

令和 4 年 6 月 2 日現在

機関番号：13301

研究種目：基盤研究(C)（一般）

研究期間：2019～2021

課題番号：19K03276

研究課題名（和文）養育行動および子どもの心理社会的適応に及ぼす養育場面における脱中心化の効果の検証

研究課題名（英文）the relationship between decentering and children's psychosocial adjustment through the mediation of parenting

研究代表者

村山 恭朗（Murayama, Yasuo）

金沢大学・人間科学系・准教授

研究者番号：00728785

交付決定額（研究期間全体）：（直接経費） 3,100,000円

研究成果の概要（和文）：養育者のメンタルヘルスと養育行動、養育行動と子どもの適応の関連が報告されている。そのため、養育者のメンタルヘルスに關与する変数は養育行動を媒介し、子どもの適応に寄与すると考えられる。しかし、このようなモデルは検証されていない。本研究は脱中心化を取り上げ、肯定・否定的養育を媒介する脱中心化と子どもの心理社会的適応の関連を横断的に検証した。3-6歳の子どもの母親を対象として調査を実施した。媒介分析を行ったところ、養育時の脱中心化は肯定的と否定的養育を介して、子どもの心理社会的適応と関連していることが示された。本研究から、養育時の脱中心化の向上を図ることは効果的な養育支援になり得ることが示唆される。

研究成果の学術的意義や社会的意義

本研究の結果を踏まえると、養育時の脱中心化の向上を図ることは養育支援になり得ると考えられる。脱中心化は認知療法によって向上し（e.g., Teasdale et al., 2002）、その向上過程には、認知療法内で繰り返し行われる内的体験の観察が根幹であると示唆されている（Teasdale et al., 2001）。このことから、養育支援において、子どもの行動の解釈、養育者が自身に向けた「養育者」としての評価等を、養育者が繰り返し内省することで、養育時の脱中心化の向上が図られる可能性がある。

研究成果の概要（英文）：Research has reported associations between maternal mental health and maltreatment which is related to children's psychosocial maladjustment. Therefore, variables which maintain maternal mental health may contribute to elevated children's psychosocial adjustment through the mediation of positive parenting. However, few studies have examined such a mediation model. The current cross-sectional study sought to investigate the relationship between decentering during parenting and children's psychosocial adjustment through the mediation of both positive and negative parenting. 1212 mothers who had oldest children aged 3 to 6 years participated an online survey. Mediation analyses indicated that decentering was associated with children's psychosocial adjustment through positive and negative parenting. The findings in this study suggest that improving maternal decentering can be an effective strategy which encourages mothers to conduct positive parenting rather than negative one.

研究分野：臨床発達心理学

キーワード：脱中心化 養育行動 メンタルヘルス 心理社会的適応 幼児

1. 研究開始当初の背景

不適切な養育のリスク要因は様々あるが、メンタルヘルス不調、特に抑うつ症状はその一つである。0 - 15 歳の子どもの母親を対象(n = 2,386)とした国外の縦断調査では、抑うつ症状の悪化は心理的虐待を行うリスクを高めることが見出されている (Conron, Beardslee, Koenen, Buka, & Gortmaker, 2009)。別の調査では、不安と養育行動の関連が示されており、不安が強い母親ほど過保護な養育を行う頻度が高く、支持的な養育を行う頻度が低いことが見出されている (Root, Hastings, & Rubin, 2016)。

上述した知見を踏まえると、抑うつ症状をはじめとする養育者のメンタルヘルス不調を抑止することができれば、適切な養育が促進されるとともに子どもの心理社会的適応が維持されると思われる。これと合致するように、国外の縦断調査では不適切な養育を介した母親の抑うつ症状と子どもの心理社会的不適応の関連 (Choi et al., 2019)、国内外の横断研究では、メンタルヘルスに關する感情調節 (Aldao, Nolen-Hoeksema, & Schweizer, 2010) と養育行動との関連 (Lorber, 2012; 佐藤・金澤, 2018) が実証されている。それゆえ、養育者のメンタルヘルス不調、特に抑うつ症状を抑止する変数 (以下、抑止変数) は養育行動を介して、子どもの心理社会的適応 (または不適応) と関連する可能性がある。しかし、このような媒介モデルは国内においてあまり検証されていない。そこで、本研究は養育行動を介する養育者の抑止変数と子どもの心理社会的適応の関連を検証することを目的とする。

