

岡山心理学会

第 68 回大会発表論文集

2020 年（令和 2 年）12 月 12 日（土）～12 月 22 日（火）

開催方法：Web 開催
(大会ホームページ内特設サイトにおける発表および大会参加)

主催校：吉備国際大学

目次

研究発表

(発表者氏名の★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

統制的動機づけはアルバイトの疲労感を予測するか？ (2)

ー在日外国人留学生のアルバイト活動に関する分析ー 1

○閻 琳 (立命館大学)

堀内 孝 (岡山大学)

☆発表番号 2

日本人の信仰心と時間割引の関連についての検討 3

○福本 真 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

水子 学 (川崎医療福祉大学)

中西 大輔 (広島修道大学)

志和 資朗 (広島修道大学)

☆発表番号 3

大学生の自己効力感と時間的展望が職業未決定に及ぼす影響 5

○山岡 大聖 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

谷原 弘之 (川崎医療福祉大学)

志和 資朗 (広島修道大学)

☆発表番号 4

オノマトペの使用が児童の感情理解および物語想起に及ぼす影響 7

○山崎 玲奈 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

武井 祐子 (川崎医療福祉大学)

寺寄 正治 (川崎医療福祉大学)

岡野 維新 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 5

愛着スタイルが対人場面における情動生起に及ぼす影響 9

○直井 莉央 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

武井 祐子 (川崎医療福祉大学)

寺寄 正治 (川崎医療福祉大学)

門田 昌子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 6

自閉症に関する知識が友人関係に対する認識に及ぼす影響・・・・・・・・・・ 11

○杉本 由衣 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

武井 祐子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

池内 由子 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

☆発表番号 7

LINE によるカウンセラーの反応がクライアントの感情及び継続意図に与える影響・・・・・・・・ 13

○西川 瑞穂 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

保野 孝弘 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

発表番号 8

独居高齢者の自己開示と孤独感の関連・・・・・・・・・・・・・・・・ 15

○福島花乃香 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 9

傍観者の援助抑制に対する傍観者効果の知識の効用の検討

一内的過程に着目して・・・・・・・・・・・・・・・・ 17

○三田 昌子 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

☆発表番号 10

多重感覚環境におけるバブルチューブを見る活動が知的障害生徒及び健常生徒の

生理的指標に及ぼす効果・・・・・・・・・・・・・・・・ 19

○藤澤 憲 (兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科)

発表番号 11

教育から見た多重感覚環境の定義に関する検討・・・・・・・・・・ 21

○藤澤 憲 (兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科)

発表番号 12

他者存在が意思決定に与える影響 ―事象関連電位 (ERP) を用いた研究―・・・・・・ 23

○坂本 蓮 (吉備国際大学心理学部心理学科)

橋本 翠 (吉備国際大学心理学部心理学科)

発表番号 13

ファン態度とファンとしての問題行動の関連性・・・・・・・・・・ 25

○杉原まるみ (川崎医療福祉大学)

発表番号 14

自傷傾向者は非科学説を信じないのか

—HSP 傾向者及び強迫傾向者が持つ信念との比較を通して— 27

○川内三奈美 (吉備国際大学大学院心理学研究科)

土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

☆発表番号 15

POMS 短縮版と自傷行為尺度における年間の得点推移 29

○原 侑希 (吉備国際大学心理学部心理学科)

川内三奈美 (吉備国際大学大学院心理学研究科)

土居 正人 (吉備国際大学心理学部心理学科)

発表番号 16

TUPI-J 性格尺度による自傷傾向者の性格の検討 境界性傾向性格と解離症傾向性格との比較 . . 31

○西村 直起 (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 17

親への愛着と友人関係の満足感が中学生時の不登校傾向と登校行動に及ぼす影響 33

○安原 直見 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

進藤 貴子 (川崎医療福祉大学)

発表番号 18

アートセラピー体験が心理状態に及ぼす影響 —作品鑑賞と制作を通して— 35

○日下部あゆみ (吉備国際大学心理学部心理学科)

大野 颯斗 (吉備国際大学心理学部心理学科)

藤原 直子 (吉備国際大学心理学部心理学科)

☆発表番号 19

乳幼児の養育者における自己注目傾向が被援助志向性を介して育児不安に与える影響 37

○難波 佑気 (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 20

所属集団に対する同一視及び自身の貢献感が愚痴の傾聴意図に及ぼす影響 39

○小川 真観子 (川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻)

高尾 堅司 (川崎医療福祉大学医療福祉学部)

☆発表番号 21

高校生におけるスマートフォン依存傾向が時間管理を媒介して先延ばし行動に与える影響・・・41

○難波 菜摘（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 22

発表取り下げ

☆発表番号 23

大学生における家族関係と自己効力感がコミュニケーション・スキルに及ぼす影響の検討・・・43

○秋山依乃里（川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻）

谷原 弘之（川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科）

☆発表番号 24

建設業従事者の職業性ストレス及び ワーク・ファミリー・コンフリクトとの関係について・・・45

○安田 昌平（川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻）

谷原 弘之（川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科）

発表番号 25

家族・友人・他者に対する過剰適応と利他行動の組み合わせにおける精神的健康の相違・・・47

○河合 瑞月（川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻）

保野 孝弘（川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科）

発表番号 26

職種によるストレスの違いがストレス反応とコーピングに及ぼす影響・・・・・・・・・・49

○篠原 有貴（川崎医療福祉大学大学院医療福祉学研究科臨床心理学専攻）

武井 祐子（川崎医療福祉大学）

大会発表奨励賞

大会発表奨励賞受賞者・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・51

統制的動機づけはアルバイトの疲労感を予測するか？ (2)

—在日外国人留学生のアルバイト活動に関する分析—

○ 閻 琳¹・堀内 孝²

(立命館大学¹・岡山大学²)

キーワード：在日外国人留学生，アルバイト活動，動機づけスタイル，職務満足感，疲労感

問題・目的

自己決定理論 (Self-determination theory: Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000) とは、内発的動機づけと外発的動機づけを自己決定性の程度という連続帯上で統合して捉える理論である (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000)。すなわち、自己決定理論では、内発的動機づけを内発的調整という最も自己決定性の高い段階に位置づけ、外発的動機づけを自己決定的な順に、統制的調整、同一化的調整、取り入的調整、外的調整と分類している。近年、自己決定理論は精神的健康や適応的な心理状態を予測する理論として注目されており、より自己決定的に動機づけられた行動は適応的な結果をもたらすことが明らかにされている (永作・新井, 2005; 岡田, 2005)。

閻・堀内 (2017, 2018, 2019) は、自己決定理論に立脚し、在日外国人留学生のアルバイト活動に関する一連の研究を行っている。閻・堀内 (2018) では、動機づけの上位概念を捉えるため、内発的調整と統制的調整、同一化的調整からなる「自律的な動機づけ」の得点、外的調整と取り入的調整からなる「統制的な動機づけ」の得点を算出した。また、自律的な動機づけでアルバイト活動に従事する留学生であるほど、より高い職務満足感をもたらす一方で、統制的な動機づけでアルバイト活動に従事している留学生であるほど、職務満足感が低く、疲労感が高くなることが見出されている (閻・堀内, 2018)。

ところで、実際の個人の中にはある活動に対して複数の動機づけが存在し、それらの動機づけの組み合わせで行動が生起していると考えられる。たとえば、岡田・中谷 (2006) では、大学生用学習動機づけ尺度の4つの下位尺度得点をクラスター分析することにより、高動機づけスタイル、自律スタイル、取り入れ・外的スタイル、低動機づけスタイルという4つの動機づけスタイルを見出している。そして、動機づけスタイルによって課題への興味のあり方や課題遂行中の不安が異なることが示されている。したがって、在日外国人留学生のアルバイト活動においても、動機づけスタイルの種類によって、職務満足感や疲労感が異なる可能性が指摘される。本研究の目的は、アルバイト動機づけ尺度の5因子を基にクラスター分析を行うことによ

て個人の動機づけスタイルを分類すると同時に、どの動機づけスタイルに属する人々の職務満足感が高く、あるいは、どの動機づけスタイルに属する人々の疲労感が低いのかについて明らかにすることである。

方 法

調査協力者および手続き 日本語学校および専門学校に在籍する外国人留学生を対象に、講義時間中に集団調査を行った。有効回答者 202 名 (男性 118 名、女性 82 名、無回答 2 名、年齢 $M=22.54$ 歳 ($SD=3.17$)) を分析対象とした。

調査内容 (1) アルバイト動機づけ尺度 (閻・堀内, 2017)。(2) 心理的ストレス反応尺度 (小杉他, 2004) における「疲労」因子。(3) 職務満足感尺度 (全体的職務満足感尺度 (田中, 1997) を基にアルバイト活動用に改変して用いた。)(4) フェイスシート (5) その他。

なお、質問紙には自己効力感を測定する尺度も含まれているが、本発表では結果の報告は割愛する。

結果と考察

1. アルバイト動機づけの自己決定性と職務満足感、疲労感との関連

(1) 下位尺度毎に項目の加算平均を下位尺度得点として算出した (Table 1)。各変数間の相関を求めたところ、「職務満足感」に関しては、内発的調整 ($r=.46, p<.01$)、統制的調整 ($r=.22, p<.01$)、同一化的調整 ($r=.28, p<.01$) との間に正の相関が見られた。また、「疲労感」に関しては、内発的調整 ($r=-.17, p<.05$) と負の相関、外的調整 ($r=.29, p<.01$) と正の相関が示された。

Table 1. 各下位尺度の記述統計量および相関係数 ($N=202$)

尺度	M (SD)	1	2	3	4	5	6	7
1. 内発的調整	3.31 (1.35)	—						
2. 統制的調整	3.85 (1.20)	.37 **	—					
3. 同一化的調整	4.76 (0.99)	.23 **	.23 **	—				
4. 取り入的調整	3.05 (1.44)	.16 *	.37 **	.14	—			
5. 外的調整	3.89 (1.43)	.04	.24 **	.08	.22 **	—		
6. 職務満足感	3.29 (0.86)	.46 **	.22 **	.28 **	-.05	-.03	—	
7. 疲労感	3.10 (0.82)	-.17 *	.05	.12	.09	.29 **	-.11	—

* $p<.05$, ** $p<.01$ 。

(2) 5つの動機づけ調整を独立変数、職務満足感および疲労感を従属変数とし、Amos 25.0 を用いて多変量回

帰分析を行った (Figure 1)。その結果、「職務満足感」に関しては、内発的調整 ($\beta=.41, p<.01$) および同一化的調整 ($\beta=.19, p<.01$) から有意な正のパス、取り入れ的調整 ($\beta=-.16, p<.05$) から有意な負のパスが示された。また、「疲労感」に関しては、内発的調整 ($\beta=-.23, p<.01$) から有意な負のパス、外的調整 ($\beta=.28, p<.01$) および同一化的調整 ($\beta=.14, p<.01$) から有意な正のパスが認められた ($\chi^2(1)=.57 (p=.45)$, GFI=1.00, AGFI=.98, RMSEA=.00, CFI=1.00)。

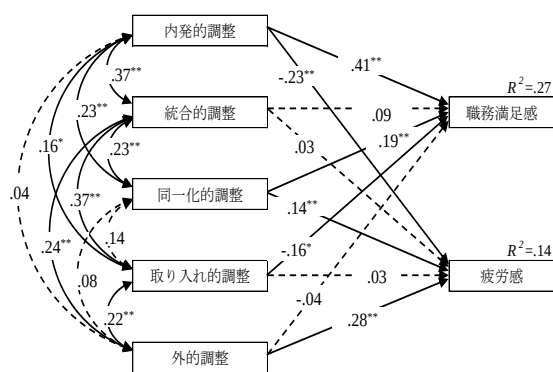


Figure 1. 動機づけの自己決定性が職務満足感および疲労に及ぼす影響
注) 実線は有意なパス、点線は有意ではないパスを示す。誤差変数の図示は省略した。
* $p<.05$, ** $p<.01$

2. 動機づけスタイルと職務満足感、疲労感との関連

(1) 5つの下位尺度の因子得点を標準化したうえで、階層的クラスター分析 (ward 法, 平方ユークリッド距離) を行ったところ、解釈可能な4つのクラスターが見出された。第1クラスター ($n=30:14.85\%$) は、全体的にすべての下位尺度の得点が低いことに特徴づけられることから「低動機づけスタイル」と解釈した。第2クラスター ($n=91:45.05\%$) は、内発的調整が比較的高く、外的調整が比較的低いことに特徴づけられることから「内発的・外的微低スタイル」と解釈した。第3クラスター ($n=36:17.82\%$) は、全体的にすべての下位尺度の得点が高いことに特徴づけられることから「高動機づけスタイル」と解釈した。第4クラスター ($n=45:22.28\%$) は、内発的調整が低く、外的調整が高いことに特徴づけられることから「内発的・外的高スタイル」と解釈した。

(2) 4つの動機づけスタイルを独立変数、職務満足感を従属変数とする1要因4水準参加者間の分散分析を行った結果 (Table 2), 要因の効果が見られた

($F(3,198)=15.55, p<.01, \eta^2=0.19$)。5%水準の Bonferroni 法による多重比較を行った結果 ($MSe=0.61$)、「高動機づけスタイル ($M=3.88, SD=0.61$)」は「内発的・外的微低スタイル ($M=3.41, SD=0.76$)」よりも職務満足感が高く、「内発的・外的微低スタイル」は「内発的・外的高スタイル ($M=2.82, SD=0.81$)」と「低動機づけスタイル ($M=2.90, SD=0.90$)」よりも高かった。一方、「内発的・外的高スタイル」と「低動機づけスタイル」との間には有意な差が認められなかった。

先行研究 (Gillet, Morin, & Reeve, 2017; Ratelle, Guay, Vallerand, Larose, & Senécal, 2007) では、「内発的調整と同一化的調整が相対的に高く、取り入れ的調整と外的調整が相対的に低い動機づけスタイル」が適応的な状態につながることが指摘されており、それは本研究の「内発的・外的微低スタイル」に相当する。しかしながら、本研究の研究対象は職業領域であり、アルバイト活動では給料を得ることが絶対的な条件であるため、在日外国人留学生がアルバイト活動自体の楽しさや個人の成長に対する重要性、労働者としての責任感を認識すると同時に、金銭的側面も重視していると考えられる。

(3) 4つの動機づけスタイルを独立変数、疲労感を従属変数とする1要因4水準参加者間の分散分析を行った結果 (Table 2), 要因の効果が見られた ($F(3,198)=4.76, p<.01, \eta^2=0.07$)。5%水準の Bonferroni 法による多重比較を行ったところ ($MSe=0.64$)、「内発的・外的高スタイル ($M=3.49, SD=0.81$)」は、「高動機づけスタイル ($M=3.03, SD=0.81$)」、「内発的・外的微低スタイル ($M=2.98, SD=0.72$)」、「低動機づけスタイル ($M=2.95, SD=0.91$)」よりも疲労感が高かったが、3スタイルの間には有意な差が見られなかった。

「内発的・外的高スタイル」の留学生は、外的要因に統制されていることを強く認識し、日々のアルバイト活動の中で不安や緊張などのネガティブな感情を感じ、疲労感につながる可能性が高いと考えられる。

本研究では、アルバイト活動における不適応を検討するために、職務ストレス反応の中核である「疲労感」を取り上げた。しかしながら、疲労感は職務ストレス反応を構成する変数の1つに過ぎず、今後の研究では、より広範なストレス指標を設定し、アルバイト動機づけとの関連を検討することが必要であろう。

Table 2. アルバイト動機づけスタイルごとの動機づけ下位尺度得点 (z) および職務満足感と疲労感の平均値 (標準偏差)

	外的調整	取り入れ的調整	同一化的調整	統合的調整	内発的調整	職務満足感	疲労感
1. 低動機づけスタイル	-0.53	-0.93	-1.02	-1.20	-1.19	2.90 (0.90)	2.95 (0.91)
2. 内発的・外的微低スタイル	-0.38	0.02	0.02	-0.19	0.35	3.41 (0.76)	2.98 (0.72)
3. 高動機づけスタイル	0.64	0.23	0.71	1.03	1.14	3.88 (0.61)	3.03 (0.81)
4. 内発的・外的高スタイル	0.62	0.39	0.08	0.37	-0.82	2.82 (0.81)	3.49 (0.81)

日本人の信仰心と時間割引の関連についての検討

○福本 真¹・水子 学²・中西 大輔³・志和資朗³

(¹川崎医療福祉大学大学院 ²川崎医療福祉大学 ³広島修道大学)

キーワード: 信仰心, 宗教, 時間割引

問題・目的

本研究では、宗教的信仰心が我々の自己抑制 (我慢) にどの様に影響するのかを検討するために、Carter, McCullough, Kim-Spoon, Corrales, & Blake (2012) の追試研究を試み、日本の宗教観に沿って検討することを目的とした。

金児 (1997) は、我々が宗教に見出している意味合いについて、宗教的実在性によって自身と自身の取り巻く環境や状況の意味づけを行い、物理的実在性や論理的実在性に対処するという点に宗教の意味合いがあると論じている。また多くの定義において共通して社会、つまり他者との接触が宗教の定義される要素の一部として言及されている。

本研究で追試する先行研究である Carter et al. (2012) は、宗教的信仰心における利点の一つに、即時報酬を我慢し、遅延報酬を待つことができる能力であるとし、宗教的信仰心が遅延報酬を得るために即時報酬を断ち切る傾向と関連しているかどうかを時間割引という方法を用いて検討した。時間割引とは、将来の価値を現在に置き換えた時に割り引いて考える方法で早い時間ほど割引率が高くなり、遠い時間ほど低い割引率 (我慢強い) が設定される。また宗教的信仰心には多くの未来の概念が含まれているとして、未来に対する距離観が宗教的信仰心と時間割引との関係に影響するどうか未来時間オリエンテーション (以下 FTO) を用いて検討している。

彼らの仮説は、宗教的信仰心を強く持つものは即時報酬を我慢し、遅延報酬を待つことができるというものと、宗教的信仰心と低い割引率の関連は宗教的信仰心と未来に対する距離観が部分的に媒介するというものである。結果は仮説を支持し、宗教的信仰心の高い人ほど即時報酬より遅延報酬を選ぶ傾向にあることが示され、FTO がその関係に媒介した。

追試研究を行う際の注意点として日本人の宗教観がある。金児 (1997) では日本人は具体的な方法を用いる様ないわゆる「見える宗教」には消極的であるが、文化に則した様な「見えない宗教」には肯定的であると述べている。この点を考慮して本研究では日頃の宗教的文化やそれに対する接触などに焦点を当てた独自の質問項目を設け、宗教的信仰心が我々の自己抑制 (我慢)

にどの様に影響するのかを検討することを目的とした。

本研究の仮説は、Carter et al. (2012) と同様に2つあり、第1に宗教的信仰心の強い人の方が時間割引率においてより低い割引率を選択する。第2に宗教的信仰心と低い割引率の関係は宗教的信仰心と未来に対する距離観が部分的に仲介するというものである。

方法

調査対象者 中国地方在住の大学生及び社会人 228 名 (男性 124 名, 女性 100 名, 性別に関しては答えられない4名/学生 218 名, 学生ではない 10 名) を対象に質問紙調査を実施した。調査対象者が特定の宗教団体に所属しているかについては、「はい」が 22 名, 「いいえ」が 164 名, 「わからない」が 36 名, 「答えられない」が 6 名であった。

調査手続き 本研究は Google Form を用いてウェブ上で調査を行った。なお質問紙調査の開始前に研究の概要について説明し、回答しないことによる不利益がないことを説明の上、賛同した場合に自由意志で回答するよう依頼した。

質問紙の構成 金銭選択質問紙 (MCQ): 即時報酬か遅延報酬かを 21 項目から選ばせる金銭選択質問紙 (Kirby & Marakovic, 1996) であり、各項目は「今日〇〇円受け取る」と「〇〇日後に〇〇円受け取る」の選択においてどちらかを選んでもらう方法で行った。また本項目は「\$1.00 = ¥100」で日本円に変換にして用いている。時間割引は遅延報酬において S (2500~3500 円), M (5000~6000 円), L (7500~8500 円) に分け、時間割引率 (k 値) を統計で使用する場合は対数変換して使用する。計算方法は、時間割引率 (k 値) を $V=A/(1+kD)$ の式を使い算出する (Mazur, 1987)。

宗教コミットメント尺度 (RCI-10): 宗教団体に入っている事を前提とした質問項目で構成された尺度 (Worthington et al., 2003) を用いて従来の宗教的信仰心が日本の宗教観に適しているかどうかを測定した。

日本人の信仰心尺度: 金児 (1997) によって述べられていた背景を考慮し、日本人の宗教観に沿って日常において宗教的イベントや宗教的接触を重要と捉えるかどうかに焦点を置いた日本人の宗教観を測定するための尺度を作成し、使用した。

未来時間オリエンテーション (FTO): 調査参加者が

未来に対することや未来の距離観をどのように感じているかを測るため、「私は将来についてはあまり考えていない。」などの項目で構成された未来時間オリエンテーション (Gjesme, 1979) を使用した。

ビッグファイブ尺度 (BFI)：調査参加者の性格特性を測定するために 44 項目で構成されたビッグファイブ尺度 (John, Donahue, & Kentle, 1991) を使用した。

結果

Table 1
変数間の相関係数

項目	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 RCI-10	-									
2 信仰心尺度	.29**	-								
3 k 値 (L)	-.07	-.06	-							
4 k 値 (M)	-.01	.05	.86**	-						
5 k 値 (S)	-.01	.00	.81**	.87**	-					
6 誠実性	.12*	.08	-.01	-.02	-.05	-				
7 外向性	.05	.19**	-.03	-.04	-.01	.15*	-			
8 調和性	.11	.17*	-.01	.02	.00	.24**	.36**	-		
9 神経症傾向	.07	.09	-.16*	-.09	-.14*	-.02	-.19**	.00	-	
10 開放性	.25**	.03	-.07	-.06	.01	-.03	.31**	.35**	.09	-
11 FTO	.12*	.16*	-.04	.01	-.02	.48**	.23**	.32**	.16*	.19**

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

各変数間の関連について検討した (Table 1)。その結果、RCI-10 は信仰心尺度、開放性との間に有意な正の相関を示した。これにより RCI-10 得点が高い人ほど信仰心尺度と開放性が高いことがわかった。信仰心尺度に関しては外向性、調和性、FTO との間に正の相関が認められた。これにより信仰心尺度の得点が高い人ほど外向性、調和性が高く、また未来の距離観が近いことがわかった。k 値に関しては k 値 L と S において、k 値 L と k 値 S で神経症傾向と負の相関があった。つまり時間割引率が低い人 (我慢強い) ほど神経症傾向が高いことがわかったが、各 k 値では信仰心と FTO には相関がなかった。上記の結果より、時間割引率の各 k 値と信仰心尺度間に相関がなく、FTO と各 k 値にも相関はなく、信仰心尺度と FTO にのみ相関が認められた。

考察

本研究では、Carter et al. (2012) と同様の仮説は支持されなかった。この結果より、日本の宗教観においては時間割引との関係に明確な関連が見られないことがわかった。しかし、信仰心尺度と FTO との間に有意な正の相関があり、信仰心の高い人ほど未来の距離観が近いという点は仮説と合致しているため、部分的に Carter et al. (2012) の研究を支持しており、Carter et al. (2012) の研究が日本人の宗教観下で行われた場合、全く当てはまらなくもないことがわかった。

さらに日本人の信仰心尺度については、宗教の所属の有無に関係なく全体的にやや高い平均値であり、我々日本人は宗教の所属の有無に関係なく日常におい

て、ある程度は宗教的イベントや宗教的接触を重要と捉えているということが示された。また本研究で、Carter et al. (2012) のアメリカと日本の間における宗教観の違いとして、本研究では参加者の 90% が宗教団体に属していないことや、RCI の全体平均が 1.60 で非常に低い、信仰心尺度においては全体平均が 3.53 で高い平均を出していることから、日本の宗教観は本来の宗教観に焦点をあてた場合、消極的な態度をとるが文化面に焦点を当てると肯定的な態度をとっている。つまり日本においては宗教と文化の境界線があいまいであり、アメリカの宗教観とは異なることが示された。

しかし異文化間においても信仰心尺度と FTO との関係性はキリスト教やイスラム教などの一神教の場合でも日本の様な多神教の場合でも、一致しておりこれは異文化間においても信仰心の高さが未来の距離観を近くに感じさせることが推測された。

引用文献

- Carter, E. C., McCullough, M. E., Kim-Spoon, J., Corrales, C., Blake, A. (2012). Religious people discount the future less. *Evolution and Human Behavior*, 33, 224-231.
- Gjesme, T. (1979). Future time orientation as a function of achievement motive, ability, delay of gratification, and sex. *The Journal of Psychology*, 101, 173-188.
- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). The Big Five Inventory-Version 4a and 54. *Berkeley Institute of Personality and Social Research*, Berkeley, CA: University of California, Berkeley.
- 金児 暁嗣 (1997). 日本人の宗教性——オカゲとタタリ ———の社会心理学—— 新曜社
- Kirby, K. N., & Marakovic, N. N. (1996). Delay-discounting probabilistic rewards: rates decrease as amounts increase. *Psychonomic Bulletin and Review*, 3, 100-104.
- Mazur, J. E. (1987). An adjusting procedure for studying delayed reinforcement. In M. L. Commons, J. E. Mazur, J. A. Nevin, H. Rachlin (Eds.), *Quantitative analyses of behavior*, 5, 55-73.
- Worthington, E. L., Wade, N. G., Hight, T. L., Ripley, J. S., McCullough, M. E., Berry, J. T., ... O'Connor, L. (2003). The Religious Commitment Inventory-10: Development, Refinement, and Validation of a Brief Scale for Research and Counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 50, 84-96.

大学生の自己効力感と時間的展望が 職業未決定に及ぼす影響

山岡 大聖 ・ 志和 資朗 ・ 谷原 弘之

(川崎医療福祉大学大学院) (広島修道大学) (川崎医療福祉大学)

キーワード：職業未決定，自己効力感，時間的展望

問題・目的

大学生にとって進学を含めた職業選択は、一生に関わり、将来を左右する重要な課題である。しかし近年、大学を卒業しても働かない若者、就職してもすぐに退職する若者が増加している。また、卒業時には自らの職業選択が決まらずに、進路未決定となる者が 10.3% いることも分かっている (文部科学省, 2015)。青年期の心理や社会的発達危機であるアイデンティティの確立の重要な要素の 1 つとして、職業を選択し、職業人として社会的役割を果たすことが挙げられているが、職業選択ができない青年、あるいは職業を決定しようとしないう青年が増えており、重要な選択の延期、あるいは回避という消極的な意味のモラトリアムの状態を続ける青年が増えているということである (鹿内, 2008)。職業未決定とは、将来の職業について展望が持てず、何を志望するのか自己決定しない、あるいは自己決定できないことであり、進路選択や職業意識と関わるものとして多くの研究で扱われてきた概念である。この大学生が自ら職業を決定することができない職業未決定は 1960 年代以前から大学生がもっとも訴える問題の一つである (Osipow, 1999)。

このような背景の中で、下山 (1986) は、職業未決定状態には、探索状態から消極的なものまで多様な側面があると述べると同時に、職業未決定尺度の作成を試み、「未熟」、「混乱」、「猶予」、「安直」、「決定」の 6 因子を見出した。「未熟」は、将来の見通しがなく職業選択に取り組めない状態、「混乱」は職業選択に対し不安を抱き情緒的に混乱している状態、「猶予」は職業選択に取り組むことを先延ばししている状態、「模索」は職業選択のために職業を積極的に模索している状態、「安直」は自らの関心を職業選択に結びつける努力をせずに安易な職業選択を行おうとしている状態である。「決定」は自分なりに考えた結果、最終的に一つの職業を選んだといった職業の既決を意味する。下村 (1996) は、職業選択課題の特徴の 1 つとして、職業選択の良し悪しを最終的にどんな職業を選んだかによって判定できないことを指摘している。そのため、職業選択の援助を考える際、どのような結果を目指せば良いのか

決めにくい。しかし、自己効力感は理論上、行動の達成や成就と関連が深い。したがって、自己効力感が高ければ、職業選択の結果が分からないままでも良い職業選択ができると推測でき、自己効力感を高めることが、職業選択の援助につながることを考えると考えられる。

自己効力感とは、ある課題を達成するために必要となる行動を成功裏に実行できるという確信として定義されており、自己効力感とは、「ある行動が自分にうまくできるかどうかという予期」で、自己効力感が高いほど実際にその行動を遂行できる傾向にある (Bandura, 1977)。実際に、この自己効力感とは、大学生における職業未決定との関連性があることが示されている。例えば、浦上 (1994) は自己効力感の高い者は、積極的に進路選択活動を行うため、その行動が効果的なものである一方、自己効力感の低い者は、進路選択活動を避けてしまうと指摘している。一方で、富安 (1997) も自己効力感とは進路決定の重要な一要因であると述べているが、時間的展望をどれだけ持てるかについても、有効な進路決定行動の重要な規定因となると述べている。時間的展望とは、ある一定の時点における個人の心理学的過去と未来についての見解の総体と定義されており、人間の現在の行動は過去や現在、未来から大きく影響を受けるとした (Lewin, 1951)。また人間が過去や未来が現在にどのくらい影響しているか、あるいは人間が現在という時間から過去や未来に対して抱く展望が時間的展望である (奥田, 2008)。富安 (1997) は、進路決定と自己効力の両者ともに時間的概念が含まれることから考えると、時間的展望を持つことが出来れば、進路選択に関する自己効力感が高くなると述べている。これらのことを考えると、時間的展望は、職業未決定に影響を与えるだけでなく、自己効力感を高めると考えられる。しかし、時間的概念は過去もあり、時間的展望体験には過去受容もある。園田 (1996) と富安 (1997) は、未来と現在については述べているが、過去に関しては述べていない。さらに他の研究を探しても過去の時間的展望はあまりない。ただ、佐藤 (2016) は、人は過去の経験や出来事を思い出し、意味づけを行うことで将来に向けての行動指針を引き出すと述べてい

る。将来に向けて行動を起こそうとすることは、進路を決定するという行動も含まれることから、過去の経験を受容することが進路選択に関する自己効力感を高め、職業未決定に影響すると考えられる。そこで本研究では、自己効力感と時間的展望が職業未決定に及ぼす影響について検討することを目的とする。

方法

調査日時

令和元年7月5日から11月18日にかけて行った。

調査参加者

調査には広島修道大学の学生を対象とした。97名(男性48名、女性49名)の回答が得られた。平均年齢は20.76歳($SD=1.09$)であった。

調査手続き

広島修道大学キャンパス内において配布ならびに回収を行った。調査に関して、調査協力は任意であり、調査対象者に一切の不利益が生じないように配慮した。

調査内容

職業未決定尺度(下山, 1986): 下位尺度は、未熟(6項目)、混乱(8項目)、猶予(7項目)、模索(6項目)、安直(7項目)の職業未決定傾向を示す尺度と、決定(4項目)の職業決定傾向を示す尺度の合計6つで構成されており、得点が高いほど職業未決定回避傾向を示すものであった。38項目の3件法である。

