

項目について、「認知度」と「利用状況」の2つ側面から評価した。「認知度」に対する回答は、各制度について「知っている」、「知らない」の2件法で尋ね、「知っている」と回答した者については当該制度の「利用状況」を尋ねた。「利用状況」に対する回答は、「制度なし」、「制度はあるが利用したことがない」、「時々利用している」、「よく利用している」の4件法で尋ね、前者2つの回答を「利用なし」、後者2つの回答を「利用あり」とした。仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーは、Carlsonら(2000)が開発した多次元的工作・ファミリー・コンフリクト尺度(Work-Family Conflict Scale:以下WFCSとする)を渡井ら(2006)が邦訳した日本語版WFCSを使用した(13)。一般に、ワーク・ファミリー・コンフリクトは「仕事から家庭への葛藤」(Work Interference with Family)、「家庭から仕事への葛藤」(Family Interference with Work)の2つの方向性があり、WFCSはこの2つ方向性と「時間」「ストレイン」「行動」の3形態の6つの下位尺度で構成されている。ただし今回は、職場における勤務時間の自己調整に関する制度との関連性について検討する目的から、仕事が家庭生活に及ぼす影響指標として、「仕事から家庭への葛藤」に関する3領域9項目を使用した。回答は、各項目について「まったくあてはまらない(0点)」から「まったくそのとおり(4点)」の5件法で尋ねた。

統計解析には、仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー(9項目の単純和得点)を従属変数、勤務時間の自己調整に関する制度の「利用状況」を独立変数(15の制度についてそれぞれ「利用あり」=1、「利用なし」=0とするダミー変数)とし、年齢、世帯構成(三世帯家族=1、核家族=0)、学歴、月収の影響を統制した上で、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。具体的には、第1ステップとして年齢、世帯構成(三世帯家族=1、核家族=0)、学歴、月収を強制投入し、次に第2ステップとして勤務時間の自己調整に関する制度(15項目)をステップワイズ法により回帰式に投入するものとした。なお、調査票の回収は、O県内2市が815名、K県1市が217名であり、統計解析には基本属性(年齢、世帯構成、学歴、月収、職種)に欠損値がない913名分のデータのうち、各分析に使用する項目に欠損値がないデータを使用した。

3. 結果

分析対象者(n=913)の内訳は、年齢は平均33.9歳(標準偏差4.71、範囲19-49歳)であった。世帯構成は「夫婦と子ども」671名(73.5%)、「母親と子ども」79名(8.6%)、「子どもと親とその親(実父母)」100名(11.0%)、「子どもと親とその親(義父母)」63名(6.9%)であった。最終学歴は、「小学校」1名(0.1%)、「中学校」30名(3.3%)、「高等学校」271名(29.7%)、「短大・専門学校」407名(44.5%)、「大学」196名(21.5%)、「大学院」8名(0.9%)となっていた。月収は、「収入なし」30名(3.3%)、「10万円未満」349名(38.2%)、「10万円～20万円未満」315名(34.5%)、「20万円～30万円未満」177名(19.4%)、「30万円～40万円未満」38名(4.2%)、「40万円～50万円未満」1名(0.1%)、「50万円以上」3名(0.3%)となっていた。職種は、「会社員(正規職)」183名(20.0%)、「会社員(非正規職)」39名(4.3%)、「公務員(地方・国家)」81名(8.9%)、「自営業」50名(5.5%)、「専門職(弁護士・医師・看護師・研究者など)」152名(16.6%)、「パート・アルバイト」360名(39.4%)、「その他」32名(3.5%)、「専業主婦・無職」16名(1.8%)となっていた。

た。

上記 913 名のうち「会社員（正規職）」、「会社員（非正規職）」、「公務員（地方・国家）」、「パート・アルバイト」と回答し、かつ勤務時間の自己調整に関する制度の「認知度」に欠損値を有さない者を特定した結果、611 名分のデータが得られた。このうち、各制度の「認知度」について、「知っている」と回答した者の割合が高かった上位 3 項目に着目すると、「X8. 育児休業制度」548 名（89.7%）、「X9. 介護休業制度」436 名（71.4%）、「X2. フレックスタイム」382 名（62.5%）の順になっていた（表 1）。

次に、上記 15 の制度の「認知度」について、「知っている」と回答した者のうち、当該制度すべての「利用状況」に欠損値を有さない者を抽出した結果、79 名分のデータが得られた。このうち、各制度の「利用状況」について「利用あり」と回答した者の割合が高かった上位 3 項目に着目すると、「X8. 育児休業制度」と「週休 2 日制の完全実施制度」が共に 36 名（45.6%）、次いで「X15. 年次有給休暇の積み立て制度」32 名（40.5%）となっていた（表 1）。

表 1. 勤務時間の自己調整に関する制度の「認知度」と「利用状況」

項目	制度の認知度 (n=611)		制度の利用状況 (n=79)	
	知らない	知っている	利用なし	利用あり
X1. 期間限定時短制度	397 (65.0)	214 (35.0)	73 (92.4)	6 (7.6)
X2. フレックスタイム	229 (37.5)	382 (62.5)	76 (96.2)	3 (3.8)
X3. 時差勤務制度務制度	303 (49.6)	308 (50.4)	71 (89.9)	8 (10.1)
X4. 在宅勤務制度	304 (49.8)	307 (50.2)	78 (98.7)	1 (1.3)
X5. 勤務地の限定（転勤の制限）	363 (59.4)	248 (40.6)	74 (93.7)	5 (6.3)
X6. ノー残業デー制度	271 (44.4)	340 (55.6)	57 (72.2)	22 (27.8)
X7. 深夜残業の免除制度	349 (57.1)	262 (42.9)	73 (92.4)	6 (7.6)
X8. 育児休業制度	63 (10.3)	548 (89.7)	43 (54.4)	36 (45.6)
X9. 介護休業制度	175 (28.6)	436 (71.4)	76 (96.2)	3 (3.8)
X10. 出産育児短時間勤務制度	240 (39.3)	371 (60.7)	68 (86.1)	11 (13.9)
X11. 配偶者出産時制度	300 (49.1)	311 (50.9)	70 (88.6)	9 (11.4)
X12. 短時間休暇制度	446 (73.0)	165 (27.0)	71 (89.9)	8 (10.1)
X13. 多目的休暇制度	472 (77.3)	139 (22.7)	65 (82.3)	14 (17.7)
X14. 週休 2 日制の完全実施制度	301 (49.3)	310 (50.7)	43 (54.4)	36 (45.6)
X15. 年次有給休暇の積み立て制度	306 (50.1)	305 (49.9)	47 (59.5)	32 (40.5)

単位：名（%）

以上の分析の後、勤務時間の自己調整に関する制度の「認知度」について欠損値を有さない 79 名を対象に、仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーを従属変数、勤務時間の自己調整に関する制度の「利用状況」を独立変数とする重回帰分析を行った。このとき、年齢、世帯構成（三世代家族=1、核家族=0）、学歴、月収の影響は統制した上で、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。その結果、勤務時間の自己調整に関する 15 の制度のうち、「フレックスタイム」制度のみが仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーと有

意な負の関連性を示した ($\beta = -0.23, p < 0.05$)。また月収に関しては、統計学的に有意ではないものの、傾向差が認められた ($\beta = 0.23, p < 0.10$)。なお、仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーに対するモデルの説明率 (R^2) は 0.093 であった。

表 2. 重回帰分析の結果

独立変数	標準化推定値 (std. β)	
	第1ステップ	第2ステップ
年齢	-0.07	-0.08
世帯構成	-0.05	-0.02
学歴	-0.11	-0.10
月収	0.20	0.23[†]
フレックスタイム制度		-0.23*
R	0.201	0.306
説明率 (R^2)	0.040	0.093

* $p < 0.05$, † $p < 0.10$

従属変数: 仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー

4. 考察

本研究は、就学前児を育児する母親の勤務時間の自己調整に関する制度の利用状況と仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーの関係を明らかにすることを目的とした。

