

岡山心理学会

第 69 回大会発表論文集

2021 年（令和 3 年）12 月 11 日（土）

開催方法：Web 開催
(ZOOM による発表および大会参加)

主催校：岡山理科大学

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

飲食店従業員の感情労働がワーク・エンゲイジメントに与える影響・・・・・・・・・・1

○篠原 有貴 (川崎医療福祉大学大学院)

谷原 弘之 (川崎医療福祉大学)

瀧川 真也 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 2

入職3年以内就業者のキャリアコミットメントと未来展望が職業性ストレスに及ぼす影響

— 一般企業就職者と看護職員の比較を通しての検討 —・・・・・・・・・・3

○山岡 大聖 (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 3

人生の目的意識と精神的健康との関係

— ネガティブな日常生活出来事に対する有益性発見の媒介効果 —・・・・・・・・・・5

○福本 真 (川崎医療福祉大学大学院)

水子 学 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 4

通所サービスを利用する高齢者の居場所感と主観的幸福感の関連について・・・・・・・・7

○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 5

大学生における本来感が援助要請スタイルを介して心理的ウェルビーイングおよび抑うつに

及ぼす影響・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・9

○酒巻 里菜 (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 6

ソーシャルサポートの可視性および送り手との親密性が受け手の感情と評価に及ぼす影響・・11

○寒川 美結 (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 7

歩行時のスマートフォン使用を抑制する心理的規定因・・・・・・・・・・・・・13

○難波 志帆（川崎医療福祉大学大学院）

高尾 堅司（川崎医療福祉大学）

水子 学（川崎医療福祉大学）

発表番号 8

接近者の瞬目回数はパーソナル・スペースに影響を及ぼすのか？・・・・・・・・・・・・・15

○坂本 蓮（吉備国際大学大学院心理学研究科）

橋本 翠（吉備国際大学大学院心理学研究科）

☆発表番号 9

ファンの喪失体験と回復過程・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・17

○杉原 まるみ（川崎医療福祉大学大学院）

進藤 貴子（川崎医療福祉大学）

☆発表番号 10

性犯罪神話の受容に対する性犯罪に関する知識と両面価値的性差別主義の影響・・・・・・・・・・・・・19

○國司田 菜々（川崎医療福祉大学大学院）

福岡 欣治（川崎医療福祉大学）

☆発表番号 11

時間的態度・時間的頻度・時間的志向性が抑うつ傾向に及ぼす影響・・・・・・・・・・・・・21

○張 澤（岡山大学）

堀内 孝（岡山大学）

発表番号 12

基本色と基本図形の調和関係 ―SD 法による検討―・・・・・・・・・・・・・23

○周 宇暉（岡山大学）

堀内 孝（岡山大学）

☆発表番号 13

子どもに寄り添う遊びが発達の気になる子どもをもつ養育者の愛着意識と育児自己効力感に及ぼす影響・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・25

○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）

発表番号 14

SNS 利用行動尺度作成の試み	27
-----------------	----

○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 15

大学生の発達障害の特性をもつ人との交流行動に関する自己効力感に影響を及ぼす

要因の検討	29
-------	----

○杉本 由衣（川崎医療福祉大学大学院）

武井 祐子（川崎医療福祉大学）

池内 由子（川崎医療福祉大学）

寺嵯 正治（川崎医療福祉大学）

☆発表番号 16

陰性感情抑制傾向とセルフコンパッションが愚痴コーピングの選択に及ぼす影響

○小川 真観子（川崎医療福祉大学大学医療福祉学研究科）

武井 祐子（川崎医療福祉大学医療福祉学部）

高尾 堅司（川崎医療福祉大学医療福祉学部）

寺嵯 正治（川崎医療福祉大学医療福祉学部）

発表番号 17

幼児期における気質と社会情動的発達の関連に対する愛着安定性の調整効果

○清水光弘（放送大学岡山学習センター）

☆発表番号 18

教室復帰に必要な友人サポートの検討

— 中学生・高校生時代に別室登校経験を持つ大学生の例 —

○安原 直見（川崎医療福祉大学大学院）

進藤 貴子（川崎医療福祉大学）

大会発表奨励賞

大会発表奨励賞受賞者	37
------------	----

飲食店従業員の感情労働がワーク・エンゲイジメントに与える影響

○篠原 有貴¹ ・ 谷原 弘之² ・ 瀧川真也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)

キーワード：対人サービス職，感情労働，ワーク・エンゲイジメント

背景

近年，第二次産業から第三次産業への変化に伴い，サービス産業従事者が増えてきている。一方で，厚生労働省「新規学卒就職者の離職状況(平成 28 年 3 月卒業者の状況)」によると，産業別就職後 3 年以内の離職率が高い職種は大卒・高卒共に「宿泊・飲食・サービス業」であった。山口・小口(2000)によるとサービス産業従事者は多様な勤務形態からくる心身の疲労，さらに自らの感情状態にかかわらず「いつも変わらぬ良いサービス」を行わなくてはならないことから，就労満足感や適応に支障をきたしているとされており，労働者の心理状態に関わらず，一定のサービスを提供するという業務内容が彼らの心身を蝕んでいると言える。しかし，須賀・庄司(2008)は，サービス業の発展に伴い，サービスを提供する労働者は顧客満足に努めるために，自らの感情を商品の一部として売らなければならなくなってきたと述べている。須賀・庄司(2009)によると，職場には，職業上適切な感情やその表出方法，または不適切な感情が定められた感情規則というものが存在し，職業上適切な感情状態を保つための感情管理が職務内容の一部となっているとされている。Hochschild(1983)は，この感情管理を“感情労働”と名付けた。感情労働に関する研究ではバーンアウトやストレスに関するものが多く，荻野・瀧ヶ崎・稲木(2004)によるとバーンアウトは感情労働とより強く関連しているとされる。

一方，近年の産業心理学の領域ではこれまで研究されてきた，労働者のバーンアウトや精神的な疲労などのネガティブな側面より，レジリエンスや職務満足感などのポジティブな側面に注目が移っている。このような動きの中で「職務への燃えつき」を意味するバーンアウトの対概念である「ワーク・エンゲイジメント」が提唱されている。シャウフェリ(2012)はワーク・エンゲイジメントを，「活力」，「熱意」，「没頭」によって特徴づけられる，仕事に関するポジティブかつ充実した心理状態と定義している。

飲食店従業員と同じく，離職率の高い看護師の感情労働とワーク・エンゲイジメントおよびストレス反応との関連を検討した先行研究(加賀田・井上・窪田・島津，2015)によると，感情労働とワーク・エンゲイジメントとの関連では，「表出抑制」とワーク・エンゲイジ

メントとの間には有意な負の関連が認められ，看護師は，患者に悲しみや苛立ち，困惑，不安などの否定的感情を抱く場合，それを言語化したりせずに，自己の感情を抑制し，平静さを保つことがある。このような自己の感情抑制は，患者への関りの回避や関心の低下につながり，ワーク・エンゲイジメントの低下につながると考察されている。また，感情労働とストレス反応との関連では，自己の感情の状態を意識しながらも患者に対して適切な感情を喚起させる「深層適応」と心理的ストレス反応に正の関連が認められたため，自己の感情に反して患者から期待される感情を示そうとする継続的努力が感情不協和となり，心理的及び身体的ストレス反応を高めた可能性があるとされた。

このことから，同じ感情労働を行う飲食店従業員でも，看護師と同様に感情労働とワーク・エンゲイジメントの間に関連がみられることが予想される。顧客からの無理な注文に対処せざるを得ない場合など，飲食店従業員は否定的感情を抱く場合，それを言語化せずに自己の感情を抑制し，それによりワーク・エンゲイジメントを低下させ，また心理的ストレスを高めていることが想定される。看護師は多くの場合，患者に対して自らの感情に沿わない場合でも感情を抑制し，常に笑顔で患者に接することが求められる(加賀田・井上・窪田・島津，2015)。また，多くの飲食店従業員においても，従業員は客に対して常に感じのよい笑顔や態度で応対し，例えどんなに不愉快な客であっても不快な顔を見せずに対応することを，管理者や客から要求される(須賀・庄司，2007)。このことから，自らの感情を抑制し，対象者にサービスを提供するという点において，二つの職種の感情労働には共通する点があることが伺える。しかし，飲食店従業員の感情労働がワーク・エンゲイジメントに及ぼす影響を検討する研究はあまり見られない。そこで本研究では，飲食店従業員を対象に，感情労働とワーク・エンゲイジメントがストレス反応に与える影響について検討する。

調査対象者

2021 年 7 月から中四国地方の飲食店に勤務している者を対象に質問紙調査を行った。本研究では，縁故法を用いて中四国地方の飲食店勤務者と，研究者自らが質問紙を配布し，中四国地方のファストフードチェーン

ン店従業員に調査を実施した。その結果 162 部が回収され、そのうち回答に不備のない144部(男性:24部, 女性: 120)を分析に用いた。

分析方法

本研究では、飲食店従業員の感情労働がワーク・エンゲイジメントに与える影響について、既存のモデルと比較して検討を行った。既存のモデルは、ワーク・エンゲイジメントの先行要因と後続要因について説明されている、島津(2014)による「仕事の要求度—資源モデル」(Figure.1)を用いた。研究者が既存モデルを参考に、それに対応した変数を設定し、統計ソフト AMOS を用いて分析を行い作成した。

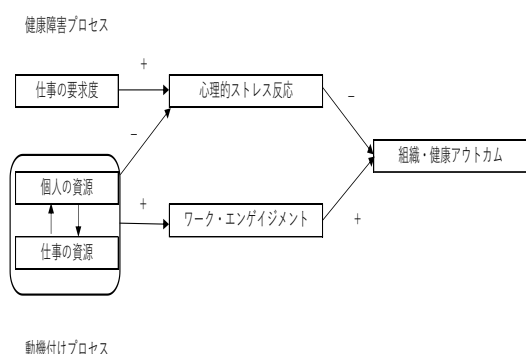


Figure.1 島津(2014)による仕事の要求度—資源モデル

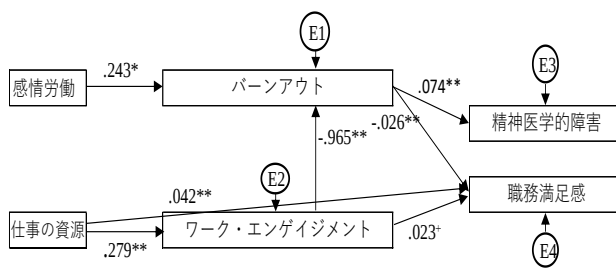
質問紙の構成

調査で用いる質問紙は、フェイスシート(性別、年齢、職業、勤務年数、役職に関する項目)、飲食店従業員が経験している感情労働を測定する、感情労働尺度 15 項目(関谷・湯川, 2014 から引用)、飲食店従業員が一ヶ月の間にバーンアウトするような経験をしたかを測定する、日本版バーンアウト尺度 17 項目(久保, 2004)、飲食店従業員が職場で、どの程度ソーシャルサポートが受けられているのか測定する、仕事の資源: 部署(グループ)尺度 9 項目(新職業性ストレス簡易調査票より引用)、飲食店従業員のワーク・エンゲイジメントを測定する、ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度(UWES)3 項目、飲食店従業員の一ヶ月の健康状態を測定する、General Health Questionnaire(GHO)-12 項目(本田・柴田・中根, 2001 より引用)、飲食店従業員が現在の仕事にどの程度満足しているのかを測定する、仕事の満足度尺度 1 項目(新職業性ストレス簡易調査票より引用)から構成された。

結果と考察

分析の結果、Figure.2 のようなパス図が作成された。質問紙で得られた要因を、Figure.1「仕事の要求度—資源モデル」の要因に当てはめ、適合度指標を確認しつつ、パスを引いた。モデルの適合率は、GFI:.978, CFI:.984, RMSEA:.038 と高く、既存モデルと概ね同じモデルとなった。パス解析の結果、仕事の資源は職務満足感にワーク・エンゲイジメントを介さずに正の影響($p<.01$)を

与えていた。また、感情労働はワーク・エンゲイジメントに微弱ながら正の影響($p<.10$)を与えていた。そこで、感情労働の下位尺度がワーク・エンゲイジメントに与える影響を確認するため、感情労働の下位尺度を説明変数、ワーク・エンゲイジメントを目的変数とした重回帰分析を行った。すると、すべての下位尺度からワーク・エンゲイジメントに与える影響は見られなかった。また、Figure.1 には見られなかったワーク・エンゲイジメントがバーンアウトに与える負の影響($p<.01$)が見られた。



GFI : .978, CFI : .984, RMSEA : .038

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

Figure.2 パス解析で作成したモデル

本研究は、飲食店従業員の感情労働がワーク・エンゲイジメントに与える影響を既存モデルと比較することで明らかにすることを目的とした。その結果、飲食店従業員の感情労働がワーク・エンゲイジメントに与える影響はあまり見られなかった。山本・岡島(2019)によると、現在、感情労働はHochschild(1983)が提唱している労働者の精神状態にネガティブに働く側面と、感情労働で行う感情管理をスキルとして積極的に活用することで、職務満足感につながり、労働者の精神状態にポジティブに働く側面があることが報告されている。そのため、感情労働からワーク・エンゲイジメントへの影響があまり見られなかったと推測する。また、本研究で作成したモデル(Figure.2)には、島津(2014, Figure.1)に見られなかった、ワーク・エンゲイジメントからバーンアウトに与える負の影響($p<.01$)と仕事の資源から職務満足感に与える正の影響($p<.01$)が確認された。島津(2010)の「仕事の資源—要求度モデル」では、ワーク・エンゲイジメントとバーンアウトは対概念であり、双方が影響を与え合うことが言及されているため、本研究でもワーク・エンゲイジメントがバーンアウトに対して負の影響を与えていたと言える。また、仕事の資源から職務満足感の影響はこれまでの多くの先行研究で、仕事の資源が直接、職務満足感に影響を与えることが言及されているため、仕事の資源はワーク・エンゲイジメントを介さずに直接職務満足感に正の影響を与えていたと推察する。

引用文献

PowerPoint で作成したポスターに記載する。

入職3年以内就業者のキャリアコミットメントと未来展望 が職業性ストレスに及ぼす影響

—一般企業就職者と看護職員の比較を通しての検討—

○山岡 大聖・谷原 弘之

(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：若者就業者，職業性ストレス，キャリアコミットメント，未来展望

問題・目的

近年の日本の勤労者におけるストレスの現状として、自分の仕事や職業生活における強い不安、悩みやストレスを感じる人の割合が増加している（厚生労働省，2017）。その中でも現代においては特に若者の早期離職が問題になっている。厚生労働省によると若者の入社3年以内の早期離職の割合は、大卒者の平成28年は32.0%，高卒者の平成28年は39.2%とかなり高いことが分かる。2007年度の独立行政法人労働政策研究・研修機構が実施した「若年者の離職理由と職場定着に関する調査」の「入社後3年以内に退職した理由」を見ると「仕事上のストレス」が最も多いことが分かった。また、中村・則定（2013）は、若者の早期離職には職業性ストレスが関連していることを示唆している。このことから、職業性ストレスを低減することが若者の早期離職の改善につながると考えられる。

宮城（2010）は終身雇用制の崩壊や、組織再編に伴う解雇の可能性なども相まって、働く人は自分で自分のキャリアを考え、切り拓かなければならない状況になっていると述べている。キャリアコミットメントとは、職業へのコミットメント概念であり、所属組織が変更しても一生を通じて追及される専門分野への志向性をあらわす（Hall, 1968）。山本（2019）は、現代は、自由や自己成長を重視して専門的なコミットメントが優先されると述べている。以上を踏まえると、現代の働き方において、組織コミットメントではなく、キャリアコミットメントをどれだけ持つことが出来るかが、大事だと思われる。しかし、キャリアコミットメントと離職の原因となる職業性ストレスとの関係に関する研究はまだ多くない。そこで本研究では、入職3年以内の就業者を対象として、キャリアコミットメントが職業性ストレスにどのように影響しているかを検討する。

キャリアコミットメントに関して、専門職においてはキャリアコミットメントが高いことが知られており、その他の変数との関係についての研究も多い。その専門職の一例として看護職員が挙げられる。例えば、酒井ら（2004）は、看護職員は組織よりも看護という職業にコミットすることで、自己実現を目指し、看護の専

門性を追求する側面があることを報告している。平成30年度の看護職員の早期離職の割合は、7.8%（日本看護協会，2020）と低く、高いキャリアコミットメントが離職率を抑える要因の一つになっている可能性が考えられる。一方で、一般企業などの非専門職者を対象とした研究では、コミットメントの対象として組織を取り扱うことが多く、コミットメントの対象をキャリアにあてた研究は少ない。以上の点から、専門職の看護職員と非専門職の両方に調査を行うことで、キャリアコミットメントと職業性ストレスの関係についてより詳細に検討することができると考えられる。

また、以上のようにキャリアコミットメントの視点からメンタルヘルスを考慮するうえで、キャリアコミットメントに影響する要因を検討する必要があると思われる。川村・田中（2012）は将来の目標がある者はない者よりもキャリアコミットメントが高いと述べている。このことから下位尺度に目標指向性を含んだ未来展望が少なからずキャリアコミットメントに影響しているのではないだろうかと思われる。未来展望とは、白井（1994）が提唱した概念であり、将来の目標があるかといった目標指向性と、自分の将来を自分で切り開く自信があるかといった希望の2つの概念から成り立っている。しかし未来展望がキャリアコミットメントにどのように影響するのかまではまだ明らかになっていない。以上のことから、キャリアコミットメントと未来展望の関連を検討することで、早期離職を抑制する要因であるキャリアコミットメントを高める方法について示唆が得られると考えられる。

以上より本研究の目的は、①本研究の対象である入職3年以内の就業者の中でも一般企業就職者と看護職員に限定し、キャリアコミットメントが職業性ストレス（ストレッサー、ストレス反応）にどのように影響しているかを比較して検討する、②未来展望がキャリアコミットメントを高めているかどうかについて検討することである。

方法

調査対象者

入職3年以内の26歳以下の一般企業に就職している

者と、総合病院に勤務している看護職員に縁故法で質問紙を配布し、94名から回答を得た。不適切な回答を除いた87名（男性28名、女性59名）、平均年齢23.333歳（ $SD=1.168$ ）を分析対象とした。

質問項目

フェイスシートとして性別、年齢、勤続年数、職場などの基本属性についての回答を求めた。職業性ストレスとして、職業性ストレス簡易調査票（下光・原谷、1999）の仕事のストレス要因9下位尺度で17項目、心身のストレス反応6下位尺度29項目を用いた。キャリアコミットメントとして日本労働機構（2003）が開発したHRMチェックリストのうちのキャリアコミットメント8項目を用いた。未来展望として時間的展望（白井、1994）の時間的展望の中の未来展望2下位尺度9項目を用いた。

結果

本研究では、一般企業就職者と看護職員に分けて分析を行った。一般企業就職者の方は57名（男性27名、女性30名）、平均年齢23.439歳（ $SD=1.254$ ）。看護職員の方は30名（男性1名、女性29名）、平均年齢23.133歳（ $SD=0.973$ ）。また、各尺度の平均値、標準偏差、対応のないt検定結果をTable 1に示した。

Table 1 各尺度の基本的統計

	一般企業就職者		看護職員		t値
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
ストレス要因	39.965	6.557	45.433	4.554	-4.075 *
ストレス反応	60.649	15.374	60.000	13.225	0.196
キャリアコミットメント	18.526	6.544	22.200	6.920	-2.440 *
未来展望	26.807	7.752	27.700	6.450	-0.540

* $p < .05$

一般企業就職者の各尺度間の相関分析の結果をTable 2に、看護職員の結果をTable 3示した。

Table 2 一般企業就職者の各尺度間の相関

	ストレス要因	ストレス反応	キャリアコミットメント
ストレス反応	.500 **		
キャリアコミット	-.553 **	-.446 **	
未来展望	-.231 +	-.396 **	.187

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

Table 3 看護職員の各尺度間の相関

	ストレス要因	ストレス反応	キャリアコミットメント
ストレス反応	.447 *		
キャリアコミット	-.620 **	-.292	
未来展望	-.078	-.098	.385 *

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

ストレス要因とストレス反応の間にキャリアコミットメントがどのような影響を与えているか特定するために目的変数をストレス反応として、第1ステップ

ではストレス要因とキャリアコミットメント、第2ステップでは、ストレス要因、キャリアコミットメント、ストレス要因とキャリアコミットメントの交互作用項を説明変数とする階層的重回帰分析を、一般企業就職者と看護職員を分けて行った。一般企業就職者に関してはいずれのステップにおいてもストレス要因およびキャリアコミットメントがそれぞれ有意もしくは有意傾向でストレス反応を予測した（Step1:ストレス要因 $b = 0.855$, $p < .01$; Step1:キャリアコミットメント $b = -0.573$, $p < .10$; Step2:ストレス要因 $b = 0.757$, $p < .05$; Step2:キャリアコミットメント $b = -0.684$, $p < .05$ ）。また、第2ステップで投入したストレス要因とキャリアコミットメントの交互作用は有意にならなかった（ $b = -0.051$, n.s.）。看護職員に関してはいずれのステップにおいてもストレス要因のみ有意傾向でストレス反応を予測した（Step1:ストレス要因 $b = 1.254$, $p < .10$; Step1:キャリアコミットメント $b = -0.046$, n.s.; Step2:ストレス要因 $b = 1.304$, $p < .10$; Step2:キャリアコミットメント $b = -0.003$, n.s.; Step2:ストレス要因×キャリアコミットメント $b = 0.035$, n.s.）。

考察

一般企業就職者においてキャリアコミットメントがストレス反応を緩和しているが、キャリアコミットメントの程度でストレス要因とストレス反応の関係が変わるということは無かった。看護職員においてはキャリアコミットメントとストレス反応の間に有意な相関は見られなかった。このことからキャリアコミットメントはストレス要因とストレス反応の間に影響するわけではなく、独自にストレス反応を緩和している可能性があること。一方で看護職員のような専門職では、キャリアコミットメントがストレス反応緩和につながる可能性があることも示唆された。未来展望とキャリアコミットメントの関係については看護職員でのみ有意な正の相関が見られた。このことから看護職員の方は将来に対する目標つまり未来展望がキャリアに向いており、一方で一般企業就職者は未来展望が仕事よりもプライベートに向いているのではないかと考えられる。

これらの結果から一般企業就職者においてキャリアコミットメントを高めることが早期離職の要因である職業性ストレスの低減につながる可能性が示された。また、看護職員のようにキャリアコミットメントと未来展望を結びつけることでキャリアコミットメントを高めるアプローチが可能になると考えられる。

引用文献

五十嵐久人(2018) 中小企業の男性労働者の職業性ストレスとその関連要因の検討, 山梨大学看護学会誌, 16(2), 21-27.