メンタルヘルスに關する変数の一つに脱中心化がある。脱中心化とは、生起する思考や感情は自己を映し出した事象ではなく、一時的な出来事としてそれらを観察する能力を指す (Safran & Segal, 1990)。先行研究において、脱中心化の向上を介してうつ病が改善することが実証されている (e.g., Teasdale et al., 2002)。横断研究では、脱中心化は抑うつ症状と負に關連することが見出されている (Fresco et al., 2007; 栗原・長谷川・根建, 2010; 村山・岡安, 2012)。不安についても、脱中心化の向上により不安症状が軽減することが実証されている (e.g., Hoge et al., 2015)。これらの知見から、心理的負担が大きいとされる養育 (日本財団・コネヒト株式会社, 2019) を脱中心化が強い養育者が行う場合には、メンタルヘルスの悪化を抑制できる可能性がある。

2. 研究の目的

本研究は抑うつ症状の軽減に寄与する脱中心化を取り上げ、肯定的・否定的養育を媒介する養育時の脱中心化と子どもの心理社会的適応の関連を横断的に検証することを目的とした。

3. 研究の方法

(1) 調査協力者

DiP-Q の原案の作成を目的としたインタビュー調査には、地域の子育てひろばを利用する就学前の幼児 (3 - 6 歳) をもつ母親 8 名 (37.5±3.56 歳) が参加した。その他の検証に関する調査では、以下の知見を踏まえ 3 - 6 歳の子ども (長子) をもつ母親を調査対象とした。1. 児童虐待の加害者の半数以上は実母である (厚生労働省, 2021)。2. 児童虐待は児童期 (7 - 12 歳; 例えば、厚生労働省 (2020) では平成 30 年度に 53,797 件と報告) および幼児期 (3 - 6 歳; 41,090 件 (厚生労働省, 2020)) において頻発するが、平均すると幼児期でより発生率が高い (児童期: 53,797 件 / 6 歳 = 約 8,966 件 / 歳, 幼児期: 41,090 件 / 4 歳 = 約 10,272 件 / 歳)。3. 家庭での体罰は幼児期で最も多く発生する (株式会社キャンサーズキャン, 2021)。なお、養育者における子育て経験の有無は交絡変数になり得ると考えられるため、「3 - 6 歳の子ども」は長子と限定した。インターネット調査会社のモニターに登録し、本研究への参加に同意した 1500 名が web 上での調査に参加した。最終的に全項目に回答した 1212 名 (35.49±4.76 歳, 子どもの人数: 1.61±0.60 人, 長子の年齢: 4.34±1.03 歳) を分析対象とした (Table 1)。

(2) 調査材料

養育における脱中心化尺度 (Decentering in Parenting Questionnaire; DiP-Q) DiP-Q の原案を作成するために、幼児期の子どもを持つ母親に半構造化面接を行った。面接では、脱中心化を評価する尺度および半構造化面接 (後述) の項目等を参考に作成した質問 (「子どもを叱っている間、どのようなことを考

