

父親の育児支援行動に関連する要因の分析

ナルセ タカシ アリモト アズサ
成瀬 昂* 有本 梓*
ワタイ イズミ ムラシマ サチヨ
渡井いずみ* 村嶋 幸代*

目的 少子化の進む日本では、健やか親子21などの政策により父親の育児参加が推奨されている。父親の育児参加に関する研究では仕事の影響を考慮する必要があるが、仕事と家庭における役割の関係性（スピルオーバー）が父親の育児参加にどのように影響するのかは、明確にされていない。本研究では、父親の育児参加を育児支援行動と定義して、その関連要因を検討し、父親の育児支援行動と役割間のポジティブスピルオーバーとの関連を明らかにすることを目的とした。

方法 A市内の公立保育園17園と私立保育園14園に通う、1、2歳児クラスの父親880人を対象に、無記名自記式質問紙による留め置き・郵送調査を行った。父親・家庭・多重役割に関する変数を独立変数とし、「母親への情緒的支援行動」、「育児家事行動」を従属変数とする階層的重回帰分析を行った。父親に関する要因、母親の職業を独立変数として投入した後（モデル1）、さらに仕事と家庭の両役割間のポジティブスピルオーバーを追加投入（モデル2）した。

結果 189人の有効回答を得た（有効回答率21.4%）。重回帰分析の結果、母親への情緒的支援行動の実施にはポジティブスピルオーバーの高さ、平等主義的性役割態度の高さが有意に関連していた。育児家事行動の実施にはポジティブスピルオーバーの高さ、母親が会社員・公務員であることが有意に関連していた。

結論 父親の育児支援行動は、父親の持つ特性や経験などの背景要因よりも、仕事と家庭の両立におけるポジティブスピルオーバーとの関連性が強かった。また、ポジティブスピルオーバーが高いほど母親への情緒的支援行動、育児家事行動を行っていた。父親の育児支援行動を促進するための働きかけや政策を検討するためには、父親が仕事と家庭をどのように両立しているか、それによる影響を本人がどう捉えているかを考慮する必要性が示された。

Key words : 父親, 育児参加, 共働き, ポジティブスピルオーバー

1 緒 言

少子化の進む日本では、母子保健の具体的数値目標を掲げた健やか親子21が策定され、目標の1つとして父親の育児参加が掲げられている¹⁾。父親が育児を支援することで母親の精神的疲労を軽減することができ²⁾、また父親が育児に参加することで父親自身が視野を広げ社会人として成長できる³⁾など、父親の育児への関わりを推奨する政策や研究が多くみられている^{4,5)}。しかし実際には、共働き家庭でも育児家事労働の多くを母親が負担している⁶⁾。また、育児世代にあたる20～40代は労働時間が長く、

働く男性の4割が育児休業の取得を希望している⁷⁾にもかかわらず、2001年の父親の育児休業取得率は0.56%である⁷⁾。これらのことから、父親の育児参加は進んでいないと言える。

父親の育児参加の要因を検討した先行研究によると、父親自身の養育体験や子どもとの接触体験^{8,9)}が育児参加を促進すると言われている。また、古典的性役割観が今もなお根強い¹⁰⁾日本では、父親自身の性役割観も育児参加の程度に影響していると考えられる。

さらに、こうした家庭における父親の研究で重要なのは、職業領域における生活の影響である。父親の多くが家庭と仕事の役割を併せ持っており、その双方が生活時間の多くを占めることから、父親の育児参加に対する職業生活の影響は小さくないと言える。近年、仕事と家庭の多重役割の関係性に関す

* 東京大学大学院医学系研究科地域看護学教室
連絡先：〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1
東京大学大学院医学系研究科地域看護学教室
成瀬 昂

る研究^{11~13)}が多くみられている。仕事と家庭の役割の関係性を捉える枠組みの1つとして、ポジティブスピルオーバーがある。これは「一方の役割における状況や経験が、他方の役割における状況や経験にポジティブに影響を及ぼす」とするものである¹⁴⁾。ポジティブスピルオーバーが高い父親は、家庭での役割である育児にも肯定的に取り組むことができるため、育児参加が進んでいると推察できる。しかし先行研究の多くは、ポジティブスピルオーバーが及ぼす心理的影響の検討にとどまっている。これまで、仕事と家庭の役割の関係性が育児参加とどのような関連にあるのかを明らかにした研究はみられていない。