進路選択における自己効力尺度(浦上, 1995): 自分の適性を知る能力、適切な情報を集める能力、計画を立てる能力などについての自己効力感(自分が出来る自信)を測定するものである。30項目の4件法である。

時間的展望体験尺度(白井, 1997): 下位尺度は、過去受容(4項目)、現在の充実感(5項目)、目標指向性(5項目)、希望(4項目)の4つで構成されており、「過去受容」は自分の過去を受け入れることができるなどの状態、「現在の充実感」は毎日が充実しているなどの状態、「目標指向性」は目標がある、将来のために準備をしているなどの状態、「希望」は将来に希望がもてる、将来は自分で切りひらく自信があるなどの状態である。18項目の5件法である。

結果

相関分析 各尺度間のピアソンの積率相関係数を図1に示した。

	未熟	混乱	猶予	模索	安直	決定	自己効力感	目標指向性	希望	現在の充実感
未熟	.587**									
混乱	.497**	.351**								
猶予	.155	.360**	.117							
模索	.640**	.386**	.494**	.173*						
安直	-.539**	-.397**	-.293**	-.226*	-.340**					
決定	.594**	.424**	.302**	-.060	.378**	-.475**				
自己効力感	.580**	.335**	.394**	-.067	.361**	-.474**	.584**			
目標指向性	.551**	.390**	.197*	-.001	.410**	-.451**	.590**	.543**		
希望	.262*	.278**	.188*	.114	.208*	-.227*	.453**	.380**	.441**	
現在の充実感	.210*	.202*	.093	-.111	.166	-.191*	.334**	.278**	.290**	.495**

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

図1 各尺度の相関

重回帰分析 説明変数に自己効力感と希望、目的変数に未熟を設定した重回帰分析の結果、自己効力感も($\beta = .413, p < .01$)、希望も有意($\beta = .307, p < .01$)であった。また説明変数に自己効力感と過去受容、目的変数に未熟を設定した重回帰分析の結果、自己効力感は有意($\beta = .590, p < .01$)、過去受容は有意ではなかった($\beta = .013, ns$)。

媒介分析 過去受容の効果は未熟に与える影響を自己効力感が完全に媒介していた(図2)。そのため、過去受容からは未熟への直接効果が見られなくなったと考えられる。よって、過去受容が高いほど、自己効力感が高くなり、職業未決定回避傾向が高くなるというモデルが考えられる。

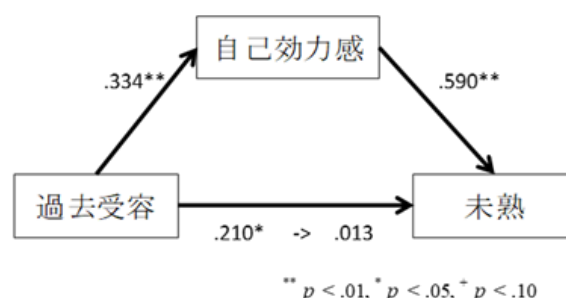


図2 自己効力感を媒介変数とした過去受容の効果考察

本研究では、大学生の職業未決定の未熟、混乱、猶予、安直、決定に与える要因として、自己効力感、時間的展望(目標指向性、希望、現在の充実感、過去受容)の2つの要因を重回帰分析によって検討した。その結果、自己効力感が高く、時間的展望の目標指向性、希望が高いほど職業未決定の未熟が高いことが明らかになった。一方、時間的展望の過去受容は職業未決定の未熟に直接影響を与えず、自己効力感が影響を与えることが明らかになった。つまり、過去を受け止めることは個人の自己効力を高め、将来の見通しが無く、職業選択に取り組めない状態を回避する傾向にあると考えられる。

今回の進路選択に関する研究では、他の心理指標として、パーソナリティ特性やライフスタイルなど多くの要因があることから、進路選択へ影響する要因を確定するためには、より多くの研究を積み重ねていくことが肝要であると考えられる。現代において職業体系がより複雑化していると同時に社会も多様に変化している。したがって、大学生の職業未決定の状態を把握し、よりよい進路選択への支援に繋がる研究が求められると考える。

オノマトペの使用が児童の感情理解および物語想起に及ぼす影響

○山崎 玲奈 ・ 武井 祐子 ・ 寺崎 正治 ・ 岡野 維新
(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：オノマトペ（擬音語・擬声語・擬態語）、感情理解、物語理解

序論

学童期は相手の気持ちを考えられる時期である。しかし、近年の研究では相手の気持ちを理解することができていない子どもたちの事例が報告されている。例えば、丸山(2013)は、児童の実態を調査し、近年の児童は自身の感情を相手に伝えることが難しいことに加え、相手の思いをくみ取ることにも難しさがあると述べている。また、古川・角・近藤(2014)は、児童の語彙力低下により、教員の発する言葉が児童に伝わらない状況がみられるようになったと述べている。子どもに相手の感情を理解することの難しさや語彙力の低下が生じており、専門職であっても、児童とのコミュニケーションが円滑に行うことが難しい現状があることが推測される。

Lawrence・田守(1999)は、オノマトペは音の響きから得られる意味を表すため、感覚的な言葉であるが一般語彙よりも生き生きとした臨場感を持たせることができる語であると述べている。さらに、オノマトペは具体的かつ出来事全体をイメージで伝えることができ、記憶に残りやすいという効果もある(筧・田守, 1993)。つまり、オノマトペは記憶に残りやすく、一般語彙では伝えにくいことも表現でき、細かな違いを出すことができる語であると考えられる。このように、オノマトペには様々な特徴があるため、児童に対してオノマトペを用いることで相手の感情を理解する際にも効果があるのではないかと考えられる。

中里(2005)は、国語科の小学校教材で用いられているオノマトペの特徴を整理し、オノマトペを用いることで、人物描写や心情などを読み取ることができると述べている。そして、学童期の子どもに対して、読解を深めるためにオノマトペを用いることを提案している(中里, 2005)。しかし、実証的方法で、オノマトペの使用が感情理解を促進しうかどうかは十分に検証されていない。

以上のことから、本研究ではオノマトペの使用によって児童の感情理解や物語想起が促進されるか否かを検討することを目的とする。本研究によって、オノマトペが児童の感情理解を促す手段となる可能性を明らかにでき、オノマトペを用いた児童への支援法考案のための基礎的知見が得られると考えられる。

目的

物語中のオノマトペの使用の有無が学童期の子どもの感情理解および物語想起に及ぼす影響について明らかにすること、加えて、学年によってオノマトペを用いた際の感情理解および物語想起への影響に違いがみられるかを検証することである。

方法

実験参加者 学童保育所に通う小学1～6年生、31名（男児16名、女児15名）であった。

実験課題 オノマトペの有無による感情理解および物語想起への影響を検討するために、本研究では、筒井頼子・作、林明子・画の絵本「はじめてのおつかい」

(1977)の登場人物の感情を記述している箇所の言葉をオノマトペに変更し、オノマトペを用いない内容に変更して使用した。さらに、登場人物の行動や物語の話が展開している部分を空欄にした質問用紙を作成し、用いた。

実験手続き 実験参加者の同意が得られた後、実験者は実験参加者に絵本の内容を口頭で読み聞かせた。読み聞かせ終了後、登場人物の感情を理解しているか確認するために、山田ら(2014)が作成した質問項目を参考に、「みいちゃんはママにおつかいを頼まれたときどんな気持ちでしたか」など口頭で質問した。さらに、実験参加者が物語のどの部分に焦点を当てて登場人物の感情を答えているかを確認するため、笹谷(1997)の研究で用いられていた質問項目を参考に「どうしてそう思いましたか」と質問した。また、実験参加者が登場人物の感情を理解しているかを実験者が判断するため、渡辺・瀧口(1986)の研究で用いられていた質問項目を参考に「〇〇くん・ちゃん(実験参加者)はどのような時にその気持ちになりますか」と質問した。そして、「最後に今読んだ絵本がどんなお話だったかを思い出して私に教えてください」と質問した。以上の4つの質問を口頭で直接尋ねた。

実験実施日から3日後に、実験参加者が読み聞かせた絵本の内容をどの程度記憶しているかを確認するため、「この前読んだ絵本の内容を思い出してください。そして、絵本の内容をできるだけ詳しく私に教えてください。」と教示し、絵本の内容を想起させた。絵本の内容を想起する制限時間を5分とし、実験参加者が回

答し終えた後も時間がある場合は「もう少し時間があるので、他に思い出せることはありませんか？」と質問した。次に実験者が実験参加者に絵本の一部を空欄にした質問用紙を呈示した。実験者が質問用紙に書かれている文章を読み上げ、実験参加者に空欄部分を口頭で回答させた。なお、実験中の対象者の回答はICレコーダーで記録した。

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後(承認番号：20-018)に実施した。

データの整理 登場人物の感情を理解しているか確認する質問項目は、正答基準を用いて得点化した。実験参加者が登場人物の感情を理解しているかを判断する質問は、正答基準を用いて得点化した。そして、上記2項目の合計得点を算出し、感情理解得点とした。

実験実施から3日後に行った絵本の内容を一部空欄にした質問は、正答基準を用いて得点化した。そして、上記の項目の合計得点を算出し、物語想起得点とした。なお、実験参加者が自由再生の質問に「わからない、忘れてしまった」と答えた場合でも、絵本の内容を一部空欄にした質問に回答を求め、その結果を分析対象として扱うものとした。そして、実験参加者を低学年(1・2・3年生)・高学年(4・5・6年生)に分類した。

学童期の子どもに対してオノマトペを用いた際の効果を検討するために、オノマトペの有無と学年を独立変数、感情理解得点と物語想起得点を従属変数として、分散分析を行った。

結果

オノマトペの使用の有無による感情理解の差を検討するために、2要因の分散分析を行った。その結果、群および学年(低学年・高学年)において有意な交互作用と主効果は認められなかった(Table1)。つまり、オノマトペを使用しても学童期の子どもの感情理解に影響を与えないこと、オノマトペを使用しても学年(低学年・高学年)による違いもみられないことが明らかとなった。

次に、オノマトペの使用の有無による物語想起の差を検討するために、2要因の分散分析を行った。その結果、群および学年(低学年・高学年)において有意な交互作用と主効果は認められなかった(Table1)。つまり、オノマトペを使用しても学童期の子どもの物語想起に影

響を与えないこと、オノマトペを使用しても学年(低学年・高学年)による違いもみられないことが明らかとなった。

考察

本研究で得られた結果より、オノマトペを使用しても学童期の子どもの感情理解に影響を与えないこと、オノマトペを使用しても学年(低学年・高学年)の感情理解得点に差がないことが明らかとなった。マリーナ(2018)は、オノマトペの意味やイメージを適切に推測したり感じ取ったりするためには視覚的補助である写真・絵が必要であり、視覚的補助がないと誤った意味の捉え方をしてしまうと指摘している。本研究では、絵本の内容を口頭で読み聞かせている。このことから、オノマトペを用いた感情表現を適切に理解するためには、写真や絵などの視覚的補助も必要であったのではないかと考えられた。

また、オノマトペを使用しても学童期の子どもの物語想起に影響を与えないこと、オノマトペを使用しても学年(低学年・高学年)の物語想起得点に差はみられないことが明らかとなった。本研究では、筒井頼子・作、林明子・画の絵本「はじめてのおつかい」(1977)を用いて実験を行った。実験実施の際、児童に絵本を見たことがあるかどうかを尋ねている。実験参加者31名のうち、絵本を持っている、または見たことがあると答えた児童が、実験群では10人(そのうち1人が絵本を持っている)、統制群では10人(そのうち1人が絵本を持っている)であった。このことから、絵本の内容を知っていることが物語の想起に影響を及ぼしている可能性があると考えられる。

本研究は、学童期の子どもたちが相手の感情を理解するためにどのような情報が必要になるかを明らかにするために、物語のどの部分に焦点を当てて登場人物の感情を答えているかを確認する質問を行っている。また、人の行動や感情、またはその場の状況など、どのような内容を想起しやすいのかを明らかにするために、物語の内容を自由再生させている。今後は、学童期の子どもが登場人物の感情を理解する際や物語の内容を想起する際にどの部分に焦点を当てているのかといった質的データを用いて検討を行う予定である。

Table1
感情理解・物語想起の分散分析の結果

	低学年(n=25)		高学年(n=6)		学年の主効果	群の主効果	交互作用
	実験群(n=12)	統制群(n=13)	実験群(n=4)	統制群(n=2)			
	平均値(標準偏差)	平均値(標準偏差)	平均値(標準偏差)	平均値(標準偏差)	F値	F値	F値
感情理解	7.17(4.239)	7.62(2.694)	8.75(4.573)	9(4.243)	0.715	0.04	0.003
物語想起	5.25(1.712)	4.92(1.038)	6.25(0.500)	6(1.414)	2.67	2.206	0.004

愛着スタイルが対人場面における情動生起に及ぼす影響

○直井 莉央 ・ 武井 祐子 ・ 寺崎 正治 ・ 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) (川崎医療福祉大学)
キーワード：愛着スタイル，対人場面，情動生起

問題・目的

2次元・4分類愛着スタイルモデル(Bartholomew & Horowitz, 1991)は、自己観(依存性)と他者観(親密性の回避)の2次元の組み合わせに基づき、4つの愛着スタイル(安定型・拒絶型・とらわれ型・恐れ型)を定義している。具体的には、自己観と他者観がどちらも低い場合を安定型、自己観が低く、他者観が高い場合を拒絶型、自己観が高く、他者観が低い場合をとらわれ型、自己観と他者観がどちらも高い場合を恐れ型に分類する。岡田(2011)は、安定型は対人関係において安定性を持ち、他者に気軽に相談する、助けを求めることができるという特徴を持つ。拒絶型は距離を置いた対人関係を好むという特徴を持つ。とらわれ型は拒絶されることや見捨てられることに対して非常に敏感であり、相手から自身が必要とされていることを保証してもらうことを求める傾向にある。恐れ型は疑り深く、被害的認知に陥りやすいという傾向があると述べている。言い換えると、ネガティブな自己観(高い自己観)を持つ愛着スタイルとはとらわれ型と恐れ型であり、ポジティブな自己観(低い自己観)を持つ愛着スタイルとは安定型と拒絶型である。また、ネガティブな他者観(高い他者観)を持つ愛着スタイルとは拒絶型と恐れ型であり、ポジティブな他者観(低い他者観)を持つ愛着スタイルとは安定型ととらわれ型ということになる。

愛着スタイルは対人場面における情動生起に影響を及ぼすことが示されている(浜井他, 2011; 上條他, 2013)が、それらの研究にはいくつかの課題がある。浜井他(2011)の研究では設定した場面が1場面のみであったため、生じる情動が固定されたという可能性がある。また、上條他(2013)の研究には3つの課題が挙げられる。まず、愛着スタイルが対人関係におけるポジティブな場面においてネガティブな情動生起に影響を与えるのか、また愛着スタイルが対人関係におけるネガティブな場面においてポジティブな情動生起に影響を与えるのかについては検討されていない点である。次に、上條他(2013)はポジティブな場面として大学に合格する場面を設定しているが、個人の成功体験という要素が強く、対人場面としては不十分である点である。さらに、一般的にポジティブかネガティブかという観点から場面を想定しており、特徴を考慮に入れた場面設定がされていない点である(上條他, 2013)。場面の認知には愛着スタイルの特徴が影響すると推察される。よって、これらの課題を改善するためには、各愛着スタイルの特徴を考慮に入れて対人場면을複

数設定し、多面的に情動生起について検討することが必要であると考えられる。

Emmons, Diener & Larsen (1986)は、性格特性と日常的な状況の選択・回避との関連性について2つのモデル(選択モデル、一致モデル)の相互作用について検討した。その結果、パーソナリティ特性によって選択や回避する特定の状況が異なることが明らかとなった。また、Moskowitz & Côté (1995)は、3つのモデル(全体特性モデル、状況一致モデル、行動一致モデル)が対人関係に与える影響について検討した。その結果、行動一致モデルにおいて個人特性によって心地よいと感じる場面が異なることが明らかとなった。愛着スタイルを個人特性のひとつとして捉えると、Emmons, et al (1986)やMoskowitz & Côté (1995)が明らかにした理論は、本研究にも援用できると考えられる。すなわち、ある愛着スタイルを有する人はその愛着スタイルの特徴と一致する場面を経験した時、そうでない場面の時よりも特徴に一致した情動をより強く感じる可能性が考えられる。このことから、本研究では一般的にポジティブかネガティブかという観点ではなく、2次元・4分類愛着スタイルモデルの2次元をふまえて自己観、他者観との一致度という観点から対人場面の設定を行い、愛着スタイルが対人場面における情動生起に及ぼす影響について明らかにすることを目的とする。

方法

調査参加者：大学生160名(男性56名、女性103名、性別不明1名)を対象に質問紙調査を行った。調査参加に同意の得られなかった3名を除いた157名を調査参加者とした。

手続き：講義時間外に質問紙調査を行った。

質問紙の構成：質問紙は、フェイスシート(所属学科、学年、年齢、性別)、愛着スタイルを測定する尺度「ECR-GO」(中尾・加藤, 2004)、自己観・他者観との一致度が高い対人場面、自己観・他者観との一致度が低い対人場面を想定した8つの仮想場面、各場面における情動を測定する尺度である「簡易気分調査票日本語版(BMC-J)」(田中, 2008)('肯定的感情尺度」「否定的感情尺度」2尺度)から構成された。

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(承認番号：20-015)を得た後に実施した。

結果・考察

2次元・4分類愛着スタイルモデルの2次元(自己観・他者観)を独立変数、各仮想場面における情動の得点を従属変数として2要因の分散分析を行った。ネガティブな自己観を

持つ人は人から見捨てられるのではないかという不安が高く他者に依存することで自尊感情を保つ傾向にあるため、不安が増大する場面を回避する傾向にあると推察される。すなわち、他者に依存できず不安が高まる場面はネガティブな自己観との一致度が低い場面、見捨てられるのではないかという不安が軽減される場面は一致度が高い場面と言える。ネガティブな自己観との一致度が低い場面（最も仲の良い友達に「レポートが終わらなくて困っている」と相談すると「いつもぎりぎりになってからやるところは直した方がいい」と注意された：以下、場面1）と、一致度が高い場面（あなたが他の友達と遊びに行ったことで友達と喧嘩になった。友達は「自分以外の人と遊んでほしくない、自分のことが好きではないのか」と怒りが収まらない様子であり、大きな喧嘩になってしまった：以下、場面2）について報告する。

場面1において「気持ちが沈んでいる/憂うつである」という情動について有意な交互作用がみられた。そこで、自己観の要因の各水準において単純主効果検定を行った。ポジティブな自己観であるという条件では、ネガティブな他者観（拒絶型）である方がポジティブな他者観（安定型）であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。また、他者観の要因の各水準において単純主効果検定を行ったところ、ポジティブな他者観であるという条件では、ネガティブな自己観（とらわれ型）である方がポジティブな自己観（安定型）であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。また、自己観の主効果が有意であった情動は「イライラしている」「不愉快だ」「怒り/敵意を感じる」「気持ちが沈んでいる/憂うつである」「何となく心配だ/不安だ」であった。つまり、ネガティブな自己観である方がポジティブな自己観であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。また、他者観の主効果が有意であった情動は「イライラしている」「不愉快だ」であった。つまり、ネガティブな他者観である方がポジティブな他者観であるよりも当該の情動得点が高くなることも明らかとなった（Table1）。

Table1 場面1における2要因の分散分析の結果

情動の種類	自己観 (n=157)				他者観 (n=157)			
	高群 (n=80)		低群 (n=77)		高群 (n=80)		低群 (n=77)	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	F値	F値	F値	交互作用
場面1	うれしい	1.80(.76)	1.93(0.8)	1.80(0.8)	1.80(.77)	0.46	0.06	0.60
	イライラしている	2.41(1.03)	1.90(0.81)	2.30(0.96)	2.00(0.96)	13.81***	5.1*	1.0
	不愉快だ	2.31(1.00)	1.80(0.85)	2.30(0.98)	1.90(0.92)	9.2**	3.92*	1.1
	心地よい	1.60(0.67)	1.70(0.75)	1.60(0.71)	1.60(0.72)	1.07	0.02	0.16
	幸福である	1.70(0.81)	1.70(0.89)	1.70(0.88)	1.60(0.83)	0.03	0.21	0.74
	怒り/敵意を感じる	2.31(1.01)	1.60(0.73)	2.30(0.96)	1.70(0.86)	11.71**	3.71	0.1
	楽しい/面白い	1.40(0.58)	1.50(0.64)	1.40(0.58)	1.40(0.64)	0.37	0.7	0.9
	気持ちが沈んでいる/憂うつである	2.70(0.92)	2.10(0.96)	2.50(0.95)	2.40(1.01)	14.55***	1.5	4.32*
	何となく心配だ/不安だ	2.61(0.96)	1.90(0.95)	2.40(0.99)	2.20(1.11)	16.15***	1.22	0.7

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

場面1は、困り事を相談したにも関わらず、友人から否定的に注意されて不安が高まる場面、つまりネガティブな自己観との一致度が低いと考えられる場面である。とらわれ型は、相手から自身が必要とされていることを保証してもらうことで、自身の気持ちを保つ傾向にある（岡田, 2011）ため、他者から注意を受ける場面では自分自身が否定されたと感じ、「気持ちが沈んでいる/憂うつである」という情動がより生起したと考えられる。一方で、ポジティブな自己観を持つ拒絶型においても「気持ちが沈んでいる/憂うつである」とい

う情動が多く生起することが明らかとなった。岡田（2011）によると、拒絶型は親密さを回避しようとし、他者と距離を置いた対人関係を好む特徴を持つ。このことから、拒絶型は他者と距離を置きたいにも関わらず注意をされるという他者からの働きかけに対して「気持ちが沈んでいる/憂うつである」という情動がより生起したことが推察される。

場面2において「うれしい」「幸福である」といった情動について有意な交互作用がみられた。「うれしい」という情動において自己観の要因の各水準において単純主効果検定を行った。ネガティブな自己観であるという条件ではネガティブな他者観（恐れ型）である方がポジティブな他者観（とらわれ型）であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。また、他者観の要因の各水準において単純主効果検定を行ったところ、ネガティブな他者観であるという条件では、ネガティブな自己観（恐れ型）である方がポジティブな自己観（拒絶型）であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。「幸福である」という情動において、自己観の要因の各水準において単純主効果検定を行った。ネガティブな自己観であるという条件では、ネガティブな他者観（恐れ型）である方がポジティブな他者観（とらわれ型）であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。また、他者観の要因の各水準において単純主効果検定を行ったところ、ネガティブな他者観であるという条件では、ネガティブな自己観（恐れ型）である方がポジティブな自己観（拒絶型）であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった。また、自己観の主効果が有意であった情動は「うれしい」「心地よい」「幸福である」「楽しい/面白い」「何となく心配だ/不安だ」であった。つまり、ネガティブな自己観である方がポジティブな自己観であるよりも当該の情動得点が高くなることが明らかとなった（Table2）。

Table2 場面2における2要因の分散分析の結果

情動の種類	自己観 (n=157)				他者観 (n=157)			
	高群 (n=80)		低群 (n=77)		高群 (n=80)		低群 (n=77)	
	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	平均値 (標準偏差)	F値	F値	F値	交互作用
場面2	うれしい	1.50(0.8)	1.20(0.5)	1.40(0.82)	1.30(0.54)	6.23*	2.2	4.1*
	イライラしている	3.00(0.91)	2.90(0.96)	3.00(0.91)	2.90(0.96)	1.24	0.16	0.27
	不愉快だ	3.00(0.97)	3.10(0.85)	3.00(0.89)	3.00(0.94)	0.15	0.01	0.06
	心地よい	1.50(0.69)	1.20(0.49)	1.40(0.67)	1.30(0.57)	7.81***	0.42	1.78
	幸福である	1.60(0.77)	1.20(0.46)	1.50(0.78)	1.40(0.57)	19.31***	1.31	5.4*
	怒り/敵意を感じる	2.50(0.94)	2.50(1)	2.60(0.98)	2.50(0.95)	0.001	0.5	0.15
	楽しい/面白い	1.30(0.64)	1.20(0.43)	1.30(0.68)	1.20(0.42)	4.93*	1.98	1.96
	気持ちが沈んでいる/憂うつである	2.71(1.01)	2.51(1.1)	2.61(1.04)	2.61(0.99)	2.05	0.08	0.23
	何となく心配だ/不安だ	2.81(1.03)	2.40(1.17)	2.61(1.13)	2.70(1.12)	6.04*	0.46	0.22

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

場面2は、友人から強く束縛（依存）されることで見捨てられる不安が軽減する場面、つまりネガティブな自己観との一致度が高いと考えられる場面である。恐れ型はネガティブな自己観・他者観を持つ不安定性の強い愛着スタイルである。そのため、人に依存したいが親密になると距離を置いてしまうというジレンマを抱えている（岡田, 2011）。つまり、他者に必要以上に自身を求められる一方で大きな喧嘩となり、他者との親密性が回避されるという両面性を持つ場面2は恐れ型の特徴と一致しており、上記の情動をより生起したことが考えられる。今後は、主効果が有意であった情動、さらに他者観との一致度という観点からも検討を行う予定である。

自閉症に関する知識が友人関係に対する認識に及ぼす影響

○杉本 由衣 ・ 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)

キーワード：知識，抵抗感，自閉症スペクトラム障害

問題・目的

発達障害は発達障害者支援法で、「自閉症スペクトラム障害(以下，自閉症)・アスペルガー症候群・その他の広汎性発達障害，学習障害(以下，LD)，注意欠陥多動性障害(以下，ADHD)その他これに類する脳機能の障害であって，その症状が通常，低年齢において発現するものとして政令で定めるもの」と定義されている。加えて，文部科学省の平成 29 年度の特別支援教育資料で，公立の小学校・中学校の通常学級で指導を受ける，LD のある生徒数及び，ADHD のある生徒数が年々増加していると報告されている。このことから，小学校や中学校の段階から，発達障害を正しく理解することが求められると考えられる。

菊池(2011)は，発達障害に関する知識を習得することが，発達障害の特徴がある友人への態度にポジティブな影響を与えることを明らかにしている。一方，村上他(2018)は，発達障害に関する知識を習得することが，発達障害の特徴がある友人への態度にネガティブな影響を与えることを明らかにしている。また，河西・細川(2019)は，発達障害に関する知識を習得することは，発達障害の特徴がある友人への態度に影響を与えないことを明らかにしている。これらのことから，発達障害に関する知識を習得するだけでは，必ずしも発達障害者に対する態度にポジティブな影響を与えるとは言えないと考えられる。また，上記 3 つの先行研究は，発達障害全般についての知識量に加えて，接触経験の有無と発達障害の特徴がある友人への態度との関連についての調査をしているが，自閉症，LD，ADHD の各特性に関する知識量や接触経験は検討されていない。つまり，様々な特性がある発達障害を全般的に捉えて調査を行っているため，統一した見解が得られていないと考えられる。よって，自閉症，LD，ADHD の各障害の特性に関する知識量と発達障害がある友人への態度との関連について検討することで，通常学級に在籍する生徒が，発達障害をどのように理解しているのかを把握することができ，また，どのような知識を得ることが必要であるのかを検討することができるのではないかと考えられる。

文部科学省の平成 29 年度の「通級による指導実施調査の報告」では，通級による指導を受けている発達障害の生徒数は，自閉症が一番多いと報告されている。

このことから，通常学級に在籍する生徒は，自閉症の特徴がある人と関わる機会が多いのではないかと考えられる。そこで本研究では，発達障害のなかでも自閉症に着目し，自閉症に関する知識量が，自閉症の特徴がある友人との関係に対する認識に及ぼす影響について検討することを目的とする。また，発達障害者との接触経験の有無が自閉症の特徴がある友人との関係に対する認識に及ぼす影響についても検討する。

方法

調査対象者 2019 年 7 月に，四国地方の県立の高等学校に通う高校 1 年生の 40 名(男子 17 名，女子 23 名)と，中国地方の私立大学に通う大学生 101 名(男子 38 名，女子 63 名)を対象に質問紙調査を実施した。平均年齢は，高校生は 15.3 歳(SD=0.47)，大学生は 18.6 歳(SD=1.10)，高校生と大学生を合わせた平均年齢は 17.7 歳(SD=1.78)であった。

主な質問項目 最初に発達障害者との接触経験の有無について尋ねた。その後，自閉症について紹介した書籍(内山他，2006)を用いて，回答者に自閉症に関する知識を提示し，自閉症の特徴がある友人との関係に対する認識を尋ねた。なお，自閉症の特徴がある友人との関係に対する認識については，その友人との関わりに対する抵抗感を尋ねた。

発達障害者との接触経験は，6 項目(Table 1)の内容で接触経験の有無を尋ね，当てはまる接触経験すべてに回答するように求めた。なお，質問紙で提示した内容以外の接触経験については，具体的な経験の内容を自由記述で回答するように求めた。

抵抗感は，河西・細川(2019)の調査で用いられた友人関係質問紙を参考に，自閉症の特徴がある友人との密接な関わりを持つことに対する抵抗感を示す 4 項目(同胞尺度)と，自閉症の特徴がある友人との浅い関わりを持つことに対する抵抗感を示す 5 項目(見守り尺度)からなる，友人関係に対する認識に関して尋ねた 9 項目を用いた(Table 2)。回答は，「かなり抵抗を感じる」(5 点)から，「全く抵抗を感じない」(1 点)の 5 件法で求めた。なお，本調査では，自閉症の特徴がある友人を，回答者と同じクラスのクラスメイトと設定した。また，その友人は，回答者と同性的の場合，異性的の場合の 2 つを設定した。

Table 1
接触経験についての質問項目

接触経験1	家族・親戚の中に発達障害のある人がいる。
接触経験2	小学生または、中学生のときに発達障害のあるクラスメイトがいた。
接触経験3	小学生または、中学生のときに発達障害のあるクラスメイトと関わったことがある。
接触経験4	発達障害児・者のための施設または団体でのアルバイトやボランティア活動に参加したことがある。
接触経験5	その他、上記4項目以外で発達障害のある人と関わった経験がある。
接触経験6	接触経験1-5の経験が全くない。

Table 2
抵抗感の尺度項目

同胞尺度(密接な関わりを持つことに対する抵抗感)	
発達障害のあるクラスメイトと2人で外食に行く。	
修学旅行の際、同じ部屋に2人で泊まり行動する。	
休み時間に2人で授業の課題を行う。	
放課後、発達障害のあるクラスメイトを含めたグループでカラオケに行く。	
見守り尺度(浅い関わりを持つことに対する抵抗感)	
授業中に文房具を貸す。	
体育のプレー中に皆で発達障害のあるクラスメイトを応援する。	
自分がレポートを書き終えた後、レポート執筆に使う課題図書を貸す。	
発達障害のあるクラスメイトが休んだ時に連絡事項をメールで伝える。	
具合の悪いとき保健室に付き添う。	