まず勤務時間の自己調整に関する制度について、その「認知度」を尋ねたところ、「X12. 短時間休暇制度」と「X13. 多目的休暇制度」を除き、概ね半数程度の者は制度を「知っている」と回答していた。ただし、制度の「利用状況」については、「X8. 育児休業制度」、「X14. 週休 2 日制の完全実施制度」、「X15. 年次有給休暇の積み立て制度」を除けば、ほとんど利用されていない状況にあった。本結果は、勤務時間の自己調整に関する制度を始め、職場における仕事と家庭生活の両立支援制度は、その「認知度」こそ高まってきている一方、未だ十分には機能していないことを示唆するものである。その意味では、現時点でこうした制度が個人のワーク・ライフ・バランスの実現に向け、十分な効果を発揮することは困難な状況にあるものと判断される。

こうした状況を踏まえ、本研究では仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーを従属変数、勤務時間の自己調整に関する制度の「利用状況」を独立変数とし、年齢、世帯構成 (三世代家族=1、核家族=0)、学歴、月収の影響を統制した上で、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。その結果、勤務時間の自己調整に関する制度のうち、「フレックスタイム」制度のみが仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーと有意な負の関連性を示した ($\beta = -0.23, p < 0.05$)。本結果は、職場において「フレックスタイム」制度が整備されており、それを利用している者ほど、当該制度を利用していない者と比べて、仕事による家族時間の減少や役割葛藤が少ないことを意味している。しかし、「フレックスタイム」制度の利用者は 3 名と非常に少なく、結果の解釈には慎重を要する。松田 (2006) の保育園を利用する父母を対象とした調査 (14) によれば、「フレックスタイム」制度は母親のワー

ク・ファミリー・コンフリクトの軽減に寄与しておらず、むしろ父親においては「フレックスタイム」制度がワーク・ファミリー・コンフリクトを高めていたことが報告されている。その一方で、出退勤時間、休業の取得、残業、業務のやり方に関する労働時間管理の柔軟性が高い者ほど、ワーク・ファミリー・コンフリクトは軽減されたことが報告されている。その意味では、本研究の結果は、「フレックスタイム」制度の利用の有無だけではなく、当該制度を利用している者の職場において、仕事と家庭生活の両立支援に向けた職場環境が整備されているなど、柔軟な労働時間の設定も含めた何らかの要因が関与していた可能性は否定できない。その点を加味するなら、育児期にある母親のワーク・ライフ・バランスの実現のためには、単に仕事と家庭生活の両立支援制度の充実化のみならず、それが適切に運営されるよう、職場全体の体質を改善していく必要がある。事実、ワーク・ライフ・バランスへの取り組みが早かった米国においても、1990年代頃に出揃ったこうしたワーク・ライフ・バランス制度の利用が停滞し、会社への負担や心情的な使いにくさがあったとされている¹⁵⁾。また、わが国においても、「職場において仕事と生活の調和を実現できるような仕事の仕方になっていないため、実際には利用しにくい」と指摘されている。これらの知見を考慮するなら、単にこうした諸制度を導入するのみならず、制度の利用のしやすさや職場全体の機運の醸成が求められよう。加えて、本研究の結果から示唆されたように、一時的、短期的な労働時間の調整ではなく、日常的に労働時間が柔軟に調整できるよう最大限の配慮をしていく必要がある。こうした個々人のライフスタイルに合わせた多様な働き方の実現が、彼らのワーク・ライフ・バランスを真に実現可能なものにしていくものといえよう。ただし、家庭生活を過度に優先した制度設計は、通常業務に支障をきたす可能性もあるため、業務内容の見直しや効率化の実現、人材育成やシフトのあり方など、ワーク・ライフ・バランスの実現に向けた職場環境整備のために、企業に対する研修プログラムを定期的実施するなど、十分な支援を行っていく必要があろう。

文献

- 1) 男女共同参画会議. 「ワーク・ライフ・バランス」推進の基本的方向, 2007.
- 2) 厚生労働省. 平成 19 年版働く女性の事情, 2008.
- 3) 内閣府. 平成 20 年版少子化社会白書, 2008.
- 4) 男女共同参画会議: 少子化と男女共同参画に関する社会環境の国内分析報告書 (2006)
- 5) Greenhaus JH, Beutell NJ. (1985). Source of conflict Between Work and Family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88.
- 6) Greenhaus JH, Bedeian AG, Mossholder KW. (1987). Work experiences, job performance, and feelings of personal and family well-being. *Journal of Vocational Behavior*, 31, 200-215.
- 7) Frone MR, Russell M, Cooper ML. (1992). Antecedents and outcomes of work-family conflict. Testing a model of the work-family interface. *Journal of Applied Psychology*, 77:65-78.
- 8) Frone MR and Russell, M. (1997). Relation of work-family conflict to Health outcome: A four-year longitudinal of employed parents. *Journal of Occupational and*

Organizational Psychology,70,325-335.

9) Tammy D.Allen, David E.L.Herst, Carly S. Bruck, and Martha Sutton (2000).Consequences Associated With Work-to-Family conflict: A Review and Agenda for Future Research, 5(2), 278-308.

10) Parasuraman S, Purohita YS, Godshalka VM, Beutell NJ. (1996). Work and Family Variables, Entrepreneurial Career Success, and Psychological Well-Being. Journal of Vacational Behaviorm 48(3), 275-300.

11) Hammer LB, Cullen JC, Neal MB, Sinclair RB, Shafiro MV. (2005). The Longitudinal Effects of Work-family Conflict and Positive Spillover on Depressive Symptoms Among Dual-Earner Couples. Journal of Occupational Health Psychology, 10(2),138-154.

12) 金潔, 桐野匡史, 近藤理恵, 三輪英理子, 尹靖水, 朴志先, 林治康, 中嶋和夫 (2009) . 就学前児を育児する父親の勤務時間の自己調整に関する制度の利用状況と家事・育児参加の関係. 家族・労働政策等の少子化対策が結婚・出生行動に及ぼす効果に関する総合的研究 (厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業) , 161-165.

13) 渡井いずみ, 錦戸典子, 村嶋幸代. (2006). ワーク・ファミリー・コンフリクト尺度日本語版の開発と検討.産業衛生学雑誌, 48, 71-81.

14) 松田茂樹 (2006) . 仕事と家庭生活の両立を支える条件. ライフデザインレポート, 2006年 1-2 月, 4-15.

15) 武石恵美子, 町田敦子, 横田裕子. (2005) 少子化問題の現状と政策課題—ワーク・ライフ・バランスの普及拡大に向けて—. JILPT 資料シリーズ, 8.

