

# 神戸学院大学心理学研究

第 5 卷 第 1 号

**Kobe Gakuin University Journal of Psychology**

2022 年 12 月 発行

神戸学院大学心理学部

 神戸学院大学



# 神戸学院大学心理学研究 第5巻 第1号 目次

## 原著論文

- 成人における「フォーカシング的態度」と他者とのかかわり方  
—自己効力感, ソーシャル・スキル, Locus of Control の関係について—  
神戸学院大学心理学部 土井 晶子 ..... 1  
広島大学大学院人間社会科学研究所 森永 康子  
広島大学大学院人間社会科学研究所 清末 有紀
- 記憶検査の成績予測の正確度と認知的失敗傾向の関係  
—改訂版ウエクスラー記憶検査 (WMS-R) と認知的失敗質問紙 (CFQ) による検討—  
神戸学院大学心理学部 清水 寛之 ..... 9
- マインドフルネスおよびセルフ・コンパッションがストレス反応に与える影響  
神戸学院大学心理学研究科 佐江 徹 ..... 23  
神戸学院大学心理学部 中川 裕美
- 大学生のひきこもり親和性とレジリエンスの関連  
神戸学院大学心理学研究科 佐野 春菜 ..... 31  
神戸学院大学心理学部 村井 佳比子
- 中国人留学生を対象とした日本文化的社会的スキル・トレーニングの効果性  
神戸学院大学心理学部 毛 新華 ..... 39  
神戸女学院大学人間科学部 木村 昌紀
- 地域子育て支援拠点事業の利用状況に関する全国 Web 調査報告  
—大学施設利用を中心に—  
神戸学院大学心理学部 難波 愛 ..... 53  
神戸学院大学心理学部 道城 裕貴  
神戸学院大学心理学部 清水 寛之  
神戸学院大学心理学部 村井 佳比子  
神戸学院大学心理学部 岡野 太郎  
神戸学院大学心理学部 中村 敏

## 2021 年度博士論文要旨

- 人間文化学研究科人間行動論専攻行動発達論講座 黒川 優美子..... 63



# 成人における「フォーカシング的態度」と他者とのかかわり方 —自己効力感, ソーシャル・スキル, Locus of Control の関係について—

土井 晶子 神戸学院大学心理学部 森永 康子 清末 有紀 広島大学大学院人間社会科学研究科

**How focusing attitudes contribute to the relationship with others for adults: From the viewpoint of their relationship with self-efficacy, social skills, and locus of control**

**Akiko Doi** (*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

**Yasuko Morinaga and Yuki Kiyosue** (*Graduate School of Humanities and Social Sciences, Hiroshima University*)

フォーカシングに特有の構えや内面への触れ方を「フォーカシング的態度」と呼び、体験過程尊重尺度 (FMS) (福盛・森川, 2003) によって測定が可能である。本研究では、フォーカシング的態度が他者とのかかわり方にどのように関連するかを明らかにするため、ソーシャル・スキル、自己効力感、locus of control (LOC) とフォーカシング的態度の関係について成人を対象に質問紙調査を行った。FMS の 3 下位尺度得点にもとづき調査協力者を「高 FMS 型」、「巻き込まれ型」、「自己無関心型」、「低 FMS 型」の 4 クラスターに分類したところ、ソーシャル・スキル、自己効力感、LOC のすべてにおいて高 FMS 型が他のクラスターよりも有意に得点が高く、フォーカシング的態度を高く持つことは良好な対人関係につながることを示唆された。

**Key words:** focusing attitude, self-efficacy, social skills, locus of control.

キーワード: フォーカシング的態度, 自己効力感, ソーシャル・スキル, locus of control

Kobe Gakuin University Journal of Psychology  
2022, Vol.5, No.1, pp.1-7

## 問題と目的

Gendlin, E. T. により提唱されたフォーカシング (1981 村山・都留・村瀬訳 1982) は、体験過程に注意を向け、そこで感じられる感覚 (フェルトセンス) を丁寧に感じ、確認することにより、新たな意味が生じるプロセスである。このプロセスはカウンセリングが成功するクライアントの特徴から見いだされたものであるが、このプロセスそのものは心理療法やカウンセリングだけでなく、日常生活においても生起している。フォーカシングが生じる際に見られる個人の態度として、自分の内面に注意を向け、そこで感じられる気持ちや感覚を大事にすることが挙げられるが、この構えや内面への触れ方を「フォーカシング的態度」と呼ぶ。このフォーカシング的態度を測定する尺度として、福盛・森川 (2003) の「体験過程尊重尺度 (Focusing Manner Scale; 以下、FMS) が作成された。FMS は 3 因子構造であり、「体験過

程に注意を向けようとする態度」(以下、「注意」)、「問題と距離を取る態度」(以下、「距離」)、「体験過程を受容し行動する態度」(以下、「受容」) が抽出されている。

これまで FMS を用いて多くの数量的研究が実施され、フォーカシング的態度が心身の健康や自己理解に関連していることが示されてきた。永野・福盛・森川・平井 (2015) が詳細な文献レビューを行っているが、例えば、精神的健康 (福盛・森川, 2003; 上西, 2009 他)、抑うつ (山崎・内田・伊藤, 2008)、身体症状 (中垣, 2007)、精神的回復力 (青木, 2008)、自己愛脆弱性 (松岡, 2006)、アレキシサイミア傾向 (上西, 2010)、構造拘束度 (上西, 2012)、自己肯定意識 (福盛・森川, 2003 他)、自己実現やレジリエンス (青木, 2008)、ソーシャル・スキルと自己効力感 (土井・森永, 2009) 等と FMS の関連についての検討が行われてきた。多くの研究で、フォーカシング的態度が高いと、心身の健康度が高くなる

傾向があることが示唆されている。

また FMS の英語版である FMS-A.E. (Aoki & Ikemi, 2014) が作成され、英語圏でも研究が進められるようになった。FMS と外傷後成長に有意な正の相関があること (Zwiercan & Joseph, 2018)、FMS が高いと人生の満足度が高く、実存的不安が低いこと (Vanhooren, Grosemans, & Breynaert, 2022) などの結果が得られている。

これら先行研究は、主としてその個人の健康状態や特性とフォーカシング的態度の関連を検討することで、フォーカシング的態度の特徴を明らかにしようとするものであった。結果、フォーカシング的態度を有することが自己実現傾向や自己肯定意識、自己効力感など、個人の心理的成長に関わる要素と関連すること、及び心身の健康に寄与する可能性があることが示唆されてきた。では、フォーカシング的態度を有する人は、他者とどのように関わっているのだろうか。土井・森永 (2009) では、フォーカシング的態度が人や環境に働きかける力や、対人関係とどのように関連しているかを検討するため、大学生を対象に「フォーカシング的態度」と自己効力感、ソーシャル・スキル、Locus of Control の関連について調査し、「フォーカシング的態度」を身につけている大学生は、自己効力感やソーシャル・スキルが高く、内的統制の傾向が強いことを示した。またこれまでの FMS 研究では、大半が対象者を大学生としている。そこで本研究では、研究協力者の年代をより拡大するために、20 歳以上の成人を対象に、これらの関連に着目して検討を行う。

## 方法

### 調査協力者と手続き

質問紙は「自分自身や他者とのかわり方について」と題して Web 上で作成し、調査協力者はクラウドソーシングを利用して募集した。募集対象者は 20 歳以上 60 歳以下 (学生含む) の男女とし、集まった回答のうち回答に不備のある者を除いた男性 295 名 (平均年齢 39.5 歳,  $SD = 9.23$ )、女性 299 名 (平均年齢 36.2 歳,  $SD = 9.04$ )、及び性別無回答の 595 名を分析対象とした。なお、調査は神戸学院大学心理学部人を対象とする研究等倫理審査委員会の承認を受けて、2020 年 9 月に実施した (承認番号 HP20-15)。

### 質問項目

研究内容の説明と回答中止の自由、データの保管方法や利用についての説明画面を表示し、協力に同意すると回答した者に、年齢、性別、婚姻状態、働き方、フォーカシング経験の有無を尋ねたのち、以下の 75 項目に回答を求めた。

① フォーカシング的態度:「体験過程尊重尺度 (以下, FMS)」(福盛・森川, 2003) の 23 項目を用いた

(項目例: <受容>「自分の気持ちに正直に行動している」、<注意>「生活の中で、自分の内側に落ち着いて注意を向ける時間をもっている」、<距離>「何か悩み事があるときには、悩むのをちょっとやめて、間を取れる」)。回答は 4 件法 (1: 当てはまらない ~ 4: 当てはまる) で求めた。

② ソーシャル・スキル: KiSS-18 (菊池, 1988) の 18 項目を用いた。回答は 5 件法 (1: いつもそうでない ~ 5: いつもそうだ) で求めた。

③ 自己効力感:「一般性セルフ・エフィカシー尺度」(以下, SE) (坂野・東條, 1986) の 16 項目を使用した。回答は 4 件法 (1: 当てはまらない ~ 4: 当てはまる) で求めた。

④ Locus of Control: 成人用一般的 Locus of Control 尺度 (以下, LOC) (鎌原・樋口・清水, 1982) の 18 項目を用いた。回答は 4 件法 (1: そう思わない ~ 4: そう思う) で求めた。

## 結果

本研究の分析は HAD (清水, 2016) を用いて行った。また、フォーカシング経験者は 5 名であったので、経験の有無による分析は行わないことにした。

まず、これまで FMS (福盛・森川, 2003) は主に大学生を対象として検討されてきたことや、森川・永野・福盛・平井 (2014) によって、改訂版の作成も行われていることから、本研究では改めて FMS23 項目の探索的因子分析 (最尤法, プロマックス回転) を行った。分析にあたっては、福盛・森川 (2003) や森川他 (2014) をもとにあらかじめ 3 因子を指定した。因子負荷量 .04 以上、共通性 .30 以上の 11 項目を抽出し、再度、探索的因子分析を行った。この結果を表 1 に示す。これら 11 項目について確認的因子分析を行い、モデルの適合性を確認した ( $CFI = .951$ ,  $RMSEA = .054$ )。

他の尺度に関しては、許容可能な  $\alpha$  係数が得られたので (KiSS-18:  $\alpha = .916$ , SE:  $\alpha = .888$ , LOC:  $\alpha = .820$ )、使用した項目の平均値を尺度得点とした。いずれも得点が高いほど、ソーシャル・スキルが高く、自己効力感が高く、また、locus of control では内的統制が高いことを意味する。FMS と他の尺度について相関分析を行った結果を表 2 に示す。FMS11 項目と KiSS-18, SE, LOC はすべて有意な中程度の相関 ( $ps < .01$ ) を示した (それぞれ,  $r = .581$ ;  $r = .576$ ;  $r = .444$ )。

FMS の 3 下位尺度得点に基づき、クラスター分析 (ウォード法) を行い、デンドログラムをもとに、調査協力者を 4 クラスターに分類した。分析結果を図 1 に示す。第 1 クラスターは「受容」「注意」「距離」のすべての下位尺度得点が高い「高 FMS 型」(男性 106 名, 女性 88 名)、第 2 クラスターは「距離」得点のみが低く、気がかりと適切な距離が取れない「巻

表1 FMSの探索的因子分析結果

| 項目  | Factor 1 | Factor 2 | Factor 3 | 共通性  |
|---|----------|----------|----------|------|
|   | (受容)     | (注意)     | (距離)     |      |
| 18 自分の気持ちに自信をもって発言している                            | .841     | -.060    | -.036    | .635 |
| 5 自分の話す言葉は、自分の気持ちとびったりしている                        | .626     | -.027    | .015     | .385 |
| 7 自分の気持ちに正直に行動している                                | .529     | .027     | .088     | .348 |
| 15 自分の感覚は信頼できている                                  | .484     | .171     | -.020    | .333 |
| 22 生活の中で折りに触れて「どんなふうに感じているかなあ」とゆっく<br>り自分に問いかけている | .001     | .671     | .017     | .459 |
| 2 生活の中で、自分の内側に落ち着いて注意を向ける時間をもっている                 | .035     | .641     | .051     | .459 |
| 16 自分の中のまだはっきりしないものも大切にしている                       | -.084    | .518     | -.020    | .229 |
| 1 自分の内側に注意を向けると、豊かないろいろな感情がある                     | .123     | .513     | -.075    | .310 |
| 21 何か悩み事があるときには、悩むのをちょっとやめて、間を取れる                 | .075     | -.050    | .743     | .585 |
| 6 生活の中で、困難事が出てきたときには、考えすぎないようにしている                | .046     | -.110    | .653     | .417 |
| 13 生活の中で何か悩み事があるときには、距離をおいてみるようにして<br>いる          | -.102    | .161     | .642     | .439 |
| 因子寄与  | 2.388    | 2.060    | 1.984    |      |
| $\alpha$  | .732     | .682     | .715     |      |
| 因子間相関   |          |          |          |      |
| Factor 1 -  |          | .484     | .476     |      |
| Factor 2 -  |          | -        | .333     |      |

表2 各尺度間の相関係数

|            | FMS      | 受容       | 注意       | 距離       | KiSS-18  | SE       |
|------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| FMS (11項目) |          |          |          |          |          |          |
| 受容         | .801 *** |          |          |          |          |          |
| 注意         | .739 *** | .387 *** |          |          |          |          |
| 距離         | .692 *** | .372 *** | .235 *** |          |          |          |
| KiSS-18    | .581 *** | .552 *** | .350 *** | .390 *** |          |          |
| SE         | .576 *** | .607 *** | .270 *** | .406 *** | .733 *** |          |
| LOC        | .444 *** | .396 *** | .296 *** | .296 *** | .503 *** | .530 *** |

\*\*\*  $p < .001$

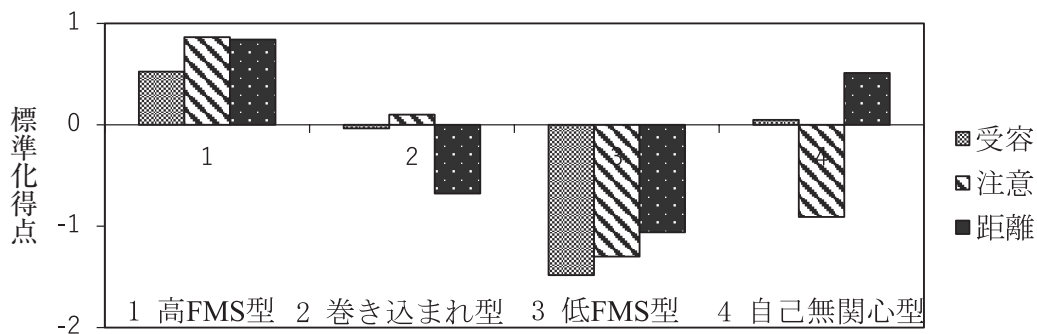


図1 クラスタ分析の結果



表 3 クラスターごとの各尺度の平均値及び SD, 分散分析結果

|         | 1 高FMS型<br>n = 194 | 2 巻き込まれ型<br>n = 221 | 3 低FMS型<br>n = 67 | 4 自己無関心型<br>n = 112 | F (3,590)<br>偏η <sup>2</sup> | (SD)<br>多重比較の結果<br>(Holm法) |
|---------|--------------------|---------------------|-------------------|---------------------|------------------------------|----------------------------|
| FMS受容   | 2.932<br>(0.478)   | 2.619<br>(0.500)    | 1.810<br>(0.385)  | 2.670<br>(0.351)    | 100.961<br>.339              | 1 > 2 ≙ 4 > 3              |
| FMS距離   | 3.098<br>(0.419)   | 2.118<br>(0.424)    | 1.871<br>(0.485)  | 2.890<br>(0.367)    | 271.342<br>.580              | 1 > 4 > 2 > 3              |
| FMS注意   | 3.049<br>(0.437)   | 2.584<br>(0.485)    | 1.634<br>(0.497)  | 1.982<br>(0.511)    | 206.049<br>.512              | 1 > 2 > 4 > 3              |
| KiSS-18 | 3.293<br>(0.574)   | 2.932<br>(0.575)    | 2.381<br>(0.627)  | 2.980<br>(0.518)    | 44.421<br>.184               | 1 > 2 ≙ 4 > 3              |
| SE      | 2.464<br>(0.498)   | 2.171<br>(0.443)    | 1.767<br>(0.383)  | 2.317<br>(0.445)    | 42.276<br>.177               | 1 > 4 > 2 > 3              |
| LOC     | 2.687<br>(0.381)   | 2.546<br>(0.343)    | 2.242<br>(0.424)  | 2.579<br>(0.355)    | 24.683<br>.112               | 1 > 2 ≙ 4 > 3              |

多重比較の結果の「>」は調整p値が.05より小さいことを意味する。

巻き込まれ型」(男性 92 名, 女性 129 名), 第 3 クラスターは全体的に得点が低い「低 FMS 型」(男性 31 名, 女性 36 名), 第 4 クラスターは「注意」得点が低く自分の気持ちに気づきにくい一方, 「距離」得点は高めて気がかりとの距離が取れる「自己無関心型」(男性 66 名, 女性 46 名)と命名した<sup>1</sup>。各クラスターの 3 下位尺度の得点は表 3 に示した。

KiSS-18, SE, LOC の尺度得点における 4 クラスターの差異を検討するために, クラスターを独立変数, 各尺度を従属変数とする 1 要因分散分析を行った(表 3)。その結果, KiSS-18 と LOC については, 高 FMS 型が他の 3 クラスターよりも高く, 自己無関心型と巻き込まれ型は低 FMS 型よりも高かった。SE については, 4 つのクラスター間に有意差があり, 得点が高い方から高 FMS 型, 自己無関心型, 巻き込まれ型, 低 FMS 型の順であった。以上のことから, フォーカシング的態度が 3 側面とも高い人は, 他のクラスターに比べてソーシャル・スキル, 自己効力感, 内的統制が有意に高いことが示された。

### 考 察

本研究は, 20 歳以上の成人を対象に, フォーカシング的態度が他者とのかかわり方にどのように関連するかを, ソーシャル・スキル, 自己効力感, locus of control の測度を用いて検討を行った。

#### FMS の項目について

本研究では, 福盛・森川(2003)が作成した 23 項

目の FMS を用いた。この尺度はこれまで多くの研究で用いられてきたが, その多くが大学生を対象としたものであったことや, 下位尺度の安定性に問題がある(森川他, 2014)ことが報告されているといったことから, 改めて因子分析による項目の選定を行った。

#### フォーカシング的態度とソーシャル・スキル

高 FMS 型のソーシャル・スキル得点が他のクラスターよりも有意に高かった。KiSS-18 の項目を見ると, ソーシャル・スキルの使用に先立って, フォーカシング的態度を有することが役立つと推測される。例えば, 「こわさや恐ろしさを感じたときに, それをうまく処理できる」, 「他人にやってもらいたいことを, うまく指示することができる」, 「自分の感情や気持ちを, 素直に表現できる」などは, 「～できる」というスキルを発揮する前提として, 自分がどう感じているか, 自分がどうしたいか, という自分の気持ちに注意を向けて感じる必要がある。これは, フォーカシング的態度の「注意」に相当するといえよう。そして自分の気持ちに気づいて, それを信頼し, 気持ちに正直に行動しようとするソーシャル・スキルは, フォーカシング的態度の「受容」に通じると考えられる。さらに, 「まわりの人たちが自分とは違った考えを持っていても, うまくやっていける」「相手から非難されたときにも, それをうまく片付けることができる」などのスキルの遂行には, 自分が抱いた違和感や, 反発心, 怒り, 傷つきなどからの切り替えが必要だが, これはフォーカシング的態度の「距離」が関連していると思われる。このように, ソーシャル・スキルを遂行するためにはフォーカシング的態度を高く持っていることが役立つと考えられ, これ

