

岡山心理学会
第 73 回大会発表論文集

2025 年（令和 7 年）12 月 6 日（土）

主催機関：川崎医療福祉大学

目次

研究発表

(発表番号の★は大会発表奨励賞の審査対象者であることを意味する)

発表番号 1

ポジティブボディイメージと公的自己意識との関連…………… 1

- 山崎 愛未 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)
- 佐々木 新 (川崎医療福祉大学)

発表番号 2

大学生の化粧行動に関連する要因…………… 3

- 山元 柚穂 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学)

発表番号 3 (★)

読書によるソーシャルスキルへの影響について…………… 5

- 福田 新拓 (吉備国際大学大学院)
- 若森 孝彰 (吉備国際大学)

発表番号 4

「推し活」と幸福感の関係
—2次元の「推し」の有無に注目して—…………… 7

- 近藤 滉斗 (中国学園大学大学院)
- 國田 祥子 (中国学園大学)

発表番号 5

結婚の苦しさとツインレイとの運命的出会い (2) …………… 9

- 三谷 恵一 (岡山大学・環太平洋大学)

発表番号 6

不登校経験者と未経験者における「ひとりでの居場所感」の検討…………… 11

- 牧本 理沙 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 7 (★)

不登校児の養育者が親の会に参加するまでの心理的過程及び情報提供支援の在り方の検討 …… 13

- 織部 清太郎 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 今里 有紀子 (川崎医療福祉大学)
- 谷原 弘之 (川崎医療福祉大学)

発表番号 8

放課後児童クラブの支援員が直面する困難の成り立ちと乗り越え過程に関する質的研究

—児童の言動に対する支援員の省察に着目して— …… 15

- 鶴海 翔子 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 水子 学 (川崎医療福祉大学)

発表番号 9 (★)

大学生における学習動機と先延ばし行動の関連 …… 17

- 西村 悠真 (吉備国際大学大学院 心理学研究科)
- 宇都宮 真輝 (吉備国際大学 人間科学部人間科学科 心理学専攻)

発表番号 10 (★)

大学生のレジリエンスが援助要請スキルと援助評価に及ぼす影響 …… 19

- 野田 誠未 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 池内 由子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 11 (★)

大学生における多次元アイデンティティ・時間的態度及び進路選択に対する自己効力感の検討 …… 21

- 杜思 睿 (岡山大学大学院 社会文化科学研究科)
- 堀内 孝 (岡山大学 学術研究科 社会文化学域)

発表番号 12 (★)

いきいき働く学生とそうでない学生は何が違うのか

—ワーク・エンゲイジメントの個人差要因としての承認欲求と目的意識— …… 23

- 上原 昇馬 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 谷原 弘之 (川崎医療福祉大学)
- 山根 嵩史 (川崎医療福祉大学)

発表番号 13 (★)

大学生の親準備性と平等主義的性役割態度が将来の育児行動に及ぼす影響 …… 25

- 瀬戸 光生 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 則武 良英 (川崎医療福祉大学)

発表番号 14 (★)

大学生を対象とした親準備性向上プログラムの効果……………27

- 高畠 怜菜 (吉備国際大学大学院 心理学研究科)
- 藤原 直子 (吉備国際大学 人間科学部)
- 若森 孝彰 (吉備国際大学 人間科学部)

発表番号 15 (★)

親子相互交流療法のホームワーク継続における動画視聴の効果及び視聴行動の規定因の検討……29

- 奥野 優太 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 門田 昌子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 16

気質特徴に適合した親子ふれあい遊び体験が子どものアタッチメント行動に及ぼす効果

—気質特徴に適合したベビーマッサージプログラム体験の有無による違い—……………31

- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 門田 昌子 (川崎医療福祉大学)
- 奥富 庸一 (立正大学 社会福祉学部)
- 竹内 いつ子 (川崎医療福祉大学)
- 岩藤 百香 (京都橘大学)
- 岡野 維新 (川崎医療福祉大学)
- 寺崎 正治 (川崎医療福祉大学)

発表番号 17 (★)

共感とセルフ・コンパッションが精神的健康に及ぼす影響……………33

- 伊原 千智 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学)

発表番号 18

ネガティブ・ケイパビリティと感情表出が精神的健康に与える影響……………35

- 石本 百花 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 19

ポジティブ反すうが抑うつ・睡眠に与える影響について……………37

- 犬飼 達也 (吉備国際大学 心理学部 心理学科)
- 則武 慎二 (吉備国際大学 心理学部)
- 三宅 誠馬 (吉備国際大学 心理学部)
- 若森 孝彰 (吉備国際大学)

発表番号 20 (★)

援助要請における予期的後悔および抑うつが援助要請傾向に及ぼす影響39

- 植木 萌々香 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学)

発表番号 21

社会・自然・物と共生する一日一善心理教育プログラムの構築

—近代化以前の日本の精神から学ぶ自傷心性改善法—41

- 土居 正人 (吉備国際大学)
- 田中 未来 (吉備国際大学大学院 心理学研究科)
- 吉村 楓野 (吉備国際大学大学院 心理学研究科)

発表番号 22

「絶対的真理」からの脱却

—老親の介護を通して見られた高齢女性の面接における深掘りしない語り—43

- 荒井 佐和子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 23 (★)

高齢者の精神的健康に寄与する世代間交流の検討45

- 安藤 有紀 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 湯浅 絢 (川崎医療福祉大学)

発表番号 24

共同作業を伴う直接接触経験および拡張接触が精神障害者に対する社会的態度に与える影響47

- 大原 千尋 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 福岡 欣治 (川崎医療福祉大学)

発表番号 25 (★)

自閉スペクトラム症 (ASD) 者における内面化されたスティグマの実態と課題49

- 桑田 彩那 (大阪大学大学院 連合小児発達学研究科)
- 荒井 佐和子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 26 (★)

大学生の少年院出院者に対するイメージと心理的自立の関連51

- 中村 圭 (吉備国際大学 心理学部 心理学科)
- 藤原 直子 (吉備国際大学 人間科学部)

発表番号 27 (★)

少年院出院者に対する大学生の非受容的態度の緩和要因

—少年イメージ, 少年院イメージに着目して— 53

- 布野 聖馬 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 福岡 欣治 (川崎医療福祉大学)

発表番号 28

第三者が他者の行動を偽善と判断する要因の検討 55

- 河合 美朱 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 齋藤 由美 (川崎医療福祉大学)

発表番号 29 (★)

HSP 傾向と対人不安の関係における他者意識の媒介効果 57

- 世並 紗弥 (岡山大学文学部 人文科学科心理学分野 社会心理学領域)
- 堀内 孝 (岡山大学 学術研究院 社会文化学領域)

発表番号 30

情緒的依存欲求の高さが完全主義に及ぼす影響について 59

- 窪田 彩香 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 31 (★)

自己愛における誇大型と過敏型が攻撃行動に与える影響 61

- 亀田 光月 (川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻)
- 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学)

発表番号 32 (★)

日本語版 Chronic Time Pressure Inventory の信頼性・妥当性の検討 63

- 李 媚祺 (岡山大学大学院 社会文化科学研究科)
- 張 澤 (岡山大学大学院 社会文化科学研究科)
- 堀内 孝 (岡山大学 学術研究院 社会文化学領域)

大会発表奨励賞

大会発表奨励賞受賞者 65

ポジティブボディイメージと公的自己意識との関連

○山崎 愛未*, 進藤 貴子**, 佐々木 新**

(*川崎医療福祉大学大学院臨床心理学専攻) (**川崎医療福祉大学臨床心理学科)

キーワード: ポジティブボディイメージ, ルッキズム, アイデンティティ, 公的自己意識, 健康行動

問題

外見の美しさを重視する文化は古くから存在するが、現代社会ではそれが差別や機会の不均衡を生む人権問題とされている(西倉, 2021)。特にメディアでは痩身モデルが理想とされ、ルッキズムを助長しており、青年期の身体不満や醜形恐怖を強める要因となっている(辻平, 1993; 渡辺, 1989)。身体は自己を象徴する手段であり、対人関係や自己評価に深く関与するため、ルッキズムの影響は深刻である(上野, 1975; 野辺地, 1964)。

こうした中、近年ではポジティブ心理学の影響からポジティブボディイメージという概念が提唱されている(Cash, 2002)。これは、(1)自己の外見に対する肯定的評価や肯定的感情の高さ、(2)自己の体重・体型・外見の不完全さにかかわらず外見を受容すること、(3)身体のニーズに応え、健康的な行動に従事すること、そして(4)メディアに示される非現実的な容姿を真に受けず、健康的なボディイメージを保つことという特徴を持つ(Avalos et al, 2005; Tylka, 2011; Tylka & Wood-Barcalow, 2015)。先行研究では、ポジティブボディイメージが高い人ほど適応的な食行動をとっていたり(Tylka & Van Diest, 2013)、性的満足感や恋愛関係への満足感が高い(Vanden Brink et al., 2018)ことが報告されており、ポジティブボディイメージは心身の健康の維持・増進に寄与する可能性が示されている。しかし、日本におけるポジティブボディイメージに関する研究は依然として少ない(生田目, 2020)。

本研究では、ポジティブボディイメージの形成要因として、公的自己意識に着目した。これは、他者からの視線を意識し、社会的な自分の外面に注意を向ける傾向を指す(Fenigstein et al, 1975)。青年期にはこの傾向が特に顕著となり(中間, 2012)、公的自己意識の高さが摂食障害や肥満恐怖といった問題行動と結びつくとされている(神村・坂野, 1992)。

その一方で適度な公的自己意識は、TPOに応じた身だしなみや態度の調整、社会的関係の構築に寄与する。たとえば青木(2024)は、公的自己意識が高い人は化粧を通じて自信を得ていると述べており、社会適応的な行動を促す要因ともなる。このように公的自己意識の心理的影響が一様ではないことの背景には何らかの個人内要因が関与している可能性がある。その背景にはアイデンティティの確立が関与する可能性がある。実際に、公的自己意

識と対人不安の関係において、アイデンティティの確立がその影響を緩和する役割を果たすことが報告されている(金, 2005)。

したがって本研究では、アイデンティティの確立が公的自己意識によるネガティブな影響を緩衝し、ポジティブボディイメージを促進する可能性を検討することを目的とする。すなわち、公的自己意識が高い人は、アイデンティティが確立されている場合に限り、ポジティブボディイメージを持ちやすいという仮説を設定する。このような視点に立つことで、公的自己意識を単に否定的な特性として捉えるのではなく、他者からの視線を前向きに受け止め、自己成長につなげるきっかけとして捉えることもでき、ポジティブボディイメージを促進する心理的要因として位置づけることも可能になることが考えられる。

ところで、ポジティブボディイメージは、健康的な行動を促進するという特徴も有している。生田目(2023)は、ポジティブボディイメージと適応的調和食行動との正の関連を示している。そこで本研究では、ポジティブボディイメージが高い者ほど、健康的な行動の一環として、インターネット上の健康情報を主体的・選択的に活用する傾向が高いという仮説を立てた。この健康情報活用行動は、健康情報の取捨選択能力(eHEALS得点)を通して測定される。また分析にあたっては、もう一つの関連要因として健康関連サイトの利用頻度を考慮し、両者の影響を検討することで、ポジティブボディイメージがeHEALS得点に及ぼす独自の影響を明らかにすることを目的とした。

方法

参加者

岡山県内の私立大学に通う大学生139名(有効回答120名、男性34名・女性86名、平均年齢19.86歳、SD=1.19)を対象に、授業前後の時間に質問紙調査を実施した。調査は川崎医療福祉大学倫理委員会の承認のもとで行った。

主な調査内容

自己意識尺度のうち公的自己意識下位尺度(菅原, 1984)、Body Appreciation Scale-2(BAS-2; 原版: Tylka & Wood-Barcalow, 2015b 日本語版: 生田目他, 2017)、アイデンティティ尺度(下山, 1992)、eHealth Literacy Scale(eHEALS: 光武ら, 2011)、およびインターネット健康情報利用頻度を測定する独自項目を用いた。

結果

公的自己意識とポジティブボディイメージの関連におけるアイデンティティの緩衝効果の検討

まず、ポジティブボディイメージに対する公的自己意識のネガティブな影響を、アイデンティティが緩和するかを検討するために、階層的重回帰分析を行った。Step 1 ではアイデンティティがポジティブボディイメージを有意に正に予測していた ($\beta=.438, p<.001$) が、公的自己意識の主効果は有意でなかった ($\beta=-.061, p=.398$)。Step 2 で公的自己意識とアイデンティティの交互作用項を加えたが有意ではなかった ($\beta=.002, p=.730$)。また、Step 1 からの決定係数の増加分 ($\Delta R^2=.001, p=.730$) もごくわずかで、有意な増加とはならなかった。

さらに、水準の違いによる得点差を検討するため、4 群 (HL 群 (公的自己意識が高く、アイデンティティは低い)、HH 群 (公的自己意識もアイデンティティも高い)、LL 群 (公的自己意識もアイデンティティも低い) LH 群 (公的自己意識は低く、アイデンティティは高い)) を独立変数、ポジティブボディイメージの合計点を従属変数とする一元配置分散分析を行った。その結果、有意な群間差が認められた ($F(3,116)=5.202, p=.002$, 偏 $\eta^2=.119$)。Holm 法による多重比較の結果、HL 群は LH 群 ($p=.002$) および HH 群 ($p=.036$) より有意に得点が低く、その他の群間差は有意でなかった。

利用頻度およびポジティブボディイメージによる健康情報の取捨選択能力への影響の検討

健康情報サイトの利用頻度とポジティブボディイメージが健康行動に与える影響を検討するために階層的重回帰分析を行った。Step 1 では、利用頻度が健康情報の取捨選択能力を有意に正に予測していた ($\beta=2.862, p<.01$)。Step 2 では、ポジティブボディイメージも有意な正の予測因子であり ($\beta=.216, p<.01$)、利用頻度も引き続き有意であった ($\beta=2.608, p<.01$)。決定係数の増加分 ($\Delta R^2=.067, p<.001$) も有意であった。

考察

本研究では、公的自己意識とポジティブボディイメージの関連におけるアイデンティティの緩衝効果を検討した。その結果、階層的重回帰分析では、関連は確認されな

Table 1

公的自己意識・アイデンティティの高低群に対する分散分析結果

	HH 群 (n=24)	HL 群 (n=43)	LH 群 (n=39)	LL 群 (n=14)	F 値	多重比較結果 (5%水準)
ポジティブボディイメージ	32.08(2.00)	25.26(1.49)	33.26(1.57)	28.71(2.61)	5.20**	HH, LH > HL

() は標準偏差, ** $p<.05$

Table 2

eHEALS 得点を目的変数とした階層的重回帰分析の結果

	Step 1			Step 2		
	b		SE	b		SE
利用頻度	2.862	$p < .01$	0.468	2.608	$p < .01$	0.455
ポジティブボディイメージ				0.216	$p < .01$	0.064
R^2	.240	$p < .01$		.307	$p < .01$	

かったが、分散分析では、公的自己意識とアイデンティティ水準の組み合わせによってポジティブボディイメージの得点に有意な差が見られた。特に、HL 群においては、他の群と比較してポジティブボディイメージの得点が有意に低かった。一方で、HH 群では、ポジティブボディイメージが比較的高く保たれていた。これらの結果は、金ら (2005) が指摘する、アイデンティティの高さが公的自己意識のネガティブな影響を緩和するという知見とも一致しており、アイデンティティが緩衝要因として作用する可能性をさらに裏付けるものである。つまり、他者からの評価を強く意識する公的自己意識が高い状態であっても、アイデンティティが確立している場合には、ポジティブボディイメージに対するネガティブな影響を軽減できる可能性が示唆され、両者のバランスがポジティブボディイメージを形成・維持する上で重要な役割を果たすことが考えられる。

また本研究では2つ目の仮説として、健康情報サイトの利用頻度およびポジティブボディイメージが、健康情報リテラシー (eHEALS) に与える影響を検討した。その結果、両者は eHEALS 得点を有意に正に予測しており、健康関連サイトの利用頻度が高い者は、健康情報の取捨選択能力が高い傾向にあり、さらにポジティブボディイメージを有することがこの能力を高める要因として機能している可能性が示された。この結果は、ポジティブボディイメージが情報を選別的に受け入れ、自分を守る方法を持つ、という Tylka & Wood-Barcalow (2010) の知見と一致し、健康情報の取捨選択能力における心理的資源としての役割が示唆される。

引用文献

- 生田目 光・宇野 カオリ・沢宮 容子 (2017) . ポジティブボディイメージを測定する BAS-2 の日本語版作成. 心理学研究, 88(4), 358–365
- Tylka, T. L., & Homan, K. J. (2015). Exercise motives and positive body image in physically active college women and men: Exploring an expanded acceptance model of intuitive eating. *Body Image, 15*, 90–97.

大学生の化粧行動に関連する要因

○山元 柚穂 ・ 高尾 堅司
(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)
キーワード：化粧行動，対人不安，計画的行動理論

問題・目的

化粧行動について

西岡 (2013) によると、現在の「化粧は女性がするもの」という意識が広がり始めたのは明治時代であり、戦争とともにその意識は定着した。女性における化粧行動の規定因を検討した笹山・永松 (1999) によると、化粧に対する関心が高い人や、化粧が習慣化している人は化粧を頻繁にするが、化粧の仕方や自分に合った化粧品が分からずに試行錯誤をしている初心者はいまだに化粧をしていなかったことが確認された。

男性の化粧行動への捉え方

川野他 (2021) は、男性の化粧顔に対する評価において、性の平等志向性の高い人ほど、男性のような化粧については高い評価を、女性のような化粧については低い評価をすることが確認されている。また、「女性化粧顔への低い評価からは、平等志向性の高い人も化粧デザインについてはむしろ伝統的・保守的なものかもしれない (川野他, 2021, pp.31).」と述べられているように、性の平等志向性が高いからとはいえ、男性の化粧行動に寛容であるとは言えないことが分かる。したがって、男性の化粧に対する態度から化粧一般に対する態度、さらには化粧に関するさまざまな側面に対する評価については、男女間で差が認められるのではなかろうか。

男性の化粧行動は歴史的背景や世代間によって意識や評価が変化してきたが、どの時代においても許容した人がいるのも事実であり、現在でも評価が分かれている。そこで、態度と行動に関する心理学的な理論を援用すれば、より頑健性のある知見が得られることが期待される。

計画的行動理論・文化的自己観

態度と行動の関連について幅広く説明する理論として採用されてきた理論の1つに、計画的行動理論(Ajzen, 1991)がある。Ajzen (1991) が提唱した計画的行動理論によると、行動の直接の規定因は行動意図であり、行動意図を規定するのは行動に対する態度と主観的規範と行動の統制感の3変数である。行動に対する態度とは、ある行動に対する当事者の認識とその行動の結果への評価、つまり価値観である。主観的規範とはその行動が他者から期待されているか否かの評価である。行動の統制感とは、その行動を行う能力や機会、資源

があるか否かの評価である。数々の研究において計画的行動理論が用いられてきたことは、計画的行動理論が化粧行動に援用可能であることを示唆している。

対人不安

化粧は人の目に触れるものであることから、いわゆる「人の目」が化粧行動に強い影響力を有することが考えられる。広瀬 (1992) は、「規範と態度が指示する行動が対立する場合、重要な他者の面前で行う公的な行動では前者が、他者の目に触れない私的な行動では後者が行動の主要な規定因になると予想できる (広瀬, 1992, pp. 349).」と述べている。日本のような相互協調的自己観が優勢な集団主義文化圏で暮らす人々にとっては、集団内の他者からどのような目でみられているかが、自らの行動に少なからず影響を及ぼすことが考えられる。その結果として、他者からの評価を過剰に意識することにより、対人不安が生じうるのではなかろうか。つまり、公的な場面で化粧行動を行う男性は他者からの評価を予測することから生じる不安状態が低いと予想される。

知識

また、対人不安に加え、知識の有無も行動に影響すると考えられる。この知識の有無は、計画的行動理論における行動統制感として位置づけられる。広瀬 (1992) は、「態度や主観的規範に関する認知的評価に先だって、行動選択肢が実行可能か否かが消去法によって評価され、実行不能なものはこの段階で捨棄される (広瀬, 1992, pp. 350).」と述べている。つまり、化粧についての知識や情報があると、化粧をするきっかけになると考えられる。

目的

以上の論議を踏まえ、本研究ではまず化粧に関する意識を測定した諸変数における男女間の差の有無を確認する。さらに、男女ごとに区分した上で、計画的行動理論の構成要素(諸変数)を含む、化粧に関する知識、対人不安に関する変数も含めた上で、化粧行動意図との関連を確認する。なお本研究での化粧品の定義は、「①化粧下地②ファンデーション③アイライン④アイシャドウ⑤マスカラ⑥つけまつげ⑦アイブロウ⑧チーク⑨口紅、のいずれかを行っていること」とした。

方法

参加者

2025年4月から7月にかけて、ある私立大学に通う学生で、医学関連科目および心理学関連科目の受講生を対象とした。有効回答票数は176であった（女性：113人、男性：62人、回答したくない：1人）（平均年齢：18.99歳、 $SD=1.01$ ）。

主な質問項目

属性項目として、年齢、戸籍上の性別、公共交通機関の利用状況、週5日間通学する際に化粧を行う日数を問う項目を用意した。さらに、化粧行動一般に対する態度（11項目）、男性の化粧行動に対する態度（7項目）、化粧知識及び情報源（8項目）、主観的規範（2項目）、化粧行動意図（1項目）、対人不安尺度（27項目）をそれぞれ用意した。

倫理的配慮

本研究は、川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て実施した（承認番号：24-090）。

結果

因子分析

探索的因子分析を行った結果、化粧行動一般に対する態度については2因子、化粧知識及び情報源については1因子が確認された。各因子を構成する諸変数の信頼性係数を確認したところ、.78-.94と概ね内的整合性は高かった。

相関分析

男性及び女性の各サンプルにおいて、化粧行動意図と化粧行動一般に対する態度（全体： $r(173) = .65, p < .001$ 、男性： $r(60) = .58, p < .001$ 、女性： $r(111) = .63, p < .001$ ）、化粧行動意図と知識（全体： $r(173) = .44, p < .001$ 、男性： $r(173) = .44, p < .001$ 、女性： $r(111) = .39, p < .001$ ）、化粧行動一般に対する態度と男性の化粧行動に対する態度（全体： $r(173) = .30, p < .001$ 、男性： $r(173) = .30, p < .001$ ）との間に、有意な正の相関がみられた。

Table 1
男性の重回帰分析の結果（強制投入法）

変数名	行動意図	VIF
化粧行動一般に対する態度	.33 *	1.75
男性の化粧行動に対する態度	.18	1.25
主観的規範	.25 *	1.55
知識	.19	1.08
対人不安	.03	1.13
通学手段	.11	1.10
R^2	.47 ***	

* $p < .05$, *** $p < .001$

t検定

化粧に係る諸変数の性差について確認するため、 t 検定を用いた分析を行ったところ、化粧一般に対する態度、男性の化粧に対する態度、化粧行動に関する知識については女性の方が男性よりも有意に値が高かった（一般態度： $t(112.50) = 4.53, p < .001$ ；男性化粧態度： $t(118.78) = 2.19, p = .030$ ；知識： $t(124.39) = 15.27, p < .001$ ）。

重回帰分析

男性のサンプルを対象に分析を行った結果、化粧行動一般に対する態度、主観的規範は化粧行動を有意に説明していた（ $R^2 = .46$ ；一般態度： $\beta = .34, p = .012$ ；主観的規範： $\beta = .11, p = .042$ ）。また、女性のサンプルを対象に、男性の化粧行動に対する態度を除く諸変数を説明変数として投入した分析を行った結果、化粧行動一般に対する態度は化粧行動意図を有意に説明していた（ $R^2 = .41, \beta = .57, p < .001$ ）。

考察

両サンプルにおいて、化粧行動一般に対する態度は化粧行動意図を有意に説明していた。この結果は、行動に対する肯定的な評価が行動意図を高めるという、計画的行動理論の枠組みと一致している。したがって、本結果は「態度」が化粧行動を行う要因となることを支持するものである。また、女性サンプルでは態度のみが化粧行動意図を説明していたが、男性サンプルにおいては主観的規範も化粧行動意図を有意に説明していたことから、男性は重要他者からどう評価されると思うかということも影響することを明らかとなった。このことは、現代の「化粧は女性がするもの」という認識から、「周りの目を気にして化粧を行いたくてもできない」という男性がいることを示唆しているのではなかろうか。

引用文献

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational behavior and human decision process*, 50, 179-211.

Table 2
女性の重回帰分析の結果（強制投入法）

変数名	行動意図	VIF
化粧行動一般に対する態度	.56 ***	1.40
主観的規範	.00	1.01
知識	.11	1.36
対人不安	.08	1.05
通学手段	.03	1.01
R^2	.41 ***	

*** $p < .001$

読書によるソーシャルスキルへの影響について

福田 新拓 若森 孝彰

(吉備国際大学大学院) (吉備国際大学)

キーワード：読書 小説 ソーシャルスキル 大学生

目的

近年、大学生のカウンセリングセンターの利用率が増加していると報告されている (Beiter, Nash, McCrady, Rhoades, Linscomb, Clarahan, and Sammut, 2015)。また, Beiter et al.は, 同時にカウンセリングセンターの利用率の増加と相関する可能性のある要因の調査を行い, 特に相関の大きい 10 の懸念事項の内の 1 つとして友人との関係を挙げた。このことから, 大学生に対するソーシャルスキルのサポートが必要であることが考えられる。

ソーシャルスキルは, 対人場面において適切かつ効果的に反応するための言語的・非言語的な対人行動と, そのような対人行動の発言を可能とする認知過程との両方を包含する概念であるとされている (相川, 1996)。

相川・藤田 (2008) は, 相手に自らの意志を伝えるために行うスキル (記号化) と相手の意志を受け取るために行うスキル (解読), 感情に対処するためのスキル (感情統制) の 3 つをコミュニケーションスキルに分類した。また, 初対面の人同士が出会った時に必要なスキル (関係開始スキル), すでに出来上がっている対人関係を維持するのに必要なスキル (関係維持スキル), 相手の意志を尊重し自分の意志も押さえることなく伝えるスキル (主張性スキル) の 3 つが対人スキルに分類されている。

我々は, こうしたソーシャルスキルを向上させる方法として, 読書に注目した。読書行動自体から得られる心理的効果として, 月に本を何冊読むかという読書量と読書好きの程度はどちらも「感情の安定」「登場人物への同一視」「視点の変容」と有意に関連があることを報告した (松尾, 2001)。また, 物語への没入をする傾向と心の理論の関連を検討した研究では, 物語への没入傾向が高い人ほど, 心の理論が高いと報告されている (小山内・米田・古見・楠, 2015 ; 米田・市村・西山・西口・渡邊, 2018)。

こうした先行研究で報告されている「感情の安定」や他者の知識などを理解する能力である「心の理論」, 「表現力の向上」などは, ソーシャルスキルにおける「感情統制」「解読」「記号化」などのスキルに相当すると考えられる。そのため, 読書によって向上する可能性が示唆される。また, 小山内ら (2015), 米田ら (2018)

の物語への没入体験が心の理論を向上させるという先行研究から, 小説等の物語の読書でソーシャルスキルが向上すると考えられる。

これまでの先行研究では読書の効果について, 質問紙を用いて被験者が読書量や読書頻度などの指標を自己評定し, 得られた数値と尺度得点の相関によって検討した研究が多い。したがって, 本研究では小説の読書前後におけるソーシャルスキルの変化について検討した。

方法

対象者

大学生 30 名 (男性 14 名, 女性 13 名, 無回答 3 名, $M \pm SD = 19.8 \pm 1.2$) を対象とした。

調査時期

2024 年 7 月と 10 月に実験を実施した。

質問紙

- ①フェイスシート：年齢, 性別, 学年。
- ②成人用ソーシャルスキル自己評定尺度 (Social skills self-rating scale for adults : SSS) (相川・藤田, 2008) : SSS は成人のソーシャルスキルを測定する尺度である。この尺度には関係を築くためのスキルである「関係開始」, 相手の意思を受け取るスキルである「解読」, 自分の意思を表現できるスキルである「主張性」, 対人関係で生まれる感情に対処するためのスキルである「感情統制」, 関係を維持するために必要なスキルである「関係維持」, 自分の意思を相手に伝える上手さのスキルである「記号化」の 6 因子が含まれる。質問項目は 35 項目からなり, ほとんどあてはまらない (1 点) からかなりあてはまる (4 点) の 4 件法で評定される。

手続き

対象者 (30 名) を「小説群 (16 名)」と「統制群 (14 名)」にランダムに割り当てた。

手順として, 質問紙①② (読書前評価) を実施し, その後に 20 分間の読書を行った。読書の際には, 集中して読書を行うこと, 文中のわからない表現についてスマートフォンを用いて調べる事の自由などを教示した。読書終了後, 質問紙② (読書後評価) を実施し, 一週間自宅にて読書を行った。最初の読書から一週間後に質問紙② (読書一週間後評価) と本の内容の要約の記述を実施した。一週間の読書期間中, 対象者が自宅で読

書を行っていたかを確認するため、自宅での読書時間をスケジュール表に記入することを求めた。

読書時には、小説群は「坊ちゃん（夏目漱石）」、統制群は「大学生のためのソーシャルスキル（橋本剛）」を使用した。

統計解析

群と時期による交互作用を検定するため、群（2）×時期（3）の二元配置分散分析を行い、有意差のあった項目について多重比較（Bonferroni）を行った。

結果

SSS の合計得点の結果を Figure 1 にまとめた。群による主効果については、SSS の合計得点（ $F(1, 84) = 7.44, p < .05$ ）で有意差がみられた。しかし、多重比較においては読書後のみ有意傾向（ $p < .10$ ）がみられた。

SSS の下位因子の結果を Figure 2 にまとめた。主張性（ $F(1, 84) = 9.85, p < .01$ ）で有意差がみられた。多重比較においては、読書後（ $p < .05$ ）と読書一週間後（ $p < .05$ ）に有意差がみられた。関係維持（ $F(1, 84) = 14.06, p < .01$ ）でも有意差がみられた。多重比較においては、読書後（ $p < .05$ ）と読書一週間後（ $p < .05$ ）に有意差がみられた。しかし、解釈（ $F(1, 84) = 3.76, p = n.s.$ ）関係開始（ $F(1, 84) = .806, p = n.s.$ ）、感情統制（ $F(1, 84) = .349, p = n.s.$ ）、記号化（ $F(1, 84) = 1.57, p = n.s.$ ）では有意差がみられなかった。

時期による主効果はいずれも有意差が見られなかった。群×時期の交互作用についても、どの因子においても有意差が見られなかった。

考察

群による主効果については、主張性、関係維持において、小説群の方が統制群よりも有意に得点が高かった。また、合計得点においても有意傾向がみられた。

米田（2010）によれば、物語を読むことは、登場人物が経験することを疑似的に体験することであり、読者の脳の中で行われる現実世界のシミュレーションとも言えるとしている。このように小説特有のコミュニケーション場面の描写を通して、登場人物の適切、不適切なコミュニケーションについて疑似体験し、そうしたコミュニケーションをとった場合にどのような結果が待っているのかということを学習し、結果として小説を読むことでソーシャルスキルが向上した可能性が考えられた。

先行研究において改善する可能性が示されていた因子である「記号化」「解釈」「感情統制」はいずれも認知過程に関するコミュニケーションスキルである。しかし、本研究では対人スキルである主張性、感情維持において有意差がみられた。これは先行研究と反する結果である。こうした結果が得られた理由として、読書材の効果が考えられる。「坊ちゃん」は、主人公が自分の意志に従って行動し、主張する場面が多く、その行動によって良い結果が得られるように描写されている。そのため、得点が向上した可能性が示唆された。

Figure 1
読書前後のSSS合計得点の結果

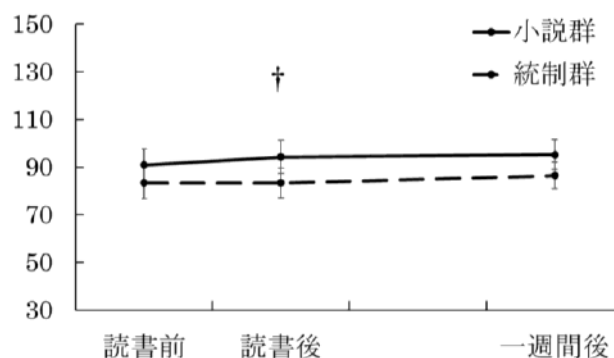
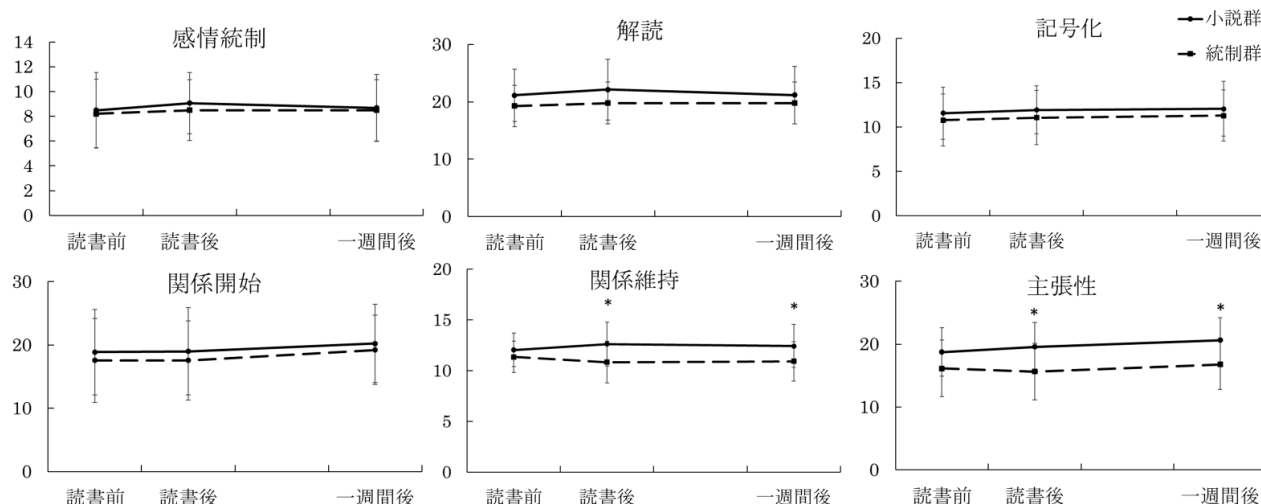


Figure 2
読書前後のSSS下位因子の結果



「推し活」と幸福感の関係

—2次元の「推し」の有無に注目して—

○近藤 滉斗 ・ 國田 祥子

(中国学園大学大学院) (中国学園大学)

キーワード：推し、推し活、主観的幸福感、大学生

問題・目的

「推し活」をすることは、幸福感にどのように影響するのだろうか。「推し活」とは、「推し」に対する応援行動のことを指している。「推し」とは、デジタル大辞泉(小学館, 2025)によると「俗に、人にすすめたいほど気に入っている人や物」のことと書かれており、熱狂的に応援したい対象と捉えることができる。「推し活」という言葉は、比較的最近、一般的に耳にすることが増えたように思われる。しかし、それ以前から特定の何かに対して熱狂的なファン行動を行う人たちは存在した。そうした人たちは、従来「オタク」と呼ばれており、デジタル大辞泉には「ある事に過度に熱中し、詳しい知識を持っていること。また、そのような人」と書かれている。「推し活」という言葉は、この「オタク」が行う応援行動を、よりカジュアルなニュアンスで代替的に表現する言葉であると言えるだろう。

ところで、従来のファン行動と「推し活」は何が違うのだろうか。「ファン」という言葉はデジタル大辞泉によると「スポーツや芸能、また選手・チーム、芸能人などの、熱心な支持者や愛好者」とされている。このことから、ファン行動には実在する存在を応援するというニュアンスが強い。しかし「推し活」の対象となる「推し」には、アイドルなどの実在する人物(3次元の「推し」)の他に、マンガやアニメなどのキャラクターやVtuberなどの架空のキャラクター(2次元の「推し」)も一般的に存在する。こうした「推し」の対象の違いは、幸福感に影響するのだろうか。そこで本研究では、2次元の「推し」がいるか否かによって「推し活」と幸福感の関係に違いがあるかを検討する。

方法

対象：大学生 98 名(男性 16 名、女性 65 名、性別不明 17 名、平均年齢 18.72 ± 1.10)

質問項目：まず、推しの有無について「現在推しがいるか」「過去に推しがいたことがあるか」を尋ねた。その後、「推し」がいる、もしくはいたと回答した人に、推しの対象を尋ねた。推しの対象としては「アイドル」「スポーツ選手」などの3次元の「推し」だけでなく「マンガ・アニメ・ゲームなどの登場人物」などの2次元の「推し」や「乗り物」などの無機物を含

む23項目を用意し、当てはまるものすべてを選択してもらった。選択肢の中に「推し」がいなかった場合は「その他」として具体的な「推し」の対象を回答させた。

次に、小城(2004)のファン行動尺度を用いて「推し活」としてどのような行動を行っているかを「そうである(5)」から「そうではない(1)」の5件法で尋ね、さらに伊藤・相良・池田・川浦(2003)主観的幸福感尺度に「そうである(5)」から「そうではない(1)」の5件法で尋ねた。最後に、任意で年齢と性別を回答させた。