父親の育児参加を促進するための働きかけや政策を検討するためには、現在育児中の父親の育児参加状況がどのような要因と関連しているかを知ることが必要である。そこで本研究では、共働き世帯の父親を中心に、仕事と家庭の多重役割という視点で父親の育児参加に関連する要因を探索することを目的とした。なお、父親の育児参加は、母親の育児負担や精神的疲労の軽減に寄与すると考えられるため、育児参加を母親に対する「育児支援行動」と定義した。

II 方 法

1. 方法と対象

父親が育児支援を行う必要性が高い対象を選定するために、共働き世帯が多い保育園に通う児のうち、直接的な育児行動が必要と考えられる1, 2歳児の父親を対象とした。よって、対象は東京都A市内にある全ての公立保育園17園および協力の得られた私立保育園14園に通う1, 2歳クラスの父親880人である。A市は都心のベッドタウンとして発展を続ける人口約50万人の中核都市である。A市の公立保育園を統括する子育て支援課に調査趣旨を説明し、協力を得た。私立保育園へは、調査依頼状を全園へ郵送し、調査協力の意思をFaxまたは電話で確認した。各園を通じて対象となる父親に無記名自記式質問紙を配布し、家庭で記入した後、質問紙に同封した返信用封筒で研究者に直接郵送してもらい回収した。調査期間は平成16年11月から12月であった。

倫理上の配慮として、調査票は無記名とした。また、その他に個人を同定しうるような内容を含んでいないため、倫理委員会の審査は受けなかった。同封した趣意書には研究の目的、プライバシーの保護、また調査結果は統計的に処理し、調査以外の目的には使用しない旨を明記し、調査票の返送をもっ

て同意されたとみなした。

2. 質問項目

質問項目は、以下の項目からなる。

1) 父親の育児支援行動

育児期の父親の行動を測定する簡便な尺度がなかったため、母親が父親の育児支援行動を評価するために開発された中山らの尺度¹⁵⁾を参考に、尺度を作成した。この尺度は、他の研究で使用されている父親の育児家事行動に共通した具体的な項目と母親への情緒的な支援行動の項目を網羅しているため、本研究で使用した。なお、中山らの尺度は母親を回答者とした尺度であるため、回答者が父親となるように書き換えて使用した。

各項目について、普段の行動にあてはまるものを「よくする」から「しない」までの4段階で選択し、29項目について最尤法に基づいて因子分析を行った(表1)。初期値における固有値の減衰状況(第1因子から第5因子まで、10.29, 3.58, 2.08, 1.22, 1.04)から判断して、因子数を2因子および3因子に指定して再度分析を行った。その結果、因子に意味付けのできる次の2因子を採用した。第1因子は「妻の話に耳を傾け、親身に聞いている」など母親に対する情緒的な支援行動に関する項目から構成されており、「母親への情緒的支援行動」とした。因子2は「子どもの食事をつくる」、「掃除をする」など、家事育児行動の項目から構成されており「育児家事行動」とした。

尺度得点は、全項目の粗点(1~4点)の合計を項目数で割った得点を用い、得点が高いほど育児支援行動を行っているとする。因子1の信頼性係数(Cronbachの α 係数)は0.92、因子2では0.90であり、十分な信頼性が得られた。

2) 父親に関する項目

父親の年齢、子どもを持つ以前の育児経験、育児に関連する専門教育を受けた経験の有無、独居経験の有無、父親の職業、出勤時間、帰宅時間を尋ねた。

3) 父親の性役割分業観

平等主義的性役割態度スケール短縮版¹⁶⁾を使用した。この尺度は性役割態度が「性役割に対して一貫して好意的もしくは非好意的に反応する学習した傾向」、平等主義が「それぞれ個人としての男女の平等を信じること」と定義されている。女性の社会的立場については「女性が社会的地位や賃金の高い職業を持つと結婚をするのが難しくなるから、そういう職業を持たないほうがよい」、家事については「家事は男女の共同作業となるべきである」、子育てについては「子育ては女性にとって一番大切なキャリアである」などの計15項目に対して「まったくそ

表1 父親の育児支援行動尺度の因子分析と記述統計

(n=189)

