

原 著

性別役割分業観ならびに母親からのソーシャルサポートと
父親の育児参加との関連岩佐 一¹ ハジメ^{*} 石井佳世子^{2*} ヨシダ 祐子^{3*}

目的 「健やか親子21（第2次）」では、父親の育児参加の促進が目標のひとつにあげられており、積極的な促進が望ましい。父親の育児参加の関連要因を明らかにすることによって、父親の育児参加を促進するための施策に資する知見を提出できることが考えられる。本研究では、子育て期の父親を対象として調査を実施し、性別役割分業観ならびに母親からのソーシャルサポートと父親の育児参加の関連について検討することを目的とした。

方法 インターネット調査会社に委託し、3か月～6歳の子どもを養育する父親360人（25～50歳、全て常勤職員）を対象としてインターネット調査を実施した。目的変数として、「父親の育児・家事参加尺度」（11項目、4件法、例「子どもの世話」、「料理」）における「育児」得点、「家事」得点を、説明変数として、性別役割分業観（「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」、4件法）ならびに母親（父親の配偶者・パートナー）からのソーシャルサポート（評価的サポート、情緒的サポート、手段的サポート）を、統制変数として、父親の年齢、母親の就労状況、子どもの人数、末子の年齢、保育園・幼稚園の利用、育児支援サービスの利用、低い経済状態自己評価、平日の労働時間、夫婦関係満足度を測定した。従属変数として「育児」得点、「家事」得点を、独立変数として性別役割分業観とソーシャルサポート、性別役割分業観とソーシャルサポートの交互作用項、上述した統制変数を一斉投入した重回帰分析を行った。

結果 分析対象者は360人であった（平均年齢36.8歳、標準偏差5.6）。重回帰分析の結果を以下に記す。性別役割分業観は、「育児」得点（ $\beta = -0.103$ ）、「家事」得点（ $\beta = -0.125$ ）と有意に関連した。評価的サポートは、「育児」得点（ $\beta = 0.142$ ）、「家事」得点（ $\beta = 0.199$ ）と有意に関連した。性別役割分業観・手段的サポートの交互作用と「育児」得点との関連が有意であったため（ $\beta = 0.176$ ）、単純傾斜解析を行ったところ、性別役割分業観が高い者では、手段的サポートと「育児」得点との関連が有意であった（ $\beta = 0.242$ ）。

結論 平等的な性別役割分業観を持つ父親、評価的サポートを受ける父親は育児参加する傾向にある可能性が示唆される。また、伝統的な性別役割分業観を持つ父親において、手段的サポートを受ける者ほど育児参加する傾向にある可能性が示唆される。

Key words : 父親, 育児参加, 性別役割分業観, ソーシャルサポート

日本公衆衛生雑誌 2023; 70(2): 112-123. doi:10.11236/jph.22-047

I 緒 言

育児は心身ともに負担の大きい活動であり、子育て期の親においては精神的健康が損なわれやすい^{1,2)}。これまでに日本では、育児負担軽減のため

の公的支援が拡充されているが（育児休業給付金の増額、「パパ・ママ育休プラス」、等³⁾）、育児負担のさらなる軽減には家庭内にも目を向ける必要がある。核家族化が進む現代日本においては、父親と母親が協働して育児に取り組む体制（co-parenting⁴⁾）が理想的であり、そのためには、父親の育児参加をさらに促進する必要がある。「健やか親子21（第2次）」でも父親の育児参加は目標のひとつにあげられている（基盤課題C：子どもの健やかな成長を見守り育む地域づくり「積極的に育児をしている父親

* 福島県立医科大学医学部公衆衛生学講座

^{2*} 福島県立医科大学看護学部母性看護・助産学部門

^{3*} 東京都健康長寿医療センター研究所

責任著者連絡先：〒960-1295 福島市光が丘1

福島県立医科大学医学部公衆衛生学講座 岩佐 一

の割合」(目標値55%)⁵⁾。父親の育児参加を促進することにより、母親の育児負担軽減と精神的健康の維持^{6,7)}、子どもの健康や発達(怪我や肥満の予防)等に良い影響がもたらされる可能性が示されている⁷⁾。

しかしながら、現状において父親の育児参加は欧米に比べ少ない。子育て期の母親が従事する家事や育児の時間は父親と比較して長く、この傾向は日本で顕著である。6歳未満の子どもを養育する母親 vs. 父親の1日の家事・育児関連時間は、日本では7時間34分 vs. 1時間23分、アメリカでは5時間40分 vs. 3時間10分、スウェーデンでは5時間29分 vs. 3時間21分であった⁸⁾。上記より、父親の育児参加の促進は喫緊の課題である。

父親の育児参加の規定要因を探ることにより、父親の育児参加促進のための基礎資料が得られることが期待される。父親の労働時間の長さは、しばしば、父親の育児参加の重要な規定要因として扱われてきた⁹⁾。しかしながら、この関連に否定的な知見もある。米国と日本における父親を比較すると、労働時間は米国のほうが日本よりも長い¹⁰⁾、育児・家事時間はアメリカのほうが日本よりも長い⁸⁾。したがって、必ずしも労働時間の長さのみが育児参加の規定要因ではないことが考えられる。多喜代ら¹¹⁾によれば、父親の育児参加の関連要因は、「育児環境」と「育児意識」に分類される。「育児環境」として、父親の労働時間^{12~14)}、職場環境¹³⁾、経済的要因¹⁴⁾、母親の就労状況¹⁴⁾等が、「育児意識」として、性別役割分業観^{15~18)}、夫婦関係満足度¹³⁾、児に対する肯定的感情¹⁹⁾等と父親の育児参加の関連がこれまでに報告されている。

本研究は、父親の育児参加の関連要因として、「育児意識」に着目し、「性別役割分業観」ならびに「ソーシャルサポート」と育児参加の関連について検討する。「性別役割分業観」は「男は外で働き、女は家庭を守るべき」という伝統的な考え方である。これまでに内閣府の世論調査などで使用されている²⁰⁾。先行研究では、父親の性別役割分業観と育児参加の関連について、関連を見出した知見^{15,16)}と、見出さなかった知見^{17,18)}が混在している。山西¹⁵⁾は、父親の育児参加の関連要因について重回帰分析を用いて検討した。その結果、父親における育児時間のゆとりが育児参加と正の関連を示した一方で、父親における平等的な性別役割分業観が育児参加と正の関連を示した。尹ら¹⁷⁾は、父親の育児参加の関連要因について共分散構造分析を用いて検討した。その結果、末子の年齢、祖父母との同居、父親の帰宅時間、母親の出勤時間が育児参加(「子供と