結果

自閉症に関する知識を提示後の、自分と同性あるいは異性の、自閉症の特徴がある友人との関わりで感じる抵抗感(同胞尺度・見守り尺度)について、接触経験ごとに尺度得点を算出した。各接触経験の有無による抵抗感の違いを検討するために、対応のない t 検定を行った(Table 3)。分析の結果、多くの項目で、高校生においても大学生においても、自閉症の特徴がある友人の性別に関わらず、その友人と密接な関わりまたは浅い関わりを持つことに対する抵抗感に、接触経験の有無による有意差は認められなかった(Table 3)。しかし、自由記述で「保育園の頃にいた」「私自身・自分が発達障害者」といった発達障害者との接触経験の記載が無い高校生は、自閉症の特徴がある友人が自分と同性である場合、その友人と密接な関わりを持つことに対する抵抗感(同胞尺度)、浅い関わりを持つことに対する抵抗感(見守り尺度)は、いずれも有意に高かった(同胞尺度; $t(40)=5.89, p<.05$, 見守り尺度; $t(40)=5.63, p<.05$)。また、自閉症の特徴がある友人が自分と異性である場合、その友人と浅い関わりを持つことに対する抵抗感(同胞尺度)は、上記のような接触経験の記載が無い高校生の方が有意に高かった(見守り尺度; $t(40)=6.83, p<.05$)。つまり、自由記述で「保育園の頃にいた」「私自身・自分が発達障害者」といった発達障害者との接触経験の記載が無い高校生において、自閉症の特徴がある友人が自

分と同性である場合、上記のような接触経験の記載が無い高校生の方が、自閉症に関する知識を提示した後、自閉症の特徴がある友人と密接な関わりを持つことに対する抵抗感と、浅い関わりを持つことに対する抵抗感がどちらも高いことが明らかになった。自閉症の特徴がある友人が自分と異性である場合は、上記のような接触経験の記載が無い高校生の方が、自閉症に関する知識を提示した後、自閉症の特徴がある友人と浅い関わりを持つことに対する抵抗感が高いことが明らかになった。

Table 3
高校生及び大学生の接触経験の有無と抵抗感の尺度の平均点と標準偏差

	同性				異性								
	同胞尺度		見守り尺度		同胞尺度		見守り尺度						
	接触経験有	接触経験無	t 値	接触経験有	接触経験無	t 値	接触経験有	接触経験無	t 値				
高校生	接触経験1	2.88(1.20)	2.39(.92)	2.49	1.41(.57)	1.40(.62)	.03	3.38(.96)	2.85(.90)	.14	1.61(.74)	1.46(.63)	1.14
	接触経験2	2.42(1.01)	2.73(1.12)	.15	1.39(.59)	1.42(.64)	.05	3.03(.94)	2.96(.97)	.00	1.50(.63)	1.51(.72)	.00
	接触経験3	2.58(.99)	2.38(1.25)	.67	1.39(.56)	1.44(.75)	1.16	3.06(.91)	2.80(1.05)	.01	1.50(.61)	1.53(.84)	.49
	接触経験4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	接触経験5	1.75(.25)	2.60(1.06)	5.89*	1.00(.00)	1.43(.61)	5.63*	2.25(.43)	3.06(.94)	.10	1.00(.00)	1.55(.63)	6.83*
	接触経験6	3.91(.87)	2.42(.98)	.58	2.13(1.02)	1.34(.53)	2.82	3.91(1.22)	2.93(.89)	.00	2.40(1.00)	1.43(.58)	.79
大学生	接触経験1	2.62(.59)	2.52(.73)	2.46	1.45(.65)	1.81(.93)	.22	3.33(1.13)	3.21(.94)	.58	1.58(1.09)	2.02(.90)	.07
	接触経験2	2.57(1.01)	2.46(.99)	.32	1.69(.68)	1.90(.84)	.49	3.31(.93)	3.04(1.04)	.91	1.93(.93)	2.02(.97)	.15
	接触経験3	2.50(1.02)	2.62(.97)	.36	1.71(.67)	1.84(.85)	1.06	3.23(.96)	3.22(.98)	.40	1.92(.84)	2.07(1.10)	.72
	接触経験4	2.70(1.00)	2.48(1.01)	.04	1.88(.70)	1.72(.74)	.09	3.45(1.01)	3.15(.94)	.04	2.16(.88)	1.89(.95)	.13
	接触経験5	2.00(.92)	2.63(.99)	.65	1.60(.57)	1.79(.76)	.76	2.76(1.01)	3.31(.94)	.24	1.70(.81)	2.00(.95)	.26
	接触経験6	2.27(.79)	2.56(1.02)	.92	1.62(.68)	1.77(.74)	.08	3.27(.93)	3.22(.97)	.22	1.95(1.24)	1.96(.91)	.07

* $p<.05$

考察

自由記述で「保育園の頃にいた」「私自身・自分が発達障害者」といった発達障害者との接触経験の記載が無い高校生は、自閉症に関する知識を提示した後、自閉症の特徴がある友人と関わることにに対する抵抗感が高いことが明らかとなった。このような結果となった背景には、発達障害者に関わった経験がない高校生は、自分が自閉症の特徴がある友人と関わっている状況を想像することが難しいために、自閉症に関する知識を提示することで、その友人と関わることにに対して不安や抵抗を感じた可能性があると考えられる。

本研究では、自閉症に関する知識を習得する前後での発達障害者に関わることにに対する抵抗感の変化について検討できていない。今後、発達障害についての知識量の変化と、発達障害者に関わることにに対する抵抗感との関連について検討することにより、社会の人々に発達障害の特性についての必要な知識を伝えたり、関わりにおける困難さに対する解決策を検討していくことが、障害理解推進の一助になるのではないかと考えられる。

LINE によるカウンセラーの反応が クライアントの感情及び継続意図に与える影響

○西川 瑞穂* ・ 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：SNS, 相談場面, 自己開示

問題と目的

近年、情報環境の発展により Twitter や LINE などの SNS (Social Networking Services) を用いた相談窓口を設置する団体が増えてきている。中でも LINE は対面での会話と類似した対話形式のコミュニケーション媒体として考えられており、対面での相談のようにやりとりをすることが可能である。杉原・宮田 (2018) は、若い世代にとって SNS は身近にあり親しみやすい方法であるため、電話やメールよりもアクセスが容易であり、それまでどこにも相談できなかった人にとっても相談しやすい場であるとしている。こうした流れをうけ、トランスコスモス社と LINE 株式会社が「全国カウンセリング協議会」を設立し、SNS 相談の普及や、研究、相談員のスキル向上のための研修を実施している。しかし、小岩・菅坂・中嶋・野口・折田 (2018) は、大学における SNS を用いた学生相談の可能性を検討した際に、学生の LINE 上での相談のニーズは存在するとしたが、「相談される」側のカウンセラーと担当職員は対応が十分に行えないとして LINE を使った相談には否定的であったとしている。

対面の相談では、カウンセラー (被開示者) はクライアント (開示者) との信頼関係構築のために、積極的な傾聴の姿勢 (うなずき・表情・声など) を示すことが有用であると考えられている。佐藤 (2019) は、カウンセリング場面におけるクライアントの自己開示について性別と神経症傾向の観点から検討しており、カウンセラーがアドバイスをした場合や真剣な態度でいる場合に、自己開示が促進されることを明らかにしている。また、川西 (2008) は、被開示者の反応が開示者に与える心理的影響について検討している。その結果、被開示者の反応が受容的であった場合、開示者の心理状態をよりポジティブにし不安が払拭されることが示唆された。また、被開示者の反応による開示者側の今後の自己開示程度についても検討した結果、受容的反応をされた方が拒絶されるより、今後自分のことをより打ち明けるようになった。しかし、LINE 相談では文字のみの情報であるため、相談者は相談員から受けとめられたと感じにくいとされ (杉原・宮田, 2018), LINE 上でのカウンセラーの反応が一般的な応答のみであると今後の感情が変化せず、今後の相談継続も不可能であることが考えられる。

本研究の目的は、大学生を対象に、カウンセラーの反応がクライアントの感情や今後の継続意図に与える影響を、LINE 上でのやりとりを模した場面想定法 (場面① 受容共感・質問を行ったもの、場面② 質問のみを行ったもの、場面③ 受容共感のみを行ったもの) を用いて明らかにすることとした。

本研究の仮説は以下の通りである。

1. 場面① (受容共感・質問を行ったもの) 群は、場面②・場面③よりもクライアントの感情がポジティブであり継続意図も上がる。また、セッション自体の評価が高くなる。
2. 場面② (質問のみを行ったもの) 群は、場面①・場面③よりもクライアントの感情がネガティブとなり継続意図も下がる。また、セッション自体の評価が低くなる。
3. 場面③ (受容共感のみを行ったもの) 群は、場面①よりもクライアントの感情、継続意図が下がるが、場面②よりも感情状態はポジティブとなり継続意図も上がる。セッション自体の評価は場面①と同様高くなる。

方法

調査対象

調査は岡山県内の大学に所属する学生 205 名を対象に行われた。そのうち記入漏れの関係から、189 名 (男性 51 名, 女性 138 名, 平均年齢 19.25 歳) を分析の対象とした。

質問紙の内容

(1) 想定場面：LINE 上で対人関係におけるトラブルについてクライアントが自己開示を行ったと想定し、それに対するカウンセラーの反応を想定した。場面想定法を作成するにあたって、公認心理師・臨床心理士の資格を持った教員と大学院生にご助言いただいた。

(2) カウンセリングに対する感情と評価尺度：日本語版セッション評価尺度 (J-SEQ) (桂川・国里・菅野・佐々木, 2013) の尺度を使用した。

(3) 今後の継続意図：想定場面のカウンセラーに、今後もし引き続き相談しようとするか記述式の質問も含めて尋ねた。

(4) 想定場面についての評定：実際にどの程度想像できたか 7 件法で尋ねた。その結果、“どちらともいえない 4” 以上の評定をした者のみを本研究の参加者とした。

(5) LINE 上での相談経験の有無：想定された場面と同じように困りごとを LINE 上で誰かに相談したことがあ

るかについて尋ねた。

(6) フェイスシート：回答者の個人属性として、学年、年齢、性別について尋ねた。

手続き

本研究は、倫理委員会の承認を得ている（承認番号：20-058）。授業の進行に支障のないよう講義終了後の時間に質問紙調査を行った。配布する際には本調査の目的、協力は任意であること、同意しない場合も当該科目の成績に否定的な影響が及ばないこと、いったん同意した後も回答拒否が可能であることを口頭で説明した。同様の事項は、依頼文書にも記載した。その上で、調査票を配布した。同意が得られた学生に回答してもらい、終了後、回答の有無にかかわらず、用意した投入口の狭いポスト型の回収箱に中身がわからない状態で調査票を投函してもらった。

結果と考察

想定場面についてどの程度想像できたか評定した結果、場面ごとでの違いはあまりみられなかった。また、3つの場面について場面評定との有意差は認められなかった。しかし、場面②においてどちらともいえない4以下の選択が場面①、③と比較し若干の差がみられている。そのため、場面②において大学生の想定するカウンセラーのおこなう反応とは異なっていると考えられる。

Table1 想定場面の評定

評定	想定場面		
	①	②	③
1	1	3	2
2	0	2	1
3	8	12	7
4	10	8	8
5	24	22	26
6	15	17	14
7	1	5	3

日本語版セッション評価尺度 (J-SEQ) (桂川・国里・菅野・佐々木, 2013) は、「深さ」、「なめらかさ」、「肯定感」、「覚醒度」の下位尺度から構成されている。各下位尺度における信頼性係数 (Cronbach の α 係数)、および平均点と標準偏差 (SD) を Table2 に示す。なお、各下位尺度における項目において信頼性係数は若干高低さがあるものも含まれるがいずれも許容範囲内であると判断した。このことから、先行研究と同様に各項目を「深さ」、「なめらかさ」、「肯定感」、「覚醒度」の下位尺度に分類し、「深さ」、「なめらかさ」を評価に、「肯定感」、「覚醒度」を感情として考える。また、各尺度について、回答者の性別との関連を調べたが、統計的に有意なものはいずれもみられなかった。これらのことから、場面における感情、評価、想定評価での男女による差がないことが考えられる。

Table2 各指標の信頼性係数と記述統計量

尺度	下位尺度	信頼性係数	平均値	標準偏差 (SD)
評価	深さ	0.79	16.85	5.08
	なめらかさ	0.84	22.90	6.16
感情	肯定感	0.78	17.61	4.57
	覚醒度	0.75	15.77	3.99

各場面による影響を確認するため、一元配置の分散分析を実施した。その結果、「深さ」について有意な主効果が認められた ($F(2,150) = 6.508, p < .05$)。どの条件間に有意さがあるか検討するために、Tukey 法による多重比較検定を行った結果、場面①は場面②よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。場面①は場面③よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。しかし、場面②と場面③との間には有意差は認められなかった。さらに、「なめらかさ」について有意な主効果が認められた ($F(2,150) = 6.918, p < .05$)。どの条件間に有意さがあるか検討するために、Tukey 法による多重比較検定を行った結果、場面①は場面②よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。場面③は場面②よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。しかし、場面①と場面③との間には有意差は認められなかった。

また、「肯定感」についても有意な主効果が認められた ($F(2,150) = 3.384, p < .05$)。どの条件間に有意さがあるか検討するために、Tukey 法による多重比較検定を行った結果、場面①は場面②よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。しかし、場面①と場面③、場面②と場面③との間には有意差は認められなかった。「覚醒度」についても有意な主効果が認められた ($F(2,150) = 4.378, p < .05$)。どの条件間に有意さがあるか検討するために、Tukey 法による多重比較検定を行った結果、場面①は場面③よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。しかし、場面①と場面②、場面②と場面③との間には有意差は認められなかった。

継続意図についても有意な主効果が認められた ($F(2,150) = 5.228, p < .05$)。どの条件間に有意さがあるか検討するために、Tukey 法による多重比較検定を行った結果、場面①は場面③よりも平均値が有意に高かった ($p < .05$)。しかし、場面①と場面②、場面②と場面③との間には有意差は認められなかった。

引用文献

杉原 保史・宮田 智基 (2018) .SNS カウンセリング入門 LINE によるいじめ・自殺予防相談の実例 北大路書房

独居高齢者の自己開示と孤独感の関連

○福島 花乃香 ・ 進藤貴子

(川崎医療福祉大学大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：独居高齢者，自己開示，孤独感

問題・目的

現代の日本において、2018 年 10 月 1 日時点では、65 歳以上の高齢者の割合が 28.1%であり、4 人に 1 人は高齢者という超高齢社会であるといえる（高齢社会白書令和元年版）。そんな中、日々の生活や健康をいかに充実させて年を重ねていくかがしばしば議論されている。高齢者は、身体機能の低下や様々な喪失体験などから、自己否定や自己への不満足を感じ、身体的健康とともに精神的健康も低下傾向にあると考えられる。

竹中(1996)は老年期を取り巻く重要な課題として、喪失、孤独および孤立、死、適応、性格の 5 つを挙げている。その中でも孤独は、自立が難しくなる高齢者では精神的に大きなテーマであるが、深刻なテーマだけに誰もが避けて通りがちであると指摘している。65 歳以上の 1 人暮らしの高齢者は男女ともに増加傾向にあり、2015 年時点では約 592 万人が 1 人暮らしをしている（高齢社会白書令和元年度版）。長田・工藤・長田(1989)は、孤独感は心理的苦痛を伴う不快な感情であるため、自殺などの社会病理学的現象に関連づけて考えるべきであると指摘している。

高齢者のソーシャルネットワークについてはこれまで数多くの研究がなされており、高齢者の精神的健康にとって周囲との様々なつながりが重要であることが言われている。しかしながら、国立社会保障・人口問題研究所が行った、生活と支え合いに関する調査(2017)では、独居高齢男性の 15%、独居高齢女性の 5%は、会話の頻度が 2 週間に 1 回以下であるとしている。

ところで生涯発達最終ステージである老年期を特徴づけるキーワードとして、「喪失」と「統合」の 2 つを挙げることができる。まず喪失とは、心身の健康の喪失、経済的基盤の喪失、社会的つながりの喪失、生きる目的の喪失の 4 つを指す(井上,1989)。一方統合とは、これまでの各発達課題での経験を包括し、残された人生に関心を向けていこうとする老年期特有の働きを指す(Erikson et al.,1986)。このような喪失への対処と統合の達成が高齢者が試みるときに、自己開示が重要になるのではないかと考えられる。菅沼(1997)は、高齢者が多くの喪失体験によって若い頃のようにはいなくなかった時、困惑している自らの状態を他者に知らしめることによって、適切な支援の享受につながる

としている。またバトラーは、人生を回想することは後ろ向きな防衛ではなく現在の不適応状態への対処としての機能を持っていることを明らかにした。このことから、人生の総まとめとしての統合に向け、自分史や人生で得た価値観を分かち合い、若い世代に継承していくこともまた、重要な機能を果たすと考えられる。

自己開示の内容としては、自分自身に直接関係のある内容の他、時事問題や噂話などの自分自身とは直接関係のないことへの感想など多岐に渡るであろう。菅沼(1997)によれば、特に、心身の衰えに関する内容や、人生を回顧する内容を自己開示できることが、高齢者の精神的健康を高めるのではないかと考えられる。

なお、自己開示をすることそのものが、ソーシャルネットワークの存在を前提としており、孤独感の低減につながることは想像に難くない。則定・齊藤(2009)は、自分自身のことを他者に話す傾向が高い高齢者ほど、孤独感を感じにくいことを明らかにした。自己開示の相手は家族に限らず、友人との交流の重要性も明らかにされている。小谷野ら(1995)は親戚や近所の人よりも、友人との関係が高齢者の主観的幸福感に影響を及ぼすとしている。岡本(2000)は、家族との会話量が多いほど主観的幸福感が高いとしているが、対象は独居者を除く高齢者であり、独居高齢者との家族との会話のあり方については新たに調査が必要である。

独居高齢者は家族や友人との交流が非常に少ない場合があることがわかっている。独居高齢者はどのような関係の中で自己開示を行い、適応していくのだろうか。その場合、自己開示の対象によって自己開示量と機能に差はあるのだろうか。独居高齢者の自己開示の様相を明らかにすることに意義があると考えられる。

そこで本研究では、家族、友人、近所の人、病院や施設の人に対する、高齢者の自己開示の程度を明らかにし、独居高齢者とそうでない方の比較検討から、独居高齢者の自己開示の特徴を明らかにすることを目的に調査を行った。あわせて、自己開示をすることが、孤独感の低減に影響を及ぼすのかを明らかにすることを検討した。これらを明らかにすることにより、独居高齢者の孤立および孤独感の上昇を防ぐ方法を見出すことも可能になると考えられる。

方法

調査対象者

県内に居住する 65 歳以上の高齢者 45 名（男性：19 名、女性：26 名）だった。平均年齢は 75.02 歳（SD=4.784）であった。うち、一人暮らしが 11 名（男性 2 名、女性 9 名、平均年齢 75.09 歳）、家族と同居が 34 名（男性 17 名、女性 17 名、平均年齢 75.00 歳）であった。

調査手続き

県内の公共施設 4 ヶ所の長に調査協力の同意を得て質問紙を設置し、留め置き法で質問紙調査を行った。回答済みの質問紙は返信用封筒にて郵送してもらった。質問紙の構成

基本的属性（性別、年齢、居住形態）、主観的健康感に関する項目、自己開示対象を尋ねる項目、喪失に関する 8 項目と統合に関する 8 項目からなる自己開示尺度（菅沼,1997）、AOK 孤独感尺度（安藤ら,2000）で構成した。

結果

1. 自己開示について

1-1. 自己開示の対象

家族と同居している高齢者 34 名のうち、最もよく自己開示をする対象は、配偶者 25 名、息子または娘 6 名、孫 1 名、友人 1 名、その他 1 名であった。

一人暮らしをしている高齢者 11 名では、息子または娘 2 名、友人 6 名、近所の人 3 名であった。

1-2. 内容ごとの自己開示の程度

喪失に関する内容の平均得点は、同居高齢者で 19.88(SD=4.77)、独居高齢者で 17.82(SD=3.60)であった。統合に関する内容の平均得点は、同居高齢者で 23.79(SD=3.35)、独居高齢者で 22.73(SD=4.78)であった。自己開示の合計得点は同居高齢者で 36.56(SD=8.33)、独居高齢者で 39.36(SD=7.62)であった。2 群の違いを検討するために対応のない t 検定を行ったところ、自己開示の合計、喪失に関する内容、統合に関する内容全てにおいて、有意差が見られなかった（順に $t(43)=.33, n.s.$ 、 $t(43)=.40, n.s.$ 、 $t(43)=.32, n.s.$ ）。内容の違いによる自己開示得点の違いを検討するために対応のある t 検定を行ったところ、同居者と独居者のどちらも、喪失に関する内容よりも統合に関する内容の方が得点が有意に高かった（順に $t(33)=6.88, p<.001$ 、 $t(10)=5.46, p<.001$ ）。

1-3. 自己開示の相手ごとの自己開示の程度

同居高齢者で最も多かった配偶者への自己開示と、独居高齢者での友人と近所の人への自己開示の、内容ごとの得点を比較した。配偶者に対する同居高齢者（ $n=25$ ）の自己開示得点は、喪失に関する内容で 19.92(SD=5.56)、統合に関する内容で 16.88(SD=4.18)で

あった。友人または近所の人に対する独居高齢者（ $n=9$ ）の自己開示得点は、喪失に関する内容で 20.89(SD=3.76)、統合に関する内容で 17.56(SD=5.27)であった。内容ごとの自己開示得点の平均値の差について、対応のない t 検定を行ったところ、喪失に関する内容と統合に関する内容のどちらにおいても、有意差が見られなかった（ $t(32)=.48, n.s.$ 、 $t(32)=.39, n.s.$ ）。

2. 孤独感について

同居高齢者の孤独感の平均得点は 0.79(SD=1.63)であった。独居高齢者の孤独感の平均得点は、0.91(SD=1.81)だった。対応のない t 検定を行ったところ、有意差が見られなかった（ $t(43)=.20, n.s.$ ）。

自己開示の内容と孤独感の関係において相関係数を算出した。家族と同居している高齢者では、喪失に関する内容で $r=.14$ 、統合に関する内容で $r= -.03$ 、一人暮らしをしている高齢者では喪失に関する内容で $r= -.03$ 、統合に関する内容で $r= -.52$ であり、どちらにおいても有意な相関を示さなかった。

考察

本研究では、同居高齢者と独居高齢者の自己開示の様相を明らかにした後それぞれを比較することで、独居高齢者の自己開示の特徴を明らかにする。まず自己開示対象について、同居高齢者は 94%が家族に対してよく自己開示をしているのに対し、独居高齢者は 82%が友人や近所の人など、家族以外の人によく自己開示をしている。しかも、同居配偶者への自己開示の程度と、独居高齢者が友人・知人におこなう自己開示の程度には、有意な差がなかった。このことから、独居高齢者にとっての自己開示対象として、家族以外の友人や近所の人存在がいかに重要であるかが示唆された。高齢者にとって家族以外との関係が重要であるという結果は、小谷野ら（1995）が示した結果と類似点がある。

また、自己開示内容について、同居高齢者と独居高齢者のどちらも、喪失に関する内容よりも統合に関する内容をより多く自己開示する傾向があることがわかった。菅沼（1997）においても、喪失経験に関する内容の開示量が、統合に関する内容よりも少ないという結果が得られており、今回の結果と関連があるといえる。喪失に関する内容は特に内面性の高い内容であるため、高齢者にとって気楽には話しにくい内容なのではないかということが考えられる。

引用文献

菅沼真樹（1997）. 老年期の自己開示と自尊感情 , 教育心理学研究 , 45 , 378-387.

傍観者の援助抑制に対する傍観者効果の知識の効用の検討

—内的過程に着目して—

三田 昌子 ・ 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：傍観者効果，援助行動，覚醒，意思決定

問題・目的

援助行動を起こすことが必要な場面で、自分以外の他者がいることによって判断を誤り、必要な援助行動が躊躇されることがある。この現象は傍観者効果 (Latane & Darley, 1970 ; 杉崎・竹村訳 1977) と呼ばれている。傍観者効果の発生については、Latane & Darley (1970 杉崎・竹村訳 1977) 及び Latane & Nida (1981) によって、聴衆抑制 (audience inhibition)、社会的影響 (social influence)、責任の分散 (diffusion of responsibility) という、3 つの心理的社会的要因によって説明がなされてきた。つまり、人々は、誰かが援助を要している場面に遭遇したときにも、自分以外に居合わせた複数の他者によって引き起こされる上記のような要因によって、援助を躊躇する傾向にあるようだ。Fischer et al. (2011) は、1960 年代から 2010 年までの傍観者の影響に関する研究の文献を統合・分析している。それによると、傍観者の援助抑制は、状況が危険と判断されにくく (例：加害者の不在)、危険性の増幅が被害者のみに起因し傍観者に起因しない場合 (例：誰かが川に落ちた) に起こりやすく、傍観者が見知らぬ人同士であったときに最大になるようであった (Fischer et al., 2011)。このような事態を深刻化させる傍観者の援助抑制は、研究の中だけではなく実際にも起こっている (例：2011 年の中国仏山市女児ひき逃げ事件)。したがって、傍観者の行動および態度・思考変容を促す要因について検討することは重要である。

では、傍観者効果を抑制するにはどうすればよいのか。それについて、Latane & Darley (1970 杉崎・竹村訳 1977) は、援助介入を躊躇させる圧力として、その場に居合わせた人数の多さなどがあることを紹介し、こうした要因を理解していれば、人は適切な援助行動を起こしやすくなるのではないかと考察している。また、Beaman, Barns, Klentz & McQuirk (1978) は、講義で傍観者の影響 (責任の分散といった援助介入を阻害する要因) について学習した学生は、知らされていない学生よりも、後で緊急事態に介入する可能性が高いことを確認した。以上のことから、傍観者効果についての知識は、援助事態に居合わせた潜在的援助者が、その事態を正しく解釈することを促進し、援助の必要性を誤解する可能性を減少させるのではないかと考え

られている。しかし、Beaman et al. (1978) は学習後の調査対象者らの援助行動を測定するに留まっており (つまり、向社会性が高まったり、援助行動の社会的望ましさに動機づけられた可能性がある)、実際に、傍観者効果についての学習が、援助事態への正しい解釈を可能にしていたのかについては十分に検討されていない。したがって、本研究では、傍観者効果の知識が潜在的援助者に対してどのような影響を与えるのかについて検討する。また、傍観者効果の知識を得る際、キティ・ジェノビーズ事件といった事例的な知識と、Beaman et al. (1978) も用いた、援助介入を阻害する責任の分散や評価懸念のような心理社会的要因の学術的知識のどちらが効果的であるのか、それぞれ潜在的援助者にどのような影響を与えるかについても併せて検討する。

方法

傍観者効果の知識 (事例的知識・学術的知識) の程度が、傍観者の内的過程にどのような影響を与えるか確認するため、2 種類の傍観者効果の知識の程度によって、それぞれ援助場面についてどのような反応を示すのか比較する場面想定法を用いた質問紙調査を行う。

調査対象者

中国地方に位置する私立大学の、基礎教育科目を受講する生徒 100 名 (男性:21 名, 女性:79 名)。平均年齢は 18.68 歳 (SD=0.750) であった。

質問紙の構成

質問紙の構成は以下のとおりである。

・援助場面提示

Fischer et al. (2011) を参考に、状況の危険性の度合いが判断されにくく、危険性の増幅が被害者のみに起因し傍観者に起因せず、その場に居合わせた傍観者が調査対象者と面識のない人物である場面を設定した (詳しくはポスターに記載)。

・状況への介入様式についての質問項目

提示場面において、どのような介入様式をとるかにについて尋ねるために、不介入・介入・その他の 3 つの選択肢を設定した。

・状況の重大性の知覚について尋ねる質問項目

提示場面において、自分の介入がないと想定したと

き、「①困窮者の被害はどの程度悪化すると思いますか（状況予期）」、「②それはどの程度確実に生じると思いますか（効用の悪化）」について 5 段階尺度で尋ねた。

・意思決定時の内的状態について尋ねる質問項目

提示場面において、介入様式の意思決定時あるいはその過程に体験した内的状態について、次の 5 つの質問に 5 段階尺度で回答するよう求めた。この質問項目は、竹村・高木（1987）および秋山・竹村（1994）を参考に設定した。

1. 決定の困難度
2. 決定過程での混乱度
3. 決定の確信度
4. 決定過程での迷いの程度
5. 決定について後悔の程度

・感情・覚醒チェックリスト

Fischer et al. (2011) は、事態が明確に危険で緊急事態である場合（例：加害者有）は、傍観者の覚醒が高まり、それを被害者を援助することで軽減しようと行動するため、結果的に援助が行われ、傍観者効果が起きにくくなることを明らかにした。本研究では、傍観者効果の知識の程度が高ければ、危険性や緊急性が曖昧な場面であっても、その場面の危険性を低く見積もらず、より高い水準で覚醒を経験するのではないかと考えた。そこで、提示場面に遭遇したときの感情及び覚醒の状態について、感情・覚醒チェックリスト（織田・高野・阿部・菊池, 2015）に回答するよう求めた。回答後は、各尺度の該当項目の平均値を求め、それを尺度得点として使用した。尺度は、「恐怖」「怒り」「悲しみ」「嫌悪」「喜び」「エネルギー覚醒+」「エネルギー覚醒-」「緊張覚醒+」「緊張覚醒-」の計 9 項目であった。

・傍観者効果についての知識の程度

傍観者効果についての知識がどの程度であるかについて確認するため、傍観者効果についての問題を用意し、その得点によって傍観者効果の知識高群・中群・低群の 3 条件に分ける。問題は、傍観者効果の事例（キティ・ジェノビーズ事件）についての知識の程度を尋ねる項目および、学術的知識について尋ねる項目を各 3 題ずつ設定し、1 問 2 点で採点する（満点各 6 点）。学術的知識の問題については、Beaman et al. (1978) を参考に、傍観者効果発生に関わる 3 つの心理社会的要因について、尋ねる項目を設定した。また、事例を聞いたり読んだりした経験はあるか尋ねる項目を 1 つ用意した。この項目については配点を設けなかった。

結果

状況への介入様式において、92 名が「介入」を、3 名が「不介入」を、5 名が「その他」を選択した。また、傍観者効果についての知識問題の全体的な平均得点は 5.20 (SD=2.108)、事例的知識問題の平均得点は 1.84 (SD=1.412)、学術的知識問題の平均得点は 3.36