1 性別無回答の参加者はクラスター分析には含めていないが, どのクラスターに所属するかは記していない。



が高FMS型が他のクラスターよりもソーシャル・スキル得点が有意に高いことにつながったと考えられる。ソーシャル・スキルを高めるトレーニングの際に、フォーカシングを取り入れることも有効であろう。

### フォーカシング的態度と自己効力感

自己効力感についてはSE得点の高い方から高FMS型、自己無関心型、巻き込まれ型、低FMS型であった。これは「距離」得点の高さの順と同じであり、「気がかりから距離が取れる」ことが自己効力感の高さと関連していることが推測される。例えば、失敗体験などに関するネガティブな感情と適切な距離がとれるかどうかは、質問項目の「過去におかした失敗やいやな経験を思い出して、暗い気持ちになることがよくある」や「小さな失敗でも人よりずっと気にするほうである」などと関連している。また、失敗体験に必要以上にとらわれないことは、「遂行行動の達成」(Bandura, 1977) 経験の増加につながると推測され、結果として自己効力感を高めることにつながるのではないだろうか。

### フォーカシング的態度とLocus of Control (LOC)

LOCについても、高FMS型が他のクラスターよりも有意に得点が高く、フォーカシング的態度が高い人はそうでない人よりも内的統制が高い傾向がある。つまり、フォーカシング的態度が高い人は、他者とのかかわりにおいて、自分が努力すれば自分のことを理解してもらえたり、相手のことを理解したり、また友人を作ることができると思う傾向が高い。

### 性別とクラスター

今回の調査では、299名の女性回答者のうち129名が巻き込まれ型であり、これは女性回答者の43.1%に相当する。女性の多くがこのクラスターに該当するという結果となった。巻き込まれ型は、「距離」の得点が低いタイプである。悩みが生じたときに考えすぎたり、気持ちを切り替えにくかったりする傾向がある。この特徴がジェンダーによるものかどうかは今回の調査結果からは判断できない。しかし酒井・河崎・池見(2017)の大学生を対象とした調査でも男性の方が女性よりも有意に「距離」得点が高いという結果が出ており、仮に女性が悩みや気がかりにとらわれすぎる傾向が大きいのであれば、気持ちを切り替える工夫などのセルフケアを中心とした心理教育を提供するなど有効であろう。

### フォーカシング的態度と他者へのかかわり方

本研究の結果から、フォーカシング的態度を高く持つ人は、ソーシャル・スキルが高く、自己効力感が高く、また内的統制の傾向が高いことが示された。従って、フォーカシング的態度が高い人の対人関係の傾向として、人付き合いのスキルが高く、不快な

体験があってもそれを引きずらず対応できること、苦手な人を含めて多様な人間関係にうまく対応できること、自分は「やればできる」と思っていること、努力すれば他者と理解し合え、友人関係を結べると思っていること、などがあるといえよう。三上・弥園・玉木・池見(2008)や河崎・永野・森川・福盛・平井(2018)が示すように、フォーカシング的態度はフォーカシング経験を積むことで涵養される傾向があることから、良好な対人関係の促進のために、フォーカシングを取り入れることの有用性が示唆された。

### 臨床適応に向けて

本研究で4つのクラスターの特徴が明らかとなったため、その特徴に応じたフォーカシング学習を今後提供することで、より高い効果が期待できる。低FMS型については、全体的なFMS得点を伸ばすことを目的にフォーカシングを取り入れるアプローチが有用であると考えられる。巻き込まれ型については「距離」、自己無関心型については「注意」の得点を伸ばすような試みが必要であろう。「距離」についてはすでに、「こころの天気」(土江, 2008)等「気がかりと適切な距離を取る」ためのクリアリング・ア・スペース(Gendlin, 1981 村山・都留・村瀬 1982)の各種ワークが数多く開発されているため、それらに特化した学習プログラムの提供が適切であろう。「注意」得点はフォーカシング経験回数に応じて徐々に上昇することが先行研究によって示されており(森川, 1997)、実際に継続的な学習会に参加することで「注意」得点が増したという報告もある(河崎他, 2018)。従って、低FMS型と同様に、包括的なフォーカシング学習を提供することでの効果が期待できよう。加えて、自分の身体感覚や今の気分に注意を向ける習慣をつける手段として、「からだにあいさつ」(森川, 2015)や「心のけんこうかんさつ」(兒山, 2015)などのフォーカシングのワークを重点的に実施したりすることも考えられる。アプローチを検討する際に、今回明らかになったクラスターごとの特徴を考慮に入れることで、より効果的な介入プログラムの作成を行うことが可能になるだろう。

### 今後の課題

本研究は、フォーカシング的態度が人や環境に働きかける力や、対人関係とどのように関連しているかを検討するため、フォーカシング的態度を構成する3つの側面をもとに協力者を4つのクラスターに分類し、ソーシャル・スキル、自己効力感、locus of controlにおける差異を検討した。しかし、フォーカシング的態度によってソーシャル・スキル、自己効力感、locus of controlが影響を受けるのか、あるいは、その逆なのかは議論の余地がある。今後は関連の方向についても考慮しながら検討する必要があるだろう。

先行研究から、フォーカシング的態度は抑うつ傾向（山崎他，2008）やアレキシサイミア傾向（岡田・行場，2019）等と負の相関を示すことが示唆されている。本研究では研究協力者の精神的健康や特性については質問していないため、これらの要素がどの程度、フォーカシング的態度に影響しているのかは不明である。しかし、フォーカシング的態度を高めるための方策として、フォーカシング的経験を積む以外のアプローチを検討するためにも、個人のメンタルヘルス特性等の要因がどのように交絡しているのかについても、今後、検討していく必要があるだろう。

### 利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

### 引用文献

- 青木 剛 (2008). レジリエンス (小塩) と自己実現 (坂中 2000) から捉えた精神的健康とフォーカシング的態度との関連について 日本人間性心理学会第 27 回大会発表論文集, 134.
- Aoki, T., & Ikemi, A. (2014). The Focusing Manner Scale: its validity, research background and its potential as a measure of embodied experiencing. *Person-Centered & Experiential Psychotherapies*, 13, 31-46.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- 土井 晶子・森永 康子 (2009). 大学生における「フォーカシング的態度」と自己効力感, ソーシャルスキル, Locus of Control の関連について 日本教育心理学会総会発表論文集, 51, 83.
- 福盛 英明・森川 友子 (2003). 青年期における「フォーカシング的態度」と精神的健康度との関連 心理臨床学研究, 20, 580-587.
- Gendlin, E. T. (1981). *Focusing*. New York: Bantam Books. (ジェンドリン, E. T. 村山 正治・都留 春夫・村瀬 孝雄 (訳) (1982). フォーカシング 福村出版)
- 鎌原 雅彦・樋口 一辰・清水 直治 (1982). Locus of Control 尺度の作成と, 信頼性, 妥当性の検討 教育心理学研究, 30, 302-307.
- 河崎 俊博・永野 浩二・森川 友子・福盛 英明・平井 達也 (2018). 継続的なフォーカシング学習によるフォーカシング的態度の涵養 追手門学院大学心の相談室紀要, 15, 2-16.
- 菊地 章夫 (1988). 思いやりを科学する 川島書店
- 兒山 志保美 (2015). 心のけんこうかんさつ 森川 友子 (編) フォーカシング健康法-こころとからだが喜ぶ創作ワーク集- (pp. 150-155) 誠信書房
- 松岡 成行 (2006). 体験過程の観点から見た自己愛の傷つき 千里山文学論集, 75, 117-132.
- 三上 智子・弥園 祐子・玉木 登志江・池見 陽 (2008). フォーカシング的発想に基づいたメンタルヘルス研修の効果: FMS を用いて 日本人間性心理学会第 27 回大会発表論文集, 93.
- 森川 友子 (1997). フォーカシング的体験様式の日常化に関する因子分析的研究 心理臨床学研究, 15, 58-65.
- 森川 友子 (2015). からだにあいさつ 森川 友子 (編) フォーカシング健康法-こころとからだが喜ぶ創作ワーク集- (pp. 30-31) 誠信書房
- 森川 友子・永野 浩二・福盛 英明・平井 達也 (2014). FMS (The Focusing Manner Scale) 改訂版の作成及び信頼性と妥当性の検討, 九州産業大学国際文化学部紀要, 58, 117-135.
- 永野 浩二・福盛 英明・森川 友子・平井 達也 (2015). 日常におけるフォーカシング的態度に関する文献リスト (1995 ~ 2014) 追手門学院大学心理学部紀要, 9, 57-68.
- 中垣 美知代 (2007). 日常生活におけるフォーカシング的態度の研究 - FMS と CMI, EQS, EXP との関連 - 神戸女学院大学大学院人間科学研究科修士論文 (未公開)
- 岡田 敦史・行場 次朗 (2019). 感覚・身体イメージの気づき方とアレキシサイミア傾向との関連 日本ヒューマンケア科学会誌, 12, 12-19.
- 酒井 久実代・河崎 俊博・池見 陽 (2017). フェルトセンスの象徴化を含めたフォーカシング的態度の測定: 因子構造, 性差, および精神的健康の因果モデルによる検討 Psychologist: 関西大学臨床心理専門職大学院紀要, 7, 9-18.
- 坂野 雄二・東條 光彦 (1986). 一般性セルフ・エフィカシー尺度作成の試み 行動療法研究, 12, 73-82.
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD: 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 土江 正司 (2008). こころの天気を感じてごらんー子どもと親と先生に贈るフォーカシングと「甘え」の本 コスモス・ライブラリー
- 上西 裕之 (2009). 日常生活におけるフォーカシング的態度の構造についての一考察 人間性心理学研究, 27, 69-80.
- 上西 裕之 (2010). 日常生活におけるフォーカシング的態度と Alexithymia 傾向との関連 - FMS-R と TAS-20 を用いて 関西大学心理相談室紀要, 12, 57-64.

- 上西 裕之 (2012). 日常生活におけるフォーカシング的経験と構造拘束度との関連 関西大学心理臨床カウンセリングルーム紀要, 3, 65-73.
- Vanhooren, S., Grosemans, A., & Breynaert, J. (2022). Focusing, the felt sense, and meaning in life. *Person-Centered & Experiential Psychotherapies*, 21, 250-268.
- 山崎 暁・内田 利広・伊藤 義美 (2008). フォーカシング的態度と自己注目が抑うつに与える影響 心理臨床学研究, 26, 488-492.

- Zwiercan, A., & Joseph, S. (2018). Focusing manner and posttraumatic growth. *Person-Centered & Experiential Psychotherapies*, 17, 191-200.

## 付 記

本稿は、日本人間性心理学会第40回大会での発表に加筆・修正したものです。オンラインで貴重なコメントをいただいた先生方に感謝します。

—2022.8.20 受稿 2022.11.21 受理—



# 記憶検査の成績予測の正確度と認知的失敗傾向の関係 —改訂版ウェクスラー記憶検査 (WMS-R) と 認知的失敗質問紙 (CFQ) による検討—<sup>1</sup>

清水 寛之 神戸学院大学心理学部

**Relationships between accuracy of prediction for memory test performance and tendency of cognitive failure:  
Using the Wechsler Memory Scale-Revised (WMS-R)  
and the Cognitive Failure Questionnaire (CFQ)**

**Hiroyuki Shimizu** (*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

The present study was aimed at the relationships between accuracy of prediction for memory test performance in a laboratory and time perspective in everyday life using the Wechsler Memory Scale-Revised (WMS-R) and the Cognitive Failure Questionnaire (CFQ). Two hundred and fourteen undergraduate and graduate students (18-28 years old) participated in the study. The questionnaire and the standardized memory test were successively administered to each of the participants. They were individually asked to rate 25 items of the CFQ (5 factors) on 5-points scales from “never” to “very often” about how often the specific event has been experienced within recent six months. Subsequently they were also instructed to perform the WMS-R in a formal fashion, except predicting the delayed performance in four subtests (logical memory, visual paired association, verbal paired association and visual reproduction) after performing each immediate test. The results indicated statistically significant negative correlation between the ratings of the factors in CFQ and the prediction of delayed performance in the four subtests of the WMS-R, but there was no other significant correlation. The results were discussed in terms of the meaningful interpretations for the negative or null relation between the accuracy of predictions and tendency of cognitive failure.

**Key words:** metamemory, memory prediction, tendency of cognitive failure, the Wechsler Memory Scale-Revised (WMS-R), the Cognitive Failure Questionnaire (CFQ).

Kobe Gakuin University Journal of Psychology  
2022, Vol.5, No.1, pp.9-21

人は、日常生活のなかで記憶や忘却に関連した問題に直面することがある。たとえば、過去の出来事をうまく思い出せない、ある事柄を間違えて覚えている、誰かの名前が出てこない、大事な約束や予定を失念してしまう、といった経験は、人によって頻度に多少の違いはあるにせよ、決してめずらしいことではない。それらは現実的に、友人や家族との円

滑な会話、職場や学校での良好な人間関係の維持・促進、職務や学業の効果的遂行などの妨げになるだけでなく、自己の記憶能力に関する不安や不信につながりかねない。日常的に勘違いやうっかりミス、失念などを何度も経験すると、実際の記憶能力の心理学的評価とは別に、認知や記憶に関する自己効力感(self-efficacy)が弱まることは大いに考えられる。

一般に、自己効力感とは自らが行為主体であると認識し、自己の行為を統制したうえで外部からの要請に対応できるという確信に関連した概念である(Bandura, 1989, 1997)。自己効力感のなかでも、

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 22530803, 25380992, 17K04510 の助成を受けたものである。本研究の一部は、日本心理学会第 86 回大会(2022 年 9 月 10 日)において発表された。



とくに記憶に関する自己効力感（memory self-efficacy）と呼ばれ、さまざまな状況において個人が自らの記憶能力を発揮できるかどうかに関する自己評価であるといえる。これまでの研究によれば、メタ分析では実際の記憶課題成績と記憶自己効力感との間の相関の平均は低いながらも有意であること（ $r = .15$ , 95% CI = .13-.17,  $Q(168) = 228.57$ ,  $p < .05$ ; Beaudoin & Desrichard, 2011）。質問紙調査に基づく相関分析では日常生活における個人の認知的失敗傾向と記憶自己効力感との間でそれぞれを構成している因子間の一部で有意な相関が認められること（清水, 2019）などが明らかにされている。

清水（2019）は、メタ記憶質問紙（個人のメタ記憶を評価するための自記式の質問紙）の一環として、日常的に認知的失敗をどの程度経験しているのかを調べる認知的失敗質問紙（Cognitive Failures Questionnaire, CFQ; Broadbent, Cooper, FitzGerald, & Parkes, 1982）と、記憶自己効力感の程度を調べる成人メタ記憶尺度（Metamemory in Adulthood questionnaire, MIA; Dixon & Hultsch, 1983; Dixon, Hultsch, & Hertzog, 1988）の両方を同一の個人に与えて回答を求めたところ、自己の記憶能力に関する自己評価が高い者ほど約束事や予定の失敗が少なく、人名の失念・想起困難を経験する頻度が少ないことが示された。さらに、日常生活場面においてどのような認知的失敗であれ、頻繁に失敗を経験している者ほど、記憶能力の低下や減退を自覚しており、自己の記憶能力に対する不安が高いことが示唆された。

こうした認知的失敗傾向の自覚や記憶自己効力感の経験は、さまざまな記憶課題の成績やその予測の確かさにも関連している可能性が考えられる。つまり、全般的に認知的失敗が多く、記憶自己効力感が低い人はそうでない人に比べて、記憶課題の成績を低めに予測し、実際に成績そのものも高くないのかもしれない。このことは個人のメタ記憶の問題と関係している。ここでのメタ記憶とは、特定の記憶課題において記憶方略を使用できることに気づくことや、記憶課題の学習困難度、記憶する個人の状態や能力、使用できる記憶方略の有効性などに関連した事柄についての幅広い知識が含まれており、自己の記憶行動に対してモニタリングを行ったり記憶成績を予測したりする能力や自己の記憶行動のプランニングやコントロール、調整、修正などにかかわる諸能力も含まれている。

本研究は、特定の課題状況における個人のメタ記憶と認知的失敗傾向の関係を調べることを目的としている。日常生活のなかで各種の認知的失敗をどの程度頻繁に経験しているかという自覚と、実際の個人の記憶能力を特徴づける記憶検査場面での課題成績および成績予測の正確度との関係に焦点を当てる。

日常生活における認知的失敗の経験頻度については、これまでの多くの先行研究と同様、前述の CFQ

を用いる。CFQは、Broadbent et al.(1982) によって、日常生活場面での一般的な行動遂行にかかわる認知的失敗を調べるために開発されたものである。認知的失敗に関連した出来事を表す記述文の一部(全 25 項目, 例えば、「約束を忘れる」)に対して、その相対的出現頻度を過去 6 カ月の間で「まったくない」から「非常によくある」までの 5 段階で評価することが求められる。Broadbent et al.(1982) は、CFQ によって捉える日常的な認知的失敗行動は下位カテゴリーを設けるのではなく、全 25 項目の得点合計が全体的な失敗のしやすさを表すとしている。山田(1999) は、この CFQ に、より広範な失敗行動に関する項目を加えて調査を行ったところ、もとの CFQ の項目はほぼすべて一つの因子に関連していることを見いだした。しかしながら、その後、清水・高橋・齊藤(2006, 2007) は日本版 CFQ (以下、単に CFQ という) を作成し、日本の多数の大学生を対象にこの質問紙に対する回答データを収集した。因子分析の結果では、CFQ が (a) 空間的失敗(場所や位置、方向性に関する認知的失敗行動に関連する)、(b) うっかり、ぼんやりの失敗(注意が散漫になる、当該の記憶課題から気がそれてしまうといった状態と関連する)、(c) 検索失敗(想起時の情報検索失敗に関連する)、(d) 約束の失敗(相手との約束や自らが決めた事柄の失念と関連する)、(e) 人名記憶の失敗(人名の記録や想起に関する失敗に関連する)、の 5 つの下位項目群からなることが示された(ただし、Wallace, Kass, & Stanny(2002) は「記憶」、「注意散漫」、「不手際」、「名前」という 4 因子を抽出している)。

また、本研究が用いる記憶検査は改訂版ウエクスラー記憶検査(Wechsler Memory Scale-Revised, WMS-R) である。この記憶検査は、オリジナル版が米国で 1945 年に開発されたあと、1987 年、1997 年、2009 年に改訂され(e.g., Wechsler, 1945, 1987, 1997, 2009)、現在は WMS-IV(第 4 版) が米国 Pearson 社から刊行されている。日本では、1987 年の WMS-R(第 2 版) の日本版が日本文化科学社から 2001 年に刊行されている(Wechsler & 杉下, 2001; 以下ではこの日本版を WMS-R とよぶ)。WMS-R は、現在、臨床場面で記憶に問題があると疑われる人々を対象に実施される代表的な個別式記憶検査である。適用範囲は 16 歳 0 か月 ~ 74 歳 11 か月で、認知症をはじめとする種々の疾患の記憶障害を評価するための検査として広く利用されている。13 の下位検査(情報と見当識、精神統制、図形の記憶、論理的記憶 I、視覚性対連合 I、言語性対連合 I、視覚性再生 I、数唱、視覚性記憶範囲、論理的記憶 II、視覚性対連合 II、言語性対連合 II、視覚性再生 II) の得点に基づいて 5 つの指標(一般的記憶、言語性記憶、視覚性記憶、注意/集中度、遅延再生) が算出される。そのうち「遅延再生」については、「論理的記憶」、「視覚性対連合」、「言語性対連合」、「視覚性再生」のそれぞれの I が直