の遊び」「基本的育児」と負の関連を示した一方で、父親の性別役割分業観と育児参加との関連は見出されなかった。このように、父親の性別役割分業観と育児参加の関連についての知見ははまだ十分には報告されていないと考えられる。とくに、父親の労働時間、経済状況、母親の就労状況といった、父親がおかれている「育児環境」を統制したうえで、父親の性別役割分業観と育児参加の関連についての知見を蓄積する必要があると考えられる。

「ソーシャルサポート」とは、個人を取り巻く社会関係の機能的側面を表しており、他者との間で取り交わされるもろもろの支援・援助を指す²¹⁾。House²²⁾の分類によると、ソーシャルサポートの構成要素として、「情緒的サポート」、「評価的サポート」、「情動的サポート」、「手段的サポート」がある。情動的サポートは手段的サポートの一種とみなされることもある²¹⁾。先行研究では、ソーシャルサポートを受ける者は、心身の健康に優れることが報告されている^{23~25)}。一方、ソーシャルサポートを受けることにより、行動変容が促進されることが報告されている^{26,27)}。たとえば、ソーシャルサポートを受ける者では、2型糖尿病おける治療アドヒアランスが優れること²⁸⁾、運動の頻度がより増加しやすいこと²⁹⁾、健診を受診しやすいこと³⁰⁾、等が報告されている。上記より、ソーシャルサポートを受ける父親は、育児参加する傾向にあることが予想される。これまでに、ソーシャルサポートと父親の育児参加の関連についての知見は散見されるものの³¹⁾、十分には報告されていない。とくに、ソーシャルサポートのどの構成要素が(すなわち、評価的サポート、情緒的サポート、手段的サポートのいずれが)父親の育児参加を促進するかについての検討は行われていない。

本研究では、子育て期の父親を対象として調査を実施し、性別役割分業観ならびに母親からのソーシャルサポートと父親の育児参加の関連について検討することを目的とした。

II 研究方法

1. 対象者

株式会社マクロミル社の登録会員を対象としたインターネット調査を2020年4月に実施した。日本全国に居住する、0歳3か月~6歳の子どもを養育する父親を対象とした。なお本研究では、対象者である父親の配偶者・パートナーを「母親」と表記した。母親の就労状況3区分(常勤職員、パート職員、無職)×自分の年齢2区分(25~35歳、36~50歳)×末子の年齢2区分(0~3歳、4~6歳)の12の層か

ら30人ずつのデータを測定するように調査会社に依頼した。まず、マクロミル社は、自社の登録会員から、子育て期の25～50歳の父親109,517人を無作為に抽出し、事前調査（①結婚しているか、②母親の就労形態、③末子の年齢、④自分が育児休業中か否か）を実施した。事前調査に回答し、かつ指定した条件に適合した者（①結婚している、③末子の年齢が6歳以下、④育児休業中ではない）に対し、本調査への協力依頼と回答 Web 画面のリンクが記された電子メールを送付した。調査期間は事前調査5日間、本調査5日間とした。マクロミル社の登録会員は公募型で登録された調査専用の登録会員であり、総登録会員数は2020年4月時点で約130万人であった。また会員情報との一致度を測る調査や会員の登録情報の更新を年2回行い、不正回答対策を実施している。個人情報については、登録会員とマクロミル社との間で契約されており、対象者の個人情報は保護されている。研究者は対象者の個人情報を入手しなかった。本研究への協力は、調査への参加意思の表明を持って同意を得たものとした。

2. 調査項目

1) 父親の育児・家事参加尺度

中山ら³²⁾、成瀬ら¹⁸⁾、下坂³³⁾を参考にして、育児6項目（子どもの世話、子どもと遊ぶ、子どものしつけ、子どもへの情緒的な働きかけ、子どもと外出する、子どもを看病する）、家事5項目（料理、食事の後片付け、掃除、洗濯、日用品の買い物）から構成される尺度を作成した（以下、「育児・家事尺度」）。各項目について、4件法（「ほとんど行わない」～「非常によく行う」）で回答を求めた（AP-PENDIX）。

2) 性別役割分業観

「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」という質問に対し4段階で評価を求めた（「そう思わない」～「そう思う」³⁴⁾）。この値が大きいほど、伝統的な性別役割分業観を持つ傾向にあることを意味する。

3) ソーシャルサポート

片受ら³⁵⁾を参考として、母親からのソーシャルサポート項目を作成して測定した。「評価的サポート」として「（配偶者・パートナーは）育児や家事の参加についてほめてくれる」、「情緒的サポート」として「（配偶者・パートナーは）悩みや心配事を聴いてくれる」、手段的サポートとして「（配偶者・パートナーは）育児や家事の仕方を教えてくれる」の3項目とした。各項目について4段階「まったくそうは思わない」～「非常にそう思う」で回答を求めた。各項目とも当該得点が高いほど、ソーシャルサ

ポートをより多く受ける傾向にあることを意味する。

4) その他の変数

母親の就労状況、父親の年齢、子どもの人数、末子の年齢、平日の労働時間、平日・休日の育児・家事時間、平日・休日の余暇時間、平日・休日の睡眠時間、保育園・幼稚園の利用、育児支援サービスの利用、経済状態の自己評価、夫婦関係満足度³⁶⁾、「家族する」尺度³⁷⁾を調査し、多変量解析における統制変数として、もしくは基本属性の記述に用いた。

母親の就労状況は3値（常勤職員、パート、無職）のいずれかで回答を求めた。父親の年齢は調査会社で把握している対象者の情報を利用した。子どもの人数については養育している子どもの人数、末子の年齢は暦年齢で回答を求めた。平日の労働時間は、1日あたりの労働時間について回答を求めた。1日12時間以上働いている場合を過重労働と考え、1日あたり平均で12時間以上働いているか否かで対象者を二分した。育児・家事時間、余暇時間、睡眠時間をそれぞれ平日と休日に分けて回答を求めた。保育園・幼稚園の利用は、認可保育園、認可外保育園、幼稚園、認定こども園のうちいずれかを利用している場合を「利用（あり）」、いずれも利用していない場合を「利用（なし）」として2値で整理した。育児支援サービスの利用は、自治体のファミリーサポートセンター事業、児童館の育児支援サービス、ベビーシッター、家事代行サービス、その他の育児関連サービスのいずれかを利用している場合を「利用（あり）」、いずれも利用していない場合を「利用（なし）」として2値で整理した。経済状態の自己評価は5段階で評価を求め、「非常にゆとりがある」「ややゆとりがある」「普通である」を「ゆとりあり」、「あまりゆとりがない」「全くゆとりがない」を「ゆとりなし」として2値で整理した。夫婦関係満足度は、諸井³⁷⁾による「夫婦関係満足度」6項目を用いて測定した（例、「私たちは、申し分のない結婚生活を送っている」）。各項目について4段階で回答を求めた。各項目得点を単純加算して「夫婦関係満足度」得点とした。この値が大きいほど、夫婦関係に満足している傾向が高いことを意味する。「家族する」尺度³⁷⁾は8項目から構成される（例、「家族が自分にどうしてほしいかを考えて行動する」）。各項目について5段階で回答を求めた。8項目の得点を単純加算し「家族する」尺度得点とした。この値が大きいほど、「家族する」傾向が強いこと、すなわち、家庭に対する主体的・応答的・生成的な関与が強いことを意味する³⁷⁾。大野³⁷⁾によると、既婚男性を対象とした調査結果から、「家族する」尺度について以下が確認されている。信頼性を検証した結