(SD=1.267) であった。くわえて、問題として扱った事例の説明を見聞きした経験は、74 名が「ない」、23 名が「多分ない」、1 名が「多分ある」、2 名が「ある」と回答した。「ない」と回答した調査対象者のうち、22 名が 0 点を、39 名が 2 点を、13 名が 4 点を獲得し、6 点を獲得した者はいなかった。

状況の重大性の知覚について尋ねる項目 2 尺度、意思決定時の内的状態について尋ねる項目 5 尺度、感情・覚醒チェックリストで得られた 9 項目、および傍観者効果の知識問題における事例的知識得点と学術的知識得点の 2 項目間での相関係数を算出し、相関分析を行った (Table 1 ポスター記載)。すると、傍観者効果の知識と各変数の相関においては、事例的知識得点と学術的知識得点との間に正の相関が ($r=.236, p<.05$)、事例的知識得点と嫌悪の間に負の相関が認められたのみで ($r=-.262, p<.05$)、他の変数との相関は認められなかった。

考察

介入様式において殆どの調査対象者が「介入」を選択した。これは、場面想定法という手法を用いて質問紙調査を行ったため、実際の場面における行動と今回の質問紙上の回答が一致するとは限らず、社会的望ましさに動機づけられた回答である可能性や、もともと対人援助に関心があった人々が調査対象であったこと等によって、このような結果が得られたことも考えられる。しかし、本研究では、傍観者効果の知識の程度が、介入様式を決定するまでの内的過程にどのような影響を与えるか検討することが目的であるため、介入様式の分布についてはあまり重視しない。

また、事例的知識得点と学術的知識得点の間に正の相関がみられたことから、傍観者効果についての一般的な要点について整理された学術的知識と、その悲劇的な顛末について伝える事例的知識は密接に関わっており、どちらか一方の知識があれば、もう一方の知識についても備えている場合が多いようであった。また、特定の事例の説明を見聞きした経験がなくとも、事例的知識問題において 2-4 点を獲得できた人が 74 名中 52 名と多かったことから、人々は、その事例そのものを知らない場合であっても、日頃の生活経験から、傍観者による援助抑制の影響についての知識を得ているのではないかと考えられる。

本研究では、傍観者効果の知識の程度が、援助の意思決定における内的過程に与える正の影響を検討することを目的としていたが、現在の結果をみると、意思決定時の内的状態に影響を与える要因として、傍観者効果の宣言的知識の程度はあまり大きな要因ではないといえるだろう。

多重感覚環境におけるバブルチューブを見る活動が知的障害生徒及び健全生徒の生理的指標に及ぼす効果

○藤澤 憲

(兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科)

キーワード：多重感覚による視覚的要因，心理的安定，心拍数と経皮的動脈血酸素飽和度 (SpO₂)

I. 問題・目的

本稿では，多重感覚環境において多重感覚の代表的な器材の一つであるバブルチューブを見る活動が情緒不安のある知的障害生徒や健全生徒の生理的指標にどのような効果を及ぼすのかについて検討することを目的とした。

II. 方法

1. 対象・活動期間・活動場所

14～15歳の知的障害生徒男子6名及び健全生徒男子6名を対象とした。また，体格差による影響が結果に作用することを考慮し，身長155cm～160cmの生徒を対象とした。

本研究は，201X年4月～7月に渡り，A県B特別支援学校の教室において，1名につき計12回実施された(午前中の9:40～10:30)。ビデオカメラの録画により，資料が収集され，1回の実施時間は10分とした。知的障害生徒6名に共通する実態として，自分の思いや気持ちを表現することが苦手であり，自分の思いと違うと，情緒不安になる傾向がある。知的障害のある生徒のWISC™-IV知能検査の全IQ値は40～60であり，言語での指示がほぼ理解できた。

2. 多重感覚環境による支援

活動支援のねらいとして，「薄暗い環境の中で，バブルチューブの光や水泡を見て，心身をリラックスさせ，情緒の安定をはかる」こととした。事前に，日本文化科学社(2015)⁹⁾によるSP感覚プロファイル(短縮版)の質問票により，五感に関する実態把握を実施した。その結果，知的障害生徒6名及び健全生徒6名が，五感の中でも視覚的因子を好む傾向が示唆された。そこで，図1に示すように，教室内の1/2のスペースを暗幕カーテンで覆い，背もたれ椅子と白色の光と水泡を放つバブルチューブ(直径

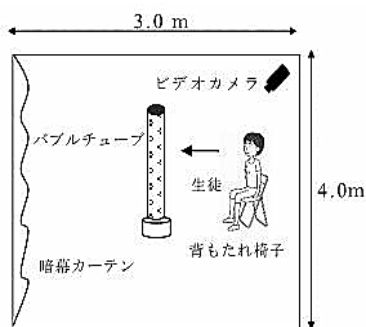


図1 多重感覚環境と器材等の配置

20cm×高さ1.2m，ROMPA社製)を活用し，多重感覚環境(縦4.0m×横3.0m)を設置した(12名の生徒共に同様の環境設定とした)。バブルチューブは，透明な筒の中の水にエアポンプで泡を生じさせ，そこに光が照射されるスヌーズレンの代表的な器材のひとつである。野村(2013)²⁾は，「透明のアクリルの筒の中を繰り返し上っていく水泡が，多様に变化する光にライトアップされて，視覚的に心地よい刺激をもたらす」と述べ，バブルチューブの効果を報告している。

3. 分析の視点

今回の取組では，生徒の落ち着きや安堵感等の心理的安定の効果を測定するために，バブルチューブを見る活動を通して，経皮的動脈血酸素飽和度(以下「SpO₂」と記す)や心拍数が変化するかどうかを測定した。各活動の開始前(部屋の照明を点灯して背もたれ椅子に座った状態)，5分後時点と10分後時点(それぞれ3lxの照度においてバブルチューブを見ている状態)で複数回測定されたものである。SpO₂並びに心拍数の割合比率や平均値を比較して有意差を見るために，SpO₂に関しては， χ^2 検定を用い，心拍数に関しては，知的障害生徒と健全生徒の時間の量における二元配置分散分析をそれぞれ実施した(有意差が見られた値についてはBonferroni法による多重比較も実施)。なお，検定ソフトとしてIBM SPSS Statistics(Ver.26)を使用した。さらに上記の結果を総合的に踏まえ，活動のねらいの評価及びバブルチューブを活用の効果の検討を行った。

4. 倫理上の配慮

国立大学法人鳴門教育大学人を対象とする医学系研究等に関する倫理審査委員会規程に基づき，研究の主旨や方法について対象者及びその保護者に口頭及び文書にて説明を行い，保護者の同意書による承諾並びに本誌への掲載の承諾を得た。

III. 結果と考察

活動開始前と5分後と10分後のSpO₂における χ^2 検定の結果，知的障害生徒と健全生徒共にSpO₂は，96～100の値をとり，統計上の有意差は見られなかった(知的障害生徒 $\chi^2(8, N=72)=6.53$ ；健全生徒 $\chi^2(8,$

N=72)=10.40))。また、表1に示すように、生徒別により、時間経過に伴う心拍数の変化を調べるために、被験者内因子を「測定時における心拍数」、被験者間因子を「生徒別」とした。その結果、「測定時における心拍数」の主効果が見られた($F(1, 142)=131.18, p<0.01$)。また、「生徒別」の主効果も見られた($F(1, 142)=44.86, p<0.01$)。一方、「時間における心拍数」と「生徒別」の交互作用は見られなかった($F(1, 142)=3.64$)。さらに、Bonferroni法による多重比較の結果、知的障害生徒の活動開始前の心拍数は、5分後と10分後の心拍数よりも有意に高かった($p<0.05$)が、5分後と10分後の心拍数との間には有意差は見られなかった。健常生徒の活動開始前の心拍数は、5分後と10分後の心拍数よりも高く有意差が見られた($p<0.05$)。また、10分後の心拍数は5分後の心拍数よりも高い値であった($p<0.05$)。以上の結果より、バブルチューブを見る活動では、呼吸機能よりも心臓の拍動機能に影響を与えることが示唆された。呼吸機能の変化が見られない要因のひとつとして、自律神経系を介して呼吸機能に何らかの影響を及ぼすことが予想されるが、酸素供給を引き起こす状況に至らないため、 SpO_2 の値の変化が観察されなかったものと推測される。

一方、表1の結果から、知的障害生徒及び健常生徒に共通して、活動開始前の明るい環境に比べ薄暗い環境になった5分後や10分後の心拍数は有意に減少した($p<0.05$)。これらの結果より、バブルチューブを活用した多重感覚環境は、交感神経の活動を低下させると共に副交感神経を活性化させ、心拍数を抑制する効果があることが推測される。交感神経系の活性化は、闘争、驚愕、不満、激怒、不安等の精神的に興奮状態にある状況において生じるのに対して、落ち着き、満足、安心など精神的に安定した状態において副交感神経は活動する。そのため、今回観察されたバブルチューブの視覚性感覚による心拍数の減少は、生徒たちの精神的安定を導くのに役立つと考えられる。

Bonferroni法による多重比較により、各測定時における心拍数の平均値について検討した結果、知的障害生徒と健常生徒ともに活動開始前の心拍数が5分後と10分後よりも有意に高い値を示した($p<0.05$)。時間経過における心拍数の変容に着目すると、知的障害生徒と健常生徒ともに活動開始前の心拍数の値が最も高く、次に10分後の心拍数の値が高く、5分後の心拍数の値が最も低かった。5分後と10分後の心拍数では、知的障害生徒には有意な差が見られなかったが、健常生徒には有意差が見られた($p<0.05$)。さらに、各測定時における心拍数に着目すると、知的障害生徒の活動開始前と5分後の平均値の差は9.46、活動開始前と10分後の差は7.64であった。一方、健常生徒の活動開始前と5分

後では7.57の差、活動開始前と10分後では5.46の差が見られた。つまり、知的障害生徒は健常生徒と比較して、活動開始前と5分後、活動開始前と10分後の心拍数の差が大きかった。障害のある人と健常者の自律神経活動に関する先行研究(Xue, et al., 2005; 岩佐・橋本・津田・森, 2010; 早川・小林, 2014)³⁾⁴⁾⁵⁾の知見と本研究結果より、知的障害生徒は、バブルチューブの視覚刺激の感覚受容により誘起される副交感神経活動の亢進が強く表れ、その亢進の持続時間が長いことから、心拍数が大きく低下し、回復までに時間を要するのではないかとと思われる。一方、健常生徒は視覚刺激に対する適応力が高いため、副交感神経活動の亢進状態からの離脱は早く、併せて交感神経活動が亢進され、交感神経と副交感神経の活動のバランス調整が速やかに行われると推測される。

今回、活動を通して知的障害生徒及び健常生徒にとって薄暗い多重感覚環境では見る刺激が統制されやすく、心理的安定につながる傾向があることが示唆された。課題として、今後、色や照度の変化に対応した条件下での検討や視覚要因以外の感覚面へのアプローチも吟味・検討し、児童生徒の発達支援向上に努めていければと考えている。

表1 知的障害生徒と健常生徒の心拍数と時間における二元配置分散分析結果

	心拍数 (M±SD)			F	
	知的障害生徒	健常生徒	生徒別	時間量	交互作用
① 開始前	85.85±10.81	75.38± 4.67	66.25***	131.18***	3.64
② 5分後	76.39± 8.72	67.81± 4.88			
③ 10分後	78.21± 8.85	69.92± 5.81			

N=144

***: $p<0.01$

引用文献

- 1) 日本文化科学社(2015)SP 感覚プロフィール短縮版質問票.
- 2) 野村寿子(2013)スヌーズレンの機器解説(その1)バブルチューブ. スヌーズレン研究, 1, 64-66.
- 3) Ming Xue, Julu Peter O, Brimacombe Michael, Connor Susan, Daniels Mary L (2005) Reduced cardiac autonomic activity in children with autism. Brain & development, 27, 509-516.
- 4) 岩佐幸恵・橋本俊顕・津田芳見・森健治(2010)高機能広汎性発達障害における前頭葉機能検査中の自律神経活動の変化. 自律神経, 47(2), 132-137.
- 5) 早川公康・小林寛道(2014)知的障害児の発育期における運動能力について. 人間生活文化研究, 24, 78-95.

教育から見た多重感覚環境の定義に関する検討

○藤澤 憲

(兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科)

キーワード：多重感覚環境の位置づけと定義，多重感覚環境に関する実践研究，実践の集積

I. 問題・目的

多重感覚環境の一つに「スヌーズレン(Snoezelen)」がある。スヌーズレンとは、オランダ語のスヌッフエレン(Snuffelen, 「クンクンにおいを嗅ぐ」という意味)と、ドゥーズレン(Doezelen, 「ウトウト居眠りをする」という意味)の二つの言葉からなる造語であり、スヌーズレンは、「探索」と「リラクゼーション」の両方の意味を兼ね備えている(大崎・石川, 2007)¹⁾。

スヌーズレンの理念は、1970年代にオランダからはじまり、現在では、その実用性からレジャーやセラピー、教育としても理解され、子どもも大人も同様に、障害のあるなしに関わらず広く使われるようになった。スヌーズレンの活動では、一般的にホワイトルームと呼ばれる部屋を使用することが多く、バブルチューブ、サイドグロウ(光ファイバー)、ソーラープロジェクターなどの代表的な器材が設置された専用のルームで行われることが多い。

諸外国におけるスヌーズレン研究の現状に着目すると、柳本(2016)²⁾は、欧米・アジア等諸外国におけるスヌーズレン研究は、「重度知的・重複障害者を主たる対象に、情動の変化、問題行動の改善、幸福感向上及びスタッフとの相互作用について、応用行動分析や生理学的測定を用いた事例研究が多く実施されていた。しかし、この分野における科学的な研究がほとんど蓄積されていないため、スヌーズレンの有効な治療・教育アプローチとしての確証が得られていない。」と述べ、科学的研究の基本的要件を充足すること(Evidence＝客観性・再現性の追求)の必要性を指摘している。また、姉崎(2013)³⁾は、近年、わが国では、肢体不自由特別支援学校に在籍する重度・重複障害児の教育を中心に、スヌーズレンは自立活動の指導において、取り組まれる場合が多く、特に教育現場における「スヌーズレン教育」の必要性和実践の集積等が課題であることを示唆している。しかしながら、藤澤(2020)⁴⁾が指摘するように、現在に至っても、姉崎(2012)⁵⁾が述べる「スヌーズレン教育」の定義に合わせた報告内容が重度・重複障害児の10数事例であり、決して多いとはいえない。子どもの実態も様々であることから教育におけるスヌーズレンを含む多重感覚環境の根本的な概念の見直しが必要ではないかと考えられる。

そこで、本稿では藤澤(2020)⁴⁾のスヌーズレンを含む

多重感覚環境の教育実践研究調査結果並びに海外の教育分野を含んだ多重感覚環境の知見を踏まえ、わが国の学校教育におけるスヌーズレンを含めた多重感覚環境の定義に関して本来どうあるべきかを提案したい。

II. 方法

藤澤(2020)⁴⁾の調査結果と海外の教育分野を含んだ多重感覚環境に関する事例の課題等を調査・分析し、わが国の学校教育におけるスヌーズレンを含めた多重感覚環境の定義について検討を加えた。

III. 結果と考察

藤澤(2020)⁴⁾は、文献情報・学術情報検索サイトCiNii Articlesにより、2010年4月～2020年3月に、「スヌーズレン」と「多重感覚環境」がキーワードである教育実践に関する論文を収集し、学校教育における多重感覚環境に関する実践研究の現状と課題を報告している。その結果、学術論文は合計24編であった。内訳を見ると、通常学校において健常生徒に実施された論文はなかった。小学校の特別支援学級や通級指導教室において、社会不安障害や自閉症スペクトラム障害、注意欠陥多動症のある児童等を対象にした論文が3編、特別支援学校等において重度重複障害のある幼児・児童生徒を対象とした論文が13編、特別支援学校において知的障害や自閉症スペクトラム障害の傾向のある児童生徒等を対象にした論文が7編、特別支援学校において重度重複障害のある児童生徒と知的障害の児童生徒の両方の事例を対象にした論文が4編であり、約10年間にわたり、決して多いとはいえない事例数であった。また、藤澤(2020)⁴⁾は、24編の論文に共通する課題として、「①子どもの感覚面の実態把握が十分に実施されておらず、子どもの行動面を中心とした実態把握で収束していること」、「②多重感覚環境の設定理由や読者が追試(再現)できる多重感覚環境の概要説明等の必要性」、「③研究におけるコントロールされたスヌーズレンの在り方の検討の必要性や条件設定、信頼性といったエビデンス(Evidence＝客観性・再現性の追求)の確保」、「④重度重複障害児を対象とした実践は比較的に見られるが、知的障害児を対象とした実践が少ないこと」、「⑤複数の児童生徒と授業者の詳細なやりとりを報告した実践はこれまであまり見当たらないこと」、「⑥薄暗い環境でな

いとスヌーズレンを含めた多重感覚環境の活用が成立しないのかという疑問」の六点をあげている。これらの課題の多くは、姉崎(2013)³⁾が示唆している課題(教育実践の集積の必要性)と柳本(2016)²⁾が述べている諸外国におけるスヌーズレン研究の現状や課題(科学的な研究蓄積の必要性、科学研究の基本的要件の充足の必要性等)と同様の結果であった。

姉崎(2012)⁵⁾は、「スヌーズレン教育」とは、「教室内で暗幕などで薄暗くし、対象児の好む光や音(音楽)、香りなどの感覚刺激を用いた多重感覚環境を教室内に設定して、その中で感覚刺激を媒介として教師と対象児および対象児同士が相互に共感し合い、心地よさや幸福感をもたらすことで、対象児のもつ教育的ニーズ(発達課題)のある感覚面や情緒面、運動面、コミュニケーション面などにおける心身の発達を促し支援する教育活動である」と定義している。すなわち、姉崎(2012)⁵⁾の「スヌーズレン教育」の定義では、「薄暗い環境」が前提にある。しかしながら、ISNA-MSE(国際スヌーズレンー多重感覚環境協会)では、「スヌーズレン」と「多重感覚環境」と「MSE(Multi-Sensory Environment)」の用語は同義であるとしながらも、薄暗い環境でないスヌーズレンの取組はできないということは明記されていない。一方で、明るい環境で取り組まれている実践も国内外においても散見される。例えば、姉崎(2004)⁶⁾は、英国における障害児者へのスヌーズレン実践のひとつとして、野外の明るい場所で環境設定が行われている「スヌーズレン・ガーデン」の紹介を行っている。また、大崎(2014)⁷⁾は、海外のスヌーズレンルームの調査結果を報告している。この報告の中でデンマークにあり、ISNA-MSE(国際スヌーズレンー多重感覚環境協会)現会長のモーリッツ・エージェンダール(Maurits Eijgedaal)氏が設計・建築した Landsbyen Sølund Guldhorntet(通称: ゴールド・ホルン)の施設では、明るい廊下に多感覚を活用した水槽の映像が設置されていた。さらに、オランダの特別支援学校では、明るい教室に多重感覚を活用したスペースが設置されていたことが報告されている。わが国では、加藤(2013)⁸⁾のお湯ベッドの取組があり、これも明るい環境で実施され、子どもの情緒の安定や外界への主体的な働きかけが促進された知見である。子どもの中には、事前の実態把握において、どうしても暗い環境を怖がったり、好まなかったりするケースが推察される。薄暗い環境で取り組むという「スヌーズレン教育」の概念では将来の多重感覚環境活用や可能性の広がりを危惧するものであり、教育実践集積の必要性の課題に迫ることが十分でないのではないかと考えられる。

多重感覚環境には、「スヌーズレン」の他に例えば、「感覚統合療法」、「モンテッソーリ教育」、「ムーブ

メント教育」などの多重感覚を活用した学習支援環境も含まれる。このように、教育において多重感覚環境の活用とひとことで言っても、とても広い範囲を含むことになる。図1の概念図に示すように筆者は、「スヌーズレンを含んだ多重感覚環境」として捉え、「多重感覚環境を活用した学習支援(取組)」とは、「子どもの感覚面を含めた実態に鑑み、事前に設定された環境であり、(環境の明るい、薄暗いなどの照度に関係なく)強弱等がつけられた単一の感覚刺激や複数の感覚を活用した学習支援(取組)」であると提唱したいと考えている。

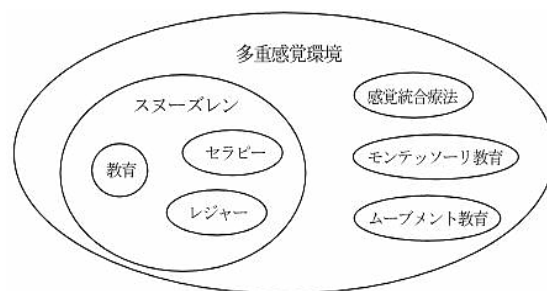


図1 スヌーズレンを含んだ多重感覚環境の概念図

引用文献

- 1)大崎博史・石川政孝(2007)教育相談におけるスヌーズレンの活用ー重度・重複障害のある子どもの主体性を尊重した環境づくりー. 国立特別支援教育総合研究所教育相談年報, 28, 7-12.
- 2)柳本雄次(2016)諸外国におけるスヌーズレン研究の現状と課題. 常葉大学教育学部紀要, 36, 247-254.
- 3)姉崎弘(2013)わが国におけるスヌーズレン教育の導入の意義と展開. 特殊教育学研究, 51(4), 369-379.
- 4)藤澤憲(2020)特別支援教育における多重感覚環境活用の現状と課題. 関西教育学会大会口頭発表資料.
- 5)姉崎弘(2012)重度・重複障害児の自立活動における「スヌーズレン教育」の意義について. 三重大学教育学部研究紀要, 63, 297-314.
- 6)姉崎弘(2004)英国における障害児者へのスヌーズレンの福祉実践ーWORCESTER SNOEZELEN CENTERの取り組みー. 三重大学教育学部附属教育実践総合センター紀要, 24, 121-126.
- 7)大崎博史(2014)オランダとデンマークにおける障害のある人が利用するスヌーズレン関連施設の視察報告. 国立特別支援教育総合研究所ジャーナル, 3, 30-38.
- 8)加藤直子(2013)お湯ベッドでリラックスー訪問教育の現場からー. スヌーズレン研究, 1, 26-29.

他者存在が意思決定に与える影響

— 事象関連電位 (ERP) を用いた研究 —

○ 坂本 蓮 ・ 橋本 翠

(吉備国際大学心理学部心理学科)

意思決定, FRN, 責任感

問題・目的

不確実な状況下におけるより良い意思決定にとって、選択という行為に対応した結果事象 (outcome) をフィードバックすることで自分自身が選択した結果を評価することは非常に重要である。

フィードバック関連陰性電位 (FRN) は、ERP 成分の一種であり、結果の評価のプロセスに関与することが確認されている。FRN は、ネガティブな結果のフィードバック提示後、約 200-300ms 付近において前頭中部優位の頭皮上分布で生起する陰性電位あるいは差波形のネガティブピークのことを指す。

Kimura & Katayama (2013) は、意見の一致が多数決下の集団意思決定における結果の評価的処理に影響することを報告している。これらの研究結果は、責任の分散 (diffusion responsibility) (Darley & Latané, 1968) の観点から解釈される。つまり、集団の一員として行動することや多数決下で選択が少数派になることによって結果に対する責任感が減少し、結果に伴う動機づけの重要性が低下することで FRN 振幅が減少したと考えられる。したがって、FRN 振幅は社会的文脈での行動結果に対する個人の責任感の程度と関連していることが示唆された (Boksem et al., 2011)。しかし、責任の所在が不明な場合における結果の評価的処理 (FRN) については言及されていない。

そこで本研究は、参加者の選択が多数派/少数派/全員一致/全員不一致条件を用いたギャンブル課題で惹起される ERP 成分 FRN 振幅を測定することで、責任の所在が不明な場合における結果の評価的処理を検討することを目的とした。

行動結果の個人的責任の分散による責任感の減少は、結果事象の動機づけの重要性を低下させ、その結果 FRN 振幅を減少させる、また意思決定者の人数が増えると責任の分散が高まり、結果の動機づけの重要性が低下する可能性を示唆している (Li et al., 2010)。この先行研究から、本研究の少数派条件における参加者の選択は、多数決によってグループの決定にはならず、その後のネガティブなフィードバックを受け取っても、参加者は動機付的に重要な結果として評価しないと考えられる。対照的に、多数派条件の参加者は、自身が選択した結果であるため、責任は高く、動機付的に

重要な結果として評価すると考えられる。したがって、FRN 振幅は、多数派でより大きく、少数派で小さくなると推測される。また、全員一致条件は、多数派条件と比べて 1 名多い、3 名が同じ選択を行う場合であり、責任は多数派条件で 2 名に分散されるが、全員一致条件では 3 名に分散されると考えられる。そのため、全員一致条件の FRN 振幅は、多数派よりも小さくなると推測される。全員不一致条件は、あたりとはずれのカードを個々に 2 名が選択した場合において、選択した結果が与えられる。つまり、誰に選択した責任があるかは分からないようになっている。そのため、参加者はその結果が自分のせいかわかが分からず、動機づけ的に重要な結果として評価しない可能性がある。そのため、全員不一致条件の FRN 振幅は小さくなると推測される。

方法

実験参加者 大学生 12 名 (女性 1 名, $M \pm SD = 22 \pm 0.85$) が本実験に参加した。いずれの参加者も実験の課題を遂行するにあたり、十分な視力 (矯正を含む) を有していた。

要因計画 責任の程度 4 (Congruent / Incongruent / Majority / Minority) × 結果 2 (GAIN / LOSS) の 2 要因反復測定計画で実施した。

課題 本研究は 3 名 (参加者/協力者 2 名) で構成する 1 つのグループで課題に取り組んだ。3 枚のカードから 3 名それぞれが、1 枚を選択するギャンブル課題を用いた。参加者は、キーボードを押すことによって画面に表示されたカードの中からどのカードを選択するかを決定した。参加者には「カードの選択は 2 名以上が同じカードを選択していれば、そのカードがグループの得点になる」ことを伝えた。ただし、全員がそれぞれ異なったカードを選択した場合、2 名がそれぞれはずれのカードを選択した場合は「-30」の得点が付与され、2 名それぞれが当たりのカードを選択すると「+30」の得点が付与されることも伝えた。責任の程度の操作は、得点の取り方によるもので、3 名全員が同じ選択 (Congruent)、参加者を含む 2 名の協力者が同じ選択 (Majority)、参加者以外の協力者 2 名が同じ選択 (Minority)、3 名全員が異なった選択 (Incongruent) であった。3 名全員がカードを選択した後、それぞれ 3

名の選択したカードが表示され、結果が表示された。3名全員が選択し終わるまでが約1秒であり、1試行は約5秒かった。実験は、1ブロック50試行を9ブロック計450試行行い、実験は全体で約40分間であった。

手続き 本研究におけるギャンブル課題1試行の流れをFigure1に示した。ブランク画面の後に「1000」という数字が表示され、実験が開始された。参加者にはこの「1000」がグループの持ち点であり、当たりのカードを選択することによってこの数字を出来るだけ増やすように取り組むことを要求した。まず、黒色の背景にPlayer numberのみの画面が表示され、その後、カードに見立てた3つの灰色の長方形が表示された。次に、カードの上部に「Choose!!」が表示され、参加者はそれぞれのキーボードを押すことによってカードを選択した。全員が選択し終わると、3名の選択したカードが「●」で表示され、それぞれの選択結果が判明した。その後、注視点が表示され、グループの結果として「+30」および「-30」のどちらか一方が表示された。

脳波記録と分析 脳波は、Ag/AgCl電極キャップを用い、鼻尖を基準に国際式10-20%電極法に基づく5部位(Fz,Cz,Pz,C3,C4)から記録した。ERPは、瞬き等による顕著なアーチファクト($\pm 80\mu\text{V}$ 以上の電位)のない試行について、刺激提示前200msから提示後800msの計1000ms間を加算平均することにより算出した。

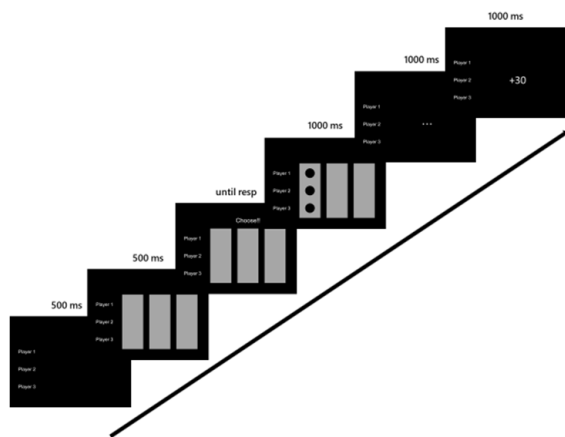


Figure 1. ギャンブル課題の1試行の流れ

結果

本稿では、1名分の結果についてのみ詳細に示し、12名分のデータについては考察のみ述べることにする。

Figure 2に参加者1名のERP波形を示した。Fz導出において、刺激提示後200-300ms区間で、損失(LOSS)条件に対して陰性の電位変動(FRN)が認められた。

考察

Fz導出のFRN振幅は、IncongruentおよびCongruent条件と比較して、MajorityおよびMinority条件で大きかった。またCongruent条件は最も小さかった。

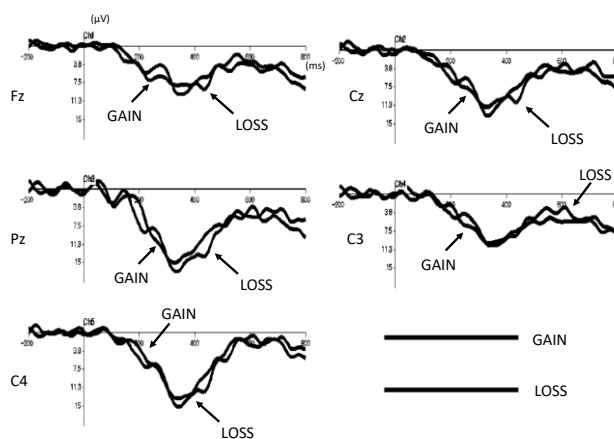


Figure2. 各導出部位におけるGAIN(獲得)/LOSS(損失)の2条件を重ね描きした個人ERP波形(N=1)(Negativity is up)

この結果は、Majority条件のFRN振幅がCongruent条件よりも大きいことを示した先行研究と一致しているが、Minority条件におけるFRN振幅のパターンは一致しなかった。これについては、Majority条件のFRNの増大は、責任の程度が自分と他者に分散されることで責任を強く感じ、結果の重要性を高く評価したためだと考えられる。Incongruent条件では、誰に責任があるのかが不明瞭であったため、結果に対する責任は低下し、動機づけの重要性を低く評価した。そのため、FRN振幅が減少した推測される。Congruent条件では、責任が3名に分散されることで一人ひとりの責任は低くなり、結果に対する動機づけの重要性がIncongruent条件よりも低く評価されたと考えられる。Minority条件におけるFRN振幅は、参加者の選択が協力者2名の選択と異なったことは情動的にも影響を与え、結果に対する動機づけの重要性が高くなり、高く評価した可能性が考えられる。

引用文献

- Boksem, M. A., Kostermans, E., & De Cremer, D. (2011) Failing where others have succeeded: medial frontal negativity tracks failure in a social context. *Psychophysiology*, **48** (7), 973-979.
- Darley, J. M., & Latané, B. (1968) Bystander intervention in emergencies : diffusion of responsibility. *Journal of personality and social psychology*, **8** (4), 377-383.
- Kimura, K., & Katayama, J. I. (2013) Outcome evaluation in group decision making using the majority rule : An electrophysiological study. *Psychophysiology*, **50** (9), 848-857.
- Li, P., Jia, S., Feng, T., Liu, Q., Suo, T., & Li, H. (2010) The influence of the diffusion of responsibility effect on outcome evaluations : electrophysiological evidence from an ERP study. *Neuroimage*, **52** (4), 1727-1733.