Ⅲ－２．共働き世帯の父親の育児参加と母親の心理的 well-being の関係

桐野匡史・朴志先・近藤理恵・佐々井司・高橋重郷・中嶋和夫

1. 緒言

近年、既婚女性の就業数は、女性における高学歴化と就労意欲の向上、さらには男女雇用機会均等法の施行や男女共同参画社会の実現等を背景に増加している。既婚女性の社会進出（賃金労働者化）を、有配偶女性の就業割合から見直すと（総務省「労働力調査」2004年）、それは48.4%（1602万人）にも達し、もはや日本は欧米と同様、共働き家族は当たり前の時代を迎えている。換言するなら、第二次世界大戦後、日本の近代家族の典型とされた「夫は仕事、妻は家庭」という性別役割分業構造はすでに崩壊しつつあり、男性も女性と同様に積極的に家事や育児を分担していく状況を迎えつつあるといえよう。事実、男性の家事や育児への参加状況は「全国家庭動向調査」が実施された1993年以降、ほぼ直線的に上昇してきた。ただし、未就学児を育児している共働き世帯の親にあっては、仕事と家事・育児の複合的な役割から、夫婦が共に慢性的な疲労感や精神的健康の低下が多発していること 1-6)、家事や育児の分担をめぐる夫婦間に軋轢や亀裂が生じていること 7)、さらには時間の統制が困難なことから緊張感 8)が発生していること、など過重な負担に曝露されていることが知られている。他方、従来の父親の家事や育児参加に関する研究 9)によれば、父親の家事や育児参加が家族に及ぼす影響は、児に対する影響 10-12)、母親（妻）に対する影響 13-15)、父親（夫）自身に対する影響 16-20)、夫婦関係への影響 21-24)の4つに分類されている。しかし、このうち母親（妻）に対する影響、夫婦関係への影響については、たとえば(1)父親の育児参加が母親の抑うつや不安等を含む陰性感情 (negative affect) 25)の抑制に貢献しているのか、(2)父親の育児参加は夫婦関係の充実感や満足感といった陽性感情 (positive affect) 25)を高めているのか、といった点で知見の不一致が指摘されている。また、父親の家事（育児）参加 26)については、それが直接的に母親の夫婦関係（結婚）満足感等に影響するという仮説は不適切であって、両者のあいだに介入する特定の要因や条件、たとえば母親の性役割意識や就業状況、さらには収入や父親からのサポート満足感等の影響を加味した実証的な検討の必要性が指摘されている。ただし、こうした変数の一部も、従来の家族社会学等の領域では、父親の育児参加を規定する要因 9)として位置づけられており、変数の前後関係に関して言えば、提起されている前記仮説 26)に矛盾が無いわけではない。また、仮に父親の家事や育児参加が夫婦関係満足感や抑うつ等の well-being に影響する 21-24)としても、それらがどのような因果の連鎖の中で最終的なアウトカムとしての主観的健康等の QOL に影響するか 27)といった点もいまだ未解決な問題となっている。

そこで本研究では、仕事と家庭や地域生活の両立、すなわち個々人のワーク・ライフ・バランスの実現は男女を問わず推進していくことが希求されていることを考慮し、特に就学前の児を養育している若い共働き世帯を対象に、父親の育児参加に関する今後の施策展開の基礎資料を得ることをねらいとして、父親の育児参加が母親の心理的 well-being に及ぼす影響について明らかにすることを目的とした。

2. 方法

本研究では、K 県 C 市と O 県 K 市内の保育所を管轄している市の担当課等を通して協力が得られた保育所 15 箇所を利用している 1,000 世帯（C 市：6 保育所 500 世帯、K 市：9 保育所 500 世帯）の両親を対象に「ワーク・ライフ・バランスに関する調査」を実施した。調査員は各保育所の責任者とした。調査員は、調査票ならびにプライバシーの保護等について記載した依頼書を各世帯に配布し、納得した場合のみ回答してもらうよう配慮した。調査票の配布から回収までの期間は 2 週間とした。

本研究では、前記調査の調査内容のうち、統計解析に必要なデータとして、父親の回答からは年齢、収入、父親の育児参加を抜粋し、また母親の回答からは年齢、児の数、未子の年齢、就業形態、母親の育児サポート認知、夫婦関係満足感、精神的健康、健康関連 QOL を抜粋した。

上記変数のうち、父親が回答する育児参加の内容は、国立社会保障・人口問題研究所が行った「第 2 回全国家庭動向調査」、国立女性教育会館が行った「平成 16 年度・17 年度家庭教育に関する国際比較調査」、ならびに既存の研究成果 28) を参考に、就学前の児を養育している父親に適用可能と判断された 10 項目（子どもと一緒に室内で遊ぶ、子どもに絵本を読み聞かせる、子どもと一緒に外で遊ぶ、子どもを寝かしつける、子どもを風呂に入れる、子どもに食事をさせる、子どもの下着等を替える、子どもをあやす、保育園や幼稚園の送り迎えをする、看病をする／病院に連れて行く）で構成した（以下、「父親の育児参加測定尺度」とする）。各質問項目に対する回答と数量化は、「0 点：やらない」「1 点：月 1～2 回はしている」「2 点：週 1～2 回はしている」「3 点：週 3～4 回はしている」「4 点：毎日・毎回している」とした。

母親が回答する育児サポート認知は、中嶋らが開発した「父親の育児サポートに関する母親の認知尺度」29) の中から、育児に関連した「情緒的サポート」因子に所属する 4 項目（育児で疲れたり悩んだりしているときに励ましてくれる、精神的な支えになってくれる、育児や子どもの発達に関する心配事や悩み事があるときに、親身になって聞いてくれる、気遣ったり、思いやったりしてくれる）で測定した。各質問項目に対する回答と数量化は、「0 点：全くない」「1 点：時々ある」「2 点：しばしばある」「3 点：いつもある」とした。母親が回答する夫婦関係満足感は、Norton が開発した「QMI (Quality Marriage Index)」30) を邦訳した日本語版「夫婦関係満足度尺度」31) で測定した。各質問項目に対する回答と数量化は、「0 点：ほとんどあてはまらない」「1 点：どちらかというにあてはまらない」「2 点：どちらかというにあてはまる」「3 点：かなりあてはまる」とした。

母親が回答する精神的健康は、Goldberg ら 32) が開発した「General Health Questionnaire」の 12 項目短縮版（以下、「GHQ-12」とする）で測定した。GHQ-12 の回答と数量化は、GHQ 採点法 33)（4 つの選択肢の左から「0-0-1-1 点」の 12 点満点で評価する方法）に従った。そのため、GHQ-12 の得点は、得点が高いほど精神的に不健康な状態にあることを意味している。

母親が回答する健康関連 QOL は、中嶋らが開発した「健康関連 QOL 満足度尺度」34) に所属している 5 因子のうち、身体的・精神的・社会的 QOL に関連した 3 因子を抜粋し、さらにそれら 3 因子に各 1 項目ずつ質問項目を追加して計 12 項目で測定した（以下、「健康

関連 QOL 測定尺度)。各質問項目に対する回答と数量化は「0点：いいえ」「1点：どちらでもない」「2点：はい」とした。

統計解析においては、「父親の育児参加の頻度は、母親の父親からの育児サポート認知を通して、心理的 well-being、すなわち夫婦関係満足感ならびに精神的健康に影響を与え、また夫婦関係満足感健康関連 QOL に直接的に影響するのみならず、精神的健康を介在して健康関連 QOL に影響する」とした因果関係モデルを仮定した。ただし、統計処理に際しては、父親の育児参加から前記 2 つの心理的 well-being に対する直接効果、ならびに母親の育児サポート認知の精神的健康および健康関連 QOL に対する直接効果についても同時に検討するものとした。

以上の因果関係モデルのデータへの適合性ならびに変数間の関連性を解析することに先立ち、本研究で採用した測定尺度については因子構造の側面から構成概念妥当性を検討した。このとき、父親の育児参加、母親の育児サポート認知、夫婦関係満足感、ならびに精神的健康 (GHQ-12) は 1 因子モデルを仮定し、それらのデータへの適合性を確認的因子分析により検討した。上記尺度の信頼性は、回答もしくは数量化が 2 件法の場合は KR-20 信頼性係数を、3 件法以上の場合はクロンバックの α 信頼性係数により検討した。なお、健康関連 QOL に関しては、開発者らが指定した 3 因子 (身体的、心理的、社会的因子) を第 1 次因子し、「健康関連 QOL」を第 2 次因子とする 3 因子二次因子モデルを仮定した。

前記すべての因果関係等のモデルのデータへの適合性は、Comparative Fit Index (CFI) と Root Mean Square Error Approximation (RMSEA) で評価した。一般に、CFI は 0.9 以上、RMSEA は 0.08 以下であることが適切なモデルと判断される。なお、確認的因子分析におけるパラメータの推定法は、回答もしくは数量化が 2 件法の場合は重み付け最小二乗法の拡張法 (WLSMV) を、3 件法以上の場合は最尤法による推定を行った。ただし、本研究の仮説モデル (因果関係モデル) のパラメータの推定については、2 件法による尺度を含むため、前者の方法により推定を行った。なお、推定された標準化係数 (パス係数) の有意性は、検定統計量で判断し、その絶対値が 1.96 以上 (有意水準 5%) を示したものを統計学的に有意とした。統計ソフトは、所蔵の「SPSS12.0J for Windows」と「Mplus2.14」を使用した。