人生の目的意識と精神的健康との関係

—ネガティブな日常生活出来事に対する有益性発見の媒介効果—

○福本 真¹・水子 学²

(¹川崎医療福祉大学大学院 ²川崎医療福祉大学)

キーワード：人生における目的意識，ネガティブな日常生活出来事，有益性発見，精神的健康，大学生

問題と目的

あなたは人生の目的 (Purpose in life) について考えたことはあるだろうか。人生の目的は、人生における目的と方向性の感覚と定義される (Ryff, 1989; 西田, 2000)。そのため、高い人生の目的は、我々に人生の目標と方向性を与え、現在と過去の人生に意味があるという感覚をもたらす (Ryff, 1989)。さらに人生の目的を持つことで、出来事に自身のもつ資源を効率的に配分することが可能になり、ストレスを統制し困難な出来事にも継続的に取り組むことができるとしている。(McKnight & Kashdan, 2009)。これは Schaefer et al. (2013) においても、人生の目的を持つことで、状況への適応的かつ積極的な対処を試みる動機づけが行われ、ネガティブイベントからの影響を緩和する効果があることと示されている。

人生の目的とストレス認知との関係について、Guzman (2017) によると、人生の目的の意識を高く有している者ほど知覚ストレスを低く捉えることが示されている。この関係性から人生の目的意識が高い人は、ストレスを脅威として捉えるのではなく挑戦として捉えている。さらに人生の目的によって目指すべき人生の目的への焦点化が促進され、ストレスに考えを割くことを防ぐことができると述べられている。

人生の目的と感情との関係について、Guzman (2017) は、人生の目的の高い者ほど、ポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低い (Hill & Burrow, Bronk, 2014) ことを報告している。同様に、Schaefer et al., (2013) は、高い人生の目的を持つことでネガティブ刺激に晒された後の感情回復が早期に達成されることを報告している。そのため人生の目的には、ストレスやネガティブ刺激に対して、ポジティブ感情を喚起させ、ネガティブ感情を低減する効果があると考えられる。これらの研究から人生の目的と精神的健康の関係は、人生の目的による状況への適応的・積極的な対処を試みる効果 (Schaefer et al., 2013) や Guzman (2017) の人生における目的の焦点化、方向性を提供する効果 (Ryff, 1989) という知見を踏まえると、ネガティブイベントに対して、人生の目的に沿った方向性を持って、長期的な視点で短期的なストレスを認知することで、そこに価値や有益性を見出し、短期的なストレスに耐えるこ

とができると推察する。

ストレスやネガティブ刺激に有益性を感じる傾向として、有益性発見 (Finding benefit) がある。Helgeson et al., (2006) によると、有益性発見は「心的外傷的な出来事から得られるポジティブな効果」と定義され、ネガティブイベントに対して有益性を見出す能力であるとしている。Cassidy, McLaughlin & Giles (2014) では、有益性発見はストレスフルな出来事と日常のストレスに対し、負の関係があることが示されている。また有益性発見は、ストレスへの苦痛性が緩和し、同時にストレスへの重要性を高めることで、積極的なストレス対処がなされることが示されている (竹内・藤井, 2014; 太田・葦原, 2016)。

有益性発見による感情への影響について、Helgeson, Reynolds and Tomich (2006) では、有益性発見はうつ病の軽減と幸福感の向上に寄与することを示されている。したがって、有益性を多く発見する人は、それがストレスであったとしても、自身にとって有益な体験であると認知されることが考えられる。さらに有益性発見の獲得によりポジティブ感情が促進されることが示されている (Helgeson, Reynolds and Tomich, 2006)。このことから有益性発見によって、ストレスに対するポジティブ感情が喚起されると同時に、ネガティブ感情の喚起が抑制されている可能性がある。

人生の目的は、ネガティブ感情を抑制する効果があることが示唆されている。しかし人生の目的がネガティブイベントに与える影響の経路については未だ不明瞭な点が多い。またこれまでの研究では、人生の目的がネガティブ・ポジティブ感情に及ぼす影響は示されているが、寺崎・古賀・岸本 (1992) の「抑うつ・不安」、「敵意」・「倦怠」といったネガティブ感情、「活動的快」、「非活動的快」、「親和」といったポジティブ感情の各感情に与える影響についての知見は少ない。

そこで本研究では、日常のネガティブイベントに対する有益性発見の媒介的役割に焦点を当て、大学生を対象に、人生の目的を持つことが有益性発見を介して精神的健康にどのように関係するか明らかにすることを目的とする。本研究の仮説は、人生の目的を強く感じている人ほどネガティブイベントに対し、有益性を見出している。その結果として、ネガティブ感情の喚

起が抑制され、ポジティブ感情が喚起されるというものである。

方法

調査対象者 大学生 128 名を対象に質問紙調査を実施し、記入漏れを除いた 116 名（男性 28 名、女性 87 名、性別は答えたくない 1 名；平均年齢 20.1 歳 ($SD=1.06$)) を対象に分析を行なった。

質問紙の構成 人生の目的の測定には、Ryff (1989) によって作成された Well-Being 尺度を翻訳した日本語版心理的 well-Being 尺度 (西田, 2000) における下位尺度の「人生における目的」(8 項目) を用いた。各項目について、「全く当てはまらない (1)」～「非常に当てはまる (6)」の 6 件法で回答を求めた。

有益性発見の測定には、竹内・藤井 (2014) が作成した有益性発見尺度を用いた。本尺度は 12 項目で構成されており、下位尺度は「ポジティブな意味の付与」、「人間関係の再認識」であった。普段の生活の中でネガティブイベントを体験した後にそれらの出来事に対してどのように考えるかについて、「全くそう思わない (1)」～「非常にそう思う (7)」の 7 件法で回答を求めた。

精神的健康の測定には、寺崎・古賀・岸本 (1991) が作成した多面的感情尺度短縮版を用いた。普段、どの程度各項目の感情を感じているかについて、「全く感じていない (1 点)」～「はっきり感じている (4 点)」の 4 件法で回答を求めた。本研究では、中性的感情を除く、計 30 項目を用いた。

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た後に実施した (承認番号 21-069)。

結果と考察

変数間の相関分析 Table 1 に各変数間の相関係数を示す。人生の目的は、有益性発見尺度の両下位尺度との間に有意な正の相関を示した。また人生の目的は、ネガティブ感情である抑うつ・不安感情と倦怠感情に対して有意な負の相関を示した。一方、人生の目的はポジティブ感情である活動的快感情と親和感情との間に有意な正の相関を示した。なお、有益性発見のうち、人間関係の再認識は、全てのネガティブ感情に有意な負の相関、全てのポジティブ感情に有意な正の相関を示した。ポジティブな意味の付与は倦怠感情との間に有意な負の相関、全てのポジティブ感情に有意な正の相関を示した。これらの結果より、人生の目的意識が高い人ほど、ネガティブな日常生活出来事に対して、抑うつ・不安感情と倦怠感情を低く、活動的快感情と親和感情を高く感じていることが示された。さらに人生の目的意識が高い人ほど、ネガティブイベントに対して、有益性を発見しやすいことが示された。

Table 1

各変数間の相関および記述統計量

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	M	SD
1 人生の目的	—									3.29	1.35
2 抑うつ・不安	-.328 **	—								2.78	0.81
3 敵意	-.175 *	.617 **	—							1.79	0.72
4 倦怠	-.533 **	.550 **	.320 **	—						2.86	0.69
5 活動的快	.498 **	-.353 **	-.273 **	-.526 **	—					2.37	0.77
6 非活動的快	.142	-.370 **	-.477 **	-.239 **	.372 **	—				2.66	0.68
7 親和	.370 **	-.072	.085	-.395 **	.537 **	.236 *	—			2.24	0.73
8 ポジティブな意味の付与	.584 **	-.089	-.141	-.290 **	.437 **	.394 **	.392 **	—		4.28	1.44
9 人間関係の再認識	.536 **	-.227 *	-.245 **	-.452 **	.485 **	.379 **	.451 **	.717 **	—	3.45	1.71

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

媒介分析 次に有益性発見が人生の目的と普段の感情状態との関係を媒介しているか検討するために、媒介分析を行なった。まず 3 つのネガティブ情に関しては回帰分析の結果、人生の目的が倦怠感情に対して有意な負の説明力を有し ($\beta = -.53, p < .001$)、人間関係の再認識には有意な正の説明力を有した ($\beta = .54, p < .001$)。さらに人生の目的と人間関係の再認識を独立変数、倦怠感情を従属変数とした重回帰分析を行った結果、人間関係の再認識から倦怠感情に対し、有意な負の影響が確認された ($\beta = -.23, p < .05$)。間接効果の検定のため、Bootstrap 検定を行ったところ、間接効果は有意であった ($z = -2.27, p < .05$)。また $\beta = -.53$ から $\beta = -.41$ となり、数値は下がったが有意であったため、部分的に媒介が説明された。そのため、人生の目的意識の高い人はネガティブな日常生活出来事に対して、人間関係を再認識するような有益性を発見することで、倦怠感情を抑制することが示された。

3 つのポジティブ感情に関しては、回帰分析の結果、人生の目的は親和感情に対して、有意な正の説明力を有し ($\beta = .37, p < .001$)、人間関係の再認識とも有意な正の説明力を有した ($\beta = .54, p < .001$)。さらに人生の目的と人間関係の再認識を独立変数、親和感情を従属変数として重回帰分析を行った結果、人間関係の再認識から親和感情に対し、有意な負の影響が確認された ($\beta = .35, p < .05$)。間接効果の検定のため、Bootstrap 検定を行ったところ、間接効果は有意であった ($z = 3.34, p < .001$)。また $\beta = .37, p < .001$ から $\beta = .18, p < .10$ となり、数値は下がり有意ではなくなったため、完全な媒介が説明された。このことから人生の目的意識は、ネガティブな出来事に対する有益性発見を高めることで、親和感情を促進することが示された。

上記の結果から、人生の目的意識が高い人は、時間的連続性上の人生への有意味感や方向性 (Ryff, 1989) を有しており、それによりネガティブな日常生活出来事を人生の目的達成のための一体験として捉えることで、その出来事から有益性を見つけることが示された。そして、有益性の発見が報酬として働くことで、ポジティブ感情(非活動的快を除く)の経験を高める可能性が考えられる。さらに、人生の目的意識を持つことで、ネガティブな日常生活出来事に対して肯定的な意味を付与し、結果として倦怠感情が抑制される可能性が示唆された。

通所サービスを利用する高齢者の居場所感と主観的幸福感の関連について

○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：高齢者 主観的幸福感 居場所感 通所サービス

問題と目的

近年、平均寿命、健康寿命が進展し（内閣府，2018），定年後の人生においても、何らかのグループ活動に参加する60歳以上の高齢者が全体の約6割を占めている。それぞれの活動場所で役割を持ったり人間関係の構築を行ったりすることによって、高齢者が心理的な居場所を獲得していることが推察される。

一方で、病気やケガ、認知症や視聴覚の機能低下などの理由で、家庭内で過ごしたり介護サービスを利用したりする高齢者の割合も年々増加している。例えば介護サービスの利用者数は、2019年4月時点で487万人と、2000年4月の149万人から大幅な増加が見られる（厚生労働省，2020）。よって、今後重要となるのは、高齢者が介護サービスを安心して生活の一部に取り入れることができるよう、環境の変化になじめているか、支援者が配慮することが一つに挙げられる。中でも施設入所をはじめとする施設利用の開始は大きな環境変化となる。新たな通所サービスの利用に不安と抵抗感を持つ高齢者も多い。上野（2011）は要介護者がデイサービスのサービス内容や、環境への否定的感情、病状や障害による生活不安の感情を抱えていることを示した。

石本（2010）は、「居場所」とは一般的に快感情を伴う場所、時間、人間関係等を指すと述べている。また、中原（2003）は居場所は家族・職場・学校といった容れものとしての物理的居場所と、家族・友人・仲間・組織との関係性や支持性、愛着や必要とされることがある、といった心理的居場所の大きく2つに分類されると述べている。若者に比べ高齢者は社会的役割や地位だけでなく、体力の低下、自身や家族の病気、配偶者の死など多くの喪失を経験していることが挙げられるため、物理的居場所だけでなく、心理的居場所が縮小しやすい状況にあると考えられる。この心理的居場所を特徴づけるのが「居場所感」であり、中原（2003）は「自分がそこにもいい場であり、自分らしくいられる場であり、自分があるのままだにそこにもいいと認知し得る感覚」と定義している。この居場所感とは、新たな介護サービスを受け入れる必要がある高齢者の心理的適応においても注目すべき概念といえよう。しかし、高齢者の居場所研

究の大半は調査対象が少人数の事例研究であり、尺度を使用したものはなかった（中村，2017）。そこで中村・大橋・松山（2019）は、個人的居場所感、社会関係の居場所感、役割的居場所感、自由開放的居場所感、自己指示的居場所感の5因子で構成した居場所感質問紙を作成し、在宅高齢者を対象とした質問紙調査を行った。その結果、役割的居場所感は年齢が高いほど、また外出が多いほど高いことが示されたが、今後さらに幅広い調査対象者から居場所感の傾向を探ることが、幸福な老いを追求する上で欠かせないと考えられる。

古谷野（1996）によると、幸福な老いの測定に関する研究は1940年代から続けられている。中でも先行研究で共通していたのは主観的幸福感が対人関係と強く結びついていることであるが、高齢者の中には、配偶者の死や子どもの自立により家族と関わる機会が減少したり、健康上の問題を抱え地域で活動することが難しく、近所との交流が絶たれてしまったりする人がいる可能性がある。そのことが幸福感の低下や高齢者の居場所の喪失にもつながっていることは前述のとおりである。よって、新たな居場所感を得られると幸福感を取り戻すことができると仮定し、本研究ではより居場所感が重要となる通所サービスを利用する高齢者に着目したい。

以上のことから本研究では、地域との交流が減少する高齢者の重要な居場所の一つである通所サービスで、高齢者がどの程度居場所感を得ることができているか、またそれが主観的幸福感に結びついているかどうか検討することを目的とする。仮説としては、地域で活動している高齢者の方が通所サービスを利用している高齢者よりも、活動場所で感じる居場所感が高く、5つの居場所感のいずれかが主観的幸福感に影響を与えているとした。

方法

調査対象者

中規模都市の通所サービスを利用する74歳から98歳の高齢者25名（男性：5名、女性：20名）、地域で活動する福祉センター利用の68歳から84歳の高齢者25名（男性：4名、女性：21名）の計50名（男性：9名、女性：41名）であった。通所サービス群は全員要介護認定

を受けており、福祉センター群は全員介助なくセンターを利用してしていると推測される。

質問紙の構成

フェイスシート 性別、年齢の記入欄を設けた。

高齢者の居場所感質問紙（中村他，2019）全20項目のうち、それぞれの因子から因子負荷量が高い3項目を採用し、計15項目を用いた。

改訂版 PGC モラール・スケール（菱井，2015）2件法全17項目で主観的 QOL や幸福な老いの程度を評価するもの。

自由記述 「（活動場所で）楽しいと感じるのはどんなところですか？」という自由記述欄を設けた。

倫理的配慮

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、施設長と対象者それぞれの同意を得たうえで実施した。

結果

居場所感質問紙計15項目の評定値を3項目ごとに単純加算して、5つの居場所感の得点を算出し、2群間の差異について対応のないt検定を行ったところ、有意差は見られなかった。しかし、居場所感の質問に対し、4件法の1（全くあてはまらない）または2（あまりあてはまらない）（居場所感が低い）に対し1項目でも回答を行った人数に着目すると、役割居場所感と自己指示的居場所感では質問項目の「全くあてはまらない」、「あまりあてはまらない」と回答した人は通所サービスで多かった。他の下位尺度では地域の高齢者と通所サービスで「全くあてはまらない」もしくは「あまりあてはまらない」とした人数は同じであった。

改訂版 PGC モラール・スケール計17項目の評定値を単純加算して、主観的幸福感の得点とした。地域の高齢者では4点～13点、通所サービスでは3点～13点の範囲であった。回答者の2群間で対応のないt検定を行ったところ、有意差は見られなかった。

本調査では、地域で活動している高齢者の方が通所サービスを利用して高齢者よりも、活動場所で感じる居場所感が高く、5つの居場所感のいずれかが主観的幸福感に影響を与えているという仮説のもとで分析を実施した。この仮説が正しいかどうかを検証するため、5因子の居場所感得点を独立変数とし、主観的幸福感を従属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

数も統計的に有意にはならなかった（Table 1, 2）。

考察

居場所感については地域で活動する高齢者と通所サービスの高齢者との間に有意な差は見られなかった。しかし今回の調査から、両施設において異なる種類の居場所感得点が高いことが示された。例えば、自由記述を見ると地域の高齢者は人に会うことを目的に活動場所に来ていることが言え、このことから「社会関係居場所感」の平均得点も高くなったのではないかと考えられる。一方、通所サービスでは介護職員が利用者の能力に応じて、アイロンがけや洗濯干しなどの手伝いを頼む場面が見られ、この取り組みが利用者の「役割居場所感」の平均得点を上げることに繋がった可能性がある。

また、主観的幸福感について地域で活動する高齢者と通所サービスの高齢者との間に有意な差は見られず、少なくとも今回の調査においては、活動場所による主観的幸福感への影響は少ないことが考えられた。

居場所感と主観的幸福感の関連について、いずれの居場所感も主観的幸福感に影響を及ぼさなかった。しかし、「役割居場所感」を見ると他の居場所感よりもわずかに差が見られることがわかった。このことは、先行研究である中村他（2019）の調査においても、在宅高齢者の居場所感に対する4つの要因（年齢・家族・外出・健康）の影響について重回帰分析を行い、「役割居場所感」のみが年齢と外出に関係していたことが示されている。したがって、5つの居場所感の中でも変動しやすく注目すべきなのは「役割居場所感」であることが確認された。つまり、高齢者が他者から期待される自分の役割を果たし自分の存在を実感することが主観的幸福感にもつながっている可能性が示された。

今後の課題として、年齢が高く自立度が低い通所サービス群で、居場所感も主観的幸福感も福祉センター群（地域高齢者）と有意な差がなかった要因については、通所施設の望ましい運営のあり方等と関連するかを検討する必要がある。

Table 1

主観的幸福感の重回帰分析結果

	主観的幸福感			
	偏回帰係数	偏回帰係数の標準誤差	標準偏回帰係数	統計量
個人的居場所感	-0.08	0.10	-.16	t(1)=-0.78,ns
社会関係居場所感	0.07	0.09	.22	t(1)=0.76,ns
役割居場所感	0.10	0.08	.28	t(1)=1.33,ns
自由開放的居場所感	-0.02	0.09	-.06	t(1)=-0.22,ns
自己指示的居場所感	-0.08	0.22	-.22	t(1)=-0.98,ns
決定係数	.08			

Table 2

居場所感の平均得点と「全くあてはまらない」、「あまりあてはまらない」と答えた人数

		個人的居場所感	社会関係居場所感	役割居場所感	自由開放的居場所感	自己指示的居場所感
平均得点	通所サービス	3.40 (0.52)	3.08 (0.85)	3.17 (0.67)	3.08 (0.78)	2.99 (0.75)
	福祉センター	3.36 (0.45)	3.31 (0.52)	3.05 (0.57)	3.27 (0.62)	3.29 (0.49)
	t値	t(48)=0.29,ns	t(39.76)=1.14,ns	t(48)=0.68,ns	t(48)=0.94,ns	t(41.37)=1.70,ns
全く・あまりあてはまらない	通所サービス	5人 (20%)	8人 (32%)	10人 (40%)	6人 (24%)	10人 (40%)
	福祉センター	5人 (20%)	8人 (32%)	8人 (32%)	6人 (24%)	4人 (16%)

大学生における本来感が援助要請スタイルを介して心理的ウェルビーイングおよび抑うつに及ぼす影響

○酒巻 里菜 ・ 福岡 欣治
(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：本来感，援助要請スタイル，抑うつ，人格的成長，自律性

問題と目的

適切な援助要請の重要性

個人が問題を抱え、それを自身の力では解決できない場合に必要に応じて他者に援助を求めることは重要な対処方略の1つである (DePaulo, 1983)。しかし、このような援助要請を適切におこなうことが難しい人もおり、さまざまなストレスに対して悩み苦しみながらも誰にも相談できない事例が散見される (本田・水野, 2017)。そのため、援助要請の促進要因の検討は重要である (永井・鈴木, 2018)。なお、永井 (2013) は、「援助要請の実行」に至るまでの過程に注目し、「自立型」「過剰型」「回避型」という3つのスタイルを測定する尺度を作成している。これらの援助要請スタイルは精神的健康と異なる関連性をもち、たとえば「自立型」は抑うつの低さや人格的成長、自律性の高さと結びついていることが報告されている (永井, 2019)。