ファン態度とファンとしての問題行動の関連性

○杉原 まるみ

(川崎医療福祉大学)

キーワード：ファン心理，ファン態度，ファン行動

問題・目的

ファンのとる行動とは、一般的に、アイドルなどのファン対象を応援するもので、その活動を妨げるものではないと考えられる。ところが近年一部のファンの行動により、ファン対象の人格が傷つけられたり、その活動範囲が狭められたりする事態が生じている。報道で取り上げられるものとしては、つきまとい行為や SNS アカウントへの侵入、ファン対象の所持品を盗むことなど、社会的に問題行動だとされる行動が多い。しかし、ファンとしての行動で問題とされるのはそれだけではない。報道では多くは取り上げられないがイベント時に会場周辺で周囲の人の邪魔になる形でたむろする、騒がしくするなどの行動もファンとしての問題行動であると考えられる。このようなファンの行動により周辺住民からの苦情で会場の利用が出来なくなる可能性もあり、結果としてファン対象の活動の場を制限することになってしまう。

また、ファンの多くはイベントの際に自分が誰のファンなのかわかるものを身に着けていることが多い。それによってより明確にファン対象が特定され活動の制限につながりやすいと考えられる。実際、2019 年 5 月にジャニーズのアイドルグループ Hey!Say!JUMP がファンのマナーの悪さを理由に挙げ、毎年恒例となっているツアーの一時的中止を発表した例もある。このようにファンの行動はファン対象の活動に大きな影響を与える可能性がある。

一方で「ファン行動の中で問題とされる行動」はジャンルや個人によっても差があり、明確なものではない。例えば、ファン対象が仕事を終えるのを出口で待ち、握手やサインなどを求める「出待ち」という行為について、アイドルや声優のジャンルでは周辺の迷惑になるため禁止であると公式 HP や公式 SNS、ファン対象本人が発信する SNS 等で注意喚起が行われることが多い。一方でお笑い芸人のファンの「出待ち」については注意喚起が行われておらず、むしろ当たり前に行われている。また、禁止にしているジャンルであっても、ファン対象によってはそれを容認し、ファンが「出待ち」をしても良いと捉えてしまうこともある。このように「出待ち」というファン行動 1 つを取っても、問題行動か否かの判断はジャンルや個人によって異なる。

ファン心理について、伊藤・高野(2017)はファン性の心理学的基盤と宗教的信仰が似通った心理学的基盤をしていると述べており、吉田(2008)は自己愛傾向とファン行動の関連性について述べ、様々な視点からの研究が行われている。また、小城(2004)はどのファン心理の因子がどのファン行動と関連しているかについて明らかにするとともに、ファン対象によってファンが持つファン心理の因子が異なることも明らかにした。向井ら(2016)では、小城(2004)の研究を元に時代を反映したファン心理の定義の再設定とファン態度とファン行動の関連性を明らかにするものであった。

小城(前掲書)や向井ら(前掲書)が取り上げたファン行動には、「A に関する情報は、テレビ、雑誌、SNS などこまめにチェックしている」「A の作品（音楽・本・プレーなど）を手本に、真似たり、練習したりしている」「A の作品（CD・本・ビデオなど）をよく友人にあげたり、貸したりする」などが含まれるが、実際に問題のある行動については検討されていない。

そこで本研究では、向井ら(2016)で明らかにされたファン態度尺度を用いて、ファン態度とファンとしての問題行動の関連性について検討することを目的とした。

向井ら(2016)の研究より、熱狂・熱愛のファン態度は一般的ファン行動、積極的ファン行動共に影響を強く与えていることが明らかになっている。よって、仮説として、熱狂・熱愛のファン態度はファンの問題行動にも影響を与えているのではないかと考えた。

方法

本調査の前にファンとしての問題行動を定めるために予備調査を大学生 156 名(男=49 名,女性=105 名,未記入=2 名)に行っている。以下本調査について記載する。

調査時期 2019 年 7 月に実施した。

実施方法 質問紙を用いて行なった。

調査対象 A 大学に在学する大学生で 148 名(男性=46 名,女性=102 名)であった。

調査項目 フェイスシートでは、性別、年齢について尋ねた。次に、ファン対象の氏名と該当するジャンルを選択してもらった。次いで、ファン態度尺度に関する質問項目「熱狂・熱愛」「作品への評価」「外見への好意」「目標・共感・同一視」「ファン・コミュニケーション」

「流行への同調」の6つのファン態度尺度(向井ら,2016)を測定した。最後に回答者自身のファン行動について尋ねた。一般的ファン行動, 積極的ファン行動 (向井ら,2016)に加え, 予備調査で抽出した問題行動を含めた34項目のファン行動の度合いを測定した。

結果

予備調査

予備調査の結果から自分がその行動を行う場合と他者がその行動を行う場合どちらかで「少しあてはまる」「あてはまる」の評定となった「ステージ上のAに話しかける」「Aが仕事の現場に来るのを待つ」などの15のファン行動を問題行動であると操作的に定義した。

本調査

ファン態度尺度の下位尺度のうち, 各被験者において最も得点が高い下位尺度は何かによって群分けをおこなった。「流行への同調」を1番高いファン態度尺度として持つ人は5名(3.4%)と少なく, 「熱狂・熱愛」を1番高いファン態度尺度として持つ人は0名であった。そこで「作品への評価」(n=85), 「外見への好意」(n=39), 「ファン・コミュニケーション」(n=18)のファン態度尺度得点をそれぞれ最高得点とする3群間で問題行動の得点を一元配置分散分析にて比較した。結果として3群間で問題行動得点には有意差は見られなかった。

また, ファン態度尺度の下位尺度得点の平均値を基準として被験者を2群に分け, 対応のないt検定を用いて問題行動得点の差があるかを調べたその結果「熱狂・熱愛」「目標・共感・同一視」「ファン・コミュニケーション」の3つのファン態度尺度の高群・低群の間で, 一般的ファン行動, 積極的ファン行動, 問題行動の3つのファン行動について有意差が見られた。(Table1, 2, 3)「作品への評価」「外見への好意」のファン態度尺度の高低群間では, 一般的ファン行動と積極的ファン行動については有意差が見られたが問題行動についてのみ有意差は見られなかった。「流行への同調」についてのみ高群・低群の間で3つのどの行動得点についても有意差は見られなかった。

Table1
熱狂・熱愛尺度高群・低群における
ファン行動得点の平均値(SD)とt検定結果

	高群	低群	t値
一般的ファン行動	3.60(.85)	2.20(.79)	10.35***
積極的ファン行動	2.40(.87)	1.40(.51)	8.63***
問題行動	1.62(.63)	1.24(.45)	4.29***

***:p<.001

Table2
目標・共感・同一視尺度高群・低群における
ファン行動得点の平均値(SD)とt検定結果

	高群	低群	t値
一般的ファン行動	3.37(.98)	2.28(.87)	7.18***
積極的ファン行動	2.30(.89)	1.40(.52)	7.47***
問題行動	1.60(.66)	1.23(.39)	4.00***

***:p<.001

Table3
ファンコミュニケーション尺度高群・低群における
ファン行動得点の平均値(SD)とt検定結果の関連分析結果

	高群	低群	t値
一般的ファン行動	3.29(.97)	2.36(.97)	5.85***
積極的ファン行動	2.18(.85)	1.50(.70)	5.30***
問題行動	1.53(.62)	1.29(.49)	2.63***

***:p<.001

考察

本調査の結果から「熱狂・熱愛」「目標・共感・同一視」「ファン・コミュニケーション」の3つのファン態度尺度が高い人はファンとしての問題行動を取りやすい可能性があることが示唆された。その理由としては「熱狂・熱愛」尺度が高い人はファン対象に盲目的になりやすく, ファン対象以外に対する視野が狭くなり, 周りに目を配ることができなくなるのではないかと考えられる。結果より, 本研究の仮説は支持されたと考えられる。

「目標・共感・同一視」のファン態度尺度が高い人はファン対象に自己投影をしやすく, ファン対象は自分に近いからこの行動は自分がされて嫌ではないから大丈夫だと思ってしまうファンがいるのではないかと考える。「ファン・コミュニケーション」尺度が高い人は同じファン対象を応援する人と交流する中で, あの人もしているから大丈夫だという考えが起りやすく問題行動に繋がりがやすいのではないかと考えられる。また, イベント時などにファン同士で交流しているとファン対象の話で盛り上がり, 楽しさから話し声の大きさが大きくなっていることや, 話をしている場所が邪魔になる場所だと気づかないということもあるのではないかと考えられる。

引用文献

小城英子(2005).ファン心理の構造(1)ファン心理とファン行動の分類, 関西大学大学院『人間科学』, 61, 191-205.
向居暁・竹井真詞・川原明美・川口あかね(2016).ファン態度とファン行動の関連性 高松大学発達科学部紀要, 64・65, 233-257.

自傷傾向者は非科学説を信じていないのか

HSP 傾向者及び強迫傾向者が持つ信念との比較を通して

川内 三奈美*・土居 正人**

*吉備国際大学院心理学研究科 **吉備国際大学心理学部心理学科

キーワード: 自傷行為, HSP (Highly sensitive person), 強迫, 推論の誤り, 信念

問題と目的

近年、思春期や青年期の若者の問題行動として自傷行為がある。自傷行為とは、自身の身体を自らの意思をもってあえて傷つける行為(American Psychiatric Association, 2013)のことであり、境界性パーソナリティ障害や強迫性障害といった精神障害と関連があるとされている(中尾, 2005; Kristin & Jennifer, 2007)。先行研究より自傷発生のメカニズムについて、自傷者の気質的な感受性(Highly Sensitive Person: HSP)と母親からの不承認的態度の両者が合わさると、その子供は推論の誤りを生じさせやすくなり(斎藤・土居, 2018)、それが感情調節機能の不調やネガティブ感情を向上させ、その結果、自傷が誘発されるとしている(Linehan, 1993; 土居・三宅, 2020)。

推論の誤りとは、抑うつ状態にある人が有する独特な推論のことであり、根底には「～すべき」といった自身の信じていること(信念)があるとされている(Beck, 1979)。土居・清水 (2020)は、これに注目し、自傷傾向者の持つ信念(対人関係観)について、自傷と関連のある精神疾患である強迫傾向者と比較して検討している。対人関係観とは、「人と関わる時は～するべきだ」といった人との関わりについての信念と捉えられている(多川, 2002)。また、濱口 (1982)は、対人関係観には文化的な差があり、日本文化のような集団的な対人関係に関する価値観を「間人主義」、西洋的な文化を発祥とする個人を主体とする価値観を「個人主義」とし、それぞれが対立するものとした。先の土居・清水 (2020)の結果では、分散分析による解析が行われ、自傷傾向者、強迫傾向者ともに同程度の推論の誤りを有しているにもかかわらず、強迫傾向者は間人主義・個人主義ともに高く、その反面、自傷傾向者はその両方とも持ち合わせていないという結果であった。この結果を受けて、自傷傾向者は、親から自身を受け入れられた経験が少なく、それにより他者を受け入れることができず、他者を配慮する信念である間人主義や自身を大切にする信念である個人主義を持つことができないと推考している。

とはいえ、清水・土居 (2020)では、対人関係観という人

との関わりに関する信念に焦点づけられていた。人が信じる物には様々なものがある。たとえば、占いや幽霊、超能力、迷信といった非科学説である。非科学説とは、心霊現象や占い、超能力といった現在の科学では存在や効果が立証されていない現象のことである(坂田, 1991)。日本では 1990 年代後半から盛んに研究が行われている(小城・坂田・川上, 2008)。これをふまえ、本研究では、自傷傾向者の持つ信念(非科学説)について、強迫傾向および HSP 傾向との比較を通し、検討することを目的とする。仮説として、HSP 傾向者は、その敏感さから周りの情報を取り込みやすく、非科学説であつても信じやすいこと、強迫傾向者に関しても、強い強迫観念を持ちやすいため、おまじないや厄払いなどの儀式的な現象を信じやすいと予測される。それに対し、自傷傾向者は、土居・清水 (2020)の対人関係観と同様であると考えられ、自身を受け入れられた経験が少ないことから、自分の意思や意見を持つことが故に信じるもの・ことは少ないと予測される。

方法

本調査の対象者は大学生 113 名(有効回答者 111 名、有効回答率 98.2%)、女性 38 名、平均年齢 20.25 歳、 $SD=1.63$ であった。日本人学生のみ分析対象とした。使用した尺度は、自傷傾向を測定するため、土居・三宅・園田 (2013)の自傷行為尺度、HSP 傾向を測定するため、HSPS-19(高橋, 2016)、強迫傾向を測定するため、杉浦 (2000)の日本語版 Padua Inventory (強迫性障害質問紙)の「衝動」因子以外の項目を用いた。また、推論の誤りを測定するため、丹野・坂本・石垣・杉浦・毛利 (1998)の推論の誤り尺度、信念について測定するため、非科学説に関する質問(小塩 (2015)を参考とした)30 項目を用いた。調査は、大学内で第 2 著者によって実施され、調査の説明において、本調査は自由意志で参加していること、応えづらい場合は、回答を飛ばしてもよいこと、個人情報保護などについて説明し、倫理的同意を得た。

結果

本研究は、SPSS23 の統計ソフトを用いて統計的分析を

行った。 α 係数は、.82～.96 と高い値を示していた。自傷・HSP・強迫傾向と推論の誤りの関係を見るため、相関分析を行った。その結果、全ての項目で有意な相関を示していた(「自傷傾向」と「推論の誤り」は $r=.64, p<.001$, 「HSP 傾向」と「推論の誤り」は $r=.64, p<.001$, 「強迫傾向」と「推論の誤り」は $r=.62, p<.001$)。

自傷傾向(低・高群)と HSP 傾向(高・低群), 自傷傾向(低・高群)と強迫傾向(低・高群)を独立変数とし、各非科学項目を従属変数とする 2 要因 2 水準の分散分析を行った。自傷・HSP・強迫傾向は平均値を基準に高低を分けた。結果として、自傷高低×HSP 高低では、「厄払い」、「おまじない」、「ゲーム悪影響説」、「電磁波有害説」、「迷信行動」で HSP 高低に主効果が見られた($F(1, 107)=4.84, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 107)=6.69, p<.05, \eta^2=.06$; $F(1, 107)=4.23, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 107)=8.92, p<.01, \eta^2=.08$; $F(1, 107)=5.65, p<.05, \eta^2=.05$)。「他者からの思考読解」においては、自傷高低で主効果が見られた($F(1, 107)=4.24, p<.05, \eta^2=.04$)。また、「宇宙人」、「幽霊」では有意な交互作用が見られた($F(1, 107)=5.45, p<.05, \eta^2=.05$; $F(1, 107)=4.59, p<.05, \eta^2=.04$)。そのため、単純主効果の検定を行った結果、「宇宙人」では自傷高群において HSP 高群($m=2.60$)が有意に高く($F(1, 107)=4.07, p<.05$, 偏 $\eta^2=.04$)、HSP 低群において自傷低群($m=2.88$)が有意に高かった($F(1, 107)=, p<.01$, 偏 $\eta^2=.06$)。「幽霊」では、HSP 低群において自傷低群($m=2.75$)が有意に高く($F(1, 107)=5.49, p<.05$, 偏 $\eta^2=.05$)、自傷高群において HSP 高群($M=2.77$)が有意に高かった($F(1, 107)=5.52, p<.05$, 偏 $\eta^2=.05$)。自傷高低×強迫高低では、「予知夢」、「生まれ変わり」、「厄払い」、「他者からの盗視妄想」において強迫高低で主効果が見られた($F(1, 107)=4.18, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 107)=4.87, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 107)=4.54, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 107)=9.06, p<.01, \eta^2=.08$)。また、「血液型占い」では有意な交互作用が見られた($F(1, 107)=4.41, p<.05, \eta^2=.04$)が、単純主効果の検定を行った結果、有意差は認められなかった。

考察

本研究において、自傷・HSP・強迫傾向者は同程度の推論の誤りを有しているが、信念には違いがあることが明らかとなった。まず、HSP 傾向者は、他の 2 つの傾向に比べ、多くのものを信じていた。そのため、仮説は成立していると考えられる。これは、気質的な感受性の高さから色々なものを吸収し、非科学説であっても信じていることが推察される。次に、強迫傾向では、儀式的な行動を信じ

ると予測した。その結果、厄払いを信じてはいたが、お守りを信じてはいなかったことから、仮説は一部認められなかった。最後に、自傷傾向者は、ほとんど何も信じているものは無かった結果より、本仮説は認められた。これは土居・清水 (2020)と同様の結果であることから、本研究の結果は支持されている。

自傷傾向者がほとんどのものを信じていない理由として、2 つのことが考えられる。まず、一つ目に、自傷者自身の実存感である。自傷者は、親から感情や感覚の不承認を受けてきた結果、自己不承認(自身の感情や感覚に気づけなくなる)が生じているという(Linehan, 1993)。例えば自傷者が子供の頃に、親から「男は泣いてはいけない」といったルールを受けたとする。そうすると、その子供は、この湧き上がってきた感情をどのように表現すればよいのかわからず、ただ我慢することになる。ここで自己不承認が生じる(Spradlin, 2003)。これにより、自傷者は自分というものが持てず、実存感の無さや自己同一性の確立に失敗につながっているのではないかと推察される。そのため、自身を受け入れることができないだけでは無く、相手をも受け入れることができない状態に陥っており、それ故に、自身の考え方や他者の考え方を信じることができない現象が生じているのでは無いかと考えられる。

二つ目に、本研究では唯一、「他者からの思考読解」に主効果が見られた。これについては自傷傾向者は、親から管理あるいは支配されていることがあげられる(松本, 2015)。自傷者は親の考えをそのまま受け取り、同じ考えや行動をすることで認められてきた過去を持つ。故に自身の考えを持つことに自信が無く、思考や発言は親と同じ内容になる。思考はパターンのことから、他者から考えが読まれやすく、そこから自傷者は、他者から自身の重いが読まれてしまうと捉えるのでは無いだろうか。

今後は、自傷者のもつ信念の無さは、自己不承認や実存観等とどのように関係しているのかについて、検討していくことが望まれる。

引用文献

- 土居正人・三宅俊治・園田順一 (2013). 自傷行為尺度作成の試みの検討 心身医学, 53(12), 1112-1119.
- 土居正人・清水理沙 (2020). 対人関係観の違いが推論の誤り及び自傷傾向に及ぼす影響 健康者及び 強迫傾向者との比較による検討, 30, 1-12.

POMS 短縮版と自傷行為尺度における年間の得点推移

○原 侑希*・川内 三奈美**・土居 正人*

*吉備国際大学心理学部心理学科 **吉備国際大学大学院心理学研究科

キーワード:POMS 短縮版, 非自殺的自傷行為, 抑うつ, 不安, 怒り

問題と目的

自傷者において自傷が誘起されるまでの感情情報伝達過程の中で、時間的に先行し、その行為の直前にある要因としては、抑うつや不安、怒りなどのネガティブな感情があげられる(土居・三宅, 2020)。このような感情が高くなればなるほど、自傷が誘発されやすくなる(Brown, Williams, & Collins, 2007)。そのようなネガティブ感情に対しては、今日の教育現場などでは、心理教育プログラムが実施されている(佐藤・佐藤・石川・戸ヶ崎・尾形, 2013 など)。しかしこの研究において、いくら統制群と実験群に分けて比較検討しようとも、その両群のネガティブ感情は、学校における日々の行事やイベントなど(以後、イベントと表記)により変動することから、結果の信憑性に疑問が残る。したがって、ネガティブ感情や自傷に関する介入研究では、これらの現象について年間を通して得点推移を示す必要があると考えられた。そこで本研究では、これらのネガティブ感情得点と自傷傾向得点を月ごとに定期的に計測し、年間における推移を抽出することを目的とした。

方法

本調査の対象者は201X年4月分から201X+1年2月分までの10回計測した。調査を実施した人数は重複を含む大学生計1026名(有効回答者926名、有効回答率90.3%)であった。男性は計587名、女性は計226名であった。1年生は計364名、2年生は計213名、3年生は計233名、4年生は計116名であり、平均年齢は19.79歳($SD=1.31$ 歳)であった。分析対象は全て日本人学生で構成した。使用した尺度について、本研究ではPOMS 短縮版(Profile of Mood States Brief Form Japanese Version)(横山編, 2005)(30項目5件法のうち、「抑うつ」、「不安」、「怒り」因子のみ抜粋)と土居・三宅・園田(2013)の自傷行為尺度(20項目4件法、4因子)を使用した。後者の尺度は、「抑圧状態」、「自責思考」、「承認欲求」、「親子葛藤」因子を合計して、自傷傾向得点を算出する。本尺度は自傷行為に関する直接的な表現は用いておらず、自傷者が持つ心理社会的背景についてたずねることで自傷傾向を

測定する尺度である。この尺度を用いることで調査参加者にかかる心理的負担を軽減している。また、調査実施の手続きについて、調査は大学の授業内にて実施した。調査参加については、参加者の自由意思によるものとし、個人情報保護などの倫理的配慮について説明し、承諾を得た上で実施している。

結果

本研究は、SPSS 23の統計ソフトを用いて統計的分析を行った。各尺度について月別の一要因分散分析の結果を表1に示した。その結果、「不安」のみに有意な差が見られた($F(9, 916)=2.85, p<.01, \eta^2=.03$)。Tukeyの多重比較の結果、4月($m=2.17$)は、11月($m=1.62$)と12月($m=1.53$)、1月($m=1.48$)、2月($m=1.58$)よりも得点が高かった。また、前半の月と後半の月の各尺度の差を検討するため、 t 検定を行った。結果、「抑うつ」($t=2.42, p<.05, r=.08$)と「不安」($t=3.58, p<.001, r=.12$)、「自傷傾向」($t=2.72, p<.01, r=.09$)において、有意な差が見られた。月別と学年別の差について検討するため、二要因分散分析を行った(表2)。月別では、「不安」($F(9, 886)=2.12, p<.05, \eta^2=.02$)において、主効果が有意であった。学年では、「不安」($F(3, 886)=7.85, p<.001, \eta^2=.03$)と「抑うつ」($F(3, 886)=3.54, p<.05, \eta^2=.01$)の主効果が有意であった。

考察

まず、自傷傾向はネガティブ感情3種に比べると、得点変動が小さいことが分かる。これにより、下位因子として、気持ちを抑える抑圧状態に比べて、自分を責める思考や承認欲求、親子関係はすぐに変動するものではないことから、その変動は少なくなると考えられる。次に、ネガティブ感情のうち、「抑うつ」と「不安」は4月が高く、それ以降は緩やかに減少していく傾向にあり、「怒り」については、4月は低く、7月頃から高まり、12月頃から減少する傾向が見られる。また、前半月と後半月に分けて t 検定を行ってみると、「抑うつ」と「不安」、「自傷傾向」に有意な差が見られ、これらの因子は、年度の前半において高まりやすく、後半になると減少する傾向にある。これは各学年におい

て新学期が始まり、大学生活あるいは新しい学年の授業を受けたり課題を課されたりなど、環境が変わることによって抑うつや不安の感情が高まり、自傷傾向も高まる。その後、日々の生活に慣れてくることで安定し、次第に気持ちが落ち着いていっていると考えられる。その一方で、「怒り」は大きなイベントがない時に高まっており、何が起きているのかは推測できなかった。

また、学年別の得点分布(表2)を見てみると、1年生では、「抑うつ」と「不安」、「自傷傾向」が4月と8月、10月において高くなっている。これは春学期の新生活、そして認定試験、秋学期の新学期が始まることへのプレッシャーであると推測できる。2年生では、「怒り」は7月と1月に、「抑うつ」と「不安」、「自傷傾向」は8月と2月に高くなっていることが確認できる。これは認定試験の1か月前に怒りが高まり、認定試験の直前になって、抑うつと不安が高まっていると捉えることができるのではないだろうか。また、2月にはゼミ(演習)選択もあることから、緊張を感じているのかもしれない。いずれにしても、怒りが先行して高まり、その後「抑うつ」や「不安」が減少していることが特徴的である。3年生では、「抑うつ」と「不安」、「自傷傾向」はそれぞれ6月に高まり、その後減少していることが見て取れる。これは、3年生の新学期を迎えることやゼミに所属するなど、新たな課題に直面することで緊張感が高まっていると考え

られる。この学年においても「怒り」が7月に高まった後8月に減少することで、先行しており、「抑うつ」と「不安」、「自傷傾向」は8月に高まり、後続している。最後に、4年生では3種のネガティブ感情及び「自傷傾向」が共に5、6月に高まり、7月に低まっている。その後、8、10月に高まり、11、12月が極端に低下している。前者の増減は、就職活動であると考えられる。就職活動によってストレスがかかっており、内定が出ることで、それと同時に減少していると推察される。そして後者は、卒業研究と論文の提出であると考えられる。これらが達成することで安堵しているのであろう。そして最後に、2月には3種のネガティブ感情及び「自傷傾向」が高まっている。これは、卒業論文発表会や新社会人としての生活に対する負の感情が起こっているのであろう。ほとんどの感情の起伏が、イベントと一致することから、イベントとネガティブ感情及び「自傷傾向」の関連は大きいにあるのではないかと考えられる。特に自傷傾向は、抑うつ傾向と推移が似つつも不安とも連動している。それとは別に怒りとは異なるところが多い。ここから自傷傾向は特に抑うつと同じような推移をすることが示唆された。

本研究結果は、心理教育プログラムなどでネガティブ感情に関することを対象に介入研究をしようとした時の一指標として、有効活用されることが望まれる。

表1 月別の一要因分散分析の結果

	4月 n=101 M(SD)	5月 n=99 M(SD)	6月 n=97 M(SD)	7月 n=81 M(SD)	8月 n=92 M(SD)	10月 n=98 M(SD)	11月 n=91 M(SD)	12月 n=91 M(SD)	1月 n=86 M(SD)	2月 n=90 M(SD)	F	η^2	Tukey
抑うつ	1.37(1.02)	1.22(93)	1.48(1.06)	1.21(.97)	1.40(1.05)	1.34(1.09)	1.10(.95)	1.20(1.12)	1.08(1.03)	1.14(.99)	1.64	.02	
不安	2.17(1.16)	1.76(1.11)	1.79(1.16)	1.72(1.10)	1.83(1.15)	1.74(1.15)	1.62(1.10)	1.53(1.18)	1.48(1.14)	1.58(1.08)	2.85**	.03	4月>11月・12月・1月・2月
怒り	.93(.89)	.91(.85)	.88(.83)	1.02(.96)	1.00(.91)	1.02(.94)	1.00(.95)	.99(1.07)	.89(.88)	.98(.99)	.31	.00	
自傷傾向	2.11(.36)	2.03(.35)	2.06(.41)	2.03(.38)	2.05(.39)	2.01(.36)	1.98(.36)	2.00(.43)	1.99(.41)	1.96(.44)	1.27	.01	

※効果量(η^2)の目安：.01～=小、.06～=中、.14～=大

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

表2 月別×学年別の二要因分散分析

		4月 n=39 M(SD)	5月 n=36 M(SD)	6月 n=40 M(SD)	7月 n=33 M(SD)	8月 n=35 M(SD)	10月 n=39 M(SD)	11月 n=30 M(SD)	12月 n=40 M(SD)	1月 n=33 M(SD)	2月 n=39 M(SD)	月分 F η^2	学年 F η^2	交互作用 F η^2
抑うつ	1年	2.48(1.12)	2.21(.85)	2.36(.94)	2.17(.94)	2.33(.97)	2.29(1.03)	2.13(.89)	2.19(.92)	2.04(.82)	2.16(.87)			
	2年	2.09(.96)	2.17(1.04)	2.37(1.23)	2.26(1.13)	2.43(1.23)	2.22(1.28)	1.92(1.07)	2.11(1.31)	1.91(1.26)	2.18(1.24)	1.81	1.44	.31
	3年	2.46(1.09)	2.22(.99)	2.70(1.21)	2.38(1.08)	2.42(1.14)	2.43(1.03)	2.30(.93)	2.38(1.30)	2.30(1.16)	2.05(.98)	.02	.01	.01
	4年	2.38(.75)	2.34(.96)	2.66(.83)	2.02(.66)	2.48(.96)	2.50(1.22)	2.01(.93)	1.70(.62)	1.88(.85)	2.22(1.07)			
不安	1年	3.67(1.10)	2.61(1.04)	2.60(1.10)	2.57(1.00)	2.68(1.07)	2.59(1.04)	2.49(1.03)	2.43(1.13)	2.42(1.09)	2.46(.94)	2.12*	7.85***	1.14
	2年	2.51(1.05)	2.54(1.16)	2.49(1.11)	2.48(1.08)	2.67(1.35)	2.49(1.32)	2.50(1.22)	2.48(1.24)	2.28(1.29)	2.84(1.17)			
	3年	3.23(1.23)	3.09(1.16)	3.37(1.34)	3.33(1.23)	3.17(1.19)	2.91(1.20)	2.92(.11)	2.80(1.28)	2.77(1.20)	2.55(1.24)	.02	.03	.03
	4年	2.88(.79)	2.94(1.03)	2.82(.74)	2.62(.95)	2.96(.96)	3.32(.88)	2.67(1.06)	2.20(.43)	2.25(.78)	2.56(1.13)			
怒り	1年	1.91(1.02)	1.96(.92)	1.85(.82)	1.89(.81)	1.91(.88)	1.86(.82)	2.03(.96)	1.72(.78)	1.82(.78)	1.95(.91)			
	2年	2.07(.87)	1.93(.90)	1.74(.86)	2.27(1.25)	2.10(1.14)	1.97(1.15)	1.98(1.05)	2.22(1.32)	1.76(.98)	2.00(1.04)	.32	2.23	.62
	3年	1.97(.84)	1.80(.73)	2.10(.91)	2.19(1.08)	2.01(.88)	2.27(.97)	2.19(.93)	2.29(1.20)	2.04(.93)	1.90(1.06)	.00	.01	.02
	4年	1.70(.65)	1.94(.88)	1.86(.61)	1.73(.45)	2.04(.72)	2.06(.71)	1.67(.73)	1.65(.55)	1.93(.97)	2.22(1.14)			
自傷傾向	1年	2.15(.39)	2.00(.33)	2.01(.32)	2.00(.30)	2.03(.37)	2.02(.30)	1.98(.34)	2.00(.35)	1.96(.33)	1.99(.41)			
	2年	2.05(.34)	2.00(.35)	2.03(.47)	2.05(.49)	2.06(.44)	2.02(.41)	1.94(.39)	2.00(.46)	1.93(.45)	1.87(.48)	1.37	3.54*	.23
	3年	2.16(.35)	2.11(.40)	2.17(.53)	2.11(.43)	2.12(.45)	2.01(.42)	2.03(.40)	2.04(.54)	2.08(.49)	2.05(.47)	.01	.01	.01
	4年	2.06(.34)	2.04(.33)	2.06(.27)	1.94(.30)	1.97(.24)	1.95(.25)	1.93(.31)	1.84(.31)	1.90(.34)	1.86(.38)			