果, クロンバックの α 係数は0.75であった。妥当性を検証した結果, 「家族する」尺度得点と家庭・家族の重要度との相関は $r=0.29$ ($P<0.01$), 職場・仕事の重要度との相関は $r=-0.16$ (有意差なし), 「家族する」尺度得点と家事遂行との相関は, 有意な正の相関が認められた(「部屋の掃除」: $r=0.19$, ($P<0.05$) ~ 「トイレや風呂の掃除」: $r=0.31$ ($P<0.01$))。

3. 統計解析

- 1) 母親の就労状況別に群分けをし, 群間で基本属性の比較を行った。連続量については一元配置分散分析を行い多重比較には Tukey 法を用いた。離散量についてはカイ二乗検定を行い下位検定として残差分析を行った。
- 2) 育児・家事尺度について, 「育児」因子ならびに「家事」因子から構成される2因子解モデルを設定し, 確証的因子分析を行った。推定にはロバスト重み付き最小二乗法を用いた。モデル適合度として, the root mean square error of approximation (RMSEA) と the comparative fit index (CFI) を使用した^{38,39)}。
- 3) 育児・家事尺度の妥当性について評価するため, 他の変数との予想されるような関連が認められるかについて検討した。母親が無職の場合と比較して, 母親が働いている場合(常勤職員・パート)のほうが育児・家事尺度の得点が高いかどうか検討するため, 一元配置分散分析及び Tukey 法による多重比較を行った。養育する子どもの人数が多い者, 末子の年齢が低い者, 育児・家事時間が長い者は, 育児・家事尺度の得点が高いかどうか検討するため, ピアソンの積率相関係数を算出した。「家族する」尺度得点³⁷⁾が高い者は, 育児・家事尺度の得点が高いかどうか検討するため, ピアソンの積率相関係数を算出した。
- 4) 育児・家事尺度の信頼性を検証するため, 下位尺度ごとにクロンバックの α 係数を算出した。
- 5) 育児・家事尺度の得点分布の確認のため, ヒストグラム, 平均値, 標準偏差, 中央値, 歪度, 尖度の算出を行った。
- 6) 性別役割分業観ならびにソーシャルサポートと父親の育児参加との関連を検討するために, 従属変数として育児・家事尺度の得点を, 独立変数として性別役割分業観とソーシャルサポート, 性別役割分業観とソーシャルサポートの交互作用項, 上述した統制変数を一斉投入した重回帰分析を行った。性別役割分業観とソーシャ

ルサポートは中心化して解析に用いた⁴⁰⁾。性別役割分業観とソーシャルサポートの交互作用が有意となった場合には, 下位分析として単純傾斜解析⁴⁰⁾を行った。

解析は, IBM SPSS Statistics version 27 (IBM Corp., Armonk, NY) および Mplus Version 8³⁹⁾ で実施した。すべての検定における有意水準を5%とした。

4. 倫理的配慮

本研究は福島県立医科大学倫理委員会の承認を得て実施した(承認番号:一般2019-156, 2019年9月13日承認)。

III 研究結果

1. 対象者基本属性

上記手続きによりマクロミル社に調査依頼を行ったところ, 最終的に360人のデータを取得した(平均年齢36.8歳, 標準偏差5.6)。表1に対象者の基本属性を示す。母親の就業状況別に基本属性を比較したところ, 平日の育児・家事時間と保育園・幼稚園の利用について差が認められた。母親が常勤職員の場合のほうが平日の育児・家事時間が有意に長かった。保育園・幼稚園を利用する者は, 母親が常勤職員の場合に期待値より高く, 母親が無職の場合に期待値より低かった。対象者の職種については, 会社経営者7人(1.9%), 公務員50人(13.9%)。会社員288人(80%), 自営業・自由業15人(4.2%)であった。

2. 育児・家事尺度の妥当性・信頼性・得点分布

1) 因子分析

確証的因子分析を行ったところ, 2因子解のモデル適合度は, RMSEA = 0.099, CFI = 0.931であった。「育児」因子と「家事」因子間の相関は0.60であった。これらの結果より, 「育児」因子を構成する6項目, 「家事」因子を構成する5項目をそれぞれ単純加算して「育児」得点, 「家事」得点とした(値が大きいほど, それぞれの活動によく参加していることを意味する)。

2) 妥当性

育児・家事尺度の妥当性検証の結果について記す(表2)。母親の就業状況別に「育児」得点, 「家事」得点を一元配置分散分析により比較したところ, 母親が無職の場合では, 他の群よりも, 「育児」得点($P<0.01$), 「家事」得点($P<0.01$)がともに低かった。子どもの人数と「育児」得点, 「家事」得点の相関を検討したところ, 有意な相関は認められなかった($r=0.03$, $P=0.54$; $r=0.03$, $P=0.60$)。末子の年齢と「育児」得点, 「家事」得点の相関を検討

