

岡山心理学会

第70回大会発表論文集

2022年（令和4年）11月26日（土）

主催校：就実大学・就実短期大学

目次

研究発表

(発表番号の☆は大会発表奨励賞の審査対象者であることを意味する)

☆発表番号 1

- 集団におけるネコイヌパーソナリティタイプの相性 集団内の構成と役割を通して・・・1
○田中 未来 (吉備国際大学心理学部心理学科)
土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

☆発表番号 2

- 一日一善が及ぼす心理的効果の検討 自傷傾向及びネガティブ感情の軽減に向けて・・・3
○後藤 泰斗 (吉備国際大学心理学部心理学科)
土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

☆発表番号 3

- 筆跡分析における心理学的検討 筆跡と性格の関連・・・・・・・・・・・・・・・・・・5
○波平 乃衣 (吉備国際大学心理学部心理学科)
土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

☆発表番号 4

- 自傷傾向者の親が子に望む社会的価値観 (良い子) とは 日本・韓国の学生の比較から・・・7
○小倉 翔太 (吉備国際大学心理学部心理学科)
土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

発表番号 5

- 自分の行動理解体験の促進 自身のタイピングスキルに対する行動分析的介入を経て・・・9
○石田 伸太郎 (吉備国際大学心理学部心理学科)
東森 健司 (吉備国際大学心理学部心理学科)
遠藤 純花 (吉備国際大学心理学部心理学科)
土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

発表番号 6

- 三角形の誘目性は生得的に円形よりも有意に強くしかも生命力を促進する・・・・・・・・・・11
○三谷 恵一 (岡山大学・環太平洋大学)

☆発表番号 7

スマートフォンの存在が視覚的注意に及ぼす影響・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 13
視覚探索課題に対する正答率，反応時間及び主観的評価を指標とした実験的検討

- 国見 茉生 (川崎医療福祉大学大学院)
- 水子 学 (川崎医療福祉大学)
- 中村 有里 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 8

中年期の家族や友人との関係が主観的幸福感と心の健康に与える影響・・・・・・・・・・ 15

- 安信 陽菜 (川崎医療福祉大学大学院 臨床心理学専攻)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

☆発表番号 9

大学生における課題先延ばし行動とセルフコントロールとの関連
吉備国際大学のインドネシア留学生と日本人学生との比較・・・・・・・・・・ 17

- 長野 祐太 (吉備国際大学大学院心理学研究科)
- HERLINA SUNINGSIH (吉備国際大学心理学部心理学科)
- 森井 康幸 (吉備国際大学心理学部心理学科)

発表番号 10

親からの期待の受け止め方が大学生の感情抑制傾向に及ぼす影響・・・・・・・・・・ 19

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

発表番号 11

自己中心性と自己の不一致が醜形恐怖心性に与える影響・・・・・・・・・・ 21

- 石井千晶 (ノートルダム清心女子大学大学院)

☆発表番号 12

自閉症スペクトラム障害児の食行動に対する大学生の認識及び
支援の現状と困難さに関する研究・・・・・・・・・・ 23

- 平 優希 (川崎医療福祉大学大学院)
- 齊藤 由美 (川崎医療福祉大学)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 13

ポジティブ感情とネガティブ感情が問題解決に及ぼす影響 日常的題材を用いて・・・・・・・・ 25

- 柳田 大輝 (川崎医療福祉大学大学院)
- 瀧川 真也 (川崎医療福祉大学)
- 水子 学 (川崎医療福祉大学)

発表番号 14

- 授業中の私語と社会・個人志向性の関連 対人関係維持への重要性に着目して 27
- 角南 有香 (川崎医療福祉大学大学院)
 - 澤原 光彦 (川崎医療福祉大学)

発表番号 15

- ジェンダー自尊心とトランスジェンダーに対する態度の関連 29
- 渡邊 由華 (川崎医療福祉大学大学院)
 - 澤原 光彦 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 16

- SNS 利用動機尺度作成の試み 31
- 能仁 結衣 (吉備国際大学大学院心理学研究科)
 - 村上 勝典 (吉備国際大学心理学部心理学科)
 - 宇都宮 真輝 (吉備国際大学心理学部心理学科)

☆発表番号 17

- 内集団の構成員間における援助行動を抑制させる要因 33
- 溝下 葉月 (川崎医療福祉大学大学院)
 - 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)
 - 水子 学 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

☆発表番号 18

- 否定的な自己注目と抑うつは犯罪情報への関心に影響を及ぼすか 35
- 國岡 志帆 (川崎医療福祉大学大学院)
 - 福岡 欣治 (川崎医療福祉大学)
 - 中村 有里 (川崎医療福祉大学)

発表番号 19

- 父親の「抱える」機能が大学生の愛着スタイルに与える影響 37
- 佐藤 友理 (ノートルダム清心女子大学大学院)

発表番号 20

- SNS 時代の新聞コラムにおける句読点の特徴について 39
- 佐田 吉隆 (放送大学教養学部)

☆発表番号 21

男子大学生の男性役割態度とジェンダー・アイデンティティが精神的健康に及ぼす影響・・・41

- 福田 拓朗 (川崎医療福祉大学大学院)
- 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)
- 谷原 弘之 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

☆発表番号 22

大学生の親準備性と子育て場面における養育者の行動に対する印象との関連

スマートフォン使用の場面から・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・43

- 笠石 愛莉 (川崎医療福祉大学大学院)
- 中村 有里 (川崎医療福祉大学)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学)
- 池内 由子 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 23

主たる養育者との対人的信頼感と自己肯定意識が居場所感に与える影響・・・・・・・・・・45

- 森 詩媛 (川崎医療福祉大学大学院)
- 高尾 堅司 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)
- 武井 祐子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

☆発表番号 24

曖昧さへの態度がストレス反応と対人ストレスコーピングに及ぼす影響・・・・・・・・・・47

- 河野 歌穂子 (川崎医療福祉大学大学院)
- 谷原 弘之 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 25

大学生の愛着スタイルとフォーカシング的態度がアレキシサイミア傾向に与える影響・・・・・・・・49

- 高橋 茜 (川崎医療福祉大学大学院)
- 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 26

大学生の献血意図と謝礼の種類・金額の関係 地域社会への責任感による影響を含めて・・・51

- 井上 颯 (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)
- 福岡 欣治 (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

☆発表番号 27

コミュニケーションメディアと自己開示の深さが自己開示量に与える影響・・・・・・・・・・53

- 石垣 亜由美 (岡山大学)
- 張 澤 (岡山大学大学院)
- 白石 奈津栄 (岡山大学大学院)
- 堀内 孝 (岡山大学)

発表番号 28

持続可能な開発のための教育が中学生の批判的思考態度及び諸変数に与える影響
社会教育場面の一事例を通じた検討・・・・・・・・・・55

- 梶谷 哲史 (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)
- 保野 孝弘 (川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

☆発表番号 29

発達障害児の親の意味づけ過程に関する質的検討 同化と調節の過程に焦点を当てて・・・・・・・・57

- 湯浅 絢 (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 30

子どもに寄り添う遊びが発達に偏りがある子どもをもつ養育者の育児意識に与える影響・・・・59

- 岩崎 里歩 (川崎医療福祉大学大学院)
- 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 31

中学生時の学校外の居場所感が不登校傾向に与える影響・・・・・・・・・・61

- 今出 博貴 (川崎医療福祉大学)
- 進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 32

大学生におけるパーソナリティ特性と COVID-19 への恐怖・感染予防行動との関連・・・・・・・・63

- 難波 志帆 (川崎医療福祉大学大学院)
- 保野 孝弘 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 33

大学生の内的作業モデルが複数の援助要請場面における援助要請意図に及ぼす影響・・・・・・・・・・65

○中村 旭（川崎医療福祉大学大学院）

発表番号 34

現代の青年の友人関係における LINE の利用 孤独感と自己開示の深さの観点から・・・・・・・・・・67

○木尾 日向子（ノートルダム清心女子大学大学院）

大会発表奨励賞

大会発表奨励賞受賞者・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・69

集団におけるネコイヌパーソナリティタイプの相性

集団内の構成と役割を通して

○田中 未来* ・ 土居 正人*

(*吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：ネコイヌタイプパーソナリティタイプ尺度(CADS), 性格, 集団, 相性

問題と目的

人が動物のネコやイヌを好むのは、それらの動物の行動的特性に対する人間側の性格が関連していると考えられている(Stanley, 2010; 田島, 2017 等)。田中・土居 (2021)は、動物のネコやイヌにある気質的・行動的特性が人間の性格にも対応できるとして、「ネコイヌパーソナリティタイプ尺度(CADS: Cat And Dog personality type Scale)」を作成した。この尺度では動物のネコの行動特徴に似た性質（主に自律性：自分の求める態度や行動を自由にすること）を持つ者を「ネコパーソナリティタイプ: Cat Personality Type」、動物のイヌのそれに似た性質（主に内面化：他者の要求や期待に沿った態度や行動を自分のしたいこととすること）を持つ者を「イヌパーソナリティタイプ: Dog Personality Type」とし、調査研究による信頼性と妥当性の検討により、ネコイヌパーソナリティタイプ(CDPT: Cat and Dog Personality Type)を測定できるようにした。ネコタイプとは、活動的で目立ちたがり屋である一方で、課題や作業に対して面倒くさがり屋であり、人に対して支配的に接しながらも警戒的な姿勢を見せる性格である。イヌタイプとは、消極的ではあるが、真面目で誰に対しても分け隔てなく接する性格である。また、鳥越 (2022)は尺度得点を高い順に 4 群に分け、高い得点からネコ 2 タイプ(ライオンタイプ:目立ちたがり屋で支配的で警戒的)、ネコ 1 タイプ(アメリカンショートヘアタイプ:やや積極的で警戒性がなく面倒臭がり)、イヌ 1 タイプ(シバイヌタイプ:やや消極的で支配性は少なくやや面倒臭がり)、イヌ 2 タイプ(レトリバータイプ:消極的で大人しく真面目)とした。

人は古来より、動物のネコやイヌと相利共生関係の中で生きてきた(鈴木, 1999)。これまで共にしてこられたのは、人間の性格とネコ・イヌの行動特性の間に、相性(性質の合うもの『広辞苑』)による結びつきがあったからと考えられ、それは人と人の CDPT にも当ては

まると考えられた。そこで鳥越 (2022)は調査参加者とその親友との二人組の組み合わせを調べ、CDPT の相性について検討した。しかし、相性は二人ペアだけではなく集団にも適応できると考えられた。友人集団の形成は、初めは様々な理由から形成されるものの時間が立つにつれ、それぞれの成員が意志決定を繰り返していくことで淘汰され、最終的には相性の良い者同士によって集団が構成されていると考えられる。その集団構成や集団内の役割等を調べれば、集団内の CDPT の相性を見出すことができるのではないかと考えられた。そこで本研究の目的は、大学生の友人集団の CDPT 構成及び集団内の役割を調べることで、集団内における CDPT の相性について検討することにした。

方法

本研究の調査は大学生 127 名(有効回答者 121 名、有効回答率 95.3%)を対象に実施した。男性は 63 名、女性は 58 名であった。1 年生 26 名、2 年生 37 名、3 年生 37 名、4 年生 21 名であり、平均年齢は 20.6 歳、 $SD=3.48$ 歳であった。用いた尺度は、ネコイヌパーソナリティタイプ尺度(35 項目 4 件法)である。5 因子(「活動的-消極的」、「目立ちたがり-引込み思案」、「支配的-忠誠的」、「警戒的-無防備的」、「面倒臭がり-真面目」)で構成されている。また、集団内の役割については、自身のグループ内での自分の役割について単一回答法で答えてもらった。役割は「盛り上げ役」や「話題提供役」、「ツッコミ役」、「リーダー役」、「相談役」、「パイプ役」、「和ませ役」、「世話役」、「その他」に分けてたずねた。調査手続きについて、調査は大学の授業前後に実施され、調査は匿名であること、成績とは関係ないこと、自由意志による回答、個人情報保護に関する内容等についての説明を行った。

結果

本研究では、統計的分析に HAD (清水, 2016)を用いた。ネコ 2 タイプとイヌ 2 タイプは $\pm 1.25SD$ 以上とし

ていることから、必然的に人数が少なくなってしまう。そこで本分析では、ネコ2タイプとイヌ2タイプの人数に重みづけをし、それを度数として残差を算出した。大学の学科内における集団の人数構成によって「単独群」、「2人組群」、「3~4人組群」、「5~9人組群」に分け、集団別のCDPTの比率の偏りについて独立性の検定を行った(表1)。その結果、以後の結果について有意または有意傾向の残差が見られた。男性ではネコ2タイプは5~9人組が多く、ネコ1タイプは単独組が少なかった。イヌ2タイプは単独組が多かった。女性ではネコ2タイプは単独組と2人組が多かった。ネコ1タイプは単独組が少なく、イヌ2タイプは3~4人組が多かった。次に主観的な役割分類におけるCDPT比率の偏りの独立性の検定を行った(表2)。分析では、役割が似ているもの(盛り上げ役と話題提供役、相談役とパイプ役)は、同じ群として合算した。その結果、以後について有意または有意傾向が見られた。男性のネコ2タイプはツッコミ役とリーダー役が多く、ネコ1タイプは世話役が多かった。イヌ1タイプは和ませ役が多かった。女性のネコ2タイプはツッコミ役とリーダー役が多かった。ネコ1タイプは盛り上げ話題提供役が多く、イヌ1タイプでは和ませ役が多かった。イヌ2タイプでは相談つなぎ役と和ませ役が多かった。

考察

男女共にネコタイプの人ほど大集団に所属していたが、イヌ2タイプに違いがあった。イヌ2タイプの男

性ではほぼ単独であり、女性ではいずれかのグループに所属していた。ネコ2タイプは大集団にいることを好むがそれ以外の集団もあり、自身の意志決定によって様々な集団を選んでいると解釈できる。一方で、イヌ2タイプについて女性は、どこかの集団に所属したいとする気持ちを持っているためか、あるいは集団側が一人にさせることは良くないことであるとして、声を掛けて受け入れようとしていることが推測される。その反対にイヌ2タイプの男性は、集団に所属したいという考えを持っていないためか、あるいは集団から一人にさせない方が良いとの考え方が無いことから、一人でいるのだと考えられる。

役割については、ネコタイプはリーダー役やツッコミ役、盛り上げ役等、集団を成立させる中心的な役割を担っていた。一方でイヌタイプでは、和ませ役や相談役等、集団の機能を修復したり維持したりするための役割を担っていると解釈できる。以上のことから、大きな集団になるほどネコタイプが多いため、集団形成には会話等のコミュニケーションを取ることが求められていることが推測される。また、CDPTによって集団内の構成人数が異なっており、その役割の必然性に応じて集団が組織されていることが示唆された。

今後は、集団内の役割が集団のトラブルとどのようにつながっているのかについて検討していくことで、集団内の衝突やいじめ問題等の解明につながっていくと期待される。

表1 単独及び各集団におけるCDPTの割合の比較

タイプ	単独群(n=24)			2人組群(n=16)			3~4人組群(n=40)			5~9人組群(n=41)			
	人数	重み付け		人数	重み付け		人数	重み付け		人数	重み付け		
		度数	残差		度数	残差		度数	残差		度数	残差	
男	ネコ2(ライオン)	1名	4	▼-2.51*	1名	4	1.00	1名	4	-1.11	3名	12	△ 3.21**
	ネコ1(アメショ)	1名	1	▼-3.17**	3名	3	.83	7名	7	1.47	7名	7	1.47
性	イヌ1(シバイン)	13名	13	.15	4名	4	.23	10名	10	.82	6名	6	-1.15
	イヌ2(レトリバー)	5名	20	△ 5.20***	0名	0	▼-1.99*	1名	4	-1.11	0名	0	▼-3.27**
女	ネコ2(ライオン)	2名	8	△ 2.98**	2名	8	△ 1.70 †	1名	4	▼-4.23***	5名	20	1.26
	ネコ1(アメショ)	0名	0	▼-1.67 †	5名	5	1.55	6名	6	-.93	11名	11	.83
性	イヌ1(シバイン)	2名	2	.23	1名	1	-1.09	9名	9	1.16	7名	7	-.52
	イヌ2(レトリバー)	0名	0	▼-1.95 †	0名	0	▼-2.36*	5名	20	△ 4.57***	2名	8	▼-1.69 †

※△は有意に多い、▼は有意に少ない

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

表2 単独及び各集団におけるCDPT別の集団内の役割

タイプ	盛り上げ話題(n=26)		ツッコミ(n=11)		リーダー(n=2)		相談つなぎ(n=19)		和ませ(n=19)		世話(n=9)		
	度数	残差	度数	残差	度数	残差	度数	残差	度数	残差	度数	残差	
男	ネコ2(ライオン)	8	-.09	8	△ 3.53***	4	△ 2.71**	0	▼-2.52*	0	▼-1.99*	0	-1.59
	ネコ1(アメショ)	7	.82	1	-1.11	0	-1.23	2	.28	1	-.55	3	△ 2.33*
性	イヌ1(シバイン)	7	.29	0	▼-2.13*	0	-1.35	3	.27	5	△ 3.06**	1	-.02
	イヌ2(レトリバー)	0	▼-1.72 †	0	-.93	0	-.59	4	-4.65	0	-.74	0	-.59
女	ネコ2(ライオン)	8	1.51	16	△ 4.93***	4	△ 2.87**	0	▼-4.15***	0	▼-3.81***	4	-1.02
	ネコ1(アメショ)	7	△ 2.78**	4	.14	0	-.99	3	-1.03	2	-1.35	2	.46
性	イヌ1(シバイン)	1	-1.33	0	▼-2.35*	0	-.95	6	-.93	8	△ 2.58**	2	.55
	イヌ2(レトリバー)	0	▼-2.84**	0	▼-3.25***	0	-1.32	16	△ 4.41***	12	△ 2.94**	0	▼-1.91 †

※△は有意に多い、▼は有意に少ない

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

一日一善が及ぼす心理的効果の検討

自傷傾向及びネガティブ感情の軽減に向けて

○後藤 泰斗* ・ 土居 正人*

(*吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：非自殺的自傷行為，一日一善，心理教育プログラム，仏教，縁

問題と目的

現代社会における思春期・青年期の若者の問題の一つに自傷行為がある。これまでの自傷研究では、自傷が生じるまでの過程について検討され(例えば、土居・三宅, 2020; 土居・齋藤, 2021), その中でも、親子関係が大きな要因であることが示されている(土居・三宅, 2018)。親からの不承認的な態度は子供の実存感を低め、これは自分のことを自分で決めることができない状況にあることや、自分が誰かのために役立っていないと感じることがその要因であるとされる(土居・山本・川内, 印刷中)。このように自傷現象は、親子関係の性質が強く出やすい精神症状である。しかし問題の視点を広げてみると、近年になるほど、自傷経験者の割合が増えていることや(Hawton & Fagg, 1992; Hawton, Fagg, Simkin, et al., 2000), 田舎(15.4%)よりも都会(84.6%)の方がその割合が多いことから(Plener, Allroggen, Kapusta, et al., 2016), 近代化したことによる個人と社会とのつながりの希薄さの社会構造の問題が、親子関係の結びつきを強くさせてしまっているのではないかと推測された。そこで土居・藤原(印刷中)は、一日一善における善行動に着目した。日本人にとって、この行為は自然な利他的行動であり、遂行した後にはなぜか温かい気持ちになる。この一善を日常的に行うよう意識すれば、自身の意志決定の頻度は高まり、誰かの役に立っていると感じることで生きていることの実感が湧き、個人と社会が結びついていくことで自傷者の心理状態が改善されるのではないかと考えた。ここから土居・藤原(印刷中)は「一日一善心理教育プログラム (ICHIZEN Psycho-educational Program: IPP) (以後、一善プログラム)」を考案した。これは一日一善の体験を通して善意の思考と行動パターンを獲得し、個人と社会がつながっているといた「縁」への気づきを促すことで、精神健康の改善を目指すアウトプット型の心理教育プログラムである。本研究は、一善プログラムが自傷傾向(自

傷が行われる可能性の高さ)や抑うつ感情の改善に有効であるかについて、効果研究を通して検証する。

方法

研究対象者は、大学生 80 名であり、有効回答者 74 名、有効回答率 92.5%、男性 38 名、女性 36 名であった。平均年齢は 20.05 歳、 $SD=1.26$ 歳であった。本研究では、介入群と統制群に分けてプログラムの効果を検証した。調査の実施期間については、両群共に 3 回(初回時、1 週間後、2 週間後)実施した。介入群の介入は最初の 1 週間のみとし、2 週目以降は特に指示をせず自由に過ごす期間であるとした。統制群はその期間中、普段通りに過ごしてもらった。次に本調査で用いた尺度について、一つ目は、自傷行為尺度(土居・三宅・園田, 2013)である。これは 20 項目 4 因子 4 件法で構成されている。この尺度は、直接的な自傷行為の表現を行わず、自傷者の心理社会的な背景から自傷傾向を測定することが可能である。二つ目は、POMS 短縮版 (Profile of Mood States Brief Form Japanese Version) (横山, 2006)であり、本稿では「抑うつ-落ち込み(以後、抑うつ)」のみ記述する。

介入群に対して研究者は、研究目的や効果の予測、実施方法等の説明を伝え、仏教等の思想に関することは伝えなかった。一善とは、自分が善いと思う行いや振る舞いをすることであり、できる限り特定ではない他者に対して実施する方が望ましいとした。記録方法については、善行動をした状況や場面、行動、認知、感覚、感情等を記入してもらった。感想についてもたずねている。なお、参加者全員に研究協力の承諾を得ており、介入群には承諾書に署名をしてもらった。本研究は吉備国際大学の倫理審査委員会に申請し認証を受けている(No.21-29)。

結果

分析で用いた統計ソフトは、SPSS 22 Advance であった。自傷傾向得点を $0.5SD$ 以上を高群、 $0.5SD$ 以下を低

群の2群に分けて、二要因混合分散分析を行った(表1)。その結果、自傷傾向高群の介入群は、期間の主効果が有意であったことから、Bonferroniの多重比較を行った。介入群の自傷傾向において、PreとPost及びPreとFollowに有意な差が見られた(順に $p<.01$, $p<.001$)。抑うつではPreとFollow($p<.10$)のみに有意傾向の差が見られた。また、自傷傾向高群の自傷傾向において交互作用が有意であり、抑うつには期間の主効果が有意であったことから単純主効果の検定を行った。その結果、両尺度のPostとFollowの介入統制間に有意な差が見られた(自傷傾向Post: $F(1, 22)=5.87, p<.05$, Follow: $F(1, 22)=8.43, p<.01$, 抑うつ Post: $F(1, 22)=5.95, p<.05$, Follow: $F(1, 22)=7.25, p<.05$)。一方で、自傷傾向低群の両尺度の交互作用は有意ではなかった。

感想において、行動面では「外出が増えた」や「最初の一週間の一日一善よりも、その後の一週間の方が充実感を強く感じた。自発的にやっているからだと思う」等、認知面では「いつもならあまり気に留めない部分に気が付いたと思う」や「自分を俯瞰的に捉えることができるようになった」、「他の人の良い行いが、よく目に付くようになった」、「周りも靴を揃えてくれるなど、善いことをしてくれるようになった気がする」、「自分が社会や人のために役に立っていると実感できた」等、感覚として「一日一善は自分を承認できるのがすごくいいと思った」、「その日嫌なことがあっても、いいことをしたなあ—と思うことで自分の存在を許せるような気がした」等、感情面では「幸せな気持ちになれる」等の回答が得られた。

考察

分散分析結果より、自傷傾向高群の介入統制間に有意な差が見られた一方で、自傷傾向低群は有意ではなかったことから、一善プログラムは特に自傷傾向高者の抑うつと自傷傾向の低減に有効であると考えられる。感想からは、一善プログラムはポジティブな感情を高

め、外出等の行動活性化の働きがあり、他にも、現実場面で自身に起きていることに気づこうとするマインドフルネス機能や記録によるセルフモニタリング機能が用いられている。これらの変化はプログラムの課題がシンプルかつ自由度が高い上に、その場ですぐにポジティブな感情が生じやすい即時強化によって、自発的に善行動が維持されていると推測できる。また、周囲を見て学ぶ等、視点が自身以外に向き始めていること、そして周囲の人達の行動も変容し始め、他者からも受け入れられていると感じる体験をすることで、個人と社会がつながっているという「縁」についても気づき始めており、それらの点から、視点が自身へと向かなくなることや自己承認機能、実存感の向上が生じている可能性があるかと推察できる。

効果が生じた理由としては、人と他者との「縁」を大切にすることを理論の中心に置いていたことが大きいのではないだろうか。すなわち、自分がしたことは巡り巡って帰ってくるので、他者を大切にすることによって、他者からも自分の存在を確認してくれることへとつながっているのである。これは、個人と環境との対話であるとも言える。この意思決定と行動、他者からのフィードバックによって実存感が向上し、自傷傾向高者の自傷傾向や抑うつの軽減に効果があったことが示唆される。一善プログラムは、西洋モデルの因果関係の枠組みを超えて、縁(因縁生起)の観点から、個人の行動・認知・感情・感覚の変容及び周囲の環境の変化を期待できる新しい試みであると考えられる。

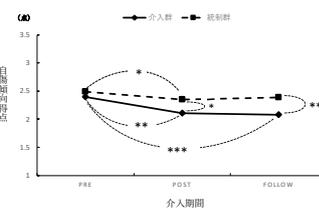


図1 自傷傾向高群の自傷傾向得点の推移

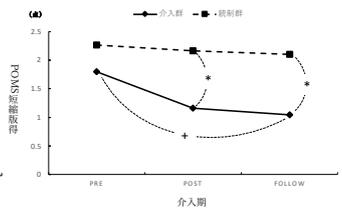


図2 自傷傾向高群の抑うつ得点の推移

表1 各尺度の介入前後の得点推移

尺度	自傷高低群	介入統制群	n	Pre M(SD)	Post M(SD)	Follow M(SD)	主効果		交互作用
							介入統制	期間	
							F	F	F
自傷傾向	自傷低群	介入	20	1.50(.18)	1.49(.20)	1.43(.19)	3.84+	2.67+	.27
		統制	20	1.61(.19)	1.62(.15)	1.57(.16)	.14	.10	.01
	自傷高群	介入	18	2.40(.19)	2.11(.16)	2.08(.19)	6.04	14.90***	3.26*
		統制	16	2.49(.27)	2.35(.32)	2.39(.33)	.22	.40	.13
抑うつ	自傷低群	介入	20	.47(.61)	.29(.48)	.16(.24)	3.36+	.70	1.17
		統制	20	.56(.37)	.51(.73)	.62(.41)	.13	.03	.05
	自傷高群	介入	18	1.80(.75)	1.16(.78)	1.04(.65)	6.31*	3.64*	1.67
		統制	16	2.26(1.11)	2.16(1.24)	2.10(1.26)	.22	.14	.07

※主効果・交互作用列の上方は主効果・交互作用のF値を、下方は効果量(偏η²)値を示している

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

筆跡分析における心理学的検討

筆跡と性格の関連

○波平 乃衣* ・ 土居 正人*

(*吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：筆跡心理学, 性格, 筆跡

問題と目的

筆跡について多くの人が関心を寄せる中、それに関する理論的体系に基づいた研究が少ないのが現状である。筆跡学は西洋において体系づけられ発展してきたが、日本や中国といった漢字圏に対する筆跡研究はこれからのようである。

筆跡とは人間の手で書かれた文字をさし、書く人固有の特性が常に影響している(森岡, 2020)。だからこそ書いた字の筆跡特徴からその書き手の性格傾向を導き出すことができると考えられている。また、筆跡は表出行動の一つであるにもかかわらず、他のしぐさや表情、話し方などとは異なり瞬間的には消えず、自然に記録に残すことができる。故に筆跡を研究することは人の心が現れる表出行動をより正確に研究することへとつながると言える。一方で巷の書店では筆跡と性格に関する一般書が数多く出版されている(例えば、根本, 2000等)。しかしながら、そのような一般書ではどのような客観的な方法で検証されているかについて述べられていない。そこで本研究では、筆跡に関する書籍が実際の性格を計測できているのかについて検証すること、さらには、実際に参加者によって書かれた筆跡からどういった性格と関連があるのかについて心理学的手法を用いて検討することが目的である。

方法

本研究の調査は大学生 100 名(有効回答者 100 名, 有効回答率 100%)に実施した。男性は 54 名, 女性は 46 名であった。1 年生 21 名, 2 年生 42 名, 3 年生 26 名, 4 年生 8 名, 大学院生 2 名であり, 平均年齢は 20.13 歳, $SD=1.33$ 歳であった。分析対象は全て日本人学生で構成した上で分析を行った。

性格傾向を測定するために並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口(2012)の Big Five 尺度短縮版を使用し, 筆跡に基づく性格の測定のため「子どもは文字で訴える」(石崎, 2009)をもとに作成した筆跡特徴に基づく性格

特徴の項目, 筆跡を調べるため, ひらがな文章による漢字での書き取り課題といった 3 つの質問紙を用いた。

調査開始の際には匿名で記入してもらうこと, 授業における評価にはならないこと, 答えづらい質問があった場合は回答を飛ばしてもよいこと, 回答は統計的に処理されること, 個人情報保護等についての説明を行った。

結果

まず書籍の内容による筆跡特徴と性格項目の相関分析を行った(表 1)。ほとんどの項目で有意な相関が見られなかった。

次に実際に書かれた文字特徴と Big Five 尺度の相関分析を行った。文字特徴に性差がみられたため, 男女差を考慮した。その結果, 男性の場合では「引のスペース」と「外向性」($r=.387, p<.01$), 「引のスペース」と「開放性」($r=.318, p<.05$), 「日下部接筆部」と「誠実性」($r=.282, p<.05$), 「日下部接筆部」と「情緒不安定性」($r=-.231, p<.10$), 「先撥ね有無」と「誠実性」($r=.290, p<.05$), 「先撥ね有無」と「情緒不安定性」($r=-.351, p<.01$), 「日間隔」と「外向性」($r=.255, p<.10$), 「日間隔」と「調和性」($r=.299, p<.05$)で有意な相関が見られた(表 2)。女性の場合には「本の横線/縦線」と「外向性」($r=.373, p<.05$), 「本の横線/縦線」と「開放性」($r=.345, p<.05$), 「日の転筆」と「誠実性」($r=.247, p<.10$), 「本の縦線上部分割合」と「情緒不安定性」($r=-.255, p<.05$), 「本の縦線上部分割合」と「開放性」($r=.248, p<.05$), 「描線太さ」と「調和性」($r=.276, p<.05$)で有意な相関が見られた(表 3)。

考察

書籍の内容による筆跡と性格の相関分析を行ったところほとんどの項目で有意な相関が見られなかった。これは, そもそも筆跡の基本は義務教育課程で学ぶことが多く, その人自身の性格傾向の影響に合わせて環境要因の影響も大きいことからその通りにならないの

表1 書籍の内容による文字特徴と性格項目の相関

文字特徴	性格	r
左払い長型	目立ちたがり屋	.03
	おしゃれ	.03
右払い長型	夢中になりやすい	-.08
	入れ込みやすい	.03
撥ね強型	粘り強い	.28**
	責任感がある	.26**
撥ねなし型	頑張りがきかない	.10
	飽きっぽい	-.03
右上がり型	言われた事を頑張る	-.06
	組織の中で誠実	-.09
頭部突出型	プライドが高い	.14
	腰が低い	-.04
頭部控え目型	誰とでも仲良くできる	-.07
	自己主張が控え目	-.08
下狭型	不安定	.01
	転びやすい	-.04
空間つぶれ型	心身のどこかが苦しい	.05
	ストレスが溜まっている	.09
非等間隔型	得意科目に能力を発揮する	-.10
	感情的になりやすい	-.07
等間隔型	論理的	-.09
	器用	.03
大字型	元気ハツラツ	-.05
	人に遠慮しない	-.09
小字型	おとなしい	.20*
	目立つ行動をしない	-.11
開空間狭すぎ型	友達関係が上手くいかない	-.09
	周りと打ち解けにくい	-.08
上開下開型	自分に甘い	.16
	習ったことが頭からぬける	.04
上開下閉型	真面目	-.16
	融通が利かない	-.05

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

ではないだろうか。また書籍の内容は統計的な処理がされていないことから、客観的な指標によって関連性が見出されなかったと考えられる。このような結果から、今後の筆跡分析においては学問的な手法による客観的な指標を示す必要があることが示唆された。

そこで実際に書かれた文字特徴と Big Five 尺度の相関分析を行った。その結果、いくつかの文字特徴と性格特性の間で有意な相関が見られた。文字の特徴部位は図1の通りである。それを踏まえると男性の場合では「引」の偏と隣のスペースが狭いと外向的で、「日」の下部分割合の横線と縦線の接筆部が隙間なく閉じていると誠実であり、「先」の撥ねがないと情緒不安定傾向、「引」の偏と隣のスペースが狭いと開放的、「日」の間隔が上よりも下の方が大きいと調和的である。女性の場合は「本」を縦長に書くと外向的で、「日」の転筆部が角張っていると誠実、「本」の縦線上部分の割合が

小さいと情緒不安定傾向、「本」の縦線上部分の割合が大きいと開放的、描線が太いと調和的である。男性の場合は文字のスペースや間隔や撥ねといった目にして分かりやすい部分に性格特性が出やすいのに対して、女性の場合は横や縦、転筆部など空間や丸みに性格特性が出やすいと言える。しかしながらどれも弱い相関であり、筆跡特徴は性格傾向を掴む1つの指標として他の尺度と併用して用いるのが適していると考えられる。

本研究の結果は書籍の内容の正確性を立証することが出来なかったが、だからといって筆跡の心理学的分析を否定することにはならない。実際に Big Five 尺度と文字特徴の相関分析では弱いながらも有意な相関が表れており、筆跡には少なからず心理的側面、性格特性を表している部分があるということである。だからこそ本研究のような心理学的手法を用いてより精度を高めていくことが、今後の筆跡分析の研究発展につながると思われる。

表2 Big Five 尺度と文字特徴の相関分析 (男性)

性格特性	引 スペース	日下部 接筆部	先撥ね 有無	日間隔
外向性	-.39**	.21	.15	.26 †
誠実性	-.08	.28*	.29*	-.19
情緒不安定性	.17	-.23 †	-.35**	.13
開放性	-.32*	.14	.11	.17
調和性	-.19	.13	.06	.30*

**p<.01, *p<.05, †p<.10

表3 Big Five 尺度と文字特徴の相関分析 (女性)

性格特性	横線/ 縦線	日転筆	縦線上部 分割合	描線 太さ
外向性	-.37*	.01	.22	.07
誠実性	-.18	.25 †	-.01	.04
情緒不安定性	.19	-.10	-.26 †	-.05
開放性	-.35*	.17	.25 †	.02
調和性	-.20	.22	.09	.28 †

**p<.01, *p<.05, †p<.10

図1 文字の特徴部位

	引スペース	日下部接筆部	先はね有無	日間隔
男性	引	日	先	日
	縦線 / 横線	日転筆部	縦線上部分割合	
女性	本	日	本	

自傷傾向者の親が子に望む社会的価値観（良い子）とは

— 日本・韓国の学生の比較から —

○小倉 翔太* ・ 土居 正人*

(*吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：非自殺的自傷行為，親子関係，価値観，国際比較

問題と目的

近年世界中で、非自殺的自傷行為（以後、自傷）が問題となっており、現在の自傷研究では、その発生要因やリスクファクター等の検討がされている(土居・三宅, 2020)。土居・齋藤 (2021)によると、自傷傾向者（自傷が行われる可能性が高い者）は、気質的な特性である感受性の高さを持った上で親から不承認的態度を生育過程でとられ続けてきた場合、子供の推論の誤りは向上し、その結果自傷傾向が高まるとした。推論の誤りが生じる過程においては、親から子供に対して「重要であるな」、「成功するな」、「存在するな」といった禁止的言動、すなわち「良い子ではないあなたは好きじゃない」といったメッセージが与えられていることが報告された(川内・土居, 2021)。そのような結果を受けて、本研究では、そもそも自傷傾向の高い子供の親はどのような子供を「良い子」とであると捉えているのかについて検討することにした。

そして、親が持つこの価値観は、日本社会にのみ起こりうる現象なのだろうか。なぜなら自傷の経験率は、日本女性では10～20%(土居・三宅, 2018)、韓国女性では10.5%(Shin, Chung, Lim, Lee, Oh, and Cho, 2009)とされており、高いのは日本だけではない。このことから、日本人の参加者と日本以外の国籍を持つ参加者とを比較すれば、自傷傾向者の親が持つ価値観が一般的であるのかどうかについて検討できると考えられた。そこで本研究の目的は、自傷傾向者の親が望む「良い子」について、国籍別に比較することにより自傷現象の発生要因となる文化的背景を検討することである。

仮説として、自傷傾向を低群と高群に分けた場合、高群の親が持つ「良い子」とは、子供の気持ちにより添わない価値観が含まれていると予測した。

方法

本研究の調査対象者は大学生116名(有効回答者113名、有効回答率97.4%)であった。男性は64名、女性

は47名、その他が2名であり、平均年齢20.77歳、 $SD=3.05$ であった。また、有効回答者を国籍別にみると日本人が101名(男性57名、女性42名、その他2名)、韓国人12名(男性7名、女性5名)であった。

フェイスシートでは調査参加者の学科、学年、年齢、性別、国籍について尋ねた。用いた尺度は土居・三宅・園田 (2013) の自傷行為尺度 (20項目4因子、4件法) であり、因子は「抑圧状態」、「自責思考」、「承認欲求」、「親子葛藤」からなる。この尺度は、直接的な自傷行為の内容を聞かずに自傷傾向を測定することができることから用いた。また、調査参加者の両親が望む「良い子」の価値観について検討するため、オリジナルで質問項目(母親、父親共に10項目)を作成した。項目を作成するにあたり、富田 (2004) や前原 (1997) の著書の内容を参考にした。一般に、親が思う子供への期待は誰しもが持っているものである。そこで本研究では、親が望む理想像の中でも子供側の気持ちにはより添おうとはしない、親の一方的な見方をしている価値観に焦点をあてて項目を構成した。項目はいずれも「あなたの母親(父親)が望む良い子とは…」という出だしの文から構成されており、項目1「私の希望を我慢してでも親の望む会社に入る子」、項目2「派手な服を着ない子」、項目3「我慢してでも親に言われたことを優先する子」、項目4「辛い時や悲しい時があっても笑顔でいる子」、項目5「自分の気持ちを押し殺してまで周囲を優先できる子」、項目6「いかなることにおいても1つのミスもせずに完璧にできる子」、項目7「どんな時でも愚痴をこぼさない子」、項目8「どんな時でも裏表がない子」、項目9「どんな時でも嘘をつかない子」、項目10「親が認めていない友達とは交流しない子」について尋ねた。

調査手続きについて、調査は大学の講義前後に実施した。調査では、回答は任意であることや大学の授業の成績とは関係がないこと、答えたくない項目には回

答をしなくてよいこと、回答した内容は個人が特定されることはない等の情報の管理について説明し、同意を得た上で実施した。

結果

分析はHAD統計ソフトを用いた。まず、国籍別による自傷行為尺度及び下位因子の得点差を検討するため、*t*検定を行った。その結果、下位因子の「自責思考」は、日本人学生よりも韓国の学生の方が低く($t=2.51, p<.05, r=.24$)、それ以外の尺度得点及び下位因子では差は見られなかった。次に、自傷傾向(低・高)と国籍(日本・韓国)を独立変数とし、親が望む良い子価値観の項目を従属変数とする二要因分散分析を行った(表1, 2)。分析では平均得点を基準に自傷傾向を高低群に分けた。母親の価値観において自傷傾向高低と国籍の両方に差があったのは、項目5(自傷傾向: $F(1, 107)=3.22, p<.10$, 国籍: $F(1, 107)=3.64, p<.10$)であり、有意傾向であった。自傷傾向高低のみの差としては、項目1($F(1, 107)=8.54, p<.01$)と項目3($F(1, 107)=5.19, p<.05$)、項目6($F(1, 107)=6.81, p<.05$)、項目10($F(1, 107)=4.74, p<.05$)であった。父親の価値観において独立変数の両方に差があったのは、項目8(自傷傾向: $F(1, 104)=2.94, p<.10$, 国籍: $F(1, 104)=4.27, p<.05$)であった。自傷傾向高低のみの差では、項目3($F(1, 104)=3.73, p<.10$)と項目6($F(1, 104)=3.06, p<.10$)が有意傾向であり、項目10($F(1, 102)=8.74, p<.01$)が有意であった。