※効果量(η^2)の目安：.01～=小、.06～=中、.14～=大

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

TIPI-J 性格尺度による自傷傾向者の性格の検討

境界症傾向者と解離症傾向者の比較より

西村 直起*・土居 正人*

*吉備国際大学心理学部心理学科

キーワード: 自傷行為, 境界性パーソナリティ障害, 解離性障害, TIPI-J 性格尺度

問題と目的

近年, 思春期・青年期に生じる行動的問題の一つに自傷行為がある。その昔, 自傷は境界性パーソナリティ障害 (以後, 境界症と表現) の代名詞のように考えられていた(川谷, 2009)。しかし今日では, 解離性障害 (以後, 解離症) 患者や強迫性障害患者等にも散見されるようになった(例えば, Favazza & Rosenthal, 1990; Levenkron, 1998; Sadie & Zoiden, 1951)。

そのような中, Levenkron (1998)は, 自傷が境界症を起因とするものと解離症によるものに分けた。それによると, 境界症を抱える自傷者は自傷痕の露出度は高く, それを見せることによって他者を操作・支配することを目的としている。また, 親や養育者に対して極端に拒否的, あるいは逃避的な態度を示す割には, 注目されたいが故に自傷を行うといった対人関係構築の困難さを抱え, さらに, 感情調節機能に問題を抱えているとされる。その一方で解離症を抱える自傷者は, 自身の感情や感覚を麻痺させることに目的があり, 長袖を着るなどして自傷による傷跡を露出することは少なく, それを家族に発見されると罪悪感を抱えるという。また, 感情調節に困難さと抑うつの高さを有しているとされる。これらのことから, 両者には感情調節不全といった共通点を抱えていながらも, 行動が異なっている。これは, 両者が持つ本質的な性格に違いがあるのではないだろうか。従って, 本研究の目的は, 自傷が多く見られる精神疾患として, 境界症を主特徴とする者 (境界症傾向者) と解離症を主特徴とする者 (解離症傾向者) の両者の性格特性の違いを TIPI-J 性格検査を用いて調査することにより, それぞれの精神症状の性格傾向及び自傷傾向者が, 境界症的性格と解離症的性格のどちらに類似しているのかについて検討を行うことにした。

仮説として, 境界症傾向者の性格傾向は, 他者操作的・支配的であることから外向的で非協調的である。推論の誤りを持つことから開放性は低く, 神経症傾向は高い。攻撃的であることから, 衝動性が高い傾向に

あると推測される。解離症傾向者は, 自身の感情を抑え自罰的であることから内向的で, 協調的で, 統制性は高い。推論の誤りを有することから開放性は低く, 神経症傾向は高い傾向にあると予測される。

方法

本研究の調査は大学生 100 名 (有効回答者 99 名, 有効回答率 99%) を対象に実施した。男性は 63 名, 女性は 36 名であった。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。

用いた調査用紙について, フェイスシートでは, 研究目的及び倫理的配慮に関する内容を含め, 記入欄には所属学科と学年, 年齢, 性別, 日本人学生かあるいは留学生かをたずねる項目を設けた。

使用した尺度について, 自傷傾向 (自傷が行われる可能性の高さのこと) には, 自傷行為尺度(土居・三宅・園田, 2013)を, 境界症傾向を測定するために, 田村・井上 (2005)の境界例心性尺度を, 解離症傾向を測定するため, 解離性体験尺度 DES-II(田辺・小川, 1992)を, それぞれの性格を測定するために, Ten Item Personality Inventory: TIPI-J 性格尺度(小塩・阿部・カトローニ, 2012)を用いた。

手続きについて, 大学の授業内にて調査が行われた。調査開始の際には, 匿名による記入であること, 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, 中断してもよいこと, 個人情報保護等についての説明を行った。

結果

本研究では, 統計的分析を行うため SPSS 23 を用いた。まず, α 係数は, 自傷傾向や境界症傾向, 解離症傾向は, .82~.94 と概ね高い値ではあったものの, TIPI-J 尺度は, .30~.77 であり, 大いに低い値であった。そのため解釈は慎重に行う必要がある。

次に, 自傷傾向高低と境界症傾向高低の 2 つの要因

が、各下位因子がどのように規定するのかについて検討するため、自傷傾向（低・高群）と境界症傾向（低・高群）を独立変数とし、TIPI-J 性格尺度を従属変数とする 2 要因 2 水準の分散分析を行った。高低群の分け方は平均値を境とした。その結果、自傷傾向高低では、「神経症傾向」において、主効果が有意傾向であった ($F(1, 94)=3.80, p<.10, \eta^2=.03$)。境界症傾向高低では、「神経症傾向」($F(1, 94)=10.63, p<.01, \eta^2=.09$)と「協調性」($F(1, 93)=5.75, p<.05, \eta^2=.06$)が有意であった。交互作用としては、「協調性」($F(1, 93)=3.73, p<.10, \eta^2=.04$)と「統制性」($F(1, 94)=2.94, p<.10, \eta^2=.03$)が有意傾向であり、前者については、単純主効果の検定の結果、自傷傾向低群における境界症傾向低群 ($m=5.33$)と境界症傾向高群 ($m=4.08$)の間が有意であった ($F(1, 93)=9.34, p<.01, \eta^2=.09$)。後者は単純主効果検定の結果、有意性は見られなかった。

次に自傷傾向（低・高群）と解離症傾向（低・高群）の結果では、自傷傾向高低は、「神経症傾向」において、主効果が有意であり ($F(1, 94)=9.57, p<.01, \eta^2=.09$)、「開放性」は有意傾向であった ($F(1, 94)=3.68, p<.10, \eta^2=.04$)。解離症傾向高低及び交互作用には主効果は見られなかった。

また、境界症傾向（低・高群）と解離症傾向（低・高群）の結果では、有意であったのは、境界症傾向高低は、「神経症傾向」($F(1, 94)=12.41, p<.001, \eta^2=.11$)と「協調性」($F(1, 93)=8.87, p<.01, \eta^2=.09$)であった。解離症傾向高低及び交互作用には主効果は見られなかった。

また、各因子の相関分析について、その結果、自傷傾向は、境界症 ($r=.70, p<.001$)と解離症 ($r=.50, p<.001$)に有意な相関が見られ、境界症は解離症と有意な相関であった ($r=.51, p<.001$)。最後に、各尺度と TIPI-J 性格尺度との相関について、その結果、各因子全てにおいて、神経症傾向と正の相関があり (自傷 $r=.45, p<.001$; 境界 $r=.41, p<.001$; 解離 $r=.30, p<.001$)、外向性 (自傷 $r=-.21, p<.01$; 境界 $r=-.22, p<.01$; 解離 $r=-.13, p<.05$)と協調性 (自傷 $r=-.26, p<.001$; 境界 $r=-.24, p<.01$; 解離 $r=-.19, p<.01$)には負の相関があった。自傷傾向と境界症傾向では、開放性に負の相関が見られ (自傷 $r=-.26, p<.001$; 境界 $r=-.12, p<.05$)、解離症傾向では統制性に正の相関が見られた ($r=.10, p<.05$)。

考察

相関分析の結果より、自傷傾向と境界症傾向は強い相関が見られた一方で、自傷傾向と解離症傾向あるいは境界症傾向と解離症傾向では中程度であり、その結びつきは高くはあるが、自傷傾向と境界症傾向ほどではなかった。さらに、各尺度と TIPI-J 性格尺度との相関を見てみると、外向性、神経症傾向、協調性においては、自傷傾向と境界症傾向同士はかなり近い値を示しているが、解離症傾向の値はやや離れていた。このことから、自傷傾向と境界症傾向は、かなり類似した心的概念を測定していると推定できる。

次に、自傷傾向者及び境界症傾向者は、新しいことを好まず、同じことを淡々とこなしたい傾向がある一方で、解離症傾向者は、自己統制あるいは他者統制を好む傾向にあるといった違いがあることが本研究の結果から示唆された。自傷傾向者と境界症傾向者は、より内向的で、かつ新しいことをすることを好まない傾向にある。これは内向的であることから、褒められることよりも叱責や罰に対して脆弱であることや、新しい刺激などに敏感であることから、新しい学校場面や生活場面に遭遇すると、ストレスがたまりやすくなり、その対応がとれないことから、ネガティブ感情の増幅等を招き、自傷傾向が高まるのであろう。また、解離症傾向は、やや内向的であることから、叱責や罰に対してやや脆弱ではあるが、それ以上に自己統制・他者統制があることから、生じた感情をコントロールしようとして、その反動として、別の次元（別の人格、記憶の消失等）によって、ネガティブ感情を解消しようとしているのではないかと推測される。

これらの結果を受けて、自傷者の対応方法として考えられるのは、境界症傾向者にも同様に見られた伝統性が高いところである。これが高いと、柔軟な思考をとることが困難となり、推論の誤りから抜け出しにくくなる。柔軟な思考をとれるようにするために、マインドフルネスや弁証法的行動療法にある徹底的受容 (Linehan, 1993b)などの訓練が必要である。これらの訓練を通して、ありのままの自身の感覚や感情を感じられるようにすれば、他者の様々な考え方を偏りなく受け入れることができ、柔軟な思考を持つことができるのではないかと期待できる。

自傷現象は、様々な精神疾患にまたがってみられることから、今後は、他の精神疾患についても検討していくことで、自傷現象が解明されることが望まれる。

親への愛着と友人関係の満足感が 中学生時の不登校傾向と登校行動に及ぼす影響

安原 直見 ・ 進藤貴子

(川崎医療福祉大学院)

(川崎医療福祉大学)

キーワード：愛着,友人関係の満足感,中学生,不登校傾向,登校行動

問題・目的

文部科学省の調査では平成 29 年度の不登校の中学生の人数は 108,999 人であり不登校の生徒は平成 24 年度から増加傾向にある。

五十嵐・萩原(2004)は不登校傾向について,登校しつつも登校回避願望がある状態は,不登校に至らないまでも学校生活を楽しむことに困難を生じており,こうした願望をもちつつ登校している状態は不登校の前駆的状态と考えられると述べている。五十嵐・萩原(2004)は,中学生の不登校傾向が「別室を希望する不登校傾向」,「精神・身体症状を伴う不登校傾向」,「遊び・非行に関する不登校傾向」,「在宅を希望する不登校傾向」の 4 つの構造を持つことを見出した。

五十嵐・萩原(2004)は多様化する不登校状態を踏まえ,その予防的援助のためには幼少期からどのような親子の関わりが重要であるかを考え,中学生を対象として,幼少期の父母への愛着と様々な不登校傾向の様相との関連を調べる調査を行った。この研究では,父母への愛着を,「安心・依存」(親との安心した依存的関係を形成していたことに関連する因子),「不信・拒否」(親への否定的な態度や不信感を示している因子),「分離不安」(親からの分離不安を示している因子)の 3 因子でとらえている。

林田・黒川・喜田(2018)は,中学生を対象に親への愛着および教師・友人関係の満足感が学校適応感に及ぼす影響についての研究を行った。この研究では,学校適応感を「居心地の良さ」,「被信頼・受容感」,「劣等感のなさ」の要素によってとらえている。その結果,学校内での対人関係,特に共に過ごす時間が長いであろう友人との関係に満足しているほど,学校での居心地の良さを感じていることが示唆された。また,親への愛着が不安定なまま育ってきた生徒であっても友人関係が補償的に働き,居心地の良さが高められると述べている。この結果は,不登校傾向の様相についても同様の事が言えると考えられる。すなわち,両親への愛着が安定し,友人関係に満足しているだけでなく,どちらかのみでも良好であれば不登校傾向は低減するのではないかと推測される。

中学生の不登校傾向は,親子間の愛着の質と友人関係に関連があることが先行研究では確かめられている。親子関係と友人関係は補い合って不登校傾向に影響を及ぼしていると考えられるが,中学生にとってはどちらがより重要だろうか。またこれらが実際の登校行動とどのように関連しているか,確認が必要である。そこで,本研究の目的は,親への愛着と友人関係の満足感が中学生の不登校傾向と登校行動にどのような影響を及ぼすかを検討することであった。不登校傾向に関しては,登校の抵抗を感じる心理的側面だけでなく,実際の登校行動についても調査する必要があると言える。

そこで本研究の目的を,親への愛着と友人関係の満足感が中学生の不登校傾向と登校行動に影響を及ぼすかを検討することとした。

仮説は,2 つあり 1 つ目は,親への愛着と友人関係の満足感が高ければ不登校傾向は低くなり,その結果,実際の登校行動が増える。2 つ目は,父親,母親どちらかへの愛着が高ければ不登校傾向は低くなる。とした。

方法

調査対象者は中国地方の私立大学の学生 242 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

フェイスシート 3 項目(学年,性別,年齢),不登校尺度 13 項目(五十嵐・萩原,2004),親への愛着尺度 18 項目(佐藤,1993),友人関係満足度 8 項目(豊田,2004),不登校傾向尺度の中で登校行動に触れている項目 2 項目(菊島,1999) 計 51 項目であった。

手続き

講義を受けるために集合している学生を対象に講義後の時間を利用して教室で調査協力依頼をした。卒業研究の概要と倫理的配慮について説明した後,質問紙をその場で配布し,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その場で回収を行った。

結果

不登校傾向を従属変数とし父親・母親への愛着,友人関係の満足感を独立変数として強制投入法による重回帰分析をおこなった(Table1)。「別室を希望する不登校傾向」に対して母親への分離不安($\beta = .316, p < .001$)が正の, 母への安心・依存($\beta = -.220, p < .01$)と友人関係の満足感($\beta = -.364, p < .001$)が, 負の有意な影響を示していた。「遊び・非行に関する不登校傾向」に対して, 父親への分離不安が正の有意な影響を示していた($\beta = .286, p < .01$)。「精神・身体症状を伴う不登校傾向」に対して, 母親への分離不安($\beta = .282, p < .001$)と母親への不信・拒否($\beta = .158, p < .05$)が, 正の有意な影響を示していた。また友人関係の満足感が負の有意な影響を示していた($\beta = -.476, p < .001$)。「在宅を希望する不登校傾向」に対して, 友人関係の満足感が負の有意な影響を示していた($\beta = -.348, p < .001$)。また, 4 つのタイプの不登校傾向に対して, 父母への愛着並びに友人関係の満足感の影響を見ると, 別室を希望する不登校傾向では $R^2 = .260$, 精神・身体症状を伴う不登校傾向では $R^2 = .404$, 在宅を希望する不登校傾向では $R^2 = .273$ であり, いずれも友人関係満足感には有意な負の影響を及ぼしていた。

欠席頻度各群(なし, 年間 10 日以下, 10 日以上, 30 日以上)の間で友人関係の満足感と父親, 母親への愛着に差が見られるかを検討するため, 一元配置の分散分析を行い, 有意な差が見られたものについては多重比較を行った。その結果と欠席頻度各群における友人関係の満足感と父親・母親への愛着得点の平均値と標準偏差を Table2 に示した。

友人関係の満足感得点は欠席頻度各群の間に有意な差が見られた。

父親への安心・依存の得点は, 欠席頻度各群の間に有意な差がみられた。父親への不信・拒否の得点は, 欠席頻度各群の間に有意な差が見られた。

考察

本研究の仮説は検証された。友人関係の満足感にはほぼすべての不登校傾向と関連があり, 友人関係は不登校傾向に良い影響を与えると考えた。遊び・非行に関する不登校傾向は他の不登校傾向とは異なり母親への愛着ではなく父親への愛着との関連が見られた。このことから, 父親からの関心を引いたり, 非行や遊びを通じて怒られるなどの父性的なかわわりを求めているのではないかと考察した。

今後の研究では, 不登校生徒の友人関係の詳細な内容の模索により不登校支援につながる研究を行いたいと考えている。

Table1

不登校傾向を従属変数とし両親と友人への各愛着因子を独立変数とする重回帰分析

	母 分 離 不 安	母 不 信 ・ 拒 否	母 安 心 ・ 依 存	父 分 離 不 安	父 不 信 ・ 拒 否	父 安 心 ・ 依 存	友 人 関 係 の 満 足 感	R^2
別室を希望する不登校傾向	β 値 .316 ***	.058	-.220 **	-.145	.006	.137	-.364 ***	.260
遊び・非行に関する不登校傾向	β 値 -.013	.037	-.139	.286 **	.009	-.163	.093	.065
精神・身体症状を伴う不登校傾向	β 値 .282 ***	.158 *	.025	-.092	.024	.065	-.476 ***	.404
在宅を希望する不登校傾向	β 値 .271 **	.072	-.106	-.123	.014	-.054	-.348 ***	.273

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

Table2

欠席頻度を独立変数とし友人関係の満足感、父親母親への愛着を従属変数とした分散分析、多重比較、M、SDの値

欠席頻度	なし n = 146	10日以下 n = 37	10日以上 n = 20	F値	多重比較
友人満足感	29.4(7.41)	25.7(7.97)	19.5(8.42)	16.59 ***	なし > 10日以下, 10日以上, 30日以上 10日以下 > 30日以上 なし > 30日以上
父親への安心・依存	14.7(5.41)	13.2(4.98)	9.40(8.26)	5.55 ***	なし > 30日以上
父親への不信・拒否	10.7(4.30)	13.2(4.61)	10.5(8.09)	2.65 *	有意差なし
父親への分離不安	6.6(3.05)	6.2(2.65)	5.3(3.66)	0.82	
母親への安心・依存	19.1(4.41)	17.8(5.18)	17.6(6.34)	1.20	
母親への不信・拒否	11.4(3.80)	12.8(4.90)	14.5(5.09)	4.05 ***	30日以上 > なし
母親への分離不安	8.29(3.05)	8.67(3.74)	10.8(3.33)	4.34 ***	30日以上 > なし 30日以上 > 10日以上

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

引用文献

- 林田美咲・黒川光流・喜田裕子 (2018). 親への愛着および教師・友人関係に対する満足感が学校適応感に及ぼす影響 教育心理学研究, 2018, 66(2), 127-135.
- 五十嵐哲也・萩原久子 (2004). 中学生の不登校傾向と幼少期の父親及び母親への愛着との関連, 教育心理学研究, 2004, 52(3), 264-276.
- 文部科学省平成29年度児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査について (2018). Retrieved from http://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/30/10/1410392.htm (閲覧日 令和元年10月15日)

アートセラピー体験が心理状態に及ぼす影響

—作品鑑賞と制作を通して—

○日下部 あゆみ・大野 颯斗・藤原 直子

(吉備国際大学心理学部)

キーワード：アートセラピー，制作体験，心理状態

問題・目的

アートセラピー (art therapy) とは、様々な芸術的諸活動を手段として、よりよい人格の統合や、心身の健康を回復することを目的とする心理的治療全般のことをいう (中島・安藤・子安・坂野・繁樹・立花・箱田 1999)。その定義として、①心理治療であること、②画材を用いること、③自己への気づきを伴うことがあげられる (伊東, 2014)。アートセラピーの優れている点は、アートという視覚言語を用いるため、自分の気持ちを言葉でうまく表現することが難しい人や心理的問題を抱える人にも、感情表現とコミュニケーションの手段として導入できること、感情や思考を作品という形で外在化させることにより距離をおいて自分の気持ちや考えを見つめることができることである (関, 2016)。

このようなアートセラピーは、気分の変容やストレス緩和に効果があると報告されている。例えば、藤原・側瀬 (2020) は、子育て中の保護者を対象にアートセラピーを実施し、制作活動や制作後のシェアリングによって、保護者の状態不安が軽減することを示唆した。また、吉岡・蓮見 (2013) は、風景や植物等の写真を用いた鑑賞と模写体験による気分の変化を測定し、鑑賞によって気分が好転し、模写体験後も鑑賞後の気分状態が保たれたと報告している。他の題材についても、鑑賞のみの効果を報

そこで本研究では、タイルアートとハーバリウムを題材としてアートセラピーを実施し、吉岡・蓮見 (2013) の手続きを参考に心理状態を評価する。アートセラピーにおける作品鑑賞や制作が心理状態に及ぼす影響を明らかにし、今後の臨床場面での適用方法を検討することが本研究の目的である。

方 法

1. 対象

大学生対象の「アートセラピー体験講座」を開催し、参加者を公募した。全 2 回の講座にいずれも

参加し、各 3 回の質問紙全てに回答し不備のなかった 14 名 (男性 5 名、女性 9 名) を本研究の対象とした。

2. 実施時期

X 年 10 月から 11 月に実施した。1 回目と 2 回目の間隔は 1 週間であった。

3. 回数・時間

1 回の時間は、鑑賞から制作後のシェアリングまで含めて約 90 分であった。

4. 実施内容

1 回目はタイルアート、2 回目はハーバリウムを題材とし、以下の順で実施した。

- (1) 質問紙記入①：多面的感情尺度
- (2) その回の題材に関する説明
- (3) 作品鑑賞 (3～5 分)
- (4) 質問紙記入②：多面的感情尺度
- (5) 作り方の説明、材料の選択、作品制作
- (6) 作品テーマや感想のシェアリング
- (7) 質問紙記入③ (多面的感情尺度、芸術療法体験尺度)
- (8) 2 回目終了時のみ、感想記入

5. 評価方法

(1) 多面的感情状態尺度短縮版 (寺崎・岸本・古賀, 1992) : 21 項目

「抑うつ・不安」「倦怠」「活動快」「非活動快」の 4 因子を使用し、開始前、作品鑑賞後、制作体験後の 3 回実施した。

(2) 芸術療法体験尺度 (加藤・今村・仁里, 2014) : 27 項目

「気持ちの解放・安定」「満足感」「自己理解」「緊張感」「子供時代への回帰」の 5 因子で構成され、芸術療法の諸技法における体験過程を包括的に検討する。各回の製作体験後に実施した。

(3) 体験に対する評価：2 回の体験終了後、自由記述によって感想を取集した。

6. 倫理的配慮

本研究は、吉備国際大学倫理審査委員会の承認(受理番号: 19-07)を得て実施した。質問紙への回答は任意であり、質問紙の結果は研究目的のみに使用し個人情報保護されること、学業成績とは関係ないことについて説明し、同意を得た。

結 果

1. 心理状態の変化

多面的感情状態尺度について、開始前、作品鑑賞後、制作後の心理状態を比較するため Friedman 検定を行った。その後、Wilcoxon の順位和検定を行った結果、「抑うつ・不安」において開始前・鑑賞後間 ($Z = -2.39, p < .05$)、鑑賞後・制作後間 ($Z = -2.53, p < .05$)、開始前・制作後間 ($Z = -3.46, p < .001$) に有意差が認められ、いずれも減少していた。また、「倦怠」において開始前・鑑賞後間 ($Z = -2.86, p < .01$)、開始前・制作後間 ($Z = -3.23, p < .001$) に有意差が認められ、いずれも減少していた(表 1)。

タイルアートとハーバリウムそれぞれについて分析した結果、タイルアートでは、「抑うつ・不安」において、鑑賞後・制作後間 ($Z = -2.16, p < .05$)、開始前・制作後間 ($Z = -2.84, p < .01$) に有意差が認められ、いずれも減少していた。また、「倦怠」において、開始前・鑑賞後間 ($Z = -2.02, p < .05$)、開始前・制作後間 ($Z = -2.05, p < .05$) に有意差が認められ、いずれも減少していた。ハーバリウムでは、「抑うつ・不安」において、開始前・制作後間 ($Z = -2.13, p < .05$) に有意差が認められ減少していた。「倦怠」では、開始前・鑑賞後間 ($Z = -2.16, p < .05$)、開始前・制作後間 ($Z = -2.76, p < .01$) に有意差が認められ、いずれも減少していた。

2. 体験による効果

芸術療法体験尺度について、項目ごとに平均を算出したところ、因子「気持ちの解放・安定」の「リラックスした」「落ち着いた」「気分が晴れた」、因子「満足感」の「自分の作品に愛着が沸いた」「自分らしさが表現された」が 3.5 以上の高得点であった。

タイルアートとハーバリウムそれぞれに対する評価を比較するため Wilcoxon の順位和検定を行った結果、「洞察が深まった」($Z = -2.20, p < .05$) に有意差が認められ、ハーバリウムの方が高かった。

3. 体験後の感想

2 回目の体験終了後に自由記述によって感想を尋ねた結果、「自分の作品に満足できた(8名)」「非日常的な体験ができてよかった(5名)」といった記述が多くみられた。

考 察

本研究の結果、アートセラピーにおける作品鑑賞、制作体験のいずれも「抑うつ・不安」「倦怠感」といった心理状態を改善させることが示唆された。体験に対する評価である「芸術療法体験尺度」の結果や感想から、アートセラピーという非日常的な体験を行うことが、心理状態に影響を与えたと考えられる。

アートセラピーは、アートそのものの癒し効果に加え、作品を作りあげる達成感、他の参加者から認められる経験等、様々な要因による相乗効果があるが、本研究の結果により作品鑑賞による効果も示されたといえる。今後、アートセラピーの題材や対象者による差異、シェアリングの効果等を検討していくとともに、地域における心理的支援として実践していくことが必要である。

文 献

- 藤原直子・側瀬みゆき(2020)アートセラピーの体験が親の不安とストレスに及ぼす効果 日本特殊教育学会第 58 回大会発表論文集。
加藤大樹・今村友木子・仁里文美(2014)芸術療法体験尺度の改訂 金城学院大学論集人文科学編, 11, 1, 1-6.
寺崎正治・岸本陽一・古賀愛人(1992)多面的感情尺度の作成 心理学研究, 62, 6, 350-356.
吉岡聖実・蓮見孝(2013)画像鑑賞と描画作業の体験における気分の評価療養環境改善のためのホスピタブルアートの検討: デザイン学研究, 60, 95-100.