表1 対象者基本属性

	母親の就労状況			P ⁴⁾
	常勤職員 (n=120)	パート (n=120)	無職 (n=120)	
年齢(歳)	36.7±5.3	36.8±5.7	36.9±5.8	0.97
子どもの人数(人)	1.7±0.7	1.9±0.8	1.7±0.7	0.13
末子の年齢(歳)	3.0±1.8	3.3±1.9	3.1±1.7	0.57
平日の平均労働時間(12時間以上%)	11(9.2)	13(10.8)	8(6.7)	0.52
平日の育児・家事時間	2.6±2.4	2.0±1.5	1.5±1.4	<0.01 ⁵⁾
平日の余暇時間	2.5±1.9	2.0±1.5	2.1±1.9	0.09
平日の睡眠時間	6.8±1.6	6.6±1.2	6.5±1.1	0.37
休日の育児・家事時間	5.7±3.8	5.7±4.1	5.0±3.8	0.37
休日の余暇時間	4.7±4.0	3.9±3.1	3.9±3.7	0.16
休日の睡眠時間	7.5±1.3	7.5±1.3	7.5±1.3	0.85
保育園・幼稚園の利用(あり%) ¹⁾	100(83.3)↑	90(75.0)	77(64.2)↓	<0.01
育児支援サービスの利用(あり%) ²⁾	7(5.8)	13(10.8)	11(9.2)	0.37
経済自己評価(ゆとりなし%)	35(29.2)	53(44.2)	43(35.8)	0.05
「育児」得点 ³⁾	19.5±2.9	19.2±2.4	17.8±3.3	<0.01 ⁶⁾
「家事」得点 ³⁾	15.0±3.0	14.1±2.8	12.8±3.5	<0.01 ⁷⁾

連続量においては平均値±標準偏差，離散量においてはn(%)を示した。

1) 認可保育園，認可外保育園，幼稚園，認定こども園を含む

2) 自治体のファミリーサポートセンター事業，地域の子育て支援センター，児童館の育児支援サービス，ベビーシッター，家事代行サービス，その他の育児支援サービスを含む

3) 「父親の育児・家事参加尺度」

4) 連続量は分散分析を，離散量はカイ二乗検定を行った

5) 多重比較の結果，常勤職員>無職

6) 多重比較の結果，常勤職員>無職，パート>無職

7) 多重比較の結果，常勤職員>無職，パート>無職

↑：期待値よりも有意に大きい，↓：期待値よりも有意に小さい

表2 「父親の育児・家事参加尺度」の妥当性の検討

説明変数	目的変数	
	「育児」得点	「家事」得点
母親の就労状況 (常勤職員と無職の比較) ¹⁾	常勤>無職**	常勤>無職**
母親の就労状況 (パートと無職の比較) ¹⁾	パート>無職**	パート>無職**
子どもの人数 ²⁾	r=0.03, ns	r=0.03, ns
末子の年齢 ²⁾	r=-0.09†	r=-0.16**
育児・家事時間 (平日) ²⁾	r=0.26**	r=0.18**
育児・家事時間 (休日) ²⁾	r=0.34**	r=0.25**
「家族する」 尺度得点 ²⁾	r=0.37**	r=0.34**

** P<0.01, † P<0.1, ns=not significant.

1) 分散分析・Tukey法による多重比較を行った。

2) ピアソンの積率相関係数を算出した。

したところ，「育児」得点では負の相関(有意傾向)が($r=-0.09$, $P=0.098$)，「家事」得点では負の相関が認められた($r=-0.16$, $P<0.01$)。育児・家事時間と「育児」得点，「家事」得点の相関を検討したところ，「育児」得点(平日： $r=0.26$, $P<0.01$ ；休日： $r=0.34$, $P<0.01$)，「家事」得点(平日： $r=0.18$, $P<0.01$ ；休日： $r=0.25$, $P<0.01$)ともに正の相関が認められた。「家族する」尺度得点と「育児」得点，「家事」得点の相関を検討したところ，「育児」得点($r=0.37$, $P<0.01$)，「家事」得点($r=0.34$, $p<0.01$)ともに正の相関が認められた。

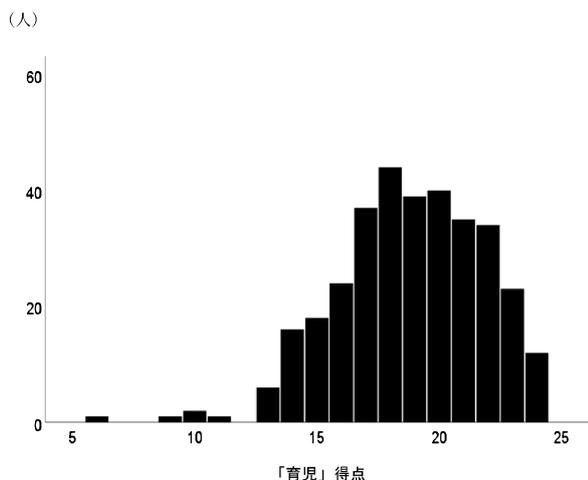
3) 信頼性

「育児」因子6項目，「家事」因子5項目におけるクロンバックの α 係数はそれぞれ，0.79，0.73であった。

4) 得点分布

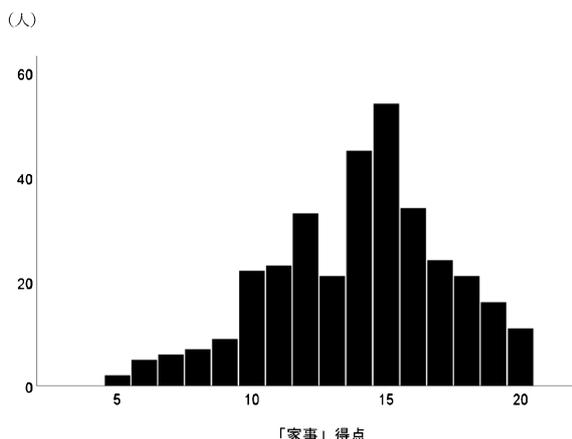
図1に「育児」得点，図2に「家事」得点の分布を示す。「育児」得点の平均値±標準偏差は18.8±3.1点，中央値は19点，歪度は-0.66，尖度は1.02，「家事」得点の平均値±標準偏差は13.9±3.3点，中

図1 「父親の育児・家事参加尺度」における「育児」得点の分布



註) 平均値は18.8, 標準偏差は3.1, 中央値は19, 歪度は-0.66, 尖度は1.02であった $N=360$

図2 「父親の育児・家事参加尺度」における「家事」得点の分布



註) 平均値は13.9, 標準偏差は3.3, 中央値は14, 歪度は-0.50, 尖度は-0.13であった, $N=360$

中央値は14点, 歪度は-0.50, 尖度は-0.13であった。
3. 性別役割分業観, ソーシャルサポートと父親の育児参加との関連

性別役割分業観ならびにソーシャルサポートと「育児」得点, 「家事」得点の関連について検討した(表3)。性別役割分業観は, 「育児」得点, 「家事」得点との間に, 有意な負の関連が認められた ($\beta = -0.103, -0.125$)。評価的サポートは, 「育児」得点, 「家事」得点との間に有意な正の関連が認められた ($\beta = 0.142, 0.199$)。性別役割分業観と手段的サポートの交互作用と「育児」得点との間に有意な正の関連が認められた ($\beta = 0.176$)。交互作用項が有意となったので, 下位分析として単純傾斜解析⁴⁰⁾を行った。図3には, 性別役割分業観高群および低