後検査を、IIが遅延検査を表している。「論理的記憶」では、検査者が読み上げる2つの短い物語(それぞれ120字程度)を聞き、そのあと内容を口頭での再生が求められる。「視覚性対連合」では、図形(抽象的線画)と色が結びつけられた6つの対を見て、そのあとに図形だけが呈示され、それと対になっていた色を6色のなかから指さすことが求められる。「言語性対連合」では、8つの単語対(やさしい連合の4対とむずかしい連合の4対)が読み上げられ、そのあとに単語対の一方の単語だけを聞いて、対になっていたもう一方の単語を答えることが求められる。「視覚性再生」では、全部で4つの幾何学図形が1つずつ、それぞれ10秒間呈示され、図形ごとに描画再生が求められる。

通常の検査手続きでは、直後検査のあと遅延検査が約30分後に行われることが予告される。本実験では、その遅延検査の予告とともに、遅延成績の予測を実験参加者に求めることにする。

本研究は、メタ記憶と日常記憶との関係を探る総合的研究の一環として、代表的な記憶検査であるWMS-Rにおける遅延検査成績の予測に関するデータを個別に収集するとともに、認知的失敗傾向を測定するCFQを同一の大学生に与えて回答を求める。それらのデータをもとに、記憶検査の下位検査ごとの課題成績および成績予測の正確度とCFQを構成する因子との間の相関関係を明らかにすることで、実験室場面での記憶検査課題成績に関する自己評価と日常生活における認知的失敗傾向との関係を検討する。

## 方法

### 実験参加者

近畿地方の4年制大学に在籍する学部学生と大学院学生、合わせて214名が本調査に参加した。そのうち男性が93名、女性が121名であった。実験参加者全体の年齢は、平均20.66歳(標準偏差1.40、範囲18-28歳)であった。

### 実験期間

実験は2012年3～8月と2015年5月～2016年2月の2つの時期に分けて行われた。

### 実験場所

実験は、当該大学構内にある認知心理学実験室で行われた。

### 記憶検査

個人の記憶能力を調べるための代表的な個別式記憶検査として、日本語版のWMS-Rが用いられた。この検査は前述のとおり、13の下位検査から構成されているが、そのうち「情報と見当識」については、実験参加者が健常大学生であり、あとの指標得点の算

出には用いられないことから、質問項目の一部(「今日は何曜日ですか?」など)の実施が割愛された。これらの下位検査の得点に基づいて5つの指標(一般的記憶、言語性記憶、視覚性記憶、注意/集中度、遅延再生)が算出される。このなかの遅延検査にかかわる検査項目について直後検査の時点で遅延検査の成績を予測するのに利用した。

### 質問紙

日常生活場面における認知的失敗行動に関する個人の自己評価を調べるためのメタ記憶質問紙としてCFQが用いられた。日常場面での認知的失敗に関連した出来事を表す記述文の一部(全25項目)に対して、その出現頻度を過去6か月の間で「まったくない」から「非常によくある」までの5段階で評定することが求められた。

### 実験手続き

記憶検査と質問紙調査は、総合的なメタ記憶に関する研究の一環として、他の実験や検査、別の質問紙調査とともに、同一の実験参加者に対して個別に行われた。実験参加者は、最初に全体的説明を受け、本研究への参加に関する同意書への署名が求められた。次に、実験・検査・調査が行われ、そのあとに参加協力への謝金の支払いに関する事務手続きが行われた。謝金の金額は実験参加者一人あたり1600円(所得税を含む)であった。実験参加者がすべての検査と調査に対して落ち着いて取り組めるように配慮がなされた。どの実験参加者に対しても、CFQが与えられたあと、10～15分程度の休憩時間を置いてからWMS-Rが実施された。

WMS-Rは、記憶検査や知能検査の実施経験の豊富な実験者及び実験補助者によって、検査マニュアル『日本版ウエクスラー記憶検査法』(Wechsler & 杉下, 2001; 以下、マニュアルと呼ぶ)に従って行われた。ただし、13の下位検査のうち、「論理的記憶I」、「視覚性対連合I」、「言語性対連合I」、「視覚性再生I」については、それぞれの下位検査のあとに、後続のそれぞれの遅延検査(論理的記憶II、視覚性対連合II、言語性対連合II、視覚性再生II)が約30分後に行われることが予告され、さらに、その遅延検査において完全正答を100%とした場合に、およそ何%くらいの成績をあげることができるのかの予測が求められた。この記憶検査に要する時間は、約45分であった。

CFQは自己ペースで回答することが求められた。この調査に要する時間は5分程度であった。

### 分析方法

本研究におけるすべてのデータは、表計算ソフトウェア Microsoft Office Excel 2019によって集計・整理され、統計的分析は統計解析ソフトウェア IBM SPSS Statistics 28によって行われた。



WMS-Rでは、専用の記録用紙(Wechsler & 杉下, 2001, 2001)に 13の下位検査ごとの反応を記録し、マニュアルに従って粗点が算出された。下位検査ごとの粗点は所定の重みづけがなされ、それらの重みづけられた粗点をいくつか組み合わせることで合成得点を算出した。その合成得点から、年齢群別の指標得点への換算表に基づいて「一般的記憶」、「言語性記憶」、「視覚性記憶」、「注意／集中力」、「遅延再生」という5つの指標得点が算出された。「一般的記憶」の指標得点は、「言語性記憶」と「視覚性記憶」の各合成得点を加算した得点に基づいて算出された。「言語性記憶」は「論理的記憶Ⅰ」と「言語性対連合Ⅰ」の2つの下位検査の粗点をもとに、「視覚性記憶」は「図形の記憶」、「視覚性対連合Ⅰ」、「視覚性再生Ⅰ」の3つの下位検査の粗点をもとに合成得点が算出された。「注意／集中力」は、「精神統制」、「数唱」、「視覚性記憶範囲」の3つの下位検査の粗点をもとに合成得点が算出された。「遅延再生」では、「論理的記憶Ⅱ」、「視覚性対連合Ⅱ」、「言語性対連合Ⅱ」、「視覚性再生Ⅱ」の4つの下位検査の粗点をもとに合成得点が算出された。

CFQについては、過去6カ月の間で「まったくない」から「非常によくある」の5段階の評定反応に対して、順に0～4の点数が与えられて得点化された。CFQの得点が高いほど認知的失敗行動の出現頻度が高く、調査参加者は認知・記憶に関する失敗傾向や問題行動をより頻繁に確実に経験していると評価していることを示す。

倫理的配慮

本研究は、筆者の所属する神戸学院大学の「ヒトを

対象とする研究等倫理委員会」に対して事前審査を申請し、2010年12月と2013年7月に承認を受けた(承認番号 HEB101207-2, HEB130619-1)。研究調査に先立って、すべての参加者に対して、研究参加に関するさまざまな権利を保障する文書を示し、そうした理解のうえで本研究への参加協力に同意する文書を研究者(筆者)との間で取り交わした。そのなかで、(1)実験等への参加は、個人の自由意思によるもので、参加しなくても不利益を受けないこと(授業科目の単位認定や成績評価とも関係しないこと)、(2)実験等の開始後も、いつでも自由に中断・辞退でき、その場合も不利益を受けないこと、(3)実験等の途中または終了後に本実験に関して疑問が生じたときは、すぐに連絡し、適切な対応・措置が受けられること、(4)本研究によって得られたデータは統計処理を加えたうえで学術雑誌などに公表されることがあるが、その場合も参加者の個人情報には厳格に保護され、個人を特定し得る情報は公表されないこと、が記載されていた。これらについて、研究者(筆者)と調査参加者の両者の署名入りの同一の同意書が2通作成され、双方が1通ずつ保管するという手続きがとられた。

結果

改訂版ウエクスラー記憶検査(WMS-R)の結果

下位検査の粗点と指標得点 WMS-Rにおける下位検査ごとの粗点を、標準化標本のデータとともにTable 1に示す。いずれの下位検査成績も指標得点も、この検査が標準化された際の標本データ(標準データ)よりもやや高そうであるが、下位検査ごとに

Table 1 改訂版ウエクスラー記憶検査(WMS-R)における下位検査の粗点

| 下位検査    | 本研究<br>(N = 214) |      | 標準化標本<br>(N = 54) |      | t 値   | 有意水準     |
|---------|------------------|------|-------------------|------|-------|----------|
|         | 平均               | 標準偏差 | 平均                | 標準偏差 |       |          |
| 情報と見当識  | ---              | ---  | 13.5              | 0.7  | ---   | ---      |
| 精神統制    | 5.28             | 0.82 | 5.4               | 0.8  | 1.002 | n.s.     |
| 図形の記憶   | 8.44             | 1.17 | 7.8               | 1.2  | 3.564 | p < .01  |
| 論理的記憶Ⅰ  | 30.64            | 6.41 | 26.6              | 6.4  | 4.143 | p < .001 |
| 視覚性対連合Ⅰ | 16.78            | 1.96 | 15.6              | 2.2  | 3.843 | p < .001 |
| 言語性対連合Ⅰ | 22.28            | 1.70 | 21.7              | 2.2  | 2.100 | p < .05  |
| 視覚性再生Ⅰ  | 39.69            | 1.47 | 38.9              | 2.5  | 3.000 | p < .01  |
| 数唱      | 15.85            | 3.08 | 17                | 3.8  | 2.340 | p < .05  |
| 視覚性記憶範囲 | 19.19            | 3.07 | 19.1              | 3.3  | 0.193 | n.s.     |
| 論理的記憶Ⅱ  | 26.99            | 7.17 | 22.8              | 6.7  | 3.886 | p < .001 |
| 視覚性対連合Ⅱ | 5.93             | 0.38 | 5.7               | 0.8  | 3.116 | p < .01  |
| 言語性対連合Ⅱ | 7.89             | 0.38 | 7.8               | 0.9  | 1.092 | n.s.     |
| 視覚性再生Ⅱ  | 38.11            | 3.65 | 36.9              | 4.7  | 2.044 | p < .05  |

注) 標準化標本は、杉下(2001)の年齢群20-24による。  
本研究において下位検査「情報と見当識」は割愛された。

Table 2 改訂版ウェクスラー記憶検査 (WMS-R) における指標得点

| 下位検査   | 本研究<br>( <i>N</i> = 214) |       | 標準化標本<br>( <i>N</i> = 54) |      | <i>t</i> 値 | 有意水準        |
|--------|--------------------------|-------|---------------------------|------|------------|-------------|
|        | 平均                       | 標準偏差  | 平均                        | 標準偏差 |            |             |
| 一般的記憶  | 110.78                   | 14.16 | 100.2                     | 14.6 | 4.874      | $p < .001$  |
| 言語性記憶  | 110.00                   | 14.16 | 100.1                     | 14.7 | 4.556      | $p < .001$  |
| 視覚性記憶  | 107.40                   | 9.90  | 99.6                      | 11.8 | 4.970      | $p < .001$  |
| 注意／集中力 | 98.20                    | 12.62 | 100.3                     | 14.7 | 1.055      | <i>n.s.</i> |
| 遅延再生   | 109.94                   | 13.16 | 100.5                     | 13.9 | 4.659      | $p < .001$  |

注) 標準化標本は、杉下 (2001) の年齢群20-24による。

検定を行うと、「精神統制」, 「視覚性記憶範囲」, 「言語性対連合Ⅱ」の3つの下位検査において本研究の検査成績は、標準データとの間に有意差は認められなかった。「数唱」では本研究の検査成績は標準データよりも有意に低かったが、それら以外はいずれも有意に標準データよりも高かった。指標得点では「注意／集中力」において本研究の検査成績は標準データとの間に有意差は認められなかったが、それら以外はいずれも有意に標準データよりも高かった。

**直後成績と遅延成績** 下位検査のなかで直後検査と遅延検査の両方が設けられている「論理的記憶」, 「視覚性対連合」, 「言語性対連合」, 「視覚性再生」の4つの下位検査においてそれぞれの直後成績と遅延成績を%に換算し、Figure 1に示す。これらについて実験参加者内2要因分散分析を行ったところ、直後成績と遅延成績の違いによる主効果は認められず [ $F > 1$ , *n.s.*], 下位検査の主効果と両方の交互作用はいずれも有意であった [それぞれ,  $F(1.95, 415.65) = 1421.19, p < .001, \eta_p^2 = .87$ ;  $F(2.82, 600.05) = 157.54, p < .001, \eta_p^2 = .43$ ]。そこで、下位検査ごとに直後成績と遅延成績を比較すると、「論理的記憶」と「視覚性再生」では直後成績のほうが遅延成績よりも有意に高かったが [それぞれ,  $t(213) = 17.38, p < .001, d = .52$ ;  $t(213) = 7.32, p < .001, d = .49$ ], 「視覚性対連合」と「言語性対連合」では逆に、遅延成績のほうが直後成績よりも有意に高かった [それぞれ,  $t(213) = 8.58, p < .001, d = .61$ ;  $t(213) = 11.91, p < .001, d = .93$ ]。た

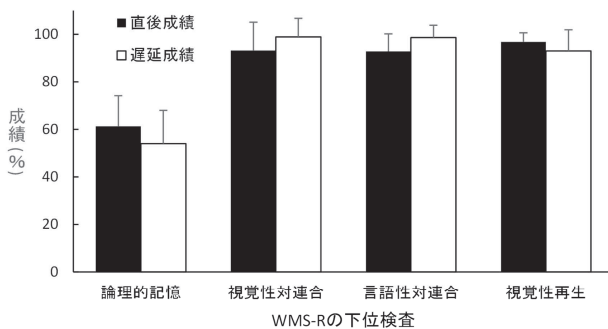


Figure 1

改訂版ウェクスラー記憶検査の直後成績と遅延成績  
(ともに%換算済み) (エラーバーは1標準偏差)

だし、「論理的記憶」以外の3つの下位検査の直後成績と遅延成績はいずれも90%を超えており、天井効果が認められた。

**遅延成績の予測** 上記の4つの下位検査における遅延再生の予測値をFigure 2に示す。実験参加者内1要因分散分析を行ったところ、下位検査の効果が有意であった [ $F(2.83, 600.95) = 201.88, p < .001, \eta_p^2 = .49$ ]。下位検査は、「視覚性対連合」の予測値が最も高く、次いで「言語性対連合」, 「視覚性再生」の順で低くなり、「論理的記憶」が最も低かった。これら下位検査間の差はいずれも有意であった [ $ps < .001$ ]。また、下位検査のそれぞれについて遅延検査での実際の成績と予測された成績を比較すると、いずれの下位検査においても遅延成績予測のほうが実際に遅延成績よりも有意に低かった [「論理的記憶」から順に,  $t(213) = 16.62, 19.58, 27.47, 29.00$ , いずれも  $ps < .001, d = 1.22, 1.47, 2.66, 2.69$ ]。したがって、遅延成績の予測は、下位検査の種類に関係なく、実際の遅延成績に対して明らかに過小予測であることが示された。

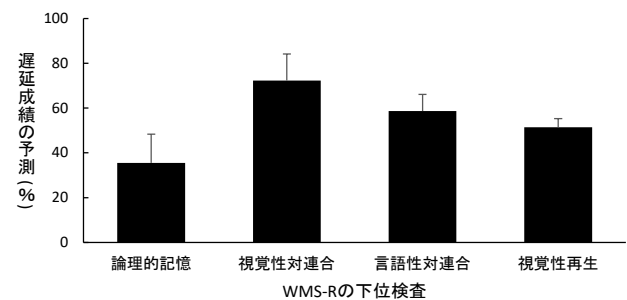


Figure 2

改訂版ウェクスラー記憶検査 (WMS-R) の遅延成績の予測  
(エラーバーは1標準偏差)

**遅延成績の予測の正確度** 上記の4つの下位検査において実験参加者ごとに遅延成績から遅延再生予測を減じたものを算出して遅延成績の予測の正確度に関する指標とし、Figure 3に示す。この場合、値が0に近いほど予測は正確であることを示す。これに対して実験参加者内1要因分散分析を行ったところ、下位検査の効果が有意であった [ $F(2.88, 611.17)$ ]

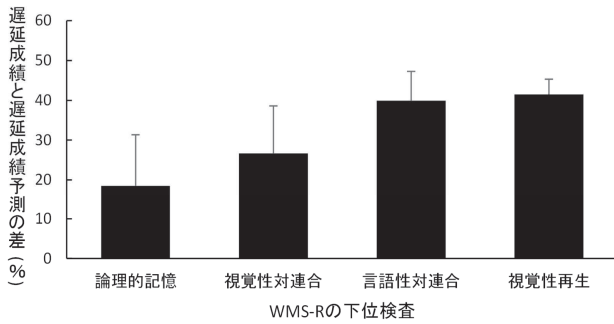


Figure 3

改訂版ウエクスラー記憶検査 (WMS-R) の遅延成績と遅延成績予測の差 (エラーバーは 1 標準偏差)

= 99.20,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .32$ 。遅延成績と遅延成績予測との差は、「論理的記憶」が最も小さく [ $p < .001$ ], 次に「視覚性対連合」が小さく [ $p < .001$ ], 「言語性対連合」と「視覚性再生」はそれらよりも有意に大きかったが [ $p < .001$ ], この両者に有意差は認められなかった [*n.s.*]。

### 認知的失敗質問紙 (CFQ) の結果<sup>2</sup>

CFQの 25項目のそれぞれに対する全調査参加者の評定値について、平均と標準偏差を算出した結果を Table 3に示す。質問項目全体の評定値の平均は 1.89 (標準偏差 1.14) であった。したがって、この質問紙に記載されている、日常生活場面での個々の認知的失敗については、平均して「過去 6 カ月の間で、とき

Table 3 認知的失敗質問紙 (CFQ) の質問項目と評定値

| 番号  | 質問項目                                     | 平均   | 標準偏差 |
|-----|--|------|------|
| 1   | 本などをよく考えないで読み過ぎてしまったために、もう一度読み直さなければならぬ  | 2.20 | 0.96 |
| 2   | 家の中を歩いてきて、何をするためにそこに来たのか思い出せない           | 2.02 | 0.96 |
| 3   | 道路に出ている看板や標識に気がつかない                      | 1.77 | 1.02 |
| 4   | 方向を説明するとき、右と左を間違える                       | 1.23 | 1.13 |
| 5   | 人にぶつかる                                   | 1.21 | 0.99 |
| 6   | 出かける時、明かりや火を消したか、鍵をかけたかどうか思い出せない         | 1.93 | 1.00 |
| 7   | 人と会った時、その人の名前を聞きのがす                      | 2.09 | 1.04 |
| 8   | 失礼なことを言ったかもしれないと、後になって気付く                | 2.46 | 1.01 |
| 9   | 何かをしている時に話しかけられると聞きのがす                   | 2.65 | 0.93 |
| 10  | かんしゃくを起こして後悔する                           | 1.48 | 1.13 |
| 11  | 大事な手紙に何日も返事を書かない                         | 1.53 | 1.11 |
| 12  | よく知っていてもめったに通らない道に出るには、どこで曲がればいいのか思い出せない | 1.64 | 1.16 |
| 13  | スーパーマーケットに行くと、欲しい品物が目の前にあるのに見つけれられない     | 1.43 | 0.98 |
| 14  | 正しい意味で言葉を使っているかどうか、急に気になる                | 2.13 | 0.97 |
| 15  | 決心するまであれこれ迷う                             | 2.78 | 1.09 |
| 16  | 約束を忘れる                                   | 1.17 | 0.85 |
| 17  | 新聞や本をどこに置いたか思い出せない                       | 1.95 | 0.99 |
| 18  | 例えば捨てようと思っていた包み紙を残して、チョコレートの方をうっかり捨ててしまう | 0.89 | 0.89 |
| 19  | 何かを聞いていなければならない時にぼんやり空想してしまう             | 2.62 | 0.98 |
| 20  | 人の名前を思い出せない                              | 2.08 | 1.11 |
| 21  | 家の中で何かに取りかかっている時について他の事がしたくなってしまう        | 2.77 | 0.96 |
| 22  | のどまで出かかっているのに、どうしても思い出せない                | 2.38 | 0.85 |
| 23  | 何を買いにその店まで来たかが、思い出せない                    | 1.10 | 1.00 |
| 24  | 物を落とす                                    | 1.56 | 1.08 |
| 25  | 言おうとしていたことを思い出せない                        | 2.30 | 0.84 |
| 全 体 |  | 1.89 | 1.14 |