	第1因子 ¹⁾	第2因子 ¹⁾	しない (1点) n (%)	あまりしない (2点) n (%)	時々する (3点) n (%)	よくする (4点) n (%)	平均得点 (Mean±SD)
母親への情緒的支援行動							
1 妻の話に耳を傾け、親身に聞いている	0.73	-0.01	2(1.1)	15(7.9)	84(44.4)	88(46.6)	
2 一日の子どもの様子を妻に聞いている	0.53	0.14	3(1.6)	26(13.8)	59(31.2)	101(53.4)	
3 妻の気持ちに気づくことがある	0.67	-0.01	3(1.6)	29(15.3)	111(58.7)	46(24.3)	
4 子どもの成長・発達を妻とともに喜ぶことがある	0.56	0.22	1(0.5)	3(1.6)	47(24.9)	138(73.0)	
5 妻の育児や妻のことを認めている	0.69	-0.12	2(1.1)	9(4.8)	40(21.2)	138(73.0)	
6 妻の持つ育児に関しての心配事の相談にのることがある	0.76	-0.05	3(1.6)	24(12.7)	91(48.1)	71(37.6)	
7 妻の持つ育児以外の心配事や悩みの相談にのることがある	0.70	0.06	6(3.2)	36(19.0)	92(48.7)	55(29.1)	3.27±0.50
8 育児についての方針を妻と一緒に考えることがある	0.75	0.05	3(1.6)	30(15.9)	77(40.7)	79(41.8)	
9 妻に対して励ましの言葉をかけることがある	0.72	-0.02	8(4.2)	60(31.7)	73(38.6)	48(25.4)	
10 妻の育児の苦労をねぎらうことがある	0.61	-0.01	9(4.8)	46(24.3)	89(47.1)	45(23.8)	
11 妻が育児上のストレスを発散できるように配慮している	0.59	0.06	4(2.1)	43(22.8)	92(48.7)	50(26.5)	
12 妻を信頼している	0.66	-0.15	1(0.5)	2(1.1)	46(24.3)	140(74.1)	
13 妻と二人で笑うことがある	0.68	0.00	1(0.5)	7(3.7)	60(31.7)	121(64.0)	
14 妻との会話時間を多く持っている	0.68	0.00	3(1.6)	40(21.2)	82(43.4)	64(33.9)	
育児家事行動							
15 子どもの食事の世話をする	0.00	0.72	6(3.2)	32(16.9)	71(37.6)	80(42.3)	
16 子どものおむつ・トイレの世話をする	-0.01	0.81	7(3.7)	28(14.8)	65(34.4)	89(47.1)	
17 子どもの着替えを手伝う	0.05	0.76	2(1.1)	18(9.5)	61(32.3)	108(57.1)	
18 子どもを寝かしつける	0.05	0.64	17(9.0)	52(27.5)	67(35.4)	53(28.0)	
19 子どもの入浴を手伝う	0.01	0.62	3(1.6)	19(10.1)	55(29.1)	112(59.3)	
20 子どもに話しかける	0.04	0.59	0(0.0)	4(2.1)	25(13.2)	160(84.7)	
21 子どもを抱っこする	0.04	0.50	1(0.5)	5(2.6)	26(13.8)	157(83.1)	
22 子どもの遊び相手をする	0.11	0.51	1(0.5)	7(3.7)	56(29.6)	125(66.1)	3.15±0.54
23 子どもと二人で外出をする	-0.11	0.76	6(3.2)	33(17.5)	81(42.9)	69(36.5)	
24 子どもと二人で留守番をする	-0.08	0.77	9(4.8)	35(18.5)	83(43.9)	62(32.8)	
25 食事を作る	0.13	0.36	60(31.7)	40(21.2)	49(25.9)	40(21.2)	
26 食事の後片付けをする	-0.03	0.51	23(12.2)	46(24.3)	56(29.6)	64(33.9)	
27 洗濯をする, 洗濯物を片付ける	-0.11	0.67	37(19.6)	49(25.9)	52(27.5)	51(27.0)	
28 日用品などの買い物をする	0.18	0.46	13(6.9)	23(12.2)	76(40.2)	77(40.7)	
29 掃除をする	-0.09	0.58	30(15.9)	52(27.5)	66(34.9)	41(21.7)	
固有値 ¹⁾	9.48	3.09					
因子寄与率 ²⁾	32.69	10.58					
累積寄与率 ²⁾	32.69	43.30					

注1) 最尤法, プロマックス回転にて算出した因子負荷量

注2) 29項目で算出

注3) 他の表中の値はn (%) もしくは Mean±SD

の通りだと思おう」から「ぜんぜんそう思わない」までの5段階(1~5点)で算出するリッカートスケールである。得点が高いほど性役割に対して平等主義的であると判定される。本研究における尺度得点の信頼性係数(Cronbachの α 係数)は0.85であった。

