

大学院生プロジェクト型研究・研究成果報告書

研究代表者：野村 潤（臨床心理学コース）

■ 研究題目
子育て期の父親間交流の機能に関する分析
■ 研究代表者・分担者（氏名、コース）
野村 潤（臨床心理学コース・博士課程前期1年）（代表者） 田中 悠登（臨床心理学コース・博士課程前期1年） 小林 冴（臨床心理学コース・博士課程前期1年） 熊谷 美菜（臨床心理学コース・博士課程前期1年）
■ 研究成果概要（目的、実施内容、結果、今後の課題など）
<h3>問題と目的</h3> <p>本研究は、子育て期の父親間交流の機能を、家族関係の変数との関連に基づいて明らかにすることを目的とする。</p> <p>父親は子どもの発達に重要な役割を果たす（Lamb, 1975）。「父親であること」は男性にとって長期的に様々な利益をもたらす（Bartlett, 2004）、我が国でも父親の家庭参加や子育ての在り方の重要性に注目が集まっている。しかし昨今、既婚男性が地方自治体に夫婦問題や子育てに関して相談をする事例が増加している（内閣府男女共同参画局, 2022）。黒澤・石垣（2023）は、男性は稼ぎ手としての役割意識と積極的に家族と関わろうとする多面的な家族役割を実感し、多重役割の負担や葛藤から家庭でのストレス表出につながると指摘しており、岐部（2018）は、父親の精神的不健康は家族システムのリスク因になると論考している。父親の家族関係や精神的健康の問題の軽減は本質的な課題であろう。従来母親は、家族内のストレスや不安の軽減に、「ママ友」の存在が有用とされてきた（宮木, 2004）。父親は母親よりも保護者間ネットワークが乏しいため、保護者とつながるPTA活動がもたらす内的報酬が多い（吉田・吉澤, 2023）。そのため、父親の同性仲間の交流、すなわち、父親間交流も子育て期の父親にとって肯定的な効果が期待される。したがって、父親間交流の機能を実証的に検討することに意義があると考えられる。</p> <p>質的調査を通して父親間交流は、父親を取り巻く家族関係（京須・橋本, 2006）、父親個人の精神衛生（平田, 2005）を良好にすることが指摘されている。本研究では、子育て期の父親と関連が強いと考えられる、夫婦関係と子育て不安を取り上げる。夫婦関係は、</p>

親子双方の心理的適応と関連する要因である（菅原他，2002）。また子育て不安は，従来，育児不安として母親を対象に検討されてきたが，家族全体の **well being** に関わる研究課題である（佐藤，2015）。さらに小崎他（2018）は，父親間交流は子育ての促進要因になると指摘している。父親の子育ての在り方，すなわち，養育行動は，伊藤他（2014）によれば，子どもの向社会性と関連する子ども中心の肯定的養育と，子どもの内在化・外在化問題と関連する親中心の否定的養育に大別される。このような父親の養育行動の背景には，良好な家族関係の在り方が関係していると考えられる。これまで，父親の妻への愛情が暖かな養育へとつながることや（菅原他，2002），養育者の育児困難感や不安・抑うつは虐待（望月他，2014），つまり否定的養育と関連することが報告されている。したがって，父親間交流は夫婦関係や子育て不安を通じて養育行動をも規定する機能があると推察される。

研究1では，父親間交流の程度を測定する尺度を作成し，尺度の構成概念妥当性と信頼性を検討する。研究2では，父親間交流と家族関係の変数との関連を検討する。

研究1

目的

父親間交流を測定する尺度を作成し，構成概念妥当性と信頼性を検討する。妥当性の検討は，協同作業認識，親和傾向，友人関係の在り方との関連から検討する。父親間交流は複数名からなる活動のため，協同作業と正の関連があると予測される。また，父親間交流が多いほど，他者に対する親和性やコミュニケーションの親密性が高くなることが予測される。さらに山本・神田（2008）は，母親の近所付き合いや対人関係の狭さは，家庭の経済的ゆとり感の低さが背景にあると指摘している。この知見を援用すると，世帯年収が高い世帯の父親ほど，父親間交流は多いと予測される。