Table 1 調査協力者の属性

変数		n	%	
年齢	20代	136	9.1%	
	30代	1046	69.7%	
	40代	318	21.2%	
居住地域 (地方)	北海道	68	4.5%	
	東北	66	4.4%	
	関東	492	32.8%	
	中部	283	18.9%	
	近畿	308	20.5%	
	中国	89	5.9%	
	四国	42	2.8%	
世帯年収	九州	152	10.1%	
	100万円未満	27	1.8%	
	100 - 200万円	34	2.3%	
	200 - 300万円	77	5.1%	
	300 - 400万円	171	11.4%	
	400 - 500万円	209	13.9%	
	500 - 700万円	348	23.2%	
	700 - 1000万円	251	16.7%	
	1000-1500万円	77	5.1%	
	1500-2000万円	9	0.6%	
2000万円以上	9	0.6%		
職業	分からない・ 答えたくない	288	19.2%	
	会社員	317	21.1%	
	公務員・団体職員	54	3.6%	
	専門職	42	2.8%	
	自営業	18	1.2%	
	フリーランス	19	1.3%	
	パート・ アルバイト	330	22.0%	
	専業主婦	691	46.1%	
	家事手伝い・ 無職・その他	29	1.9%	
	婚姻状況	既婚	1391	92.7%
離婚・死別		87	5.8%	
未婚		22	1.5%	
長子の 性別	男児	750	50.0%	
	女児	750	50.0%	
	長子の 年齢	3歳	401	26.7%
		4歳	409	27.3%
		5歳	462	30.8%
6歳		228	15.2%	
子どもの 人数	1人	707	47.1%	
	2人	706	47.1%	
	3人	84	5.6%	
	4人	3	0.2%	

注: 数値は人数を示す。

えていたり、どのような気持ちになっていた
りしますか？」「それらに気づくことはあり
ますか？」「それらをどのように体験しま
すか？」「気づいた後に、子どもへの対応は
変わりますか？」など)を行った。すべての
インタビューは協力者の同意のもと録音され
た。録音されたインタビュー内容に基づき、
既存する脱中心化の評価尺度の項目を参考
にしながら、子育て支援を行う研究者と思考
や感情への気づきを治療ターゲットとする
第三世代の認知行動療法を行う研究者が協
議し、DiP-Qの原案を作成した。最終的に16
項目からなる原案を作成した(否定的項目は
5項目; Table 2)。回答形式は4件法(1 -
ない・ほとんどない, 4 - 非常によくある)と
し、得点が高いほど養育時の脱中心化が強
いことを表すようにした。教示文は以下の通
りであった。「以下は、お子さんとの関り中
での生じる考えや気持ちの体験に関する項
目です。各項目で示される体験は日常的にど
の程度経験していますか？もっとも当ては
まると思われる選択肢を選んでください。」

日本語版 Experiences Questionnaire 脱中心化の評価には日本語版 Experiences
Questionnaire (栗原ほか, 2010; 以下 J-EQ)を使用した。本研究では当該尺度の「脱中心化」
のみを使用した。本研究での内的整合性は良好($\alpha = .936$)であった。

メタ認知的知覚尺度 メタ認知的気づきの測定には、メタ認知的知覚尺度(村山・岡安, 2012)
を使用した。本研究では、当該尺度の「ネガティブな認知や感情への対応」のみを使用した。本
本研究での内的整合性は良好($\alpha = .910$)であった。

肯定的・否定的養育行動尺度 (Positive and Negative Parenting Scale, 以下 PNPS) 養育
行動の評価には、PNPS (伊藤ほか, 2014)を使用した。本研究では、情報の縮約の観点から当
該尺度の「肯定的養育」と「否定的養育」を分析に使用した。本研究では両尺度とも良好な内的
整合性を示した(肯定的養育: $\alpha = .870$, 否定的養育: $\alpha = .858$)。

子どもの心理社会的適応 子どもの心理社会的適応の評価には Strengths and Difficulties
Questionnaire (SDQ)日本語版の親評定フォーム (Goodman, 1997)を使用した。本研究では、
SDQの「困難さ」を利用した。本研究における内的整合性は許容できる値であった($\alpha = .778$)。
(3) 手続き・分析方法

半構造化面接およびインターネット調査の開始前に、協力者に対して、研究への参加および回
答は任意であること、研究参加に同意したとしても各項目(質問)への回答は任意であること、
回答を拒否したことによる不利益は生じないことを教示した。半構造化面接の協力者には併せ
て口頭でも説明した。本研究は第一著者の前所属機関の「人を対象とする倫理研究等倫理審査委
員会」と、現所属機関の「『人を対象とする研究』に関する倫理審査委員会」の審査と承認を受
けた(承認番号: HP19-3, HP21-1, 2021-40)。