配布した調査票は、518 世帯 (C 市：回収 217 世帯、K 市：回収 301 世帯) から回収 (回収率 51.8%) できた。ただし統計解析には、回答が得られた共働き世帯である 334 世帯のうち、前記の因果関係モデルの検証に必要なすべての変数に欠損値を有さない 278 世帯のデータを用いた。

3. 結果

1) 対象者の属性分布

父親の平均年齢は 36.1 歳 (標準偏差 5.18、範囲 24 歳-53 歳)、母親の平均年齢は 34.2 歳 (標準偏差 4.42、範囲 23 歳-45 歳) であった。子どもの数は、「1 人」が 74 人 (26.6%)、「2 人」が 136 人 (48.9%)、「3 人」が 53 人 (19.1%)、「4 人」が 12 人 (4.3%)、「5 人」が 3 人 (1.1%) であり、末子の平均年齢は、2.4 歳 (標準偏差 1.69、範囲 0 歳-6 歳) であった。父親の月収は「20 万円-30 万円未満」が 144 人 (51.8%) で最も多く、「30 万円-40 万円未

満」が 78 人 (28.1%)、「10 万円-20 万円未満」が 24 人 (8.6%)、「40 万円-50 万円未満」が 19 人 (6.8%)、「50 万円以上」が 9 人 (3.2%)、「10 万円未満」が 4 人 (1.4%) の順であった。父親の職業は「会社員 (正規職)」が最も多く 215 人 (77.3%)、母親は「パート・アルバイト」が 108 人 (38.8%) を占めていた。

2) 測定尺度の回答分布ならびに因子構造モデルのデータへの適合性

1 因子モデルを仮定した「父親の育児参加測定尺度」のデータへの適合度を確認的因子分析により検討した結果、CFI が 0.909、RMSEA が 0.085 と統計学的な許容水準を満たしていた。クロンバックの α 信頼性係数は 0.82 であった。回答分布は表 1 に示した。平均得点は 18.9 点 (標準偏差 7.55) であった。

同様に、「父親の育児サポートに関する母親の認知尺度 (情緒的サポート認知)」のデータへの適合度を確認的因子分析 (1 因子モデル) により検討した結果、CFI が 1.000、RMSEA が 0.000 と統計学的な許容水準を満たしていた。クロンバックの α 信頼性係数は 0.92 であった。回答分布は表 2 に示した。平均得点は 6.7 点 (標準偏差 3.53) であった。

1 因子モデルを仮定した日本語版「夫婦関係満足度尺度」のデータへの適合度を確認的因子分析により検討した結果、適合度は基準値を必ずしも満たす結果ではなかった。そこで、算出された修正指数 (Modification Indices) に基づき、「項目 1」と「項目 2」、「項目 5」と「項目 6」の誤差間に相関を認めるといったモデルの修正を行った。修正モデルのデータに対する適合度を検討した結果、CFI が 0.990、RMSEA が 0.093 と概ね統計学的な許容水準を満たしていた。クロンバックの α 信頼性係数は 0.95 であった。回答分布は表 3 に示した。平均得点は 11.7 点 (標準偏差 4.24) であった。

また、精神的健康の測定用いた「GHQ-12」のデータへの適合度を確認的因子分析 (1 因子モデル) により検討した結果、CFI が 0.954、RMSEA が 0.096 と統計学的な許容水準を満たしていた。KR-20 信頼性係数は 0.87 であった。回答分布は表 4 に示した。平均得点は 2.9 点 (標準偏差 3.11) であった。なお、2 点以下/3 点以上をカット・オフ・ポイントとするなら、3 点以上の精神的に不健康な母親は 109 人 (39.2%) となっていた。

なお、「身体的因子」「心理的因子」「社会的因子」を第 1 次因子とし、「健康関連 QOL」を第 2 次因子とする「健康関連 QOL 測定尺度」のデータへの適合度を確認的因子分析 (3 因子二次因子モデル) により検討した結果、CFI が 0.940、RMSEA が 0.079 と統計学的な許容水準を満たしていた。クロンバックの α 信頼性係数は全体で 0.88 であり、下位領域別にみると、「身体的因子」が 0.85、「精神的因子」が 0.80、「社会的因子」が 0.78 であった。回答分布は表 5 に示した。母親の「健康関連 QOL 測定尺度」の下位領域別得点は、「身体的因子」が平均 3.3 点 (標準偏差 2.81)、「精神的因子」が平均 4.0 点 (標準偏差 2.55)、「社会的因子」が平均 4.9 点 (標準偏差 2.40) となっており、母親の「健康関連 QOL 測定尺度」の総合得点は、平均 12.2 点 (標準偏差 6.37) であった。

表 1. 「父親の育児参加測定尺度」の回答分布

単位:人(%)

質問項目	回答カテゴリ				
	やらない	月1~2回は している	週1~2回は している	週3~4回は している	毎日・毎回 している
Xa1 子どもの遊び相手をする	2 (0.7)	15 (5.4)	105 (37.8)	73 (26.3)	83 (29.9)
Xa2 公園の遊具であそばせる	56 (20.1)	151 (54.3)	58 (20.9)	5 (1.8)	8 (2.9)
Xa3 子どもに絵本を読み聞かせる	108 (38.8)	81 (29.1)	64 (23.0)	14 (5.0)	11 (4.0)
Xa4 子どもを風呂に入れる	17 (6.1)	31 (11.2)	88 (31.7)	70 (25.2)	72 (25.9)
Xa5 子どもを寝かしつける	57 (20.5)	64 (23.0)	73 (26.3)	48 (17.3)	36 (12.9)
Xa6 子どもに食事をさせる	47 (16.9)	46 (16.5)	84 (30.2)	46 (16.5)	55 (19.8)
Xa7 子どものおむつを替える(下着等を替える)	47 (16.9)	29 (10.4)	77 (27.7)	69 (24.8)	56 (20.1)
Xa8 子どもをあやす	28 (10.1)	28 (10.1)	66 (23.7)	70 (25.2)	86 (30.9)
Xa9 保育園や幼稚園の送り迎えをする	76 (27.3)	72 (25.9)	64 (23.0)	18 (6.5)	48 (17.3)
Xa10 看病をする/病院に連れて行く	99 (35.6)	114 (41.0)	25 (9.0)	6 (2.2)	34 (12.2)

表 2. 「父親の育児サポートに関する母親の認知尺度(情緒的サポート認知)」の回答分布

単位:人(%)

質問項目	回答カテゴリ			
	全くない	時々ある	しばしばある	いつもある
Xb1 育児で疲れたり悩んだりしているときに励ましてくれる	44 (15.8)	115 (41.4)	69 (24.8)	50 (18.0)
Xb2 育児に関して精神的な支えになってくれる	28 (10.1)	97 (34.9)	75 (27.0)	78 (28.1)
Xb3 育児や子どもの発達に関する心配事や悩み事があるときに、 親身になって聞いてくれる	31 (11.2)	78 (28.1)	80 (28.8)	89 (32.0)
Xb4 私が育児することに気遣ったり、思いやったりしてくれる	34 (12.2)	90 (32.4)	84 (30.2)	70 (25.2)

表 3. 「夫婦関係満足度尺度」の回答分布

単位:人(%)

質問項目	回答カテゴリ			
	ほとんど あてはまらない	どちらかという あてはまらない	どちらかという あてはまる	かなり あてはまる
Xc1 私たちは申し分のない結婚生活を送っている	14 (5.0)	51 (18.3)	154 (55.4)	59 (21.2)
Xc2 私と夫の関係は、非常に安定している	13 (4.7)	39 (14.0)	159 (57.2)	67 (24.1)
Xc3 私たちの夫婦関係は強固である	14 (5.0)	52 (18.7)	148 (53.2)	64 (23.0)
Xc4 夫との関係によって、私は幸福である	12 (4.3)	48 (17.3)	137 (49.3)	81 (29.1)
Xc5 私は、まるで自分と夫が同じチームの一員のように、 本当に感じている	18 (6.5)	81 (29.1)	121 (43.5)	58 (20.9)
Xc6 私は、夫婦関係のあらゆるものを思い浮かべると、幸福だと思う	13 (4.7)	48 (17.3)	144 (51.8)	73 (26.3)