注) 評定反応から評定値への数値変換 (得点化) は以下のとおりである。

- 過去 6 カ月の間で、まったくない = 0
- 過去 6 カ月の間で、めったにない = 1
- 過去 6 カ月の間で、ときどきある = 2
- 過去 6 カ月の間で、かなりよくある = 3
- 過去 6 カ月の間で、非常によくある = 4

2 本研究の CFQ の結果については、すでに清水 (2019) で発表している。

どきある」といった程度の頻度で経験されていることが示された。質問項目によって平均評定値は、かなりばらつきが見られるものの、平均評定値が 3.00 を超える項目はなかった。すなわち、全体として、質問項目のなかに「過去 6 カ月の間で、かなりよくある」または「過去 6 カ月の間で、非常によくある」といった高頻度で経験される行動記述文は含まれていなかった。

清水他(2006, 2007)の研究結果に基づいて、調査参加者ごとに各因子別の評定値の  $\alpha$  係数、平均および標準偏差を算出し、Table 4 に示す。いずれの下位尺度もほぼ十分な信頼性をもつことが示された。試みに因子間の平均評定値を比べると、全体として因子の主効果の有意性が認められた [ $F(4, 852) = 140.64, p < .001, \eta_p^2 = .398$ ]。因子間での平均評定値の差を Bonferroni の多重比較によって検定したところ、平均

Table 4 認知的失敗質問紙 (CFQ) の因子 (下位尺度) ごとの  $\alpha$  係数, 平均および標準偏差

| 因子 (下位尺度)    | 質問項目数 | 該当する質問項目の番号                 | $\alpha$ 係数 | 平均   | 標準偏差 |
|--------------|-------|-----------------------------|-------------|------|------|
| 空間的失敗        | 6     | 4, 12, 3, 13, 18, 5         | .682        | 1.36 | 0.64 |
| うっかり、ぼんやりの失敗 | 8     | 8, 21, 15, 19, 9, 14, 1, 10 | .745        | 2.39 | 0.60 |
| 検索失敗         | 2     | 22, 25                      | .764        | 2.34 | 0.76 |
| 約束の失敗        | 3     | 16, 17, 11                  | .518        | 1.55 | 0.70 |
| 人名記憶の失敗      | 2     | 7, 20                       | .715        | 2.09 | 0.95 |
| 全体           | 21    |                             | .864        | 1.95 | 0.73 |

注) 各因子に対応する質問項目は因子負荷量0.35以上の項目だけを採用した。

質問項目の番号は因子負荷量の大きい項目から順に示す。

詳細は清水他 (2006, 2007) を参照。

Table 5 WMS-R の成績・予測と CFQ の因子別項目評定値との相関

| WMS-R          | CFQの因子 |                  |         |        |             |
|----------------|--------|------------------|---------|--------|-------------|
|                | 空間的失敗  | うっかり、<br>ぼんやりの失敗 | 検索失敗    | 約束の失敗  | 人名記憶<br>の失敗 |
| 指標得点           |        |                  |         |        |             |
| 一般的記憶          | -.017  | -.108            | -.094   | .030   | -.022       |
| 言語性記憶          | -.009  | -.092            | -.099   | .040   | -.012       |
| 視覚性記憶          | -.053  | -.117            | -.038   | -.035  | -.062       |
| 注意/集中力         | -.125  | -.098            | -.029   | -.074  | -.025       |
| 遅延再生           | -.034  | -.155*           | -.156*  | -.013  | -.029       |
| 直後成績           |        |                  |         |        |             |
| 論理的記憶          | -.001  | -.083            | -.093   | .044   | -.009       |
| 視覚性対連合         | -.067  | -.109            | -.032   | .020   | -.022       |
| 言語性対連合         | -.076  | -.120            | -.099   | -.024  | -.020       |
| 視覚性再生          | -.001  | -.054            | -.036   | -.072  | -.032       |
| 遅延成績           |        |                  |         |        |             |
| 論理的記憶          | .006   | -.123            | -.104   | .041   | -.045       |
| 視覚性対連合         | -.086  | -.206**          | -.076   | -.063  | .003        |
| 言語性対連合         | -.020  | -.012            | -.061   | -.053  | .008        |
| 視覚性再生          | -.050  | -.049            | -.130   | -.061  | .055        |
| 遅延成績予測         |        |                  |         |        |             |
| 論理的記憶          | -.168* | -.228**          | -.248** | -.158* | -.120       |
| 視覚性対連合         | -.122  | -.146*           | -.084   | -.064  | -.032       |
| 言語性対連合         | -.148* | -.111            | -.184** | -.029  | -.125       |
| 視覚性再生          | -.122  | -.089            | -.042   | -.049  | -.053       |
| 遅延成績と遅延成績予測との差 |        |                  |         |        |             |
| 論理的記憶          | .170*  | .116             | .152*   | .192** | .078        |
| 視覚性対連合         | .106   | .093             | .067    | .049   | .036        |
| 言語性対連合         | .140*  | .105             | .165*   | .016   | .124        |
| 視覚性再生          | .094   | .062             | -.016   | .020   | .073        |

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



評定値は「うっかり, ぼんやりの失敗」と「検索失敗」がともに高く, それらに続いて「人名記憶の失敗」, 「約束の失敗」, 「空間的失敗」の順に低かった[いずれも  $ps < .05$ ]。

### 改訂版ウェクスラー記憶検査 (WMS-R) の成績・予測と認知的失敗質問紙 (CFQ) の因子別項目評定値との相関

WMS-R の 5 つの指標得点, 4 つの下位検査における直後成績, 遅延成績, 遅延成績予測および遅延成績予測の正確度に関する各指標と, CFQ の 5 因子における因子別平均評定値との間の相関係数を算出し, Table 5 に示す。有意水準 5 % 以下の相関を示す部分を中心にみていくと, 両者の相関はおおよ次のようになる。すなわち, (a) 個人の記憶能力を示す WMS-R の指標得点については「遅延再生」のみ, CFQ の「うっかり, ぼんやりの失敗」および「検索失敗」との間に有意な負の相関が見られた。(b) WMS-R の直後成績では, いずれの下位検査ともに CFQ の因子別評定値との間で有意な相関は見られなかった。(c) WMS-R の遅延成績では「視覚性対連合」と CFQ の「うっかり, ぼんやりの失敗」との間でのみ有意な負の相関が見られた。(d) WMS-R の遅延成績予測では, 「論理的記憶」は CFQ の「人名記憶の失敗」以外の 4 因子との間ですべて有意な負の相関が見られた。「視覚性対連合」は CFQ の「うっかり, ぼんやりの失敗」との間でのみ有意な負の相関が見られた。「言語性対連合」は「空間的失敗」および「検索失敗」との間でそれぞれ有意な負の相関が見られた。「視覚性再生」はいずれの CFQ の因子とも相関は認められなかった。(e) WMS-R における遅延成績と遅延成績予測との差については, 「論理的記憶」と CFQ の「空間的失敗」, 「検索失敗」, 「約束の失敗」との間でそれぞれ有意な正の相関が見られた。また, 「言語性対連合」は「空間的失敗」との間, および「検索失敗」との間でそれぞれ有意な正の相関が見られた。

### WMS-R での成績予測の正確度と CFQ での認知的失敗傾向との関係に関する G-P 分析の結果

WMS-R の指標得点と CFQ の因子別評定値との関係をより詳細に調べるために, 2 つの G-P 分析を行った。はじめに, CFQ の因子別に相対的に平均評定値の高い実験参加者 (認知的失敗を比較的多く経験している者) と低い実験参加者 (認知的失敗の経験が比較的少ない者) を抽出し, WMS-R の各指標得点について両者を比較した。因子ごとに平均評定値がおおよ上位 30% と下位 30% の範囲内にいる実験参加者をそれぞれ上位群, 下位群として設定した (因子別平均評定値が同一の値をとる者がいたため因子ごとの各群の人数は異なる)。こうした CFQ の因子別平均評定値の上位群と下位群において WMS-R の指標得点を比較した結果を Table 6 に示す。

Table 6 では, (a) WMS-R の指標得点については「遅延再生」でのみ, CFQ の「検索失敗」の平均評定値の上位群が下位群よりも成績だけが有意に低く, 他に有意差は見られなかった。(b) WMS-R の直後成績では, 「言語性対連合」でのみ CFQ の「空間的失敗」の平均評定値の上位群が下位群よりも成績が有意に低かった。(c) WMS-R の遅延成績では, 「視覚性再生」でのみ CFQ の「空間的失敗」の上位群が下位群よりも成績が有意に高かった。(d) WMS-R の遅延成績予測では, 「論理的記憶」は CFQ の「人名記憶の失敗」以外の 4 因子において上位群は下位群よりもいずれも有意に予測値が低かった。また, 「言語性対連合」では CFQ の「検索失敗」の上位群は下位群よりも有意に予測値が低かった。(e) WMS-R における遅延成績と遅延成績予測との差については, 「論理的記憶」において「空間的失敗」の上位群が下位群よりも, 「言語性対連合」において「検索失敗」の上位群が下位群よりも, それぞれ有意に高く, それら以外は, 上位群と下位群との間に有意差は認められなかった。

次に, WMS-R の遅延成績の遅延成績予測との差に注目し, これについて相対的に大きな値を示す実験参加者 (遅延成績の予測が比較的正確でない者) と小さな値を示す実験参加者 (遅延成績の予測が比較的正確である者) を抽出し, CFQ の因子別平均評定値について両者を比較した。遅延成績と遅延成績予測との差の値がおおよ上位 30% と下位 30% の範囲内にいる実験参加者をそれぞれ上位群, 下位群として設定した (同一の値をとる者がいたため下位検査ごとの各群の人数は異なる)。こうした WMS-R での遅延成績と遅延成績予測との差に関する上位群と下位群において CFQ の因子別平均評定値を比較した結果を Table 7 に示す。

Table 7 では, (a) 「論理的記憶」の上位群は下位群よりも CFQ の「検索失敗」と「約束の失敗」の平均評定値が有意に高かった。(b) 「視覚性対連合」の上位群は下位群よりも CFQ の「空間的失敗」の平均評定値が有意に高かった。(c) 「言語性対連合」の上位群は下位群よりも CFQ の「空間的失敗」と「検索失敗」の平均評定値が有意に高かった。(d) 「視覚性再生」については, いずれの CFQ 因子においても上位群と下位群の間に平均評定値の差は見られなかった。

## 考 察

本研究は, 標準化された記憶検査課題における成績予測の正確さと日常生活場面における認知的失敗傾向との関係を明らかにするために, 大学生 214 名を対象に, WMS-R と CFQ の両方を実施した。WMS-R については, 直後検査のあとに遅延検査成績の予測を求め, 下位検査ごとに直後成績と遅延成績だけでなく, 遅延成績の予測値と CFQ の因子別評定値との相関関係について分析を行った。

Table 6 CFQ の各因子別平均評定値の上位群と下位群における WMS-R の成績・予測の比較

| 指標得点           | CFQ の因子       |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
|----------------|---------------|---------------|-------|---------|---------------|---------------|-------|---------|---------------|---------------|-------|---------|---------------|---------------|-------|---------|---------------|---------------|-------|------|--|
|                | 空間的失敗         |               |       |         | うっかり, ぼんやりの失敗 |               |       |         | 検索失敗          |               |       |         | 約束の失敗         |               |       |         | 人名記憶の失敗       |               |       |      |  |
|                | 上位群<br>(n=77) | 下位群<br>(n=76) | t値    | 有意水準    | 上位群<br>(n=70) | 下位群<br>(n=65) | t値    | 有意水準    | 上位群<br>(n=66) | 下位群<br>(n=38) | t値    | 有意水準    | 上位群<br>(n=69) | 下位群<br>(n=60) | t値    | 有意水準    | 上位群<br>(n=85) | 下位群<br>(n=78) | t値    | 有意水準 |  |
| WMS-R          |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
| 指標得点           |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
| 一般的記憶          | 109.61        | 110.76        | 0.513 | n.s.    | 109.39        | 111.75        | 0.985 | n.s.    | 110.35        | 112.92        | 0.877 | n.s.    | 111.70        | 111.03        | 0.264 | n.s.    | 110.22        | 110.83        | 0.270 | n.s. |  |
| 言語性記憶          | 108.84        | 109.78        | 0.417 | n.s.    | 108.89        | 110.94        | 0.853 | n.s.    | 109.14        | 111.66        | 0.828 | n.s.    | 110.93        | 110.02        | 0.357 | n.s.    | 109.53        | 110.10        | 0.258 | n.s. |  |
| 視覚性記憶          | 106.75        | 107.95        | 0.743 | n.s.    | 105.91        | 107.68        | 1.062 | n.s.    | 108.12        | 109.42        | 0.809 | n.s.    | 107.28        | 107.97        | 0.446 | n.s.    | 106.79        | 107.23        | 0.268 | n.s. |  |
| 注意/集中力         | 95.44         | 99.58         | 1.970 | n.s.    | 96.66         | 99.00         | 1.047 | n.s.    | 97.76         | 98.13         | 0.145 | n.s.    | 97.59         | 98.93         | 0.565 | n.s.    | 97.32         | 99.19         | 0.904 | n.s. |  |
| 遅延再生           | 108.40        | 110.21        | 0.873 | n.s.    | 107.04        | 111.32        | 1.890 | n.s.    | 108.08        | 113.29        | 2.046 | p < .05 | 109.83        | 110.50        | 0.286 | n.s.    | 109.22        | 110.27        | 0.515 | n.s. |  |
| 直後成績           |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
| 論理的記憶          | 60.55         | 60.95         | 0.201 | n.s.    | 60.40         | 61.91         | 0.686 | n.s.    | 60.61         | 62.74         | 0.769 | n.s.    | 62.32         | 61.30         | 0.436 | n.s.    | 61.06         | 61.38         | 0.162 | n.s. |  |
| 視覚性対連合         | 92.64         | 94.08         | 0.820 | n.s.    | 91.67         | 94.10         | 1.355 | n.s.    | 93.94         | 94.88         | 0.530 | n.s.    | 93.64         | 93.43         | 0.130 | n.s.    | 93.20         | 92.66         | 0.304 | n.s. |  |
| 言語性対連合         | 91.40         | 93.91         | 2.102 | p < .05 | 92.26         | 93.97         | 1.441 | n.s.    | 92.49         | 93.75         | 0.868 | n.s.    | 92.45         | 93.26         | 0.666 | n.s.    | 92.21         | 92.95         | 0.650 | n.s. |  |
| 視覚性再生          | 96.58         | 96.79         | 0.348 | n.s.    | 96.48         | 96.47         | 0.013 | n.s.    | 96.71         | 97.30         | 0.868 | n.s.    | 96.64         | 97.28         | 1.104 | n.s.    | 96.47         | 96.65         | 0.303 | n.s. |  |
| 遅延成績           |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
| 論理的記憶          | 53.48         | 53.82         | 0.149 | n.s.    | 51.74         | 54.89         | 1.281 | n.s.    | 53.24         | 55.63         | 0.796 | n.s.    | 54.81         | 53.63         | 0.446 | n.s.    | 53.20         | 54.77         | 0.700 | n.s. |  |
| 視覚性対連合         | 97.62         | 99.34         | 1.433 | n.s.    | 97.62         | 100.00        | 1.930 | n.s.    | 98.48         | 100.00        | 1.936 | n.s.    | 98.31         | 99.72         | 1.250 | n.s.    | 99.02         | 98.72         | 0.286 | n.s. |  |
| 言語性対連合         | 98.05         | 99.01         | 1.260 | n.s.    | 98.93         | 98.27         | 0.805 | n.s.    | 98.48         | 99.67         | 1.794 | n.s.    | 98.73         | 99.38         | 0.906 | n.s.    | 98.38         | 98.40         | 0.018 | n.s. |  |
| 視覚性再生          | 91.83         | 93.23         | 0.922 | n.s.    | 91.43         | 93.17         | 1.046 | n.s.    | 91.13         | 94.99         | 2.449 | p < .05 | 91.98         | 93.33         | 0.792 | n.s.    | 93.14         | 92.21         | 0.664 | n.s. |  |
| 遅延成績予測         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
| 論理的記憶          | 32.21         | 39.14         | 2.808 | p < .05 | 29.43         | 37.54         | 3.165 | p < .01 | 30.83         | 38.03         | 2.234 | p < .05 | 31.74         | 37.67         | 2.123 | p < .05 | 32.53         | 36.99         | 1.882 | n.s. |  |
| 視覚性対連合         | 69.40         | 75.79         | 1.788 | n.s.    | 67.70         | 73.98         | 1.577 | n.s.    | 71.50         | 73.55         | 0.495 | n.s.    | 70.57         | 75.42         | 1.224 | n.s.    | 71.18         | 71.79         | 0.179 | n.s. |  |
| 言語性対連合         | 55.58         | 61.97         | 1.923 | n.s.    | 55.79         | 61.92         | 1.796 | n.s.    | 54.85         | 64.08         | 2.338 | p < .05 | 56.45         | 59.67         | 0.820 | n.s.    | 55.29         | 60.96         | 1.800 | n.s. |  |
| 視覚性再生          | 50.06         | 54.43         | 1.352 | n.s.    | 49.57         | 54.46         | 1.410 | n.s.    | 51.21         | 55.79         | 1.124 | n.s.    | 50.51         | 53.83         | 0.890 | n.s.    | 49.82         | 53.53         | 1.215 | n.s. |  |
| 遅延成績と遅延成績予測との差 |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |         |               |               |       |      |  |
| 論理的記憶          | 21.27         | 14.67         | 2.511 | p < .05 | 22.31         | 17.35         | 1.755 | n.s.    | 22.41         | 17.61         | 1.453 | n.s.    | 23.07         | 15.97         | 2.398 | n.s.    | 20.67         | 17.78         | 1.105 | n.s. |  |
| 視覚性対連合         | 28.22         | 23.55         | 1.462 | n.s.    | 29.92         | 26.02         | 1.068 | n.s.    | 26.98         | 26.45         | 0.142 | n.s.    | 27.74         | 24.31         | 0.931 | n.s.    | 27.83         | 26.92         | 0.285 | n.s. |  |
| 言語性対連合         | 42.47         | 37.04         | 1.601 | n.s.    | 43.14         | 36.35         | 1.922 | n.s.    | 43.64         | 35.59         | 2.099 | p < .05 | 42.28         | 39.71         | 0.647 | n.s.    | 43.09         | 37.44         | 1.744 | n.s. |  |
| 視覚性再生          | 41.76         | 38.79         | 0.861 | n.s.    | 41.86         | 38.71         | 0.851 | n.s.    | 39.92         | 39.20         | 0.163 | n.s.    | 41.47         | 39.50         | 0.488 | n.s.    | 43.32         | 38.69         | 1.468 | n.s. |  |