伝統的に、媒介モデルの検証は3つの下位分析(分析1 - 独立変数が従属変数と関連する, 分
析2 - 独立変数が媒介変数と関連する, 分析3 - 独立変数を統制したうえで、媒介変数が従属変
数と関連する)により行われる (Baron & Kenny, 1986) が、近年では2つの下位分析(上記の
分析2と分析3)で行うことが推奨されている (e.g., Hayes, 2009)。このことから、本研究で
は2つの下位分析により媒介モデルの検証を行う。媒介分析の検証は、推奨されているブー
ストラップ法 (bias-corrected percentile method) により行い (Preacher & Hayes, 2008), ブ
ートストラップのサンプル数は信頼区間の精度が安定する 10,000 とする (Hayes, 2018)。

統計解析のうち、探索的因子分析には HAD Version 17 (清水, 2016) を、相関および重回帰
分析には PASW Statistics 27.0 (SPSS)を利用した。なお、媒介分析には SPSS PROCESS Macro
(e.g., Hayes, 2018; Preacher & Hayes, 2008)を用いた。

4. 研究成果

(1) DiP-Qの因子構造

DiP-Q (原案) に対して因子分析(最小二乗
法, プロマックス回転)を行った。因子数の決
定の基準は様々あるが、因子数の決定に優れて
いる MAP 基準 (minimum average partial
correlation; 堀, 2005) を用いた。因子分析に
あたり、事前の MAP 基準を算出したところ(1
因子: 0.0378, 2 因子: 0.0174, 3 因子: 0.0217, 4 因子: 0.0275), 2 因子性を支持したことから、2 因子解を設定し因子分析を行った。その際、特定の因子に十分な因子負荷量 (>.400) を

Table 2 DiP-Qの因子分析結果 (パターン行列)

No.	項目	F1	F2	共通性
Factor 1: DiP-Q-D ($\alpha = .887, \alpha = .891$)				
I-14	養育場面で、自分の考えや気分と心理的な距離を置く。	.824	.019	.668
I-15	養育場面でストレスを感じるときでも、自分の考えや気分を落ち着かせる。	.796	-.047	.662
I-10	養育場面で、不快な気分のみ込まれることなく、その気分を観察することができる。	.770	.034	.576
I-11	子どもを叱っているとき、自分の内面や行動に注意を向け、自分をコントロールする。	.748	-.021	.570
I-9	養育場面で、自分の周りや内面で起きていることに十分に気づいている感覚がある。	.686	.158	.420
I-13	「親」としての自分を思いやりをもって扱う。	.627	-.081	.434
I-16	「親」としての自分があるがまに受け入れる。	.611	-.196	.495
I-6	子どもに腹が立つとき、その気分に基づき、落ち着ける。	.593	.030	.341
I-8	「親」として自分の至らなさに気づいたとき、そのこと(ネガティブなイメージや気分)から心理的に距離を置ける。	.524	.112	.247
Factor 2: DiP-Q-R ($\alpha = .801, \alpha = .810$)				
I-3*	「親」としての自分に不安を感じると、そのこと(ネガティブなイメージや気分)に圧倒される/ 囚われる。	.012	.787	.613
I-7*	子どもの発達や将来が心配になると、そのこと(ネガティブなイメージや気分)に圧倒される/ 囚われる。	.100	.752	.524
I-5*	子どもに対する不快な気分(怒りや不安など)に圧倒される。	-.046	.708	.526
I-12*	他人から、「親」としての自分や子どもがどう見られるかが気になり、そのことに圧倒される/ 囚われる。	.132	.574	.295
I-1*	自分の気分に基づかず、子どもを怒罵る。	-.138	.537	.359
		寄与率 (%)		32.979 21.341
		累積寄与率 (%)		32.979 54.319
		因子間相関		.346
残余項目				
I-2	子どもの発達や将来が心配になっても、そのこと(ネガティブなイメージや気分)を一旦放っておける。			
I-4	「余裕がない」自分に気づき、子どもへの対応を変える。			