方法

項目作成 項目作成に先立ち，父親間交流の特徴を明らかにするために，予備調査を実施した。調査サービス（Crowd Works）を通して父親105名にWeb調査を実施し，父親になってから現在まで，父親間で経験あるいは見聞きしたエピソードについて自由記述で回答を求めた。倫理的配慮として，調査対象者には，回答は任意であり，回答の有無または中断によっていかなる不利益も生じないこと，匿名で統計的にデータを処理することが説明された。そして，同意を得たもののみを対象に実施された。東北大学大学院教育学研究科研究倫理審査委員会の承認を得て実施された（ID：23-1-020）。設問への適切な回答が認められた95名（平均年齢43.79歳， $SD=8.63$ ， $range=24-71$ ）を分析対象者とした。

次に，自由記述を参考に，父親同士の交流内容について第一から第四著者の4名でKJ法（川喜田，2017）を用いて分析をした。その結果，父親が実際に行動して交流を深める

「活動」、父親間で生じる「話題」の2つの大カテゴリが見いだされた。さらに、父親間で生じる話題は、「個人の話題」、「家庭の話題」、「子育ての話題」の中カテゴリに分類された。そこで、上述の4名で1つの活動カテゴリと3つの話題カテゴリそれぞれに対応する項目を作成した。心理学を専門とする大学教員1名に、上記の各項目が父親間交流の内容として逸脱していないか、さらに表現が明瞭であるかの確認を求め、最終的に、父親間活動尺度候補項目（9項目）、父親間話題尺度候補項目（26項目）が作成された。一方、このカテゴリは質的調査から生成された仮説であるため、探索的に因子構造を検討する。

調査対象者と手続き 調査サービス（Freeasy）を用いて父親320名を対象にWeb調査を行った。調査に応分の注意資源を配分しない回答者をスクリーニングするためにinstructional manipulation check（増田他，2019；以下IMC条件とする）を設けた。IMC条件に誤答した者、偏った回答をした者を除き、最終的に欠測値のない217名（平均年齢51.01歳， $SD=7.21$ ， $range=31-60$ ）を分析対象とした。

質問紙 (a) 上記の手順を経て作成された父親間活動尺度候補項目（9項目）について尋ねた（5件法）。(b) 上記の手順を経て作成された父親間話題尺度候補項目（26項目）について尋ねた（5件法）。(c) 長濱他（2009）の協同作業認識尺度の協同効用（9項目）、個人志向（6項目）、互惠懸念（3項目）を尋ねた（5件法）。(d) 杉浦（2000）の親和動機尺度の親和傾向（9項目）を尋ねた（5件法）。(e) 吉岡（2001）の友人関係測定尺度の自己開示・信頼（9項目）、深い関与・関心（4項目）を尋ねた（4件法）。(f) 増田他（2019）のIMC条件を用いた。(g) 属性変数として年齢、世帯年収を尋ねた。末子の年齢、父親で集まる団体への所属（以下父親会とする）の有無も尋ねたが、分析に用いなかった。

倫理的配慮 予備調査を除き研究倫理審査委員会の承認（ID：23-1-46）を得た。

結果と考察

全ての解析に統計ソフトウェア環境R（version4.3.1）を用いた。探索的因子分析（以下EFAとする）と信頼性係数（ ω 係数）の算出にはpsychパッケージを用いた。

父親間活動尺度の因子構造 項目6を除く項目でフロア効果が認められた。これは、日常的に父親間の交流が乏しい現状（宮木，2014）があるためと推察される。本研究では、父親間交流を包括的に捉えた尺度を作成するため、フロア効果を示す項目は除外しなかった。固有値の減衰状況は5.43, 0.81, 0.69...であった。平行分析、MAP、因子の解釈可能性から2因子構造が妥当と判断し、EFA（最尤法・プロマックス回転）を行った。複数の因子に負荷が高い、またはいずれの因子にも負荷が.35未満の項目を除外し、最終的に2因子9項目を採用した（Table1；累積寄与率61.5%）。第1因子は、「子どもの諸活動の打ち上げで、コミュニケーションをとる」等の6項目から構成されるため「余暇活動」、第2因子は「PTAの運営に携わる」などの3項目から構成されるため「学校活動」と命名した。また、各下位尺度の ω 係数は.87以上であり、十分な内的一貫性が確認された。

