

横田 奈々子

(学籍番号：23PSM111, 指導教員：足立匡基准教授)

問題と目的

近年、日本における児童虐待対応件数は年々増加しており、令和4年度には21万件を超える対応が行われた(厚生労働省, 2024)。こうした背景には、養育者の育児に対する不安やストレスの蓄積が一因として挙げられ(子ども家庭庁, 2024)、これらを軽減するための支援策が求められている。社会的支援は整備されつつあるものの、すべての養育者がそれを活用できるわけではなく、援助を求める姿勢そのものに個人差が存在する可能性がある。

先行研究では成人愛着スタイルが育児不安や否定的感情と関連し(塚本, 2021)、不安定な愛着スタイルを持つ親ほど他者への援助要請を避けやすいことが示されている(藤岡・清水, 2016)。また、被援助志向性(Mizuno&Ishikuma, 1999)やセルフ・コンパッション(Neff, 2003)は、育児ストレスの緩衝要因として注目され、いずれも心理教育や介入によって変化し得る可塑的資源とされている(本田他, 2020; Ferrari et al., 2019)。一方で、成人愛着スタイルの不安定さ(すなわち愛着不安や回避傾向の高さ)がこうした保護因子を低下させることも報告されている(Joeng et al., 2017)。

しかし、これらの関連については母親を対象とした研究が中心であり、父親に焦点を当てた実証研究は乏しい。さらに、これらの要因を統合的に扱い、性別差に着目した媒介調整モデルとして検討した研究はほとんどみられない。そこで本研究では、成人愛着スタイルが育児否定的感情に与える影響について、被援助志向性とセルフ・コンパッションの媒介的役割、および性別による調整効果を検討し、父母別に構造を明らかにすることを目的に調査を行った。

方法

本研究は、調査時点で未就学児を養育する父親および母親を対象として実施した。データ収集は、①調査ソフトQualtricsを用いたWeb調査、②Web調査委託企業「株式会社クロス・マーケティング」が保有する調査パネル「QIQUMO」を活用したオンライン調査の2手法により行った。調査票は、フェイスシートのほか、成人愛着スタイルを測定する一般他者を想定したアタッチメントスタイル尺度

20項目短縮版(ECR-G020J; Inagawa & Kato, 2023; 中尾・加藤, 2004)、被援助志向性尺度(本田他, 2011)を援助対象別(パートナー・家族・支援者)に修正したもの、セルフ・コンパッション尺度12項目短縮版(SCS-J-SF; 有光, 2016)、および育児への否定的・肯定的感情尺度(荒牧, 2008)で構成した。最終的に224名から回答を得たが、回答の欠損や基準未満のデータを除外し、男性105名・女性102名の計207名を分析対象とした。変数間の関連を検討するため、相関分析、階層的重回帰分析、および調整付き媒介分析を実施した。調整付き媒介分析にはPROCESS Macro for SPSS (Version 4.2; Hayes, 2022)を用い、間接効果の有意性は5,000件のブートストラップサンプリングに基づく信頼区間(95%CI)によって検定した。その他の統計解析は、HAD (Version 18; 清水, 2016)を用いて行った。

なお、本研究は明治学院大学心理学研究科倫理審査委員会の承認(承認番号: 2024012)を得て実施した。調査に先立ち、参加者には説明文書を提示し、電磁的に同意を得た上で回答を依頼した。

結果

相関分析の結果をTable1に示した。階層的重回帰分析(Table2)では、育児否定的感情を従属変数とし、共変量を統制した上で、Step 2で成人愛着スタイルを投入したところ、強い正の関連が得られた($\beta = .51, p < .001$)。続いてStep 3・4でセルフ・コンパッション(SC)および被援助志向性を追加すると、成人愛着スタイルの係数は $\beta = .26 (p < .001)$ に減弱し、支援者への被援助志向性($\beta = -.21, p = .012$)は有意な負の関連を示した。SCも負の関連を示したが、統計的には10%水準での傾向に留まった($\beta = -.12, p = .079$)。このように、Step 2からStep 4にかけて成人愛着スタイルの係数が低下したことは、部分的に共通分散を有していることを示唆する(Joeng et al., 2017; Mizuno & Ishikuma, 1999)。そこで、階層的重回帰で係数減弱を確認した後に媒介分析へ進むという手順をとったCarbone et al. (2025)の方法に倣い、本研究でもPROCESS Model 8を用いて父母別の媒介構造を検証した。

調整付き媒介分析では、成人愛着スタイルから育児否定的感情への影響において、SCおよび被援

助志向性が媒介するかを父母で比較した。父親では、家族および支援者への被援助志向性を介した間接効果が有意であり (Table3), 直接効果は有意ながら効果量が低下しており ($b = .290, p < .001 \rightarrow b = .219, p < .001$), 部分媒介が示唆された。母親においては、家族および支援者への被援助志向性による間接効果が有意であり (Table3), 成人愛着スタイルの直接効果は非有意となり ($b = .290, p < .001 \rightarrow b = .096, p = .086$), 完全媒介が示された。なお, 男女ともにパートナーへの被援助志向性および SC を介した経路は有意ではなかった。

考察

研究では、成人愛着スタイルが育児否定的感情に与える影響を、被援助志向性およびSCを介する調整付き媒介分析により検討した。その結果、被援助志向性 (支援者・家族) を介した間接効果が父母ともに有意であり、母親では完全媒介が、父親では部分媒介が示された。これにより、援助を求める姿勢と育児感情との関連には、性別により異なる構造があることが示唆された。