4) 父親の生育環境に関する項目

生育家族イメージ良好度¹⁷⁾を使用した。これは、本人が育った家庭についてどのようなイメージを持っているかを尋ねたもので、「困ったときに手助けしてくれた」などの肯定的項目と、「あまりかまってくれなかった」などの否定的項目の計7項目に対して「どちらかといえばそうだ」から「どちらかといえばそうではない」の3段階(1~3点)で得点化する。得点が高いほど生育家族が共感的・支援的であったと良好にイメージしていると判定される。本研究における尺度得点の信頼性係数(Cronbachの α 係数)は0.85であった。

5) 家庭に関する項目

妻の有無, 母親の年齢, 母親の職業, 母親の出勤時間, 帰宅時間, 当該児の月齢, 性別, 出生順, 健康状態, 結婚歴, 子どもの人数, 同居家族, 家族形態を尋ねた。

6) 仕事と家庭の多重役割感に関する項目

福丸のスピルオーバー尺度¹⁴⁾18項目から, ポジティブスピルオーバーの6項目を使用した。スピルオーバーとは役割間の関係性を捉える枠組みの代表的なもので, ポジティブスピルオーバーは「一方の役割における状況や経験が, 他方の役割における状況や経験にポジティブに影響を及ぼす」とするものである。「仕事でいい刺激を受けるので家庭生活にも張り合いがでる」などの仕事上の役割が家庭での役割に良い影響を及ぼすことを示す3項目と, 「子育ての経験が仕事でも活かされる」などの家庭での役割が仕事上の役割に良い影響を及ぼすことを示す3項目からなり, 計6項目に対し「そうである」から「ちがう」まで5段階で選択する。尺度得点は粗点(1~5点)の合計を項目数で割った得点を用い, 得点が高いほどポジティブスピルオーバーの程度が高いとする。本研究における尺度得点の信頼性係数(Cronbachの α 係数)は0.83であった。

3. 分析方法

最初に記述統計を行い, 次に「母親への情緒的支援行動」「育児家事行動」と各変数間の2変量解析を行った。上記の行動のいずれかと関連がみられた変数, および「父親の年齢」を独立変数とし, 「母親への情緒的支援行動」「育児家事行動」を従属変数とする階層的重回帰分析を行った。

関連性の検定には対応のないt検定, Pearsonの

積率相関係数を用い, 有意水準は両側5%とした。統計解析には統計パッケージSPSS for Windows ver12.0を用いた。

III 研究結果

1. 回収率

回収数は216人(回収率24.5%)であった。本研究では, 父親の行動に母親への情緒的支援行動と児への世話行動の両方を含んでいるため, 児や母親との関わりの有無や頻度に大きく差があるとみられる父子家庭5人, 単身赴任者2人, 対象児が健康上とても注意が必要であると回答した3人, および育児支援行動・多重役割の回答に欠損のあった17人を除外した。その結果, 有効回答数は189人(有効回答率21.5%)となった。分析対象者189人と除外した27人について主な特性を比較したところ, 両群に有意な差はみられなかった。

2. 父親, 家庭の属性(表2)

父親の平均年齢と標準偏差は 34.7 ± 5.3 歳であり, 30代が127人(67.2%)と最も多く, 職業は会社員が129人(68.3%)と多かった。自分が子どもを持つ以前の育児経験がある父親は42人(22.2%), 一人暮らしをした経験のある父親は123人(65.1%)であった。

母親の平均年齢は 32.6 ± 4.5 歳であり, 30代が126人(66.7%)と最も多かった。職業は非常勤(パート・アルバイト)が75人(40.0%), 会社員が59人(31.2%)。専業主婦を含むその他は21人(11.1%)と少なく, 非常勤も含めて, 共働き世帯が多かった。

対象児の月齢は 31.5 ± 7.7 か月で, 第一子は89人(47.1%), また, 疾病や障害のためにやや配慮が必要な児は9人(4.8%)であった。家族構成は, 核家族が162人(85.7%)であり, 拡大家族は27人(14.3%)であった。

3. 育児支援行動の実態とその関連

1) 育児支援行動の実態(表1)

ほとんどの項目で80%前後の父親が「よくする」もしくは「時々する」と回答していた。そのうち, 母親への情緒的支援行動の平均得点は 3.3 ± 0.5 点であった。「よくする」もしくは「時々する」と回答した者の割合は, 「妻の話に耳を傾け, 親身に聞いている(91.0%)」, 「子どもの成長・発達を妻とともに喜ぶ事がある(97.9%)」, 「妻の育児や妻のことを認めている(94.2%)」, 「妻を信頼している(98.4%)」, 「妻と2人で笑うことがある(95.8%)」, の項目で多く, 全ての項目で60%以上であった。