考察

本研究結果より、自傷傾向高群の両親が子供に期待する価値観は、子供の自傷傾向と関連していることが示された。まず、両親が望む「良い子」とは、親が認めた友達とのみ関わりを持ってよいことや、あらゆる物事を完璧にこなせること等、親の意向に答えられる子であることが分かる。次に母親が理想の子に望むことは、子供が良い会社に入ることや自分の気持ちを押し殺してでも周囲を優先できるように我慢することを求めており、母親が体裁や世間体を意識していることが窺える。他にも父親の望む子はいかなる場合でも裏表がないことであるとされ、これらのことから自傷傾向高群の人は、親の都合に合わすよう要求されていることが推測できる。

また、国籍差の分析では、自傷傾向尺度の「自責思考」因子が日本人の方が高く、そして親の価値観とし

ては、日本の自傷傾向高群の母親は韓国よりも周囲の人を優先できる子を、父親では裏表がない子を求めている。国籍差がある理由としては、日本の文化的背景が考えられる。日本は集団主義であると考えられており、自身の性格は集団の質によって変わるとされている(浜口, 1982)。それ故に、親を含めた家族が周囲から受け入れられるようにするため、子供の世間体を気にしているのだと推察される。市毛・大河原(2008)は、調査結果より親から良い子の願望を与えられて育った子供は、青年期になっても親の影響を受けやすく、外的な基準でしか自身の価値観の判断を得ることができると結論付けている。このことから、良い子として育ててきた子供は、物事の正しさや過ちを周囲の意見を窺うことでしか確認できないことから、例えば集団の中で失敗をしてしまった時には、すぐに自身を責めがちになってしまうのであろう。

しかし一方で、それ以外の多くの価値観の項目では国籍差は見られなかった。これはむしろ、親が子供に完璧さを求めたり親の意思を優先させたりすることは、他国でも起こりうる価値観であり、何も日本だけではないのかもしれない。したがって、今後は文化的背景だけではなく、社会情勢の変化の観点から自傷現象を検証していくことも必要であると考えられる。

表1 母親が望む「良い子」の価値観

母親	質問内容	国籍	自傷傾向		主効果		交互作用
			自傷低群	自傷高群	自傷高低	国籍	
項目1 親が望む会社に入れる	日本	1.43 (.69)	1.83 (.87)	8.54**	.07	1.97	
	韓国	1.00 (.00)	2.13 (1.13)	.07	.00	.02	
項目3 親を優先する	日本	1.65 (.85)	2.11 (.93)	5.19*	.03	.50	
	韓国	1.50 (1.00)	2.38 (1.06)	.05	.00	.01	
項目5 周囲を優先できる子	日本	1.78 (.96)	2.08 (.90)	3.22+	3.64+	.62	
	韓国	1.00 (.00)	1.75 (.71)	.03	.03	.01	
項目6 完璧にできる	日本	1.50 (.81)	2.11 (.91)	6.81*	1.68	.21	
	韓国	1.00 (.00)	1.88 (1.25)	.06	.01	.00	
項目10 親が認めた友達のみ	日本	1.41 (.86)	1.92 (.92)	4.74*	1.03	.17	
	韓国	1.00 (.00)	1.75 (1.16)	.04	.01	.00	

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

※主効果・交互作用例の上方は主効果・交互作用の*F*値を、下方は効果量(η^2)値を示している

※効果量(η^2)の目安: .01=小, .06=中, .14=大

表2 父親が望む「良い子」の価値観

父親	質問内容	国籍	自傷傾向		主効果		交互作用
			自傷低群	自傷高群	自傷高低	国籍	
項目3 親を優先する	日本	1.57 (.78)	2.06 (1.00)	3.73+	.00	.05	
	韓国	1.50 (1.00)	2.13 (.83)	.03	.00	.00	
項目6 完璧にできる	日本	1.50 (.69)	2.10 (.95)	3.06+	.24	.16	
	韓国	1.75 (.96)	2.13 (1.13)	.03	.01	.00	
項目8 裏表が無い子	日本	1.98 (.93)	2.36 (.92)	2.94+	4.27*	.17	
	韓国	1.25 (.50)	1.88 (.83)	.03	.04	.00	
項目10 親が認めた友達のみ	日本	1.26 (.57)	1.74 (.92)	8.74**	.00	1.08	
	韓国	1.00 (.00)	2.00 (.93)	.08	.00	.01	

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

自分の行動理解体験の促進

自身のタイピングスキルに対する行動分析的介入を経て

○石田 伸太郎* ・ 東森 健司* ・ 遠藤 純花* ・ 土居 正人*

(*吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：行動理解体験，応用行動分析，タイピング，セルフコントロール

問題と目的

島宗 (2014)は、自分自身の問題行動に対して介入し、行動変容を促進することを「じぶん実験」とよんでいる。これは制御変数を見つけることが目的ではなく、行動の諸原理研究法を学んで自らが自分の行動を探究する力をつけること、自分にあったセルフコントロールの手続きを開発することが目的である。自分が自身の行動に対して介入することは、個人と環境との相互作用を理解することへとつながり、個人の生活をより豊かなものにすると考えられる。

そこで本研究では、「自分の行動理解体験」と称し、自分の問題となる行動に介入することを通して行動の原理の理解を促進することを目的とする。標的行動はタイピングスキルとする。介入者は3名おり、それぞれの者が自身の標的行動に対する行動の原理に基づく介入方法を考え、行動の変容状況を検討した。仮説として、介入者が自分の行動の機能分析をし、先行条件 A: Antecedent または、後続条件 C: Consequences に介入することでタイピングの練習時間が向上し、それがタイピングスキル得点の向上へとつながると予測した。

方法

介入者及び記録者：介入者は、大学生3名（介入者Ⅰ：男性21歳，介入者Ⅱ：男性21歳，介入者Ⅲ：女性21歳）であり、全員タッチタイピング（ブラインドタッチ）のスキルを有していなかった。他にも記録は研究協力者3名（フォームチェック2名，動画1名）で行った。

タイピングテスト：タイピングスキルを確認するテストは、大学演習室にて貸出用のパソコンを用いて行われた。実験の様子は記録者が動画を撮影した。タイピング行動を検証するために、タイピングのテストを週に1回実施した。テストは、e-typing (<https://www.e-typing.ne.jp>)の腕試しレベルチェックを用いた。このテストでは、入力時間や正確率を測定することができ、

それにフォームチェックリストの正答率で割ることによって、オリジナルの総合得点である「タイピング得点」を算出することができる。テストは計8~12回測定し、そのうちの1回はフォローアップ（約4ヶ月後のテスト）とした。

標的行動とフォームチェックリスト：標的行動はタイピング行動である。標的行動がタイピングの基本的な姿勢をとれているかについて評価するため、課題分析を行った上でフォームチェックリストを作成した。具体的には、①「椅子に深く座る」、②「背中を伸ばす」、③「脇を開けすぎない」、④「左人差し指を(F)に、右人差し指を(J)に置く」、⑤「残りの指をホームポジションにおいて軽く曲げる」、⑥「指定された指でキーを押す」、⑦「入力後指定されたポジションに戻す」、⑧「画面を向いて入力する」であるとした。テスト時のフォームは、記録者2名がフォームチェックリストを基にチェックを2回（開始直後と1分後）行った。フォームの正誤反応の信頼性を検討するため2名の記録者によるチェックリストの一致率を算出した。

研究デザインと練習：単純ベースライン法からなるABAデザインを用い、ベースライン期，介入期，フォローアップ期に分けてタイピングテストを実施した。ベースライン期及びフォローアップ期では、1日20分の練習時間の目標時間を決めていて介入は行わないものとし、実際に練習をするかどうかは自身の意志によるものとした。介入者による日々のタイピング練習は、チェックリストを基にして自宅で行い、週2回以上、1日当たり20分（週平均5.7分）を目標としていた。練習は自主的に行うこととし、使う教材はどのようなものでもよいとした（例えば、「寿司打：<http://typingx0.net/sushida/>」等であった）。

練習について、介入者Ⅰは自身の練習行動に対して、動機付けに問題があると考えられたことから、後続条件Cに介入することにした。介入内容としては、「目標

時間練習を行えば、動画の視聴が可能となる」、「洗髪が可能」、「練習をしなかったら腹筋を50回」等の介入を行った。介入者Ⅱは、自身のタイピング練習時間を増やすために、先行条件Aとして「タイピング時の姿勢」に介入することにした。「仰向け」、「正座」、「胡坐座」等を実施した。介入者Ⅲは、タイピング練習行動時間を増やすために、先行条件Aとして「練習をする時間」に介入することにした。「夜9時」、「夜10時」、「帰ってすぐ」、「朝ご飯後」等について検討した。

倫理的配慮：自身に対する介入は、研究の流れを十分に理解した上で、健康に問題が出ないと考えられる介入方法を選んで実行した。

社会的妥当性の測定：社会的妥当性を検討するため介入後に質問項目に回答した。項目内容は、「チェックリストによる練習は分かりやすかったか」、「結果に満足しているか」、「タイピングが少しでもできるようになったか」といった項目で構成され、5件法「当てはまる：5点～当てはまらない：1点」で回答した。

結果

介入結果：各介入者の結果と練習時の様子について述べる。介入者Ⅰの介入結果は図1に示している。タイピング得点は、1回目のテストでは17.8点であったが、フォローアップ期には47.2点と段階的に向上し、フォーム得点も同様に向上していた。練習時間は、動機付けへの介入内容により異なっており、練習目標時間が達成されると洗髪ができること（週平均17.1分）の週が多く、時間練習していた。フォローアップ期には週の目標時間を設定していなかったが、自発的に練習が行われていた。介入者Ⅱの結果では（図2）、タイピング得点及びフォーム得点は上昇していた。練習時間は、ベースラインでは週平均21分であったが、正座で練習をした時が31.7分と最も高かった。介入者Ⅲの結果においても（図3）、タイピング得点とフォーム得点が増加していた。練習時間は、夜9時に練習することが週平均11.4分と最も長かった。

社会的妥当性：介入者Ⅰ、Ⅱ、Ⅲの量的項目の回答及び感想を見ると概ね共通の回答をしていた。内容としては、課題分析によるチェックリストが分かりやすく、タイピングが少しでもできるようになったと感じており、自分の行動の理解が促進されているようであったが、その一方で、結果にはやや満足していなかった。

信頼性：フォームの正反応得点の信頼性を検討した結果、介入者Ⅰの一致率は75.5%、介入者Ⅱは92.2%、介入者Ⅲは93.0%であった。

考察

それぞれの介入者は、自身の練習行動の機能分析を行うことにより介入方法を考え、自身の練習時間が最も伸びる条件を見出し、最終的にはタイピング得点を高めることに成功した。その間、各介入者は、週を進めるごとに自身で介入方法を考え、より練習回数が増えるように工夫しており、自分の行動理解体験は、自分の問題行動・解決行動の理解を促進し、セルフコントロール機能を高めることが示唆された。またフォローアップ期には、特に練習目標時間を設定してはいなかったが、自発的に練習が行われていた。毎週練習を行っていたことにより習慣化され、その後においても介入が維持されていたとも考えられる。自分の行動理解体験は自発的に自身の問題に取り組むことから、その後においても解決行動が維持されやすいと考えられる。

引用文献

島宗理 (2014). 使える行動分析学 じぶん実験のすすめ ちくま新書.

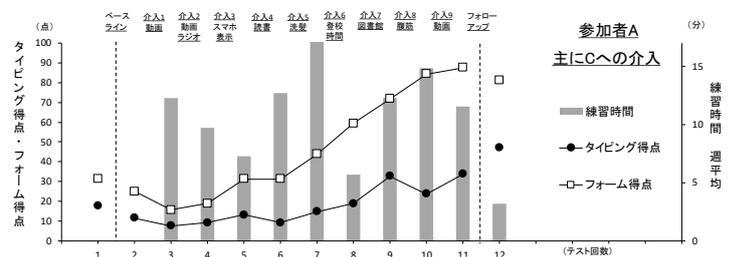


図1 介入者Ⅰの結果

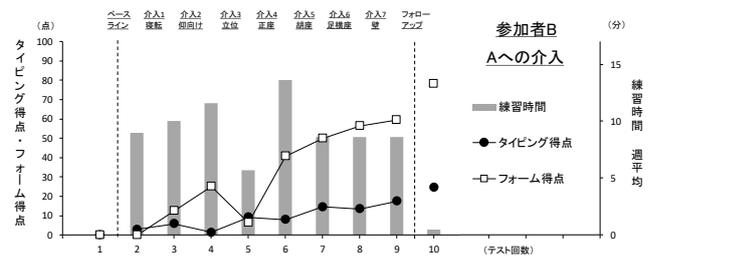


図2 介入者Ⅱの結果

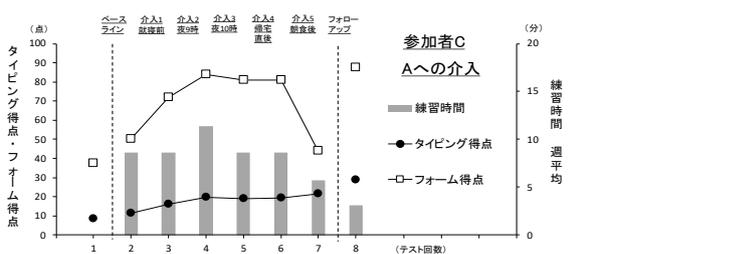


図3 介入者Ⅲの結果

三角形の誘目性は生得的に円形よりも有意に強くしかも生命力を促進する

岡山大学・環太平洋大学

三 谷 恵 一

キーワード 三角形 円形 誘目性

Eye attractiveness of triangle is significantly strong than circle

Okayama University International Pacific University

Keiichi Mittani

Key wards: triangle circle eye attractiveness

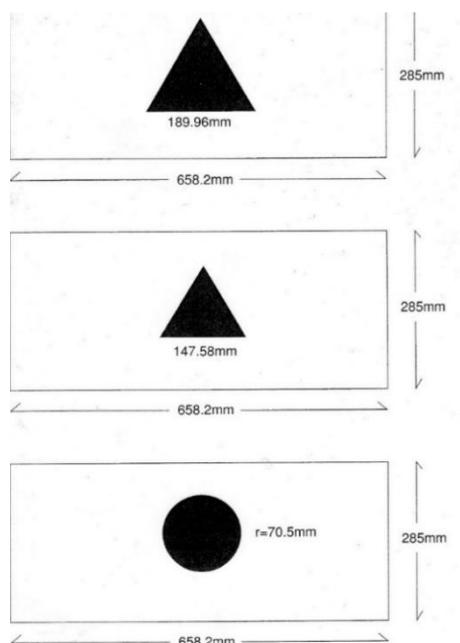
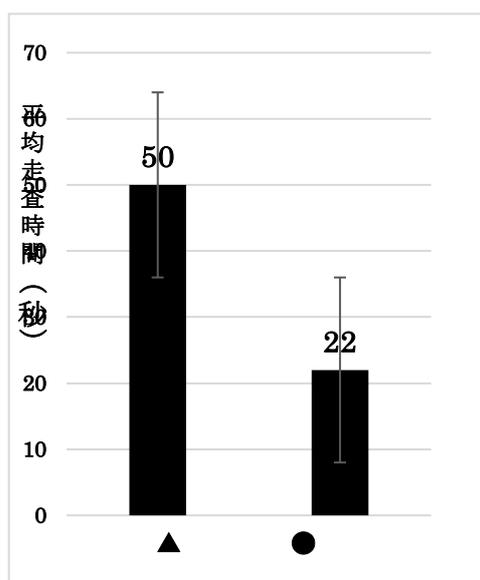
実験 1

目的と方法

F344/DuCrj ラットを 2 群に分け、「三角形▲提示群(N=11)」には上に「三角形▲提示群(N=11)」には図の小三角形、「円形●提示群(N=11)」には円形を一個ずつ壁面にあるそれぞれの部屋に 10 分間放置して誘目性を比較した。図の最上段は円形と等面積の一辺 189.96cm の《大三角形》,中段は円と等外周の一辺 147.58cm の《小三角形》,下段は半径 70.5mm の《円形》の幾何学的設計図である。2 つの図形の外周を等しくして実施されたが,面積を等しくした場合も本質的な差異はかった(三谷,1989a,b)。

結果

三角形の平均走査時間は,円の平均走査時間よりも有意に長かった($t=3.861, df=20, p<.001$)。サバイバル率は円形提示群 87.5%,ブランク群 42.9%,三角形提示群 100%であった。

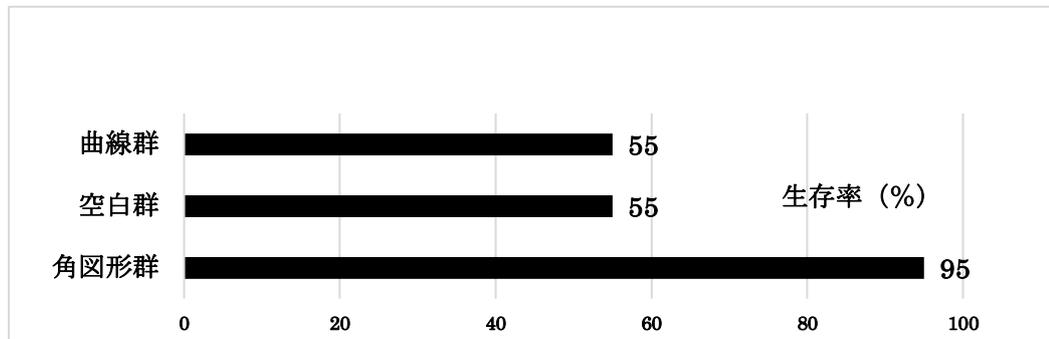


実験 2

生後 220 日の 344/DuCrj ラットを「三角形▲提示群(N=8)」「円形●提示群(N=8)」及び「ブランク群(N=7)」

に分けて飼育し、後期 465 日間の後期知覚学習の効果を追求した。奇妙なことに行動分析研究する前に円形提示群の 1 匹、ブランク群の 4 匹が死亡した。サバイバル率は円形提示群 55%、ブランク群 55%、三角形提示群 95%であった。

考察 三角形の誘目性は高く、その知覚学習は生命力を高める。三角形の知覚学習を体験した場合に三つの方向特定細胞 (Hubel & Wiesel, 1962) のシナプスに使用の法則 (Eccles & Westerman, が成立した結果と考えられる。



スマートフォンの存在が視覚的注意に及ぼす影響

—視覚探索課題に対する正答率、反応時間及び主観的評価を指標とした実験的検討—

○国見 栞生¹・水子 学²・中村 有里²

(¹川崎医療福祉大学大学院 ²川崎医療福祉大学)

キーワード：スマートフォン、視覚探索課題、主観的評価

問題・目的

警察庁(2021)によると、携帯電話等の事故の原因で最も多いのは、カーナビ等の注視中、次いで画像目的使用(携帯電話等)である。しかし、携帯電話を使用しなくても目の前に携帯電話が存在するだけで認知的負荷となり得ることが報告されている。Thornton, B et al. (2014) は、携帯電話の存在により注意散漫となり、特に認知的負荷の高い課題時にその傾向が顕著になったと報告した。また Adrian F. Ward et al. (2017) は、目前に自分のスマートフォン(以下、スマホ)が机の上に確認できる条件時に、他の条件よりもワーキングメモリ容量(以下、WMC)が低下したと報告している。さらに Wood et al. (2016) によると、WMCの高い者ほど自動車運転に関連する成績が良好であり、WMCの低い参加者ほど成績の低下が確認された。この成績の差は、認知的負荷の高い条件において顕著であるとも報告された。これらのことから、スマホの存在が参加者のWMCを低下させることで、自動車運転に関わる情報処理を阻害している可能性がある。

また、Thornton, B et al. (2014) は課題における認知的資源の利用をどの程度自覚しているかについて検討した結果、参加者の過半数が自身の課題成績にスマホの存在は影響を与えなかったと報告した。したがって、運転中にスマホの存在を意識していなくても認知的負荷がかかっている可能性が考えられる。これまでの先行研究では、スマホの存在がWMCに影響を与えることが明らかにされているが、自動車運転場面における情報処理の中核を担う視覚的注意機能について、スマホの存在の有無がどのような影響を及ぼすのか明らかにされていない。また自動車運転場面における課題成績と主観的評価の違いについても、同様に明らかにされていない。

そこで、本研究では視覚的探索課題を用いて、スマホの存在の有無が視覚的注意及び課題に対する主観的評価にどのような影響を与えるのかについて実験的に明らかにすることを目的とする。視覚探索課題による負荷が高くなるほど、目の前にスマホが存在することによって課題に対する反応時間が延長し、正答率が低下するものの、スマホの存在による課題遂行に対する影響への自覚度は低いと予想した。

方法

実験計画 作業環境(机上私有物なし、学生証あり、スマホあり)×視覚探索課題の知覚的負荷(低負荷、中負荷、高負荷)の2要因の参加者内計画とした。

参加者 大学学生12名(全て女性)で、平均年齢は19.8歳($SD=1.23$)であった。裸眼あるいは矯正で日常生活に支障のない視力を有していた。

視覚探索課題及び実験装置 PC画面上に複数のアルファベット文字“M”が灑列された探索画面から、3つの負荷条件の各々において指定された標的刺激を探し、できるだけ早くかつ正確に標的刺激の有無をキー押しにて回答する課題であった。低負荷条件は、探索画面に21文字の“M”が配置され、その中から“W”の文字の有無を探索する課題であった。中負荷条件は、探索画面に42文字の“M”が配置され、その中から“W”の文字の有無を探索する課題であった。高負荷条件は、探索画面に正位置の“W”及び“M”、180°反転した“M”が計42文字配置される中から、180°反転した“W”の文字の有無を探索する課題であった。各負荷条件は、1つの探索画面呈示からキー押しまでを1試行とし、練習試行を5試行、続いて20試行を1ブロックとする本試行を2ブロックで構成した。また、20試行のうち、10試行は標的刺激なし、10試行が標的刺激ありで構成され、ランダムに配置した。なお、刺激呈示、反応時間及び反応キーの記録には、心理学実験用ソフトウェア(PsychoPy v2022.1.4)を使用した。

質問紙 (1)基本属性：年齢、性別について回答を求めた。(2)課題遂行に対する主観的評価：日本語版NASA-TLXを参考に、課題遂行に対する主観的評価を測定するために課題遂行の困難度、作業成績に対する満足度など6項目を作成した。各負荷条件について2ブロック全ての課題終了後、項目ごとに5段階評定で回答を求めた。(3)作業環境に対する認識：机上の物品が気になった程度など3項目を作成し、5段階評定にて回答を求めた。

実験手続き 机上スマホあり条件では、参加者から見てディスプレイの左横の机の上に、参加者のスマホの電源を入れたまま裏向きにして置くよう求めた。また、聴覚刺激を除去するために、イヤーマフを着用するよう求めた。学生証机上条件では、参加者から見てデ

ディスプレイの左横に、学生証のみを裏向きにして机の上に置くよう求めた。また 机上なし条件では、実験室内の所定の箱に収納された鞆等の中に、スマホ及び学生証を入れるよう求めた。3種類の負荷条件は、カウンターバランスをとり、順序効果を相殺した。本試行では、まず探索すべき文字と反応キー画面（参加者がキーを押すまで呈示）、ブランク（500msec）、注視点（500msec）、探索場面（参加者がキーを押すまで呈示）の4画面が順に呈示された。2ブロック目の試行が終了すると、主観的評価への回答を求めた。そ全ての視覚探索課題及び質問紙への回答の終了後、参加者に謝礼を手渡し、終了した。

倫理的配慮 本研究は川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て実施した（承認番号：22-0028）。

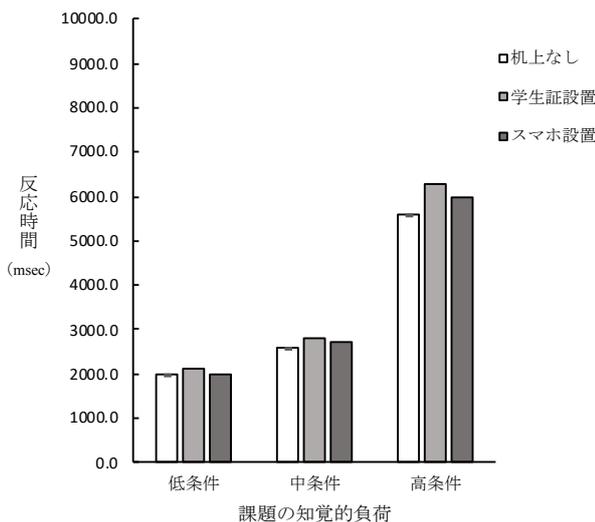
データ分析 各々の参加者について作業環境ごとの各課題における全40試行の平均反応時間および正答率を算出した。なお、反応時間の平均値±2SDを外れ値の基準としたが、外れ値に該当する観測値は認められなかった。データ分析にはIBM SPSS Statistics ver.23を用いた。

結果と考察

課題に対する主観的難易度に関する分析 3つの視覚的探索課題における主観的難易度の差異を検討するために、課題遂行の困難度の評価値について2要因（作業環境(3)×課題(3)）の分散分析を行った。その結果、課題の主効果が有意であった（ $F(2,22)=40.9, p<.001$ ）。多重比較検定（Bonferroni法）を行った結果、高負荷条件の方が低負荷及び中負荷条件よりも難易度の評価値の平均値が有意に高かった（ $p<.001$ ）。なお、低負荷条件と中負荷条件の間に有意差は示されなかった。したがって、高負荷条件は低負荷条件と中負荷条件に比べ、課題遂行が困難であると認知されていることが確認できた。

Figure1

作業環境×課題の平均反応時間



作業環境及び課題による反応時間への影響

Figure 1に各作業環境における課題ごとの平均反応時間を示した。作業環境及び課題が反応時間に及ぼす影響を検討するために、平均反応時間について2要因（作業環境(3)×課題(3)）の分散分析を行った。その結果、有意な交互作用は示されなかった。したがって、課題の難易度に関わらず、視覚的探索課題ではスマホの存在による反応時間の遅延が生じない可能性がある。なお、課題の主効果は有意であり（ $F(2,22)=28.6, p<.001$ ）、多重比較検定（Bonferroni法）の結果、有意水準0.1%で、低負荷よりも中負荷、中負荷よりも高負荷、低負荷よりも高負荷の方が反応時間の平均値が長いことが認められた。

作業環境及び課題による正答率への影響

Figure 2に各作業環境における課題ごとの平均正答率を示した。作業環境及び課題が正答率に及ぼす影響を検討するために、平均正答率について2要因（作業環境(3)×課題(3)）の分散分析を行った。その結果、有意な交互作用は示されなかった。正答率に関してもスマホの存在による影響は確認できなかった。なお、課題の主効果は有意であり（ $F(2,22)=10.8, p<.001$ ）、多重比較検定（Bonferroni法）の結果、有意水準1%で、高負荷より低負荷の方が正答率の平均値が高いことが認められた。

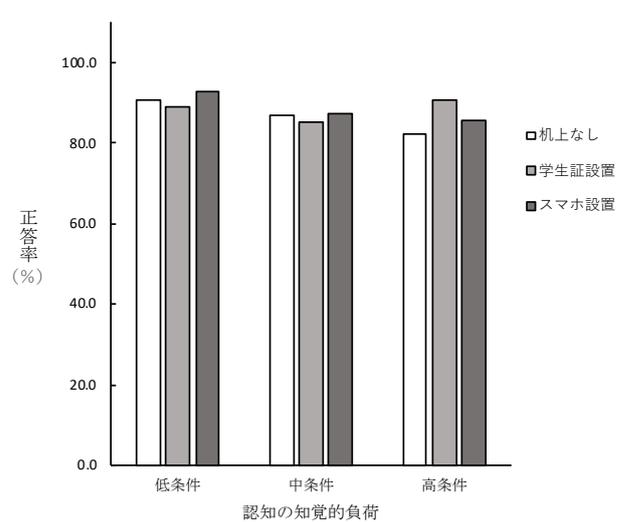
課題遂行への影響に関する自覚度

スマホが机の上に置かれた状況がどの程度気になったかについて、評定段階ごとの相対度数（度数）を求めた結果、スマホに関しては全く気にならなかった者が66%（8）を占め、学生証については91%（11）が全く気にならなかったと回答した。このことから、スマホや学生証が机の上に置かれていても気にせずに課題を行ったと考えられる。

今回、交互作用がみられなかった理由としては、サンプルサイズの小ささや学生証が机上にあるという新奇性による可能性が考えられる。

Figure2

作業環境×課題の平均正答率



中年期の家族や友人との関係が 主観的幸福感と心の健康に与える影響

○安信 陽菜・進藤 貴子

(川崎医療福祉大学大学院 臨床心理学専攻・川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：中年期 主観的幸福感 家族関係 友人関係

序論

中年期は、心身機能の衰えや人生の有限性への自覚など「喪失」感が高まる時期であると同時に、経験値や心理的な成熟、自由な時間や新しい人間関係など新たな資源の「獲得」感が生じる時期(大石・松永, 2015)でもあるとされる。また、塚原(2022)は、中年期はこれまで獲得してきた同一性(identity)や関係性(intimacy)を見直し、適合的な自身の社会的・精神的発達をもたらすための「調節性(adjustability)が不可欠となると述べている。このように、人生の振り返りによって以前よりも精神的な健康と共に自己の安定感や肯定感を獲得につながると考えられるが、その過程で危機が起こりうることもについても注目していく必要がある。

中年期危機(Midlife crisis)について長尾(1990)は「40～50歳代にかけて身体や社会的役割等の外見変化とともに、体力や諸能力の限界の認識と永遠の自己拡散欲求との心理的葛藤が生じ、生き方の後悔や反省の執着、一時的に時間的展望が希薄になる状態」と説明している。つまり、身体的・社会的な変化を受け入れたり、これまでの人生を振り返り自身の考え方や認識に折り合いをつけ、新たな価値観を見出したりすることが中年期危機を乗り越えるために必要と言える。しかし、この危機的状況を脱する過程で心身に大きな負担がかかっていることも事実で、特に自殺は中年期の大きな社会問題となっている。したがって、中年期はメンタルヘルスにおいても他の年代とは異なる危機的な問題を抱えていることが推察される。

メンタルヘルスを支える一つに情緒的なサポートが挙げられる。平成26年度版厚生労働白書によると、成人男女の不安や悩みを相談する相手として最も多いのが配偶者、その次に配偶者以外の家族、実家の親、友人・知人となっている。そのため、本研究においても情緒的サポートの提供者として、より身近で親密な存在になり得る人間関係に注目し、配偶者、子ども、親、そして友人との関係に着目していく。

中年期の人間関係に関する研究は、夫婦間や友人間、親子間などについて行われており、それぞれとの関係性の重みづけや関わり方は男女で異なることが明らかにな

っている。それぞれの関係性から享受できるサポート内容が異なることから、中年期は場面ごとに自らの求めるサポートを提供してくれる身近な存在と交流を持つことで、幸福感を維持していることが言える。

中年期の主観的幸福感の規定因に関して、伊藤・相良・池田(2006)によると、男性の主観的幸福感の仕事満足感が最も大きな規定力を持ち心理的健康度を左右する一方、仕事をする女性は夫婦関係満足度と仕事満足感、無職女性では夫婦関係満足度のみが主観的幸福感を規定すると述べている。このように、男性は満足いく仕事を行うと同時に稼いで家庭を潤す社会経済的な面を重視していることが考えられる一方で、女性は配偶者との関係性が主観的幸福感に影響を与えていることがうかがえた。相良・宮本・沢崎(2021)は人間関係観と主観的幸福感との関連を検討し、職場や社会活動の場などで積極的に人間関係を作ろうという態度そのものが、中年期の幸福感を高めることを示唆している。特に男性では伊藤ら(2006)が述べるように、職場や社会での活動が幸福感と関連することが見てとれるが、私的な人間関係はどのように幸福感を下支えしているのであろうか。中年期の主観的幸福感や心の健康を検討するうえで身近な存在との関係性を知ることは、身近にサポートを受けやすい対象を知ることにもつながると考えられる。しかし、中年期の人間関係において、一般的にどの関係性に重きがおかれ、メンタルヘルスを維持する役割を担っているかについて検討されている研究は少ない。そのため、本研究では、中年期の私的な人間関係に対象を絞り、特に重要な関係性を明らかにする。

目的

本研究の目的は、パートナー、子どもと親、そして友人関係に着目し、それぞれの関係性と主観的幸福感や心の健康との間に関連があるか明らかにすることである。

方法

調査対象者

大学生320名に調査票を配布し、周囲の中年期(45～64歳)の人に手渡ししてもらった。配布から2か月後の

期日までに、53名分の郵送回答（回収率16.56%）を得た。不同意にチェックがあった1名を除き、52名（男性5名、女性47名）を分析対象とした。調査対象者（N=52）の平均年齢は50.31（SD=4.36）歳であった。

調査内容

夫婦関係 諸井（1996）の夫婦関係満足尺度（6項目）の合計得点を算出して用いた。

2つの親子関係 久和・梁（2006）の親子関係尺度 長子との関係並びに母親との関係各14項目について、それぞれの関係性の3下位尺度（見守り、サポートを与える、サポートを求める）の相関が高いため、合計得点を用いた。

友人関係 和田（2012）の現実の同性友人との関係性を測定する尺度（全17項目のうち、2因子それぞれに負荷量の高い各4項目計8項目を選出し用いた）。I因子は誠実さ、関係維持、気楽さ、気づかひの項目から構成され、友人との良好な信頼関係を表すものと解釈できる。II因子は共行動、自己向上、相互依存、協力から成り、友人との現実的な協力的行動を表すものと解釈できる。2因子間の相関が高いため、合計得点を使用した。

主観的幸福感及び心の健康 田中・津田・神宮

（2006）の主観的なwell-beingと精神的健康を測定する改定—いきいき度尺度（14項目）。満足感、ネガティブ気分、チャレンジ精神、気分転換の下位尺度から構成される。

調査手続き

講義担当教員の了解を得て、授業の開始前に封筒に入れた調査用紙を大学生に配布、研究目的及び倫理的配慮等について説明した。学生に調査用紙を持ち帰ってもらい、身近な中年期の方の協力が得られた際に回答を求め、調査用紙を封入して郵送してもらった。なお、調査は倫理委員会の承認を得ている（承認番号 22-011）。

結果

夫婦・長子・母親・友人の関係を測定する尺度の評定値をそれぞれ単純加算して、4つの関係性得点を算出した。なお、本調査において中年期男性の回答者が5名であったため男女での比較は困難と判断し、今回の分析では中年期男性を除外し、中年期女性のみを分析対象とした。

上記4変数を説明変数とし、主観的幸福感（満足感、チャレンジ精神、気分転換の合計得点）を目的変数として重回帰分析を行った。その結果、いずれの回帰係数も統計的に有意ではなかった（Table 1）。次に、4つの関係性尺度を説明変数とし、心の健康（ネガティブ気分）を目的変数として重回帰分析を行ったが、いずれの回帰係数も統計的に有意ではなかった（Table 2）。

考察

本調査の結果からは、中年期女性において、家族や友人との関係が主観的幸福感や心の健康に影響することは確認できなかった。この結果から、本調査の対象者各々で家族や友人関係の得点に多少の違いが見られるものの、特定の対象との関係性が主観的幸福感や心の健康に影響を一般的に与えているとは考えにくいことが推測された。しかし、回答者の中にはいずれかの関係性の得点が平均値を下回っても、それ以外の関係性の得点が維持されている場合も多く、加えていきいき度得点においても平均値を上回っている人が見受けられた。このことから、中年期はある身近な対象との関係に満たされなさを感ずるも、他の対象と関係を築き補うことで主観的幸福感や心の健康を維持していることが推測される。

また、中年期男性は分析から除外したが、男性回答者の特徴として、5名中4名は夫婦関係以外の関係性得点がサンプル全体の平均値より低いにも関わらず、主観的幸福感や心の健康は平均値を上回る者がほとんどであった。これより、男性においては特に夫婦関係を重視する可能性があることが予測された。

以上から、中年期における主観的幸福感や心の健康を維持するための重要な人間関係を特定することはかなわなかった。しかし、小野口・福川（2017）が中年期から高齢期を対象とした調査で精神的健康や生きがいに影響を与える要因として「人間関係」と「他者交流」を挙げていることから、歳を重ねても幸福を維持し続けるために人との関係構築は欠かせないことが言える。今後は男性回答者を増やして再検討を行うだけでなく、主観的幸福感や心の健康の背景因子についても留意して調査を行っていきいたいと考える。

Table 1
主観的幸福感の重回帰分析結果

	主観的幸福感	
	標準偏回帰係数	統計量
夫婦関係	0.37	t(4)= 4.28,ns
長子との関係	0.24	t(4)=1.23,ns
母親との関係	-0.05	t(4)= -0.27,ns
友人関係	0.02	t(4)= 0.12,ns
決定係数	.10	

Table 2
心の健康の重回帰分析結果

	心の健康	
	標準偏回帰係数	統計量
夫婦関係	0.29	t(4)= 1.36,ns
長子との関係	0.11	t(4)=0.53,ns
母親との関係	-0.06	t(4)= -0.30,ns
友人関係	-0.01	t(4)= -0.07,ns
決定係数	.06	

大学生における課題先延ばし行動とセルフコントロールとの関連

—吉備国際大学のインドネシア留学生と日本人学生との比較—

○長野祐太¹・HERLINA SUNINGSIH²・森井康幸²

(¹吉備国際大学大学院心理学研究科・²吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：先延ばし行動 セルフコントロール

問題・目的

大学生における学習領域の課題先延ばし行動(以下先延ばし行動)の研究は日本だけでなく諸外国でも報告されている(藤田・岸田, 2006)。インドネシアでは大学生の約95%が先延ばし行動を行っているという報告もある(Mayasari, 2010)。先延ばし行動の研究においては、直接的な外的強制力がない場面で自己の行動を自発的に統制するセルフコントロールとの関係を検討したものがあ(藤田, 2009)。

本研究では、大学生の先延ばし行動とセルフコントロールとの関連について、一般的な日本人学生と勉学に対してより積極的と考えられるインドネシア留学生を比較することを目的とした。

方法

調査対象者

吉備国際大学のインドネシア留学生56名(男性40名, 女性16名, 年齢: $M \pm SD = 25.46 \pm 4.45$), 日本人学生53名(男性31名, 女性22名, 年齢: $M \pm SD = 20.49 \pm 4.16$), を対象にした。

手続き

日本人学生, インドネシア留学生にGoogleフォームによるアンケートのURLを伝え, 回答を依頼した。

質問項目

(1)先延ばし行動: 課題先延ばし行動傾向測定尺度(藤田, 2005)の13項目に, 新たに12項目追加し, 合計25項目で測定した。

(2)セルフコントロール: セルフコントロール尺度(杉若, 1995)の20項目に, 新たに5項目追加し, 合計25項目で測定した。

どちらも「とてもあてはまる」から「まったくあてはまらない」の4段階評定で行った。

結果と考察

Table 1に先延ばし行動項目についての因子分析(主因子法・プロマックス回転)の結果を示す。3因子が抽出され, 第1因子は「惰性的」, 第2因子は「肯定的」, 第3因子は「厳守的」と命名した。

Table 1.先延ばし行動項目の因子分析結果(主因子法・プロマックス回転)

質問項目	抽出因子		
	I	II	III
第1因子 惰性的 ($\alpha=0.79$)			
1. 課題に取り組む前に逃げ出したいほど課題が辛くなることもある	.636	-.186	-.012
25. 先延ばしをしている自分が嫌になった	.584	-.132	.150
11. まだ時間があると思うと、他のことをしてしまう	.583	.280	-.114
22. 期限が迫っていても、他のことに時間を費やしてしまうことがよくある	.519	.176	-.030
8. 締め切り間に合わせるために、慌てふためくことがよくある	.511	.038	-.047
12. 提出期限がまだ先なので、油断してしまう	.506	-.058	-.109
2. ギリギリまで物事に取り組むことを延ばす	.475	.161	-.162
4. 物事を始めるまでに長い時間がかかることがよくある	.466	-.055	-.003
24. 課題を大急ぎでしなければならぬと思うと上手くできない	.436	-.311	.243
13. 課題の内容が難しすぎて、すぐにできない	.427	.076	-.076
15. 思い切り遊んだ後は課題に向けてやる気が出ない	.424	.093	-.006
第2因子 肯定的 ($\alpha=0.73$)			
20. あせったほうが短時間でよいひらめきが起こる	.056	.748	.143
19. 期限ギリギリで課題をやるときワクワク感を楽しんでいる	.062	.651	.040
21. 短時間で集中してやるほうが、効率が良い	.102	.626	.139
23. 先延ばしをしたことによって楽しく後悔したことはない	-.113	.509	-.203
第3因子 厳守的 ($\alpha=0.68$)			
3. やらなければならない重要な課題があるときは、できるだけ早く取り掛かるようにしている	-.013	.064	.696
9. 本当にやらなければならないと分っているときは早めに取り掛かり、遅れることはない	.037	-.069	.611
7. 自分で決めた期限をたいてい守る	-.189	.236	.586