表3 「父親の育児・家事参加尺度」における「育児」得点・「家事」得点の関連要因の検討(重回帰分析結果)

	「育児」得点	「家事」得点
年齢	-0.062	-0.075
母親の就労状況(パート) ¹⁾	-0.033	-0.118*
母親の就労状況(無職) ¹⁾	-0.246**	-0.308**
子どもの人数	0.056	0.064
末子の年齢	-0.066	-0.122*
保育園・幼稚園の利用(あり)	0.027	-0.015
育児支援サービスの利用(あり)	0.096	0.025
経済状態自己評価(ゆとりなし)	-0.043	-0.025
1日の平均労働時間(12時間以上)	-0.056	-0.032
夫婦関係満足度	-0.058	-0.054
性別役割分業観	-0.103*	-0.125*
評価的サポート	0.142*	0.199**
情緒的サポート	0.031	-0.064
手段的サポート	0.085	0.028
性別役割分業観 × 評価的サポート	0.011	0.096
性別役割分業観 × 情緒的サポート	-0.035	-0.059
性別役割分業観 × 手段的サポート	0.176**	0.034

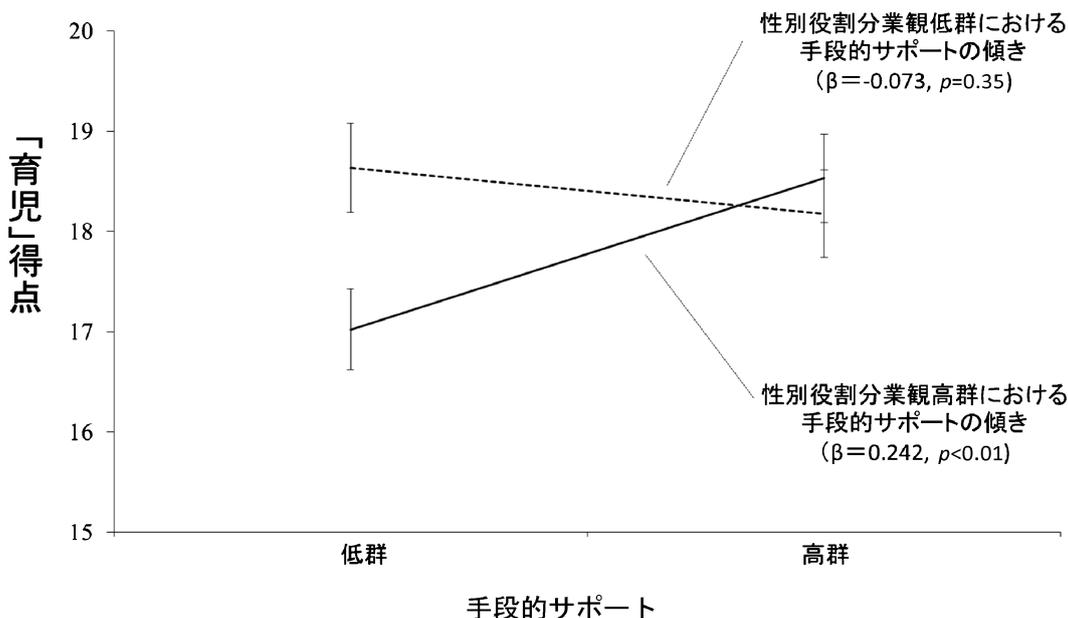
表中数値は重回帰分析における標準偏回帰係数 (β) を表す
 決定係数(自由度調整済決定係数)は, 「育児」得点で0.167 (0.125), 「家事」得点で0.168 (0.126) であった
¹⁾ 参照カテゴリは常勤職員
 $N=360$
 ** $P < 0.01$, * $P < 0.05$

群での手段的サポートの傾きを示す。各変数の高群と低群は±1標準偏差によって設定した。性別役割分業観が高い者では(すなわち, 伝統的な性別役割分業観をもつ者では), 傾きが有意であり ($\beta = 0.242$), 手段的サポートが高いほど「育児」得点が高かった。

IV 考 察

1. 育児・家事尺度の妥当性・信頼性・得点分布
 育児・家事尺度について因子分析を行ったところ, 2因子解が確認され, 「育児」因子, 「家事」因子の相関は中程度であった。育児・家事尺度の妥当性を検証したところ, 概ね予想した通りの関連が認められ, 尺度の妥当性が確認された。ただし, 養育する子どもの人数と尺度得点間に有意な相関は認められなかった。養育する子どもの人数が増えるほどに,

図3 単純傾斜解析（性別役割分業観と手段的サポートの交互作用と「父親の育児・家事参加尺度」における「育児」得点の関連）



註) 図に、性別役割分業観高群および低群での手段的サポート得点の傾きを示す。 β は標準偏回帰係数を意味する。エラーバーは標準誤差である。各変数の高群と低群は ± 1 標準偏差によって設定した。 $N=360$

相対的に父親の育児への需要が高まり父親が育児参加する傾向にあると予想したが⁹⁾、活用可能な育児資源の状況(可処分所得、親族からの支援等)によって育児への需要は変化すると考えられるため、今後さらに検討する必要がある。育児・家事尺度の信頼性を検証したところ、「育児」得点、「家事」尺度におけるクロンバックの α 係数は十分な値を示し、尺度の信頼性が確認された。育児・家事尺度得点の分布形状は、「育児」得点、「家事」得点ともに、平均値よりも値が小さいほうにやや裾を引き、尖りは標準的であり、正規分布から逸脱した形状ではなかった。

2. 性別役割分業観と育児参加の関連

本研究では、性別役割分業観と「育児」得点、「家事」得点が負の関連を示した。この結果は、先行研究^{15,16)}と一致した。上記より、伝統的な性別役割分業観をもつ父親は育児参加しない傾向にあることが示唆される。さらにこの関連は、母親の就労状況¹⁴⁾、保育園・幼稚園の利用、育児支援サービスの利用、経済状態¹⁴⁾、労働時間¹²⁾とは独立して認められた。こうした、父親がおかれている「育児環境」とは独立して、性別役割分業観といった父親当人の価値観が育児参加を規定している可能性を本知見は示唆する。

本知見は、父親の性別役割分業観がより平等的な方向へと変化することによって、父親の育児参加が促進される可能性を示唆する。日本において、両親

学級や父親への育児指導を通じて、父親役割獲得や育児技術の習得を目指した支援が行われている^{41,42)}。また、出産前の夫婦を対象として、夫婦の共感性を高め、父親・母親間の協働育児を円滑に行うための基礎を築くことを目指した支援プログラムが開発され社会実装が進められている^{43,44)}。父親がこうした取り組みへ参加する機会を増やすことによって、父親の性別役割分業観がより平等的な方向へと変化し、その結果、育児参加が促進されることが期待される。