注: * 逆転項目

Table 3 1因子解から4因子解までの基準値

	固有値	対角SMC	MAP	累積寄与
1因子解	5.296	4.795	.0418	37.825
2因子解	2.428	1.851	.0202	55.171
3因子解	0.890	0.289	.0282	61.525
4因子解	0.827	0.232	.0384	67.436

注: SMC:squared multiple correlation, MAP:minimum average partial correlation

示すこと、両因子に高い因子負荷量 (<.300) を示さないことを項目採用の基準とした。分析の結果、2項目(項目2と項目4)は上記の基準を満たさなかった。そのため、これら2項目を削除し再度因子分析(最小二乗法,プロマックス回転)を行ったところ、すべての項目(14項目)は一方の因子に高い負荷量を示した(Table 1)。この因子構造はMAP基準およびその他の基準(対角SMC平行分析とカイザー基準)でも支持された(Table 3)。そのため、最終的にこの構造を採用した(以下,DiP-Qはこの因子構造とする)。

仮説と合致するように,DiP-Qは「養育場面で,自分の考えや気分と心理的な距離を置く」などの順項目群(D項目;第一因子),「子どもに対する不快な気分(怒りや不安など)に圧倒される」などの逆転項目群(R項目;第二因子)の2因子で構成された。そのため,第一因子はDiP-Q-D項目(以下,DiP-Q-D),第二因子はDiP-Q-R項目(以下,DiP-Q-R)と命名した。信頼性係数を算出したところ,いずれの下位尺度も良好な内的整合性を示した(DiP-Q-D: $\alpha = .887$, $\omega = .891$; DiP-Q-R: $\alpha = .801$, $\omega = .810$)。

(2) 基準関連妥当性の検証

DiP-Q-DとDiP-Q-Rおよび両下位尺度の合計(以下,DiP-Q-T)と脱中心化に関する外在基準との相関係数(Pearsonの積率相関係数)を算出した(Table 4)。いずれも脱中心化($r = .471-.708$, $p < .001$)とおよびメタ認知的気づき($r = .415-.582$, $p < .001$)と中程度以上の相関を示した。なお,両下位尺度は外的基準との間に同一方向で同程度の相関を示したこと,DiP-Q-Tはいずれの下位尺度が示す相関係数を上回る係数を示したことを踏まえ,以下の分析では,便宜的に養育時の脱中心化の評価としてDiP-Q-Tの得点($\alpha = .859$, $\omega = .858$)を用いた。

Table 4 DiP-Qと外在基準の相関

	DiP-Q-T	DiP-Q-D	DiP-Q-R
<i>M</i>	33.91	18.34	15.57
<i>SD</i>	6.58	4.97	3.15
相関係数			
脱中心化	.708 [.682, .732]	.640 [.609, .668]	.471 [.431, .510]
メタ認知的気づき	.582 [.548, .615]	.415 [.373, .456]	.562 [.527, .596]

注: 相関係数はいずれも0.1%水準で有意。括弧内は95%信頼区間を示す。

(3) 養育行動を媒介する脱中心化と子どもの心理社会的適応の関連

相関分析には,媒介分析における統制変数になり得る変数(母親の年齢,長子の年齢および性別,子どもの数,世帯年収)を含めた。その結果はTable 5に示されている。養育時の脱中心化(DiP-Q-T)は肯定的養育との間に正の相関($r = .366$, $p < .001$),否定的養育($r = -.498$, $p < .001$)と長子の心理社会的不適応($r = -.344$, $p < .001$)との間に負の相関を示した。長子の心理社会的不適応は肯定的($r = -.314$, $p < .001$)および否定的養育($r = .459$, $p < .001$)と中程度の相関を示した。