育児家事行動の平均得点は 3.2 ± 0.5 点であった。「よくする」もしくは「時々する」と回答した者の

表2 対象者（父親）および家族の基本属性

(n=189)

	n (%)	母親への情緒的支援行動得点	育児家事行動得点
父親			
年齢 (mean±SD) (range)	34.7±5.3(20-50)	r = -.12	r = .08
20-29歳	28(14.8)		
30-39歳	127(67.2)		
40-49歳	31(16.4)		
50歳以上	3(1.6)		
職業			
会社員・公務員	154(81.5)	3.3±0.5	3.1±0.6
自営業・非常勤	35(18.5)	3.3±0.5	3.2±0.5
父親の帰宅時間			
20時前	79(41.8)	3.3±0.5	3.2±0.5a*
20時以降	86(45.5)	3.2±0.5	3.1±0.6
子を持つ以前の育児経験			
あり	42(22.2)	3.4±0.4a*	3.3±0.5a*
なし	147(77.8)	3.2±0.5	3.1±0.6
育児に関する専門教育			
受けたことがある	18(9.5)	3.3±0.4	3.3±0.5
受けたことはない	171(90.5)	3.3±0.5	3.1±0.5
独居経験			
経験あり	123(65.1)	3.2±0.5	3.1±0.5
経験なし	66(34.9)	3.3±0.5	3.2±0.6
家族形態			
核家族	162(85.7)	3.1±0.7	3.0±0.7
拡大家族	27(14.3)	3.3±0.4	3.2±0.5
平等主義的性役割態度得点	34.7±5.3(20-50)	r = .27***	r = .21**
生育家族イメージ良好度得点	34.7±5.3(20-50)	r = .16*	r = .15*
ポジティブスピルオーバー得点	34.7±5.3(20-50)	r = .38***	r = .31***
母親			
年齢	32.6±4.5(23-46)	r = -.11	r = .03
20-29歳	48(25.4)		
30-39歳	126(66.7)		
40-49歳	15(7.9)		
職業			
会社員・公務員	82(43.4)	3.3±0.5	3.3±0.5a**
自営業・非常勤	107(56.6)	3.3±0.5	3.0±0.5
児			
月齢	31.52±7.69(13-54)	r = .10	r = .04

注1) 無回答は除く

注2) 表中の値はn (%) または Mean±SD

注3) *** $P < 0.001$, ** $P < 0.01$, * $P < 0.05$

注4) a: 対応のない t 検定

注5) r: Spearman の順位相関係数

多かった項目は、「子どもに話しかける (97.9%)」, 「子どもを抱っこする (96.8%)」, 「子どもの遊び相手をする (95.8%)」であったが, 逆に「あまりしない」もしくは「しない」と回答した者は「食事を作る (52.9%)」, 「洗濯をする, 洗濯物を片付ける (45.5%)」, 「掃除をする (43.4%)」で多かった。

2) 育児支援行動との関連 (表2)

母親への情緒的支援行動得点, 育児家事行動得点と各変数間の2変量解析を行った。母親への情緒的支援行動得点は, 子どもを持つ以前の育児経験がある者の方がいない者に比べて有意に高かった ($P < .05$)。また, 平等主義的性役割態度 ($r = .27, P$

表3 育児支援行動を従属変数とした重回帰分析

(n=189)

	母親への情緒的支援行動		育児家事行動	
	モデル1 β	モデル2 β	モデル1 β	モデル2 β
父親に関する要因				
父親の年齢	-0.124	-0.122	0.062	0.063
子どもを持つ以前の育児経験 ¹⁾	0.143*	0.083	0.167*	0.119
父親の年齢帰宅時間 ²⁾	-0.105	-0.116	-0.066	-0.075
平等主義的性役割態度	0.259***	0.220**	0.141	0.110
生育家族イメージ	0.124	0.080	0.109	0.073
家庭に関する要因				
母親の職業 ³⁾	-0.039	-0.029	0.157*	0.164*
多重役割に関する要因				
両役割間のポジティブスピルオーバー		0.328***		0.260***
R ²	0.141	0.240	0.116	0.178
調整済み R ²	0.112***	0.210***	0.086**	0.146***

*** $P < 0.001$, ** $P < 0.01$, * $P < 0.05$ β : 標準化偏回帰係数

1) 子どもを持つ以前の育児経験: なし=0, 経験あり=1

2) 父親の帰宅時間: 20時前=0, 20時以降=1

3) 母親の職業: 会社員・公務員以外=0, 会社員・公務員=1

<.001), 生育家族イメージ良好度 ($r = .16, P < .05$), 両役割間のポジティブスピルオーバー ($r = .38, P < .001$) と有意な正の相関があった。