一方、性別役割分業観といった個人の価値観は、人が所属する集団(国、地域、会社組織等)の文化的特性や、幼少期から青年期に受けた教育・経験の影響を受けて形成されると考えられる。内閣府が行っている世論調査によると⁴⁵⁾、伝統的な性別役割分業観である「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」に対して「賛成」の者(賛成ならびにどちらかといえば賛成)の割合は、1979年では男性75.6%、女性70.1%、2002年では男性51.3%、女性43.3%、2019年では男性39.4%、女性31.1%であった。このように、日本では近年、性別役割分業観は平等的な方向へと変化しているものの、男女ともにいまだ3割以上の者が伝統的な性別役割分業観をもつことが示されている。地域住民に対して、平等的な性別役割分業観をさらに浸透させていく必要があると考えられる。また、厚生労働省が2010年から進めている「イクメンプロジェクト」⁴⁶⁾では、働く父

親が、育児をより積極的にすることや、育児休業を取得することができるよう、社会の気運を高めることを目的としている。「イクメンプロジェクト」のホームページでは、育児に関する知識供与のほか、育児を積極的に行う男性（「イクメン」）の紹介や、ファミリー・フレンドリー企業の表彰が行われており、父親がより育児に参加しやすい社会風土の形成に寄与していると考えられる。

3. ソーシャルサポートと育児参加の関連

本研究では、評価的サポートと「育児」得点、「家事」得点が正の関連を示し、評価的サポートを受ける父親は育児参加する傾向にあることが示された。この知見は、ソーシャルサポートと父親の育児参加の関連を報告した Kwok ら³¹⁾と類似の傾向を示した。評価的サポートを受けることと父親の育児参加の関連の機序について2つの可能性が考えられる。1つは、評価的サポートを受けることによって精神的健康が維持されることによるものと考えられる。ソーシャルサポートを受けることと精神的健康維持の関連は多くの研究で見出されている^{23,35,47)}。また、精神的不調 (psychological distress) の状態にある父親は育児において父子間の葛藤 (father-child conflict) を経験しやすいことが報告されており⁴⁸⁾、これは育児参加の阻害要因であると考えられる。このことから、評価的サポートを受けることによって父親の精神的健康の維持がもたらされ、その結果として、父親の育児参加が促進される可能性が考えられる。

評価的サポートを受けることと父親の育児参加の関連の機序の第2の可能性として、評価的サポートを受けることによって、父親の育児に対する動機付けが高まることによるものと考えられる。肯定的な評価を受けることによって、課題に対する動機付けが高まることが報告されている⁴⁹⁾。また職域においては、上司による肯定的な評価を受けることにより、仕事のパフォーマンスが高まることが報告されている⁵⁰⁾。上記より、評価的サポートは、父親の育児に対する動機づけを高め、その結果として、育児参加が促進される可能性が推察される。

本知見より、父親の育児参加に対して肯定的な評価をすることが父親の育児参加の促進には重要であることが示唆される。今後は、父親の育児参加を促進するのに有用な「評価の仕方」について詳細に検討する必要がある。例えば、動機づけを高めるほめ方としては、「誠実にほめること」「特定の行為を具体的にほめること」「努力したことをほめること」が提案されている⁵¹⁾。

4. 性別役割分業観・ソーシャルサポートの交互作用と育児参加の関連

本研究では、性別役割分業観と手段的サポートの交互作用が「育児」得点と有意な関連を示し、単純傾斜解析の結果、性別役割分業観が高い者では、手段的サポートと「育児」得点が正の関連を示した。この結果は、伝統的な性別役割分業観を持つ父親でも、育児の仕方を教えてもらうことによって、育児参加を行う可能性を示唆している。中川⁵²⁾は、育児に関する「働きかけ」(例、「妻は夫に、よく育児を頼みますか」)が父親の育児参加と関連することを報告している。伝統的な性別役割分業観を持つ父親は、育児の仕方が分からない、あるいは、父親・母親間の協働育児⁴⁾に馴れていないという理由で⁵²⁾、育児参加に積極的ではない可能性が考えられる。こうした場合では、父親・母親双方が歩み寄り協働育児の体制を整えること⁴⁾、両親学級等を通じて父親が育児の技術を習得すること⁴²⁾等により、父親の育児参加が促進される可能性が示唆される。

5. 本知見の限界

本研究における知見の限界について述べる。第1に、対象集団の代表性に関する点があげられる。本研究では、インターネット調査会社の登録会員を対象として調査を行った。先行研究では、インターネット調査において「カヴァレッジ誤差」(標的母集団と稗母集団のズレ)が生じうることが指摘されている⁵³⁾。さらには、インターネットという媒体を使用した調査のため、対象者はインターネットを日常的に使用できる者に制限される。上記より、本研究における対象者集団は、一般集団と比較すると諸属性に偏りのある集団であることが考えられる。第2に、変数間の因果関係に関する事柄である。本研究は、横断調査デザインを用いているため、変数間の因果関係について証明することはできない。すなわち、もともと伝統的な性別役割分業観をもつ者は育児参加をしない傾向であるのか、逆に、育児参加をしない者が伝統的な性別役割分業観を形成しやすいのかについては本データからは判断できない。今後は、縦断調査デザインを実施し、本知見の再現性、因果関係について検証する必要がある。第3に、重回帰分析の結果から、性別役割分業観と「育児」得点・「家事」得点の関連、ソーシャルサポートと「育児」得点・「家事」得点の関連はそれぞれ統計学的に有意ではあったが、その効果量(標準偏重回帰係数、決定係数)は比較的小さかった。上記より、本知見の一般化は慎重に行う必要がある。

V 結 語

本研究は、家庭内における要因として性別役割分業観ならびに母親からのソーシャルサポートと父親の育児参加の関連について検討した。本研究知見より、父親の育児参加を促進するためには、①平等的な性別役割分業観の浸透、②母親が父親の育児参加を肯定的に評価すること、③伝統的な性別役割分業観を持つ父親においてはとくに、父親に対する育児技術の習得をもたらすような働きかけ（父親・母親間で協働育児の体制を整えること、両親学級への参加を促すこと等）が重要であることが考えられた。

本研究の一部は、「公益財団法人前川ヒトづくり財団2019年度研究助成事業」を受け実施した。なお、開示すべきCOI状態はない。

(受付	2022. 5. 9)
	採用	2022. 8. 18)
	J-STAGE早期公開	2022.10.28)