そうした分析に先立って、WMS-Rの成績に関する結果(Table 1)によれば、本研究における記憶検査の課題成績は、「情報と見当識」を除く 12の下位検査のうち9つの下位検査において標準データよりも有意に高かった。また同様に、指標得点の「一般的記憶」、「言語性記憶」、および「遅延再生」においても、標準データよりも有意に高かった(Table 2)。したがって、本研究の実験参加者は全体として、WMS-Rが標準化されたときのほぼ同じ年齢層の参加協力者に比べて記憶能力が優れていることを前提に、本研究の結果を捉えておく必要がある。さらに、本研究の場合、一般的な WMS-Rの検査手続きとは異なり、直後検査のあとに遅延検査成績を予測するよう求めた。そのため、こうした予測を求めたこと自体が「論理的記憶Ⅱ」から「視覚性再生Ⅱ」までの4つの下位検査成績および「遅延再生」の遂行に有利に働いた可能性が考えられる。

本研究の結果、記憶検査課題における成績・予測と日常生活場面における認知的失敗傾向との関係に関して、全体として得られた主要な研究知見は、大きく次の4点にまとめることができる。

(1) WMS-Rの指標得点、直後成績および遅延成績は、全般的に CFQの各因子の平均評定値との間に相関関係はほとんど認められなかった(Table 5)。その一方で、CFQの「うっかり、ぼんやりの失敗」と「検索失敗」

は WMS-Rの「遅延再生」の指標得点との間で有意な負の相関が見られた。また、CFQはすべての因子において WMS-Rの直後成績と間に相関が見られず、遅延成績との間でも「うっかり、ぼんやりの失敗」と「視覚性対連合」との間に唯一、有意な負の相関が見られた。

(2) WMS-Rの遅延成績の予測値は、「論理的記憶」では「人名記憶の失敗」を除く CFQのすべての因子の平均評定値との間で有意な負の相関が見られ、そのほかの下位検査でもいくつかの特定の CFQ因子の平均評定値との間に有意な負の相関が見られた(Table 5)。さらに、遅延成績と遅延成績予測との差では、CFQのいくつかの因子との間に有意な正の相関が見られた。

(3) CFQ因子の平均評定値における上位群と下位群は、WMS-Rの指標得点、直後成績、遅延成績、遅延成績予測、遅延成績と遅延成績予測との差において、ほとんど有意差は認められなかった(Table 6)。ただし、「人名記憶の失敗」を除くすべての CFQ因子において上位群は下位群よりも WMS-Rの「論理的記憶」の遅延成績予測の値が有意に低かった。また、CFQの「検索失敗」の上位群は下位群よりも、WMS-Rのいくつかの下位検査の指標得点、遅延成績、遅延成績予測において有意に低かったが、遅延成績と遅延成績予測との差については逆に有意に高かった。

Table 7 WMS-R の遅延成績と遅延成績予測の差に関する上位群と下位群における CFQ の因子別平均評定値の比較

| WMS-R        | CFQの因子  |                  |         |         |             |
|--------------|---------|------------------|---------|---------|-------------|
|              | 空間的失敗   | うっかり、<br>ぼんやりの失敗 | 検索失敗    | 約束の失敗   | 人名記憶<br>の失敗 |
| 論理的記憶        |         |                  |         |         |             |
| 上位群 (n = 64) | 1.39    | 2.38             | 2.48    | 1.56    | 2.17        |
| 下位群 (n = 70) | 1.20    | 2.27             | 2.15    | 1.30    | 2.03        |
| t値           | 1.688   | 1.127            | 2.681   | 2.180   | 0.882       |
| 有意水準         | n.s.    | n.s.             | p < .01 | p < .05 | n.s.        |
| 視覚性対連合       |         |                  |         |         |             |
| 上位群 (n = 44) | 1.50    | 2.54             | 2.50    | 1.62    | 2.18        |
| 下位群 (n = 58) | 1.26    | 2.30             | 2.28    | 1.44    | 2.03        |
| t値           | 1.990   | 1.962            | 1.511   | 1.311   | 0.821       |
| 有意水準         | p < .05 | n.s.             | n.s.    | n.s.    | n.s.        |
| 言語性対連合       |         |                  |         |         |             |
| 上位群 (n = 48) | 1.55    | 2.55             | 2.60    | 1.56    | 2.26        |
| 下位群 (n = 60) | 1.29    | 2.35             | 2.29    | 1.56    | 1.99        |
| t値           | 2.179   | 1.826            | 2.059   | 0.010   | 1.576       |
| 有意水準         | p < .05 | n.s.             | p < .05 | n.s.    | n.s.        |
| 視覚性再生        |         |                  |         |         |             |
| 上位群 (n = 44) | 1.48    | 2.45             | 2.37    | 1.48    | 2.11        |
| 下位群 (n = 58) | 1.29    | 2.42             | 2.39    | 1.51    | 1.94        |
| t値           | 1.582   | 0.193            | 0.151   | 0.187   | 0.956       |
| 有意水準         | n.s.    | n.s.             | n.s.    | n.s.    | n.s.        |



(4)遅延成績と遅延成績予測との差について下位検査ごとに上位群と下位群を設定し、両群を比較すると、「論理的記憶」の上位群は下位群よりもCFQの「検索失敗」と「約束の失敗」の平均評定値が有意に高かった(Table 7)。「視覚性対連合」と「言語性対連合」のそれぞれの上位群は下位群よりもCFQの「空間的失敗」の平均評定値が有意に高く、「言語性対連合」の上位群は下位群よりもCFQの「検索失敗」でも平均評定値が有意に高かった。「視覚性再生」については、いずれのCFQ因子においても上位群と下位群の間に平均評定値の差は見られなかった。

以上の4点を中心に考察を進めていく。上記(1)の分析結果より、一般的にCFQの因子別平均評定値はWMS-Rの直後成績および遅延成績との間にほとんど相関が見られなかった。このことから、日常生活において種々の認知的失敗をどの程度頻繁に経験しているかということと実験室場面での実際の課題成績の高低とはあまり関係していないことが示唆される。Schacter(2001)や清水(2021)が指摘するように、日常生活全般にわたって自覚されるさまざまな失敗の経験頻度と、実験室場面や検査室場面の実際の記憶成績とは必ずしも一致しないことが多い。これまでの研究でも、極端な事例ではあるが、たとえば、全米記憶選手権の優勝者や円周率暗唱の世界記録保持者といった記憶熟達者(memory expert)の研究(e.g., Levinson, 1999; Takahashi, Shimizu, Saito, & Tomoyori, 2006)、写真的記憶(photographic memory)や直観像(eidetic image)に関連したサヴァン症候群(savant syndrome)の研究(e.g., Miller, 1999)は重要な研究知見を提供している。すなわち、限られた範囲内の特定の記憶課題においてきわめてすぐれた成績をおさめる人たちのなかには、日常生活に何の問題も生じていないこともあれば、多くの問題を抱えていることもある。本研究の場合、そうした顕著な記憶特性をもつ人たちを対象とした研究調査ではなかったが、ごく一般的な若年成人においても日常生活での認知的失敗傾向と記憶課題成績とはほとんど関係しないことが確認された。ただし、CFQの「うっかり、ぼんやりの失敗」の傾向は直後成績にはまったく関係しないものの、ごく一部の遅延成績との間に有意な負の相関が見られた。CFQの「検索失敗」の傾向もWMS-Rの指標得点「遅延再生」の成績との間に有意な負の相関が見られた。したがって、全体として認知的失敗傾向と記憶検査の課題成績とは関係しなくても、日常生活で不注意や注意散漫による失敗あるいは想起時での検索困難の傾向は時間遅延を伴う記憶検査課題の成績には関係しているのかもしれない。

一般に、なんらかの原因(ストレスや不安など)によって日常生活場面での自己の認知能力や記憶能力について著しく自信が低下し、失敗を過度に深刻に受けとめ、実際よりも頻繁に失敗が生じたと捉える場合がある。そうした場合において、不注意や注意

散漫、集中力の欠如、あるいは想起困難などによって検査課題の成績に全般的に悪影響が現れることは十分考えられる。その一方で、注意や記憶検索に関連した検査課題を除けば、空間認知や展望記憶などの検査課題成績に対する悪影響は比較的軽微で、それらの能力はある一定の水準を保っているという可能性が本研究の結果から示唆される。

上記(2)の研究結果のうち、CFQの「人名記憶の失敗」を除くすべての因子においてWMS-Rの「論理的記憶」の遅延成績予測値との間に有意な負の相関が見られたことは興味深い。前述のとおり、日常生活における認知的失敗の経験頻度は実際の記憶検査の成績との間にほとんど関係が見られなかったにもかかわらず、そうした失敗経験の頻度が多いほど「論理的記憶」の遅延成績を実際よりも明らかに低めに予測していることが示された。ここでの「論理的記憶」という下位検査課題は、検査参加者に対して口頭で読みあげられた120字程度の短い文章をその場で記銘したあと直後再生と遅延再生が求められるというものであった。つまり、文章材料の逐語的な記憶保持の能力が測定される検査課題である。Figure 1に示されたように、この検査課題の成績は明らかに他の3つの下位検査課題よりも相対的に成績水準が低く、検査参加者にとってむずかしい課題であることが推測できる。そのような検査課題において過小予測の傾向は顕著に現れるのかもしれない。このことは、上記(3)の分析結果とも一致する。CFQの因子ごとに認知的失敗の比較的多い者と認知的失敗の比較の少ない者をそれぞれ約30%ずつ抽出して両者を比較すると、明らかに認知的失敗の多い者は少ない者に比べて遅延成績を過小に予測していた(Table 5)。本稿の冒頭で述べたように、CFQとMIAの関係を調べた清水(2019)の調査結果によれば、頻繁に失敗を経験している者ほど、記憶自己効力感に関連した記憶能力の低下や減退を自覚しており、自己の記憶能力に対する不安が高いことが示唆されている。したがって、そうした自己の記憶能力に対する不安が時間遅延を伴う比較的困難な記憶保持の成績を予測する際に影響した可能性が十分に考えられる。

上記(3)の分析結果では、前述のとおり、とくにWMS-Rの「論理的記憶」に関して、一般的に認知的失敗の多い者は少ない者に比べて遅延成績の予測値は有意に低かった。このこと以外に、CFQの「検索失敗」についても失敗経験の多い者は少ない者よりもWMS-Rのいくつかの下位検査の指標得点、遅延成績、遅延成績予測において有意に低かった。遅延成績と遅延成績予測との差については逆に、有意に高かった。このことから想起時の検索失敗を多く経験している者は、その経験の少ない者に比べて、相対的に遅延成績を低めに予測し、結果として成績と予測との差が大きくなり、予測の正確度が低くなることが示された。このことは、本研究で用いたWMS-Rとい

う記憶検査の構造的な特徴に起因するもの(大学生が検査参加者である場合、遅延課題のある下位検査では「論理的記憶」以外のすべての下位検査において直後成績も遅延成績もほぼ天井効果を示す)もあるが、日常生活の認知的失敗の客観的な経験頻度の自覚だけでなく、個人がそうした認知的失敗をどのように主観的に捉えているかが重要なかもしれない。

比較的最近の研究では、実験室場面において特定の記憶課題で誤った答えを出した(失敗を経験した)直後に正答に関するフィードバックが与えられるとその後の記銘学習が促進されることが示されている(Metcalfe, 2017)。興味深いことに、そうした促進効果は、学習者が自身の誤答が正答であると固く信じていた場合に、より顕著に現れた。さらに、他者がそうした誤答や正答フィードバックを受けている様子を観察しているだけでは促進効果は見られないことなども報告されている(Metcalfe & Xu, 2018)。したがって、日常生活においても自己の認知的失敗の経験頻度の多少だけでなく、自己の主体性に関連して個々の失敗を何に帰属し、どのような教訓を得たと思うかといった認識について検討する必要があると考えられる。

上記(4)の分析結果では、WMS-Rの下位検査ごとに、遅延成績の予測が比較的正確である者と正確でない者を抽出し、両者を比較したところ、主として、WMS-Rの「論理的記憶」において予測正確度の高い者はそうでない者に比べて、日常生活での不注意や注意散漫による失敗の経験頻度が少なく、予定や約束に関する失敗経験も少ないことが示された。逆に言うと、遅延成績を過剰に低く予測し、結果として予測の正確度が低くなっている者ほど、日常生活では種々の認知的失敗を多く経験している可能性が高い。このことは上記(3)の分析結果と一致している。

最後に、すべての相関分析と G-P分析を通じて、CFQの「人名記憶の失敗」の平均評定値と WMS-Rの指標得点、直後成績、遅延成績、遅延生成の予測、遅延成績と遅延成績予測との差のいずれにおいても有意な関係が見られなかったこと、さらにそれに次いで「約束の失敗」においてもそれに近い傾向が見られたことについて触れておきたい。清水他(2006, 2007)は、個人の客観的な記憶能力の優劣とは別に、日常生活場面での記憶能力の自己評価は、大きく「回想記憶」、「展望記憶」、「人名記憶」という3種類に分かれることを報告している。すなわち、(a)特定の知識や過去の出来事を想起すべきときに適切に想起できるかどうか、(b)将来の約束事や予定をきちんと覚えていて遂行することができるかどうか、(c)人の名前を正しく想起できるかどうか、によって個人の記憶能力の自己評価を特徴づけることができる。本研究が用いた CFQの因子では、日常生活での認知的失敗に関連して「検索失敗」が回想記憶に、「約束の失敗」が展望記憶に、「人名記憶の失敗」が人名記憶

にほぼ対応していると考えられる。そうすると、少なくとも大学生の実験参加者に関する限り、人名記憶に関する失敗は実験室場面での記憶課題成績やその予測には何ら関連性をもっていないことが示唆される。このことは実験室場面や検査室場面での記憶能力と日常生活場面での記憶能力を考えるうえで重要な示唆を含んでいる。つまり、実験室場面や検査室場面で測定される記憶能力はほとんどが回想記憶に関連するものであり、他者との約束や将来の予定、さらに個人の間関係に深く結びついた展望記憶や人名記憶はあまり取り扱われていない。したがって、より広範に包括的に個人の記憶能力およびメタ記憶能力を捉えるには、展望記憶や人名記憶に関する検査課題を開発し、その成否や予測の正確度を調べる必要があると考えられる。

## 利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

## 引用文献

- Bandura, A. (1989). Regulation of cognitive processes through perceived self-efficacy. *Developmental Psychology, 25*, 729-735.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Beaudoin, M., & Desrichard, O. (2011). Are memory self-efficacy and memory performance related? A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 137*, 211-241.
- Broadbent, D. E., Cooper, P. F., FitzGerald, P., & Parkes, K. R. (1982). The Cognitive Failures Questionnaire (CFQ) and its correlates. *British Journal of Clinical Psychology, 21*, 1-16.
- Dixon, R. A., & Hultsch, D. F. (1983). Structure and development of the Metamemory in Adulthood scale. *Journal of Gerontology, 38*, 682-688.
- Dixon, R. A., Hultsch, D. F., & Hertzog, C. (1988). The Metamemory in Adulthood (MIA) questionnaire. *Psychopharmacology Bulletin, 24*, 671-688.
- Levinson, A. (1999). February 22. Two-time memory champion still lives by Post-its. *San Antonio Express-News*.
- Metcalfe, J. (2017). Learning from errors. *Annual Review of Psychology, 68*, 465-489.
- Metcalfe, J., & Xu, J. (2018). Learning from one's own errors and those of others. *Psychonomic Bulletin & Review, 25*, 402-408.
- Miller, L. K. (1999). The savant syndrome: Intellectual impairment and exceptional skill. *Psychological Bulletin, 125*, 31-46.

- Schacter, D. L. (2001). *The seven sins of memory: How the mind forgets and remembers*. New York: Houghton Mifflin. (シャクター, D. L. 春日井晶子 (訳) (2002). なぜ「あれ」が思い出せなくなるのか－記憶と脳の7つの謎 日本経済新聞社)
- 清水寛之 (2019). 日常生活場面における認知的失敗傾向と記憶自己効力感の関係－認知的失敗質問紙 (CFQ) と成人用メタ記憶尺度 (MIA) の因子間の相関分析－ 神戸学院大学心理学研究, 2, 21-29.
- 清水寛之 (2021). 記憶検査の成績予測の正確度と時間的展望の関係－改訂版ウエクスラー記憶検査 (WMS-R) と時間的展望尺度 (ZTPI) による検討－ 神戸学院大学心理学研究, 4, 3-14.
- 清水寛之・高橋雅延・齊藤 智 (2006). 日常記憶に関する自己評価の分析－メタ記憶質問紙による検討－ 心理学研究, 77, 366-371.
- 清水寛之・高橋雅延・齊藤 智 (2007). メタ記憶質問紙を用いた日常記憶に関する自己評価－日常記憶質問紙, 認知的失敗質問紙, 及び記憶能力質問紙の標準データと因子構造－ 人文学部紀要 (神戸学院大学人文学部), 27, 143-166.
- Takahashi, M., Shimizu, H., Saito, S., & Tomoyori, H. (2006). One percent ability and ninety-nine percent perspiration: A study of a Japanese memorist. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 32, 1195-1200.
- Wallace, J. C., Kass, S. J., & Stanny, C. J. (2002). The Cognitive Failures Questionnaire revisited: Dimensions and correlates. *Journal of General Psychology*, 129, 238-256
- Wechsler, D.A. (1945). A standardized memory scale for clinical use. *Journal of Psychology*, 19, 87-95.
- Wechsler, D.A. (1987). *Manual for the Wechsler Memory Scale-Revised*. New York: Psychological Corporation.
- Wechsler, D.A. (1997). *Wechsler Memory Scale -Third Edition (WMS-III.) administration and scoring manual*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Wechsler, D.A. (2009). *Wechsler Memory Scale - Fourth Edition (WMS-IV) technical and interpretative manual*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Wechsler, D., & 杉下守弘 (2001). 日本版ウエクスラー記憶検査法 (WMS-R) 日本文化科学社
- 山田尚子 (1999). 失敗傾向質問紙の作成及び信頼性・妥当性の検討 教育心理学研究, 47, 501-510.