Table 2にセルフコントロール項目についての因子分析(主因子法・プロマックス回転)の結果を示す。3因子が抽出され, 第1因子は「安易型」, 第2因子は「感情調整型」第3因子は「対策実行型」と命名した。

Table 2.セルフコントロール項目の因子分析結果(主因子法・プロマックス回転)

質問項目	抽出因子		
	I	II	III
第1因子 安易型 ($\alpha=0.80$)			
24. 自分を悩ませる不愉快な思いに打ち勝てないのは、いつものことである	.706	.059	.099
22. 外部からの助けがないとイライラや緊張を克服できない	.673	-.030	.171
2. 悪い癖をやめられない	.601	.047	-.259
5. 自分にとって良くないことでも、楽しければやってしまう	.591	.192	-.205
10. 難しい決定を迫られたときは、たとえ自分次第で決まることでも決定を先延ばしがちである	.582	-.071	-.170
8. 過去の失敗をよくよく考えてしまう	.550	-.043	.239
21. すぐに片づけしめることでも、気乗りしないことは先延ばしがちである	.523	-.016	.084
15. 気分が暗くなるのはわかっていても、将来起こると思われる最悪の事態をいつい考えてしまう	.483	-.086	.104
第2因子 感情調整型 ($\alpha=0.79$)			
18. 憂鬱な時には、楽しいことを考えるようにしている	-.075	1.015	-.135
17. 気分が沈んでいるときは、あえて陽気にふるまい、気分転換をはかろうとする	.067	.727	.007
7. 不愉快な思いに悩まされるときには、何か楽しいことを考えるようにしている	.045	.525	.069
20. 落ち込んでいるときは、好きなことでもして気を紛らわせようとする	-.013	.489	.180
第3因子 対策実行型 ($\alpha=0.72$)			
14. 何かを決定するときは、慌てて決めないで可能な選択肢を全て拾い出してみる	.185	-.034	.675
23. 難しい問題にぶつかったときは、順を追ったやり方で解決しようとする	.035	.151	.594
9. 物事に集中できないときには、集中する方法を見つけ出す	-.131	.299	.554
6. やらなければならないことがたくさんあるときには、いつでも計画を立てる	-.118	-.101	.478
12. 忙しいときほど規則正しい生活をするように心掛け、実行している	.168	-.014	.457

先延ばし行動得点・セルフコントロール得点の比較

Table 3に、先延ばし行動の各因子得点の平均値を示す。日本人学生はインドネシア留学生よりも「惰性的」の因子得点が有意に高く($t(107)=2.77, p<.01$)、「肯定的」因子では、インドネシア留学生が日本人学生よりも有意に高かった($t(107)=4.73, p<.01$)。

セルフコントロールの因子得点については、「対策実行型」で、インドネシア留学生は日本人学生に比べ得点が有意に高かった($t(107)=2.40, p<.05$)。

Table 3. 国別による先延ばし行動の平均・SDおよびt検定結果(4段階評定)

	インドネシア人		日本人		t
	M	SD	M	SD	
惰性的	2.71	.44	2.96	.52	2.77**
肯定的	2.66	.68	2.07	.63	4.73**
厳守的	3.07	.61	2.91	.70	1.27

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

Table 4は、国別の先延ばし行動とセルフコントロールのそれぞれ3因子間の相関係数を示したものである。

先延ばし行動の因子間の関係

インドネシア留学生は「惰性的」と「肯定的」($r=.426, p<.01$)の間で有意な正の相関が見られたが、日本人学生では有意な相関は見られなかった。日本人学生は「惰性的」と「厳守的」($r=-.579, p<.01$)の間で有意な負の相関が見られたが、インドネシア留学生では、有意な相関は見られなかった。このことから、インドネシア留学生は習慣的に先延ばし行動をするほど、先延ばし行動をポジティブに捉えているが、日本人学生は習慣的に先延ばし行動をするほど、提出期限を守ろうとしない傾向のあることが示唆された。

セルフコントロールの因子間の関係

インドネシア留学生は「感情調整型」と「対策実行型」($r=.637, p<.01$)の間で有意な正の相関が見られたが、日本人学生では有意な相関は見られなかった。インドネシア留学生のほうが「対策実行型」得点が高かったことと併せて考えると、留学生は気分転換をしながら積極的に問題解決をしようとする傾向が示唆された。

先延ばし行動とセルフコントロールの因子間の関係

「惰性的」と「安易型」、「厳守的」と「対策実行

Table 4. 国別の先延ばし行動とセルフコントロールの相関係数

インドネシア						
	惰性的	肯定的	厳守的	安易型	感情調整型	対策実行型
惰性的	—	.426**	.164	.655**	.127	.155
肯定的		—	.001	.422**	-.048	.234
厳守的			—	-.053	.375**	.547**
安易型				—	-.055	-.003
感情調整型					—	.637**
対策実行型						—

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

日本						
	惰性的	肯定的	厳守的	安易型	感情調整型	対策実行型
惰性的	—	.008	-.579**	.551**	-.023	-.456**
肯定的		—	-.114	.139	.169	.036
厳守的			—	-.480**	.100	.584**
安易型				—	.095	-.250
感情調整型					—	-.011
対策実行型						—

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

型」の間では、両国ともに有意な正の相関が見られ(インドネシア：順に、 $r=.655, p<.01$; $r=.547, p<.01$ 、日本： $r=.551, p<.01$, $r=.584, p<.01$)、期限を守ろうとするほど、自主的に課題解決に向けて取り組むことが示唆された。

相違点としては、インドネシア留学生は「肯定的」と「安易型」、「厳守的」と「感情調整型」の間で有意な正の相関が見られた(それぞれ、 $r=.422, p<.01$; $r=.375, p<.01$)が、日本人学生では有意な相関は見られなかった。また、日本人学生では「惰性的」と「対策実行型」、「厳守的」と「安易型」の間で有意な負の相関が見られた($r=-.456, p<.01$; $r=-.480, p<.01$)。日本人学生は、習慣的な先延ばし傾向が強いほど、自主的に課題解決に取り組もうとしない傾向が示された。

以上より、インドネシア留学生は日本人学生に比べて先延ばしをポジティブに考えており、短期間で集中し、気分転換をしながら課題提出に向けて頑張ろうとしているのに対し、日本人学生は先延ばしを習慣的にを行い、先延ばし行動に対して後ろめたさを感じながらも易きに流れてしまう傾向が強いことが示唆された。

親からの期待の受け止め方が 大学生の感情抑制傾向に及ぼす影響

○岩城 明日海

(川崎医療福祉大学)

・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学)

キーワード：親からの期待の受け止め方，感情抑制，大学生

問題と目的

親は子どもに対して、「このようにあってほしい」などの期待を抱く。親からの期待には学業や進路への期待，人間性への期待などがあり（春日・宇都宮・サトウ，2014；河村，2003），子どもはそれに応えることで成長していく。しかし，子どもの能力以上のことを過度に期待する親もある。それは子どもにとってプレッシャーとなるが，そこから適切な距離を置くことができず，親の期待に応え続けようとする子どももいる。いわゆる「よい子」である。「よい子」について，菊池・岡本（2008）は過剰適応の問題を抱えていることを述べている。つまり「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」「行きすぎた適応」（石津・安保，2008）に至っているのである。桑山（2003）は P-F スタディの反応パターンから，過剰適応傾向にある子どもは自分の感情表現に乏しく，特に反抗や敵意のようなネガティブだが人間的な感情をまるで悪いもののように抑圧してしまうことを見出した。このような感情抑制は，反すう傾向やネガティブ感情の体験，抑うつ傾向と関連していることを Gross & John（2003）は報告している。さらに小林・古賀・早川・中嶋（1994）は過剰適応者がアレキシサイミア傾向をもつ人々と似た特徴をもつと指摘している。つまり「よい子」は，ネガティブな感情だけでなく，生き生きとした感情全般を抑制した状態に陥っている可能性がある。Gross & John（2003）も，感情抑制者がネガティブな感情だけでなく，ポジティブな感情までも抑制してしまうことを述べており，ポジティブ感情の抑制は対人的信頼感や基本的信頼感にも負の影響を及ぼす（井ノ川・山口・湯川，2016）ことが指摘されている。

親からの期待はこのように，子どもが自分らしくあることを阻害し，心理的問題をもたらすことがあると考えられるが，逆に，親からの期待を励みとして自己成長に繋げていく子どもたちもいる。春日・宇都宮（2011）は，子どもは親からの期待を肯定的に捉えることで自尊感情が高まり，負担であると捉えると自尊感情が低くなると示した。期待を肯定的に捉えることは子どもの行動の「自己決定的な動機」（Deci & Ryan，2000）となることが考えられ，親からの期待を自身の

目標として取り入れ用いている可能性がある。

すると，親からの期待に応え続けようとする「よい子」であっても，親からの期待を肯定的に捉えている場合，過剰適応の負の影響は低く，また，感情抑制は強くないといえるのであろうか。本研究では，親からの期待の受け止め方が感情抑制に及ぼす影響について検討する。親からの期待に対して自己抑制的な動機からそれに応えようとする子どもは，日常場面においても自分の感情を抑えながら行動していることが考えられる。一方で，親からの期待を励みと認知し自己成長に繋げてきた子どもは，負担と認知してきた子どもよりも，ネガティブ，ポジティブな感情の表出は維持されていることが考えられる。なお，感情抑制の定義については樫村・岩満（2007）と同様に，「感情を認識しながらもその表出を意識的に抑えること」とする。

方法

調査対象者

大学生 160 名を対象に質問紙調査を行い，記入漏れを除いた 130 名（男性 41 名，女性 88 名，その他 1 名；平均年齢 20.26 歳 ($SD=0.89$)) を対象に分析を行った。

主な調査内容

親からの期待の程度 大学入学以前に，親が自分にどれくらい期待していると感じていたか，「全く期待していなかった」「あまり期待していなかった」（以上を期待低群），「期待していた」（期待中群），「かなり期待していた」（期待高群）の 4 段階で回答を求めた。

親からの期待の受け止め方 渡部・新井・濱口（2012）により作成された親の期待に対する子どもの受け止め方尺度を用いた。本尺度は「積極的受け止め」「負担的受け止め」「失望回避的受け止め」の 3 因子 23 項目から構成され，「いいえ（1 点）」から「はい（4 点）」の 4 件法で回答を求めた。

感情抑制傾向 樫村・岩満（2007）の感情抑制傾向尺度を参考に，独自に作成して用いた。本尺度はネガティブ感情である「怒り」「抑うつ」「不安」，ポジティブ感情である「愛情」「喜び」「驚き」の 6 種類の感情に対して「まったく抑えない（1 点）」から「常に抑える（4 点）」を両極としてどの程度その感情を抑制する

か、4件法で回答を求めた。

結果

各尺度の男女差の検定

親からの期待には男女差があることが想定されるため、各尺度得点の性差を検討した。その結果、「失望回避的受け止め」の得点は女性で有意に高かった ($t(127) = 2.09, p < .01$)。他の変数については、有意な男女差は見られなかった。以降、男女を合計した検討を行った。

期待の程度による、受け止め方と感情抑制傾向の差

親から受けた期待の受け止め方および感情抑制傾向が、認知した期待の強さによって異なるか確認するために、一元配置分散分析を行った。多重比較は Tukey 法により行った。その結果を Table 1 に示す。期待低群の「積極的受け止め」得点は他の群より有意に低かった。 ($F(2, 127) = 11.30, p < .001$)。

各変数間の相関

親からの期待の受け止め方と感情抑制傾向の関連について確認するために、相関分析を行った (Table 2)。ネガティブ感情抑制とポジティブ感情抑制の間には有意な正の相関が、期待の積極的受け止めと失望回避的受け止めの間に有意な正の相関が、さらに、期待の積極的受け止めと負担的受け止めの間に有意な負の相関が、認められた。期待の積極的受け止めとポジティブ感情抑制との間には負の相関が認められ、期待の負担的受け止めとネガティブ感情抑制およびポジティブ感情抑制の間には正の相関が認められた。

考察

ネガティブな感情とポジティブな感情は、抑制者においては同様に抑制を受けることが示され、Gross & John (2003) の知見と一致する結果が得られた。

子どもが親から強い期待を感じていたか否かによって、子どもの感情抑制傾向には差がなかった。親からの期待を肯定的に受け止めている者は、ポジティブな感情の抑制傾向が低い (よく表出している) ことが認められた。一方、親からの期待を負担的に受け止めている者は、ネガティブ感情、ポジティブ感情とも、抑制傾向にあった。渡部他 (2012) が、親から期待を感じている程度にかかわらず、それをどのように受け止めるかが子どもの適応と関連するとしているのと同様に、

親からの期待の受け止め方に、子どもの感情抑制が関連していた。つまり、親からの期待が強すぎることが子どもの過剰な自己抑制を引き起こす訳ではなかった。親からの期待の強さに関わらず、それを負担的に受け止めている子どもは、ポジティブ・ネガティブ両面の感情抑制傾向があった。親からの期待を肯定的に受け止めている子どもは、親を失望させたくない思いがあるが、感情抑制傾向が低く、特にポジティブな感情の表出ができていたことがうかがえた。これは、肯定的に受け止めることで、親の期待を自分の目標として取り入れ、自己決定的な動機から行動してきたためであることが考えられる。もしくは、「他者のため」に努力する「他者志向的動機」から行動していたとしても、他者志向的な動機に対する主体的な意味づけによって原動力が生じていた (渡部・濱口・新井, 2014) ために、自分の気持ちを抑え過ぎることなく、現在の感情の表出は保たれていることが考えられる。伊藤 (2007) は、「他者志向的動機」が高い人でも、その否定的側面を意識しているか否かで、親からの期待認知、達成欲求が異なることを示唆している。このことから、子どもが外的な期待や欲求に応える場面でも、それらを肯定的に認知することによっては過剰適応的にならず、自分らしさを維持することができると思う。

本研究では感情抑制を「感情を認識しながらもその表出を意識的に抑えること」として取り上げたが、その前段階となる自分の感情に気づけているかという点までは検討することができなかった。自身の感情への気づきの乏しさがある人々は、自己批判、孤立を感じやすい (前田・重橋, 2019) ことが指摘されていることから、感情への気づきの視点を取り入れた検討を進めていく必要があると考える。

主な引用文献

- 岩満 正美・榎村 優美 (2007) . 感情抑制傾向尺度の作成の試み——尺度の開発と信頼性・妥当性の検討——健康心理学研究, 20, 30-41.
- 渡部 雪子・新井 邦二郎・濱口 佳和 (2012) . 中学生における親の期待の受け止め方と適応との関連教育心理学研究, 60, 15-27.

Table 1
期待の程度による受け止め方および感情抑制傾向の分散分析結果

	期待の程度			F値	多重比較
	低群 (n=36)	中群 (n=74)	高群 (n=20)		
積極的受け止め	23.14	29.20	31.20	11.30 ***	低<中・高 ***
負担的受け止め	23.69	23.91	23.30	0.08	
失望回避的受け止め	7.94	9.02	9.85	5.09	
ネガティブ感情抑制	8.22	8.86	8.75	1.10	
ポジティブ感情抑制	6.31	5.26	4.90	3.91	

*** $p < .001$

Table 2
各変数間の相関

	積極的 受け止め	負担的 受け止め	失望回避的 受け止め	ネガティブ 感情抑制	ポジティブ 感情抑制
積極的受け止め	1.00	-.51 **	.53 **	-.12	-.27 **
負担的受け止め		1.00	.07	.34 **	.22 *
失望回避的受け止め			1.00	-.06	-.13
ネガティブ感情抑制				1.00	.25 **
ポジティブ感情抑制					1.00

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

自己中心性と自己の不一致が醜形恐怖心性に与える影響

石井千晶

(ノートルダム清心女子大学)

醜形恐怖心性 自己中心性 理想自己 義務自己 認知的処理

問題・目的

醜形恐怖心性は「健常者における自己の容姿に対する強いこだわりであり、容姿全体あるいは一部分に強い関心を向ける傾向」(大村ら、2015)である。これは醜形恐怖症の臨床群と量的に連続線上にある(田中・田山、2011)。健常群においても容姿への関心を示す群が増加している。醜形恐怖症の原因は推測の域を出ず(キャサリン・A・フィリップス、1999)、心理学的要因の解明が必要である(坂田、2018)。他者に関するメンタライジングの低下やFNE(否定的評価の恐れ)の高さから、醜形恐怖症者は認知的処理に問題があると考えられる。しかし認知・発達の視点での研究は十分でない。複数の視点を持つことは重要であると考えられるため、自己中心性に焦点を当てる。

形式的推論の達成によりPiagetが提唱した自己中心性から解放されると、青年は他者の思考を考慮できる能力により、新たな自己中心性に捉われる。自己中心性は、青年期の認知発達において正常な要素(John C, 2003)であり、青年期の発達課題(アイデンティティの確立)に貢献する(J.E.Marcia, 1980)が、反対に減少によりひとつ以上の観点から状況を見ることができ(John C, 2003)ことも報告されている。認知・発達の視点として、自己の不一致も考えられる。醜形恐怖症者は、強迫的な苦しみと自己愛的な苦しみの悩みのため、理想的な容姿と現実とのギャップを絶望的に悩んでいる(鍋田、2011)。

以上のことから、本研究は醜形恐怖症好発期である青年期の大学生を対象として、自己中心性と自己の不一致が醜形恐怖心性に与える影響について調査・検証し、その結果を通して醜形恐怖心性に対する心理的アプローチについても検討することを目的とする。「①想像上の観客の点数が高いほど醜形恐怖心性に正の影響を及ぼす」「②自身焦点の点数が高いほど醜形恐怖心性に正の影響を及ぼす」「③自己の不一致が大きいほど醜形恐怖心性に正の影響を及ぼす」の仮説を立てて行く。

方法

調査対象者

中四国県内の4年制大学に在籍する18~23歳の大学生計201名(男子61名、女子143名)に対し、2022

年4月~5月にかけて実施した。

質問紙

1.醜形恐怖心性尺度(大村他、2015)

健常者における容姿に対する強いこだわりの程度の測定に使用した。9項目から構成され、5件法で回答を求めた。得点が高ければ、容姿に対して強いこだわりがあるということになる。

2.AES尺度日本語版(Yamamoto, 2008)

自己中心性の測定に使用した。本研究では33項目の内自己中心性10項目のみ使用した。5件法で回答を求め、得点が高ければ自己中心性が高いということになる。

3.自己不一致測定票(小平、2002)

自己の不一致の測定に使用した。調査対象者に理想の自分の姿を「~人間」という言葉が続く形で5つ記述するよう求めた。続いてそれぞれの記述に、実際の自分はどれほどあてはまるのかを、5件法で回答を求めた。同様に、「こうあるべき」と考えている状態(義務)に関して回答を求めた。得点が低ければ、自己の不一致の程度が大きいということになる。

結果

Cronbachの α 係数が醜形恐怖心性.78、自己中心性.65、自己の不一致.82と十分な内的信頼性が確認された。

表1 各尺度得点と先行研究との比

	本研究 (N=204)		先行研究		t検定	
	Mean	SD	Mean	SD		
①醜形恐怖心性	32.63	5.43	29.98	5.85	6.82***	
②自己の不一致	理想自己	3.03	0.61	3.03	0.61	.07
	義務自己	3.21	0.69	2.84	0.58	.06
(男性)	38.90	4.43	38.57	5.51	-.03	
③自己中心性						
(女性)	36.80	4.41	36.88	4.71	.01	

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

本研究の対象者は醜形恐怖心性($t(204) = 6.82, p = 0.000$)が有意に高かった。

表2 男女間における醜形恐怖心性、自身焦点、想像上の観客、自己の不一致の比較結果

	男性(N=61)			女性(N=143)			p値	Mann-Whitney	t値
	Mean	SD	Median	Mean	SD	Median			
醜形恐怖心性	30.44	6.33	31.00	33.50	4.77	34.00	.003**	3209.00	
自身焦点	21.90	2.36	23.00	20.97	2.43	21.00	.010*	3373.00	
想像上の観客	17.00	3.63	17.00	15.83	3.34	16.00	.026*		2.24
自己の不一致	32.07	6.23	32.00	30.87	6.12	31.00	.370	4016.00	

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

醜形恐怖心性は女性が有意に高く(z=-2.99,p=0.003)、自身焦点(z=-2.58,p=0.010)、想像上の観客(t(204)=2.24,p=0.026)は男性が有意に高かった。

表3 男女別における醜形恐怖心性と自身焦点、想像上の観客、理想自己、義務自己の相関

		醜形恐怖心性
自身焦点	男性	.003
	女性	-.006
想像上の観客	男性	.170
	女性	.248*
理想自己	男性	.135
	女性	-.369***
義務自己	男性	.029
	女性	-.162

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

女性において、醜形恐怖心性と想像上の観客($\rho=0.25,p=0.003$)に弱い正の相関と、醜形恐怖心性と理想自己($\rho=-0.369,p=0.001$)に弱い負の相関を認めた。

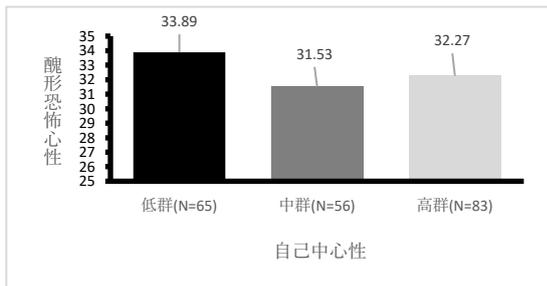


Figure1 自己中心性低群・中群・高群における醜形恐怖心性の比較結果

自己中心性の低群・中群・高群間については醜形恐怖心性が有意な傾向にあった($\chi^2=5.929,p=0.051$)。

表4 自己中心性低群・中群・高群間における醜形恐怖心性の多重比較結果

	Mann-Whitney	p値
自己中心性3群		
低群・中群間	1435.00	0.134
低群・高群間	2130.50	0.084+
中群・高群間	2242.50	2.177

*p<.05,+<.1

低群・高群間の比較では有意ではないものの、高群で醜形恐怖心性が高い傾向にあった(z=-2.196,p=0.084)。

考察

醜形恐怖心性において、本研究の女性データがコロナ禍前の一般的な大学生より高いことが示された(表1)ことは、感染症拡大以前より容姿に不満を感じてい

る皮膚科患者が、82.7%であった(Rice et al. 2021)ことや、美容整形外科で治療を受ける患者の増加(BBC News World, July 10,2020)などから考えられる。

相関においては、表3より、仮説①が女性は支持されているが小さな影響であることや、男性を含めた3群比較において、自己中心性が低い人より高い人の方が醜形恐怖心性が高い傾向はある(Fig1・表4)ことから、自己中心性は醜形恐怖心性に影響を及ぼすが、大きな影響ではないことが推察される。また、複数の視点で情報を選択する認知能力の影響により、容姿に注意が向いた際、自分の考えを重要視してしまう可能性が考えられる。また表3の有意差が出た結果が、醜形恐怖症者の悩みである、自分の考えをぬぐい去ることができない強迫的な苦しみと、完全に愛されたい自己愛的な苦しみに少し影響を与えているのではないかと推察する。今後の課題として、表2より男性は幅広い学部での調査や、多く人数を取ることで高い値が出る可能性がある。

引用文献

- BBC News World (2020). 'I can recover at home':Cosmetic surgeons see rise in patients amid pandemic. <https://www.bbc.com/news/world-53341771>(2022/11/18)
- J・コールマン+L・ヘンドリー(2003). 『青年期の本質』 ミネルヴァ書房
- キャサリン・A・フィリップス(1999). 『歪んだ鏡—身体醜形障害の治療—』 金剛出版
- 鍋田恭孝(2011). 『身体醜形障害 なぜ美醜にとらわれてしまうのか』 講談社
- Marcia,J.E.(1980). Identity in Adolescence.In J.Adelson(Ed.). Handbook of Adolescent Psychology
- Mayumi Yamamoto,Masahito Tomotaka,and Tetsuro Ohmori (2008). Construction and reliability of the Japanese version of the Adolescent Egocentrism-Sociocentrism (AES) scale and its preliminary application in the Japanese university students. The journal of Medical Investigation, Vol.55
- 大村美奈子(2015). 『青年期女子における醜形恐怖心性とその関連要因』 風間書房
- Rise,S.M.,Siegal,J.A.,Libby,T.,Graber,E.,&Kourosch,A.S.(2021). Zooming into cosmetic procedures during the Covid-19 pandemic: The provider's perspective. International Journal of Women's Dermatology,7,213-216
- 坂田浩之(2018). 醜形恐怖に過敏型自己愛が及ぼす影響 心理臨床学研究、第36巻第3号
- 田中勝則・田山淳(2011). 大学生における身体醜形懸念と完全主義認知の関連 認知療法研究、第4巻第2号

自閉症スペクトラム障害児の食行動に対する大学生の認識 及び支援の現状と困難さに関する研究

○平 優希 ・ 齊藤 由美 ・ 武井 祐子

(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：自閉症スペクトラム障害, 食行動, 食事支援における困難さ

問題・目的

子どもの食事に悩みを抱えている保護者は多く、厚生労働省が実施した「乳幼児栄養調査」(2015)においても、約8割の保護者が子どもの食事について困りごとを抱えているとの結果が示されている。食事に関する行動には、障害によって影響を受けることもあると考えられる。特に自閉症スペクトラム障害(以下ASD)においては、こだわりや感覚刺激に対する過敏さまたは鈍感さがみられることから、ASD児及びその保護者には、より適切な食事に関する支援が必要であると考えられる。

高橋他(2017)は、ASD児への食行動への具体的な対応の必要性を指摘し、田村他(2018)は、専門的な摂食指導が必要であることを示している。しかし、田村他(2018)のアンケート調査によると、今まで摂食指導を受けたことがあると報告した保護者は120人中15人と少数であった。これらのことから、ASD児及び養育者に対して食事に関する支援が必要であることが指摘されているにも関わらず、ASD児の養育者は支援を受けていない、もしくは支援者が行っていると認識している食事に関する支援の内容が、養育者には認識されていない可能性がある。

そこで本研究は、まず、ASDに関する専門的知識を講義などで学ぶことにより、ASD児の食行動に関する困難さがどの程度認識されるのかを明らかにする。これにより、ASD児の支援において食事に関する支援が重要な支援の一つであるという認識が、医療分野や福祉分野の専門職を目指す学生にどの程度みられるのかが明らかになると考えられる。次に、支援の場において、ASD児の支援者が食事に関する支援をどの程度実施していると認識しているのか、また食事に関する支援においてどのような困難があるのかを明らかにする。これにより、専門的な支援の場における食事に関する支援の現状が明らかになると考えられる。

以上の内容から、ASD児に対しての食事に関する支援のためにどのようなことが必要と考えられるのかを明らかにすることを本研究の目的とする。

方法

大学生を対象とした質問紙調査

対象者 医療福祉系A大学の学生244人を対象に質問紙調査を行った。有効回答者数は219人、有効回答率は89.8%であった。

調査内容 ①「自閉症スペクトラム障害という障害を知っていますか」では、はい・いいえの2件法、②「自閉症スペクトラム障害の特性について知っていることがあれば教えてください」及び③「自閉症スペクトラム障害児の養育者にとって、どのような困難があると思いますか」は自由記述で回答を求めた。

支援現場の支援者を対象とした質問紙調査

対象者 A県の発達障害者支援センター79施設の支援者を対象に郵送で調査を行った。回収率は31.1%であり、回答者数は123人、有効回答者数は113人、有効回答率は91.9%であった。

調査内容 ①「自閉症スペクトラム障害児への食事支援の対応をされたことがありますか」について、はい・いいえの2件法で回答を求めた後、はいと回答した方に対して、②「自閉症スペクトラム障害児の食事支援において困難と感じることを教えてください」は自由記述で回答を求めた。③「自閉症スペクトラム障害児への食事支援は必要だと感じますか」については、はい・いいえの2件法で回答を求めた。

倫理的配慮

本研究の参加は自由意思であること、調査は無記名で行い、調査結果は研究目的以外で使用しないことを実施前に伝え、調査票にも記載した。

分析方法

自由記述については記載内容をコード化し、類似した記述内容からカテゴリーを抽出した。

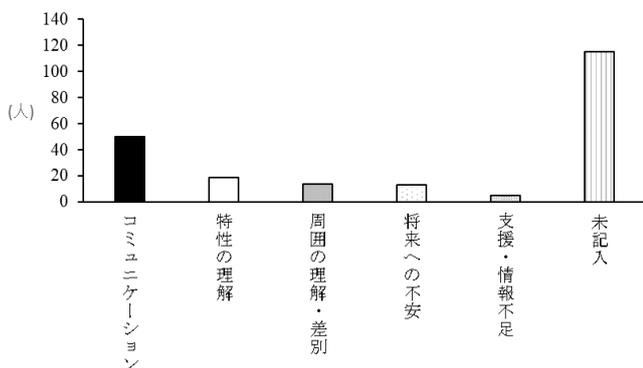
結果

大学生を対象とした質問紙調査

①「自閉症スペクトラム障害という障害を知っていますか」：「知っている」と回答した人数は203人(92.7%)であった。②「自閉症スペクトラム障害の特

性について知っていることがあれば教えてください」：「コミュニケーション・対人関係」についてが 56 人(25.6%)、次いで「実行機能の困難」についてが 32 人(14.6%)、食事に関係する特性であると考えられる「こだわり・常同的な様式」については 32 人(14.6%)、「感覚過敏(光・音)」については 14 人(6.4%)であった。食事に関しての内容の記述はみられなかった。③「自閉症スペクトラム障害児の養育者にとって、どのような困難があると思いますか」：Figure 1 に示した。この質問に対しても食事に関する内容の記述はみられなかった。

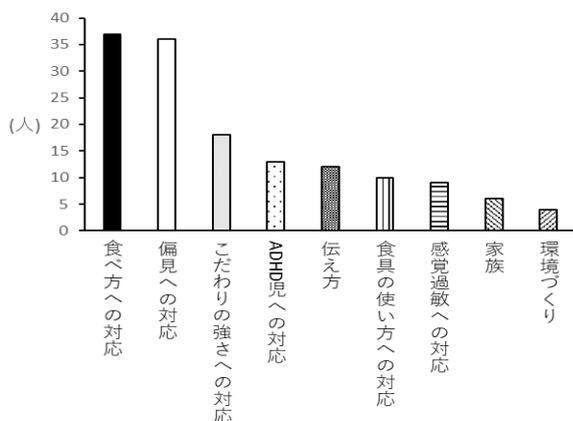
Figure 1 養育者が感じている困難について



支援現場の支援者を対象とした質問紙調査

①「自閉症スペクトラム障害児への食事支援の対応をされたことがありますか」：「経験がある」と回答した支援者は 76 人(67.3%)であった。②「自閉症スペクトラム障害児の食事支援において困難と感じることを教えてください」：Figure 2 に示した。

Figure 2 支援者が食事に関する支援で困難だと感じていること



③「自閉症スペクトラム障害児への食事支援は必要だと感じますか」：「必要である」と回答した支援者は 93 人(82.3%)であった。

考察

鈴木・東條(2014)は、医療や福祉以外を専門に学ぶ大学 1 年次生を対象として調査を行い、「発達障害と聞いて思い浮かぶ障害名」を答える項目で、全体の 24.7%が ASD と回答し、発達障害のなかで一番多く回答された障害名であることを報告している。つまり、ASD という障害名は、発達障害のなかでは、一般の大学生にとって認知度の高い障害であると考えられる。本研究の結果から、ASD に関する専門知識を講義などで学んだ医療福祉系大学の学生においては約 9 割(203 人)が知っていると回答し、医療福祉系大学の学生にとって、ASD の認知度はかなり高く、特性についても理解があることも明らかとなった。その一方で、食事場面において、ASD 児や養育者が困難を感じているということについてはイメージができていないという現状も明らかとなった。実際に ASD 児と関わることによって、ASD の特性が、生活に与える影響についての具体的なイメージの獲得につながる可能性があるのではないかと考えられる。

養育者を対象とした田村他(2018)の研究では、食事支援の必要性が指摘されている。支援者を対象とした本研究の結果でも、食事支援が必要であると感じる支援者が 82.3%おり、養育者においても支援者においても、どちらも食事に関する支援の必要性の認識は高いことが明らかとなった。しかしその一方で、田村他(2018)で食事支援を受けた養育者や 120 人中 15 人と少数であったが、本研究において食事支援の経験のある支援者は 67.3%であり、養育者と支援者で認識に大きな差があることが明らかとなった。この差の背景には、支援者側が食事に関する支援を行ったとしても、そのことがすぐに家庭での食行動の変化につながるとは言えず、養育者側が支援の効果を実感しにくいことがあるのではないかと考えられる。また、食事に関する支援が養育者の感じている困難さに十分対応できておらず、養育者の悩みの軽減につながっていないのではないかと考えられる。養育者と支援者が連携を取り、食事場面の困りごとの把握や、食事支援の進捗について情報共有をし合うことが必要な支援のひとつなのではないだろうか。今後は養育者にも質問紙調査やインタビュー調査を行い、養育者が実際に感じている困難さについて明らかにすることで、ASD 児の食事に関する支援において具体的にどのような支援が必要かを考察することができるのではないかと考えられる。

ポジティブ感情とネガティブ感情が問題解決に及ぼす影響

—日常的題材を用いて—

○柳田 大輝¹ ・ 瀧川 真也² ・ 水子 学²

(川崎医療福祉大学大学院¹・川崎医療福祉大学²)

キーワード：ポジティブ感情，ネガティブ感情，問題解決

【問題・目的】

人は些細な問題から深刻な問題まで、常に何らかの問題を抱えており、その都度、問題解決を試みていると考えられる。問題解決とは、問題を持っている状態において、目標を達成するために何かをすることである(前田, 1998)。

日常生活の様々な出来事によって喚起される感情は、人の行動や意思決定に影響を及ぼしていると考えられる。Isen et al. (1991) や Estrada et al. (1997) は、ポジティブ感情が問題解決における柔軟性と統合を促進することを示唆している。また、Orita & Hattori (2019) は、ポジティブ感情は問題解決課題とは関連のない潜在的ヒントの使用によって洞察問題解決を促進し、ネガティブ感情はヒントの使用に関わらず問題解決を促進することを明らかにした。これまでの研究から、ポジティブ感情は問題解決を促進することが明らかとなっているが、一方で、ネガティブ感情が問題解決に及ぼす影響については、結果に一貫性が認められていない(Orita & Hattori, 2019; 清水, 1993)。また、Orita & Hattori (2019) において、ポジティブ感情とネガティブ感情はそれぞれ異なる機序で問題解決を促進することが示唆されているため、さらなる検討の余地がある。さらに、多くの先行研究において、感情の誘導の有効性が低いため、感情誘導の方略及び感情が問題解決に及ぼす影響について引き続き検討が求められている。そこで、本研究は、単語リストから連想される記憶の報告によって参加者の感情を誘導し、ポジティブ感情とネガティブ感情が問題解決に及ぼす影響について検討することを目的とする。

本研究の仮説は以下の3点である。1つ目は、ポジティブ感情は、思考の柔軟性の促進や注意の焦点を拡大し、ヒントの使用によって、参加者の問題解決を促進すると予測する(Orita & Hattori, 2019)。2つ目は、ネガティブ感情は持続的かつ詳細な検索の実行を促進することで、ヒントの使用に関わらず参加者の問題解決を促進するが、Orita & Hattori (2019) はネガティブ感情が注意の焦点を縮小させると示唆していることから、ネガティブ感情はポジティブ感情よりも問題解決の促進効果は小さいと考える。3つ目は正答者数について、Orita & Hattori (2019) の結果から、ポジティブ感情は

ヒントの提示後に最も多くなり、ネガティブ感情はヒントの提示前に最も多くなると予測する。

【方法】

参加者 大学生79名が調査に参加した。参加者を無作為に3条件(ポジティブ、ネガティブ、ニュートラル)に配置した。本研究は喚起された感情状態が問題解決に及ぼす影響を検討することを目的としているため、ポジティブ条件のうち多面的感情状態尺度・短縮版(寺寄他, 1991)の肯定的感情を測る3尺度(活動的快、非活動的快、親和)の得点が高い上位15名と、ネガティブ条件のうち否定的感情を測る3尺度(抑うつ・不安、敵意、倦怠)の得点が高い上位15名、ニュートラル条件の18名、計48名、男性9名、女性39名、平均年齢19.95歳、 $SD=0.86$)を分析対象とした。

予備調査 実験に用いる手がかり語を選定するため、大学生20名(男性9名、女性11名、平均年齢20.75歳、 $SD=0.64$)を対象に予備調査を行った。ポジティブな単語とネガティブな単語の選定のために、伊里・望月(2012)の悲しみ語・喜び語について、5件法で評定するよう求めた。ニュートラルな単語は、五島・太田(2001)の感情語リストのニュートラル語のうち、感情価が 4.00 ± 0.15 の範囲内の43語を対象とした(7件法)。さらに、参加者には、二字熟語を手がかりに思い出せる自身が体験した出来事の有無について回答を求めた。予備調査の結果、ネガティブな単語は“死別”“喪失”“絶望”，ポジティブな単語は“幸福”“充実”“成功”，ニュートラルな単語は，“普通”“住所”“上着”を手がかり語として選定した。

手続き 調査は3種類の質問紙を用いて実施した。参加者はまず、各条件の感情誘導課題に回答した。参加者には、各条件の手がかり語を提示し、そこから連想される記憶を自由記述で複数報告することを求めることで、感情を誘導した。回答時間は8分であった。次に感情が適切に誘導されたかを確認するために、参加者は多面的感情測定尺度(寺寄他, 1991)に回答した。最後に、参加者は問題解決課題として道田(2001)の日常的題材に回答した。これは、雑誌や本から抜粋した、少数事例に基づく前後論法という構造を持つ論理的には正しいとは言えない文章であった。この課題では文章を読んだ後、まず、ヒント前の意見収集とし

て自由記述を求めた。次に、「実は、今出てきた文章は論理的に正しいとは言えない」とヒントを告げ、問題点があるとしたらどこだと思うかを自由記述で求めた。回答時間はヒント前とヒント後それぞれ8分であった。

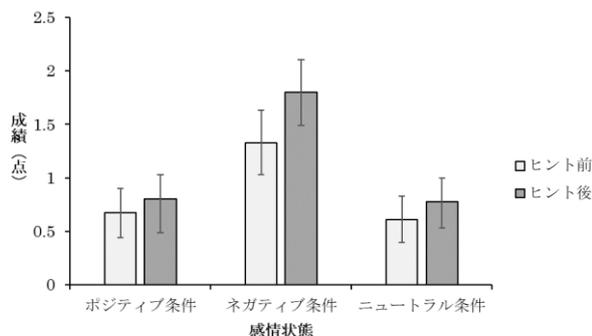
【結果】

はじめに、各感情条件の感情価を比較するために対応のない一要因分散分析を実施した。その結果、肯定的感情と否定的感情にそれぞれ有意な差が見られた（順に $F(2, 45) = 23.39, p < .001$, $F(2, 45) = 16.36, p < .001$ ）。多重比較の結果、肯定的感情について、ポジティブ条件の感情価がネガティブ条件とニュートラル条件より有意に高かった（すべて $p < .001$ ）。否定的感情について、ネガティブ条件の感情価がポジティブ条件とニュートラル条件より有意に高かった（順に $p < .001$, $p < .01$ ）。このことから感情誘導は適切に行われたといえる。

次に、各感情条件間のヒント前後における問題解決課題の成績を比較するために、感情状態(3) × ヒント(2)の混合計画の二要因分散分析を実施した。その結果、感情状態の主効果が有意であった ($F(2, 45) = 4.20, p < .05$)。多重比較の結果、ネガティブ条件がニュートラル条件より有意に高く ($p < .05$)、ネガティブ条件がポジティブ条件より高い有意傾向が見られた ($p < .10$)。また、ヒントの主効果にも有意傾向が見られ、ヒント前よりヒント後の成績が高かった ($F(1, 45) = 2.919, p < .10$)。交互作用は有意ではなかった。各感情条件のヒント前後の平均値を Figure 1 に示す。さらに、回答についてどの時点で最初に得点したか、また、各感情条件間におけるヒント前後での正答者数の偏りを明らかにするために検討を行った。正答者数の比較は、成績が1点以上であり、最初に得点した回答のみについて行った。Fisherの正確確率検定を行った結果、有意な差は見られなかった。

Figure 1

各感情条件におけるヒント前後の成績の平均得点



注) エラーバーは標準誤差を示す。

【考察】

本研究の結果、ポジティブ感情は問題解決を促進しないこと、ネガティブ感情はヒントの有無に関わらず

問題解決を促進すること、ヒントは感情状態に関わらず問題解決を促進することが明らかとなった。感情状態とヒントの交互作用が見られなかった理由について、Orita & Hattori (2019) は、ヒントを問題解決課題とは関連のないものとして先に提示していた。一方、本研究は、ヒントは顕在的で提示も問題解決課題より後であった。ヒントが顕在的であることによって、注意の焦点の広狭に関わらずヒントを使用することが可能であったと考えられる。ポジティブ感情が問題解決を促進しなかった理由については、問題解決課題の回答時間が長かったために、参加者に疲労や飽きが生じ、回答の途中で感情状態が変化し可能性がある。先行研究において感情状態の持続は詳細に測定されていない。また、ネガティブ感情の機能として持続性があることは明らかにされているが、ポジティブ感情の機能には持続性が備わっていない (Orita & Hattori, 2019)。一方、ネガティブ感情は、持続的かつ詳細な検索の実行を促進することで、ヒントの使用に関わらず参加者の問題解決を促進したと考えられる。また、本研究は、ヒント前後で同じ問題解決課題を実施したが、ネガティブ条件の参加者はヒント後も持続性の向上により、問題解決を促進されたことも考えられる。

本研究の改善点として、問題解決課題の回答時間を短縮すること、課題ごとの問いを明確にすることが求められる。今後の展望について、感情は問題解決だけでなく、他者への援助行動など対人場面での意思決定にも影響を与えることが明らかとなっている (山口, 1988)。また、ネガティブ感情は援助行動に対して促進効果と抑制効果の両方があることが明らかとされている (清水, 1993)。ネガティブ感情による援助行動の促進効果と抑制効果生起のそれぞれのメカニズムについて、詳細な検討が求められる。感情が援助行動の判断のパターンや内容に及ぼす影響について明らかにすることは、日常的な相談や専門家のカウンセリングの質を高めることに寄与し、その結果として被相談者の心理的健康を維持、促進できる可能性がある点で意義があると言える。

【引用文献】

- Isen, A. M., Rosenzweig, A. S., & Young, M. J. (1991) The influence of positive affect on clinical problem solving. *Medical Decision Making, 11*, 221-227.
- 道田 泰司 (2001). 日常的題材に対する大学生の批判的思考——態度と能力の学年差と専攻差——. *教育心理学研究, 49*, 41-49.
- Orita, R., & Masashi Hattori, M. (2019). Positive and Negative Affects Facilitate Insight Problem-Solving in Different Ways : A Study with Implicit Hints. *Japanese Psychological Research, 61* 94-106.