調査時期：2024年5月に行った。

手続き：講義時間中に質問紙を配布し、その場で回答してもらった。

結果

記入漏れがあった5名、1つ以上の尺度ですべて同一回答だった1名、現在も過去も推しがいないと回答した上で以降の質問に回答していた1名を除く91名を有効回答とした。さらに、現在推しがおらず、また過去にも推しがいたことがないと回答した14名を以降の分析から除外した。その後、現在推している／推していた対象として「マンガ・アニメ・ゲームなどの登場人物」および「Vtuber」のうち1つ以上を選択した人を「2次元の推しがいる人」(29名)に、それ以外の人を「2次元の推しがいらない人」(48名)に分類した。

まず、2次元の推しの有無×ファン行動尺度の2因子(一般的ファン行動／積極的ファン行動)の2要因分散分析を行った(表1)。その結果、2次元の推しがいる人の方が、得点が高い傾向がみられた($F_{(1, 75)} = 3.17, p < .10$)。さらに、ファン行動の主効果に有意差が認められ、一般的ファン行動よりも積極的ファン行動の方が、得点が高いことが示された($F_{(1, 75)} = 215.87, p < .001$)。交互作用は有意ではなかった($F_{(1, 75)} = 0.01, n.s.$)。

続いて、2次元の推しの有無×主観的幸福感尺度の3因子(人生に対する前向きな気持ち／自信／達成感)の2要因分散分析を行った(表2)。その結果、2次元の推しの有無の主効果に有意差が認められ、2次元の推しがいる人の得点がいらない人の得点よりも高いことが示

された($F_{(1,75)}=6.73$, $p<.05$)。多重比較を行ったところ、「前向きな気持ち」および「自信」の2つに有意差がみられた(いずれも $p<.05$)。主観的幸福感の主効果および交互作用は有意ではなかった($F_{(2,150)} = 1.11$, $n. s.$, $F_{(2,150)} = 1.46$, $n. s.$)。

表1. ファン行動得点の平均値

		一般的ファン行動	積極的ファン行動
2次元の 推し	いる	2.90 (0.77)	4.06 (0.86)
	いない	2.55 (0.98)	3.70 (0.90)

※()内の数値は標準偏差を示す。

表2. 主観的幸福感得点の平均値

		人生に対する 前向きな気持ち	自信	達成感
2次元の 推し	いる	2.66 (0.65)	2.83 (0.92)	2.78 (0.78)
	いない	2.34 (0.59)	2.25 (0.65)	2.52 (1.07)

※()内の数値は標準偏差を示す。

さらに、2次元の推しがいる人およびいない人それぞれの、ファン行動と主観的幸福感の各因子得点の相関を算出した。2次元の推しがいる人では、いずれの因子得点間にも有意な相関は見られなかった(表3)。

一方、2次元の推しがいない人では、「一般的ファン行動」得点、「積極的ファン行動」得点とも、「人生に対する前向きな気持ち」および「自信」との間に有意な正の相関が見られた(表4)。

表3. 2次元の推しがいる人の相関係数

	人生に対する 前向きな気持ち	自信	達成感
一般的ファン行動	.172	.221	-.188
積極的ファン行動	.204	.225	-.238

表4. 2次元の推しがいない人の相関係数

	人生に対する 前向きな気持ち	自信	達成感
一般的ファン行動	.465**	.341*	.246
積極的ファン行動	.350*	.356*	.158

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

考察

本研究の目的は、2次元の「推し」の有無によって「推し活」と幸福感の関係に違いが見られるか否かを検討することであった。そこで、ファン行動尺度と主観的幸福感尺度の各因子得点間の相関係数を算出した。その結果、2次元の推しがいる人では一般的ファン行動、積極的ファン行動とも、主観的幸福感尺度における3因子との間に有意な相関はみられなかったのに対し、2次元の推しがいない人は一般的ファン行動、積極的ファン行動とも主観的幸福感尺度の「人生に対する前向きな気持ち」因子および「自信」因子との間に有意な正の相関がみられた。2次元の推しは架空の存在であるため、「推し活」を熱心に行っても行わなくても、「推し」の行動は変わらない。そのため彼らの幸福感は「推し活」の頻度によって左右されず、他の要素、たとえば作品の世界観への没入やファンコミュニティ内での交流などによって得られているのではないだろうか。一方、アイドルや俳優などの3次元の推しは現実存在する相手であり、直接会うこともできる。熱心に「推し活」をすることで「推し」に顔を覚えてもらったり、名前を覚えてもらったりするなど、つながりをもつことも可能かもしれない。そのため、「推し活」をすればするほど幸福感を感じやすくなるのではないだろうか。

なお、主観的幸福感尺度の「達成感」因子との間には、2次元の推しの有無にかかわらず、一般的ファン行動、積極的ファン行動とも有意な相関はみられなかった。「達成感」因子は「期待通りの生活水準や社会的地位を手に入れたと思う」「これまで成功したり出世したりしたと感じている」の2項目から構成されている。しかし「推し活」の中で生活水準の向上や出世を意識することは少ないだろう。そのため「達成感」因子とファン行動得点の間に関連がみられなかったのではないだろうか。以上のことから「推し活」と幸福感の関係は、その推しが実在するか否かによって異なる可能性が示唆された。

引用文献

- 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, **74**, 276-281.
- 小城英子 (2004). ファン心理の構造(1) ファン心理とファン行動の分類 関西大学大学院人間科学：社会学・心理学研究, **61**, 191-205.
- 小学館 (2025). デジタル大辞泉 Weblio 辞書 Retrieved October 24, 2025, from <https://weblio.jp/cat/dictionary/sgkdj>

結婚の苦しさとツインレイとの運命的出会い（２）

岡山大学・環太平洋大学

三 谷 恵一 Keiichi Mitani

キーワード 結婚・離婚・ツインレイ

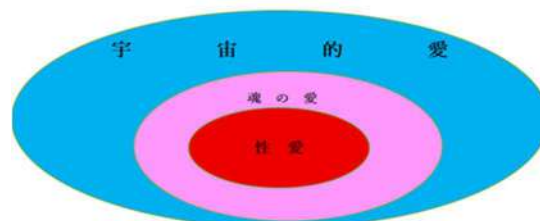
Key words marriage divorce twin flame

要約 結婚が苦しくても、ユングの心理学から示唆を受けて、神から与えられたツインレイとの“魂の結婚”を大切にして、自己の“身体”と“魂”のレベルを向上させる努力の過程で、この世を明るく楽しいものにしていくのが岡山心理学会の使命である。

目的 ツインレイとは分かれた存在で、スピリチュアルな概念のひとつである。魂レベルでの強い繋がりを持ち、お互いを深いレベルで理解し合える関係から「魂の双子」とも呼ばれている。ツイン (Twin) は双子を、レイ (Ray) は光や光線を意味し、一緒になって同じ光から生まれた存在を表す。Twin

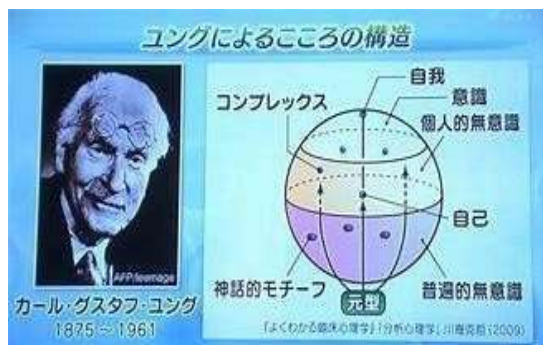
Frame, Soulmate, Twin Soul とも言われる。前世で同じ設定で生まれている・些細な出来事に感謝の気持ちが芽生える・何度も意味のある偶然の一致が起こる（シンクロニシティ）・魂の共振とオーラとオーロラ・価値観の根本が似ている・人生の後半で起“こる孤独感とミステリアスさ・気品・慈しみ・純粹さ・安心感・正義感・自然な笑顔・見つめあう・声が気持ち良い・無条件の愛・甘えと安心感・唯一無二の存在観・統合と自己統合の感覚・相互に魂の美しさに感動する・潜在意識と魂の使命を想起する・高い向上心と活動性・スピリツアルな成長と自己回復・責任感と正義感・価値観や雰囲気の共通性・結婚には試練が伴う覚悟・他者への奉仕の気持ちが高まる・無条件の愛・霊夢や明晰夢など魂のレベルの成長と統合の設定によって未来は変わる。その具体的方法を検討することを目的

とする。



フロイトは唯物論の立場から“性愛”のみをといたが、ユングは“魂の愛”と“宇宙への愛”との交互作用をも説いた。次のマドンナ像は筆者の京大学生時代からの理想の女性像：アニメである。





ユングは、「個人的無意識」の背後にある「集団的無意識」をも指摘した。旧約聖書のダニエル書などを引用して「夢は私たちのアクチヴィマジネーションの手紙・神が送った手紙」とした。フロイトは、魂に言及しない唯物論者である。

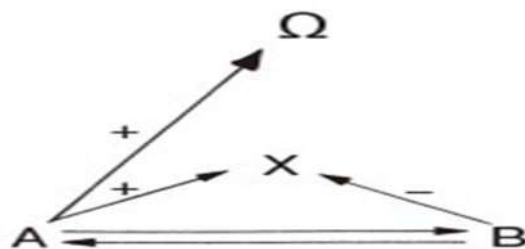
アニマとアニムス ユングは男性の内なる女性のガイドである「アニマ」と、女子の内なるガイドである「アニムス」を重視した。フロイトは、認めていない。

結婚の苦しみの原因 “性愛”に引きずられて、ユングの協調している“魂の愛”の重要性を自覚することなく結婚した。そのレベル・価値観は最初から著しく異なっていたため、話を聴いてもらえない。“言葉使いや態度の重要性”を自覚することなく結婚した。自己が我慢すれば、配偶者が良くなると信じていた。ついに発言すると、夫婦関係はいよいよ悪化した。

結果と考察：一方または双方が既婚者の場合 離婚してツインレイ同

士が結婚することは重大な問題をひきおこす。レベルは低いが常識を想起して離婚を避けるべきである。

離婚しなくても進める道 ツインレイの統合の際には家庭では埋められない孤独を感じている。罪悪感という自分の感情を否定しないで真の愛を見つめなおす。自分自身の魂を成長させる試練であると考え。ツインレイでない相手との結婚の苦勞が自己の魂の成長に必要であったと深く理解する。見返りを求めない魂の愛を深め良き友人となる。既婚者をも愛することで本来のツインレイの姿を取り戻す使命がある。**配偶者は応援団とみなして宇宙全体の波動を上げるという使命がある。**結婚だけが統合とは限らない。苦しみは人を救う力となる。結婚制度とツインレイは別次元の問題である。理想の女性像：アニマに比べて、理想の男性像：アニムスが無い。高貴な観念：オメガ Ω の想起 “X” で対立している二人を、メタ認知して解脱する。



参考文献 Jung 1912 Symbole der Wandlung; 1940 Psychologie und Religion; 1952 Antwort auf Hiob; 1966 Mysterium Coniunctionis.

不登校経験者と未経験者における 「ひとりでいる居場所感」の検討

○牧本 理沙 ・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学大学院 臨床心理学専攻)

(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：不登校，居場所，Positive Solitude

問題・目的

近年、不登校児童生徒は著しく増加し、小・中学校における不登校者数は約 35 万人にのぼる（文部科学省，2025）。公益社団法人子どもの発達科学研究所（2024）の要因分析によれば、不登校に陥ったきっかけとして、いじめ被害、いじめ以外の友人関係トラブル、仲の良い友達がいないなど、対人関係上の困難が多く挙げられている。このような困難を経験した人々は、対人関係に対する不安や疲労感から、学校生活において孤立し、不登校状態に至ったと考えられる。そうした人々にとって、不登校という状況は、対人関係から一時退避することによって、外界からの刺激を遮断し、内的な世界に目を向ける契機となることがあるのではないかと。不登校期間中に得られる「ひとり時間」は、単なる孤立ではなく、自己との対話や内省の機会として機能する可能性がある。

海野・三浦（2007）は、「青年一般にとって、「ひとりの時間」は、自分を見つめなおし、他者との関係性について考える場として特に重要となってくる」と述べている。また、海野（2007）は、大学生が「ひとりの時間」をどう捉えるか、自由記述の回答を求め、「リラックス・落ち着く・休息、物事を考える・考えを整理できる、自分を見つめなおす・自分自身と向き合う、ありのままの自分でいられる、やりたいことができる、ストレスを解消できる、自分だけのために時間を費やすことができる、人に気を使わなくて済む、ストレスを感じなくて済む」等の多くの要素を見出している。ここには、Trapnell & Campbell（1999）が「知的好奇心によって動機付けられた、自己へ注意を向けやすい特性」と定義した「省察」にも向かう姿がある。

豊島・佐藤（2015）は「Positive Solitude（ポジティブ・ソリチュード）」という概念を提示し、ひとりの時間や空間が、単なる「孤立」や「回避」の場ではなく、自己成長や自己理解の契機として機能する可能性を示唆している。河野（2024）は、「ソリチュード（Solitude）」とは「解放・創造性をもたらす肯定的な孤独」であると定義している。さらに住田・南（2002）は、他者との関係性から切り離された私的空間であっても「居場所」と

と感じるタイプが存在することを示し、「ひとりでいる空間」や「非対人的居場所」が心理的安全感の源になることを報告している。

これらを踏まえて本研究では、「ひとりでいること」に対して肯定的な態度（Positive Solitude）を形成する過程に注目する。児童期・思春期に、不登校を経験した者は、ひとり時間をどのように経験し、さらに意味づけるようになるのかという点を明らかにしたい。以下の3つの仮説を設定する。①不登校経験者の方が、未経験者よりも「省察」「Positive Solitude」の得点が高くなる。②不登校経験者は、不登校未経験者よりも、高校以前でも現在でも「ひとりの居場所」の方が落ち着くと回答している。③不登校経験者は高校以前・現在ともに「ひとりの居場所」で省察を行っている。

方法

調査対象者

大学生を対象に調査票を配布し、156 名分を回収した。不同意や記入不備を除く 140 名（男性 47 名、女性 93 名；年齢 $M=19.83$, $SD=1.29$ ）分を分析対象とした。

主な測定内容

ひとりで過ごすことができる居場所 自由記述項目として、「現在最も落ち着く居場所だと感じられている場所を複数教えてください」と尋ねた後、1 つに絞ってもらった。「その場所ではひとりで過ごすことが多いですか？それとも、周りに人がいますか？」と問い、参加者の主観的な居場所の認識についての情報を収集した。

日本語版 Positive Solitude 尺度（中尾・平野，2024） 9 項目について、5 件法（1. 全くそう思わない～5. 極めてそう思う）で尋ねる。

RRQ（反芻・省察尺度）日本語版（高野・丹野，2008）の第二因子（省察） 12 項目について、5 件法（1. 全くそう思わない～5. 極めてそう思う）で尋ねる。

高校生までの経験におけるひとりで過ごすことができた居場所 現在の居場所と同様に尋ね、過去における主観的な居場所の認識についての情報を収集した。

高校生までの不登校経験 以下の自作の 5 項目について、それぞれ「ない・ある」を尋ねた。①小学校・中

学校・高校生活の中で、1年間休まなかったこと、②年間1～10日程度休んだこと、③年間10日以上休んだこと、④学校内の別室や保健室への登校をした経験、⑤ふれあい教室やフリースクールを利用した経験。

不登校に関する意味づけ尺度 (伊藤, 2015) ポジティブな意味づけ7項目、ネガティブな意味づけ5項目の、計10項目について、3件法(1. そう思わないー3. そう思う)で尋ねる。「高校生までの不登校経験」の、項目③～⑤の該当者のみを対象とした。

実施手続き 倫理委員会の承認のもと、担当教員の許可を得た科目の開講教室において、授業の開始前または終了後に調査を実施した。

結果と考察

分析対象とした140名のうち、「①小学校・中学校・高校生活の中で、1年間休まなかった経験がある」と回答した者は60名(42.9%)「②年間1～10日程度休んだことがある」は109名(78%)、「③年間10日以上休んだことがある」は62名(44%)「④学校内の別室や保健室への登校をした経験がある」は27名(19%)「⑤ふれあい教室やフリースクールを利用した経験がある」は15名(11%)であった。③、④、⑤のいずれか1つ以上に「ある」と回答した70名を本研究における「不登校経験者」とした。不登校の意味づけ尺度への回答者は、この70名であった。

仮説①②について検討するために、不登校経験群・未経験群における各尺度の数値を比較した(Table1)。省察とPositive Solitude得点は不登校経験有無の2群間で差はなかった。また現在と高校までにどういう居場所を好むかの割合も、不登校経験有無の2群間でほとんど差がなかった。なおどちらの群でも、高校までよりも現在において、ひとりの居場所を好む傾向がみられた。またどちらの群でも省察とPositive Solitudeとの間には有意な弱い正の相関が見られた。

仮説③について検討するために、不登校経験群70名を、高校までと現在について、どのような居場所を好むかの2群に分け、群ごとに各変数の平均値に差があるかを検討した(Table2, 3)。不登校経験者では、高校まででも現在でもひとりの居場所を好む者は、Positive Solitude得点が有意に高かった。つまりひとりの居場所を心地よく感じる不登校経験者は、対人関係から逃避してではなく、自らそこを選択している傾向があることがうかがえる。Positive Solitudeと省察との間には正の相関があるが、不登校経験群では相関係数は低く、ひとりの居場所でPositive Solitudeの感覚を高めても、省察の深まりに差が見られる訳ではなかった。

不登校の意味づけについては、高校までの居場所として周りに人がいる居場所を好んでいた者が、過去の

不登校経験にポジティブな意味づけをする傾向が高かった。不登校生徒の支援においては、他者との関係性を保ちながら、必要なときに一人の時間を上手に確保することが重要と示されたといえる。

Weinstein et al. (2022) は、一人でいることをポジティブに捉えるための重要な点として、一人で過ごす時間と他者との時間のバランスを挙げている。一時的な一人で過ごす時間はポジティブな感情を生むことができるが、恒常的な一人で過ごす時間は孤独感などのネガティブな感情につながることを示されている(Queen et al., 2014)。

本研究では仮説①②③はいずれも支持されず、不登校経験によるPositive Solitudeの発達の様相を捉えることはできなかったが、積極的にひとりの居場所を好む者があり、青年期後期にはその割合が高くなっている可能性が明かになった。文(2021)は、「孤独に対する肯定的な捉え方は、青年期のアイデンティティ確立に肯定的な影響を及ぼす」と述べており、孤独やひとり時間をどう理解し経験するかは発達のにも重要な意味を持つことが示されている。

Table 1
不登校経験群・未経験群における各尺度の平均値と標準偏差、相関係数、t値

	不登校経験群(n=70)	不登校未経験群(n=70)	t値
省察	39.51(10.38)	37.64(9.92)	1.09
Positive Solitude	36.63(7.50)	34.83(6.71)	1.50
省察×Positive Solitude相関	$r = .25, p < .05$		$r = .40, p < .01$
高校居場所ひとり	39(56%)	40(57%)	
現在居場所ひとり	48(69%)	49(70%)	

Table 2
高校以前の落ち着く居場所における各尺度の平均値と標準偏差、t値

	高校以前の落ち着く居場所		t値
	ひとり(n=39)	周りに人がいる(n=31)	
ポジティブな意味付け	15.62(4.11)	17.13(3.04)	1.71 †
ネガティブな意味付け	9.55(2.73)	9.55(2.73)	0.64 n.s.
Positive Solitude	38.41(7.45)	34.39(7.05)	2.30 *
省察	41.18(10.41)	37.42(10.12)	1.52 n.s.

Table 3
現在の落ち着く居場所における各尺度の平均値と標準偏差、t値

	現在の落ち着く居場所		t値
	ひとり(n=48)	周りに人がいる(n=22)	
ポジティブな意味付け	16.10(4.01)	16.68(3.09)	0.60 n.s.
ネガティブな意味付け	9.67(2.69)	8.59(2.02)	1.67 n.s.
Positive Solitude	38.02(7.23)	33.59(7.31)	2.37 *
省察	39.98(10.38)	38.50(10.54)	0.55 n.s.

主な引用文献

- 中尾 風沙・平野 美千代(2024). 日本語版 Positive Solitude 尺度の開発および信頼性・妥当性の検証 日本公衆衛生雑誌, 71, 349–356.
- 高野 慶輔・丹野 義彦(2008). Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版作成の試み パーソナリティ研究, 16(2), 259–261.

不登校児の養育者が親の会に参加するまでの心理的過程 及び情報提供支援の在り方の検討

○織部 清太郎 ・ 今里 有紀子 ・ 谷原 弘之
(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学) (川崎医療福祉大学)
キーワード：不登校，養育者支援，親の会

問題と目的

わが国の不登校児童生徒数（以下、不登校児）は過去最多となり、加えて専門機関等の相談・指導を受けていない不登校児も年々増加の一途をたどっている（文部科学省, 2025）。これを受けて、文部科学省（2023）は、誰一人取り残されない学びの保障を社会全体で実現するためのプラン（COCOLO プラン）を策定し、不登校支援のより一層の充実を図っている。このプランの中で、不登校児を抱える役割である養育者（以下、養育者）が、一人で悩みを抱え込まないように支援することの必要性が提言されている。不登校事態に対する養育者の心情についての学術研究でも、不登校事態に激しく動揺し苦悩や不安を抱えていることが複数明らかになっている（中山他, 2019；沖津, 2023）。不登校事態は、当該不登校児のみならず養育者への支援が急務の検討事項であり、今後更なる支援機能の強化が期待されている。

その養育者支援については、学校や各教育委員会が、親の会や教育支援センター、フリースクール、不登校特例校、夜間中学等に関する情報提供を行い、各支援機関で支援が行われている（文部科学省, 2023）。その中でも、本研究では、公的機関である教育委員会内で開催され、養育者に直接支援が行き届きやすい親の会の支援に着目する。親の会では、不登校支援に関する情報提供を受けられ、さらに、養育者同士の相互助的関わりができる居場所として機能することが示唆されている（中地, 2011）。よって、親の会は十分な有効性があり、養育者支援において重要な支援資源であると考えられる。

しかし一方で、養育者からは親の会に関する情報提供が行き届いていないとの声が挙がっている（総務省, 2023）。また逆に、親の会を運営する支援者側からは、情報提供をするが、養育者が参集されづらいといった課題も挙がっている（関山, 2018）。このように、親の会に関する情報提供の在り方について、養育者側と運営する支援者側で認識に差異が生じている。この背景には、養育者が相談機関につながるまでの過程において、外部からの助言や援助はあるものの、養育者の心情に応じて助言や援助への認識が変化することが指摘され

ている（森下・伊藤, 2019；小嶋・田中, 2020）。

そこで、本研究では、質的な検討をしている研究が僅少である「親の会」に焦点をあて、養育者がつながるまでの心理的（気持ちや行動）変容過程を分析し、その変容過程に応じた情報提供支援の在り方について検討することを目的とする。

方法

調査対象者

公立の教育支援センター主催の「親の会」に参加する、養育者 4 名を対象とした。

調査方法及び内容

事前アンケートで、養育者及び子どもの基本属性を尋ねた。また、単回 50 分程度の半構造化面接で、①親の会を知り得た時期、②親の会に関する知り得た情報や印象的であった情報、③親の会に参加するまでの経緯とその心理的（行動）過程、④親の会に関する情報提供への要望について尋ねた。なお、同意を得て面接内容を IC レコーダーに録音した。

分析方法

複線径路・等至性モデル（Trajectory Equifinality Model；以下、TEM）を用いて、気持ちや行動の変容、及び情報提供支援の選択肢について分析を行った。なお、分析手順は、荒川他（2012）を参考にした。また、妥当性について、所属機関の心理学専門の教員 2 名と検討を行った。

倫理的配慮

調査は所属機関の倫理委員会による承認を得て実施した（承認番号 24-101）。面接負担を考慮し、継続的に通院している方を除外対象として調査協力者を募集した。調査開始前、本研究の目的や任意性、データの匿名性、途中退室（辞退）が可能であること等を説明し同意を得た。また、臨床心理関連有資格者 1 名の陪席のもと、調査を実施した。

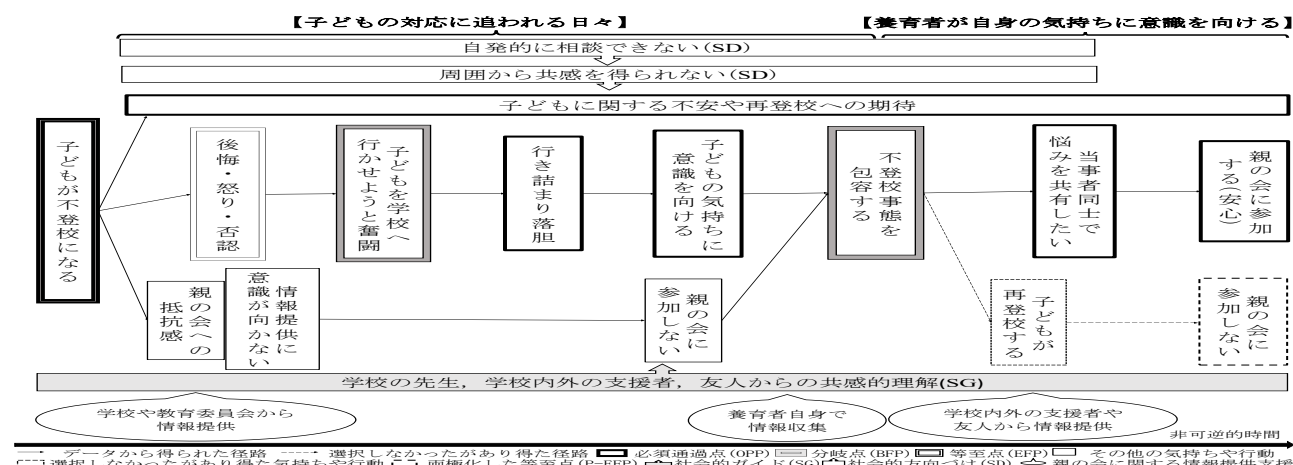
結果と考察

4 名の養育者の TEM 分析結果を示す（Figure 1）。

まず、子どもが不登校になると、養育者は後悔や怒り、そして不登校を認めたくない思いを抱いていたこ

しかし深度は軽減しつつも、養育者は子どもに関する不安や再登校への期待を持ち葛藤することが示された。そこで、「同じような思いをしている」他の当事者と共有する機会を得たいと感じ、親の会への参加に至ったことが示された。先行研究では、養育者にとって不登校事態が先の見えないもののように感じられ、藁をも掴む思いで親の会への参加に至る (南, 2019 ; 森下・伊藤, 2019) ことが指摘されている。本被調査者群においても、養育者は不登校事態を包容する一方で、「当事者にしか分からない」思いを募らせ、親の会への参加に至ったと考えられる。

Figure1 4名の養育者のTEM図



なお、被調査者群において筆者は、親の会に参加しない要因として「子どもが再登校する」ことを挙げた。宮良他 (2022) は、不登校児がフリースクールを経て再登校に至るプロセスにおいて、家庭に居場所が存在したことが再登校に起因したことを明らかにしている。本被調査者群では、養育者が不登校事態を包容し、養育者—子ども関係は進展したものの不登校事態は改善せず、親の会への参加に至ったことが示された。そのため、養育者が不登校事態を包容し改善された場合、親の会への参加には至らない可能性が考えられる。

以上より、養育者が親の会に参加するまでの心理的過程には、大別して2つの過程があると考えられる。1つ目は、【子どもの対応に追われる日々】の過程である。この過程では、養育者が後悔や怒り、そして不登校を否認しながら、主に子どもの「不登校事態」へ意識が向いていたと推測される。そのため、運営する支援者側から「親の会」に関する情報提供がなされていてもそこに抵抗感を抱いたり、情報提供自体に意識を向ける余裕がなかったことが考えられる。2つ目は【養育者が自身の気持ちに意識を向ける】過程である。この過程では、子どもの「気持ち」に意識を向け不登校事態を包容するようになった後、養育者自身の気持ちにも意識が向くようになったと推測される。本被調査者群は、不登校初期から養育者に寄り添った学校内外の支援者や友人が、親の会に関する情報提供を実施し、養育者は親の会への参加に至ったことが明らかとなった。つまり、親の会に関する情報提供支援は、不登校初期に既になされているが、実際に利用に至るのは、不登校初期から寄り添ってきた支援者や友人からの共感的理解及び情報提供支援により、親の会に関心を向けることが参加に至らしめると考えられる。

主な引用文献

小嶋 秀幹・田中 玲衣 (2020). 子の不登校を経験した母親が相談機関につながるまでの行動と心理的変化過程 - 複線経路・等至性モデル (TEM) による分析 - 福岡県立大学心理臨床研究, 12, 3-15.

放課後児童クラブの支援員が直面する困難の成り立ちと 乗り越え過程に関する質的研究

——児童の言動に対する支援員の省察に着目して——

○鶴海 翔子^{*1} ・ 水子 学^{*2}

(^{*1}川崎医療福祉大学大学院・^{*2}川崎医療福祉大学)

キーワード：放課後児童クラブ，支援員，支援上の困難，乗り越え，省察

問題と目的

近年、放課後児童クラブ（以下、児童クラブと記す）の利用児童の多様化に伴い、児童クラブの支援員は様々な困難に直面している。支援員が体験している困難に関する従来の研究において、「子どもや問題行動への対応」（藤後・岩崎，2017）や、「規律の理解・生活づくり」，「信頼関係の構築」（木村，2019）といった児童との関わりに困難が生じていることが示されている。

こうした支援員が体験する困難の背景には、児童クラブの特異性が関与していると考えられる。杉山・木村（2018）は、学校でも家庭でもない、集団生活の場としての特性が、子どもへの対応や指導の難しさを生んでいることが示唆している。しかし、児童との関わりの中で支援員が経験する困難がどのように形成され、乗り越えようとしているのかは検討されていない。

支援員が経験する困難とその乗り越え過程を探るためには、困難な事態に直面した際の支援員の内的体験を捉える必要がある。谷口（2011）は、混乱した自己と向き合う内的体験は、困難な状況から立ち直るために必要な時間であると報告している。自己の感情や反応、知覚などの心的体験を深くかえりみることは、省察（reflection）と呼ばれており（Fonagy, et al., 1991），支援員が経験する困難の成り立ちと乗り越え過程を明らかにする上で、有効な視点のひとつであると考えられる。

そこで、本研究では、支援員が児童の困難な言動に直面した際の省察から、支援員の感情や思考、対応を分析し、困難の成り立ちと、困難を乗り越える過程を探索的に明らかにすることを目的とする。本研究で得られた知見は、支援員への具体的支援推進のための基礎資料になるとともに、日々の児童との関わりにおける支援方針の見直しの手掛かりになると考えられる。

方法

参加者 A市の児童クラブに勤務し、放課後児童支援員の資格取得後4年以上の勤務経験を有する支援員6名（性別：全て女性，年齢範囲：40歳～70歳，資格取得後の勤務年数：4年～18年）を対象とした。

調査手続き 施設代表者の同意を得て参加者を募集し、

同意した支援員に対して、2025年8～9月に、同クラブ内の個室にて個別にアンケートと約90分間の半構造化インタビューを実施した。インタビューは研究者1名が行い、共同研究者である大学教員1名が同席した。

アンケートでは基本情報（氏名，性別，年齢，資格取得後の勤務年数）とICレコーダー使用の同意を確認した。インタビューでは、まず「児童の言動の意図がつかめず、関わり方に苦慮した最近の経験」を尋ねた。その後、「省察の3層モデル」（朴・杉村，2007）を参考に、1次の省察（苦慮した言動に直面した際の考えやその時の気持ちおよび対応，その後の児童の変化）と2次の省察（出来事後の児童の言動や対応の振り返り）に分けて質問した。本研究は、川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て実施した（承認番号25-009）。

分析方法 インタビューで得られた語りは、木下（2020）が開発したM-GTAを用いて分析した。分析テーマは「支援員の『気になった事』における困難発生から対応を模索するプロセス」とし、分析焦点者は「放課後児童クラブの支援員」に設定した。まず、逐語録を作成し、語りを意味ごとの単位に区分して仮ラベルを付した。その後、仮ラベルを付与した逐語内容に基づき、分析ワークシートを作成し、概念生成を行った。継続的比較分析によって、概念間の関連を整理し、カテゴリーを生成した。最終的に結果図と、ストーリーラインを作成した。なお、信頼性および妥当性確保のため、一連の分析は研究者1名が行い、生成された概念およびカテゴリー、結果図、ストーリーラインについて、臨床心理学専門の大学教員1名と確認し、修正を重ねた。

結果と考察

児童との関わり方に苦慮した体験内容

「関わり方に苦慮した経験」に関する語りの内容を分類した結果、6名中5名の支援員が、発達障害のある児童との関わりについて語った。具体的には、癇癪時の対応や、児童が言葉で困り感を伝えられないことに苦慮していた。また、肌の色や体格等の身体特徴が日本人とは異なる児童への対応を挙げた支援員1名は、その児童が他児とのトラブルを起こした際の関わり方

に困難を感じていた。

困難の成り立ちと乗り越え過程

省察に関する語りを分析した結果、42 の概念、9 のカテゴリーが生成された。Figure 1 は、各カテゴリー間の関係を図示した結果図である。以下の文中の【 】はカテゴリーを、< > は概念を意味する。

支援員は、緊急を要する対応と将来を見据えた支援の双方で困難が生じており、困難の克服に向けて対応を行い、児童に関わっていることが明らかとなった。

困難の成り立ち 緊急を要する対応における困難の成り立ちについて、支援員は安心して過ごせる環境づくりや怪我の防止を求められ、その役割が【安全を保障する責任】として表れる。この責任感から、怪我によって児童や保護者へ負担をかける心配や不適切な言動を事前に防ぐことへの困難が生じていた。一方で、【安全を保障する責任】は、【落ち着きを促す対応】へ支援員を向かわせる動機となるものの、上手くいかなければ、< 対応への後悔 > が生じると同時に、【支援の行き詰まり】に繋がる。支援員の根底には【児童支援に対する想い】があり、この想いが怪我や保護者に説明する怖さに影響して【安全を保障する責任】が強まる。

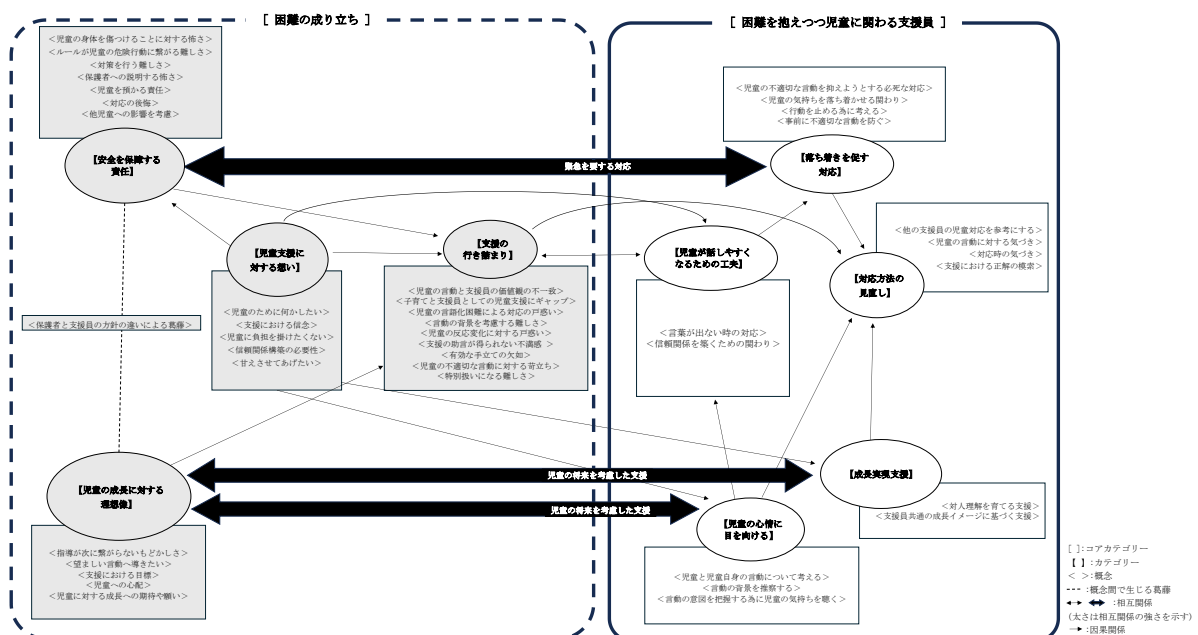
児童の将来を考慮した支援における困難の成り立ちは、支援員が児童に対して「このように育ってほしい」といった【児童の成長に対する理想像】を抱いていることがきっかけである。この理想に近づきたい気持ちから児童に対して支援を行うものの、何度指導しても児童の変化がない場合は、< 指導が次に繋がらないもどかしさ > に繋がり、どう支援すべきか判断がつかず、【支援の行き詰まり】となる。