表 4. 「GHQ-12 (精神的健康)」 の回答分布

質問項目	回答カテゴリ*			
	回答1	回答2	回答3	回答4
Xd1 何かをする時にいつもより集中して	45 (16.2)	189 (68.0)	36 (12.9)	8 (2.9)
Xd2 心配事があって、よく眠れないことは	100 (36.0)	100 (36.0)	62 (22.3)	16 (5.8)
Xd3 いつもより自分のしていることに生きがいを感じる事が	52 (18.7)	169 (60.8)	41 (14.7)	16 (5.8)
Xd4 いつもより容易に物ごとを決めることが	25 (9.0)	222 (79.9)	28 (10.1)	3 (1.1)
Xd5 いつもストレスを感じたことが	12 (4.3)	112 (40.3)	108 (38.8)	46 (16.5)
Xd6 問題を解決できなくて困ったことが	67 (24.1)	123 (44.2)	70 (25.2)	18 (6.5)
Xd7 いつもより問題があった時に積極的に解決しようとする事が	41 (14.7)	203 (73.0)	29 (10.4)	5 (1.8)
Xd8 いつもより気が重くて、憂うつになることは	57 (20.5)	122 (43.9)	75 (27.0)	24 (8.6)
Xd9 自信を失ったことは	72 (25.9)	122 (43.9)	67 (24.1)	17 (6.1)
Xd10 自分は役に立たない人間だと考えたことは	100 (36.0)	114 (41.0)	53 (19.1)	11 (4.0)
Xd11 一般的にみて、幸せといつもより感じたことは	71 (25.5)	171 (61.5)	27 (9.7)	9 (3.2)
Xd12 ノイローゼ気味で何もすることができないと考えたことは	179 (64.4)	69 (24.8)	19 (6.8)	11 (4.0)

* 項目1:「回答1:できた」、「回答2:いつもと変わらなかった」、「回答3:いつもよりできなかった」、「回答4:まったくできなかった」
 項目2, 3, 6, 9, 10, 12:「回答1:まったくなかった」、「回答2:あまりなかった」、「回答3:あった」、「回答4:まったくできなかった」
 項目4, 7:「回答1:できた」、「回答2:いつもと変わらなかった」、「回答3:できなかった」、「回答4:まったくできなかった」
 項目5:「回答1:あった」、「回答2:いつもと変わらなかった」、「回答3:なかった」、「回答4:まったくなかった」
 項目8:「回答1:まったくなかった」、「回答2:いつもと変わらなかった」、「回答3:あった」、「回答4:たびたびあった」
 項目11:「回答1:たびたびあった」、「回答2:あった」、「回答3:なかった」、「回答4:まったくなかった」

表 5. 「健康関連 QOL 測定尺度」 の回答分布

質問項目	回答カテゴリ		
	いいえ	どちらでもない	はい
Y1 自分のからだの調子に満足していますか	102 (36.7)	65 (23.4)	111 (39.9)
Y2 自分の体力に満足していますか	149 (53.6)	56 (20.1)	73 (26.3)
Y3 自分のからだの動きに満足していますか	127 (45.7)	63 (22.7)	88 (31.7)
Y4 疲労の回復能力に満足していますか	152 (54.7)	71 (25.5)	55 (19.8)
Y5 自分の精神的なゆとりに満足していますか	149 (53.6)	80 (28.8)	49 (17.6)
Y6 自分の意思決定に満足していますか	79 (28.4)	87 (31.3)	112 (40.3)
Y7 自分の信念(信条)に満足していますか	65 (23.4)	104 (37.4)	109 (39.2)
Y8 物事に取り組むときの自分の集中力に満足していますか	86 (30.9)	76 (27.3)	116 (41.7)
Y9 友人との付き合いに満足していますか	85 (30.6)	59 (21.2)	134 (48.2)
Y10 家族や親類の人との付き合いに満足していますか	55 (19.8)	84 (30.2)	139 (50.0)
Y11 近所・地域(施設)の人とのつながりに満足していますか	60 (21.6)	105 (37.8)	113 (40.6)
Y12 異性との関係に満足していますか	33 (11.9)	137 (49.3)	108 (38.8)

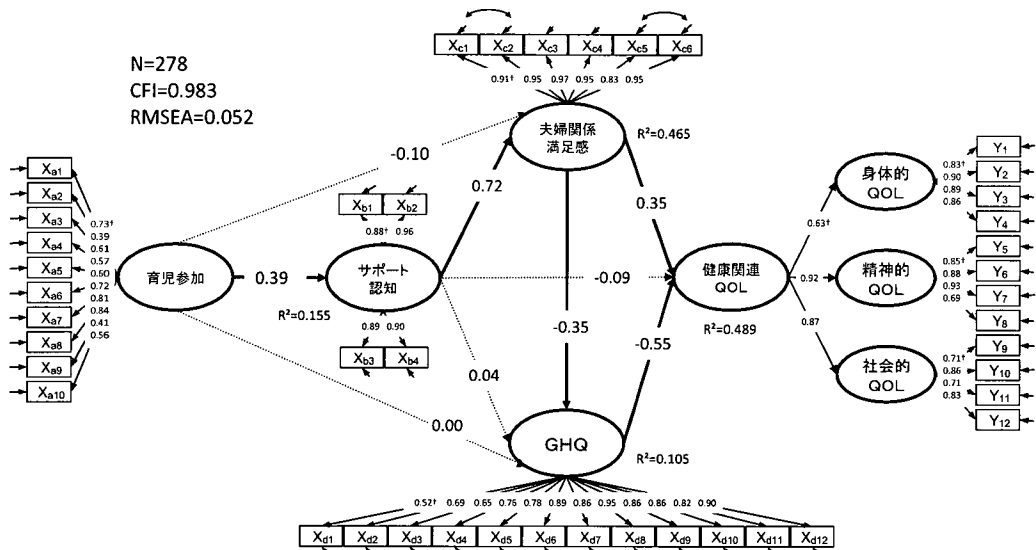
3) 因果関係モデルのデータへの適合性

父親の育児参加が母親の心理的 well-being に及ぼす影響に関する因果関係モデル (図 1) のデータに対する適合度は、CFI が 0.983、RMSEA が 0.052 と統計学的な許容水準を満たす結果となっていた。

父親の育児参加から母親の育児サポート認知に向かうパス係数は、0.39 で統計学的に有意

な水準にあった。しかし、父親の育児参加から夫婦関係満足感および精神的健康に向かうパス係数は統計学的に有意ではなかった。母親の育児サポート認知から夫婦関係満足感に向かうパス係数は、0.72 で統計学的に有意な水準にあった。ただし、母親の育児サポート認知から精神的健康および健康関連 QOL に向かうパスはそれぞれ 0.04、-0.09 と統計学的に有意な水準になかった。なお、夫婦関係満足感から精神的健康と健康関連 QOL に向かうパス係数は、それぞれ-0.35、0.35 と統計学的に有意な水準にあり、かつ、精神的健康から健康関連 QOL に向かうパス係数は、-0.55 と統計学的に有意な水準にあった。

図1 父親の育児参加と母親の心理的 well-being の関係



4. 考察

従来の研究において、父親の家事参加に比して 21-24)、父親の育児参加と母親の夫婦関係満足感の関係については、中川 35) や大和 26) の研究を除いてほとんど見当たらない。しかし、父親の育児参加は毎日の生活の中で妻の感情に何らかの影響を与えているものと想定できることから、本研究では、末子が就学前の児を養育している若い共働き世帯における父親の育児参加が、母親の心理的 well-being に及ぼす影響について検討した。

具体的には、本研究では「父親の育児参加の頻度は、母親の父親からの育児サポート認知を通して、心理的 well-being、すなわち夫婦関係満足感ならびに精神的健康に影響を与え、また夫婦関係満足感健康関連 QOL に直接的に影響するのみならず、精神的健康を介在して健康関連 QOL に影響する」と仮定した因果関係モデルを構築した。このうち、母親の育児サポート認知と夫婦関係満足感の因果関係については、夫の情緒的なサポートに対する妻の認知が夫婦関係満足感に強く影響する 36) とした知見や、夫の育児参加が直接的に妻の夫婦関係満足感に影響する 35) とした知見等を参考に、因果関係モデルに投入した。もちろん、こうした一連の援助行動、すなわちソーシャル・サポートは、本研究で採用した直接効果や間接効果、媒介効果の他にも、調節（緩衝）効果をもつことを想定した仮説も