Table1					
父親間活動尺度の因子分析(最尤法・プロマックス回転)					
項目内容	F1	F2	M	SD	
F1:余暇活動(M=2.06, SD=1.05;ω=.87)					
3. 子どもの諸活動の打ち上げで、コミュニケーションをとる	.82	.05	1.93	1.37	
5. 家族ぐるみで交流するイベントを企画・実行する	.78	.06	1.94	1.30	
2. 子どもの送迎についての連絡を取り合う	.72	.06	1.78	1.20	
4. 学生時代の友人(現在は家庭をもつ父親)とお酒を飲みに行く	.60	-.07	2.51	1.49	
1. ゴルフや釣りといった共通の趣味を楽しむ	.60	.11	1.97	1.41	
6. 自治会の行事や活動に協力して取り組む	.40	.28	2.24	1.39	
F2:学校活動(M=1.68, SD=1.06;ω=.90)					
9. PTAの運営に携わる	-.18	1.13	1.65	1.15	
8. 学校の行事に参加し、行事の企画・実行をする	.22	.62	1.74	1.17	
7. 親父の会に参加し、イベントの企画・実行をする	.31	.58	1.65	1.20	
因子間相関 F2					
.78					
Table2					
父親間話題尺度の因子分析(最尤法・プロマックス回転)					
項目内容	F1	F2	F3	M	SD
F1:子育ての話題(M=2.05, SD=1.14;ω=.96)					
23. 子ども向けイベントの情報共有をする	.98	-.11	-.04	2.01	1.28
11. 子どもが通う学校の内情や先生について話す	.86	.02	.01	2.07	1.35
20. 子どもの学習状況や成績について話す	.83	-.03	.09	1.88	1.20
24. 子どもの習い事について話す	.77	.25	-.13	2.02	1.28
15. 子どもの進学について話す	.75	.14	.02	2.14	1.22
7. 子どもの学校や習い事にかかる教育資金について話す	.70	.01	.22	2.06	1.36
26. 子どもとの現在の関わり方(しつけの程度や子どもとの遊び、喜ばせ方など)について話す	.47	.21	.20	2.10	1.28
1. 子育ての悩みについて話す	.43	.32	.17	2.15	1.31
F2:個人の話(M=2.44, SD=1.31;ω=.94)					
2. 過去の思い出話や昔話をする	-.06	.98	-.03	2.41	1.46
12. 趣味・嗜好(お酒,食べ物,お店など)の話をする	.01	.85	.03	2.53	1.49
6. 体調や健康に関する話をする	.00	.68	.25	2.42	1.47
4. 子どもの成長・発達について話す	.26	.68	.02	2.37	1.45
9. 仕事の話をする	.16	.44	.25	2.47	1.44
F3:家庭の話(M=1.95, SD=1.09;ω=.93)					
10. 税金や保険に関する話をする	-.15	.05	.98	1.89	1.21
3. 実親との関係や介護について話す	.05	.10	.72	2.03	1.30
25. 将来に向けて家族が生活するためのお金について話す	.33	-.11	.66	1.98	1.27
18. 夫婦あるいは家族の愚痴を話す	.03	.17	.65	1.96	1.21
14. 夫婦関係を良好にするための方法について相談する	.31	.01	.60	1.89	1.22
因子間相関 F2					
.77					
F3					
.79 .79					

Table3
父親間活動尺度および話題尺度とその他の変数との相関係数

	協同作業認識尺度						親和動機尺度		友人関係測定尺度			
	協同効用		個人志向		互惠懸念		親和傾向		自己開示・信頼		深い関与・関心	
	<i>r</i>	95%CI	<i>r</i>	95%CI	<i>r</i>	95%CI	<i>r</i>	95%CI	<i>r</i>	95%CI	<i>r</i>	95%CI
余暇活動	.32	[.20, .44]	.10 ^a	[-.03, .23]	.25	[.12, .37]	.55	[.46, .64]	.43	[.31, .53]	.40	[.28, .50]
学校活動	.22	[.09, .35]	.13 ^b	[.00, .26]	.35	[.23, .46]	.40	[.28, .50]	.32	[.20, .43]	.29	[.16, .41]
子育ての話題	.36	[.23, .47]	.14 ^c	[.01, .27]	.23	[.10, .36]	.59	[.49, .67]	.46	[.34, .55]	.44	[.32, .54]
個人の話題	.41	[.29, .51]	.14 ^d	[.00, .26]	.12 ^f	[-.01, .25]	.63	[.54, .70]	.48	[.37, .58]	.50	[.50, .59]
家庭の話題	.31	[.19, .43]	.20 ^e	[.07, .33]	.30	[.17, .41]	.54	[.44, .63]	.41	[.30, .52]	.41	[.30, .52]
<i>M</i> (<i>SD</i>)	3.43 (0.76)		3.12 (0.75)		2.49 (0.92)		2.95 (0.88)		2.54 (0.68)		2.63 (0.70)	
ω	.90		.83		.87		.93		.95		.88	