育児家事行動得点は, 子どもを持つ以前の育児経験がある者の方がいない者に比べて ($P < .05$), 父親の帰宅時間が20時より早い者が遅いものに比べて ($P < .05$), 母親の職業が会社員・公務員である者がそうでない者に比べて ($P < .01$), 有意に高かった。また, 平等主義的性役割態度 ($r = .21, P < .01$), 生育家族イメージ良好度 ($r = .15, P < .05$), 両役割間のポジティブスピルオーバー ($r = .31, P < .001$) と有意な正の相関があった。

4. 育児支援行動の関連要因探索のための重回帰分析 (表3)

母親への情緒的支援行動, 育児家事行動を従属変数とし, 父親・家庭・多重役割に関する要因の中で育児支援行動と関連のみられた変数 ($P < .05$) を独立変数として階層的重回帰分析を行った。父親に関する項目, 父親の性役割分業観, 父親の生育環境に関する項目, 家庭に関する項目を投入した後 (モデル1), これらの変数とポジティブスピルオーバー, 育児支援行動の関連を明らかにするため, ポジティブスピルオーバーを追加投入した (モデル2)。

1) 母親への情緒的支援行動について

モデル1では, 子どもを持つ以前の育児経験があるほど ($\beta = .143, P < .05$), 平等主義的性役割態度

が高いほど ($\beta = .259, P < .001$), 父親は母親への情緒的支援行動を行っていた。ポジティブスピルオーバーを追加投入したモデル2では, 平等主義的性役割態度が高いほど ($\beta = .220, P < .01$), 両役割間のポジティブスピルオーバーが高いほど ($\beta = .328, P < .001$), 父親は母親への情緒的支援行動を行っていることが示された。

2) 育児家事行動について

モデル1では, 子どもを持つ以前の育児経験があるほど ($\beta = .167, P < .05$), 母親の職業が会社員・公務員である方が ($\beta = .157, P < .05$), 父親は育児家事行動を行っていた。ポジティブスピルオーバーを追加投入したモデル2では, 母親の職業が会社員・公務員である方が ($\beta = .164, P < .05$), 両役割間のポジティブスピルオーバーが高いほど ($\beta = .260, P < .001$), 父親は育児家事行動を行っていることが示された。

IV 考 察

本研究では保育園1, 2歳クラスに通う児の父親を対象として, 育児支援行動に関連する要因を探索することを目的とした。

1. 育児支援行動の関連要因

母親への情緒的支援行動の多さに関連していたのは, 両役割間のポジティブスピルオーバーの高さ, 次いで役割態度が平等的であることであった。これ

まで、母親への情緒的支援を規定する要因については、あまり明らかにされてこなかった。今回、両役割間のポジティブスピルオーバーや平等主義的性役割態度という、父親の行動傾向が、母親への情緒的支援の実施に関連していることが明らかとなった。乳児の父親を対象とした研究¹⁸⁾によると、母親への情緒的支援は、性役割観が平等であることよりも、子どもへの愛着・家庭役割へのコミットメントが高いことが影響すると言われている。両役割間のポジティブスピルオーバーが高い父親は、仕事役割と家庭役割を持つことをポジティブに捉えている父親である。つまり家庭への愛着が高い父親と考えられ、本研究の結果は、家庭への肯定的な意識が母親への情緒的支援を強めていることを示していると考えられる。

モデル1では、子どもを持つ以前の育児経験がある者は母親への情緒的支援行動が多かったが、ポジティブスピルオーバー投入後はその有意性が消失していた。乳児との接触経験があると、子ども肯定感が高くなるという報告がある⁹⁾。育児経験がある父親は家庭への肯定感が高いため、母親への情緒的な支援を行っていると考えられる。妊娠中に父親が育児を体験できるような取り組みを行うことによって、父親の家庭へのポジティブスピルオーバーを高め、母親への情緒的な支援行動を促せる可能性が考えられた。しかし、本研究からその因果関係までは明らかでなく、支援に結びつけるにはさらに縦断的研究が必要である。