提唱 37-38) され、その実証的な検討がこれまで数多くなされている。しかし、本研究において調節効果を因果関係モデルに盛り込まなかった理由は、Holmbeck³⁹⁾ が推奨している構造方程式モデリングを用いて、ソーシャル・サポートの調節効果を実証した研究は皆無となっていたこと、換言するなら、調節効果の存在を強く支持する知見がなかったためである。なお、ソーシャル・サポートの調節効果の有無については、一致した知見に至っておらず、調節効果を認める報告と認めない報告は、ほぼ同数を占めている。なお、調節効果は認めないとしている研究の中には、間接効果⁴⁰⁾、直接効果⁴¹⁾、媒介効果⁴²⁻⁴³⁾ を支持するという知見に別れていた。次いで、夫婦関係満足感が精神的健康の低下予防の資源になるとした理由は、介護によって得られる喜びや満足感が介護負担感やストレス症状を軽減させるとする示唆⁴⁴⁾ に基づき、それを夫婦間の関係に置き換えたためである。なお、本調査では、母親が父親の育児の参加状況を回答するものではなく、母親とは別個に調査した父親自身が記載した内容を母親がどのように評価しているかという意味で父母のペア・データとなっていた。また統計解析に関しては、モデルの構成力が柔軟でかつ測定誤差の分離が可能であり、さらには複数の適合度指標によって因果関係モデルの適切さのアセスメントができる構造方程式モデリングを採用した。これらのデータ収集および分析上の配慮は、父親の正確な育児参加状況の把握と、それを基礎にした因果関係を紐解く上で適切であったと判断される。

本研究の結果、第一に、父親の育児参加は直接的に夫婦関係満足感に影響するのではなく、母親の育児サポート認知を介して母親の夫婦関係満足感に影響することを明らかにした。従来の諸外国の研究によれば、夫婦関係は、夫の育児参加から影響を受けるという知見と夫の育児参加は必ずしも夫婦関係を良好にするとは限らないといった知見が混在しているが⁹⁾、日本では直接的な関係を見出したとする報告のみがなされている³⁵⁾。しかしながら、日本の報告では母親の育児サポート認知が投入されておらず、その意味では父親の育児参加を母親や児への提供的サポートと捉え、それを母親がどのように評価するかが夫婦関係満足感に影響するとする著者らの立場とは異なるスタンスの研究と位置づけられよう。ただし、大和²⁶⁾ の回帰分析を用いた研究成果において、父親の育児参加に比して母親の父親に対する情緒的なサポート認知が夫婦関係満足感に強く関与することが示唆されることを考慮するなら、本研究の知見は適切な知見であったと推察される。なお、ソーシャル・サポートに関する効果が調節効果なのか媒介効果なのかといった議論は、前述したように、これまで多くの研究がなされているところであるが、結論は得られていない。従って、本研究の結果が適切か否かは、今後ともさらに地域や文化・歴史が異なった背景のデータにおいても実証される必要があるだろう。

第二に、本研究では、父親の育児参加は母親の精神的健康に直接的に影響せず、父親の育児参加に対する母親の情緒的なサポート認知を経由し、かつ夫婦関係満足感を介してはじめて精神的健康や健康関連 QOL に影響することが示された。夫婦関係満足感に着目するなら、それは一方では精神的健康の悪化を軽減させ、他方では健康関連 QOL を向上させることに機能していた。これは母親自身の夫婦関係満足感が自身の精神的健康や QOL の向上にとって有益な資源となることの可能性が高いことを示唆している。まず、夫婦関係満足感が健康関連 QOL に影響するという関係は従来の知見⁴⁵⁻⁴⁶⁾ と一致しており、また夫婦

関係満足感が精神的健康の悪化を抑制するという関係も従来の知見(47)と一致している。しかしながら、父親の育児参加に対する母親の情緒的なサポート認知との関係では、それは母親の精神的健康ならびに健康関連 QOL に直接効果を有していなかった。この点について、鈴木(48)は情緒的なサポートがあってもそれは母親の内的状態、すなわち夫婦関係満足感を介在させた場合、その影響が大きくなる可能性を示唆しており、本研究の結果はその示唆を実証したことになるといえよう。

以上、本研究では、父母のペア・データを基礎に、父親の育児参加は、母親に対して父親の育児参加に関連した情緒的なサポート認知を通して夫婦関係満足感に影響し、さらに夫婦関係満足感 は精神的健康や健康関連 QOL にとって重要な資源となることを明らかにした。このことから、ソーシャル・サポートはそれに対する認知的評価を通してアウトカムに影響するといった因果関係(理論)が提起される場所であるが、他方では、夫婦関係満足感の良し悪しが児に対するマルチトリートメント(49)や児の抑うつ傾向(50)に影響を与えることが知られていることを勘案するなら、早急に父親の育児参加に関連した仮説(9)をさらに取り込んだ新たな理論の検証を総合的に行う必要がある。とりわけ未就学児を育児している共働き家庭にあっては、質の高いワーク・ライフ・バランスが維持できる家族形成支援を、根本的には、いかに父親の育児参加を促すかといった問題に立ち戻って解決されるべきものであると推察された。

文献

- 1) Kessler R. C., McRae J. A., 1982, "The effect of wives' employment on the mental health of married men and women," *American Sociological Review*, 47: 216-227.
- 2) Baruch G. K. and Barnett R. C.: Consequences of Fathers' Participation in Family Work: Parents' Role Strain and Well-Being. *Journal of Personality and Psychology*, 31(2), 983-992, 1986.
- 3) 福丸由佳: 共働き世帯の夫婦における多重役割と抑うつ度の関係. *家族心理学研究*, 14(2), 151-162, 2000.
- 4) 小泉智恵・菅原ますみ・前川暁子・北村俊則: 働く母親における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーが抑うつ傾向に及ぼす影響. *発達心理学研究*, 14(3), 272-283, 2003.
- 5) 蟹江教子: 未就学児を持つ共稼ぎ夫婦における疲労症状. *家族社会学研究*, 17(2), 59-67, 2006.
- 6) 松浦素子・菅原ますみ・酒井厚・眞栄城和美・田中麻未子・天羽幸子・詫間武俊: 成人期女性のワーク・ファミリー・コンフリクトと精神的健康の関連-パーソナリティの調節効果の観点から. *パーソナリティ研究*, 16(2), 14-158, 2008.
- 7) Pitman J. F., Blanchard D.: The effects of work history and timing of marriage on the division of household labor: A life-course perspective. *Journal of Marriage and the Family*, 58: 78-90, 1996.
- 8) Frone M. R., Yardley J. K., Markel K. S., "Developing and testing an integrative model of work-family interface," *Journal of Applied Psychology*, 80:6-15, 1997.