文 献

- 1) Norhayati MN, Hazlina NH, Asrenee AR. Magnitude and risk factors for postpartum symptoms: a literature review. *J Affect Disord* 2015; 175: 34-52.
- 2) Suto M, Isogai E, Mizutani F, et al. Prevalence and factors associated with postpartum depression in fathers: a regional, longitudinal study in Japan. *Res Nurs Health* 2016; 39: 253-262.
- 3) 医療情報科学研究所. 「公衆衛生がみえる2022-2023」. 東京: メディックメディア. 2022.
- 4) 加藤道代, 黒澤 泰, 神谷哲司. 夫婦ペアレンティング調整尺度作成と子育て時期による変化の横断的検討. *心理学研究* 2014; 84: 566-575.
- 5) 厚生労働省. 健やか親子21 (第2次). 2013. <http://sukoyaka21.jp/> (2022年4月20日アクセス可能).
- 6) Kasamatsu H, Tsuchida A, Matsumura K, et al. Paternal childcare at 6 months and risk of maternal psychological distress at 1 year after delivery: the Japan Environment and Children's Study (JECS). *Eur Psychiatry* 2021; 64: e38, 1-8.
- 7) 加藤承彦, 越智真奈美, 可知悠子, 他. 父親の育児参加が母親, 子ども, 父親自身に与える影響に関する文献レビュー. *日本公衆衛生雑誌* 2022; 69: 321-337.
- 8) 内閣府男女共同参画局. 男女共同参画白書 (平成30年版). 東京: 勝美印刷. 2018.
- 9) 石井クンツ昌子. 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* 2009; 81: 16-23.
- 10) 労働政策研究・研修機構. データブック国際労働比較 (2019年版). <https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2019/index.html> (2022年4月20日アクセス可能).
- 11) 多喜代健吾, 北宮千秋. 父親の育児参加への育児参加要因およびソーシャルサポートの影響. *日本看護研究学会雑誌* 2019; 42: 763-773.
- 12) 柳原真知子. 父親の育児参加の実態. *天使大学紀要* 2007; 7: 47-56.
- 13) 森下葉子. 父親になることによる発達とそれにかかわる要因. *発達心理学研究* 2006; 17: 182-192.
- 14) 福丸由佳, 無藤 隆, 飯長喜一郎. 幼児期の子どもを持つ親における仕事観, 子ども観: 父親の育児参加との関連. *発達心理学研究* 1999, 10, 189-198.
- 15) 山西裕美. 父親の子育て参加規定要因についての研究—両親の就労形態との関連で. *社会関係研究* 2011; 16: 59-89.
- 16) 青木聡子, 岩立京子. 幼児を持つ父親の育児参加を促す要因: 父母比較による検討. *東京学芸大学紀要 (第1部門 教育科学)*. 2005; 56: 79-85.
- 17) 尹 靖水, 朴 志先, 近藤理恵, 他. 父親の育児参加の促進・阻害要因に関連する仮説の実証的検討. *評論・社会科学* 2011; 94: 15-26.
- 18) 成瀬 昂, 有本 梓, 渡井いずみ, 他. 父親の育児支援行動に関連する要因の分析. *日本公衆衛生雑誌* 2009; 56: 402-410.
- 19) 村上由希子, 内山 忍, 川越展美, 他. 妻の妊娠期における父性性 (第1報): 父性性を構成する要因. *母性衛生* 1995; 36: 250-258.
- 20) 内閣府. 女性の活躍推進に関する世論調査 (2014年) <https://survey.gov-online.go.jp/h26/h26-joseikatsuyaku/index.html> (2022年4月20日アクセス可能).
- 21) 古谷野亘, 安藤孝敏. 改訂・新社会老年学; シニアライフのゆくえ. 東京: ワールドプランニング. 2003.
- 22) House JS. *Work stress and social support*. Reading, MA: Addison-Wesley. 1981.
- 23) 馬場千恵, 村山洋史, 田口敦子, 他. 乳児を持つ母親の孤独感と社会との関連について 家族や友達とのソーシャルネットワークとソーシャルサポート. *日本公衆衛生雑誌* 2013; 60: 727-737.
- 24) 大森 芳, 寶澤 篤, 曾根稔雅, 他. うつ状態と介護保険要支援・要介護認定リスクとの関連 鶴ヶ谷プロジェクト. *日本公衆衛生雑誌* 2010; 57: 538-549.
- 25) Holt-Lunstad J, Smith TB, Layton JB. Social relationships and mortality risk: a meta-analytic review. *PLoS Med* 2010; 7: 1000316.
- 26) Kwasnicka D, Dombrowski SU, White M, et al. Theoretical explanations for maintenance of behaviour change: a systematic review of behaviour theories. *Health Psychol Rev* 2016; 10: 277-296.
- 27) 松本千明. 医療・保健スタッフのための健康行動理論の基礎: 生活習慣病を中心に. 東京: 医歯薬出版. 2002.
- 28) Garay-Sevilla ME, Nava LE, Malacara JM, et al. Adherence to treatment and social support in patients with non-insulin dependent diabetes mellitus. *J Diabetes Complications* 1995; 9: 81-86.