—2022.8.23 受稿 2022.11.21 受理—





# マインドフルネスおよびセルフ・コンパッションが ストレス反応に与える影響

佐江 徹 神戸学院大学心理学研究科 中川 裕美 神戸学院大学心理学部

## The effect of mindfulness and self-compassion on mental health

Toru Sae (*Graduate School of Psychology, Kobe Gakuin University*)

Hiromi Nakagawa (*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

本研究の目的は、マインドフルネスの高さがセルフ・コンパッションの向上を促し、メンタルヘルスへ影響を及ぼすという仮説のもと、マインドフルネスがメンタルヘルスに影響を及ぼす際のセルフ・コンパッションの影響について検討することであった。その際、MAAS 得点、SC ポジティブ・SC ネガティブ、ストレス反応をそれぞれ変数として、仮説モデルを作成し、パス解析を行った。結果として、MAAS 得点から SC ポジティブ、SC ポジティブからストレス反応へは有意なパスは認められなかった。一方で、MAAS 得点からストレス反応へ負の影響、MAAS 得点から SC ネガティブへ負の影響、SC ネガティブからストレス反応へ正の影響が認められた。以上から、マインドフルネスとセルフ・コンパッションの関連について、SC のネガティブな因子に関してのみ仮説が支持された要因について考察し、今後はマインドフルネスを向上させるとともに、より効果的にセルフ・コンパッションの向上を促す方法について検討していくことを課題とした。

**Key words:** mindfulness, self-compassion, strain.

キーワード：マインドフルネス、セルフ・コンパッション、ストレス反応

Kobe Gakuin University Journal of Psychology

2022, Vol.5, No.1, pp.23-30

## 問題

マインドフルネスとは「瞬間瞬間に立ち現れてくる体験に対して、今の瞬間に、判断をしないで、意図的に注意を払うことによって実現される気づき」(Kabat-Zinn, 2003, p. 145) と定義されている。この定義をベースに、Brown & Ryan (2003, p. 822) では、「今この瞬間に生じている出来事や経験そのものに気づきながら注意をとどめること」と定義されている。2013年に創設された日本マインドフルネス学会では、マインドフルネスを、「今、この瞬間の体験に意図的に意識を向け、評価をせずに、とらわれのない状態で、ただ観ること」と定義している。これらの定義は「今この瞬間」に起きていることについての感情に巻き込まれることなく、ある程度離れたところから、その出来事について注意・意識を向けるという点にお

いて共通して定義されている。また、出来事や体験に対して注意・意識を向けるものの、それについての評価は行わないという点も共通している。

また近年、マインドフルネスは心理療法にも取り入れられている。学習理論に基づく行動療法（認知行動療法の第一世代）と、認知を行動の原因とする認知療法（認知行動療法の第二世代）に加え、認知行動療法の第三世代として多様化するさまざまな療法にマインドフルネスが取り入れられることも少なくない (Hayes, 2004)。

マインドフルネスを用いたアプローチにおいて代表的なものとして、Kabat-Zinn (1990) による、当初は慢性疼痛に用いられていたが、現在では適用の対象となる疾患・状態が広範であるマインドフルネスストレス低減法 (Mindfulness Based Stress Reduction: MBSR) が挙げられる。また心理療法としては Segal,

Williams, & Teasdale (2002 越川監訳 2007) による、うつ病の再発予防として開発されたマインドフルネス認知療法 (Mindfulness Based Cognitive Therapy: MBCT) などがある。

一方で、マインドフルネスを心理療法における介入の中心に据えるのではなく、心理療法における介入の一部に取り入れたものとして、越川 (2014) では Linehan の弁証法的行動療法 (Dialectical Behavior Therapy: DBT) や Hayes の ACT (Acceptance and Commitment Therapy) などがあるとしている。貝谷・熊野・越川 (2016) によると DBT は、境界性パーソナリティ障害の治療効果に関する科学的エビデンスが報告されている認知行動療法の 1 つである。また、境界性パーソナリティ障害のみならず、感情調節不全に関連した幅広い疾患に対する治療法として応用されている。DBT を通じて獲得するスキルの 1 つにマインドフルネス・スキルがあり、それは中核的なスキルと考えられている。また ACT について、貝谷他 (2016) によると、ACT は臨床行動分析を基盤として開発された第三世代の認知行動療法の 1 つとしている。ACT は、人生において避けられない不快な感覚に対して効果的でない方略を手放し、それらの感覚をそのまま体験するというあり方の発展を援助するとしている。

マインドフルネスを用いた心理療法の介入効果を測定する際には、Brown & Ryan (2003) による Mindfulness Attention Awareness Scale (MAAS) や Baer et al. (2006) による Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) などが用いられる。本邦では、これらの日本語版として、日本語版 FFMQ (Sugiura et al., 2012) や日本語版 MAAS (藤野他, 2015) などがある。

そしてマインドフルネスの体験によるメンタルヘルスへの影響について検討した報告として次のようなものがある。伊藤・山本・神原 (2017) は、慢性疾患患者 13 名に、Kabat-Zinn が作成した CD の翻訳版を用いてボディスキャン、静坐瞑想、ヨーガなど MBSR で用いられるマインドフルネス瞑想法を 8 週間プログラムとして実施した。結果として、日常役割機能 (身体)、役割・社会的健康度に改善がみられたとして、本邦においても MBSR のプログラムの実施可能性および同様の効果が得られることを示唆している。

宗方・岡島 (2020) では、社会人女性を対象に、MBSR における 8 週間プログラムの主要な要素 (静坐瞑想、ボディスキャン、マインドフルヨーガ) を 1 日の体験会を実施した。マインドフルネスの実践の効果を参加者の体験前後の自己評価から探索し、特に寛ぎ感の上昇と憂慮感の減少が顕著であることから、マインドフルネスの実践によるストレスの低減効果が多くの参加者に自覚されたと推測している。また、マインドフルネスの中核的な概念である「気

づきを促す」ことに関しても、参加者の自由記述からたった 1 回の経験であっても深い気づきが得られる可能性があるとしている。勝倉他 (2009) ではマインドフルネストレーニングが大学生の抑うつ傾向に及ぼす効果について、抑うつ傾向が高く、それを頻繁に経験する者 22 名を対象として、マインドフルネストレーニングの中核的要素である坐禅の訓練を行った。訓練は 1 回 20 分の坐禅を 2 週間中に 10 回行うというものであった。この 2 週間の訓練によって抑うつ傾向と否定的考えこみが改善された。また、訓練期間が終了した 6 か月後にも維持されていた。そして、メタ認知的気づきが抑うつ傾向の低減をもたらす 1 つの媒介要因であることが示唆された。

このように、医療分野における心理的治療に限らず、産業や教育といったさまざまな分野で、マインドフルネスが用いられている。また、その対象、実施期間も多様化している。これらの先行研究の多くは、マインドフルネスがメンタルヘルスに対して好ましい影響を与えることを示唆している。

これらのマインドフルネスの実践によるメンタルヘルスへの好ましい影響の背景には、セルフ・コンパッションの促進が関わっていることが先行研究により示唆されている。

セルフ・コンパッションとは、Neff (2003) によると、「苦痛や心配を経験したときに、自分自身に対する思いやりの気持ちを持ち、否定的経験を人間として共通のものとして認識し、苦痛に満ちた考えや感情をバランスのとれた状態にしておくこと」と定義されている。日本語訳では、自分へのやさしさ、慈しみ、慈愛、慈悲などと訳されることが多い。また、Neff (2003) は、自分へのやさしさ (self-kindness) ・共通の人間性 (common humanity) ・マインドフルネス (mindfulness) のポジティブな因子と、自己批判 (self-judgment) ・孤独感 (isolation) ・過剰同一化 (over-identification) のネガティブな因子の計 6 つの因子からなるセルフ・コンパッション尺度 (Self-Compassion Scale: SCS) を作成した。これらの項目は、ポジティブな因子とネガティブな因子が対極にあると考えられている。自分へのやさしさの対極として自己批判、共通の人間性の対極として孤独感、マインドフルネスの対極として過剰同一化が想定されている。これの日本語版として有光 (2014) のセルフ・コンパッション尺度日本語版や 12 項目に短縮された有光ら (2016) の尺度などがある。

Neff (2003) では、SCS のポジティブな因子 (自分へのやさしさ、共通の人間性、マインドフルネス) は主観的幸福感や人生の満足度と正の相関をもち、ネガティブな因子 (自己批判、孤独感、過剰同一化) は主観的幸福感や人生の満足度と負の相関をもつことが示されている。Neff (2003) は自尊心との関連にも触れており、自尊心と異なる点として否定的な出来事に対して、否定的な思考と感情を経験するか

そういった思考や感情を経験しにくい点という点を挙げている。自尊心の高い者は否定的な出来事に対して、否定的な思考や否定的な感情を経験するが、セルフ・コンパッションの高い者は否定的な感情を経験しにくいとされている。また、Barnard & Curry (2011) では、セルフ・コンパッションが高い者は精神的健康を維持しやすく、Well-Beingが高くなることが示唆されている。セルフ・コンパッションとマインドフルネスの関連を示唆する研究として、Keng, Smoski, Robins, Ekblad, & Brantley (2012) では、マインドフルネスの実践によって増加したマインドフルネスが、MBCTの介入効果を媒介し、セルフ・コンパッションの向上を促すとしている。また、Birnie et al. (2010) でも、持続的なマインドフルネスの実践が、自己に向けられたコンパッション（セルフ・コンパッション）を深化させることが示唆されている。伊藤 (2022) では、セルフ・コンパッションに基づく介入について、いくつかの介入を取り上げ、それらのいずれもプログラムの初期にマインドフルネス瞑想のトレーニングを行うセッションが設けられていることから、コンパッションの前提にマインドフルネスがあると推察している。

上述したようにBrown & Ryan (2003) では、マインドフルネスの基盤には気づきと注意があると考えられている。このことから、マインドフルネスは自身に起きた出来事やそれに対する自身の感情や状態について注意を向け、それらに気づく能力であることが推察される。また、藤野他 (2015) によるマインドフルネスの測定尺度である日本語版MAASの開発を通じて、マインドフルネスは、TIPI神経症傾向因子・特性不安尺度・FNE (Fear of Negative Scale)・SIAS (Social Interaction Anxiety Scale)・SPS (Social Phobia Scale) と中程度の負の相関が確認されている。さらに、Well-Beingに関連する感情状態との相関についても検討され、自己評価抑うつ尺度との間にも中程度の負の相関は確認されている。しかし、マインドフルネスによるメンタルヘルスへの影響に関するメカニズムについては明らかにされていない。

一方で、Neff (2003) により定義されているセルフ・コンパッションは、自分へのやさしさ・共通の人間性・マインドフルネスから構成される概念であり、有光 (2014) では、自分へのやさしさは苦しみに対して、自分に養育するようにやさしい言葉をかける程度を測るもので、セルフ・コンパッションの中核を成すものとされている。つまり、マインドフルネスの概念と一部重なる要素が含まれるものの、その中核は、自分自身のどのような側面に対してもやさしく受け入れ（自分へのやさしさ）、周りの事象とともに苦しみを共有し緩和する（共通の人間性）という、あらゆる出来事に関わる態度であると推察される。

さらに、水野・菅原・千島 (2017) によるとセルフ・コンパッションが「肯定的解釈」を媒介してウェ

ルビーイングに良好な影響を及ぼすことが示唆され、セルフ・コンパッションの高い人は、困難な状況を普遍的なものとして捉え、否定的な側面だけでなく、肯定的な側面にも注意をむけることができると考察している。つまり、セルフ・コンパッションとは、苦しみに気づき、眺めておくことに加え、その苦しみに対してバランスよく注意を向け、うまく対応しようとすることであると考えられる。そのため、水野他 (2017) に示されたように、セルフ・コンパッションの向上によるメンタルヘルスへの影響は、マインドフルネスによる影響とは少し違った道筋であることが予想される。

以上のような先行研究からマインドフルネスとセルフ・コンパッションにはメンタルヘルスに関連する指標を向上させるという効果がみられる。しかし、本邦においてBirnie et al. (2010) やKeng et al. (2012) で示されたように、マインドフルネス、セルフ・コンパッション、メンタルヘルスに関連する指標といった概念間の関係についての十分な知見は蓄積されておらず、さらなる検討が求められる。

Google Scholar (2020年8月1日時点) において、「mindfulness」と「self-compassion」を同時に検索にかけた場合、すべての言語における検索数は約37200件である。一方で、日本語のページのみ検索にすると検索数は約102件と大幅に減少する。このことから、本邦においてマインドフルネスとセルフ・コンパッションの関連は十分な知見が蓄積されておらず、さらなる検討が求められる。

そこで、本研究ではマインドフルネスの高さとセルフ・コンパッションの高さには関連があり、メンタルヘルスに影響を与えているという仮説について検討する。

本研究の仮説として、成人のマインドフルネスによるメンタルヘルスへの影響はセルフ・コンパッションが関わっていると予測し、仮説モデルをFigure 1に示す。

まず、先行研究からマインドフルネスはストレス反応と負の相関が確認されている（藤野他, 2015）。そのため、マインドフルネスからストレス反応に対しては負の影響があるとした（Figure 1）。また、伊藤 (2022) ではセルフ・コンパッションの前提にマインドフルネスがあることが指摘されていることから、本研究では、以下の仮説について検討する。

仮説1：マインドフルネスはSCのネガティブな因子に対して負の影響、SCのネガティブな因子からストレス反応に対しては正の影響を及ぼすだろう。

仮説2：マインドフルネスはSCのポジティブな因子に対して正の影響、SCのポジティブな因子からストレス反応に対しては負の影響を及ぼすだろう。

以上の仮説の検討を通じて、マインドフルネスがメンタルヘルスに及ぼす影響のメカニズムについて考察する。



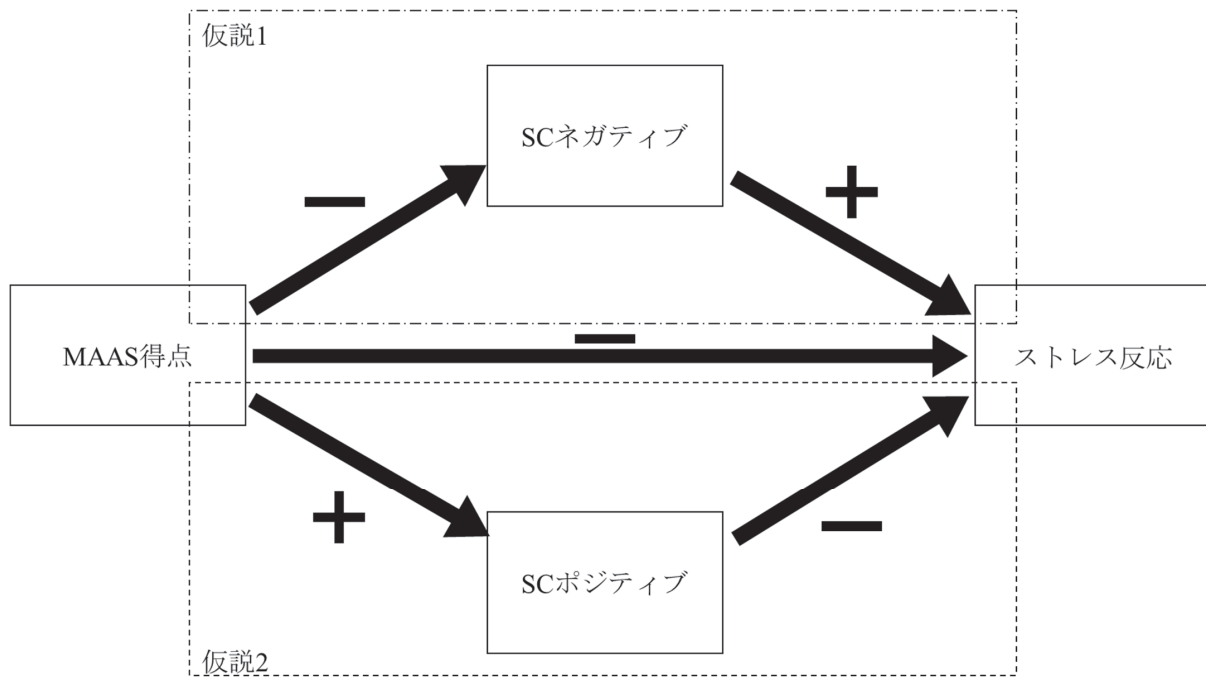


Figure 1 仮説モデル

## 方法

### 調査対象者

オンライン調査会社（楽天インサイト）に依頼し、WEBによる自己回答式の調査を実施した。

### 調査実施時期

調査は2021年1月下旬から2月上旬にかけて実施した。

### 調査項目

マインドフルネスを測定する尺度として藤野他(2015)による日本語版MAAS, セルフ・コンパッションを測定する尺度として、有光他(2016)によるセルフ・コンパッション尺度12項目短縮版を使用する。これらは、項目数が少なく、回答者への負担軽減のため選択した。本研究で使用するデータは、労働者を対象に収集したものであるため、職業性ストレス簡易調査票を使用している。しかし本研究の目的においては、マインドフルネスとセルフ・コンパッションとの関連を調査するため、職業性ストレス簡易調査票におけるストレス反応のみを抽出し、使用した。

**フェイスシート項目** 年齢、性別、婚姻状況、世帯構成、勤務先業種、勤務先の規模（従業者数）、役職について尋ねた。

**日本版 Mindful Attention Awareness Scale (以下、MAAS) (藤野他, 2015)** マインドフルネスの体験に関する「生じていた感情に後から気づく」「自分のしていることを意識しないまま、機械的に仕事や課題を行う」などについて日頃体験する程度を、

6件法（ほとんど全くない～ほとんど常にある）で回答を求めた。なお、本尺度は15項目から構成されており、合計点が高いほどマインドフルネスの体験頻度が高いことを示す。

**セルフ・コンパッション尺度12項目短縮版 (以下、SC) (有光ら, 2016)** 困難に遭遇したときに、自分自身に対してどのように行動しているかに関する「自分自身の欠点や不十分なところについて、不満に思っているし、批判的である」などについて5件法（ほとんど全くそうしない～ほとんどいつもそうする）で回答を求めた。なお本研究では、有光ら(2016)に基づき「ポジティブ因子（自分への優しさ、共通の人間性、マインドフルネス）」と「ネガティブ因子（自己批判、孤独感、過剰同一性）」の2因子による分析を用いた。

**職業性ストレス簡易調査票57項目 (厚生労働省, 2019)** 仕事のストレス要因（心理的な仕事の負担（量）、心理的な仕事の負担（質）、自覚的な身体的負担度、職場での対人関係でのストレス、職場環境によるストレス、仕事のコントロール度、技能の活用度、仕事の適性度、働きがい）、ストレス反応（活気、イライラ感、疲労感、不安感、抑うつ感、身体愁訴）、周囲からのサポート（上司、同僚、家族・友人）、仕事と生活の満足度について、4件法で回答を求めた。本研究では、メンタルヘルスの指標として「ストレス反応」の得点を用いて分析を行う。

### 倫理的配慮

本研究の実施にあたり、神戸学院大学心理学部の人を対象とする研究等倫理審査委員会の承認を得て

いる（承認番号：HP20-20）。

強い負の相関が認められた ( $r = -.538, p < .01$ )。

## 結果

### 回答者の属性

回答者は計 600 名（男性 300 名，女性 300 名）であった。年齢は 22 歳～ 68 歳で平均は 45.06 歳 ( $SD=10.40$ ) であった。

### 変数間の相関

はじめに，MAAS，SC，ストレス反応の関連を確認するために，変数間の相関分析の結果を Table 1 に示す。まず MAAS 得点と SC ポジティブ・SC ネガティブについて，MAAS 得点と SC ポジティブの間には有意な相関がみられなかった。MAAS 得点と SC ネガティブの間には比較的強い負の相関がみられた ( $r = -.524, p < .01$ )。

次にセルフ・コンパッション（SC ポジティブ・SC ネガティブ）とストレス反応について，SC ポジティブとストレス反応の間には有意な相関は認められなかった。一方 SC ネガティブとストレス反応においては比較的強い正の相関がみられた ( $r = .536, p < .01$ )。

最後に MAAS 得点とストレス反応の間には比較的

### 分析モデルの検証

仮説モデル (Figure 1) に基づき，MAAS 得点，セルフ・コンパッション，ストレス反応についてパス解析をおこなった。本分析には SPSS の Amos28.0 を使用した。その際，MAAS 得点から直接ストレス反応へのパスを仮定した。加えて，MAAS 得点からセルフ・コンパッションを媒介してストレス反応へのパスも仮定した。また，セルフ・コンパッションについては，ポジティブな因子である「自分へのやさしさ」，「共通の人間性」，「マインドフルネス」の得点を合計した「SC ポジティブ」，ネガティブな因子である「自己批判」，「孤独感」，「過剰同一化」の得点を合計した「SC ネガティブ」の 2 因子に分けパスを仮定し，分析を行った (Figure 2)。

分析の結果， $\chi^2=5.890 (p < .05)$ ，適合度指標は，GFI=.995，AGFI=.951，CFI=.990，RMSEA=.090 であった。GFI，AGFI，CFI は当てはまりがよく，RMSEA においては概ね当てはまりがよい数値であった。