授業中の私語と社会・個人志向性の関連

—対人関係維持への重要性に着目して—

○角南 有香 ・ 澤原 光彦

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)

キーワード：社会的迷惑行為、私語、社会・個人志向性、対人関係の重要視

問題・目的

人々が生活をするうえで、暗黙的にルールやマナー等が共通認識となっているため、迷惑行為の発生は抑制されると考えられる。しかし、友枝・鈴木(2003)によると高校生と高校教師との規範意識の差が見られると述べている。その差は、高校生の意識と行動の乖離、教師・生徒間の「公共の場におけるマナー」の定義の違いの2点であった。このことから、若年者は迷惑行為に関する意識と行動が伴っていない可能性を有しており、迷惑行為だと認識しながらも迷惑行為を行ってしまうと考えられる。

迷惑行為とは、不法駐輪・駐車、電車内での通話、授業中の私語など多岐に渡る。これらの行為は社会的迷惑行為とも言われ、「行為者が自己の欲求充足を第一に考えることによって、結果として他者に不快な感情を生起させること、またはその行為」と定義される(吉田他, 1999)。また吉田他(1999)は、社会的迷惑行為から2つの主成分を示した。1つは、「タバコや空き缶をポイ捨てすること」や「授業中とは関係のないことを友だちとしゃべること」など、決められたルールや公共のマナーに反する行為が高い行為が含まれるルール・マナー違反である。2つ目は、電車などで、「わずかに空いたスペースにむりやり座ろうとすること」など、周りにいる人への配慮を欠いた行為が含まれる“周りの人との調和を乱す”行為である。また、何故人は社会的迷惑行為を行うのか様々な観点から研究も行われてきている。原田・吉澤・吉田(2009)は社会的迷惑行為を行う者は、迷惑行為を認知せず行う者と、迷惑と認知して行う者との2つのタイプが存在すると考えており、後者のタイプが大半を占めていると述べている。このことから、迷惑行為であると認知しながら迷惑行為を行ってしまう人が存在すると考えられる。しかし、戸田・小林(2007)では迷惑行為に関する行動頻度は高くない傾向にあり、社会的迷惑行為の中にも認知または行動頻度に差異があると考えられる。

一方、授業中の私語の場合、小牧・岩淵(1997)は、私語に対して59.0%もの人が“絶対にしてはいけない”という規範意識をもっているにもかかわらず、84.9%の人が“ついしてしまう”と回答していると述べている。このことから、授業中の私語は、迷惑と

認知しているにもかかわらず行ってしまう社会的迷惑行為として身近にある概念と言える。出口・吉田(2005)で授業中の私語は、「対人関係の維持」という機能を有しており、そのために私語が行われている可能性が推測されると述べられている。このことから、学校生活において友人関係を強く重要視する人がより授業中の私語を行う可能性が高いと考えられる。一般的な私語は、卜部・佐々木(1999)により、概念的定義としての私語を、「授業中に学生どうしで交わされる私的な話」と定義している。しかし、私語の定義については一貫した結論は出ておらず、教師の話の聞き逃した部分を確認するものから全く授業に関係ない話をするものまで範囲が広く、どの程度以上を私語とするのかについては研究者間でコンセンサスが得られていないと指摘されている。本研究では、島田(1990)の授業中に生じるおしゃべりすべてを授業中私語として扱う。加えて、携帯電話やメモ等を用いる会話は本研究では私語として扱わないこととする。

社会的迷惑行為に関連する要因の研究は様々行われている。中村(2012)による研究の動向から、影響する心理的要因として考えられるものは、社会的態度、自己制御、羞恥心・恥意識と示されている。これらのうち、本研究では社会的態度に含まれる社会志向性・個人志向性に着目する。社会・個人志向性について、出口(2004)は、社会への志向性が高く、かつ迷惑行為を否定的に捉えていれば、迷惑行為は抑制されるようになると述べている。社会・個人志向性という社会的態度が、社会的迷惑行為に影響を及ぼすと考えられる。出口(2004)は、社会的迷惑行為に対する認知と頻度の関連に関して公的・社会自意識および社会・個人志向性に着目し研究を行った。結果として、社会・個人志向性のいずれか一方のみが高い者は、迷惑認知と行為の頻度とが比較的対応している傾向が示され、一方、社会・個人志向性が共に高い者は迷惑認知と行為の頻度が比較的対応していない傾向が示されたと述べている。社会・個人志向性が両方とも高い者は、行動を決定する際に、自分が有している迷惑認知以外に、様々な要因を考慮するため、行為の頻度との関連が弱くなった可能性が考えられると述べている。しかし、社会・個人志向性と迷惑認知・頻度との関連については、迷惑認知のみに対して

有意な主効果が示されている。行為の頻度については、社会志向性が高く、社会的迷惑行為に対して否定的な認知をしても、必ずしも行為の抑制につながるとは限らない傾向が示されたと述べている(出口、2004)。このことから、授業中の私語は、社会個人志向性・個人志向性の高低に関わらず、行動頻度との関連がないことが明らかとなった。そこから、友人関係の重要視という私語を発生させる要因が社会・個人志向性が働く上で影響を与えていると考えた。

本研究では、社会的迷惑行為に含まれる授業中の私語は迷惑行為と認知されているのかを検討する。加えて社会志向性・個人志向性と授業中の私語の頻度間に友人の重要性を媒介変数と設定し、友人の重要性が社会・個人志向性と社会的迷惑行為との関連に影響を与えているのかを検討する。

方法

調査対象者 A 県の私立大学で開講している科目の受講生約 500 名を対象に質問紙調査を実施した。欠損地のあったデータを除外した有効回答数は 240 名(男性 48 名、女性 192 名)であった。平均年齢 19.41 歳($SD=0.56$)であった。

主な質問項目 個人属性(年齢、性別)、授業中の私語の迷惑認知に関する質問(迷惑認知のみ数字が小さいほど迷惑認知が高いとしている)、そして、出口・吉田(2005)から私語の項目内容とされる 8 項目を用いてどの程度自身は行うか(行動頻度)、伊藤(1993)による 17 項目を用い社会・個人志向性、学校生活で重要視する要因に関する回答を全て 5 段階評価で求める。

分析手法 IBM SPSS Statistics 23 を使用した。従属変数を私語の頻度、独立変数を社会・個人志向性また学生生活における重要性とした。

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: 22-016)。

結果

授業中の私語に関する迷惑認知は平均 2.10($SD=.88$)であった。私語の頻度の全体の平均は 2.66(.81)であり、授業に関係ある内容であると平均は 3.35(.96)、授業に関係ない内容であると平均は 1.98(1.03)であった。授業に関係のある私語を行うと答える傾向が高かった。

各尺度の相関係数を Table1 に示した。その結果、私語の迷惑認知においては年齢に関して負の相関がやや見られ、性別に関して相関は示されなかった。このことから、性別において私語の迷惑認知年齢が低いと迷惑認知は低くなるが、年齢が高くなると迷惑認知が高くなると示された。

また、社会・個人志向性と私語頻度との関連に友人の重要性が影響を与えているか検討するため、重回帰

分析を行った。(Figure.1 参照)

その結果、個人志向性と友人の重要視は頻度に有意な正の影響を与えており、反対に社会志向性は影響を与えていない結果が示された。

考察

授業中の私語に関して年齢との相関において、年齢が高くなる程迷惑認知は高くなる傾向から、授業中の私語に関しては年齢を重ねるごとに迷惑な行為と捉える傾向にあると考えられる。また、今回の調査でも、戸田(2007)の結果と同様に自ら意識して授業中に私語を行っているとは回答する傾向は見られなかった。このことから、年齢によって私語は行うべきではないといった規範意識が生じることで授業中の私語を迷惑と認知し、授業中の私語が抑制されていると考えた。あるいは回答する時に実際に行っている私語の頻度より少なめに記入してしまう等のバイアスがかかっている可能性もあると考えた。

そして、重回帰の結果にて個人志向性や友人の重要視は私語の頻度に直接的な影響を与えており、反対に社会志向性は影響を与えていない結果が示された。理由として、社会志向性と友人の重要視は正の相関関係にあることが示されたためと考えた。友人関係を重要視する人程、社会志向性もおおのずと高い傾向にあると考えられる。そのため今回の調査では、社会志向性に友人の重要視が間接的に影響することにより、私語の頻度に直接的な影響を与えなかったと考えられる。

引用文献

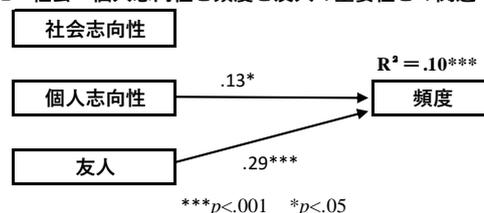
出口 拓彦 (2004). 社会的迷惑行為に対する認知と頻度の関連 公的・私的自意識および社会・個人志向性に着目して, 藤女子大学紀要, 2(42), 59-64.

Table.1 相関係数一覧

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
①性別	-.01																			
②迷惑認知	-.14*	.02																		
③頻度(関係あり)	.17*	.09	.13*																	
④頻度(関係なし)	-.1	-.14*	.28**	.35**																
⑤頻度全体	.05	-.04	.21**	.302**	.15**															
⑥社会志向性	.04	.15	.04	.151*	-.05	.07														
⑦個人志向性	.1	-.044	.07	.15*	.11	.15*	.22**													
⑧友人重要視	.07	.07	.22	.26**	.22**	.29**	.29**	.08												
⑨他学重要視	-.05	.14*	-.05	.023	-.09	-.05	.16*	.01	.23**											
⑩他専科重要視	.06	.18*	-.099	.000	-.08	-.05	.17**	.11	.23**	.55**										
⑪アルバイト重要視	-.11	.15*	.201**	.1	.16*	.16*	.06	.06	.29**	.09	.004									
⑫サークル重要視	-.08	.07	.022	.11	.09	.12	.05	.11	.27**	.14*	.13*	.45**								
⑬趣味重要視	-.04	-.02	.055	.1	.11	.13*	.01	.04	.21**	.04	.06	.39**	.75**							
⑭産業文化性	-.04	.15*	.125	.18**	.13*	.19**	.19**	.12	.61**	.51**	.47**	.66**	.65**	.56**						

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

Figure.1 社会・個人志向性と頻度と友人の重要性との関連



ジェンダー自尊心とトランスジェンダーに対する態度の関連

○渡邊 由華 ・ 澤原 光彦

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：トランスジェンダー，ジェンダー自尊心，態度

背景

近年の日本では性的マイノリティに対する興味や関心が高まり、TV や書籍、SNS など様々な場面で目にする機会が多くなった。一般の人々に性的マイノリティが認識されると共に、世界では性的マイノリティを理由にする差別や偏見をなくそうと様々な取り組みを行っている。中西(2017)の調査によれば 76 カ国 85 地域が性的指向に関する差別禁止法を制定している。また、ヨーロッパ各国をはじめとする様々な国が「パートナーシップ制度」を導入している(石田, 2019)。しかし、依然として性的マイノリティであることを理由としたいじめや就労における不当な扱いを受けるなど性的マイノリティに対する差別・偏見は根強く残っており、当事者たちは社会生活において様々な問題に直面している(LGBT 連合, 2019)(EqualityActJapan, 2020)。特にトランスジェンダーは、日常生活においてトイレや服装の問題等で困難に直面することが多いと予測される。

差別的な態度や偏見を説明する理論的枠組みの1つとして、社会的アイデンティティ理論(Tajfel & Turner, 1979)がある。社会的アイデンティティ理論は差別的な態度や偏見が生じる要因として、所属する集団(内集団)に属している自身への肯定的評価を得るために外集団と比較することで、内集団を優位に位置づけようとする仮定している。Falomir-Pichastor & Mugny(2009)は、男性異性愛者は自身の自己評価を肯定的に維持するため自身が所属する異性愛者という内集団と対立する可能性がある外集団の男性同性愛者に否定的な態度を示していると考え、自己の性別に対する自己評価をジェンダー自尊心と定義し、男性異性愛者の男性同性愛者に対する態度について検討を行った。その結果、男性異性愛者はジェンダー自尊心が高いほど男性同性愛者に対して否定的な態度を示すことが明らかになった。鈴木・池上(2015)は、Falomir-Pichastor & Mugny(2009)の研究結果が日本人の男女にも当てはまるのかを検討し、男性異性愛者はジェンダー自尊心が高いほど男性同性愛者に対する嫌悪感情が強まることを明らかにしている。また、女性異性愛者はジェンダー自尊心が高いほど道徳的非難が緩和され、社会的容認が高まることを明らかにしている。さらに、男性異性愛者において男性同性愛者と生物学的差異があると提示された群はジェンダー自尊心と同性愛者に対する関連が消失することが示された。女性異性愛者においてはジェンダー自尊心が高いほど同性愛者との心理的距離

が高いという関連が同性愛者との生物学的差異はないと提示されることによって消失したことが示されている。渡邊(2020)は、トランスジェンダーに対する態度とジェンダー自尊心の関連について研究を行った。その結果、男性参加者のトランスジェンダーに対する態度についてジェンダー自尊心が高くなるほどトランスジェンダーに対する態度が否定的になるという関係が示され、女性参加者にはこの関係が認められなかった。また、男女ともにトランスジェンダーとの差異化の程度を強く感じている者ほどトランスジェンダーに対する態度が否定的になるという結果が示された。このことから、性的マイノリティについてはトランスジェンダーに対する態度の要因としてジェンダー自尊心と性的マイノリティとの差異の知覚(差異化の程度)の高さが影響していると考えられる。

また、鈴木・池上(2016)は Falomir-Pichastor & Mugny(2009)の研究結果と自身の研究結果が異なることの要因の1つとして対象者の平均年齢が要因ではないかと考察している。他の先行研究でも性的マイノリティに対する態度について年齢または年代が影響していると示されている。石原(2012)の研究では、参加者の年齢が若いほど同性愛者に対しての寛容性が高まることを明らかにしている。浦添市(2016)の性の多様性に関する市民意識調査では、身近な人から性的マイノリティであると打ち明けられたときに「受け入れられる」「驚くがすぐに受け入れられる」と答える割合は年代が若くなるほど多くなる傾向があり、年代が高くなるほど受け入れることに時間がかかる傾向や分からないと答える割合が多かった。このことから、年代の違いが性的マイノリティについてはトランスジェンダーに対する態度に影響を及ぼすと考えられる。

目的と意義

本研究の目的は2つある。1つは渡邊(2020)の研究を再検討することである。具体的には、参加者の人数を増やすことにより一般化したデータを収集し、前回の分析結果を比較することで研究の信頼性を高めることを目的とする。もう1つは、渡邊(2020)で実施した調査対象よりも幅広い年代に調査を行い、ジェンダー自尊心とトランスジェンダーに対する態度の関連を世代別に検討することである。

本研究の意義として、トランスジェンダーの人達を支援するにあたり、現代の日本におけるトランスジェンダーに対する

性的マジョリティの態度の傾向を明らかにすることは、トランスジェンダーの人達がどのような状況に置かれているのかを知る一因になるのではないかと考えた。また、年代別に調査を実施し検討をすることにより、どの年代の人達に向けて性的マイノリティについての正しい知識の提供をするべきなのかを検討することが出来ると考えた。

方法

調査対象者 中国地方の某大学に在籍する大学生(229名)とその保護者(53名)が調査に参加した。大学生、保護者の平均年齢は、それぞれ19.34歳(SD=1.53), 50.28歳(SD=6.43)であった。保護者を調査対象とする理由は、学生層と中高年層のトランスジェンダーに対する態度について年代比較をするためである。また、同意欄にチェックがないまたは回答に不備がある者や対象者のうち身体的性別と性自認が一致していない者、性自認の項目に「その他」と回答した者は分析から除外した。最終的に大学生111名(男性18名, 女性93名), 保護者32名(男性8名, 女性24名)が有効対象者となった。
質問項目 質問紙は対象者の基本的属性と3つの尺度で構成した。対象者の基本的属性は年齢, 身体的性別と性自認, 職業(学生又は社会人から選択)の回答を求めた。尺度の1つ目はジェンダー自尊心を測定するための尺度であった。この尺度は鈴木・池上(2015)の研究に使用されたジェンダー自尊心尺度を使用し, 回答は「1. 強く思う〜7. 全く思わない」の7件法で行った。2つ目は, トランスジェンダーに対する態度を測定するため尺度として, 飯田ら(2016)の研究で使用されたトランスフォビアを評価する尺度を使用した。回答は「1. 全くその通りである〜5. 全然思わない」の5件法で求めた。3つ目は, 参加者がトランスジェンダーに対してどの程度の類似性を感じているのか(差異化の程度)について, 鈴木・池上(2015)の研究で使用された尺度を使用した。回答は「1. 強く思う〜7. 全く思わない」の7件法で行った。また, 質問紙に添える説明文書は回答にバイアスが生じることを避けるため質問の意図をあえて不明確にした。倫理的配慮 本調査は川崎医療福祉大学倫理審査委員会の承認を得た後に実施した(承認番号: 22-017)。

結果

以下の分析はSPSS (Ver.23)を使用した。質問項目の尺度得点について, それぞれの項目の合計を項目数で割った値を尺度得点とした。各変数の信頼性を検討するため, Cronbachの α 係数を算出した結果, ジェンダー自尊心($\alpha=.92$), トランスジェンダーに対する態度($\alpha=.63$), 差異化の程度($\alpha=.91$)であった。

予測の検討を実施するため, ジェンダー自尊心と差異化の程度について平均値によるセンタリングを行った。また, トランスジェンダーに対する態度を従属変数, ジェンダー自尊心と差異化の程度を独立変数としたものをstep1, 独立変数に

ジェンダー自尊心と差異化の程度の交互作用項を加えたものをstep2で投入する階層的重回帰分析を行った。

その結果, 大学生の男女ともに差異化の程度を強く感じている者ほどトランスジェンダーに対する態度が否定になるという関係が認められた($\beta=.64, p<.05, \beta=.36, p<.01$)。一方, 大学生の男女ともジェンダー自尊心とトランスジェンダーに対する態度との関連は認められず, ジェンダー自尊心と差異化の程度の交互作用も認められなかった。保護者において, ジェンダー自尊心とトランスジェンダーに対する態度との関連は認められなかった。さらに, 保護者について差異化の程度とトランスジェンダーに対する態度との関連は認められず, ジェンダー自尊心と差異化の程度の交互作用は認められなかった(Table.1参照)。

Table.1
重回帰分析の結果

対象者	変数			R ²
	ジェンダー自尊心	差異化の程度	ジェンダー自尊心 *差異化の程度	
学生男性	.048	.641*	-.481	.511**
学生女性	.187	.358**	.019	.102**
社会人男性	-.172	.004	.339	-.680
社会人女性	.093	.358	-.050	.002

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

考察

分析結果, 大学生の男女ともに差異化の程度が強いほどトランスジェンダーに対する態度は否定的になるという関連が認められた。しかし, 保護者にはこの関連は認められなかった。また, どの対象者においてもジェンダー自尊心とトランスジェンダーに対する態度の関連は認められなかった。さらに, 差異化の程度とジェンダー自尊心の交互作用は認められなかった。

本研究では, 仮説の1つであるトランスジェンダーとの差異化の程度を強く感じている者ほどトランスジェンダーに対する態度が否定的になることは一部支持されたが, 他の仮説は支持されなかった。本研究の結果がこのようなものになった理由として, 保護者の対象者が性的マイノリティへの興味, 関心を高く持っていたため, 保護者の回答に有意な差が見られなかった可能性が考えられる。また, 保護者の有効回答数が少なかったことも統計的に有意な差が出なかった要因ではないかと考えられる。今後の研究では, どのように保護者や社会人の方への調査協力をし, 幅広い回答を得られるかが課題であるとする。

引用文献

- Falomir-Pichastor, & Muguy (2009) "I'm not gay... I'm real man!" : Heterosexual Men's gender Self-esteem and Sexual Prejudice. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 35, 1233-1243.
- 鈴木 文子・池上 知子(2015) 異性愛者のジェンダー自尊心と同性愛者に対する態度 *社会心理学研究*, 30, 183-190.

SNS 利用動機尺度作成の試み

○能仁 結衣*1・村上勝典*2・宇都宮真輝*2

(*1 吉備国際大学大学院心理学研究科 *2 吉備国際大学心理学部心理学科)

キーワード：SNS, 利用動機, 因子構造

問題・目的

SNS (Social Networking Service) とは、登録された利用者同士が交流できる Web サイトの会員制サービス (総務省, 2013) とされており、主に「LINE」, 「Twitter」, 「Facebook」, 「Instagram」, 「TikTok」, 「YouTube」などが挙げられる。総務省情報通信政策研究所 (2022) の調査では、「LINE」, 「Twitter」, 「Instagram」, 「YouTube」においては、20 代の利用が最も多いことが報告されており、大学生にとっても身近なサービスであることが窺える。

従来から、どのようなサービスをなぜ利用するか、という観点から SNS の利用動機の検討や尺度の作成が試みられてきた。例えば、柏原 (2011) は、Twitter の利用動機を測定する尺度の作成を試みた結果、「交流/自己表現動機」, 「既存関係維持動機」, 「実況/情報探索動機」, 「自己呈示動機」, 「気晴らし動機」の 5 因子 36 項目を抽出した。また、黄・内野・磯部・二本松・岡本・三宅・永澤・矢式・池田・吉原 (2017) は、「他者と気持ちを共有するため」, 「リラックスとストレス解消」, 「暇つぶし」, 「情報収集のため」, 「現実生活の通信道具として」の 5 因子 19 項目を抽出した。しかし、これらは、特定の SNS の利用動機を測定している点と妥当性の検討がおこなわれていない点で検討の余地があると思われる。

SNS の流行の一方で、SNS などを利用することの多い大学生にとって、SNS が及ぼす精神的影響というのは無視できない問題である。そのため、精神的健康に悪影響を与える利用の仕方や、SNS の特徴を生かすことのできるポジティブな側面について検討し、予防・介入に繋げていくことが必要だと考えられる。そのためには、SNS に共通した利用動機を測定することのできる信頼性と妥当性を備えた尺度を作成する必要があると考えられる。

以上のことから、本研究では、SNS 利用率が高い大学生を対象とし、現在利用率の高い SNS である「LINE」 「Twitter」 「Instagram」 「YouTube」のすべてに共通する項目を選定し、利用動機を測定することのできる新たな尺度を作成することを目的とする。また、作成した SNS 利用動機尺度の構成概念妥当性について、正の関連が予測される賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度の「賞

賛獲得欲求」との関連を検討する。

方法

調査対象者と調査時期 大学生 202 名 (男性 119 名, 女性 78 名, 無回答 4 名, 年齢: $M \pm SD = 19.72 \pm 3.11$) を対象とした。調査時期は、2022 年 6 月であった。質問紙回答前に、文章と口頭で説明をおこない、合意を得た者にのみ回答してもらった。また、再検査信頼性を検討するため、第 1 回調査の 2 週間後に第 2 回調査を実施した。有効回答数は、第 1 回調査、第 2 回調査ともに回答していた 49 名 (男性 30 名, 女性 19 名: 年齢: $M \pm SD = 18.67 \pm 0.68$) であった。

調査内容 ①フェイスシート: 学年, 性別, 年齢, 在籍区分, SNS の利用の有無, 利用機器, 利用している SNS の種類, SNS の利用時間 (平日, 休日) について尋ねた。②SNS 利用動機尺度: SNS の利用目的や利用動機などを測定する既存の尺度 (岡本, 2016; 柏原, 2011; 黄・内野・磯部ら, 2017) の項目と自由記述によって収集した項目を著者と心理学を専門とする教員 2 名, 臨床心理学を専攻する大学院生 1 名で分類した。自由記述の内容から「趣味の情報を収集するため」「有名人の情報を収集するため」など 11 項目を追加し、LINE, Twitter, Instagram, YouTube の 4 つの SNS に共通しない内容および抽象度の高い項目は削除した。その結果、計 41 項目を選定し、SNS 利用動機を測定する質問紙を作成した。教示文は、「これは、あなたの SNS の利用状況について尋ねるものです。次の質問に対して非常にあてはまる (5) ~ 全くあてはまらない (1) の中から最も自分に当てはまるものを 1 つ選び、○をつけてください。」とし、5 件法 (1=全くあてはまらない, 2=あまりあてはまらない, 3=ややあてはまる, 4=わりとあてはまる, 5=非常にあてはまる) で回答を求めた。③賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度 (小島・太田・菅原, 2003): 2 因子 18 項目で構成されている。本研究では、「賞賛獲得欲求」因子 9 項目, 5 件法で回答を求めた。

分析方法 作成された 41 項目の質問紙の因子構造を確認するために因子分析をおこなった。また、内的整合性を確認するために、Cronbach の α 係数を求めた。

倫理的配慮 吉備国際大学の倫理審査委員会で承認を得た (22-09)。質問紙調査の実施にあたり、調査目的や内容の説明を行うとともに、匿名であることや調

査への参加は自由意思によるものであることを伝え、同意を得たうえで実施した。

結果

分析対象者 今回対象とした4つのSNSを利用していない者と、SNS回答に不備があった者を除外した結果、93名（男性55名、女性37名、無回答1名、年齢： $M \pm SD = 19.33 \pm 3.79$ ）が分析対象となった。

SNS利用動機尺度の因子構造 天井効果および床効果がみられた19項目を除外した。22項目に対して因子分析（最尤法・Promax回転）を行った。その結果、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から4因子構造が妥当であると判断した。そこで、因子負荷量の絶対値が.45未満で2つ以上の因子に高い負荷をもつ項目をその都度削除しながら、因子分析を数回繰り返した結果、最終的に10項目が削除され、「気持ちの表出」「つながり」「現実逃避」「息抜き」の4因子12項目を得た（Table1）。この4因子で全分散を説明する割合は63.2%であった。

信頼性の検討 Cronbachの α 係数を算出した結果、「気持ちの表出」は $\alpha = .83$ 、「つながり」は $\alpha = .80$ 、「現実逃避」は $\alpha = .80$ 、「息抜き」は $\alpha = .74$ であり、一定の信頼性が認められた。また、再検査信頼性を検討した結果、「気持ちの表出」は $r = .54$ 、「つながり」は $r = .60$ 、「現実逃避」は $r = .76$ 、「息抜き」は $r = .68$ であり、有意な正の相関を示した（全て $p < .01$ ）。

妥当性の検討 賞賛獲得欲求との相関分析をおこなった結果、「息抜き」を除く、「気持ちの表出」($r = .21, p < .05$)、「つながり」($r = .41, p < .01$)、「現実逃避」($r = .27, p < .01$)との間に正の相関が見られた。

考察

本研究では利用率の高いSNSである「LINE」「Twitter」

「Instagram」「YouTube」のすべてに共通する項目を選定し、利用動機を測定することのできる新たな尺度を作成することを目的とした。結果、「気持ちの表出」、「つながり」、「現実逃避」、「息抜き」の4因子12項目が抽出された。このうち、「現実逃避」は利用率の高いSNSに共通した新たな利用動機の因子であると考えられる。つまり、現実や悩みから距離を置くためにSNSを利用している側面があることが示唆された。「気持ちの表出」、「つながり」、「息抜き」については、先行研究（黄ら, 2017; 柏原, 2011; 西村・遠藤, 2009）で指摘されていた利用動機の因子（自己表現、人との交流、情報収集、娯楽的利用）と同様の結果が得られた。一方、本研究では、これまでの研究で指摘されていた「情報収集」に関する因子は抽出されなかった。情報収集のためのSNSの使用は、その後の目的の不明確な利用につながるということが考えられる。つまり、初めは情報収集をするために使用していたが、使用中で利用動機が変化していくことが示唆される。

信頼性については、各下位尺度の α 係数は.70を上回っており、また、再検査信頼性係数はすべての下位尺度で有意となっていることから、内的整合性および安定性の観点における信頼性は高いと考えられる。また、妥当性についても、関連が予測される「賞賛獲得欲求」と「息抜き」を除く下位尺度と有意な正の相関が認められたことから、SNS利用動機尺度の構成概念妥当性の一部を確認できたと考えられる。以上より、妥当性のさらなる検討は必要であると思われるが、信頼性と妥当性を兼ね備え、4因子12項目と少ない項目でSNS利用動機を測定できる尺度が作成された。この尺度は対象者の負担も少なく調査をおこなうことができ、SNSに関する研究の発展に寄与することが期待される。

Table1 SNS利用動機尺度の探索的因子分析（最尤法・Promax回転）の結果

	因子			
	I	II	III	IV
第1因子：気持ちの表出 ($\alpha = .83$)				
18自分の悩みにアドバイスをもらうため	1.00	-.16	.01	-.12
24他者に気持ちを聞いてもらうため	.76	.11	-.11	.17
10友だちに気持ちを聞いてもらうため	.61	.20	-.04	.07
第2因子：つながり ($\alpha = .80$)				
32新たな出会いを見つけるため	.06	1.00	.08	-.27
27新たな友人とつながるため	-.09	.83	-.17	.19
11自分の良いところを人々に知ってもらうため	.02	.47	.15	.10
第3因子：現実逃避 ($\alpha = .81$)				
13現実から逃れるため	-.12	-.06	.94	-.02
6悩みを忘れるため	-.05	.14	.62	.21
17さみしさを紛らわすため	.37	-.05	.57	-.07
第4因子：息抜き ($\alpha = .74$)				
29リラックスのため	-.07	-.04	-.08	.79
20元気を出すため	.09	-.04	.13	.62
40ストレスを解消するため	.08	.03	.25	.47
因子間相関	I	II	III	IV
	I	-.45	.55	.41
	II	-	.30	.37
	III	-	-	.61
	IV	-	-	-

内集団の構成員間における援助行動を抑制させる要因

○溝下 葉月¹ ・ 高尾 堅司² ・ 水子 学²

(¹川崎医療福祉大学大学院) (²川崎医療福祉大学医療福祉学部)

キーワード： 内集団協力, 対人恐怖心性, 集団同一視

問題と目的

集団に関連する心理的な傾向の1つに内集団ひいきがある。内集団ひいきには内集団協力と外集団差別の2つの側面があるが、内集団への帰属意識と愛着の起源は、グループ間の対立とは無関係である可能性が示されている (Brewer, 1999)。内集団協力とは、「内集団に対して好意的に評価したり、協力的に振舞ったりすること」(中川, 2018, p.34)である。内集団ひいきに関する研究は数多く蓄積されてきたが、内集団協力を抑制させる要因に関する研究については管見の限り見当たらない。そこで、本研究の目的は内集団の構成員間における援助行動を抑制させる要因を検討することとした。

内集団の構成員間における援助行動を抑制させる要因として、対人恐怖心が考えられる。伊藤 (1997)によれば、「対人恐怖の経験は、恐怖・不安を感じると同時に、他者からの評価をネガティブなものとして予想する経験」(p.309)であると考えられている。中川他 (2019)の野球チームのファンを対象にした場面想定法実験によれば、援助行動(内集団協力)のコストが示されると、社会的アイデンティティ理論よりも他の内集団成員からの互惠性の期待を生起要因とする閉ざされた一般互酬仮説の心理過程が強く引き出されることが示唆された。このことから、本研究において、他の内集団成員からの互惠性の期待と関連するであろう対人恐怖心が、援助行動と援助期待に負の影響を与えることが予想される。そこで、対人恐怖心性尺度の下位尺度を用い、対人恐怖心性が、援助行動と援助期待に及ぼす影響について検討した。さらに、集団同一視は、内集団ひいきを顕著にすると示されているため、内集団協力、互惠性の期待に対しても同様に正の影響を与えると予想される。そこで、集団同一視尺度を用いて、集団に対する同一視、成員に対する同一視が、援助行動と援助期待に与える影響についても検討した。

方法

調査の手続き

参加者 中国地方のある大学に通う学生を対象に質問紙調査を行い、全ての不備なく回答したデータを分析対象とした結果、有効回答数は93名、平均年齢は

19.61歳 ($SD=0.86$)であった。そのうち、男性が26名、女性が67名であった。

質問項目

主な質問項目として、属性項目、Karasawa (1991)の日本語版集団同一視尺度(12項目版)、中川他(2015)の援助行動・援助期待(各条件)のシナリオと質問項目、堀井・小川(1997)の対人恐怖心性尺度を用意した。

援助行動・援助期待(各条件) 中川他(2015)に基づき、質問項目とシナリオの内容を設定した。質問紙に、参加者に「あなたにとっての『地元』を思い浮かべて、次の質問に回答してください。」という教示文を記載した。援助行動・援助期待のシナリオは、参加者が面識の無い第三者のBさんに遭遇することを想定した内容であった。シナリオでは、他者又は自身が困っている日常場面を想定させ、「あなたがBさんを助けると思う程度」(援助行動)と、主語を反転させ「Bさんがあなたを助けてくれると思う程度」(援助期待)を測定した(5件法)。また、援助を行う場面の内容は、中川他(2015)に基づき、「Bさんは電車の乗り継ぎの仕方がわからずに困っています。あなたは教えてあげると思いますか」、「Bさんの持つ袋の底が抜け中身が散乱しました。あなたは拾ってあげると思いますか」、「Bさんは全座席が埋まったバスに松葉杖をつけて乗りこみました。目の前に座るあなたは座席を譲ると思いますか」、「Bさんは道を歩いている途中で転び車のカギを排水溝に落としてしまいました。排水溝のフタは重くてびくともしません。一部始終を見ていたあなたは排水溝のフタを開けるのを手伝うと思いますか」とした。援助期待は、援助行動のシナリオ内の「Bさん」と「あなた」を逆転させ、Bさんが参加者を助けてくれると思うか否かを尋ねた。さらに、中川他(2019)に基づき、シナリオによる4つの援助場面では、協力にかかるコストをそれぞれ明示した。

倫理的配慮

本研究に対する協力への同意については任意であることと、また中途拒否の自由を保障する旨を伝えた。

測定内容はプライバシーに関わるため、調査は無記名で行い、調査結果は研究目的以外で使用しないことを説明した。また、本調査への協力に同意、あるいは不同意による成績評価への有利不利は一切ないことを伝えた。

結果

援助期待と、対人恐怖心性尺度の下位尺度、集団に対する同一視、成員に対する同一視を説明変数、援助行動を目的変数として重回帰分析（強制投入法）を行った（Table 1）。その結果、援助行動に関して援助期待（ $\beta = .38, p < .01$ ）、自分や他人が気になる悩み（ $\beta = .39, p < .05$ ）が、有意な正の影響を示した。

さらに、対人恐怖心性尺度の下位尺度、集団に対する同一視、成員に対する同一視を説明変数、援助期待を目的変数として重回帰分析（強制投入法）を行った（Table 2）。その結果、集団に対する同一視は援助期待に対して有意な正の影響を示した（ $\beta = .31, p < .01$ ）。なお、援助期待に対する目が気になる悩みの影響力は正の有意傾向（ $\beta = .30, p < .10$ ）、自分を統制できない悩みの影響力は負の有意傾向（ $\beta = -.24, p < .10$ ）が示された。

考察

援助行動に負の影響を与える対人恐怖心性尺度の下位尺度は確認されず、仮説は支持されなかったが、自分や他人が気になる悩みと援助行動との間に統計的に有意な関連が認められた。この結果は、自分や他人が気になる悩みを強く持つ人ほど、援助行動（内集団協力）を行おうと思う程度が高いことを示す。自分や他

人が気になる悩みとは、堀井・小川（1997）によれば、「対人関係において、他者の評価に対する過剰な意識や、同時に他者に評価される自己に対する過剰な意識、すなわち、自他へのとらわれを表す」（p.43）とされる。この結果が得られた理由として、他者の評価を強く意識する人は、自身が所属している集団の一員であるからこそ、肯定的に評価されたいとの認知がより一層強められる結果、援助行動を起こそうとするのではないかと考えられる。援助行動に対して、集団に対する同一視、成員に対する同一視の有意な関連が見られなかった理由として、剰余変数が目的変数に効果を及ぼしていたことが考えられた。また、援助期待に対して、集団に対する同一視の影響は確認されたが、成員に対する同一視については有意な関連が見られなかったことから、援助期待は、地元のメンバーというより、地元という集団を意識した際に生起するものであることが考えられた。

今後の課題として、自分と相手以外の第三者の存在、年齢、現在地元を離れているか否かなどの剰余変数の統制が挙げられる。また、本研究では、自分の意志や能力と関係がなく所属が決まる「地元」を内集団として想起してもらうことにしたが、「地元」と感じている地域が同じという内集団は、成員が自主的に所属を選択した集団ではないため、他の内集団成員からの互恵性の期待が低くなり、援助行動に影響を及ぼした可能性がある。そのため、自主的に所属を選択した集団でも同様の結果が得られるかについて検討する必要がある。

Table 1

援助行動を目的変数とする重回帰分析の結果（強制投入法）

変数名	援助行動
援助期待	.378 **
自分や他人が気になる悩み	.393 *
集団に受け入れられない悩み	.106
社会的場面で当惑する悩み	-.177
目が気になる悩み	-.074
自分を統制できない悩み	-.114
生きることに疲れている悩み	-.218
集団に対する同一視	.140
成員に対する同一視	.028
R^2	.297 **