乗り越え過程 緊急を要する対応における乗り越え過程では、【安全を保障する責任】が困難の成り立ちに結びつく一方、児童の気分の安定を図り、不適切な言動への対策や危険行為への迅速な対応を可能にする【落ち着きを促す対応】を促進している。加えて、【児童支援に対する想い】も困難の成り立ちに繋がる一方で、児童が困ったことを話しやすくなるような【児童が話しやすくなるための工夫】を促進し、不適切な言動で困り感を出す前に児童が話してくれることで【落ち着きを促す対応】に繋がっている。【落ち着きを促す対応】は、【対応方法の見直し】へと繋がっている。

児童の将来を考慮した支援における乗り越え過程について、【児童の成長に対する理想像】は、困難の成り立ちに繋がる一方で、支援の方向が明確にもなり、【成長実現支援】や指導のために児童理解を行う【児童の心情に目を向ける】といった対応に繋がる。【成長実現支援】や【児童の心情に目を向ける】対応で得られる気づきは【対応方法の見直し】を促している。

以上の結果から、支援員の困難には児童の安全を確保しようとする強い責任感や、児童の成長を願う気持ちといった内的要因が関与していることに加え、発達障害の特性や児童クラブにおける環境整備の限界といった要因が重なることで、課題が複雑化し、【支援の行き詰まり】へ至る可能性があると考えられる。その一方で、支援員の安全確保の責任感、怪我防止行動に結びつき、成長への想いは不適切な言動後の指導を行う動機となっていた。つまり、支援員はまず保護者の信用やトラブル回避の要望に応えるために怪我の防止を優先する。そのうえで児童の成長への理想像や想いが、不適切な言動を減らす為の指導に繋がり、安全な環境と児童の成長の理想に近づいていくことで、困難を乗り越えようとしていると考えられる。

Figure 1
困難の成り立ちと乗り越え過程の結果図



大学生における学習動機と先延ばし行動の関連

○西村悠真*¹・宇都宮 真輝*²

(吉備国際大学大学院心理学研究科*¹ 吉備国際大学人間科学部人間科学科心理学専攻*²)

キーワード：学習動機，先延ばし行動

問題・目的

先延ばし行動とは、主観的な不安や不快感を経験する時点まで、不必要に課題を遅らせる行為であると定義されている (Solomon & Rothblum, 1984)。そして、このような先延ばし傾向は、大学生における学業領域でよく見られることが報告されている (Ellis & Knaus, 1977)。

大学生の先延ばし行動の原因は様々であり、学習者の時間管理能力や怠惰、失敗への恐れ (藤田, 2005) や学習内容への興味の低さによる他事優先 (藤田・岸田, 2006) などが挙げられる。また、先延ばし行動は、動機づけ的な問題であることが指摘されており (藤田, 2005)、学習に対する動機づけは、学校段階が上がるにつれて、内発的動機づけが低下し、外発的動機づけが高まることが示されている (桜井, 1997)。

Zimmerman (1986) は、学習者は自らの目標を達成するために自律的に学ぶ存在であるとしている。大学生においては、大学卒業までの目標設定が明確であるという点からみると、国家資格取得が関連する学科と、しない学科では学習動機に違いがみられる可能性がある。また、先行研究では、調査対象に1年生が大半を占める研究が多く (田中, 2018 ; 小野, 2019)、学年間の違いについては十分に検討されていない。

そこで本研究では、国家資格が関連する学科としない学科、学年による差といった視点から、大学生の学習動機と先延ばし行動との関連を検討した。また、先延ばし頻度、改善意図の主観的評価、先延ばし行動の原因との関連についても検討した。

方法

調査対象者と調査時期 大学生 339 名を対象に紙形式と web 形式の 2 つの方法を用いて質問紙調査を実施した。調査時期は、2024 年 6 月から 8 月であった。質問紙回答前に、文章と口頭で説明をおこない、合意を得た者にのみ回答してもらった。

調査内容 ①フェイスシート：学科・専攻、学年、性別、在籍区分、小野 (2020) の先延ばしの主観的評価 (先延ばしの頻度と改善意図、5 件法) について回答を求めた。また、国家資格取得希望の有無、希望度合い (希望者のみ、5 件法) について回答を求めた。②課題先延ばし行動傾向尺度 (藤田, 2005) : 「課題先延ばし」、「約束事への遅延」の 2 因子 13 項目で構成されてお

り、5 件法で回答を求めた。③先延ばし行動の原因に関する調査 (藤田・岸田, 2006) : 「興味の低さによる他事優先」、「先延ばし肯定・容認」、「課題困難性の認知」の 3 因子 16 項目で構成されており、4 件法で回答を求めた。④動機づけ尺度 (田中, 2018) : 「無動機づけ」、「外的調整」、「取り入れ的調整」、「同一視的調整」、「内発的動機づけ」の 5 因子 30 項目で構成されており、6 件法で回答を求めた。

倫理的配慮 学生には質問紙への回答は任意であること、個人情報特定されることはないことを、文書および対面で説明したうえで調査を実施した。また、研究成果の発表に際し、吉備国際大学倫理審査委員会の承認を得た (受理番号 : 24-07)。

結果

分析対象者 対象者のうち、回答に不備があった者を除外した結果、330 名 (男性 145 名、女性 173 名、無回答 12 名) を分析対象とした。

課題先延ばし行動傾向と学習動機づけとの関連 相関分析の結果、全体では、「課題先延ばし」と「無動機づけ」($r=.22, p<.01$) に有意な正の相関がみられ、「同一視的調整」($r=-.18, p<.05$)、「内発的動機づけ」($r=-.23, p<.01$) に有意な負の相関がみられた。所属別では、心理 (Table1)、看護及び理学療法 (以下、理学) (Table2) は「課題先延ばし」と「無動機づけ」($r=.19-.31, p<.05$) との間に有意な正の相関、「内発的動機づけ」($r=-.19-.28, p<.05$) との間に有意な負の相関がみられた。また、看護、理学は、「課題先延ばし」と「同一視的調整」($r=-.21-.22, p<.05$) との間に有意な負の相関がみられたが、心理にはみられなかった。作業療法 (以下、作業) においては、「課題先延ばし」と、どの動機づけとの間にも相関がみられなかった。

学年による動機づけの比較 学年を独立変数、動機づけ尺度の下位因子を従属変数とした一要因分散分析をおこなった (Table3)。その結果、同一視的調整 ($F(3,326)=3.45, p<.05$) にのみ有意差が示されたため、多重比較 (Tukey 法) を行ったところ、同一視的調整について、1 年生が 4 年生よりも有意に得点が高く ($p<.05$)、2・3 年生よりも有意に得点が高い傾向が示された ($p<.10$)。

先延ばしの改善意図による先延ばし行動の原因の比較 先延ばし行動の原因が異なるかどうかを検討するため、先延ばしの改善意図を平均値で高群・低群に分

け、 t 検定をおこなった(Table4)。その結果、興味の低さによる他事優先 ($t(328)=2.54, p<.05$) と課題困難性の認知 ($t(328)=3.69, p<.01$) について、高群の方が低群よりも有意に高い得点が示された。また、先延ばし肯定・容認 ($t(328)=1.78, p<.10$) については、高群の方が低群よりも有意に得点が低い傾向が示された。

考察

本研究の結果から、大学生においては課題に対して明確な動機づけがないと先延ばしをしやすく、課題に対して自ら価値を見出すことで先延ばしを減少させることが示唆された。これは、田中 (2018) と同様の結果であり、学習に興味を持てないと課題の先延ばしをしやすいが、単位取得のためには課題を提出する必要があるため、とりあえず課題を提出している実態が示されたといえる。しかし、看護・理学は、国家資格を取得するという目的が課題の遂行に影響を与えるため、同一視的調整（行動の目的や調整が意識された動機づけ）が働き、先延ばしが減少したと考えられる。一方、心理は国家資格取得希望者が一部の者に限られ、勉強への目的意識が曖昧になりやすいため、同一視的調整との関連がみられなかったと考えられる。

動機づけの学年差については、1年生の方が他学年より将来の目標と学習動機とが強く結びついているが、学年が上がるにつれ将来の目標との関連が変化するという泉澤ら (2021) と同様の結果がみられた。よって、学生の興味や理解度などを把握し、動機づけを低下させないような指導が必要だと考えられる。

先延ばし行動の改善意図（高群・低群）による先延ばし行動の原因の比較については、先延ばし行動の改善意図が高い者の方が、他事優先や、課題の困難さの認知を、先延ばし行動の原因と捉えていることが明らかになった。この理由として、他事優先については、時間の余裕があると楽しさを優先してしまうことや、課題に対する抵抗感や嫌なことから逃避したいという気持ちがあること、課題の困難さの認知については、課題への取り組み方が分からなかったり、課題の難しさを感じるとすぐに取り組めないことが影響していると考えられる。

小野 (2019) のリアクションペーパーにおいても、「心理学に対して興味関心を抱いているものの、どのように勉強すれば良いかが分からない」などの報告がされている。このことから、教える際には学習内容だけではなく、適切な学習方法を明確に提示することで、学生が感じる課題の困難さの解消や、より意欲的に学ぶ環境の整備につながり、先延ばしの軽減につながるのではないかと考えられる。

一方、先延ばし行動の改善意図が低い者は、先延ばし行動を肯定・容認しやすいことが明らかになった。この理由としては、藤田・岸田 (2006) でも指摘されているように、課題を先延ばししても提出に間に合ったり、単位取得にも支障が生じず、致命的な結果に至らない者が多いため、先延ばし行動が肯定・容認しやすいためだと考えられる。

Table1

先延ばし行動傾向と学習動機づけとの相間(心理)

	課題先延ばし	約束遅延
無動機づけ	.19*	.22*
外的調整	-.13	-.07
取り入的調整	-.09	.05
同一視的調整	-.14	-.24*
内発的動機づけ	-.19*	-.20*

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

Table2

先延ばし行動傾向と学習動機づけとの相間(看護と理学)

	課題先延ばし		約束遅延	
	看護	理学	看護	理学
無動機づけ	.31**	.24*	.21*	.20
外的調整	-.09	-.05	.16	-.07
取り入的調整	-.03	-.13	.12	.16
同一視的調整	-.21*	-.22*	.00	-.09
内発的動機づけ	-.28**	-.28**	.12	.04

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

Table3

学年による学習動機づけの得点と分散分析結果

	1年生 (n=90)	2年生 (n=80)	3年生 (n=91)	4年生 (n=69)	F値	多重比較
	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)		
無動機づけ	2.21 (0.96)	2.57 (1.11)	2.36 (1.05)	2.37 (0.92)	1.78	
外的調整	3.03 (1.33)	2.98 (1.16)	2.92 (1.18)	2.84 (1.16)	0.36	
取り入的調整	3.07 (1.22)	2.93 (1.10)	3.01 (1.05)	2.79 (1.10)	0.94	
同一視的調整	4.96 (0.74)	4.65 (0.82)	4.66 (0.83)	4.60 (0.83)	3.45	1年>4年*
内発的動機づけ	4.31 (1.02)	4.27 (1.02)	4.08 (0.95)	4.19 (0.99)	1.29	1年生>2・3年†

** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

Table4

先延ばしの改善意図（高・低）による平均と t 検定の結果

	改善意図 高群 (n=195)	改善意図 低群 (n=135)	t 値
	M (SD)	M (SD)	
他事優先	3.39 (0.56)	3.23 (0.61)	2.54*
肯定・容認	2.56 (0.63)	2.69 (0.67)	1.78†
課題困難性	3.05 (0.72)	2.75 (0.77)	3.69**

** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

大学生のレジリエンスが 援助要請スキルと援助評価に及ぼす影響

○野田 誠未¹・武井 祐子²・池内 由子²
(¹川崎医療福祉大学大学院・²川崎医療福祉大学)

キーワード：レジリエンス，援助要請スキル，援助評価，傷つき

問題・目的

心理的不適応状態からの回復過程を説明する概念としてレジリエンスがある。平野 (2010) は, Cloninger の気質性格理論に基づき, レジリエンスを導く要因を「資質的要因」と「獲得的要因」の 2 軸に分類している。資質的レジリエンスはストレス下において情動の揺らぎを抑え, 能動的態度や成長感といった自己評価の側面と強く関連する一方, 獲得的レジリエンスは, 経験的学習を通じて発達する適応プロセスとして位置づけられ, 状況に応じた柔軟な対処行動に結びつくとされる (平野, 2010 ; 2018)。また, レジリエンスの効果は, 傷つきを前提とした状況でより発揮する可能性が指摘されている (野田他, 2025)。したがって, 資質的・獲得的レジリエンスは, 困難への対処や問題解決に関与する心理的特性であると考えられる。

問題解決場面においては, 援助要請が有効な戦略の一つである。その行動の効果は頻度ではなく, 援助相手の選択や伝達の明確さなどの援助要請スキルの質によって左右される (永井, 2020)。援助要請スキルが高いと, 望ましい援助を引き出しやすく (永井, 2020), 援助経験を肯定的に評価しやすいことが示されている (本田・石隈, 2008)。一方, 否定的な援助評価は期待と実際の援助の不一致で生じるが (本田・石隈, 2008), 援助要請スキルが高い場合には, この不一致が生じにくいと考えられる。したがって, 資質的・獲得的レジリエンスが発揮される過程において, 援助要請スキルが媒介的に機能し, 援助評価が形成されるという過程が想定される。

以上のことから本研究の第一の目的は, 資質的・獲得的レジリエンスが援助要請スキルを介して援助評価に及ぼす影響を明らかにすることである。第二の目的は, これらの関連が個人の傷つき体験の程度によって異なるかを検討することである。第一の仮説として, 資質的・獲得的レジリエンスが高いほど援助要請スキルが高く, そのスキルを通して援助をよりポジティブに評価し, ネガティブに評価しにくくなると考えられる。第二の仮説として, 資質的・獲得的レジリエンスの

効果は, 個人の傷つき体験の程度によって変化し, 傷つき体験の程度が高い場合に資質的・獲得的レジリエンスの働きがより明確に発揮されると予測する。

方法

対象者 大学生 151 名を対象とした。最終的な分析対象者は 79 名 (男性 : 17 名, 女性 : 62 名) であり, 平均年齢は 20.73 ($SD=1.00$) であった。

測定 フェイスシート (年齢・性別)。

二次元レジリエンス要因尺度 (平野, 2010) (資質的要因は「楽観性」, 「制御力」, 「社交性」, 「行動力」の 4 因子, 獲得要因は「問題解決指向」, 「自己理解」, 「他者心理の理解」の 3 因子, 各因子 4 項目, 合計 21 項目, 5 件法)。

援助要請スキル尺度 (本田他, 2017) (17 項目, 4 件法)。

過去 1 カ月間の悩み相談経験の有無 (1) 悩みの内容 (石隈, 1999) (学習面, 心理面, 社会面, 進路面, 健康面)。(2) 悩みによる傷つきの程度 (5 件法)。(3) 相談相手 (石隈, 1999) (親 (保護者)・きょうだい・家族, 学校の先生, 親しい友だち・先輩後輩, カウンセラー・相談員, その他の人) (各 3 項目, 択一回答)。

援助評価尺度 (本田・石隈, 2008) (ポジティブな評価である「問題状況の改善」, 「他者から支えの知覚」, ネガティブな評価である「対処の混乱」, 「他者への依存」の計 23 項目, 4 件法)。

分析方法 HAD (version 18.0) (清水, 2016) を用いた。

倫理的配慮 川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得た (承認番号 24-094)。

結果

各変数の基本統計量, α 係数, 相関係数を Table 1 に示した。

Table 1

各変数の基本統計量, α 係数, 相関係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	1	2	3	4	5	6
1 資質的レジリエンス	38.08	9.17	.84	—					
2 獲得的レジリエンス	33.47	4.48	.59	.47 **	—				
3 援助要請スキル	47.73	9.17	.66	.29 **	.34 **	—			
4 ポジティブな評価	39.33	6.99	.66	.25 *	.33 **	.67 **	—		
5 ネガティブな評価	20.38	6.76	.87	-.23 *	-.23 *	.12	-.06	—	
6 傷つきの程度	2.92	1.67	—	-.30 **	-.16	-.01	.05	.29 **	—

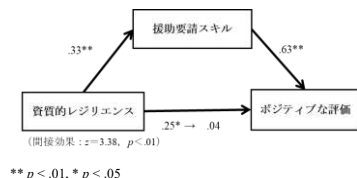
** $p < .01$, * $p < .05$

資質的・獲得的レジリエンスから援助評価への媒介過程

資質的レジリエンスとポジティブな評価における援助要請スキルの媒介効果を検討するために、bootstrap法 ($n=2000$) による間接効果の検定を行った。その結果、間接効果は有意であり ($z=3.38, p<.01$)、媒介変数投入後に資質的レジリエンスとポジティブな評価の直接効果は非有意に変化したため ($\beta=.25 \rightarrow \beta=.04$)、援助要請スキルの完全媒介が示された (Figure 1)。

Figure 1

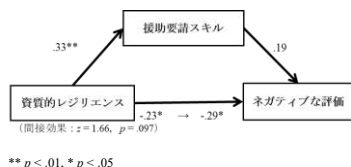
資質的レジリエンスとポジティブな評価における援助スキルの媒介分析



資質的レジリエンスとネガティブな評価における援助要請スキルの媒介効果を調べるために間接効果の検定を行った。その結果、間接効果は有意ではなかった ($z=1.66, p=.097$)。そのため、媒介効果は示されなかった (Figure 2)。

Figure 2

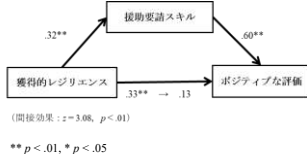
資質的レジリエンスとネガティブな評価における援助スキルの媒介分析



獲得的レジリエンスとポジティブな評価における援助要請スキルの媒介効果を調べるために間接効果の検定を行った。その結果、間接効果は有意であり ($z=3.08, p<.01$)、媒介変数投入後に獲得的レジリエンスとポジティブな評価の直接効果は非有意に変化したため ($\beta=.33 \rightarrow \beta=.13$)、援助要請スキルの完全媒介が示された (Figure 3)。

Figure 3

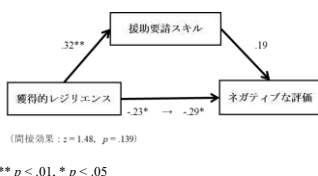
獲得的レジリエンスとポジティブな評価における援助スキルの媒介分析



獲得的レジリエンスとネガティブな評価における援助要請スキルの媒介効果を調べるために間接効果の検定を行った。その結果、間接効果は有意ではなかった ($z=1.48, p=.139$)。そのため、媒介効果は示されなかった (Figure 4)。

Figure 4

獲得的レジリエンスとネガティブな評価における援助スキルの媒介分析



傷つきの程度による調整効果

次に、傷つきの程度を調整変数とした調整媒介分析の結果、獲得的レジリエンスを説明変数とした場合においてのみ、援助要請スキルと傷つきの程度の交互作用がネガティブな評価に対して有意であった ($\beta=-.27, p<.05$)。その他の交互作用はいずれも有意ではなかった。

さらに、有意であった援助要請スキルと傷つきの程度の交互作用を踏まえ、傷つき得点 ($-1SD$) ならびに傷つき得点 ($+1SD$) における媒介効果を調べるために間接効果の検定を行った結果、いずれも間接効果は有意ではなく ($z=1.28, p=.20; z=-0.59, p=.55$)、媒介効果は示されなかった。

考察

結果より、資質的・獲得的レジリエンスは援助要請スキルを介しポジティブな評価を高めたことが明らかとなり、第一の仮説が一部支持された。この結果は、援助要請スキルがポジティブな評価につながることを示した先行研究 (本田・新井・石隈, 2015) と一致した。すなわち、資質的・獲得的レジリエンスが高い個人は、援助要請の質が高まり、その結果、得られる援助が自身のニーズに合致しやすく、援助経験を肯定的に評価しやすと考えられる。一方、ネガティブな評価については、援助要請スキルを介した影響がみられず、レジリエンスからの直接的な影響が示された。永井 (2020) は受領した援助の内容とは別に、個人が元々有する特性が援助評価に影響することを指摘している。実際、ネガティブな援助評価は、援助を受領した結果として生じる羞恥感や不信感に加え、援助内容そのものへの失望や、援助を受けた自分に対する否定的感情が含まれており、これらの認知的・情動的反応が強く関与すると考えられる。このような内的要因は、援助要請スキルだけでは十分に調整されにくく、レジリエンスがもつ情動調整・自己価値の維持といった特性がより直接的に作用した可能性がある。

さらに、資質的・獲得的レジリエンスの効果は傷つきの程度によって変化せず、第二の仮説は支持されなかった。大学生を対象とした本研究では、日常的な傷つきの幅が小さかったうえ、傷つきは主観的な評価であり、その受け止め方は状況の強度や個人の解釈に左右される。そのため、本研究で捉えた傷つきには十分な変動が生じず、傷つきがレジリエンスの効果を調整する過程は確認されにくかった可能性が考えられる。

本研究では、援助受領後の内的反応を測定していないことと、大学生に限定されたため傷つきの幅が小さかったことが課題である。今後は、多様な傷つき経験をもつ対象を用い、これらの心理特性を含めて検討する必要がある。

大学生における多次元アイデンティティ、時間的態度及び 進路選択に対する自己効力感の検討

○杜 思睿・堀内 孝

(岡山大学)

キーワード：大学生、アイデンティティ、時間的展望、自己効力感

問題と目的

Erikson (1959) は青年期を自我同一性の確立が主要課題とした。Marcia (1966) は危機とコミットメントの有無により自我同一性地位を分類し、Luyckx et al. (2006) はアイデンティティ形成を「コミットメントの形成」と「探求」の二重サイクルとして捉えるモデルを提示した。石井 (2018) はこのモデルに基づき、時間的展望とアイデンティティ形成の関連を検討し、「現在への肯定的態度がコミットメントの側面に關わる」と報告している。しかし、自己効力感については検討されていなかった。園田 (2003) は、大学1～2年生の「就職」に対する意識と、現在指向と未来指向、そして毎日の充実感の関係を検討した。そこで本研究では、石井 (2018) の仮説を背景に、進路選択に対する自己効力感に着目し、園田 (2003) や Kvasková & Almenara (2021) の知見を踏まえて検討する。以上を踏まえ、次の仮説を設定する。

仮説 1：現在に対する時間的態度は、多次元アイデンティティを媒介して、進路選択に対する自己効力感を高める。

仮説 2：未来に対する時間的態度は、多次元アイデンティティを媒介して、進路選択に対する自己効力感を高める。

方法

調査対象者および調査時期

2025年10月、大学生男女291名を対象にした質問調査を、アイブリッジ株式会社のセルフ型アンケートツール Freeasy を用いて実施した。納品データには、個人が特定できないように処理された属性情報（年齢、性別、結婚、職業、世帯年収、子ども有無など）が含まれる。

時間的態度尺度 ATAS-J (Chishima et al., 2016) を使用した。ATAS-J は「過去肯定」、「過去否定」、「現在肯定」、「現在否定」、「未来肯定」、「未来否定」の6因子各5項目。「1. まったくそう思わない」～「5. とてもそう思う」の5件法。

多次元アイデンティティ DIDS (中間他, 2015) を

使用した。

DIDS-J は「コミットメント形成」、「コミットメントとの同一化」、「広い探求」、「深い探求」、「反芻的探求」の5因子各5項目。「1. 全くあてはまらない」～「5. 非常にあてはまる」の5件法。

進路選択に対する自己効力感尺度 浦上・脇田 (2016) が作成した進路選択に対する自己効力感短縮版を使用した。10項目。「4. 非常に自信がある」～「1. 全く自信がない」の4件法。

結果

分析にあたって、不良回答チェック項目に対して指定外の選択肢を選んだ参加者を除いた179名（男性57名、女性122名、 $M=18.65$ 歳、 $SD=0.48$ ）を分析対象にした。

尺度得点と算出の相関

DIDS-J、ATAS-J の各下位尺度得点、および進路選択に対する自己効力感短縮版について、それぞれ尺度得点化し、相互相関を求めた (Table 1)。

石井 (2018) を踏まえ、先行研究での尺度構成に従って、DIDS-J の下位尺度である「コミットメント形成」、「コミットメントとの同一化」、「広い探求」、「深い探求」、「反芻的探求」の各得点を算出した。そのうえで、「反芻的探求」を引いて5尺度の得点を合計し、「DIDS」の得点とした。ATAS-J については、「未来肯定」、「未来否定」、「現在肯定」、「現在否定」、「過去肯定」、「過去否定」の各得点を算出し、肯定項目の得点に6を加算し、否定項目の得点を引くことで、「未来」「現在」「過去」の各得点を算出した。また、進路選択に対する自己効力感については、各項目の得点を合計し、その平均値を算出して、進路選択に対する自己効力感の得点とした。

「現在」、「DIDS」、および「進路選択に対する自己効力感」に関する媒介分析

媒介分析の結果、現在から「進路選択に対する自己効力感」への総合効果は $\beta=.317$ ($p<.001$)。投入後の直接効果は $\beta=.088$ ($n.s.$) であった。

ブートストラップ法 (2000回) を用いて間接効果の検討を行ったところ、統計的に有意であった ($\beta=.229$,

$p<.05$, 95%CI [0.031, 0.117])。すなわち、現在と進路選択に対する自己効力感の関連は、多次元アイデンティティによって完全媒介されており、仮説1が支持されていた (Figure 1)。

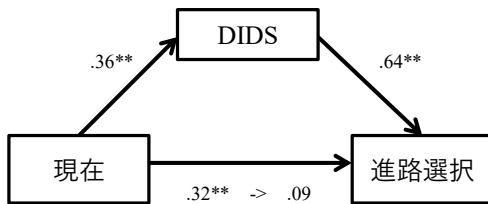


Figure 1 現在と進路選択に対する自己効力感に対する自己効力感に対するDIDSの媒介効果

「未来」, 「DIDS」, および「進路選択に対する自己効力感」に関する媒介分析

媒介分析の結果、未来から「進路選択に対する自己効力感」への総合効果は $\beta=.544$ ($p<.001$)。投入後の直接効果は $\beta=.248$ ($p<.001$)であった。

そこで、ブートストラップ法 (2000 回) を用いて間接効果の検討を行ったところ、統計的に有意であった ($\beta=.295$, $p<.001$, 95%CI [0.054, 0.169])。すなわち、現在と進路選択に対する自己効力感の関連は、多次元アイデンティティによって部分媒介されていた (Figure 2)。

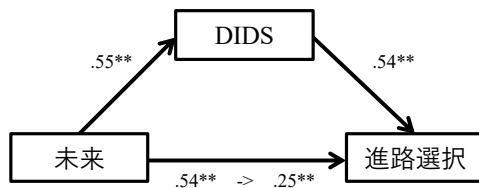


Figure 2 未来と進路選択に対する自己効力感に対する自己効力感に対するDIDSの媒介効果

考 察

本研究では、石井 (2018) が示した時間的展望とアイデンティティ形成の関連モデルを基盤としつつ、石井では十分に検討されていなかった進路選択に対する自己効力感を加え、媒介モデルとして検討した。その結果、現在に対する時間的態度は多次元アイデンティティを介して自己効力感に完全媒介されることが示され、石井の仮説を支持するとともに、自己効力感を含めた拡張モデルの妥当性が示唆された。一方、未来に対する時間的態度については部分媒介が確認され、時間的態度の側面によって媒介の程度が異なることが明

らかになった。これらの結果は、進路選択における自己効力感を高めるためには、現在肯定的な時間的態度とアイデンティティ形成の促進が重要であることを示している。以上の結果から、時間的態度とアイデンティティ形成を基盤に、進路選択に対する自己効力感を高める心理的支援の可能性が示唆された。本研究は、石井 (2018) のモデルを自己効力感に拡張した点で新規性を有し、キャリア形成支援への応用が期待される。今後は、縦断的デザインや多様なサンプルを用いた検証により、時間的態度とアイデンティティ形成の因果関係をさらに明確にする必要がある。

引 用 文 献

- Asayesh, M. H., & Vakili, M. (2020). Self-efficacy and identity statuses in students of Iran. *Global Journal of Guidance and Counseling in Schools: Current Perspectives*, 10, 102-109.
- Chishima, Y., Murakami, T., Worrell, F. C., & Mello, Z. R. (2016). The Japanese version of the Adolescent Time Inventory–Time Attitudes (ATI-TA) Scale: Internal consistency, structural validity, and convergent validity. *Assessment*, 26, 181-192.
- 石井僚 (2018). 青年の時間的展望とアイデンティティ形成過程の5側面との関連. *心理学研究*, 89, 119–129.
- Kvasková, L., & Almenara, C. A. (2021). Time perspective and career decision-making self-efficacy: A longitudinal examination among young adult students. *Journal of career development*, 48, 229-242.
- 中間玲子・杉村和美・畑野快・溝上慎一・都筑学 (2015). 多次元アイデンティティ発達尺度 (DIDS) によるアイデンティティ発達の検討と類型化の試み. *心理学研究*, 85, 549–559.
- 園田直子 (2003). 大学生の進路決定と現在指向. *久留米大学心理学研究*, 2, 63–70.
- 浦上昌則・脇田貴文 (2016). 項目反応理論を用いた進路選択に対する自己効力尺度短種版の試み. *南山大学紀要『アカデミア』人文・自然科学編*, 12, 67–76.

Table 1 各下位尺度の相関係数および記述統計量 (N=179)

	1	2	3	4	5	M	SD	α 係数
1 DIDS	—					3.17	1.06	.83
2 未来	.550 **	—				3.22	0.91	.68
3 現在	.357 **	.685 **	—			3.08	0.98	.86
4 過去	.240 **	.470 **	.509 **	—		3.03	0.88	.78
5 進路選択に対する自己効力感	.673 **	.544 **	.317 **	.338 **	—	2.44	0.81	.89

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

いきいき働く学生とそうでない学生は何が違うのか

—ワーク・エンゲイジメントの個人差要因としての承認欲求と目的意識—

○上原 昇馬¹・谷原 弘之²・山根 嵩史²

(¹川崎医療福祉大学大学院・²川崎医療福祉大学)

キーワード：ワーク・エンゲイジメント，承認欲求，目的意識

問題・目的

大学生の 82.3%がアルバイトに従事し（日本学生支援機構，2024），約 3 人に 1 人は就職活動を意識して職場を選択しており（マイナビ，2024），学生アルバイトはキャリア発達の重要な機会である。しかし同じ職場でも，いきいきと働く学生と義務的にこなす学生がいる。このいきいきと働く，つまり仕事にやりがいを感じ，熱心に取り組み，活力を得ている状態はワーク・エンゲイジメント（WE）と概念化され（Schaufeli et al., 2002），WE の個人差要因の解明が重要である。

WE の個人差要因として動機づけ理論が重要な示唆を与える。動機づけは 2 つの側面から理解できる。第一に，動機づけの方向性である。Elliot & Thrash (2002) はアプローチ動機（肯定的結果の獲得）とアボイダンス動機（否定的結果の回避）の二次元構造を示した。対人的文脈では，菅原（1986）が賞賛獲得欲求（アプローチ）と拒否回避欲求（アボイダンス）を示した。第二に，動機づけの質である。自己決定理論（Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000）では，動機づけを非動機づけから外的調整，同一化的調整，統合的調整，内発的動機づけへの連続体として捉え，自己決定性の高い動機づけほど適応的状態と関連するとされる。

これら 2 つの観点は補完的であり，動機づけの方向性は「何に向かって動機づけられるか」を，動機づけの質は「どのような様式で動機づけられるか」を説明する。本研究は，承認欲求（方向性）と目的意識（質）の両面から WE の個人差要因を検討する。

研究 1（承認欲求と WE の関連）

調査方法および分析対象者 2025 年 1 月，質問紙調査を実施した。不良回答が見られた参加者を除くアルバイトに従事する大学生 212 名（女性 157 名，男性 55 名）を分析対象とした。

調査項目 (1) 学生版ユトレヒト・WE 尺度（S-UWES；上原・岡嶋，2024）。16 項目 5 件法。(2) 職場での承認表現への反応 アルバイト先で職場の人から言われると嬉しいと感じる言葉について，評価の種類に基づいた 5 種類の承認表現を設定した。具体的には，①成長や努力を評価する言葉（個人内評価），②特別感を与える言葉（相対評価），③成果やスキルを褒める言葉（絶対評価），④他者の評価を共有する言葉（客観的

評価），⑤感謝を伝える言葉（感謝を込めた評価）の 5 カテゴリーである。各承認表現について，「（無回答）」「嬉しい」「最も嬉しい」の 3 件法で回答を求め，それぞれ 0 点，1 点，2 点として得点化した。(3) 賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度（小島他，2003）。18 項目 5 件法。(4) 一般性セルフ・エフィカシー尺度（GSES；坂野・東條，1986）。16 項目 2 件法。(5) ソーシャル・サポート尺度短縮版（短縮版 SESS；久田，2021）。アルバイト先の上司からのサポート認知 4 項目 4 件法。

職場での承認表現への反応 得点化した値では「成長や努力を評価する言葉」（ $M=0.78, SD=0.62$ ）と「感謝を伝える言葉」（ $M=0.76, SD=0.66$ ）が高く，「特別感を与える言葉」（ $M=0.44, SD=0.63$ ）が最も低かった。

職場での承認表現への反応と WE，賞賛獲得欲求・拒否回避欲求の相関分析 職場での承認表現への反応と WE，賞賛獲得欲求・拒否回避欲求の関連を検討するため，Pearson の積率相関係数を算出した。

S-UWES は賞賛獲得欲求と有意な正の相関を示した（ $r=.309, p<.001$ ）が，拒否回避欲求とは有意な相関を示さなかった（ $r=-.059, p=.393$ ）。承認表現への反応については，「特別感を与える言葉」と有意な正の相関を示した（ $r=.229, p=.001$ ）。一方，その他の承認表現とは有意な相関は認められなかった。

賞賛獲得欲求は「特別感を与える言葉」への反応と正の相関を示した（ $r=.325, p<.001$ ）一方，「感謝を伝える言葉」とは有意な負の相関を示した（ $r=-.151, p=.028$ ）。拒否回避欲求は「成長や努力を評価する言葉」と有意な正の相関を示した（ $r=.204, p=.003$ ）。

階層的重回帰分析 Step 1（年齢，性別，職種）は非有意であった（ $R^2=.009, p=.596$ ）。Step 2 で承認欲求とセルフ・エフィカシーを投入し説明率が向上した（ $R^2=.187, \Delta R^2=.178, p<.001$ ）。セルフ・エフィカシー（ $\beta=.395, p<.001$ ）と拒否回避欲求（ $\beta=.156, p=.043$ ）が有意であった。Step 3 で上司サポートを投入すると説明率が大幅に向上し（ $R^2=.327, \Delta R^2=.140, p<.001$ ），上司サポート（ $\beta=.389, p<.001$ ）とセルフ・エフィカシー（ $\beta=.303, p<.001$ ）が有意となったが，拒否回避欲求の効果は非有意となった。Step 4 で承認表現への反応を投入した最終モデルでは（ $F(12, 199)=9.25, p<.001, R^2=.358, \Delta R^2=.030$ ），承認表現では「感謝を伝える言

業」のみが有意であった ($\beta = .144, p = .024$) (Table 1)。

Table 1 WE を予測する階層的重回帰分析 (Step 4)

変数名	b	SE	β
年齢	1.07	1.08	.06
性別	-3.59	2.10	-.11†
職種	0.12	0.34	.02
賞賛獲得欲求	0.19	0.14	.09
拒否回避欲求	0.19	0.14	.10
セルフ・エフィカシー	1.06	0.28	.31***
上司からのサポート認知	1.95	0.31	.38***
成長や努力を評価する言葉	0.07	0.20	.00
特別感を与える言葉	2.44	2.00	.10
成果やスキルを褒める言葉	-0.98	1.80	-.04
他者の評価を共有する言葉	-1.36	1.80	-.06
感謝を伝える言葉	3.30	1.60	.14*
R^2	.358***		

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

研究 2 (アルバイトの目的意識と WE の関連)

調査方法および分析対象者 2025 年 4-5 月、質問紙調査を実施した。不良回答が見られた参加者を除くアルバイトに従事する大学生 222 名 (女性 157 名、男性 65 名) を分析対象とした。

調査項目 (1) S-UWES。 (2) アルバイトに対する目的意識 「小遣いを増やすため」「生活費のため」「社会勉強のため」「仕事に興味があるため」「みんながやっているから」「時間があるから」「なんとなく」「その他」の 8 項目を設定した。各項目について、「(無回答)」「当てはまる」「一番当てはまる」の 3 件法で回答を求め、それぞれ 0 点、1 点、2 点として得点化した。 (3) 日本語版スチューデント・エンゲイジメント尺度 (登藤他, 2016)。12 項目 5 件法。 (4) GSES。

階層的重回帰分析 Step 1 (年齢、性別、職種) は非有意であった ($R^2 = .014, p = .371$)。Step 2 でセルフ・エフィカシーを投入し説明率が向上した ($R^2 = .054, \Delta R^2 = .040, p = .003$)。Step 3 でスチューデント・エンゲイジメント (SE) を投入すると説明率が大幅に向上し ($R^2 = .221, \Delta R^2 = .166, p < .001$)、SE ($\beta = .415, p < .001$) が最も強い予測変数となった。Step 4 で目的 8 変数を投入した最終モデルでは ($F(13, 208) = 7.65, p < .001, R^2 = .323, \Delta R^2 = .103$)、目的意識では、「仕事への興味」($\beta = .183, p = .004$)、「社会勉強」($\beta = .175, p = .005$) が有意であった (Table 2)。