育児家事行動の多さに関連していたのは、両役割間のポジティブスピルオーバーの高さ、次いで母親の職業が会社員・公務員であることであった。モデル1では平等主義的性役割観が有意に関連していたのに対し、母親の職業を投入後、その有意性が消えていた。これは、父親が性役割を平等に捉えているほど母親の常勤者が多い¹⁹⁾という先行研究の結果から説明できる。共働き世帯で父親の育児家事が多いという報告はこれまでもあり²⁰⁾、これは母親の就労によって必然的に父親が育児支援行動を行っているためだと考えられる。モデル1では、子どもを持つ以前の育児経験がある者は育児家事行動を行っていることが示されたが、ポジティブスピルオーバー投入後はその有意性が消失していた。これも母親への情緒的支援行動と同じく、育児経験がある父親は家庭への肯定感が高く、育児家事行動につながっていると考えられた。

今回の結果では、母親への情緒的支援行動、育児家事行動の両方に父親のもつ両役割間のポジティブスピルオーバーの高さが強く関連していることが示

された。ポジティブスピルオーバーが高いことは抑うつ症状の緩和につながる¹⁴⁾や、フィンランドでは仕事から家庭へのポジティブスピルオーバーは個人のwell-beingを高めるという先行研究が出ている¹¹⁾が、育児支援行動の実施状況とポジティブスピルオーバーとを関連付けて調べた研究は本研究が初めてである。健やか親子21においても、父親の育児を促進することは重要な目標の1つである¹⁾。その背景要因としてポジティブスピルオーバーの高さが示されたことで、父親の育児を進める支援の方法として、父親が家庭と仕事の役割を両立することを肯定的に捉えることができるような働きかけが有効であることが考えられた。

一方、ポジティブスピルオーバーとは反対に、役割を重複して担うことのネガティブな影響は「ネガティブスピルオーバー」という概念で表される。職場でのネガティブな経験が家庭での役割にネガティブに影響していることや¹²⁾、仕事から家庭へのネガティブスピルオーバーは性別にかかわらず精神的健康、夫婦関係、子育てストレスに悪影響を及ぼすという報告もある²¹⁾。今後、ポジティブスピルオーバーを規定する要因を探索すること、および、ネガティブスピルオーバーについても併せて分析することで、仕事と家庭の間にある父親の状態をより深く理解し、支援策をより具体的に検討することができると考えられる。

2. 本研究の限界と意義

本研究は1つの市のみで調査したものであり、回収率も24.5%と低かった。また、調査に協力した対象者は比較的育児に関心の高い集団である可能性があり、結果の一般化には注意が必要である。また、横断的研究であるために変数間の関連性しか説明できないという限界がある。さらに、本研究で用いた育児支援行動の評価は父親の自己評価のみに依存しており、尺度の妥当性、信頼性も確保されていない。今後は、尺度の検討に加えて、母親からの評価を解析に加える等の工夫が必要である。

しかし、スピルオーバーに関する研究そのものが日本国内では数が少ないことに加え、とりわけ父親を対象として、仕事と家庭の両立に関するポジティブな側面を実際の育児支援行動との関わりで詳細に調査した研究は、本研究が初めてである。少子化が進む中、母親にとって父親は重要な支援者である。仕事と家庭の両立に対して肯定的である父親ほど育児支援行動を行っているという結果は、父親の仕事と家庭の両立を支援することの重要性だけでなく、その測定尺度としてポジティブスピルオーバーが有効であることを示している。今後は、父親の生活に

占める割合が大きいと思われる仕事の要因, および仕事と家庭という役割両立のネガティブな側面も含めて調査し, スピルオーバーと育児支援行動との関連性を明確にしていく必要がある。

V 結 論

父親の育児支援行動は, 父親の家庭・仕事環境の特性や育児の経験といった背景要因よりも, 仕事と家庭の間のポジティブスピルオーバーと関連が強かった。ポジティブスピルオーバーが高いほど母親への情緒的支援行動, 育児家事行動ともに行っていることがわかった。父親の育児支援行動を促進するための働きかけや政策を検討するためには, 父親が仕事と家庭をどのように両立しているか, それによる影響を本人が肯定的に捉えているか否かを考慮する必要があることが示された。

本研究にご協力くださいました対象者の皆様, 東京都A市役所子ども家庭部子育て支援課課長様および担当者様, ご協力いただきました保育園の園長様方ならびに先生方に深く感謝申し上げます。

(受付 2007.10.30)
採用 2009. 4. 9)