注) 数値は標準偏回帰係数。

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

Table 2

援助期待を目的変数とする重回帰分析の結果（強制投入法）

変数名	援助期待
自分や他人が気になる悩み	-.151
集団に受け入れられない悩み	-.045
社会的場面で当惑する悩み	-.123
目が気になる悩み	.295 +
自分を統制できない悩み	-.239 +
生きることに疲れている悩み	.202
集団に対する同一視	.307 **
成員に対する同一視	.127
R^2	.200 *

注) 数値は標準偏回帰係数。

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

否定的な自己注目と抑うつは犯罪情報への関心に影響を及ぼすか

○國岡 志帆¹⁾, 福岡 欣治²⁾, 中村 有里³⁾

(¹⁾川崎医療福祉大学大学院 (²⁾川崎医療福祉大学 (³⁾川崎医療福祉大学 (非会員))

キーワード：自己注目, 反すう, 犯罪情報への関心, 抑うつ

問題と目的

はじめに

法務省によると、我が国における犯罪被害発生件数は減少傾向にあるとされるが、その数はなお数十万件に上る。20代の若者は他の年代に比べて客観的な犯罪リスクが高く(警察庁, 2016)、防犯意識への関連要因の検討は重要である。

防犯意識の形成に関する先行研究

荒井・島田(2018)によると、犯罪の多くはそれを未然に防ぐための簡単な心掛けの欠如により発生している。犯罪の発生および被害防止のために重要な防犯意識の前提として、他者への犯罪被害等を取り上げた犯罪情報への関心が必要である(笹竹, 2008)。笹竹(2008)は、リスク認知と犯罪不安が相互に関係を持ちつつ犯罪情報への関心に影響を与え、これらが防犯意識の形成に至ることを示すモデルを提示している(Figure 1の右側部分を参照)。また笹竹(2010)は、モデル内の変数間の関係に対する抑うつの影響を検討し、抑うつは犯罪不安と犯罪情報への関心の関係を弱める一方、犯罪情報への関心と防犯意識の関係を強めていたと報告している。加えて、防犯意識に対する「抑うつ×犯罪情報への関心」の有意な交互作用から、抑うつが高くても防犯情報への関心が高い場合は抑うつが低い場合と同様に防犯意識が高いのは「自己注目を外すことができる」ためであるという考察をおこなっている。

自己注目とは、抑うつを説明する自己に関する概念であり、自己に注意を向けている状態(坂本, 2005)を指す。自己注目は、自己理解を促し精神的衛生を促進する適応的な側面も持つが、否定的な側面への自己注目とその持続を意味する反すうは、抑うつ等の精神疾患と関連し、自己への脅威、喪失、不正によって動機づけられた、不適応的な自己注目である(Trapnell & Campbell, 1999)。笹竹(2008, 2010)は防犯意識の向上に寄与し得る個人内の変数を指摘する示唆的な研究であるが、自己注目を変数としては測定していない。

自己注目、抑うつの影響に対する他の解釈可能性

笹竹(2010)の結果において最も顕著なのは抑うつの高さによる犯罪情報への関心の差異($F=70.33$)

であり「抑うつ×犯罪情報への関心」の交互作用($F=26.28$)ではない(そもそも両者は独立でない)。また、抑うつの高さによる差異はリスク認知、防犯意識、犯罪不安についても有意であった(すべて抑うつ高群の方が低得点)。従って、抑うつの高さこそが防犯意識を妨げる危険因子であると解釈できる。

そして、笹竹(2010)も指摘するように、反すうとの関連が指摘される抑うつの中核的な精神症状の特徴として、精神活動抑制(制止)のため思考活動が緩慢になること(澁谷, 1998)や興味や関心の減退(坂上・清水, 1998; 山下, 2002)があると考えられる。つまり、笹竹(2010)に基づく限り、抑うつであるがゆえに犯罪情報への関心が低くなり、防犯意識も低められることになると考えられる。

本研究の目的と意義

以上の問題意識にもとづき、本研究では仮説として「否定的な自己注目である反すうが抑うつ傾向を介して犯罪情報への関心に及ぼす」と考える。本研究の目的はこれらの変数間の関連の検証であり、笹竹(2008)の「防犯意識形成の基本モデル」に対する自己注目と抑うつの影響について異なる位置づけを提案し、笹竹(2010)の知見を発展させようとするものである。本研究の分析モデル(Figure 1)は、笹竹(2008)の「防犯意識形成の基本モデル」に否定的な自己注目と抑うつを加えたものである。

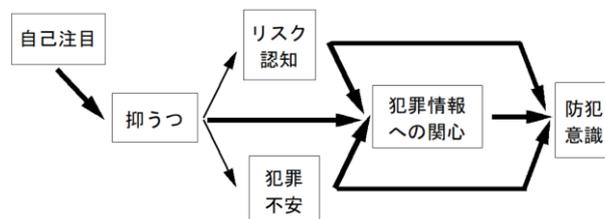


Figure 1 本研究における分析モデル。図中右側に配置されたリスク認知・犯罪不安・犯罪情報への関心・防犯意識の関係は、笹竹(2008)の「防犯意識の形成についての基本モデル」と同様である。

方法

調査対象

X 大学生 236 名に調査票を配布し、229 名分を回収した。不同意や記入不備を除き 212 名(男 53, 女

159 ; 年齢 $M=20.12$, $SD=1.15$) を分析対象とした。

調査内容

否定的な自己注目 伊藤・上里 (2001) の反すう尺度(「同じ嫌なことを何度も繰り返して考える傾向がある」など 14 項目, 6 件法) を用いた。2 下位尺度の相関が高いため ($r > .70$), 合計点を使用した。

抑うつ傾向 THI (Todai Health Index) の下位尺度 (10 項目 3 件法 ; 川田他, 1992 が妥当性を確認) を用いた。笹竹 (2008, 2010) の使用した尺度が希死念慮を含む重篤な状態を問う項目からなり得点分布の偏りが示唆されたため, この尺度を用いた。

犯罪情報への関心 笹竹 (2008, 2010) の項目「テレビや新聞での犯罪被害の報道に関心を持っている」等の 3 項目に加え, 「テレビや新聞」を「インターネット」「近隣」に置き換えた各 3 項目ずつの計 9 項目 (5 件法) を用いた。

リスク認知 笹竹 (2010) の 2 項目に「自分が犯罪被害にあうことはないと思う」を加えた計 3 項目 (5 件法) を用いた。

犯罪不安 笹竹 (2010) の 2 項目に「犯罪被害にあうことに対する気持ちは感じない」を加えた計 3 項目 (5 件法) を用いた。

防犯意識 笹竹 (2008, 2010) と同じ「犯罪被害を防ぐ対策を自分でとる必要があると思う」等 2 項目 (5 件法) を用いた。自ら取り組む意識を尋ねた。

実施手続き

講義担当教員の了解の下, 授業開始前の入室時に調査票と説明文書をセットにして配付した。説明後, 同意した人について数分の時間を確保して回答を得た。授業終了後に各自で提出するよう依頼した。

結果

尺度の信頼性と記述統計量

各尺度の信頼性はいずれも高かった ($\alpha > .78$; 2 項目である「防犯意識」の項目間相関は $r = .89$)。各尺度の記述統計量を算出の後, 笹竹 (2008, 2010) では女子大学生のみが対象であったため t 検定で男女差を検討した。その結果「犯罪不安」のみ有意であったが (女性 > 男性), 他に有意差はなかった。

変数間の関連性

尺度得点間の相関関係の確認を行ったところ, 抑うつ傾向は否定的な自己注目以外の変数との間に有意な関係が見られなかった (Table 1 の網掛け部分)。このことと Figure 1 の仮説モデルの両者をふまえ共分散構造分析を行った。最終的なモデル (Figure 2) の適合度指標は $GFI = .988$, $AGFI = .951$, $RMSEA = .049$, $CFI = .984$ であり, 十分な値であると判断した。自己注目から抑うつへのパスは有意であったが,

抑うつからリスク認知, 犯罪不安, 犯罪情報への関心へのパスはいずれも有意ではなかった。

なお, 笹竹 (2010) と同様に抑うつ傾向の高低 2 群を設定し (中央値分割), 基本モデルの部分について多母集団同時分析を行ったが, 両群における各変数間の係数に有意な違いは認められなかった。

Table 1
変数間の相関係数

変数	①	②	③	④	⑤
① 否定的な自己注目	--				
② 抑うつ	.51 ***	--			
③ リスク認知	.10	.04	--		
④ 犯罪不安	.17 *	.09	.45 ***	--	
⑤ 犯罪情報への関心	.07	-.03	.07	.20 **	--
⑥ 防犯意識	.15 *	.05	.33 ***	.35 ***	.19 **

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

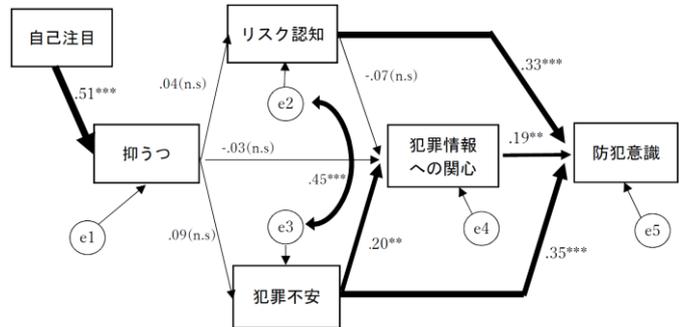


Figure 2 共分散構造分析の結果。有意なパスは太線, 有意でないパスは細線で表示している。

考察

本研究では, 否定的な自己注目が抑うつを介して犯罪情報への関心に影響を及ぼすという仮説は立証されなかった。否定的な自己注目と抑うつとの有意な関係は先行研究と一致していたが, 抑うつと他の変数の間には有意な関連性が認められなかった。

笹竹 (2010) と本研究の不一致に対しては多方面から慎重な考察を要するが, 1 つの要因として抑うつ尺度の違いが考えられる。笹竹 (2010) で用いられたのは日本版 GHQ30 の「希死念慮・うつ傾向」5 項目であり, 同研究での「抑うつ高群」はかなり重篤なうつ状態であった可能性がある。その他, 自己注目等の測定方法を再検討する必要性も考えられる。

■利益相反: 該当する事項なし。

■本研究の実施に先立ち, 川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得ました (承認番号 21-083)。

■研究参加者の皆様, 並びに研究遂行の過程で御助言を賜りました所属先の先生方に, 記して謝意を表します。

父親の「抱える」機能が大学生の愛着スタイルに 与える影響

佐藤 友理

(ノートルダム清心女子大学大学院)

キーワード：父親、抱える (holding) 機能、愛着スタイル、母親の精神的サポート

問題・目的

父親研究は、その必要性を指摘する声がありながら、なかなか促進されなかった(高橋・小宮山・新道・高野・大日向・窪、1994)。こうした傾向に変化の兆しが見られたのは、1970年代から1980年代である。この時代、家庭と育児、そして女性をめぐる社会的状況が大きな変化を見せ、雇用者の共働き世帯は増加の一途をたどった。こうした時代の変化により、父親も家事・育児責任を担う必要性があるとする認識が高まると共に、父親の機能に関する究明の必要性が認識された。

それでは、子育てにおける父親の役割とは何であろうか。英国の小児科医・精神分析医である Winnicott, D.W. は、「抱える (holding)」の観点から子育てについて論じている。「抱える」とは食事の提供、入浴、着替えなどといった身体的ケアと組み合わせつつ、母親が心の中で心理的に赤ん坊を抱えることを意味している。Winnicott(1985)は、子どもを「抱える」母親を父親が支える事で、間接的に子どもの発達を促進させることができると考えていた。須藤(2004)は Winnicott の理論を踏まえ、夫が母親の精神的な支えとなっていることを父親の「抱える環境」としての機能とし、幼児を持つ母親を対象にして、夫が母親の精神的な支えになっていることと母子愛着関係の関連について調査した。調査の結果、父親の「抱える環境」としての機能が母子愛着関係により影響を与えていることが分かった。

須藤(2004)の研究では、幼児を持つ母親に対して調査が行われており、子どもの視点からの先行研究は見られない。乳幼児期の愛着パターンは成人してから「愛着スタイル」として対人関係などに大きな影響を与えるが、父親の抱える機能が現在の愛着スタイルにどのような影響を与えているかは分かっていない。また、父親が直接子どもと関わり、子どもを「抱える」機能については言及がされていない。よって、本研究では大学生を対象として、2つの仮説を立て検証する。仮説1は「児童期以前の父親への愛着が安定していれば、大学生の現在の愛着スタイルも安定する」、仮説2は「児童期以前の父親の抱える環境が高いほど母親への愛着が安定し、大学生の現在の愛着スタイルも安定す

る」である。

方法

調査対象:A女子大学の学生281名(平均年齢19.39歳、 $SD=1.21$)

調査期間:2022年9月21日~2022年9月29日

調査方法:Google Formを用いたweb上のアンケート調査

調査内容:

① フェイス項目 性別、年齢、学年、同居家族を尋ねる4項目

② 父親の抱える環境尺度 須藤(2004)が作成した父親の「抱える環境」尺度を用いた。7件法で回答を求めた。この尺度は母親の結婚への満足度を尋ねる3項目と父親の母親への精神的なサポートを尋ねる5項目から構成されている。得点が高いほど母親の結婚満足度が高く、父親の母親への精神的なサポートがあったことを示す。生まれてから中学校入学以前の父親と母親を思い出して回答してもらった。

③ 母親への愛着尺度

丹羽(2002)が作成した親への愛着尺度を用いた。5件法で回答を求めた。この尺度は愛着不安、愛着回避の2因子、17項目からなる。得点が高いほど愛着不安・愛着回避が高くなり、愛着は不安定なものとなる。回答者である大学生に、生まれてから中学校入学以前の母親との関係を思い出して回答してもらった。

④ 父親への愛着尺度

丹羽(2002)が作成した親への愛着尺度を用いた。5件法で回答を求めた。この尺度は愛着不安、愛着回避の2因子、17項目からなる。得点が高いほど愛着不安・愛着回避が高くなり、愛着は不安定なものとなる。生まれてから中学校入学以前の父親との関係を思い出して回答してもらった。

⑤ 大学生の愛着スタイルを測定する尺度

中尾・加藤(2004)が作成した“一般他者”を想定した愛着スタイル尺度(ECR-GO)日本語版を用いた。この尺度は見捨てられ不安、親密性の回避の2因子、36項目からなる。7件法で回答を求めた。得点が高いほど見捨てられ不安・親密性の回避が高くなり、愛着は不安定

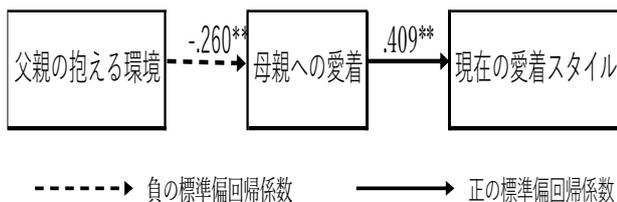
なものとなる。

統計学的解析には SPSS ver.26 を使用し、有意水準は 5%未満とした。

結果

父親への愛着得点と現在の愛着得点の関連を検討するために、父親への愛着得点を±1SDで低群、高群に分け、*t*検定を行った。検定の結果、現在の愛着得点(見捨てられ不安)では $t(99)=4.79, p<.01$ 、現在の愛着得点(親密性の回避)では $t(94)=3.45, p<.01$ 、現在の愛着得点では $t(99)=5.60, p<.01$ であった。父親への愛着と現在の愛着スタイルは点数が低いほど安定するため、父親への愛着が安定している人の方が、父親への愛着が安定していない人よりも、現在の愛着スタイルが安定することが分かった。

父親の抱える環境と母親への愛着が現在の愛着スタイルに及ぼす影響を調査するため、父親の抱える環境から母親への愛着に及ぼす因果関係及び母親への愛着から現在の愛着スタイルに及ぼす因果関係を検討した(図1)。まず、父親の抱える環境が母親への愛着に及ぼす影響を検討するため、父親の抱える環境を独立変数、母親への愛着を従属変数として、強制投入法による重回帰分析を行った。その結果、父親の抱える環境は母親への愛着に有意な負の影響を与えていた($\beta=-.260, p<.01$)。つまり、父親の抱える環境得点が高いほど母親への愛着得点は低くなり、父親の母親への精神的サポートがあるほど母親への愛着は安定することが分かった。また、母親への愛着が現在の愛着スタイルに及ぼす影響を検討するため、母親への愛着を独立変数、現在の愛着スタイルを従属変数として、強制投入法による重回帰分析を行った。その結果、母親への愛着は現在の愛着スタイルに有意な正の影響を与えていた。 $(\beta=.409, p<.01)$ つまり、母親への愛着得点が低くなるほど現在の愛着得点も低くなり、母親への愛着が安定するほど現在の愛着スタイルも安定することが分かった。よって、父親の抱える環境得点が高いほど母親への愛着は安定し、大学生の現在の愛着スタイルも安定することが明らかになった。



-----> 負の標準偏回帰係数 —————> 正の標準偏回帰係数

(注)** $p<0.01$ 、* $p<0.05$

図1 父親の抱える環境→母親への愛着→現在の愛着スタイルの重回帰分析結果

中学校入学以前の父親との同居の有無と各項目の関係を調べるために、中学校入学以前に父親と同居していた群と同居していなかった群に分け、Mann-Whitney-U 検定を行った。父親との同居の有無による差が認められたものは、父親の抱える環境得点($p=0.004<0.01$)、父親への愛着得点($p=0.002<0.01$)であった。つまり、中学校入学以前に父親と同居していた人の方が、同居していなかった人よりも、父親の抱える環境得点が高く、父親への愛着も安定していると分かった。

考察

仮説1 *t*検定の結果、父親への愛着が安定することで現在の愛着スタイルも安定することが明らかとなった。

仮説2 重回帰分析の結果、父親の抱える環境得点が高いほど母親への愛着が安定し、現在の愛着スタイルも安定することが分かった。

中学校入学以前に父親と同居していた人の方が、同居していなかった人よりも、父親の抱える環境得点が高くなり、父親との愛着も安定していることが分かったが、母親への愛着と現在の愛着には有意な差は見られなかった。父親と同居していなかった人は父親の抱える環境得点が低くなり、父親との愛着も不安定であるため、仮説通りに考えると母親への愛着と現在の愛着も不安定になるはずだが、そうはなっていなかった。このことから、父親が不在の場合でも、社会的サポートなど、何らかの別の要因が「抱える」機能として働いている可能性があると考えられる。

引用文献

- 高橋種昭・小宮山要・新道幸恵・高野陽・大日向雅美・窪龍子 1994 父性の発達—新しい家族づくり— 家政教育社
- 岡田尊司 2018 愛着アプローチ 医学モデルを超える新しい回復法 KADOKAWA
- ジャン・エイブラム著 館直彦監訳 2006 Winnicott 用語辞典 誠信書房
- Winnicott, D.W.著、猪股丈二訳 1985 子どもと家族とまわりの世界(上) 赤ちゃんはなぜ泣くの—Winnicott 博士の育児講義— 星和書店
- 須藤将司 2004 『抱える環境』としての父親の機能が母子関係に与える効果についての研究—Winnicott, D.W.の母子関係論の考察— 鳴門教育大学修士論文
- 丹羽智美 2002 青年期における親への愛着が友人関係に及ぼす影響—環境移行期に着目して— 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要、心理発達科学 49 pp. 135-143
- 中尾達馬・加藤和夫 2004 “一般他者”を想定した愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討 九州大学心理学研究 5 pp.19-27

SNS 時代の新聞コラムにおける句読点の特徴について

○佐田 吉隆

放送大学教養学部（全科履修生）

キーワード：SNS（Social Networking Service）、新聞コラム、句読点、文章

問題と目的

ICT の発展は、文章主体のコミュニケーションを促進している。特に、PC やスマートフォンを使ったメールや、LINE や Twitter（140 文字以内の短い文章を投稿するミニブログ）などの SNS の利用が増えている。

かつて「日本語入力」が広まった 90 年代から、公文書の句読点に使われていた「、」や「。」が徐々に廃れていったとの指摘があった（例えば、森，2001）。

令和 3 年度「国語に関する世論調査」（文化庁）では、PC やスマホの影響として、「長い文章を読むことが減る」懸念が示されている。SNS などの書き込みでは句読点が省かれたり（韮，2020）、ブログなどの影響か「改行後の一字下げ」がない文章や、「段落後の一行空白」も散見されるようになった。

野地（2016）は「SNS 時代の文章の特徴」として、「記号、句読点が増えている」「文章のなかの漢字が減った」などを挙げている。また、郷原（2022）は西村京太郎の文体について、「若い人にも読んでもらうための工夫」として、「近年ますますセンテンスが短くなり、改行と句読点が多くなった」と述べている。

これら文章への影響を検討する手がかりとして、本調査では、全国紙の「新聞コラム」を分析対象とした。

原則「603 文字のスペース、五つの「▼」で区切られた六つの段落」で統制された文章である上、さまざまな時事問題をテーマとする簡潔でわかりやすい論評に定評があり、大学や短大などの入学試験にもしばしば題材として採用されるなど注目度の高い指標となる。

方 法

新聞記事データベースを用い、全国紙である A 紙（収録期間：1984 年 8 月～2022 年 11 月）および B 紙（同：1986 年 7 月～2022 年 11 月）の月初朝刊 1 面の新聞コラム（テキスト）をサンプルとして抽出した。

なお、新聞コラム独特の「黒三角」と読まれる▼記号は、もっぱらその段落の区切りを示すために用いられているため、本調査では句読点として扱った。

結 果

1. 新聞コラム総文字数

両紙の年ごとの新聞コラム文字数平均を図 1 に示す。

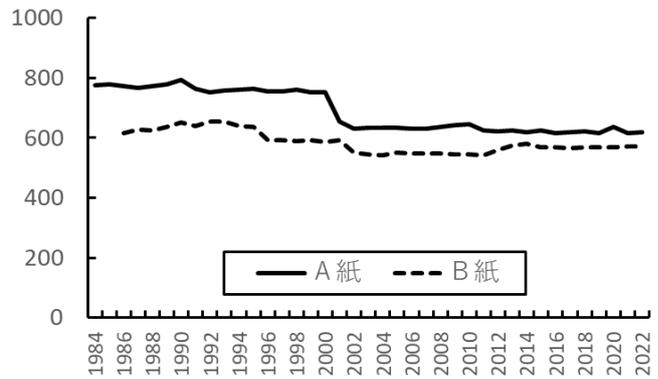


図 1 年ごとの新聞コラム総文字数

2（新聞）× 5（年代）の分散分析の結果、交互作用が有意であった ($F(4,888)=99.51, p<.01$)。

Bonferroni 法を用いた多重比較の結果、A 紙は 2010 と 2020 年代が *ns* 以外は有意な減少がみられ ($p<.05$)、B 紙は 80 と 90 年代、2000 と 2010 年代が *ns* だった以外は 2000 年代まで有意な減少であったが、2000 から 2020 年代は有意に増加した ($p<.05$)。

2. 文中句読点割合の変化

両紙の年ごとの文中句読点割合平均を図 2 に示す。

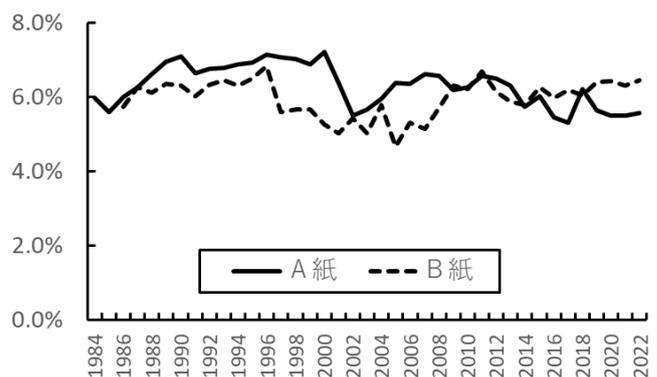


図 2 年ごとの文中句読点割合

クラスカル・ウォリス検定の結果、A 紙は 90 年代が他の全年代に対して割合が高く、2010 年代が 2020 年代より有意に高かった ($p<.05$)。B 紙は 2000 年代が 80、90、2010 年代より有意に低かった ($p<.05$)。

3. 文中括弧割合の変化

両紙の年ごとの文中括弧割合平均を図 3. 4 に示す。

クラスカル・ウォリス検定の結果、A 紙の鍵括弧「

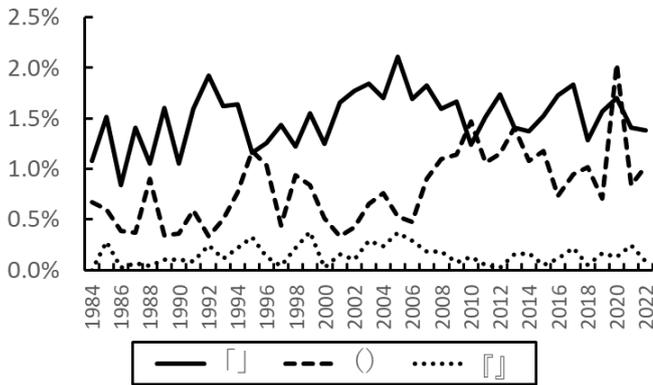


図3 年ごとの文中括弧割合 (A紙)

割合は80年代より2000年代が有意に高く ($p < .05$), 丸括弧 () は80年代~2010年代まで (90年代と2000年代が *ns* を除き) いずれの組み合わせも有意に高かった ($p < .05$)。

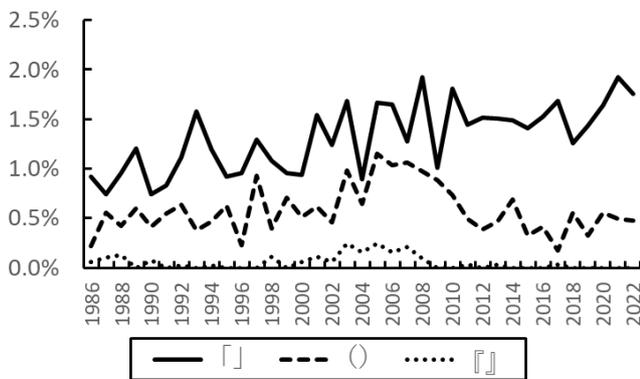


図4 年ごとの文中括弧割合 (B紙)

B紙の鍵括弧「」割合は、80年代より2010年代、90年代より2000、2010年代が有意に高かった ($p < .05$)。丸括弧 () は、2000年代が80、90、2010年代より有意に高かった ($p < .05$)。

4. 文中カタカナ割合の変化

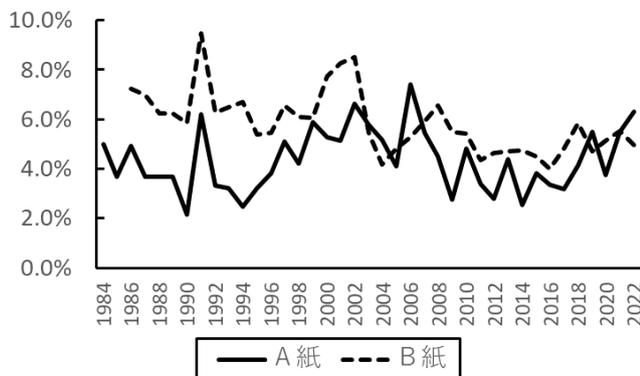


図5 年ごとの文中カタカナ割合

両紙の年ごとの文中カタカナ割合平均を図5に示す。クラスカル・ウォリス検定の結果、A紙は年代で有意差はみられず、B紙は90年代が2010年代より有意

に多かったのみであった ($p < .05$)。

考察

Blog サービス開始が2000年、Twitterの日本登場が2008年、Lineは2010年代以降であるが、A紙は2010年代まで、B紙は2000年代まで新聞コラム総文字数が有意に減少した。句読点割合は一部有意差はみられたものの、一定の結論は得られなかった。

一方で、A紙の丸括弧割合は80年代~2010年代まで有意に増加した。B紙の鍵括弧も一部有意な増加がみられた。括弧には「文節」効果があるため、見た目のセンテンスを短くする(句読点の代用)効果はある。

また、括弧には用語の強調や補足機能があり、カタカナ語の多用などを反映しているか検討したが、はっきりとした結果は得られなかった。新聞コラムは指標としては特殊で、「書き写しノート」が販売されているように、美しい日本語をリードする矜持があり、「カタカナ語の氾濫」のような日本語の乱れに対しては変化に抗うことも考えられる。

また新聞コラムは、数名の論説委員(ベテラン記者)が担当しており、世代の影響もある。例えば、Twitterの文章を分析した江口ら(2020)は、世代が上がるにつれて、句読点の出現回数が増えることを報告している。また杉島(2006)によると、大学生より中高年の方がカタカナ語を多く使用しているという。

A誌の2006年1月7日のコラムは、「長さが一定で改行のないこのコラムでは、句読点の置き方に制約がある」と述べており、句読点の質的分析も必要である。

SNS時代に、PCやスマホが文章に与える影響については未解明の部分が多く、今後さらなる調査が必要である。現在、週刊誌など他のテキストについても分析を進めており、テキストマイニングにも興味を持っている。調査手法を含めてサジェスチョンを頂きたい。

引用文献

- 江口大賀・菊池浩明 2020 ツイートの文章に使われている句読点に基づく属性推定 情報処理学会第82回全国大会講演論文集, 2020(1), 431-432.
- 郷原弘 2022 西村京太郎さんを悼む 山陽新聞朝刊 2022年3月9日 12頁.
- 森優子 2001 横組における句読点の方式に関する考察 デザイン学研究, 48(4), 139-146.
- 野地秩嘉 2016 SNS時代の文章術 講談社.
- 杉島一郎 2006 カタカナ語の使用における中高年者と大学生の比較 仁愛大学研究紀要, 4, 45-56.
- 靱勝彦 2020 LSTMを用いた自動句読点補完 人工知能学会全国大会論文集, JSAI2020(0), 1E3GS903-1E3GS903.

男子大学生の男性役割態度とジェンダー・アイデンティティが精神的健康に及ぼす影響

○福田 拓朗 ・ 高尾 堅司 ・ 谷原 弘之

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学医療福祉学部) (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

キーワード：男性性, 精神的健康, ジェンダー・アイデンティティ

問題・目的

近年, ジェンダーにまつわる諸問題が取り沙汰される中, これまで男性らしいとされてきた考え方の一部が「有害な男らしさ」として認知されるようになってきた。有害な男らしさについて, Kupers (2005) は, 支配の助長, 女性への不当な評価, 同性愛嫌悪, 無慈悲な暴力といった社会的に退行する男性の特徴であると定義している。電通総研(2021)は, 「最近男性のほうが女性よりも生きづらくなってきている」と感じている男性が 18~30 歳で 50.9%, 31~50 歳で 51.3%, 51~70 歳で 51.9%となっていることを報告した。また, 同調査では, 若年男性において, 女性の活躍を推進するような施策を支持しない割合が高いことが示唆されている。

男性性研究においては, 伝統的な男性役割に沿った行動をする男性ほど, 健康リスクのある行動を取りやすいことが明らかになっている (Salgado et al., 2019)。また, 多賀 (1996) は, 青年期の男性がアイデンティティを形成する過程において, 個人的アイデンティティとジェンダー・アイデンティティとの間で葛藤を経験することを明らかにしている。これらの点を踏まえると, ジェンダー・アイデンティティの獲得が不十分である場合, 健康リスクの高い行動を選択しやすくなることが考えられる。そして, 健康リスクの高い行動を選択する背景に, 上述の葛藤経験等に起因する精神的健康度の低さがあるのではなかろうか。

本研究では, 性自認, および身体的性別を男性と選択した男子大学生を対象に男性役割態度とジェンダー・アイデンティティが精神的健康へ及ぼす影響について検討した。

方法

調査対象者 調査対象者は, 中国地方のある大学に通う男子学生を対象とした。性自認, および身体的性別を男性と選択したという基準に合致した対象者のみを有効とし, 得られた有効回答票数は 34 であった。平均年齢は 19.65 歳 ($SD=1.77$) であった。

主な質問項目 個人属性 (年齢, 性別) について回答するよう求めた。また, 大学生の精神的健康度につ

いて測定するために改訂版大学生用メンタルヘルス尺度 (大矢他, 2019) を用いた。この尺度は, 「抑うつ」, 「神経質傾向」, 「適応感」の 3 因子からなり, 2 件法で回答を求めた。ジェンダー・アイデンティティについて測定するために, ジェンダー・アイデンティティ尺度 (佐々木・尾崎, 2007) を用いた。この尺度は, 「展望的性同一性」, 「社会現実的性同一性」の下位因子からなる「現実展望的性同一性」と「自己一貫的性同一性」, 「他者一致的性同一性」の下位因子からなる「一致一貫的性同一性」の 2 因子計 15 項目からなる。男性役割態度について, 伝統的な男性性の側面と新しい男性性の側面から測定するために 2 つの尺度を使用した。まず, 伝統的な男性役割に対する態度を測定するために, 伝統的な男性役割態度尺度 (渡邊, 2017a) を用いた。この尺度は, 「社会的地位の高さ」, 「精神的・肉体的な強さ」, 「作動性の高さ」, 「女性的言動の回避」, 「女性への優位性」の 5 因子各 4 項目からなる。なお, 本調査においては, 「女性への優位性」の 2 項目を研究倫理上の問題から外し, 質問紙を構成した。そして, 新しい男性役割に対する態度を測定するために, 新しい男性役割態度尺度 (渡邊, 2017b) を用いた。いずれも 7 件法で回答を求めた。この尺度は, 「女性への気遣い」, 「家庭への参加」, 「他者への配慮」, 「強さからの解放」の 4 因子各 4 項目からなる。

結果

ジェンダー・アイデンティティ, 男性役割態度の高低による精神的健康への影響を確認するため, ジェンダー・アイデンティティ尺度得点, 男性役割態度尺度得点の平均値を基準として, 調査協力者を高群, 低群に分けた。その上で, 男性役割態度, ジェンダー・アイデンティティを説明変数, 精神的健康を基準変数とする 2 要因の分散分析を行った。その結果, 「現実展望的性同一性」の高群において, 新しい男性役割態度である「家庭への参加」が精神的健康の「抑うつ」に影響を与えることが明らかとなった ($F(1, 30)=10.19, p<.05$) (Figure 1)。また, 「家庭への参加」の高群において, 「現実展望的性同一性」が「抑うつ」に影響を与えるこ

とが明らかとなった ($F(1, 30) = 6.76, p < .05$) (Figure 2)。

考察

以上の結果から、男子大学生にとって、男性役割態度のうち、新しい男性役割態度とジェンダー・アイデンティティは精神的健康に影響を及ぼす要因であることが示された。「現実展望的性同一性」が高い男性のうち、「家庭への参加」に対して否定する男性ほど、「抑うつ」的であった。また、「家庭への参加」に対して肯定的な男性のうち、「現実展望的性同一性」が低い男性ほど、「抑うつ」的であることが示唆された。「現実展望的性同一性」が低い男性ほど、「抑うつ」的であるという結果の背景として、大学生の特性が関係しているのではないだろうか。青年期後期にあたる大学生は、職業・進路選択をしていく過程で、自身と社会との繋がりを持つことへの意識が高くなると考えられるためである。加えて、家庭生活と職業生活の両立への不安から抑うつ傾向となる場合も考えられる。今後社会で、自分が男性としてこうありたいと思う『男性像』を抱いて生きていくという見通しを持ってないため、精神的健康に影響が出やすいと考えられる。

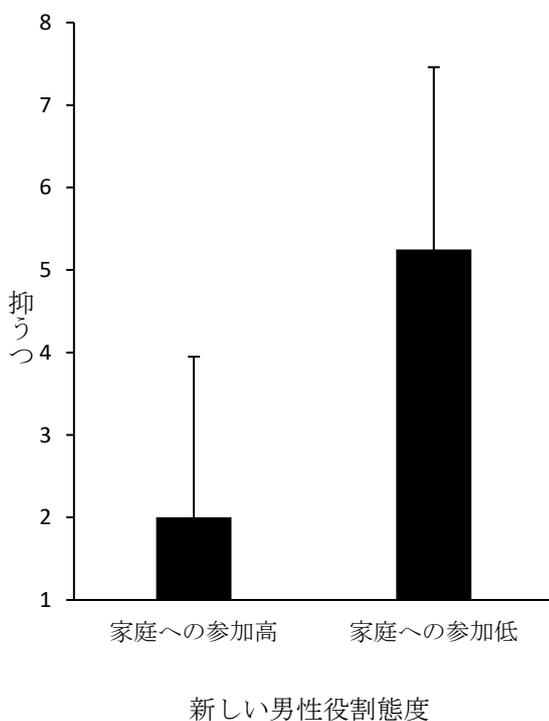
また、男子大学生にとって、「家庭への参加」は男性

役割の側面に含まれないと考えている可能性がある。そのため、「家庭への参加」に否定的な男性ほど、男性的であると捉え、「家庭への参加」に肯定的であることが男性らしくないと捉えたと考えられる。以上の点を踏まえ、男子大学生の「現実展望的性同一性」の高低と「家庭への参加」の高低は「抑うつ」傾向と結びつくと考えられる。

一方で、ジェンダー・アイデンティティと精神的健康との間に有意な影響は確認されず、ジェンダー・アイデンティティのみが精神的健康の規定因とはならなかった。今後は、その結果がもたらされた要因について明らかにしつつ、ジェンダー・アイデンティティについて細分化した調査を行う必要があるだろう。また、本研究において、新しい男性役割態度が男性の精神的健康に影響を及ぼすことが確認された。多賀 (2018) は、代替的男性アイデンティティの提示として、「ケアする男性性」といった新たな男性としての在り方を指摘している。これは、従来の男性のあり方に替わる新しい男性のあり方を推奨するというアプローチのことである (多賀, 2018)。このような新たな要素が含まれる男性の認知に関する実態の把握も含め、心理学的なアプローチについては検討の余地が残されている。

Figure 1

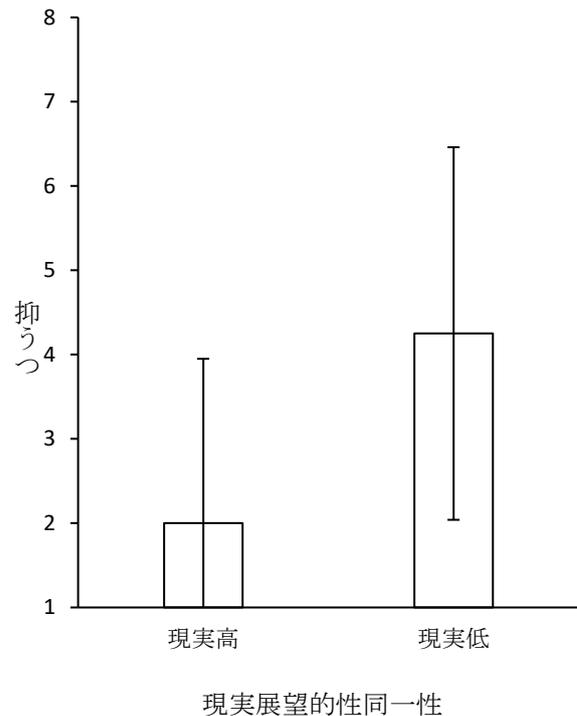
現実展望的性同一性高群における家庭への参加と抑うつとの関係



注) エラーバーは標準偏差を示す。

Figure 2

家庭への参加高群における現実展望的性同一性と抑うつとの関係



注) エラーバーは標準偏差を示す。

大学生の親準備性と子育て場面における 養育者の行動に対する印象との関連

—スマートフォン使用の場面から—

○笠石 愛莉 ・ 中村 有里 ・ 武井 祐子 ・ 池内 由子
(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) (川崎医療福祉大学)

キーワード：子育て，親準備性，青年期

問題・目的

近年のスマートフォンの普及率の上昇に伴い、乳幼児を子育て中の母親のスマートフォン使用率は、2017年において92.4%であり（ベネッセ教育総合研究所，2018），子育てにおいてスマートフォンがなくてはならない存在となっている。例えば，デジタル機器を所有している養育者の約半数は，幼児向けアプリをダウンロードして子どもに遊ばせていること（大宮・石田，2014）や，スマートフォンなどのアプリによって，子どもを叱ったり褒めたりするといったしつけを行う養育者が増加していると報告されている（石川，2019）。養育者は，子育てでスマートフォンを使用することについて，子どもの興味に沿ったアプリが多いことやどこでも遊べるといった評価をしており（大宮・石田，2014），スマートフォンを使用することは，養育者の負担を減らし，家事と育児を両立するための支援のひとつになると考えられる。しかし，その一方で，長時間に及ぶスマートフォンなどのデジタル機器を使用することで，養育者が子どもをあやしたり，子どもと一緒に遊んだりする双方向性の関わりを奪ってしまうこと（佐藤，2020）や，子どもが出すサインに的確に対応できないことによる愛着形成への悪影響（前川，2018）が懸念されている。つまり，スマートフォンを子育てに取り入れることは，養育者が子育てをする際の助けとなる一方で，愛着形成への悪影響の可能性もあり，子育てにおいてスマートフォンをどのように取り入れるかを考えることは重要であるだろう。