Table 5 媒介分析における変数の平均値,標準偏差,相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	<i>M</i>	<i>SD</i>
1 DiP-Q_養育時の脱中心化	-								33.91	6.58
2 PNPS_肯定的養育	.366 *** [.322, .409]	-							35.18	6.18
3 PNPS_否定的養育	-.498 *** [-.535, -.459]	-.164 *** [-.213, -.114]	-						22.62	6.06
4 SDQ困難さ_心理社会的不適応	-.344 *** [-.388, -.299]	-.341 *** [-.385, -.296]	.459 *** [.418, .498]	-					11.89	5.72
5 世帯年収(基準:100万円未満)	.101 *** [.045, .156]	.104 *** [.048, .160]	-.097 ** [-.153, -.041]	-.162 *** [-.216, -.106]	-				-	-
6 母親の年齢	.022 [-.029, .072]	-.015 [-.066, .036]	-.032 [-.082, .019]	.001 [-.050, .052]	.099 ** [.043, .155]	-			35.65	4.80
7 長子の年齢	-.023 [-.074, .028]	.046 [-.005, .096]	.025 [-.025, .076]	-.080 ** [-.130, -.030]	-.027 [-.083, .029]	.170 *** [.120, .218]	-		4.34	1.03
8 長子の性別(基準:男児)	.065 * [.014, .115]	.027 [-.023, .078]	-.050 [-.101, .001]	-.081 ** [-.131, -.030]	.006 [-.002, .092]	.013 [-.038, .063]	-.006 [-.056, .045]	-	-	-
9 子どもの人数	-.034 [-.085, .017]	.022 [-.028, .073]	.031 [-.020, .082]	-.078 ** [-.128, -.027]	.036 [-.020, .092]	-.247 *** [-.294, -.199]	.174 *** [.124, .222]	-.047 [-.098, .003]	1.59	0.61

注: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$,括弧内は95%信頼区間を示す。

媒介分析では,媒介分析に係るいずれの変数(養育時の脱中心化,肯定的・否定的養育,長子の心理社会的不適応)とも相関($r > |.10|$)を示した世帯年収を統制変数として分析に投入した。なお,養育時の脱中心化,否定的・肯定的養育,子どもの心理社会的不適応の歪度(-0.217-0.716)はいずれも正規性を保証する基準(<3.0; Kline, 2009)を満たした。

分析結果はTable 5に示されている。分析1では,養育時の脱中心化は肯定的($\beta = .367$, $p < .001$)および否定的養育($\beta = -.458$, $p < .001$)と有意な関連を示した。分析2では,肯定的養育($\beta = -.257$, $p < .001$),否定的養育($\beta = .387$, $p < .001$),養育時の脱中心化($\beta = -.056$, $p < .05$)

はいずれも子どもの心理社会的不適応と有意な関連を示したが、養育時の脱中心化の標準偏回帰係数は.10を下回り微弱であった。肯定的と否定的養育を介した養育時の脱中心化と子どもの心理社会的不適応の関連に関する間接効果は有意であった ($\beta = -.286$, 95%CI [-.323, -.250])。肯定的養育 ($\beta = -.094$; 95%CI [-.115, -.075]) よりも、否定的養育を介した間接効果 ($\beta = -.192$; 95%CI [-.222, -.163]) の方が大きかった (効果の差: .098, 95%CI [.063, .133])。

(4) 本研究からの示唆

肯定的および否定的養育を介して、養育時の脱中心化と

長子の心理社会的不適応は負に関連することが示された。本研究で示された肯定的・否定的養育と子どもの心理社会的不適応の関連は国内外の複数の調査で実証されているため、理解できる結果であろう。その一方で、本研究が示した養育時の脱中心化と養育行動の関連に関する検証はほとんどなされていない。本研究で示された養育時の脱中心化と否定的養育の負の関連の一端には、脱中心化の機能であるネガティブな内的体験 (感情・思考・心的イメージ) の反応性が抑制される現象 (e.g., Bernstein et al., 2015) が潜在していると考えられる。これまでの研究において、養育者が示す子どもに関するネガティブな評価やそれに伴うネガティブな感情は身体的体罰を行うリスクと関連することが実証されている (Pidgeon & Sanders, 2009; Shay & Knutson, 2008)。このようなネガティブな思考・感情の生起と不適切な養育の関連を踏まえると、脱中心化を伴って養育する母親は生起する子どもに関するネガティブな思考や感情を適応的に対処することができ、そのために衝動的で不適切な養育が抑止されると推測される。