表1 多面的感情尺度得点の平均値と標準偏差および検定結果

	開始前		鑑賞後		制作後		Friedman	Wilcoxon
	M	SD	M	SD	M	SD		
抑うつ	13.29	4.33	12.46	3.70	11.21	3.39	*	開始前>鑑賞後, 鑑賞後>制作後
							***	開始前>制作後
倦怠	11.04	3.19	9.57	3.89	8.86	3.03	**	開始前>鑑賞後
							***	開始前>制作後
活動的快	10.14	3.93	10.11	4.04	10.32	4.67		

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

乳幼児の養育者における自己注目傾向が被援助志向性を介して育児不安に与える影響

○難波 佑気 ・ 福岡 欣治

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)

キーワード：育児不安，自己注目，被援助志向性

問題と目的

育児不安の低減は社会的課題として注目され、現在我が国では、地域子育て支援拠点事業や子ども・子育て支援新制度など様々な形で育児支援の取り組みが行われている(厚生労働省, 2020)。しかし、笠原(2000)によれば、専門的な支援が必要な人ほど支援を要請しない状況がある。

育児不安へ影響を与える母親の要因の一つとして、従来、自己注目が取り上げられてきた。奥石(2002)は、自分の気持ちに注目しやすい母親は、育児に対する対処不能感が高い場合に育児不安が高まることを報告している。相良(2007)は、母親の孤立感を背景とする自己注目が抑うつ傾向を強め、育児不安に至るというプロセスを示している。

この自己注目について、Trapnell & Campbell (1999)は反芻(rumination)と省察(reflection)の2つを区別した。反芻は、抑うつやビッグファイブの神経症傾向と関連する非適応的な自己注目である。一方、省察は、自己理解やビッグファイブの開放性とも関連する適応的な自己注目であるとされている。またこれらの2側面は、問題解決との関連もそれぞれ示されている(例えば、Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1995 ; Mori, Takano & Tanno, 2015)。

このような自己注目の適応的側面と非適応的側面の区別は、育児不安と自己注目の関係を扱った先行研究では取り上げられていない。しかし、育児場面においても、反芻の傾向が高い人は、不安や抑うつ、怒りなどと結びついたネガティブな自己関連の思考が繰り返され、問題に応じた援助資源を考慮することが難しいと考えられる。また、高野他(2012)が報告しているように、適切な自己開示ができないために、自らの不安や悩みを他者と共有できず、結果として周囲からの援助を引き出したりそれを活用したりすることが難しいのではないかと考えられる。それに対して、省察の傾向が高い人では、自己の対処できる範囲を正確に認識し、必要があれば適切な方法で他者に援助要請することができると考えられる。

援助要請行動に影響を与える要因の一つとしては被

援助志向性が挙げられる。永井(2017)は、被援助志向性の下位尺度である援助に対する抵抗感の高さが育児不安の高さや、地域支援活動への参加に対するネガティブな意識と関連していたことを報告している。

本研究では、乳幼児の養育者における適応的及び非適応な自己注目傾向としての反芻と省察が被援助志向性を介して育児不安に与える影響について検討することを目的とする。反芻は被援助志向性に負の影響を与え、それによって育児不安は高まると考えられる一方で、省察は、被援助志向性に正の影響を与え、育児不安は低減すると考えられる(図1)。なお、本研究ではこれら以外に、ソーシャルサポート、ストレスサーとしての子どもの特性、子育て支援サービスの利用も併せて取り上げる。前2者は育児不安との関連が以前から指摘されている要因、後者は自己注目と被援助志向性によって影響を受けると考えられる要因である。

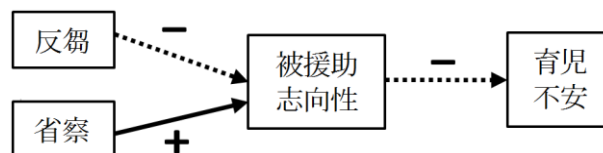


図1 主な変数間に仮定された関連性

方法

調査対象者

A市における乳幼児健康診査の対象児(4か月児, 1歳6か月児, 3歳児)493名の主たる養育者のうち、432名に調査票を配布し、190名の回答を得た(回収率43.98%)。そのうち、無記入が多いものを除き、179名を分析対象とした。内訳は、4か月児の養育者57名、1歳6か月児の養育者64名、3歳児の養育者58名であった。また、母親が176名、父親が3名であった。

調査内容

自己注目傾向 Rumination-Reflection Questionnaire (Trapnell & Campbell, 1999)の日本語版(高野・丹野, 2008)を用いた。「反芻」「省察」の2尺度からなる。

被援助志向性 田村・石隈(2001)の尺度を用いた。「被援助抵抗感」「被援助欲求」の2尺度からなる。

育児不安 牧野（1982）の尺度を使用した。

ソーシャルサポート 福岡（2015）の尺度を用いた。「配偶者」「（配偶者以外の）家族・親戚」「友人・知人」についてサポートの入手可能性が指標化される。

ストレスラーとしての子どもの特性 吉永・眞鍋・瀬戸・上里（2006）の育児ストレスラー尺度のうち「子どもの特性」下位尺度 5 項目を抜粋して使用した。経験頻度と嫌悪度の乗算で指標化される。

子育て支援サービスの利用経験 対象者の居住する A 市が実施している 7 つの子育て支援サービスについて、「知らない」「知っているが、利用したことはない」「一度利用したことがある」「何度か利用したことがある」の 4 件法で回答を求めた。

回答者および子どもの属性 回答者の個人属性として、子どもとの続柄、年齢、就業形態、同居家族について尋ねた。さらに、健診対象児の個人属性として、性別、年齢、出生順位、昼間の主な養育者を尋ねた。

実施手続き

乳幼児健康診査の待ち時間を利用し、調査票等一式を手渡して文書及び口頭での説明により同意を得た。帰宅後の回答と郵送での提出を求めた。調査実施時期は 2020 年 7～9 月における計 11 回（4 か月児対象 3 回、1 歳 6 ヶ月児対象 4 回、3 歳時対象 4 回）であった。

結果

Cronbach の α 係数を算出したところ、「子育て支援サービスの利用経験」が 0.63 と低かったが、他は 0.70 以上であったため、許容範囲内であると判断した。

回答者および子どもの属性によって尺度得点に違いがあるか確認したところ、「健診対象児の年齢」の 3 群（4 か月、1 歳 6 か月、3 歳）間で、「育児不安」「配偶者サポート」「子育て支援サービスの利用」に有意差が認められた。

次に、変数間の相関関係を検討するため、ピアソンの相関係数を算出した（表 1）。図 1 に示した主な変数間の関係に注目すると、自己注目傾向の「反芻」と被援助志向性の「被援助抵抗感」、「被援助抵抗感」と「育児不安」の間にはともに正の相関があり、さらに「反芻」と「育児不安」との間にも正の相関が認められた。一方、自己注目傾向の「省察」と関連がみられたのは「反芻」のみ、被援助志向性の「被援助欲求」と強い関連がみられたのは「被援助抵抗感」のみであった。

表 1 の相関分析をふまえ、他の変数と強い関連のみられなかった「省察」「被援助欲求」「友人・知人サポート」を除き、共分散構造分析をおこなった（図 2）。その結果、「反芻」は「被援助抵抗感」を介して「育児不安」に影響を与えるとともに、これを介さない直接の影響も有意であった。その他、配偶者および家族・

親戚のサポートが育児不安に直接的な負の影響を与える一方、家族・親戚のサポートはストレスラーとしての子どもの特性に対して、配偶者のサポートは被援助抵抗感に対してそれぞれ負の影響を与えることにより、育児不安さらに子育て支援サービスの利用に影響を及ぼしていた。子育て支援サービスの利用に直接影響していたのは、ストレスラーとしての子どもの特性と被援助抵抗感であった。

表 1 変数間の相関係数

変数・下位尺度	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	
自己注目傾向										
反芻	①	1								
省察	②	.43 ***	1							
被援助志向性										
被援助抵抗感	③	.24 ***	.03	1						
被援助欲求	④	-.04	-.03	-.56 ***	1					
育児不安	⑤	.42 ***	.09	.22 **	-.01	1				
ソーシャルサポート										
配偶者	⑥	-.09	.10	-.18 *	.08	-.24 ***	1			
家族・親戚	⑦	-.12	-.05	-.14 †	.09	-.30 ***	.15 *	1		
友人・知人	⑧	-.14	.06	-.18 *	.14 †	-.11	.15 *	.22 **	1	
ストレスサーとしての 子どもの特性	⑨	.23 **	.04	-.04	.15	.46 ***	-.08	-.20	-.01	1
子育て支援サービ ス利用	⑩	.02	.10	-.22 **	.07	.07	.03	-.02	.13 †	.20 **

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

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

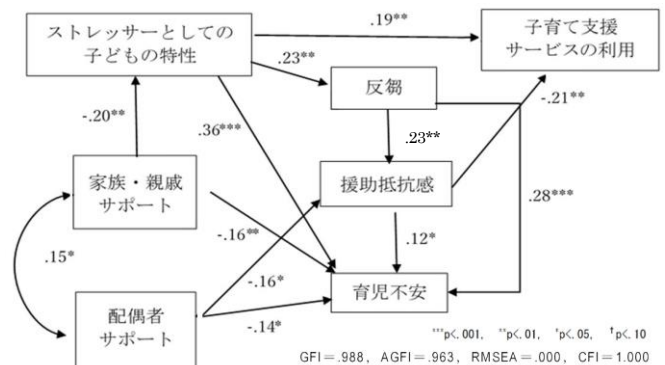


図 2 変数間のパス・ダイアグラム

考察

本研究の結果からは、自己注目の非適応的側面である反芻は、援助を受けることに対する抵抗感を助長し、あるいは直接に育児不安を高めることが示唆される。しかし、自己注目の適応的側面とされる省察は、本研究では被援助志向性や育児不安との関連がみられなかった。反芻と育児不安の関連は、興石（2002）等の先行研究と一致する。他方、子どもの特性をストレスラーと認識する養育者は反芻傾向が高まると考えられる一方、家族のサポートがある養育者は子どもの特性をストレスラーとして認識しにくいことも推察される。

以上より、育児不安低減のためには、自己注目のうち特に反芻傾向への介入、および家族サポートの充実を検討することが有効であると考えられる。省察に対する検討の必要性の有無については今後の課題である。

所属集団に対する同一視及び自身の貢献感が愚痴の 傾聴意図に及ぼす影響

○小川 真観子

・ 高尾 堅司

(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)

キーワード：愚痴，集団同一視，貢献感

問題・目的

一般的に愚痴は良くないものであるという社会通念が定着している。愚痴とは、言っても仕方のないことを言っただけで嘆くことである(新村, 2018)。愚痴をこぼすことで、不快な状態から脱することができる。その一方で、愚痴を聞く側は不快感を覚えていることが確認されている(伊丹・大蔵, 2014)。ところが、愚痴は日常的なコミュニケーションにおいてたびたび表出される。その過程で、誰しもが愚痴を言う側と聞く側のどちらにもなりうる。愚痴は、一般的には望ましくないものとされていながらも愚痴を交えたコミュニケーションが絶えない。愚痴は、言う側と聞く側の双方にとって否定的だけでなく肯定的にも捉えられていること(伊丹・大蔵, 2014)がその背景にあるのではなかろうか。

愚痴の大きな役割は、自身もしくは他者の能力では対処することができない状況他者に伝え、共感を得ることでストレスを解消しようとすることであろう。ただし、愚痴をこぼすことは望ましくないという社会通念がある以上、愚痴を伝える相手は誰であっても構わないわけではない。丹羽・丸野(2010)によると、自らの否定的側面としての愚痴を開示することは自己開示の最も深いレベルに該当する。自己開示は誰に対しても等しく行われるわけではない。深いレベルの自己開示を行うには、相手との関係において相応の親密さが必要である。愚痴を自身の否定的な部分の自己開示とするならば、愚痴を言う相手の選択には一定水準の親密さという一種の条件が存在することを意味する。

愚痴を聞かされることは、愚痴を言う側と一種の親密な関係性が築かれていることが前提にあるとすれば、愚痴を聞かされる側が必ずしも否定的な印象を抱くとは限らないであろう。なぜならば、愚痴を聞かされる側は、愚痴を言う側からの親密さを示されていることを意味するためである。親密な関係は二者間で形成されることもあるが、自分と他者の共通点が親密な関係を形成することもある。たとえば、自身と他者が所属する集団が同一であることは、自己開示を行う上でその判断を行う要因の一つである。しかし、愚痴が自己開示の一種であったとしても、聞く側は愚痴を聞くことで不快感が生じていることが明らかになっているように(伊丹・大蔵, 2014)、愚痴を聞くことに対して抵抗を感じる人も少なくないだろう。それでは、他者から

愚痴を言われた際に、愚痴を聞くかどうかの選択はどのようにして行われているのだろうか。Tajfel(1978)は、自らが所属する集団の中では、自らの利益よりも集団の構成員、もしくは集団全体への利益などを優先する傾向があると論じている。所属する集団の利益は、自己の利益と等しいと捉える集団心理が働くため、自らの利益が少なくなったとしても集団の利益も含めて多くの利益を得ることができると判断したときに集団への利益を優先した行動が生じるためである。内集団の構成員が、自分に愚痴を言うことによってストレス解消という「利益」を享受できるのであれば、内集団の構成員が利益を得るために愚痴を聞くことが予想される。

同様に、所属している集団に対してどの程度貢献しているかという認知も集団の構成員が愚痴をこぼした際の対応に影響を及ぼすであろう。橋本(2015)によると、貢献感とは他者のウェル・ビーイングのために自身がどれほど貢献しているのか、自身の存在による効果を感じる程度のことと定義している。貢献感とは実際の貢献度を主観的に評価するものであり、貢献したいといった願望や欲求は含まれないものである。集団に所属するにあたって、人は内集団への利益を重視するため(Tajfel, 1978)、他者の愚痴に対して耳を傾けること自体も肯定的にみなすことが予想される。

以上のように、愚痴は社会通念的には否定的なものとして捉えられる一方で、カタルシス効果や自己開示の側面からすると必ずしも否定的なものではないことが分かる。また、上述のように、対人関係において愚痴に効用があるとすれば、その背景には愚痴を開示される相手の属性の選択や、愚痴の受け取り手としての自身の集団内での位置づけが関連するであろう。ところが、管見の限り愚痴の傾聴意図の規定因については十分に検討されていない。そこで本研究では、集団同一視と貢献感に着目し、愚痴の傾聴意図との関係の検討を目的とする。

方法

調査の手続き 2019年10月、ある私立大学に通う心理学関連領域の科目を受講する学生($n=153$) (男：54；女：98；無記入：1)を対象とした。平均年齢は、19.27歳($SD=1.06$)であった。

主な質問項目 属性項目として、年齢と性別、帰属集団の有無とその集団の属性に関する質問項目と、集

団同一視と貢献感に関する項目を用意した。愚痴を聴くことに対する諸評価の項目を新たに作成した。帰属集団がない場合は「ない」と記入し、集団同一視と貢献感の質問には回答せず、愚痴に関する質問項目にのみ回答するように求めた。所属集団への同一視の程度については、Karasawa (1991)の集団同一視尺度 (12 項目版) を用いた。集団に対する貢献度の自己認知については、橋本 (2015)の貢献感尺度を使用した。さらに、愚痴を聞くことに対しての意図を測定するため、愚痴を聞くことへの責任(以下、愚痴を聞く責任)、自ら愚痴を聞きたいという願望(以下、愚痴の傾聴願望)、愚痴を聞くことによって得られる見返りの有無(以下、愚痴傾聴における返報への期待)、愚痴を聞くことを周囲から期待されていると感じている (以下、愚痴を聞くことへの期待) という質問を用意した。

結果

分析の結果、集団同一視は貢献感、愚痴を聞く責任、愚痴の傾聴願望との間において統計的に有意な正の相関が認められた。また、貢献感と愚痴傾聴による返報への期待、愚痴を聞くことへの期待との間において統計的に有意な正の相関が認められた。また、愚痴を聞く責任、愚痴の傾聴願望、愚痴傾聴による返報への期待、愚痴を聞くことへの期待の間においてもそれぞれに統計的に有意な正の相関が認められた。

集団同一視と貢献感を説明変数、愚痴傾聴意図の規定因を基準変数として投入した重回帰分析(強制投入法)を行った (Table 1)。分析の結果、集団への貢献感と愚痴傾聴による返報への期待、愚痴を聞くことへの期待との間に統計的に有意な関連が認められた。この結果から、貢献感を高く認知する人ほど愚痴傾聴による返報への期待が高いこと、集団から愚痴を聞くことを期待されていると感じていることが示された。また、集団同一視、貢献感と愚痴を聞く責任や愚痴の傾聴願望との間に関連は認められなかった。

考察

重回帰分析の結果、貢献感が愚痴傾聴による返報への期待を規定していた。この結果は、貢献感を高く認知する人ほど愚痴傾聴による返報への期待が高いことを示す。自身が貢献しようと認知する集団構成員に対しては、たとえ愚痴であったとしてもそれを傾聴しようとすることを示唆している。本来、愚痴は耳にした

くないものであるが、あえてそれに耳を傾けようとする理由の一つとして、自身が貢献してきたと認知する集団に対してこれまでも集団への貢献となる行動をした結果、何か返報が得られた経験があると推測される。そのため、愚痴の傾聴という形で集団へ貢献することにより何らかの返報を得られる等の期待が生じたのではなかろうか。返報の内容はさまざまで、感謝されるという行為についてもそれに該当するとすれば、自身が貢献している集団の成員から好意を返報されることへの期待感が反映されていると考える。

また、貢献感が高い場合において愚痴を聞くことへの期待に対する認知が高いことが認められた。これは、対象者がこれまでも愚痴を聞く役割を担っていた、もしくは愚痴以外のことで集団に貢献していたため、愚痴の傾聴による集団への貢献も期待されていると認知していることがその背景に存在するのではなかろうか。

一方で、貢献感と愚痴を聞く責任と愚痴の傾聴願望を規定していなかった。貢献感と愚痴を聞く責任との間に関係が認められなかったのは、愚痴を聞く相手は自分でなくてもいい、あるいは集団には他にも愚痴を聞いてくれる人がいるといった認知が背景に存在するのではなかろうか。または、他のことで貢献しているのだから、愚痴の傾聴という形式で貢献しなくてもよいと感じている可能性も考えられる。集団に対する貢献感と愚痴の傾聴願望との関連が認められなかったことは、他にも集団へ貢献する手段があるために、愚痴を傾聴するという形での貢献は必要がないと感じている可能性も考えられる。丹羽・丸野 (2010)の知見に基づけば、愚痴に対して否定的なイメージを持っており、愚痴の傾聴に対して消極的であることの表れであると考えられる。

本研究は、集団の構成員から愚痴をこぼされた際の対応、意識に限定した。人はいくつかの集団に所属して生きていることを考慮すれば、愚痴の発信元となる集団とその構成員は多岐にわたる。加えて、近年はSNSの普及により、不特定多数の人との新しい対人関係、集団の形成が行われている。愚痴のこぼし方の新たな形態の登場に伴い愚痴への傾聴の方法も多様化していることから、これらを考慮した検討を行うことが今後の課題である。

Table 1
集団同一視と貢献感に関する重回帰分析の結果

	愚痴を聞く責任	愚痴の傾聴願望	愚痴傾聴による返報への期待	愚痴を聞くことへの期待
	β	β	β	β
集団同一視	.14	.14	.02	.13
貢献感	.09	.07	.27*	.22*
adj R^2	.01	.01	.06*	.06*

* $p < .05$

高校生におけるスマートフォン依存傾向が時間管理を媒介して先延ばし行動に与える影響

○難波 菜摘 福岡 欣治
(川崎医療福祉大学) (川崎医療福祉大学)

キーワード：先延ばし，時間管理，スマートフォン依存，高校生

問題と目的

やらなければならないことを後回しにしてしまうことを「先延ばし (procrastination)」という。先延ばしの定義として、Solomon & Rothblum (1984) は、学業場面に、「主観的な不快感を経験する時点まで、不必要に課題を遅らせる行為」としている。また、Lay (1986) は、日常的な先延ばしを「何らかの達成する必要がある課題を遅らせること」と定義している。

日本での先延ばし研究は、海外と同様、大学生の学業面を中心におこなわれてきた。ただし、先延ばし自体は学業面に限らず日常生活全般にみられる。林 (2007) は Lay (1986) の General Procrastination Scale (GPS) の日本語版を作成し、抑うつとの関連等を報告している。また、大学生のみならずそれ以前の年代においても重要である。特に高校生は、中学生に比べて学業面の負担が増える一方、スマートフォンの個人使用がいつそう本格化する時期であり (総務省, 2019)、日々の課題を遅延なく進めることが求められる。

先延ばしに関連すると考えられる要因に、時間管理とスマートフォン依存を挙げることができる。時間管理は、目標を達成するために時間を効率よく利用する行動であり (Cassens et al., 2007)、大学生を対象とした研究において先延ばしとの関連が報告されている (井邑他, 2016)。スマートフォン依存は、過剰使用や使用制御の困難、使用しない場合のイライラや不安などが問題視される (館農, 2019)。スマートフォン依存の状態になった場合、時間管理が困難になると考えられる。

以上をふまえ本研究では、高校生の日常生活全般における先延ばしに着目し、スマートフォン依存、時間管理、先延ばしの関係について検討する。本研究の仮説は、図 1 に示すように、スマートフォン依存傾向にある人は時間管理が困難であるために先延ばしをしやすいため先延ばしをしにくい) というものである。

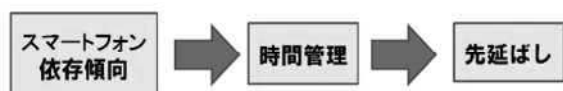


図 1 変数間に仮定される基本的な関連性

方法

対象者

岡山県内の私立 X 高校の 1 年生 178 名を対象とし、157 名から有効回答を得た (有効回答率 88.2% ; 男性 77 名, 女性 80 名, 平均年齢 15.59 歳, SD=0.49)。

測定内容

先延ばし 学業面に限定されない一般的な先延ばし傾向を測定するために、林 (2007) の GPS 日本語版を用いた。13 項目 1 因子から構成され、自分自身にどの程度あてはまるか、5 件法で回答を求めた。

時間管理 井邑他 (2016) を用いた。目標を達成するために時間を効果的に使用する行動を測定し、「時間の見積み」8 項目、「時間の活用」6 項目、「その日暮らし」5 項目 (逆転処理される) の 3 下位尺度計 19 項目からなる。回答方法は先延ばしと同じ 5 件法とした。

スマートフォン利用 利用の有無および平日と休日それぞれの利用時間をたずねた。

スマートフォン依存傾向 戸田・西尾・竹下 (2015) を用い、スマートフォン利用者に回答を求めた。各 7 項目の「ネットワークコミュニケーションへの没頭」「スマホの優先と長時間使用」「ながらスマホとマナーの軽視」の 3 下位尺度計 21 項目からなる。回答方法は先延ばし、時間管理と同じ 5 件法とした。

実施手続き

高校の教員に実施依頼を行い、承諾が得られた場合、授業後に対象者へ無記名の調査票と依頼状 (倫理的配慮について記載) を配布しその場で回収してもらった。実施時期は 2020 年 10 月中旬であり、回答所要時間は 10~15 分程度であった。

結果

スマートフォン利用状況

回答者の 99.4% (1 名を除く N=156) がスマートフォンを利用していた。利用者における 1 日あたりのスマートフォンの平均利用時間は、平日が約 2.4 時間、休日が約 4.5 時間であった。また、平日では 4 時間以上が約 20%、休日では 6 時間以上が約 25%みられた。

尺度の項目分析と信頼性の確認

先行研究はいずれも大学生を対象として実施されて

いるため、まず項目毎に度数分布を確認し、偏りのあったスマートフォン依存の1項目（授業中や仕事中にスマホを使う）を削除した。さらに、Cronbachの α 係数を算出したところ、時間管理の「その日暮らし」のみ、IT相関が極端に低く不適切であった1項目（予定を入れすぎないようにしている）を削除した上で0.66であった。しかし他は0.7—0.8の範囲内であり、やや低いものも含めいずれも使用には耐えうると判断した。

記述統計量と個人属性による差異

項目分析を経て採用した項目の単純加算により尺度得点を算出し、まず性別によるt検定をおこなった。その結果、時間管理の3下位尺度についていずれも女性の方が有意に高得点であった（ $t=2.48-4.01, p<.05-0.001$ ）。他の尺度には有意差は認められなかった。

また、スマートフォン利用者について、平日および休日のスマートフォン利用時間による尺度得点の違いを検討した（分布を勘案して各4群を設定し、1要因分散分析）。その結果、平日ではスマートフォン依存の「ネットワークコミュニケーションへの没頭」（n.s.）を除く6尺度、休日でも有意傾向（ $p<.10$ ）であった2尺度（時間管理の「時間の活用」とスマートフォン依存の「ネットワークコミュニケーションへの没頭」）を除く5尺度において、有意な主効果が認められた（ $F>2.81, p<.05-0.001$ ）。Bonferroni法による多重比較の結果、概して長時間利用者ほど先延ばしの傾向が強く、時間管理ができない傾向が認められた。

表1 各尺度の記述統計量

尺度	得点範囲	平均値	標準偏差
先延ばし	13-65	40.51	8.79
時間管理			
時間の見直し	8-40	24.13	5.91
時間の活用	6-30	16.63	5.23
その日暮らし	4-20	9.96	3.54
スマートフォン依存			
ネットワークコミュニケーション	7-35	13.13	5.06
スマホの優先と長時間利用	7-35	18.65	6.71
ながらスマホとマナーの軽視	6-30	15.72	5.78

先延ばし、時間管理、スマートフォン依存の相互関係

尺度間の相関関係を検討した。性別を統制した偏相関係数も算出したが顕著な影響はなかったため、単相関係数の結果を示す（表2）。先延ばしは時間管理の3尺度とは負、スマートフォン依存の各3尺度とは正の、いずれも有意な相関がみられた。時間管理とスマートフォン依存の間にも、「ネットワークコミュニケーションへの没頭」を除きおおむね有意な関連性があった。

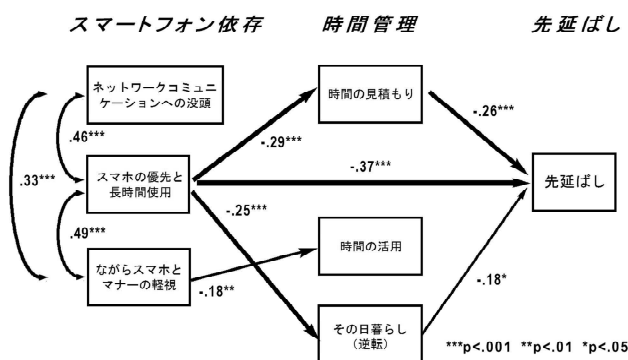
相関分析の結果をふまえ、図1に示した関連性の仮定に沿って変数を配置し、共分散構造分析をおこなった。その結果、図2に示すとおり、スマートフォン依

存の中で特に「スマホの優先と長時間使用」が時間管理の3尺度全てに有意な影響をもち、「時間の見直し」と「その日暮らし」から先延ばしに有意な影響を与えていた。また「スマホの優先と長時間使用」から先延ばしには時間管理を介さない直接の影響も見出された。

表2 変数間の相関係数

変数	①	②	③	④	⑤	⑥
先延ばし	① 1					
時間管理						
時間の見直し	② -.42***	1				
時間の活用	③ -.20*	.56***	1			
その日暮らし	④ -.38***	.51***	.44***	1		
スマートフォン依存						
ネットワークコミュニケーションへの没頭	⑤ .27***	-.12	-.11	-.10	1	
スマホの優先と長時間使用	⑥ .49***	-.27***	-.06	-.27***	.45***	1
ながらスマホとマナーの軽視	⑦ .20*	-.15†	-.18*	-.19*	.33***	.49***

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



$\chi^2=2.528$, $df=5$, n.s., GFI=.995, AGFI=.974, CFI=1.000, RMSEA=.000, AIC=62.557

図2 先延ばし、時間管理、スマートフォン依存の関係に関する共分散構造分析の結果。

考察

本研究の結果は、仮説を基本的に支持するものと言える。すなわち、スマートフォン依存傾向が時間管理の困難を生じさせ、結果として日常生活全般の先延ばしにつながることを示唆される。なお、下位尺度として特に「スマホの優先と長時間使用」が時間管理を媒介した間接的影響のみならず、直接的な影響を先延ばしに対して及ぼしていた。スマートフォン利用時間が本研究で用いた尺度得点とそれぞれ有意に関連していたことから、先延ばしおよび時間管理に対する実際的な対策として、まずはスマートフォン利用時間を一定範囲内に抑えることが有効であると考えられる。

■本発表の調査は、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。新型コロナウイルス禍の中、ご協力くださった高校の先生方と生徒の皆さまに、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。

大学生における家族関係と自己効力感が コミュニケーション・スキルに及ぼす影響の検討

秋山 依乃里, 谷原弘之

川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科臨床心理学専攻

キーワード: コミュニケーション・スキル, 家族機能, 自己効力感, 居住形態

問題・目的

近年, 若年者のコミュニケーション・スキルの重要性が高まっている。日本経済団体連合会が企業に対し毎年実施している「新卒採用に関するアンケート調査」によると, 企業が学生に求める要素として15年連続でコミュニケーション能力が1位となっている(日本経済団体連合会, 2017)。コミュニケーション・スキルとは, 個々の状況において適切な対人関係を形成・維持するための社会的な能力のことであると定義されている(藤本・大坊, 2007)。このように, 社会活動を行ううえでコミュニケーション・スキルが求められていることが分かる。

他方, 対人関係がうまく築けず, 不安や悩みを抱え, 大学生活に適応できない学生が多くなったとの指摘がある(古川, 2009)。学校やアルバイト活動の場や地域社会の中での, 他者への配慮, 世間への考慮, 双方向の密度の高いコミュニケーションが十分ではなく, 理解不足や軋轢によって容易に不適応を生じやすくなっていることが問題視されている(大坊, 2006)。平泉(2014)は, 友人とのコミュニケーションが少ない学生は, 日常生活におけるストレス度, 疲労度, うつ度が, 会話頻度が多い群と比較し, 非常に高いことを明らかにしており, 若者のコミュニケーション・スキルの低下は, 精神的疲労, 身体的疲労を及ぼす可能性があり, 見過ごすことはできない問題であると考えられる。また, 宮原(2011)は, コミュニケーション・スキルは教育や訓練を通じて初めて習得できるものであると強調している。コミュニケーション・スキルは個人やその周りが意識することにより, 向上を目指すことができるものであると考えられる。

自己効力感(Self-efficacy)は, ある行動を遂行することができる, と自分の可能性を認識していることであるとBandura(1997)によって定義された。様々な情報を通して自ら獲得したSelf-efficacyを自分がどの程度持っているかを認知すること(perceived self-efficacy)が, 個人の行動の変容を予測し, 情動反応を抑制する要因となっている(坂

野・東條, 1986; 坂野, 1989)と指摘されている。金城(2006)は, 若者のコミュニケーション能力育成には, 自己効力感の向上を視野に入れた教育が必要であろうと示した。しかし, 自己効力感とコミュニケーション・スキルの関係に関する先行研究はほとんどない。

ところで, 家族は私たちがはじめて関わりを持つ他者であり, 社会に適応していくための能力を身に付けていく場が家庭であると考えられる。本田(2005)および岡部(2008)によると, 子ども期の家庭環境要因が成人期の能力形成に影響力を持つとされ, 子ども期の家族コミュニケーションが豊富であることが, 意欲や対人関係力, 人柄, 情動を含めた学力以外の能力を高める主な規定要因であるとされている。加えて, 前島・小口(2001)は, 家族は子どもが発達するときに重要な基盤となり, 家族関係が不安定なものである場合子どもが社会に対して不適応になってしまう可能性が高いことは否めないとした。これらのことから, 家族は個人の対人スキルや人格形成に深い関わりがあることが考えられる。

本研究の目的は, 大学生における家族機能や自己効力感がどのようにコミュニケーション・スキルに影響を与えているのか, 加えて家族の同居の有無が家族機能, 自己効力感, コミュニケーション・スキルに与える影響について調査し, コミュニケーション・スキルの向上を検討することである。

方法

調査対象はA県の大学生233名であった。講義時間の一部を使い, 質問紙を一斉に配布し, 回収した。配布の際, 質問紙への回答は自由意思であること, 無記名で行うため, 個人が特定されることはないこと, 協力をしないことによって不利益を被ることはないこと, 協力できない場合は何も記入しないまま提出することを説明し, 同意を得た上で調査を実施した。質問紙は, フェイスシート(学年, 年齢, 性別), 家族との同居の有無を尋ねる項目, オルソン(1985)が現実と理想の家族機能を測定するために作成したFACESⅢの邦訳版である, 草田・岡堂

(1993)の家族機能測定尺度、コミュニケーション・スキルを測定するために作成された、藤本・大坊(2007)のコミュニケーション・スキル尺度ENDCOREs、シュラーら(1982)が作成した自己効力感尺度(SE尺度)の邦訳版である、成田ら(1995)の特性的自己効力感尺度で構成した。質問紙の結果の整理にはMicrosoft Excel 2010を使用した。統計処理には、IBM SPSS Statistics 24.0を使用した。

結果

有効回答者は173名で、有効回答率は74.2%であった(男性:44名,女性:129名,1年生:118名,2年生:53名,3年生:2名)。平均年齢は18.6歳,標準偏差は0.738であった。重回帰分析を行った結果,家族機能である凝集性が高い人,つまり家族との情緒的なつながりが強くなるほどコミュニケーション・スキルにおける他者受容のスキルが高いことが明らかとなった。さらに,家族と同居をしている人は,適応性,つまり家族の中で役割を変化させるスキルと他者受容との間に強い相関関係があり,家族と同居をしていない人は,適応性とコミュニケーション・スキルにおける解読力との間に強い相関関係が確認された。次に単回帰分析を行った結果,自己効力感,コミュニケーション・スキルのすべての側面に強い影響を及ぼしていることが明らかとなった。加えて,家族と同居をしていてもしていなくても,自己効力感と,コミュニケーション・スキルのすべての側面との間に強い相関関係があることが明らかとなり,家族との同居の関連性は確認されなかった。

考察

家族機能の凝集性が高い人ほど他者受容のスキルが高いということが明らかとなった。他者受容のみに焦点をあてた研究はあまり多くはなされていないが,自己受容と他者受容に焦点をあてた研究は多くなされおり,自己受容が高い者は他者受容も高く,同時に他者からも受容されていると感じる傾向が強いことが示されている(Fey, 1995)。また,Rogers(1958)は,彼がおこなった心理療法である来談者中心療法において,治療者が信頼関係やあたたかさの雰囲気の下,クライアントを受容することによって自己受容へと導くとした。このことから,他者から受容されることは,個人の他者受容,自己受容を促す要因となることが考えられる。今回の調査で得られた,他者受容が高いという結果は同時に自己受容も高いということを示している。高井(2001)は,人が自己を受容することができるためには,前提として,親(養育者),家族,あるいはその他の他者によって受容されるという経験が重要なものであろう