援助要請を促進し得る要因としての本来感

本研究では、適切な援助要請を促進しうる個人の内的要因として、「本来感」に着目する。本来感とは、伊藤・小玉 (2005) によれば「本当の自分」や「自分らしさ」を表す概念であり、「自分自身に感じる自分の中核的な本当らしさの感覚の程度」と操作的に定義される。本来感の高い人は人格的成長、積極的な他者関係、自律性などの心理的ウェルビーイングが高く (伊藤・小玉, 2005)、また対人的な関係性として、他者からの評価に敏感にならずありのままの姿で積極的に他者と関わることができる (伊藤・小玉, 2006)。従って、本来感の高い人は、自分らしさを保ちつつ、必要に応じて適切に他者への援助要請ができると考えられる。

本研究の視点と目的

本研究では大学生を対象に、本来感と援助要請スタイルの関係、およびこれらが心理的ウェルビーイングとしての人格的成長と自律性、および抑うつに及ぼす影響を検討する。大学生は学業や進路決定などその後の人生に関わる大きな決断を求められ、強いストレスを経験し得る。先行研究をふまえ、本来感の高い人は援助要請スタイルの「自立型」の得点が高く、「過剰型」「回避型」の得点が低く、結果として人格的成長や自律性の得点が高く、抑うつの得点は低いと予想する。

方法

参加者

X大学の学生183名を対象に調査を実施し、記入不備4名を除く179名を有効回答とした。(男性44名、女性135名、平均年齢19.41歳、SD=1.25)。

調査内容

本来感 伊藤・小玉 (2005) の尺度を用いた。「いつも自分らしくいられる」「人前でありのままの自分が出せる」等7項目について、記述内容が自分自身にどの程度あてはまるか、「1. あてはまらない、2. あまりあてはまらない、3. どちらでもない、4. まあまああてはまる、5. あてはまる」の5件法で回答を求めた。

援助要請スタイル 永井 (2013) の尺度を用いた。「自立型」「過剰型」「回避型」各4項目から構成される。「自立型」は「悩みが自分一人の力ではどうしようもなかった時は、相談する」、過剰型は「困ったことがあったら、割とすぐに相談する」、回避型は「悩みが自分一人で解決できないようなものでも、相談しない」等から構成される。記述内容が自分自身にどの程度あてはまるか、「1. 全くそう思わない、2. かなりそう思わない、3. ややそう思わない、4. どちらともいえない、5. ややそう思う、6. かなりそう思う、7. 非常にそう思う」の7件法で回答を求めた。

人格的成長・自律性 心理的ウェルビーイング尺度短縮版 (岩野他, 2015) から、「人格的成長」と「自律性」の下位尺度を用いた。2尺度を抜粋したのは、永井 (2019) で援助要請スタイルと、伊藤・小玉 (2005) で本来感と両者との関連が報告されているためであった。「人格的成長」は「これからも、私はいろいろな面で成長し続けたいと思う」、「自律性」は「私は何かを決めるとき、世間からどうみられているかとても気になる」等の項目からなる。記述内容が自分自身にどの程度あてはまるか、「1. 全くあてはまらない、2. あまりあてはまらない、3. どちらかといえばあてはまらない、4. どちらかといえばあてはまる、5. かなりあてはまる、6. 非常によくあてはまる」の6件法で回答を求めた。

抑うつ 島他 (1985) による CES-D 日本語版を使用した。「普段はなんでもないことが煩わしい」等の20項目からなり、過去1週間どの程度経験したかについて、

「A.全くないか、あったとしても1日も続かない、B.週のうち1～2日、C.週のうち3～4日、D.週のうち5日以上」の4件法で回答を求めた。分析の際はA～Dを1～4に割り当てた。

個人属性 学年、年齢、性別について回答を求めた。

実施手続き

2021年5月中旬に3つの講義において調査を実施した。講義に先立って調査票を講義室の前方に置き、入室した人に各自1部ずつ取ってもらう形で配布した。その後、調査の趣旨と倫理的配慮について説明し、協力できる人には調査票冒頭の同意欄に○をつけた上で回答してもらった。講義終了後、前方に設けた提出場所に調査票を提出してもらう形で回収を行った。

結果

尺度の信頼性と記述統計および個人属性との関連

測定した各尺度について、クロンバックの α 係数を調べた。項目数の少ない援助要請尺度では「自立型」の α 係数が0.73とやや低い値であった。しかし、その他はおおむね0.80前後ないし以上の値が得られたため、信頼性が確保されていると判断した。それぞれの平均値および標準偏差と併せてTable 1に示す。

なお、回答者の性別による尺度得点の差異を検討するためにt検定を行ったところ、援助要請スタイルの「過剰型」のみ有意差がみられた（男性<女性）。

Table 1
尺度の信頼性と記述統計量

変数・下位尺度	α 係数	平均値	標準偏差
本来感	.84	21.99	5.49
援助要請スタイル			
自立型	.73	19.43	4.13
過剰型	.89	15.53	5.91
回避型	.87	12.59	5.66
心理的ウェルビーイング			
人格的成長	.84	18.74	3.65
自律性	.81	12.33	4.21
抑うつ	.91	37.46	11.13

変数間の関連性

尺度得点間の相関関係を確認のうえ（Table 2；性別を統制した偏相関係数も算出したが単相関と同様であった）、本来感が援助要請スタイル（自立型、過剰型、回避型）に影響し、さらにこれらが心理的ウェルビーイングとしての人格的成長と自律性、及びに影響を与えることを想定した共分散構造分析をおこなった。分析にはAmos 26を使用した。その結果、適合度の高いモデルとしてFigure 1に示す関連性が見いだされた。適合度は、 $\chi^2(8)=8.903$, ns , $GFI=.986$, $AGFI=.951$, $CFI=.997$, $RMSEA=.025$, $AIC=48.903$ であった。

Table 2
変数間の相関係数

変数・下位尺度	①	②	③	④	⑤	⑥
本来感 ①	1.00					
援助要請スタイル						
自立型 ②	.34***	1.00				
過剰型 ③	.17*	-.03	1.00			
回避型 ④	-.34***	-.19*	-.62***	1.00		
心理的ウェルビーイング						
人格的成長 ⑤	.52***	.40***	.12	-.23**	1.00	
自律性 ⑥	.36***	.04	-.10	-.09	.11	1.00
抑うつ ⑦	-.63***	-.34***	-.24**	.41***	-.44***	-.21**

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

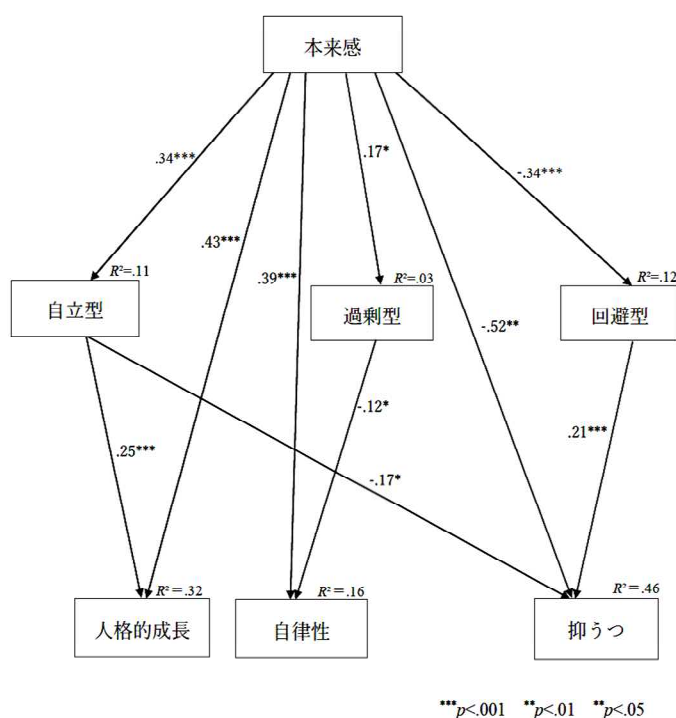


Figure 1. 共分散構造分析の結果。誤差項と誤差項同士の相関は表示略。 R^2 以外は標準化された係数を示す。

考察

本研究の結果は、本来感が直接に、また「自立型」の援助要請スタイルを促進し「回避型」の援助要請スタイルを抑制することによって抑うつを低め、心理的ウェルビーイングの人格的成長や自律性を高めることを示唆する。本研究の新たな知見は、援助要請スタイルが本来感とこれらの変数との関係を媒介している点である。なお、援助要請スタイルの「過剰型」は本来感と正の関連があった。同尺度が必ずしも“過剰”を意味せず、本来感が高い人では他者の援助を抵抗なく求めることができることを表す可能性がある。

■本研究は、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。
■本研究の遂行にあたり、利益相反関係にある企業等はありません。

ソーシャルサポートの可視性および送り手との親密性が受け手の感情と評価に及ぼす影響

○寒川 美結 ・ 福岡 欣治
(川崎医療福祉大学 臨床心理学科)

キーワード：ソーシャルサポート、可視性、親密性、受け手の感情、サポート評価

問題と目的

ソーシャルサポート（以下適宜「サポート」と略記）は、ストレスの悪影響を軽減しうる変数とされてきた。しかし、サポートは受け手に対して常に良い影響のみを与えるとは限らない。その要因として浦（2009）は、サポートの可視性、期待はずれ（実際とのズレ）、送り手としての正当性のなさを挙げている。このうち期待はずれや正当性のなさについては日本でも研究報告がある（中村・浦, 2000；菅沼・浦, 1997, 2001）。しかし、サポートの可視性については未着手である。

サポートの可視性とその影響理由

サポートの可視性とは、受け手がそれをサポートとして認識する程度のことである（浦, 2009）。あからさまで直接的なサポートは可視性が高い。Bolger & Amarel (2007) によれば、可視性の高いサポートは、送り手の方が優れているという上方比較により受け手に無力感を生じさせる。なお Zee & Bolger (2019) は可視性の低いサポートの例として、他の人が同様の問題をどのように対処したか参照することを挙げている。

本研究の視点と目的

本研究では、小川（2011, 2018 他）による慰めの研究枠組みを援用し、場面想定法を用いてサポートの可視性による影響を検討する。小川の研究によれば、慰めの効果は慰めてくれる人との親密性によって異なる。そのため、本研究でも親密性の高い送り手（親しい友人）とそうでない送り手（あまり話しをしない知り合い）によるサポート提供場面を設定し、受け手の感情やサポートに対する評価への影響を検討する。

予備調査 1

目的

小川（2011）をもとに作成したシナリオでの、サポートの可視性と親密性の設定が適切かどうか検討する。

方法

参加者 大学生 152 名を対象に調査を実施し、141 名（男 44, 女 97）から有効回答を得た。

調査内容 小川（2011）の「対人トラブル場面」に準拠し大学でグループ活動のリーダーとなった「あなた」がうまくまとめられず他のメンバーが怒ってしまい、落ち込んだあなたが親友または知り合いの A さん

から声をかけられる、というシナリオを作成した。可視性の高いサポートは「メンバー全員に一つ意見を考えてきてもらうべきだよ」、低いサポートは「・・・きてもらうグループもあるのかな」とした。各参加者は 1 つのシナリオを読み、「あなた」の立場でサポートの性質（被援助知覚〔＝助けられたと感じた〕、無力さなど 5 項目）、相手との親しさ、実行可能性（同じことを言うか）、場面のイメージしやすさの質問に回答した。イメージしやすさは 3 段階、サポートの性質は 5 段階、実行可能性は 6 段階評定であった。

手続き 講義教室にて授業前に調査票を配付して趣旨や倫理的配慮（無記名、中断可）等を説明し、授業後退室時に回収した。回答時間は 5 分程度であった。

主な結果と考察

シナリオ場面は 91.5% が「ある程度」または「はっきり」場面をイメージできたと回答され、また親密性は操作に沿って知覚されていた。可視性の高いサポートは、受け手に無力さや送り手の上位性等を有意に強く感じさせていた。ただし、特に親密性が低い相手からの可視性の高いサポートの実行可能性が低く、現実性の点で問題があると考えられた。そして「被援助知覚」すなわち「助けられたと感じる」程度において、可視性の高低による有意差が認められなかった。

予備調査 2

目的

想定場面を微調整し、また可視性の高低それぞれに複数設定したサポートから適切なものを選択する。

方法

参加者 予備調査 1 と異なる大学生 105 名に調査を実施し、89 名（男 19, 女 70）から有効回答を得た。

調査内容 予備調査 1 のシナリオを一部修正し、他のメンバーから「しっかり指示してよ」と責められた「あなた」が A さんから声をかけられる、という状況設定とした。可視性の高い／低いサポートを各 2 種類作成し（表 1）、参加者には親友／知り合いのいずれかからこれら 4 つのやり方で声をかけられたことを順に想定して回答してもらった。質問はサポートの性質（被援助知覚〔＝助けられた、助言を受けたの 2 通り〕、援助の強制性、無力さ、送り手の上位性・自信、寄り添

い)、実行可能性、再現可能性(このような場面があり得るか)であった。なお、イメージしやすさは、声をかけられる前までの記述について回答を求めた。

手続き 手順は予備調査1と同様とした。回答時間は7〜8分程度であった。

表1 予備調査2で使用されたサポート内容

可視性 うまくいってないみたいだね。今回みたいな課題のときは、メンバー全員に1つ高(1) 意見を考えてきてもらうのがいいと思うよ。私のところはそれでうまくいったよ。
可視性 うまくいってないみたいだね。1つアドバイスしてもいいかな。今回みたいな課題高(2) のときは、メンバー全員に1つ意見を考えてきてもらうのがいいと思うよ。
可視性 うまくいってないみたいだね。実は私のところもそうなんだ…。さっき先生に聞いた(1) たら、メンバー全員に1つ意見を考えてきてもらうといいって教えてくれたよ。
可視性 うまくいってないみたいだね。実は私のところもそうなんだ…。でも、メンバー全低(2) 員に1つ意見を考えてきてもらうようにしたグループは、うまくいったらしいよ。

注) ゴシック体が採用されたサポートを示す。

主な結果と考察

シナリオ場面は97.5%が「ある程度」または「はっきり」イメージできたと回答されていた。最初に、実行可能性、再現可能性、サポートの性質にもとづき可視性の高低それぞれから適切なもの一方を選択した。その後、可視性×親密性の2要因分散分析を各指標についておこなった。サポートの性質は予備調査1と同じく被援助知覚の「助けられた」で可視性による有意差がなかったが、他は「寄り添い」を除き可視性の影響が認められた(「無力さ」は交互作用も有意)。実行可能性と再現可能性は可視性が高いほど有意に低かったが、再現可能性の平均値は4(選択肢:どちらかといえ言いそう)以上であり、一定の現実性が確保されていると判断した。

方法〔本調査〕

参加者

予備調査1・2と異なる大学生184名に調査を実施し、170名(男51,女119)から有効回答を得た。

調査内容

シナリオ 予備調査2と同じ状況とし、採用された可視性の高いまたは低いサポートが親密性の高いまたは低い送り手から提供されるという想定場面を作成した。回答者は予備調査1と同じく1つのシナリオのみが書かれた調査票を受け取り、以下の質問に回答した。

サポートの性質 予備調査2と同様とした。

受け手の感情とサポート評価 小川(2014,2018)を一部修正した項目を用いた。受け手の感情は計10項目(「感謝」3,「自責」4,「反発」3),サポート評価は計8項目(「サポートの意図」4,「有効性」2,「脅威」2)であり、いずれも6段階で回答を求めた。

場面のイメージしやすさ、親密性、実行可能性、再現可能性 予備調査1ないし2と同形式でたずねた。

実施手続き

手順・所要時間とも予備調査1と同様であった。

表2 シナリオの内容

ある授業でグループ活動の課題が出され、学籍番号順であなたがグループのリーダーになりました。翌日の放課後、グループ毎に話し合いをすることになりましたが、あなたのグループでは一部のメンバーが遅刻したり準備してこなかったりしてアイデアが集まらず、課題がスムーズに進みませんでした。来ていたメンバーから、「リーダーだったらしっかり指示してよ」と言われ、あなたは落ち込んでしまいました。他のグループで同じように話し合いをしていたAさんがその様子に気づき、終わった後、あなたに「・・・」と言いました。Aさんは、・・・です。

注)「・・・」の箇所は可視性や親密性の設定に応じた内容が記述される。

結果

シナリオ場面を「うまくイメージできなかった」人が11.2%(19人)あり、これらを除いて分析した。親しさの評価は親密性の設定どおりの回答傾向であった**実行可能性、再現可能性**

実行可能性は可視性と親密性の両方、再現可能性は親密性の主効果が有意であり、可視性は低い方が、親密性は高い方が高得点であった。なお、可視性が高い場合の実行可能性の平均値は3.5を下回っていた。

サポートの性質

被援助知覚の「助言された」を除き可視性の主効果が有意であり、可視性が高いほど強制性、援助者の能力や上位性、受け手の無力感が高かった。一方、可視性の低い方が「助けられた」「寄り添ってくれている」と評定されていた。親密性の主効果は無力感のみで認められ(高<低)、交互作用は有意ではなかった。

受け手の感情とサポート評価

感情の「自責」を除く5尺度で可視性の主効果が有意であり、可視性が高いほど「感謝」「サポート意図」「有効性」が高く「反発」「脅威」は低かった。親密性の主効果と交互作用に有意なものはなかった(図1)。

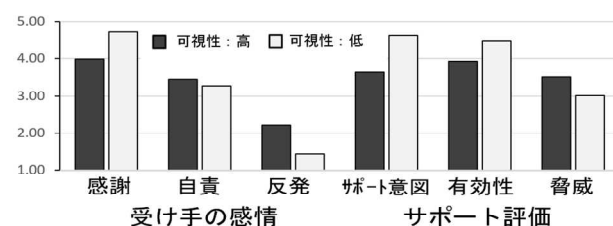


図1 可視性の高低による受け手の感情とサポート評価

考察

本研究の結果は総じて、サポートの可視性による影響がBolger & Amarel (2007)の指摘と同様に認められることを示す。可視性の高いサポートにおける現実性の低さはそれ自体が適切性の問題を示唆する。なお、「助けられた」という表現はサポート自体よりもその結果を指すと解釈された可能性がある。ただし、予備調査2(参加者内)と本調査(参加者間)で一部の結果が異なっていた点も含め、再検討の余地はある。

■本研究は、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。

歩行時のスマートフォン使用を抑制する心理的規定因

○難波 志帆 ・ 高尾 堅司 ・ 水子 学

(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：歩きスマホ、計画的行動理論、態度、規範、行動意図

問題と目的

近年、スマートフォンの急速な普及により、歩きながらのスマートフォン操作（以下、歩きスマホと称す）が急増し、深刻な社会問題となっている。情報処理推進機構(2018)が実施した歩きスマホに関する Web 調査では、回答者 5,000 名のうち、歩きスマホの経験があるものが 49.8%となっており、10 代から 30 代に限定すれば、約 6 割にものぼる。また、大学生を対象としたスマートフォンの利用に関する調査では、対象者の半数以上がスマートフォン端末への依存傾向にあるとの報告がある（大道・前馬・堀川・小山, 2020）。一方、一般社団法人電気通信事業者協会（2021）が実施した調査においては、回答者の約 9 割が「歩きスマホは危ないと思う」と回答しており、多くの場合、歩きスマホに伴う危険を認識しながらも、歩きスマホを行っていると考えられる。以上の報告に基づく、歩きスマホに伴うリスクが高いという態度が形成されていても、スマートフォンに対する依存度が高いがゆえ、歩きスマホを抑制しようとする意図が促進されないことが予想される。

態度と行動の乖離を説明する理論的枠組みの一つに計画的行動理論 (Ajzen, 1991) がある。計画的行動理論は、行動遂行に対する態度、主観的規範、行動統制感の 3 つの要因が、行動を遂行しようとする意図（行動意図）の規定因であると仮定している。行動統制感とは、行動遂行のための知覚された自己効力感または能力のことであり、必要な機会や資源（時間、スキル、他者の協力など）といった非動機的要因が該当する。スマートフォンに対する依存度が高いほど歩きスマホを回避することを不可能にする可能性があるとするれば、行動統制感に位置づけることができるであろう。当該理論においては、行動に対して肯定的態度を有するほど、また、行動遂行に対する重要な他者からの期待及び行動遂行に必要な能力や自己効力感を強く知覚するほど行動意図が強まるとされている (Ajzen, 2005)。また、計画的行動理論に基づく、主観的規範とは、重要な他者からの行動の是認に対する認知であることから、状況に左右される可能性は低いと考えられる。

ところで、規範には集団成員が実際に行っている行動や考えによって構成される記述的規範もある。記述的規範とは、当該行動を多数の他者が実際に行っているかど

うかを意味する (Morrison & Miller, 2008 ; Cialdini, Reno & Kallgren, 1990)。北折・吉田 (2000) は、個人・集団ともに記述的規範が信号を無視しての横断をするか否かを規定することを確認した。すなわち、周囲の人々の行動が個人の行動判断に直接影響を及ぼすことから、同様にリスクを伴う行動である歩きスマホに対しても、記述的規範が影響を及ぼす可能性があると考えられる。

そこで、本研究は歩きスマホに対する態度、規範意識及びスマートフォン依存度が歩きスマホ抑制意図に及ぼす影響を確認する。スマートフォンへの依存度を含めた歩きスマホ行動の抑制意図を規定する心理的要因を検討することは、安全なスマートフォン利用を促進するためのアプローチを検討する上で有効であると考えられる。

方法

調査対象者 中国地方に所在するある大学の心理学関連科目の受講生 ($n=91$) 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 $n=84$ (男性：25 名；女性：59 名) であった。平均年齢は 20.80 歳 ($SD=1.02$) であった。

主な質問項目 本研究においては、歩きスマホを行う場面として想起される街路や通路の混雑度を統制するため、混雑度の高い場면을想定した高リスク条件の質問紙と、混雑度の低い場면을想定した低リスク条件の質問紙を配布した。これに関連して、混雑度についての操作チェック項目（「以下の各場면을あなたが通行する場合、どの程度歩行に注意が必要だと感じますか。」：全 3 項目）を用意した。その他、個人属性（年齢、性別）、歩きスマホへの態度（リスク認知、コスト評価、ベネフィット評価、社会的迷惑認知：全 17 項目）、行動意図（立ち止まっの SNS 操作、立ち止まっの緊急電話通話、立ち止まっのアプリの操作：全 3 項目）、主観的規範（全 4 項目）、記述的規範（全 4 項目）であった。また、大学生版スマートフォン依存傾向尺度 (SDS : Smartphone