^a $p = .145$, ^b $p = .052$, ^c $p = .035$, ^d $p = .047$, ^e $p = .002$, ^f $p = .074$
注) アルファベットがついていない全ての相関係数は0.1%水準で有意 ($p < .001$) であった。

Table4
父親間活動尺度と話題尺度得点の平均値と Welch の *t* 検定

	<i>M</i> (<i>SD</i>)				<i>t</i> 検定		Cohen's <i>d</i>
	高群		低群		<i>t</i> (<i>df</i>)	<i>p</i>	
	<i>n</i> = 171		<i>n</i> = 46				
余暇活動	2.17	(1.06)	1.66	(0.88)	3.34 (83.61)	.001	0.50
学校活動	1.75	(1.11)	1.41	(0.83)	2.26 (91.88)	.026	0.32
子育ての話題	2.18	(1.14)	1.59	(0.99)	3.43 (79.51)	<.001	0.53
個人の話題	2.57	(1.31)	1.94	(1.20)	3.09 (75.63)	.003	0.49
家庭の話題	2.04	(1.08)	1.61	(1.05)	2.43 (72.26)	.018	0.39

父親間話題尺度の因子構造 項目 9 と 12 を除く項目でフロア効果が示されたが、上述の理由で除外せず分析に利用した。固有値の減衰状況は 18.11, 1.04, 0.96, 0.70...であった。平行分析, 因子の解釈可能性から 3 因子構造が妥当と判断し, EFA (最尤法・プロマックス回転) を行った。最終的に 3 因子 18 項目を採用した (Table2; 累積寄与率 75.3%)。因子は予備調査で分類された中カテゴリと概ね同様の分類であった。第 1 因子は「子育ての話題」、第 2 因子は「個人の話題」、第 3 因子は「家庭の話題」と命名した。ただし、第 2 因子の個人の話題に高い負荷を示した「子どもの成長・発達について話す」は、もともと子育ての話題に高い負荷を示すと想定していた。これは、父親の具体的な子育て関与の現状よりも、父親自身が抱く子どもの自然な発達過程の現状に関して強く受け取られたためと考えられる。下位尺度の ω 係数は .93 以上であり、十分な内的一貫性が示された。

構成概念妥当性の検討 協同作業認識尺度, 親和傾向, 友人関係測定尺度について記述統計量と ω 係数を算出したところ、十分な内的一貫性が示されたため、加算平均得点を尺度得点とし、父親間活動尺度および話題尺度との相関係数を算出した (Table3)。

その結果、父親間活動尺度および話題尺度と協同効用, 親和傾向, 自己開示・信頼, 深い関与・関心は正の関連を示した。また、個人の話題を除く下位尺度は互惠懸念と正の関連を示した。個人志向と家庭の話題は弱い関連を示したが、相関係数は小さかった。

互惠懸念とは、協同作業から得られる恩恵は人によって異なるという認識を意味し、個人志向とは、一人での作業を好む認識を意味する（長濱他，2009）。父親間交流は、他の父親の多様な価値観を共有する場になるため、互惠懸念と関連があったと考えられる。個人の話題にのみ関連が示されなかったのは、個人の話題は主に父親個人に問題が帰結することから、協同作業とは離れた概念であるためと推察される。

世帯年収によって父親間活動尺度および話題尺度の得点に差があるかどうかを検討した。労働政策研究・研修機構（2019）は、世帯年収 500 万円以上が中流の暮らしを期待できる収入ラインとしている。そこで、世帯年収低群を 500 万円未満、世帯年収高群を 500 万円以上とした Welch の *t* 検定を行った（Table4）。その結果、予測通り、世帯年収高群の方が低群より全ての下位尺度得点が有意に高かった。

研究 1 の結果より、作成された父親間活動尺度および話題尺度は一定の構成概念妥当性と信頼性を有していると考えられる。

研究 2

目的

父親間交流と夫婦関係、子育て不安、養育行動との関連を検討する。父親間交流は、子育てへの関与と正の関連を示すと予測される。また、夫婦関係満足の高さ、子育て不安の低さ、さらに肯定的養育の高さと関連を示すと考えられる。

方法

調査対象者と手続き 調査サービス（Crowd Works）を用いて、長子が中学生以下の父親 512 名に Web 調査を行った。研究 1 と同様に分析対象者を選定し、最終的に欠測値を含む 483 名（平均年齢 40.58 歳，*SD*=6.37，*range*=22–60）を分析対象とした。