加えて、脱中心化と肯定的養育の関連の一端には、適切な感情調節やメンタルヘルスの保持も関与していると考えられる。先行研究において、メンタルヘルスの保持・増進と関連する感情調節方略と脱中心化は正に関連すること (e.g., Hayes-Skelton & Graham, 2013)、脱中心化の一機能である感情への気づきは適応的な感情調節の一端であること (Gratz & Roemer, 2004) が報告されている。さらに、複数の介入研究では、脱中心化の向上はうつ病や不安障害の改善を促進すること (Hoge et al., 2015; Teasdale et al., 2002)、一般成人を対象とした調査でも脱中心化は抑うつおよび不安症状と負に関連すること (Hayes-Skelton & Graham, 2013; 村山・岡安, 2012) が実証されている。そのため、心理的負担の大きい養育 (日本財団・コネヒト株式会社, 2019) において、脱中心化の強い母親ではメンタルヘルスが維持されていることは想像に難くない。これらの知見とともに、メンタルヘルスが保たれている母親は適切な養育を行いやすいこと (Oyserman, Bybee, Mowbray, & Hart-Johnson, 2005) を踏まえると、本研究が示した養育時の脱中心化が強い母親と肯定的養育の関連は理解できる結果である。

本研究では、肯定的養育を介する間接効果よりも、否定的養育を介する間接効果が高かった。この一端には、少なくとも2つの背景が関与していると思われる。まず、子どもの心理社会的不適応は適切な養育よりも不適切な養育との関連が強いことが挙げられる。例えば、本研究と同一の尺度を使用した国内調査において、子どもの心理社会的不適応は適切な養育よりも不適切な養育との関連が強いことが示されている (伊藤ほか, 2014)。そのため、本研究では従属変数を「心理社会的不適応」として、子どもの心理社会的適応を「心理社会的不適応」の面から検討したが、従属変数を「心理社会的適応」とする場合には、母親の適切な養育を介した間接効果が高くなる可能性がある。今後の研究において、この検証が必要であろう。

2点目はメンタルヘルスと養育の関連である。母親を対象とした一部の研究において、メンタルヘルスは不適切な養育と関連する一方で、適切な養育とは関連しないことが報告されている (Oyserman et al., 2005)。同様の結果は他でも示されている (Phua, Kee, & Meaney, 2020)。これらの知見と合致するように、本研究でも、有意性の検証を行っていないものの、メンタルヘルスの保持に関与する脱中心化との標準偏回帰係数は肯定的養育よりも否定的養育で上回った。これらことを踏まえると、母親のメンタルヘルスは適切な養育を促進するよりも、不適切な養育を抑止することと関連しやすいと思われる。

Table 6 媒介分析の結果

	B	Bの95%CI		SE		R ²
		下限	上限			
分析1-1 従属変数: 肯定的養育						
養育時の脱中心化	.344	.300	.389	.023	.367**	.134**
世帯年収	-.008	-.119	.104	.057	-.003	
分析1-2 従属変数: 否定的養育						
養育時の脱中心化	-.458	-.498	-.417	.021	-.497**	.250**
世帯年収	-.096	-.197	.006	.052	-.041	
分析2 従属変数: 子どもの心理社会不適応						
養育時の脱中心化	-.049	-.094	-.003	.023	-.056*	.288**
肯定的養育	-.238	-.280	-.195	.022	-.257**	
否定的養育	.365	.318	.412	.024	.387**	
世帯年収	-.097	-.191	-.008	.048	-.036*	

注. B=非標準化偏回帰係数, CI=信頼区間, SE=標準誤差, =標準化偏回帰係数

** $p < .0001$, * $p < .05$

5. 主な発表論文等

〔雑誌論文〕 計0件

〔学会発表〕 計0件

〔図書〕 計0件

〔産業財産権〕

〔その他〕

-

6. 研究組織

	氏名 (ローマ字氏名) (研究者番号)	所属研究機関・部局・職 (機関番号)	備考
--	---------------------------	-----------------------	----

7. 科研費を使用して開催した国際研究集会

〔国際研究集会〕 計0件

8. 本研究に関連して実施した国際共同研究の実施状況

共同研究相手国	相手方研究機関
---------	---------