目的意識の類型による WE の差異 目的 8 項目に Ward 法による階層的クラスタ分析を実施し、3 クラスタ解を採用した。クラスタ 1 ($n = 71, 31.98\%$) は「小遣い」「仕事への興味」「時間的余裕」が高く「生活費」が低い特徴から、外発的動機が興味や自律性と統合された「統合的調整群」、クラスタ 2 ($n = 74, 33.33\%$) は「生活費」「社会勉強」が高く、経済的必要性を成長機会として価値づける「同一化的調整群」、クラスタ 3 ($n = 77, 34.68\%$) はすべての目的項目で低得点を示す「非動機づけ群」とした (Deci & Ryan, 1985)。

分散分析の結果、WE 得点の群間差は有意であった ($F(2, 219) = 4.795, p = .009$, 偏 $\eta^2 = .042$)。多重比較の結果、統合的調整群 ($M = 49.13, SD = 13.84$) は非動機づけ群 ($M = 42.78, SD = 13.85$) よりも有意に高く ($p = .017, d = 0.46$)、同一化的調整群 ($M = 48.49, SD = 13.84$) も非動機づけ群よりも有意に高かった ($p = .024, d = 0.41$)。統合的調整群と同一化的調整群の間に有意差は認められなかった ($p = .781, d = 0.05$)。

考 察

研究 1 では、賞賛獲得欲求 (アプローチ動機) が WE と正の関連を示したが拒否回避欲求 (アボイダンス動機) は関連が見られず、Elliot & Thrash (2002) と整合的であった。重回帰分析では、上司サポート投入で承認欲求の直接効果が消失し、職場資源が個人特性より強力であることが示された。承認表現への反応では、「特別感を与える言葉」が関連したが、最終的には「感謝を伝える言葉」への感受性のみが予測力を持った。

「感謝を伝える言葉」は賞賛獲得欲求と負の関連を示しており、一方的な承認欲求充足よりも相互的やり取りを重視する傾向が WE と関連する可能性を示唆する。

研究 2 では、自己の興味や価値観に基づく動機 (仕事への興味、社会勉強) は WE を有意に予測したが、外的報酬に基づく動機は予測力を持たなかった。クラスタ分析では、統合的調整群と同一化的調整群が非動機づけ群よりも有意に高い WE を示した。これは外的要因の価値統合や内在化の程度が高いほど、自己決定性が高まり WE が促進されることを示唆する。

いきいき働く学生は 2 つの動機づけ側面で特徴づけられる。動機づけの方向性では、一方的な承認欲求充足より相互的感謝を重視するアプローチ志向を示す。質では、金銭的報酬より自律的目的意識を持ち、自己決定性が高い。これらは有能感と支援の関係性に支えられる。実践的には、日常的な感謝表明と仕事の意味づけが重要となる。本研究は横断的デザインの制約はあるが、個人差を考慮した効果的マネジメント戦略構築への基礎的知見を提供する。

Table 2 WE を予測する階層的重回帰分析 (Step 4)

変数名	b	SE	β
年齢	-0.68	0.65	-.06
性別	3.42	1.83	.11†
職種	-0.69	0.32	-.14*
セルフ・エフィカシー	0.54	0.21	.16**
スチューデント・エンゲイジメント	0.57	0.10	.37***
小遣いを増やすため	0.43	1.39	.02
生活費のため	0.46	1.56	.02
社会勉強のため	4.01	1.41	.18**
仕事に興味があるため	5.83	2.02	.18**
みんながやっているから	1.38	3.51	.03
時間があるから	2.89	2.30	.08
なんとなく	6.96	4.83	.09
その他	0.59	4.47	.01
R^2	.323***		

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

大学生の親準備性と平等主義的性役割態度が 将来の育児行動に及ぼす影響

○瀬戸 光生・武井 祐子・則武 良英

(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：親準備性，平等主義的性役割態度，育児行動

問題・目的

育児負担の偏りは母親の心理的・身体的ストレスを増幅させる要因であり、深刻な社会問題となっている。この背景には、父親を含めた共同育児の重要性があり、国が育児休暇制度の改正や「産後パパ育休」の創設などを進めているが、男性の育児休業取得率は依然として低く（厚生労働省，2023）、父親の育児参加は十分に定着していない。父親の育児参加の促進には、制度的支援に加え、育児を自らの役割として捉える心理的要因の理解が不可欠である。先行研究では、父親の育児参加には性役割観が密接に関与することが示されており（岩佐他，2023）、本研究では特に、平等主義的性役割態度が父親の育児関与を支える価値的基盤となる可能性に注目する。一方で、親になることの意欲や自信を示す「親準備性」は、育児行動に近い心理的側面を補う要因として注目されている。従来、女性の方が親準備性は高いが（佐々木，2007）、近年のジェンダー観の変化に伴って性差が縮小している可能性も指摘されている（片山他，2023）。また、親準備性は教育的・体験的学びを通じて発達し得る可塑的な要因であることも指摘されている（清水・道城，2023）。大学生は将来親となる潜在的な層であり、親役割に関する意識が形成される発達途上の段階であることから、この時期に大学生を対象に検討する意義は大きい。しかし、親準備性や性役割観が将来的な育児行動にどの程度関連するかについては十分に検証されていない。

そこで本研究は、先行研究と同様の親準備性の性差の有無を確認し、男子大学生の親準備性及び平等主義的性役割態度が育児行動をどの程度予測するかを明らかにすることを目的とする。

方法

調査対象者

医療系大学の大学生 123 名を対象に実施した。不同意等を除き 109 名（男性 35 名，女性 74 名，年齢 $M =$

19.98， $SD = 0.96$ ）を分析対象とした。

質問項目

属性項目 学年，年齢，性別の回答を求めた。

親準備性 親準備性尺度（水口，2017）の「親になることの意義」，「乳児・育児への好意感情」，「親になることの負担感・不安感」，「親になることへの要件」，「世代の継承」の 5 因子，30 項目を使用した。

平等主義的性役割態度 性役割観尺度（金・福富，2005）の「仕事・社会に対する平等意識」，「家事・子育て優先意識」の 2 因子，15 項目を使用した。

育児行動 父親の育児参加尺度（尹他，2011）11 項目を使用した。なお，本研究では大学生を対象としたため，質問の表現を高橋・小渕（1999）の家事役割分担行動尺度を参考に改変した。「将来自分が父親になった際の育児分担」について，5 段階（「母親が行う」から「父親が行う」）で回答を求めた。

統計解析

HAD 18.0（清水，2010）を用いた。

倫理的配慮

調査は無記名とし，回答しないことによる不利益は一切生じないこと等を説明した。

結果

各変数の記述統計量

各変数の平均値と標準偏差， α 係数，相関係数を算出した（Table 1）。

親準備性の性差

親準備性の発達に性差があるかを検討するため，対応のない t 検定（Welch 検定）を行った。その結果，性別による親準備性の発達に有意な差が認められなかった（ $t(67.26) = 0.54, p = .59, d = 0.11$ ）。

親準備性，平等主義的性役割態度が育児行動に及ぼす影響

親準備性，平等主義的性役割態度が育児行動に及ぼす影響を検討するため，重回帰分析を行った（Table 2）。その結果，親準備性と性役割は有意に育児行動を予測しなかった（ $R^2_{adj} = -.032$ ；性役割： $\beta = .208, p = .336$ 親

準備性; $\beta = -.108, p = .615$ 。

Table 2

育児行動を目的変数とする重回帰分析の結果

変数名	育児行動	95%下限	95%上限	VIF
性役割	.208	-0.226	0.643	1.499
親準備性	-.108	-0.543	0.326	1.499
R^2	.029			

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

考察

親準備性の発達状況（目的 1）

本研究では、親準備性の性差について、従来の親準備性は女性の方が高いという知見（佐々木, 2007）や、男性は育児を現実的課題として想定しにくいという指摘（蒲池・遠藤, 2024）とは異なる傾向が示された。この差異は、発達段階の進行に伴う性差の縮小や（伊藤, 2023）、教育的・体験的学びが親準備性の形成を促す可能性（清水・道城, 2020）と整合的である。したがって、親準備性の発達には生得的な性別に依存せず、個人の経験や環境要因が複雑に関与している可能性がある。今後は分布の特徴を含めた大規模サンプルの追加調査等が必要である。また、親準備性を単一の指標で捉えることの限界を踏まえ、各側面の発達過程を精緻に検討する必要がある。

親準備性及び平等主義的性役割態度が将来の育児行動に及ぼす影響（目的 2）

男子大学生の親準備性及び平等主義的性役割態度が将来の育児行動に十分に結びつかない背景として、青年期の大学生に特徴的な発達の要因を反映していると考えられる。男子大学生は育児経験に乏しく、親役割の具体的なイメージが形成されておらず（蒲池・遠藤, 2024）、父親役割を考える機会が不十分で、育児や家庭内役割の現実感が乏しい（清水・道城, 2020）。これらの知見を踏まえると、男子大学生は、親準備性が行動的水準に転化しにくい理念的段階に留まっている可能性が考えられる。すなわち、男子大学生の親準備性は「将来親になりたい」という情意的志向を示すものの、実践的役割遂行には必ずしも結びつかないのではない

かと考えられる。

平等主義的性役割態度についても同様の乖離が見られる。若年層では表面的に平等志向が示される一方で、伝統的な性役割観が潜在的に残存し（八幡, 2013）、平等主義的性役割観を持つ男性でも、家庭内役割をできれば女性に委ねたいと考える傾向がある（佐野他, 2007）。したがって、性役割観が家庭内の実践的役割にまで内在化されていない可能性が考えられる。つまり、男子大学生では「男女は平等であるべき」という社会的理念が形成されていても、家庭内での役割遂行を自分事として捉える行動規範としての内在化には至っていないのではないかと考えられる。

また、本研究で補足的に実施した相関分析でも、親準備性が平等主義的性役割態度のうち仕事・社会に対する平等意識と正の相関を示した一方で、家事・育児を優先する意識とは無相関であった（Table 1）。すなわち、彼らの平等指向は理念的かつ社会的な側面に偏っており、家事・育児を自らの生活の中心に位置づける意識は未成熟な段階にあると考えられる。

以上を踏まえて、男子大学生の親準備性及び平等主義的性役割態度が育児行動を予測しない背景には、理念的志向と行動的志向の乖離、ならびに家庭内役割への関与意識の未形成があると考えられる。今後は、育児行動への移行を促す媒介要因として、家庭内役割意識や行動意図形成に関わる心理的要素（例：自己効力感）の機能を検討することが重要である。

引用文献

- 清水 裕士(2016). フリーの統計分析ソフト HAD——機能の紹介と統計学習・教育、研究実績における利用方法の提案——メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 清水 寛之・道城 裕貴 (2020). 大学生における親準備性とアイデンティティの発達の变化——学年内の推移と学年間の差異——神戸大学心理学研究, 3(1), 1-11.

Table 1

各尺度の記述統計量

		M	SD	α 係数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10					
平等主義的 性役割態度	1. 下位尺度合計	3.70	0.46	.71	—														
	2. 仕事・社会に対する平等意識	3.77	0.69	.84	.836	**	—												
	3. 家事・子育て優先意識	3.62	0.54	.56	.591	**	.052	—											
育児行動	4. 下位尺度合計	2.98	0.30	.79	.148	.076	.158	—											
	5. 下位尺度合計	3.30	0.44	.91	.577	**	.647	**	.082	.012	—								
親準備性	6. 親になることの意義	3.38	0.62	.88	.524	**	.603	**	.051	-.111	.862	**	—						
	7. 乳児・育児への好意感情	3.04	0.66	.91	.534	**	.612	**	.056	.073	.813	**	.578	**	—				
	8. 親になることの負担感・不安感	3.29	0.60	.77	-.071	-.045	-.061	-.039	.206	-.073	-.054	—							
	9. 親になることへの要件	3.53	0.53	.71	.275	.293	+	.062	.277	.619	**	.329	+	.406	+	.466	**	—	
	10. 世代の継承	3.44	0.67	.81	.350	+	.267	.233	.124	.563	**	.315	+	.362	+	.204	.466	**	—

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

大学生を対象とした親準備性向上プログラムの効果

○高島 伶菜¹ ・ 藤原 直子² ・ 若森 孝彰²

(¹ 吉備国際大学大学院 ・ ² 吉備国際大学)

キーワード：大学生，親準備性，心理教育プログラム

問題・目的

令和5年度，児童相談所における児童虐待相談対応数は過去最多の225,509件となっており，児童虐待は年々増加している（子ども家庭庁，2025）。その背景のひとつに，少子化や核家族化などの影響による「育児の学習」ができていない状況がある。子どもに接する具体的な経験をしないまま親になる人たちが増え，親が子どもや子育てを知らないという問題があり，親準備性が必要とされている（岡本・古賀，2004）。

親準備性とは，「望ましい親行動の遂行に必要な，プレ親期（青年期）における，価値観・心理的や，行動的・知識側面の準備状態」を意味し，成長過程において全員に備わっているものである（岩田・秋元ら，1982）。親準備性向上と攻撃性，衝動性に関連があるとの報告もあり（安宅・生嶋，2016），親準備性は将来的な虐待傾向に関連する可能性があると考えられる。

大学生を対象とした研究では，親性準備性と幼児発達に関する知識，時間的展望，多次元的自我同一性，共感性との間に有意な相関があると報告されている（北村・山本，2021）。さらに，男子大学生を対象とした親準備性向上プログラムによって，子育てへの意識が変化することが示されている。

しかしながら，現在大学生を対象とした親準備性に関する心理教育の報告は少ない。そこで本研究では，大学生を対象に親準備性の向上を目的としたプログラムを実施し，その効果について検討した。

方法

対象者

プログラムに参加したのは，第1回が19名，第2回が16名であった。2回とも参加し，質問紙の回答に不備がなかった者を分析対象者とした。

また，本プログラムに興味はあるが日程等の都合で参加できなかった者を対照群とし，同時期に質問紙のみを実施した。

プログラムの参加者は16名（男性8名，女性8名），対照群は18名（男性10名，女性8名）であった。

実施時期・実施内容

2025年6月に，1回60分のプログラムを2回実施した。プログラムの内容は，寺本（2017）を参考に自作した（Table 1）。

プログラム終了から1か月後の7月にフォローアップを実施した。

評価方法

(1) 親準備性尺度（小林・福田，2016）：乳幼児への好意感情，育児に対する積極性の2因子で構成される全20項目である。5件法で回答を求めた。

(2) 多次元的共感性尺度（登張，2003）：共感的関心，個人的苦痛，ファンタジー，気持ちの想像の4因子で構成される全30項目である。5件法で回答を求めた。

(3) 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙（安藤・曾我・山崎ら，1999）：短気，敵意，身体的攻撃，言語的攻撃の4因子で構成される全24項目である。5件法で回答を求めた。

(4) 子どもに関する知識（自作）：子どもの発達や特徴に関する8項目を作成し，4件法で回答を求めた。

(5) 振り返りシート：プログラムの評価に関する5項目について4件法で回答を求めた。また，参加後の感想，子どもや育児について知りたいことについて，自由記述で回答を求めた。

倫理的配慮

本研究は，吉備国際大学倫理審査委員会の承認（承認番号：25-07）を得て実施した。研究への参加はどの時点でも撤回できること，個人情報保護されること，発言や記入した内容を研究目的以外には使用しないこと，学業成績等には一切影響はないことを説明し，承諾を得た。

Table 1 各回のテーマと主な内容

第1回：子どものサインを知ろう！

- ・ 0歳から6歳までの子どもの発達
エрикソンの発達段階，ピアジェの発達段階
- ・ 子どものサイン（グループワーク）
写真の場面から仕草や気持ちを読み取る
- ・ 第1回目のまとめ

第2回：「子育て」って？

- ・ 育児について
「虐待」と「しつけ」，「叱る」と「怒る」の違い
- ・ 子どもとの関わり方について（グループワーク）
事例について，関わり方を考える
- ・ 第2回目と全体のまとめ

結果

プログラムの実施前 (Pre), 第2回実施後 (Post), フォローアップ (FU) の得点を比較するため Friedman 検定を行い, 有意差がみられた場合は Wilcoxon 順位和検定を行った (Table 2)。

その結果, 参加者群では, 親準備性の下位因子「乳幼児への好意感情」において Pre - Post ($Z=2.48, p<.05$) と Pre - FU 間 ($Z=2.49, p<.05$) に有意差が認められ, 向上が示された。

子どもに関する知識では, Pre - Post 間 ($Z=3.46, p<.05$) に有意差が認められ, 知識が向上していた。

親準備性の下位因子「育児への積極性」と多次元共感性, 攻撃性では, いずれも有意差はみられなかった ($ps>.10$)。

対照群は, いずれの質問紙においても有意差はみられなかった ($ps>.10$)。

プログラムに対する評価では, 1回目, 2回目ともに, 各項目平均値は3.5から4.0の高評価であった。自由記述による感想は, 一文ずつに分け, カテゴリーごとに分類した (Table 3)。

Table 3 参加後の感想

カテゴリー	記述内容 (記述数)
1回目 子どものサイン	・表情だけでなく, 仕草にも意味があることが分かった (14) ・自分の知らないサインが知れてよかった (2)
将来への希望	・将来の子育てや, 日常で子どもと接するときに活かしたい (7)
その他	・写真からだ子どもの感情を読み取るのは難しい (2)
2回目 子育てについて	・「虐待」と「しつけ」, 「怒る」と「叱る」の違いを知れた (4) ・子育て中に困ったときに頼る施設や機関が知れた (2)
子どもとの関わり方	・子育ての中でも共感が必要だと感じた (6) ・子どもとの関わり方について学べた (5)
将来の希望	・将来, 子育てする際に活かしたい (5)
その他	・子育て中の人にも必要なプログラムだと感じた ・自分の幼少期を振り返り, 周囲に迷惑をかけたと反省した

考察

Table 2 参加者群の各因子の平均値と検定結果 ($n=16$)

		Pre		Post		FU		Wilcoxon
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
親準備性	合計	69.44	13.11	71.75	11.41	70.31	12.32	* Pre < Post, Post < FU
	乳幼児への好意感情	35.00	10.21	37.44	8.69	36.94	9.39	
	育児への積極性	34.44	4.74	34.13	4.66	33.38	10.98	
多次元共感性		111.06	19.57	111.31	21.69	110.31	19.411	
攻撃性		56.06	9.64	56.75	9.95	53.94	10.73	
知識テスト		3.88	1.4	5.13	1.25	4.5	1.21	* Pre < Post

* $p<.05$

本研究では, 大学生を対象に親準備性向上プログラムを実施し, その効果を質問紙によって検討した。その結果, 参加者の親準備性と子どもに関する知識に向上が示された。自由記述の感想に, 「表情だけでなく, 仕草にも意味があることが分かった」, 「子育ての中でも共感が必要だと感じた」といった記述が多く, 子どもや子育てに対する意識が変化したと推察される。

一方で, 共感性と攻撃性には変化がみられなかった。これには, プログラムの内容や, 参加者の性格特性が影響している可能性がある。大学生を対象とした実践では, 参加者の属性や心理特性を加味した検討が必要であること, 短期の講義のみではプログラムの有効性が確認できないことが指摘されている (寺本, 2015)。本研究においても, 心理的側面である性格特性について, 親準備性やプログラム効果との関連を検討する必要がある。

今後の課題と展望

本研究の課題として, プログラムが2回であったため参加者に伝える情報や演習が不十分であったこと, 直接子どもと関わる機会がなかったことが考えられる。これらの課題が結果に影響を与えた可能性があり, 今後は実施回数や内容, 現実場面に近い体験の取り入れ方等を検討していく。

親準備性は, 子育てだけでなく次世代育成意識に関連があり (寺本, 2015), 子どもだけでなく, 地域社会においても多様な形で次世代を支えていく基盤づくりに繋がるものである。親となるか否かに関わらず, 他者の成長を支えたり, 子どもを取り巻く環境作りに関与したりする姿勢は, 地域社会に関与し, 延いては虐待を防止する抑止力となることも期待できる。したがって, 全ての人にとって, 親準備性は地域社会の一員として次世代を支える重要な能力であると考えられる。

主な参考文献

- 北村彩佳・山本真由美 (2021) 大学生における親準備性向上プログラムの効果についての検討. 徳島大学総合科学部 人間科学研究, 29, 31-46
- 寺本妙子 (2017) NCAST 教材を活用した次世代育に関する心理教育の実践と評価: 実習を取り入れた実践についての検討. 関西国際大学紀要, 16, 55-66

親子相互交流療法のホームワーク継続における 動画視聴の効果及び視聴行動の規定因の検討

○奥野 優太・武井 祐子・門田 昌子

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学) (川崎医療福祉大学)

キーワード：親子相互交流療法，PCIT，ホームワーク，実演動画，視聴行動

問題と目的

親子相互交流療法(PCIT)は，親子の相互交流の質を高め，子どもの問題行動の改善を目指す心理療法である(PCIT-Japan, 2017)。PCIT ではホームワーク(HW)として，養育者に対し自宅にて毎日 5 分間，CDI(Child-Directed Interaction)スキル(具体的賞賛，繰り返し，行動の説明，真似る，楽しむ)を使いながら，子どもと遊ぶことを求める。しかし，HW 完了率の研究では 50%程度の報告が多く，完了率を高める必要性が指摘されている(奥野他, 2025)。

海外における完了率向上を目指したアプリでは，「実演動画」がスキルを遊びに取り入れるの一助となったことが報告されている(Spigner, 2018)。一方，日本では，PCIT の HW に着目した研究は少なく，HW 継続の支援方法は未検討である(奥野他, 2025)。

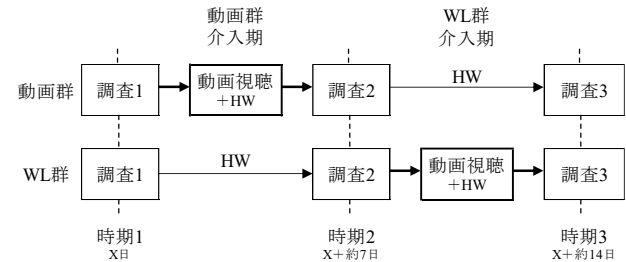
そこで本研究では，以下の 2 点を目的とする。第一の目的は，動画視聴が HW 完了率にもたらす効果を検討すること，第二の目的は，動画視聴のしやすさ，しにくさの語りから，視聴行動の規定因を検討することである。本研究によって HW 実践を支える要因が明らかとなり，より効果的な HW 介入プログラムの構築に資する基礎的知見を提供できると考えられる。

方 法

対象者 児童発達支援センター，親子の遊び場のいずれかを利用する子ども($M=4.4$ 歳， $SD=1.34$)とその養育者($M=37.8$ 歳， $SD=6.73$)14 組であった。ウェーティングリストコントロールデザインを採用し(Figure 1)，先に動画を視聴したのは 8 組(動画群)，約 7 日間遅れて動画を視聴したのは 6 組(WL 群)であった。WL 群のうち 1 名は，時期 2 の完了率のみ分析に使用した。

調査期間・場所 2025 年 7 月から 10 月に実施した。研究説明，同意取得，調査 1，教示は調査協力施設で第一著者が対面で行った。調査 2，3 は対面，オンラインから対象者が選択した方法で行った。HW は各家庭での実施を求めた。

Figure 1
本研究のデザイン



調査内容

1. 調査 1

1) フェイスシート 続柄，養育者の年齢，1 日における親子遊びの時間について回答を求めた。

2) スキル効力感 CDI スキルのうち 3 種類(具体的賞賛，繰り返し，行動の説明)をどの程度使用できるかの自信を尋ねる 3 項目(6 件法)を自作した。

2. 調査 2

動画群に対し，下記の半構造化面接を実施した。

1) 動画視聴 動画視聴の場面，動画が視聴しやすかった理由，視聴しにくかった理由について尋ねた。

3. 調査 3

WL 群に対し，1)動画視聴について尋ねた。

4. HW チェックリスト

調査期間中は毎日，日付，HW 実施の有無などの記録を求めた。HW 完了率は，「HW 実施日数÷7 日間×100」で算出した。

手続き 参加申込は Google フォームで行い，養育者の氏名，子どもの年齢及び性別などについて回答を求めた。調査 1 を実施後，PCIT プロトコル 2011(Eyberg & Funderburk, 2011 加茂訳 2011)の CDI Teach を参考に，HW 内容やスキルについて口頭で説明し，ロールプレイを行った。動画群には視聴方法及び繰り返し視聴が可能であることを教示した。

その後約 7 日間，各家庭で 5 分間の HW をできる限り実施し，HW チェックリストに記録するよう求めた。視聴後には，視聴回数及びスキル効力感への回答を求め，視聴時刻の情報も収集した。HW 実施後，調査 2 を行い，動画群には動画の削除を求めた。

WL 群には視聴方法などを教示した。HW 実施後、調査 3 を行い、WL 群には動画の削除を求めた。

調査 2, 3 でオンラインを選択した対象者には、自宅に質問紙を送付し、回答後に質問紙と HW チェックリストの返送を求めた。

動画内容 第一著者が 3 種類の各 CDI スキル(具体的賞賛、繰り返し、行動の説明)を使い、5 歳男児と各玩具(ブロック、絵とクレヨン、電車セット、おもちゃごと)で遊ぶ約 20 秒の動画 12 本であった。

分析ソフト HAD(version18.0)(清水, 2016)を使用した。

倫理的配慮 川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を受けて実施した(承認番号 24-096)。

結 果

目的 1：動画視聴が完了率にもたらす効果の検討

両群における時期 2 の完了率を比較するため、Welch の t 検定を行った。動画群の平均完了率は 62.5%($SD=24.06$)、WL 群は 78.6%($SD=15.00$)であり、有意差は認められなかった($t(11.73)=-1.53$, $p=.152$, $d=-0.72$)。各群における時期 2 から時期 3 の完了率を比較し、動画視聴の有無による完了率の変化を明らかにするため、Wilcoxon の符号順位検定を行った。動画群における調査 2 の平均完了率は 62.5%($SD=24.06$)、調査 3 では 62.5%($SD=34.09$)であり、有意差は認められなかった($p=.889$)。WL 群では時期 2 で 82.8%($SD=11.96$)、時期 3 で 60.0%($SD=15.6$)であり、有意差は認められなかった($p=.181$)。

さらに、1 日における各スキル動画の視聴回数、視聴後の各スキル効力感、視聴当日の HW 実践の有無の関連を明らかにするため、Spearman の順位相関係数を求めた(Table 1)。「具体的賞賛」の視聴回数と HW 実践との間に有意傾向を示す正の相関が認められ($r=.426$)、「繰り返し」の視聴回数と HW 実践との間に有意な正の相関が認められた($r=.679$)。

Table 1

各スキルの視聴回数，視聴後の各効力感，HW実践の相関係数

変数	①	②	③	④	⑤	⑥	
視聴回数							
具体的賞賛	①	—					
繰り返し	②	.736**	—				
行動の説明	③	.000	.000	—			
スキル効力感							
具体的賞賛	④	-.098	.190	.000	—		
繰り返し	⑤	.403	.372	.000	.520*	—	
行動の説明	⑥	-.346	.000	.000	.559*	.449	
HW実践	⑦	.426†	.679**	.000	-.020	.122	-.337

** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

目的 2：視聴行動の規定因の検討

視聴回数の平均値(14.15 回)を基準に、高群(4 名, $M=24$ 回)、低群(9 名, $M=9.78$ 回)に分類した。各群の視聴しやすかった理由、視聴しにくかった理由を

KJ 法(川喜田, 1970)で大カテゴリー、中カテゴリー(《 》で示す)、小カテゴリー、ラベル(「 」で示す)に分類した。なお、両群に共通して出現するカテゴリーは、視聴回数の差異を説明しにくいと考えられる。そのため、少数回答ではあるが、一方の群のみに出現した中カテゴリーを、各群の特徴的な理由として報告する。視聴しやすかった理由として、高群では《視聴方法の多様性》(「聞く感じで流してた」他 1 件)、《操作・利用の容易性》(「アプリ化してあったので...すぐに視聴できた」他 1 件)が見られた。一方、視聴しにくかった理由として、低群では《子どもへの悪影響の懸念》(「デジタルメディアを子どもに見せないようにしているから...スマホを見ないようにしている」他 1 件)が見られた。

考 察

目的 1 では、7 日間全体の分析では動画視聴の有無による完了率に差は認められなかった。しかし、「繰り返し」の動画を多く視聴した日には、その当日の HW は実践されやすいことが示された。「繰り返し」は、子どもの発言を反復するスキルである。視聴後に即時的に使いやすかったといったスキルの特性が、他のスキルよりも HW 実践との関連を強めた可能性が推察される。

一方、視聴回数とスキル効力感には関連が見られなかった。自己効力感向上の情報源の一つである代理的経験は、代理の状況が自身とどの程度類似しているかによって生じやすさが変化する(Bandura et al., 1997)。今回の動画の内容は自身の子どもの様子や遊び環境と一致せず、代理的経験が成立しにくかったと考えられる。

目的 2 では、視聴行動を支える要因には多様な視聴方法や利用のしやすさが重要であることが示された。一方、養育者の育児方針によって動画媒体に抵抗感がある場合には、視聴行動が抑制されることが示唆された。養育者がモバイルデバイスを子どもに与える肯定的な理由の一つに、教育的な価値を見出すことが報告されている(Mallawaarachchi et al., 2022)。このことから、視聴に抵抗感のある養育者に対しては、他児が賞賛される場面を観察することで子どもが同様の行動を実行しようとする「代理強化」(Bandura et al., 1963)の効果を伝え、親子で動画を視聴する教育的意義を明確に示すことが有効であると考えられる。

今後は、育児方針を考慮した動画内容を検討し、視聴行動を促すことで、HW 完了率の向上につなげていく必要があると推察される。

気質特徴に適合した親子ふれあい遊び体験が 子どものアタッチメント行動に及ぼす効果

—気質特徴に適合したベビーマッサージ・ジッサー・ジプログラム体験の有無による違い—

○武井祐子¹・門田昌子¹・奥富庸一^{2*}・竹内いつ子¹・岩藤百香^{3*}・岡野維新¹・寺崎正治¹

¹ (川崎医療福祉大学)

² (立正大学)

³ (京都橘大学)

キーワード：気質、親子ふれあい遊び、アタッチメント行動

問題・目的

子どもの生まれつきの違いである気質特徴が、後の問題行動や精神疾患などの不適応につながる可能性がある。例えば、“衝動性が高く、そのコントロールがあまり上手ではない”という気質特徴を乳幼児期に示すと、児童期に注意欠陥および攻撃的・反抗的といった不適応行動を示すようになるという報告がある（菅原，2003）。しかしその一方で、そのような気質特徴をもっている子どもは、親から良好な養育態度で育てられることによって子どもの問題行動が防御されることも明らかとなっている（菅原他，1999）。つまり、子どもの気質特徴はストレートにその後の問題行動、不適応行動を予測するのではなく、養育者をはじめとする周囲の適切な関わりや環境要因との相互作用のなかで肯定的に変化しうると考えられる。

これまで、乳児期までに認められる発達的な問題と“痛癢が激しい”“生理リズムが不安定”といった気質特徴とが関連していること（武井他，2006）、さらにこれらの気質特徴が幼児期の子どもの問題行動と関連があること（武井他，2005）が明らかとなっている。また、これらの子どもの気質特徴が養育者の育児不安や育児ストレスを高めることも明らかになっている（武井他，2007）。つまり、子どもの気質特徴は子どもの発達の問題や問題行動と関連があるだけでなく、養育者の育児不安を高めるため、結果的に養育者が子どもに適切に関わるのが難しくなると考えられる。

先行研究の指摘をもとに開発された気質特徴に適合したベビーマッサージ・ジッサー・ジプログラム（武井他，2017）および気質特徴に適合した親子ふれあい遊びプログラム（武井他，2019）の2つの育児支援プログラムは、養育者の育児認識に肯定的な効果をもたらすだけでなく、養育者の育児自己効力感を高め、育児不安を低下させる効果的な育児支援プログラムであることが確認されている（武井他，2020；2021など）。開発された育児支援プログラムの1つである気質特徴に適合したベビーマッサージプログラムを親子が体験をすると、養育者は子どものアタッチメント行動を安定していると評価するようになり、より強く子どもへの愛着を感じられるようになること、その一方で、アタッチメン

ト行動の不安定な側面をより評価するようになる傾向が確認されている（武井他，2023）。また、もう1つの育児支援プログラムである気質特徴に適合した親子ふれあい遊びプログラムを親子が体験すると、養育者は子どものアタッチメント行動が安定していると評価するようになり、より強く子どもへの愛着を感じられるようになることが報告されている（武井他，2025）。

2つの育児支援プログラムは養育者の育児不安や育児自己効力感に対しては同じような効果が認められるが、養育者が評価する子どものアタッチメント行動については2つの育児支援プログラムが異なる効果をもたらすことが報告されている。そこで本研究では、気質特徴に適合した親子ふれあい遊び体験前に気質特徴に適合したベビーマッサージプログラムを体験すること、つまり気質特徴に適合した異なる育児支援プログラムの体験を重ねることで、養育者が評価する子どものアタッチメント行動に違いがあるのかについて明らかにすることを目的とする。

方法

参加者 研究参加に同意した養育者（平均年齢 34.8 歳 SD=4.09）とその子ども（平均月齢 34.1 ヶ月 SD=7.49）、男児 18 名、女児 15 名）の 33 組であった。前年度に気質特徴に適合したベビーマッサージプログラムを体験し、気質特徴に適合した親子ふれあい遊びプログラムを体験した親子は 18 組（ベビーマッサージ・親子ふれあい遊び体験群）、気質特徴に適合した親子ふれあい遊びプログラムのみを体験した親子は 15 組（親子ふれあい遊び体験群）であった。

質問紙 以下の(1)と(2)の2つの質問紙を養育者に実施した。

(1)気質特徴測定尺度 武井他（2007）の6尺度47項目（「否定的感情反応尺度（9項目）」「神経質尺度（10項目）」「順応性尺度（6項目）」「外向性尺度（8項目）」「規則性尺度（7項目）」「注意の転導性尺度（7項目）」の幼児気質質問紙（4件法）

(2)アタッチメント行動測定尺度 青木他（2012）の3尺度12項目（「こころの理解（4項目）」「非安全のアタッチメント（4項目）」「安全基地（4項目）」）の短縮版

アタッチメント行動チェックリスト (SABCL) (5 件法) 手続き 養育者が(1)(2)に回答後、個別に子どもの気質特徴の結果を養育者にフィードバックし、気質特徴に適合した親子ふれあい遊びを対面で実施する親子ふれあい遊びプログラムを実施した。1 ヶ月後に養育者に(2)への回答、郵送での返送を求めた。分析に用いたのは全ての質問紙に回答した 21 組であった。

分析 統計ソフト HAD (清水, 2016) を用いて行った。

結果

ベビーマッサージ・親子ふれあい遊び体験群と親子ふれあい遊び体験群で、プログラム体験前・後で子どものアタッチメント行動に変化が認められるか検討するために、混合計画の 2 要因 (ベビーマッサージ・親子ふれあい遊び体験群・親子ふれあい遊び体験群×体験前・体験後) の分散分析を行った。結果、アタッチメント行動総点、下位尺度「安全基地」において、体験の主効果 (アタッチメント総得点 ; $F(1,31)=5.48, p<.05$, 安全基地 ; $F(1,31)=4.05, p<.05$) が有意であり、体験前よりも体験後の得点が有意に高かった。気質特徴に適合したベビーマッサージ体験の有無および交互作用は有意ではなかった (Table 1)。

考察

本研究の結果より、気質特徴に適合したベビーマッサージプログラム体験の有無によらず、養育者が子どもの気質特徴を理解し、気質特徴に適合した親子ふれあい遊びを体験することで、より強く子どもへの愛着を感じられるようになることが明らかとなった。武井他 (2023) は、気質特徴に適合したベビーマッサージを親子が体験することで、養育者が子どものアタッチメント行動の総合的な安全性・安定性を評価するだけでなく、アタッチメント行動の不安定な側面をより評価するようになること、養育者がアタッチメント行動の両側面に着目するきっかけになる可能性があることを指摘している。気質特徴に適合したベビーマッサージプログラムと気質特徴に適合した親子ふれあい遊びプログラムは、どちらも子どもの気質特徴を理解した上

で、養育者がどのような関わり方をするかを提案するプログラムであるが、2 つのプログラムでは、養育者のかかわり方も子どもの参加の仕方も異なっている。気質特徴に適合したベビーマッサージプログラムの場合には、養育者の子どもへのタッチングを、子どもは受身的に体験するため、子どもが落ち着いて寝た状態で実施することが一般的である。実施時間や子どもの年齢、たくさんの大人がいる場の雰囲気などの要因から、気質特徴に適合したベビーマッサージプログラム実施時には、子どもたちは自由に動き回りたくなる様子が認められていた。アタッチメント行動の不安定な側面を評価する養育者は、子どもの行動にストレスを感じている可能性が指摘されている (青木他, 2014)。子どもをうまく制御できない状況となったために、養育者はストレスを感じ、アタッチメント行動の不安定な側面もより評価するようになった可能性がある。一方で、気質特徴に適合したふれあい遊びでは、参加した子どもの年齢が高く、子ども自身が自分で気持ちを制御できる、周りを観察する力がつくなど、子どもの発達の側面の成長が影響した可能性がある。また、遊び自体が子どもの体を抱き上げて持ち上げたり、逆さまにしたりなど互いの体を触れ合わせる内容であったことから、安心感が生まれ、子どもの気持ちが満たされた様子から、養育者が子どもの安定的なアタッチメント行動を評価したのではないかと考えられる。

一方、今回の結果より、養育者による子どものアタッチメント行動の安定的な側面の評価向上には、複数のプログラムの実施を必要とせず、単独のプログラムでも一定の効果が期待できる可能性が示唆された。子どもの気質理解フィードバックにより、養育者が子どもの気質に関する肯定的な再解釈が促進され、アタッチメント行動の安定的な面の評価が高まった可能性もある。今回得られた結果について、個別のケースに着目した縦断的な手法を取り入れるなどし、これらの効果の変化や持続性などについて、今後検討を重ねていく必要があると考えられる。

引用文献

武井 祐子・寺崎 正治・門田 昌子 (2007). 幼児気質質問紙作成の試み. パーソナリティ研究, 16(1), 80-91.

Table 1
気質特徴に適合したベビーマッサージプログラム・親子ふれあい遊びプログラム体験群と親子ふれあい遊びプログラム体験群の体験前・後のアタッチメント行動の変化

		ベビーマッサージ・ふれあい遊び体験群		ふれあい遊びのみ体験群		体験前後	体験種類	交互
		体験前	体験後	体験前	体験後	主効果	主効果	作用
		Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	F値	F値	F値
アタッチメント行動 (SABCL)	こころの理解	4.35 (0.62)	4.50 (0.51)	4.22 (0.43)	4.35 (0.53)	4.05 ⁺	0.66	0.02
	非安全のアタッチメント	2.71(0.88)	2.74 (1.12)	2.68 (1.20)	2.55 (1.17)	0.17	0.09	0.39
	安全基地	4.19 (0.67)	4.29(0.70)	4.07 (0.64)	4.33(0.39)	4.25 [*]	0.05	0.89
	総点	11.83 (1.74)	12.06(1.70)	11.60 (1.84)	12.13(2.00)	5.48 [*]	0.02	0.91

⁺p<.10 ^{*}p<.05

本研究は川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を受け (22-030 号), JSPS 科研費 JP22K02451 の助成を受けて行ったものの一部である。

共感とセルフ・コンパッションが精神的健康に及ぼす影響

○伊原 千智 ・ 高尾 堅司

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)

キーワード：共感，セルフ・コンパッション，精神的健康

問題・目的

共感とは、他人の経験についてある個人が抱く反応を扱う構成概念として幅広く定義されている (Davis, 1994 菊池 訳 1999)。Davis (1980) の Interpersonal Reactivity Index (IRI) は 28 項目で構成され、「個人的苦痛」、「視点取得」、「共感的関心」、「想像性」の 4 つの下位分類から共感性を測定するものである。個人的苦痛は、他者の観察により自己に生起する不安や恐怖にとらわれてしまう程度、視点取得は、他者の視点に立ってその他者の気持ちを考える程度、共感的関心は、同情などの他者指向の感情の喚起されやすさ、想像性は、物語などの登場人物に自分を置きかえるよう想像する傾向を表している (関谷, 2020)。IRI は、対人ストレスや心理的ストレス反応へ正の影響を及ぼすことが報告されており、共感の高さがストレス反応を高めることが示唆されている (関谷, 2020)。また、共感性が高い者は、低い者と比べて特性不安が高いことが示されている (大庭, 2010)。

共感的関心は、メンタルウェルビーイングと正の関連があり (Gupta et al., 2022)、自尊感情と正の相関が明らかになっている (日道他, 2017)。また、視点取得と同様に、共感的関心も社会的スキルを介して抑うつに負の影響を与える (菊池・長谷川, 2020)。個人的苦痛は、メンタルウェルビーイング、自尊感情と負の関連があり (Gupta et al., 2022; 日道他, 2017)、特性不安、抑うつ、ストレス反応の表出と正の関連がある (日道他, 2017; 菊池・長谷川, 2020; 下田他, 2011) ことが明らかにされている。視点取得は、メンタルウェルビーイングと正の関連があること (Gupta et al., 2022)、社会的スキルを介して抑うつに負の影響を与える (菊池・長谷川, 2020) ことが確認されている。また、視点取得は、物事を客観的に捉えようとする批判的思考態度との正の相関が確認されている。葛西・大倉 (2014) によると、想像性得点の高い人は、自分の共感性のために強い苦痛が起こりそうな場合にはその状況を避ける。登張 (2000) は、想像性得点の高い人の共感が臨場性と強く関連していることから、想像性は、時間が経つと共感が失われやすいと推察している。そのため、想像性は、瞬間的に強く共感しても、精神的健康を害するに至らないと予測される。

これらの知見は、ときとして共感することによって精神的健康度が低下する可能性を示唆している。また、共感のすべての因子が精神的健康に悪影響を与えるのではなく、個人的苦痛が精神的健康に負の影響を与えている可能性が考えられる。因子ごとに精神的健康への影響を確認すれば、共感によって精神不調になるプロセスの解明の手掛かりを得られるであろう。ところが、IRI と特性不安や抑うつとの関連は、明らかになっているが、精神的健康度との関連は未だ検討されていない。

また、すべての人が共感によって精神的健康を損なうわけではない背景には、何らかの心理的要因との交互作用が存在していると考えられる。メンタルヘルス不調に対して肯定的な効果を有する心理的要因のひとつにセルフ・コンパッションがある。そこで本研究では、セルフ・コンパッションと共感の交互作用に着目する。セルフ・コンパッションとは、自分自身に優しさを持ち、失敗を人間共通のものと理解し、自分の感情をそのまま受け入れるというものである (Neff, 2003)。このセルフ・コンパッションを実践することで、セルフケアに取り組めるようになり、苦悩に対面した際も、自分自身のケアが行われる (Neff, 2011 石村・樫村他 訳 2021)。そして、そのようなスキルが身につくことで、共感疲労を引き起こすことが減り、過度のストレスやバーンアウトの回避につながる (Neff, 2011 石村・樫村他 訳 2021) とされている。

以上の論議に基づく、共感の個人的苦痛は精神的健康へ負の影響を及ぼし、共感的関心、視点取得、想像性、セルフ・コンパッションは精神的健康に正の影響を及ぼすと予想される。また、セルフ・コンパッションが高いほど、個人的苦痛が精神的健康へ及ぼす負の影響は緩和され、共感的関心・視点取得・想像性が精神的健康へ及ぼす正の影響は高まると考えられる。この検討を通して、共感とセルフ・コンパッションが精神的健康の悪化を防ぐ手がかりを得ることができるのではなかろうか。そこで、本研究では共感とセルフ・コンパッションが精神的健康に及ぼす影響について確認する。

方法

調査対象者 ある私立大学に通う学生を対象とした。有効回答票数は 130 (男性：47、女性：83)、平均年齢

は、19.27 ($SD=1.21$) であった。

個人属性 年齢、性別について回答を求めた。

セルフ・コンパッション 8 項目からなる日本版セルフ・コンパッション反応尺度 (宮川・谷口, 2016) を使用した。

共感性 5 件法 (「1 : 全く当てはまらない」 - 「5 : 非常によく当てはまる」) で構成された計 28 項目の日本語版 IRI (日道他, 2017) を使用した。

精神的健康 6 件法 (「0 : まったくない」 - 「5 : いつも」) で構成された 5 項目からなる精神的健康状態表 (WHO, 2019) を使用した。

倫理的配慮

本研究は、川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て行った (承認番号 : 25-017)。

結果

相関分析

分析の結果、共感的関心と視点取得の間 ($r=.55$, $p<.01$)、個人的苦痛と想像性の間に正の強い相関 ($r=.54$, $p<.01$)、個人的苦痛とセルフ・コンパッションの間 ($r=-.57$, $p<.01$)、想像性とセルフ・コンパッションの間に強い負の相関 ($r=-.42$, $p<.01$) が認められた。また、セルフ・コンパッションと精神的健康の間に正の相関 ($r=.32$, $p<.01$) がみられた。

階層的重回帰分析

共感的関心、個人的苦痛、視点取得、想像性、セルフ・コンパッション、共感の各因子とセルフ・コンパッションの交互作用項を説明変数、精神的健康を目的変数とする階層的重回帰分析を行った (Table 1)。交互作用項については、共感の 4 因子の投入順序による影響を排除するため、全ての組み合わせを構成し、探索的に分析を行った。

分析の結果、一貫してセルフ・コンパッションの主効果が認められた。Step2 で視点取得とセルフ・コンパッション、Step3 で共感的関心とセルフ・コンパッションの交互作用項を投入したところ統計的に有意であった ($R^2=.17$, $p=0.16$)。そこで、単純傾斜の検定を行った (Figure 1)。その結果、セルフ・コンパッションが高

い場合において共感的関心の単純傾斜が有意傾向であった ($b=0.33$, $t(120)=1.80$, $p<.10$)。

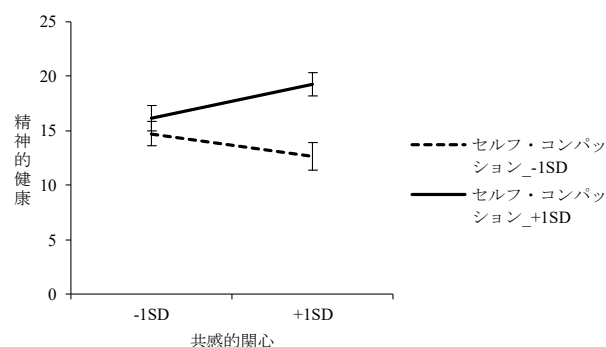
考察

分析の結果、一貫してセルフ・コンパッションの主効果は認められた。この結果は、セルフ・コンパッションが高い人は、精神的健康も高いとの知見 (MacBeth & Gumley, 2012) と一致する。また、共感的関心とセルフ・コンパッションの交互作用項が有意であったことから、セルフ・コンパッションが高い人は、共感的関心がより精神的健康を高めるといえる。すなわち、セルフ・コンパッションが高いことによって、他者を思いやりながらも自分にも優しくできるため、共感的関心のポジティブな側面が精神的健康に繋がりと考えられる。

ところで、Step2 で視点取得とセルフ・コンパッションの交互作用項を投入した後に、Step3 で共感的関心とセルフ・コンパッションの交互作用項を投入したところ、交互作用項が有意になった。つまり、共感的関心と視点取得の両者が交わることによって精神的健康に影響を及ぼすことが示唆された。この結果は、共感的関心と視点取得の間に高い相関があること起因していると考えられる。そのため、共感的関心とセルフ・コンパッションの関連性については慎重に検討していくことが必要である。

Figure 1

セルフ・コンパッションおよび共感的関心と精神的健康との関連



注) エラーバーは標準誤差を示す。

Table 1
階層的重回帰分析の結果

	Step 1			Step 2			Step 3			Step 4			Step 5		
	b	SE	p	b	SE	p	b	SE	p	b	SE	p	b	SE	p
Step 1															
共感的関心	0.02	.13	p=.865	0.02	.13	p=.845	0.04	.13	p=.743	0.05	.13	p=.688	0.05	.13	p=.681
個人的苦痛	0.04	.11	p=.704	0.04	.11	p=.700	0.02	.12	p=.850	0.04	.12	p=.717	0.04	.12	p=.734
視点取得	0.03	.13	p=.843	0.00	.13	p=.998	0.01	.13	p=.954	0.04	.13	p=.732	0.04	.13	p=.779
想像性	0.09	.10	p=.328	0.10	.10	p=.279	0.09	.10	p=.331	0.07	.10	p=.457	0.07	.10	p=.458
セルフ・コンパッション	0.51	.14	p<.001	0.50	.14	p<.001	0.48	.14	p<.001	0.48	.14	p<.001	0.48	.14	p<.001
Step 2															
視点取得×セルフ・コンパッション				-0.02	.02	p=.506	-0.06	.03	p=.046	-0.06	.03	p=.044	-0.06	.03	p=.089
Step 3															
共感的関心×セルフ・コンパッション							0.06	.03	p=.016	0.07	.03	p=.021	0.07	.03	p=.036
Step 4															
想像性×セルフ・コンパッション										-0.01	.02	p=.713	-0.01	.02	p=.621
Step 5															
個人的苦痛×セルフ・コンパッション													0.01	.03	p=.735
R ²	.12		p<.01	.12		p<.05	.17		p<.01	.17		p<.01	.17		p<.01

(注) bは非標準化係数。SEは標準誤差。pは有意確率。

ネガティブ・ケイパビリティと感情表出が 精神的健康に与える影響

○石本 百花 ・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学大学院 臨床心理学専攻)

(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：ネガティブ・ケイパビリティ，感情表出，精神的健康

問題・目的

現代社会では、効率が求められている。「コスパ」や「タイパ」という言葉に代表されるように、時間やお金をかけず効率よく仕事や家事、娯楽ができることが望まれている。そのような現代において、注目されつつある概念がネガティブ・ケイパビリティである。ネガティブ・ケイパビリティとは、詩人の Keats, J. が兄弟にあてて書いた手紙の中で用いた言葉で、性急に証明や理由を求めず、不確かさや不思議さ、懐疑の中にいることができる能力(帯木, 2017) のことである。

ネガティブ・ケイパビリティは近年注目されている心理的特徴であるが、実証研究はまだあまり行われていない。また、個人差を測定するための尺度開発も始まったばかりである。玉木他(2024)はネガティブ・ケイパビリティを「不確かさの中にありながら、事実や理由を性急に求めることなくそれらを受け入れることができる能力」と定義し、不確かさ解消への動機、低さ、不確かさへの否定的反応の低さ、性急に結論を出さない傾向、不確かさの受容、性急な行動の抑制の5因子15項目からなる尺度を作成した。

こうした尺度を用いて、ネガティブ・ケイパビリティによって、どのような効果がもたらされるのかについての統計的な検討は未だ行われておらず、明らかにする必要があると思われる。そこで本研究では、玉木他(前掲書)の尺度を用いて、ネガティブ・ケイパビリティが精神的健康と実際に関連しているのかを確認した。

加えて、ネガティブ・ケイパビリティは、前述したように、不思議さや懐疑の中にいることができる能力であり、不快な状況に留まっていられる能力であると思われる。不快な状況に留まることは、ストレスがかかることであり、留まるという行動自体は精神的健康を害するものである可能性がある。そのため、状況に留まり、我慢することのみがネガティブ・ケイパビリティとは言えないと考えられる。ただ我慢するだけではなく、今後へ何らかの見通しを持ち、問題解決のために必要な時期を待つ、若しくは、一度立ち止まり考える時間を持つなど、何らかの解決に向かう志向性を持

った概念なのではないだろうか。そのため、不思議さや懐疑の中に留まるだけではなく、そこにいくつかの心性や対処行動があり、それらがあることによってネガティブ・ケイパビリティが発揮されていると言えるのではないかと考える。そこで、本研究では感情表出という対処行動に着目した。ここで言う感情表出とは、情動焦点型ストレスコーピングとしての感情表出である。

感情表出に着目するのは、不快な状況に留まる中で起こるネガティブな感情をうまく表出し解消することで、感情に突き動かされ衝動的に行動してしまうことも減るのではないかと考えたためである。内田他(2011)の高校生を対象とした調査では、他者への感情表出によるコーピングが抑うつを低減させる可能性があることが明らかになった。感情表出が抑うつ感を低減させるのであれば、抑うつ感に付随して不安などのネガティブな感情が強くなり、それらから解放されたい一心で、手あたり次第解決法を求めようとする行動を抑制できるのではないだろうか。そして、不快な状況に留まること、すなわちネガティブ・ケイパビリティの適応的な発揮を、支えるのではないだろうか。

そこで本研究では、ネガティブ・ケイパビリティと精神的健康の関連を明らかにすることに加えて、感情表出とネガティブ・ケイパビリティがストレス状況とどのように関連しているのかについて、検討を行うこととした。

方法

手続き

担当教員の許可を得た授業の開講教室にて、授業開始前または終了後に質問紙を配布した。授業時間外に回答してもらい、次週の授業で回収を行った。調査にあたって川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得た。

対象者

岡山県の大学に通う18歳から22歳の大学生137名(有効回答数94、不快度を扱う分析では、回答に不備のあったものを除き、有効回答数87)を対象とした。

調査内容

フェイスシート 年齢、性別について回答を求めた。

ネガティブ・ケイパビリティ（玉木他, 2024）5 因子 15 項目を「まったくあてはまらない」から「非常にあてはまる」の 6 件法で測定した。本研究では全項目の合計点をネガティブ・ケイパビリティ得点として用いた。

大学生ストレス尺度（菊島, 2002）から、友人ストレス、学業ストレス、充実感の乏しさの項目、計 24 項目を使用した。回答は、その出来事に関する経験頻度（よくあった～なかった）の 3 件法と不快度（常にいやだ～全然気にならなかった）の 4 件法で回答させ、経験頻度と不快度を掛け合わせたものの合計値をストレス度とした。

大学生用感情コーピング尺度（内田・山崎, 2007）怒りを感じる状況と、落胆を感じる状況のそれぞれで、他者依存的感情表出と独立的感情表出をどの程度行うか、5 件法（全く行わない～いつも行わない）で回答を求めた。

精神的健康 抑うつ感を測定するために、古川他（2003）の日本語版 K10 の 10 項目と、充実感を測定するために、山田他（1994）によるいきいき健康調査票の充実性 5 項目を精神的健康の項目として使用した。K10 は、5 件法（全くない～いつも）、いきいき健康調査票は、4 件法（ほとんどない～非常にある）で回答を求めた。

結果と考察

各変数間の相関を Table 1 に示す。ネガティブ・ケイパビリティは K10 と弱い負の相関、充実度と弱い正の相関があったことから、精神的健康とは弱い正の関連があることが示された。また大学生活上のストレス度は K10 ならびに充実度と中程度の相関があり、大学生の精神的健康と負の関連があることが確かめられた。ストレス度の高さとネガティブ・ケイパビリティとの間には中程度の負の相関があり、ネガティブ・ケイパビリティが高い者は大学生活上のストレスを強くは感じていない傾向にあった。大学生ストレス尺度の出来事に対する不快度のみを取り出し検討したところ、不快度とネガティブ・ケイパビリティの間にも弱い負の相関があった。（ $r=-.39, p<.01$ ）

以上の結果から、ネガティブ・ケイパビリティはストレス認知と関連し、そこから抑うつの低下や充実感

の向上をもたらす可能性がある。

ネガティブ・ケイパビリティと感情表出との間には有意な相関は見られず、両者は独立していることがうかがえた。

独立的感情表出（日記を書く、独り言を言うなど）を多く用いることは精神的健康と負の関連があった一方で、他者依存的感情表出（第三者に話を聞いてもらうなど）は精神的健康との相関を認めず、内田（2011）とは異なる結果が示された。そのため、サンプルの違いによって、精神的健康に有効な対処行動の違いがある可能性が考えられる。

さらに、各尺度の相関関係を男女別に確認した（男性 32 名、女性 62 名）。すると、女性では、ネガティブ・ケイパビリティとストレス、K10 の間に中程度の負の相関があった（ $r=-.38, p<.01, r=-.48, p<.01$ ）。一方男性では、ネガティブ・ケイパビリティと他の尺度との有意な相関関係は見られなかった。データ数の少なさを考慮する必要があるが、この結果から、ネガティブ・ケイパビリティの機能には男女差がある可能性も考えられる。

次に、ストレス度が精神的健康に与える影響をネガティブ・ケイパビリティが軽減するかについて、独立変数をストレス、従属変数を抑うつまたは充実度、媒介変数をネガティブ・ケイパビリティとする媒介分析を行った。結果として、ストレスから抑うつまたは充実度への有意な影響（抑うつ： $\beta=.57, p<.01$ 充実度： $\beta=-.47, p<.01$ ）が認められたが、ネガティブ・ケイパビリティによる有意な媒介効果は明確にはならなかった。

今後、ネガティブ・ケイパビリティと感情表出との相乗効果について確認する必要がある。

加えて、自己効力感や、状況の新奇性、成功体験なども、ネガティブ・ケイパビリティと関連があることが予想される。ネガティブ・ケイパビリティを高める介入可能な要因が見出されることは、社会を生きる人々が不確定要素の多い状況を生きるための一助となると考える。

主な参考文献

帯木 蓬生（2017）. ネガティブ・ケイパビリティ 答えの出ない事態に耐える力. 朝日新聞出版社.

Table1 各尺度間の相関分析

	ストレス	ネガティブ・ケイパビリティ	k10	充実度	他者依存的感情表出 怒り	独立的感情表出 怒り	他者依存的感情表出 落胆	独立的感情表出 落胆
ストレス値	1.000							
ネガティブ・ケイパビリティ	-.409 **	1.000						
k10	.575 **	-.318 **	1.000					
充実度	-.474 **	.223 *	-.612 **	1.000				
他者依存的感情表出 怒り	.187 +	.032	.165	-.072	1.000			
独立的感情表出 怒り	.195 +	-.173 +	.310 **	-.231 *	.043	1.000		
他者依存的感情表出 落胆	.125	.083	.087	.016	.879 **	.083	1.000	
独立的感情表出 落胆	.195 +	-.089	.220 *	-.172 +	.080	.833 **	.218 *	1.000

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

ポジティブ反すうが抑うつ・睡眠に与える影響について

○大飼 達也 ・ 則武 慎二 ・ 三宅 誠馬 ・ 若森 孝彰
(吉備国際大学)

キーワード：ポジティブ反すう，ネガティブ反すう，抑うつ，睡眠

問題・目的

近年、大学生の多くが、抑うつに関する問題を抱えていることが明らかにされている。先行研究より、大学生が含まれる 15 歳から 24 歳の抑うつ得点は、70 歳以上の高齢者の次に高く（厚生労働省大臣官房統計情報部，2002），大学生の約 30%が高い抑うつ傾向を示すことが明らかとなっている（阿部・井上・大山，1999）。このことから、大学生の抑うつ傾向が高いことが考えられる。

抑うつの持続に影響を及ぼす要因として、反すう（rumination）が取り上げられている（松本，2010）。反すうとは、「物事を何度も繰り返し考え続けること」と定義される（Martin & Tesser, 1989）。特に、抑うつの反すう（depressive rumination）は、自己の抑うつ気分や、その気分状態に陥った原因・結果について、消極的に考え続けることであり、抑うつ気分を持続させる要因であることが様々な実験や調査結果によって示されている（Nolen Hoeksema, 1991; Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1995; Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C., 1999; Nolen-Hoeksema, 2004）。反すうは、反復的・受動的に抑うつの原因や病状、結果に注意を向ける思考であり、抑うつを持続させる不適応的な反応であることと考えられていた。

一方、近年の反すうに関する研究では否定的・不適応的な側面だけではなく、適応的な側面もあることが指摘されている（田島・石田，2019）。西川・松永・古谷（2013）は、健康的な大学生において問題への直面化を行うことによって、ポジティブな自動思考が増加し、抑うつが低減することを明らかにしている。また、適応的な側面では、ポジティブ反すうも注目されている。ポジティブ反すうとは、「自分の強み、ポジティブな出来事や感情体験について繰り返し考えることにより、ポジティブ感情に反応すること」と定義されており（Feldman, Joormann, & Johnson, 2008），精神的健康との関連も明らかになっている（Starr & Hershenberg, 2017）。したがって、ポジティブ反すうは、精神的健康感を改善する可能性が考えられるが、日本におけるポジティブ反すうに関する研究はまだ少ない。

反すうは睡眠の悪化にも影響することがわかっている。高野・飯島・丹野（2011）は、反すうや心配などの得点が高い群は、低い群よりも有意に主観的睡眠感の質が低かったことを報告している。また、首藤・木村・坂井（2010）は、ネガティブな反すう傾向は睡眠の質の悪さ、入眠時間の長さ、睡眠時間の短さ、日中の覚醒困難の頻度と正の相関がみられた。このようにネガティブな反すうは睡眠に影響していることが明らかになっているが、ポジティブな反すうが、睡眠にどのような影響をもたらすのかはわかっていない。

本研究では、ポジティブ反すうとネガティブ反すうが、抑うつと睡眠に与える影響について検討することを目的とする。

方法

対象者

大学生 95 名（男性 46 名，女性 47 名，無回答 1 名，その他 1 名）を対象とした。平均年齢（標準偏差）は 19.5 歳（±1.3）であった。

質問紙

(1) ポジティブ反芻尺度およびネガティブ反芻尺度（合津・三浦，2021）2 因子 23 項目，5 件法，(2) 日本語版自己記入式抑うつ尺度（福田・小林，1973）20 項目，4 件法，(3) 日本語版ピッツバーグ睡眠質問紙（Pittsburgh sleep quality index：以下，PSQI）（土井・貸輪・内山・大川，1998）18 項目，7 件法を使用した。

手続き

担当教員の許可を得たうえで、大学の講義時間前に質問紙調査を実施した。質問紙はその場で回収した。

実施時期

本調査は 2025 年 6 月に実施した。

統計解析

ポジティブ反すうとネガティブ反すうが、抑うつと睡眠に与える影響を分析するため、ポジティブ反芻尺度およびネガティブ反芻尺度の得点を説明変数、SDS、PSQI の主観的睡眠感と下位項目を目的変数とした重回帰分析を実施した。有意水準は、 $p < .05$ とした。

倫理的配慮

調査を実施する際には、調査用紙のフェイスシートに調査の目的、調査の内容を記載し、著者が口頭で説明した。本研究で得られたデータは研究目的以外に使用しないこと、回答内容はすべて統計処理を行うため、個別のデータは公表しないこと、個人情報やデータは厳重に管理することなどの説明を行い、研究に同意が得られた対象者のみ調査に参加した。

結果

ポジティブ反すうとネガティブ反すうを説明変数、SDS の得点、PSQI の総合得点である主観的睡眠感、PSQI の下位項目を目的変数とした重回帰分析の結果を表1に示した。

ポジティブ反すうは抑うつ ($\beta = -.356, p < .01$) に負の影響、ネガティブ反すうは抑うつ ($\beta = .705, p < .01$) に正の影響を示した。

ポジティブ反すうは PSQI の主観的睡眠感 ($\beta = -.270, p < .01$) に負の影響を示し、ネガティブ反すうは主観的睡眠感 ($\beta = .347, p < .01$) に正の影響を示した。PSQI の下位項目では、ポジティブ反すうは C1 睡眠の質 ($\beta = -.258, p < .05$) に負の影響を示し、ネガティブ反すうは C1 睡眠の質 ($\beta = .216, p < .05$) に正の影響を示した。ネガティブ反すうは C7 日中覚醒困難 ($\beta = .381, p < .01$) に正の影響を示した。PSIQ の他の項目 (C2 入眠時間, C3 睡眠時間, C4 睡眠効率, C6 眠剤の使用) において有意差はみられなかった。

考察

本研究の結果では、ポジティブ反すうが抑うつを軽減し、主観的睡眠感を改善する影響が示された。楽観性やポジティブ志向は、ネガティブな解釈バイアスを緩和し、ストレスな出来事の評価や対処を良い方向に導くため、抑うつ症状を低減しやすいこと

が報告されている (橋本・子安, 2012)。したがって、ポジティブ反すうが抑うつを低下させる理由として、ポジティブな反すうは、楽観性やポジティブな思考に繋がりやすく、ストレスフルな出来事や問題に対しても前向きに考えることができ、自己の問題解決的な視点の強化に繋がり、抑うつを軽減することが考えられる。また、ポジティブ反すうはポジティブ情動を再活性化し、長く持続させることで情動調節を改善することにより、夜間の認知的・生理的覚醒を低下させる (Fredrickson, 2004)。これにより、入眠や睡眠効率の改善が生じる可能性がある。ポジティブ反すうが主観的睡眠感を改善する理由として、抑うつが減少することにより、就寝前のざわつきが少なくなり、睡眠の質の向上に繋がっていることも考えられる。

一方、本研究の結果では、ネガティブ反すうは抑うつを増悪させ、主観的睡眠感を減らすことが考えられた。坂本 (1997) は、自己に注意が向いた状態で繰り返しネガティブな情報処理が行われた結果、抑うつが悪化することを指摘している。ネガティブ反すうが抑うつを増悪させる理由として、ネガティブな感情や思考の持続と増幅を促し、気分の落ち込みや無力感に影響していると考えられる。榎本・小口・菅・仁田・高橋・熊野 (2021) は、緊張と興奮が普段よりも高い場合、その晩の総睡眠時間が短く、睡眠の質が悪くなることを報告している。また、緊張と興奮が普段よりも高いほど、その晩の就床時刻が遅くなる傾向が示された。ネガティブ反すうが主観的睡眠感を増悪させる理由として、抑うつの悪化により、就寝前のざわつきが増加し、入眠が遅くなることで、眠りが浅くなり、睡眠の質の悪化に影響していることも考えられる。

表1

抑うつと主観的睡眠感を目的変数とした重回帰分析の結果

	ポジティブ反すう	ネガティブ反すう	R^2
SDS	-.356**	.705**	.567**
PSQI 主観的睡眠感	-.270**	.347**	.172**
C1 睡眠の質	-.258*	.216*	.101**
C2 入眠時間	-.059	.166	.029
C3 睡眠時間	-.163	.145	.042
C4 睡眠効率	-.089	-.026	.009
C5 睡眠困難	-.182 +	.165	.054 +
C6 眠剤の使用	-.087	.160	.030
C7 日中覚醒困難	-.141	.381**	.153**

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

援助要請における予期的後悔および抑うつが

援助要請傾向に及ぼす影響

○植木 萌々香 ・ 高尾 堅司
(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)
キーワード：援助要請, 予期的後悔, 抑うつ

問題

援助要請と援助要請傾向

DePaulo (1983)によると、援助要請とは、個人が問題の解決の必要があり、もし他者が時間、労力、ある種の資源を費やしてくれるのなら問題が解決、軽減するようなもので、その必要のある個人がその他者に対して直接的に援助を要請することと定義されている。

被援助者における被援助経験の影響出現過程モデル(高木, 1997)には、援助要請を決定、行動を実行し、実際に受けた援助を評価し、援助要請への態度や動機づけをはじめとした個人へ影響するという過程をたどることが示されている。また、援助要請は性格特性や状況認知によって規定されている(島田・高木, 1994)。例えば、Nagai (2015)は、本来、援助要請行動の抑制因である抑うつが援助要請行動を促進させている可能性を示唆している。

以上のことから、援助要請の意思決定ではその前後および過程において、様々な要因の影響を受けていることが考えられる。一方で、援助要請の意思決定過程における抑うつの影響については一貫しておらず、援助要請行動に至る意思決定過程において影響を及ぼす他の要因も視野に入れた分析が必要とされている。

Schwartz et al. (2002)は、期待効用理論に基づいて、意思決定スタイルを効用を最大化する選択肢を選ぶことを目的とする追求者および満足化基準を満たす選択肢を選ぶことを目的とする満足者(Schwartz et al., 2002)に分類している。さらに、Schwartz (2004)によると、追求者は、実際に入手した結果と入手しなかった結果を比較し、後悔を増大させることが示されている。また、追求者は抑うつと正の相関、幸福感や自尊感情と負の相関があること、自身の選択と他者の選択を比較すること、満足感情よりも後悔感情を抱きやすいことが示されている(Schwartz et al., 2002)。

予期的後悔

上市・楠見 (2004)によると、後悔は「行動選択の結果が自分の予想や期待と悪い意味で異なる場合に生じる感情(p.487)」と定義されている。また、植田他 (2019)は、後悔を、意思決定に関するネガティブ感情のひとつ

つとしている。後悔は、過去の意味決定を振り返って後悔するという「経験後悔」とそれを予期したとき、未来の意味決定に影響を与えるという「予期的後悔」に分けられる(道家・村田, 2009)。また、上市 (2011)はある決定をしたと仮定して悪い結果が生じた場合に、どの程度その決定について後悔するのかという、意思決定前に予期された後悔感情を後悔予期と定義している。また、後悔と後悔予期について、前者は実際に経験したもしくは得られた結果に対する感情であるのに対し、後者は想像した結果に対して予想される感情であることに差異があるとされている。つまり、後悔は、過去の意味決定を振り返るだけでなく、そこから未来の意思決定に影響を与えることがある。

「後悔するかもしれない」と予測したとき、後悔は選択に影響を及ぼす(Bell, 1982)こと、人が新しい選択状況に直面したとき、以前の経験を思い出し、その選択肢に伴う後悔の予想をし、その後の意思決定の際、この予想を考慮すること(Loomes & Sugden, 1983)が示されている。このことから、後悔の予期は、行動の意思決定に影響することが考えられる。加えて、援助要請のような対人場面における意思決定においても、後悔の予期がその判断に影響することが考えられる。これまでに、援助要請における予期的後悔に着目した研究は少ない。

そこで、本研究では、援助要請における予期的後悔および抑うつと援助の欲求と態度、援助関係に対する抵抗感の低さの関連を検討することを目的とする。

方法

調査対象者

中国地方のある大学に通う学生で、心理学関連科目を受講する学生を対象に質問紙を配布した。不備があったものを除外した104票(男:31, 女:72, 無回答:1, 平均年齢:19.78, SD=0.81)を分析対象とした。

調査項目

個人属性 年齢、性別について回答を求めた。

予期的後悔 援助要請における予期的後悔を測定する計3項目(1:当てはまらない, 2:あまり当てはまらない, 3:どちらともいえない, 4:やや当てはまる, 5:当

てはまる)を作成した。作成した項目の収束的妥当性を測定するため後悔予期尺度(上市, 2011)を用いた。

援助要請傾向 援助要請傾向を測定するため、田村・石隈(2001)による被援助志向性尺度を用いた。本尺度は、「援助の欲求と態度」、「援助関係に対する抵抗感の低さ」の2因子から構成されるものであり、実質的に援助要請傾向を測定するものとして位置付けた。全11項目に対して5件法(1:当てはまらない, 2:あまり当てはまらない, 3:どちらともいえない, 4:やや当てはまる, 5:当てはまる)で回答を求めた。

抑うつ 古川他(2003)によるK6日本語版を用いた。過去30日間について5件法(0:全くない, 1:少しだけ, 2:時々, 3:たいてい, 4:いつも)で回答を求めた。

倫理的配慮

川崎医療福祉大学倫理委員会の承認(承認番号: 25-025)を得て調査を行なった。

結果

援助要請における予期的後悔尺度の収束的妥当性を検討するため、後悔予期尺度(上市, 2011)得点との相関を確認したところ、中程度の相関が確認された($r=.453, p<.01$)。そこで、作成した尺度の収束的妥当性が認められたものとして、以下の分析に用いた。また、各変数間の相関分析結果をTable 1に示す。援助要請における予期的後悔において、抑うつとの間に正の相関($r=.282, p<.01$)、援助関係に対する抵抗感の低さとの間には負の相関($r=-.530, p<.01$)がみられた。抑うつと援助関係に対する抵抗感の低さの間に負の相関($r=-.297, p<.01$)がみられた。援助の欲求と態度と援助関係に対する抵抗感の低さの間に正の相関($r=.454, p<.01$)がみられた。

援助要請における予期的後悔および抑うつと援助要請傾向の関連を検討するため、階層的重回帰分析を行なった。説明変数を援助要請傾向における予期的後悔

と抑うつ、目的変数を援助の欲求と態度とした階層的重回帰分析を行なった結果、step1, step2ともに重決定係数は有意ではなかった。

次に、説明変数を援助要請傾向における予期的後悔と抑うつ、目的変数を援助関係に対する抵抗感の低さとした階層的重回帰分析を行なった(Table 2)。step1で主効果の項を投入したところ、援助要請における予期的後悔は援助関係に対する抵抗感の低さを有意に説明しており、抑うつは有意な傾向であった($R^2=.305$; 援助要請における予期的後悔: $b=-0.516, SE=0.092, t(101)=-5.612, p<.01$; 抑うつ: $b=-0.081, SE=0.044, t(101)=-1.846, p=.068$)。step2で援助要請における予期的後悔と抑うつの交互作用項を投入した結果、援助関係に対する抵抗感の低さへの効果は認められなかった($R^2=.312, b=-0.012, SE=0.012, t(100)=-1.013, p=.313$)。

考察

本研究は、援助要請傾向に影響を及ぼすと考えられる諸変数との関連を検討することを目的としていた。分析の結果、援助要請における予期的後悔と抑うつが高まると、援助関係に対する抵抗感が高まることが示された。一方で、援助要請における予期的後悔と抑うつは、援助の欲求と態度に影響していなかった。この結果から、援助要請における予期的後悔を強く感じる個人や抑うつを強く感じる個人は、援助欲求を持っていながら抵抗感のために援助要請を控えることが考えられる。

主な引用文献

DePaulo, B. M. (1983). Perspective on Help-seeking. In B. M. DePaulo, A. Nadler, & J. D. Fisher (Eds.), *New Directions in Helping: Help-seeking* (Vol. 2. pp. 3-12). New York: Academic Press.

Table 1
各変数の平均値、標準偏差および相関分析の結果

変数名	M	SD	1	2	3	4
1.援助要請における予期的後悔	8.750	3.046	-			
2.抑うつ	7.673	6.377	.282 **	-		
3.援助の欲求と態度	26.827	5.071	-.142	-.083	-	
4.援助関係に対する抵抗感の低さ	14.106	3.241	-.530 **	-.297 **	.454 **	-

** $p < .01$

Table 2
援助関係に対する抵抗感の低さを目的変数とした重回帰分析の結果

変数名	step1		step2	
	b	SE	b	SE
援助要請における予期的後悔	-0.516 **	0.092	-0.511 **	0.092
抑うつ	-0.081 +	0.044	-0.071	0.045
援助要請における予期的後悔*抑うつ			-0.012	0.012
R^2	.305 **		.312 **	

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

社会・自然・物と共生する一日一善心理教育プログラムの構築

近代化以前の日本人精神から学ぶ自傷心性改善法

○土居 正人*・田中 未来**・吉村 楓野**

(*吉備国際大学人間科学部心理学専攻 **吉備国際大学大学院心理学研究科)

キーワード：自傷行為，一日一善，ものごころスキル，間人主義，神道と仏教

序 論

日本では1990年代後半以降、若者の間で自傷行為が増加し、近年においても5人に1人の割合で存在しており社会問題となっている(土居・三宅, 2018)。これはそれ以前だと自傷経験者の人数が少なかったということであり、近代化前と現代の状況を比較すれば、自傷改善へのヒントが見つかるのではないかと考えられた。

自傷の発生要因はいくつか挙げられており、感受性の高さ(Linehan, 1993; 土居・齋藤, 2021)や親からの不承認(Linehan, 1993; 土居・三宅, 2020), 実存感の低下(土居・山本・川内, 2023)があるとされている。自傷をしている者は生育過程において親から不承認的対応をとられてきた可能性が高く、それゆえに実存性を感じにくく、「私は何者であるか」といった自己の存在性に確証が持てなくなっている。そして、それらの要因を解決する方法として、一日一善心理教育プログラム: Ichizen Psychoeducational Program (以後、一善プログラム) が考案され、介入研究が行われた(土居・藤原, 2023; 土居・後藤・藤原, 2025)。これは一日に一回他者のためになることをして、その記録を付けることで実施者の意思決定が促され、かつ他者の役に立っていると感じられることで実存性を感じ、自傷傾向が改善されるというプログラムである。介入研究の結果、自傷傾向高群の介入群は自傷傾向高群の統制群に比べて、自傷傾向及び不安、抑うつ の得点が有意に減少していた。

そこで本稿では、自傷をしている者の心性を改善するために開発された一善プログラムについて、近代化以前の日本人が持っていた精神性(古代神道と仏教, その影響を受けた間人主義)とそれを成立させていた方法について探索し、現代人にも実施可能なアプローチとしてプログラムに組み込むことを目的とした。

本 論

現代の日本社会は、個人主義化(individualism)が進んでいる。これは西洋文化の思想であり、人と人は平等

で自由と自律性が確保されていることを指す(鷹田, 2020)。西洋では、ヒトのことを「human (人)」とし、自己意識を「ego (自我)」と表現するように、西洋人の自己意識は自身の中にあると捉えており、他者との境界をはっきり分けている(浜口, 1982)。対人関係には利害があり、等価交換の形式(ギブアンドテイク)を取る。これを「対人関係の手段視」と呼ぶ(浜口, 1982)。

近代化前までの日本における対人関係観は「間人主義(contextualism)」と呼ばれ、「間柄」が重視されていた(浜口, 1982)。日本人は、ヒトを「人間(にんげん)」と呼び、自己意識を「自分(じぶん)」とするように、自己意識は人と人の間にあり、私と相手の間の自身側を「自己の分け前(自分)」として表現している(浜口, 1982)。間人主義では人々の間での相互依存が人の本質だとしており、利害のない関係である。これを「対人関係の本質視」と呼んでいる(浜口, 1982)。

時代をさかのぼると、日本には6世紀頃に仏教が伝来している。仏教は、仏陀を祀る一神教の宗教である。人は誰しも自己中心的な心(煩悩)を持っていて、ものごとをありのままに見ることができなくなっている。そこで仏教では悟りを開き、ものごとをありのままに見られるようにし、苦しみから解放されることを目的としている。そしてその状態に少しでも近づくためには、修行が必要だとされている(瑞田, 2020)。仏教の「無我」について、岡野(2000)は心理学的観点から解釈している。無我とは自我というものは無いことを意味しており、「私」は単独で存在するのではなく、他者との間で変化するものとしている。その中で、岡野(2000)は修行をしない一般人でも近づける無我について述べている。無我とは意識が無いことを示すのではなく、意識や主体を感じることはできるが、それに執着しなくなることだと解釈している。そして、その状態を「自己中心性を脱したパーソナリティ」と表現しており、これは個人と集団のバランスが取れた時の自我状態であり、自分のことも他者のことも大切にできている状

態だとしている。

さらに時代をさかのぼると、縄文時代から続く日本の伝統的な宗教に神道がある。全てのものには神が宿るとし、祭事をする事で自然や祖霊との心の会話を可能にしていた。例えば島根県の奥出雲地方にある「たたら製鉄」は自然と会話することで、共生関係を構築していた(奥出雲たたら, 2022)。古代日本人が共生の心を持っていた理由としては、河合(2024)の「中空構造」に見ることができる。神話の時代における西洋人の意思決定は「中心統合型」であるとしており、西欧神話は絶対的な正義があつて、一方が正義だとすると、他方が悪だとする傾向にあるという。一方で日本人の意思決定は「中空均衡型」であるとしている。日本神話は基本的には空の状態にしておき、絶対的な正義や悪は置かず、その時の状況によって、時には正義を、時には悪になることでバランスを取り、全体性を保つことで人間と自然、万物を共生させてきた。このように神道では神や祖霊、自然等、目に見えないものや脅威について、それを見ないようにしたり変えようとしたりするのではなく、一度心を「中空」にして受け入れ、時には自然の恵みに感謝をし、時には自然の脅威を教訓とすることでバランスを取り、性質の異なるもの同士を調和させて上手く共生するスキルを持っていた。

これらのことから、近代化以前の日本人は人だけではなく自然や物にも「心ある物」として交流をしていた。一方で現代社会は物質的に豊かになり、自然や物を大切にしなくなっている。それどころか現代人はSNSで他者との関係を容易に作ったり切ったりできるようになり、他者を「心ある者」として見なくなってしまう。そのお返しとして他者からも自身を「物」扱いされてしまい、人を信頼できなくなっている。

以上のことから、現代人でも実施可能なアプローチを検討する。本プログラムの対象は、環境(社会にいる人、自然物、人工物: 製作者等の先人)であり、いずれも「心」や「願い」が含まれている。そして、それらに対して「心」あるものとして会話しようとするれば、調和と共生の心が生まれる。これを「ものごころスキル(者・物心スキル)」と呼ぶことにする。具体的な方法は、「思い馳せて感じること、知ること、大切にすること」である。まず、筆者達(土居・藤原, 2023)が作成した一善プログラム試作版は、社会に対する一日一善であったことから「社会版一善プログラム」と呼ぶことにする。こ

れは、他者にとって善いことをすることで社会と会話をし、他者とのつながりを感じることで、共生感覚や実存性を高めるアプローチである。

次は自然版一善プログラムである。これは自然(例えば太陽や山、動植物等)にとって善いことをすることで会話をし、自然とのつながりを感じることである。どのようなことが善い行いか分からない時は、「ものごころスキル」を学習する。これは自然物にも心があると思うことであり、「思いを馳せて感じる」、「自然の法則を見つける」、「自然を大切にする」がある。

最後は物版一善プログラムである。これは物に対する一善を通して会話する方法を学び、物や先人とのつながりを感じることである。「ものごころスキル」は、物にも心があると思うことであり、「思いを馳せて感じる」、「こだわりを見つける」、「物を大切にする」がある。例えば食事をする時、食材(自然版)や食器・調理過程(物版)に思いを馳せてから味わってみる。そうすると、動物の育成過程や生産者、製作者の思いを通して味を感じられるので普段よりもおいしく感じられ、自発的に「ご馳走様」と言うだろうし、動植物の命を頂いていることに心を痛めるならば、「頂きます」との言葉が自然に発せられるだろう。

結 論

一善プログラムは神道や仏教の影響を受けた近代化前の日本人の精神(間人主義)から作成しており、「もの」には心があるとして大切にする精神性を、生活スキルとして修得する。本プログラムの最終的なゴールは、「心の豊かさ」を持つことである。これは物質的な豊かさにとらわれず、今あるものに心で向き合おうとすることであり、内面に余裕さや温かさを持ち、他者や自身に対して思いやりや感謝の気持ち、共に向上しようとする意欲を持てることである。現代は物質偏重であり、対人関係を利害目的で手段視する人は増えてきている。とはいえ、その一方で現代であっても目の前の人が財布を落としたら自然と拾って声をかける人もいるだろう。個人主義化した現代の日本人の記憶の中には、近代化前の日本人が託した「善意の心」が残っていて、それを感じられる人達がいることも事実である。託された願いは、我々が一日一善を行うことによって思い出されていくだろう。以上を踏まえて、今後は本プログラムの効果検証を行う予定である。

「絶対的真理」からの脱却

—老親の介護を通して見られた高齢女性の面接における深掘りしない語り—

○荒井 佐和子

(川崎医療福祉大学)

キーワード：強迫パーソナリティ、娘介護者、認知症、介護

問題・目的

かつての日本では、家制度の下、高齢者の介護は長男の妻（嫁）が主な担い手であった。しかし、2022年の国民生活基礎調査において、嫁が主たる介護者となるケースは5.4%まで低下し、配偶者や実子による介護の割合が増えている。ただし、介護役割におけるジェンダー不均衡は、息子より娘のほうが介護を担いやすいという形で現在も残り（西野, 2021）、娘が主要な介護者となるケースは増加している。

家族介護者の続柄によって介護に対する見方や捉え方には違いが生じる（北村, 2013）。娘による介護の特徴について先行研究（菊澤, 2011；上山他, 2016；馬場, 2019）では、幼いころからの親子関係の影響があること、実の子であるがゆえの親側の甘えや周囲からのプレッシャーがあること、介護協力者の得にくさやサービス利用の遅れもあり抱え込みの介護になりやすいことなどが指摘されている。そして、実親介護の支援においては、カウンセリング等を通じて介護以前からの親子関係を見直すことで介護を積極的に意味づけたり諦めたりすること、自らの際限ない介護により懸命に親の加齢を食い止めようとする「没入」状態にある場合にはコントロール欲求をやわらげる心理的介入を行うこと、さらに、介護との距離感を調節しながら生活できるように家族との関係調整やコミュニケーションのサポートを行う必要性が示唆されている（馬場, 2020；馬場, 2024 など）。

一方、強迫パーソナリティについては、古典的には強迫神経症は強迫パーソナリティの土台の上に生じるとされてきたが、近年では強迫パーソナリティは健常な領域から病的領域まで連続するスペクトルとして捉えられ、必ずしも強迫思考（考えたくもないのにしつこくつきまとう考え）や強迫行為（やりたくもないのにしつこく駆り立てられる行動）と強く結びつくわけではないと理解されている（関山, 2008；McWilliams, 1994 成田訳 2005）。強迫パーソナリティは、昔から知られた人格構造であり、サルズマン（Salzman, 1973 成田・笠原訳 1985）は秩序・規律・完全性への強い志向を基盤とする人格構造として次のように記述している。このパーソナリティは、几帳面さ、時間厳守、儉約性、過度の良心性、ならびに道徳的要請への厳格な応答を

特徴とする。社会的役割においては高い勤勉性と責任感を示し、時に「ワーカホリック」という形をとりつつ高い生産性を支える要因となる。一方で、親密な関係や家庭的役割においては、愛着の能力を有していても不安や恥が喚起されやすく、情緒的交流に困難を呈しやすいという特徴を持つ。

そして、このような強迫パーソナリティの特徴を有する家族介護者は、言葉や思考を過剰に重視し、コントロールや道徳的正しさに強い関心を持つため、特に認知症介護において没入状態や抱え込み介護に陥りやすく、また、要介護家族の言葉や症状に振り回されるなど、介護困難を呈しやすいことが予測される。

本研究は、介護困難を呈した娘介護者が没入状態から距離を置き内的な平穏に至るまでの経過を示すとともに、強迫パーソナリティの特徴を有する介護者の参考となる考え方の一例を提供することを目的とする。

倫理的配慮

本報告における介護者（以下、A）には、面接終結から数年後に連絡し、事例発表について承諾を得た。個人情報保護のため、事例内容は本質に影響しない範囲で加工した。

事例紹介

Aは面接開始時60代の娘介護者である。5人きょうだいの長女（第2子）で、母は「そんなことすると地獄に落ちるよ」が口癖の子育てだった。思春期には脊椎炎のために入院し寝たきりの生活を送った。入院中の過酷な経験により自分の気持ちを言わないようになり、また、100%自分が出来ることをする、弱い人を虐げないと決意した。退院後、社会生活では持ち前の勤勉性、計画性により成果をあげる一方、家庭生活では夫からのDVにより結婚後約10年で別居、子の高校卒業後に正式に離婚した。その後、中国地方に転居し、両親との同居が限界になった妹に代わる形で同居を開始した。X-1年、父の通院の付き添いで筆者の勤務する認知症外来に通い始め、主治医からの提案を受けてX年にカウンセリングを開始した。主治医から筆者には「Aが介護を頑張りすぎており、話を聞いてほしい」との依頼であり、面接開始時のAの主訴は「傷つかない人との接し方、傷つかない理解の仕方を探している」であった。

面接経過

【第1期：父親の介護を通した対人パタンの気づき】

(X年～X+3年, 月1回面接): Aは介護の限界に言及するも過去の入院生活での思いから、頑張り過ぎの介護が続く。X+2年に父が入院、言語的交流が難しくなると父と心理的距離が取れ始め、母との関係も話題に。「言えないし、聞けない」Aが親の言動をもとにギリギリまで尽くして感情を爆発させるパタンに気づき、自分と相手の意向の違いを意識するに至るが、他者のために全力を尽くしてきたAにとって、考えるほどに身動きが取れないという状況となった。

【第2期：母との関係の見直し】(X+3年～X+6年, 隔週面接): 母親との関係が話題の中心となった。弱者を助けて感謝されるという人生の物語を理想として持っているAが必要以上に母へ良いことをし、思ったほど感謝されず自分の努力不足を責め、母親の無理解を責めるという構造を持つエピソードが繰り返される。ライフレビューを挟み、「それはそれ」という言葉を手掛かりに、「絶対的な良いことは無く、その時々(自分と相手)双方がかみ合うかかみ合わないか、それ以上でもそれ以下でもない」という理解の仕方を見つける。後悔しないように先々のことを考えて今の時点で右往左往してしまう自分を自覚し、今の自分の人生をよく生きることに取り組み始める。X+5年, Aが高齢者の仲間入りをすると同時に自身のがん疑い、父の他界とストレスイベントが続く、霊の話など宗教的なものに引き寄せられつつ母のショートステイ利用を開始。母亡き後の自分の将来像についても目が向き始める。

【第3期：看取りと柔軟な思考の獲得】(X+6年～X+12年, 隔週～月1回面接): きょうだいから「総攻撃(Aの問題点を指摘する)」を受けたエピソードにAと筆者とで涙し、感情をストレートに語ることも増える。母の入所を前に在宅介護の振り返りを行い「付き合うためには、自分のことを主張して、対等にならないといけない。相手に良いようにしていれば理解してもらえなかったけど、そうじゃなかった」とまとめ、同居費用を請求しつつAを追いつめようとする母に、Aは偶像を見ていたと語る。X+6年に母入所、紆余曲折の末X+8年頃から母の世話を職員に任せられるようになる。自分の時間の使い方を模索し義務的な付き合いをやめると精神的に不安定となり、近所づきあいを調節しつつ再開する。疲労感を契機に「年を取った」と感じ、さらにX+8年に自身の脳梗塞、知人の急逝が続く、「どれをやっても正解なのだから私にとっての正解を探して、自分の思うように生きよう」と二元論から脱却する。母からはX+9年に「一番よくしてくれるのはA」と言われ報われる思いがし、そこから母の見舞いで和む気持ちとともに「物事は本当に裏表。(母は)出て行けと

言ったことを忘れていいのか…何かを言われたときに、その思いが全てと理解していたけど、そういう部分もあるし違う部分もある、どちらもある」と言葉を重視する姿勢が和らいだ。また、「周りを信頼するためには自分(への信頼)から」(基本的で生得的な肯定感)、「見通しが立たなくとも、先々のことを考えなくとも大丈夫」(無為自然)と老年的超越を彷彿とさせる語りも見られた。X+10年の母他界後には、お祈りの仕方が分からなくなった母に「ありがとうでいいんだよ」とAが伝えたことが周囲と母の支えになっていたことを葬儀で知る、といった介護の意味づけにつながる短い語りがあった。その後、感染症の流行で1年間の休みを挟んだ最終回で「豪勢な城を作るよりも、1カット1カットを区切って、つなげてどうこう、ではなく、1つずつの出来事を1つずつ思うようになった。(人生に)価値のあるない、それを考えること自体、意味のないこと。あるがままを受け入れる、ただそれだけ。そうやって、年を取っていく。そしてそれすら忘れていく」、「(面接時間中は筆者を)自分のためだけに使わせてもらった、ありがとう」とまとめられた。

考察

強迫的な生き方の根底にあるコントロール不全への不安と解消の努力は、認知症介護の原則(本人の世界を理解し、本人のペースを尊重する)と対立し、介護困難を生じやすいことが確認された。「ごく普通の思いやりを持って接する」という支援職の基本姿勢は強迫性の人々への面接原則(McWilliams, 1994 成田訳 2005)でもあり、定期的な支持的面接は、その時々話題を通して新たな考え方の共有や対人経験を得る機会として機能し、介護者支援とともに自分らしい生き方を見つける支援の一助になると考えられた。また、本事例では老年期の心理発達も柔軟な思考の獲得を後押ししており、ライフレビューを含めた老年期の心理支援の知見の援用も老親介護における介護者支援の一助になる可能性がある。

主な引用文献

- McWilliams, N. (1994). *Psychoanalytic Diagnosis: Understanding Personality Structure in the Clinical Process*. The Guilford Press. New York. (マックウィリアムズ, M. 成田善弘監訳 (2005). パーソナリティ障害の診断と治療 創元社)
- Salzman, L. (1968). *The obsessive personality: origins, dynamics, and therapy*. Jason Aronson, Inc. New York (サルズマン, L. 成田善弘・笠原嘉訳 (1985). 強迫パーソナリティ みすず書房)

謝辞

本事例の発表を快くご承諾くださり、貴重な経験を共有してくださったAさんに深く感謝申し上げます。本報告が、同様の課題に向き合う方々の一助となることを願っています。

高齢者の精神的健康に寄与する世代間交流の検討

○安藤 有紀・武井 祐子・湯浅 絢

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学) (川崎医療福祉大学)

キーワード：世代間交流，高齢者，交流内容，精神的健康

問題と目的

老年期は身体的衰弱や社会的役割からの引退（長谷川，1991），家族との死別など多くの喪失を経験する時期（河合，1997）であり，精神的健康が損なわれていることが考えられる。

高齢者の精神的健康に寄与するものとして，盛岡（2006）は，家族外の人とのつながりが高齢者の幸福感や生きがいに重要であると指摘している。実際，高齢社会対策大綱（内閣府，2018）は，高齢者を含む住民の社会参加やボランティア活動を通じて，世代間交流を推進する方針が示されている。

世代間交流とは，世代の間に存在する意図的・継続的な活動である（吉津・溝邊，2017）が，本研究では若年層と高年層との意図的な交流に焦点をあてる。先行研究では，パズルや折り紙，レクリエーションなど多様な形態で世代間交流活動が行われており，高齢者の生活の質や健康満足度を高め，うつ傾向を改善することが述べられている（亀井他，2010；土井・前徳，2009）。このことから，多様な形態による世代間交流が高齢者の精神的健康を増進させることが明らかになっている。

上述したように，世代間交流は，様々な交流内容で実施されているが，交流の内容によって，高齢者の行動が変化するのではなからうか。糸井他（2015）は，交流の中で生じる高齢者の行動の特徴として，次世代を温かく包み込む行動である「包容」，経験を次世代に伝える行動である「伝承」，次世代を褒めて育てる行動である「育成」という3因子があることを明らかにしている。飯塚他（2018）は，3ヶ月間，計12回，世代間で囲碁を実施した結果，囲碁では「伝承」が見られることはなかったことを示している。つまり，交流内容によって，高齢者の行動特徴が異なることが明らかにされている。一方で，各因子の有意な得点の変化は見られなかったことも明らかになっている（飯塚他，2018）。つまり，高齢者の行動の特徴は縦断的に安定していることが示唆される。これらのことから，交流の内容により，高齢者の行動特徴は異なり，さらに，その行動特徴は継続して実施する中で安定してみられるのではないかと考えられる。

世代間交流の内容と高齢者の精神的健康との関連を明らかにすることで，高齢者の精神的健康により良い効果をもたらす世代間交流を実施することが可能となる。以

上のことより，本研究は，世代間交流の内容による高齢者の行動の違いが高齢者の精神的健康に及ぼす影響を明らかにすることを目的とする。糸井他（2015）によると，「包容」は，精神的健康を増進させると考えられている〔コミュニケーション〕と〔感情表出〕の要素を含んでいる。また，「伝承」は〔世代継承性〕のみで構成されており精神的健康の増進とは直接的に関係しないと考えられている（糸井他，2015）。よって，「包容」的交流の方が，「伝承」的交流よりも高齢者の精神的健康を高めると予測する。

方法

実験参加者

シルバー人材センター3施設に登録している，66歳から79歳（ $M=72.07$ ， $SD=3.83$ ）の男女15名（男性6名，女性9名）であった。

実験協力者

岡山県内の大学院にて心理学を専攻する男女11名（ $M=23.36$ ， $SD=0.99$ ：男性1名，女性10名）であった。

実験計画

交流内容と感情測定時期を独立変数，精神的健康を従属変数とする2要因2水準（交流A・交流B，交流前・交流後）の参加者内計画とした。

実験課題

世代間交流の交流内容として2種類（交流A，交流B）の課題（各30分）を設定した。

「包容」因子の得点が高くなると予測される交流として，ジグソーパズル（以下，交流A）を設定した。

「伝承」因子の得点が高くなると予測される交流として，語り（以下，交流B）を設定した。具体的には，ご自身の住んでいる地域，昔の話，過去の経験についてのお話を実験協力者に対して語ってもらった。

実験手続き

実験協力者は，交流中の関わり方についての資料（行動基準）を確認した後，交流に参加した。

実験参加者は，交流Aと交流Bの両方に参加した。各交流の間は1週間以上空けた。実験者がランダムに，交流Aを先に行う実験参加者（男性3名，女性4名）と，交流Bを先に行う実験参加者（男性3名，女性5名）に振り分けた。

実験は実験参加者1名と実験協力者1名のペアで行っ

た。両者は初対面であった。2名は机を挟んで対面で座し、交流した。交流の様子をビデオカメラで撮影した。

実験参加者は、交流に参加する前に感情的 well-being 尺度に回答した。その後、どちらか一方の交流に参加した。交流終了直後、フェイスシート、感情的 well-being 尺度に回答した。

測度

フェイスシート 年齢、性別を尋ねた。

精神的健康 中原 (2011) が作成した、7項目からなる感情的 well-being 尺度短縮版を使用した。ポジティブ感情を測定する3項目と、ネガティブ感情を測定する4項目を5件法で尋ねた。

交流課題の評価 交流Aに「包容」要素が、交流Bに「伝承」要素が含まれているかを確認するため、地域世代間交流観察スケール高齢者版 (CIOC-E) (糸井他, 2015) を用いて、交流中の映像を実験者と実験分担者が評価した。交流Aにおける参加者の平均得点率は、包容因子は75.0%であり、伝承因子は0%であった。交流Bにおける参加者の平均得点率は、包容因子は0%であり、伝承因子は87.5%であった。観察者一致率は87.5%であった。以上のことから、交流Aおよび交流Bの課題設定は適切であると考えられた。

分析方法

HAD (version18.0) (清水, 2016) を使用した。

倫理的配慮

川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て実施した (承認番号 24-097)。

結果

ポジティブ感情及びネガティブ感情の記述統計量を Table 1 に示した。

Table 1
ポジティブ感情及びネガティブ感情の記述統計

	群	M (SD)			
		交流前	交流後	交流前	交流後
ポジティブ感情	交流A	12.47 (2.00)	13.07 (1.71)	12.43 (1.89)	13.17 (1.49)
	交流B	12.40 (1.84)	13.27 (1.28)		
ネガティブ感情	交流A	6.80 (2.18)	6.13 (1.55)	6.83 (2.05)	6.37 (1.59)
	交流B	6.87 (2.00)	6.60 (1.64)		

本研究の目的である「世代間交流の内容による高齢者の行動の違いが高齢者の精神的健康に及ぼす影響」について明らかにするため、2要因 (交流内容: 交流A・交流B × 感情測定時期: 交流前・交流後) の参加者内分散分析を行った (Table 2)。

ポジティブ感情 分析の結果、交流内容の主効果は有意でなく、感情測定時期の主効果が有意であり、交流内容×感情測定時期の交互作用は有意でなかった。有意性を示した感情測定時期の主効果について、交流前の平均 ($M=12.43, SD=1.89$) よりも交流後の平均 ($M=13.17, SD=1.49$) の方が有意に高いことが示された。

ネガティブ感情 分析の結果、交流内容の主効果は有意でなく、感情測定時期の主効果が有意傾向であり、交流内容×感情測定時期の交互作用は有意でなかった。10%未満で有意傾向を示した感情測定時期の主効果について、交流前の平均 ($M=6.83, SD=2.05$) よりも交流後の平均 ($M=6.37, SD=1.59$) の方が低い傾向が認められた。

Table 2
交流内容・感情測定時期が精神的健康に与える影響に関する2要因分散分析

	主効果						交互作用		
	交流内容			感情測定時期					
	F	p	ηp^2	F	p	ηp^2	F	p	ηp^2
ポジティブ感情	0.034	0.856	0.002	5.811	0.03	0.293	0.599	0.452	0.041
ネガティブ感情	1.431	0.251	0.093	3.738	0.074	0.211	0.849	0.373	0.057

考察

本研究の目的として、世代間交流の内容による高齢者の行動の違いが高齢者の精神的健康に及ぼす影響を検討した。分析の結果から、交流内容による高齢者の行動の違いに関わらず、世代間交流そのものによってポジティブ感情は有意に上昇することが明らかとなり、ネガティブ感情は低下する傾向が明らかになった。結果として、仮説は支持されなかった。

交流内容による高齢者の行動によって、交流後の高齢者のポジティブ感情およびネガティブ感情に差は生じないことについて、糸井他 (2015) は、高齢者は「コミュニケーション」によって QOL を向上させ、さらにその結果として「感情表出」がもたらされると述べている。糸井他 (2015) によると、包容的交流は「コミュニケーション」と「感情表出」を含むが、本研究で設定した、伝承的交流である語りも、若者とのコミュニケーションが生じ、結果として感情表出がなされていた可能性が考えられる。このことを踏まえると、いずれの交流においてもコミュニケーションと感情表出の要素があったのではないだろうか。

また、包容的交流では「感情表出」という情緒的繋がりを重視する必要があったが、実験者による交流課題の評価において「喜びあう」以外の感情表出の確認を行なっていなかった。しかし、包容的交流も伝承的交流も表出されやすい感情の種類は異なるかもしれないが、両交流において感情表出自体は活発に見られていたのではないかと考えられる。以上のことから、交流後の高齢者の感情に差は生じなかったことが考えられる。

今後の展望

今後、世代間交流におけるコミュニケーションの質をより詳細に検討することが求められる。交流中の発話内容や頻度、非言語的なコミュニケーションなどを量的・質的に分析することで、交流のどのような側面が高齢者の感情変化に関与しているか検討する必要がある。

共同作業を伴う直接接触および拡張接触が 精神障害者に対する社会的態度に与える影響

○大原 千尋 ・ 福岡 欣治

(川崎医療福祉大学大学院 臨床心理学専攻) (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：精神障害者、社会的態度、共同作業

問題

精神障害者に対する社会的態度と接触経験

従来の研究では、精神障害者との接触経験と社会的態度の関連が指摘されている（毛呂・島谷，2010）。しかし、北岡（東口）（2001）は、精神障害者と日常的に接触している医療関係者の社会的距離は一般人と同様に大きかったと報告しており、接触の多さだけでなく、接触の質的な側面からの検討が必要であることを示唆している。

共同作業を含む接触の重要性

接触の質の捉え方は研究により様々であるが、本研究では「共同作業を含む接触」に着目する。なぜなら、精神障害者に関する研究では、共同作業が重要であるとされているからである（櫻井他，2020）。

ただし、その示唆の元となった中村（2015）は、共同作業経験と社会的態度の関係を直接に扱っているわけではない。したがって、「共同作業を含む接触経験」が肯定的な社会的態度と実際に関連するかを検討する必要がある。

拡張接触

これまで多くの研究で偏見を低減させる要因として接触仮説が注目されてきたが、その中の新しい概念として拡張接触（Extended contact）が挙げられる（Wright et al., 1997）。拡張接触とは「内集団成員が外集団成員と個人的に親しい関係を築いていると知る」ことであり、これによって外集団に対する態度が肯定的に変化するというのが拡張接触仮説である（上瀬，2024）。実際に交流の場面を見るだけではなく、そのような内容の物語を読むことも効果的とされている（Cameron & Rutland, 2006）。

しかし、拡張接触が精神障害者に対する社会的態度に影響を検討した先行研究では、その効果について必ずしも一貫した結果が得られていない（Hantzi et al, 2019 ; 原田・五十嵐，2023）。このことから、接触経験に関する研究と同様、拡張接触においても接触の中身に目を向ける必要があると考えられる。櫻井他（2020）では精神障害者に対する社会的態度に効果的な接触として共同作業が挙げられていることから、本研究では特に「共同作業による拡張接触」を扱うこととする。

本研究の目的

本研究では、精神障害者に対する肯定的な社会的態度の形成に寄与し得る要因として、精神障害者との共同作業経験に注目する。研究1では、回答者自身の精神障害者との直接接触経験を共同作業とそれ以外に分けて測定し、特に共同作業による接触経験が多いほど精神障害者に対する態度が肯定的であるかどうか検討する。研究2では、精神障害者との共同作業を含む拡張接触と社会的態度の関連をそれらに対する評価も含めて検討する。なお河内（1990）・毛呂・島谷（2010）をふまえ、接触経験に加え参加学生の専攻や精神障害関連講義の受講・実習経験、さらに研究1では精神障害に関する知識も併せて測定し、適宜検討に加える。

研究1

方法

参加者 医療福祉系大学の学生を対象とした。有効回答131名（性別：男43・女87・他1名；年齢： $M = 19.41$, $SD = 1.28$ ）。

主な調査内容 (a)個人属性：年齢・性別・学科、精神障害関連講義や実習の経験。(b)身近な精神障害者の有無。(c)精神障害者との共同作業を含む接触経験（独自作成の4項目と自由記述）。(d)精神障害者との共同作業以外の接触経験：坂西・土井（2006）の11項目。(e)精神障害（者）に関する知識：前田他（1994）の疾病・薬物知識度調査（KIDI）20項目。(f)精神障害者に対する社会的態度：星越他（1994）で使用されている社会的距離尺度8項目。

実施手続き 担当教員の許可を得た科目の授業前に調査票を配布し、授業後に回収した。調査の趣旨や倫理的配慮等を説明し、調査に同意した人に回答を求めた。実施に先立ち倫理委員会の承認を得た（承認番号25-019）。

結果と考察

各変数の分布を確認し、信頼性を検討した上で合計点を算出した。身近な精神障害者の有無、共同作業については経験のある者が極端に少なく選択肢の合計点の分布が偏っていたため、対数変換を行い分析に使用した。各変数間の相関を求めた後、精神障害者に対する社会的態度を従属変数、その他を独立変数とした重

回帰分析を行った。その結果、精神障害に関する知識との関連のみが有意であり、知識が豊富であるほど社会的態度が肯定的であることが示された (Table 1)。

共同作業経験との寄与が見られなかったことには、本研究の参加者に共同作業経験のある者が極端に少なかったことが影響している可能性がある。

Table 1
研究 1 における社会的態度に対する重回帰分析の結果

変数	β	95%下限	95%上限	VIF
受講・実習経験	-.044	-.214	.127	1.043
身近な精神障害者	-.061	-.263	.140	1.456
共同作業経験	-.085	-.309	.138	1.792
接触経験	-.063	-.269	.143	1.524
知識	-.276 **	-.446	-.107	1.033
R^2	.112 *			

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

研究 2

方法

参加者 研究 1 とは異なる、医療福祉系大学の学生を対象とした。有効回答 149 名 (性別: 男 42・女 107; 年齢: $M = 19.55$, $SD = 0.91$)。

主な調査内容 研究 1 との重複を含む以下を尋ねた。(a)個人属性、(b)身近な精神障害者の有無、(c)精神障害者に対する社会的態度、(d)精神障害者との接触を描いたストーリー (※共同作業を含むものと含まないものの 2 種類) に対する評価、(e)精神障害者との共同作業経験、(f)共同作業を含む拡張接触経験、(g)精神障害者との共同作業に対する評価、(h) (d)のストーリー上の精神障害者に対する社会的態度である。なお、(a)(b)(c) (e)は研究 1 と同内容であり、また、(f)は(e)と、(h)は(c)と共通の項目を用いた。

実施手続き 研究 1 と同様。ただし、ストーリー (前項(d)) のみ異なる 2 種類を用意し、回答者は一方のみを読んで関連する質問に答えるようにする。実施に先立ち倫理委員会の承認を得た (承認番号 25-051)。

結果と考察

研究 1 と同様に、各変数の分布と信頼性を確認した上で合計点を算出した。身近な精神障害者の有無、共同作業及び共同作業を含む拡張接触経験については対数変換を行い分析に使用した。

ストーリーの異なる 2 つの調査票の共通部分について、変数間の相関に参加者の所属学科が影響しないことを確認した後、精神障害者に対する社会的態度を従属変数、その他の変数を独立変数として重回帰分析を行った (Table 2)。その結果、共同作業に対する評価との関連のみが有意であり、共同作業に対する評価が高いほど社会的態度が肯定的であることが示された。

さらに、ストーリーによる影響を受ける独立部分について、ストーリーの共同作業の有無別にストーリー上の精神障害者に対する社会的態度を従属変数、ストーリー評価を独立変数とする重回帰分析を行った。その結果、共同作業ありのストーリーにおける拡張接触経験者による評価のみとの関連が示唆された (Table 3)。

これらの結果を総合すると、参加者の共同作業経験は少ないが、共同作業に対する評価が高まれば、肯定的な社会的態度に寄与することが考えられる。

Table 2
研究 2 における社会的態度に対する重回帰分析の結果

変数	β	95%下限	95%上限	VIF
受講・実習経験	-.006	-.173	.161	1.081
身近な精神障害者	-.008	-.192	.175	1.305
共同作業経験	-.034	-.241	.173	1.667
共同作業を含む拡張接触経験	-.015	-.214	.185	1.544
共同作業に対する評価	-.235 **	-.396	-.075	1.004
R^2	.058			

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

Table 3
ストーリー上の精神障害者に対する社会的態度に対する重回帰分析の結果

変数	共同作業あり	共同作業なし
身近な共同作業経験者	.138	-.049
接触者自身による体験の評価	.073	-.287
拡張接触経験者による評価	-.302 +	-.037
回答者による接触経験	-.123	.059
ストーリーの現実性評価	-.085	.111
R^2	.101	.097

注) 数値は β を表す。

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

総合考察

本研究で、共同作業経験及び拡張接触の効果を直接的に確認できなかった。しかし、健常者が精神障害者と共同作業を行うことへの評価が社会的態度に対し有効であることが示唆された。今後は、共同作業に対する評価と社会的態度の因果関係を明確化させること及び評価を高める方略について検討していくことが必要であると考えられる。

主な引用文献

- 上瀬 由美子 (2024). 偏見低減研究の展開と課題 認知科学, 31(2), 401-407.
櫻井 友実・橋本 健志・四本 かやの (2020) . 日本における精神障害者に対する偏見の文献検討 作業療法, 39(3), 273-273.

自閉スペクトラム症(ASD)者における内面化されたスティグマの実態と課題

○桑田 彩那 ・ 荒井 佐和子

(大阪大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：自閉スペクトラム症，内面化されたスティグマ，ASD，日本

問題・目的

スティグマとその内面化

スティグマとは、社会における多数派集団から少数派集団に向けられたステレオタイプ、偏見、差別を包括する概念である。スティグマは少数派集団に属する個人に内在化されることがあり、内面化されたスティグマと呼ばれる。内面化されたスティグマは自尊心の低下を引き起こすことが知られている。

ASD における内面化されたスティグマ

自閉スペクトラム症(Autism Spectrum Disorder: 以下 ASD)者における内面化されたスティグマについて量的に検討した研究は、世界的に見てもわずかである(例：Bachmann et al., 2019; Huang et al., 2023)。内面化されたスティグマを測定する尺度として最もよく使用されているのは Internalized Stigma of Mental Illness Scale (ISMI)である。ISMI では内面化されたスティグマの程度を表す値を算出できる。その値の解釈の方法には 2 通りがあるが、一般的に 2.51 以上でスティグマの内面化の程度が高いとされる。ISMI の短縮版である IMSI-9 を使用した Huang et al. (2023)の参加者の平均値は軽い内面化されたスティグマを表す 2.46 であり、値が 2.51 以上の参加者の割合は 40.6%であった。先行研究では、内面化されたスティグマと well-being の間に負の相関関係があることが明らかにされている。

告知年齢と性別の影響

Bachmann et al. (2019)では、高い内面化されたスティグマと正の相関を示す要因として 35 歳以上の参加者が挙げられている。また、ASD の告知年齢と現在の状態の良さについて検討した少数の先行研究では、一貫した結果が得られていない。

先行研究の多くは、女性の ASD 者の方が男性に比べ内面化されたスティグマの程度が高いという前提に立っているが、一貫した結果は得られていない。

目的と仮説

本研究の目的は、日本における ASD 者の内面化されたスティグマの程度を明らかにし、well-being や集団的自尊心との関連を検討することであった。また、内面化されたスティグマと告知年齢との関連や内面化されたスティグマの性差についても検討した。仮説は以下の 4 つであった。第 1 に、内面化されたスティグマと

well-being の間には負の相関関係がある。第 2 に、内面化されたスティグマと集団的自尊心の間には負の相関関係がある。第 3 に、内面化されたスティグマと告知年齢の間には負の相関関係がある。第 4 に、女性は男性に比べ内面化されたスティグマの程度が高い。

方法

参加者と手続き

岡山市内にある発達障害を専門とする精神科クリニックにて、院長である医師の協力を得て、質問紙調査を実施した。参加者は、クリニックに通院している 18 歳以上かつ障害告知済みの ASD 者 36 名であった。全員、知的能力や精神状態の点から質問紙への回答が可能と医師により判断された。質問紙は各参加者の受診時に医師により手渡され、多くの場合、院内で回答し受付に返却するという方法がとられた。調査期間は 2024 年 7 月初旬から 2024 年 10 月末日までであった。

調査内容

内面化されたスティグマ Hammer & Toland (2017)による ISMI-9 を翻訳して使用した。回答は「全くそう思わない(1 点)」～「非常にそう思う(4 点)」の 4 件法で求めた。

Well-being 日本語版 Warwick-Edinburgh Mental Well-being Scale(菅沼他, 2016)の短縮版 7 項目を使用した。回答は「全くない(1 点)」～「いつもある(5 点)」の 5 件法で求めた。

集団的自尊心 渡辺(1994)による集団自尊心尺度の下位因子から「否定的評価」と「肯定的評価」を抜粋し、各 4 項目の計 8 項目を使用した。回答は「全くそう思わない(1 点)」～「非常にそう思う(7 点)」の 7 件法で求めた。

フェイス項目 満年齢、性別、告知年齢の記入を求めた。性別は「男性」「女性」「その他・答えたくない」の中からの選択式であった。本研究では、告知年齢を参加者自身が ASD であることを知った時の年齢と定義した。

倫理的配慮

本研究は、川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て実施された(承認番号 24-019)。質問紙の表紙に、個人が特定される恐れはないこと、データは学術研究のため

めだけに使用されること、回答しないことによる不利益は一切ないこと、研究参加に同意した場合であっても回答の省略や中止が可能なことを明記した。

結果

参加者について、男性は23名(63.89%)、女性は13名(36.11%)、平均年齢は25.13歳($SD=4.54$)、平均告知年齢は13.24歳($SD=4.40$)であった。

参加者全体におけるISMI-9の内面化されたスティグマの程度を表す値は2.46であり、軽い内面化されたスティグマが見られた。同値が2.51以上の参加者は14名(40%)であった。

第1の仮説を検討するために相関分析を行った結果、内面化されたスティグマとwell-beingの間に比較強い負の相関($r=-.64, p<.001$)が見られ、仮説は支持された。

第2の仮説を検討するために相関分析を行った。その結果、内面化されたスティグマと「否定的評価」との間には強い負の相関($r=-.75, p<.001$)が見られたが、「肯定的評価」との間には有意な相関が見られず($r=.01, n.s.$)、仮説は一部支持されるに留まった。

第3の仮説を検討するために相関分析を行った結果、内面化されたスティグマと告知年齢の間に有意な相関は見られず($r=-.18, n.s.$)、仮説は支持されなかった。

第4の仮説を検討するためにt検定を行った結果、内面化されたスティグマの程度に有意な男女差は見られず($t(33)=0.07, n.s.$)、仮説は支持されなかった。

考察

第1の仮説に関して、内面化されたスティグマとwell-beingの間に負の相関が見られたことは先行研究と一致する。スティグマが内面化されると「自分は劣っている」といった否定的な自己概念が形成され、自己肯定感が低下する。また、自立や社会参加、支援を追求しなくなるなど建設的な行動が減少する可能性もある。その結果、well-beingが低下すると考えられる。そのため、ASD者自身の内面化されたスティグマへの気づきを促したりASDに対する社会の認識を改めたりし、内面化されたスティグマを低減することでwell-beingの改善を図れるかもしれない。

第2の仮説に関して、内面化されたスティグマと集団自尊心尺度「肯定的評価」の間に相関が見られなかったのには、参加者と社会の間にあるASDに対する認識の相違が影響したと考えられる。「肯定的評価」の項目には「内集団に対する自己評価」と「内集団に対する他者評価の認知」の両方が含まれている。そのため、回答に「自分ではそう思うが、他の人びとからはそう思われていないであろう」といった葛藤が反映され、「肯定的評価」が内面化されたスティグマと相関関係を示

さないという結果に繋がったと考えられる。

第3の仮説に関して、内面化されたスティグマと告知年齢の相関関係には、各参加者の個人的な経験が大きく影響するのではないかと考えられる。Bachmann et al. (2019)では、高い内面化されたスティグマと正の相関を示した35歳以上の参加者について、そのほとんどが数十年前の幼少期かあるいは後年になってから診断を受けており、診断年齢に関わらず、ASDに対する社会の理解や自己理解が乏しいまま貧弱な支援体制の中で成長してきたためではないかと考察されている。本研究に協力したクリニックは初診受付時には子どもの患者を優先しているため、参加者の多くは幼い時期に診断を受け、本人の自己理解によらず、少なくとも医学的支援は受けられる環境にあったと考えられる。しかし社会の理解という観点では、学校を始めとする各参加者が身を置いてきた環境に左右されるであろう。つまり、告知年齢に関わらず、参加者の周囲の環境の良し悪しによってスティグマの内面化の程度は変化し得ると考えられる。

今後の展望

本研究では参加者が少なく偏りもあったため、対象者を増やして検討したい。本研究より、家族や医療から十分な支援を得ていてもスティグマの内面化が生じ得ることが示唆された。この背景には「家族や支援者は理解してくれるが、社会の大多数は自分を受け入れない」といったように家族や支援者を例外的な存在として捉える認識が関係している可能性がある。そのため、信頼できる家族や支援者という安全基地と社会一般との間に生じる認知的なギャップに着目し、内面化されたスティグマの形成メカニズムを検討したい。

主な引用文献

- Bachmann, C. J., Höfer, J., Kamp-Becker, I., Küpper, C., Poustka, L., Roepke, S., Roessner, V., Stroth, S., Wolff, N., & Hoffmann, F. (2019). Internalized stigma in adults with autism: A German multi-center survey. *Psychiatry Research*, 276, 94-99.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2019.04.023>
- Hammer, J. H., & Toland, M. D. (2017). Internal structure and reliability of the Internalized Stigma of Mental Illness Scale (ISMI-29) and Brief Version (ISMI-10, ISMI-9) among Americans with depression. *Stigma and Health*, 2(3), 159-174. <http://dx.doi.org/10.1037/sah0000049>
- Huang, Y., Trollor, J. N., Foley, Kitty-Rose., & Arnold, S. R. C. (2023). "I've Spent My Whole Life Striving to Be Normal": Internalized Stigma and Perceived Impact of Diagnosis in Autistic Adults. *Autism in Adulthood*, 5(4).
<https://doi.org/10.101089/aut.2022.0066>

大学生の少年院出院者に対するイメージと心理的自立の関連

○中村 圭・藤原 直子

(吉備国際大学心理学部) (吉備国際大学人間科学部)

キーワード：少年院出院者，イメージ，心理的自立

問題・目的

少年院は、主として、家庭裁判所が少年院送致の決定をした少年を収容し、その健全な育成を図ることを目的として、矯正教育、社会復帰支援等を行う施設である(法務省, 2024)。少年院では、規則正しい環境の下で、改善更生の意欲を喚起し自主自律及び協同の精神を養うことに資するように矯正教育が行われている。また、再非行防止には、出院後の就労先や修学先の確保が必要とされ、少年の就労意欲の向上を図るとともに、職業上有用な技能を習得させる教育を実施し、各種資格の習得を行っている。出院後の居場所確保など生活環境の調整を行うため、入院後の早い時期から少年院・保護観察所相互の連携も強化している。しかし、令和元年出院者の再入院率は、2年以内で10.1%、5年以内で14.2%であり、5年以内に再入院した者のうち約7割が2年以内に再入院している(法務省, 2024)。

再非行防止には、身近な地域住民の理解と協力的な関わりが必要で、周囲の人との親和的・情緒的な関係が犯罪からの立ち直りに繋がる重要な要素である(法務省総合研究所, 2019)。また、地域における犯罪防止には、一般市民が犯罪者・犯罪被害者に対して有するイメージが重要な役割を果たすと予想されている(向井, 2021)。周囲の人が少年院出院者に対して抱くイメージは、再非行に大きく影響すると考えられる。

自立は、経済的自立、社会認知的自立、心理的自立の3側面から成り立ち、このうち心理的自立とは、「自分自身について主体的に管理・決定し、その責任を持つことであり、成人期において適応するために必要な心理・社会的な能力を有した状態」である(高坂, 2018)。心理的自立は、相手の視点に立ったり価値観や考え方を吸収したりすることで促進されると報告されており(安富・小澤, 2022)、周囲の他者に対するイメージや態度と関連すると考えられる。

本研究では、大学生が少年院出院者に対して抱くイメージを調査し、心理的自立との関連を検討した。少年院出院者の再非行防止や社会復帰促進のため、年齢の近い大学生に対する情報提供や啓発に関して、有益な知見を見出すことが本研究の意義である。また、本研究の仮説として、心理的自立が高い人は少年院出院者に対して肯定的なイメージを持つと予測した。

方 法

対象者

全国の大学生400名(男性200名、女性200名)を対象とした。回答者の平均年齢は20.6歳($SD=1.64$)であった。

調査時期

2025年9月に実施した。

実施方法

調査は、アイブリッジ株式会社が運営するWeb調査Freeasyを使用した。Freeasyにモニター登録をしている4年制大学在学者を対象とし、研究協力に同意した場合のみ、設問画面を呈示した。

調査内容

(1) 少年院出院者に対するイメージ

野田・篠田(2024)が作成した尺度を使用し、17項目について「1. 全くそう思わない」—「5. 非常にそう思う」の5件法で回答を求めた。得点が高いほど、回答者が出院者に否定的なイメージを持つことを示す。

(2) 少年院出院者への許容的態度

坂田・川島(2021)の「刑務所出所者への許容的態度尺度」を使用し、野田・篠田(2024)を参考に、犯罪の内容は限定せず対象を少年院出院者とした。「0. 許せない」—「4. 許せる」の5件法で回答を求めた。

(3) 少年院出院者との社会的距離

吉岡・三沢(2012)の「精神障害者との社会的距離尺度」を使用した。野田・篠田(2024)を参考に、対象を少年院出院者に変更し、5項目について「1. 強く反対」—「5. 確かにそうしたい」の5件法で回答を求めた。

(4) 心理的自立

高坂・戸田(2005)の「心理的自立尺度」を使用した。「適切な対人関係」、「価値判断・実行」、「将来志向」、「自己統制」、「社会的視野」、「責任」の6因子25項目について、「1. 全くあてはまらない」—「7. 非常にあてはまる」の7件法で回答を求めた。

倫理的配慮

本研究は、吉備国際大学倫理審査委員会の承認を得て実施した(承認番号25-22)。実施にあたって、調査目的、調査協力の任意性、個人情報保護と協力後のデータの扱い、結果の公表に関する事項等を記した文章を呈示し、同意した対象者に調査を実施した。

結 果

少年院出院者に対するイメージは、全ての項目で平均値 3.1 以上であった。特に高かった項目は、「怖い (3.62)」、「同じような犯罪を繰り返しやすい (3.58)」、「何をするか予測できない (3.57)」、「何を考えているのかわからない (3.52)」、「親の愛情を十分に受けて育たなかった (3.52)」であった。

許容的態度の平均値は、2.73 であった。

社会的距離の平均値は、「職場の近くで仕事を始めてもいい (2.77)」、「親しくなってもいい (2.70)」、「隣に引っ越してもいい (2.45)」、「一晩つきあってもいい (2.35)」、「結婚して家族の一員になってもいい (2.24)」であった。

また、*t* 検定を行った結果、いずれの尺度においても性別による有意差はみられなかった ($p > .10$)。

相関分析を行った結果、少年院出院者のイメージと心理的自立に正の相関が認められた ($r = .268, p < .01$)。許容的態度と心理的自立 ($r = -.034, p < .01$)、社会的距離と心理的自立 ($r = -.206, p < .01$) には負の相関が認められた (Table 1)。

Table 1

各変数の相関係数

	①	②	③	④
① 出院者イメージ	-			
② 許容的態度	-.403**	-		
③ 社会的距離	-.412**	.594**	-	
④ 心理的自立 (合計)	.268**	-.034**	-.206**	-

** $p < .01$

心理的自立の各因子が少年院出院者のイメージに与える影響を確認するため、重回帰分析を行った。その結果、少年院出院者のイメージに対して、心理的自立 ($\beta = .268, p < .001$)、価値判断・実行 ($\beta = .168, p < .05$) が正の影響を与えていることが示された (Table 2)。また、社会的距離に対して、心理的自立 ($\beta = -.206, p < .001$)、価値判断・実行 ($\beta = -.209, p < .05$) が負の影響を与えていることが示された (Table 3)。

Table 2

出院者イメージに対する心理的自立の影響

	<i>B</i>	<i>SE B</i>	β
心理的自立 (合計)	.136	.024	.268***
適切な対人関係	.143	.150	.069
価値判断・実行	.355	.179	.168*
将来志向	-.088	.182	-.038
自己統制	.199	.197	.083
社会的視野	-.064	.231	-.017
責任	.121	.275	.037
<i>R</i> ²	.079		

基準変数：少年院出院者のイメージ

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Table 3

社会的距離に対する心理的自立の影響

	<i>B</i>	<i>SE B</i>	β
心理的自立 (合計)	-.039	.009	-.206***
適切な対人関係	.088	.056	.011
価値判断・実行	-.165	.067	-.209*
将来志向	.077	.069	.089
自己統制	-.091	.074	-.102
社会的視野	.070	.087	.049
責任	-.063	.103	-.051
<i>R</i> ²	.066		

基準変数：社会的距離

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

考 察

本研究は、大学生が少年院出院者に対して抱いているイメージを調査し、心理的自立との関連を検討した。その結果、心理的に自立している人ほど少年院出院者に否定的なイメージを持つことが示され、仮説は支持されなかった。

特に「価値判断・実行」の影響が強く、否定的イメージとの強い関連が示された。「価値判断・実行」とは、行動的側面と価値的側面から構成され、自分の価値観に基づいて判断し、行動できるようになることである (高坂・戸田, 2006)。出院者イメージの上位に、「怖い」、「何をするか予測できない」、「何を考えているのかわからない」といった未知や未確認であることへの恐怖や不安が表れていた。感情的に受け入れられない背景に犯罪に対する恐怖イメージの強さがある (野田・篠田, 2024) ことも影響していると考えられる。

一方、「価値判断・実行」が高い人ほど、少年院出院者との社会的距離を取らないことが示された。出院者が近くにいる状況が生じて、自分の価値観に基づいて行動できると推察され、自身の生活や心理状態を安定させることは、出院者への過剰な拒否的態度の抑制に繋がると考えられる。

本研究の課題と今後の展望

今回は大学生を対象としたが、出院後の社会復帰や就労には周囲の大人の支援や関与が不可欠である。今後、様々な年代を対象に調査するとともに、イメージに影響を及ぼす要因を検討していく。その結果は、地域社会における周囲へのアプローチ方法や、少年自身に対する出院前教育の開発に活用できる。

主な引用文献

法務省 (2024) 令和 6 年版犯罪白書 第 3 編少年非行の動向と非行少年の処遇

野田優真・篠田直子 (2024) 少年院出院者に対するイメージと許容的態度の関連—被害リスク知覚と犯罪不安を手がかりにして—。信州心理臨床紀要, 23, 63-76.

少年院出院者に対する大学生の非受容的態度の緩和要因

——少年イメージ、少年院イメージに着目して——

布野 聖馬 ・ 福岡 欣治

(川崎医療福祉大学大学院 臨床心理学専攻) (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：少年イメージ、少年院イメージ、属性的帰属、状況的帰属

問題

少年犯罪の再犯と否定的態度の影響

『令和6年版犯罪白書』(p.279)によれば、令和5年時点における少年犯罪の再犯(再非行)率は30.2%である。平成16年以降は毎年減少傾向にあるが減少幅はわずかであり、未だ高水準にあるとも捉えられる。

少年犯罪の再犯には、地域社会での偏見やスティグマ、受容的態度の乏しさが影響していると考えられる。村山(2022)では、刑務所出所者の再犯に影響する要因として、就労状況や地域住民の偏見やスティグマが挙げられている。刑務所出所者と少年院出院者が必ずしも同様とは限らないが、就労状況や地域住民の偏見やスティグマは、少年院出院者の再犯(再非行)にも大きく関連していると考えられる。そのため彼らの受容的態度の向上と偏見の解消が、彼らの再犯を防ぐために必要であると考えられる。

犯罪者に対する態度形成における帰属の重要性

重大犯罪を犯した際に犯罪者への否定的態度が形成されやすい背景として、犯罪の原因を行為者(犯罪者)の内的属性に帰属する傾向があると考えられる。犯罪の重大性が高いほど行為者の内的属性に帰属されやすいのは、重大犯罪が社会的望ましさの極めて低い行為にあたるからである。このように、重大犯罪を犯した少年に対する態度形成には、帰属が重要な要因の一つであることが示唆される。

犯罪者に対する態度形成におけるイメージの重要性

犯罪者に対する態度とイメージの関連について、いくつかの先行研究が検討を行っている。野田・篠田(2024)は、少年院出院者に対する許容的態度とネガティブイメージの関係を調査し、被害リスク知覚が先行し、犯罪不安が媒介することでネガティブイメージが形成されることを明らかにした。さらに、向井・綿村(2023)は、特定少年のイメージを自立、可塑性、要庇護、理解不能の4分類に分けて実名報道への支持の関連を検討し、自律的イメージを持つ人は実名報道を支持し、可塑性イメージを持つ人は支持しない傾向があることが示された。

また上瀬(2024)は、刑務所制度に対する信頼感や抵抗感が、刑務所出所者への態度形成に影響を与える

ことを指摘し、刑務所を犯罪者の更生の場と認識すれば受容的態度が形成されやすいことを示唆した。

これらの先行研究に共通するのは、全般的なイメージ(例えば「子ども」や「刑務所制度」)が犯罪に関するより個別的な事象(例えば「厳罰志向性」や「出院者/出所者への態度」)に影響することが想定されている点である。言い換えれば、イメージの変容によって態度が変化し得ることの可能性が示唆される。

本研究の視点と検討の方向性

先行研究より、犯罪行為への帰属と犯罪者ないし犯罪に関連する事柄に対するイメージは、いずれも態度を変容させ得る要因であることが示唆される。また帰属や態度はどちらもイメージが先行していると考えられ、イメージ・帰属・態度の関係について直接的な検討は行われていない。

そこで本研究では、少年院への入所を要する重大犯罪を犯した非行少年に対して、過度な内的帰属や否定的態度を緩和すると考えられる要因を検討する。本研究で取り上げる要因は、少年に対するイメージ、および少年院(矯正施設)に対するイメージである。

本研究の目的と予想される結果

本研究の目的は、少年イメージ(自立、要庇護、可塑性、理解不能)および少年院に対する肯定的イメージが、少年院入所者の犯罪に対する内的帰属と出院者に対する態度に及ぼす影響を検討することである。

予測として、犯罪の重大性が高い場合は行為の原因が内的に帰属されやすく結果として受容が困難になるが、要庇護を含む少年イメージにより、内的帰属を抑制すると考えられる。また、少年院に対する肯定的イメージは帰属を直接に左右することはないが、少年院での経験を経た出所者への非受容的態度を軽減すると想定される。そして、少年イメージは、内的帰属の軽減を介してだけでなく、直接的にも少年院出所者への受容的態度の形成に寄与すると考えられる。

方法

調査対象者

大学生240名に調査票を配付した。不同意ならびに記入不備の回答を除く有効回答は、計210名(男性67名、女性140名、不明3名)であった。

主な調査内容

少年による重大犯罪への内的帰属 向井他 (2020) を参考にし、「少年院に入ることとなった人の大半は…」に続くように「自身の性格のせいで、犯罪をする」等の計7項目を作成し、4件法で測定した。

少年イメージ 向井・藤野 (2021) 及び畑山・伊藤 (2023) を参考に、理解不能、自律、要庇護、可塑性の各イメージについて「子どもは動機のわからない行動をする」等の計24項目を作成し、5件法で測定した。

少年院に対する肯定的イメージ 上瀬 (2024) を参考に作成した「日本の少年院制度は信頼できる」に加え、「少年院は非行少年に適切な矯正教育を提供する場である」等の6項目を独自に作成して計7項目とし、4件法で測定した。

少年院出院者に対する受容的態度 上瀬 (2024) を参考にしつつ本研究の目的に合うように表現を一部変更し、「矯正教育を終えたのだから、世間は出院した人を特別視せずに受け入れるべきだ」等の6項目を用いて、4件法で測定した。

実施手続き

2025年10月上～中旬に、担当教員の許可を得た科目の開講教室において、授業の開始前または終了後に調査を実施した。回答の所要時間は5分程度であった。

倫理的配慮

調査は無記名式とし、自由意思による参加および研究目的や倫理的配慮等の詳細な内容を文書と口頭で説明し、同意欄へのチェックにより承諾を得た。実施に先立ち倫理委員会の承認を得た (25-036)。

結果

尺度構成の確認

各尺度について因子構造の妥当性を確認するために各尺度の因子数を想定して因子分析を行なった (最尤法, プロマックス回転)。少年イメージは向井・綿村 (2023) と一部対応しなかったため、因子負荷量の低かった3項目を削除したうえで5因子解を採用した。新たに得られた第5因子は「否定イメージ」とした。

内的帰属は原版とほぼ同じ2因子解 (属性的帰属, 状況的帰属) となった。少年院に対する肯定的イメージ, 受容的態度は主成分分析による負荷量がいずれも高く, すべての項目を採用した。その後全ての尺度の信頼性の確認をした結果, おおむね許容しうる値であった ($\alpha = .66 \sim .91$)。

変数間の関連性

変数間の相関係数を確認したところ, 少年院イメージは少年イメージと関連し, また帰属とも部分的に関連していた。そこで, それらの結果も加味してモデル化し, 共分散構造分析を行なった。適合度の高さをふまえて採用した最終的なモデルを Figure 1 に示す。

少年イメージの可塑性から少年院イメージに有意な正のパスが認められ, また少年院イメージから受容的態度に有意な正のパスが認められた。また, 属性的帰属から受容的態度に有意な負の, 状況的帰属から同じく有意な正のパスが認められた。

考察

少年院イメージから受容的態度への正のパスが見られたのは類似した研究である上瀬 (2024) から想定通りであった。また帰属に関して属性的帰属から受容的態度に負の, 状況的帰属は正のパスが見られたことも想定通りであった。また少年イメージのうち, 理解不能や否定以外は帰属に対して有意差が確認されなかった。また, 与える影響もあまり小さくなく, これは内的帰属に影響を与える要因が少年イメージ以外であることが示唆されたとともに, 今後帰属に影響を与える要因を再検討していく必要がある。

主な引用文献

向井 智哉・綿村 英一郎 (2023). 特定少年実名報道への支持と特定少年イメージの関連 法と心理, 23(1), 70-84.

上瀬 由美子 (2024). 刑務所への接触が施設や出所者への態度に及ぼす影響——PFI 刑務所開設地域の分析—— 心理学研究, 95(4), 222-231.

Figure 1

共分散構造分析による変数間の関係

$$\chi^2(10) = 9.580, p = .478$$

$$GFI = .990$$

$$AGFI = .955$$

$$CFI = 1.00$$

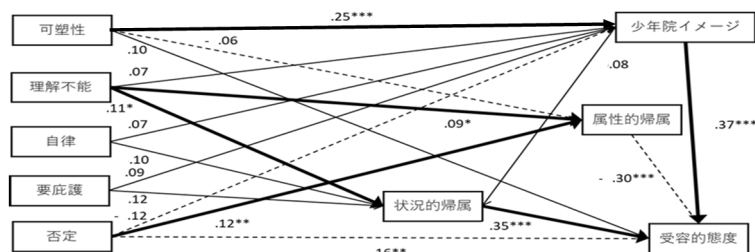
$$RMSEA = .000$$

$$AIC = 79.580$$

$$*p < .05, **p < .01, ***p < .001$$

実線 (——) : 正のパス, 点線 (-----) : 負のパス

注: 煩雑さを避けるため, 少年イメージ間の相関および誤差項と誤差項間の相関は表記を省略している。



第三者が他者の行動を偽善と判断する要因の検討

○河合 美朱 ・ 齊藤 由美

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：偽善，援助行動，第三者，観察者，賞賛獲得欲求

問題・目的

Alicke et al. (2013) によると偽善 (hypocrisy) という概念は、「ある行為が偽善と判断されるには、非一貫性を含んでいること、行為者の自己利益に役立つ行為であることが必要である」とされている。また、針原 (2015) は、利己的動機の情報が明らかな援助者が向社会的行動を行った場合、より否定的印象を強くもたれ、偽善者判断されることを示している。しかし、実際には行為者の明確な言動がない限り、第三者から見て行為者の動機を判断することはできない。それにもかかわらず、援助者の行動が偽善だと判断されることがある。援助行動に対する批判は、援助者がそれ以降に行う援助行動を抑制する恐れがある (山本・田中, 2018)。また山本・池上 (2021) では、批判を恐れて援助行動が抑制されることになれば、被災地の復興に遅延をもたらすなど、社会にとって大きな問題に発展するかもしれない、善意の援助者が、正当に評価される解決方略を明らかにすることが望まれると述べられている。この解決方略を明確にするため、まずどのような状況に第三者が他者の行動を偽善だと判断するのかを明らかにする必要がある。

援助場面における観察者の有無と援助者の関係性について、山本・池上 (2021) は、観察者の存在が評判獲得に関する利己的動機を推測する手掛かりになると述べている。人々は他者から観察されているとき自己呈示動機が喚起されやすく (Cottrell et al., 1968), 自己呈示は「他者が抱く自分に対する印象をコントロールしようとする過程」である (Leary & Kowalski, 1990)。本研究では自己呈示動機を評判獲得の目的に基づく利己的動機と位置づける。また、自己呈示動機は自分が達成したい目標との関連性が高い状況で強く喚起され、青年期の大学生では将来的に関係が持続すると予期される他者の前で強くなるとされる。人々が自身の経験に基づいて自己呈示動機が喚起される場面を理解しているなら、第三者はその理解に基づいて動機推測を行うと考えられる。以上より、観察者がいない状況より観察者がいる状況の方が自己呈示動機を推測しやすく、また、将来的に関係が持続しない観察者より持続する観察者がいる状況の方が自己呈示動機を推測しやすいと予測される。

さらに、投影理論 (VanBoven & Loewenstein, 2003) によれば、人は他者の心的状態を推論するとき自己の心的状態を手がかりとして利用する。この理論に基づけば、援助者に自己呈示動機を推測しやすい人は、自分自身が自己呈示の動機づけが高い可能性がある。自己呈示の動機づけの高さと関連するパーソナリティ特性として賞賛獲得欲求があり、これは他者からの肯定的な評価を得ようとする欲求である (小島他, 2003)。したがって、賞賛獲得欲求の強い第三者ほど自身の心的状態を援助者に投影し、援助者に自己呈示動機を推測しやすいと予測され、この点の実証的検討が望まれる (山本・池上, 2021)。

また、小島他 (2003) は賞賛獲得と拒否回避という自己呈示上の目標設定における欲求を測定する尺度を作成しており、山本・池上 (2021) が賞賛獲得欲求を自己呈示の動機づけと関連する特性として挙げた理由と考えられる。本研究では偽善を「非一貫性を含んでいること、行為者の自己利益に役立つ行為」と定義し、自己呈示動機を「他者が自己に対して好意的な印象を抱くように働きかけようとする動機」とした。「他者が自己に対して好意的な印象を抱く」ことは「行為者の自己利益に役立つ行為」と言えるため、自己呈示動機の推測を偽善の判断と置き換え、偽善の判断に賞賛獲得欲求が影響を与えるのかを検討する。

以上を踏まえ、本研究の目的と仮説は次の通りである。第1の目的は、援助場面の観察者の有無、観察者と援助者の関係性が偽善の判断に影響があるかを検討することで、観察者有の場合のほうが、また、関係性がある場合のほうが第三者は援助者のことを偽善だと判断しやすいと仮説を立てた。第2の目的は、偽善の判断に賞賛獲得欲求が関連するかを検討することで、偽善だと判断する人の方が、賞賛獲得欲求が高くなると仮説を立てた。

方法

参加者 大学生 88 人、大学院生 1 人を対象とし、一部の項目に記入不備のあった回答を除く 81 名を有効回答とした。

調査内容 質問紙の構成は偽善の判断と賞賛獲得欲求である。偽善の判断については、山本・田中 (2018) の

文章を元に作成した援助行動場面を目撃した第三者の立場として、援助者のことを評価する質問に回答してもらった。援助場面は被援助者が大学の駐輪場で自転車を倒したという状況において、周囲に観察者がいない場面、周囲に観察者がいる場面、周囲に援助者の知り合いの観察者がいる場面の3つの場面を示した。それぞれの場面に対し、援助者の行動を偽善と思うかを「1. はい、2. いいえ」の2件法で回答を求めた。賞賛獲得欲求については、小島他（2003）の賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度のうちの賞賛獲得欲求尺度9項目のみを用いた。

実施手続き 調査は私立X大学の休憩時間や講義前にて実施した。調査実施前に調査票を配布し、参加者には調査票に掲載している倫理的配慮を口頭で説明し、調査票内の同意欄への回答を求めた。調査は場面1から場面3まで、場面の状況の解説をしながらスクリーンに提示し、質問紙に回答してもらった。

結果

まず、各場面において援助者を偽善だと思うかを尋ねる質問に対して「はい」と回答した人を偽善群、「いいえ」と回答した人を非偽善群とした。それぞれの場面の偽善の判断について、 χ^2 検定を行った結果、非偽善群の方が偽善群よりも多かった（場面1： $\chi^2(1)=55.420$, $p<.001$, 場面2： $\chi^2(1)=49.000$, $p<.001$, 場面3： $\chi^2(1)=32.111$, $p<.001$ ）。

次に、偽善群と非偽善群の場面1から3の3群間の差異について Cochran の Q 検定を行った結果、3つの場面において偽善の判断に差が見られた（ $Q(2)=6.993$, $p<.05$ ）。さらに、これらの多重比較をしたところ、場面1と場面3との間のみ有意となった（ $p<.05$ ）。

また、各場面の偽善群と非偽善群の賞賛獲得欲求尺度の得点について、対応のない t 検定を行ったところ、どの場面においても有意ではなかった（Table 1）。

Table 1

場面	選択肢	人数	平均値	標準偏差	統計量	有意水準	効果量
場面1	偽善群	7	26.29	9.69	$t(79)=1.682$	ns	$d=0.67$
	非偽善群	74	21.55	6.86			
場面2	偽善群	9	24.00	7.21	$t(79)=0.900$	ns	$d=0.31$
	非偽善群	72	21.71	7.20			
場面3	偽善群	15	24.89	8.58	$t(79)=1.754$	ns	$d=0.50$
	非偽善群	66	21.30	6.74			

考察

本研究で扱った場面2、場面3では駐輪場にいた大勢の人たちと第三者の関係性と場面3に登場する「知り合い」と第三者の関係性が明記されておらず、参加者である第三者に偽善の判断を左右させた可能性がある。今後、援助者と観察者の関係を検討する場合は、参加者の行う関係性の判断を統制するため、援助者と観

察者の関係性をより具体的に明記する必要があると考えた。

偽善の判断と賞賛獲得欲求の関連性について、山本・池上（2021）より、賞賛獲得欲求の強い第三者ほど日頃より自己呈示への動機づけが高く、援助者に自己呈示動機を推測しやすいことから、偽善と判断しやすいのではないかと予測していた。しかし、他者からの肯定的な評価が行為者にとっての自己利益かは定かではないため、偽善の判断と賞賛獲得欲求には関連がないと考える。

本研究では、偽善の判断に影響を及ぼす個人特性として賞賛獲得欲求を取り上げて検討した。他者を否定的に評価するかどうかは状況要因だけでなく、観察者自身の性格特性にも左右される可能性があり、今後は他の性格特性にも注目する必要がある。その一つとして自己愛が挙げられる。自己愛は、自身への肯定的関心や態度を含み、自己中心性や自己能力への過度な自信を特徴とする概念である（Van den Bos, 2007; 繁樹・四本, 2013）。今後は、より包括的な個人特性としての自己愛に着目し、自己愛の高低が第三者の偽善判断にどのような影響をもたらすのかを検討していきたい。

引用文献

- Alicke, M., Gordon, E., & Rose, D. (2013). Hypocrisy: What counts? *Philosophical Psychology*, 26(5), 673-701.
- Cottrell, N. B., Wack, D. L., Sekerak, G. J., & Rittle, R. H. (1968). Social facilitation of dominant responses by the presence of an audience and the mere presence of others. *Journal of Personality and Social Psychology*, 9, 245-250
- 針原 素子 (2015). 向社会的行動が「偽善」と判断される時——推測された動機が及ぼす影響—— 日本心理学会大会発表論文集, 284
- 小島 弥生・太田 恵子・菅原 健介 (2003). 賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度作成の試み 性格心理学研究, 11, 86-98.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1990). Impression management: A literature review and two-component model. *Psychological Bulletin*, 107, 34-47.
- VanBoven, L., & Loewenstein, G. (2003). Social projection of transient drive states. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29, 1159-1168
- 山本 佳祐・田中 宏明 (2018). 援助行動に対する第三者による批判の規定因——自己呈示文脈に注目して—— 社会心理学研究, 34 (1), 26-37
- 山本 佳祐・池上 知子 (2021). なぜ援助者が批判されるのか——利己的動機を推測する心理機制—— 人文研究, 72, 111-124

HSP 傾向と対人不安の関係における他者意識の媒介効果

○世並 紗弥 ・ 堀内 孝

(岡山大学)

キーワード：HSP 対人不安 他者意識 媒介分析

問題・目的

近年、心理的特性としての HSP (Highly Sensitive Person) が注目を集めている。HSP は 1990 年代に米国の臨床心理学者の Elaine Aron によって提起され、人口の 15% から 20% が HSP に当てはまるとされている。HSP は、Aron & Aron (1997) が提唱した「感覚処理感受性 (Sensory-Processing Sensitivity)」の概念に基づき、外界の刺激や他者の感情、社会的状況に対して非常に敏感に反応する傾向をもつとされている。この特性は、深い情報処理、感情反応の強さ、環境刺激への敏感さ、共感的傾向など多面的に現れる。

一方で、他者意識とは他者に注意や関心、意識が向けられた状態をいい、注意の向けやすさに関する性格特性を他者意識特性という。他者意識は意識が現前の他者に直接的に向けられているか、それとも他者の空想的イメージに向けられているかによって大別される。他者の気持ちや感情などの内面情報を敏感にキャッチし、理解しようとする意識や関心を「内的他者意識」、他者の化粧や服装、体形、スタイルなどの外面に現れた特徴への注意や関心を「外的他者意識」、他者について考えたり、空想をめぐらせたりしながら、その空想的イメージに注意を焦点づけ、それを追いかける傾向を「空想的他者意識」という。

HSP 傾向の高い人は、他者の内面・外面・創造的評価のいずれにも敏感に反応する可能性があり、他者意識全体が対人不安に関与していると考えられる。すなわち、HSP 特性が強いほど、他者に対する意識の持ち方そのものが変化し、それが不安や緊張の程度に影響を及ぼす可能性がある。しかし、HSP と対人不安の関連において他者意識を取り上げた研究は十分に行われていない。

本研究の目的は、HSP 特性が対人不安に及ぼす影響について、他者意識の 3 つの下位因子を媒介要因として検討することである。これにより、HSP 傾向の高い個人が社会的場面で不安を感じやすい理由を、認知的・感情的両面から理解することが期待される。