質問紙 子どもに関する質問は長子の想定を求めた。(a) 研究 1 で作成した父親間活動尺度（9 項目）を用いた（5 件法）。(b) 研究 1 で作成した父親間話題尺度（18 項目）を用いた（5 件法）。(c) 諸井（1996）の夫婦関係満足尺度（6 項目）を用いた（4 件法）。(d) 荒牧・無藤（2008）の育児への否定的・肯定的感情尺度の育て方への不安感（3 項目）、育ちへの不安感（3 項目）を尋ねた（4 件法）。(e) 伊藤他（2014）の肯定的・否定的養育行動尺度を用いた。関与・見守り（9 項目）、肯定的応答性（5 項目）、意思の尊重（6 項目）、否定的養育に相当する過干渉（5 項目）、非一貫性（4 項目）、厳しい叱責・体罰（6 項目）を尋ねた（4 件法）。(f) Goodman（1997）の Strength and Difficulties Questionnaire の保護者評定フォームの情緒の問題（5 項目）、行為の問題（5 項目）を用いた（3 件法）。(g) 増田他（2019）の IMC 条件を用いた。(h) 属性変数として、年齢、最終学歴（1：中学・高校，2：短大・専門学校，3：大学以上）、世帯年収（1：0–100 万円未満，2：100–300 万円，3：300–500 万円，4：500–700 万円，5：700–900 万円，6：

900万円以上), 父親の就労状況 (1: 無職・その他, 2: 契約・パート・自営業, 3: 常勤), 長子の年齢, 長子の性別 (1: 男児, 2: 女児), 父親会の所属の有無 (1: 有, 2: 無) を尋ねた。

倫理的配慮 研究倫理審査委員会の承認 (ID: 23-1-71) を得た。

結果と考察

確認的因子分析と共分散構造分析には lavaan パッケージを用いた。

父親間活動尺度および話題尺度の因子構造 ほとんどの項目において, 正規分布から逸脱していた。そのため豊田 (2014) に基づき, 推定法として対角重み付き最小二乗法を使用し, 研究1で得られた因子構造を当てはめて確認的因子分析を行った。その結果, 父親間活動尺度 ($N=467$; CFI=.993, RMSEA=.042 (90%CI [.022, .061]), SRMR=.046), 父親間話題尺度 ($N=461$; CFI=.992, RMSEA=.045 (90%CI [.036, .053]), SRMR=.058) はいずれも十分な適合度を示し, 研究1の尺度と同様の因子構造が支持された。

記述統計量と信頼性係数の算出 全ての尺度の記述統計量と ω 係数を Table5 に示す。

Table5

研究2の記述統計量と信頼性係数

変数名	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	ω	変数名	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	ω
余暇活動	474	2.82	0.90	.77	関与・見守り	482	2.60	0.47	.74
学校活動	478	2.43	1.10	.80	肯定的応答性	482	2.98	0.58	.77
子育ての話題	475	2.96	0.93	.88	意思の尊重	483	2.80	0.43	.57
個人の話	477	3.31	0.97	.82	過干渉	483	1.90	0.67	.79
家庭の話	475	2.58	1.07	.86	非一貫性	483	1.96	0.74	.76
夫婦関係満足	474	2.91	0.71	.91	厳しい叱責・体罰	483	1.83	0.74	.90
育て方への不安感	479	2.57	0.67	.75	情緒の問題	478	1.57	0.52	.81
育ちへの不安感	484	2.12	0.77	.86	行為の問題	477	1.51	0.42	.77