- 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。季刊家系経済研究、81、16-23、2009.
- 10) Gable, S., Belsky, J., and Crnic, K.: Marriage, Parenting, and Child Development: Progress and Prospects. *Journal of Family Psychology*, 5(3-49), 276-294, 1992.
- 11) 石井クンツ昌子：父親の子育て参加と就学児の社会性に関する日米比較調査。家族社会学研究, 16(1): 83-93、2004,
- 12) 尾形和男：父親の育児と幼児の社会生活能力-共働き家庭と専業主婦家庭の比較。教育心理学研究、43 (3)、98-105、1995.
- 13) 清水尚子・住岡理永子・岸田真由紀・眞鍋えみ子：育児期における父親の育児ストレス、ストレス対処、ストレス反応の関連。京都府立医科大学看護学科紀要、17、79-86、2008.
- 14) 永久ひさ子・柏木恵子・姜蘭恵：父親における子どもの価値と子どもを持つ負担感-日韓比較研究。文京学院大学研究紀要、6 (1)、43-59、2004.
- 15) 初塚眞喜子・石田雅人：子育てにおける母親と父親のストレス比較-母親の就労形態による差異-。大阪教育大学紀要第IV部門、45 (1)、31-42、1996.
- 16) 佐々木保行。父親の発達研究と家族システム-生涯発達心理学的アプローチ-。教育心理学年報, 35: 137-146, 1996.
- 17) 森下葉子・岩立京子：子どもの誕生と父親の発達の過程。東京学芸大学紀要総合教育学系、60、9-18、2009.
- 18) 福丸由佳：子どもとの関わりと父親の発達：都市部と郡部の地域差の検討。母子研究、18、60-68、1997.
- 19) 柏木恵子・若松素子：親となることによる人格発達：生涯発達の視点から親を研究する試み。発達心理学研究、5、72-83、1994.
- 20) 新谷由里子・村松幹子・牧野暢男：親の変化とその規定因に関する一考察。家庭教育研究所紀要、15、129-140、1993.
- 21) 末盛慶・石原邦雄：夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足度。人口問題研究、56、39-55、1998.
- 22) 末盛慶：夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足度。家族社会学研究、11 (1)、71-82。1999.
- 23) 大和礼子：夫の家事参加は妻の結婚満足度を高めるか？-妻の世帯収入貢献度による比較-。ソシオロジ、46 (1)、3-20、2001.
- 24) 李基平：夫の家事参加と妻の夫婦関係満足度-妻の夫への家事参加期待とその充足度に注目して。家族社会学研究、20 (1)、70-80、2008.
- 25) Jorm, A.F., Neurotic symptoms and subjective well-being in a community samples: Different sides of the coin? *Psychological Medicine* 20(3), 647-654, 1990.
- 26) 大和礼子：「夫の家事・育児参加は妻の夫婦関係満足度を高めるか？——雇用不安定時代における家事・育児分担のゆくえ」、西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子編『第2回 家族生活についての全国調査 (NFRJ03) 第2次報告書 No.1 夫婦、世帯、ライフコース』、日本家族社会学会 全国家族調査委員会、17-33、2006.
- 27) 蟹江教子：父親の家事・育児と母親の主観的健康。季刊家計経済研究、68、62-71、2005.

- 28) 永井暁子：共働き夫婦の家事遂行.家族社会学研究、4、67-77、1992.
- 29) 中嶋和夫・桑田寛子・林仁実・岡田節子・朴千萬・齋藤友介・間三千夫（2000）：父親の育児サポートに関する母親の認知. 厚生の指標, 47(15), 1-8.
- 30) Norton, R.(1983). Measuring marital quality: A critical look at the dependent variable. *Journal of Marriage and the Family* 45, 141-151.
- 31) 諸井克英（1996）家庭内労働の分担における衡平性の知覚. 家族心理学研究, 10(1), 15-30.
- 32) Goldberg, D.P., &Hiller, V.F. (1979) A scaled version of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 9, 139-145.
- 33) 福西勇夫: 日本版 General Health Questionnaire (GHQ) の cut-off point. 心理臨床, 3(3), 228-234, 1990.
- 34) 中嶋和夫・香川幸次郎・朴千萬（2003）：地域住民の健康関連 QOL に関する満足度の測定. 厚生の指標, 50 (8), 8-15.
- 35)中川まり：夫の家事・育児参加と夫婦関係-乳幼児をもつ共働き夫婦に関する一研究-.家庭教育研究所紀要、30、97-197、2008.
- 36) Unger, D.G., Jacobs, S.B. and Cannon, C.: Social Support and Marital satisfaction Among couples coping with chronic constructive airway disease. *Journal of Social and Personal relationships*,13,123-142,1996.
- 37) Cohen S and Wills TA: Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychol Bull*, 98, 310-357, 1985.
- 38) Cohen S: Psychosocial models of the role of social support in the etiology of physical disease. *Health Psychology*, 7, 269-297, 1988.
- 39) Grayson N. Holmbeck : Toward Terminological, Conceptual, and Statistical Clarity in the Study of Mediators and Moderators: Examples From the Child-Clinical and Pediatric Psychology Literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1997, 65 (4), 599-610
- 40) Dignam JT, Barrera M Jr, West SG : Occupational stress, social support, and burnout among correctional officers. *Am J Community Psychol* 1986 Apr;14(2):177-93
- 41) Ostberg M, Hagekull B. : A structural modeling approach to the understanding of parenting stress. *J Clin Child Psychol* 2000 Dec;29(4):615-25
- 42) Krause N. : Life stress, social support, and self-esteem in an elderly population. *Psychol Aging* 1987 Dec;2(4):349-56
- 43) Friedland J, McColl M. : Social support and psychosocial dysfunction after stroke: buffering effects in a community sample. *Arch Phys Med Rehabil* 1987 Aug;68(8):475-80
- 44) Lawton, M.P., Moss, M., Kleban, M.H., Glicksman, A., & Rovine, M. (1991) A Two-Factor Model of caregiving appraisal and psychological well-being. *Journal of Gerontology: Psychological sciences*, 46 (4) , 181-189.
- 45) 遠藤由美：親密な関係性における高揚と相対的自己卑下.心理学研究、68、387-395、1997.
- 46) 伊藤裕子・相良順子・池田政子：職業生活が中年夫婦の関係満足度と主観的幸福感に

- 及ぼす影響:妻の就労形態別にみたクロスオーバーの検討.発達心理学研究、17(1)、62-72、2006.
- 47) 伊藤裕子・相良順子・池田政子:既婚者の心理的健康に及ぼす結婚生活と職業生活の影響.心理学研究、75(5)、435-441、2004.
- 48) 鈴木富美子:妻からみた夫婦関係・夫からみた夫婦関係--「夫からの情緒的サポート」と「妻の苛立ち」による夫婦類型の計量的分析.家族社会学研究、19(2)、58-70、2007.
- 49) 堀口美智子:乳幼児をもつ親の夫婦関係と養育態度.家族社会学研究、17(2)、68-78、2006.
- 50) 菅原ますみ・八木下 暁子・詫摩 紀子・小泉智恵・瀬地山葉矢・菅原健介・北村俊則:夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連:家族機能および両親の養育態度を媒介として.教育心理学研究、50(2)、129-140、2002.

Ⅲ－３．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

尹靖水・朴志先・近藤理恵・桐野匡史・中嶋和夫

抄録

本調査研究は、共働き世帯の父親を対象に、彼らの育児参加に関する支援するシステムの構築に資する基礎資料を得ることをねらいとして、従来の社会学の研究成果を基礎とする父親の育児参加に関する促進と参加阻害に関連した5つの仮説について総合的に検討することを目的とした。調査には、K県C市とO県K市内の保育所を利用している1000世帯（C市：6保育所500世帯、K市：9保育所500世帯）の父親が参加した。調査内容は、父親の育児参加、1) 家庭内需要仮説に関連する要因（「末子の年齢」と「児の数」）、2) 相対的資源仮説に関連する要因（「年齢差（父親-母親）」「教育歴差（父親-母親）」、収入差（父親-母親）」、「夫婦の収入に占める妻の収入割合」）、3) 代替資源仮説に関連する要因（「（父親もしくは母親の）親との同居の有無」）、4) 時間的余裕（制約）仮説に関連する要因（「父親の労働時間・帰宅時間・出勤時間」と「母親の労働時間・帰宅時間・出勤時間」）、5) イデオロギー仮説に関連する要因「性役割観（父親と母親の得点差）」で構成した。統計解析に際しては、父親の2種類の育児参加（「遊び」と「基本的育児」）の頻度を従属変数とし、また上記の5つの仮説に関連する変数を独立変数とする因果関係モデルを構築し、その因果関係モデルのデータへの適合性ならびに各変数間の関連性を、構造方程式モデリングで解析した。その結果、父親の育児参加に関連した因果関係モデルのデータへの適合性は、CFIが0.862、RMSEAが0.069であった。父親の子どもとの遊びに関して統計学的に有意な水準を示したパスは、末子の年齢（-0.25）、親との同居有無（-0.25）、父親の帰宅時間（-0.39）であった。また、父親の基本的育児に関して統計学的に有意な水準を示したパスは、末子の年齢（-0.36）、親との同居有無（-0.18）、父親の帰宅時間（-0.52）、母親の出勤時間（-0.18）であった。以上の結果は、従来の「家庭内需要仮説」、「代替資源仮説」、「時間的余裕（制約）仮説」が支持されることを示唆している。