と示した。先行研究と今回の調査の結果から,最も身近な他者である家族との情緒的なつながり,つまり互いの受容感が,個人の他者受容のスキルを形成していくと考えられる。

次に,自己効力感が高い人ほど,コミュニケーション・スキルが高いということが明らかとなった。荒木・河野(2013)は,自己効力感を高める4つのすべての要因が連鎖しあい自己効力感を高めていくこと,その過程の中でコミュニケーションと関わる自己の変容が起きることを明らかにした。今回の調査の結果からも,自己効力感とコミュニケーション・スキルの間には強い関係があることが明らかとなっている。このことから,自己効力感,他者との相互的な関わりの中で必要となるスキルの一つの要因であり,コミュニケーションを行っていくうえで重要となる自己のスキルであることが考えられる。

次に,家族と同居をしている人は,家族機能の適応性が高い人ほど,他者受容のスキルが高く,家族と同居をしていない人は,適応性が高い人ほど,解読力のスキルが高いことが明らかとなった。適応性を測定する項目の内容に「私の家族では,問題の解決には子供の意見も聞いている」「私の家族では,問題の性質に応じて,その取り組み方を変えている」がある。これらは,家族がお互いを尊重し受容しあうことにより達成されることではないかと考えられる。家族と同居することは,個人が過ごす多くの余暇時間を最も身近な他者と過ごすことを表す。そのため,同居をすることにより,家族の考えを受容し,思いやりを持つことを学び,社会で生かすことができる他者受容のスキルの向上を目指すことができる。また,コミュニケーション・スキル尺度の解読力を測定する項目に「相手の考えを発言から正しく読み取る」「相手の感情や心理状態を敏感に感じ取る」がある。これらについても,最も身近な他人である家族が,お互いに関心を持ち思いやりを持つことによって達成されるのではないだろうか。解読力と適応性については,同居をしていない人において強い相関が確認された。家族と同居をしていない人は,家族と直接,相互的なコミュニケーションを交わすことが少なくなる。そのため,家族と直接的なコミュニケーションが交わすことができる少しの時間や,電話やメール,SNSなどの間接的なコミュニケーションの中で相手の考えや感情を読み取る状況があると考えられる。これらのことから,家族と同居をしないことは,相手の感情を言動,行動などの少しの変化から感じ取ることでできる解読力のスキルの向上を目指すことができると考える。

建設業従事者の職業性ストレス及び ワーク・ファミリー・コンフリクトとの関係について

○安田 昌平 ・ 谷原 弘之

(川崎医療福祉大学大学院) (川崎医療福祉大学)

キーワード：働き方改革 ワーク・ファミリー・コンフリクト 職業性ストレス 建設業

問題・目的

近年、政府の働き方改革などによって家庭と仕事のバランスが注目されている。仕事と家庭のバランスにおいて、労働時間による問題は大きい。我が国の1人当たり平均年間総実労働時間は1997年までは1900時間程度であったが2017年には1700時間程度と大きく減少している(厚生労働省, 2018; 厚生労働省, 1998)。しかし、フルタイム雇用者1人当たりの週当たり労働時間は1986年と2006年とを比べて有意差がないことが分かっている(黒田, 2010)。

厚生労働省(2018)によると業種別の実労働時間の長さは、5人以上の事業所で調査産業計が月143.4時間であるのに対し、運輸業・郵便業と建設業では月170時間を超える。建設業に関しては2017年の月間出勤日数が5人以上の事業所において、21.1日と調査産業計の月間出勤数18.6日を約2.5日上回っており、他の業種に比べ家庭生活に使える時間が短いと言える。

廣・木村(1999)は、建設労働者のうち中間管理職的な立場にある建設現場所長は、労働安全衛生法上の統括、安全衛生責任者あるいはそれに準じる役割を担っており、有害環境への曝露という点ではあまり問題にならないが、自らが所属する事業所内に勤務する者と比較し、メンタルヘルスを含めて健康管理上特別な配慮を要する点が多くみられるとしている。また、職業性ストレス簡易調査票12項目版を用いて土木工事従事者に調査をした井奈波・黒川・井上・岩田(2004)では、「総合した健康リスク」は、現場所長以外では95.0%でそれほど問題がなかったのに比べ、現場所長では114.5%とかなり高く、職業性ストレスに関して、「上司の支援」に関する得点は、現場所長が現場所長以外より有意に低いことが分かっている。

働き方改革法における「労働時間法制の見直し」の目的として、「働き過ぎ」を防ぎながらワーク・ライフ・バランスと「多様で柔軟な働き方」を実現としている。このワーク・ライフ・バランスとは仕事と家庭生活との調和のことである。仕事と家庭生活のバランスをとることは容易なことではなく、仕事と家庭生活の両立ができない場合に葛藤が生じることがある。この葛藤をワーク・ファミリー・コンフリクト(work

family conflict:以下WFCとする)と呼ぶ。WFCは仕事領域から家庭領域(Work Interference with Family :以下WIFとする)、家庭領域から仕事領域(Family Interference with Work :以下FIWとする)の2つの方向性と時間・ストレス反応・行動の3形態から構成されている。

WFC研究では、仕事関連指標(職務満足感、組織コミットメントなど)、仕事外関連指標(人生満足感、結婚満足感、家庭満足感など)、ストレス関連指標(心身の症状、バーンアウト、職業関連ストレスなど)との関連が検証されている。職業性ストレスとWFCの関係について渡井・錦戸・村嶋(2006)は、仕事要求度が高いほど、時間に基づく仕事から家庭への葛藤やストレス反応に基づく仕事から家庭への葛藤が高く、仕事裁量度はいずれの葛藤項目とも関連が見られなかった、としている。さらに上司からのサポートが高いとストレス反応に基づく仕事から家庭への葛藤は低くなっていたが、同僚のサポートはいずれの葛藤項目とも関連がみられなかったことが分かっている。

第1の目的は、建設業従事者の職業特性を職業性ストレスの観点から明らかにし、土木職員と他職員との比較を行うことである。

第2の目的を建設業におけるWFCと職業性ストレスとの関連について明らかにすることである。

本研究を行うことによって、職業性ストレスがWFCへ与える影響の様相、職業性ストレスの観点から見た建設業に従事する従業員の職業特性に関する知見を得ることができ、建設業における企業水準、個人水準でより有効なメンタルヘルス対策を検討する際に役立つと考える。また、WFCに関する研究が少ないことから、今後のWFC研究への手がかりになると考える。

方法

1. 調査対象者

A県に所在するB建設会社の従業員であった。質問紙は144部配布し、134名から回答を得た(回収率93.0%)。不適切な回答を除き、調査票の全質問に回答した107名(男性81名、女性26名)、平均年齢40.6歳(SD=11.99)を分析対象とした(有効回答率79.8%)。

2. 質問紙の構成

フェイスシート8項目(性別、年齢、睡眠時間、勤

務時間、余暇時間、業種、役職の有無、同居の有無)、職業性ストレス簡易調査票 57 項目、ワーク・ファミリー・コンフリクト尺度日本語版 18 項目(渡井・錦戸, 2006) の計 83 項目である。

3. 手続き

A 建設会社の代表に研究の概要を説明し、調査協力同意書に署名・捺印を得た。実際に調査を行う際には、主任研究者が調査場所に行き、調査票の配布及び研究の説明を行った。回収は、回答済みの質問紙を封筒に入れて封をしてもらい郵送してもらった。

4. 倫理的配慮

本研究は、現在の職業性ストレスおよび WFC に関して質問するが、職業性ストレスについては、ストレスチェックで行われるものと同等であるため、回答する際に精神的苦痛ならびに抵抗を感じることは少ないと考える。しかし精神的苦痛などを感じた場合、協力を中止できることを説明した。さらに質問紙の表紙にて、調査協力を辞退しても不利益を被ることは一切ないことを十分に説明した。

結果

本研究では、土木職、事務職に分け仕事のストレス判定図を作成した。土木職の総合健康リスクは 94 点と全国平均(100)を下回った。しかし、量的負担が高く、また上司からのサポート、仕事のコントロール度が高かった。対して、事務職の総合健康リスクは 111 点と全国平均よりも高かった。「量-コントロール判定図」の得点は全国平均とほぼ同等であったが、「職場の支援判定図」では 113 点と高かった。

ストレス要因の因子 3 項目(量的負担、質的負担、仕事のコントロール度、周囲のサポート)と WFCS 日本語版の下位尺度との相関分析を行った。その結果、渡井他(2006)と異なり、量的負担、質的負担ともに多種の WIF、FIW と正の相関がみられた。また、仕事のコントロール度では、ストレス反応に基づく WIF、行動に基づく FIW との間に負の相関がみられた。

職業性ストレス(量的負担、質的負担、仕事の裁量度、上司のサポート、同僚のサポート、家族のサポート)、ワーク・ファミリー・コンフリクト(WIF、FIW)の関係をより詳しく調べるために、上記の変数を投入し、探索的にパス解析を行った。基準に満たない変数を削除した結果、Figure1 のようなモデルが得られた(CFI=1.0, RMSEA=.00)。

考察

ストレス判定図より、土木職においては多い仕事量をサポートによってカバーしている職場であると考えられる。事務職では、仕事量、仕事のコントロール度においては問題ないが、職場でのサポートが足りておらず、今後ストレス問題を生じる可能性がある職場であ

ると考えられる。土木職と事務職を比較すると、職場の支援において 19 点の差が開いていた。土木職の職場である工事現場では、仕事で助け合う場面が多く、コミュニケーションの習慣が養われるため、上司や同僚に頼ることが出来るのではないかと考える。対して事務職では、個人作業が多いため、職場の支援の得点が低くなったのではないだろうか。また、個人属性から、土木職では男性のみであったが、事務職では男女混合であったため、性別による影響があると思われる。

パス解析から、周囲のサポートの全てと仕事の裁量度が WFC を減らす要因になりうることを示された。また、仕事の質的負担が WIF を増加させることが示された。一方で、量的負担についてはどの変数とも関係が示されなかった。前述したとおり土木職はサポートティブな職場であると言える。そのため、仕事の裁量度を上げることでさらに WFC の低減できるのではないかと考える。一方で、事務職ではサポートが足りていない職場であることから、土木職よりも WFC の問題に発展しやすいと考えられる。よって、よりサポートティブな職場への改善が必要である。

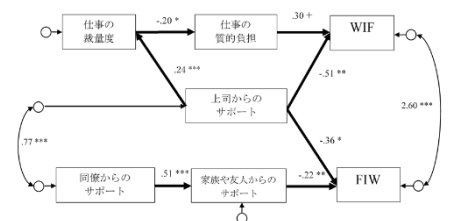


Figure1. 職業性ストレスと WFC のパス図

引用文献

- 井奈波 良一・黒川 純一・井上 真人・岩田 弘敏(2004). 土木工事従事者の職業性ストレスおよび冬期の自覚症状調査 日本職業・災害医学会誌, 53, 1, 39-44.
- 廣 尚典・木村 真紀(1999). 建設業現場所長の健康支援と健康診断の活用 労働の化学, 54, 1, 17-20.
- 厚生労働省(2018). 毎月勤労統計調査 平成 29 年分結果確報 第 2 表 月間実労働時間及び出勤日数 <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/29/29r/29r.html> (2018 年 11 月 20 日)
- 厚生労働省(1998). 毎月勤労統計調査 平成 9 年分結果報告 https://www.jil.go.jp/jil/kisya/daijin/980515_02_d/mk09r.html (2018 年 11 月 20 日)
- 黒田 洋子(2010). 日本人の労働時間——時短政策導入前とその 20 年後の比較を中心に——. RIETI Policy Discussion Paper Series 10 P-002.
- 渡井 いずみ・錦戸 典子・村嶋 幸代(2006). ワーク・ファミリー・コンフリクト尺度 (Work-Family Conflict Scale: WFCS) 日本語版の開発と検討 産業衛生学雑誌, 48, 71-81.

家族・友人・他者に対する過剰適応と利他行動の 組み合わせにおける精神的健康の相違

河合瑞月 ・ 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：過剰適応，利他行動，精神的健康，関係性

問題・目的

青年期では，様々な精神的健康を脅かす不適応問題が生じている。このように，青年期における精神的健康の低さは1つの問題である。風間(2017)は，過剰適応について，不適応や精神障害を呈した子どもや青年の特徴，それらの不適応や精神障害を予測するリスクファクターとして記述されることとなったと述べている。風間(2017)が示唆するように，過剰適応という要因が不適応や精神的健康の問題ともなっている。本研究においては，先行研究を踏まえつつ不適応の予測要因の1つでもある過剰適応に着目し，且つこれまでの過剰適応研究では扱われなかった関係性という視点から捉える試みである。本研究で扱う関係性は，先行研究を踏まえ，家族・友人・他者に注目して研究を行った。

過剰適応

過剰適応の定義について，石津・安保(2008)は，環境からの期待に応えようとする他者志向的な適応方略とみなせる「外的側面」と自己抑制的な性格特徴からなる「内的側面」から構成していることと，この二つの側面ともに相手との関係によって異なる適応方略・行動方略であると示唆している。過剰適応の定義は未だ多義的であるが，過剰適応に関する捉え方は大きく2つに収束させることができる(風間, 2017)。1つは，自己不全感などを内的不適応とし，外的適応行動に内的不適応を伴った過剰適応を捉える方法と，自己抑制などの過剰な外的不適応を指標とすることで，内的不適応のリスクファクターとしての過剰適応を捉える方法である。本研究では，利他行動及び対人関係を注目するため，石津・安保(2008)の定義と近似した後者である，内的不適応を指標とした過剰適応を元に進めていく。

過剰適応が生じる文脈や人との関係性から過剰適応の違いを検討し，過剰適応を促進することが過剰研究の課題となっている(任, 2019)。過剰適応の関係性に着目した研究は，風間・平石(2018)，王(2017)などが挙げられる。風間・平石(2018)は，中学生を対象に過剰適応の関係性(両親・友人・教師)に着目し，調査を行った結果，関係性によって違いがあることを明らかにしている。しかし，これらの先行研究の対象が中学生であり，青年期後期や成人を対象とした過剰適応と関係性に着

目した研究は少なく，関係性を想定した異なる過剰適応がメンタルヘルスや適応指標といった結果変数に与える影響や関連性なども研究がされていない。

利他行動

利他主義に基づいて行われる行動が利他行動である(小田・大・丹羽・五十部・清成・武田・平石, 2013)。利他行動や向社会的行動はよい行動として，行動そのものを肯定的な側面から捉える研究がされてきた。中田(2000)によると，向社会的行動が我が国において文化人類学の分野で批判的に議論されている点は，他者の批判を避けようとし，人が期待する方向に行動しようとする傾向を指摘している。向社会的行動を行う者の傾向として，多田・村澤(2006)は，向社会的行動を取ることによって自己犠牲的な側面もあると示唆している。このような自己犠牲的な側面について中田(2000)は，単に外的な圧力によって取られた行動が，結果として向社会的な行動であったとしても動機が義務的で他律的なものであれば，本当の意味で向社会的行動とはいえないであろうと述べている。さらに，向社会的行動が社会的に必要なものであるならば，自己を犠牲にした行為という意味付けでは，単なる他律的な行動として捉えられる危険性が指摘でき，必ずしも重要な側面として位置付けることが出来ないことになると述べている。

目的・意義

本研究の目的は，大学生を対象に，それぞれの関係性における利他行動と過剰適応の組み合わせそれぞれの高低によって，精神的健康度に違いがあること、影響があることを明らかにすることである。本研究の意義としては，結果によって，どの関係性における過剰適応と利他行動の組み合わせがどのように精神的健康を低めているのかを明らかにすることによって，実際の臨床場面の見立てにつながると考える。

方法

1.調査対象者

中国地方にある私立大学に在籍する大学生 300 名に質問紙を配布した。

2.質問紙の構成

質問紙は、フェイスシート(質問紙調査依頼に関する教示文、回答への同意する欄、性別と年齢を尋ねる項目を記した)、過剰適応傾向についての尺度、利他行動についての尺度、精神的健康についての尺度を設けた。

(1) 大学生版過剰適応尺度(石津・齋藤, 2011)

一部尺度項目の表現を「家族」、「友人」、「他者」に変更し、それぞれの関係性との間での回答者の適応状態について尋ねた。5 因子 31 項目から成り、5 件法で尋ねた。得点が高いほど過剰適応傾向が高い。

(2) 対象別利他行動尺度(小田・大・丹羽・五百部・清成・武田・平石, 2013)

下位尺度は「家族に対する利他行動」7 項目、「友人に対する利他行動」7 項目、「他者に対する利他行動」7 項目の計 3 因子全 21 項目であった。5 件法で尋ねた。得点が高いほど、利他性が高い。

(3) 日本版 GHQ12 項目版(福西, 1990)

尺度は全 12 項目からなり、4 件法で尋ね、GHQ 式採点法で得点化する。なお、得点が高いほど精神的健康度が低い。

なお、過剰適応尺度では 1 つの関係性について尋ねているため、利他行動尺度は質問紙によって、その質問紙が対象とする関係性の下位尺度のみを使用した。よって利他行動尺度は下位尺度のみなので 7 項目である。3 種類(家族・友人・他者)の質問紙を回答者に配布するが、質問紙部につき 1 種類の質問紙で構成されているため、1 人の回答者につき、1 種類の質問紙に回答を求める。よって、質問紙 1 枚の質問項目は全 50 項目である。

3. 調査手続き・倫理的配慮

本研究では、川崎医療福祉大学の倫理委員会の承認を得て実施した。質問紙配布の際に、調査者が本研究目的を口頭で説明した。説明の内容として、調査への協力は無記名で任意であり、協力しないことによる不利益は一切生じないことを伝えた。

4. 分析方法

本研究では、独立変数を過剰適応と利他行動の組み合わせとし、従属変数を精神的健康として、分散分析を行った。なお分析は関係性ごとに行った。

結果・考察

過剰適応と利他行動の組み合わせが精神的健康に影響を与えているのか明らかにするために、それぞれ家族・友人・他者の関係性ごとに一元配置の分散分析を行った。その結果、家族における過剰適応と利他行動の組み合わせは有意性が認められなかった ($F(3,71) = .852, n.s.$)。同じく友人における過剰適応と利他行動の組み合わせは有意性が認められなかった ($F(3,70) = 2.293, n.s.$)。同じく他者における過剰適応と利他行動の組み合わせは有意な主効果が認められた

($F(3,83) = 3.872, p < .05$)。有意な主効果が認められたため、Tukey の多重比較検定を行った。その結果、優位性は見られなかったものの、有意傾向が確認された。有意傾向が確認されたのは、過剰適応低群利他行動低群よりも過剰適応高群利他行動低群の方が高かった ($p < .06$)。また、過剰適応低群利他行動低群より過剰適応高群利他行動高群の方が高かった ($p < .06$)。

これらの結果から、家族や友人という具体的な関係よりも他者という曖昧な関係性において有意な結果が見られたことから、親しい人との間よりも見知らぬ人への配慮や気遣いをしているのではないかと考えられる。過剰適応と利他行動の精神的健康への影響を明らかにするため、今後は重回帰分析を行う予定である。

引用文献

- 福西 勇夫(1990). 日本版 General Health Questionnaire の cut-off point 心理臨床学研究, 3, 228-234.
- 石津 憲一郎・安保 英勇(2008). 中学生の過剰適応が学校適応感とストレス反応に与える影響 教育心理学研究, 2008, 56, 23-31.
- 石津 憲一郎・齋藤 英俊(2011). 大学生版過剰適応尺度作成の試み 日本カウンセリング学会第 44 回 発表論文集, 156.
- 金築 智美・金築 優(2010). 向社会的行動と過剰適応の組み合わせにおける不合理な信念および精神的健康度の違い パーソナリティ研究, 18, 237-240.
- 風間 惇希(2017). 青年期における過剰適応研究の動向と今後の課題 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要, 64, 127-140.
- 風間 惇希・平石 賢二(2018). 青年期前期における過剰適応の類型化に関する検討-関係特定性過剰適応尺度(OAS-RS)の開発を通して- 青年心理学研究, 30, 1-23.
- 中田 栄(2000). 向社会的行動における自己統制の役割とその規定要因の検討 風間書房
- 任 玉ケツ(2019). 過剰適応に関する文献的研究と今後の課題 大学院研究年報, 48, 65-73.
- 小田 亮・大 めぐみ・丹羽 雄輝・五百部 裕・清成 透子・武田 美亜・平石 界(2013). 対象別利他行動尺度の作成と妥当性・信頼性の検討 心理学研究, 84, 28-36.
- 太田 直美・米澤 好史(2012). 大学生の向社会的行動と友人関係及び自己像の形成と関連 和歌山大学教育学部教育実践総合センター紀要, 22, 29-39.
- 王 暁(2017). 中学生における対象別評価懸念と過剰適応の関連についての日中比較 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 65, 61-71.

職種によるストレスの違いがストレス反応とコーピングに及ぼす影響

○篠原 有貴 ・ 武井 祐子

(川崎医療福祉大学院) (川崎医療福祉大学)

キーワード：ストレッサー、コーピング、ストレス反応

問題・目的

厚生労働省が実施している平成 29 年労働安全衛生調査では、職場において強いストレスとなっている事柄があると答えた労働者は 58.3%であり、強いストレスの内容の上位 3 つは、「仕事の質・量」、「仕事の失敗、責任の発生」、「対人関係(セクハラ・パワハラを含む)」となっている。

近年労働におけるストレス要因に関する研究は数多く行われてきており、荒記・川上(1993)は、職場のストレスはそれ自体が身体および精神障害の重要な危険因子であり、欠勤率や転職率など社会行動面に影響を及ぼすと述べている。また、庄司(1993)は、職場のストレッサーに対するコーピング行動は、心身の健康や職場適応感などに対する悪影響を軽減させると述べている。

厚生労働省資料「新規学卒就職者の離職状況」(平成 29 年 9 月 15 日)では職種別の離職率の差が大きいことが報告されており、電気・ガス・熱供給・水道業は 9.7%、鉱業・採石業・砂利採取業は 11.9%であるのに対し、宿泊業、飲食サービス業は 50.2%、生活関連サービス業・娯楽業は 46.3%となっている。これは職種ごとにストレスに違いがあるためではないかと考えられる。飲食サービス業、生活関連サービス業・娯楽業は、顧客など人とコミュニケーションをとり、商いをすることが主な労働であるため、職場での強いストレス上位の 3 つの内の「対人関係」のストレスが高く、そのため離職率が他の職種と比べ高くなると予想できる。また飲食サービス、生活関連サービス業・娯楽業ほどではないが、他の職種の離職率も一定数ある。その原因となっているのも、職場での強いストレス上位 3 つが関係しているのではないかと予想される。

そこで本研究では、厚生労働省資料より、離職率の高いと報告されており、人と触れ合う機会が多く、顧客への接客によるストレスが高いと予想される飲食・サービス業に勤務している飲食店勤務者、離職率は高くないが、屋外での激しい労働で体力を使い、身体的ストレスが高いと予想される土砂運搬勤務者、そして離職率の報告はなかったが、工場という閉鎖された空間で同じ作業を行う食品製造勤務者の職種のストレッ

サー、コーピング、ストレス反応に違いが認められるのか否かを明らかにすることを目的とした。

方法

調査対象者 地方都市の飲食店勤務者 14 名、土砂運搬勤務者 17 名、食品製造勤務者 30 名に質問紙を配布した。記入漏れがあったデータを除いた有効回答者数(分析対象者数)は、飲食店勤務者 14 名、土砂運搬勤務者 7 名、食品製造勤務者 27 名、合計 48 名(男性 23 名、女性 25 名)であった。年齢範囲は 19 歳から 69 歳で、平均年齢は 42.9 歳(SD=12.7)であった。また勤続年数の範囲は 3 ヶ月から 36 年 2 ヶ月であった。

調査方法及び調査期間 事業所の責任者から、承諾を得た後、各個人に質問紙を配布し、無記名による調査を行った。質問紙は、各事業所で回答後、厳封して回収された。調査期間は令和元年 6 月から 7 月であった。

調査内容 フェイスシート、職業性ストレス簡易調査票(4 件法)、職場用コーピング尺度(4 件法)、また、ストレッサー、コーピング、ストレス反応の具体的な内容について、自由記述で回答を求めた。

分析方法 自由記述で得られた内容は、KJ 法によって大部(2006)の分類方法を参考に整理した。自由記述以外の質問項目については、職種を独立変数とし、ストレッサー、ストレス反応、コーピングを従属変数とした 1 要因の分散分析を行った。

結果・考察

職種ごとのストレッサーの内容について 自由記述で得られた内容を KJ 法で分類した結果、飲食店勤務者は「労働負担」のストレッサーが多く、その主な具体的な内容は、クレーム対応や接客についてであった。土砂運搬勤務者は「教育・指導面」のことが最も多く、その主な具体的な内容は、従業員の意識の低さや言い訳であった。食品製造勤務者は「労働負担」、「人間関係」のストレッサーが多く、「その他」のストレッサーには「職場の空気が悪い」などの労働環境についての回答がみられた。職種ごとの職場ストレッサーを検討するために、職種を独立変数、ストレッサーを従属変数と

する 1 要因の分散分析を行った (Table1)。

Table1 職種ごとの職場ストレス尺度の各下位尺度得点及びF値				
		職種		
		飲食店勤務者	土砂運搬勤務者	食品製造勤務者
ストレス	仕事の負担度	3.19	2.78	2.76
	仕事のコントロール度	2.98	2.57	2.35
	仕事での対人関係	2.6	2.29	2.35
	仕事の適合性	2.96	3.14	2.59
		F 値		
		2.86 ⁺		
		3.69 [*]		
		1.22		
		1.81		

⁺: $p<.10$; ^{*}: $p<.05$; ^{**}: $p<.01$

結果、「仕事のコントロール度」において有意な差が認められ ($F(2,45)=3.69, p<.05$)、「仕事の負担度」においては有意傾向が認められた ($F(2,45)=2.86, p<.10$)。「仕事のコントロール」について、Tukey 法による多重比較 (5%水準)を行った結果、飲食店勤務者が他の職種よりも有意に高いことが明らかとなった。また「仕事の負担度」においては、飲食店勤務者が他の職種よりも有意に高い傾向にあることが明らかとなった。飲食店勤務者は他の職種と比較して、顧客からくるクレームや接客の際に起こるアクシデントなどがストレスナーになっていると考えられる。

職種ごとのコーピングの内容について 自由記述で得られた内容を KJ 法で分類した結果、飲食店勤務者は「積極的な行動や認知」のコーピングの回答が多く、土砂運搬勤務者及び食品製造勤務者は「回避的行動・認知」のコーピングの回答が多かった。職種ごとの職場でのコーピングを検討するために、職種を独立変数、コーピングを従属変数とする 1 要因の分散分析を行った (Table2)。

Table2 職種ごとのストレスコーピング尺度の各下位尺度得点及びF値				
		職種		
		飲食店勤務者	土砂運搬勤務者	食品製造勤務者
コーピング	積極的行動・認知	2.97	2.70	2.40
	症状対処	2.18	2.47	2.43
	回避的行動・認知	2.19	2.16	2.41
		F 値		
		5.20 ^{**}		
		1.16		
		1.28		

⁺: $p<.10$; ^{*}: $p<.05$; ^{**}: $p<.01$

結果、「積極的行動・認知」の尺度において有意な差が認められた ($F(2,45)=5.20, p<.01$)。Tukey 法による多重比較 (5%)を行った結果、飲食店勤務者が他の職種よりも有意に高いことが明らかとなった。飲食店勤務者は顧客からのクレームや接客でのアクシデントに対して適切に対処し、その問題を積極的に解決しようと行動や認知をしていると考えられる。

職種ごとのストレス反応の内容について 自由記述で得られた内容を KJ 法で分類した結果、全ての職種のストレス反応において、最も多いストレス反応は、「身体

的反応」であり、次いで「睡眠障害」であった。職種ごとの職場でのストレス反応を検討するために、職種を独立変数、ストレス反応を従属変数とする 1 要因の分散分析を行った (Table3)。

Table3 職種ごとのストレス反応尺度の各下位尺度得点及びF値				
		職種		
		飲食店勤務者	土砂運搬勤務者	食品製造勤務者
ストレス反応	心理的ストレス反応	2.56	2.14	2.35
	身体的ストレス反応	2.34	2.19	2.30
		F 値		
		2.49 ⁺		
		0.12		

⁺: $p<.10$; ^{*}: $p<.05$; ^{**}: $p<.01$

結果、「心理的ストレス反応得点」において変数の差に有意傾向が認められた ($F(2,45)=2.49, p<.10$)。Tukey 法による多重比較 (5%水準)を行った結果、飲食店勤務者が他の職種よりも高い傾向にあることが明らかとなった。飲食店勤務者は前述した顧客からくるクレームや、接客の際に起こるアクシデントに対応するというストレスナーが多く、その際に自分の感情を抑制して対処するために、他の職種と比べ、心理的なストレスを高めていることが明らかとなった。

今後の展望

飲食店勤務者は、土砂運搬勤務者と食品製造勤務者にはみられなかった、「顧客との接客」という飲食店特有のストレスナーがあり、土砂運搬勤務者と食品製造勤務者よりも心理的なストレス反応を高めていることが明らかとなった。よって、今後、飲食店勤務者などのサービス業に勤めている労働者の「顧客との接客」というストレスナー、またストレスナーから引き起こされるストレス反応を減少させる、効果的なコーピングについて検討していく必要があると考えられる。

引用文献

- 荒記俊一・川上憲人 職場ストレスの健康管理 総説産業医学(1993),35,88-97.
- 厚生労働省(2017). 新規学卒就職者の離職状況 9月.
<<https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000177553.html>>
- 厚生労働省(2017). 労働安全衛生調査(実態調査)9月.
<<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/h29-46-50b.html>>
- 庄司正実・庄司一子 職場用コーピング尺度の作成および信頼性・妥当性の検討(1992),34,10-17.

大会発表奨励賞受賞者（発表番号順）

受賞者

発表番号 1

題目：統制的動機づけはアルバイトの疲労感を予測するか？（2）

—在日外国人留学生のアルバイト活動に関する分析—

発表者：閻 琳（立命館大学）・堀内 孝（岡山大学）

発表番号 19

題目：乳幼児の養育者における自己注目傾向が被援助志向性を介して育児不安に与える影響

発表者：難波 佑気（川崎医療福祉大学大学院）・福岡 欣治（川崎医療福祉大学）

岡山心理学会第 68 回大会準備委員会

大会準備委員会

委員長

森井 康幸（吉備国際大学 心理学部 心理学科）

副委員長

藤原 直子（吉備国際大学 心理学部 心理学科）

委員

土居 正人（吉備国際大学 心理学部 心理学科）

大野 颯斗（吉備国際大学 心理学部 心理学科）