母親においては、家族や支援者への援助志向性が成人愛着スタイルと育児否定的感情をつなぐ主要な経路となっており、外部支援の活用が心理的適応に直結しやすいことが示唆された。一方、父親においては、援助志向性を介した影響も見られたが、直接効果も残存しており、援助要請以外の要因の関与が示唆された。近年の研究では、父親の育児自己効力感 (Li & Wang, 2024) や夫婦関係満足度 (Chen et al., 2023) が、愛着の不安定さと育児ストレスの関連を媒介する要因として報告されており、今回検討しなかった別の要因が媒介要因として存在する可能性が考えられる。

また、SCが媒介として機能しなかった点については、SCは自分への優しさや非批判的態度といった内的リソースであり、ストレス反応を緩衝する効果があるものの、被援助志向性のように外的な行動を伴う即効的な影響とは異なり、心理的調整を通じて徐々に効果が現れる資源であることから (Neff, 2003 ; Santos & Moreira, 2025 ; Egan et al., 2024), 横断的な調査の枠組みでは影響が十分に検出されなかった可能性がある。今後、SCの効果をより正確に把握するためには、介入研究や縦断データを用いたモデルによる検証が必要である。

以上より、本研究は、成人愛着スタイルと育児否定的感情との関連において、被援助志向性とセル

フ・コンパッションを同時に扱い独立した効果を検討したこと、そしてその効果に父母差があることを示した点に意義がある。今後は、育児自己効力感や夫婦関係満足度、役割葛藤などの変数を含む多変量モデルの構築を通じて、より実践的な支援介入へとつなげることが期待される。

主要引用文献

藤岡 真紀・清水 寿代 (2016) . 乳幼児をもつ母親の被援助志向性に影響を与える要因の検討幼年教育研究年報, 38, 51-58.

付記

本研究は著者による 2024 年度心理学科修士論文「父母の成人愛着スタイルと育児への否定的感情の関係における被援助志向性およびセルフコンパッションの役割」における研究の一部として行われた。

Table1.相関分析

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 性別 (0: 男性, 1: 女性)	—											
2 年齢	-.123 *	—										
3 子ども人数	.007	.191 **	—									
4 子ども性別 (0: 男性, 1: 女性)	.090	.194 **	.024	—								
5 子ども年齢	-.174 *	.247 **	.055	-.094	—							
6 職業 (0: 専業主婦・主夫, 1: 就職)	-.450 **	.072	.032	.059	-.041	—						
7 愛着スタイル	-.095	-.115 *	-.002	.091	.210 **	.009	—					
8 被援助志向性 (パートナー)	.191 **	-.004	.014	-.085	-.090	-.151 *	-.265 **	—				
9 被援助志向性 (家族)	.256 **	.043	.004	-.057	-.131 *	-.064	-.549 **	.575 **	—			
10 被援助志向性 (支援者)	.311 **	.015	-.006	-.004	-.220 **	-.050	-.531 **	.401 **	.638 **	—		
11 セルフコンパッション	-.014	.025	-.002	-.054	-.141 *	.046	-.539 **	.222 **	.368 **	.379 **	—	
12 育児否定的感情	.048	-.081	.152 *	-.046	.042	-.122 *	.481 **	-.199 **	-.415 **	-.420 **	-.383 **	—

** $p < .01$, * $p < .05$, $p < .10$

Table2.階層的重回帰分析

従属変数: 育児否定的感情	Step1		Step2		Step3		Step4		95%CI(Lower)	95%CI(Upper)	VIF
	β	p-value	β	p-value	β	p-value	β	p-value			
性別 (0: 男性, 1: 女性)	.046	.519	.093	.132	.080	.192	.167	< .01	0.043	0.291	1.201
年齢	-.120	.110	-.002	.973	-.010	.883	-.004	.944	-0.130	0.121	1.236
子ども人数	.171	< .05	.159	< .01	.160	< .01	.158	< .01	0.043	0.273	1.040
子ども性別 (0: 男性, 1: 女性)	-.024	.736	-.111	.081	-.109	.081	-.111	.069	-0.230	0.009	1.115
子ども年齢	.068	.351	-.068	.297	-.073	.259	-.084	.179	-0.208	0.039	1.202
愛着スタイル	—	—	.514	< .01	.421	< .01	.263	< .01	0.105	0.422	1.978
セルフコンパッション	—	—	—	—	-.171	< .05	-.122	.079	-0.259	0.014	1.470
被援助志向性 (パートナー)	—	—	—	—	—	—	.027	.701	-0.112	0.167	1.526
被援助志向性 (家族)	—	—	—	—	—	—	-.171	.056	-0.346	0.004	2.406
被援助志向性 (支援者)	—	—	—	—	—	—	-.210	< .05	-0.364	-0.046	1.987
ΔR^2	.042	.123	.237	< .001	.021	< .05	.060	< .001			
R^2	.042	.123	.278	< .001	.299	< .05	.359	< .001			

注) β =標準回帰係数, 95%CI=95%信頼区間

Table3. 成人愛着スタイルと育児否定的感情との関連における各変数の間接効果

	全体	父親	母親
支援者への被援助志向性	.0607 [.0077, .1204]	.0561 [.0070, .1148]	.0657 [.0073, .1317]
家族への被援助志向性	.0604 [.0088, .1151]	.0499 [.0076, .0998]	.0719 [.0102, .1408]
パートナーへの被援助志向性	-.0110 [-.0304, .0088]	-.0117 [-.0319, .0113]	-.0103 [-.0368, .0085]
セルフコンパッション	.0395 [-.0082, .0844]	.0431 [-.0086, .0953]	.0355 [-.0076, .0779]