また，育児情報や相談できる相手がいないといったサポート不足等の子育てにおける課題がある。このような社会関係の希薄さによって，子育ての困難感が強まると，子どもへの関心が減少することが報告されており（野口・山口，2019），スマートフォンを使用する経緯としても挙げられている（石川，2019）。以上から，早期の段階で子育てに対する意識を高めていくことが重要であると考えられる。

子育てに対する意識と関連のある概念に，親準備性がある。親準備性とは，親になることをどのように意識しているのかという観点から捉えた概念である（服部，2008）。子育てをしている養育者だけでなく，親になる前の青年期において親準備性が発達

すると，子育ての困難感を感じにくくなり，子どもへの肯定的な接近感情を表出しやすくなるとされている（瀧川，2012；宮良・神徳，2013）。つまり，親準備性が発達することで，子育てに関する意識が高まる可能性が考えられ，青年期からの親準備性の発達に向けた取り組みが求められている。

子育てにおいてスマートフォンを使用する際は，養育者が良い面と悪い面を考慮した上で適切に使用することが求められる。一方で，子育てを始める前の青年期に親準備性が発達していることが重要である。すなわち，子育て前の青年期における親準備性の発達程度と，近年の子育てにおいて良い面と悪い面が指摘されているスマートフォン使用への認識がどのように関連しているのかを明らかにすることで，子育てにデジタル機器の取り入れが進んでいる現在において，スマートフォンを使用した育児についてなんらかの示唆が得られるのではないかと考えられる。そこで，本研究では，子育てを始める前の大学生の親準備性と子育て場面における養育者のスマートフォン使用に対する印象との関連を明らかにすることを目的とする。

方法

調査対象者

A 大学に所属する心理学を学ぶ大学生 194 名（年齢範囲 19–26 歳，平均年齢 20.45 歳， $SD=1.14$ ）。有効回答者数は 183 名（男性 51 名，女性 131 名，その他 1 名），有効回答率は 90.2%であった。

質問項目

フェイスシート 年齢，性別についての記入を求めた。

親準備性 “幸せなこと”，“人生が豊かになる”等を含む「親になることの意義」の 5 項目，“子どもを育てる自覚が必要”，“子どもを守ること”等を含む「子どもの養育」の 5 項目，“人間性が求められる”，“社会的モラルを持つことが必要”等を含む，“親になることへの要件”の 5 項目の 3 尺度かの計 15 項目を使用し，5 件法で回答を求めた。

2つの子育て場面の印象評定 子育てにおいて，スマートフォンのアプリを活用する場面（場面 1）と，スマートフォンが子どもに悪影響を及ぼす可能性のある場面（場面 2）の 2つの場面を設定し，場

面に対してどのように感じたかについての印象評定を求めた。場面1は、「電車の車内において、同乗者の数は15人程度という場面を用いる。同乗している親と幼児の子どもがおり、その子どもがぐずっているが、親はスマートフォンで子どもをあやすためのアプリを見せる」という場面を設定した。場面2は、「街中を歩いているとき、前から親と幼児の子どもがこちらに向かって歩いてくる。子どもが、親に対して興味・関心を示しているが、親はスマートフォンに夢中で子どもを無視してしまっている」という場面を設定した。

印象評定は、佐藤他(2009)の“自信のある—自信のない”等を含む「活動性」に関する6項目、“誠実な—不誠実な”等を含む「社会的望ましさ」に関する7項目、“人懐っこい—近づきたい”等を含む「個人的親しみやすさ」に関する7項目の3尺度20項目を使用し、それぞれの形容詞対からなる7件法で回答を求めた。形容詞対の左から順に1—7点とし、左に肯定的な形容詞、右に否定的な形容詞を配置した。いくつかの形容詞を逆転項目として分析を行った。なお、得点が高いほど否定的な印象を、得点が低いほど肯定的な印象を示していた。

倫理的配慮

フェイスシートに、回答は自由意思であり、回答することによる不利益は生じないことを明記し、本調査の説明に同意するか否かの判断を求めるチェック欄を設けた。

結果

各尺度の記述統計及びクロンバックの α 係数を算出した(Table 1)。

Table 1
各尺度の記述統計と α 係数

回答者	変数と下位尺度	平均値	標準偏差	α 係数	
大学生	場面1への印象				
		活動性	23.61	3.96	.66
		社会的望ましさ	35.11	6.85	.90
		個人的親しみやすさ	36.02	6.59	.90
	場面2への印象				
		活動性	30.36	4.31	.67
		社会的望ましさ	40.37	5.72	.84
		個人的親しみやすさ	41.58	5.46	.88
	親準備性				
		親になることへの意義	19.67	4.60	.91
	子どもの養育	23.57	2.69	.89	
	親になることへの要件	23.23	2.66	.87	

次に、親準備性と2つの場面それぞれに対する印象評定との関連を明らかにするため、相関分析を行った(Table 2)。

Table 2
各尺度の相関係数

変数と下位尺度	場面1			場面2		
	活動性	社会的望ましさ	個人的親しみやすさ	活動性	社会的望ましさ	個人的親しみやすさ
親になることへの意義	.02	.05	.01	.05	.05	.05
親準備性 子どもの養育	.09	.08	.09	.08	.07	.10
親になることへの要件	.11	.11	.12	.13	.13	.21**

** $p < .01$

結果、スマートフォンが子どもに悪影響を及ぼす可能性のある子育て場面である場面2において、親準備性の「親になることへの要件」と印象の「個人的親しみやすさ」との間に有意な正の相関が認められた。一方、親準備性の「親になることへの意義」「子どもの養育」「親になることへの要件」と場面2の印象の「活動性」「社会的望ましさ」、スマートフォンのアプリを活用する子育て場面である場面1において、親準備性の「親になることへの意義」「子どもの養育」「親になることへの要件」と印象の「活動性」「社会的望ましさ」「個人的親しみやすさ」のいずれにおいても有意な相関関係は認められなかった。

考察と展望

スマートフォンのアプリを活用する子育て場面(場面1)

親準備性の「親になることへの意義」「子どもの養育」「親になることへの期待」と場面1に対する印象の「活動性」「社会的望ましさ」「個人的親しみやすさ」との間に関連は認められなかった。このことから、本研究で用いた場面1のような電車の中で子どもがぐずっているといた場面では、養育者の行動について、子どもへの対応方法よりも、周囲に対して子どもを静かにさせることを優先すべきだと判断される可能性が高いことが推察される。よって、親準備性とスマートフォン使用に対する印象との間に、関連が認められなかったのではないかと考えられる。

スマートフォンが子どもに悪影響を及ぼす可能性のある子育て場面(場面2)

親になることに対して人間性や社会的モラルを持つことが必要だと感じる人は、スマートフォン使用が子どもに悪影響を及ぼす可能性のある場面に対して、冷たさや近づき難いといった否定的な印象を抱くことが明らかとなった。本研究で用いた場面2は、子どもが関わりを求めている様子があるにも関わらず、それに応答せずにスマートフォンを使い続けるという、子どもとの相互交流を妨げる可能性を想定させる場面であったと推察される。よって、親準備性が高いと場面2に対して否定的な印象をもったのではないかと考えられる。

今後の展望

本研究で使用した場面は、スマートフォンのアプリを活用する場面と、スマートフォンが子どもに悪影響を及ぼす可能性のある場面であった。しかし、実際の子育てでは、スマートフォン使用場面に限定されたものではない。また、子どもの状態も場面によって変化するものと考えられる。したがって、今後は、子どもの状態を含めて、より実際的な子育て場面を想定した項目や場面を設定し、青年期における親準備性がどのような影響を及ぼすのかを検討する必要があるだろう。

主たる養育者との対人的信頼感と自己肯定意識が居場所感 に与える影響

○森 詩媛 ・ 高尾 堅司 ・ 武井 祐子

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学医療福祉学部) (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

キーワード：居場所感，愛着障害，対人的信頼感

問題・目的

近年の児童虐待認知件数の増加に伴い，愛着障害に注目が集まっている。愛着障害は，米国精神医学会による精神疾患の診断・統計マニュアル第5版(DSM-5)

(American Psychiatric Association, 2013/2014) の「反応性アタッチメント障害」，「脱抑制型対人交流障害」に該当するものであり，「子ども」の障害とされている。しかし，愛着障害を持つ子どもが成人してもなお，その障害によるものと考えられる症状などに苦しむこと，いわゆる「大人の愛着障害」という考えがある。村上(2021)は，大人の愛着障害の特徴や症状について，「表面的には不安障害などをはじめとしたさまざまな精神疾患が前景となったり，精神疾患とははっきり言いにくい情緒の不安定などを呈したりしやすい」(p.10)と述べた。さらに，愛着理論について唱えた Bowlby(1969)も，子どもの頃の養育者との愛着関係は成長した後の他者との関わりにも影響を与えるとしている。

この愛着障害を緩和させるためには，安全基地を作ることが重要であると推察される。安全基地について Ainsworth(1985)は，親との愛着関係が「心の安全基地」となり，この安全基地があることで子どもは安心して新たな環境へと進むことができるとしている。また，青木(2016)は，愛着対象と安定した関係を構築することは，心の安全基地へと繋がり，他者に対する基本的信頼感や自己肯定意識へと発展していくことを示している。この安全基地は居場所の概念と類似しており，大人の愛着障害の緩和には，大人版安全基地として居場所の概念が重要となる。

居場所について，川原(2020)は，深い人間関係を持つことや安心して過ごすことのできる場所を心の居場所としており，石本(2008)は，居場所とはありのままにいられるところであると定義するものが多いとしている。また，中村(2008)は，居場所の持つ機能について，親密な他者との関わりによって自己肯定感等のポジティブなエネルギーを与えることを示している。以上の知見から，居場所と感じる要因として本人にとっての親しい他者がいること，ありのままにいられることが重要であることが推察される。また，親しい他者

から得られる信頼感や自己肯定感が居場所感に繋がっていることも考えられる。

上述の知見に基づき，本研究では居場所を「自分らしくありのままでいられて，自分がここにいてもいいんだと感じられるところ」と定義したうえで，主たる養育者との対人的信頼感と自己肯定意識が居場所感に与える影響について検討することを目的とした。また，主たる養育者との対人的信頼感と自己肯定意識が高いほど居場所感も高まり，主たる養育者との対人的信頼感と自己肯定意識が低いほど居場所感も低くなるという仮説を設定した。

方法

中国地方のある大学に通う学生を対象に，質問紙法による調査を実施した。記入不備を除く有効回答票数は89であり，有効回答率は，94.68%であった(男性27名，女性61名；平均年齢19.75歳， $SD=0.91$)。

年齢，性別について回答を求め，主たる養育者との対人的信頼感を測定するため，青年期版対人的信頼感尺度(酒井，2005)を用いた。この尺度は，「相手は自分に対してどのような信頼感覚を抱いているか」と「自分は相手に対してどのような信頼感覚を抱いているのか」の2つの方向性からの主観的評価に関するもので計14項目からなる(7件法)。また，自己肯定意識については自己肯定意識尺度(平石，1990)を用いた。この尺度は，計48項目で対自己領域と対他者領域の2つからなる(5件法)。さらに，上述で定義した居場所を測定するため，居場所感尺度(石本，2010)を用いた。この尺度は，自己有用感因子6項目と本来感因子7項目の計13項目からなる(5件法)。

なお，回答者が養育環境に関わる内容や自己肯定意識について回答する過程で精神的苦痛を感じる可能性が懸念された。そこで，本研究への協力は自由意思であり，協力を承諾した場合でも回答の途中で中断できることを事前に伝えた。さらに，個人情報保護の観点から調査は無記名で行い，個人が特定されないように配慮して使用することや，調査結果は研究目的以外で使用しないことも併せて教示した。

結果

青年期版対人的信頼感尺度と居場所感尺度それぞれに対し因子分析を行ったが、どちらも1因子しか抽出されなかったため、主成分分析を行った。対人的信頼感尺度については、「信頼されている」「信頼している」という2つの方向性は相互的なものであるとし、この第1主成分を採用し合成変数化して分析を進めた。また、居場所感尺度についても、自己有用感因子と本来感因子それぞれの第1主成分を採用し、合成変数化して分析を進めた。さらに、自己肯定意識尺度の對自己領域と対他者領域、それぞれに対しても主成分分析を行った結果、對自己領域では先行研究と同様に5つの主成分が抽出された。しかし、対他者領域においては先行研究では4つの主成分が確認されたが、本研究では5つの主成分が抽出された。そこで、對自己領域と対他者領域の第1主成分の寄与率を確認したところ、對自己領域では44.18%、対他者領域では38.71%を占めていたため、本研究では第1主成分を採用した。また、この時点で負荷量が著しく低かった項目については削除した。

逆転項目を逆転させたのち、それぞれの尺度に対して信頼性分析を行った結果、自己肯定意識尺度は.78、青年期版対人的信頼感尺度は.96、居場所感尺度は.95であった。

自己肯定意識と対人的信頼感を説明変数、居場所感を目的変数とした階層的重回帰分析を行った。その結果、自己肯定意識と対人的信頼感の効果がともに有意であった ($R^2=.59$; 自己肯定意識: $b=0.28, SE=0.06, \beta=.38, t(86)=4.86, p=.000$; 対人的信頼感: $b=0.35, SE=0.05, \beta=.53, t(86)=7.59, p=.000$)。さらに Step2 で交互作用項を投入したところ、交互作用項は有意であり ($R^2=.61$; $b=-0.01, SE=0.06, \beta=.00, t(85)=-2.14, p=.035$)、重決定係数も Step1 から Step2 において統計的に有意に増加していた (Table 1)。そこで、単純傾斜の検定を実施したところ、自己肯定意識の高群と低群に拘わらず対人的信

頼感が関連していた。

考察

主たる養育者との対人的信頼感と自己肯定意識はどちらも居場所感に影響を与えており、本研究の仮説は支持された。主たる養育者等の幼少期から関わりのある人物との関係性が、現在の人間関係や生活に影響を及ぼしていると考えられる。また、自己肯定意識は自身のみでは得られず、人間関係の中での信頼や安心などによって得られるものであると推察される。つまり他者からの良い評価や親密な関係性が自己肯定意識へと繋がり、居場所感の下位尺度である本来感や自己有用感に影響を与えていると考えられる。さらに、これまでに築いてきた関係性が、生活する中での居場所感に影響を与えるだけでなく、関係性そのものが心理的居場所となっているとも考えられる。

本研究での居場所については、インターネット空間を含むことや現実場面に限定するなど、特定には至っていない。しかし、近年、インターネット空間を居場所と考えている若者が多くいることが示唆されている。コロナ禍による非対面式のコミュニケーションの機会の増加という社会的背景や、手軽に持ち運べるスマートフォンの普及に伴い、若者にとってインターネット空間は最も身近なアクセスしやすい居場所となっていることが推察される。本研究においては、人間関係の中での信頼が居場所感に影響を与えていることが認められたが、インターネット空間における他者への信頼感は現実におけるそれよりも低いことが示されている (総務省, 2018)。以上の結果から、本研究の人間関係における信頼が居場所感に関連するという結果は、居場所の内容により異なることが予想される。

今後、居場所をインターネット空間と現実とで区別し、インターネット空間と現実における信頼の程度の違いにはどういった要因が影響しているかを検討し、現代の青年期の居場所の実態を確認する必要があるだろう。

Table 1
階層的重回帰分析の結果

変数名	Step1	Step2
切片	44.955**	45.549**
自己肯定意識	0.276**	0.288**
対人的信頼感	0.353**	0.332**
対人的信頼感×自己肯定意識		-0.005*
R^2	.589**	.610**
ΔR^2	.589***	.021*

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$
(数値は非標準化係数。)

曖昧さへの態度がストレス反応と 対人ストレスコーピングに及ぼす影響

氏名 ○河野 歌穂子, 谷原 弘之

所属 (川崎医療福祉大学大学院, 川崎医療福祉大学)

キーワード: 曖昧な状況 曖昧さへの態度 ストレス反応 対人ストレスコーピング

はじめに

近年, ストレス社会と言われていたほど, ストレスを感じる場面が多い。その中でも対人場面におけるストレス要因として, 相手のことをよく知らないという曖昧な状況が例に挙げられる。本研究では, 曖昧さへの態度が, 対人ストレスコーピングとストレス反応に及ぼす影響について検討したい。

曖昧さについて

植村(2001)は曖昧さへの耐性と集団一致性が, 新入社員への寛容的反応に及ぼす影響を検討する中で, 相手について知らないという不確かさが曖昧な状況であると説明する。同様に日常生活で考えられる対人場面における曖昧な状況として, 大学に入学した当初や新学期でどのように対人関係を築いていけばよいかわからない, 相手が自分のことをどう思っているのかわからない, 上司によって言うことが異なる, といった状況が挙げられる。

西村(2007)によると, 曖昧さへの態度は, 複数の側面(「享受」「不安」「受容」「統制」「排除」)から構成されることが示唆されている。曖昧さを魅力的なものと評価し, 関与していくことに楽しみを見出す傾向があるものは「曖昧さの享受(以下, 享受)」とされる。曖昧さに不安などの情緒的混乱と, それに伴う対処の難しさを感じる傾向があるものは「曖昧さへの不安(以下, 不安)」とされる。曖昧さをそのまま認めて受け入れられる, 曖昧さへの親和性や寛容さを表すと考えられ「曖昧さの受容(以下, 受容)」とされる。曖昧な状況を否定的に評価し, 知的に把握・対処しようとする傾向があるものは「曖昧さの統制(統制)」とされる。曖昧さを認めず, 排除して白黒つけたい傾向があるものは「曖昧さの排除(以下, 排除)」とされる(西村, 2007)。

すなわち, 曖昧さに対する態度には個人差がある。曖昧さを楽しみや魅力に感じる人と, 定的に評価する人などの曖昧さへの態度の違いが, 曖昧さによってもたらされるストレスの感じ方にも影響すると考える。

対人ストレスコーピングについて

ストレスコーピングとは, ストレスを回避したり低減あるいは除去したりする行動のことである(小塩,

2007)。加藤(2000)は, 対人ストレスコーピングの低位尺度として, 積極的に肯定的な人間関係を成立・改善・維持するために努力する「ポジティブ関係コーピング」、人間関係を積極的に放棄・崩壊する「ネガティブ関係コーピング」、人間関係によって生じるストレスフルな出来事を問題視することもなく, むしろ軽視し, 問題から回避するような「解決先送りコーピング」から構成されることを明らかにしている。

曖昧さへの態度は, 対人ストレスコーピングにも影響することが示されている。友野・橋本(2006)は, 対人場面における曖昧さに非寛容な者は, 他者との相互作用においてネガティブな出来事があった場合, その際に生じた曖昧さに耐えることができず, 不適応的な反応を表出すると述べている。友野(2010)では曖昧さに対して非寛容(否定的)な人のみを対象者としているが, 先述のように曖昧さへの態度には非寛容以外にも享受や統制などの多様な側面があり, 曖昧さへの態度に応じて対人ストレスコーピングの方法が変わることが考えられる。そこで本研究では, 曖昧さへの態度である「享受」「不安」「受容」「統制」「排除」の5因子と対人ストレスコーピングの関連について注目する。

目的

本研究の目的は, 曖昧さへの態度である「享受」「不安」「受容」「統制」「排除」が対人ストレスコーピング及びストレス反応にどのような影響を及ぼすのか明らかにすることである。

方法

調査の手続き

調査対象者は大学生150名に質問紙による調査を実施した。欠損値のあったデータを除外した有効回答数は145名(男性:36名;女性:109名)であった。平均年齢は19.0歳($SD=0.92$)であった。

質問項目

フェイスシート 性別, 年齢などの基本属性についての回答を求めた。

曖昧さへの態度 曖昧さへの態度尺度(西村, 2007)26項目, “いろんな可能性がある”と, “すべてを試したくなる”などの項目から構成される「享受」, “は

っきりしない状況ではどうしたら良いかわからなくなる”などの項目から構成される「不安」，“はっきり決めないままにしておいた方が気が楽なこともある”などの項目から構成される「受容」，“情報がたりないと動きづらいので、できるだけ情報を集めたい”などの項目から構成される「統制」，“どっちつかずな立場はどちらか一方にはっきりさせるべきだ”などの項目から構成される「排除」の5因子である。

「1.まったくあてはまらない」から「6.非常にあてはまる」の6件法で回答を求めた。

曖昧な状況の経験の有無 対人関係における曖昧な状況（大学入学当初で初対面の人とどのような関係を築いていけば良いかわからない状況、初めてのアルバイト先で他のアルバイトや社員とどのように関わっていけば良いかわからない状況）を設定し、同様の経験の有無についての質問（場面を想定した自由記述で回答を求める）である。

対人ストレスコーピング 大学生用対人ストレスコーピング尺度(加藤, 2000)58項目, 「ポジティブ関係コーピング」「ネガティブ関係コーピング」「解決先送りコーピング」の3因子である。「0.よくあてはまる」から「3.あてはまらない」の4件法で回答を求めた。

ストレス反応 Stress Response Scale(SRS-18)質問票(鈴木・嶋田・三浦・片柳・右馬埜・坂野, 1997)18項目, 「抑うつ・不安」「不機嫌・怒り」「無気力」の3因子である。「0.全くちがう」から「3.その通りだ」の4件法で回答を求めた。

倫理的配慮

調査結果は研究以外の目的で使用されることはないことを伝えた。本研究は曖昧さに対する態度と対人ストレスコーピング、ストレス反応について回答を求めため、回答者が回答する際に精神的苦痛ならびに抵抗を感じる可能性は低い。しかし、精神的苦痛などを感じた場合は協力を中止できることを予め説明をした。加えて調査は無記名とし、個人が特定されることはなく、調査に回答しないことや途中辞退による不利益は一切ないことを伝えた。(承認番号: 22-015)

結果

有効回答数 145名のうち、曖昧な状況の経験があると答えたのは70名であった。自由記述については「初対面の人との距離感がわからない状況」「新しい人間関係をつくる時」「新しいバイト先に入った時や後輩が新しく入ってきた時の人間関係」「お互いのことをよくわかっていないため手探りに対応をする状況」などの回答が得られた。これらは研究者が意図していた、対人場面での曖昧な状況であった。

曖昧さへの態度である「享受」「不安」「受容」「統

制」「排除」とストレス反応についての関係を検討するために相関分析をおこなった。結果として曖昧さへの態度である「不安」とストレス反応に正の相関関係が認められた($r=0.280, p<0.05$)。

続いて、曖昧さへの態度と対人ストレスコーピングについての関係を検討するために相関分析をおこなったところ、曖昧さへの不安とポジティブ関係コーピングに相関が認められた($r=0.288, p<0.05$)。また、曖昧さの排除と解決先送りコーピングに相関が認められた($r=-0.366, p<0.01$)。

加えて、曖昧さへの態度、対人ストレスコーピング、ストレス反応のそれぞれの関係を検討するため、曖昧さへの態度のうち、相関分析において対人ストレスコーピング、ストレス反応と関連していた「不安」「排除」を説明変数として媒介分析をおこなった。その結果、対人ストレスコーピングの媒介効果は認められなかった。

考察

相関分析の結果から、曖昧さへの態度の中でも「不安」がストレス反応を高めること、また、「不安」や「排除」といった態度が対人ストレスコーピングを規定していることが示された。

しかし、曖昧さへの態度が対人ストレスコーピングを介してストレス反応に影響するという影響関係は確認できなかった。

これらのことから、曖昧さに対する特定の態度はストレスを高めうるが、対人ストレスコーピングがうまく機能していないという実態が示唆された。曖昧さへの態度に由来するストレス反応をどのような変数が低減させるのかについては、今後の検討が必要である。

引用文献

- 友野 隆成(2010). 対人場面におけるあいまいさへの非寛容と特性的対人ストレスコーピングおよび精神的健康の関連性 社会心理研究, 25, 3, 221-226.
- 友野 隆成・橋本 幸(2006). 対人場面におけるあいまいさへの非寛容と精神的健康の関連性について 心理学研究, 77, 3, 253-260.
- 植村 善太郎(2001). あいまいさへの耐性と集団同一性が新入成員への寛容の反応に及ぼす効果 性格心理学研究, 10, 1, 27-34.

- 本研究にあたり、利益相反関係にあたる企業等はありません。
- 実施にあたり川崎医療福祉大学倫理委員会の承認(承認番号: 22-015)を得ました。

大学生の愛着スタイルとフォーカシング的態度が アレキシサイミア傾向に与える影響

○高橋 茜 ・ 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: アレキシサイミア, フォーカシング的態度, 愛着スタイル

問題・目的

アレキシサイミアについて

Sifneos (1973) は、自身の経験より心身症患者には、他者とのコミュニケーションの困難さ、感情機能のぎこちなさ等という特徴が顕著にみられることを報告した。この Sifneos が提唱した概念を、アレキシサイミア (alexithymia) と呼び、心身症を理解する上で重要なキーワードとなっている (佐々木, 2015)。しかしながら、アレキシサイミアは心身症患者のみならず、他の精神疾患や一般人にも存在する人格特性ないし個人特性としてみなされている (後藤・小玉, 2000)。加えて、Taylor&Bagby&Parker (1997/1998) によれば、アレキシサイミアとは感情制御の困難さが示されたパーソナリティの概念であり、様々な身体疾患や精神疾患の危険因子になり得るとされている。以上のように、アレキシサイミア傾向と身体的・精神的健康は関連していることが考えられる。従って、アレキシサイミア傾向が高い人への効果的な介入を行う事は身体的・精神的健康を保つうえで重要であると考えられる。

アレキシサイミア形成要因について

アレキシサイミア傾向の形成要因に関して、これまでさまざまな観点から研究が行われているが鈴木 (2007) は、家族機能の点より、感情表出性の低さが、子供のアレキシサイミア形成プロセスに影響を与えることを示唆している。他にも、愛着スタイルの回避型・恐れ型との関連が示唆されている (津島・中村, 2012; 馬場, 2010)。従って、愛着関係や家族関係がアレキシサイミアの形成過程において影響していることがこれまでの研究により示唆されている。

フォーカシング的態度について

アレキシサイミア傾向を呈する心身症者への介入方法の1つとして、フォーカシングの有効性が示されている (原田, 1994)。フォーカシングとは Gendlin (1981) が提唱したものであり、体の内部に注意を向け続けることで、ある特別な気づき (フェルトセンス) に触れていく過程であるとされている。そんなフォーカシングを進めていくうえで、最も重要とされるのが、フォーカシング的態度である (福盛・森川, 2003)。フォーカシング的態度は、精神的健康と正の相関がみ

られている (福盛・森川, 2003)。一方、岡田・行場 (2019) によると、アレキシサイミア傾向とは負の相関等がみられており、フォーカシング的態度を取得できれば、アレキシサイミア傾向を改善する効果が期待できることが示唆されている。これらのことから、アレキシサイミア傾向の改善並びに精神的健康の増進を促進することを目的に、フォーカシング的態度の側面からアプローチを行うことは有用であると考えられる。

本研究の目的

以上のように、先行研究においてアレキシサイミア形成過程には愛着スタイルが関連していること、並びにアレキシサイミア傾向の改善のために、フォーカシングを用いることの有効性が示されている。しかし、どのような愛着スタイルがアレキシサイミア傾向に影響を与え、そしてどのようなフォーカシング的態度がアレキシサイミア傾向を減少させるのか一連の関係についてはこれまで明らかになっていない。

上記のことを明らかにすることによって、今後の心身症治療および臨床に寄与するものと考えられる。アレキシサイミア傾向の改善を目的とした介入アプローチとしての心理支援に関する研究は少ないとされている (岡田・行場, 2019)。そのため、アレキシサイミア傾向が高い人への効果的な介入の方法を検討する意義はあると考えられる。加えて、アレキシサイミア傾向は現在では、一般人にもみられている (後藤・小玉, 2000)。そのため、アレキシサイミア傾向が高い人への介入方法を明らかにすることは、非臨床の一般の心身健康の増進に寄与する可能性もあると考えられる。

従って、本研究の目的は、大学生を対象に、愛着スタイルとフォーカシング的態度がアレキシサイミア傾向に与える影響を検討することである。

方法

調査対象者 大学生 143 名を対象に、質問紙調査を実施した。欠損値のあったデータを除外した有効回答数は 133 名 (男性: 26 名; 女性: 107 名) であった。平均年齢は 19 歳 ($SD=0.94$) であった。

主な質問項目

- ・フェイスシート (性別, 年齢)
- ・愛着スタイルの測定のため、日本語版 Experience in

Close Relationships Relationship-Structure (以下 ECR-RS : 古村・村上・戸田, 2016) を用いた。愛着スタイルを対象者別に測定することが可能であるが、本研究では古村に承諾を得て、愛着の対象者を「母親若しくは母親役割をしている人」に限定した。

・フォーカシング的態度 (体験過程) の測定のため、体験改訂尊重尺度改訂版 (以下 FMS-18 : 森川・永野・福盛・平井, 2014) を用いた。

・アレキシサイミア傾向の測定のため、日本語版 The 20-item Toronto Alexithymia Scale (以下 TAS-20 : 小牧・前田, 2015) を用いた。本質問紙を使用するにあたり著作権者である株式会社三京房の許諾を得た。

分析手法 IBM SPSS Statistics23 を使用した。

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 : 22-025)。

結果

各尺度間の関係を確認するために、ピアソンの積率相関係数を算出した (Table 1)。ECR-RS の得点はフォーカシング的態度得点と有意な負の弱い相関がみられ、アレキシサイミア傾向得点とは有意な正の弱い相関がみられた。また、フォーカシング的態度得点はアレキシサイミア傾向得点と、有意な負の弱い相関がみられ、岡田・行場 (2019) と同様の結果が得られた。

Table 1 各尺度間の相関係数

質問紙	下位尺度	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪
ECR-RS	①	-										
	親密性の回避	②	.95**	-								
	見捨てられ不安	③	.78**	.55**	-							
FMS-18	④	-.20*	-.16	-.22*	-							
	注意	⑤	-.14	-.90	-.20*	.83**	-					
	受容	⑥	-.16	-.10	-.21*	.87**	.56**	-				
TAS-20	距離	⑦	-.23**	-.23**	-.15	.86**	.55**	.68**	-			
	感情同定困難因子	⑧	.34**	.23**	.45**	-.33**	-.25**	-.40**	-.20*	-		
	感情描写困難因子	⑨	.29**	.19*	.41**	-.21*	-.07	-.32**	-.15	.89**	-	
	外面性志向認知様式因子	⑩	.23**	.14	.35**	-.40**	-.28**	-.50**	-.24**	.82**	.65**	-
		⑪	.22*	.19*	.20*	-.16	-.30**	-.05	-.06	.44**	.09	.15

**p<.01 *p<.05

愛着スタイルの分類 愛着スタイルを捉える上で、自己観・他者観を元に 2 次元 4 分類に分ける方法がある (Bartholomew&Horowitz, 1991)。本研究でも川原 (2019) と同様に愛着スタイルを「安定型 (親密性の回避 : 低・見捨てられ不安 : 低)」、「とらわれ型 (親密性の回避 : 低・見捨てられ不安 : 高)」、「拒絶型 (親密性の回避 : 高・見捨てられ不安 : 低)」、「恐れ型 (親密性の回避 : 高・見捨てられ不安 : 高)」の 4 つに分類した。分類を行うにあたり ECR-RS の各因子得点の正規分布を確認したところ、いずれも正規性が見られなかった。その為、本研究では下位因子ごとの中央値を基準に分類を行った (Table 2)。

愛着スタイルとフォーカシング的態度の関連

愛着スタイルを独立変数、フォーカシング的態度と

その下位因子を従属変数として一元配置分散分析を行った。その結果、フォーカシング的態度と「距離」に対する愛着スタイルの効果は有意であった ($F(3, 129) = 3.21, p < .05$; $F(2, 129) = 3.53, p < .05$)。Tukey 法による多重比較の結果、5%水準で愛着スタイルが「安定型」の方が「恐れ型」よりもフォーカシング的態度と「距離」の得点が高くなっていた。

フォーカシング的態度とアレキシサイミア傾向の関連

フォーカシング的態度とその下位因子を独立変数、アレキシサイミア傾向とその下位因子を従属変数として、強制投入法による重回帰分析を行った。その結果、フォーカシング的態度の「受容」がアレキシサイミア傾向とその下位因子の「感情同定困難」、「感情伝達困難」に負の影響を与え、「注意」が「外面性志向」に負の影響を与えていた (Table 3)。

Table 3 重回帰分析の結果

独立変数/従属変数	アレキシサイミア傾向	感情同定困難	感情伝達困難	外面性志向
フォーカシング的態度				
注意	-.07	.14	-.05	-.41***
受容	-.47***	-.45***	-.61***	.12
距離	.15	.08	.20	.09
R ² (調整済みR ²)	.17 (.15)	.12 (.10)	.27 (.25)	.11 (.09)

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

愛着スタイルとアレキシサイミア傾向の関連

愛着スタイルを独立変数、アレキシサイミア傾向とその下位因子を従属変数として一元配置分散分析を行った。その結果、アレキシサイミア傾向と「感情同定困難」「感情伝達困難」に対する愛着スタイルの効果は有意であった ($F(3, 129) = 8.09, p < .001$; $F(2, 129) = 5.48, p < .001$; $F(2, 129) = 5.79, p < .001$)。Tukey 法による多重比較の結果、いずれも 5%水準で愛着スタイルが「とらわれ型」、「恐れ型」の方が「安定型」よりもアレキシサイミア傾向と「感情同定困難」得点が高くなっていた。また、「とらわれ型」の方が「安定型」よりも「感情伝達困難」得点が高かった。

考察

愛着スタイルが「安定型」である他、「注意」「受容」といったフォーカシング的態度を身に着けていると、アレキシサイミア傾向を呈しにくい可能性が示唆された。また、愛着スタイルがアレキシサイミア傾向に影響を与える際には、フォーカシング的態度だけでなく、他の要因も関係している可能性が考えられた。

Table 2 愛着スタイルの分類

	安定型	とらわれ型	拒絶型	恐れ型	
	N=50	N=22	N=28	N=43	
	37.60%	16.50%	13.50%	32.30%	
親密性の回避	平均値	9.10	10.64	19.72	23.07
	標準偏差	2.25	1.56	5.96	6.94
見捨てられ不安	平均値	3.22	7.59	3.39	9.77
	標準偏差	0.58	3.61	0.61	3.72

大学生の献血意図と謝礼の種類・金額の関係

——地域社会への責任感による影響を含めて——

○井上 颯 ・ 福岡 欣治

(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：献血意図，謝礼，地域社会への責任感，大学生

問題と目的

昨今の献血事業は、献血者数減少が問題とされている。とくに厚生労働省(2020)は若年層における献血の減少を指摘しており、日本赤十字社が2014年に行った血液需給将来シミュレーションによると、2027年ごろには約85万人の献血者数が不足するとしている。

若年者の献血行動に関する研究では、献血率を高める方策として「謝礼」に言及したものがある(例：奥村他,2013；竹下他,2016)。日本では、1964年に起こった売血由来の健康被害により、売血が禁止されている。そのため、現状では献血への謝礼は直接的な金銭ではなく物品を用いなければならない。しかし、今井(2006)は無償献血のみでは必要な供給量を賄いきれない現状を指摘している。日本赤十字社(2021)によると現在では衛生環境や血液検査の方法も進歩し、様々な配慮がなされている。そして厚生労働省(2011)が行った調査では、献血経験者の32.7%が献血をした際の謝礼をもっとよくしてほしいと回答している。

ただし、謝礼の金額については考慮が必要である。互酬性の観点からは、自身の提供に応じた報酬が必要であるが、献血に相応しい謝礼額は明らかでない。加えて、高すぎる謝礼は健康を損なう不適切な売血を助長する可能性があるとともに、奉仕的な精神を期待して実施されてきた献血事業の趣旨に反してしまう。そして、そもそも互酬性の認知には個人差がある。

献血は援助行動の一種であり、ボランティア活動に関する研究がこの問題を考える際に参考になると考えられる。ただし、荒川他(2008)は献血をボランティアの中でも行為の対象者が不明確なものとしており、一般的なボランティア活動の動機をそのまま当てはめることには無理がある。そこで本研究では、個人差としての「地域社会への責任感」(谷田(松崎),2015)に着目する。この概念は特定の他者への行為というよりも、地域社会を志向した責任感の程度を反映する。このような責任感は、献血などの不特定の他者に向けた行為を促進するとともに、高額な謝礼を快く受け容れにくくする可能性がある。

本研究の目的は、献血意図と物品および金銭による謝礼との関連を、「地域社会への責任感」による影響を含めて検討することである。

仮説

①**謝礼額**：謝礼の金額が高いほど献血意図は高い。ただし極端に高額な謝礼は逆効果になり得る。

②**謝礼の種類**：謝礼の金額が同等の場合、物品による謝礼と金銭による謝礼の間に献血意図の差はない。

③**献血量**：謝礼の金額が同等の場合、200mlの方が400mlより献血意図が高い。

④**地域社会への責任感**：責任感が高いほど献血意図も高い。ただし謝礼が高額の場合、その関連は弱くなる。

方法

参加者

医療福祉系大学生155名を対象に調査を行った。有効回答者数は129名(男性36名、女性92名、非公開1名、平均年齢19.8歳、SD=1.27)であった。

主な調査内容

献血経験 真壁他(2019)に準じ「0回、1回、2回、3~5回、6~10回、11回以上」から選択してもらった。

献血意図 200mlと400mlの別に、物品6種類、現金9種類(Table 1左欄参照)がそれぞれ謝礼として提供される場合の献血意図を5件法(1.献血しようと思わない~5.献血しようと思う)で尋ねた。謝礼は、現在用いられている物品4種類とより高額な2種類をまず設定し、おおむね対応すると考えられる現金6段階(100~1000円)、さらに今井(2006)によるドイツでの献血謝礼額を参考にした高額3段階で構成した。

地域社会への責任感 谷田(松崎)(2015)の尺度を使用した。「連帯・積極・責任引受」(9項目)と「地域社会への効力感」(4項目)からなる。原版に従い、前者は「1.そうは思わない~5.そう思う」、後者は「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、下位尺度別および両者の合計点を用いた。

物品謝礼に対する金額の想像 回答時に金額を想像したか(1.思い浮かべなかった~5.思い浮かべた)、各物品で想像する金額(100円単位で記述)を尋ねた。

実施手続き

2022年7月末、3つの講義で開始に先立つ入室時に講義資料と合わせ調査票を取って着席してもらい、説明後に回答を依頼した。説明・回答の所要時間は約10分であった。授業終了後、回収箱に提出してもらった。

結果

参加者の特徴

献血経験回数は、「0回」の学生が約85%であった。大学生約900名を対象とした眞壁他(2019)との間に、有意差は認められなかった(直接確率計算 $p=.34$)。

物品の謝礼について金額を想像したかの回答は、いずれも平均値が3.0を下回っていた。「高級アイスクリーム」(注:実際には具体的な商品名を記載)で「思い浮かべた」が約半数であったのを除き、他は「思い浮かべなかった」人が6割を超えていた。なお、物品に対する金額の推測は一樣でなくばらつきが認められた。

仮説の検証: ①謝礼額

「謝礼の金額が高いほど献血意図は高い。ただし極端に高額な謝礼は逆効果になり得る」かどうかを検証するため、物品・金銭×200ml・400mlの4条件別に1要因分散分析をおこなった。要因の効果は顕著に有意であり、Table 1右側に示す多重比較(Bonferroni法)のとおり、謝礼額と献血意図の間にはいずれもほぼ単調増加の関係がみられた。ただし、現金による謝礼額が4000円と8000円の間には有意差がみられなかった。