MAAS 得点から SC ポジティブ・SC ネガティブへのパスについて，MAAS 得点から SC ポジティブへ有意なパス ( $\beta = -.08, n.s.$ ) は示されなかった。

Table 1 変数間の相関分析の結果

|         | MAAS得点 | ストレス反応   | SCポジティブ | SCネガティブ  |
|---------|--------|----------|---------|----------|
| MAAS得点  | —      | -.538 ** | -.078   | -.524 ** |
| ストレス反応  |        | —        | -.045   | .536 **  |
| SCポジティブ |        |          | —       | -.043    |
| SCネガティブ |        |          |         | —        |

\*\* $p < .01$

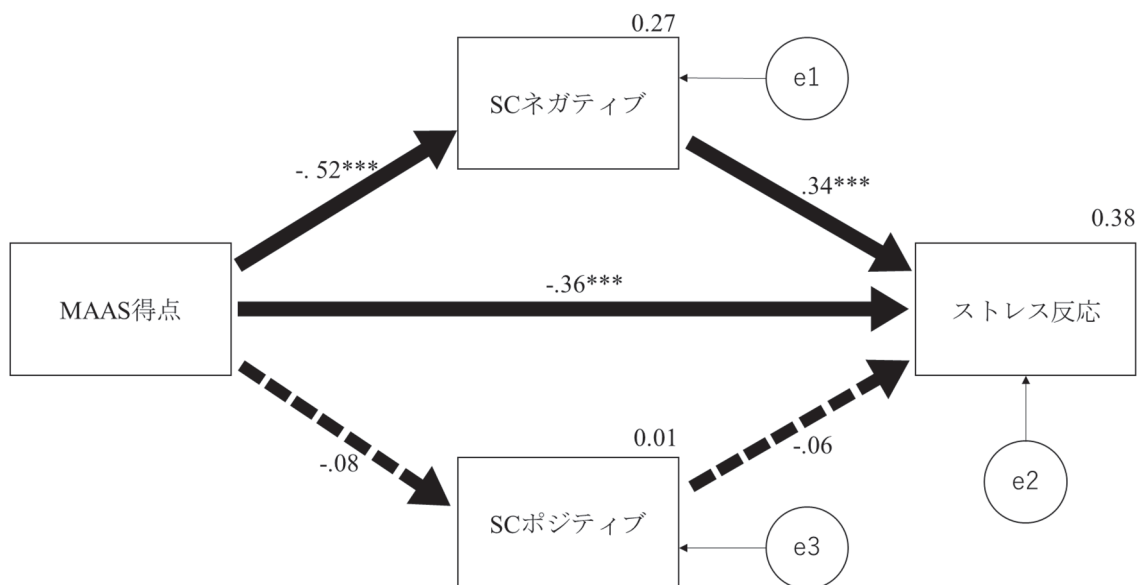


Figure 2 マインドフルネスとセルフ・コンパッションによるストレス反応への影響に関するパス解析の結果 ( $\chi^2=5.89, p < .05$  GFI=.995 AGFI=.951 CFI=.990 RMSEA=.090)

一方、MAAS 得点から SC ネガティブへ有意なパス ( $\beta = -.52, p < .001$ ) が示された。

次に、SC ポジティブ・SC ネガティブからストレス反応へのパスについて、SC ポジティブからストレス反応へは有意なパス ( $\beta = -.06, n.s.$ ) は示されなかった。SC ネガティブからストレス反応に対しては有意なパス ( $\beta = .34, p < .001$ ) が示された。

最後に MAAS 得点からストレス反応へ有意なパス ( $\beta = -.36, p < .001$ ) が示された。

## 考 察

本研究は成人のマインドフルネスがメンタルヘル스에影響を及ぼす際に、セルフ・コンパッションがどのような影響を与えるのかについて検討した。その際本研究では、先行研究を基に仮説モデル (Figure 1) を作成し、2つの仮説を通じてマインドフルネスの介入がメンタルヘル스에及ぼす影響のメカニズムの考察を目的とした。

まず藤野他 (2015) に基づき、マインドフルネスからストレス反応に対して負の影響があるとした。これについては、Figure 2 に示されたように本研究においても負の影響が認められた。つまり、マインドフルネスが高いほどストレス反応が減少するという、マインドフルネスによるメンタルヘルスへの良い影響が確認され、この結果は伊藤ら (2017)、宗方・岡島 (2020)、勝倉他 (2009) といった先行研究の知見とも一致するものであった。

次に仮説 1 におけるマインドフルネスから SC のネガティブな因子に対して負の影響、SC のネガティブな因子からストレス反応に対しては正の影響を及ぼすという仮説について検討する。結果として Fig.2 より、MAAS 得点から SC ネガティブへ有意な負の影響、SC ネガティブからストレス反応へ有意な正の影響が確認された。このことから、仮説 1 は支持された。

続いて仮説 2 における、マインドフルネスから SC のポジティブな因子に対して正の影響、SC のポジティブな因子からストレス反応に対しては負の影響を及ぼすという仮説について検討する。結果として Fig.2 より、MAAS 得点から SC ポジティブへのパス、SC ポジティブからストレス反応へのパスのどちらも有意でないという結果が得られた。これらの結果からマインドフルネスから SC のポジティブな側面への影響や SC のポジティブな因子からストレス反応への影響も確認されず、仮説 2 は支持されなかった。

仮説 1, 2 の結果を踏まえると、Birmie et al. (2010) によって示唆されたマインドフルネスとセルフ・コンパッションの関連について、SC のネガティブな因子に関してのみ部分的ではあるが先行研究と一致する結果が得られた。マインドフルネスとメンタルヘルスの関係について、マインドフルネスが SC のネガティブな因子へ負の影響を与え、SC のネガティブが

ストレス反応へ正の影響を与えていた。つまり、マインドフルネスが高い者は、SC のネガティブな因子の得点が低く、ストレス反応も低い状態にある。これらのことから、先行研究によって示されたマインドフルネスがメンタルヘルスへ作用する際の経路として、本研究によって示されたように、マインドフルネスによる実践の効果が SC のネガティブに作用し、その結果としてメンタルヘルス (本研究ではストレス反応) に影響を与えていた可能性が示唆されたといえる。

一方、SC のポジティブ因子においては仮説 2 が支持されなかったが、その理由については以下の通り考察する。

本研究でマインドフルネスを測るために用いた日本語版 MAAS (藤野他, 2015) は原版の MAAS がマインドレスな状態の方が感覚的に理解しやすいため、日本語版 MAAS でも同様にマインドレスな状態の質問項目で構成されている。マインドフルというポジティブな側面を測定するより、マインドレスというネガティブな側面についての質問項目であったため、MAAS 得点から SC のネガティブな因子へ負の影響、またストレス反応へも負の影響がみられたと考えられる。

中川・前田・久保 (2020) では、うつ病休職者を対象に、MBCT をベースとした「マインドフルネス講座」を実施した。その結果、SC のポジティブな因子が向上し、身体的症状がわずかに軽減されたとしている。これは Birmie et al. (2010) に示された、マインドフルネスのトレーニングによってセルフ・コンパッションが深化するという結果にも一致する。このことから、マインドフルネスの介入を行った際の変化として、SC のポジティブな因子に影響を与えることが期待できるが、本研究においては横断的調査によるアプローチであるため、変数間の関連についてしか言及することができない。そのため、本研究では、SC のポジティブな因子に対しての影響が現れなかった可能性が考えられる。

さらに、SC のポジティブな因子からストレス反応へ有意な影響が認められなかったことについて、本研究では、回答者のセルフ・コンパッションの高低による影響を考慮しておらず、その点において課題を残していると考えられる。今後は回答者の SC の高低についても考慮し、検討していく必要があると考えられる。

また水野他 (2017) では、セルフ・コンパッションが自分自身の状態についての「肯定的解釈」を媒介し、Well-Being によい影響を及ぼすとしている。水野他 (2017) における肯定的解釈はセルフ・コンパッションの中核である自分へのやさしさに起因するものと考えられる。そのため、本研究においても自己回答式の調査によりストレス反応を測定しているために、SC ポジティブの高い者ではストレス反応

への肯定的解釈が生じ、有意な影響を示さなかった可能性が残されている。そのため、SC ポジティブからストレス反応へ直接の影響は認められなかったが、肯定的解釈といった他の概念を媒介し影響を及ぼしている可能性も考えられる。この点についても今後の検討課題といえる。

以上のことから、今後の展望として、マインドフルネスを用いた心理療法による介入によってマインドフルネスが変容した場合に、セルフ・コンパッションへの影響はあるのか、またネガティブな側面に対してだけでなく、ポジティブな側面についてどのようなメカニズムより変化し得るのかを検討していく必要がある。その際に、マインドフルネスを向上させるとともに、より効果的にセルフ・コンパッションの向上を促す方法があるのかについても検討していきたい。

### 利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

### 引用文献

- 有光 興記 (2014). セルフ・コンパッション尺度日本語版の作成と信頼性、妥当性の検討. *心理学研究*, 85, 50-55.
- 有光 興記・青木 康彦・古北 みゆき・多田 綾乃・富樫 莉子 (2016). セルフ・コンパッション尺度日本語版の12項目短縮版作成の試み. *駒澤大学心理学論集*, 18, 1-9.
- Barnard, L. K., & Curry, J. F. (2011). Self-Compassion: Conceptualizations, Correlates, & Interventions. *Review of General Psychology*, 15, 289-303.
- Bear, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facts of mindfulness. *Assessment*, 13, 27-45.
- Birnie, K., Speca, M., & Carlson, L. E. (2010). Exploring self-compassion and empathy in the context of mindfulness-based stress reduction (MBSR). *Stress & Health*, 26, 359-371.
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 822-848.
- 藤野 正寛・梶村 昇吾・野村 理朗. (2015). 日本語版 Mindful Attention Awareness Scale の開発および項目反応理論による検討. *パーソナリティ研究*, 24, 61-76.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of

behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35, 639-665.

- 伊藤 義徳 (2022). 臨床的観点からみたマインドフルネスとコンパッション. *精神療法*, 48 (5), 581-585.
- 伊藤 靖・山本 和美・神原 憲治. (2017). Mindfulness-Based Stress Reduction (MBSR) で用いられるマインドフルネス瞑想法の本邦における実施可能性および効果——慢性疾患を有する症例を主体としたパイロットプログラムのレトロスペクティブな検討——. *心身医学*, 57, 1133-1142.
- Kabat-Zinn, J. (1990). Full catastrophe living; Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain and illness. *New York: Delacorte*.
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10, 144-156.
- 貝谷 久宣・熊野 宏昭・越川 房子 (2016). マインドフルネス——基礎と実践——. 日本評論社.
- 勝倉 りえこ・伊藤 義徳・根建 金男・金築 優 (2009). マインドフルネストレーニングが大学生の抑うつ傾向に及ぼす効果——メタ認知的気づきによる媒介効果の検討——. *行動療法研究*, 35, 41-52.
- Keng, S., Smoski, M. J., Robins, C. J., Ekblad, A. G., & Brantley, J.G. (2012). Mechanisms of change in mindfulness-based stress reduction: Self-compassion and mindfulness as mediators of intervention outcomes. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 26, 270-280.
- 越川 房子 (2014). 日本の心理臨床におけるマインドフルネス——これまでとこれから——. *人間福祉学研究*, 7, 47-62.
- 水野 雅之・菅原 大地・千島 雄太 (2017). セルフ・コンパッションおよび自尊感情とウェルビーイングの関連——コーピングを媒介変数として——. *感情心理学研究*, 24, 112-118.
- 宗方 比佐子・岡島 祐実子 (2020). マインドフルネス一日体験会の効果. *金城学院大学論集 人間科学編*, 17, 136-142.
- 中川 裕美・前田 泰宏・久保 真人 (2020). うつ病休職者の復職支援のためのマインドフルネス講座における有効性の検討. *マインドフルネス研究*, 5, 4-14.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2, 223-250.
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford Press. (シーガル, Z. V.・ウィリアムズ, J. M. G.・ティーズデール, J. D. 越川 房子 (監訳) (2007).



マインドフルネス認知療法——うつを予防する  
新しいアプローチ——北大路書房)

Sugiura, Y., Sato, A., Ito, Y., & Murakami, H. (2012).  
Development and validation of the Japanese version  
of the Five Facet Mindfulness Questionnaire.  
*Mindfulness*, 3, 85-94.

## 付 記

本研究は、日本学術振興会・科学研究費の研究助  
成（19K14463）を受けて実施した。

—2022.8.22 受稿 2022.11.28 受理—

# 大学生のひきこもり親和性とレジリエンスの関連

佐野 春菜 神戸学院大学心理学研究科 村井 佳比子 神戸学院大学心理学部

## Correlation between affinity for withdrawal and resilience in college students

Haruna Sano (*Graduate School of Psychology, Kobe Gakuin University*)

Keiko Murai (*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

本研究の目的は、ひきこもり親和性とレジリエンスとの関連を調べ、レジリエンスのどの要素とひきこもり親和性が関連するのかを検討することで、ひきこもりを予防するために何が必要かを見出すことであった。大学生 343 名を対象に調査を行い、大学生用ひきこもり親和性尺度と二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) の各因子の関係を検討した。重回帰分析の結果、資質的レジリエンス要因の高さが、「ひきこもることへの願望」の低さと関連すること、また、資質的レジリエンス要因「統御力」「社交性」の高さが、「ひきこもる人への共感」の低さと関連し、獲得的レジリエンス要因「他者心理の理解」の高さが、「ひきこもる人への共感」の高さと関連することが示された。「ひきこもることへの願望」は資質的レジリエンスと関連が深く、ひきこもり状態に移行するきっかけを作る可能性があることに對し、「ひきこもる人への共感」は、より良い人間理解につながる能力であることが示唆された。

**Key words:** affinity for withdrawal, resilience, innate, acquired, college students.

キーワード：ひきこもり親和性、レジリエンス、生得的、獲得的、大学生

Kobe Gakuin University Journal of Psychology  
2022, Vol.5, No.1, pp.31-37

### 問題と目的

近年、「ひきこもり」は大きな社会問題となっている。ひきこもりとは、「様々な要因の結果として社会的参加（義務教育を含む就学、非常勤等を含む就労、家庭外での交遊など）を回避し、原則的には6カ月以上にわたって概ね家庭にとどまり続けている状態（他者と交わらない形での外出をしてもよい）を指す現象概念」と定義される（内閣府、2016）。15～39歳のひきこもりの推定数は、2015年度に実施された調査の報告によると、約54.1万人と報告されている（内閣府、2016）。さらに、内閣府（2016）によると、ひきこもりに対して肯定的な態度を示す「ひきこもり親和群」は約165万人と推計されており、この数字は、内閣府が2009年度に行ったひきこもりの実態調査実施時よりも増加している。そのため、ひきこもりには至らないまでも、ひきこもりに親和的な態度を示す若者は無視できない存在である（牧・海田・湯澤、2010）。

ひきこもりに親和的な態度を示す若者とはすなわち、「ひきこもり親和性が高い人々」であり、ひきこもり親和群のことを指す。ひきこもり親和群とは、「実際にはひきこもっていないにもかかわらず、ひきこもる人の気持ちがわかるとか、自分でもひきこもりたいと思う人々」のことであり（内閣府、2010）、ひきこもり親和性はひきこもりに対する肯定的な態度を表す用語である。

渡部・松井・高塚（2010）によると、ひきこもり状態にある者は他者に対して恐れや不安を感じ、家族や物への暴力が見られるが、これに対してひきこもり親和群は、主にうつ症状を抱えており、自分の考え方に対するこだわりのために、他者から口出しをされることを嫌うという特徴があるという。新井・弘中・近藤（2015）は、大学生246名を対象に、質問紙調査を実施し、ひきこもり親和性の高い人々は、社会的な場面そのものは回避することなく、社会参加を継続しているが、自己主張を控えることで対人葛藤を避ける傾向にあることを指摘している。

つまり、ひきこもり親和性の高い人々は、他者に対して恐れや不安を感じているわけではなく、自分の意見にこだわりがあり、他者から評価や批評をされることを恐れる傾向にあるために、社会場面そのものは回避せず参加を継続しているものの、葛藤を抱えてうつ状態に陥っている可能性があるということである。ひきこもり親和性がひきこもりに転じることを予防するには、対人関係のスキルの強化が有効であるとされており（東京都青少年・治安対策本部, 2008）、対人場面において他者からの評価や批判を回避できなくなる事態が生じて、困難と感じる問題や危機的な状況に適応する力を身につけることができれば、ひきこもり状態への移行を予防できるのではないと思われる。

危機状態に適応する力としては、レジリエンス (resilience) が挙げられる。レジリエンスとは、もともとは環境的なリスクが高いにもかかわらず適応する人々を対象にした研究から発展した概念であり、「リスクや逆境にもかかわらず、よい社会適応をすること」という意味がある（庄司, 2009）。平野（2010）は、レジリエンスを2つの要因、個人がもともと持っている資質的な性質の強い要因と、後天的に獲得する性質の強い要因に分けて捉えることができている。資質的なものとしては「楽観性」や「統御力」「社交性」「行動力」があり、獲得できるものとしては「問題解決志向」や「自己理解」「他者理解」がある。これらの力があるほど、精神的につらく、困難を感じる状況に直面したとしても、状況に適応することができるということである。つまり、ひきこもり状態への移行を予防するには、「楽観性」などの資質を活かすか、もしくは、「問題解決志向」といった力を獲得することであるといえる。佐野（2020）は、ひきこもり青年の社会参加に向けたプロセスについて、支援者との関係構築（第1段階）、挫折経験からの立ち直り（第2段階）、社会活動への参加と成功体験の蓄積（第3段階）、安定した社会参加（第4段階）の4つの段階を提起しており、社会活動の参加を継続しているひきこもり親和群においては、第3段階における関わりが必要ではないかと考えられる。新井他（2015）は、ソーシャルスキルトレーニングや対人スキルを身につけるためのグループ活動が対人的自己効力感を高め、ひきこもり親和性を低下させる可能性を示唆している。一方、大学生の自己主張に関する調査では、ひきこもり傾向が高くても得意な場面では適切な自己主張ができることが示されており（会田・宮崎, 2018）、もともと備えている強みを活かしながら成功体験を増やし、問題解決力をつけることでひきこもり状態への移行を予防できるのではないかと考えられる。

そこで本研究では、ひきこもり親和性とレジリエンスとの関連性を明らかにし、レジリエンスの各要素とひきこもり親和性がどのような関連を示すのか

を検討することで、ひきこもり予防に関する新たな知見を見出すことを目的とする。ひきこもり親和性の特徴として交友関係の苦手さがあること、また、問題に対する回避傾向が示唆されていることから（渡部他, 2010）、レジリエンスにおける資質的な性質の強い「社交性」および、後天的に獲得する性質の強い「問題解決志向」の高さが、ひきこもり親和性の低さと関連することが予測される。

## 方法

### 調査対象者

兵庫県の私立大学に在籍する大学生 343 名（男子 153 名、女子 185 名、不明 5 名、平均年齢 19.05 歳、標準偏差 1.22）を対象とした。

### 調査時期

2021 年 12 月から 2022 年 4 月に調査を実施した。

### 調査方法

心理学系の授業開始前に調査用紙を一斉配布し、質問紙調査を実施した。所要時間は約 15 分であった。

### 調査内容

本調査の質問紙は、フェイスシート、ひきこもり親和性尺度、二次元レジリエンス尺度で構成されていた。

**フェイスシート** 調査対象者の性別、年齢、学年について回答を求めた。

**大学生用ひきこもり親和性尺度** ひきこもり親和性を評価する尺度として、大学生用ひきこもり親和性尺度（下野・長谷川・土原・国里, 2020）を用いた。本尺度は、自分もひきこもりたいたいといった気持ちが反映された「ひきこもることへの願望」と、ひきこもる人の気持ちが分かるという内容が反映された「ひきこもる人への共感」の2因子から成る、16項目の尺度であった。それぞれの項目について、「はい」「どちらかといえばはい」「どちらかといえばいいえ」「いいえ」の4件法で回答を求めた。得点はそれぞれ順に4点、3点、2点、1点の配点とした。得点が高いほど、ひきこもりに対して肯定的であり、親和的であることを示す。

