性では学歴という形で別々に表れた理由として、男性は特に家計の主要な担い手と見なされる性役割が(本稿の当初の予想よりも)依然強く残っており、収入の高低が対外的威信と直結している可能性がある。女性の学歴に関しても、直接自身のキャリアで活かされるケースのみならず、育児の担い手となった際に知識や教養を活用するケースも多いと予想される。家事育児サポート源数が女性でのみ有意であったことも、育児を専ら担う母親の時間的余裕に関与していたためと考えられる。

- (18) 今回は具体的な利益を測定していないが、宮木(2004)、武市(2014)と同様の、情報交換に関わる通信メディアの利用の有無の項目を問うており、グループ参加との共起性は確認できる。そこで補足的分析として、利用実態を男女別に(A)・(B)の参加者と(D)未経験者に二分して比較した(残差分析)。項目の選択肢は13個あり、「Facebook投稿機能」「Twitter」「LINEメッセージ機能」など、11種類のメディアと「その他」、および他と排反の「あてはまるものはない」という選択肢である(「あて〜ない」以外は複数選択可)。男女によってサービスの種類に違いがあるが、全体の傾向としてFacebookやLINEなどSNSを利用する割合はグループ参加者が高い傾向にあった。一方、「あて〜ない」を選択した人の割合は、男女ともに未経験者が有意に

高く（参加者と未経験者の順に男性では5.8%と15.3%, 女性では1.3%と12.5%）、友人グループ参加者は未経験者と比べ、情報交換のツールを多用している傾向が明らかになった。なお、「その他」を除くメディア利用11種の利用数を合計し、t検定を行ったところ、男性では有意差があったが（平均値は参加者2.599と未経験1.963の差が0.1%水準で有意）女性ではなく（同じく順に2.350, 2.150）、父親内での差異が大きいことが判明した。

参考文献

- 安藤真紀 (2015) 「父親の友人関係におけるパパ友関係」, 平成26年度弘前大学大学院教育学研究科修士論文.
- Bourdieu, P. (1986) *The Forms of Capital*, in J.G. Richardson (ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*., Greenwood Press, Westport, Connecticut, pp. 241-258.
- Coleman, J.S. (1988) *Social Capital in the Creation of Human Capital*, *American Journal of Sociology*, 94, pp. S95-S120.
- 藤井恭子 (2016) 「成人期女性の友人関係におけるヤマアラシ・ジレンマの特徴」, 『教育学論究』 8, pp. 165-171.
- 井梅由美子・藤後悦子 (2014) 「成人期女性の対人関係のトラブルとストレス—子育て期の子どもを介した対人関係に着目して—」, 『東京未来大学研究紀要』 7, pp. 177-187.
- 實川慎子・砂上史子 (2012) 「就労する母親の『ママ友』関係の形成と展開—専業主婦との比較による友人ネットワークの分析—」, 『千葉大学教育学部研究紀要』 60, pp. 183-190.
- (2013) 「母親自身の語りにもみる『ママ友』関係の特徴—相手との親しさの違いに注目して—」, 『保育学研究』 51 (1), pp. 94-104.
- 加藤道代 (2005) 「子育て期の母親における『被援助性』とサポートシステムの変化 (1)」, 『東北大学大学院教育学研究科研究年報』 54 (1), pp. 353-370.
- 厚生労働省 (2006) 「子ども・子育て応援プラン」, <<https://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/jisedai22/pdf/data.pdf>> Accessed 2020, March 09.
- (2019) 「育児・介護休業法のあらまし」, <<https://www.mhlw.go.jp/content/11909000/000355354.pdf>> Accessed 2020, March 09.
- (2020) 「イクメンプロジェクト」, <<http://ikumen-project.mhlw.go.jp/>> Accessed 2020, March 09.
- 久保桂子 (2001) 「働く母親の個人ネットワークからの子育て支援」, 『日本家政学会誌』 52 (2), pp. 135-145.
- Liebler, C.A. & Sandefur, G.D. (2002) *Gender Differences in the Exchange of Social Support with Friends, Neighbors, and Coworkers at Midlife*, *Social Science Research*, 31 (3), pp. 364-391.
- 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インに及ぼす効果—育児期女性の場合—」, 『家族社会学研究』 16 (1), pp. 21-31.
- 前田信彦・目黒依子 (1990) 「都市家族のソーシャル・ネットワーク・パターン—社会階層間の比較分析—」, 『家族社会学研究』 2, pp. 81-93.
- 丸山美貴子 (2013) 「育児ネットワーク研究の展開と論点」, 『社会教育研究』 31, pp. 11-21.
- 松田茂樹 (2001) 「育児ネットワークの構造と母親のWell-Being」, 『社会学評論』 52 (1), pp. 33-49.
- 宮木由貴子 (2004) 「『ママ友』の友人関係と通信メディアの役割—ケータイ・メール・インターネットが展開する新しい関係—」, 『Life design