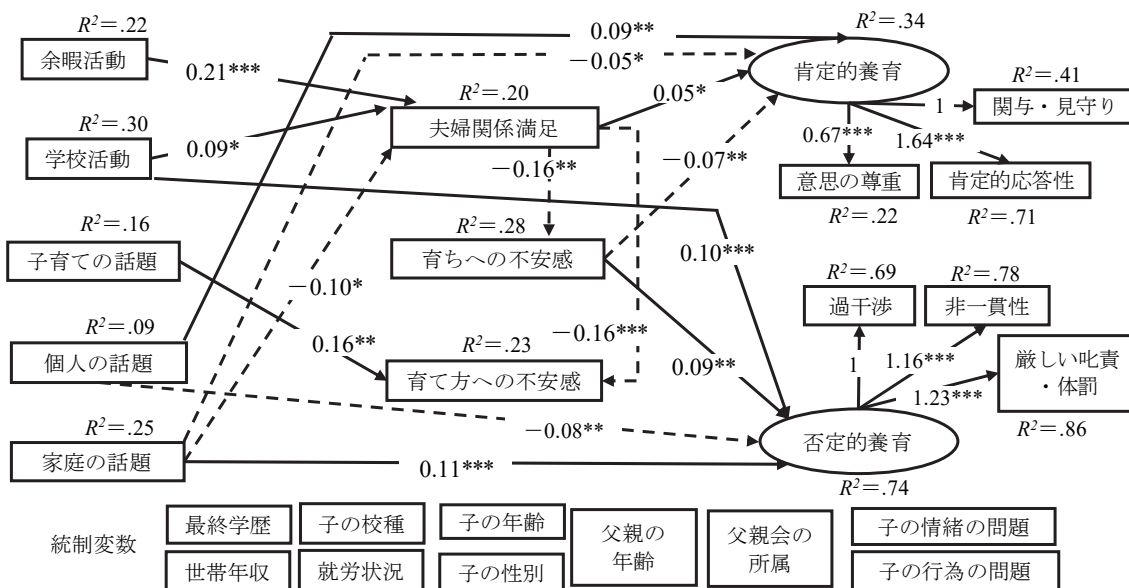
父親間交流が夫婦関係と子育て不安を媒介して養育行動に及ぼすプロセスの検討 父親間交流と子育て関与の関連を検討するために, 父親間活動尺度および話題尺度の下位尺度と関与・見守りの相関係数を算出した結果, 正の関連が示された ($r = .22-.37$, 全て $p < .001$)。

父親間交流が, 夫婦関係および子育て不安を通じて, 養育行動に与える影響を検討するために, 完全情報最尤推定法により欠測値処理を施し, 共分散構造分析を行った。

パスは父親間活動尺度および話題尺度の5下位尺度それぞれから第1水準と統制変数を除く全ての変数にパスを引いた。間接効果の検討は, ブートストラップ法 (リサンプリング数 2,000) により 95%バイアス修正ブートストラップ信頼区間を算出した。その結果, モデルはデータに対して許容可能な当てはまりを示した ($\chi^2 (119, N=483) = 345.77$, $p < .001$, CFI=.958, RMSEA=.063 (90%CI [.055, .071]), SRMR=.052 ; Figure1)。

Figure1

父親間交流と夫婦関係および子育て不安感、養育行動の媒介変数モデル



$\chi^2 (119, N = 483) = 345.77, p < .001, CFI = .958, RMSEA = .063 (90\%CI [.055, .071]), SRMR = .052$

注) 実線は正のパス、点線は負のパス、図中の数値は非標準化推定値を示し、有意でないパスおよび誤差共分散の記述は省略した。分析では、第1水準の5下位尺度は父親間交流とまとめられ、第2水準の育ちの不安感と育て方への不安感の子育て不安感とまとめられるため、それぞれ誤差共分散を設定した。また、肯定的養育、否定的養育を潜在変数として構成した。さらに、夫婦間のサポートが子育て不安を軽減するという知見(荒牧・無藤, 2008)を踏まえ、夫婦関係満足から子育て不安の2変数にパスを引いた。なお、紙幅の都合で下位尺度間の相関係数の値の記載は省略した。

パス係数を参照したところ、夫婦関係満足に対して余暇活動と学校活動は正のパス、家庭の話題は負のパスを示し、その夫婦関係満足は育ちへの不安感と育て方への不安感に負のパス、肯定的養育に正のパスを示していた。なお、余暇活動は夫婦関係満足を媒介して育ちへの不安感 ($B = -0.032, p = .013, 95\%CI[-0.057, -0.007]$)、育て方への不安感 ($B = -0.033, p = .008, 95\%CI[-0.058, -0.009]$) を低め、肯定的養育 ($B = 0.011, p = .043, 95\%CI[0.000, 0.021]$) を高めていた。

また、育て方への不安感に対して、子育ての話題は正のパスを示した。

さらに、直接、肯定的養育に対して個人の話題は正、家庭の話題は負のパスが、否定的養育に対して学校活動と家庭の話題は正、個人の話題は負のパスが示された。

総合考察

研究1では、父親間活動尺度および話題尺度を作成した。これまで、父親間交流に関する実態は質的調査が中心であったため、実証的にその程度を測定できる尺度を作成したことは、父親間交流の研究を今後促進するという点で意義があると考えられる。