Dependency Scale) (松島他, 2017) (以下、SDS と称す) を用意した。SDS の質問項目は 4 因子 14 項目から構成されるものであり、それぞれ 5 件法 (0 : ほとんど当てはまらない～4 : 非常によく当てはまる) による回答を求めた。個人属性以外の質問項目については 7 件法による回答を求めた。

倫理的配慮 本調査は川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得た後に実施した（承認番号：21-057）。

結果

以下の分析はSPSS（Ver. 23）とHAD（清水，2016）を使用した。t検定を用いて、高リスク条件、低リスク条件の操作チェック項目の平均値を比較したところ、3項目の全てにおいて統計的に有意な差が認められた。各変数の次元性を確認するために主成分分析を行った結果、全ての変数において第一主成分のみが抽出された。

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、コスト評価、スマートフォン依存傾向（第3因子）においては、 α 係数が低かったため項目を削除し、コスト評価（ $\alpha=.63$ ）、スマートフォン依存傾向（第3因子）（ $\alpha=.65$ ）となった。また、スマートフォン依存傾向（第4因子）は、十分な内的整合性が確認されなかったため、分析から除外した。その他の変数においては $\alpha=.64\sim.83$ であった。リスク認知、コスト評価、ベネフィット評価、社会的迷惑認知、記述的規範、主観的規範、行動意図、スマートフォン依存（1）、スマートフォン依存（2）、スマートフォン依存（3）のそれぞれの合計点を合成変数とした。

行動意図に影響を及ぼす要因を検討するため、リスク認知、コスト評価、ベネフィット評価、社会的迷惑認知、主観的規範、記述的規範、スマートフォン依存傾向の各因子、リスク条件（ダミー変数）、リスク認知と記述的規範の交互作用項、リスク認知と主観的規範の交互作用項を説明変数、行動意図を目的変数として投入した重回帰分析（強制投入法）を実施した。交互作用項を含んでいるため、説明変数はすべて中心化した。

分析の結果、1項目（「歩行中に緊急の電話がかかってきたら、一旦立ち止まって確認したい」）において、記述的規範の主効果に加え、リスク認知と記述的規範の交互作用が統計的に有意であることが確認された（Table 1）。そこで、リスク認知の高さによる記述的規範の影響を確認するため、単純傾斜分析を行ったところ、リスク認知低群（-1SD）においては記述的規範の効果が統計的に有意であったが（ $p<.05$ ）、リスク認知高群（+1SD）においては記述的規範の効果が統計的に有意ではなかった

（Figure 1）。一方、SNSやEメールの確認、スマートフォンアプリの操作に関する歩きスマホ抑制意図については、統計的に有意な決定係数が確認されなかった。

考察

分析の結果、歩行中の緊急の電話通話の抑制意図において、記述的規範の主効果とリスク認知と記述的規範の交互作用項による効果が確認された。この結果から、重要な他者の行動に対する期待（主観的規範）ではなく、

周囲の他者が実際に歩きスマホを行っているという知覚がより強い影響を及ぼすことが考えられる。特に、単純傾斜検定の結果から、リスク認知が低い人ほどその傾向が強いことがうかがえる。つまり、歩行中の電話通話は、リスク認知が低い人ほど他者に同調して生じやすい行動の一種であると考えられる。

SNSやアプリは比較的高頻度且つ長時間利用されるサービスであり、日常においてより身近な行為であると予想される。よって、リスクを認知しながらも、操作の複雑性が低く見積もられ、歩行中の操作が抑制されにくい傾向にあると考えられる。

謝辞

本研究を進めるにあたり、川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科の山根 崇史先生には、統計的解析に係る有益なご助言を賜りました。記してお礼申し上げます。

Table 1

重回帰分析（強制投入法）の結果

変数名	緊急電話の着信における 歩きスマホ抑制意図
リスク認知	.263
コスト評価	-.029
ベネフィット評価	.000
記述的規範	-.267*
主観的規範	-.024
社会的迷惑認知	-.140
依存（1）	.174
依存（2）	-.203
依存（3）	.170
リスク認知*記述的規範	.238*
リスク認知*主観的規範	-.011
リスク条件	-.096
R^2	.252*

注）数値は標準偏回帰係数

* $p<.05$

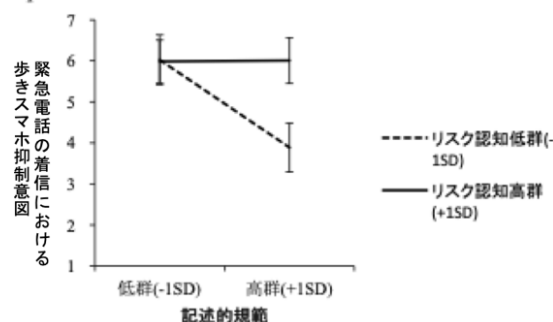


Figure 1. リスク認知と記述的規範の交互作用項が緊急電話の着信における歩きスマホ抑制意図に及ぼす影響（エラーバーは標準誤差）。

接近者の瞬目回数はパーソナル・ スペースに影響を及ぼすのか？

○坂本 蓮 ・ 橋本 翠

(吉備国際大学大学院心理学研究科)

瞬目，パーソナル・スペース

問題と目的

電車内で多くの席が空いているにもかかわらず、わざわざ自分の隣に座ってくる他者に対してわれわれは、「気づまり」という心理的圧迫感を感じる。このように、人間の周囲には他者に入ってほしくない一定の空間が存在し、これをパーソナル・スペース(personal space)という(Hall,1966)。パーソナル・スペースには、密接距離、個体距離、社会距離、公衆距離の4つの領域があるとされている(Hall,1966)。また、Hayduk(1978)は、パーソナル・スペースは、他者の侵入によって不快感が生じる空間としており、日常生活においても、他者が自身のパーソナル・スペースに侵入することで不快感を感じることはよく経験する。この時、他者が自身のパーソナル・スペースに侵入してくると、われわれは意識的または無意識的にそれぞれ別の方向に視線を向ける。これは、パーソナル・スペース内において、他者と視線が合うことで生じる不快感やストレスを避けるためだと指摘されている。このことから、パーソナル・スペースと視線は密接に関連していると考えられる。

また、大橋(2004)が自意識の強さと不安傾向がパーソナル・スペースに及ぼす影響について検討した結果、パーソナル・スペースは後方よりも前方で広がりをもつことが示されていることから、接近方向についての検討も必要であることが伺える。

伏田・長野(2014)は、視線と対人距離との関連について検討した結果、非直視条件と比較して直視条件で対人距離が長いことを示している。これについて他者と視線が合うことで、パーソナル・スペースが拡大されたことを示唆しており、同様の結果は他の研究でも得られている(e.g.,吉田・堀, 1989)。

パーソナル・スペースに影響を及ぼす要因として視線だけでなく、瞬きとの関連についても報告されている。大森・宮田(1998)は、面接者との距離が被面接者の瞬目と心拍に与える影響を検討した。その結果、面接者との距離が近い時に参加者の瞬目は増加した。これについては、相手との距離が近すぎることによる緊張や不安の高まり、さらに不快感などが瞬目に影響を与

えたと解釈している。さらに、対人距離が瞬目に与えた影響の性差についても検討しており、男性は近距離条件および中距離条件の瞬目に差がなく、遠距離条件において瞬目が少なかったが、女性は近距離条件において瞬目が多く、中距離条件と遠距離条件では差が見られなかった。このことから、対人距離においては、女性よりも男性の方が対人距離は大きいと考えられ、これまでの先行研究結果(e.g.,青野, 1979)とも一致している。

このように、パーソナル・スペースと視機能との関連性についての研究は多くあるものの、その多くは、他者が接近することによる実験参加者の心理・生理的变化を捉えたものが多い。

そこで本研究では、他者の瞬目回数の変化および接近方向(正面/背面)が実験参加者のパーソナル・スペースに影響を与えるのかについて検討することを目的とした。

パーソナル・スペースを測定する方法は、停止距離法、椅子配置法、自然観察法、影絵投影法、質問紙法の5つに大別できる(Hayduk,1978)。本研究では、信頼性の高いとされる停止距離法を用いた。

方法

実験参加者 大学生12名(うち女性4名、年齢： $M \pm SD = 20.5 \pm 0.7$)が実験に参加した。

接近者 実験参加者と同年代の男性であった。接近者の歩く速度は、手に持っているメトロノームに合わせて常に一定を保っていた。

瞬目回数 予備実験の結果、平均瞬目回数が24.9回/分($N=8$)であったため、瞬目多い条件では、約30回/分以上とした。

接近速度 55 bpm/分であった。

要因計画 接近方向 2(正面/背面)×瞬目回数 2(普通/多い)の2要因反復測定計画で実施した。

行動指標 約10mの距離から接近者が参加者の方へ歩いていき、「気づまり」を感じた時点を測定した。

手続き 実験参加者は着席し、実験内容についてインフォームドコンセントの実施後、同意書に署名した。実験開始前に閉眼させ、実験者の合図で開眼した。「約

10m 離れた地点から接近者の男性が接近してくるので、気づまり(これ以上近づいて来て欲しくない)を感じた地点で手を挙げてください」と教示した。手が上がった時点で接近を停止し距離を測定し、参加者は再び閉眼し次の試行へ進んだ。この一連の流れを1試行とした。1ブロックは4試行からなり、計4ブロック16試行実施した。

結果と考察

条件ごとに接近停止地点の距離の平均値を算出し対人距離とした($N=12$)(Figure 1)。

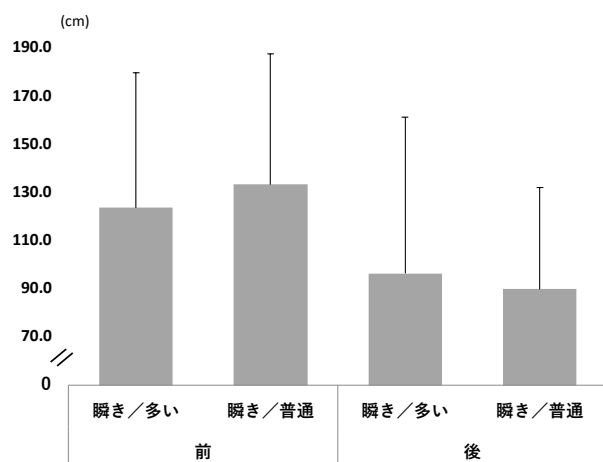


Figure1. 接近方向(正面/背面)×瞬目回数(普通/多い)の対人距離の平均値($N=12$)

接近方向(正面/背面)×瞬目回数(普通/多い)の対人距離の平均値について、接近方向2(正面/背面)×瞬目回数2(普通/多い)の2要因反復測定分散分析を実施した。その結果、接近方向の主効果が有意であった($F(11,1)=24.80, p<.01$)。下位検定を行ったところ、接近方向(正面)(128.6cm)が接近方向(背面)(93.3cm)よりも対人距離が大きいことが示された。その他の主効果および交互作用は示されなかった。この結果については、大橋(2004)の研究結果とも一致しており、背面から接近するよりも正面から接近する方が気づまりを感じ、パーソナル・スペースが小さくなったことが考えられる。また、統計的有意差は示されていないが、正面から接近する条件では、瞬目が多い条件で対人距離が小さくなっており、これまでの先行研究の結果と一致しているが、背面から接近する条件では、瞬目回数が多い条件で対人距離が大きく、パーソナル・スペースが大きくなっていることは興味深い。

さらに、大森・宮田(1998)が瞬目と対人距離についての性差を報告していることから、本研究においても、男女差を検討した(Figure 2)。参加者間2(女性/男性)の1要因および接近方向2(正面/背面)×瞬目回数2(普通/多い)の3要因混合分散分析を実施した。その結果、接近

方向の主効果が有意であった($F(10,1)=20.84, p<.01$)。下位検定を行ったところ、接近方向(正面)(130.6cm)が接近方向(背面)(94.6cm)よりも対人距離が大きいことが示された。その他の主効果および交互作用は示されなかった。統計的有意差は示されなかったが、全ての条件で男性よりも女性の方で対人距離が小さいことから、これまでの研究結果とも一致した結果となった。

課題として、接近者が顔見知りであったため、その影響は考慮しなければならないことも問題点として挙げておく。

現在、 $N=12$ と参加者数が少ないため、さらに参加者数を追加した上で詳細な検討をおこなっていく。

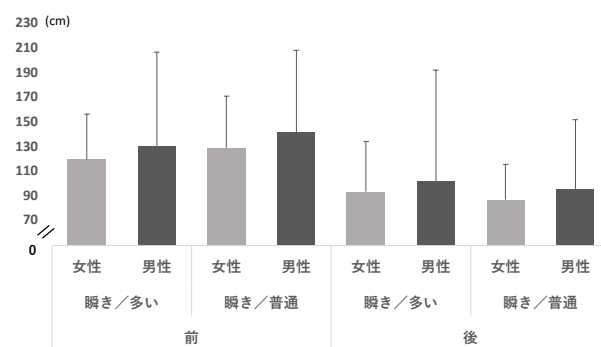


Figure2. 接近方向(正面/背面)×瞬目回数(普通/多い)の対人距離の男女別の平均値($N=12$)

引用文献

- 青野篤子 (1979). 対人距離に関する発達の研究. 実験社会心理学研究, **19**, 97-105.
- Hall, E.T. (1966). The hidden dimension. New York: Doubleday & Company.
- Hayduk, L.A. (1978). Personal space: An evaluative and orienting overview. *Psychological Bulletin*, **85**, 117-134.
- 伏田幸平・長野祐一郎 (2014). パーソナル・スペース侵害時における視線の有無が生理・心理的反応に与える影響. 文京学院大学人間学部研究紀要, **15**, 83-93.
- 大橋智樹 (2004). 自意識の強さと不安傾向がパーソナルスペースに及ぼす影響. 宮城学院女子大学研究論文集, **99**, 14-25.
- 大森慈子・宮田洋 (1998). 面接者との距離が被面接者の瞬目と心拍に与える影響. *The Japanese Journal of Psychology*, **69**, 408-413.
- 吉田富二雄・堀洋道 (1989). 仲間集団の存在および視線遮断がパーソナル・スペースに及ぼす効果, 心理学研究, **60**, 53-56.

謝辞

本研究は、吉備国際大学心理学部心理学科の小川優太氏、児嶋海斗氏、曾根智史氏、本目愛理氏、川端翔太氏、宮直希氏、吉備国際大学大学院心理学研究科の新海咲氏に実験の実施をして頂きました。

ファンの喪失体験と回復過程

○杉原 まるみ ・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード： ファン心理, 熱狂性, 対象喪失, ロス

問題・目的

ファン心理は多くの人に共有される心理であり、特に思春期、青年期のクライエントとの心理面接場面においてはしばしばファン対象についての話題が好まれる。そしてファン対象の存在は心理的に大きな部分を占め、特定の誰かのファンであることが思春期・青年期の人のアイデンティティの1つとなっていると戸田(2013)は述べている。このようにファン心理は、自我同一性の発達過程においても、一般的にみられるものといえる。向居・竹谷・川原・川口(2016)は、ファンの要素として以前は重要視されていた、ファン対象に対して熱狂的であることやファン行動を熱心に行うことが、時代の変化と共に定義上必要不可欠な要素ではなくなったのではないかと推測している。しかし、今井・砂田・大木(2010)は熱愛・熱狂性が高いほどファン対象の重要度が増加し、ファン自身のQOLにポジティブな影響を強く与え、ファン対象を応援するという役割を得ることが自尊心に繋がると述べている。川上(2005)はファン対象が移行対象となり、様々な発達の過渡期を支える存在として機能するケースがあると述べている。これらのことから、ファン対象を熱心に応援することは、心の成長や安定を支える重要な役割を持っていると考えることが出来る。

しかし、ファン対象への熱狂性が高まりすぎるとファンに起こるのはポジティブな影響ばかりではないことが懸念されている。ネガティブな影響の1つとして、川上(2005)は若年代のファンの後追い自殺という現象に触れ、ファン心理は病理との関連を予測させることもあると述べている。ファンが熱狂的にファン対象を応援し、ファン対象の重要度が高くなるほど、それが失われた際にファンが感じる心理的負担は大きいものであると考えることが出来る。

最近では、ファン対象を失いファンが悲しみや喪失感を感じることを、「ロス」という言葉で報道されることが増えてきた。こうした状態に陥ることはファンでない者には想像しづらい面があり、辛さを軽視されたりすることも多々あるという。しかし、ファンにとってロスは日常生活に想像以上の重大な影響を与えることがある現象であると言える。また戸田(2013)の示唆するところによれば、ロスを経験している人は稀では

ない可能性がある。

川上(2005)は中高生のファン心理の軸となっているのは同一性と恋愛感情であると考察している。ここから、ファン対象が引退や卒業、結婚をした際には、ファンの中で同一性を感じていた対象が変化する、ファン対象が結婚することで恋愛感情をあきらめざるを得なくなるといったように、自分の中にあるファン対象を見失う、つまりある種失うという心理的な喪失体験をしているのではないかと考えられる。

こうした状態は「対象喪失」を参考にできる現象といえる。対象喪失とは、現実に関係性が深い大切な対象を失う経験であるが、偶像的な対象ともいえるファン対象のロスの心理状態においても、同様の反応が生じていることが考えられる。

対象喪失にはどのようなものがあるかについて小比木(1979)は以下の3つの視点でまとめている。

1. 家族と別離することや親離れによって心の中で父母を喪失するなどの「近親者の死や失恋をはじめ、愛情・依存対象の喪失」。
2. 結婚や転勤による環境変化、自己を一体化させていた環境の喪失などの「住み慣れた環境や地位、役割、故郷からの別れという喪失」。
3. 国民的な理想や、自己価値を支える手段、自身の一部を失うといった「アイデンティティや理想、自分が一体化したもの、所有物の意味を持つ物の喪失」。

ファンにとってファン対象は同一化や恋愛感情の対象であることから、ファンが経験するロスも対象喪失と共通していると言うことが出来るのではないかと考えられる。しかし、ファンが経験するロスは現実的な関わりがない対象に対する喪失である。そのため、周囲からの理解を得ることが難しく、そこにサポートの受けにくさがあるのではないかと考えられる。またサポートする側にとっても、ファン対象の喪失は実際の喪失経験と異なる特異な部分があるかもしれないことで、有効なサポートが見出しにくくなっている可能性も考えられる。

池内・藤原(2009)は喪失対象の違いによる対象喪失後の段階モデルの検討を行い、喪失対象によって喪失後のプロセスが異なることを見出している。実際に関係性がある対象喪失においても対象によって回復過程

が異なることから、ロスにおいても同様にロス特有の回復過程があると考えられる。しかし、ファンが経験する喪失についての研究は見られず、どのような回復過程を辿るのかということや、ロスの実態については明らかにされていない。

そこで本研究では、ファンが経験する喪失について、その実態を調査するとともに、どのような回復過程を辿るのかを明らかにする。ファン特有の喪失の形を明らかにすることでロスへの理解が深まり、ファンに対してどのようなサポートを行うことが出来るのかを考えることに繋がるのではないかと考える。

方法

2021 年 9, 10 月に無記名自記式質問紙調査を行った。調査対象：私立大学に通う 280 名に質問紙を配布し記入漏れのなかった 233 名（男性 85 名、女性 146 名、その他・無記入 2 名）を対象とした。平均年齢 19.27 歳（SD=1.57）。

調査項目：

年齢、性別を問うフェイスシートのほか、【ファンであるかどうか】を尋ね、ファンであることを条件に【ロス経験の有無】、【（ロスがあった場合）ショックの大きさ】を尋ねた。ロス経験としてはファン対象の結婚、引退、死亡の経験があるか尋ねた。全てに経験がない場合は、以下の項目を飛ばし、ファン態度尺度に回答してもらった。

【回復の有無】ロス経験者に向けて現在その出来事からどの程度回復しているかを 5 件法で問い、「ほぼ回復している」「完全に回復している」場合、【ロス経験について具体的な記述】（経験した時の年齢、具体的な内容）【ロス経験直後の気持ち】【回復前の気持ち】【現在の気持ち】について、池内・藤原(2009)の調査項目にファン特有の感情を加え回答を求めた。

回復を「思い出しても平静でいられたり、日常を取り戻し、前向きな気持ちになれるようになった」として、【回復までの期間】と【回復のきっかけ】を尋ねた。

【ファン態度尺度】向居ら(2016)のファン態度尺度を参考に熱狂・熱愛、目標・共感・同一視の項目を用いて、ファンである人全員に回答を求めた。

結果

本調査でのファンの総数は 168 名(72.1%)であった。その中で 3 種類のうち 1 つでもロスを経験したファンは、85 名(50.6%)であった。

ロス経験者のうちファン対象の引退を経験したのは 64 名(75.3%)と 1 番多く、結婚は 30 名(35.3%)、死亡は 32 名(37.6%)であった。ロスの種類ごとのショック度の平均値は死亡が 4.03(SD=1.08)と 1 番高かった(Table1)。

1 種類のロスのみを経験していた 54 名 (63.5%) 以外は複数のロスを経験していた。

ロスの種類ごとに経験有の人数を男女別に見るとどの種類においても女性が多かったが、 χ^2 検定を行ったところ有意差は見られなかった。(Table2)

ロスからの回復では、「ほぼ回復している」42 名(49.4%)と「完全に回復している」30 名(35.3%)、計 72 名が以下の質問項目に回答した。

ロス直後の各種心理反応について、ロスの種類によって比較する一元配置分析を行ったところ「ファン対象への怒り」($F(4)=7.61, p<0.01$)、「後悔」($F(4)=3.85, p<0.01$)に有意な差が見られ、どちらも結婚ロスの場合が高かった。(Table3)

また、出来事から回復までにかかった期間の平均値は 2.32 ヶ月(SD=2.87)であった。

Table1 ロス種類ごとのショックの大きさの平均値

ロス種類	引退	結婚	死亡
ショックの大きさ	3.88 (1.18)	3.46 (1.29)	4.03 (1.08)

Table2 ロス経験「有」の男女別人数と χ^2 検定結果

ロス種類	引退	結婚	死亡	χ^2
男性	17	4	9	
女性	47	26	22	
計	64	30	31	0.28

Table3 ロス直後の各種心理反応の平均値(SD)とロス種類による分散分析結果

		全体	引退ロス	結婚ロス	死亡ロス	その他・無記入	F値	
		N	72	34	14	16	8	引退／結婚／死亡
直後	パニック	2.74(1.38)	2.50(1.33)	3.21(1.31)	2.87(1.54)	3.33(1.58)	1.03	
	否認	3.01(1.49)	2.74(1.52)	3.43(1.34)	3.06(1.53)	3.67(1.53)	.73	
	出来事への怒り	1.85(1.33)	1.53(1.16)	2.57(1.65)	1.87(1.20)	2.67(2.08)	2.07	
	思慕と探求	2.53(1.33)	2.38(1.28)	2.71(1.38)	2.75(1.39)	2.67(2.08)	.35	
	絶望感	2.54(1.38)	2.29(1.27)	3.21(1.48)	2.56(1.55)	3.00(1.73)	1.40	
	抑うつ状態	2.46(1.38)	2.15(1.21)	3.36(1.39)	2.44(1.50)	2.67(2.08)	2.20	
	無気力感	2.32(1.38)	2.18(1.31)	3.07(1.49)	2.06(1.34)	2.33(1.53)	1.36	
	罪責感	1.71(1.12)	1.53(1.08)	2.29(1.20)	1.62(1.09)	2.33(1.53)	1.73	
	ファン対象への怒り	1.51(1.01)	1.26(.67)	2.64(1.50)	1.25(.58)	1.33(.58)	7.61**	
	後悔	1.47(1.02)	1.26(.71)	2.36(1.65)	1.19(.54)	1.33(.58)	3.85**	

** $p<0.01$

考察

どのロスの場合においても「パニック」「否認」が出来事の直後に生じやすいのではないかと考えられる。

また、結婚にショックを感じるファンの中には恋愛感情を伴ってファン対象を応援している人もいると考えられる。そのため、ファン対象に裏切られたと感じる「ファン対象への怒り」や何故この人を応援してしまったのかといった「後悔」が他のロスに比べると高かったのではないかと考える。

引用文献(一部抜粋)

池内裕美・藤原武弘(2009)喪失からの心理的回復過程
社会心理学研究, 3, 169-178.