1. 緒言

最近、「ワーク・ライフ・バランス憲章」(2008年)に定められているように、日本では、男女が仕事のみならず家庭生活や地域生活を調和させる社会システムの実現が希求されている。しかし、働く母親の多くが仕事と家事・育児の間であって役割葛藤(ワーク・ファミリー・コンフリクト)¹⁻¹⁰⁾の状況に曝露されていることを勘案するなら、いまだ働く母親の仕事と家事や育児との両立は不適切な段階にあると推察される。前記役割葛藤に関連する要因は職場環境と家庭環境に大別できるが、後者には夫の男女平等主義や性別役割観、さらにはそれらを基礎とする夫の家事や育児への参加状況に関与しているとする指摘が多くを占めている。父親の家事・育児への参加状況は、日本では第1回の「全国家庭動向調査 National survey on family in Japan」が実施された1993年以降、ほぼ上昇傾向¹¹⁻¹³⁾を示している。しかし、母親が正規職員(フルタイム)であっても非正規職員(パート)であっても、父親はほとんど育児に参加しない、あるいは父親は手がかかる家事や育児には消極的であるなど、依然として父親の家事・育児参加は量・質ともに低い水準¹⁴⁾にあるとされている。そのため、従来の父親研究を総説した報告¹⁵⁻¹⁷⁾によれば、父親の家事や育児参加の規定要因は社会学、経済学、さらには家計構造研究等の領域において継続した研究課題となってきた。そのうちの社会学領域の研究成果¹⁸⁾に着目するなら、家事や育児に関する仮説として、「家庭内需要 household demands 仮説」、「相対的資源 relative resources 仮説」、「代替資源 alternative resources 仮説」、「時間的余裕(制約) time availability 仮説」、「ジェンダー・イデオロギー ideology 仮説」などが提起され、父親の参加頻度¹⁹⁻²³⁾、参加時間^{14, 24)}、時間配分²⁵⁻³⁹⁾を従属変数とする重回帰分析やロジスティック回帰分析等の多変量解析を用いた実証的な研究が進められてきた。しかし、前記仮説ならびにそれら仮説に含まれる変数をできる限り総合的に投入した因果関係モデルを構築し、次いでそのモデルの統計学的解析を通してどの変数がどの程度に父親の家事や育児参加に影響しているかを実証的に吟味した研究は、尹ら⁴⁰⁾の家事参加にアプローチした研究を除いて、ほとんど見当たらない。若い親世代が仕事と生活の調和を実現するには、母親のみならず父親のワーク・ライフ・バランスに関連した環境整備が喫緊の課題と言えよう。そのためには、特に父親の育児参加の促進ならびに阻害要因を総合的に検討することによって、今後の家族支援に必要な情報を整理していくことが望まれよう。

本調査研究は、共働き世帯の父親を対象に、彼らの育児参加に関する支援するシステムの構築に資する基礎資料を得ることをねらいとして、従来の社会学の研究成果を基礎に、父親の育児参加に関する促進と参加阻害に関連した仮説を総合的に検討することを目的とした。

2. 研究方法

本研究では、K県C市とO県K市内の保育所を管轄している市の担当課等を通して協力が得られた保育所15箇所を利用している1000世帯(C市:6保育所500世帯、K市:9保育所500世帯)の父母を同時に対象として、「ワーク・ライフ・バランスに関する調査」を実施した。調査員は各保育所の責任者とした。調査員は調査票ならびにプライバシーの保護等について記載した依頼書を各世帯に配布し、納得した場合のみ回答していただくよう配慮した。配布から回収までの期間は2週間とした。

調査内容は、父親の育児参加、また従来の研究が指摘する仮説（家庭内需要仮説、相対的資源仮説、代替資源仮説、時間的余裕仮説、イデオロギー仮説）に従い、1) 家庭内需要仮説（末子年齢が低かったり子どもの数が多かったりすると育児量が増大し、その分父親が育児に参加する）に関連する「末子の年齢」と「児の数」、2) 相対的資源仮説（学歴、収入などの資源の格差が高いほど育児に参加しない）に関連する「年齢差（父親-母親）」、「教育歴差（父親-母親）」、「収入差（父親-母親）」、「夫婦の収入に占める妻の収入割合」、3) 代替資源仮説（祖父母の同居、年齢の高い子どもなど、父母以外の育児従事者がいるほど父親は育児をしない）に関連する「（父親もしくは母親の）親との同居の有無」、4) 時間的余裕（制約）仮説（時間に余裕があるほど育児に参加する）に関連する「父親の労働時間・帰宅時間・出勤時間」と「母親の労働時間・帰宅時間・出勤時間」、5) イデオロギー仮説（性別役割分業意識が強い男性ほど育児に参加しない）に関連する「性別役割観（父親と母親の得点差）」で構成した。

上記変数のうち、父親の育児参加は、国立社会保障・人口問題研究所が行った「第2回全国家庭動向調査」および国立女性教育会館が行った「平成16年度・17年度家庭教育に関する国際比較調査」の項目等を参考に、乳幼児ならびに低学年の学齢児を養育している父親に適用可能と判断した（1. 子どもと一緒に室内で遊ぶ、2. 子どもに絵本を読み聞かせる、3. 子どもと一緒に外で遊ぶ、4. 子どもを寝かしつける、5. 子どもを風呂に入れる、6. 子どもに食事をさせる、7. 子どもの下着等を替える、8. 子どもをあやす、9. 保育園や幼稚園の送り迎えをする、10. 看病をする／病院に連れて行く）で測定した（以下、「父親の育児参加測定尺度」）。この尺度の因子は、「子どもとの遊び（前記1-3の3項目）」と「基本的育児（前記4-10の7項目）」の2因子から構成されている。育児参加の回答と数量化は、「0点：やらない」「1点：月1～2回はしている」「2点：週1～2回はしている」「3点：週3～4回はしている」「4点：毎日・毎回している」とした。性別役割意識は、金娉鏡と福富護が開発した「性別役割観測定尺度」⁴¹⁾で測定した。この尺度の因子は、「仕事・社会に対する平等意識（8項目）」と「家事・子育て優先意識（7項目）」の2因子で構成されている。

統計解析に際しては、父親の「子どもとの遊び」と「基本的育児」の参加頻度を従属変数とし、また上記の5つの仮説に関連する変数を独立変数とする因果関係モデル⁴²⁾を構築し、その因果関係モデルのデータへの適合性ならびに各変数間の関連性を、構造方程式モデリングで解析した。前記因果関係モデルに含まれる独立変数のうち、親との同居に関してはダミー変数（「同居」に1点、「非同居」に0点）を使用した。また、学歴差と父母の年収差は各カテゴリーに得点を与え、その差を算出した。具体的には、たとえば学歴の場合は、中学卒業に0点、大学院修了に5点を与え、それぞれ男性から女性の数値を差し引いて、差を算出した。他の変数は、合計点等をそのまま使用した。なお、前記因果関係モデルの検討に先立ち、因子構造モデルの側面からの構成概念妥当性が検討されていない父親の育児参加測定尺度（2因子斜交モデル）と性別役割観測定尺度（2因子斜交因子モデル）に関しては、その因子モデルのデータへの適合性を構造方程式モデリングで検討した。前記因果関係ならびにふたつの測定尺度の因子モデルもデータへの適合性は、Comparative Fit Index (CFI) と Root Mean Square Error Approximation (RMSEA)で判定した。また、そのときのパス係数の有意性は、検定統計量で判断し、その絶対値が1.96以上（有意水準5%）を示したものを統計学的に有意とした。統計ソフトは、「SPSS12.0J for Windows」と