研究2では、家族関係の変数との関連から、父親間交流の機能について検討した。その結果、父親間交流が多い父親ほど、実際の子育て関与が多いことが示された。ただし、この因果関係については明確ではない。父親間交流が子育て関与の要因(小崎他, 2018)か

どうかの証拠を得るために、さらなる研究が必要であろう。

父親間活動を行っている父親ほど、夫婦関係の満足感が高いことが明らかになった。これは父親が積極的に育児に関わることがその後の夫婦関係にポジティブな影響を及ぼすという知見(岐部, 2018)と整合しており、とりわけ本研究の結果から、父親間の活動的側面が有用である可能性が示唆された。また余暇活動は、夫婦関係を媒介して、子育て不安を軽減し、肯定的養育を行いやすいこと、父親自身の話題を話すほど肯定的養育を行いやすく否定的養育を行いにくいことも示された。

一方、父親間交流は必ずしも肯定的な機能を備えているわけではないことが明らかになった。本研究の結果から、父親間で子育ての話題を扱うほど育て方に不安感を抱えやすいことが示された。荒牧・無藤(2008)によれば、ソーシャルサポートのうち、情報サポートの豊かさがかえって情報過多となり、母親の不安感を煽ると指摘している。子育てに関する実用的な情報の多さは、父親においても子育て不安と関連することが実証された。また、家庭の話題を話すほど夫婦関係満足感を低め、否定的養育を行いやすいことが明らかになった。家庭の話題は現実で直面する経済的問題が扱われ、他の父親間の話題と比較して相対的に父親本人が対応に困難を要する話題であるため、家族問題の重要性が誘発され、家庭内の居心地の悪さにつながると考えられる。さらに学校活動を行うほど、否定的養育が行われやすいことも示された。吉田・吉澤(2023)は、父親は母親よりも保護者同士のネットワークが築かれにくいいため、自分自身の意向に沿って自由に進めていきたいという理想と、周囲の助けを得られずに理想を実現できない現実との間の乖離に直面しやすいと強調している。こうした不満が否定的養育と関連する可能性がある。また、学校教育とは切り離せない学校活動は父親自身の子育て意識を過剰に高め、親中心の否定的養育を行使しやすくするのかもしれない。現時点で、これらの解釈の妥当性を確かめるためのデータは得られていないため、今後は学校活動がどのような過程を経て養育行動に影響するかの検討が求められる。

以上より、父親間交流の異なる複数の機能が明らかになった。従来、父親間交流は父親の子育て関与や(小崎他, 2018)、精神衛生(平田, 2005)、家族関係(京須・橋本, 2006)を良好にすると指摘されてきた。本研究の知見を総合すると、父親間交流では家族と直接的に関わらない父親個人の話題を取り上げて話すことや、余暇活動が肯定的な効果があると考えられる。今後は、父親間交流の質的な差異に着目して、父親の家庭内の心理社会的問題の緩和や子育て参加への動機づけにつながる研究が行われることが期待される。

本研究の限界と今後の展望

最後に本研究の限界と展望を二点述べる。第一に、横断データを用いた検討であるため父親間交流の機能の一側面を示すに留まっている。本研究では、父親間交流の帰結として養育行動を含めた家族関係を想定するモデルを設定した。しかし、本研究のモデルには逆

の因果の側面もあり、積極的な養育行動から、父親としての役割を担う学校活動や子育ての話題が誘発される可能性も考えられる。そのため、縦断データを用いた検討を行う必要がある。第二に、対象者の回答や属性が限定的であり、一般化可能性の限界がある。今後、長子に限定しない回答や、子どもの人数、妻の属性、コペアレンティングの在り方によらず一般化可能か検討が求められる。