- 29) Sallis JF, Hovell MF, Hofstetter CR, et al. Explanation of vigorous physical activity during two years using social learning variables. *Soc Sci Med* 1992; 34: 25-32.
- 30) 三觜 雄, 岸 玲子, 江口照子, 他. ソーシャルサポート・ネットワークと在宅高齢者の検診受診行動の関連性 社会的背景の異なる三地域の比較. *日本公衆衛生雑誌* 2006; 53: 92-104.
- 31) Kwok S, Li B. A Mediation Model of Father Involvement with Preschool Children in Hong Kong. *Soc Indic Res* 2015; 122: 905-923.
- 32) 中山美由紀, 三枝 愛. 1歳6ヵ月児をもつ母親に対する父親の育児支援行動. *母性衛生* 2003; 44: 512-520.
- 33) 下坂 剛. 父親の育児関与尺度の開発および妥当性について. *小児保健研究* 2019; 78: 289-295.
- 34) 末盛 慶. 性別役割分担をめぐる夫婦間交渉—クレイム行為に関する実証分析—. *日本福祉大学社会福祉論集* 2013; 128: 35-50.
- 35) 片受 靖, 大貫尚子. 大学生用ソーシャルサポート尺度の作成と信頼性・妥当性の検討. *立正大学心理学研究年報* 2014; 5: 37-46.
- 36) 諸井克英. 家族内労働の分担における衡平性の知覚. *家族心理学研究* 1996; 10: 15-39.
- 37) 大野祥子. 「家族する」男性たち〜おとなの発達とジェンダー規範からの脱却. 東京: 東京大学出版会. 2016.
- 38) Hu L, Bentler P. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis; conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 1999; 6: 1-55.
- 39) Muthen LK, Muthen BO. *Mplus User's Guide (Version 8)*. Los Angeles, CA: Muthen & Muthen. 1998-2017.
- 40) 前田和寛. 重回帰分析の応用的手法—交互作用項ならびに統制変数を含む分析—. *比治山大学短期大学部紀要* 2008; 43: 69-73.
- 41) 磯山あけみ. 勤務助産師が行う父親役割獲得を促す支援とその関連要因. *日本助産学会誌* 2015; 29: 230-239.
- 42) 喜多淳子. 「父親のための両親学級」の展開のしかた. 竹村秀雄, 監修. *母親学級・両親学級指導マニュアル*. 大阪: メディカ出版. 2000; 34-49.
- 43) 渡邊一代, 石井佳世子, 石田久江, 他. 産後うつ病予防を目的とした妊娠期からの“夫婦の共感性を高めるセッション”の試行 対象者の共感性と精神健康度とセッション評価. *日本健康学会誌* 2019; 85: 80-89.
- 44) Ishii K, Goto A, Watanabe K, et al. Characteristics and changes in the mental health indicators of expecting parents in a couple-based parenting support program in Japan. *Health Care Women Int* 2020; 41: 330-344.
- 45) 内閣府男女共同参画局. *男女共同参画白書〔令和3年版〕*. 東京: 勝美印刷. 2021.
- 46) 厚生労働省. *イクメンプロジェクト*. 2010. <https://ikumen-project.mhlw.go.jp/> (2022年4月20日アクセス可能).
- 47) Honda A, Date Y, Abe Y, et al. Communication, support and psychosocial work environment affecting psychological distress among working women aged 20 to 39 years in Japan. *Ind Health* 2016; 54: 5-13.
- 48) Nath S, Russell G, Ford T, et al. Postnatal paternal depressive symptoms associated with fathers' subsequent parenting: findings from the Millennium Cohort Study. *Br J Psychiatry* 2015; 207: 558-559.
- 49) Deci E. Effects of externally mediated rewards on intrinsic motivation. *J Pers Soc Psychol* 1971; 18: 105-115.
- 50) Zhang J, Gong Z, Zhang S et al. Impact of the supervisor feedback environment on creative performance: a moderated mediation model. *Front Psychol* 2017; 8: 256.
- 51) 外山美樹. *行動を起こし, 持続するカーモチベーションの心理学*. 東京: 新曜社. 2011.
- 52) 中川まり. 共働き夫婦における妻の働きかけと夫の育児・家事参加. *人間文化創成科学叢書* 2009; 12: 305-313.
- 53) 埴淵知哉, 村中亮夫. *地域と統計〜調査困難時代のインターネット調査*. 京都: ナカニシヤ出版. 2018.

APPENDIX
「父親の育児・家事参加尺度」

	1: ほとんど行わない	2: あまり行わない	3: たまに行う	4: 非常によく行う
1 子どもの世話	6(1.8)	24(7.2)	143(42.9)	160(48.0)
2 子どもと遊ぶ	3(0.9)	10(3.0)	169(50.8)	151(45.3)
3 子どものしつけ	1(0.3)	26(7.8)	169(50.8)	137(41.1)
4 子どもへの情緒的な働きかけ	4(1.2)	34(10.2)	168(50.5)	127(38.1)
5 子どもと外出する	23(6.9)	44(13.2)	177(53.2)	89(26.7)
6 子どもを看病する	48(14.4)	123(36.9)	125(37.5)	37(11.1)
7 料理	100(30.0)	86(25.8)	95(28.5)	52(15.6)
8 食事の後片付け	21(6.3)	60(18.0)	128(38.4)	124(37.2)
9 掃除	24(7.2)	64(19.2)	166(49.8)	79(23.7)
10 洗濯	52(15.6)	60(18.0)	134(40.2)	87(26.1)
11 日用品の買い物	25(7.5)	58(17.4)	160(48.0)	90(27.0)

註) 各セルの数値は、人数 (%) を示す。

$N=360$

項目 1~6 の得点を単純加算し「育児」得点、項目 7~11 の得点を単純加算し「家事」得点とする。

Association between gender role attitudes and social support from mothers and paternal involvement in childcare

Hajime IWASA*, Kayoko ISHII^{2*} and Yuko YOSHIDA^{3*}

Key words : fathers, childcare, gender role attitude, social support

Objective Paternal involvement in child-rearing is an action goal of Healthy Parents and Children 21 (Tier 2), and should be actively promoted. Clarifying the related factors may contribute to countermeasures for promoting paternal involvement in child-rearing. This study aimed to examine the association between fathers' gender role attitudes and social support from their spouses (i.e., the mothers of the children) and their involvement in child-rearing.

Methods We obtained the data of fathers involved in childcare (aged 25–50 years; all full-time workers) through an internet research company. The paternal involvement in childcare scale (11 items, 4-point scale, e.g., “taking care of children,” “cooking”) was used as the dependent variable. The independent variables were gender role attitude (“Husbands should work outside the home and wives should take care of the home,” 4-point scale) and social support from the mothers of the children (including appraisal, emotional, and instrumental support). The control variables were father's age, mother's employment status, number of children, the age of the youngest child, children going to nursery school or kindergarten, use of childcare services, self-evaluation of low economic status, work hours on weekdays, and marital relationship satisfaction.

Results The data of 360 men were analyzed (mean age 36.8 years, standard deviation 5.6). The results of the multivariable regression analyses with interaction terms are as follows: gender role attitude was significantly associated with childcare ($\beta = -0.103$) and housework ($\beta = -0.125$); appraisal support was significantly associated with childcare ($\beta = 0.142$) and housework ($\beta = 0.199$); and the interaction between gender role attitude and instrumental support was significant ($\beta = 0.176$), indicating that, in individuals with a high gender role attitude score, a higher level of instrumental support was related to a higher childcare score ($\beta = 0.242$).

Conclusions Fathers with egalitarian gender role attitudes and those who receive appraisal support from the other parent are more likely to participate in childcare. In addition, fathers with traditional gender role attitudes who receive instrumental support from the other parent may tend to participate in childcare.

* Department of Public Health, Fukushima Medical University School of Medicine

^{2*} Department of Midwifery and Maternal Nursing, Fukushima Medical University School of Nursing

^{3*} Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology