

岡山心理学会

第72回大会発表論文集

2024年（令和6年）11月9日（土）

主催機関：ひらた旭川荘

# 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

“右足”による努力を要する自力法と他力法リラクセーションの効果…………… 1

○ 三谷 恵一 (岡山大学・環太平洋大学)

### ☆発表番号 2

生活困窮家庭への食糧支援が養育者の心理に及ぼす影響  
—継続的調査結果からの検討—…………… 3

○ 大恵 彩伽 (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)

栗田 喜勝 (吉備国際大学)

### 発表番号 3

大学生における献血イメージの測定ならびに献血意図および献血経験との関係…………… 5

○ 井上 颯 (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 (川崎医療福祉大学臨床心理学科)

### 発表番号 4

授産製品の明示が大学生の商品選択に及ぼす影響…………… 7

○ 白江 一葉 (社会福祉法人旭川荘かえで寮)

佐々木 新 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

### 発表番号 5

心理的柔軟性が日常生活ストレスの認知的評価と状況的コーピングに及ぼす影響…………… 9

○ 李 枝蓮 (川崎医療福祉大学大学院臨床心理学専攻)

福岡 欣治 (川崎医療福祉大学臨床心理学科)

### 発表番号 6

大学教育におけるデジタルバッジを活用した評価方法の開発と効果測定…………… 11

○ 高橋 功 (山陽学園大学総合人間学部)

## 発表番号 7

錯視画像作成教材 VisioCraft を用いた授業実践..... 13

- 高橋 功 (山陽学園大学総合人間学部)
- 小林 伸行 (山陽学園大学地域マネジメント学部)
- 児玉 太一 (倉敷市立短期大学保育学科)

## 発表番号 8

ネットいじめ被害者の支援要請の促進要因..... 15

- 橋詰 拓真 (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)
- 竹内いつ子 (川崎医療福祉大学)

## ☆発表番号 9

自立と依存のバランスが青年のソーシャルサポートに関する期待と適応感に及ぼす影響..... 17

- 荒武 悠佳 (川崎医療福祉大学大学院臨床心理学専攻)
- 福岡 欣治 (川崎医療福祉大学臨床心理学科)

## ☆発表番号 10

重大なネガティブ体験の意味付け過程に対する自己開示と受け手の反応の役割..... 19

- 川須 悠莉 (川崎医療福祉大学大学院臨床心理学専攻)
- 福岡 欣治 (川崎医療福祉大学臨床心理学科)

## 発表番号 11

重要他者による役割感が見捨てられ不安と過剰適応に影響するか..... 21

- 講元 夢菜 (川崎医療福祉大学大学院)
- 澤原 光彦 (川崎医療福祉大学臨床心理学科)
- 山根 嵩史 (川崎医療福祉大学臨床心理学科)

## ☆発表番号 12

学生アルバイトにワーク・エンゲイジメントは適用できるのか?..... 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

相談内容が友人への援助要請に対する利益・コストの予期及び援助要請意図に与える影響.. 25

- 長町 朋香 (川崎医療福祉大学大学院)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 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 14

心理専門職養成課程の大学生が秘密保持義務を学習するうえでの課題の検討……………27

- 黒川 翠咲 (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

愛着スタイルがレジリエンスを介して対人過敏・自己優先志向に与える影響……………29

- 小松原みずき (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 16

大学生における学業先延ばしに対する楽観性・悲観性と課題に対する認知の関連性  
—課題の重要度に着目して—……………31

- 谷川 遼 (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)
- 荒井佐和子 (川崎医療福祉大学)

#### ☆発表番号 17

日記筆記が過剰適応者のセルフ・コンパッションに及ぼす影響……………33

- 岩城明日海 (川崎医療福祉大学大学院)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

#### ☆発表番号 18

大学生の情緒的巻き込まれ傾向  
—自己境界の曖昧さと自己有用感の低さの影響について—……………35

- 片岡 悠香 (川崎医療福祉大学)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

#### 発表番号 19

青年期における自我同一性の確立と目標達成行動との関連……………37

- 橋本穂乃実 (川崎医療福祉大学)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 門田 昌子 (川崎医療福祉大学)
- 寺崎 正治 (川崎医療福祉大学)



## ☆発表番号 20

自己志向的完全主義傾向が反芻を介して抑うつに及ぼす影響……………39

- 東 加奈子 (川崎医療福祉大学大学院)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 則武 良英 (川崎医療福祉大学)
- 寺崎 正治 (川崎医療福祉大学)

## 発表番号 21

自転車走行中の「ながらスマホ」意図に対する心理的規定因の関係  
—予期後悔を媒介とした因果モデルの検討—……………41

- 竹井 聡美 (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 22

日本語版 Dark Future Scale の信頼性・妥当性の検討……………43

- 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域)

## 発表番号 23

理想自己志向性と諦めに対する認知が現代大学生の主観的幸福感に及ぼす影響……………45

- 假谷奈々美 (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)
- 澤原 光彦 (川崎医療福祉大学医療福祉学研究科臨床心理学専攻)
- 齋藤 由美 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

## ☆発表番号 24

社会不安が心理的適応感へ及ぼす影響に対する視質的および獲得的レジリエンス要因の  
緩衝効果……………47

- 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 (川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科)
- 池内 由子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科)
- 門田 昌子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科)

## ☆発表番号 25

日本におけるペアレント・トレーニングのホームワークに関する研究動向と展望 ……49

- 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)
- 門田 昌子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科)

**発表番号 26**

反復的な学習場面におけるメタ認知的モニタリングの変化を規定する要因の検討 ..... 51

○ 山根 嵩史 (川崎医療福祉大学)

**☆発表番号 27**

注意の瞬きを利用した隠匿情報検査の最適条件に関する検討 ..... 53

○ 施 政 (吉備国際大学大学院心理学研究科)

森井康幸 (吉備国際大学人間科学部人間科学科心理学専攻)

**大会発表奨励賞**

大会発表奨励賞受賞者 ..... 55

# “右足”による努力を要する自力法と他力法リラクセーションの効果

岡山大学・環太平洋大学

三 谷 恵 一

キーワード 右足 左脳のブローカ領野

New relaxation method using “right leg” requires effort

Okayama University International Pashific University

Keiichi Mittani

Key wards: right leg once tense left hemisphere Broca'area

## 目的 漸進的弛緩法を開発した Jacobson

(1929,1934) と後継者の Mcguigan (1981) は、大脳左半球のブローカ領野と右半球の分化的機能や首脳でクロスしている脳-神経-筋肉回路には言及していない。そこで“右”足・脚による三谷式リラクセーション(三谷,1989a)により、左脳ブローカ領野の内言・こだわり・不安・緊張によるストレスを軽減させることを示す。



**方法と結果** 40人を10班に分け、10基のベッドを用いて一度に10名の集団で仰臥位にて「右脚による<自力法>リラクセーション」を第1回100%・第2回60%・第3回30%の強さで実施した。続いて「右脚による<他力法>リラクセーション」を実施した。第1回100%・第2回60%・第3回30%の強さで他人である援助者・ナースに押しもらった。

**結果1** クライアント自身の評価による全身のストレス度の激減 ①(前)現在の自己の身・心全体の101件法ストレス度と⑦(後)現在の自己の身・心全体の平均ストレス度の変化を図(省略)に○印で示す。平均ストレス度は“60.38”からAfterの“40.38”へと12.00ポイント有意に減衰した( $t=9.514, df=39, p<.0001$ )。ストレス度の前後の相関は有意で( $r=+.533, p<.0001$ )信頼性は高い。

**結果2** ナースの評価によるクライアント全身のストレス度の激減 ②(前)と⑧(後)の援助者・ナースの外から見た評価によるストレス度の変化を図に●で示す。58.85”から“43.80”へと15.05ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

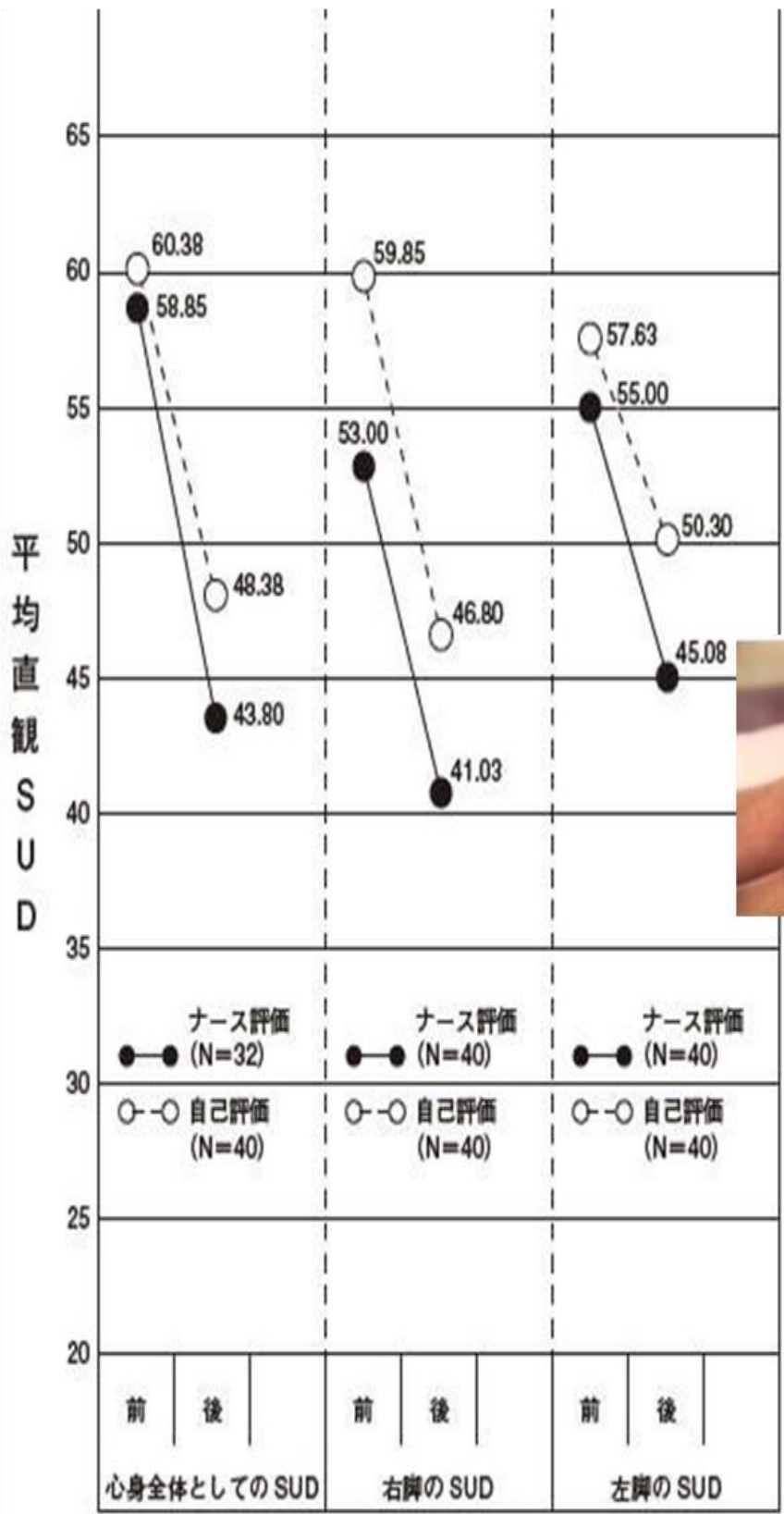
**結果3** クライアント自身の評価による「右脚」の重さのストレス度の激減 ③と⑤の変化を図の中央に○印でグラフに示す。“59.85”から“46.83”へと13.02ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果4** ナースの評価によるクライアントの「右脚」の重さのストレス度の激減 ④と⑥の変化を図の中央に●で示す。“53.00”から“41.03”へと11.97ポイントへと有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果5** クライアント自身の評価による「左脚」の重さのストレス度の激減 ③と⑤の変化を図右側に○印でグラフに示す。“57.63”から“50.30”へと7.33ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果6** ナースの評価によるクライアントの「左脚」の重さのストレス度の激減 ④と⑥の変化を図の右側に示す。“55.00”から“45.08”へと9.92ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**文献** 三谷恵一 2012 新しい認知行動療法と環境療法-脳-神経-筋肉-骨ネットワークの健康科学 おうふう



# 生活困窮家庭への食糧支援が養育者の心理に及ぼす影響

○大恵 彩伽<sup>1</sup> ・ 藤原 直子<sup>2</sup> ・ 栗田 喜勝<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>吉備国際大学大学院 ・ <sup>2</sup>吉備国際大学)

キーワード：生活困窮，食糧支援，養育者，育児ストレス，主観的幸福感

## 問題・目的

日本の子どもの貧困率（17歳以下）は2009年に初めて政府から公表され、子どもの貧困が深刻な問題であることが捉えられ始めた（南野，2020）。2021年時点では、その比率は11.5%と報告されており（厚生労働省，2022），子どもの9人に1人が貧困状態である。

このような現状から、貧困の連鎖によって子どもたちの将来が閉ざされることは決してあってはならないとの決意の下、2013年6月に「子どもの貧困対策の推進に関する法律（平成25年法律第64号）」が成立した（内閣府，2019）。さらに、2019年には「子どもの貧困対策推進に関する法律の一部を改正する法律（令和元年法律第41号）」が成立し、市町村が実効性のある取り組みを主体的、計画的に行うこと、貧困対策は国民とともに取り組むことが重要であるとされている（元田，2020）。こうした状況から、子ども食堂やフードバンクによる食糧支援などが、自治体やNPO法人等の民間団体によって取り組まれている。食糧支援は、食の面から「最低限度の生活」を維持するセーフティネットとしての機能を発揮することが可能で（日詰，2020），貧困に対する重要な支援の役割を担っていると考えられる。

貧困は、大人にとってもさまざまな心理的影響を及ぼす。伊藤・相良・池田・川浦（2003）は、社会人にとって主要な生活領域である家庭と職場、さらに経済基盤である収入の満足が主観的幸福感と結びつくことを明らかにしている。また、乳幼児の養育者を対象とした調査では、世帯収入は生活全般の悩みや子育ての共同性を介して育児ストレスに影響を与えていることが示唆された（山本・神田・諏訪，2010）。生活困窮家庭の養育者を対象とした調査では、社会的孤立が高まることや親としての有能さを感じられなくなることで、主観的幸福感が低下するとの報告もある（大恵・藤原・栗田，印刷中）。

以上のように、貧困や生活困窮は、子どもと養育者の心理状態にも影響を及ぼすと考えられる。そこで本研究では、生活困窮家庭への食糧支援が、養育者の心理に及ぼす影響について、育児ストレスと主観的幸福感に焦点を当て、質問紙調査によって検討した。

## 方法

### 対象者

15歳以下の子どもを養育している生活困窮家庭への食糧支援事業の利用者のうち、協力の得られたA県3市、B県2市1町の17名を対象とした。利用者は、各市町の担当者が選定している。支援期間は1年間であり、毎月1回、食糧が利用者に発送されている。

### 調査時期

2022年7月から2024年8月に実施した。

### 調査方法

(a) 支援開始前：各市町の担当者が、食糧支援を申請する窓口において、調査協力を依頼した。回答後、その場で質問紙を回収した。(b) 支援中：支援開始2ヶ月後の荷物配送時に、質問紙を同梱して郵送にて回収した。(c) 支援終了時：支援開始1年後の荷物配送時に、質問紙を同梱して郵送にて回収した。

### 調査内容

(a) フェイスシート：記入日、年齢、続柄、子どもの年齢と性別、(b) 日本版育児ストレスインデックス（兼松ら，2006）：親の側面のうち4因子（親役割によって生じる規制、社会的孤立、親としての有能さ、抑うつ・罪悪感）25項目、(c) 主観的幸福感尺度（伊藤ら，2003）：12項目、(d) 食糧支援に対する感想

### 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（22-17，23-18），実施市町の承諾を得て実施した。実施にあたり、担当者から本調査の趣旨や実施方法、記入者や子どもの個人情報保護、回答の有無や内容が支援には影響しないこと、いつでも調査協力の撤回は可能であることを、記入した内容は調査目的以外には使用しないことを書面及び口頭により説明した。

## 結果

### 育児ストレスと主観的幸福感の変化

支援開始前、支援中、終了時の得点を比較するため、Wilcoxon順位和検定を実施した。その結果、育児ストレスの各因子において有意差は見られなかった。主観的幸福感の合計得点は支援中より支援終了時に（ $Z=-2.03$ ， $p<.05$ ）、下位尺度の達成感の得点は支援前より支援終了時（ $Z=-2.04$ ， $p<.05$ ）に低かった（表1）。

表1 育児ストレスと主観的幸福感の得点と分析結果 (n=17)

		支援前		支援中		支援終了時		Wilcoxon
		M	SD	M	SD	M	SD	
育児ストレス	親役割によって生じる規制	19.41	3.85	20.65	4.32	21.11	3.71	
	社会的孤立	16.59	4.82	18.29	5.52	18.71	6.51	
	親としての有能さ	22.41	2.95	21.76	3.30	22.41	3.87	
	抑うつ・罪悪感	11.71	2.36	12.41	3.16	11.94	3.30	
主観的幸福感	合計	33.41	4.91	33.18	5.70	31.06	6.82	支援中>支援終了時*
	人生に対する前向きな気持ち	8.76	2.07	9.18	1.62	8.59	2.03	
	自信	9.12	1.79	9.18	1.74	8.53	2.18	
	達成感	7.47	1.28	7.12	1.93	6.29	2.20	支援前>支援終了時*
	人生に対する失望感のなさ	8.06	1.47	7.71	1.68	7.65	1.41	

\*  $p < .05$

### 食糧支援に対する感想

自由記述による感想は、一文ずつに分け、内容に基づきカテゴリーに分類した(表2)。

支援中は、【子どもの様子】として「子どもが喜び、楽しみにしている(12名)」、【支援に対する心情】として「助かっている(11名)」といった記述が多かった。

支援終了時は、支援中と同様の【子どもの様子】や【支援に対する心情】の他、【支援による影響】として、「支援によって不安を減らすことができた(2名)」などが見られた。

### 考察

本研究では、食糧支援を受けることが、生活困窮家庭の養育者の育児ストレスと主観的幸福感に及ぼす影響を、質問紙調査によって検討した。

その結果、育児ストレスに有意な変化は認められず、主観的幸福感の合計得点と達成感得点において支援終了時の得点が減少するという結果であった。自由記述の感想からは、子どもが喜んでいる様子や養育者の肯定的な心情が推察できるが、日本人を対象としたいくつかの研究において、被援助場面で経験される感情は感謝だけでなく、申し訳なさやすまなさなどの負債感情も生じやすいことが明らかとなっている(蔵永・樋口, 2011)。本研究においても、支援を受けることに対する申し訳なさや、子どもへの罪悪感などのネガティブ感情が影響したことが推察される。また、終了時の自由記述には、「支援によって不安を減らすことができた」、「今後もやっていけるか不安」といった記述があり、1年間の食糧支援が終了する不安がこれらの得点の低下に影響した可能性が考えられる。このような心情の変化や生活状況について、詳細に検討していく必要がある。

本研究の課題として、収入や就労状況などは確認していないこと、支援前は各市町村の支援申請の窓口、支援中と支援終了時は各家庭で質問紙の回答を行う、という実施状況の違いがあることが挙げられる。これらの課題が結果に影響を与えている可能性があるた

め、調査内容や実施方法を検討していく必要がある。

生活困窮家庭を対象とした養育者に関する調査や心理的影響に関する報告は少ない。食糧支援だけでなく、就労支援や家計相談などの自立支援の効果についても検討することが必要と考える。支援による心理的影響を詳細に明らかにすることは、今後の社会的支援を充実させることに繋がると期待できる。

表2 食糧支援に対する感想(記述数)

カテゴリー	記述内容
支援中	子どもの様子 ・子どもが喜び楽しみにしている(12)
	・子どもがわくわくしながら開けている(3)
	・子どもが皆さんのようなボランティアをしたいと話している
支援に対する心情	・助かっている(11)
	・心の励みになっている(4)
	・子どもが喜ぶ姿を見て心が温まる(2)
	・「頑張らずにすぎなくてもいいんだよ」という言葉をもらっている気持ち
将来への希望	・ボランティアによる支援だと聞き心が温まる
	・子どもや生活のために仕事を頑張りたい(3)
	・人を助けられることや恩返しをしたい(2)
	・人に優しく接したい
生活の苦しさ	・子どももボランティアの皆さんのような温かい心を持った人に育ってほしい
	・不景気、物価高騰の影響を感じる(2)
支援終了時	・子育ての難しさに気持ちが沈む
	子どもの様子 ・子どもが喜び楽しみにしている(4)
	・子どもがわくわくしながら開けている
	支援に対する心情 ・助かっている(3)
	・届くのが楽しみだった(2)
支援による影響	・普段買わない商品もあり嬉しい
	・自分にとって大切な支援だった
	・支援によって不安を減らすことができた(2)
	・気持ちに余裕ができ、子どもと向き合う時間ができた
その他	・就職や資格取得ができ、以前より落ち着いて生活できている
	・支援がなくなり今後もやっていけるか不安

# 大学生における献血イメージの測定ならびに 献血経験および献血意図との関係

○井上 颯 ・ 福岡 欣治

(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) (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：献血行動，献血意図，献血イメージ，大学生

## 研究の背景と目的

### はじめに——献血を巡る現状

昨今の献血事情として、20代、30代での献血量の低下が問題になってきており(厚生労働省, 2022)、2027年ごろには約85万人分の血液が不足すると予想されている(日本赤十字社, 2014)。若年期段階で献血に対して関わることはその後の献血行動を促進することが示唆されている(竹下他, 2016; 奥村他, 2013)。

そのため、献血者数が大幅に減少しつつある現在、今後の献血者数確保のためには若年層(大学生を含む)への献血推進が重要と考えられている。

そのため様々な取り組みがおこなわれている(眞壁他, 2019; 厚生労働省, 2022; 吉武, 2023)。しかし、若年層の献血者数は令和2年度までの10年間で約34%減少しており、献血者数の増加は実現していない。

### 献血の困難さと否定的イメージ

援助行動の分類をおこなった高木(1991)は、献血は個人的規範に基づく提供行動であると考え、社会的な望ましさの認知だけでは実行が難しいことを示唆している。また、高木(1991)によれば、この種の行動は身体器官の提供だけでなく、努力、時間、不快感情などの出費も伴うとされている。

未献血者は、献血に対して否定的なイメージを持ち、それゆえに献血に参加していない可能性がある(物部他, 2006; 奥村他, 2013; 荒川他, 2008; 中島, 2019)。物部他(2006)では、献血に対するイメージとして「献血に対する痛みや恐れ」「献血への忌避傾向」「献血に対するイメージの悪さ」「時間の浪費感」「献血に対する危険なイメージ」で、未献血群が有意に高い数値を示した。しかし、物部他(2006)では測定項目の表現や因子構造の不明瞭さ(直交回転を用いている)の点から、測定に改善の余地があると考えられる。

### 献血意図への着目の必要性

その他の問題として、日本における献血イメージの研究では、献血経験との関連が報告されているが、「献血意図」との関連は考えられていない(物部他, 2006; 奥村他, 2013)。「行動意図」はAjzen(1991)の計画的行動理論において、実際の行動を直接に規定する要因として位置づけられている。日本では研究例がないものの、海外では計

画的行動理論を援用した献血行動の研究も少なからず報告されており(レビューの例として Bednall et al., 2013)、「献血意図」は献血行動と並んで着目に値する変数であると言える。

### 本研究の視点と目的

以上のことから、献血に対するイメージを多面的に測定し、未献血者の献血意図を上昇させるための献血イメージを明確にし、イメージ同士での関連性や、献血の知識が及ぼす影響を検討する必要があると考えられる。

本研究では、大学生への質問紙調査により献血イメージを多面的に測定し、それらの相互関係を考慮しつつ献血経験および献血意図との関連を検討する。従来より、献血時に針を刺すことによる痛みや恐れ、身体的リスク等の否定的なイメージが献血参加を妨げるとされている。献血率向上が望まれる若年層に含まれる大学生を対象にこれらを実証することで、介入の焦点を明確化し、将来の献血促進に向けた対策の立案に寄与しうると考える。

## 方法

### 参加者

医療福祉系大学生265名を対象に調査を行った。不同意や記入不備を除く有効回答者数は181名(男性48名、女性132名、その他1名;年齢 $M=19.54$ ,  $SD=1.13$ )であった。

### 主な調査内容

**献血経験** 過去の献血回数を数字で記入してもらった。

**献血に対するイメージ** 物部他(2006)を元に独自項目を加えた42項目を用いた。「針を刺されるのが怖い」等の「痛みや恐れ」を含む計7カテゴリーを想定し、各6項目で構成した。選択肢は「1. まったく当てはまらない～5. 非常に当てはまる」の5件法を用いた。

**献血意図** 「献血をしたいと思う」等の6項目を、イメージに関する質問に含めて配置した。

**献血との接触経験** 「身近な人の献血経験」「親しい人(家族、家族以外)からの献血に対する賛否」「高校での献血関連活動(複数回答)」を尋ねる質問で構成された。

**献血の知識** 「献血をするために必要な体重や年齢」など計10項目(4件法)を、厚生労働省(2024)、日本赤十字社(2016)等を参考に独自に作成した。

## 実施手続き

授業開始前または終了後に質問紙と依頼状を配布し、紙面および口頭での説明を行った。原則として翌週の授業終了後、各自で回収箱に提出するよう依頼した。実施に先立ち倫理委員会での承認を得た（承認番号：24-046）。

## 結果

### 献血経験

「経験なし」が154名（85.1%）であり、全員が5回以下であった。2回以上の献血経験者が計8名（4.4%）とごく少数であったため、以降の分析では「0回（経験なし）」「1回」「2回以上」の3値に集約して使用した。

### 献血に対するイメージの因子分析

事前の想定にもとづき因子数を7として最尤法・プロマックス回転による因子分析をおこなった。その結果8つの項目で想定因子以外の他因子に対して絶対値が0.3以上の因子負荷量が見られた。そこで固有値の推移（7.883, 4.689, 3.214, 2.483, 1.902, 1.799, 1.511, 1.342……）および解釈可能性から因子数を4として同様に分析し、因子負荷量の絶対値が0.3以下の4項目を除くことで許容範囲内と考えられる明瞭な因子構造を得た。各因子は項目内容よりそれぞれ「献血の意義」「献血による損害意識」「痛みやおそれ」「時間の浪費感」と命名した。各因子の信頼性係数（ $\alpha$ ）はいずれも0.7以上であった。

### 献血意図

主成分分析の結果、いずれの項目でも第1主成分の負荷量が0.700を上回っていた。その後の信頼性分析でも十分な信頼性係数の高さ（ $\alpha = .883$ ）が認められた。

### 共分散構造分析

変数間の相関関係を確認し、相関分析の結果をもとに共分散構造分析を行った。適合度の高さをふまえ Figure 1 に示す結果を採用した。「身近な人の献血経験」は「献血経験」に直接正の影響を及ぼすとともに、「献血に対する親しい人の賛否」と正の関連があった。そして、この「親

しい人の賛否」は献血に対する負のイメージである「献血による損害意識」「痛みやおそれ」「時間の浪費感」に負の影響、献血に対する正のイメージである「献血の意義」に正の影響を与えていた。他方、献血に対する3つの負のイメージは直接にあるいは「献血の意義」への負の影響を介して「献血意図」を低めていた。「献血意図」から「献血経験」の影響は正ではあるが弱く、有意ではなかった。

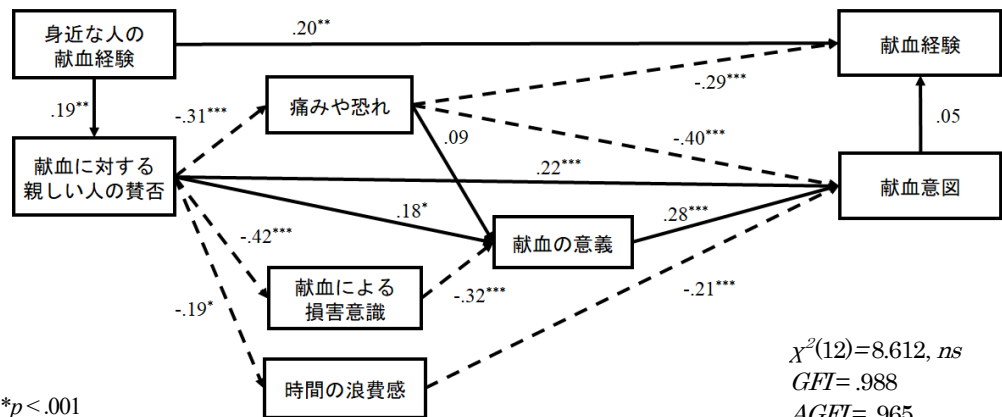
## 考察

本研究の参加者における献血経験は先行研究（真壁他, 2019 等）と同様に総じて少なく、献血イメージは実体験の裏付けに乏しいものであった可能性が高い。その上で、「親しい人の賛否」は直接に、また献血のイメージを介して「献血意図」に影響を与えていた。このことから献血意図はイメージにより影響され、献血に対するイメージは身近な人の意見や行動によって影響を受けると考えられる。なお、参加者自身の献血経験は身近な人の献血経験とは関連していたが、献血意図から献血経験への影響は僅かであった。一因として、本研究の対象者の献血経験は乏しく分布に偏りがあることから、関連を検出することが困難なデータであったと考えられる。加えて、本研究では真壁他（2019）と同じく過去の献血回数を献血経験の指標としたが、本研究の分析では結果として現在の献血意図が過去の献血経験を規定すると仮定したことになる。今後の研究では、献血経験についてより個人差の大きな年齢層も対象に含め、また特定の献血イメージをもつ人のその後の献血関連行動（献血行動の実行、献血促進活動への関与等）を検討することが有用であろう。

## 主な引用文献

- 物部 博文・照屋 寛英・海老原 修・朝野 聡（2006）. 若者の献血行動の要因分析 教育医学, 52(2), 146-154.  
高木 修（1991）. 援助行動——その分類学的研究—— 三隅 二不二・木下 富雄（編）. 現代社会心理学の発展 II (pp.123-151) ナカニシヤ出版

Figure 1  
共分散構造分析による変数間の関係



<sup>†</sup> $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

実線（—）：正のパス、点線（---）：負のパス

注：煩雑さを避けるため、誤差項および誤差項間に仮定した関係は、表記を省略している。

$\chi^2(12) = 8.612, ns$   
GFI = .988  
AGFI = .965  
RMSEA = .000  
CFI = 1.000



# 授産製品の明示が大学生の商品選択に及ぼす影響

○白江 一葉 ・ 佐々木 新

(社会福祉法人旭川荘かえで寮) (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

キーワード：授産製品, 商品選択, 援助規範意識

## 問題・目的

就労継続支援 B 型事業所（以下、B 型事業所）は雇用契約に基づかないため、労働基準法や最低賃金の労働法規は適用されない。報酬は「工賃」という形で支払われており、障害者基礎年金 2 級が受給できたとしても、年金と工賃だけでは自立生活を営むことは難しい現状となっている。

授産製品を販売する際に、障害者が作っていることを明示するかどうか意見が割れていることが報告されている（岩井，2014）。しかし、実際の数値に基づいた検討は行われていないため、授産製品であることの明示と売り上げ個数などの客観的な数字との関係性を求めることは、授産製品の効果的な販売促進の方法を検討する際の 1 つの知見として意義があると考えられる。

授産製品の購入という行動には、「購買行動」と「援助行動」の 2 つ側面が共に働いている（岩井，2019）。岩井（2019）は授産製品の購入行動における「援助行動」の側面に着目し様々な要素から検討を行い、授産製品の購入意図は必ずしも援助規範意識だけに由来するものではない可能性を指摘している。しかし、清水他（2022）は援助規範意識と障害者への共感や象徴的偏見等と関連することを示しており、製造者が福祉的環境で就労する障害者であることを示す授産製品を選択する際の決定意思には、援助を必要とする人々に対する態度が一定の役割を担うものと考えられる。よって、授産製品の選択行動と援助規範意識の関係をより詳細に明らかにすることには意義がある。また、援助規範意識について検討することは、工賃向上に向けた改善を進めるうえで、その努力をよりよい授産製品の開発や生産、販売方法といった当事者だけに求めるのではなく、それらを取り巻く人々の態度にも求めることへと拡大することにも繋がると考えられる。

そこで本研究では、購入者の視点において障害者が作ったことや福祉施設で生産されたことが明記されている商品と、されていない商品のどちらの方が選択されやすいのかを実験的に明らかにすることと、商品選択場面における援助規範意識と授産製品の選択の関係性を明らかにすることの 2 つを目的とした。

## 方法

### 参加者

中国地方の A 大学で心理学を学ぶ学生 60 名を対象に調査を実施し、51 名の有効回答を得た（男性 16 名、女性 35 名）。平均年齢は 20.26 歳（ $SD = 5.95$ ）であった。

### 主な調査内容

**POP 広告の二者択一** 調査にはサーストンの一対比較法を用いた。本実験で用いる刺激として、県内に店舗を構える架空の個人経営のパン屋で、障害者が働いているかは購入者からは不明である「岡山ベーカリー」と、障害のある方が通う架空の就労支援事業所で、商品の製造や販売を利用者が担っている施設「やよい荘」の 2 つのパン屋を設定した。製品名以外の付加情報がない選択肢である「カレーパン」と、2 店舗それぞれに、店舗名のみ POP 広告、作り手を想像することのできる POP 広告（パン職人特製、利用者特製）、メディアに取り上げられたことをアピールする POP 広告（地元のテレビ番組で取り上げられました！）の 3 種類、計 7 つの POP 広告を用意し、質問紙の中で提示した。判断基準として購入場面を設定し、2 つの POP 広告を比較してどちらを購入したいかを選択することを、刺激対の数である 21 回行ってもらった。

**援助規範意識** 箱井・高木（1987）の尺度から項目を抜粋し、「自己犠牲規範意識」8 項目、「弱者救済規範意識」6 項目を使用した。「非常に反対する」（1 点）～「非常に賛成する」（5 点）の 5 件法で回答を求めた。逆転項目については、清水（2001）の指摘を採用し 6 項目設定した。全ての項目の得点を合算し、得点が高いほど援助規範意識が高いと捉えた。

### 実施手続き

2023 年 7 月に、講義開始前に調査協力を依頼した。質問紙を配布し、研究概要及び倫理的配慮について口頭並びに書面で説明し、調査票内には回答への同意欄を設けた。調査は総じて、実施時に著者が所属していた学科の定める卒業研究に関する倫理指針に沿って実施された。

## 結果

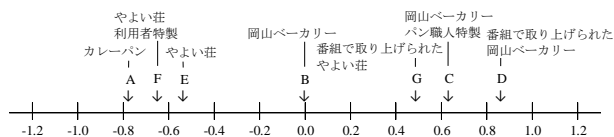
### 回答者全員の商品選択の好み

Figure 1 にサーストンの一対比較法に基づく尺度値を算出し、数直線上に示した。3 種類の POP 広告全てにおいて、やよい荘よりも岡山ベーカリーの方が多く

選択されていた。POP 広告の種類ごとの 2 店舗の尺度値は、店舗名のみの POP 広告の間に 0.539, 作り手を想像することのできる POP 広告の間に 1.279, メディアに取り上げられたことをアピールする POP 広告の間に 0.372 の間隔があいていた。

Figure 1

回答者全員の一対比較法の尺度値



### 援助規範意識の高い群と低い群それぞれの商品選択の好み

援助規範意識の得点が中央値以上の 27 人を高い群、中央値未満の 24 人を低い群として群分けを行い、高い群、低い群それぞれの一対比較法の尺度値を数直線上に示した (Figure 2, Figure 3)。

3 種類の POP 広告全てにおいて、どちらの群もやよい荘よりも岡山ベーカリーの方が多く選択されていた。2 つの群において選択された順位が異なっていたのは「カレーパン」と「やよい荘利用者特製カレーパン」の 2 つであり、順位が逆転していた。

Figure 2

援助規範意識の高い群の一対比較法の尺度値

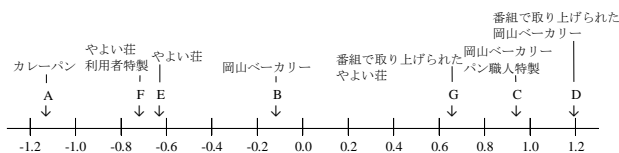
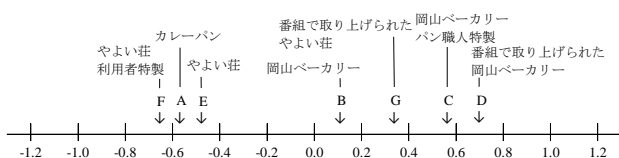


Figure 3

援助規範意識の低い群の一対比較法の尺度値



### 考察

全体の傾向として、製品名以外の商品情報は製品名のみを表示したものよりも選ばれやすくなっていた。これは、商品の購買を促進させるための付加情報の意義が認められるものであった。しかし、同じ種類の POP 広告において、授産製品は授産製品でない商品より選ばれることはなかった。3 種類の POP 広告の中で注目したいのが、作り手を想像することのできる POP 広告である。2 つの店舗の尺度値の間隔は 3 つの POP 広告の種類の中で一番大きかった。これは、質が同じと条

件づけていても利用者よりもパン職人のほうが、クオリティが高いであろうと想像されやすいからではないかと予想する。また、「利用者特製」という言葉がつくことによって障害者が製造したことを強調するようにも捉えられるために、参加者によっては障害への不安や抵抗感が刺激され、選択されにくかった可能性も考えられる。

援助規範意識の高い群と低い群においては、製品名のみを表示した POP 広告と利用者特製と表示した障害者が製造したことを想像できる POP 広告の 2 つの商品選択の順位が異なる結果となった。援助規範意識に着目すると、援助規範意識が低い場合には製品名のみを表示したものよりも障害者という付加情報によりその商品が選択されにくくなっていた。

このことから、援助規範意識の低い人々も消費者として対象とする場面においては、授産製品を示す情報は、選択における付加情報の意義を低下させる可能性が示された。清水他 (2022) は援助規範意識と関連のあった「現状の理解のなさ」傾向が強い場合、障害者への無視や非難につながるために、それを軽減していくことが重要であると述べている。授産製品を取り巻く人々の変化を促すという点から働きかけを行う際に、障害者が B 型事業所でどのような活動を行っているのかや授産製品がどのように作られているのかを知ってもらうことは、障害者自身のことや授産製品の現状を理解してもらうことにつながり、援助規範意識へ働きかけることができるのではないかと考える。授産製品に対する理解度と授産製品の購買行動に関係があるのかは今後検討される必要があるだろう。

### 引用文献

- 箱井 英寿・高木 修 (1987). 援助規範意識の性別、年代、および世代間の比較 社会心理学研究, 3(1), 39-47.
- 岩井 阿礼 (2014). 障がい者福祉施設における活動の複雑性——「福祉施設離れた商品」の可能性と困難—— 淑徳大学研究紀要, 48, 151-164.
- 岩井 阿礼 (2019). 授産製品の購買行動に影響を与える心理的要因に関する研究——共感性、倫理規範意識、倫理的消費に対する態度について—— 淑徳大学研究紀要, 53, 35-51.
- 清水 裕 (2001). 援助規範意識尺度 堀 洋道 (監修)・吉田 富二雄 (編) 心理測定尺度集 II (pp.183-188) サイエンス社
- 清水 佑輔・ターン 有加里ジェシカ・橋本 剛明・唐沢 かおり (2022). 象徴的障害者偏見 17 尺度日本語版 (SAS-J) の作成 心理学研究, 92(6), 532-542.

# 心理的柔軟性が日常生活ストレスへの認知的評価と 状況的コーピングに及ぼす影響

○李 枝蓮 ・ 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：心理的柔軟性，日常生活ストレス，認知的評価，状況的コーピング

## 問題と目的

### はじめに

現代社会は「ストレス社会」と表されるように、いかに適切にストレスへ対処できるかが現代社会における喫緊の課題の1つである。ストレスを理解するためのモデルとして、Lazarus & Folkman (1984) は、ストレスに直面した時、認知的評価とコーピングの相互作用によってストレス反応が左右されると主張した。認知的評価とは、環境からの要求が個人の持つ資源を上回るかどうかの主観的評定であり、コーピングとはストレス要因の解決あるいは負担軽減を目的とした方略である。そしてこの過程では、個人の心理的ストレス過程に「刺激→認知的評価→コーピング→精神的健康」という流れを想定している。そして心理学的ストレスモデルによれば、認知的評価とコーピングには個人間に差異がある。

### コーピングと心理的柔軟性の関係

では、認知的評価やコーピングは、どのような要因によって左右されるのだろうか。近年、第三世代の認知行動療法と呼ばれる ACT (Acceptance and Commitment Therapy) の重要概念である「心理的柔軟性」とコーピングの関係が検討されつつある(松本, 2018; 前原他, 2020)。心理的柔軟性は、思考、感情、感覚などにとらわれずに開かれた心で自分にとって大切な行動をする能力(入江他, 2015)である。ACT では不快な感情や考えを回避しようとする行動を体験の回避 (Experimental Avoidance; EA) と呼び(谷, 2016)、人が感じる苦痛は言語的な評価による体験の回避が生み出す物と考えている。心理的柔軟性とは、その体験の回避から逃れ、自分の情動を受け入れ (Acceptance) 自分の重視する活動を行う (Commitment) 力である(杉浦, 2008)。

### 心理的柔軟性とコーピングの関係に関する先行研究

松本・大河内 (2012) や松本 (2018) は、心理的非柔軟性と回避的なコーピングの間に正の関連を報告している。前原他 (2020) も、心理的柔軟性の対概念である心理的非柔軟性と「問題回避」の間に正の関連を報告している。ただし前原他 (2020) は主観的幸福感を高める「問題解決・サポート希求」等との間にも正の関連があるという、一見矛盾した結果も併せて報告している。

重要なこととして、松本 (2018) や前原他 (2020) の研究で扱われたコーピングは、特性的な変数である。本

来、心理学的ストレスモデルにおけるコーピングは、安定したスタイルや特性ではなく、状況によって変化する動的なプロセスである(島津, 2002)。ストレス状況の時点でコーピングに注目することで、心理的柔軟性によって特定のストレスフルな状況下でのコーピングがどのような影響を受けるのかを検討することができる。

また、両研究とも心理学的ストレスモデルにおけるもう1つの重要な調整要因である認知的評価を扱っていない。心理学的ストレスモデルが認知的評価とコーピングの相互作用によってストレス反応を規定する立場である以上、その両方を同時に検討する必要があると考えられる。心理的柔軟性が高いと問題の影響を過大に評価することなく現実に即した行動を行なうことから、ストレスに対するネガティブな認知的評価を抑制すると予測される。

### 本研究の目的と仮説

以上より、本研究では心理学的ストレスモデルをもとに、個人における心理的柔軟性の高低がストレスに対しての認知的評価やコーピング、それらによって生じる精神的健康への影響を検討することを目的とする。そして精神的健康をストレス反応と精神的健康の2側面から測定する。心理的柔軟性はストレスに対する認知的評価を介して回避的なコーピングを減らすことが考えられる。

## 方法

### 調査対象者

18～29歳の大学生に調査を実施し、回収210部のうち不同意や記入不備を除いた163名(男39, 女124, 不明1; 年齢M=19.74, SD=1.28)を分析対象とした。治療中の精神疾患を有する者、1ヶ月以内に精神的健康を大きく損なうような重大な出来事を経験した者は対象外とした。

### 測定内容

**心理的非柔軟性** Avoidance and Fusion Questionnaire for youth (AFQ-Y) 日本語版(石津他, 2004)を用い、8項目5件法で尋ねた。高得点であるほど心理的柔軟性が乏しいことを示す尺度である。

**現在の生活上のストレス** 調査時点で調査協力者が直面している最もストレスフルな出来事について自由記述の形で回答を求めた。

**認知的評価** 鈴木・坂野 (1988) の認知的評価測定尺

度 (CARS) を用い、10 項目を尋ねた。このうち 2 項目は鈴木・坂野 (1998) で採用されていないため、「コミットメント」「脅威性の評価」「影響性の評価」「コントロール可能性」の 4 因子計 8 項目を検討対象とした。現在の生活上のストレスに対する認知的評価を測定するため一部教示文を変更して用いた。

**状況的コーピング** 現在の生活ストレスへのどのようなコーピングを用いているか、ストレス・コーピング尺度 (GCQ) 状況版 (佐々木・山崎, 2004) を用い、「感情表出」「情緒的サポート希求」「認知的再解釈」「問題解決」の 4 因子計 32 項目について 5 件法で回答を求めた。なお、これら 4 因子はいずれも関与 (接近) 的な性質を持つが、佐々木・山崎 (2002, 2004) は関与-非関与 (接近-回避) を量的な次元で捉える立場を取っており、これらの得点が低いほど回避的であることを示す。

**心理的ストレス反応** 最近 2, 3 日のストレス反応の強さについて、心理的ストレス反応尺度 (SRS-18) (鈴木他, 1997) を用いた (3 因子計 18 項目, 4 件法)。本研究では合計点を用いた。

**精神的健康** 最近 2 週間の主観的な精神的健康について精神的健康状態表 (WHO-5) を用いた (5 項目 6 件法)。

### 実施手続き

担当教員の許可を得た授業の開講教室にて、授業の開始前または終了後に質問紙調査を実施した。調査対象者には、文書および口頭での説明により同意を得た。なお、実施に先立ち倫理委員会の承認を得た (承認番号 24-036)。

## 結果

### 尺度の信頼性と記述統計量

CARS と GCQ 状況版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)。CARS は鈴木・坂野 (1988) と概ね一致した。GCQ 状況版の 2 項目は十分な負荷量 (.40) を示さなかったため以降の分析からは除外した。その後全ての尺度の信頼性の確認をした結果、CARS の「コントロール可能性」( $\alpha = .64$ ) 以外はいずれも十分な値であった ( $\alpha = .84-.94$ )。その後対応のない  $t$  検定を行

った結果、GCQ 状況版の「感情表出」のみ男女差がみられた ( $t(161) = -3.02, p < .01$ )。

### 変数間の関連性

変数間の相関係数を確認し、その結果をもとに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 2 に示す。心理的非柔軟性からコミットメントや脅威性、影響性に正のパスが認められ、コミットメントは認知的再解釈と問題解決、精神的健康を促進し、脅威性は感情表出を促進していた。また、心理的非柔軟性はストレス反応に正の影響を与えていた。

### 考察

心理的非柔軟性がコーピングを促進していた点は予測と異なっていた。共分散構造分析の結果にもとづけば、心理的非柔軟性はストレスへの影響性と脅威性の評価を高め、その状況を改善するべきだという判断 (コミットメント) を促進し、これらの影響でコーピングをより使用する結果となったことが考えられる。しかし心理的非柔軟性によって高められた認知的評価や、それらによって選択されたコーピングはストレス反応の低減や精神的健康を高めることにはほとんど役立っていないようであり、むしろ、心理的非柔軟性は、精神的健康を高める認知的再解釈のコーピングを妨げているようである。さらに、心理的非柔軟性がストレス反応を強める直接効果が顕著に認められている。これらのことから、心理的柔軟性が高いことはストレス反応を減じ、精神的健康を増大させる重要な要素と考えられる。

### 主な引用文献

- 前原 未佳・下満 由貴・小山 憲一郎 (2020). 心理的非柔軟性に動機づけられたストレスコーピングは主観的幸福感を高めるのか? 福岡県立大学人間社会学部紀要, 29(1), 1-18.
- 松本 明生 (2018). 体験の回避はコーピングと区別される——情動制御方略としての独自性と心理的ストレス反応への影響の検討—— パーソナリティ研究, 27(1), 12-20.

Figure 1

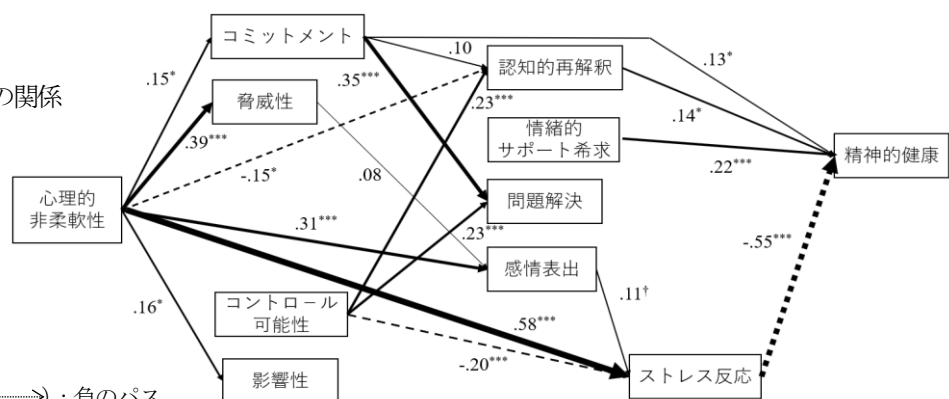
共分散構造分析による変数間の関係

$\chi^2(26) = 22.05, ns$   
 $GFI = .977$   
 $AGFI = .942$   
 $CFI = 1.000$   
 $RMSEA = .000$   
 $AIC = 102.05$

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

実線 (→): 正のパス、点線 (--->): 負のパス

注: 煩雑さを避けるため、誤差項および誤差項間の関係 (同順位の変数間に仮定) は表記を省略している。



# 大学教育におけるデジタルバッジを活用した評価方法の開発と効果測定

—「心理学実験」の評価において—

○高橋 功

(山陽学園大学)

キーワード：大学教育，心理学教育，成績評価，学習方略，デジタルバッジ

## 問題・目的

本研究は、課題の評価内容ではなく、遂行量のみを重視した成績評価法による教育効果の検証を行った。

大学の授業は、単なる知識伝達の場にとどまらず、受講生の学修過程を支援する場としての役割も担っている。特にレポートの執筆やIT技術の修得など、具体的なスキルの習得を目指す科目においては、授業内での反復的な練習と形成的な評価が不可欠である。

しかし、その支援過程で行われる形成的評価を単位認定の評価材料に用いると、受講生がそれを「成長のための情報」ではなく、「総括的な判定」として捉える可能性がある。その結果、受講生は、良い評価を得ることだけを重視するようになり、深い理解を伴わない表面的な学習や、「正解」を探すだけの態度に陥りやすくなる。実際、AIの不正利用やレポートの剽窃といった問題が、社会的にも広く報じられている。こうした現象は、単位取得や評価が目的化され、本人の学びが置き去りにされていることを示唆しているのではないか。

もちろん、単位認定のための成績評価も、教育課程全体では形成的な役割を果たす。したがって、歪んだ学習方略の問題は、学習者の基本的な学習態度に原因があると考えられるかもしれない。しかし、成績評価が奨学金受給の可否や企業の人材採用の判断に用いられる現代において、そのような方略は生活や将来のための合理的行動でもあり、これは構造的問題でもある。

このジレンマ、つまり「評価を情報として学修に活用させたいが、構造的には結果として目的化されざるを得ない現状」が本研究の背景にある問題意識である。

そこで本研究では、支援過程における評価を成績評価と切り離し、課題の取り組み量のみを成績評価材料とする方法を試みた。具体的には、課題を複数設定し、成績評価にはその遂行量のみを反映させ、個々の課題の評価は受講生に伝えるだけに留めた。この方法により、受講生が評価を「情報」として解釈し活用することを期待した。またこのとき、デジタルバッジを用いて課題遂行状況を可視化することで、その促進を狙った。

ただし、この方法は「それらしい課題を提出しさえすれば単位が認定されてしまう方法」とも解釈でき、「大学教育の質保証」に反するのではないかという批判を免れない。本来は、歪んだ学習方略への耐性が高

い評価法の開発こそが、正統な解決策といえる。

このような批判に答えるためには、この評価法下で提出された課題の質が低下していないことを示す必要がある。そこで本研究では、この評価法を用いた年度と用いなかった年度で、レポートのルーブリック評価の得点の比較、および分散の等質性の確認を行った。

また、この評価法が学生の学修に肯定的な影響を及ぼしたかどうかを確認する必要がある。そこで本研究では、事後に学生の学修態度を問う調査を行った。

ところで、心理学教育における基礎実験科目では、実験レポートの執筆が重視される。例えば、認定心理士資格の認定においては、科学論文の作法に沿ったレポートの作成が6本以上求められる。しかし、初学者が最初からそのようなものを作成するのは難しく、授業内での支援が不可欠である。よって、同科目は、本研究の問題意識に強く関わるものであるといえる。そこで本研究では、同科目でこの評価法の検証を行った。

## 方法

**介入科目** 2023年度および2024年度の4～9月に開講された「心理学実験Ⅰ」において授業期間を通して介入を実施した。同科目は、心理学教育における基礎実験科目として一般的な形式・内容であった。ミュラーリエル錯視等の3つの実験を実施し、それぞれレポートの提出を求めた。対面授業であったが、資料配布、課題提出・評価等はMoodle 4.0上で行った。実験日に欠席した学生については補習日に実験を実施した。最終的な成績評価は60点未満なら不合格、60点以上でC、70点以上でB、80点以上でA、90点以上でSとした。

**介入内容** 成績評価の材料となる得点は、課題（ミッションと呼ぶ）の出来具合ではなく、達成量に基づいて配点した（ただし、レポートの内容が一定基準に満たない場合は再提出を求めた）。初回の授業において、その成績評価法、ミッション内容の詳細を記した文書を配布し説明した。バッジについては、最初のバッジを付与した直後の3回目の授業時にて口頭で説明した。

ミッションは大きく分けて、①必須、②任意、③シークレットの3種類を設定した。①には、各実験への参加とレポートの提出が含まれ、8個設定した。更にそれらを全て完遂することを一つのミッションとして示し

た。これらを全て完遂した場合はもれなく 60 点を加点了 (i.e., C 評価を保障した)。②には、追加の努力を評価するもの (e.g., 任意レポートを提出, 自習テストで満点を獲得など) が含まれ, 11 個設定した。内容により 3~10 点の点数を設定し, 合計 40 点までを加点了。③には、目的化することが望ましくないもの (e.g., 授業時間外の質問行為など) が含まれ, 8 個設定した。内容を問わず全て 1 点とし, 合計 8 点までを加点了。

**レポートの評価** 各レポートの評価は、目的、方法、結果、考察、文章の 5 カテゴリに分けたルーブリック表 (15 基準, 各 3 段階) に基づき, 100 点満点で行った。介入前の年度も含め, どの年度も同じ表を用いた。

**デジタルバッジ** Moodle 4.0 には、学生の活動や達成状況を視覚的に示せるバッジ機能が備わっている。本研究では、これを利用し、ミッションの達成に応じてその都度バッジを付与した。バッジが付与された学生には、その旨が自動的にメールで通知され、取得済みのバッジを自身のプロフィール画面で確認できた。

**事後調査** 学修態度を把握するため、同科目の受講者に (含不合格者) 13 項目 (e.g., “バッジは学習成果の振り返りに役立つ” 等) を各 7 段階 (“全く当てはまらない” ~ “非常に当てはまる”) で評価させた。調査に同意し回答した者は、2023 年度で 14 名中 14 名 (回収率 1.00), 2024 年度で 37 名中 30 名 (.811) であった。

**倫理的配慮** 事後調査については、研究目的、個人情報取り扱い等について文書で示し、協力が任意であることを明記したうえで、同意欄にチェックを求めた。調査は紙媒体の記名式であった。評価データの利用については、シラバス上で断り書きを明記していた。

## 結果と考察

**教育の質の検討** 介入前の 2022 年度を含む各年度の各レポートのルーブリック評価に基づく得点 (100 点満点) の平均値を Table 1 に示した。各レポートの番号は課題が課された順である。なお、いずれの年度も単位不合格者 (2022 年度 4 名, 2023 年度 1 名, 2024 年度 4 名) は分析から除外した ( $n$  にも含めていない)。これは、その多くは授業への出席回数が不十分、未提出レポートがあるなど、介入の影響を検討するに当たった分析対象として不適切と判断したためである。

さて、介入が教育の質を低下させなかったかを確認するため、年度を要因とした分散分析をレポートごとにその得点について行った。その結果、どのレポートにおいても年度の主効果は見られなかった ( $ps \geq .05$ )。

また、そこに介入への期待等の実験者効果が混入していなかったか、すなわち甘い採点等が行われていなかったかを確認するため、年度を要因とした Levene 検定をレポートごとの分散について行った。その結果、

どのレポートにおいても年度間で分散の違いに有意性は見られず、その等質性が確認された ( $ps \geq .05$ )。

以上の結果から、本研究の介入は、教育の質を低下させるものではなかったと考えられる。

**学修態度の検討** 事後調査の 13 項目について、回答の評定値を各項目の得点とし、因子分析 (主因子法・Promax 回転) を行った。初期解の固有値 (第 1 因子から順に, 5.02, 2.80, 1.67, 0.86 以下略) から 3 因子解が妥当と判断した。3 因子に固定し、複因子に負荷する 3 項目を除外し 10 項目を採用した (RMSEA=0.085)。

因子負荷量に基づいて、各因子を「楽しさ」「自己調整」「学習障害」と命名した。「楽しさ」は“バッジは一つでも多く欲しい”等の 4 項目に高い負荷量を示し、介入をゲームのように楽しんだことを意味する。「自己調整」は本研究において重要な因子であり、“バッジは学習の進み具合の把握に役立つ” “バッジは自分の学習成果の振り返りに役立つ” “バッジは学習内容への関わりを高める” の 3 項目に高い負荷量を示した。これは、介入により評価を情報として活用したことを意味する。「学習障害」は“バッジの存在が学修に集中することを妨げる”等の 3 項目に高い負荷量を示し、介入によって否定的な影響を受けたことを意味する。

各因子で最も高い負荷量を示した項目への評価の合計を項目数で除したものを、その因子の項目得点として個人ごとに算出し、全体の平均点を算出した。因子間相関を Table 2, 平均項目得点を Table 3 に示した。

「楽しさ」と「自己調整」に中程度の正相関 ( $r = .46$ ) が見られ、楽しさが学習の自己調整を促進する可能性が示唆された。一方、「学習障害」と他の因子との相関は非常に弱く ( $|rs| < .10$ )、介入による否定的な影響は限定的であった。平均項目得点は「楽しさ」と「自己調整」が高く、「学習障害」は低かったことから、全体として肯定的な学習効果が得られたと考えられる。

**今後の展望** 第三者による授業の評価を通じての検証が求められる。また、本研究の問題意識を踏まえるなら、バッジに関する質問だけではなく、レポートそのものに対する取り組み姿勢の変化を測定する必要がある。学修態度への長期的影響の検討も求められる。

Table 1. 各年度の各レポートの平均得点 (括弧内は SD)

年度	2022 (介入前)	2023 (介入後)	2024 (介入後)
$n$	34	15	36
1. ML 錯視	83.4 (14.9)	84.1 (13.7)	78.3 (16.5)
2. 触二点閾	83.3 (14.0)	85.6 (13.9)	83.8 (15.2)
3. 両側性転移	85.9 (12.9)	81.4 (22.2)	84.4 (18.3)

Table 2. 因子間相関 ( $r$ )

	楽しさ	自己調整
自己調整	.46	-
学習障害	-.06	.03

Table 3. 平均項目得点

	$M$ (SD)
楽しさ	4.35 (1.24)
自己調整	4.27 (1.19)
学習障害	2.09 (0.98)

\*本研究は、山陽学園大学・短期大学内研究補助 (令和 5 年度) を受けて行われた。

# 錯視画像作成教材 VisioCraft を用いた授業実践

○高橋 功\* ・ 小林 伸行\* ・ 児玉 太一\*\*

(\*山陽学園大学) (\*\*倉敷市立短期大学)

キーワード： 3D トリックアート, デジタル教材, 授業実践, 教育効果

## 目的

本研究の目的は、錯視画像作成ツール「VisioCraft」を用いた授業の課題の検討と教育効果の検証である。

VisioCraft は、児玉・小林・高橋 (2023) が開発した PC アプリケーションであり、自分で撮った写真を簡単な操作で 3D トリックアートに変形するものである。

3D トリックアートは、その不思議さから学習者の興味・関心の喚起に有効な題材であり、様々な学習トピックの導入や応用への活用が期待できる。例えば、美術では表現技法として、数学では比例や微分の具体例として、心理学では奥行き知覚の仕組みの応用例として適している。また、作品制作を通じた体験的理解からは、鑑賞のみでは得られない学習効果が期待される。しかし、手描きでこれを作成するには一定のスキルが必要であり、初学者にとっては高度な課題となる。このため、授業で制作までを体験させるのは困難であった。そこで、VisioCraft は、授業場面を想定し、初心者でも簡単に作品を制作できるよう設計・開発された。

しかしながら、こうしたデジタルツールは、実際の授業で活用することで初めて明らかになる技術的課題も多い。また、授業の手順や進行について、実践を通じて改善していく必要がある。そして何よりも、3D トリックアートの制作が本当に学習の一助となるのかどうかを検証する必要がある。そこで本研究では、VisioCraft を用いた授業実践を通じて、実施上の技術的課題の検討、授業手順の検討、および教育効果の検証を行った。

## 方法

**教授者** 教授者は、本研究の共同研究者でもあり、同科目の担当教員と情報教育の専門教員の 2 名であった。

**学習者** 学習者は、四年制私立大学の 2024 年度前期開講 (4~9 月) の選択科目「知覚・認知心理学」(90 分×15 回) の受講者であった。同科目では、奥行き知覚を含む、知覚に関する基礎的な内容を扱う講義を既に行っていた。第 8 回目 (5 月 27 日) の授業時間に本授業を行った。出席者は 37 名 (男 13, 女 24) であった。

**準備物** カメラ付きスマートフォン (もしくはデジタルカメラ)、モバイル PC、使いたい被写体 (小物や人形等) は、学習者に各自の所有物を持ち込ませた。

VisioCraft は、事前に Moodle 上に公開し、各自の PC に

保存・展開させておいた。準備に関しては、授業当日の前の週に当日の概要を述べたうえで指示しておいた。

プリンタ、印刷用のケント紙、背景画像を印刷したケント紙、色鉛筆等の文具品、予備の PC とカメラ、USB メモリ等の PC 周辺機器は、教授者が準備した。背景画像は、Open AI 社製の DALL-E による生成画像を加工して 10 種類作成し、5 枚ずつ印刷しておいた。VisioCraft VisioCraft は、撮影した写真を 3D トリックアートに加工する PC アプリケーションである。ユーザーによる画像内のガイド枠の調整に基づき、アフィン変換を自動で行い、平面図を立体的に見せる錯視画像を生成する。変換された画像を印刷し、90 度に折り曲げて立てることで、視覚的な立体効果が得られる。

**授業内容** 学習者には、2 種類のハンドアウト (作成手順を示したもの、作成上の注意点を示したもの) を配布した。最初に、スクリーン上の資料を用いて、奥行き知覚に関する復習と 3D トリックアートの仕組みについての講義を行った。その後、見本作品の作成プロセスを段階的に示す形で、具体的な作業手順を説明した。

説明が終わった後、学習者には各自のペースで作業を開始させた。まず、学習者は、使用する背景画像を選ぶか、自分で描くかした。次に、背景画像を折り曲げて被写体を配置し写真を撮影した。続いて、VisioCraft に撮影した画像を取り込み、加工作業を行った。教授者が加工画像をチェックし、学習者は必要に応じて再撮影や再加工を行った。問題がなければ、Moodle 上に加工画像を提出した。その後、教授者は提出された加工画像を白黒で試し印刷し、学習者がそれをチェックした。必要に応じて再調整と再提出を繰り返した後、教授者がカラーで清書印刷し、学習者に渡した。最後に、学習者は、それを折り曲げて適切な位置から撮影し、その撮影画像を Moodle 上に提出して作業を終了した。

授業時間内に加工作業が終わらなかった学習者については、翌週までに完成させるよう宿題とした。また、加工は完了したが授業時間内に清書印刷できなかった分については、翌週までに印刷して学習者に手渡した。

**事後調査** 授業終了後、Google フォーム上で事後調査を実施した。10 項目 (Table 1 参照) を示し、それぞれ 7 段階で評価 (“全くそう思わない” ~ “非常にそう思う”) をさせた。また、“難しかったこと” “特に注意を



払ったこと、考えたこと”“授業に対する意見”“その他感じたこと”の4点について、それぞれ自由記述で回答を求めた。回答者は37名(全員回答)であった。

また、授業後の宿題として、自由コメントをMoodle上で収集した。提出者は23名(回収率.62)であった。

**倫理的配慮** 本授業の概要はシラバスに明記していた。また、本授業は科目の学修内容の一部であり、同時に研究の一部でもあることを初回の授業で説明した。事後調査は、研究目的、個人情報への適切な取り扱い、統計処理されたデータ公表の断り、データの保管期間と廃棄方法を示し、調査協力が任意であることを明示した。提出物との照合の必要上、調査は記名式で実施した。

### 結果と考察

**事後調査の処理** 事後調査の各項目について、評定値を用いて平均値を算出した(Table 1)。なお、複数の評定に丸が付けられていたケースでは中央値を採用した。

**技術的課題** 「Q02. 楽しかった」(M=5.73)のように、3Dトリックアートの楽しさは高く評価された一方、「Q01. 容易だった」(M=3.92)の評価は他の項目に比べてやや低かった。しかし、自由記述と照合すると、その主な原因は「影の作り方」「光の当て方」といった撮影上の調整の難しさにあったようであり、VisioCraft自体の使用が難しかったわけではなかったと考えられる。

一方、ウイルスチェックの誤判定によってVisioCraftをダウンロードができなかった学習者が若干名おり、この点についてはプログラム上の改善を要する。

また、授業時間内に提出者全員分の清書印刷が完了しなかったことから、印刷環境の工夫も必要である。

**授業手順の有効性** 「Q03. 授業冒頭の3Dトリックアートの仕組みの復習」(M=5.28)や「Q04. VisioCraftの使用法の説明」(M=5.31)が高評価を得ており、基礎概念やアプリケーション操作に関する授業手順の有効性が確認された。しかし、前述の通り、撮影上の調整の難しさが自由記述で挙げられていることから、写真撮影に関する指導もあれば望ましかったと考えられる。多くの学生はスマートフォンでの撮影に慣れているが、光や影の調整が求められるような撮影経験は少ないの

かもしれない。また、特に年少の学習者を対象とする場合には、撮影方法に関する指導とともに、補助ライトなどの道具を準備することで、円滑な制作をサポートできると考えられる。あるいは、学習者のデジタルリテラシーに応じた授業計画の立案が求められる。

**教育効果** 「Q05. 3Dトリックアートに対する興味関心が高まった」(M=5.53)や「Q08. 知覚心理学の知識と理解が深まった」(M=5.16)での高評価は、知覚心理学に対する興味や理解が深まったことを示している。

また、自由記述では「どの角度から撮影すればより立体的に見えるかを考えた」「背景と被写体の世界観を合わせるにはどうすればよいかを考えた」といった回答が見られ、学習者が制作において自ら工夫を凝らし、主体的に取り組んでいたことを確認できた。

この他、3Dトリックアートを自ら作成できたことに対する達成感や驚きを示す記述も散見され、こうした体験を通じて学習者の探究心が刺激され、学習に対する積極的な姿勢が促進されたことが示唆される。また、「Q09. 自分の作品を他者に見せたい」(M=4.57)や「Q10. 授業外でも作成してみたい」(M=4.93)での高評価も、他者と成果を共有する意思や、授業外での創作意欲が高まったことを示しており、本授業を通じた学びが授業外活動にも波及していることが確認された。

**展望** VisioCraftによる3Dトリックアート制作の授業が、視覚錯覚の原理を実践的に学ぶ学習機会として有意義であることが示唆された。ただし、本研究では学習者の自己評価を用いていたため、今後は理解度テストなどの客観的な評価尺度を用いたうえで、授業前後の比較等を通じた、より客観的な検証が望まれる。

授業の改善点としては、撮影指導の充実や撮影環境の準備といった実施面での改善が挙げられる。特に、年少の学習者や基礎的な撮影経験が少ない学習者を対象とする場合には、これらは特に留意すべきであろう。

また、「知覚心理学」のように、トリックアートが内容に直結する場合とは異なり、他の科目、例えば数学で本教材を活用する場合には、授業時間の制約もあり、3Dトリックアート制作だけに十分な時間を割くことが難しいかもしれない。こうした場合には、オンライン教材として提供し、学習者が自主的に取

り組む形式を併用するのも一案である。これは、授業中に発生する理解度や作業進行の個人差への対応としても有効であろう。

### 引用文献

児玉 太一・小林 伸行・高橋 功 (2023). 平面像の立体像化を目的とした錯視表現ツールの開発 岡山県立大学教育開発センター教育研究紀要, 8, 30-39.

Table 1. 事後調査の各項目の評定平均値 (n=37)

	M (SEM)
Q01. 3Dトリックアートの作成は容易だった。	3.92 (0.25)
Q02. 3Dトリックアートの作成は楽しかった。	5.73 (0.19)
Q03. 3Dトリックアートの仕組みに関する復習は分かりやすかった。	5.28 (0.15)
Q04. VisioCraftの使用法の説明は分かりやすかった。	5.31 (0.20)
Q05. 3Dトリックアートに対する興味・関心が高まった。	5.53 (0.21)
Q06. 3Dトリックアートの仕組みに関する知識・理解が深まった。	5.38 (0.18)
Q07. 知覚心理学に対する興味・関心が高まった。	5.27 (0.22)
Q08. 知覚心理学に関する知識・理解が深まった。	5.16 (0.19)
Q09. 作成した3Dトリックアート作品を受講者以外の人にも見せたい。	4.57 (0.28)
Q10. 授業以外でも3Dトリックアート作品を作成してみたい。	4.93 (0.25)



# ネットいじめ被害者の支援要請の促進要因

○橋詰 拓真 ・ 進藤 貴子 ・ 竹内 いつ子  
(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：ネットいじめ，相談行動，サポート要請

## 問題・目的

令和4年度の青少年のインターネット利用調査によれば、小学校、中学校、高等学校の全校種で、男女共に、インターネットを利用しているものが95%を超えている(内閣府, 2022)。加えて、悪口や中傷のような言葉を使ったいじめは、SNSの普及とともに、インターネット上でも行われるようになった(谷・尾崎, 2007)。

三枝・本間(2011)は、従来型いじめと「ネットいじめ」は別物ではなく、同一の人間関係の中で、対面時の心理的・物理的な攻撃がある従来型いじめと連動して「ネットいじめ」が行われ、補完するような形で実行されることが多いことを明らかにしている。その為、例えば、ネットいじめをしてくる相手をブロックしたくても、そうすることで従来型いじめ等が悪化してしまうことが危惧され、ネット上での見たくない、また反応したくない誹謗中傷等に反応せざるを得ないといった状況も生じうる。

また三枝・本間(2011)は、ネットいじめは相手との接触を持たずに実行できるいじめであって、加害を行う側の広域性や匿名性を特徴とすると述べている。従来型いじめは、身を隠す、自宅へ逃げ帰るなど、加害者から物理的な距離をおけば一時的に被害から逃れることができるのに対して、ネットいじめは被害者がどこにいても、時間や場所を問わず言葉での攻撃が届くため、被害者の逃げ場がなくなってしまう。

東京都教育庁(2014)の「いじめ問題に関する研究」では、いじめられたことを誰にも相談しない理由として、相談することで「被害が悪化するから」の割合が75.4%と最も高く、次の被害への悪化予測がいじめの相談を阻害していることが明らかになっている。加害者の報復の場が大人からは特に見えにくいネットいじめにおいては、「相談したことが加害者にばれるといじめがひどくなる」という悪化予測はより深刻であり、それが相談行動を阻害しているのではないかと考えられる。

このように、特有の広域性と匿名性によって、被害者はネットいじめから逃避することが難しく、さらに周囲へのサポート要請を行うことも困難である。

また亀山・会沢(2019)の研究では、いじめに対してどのような対処を行なったかによって、被害者を無抵抗群(何もしないでいじめられるままになっていた)、相談

群(友人・家族・教師等誰かに相談した)、周囲からのサポート群(周囲がいじめられていることに気づき、家族・友人等の周囲のサポートを得た)という3群に分け、いじめ被害後の経過を調査した。その結果、相談群および周囲からのサポート群は「精神的強さ」や「自己肯定感」の面で心理的に肯定的影響が見られたのに対し、無抵抗群は「不登校・引きこもり」や「心の病等・PTSD」といった否定的影響のみが見られたことが明らかになった。加えて、相談群は、無抵抗であった者に比して、その後の人間関係や適応が良好であることが多いことが報告された(亀田・会沢, 2019)。これらのことから、ネットいじめを受けた場合においても、無抵抗ではなく、友人や親、スクールカウンセラーなどの第三者に相談できることが、その後の精神的・心理的健康の回復と学校生活への適応等に繋がると考えられる。

藤・吉田(2014)では、ネットいじめへの相談行動の有無に、被害に対する脅威認知と無力感が関連していることが明らかになっている。脅威認知の構成概念として、被害がどこまでも波及することを危惧する波及性、自分が孤立したように感じる孤立性、ネットいじめの被害から逃れることができないと考える不可避性の3つの認知があり、不可避性と波及性は被害に対して何もできないと感じる無力感を強めることで相談行動を抑制し、孤立性は独立して相談行動を抑制することが明らかになっている。そこで橋詰(2022)では、相談行動以外の反撃や無抵抗等の従来型の対処行動やアカウントの削除等のネットいじめ独自の対処法も取り上げ、ネットいじめ被害への脅威認知および無力感と、これらの対処行動の関連を検討した。結果、波及性に関する脅威認知が高い場合、相手に抵抗の意思を伝えるなどの反撃が生じていた。しかし、このような直接的に被害者が加害者に抵抗の意思を伝える場合には、伝えることで加害者が逆上しいじめが悪化してしまう可能性も考えられる為、対応後のいじめの状況についても検証する必要がある。また、橋詰(2022)では、被害者が相談等の対処つまり周囲へのサポート要請をしていた場合の、相談相手の選定方法については、検証されていない。その為、相談した際に被害者はどのように相談相手を選定していたのかを明らかにする必要がある。

また、反撃等の直接的な対処で被害が収まる場合は

良いが、加害者のいじめの形態がある特定の子どもを標的にし加害を繰り返す加虐型であった場合には、反応したことにより、さらなる刺激と興奮を求めて加害内容が悪化する(住田, 2008)。その為、自分での直接的な対応ではなく、周囲への相談やサポート要請が重要になる。しかし、脅威認知や被害の悪化予測によって、相談行動は抑制され周囲からのサポートや相談を受けられないことがある。

本研究では、ネットいじめの被害において、被害者が相談相手の選定をいかに行っているのか、相談を行った結果被害がどのように変化したのかについて調べることが目的とする。

## 方法

### 対象者

大学生 129 名 (男性 30 名, 女性 80 名) を対象として質問紙調査を行った。平均年齢 19.31 歳 ( $SD=0.90$ ) であった。

### 質問紙の構成

**フェイスシート** 性別, 年齢等の基本的属性についての回答を求めた。

**SNS 利用方法** 使用している SNS の種類, 1 日の SNS 利用時間について回答を求めた。

**ネットいじめ被害件数** SNS 上で不快感を抱いた回数について回答を求めた。

**被害のあった時期・被害内容** 不快感を抱いた時期を小学校・中学校・高等学校・大学の中から回答を求めた。また、不快感を抱いた内容をそれぞれの時期ごとに回答を求めた。

**加害者特定の可否** 不快感を抱かされた対象が特定できたか否かを時期で回答を求めた。

**被害の継続期間** 不快感がどの程度の期間継続したかについて回答を求めた。

**相談の有無** SNS 上で不快感を抱いたことについて、相談した経験があるか回答を求めた。

**相談相手の選定** 相談した相手が誰であったか、相談相手を選定した理由について、永井・鈴木(2018)の相談行動の利益・コスト尺度を使用し、回答を求めた。

**相談行動が被害に及ぼす影響** 相談したことによって不快感を抱いた行為に変化があったか、また自身の気持ちの変化はあったかについて回答を求めた。相談しなかったと回答した場合は、相談しなかった理由について回答を求め、相談しなかったことによって不快感を抱いた行為がどのように変化したか回答を求めた。

**加害行動の有無** SNS 上で友人・知人に対して嫌がらせをしたと思ったことがあるか、また実際に嫌がらせをしたことがあるかについて回答を求めた。

## 結果

129 部回収したうちの無効回答が 16 名, SNS 上での

トラブルなしが 85 名, SNS 上でのトラブル経験ありが 28 名であった。SNS 上でのトラブル経験ありと回答した人の内、相談経験があった 16 名を主な分析対象とした。

Table8  
相談相手がしてくれたこと(N=15)

	小学校	中学校	高等学校	大学	件数
話をしっかり聞いてくれた	2	11	4	5	22
苦しい気持ちを分かってくれた	1	4	1	2	8
一緒に過ごす時間をとってくれた	0	2	2	2	6
応援や励ましをしてくれた	0	4	1	2	7
具体的な対処法を提案してくれた	0	3	1	3	7
相手に対して注意するなどの行動をとった	1	4	2	1	8
相手に関わらなくて良い環境を整えてくれた	0	2	0	1	3
他の相談相手を提案したり、紹介してくれた	0	2	0	0	2
その他	0	1	1	0	2

中学・高校・大学において「話をしっかり聞いてくれた」が最も多かった。

Table5

ネットいじめ被害状況の変化(N=26)

	相談あり (n=15)	相談なし(n=11)
悪化	2	0
変化なし	10	10
改善	18	4

相談ありでは改善したが最も多かったが、2 件悪化した回答があった。

Table9  
相談後の自身の気持ちの変化(N=15)

	小学校	中学校	高等学校	大学	件数
変化しなかった	0	0	0	1	1
楽になった	3	6	4	5	18
前向きになった	0	4	1	2	7
相談してよかったと感じた	2	5	1	3	11
後悔した	0	1	0	0	1
相談しなければよかったと感じた	0	1	0	0	1
苦しくなった	0	1	0	0	1
その他	0	0	1	0	1

全体で「楽になった」「相談してよかったと感じた」が多かった。

## 考察

相談して気持ちが「楽になった」人や被害が「改善した」人は、相談相手からのサポートとして「話をしっかり聞いてくれた」等の情緒的なサポートと合わせて、「具体的な対処法の提案」というサポートを受けていることが多く、サポートを行う際には、被害者の気持ちの理解と手段の提供の両立が必要ということが推察された。

## 主な引用文献

- 藤 桂・吉田 富二雄 (2014). ネットいじめ被害者における相談行動の抑制—脅威認知の観点から— 教育心理学研究, 2014, 62, 50-63.
- 亀田 秀子・会沢 信彦 (2019). わが国のいじめの長期的影響に関する研究動向と展望 (3) —事例研究におけるいじめ被害者の対処法といじめの長期的影響との関連— 「教育学部紀要」文教大学教育学部, 53, 79-95.

# 自立と依存のバランスが青年のソーシャルサポートに関する期待と適応感に及ぼす影響

○ 荒武 悠佳, 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: 依存性, ソーシャルサポート, 適応感, ストレス緩衝効果

## 問題

これまでの依存性研究の動向では、不適応的な依存性ないし、そのネガティブな側面が着目されてきたが、現在の動向では、依存性のポジティブな側面にも着目されている。Bornstein et al. (2002) は依存性について、不適応的な「過剰依存」と「分離」、そして適応的である「ヘルシー・ディペンデンシー (HD)」の3つに概念化した。

依存性の概念は従来からしばしばソーシャルサポートと関連づけられており、他者依存性が高い人は、ソーシャルサポートが量的には得られていると認知をしていても、ソーシャルサポートがストレス緩衝効果としてうまく機能していないことが示唆された(福岡, 1998)。また、池田・磯崎(2021)の研究から、過剰依存では他者へ援助を過剰に求める一方、分離では他者へ援助を求めないこと、HD では他者へ適度な依存を求めつつ自立的な援助を求めることが示唆された。これらのことから、依存と自立のバランスからみた3区分はそれぞれ異なるソーシャルサポート期待(過剰依存と関係の性質を問わない高い期待、分離と全般的に低い期待、HD と関係の性質に応じた適切な期待)と関連し、ソーシャルサポートの有効性も異なることが考えられる。

## 本研究の視点・目的・仮説

本研究ではソーシャルサポートへの期待を「欲求」と「入手可能性」の2側面から測定し、依存性の特徴によるサポート期待の違いをより詳細に把握する。また、ソーシャルサポートについては相手との関係に見合った期待をおこなうことが適切であると考えられるため、サポート源として、間柄や親密性が異なると考えられる「家族」「最も親しい人」「知人」の3つを設定する。

本研究では2つの目的を設定する。第一に、依存性の3区分(過剰依存、分離、HD)とソーシャルサポートへの期待(入手可能性、サポート欲求)との関連を検討する。また第二に、依存性によるストレス経験に対するソーシャルサポートの有効性の違いを検討する。それぞれに対応する本研究の仮説は以下のとおりである。

**仮説1** 入手可能性は依存性の3区分と明瞭な関連がない一方、サポート欲求は、全体に過剰依存では正、分離では負、HD では弱い正の関連を示す(仮説1a)。サポート欲求をサポート源別にみた場合、過剰依存と分離では全体に前者は正、後者は負の関連を示す一方、HD では「最

も親しい人」「家族」「知人」の順に相関が高い(仮説1b)。

**仮説2** 過剰依存と分離では、サポート源に関わらずサポート入手可能性のストレス緩衝効果が見られない。他方、HD が高いほど、「家族」「最も親しい人」のサポート入手可能性はストレス緩衝効果を示す。「知人」のサポート入手可能性ではそのような効果は見られない。

## 方法

### 参加者

大学生対象の調査で229名分を回収した。不同意ならびに記入不備を除く有効回答は196名(男性43名、女性153名;年齢 $M=19.29$ ,  $SD=0.97$ )であった。

### 主な調査内容

依存性(Bornstein et al., 2002のRelationship Profile Inventory [RPI]:過剰依存、分離、HD)、ソーシャルサポート期待(相馬・浦, 2007に準拠した7項目を用い、家族・最も親しい人・知人の別に欲求と入手可能性を測定)、生活ストレス経験(高比良, 1998)、大学生生活適応感(大久保, 2005:全体および居心地の良さ、課題・目的の存在、被信頼・受容感、劣等感の無さの4下位尺度別の得点を使用)について測定した。

### 実施手続き

担当教員の許可を得た科目の開講教室において、授業開始前または終了後に質問紙と依頼状のセットを配布し、授業後の退室時に各自で回収箱に投函するよう依頼した。

### 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た。実施に先立ち倫理委員会の承認を得た(24-024)。

## 結果

各尺度の信頼性係数の高さ、および平均値の男女差が無視できる程度に小さいことを確認のうえ、仮説1・2に対応する分析(及び補足的分析)をおこなった

### 仮説1について——相関分析

仮説1aについて、入手可能性の合計点はHDと顕著な、また過剰依存とも有意な正の相関があった( $r=.504$ と $.198$ ,  $p<.001$ )。サポート欲求の合計点は過剰依存とHDで正の相関があり( $r=.452$ と $.289$ ,  $p<.001$ )があり、分離では相関がみられなかった( $r=-.052$ ,  $ns$ )。仮説1bについて、過剰依存では最も親しい人>家族>知人の順にサ

ポート欲求との相関が高く ( $r = .329, .227, .156$ ; 前二者は  $p < .001$ , 後者は  $p < .05$ ), 分離では有意な相関は確認されなかった。HD では親しい人 > 知人 > 家族の順にサポート欲求との相関が高かった ( $r = .456, .347, .289$ ;  $p < .001$ )。以上より, 仮説 1 は 1a・1b とも支持されなかった。

なお, サポートの欲求と入手可能性の相関は各サポート源とも高かった ( $r > .642$ )。その他, HD はストレス一経験と負 ( $r = -.201, p < .01$ ) があり, 適応感とは全体および各側面 (下位尺度) と顕著な正の相関を示した ( $r > .345$ )。過剰依存および分離と適応感の相関は相対的に小さかった ( $r < |.232|$ )。

### 仮説 2 について——階層的重回帰分析

適応感 (全体, 4 下位尺度) を従属変数とし, ストレッサー, サポートの入手可能性 (家族, 最も親しい人, 知人の別), 依存性 (過剰依存, 分離, HD の別) とそれらの一次および二次の交互作用を順に投入する階層的重回帰分析をおこない, 各ステップでの説明率 ( $R^2$ ) の増分が有意になるかどうかを調べた。この分析では, 有意な二次の交互作用が, 依存性によるサポートのストレス緩衝効果の違いを表すことになる。

その結果, ストレッサーの寄与 (負の影響) はすべての分析で有意であり, サポート入手可能性は劣等感に対する家族および知人の場合を除き, 適応感を高める有意な寄与を示していた。HD の適応感を高める寄与も有意であった。しかし, 二次の交互作用が有意であったのは, 適応感のうち「被信頼・受容感」に対するストレス一経験×過剰依存×知人のサポート入手可能性 ( $\Delta R^2 = .019, p < .05, \beta = .173$ ), と「課題・目的の存在」に対するストレス一経験×HD×家族のサポート入手可能性 ( $\Delta R^2 = .021, p < .05, \beta = -.227$ ) の 2 つのみであった。有意であった二次の交互作用については, 依存性ないしサポート入手可能性の項に  $\pm 1SD$  を代入し, 適応感に対するストレス一の単純傾斜を検討した。その結果, 過剰依存を含む交互作用では, 過剰依存が高く入手可能性が低い場合にストレス一経験を多く経験すると, 「被信頼・受容感」が低下していた。HD を含む交互作用では, HD が高い場合はストレ

ッサー経験が多くても「課題・目的の存在」が高く維持され, HD が低く入手可能性が高い場合にはストレス一経験が少なく「課題・目的の存在」が低く, ストレッサー経験によってそれが高まること示された。

### 補足的検討——共分散構造分析

HD と過剰依存がサポートの入手可能性と関連をもち, また HD と家族の入手可能性がストレス一経験と負の関連を示したことから, 当初の仮説とは異なるが, 一部の依存性がサポート入手可能性を促進し, またストレス一経験を抑制することで適応感を促進することを新たな仮説モデルとする共分散構造分析をおこなった。その結果, この関係がおおむね支持され, 特に HD はすべての関係におけるサポート入手可能性を高めることで適応感に直接あるいはストレス一経験の抑制を介して適応感を高めていることが示唆された。分析例として適応感の合計点を従属変数とした場合の結果を Figure 1 に示す。

### 考察

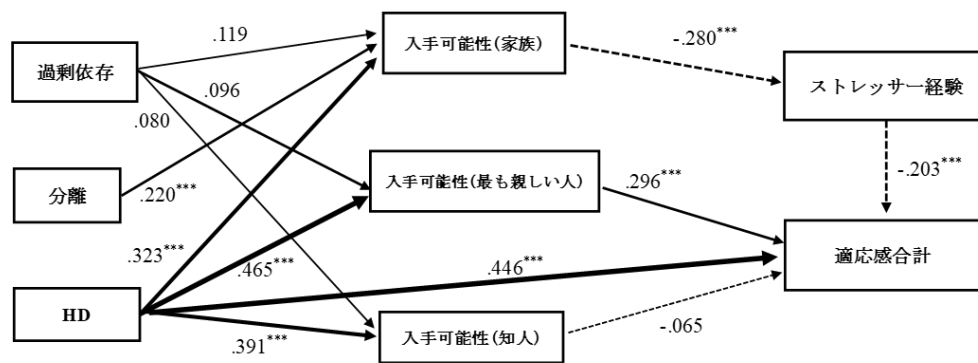
相関分析および階層的重回帰分析の結果, 本研究の仮説はいずれも支持されなかった。ただし, 本研究の結果がすべて解釈不可能なものであったというわけではない。例えば分離におけるサポート入手可能性との低い相関 (家族のみ有意) はその病理性を改めて示唆する。階層的重回帰分析における 2 つの有意な二次の交互作用も, それぞれ依存性の性質に応じて解釈可能であろう。そして, 共分散構造分析では, HD はどのサポート源においても入手可能性が高いことより, 状況に応じたサポート源を有効に活用し, より適応的であると考えられる。

本研究の結果は総じて, HD の健康的性質を強調するものといえる。この点について今後のより詳細な検討が必要であり, また有用であると考えられる。

### 主な引用文献

池田 亜紗・磯崎 三喜年 (2021). 青年期において自立と依存のバランスが援助要請に及ぼす影響 パーソナリティ研究, 30(1), 23-32.

Figure 1  
依存性がサポート入手可能性を介して適応感 (合計点) に及ぼす影響 (共分散構造分析)  
 $\chi^2(10) = 14.761, ns$   
GFI = .982  
AGFI = .934  
RMSEA = .049  
CFI = .985



各変数に設定した誤差項および誤差項同士の相関については煩雑さを避けるため表記を省略した。

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

正の影響 →  
負の影響 - - - ->

# 重大なネガティブ体験の意味づけ過程に対する 自己開示と受け手の反応の役割

○川須 悠莉 ・ 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：意味づけ、同化・調節、自己開示、受け手の反応、PTG

## 問題・目的

### ストレスフルな体験からの適応と意味づけ

自身にとって重要度の高いストレスフルな体験からの適応過程を説明する概念として意味づけ (meaning making) がある。意味づけとは、「出来事が起きた意味を探求・理解しようとする認知的コーピング及びその過程 (上條・湯川, 2016 ; Park, 2010)」のことである。体験に対する意味づけを行うことは、その後の適応や人生に対する有意味の回復へつながらとされる (堀田・杉江, 2013b)。

### 同化と調節

意味づけの過程には、自身が持つ世界観や自己観に一致するように出来事を再解釈する「同化」と、その出来事によって示唆された新しい情報を取り入れるように自身の世界観や自己観を変化させる「調節」の2つの方略がある (Joseph & Linley, 2005)。

他方、トラウマティックな出来事からの成長感をあらわす概念として心的外傷後成長 (Posttraumatic Growth : PTG) がある。PTG とは「危機的な出来事や困難な経験との精神的なものがきや奮闘の結果生じるポジティブな心理的変容 (宅, 2010 ; Tedeschi & Calhoun, 1996)」である。

意味づけの観点からみると、PTG は同化・調節といった意味づけの結果として得られる「生成された意味 (meaning made)」を表す (Park, 2010)。Joseph & Linley (2005) の研究では、同化と調節のうち、調節のみがPTGを導くことが示されている。堀田・杉江 (2013b) も、同化よりも調節を通して意味づけを行う方が成長感を得やすいことを明らかにしており、日本においても意味づけにおける同化・調節の関連が明らかにされつつある。

### 意味づけの促進要因としての自己開示と受け手の反応

Tedeschi et al. (2018) によると、適応のプロセスの中心は外傷的体験に関する他者への自己開示の役割である。加えて、自己開示のプロセスから真に恩恵を受けるためには、トラウマを受けた人が話を聞いてもらい、支えられていると感じることが不可欠であるとされている。林他 (2015) はPTG と自己開示、聞き手の応答との関連を検討し、出来事直後の自己開示、聞き手のポジティブな応答がPTGを促進すること報告している。つまり、体験について自己開示をし、それに対してポジティブな反応を得ることができれば、PTG がもたらされると考えられる。

### ネガティブ体験の自己開示および受け手の反応と同化・調節の関係に対する視点

PTG に関するモデル (例 : Tedeschi et al., 2018) においては、PTG を促進する認知的要因として反すう (繰り返し考えること) が位置づけられており、特に意図的熟考の役割が強調されている。意図的熟考とは、出来事の価値や重要性を見いだそうと積極的におこなわれる反すうであり、概念的に「調節」と非常に近い。ただし、上條・湯川 (2016) では意図的熟考とPTGの間にポジティブな意味づけが媒介するとしており、いわば意味づけの前段階として意図的熟考を位置づけている。従って、PTG をもたらす意味づけの過程それ自体を表すとされる概念として、本研究では調節に着目する。

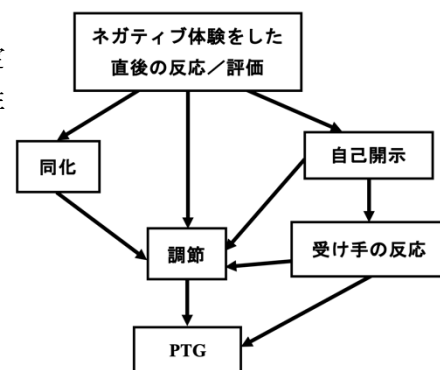
ネガティブ体験をした際、自己開示を行いそれに対して受け手からポジティブな反応が得られれば、調節が促され、最終的にPTGに繋がると考えられる。しかし、そのことは従来のモデルでは十分に表現できていない。

### 本研究の目的と予測される結果

本研究では、自己開示と受け手の反応を促進要因とした重大なネガティブ体験の意味づけ過程を明らかにすることを目的とする。

変数間の関連性について、本研究では Figure 1 に示すプロセスを想定する。すなわち、重大なネガティブ体験をしたとき、その重要性や予測不可能性や辛さといった直後の反応/評価をふまえて、意味づけとしての同化や調節が行われる。その際、同化は調節よりも相対的に早く生起し、その試みが部分的に調節を促す。他方、体験についての自己開示とそれに対する受け手のポジティブな反応により調節が促進され、最終的にPTGが導かれる。

Figure 1  
変数間に想定される関連性



## 方法

### 調査対象者

大学生を対象に調査票を配布し、273名分を回収した。不同意や記入不備を除く214名(男性51名、女性163名; 年齢 $M=19.34$ ,  $SD=0.83$ )分のデータを分析対象とした。

### 主な測定内容

**直後の反応/評価** 堀田・杉江(2013a)に準じて中学生の頃から現在までの間にもっとも影響を受けた出来事を思い出してもらい、経過年数と当時の辛さ・人生における重要度・事前の予測可能性(各5件法)をたずねた。

**体験後の自己開示** 林他(2015)にもとづき、話した頻度、内容表出、感情表出の程度をたずねた(各4件法)。

**受け手の反応** 体験後の自己開示に対する聞き手の反応を測定するため、林他(2015)の聞き手のポジティブな反応尺度(2因子計17項目、4件法)から項目を抜粋した。本研究では「傾聴」因子から4項目、「助言・解決」因子から4項目、計8項目を用いた。

**同化・調節** 堀田・杉江(2013a)の意味づけにおける同化・調節尺度(2因子計14項目、5件法)の一部項目について表現を過去形にする等の微修正をして用いた。なお調査実施後に誤記が発覚した2項目を除き、同化6項目、調節6項目の計12項目を分析に用いた。

**PTG** Cannetal.(2010)の外傷後成長尺度短縮版の日本語版(Oshiro et al., 2023)を用いた(10項目、6件法)。

### 実施手続き

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。調査対象者には、文書及び口頭での承諾を得た。なお、実施に先立ち倫理委員会の承認を得た(承認番号24-021)。

## 結果

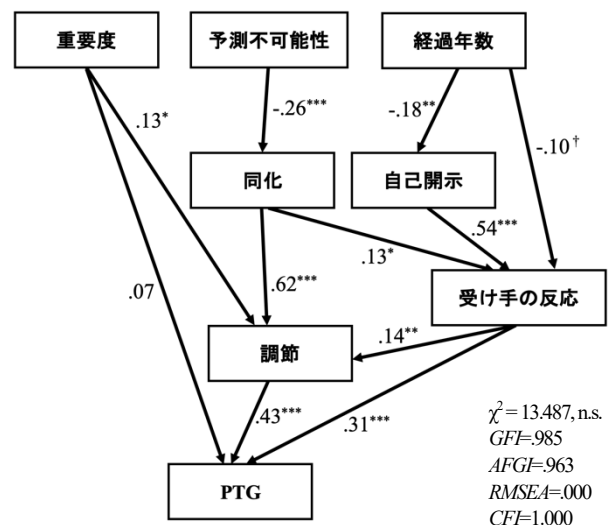
各尺度の信頼性はいずれも高かった( $\alpha=.82-.94$ )。その後、各項目、各尺度についての記述統計量を確認した。

変数間の相関関係を確認した結果、同化と調節の相関が非常に高く( $r=.82$ )、先行研究(堀田・杉江,2013a: $r=.32$ 等)の結果と異なっていた。そこで、改めて最尤法・Promax回転による因子分析により両因子に高い因子負荷量を示した項目を削除し、最終的に同化3項目と調節6項目を採用した(削除後の因子間相関は $r=.65$ )。

仮説モデル(Figure 1)と相関分析の結果をもとに共分散構造分析を行い、適合度の高さをふまえFigure 2に示す結果を採用した。経過年数は自己開示と受け手の反応に負の影響、予測不可能性は同化に負の影響を与えていた。同化は直接及び受け手の反応を介して調節に正の影響を与えていた。そして受け手の反応は弱いながらも調節に正の影響を及ぼしていた。PTGに直接に左右していたのは調節と受け手の反応(いずれも正の影響)であった。

Figure 2

共分散構造分析の結果



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

誤差項および観差項間の関連(予測不可能性と経過年数, 同化と自己開示の間に設定)については、表記を省略している。

## 考察

本研究の結果は、おおむね事前の想定に沿ったものであった。同化は調節を促進するが、その際に自己開示を行い、それに対して受け手からポジティブな反応が得られれば、調節を間接的にも促す。また調節と受け手の反応はPTGを促す。つまり、ネガティブな出来事を経験した人が自己開示を行い、他者からのポジティブな反応を得ることができれば、調節が進み、適応的な心理的変容がもたらされると考えられる。このことは、体験の当事者だけでなく周囲の人にとっても有意義な知見となるであろう。

ただし、本研究では同化と調節の相関が高く、また多くの項目を削除せざるを得なかった。また、受け手の反応と調節の関連は有意ではあるが顕著ではなかった。理論的には同化は調節に先行し、かつ同化による意味づけが困難である場合に調節がおこなわれる。今後の重要な課題として、同化・調節の時系列を考慮しつつ、それぞれをより高い精度で測定する工夫が必要であると考えられる。

### 主な引用文献

- 林 麻由他 (2015). 外傷体験についての思考・自己開示・聞き手の応答がトラウマ反応および外傷後成長に及ぼす影響 *トラウマティック・ストレス*, 13, 51-59.
- 堀田 亮・杉江 征 (2013b). 挫折体験の意味づけが自己概念の変容に与える影響 *心理学研究*, 84, 408-418.
- Joseph, S., & Linley, P. A. (2005). Positive adjustment to threatening events: An organismic valuing theory of growth through adversity. *Review of General Psychology*, 9, 262-280.

# 重要他者による役割感が見捨てられ不安と過剰適応に影響するか

○講元 夢菜・澤原 光彦・山根 嵩史

(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：過剰適応，役割感，見捨てられ不安

## 問題・目的

青年期は、適応を困難にさせるような状況に遭遇する事が特に多く、各人ごとに獲得され形成される適応様式は、その後の生涯にわたる適応体制の基本と言われている（星野・岡本，2012）。

本研究では青年期の不適応の様態の1つである過剰適応、その要因となる見捨てられ不安に着目する。そして、ポジティブな承認を与える役割感を踏まえ、見捨てられ不安・役割感・過剰適応の関係性を明らかにしていく。

## 1. 過剰適応

石津（2006）は、社会的には適応しているように見受けられる人が心理的問題を表出する事があり、こうした問題を抱える人が心理的問題を表出する事があり、こうした問題を抱える人の一群には内面を押し殺し、表面上適応しているように振る舞う傾向があることを指摘している。そしてこのような適応行動は「過剰適応」と呼ばれている。

石津・安保（2009）によると、過剰適応が他者の期待に沿う行動や良く思われたい欲求の高さ、他者配慮などの他者志向的な外的側面と、自己抑制的な自己不全的な内的特徴という内的側面の2側面から成りたつとしている。そこで本研究では、過剰適応傾向を「自己不全感」を内的側面としての内的不適応、他者の期待に沿う行動やよく思われたい欲求の高さ、他者配慮などの他者志向的な外的側面を過剰な外的適応行動として検討を行う。

## 2. 過剰な外的適応行動の背景にある見捨てられ不安

見捨てられ不安とは「ある対象に見捨てられる事に関する過剰な不安」を指す概念である（井合他，2010）。

益子（2008）は、過剰適応傾向の高い者の特徴として「見捨てられ不安」に着目し、過剰適応への影響を検討をしている。その結果、見捨てられ不安と「他者の欲求への従順性」では正の関連が見られた。この事より、見捨てられ不安は過剰な外的適応行動を高めている事が分かった。

## 3. 見捨てられ不安と役割感の関係

見捨てられ不安に影響する変数として「役割感」がある。三浦・山崎（2020）によると心理的居場所感に含まれる「役割感」は内的不適応を抑制する。役割感

は自分自身が他者から認められていることやポジティブな評価を受けていることが当人にとって分かりやすいが外的評価であると考えられる（三浦・山崎，2020）。

益子（2008）によると、見捨てられ不安が高い人は、他者からの拒絶されることを恐れるがゆえに、承認を求める傾向が高まると示唆している。

以上のことから、他者から拒絶されたくないというネガティブな承認欲求である見捨てられ不安は、「役割感」というポジティブな承認とは相反する概念であり、役割感を得ている人は見捨てられ不安が低いと考えられる。

## 本研究の目的・仮説

本研究の目的は過剰適応の要因である見捨てられ不安は自分自身が重用他者に認められているという役割感の影響を受け、その結果、過剰適応傾向が軽減されるか否かを検討することである。母親また恋人や親友等を含む自分にとっての重要な他者から得られている人は見捨てられ不安が低く、過剰適応傾向も低いことが予想される。

## 方法

### 調査対象

大学生を対象に質問紙を配布し193名分を回収した。不同意や記入不備を除いた172名（男43人、女129人、年齢 $M=19.45$ 、 $SD=0.72$ ）を分析対象とした。

### 主な測定内容

**見捨てられ不安** 井梅他（2006）により作成された青年期用対象関係尺度の下位尺度である見捨てられ不安尺度を用いた。「全くそう思わない」から「とてもあてはまる」までの5件法で回答を求めた。

**過剰適応** 石津（2008）により作成された過剰適応尺度を用いた。「全く当てはまらない」から「とても当てはまる」の5件法で回答を求めた。

**役割感** 則定（2007）により作成された青年版心理的居場所感尺度の下位尺度である役割感尺度を用いた。「あてはまる」から「あてはまらない」までの4件法で回答を求めた。

**重要他者** 参加者の重要な他者について把握し、役割感の回答対象者を明確にするため、最も重要だと思う人について自由記述にて回答を求めた。

## 分析方法



役割感, 見捨てられ不安, および過剰適応の関係について共分散構造分析を用いた。

### 実施手続き

講義担当教員の許可を得て授業に支障が出ない範囲で質問紙を配布した。調査対象者には文書及び口頭での説明により同意を得た。なお, 実習に先立ち倫理委員会の承認を得た(承認番号 24-025)。

### 結果

#### 尺度の信頼性と記述の統計量

各尺度の全体および下位尺度について Cronbach の  $\alpha$  係数を算出したところ, 十分な信頼性が確認された ( $\alpha = .79-.93$ )。その後対応のない  $t$  検定を行った結果「見捨てられ不安」については男女の平均値差が有意傾向ではあったが, その他の尺度については有意ではなく, 総合的に判断して, 今回の研究では性別ごとの分析は行わないこととした。

#### 変数間の関連性

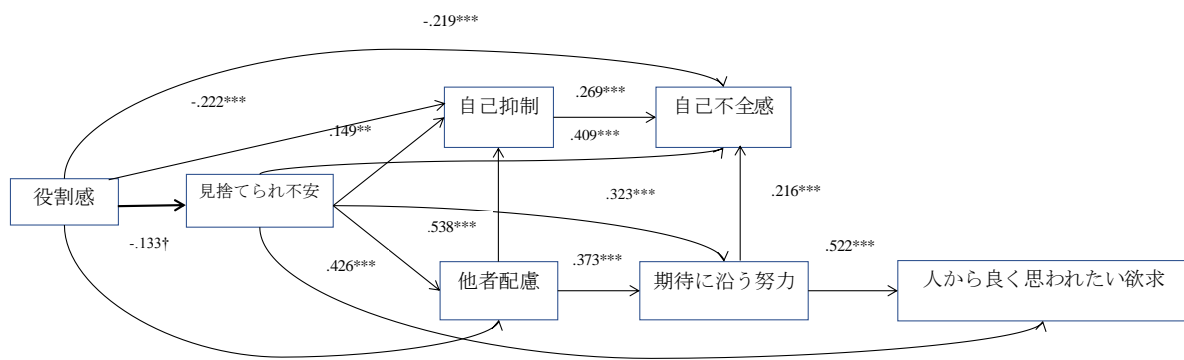
変数間の相関係数を確認した (Table1)。その結果「役割感」と「見捨てられ不安」, また「過剰適応」には負の相関が見られたが有意傾向とはならなかった。「過剰適応」の下位尺度と「役割感」では「他者配慮」に有意な正の相関が, 「自己不全感」には有意な負の相関が見られた。「期待に沿う努力」と「自己抑制」には負の相関が見られたが有意な値とはならなかった。

#### 共分散構造分析

役割感と見捨てられ不安および過剰適応の下位尺度の関連について検討する為, 共分散構造分析を行った (Figure2)。その結果, 見捨てられ不安は過剰適応尺度の下位尺度である「自己不全感」と「人から良く思われたい欲求」「期待に沿う努力」に正の影響が見られた。過剰適応尺度の下位尺度からは「自己抑制」から「自己不全感」「期待に沿う努力」に正の影響, 「他者配慮」から「期待に沿う努力」に正の影響, 「期待に沿う努力」から「自己不全感」「人から良く思われたい欲

Figure2

各尺度の全体共分散構造分析



GFI=.979, AGFI=.914, RMSEA=.072, CFI=.986

求」に正の影響が見られた。役割感からは「自己不全感」と「見捨てられ不安」に負の影響, 過剰適応尺度の下位尺度である「他者配慮」に正の影響が見られた。

### 考察

本研究では, 重要他者による役割感が見捨てられ不安と過剰適応に及ぼす影響について検討した。

共分散構造分析の結果「役割感」は「見捨てられ不安」に対して有意傾向だが負の影響を及ぼしていた。「役割感」によって肯定的な承認を得られることにより認められていると感ずることが出来る。その結果, 親しい人からの拒絶に対して不安になる気持ちが低下し, 見捨てられ不安が低くなる傾向が示唆された。

「役割感」は過剰適応の下位尺度であり過剰な外的適応行動となる「他者配慮」に有意な正の影響, 内的不適応である「自己不全感」に有意な負の影響が見られた。「役割感」が「過剰適応」に直接関係する事が分かった。これは三浦・山崎 (2020) の結果と同じである。役割感は見捨てられ不安と過剰適応に対して負の影響を及ぼすと考えられる。

### 引用文献

井梅 由美子・平井 洋・青木 紀久代・馬場 禮子(2006). 日本における青年期用対象関係尺度の開発 パーソナリティ研究,14(2),181-193  
 石津 憲一郎(2006). 過剰適応尺度作成の試み 日本カウンセリング学会第 39 回大会発表論文集,137.  
 則定 百合子(2007). 青年版心理的居場所感尺度の作成 日本教育心理学会総会発表論文集,49,337.

Table1

変数間の相関係数

	2	3	4	5	6	7	8	M	SD
1 見捨てられ不安	.64**	.38**	.47**	.52**	.39**	.64**	-.13	24.83	7.61
2 過剰適応 (全体)		.78**	.78**	.69**	.72**	.77**	-.05	112.27	20.00
3 他者配慮			.50**	.45**	.54**	.39**	.26**	29.08	5.62
4 期待に沿う努力				.65**	.30**	.50**	-.04	22.73	5.80
5 人から良く思われたい欲求					.22**	.43**	.43	19.10	3.66
6 自己抑制						.51**	-.10	21.94	5.83
7 自己不全感							-.31**	19.44	5.76
8 役割感								17.29	3.54

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



# 学生アルバイトにワーク・エンゲイジメントは 適用できるのか？

○上原 昇馬<sup>1</sup>・谷原 弘之<sup>2</sup>・山根 嵩史<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院・<sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：ワーク・エンゲイジメント，学生アルバイト，バーンアウト

## 問題・目的

日本学生支援機構（2024）によると，学生の 83.8% がアルバイトを経験しているが，彼らがアルバイトにおいて充実したポジティブな心理状態を保つことは，本分である学業を達成するためにも重要である。そこで，アルバイト中の心理状態を検討する概念として，近年，産業保健心理学の領域で注目されるワーク・エンゲイジメント（WE）に着目した。

WE は，活力，熱意，没頭によって特徴づけられた，仕事に向けられた持続的で全般的なポジティブな感情と認知である（Schaufeli & Bakker, 2004）。WE が高い従業員は，心理的苦痛や身体的愁訴が少なく（Demerouti et al., 2001），また，自身の仕事に対する評価結果として生じるポジティブな情動状態である職務満足感とも正の相関がある（高橋・森本, 2022）。

さらに，ストレスによって消耗した心理社会的資源を回復させるリカバリー経験は，WE と正の相関を示し（島津他, 2012；窪田他, 2014），WE が高いほど動機付けが高まり，バーンアウトとは負の相関を示すことが明らかにされている（Schaufeli et al., 2002）。

大学生が健康で充実したアルバイトを行うためには，WE を高めることが重要であると思われるが，WE の研究は社会人が対象のため，本研究では，上原・岡嶋（印刷中）の学生版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度（S-UWES）を用いて，他変数への影響を探り，学生アルバイトへの WE 適用可能性を検討することを目的とした。

## 方法

（1）調査対象者 2023 年 6-7 月に，大学に通う任意の事務所に非正規社員として働いている大学生 155 名（有効回答）を対象に，オンラインフォームを用いた調査を行った。

（2）調査内容 ①S-UWES，「自己成長と貢献」「情熱的なエネルギー」「没入感」（計 16 項目，5 件法）。②職務満足感尺度（加藤他, 2002）の職務内容因子（5 項目，4 件法）。③島津他（2012）の日本語版リカバリー経験尺度（REQ-J），「リラックス」「熟達」「コントロール」（計 4 項目，5 件法）。④アルバイト動機付け尺度

（加藤他, 2000）の「内発的動機付け因子」「同一化的調整因子」「統合的調整因子」（計 10 項目，5 件法）。⑤榊原他（2020）の日本語版バーンアウト・アセスメント尺度（BAT-J）の「疲弊感」「精神的距離」「認知コントロールの不調」「情緒コントロールの不調」（計 12 項目，5 件法）。⑥職種を尋ねる項目。

## 結果

1）職種 厚生労働省（2015）の業種分類にしたがった 7 職種に“その他”を含む 8 項目から一つを選択回答してもらった。その結果，アルバイト先に選ばれた業種等が多い順に，飲食系 76 名（49.03%），販売系 43 名（27.74%），教育系 10 名（6.45%），娯楽系 11 名（7.10%），ホテル系 2 名（1.29%），医療・介護保育系 8 名（5.16%），配送・引越系 2 名（1.29%），その他 3 名（1.94%）であった。

2）S-UWES と各従属変数の内的整合性 各尺度および下位尺度の内的一貫性を確認するために Cronbach の  $\alpha$  係数および McDonald の  $\omega$  係数を算出した結果，S-UWES 全体では  $\alpha=.90$ ， $\omega=.89$  であつた。また，下位尺度においても「自己成長と貢献」（ $\alpha=.90$ ， $\omega=.93$ ），「情熱的なエネルギー」（ $\alpha=.93$ ， $\omega=.96$ ），「没入感」（ $\alpha=.82$ ， $\omega=.80$ ）と，いずれも高い信頼性が確認された。職務満足感は  $\alpha=.89$ ， $\omega=.92$  と優れた信頼性を示した一方，リカバリー経験では  $\alpha=.51$ ， $\omega=.74$  と低い結果であつた。アルバイト動機付け尺度全体では  $\alpha=.87$ ， $\omega=.92$  であり，下位尺度では内発的動機付け（ $\alpha=.86$ ， $\omega=.85$ ）および同一化的調整因子（ $\alpha=.84$ ， $\omega=.88$ ）が信頼性を示したが，統合的調整因子は  $\alpha=.59$ ， $\omega=.61$  と低めであつた。BAT-J では全体で  $\alpha=.90$ ， $\omega=.93$  であり，下位尺度でも疲弊感（ $\alpha=.83$ ， $\omega=.81$ ），認知コントロールの不調（ $\alpha=.83$ ， $\omega=.82$ ），情緒コントロールの不調（ $\alpha=.87$ ， $\omega=.86$ ）が十分な信頼性を示したが，精神的距離は  $\alpha=.67$ ， $\omega=.64$  と他の下位尺度に比べて低い結果となつた。

3）各アウトカムに影響を及ぼす学生 WE モデルの検討

また，これらの相関結果を踏まえ，S-UWES が各アウトカムに及ぼす影響をより詳細に解明するため，重回帰分析が実施された。いずれの結果も多重共線性の

懸念は認められなかった。

職務満足感には「自己成長と貢献」および「情熱的なエネルギー」が有意な影響を示し、高い説明力が確認された (Table1)。また、リカバリー経験についても「自己成長と貢献」が有意な予測因子として明らかになった。

**Table1**  
職務満足感及びリカバリー経験を従属変数とした重回帰分析

S-UWES	職務満足感		リカバリー経験	
	$\beta$	t(152)	$\beta$	t(153)
自己成長と貢献	.630***	9.087	.388***	5.206
情熱的なエネルギー	.239***	3.454	—	—
没入感	—	—	—	—
調整済みR <sup>2</sup>	.675***		.145***	

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

内発的動機づけに対して「自己成長と貢献」および「情熱的なエネルギー」が有意な影響を示し、高い説明力が確認された (Table2)。また、同一化的および統合的調整因子においても「自己成長と貢献」が強く関連し、統合的調整因子に関しては「情熱的なエネルギー」も有意な影響を示した。さらに、アルバイト動機付け尺度合計得点においても、両要因が有意な影響を与えていることが明らかとなった。

**Table2**  
アルバイト動機付け下位尺度を従属変数とした重回帰分析

S-UWES	アルバイト動機付け							
	Total		内発的動機付け		同一化的調整		統合的調整	
	$\beta$	t(152)	$\beta$	t(152)	$\beta$	t(153)	$\beta$	t(152)
自己成長と貢献	.497***	6.202	.251**	3.065	.578***	8.757	.340***	3.477
情熱的なエネルギー	.309***	3.861	.537***	6.566	—	—	.303**	3.098
没入感	—	—	—	—	—	—	—	—
調整済みR <sup>2</sup>	.567***		.547***		.329***		.353***	

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

注) 自己成長と貢献と内発的動機付けのp値は.002。

「疲弊感」に対しては、「情熱的なエネルギー」が負の影響を与え、「没入感」が正の影響を示した (Table3)。また、精神的距離では、「情熱的なエネルギー」が増加すると精神的距離が減少し、「没入感」が増加すると精神的距離が増加することが確認された。さらに、認知コントロールの不調については「自己成長と貢献」が有意な影響を与え、その増加が不調の軽減に寄与することが明らかになった。一方、情緒コントロールの不調に関しては有意な結果が得られず、バーンアウトに関しては「情熱的なエネルギー」が負の影響を示した。

**Table3**  
BMF-7下位尺度を従属変数とした重回帰分析

S-UWES	バーンアウト・アセスメント									
	Total		疲弊感		精神的距離		認知コントロールの不調		情緒コントロールの不調	
	$\beta$	t(152)	$\beta$	t(152)	$\beta$	t(152)	$\beta$	t(153)	$\beta$	t(152)
自己成長と貢献	—	—	—	—	—	—	-.342***	-4.507	—	—
情熱的なエネルギー	-.563***	-4.302	-.644***	-4.982	-.645***	-5.049	—	—	—	—
没入感	.294*	2.247	.394**	3.054	.338**	2.643	—	—	—	—
調整済みR <sup>2</sup>	.122***		.144***		.163***		.111***		—	

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

注) 没入感とTotalのp値は.006、疲弊感とは.002、精神的距離とは.009。

## 考察

本研究の目的は、学生アルバイトにおけるWEの適用可能性を検討し、S-UWESを用いてその影響を多角的に分析することであった。

結果から、学生アルバイトにおける「自己成長と貢

献」および「情熱的なエネルギー」が職務満足感や内発的動機づけに強く関連していることが明らかになった。これらの要因はポジティブな感情を喚起し、心理的充実感を高める役割を果たし、学生が自己成長や職場への貢献を実感することでアルバイトの意義理解が深まり、動機づけが向上するメカニズムが示唆された。

加えて、「自己成長と貢献」は「リカバリー経験」にも正の影響を及ぼし、充実したアルバイト経験を通じて職場に貢献し成長を感じた学生は、帰宅後も勉強や趣味に積極的に取り組む可能性が考えられた。「情熱的なエネルギー」は疲弊感や精神的距離と負の関連を示し、バーンアウト予防に重要な役割を果たすことが示唆され、活力を維持することで学生がバーンアウトを回避する可能性が示された。

一方、「没入感」に関しては、社会人研究とは異なる結果が得られた。「没入感」が疲弊感を引き起こす可能性については、ポジティブな感情が支配的な一方で、疲労感が蓄積するケースもあることが示唆されるため、高い没入感が必ずしも心理的資源の回復に寄与しないことが明らかとなった。さらに、「没入感」が職務満足感や内発的動機づけに有意な影響を及ぼさなかった理由として、職務内容や職場環境が不適切である場合、動機づけや満足感に影響を及ぼさない可能性が考えられる。特に、学生の職場環境や役割に対する期待と現実の乖離が、没入感のポジティブな影響を抑制する要因であると推測される。

また、三ツ村・高木 (2019) は、学生アルバイトには多様な役割が求められ、最低限の責任を果たすことが期待されていると指摘している。ここから、限られた勤務時間内で複数の業務を効率的にこなすことが求められ、作業に没頭し続けることが難しい状況が生まれやすく、このような環境下では没入感が中断され、動機付け機会や満足感を回避する働き方が必然的となる可能性がある。一方で、没入感とバーンアウトに正の関連が見られたことについては、長時間の業務や望まない作業に過度に没入することで疲弊感や精神的距離に影響を与えている可能性が示唆される。

結論として、学生アルバイトにおけるWEが学生のポジティブな心理状態を促進する重要な要素であることが示された。従来、社会人を対象としたWE研究の知見が、学生アルバイトという異なる文脈でも適用可能であることは意義深い。また、アルバイト環境の改善や学生支援において、WEを高めるための具体的な介入が有効であることが示唆された。

## 主要引用文献

上原 昇馬・岡嶋 一郎 (印刷中). 学生アルバイトにおけるワーク・エンゲイジメント尺度の開発と信頼性・妥当性の検討 日本心理学会第88回大会発表論文集

# 相談内容が友人への援助要請に対する 利益・コストの予期及び援助要請意図に与える影響

○長町 朋香 ・ 武井 祐子 ・ 岡野 維新 ・ 寺崎 正治  
(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) (川崎医療福祉大学)

キーワード：援助要請意図, 利益予期, コスト予期, 相談内容

## 問題・目的

他者への相談は問題解決や精神的健康を維持するために重要であり(本田他, 2015), 心理学においては援助要請と呼ばれている。援助要請意図と援助要請行動には正の相関があり(永井, 2015), 援助を要請しようと思えることが援助要請行動を促進させることにつながると考えられる。このような中, 大学生では18.2%が不安や悩みを誰にも相談しない現状にある(一般社団法人日本私立大学連盟, 2022)。ただし同調査では大学生の相談相手として友人が約6割と最も多く, 大学生の問題解決及び精神的健康の維持において, 友人への援助要請を検討することが重要であると考えられる。

援助要請意図は援助要請の利益とコストを予期した上で決定される(高木, 1997)。永井・鈴木(2018)は, 利益・コストの予期について, 援助要請実行の利益予期を「ポジティブな結果」, 「関係の深化」, コスト予期を「否定的応答」, 「相手への迷惑」, 「秘密漏洩」に分類した。また, 援助要請回避の利益予期を「自助努力による充実感」, コスト予期を「問題の維持」として分類した。そして, 援助要請実行の利益及び回避のコスト予期が援助要請意図を促進し, 援助要請回避の利益予期が援助要請意図を抑制することを明らかにしている。

援助要請意図は利益・コストの予期のみならず, 相談内容によっても変化する(永井・新井, 2007)。大学生の約6割が人間関係(以下, 対人関係)の悩みを有しており(高井, 2008), 対人関係に関する援助要請を検討することは重要である。橋本(1997)は, 対人関係の悩みを3つに分類し, 「対人劣等」, 「対人摩擦」は日常生活で遭遇しやすいと述べている。「対人劣等」は, 自身の劣等感が触発されるといった内的要因をもつという性質がある。「対人摩擦」は, 周囲への配慮や気疲れといった外的要因を含むという性質がある。つまり, 異なる性質をもつ相談内容では, 利益・コストの予期及び援助要請意図が異なると考えられる。

本研究は, 相談内容の違いが大学生における友人への援助要請に対する利益・コスト予期及び援助要請意図に及ぼす影響を明らかにすることを第一の目的とする。また, 予期された利益・コストが援助要請意図に与

える影響を相談内容別に明らかにすることを第二の目的とする。利益・コスト予期の観点から援助要請意図の促進・抑制要因を調査することで, 相談内容に応じた大学生の援助要請意図を高める要因を見出すことにつながると考えられる。

仮説は以下のとおりである。

仮説1 相談内容の違いによって援助要請の利益・コスト予期及び援助要請意図が異なる。

仮説2 対人劣等場面では内的要因に触れるため, 自己開示の抵抗が大きくなり, 援助要請実行のコストが高く予期され, 援助要請意図が低くなる。

仮説3 対人摩擦場面では自己の内面に触れることなく外的要因の対処を検討するため, 援助要請実行の利益が高く予期され, 援助要請意図が高くなる。

## 方法

**調査対象者** 大学生156名を対象に質問紙調査を実施した。不同意等を除き108名(男性33, 女性73, その他2; 年齢 $M=19.77$ ,  $SD=1.14$ )を分析対象とした。

**質問項目** 個人属性は, 学年, 年齢, 性別について回答を求めた。相談内容は, 王他(2022)を参考に, 「対人劣等場面」, 「対人摩擦場面」の2種類の場面を作成した。利益・コストの予期は, 永井・鈴木(2018)の大学生における友人への援助要請に対する利益・コストの予期尺度を用いた。「ポジティブな結果」, 「関係性の深化」, 「否定的応答」, 「相手への迷惑」, 「秘密漏洩」, 「問題の維持」, 「自助努力による充実感」計28項目で構成した(5件法)。援助要請意図は, 木村・水野(2004)で用いられた項目を使用し, 身近な友人に対してどのくらい相談すると思うかを尋ねた(5件法)。場面の理解は, 調査者の想定と回答者の理解が一致していたかを確認する質問を行った。2場面とも一致していた回答者を場面想定可能群, 理解の一致を問わず全てのデータを含めたものを場面想定全体群とした。援助要請の利益・コスト予期, 援助要請意図, 場面の理解について, 作成した場面ごとに回答を求めた。

**倫理的配慮** 本調査は, 川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て質問紙調査を実施した(承認番号24-045)。

## 結果・考察

### 相談内容の違いが援助要請の利益・コスト予期及び援助要請意図に与える影響（場面想定可能群）

各相談内容で利益・コストの予期及び援助要請意図に違いがあるかを検討するため、両相談内容で意図した場面想定が可能であった 66 名を場面想定可能群とし、対応のある *t* 検定を行った (Table 1)。その結果、対人劣等場面の方が対人摩耗場面よりも「ポジティブな結果」、「関係の深化」、「問題の維持」の予期が有意に高かった。つまり、対人劣等場面では、対人摩耗場面よりも援助要請実行のメリット及び援助要請回避のデメリットを高く予期していた。相談内容で援助要請意図に有意な差は認められなかった。以上より、対人劣等場面では多くの予期がなされるものの、相談内容の性質は援助要請意図に影響しないことが明らかとなった。

Table 1  
相談内容が援助要請の利益・コスト予期及び援助要請意図に及ぼす影響

	対人劣等場面		対人摩耗場面		<i>t</i>	<i>d</i>
	平均	SD	平均	SD		
ポジティブな結果	17.68	3.57	16.14	4.69	2.84 **	.37
関係の深化	14.21	3.71	12.52	4.39	3.48 **	.42
否定的応答	9.29	3.51	9.33	3.71	-0.10	-.01
相手への迷惑	13.80	4.22	14.32	4.20	-1.28	-.12
秘密漏洩	10.58	4.36	10.86	4.54	-0.65	-.06
問題の維持	10.15	3.40	9.35	3.18	2.30 *	.24
自助努力による充実感	9.24	2.58	9.24	2.77	0.00	.00
援助要請意図	2.99	1.36	3.03	1.40	-0.32	-.03

\*\* *p* < .01, \* *p* < .05

### 各相談内容における援助要請の利益・コスト予期が援助要請意図に与える影響（場面想定可能群）

各相談内容の場面想定可能群に対して、相談内容ごとに説明変数を利益予期、コスト予期、目的変数を援助要請意図として重回帰分析を行った (Table 2, Table 3)。その結果、対人劣等場面では、「問題の維持」が援助要請意図に正の影響を、対人摩耗場面では、「ポジティブな結果」が正の影響を与えていた。このことから対人劣等場面では、問題が解決しないというデメリットを予期することで援助要請意図が促進され、対人摩耗場面では、問題が良くなることを期待することで援助要請意図が促進されることが明らかとなった。

Table 2  
対人劣等場面における援助要請の利益・コスト予期が援助要請意図に与える影響（場面想定可能群）

	援助要請意図	
	$\beta$	
ポジティブな結果	.20	
関係の深化	.22	
否定的応答	.07	
相手への迷惑	-.12	
秘密漏洩	-.06	
問題の維持	.32 **	
自助努力による充実感	-.08	
調整済みR <sup>2</sup>	.40 ***	

\*\*\* *p* < .001, \*\* *p* < .01

Table 3  
対人摩耗場面における援助要請の利益・コスト予期が援助要請意図に与える影響（場面想定可能群）

	援助要請意図	
	$\beta$	
ポジティブな結果	.49 **	
関係の深化	.20	
否定的応答	.11	
相手への迷惑	-.08	
秘密漏洩	-.14	
問題の維持	.15	
自助努力による充実感	-.13	
調整済みR <sup>2</sup>	.52 ***	

\*\*\* *p* < .001, \*\* *p* < .01

### 各相談内容における援助要請の利益・コスト予期が援助要請意図に与える影響（場面想定全体群）

各相談内容において、調査者の想定と回答者の理解の一致を問わず全てのデータを含めたものを場面想定全体群として重回帰分析を行った (Table 4, Table 5)。その結果、場面想定可能群で得られた結果に加えて、対人劣等場面及び対人摩耗場面の両場面において、「関係の深化」が援助要請意図に正の影響を与えていた。つまり、相談内容の性質に限らず、対人関係の問題は援助を要請することによって援助者との関係が深まることを予期し援助要請意図が促進されることが明らかとなった。

Table 4  
対人劣等場面における援助要請の利益・コスト予期が援助要請意図に与える影響（場面想定全体群）

	援助要請意図	
	$\beta$	
ポジティブな結果	.28 *	
関係の深化	.23 *	
否定的応答	.16	
相手への迷惑	-.15	
秘密漏洩	-.11	
問題の維持	.29 **	
自助努力による充実感	-.66	
調整済みR <sup>2</sup>	.44 ***	

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

Table 5  
対人摩耗場面における援助要請の利益・コスト予期が援助要請意図に与える影響（場面想定全体群）

	援助要請意図	
	$\beta$	
ポジティブな結果	.54 **	
関係の深化	.23 *	
否定的応答	.13	
相手への迷惑	-.14	
秘密漏洩	-.10	
問題の維持	.07	
自助努力による充実感	-.15 *	
調整済みR <sup>2</sup>	.54 ***	

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

相談内容の性質によって援助要請の利益・コスト予期が異なることが明らかとなり、仮説 1 が一部支持された。一方で、相談内容の性質は援助要請意図に影響しておらず、仮説 1 は一部支持されなかった。対人劣等場面において、援助要請実行のコスト予期が高くなり援助要請意図の抑制に影響するという仮説 2 は支持されなかった。対人摩耗場面において、援助要請実行の利益が高く予期され、援助要請意図を高めるという仮説 3 は支持された。

以上のことから、相談内容の性質によって、援助要請意図の促進要因と抑制要因が異なることが明らかとなった。

内的要因を含む相談内容の場合には、援助要請回避のコストを予期することで援助要請意図が促進されるため、大学生への支援としては問題が維持されることの危険性や心身への負担といった起こり得るネガティブな結果を啓発することが有効と考えられる。外的要因を含む相談内容の場合には援助要請実行の利益を予期することによって援助要請意図が促進されるため、援助を要請することの利点を伝えたり支援機関を周知したりするといったポジティブな結果の予期につなげる支援が重要だと考えられる。

# 心理専門職養成課程の大学生が秘密保持義務を学習する うえでの課題の検討

○ 黒川 翠咲\*<sup>1</sup> ・ 谷原 弘之\*<sup>2</sup> ・ 山根 嵩史\*<sup>2</sup>

(\*<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院 ・ \*<sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：秘密保持，倫理的葛藤，多職種連携

## 問題

心理専門職がチームの一員として多職種との協働が求められている一方で、多職種とうまく連携できていないという現状がある。松野 (2002) は、チーム医療に慣れていないといった多職種との協働に必要なスキルが不足していることなどを心理専門職の課題として指摘している。また、土居・加藤 (2012) の調査では、多くの SC や SC 担当者は、SC と教員の連携を不十分であると認識していることが明らかとなっている。

心理専門職が多職種との協働や連携に問題を抱える背景の一因として、情報共有や秘密保持に対する葛藤があると考えられる。江畑他 (2003)、北添他 (2005) は、秘密保持義務に関して、守秘に関する他職種の制度や規則と心理職の規則や制度の意識水準のズレが明らかとなっており、そのズレは実際の意識調査でもはっきりしていると述べている。また、岩満他 (2009) の調査によると、医師や看護師など他職種が心理士に望まないことに「1人で情報を抱え込むこと」や「医療者に患者・家族の必要な情報を提供しないこと」などが挙げられている。これらのことから、心理専門職を含む多職種連携において情報共有は重要視されるが、職種間において守秘に関する意識水準にズレがあるため、心理専門職は葛藤を抱え、協働や連携に影響していると考えられる。

慶野 (2013) の調査によると、心理専門職が体験する倫理的困難として最も多いとされている問題は、秘密保持に関わる問題であり、その割合は 41.63% であった。特に、クライアントや周囲の人間の身の危険に関わる情報を、協働援助者もしくはクライアントの家族に伝えるべきかという場面における葛藤が多いと報告されている。また、SC の集団守秘義務について井芹 (2021) は、同じクライアントからの相談であっても、それを外部の相談期間で受ける場合と SC として受ける場合とでは、そこで話される情報を学校との関係においてどのように守らなければならないかという責務が異なり、SC として活動する際には、学校という場の影響を必然的に受けており、それが集団守秘義務のもとでの葛藤や戸惑いと関係してくると述べている。これらのことから、心理専門職は、クライアント自身や周囲の人間の身の危険に関わるような状況であ

っても、秘密保持に関して葛藤する場面が多いことが考えられる。また、それらの葛藤は場の影響を受ける可能性があると考えられる。

また慶野 (2013) は、職業倫理に関する学習経験についても調査を行っており、調査対象者の約 4 分の 1 が大学・大学院での教育課程において職業倫理について学習する経験がなかったと回答している。田中 (2017) の調査によると、心理臨床家もしくは心理学徒の守るべき倫理について、これまでに教育を受けた経験を有する人は回答者の約半数 (52%) であり、大学の心理学関係のカリキュラムにおいて倫理問題を講義や演習等まとまった形で開講しているケースはほとんどないのではないかと指摘しており、今後の心理学教育において、倫理教育を組織的に行う必要があると考えている。また、松野 (2002) は、大学での心理学教育について、病院臨床に関わる心理学教育に限ると、疾病や病態など病院臨床で必要とされる分野の教育とともに、治療者としての倫理教育、チーム医療の一員としての教育などが不足していると指摘している。これらのことから、全国的に心理専門職養成課程における職業倫理に関する教育に課題があると考えられる。

## 目的

そこで本研究では、心理専門職養成課程の大学生が秘密保持義務に関する学習をするうえで、心理専門職に就いた際に起こりやすいとされている葛藤場面への対処のありようを仮想場面を通じて調査し、秘密保持義務に関する大学での教育の課題について検討することを目的とする。心理専門職が体験する倫理的困難として最も多いとされる秘密保持義務に関する大学での教育の課題について検討することで、心理専門職を含む多職種協働の推進に寄与できるのではないかと考える。

## 方法

### 調査対象者

心理学を専門分野として学ぶ大学生 166 名 (1 年生, 2 年生, 4 年生) を対象に質問紙調査を行った。有効回答者は 143 名で 86.1% であった (男性 42 名, 女性 99 名, その他 2 名) を分析対象とした。回答者の平均年齢は 20.1

歳 ( $SD=1.54$ ) であった。

## 質問紙の構成

**フェイスシート** 学年, 年齢, 性別, 心理演習 B の履修状況について回答を求めた。

**事例** 公認心理師試験第 1 回, 問 147 で出題された, 学校場面における秘密保持義務に関する事例を使用した。

**事例 (児童 A) への対応** 「スクールカウンセラー B だった場合, A に対してどのように対応するか」, 「そのような対応を行った理由」について自由記述で回答を求めた。

**学校内の教員への情報提供** 学校内の教員に対して情報提供を行うか 3 件法で回答を求めた。「学校内でどのように対応するか」, 「情報を伝える, 伝えないと回答した理由」, 「そのような対応を行った理由」については自由記述で回答を求めた。また, 学校内の教員に情報を伝えるか否かの判断にどの程度迷いを感じたかについて, 「非常に迷う」から「全く迷わない」の 7 件法で回答を求め, 「判断についてどのような点に迷いを感じたか・感じなかったか」自由記述で回答を求めた。

**学習経験** 『スピード攻略! 公認心理師 集中レッスン '22 年版』(コンデックス情報研究所, 2022) から選出した, 公認心理師の職責に関する 10 の問題に対して○か×で回答を求めた。

**希望進路** 調査票に回答する時点での希望進路について, 「進学」「対人援助職」「一般就職」「その他」の 4 件法で回答を求めた。

## 倫理的配慮

本調査は, 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 24-008)。

## 結果

### 自由記述

自由記述の内容に対して KJ 法を参考に教員 2 名と大学院生 3 名による分析を行った。

スクールカウンセラー B だった場合, A に対してどのように対応するかについて尋ねた (1) では, 【共有の提案・説得】、【誰にも言わない】等の 13 のラベルを得た。

学校内でどのように対応するかについて尋ねた (3) では, 【教員で情報共有, 対応】、【巡回, 様子を見に行く】等の 10 のラベルを得た。【教員で情報共有, 対応】では, 1 年生は【担任, 教員へ対応を求める】、2 年生は【情報共有】、4 年生は【少数で情報共有】【許可を得ず報告】【許可を得ず協議, 対応】とラベル名の変化や細分化があった。

事例における対応や学校内の教員に情報を伝えるかの判断においてどのような点に迷いを感じた/感じなかったかについて尋ねた (6) では, 【迷わなかった】、【カウンセラーとしての葛藤】等の 12 のラベルを得た (Table 1)。4 年生のみ【共有の範囲】【気持ちの尊重】【緊急度】【学習経験】というラベルが設定された。

Table 1

事例における対応や情報共有の判断において迷いを感じた点

ラベル	1年生		2年生		4年生	
	件数	割合	件数	割合	件数	割合
迷わなかった	6	13%	7	23%	11	12%
カウンセラーとしての葛藤	3	7%	4	13%	14	16%
守秘義務	9	20%	6	19%	5	6%
情報共有への不安	3	7%	4	13%	10	11%
信用を失う	8	18%	1	3%	8	9%
共有の必要性	6	13%	5	16%	4	4%
共有の範囲	0	0%	0	0%	13	15%
本人の不利益	3	7%	0	0%	3	3%
緊急度	0	0%	0	0%	6	7%
気持ちの尊重	0	0%	0	0%	5	6%
学習経験	0	0%	0	0%	4	4%
その他	7	16%	4	13%	6	7%
合計	45		31		89	

### 迷いの程度

学校内の教員に情報を伝えるか伝えないかの判断に迷いを感じた程度に学年差があるかについて検討するため分散分析を行った。その結果, 学年間に有意な差は見られなかった ( $F(2, 137) = 1.39, p = .25$ )。

### 学習経験

公認心理師の職責に関する問題の得点に学年差があるかについて検討するために分散分析を行った。その結果, 1 年生に比べて 4 年生の方が有意に得点が高かった ( $F(2, 137) = 6.17, p = .003$ )。

### 考察

自由記述の分類について, (1) (3) (6) とともに学年が上がるにつれてラベル名の変化や細分化があった。また, 4 年生では「守秘義務」や「ラポール」などの言葉が使われていた。これらのことから, 学年が上がるにつれ, 秘密保持に関する学習が定着しており, 具体的な対応が身につけていると考えられた。また, 公認心理師の職責に関する問題の得点において, 1 年生と 4 年生の間で有意差が見られたことから, 学年が上がるにつれて秘密保持義務に関する学習は定着していることが示唆された。

### 引用文献

- 土居 正城・加藤 哲文 (2012). スクールカウンセラーと教員の連携に関する調査研究—連携の現状と課題に対する認識の比較を通して— 学校メンタルヘルス, 15, (2), 250-259.
- 慶野 遥香 (2013). 臨床心理士の会う倫理的困難に関する実態把握調査 心理臨床学研究, 30, (6), 934-939.
- 松野 俊夫 (2002). 心身医療で求められる心理臨床家の資質は何か—卒前・卒後教育の視点から— 心身医, 42, (7), 427-431.



# 愛着スタイルがレジリエンスを介して 対人過敏・自己優先志向に与える影響

○小松原 みずき ・ 谷原 弘之 ・ 今里 有紀子  
(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：愛着スタイル、レジリエンス、対人過敏・自己優先志向

## 問題・背景

働き盛りの年代に罹患が多いうつ病については、深刻な社会問題になっている。中でも非定型うつ病は若い世代を中心に増加しており、うつ病の30%近くは、非定型うつ病ではないかと想定されている(野村, 2018)。非定型うつ病は、診断・統計(DSM-5)において非定型の特徴を伴う抑うつ症候群と定義されるが、わが国ではうつ病の典型例にあてはまらないという意味で「新型うつ」とほぼ同義とみなされ(日本うつ病学会, 2012)、非定型うつ病を「新型うつ」に含めている(村上他, 2017)。そこで、本研究においても非定型うつと新型うつを同義に扱うこととする。非定型うつ病の誘因背景について、福西(2013)は、「少子化・核家族化による『過保護』『過干渉』という養育環境が、幼少からの親子関係に緊張感を喚起し、子は養育者の顔色を窺い『いい子』でいようと、感情表現や自己を抑圧する傾向を身に着け、その結果、思春期や青年期に破綻して不適応や非定型うつ病を発症する」と説明している。

学術でも、林他(2017)は、非定型うつ病の母子関係について検討を行い、養育者の愛着不全(子どもへの関心・支援の欠如)が非定型うつ病の罹患者の特徴であることを明らかにした。Bowlby(1997)は、養育者との愛着関係において、受容・拒絶体験というスキーマが現在の対人関係の認知や情動に影響し続ける「内的作業モデル」を理論化した。つまり、乳幼児期の養育者との愛着関係が非定型うつ病・新型うつ病の発症に影響を与えうる要因になると考えられる。

次に、従来型うつとは異なる新型うつの背景にあるパーソナリティ特徴について村上他(2017)は、「対人過敏傾向」と「自己優先志向」の2つを有することを指摘している。坂本他(2014)は、対人過敏傾向が強いと脅威にさらされた自己を守ろうと外的な責任帰属をしたり、他罰的に行動をし、自己評価が下がることを避け評価されることについて回避する特徴があると指摘している。また、自己優先志向が強いと、「自己自身への愛着」を感じ、自己を縛ることになる「規範」に対して『ストレス』であると抵抗する特徴があると指摘している(坂本他, 2014)。

さらに、井田他(2021)は、対人過敏・自己優先志向をレジリエンスが低減させることを明らかにしている。レ

ジリエンスとは、心理的な傷つきや落ち込みから立ち直る回復力のことであり、レジリエンスを高めることは、個人の心理的な適応を助けるものである(平野, 2012)。さらに、愛着とレジリエンスの関係について、中村(2019)は、安定型愛着傾向はレジリエンスを強化し、ストレスに対する高い耐性をもつことを示唆した(中村, 2019; 清水・相良, 2019)。このレジリエンスには後天的に身につけやすい獲得的レジリエンス(「問題解決志向」「自己理解」「他者心理の理解」)がある(平野, 2010)。中野(2015)は、「新型うつ」の支援には、自己理解として、「考え方のクセ」を振り返ることや相手の視点取得をすることが他者理解と人間関係改善に有効であると指摘している。つまり、新型うつの予防には、獲得的レジリエンスの自己理解と他者心理の理解が影響しているのではないかと考えられる。

先の井田他(2021)の研究では、環境との相互作用により、後天的に形成される獲得的レジリエンスの下位因子と対人過敏・自己優先志向との関連については解明されていない。そこで、愛着スタイルにより、どの獲得的レジリエンス要因を介して、対人過敏・自己優先志向に影響を与え得るのかを明らかにしたい。これにより、新型うつを軽減し得る心理的要因を明示でき、それを強化できる心理療法や心理教育に役立てるのではないかと考えられる。

## 目的

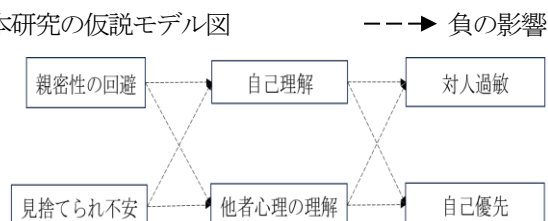
本研究では、愛着スタイルが獲得的レジリエンスを介して対人過敏・自己優先志向に与える影響を明らかにすることを目的とする。

## 仮説

安定型愛着スタイルは不安定型愛着スタイル(とらわれ型・拒絶型・恐れ型)より獲得的レジリエンスの自己理解及び他者心理の理解が高いため、対人過敏・自己優先志向を低減する。

## Figure1

本研究の仮説モデル図



## 方法

### 調査対象者

大学生 141 名を対象に調査を実施。有効回答は 131 名（男性 34 名，女性 97 名，平均年齢 19.18 歳）であった。

### 調査方法

質問紙調査を行った。①性別，年齢などの基本属性について回答を求めるフェイスシート，②古村他(2016)日本語版 Experience in Close Relationships Relationship-Structure (ECR-RS) (9 項目)。本調査では，愛着対象を「母親や母親の役割をしている人」と表記し，養育者（愛着対象）として誰を想定したか，強制選択で回答を求めた。③平野(2010)二次元レジリエンス要因尺度(21 項目)④村中・亀山・山川・坂本(2021)対人過敏・自己優先尺度(第 2 版) (IPS-2) (22 項目)で構成した。

### 倫理的配慮

川崎医療福祉大学倫理委員会による承認を経て実施した（承認番号 23-080）

## 結果

### 愛着スタイルの分類

愛着スタイルを 2 次元 4 分類に分ける方法があり (Bartholomew&Horowitz,1991)，本研究も同様に愛着スタイルを分類した（安定型（低回避+低不安），とらわれ型（低回避+高不安），拒絶型（高回避+低不安），恐れ型（高回避+高不安））。下位尺度の正規分布を確認したところ，正規性が見られなかったため，中央値を基準に分類を行った（安定型： $n=46$ ，とらわれ型： $n=22$ ，拒絶型： $n=21$ ，恐れ型  $n=42$ ）。

次に愛着スタイルと獲得的レジリエンスの一元配置分散分析を行った (Table1)。その結果，自己理解に対する愛着スタイルの効果は有意であった ( $F(3,127) = 5.78, p < .01$ )。Tukey 法による多重比較の結果，愛着スタイルの安定型がとらわれ型および恐れ型よりも自己理解の得点が有意に高かった。

Table1

愛着スタイルと獲得的レジリエンスの一元配置分散分析の結果

	ECR-RS				F 値 (df=3,127)	多重比較
	安定型	とらわれ型	拒絶型	恐れ型		
問題解決志向	10.89 (2.31)	10.45 (2.09)	10.00 (2.83)	9.93 (2.25)	1.44	
自己理解	11.57 (2.10)	10.14 (1.52)	10.81 (1.50)	9.86 (2.36)	5.78**	安定型>とらわれ型 安定型>恐れ型
他者心理の理解	12.22 (2.39)	11.73 (2.59)	10.71 (2.63)	11.40 (2.19)	2.07	

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

また，愛着スタイルと対人過敏・自己優先志向の一元配置分散分析を行った (Table2)。その結果，対人過敏と自己優先志向に対する愛着スタイルの効果は有意であった ( $F(3,127) = 2.97, p < .05$ ;  $F(3,127) = 5.62, p < .01$ )。Tukey 法による多重比較の結果，恐れ型の方が安定型よりも対人過敏の得点が有意に高く，拒絶型の方が恐れ型よりも対人過敏の得点が高かった。また，とらわれ型や恐れ型の方が

安定型よりも自己優先の得点が高かった。

Table2

愛着スタイルと対人過敏・自己優先志向の一元配置分散分析の結果

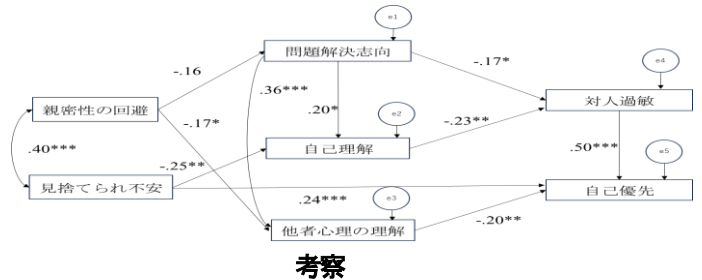
	ECR-RS				F 値 (df=3,127)	多重比較
	安定型	とらわれ型	拒絶型	恐れ型		
対人過敏	36.41 (10.44)	40.00 (8.94)	36.33 (7.12)	41.58 (8.45)	2.97*	安定型<恐れ型 拒絶型<恐れ型
自己優先	24.37 (5.73)	28.14 (6.27)	27.10 (7.37)	30.21 (7.65)	5.62**	安定型<とらわれ型 安定型<恐れ型

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

続いて，共分散構造分析を行った。最終的なモデル適合度指標は， $GFI = .986, AGFI = .960, RMSEA = .000, CFI = 1.00$ であった (Figure2)。親密性の回避は，他者心理の理解を介して対人過敏と自己優先志向に負の影響を与えていた。また，見捨てられ不安は，自己理解を介して対人過敏に負の影響を与えていた。

Figure2

共分散構造分析の結果



### 考察

本研究は，愛着スタイルがレジリエンスを介して対人過敏・自己優先志向に与える影響について検討した。とらわれ型と恐れ型は，他者との関わりの中で過剰な他者意識が生じやすい (竹端・後和, 2020) ことから自己に目が向かないために，自己理解が低く，対人過敏も高まっているのではないかと考えられる。また，愛着不安が高いと被受容感が低く，非拒絶感が高くなり一般他者への攻撃性が高まる (金政他, 2017) ことから被害者意識の要因を含む自己優先が高くなっていると考えられる。これらのことから，安定型愛着スタイルは不安定型愛着スタイルより自己理解が高いため，対人過敏・自己優先志向が低いと示唆される。また，親密性の回避は他者心理の理解を介して自己優先志向に影響を与え，見捨てられ不安は，自己理解を介して対人過敏に影響を与え，直接的に自己優先志向に影響を与えていた。このことから，親密性の回避が高い人は，他者心理の理解を高めることで自己優先を低減させることができ，見捨てられ不安が高い人は，自己理解を高めることで，対人過敏を低減させることができるのではないかと考えられる。

### 引用文献

村中・山川・坂本(2017).対人過敏・自己優先尺度の作成—「新型うつ」の心理学的特徴の測定— 心理学研究, 87(6),pp622-632. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.87.15211>



# 大学生における学業先延ばしに対する楽観性・悲観性と課題に対する認知の関連性

——課題の重要度に着目して——

○谷川 遼 ・ 谷原 弘之 ・ 荒井 佐和子

(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：学業先延ばし、主観的重要度、楽観性、悲観性

## 問題・目的

日常生活の中で、やるべきだと理解していても、他のことを行い、やるべきことを後に回すことは多くみられる行動である。このような、やるべき行動を後回しにする行動を先延ばしという。特に、大学生を対象とした研究においては、先延ばしの中でも課題の提出という行動に着目して研究がなされており、先延ばしは「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」と定義されている (Solomon & Rothblum, 1984)。

大学生における典型的な先延ばし場面は、レポート課題・授業やテスト勉強・資格試験の勉強などの「学業」が最も多いこと (黒田・望月, 2013)、先延ばしは誰もが経験しうる一般的な行動でありながらも、個人の適応に大きく影響を及ぼし、臨床的に援助の対象となる心理的な問題の一つとして捉えることができることが指摘されている (吉田, 2016)。

先行研究では、先延ばしと個人特性との関連性が示されており、渡辺・長谷川 (2017) によると、楽観性は、重要度が高い場面では計画立案、情報収集、肯定的解釈と正の相関を示し、悲観性は重要度の高い場面、低い場面の両方で先延ばしと正の相関を示したと報告している。一方、黒住・外山 (2017) は、大学生を対象に先延ばし後の意識に対して特性がもたらす効果を検討しており、楽観性による抑制効果、および悲観性による促進効果は確認されていなかったと報告されるなど、楽観性は先延ばしにどのような影響を及ぼすのか、議論が続いている。

黄・兒玉 (2009) は、楽観性と先延ばしとの弱い正の相関を示し、楽観的な期待を持つほど、先延ばしをしてしまう可能性を述べた。しかし黄・兒玉 (2009) は、生活全般の先延ばしに対する態度を反映する指標であったため、学業など各分野別における心理学的傾向を検討できなかったことを今後の課題として挙げている。また、前出の渡辺・長谷川 (2017) は、学業場面でのストレス場面を自由記述で回答を求めたが、学業場面とは異なった出来事が挙げられているなどの限界点を挙げていた。つまり、学業先延ばしにおいて、重要度の異なる具体的な学業場面による検討が必要であることに加え、具体的な学業場面による統制を行うことで、楽観性・悲観性と学業先延ばしの関係性が明らかになると考えられる。

しかし、大学生における先延ばしが行われている具体的な学業場面はレポート課題、テスト勉強などの場面で

あると明らかになっているものの (Solomon & Rothblum, 1984 ; 黒田・望月, 2013)、学業場面ごとの主観的な重要度について明らかになっておらず、学業場面における主観的な重要度が異なり一貫した重要度が想起されていない可能性がある。そのため、具体的な学業場面における主観的な重要度を明らかにすることが求められる。ただし、小浜 (2020) は、非先延ばし者も期末レポートのような困難な課題ではときどき先延ばしをすること、先延ばしをしたりしないことがある者は、課題嫌悪から毎週の宿題を先延ばししがちであること、先延ばしする人は学業自体だけでなく、その周辺領域でも先延ばししがちであることを示した。つまり、安易に先延ばしを考える個人特性だけでなく、課題特性や課題に対する認知との相互作用により生じる現象ととらえ、先延ばしが生じる背景要因に目を向けていく必要がある。

以上を踏まえて、本研究における、研究1では、大学生を対象に、具体的な学業場面における課題特性として、主観的な重要度を明らかにすることを目的とした。研究2では、研究1の結果より選出した主観的な重要度の異なる2つの学業場面における、楽観性・悲観性および課題に対する認知と学業先延ばしの関連性について明らかにすることを目的とする。

## 研究1

### 方法

**対象者** 大学生89名 (男性29名, 女性60名) を分析対象とした。平均年齢19.57歳 ( $SD=0.63$ ) であった。

### 調査内容

本調査表は、個人属性として、学年と年齢、性別、学業場面に対する課題の重要度についての評定で構成した。

**学業場面の設定** 学業先延ばしが行われやすい場面 (Solomon & Rothblum, 1984 ; 黒田・望月, 2013) を参考に、心理学を専門とする大学教員2名と心理学を専攻する大学院生2名からの助言を踏まえ作成した。学業場面として、「ショートレポートの執筆」(以下、ショートレポート)「学期末テストのための勉強」(以下、テスト)「小テストのための勉強」(以下、小テスト)「学業的な事務処理:書類の提出や履修登録など」(以下、事務処理)「ポータルサイトにアクセス:通知を確認するなど」(以下、ポータルにアクセス)の5場面、学業場面に関する自由回答 (最大3項目) で構成した。

**課題の重要度** 課題の重要度について、渡辺・長谷川

(2017)を参考に、重要度の定義を「対処を行うべき優先順位の高さ」として教示した。SD法を用いて学業場面ごとに対する「重要でない」から「重要である」の10段階で尋ねた。

## 結果

### 学業場面の重要度

学業場面ごとの主観的な重要度を明らかにするために、一要因分散分析を行った ( $F(4, 88) = 42.03, p < .001$ )。次に学業場面ごとの重要度を明らかにするために、多重比較を行った結果、学業場面において、「テスト」と「事務処理」が重要度の高い課題、「ポータルにアクセス」が重要度の低い課題だと明らかになった。

## 研究2

### 方法

**対象者** 大学生148名(男性33名, 女性115名)を分析対象とした。平均年齢19.61歳 ( $SD=0.75$ )であった。

### 調査内容

**個人属性** 学年と年齢, 性別。

**課題A/Bの設定** 研究1の結果より, 課題Aは「テスト」, 課題Bは「ポータルにアクセス」で構成した。

**課題の重要度** 研究1から得た結果より選出した, 課題特性が異なる特定の2課題(課題A/B)の重要度について研究1と同一の方法で回答を求めた。

**先延ばしの程度** 先延ばしの程度を測定する尺度として, Solomon & Rothblum (1984)の作成した尺度を小浜(2010)が邦訳した日本語版 Procrastination Assessment Scale-Student (以下, 日本語版PASS)より, 第1部を参考に尺度を作成した。自身の先延ばしに関する主観的な報告として, 先延ばしの頻度(以下, 頻度), 先延ばしを問題であると感じる程度(以下, 問題視程度), 先延ばしをやめたいと思う程度(以下, 減少願望)について, 各一項目で回答を求め, 2課題(課題A/B)それぞれ5件法での回答とした。

**課題に対する認知** 黒田(2017)の“やるべき行動”に対する認知的・感情的評価を用いた。「困難軽減認知」「拒否感情」「メリット獲得認知」「先延ばし許容認知」の4因子計31項目について, 6件法で2課題(A/B)それぞれ回答を求めた。

**楽観性・悲観性** 外山(2013)の楽観・悲観性尺度を用いた。「楽観性」「悲観性」の2因子計20項目について4件法で回答を求めた。

## 結果

### 課題の重要度

学業場面ごとの主観的重要度を明らかにするために「テスト」と「ポータルにアクセス」の2課題で対応のあるt検定を行った結果, 有意差が見られた ( $t(147) = 10.10, p < .001$ )。以降の分析でも課題ごとに検討を行う。

### 変数間の関連性

課題ごとに関連性を調べるために共分散構造分析を行った。最終的なモデルの適合度指標は, テストの場合,  $GFI=.951, AGFI=.908, RMSEA=.061, CFI=.948$ であった(Figure1)。ポータルにアクセスの場合,  $GFI=.955, AGFI=.904, RMSEA=.061, CFI=.971$ であった(Figure2)。両課題とも減少願望からメリット獲得認知への正の影響が見られた。そして, テストでは, 拒否感情から直接と, 頻度を介して先延ばし許容認知への正の影響が見られた。またポータルにアクセスでは, 楽観性から頻度への負の影響が見られた。

Figure 1 テストにおける共分散構造分析

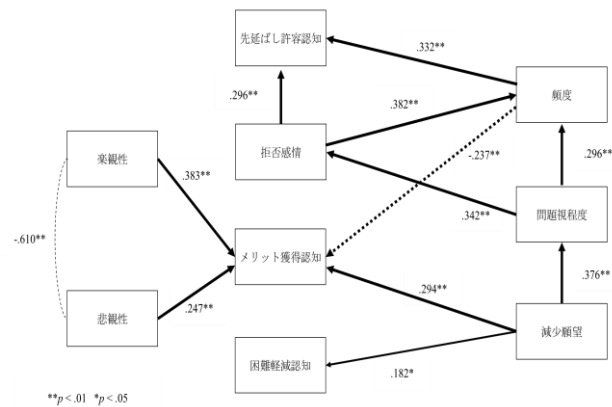
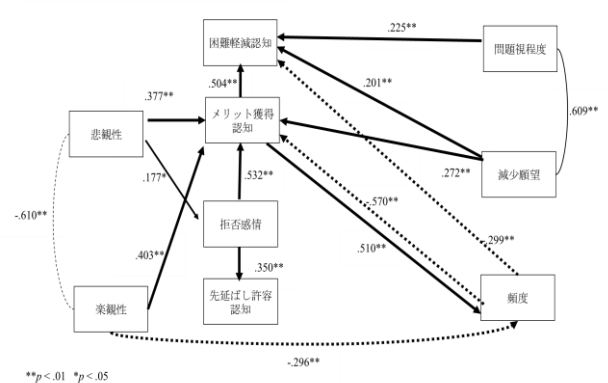


Figure 2 ポータルにアクセスにおける共分散構造分析



## 考察

本研究では, 主観的な重要度の異なる2つの学業場面における, 楽観性・悲観性および課題に対する認知と学業先延ばしの関連性について検討した。

結果より, 重要度に関係なく, 先延ばしをやめたいと思えば課題に取り組むメリットを意識すると考えられる。しかし, 重要度の高い課題では, 先延ばしを問題だと感じると課題への拒否感情が高まり直接・間接的に先延ばしの頻度が増加し, 先延ばしを許容する認知も増加すると考えられる。重要度の低い課題では, 楽観性が直接的に先延ばしの頻度を減少させると考えられる。

### 主な引用文献

黒田 卓哉 (2017). 先延ばしにつながる意思決定に影響する行動選択肢への評価 応用心理学研究, 42 (3), 194-208.

# 日記筆記が過剰適応者の セルフ・コンパッションに及ぼす影響

○岩城 明日海

(川崎医療福祉大学大学院)

・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学)

キーワード：過剰適応，セルフ・コンパッション，日記筆記

## 問 題

過剰適応とは、一見適応が良く他者から好評価を得ているが、本人は知らず知らずに無理を重ねている生き方である。石津・安保 (2008) はこれを「環境からの要求や期待に個人が完全に近い形で従おうとすることであり、内的な欲求を無理に抑圧してでも、外的な期待や要求に応える努力を行うこと」と説明し、特徴として、自分の気持ちを抑えてしまう、思っていることを口に出せないといった自己抑制的な性格特性や自己不全を挙げている。益子 (2009) は、過剰適応傾向にある者は抑うつや対人恐怖を呈しやすいことや、精神的健康において臨床群とほぼ同等の問題を抱えている可能性があることを述べている。

一方で、過剰適応にはポジティブな側面もあり、例えば、石津・安保 (2008) は、過剰適応には中学生の学校満足感を促進する効果があることを述べている。また、益子 (2009) は外的適応行動を取りがちな人であっても、精神的健康が比較的保たれている場合もあることを報告している。

前田・重橋 (2019) は、自身の感情への気づきが乏しい過剰適応者は、自分に生じている感情を正しく捉えられないまま状況判断を行うことになり、その結果、感情をどのように処理したらよいのか判断できず、結果的に自分を批判することで解決している可能性があることを述べている。また、同じく過剰適応者の内面に焦点を当てた研究として、益子 (2010) は、過剰適応者であっても内省傾向の向上により本来感(本当の自尊感情)が高まり内的適応が改善すること、そのためには自分の感情に気づけることが重要になることを述べている。

以上のように、過剰適応は社会的適応を促すなどといったよい側面も持ちうることから、その影響を包括的に捉え、健康的な側面を活用することが求められる。

他者評価ばかりを慮り、自分の気持ちを疎かにしてしまう過剰適応者が、自分の気持ちをありのままに受け入れ、肯定的にかかわるにはどうすればよいのだろうか。このように他者の見方(評価)に左右されず、ありのままの自己を捉える指標にセルフ・コンパッションがある。セルフ・コンパッションとは、「苦痛や失敗場面、あるいは自

分が不十分であると感じる状況において自己に向けられるケア、思いやり」(石村他, 2014)である。その提唱者である Neff (2012) によると、セルフ・コンパッションは、(1)自分を責めず、自分に愛情を持って接すること、(2)自分のみが苦しいのではなく「人は不完全な存在で、誰もが苦しい体験をする」と捉えること、(3)否定的な感情に飲み込まれず、事態や自分の感情をバランスよく捉えること、という3要素から構成される。竹村他 (2021) は過剰適応者のセルフ・コンパッションが低いことを指摘しているが、一方で自身の感情への気づきの程度によってセルフ・コンパッションの高さが異なることも報告されている(前田・重橋, 2019)。さらに、過剰適応傾向にあってもセルフ・コンパッションの高さを併せ持つ群がいることを金築・金築 (2021) は報告しており、このような人々は他者の期待に沿うことを要求される場面であっても自分らしさの感覚を保てる可能性があることを述べている。

Neff (2011 石村他 監訳 2021) はセルフ・コンパッションを高めるための方法として日記を提案している。過剰適応者にとっても、日記を書くことは、自分の感情に注意を向ける方法のひとつとなることが考えられる。日記は気持ちを表現する効果的な方法であり、心身のウェルビーイングを高めることが報告されている (Smyth, J.M., 1998)。酒井・川崎 (2018) は日記筆記後に抑うつの持続的な低下が見られたことを報告し、織田他 (2009) は、日記の内容が肯定的であっても否定的であっても否定的な感情を弱めるとした。抑うつに繋がりやすいとされる過剰適応者(益子, 2009)においても、日記筆記は同様の効果を持つと考える。本研究では、ネガティブな体験の再体験を回避することが可能な「良いこと」に関する日記筆記を用いる。ポジティブな内容に焦点を当てた筆記方法について検討することは、筆記介入をより広く適用していくための手立てとなることが考えられる。

## 目 的

自身の感情を抑制して他者からの要望に沿う過剰適応者にとって、日記筆記がセルフ・コンパッションを向上させるのではないかとこの予想のもと、日記筆記が過剰適

応者のセルフ・コンパッションに及ぼす影響について検討する。

## 方 法

### 手続き

本研究は、過剰適応とセルフ・コンパッションの関連を検討する研究1、日記筆記を行い、日記筆記後の過剰適応とセルフ・コンパッションの変動について統制群と比較検討する研究2から構成した。研究1における1回目の質問紙調査にて、研究2の参加者募集を行った。その後、希望者に個別の説明を行い、自宅にて「良いこと日記」を7日間実施してもらった。日記群には日記筆記終了後、統制群に対しては研究1の調査の2週間後に再度、過剰適応とセルフ・コンパッションについての調査を実施した。

### 調査対象者

大学生77名の対象者のうち、「良いこと日記」を実施した日記群11名（女性11名）を研究2の分析対象とした。また、1回目の調査において日記筆記への参加を希望しなかった56名（男性16名、女性40名）、2回目の調査における52名（男性13名、女性39名）を研究1の分析対象とし、研究2における統制群として設定した。

### 主な調査内容

**研究1** 調査票は、①過剰適応傾向の測定として石津・齊藤(2011)の大学生用過剰適応尺度、②セルフ・コンパッションの測定として宮川他(2015)の自己への思いやり尺度日本語版(SCS-J)、③日記筆記の経験の有無、④本研究での日記筆記の参加の希望の有無を問う項目から構成されていた。日記筆記(研究2)の参加希望者には、調査票内のQRコードからGoogle Formsに、識別番号(調査票内に表記)と連絡のとれるメールアドレスを入力してもらった。

**研究2** 「良いこと日記」は、①1日を振り返り「良いこと」と感じられたこと、それに関連した自分の感情などを書いてもらう日記欄、②日記の内容に当てはまる気分・感情を尋ねる項目から構成されていた。最後のページには日記筆記を行って初めての感想(自由記述)、継続して日記筆記を行えたかについて尋ねる項目を設けた。日記の提出時には研究1の①、②から構成される調査票への回答を求めた。また、一定期間を経た同一集団の回答傾向を比較するために、研究1の調査の2週間後に、研究1と同科目の受講生に調査を実施した。

### 倫理的配慮

本研究は、川崎医療福祉大学倫理研究委員会の承認を得て実施を行った(承認番号:24-016)。

## 結 果

### 研究1

過剰適応とセルフ・コンパッションの関連について検

討するため、相関分析を行った。その結果、1回目の調査において有意な負の相関が( $r=-.55, p<.01$ )、2回目の調査においても有意な負の相関が認められた( $r=-.37, p<.01$ )。

### 研究2

日記筆記前後の過剰適応とセルフ・コンパッションの変動について検討するため、対応のあるt検定を行った。その結果、過剰適応の「期待に沿う努力」「自己不全感」は日記筆記後のほうが有意に低く、セルフ・コンパッションの「自分への優しさ」は日記筆記後のほうが有意に高かった(Table 1)。

統制群における過剰適応とセルフ・コンパッションの変動について検討するため、対応のないt検定を行った。その結果、過剰適応に有意な差はみられず( $t(106)=0.82, ns$ )、セルフ・コンパッションにおいても有意な差はみられなかった( $t(106)=1.57, ns$ )。

Table 1  
日記筆記前後の各変数の平均値とt検定結果

	日記前		日記後		t
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
過剰適応	119.64	12.89	113.64	13.34	3.12 *
自己抑制	26.27	5.52	25.36	5.80	1.66
人からよく思われたい欲求	30.36	3.53	29.36	2.77	0.94
他者配慮	27.09	4.06	26.73	3.10	0.41
期待に沿う努力	21.09	5.92	19.00	5.39	3.07 *
自己不全感	14.82	3.19	13.18	3.34	2.76 *
セルフ・コンパッション	72.73	13.85	77.73	13.74	3.91 **
自分への優しさ	10.09	2.88	11.18	3.09	2.96 *
自己批判	15.00	4.38	16.36	4.11	2.14 †
人としての共通体験	13.00	4.24	12.55	3.83	0.37
孤立	11.45	4.74	13.55	4.74	1.95 †
マインドフルネス	14.45	3.36	14.73	2.83	0.34
過度の一致	8.73	2.76	9.36	2.98	0.82

\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , † $p<.10$

## 考 察

研究1の結果より、過剰適応とセルフ・コンパッションの関連性が認められ、過剰適応傾向が高い人ほどセルフ・コンパッションが低いことが示唆された。これは竹村他(2021)の研究と一致する結果であった。研究2では、日記群において日記筆記後のセルフ・コンパッションの向上、「自己不全感」の低下が認められた。益子(2009)は「自己不全感」が過剰適応の不応性を決定する因子であり、過剰適応的な行動をとっていても「自己不全感」が高まっていなければ、比較的健康に過ごせる可能性があることを述べている。以上のことから、日記筆記後における「自己不全感」の低下が、セルフ・コンパッションの向上と関連している可能性が考えられた。

### おもな引用文献

前田 彩華・重橋 のぞみ(2019). 青年期の過剰適応傾向とセルフ・コンパッション、内省との関連 福岡女学院大学大学院 臨床心理学紀要, 16, 51-57.

# 大学生の情緒的巻き込まれ傾向

## — 自他境界の曖昧さと自己有用感の低さの影響について —

○片岡 悠香・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：情緒的巻き込まれ, 自他境界, 自己有用感, 援助動機

### 問 題

友人同士はさまざまな場面で助け合う。援助は人を助ける行動であるが、援助する側にも様々な利益をもたらす。八木 (2007) は援助動機について、自身の利益を求めず相手の幸せのために行われる愛他的な側面と、自身への恩恵を目的として行う利己的な側面があるとしている。

高木 (1997) は、援助者は被援助者から感謝・依存などの感情を向けられることで、自己効力感・有能感を高め、被援助者の窮状の解消に貢献した自分を誇りに思い、自尊心を高揚させることを述べている。同時に進藤・三輪 (2004) が指摘するように、援助場面は被援助者と援助者である自分との優劣を浮き彫りにし、下方比較を行うことから自尊感情の高揚を得る機会でもある。

さらに援助場面は、自身が人の役に立てる存在であるという自己有用感も高める機会になるのではないか。自己有用感とは他者との関係によって自身の価値が高まる感覚 (文部科学省国立教育政策研究所, 2015) であり、他者を援助することによって得られる心理的な報酬の一つと考えられる。

ところで上記のように、援助者が得ている利益もある一方、援助を求めている人と関わることには不安も生じると考えられる。大学生のメンタルヘルスが損なわれた時、その友人は本人をサポートしようとするのではなく、巻き込まれることを恐れて距離をとることがある。例えば、抑うつ症状を呈する人に対して、その友人には、本人と接触することでネガティブな認知や感情が生じることを恐れる「共鳴懸念」と、その人と接したり向き合ったりすることを避けようとする「直面化回避思考」が生じることを、河合 (2019) は述べている。

これらの不安を抱えつつ、他者との関係において情緒的に動揺しながらも献身的行動に携わり、しかもそうした役割に重責感を抱くといった関係は「情緒的巻き込まれ」(鈴木・小川, 2001) といえる。元々、情緒的巻き込まれは、統合失調症患者の家族に生じやすい問題として注目され、Vaughn et al. (1976) は統合失調症の再発率を高める要因の一つであるとした。現在は家族のみにとどまらず、友人や対人援助職においても情緒的巻き込まれ

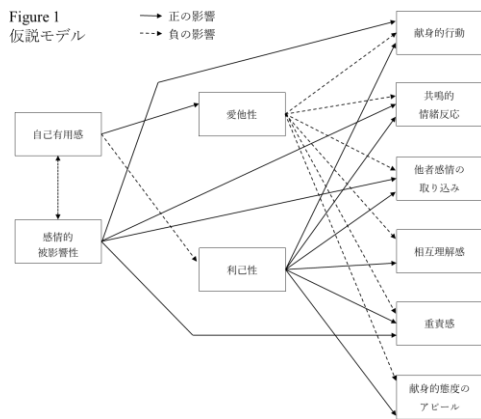
が生じていることが知られている。

曾根・高橋 (2024) は友人間の援助者について述べ、自己分化度の低い人は情緒的に巻き込まれやすく、援助の中で心理的負荷がかかっていると述べている。鈴木・小川 (2001) も、情緒的巻き込まれには自他境界の曖昧さが関わっているとし、他者のつらさを主体的体験として取り込んでしまうと適度な心理的距離を保てずに自身のことのように感じ、つらさを解消しようとして関わる行動が強化されてしまうことを述べている。逆に、自他境界の明確さが、情緒的巻き込まれのような感情的融合を食い止めることを示している。さらに小山 (2016) によると海外では、対人援助職が自他境界を適切に保つことは援助の質を高く保証するための必要不可欠な要素として取り上げられている。

自他境界とは自分と他者との心理的な境界線である。小山 (2016) は適切な自他境界の形成は内面の安心感をもたらす、他者の自他境界も尊重することができることと述べ、責任感を求められる事柄に対しても自身のもつ能力を発揮し、自発的、主体的に取り組むことができるとしている。一方で、自他境界が脆弱な場合、自身が欲していない、自身の領域外の事柄や、一方的に他者が要求することに対しても、応じようとしたり応じたくなくなってしまうことを述べている。加えて、自己有用感が低い人も、自分が誰かの役に立てそうだと感じられる援助場面に、必要以上に没頭したり惹きつけられるなどして、情緒的巻き込まれが生じやすくなるのではないだろうか。

### 目 的

本研究では、友人間の「情緒的巻き込まれ」という状態に対して「自他境界」と「自己有用感」、「援助動機」という個人の要因の影響を調査する。仮説として、自他境界が曖昧で自己有用感が低い傾向にある人は自己有用感を求めて援助動機の中の利己性が高まり、情緒的巻き込まれの傾向が高くなると設定し、調査を行う。本研究の仮説として構想するモデルを Figure 1 に示す。



## 方法

### 調査対象者

大学生を対象に質問紙調査を配布し、158名を回収した。不同意や記入不備を除いた129名（男性31名、女性96名、無回答2名）を分析対象とした。平均年齢は19.13歳であった。

### 主な測定内容

**情緒的巻き込まれ** 鈴木・小川（2001）の情緒的巻き込まれ尺度を使用する（30項目、5件法）。本研究では回答する際に「大切な友人が困っている」場面についての回答を求める。

**自己有用感** 石本（2010）の自己有用感尺度を使用する（7項目、5件法）。

**自己境界** 加藤・高木（1980）の日本版情動的共感性尺度より、感情的被影響性尺度を使用する（5項目、7件法）。

**援助動機** 進藤・三輪（2004）の援助動機尺度より、「愛他尺度」、「利己性尺度」を使用した（16項、5件法）。本研究では、回答する際に「誰かがミスをして困っている」場面で手を差し伸べようとするかどうかを問い、手を差し伸べる理由を問う。

### 倫理的配慮

調査に先立ち、川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得た（承認番号：24-020）。回答は任意であり、不利益が及ばないことや個人が特定されない形で統計処理をされること等を調査前に口頭と文章で説明した。

## 結果

### 確認的因子分析

情緒的巻き込まれ尺度と援助動機尺度の2尺度に確認的因子分析を行った。情緒的巻き込まれ尺度は1項目に天井効果が見られたため分析から除外し、最終的な適合度指標は  $GFI=.716$ ,  $RMSEA=.100$  であった。援助動機尺度の最終的な適合度指標は  $GFI=.773$ ,  $RMSEA=.115$  であった。

### 尺度の信頼性と記述統計量

各下位尺度の信頼性はいずれも高かった（ $\alpha=.70$

-.94）。男女間では対応のない  $t$  検定を行い、「感情的被影響性」のみ有意に女性が高かった（ $t(125)=2.41, p<.05$ ）。

### 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（Table 1）。その結果、自己有用感の高さ、ならびに感情的被影響性の高さは、援助動機の愛他性との間に有意な負の相関がみられた。

Table 1

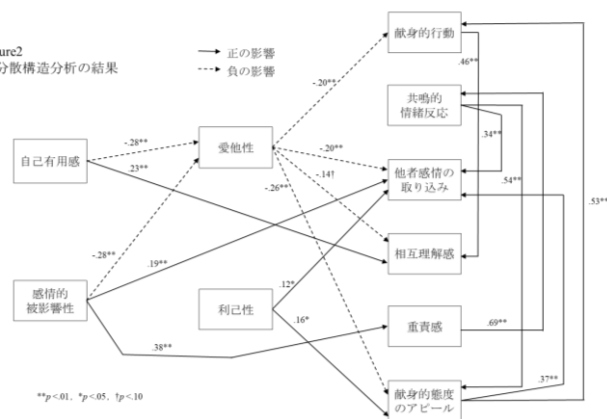
変数間の関連性

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪
①自己有用感	—										
②感情的被影響性	-.053	—									
③愛他性	-.270**	-.268**	—								
④利己性	-.131	-.041	.226*	—							
⑤献身的行動	.249**	.270**	-.380**	.021	—						
⑥共鳴的 情緒反応	.034	.286**	-.222*	.033	.507**	—					
⑦他者感情の取り込み	.110	.399**	-.414**	.120	.606**	.648**	—				
⑧相互理解感	.375**	.014	-.371**	-.026	.562**	.370**	.426**	—			
⑨重責感	-.091	.376**	-.211*	.052	.467**	.694**	.625**	.313**	—		
⑩献身的態度のアピール	.172†	.203*	-.340**	.118	.602**	.596**	.680**	.496**	.492**	—	
⑪情緒的巻き込まれ	.172†	.347**	-.414**	.067	.803**	.810**	.865**	.663**	.761**	.797**	—

\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , † $p<.10$

次に、仮説モデル（Figure 1）と相関分析の結果をもとに共分散構造分析を行った。最終的なモデルの適合度指標は  $GFI=.918$ ,  $RMSEA=.099$  であった（Figure 2）。自己有用感の高さ、ならびに感情的被影響性の高さから利己性へのパスは有意ではなかったが、愛他性との間に有意なパスが見られた。自己有用感の高さは愛他的援助動機を低め、情緒的巻き込まれの下位尺度である献身的行動、他者感情の取り込み、相互理解感、献身的態度のアピールを間接的に高めていた。感情的被影響性の高さは情緒的巻き込まれに直接影響を及ぼすことと並んで、愛他的な援助動機を低めることによって、巻き込まれの高さにつながっていた。

Figure 2  
共分散構造分析の結果



\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , † $p<.10$

## 考察

自己有用感が低い場合に愛他的援助動機が高まり、情緒的巻き込まれが抑制されていた点が予測と異なっていた。自己有用感の高さが他者へ入れ込みすぎる、あるいは情緒的な動揺を起りやすくする可能性が示唆された。

### 引用・参考文献

鈴木久美子・小川俊樹（2001）. 「情緒的巻き込まれ」に関する心理学的研究 I - 尺度の作成 - 筑波大学心理学研究, 23, 237-245.

# 青年期における自我同一性の確立と目標達成行動との関連

小柳 穂乃実<sup>1</sup>, 武井 祐子<sup>2</sup>, 門田 昌子<sup>2</sup>, 寺崎 正治<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院, <sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：青年期, 自我同一性, 目標達成行動

## 問題と目的

青年期の発達課題として、自我同一性の確立がある。自我同一性について、谷 (2001) は、「自己斉一性・連続性」「対自的同一性」「対他的同一性」「心理社会的同一性」の4側面から構成される尺度を作成している。

「自己斉一性・連続性」とは、同一性の感覚における自己の不変性および時間的連続性、「対自的同一性」とは、自分自身が目指すべきもの、望んでいるものなどが明確に意識されている感覚、「対他的同一性」とは、他者からみられているであろう自分自身が本来の自分と一致している感覚、「心理社会的同一性」とは、現実の社会の中で自分自身を意味づけられるという、自分と社会の適応的結びつきのことである (谷, 2001)。このように、自我同一性は、自分が連続している感覚、自分が目指すべきものが明確である感覚、他者から見た自己と自己が思う自己が同一であるという感覚、社会の中で属しているという感覚から成ると考えられている。

堀合 (2011) は、青年期において、若者は社会的な存在としての自覚をもつことを余儀なくされ、それまでの自分の生き方を見つめなおし、社会が認めるあり方と自己が望むあり方との折り合いをつける必要性が生じ、自らの主体的な意思決定により、自己の進むべき生き方を選択することが重要であると述べている。以上のことから、青年期は自己の意思決定が重要な時期であり、自己の社会的存在を認識しながら進むべき道を選ぶ過程となるため、目標を決定し、達成していくことが重要になると考えられる。

目標達成について、徳吉・岩崎 (2012) は、目標の達成には目標の設定が必要であると述べている。意識的に適切な目標設定によって、行動は動機づけられるとされており、目標行動に対し、適切な目標設定が重要である (徳吉・岩崎, 2012)。徳吉・岩崎 (2012) は、目標設定理論や他の目標に関する理論を参考にして、目標の設定や目標に対する行動に必要な能力 (スキル) を仮定した。そして、それらのスキルを、「目標行動スキル」と命名した。目標行動スキルには、「目標への挑戦性」「目標設定スキル」「自己価値観の反映」「問題解決スキル」「目標への失敗傾向」「情報収集スキル」「認知の柔軟性」の7つがある (徳吉・岩崎, 2012)。先述したように、自我同一性の確立が心理・社会的課題であ

る青年期は、自身の目標を見つけ、それを達成するよう行動することが求められる時期である。

堀合 (2011) が述べているように、青年期は社会が認めるあり方と、自己が望むあり方との折り合いをつける時期である。折り合いをつける時には、適切な目標設定が必要になると考えられる。適切な目標に向かって行動する必要があることから、目標行動を実行する能力 (スキル) が求められると考えられる。しかし、自我同一性の各側面と、目標に対する行動に必要な能力 (スキル) との関連を検討した研究は見当たらない。よって、本研究では、自我同一性の確立の各側面と、目標に対する行動に必要な能力 (スキル) がどのように関連しているかを明らかにすることを目的とする。

## 方法

### 調査対象者

大学生を対象に質問紙調査を行った。163名分を回収し、そのうち不同意や記入不備のあったものを除き108名 (男性30名, 女性77名, その他1名) を分析対象とした。回答者の平均年齢は19.48 ( $SD=1.21$ ) 歳であった。

**フェイスシート** 個人属性(年齢・性別)について回答を求めた。

**自我同一性の確立尺度** 谷 (2001) の「多次元自我同一性尺度」を使用した (全20項目7件法)。

**目標の有無, 明確さの程度** 目標の有無を測定する項目を設定した (2件法)。また、目標の明確さの程度を測定する項目を設定した (4件法)。

**目標に対する行動に必要な能力 (スキル) 尺度** 徳吉・岩崎 (2012) の「目標行動スキル尺度 (G-BEST)」を使用した (44項目7件法)。

### 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: 24-026)。

## 結果と考察

目標の有無によって群分けを行い、全体及び目標有群、目標無群それぞれの記述統計量を算出した。また群間の比較のため  $t$  検定も行った (Table1)。その結果、目標有群のほうが目標無群よりも対自的同一性、目標への挑戦性、目標設定スキル、自己価値観の反映、問題解決スキル、目標への失敗傾向が有意に高かったが、



目標への失敗傾向においては有意に低かった。

Table1  
各変数の平均と標準偏差及びt値

		全体		目標有群(n=77)		目標無群(n=31)		t値
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
自我同一性	自己斉一性・連続性	18.94	8.37	18.61	8.48	19.74	8.18	-.63
	対自的同一性	22.23	4.27	23.08	4.18	20.16	3.81	3.36 **
	対他的同一性	22.44	7.31	22.86	8.34	21.39	3.59	.94
	心理社会的同一性	19.86	3.09	20.22	2.77	18.97	3.67	1.93
目標行動スキル	目標への挑戦性	29.02	10.07	31.31	9.66	23.32	8.85	3.98 **
	目標設定スキル	38.49	11.71	41.13	9.95	31.94	13.27	3.93 **
	自己価値観の反映	29.23	7.63	30.35	6.47	26.45	9.50	2.10 **
	問題解決スキル	25.74	7.69	26.86	7.39	22.97	7.83	2.43 **
尺度	目標への失敗傾向	28.29	9.12	26.93	8.02	31.61	10.82	-2.46 **
	情報収集スキル	17.81	4.21	18.00	4.57	17.35	3.18	.83
	認知の柔軟性	16.14	6.09	16.79	5.06	14.52	7.99	1.77

\*\*p<.01 \*p<.05

### 自我同一性の確立と目標に対する行動に必要な能力(スキル)との間の関連

自我同一性の確立と目標に対する行動に必要な能力(スキル)との間の関連を明らかにするために相関分析を行った(Table 2)。分析の結果、目標無群に比べ目標有群において自我同一性の確立と目標設定スキルの間には複数の下位尺度間で有意な相関関係が認められた。

### 自我同一性の確立が目標に対する行動に必要な能力(スキル)に及ぼす影響

自我同一性の確立が目標に対する行動に必要な能力

(スキル)に及ぼす影響を明らかにするため、自我同一性の確立に関する4側面を独立変数とし、目標に対する行動に必要な能力(スキル)の7つのスキルそれぞれを従属変数とした重回帰分析を行った(Table 3, Table 4)。分析の結果、目標有群では自我同一性の各側面が多くスキルに影響を与え、特に自己斉一性・連続性と心理社会的同一性が目標達成行動に影響を与えていることが明らかとなった。目標無群では自我同一性が影響を与えている目標行動スキルは少ないことが明らかとなった。

目標を持つことで自我同一性が明確になり、目標に対する行動に必要な能力(スキル)の獲得を促すと考えられ、目標を持つことが自我同一性の確立と目標に対する行動に必要な能力(スキル)に対する影響に大きく影響していると考えられる。

### 主な引用文献

- 谷 冬彦 (2001) . 青年期における同一性の感覚の構造—多次元自我同一性尺度 (MEIS) の作成—教育心理学研究, 49, 265-273.
- 徳吉 陽河・岩崎 祥一 (2012) . コーチング心理学の目標理論に基づく「目標行動スキル尺度 (G-BEST)」の作成と妥当性の検討. 東北大学高等教育開発推進センター紀要, 7, 13-24

Table2  
各変数間の相関

	目標無群							目標有群						
	目標への挑戦性	目標設定スキル	自己価値観の反映	問題解決スキル	目標への失敗傾向	情報収集スキル	認知の柔軟性	目標への挑戦性	目標設定スキル	自己価値観の反映	問題解決スキル	目標への失敗傾向	情報収集スキル	認知の柔軟性
自己斉一性・連続性	-.30	-.17	-.52 **	-.25	-.31	.51 **	-.27	-.16	-.15	-.17	.02	.45 **	.76 **	-.51 **
対自的同一性	.47 **	.36 *	.46 *	.19	.01	.29	.12	.27 *	.36 **	.24 *	.18	.15	.55 **	.20
対他的同一性	-.07	-.13	-.22	-.29	-.01	.74 **	-.22	-.27 *	-.32 **	-.11	-.31 **	.25 *	.66 **	-.40 **
心理社会的同一性	.46 **	.21	.57 **	.24	.18	.25	.30	.39 **	.37 **	.37 **	.38 **	.01	.05	.46 **

\*\*p<.01 \*p<.05

Table3

自我同一性の確立が目標に対する行動に必要な能力(スキル)に及ぼす影響(目標有群)

	目標有群						
	目標への挑戦性	目標設定スキル	自己価値観の反映	問題解決スキル	目標への失敗傾向	情報収集スキル	認知の柔軟性
	標準β	標準β	標準β	標準β	標準β	標準β	標準β
自己斉一性・連続性	-.032	-.037	-.172	.303 *	.488 **	.486 **	-.328 **
対自的同一性	.228	.347 **	.185	.072	.018	.370 **	.236 *
対他的同一性	-.250	-.277 *	-.019	-.416 **	-.047	.289 **	-.332 **
心理社会的同一性	.270 *	.204	.280 *	.327 **	.052	.029	.292 **
R <sup>2</sup>	0.239	0.28	0.179	0.248	0.213	0.763	0.533

\*\*p<.01 \*p<.05

Table4

自我同一性の確立が目標に対する行動に必要な能力(スキル)に及ぼす影響(目標無群)

	目標無群						
	目標への挑戦性	目標設定スキル	自己価値観の反映	問題解決スキル	目標への失敗傾向	情報収集スキル	認知の柔軟性
	標準β	標準β	標準β	標準β	標準β	標準β	標準β
自己斉一性・連続性	-.151	.036	-.374	.012	-.494 *	.300	-.132
対自的同一性	.275	.442	.080	.114	-.339	.160	-.148
対他的同一性	-.011	-.202	-.015	-.313	.306	.553 **	-.124
心理社会的同一性	.228	-.081	.404	.165	.264	.228	.360
R <sup>2</sup>	0.281	0.161	0.466	0.151	0.192	0.664	0.152

\*\*p<.01 \*p<.05

# 完全主義傾向が反芻を介して抑うつに及ぼす影響

○東 加奈子<sup>1</sup> ・ 武井 祐子<sup>2</sup> ・ 則武 良英<sup>2</sup> ・ 寺崎 正治<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院・<sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：自己志向的完全主義，反芻，抑うつ

## 問題・目的

完全主義とは、自己や他者に完全性を常に求める人格特性と定義される(東, 2007)。本研究で扱う自己に完全性を求める完全主義には下位分類がある。自分に高い目標を課す「高目標設定傾向」は抑うつに陥りにくい適応的な完全主義、ミスに過度に気にする「失敗懸念傾向」は抑うつに陥りやすい不適応的な完全主義である(桜井・大谷, 1997; 中川・佐藤, 2007)。

失敗懸念傾向者が抑うつに陥る要因として、情動焦点型コーピングの使用の困難さが挙げられる。これは、Folkman & Lazarus (1980) に代表されるコーピング方略の下位概念の一つで、ストレスフルな感情を調整しようとする対処を指す(内田, 2018)。先行研究では失敗懸念傾向者は特に情動焦点型の使用が困難であることが示されている(中川・佐藤, 2007; 東, 2022)。

さらに、完全主義者は不適応的な情動焦点型を使用している可能性も指摘されている。Burns (1980) は、完全主義という性格が直接的に抑うつ状態を引き起こすのではなく、反芻(rumination)の使用が抑うつを高めることを示した。反芻とは自分自身や自分の世界について注意深く、繰り返し或いは頻繁に考えるプロセスを指す(Segerstrom et al., 2003)。反芻についてこれまで多くの研究が行われており、ネガティブな事柄についての反芻は抑うつを増加させること(Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)などが指摘されている。

他方、反芻には、抽象的反芻と具体的反芻という2つの下位分類がある(Watkins, 2008)。抽象的反芻は、出来事の意味や原因を繰り返す反芻で、具体的反芻は出来事の実事や経験的側面に焦点を当てる反芻である。抽象的反芻は、失敗の原因を自己の特性に帰属するなど、思考の過度な一般化が生じ、抑うつが高まる。一方、具体的反芻は、ネガティブな問題を具体的に振り返ることで新しい視点や方略を立てやすくなるため、抑うつは高まりにくい(Watkins, 2008)。

高目標設定傾向者と失敗懸念傾向者の精神的健康との関連の差異は、反芻スタイルによって規定される可能性が考えられる。つまり、高目標設定傾向者は具体的反芻を使用しているため抑うつが高まりにくく、失敗懸念傾向者は抽象的反芻を使用しているため抑うつが高まりやすい可能性が考えられる。しかし、これらの関連を調べた研究は存在しない。

以上のことから、本研究では、自己志向的完全主義の下位概念(高目標設定傾向・失敗懸念傾向)と抑うつとの関連における反芻(具体的・抽象的)の媒介効果を調べることを目的とする。

仮説として、高目標設定傾向と抑うつとの関係を具体的反芻が媒介し、抑うつが低くなることが予測される。また、失敗懸念傾向と抑うつとの関係を抽象的反芻が媒介し、抑うつを高めることが予測される。

## 方法

### 調査対象者

大学生 158 名を対象にした。最終的な分析対象者は 129 名(男性:37 名, 女性:91 名, その他:1 名)であり、平均年齢は 19.47 (SD=1.08)であった。

### 質問紙

**属性項目** 年齢, 性別について回答を求めた。

**自己志向的完全主義傾向** Multidimensional Self-oriented Perfectionism Scale: MSPS (桜井・大谷, 1997)の「自分に高い目標を課する傾向(PS)」と「ミス(失敗)に過度に気にする傾向(CM)」の2因子、各5項目、計10項目(6件法)を使用した。

**抑うつ傾向** Self-rating Depression Scale (SDS: Zung, 1965)の日本語版(福田・小林, 1973)を使用した(20項目, 4件法)。

**反芻** Mini-CERTS 日本語版(神原他, 2018)の抽象的反芻と具体的反芻の2因子の項目を使用した(各6項目, 計12項目, 4件法)。

### 分析方法

HAD (version18.0) (清水, 2016) を用いた。

### 倫理的配慮

本学倫理委員会の承認後に実施した(承認番号: 24-018)。

## 結果

基本統計量,  $\alpha$  係数, 相関係数を Table 1 に示した。

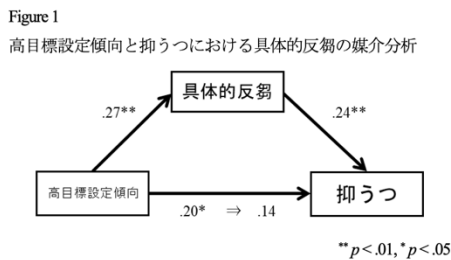
	M	SD	$\alpha$	1	2	3	4	5
1高目標設定傾向	17.11	4.72	.80	—	.18 *	.27 **	.28 **	.20 *
2失敗懸念傾向	16.45	5.38	.81	—	-.06	.56 **	-.03	
3具体的反芻	14.29	3.47	.70	—		.19 *	.28 **	
4抽象的反芻	15.50	4.20	.79	—			.19 *	
5抑うつ	41.01	5.64	.50	—				—

\*\*p < .01, \*p < .05

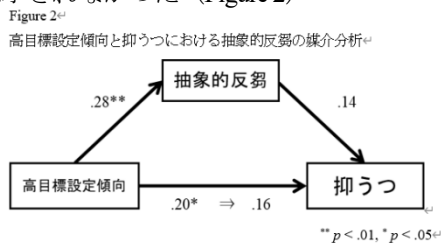
### 媒介分析

高目標設定傾向を説明変数, 抑うつと具体的反芻を目的変数とする単回帰分析の結果, 抑うつ ( $\beta = .20, p$

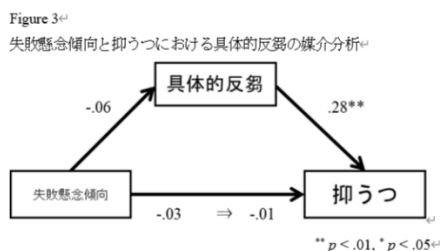
<.05) と具体的反芻 ( $\beta=.27, p < .01$ ) の両方への標準化係数は有意であった。高目標設定傾向と具体的反芻を説明変数とし、抑うつを目的変数とした重回帰分析の結果、具体的反芻から抑うつ ( $\beta=.24, p < .01$ ) へは有意な、高目標設定傾向から抑うつへは非有意の標準化係数が示された。高目標設定傾向と抑うつにおける具体的反芻の媒介効果を調べるために、bootstrap 法 ( $n = 2000$ ) の間接効果の検定を行った。その結果、間接効果は有意傾向で ( $z=1.67, p = .094$ )、媒介変数投入後には高目標設定傾向と抑うつのパスが非有意に変化したため ( $\beta = .20 \rightarrow \beta = .14$ )、具体的反芻の完全媒介が示された (Figure 1)。



高目標設定傾向を説明変数、抑うつと抽象的反芻を目的変数とする単回帰分析の結果、抑うつ ( $\beta=.20, p < .05$ ) と抽象的反芻 ( $\beta=.28, p < .01$ ) の両方への標準化係数は有意であった。高目標設定傾向と抽象的反芻を説明変数、抑うつを目的変数とした重回帰分析の結果、抽象的反芻から抑うつ ( $\beta=.14, p = .123$ ) への標準化係数は有意ではなかった。そのため、媒介効果は示されなかった (Figure 2)

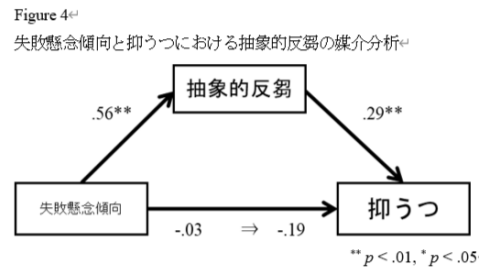


失敗懸念傾向を説明変数、抑うつと具体的反芻を目的変数とする単回帰分析の結果、抑うつ ( $\beta=-.03, p = .776$ ) と具体的反芻 ( $\beta=-.06, p = .493$ ) へのパスの標準化係数は有意ではなかった。そのため、媒介効果も示されなかった。(Figure 3)



失敗懸念傾向を説明変数、抑うつと抽象的反芻を目的変数とする単回帰分析の結果、抑うつ ( $\beta=-.03, p = .776$ ) への非有意な、抽象的反芻 ( $\beta=.56, p < .01$ ) へ

の有意な標準化係数が示された。失敗懸念傾向と抽象的反芻を説明変数、抑うつを目的変数とした重回帰分析の結果、抽象的反芻から抑うつ ( $\beta=.29, p < .01$ ) へのパスの標準化係数が有意であった。失敗懸念傾向と抑うつにおける抽象的反芻の媒介効果を調べるために、bootstrap 法 ( $n = 2000$ ) の間接効果の検定を行った。その結果、間接効果は有意傾向で ( $z=2.58, p < .01$ )、媒介変数投入後も失敗懸念傾向と抑うつのパスは非有意のまま ( $\beta = -.13 \rightarrow \beta = .19$ )、抽象的反芻の完全媒介が示された (Figure 4)。



### 考察

結果より、高目標設定傾向者は具体的反芻を介して抑うつを高め、失敗懸念傾向者は抽象的反芻を介して抑うつを高めるという 2 つの経路が明らかになった。前者は第一の仮説と異なる結果、後者は第二の仮説に沿う結果となった。前者の経路について具体的反芻では目の前の問題に着目すると指摘されている (Watkins, 2008)。すなわち、目の前の問題に着目した結果、完璧ではない現実に直面し、抑うつに陥るのではないかと考えられる。高目標設定傾向者は具体的反芻だけでなく抽象的反芻も用いるが、抽象的反芻は抑うつを高めないことも明らかになった。しかし失敗懸念傾向者の抽象的反芻は抑うつを高める。これは失敗懸念傾向者がさらに失敗の原因を追究する方略をとることで原因を自己に帰属し追い詰めるためと言えよう。高目標設定傾向者については、神原他 (2018) では抽象的反芻が目標への努力に影響を与えることが指摘されている。高目標設定傾向者が抽象的反芻を用いて原因を追究することで次の目標が明確になり、さらなる高みを目指そうとするため、抑うつを高めないと考えられる。

### 今後の課題と展望

今後は課題遂行等の指標も併せて取ることで現実に沿った完全主義の実態を明らかにできると考える。一方で、失敗懸念傾向は精神的にも不健康かつ問題解決もされない最も不適応的な性格と考えられる。今後は失敗懸念傾向の健康的側面を明らかにする必要がある。

### 主な引用文献

- 神原 広平・吉良 悠吾・尾形 明子 (2018).  
日本語版 Mini-CERTS (Cambridge-Exeter Repetitive Thought Scale) の信頼性・妥当性の検討  
日本心理学会第 82 回大会発表論文集

# 自転車走行中の「ながらスマホ」意図に対する心理的規定因の関係

—— 予期後悔を媒介とした因果モデルの検討 ——

○竹井 聡美<sup>1</sup> ・ 水子 学<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院 <sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：自転車, 「ながらスマホ」, 予期後悔, 大学生

## 問題と目的

近年, スマートフォン (以下スマホと記す) の普及に伴い, 自転車走行中にスマホの画面を注視したり操作する「ながらスマホ」が社会問題となっており, 2024年11月1日より施行された改正道路交通法において罰則が設けられた。

自転車走行中の「ながらスマホ」を抑制するには, 自己統制 (self-control) が必要である。Muraven, M., & Baumeister, R. (2000) によると, 自己統制とは, 「対象の認知と同時に自動的に生起する衝動や感情を意志の力によって抑制すること」と定義されている。自己統制の成否を左右する要因の1つに予期後悔 (anticipated regret) がある。予期後悔とは「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」 (上市, 2011) と定義されており, 生活習慣病 (Ueichi, H. & Kusumi, T., 2008) や喫煙行動 (Conner, M., & Sandberg, T. et al., 2006) において予期後悔が高い人ほど自己統制ができるという一貫した結果が得られている。したがって, 予期後悔を高めることは, 「ながらスマホ」を自ら抑制しようという意図を惹起するうえで重要な役割を果たすと考えられる。

ところで, 人間がある行動に至るまでの心理的過程をモデル化した Ajzen (1991) による計画的行動理論 (Theory of Planned Behavior : 以下 TPB と記す) では, 態度, 主観的規範, 行動統制感が行動意図を規定すると想定されている。Conner et al. (2006) や Abraham & Sheeran (2003) は, 標準的な TPB に予期後悔を組み込み, 行動意図の予測力を検討している。また, 東 (2020) は, TPB の変数の1つである態度について, 行動に対する認知的態度だけでなく, 感情的態度 (制限速度を守って運転するとイライラする等) を扱う必要があると指摘している。交通違反に関する従来の研究では, 感情的態度が自動車運転における測度超過に影響を及ぼすことが明らかにされている (Elliott & Thomson, 2010)。

しかし, 自転車走行中の「ながらスマホ」行動について, TPB に感情的態度及び予期後悔を組み込んだモデルを想定し, 行動意図へ至る心理的過程を検討した研究は見当たらない。さらに, 予期後悔には, ある行動を行った場合に悪い結果が生起するかに関する態度であるリスク認知や悪い結果が生起することをどの程度鮮明に想像するこ

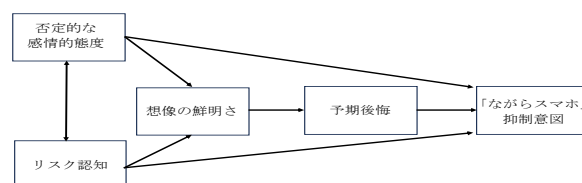
とができたのかという想像の鮮明さが関係していると考えられる。

そこで, 本研究では, 否定的な感情的態度として「不安」「敵意」「倦怠」「恐怖」を取り上げ, 各々の感情的態度が予期後悔及び「ながらスマホ」抑制意図と関係するのか明らかにすることを目的とする。次に, 予期後悔及び「ながらスマホ」抑制意図と関係のあった感情的態度, リスク認知が想像の鮮明さ, 予期後悔を介して「ながらスマホ」抑制意図を規定するかについて明らかにすることを目的とする。本研究により, 自転車走行中のスマートフォン使用の抑制機序の基礎的知見提供及び交通違反や事故防止のための啓発手法の開発につながると考えられる。

4種類の否定的な感情的態度は, 予期後悔および「ながらスマホ」抑制意図を高めるだろうと予測した。また, Figure 1 に示すとおり, 否定的な感情的態度及びリスク認知は, 想像の鮮明さと予期後悔を介して「ながらスマホ」抑制意図を高めるという仮説モデルを設定した。

Figure 1

本研究における仮説モデル



## 方法

**調査対象者** 大学生を対象に調査票を配布し, 249名分を回収した。不同意や1項目でも記入不備があったものを除いた200名 (男性: 52名, 女性: 148名; 年齢  $M=19.62$ ,  $SD=0.91$ ) を分析対象とした。

## 質問紙の構成

まず, 昼間に歩行者や他の自転車とすれ違うこともある歩道で自転車に乗って走っている場面を提示し, それぞれの項目について回答を求めた。

**感情的態度** 寺崎他 (1991) の多面的感情状態尺度短縮版を構成する3つの否定的感情の下位尺度について因子負荷量が最も高い項目 (「不安な」「敵意のある」「だるい」) を選定した。さらに「怖い」を加えた4項目に対して, 遊ぶ約束をしている友人からのLINEメッセージに返信するために自転車走行中の「ながらスマホ」を行っている場面を想像し, その時の感情状態について「全く感じ

ていない (1点) ~ 「はっきり感じている (4点)」の4件法にて回答を求めた。

**リスク認知・想像の鮮明さ・予期後悔** 自転車走行中の「ながらスマホ」を行った場合、自分が怪我をするなどの計4項目のリスク事象について、各々が起こる可能性について「全く生じない (1点) ~ 確実に生じる (4点)」, 各項目における想像の鮮明さについて「非常に曖昧である (1点) ~ 非常に鮮明である (4点)」, 各項目の行動を行うことを考えた際、どの程度後悔すると思うかについて「そう思わない (1点) ~ そう思う (4点)」の4件法にて回答を求めた。

**「ながらスマホ」抑制意図** 自転車走行中の「ながらスマホ」に対する抑制意図について、「ながらスマホ」をしないようにしたいなどの計4項目について「そう思わない (1点) ~ そう思う (4点)」の4件法にて回答を求めた。

**フェイスシート** 年齢・性別の回答を求めた。

### 調査手続き

2024年9月末~10月にかけて、授業に支障がない範囲で質問紙を配布・回収した。調査対象者には、文書及び口頭での説明により同意を得た。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 24-048)。

### 結果と考察

#### 信頼性の検討

リスク認知, 想像の鮮明さ, 予期後悔, 「ながらスマホ」抑制意図の各々について  $\alpha$  係数を求めた (Table 1)。その結果, 「ながらスマホ」抑制意図が.44 と低かった。そこで,  $\alpha$  係数を低下させている2項目を除外した結果, .83 となり, 高い内的整合性を有していると判断されたため, 以降の分析は, これら項目を除外した。

Table 1

各変数の信頼性および記述統計量

項目群	$\alpha$	Mean	SD
リスク認知 (4項目)	.81	12.62	2.25
想像の鮮明さ (4項目)	.76	12.45	2.54
予期後悔 (4項目)	.68	14.65	1.67
「ながらスマホ」抑制意図 (2項目)	.83	7.45	0.99

#### 変数間の関連性

各変数間の関連を検討するために, Pearson の相関係数を算出した (Table 2)。その結果, 「不安な」, 「怖い」と予期後悔, 「ながらスマホ」抑制意図との間には有意な正の相関が見られた。

Table 2

変数間の相関係数

変数・項目群	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	
否定的な感情的態度									
不安な	①	1							
敵意のある	②	.26 **	1						
だるい	③	.29 **	.37 **	1					
怖い	④	.71 **	.27 **	.24 **	1				
リスク認知	⑤	.43 **	.17 *	.14 *	.32 **	1			
想像の鮮明さ	⑥	.32 **	.12	.04	.25 **	.63 **	1		
予期後悔	⑦	.33 **	.09	.03	.23 **	.35 **	.34 **	1	
「ながらスマホ」抑制意図	⑧	.45 **	.08	.09	.30 **	.44 **	.39 **	.46 **	1

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

### 重回帰分析

各々の感情的態度が, 予期後悔および「ながらスマホ」抑制意図を規定しているか検討するために, 各感情的態度を独立変数, 予期後悔および「ながらスマホ」抑制意図を従属変数として強制投入法による重回帰分析を行った (Table 3)。その結果, 「不安な」のみ予期後悔及び「ながらスマホ」抑制意図の双方に対して有意な正の説明力を有していることが示された。

Table 3

重回帰分析の結果

変数名	予期後悔 「ながらスマホ」抑制意図	
	$\beta$	$\beta$
否定的な感情的態度		
不安な	.37 ***	.50 ***
敵意のある	.05	-.04
だるい	-.06	-.03
怖い	-.05	-.08
$R^2$	.13 **	.23 ***

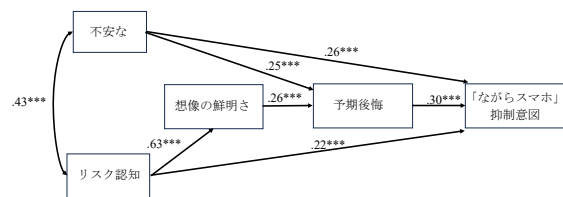
\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

### 共分散構造分析

重回帰分析の結果に基づき, 感情的態度として「不安な」のみを取り上げ, 不安感情から「ながらスマホ」抑制意図に至る機序について共分散構造分析を用いて検討した。最終的なモデルの適合度指標は,  $GFI=.989$ ,  $AGFI=.943$ ,  $RMSEA=.067$ ,  $CFI=.990$  で想定していたモデルよりも適合度が高かった (Figure 2)。結果として, 「不安な」は, 想像の鮮明さに対して説明力を有しておらず, 直接, 予期後悔を高めることで「ながらスマホ」抑制意図を高めることが確認された。なお, リスク認知については, 想像の鮮明さを介して予期後悔を高め, その結果として「ながらスマホ」抑制意図を高めることが示された。

Figure 2

共分散構造分析の結果



以上の結果より, 「不安な」という感情的態度のみが予期後悔および「ながらスマホ」抑制意図の両変数に説明力を示していたことについて, 対象が不明確であることが影響しているのではないかと考える。「不安な」という感情的態度は, 予期後悔を介して「ながらスマホ」抑制意図を高めていたが, 想像の鮮明さは説明力を示さなかった。また, リスク認知は, 想像の鮮明さ及び予期後悔を介して「ながらスマホ」抑制意図を高めていた。リスク認知では, どの程度悪い結果における可能性を考えるため, 想像が鮮明にできるのではないかと考える。また, 感情的態度は, 想像の鮮明さを高めるわけではないことが示唆された。

# 日本語版 Dark Future Scale の信頼性・妥当性の検討

○張 澤 ・ 堀内 孝

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

キーワード：未来不安 信頼性 妥当性

## 問題・目的

未来不安は、「個人の遠隔未来における好ましくない変化に対する危惧、不確かさ、恐怖、心配、懸念の状態」と定義される (Zaleski, 1996)。Zaleski (1996) は、未来不安を測定するために、新たに尺度 (future anxiety scale; FAS) を開発した。その後、Zaleski et al. (2019) によって FAS の短縮版である dark future scale (DFS) が開発され、当該尺度の信頼性と妥当性が確認されている。DFS は近年、イタリア、スペイン、トルコなど複数の国において翻訳版が開発されており、精神的健康や公衆衛生など多様な領域で DFS を使用した研究知見が蓄積されてきている。

現代は不確実性が高く将来の予測が困難な VUCA 時代 (Volatility, Uncertainty, Complexity, Ambiguity) であり、さらにコロナの蔓延、経済の低迷、戦争など予期せぬ事態が多発している近年では、個人における未来に対する見方には不安が付き纏わざるを得ない。しかし日本では現時点、信頼性・妥当性を備えた未来不安の測定尺度は未だ開発されていない。そこで本研究は、未来不安を測定する DFS の日本語版を開発し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とする。

## 方法

### 日本語版 DFS の翻訳

調査に先立ち、DFS の翻訳作業を行った。手順として、まず原著者に連絡して日本語版翻訳の許可を得た上で日本語訳を作成した。続いて、翻訳会社 (エディテージ) に依頼して日本語版項目のバックトランスレーションを行った。次に、バックトランスレーションの項目内容と原尺度との等価性を原著者に確認してもらい、原尺度と相違がないことの判断を得た。以上の手順を経て DFS の日本語版を最終的に

確定した。

### 調査方法および分析対象者

オンラインアンケート調査を実施した。不良回答が見られた参加者を除く 650 名 (女性 345 名、男性 305 名、20-79 歳 ( $M=50.75, SD=16.31$ )) 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を得て行われた。

### 調査項目

(1) 日本語版 DFS 5 項目 7 件法 (0~6)。(2) 多次元未来展望尺度 多次元未来展望尺度 (MFTP) の日本語版 (白石・堀内, 2022)。「開放」「制限」「曖昧」3 因子 12 項目 5 件法 (1~5)。(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) Well-being 人生に対する満足尺度 (SWLS) の日本語版 (大石, 2009)。5 項目 7 件法 (1~7)。(5) うつ・不安 日本語版 K6 (古川他, 2003)。6 項目 5 件法 (1~5)。

## 結果

### 因子構造の検討

探索的因子分析 日本語版 DFS に対して探索的因子分析 (最尤法) を行った結果、Zaleski et al. (2019) と同様の 1 因子構造が得られた (Table 1)。

確認的因子分析 日本語版 DFS に対して確認的因子分析を行ったところ、適合度が良好であった ( $\chi^2(5) = 17.234, p = .004, CFI = .996, SRMR = ., RMSEA = .061$ )。また、年代と性別ごとに多母集団同時分析を実行した結果、年齢に関しては弱測定不変モデル、性別に関しては厳密な測定不変モデルが支持された。

### 信頼性・妥当性の検討

内的整合性 クロンバックの  $\alpha$  係数を算出したところ、.935 と十分な値が得られた。

Table 1  
日本語版 DFS の探索的因子分析の結果

項目	M	SD	因子負荷量
3. 私は、将来、私の人生が悪い方向に変わることが恐れている。	3.117	1.829	.934
2. 私は、人生の危機や困難に直面するかもしれないと思うと、恐怖を感じる。	3.152	1.762	.919
4. 私は、経済状況や政治状況の変化が、自分の将来を脅かすことを恐れている。	3.189	1.736	.856
1. 私は、今私を困らせている問題が長く続くことを恐れている。	3.262	1.687	.839
5. 私は、将来、自分の目標を実現することができないと思うと、心が掻き乱される。	2.528	1.638	.764



**併存的妥当性・収束的妥当性の検討** 各尺度（日本語版 DFS, MFTP, TIPI-J, SWLS, K6）間の相関係数を求めた。併存的妥当性について、日本語版 DFS は、MFTP の「開放 ( $r = -.516, p < .01$ )」との間に有意な負の相関、「制限 ( $r = .516, p < .01$ )」、「曖昧 ( $r = .676, p < .01$ )」との間に中程度以上の有意な正の相関が見られた。収束的妥当性について、日本語版 DFS は、TIPI-J の「外向性 ( $r = -.332, p < .01$ )」と「勤勉性 ( $r = -.366, p < .01$ )」、および SWLS ( $r = -.508, p < .01$ ) との間に有意な負の相関、TIPI-J の「神経症傾向 ( $r = .571, p < .01$ )」、および K6 ( $r = .629, p < .01$ ) との間に中程度以上の有意な正の相関が見られた。

**増分妥当性** 日本語版 DFS は、SWLS と K6 に対して、人口統計学的特性、パーソナリティ特性、既存の未来展望尺度と独立する予測力を持つ増分妥当性を確認するため、SWLS と K6 を従属変数とした階層的重回帰分析を行った。説明変数として、Step 1 では年齢、性別、結婚、世帯年収、子供有無、Step 2 では TIPI-J、Step 3 では MFTP、Step 4 では日本語版 DFS を投入した。その結果、SWLS ( $\beta = -.169, \Delta R^2 = .012, p < .01$ ) と K6 ( $\beta = .280, \Delta R^2 = .033, p < .01$ ) とともに日本語版 DFS の標準偏回帰係数および投入による決定係数の増分が有意であった。

#### 世代・性別間の未来不安の比較

追加分析として、性別（男性、女性）と年齢（若年：20~39 歳、中年：40~59 歳、老年：60~79 歳）を独立変数、日本語版 DFS の得点を従属変数とした 2 要因分散分析を実行した。その結果（Figure 1）、性別と年齢の交互作用が有意傾向であった ( $F(2, 644) = 3.004, p = .0503, \eta_p^2 = .009$ )。下位検定を行ったところ、性別における年齢の単純主効果に関して、日本語版 DFS 得点は男性 ( $p < .001, \eta_p^2 = .139$ ) では若年 ( $M = 3.645$ ) > 中年 ( $M = 2.988$ ) > 老年 ( $M = 2.216$ ) である一方、女性 ( $p < .001, \eta_p^2 = .092$ ) では若年 (3.500) = 中年 (3.529) > 老年 (2.542) であった。年齢における性別の単純主効果に関して、若年 ( $ns$ ) では男性 (3.645) = 女性 (3.500)、中年 ( $p = .006, \eta_p^2 = .034$ ) では女性 (3.529) > 男性 (2.988)、老年 ( $p = .090, \eta_p^2 = .013$ ; 有意傾向) では女性 (2.542) > 男性 (2.216) であった。

#### 考察

本研究の結果、日本語版 DFS の内的整合性、因子の妥当性、構成概念妥当性、増分妥当性が確認された。すなわち、日本語版 DFS は日本で未来不安を測定するには信頼性・妥当性を有する尺度であると言

える。また、K6 を従属変数とした重回帰分析の結果を見ると、日本語版 DFS が他の説明変数に比較して最もうつ・不安に寄与しており、メンタルヘルスを考えるには未来不安が重要な概念であることが示唆される。今後、日本語版 DFS を使用して未来不安を検討する必要性が示される。

世代と性別に係る日本語版 DFS 得点を比較した結果、男性は若年から老年にかけて未来不安が単調減少に対して、女性は若年・中年ともに未来不安が高く、老年のみ未来不安が低減する現象が見られた。本研究は横断研究であるため、以上の結果を慎重に解釈する必要があるが、少なくとも、未来不安は中年において最も性差が大きいと言えよう。今後の研究は、中年における未来不安の性差の規定要因を明確にする検討が期待される。

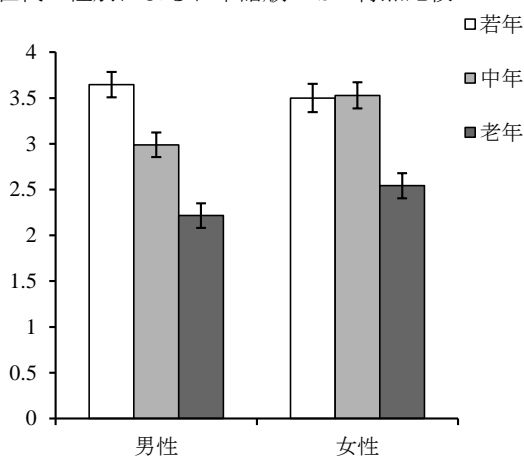
Table 2 重回帰分析分析の結果 (Step 4)

変数名	SWLS	K6
年齢	.031	-.166 **
性別	.016	.003
結婚	.128 **	.052
世帯年収	.073 **	-.088 **
子供有無	-.017	-.038
外向性	.102 **	-.032
協調性	-.036	-.133 **
勤勉性	.082 *	.020
神経症傾向	-.052	.248 **
開放性	-.031	.013
開放	.561 **	-.177 **
制限	.026	.148 **
曖昧	.094 *	-.072 †
日本語版 DFS	-.169 **	.280 **
$R^2$	.583 **	.576 **

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

Figure 1

世代・性別による日本語版 DFS の得点比較



#### 引用文献

Zaleski, Z., Sobol-Kwapinska, M., Przepiorka, A., & Meisner, M. (2019). Development and validation of the Dark Future scale. *Time & Society*, 28, 107-123.



# 理想自己志向性と諦めに対する認知が現代大学生の 主観的幸福感に及ぼす影響

○假谷 奈々美 ・ 澤原 光彦 ・ 齊藤 由美

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学大学院)

キーワード：理想自己志向性，諦めに対する認知，主観的幸福感

## 問題・目的

日本の幸福度に関し、特に若者の幸福度の低さが問題となっている。日本ユニセフ協会(2021)のユニセフ報告書「レポートカード16」の日本語版によると、先進国の子どもの幸福度ランキングでは、日本の子どもや若者の「精神的幸福度」は、38の先進国のうち37位であり、15歳～19歳の自殺率が高いことが報告されている。また、「令和5年版自殺対策白書」(厚生労働省, 2023)において、平成19年から令和4年までの「学生・生徒等」の自殺者のうち「大学生」が438人と最も多く、大学生の自殺率の高さが問題となっている。島井・大竹・宇津木・池見(2004)では、日本人の幸福度の低さは自殺者の多さと関連すること、幸福感はうつ状態と負の相関関係にあることを指摘している。以上のことから、日本の大学生の幸福度と自殺者数の多さにも関連があると考えられ、幸福度が低いことにより、将来に希望が持てず、自殺率の高さや精神的健康度の低下につながる可能性がある。藤井(2021)では、大学生の主観的幸福感の規定要因の一つとして「自分の努力」を挙げている。大学生は、進路選択や親からの自立といったライフイベントが多くあり、自分とは何者かというアイデンティティの形成が課題となり、自分自身というものを追求する時期であると言える。人は経験によって、様々な価値や理想、自己概念を作り上げていき、自己を形成していく(溝上, 1999)とあるように、理想自己を考えることはアイデンティティの形成に重要であると言える。松岡(2006)は、理想自己を人が「こうでありたい」と望む自己の方向性の表象とし、理想自己と現実自己とのズレは自分への否定的な感情を生み、人はそのズレを減少させようと生涯にわたって動機づけられるとしている。また、山田(2004)は、自己形成を理想自己の実現に向かっていこうとする意欲と実際に向かっているという行為の総体として、理想自己志向性と規定している。南(2015)において「幸せな若者」像に近い「現状満足群」よりもすべてのことを追求する若者像である「全追求群」のほうが、「主観的幸福感」が高いことが見出され、目標を諦めずに追求することは精神的健康にポジティブな影響

を及ぼすことが多数報告されている(高場・福森, 2017)。しかし、高い理想を持ち、その理想の実現のために行動していたとしても、その理想が全て実現することは皆無に等しい。高すぎる理想を根気強く追い求めることにより、精神的健康を害する場合もある。例えば、中野・臼田・中村(2010)では、完璧主義者は、自分の人生についてあら捜しばかりして、自分に自信が持てず、非現実的な高い理想を持っているとしており、完璧主義と抑うつ、不安、強迫症状、摂食障害などのさまざまな精神的不適応との関係が指摘されていると述べている。このことから、理想を追求しすぎるとは人々にとってネガティブな影響を与える可能性が示唆され、諦めるということや諦めの必要性を理解しておくことも大切である。菅沼(2014)において、全体では、挫折認知は精神的健康と負の関連を有することが示されたが、有意味性認知に関しては精神的健康との関連が示されなかった。しかし、男女で群分けを行い、諦めることに対する一般的認知と精神的健康との関連を検討した結果、「挫折認知」が一貫して精神的健康と負の関連を有していた一方で「有意味性認知」については、男性では精神的健康とほぼ無相関であるのに対し、女性では精神的健康と正の相関を有することが示されており、諦めに対する一般的認知と精神的健康との関連に関して性差が存在する可能性を示唆している。また、菅沼(2017)では、「有意味性認知」は直接及び現在の充実感と過去受容、希望を介して自己肯定感に正の影響を及ぼしていた。つまり、諦めることに対して何らかの意味があると捉えている場合、精神的健康も高くなるということが示唆されている。しかし、菅沼(2017)で精神的健康の尺度として用いられた尺度は、心理的ストレス反応の指標としても用いられているため、不安、抑うつ症状の頻度といったネガティブな面のみを問うている。伊藤・相良・池田・川浦(2003)は、主観的幸福感に関し、満足感からなる認知的側面とポジティブ、ネガティブ両面を含む感情的側面からとらえる必要があることを述べており、ポジティブな面を含む主観的幸福感尺度と諦めに対する認知の関連を検討する必要があると考えられる。

本研究では、現代大学生が抱く理想自己の内容を調査し、理想自己の志向性の程度や諦めに対する認知が主観的幸福感にどのような影響を及ぼすのかを検討することを目的とした。

**方法**

**調査対象者** 研究協力の同意が得られた大学生を対象として質問紙調査を実施した。有効回答数は、94名(男性17名、女性77名)であった。

**調査内容** フェイスシート 年齢、学年、性別を尋ねた。  
**主観的幸福感尺度** 伊藤・相良・池田・川浦(2003)の主観的幸福感尺度を用い、個人がどの程度幸福を感じているのかについて計15項目で尋ねた。

**理想自己志向性尺度** 山田(2004)の理想自己志向性尺度を使用し、個人が抱く理想自己の内容を記述式で尋ねた後、その理想自己の内容についてどの程度実現に向かっていこうとしているのかという「意欲」とどの程度実際にその実現に向かっていっているのかという「行動」について計11項目で尋ね、5件法で回答を求めた。

**自尊感情尺度** 個人の現在の自己概念を示す適応感指標を図るため、桜井(2000)の自尊感情尺度10項目を使用し、4件法で回答を求めた。

**諦めに対する認知尺度** 菅沼(2014)の「有意味性認知」「挫折認知」の下位尺度からなる諦めることに対する一般的な認知尺度を用い、諦めることに対する一般的な認知を計26項目で尋ね、5件法で回答を求めた。

**倫理的配慮** 川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を受けて実施した(承認番号24-049)。

**結果**

自尊感情尺度と理想自己志向性尺度、諦めに対する認知尺度を組み合わせ、タイプを作成・分析を行う予定であったが、得られたデータ数が予定よりも少なく、タイプを作成が困難であった。そのため、タイプを作成を行わず、タイプ作成のみに必要であった自尊感情尺度をこれ以降の分析に用いないこととした。

**記述内容のカテゴリー** 選定された理想自己の内容を検討するため山田(2004)を参考に、記述内容のカテゴリー化を行った(Table1)

記述内容のカテゴリー (Table 1)

自己の特徴	自己							他者			人生							
	自己確立	自立	行動	柔軟性	成熟	成長意欲	ポジティブ思考	価値観	他者存在	人間関係	態度	対他者態度	生き方	将来				
性格	22	11	5	7	9	3	3	1	5	1	3	5	1	7	17	20	2	1

**記述統計及び信頼性** 各変数の平均値と標準偏差 α 係数を算出した。これ以降、回答不備を除く93名を分析対象とした。(Table 2)

Table2 記述統計及び信頼性

	(人数)	平均値	SD	α 係数
理想自己志向性	行為 (94)	14.45	2.90	.79
	意欲 (94)	15.35	2.59	.66
諦めに対する認知	有意味性認知 (93)	35.56	5.75	.82
	挫折認知 (94)	21.97	6.45	.85
主観的幸福感 (94)		41.07	5.97	.84

**相関分析** 各変数に関連があるかどうかを確認するため、pearsonの相関分析を実施した(Table3)。その結果、理想自己志向性の行為と主観的幸福感との間に有意な正の相関が( $r=.28, p<.01$ )見られた。

Table 3 相関分析結果

変数・下位尺度	①	②	③	④	⑤
理想自己志向性	—				
①行為	—				
②意欲	.51**	—			
諦めに対する認知			—		
③有意味性認知	-.03	.13	—		
④挫折認知	-.08	-.26*	-.40**	—	
⑤主観的幸福感	.28**	.16	.20	-.04	—

**重回帰分析** 理想自己志向性(「意欲」,「行為」)諦めに対する認知尺度(「有意味性認知」,「挫折認知」)を説明変数、主観的幸福感を目的変数として重回帰分析(強制投入法)を実施した。重決定係数は5%水準で有意であった。 $(R^2=.124, p<.05)$ (Table 4)。分析の結果、理想自己(行為)と有意味性認知それぞれの効果が有意であった。 $(R^2=.12, \text{理想自己(行為):} b=0.59, SE=0.24, \beta=.29, t(93)=2.47, p<.05; \text{有意味性認知:} b=0.25, SE=0.11, \beta=.24, t(93)=2.20, p<.05)$ 。

Table 4 主観的幸福感を目的変数とした重回帰分析(強制投入法)の結果

変数名	主観的幸福感
理想自己志向性	
意欲	-.001
行為	.591*
諦めに対する認知	
有意味性認知	.251*
挫折認知	.074

注) 数値は標準偏回帰係数。 \* $p<.05$

**考察**

大学生が抱く理想自己の内容については、自己の特徴に関する物が多く、先行研究では見られなかった経済というカテゴリーが出来たことから、現代大学生は現実的に物事を考え、身近な物事に理想自己を抱きやすいのではないかとと思われる。また、理想自己志向性の「行為」は、主観的幸福感に正の影響を及ぼし、諦めに対する認知の「有意味性認知」は、主観的幸福感に正の影響を及ぼすことが明らかとなった。このことから、頑張りたいという気持ちだけではなく、実際に行動することが主観的幸福感を高めるということが考えられる。

# 社会的不安が心理的適応感へ及ぼす影響に対する 資質的および獲得的レジリエンス要因の緩衝効果

○野田 誠未<sup>1</sup>・武井 祐子<sup>2</sup>・池内 由子<sup>2</sup>・門田 昌子<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院・<sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：社会的不安，レジリエンス，心理的適応感，資質的要因，獲得的要因

## 問題・目的

私たちは、生活していくなかで、日常的な困難や病気などネガティブな出来事を体験するが、これらのネガティブな体験である困難な状況乗り越える人がいる。生活上のネガティブな出来事は、心理的適応感に負の影響を及ぼすことがあるが、その影響はレジリエンスによって緩和されることが示唆されている。

レジリエンスの定義は研究者によって様々であるが、平野 (2012b) は、レジリエンスを心理的な傷つきや落ち込みから立ち直る回復力であると捉え、レジリエンスを高めることは、個人の心理的な適応を助けるものであると述べている。このことから、レジリエンスが高ければ困難な状況の際でも、対処が可能になると考えられる。さらに、平野 (2010) は、レジリエンスを導く多様な要因の中には後天的に身につけやすいものと、そうでないものがあるとし、気質との関連が強い「資質的レジリエンス要因」と後天的に身につけやすい「獲得的レジリエンス要因」の2軸で分類する必要性を指摘している。

高辻 (2002) は、幼児のレジリエンスを「ストレス耐性」と「社会的スキルの柔軟な利用」で説明し、前者の介入は難しいが、後者については保育者の指導や介入によって適応を促しやすいと述べている。このことから、ネガティブな体験による傷つきや落ち込みも、後天的に身につけやすい獲得的レジリエンス要因によって、回復していく可能性があると考えられる。

木村 (1982) の対人恐怖傾向の調査によると、調査に参加した大学生 501 名のうち 50.9%が何らかの対人不安を自覚しており、対人不安は大学生にとって身近なストレス反応であると考えられる。大坪 (2017) は、ストレスとレジリエンスとの関連を調査した結果、ストレス反応の「不安・不確実感」を資質的レジリエンス要因が抑制し、資質的レジリエンス要因が高い人は生活場面における不安を感じにくい傾向にあることを指摘した。これらのことから、社会的不安とレジリエンスには関連があり、社会生活場面における不適応状態である社会的不安が高い場合でもレジリエンスによって

不適応状態が緩和される可能性があると考えられる。しかし、先行研究においては、社会的不安と獲得的レジリエンス要因との関係や、社会的不安と心理的適応感との関連に対するレジリエンスの効果は十分検討されてきていない。

本研究では、社会的不安と資質的・獲得的レジリエンス要因との関係を明らかにし、社会的不安による心理的適応感への負の影響に対するレジリエンスの緩衝効果を明らかにすることを目的とする。

## 仮説

社会的不安が高い人ほど資質的レジリエンス要因は低く、社会的不安が高い場合でも資質的・獲得的レジリエンスによって心理的不適応感が緩和されることを仮説とする。

## 方法

**対象者** 大学生 60 名 (有効回答 53 名) であった。平均年齢は 18.43 歳 ( $SD=0.64$ ) であった。

**測定** ①フェイスシート (学年, 年齢, 性別), ②平野 (2010) の二次元レジリエンス要因尺度 (資質的レジリエンス要因は「楽観性」, 「制御力」, 「社交性」, 「行動力」の 4 因子, 獲得レジリエンス要因は「問題解決指向」, 「自己理解」, 「他者心理の理解」の 3 因子, 各因子 3 項目, 合計 21 項目, 5 件法), ③笹川他 (2004) の社会的不安測定尺度 (Fear of Negative Evaluation Scale, 12 項目, 5 件法), ④樋口 (2007) の社会に対する適応感尺度 (「毎日が孤独でさびしい」など 5 項目, 5 件法)。

## 結果

**社会的不安と資質的・獲得的レジリエンス要因の関係** 各変数間の関連を明らかにするために各尺度間の相関係数を算出した (Table 1)。

資質的レジリエンス要因と獲得的レジリエンス要因との間に中程度の有意な正の相関, 社会的不安と資質的レジリエンス要因との間に有意な中程度の負の相関が認められた。このことから、社会的不安が高い人ほど、資質的レジリエンス要因が低い傾向にあることが明らかとなった。

一方で、社会的不安と獲得的レジリエンス要因との

間には有意な相関が示されなかった。心理的適応感は、資質的レジリエンス要因とは有意な正の相関、獲得的レジリエンス要因とは有意な正の相関、社会的不安とは中程度の有意な負の相関を示した。

### 社会的不安から心理的適応感への負の影響に対するレジリエンス要因の緩衝効果

社会的不安による心理的適応感への負の影響に対する資質的レジリエンスの緩衝効果を明らかにするために、社会的不安得点と資質的レジリエンス要因得点の平均値以上を高群、平均値未満を低群とし、それらを独立変数、心理的適応感を従属変数とした2要因の分散分析を行った。その結果、社会的不安と資質的レジリエンス要因の主効果はそれぞれ有意であったが、交互作用は有意ではなかった (Table 2)。つまり、社会的不安が低い方が、心理的適応感は高くなること、資質的レジリエンス要因が高い方が、心理的適応感が高くなることが明らかになった。しかし、社会的不安が高い場合において、資質的レジリエンス要因の心理的適応感に対する緩衝効果は認められなかった。

社会的不安による心理的適応感への負の影響に対する獲得的レジリエンスの緩衝効果を明らかにするために、社会的不安得点と獲得的レジリエンス要因得点の平均値以上を高群、平均値未満を低群とし、それらを独立変数、心理的適応感を従属変数とした2要因の分散分析を行った。その結果、社会的不安と獲得的レジリエンス要因の主効果はそれぞれ有意であったが、交互作用は有意ではなかった (Table 2)。つまり、社会的不安が低い方が心理的適応感が高くなること、獲得的レジリエンス要因が高い方が心理的適応感が高くなることが明らかになった。しかし、社会的不安の高い場合において、獲得的レジリエンス要因の心理的適応感に対する緩衝効果は認められなかった。