- report』159, 第一生命経済研究所 ライフデザイン研究本部, pp. 4-15.
- (2014) 「父親同士の交流の現状と可能性—子どもをきっかけとした父親同士の関係性もたらす影響—」, 『Life design report』211, 第一生命経済研究所 ライフデザイン研究本部, pp. 1-14.
- 水垣源太郎・武田祐佳 (2015) 「育児期女性のソーシャル・サポート・ネットワークの地域差—奈良県7市町調査から—」, 『奈良女子大学社会学論集』22, pp. 1-21.
- 森永今日子・山内隆久 (2003) 「出産後の女性におけるソーシャルサポートネットワークの変容」『心理学研究』74(5), pp. 412-419.
- 永吉希久子 (2017) 「非家族ネットワーク喪失の規定要因におけるジェンダー差—固定効果モデルを用いた失業と貧困の効果の検証—」, 『理論と方法』32(1), pp. 114-126.
- 内藤準 (2017) 「サポートネットワークの有効性に対する社会階層の効果—ネットワークと自由の分析—」, 『理論と方法』32(1), pp. 64-79.
- 中川まり (2014) 「未就学児をもつ共働きの夫における外部サポートと家事との関連性」, 『季刊家計経済研究』102, pp. 71-78.
- 中山満子・池田曜子 (2014) 「ママ友関係における対人葛藤経験とパーソナリティ特性との関連性」, 『パーソナリティ研究』22(3), pp. 285-288.
- 尾見康博 (1999) 「子どもたちのソーシャル・サポート・ネットワークに関する横断的研究」, 『教育心理学研究』47, pp. 40-48.
- 齋藤慈子・野崎茉莉 (2018) 「3～5歳児を持つ父親の育児参加及び育児におけるソーシャルサポート」, 『武蔵野教育學論集』4, pp. 9-17.
- 齋藤嘉孝 (2016) 「就労する有配偶父親の家事・育児に関する要因分析—経験値やプリファレンス, そして原体験の充実—」, 『生涯学習とキャリアデザイン』14(1), pp. 77-85.
- 総務省統計局 (2017) 「平成27年国勢調査」, 〈<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kekka.html>〉 Accessed 2017, October 13.
- 菅野剛 (2001) 「社会階層とソーシャル・サポートの関連についての分析—多母集団解析簡便法の適用—」, 石原邦雄・大久保孝治編『家族生活についての全国調査報告書No. 2-6 現代家族におけるサポート関係と高齢者介護』, pp. 1-20.
- 杉原名穂子 (2014) 「母親の社会関係資本と教育意欲—地域間比較調査から—」, 『人文科学研究』135, pp. 21-46.
- (2018) 「社会関係資本と家族要因の関連と効果—ジェンダー論の視点から—」, 『社会情報学』6(3), pp. 19-33.
- 武市久美 (2014) 「子育てにおけるSNS利用について—『ママ友』コミュニケーションに着目して—」, 『東海学園大学研究紀要 人文科学研究編』19, pp. 79-89.
- 遠山景広 (2016) 「大都市における子育て家族の社会的孤立要因—SSP2015を用いた地域信頼度の分析より—」, 『北海道大学大学院文学研究科研究論集』16, pp. 209-230.

付記

本稿で使用した調査データについては、本稿に先立ち以下の文献において基礎的な集計結果を報告している。その内容との差分として、本稿は研究史を踏まえて新たな理論的視点を加えるとともに、友人グループへの参加条件を多要因によって検討すべく分析手法と独立変数の大幅な再検討を行い、発展的な分析を実施したものである。

塚常健太・大戸朋子・橋元良明 (2019) 「親同士の友人グループへの参加実態」『東京大学大学院情報学環情報学研究 調査研究編』35, pp. 105-148.