性犯罪神話の受容に対する性犯罪に関する知識と 両面価値的性差別主義の影響

○國司田 菜々¹・福岡 欣治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：性犯罪に関する知識，性犯罪神話，両面価値的性差別主義

問題

性犯罪神話

性犯罪被害者に対して二次被害を引き起こす言動の背景には、性暴力やその被害者に対する誤った固定観念があると考えられる。このような固定観念は、先行研究において、「レイプ神話」「強姦神話」「性犯罪神話」等と呼ばれている（本研究では小俣, 2011 のレビューに準じ「性犯罪神話」と称する）。

先行研究によれば、性犯罪被害に対する誤った固定観念は、一部の人が持っている特殊なものではない。大淵他（1985）は、極端なレイプ神話だけでなく、質問項目の表現を穏やかにすることで多くの被験者がレイプ神話を肯定する回答をすることから、レイプ神話に親和的な態度はかなり多くの人々に見いだされると推測できるとしている。

性犯罪に関する知識

性犯罪神話を受容してしまう背景には、性犯罪に関する知識不足が理由として考えられる。性犯罪神話の受容と知識との関連について直接の先行研究はないが、吉川（2010）は性犯罪被害者を守る環境作りのため被害者理解の重要性を指摘している。吉田（2014）は被害者の実情を司法関係者がほとんど知らないことを問題視しており、司法関係者の持つ「性暴力観」がたとえ誤ったものであっても社会の多くの人々に影響を与えることを指摘している。司法領域に限らず社会全体においても、性犯罪に関して理解が十分になされていないと考えられる。

両面価値的性差別主義

性犯罪神話を受容するかどうかには、両面価値的性差別主義（Ambivalent Sexism）も影響を及ぼすと考えられる。性犯罪神話に関する先行研究では、しばしば性役割に関する変数が取り上げられてきた。両面価値的性差別主義は、その中でもより新しい概念の1つである。両面価値的性差別主義には、女性に対する性差別的な側面を持つ敵意的性差別主義と、女性に対しポジティブな側面を持つ好意的性差別主義の2つが含まれる（Glick & Fiske, 1996）。

目的と意義

本研究では、大学生を対象に、性犯罪神話の受容／非受容と、性犯罪に関する知識量および両面価値

的性差別主義の関連について検討する。知識、態度とも変容可能な要因であり、本研究の知見は性犯罪被害への誤った固定観念の低減に向けた介入の基盤に成り得ると考える。なお、大学生は若者の性行動の実態として男女ともに性交経験率が高い層である。性犯罪神話受容の関連要因を明らかにすることで、若年者における性被害の問題への対策を検討するための一助になると考えられる。

方法

調査対象者

大学生 249 名に調査票を配布し、163 名の回答を得た。そのうち不同意や記入不備があったものを除き、119 名（男 20 名、女 99 名）を分析対象とした。対象者の平均年齢は 19.99 歳（SD=1.04）であった。

主な調査内容

性犯罪神話の受容 湯川・泊（1999）が大淵他（1985）のレイプ神話尺度を基に作成した性犯罪神話尺度を用いた。5 因子計 20 項目について 6 件法で回答を求めた。

性犯罪に関する知識 本研究では、「性犯罪に関する法律」「性犯罪被害の実態」「性犯罪被害による心身への影響」「性犯罪被害者に対するの周囲の関わり方」について正誤での回答を求める問題を計 20 項目作成した（項目内容は表 1 に掲載）。作成は、性暴力に関する調査や書籍、パンフレットなどに記載された内容をもとにし、指導教員と協議を行った。

両面価値的性差別主義 宇井・山本（2001）が Glick & Fiske（1996）によって作成された原版を基に作成した ASI（Ambivalent Sexism Inventory）日本語版を用いた。2 因子各 11 項目、計 22 項目について 6 件法で回答を求めた。

実施手続き

講義担当教員に協力を得て、授業に支障の出ない範囲で質問紙を配布した。調査対象者には文書および口頭での説明により同意を得た。帰宅後に回答してもらい、協力の有無にかかわらず翌週の同講義前後に質問紙を封入した状態での提出を求めた。

質問紙の回収時には、知識を尋ねる項目に関する解説資料を希望者に配布した。

結果

性犯罪に関する知識

項目別の正解率を算出した（Table 1）。20 項目の合計正答数の平均値は 15.13（ $SD=1.57$ ）だった。

尺度に関する検討

性犯罪神話及び両面価値的性差別主義の各下位尺度について、Cronbach の α 係数を算出し、信頼性を検討した。その結果、それぞれの尺度について概ね先行研究と同様の結果が得られた。性犯罪神話尺度では、「罪意識の希薄さ」=.14、「女性のスキ」=.41 の 2 因子において信頼性が低かったため、「罪意識の希薄さ」は分析から除外した。「女性のスキ」については、1 項目を削除することで使用可能な水準（ $\alpha=.59$ ）となったため、1 項目のみ除外して分析を行った。

得点の男女差

性犯罪神話の受容（採用した 4 つの下位尺度とその合計）、両面価値的性差別主義（敵意的、好意的）、性犯罪に関する知識（正答=1 とする 20 項目の合計点）についての男女差を検討するために t 検定を行った。その結果、全ての変数において有意な男女差はみられなかった。

性犯罪神話の受容に対する両面価値的性差別主義および性犯罪に対する知識の影響

性犯罪神話の受容に対し、両面価値的性差別主義及び性犯罪に関する知識がどの程度関連しているか検討するために、性犯罪神話の 4 下位尺度とその合計点をそれぞれ従属変数とし、敵意的および好意的性差別主義、性犯罪に関する知識を独立変数とする重回帰分析（強制投入法）を行った（Table 2）。なお、この分析に先立って独立変数間の相関関係を確認したところ、両面価値的性差別主義尺度の 2 尺度間には有意な正の相関が認められた。その一方、両尺度と知識問題の正答数との間には有意な相関は見られなかった。

また、重回帰分析の結果、好意的性差別主義では「暴力的性の容認、女性の性的欲求に関する誤認、性犯罪神話受容合計」との有意な影響が認められた。敵意的性差別主義は、「暴力的性の容認」以外

の変数と有意な影響が認められた。また、知識の合計正答得点は「被強姦願望」に対して、有意な負の影響が認められた。

考察

本研究では、性犯罪神話の受容／非受容と、性犯罪に関する知識量および両面価値的性差別主義の関連について検討した。

性犯罪に関する知識について、「被強姦願望」との間にのみ有意な影響が認められた。他の変数において有意な影響は認められなかったものの、性犯罪神話受容に対してやや負の影響を与える可能性があると考えられる。

Table 1
知識問題の答えと項目別正解率

答え	質問項目	正解率 (%)
○	性暴力被害は夫婦間でも起こりうる。	99
○	性暴力被害後、被害者は被害のことがフラッシュバックすることがある。	98
×	性暴力被害後、被害者の多くは被害をすぐに受け入れることができる。	98
×	性暴力被害後、被害者は家族であればためらいなく会える。	97
○	性暴力被害者に対して、周囲は被害を軽く見るような言動を行わない方がよい。	96
○	性暴力被害者は周囲からの励ましなどの声かけによってさらに傷つくことがある。	96
×	性暴力被害を受けたとしても、何度も性暴力に遭う人はほとんどいない。	96
×	性暴力被害後、被害者の自殺企図・自傷行為との関連はないとされている。	96
○	現在の刑法における強制性交等罪には女性以外も被害者に含まれる。	95
○	13歳未満との性交は本人の同意があっても罪に問われる。	94
○	性暴力被害後、被害者は自分を責める気持ちがうまれることがある。	92
×	暴力被害後に病院や警察に行くときは一度シャワーを浴びるなど、身体をきれいにしてからのほうがよい。	84
○	性暴力の被害者の被害の相談先としては「友人・知人」が最も多い。	79
×	性暴力の加害者には「交際相手・元交際相手」の占める割合が最も低い。	71
×	現在、強制性交等の時効はない。	70
×	性暴力被害について誰にも相談しなかった人は半数以下である。	64
○	性暴力被害後、被害者は多くの人と性的な関係を持つようになることがある。	34
○	強制性交等と強制わいせつについて、被害者が訴えを起こさなくても検察は事件を起訴できる。	23
×	強制性交等罪では、加害者が暴行または脅迫を行なっていなくても罪に問える。	16
○	強制性交等罪の検挙率は9割を超えている。	14

Table 2
変数別重回帰分析の結果

独立変数/従属変数	暴力的性の容認	被強姦願望	女性のスキ	女性の性的欲求に関する誤認	性犯罪神話受容合計
好意的性差別主義	.35 ***	.19	.17	.21 *	.28 **
敵意的性差別主義	.19	.28 **	.31 **	.35 ***	.34 ***
知識合計正答得点	-.04	-.21 *	-.06	.06	-.07
R ² (調整済みR ²)	.23 (.21)	.22 (.20)	.19 (.17)	.24 (.22)	.30 (.28)

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

時間的態度・時間的頻度・時間的志向性が抑うつ傾向に及ぼす影響

○張 澤・堀内 孝

(岡山大学)

キーワード：時間的態度 時間的頻度 時間的志向性 抑うつ傾向

問題・目的

「ある一定の時点における個人の心理学的過去および未来についての見解の総体」を時間的展望という (Lewin, 1951)。時間的展望には様々な側面があるが、時間的態度は、「過去・現在・未来に対するポジティブないしネガティブな態度」であり、時間的展望の中で最もよく研究されている (Mello & Worrell, 2015)。

時間的態度と抑うつ傾向の関係については多くの研究が行われているが、一貫した成果が得られていないのが現状である。その一因として、先行研究で使用された時間的態度尺度には、計画性、目標設定、悲観主義などの、狭義の時間的態度とは異なる構成概念が含まれていることが指摘される。そこで本研究では、純粋な時間的態度を測定する青年時間態度尺度 (ATAS) (Mello & Worrell, 2007) を用い、時間的態度が抑うつ傾向に及ぼす影響を検討する。なお、抑うつ傾向に影響を及ぼす特定の時制に対する時間的態度の効果は、その時制に対して考える頻度や重視度によって調節されることが考えられる。時間的展望を検討するにあたって、時間的展望における複数の側面の相互作用を検討することの必要性が指摘されていることから (Worrell & Mello, 2015; 杉山, 1995)、本研究では、時間的態度に加え、過去・現在・未来について考える頻度 (時間的頻度)、および特定の時制に対する重視度 (時間的志向性) を取り上げ、時間的態度・時間的頻度・時間的志向性が抑うつ傾向に及ぼす影響を明らかにすることを目的とする。

方 法

調査時期および対象者 2020 年 11 月下旬から 12 月上旬にかけて実施した。大学生 146 名 (女性 108 名, 男性 33 名, その他 5 名, 年齢 $M=20.5$ 歳 ($SD=1.06$)) を分析対象とした

手続き Google フォームを用いてアンケート調査を実施した。(1) 時間的態度: ATAS の日本語版 (Chishima et al., 2016) 全 30 項目を使用した。(2) 時間的頻度: 時間的頻度を測定する ATI-TF の日本語版 (Mello et al., 2014) 全 3 項目を使用した。(例: 過去頻度)「あなたはどれくらいの頻度で過去について考えますか」(3) 抑うつ傾向: 自己評価式抑うつ尺度

(SDS) の日本語版 (福田・小林, 1973) 全 20 項目を使用した。なお、(4) 時間志向性は、各時制における時間的頻度によって算出した (例: 過去志向性 = 過去頻度 / (過去頻度 + 現在頻度 + 未来頻度))。

結 果

因子分析 ATAS 全 30 項目に対して探索的因子分析 (最尤法) を行ったところ、原尺度と同様の 6 因子構造が再現されなかった。固有値の推移およびスクリープロットのパターンから、3 因子構造を想定し、因子抽出の基準を 3 因子に指定して因子分析 (最尤法・プロマックス回転) を行った。その結果、「未来満足 ($\alpha=.95$)」、「現在不満足 ($\alpha=.93$)」、「過去不満足 ($\alpha=.88$)」の 3 因子構造が示された。

各変数間の相関 参加者ごとに SDS 尺度の得点、ATAS 尺度の各因子の得点、時間的志向性を計算した。なお、ATAS 尺度における各因子間の肯定・否定の方向性を一致させるために、「現在不満足」と「過去不満足」の 2 因子において正の負荷量を示した、すなわち否定的な時間的態度を示す項目の得点を反転させ、「現在満足度」、「過去満足度」を算出した。そして、ATI-TF の 3 項目を加えた各変数間の相関係数を算出した (表 1)。

時間的態度と SDS 得点の関連であるが、現在満足度には強い負の相関 ($r=-.70, p<.01$)、未来満足度には比較的強い負の相関 ($r=-.58, p<.01$)、過去満足度には弱い負の相関 ($r=-.34, p<.01$) が見られた。時間的頻度および時間的志向性と SDS 得点の関連であるが、過去頻度には弱い正の相関 ($r=.34, p<.01$)、過去志向性には弱い正の相関が見られた ($r=.24, p<.01$)。

分散分析 1 平均値を基準に、各時制における満足度と頻度を高群と低群に分けた (表 2)。満足度と頻度を独立変数、SDS 得点を従属変数とし、満足度 2 (高群・低群) × 頻度 2 (高群・低群) の 2 要因分散分析を過去・現在・未来の時制ごとに行った。その結果、すべての時制において満足度の主効果が見られ、そして過去頻度の主効果が見られた。各時制に対する満足度は低群よりも高群の方が、SDS 得点が有意に低かった。頻度に関しては、過去頻度高群よりも低群の方が、SDS 得点が有意に低かった。

分散分析 2 平均値を基準に、各時制における満足

度と志向性を高群と低群に分けた（表3）。満足度と志向性を独立変数、SDS 得点を従属変数とし、満足度 2（高群・低群）×2 志向性（高群・低群）の 2 要因分散分析を三つの時制ごとに行った。その結果、すべての時制において満足度の主効果が見られ、そして過去志向性の主効果が見られた。各時制に対する満足度は低群よりも高群の方が、SDS 得点が有意に低かった。志向性に関しては、過去志向性高群よりも低群の方が、SDS 得点が有意に低かった。さらに、「現在」において満足度と志向性の交互作用が見られた（ $F(1, 142) = 3.99, p < .05, \eta_p^2 = .03$ ）。単純主効果検定を行った結果、現在満足度低群における現在志向性の単純主効果は有意であり（ $F(1, 142) = 5.57, p < .05$ ）、現在志向性は低群（ $M=50.79, SD=8.86$ ）よりも高群（ $M=46.78, SD=7.31$ ）の方が、SDS 得点が有意に低かった。

考 察

二つの分散分析を通して、満足度の主効果は三時制すべてに認められたことから、肯定的な時間的態度を

持つほど抑うつ傾向が低いことが示された。また、時間的頻度や時間的志向性の主効果は、「過去」のみに認められた。すなわち、過去について頻繁に考えたり、現在や未来よりも過去に重きを置くと、抑うつ傾向が高まることが示された。

本研究で注目すべきは、現在時制において、満足度と志向性の交互作用が認められたことである。すなわち、現在満足度低群において、志向性の低い人は高い人と比較して抑うつ傾向が高かった。ここでの論点は、なぜ頻度ではなくて志向性なのかという点である。頻度は当該時制について考える回数を意味するが、志向性は全時制間における当該時制の相対的割合を意味する。したがって、志向性は、全時制について考える合計時間の個人差を統制した指標だとみなすことができる。現在満足度低群において、現在の自分について考える割合の低い人は、抑うつ傾向が高いことの理由としては、現在に対して不満を持っている場合、抑うつになってしまうため、現在の自分から目をそらすという防衛的な方略を取っている可能性が指摘される。

表1 SDS得点、時間的態度、時間的頻度、時間的志向性の変数間相関

	SDS得点	過去満足	現在満足	未来満足	過去頻度	現在頻度	未来頻度	過去志向性	現在志向性	未来志向性	M	SD
SDS得点	—										2.22	0.44
過去満足	-.34 **	—									3.16	0.89
現在満足	-.70 **	.42 **	—								3.26	0.93
未来満足	-.58 **	.44 **	.61 **	—							2.96	1.05
過去頻度	.34 **	-.17 *	-.15	-.16	—						3.38	0.90
現在頻度	.12	-.03	-.13	.07	.20 *	—					3.84	0.77
未来頻度	.08	.04	-.12	.20 *	.18 *	.28 **	—				3.52	0.82
過去志向性	.24 **	-.14	-.04	-.24 **	.80 **	-.28 **	-.31 **	—			0.31	0.07
現在志向性	-.10	.01	.00	.02	-.45 **	.60 **	-.38 **	-.50 **	—		0.36	0.06
未来志向性	-.15	.14	.04	.22 **	-.40 **	-.29 **	.69 **	-.55 **	-.45 **	—	0.33	0.06

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

表2 各時制に対する満足度と時間的頻度によるSDS得点と分散分析結果

満足度	満足度高群		満足度低群		主効果		交互作用
頻度	頻度高群	頻度低群	頻度高群	頻度低群	満足度	頻度	
過去	45.52 (9.55) N=31	38.74 (6.26) N=42	48.41 (8.89) N=39	45.38 (6.95) N=34	12.66**	13.38**	1.96
現在	39.77 (5.48) N=44	37.27 (5.89) N=22	48.89 (8.74) N=65	48.07 (6.33) N=15	48.96**	1.37	0.35
未来	40.96 (5.66) N=51	39.59 (6.96) N=29	50.38 (9.67) N=34	47.47 (8.33) N=32	43.93**	2.70	0.35

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

表3 各時制に対する満足度と時間的志向性によるSDS得点と分散分析結果

満足度	満足度高群		満足度低群		主効果		交互作用
志向性	志向性高群	志向性低群	志向性高群	志向性低群	満足度	志向性	
過去	42.97 (9.86) N=38	40.14 (6.43) N=35	48.68 (8.62) N=40	44.97 (7.10) N=33	14.61**	5.63*	0.10
現在	39.32 (5.53) N=34	38.53 (5.93) N=32	46.78 (7.31) N=41	50.79 (8.86) N=39	67.21**	1.79	3.99*
未来	40.00 (5.69) N=61	41.95 (7.42) N=19	49.94 (9.96) N=35	47.87 (8.02) N=31	32.45**	0.00	2.08

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

基本色と基本図形の調和関係

—SD 法による検討—

○周 宇暉・堀内 孝

(岡山大学)

キーワード：カンディンスキー、基本色、基本図形、調和関係、SD 法

問題・目的

色と形は我々が外界世界を認知する際の大切な情報であり、物事の美しさを判断する大切な基準でもある。色と形をうまく組み合わせることによって、新たに感情効果を生み出すことも多くある。そして、デザイン領域で、色彩、形の使用で商品の購買意欲を向上させることもよくある(木村, 2006)。例えば、シャープな角や滑らかなカーブなど、特定の視覚的特徴を持った商品は、特定の色のほうが他の色よりも人気があることもあるだろう(Chen et al., 2015)。このように、色と形の間に、一般的な関連性があるかどうかは、芸術と科学研究の両方で話題になっていた。しかし、色と形を独立に検討した研究は多いが、両者の関係を同時に検討した研究はまだ少ない(木村, 2006)。