文 献

- 1) 財団法人厚生統計協会. 第1章 次世代育成支援対策. 財団法人厚生統計協会, 編. 国民の福祉の動向. 東京: 財団法人厚生統計協会, 2007; 46-49.
- 2) 三橋邦江, 森 恵美, 前原澄子. 働く母親の適応に関連する要因の分析. 日本看護科学会誌 1999; 19: 1-10.
- 3) 日隈ふみ子, 藤原千恵子, 石井京子. 親としての発達に関する研究: 1歳半児をもつ父親の育児家事行動の観点から. 日本助産学会誌 1999; 12: 56-63.
- 4) 宮中文字子. 「母親への発達」に影響する父親および家族の要因: 出産後10ヶ月の調査による分析. 母性衛生 2001; 42: 677-685.
- 5) Deater-Deckard K, Pickering K, Dunn JF, et al. Family structure and depressive symptoms in men preceding and following the birth of a child. *American Journal of Psychiatry* 1998; 155: 818-823.
- 6) NHK 放送文化研究所. 日本人の生活時間2005. NHK 放送文化研究所, 編. 東京: 日本放送出版協会, 2006; 143-165.
- 7) 内閣府. 平成18年版国民生活白書. 内閣府, 編. 東京: 社団法人時事画報社, 2006; 58-82.
- 8) 松岡治子, 和田佳子, 花沢成一. 青年期男女における母性度・父性度の発達に関連する要因の検討: 親性準備性の研究(II). 母性衛生 2000; 41: 500-505.
- 9) 岡 恵美子, 外間登美子, 坂元良子. 乳幼児との接触経験と父性意識について: 男子学生のアンケート調査より. 思春期学 1999; 17: 130-133.
- 10) 厚生労働省. 厚生労働白書(平成18年版). 厚生労働省, 編. 東京: 株式会社ぎょうせい, 2006; 29-30.
- 11) Kinnunen U, Feldt T, Geurts S, et al. Types of work-family interface: well-being correlates of negative and positive spillover between work and family. *Scandinavian Journal of Psychology* 2006; 47: 149-162.
- 12) Costigan CL, Cox MJ, Cauce AM. Work-parenting linkages among dual-earner couples at the transition to parenthood. *Journal of Family Psychology* 2003; 17: 397-408.
- 13) Stephens MA, Franks MM, Atienza AA. Where two roles intersect: spillover between parent care and employment. *Psychology and Aging* 1997; 12: 30-37.
- 14) 福丸由佳. 乳幼児を持つ父母における多重役割と抑うつ度との関連を示すモデルの検討. 人間文化論叢 2001; 4: 11-22.
- 15) 中山美由紀, 三枝 愛. 1歳6ヶ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.
- 16) 鈴木淳子. 平等主義的性役割スケール短縮版(SESRA-S)の作成. 心理学研究 1994; 65: 34-41.
- 17) 坂間伊津美, 山崎喜比古, 川田智恵子. 育児ストレスの規定要因に関する研究. 日本公衆衛生雑誌 1999; 46: 250-262.
- 18) 三井(中浦)由紀子, 喜多淳子. 第1子の早期育児期における父親の家庭内役割行動及びその関連要因. 神戸大学医学部保健学科紀要 2005; 21: 63-77.
- 19) 泊 祐子, 田中小百合, 松坂由香里. 幼児をもつ母親の就労と父親の性役割意識が母親の不安に及ぼす影響について. 日本看護学会論文集: 小児看護 2003; 34: 118-120.
- 20) 藤原千恵子, 日隈ふみ子, 石井京子, 他. 乳児をもつ父親の養育態度の形成に関する研究. 小児看護 1996; 19: 1774-1781.
- 21) 小泉智恵, 菅原ますみ, 北村俊則. 児童をもつ共働き世帯における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー: 抑うつ, 夫婦関係, 子育てストレスに及ぼす影響. 精神保健研究 2001; 47: 65-75.

Fathers' child-rearing behavior and influencing factors

Takashi NARUSE*, Azusa ARIMOTO*, Izumi WATAI* and Sachiyo MURASHIMA*

Key words : fathers, child-rearing, dual-earner couples, positive spillover

Purpose Fathers' child-rearing is still limited in Japan. This study describes the current situation of fathers' child-rearing and examines the association with positive spillover.

Method Self-administered questionnaires were mailed to fathers of toddlers of nursery schools in a suburban city of Tokyo, Japan. To examine the influence of different factors on fathers' emotional support for mothers in child-rearing and house work, hierarchical multiple regression analyses were performed.

Results From the analysis of 189 respondents, positive spillover of work and family roles, and egalitarian sex role attitudes were related to fathers' emotional support for mothers. Regarding child-rearing and housework, positive spillover of work and family roles and mothers' occupations were related.

Conclusion Fathers' child-rearing behavior is related with positive spillover of work and family roles.

* Department of Community Health Nursing Division of Health Sciences and Nursing Graduate School of Medicine The University of Tokyo