方 法

調査方法および分析対象者

授業の冒頭を利用して調査を実施した。不良回答が

見られた参加者を除く大学生 131 名 (女性 90 名、男性 39 名、その他 2 名、18-26 歳 ($M=20.00$, $SD=1.73$)) を分析対象とした。

調査項目

日本語 10 項目版 Highly Sensitive Person Scale 飯村他 (2022) が作成した HSPS の日本語版を使用した。「易興奮性」、「低感覚閾」、「美的感受性」の 3 因子からなる 10 項目。「1. まったくあてはまらない」から「7. 非常にあてはまる」の 7 件法。

日本語版 Fear of Negative Evaluation Scale (FNE) 短縮版 笹川他 (1992) が作成した FNE の日本語版を使用した。12 項目。「1. 全くあてはまらない」から「5. 非常にあてはまる」の 5 件法。

他者意識尺度 辻 (1993) によって開発された、他者への注意の向けやすさや注意を向ける方向を測定するための尺度を使用した。「内的他者意識」「外的他者意識」「空想的他者意識」の 3 因子からなる 15 項目、「1. 全くちがう」から「5. 全くそうだ」5 件法。

結 果

各尺度の信頼性分析、平均値、標準偏差 (SD) を Table1 に、相関係数 Table2 に示した。

Table1

各尺度の α 係数、平均値、標準偏差

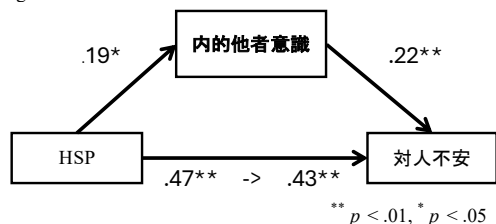
	α	平均値	SD
HSP	0.80	47.1	9.4
他者意識	0.69	54.5	10.5
内的	0.76	26.6	5.3
外的	0.78	13.8	3.9
空想的	0.75	14.1	4.3
対人不安	0.75	45.8	10.8

媒介分析

HSP を説明変数、対人不安を目的変数、他者意識の 3 つの下位因子をそれぞれ媒介変数とする媒介分析を行った。まず、HSP から対人不安への単回帰分析の結果、有意な正の効果がみられた ($\beta = .47, p < .01$)。次に、HSP から内的他者意識を媒介変数とした分析 (Figure 1) では、HSP から内的他者意識 ($\beta = .19, p < .05$)、内的他者意識から対人不安 ($\beta = .22, p < .01$) への標準化係数はいずれも有意であった。媒介変数投入後の

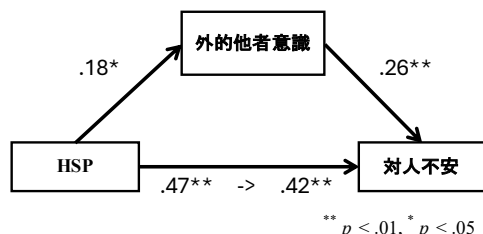
HSP から対人不安への標準化係数は $\beta = .43$ ($p < .01$) であり, Bootstrap 法による検定の結果, 間接効果は有意ではなかった ($Z = 1.29, n.s.$)。

Figure1 HSPと対人不安における内的他者意識の媒介分析



外的他者意識を媒介変数とした分析 (Figure 2) では, HSP から外的他者意識 ($\beta = .18, p < .05$), 外的他者意識から対人不安 ($\beta = .26, p < .01$) への標準化係数はいずれも有意であった。媒介変数投入後の HSP から対人不安への標準化係数は $\beta = .42$ ($p < .01$) であり, Bootstrap 法による検定の結果, 間接効果は有意ではなかった ($Z = 1.52, n.s.$)。

Figure2 HSPと対人不安における外的他者意識の媒介分析



空想的他者意識を媒介変数とした分析 (Figure 3) では, HSP から空想的他者意識 ($\beta = .37, p < .01$), 空想的他者意識から対人不安 ($\beta = .53, p < .01$) への標準化係数がいずれも有意であった。媒介変数投入後の HSP から対人不安への標準化係数は $\beta = .27$ ($p < .01$) であり, Bootstrap 法による検定の結果, 間接効果は有意であり ($Z = 3.98, p < .01$), 部分媒介を示した。

Figure3 HSPと対人不安における空想的他者意識の媒介分析

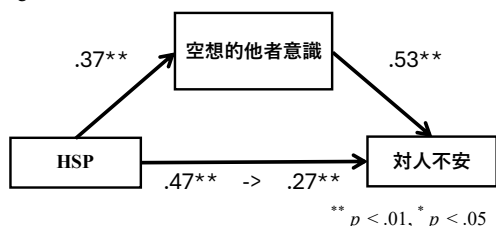


Table2

各変数の相関関係 ($N = 131$)

	1	2	3	4	5	6
1 HSP	—					
2 他者意識	.312 **	—				
3 内的他者意識	.186 *	.822 **	—			
4 外的他者意識	.179 *	.688 **	.308 **	—		
5 空想的他者意識	.370 **	.804 **	.494 **	.392 **	—	
6 対人不安	.470 **	.534 **	.299 **	.336 **	.632 **	—

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

考察

本研究の目的は, HSP 特性が対人不安に及ぼす影響について, 他者意識の3つの下位因子を媒介要因として検討することであった。分析の結果, HSP が対人不安に影響を及ぼす際に, 空想的他者意識が媒介要因として部分的に機能していることが示された。すなわち, HSP 傾向の高い人ほど, 現実の他者の反応だけでなく, 自分の頭の中で作り上げた他者のイメージや評価に注意が向きやすく, それが対人不安を高める要因となっていると考えられる。一方で, 内的他者意識や外的他者意識を媒介とするモデルでは有意な関連はみられなかった。これは, 他者の感情や外見に対する関心ではなく, 他者にどう思われているかという想像的な評価意識が, HSP の対人不安に関与していることを示唆している。すなわち, HSP の対人不安は, 実際の対人関係ではなく, 頭の中で想像された他者の視線や評価への過剰な意識によって強められている可能性がある。

本研究は, HSP 特性が対人不安に影響する際に, 単に他人に敏感であることが問題なのではなく, 「想像上の他者への過剰な注意」が心理的負担を生むという点を示した。このことは, 今後のカウンセリングやセルフケアにおいて, 現実の他者理解と空想的他者像の区別を意識することの重要性を示唆している。

引用文献

- Iimura, S., Yano, K., & Ishii, Y. (2022). Environmental Sensitivity in Adults: Psychometric Properties of the Japanese Version of the Highly Sensitive Person Scale10-Item Version. *Journal of Personality Assessment*, 105, 87-99.
- 笹川智子・金井嘉宏・村中泰子・鈴木伸一・嶋田洋徳・坂野雄二 (2004). 他者からの否定的評価に対する社会的不安測定尺度 (FNE) 短縮版作成の試み: 項目反応理論による検討. *行動療法研究*, 30, 87-98.
- 辻平治郎 (1993). 自己意識と他者意識 北大路書房

情緒的依存欲求の高さが完全主義に及ぼす影響について

○窪田 彩香

・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：完全主義的努力，完全主義的懸念，情緒的依存欲求

問題・目的

完全主義は、完全に向けた努力や過度な基準設定に伴い自身の行動に過剰な批判的評価を行うパーソナリティ傾向 (Frost, Marten, Lahart & Rosenblate, 1990) である。Stoeber & Otto (2006) は、高い個人基準を設定する完全主義的努力、失敗への不安や他者からの完全性希求を感じる完全主義的懸念の 2 側面があるとしている。このような完全主義の高まりの背景には、どのような心理過程があるのだろうか。

完全主義的努力は外向性や忍耐力 (Stoeber & Otto, 2006)、完全主義的懸念は神経症的傾向や回避の対処 (Stoeber et al., 2018) と関連が示されているが、こうした個人の性格特性との関連の他に、筆者は完全主義者の対人関係に着目した。完全主義的傾向にある者は、成功しないと低く評価され、欠点は受け入れてもらえないとの思い込みにより、不承認に過敏になりやすい (Burns, 1980)。つまり完全主義者には、他者からの良い評価により自己価値を認める意識があり、その背景には対人依存欲求が潜在するのではないかと考えた。

対人依存欲求は、「是認、支持、助力、保証などの源泉として他人を利用しないし頼りにしたいという欲求」とされ、具体的な一助を得ることが目的の道具的依存欲求、他者と接することで情緒的安定を得ることが目的の情緒的依存欲求に分類される (竹澤・小玉, 2004)。石川ら (2014) は、対人依存欲求の高い者が他者の視線の動きに敏感であることを示している。他者への過敏性は、関係を悪くしないため意見を控える、相手の様子を頻繁に気にする等の行動を起こし、過度な緊張や不安をもたらし、心身の健康を損ねる恐れがある。対人依存欲求のうち、情緒的依存欲求は人との精神的な繋がりを重視する因子であるため、上記のような対人関係に連なる問題により深く関わるのが推察される。

上記を踏まえ、完全主義が高まる背景には、他者との親密な関係による安心を求める情緒的依存欲求の高さが存在するのではないかと考えた。温かな関係がもたらす恩恵の獲得・維持を目指して、他者から受け入れてもらえるに足る立派な人物であろうとする結果、完全主義傾向が高まると推察される。そこで、情緒的依存欲求が完全主義を高めるかについて、本研究では調査を行う。また、情緒的依存欲求及び完全主義の 2 側

面について、各先行研究で性差の有無が一貫していない現状にあるため、各変数の性差の確認も合わせて行う。

方法

対象者

大学生に質問紙調査を実施し、不同意等を除く 96 名 (男性 27 名、女性 68 名、その他 1 名) を対象とした。平均年齢は 20.42 歳 ($SD=1.27$) であった。

調査内容

情緒的依存欲求 対人依存欲求尺度 (竹澤・小玉, 2004) より、「情緒的依存欲求」を使用した (10 項目、6 件法)。

完全主義 西尾・飯島 (2022) を参考に、新完全主義尺度 (桜井・大谷, 1997) より、「自分に高い目標を課する傾向 (PS) 尺度」を完全主義的努力、「ミス (失敗) を過度に気にする傾向 (CM) 尺度」を完全主義的懸念を測定する尺度として使用した (10 項目、6 件法)。

フェイスシート 学年、年齢、性別を尋ねた。

倫理的配慮 回答は任意であり未回答による不利益は生じないこと、調査は無記名のため個人が特定される恐れはないこと等を文章と口頭で説明した。

結果

情緒的依存欲求及び完全主義における性差の有無

性差を確認するため、対応のない t 検定を行った (Table 1)。情緒的依存欲求、完全主義的努力、完全主義的懸念のいずれにも有意な性差は見られなかった。

Table 1
各変数の男女別平均値 (標準偏差) と t 検定の結果

	男性 ($n=27$)		女性 ($n=68$)		t 値
	M	SD	M	SD	
情緒的依存欲求	36.85	9.78	38.18	9.21	.61
完全主義的努力	17.85	5.59	17.35	5.56	.39
完全主義的懸念	15.48	5.27	15.98	5.51	-.42

情緒的依存欲求が完全主義に及ぼす影響

変数間の関連を確認するため相関分析を行ったところ、情緒的依存欲求と完全主義的努力 ($r=.32$, $p<.001$)、完全主義的懸念 ($r=.27$, $p<.001$) の間に弱い正の相関が、完全主義の 2 側面の間に中程度の正の相関 ($r=.44$, $p<.001$) が認められた (Table 2)。これを踏まえ、情緒的依存欲求が完全主義の 2 側面に及ぼす影響を検討す

Table 2
各変数の相関分析の結果

	(1)	(2)	(3)
(1)情緒的依存欲求	—		
(2)完全主義的努力	.32**	—	
(3)完全主義の懸念	.27**	.44**	—

** $p < .01$

Table 3
情緒的依存欲求が完全主義の2側面に及ぼす影響に関する単回帰分析の結果

	完全主義的努力	完全主義の懸念
	β	β
情緒的依存欲求	.19**	.16**
R^2	.10	.07

** $p < .01$

るため単回帰分析を行った (Table 3)。情緒的依存欲求は、完全主義の2側面を強い影響ではないものの有意に予測した。

考察

情緒的依存欲求及び完全主義における性差の有無

情緒的依存欲求では、時代に伴い、女性の社会進出や多様な性が認められてきたことで、性役割への意識が生物学的性別に依存しなくなったことが考えられる。

また、完全主義は、吉岡・桂田 (2017) が性役割として挙げた男性の仕事や女性の家事・育児のいずれにも共通する姿勢であり、性別に限らず必要であると考えられる。本研究は大学生を対象としたため、関心分野の学習機会の多さや、単位取得のための積極的な学習等による学業への努力も影響したと推察した。

情緒的依存欲求が完全主義に及ぼす影響

情緒的依存欲求の高さが完全主義を高めることが認められた。親密な関係による安心感や居心地の良さを求める情緒的依存欲求の高さを契機とし、関係の構築・維持のため他者から望まれるような人物であろうとして、完全主義的傾向が高まると推察した。

完全主義的努力の傾向にある者は、自己価値の高揚を目的として高い達成基準に取り組むことも示唆されており (胡 (増井)・岩永, 2016)、完全主義が高まる背景に、他者と親密性を保つために自己価値を引き上げる意識が窺える。また、岩永・大山 (2023) は、完全主義は過剰適応者に見られる性格傾向であり、過剰適応の要因である拒否回避欲求が見捨てられ不安・承認欲求と関連することを述べている。このことから、高い情緒的依存欲求による「必要とされる人物でいたい」との意識が見捨てられ不安や承認欲求を生み、過剰適応に至る過程で完全主義が高まると考えた。

こうした、情緒的依存欲求に基づく完全主義的努力にはある種の脆さがあると考えられる。ここには、他者からの評価を内心では求めているものの、人知れず自身が努力しようとする自主自立の精神がある。他者に自身への関心や評価を直接要求できない姿から、自信の

なさや孤立感を抱いていることが推察される。努力が、内的満足ではなく身近な人に認めてもらいたいという期待に向かっていることは、期待する人物との関係性が絶たれた際に努力や目標そのものも宙に浮いてしまう危険を有すると考えられる。

このような問題を緩和する方法として、情緒的依存欲求に対する報酬の調整が考えられる。情緒的依存欲求により完全主義的傾向が生じた者において、課題等の遂行後に望んでいた質や量の情緒的報酬が得られなかった場合、自己の価値下げや過剰適応による不適応を引き起こす恐れがある。そのため、他者に対して具体的にどのような関わりを求めているかという情緒的ニーズを汲んだ対応が重要であると推察した。

一方で、情緒的依存欲求や完全主義は不適応のみをもたらすものではないことも重要である。情緒的依存欲求と自己・他者信頼感には関連があり、自他への信頼感を基に他者と信頼関係を築いていけることが示されている (竹澤・小玉, 2004)。さらに、情緒的依存欲求が依存行動として表出されることで自己成長感を抱けるようになり、自律性が高まるとされる (竹澤, 2009)。これらを踏まえ、欲求を表出できる環境や欲求が満たせる温かな関わりが、情緒的依存欲求を心身の健康のために活かすきっかけになると推察した。また、完全主義が、必ずしも否定的で機能不全的、病的な特性を表すわけではないことの認識が重要とも述べられている (Stoeber & Otto, 2006)。すなわち、問題と判断されるのは心身に不調を来すようになった過剰な完全主義だろう。完全主義がもたらす高い目標の設定や失敗に対する不安、自己批判性は、適切な程度で作用すれば、課題や行動の正確さ、完成度を高められ、有能感や自己効力感等の適応的な意識に繋がることもあり得る。

以上から、情緒的依存欲求の高さは完全主義を高める有意な影響力を持つものであり、高い情緒的依存欲求による過度な完全主義傾向は過剰適応などの問題を引き起こす恐れがある一方で、その程度を適切に自己管理、またはソーシャル・サポート等の周囲の資源によって支えることができれば、より適応的に生活するための道標となり得ることが推測された。

引用文献

- Stoeber, J., & Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism : Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, 10 (4), 295-319. https://doi.org/10.1207/s15327957pspr1004_2
- 竹澤 みどり・小玉 正博 (2004). 青年期後期における依存性の適応的観点からの検討 教育心理学研究, 52 (3), 310-319. https://doi.org/10.5926/jjep1953.52.3_310

自己愛における誇大型と過敏型が攻撃行動に与える影響

○亀田 光月¹ ・ 高尾 堅司²

(¹川崎医療福祉大学大学院) (²川崎医療福祉大学)

キーワード：自己愛，TDA，攻撃性

問題・目的

攻撃行動には、怒りを喚起させた対象に直接向けられる攻撃と、原因とは無関係な第三者に向けられる置き換えられた攻撃がある(淡野, 2010)。後者の代表的概念として Pedersen et al. (2000)は、些細な誘発事象によって生じる Triggered Displaced Aggression (以下 TDA) を提示した。TDA 理論(Miller et al., 2003)では、挑発によって活性化した怒りや攻撃に関連する認知が、後続する些細な刺激を敵意的に解釈させ、攻撃が置き換えられると説明されている。

自己愛は、攻撃行動の背景となる人格特性の一つとして注目されている。自己愛は、自身への過度な関心や優越感、またそれを維持したいという欲求によって特徴づけられ(小塩, 1998)、誇大型と過敏型の二側面に分類される(Gabbard, 1994 館訳 1997)。誇大型自己愛は自己主張性や注目願望を特徴とし、過敏型自己愛は傷つきやすさや他者回避傾向を示す(小塩, 2002)。

先行研究によれば、誇大型自己愛は自己評価が脅かされた際に攻撃行動を示しやすい(Okada, 2010)、怒りを正当化して直接的な攻撃に及ぶ傾向がある(阿部・高木, 2006)。一方、過敏型自己愛の攻撃行動については明確な知見が蓄積されていないが、過敏型自己愛を持つ個人は否定的評価への不安が強く、怒りを内在化しやすい(相澤, 2002)。Okada (2010)は、過敏型自己愛を持つ者が怒りを抑制した後に攻撃行動を示すことを報告し、怒りの反すうがその表出を促す可能性がある(大島, 2020)。実際、TDA 研究では怒りの持続や反すうが攻撃の置き換えと強く関連することが指摘されている(Denson et al., 2006)。

このように、過敏型自己愛を持つ個人は挑発を受けても直接的な攻撃を控え、怒りを内面に保持しやすい。その結果、攻撃行動はより安全な相手や場面に置き換えられやすい傾向がある。TDA 研究では、挑発の源泉が権力を持つ場合や報復のリスクが高い場合、攻撃は抑制され、立場の弱い第三者に向けられることが指摘されている(淡野, 2010)。この特徴は、示唆される過敏型自己愛の特徴と一致する。すなわち、過敏型自己愛の個人は直接的攻撃を回避しながらも、後の些細な誘発場面で TDA を表出することが考えられる。

さらに、自己愛と攻撃行動の関係を検討する上では、

攻撃性という人格特性の影響を考慮する必要がある。誇大型自己愛を持つ個人は攻撃性が高いほど怒りの抑制が難しく、挑発への怒りや敵意が強まり、衝動的な直接攻撃を示しやすい(Bushman & Baumeister, 1998; Okada, 2010)。一方、過敏型自己愛では攻撃性が高いほど怒りを保持しやすく、反すうを通して敵意的解釈が強化され、攻撃行動に転じやすい傾向がある(Denson et al., 2006; Miller et al., 2003)。このように、自己愛の二側面と攻撃行動の関係は、攻撃性によって表出強度が調整される可能性がある。

以上の議論から、本研究では、仮説 1 として「誇大型自己愛は、攻撃性が高い場合に攻撃行動がより増幅され、直接的攻撃を示しやすくなる」、仮説 2 として「過敏型自己愛は、攻撃性が高い場合に怒りの持続および反すうが強化され、TDA を表出しやすくなる」をそれぞれ設定した。

方法

調査対象者

ある私立大学の学生を対象に質問紙調査を実施した。不同意や記入不備を除いた 79 票(男:22, 女:57)を分析対象とした。分析対象となったサンプルの平均年齢は 19.43 歳($SD = 0.67$)であった。

質問項目

属性項目 年齢、性別について回答を求めた。

場面①に対する怒り感情と表出意図 挑発事象を想定したシナリオを提示した。その後、シナリオ内の相手(友人 A)に対する怒りの感情と怒りの表出度のそれぞれを 5 件法で測定した。

場面②に対する怒り感情と表出意図 些細な誘発事象を想定したシナリオを提示した。その後、シナリオ内(見知らぬ学生 B)の相手に対する怒りの感情と怒りの表出度のそれぞれを 5 件法で測定した。

怒りの源泉 2 つのシナリオから生じた怒り感情のきっかけとなった対象(友人 A または見知らぬ学生 B)の選択を求めた。

自己愛 小塩(1999)の自己愛人格目録短縮版(Narcissistic Personality Inventory: NPI-S)を用いた。計 30 項目を 5 件法で尋ねた。

攻撃性 安藤(1999)の日本版 Buss-Perry 攻撃性質

問紙 (Buss-Perry Aggression Questionnaire: BAQ) を用いた。なお、本尺度は著作権者である株式会社三京房の許諾を得て使用した。

実施手続き

2025 年 7 月－10 月にかけて、心理学関連科目の授業時間外に実施した。調査対象者には、文書及び口頭による研究目的や倫理的配慮等の詳細な内容を説明により同意を得た。

倫理的配慮

本研究は川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を受けて実施した (承認番号 25-003)。

結果

怒りの源泉

些細な誘発事象 (以下、場面 2) 経験後の怒りが挑発事象 (以下、場面 1) に由来するかを確認するため、度数分布を算出した。その結果、約 7 割が場面 1 の「友人 A」を怒りの源泉として選択していた。

尺度の信頼性

各尺度の全体および下位尺度について Cronbach の α 係数を算出したところ、 α 係数は .75 から .92 と、概ね高い値が確認された。

変数間の関連性

変数間の関連性を確認するため、相関分析を行った。その結果、自己主張性は場面 1 での怒り表出と、注目・賞賛欲求は場面 1 および場面 2 での怒り表出と有意な正の相関を示した。また、注目・賞賛欲求は攻撃性と正の、優越感・有能感は攻撃性と負の相関を示した。

階層的重回帰分析

自己主張性と攻撃性を説明変数、場面 1 および場面 2 に対する怒りの表出度それぞれを目的変数とした重回帰分析 (階層的投入法) を行った (Table 1)。分析の結果、自己主張性の効果が場面 1 において有意であった。攻撃性の主効果は両場面ともに有意ではなかった。そして、自己主張性と攻撃性の交互作用項を投入したところ、交互作用効果は両場面ともに有意ではなかつ

Table 1

自己主張性と攻撃性を説明変数、各事象に対する怒り表出を目的変数とした重回帰分析 (階層的投入法) の結果

	挑発事象		些細な誘発事象	
	Step 1	Step 2	Step 1	Step 2
	β	β	β	β
自己主張性	.41 **	.41 **	.18	.18
攻撃性	.06	.04	.10	.11
自己主張性×攻撃性		-.08		.03
R^2	.17 **	.17 **	.04	.04

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

た ($\Delta R^2 = .01$, $F(1, 75) = .51$, $\beta = -.08$, $p = .48$; $\Delta R^2 = .00$, $F(1, 75) = .06$, $\beta = .03$, $p = .80$)。

注目・賞賛欲求と攻撃性を説明変数、場面 1 および場面 2 に対する怒りの表出度それぞれを目的変数とした重回帰分析 (階層的投入法) を行った (Table 2)。分析の結果、注目・賞賛欲求の効果が両場面において有意であった。攻撃性の主効果は両場面ともに有意ではなかった。そして、注目・賞賛欲求と攻撃性の交互作用項を投入したところ、交互作用効果は両場面ともに有意ではなかった ($\Delta R^2 = .02$, $F(1, 75) = 1.91$, $\beta = -.15$, $p = .17$; $\Delta R^2 = .00$, $F(1, 75) = .21$, $\beta = .05$, $p = .65$)。

考察

誇大型自己愛を有する個人は自己の評価を脅かされる状況で、自尊心を維持するために怒りを直接的に表出すると考えられる。一方、過敏型自己愛を有する個人は、対人関係の維持を優先して挑発時には怒りを抑制するものの、その抑えられた怒りが後の些細な誘発事象で再び表出するという、TDA 理論で示される抑制—転位過程に近い反応を示すと考えられる。本研究により、過敏型自己愛における怒り表出は単なる攻撃ではなく、自己価値を回復しようとする防衛的反応であることが示唆された。今後は、質問紙による表出意図だけでなく、行動指標や実験的手法を組み合わせ、自己愛的防衛と怒り表出の動態的過程をより精緻に検討することが課題である。

引用文献

- Miller, N., Pedersen, W. C., Earleywine, M., & Pollock, V. E. (2003). A theoretical model of triggered displaced aggression. *Personality and Social Psychology Review*, 7, 75-97.
- 小塩 真司 (1998). 青年の自己愛傾向と自尊感情、友人関係のあり方との関連 教育心理学研究, 46, 280-290.

Table 2

注目・賞賛欲求と攻撃性を説明変数、各事象に対する怒り表出を目的変数とした重回帰分析 (階層的投入法) の結果

	挑発事象		些細な誘発事象	
	Step 1	Step 2	Step 1	Step 2
	β	β	β	β
注目・賞賛欲求	.37 **	.37 **	.32 **	.32 **
攻撃性	-.02	-.06	.03	.04
注目・賞賛欲求×攻撃性		-.15		.05
R^2	.13 **	.15 **	.11 *	.11 *

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

日本語版 Chronic Time Pressure Inventory の信頼性・妥当性の検討

○李 媚祺¹・張 澤¹・堀内 孝²

(¹ 岡山大学大学院社会文化科学研究科・² 岡山大学学術研究院社会文化科学学域)

キーワード：慢性的タイムプレッシャー 信頼性 妥当性

問題・目的

慢性的タイムプレッシャー (chronic time pressure; CTP) は、日常生活において習慣的かつ持続的に経験される「時間不足」という認知的自覚 (time shortage) と、「常に時間に急かされている・慌ただしい」という主観的感覚 (being rushed) が複合して生起する長期的なタイムプレッシャーである (Szollos, 2009)。CTP は、短期的な忙しさに伴う一時的なタイムプレッシャーとは区別され、個人と環境との相互作用のもとで慢性的に生起される心理学的負荷である。

現代社会において、CTP は、人々の心身および精神の健康に大きな影響を及ぼし、ストレス感や燃え尽き症候群の発生とも関連することが指摘されている。Denovan et al. (2019) は、タイムプレッシャーの問題を把握し、慢性的タイムプレッシャーを測定することを目的として、尺度 (Chronic Time Pressure Inventory; CTPI) を開発した。

内閣府の「国民生活に関する世論調査」(2024) によれば、「時間のゆとりの有無」に関する設問に対し、回答者のうち 15.7% が「かなりゆとりがある」と答え、一方で、33.4% が「ゆとりがない」と回答していた。この結果は、日本社会において時間余裕の欠如が広く存在する問題であることを示唆している。

また、「セイコー時間白書」(2024) によると、コロナ禍および経済情勢の不安定化以降、日常生活において「時間に追われている」と感じている人の割合が増加し、「時間に追われる感覚の変化」が強まる傾向にあることが示されている。しかし、日本では慢性的タイムプレッシャーを測定する標準尺度が存在しないため、本研究では、慢性的タイムプレッシャーを測定する CTPI の日本語版を開発し、その尺度の信頼性および妥当性を検討することを目的とする。

方法

日本語版 CTPI の翻訳

調査に先立ち、CTPI の翻訳作業を行った。まず原著者に日本語版作成の許可を得た上で、翻訳会社 (エディテージ) に原版項目の翻訳を依頼した。その後、原文の意味を正確に反映し自然な日本語となるよう著者と翻訳会社で調整を行い、日本語版の暫定項目を作成した。最後に、翻訳会社にバックトランスレーションを依頼し、その内容と原尺度との等価性について原著者に確認してもらい、相違がないことを確認した。以上の手順を経て、日本語版 CTPI の質問項目を確定した。

調査方法および分析対象

調査会社 (フリージー) に依頼してオンラインアン

Table1

日本語版CTPIの探索的因子分析の結果 (N=306)

項目	F1	F2	F3
F1 時間不足の認知的自覚 ($\alpha=.72, \omega=.74$)			
1 一日の時間では足りない。	0.63	-0.06	-0.18
7 私は楽しいことをする自由な時間をもっと持つべきだ。	0.60	-0.03	0.06
13 やらねばならないことをやるときは気持ちが急かされる。	0.56	0.09	0.15
3 時間内に何もかもをやり切らねばというプレッシャーを感じている。	0.55	0.02	0.10
5 私はしょっちゅう急いでいる。	0.49	0.18	-0.13
F2 慌ただしい感覚 ($\alpha=.75, \omega=.77$)			
11 自分の時間の使い方にはがっかりさせられる。	-0.18	0.92	-0.05
12 私はいつも時間切れになる。	0.09	0.57	-0.02
4 何も終わらないのに日にちが過ぎていく。	0.19	0.55	-0.05
10 自分でやると決めた仕事をやり終えないと思う。	0.06	0.41	0.13
8 私は時間を有効に使用できているか心配だ。	0.27	0.40	0.06
F3 時間余裕の認知的自覚 ($\alpha=.71, \omega=.73$)			
9 私には物事の準備を適切に行うための時間が十分にある。(R)	0.08	0.00	0.78
6 自分の時間の使い方を管理できていると感じる。(R)	0.16	-0.04	0.64
2 私にはやりたいことをやるための時間が十分にある。(R)	-0.21	0.09	0.63
因子間相関			
	F1	F2	
	F2	0.60	
	F3	-0.37	-0.17

ケートを実施した。不良回答および連続回答が見られた参加者を除く 306 名（女性 178 名，男性 128 名，18-22 歳（ $M=20.31$, $SD=1.34$ ））を分析対象とした。なお本研究は，著者が所属する機関に設置される倫理審査委員会の承認（社_2025_20）を得て行われた。

調査項目

(1)日本語版 CTPI 13 項目 5 件法 (1~5)。(2)知覚されたストレス 日本語版 Perceived Stress Scale (PSS-10; 鷺見, 2006)。「ディストレス」「コーピング」2 因子 10 項目 5 件法 (0~4)。(3)Big Five 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J; 小塩他, 2012)。「外向性」「協調性」「勤勉性」「神経症傾向」「開放性」5 因子 10 項目 7 件法 (1~7)。(4)時間的展望 Zimbardo Time Perspective Inventory の高頻度短縮版 (ZTPI; 張他, 2025)。「過去否定」「現在快楽」「現在運命」「過去肯定」「未来」5 因子 16 項目 5 件法 (1~5)。(5)うつ・不安 日本語版 Kessler 6 (K6; 古川他, 2003)。1 因子 6 項目 5 件法 (0~4)。

結果と考察

因子構造の検討

探索的因子分析 日本語版 CTPI に対して探索的因子分析を実施した結果，Denovan et al. (2019) の 2 因子構造とは異なり 3 因子が抽出された。因子内容を検討したところ，オリジナルの「Cognitive Awareness of Time Shortage」に相当する因子が「時間不足の認知的自覚」と「時間余裕の認知的自覚」の 2 因子に分化し，後者が反転項目のみで構成されていた (Table 1)。

確認的因子分析 日本語版 CTPI に対して確認因子分析を行った結果，適合度が許容範囲であった ($\chi^2(62) = 173.37, p < .001$, CFI = .888, GFI = .923, AGFI = .887, RMSEA = .077)。

信頼性・妥当性の検討

内的整合性 クロンバックの α 係数を算出したところ，「時間不足の認知的自覚 ($\alpha=.72$)」「慌ただしい感覚 ($\alpha=.75$)」「時間余裕の認知的自覚 ($\alpha=.71$)」と許容できる値が得られた。

併存的妥当性・収束的妥当性の検討 各尺度（日本語版 CTPI, PSS-10, TIPI-J, ZTPI, K6）の相関係数を算出した (Table 2)。併存的妥当性については，日本語版 CTPI の 3 因子が PSS-10 の「ディストレス」および「コーピング」と有意な正の相関が見られ，慢性的タイムプレッシャーの強さが心理的ストレス反応と関連することを示した先行研究 (Denovan & Dagnal, 2019) の知見と整合した。したがって，日本語版 CTPI は心理的不適応指標と理論的に予測可能な方向で関連しており，併存的妥当性が支持されたことが示唆された。

収束的妥当性については，「時間不足の認知的自覚」

と「慌ただしい感覚」が，TIPI-J の「神経症傾向 ($r = .295$, $r = .233, p < .01$)」と有意な正の相関を示した。また，「時間不足の認知的自覚」は ZTPI の「過去否定 ($r = .416$, $p < .01$)」，「現在運命 ($r = .187, p < .01$)」と有意な正の相関が示した。「慌ただしい感覚」も同様に，「過去否定 ($r = .395, p < .01$)」および「現在運命 ($r = .312, p < .01$)」と有意な正の関連を示した。一方，「未来」は「慌ただしい感覚 ($r = -.215, p < .01$)」および「時間余裕の認知的自覚 ($r = -.258, p < .01$)」と弱い負の相関を示した。さらに，CTPI の 3 因子はいずれも K6 と有意な正な相関が見られた。これらの結果は，CTPI の各因子が関連概念と整合していることを示し，収束的妥当性が支持された。

Table 2
各変数間の相関係数 ($N=306$)

	1	2	3
1 時間不足の認知的自覚	—		
2 慌ただしい感覚	.546 **	—	
3 時間余裕の認知的自覚	.263 **	.116 *	—
4 コーピング	.146 *	.230 **	.213 **
5 ディストレス	.530 **	.469 **	.220 **
6 外向性	-.096 +	-.178 **	-.044
7 協調性	.003	-.006	-.191 **
8 勤勉性	-.098 +	-.343 **	-.099 +
9 神経症傾向	.295 **	.233 **	.080
10 開放性	-.060	-.183 **	-.026
11 過去否定	.416 **	.395 **	.002
12 現在運命	.187 **	.312 **	-.052
13 現在快楽	.048	.103 +	-.202 **
14 未来	.080	-.215 **	-.258 **
15 過去肯定	.112 +	.011	-.200 **
16 K6	.294 **	.359 **	.164 **
17 年齢	.049	.006	-.127 *
18 性別	-.059	-.006	.056

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

本研究の結果，日本語版 CTPI は心理的ストレス指標，パーソナリティ特性，および時間的展望との関連を通じて，一定の併存的・収束的妥当性が支持された。

しかしながら，本研究は単一時点で得られた横断データに基づいて妥当性を検討しており，尺度得点の時間的安定性を十分に検証できていないという限界がある。また，本研究は大学生に限定されているため，大学生以外の集団への一般化に関しても慎重な検討が必要である。慢性的タイムプレッシャーは，働き方の多様化，AI 技術の急速な発展，およびデジタル環境の高度化など社会的要因の影響を受ける可能性があるため，今後は，異なる年齢層や職業背景を有する多様なサンプルを対象とした検証を行うことが望ましい。本研究で翻訳した日本語 CTPI が，タイムプレッシャーに関する理解を深化させるための理論的枠組みとして役立つことも期待される。

引用文献

Denovan A, Dagnall N. (2019). Development and Evaluation of the Chronic Time Pressure Inventory. *Frontiers in Psychology* 10:2717.

大会発表奨励賞受賞者（発表番号順）

受賞者

発表番号 7

題目：不登校児の養育者が親の会に参加するまでの心理的過程及び情報提供支援の
在り方の検討

発表者： 織部 清太郎 （川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻）
谷原 弘之 （川崎医療福祉大学）
今里 有紀子 （川崎医療福祉大学）

発表番号 12

題目：いきいき働く学生とそうでない学生は何が違うのか
—ワーク・エンゲイジメントの個人差要因としての承認欲求と目的意識—

発表者： 上原 昇馬 （川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻）
谷原 弘之 （川崎医療福祉大学）
山根 嵩史 （川崎医療福祉大学）

発表番号 15

題目：親子相互交流療法のホームワーク継続における動画視聴の効果及び視聴行動の
規定因の検討

発表者： 奥野 優太 （川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻）
武井 祐子 （川崎医療福祉大学）
門田 昌子 （川崎医療福祉大学）

発表番号 32

題目：日本語版 Chronic Time Pressure Inventory の信頼性・妥当性の検討

発表者： 李 媚祺 （岡山大学大学院 社会文化科学研究科）
張 澤 （岡山大学大学院 社会文化科学研究科）
堀内 孝 （岡山大学学術研究院 社会文化科学学域）

岡山心理学会第 73 回大会発表論文集

編集 川崎医療福祉大学
〒701-0193 岡山県倉敷市松島 288 番地

第 73 回大会準備委員会

準備委員長
谷原 弘之

副委員長
水子 学

委員

池内 由子	瀧川 真也
今里 有紀子	竹内 いつ子
岡野 維新	則武 良英
齋藤 由美	福岡 欣治
佐々木 新	山根 嵩史
高尾 堅司	湯淺 絢

協力

荒井 佐和子	澤原 光彦
門田 昌子	武井 祐子
進藤 貴子	中村 有里

岡山心理学会事務局
吉備国際大学
〒716-8508 岡山県高梁市伊賀町 8