色と形の対応関係の歴史は、近代抽象芸術の先駆者であり、バウハウスで教鞭を取ったロシアの芸術家である Wassily Kandinsky の話から始まる。(Noemi & Charles, 2019)。Kandinsky は普遍的な視覚言語を求めて、線、形、色、さらに音楽までも、それらの要素は基本的に絡み合っていると考えられた(Noemi & Charles, 2019)。Kandinsky をはじめとする多くの同時代の画家にとって、三角は黄、四角は赤、円は青、というふうに関連づけると考えた(Gage, 1993)。Kandinsky が提唱したこの概念は芸術やデザインの理論に影響を与えたが、この理論が経験的な調査に基づいておらず、カンディンスキーの偏った印象に基づいていると批判する芸術家や研究者もいるため、最近では、この理論を文字通りに受け取る人はほとんどいない(Chen et al., 2015)。

カンディンスキーによる色と形の対応関係(黄は三角、赤は丸、青は四角)以外に、最近の色と形の対応関係に関する研究において頻繁に出現する組み合わせは二つある(Noemi & Charles, 2019)。Jacobsen は、赤は三角、青は四角、黄は円という対応関係を発見した。さらに、形と色の対応関係は、赤は警告のマーク、黄は太陽、といった日常的な知識に影響されていることが示唆された(Jacobsen, 2002; Jacobsen & Wolsdorff, 2007)。また、Chen et al. (2015) は赤は丸、青は四角、黄は三角といった対応関係を提唱した。Chen et al. (2015) はこれらの対応関係を「日本の色と形の対応関係」、「日本の国旗効果」と呼んだ。

そこで、本研究では SD 法を用い、大山 (2011) から 11 形容詞対を選択し、Kandinsky が着目した形と色の調和関係の理論に基づき、両者の関係を検討する。

方法

実験計画 基本図形(△, □, ○)と基本色(黄, 赤, 青)の 2 要因参加者内計画。

参加者 正常視覚を持つ大学生 18 名が参加した(男性 5 名, 女性 13 名, 平均年齢 $M=21.33$, $SD=1.57$)。

刺激 red#ff0000rgb (255,0,0), blue#0000ffrgb (0,0,255), yellow#ffff00rgb (255,255,0) の 3 色を選定し、office365 の Excel で RGB コードを指定し、幅 10 の 3 色(黄, 赤, 青)×3 図形(△, □, ○)=9 刺激を作成した。Power Point で実験ごとに、「同じ色を連続させずにランダム順に並べる」マクロを設定し、刺激を参加者に提示した。背景色はいずれも白であった。

実験装置 刺激提示には、EIZO 製の PC 式、MTSUBISHI 製の CRT ディスプレイ、及びマウスを用いた。刺激をランダム順に提示するプログラムは VBA を使用した。

評定用紙 大山 (2011) から 11 種類の形容詞対を選択し、7 段階法を用いた。「好き—嫌い」という形容詞対を例にすると、1. 非常に好き, 2. かなり好き, 3. やや好き, 4. どちらでもない, 5. やや嫌い, 6. かなり嫌い, 7. 非常に嫌い、というふうに関連づけた。

手続き 認知心理学実験室で個別実験を行った。実験を開始する前に、個人情報の取り扱い、実験への参加は任意で途中で中断できることを伝え、実験参加者からインフォームド・コンセントを得た上で実験教示を始めた。まず、本実験に使用する評定用紙を配布し、実験参加者に正しい回答方法を伝え、実験中の注意事項を説明し、実験内容について不明点があるかどうかを確認し実施した。

上記の装置に提示された刺激について、参加者は図形ごとに評定用紙を用いて評定した。参加者は 1 つの図形の回答を終了した後、マウスをクリックして次の図形の評定に進むという手順で実験を実施した。また、回答漏れがあるかどうかを確認した上で次の図形評定に進むよう教示を行った。実験終了前に、参加者にあらかじめ記入漏れを確認してもらい、実験参加者に実

験についての感想、疑問点を聞き、実験を終了した。

結 果

まず、基本色3水準×基本図形3水準から構成される各図形の平均得点と標準偏差を求めた。(価値因子の各図形と色における得点の平均と標準偏差はTable 1に示す)。

価値因子に関する分析 2要因の分散分析を行った結果、形要因 ($F(2,34)=15.72, p<.01, \eta_p^2=.48$) の主効果と色要因 ($F(2,34)=3.76, p<.05, \eta_p^2=.18$) の主効果が有意、色と図形の交互作用が10%水準で有意傾向であった ($F(4,68)=2.27, p<.10, \eta_p^2=.12$)。そこで、下位検定を行ったところ、赤における形要因の単純主効果が1%水準で有意であった ($F(2,34)=17.60, p<.01$)。黄における形要因の単純主効果が10%水準で有意傾向であった ($F(2,34)=3.31, p<.10$)。青における形要因と単純主効果が1%水準で有意であった ($F(2,34)=6.30, p<.01$)。丸における色要因の単純主効果は見られなかった ($F(2,34)=0.73, n.s$)。三角における色要因の単純主効果は5%水準で有意傾向であった ($F(2,34)=3.95, p<.05$)。四角における色要因の単純主効果が1%水準で有意であった ($F(2,34)=6.47, p<.01$)。5%水準のBonferroni法を用いた多重比較を行った結果、赤において、丸は三角と四角よりも好ましく ($MSe=0.40, p<.05, \alpha=0.02$)、黄においては形の有意差が見られなく ($MSe=0.57, p<.05, \alpha=0.02$)、青においては丸が四角より好ましく ($MSe=0.32, p<.05, \alpha=0.02$)、三角においては青が赤より好ましく ($MSe=0.72, p<.05, \alpha=0.02$)、四角においては青が赤より好ましかった ($MSe=0.35, p<.05, \alpha=0.02$)。

軽明性因子に関する分析 2要因の分散分析を行った結果、色要因 ($F(2, 34)=17.95, p<.01, \eta_p^2=.51$) と形要因 ($F(2, 34)=130.63, p<.01, \eta_p^2=.88$) の主効果が有意であった。5%水準の多重比較を行った結果、形要因において、丸と三角は四角より好ましかった ($MSe=0.24, p<.05, \alpha=1.02$)。色要因において、黄は赤と青より好ましく、赤は青より好ましかった ($MSe=1.02, p<.05, \alpha=0.02$)。

活動性因子に関する分析 2要因の分散分析を行った結果、色要因 ($F(2, 34)=3.59, p<.05, \eta_p^2=.17$) と形要因 ($F(2, 34)=75.54, p<.01, \eta_p^2=.82$) の主効果が有意であった。5%水準の多重比較を行った結果、形要因において、丸は四角より好ましかった ($MSe=0.73, p<.05, \alpha$

$=0.02$)。色要因において、赤と黄は青より好ましかった ($MSe=1.60, p<.05, \alpha=0.02$)。

鋭さ因子に関する分析 2要因の分散分析を行った結果、色要因 ($F(2, 34)=32.94, p<.01, \eta_p^2=.66$) と形要因 ($F(2,34)=7.89, p<.01, \eta_p^2=.32$) の主効果が有意であった。5%水準の多重比較を行った結果、形要因において、三角は四角と丸より好ましく、四角は丸より好ましかった ($MSe=2.03, p<.05, \alpha=0.02$)。色要因において、赤は黄と青より好ましかった ($MSe=1.56, p<.05, \alpha=0.02$)。

考 察

本研究では、Kandinsky が着目した形と色の調和関係の理論に基づき基本色と基本図形の対応関係を検討した。実験の結果、4因子(価値、軽明、活動、鋭さ)のうち、価値因子のみ交互作用が有意であった。一方、価値因子は美術判断にとって最も重要あることから、本研究では価値因子の結果に限定して考察する。本研究の実験計画において、色と形の交互作用が認められることは、色と形に調和関係があることを意味する。

結果から、丸が赤、四角が青、三角が青という調和関係が得られた。Kandinskyの説に関し、本研究の結果として支持できなかった。一方、Chen et al. (2015) が提唱した「赤は丸、青は四角、黄は三角」といった「日本の色と形の対応関係」は、「黄は三角」を除いて、今回の結果と一致した。「赤には丸が好ましい」という結果が得られたのは、Chen et al. (2015) の「日本の国旗効果」の知見と一致した。「三角において青が好ましい」という結果は、今回の実験参加者は全員日本人だと統制していなかったことは原因だと考えられる。また、本研究に使用した基本色(赤、黄、青)と基本図形(丸、四角、三角)を総合的に検討すると、3色には青が全般的に好ましく、3図形には丸が全般的に好ましい傾向があるとみられた。Chen et al. (2015) は個人差の観点から、色と形の選好関係を調べて、結果から、参加者は青系の色を好み、緑・黄色系の色をあまり好まなく、直線的な形よりも曲線的な形が好ましい傾向があった。これは今回の結果と一致した。

色と形の対応関係には、普遍的なプロセスが媒介しながらも、文化的背景に部分的に依存していることが考えられる(Chen et al., 2015)。そのため、色と形の調和関係の文化差も今後の課題となると考えられる。さらに、本研究に使用した色の数は赤、青、黄といった

3色に限定した為、ある意味強制的に実験参加者に色と形の対応関係を評価してもらった実験となる。そのため、今後はより色の数を増やして検討していく必要があると考えられる。

Table1(価値因子)

各図形における得点の平均と標準偏差											
図形	色	<i>M</i>	<i>S.D</i>	図形	色	<i>M</i>	<i>S.D</i>	図形	色	<i>M</i>	<i>S.D</i>
○	赤	2.93	0.78	△	赤	3.89	0.98	□	赤	4.09	0.61
○	黄	3.06	1.19	△	黄	3.24	0.98	□	黄	3.69	0.72
○	青	2.72	0.89	△	青	3.17	1.04	□	青	3.39	0.84

子どもに寄り添う遊びが発達の気になる子どもをもつ

養育者の愛着意識と育児自己効力感に及ぼす影響

○岩崎 里歩 ・ 武井 祐子 ・ 門田 昌子

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学) (川崎医療福祉大学)

キーワード：子どもに寄り添う遊び，発達障害，愛着意識，育児自己効力感

問題・目的

伊藤・小林（2018）は，子どもが発達障害の特性を指摘されると，発達障害の診断を受けなくても母親は落ち込み，子どもをかわいいと思えなくなることがあり，そのことが，母子間の愛着形成に影響する可能性を示している。また，青戸・田邊（2015）は，乳幼児をもつ母親を対象に調査を行い，母親の育児に対する負担感を軽減させるためには，母親の育児自己効力感を高める支援が有効であることを明らかにしている。津田・田中・高原・橋本（2012）は，広汎性発達障害児の養育者においても，育児についてのストレスと育児自己効力感が負の相関にあることを示している。これらのことから，発達の気になる子どもをもつ養育者の愛着形成を助けたり，育児自己効力感を高めたりする支援が重要であることが考えられる。

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。母子相互作用の時間を意図的に設定し，より良い親子関係の構築を目指す，親子相互交流療法（Parent-Child Interaction Therapy：PCIT）という心理療法がある。PCIT は行動療法に分類され，前半の CDI（Child-Directed Interaction：子ども指向型相互交流）は，親が子どものリードに従いながら遊ぶ中で，子どもへの適切な関わり方について学び，親子間に安定した関係性を構築することを目的としている（古川，2017）。また，発達障害のある子どもの養育者を対象としたペアレントトレーニング（Parent Training：PT）では，養育者と二人きりで子どもが好きなことをして遊べる「スペシャルタイム」の実施が推奨されている（上林，北，河内，藤井，2009）。スペシャルタイムは，養育者が受容的，非指示的に子どもと関わり，子どもを観察する時間である（上林他，2009）。養育者が受容的，非指示的に子どもと関わることで，子どもは被受容感を得られ，肯定的な感情状態であり続けることができると考えられる。そして，養育者と過ごす時間を楽しむ子どもの姿を見ることで，養育者は子どもに対する愛着意識を育むことができると考えられる。

金城（2012）は，自閉症児の母親が子どもの行動の背景にある内的状態に視点を向けることで，子どもの理解につながり，育児自己効力感の向上に繋がると指摘している。教育的な指示や指導をせずに子どもと二人きりで遊ぶスペシャルタイムは，養育者が子どもの本来の姿を観察し，子どもの内的状態に視点を向けるきっかけとなると考えられる。そして，養育者の子ども理解が深まることで，子どもへの関わり方がわかり，育児自己効力感が高まる可能性が考えられる。

以上のことから，本研究では，CDI やスペシャルタイムを参考に「子どもに寄り添う遊び」を作成し，「子どもに寄り添う遊び」が，発達の気になる子どもを持つ養育者の子どもに対する愛着意識と育児自己効力感に与える影響を明らかにすることを目的とする。本研究では，「子どもに寄り添う遊び」とは，「養育者が子どものリードに寄り添って，親子が二人きりで遊ぶ時間」と定義する。

方法

調査参加者

A 市の児童発達支援事業所 B に通う，発達障害またはその疑いのある子ども 8 名（男子 6 名，女子 2 名）であった。子どもの平均年齢は 4.63 歳（SD = 1.06）で，参加した養育者は 8 名とも母親であった。

調査期間・場所

2020 年 7 月下旬から 9 月上旬に調査を実施した。質問紙は児童発達支援事業所 B にて配布・回収し，質問紙への回答と「子どもに寄り添う遊び」の実施は各家庭で行われた。

質問紙

フェイスシート 調査依頼と調査内容および教示文，倫理的配慮について明記した。また，参加する養育者の性別，子どもの性別と年齢の記入を求めた。

愛着尺度 大日向（1982）の愛着尺度を使用し，4 件法で回答を求めた。

育児自己効力感尺度 田坂（2003）の育児自己効力感尺度を使用し，4 件法で回答を求めた。

手続き

愛着尺度と育児自己効力感尺度で構成された事前アンケートへ回答するよう求めた。また，ホームワーク

として「子どもに寄り添う遊び」を7日間毎日実施し、子どもの様子を記録するよう依頼した。養育者には「子どもに寄り添う遊び」の実施方法 (Table 1) を記載した資料を配布し、それを用いて口頭でも実施方法を説明した。7日間の実施を終了後、最終アンケートとして、愛着尺度と育児自己効力感尺度への回答を求めた。「子どもに寄り添う遊び」の時間設定は國吉 (2013) の「特別な遊びの時間」に基づいて1日5分間とした。上林他 (2009) を参考に作成した「子どもに寄り添う遊び」の実施ルールの具体的な内容は Table 1 に示した。

結 果

「子どもに寄り添う遊び」実施による養育者の愛着意識と育児自己効力感の変化を調べるため、SPSS を用いて Wilcoxon 符号順位検定を行った。分析の結果、「子どもに寄り添う遊び」の実施前よりも実施後の方が養育者の「育児自己効力感全体」の得点が有意に高く ($Z = -2.52, p < .05$)、その他の尺度得点では有意な差がみられなかった (Table 2)。

考 察

本調査の結果から、「子どもに寄り添う遊び」実施前後で養育者の「育児自己効力感全体」の得点が高まることが明らかになった。中山・佐々木・田沼・森田 (2013) は、発達障害の特徴を持つ子どもの養育者へ PT を行い、養育者は効果的な育児方法を実践することで子どもとの関わりに自信を持つことを報告してい

る。本研究でも、「子どもに寄り添う遊び」という方法を養育者が実践し、子どもとの相互作用が促されたことによる成功体験から育児自己効力感を高められたことが考えられる。

「愛着全体」とその下位尺度、自己効力感の下位尺度については、いずれも統計的に有意な差は見られなかった。これは、対象とした養育者の愛着意識や育児自己効力感がもともと高かったために差が見られなかった可能性がある。また、本研究においてはできるだけ自然な子どもの様子を観察してもらうために、養育者に子どもを褒めることは求めなかった。しかし本来の PT において「スペシャルタイム」は褒める練習をする場としても紹介されている (上林他, 2009)。つまり、単に子どもに寄り添って観察するのではなく、子どもの肯定的側面に注目して褒めることが「子どもに寄り添う遊び」における親子の肯定的な相互作用を促進し、愛着関係を育むために必要であったことが考えられる。

本研究の問題点として、統制群がなく、「子どもに寄り添う遊び」を実施しなくとも同じ結果が得られた可能性が否定できないことが挙げられる。今後、統制群を設定してより多くの対象者に調査を行い、量的分析のみならず、質的内容からも「子どもに寄り添う遊び」の効果について検討したい。

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、邪魔が入らず子どもと二人になれる時間を探す。
「子どもに寄り添う遊び」を設けることを伝える	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。
親子でやり取りができる遊びを選ぶ	子どもが望む遊びで、親子で相互にやり取りができる遊びを選ぶ。子どもと向き合うために、スマートフォン等の使用は控える。

Table 2
「子どもに寄り添う遊び」前後の愛着および育児自己効力感の結果 (n=8)

	$\tilde{X}$ (四分位範囲)		Z 値	p 値
	事前	事後		
愛着全体	3.63 (3.46–3.88)	3.75 (3.67–3.83)	-1.90	.06
行動を共にしたい	3.50 (3.05–3.80)	3.60 (3.60–3.80)	-1.81	.07
理解し支えたい	3.90 (3.80–4.00)	4.00 (3.85–4.00)	-1.41	.16
関心を示したい	3.50 (3.00–4.00)	3.50 (3.00–4.00)	.00	1.00
育児自己効力感全体	3.07 (2.65–3.20)	3.57 (3.16–3.57)	-2.52	.01*
積極的関わりの自信	3.50 (2.79–3.50)	3.58 (3.25–3.77)	-1.69	.09
安堵させる自信	3.40 (3.10–3.70)	3.80 (3.40–3.95)	-1.89	.06
自己統制させる自信	2.67 (2.33–3.00)	2.67 (2.42–3.25)	-1.00	.32

* $p < .05$

SNS 利用行動尺度作成の試み

○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，利用行動，因子構造

I. はじめに

青年期を中心とした若者が利用する SNS には、LINE, Twitter, Instagram など様々なものがあり、青山 (2018) は、若者の SNS 使い分けの実態を指摘している。若本 (2021) は、LINE は、リアル友人・同僚との会話やメールの代わりとして利用していること、Twitter はアカウントを複数設定できるため、10 代の子どもたちは本名を公開するアカウントや、趣味専用の匿名アカウントを使い分け、各々の場に応じて投稿内容を変えながら、交流を楽しんでいることを報告している。高谷 (2017) は、Instagram について「怖い」「嫌な思いをした」というネガティブな体験はほとんど聞かれず、有名人の写真の閲覧や友達の近況を知るなどの利用のほか、写真を投稿し自己表現の場として利用していることを報告している。

これらの利用行動の因子構造を検討する研究も多くなされている。例えば、古好・宇都宮・津川 (2017) は、高校生を対象に LINE のコミュニケーションの特徴をポジティブ・ネガティブの両側面から測定する尺度の作成を試みた結果、「束縛感」「親和充足」「利便性」「気遣い」の 4 因子 23 項目を抽出した。また、柏原 (2011) は、10 代から 40 代の男女を対象に Twitter の利用行動や効用について検討し、「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 21 項目を抽出した。1 つの SNS の利用行動を扱った研究だけではなく、複数の SNS に共通した利用行動を検討した研究もおこなわれている。高橋・伊藤 (2016) は、Twitter と LINE 利用時の行動の因子構造を検討した。その結果、「一般的積極利用」「自己アピール」「敏感即応」「スルースキル」「表現法配慮」の 5 因子 36 項目が得られた。得られた 5 因子について Twitter と LINE で比較をおこなったところ、「一般的利用」「敏感即応」は LINE の方が高く、「自己アピール」「スルースキル」「表現法配慮」は Twitter の方が高いことが示された。また、黄・内野・磯部ら (2017) は、ソーシャルメディアの利用動機の因子構造を検討した。その結果、「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 項目が得られた。

このように、SNS には様々な利用目的や利用に伴うポジティブ・ネガティブな側面があることが示され、それらは SNS の種類によって使い分けられていることが明らかになっている。また、利用目的や利用に伴うポジティブ・ネガティブな面を測定する尺度の作成がおこなわれている。しかし、これらの尺度は特定の SNS の利用に関する特徴を測定するものであり、複数の SNS に共通する因子（利用行動）はあるものの、様々な SNS 利用における機能全体を扱った尺度はこれまで作成されていない。SNS の利用行動の特徴を明らかにするためには、SNS の利用行動全体を測定するツールの開発が望まれる。

そこで本研究では、SNS の利用行動を測定する項目を作成し、項目の選定をおこなう。この選定した項目を用いて因子構造を検討することを目的とする。

II. 方法

項目の作成過程 SNS の利用機能や利用動機などを測定する既存の尺度（黄・内野・磯部ら, 2017；高橋・伊藤, 2016）から項目を選定した。また、大学生 35 名（男性 18 名、女性 17 名、年齢： $M \pm SD = 19.41 \pm 5.10$ ）を対象に、Microsoft Forms を用いて、利用している SNS の使用目的、メリット、デメリットを自由記述で尋ねた。既存の尺度項目と自由記述によって収集した項目を著者 2 名と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「何となくいつも見ている」「暇つぶしのため」「気軽にできる娯楽として使っている」という項目を追加し、LINE, Twitter, Instagram, YouTube, TikTok の 5 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結果、計 39 項目の質問項目が作成された。

質問紙 作成された 39 項目からなる自記式の質問紙を用いた。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。また、フェイスシートではスマートフォンまたは PC の所持、SNS の利用の有無、利用している SNS の種類

について尋ねた。

調査対象者と調査時期 大学生 170 名（男性 95 名，女性 75 名，年齢： $M \pm SD = 19.52 \pm 1.56$ ）を対象とした。調査時期は，2021 年 7 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。

分析方法 作成された 39 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。

III. 結果

分析対象者 回答に不備があった者を除外した結果，161 名（男性 88 名，女性 73 名，年齢： $M \pm SD = 19.53 \pm 1.54$ ）が分析対象となった。