### 考察

分析の結果、社会的不安と資質的レジリエンス要因との間には有意な中程度の負の相関が認められた。よ

って、社会的不安が高い人ほど、資質的レジリエンス要因は低いという仮説は支持された。平野 (2012b) は、生得的な気質とされる心理的敏感さが資質的レジリエンス要因と負の関連を示すことを報告している。本研究で扱った社会的不安につながる不安気質は生得的な気質であると考えられることから、資質的レジリエンス要因と負の関連を示したと考えられる。つまり、社会的不安が高い人はその状態から回復する力も低い傾向にあるのではないかと考えられる。一方、社会的不安と獲得的レジリエンス要因との間には有意な相関が認められなかった。平野 (2012b) の研究においても、心理的適応感と獲得的レジリエンス要因との関連は見られなかったことから、平野 (2012b) を支持する結果となった。

また、社会的不安から心理的適応感への負の影響に対する資質的・獲得的レジリエンス要因の緩衝効果は認められなかった。よって、社会的不安が心理的適応感に及ぼす負の影響がレジリエンスによって緩和されるという仮説は支持されなかった。社会的不安が高い状態は、心理的に不健康な状態かもしれないが、傷つき体験があるとは限らないため、レジリエンスの緩衝効果が示されなかった可能性が考えられる。そのため、資質的・獲得的レジリエンス要因が高くても、社会的不安が高ければ心理的適応感は低下する可能性があると考えられる。

平野 (2012a) は、「何らかの目標を達成できた」というようなポジティブなライフイベントの経験があると、その後「自分を理解する力」が高くなる傾向が見られ、何かを達成できた経験が獲得的レジリエンス要因に影響することを指摘している。また青柳 (2016) は、援助要請を行うことは、精神的な健康を維持、増進させる重要な対処法略の一つであることを明らかにしている。これらのことから、成功体験や援助要請行動力を身につけることで獲得的レジリエンス要因が高まると考えられる。今後は、成功体験や援助要請行動に着目し、獲得的レジリエンス要因にどのような影響を及ぼすのか明らかにする必要があると考えられる。

Table 1

社会的不安尺度と資質的・獲得的レジリエンス尺度との相関関係

	社会的不安	資質的レジリエンス要因	獲得的レジリエンス要因	心理的適応感
社会的不安	—	-.507 **	-.173	-.515 **
資質的レジリエンス要因		—	.547**	.652 **
獲得的レジリエンス要因			—	.397 **
心理的適応感				—

\*\*p<.01

Table 2

社会的不安から心理的適応感への負の影響に対する資質的・獲得的レジリエンス要因の緩衝効果

	社会的不安高群		社会的不安低群		社会的不安の主効果	資質的レジリエンス要因の主効果	獲得的レジリエンス要因の主効果	交互作用
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差				
資質的レジリエンス要因高群	3.60	1.05	4.14	0.62	5.81*	12.58*	—	.084
資質的レジリエンス要因低群	2.63	0.96	3.31	0.74				
獲得的レジリエンス要因高群	3.30	1.14	4.24	0.51	8.54*	—	7.34*	.376
獲得的レジリエンス要因低群	2.76	1.02	3.36	0.77				

\*p<.05

# 日本におけるペアレント・トレーニングのホームワーク に関する研究動向と展望

○奥野 優太<sup>1</sup>・門田 昌子<sup>2</sup>・武井 祐子<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>川崎医療福祉大学大学院 <sup>2</sup>川崎医療福祉大学)

キーワード：ペアレント・トレーニング，ホームワーク，宿題，PCIT，トリプル P

## 問題と目的

子どもの適応的な行動を増加させるための行動療法に基づくアプローチとして、ペアレント・トレーニング(Parent Training：以下、PT)がある(免田，2011)。広義の PT とは、親は自分の子どもに対して最良の治療者になれるという考えに基づき、子どもではなく親を中心に行われる訓練のことを指す(大隈・免田，2005)。PT にはさまざまなプログラムが存在するが、細金(2021)は、行動理論に基づくエビデンスのある治療介入として、精研式、まめの木式、奈良式、肥前式、鳥取大学式 PT、前向き子育てプログラム(以下、トリプル P)、親子相互交流療法(以下、PCIT)、幼児のための親子相互交流療法(以下、PCIT-T)を挙げている。本研究では細金(2021)に基づき、多岐にわたる PT の中でも、精研式、まめの木式、奈良式、肥前式、鳥取大学式 PT、トリプル P、PCIT、PCIT-T を包括して PT として扱う。

PT の治療効果を高めるためには、セッションへの時間遵守の出席、ホームワーク(以下、HW)や治療全体の完遂など、プログラムすべての側面に取り組むことが必要であると指摘されている(Pleickhardt, 2014)。PT の内容は多様であるが、HW は PT に共通する要素である。HW は、スペシャルタイム(日本発達障害ネットワーク，2020)や、特別な時間(國吉，2013)、特別な遊びの時間(小平，2019)と呼称されることもある。HW として、講義や演習形式のセッションで学んだ養育スキルを家庭で実践し、スキル練習を行うほど、養育スキルの習得が促進されることが明らかになっている(Bardin, 2018; Johnson, 2020; Ros et al., 2016; Stokes et al., 2016)。このように、HW を実施する重要性が指摘されているにも関わらず、HW 完了率は母親で 56%、父親で約 47%と低い水準にあることを指摘した研究もあり(Nicc et al., 2016)、HW 完了率を高める必要があると考えられる。しかしながら、PT における HW 完了率を高める要因を整理した研究は見当たらない。

そこで、本研究では、日本における PT の HW に関する研究を整理し、HW 完了率を高める要因を明

らかにすることを目的とする。本研究により、HW 完了率の向上に向けた示唆を得ることが期待される。

## 方法

日本で報告されている PT の HW に関する研究の動向を明らかにするため、J-STAGE を用いて検索を行った。検索語は、“ペアレント・トレーニング”AND“ホームワーク”，“ペアレント・トレーニング”AND“宿題”，“ペアレント・トレーニング”AND“スペシャルタイム”，“ペアレント・トレーニング”AND“特別な時間”，“ペアレント・トレーニング”AND“特別な遊びの時間”，“PCIT”AND“ホームワーク”，“PCIT”AND“宿題”，“PCIT”AND“スペシャルタイム”，“PCIT”AND“特別な時間”，“PCIT”AND“特別な遊びの時間”，“PCIT-T”AND“ホームワーク”，“PCIT-T”AND“宿題”，“PCIT-T”AND“スペシャルタイム”，“PCIT-T”AND“特別な時間”，“PCIT”AND“特別な遊びの時間”，“トリプル P”AND“ホームワーク”，“トリプル P”AND“宿題”，“トリプル P”AND“スペシャルタイム”，“トリプル P”AND“特別な時間”，“トリプル P”AND“特別な遊びの時間”のいずれかであった。なお、1999 年から 2024 年 10 月 6 日までに公開された論文を対象とした。

検索の結果、重複した論文 32 件を除き、74 件の論文が抽出された。そのうち、資料種別が会議録、要旨集、会報、大会発表、文献紹介、基調講演であった 25 件、検索語が引用された文章に記載されていた 3 件の、計 28 件を除外した。抽出された 46 件について、HW 完了率を高める要因を含め、HW に関して記述された内容を整理した。整理した内容をもとに、カテゴリーに分けた。なお、1 件の論文に複数の HW に関する内容が含まれていた場合、同一カテゴリーまたは複数のカテゴリーに重複して分類した。前者のように同一カテゴリーに複数の記述が該当した場合は、各 1 件とした。

## 結果と考察

HW の内容を整理した結果、Table 1 に示す 8 カテゴリー(【 】で示す)に分けられた。カテゴリーの

件数では、【HWの内容】は21件、【HWの工夫】は13件、【HWの効果】は11件、【HWの概要説明】は11件、【HWの課題】は4件、【HWの役割】は2件、【HW完了率の向上】は2件、【その他】は14件挙げられた。

HWの完了率を高める要因として、子どもの標的行動に対する指導場面の例が記載された教材や、1-2分の指導場面の動画の送付が挙げられた(荻野他, 2021)。プログラムの感想では「動画...が目に見えて分かりやすく...」といった記述があり、プログラムに関する社会的妥当性の評価では「...ビデオは役に立ったと思う」に賛同する親が多かったことから、指導場面のモデリングが可能になることでHWに取り組みやすくなったと推測される。一方、一部の親はHWができておらず、HWの負担や動画視聴の困難さも指摘されている(荻野他, 2021)。

また、神山他(2016)のPTでは、参加したすべての親がHWを完遂した。これは、親が標的行動の指導や記録に困り感を示す場合、HWの標的行動を変更することが可能であったため(神山他, 2016)、親の困り感が軽減し、HWに取り組みやすくなった可能性が推測される。また、親はHWの実施などにより賞賛行動が増加したと感じていることから(神山他, 2016)、HWの効果が実感され、HWを実施する動機づけにつながった可能性も考えられる。さらに、親同士のピアサポートは、HWの振り返り場面などで構築されているとともに、ピアサポートは新版STAIの不安得点が有意に低下した要因とされてい

ることから(神山他, 2016)、HWの実施に係る不安な感情が軽減したことで、HWが完遂できた可能性が推測される。

以上から、HWの完了率を高める要因として、教材や動画の送付、HWの内容(標的行動)の変更、HWの効果の実感、親同士のピアサポートが示唆された。しかし、荻野他(2021)や神山他(2016)では統制群が設定されておらず、HWの完了率を高める要因として断定するには限界がある。今後は、これらの要因を使ったHW完了率の向上を目的とした介入研究を行い、効果検証をしていく必要があると考えられる。

本研究からは、HWの内容などについて記載のある論文が多く、HW完了率の向上を目的とした研究は少ないことが示された。日本において、PTのセッション出席率の検討は少なく(荻野, 2022)、出席率やプログラム評価の報告数の不足が課題として指摘されていることから(山口他, 2021)、プログラムの一部であるHWについての検討はより少なくなった可能性が考えられる。今後は海外のHWに関する研究も整理することで、より広い視点からHW完了率を高めるための示唆が得られると推測される。

### 主な文献

神山 努・澤田 智子・岸 明宏(2016). 通級指導を利用する発達障害児の保護者の対するペアレント・トレーニング——全5回のプログラムの効果—— LD 研究, 25(4), 476-488. [https://doi.org/10.32198/jald.25.4\\_476](https://doi.org/10.32198/jald.25.4_476)

Table 1

各カテゴリー名および定義とその内容

カテゴリー名	定義	具体的内容
【HWの内容】	PTにおいて親に課されたHWの内容に関する記述	標的行動に対する環境調整、明確な指示および強化子の提示、標的行動の生起状況の記録と評価を行った(神山他, 2016) PCIT期間中は、特別な遊びの時間と称して、養育スキルを交えた親子遊びを一日5分間行った(小平, 2019) 子どもが「教えてください」と言う、準備するなどの標的行動ができたときに賞賛やトークンの付与、標的行動の評価と記録を行った(荻野他, 2021)
【HWの工夫】	PTにおけるHWで実施者が行った工夫に関する記述	HWとして記録する日はできるだけ多い方が望ましいが、事情がある場合には無理に記録しなくても構わないことを伝えた(神山他, 2016) 親が標的行動の指導や記録を行うことが困難であると判断した場合、標的行動を変更した(神山他, 2016) 親の負担を考慮し、HWは強制ではなく、子どもの状況によって実施内容は変更可能であり、質問があれば電話で受け付けると伝えた(荻野他, 2021)
【HWの効果】	PTにおいてHWを実施することによる効果に関する記述	HWにおける標的行動の記録などによって、セッション参加前より子どもを賞賛することが増加した(神山他, 2016) HWで標的行動の記録を行い、それに対し親同士が受容的な意見や助言を提示し合うことでピアサポートの関係が構築され、親の不安が軽減した(神山他, 2016) HWで標的行動の練習を行うことで、子どもが自らできることが増加した(荻野他, 2021)
【HWの概要説明】	PTにおけるHWの実施方法や時間、導入率といった概要を説明する記述	精研式PTのセッション(2時間)の場合、そのうち40分間は前回のHWの振り返り、40分間はアクションプランの作成と次回までのHWの提示がなされる(中田, 2021) PTプログラムにおけるスペシャルタイムの導入率は、医療型および福祉型児童発達支援センターで47.5%、児童発達支援事業所および放課後等デイサービスで53.8%(山口・井上, 2022)
【HWの課題】	PTにおけるHWの取り組みおよび実施上の課題に関する記述	生活環境によっては、指導場を提示するHWの動画視聴が困難(荻野他, 2021) HW実践の負担について、「どちらでもない」(得点範囲3-2、中央値3)と回答する親が多かった(荻野他, 2021) 8名中3名の親は、HWとして取り組んだ項目はあるが、標的行動の評価記録ができなかった(荻野他, 2021)
【HWの役割】	PTにおけるHWが果たす役割に関する記述	HWの結果を基に支援計画を策定し、親子のニーズに合わせたスキルの獲得を促す(石田・高橋, 2022) 支援計画をHWで実施し、その支援が適切に確かめることで、子どもの実態把握が進み適切な支援方法の選択につながる(宮崎他, 2024)
【HW完了率の向上】	PTにおけるHWを継続的に実施できたことを示す記述	セッションが終了して2週間後から行った、3週間にわたるHWにおいて、標的行動への指導場面の例が記載された教材や、1-2分の指導場面の動画の送付することで、8名中5名の親は標的行動への取り組みや記録を行うHWを実施できた(荻野他, 2021) 10週間にわたる全5セッションのPTでは、10名すべての親が標的行動への取り組みや記録を行うHWを実施できた(神山他, 2016)
【その他】	上記以外の記述	HWを動画撮影し、その家庭での親子遊び場面5分間における母親の賞賛行動の生起頻度で評価を行った(松本他, 2021)

# 反復的な学習場面におけるメタ認知的モニタリングの 変化を規定する要因の検討

○山根 嵩史  
(川崎医療福祉大学)

キーワード：メタ認知，メタ認知的モニタリング，反復的な学習

## 問題・目的

自己調整学習 (self-regulated learning) は、学習者が自らの学習目標や学習計画を管理しながら柔軟に遂行される学習形態であり、理想的な学習者像として認知されている。自己調整学習は、学習目標や方法の決定を行う「予見」段階、セルフチェックを行いながら学習活動が遂行される「遂行のコントロール」段階、学習成果の振り返りを行う「自己省察」段階から構成される (Zimmerman, 1998)。こうした自己調整学習の重要な要素として位置づけられているのが、自らの思考過程を客観的に捉え、学習活動を制御する能力である「メタ認知」能力である。メタ認知は、認知活動をモニターし、そこから得られた情報の評価を行うモニタリング活動と、モニタリングに基づいて処理の制御を行うコントロール活動の2つから構成され (Nelson & Narens, 1990)、例えば「予見」段階において自身がどれほど学習目標に近づいているかの判断や、「自己省察」段階における目標の達成度の判断など、自己調整学習のすべての段階において駆動し、学習過程を制御している。

メタ認知的モニタリングとコントロールを用いた学習者による主体的な学習活動の制御について、これまで多くの実験的研究が行われてきた (例えば Leonesio & Nelson, 1990; Koriat, 1997)。しかしながら、これらの先行研究で扱われている実験事態の多くは、参加者にとって新規な刺激語リストについて1回限りの学習-テストを行うような課題設定となっており、先行する学習の成果が後続の学習にどのように活かされているかについては未検討な点も多い。先述の自己調整学習の理論において、学習過程は先行する学習における「自己省察」段階を踏まえて後続の学習の「予見」段階が決定される循環的なプロセスとして概念化されている。また、現実場面における学習活動は、その多くが先行する学習活動の成果を参照しながら行われていることを加味しても、これは看過できない問題である。

そこで本研究では、実験事態として同じ刺激語リストの学習-テストを2度繰り返し行う反復的な学習事態を設定する。その上で、1度目の学習から2度目の学習にかけてのメタ認知的モニタリングの変化と、その規定因について検討することを目的とする。

## 方法

**実験参加者** 大学生22名が実験に参加した。

**刺激項目** 天野・近藤 (1999) の基準表よりモーラ数 (短: 2-3 モーラ, 長: 5-6 モーラ) および単語親密度 (低: 2.847 以下, 高: 5.487 以上) を基準として日本語名詞40語を選出した。各単語をドイツ語に訳したものと組み合わせ、40項目からなる対連合学習リストを作成した (例: “Lebensmittel 一食料品”)。

**手続き** 実験は学習前フェーズ、学習フェーズ、テストフェーズの3段階から構成された。学習前フェーズでは、「項目の覚えやすさを判断してください」という教示のもと、各項目の学習容易性 (EOL) 判断が行われた。学習フェーズでは、各項目について参加者ペースでの学習 (上限10秒) が行われ、次いで「項目をテストで思い出せる可能性を判断してください」という教示のもとで既学習判断 (JOL) が行われた。テストフェーズでは、手がかり語としてドイツ語のみが呈示され、対となる日本語単語の再認課題 (4択) が行われた。加えて、「回答の自信の程度を判断してください」という教示のもと、回答に対する確信度の判断が行われた。1度目のテストフェーズの終了後に、続けて2度目の学習フェーズとテストフェーズを行った。EOL, JOL, 確信度はいずれも7件法で測定された。各フェーズの手続きは、実験開始に先立って参加者に説明された。

## 結果

1度目と2度目の学習における、各フェーズで行われたメタ認知的モニタリング (EOL, JOL, 確信度判断) の平均評定値と再認課題の成績を Table 1 に示す。

1度目と2度目の学習において行われたメタ認知的モニタリングの規定因について検討するため、EOL, JOL 評定値 (1度目, 2度目), 確信度判断 (1度目, 2度目) の評定値を目的変数とする線形混合モデルによる分析を行なった。説明変数として項目特性 (モーラ数, ドイツ語長, 単語親密度), 1度目と2度目の学習時間, 1度目と2度目の再認成績を使用し、それぞれのメタ認知的モニタリングが行われる段階で利用可能なものをモデルに投入した (Table 2)。分析は R version 4.1.1 の lme4 パッケージを用いて行われ、参加者と刺激を変量効果として投入した。



## 考察

1 度目から 2 度目の学習にかけて、再認成績の向上が認められ、それに伴って JOL および確信度判断の平均評定値も上昇した (Table 1)。各段階でのメタ認知的モニタリングの規定因に着目すると、学習前のモニタリングである EOL では、項目特性のうち単語親密度とドイツ語単語の語長が予測力を持つのに対し、学習時の JOL では学習時間が、テスト時の確信度判断では再認成績が、項目特性に追加される形でそれぞれのモニタリングを予測する結果となった。加えて、各モニタリングに対する単語親密度およびドイツ語長といった項目特性の予測力は、学習が進行するにつれて低下した。この結果は、学習初期においては学習項目の特徴や学習状況を手掛かりとするモニタリングが行われるが、学習が成熟するにつれて学習履歴に基づく主観的な手掛かりが形成されるとするメタ認知的モニタリングの手掛かり利用仮説 (Koriat, 1997; Koriat, 2004) と整合的である。

2 度目の学習における JOL と確信度判断を、1 度目の学習の再認成績が予測するという結果は特に注目に値する。一度項目リストの学習とテストを行うことで、既学習の感覚や回答への確信度が高まるというこの結果は、学習者が 1 度目の学習やテストの成果に基づいて 2 度目の学習を調整するという容態を反映していると考えられ、自己調整学習の理論における「自己省察」から「予見」段階への移行の一端を捉えた結果といえるだろう。

本研究では、反復的な学習事態におけるメタ認知的モニタリングの変化と規定因について検討し、学習者が先行する学習の成果を踏まえて後続の学習を制御していることの経験的証拠を得ることができた。今後の課題として、このような学習成果の蓄積・移行に関する個人差や阻害要因の検討、学習活動を跨いで行われるモニタリングに関する知見の蓄積等が挙げられる。

## 引用文献

- 天野成昭・近藤公久 (1999). NTT データベースシリーズ日本語の語彙特性—第 1 巻 単語親密度 三省堂
- Koriat, A. (1997). Monitoring one's own knowledge during study: A cue-utilization approach to judgments of learning. *Journal of Experimental Psychology: General*, 126, 349–370.
- Koriat, A. (2008). Easy comes, easy goes? The link between learning and remembering and its exploitation in metacognition. *Memory & Cognition*, 36, 416–428.
- Leonesio, R. J., & Nelson, T. O. (1990). Do different metamemory judgments tap the same underlying aspects of memory? *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 16, 464–467.
- Nelson, T. O., & Narens, L. (1990). *Metamemory: A theoretical framework and new findings*. In G. H. Bower (Ed.), *The psychology of learning and motivation: Vol.26. Advances in research and theory* (pp.125–173). New York: Academic Press.
- Zimmerman, B. J. (1998). *Developing self-fulfilling cycles of academic regulation: An analysis of exemplary instructional models*. In D. H. Schunk & B. J. Zimmerman (Eds.), *Self-regulated learning: From teaching to self-reflective practice* (pp. 1–19). New York: Guilford Publications.
- 本研究は JSPS 科研費 21K13701 の助成を受け行われた。

Table 1. メタ認知的モニタリングと再認成績の記述統計量

	<i>M</i>	<i>SD</i>
EOL	3.32	0.46
JOL(1回目)	3.92	0.47
JOL(2回目)	5.09	0.61
確信度(1回目)	4.91	0.90
確信度(2回目)	5.89	0.84
再認成績(1回目)	0.88	0.08
再認成績(2回目)	0.97	0.04

Table 2. 各段階のメタ認知的モニタリングを目的変数とする線形混合モデル

	EOL	JOL(1回目)	確信度(1回目)	JOL(2回目)	確信度(2回目)
	<i>β</i>				
モーラ数	0.21	0.13	0.14	0.06	0.10
単語親密度	0.30 **	0.23 **	0.27 ***	0.13 **	0.10 **
ドイツ語長	-0.28 ***	-0.22 ***	-0.16 ***	-0.07 **	-0.04
学習時間(1回目)		-0.20 ***	-0.08 **	-0.01	-0.01
再認成績(1回目)			1.51 ***	0.60 ***	0.61 ***
学習時間(2回目)				-0.29 ***	-0.11 ***
再認成績(2回目)					2.56 ***
<i>R</i> <sup>2</sup> <sub>conditional</sub>	0.62	0.60	0.61	0.65	0.47

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

# 注意の瞬きを利用した隠匿情報検査の最適条件に関する検討

○施政・森井 康幸

(吉備国際大学大学院心理学研究科・吉備国際大学)

キーワード：隠匿情報検査 注意の瞬き 高速系列提示法

## 問題と目的

隠匿情報検査(Concealed Information Test: CIT)は、同じカテゴリーに属する複数の質問を呈示し、特定の項目に対する反応とほかの項目に対する反応を比較することによって、被験者が隠そうとする記憶を推定する情報検出手法である。日本の警察における検査では、皮膚コンダクタンス反応、呼吸運動、心拍率などの自律神経系の生理反応を測定する(中山, 2019)。近年は、行動指標を用いた CIT の研究も盛んになりつつある。

その一つに、「注意の瞬き」(Attentional Blink: AB)を利用した研究がある(嘉幡・川島, 2022)。ABとは、高速系列視覚提示(rapid serial visual presentation: RSVP)法を用いて注意の時間特性を検討する研究において観察された現象である。視覚刺激を1秒間10枚という高速で連続提示する。刺激は標的刺激2つと多数の妨害刺激があり、被験者は妨害刺激を無視し標的刺激を回答する。第1標的(T1)を回答するのは容易であるが、T1から数百ミリ秒後の第2標的(T2)の正答率は著しく低下することが知られている。

嘉幡・川島(2022)は、言語刺激を用いてCITを作成し、その有効性を検討した。彼らは、RSVP法を用いて、犯行関連語または犯行非関連語をT1として提示し、数個の妨害刺激の後にT2としてのアルファベットを挿入した。T1とT2の間隔は「Lag」と呼ばれ、「Lag」を操作することでABの生起を検討した。その結果、T1が犯行関連語であった場合には、犯行非関連語の場合よりもT2が見落とされやすくなることが示された。言語刺激を用いたCITの有効性が示唆された。

嘉幡・川島(2023)は、「犯行関連のT1は、犯行非関連のT1と比較して、大きなABを生じさせる」という仮説を検討し、ABのCITの利用可能性を支持する一方で、その精度は実験操作の影響を受ける可能性を示した。AB課題を用いたCITの精度を高めるためには、犯行関連の記憶を誘発する要因や最適の刺激呈示条件について、さらなる研究が必要であることを報告している。

そこで、本研究では、「犯行関連(隠匿情報)のT1は、

犯行非関連(無関連情報)のT1と比較して、大きなABを生じさせる」という仮説のもと、T1-T2間のLagを操作し、ABの最適生起条件を検討することを目的とした。また、嘉幡・川島(2022;2023)の研究では、隠匿情報の与え方は窃盗のシナリオを読ませることであったが、本研究では被験者に隠匿情報を選ばせる方法を用いて実験を行った。

## 方法

**要因計画** T1の種類(隠匿情報、無関連情報)×Lag(1, 3, 5)の参加者内2要因計画。

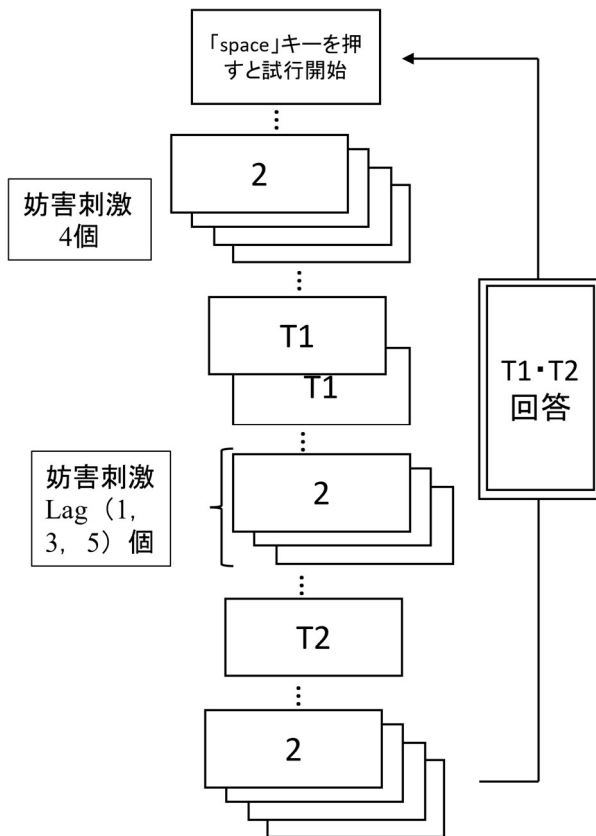
**実験参加者** 吉備国際大学に在学している大学生及び大学院生34名(男性13名、女性21名、平均年齢20.65歳、SD=6.96)であった。実験は2024年7月に実施した。

**刺激・装置** 14インチサイズのノートパソコンで刺激を呈示した。深灰色画面中央にRSVP系列が高速呈示された。T1は白色の単語(指輪、時計、財布のいずれか)、T2は白色のアルファベット(I,M,O,Q,Wを除く)、妨害刺激は白色の数字(0,1を除く)であった。1試行のRSVP系列は15個の刺激で構成され、T1は第5番目と第6番目の刺激として連続呈示されて、その後Lag(1, 3, 5)個の妨害刺激の次にT2が呈示された。各刺激の呈示時間は50ミリ秒であった(刺激間隔=0)。(Figure 1 参照)

**手続き** 参加者に「財布」、「時計」、「指輪」の画像が1つずつ描かれた三枚のカードの入った封筒を渡し、「封筒の中のカードを1つ選んで、実験者に隠し持って下さい。実験の最後に実験者はあなたの選んだものを当てます。当たらなかったら、実験のお礼が倍になります。」と教示した。その後、参加者にカードを1枚選ばせて、パソコンの前に座らせた。参加者はカードの内容を隠匿した状態で課題を行った。課題では、RSVP系列が呈示された後、T1に対する回答は、キーボード上の「指輪」、「財布」、「時計」および「その他」に対応する矢印キーを押すことで行われた。T2に対しては、キーボードの対応するアルファベットのキーを押すことで行われた。2試行の練習試行に続いて、135試行の本試行を行った(T1の構成は隠匿情報1個と無関連情報2個を用い、Lag条件ごとに45試行ずつ行った)。本試行終了後、選んだカードの内容を最後

まで記憶していたかを確認する再認テストを行った。

Figure 1. 刺激呈示の流れ

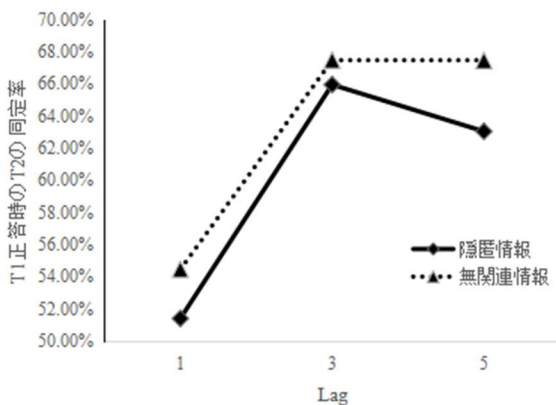


結果

T2 の同定率がチャンスレベル以下であった参加者のデータを除外して、分析対象となったのは 32 名 (男性 12 名, 女性 20 名, 平均年齢 20.65 歳, SD=7.31) であった。

まず, T1 の正答率の刺激間の差を, 対応のある 1 要因分散分析を行った結果, 有意の差はなかった。T1 の正答率の平均は 94% だった。T1 の正答時の T2 の同定率を Figure 2 に示す。

Figure 2. T1 の正答時の T2 の同定率



T2 同定率について, T1 の種類 (2) × Lag (3) の参加者内 2 要因分散分析を行った。その結果, Lag の主効果のみ有意であり, T1 の種類の主効果および交互作用は有意ではなかった (T1 の種類:  $F(1,31)=2.492, p=.125$ ; Lag :

$F(2,62) = 13.52, p < 0.001$ ; 交互作用:  $F(2,62)=.283, p=.755$ )。

考察

本研究の目的は, CIT に AB 課題を用いた場合の最適 Lag 条件を検討することであった。しかし, 本研究の結果では, T1 の隠匿条件間に有意な差は得られず, 「犯行関連の T1 は, 犯行非関連の T1 と比較して, 大きな AB を生じさせる」という仮説は支持されなかった。その原因としてはいくつかの要因が考えられる。

本実験と嘉幡・川島 (2022) の実験を比較すると, いくつかの異なる点が見られる。まずは, Lag の長さの違いである。本実験の Lag の長さは彼らの実験に比べて, 非常に短い範囲内のものであった。

また, もう 1 つの異なる点は隠匿情報の与え方の違いである。今回は, 文字ではなく画像だけが描かれたカードを用いて隠匿情報を与えており, 実験参加者は実験前に 3 つの T1 の画像をすべて見ていた。一方, 先行研究では, 窃盗のシナリオを読ませた後, 1 つの盗まれた品のみを知っている状態で課題を実施していた。この違いも, 本実験で有意差が出なかった原因の 1 つとして考えられる。

他に, 刺激の文字の大きさに関する違いもある。嘉幡らは刺激の大きさを個々の参加者に合わせて調整しているが, 今回ではそのような調整を行わず, すべての参加者に対して同じ大きさの刺激を用いた。

さらに, 練習試行の数が不足していることも原因として考えられる。本研究の練習試行はわずかの 2 回であり, 先行研究の 32 回に比べて極めて少ない。このため, 課題の内容や方法を十分に理解していない状態で本試行に入った参加者がいた可能性がある。このため, T1 と T2 を認識できたとしても, 回答時に誤りを含む可能性があり, その結果, 歪んだデータが提供された可能性が考えられる。

今後は, 以上の点を考慮しながら, もっと長い Lag でさらなる検討が必要であろう。

引用文献

嘉幡貴至・川島朋也 (2022). 注意の瞬きを利用した隠匿情報検出の試み 日本認知心理学会発表論文集 2022 (0), 92  
 嘉幡貴至・川島朋也 (2023). 注意の瞬きと隠匿情報検査 日本認知心理学会発表論文集 2023 (0), 64  
 中山 誠 (2019). CIT を用いたテロリストの犯行に関する記憶の検出 応用心理学研究, 45, 26-34.

## 大会発表奨励賞受賞者（発表番号順）

### 受賞者

#### 発表番号 2

題目：生活困窮家庭への食糧支援が養育者の心理に及ぼす影響  
—継続的調査結果からの検討—

発表者：大恵 彩伽（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）  
栗田 喜勝（吉備国際大学）

#### 発表番号 10

題目：重大なネガティブ体験の意味づけ過程に対する自己開示と受け手の反応の役割

発表者：川須 悠莉（川崎医療福祉大学大学院臨床心理学専攻）  
福岡 欣治（川崎医療福祉大学臨床心理学科）

#### 発表番号 12

題目：学生アルバイトにワーク・エンゲイジメントは適用できるのか？

発表者：上原 昇馬（川崎医療福祉大学大学院）  
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 22

題目：日本語版 Dark Future Scale の信頼性・妥当性の検討

発表者：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 72 回大会発表論文集

**編集** ひらた旭川荘  
〒700-0952 岡山県岡山市北区平田 407

第 72 回大会実行委員会

大会長	川上 雅司 (旭川荘	のぞみ寮)
委員長	池内 豊 (旭川荘	おかやま発達障害者センター)
委員	杉本 明生 (旭川荘	わかくさ学園いちご)
	池田 歩 (旭川荘	ひらた旭川荘地域活動支援センター)
	藪田 善子 (旭川荘	ひらた旭川荘事務局)
	黒住 恵子 (旭川荘	のぞみ寮)

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