仮説の検証: ②謝礼の種類

「謝礼の金額が同等の場合、物品による謝礼と金銭による謝礼の間に献血意図の差はない」かどうかを検討するため、献血量毎に謝礼1)~6)での物品と金銭の差異を対応のある t 検定で検討した。その結果、200mlでも400mlでも3)で1%、4)で5%水準の差異(Cohen's d は前者で0.59と0.57、後方で0.19と0.25)が見出されたが、他の4種類では有意差は認められなかった。

仮説の検証: ③献血量

「謝礼の金額が同等の場合、200mlの方が400mlより献血意図が高い(400mlではより高額な謝礼を必要とする)」かどうかを検討するため、各謝礼で200mlと400mlでの献血意図の差異を対応のある t 検定で検討

した。その結果、すべての場合で有意であり、200mlの方が400mlよりも献血意図が高かった。

仮説の検証: ④地域社会への責任感

「責任感が高いほど献血意図も高い。ただし謝礼が高額の場合、その関連は弱くなる」かどうかを検討するため、物品・金銭×200ml・400mlの4条件それぞれで謝礼毎に「地域社会への責任感」との相関係数を算出した。Table 1に示すとおり、200mlでは物品・現金とも謝礼の1)から4)まで、400mlでは現金の場合200mlと同様、また物品の場合には6)まで、大きくはないが有意な正の相関が、主に「連帯・積極・責任引受」(および「地域社会への責任感」の合計点)において認められた。しかし、500円以上の現金では200ml・400mlともに有意な相関が認められなかった。

考察

本研究の仮説①~④は、一部の例外を除きおおむね認められた。総じて言えば、謝礼は献血意図を高めることに寄与し、その効果は物品とともに金銭でも同様である(ただし好まれる特定の商品も存在するようである)。また、地域社会への責任感が謝礼の効果を損なうこともない。ただし、極端に高額な謝礼は、少なくとも現在実施されている範囲の献血には不要と考えられる。本研究の限界として、一大学の小サンプルによるものであり、実際の行動でなく献血の意図のみを扱っている。しかし、献血の増加に向け、謝礼の観点から考察を進める機会を提供し得るものと考えられる。

- 本研究は、筆頭発表者の所属学科が定める倫理指針に沿っておこなわれました。参加者の皆様に心より深く御礼申し上げます。
- 本研究の計画・遂行・発表にあたり、林明弘先生(川崎医療福祉大学臨床心理学教授)ならびに進藤貴子先生(同・学科長)による御理解と御協力を賜りました。記して謝意を表します。
- 本研究の遂行にあたり、利益相反関係にある企業等はありません。

Table 1
各謝礼における献血参加意図および「地域社会への責任感」下位尺度および全体との相関

謝礼	200ml献血						400ml献血						
	献血参加意図			「地域社会への責任感」との相関			献血参加意図			「地域社会への責任感」との相関			
	平均値	SD	多重比較	①	②	①+②	平均値	SD	多重比較	①	②	①+②	
物品	1) レトルトカレー	2.66	1.49	a	.21 *	.27 **	.25 **	2.39	1.39	a	.17	.17	.18 *
	2) スポーツドリンク	2.75	1.39	a	.12	.20 *	.18 *	2.46	1.37	a	.09	.17	.14
	3) 高級アイスクリーム	3.57	1.44	b	.15	.23 **	.21 **	3.19	1.54	b	.15	.26 **	.23 *
	4) ドリンク飲み放題	3.29	1.53	c	.19 *	.24 **	.23 **	2.98	1.56	c	.16	.19 *	.19 *
	5) QUOカード500円	3.51	1.52	b c	.09	.15	.14	3.13	1.58	b c	.16	.22 *	.21 *
	6) QUOカード1000円	3.97	1.34	d	.10	.13	.13	3.62	1.54	d	.13	.21 *	.18 *
金銭	1) 現金 100円	2.68	1.43	a	.11	.21 *	.18 *	2.40	1.41	a	.11	.22 *	.19 *
	2) 現金 200円	2.74	1.44	a b	.11	.21 *	.18 *	2.43	1.42	a	.12	.24 **	.20 *
	3) 現金 300円	2.88	1.47	b	.11	.22 *	.19 *	2.50	1.44	a	.12	.24 **	.21 *
	4) 現金 400円	3.02	1.49	c	.07	.20 *	.16	2.63	1.47	b	.09	.21 *	.17 *
	5) 現金 500円	3.47	1.54	d	.04	.13	.10	2.97	1.56	c	.00	.12	.07
	6) 現金 1000円	3.92	1.41	e	.04	.01	.08	3.57	1.58	d	.03	.12	.09
	7) 現金 2000円	4.15	1.31	f	.04	.07	.06	3.81	1.48	e	-.03	.04	.01
	8) 現金 4000円	4.41	1.14	g	.02	.03	.03	4.16	1.30	f	-.02	.02	.00
	9) 現金 8000円	4.58	0.94	g	.10	.10	.10	4.33	1.15	f	.02	.05	.04

多重比較のアルファベットは、同一なら有意差なし(例:「レトルトカレー」は「スポーツドリンク」と有意差なし、他4つとは有意差あり)。

①「地域社会への効力感」との相関、②「連帯・積極・責任引受」との相関、①+②「地域社会への責任感」2尺度合計点との相関。* $p<.05$ 、** $p<.01$

コミュニケーションメディアと自己開示の深さが自己開示量に与える影響

○石垣 亜由美・張 澤・白石 奈津栄・堀内 孝

(岡山大学)

キーワード：コミュニケーションメディア，自己開示，自己開示量

問題と目的

携帯電話やコンピュータが普及している現代では会話手段が豊富に存在しておりコミュニケーションをとることが容易である。他者と会話をする際に用いるメディアの種類が自己開示量に影響を及ぼすことが多くの先行研究で明らかにされている。自己開示 (self-disclosure) とは「自分自身をあらわにする行為であり、他者たちが知覚しうるよう自身を示す行為 (Jourard, 1974)」と定義され、自己開示の深さや広さが検討されている。しかし丹羽・丸野 (2010) は、欧米は固有な自己の主張が求められる文化のため深さに焦点をあてた研究が進んでいる状況に対し、日本は「察しの文化」であるため深い自己開示をする必要がなく、深さに関する十分な研究が行われてきていないと指摘している。そこで丹羽・丸野 (2010) は、現代の日本の若者に対応した自己開示の深さ尺度を開発している。尺度では、レベルが深くなるにつれて自己の否定的な側面や特定の文脈を超えた自分の特性に関係したものになることが指摘されている。このことから丹波・丸野 (2010) では自己開示の深さについて、まずもっとも浅いレベル I として「趣味・趣向」、レベル II として、開示者の現在の性格特性に何らかの影響を及ぼしていると考えられる「容易には克服できない困難な経験」、レベル III として、自分自身の「決定的ではない欠点や弱点」、レベル IV として、深い自己のレベルである「自分の性格や能力の否定的側面」が想定されている。

ところで、近年では電子メディアを使ってコミュニケーションをとる場面が多く、過去の知見をそのまま当てはめることができない自己開示場面も多く存在する。そのため新たなメディアが登場し始めた 2000 年ごろより再検討され、使用するメディアにより自己開示量が変化することが示されている (Joinson, 2001, 笠木・大坊, 2003)。LINE や Twitter などのチャット形式のメディアの使用が一般化し、コロナ禍には Zoom などのビデオ通話の使用率が増加した (総務省, 2021, 2022)。しかしながら、人々が電子メディアを使って個人的な悩みや秘密を開示する際に、どの程度相手と共有できるとするかについて、十分な検討がされているとは言えない。そこで、本研究では対面とチャットの中間の

特性を持つメディアとして「ビデオ通話」「音声通話」を含めた「対面」「ビデオ通話」「音声通話」「チャット」という 4 つのメディアの使用場面を想定し、下記仮説を検証する為に質問紙調査を行う。

仮説 1: 先行研究 (笠木・大坊, 2003) より、「対面」の自己開示の方が「チャット」使用時に比べて開示量が多い。

仮説 2a: 「深い内容の自己開示をするときにはメディアによる自己開示量の差がある」。

仮説 2b: 「浅い内容の場合はメディアによる自己開示量の差がない」。

方法

調査時期と対象者 コミュニケーションメディアと自己開示の深さレベルによる自己開示量の違いを尋ねる質問紙を 6 月下旬に実施した。大学生 103 名 (男性 30 名, 女性 71 名, その他 2 名, 平均 20.7 歳, $SD=3.99$) を対象とした。

手続き 対面・ビデオ通話・音声通話・チャットの 4 メディアを条件とし自己開示の深さレベルによって自己開示量の違いを測定する質問紙を Google フォームにて作成し、SNS 上と対面講義において回答を収集した。本質問紙は調査参加への同意項目、属性質問項目 (年齢, 性別, 携帯番号の下 4 桁), 自己開示の深さ尺度 (丹羽・丸野, 2010) から構成された。自己開示の深さ尺度については調査対象者の負担を考慮し、丹羽・丸野 (2010) を参照して親しい友達を対象とした各レベルにおける下位尺度全体の得点と各項目得点との相関係数上位 4 項目をそれぞれ採用し計 16 項目とした。各メディアセクションの最後には不良回答項目を設置した。同性の仲の良い友人と二人きりでの会話を想定し、各項目について「1.全く話さない〜7.十分に詳しく話す」の 7 段階評価をすることを求めた。

結果

不良回答者を除く 80 名 (男性 24 名, 女性 55 名, その他 1 名, 平均 20.3 歳, $SD=2.47$) を分析対象とした。

分散分析 コミュニケーションメディアと深さレベ

ルの違いによる自己開示量の変化をみるため自己開示量を従属変数とし、コミュニケーションメディア4（対面、ビデオ通話、音声通話、チャット）×自己開示の深さレベル4（レベルI, レベルII, レベルIII, レベルIV）の被験者内2要因分散分析を行った（表1）。その結果、コミュニケーションメディアの主効果 ($F(3, 264)=30.52, p<.01, \eta_p^2=.27$), 自己開示の深さレベルの主効果 ($F(3, 264)=182.66, p<.01, \eta_p^2=.67$), およびコミュニケーションメディアと自己開示の深さレベルの交互作用が見られた ($F(9, 792)=4.30, p<.01, \eta_p^2=.05$)。5%水準のHolm法による多重比較をしたところ、コミュニケーションメディアに関して自己開示量の多さは対面>ビデオ通話=音声通話>チャットの順となった ($MSE=1.38$)。自己開示の深さレベルに関して、概ね自己開示量は深さレベルが上がるにつれて減るが、しかしながら、レベルIIよりもレベルIIIのほうが、自己開示量が多かった ($MSE=2.50$)。下位検定を行った結果、自己開示の深さレベルにおいて、チャットの自己開示量が最も少なく、ビデオ通話と音声通話との間に自己開示量の有意差が認められなかった。しかし、深さレベルIIにおいてはさらに、対面とビデオ通話・音声通話との間に自己開示量の有意差が認められなかった。また、ビデオ通話・音声通話においてレベルIIとレベルIIIとの間に自己開示量の有意差が認められなかった。しかし、対面・チャットにおいてレベルIIIは有意にレベルIIよりも自己開示量が多かった。

考 察

すべての自己開示の深さレベルにおいて、「チャット」よりも「対面」のほうが、自己開示量が多いという結果から、仮説1は支持された。その理由として、相手に提供される情報が文字であるか、音声であるかの違いが考えられる。対面における自己開示では相手に提供されるのは音声情報のみであるため、開示する情報が記録に残る可能性は少なく、自己開示抵抗が生じにくいことが考えられる。深さレベルによるメディア間の自己開示量の差に関して、浅いレベル（レベルI）では対面・ビデオ通話・音声通話の間に自己開示量の差がなく、深いレベル（レベルIV）では対面はビデオ通話・音声通話よりも自己開示量が多かったことから

仮説2a・2bはともに支持された。その理由として、趣味などの浅いレベルの場合、状況に依存しないことが考えられる。また、深いレベルでは、相手や周囲の様子を確認しながら心理的に安全が確保された状況が必要であることがあげられる。対面はその条件が一番満たされる状況であるため開示量が増えたと考えられる。本研究においてレベルが深くなるほど開示量が減少すると予想していたが、実際の結果としてはレベルIIとレベルIIIの開示量が対面・チャットにおいては逆転、ビデオ通話・音声通話においては有意差なしとなった。丹羽・丸野（2010）においても親しい友達条件については同様の結果となっているため追認する結果となった。しかし丹羽・丸野（2010）において初対面の人条件では逆転していないため、親しさ要因も含めて検討する必要がある。特に検討すべき点は、ビデオ通話は表情や様子が確認できるにもかかわらず、開示量は増えず、音声通話と差がみられなかった点である。その理由として、ビデオ通話時には相手の状況が把握しきれないことから自己開示に対する抵抗があるためと考える。通話相手がイヤホンを使用しているか不明な場合や、背景が映らない配慮をされていてこちらからは傍に誰がいるかわからない場合、第3者にも自己開示した内容を不意に聞かれてしまう不安から自己開示抵抗感が生じ、抑制されることが考えられる。コロナ禍を契機として大学の授業、会議、就職面接などフォーマルな場でビデオ通話が使用されることも多くなった。しかしながら、本研究の結果からはインフォーマルな状況でビデオ通話を使用する時には他のメディアでは発生しない自己開示に対する抵抗感が生じる事が推察された。今後、抵抗感が生じる要因を明らかにし、剰余変数を事前に統制することができれば、近年オンライン上で行われるようになった相談場面においても自己開示を抑制することなく実施できるようになる。このように本研究で得られた知見は心理臨床の領域も寄与することができると考え、今後さらなる検討が期待される。

表1
コミュニケーションメディアと自己開示の深さを要因とした分散分析 ($N = 80$)

	対面		ビデオ通話		音声通話		チャット		主効果		
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	メディア	深さレベル	交互作用
レベルI	5.71	1.07	5.75	1.11	5.76	1.14	5.27	1.29	29.31**	166.06**	4.26**
レベルII	3.86	1.42	3.47	1.44	3.58	1.53	2.86	1.51			
レベルIII	4.30	1.23	3.72	1.38	3.74	1.32	3.23	1.36			
レベルIV	3.46	1.34	3.09	1.28	3.13	1.44	2.56	1.35			

** $p < .01$

持続可能な開発のための教育が中学生の批判的思考態度 及び諸変数に与える影響

—社会教育場面の一事例を通じた検討—

○梶谷 哲史 ・ 保野 孝弘

(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：ESD 批判的思考 多面的な視点 中学生

問題・目的

ESD とは、education for sustainable development (持続可能な開発のための教育) の略である。これは、持続可能な社会づくりのための担い手を育成するための教育であり、全ての人に持続可能な社会の実現に向かう意識と行動の変革をもたらすことを目標としている(池田, 2012)。ESD 実施の枠組みとして 2015 年にグローバル・アクション・プログラム (GAP) が開始し、2019 年からは ESD for 2030 の下、ESD が実践されている。

GAP において、ESD の原則として、中学生が身に付けるべき能力及び態度を示している。その中で注目すべきは、批判的思考である。ESD for 2030 においては個々の価値観、態度、行動、ライフスタイルの選択について考えるための批判的思考スキルを提供することを求めており、批判的思考が ESD において重要な一側面であることがうかがえる。

ここで問題となるのが、批判的思考概念の多義性(道田, 2003)である。各研究で扱う批判的思考を定義し測定方法との整合性をとる必要がある(平山, 2004)。そこで、本研究においても事例の趣旨を踏まえ、批判的思考の定義を行い測定方法との整合性を取る。

岡山県内の団体が、社会教育の場において ESD を行っている。本事例の対象者は、中学 1 年生～中学 3 年生であり期間は 6 ヶ月である。毎月 1 回 3 時間程度の授業を行っている。本事例の特徴は、多様な考え方や価値観をもつ大人、大学生と中学生が対話を重ねることができる点である。加えて、中学生が考えたこと、感じたことを大学生の伴走のもと言語化を行える点である。多様な視点からの意見を聞き、考えたこと等を言語化する過程で、客観性や内省的な思考が身につくことが期待される。そこで、本研究においては批判的思考を「自身の思考に対して自覚的及び懐疑的になり、様々な視点における情報や社会的文脈及び情動を合理的、論理的に処理するプロセス」と定義する。

発表者は中学生の伴走者として、1 期生 14 人、2 期生 12 人の計 26 人と関わる中で、中学生の変化を体感してきた。しかし、それは主観的なものであり、客観的評価はなされていない。また、このような研究は内外

ともにほとんどみられない。

本研究の目的は、①批判的思考という観点から中学生の変化を可視化し、本事例の学習効果の評価を行うとともに ESD と批判的思考の関連を明らかにすることであった。また、②ESD は批判的思考以外にも様々な能力を高めることが期待されており、どのような能力が獲得されているか探索的に検討することが重要である。そこで、批判的思考態度以外に ESD と関連する諸変数について事前調査で推測し、本調査においてその関連を明らかにすることであった。

第 1 の目的について、本事例は大人の多様な価値観や考え方に触れ、感じたこと考えたことを深めていく。そのため、その過程で自身の思考に対して意識が向く、すなわち内省的な思考になることが考えられる。本事例においては中学生の客観性や内省性が上昇することが期待される。以上から 1 回目と 5 回目の授業の間では批判的思考態度が上昇すると考えられる。

方法

事前調査

心理学を専攻する大学生 4 年生 8 名が、過去に参加した中学生の感想レポート 26 人分を、中学生の変化に焦点を当てて自由記述で評価した。複数名の協議を経て、中学生の変化している要素を抽出した。その結果、「意見の具体性」、「多面的な視点」についての変化が推測された。

参加者

参加者は、中学 2 年生 10 名(男性：5 人、女性：5 人)、中学 1 年生 2 名(男性：2 人)であった。教室の主催者 2 名がメイン講師であり、初回を除いた各回に異なるゲスト講師が参加した。本研究 1 名を含む、大学生 5 名が参加した。

授業構成

授業の全体計画 本事例は、中学生を対象とした SDGs を学ぶ民間団体主催の教室であり、8 月を除いた 5 月から 11 月まで全 6 回、1 回 180 分の授業であった。

授業の構成 毎回の授業は①全体活動、②ゲストトーク、③対話セッション、④言語化ワークの 4 つの活

動に分かれた。①では、前回の振り返りを全体で確認し、その後、その回での目標について確認を行った。②では、ゲスト講師がテーマに沿って講義を行った。③では、中学生に対してゲスト講師の講義内容について、感想と質問をキーワードでスケッチブックに書くように求めた。その後、大学生の合図とともに一斉にスケッチブックを見せ、感想と質問の共有を行った。その中で、中学生に質問がある場合は講師がグループに入り質問に答えた。グループで話した内容は代表者をその場で決めて発表し、教室全体での共有を行った。④では、③で話したことや中学生自身が感じたこと及び考えたことについて言語化を行った。中学生は課題として言語化レポートを作成するように求められた。大学生は言語化の補助を行った。

メイン講師は授業全体において進行と時間管理を行うとともに、必要に応じて中学生からの問いに回答をした。中学生と大学生は中学生3人、大学生1~2人のグループに分けられた。大学生は同グループの中学生の活動をモニターし、必要に応じて問いを出すなどのファシリテーターの役割をした。

測定項目

批判的思考態度尺度 批判的思考態度として、「思考への自覚」(13項目)、「探究心」(10項目)、「客観性」(7項目)、「証拠の重視」(3項目)に対して、自分にどのくらい当てはまるか5段階評定(1:あてはまらない~5:あてはまる)を求めた(平山・楠見, 2004)。

言語化レポートへの意識 独自に作成した意見の具体性(例:自分の意見や考えの理由を説明した)、多面的な視点(例:複数の視点から物事を考えた)(各5項目)について、言語化レポートを書く時の自分にどのくらい当てはまるかについて5段階評定(1:あてはまらない~5:あてはまる)を求めた。

中学生の性格特性 性格特性の尺度に並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口(2012)が作成したBig Five尺度短縮版を使用した。「外向性」、「情緒不安定性」(各5項目)と、「開放性」、「調和性」(各6項目)と「誠実性」(7項目)の形容詞対について、どのくらい自分に当てはまるか7段階評定(1:まったくあてはまらない~7:非常にあてはまる)を求めた。

測定時期

批判的思考態度及びBig Five尺度短縮版は初回の授業開始前と5回目の授業終了帰宅後に記入を求めた。言語化レポートへの意識に関する質問紙は、初回のレポート分を2回目の授業開始前に、4回目のレポート分を5回目の授業開始前に調査を行った。

倫理的配慮

初回の講義の時に、調査目的と内容、匿名性の保証、研究参加は自由意思によること、研究以外の目的に回

答を使用しない旨について口頭において説明を行い、同意を得たうえで実施した。また、以降の調査時には調査票の上部に記載し、同意を得たうえで実施した。

結果

1回目と5回目のどちらかの質問紙、もしくは両方の質問紙を回収できなかったものは分析から除外した。その結果、批判的思考態度及びBig Five尺度については6人、意見の具体性・多面的な視点については7人の回答が有効であった。

Table 1に各変数の平均値及び標準偏差を示した。これを見ると、批判的思考態度、意見の具体性、多面的な視点で上昇がみられる。そこで、批判的思考態度、意見の具体性、多面的な視点について対応のあるt検定を行った。その結果、批判的思考態度については1回目より5回目の方が高く、有意傾向であった($t(5)=-2.55, p<.10$)。意見の具体性は有意ではなかった($t(6)=-1.20, n.s.$)。多面的な視点については1回目より4回目の方が有意に高かった($t(6)=-5.00, p<.01$)。

Table 1

批判的思考態度及び諸変数の平均と標準偏差

	1回目		5回目 ^{注)}		度数
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
批判的思考態度	3.57	0.51	4.10	0.42	6
意見の具体性	3.71	0.80	4.14	0.55	7
多面的な視点	3.31	0.76	4.23	0.50	7
性格特性					
外向性	4.53	1.06	5.20	1.34	6
開放性	4.39	0.77	5.19	0.27	6
情緒不安定性	4.33	1.31	4.30	1.69	6
調和性	4.67	1.39	4.97	1.10	6
誠実性	4.26	0.93	4.10	1.43	6

注) 意見の具体性・多面的な視点については4回目。

考察

本研究の結果から、本事例が批判的思考態度及び多面的な視点の育成に対して一定の効果があることが示唆された。本事例は多様な職業、価値観を持つ大人と対話を行う。これにより中学生に対し多面的な物事の見方を促している可能性が考えられる。また、本事例では大人及び大学生から中学生に問いを出される場面があるが、それに対して思考する過程で、自身の思考の枠組みに対して自覚的になった可能性が示唆される。

一方で、意見に具体性をもって考えることに対しては寄与しないことが考えられる。本事例が価値観に触れる内容が多く、抽象的な思考を求められることが多かったためと考えられる。

今後の課題として、教室のどの要素が批判的思考態度の上昇に寄与しているかを明らかにしていく必要がある。

発達障害児の親の意味づけ過程に関する質的検討

——同化と調節の過程に焦点を当てて——

○湯淺 絢 ・ 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：発達障害児の親，意味づけ過程，同化，調節

問題と目的

従来より，発達障害児の親が我が子の障害に意味を見出し、意味づけが親の精神的健康や成長を支えることが明らかにされている(山根, 2012 ; 2014)。一方，近年の意味づけ研究において，意味づけ過程を検証することの重要性が指摘されている中で，発達障害児の親の意味づけ過程については十分に明らかにされていない。

Joseph & Linley (2005) は，ストレスフルな出来事に対する意味づけ過程を説明する概念として，「同化」と「調節」の2つを提唱している。「同化」とは，自身が持つ物事の見方や考え方に一致するようにその体験を解釈することであり，「調節」とは，出来事によって示唆された新たな情報を取り入れるように，自身が持つ物事の見方や考え方を修正することである(堀田・杉江, 2013)。Joseph & Linley (2005), Janoff-Bulman (1989) は，ストレスフルな出来事から得られる情報が既存の考え方とは矛盾したとき，精神的な緊張状態が生じ，人はこの矛盾を軽減しようと同化や調節に促されると考えている。また，その過程では，既存の考え方を維持しようとするバイアスが作用するため，最初は同化が生じ，徐々に既存の考え方を修正(調節)し，成長や発展に向かうよう内的に動機づけられていると考えている。また，Payne, Joseph, & Tudway (2007) は，トラウマサバイバーを対象とした検証で，同化は一時的なストレスの低減をもたらすが，問題未解決感を残すこと，今後起こりうる出来事への脆弱性を残すことを示唆している。

以上のことから，意味づけ過程では心理的な揺れ動きが生じていることが考えられ，発達障害児の親においてもその意味づけ過程を明らかにすることで，臨床的示唆を得られることが期待される。そこで，本研究は，発達障害児の親が我が子の障害に意味を生成するまでの同化と調節のプロセスを明らかにすることを目的とする。

方法

調査対象者 重度知的障害を伴う自閉症者の母親3名(以下，A～Cとする)を対象とした。母親の年齢は50歳代，子どもの年齢は20～30歳代であった。

調査手続き 我が子への気持ちや考え，その気持ちや考えを抱いたきっかけを尋ねる半構造化面接を実施した。

倫理的配慮 川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得て実施した(承認番号：21-106)。

分析方法 発達障害児の親は，社会の中で子育てを行って

ることから，その意味づけ過程を社会との関わりの中で捉えることで，実践現場に有用な知見が得られると考えられる。そこで本研究は，個人の変容を社会的文脈との関係で捉えられる，複線径路等至性モデル(TEM)(相原・谷村, 2022)を用いて分析を行った。分析対象人数は，経験の多様性を描ける3人を対象とした(安田・サトウ, 2019)。

TEMは以下に示すTEM概念を用いてプロセスを整理する手法である(安田・サトウ, 2019)。本研究においては，多様な径路が一旦収束する地点で，研究目的に沿って設定される「等至点(EFP)」を「我が子の障害に意味を生成する」と設定し，価値の絶対化を防ぐための「両極化した等至点(P-EFP)」を「我が子の障害に意味を生成しない」と設定した。これらに加え，対象者が必ず経験する出来事である「必須通過点(OPP)」，複数の選択径路を作り出す結節点である「分岐点(BFP)」，等至点に向かう有り様を促した力である「社会的ガイド(SG)」，阻害した力である「社会的方向づけ(SD)」といった概念を用いた。分析手順は，野田(2015)を参考に1人ずつのTEM図を作成後，田中(2019)を参考に各対象者のTEM図を統合した。その後，心理学専門の教員2名と分析の妥当性を検討した。

結果と考察

分析の結果として得られたTEM図と，それに基づき，同化と調節の観点から考察を加えた図をFigure 1に示す。

第1期：障害認知期 まず，障害認知期には，同化が生じやすいことが示唆された。例えば，図中*1では，対象者全員が既存の考えとして「障害は自分に関係ないもの」と思う中で障害の可能性に気づいており，既存の考えとの間に矛盾が生じたと考えられる。これに対し，全員が「我が子が特別問題なわけではない」と，出来事を過小評価しており，既存の考えに一致するような解釈(同化)を試みたと考えられる。それにより，Aは「我が子に対して変わらない気持ち」を維持したが，対象者全員が「モヤモヤ」とした気持ちを抱いていた。これらのことから，同化による解釈は，我が子への気持ちを維持できる側面がある一方で，問題未解決感を残すことも示唆された。また，*3では，A・Bは専門家から指摘を受け，Cは診断を受け，その後，障害児保育拠点園を紹介された。そこでA・Bは「通園したら治るかもしれない」と期待を抱いた。これは，「障害は自分に関係ないもの」という既存の考えを維持(同化)するために抱いた期待であったと考えられる。Cもまた，診断を受けたときに「治るかもしれな

い」と期待を抱いており、同化を試みたと考えられる。しかしその後、専門家から「治らない」と断言されてからは、同化も困難になるものの、障害を受け入れることもできず、精神的な緊張状態が続いたと考えられる。

第2期：母子たちとの出会い期 第2期からは、同じ境遇の母子たちとの交流が調節を支えたことが示唆された。*4において、子どもが入園してから、A・Bは再び「我が子は障害児かもしれない」と、既存の考えとは一致しない情報に接した。それに対し、Aは「我が子は障害児ではない」と同化を試みた一方で、Bは専門家からも「我が子に障害があること」を示唆され、同化も調節もできず、精神的な緊張状態が続いたと考えられる。そのような中、*5において、保育園にいる「同じ境遇にある母子たちとの交流」を経験した親たちは、母子たちに仲間意識をもち、特に、精神的な緊張状態が続いていたB・Cは、「我が子に障害がある」という情報を取り入れ、調節につながったと考えられる。

第3期：意味生成期 第3期からは、同じ境遇にある母子たちとの交流が対象者たちに気づきをもたらし、意味生成に至ったことが示唆された。例えば、*6において、A・Bは共にショックな出来事を経験したが、同じ経験をした母親たちに精神的に支えられた。Aはそれを契機に、「自分は障害児の母になったことを認めたくないのではないか」と考え方の問い直し（調節）を行い、我が子と共に障害を抱える決意に至ったと考えられる。Bもまた、障害児の母親たちとショックな出来事について話し合う中で、我が子の障害に新たな考えを構築（調節）し、意味生成に至った。一方、Cはショックな出来事が契機ではなく、同じ境遇にある母子たちとの交流を通じ、種々の気づきを得たことで、「障害は自分に関係ないもの」ではなく、「私に与えられたものだ」と新たな考えを構築（調節）し、意味生成に至った。このように、親たちは同じ境遇にある母子たちとの交流を通じて、意味生成に至ったことが示唆された。

総合考察 第1に、発達障害児の親においては、障害認知時にまず同化が生じ、その後徐々に調節が行われ、意味生成に至ることが示唆され、Joseph & Linley (2005), Janoff-Bulman (1989) の理論的検討と一致するといえる。一方、新たに、発達障害児の親においては、専門家から繰り返し障害の可能性を指摘されるうちに同化が難しくなっていく、精神的緊張状態が維持されるが、同じ境遇にある母子の存在が親の調節過程を支え、意味生成に進ませることも示唆された。第2に、障害認知時から既存の考えを維持（同化）し続けることで、その後も、出来事から得られる情報と既存の考えとの間に繰り返し矛盾が生じており、同化は脆弱性を残すことが示唆された。これはPayne, Joseph, & Tudway (2007) の結果と一致するといえる。一方、同化は我が子への気持ちを維持させる側面があることも確認された。発達障害児の親にとって同化は、精神的緊張を早急に解消し、変わらず子育てを続けるための対処といえるかもしれない。

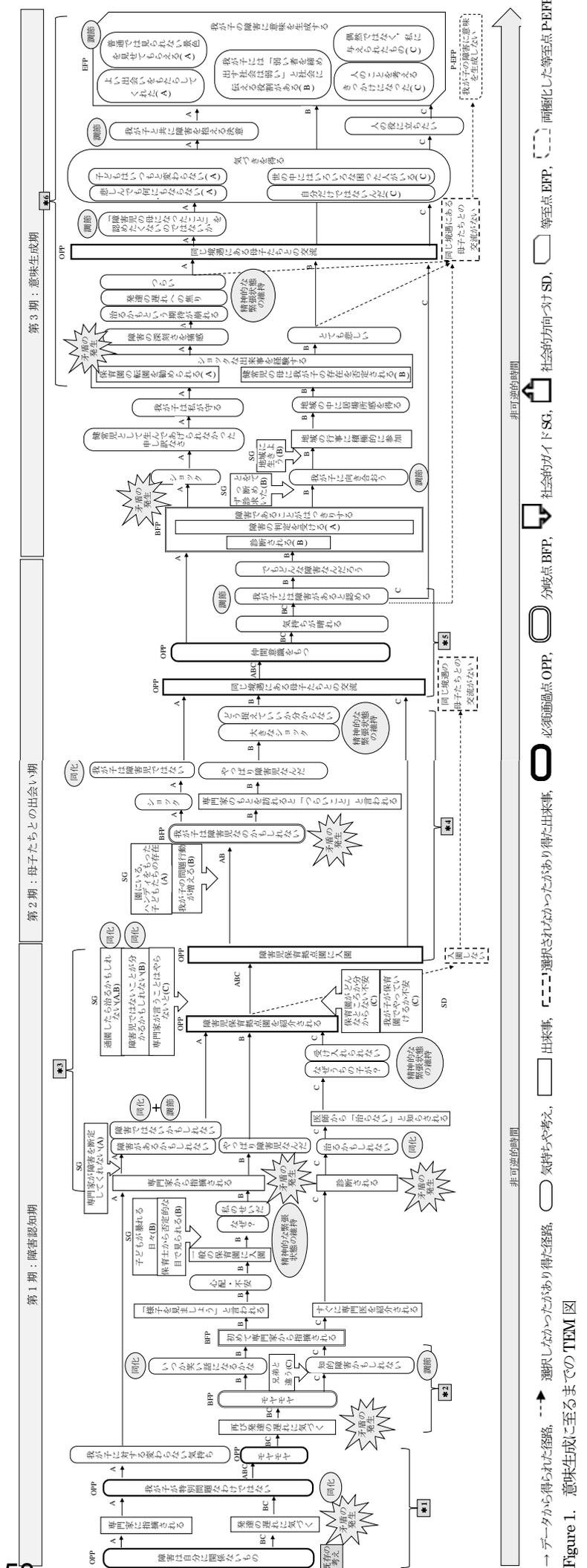


Figure 1. 意味生成に至るまでの TEM 図
 → データから得られた経路, → 選択された経路, □ 出来事, ○ 気持や考え, □ 同化された等時点 P-EPP, □ 等時点 EPP, □ 社会的ガイド SG, □ 分岐点 BPP, □ 必須通過点 OPP, □ 選択された経路, □ 選択された経路, □ 選択された経路

子どもに寄り添う遊びが発達に偏りがある子どもをもつ 養育者の育児意識に与える影響

○岩崎 里歩 ・ 武井 祐子 ・ 門田 昌子 ・ 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：子どもに寄り添う遊び，発達障害，育児不安，育児自己効力感，子どもへの愛着

問題・目的

就学前の発達障害児をもつ養育者には子どもの問題行動や子どもとの愛着形成の困難さといった，特有の育児ストレスがあることが示されている（坂口・別府，2007）。また，伊藤・小林（2018）は，母親は子どもが発達障害の特性を指摘されると，子どものありのままの姿を捉えられず子どもをかわいいと思えない辛さを抱いており，安定した愛着形成がされにくい状況となる可能性があることを示している。よって，子どもの発達の偏りが疑われる場合，診断の有無に関わらず，親子の肯定的な交流を促進するための支援が求められていると考えられる。

発達に偏りがある子どもをもつ養育者への支援として，ペアレント・トレーニング（Parent Training；PT）がある。PTの中には，講義や演習を行った後，子どもと遊びながら子どもの肯定的側面を見出す実践の場として，養育者に宿題を課すものがあり，上林他（2009）は宿題の時間を「スペシャルタイム」と呼んでいる。

岩崎・武井・門田（2021）は，子どもありのままの姿を見つめる方法として，「スペシャルタイム」を援用した「子どもに寄り添う遊び」の実施を発達に偏りがある子どもの養育者に求め，「子どもに寄り添う遊び」において養育者が注目する子どもの内的状態と，養育者の愛着意識および育児自己効力感の関連を検討した。結果，養育者は「子どもに寄り添う遊び」の中で子どもの肯定的感情状態の読み取りを多く行う傾向があり，それにより養育者の育児自己効力感が高まることが示唆された。また，「子どもに寄り添う遊び」の中で養育者は子どもの成長やパーソナリティの肯定的な側面にも注目している可能性が示された。「子どもに寄り添う遊び」の中で養育者は子どもの様々な肯定的側面に注目することで育児自己効力感を高めていることが考えられる。一方で，愛着意識については「子どもに寄り添う遊び」の実施前後で統計的に有意な差は見られなかった。岩崎他（2021）では，養育者に子どもをほめることは求めていなかった。しかし本来のPTにおいて「スペシャルタイム」はほめる練習をする場としても紹介されている（上林他，2009）。また，Bowlby（1969 黒田・大羽・岡田・黒田訳 1976）は，愛着の発達に母子

間の相互作用が重要であることを述べている。以上のことから，単に子どもに寄り添って観察する中で養育者が子どもの肯定的な側面に気づくだけではなく，子どもの肯定的側面に注目してそれを伝えること，つまりほめることが，愛着意識を育むためには重要であった可能性がある。

そこで本研究は，「子どもに寄り添う遊び」が発達に偏りがある子どもをもつ養育者の育児不安，育児自己効力感および子どもへの愛着といった育児意識に与える影響について調査することを第一の目的とした。また，「子どもに寄り添う遊び」で養育者はどのような子どもの肯定的側面に注目しているのかについて明らかにすることを第二の目的とした。本研究では岩崎他（2021）の「子どもに寄り添う遊び」の定義を改変し，「養育者が子どものリードに寄り添い，子どもの肯定的側面へ注目してほめながら遊ぶ時間」とした。

方法

調査対象者

児童発達支援事業所 A に通う，発達障害またはその疑いのある子ども 5 名（男児 4 名，女児 1 名）と養育者（母親 5 名）を対象とした。子どもの平均年齢は 3.80 歳（SD=0.837）で，養育者の平均年齢は 38.20 歳（SD=4.66）であった。調査への回答は養育者 5 名に求めた。

調査場所

研究説明や同意，教示，資料配布は調査協力を依頼する施設にて調査者が直接行い，子どもに寄り添う遊びは各家庭での実施を求めた。

質問項目

1) フェイスシート

養育者の続柄，年齢，PT 経験の有無と，子どもの性別，年齢，出生順位を尋ねた。また，普段親子で遊んでいる頻度と時間を尋ねた。

2) 事前調査と事後調査の項目

育児不安尺度 庄司（2007）が牧野（1982）を参考に作成した育児不安尺度の 16 項目を使用した。

育児自己効力感尺度 田坂（2003）によって作成され，金城（2012）と丸山・遠矢（2015）が加筆修正した 14 の質問項目を使用した。

愛着尺度 大日向（1982）が作成した愛着尺度のう

ち、子どもに対する愛着を測定する12項目を使用した。普段の関りについての項目 子どもと遊ぶ際に心がけていることや工夫していること、子どもと遊んでいて困ることや難しいことを尋ねる項目を作成した。

3) 各日の「子どもに寄り添う遊び」後のホームワーク

チェックリスト 養育者が「子どもに寄り添う遊び」のポイントを意識して取り組むことができたかを振り返る、3項目のチェックリストを作成した。

注目した子どもの様子についての項目 「子どもに寄り添う遊び」実施中の「子どもの様子」(見つけてほめた様子)について尋ね、自由記述での回答を求めた。

調査の手続き

養育者へ研究説明を行い同意が得られた後、養育者に事前調査の項目に回答を求めた。事前調査を回収後、「子どもに寄り添う遊び」の実施方法について口頭で説明し、ロールプレイを行った。説明後7日間、養育者には各家庭で5分間の「子どもに寄り添う遊び」を実施し、ホームワークの用紙に記録することを求めた。また、養育者には7日目の「子どもに寄り添う遊び」実施後に、事後調査の項目に回答することを求めた。

「子どもに寄り添う遊び」の方法

「子どもに寄り添う遊び」の方法は、上林他(2009)に基づいて行うことを養育者に求めた(Table 1)。

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:21-116)。

結果

「子どもに寄り添う遊び」前後の育児意識の変化

第一の目的である「子どもに寄り添う遊び」実施前後の養育者の育児意識を調べるため、Wilcoxon符号順位検定を行った。結果はTable 2のとおりであった。

養育者が注目している子どもの肯定的側面

第二の目的である、養育者が「子どもに寄り添う遊び」の中でどのような子どもの肯定的側面に注目しているのかを確認するために、臨床心理学専攻の大学院生1名と、臨床心理学を専門とする教員2名で協議の上、ホームワークの「子どもに寄り添う遊び」実施中の「子どもの様子」についての記述から肯定的な内容(「肯定的な子どもの様子」)を抽出し、事例ごとにまとめた。本報告では事例1のみ報告する。

事例1の特徴

「肯定的な子どもの様子」の総数は6件であり、「…守ることができました」「…受け入れてくれました」という子どもの【社会性】(2件)や、「…すごく楽しみにしていて、…」という【感情状態】(1件)、「…ケロッと開始できました」という【行動コントロール】(1件)、「…はりきってお店屋さんをして