SNS の利用率 LINE の利用率は 98.76%，Twitter は 75.16%，Instagram は 68.32%，TikTok は 43.48%，YouTube は 91.93%，その他は 4.32%であった。また，5 つの SNS を利用している割合は 33.54%，4 つの SNS は 27.33%，3 つは 26.09%，2 つは 9.32%，1 つは 3.73%であった。

項目分布の確認 各項目について天井効果と床効果を検討した結果，最大値（5）を超える項目が 4 項目，最小値（1）を超える項目が 9 項目あった。しかし，この段階では項目を除外せずに分析をおこなった。

因子構造 39 項目に対して因子分析（最尤法・Promax 回転）をおこなった。その結果，固有値の減衰

状況と因子の解釈可能性から 5 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.40 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 13 項目が削除され，26 項目 5 因子構造を得た（Table1）。

内的整合性 Cronbach の α 係数は，「アピール・反応への囚われ」が.84，「投稿」が.85，「ストレス解消・暇つぶし」が.76，「知識やアイデアの獲得」は.82，「気遣い」が.76，となり，各々十分な信頼性が得られた。

IV. 考察

因子分析の結果，因子構造は異なるものの，「アピール・反応への囚われ」「投稿」「気遣い」「知識やアイデアの獲得」については高橋・伊藤（2016）および黄・内野・磯部ら（2017）と同様の結果が得られた。つまり，これらは LINE と Twitter に加えて，Instagram，TikTok，Youtube にも共通した利用行動と言える。また，新たに「ストレス解消・暇つぶし」の因子が抽出されたことから，暇つぶしのツールとして SNS を利用していることが示唆された。

複数の SNS が利用されているが，利用行動が明確なものもあれば“ながら利用”など利用目的が明確でないものもある。したがって，妥当性の検討をおこない，利用行動を包括的に測定する尺度を作成する必要があると考えられる。

Table 1 SNSの利用行動に関する因子分析結果（最尤法・Promax 回転）

第 I 因子：「アピール・反応への囚われ」（$\alpha=.84$）					
17暇であることをアピールする	.83	.08	.00	.01	.08
24体調が悪いことをアピールする	.73	.08	-.17	.06	-.05
15忙しいということをアピールする	.72	.11	.02	-.17	.06
18相手の意見が間違っただけであれば反論する	.69	-.18	.02	.12	-.13
19コメントがきたかどうかを常に確認する	.56	-.04	.07	.17	.05
26自分の日常が充実していることをアピールする	.52	.23	-.04	-.10	.15
22早く返信しなければならない衝動に駆られる	.48	-.16	.11	-.03	-.03
21コメントを素早くおこなう	.46	.05	-.04	-.02	.06
第 II 因子：「投稿」（$\alpha=.85$）					
9くだらない投稿をおこなう	.09	.79	.08	-.14	-.17
1写真や動画を投稿する	.02	.75	-.01	-.07	-.02
38興味のある趣味や話題について投稿する	-.14	.75	-.01	.17	.04
7自分の意見を投稿する	.14	.68	.00	.16	-.23
34時間帯関係なく投稿をおこなう	.04	.62	.15	-.07	.03
23不快な投稿を見ても，何事もなかったように別の話題を投稿する	-.03	.48	-.07	.15	.15
第 III 因子：「ストレス解消・暇つぶし」（$\alpha=.76$）					
4現実の仕事や勉強を忘れるため利用する	-.03	-.05	.89	-.13	.00
35現実から逃れるために利用する	.07	.06	.71	-.04	.01
39ストレス解消のために利用する	.08	-.01	.51	.33	-.04
8何となくいつも見ている	-.08	.13	.41	.04	.08
33暇つぶしのために利用する	-.05	.08	.41	.06	.02
第 IV 因子：「知識やアイデアの獲得」（$\alpha=.82$）					
11知識を得るために利用する	-.03	-.01	-.05	.80	.02
28世の中の出来事に関する，他の人の意見を知るために利用する	.09	-.04	.05	.73	.05
30他の人のアイデアを得るために利用する	-.02	.12	.00	.73	-.02
第 V 因子：「気遣い」（$\alpha=.76$）					
27連続投稿を避ける	.12	-.25	.02	.01	.76
12投稿内容が長くないようにする	.01	.25	-.04	-.12	.73
14批判や意見が分かれるような投稿をしない	.00	-.13	.05	.09	.67
31言葉づかいや表現に注意しながら投稿する	-.14	.30	.04	.14	.44

大学生の発達障害の特性をもつ人との交流行動に関する 自己効力感に影響を及ぼす要因の検討

○杉本 由衣^{*1}・武井 祐子^{*2}・池内 由子^{*2}・寺寄 正治^{*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：発達障害特性、自己効力感、4つの情報源、交流行動

問題・目的

周囲の学生による、発達障害の特性をもつ学生に対する、学習面や対人関係面に関連する支援の必要性が指摘されている(楠本・八木・広瀬, 2010, 丹治・野呂, 2014)。一方で、発達障害の特性をもつ学生とその周囲にいる学生との交流には困難さがあることも指摘されている(岡本ら, 2012)。このことから、発達障害の特性をもつ学生との交流を促進する要因の検討が必要であると考えられる。

障害の特性をもつ人との交流に影響を及ぼす要因の1つとして、交流行動に関する自己効力感が挙げられている(Fichten & Bourdon, 1986)。Bandura(1977)は、ある特定の行動に関する自己効力感に影響を及ぼす要因として、「制御体験」「代理経験」「社会的説得」「感情覚醒」の4つの情報源を提唱している。これらに着目し、交流行動に関する自己効力感を向上させる情報源を明らかにすることで、発達障害の特性をもつ人との交流行動の促進に寄与できるのではないかと考えられる。

以上のことから本研究では、発達障害の特性をもつ人との交流行動に関する自己効力感に影響を及ぼす要因として4つの情報源を取り上げ、これらが学習場面や対人関係場面での困難に関連した交流行動に関する自己効力感に、どのような影響を及ぼすのかについて検討することを目的とする。

方法

調査対象者 大学生161名に質問紙調査を実施した。

手続き 調査内容及び、倫理的配慮を口頭で説明した後、質問紙を配布、回収した。未記入や記入漏れがあったものを除く159名を分析対象者とした。分析対象者の平均年齢は20.03歳($SD=1.15$)であった。性別は男性が46名(28.9%)、女性が113名(71.1%)であった。

倫理的配慮 所属先の倫理委員会の承認を得て実施した(承認番号：21-032)。

質問紙の構成

フェイスシート 性別、年齢、所属、学年を尋ねた。

交流行動に関する自己効力感 宮崎ら(2015)が、発達障害の特性をもつ大学生への援助意識を調査するために作成した質問項目の中から、先行研究で特性をもつ学生が困る頻度が高いと報告されている、学習場面と対人関係場面に該当する項目を2項目ずつ選定した。

調査対象者には、「大学生活を送る中で、あなたは以下のような困難を抱えている学生に出会いました。その時あなたはその学生に対してどの程度、上手に関われると思いますか?」と教示した。学習場面に該当する質問項目は、「うるさい教室にいることが耐えられない学生がいます」「相手に分かりやすく話をしたり、文章にしたりする事が苦手な学生がいます」の2項目であった。対人関係場面に該当する質問項目は、「思い込みが激しく、その思い込みを自分では修正できない学生がいます」「友人や周囲の人とトラブルになることが多い学生がいます」の2項目であった。これらの項目に対して、「1. 全く上手に関われないと思う」～「4. とても上手に関われると思う」の4件法で回答を求めた。各場面において、2項目の合計得点を算出し、その場面の交流行動に関する自己効力感の得点とした。得点範囲は、2点～8点であった。

4つの情報源に接した経験 岡野(2016)が、4つの情報源に接した経験を調査するために作成した質問項目を参考に、本調査で取り上げる2つの場面に合うように修正して作成した。

調査対象者には、「あなたはこれまでに、次のような経験がどれくらいありましたか?」と教示した。質問項目は、2つの場面とも、1つの情報源につき2項目ずつ作成し、各場面8項目ずつ合計16項目であった。制御体験の項目は、「うるさい教室に居ることが耐えられない学生と、上手に関われた」等であった。代理体験の項目は、「うるさい教室に居ることが耐えられない学生と、他の人が上手に関わっている様子を見たり聞いたりした」等であった。社会的説得の項目は、「うるさい教室に居ることが耐えられない学生と、あなたなら上手に関われると言われた」等であった。感情覚醒の項目は、「うるさい教室に居ることが耐えられない学生と、気持ちを落ち着けることで上手に関わった」等であった。これらの項目に対して、「1. 全くなかった」～「4. よくあった」の4件法で回答を求めた。各場面において情報源ごとに合計得点を算出し、その場面の情報源に接した経験の得点とした。得点範囲は、2点～8点であった。

結果

1. 学習場面

1-1. 自己効力感と4つの情報源 交流行動に関する自己

効力感の平均得点は5.54($SD=1.04$)であった。

いずれの情報源に接した経験が、交流行動に関する自己効力感により強い影響を及ぼしているのかを検討するために、重回帰分析を行った。その結果、交流行動に関する自己効力感には、「感情覚醒($\beta=.31, p<.05$)」が正の影響を及ぼしていることが示された($adjR^2=.12, p=.00$)(Table 1)。

Table 1
自己効力感と4つの情報源との関連

説明変数	目的変数	
	学習場面での、交流行動に対する自己効力感	
制御体験		.18
代理経験		-.11
社会的説得		-.02
感情覚醒		.31*
$adj R^2$		.12***

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

1-2. 4つの情報源に接した経験頻度 4つの情報源に接した経験の得点は、「制御体験」は3.98($SD=1.70$)、「代理経験」は4.23($SD=1.50$)、「社会的説得」は3.99($SD=1.65$)、「感情覚醒」は3.85($SD=1.60$)であった。

4つの情報源に接した経験頻度の差を検討するために1要因の分散分析を行った。その結果、各情報源に接した経験頻度の主効果が有意であった($F(3, 474)=5.32, p<.001$)。

多重比較検定を行った結果、「代理経験」の頻度は「制御体験($p<.05$)」及び「感情覚醒($p<.001$)」の頻度よりも有意に高かった。

2. 対人関係場面

2-1. 自己効力感と4つの情報源 交流行動に関する自己効力感の平均得点は、4.01($SD=1.19$)であった。

いずれの情報源に接した経験が、交流行動に関する自己効力感により強い影響を及ぼしているのかを検討するために、重回帰分析を行った。その結果、交流行動に関する自己効力感には、「制御体験($\beta=.26, p<.05$)」が正の影響を、「代理経験($\beta=-.18, p<.05$)」が負の影響を及ぼしていることが示された($adjR^2=.25, p=.00$)(Table 2)。

Table 2
自己効力感と4つの情報源との関連

説明変数	目的変数	
	対人関係場面での、交流行動に対する自己効力感	
制御体験		.26*
代理経験		-.18*
社会的説得		.17
感情覚醒		.24
$adj R^2$		.25***

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

2-2. 4つの情報源に接した経験頻度 4つの情報源に接した経験の得点は、「制御体験」は3.87($SD=1.44$)、「代理経験」は4.02($SD=1.53$)、「社会的説得」は3.65($SD=1.59$)、「感情覚醒」は3.71($SD=1.48$)であった。

4つの情報源に接した経験頻度の差を検討するために1

要因の分散分析を行った。その結果、各情報源に接した経験頻度の主効果が有意であった($F(3, 474)=5.29, p<.001$)。

多重比較検定を行った結果、「代理経験」の頻度は「社会的説得($p<.05$)」及び「感情覚醒($p<.05$)」の頻度よりも有意に高かった。

考察

本研究の目的は、4つの情報源が、学習場面及び対人関係場面に関連した交流行動に関する自己効力感に、どのように影響を及ぼすのか検討することであった。

1. 学習場面 4つの情報源の中で、「感情覚醒」が、自己効力感の向上に有効であることが示唆された。

感情覚醒が誘発される要因の1つとして象徴的暴露が挙げられている(Bandura, 1997)。このことから、他者の交流を見聞きすることを通じて、自身の不安に直面することで次第に不安が軽減される経験を繰り返すことで、感情覚醒が向上すると考えられる。本研究では、学習場面において、「感情覚醒」よりも「代理経験」に接する頻度が高いことが示されている。よって、学習場面においては、「感情覚醒」が最も影響を受けたと考えられる。

坂野・前田(2002)は、「制御体験」が4つの情報源の中で最も、自己効力感の向上に影響を与えると述べている。しかし本研究では異なる結果が得られた。丹治・野呂(2014)は、発達障害学生に対して講義や実験実習上で支援を行った支援者は、学生よりも大学教員の方が多いことを報告している。このことから大学生は、学習場面においては、特性をもつ学生と交流する機会が少ないのではないかと考えられる。よって、本研究においても、学習場面での「制御体験」の影響が認められなかったと考えられる。

2. 対人関係場面 4つの情報源の中で、「制御体験」が、自己効力感の向上に有効であることが示唆された。一方で、他者が特性をもつ人と上手く交流する様子を見聞きした経験は、自己効力感を低下させることが示唆された。

森野ら(2011)は、失敗経験や自信喪失経験が効力感に与える影響を検討するために、自由記述を用いた調査を行った。その結果、自信喪失の要因の1つとして、他者と自分の比較が挙げられることを明らかにした。このことから、他者の特性をもつ人との上手な交流を見聞きする経験が多いと、自分には他者のような上手な交流はできないと感じる経験も増え、交流行動に関する自己効力感が低下するのではないかと考えられる。

3. 今後の課題 本研究では、「感情覚醒」の質問項目に、「制御体験」と同じ用語を使用しており、調査対象者が「感情覚醒」と「制御体験」を同様の体験と捉えて回答した可能性がある。また、特性をもつ人との交流における、調査対象者の交流の必要性を統制していなかった。つまり、調査対象者によって質問に対する捉え方が違っていった可能性があり、自己効力感に影響したと考えられることが本研究の限界であると考えられる。

陰性感情抑制傾向とセルフコンパッションが 愚痴コーピングの選択に及ぼす影響

○小川 真観子 ・ 武井 祐子 ・ 高尾 堅司 ・ 寺寄 正治

(川崎医療福祉大学大学医療福祉学研究科)(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)(川崎医療福祉大学医療福祉学部)

キーワード：愚痴，ストレスコーピング，セルフコンパッション，陰性感情抑制傾向

問題・目的

愚痴は学術的には自身の弱さや否定的感情を表出すること、愚痴の対象へ向けた攻撃性を表出すること、自分自身への励ましの手段の計3つに区分されている(伊藤・村野井・芝田, 2014)。人はネガティブな感情に対応するために愚痴を他者に伝えようとするものもあるが、愚痴の聴き手に不快感をもたらす可能性がある(伊丹・大蔵, 2014)。その点を考慮して人は感情表出を抑制しようとする側面があるのではなかろうか。

ネガティブな感情については感情表出を抑制する対象となりやすい(崔, 1996)。ネガティブな感情に対する抑制に焦点を当てた研究の一つに、樫村・岩満(2007)がある。樫村・岩満(2007)は、「怒り」「抑うつ」「不安」という因子で構成された陰性感情抑制傾向尺度を提案した。陰性感情抑制傾向尺度とは怒りや不安といった陰性感情を生起した際に、どれだけその感情を表出するのか測定する尺度である。この傾向が強い人は、愚痴をこぼしたくなるような状況に見舞われても、愚痴を言わずに自分自身で対処しようとするであろう。

愚痴は、ストレスコーピングに関する尺度の一質問項目として扱われてきた。加藤(2005)は、その一例である。失恋ストレスコーピング尺度(加藤, 2005)の第2因子である敵意因子には、愚痴に関する質問項目が含まれている。また、加藤(2008)は、対人ストレスコーピング尺度の下位尺度の再現性について失恋コーピング尺度を用いて検討しており、敵意因子がネガティブ関係コーピングの構成概念として内包されていることを確認した。このことから、愚痴は対人ストレスコーピングのうちのネガティブ関係コーピングの一部であると考えられる。

しかし、ネガティブ関係コーピング尺度(加藤, 2000)の項目はストレスサとなる対象に直接働きかける内容で構成されている。一方で、愚痴はストレスサとなる対象に直接的に働きかける行為ではない。そのため、愚痴は一般的なネガティブ関係コーピングとは異なった性質を有する可能性があると考えられる。以上の理由で、本研究において愚痴と一般的なネガティブ関係コーピングとを区別するため、愚痴による対人ストレスコーピングを愚痴コーピングと称する。

ところで、愚痴は何らかの理由によって生起するこ

とが多く、苦痛が生じた際に生起するが一般的である。苦痛に感じたとしてもそれは自分だけに限ったことではないと考え、苦痛の原因となっている問題を解決しようとするために愚痴が生じないことが考えられる。この点を踏まえると、自身が感じた苦痛に対してどのように対応していくのかによって、愚痴コーピングの発生頻度に違いが確認される可能性がある。

自己への関わり方に関する概念の一つに、セルフコンパッションがある。セルフコンパッションとは、精神的につらい状況において、自己に生じた苦痛をありのまま受け入れ、その苦痛を緩和させるように自己に対して思いやりを持って関わることである(Neff, 2011 石村・樫村訳 2014)。宮川・谷口(2018)は就職活動における不採用への対処について検討しており、セルフコンパッションの高い人ほど不採用が自己に及ぼす影響を過剰に高く評価しないことを報告している。つまり同一の出来事を経験したとしても、セルフコンパッションの程度によって自己への関わり方、捉え方が異なることが明らかとなっている。

上述の通り、陰性感情抑制傾向とセルフコンパッションは、愚痴コーピングを規定する要因として考えられる。ところが、愚痴に関する分類や愚痴のカタルシス効果、ストレスコーピングとしての機能については研究が行われてきたが、陰性感情抑制傾向とセルフコンパッションと愚痴コーピングとの関連については検討はなされていない。そこで、本研究では陰性感情抑制傾向とセルフコンパッションが愚痴コーピングに及ぼす影響について検討する。

方法

調査の手続き

調査対象者 大学生 141 名(男性 49 名, 女性 91 名, 無記入 1 名)を対象として質問紙調査を行った。平均年齢は 19.03 歳($SD=0.96$)であった。

倫理的配慮 所属先の倫理委員会の承認(承認番号: 21-018)を得て行った。

主な質問項目(年齢及び性別などの属性項目以外) 愚痴に関する尺度項目はシナリオに沿った愚痴コーピング項目を伊藤・村野井・芝田(2008)を基に作成した。また、作成した愚痴コーピング項目の信頼性を測定するため、既存のネガティブ関係コーピング項目(加藤, 2000)を用いた。それぞれの項目は 4 件法で回答を求

めた。セルフコンパッションの程度については宮川・谷口 (2016) を使用した。計 8 問で 1 問につき最大 2 点であるため、得点範囲は 0 点から 16 点であった。陰性感情を抑制する傾向は、樫村・岩満 (2007) を用いて 4 件法で回答を求めた。また、愚痴が生じる場面を想定したシナリオを用意した。調査対象者が大学生であったため、大学生にとって身近な状況として、アルバイトを例にそこでの失敗を想定したシナリオ (註釈参照) を作成した。シナリオを読んだ回答者がその立場になった時に愚痴を生じやすいよう、伊藤・村野井・芝田 (2014) の研究を参考に怒りや不安が生起されるようなシナリオを作成した。そのシナリオを読んだ際に、回答者がどの程度、どのような感情が生じたかを測定するため、感情・覚醒チェックリスト (織田・高野・阿部・菊池, 2015) を使用した。さらに、シナリオの登場人物である A を自らの立場に置き換えた上で、愚痴コーピング項目をはじめとするネガティブ関係コーピング尺度に回答するよう求めた。

結果

愚痴コーピング選択への影響を確認するため、セルフコンパッション得点と陰性感情抑制傾向の怒り抑制、不安抑制、抑うつ抑制、セルフコンパッションとそれぞれの陰性感情抑制傾向の交互作用を説明変数、愚痴コーピングを目的変数として階層的重回帰分析を行った (Table 1)。Step1 から Step4 のどれも有意な結果は得られなかった (Table1)。

さらに、どの感情が生じた際に愚痴コーピングを使用するのかを確認するため、感情覚醒チェックリストの項目の一部を用いて階層的重回帰分析を行った。セルフコンパッション得点と感情覚醒チェックリストの怒り、嫌悪、恐怖、セルフコンパッションとそれぞれの感情との交互作用を説明変数、愚痴コーピングを目的変数とする階層的重回帰分析を行った (Table 2)。Step1 は説明変数の主効果を投入したところ、怒りにおいて統計的に有意な効果が確認された。それ以降に順次投入した説明変数については、統計的に有意な効果は確認されなかった。

考察

階層的重回帰分析の結果、セルフコンパッションと陰性感情抑制傾向、さらにその交互作用項は愚痴コー

ピングを説明しないことが確認された。この結果から、愚痴コーピングの選択には陰性感情抑制傾向やセルフコンパッションとは異なる変数による影響を受けていることが考えられる。

さらなる階層的重回帰分析の結果、怒りの感情の生起が愚痴コーピングの選択に影響を与えていることが明らかとなった。怒り感情によって、愚痴コーピングの選択に差異が生じると言えるだろう。怒りの感情による愚痴の生起は伊藤ら (2014) による分類の攻撃性の表出と一致する。

本研究は、シナリオ上のストレス場面に遭遇した際の愚痴コーピングの選択について検討した。愚痴は、愚痴の直接的な原因となった者以外の第三者に向けることがあるため、状況次第では怒りを生起した後に直ちに愚痴コーピングを選択することができない。そのため、必然的に愚痴コーピングを選択するまでに時間を要する。本研究の分析結果は、愚痴コーピングに及ぶまでの間、怒りによる効果が比較的長期的に維持されることを示すのかについては、検討の余地が残されている。また、本研究においては怒り以外の感情については愚痴コーピングを規定していなかったが、それらが実質的に規定しないのか、それともタイムラグが生じる間にその効果が低減するかについても検討の余地が残されている。