引用文献

- 荒牧 美佐子・無藤 隆 (2008). 育児への負担感・不安感・肯定感とその関連要因の違い——未就学児を持つ母親を対象に—— 発達心理学研究, 19 (2), 87-97. <https://doi.org/10.11201/jjdp.19.87>
- Bartlett, E. E. (2004). The effects of fatherhood on the health of men: A review of the literature. *The Journal of Men's Health & Gender*, 1(2-3), 159-169. <https://doi.org/10.1016/j.jmhg.2004.06.004>
- Goodman, R. (1997). The Strength and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38 (5), 581-586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>
- 平田 裕美 (2005). 「父親の会」活動の意義と機能 子ども社会研究, 11, 86-99. https://doi.org/10.57410/jschildstudy.11.0_86
- 伊藤 大幸・中島 俊男・望月 直人・高柳 伸哉・田中 善大・松本 かおり・大嶽 さと子・原田 新・野田 航・辻井 正次 (2014). 肯定的・否定的養育行動尺度の開発——因子構造・および構成概念妥当性の検証—— 発達心理学研究, 25 (3), 221-231. <https://doi.org/10.11201/jjdp.25.221>
- 川喜田 二郎 (2017). 発想法——創造性開発のために—— 改版 中公新書
- 岐部 智恵子 (2018). 父親の抑うつが家族関係への影響——幼児期に着目した縦断的検討—— 発達心理学研究, 29 (4), 219-227. <https://doi.org/10.11201/jjdp.29.219>
- 小崎 恭弘・田辺 昌吾・松本 しのぶ (編) (2017). 家族・働き方・社会を変える父親への子育て支援——少子化対策の切り札—— 別冊発達 33 ミネルヴァ書房
- 黒澤 泰・石垣 那実 (2023). 夫婦ストレスモデルの研究——親密な二者関係を研究対象とすること—— 精神科, 42(5), 605-610.
- 京須 希実子・橋本 鉦市 (2006). 「おやじの会」と父親の育児参加 (1) ——グラウンデッド・セオリー・アプローチによる分析の試み—— 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 55, 157-179.
- Lamb, M. E. (1975). Fathers: Forgotten contributors to child development. *Human Development*, 18(4), 245-266. <https://doi.org/10.1159/000271493>
- 増田 真也・坂上 貴之・森井 真広 (2019). 調査回答の質の向上のための方法の比較 心理学研究, 90 (5), 463-472. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.90.18042>
- 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—— ライフデザインレポート, 159, 4-15.

- 宮木 由貴子 (2014). 父親同士の交流の現状と可能性 ライフデザインレポート
Retrieve October 26, 2023 from <https://www.dlri.co.jp/pdf/ld/01-14/rp1407a.pdf>
- 諸井 克英 (1996). 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, 10 (1), 15-30. https://doi.org/10.57469/jafp.10.1_15
- 望月 由妃子・田中 笑子・篠原 亮次・杉澤 悠圭・富崎 悦子・渡辺 多恵子・徳竹 健太郎・松本 美佐子・杉田 千尋・安梅 勅江 養育者の育児不安および育児環境と虐待との関連——保育園における研究—— 日本公衆衛生雑誌, 61 (6), 263-274. https://doi.org/10.11236/jph.61.6_263
- 長濱 文与・安永 悟・関田 一彦・甲原 定房 (2009). 協同作業認識尺度の開発 教育心理学研究, 57 (1), 24-37. <https://doi.org/10.5926/jjep.57.24>
- 内閣府男女共同参画局 (2022). 男女共同参画白書 令和 4 年版 Retrieve October 26, 2023 from https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r04/zentai/index.html
- 労働政策研究・研修機構 (2019). 子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2018(第 5 回子育て世帯全国調査) JILPT 調査シリーズ No.192 Retrieve October 20, 2023 from <https://www.jil.go.jp/institute/research/2019/192.html>
- 佐藤 淑子 (2015). ワーク・ライフ・バランスと乳幼児を持つ父母の育児行動と育児感情 教育心理学研究, 63 (4), 345-358. <https://doi.org/10.5926/jjep.63.345>
- 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 (2002). 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. https://doi.org/10.5926/jjep1953.50.2_129
- 杉浦 健 (2000). 2 つの親和動機と対人的疎外感との関係——その発達的变化—— 教育心理学研究, 48 (3), 352-360. https://doi.org/10.5926/jjep1953.48.3_352
- 豊田 秀樹 (2014). 共分散構造分析 [R 編] ——構造方程式モデリング—— 東京図書
- 山本 理絵・神田 直子 (2008). 家庭の経済的ゆとり感と育児不安・育児困難との関連——幼児の母親への質問紙調査の分析より—— 小児保健研究, 67 (1), 63-71.
- 吉田 琢哉・吉澤 寛之 (2022). コミュニティ意識と学校の地域連携および PTA 活動への評価との関連 心理学研究, 93(3), 249-255. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.93.20349>
- 吉岡 和子 (2001). 友人関係の理想と現実のズレ及び自己受容から捉えた友人関係の満足感 青年心理学研究, 13, 13-30. https://doi.org/10.20688/jsyap.13.0_13