くれました。」などの【取り組む姿勢】(2件)の記述がみられた。

考察

第一の目的について、「子どもに寄り添う遊び」を実施することによって養育者の「イライラの状態」が低下することが明らかとなった。養育者のイライラについては中川・宮本(2020)が、子どもが負の感情表出した時に多くの母親がイライラすることがあるという結果を示している。また、岩崎他(2021)は「子どもに寄り添う遊び」の実施で養育者は子どもの肯定的感情状態を多く観察していることを示している。これらのことから、本研究においても、「子どもに寄り添う遊び」で肯定的感情状態の子どもと過ごせたことで「イライラ状態」が低下したことが考えられる。

第二の目的について、本研究において養育者が注目していた子どもの【行動コントロール】や【社会性】は、厚生労働省(2017)の児童発達支援ガイドラインで提供すべき支援とされている「認知・行動」「言語・コミュニケーション」「人間関係・社会性」などに関連する内容であると推察される。このことから、実際に支援が提供され、養育者が気にしている子どもの側面について、注目されやすいことが考えられる。

Table 1
「子どもに寄り添う遊び」の内容

実施方法	具体的な内容
時間を見つける	養育者の気持ちにゆとりがある時間で、邪魔が入らずに子どもと二人になれる時間を探す。
子どもに事前に予告する	事前に「子どもに寄り添う遊び」を設けることを子どもに伝える。
親子で時間を決める	実施する時間を親子で決める。実施中に伸ばしたくなった場合、再度終わりの時間を親子で確認してから延長する。
子どもに主導権を与える	子どものやりたい遊びや遊び方に従って遊ぶ。指示や命令、批判的・否定的な声かけをしない。
好ましくない行動は無視をする	意地悪や理不尽な行動も、指摘せず無視をする(教育的な指導は別の機会に行う)。危険な受け入れがたい行動を続けた場合、予告をして「子どもに寄り添う遊び」を中止する。
子どもの良いところを見つけてほめる	子ども良いところを探す。見つけたらその都度ほめる。

Table 2
「子どもに寄り添う遊び」実施前後の育児意識

尺度(最大得点)	中央値(四分位範囲)		Z値	p値
	実施前	実施後		
愛着全体(36)	29.00(26.50-33.00)	31.00(28.50-33.50)	-1.22	0.22
行動を共にしたい(15)	11.00(8.00-12.50)	12.00(9.50-15.00)	-1.84	.07 [†]
理解し支えたい(15)	14.00(13.00-14.00)	14.00(13.50-15.00)	-0.58	0.56
関心を示したい(6)	5.00(4.50-6.00)	5.00(3.00-6.00)	-1.13	0.26
育児不安全体(48)	24.00(20.50-28.00)	22.00(17.50-28.50)	-1.11	0.27
一般的疲労感(6)	4.00(2.50-6.00)	3.00(2.50-5.00)	-0.82	0.41
一般的気力の低下(6)	3.00(2.50-3.50)	4.00(3.00-4.00)	-1.73	.08 [†]
イライラの状態(6)	3.00(2.00-4.50)	2.00(1.00-3.00)	-2.12	.03 [*]
育児不安徴候(12)	9.00(7.00-10.50)	7.00(6.00-10.50)	-1.3	0.19
育児意欲の低下(12)	2.00(1.50-3.00)	2.00(1.00-5.50)	-0.96	0.34
育児自己効力感全体(42)	25.00(24.00-26.00)	29.00(27.50-30.00)	-1.84	.07 [†]
積極的関わりの自信(18)	10.00(10.00-12.00)	13.00(12.00-14.00)	-1.76	.08 [†]
安堵させる自信(15)	11.00(10.00-11.50)	12.00(10.50-12.00)	-0.74	0.46
自己統制させる自信(9)	3.00(2.00-5.00)	4.00(4.00-5.00)	-1.13	0.26

[†]P<.10 *P<.05

中学生時の学校外の居場所感が不登校傾向に与える影響

今出 博貴 ・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：中学生, 不登校傾向, 居場所感

問題・目的

近年、学校現場において、不登校の問題が挙げられる。文部科学省の調査によると、中学生の不登校の人数は令和2年で132,777人となり、8年連続で増加し、過去最多となっている。一方、不登校には至っておらず、登校はしているが学校生活を楽しむことができていない生徒も多数ある。五十嵐・萩原(2002)は、これらを不登校の前駆的状态として「不登校傾向」と考え、その心理的構造を探っている。こうした不登校傾向の中学生にとって、学校が居心地の良い場所であることは想像に難くない。

「居場所」は本来「居る場所」つまり「いるところ、いどころ」という意味をもつが、現在では物理的な空間を指し示すだけでなく心理的な意味をも表すようになり、多くの場面で使用されるようになった。臨床教育学では、居場所は、自分の気持ちを素直に表現してもそれが否定されないところ、自分の役割が実感できるために自己肯定感が取り戻せる場所であるとされている(廣木 2005)。文部科学省(1992)の学校不適応対策調査研究協力者会議報告「登校拒否(不登校)問題について一児童生徒の「心の居場所」づくりを目指して」において、心の居場所を自己の存在感を実感し精神的に安心していられる場所であるとし、学校がその役割を果たすことが求められた。学校適応において、田中(2004)は学校内に居場所がある生徒は、学校を楽しみ適応している可能性が高いと述べており、学校内の居場所に注目することには、不登校傾向の生徒への対応の上でも意義があると言えよう。

ところで、文部科学省(2006)の不登校に関する実態調査によると、不登校の類型は「無気力」型、「遊び・非行」型、「人間関係」型などがあるが、これらのうち「遊び・非行型」の不登校は、他の型の者と比べて不登校の継続理由として「友人」を選択した人数が少なく、友人関係の適応性が良い傾向が示されている。しかし登校が続かないことから、遊び・非行型の不登校傾向にある生徒は、学校外に居場所をもっている可能性がうかがえる。そのことにより、学業からの逸脱や、教師・親との葛藤といった問題は生じるかもしれないが、家庭にも学校外にも居場所がない不登校傾向の者よりも意欲を保つことができているのではないだろうか。加え

て、学校外に居場所をもてる中学生は、学校内で居づらさを感じた際の逃げ場をもっているともいえる。しかし、これまで中学生の学校外の居場所についての研究は少なく、学校外において生徒が捉える居場所について明確にされていない。また、学校適応と学校外の居場所の関連を示したものも見当たらない。

以上の事から、本研究では、中学生時における学校外の居場所及びその特徴について調査を行うこと、また不登校傾向との関連を調べることを目的とした。なお本研究では、居場所を実際に足を運び、安心できる、落ち着けるなどという居場所感をもてる場所と捉えた。

中学生時における学校外の居場所と不登校傾向の関連について、「学校外の居場所感得点が高いほど不登校傾向が高くなる。」と仮定し、調査を行った。

方法

調査対象者は中国地方の私立大学の学生 129 名であり、中学生時を回想してもらう形で回答を依頼した。

質問紙の構成

学校外と学校内共に、居場所の有無を尋ねた後に、「あった」と答えた人はその場所を自由記述にて回答を求めた。加えて、田中(2004)の居場所の特徴を測定する尺度を用いて、学校外の居場所及び、中学校の居場所の特徴を測定した後に、菊島(1999)の不登校傾向尺度の中で登校行動に触れている 2 項目について回答を求めた。

手続き

講義を受ける学生を対象に、講義前の時間を利用して調査協力を依頼した。卒業研究の概要及び倫理的配慮について説明を行った後、調査協力に対する同意を表明した上で回答してもらった。10分ほど回答の時間を設け、回答が終わった人から挙手をしてもらい回収を行った。

結果

中学生の頃学校内外に居場所と感じられるところがあったかどうかについて、両方に居場所があったと回答した者 37 名 (28.7%)、学外だけに居場所が

Table1

学校内外の居場所所有無各群における遅刻早退と欠席日数の分布

居場所所有無	遅刻早退						年間の欠席							
	なし	%	ときどき	%	よくあった	%	なし	%	1-10日	%	10-30日	%	30日以上	%
両方あり (n=37)	28	75.68	8	21.62	1	2.70	24	64.86	10	27.03	3	8.11	0	0.00
学外だけあり (n=22)	16	72.73	4	18.18	2	9.09	12	54.55	6	27.27	2	9.09	2	9.09
学校内だけあり (n=27)	20	74.07	3	11.11	4	14.81	15	55.56	6	22.22	4	14.81	2	7.41
両方なし (n=43)	33	76.74	6	13.95	4	9.30	32	74.42	4	9.30	3	6.98	4	9.30
計	97	75.19	21	16.28	11	8.53	83	64.34	26	20.16	12	9.30	8	6.20

た者 22 名 (17.1%)、学内だけに居場所があった者 27 名 (20.9%)、学内・学外ともに居場所はなかった者 43 名 (33.3%) であった。学校内で居場所と感じられていた場所は、図書館 (18 名)、部活 (16 名)、教室 (13 名) 等が多く上げられ、他にも音楽室、中庭、友達の教室、廊下等が挙げられた。学校外の居場所では、男女合わせて 17 名が「友達の家」を挙げており、他にも図書館 (7 名)、スポーツ施設 (7 名) の他、カラオケ、ゲームセンター、ショッピングモール、カードショップ等の各種商業施設も多く挙げられていた。

学校内外の居場所所有無各群で、遅刻早退頻度と欠席日数の分布を示したのが Table1 である。遅刻早退では、学校内のみに居場所があった群で、遅刻早退が「よくあった」とした者が多かった。欠席日数では、学校内外の両方に居場所があった群で、30 日以上以上の欠席者がいなかった。

次に、遅刻早退が「なかった」群と「ときどき・よくあった」群で、学校内外の居場所感各下位尺度得点を比較したところ、学校内の居場所感については、Table2 の通り、全ての下位尺度で有意な差があり、遅刻早退が「なかった」群の居場所感が高かった。学校外の居場所感では、遅刻早退の頻度によってあまり差がないが、遅刻早退が「なかった」群で、学校外の居場所の「充実感」が高かった。

年間の欠席日数が 10 日未満と 10 日以上群で、学校内外の居場所感各下位尺度得点を比較したところ、学校内の「非孤立感」と、学校外の居場所における「自然な自分でいられる」感覚が、欠席日数の少ない群で有意に高かった (Table3,4)

考 察

中学生で学校外に居場所がある者は不登校傾向が高いと予測したが、学校外の居場所を持たない者との比較において、遅刻欠席の頻度、欠席日数の多さには大きな違いは認められなかった。また、学校外の居場所があると回答した 59 名のうち 62.7% (37 名) が学校内にも居場所があると回答しており、この中に長期欠席者がなかった。また逆に、学校内だけに居場所があると回答した者で遅刻早退の頻度が

高かったことから、学校内・学校外の両方に居場所があることが、中学生の学校適応に関連することがうかがえた。

Table2

遅刻早退低群・高群における学校内の居場所感各下位尺度得点と *t* 検定結果

遅刻早退	低群 n=95	高群 n=34	<i>t</i> 値
受容・関心	18.65(3.75)	15.76(4.71)	3.60***
充実感	9.81(2.27)	7.88(3.07)	3.35***
共感・連帯感	13.72(2.75)	11.26(3.51)	3.69***
価値のなさ・自然な自分	11.53(2.87)	9.94(3.42)	2.63**
非孤立感	8.83(2.07)	7.38(2.30)	3.40***

Table3

欠席日数ごとの群における学校内の居場所感各下位尺度得点と *t* 検定結果

居場所感下位尺度	欠席10日未満 n=83	欠席10日以上 n=46	<i>t</i> 値
受容・関心	17.99(4.14)	17.72(4.36)	0.35
充実感	9.48(2.56)	8.98(2.77)	1.04
共感・連帯感	13.31(3.26)	12.63(2.92)	1.18
価値のなさ・自然な自分	11.16(3.01)	11.02(3.26)	0.24
非孤立感	8.71(2.16)	7.98(2.28)	1.81*

Table4

欠席日数ごとの群における学校外の居場所感各下位尺度得点と *t* 検定結果

居場所感下位尺度	欠席10日未満 n=36	欠席10日以上 n=23	<i>t</i> 値
受容・関心	17.33(5.64)	18.35(4.89)	0.71
充実感	10.22(1.96)	10.00(1.81)	0.44
共感・連帯感	12.64(3.47)	13.30(2.98)	0.76
価値のなさ・自然な自分	13.25(2.26)	14.30(1.92)	1.85*
非孤立感	9.42(2.23)	10.04(1.69)	1.15

引用文献

- 五十嵐哲也・萩原久子(2002).中学生における不登校傾向に関する研究 (1)-不登校傾向尺度の開発- 日本教育心理学会第 44 回総会発表論文集, 275.
- 田中麻貴・田嶋 誠一(2004).中学生における居場所に関する研究 九州大学心理学研究,2004,5,219-228

大学生におけるパーソナリティ特性と COVID-19 への恐怖・感染予防行動との関連

○難波 志帆 ・ 保野 孝弘

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：COVID-19, Big Five, 感染予防行動, 恐怖

問題・目的

2019年12月、新型コロナウイルス(COVID-19)の感染が中国の武漢市で初めて報告され、世界的に感染が爆発した。Kunら(2020)とAschwandenら(2021)のBig Five尺度を使用した研究では、5つの性格ごとに感染予防行動や心理的不安が異なることが報告されている。しかし、研究結果が一貫していない。COVID-19への恐怖については、まだ検討されていない。

本研究の目的は、COVID-19流行下について、個人の持つ性格特性が、感染症に対する恐怖と予防行動にどのような影響を及ぼしているかを明らかにすることであった。性格特性と感染への恐怖の関連を調べることで、予防行動の規定因について新しい視点で捉えることができると考える。また、将来起こり得る、パンデミックへの対処や解決に貢献すると考える。

方法

調査対象者

調査は、中国地方にあるA大学の大学生187名を対象に行い、そのうち165名から回答を得た。不同意と記入不備を除く、126名(男性40,女性85,その他1,年齢M=19.2, SD=.99)のデータを分析対象とした。

調査時期

同大学の講義を受講している学生を対象に質問紙を配布した。

調査内容

質問紙は、個人属性(年齢,性別),COVID-19感染歴(感染歴あり,感染歴無し,感染歴はないが濃厚接触者になったことあり),Big Five尺度短縮版(並川ら,2012),加藤(2021)の新しい生活様式尺度を一部改訂した18項目,日本語版新型コロナウイルス恐怖尺度(太刀川ら,2020)を使用した。

使用尺度

性格特性

Big Five尺度短縮版は、29項目からなる短縮版Big Five(並川ら,2012)を使用した。外向性5項目,誠実性7項目,神経症傾向5項目,開放性6項目,協調性6項目の5因子からなる。それぞれの項目に対し、「1. まったく当て

はまらない」から「5. とても当てはまる」の5件法で回答を求めた。5つの特性の合計点を算出し、得点が最も高いものから順に、その特性が強いと解釈した。

感染予防行動

新しい生活様式尺度(加藤,2021)は、4因子の18項目から構成されている。「外出自粛・三密回避」について尋ねる8項目、「一般的な感染症対策」の4項目、「感染情報の確認」の5項目、「オンラインの活用」の2項目からなる。それぞれの項目に対し、「1. 全くしていない」から「4. かなりしている」の4件法で回答を求めた。一部の質問項目を2022年11月時点の行動指針に合わせ、修正した。得点が高いほど、新しい生活様式に則っていることを示す。

新型コロナウイルス恐怖尺度

日本語版新型コロナウイルス恐怖尺度(太刀川ら,2020)は、7項目で構成される。それぞれの項目に対し、「1. 全くあてはまらない」から「5. とてもあてはまる」の5件法で回答を求めた。得点が高いほど、新型コロナウイルスの恐怖が強いつことを示す。

手続き

大学の講義の進行に支障のないように、講義終了時間に質問紙を配布、調査を実施し、その場で研究者が回収した。質問紙配布の際、研究目的および内容と質問紙で得られたデータについて、本研究の目的以外で使用しないこと、研究終了後には適切に処理をすること、個人情報特定されることはないことなどを調査対象者に説明した。また、回答するかどうかは個人の自由であることなども説明し、同意を得た。

倫理的配慮

川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を受け(承認番号22-054),実施した。

データの整理法と統計処理

データ整理には、Microsoft Office Excel2010を用いて、各尺度の数値をワークシートに入力した。統計処理には、SPSS statistics Version23を使用した。SPSSは各記述統計量や信頼性分析,相関係数,対応のないt検定,分散分析(1要因3水準),重回帰分析などのために使用した。

結果

尺度の信頼性と記述統計量

性格特性、感染予防行動、恐怖それぞれの下位尺度における信頼性係数 (Cronbach の α 係数) を調べた。各尺度の信頼性係数は、協調性と「一般的な感染症対策」以外は許容範囲内であった。協調性 (.689) は、他の項目を除外しても数値が下がらないため、そのまま使用した。一般的な感染症対策は信頼性が低かった (.585) ため、1項目を除いた3項目 (.741) で分析した。また、男女差を検討するために、各尺度得点の平均値の差を検討したが、統計的な有意差なものは認められなかった。

性格特性と感染予防行動・恐怖の相関

性格特性と感染予防行動・恐怖の関連を調べるために、各下位尺度の Pearson の相関係数を算出した。その結果を、Table 1 に示した。これを見ると、外向性と「一般的な感染症対策」に有意な弱い正の相関が認められた ($r = .20, p < .05$)。誠実性と「感染情報の確認」は弱い正の相関が認められた ($r = .21, p < .05$)。「一般的な感染症対策」と「恐怖」に有意な弱い負の相関が認められた ($r = -.20, p < .05$)。「感染情報の確認」と「恐怖」に有意な弱い正の相関が認められた ($r = .36, p < .05$)。「オンラインの活用」と「恐怖」は有意な正の相関が認められた ($r = .29, p < .01$)。

Table 1
各変数の相関関係

変数	一般的な感染症対策	感染情報の確認	恐怖得点
外向性	.20*		
誠実性		.21*	
一般的な感染症対策			-.20*
感染情報の確認			.36*
オンラインの活用			.29**

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

性格特性と各感染予防行動・恐怖の関連

性格特性5因子を説明変数、「感染予防行動」(4因子)及び「恐怖」を目的変数とした、重回帰分析を行った。Figure 2 に、統計的に有意であるものを示した。「外出自粛・三密回避」について、外向性の標準化係数ベータは $-.19 (p < .05)$ 、開放性は $.16 (p < .01)$ であった。「一般的な感染症対策」は、外向性が $.17 (p < .01)$ であった。「感染情報の確認」は誠実性が $.23 (p < .01)$ 、神経症傾向が $-.17 (p < .01)$ であった。

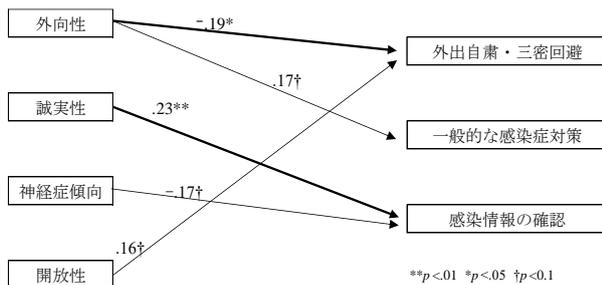


Figure 2 重回帰分析の結果。有意は太線、有意傾向は細線で示している。

COVID-19 感染歴（感染歴あり・感染歴なし・濃厚接触あり）と感染予防行動・恐怖の関連

性別と感染歴で、感染予防行動4因子と恐怖の平均値の差を、それぞれ対応のない t 検定、1要因3水準の分散分析を行った。いずれの平均値の差にも統計的有意差は認められなかった。また、要因の効果も有意でなかった。

考察

性格特性と感染予防行動、恐怖の関連

本研究では、性格特性と感染予防行動の一部、感染予防行動と恐怖の一部が関連していることが明らかになった。しかし、男女差や COVID-19 感染歴は関連がなかった。及川ら (2010) は、新型インフルエンザ拡大の時間が経つほど、不安感情や感染予防行動が低下していることを報告している。本研究の調査時は、感染拡大時期の初期から3年経っていた。また、調査日の COVID-19 新規陽性者は、感染者増加の第7波 (2022年7月~9月) から約2カ月経った時期であった。そのため、COVID-19 への感染予防と恐怖について、感染初期時より薄れており、性格特性ごとの差異が大きく見られなかったと推測される。

引用文献

- Damaris Aschwanden, Jason E. Strickhouser, Amanda A. Sesker, Ji Hyun Lee, Martina Luchetti, Yannick Stephan, Angelina R. Sutin and Antonio Terracciano (2021) Psychological and Behavioural responses to Coronavirus disease 2019 : The role of personality European journal of Personality 35 1 51-66
- 加藤 潤三 (2021) . 若者における「新しい生活様式」の測定とその規定因の検討 立命館産業社会論集 57, 3 97-107.
- Kun Qian · Tetsukazu Yahara (2020) . Mentality and behavior in COVID-19 emergency status in Japan : Influence of personality, morality and ideology PLoS ONE 15 (7)
- 並川 努・谷 伊織・脇田 貴文・熊谷 龍一・中根 愛・野口 裕之 (2012) . Big Five 尺度短縮版の開発と信頼性と妥当性の検討 心理学研究 83 2 91-99.
- 及川 晴・及川 昌典 (2010) . 危機的状況での認知、感情、行動の変化—新型インフルエンザへの対応— 心理学研究, 81 420-425.
- 太刀川 弘和・根本 清貴・田口 高也・高橋 あすみ・小川 貴史・白鳥 裕貴・高橋 晶 (2020) . 新型コロナウイルス (COVID-19) 恐怖尺度 (Fear of Coronavirus-19 Scale : FCV-19S 日本語版) 日本語訳 : 筑波大学 災害・地域精神医学

大学生の内的作業モデルが複数の援助要請場面における 援助要請意図に及ぼす影響

○中村 旭

(川崎医療福祉大学大学院)

キーワード： 大学生， 内的作業モデル（不安・回避）， 援助要請意図

問題・目的

Bowlby (1969/1991, 1973/1991) は、アタッチメント理論の中で、愛着に関する表象モデルとして内的作業モデル (Internal Working Models) の概念を提唱している。内的作業モデルとは、個人が自身のおかれた他者との関係性や状況に応じて、そこにうまく対処、適応するために形作られていく心的な表象であり、自己についてのモデルと他者についてのモデルの二次元で構成されている。自己についてのモデルは、「自分は他者から見捨てられてしまうのではないか、他者から愛されるに値しない存在なのではないか」という自己に対するネガティブな評価を反映し、関係に対する「不安」として概念化される。一方、他者についてのモデルは「助けを求めたときにアタッチメント対象は自分を保護してくれる」という期待を表し、この裏返しとしての親密な関係を「回避」する傾向として概念化される。

乳児が養育者との相互作用を通して形成する内的作業モデルは、その後の人生で出会う他者に対する期待の原型になると考えられている。対人場面の1つに援助要請が挙げられる。永井・桑原 (2011) は大学生を対象に愛着の「不安」「回避」がソーシャルサポート、悩み、抑うつを媒介として援助要請意図に与える影響を検討した。その結果、「不安」が高い人は悩みが多いと感じやすいために、援助要請を行う傾向があることが明らかになった。一方で「回避」が高い人は、自己へのソーシャルサポートが少ないと感じるために、援助要請を行わない傾向にあることが明らかになった。

先行研究では、一般に悩みを抱えた時の援助要請の生起について測定しており、具体的な場面における援助要請を取り上げた研究は行われていない (山本・斎藤, 2019)。どのような場面で悩むかは内的作業モデルによって異なると考えられることから、悩みの場面によって内的作業モデルと援助要請の生起との関連は変わる可能性がある。そこで、本研究の目的は、具体的な複数の援助要請場面を設定し、内的作業モデルが援助要請意図の生起に及ぼす影響

を明らかにすることであった。

方法

対象者 A県にある大学に在籍する大学生140名(男性36名、女性104名)で、有効回答者数は124名、平均年齢は19.88 (SD=1.25) 歳であった。

質問紙の構成

フェイスシート 性別年齢などの基本属性についての回答を求めた。

内的作業モデル 「ECR-GO」(中尾・加藤, 2004)を使用する。「見捨てられ不安」尺度18項目と、「親密性の回避」尺度12項目の計30項目で構成されている。「あてはまらない」から「あてはまる」までの5件法で回答を求めた。

援助要請意図を尋ねる項目 田村・石隈 (2001) によって作成された被援助志向性尺度を使用した。「援助の欲求と態度 (以下、被援助欲求)」尺度7項目と、「援助関係に対する抵抗感の低さ (以下、被援助抵抗感)」尺度4項目の計11項目で構成されている。「あてはまらない」から「あてはまる」までの5件法で回答を求めた。

援助要請を行う可能性を問う項目 (以下、援助要請する可能性) 設定した4つの場面において、そのような場面に遭遇した時、他者に援助を求める可能性がどの程度あるのかを、「可能性なし」から「可能性あり」までの5件法で尋ねた。

場面設定

以下の手順に従って援助要請場面を設定した。まず、対人関係に関するライフイベント (高比良, 1998) の中から大学生が日常的に経験すると考えられる場面を選定した。援助要請を行う状況は、困るようなネガティブな場面と考えられることから、高比良 (1998) によって分類されたライフイベントの中から、ネガティブライフイベント (NLE) を選択した。NLEは対人、達成、両関連、無関連の4つに分類される。そのため、使用するライフイベントは、高比良 (1998) において、男女で体験率に有意差がなく体験率が最も高いものを4つの分類の中から1つずつ、計4つ選択した。NLE-対人からは、「家族、友人、恋人な

どと、けんか、口論をした。」を選択した。そこから場面1（友人とけんかをしたが、仲直りしたい場面）を設定した。NLE-達成からは「やらなければならない課題（レポートなど）がたくさんあった。」を選択した。そこから場面2（課題の提出が迫っているが、終わっていない場面）を設定した。NLE-両関連からは「両親、先生、先輩などに叱られた。」を選択した。そこから場面3（先生に叱られた場面）を設定した。NLE-無関連からは「経済状態が悪化した（バイト料が少なかった、予期しない出費があったなども含む）」を選択した。そこから場面4（教科書を買おうとしたがお金が足りない場面）を設定した。

手続き

質問紙調査は、講義の時間を利用して実施した。質問紙の配付前に、調査対象者に対して、調査への参加は任意であること、回答を途中でやめることが可能であること等を口頭で説明した。その後、研究者が質問紙を配付した。質問紙の配付後、調査に参加するか否かを調査対象者に選択してもらい、「いいえ」を選択した場合、質問紙を白紙の状態のままで提出してもらった。質問紙調査は無記名で行われ、質問紙は講義の終了後、研究者が回収を行った。

倫理的配慮

質問紙の配付の前に、調査対象者に対して、調査への参加は任意であること、質問紙への回答を途中でやめることが可能であること等を口頭で説明した。また、質問紙のフェイスシートにも同様の内容を記載した。

統計処理

4つの場面における内的作業モデルと援助要請の関連を明らかにするために、場面毎の「不安」「回避」得点と「被援助欲求」「被援助抵抗感」「援助要請する可能性」得点の相関分析（Pearsonの積率相関係数）を行った。

結果と考察

Table1は、場面3（先生から注意）における相関分析の結果について示したものである。この表を見ると「不安」と「被援助欲求」との間に有意な弱い正の相関が認められた（ $r=.20$, $p<.05$ ）。その他の場面（場面1,2,4）ではまた、「不安」と「被援助抵抗感」との間に有意な負の弱い相関（ $r=.25$, $p<.01$ ）が認められた。その他の場面（場面1,2,4）でも、「不安」と「被援助抵抗感」との間に有意な弱い負の相関が認められた（場面2： $r=-.33$ ；場面4： $r=-.38$ ）。

また、場面3では「回避」と「被援助欲求」との間に弱い相関（ $r=-.31$, $p<.01$ ）が認められた。その他の場面でも、有意な弱い正の相関（場面1： $r=-.40$, 場面2： $r=-.35$, 場面4： $r=-.24$ ）が認められた。

Table 1
場面3における変数間の相関係数

変数・下位尺度	①	②	③	④	
内的作業モデル					
不安	①	1			
回避	②	.01	1		
被援助志向性					
被援助欲求	③	.20*	-.31**	1	
被援助抵抗感	④	-.25**	-.42**	.42**	1
援助要請する可能性	⑤	.07	-.14	.71**	.39**

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

また、「回避」と「被援助抵抗感」との間に、有意な負の中程度の相関（ $r=-.42$, $p<.01$ ）が認められた。その他の場面でも、有意な負の中程度の相関（場面1： $r=-.49$, 場面2： $r=-.42$, 場面4： $r=-.43$ ）が認められた。

場面3のみで「不安」と「被援助欲求」との間に有意な正の相関が認められた。場面1は「仲直りする」、場面2は「課題を終わらせる」、場面4は「教科書を買う」という明確な問題解決の目標があり、そのために「他者に手助けを求める」場面である。一方で、場面3は他の場面と異なり、明確な問題解決の目標がない場面である。このような場面の違いを考慮すると、問題解決の目標が曖昧な場面では、「不安」の高い人は、被援助欲求が高まることが推測される。

一方、4つの場面すべてにおいて「回避」は被援助欲求を抑制し、被援助への抵抗感を高めた。「回避」が高い人は親密な関係を回避する傾向があるために場面に関係なく援助要請を行う可能性が低くなると考えられる。これは、永井・桑原（2011）の結果と一致している。「回避」が高い人は、他者から見ると援助が必要と思われる場面であっても、他者と援助要請行動に結びつきにくい可能性があると考えられる。そのため、「回避」が高い人に対しては、問題を抱えた時に「他者に援助を求める」ように促しや助言を行うことが重要であると考えられる。

本研究では、大学生の体験しやすいライフイベントの中から場面を設定した。そのため、今後の研究では、年齢や職業関係なく多くの人が体験しやすい場面を設定し、幅広い年代を対象に検討することが望まれる。また、場面間に差が生じる要因が何であるのかは明らかになっていないため、関連要因の特徴や相違点についても検討することが望まれる。援助要請の生起や関連要因について検討していくことで、問題を抱える人が適切な援助を求めることが出来るような支援・介入の方法を確立していくことに繋がっていくであろう。

現代の青年の友人関係における LINE の利用

—孤独感と自己開示の深さの観点から—

木尾 日向子

(ノートルダム清心女子大学大学院)

自己開示 孤独感 LINE

問題・目的

青年にとって友人関係は重要である。自己開示は友人との関係を一層親密なものにするために最も重要である(竹内, 2010)と考えられており、本研究では自己開示を取り上げることとする。

自己開示は、自分がどのような人物であるか他者に言語的に伝える行為(榎本, 1997)、自らが本当の自分であると認識している自己に関する情報を、特定の相手に伝える意思を持って言語的に伝達すること(古川, 2008)と定義されている。

自己開示に関する研究は多く行われてきた。まず自己開示の相手に関する研究では、自己開示の相手によって自己開示の程度が違ふこと、親しい友人、特に同性の親しい友人に自己開示を多く行うことが明らかになっており(榎本, 1987; 竹内, 2010)、本研究では自己開示の相手を最も親しい同性の友人とする。

自己開示は対面だけでなくネットでも行われている。しかしこれまでの研究で、ネットでの自己開示の手段を限定しているものは多くない。またネットでの自己開示の場合、開示相手は曖昧であることが多い。よって本研究ではネットでの自己開示の手段や自己開示の相手を限定する。ネットでの自己開示の手段として Twitter、Instagram、LINE など様々なものが挙げられる。その中で、LINE は 10 代で 94.4%、20 代で 95.7% (総務省情報通信政策研究所, 2020) と多くの青年に利用されており、既知の相手とのコミュニケーションに利用されることが多いため、本研究ではネットでの自己開示の手段を LINE に限定する。ネットでの自己開示の手段や自己開示の相手を限定し、対面での自己開示とネットでの自己開示を比較することで、現代の青年の自己開示の特徴がより明らかになるのではないかと考えられる。

また、近頃コロナ禍という状況もあり、孤独感という言葉をよく耳にするようになった。自己開示と孤独感の関係を検討することで、孤独感緩和の方法を探る一助になると考えられる。

方法

調査対象者 大学生 344 名に Google Form を用いたアンケート調査を行った(平均年齢 20.28 歳、 $SD=1.16$)。

調査内容

フェイス項目 学年、年齢を尋ねる 2 項目。

孤独感を測定する尺度 落合(1983)が作成した孤独感の類型判別尺度を用いた。共感性尺度項目 9 項目、個別性尺度項目 7 項目で構成されている。「いいえ(-2 点)」～「はい(2 点)」の 5 件法で回答を求めた。

自己開示を測定する尺度 丹羽・丸野(2010)が作成した自己開示の深さを測定する尺度を用いた。この尺度は自己開示の深さをレベル I: 趣味、レベル II: 困難な経験、レベル III: 決定的ではない欠点や弱点、レベル IV: 否定的な性格や能力の 4 段階に分類している。大学内でできた友人に限定せず、「最も親しい同性の友人」を想定してもらい、対面および LINE で話す場面を設定した。「何も話さない(1 点)」～「十分に詳しく話す(7 点)」の 7 件法で回答を求めた。

結果

自己開示量 対面での自己開示量の平均値はレベル I から順に 5.29($SD=1.15$)、4.13($SD=1.50$)、4.23($SD=1.47$)、3.73($SD=1.59$)であった。LINE での自己開示量の平均値はレベル I から順に 4.27($SD=1.66$)、2.82($SD=1.70$)、2.85($SD=1.72$)、2.66($SD=1.62$)であった。被検者内で対面と LINE での自己開示量に差があるかについて対応のある t 検定を行った。その結果、自己開示の深さレベル I では $t(343)=13.45, p<.01$ 、レベル II では $t(343)=16.65, p<.01$ 、レベル III では $t(343)=16.57, p<.01$ 、レベル IV では $t(343)=14.79, p<.01$ であった。つまり、全ての深さの自己開示において、LINE よりも対面で自己開示が多く行われていることが明らかになった。

群分け 対面での自己開示量と LINE での自己開示量のそれぞれについて、得点上位 25% と下位 25% で 2 群に分けた。上記の群分けもとに対面自己開示量高低群 × LINE 自己開示量高低群で 4 群に分けたところ、図に示す通りになった(図 1)。

対面自己開示量高低群の共感性尺度得点 対面自己開示量高群と低群における共感性尺度得点の平均値の差の検定を行った。検定の結果、1%水準で有意な差が見られた($t(143.95)=5.39, p<.01$)。つまり、対面自己開示量高群の方が低群よりも共感性尺度得点が高いことが明らかになった。

LINE 自己開示量高低群の共感性尺度得点 LINE 自己開示量高群と低群における共感性尺度得点の平均値の差の検定を行った。検定の結果、1%水準で有意な差が見られた($t(167)=4.09, p<.01$)。つまり、LINE 自己開示量高群の方が低群よりも共感性尺度得点が高いことが明らかになった。

共感性尺度についての二要因分散分析 共感性尺度得点について、対面自己開示×LINE 自己開示の二要因分散分析を行った。その結果、対面自己開示の主効果($F(1,95)=0.61, ns$)、LINE 自己開示の主効果($F(1,95)=2.21, ns$)および交互作用($F(1,95)=0.07, ns$)は有意であるとは言えなかった。

考察

自己開示と孤独感 対面での自己開示と LINE での自己開示の双方において、自己開示量が多い人の方が自己開示量が少ない人よりも人間同士は理解・共感できると感じているということが明らかになった。これは、自己開示の手段を限定せず研究した竹内(2010)や嶋倉・宮本(2013)と一致した。対面だけでなく、直接会わない LINE であっても、自己開示を多く行うことにより孤独感が軽減されることが示唆された。また、対面あるいは LINE での自己開示において、どちらかの自己開示量が少なくても、もう一方の自己開示量が多い人は、人間同士は理解・共感できると感じているとは言えなかった。

自己開示量 対面での自己開示量と LINE での自己開示量を比較すると、全ての深さの自己開示において LINE よりも対面での自己開示が多く行われていた。対面での自己開示を行うことが以前よりも難しいコロナ禍という状況であっても LINE より対面で自己開示が多く行われていた。このことから、コロナ禍のような対面の機会が少ない状況であっても、LINE での自己開示よりも数少ない対面状況の中で自己開示を多く行っていることが示唆された。LINE は現代の青年の多くが利用しているが、対面での自己開示の代替になるのではなく、対面での自己開示を補う働きをしているのではないかと推察される。

横関・岩切・勝木・黒田・泉水(2017)は自己開示後の気持ち尺度を作成し、ネガティブ感情因子、ポジティブ感情因子、自己高揚感因子の3因子を抽出した。ポジティブ感情因子は、自己開示で相手に自分の欠点や弱点を知ってもらい、あるいは理解してもらったと認識することで、安心感を持ち、親密度の高まりを感じることを表している。横関他(2017)は、LINE 状況よりも対面状況の方がポジティブ感情因子が有意に高いことを明らかにしている。本研究において LINE よりも対面で自己開示が多く行われていた要因として横関他

(2017)のポジティブ感情があるのではないかと考えられる。コロナ禍で以前よりも人との関係が希薄になっている。そのような状況下で人との親密度を高めようと、LINE よりも親密度の高まりを感じる対面で自己開示を多く行っていたのではないかと考えられる。

また、対面での自己開示、LINE での自己開示どちらも、レベルIIよりレベルIIIの自己開示が多く行われていた。本研究で指定した「最も親しい同性の友人」にはレベルIIのこれまでの困難な経験やそれをどのように乗り越えて来たのかという苦労話よりも、レベルIIIの開示者の未熟な側面という自分の弱みを開示することで、開示相手に親しみやすさを与え、さらなる関係の発展につながるのではないかと考えられる。また、日本文化の特徴も挙げられる。吉田・浦(2003)は「他者に対して選択的に自己の否定的な側面を呈示すること、自己の肯定的な側面を積極的に呈示することを避けること」を自己卑下呈示と定義している。そして、自己卑下呈示をする人物が他者から好ましい人物として評価されていることから、日本文化では、人々が自己卑下呈示を通じて周囲の人と良好な関係を築くと指摘している。本研究においても、レベルIIの質問項目にある、頑張ってきたことなどの自己の肯定的な側面を積極的に呈示することを避け、レベルIIIの欠点や弱点という自己の否定的な側面を選択的に呈示していたと考えられる。

引用文献(一部)

- 榎本博明(1987). 青年期(大学生)における自己開示性とその性差について 心理学研究, 58, 91-97
- 古川良治(2008). インターネットにおける自己開示研究の方向性に関する考察 社会イノベーション研究, 3, 1-18
- 丹羽空・丸野俊一 (2010). 自己開示の深さを測定する尺度の開発 パーソナリティ研究, 18, 196-209
- 落合良行(1983). 孤独感の類型判別尺度(LSO)の作成 教育心理学研究, 31, 332-336

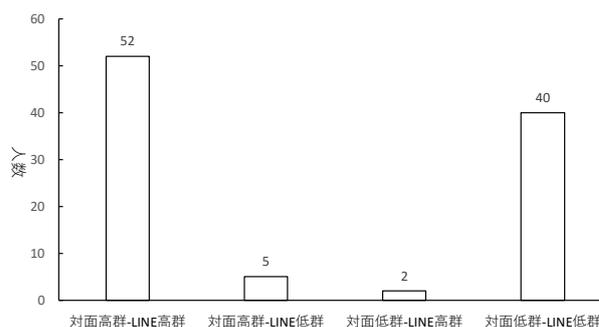


図 1. 対面自己開示量高低群×LINE 自己開示量高低群の人数分布

大会発表奨励賞受賞者（発表番号順）

受賞者

発表番号 26

題目：大学生の献血意図と謝礼の種類・金額の関係
地域社会への責任感による影響を含めて

発表者：井上 颯（川崎医療福祉大学 臨床心理学科）
福岡 欣治（川崎医療福祉大学 臨床心理学科）

発表番号 29

題目：発達障害児の親の意味づけ過程に関する質的検討 同化と調節の過程に焦点を当てて

発表者：湯浅 絢（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）

岡山心理学会第 70 回大会発表論文集

編集 就実大学・就実短期大学
〒 703-8516 岡山県岡山市中区西河原 1 丁目 6 番 1 号

第 70 回大会実行委員会

大会長 石原 みちる（就実大学）
準備委員長 鈴木 国威（就実大学）
事務局委員 原 奈津子（就実大学） ・ 桑原 晴子（就実大学）
永田 忍（就実大学） ・ 井芹 聖文（就実大学）
鎌田 雅史（就実短期大学） ・ 荊木 まき子（就実短期大学）
堀田 裕司（就実大学） ・ 林 秀樹（就実大学）
石井 佳葉（就実大学） ・ 山西 健斗（就実大学）

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