註釈

A さんは飲食店でアルバイトをしており、主に配膳の仕事をしています。A さんがアルバイトをしている店には、アルバイトを始めた B さんがいます。B さんは、新しくアルバイトを始めたばかりで、まだ仕事内容を十分に理解していません。ある日、A さんは B さんと同じ時間のシフトでした。A さんは、店長から B さんのフォローをするよう命じられました。B さんのフォローをしながら働いていた A さんですが、その日はお客さんも多く、A さんはうっかり B さんに伝えるべきことを失念しました。そのことから、B さんにお客さんや店長から怒られるというつらい思いをさせてしまいました。その結果、B さんから「ちゃんと言ってよ!」と言わんばかりの目で睨みつけられてしまいました。そのほか、A さんはいつもならないようなミスを連発してしまいました。

Table 1
愚痴についての階層的重回帰分析の結果

変数名	Step1		Step2		Step3		Step4	
	b	SE	b	SE	b	SE	b	SE
切片	13.33	0.31	13.33	0.31	13.41	0.32	13.40	0.32
SC得点	-0.12	0.09	-0.12	0.09	-0.13	0.09	-0.13	0.09
怒り抑制	0.03	0.09	0.03	0.09	0.03	0.09	0.03	0.09
不安抑制	-0.02	0.08	-0.02	0.08	-0.02	0.08	-0.02	0.08
抑うつ抑制	-0.05	0.08	-0.05	0.08	-0.04	0.08	-0.05	0.09
SC得点*怒り抑制			0.00	0.02	-0.01	0.02	-0.01	0.02
SC得点*不安抑制					0.02	0.02	0.02	0.02
SC得点*抑うつ抑制							0.01	0.02
R^2	.02		.02		.03		.03	
ΔR^2	.02		.00		.01		.00	

Table 2
セルフコンパッションと生じた感情についての階層的重回帰分析の結果

変数名	Step1		Step2		Step3		Step4	
	b	SE	b	SE	b	SE	b	SE
切片	13.33 **	0.27	13.27 **	0.27	13.17 **	0.27	13.18 **	0.29
SC得点	-0.02	0.08	0.00	0.08	-0.01	0.08	-0.01	0.08
怒り	0.44 **	0.10	0.44 **	0.10	0.42 **	0.10	0.42 **	0.10
嫌悪	0.03	0.14	0.00	0.14	0.03	0.14	0.03	0.14
恐怖	0.12	0.09	0.17	0.10	0.17	0.09	0.17	0.10
SC得点*怒り			-0.05	0.02	-0.01	0.03	-0.01	0.03
SC得点*嫌悪					-0.07	0.04	-0.07	0.04
SC得点*恐怖							0.00	0.03
R^2	.22**		.24**		.26**		.26**	
ΔR^2	.22**		.03		.02		.00	

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

幼児期における気質と社会情動的発達に関連に対する 愛着安定性の調整効果

清水光弘

(放送大学岡山学習センター)

キーワード：社会情動的発達，気質，愛着

問題と目的

子どもの社会情動的発達に寄与する主要な要因は、子どもの気質と親による養育である。気質は *effortful control* (EC)、否定的情動性 (NA)、高潮性 (*surgency*) の3因子から構成される (Rothbart, 2011)。適度な EC はその後の良好な社会情動的発達を予測する。一方、低水準 EC、高水準 NA、高水準高潮性は外在化行動問題 (攻撃性、過活動) を、低水準 EC、高水準 NA、低水準高潮性は内在化行動問題 (不満／怒り、不安、撤退) を予測する。これらは幼児期から顕在化し始める。

もっとも研究されている養育特性は敏感な応答性と、その結果としての愛着安定性である。発達早期の愛着安定性の個人差は、子どものその後の社会情動的発達に対して持続的な影響を及ぼすと仮定されている (Bowlby, 1969/1982)。安定型児は不安定型児に比べて、児童期から青年期にかけて高い社会的コンピテンスと少ない外在化・内在化問題を示す (Madigan et al., 2016)。しかし、早期愛着が発達の帰結に対して主効果として作用するという単純なモデルは否定されている。すなわち、帰結の予測は早期愛着の質が養育の他の指標によって補われるときに促進される (Sroufe et al., 2005)。たとえば、Kochanska & Kim (2012) は、児童期の帰結を予測するために、トドラー期の愛着 (調整変数)、幼児期の気質 (予測変数) と母親によるしつけ方略 (媒介変数) を投入した複雑なモデルを用いた。

体質的生物学的基盤をもつ気質と社会情動的側面に関する発達の帰結には明確な関連が見出されている。このことと関連して、気質が養育のあり方に影響するという結果も示されている。しかし、影響のしかたに関する結果は一定ではない。その理由として、母親による気質の認識と母親の養育ストレスの強度が指摘されている (Dalimonte-Merckling & Brophy-Herb, 2019)。このように、社会情動的発達の予測において、愛着と気質は重要な変数ではあるが、それぞれが主効果として帰結を予測するのではなく、相互に関連しながら予測するというモデルを設定しなければならない。

このように、社会情動的発達に対する愛着の重要性が認められているにもかかわらず、愛着の測定には厳

密な条件 (米国における訓練と資格取得) が設定されているために、わが国では愛着の標準化された測定法を用いた研究が極めて少ない。青木他 (2011) はこの状況を打開するために、愛着測定尺度を作成した。本研究の目的は、社会情動的発達が主要な発達課題となる幼児を対象として、この尺度を用いて愛着安定性を測定し、これと気質 (この領域で多く用いられている EC と NA) と社会情動的発達との関連を明らかにすることである。さらに、社会情動的発達帰結として行動問題という否定的側面だけでなく肯定的側面も測定し、変数間のより広範な関連を明らかにする。高い愛着安定性は向社会性と外在化・内在化問題に対する EC/NA の効果をそれぞれ促進／抑制すると予測した。

方法

対象者 対象者は岡山県下の4保育所と1幼稚園に通う幼児 (平均月齢 = 45.56, $SD = 4.34$, 範囲: 38 - 54) の保護者 100 名 (母親 94.00%) であった。質問紙の配布数は 158 通であった (有効回答率 63.29%)。

質問紙 社会情動的発達、気質、愛着安定性の指標として、子どもの強さと困難さアンケート (SDQ: 厚労省 HP)、幼児用気質質問紙日本語短縮改訂版 (CBQ 短縮改訂版: 草薙・星, 2017)、短縮版愛着行動チェックリスト (SABCL: 青木他, 2011) を用いた。

SDQ は情緒、行為、不注意・多動性、仲間関係、向社会性の5下位尺度から構成される。情緒と仲間関係、行為と不注意・多動性はそれぞれ内在化問題と外在化問題にまとめられる。CBQ 短縮改訂版については、3下位尺度の中から、数多くの社会情動的発達との関連が検討されている EC と NA を用いた。SABCL は、こころの理解、非安全のアタッチメント、安全基地の3下位尺度から構成され、合計得点が愛着安定性を示す。

結果

有効回答のうち性別の未回答が 23.00% と多数であったことから、性差に関する分析を控えた。

各尺度の基本統計量を表1に示す。SDQ の内在化問題と SABCL の α 係数が低かった。結果の読み取りに

においては慎重さを要する。表2に各尺度間の相関係数を示す。NAと向社会性、ECに関連がなかったことを除いて、各尺度間に先行研究の結果と合致する弱いあるいは中程度の関連が見られた。

表1 各尺度の基本統計量

	得点範囲	平均値	SD	α 係数
SDQ				
向社会性	5-15	11.28	2.33	.79
外在化問題	10-30	15.94	3.21	.71
内在化問題	10-30	13.49	2.24	.51
CBQ 短縮版				
EC	30-210	157.46	19.89	.81
NA	32-224	113.08	27.85	.87
SABCL				
全体	12-60	47.71	5.06	.55
心の理解	4-20	18.00	1.98	.57
非安全愛着	4-20	14.00	3.40	.62
安全基地	4-20	15.71	2.57	.46

表2 各尺度間の相関係数

	向社会性	外在化問題	内在化問題	EC	NA
向社会性	—				
外在化問題	-.42**	—			
内在化問題	-.35**	.39**	—		
EC	.52**	-.55**	-.38**	—	
NA	-.03	.29**	.33**	.06	—
愛着安定性	.43**	-.53**	-.33**	.53**	-.38**

** $p < .01$

気質と社会情動的発達の関連に対する愛着安定性の調整効果を、 $SDQ = b_0 + b_1 \text{ 気質} + b_2 \text{ 愛着安定性} + b_3 \text{ 気質} \times \text{愛着安定性} + \text{誤差}$ のモデル式によって調べた。SDQと気質にそれぞれ3項目と2項目の得点を用いた6モデルを分析した結果、表3に示す変数の組合せにおいて愛着安定性の調整効果が見られた。交互作用項が有意でなかったモデルでは、向社会性に対してEC ($\beta = .45$)、外在化問題に対して愛着安定性 ($\beta = -.43$)、内在化問題に対してECとNA ($\beta = -.36, .29$)の主効果がそれぞれ見られた ($p < .01$)。

表3 SDQを基準変数とした重回帰分析の結果

説明変数	b	SE	95%CI	β
向社会性				
NA	0.007	0.008	[-0.009, 0.023]	.08
愛着安定性	0.156**	0.038	[0.081, 0.232]	.40
NA × 愛着安定性	-0.003*	0.002	[-0.007, 0.000]	-.19
Adj $R^2 = .176, F(3, 96) = 8.02^{**}$				
外在化問題				
EC	-0.073**	0.016	[-0.105, -0.041]	-.45
愛着安定性	-0.196**	0.059	[-0.312, -0.079]	-.36
EC × 愛着安定性	-0.005**	0.001	[-0.008, -0.002]	-.30
Adj $R^2 = .372, F(3, 96) = 20.54^{**}$				

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

調整効果の単純傾き分析の結果を図1に示す。愛着安定性高群ではNAが高くなっても向社会性が低下しなかった ($b = -0.014, p = .31$)。予測に反して、低群では向社会性が上昇した ($b = 0.027, p = .03$) (図1左)。さらに、ECが高くなると外在化問題は低下するが、その程度は愛着安定性低群 ($b = -0.046, p < .01$) より高群 ($b = -0.101, p < .01$) において大きかった (図1右)。

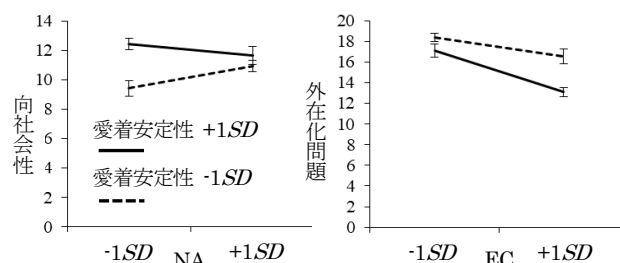


図1 単純傾き分析の結果 エラーバーはSEを示す。

考察

相関分析の結果は、ECと愛着安定性と社会情動的発達の予測を支持する関連を示した。高水準ECは刺激に対する即座の反応を抑制し、状況に適した反応を促進する。さらに、愛着安定性は自己、他者、外界に対する安心感を育む。これらの特徴が向社会性を生じさせ、外在化・内在化問題を抑制していると考えられる。

重回帰分析では、愛着安定性の調整効果が有意ではない場合であっても、向社会性に対してECだけが寄与し、愛着安定性の寄与がなくなることがあった。さらに、外在化問題に対しては、NAの寄与はなく愛着安定性が問題程度の減少に寄与していた。これらのことから、複数の予測変数を組合せ、他の変数の影響を統制した結果を予測する分析の必要性がうかがえる。

調整効果の結果は、愛着安定性はNAの影響を肯定的な方向に補償することを示し、予測が支持された。ECと愛着安定性が相互作用して外在化問題を低下させることも、予測に合致する結果である。

本研究のデータは、幼児期における各変数間の共時的な関連を示しているだけであり、経時的に発達の帰結を予測していない。これが本研究の制約である。

引用文献 (一部)

- 青木 豊他 (2011). 短縮版アタッチメント行動チェックリストの作成とその信頼性・妥当性の検討 明治安田こころの健康財団研究助成論文集 47, 48-55
- 草薙 恵美子・星 信子 (2017). 幼児用気質質問紙日本語短縮版の改訂 國學院大學北海道短期大学部紀要 34, 39-53.

SDQ Information for researchers and professionals about the Strengths and Difficulties Questionnaire.
<http://www.sdqinfo.com/>

教室復帰に必要な友人サポートの検討

—中学生・高校生時代に別室登校経験を持つ大学生の例—

○安原 直見 ・ 進藤 貴子

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)

キーワード：不登校 別室登校 友人関係 中学生

問題

文部科学省(2020)の児童生徒の問題行動等の調査結果では、中学生の不登校の生徒は1998年に初めて10万人を超えてから現在まで10万人前後という高い水準で推移している。2021年度はさらに出現率が高くなり、新型コロナウイルスの影響と言われている。年間90日以上長期にわたって欠席する者も中学生の不登校の半数以上を占め、自宅に引きこもってしまう者もある。その一方で、保健室登校、別室登校、放課後登校など、学校とのつながりを保っている不登校傾向の児童・生徒もいる。不登校への支援について、文部科学省(2019)の通知では、登校のみを目標とせず多様な学びの場を認めることや、不登校の積極的な意味を認める新しい方向性を打ち出した。不登校生徒に合わせた学習環境の確保を行い学校に行けなくても学習に支障が出ないようにサポートし社会的自立を促すことを目的として支援を行うこととしている。そして、不登校の児童生徒が登校してきた時には、温かい雰囲気迎え入れ、相談室登校なども活用して徐々に学校生活へ適応していけるような工夫が重要であるとしている。文科省の調査では、指導によってその年度に学校復帰を叶えた不登校児童生徒は約22%に過ぎないが、その可能性を探ることは教育の保証にもつながるであろう。

教室復帰にあたっては、教師のサポートだけでなく、友人とのつながりが不可欠である。不登校教育研究所(2016)は、不登校生徒の教室復帰を助けるために「教室以外の授業に参加する」「教室で給食、ホームルームに参加」など7つのステップが考えられることを挙げている。そのうちの2ステップに友人関係に関する項目が含まれている。具体的には、「面倒見の良いクラスメイトと過ごす」(第2ステップ)、「友達を1人ずつ増やし、3人にする」(第3ステップ)という項目である。学校に来られるようになると、クラスの仲が良い友人を通じてクラスの雰囲気を知り、教室に徐々に復帰するという流れである。

朝日・青木(2010)の研究では、特定の友人と仲良しの関係にあるという親密性体験の認識が、思春期の自己効力感や安心感につながるとされている。谷口・浦(2003)は、個人の発達段階の発展ならびに友人関

係自体の進展があることにより、友人関係におけるサポートの互惠性が、精神的健康と関連を持つようになる」と述べられている。

田邊・鶴田(2017)では、中学生の友人関係について、女子は深いレベルの自己開示や愛着、援助を伴う親密で信頼のおける関係に価値を置いているが、男子は楽しい事が重要だと考えているとしている。また、信頼のおける関係とは、自身と他者の両者が安心して考えや思いを表現でき、かつ、それを共有できる関係であると述べている。粕谷(2013)は、友人について知っていることが多いほど、学校適応が良好である傾向が明らかになったと述べている。また、一定の自己開示があることが、友人についてより多く知り合う関係性を促進し、学校適応を支えている可能性が考えられると述べている。地井(2010)は、男子は実質的な友人の少なさと友人を作ることの拒否感が、女子では、他者と接する際の心理的な葛藤が、それぞれ登校嫌悪感につながっているとしている。

五十嵐(2009)は中学生に質問紙調査を行い、友人サポートの影響によりいろいろなタイプの不登校傾向が軽減することを示している。4つの不登校傾向タイプすべてにおいて、友人からの情緒的サポートや情動的サポートの効果が有意であった。

伊藤(2009)は中学校で不登校を経験した生徒が多いチャレンジスクールと高等専修学校でインタビュー調査をおこなっている。そこでは、それぞれの学校に通い続けることができた要因として、友人の存在、教師の存在、部活動があったことが見出され、どの生徒も特に友人関係に支えられたと強調していたことが述べられている。こうした友人との関係性は学校へ通えなかったことの「痛み」の共有が基盤となる可能性が示唆されている。また、「痛み」に共感することから、悩みを抱えた生徒への友人同士のサポートや、他者に嫌な思いをさせないような配慮がある環境が生まれると述べられている。

別室登校経験や、不登校経験者にとって友人関係は大切な役割があるとされている。しかし、具体的に友人とどのような関わりがあったか、その関わりによってどのように教室復帰できたかに焦点を当てた研究は少ない。そこで、本研究では実際に別室登

校を経験した大学生から当時の体験を聞き友人のどのような関わりが支えとなったのかを明らかにすることを目的とし調査を行う。

目的

実際に別室登校を経験した人はどのような友人関係を築き、友人のサポートがどの程度あったか、それがどのように教室復帰に関係したのか、具体的な調査をおこない、教室復帰に有効な友人関係の詳細な内容を検討する。

また不登校生徒にはスクールカウンセラー、養護教諭などの個別支援を行う職種に関わる人が多い。実際の教育場でスクールカウンセラー、養護教諭による疑似的友人関係の形成を不登校生徒の教室復帰支援に活かすことができるという展望のもと研究を行う。

方法

中学生時代に別室登校を経験し現在大学に通学できている大学生を募集し、調査協力の申し出があった女性2名に半構造化面接による約1時間のインタビュー調査を行った。インタビューでは友人の良かった関わり、良くなかった関わり、教員の良かった関わり、良くなかった関わりについて聞き取った。新型コロナウイルス感染防御を徹底し、プライバシーが守られる場所で、同意に基づき IC レコーダーで内容を録音しながら行った。Microsoft Word 2010 を使用して逐語録を作成した。

調査は本学倫理委員会の承認を得て行った。(承認番号：21-045)。

結果

2名の調査対象者をAさんとBさんとする。Aさんは大学1年生で、高校生時に学習のペースについて行けず保健室登校していたが中退し、全日制高校へ再入学している。Bさんは大学2年生で、授業中の発表に不安があり発表回避のために保健室に退避されていた方である。

① 友人の良かった関わり

Aさんは友人に、学校に行きたくないといった際、気が楽になる言葉をかけてくれたことが良かったと語られた。また、その友人について、「周りの人とは気の使い方が違う」という事や「一緒にずっと居ても飽きないっていうか、疲れない」と語った。そして、Aさんが嫌な事を言われた際、その友人は「私以上に怒ってくれた」と話した。

Bさんは、話を聞いてくれたことと、友人が「自分の出来事伝えてくれたり」、「一緒に居てくれるっていうのが一番大きいんです」と語った。

② 友人の良くなかった関わり

Aさんは、「学校おいでとか、なんで来んのん？」息

抜きに遊びに行っても、「なんで遊びに行くのに学校来んのん？」と言われたことと語った。また、「全然学校に行っていないのに何でしんどいん？」と言われ、「分からん人にはわからん感情なんだろうな」と感じた事を話した。

Bさんは、「偏見すぎることとか、周りの考え方を受け入れようとしない子」と語った。

③ 教員の良かった関り

Aさんは、教科担任の先生が「いつも通り普通に接してくれたのが嬉しかった」「変に特別扱いされていない感じがすごい気が楽でした」と語った。

Bさんは、保健室の先生が、特に理由も聞かず、保健室に居させてくれたことと語った。

④ 教員の良くなかった関り

Aさんは、保健室の先生から「授業戻れる？次何の授業？」と教室に戻れと促されたことと語った。

Bさんは、「できないことを無理やりやらせてくる」「柔軟性が無いお堅い先生」が苦手であると語った。

今後の分析予定は、上記の4つそれぞれの移り変わりを、別室登校を行っていた時期から登校できるようになった時期にまとめる。そこから、どのようなかわりが別室登校から復帰する際に役立ったかを図表にし、明らかにしていく。

考察

本研究の結果から友人の関わりについては、親密で、お互いの事を理解している友人との関わりが良かったと話されていた。逆に良くない関わりとしては、不登校や別室登校に理解を示してもらえなかったという体験が語られていた。このことは、朝日・青木(2010)や粕谷(2013)等の先行研究と一致する。教員の良かった関わりについては、登校刺激を与えない関わりや、普段と変わらず接してくれたことが良かったと語られた。良くない関わりは、登校刺激を与え続けてくることや、できないことをさせてくる関わりなどが挙げられた。また、不登校に理解を示してもらえなかったことも挙げられていた。これらのことから、不登校生徒には、不登校に理解のある親しい友人の関わりが、良い影響を与えるのではないかと考えられる。教職員の関わりとしては、不登校や別室登校に理解を持ち、無理強いせず、生徒の気持ちを汲み取りながら見守る関わりが必要となるのではないかと考えた。

引用文献

伊藤秀樹(2009). 不登校経験者への登校支援とその課題—チャレンジスクール、高等専修学校の事例から— 教育社会学研究, 84 207-225.

大会発表奨励賞受賞者（発表番号順）

受賞者

発表番号 7

題目：歩行時のスマートフォン使用を抑制する心理的規定因

発表者：難波 志帆（川崎医療福祉大学大学院）

高尾 堅司（川崎医療福祉大学）

水子 学（川崎医療福祉大学）

発表番号 11

題目：時間的態度・時間的頻度・時間的志向性が抑うつ傾向に及ぼす影響

発表者：張 澤（岡山大学）

堀内 孝（岡山大学）

岡山心理学会第 69 回大会発表論文集

編集 〒 700-0005

岡山県岡山市北区理大町 1-1

岡山理科大学

第 69 回大会実行委員会

委員長 中島 弘徳（岡山理科大学教職支援センター）

事務局 小林 昇光（岡山理科大学教職支援センター）

福田 博人（岡山理科大学教職支援センター）

委員 鉄川 大健（岡山理科大学健康管理課）

高山 美佐子（岡山理科大学健康管理課）

〒 716-8508

岡山県高梁市伊賀町 8

吉備国際大学

岡山心理学会事務局