**二次元レジリエンス要因尺度 (Bidimensional Resilience Scale: BRS)** レジリエンスの資質的・獲得的要因を測定する尺度として、平野（2010）の二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) を用いた。本尺度は、持って生まれた気質と関連の強い「資質的レジリエンス要因」と、発達の中で身につけやすい「獲得的レジリエンス要因」の2つに分かれており、それぞれ「楽観性」「統御力」「社交性」「行動力」の4因子、「問題解決志向」「自己理解」「他者心理的理解」の3因子から成る、計7因子構造21項目の尺



度であった。それぞれの項目について、「あてはまる」「ややあてはまる」「どちらともいえない」「ややあてはまらない」「あてはまらない」の5件法で回答を求めた。得点はそれぞれ順に5点、4点、3点、2点、1点の配点とした。得点が高いほど、レジリエンスの各要素を高い水準で備えていることを示す。なお、平野（2010）においては、「はい」～「いいえ」の5件法で回答を求めているが、本研究では予備調査を行い、「はい」～「いいえ」が回答しにくいとする意見を受けて、上述の「あてはまる」～「あてはまらない」の5件法を採用した。

**倫理的配慮**

調査実施時には、研究の目的と内容、さらに、なんら不利益を被ることなくいつでも調査への協力を辞退できること、個人情報を守られることを書面と口頭で説明し、同意書に署名を得たうえで実施した。なお、本研究は神戸学院大学心理学部人を対象とする研究等倫理審査委員会の承認を得ている（承認番号 HP21-21）。

**結果**

**各尺度の信頼性の検討**

表1に大学生用ひきこもり親和性尺度とBRSの各

下位尺度の平均値と標準偏差を示す。それぞれの内的整合性を検討するためにクロンバックの $\alpha$ 係数を算出した。大学生用ひきこもり親和性尺度の下位尺度は $\alpha=.87$ と $\alpha=.84$ であり、一定の信頼性があることが確認された。BRSについては、資質的レジリエンス要因の「統御力」因子、獲得的レジリエンス要因の「自己理解」因子が、それぞれ $\alpha=.63$ 、 $\alpha=.50$ とやや低い値となり、これ以外は $\alpha=.71 \sim .86$ であった。平野（2010）において、「統御力」「自己理解」の信頼性はやや低くなるが、それぞれの下位尺度を構成するために必要な項目であると述べられていることから、本研究では7因子構造で分析することとした。

**各変数間の相関**

大学生用ひきこもり親和性尺度とBRSそれぞれの下位尺度間の関係を検討するため、ピアソンの積率相関係数を算出した（表2参照）。その結果、大学生用ひきこもり親和性尺度の下位尺度である「ひきこもることへの願望」因子と、二次元レジリエンス要因尺度（BRS）の下位尺度である資質的レジリエンス要因より、「楽観性」「統御力」「社交性」「行動力」との間に有意な負の相関が見られた（順に、 $r=-.395$ ,  $p<.01$ ;  $r=-.429$ ,  $p<.01$ ;  $r=-.386$ ,  $p<.01$ ;  $r=-.316$ ,  $p<.01$ ）。また、獲得的レジリエンス要因より、「問題解決志向」「自己理解」「他者心理の理解」との間にも

表1 大学生用ひきこもり親和性尺度・二次元レジリエンス要因尺度(BRS)の平均値と標準偏差の結果

|             | 下位尺度                        | 平均   | 標準偏差 |
|-------------|-----------------------------|------|------|
| ひきこもり親和性    | ひきこもることへの願望( $\alpha=.87$ ) | 25.5 | 6.85 |
|             | ひきこもる人への共感( $\alpha=.84$ )  | 20.2 | 3.32 |
| 二次元レジリエンス要因 | 資質的レジリエンス要因                 |      |      |
|             | 楽観性( $\alpha=.82$ )         | 11.5 | 2.51 |
|             | 統御力( $\alpha=.63$ )         | 9.6  | 2.77 |
|             | 社交性( $\alpha=.86$ )         | 8.8  | 3.27 |
|             | 行動力( $\alpha=.77$ )         | 9.9  | 2.83 |
|             | 後天的レジリエンス要因                 |      |      |
|             | 問題解決志向( $\alpha=.76$ )      | 11.0 | 2.66 |
|             | 自己理解( $\alpha=.50$ )        | 10.7 | 2.23 |
|             | 他者心理の理解( $\alpha=.71$ )     | 11.7 | 2.34 |

注)下位尺度名に続くカッコ内は $\alpha$ 係数を表している。

表2 各尺度の相関結果

|             | ひきこもり親和性    |            | 二次元レジリエンス要因 |         |         |         |             |         |         |        |
|-------------|-------------|------------|-------------|---------|---------|---------|-------------|---------|---------|--------|
|             | ひきこもることへの願望 | ひきこもる人への共感 | 資質的レジリエンス要因 |         |         |         | 後天的レジリエンス要因 |         |         |        |
|             |             |            | 楽観性         | 統御力     | 社交性     | 行動力     | 問題解決志向      | 自己理解    | 他者心理の理解 |        |
| ひきこもり親和性    |             |            |             |         |         |         |             |         |         |        |
|             | ひきこもることへの願望 | .281**     | -.395**     | -.429** | -.386** | -.316** | -.135*      | -.147** | -.154** |        |
|             | ひきこもる人への共感  | -          | .001        | -.124*  | -.110*  | .025    | .029        | .022    | .085    |        |
| 二次元レジリエンス要因 | 資質的レジリエンス要因 |            |             |         |         |         |             |         |         |        |
|             | 楽観性         |            |             | -       | .428**  | .379**  | .323**      | .262**  | .265**  | .355** |
|             | 統御力         |            |             |         | -       | .413**  | .429**      | .199**  | .169**  | .329** |
|             | 社交性         |            |             |         |         | -       | .251**      | .402**  | .139**  | .308** |
|             | 行動力         |            |             |         |         |         | -           | .297**  | .139**  | .263** |
| 後天的レジリエンス要因 | 問題解決志向      |            |             |         |         |         |             | -       | .167**  | .296** |
|             | 自己理解        |            |             |         |         |         |             |         | -       | .299** |
|             | 他者心理の理解     |            |             |         |         |         |             |         |         | -      |

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

有意な負の相関が見られた( $r = -.135, p < .05$ ;  $r = -.147, p < .01$ ;  $r = -.154, p < .01$ )。大学生用ひきこもり親和性尺度の下位尺度である「ひきこもる人への共感」因子と、二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) の下位尺度である資質的レジリエンス要因より、「統御力」「社交性」との間に有意な負の相関が見られた(順に、 $r = -.124, p < .05$ ;  $r = -.110, p < .05$ )。

### レジリエンスがひきこもり親和性に与える影響

BRS の各下位尺度得点が、大学生用ひきこもり親和性尺度の下位尺度得点に与える影響を検討するため、大学生用ひきこもり親和性尺度を従属変数、BRS の各下位尺度を独立変数として、重回帰分析(強制投入法)を行った(表3・4参照)。大学生用ひきこもり親和性尺度の「ひきこもることへの願望」を従属変数とした場合の重決定係数( $R^2$ )は0.29(1%水準)、「ひきこもる人への共感」を従属変数とした場合の重決定係数( $R^2$ )は0.05(5%水準)でそれぞれ有意であった。

「ひきこもることへの願望」については、資質的レジリエンス要因「楽観性」「統御力」「社交性」「行動力」との関連が認められ(順に、 $\beta = -.209, p < .01$ ;  $\beta = -.223, p < .01$ ;  $\beta = -.234, p < .01$ ;  $\beta = -.136, p < .01$ )、資質的レジリエンスの高さが、「ひきこもることへの願望」の低さと関連することが示された。

「ひきこもる人への共感」については、資質的レジリエンス要因「統御力」「社交性」(順に、 $\beta = -.171, p < .01$ ;  $\beta = -.132, p < .05$ )、および、獲得的レジリエンス要因「他者心理の理解」( $\beta = .135, p < .05$ )との

関連が認められ、「統御力」「社交性」の高さが、「ひきこもる人への共感」の低さと、「他者心理の理解」の高さが、ひきこもる人への共感の高さと関連することが示された。

多重共線性については全ての項目で VIF 値が2以下(1.14 ~ 1.52)であったため、多重共線性は生じていないと判断した。

### 考 察

本研究の目的は、ひきこもり親和性とレジリエンスとの関連を調べ、レジリエンスのどの要素とひきこもり親和性が関連するのかを検討することで、ひきこもりを予防するために何が必要かを見出すことであった。重回帰分析の結果、資質的レジリエンス要因の高さが、「ひきこもることへの願望」の低さと関連すること、また、資質的レジリエンス要因「統御力」「社交性」の高さが、「ひきこもる人への共感」の低さと関連し、獲得的レジリエンス要因「他者心理の理解」の高さが、「ひきこもる人への共感」の高さと関連することが示された。以上のことから、資質的レジリエンスである「社交性」の高さはひきこもり親和性の低さと関連していたが、獲得的レジリエンスである「問題解決志向」とひきこもり親和性には関連が認められないことが示された。

### 「ひきこもることへの願望」と資質的・獲得的レジリエンス要因との関連

重回帰分析の結果より、資質的レジリエンス要因

表3 ひきこもることへの願望を従属変数とした重回帰分析結果

|                    |             |         | B      | $\beta$  |
|--------------------|-------------|---------|--------|----------|
| 二次元レジリエンス要因尺度(BRS) | 資質的レジリエンス要因 | 楽観性     | -0.568 | -0.209** |
|                    |             | 統御力     | -0.552 | -0.223** |
|                    |             | 社交性     | -0.490 | -0.234** |
|                    |             | 行動力     | -0.328 | -0.136** |
|                    | 後天的レジリエンス要因 | 問題解決志向  | 0.204  | 0.079    |
|                    |             | 自己理解    | -0.132 | -0.043   |
|                    |             | 他者心理の理解 | 0.265  | 0.091    |
|                    |             | $R^2$   |        | 0.294**  |

注)\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

表4 ひきこもる人への共感を従属変数とした重回帰分析結果

|                    |             |         | B      | $\beta$  |
|--------------------|-------------|---------|--------|----------|
| 二次元レジリエンス要因尺度(BRS) | 資質的レジリエンス要因 | 楽観性     | 0.056  | 0.043    |
|                    |             | 統御力     | -0.205 | -0.171** |
|                    |             | 社交性     | -0.134 | -0.132*  |
|                    |             | 行動力     | 0.080  | 0.069    |
|                    | 後天的レジリエンス要因 | 問題解決志向  | 0.055  | 0.044    |
|                    |             | 自己理解    | 0.000  | 0.000    |
|                    |             | 他者心理の理解 | 0.192  | 0.135*   |
|                    |             | $R^2$   |        | 0.05*    |

注)\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

が高いほど、ひきこもりたいという気持ち、つまり、「ひきこもることへの願望」を抱きにくいことが示された。資質的レジリエンス要因は、「楽観性」「統御力」「社交性」「行動力」から構成されており、これらが高いということは、新しいことに積極的にかわり、ストレスをもたらず状況下であっても、気持ちを切り替え、周囲のサポートを得ながら対処できる資質を持っていることを示す。このような資質がある場合、「人に会いたくない」「一人でいたい」といった、ひきこもりにつながる態度が生じにくく、「ひきこもることへの願望」が生まれにくいといえる。一方、後天的に身につけやすい獲得的レジリエンス要因と「ひきこもることへの願望」には関連がなかった。生得的な気質と関連の強い資質的レジリエンス要因については、双生児法によって遺伝的影響が強いことが示されている（平野，2011）。「ひきこもることへの願望」が獲得的レジリエンス要因ではなく、資質的レジリエンス要因に関連するということは、「ひきこもることへの願望」が遺伝的資質からの影響を受けやすい可能性があることを示唆している。資質的レジリエンス要因は、心理的な敏感さと強い負の関連性にあるとされている（平野，2012）。ひきこもり親和性が高い者は、他者からの評価に対して敏感で、対人関係に不安を抱えているとされており（新井他，2015）、これらのことから、もともと環境変化に敏感で、動揺しやすい繊細な特性を持って生まれたことが、「ひきこもることへの願望」につながっているのではないかと考えられる。そうであるならば、「ひきこもることへの願望」は個性であり、改善すべきものというよりは、この個性を活かしながら、ひきこもりを予防する方法を検討する必要がある。例えば平野（2015）は、心理的な敏感さによるリスクを獲得的レジリエンス要因によって緩和することができるかどうか検討しており、その結果、緩和効果は見出せなかったが、敏感さという資質を活かした対処（コーピング）を考えることはできると述べている。資質的レジリエンス要因が低い場合、問題への対処方法として「その場に留まる」といった消極的な対処や、「話を聴いてもらう」といったサポートを好むことが示唆されている（平野，2015）。平野（2015）は、「その場に留まる」という消極的コーピングを「逃げない我慢強さ」「あきらめ、受け入れる」という、底力のある強みの“忍耐”として捉え、そのような消極的とされるコーピングを用いながら、「聴いてもらう」という情緒的なサポートを、「教えてもらう」という具体的なサポートに変えていけるようにすることによって、レジリエンスを高めていける可能性を提起している。つまり、「ひきこもることへの願望」をひきこもり状態に移行しないようにするには、自分自身の特性を理解するとともに、自ら他者に働きかける行動を少しずつ身につけることではないかと思われる。新井他（2015）は、対人スキルを身につける

ためのグループ活動がひきこもり親和性を低下させる可能性を示唆しており、「ひきこもることへの願望」を強く持つ人に対する支援を行う上では、安心できる場を提供し、共感的に話を聴くとともに、問題解決につながる具体的な提案を伝えることが有効ではないかと考えられる。

### 「ひきこもる人への共感」と資質的・獲得的レジリエンス要因との関連

重回帰分析の結果より、資質的レジリエンス要因のうち、「統御力」「社交性」の高さがひきこもる人への共感の低さを、獲得的レジリエンス要因である「他者心理の理解」の高さが「ひきこもる人への共感」の高さと関連することが示唆された。「統御力」が高いということは、不安が少なく、ネガティブな感情や生理的な体調に振り回されずにコントロールできる力を高い水準で有しているということであり、ひきこもり状態にある対象が持つネガティブな側面に引きつけられず、自身のパフォーマンスを低下させることなく日常生活を遂行できるという、ある種の頑健性を有しているといえる。そのため、ひきこもり状態にある対象に対し共感的な感情を抱きにくいと考えられる。「社交性」との関連については、ひきこもり親和性が高い者が、抑うつや罪悪感、自己決定に対する他者からの干渉を避ける傾向にあるとともに、友人との内面的な関係を避け、表面的に円滑な関係を保とうとする傾向や、自身の意見や考え、悩み事を友人に話さない自己閉鎖的な傾向が強いため（牧・海田・湯澤，2010）、「社交性」が高い者、つまり、もともと見知らぬ他者に対する不安や恐怖が少なく、他者との関わりを好み、コミュニケーションを取れる力を高い水準で有している者は、その対極にある存在と言っても過言ではない。他者との関わりに対して恐怖心が薄く、むしろコミュニケーションをとることを好ましいと感じている場合は、ひきこもる人の気持ちに共感的にはならないということとは妥当であるといえる。

一方、獲得的レジリエンス要因である「他者心理の理解」については、他者の心理を認知的に理解、もしくは受容する力を高い水準で有する者ほど、ひきこもり当事者に対して共感的な感情を抱きやすいという結果であった。獲得的レジリエンス要因である「問題解決志向」「自己理解」「他者心理の理解」という構成因子は、自分の気持ちや考えを把握することによって、ストレス状況をどう改善したいのかという意志を持ち、自分と他者の双方の心理への理解を深めながら、その理解を解決につなげ、立ち直っていく力と関係しているとされている（平野，2015）。つまり、ひきこもりに対して共感的な気持ちを抱く人は、ひきこもりに対して自己と他者を混合し、同一視しているというよりは、その感情や状況を否定せずに理解する力があるといえる。表2の各



尺度の相関結果より、「ひきこもることへの願望」と「他者心理の理解」の分析結果を見ると、「ひきこもることへの願望」が高いほど「他者心理の理解」が低いことが示されており、「ひきこもることへの願望」と「ひきこもる人への共感」は独立した指標であると考えるのが適切ではないかと思われる。以上のことから、「ひきこもることへの願望」は資質的レジリエンスと関連が深く、ひきこもり状態に移行するきっかけを作る可能性があることに對し、「ひきこもる人への共感」は、より良い人間理解につながる能力であることが示唆された。「ひきこもることへの願望」が高い人のレジリエンスを高めるには、資質的な繊細さを活かして粘り強く他者と関わり続けることのできる環境を整えたとともに、そのプロセスを通して自他の理解をすすめることが有効ではないかと考えられる。

佐野 (2020) は、ひきこもり青年は自分への脅威から自分の身を守るための術として自らを社会と離断していると述べており、ひきこもり青年の社会参加に向けたプロセスについて4つの段階を提起している。このうち第2段階は「挫折経験からの立ち直り」段階となっており、社会活動の参加を継続できているひきこもり親和群においては、第3段階である「社会活動への参加と成功体験の蓄積」が必要ではないかと考えられる。ひきこもりに対して親和的な感情を抱く人のコミュニケーションの特徴として、自分の意見にこだわりがあり、他者から評価や批評をされることを良く思わないこと (渡部他, 2010)、自己主張を控える傾向にあることが指摘されているが (新井・弘中・近藤, 2015)、その一方で、大学生の自己主張に関する調査では、ひきこもり傾向の高低にかかわらず得意・不得意な場面があり、ひきこもり傾向が高くても困難な場面で適切な自己主張ができることが示されている (会田・宮崎, 2018)。ひきこもり傾向の有無だけでなく、多様な個人差について相互理解を深めることのできる場を提供し、お互いに主張は違ってもそこに一緒にいることができるという経験を作ることが、獲得的レジリエンスを高め、結果としてひきこもり予防につながるのではないかとと思われる。

### 本研究の限界と今後の課題

本研究において、「ひきこもることへの願望」は遺伝的資質からの影響を受けやすく、ひきこもり状態に移行するきっかけを作る可能性があること、また、「ひきこもる人への共感」はより良い人間理解につながる能力であり、ひきこもり予防に貢献できる可能性があることが示唆された。このことから、資質的な繊細さは個性として活かしつつ、他者と関わり続けることのできる環境を整えることで、「他者心理の理解」をはじめとする獲得的レジリエンスが高まり、結果としてひきこもり予防につながる可能性が示さ

れた。

本研究の限界として、ひきこもり親和性とひきこもり経験者の関係が明確ではないこと、ひきこもり状態を回避、あるいは脱する具体的なきっかけについては検討できていないことが挙げられる。これらの課題を検討していくために、過去にひきこもり状態を経験したことがあるひきこもり経験者と、ひきこもり状態を経験したことがないひきこもり未経験者のひきこもり親和性について調査する必要がある。また、ひきこもりの予防や支援について、本研究では資質を活かして他者と関わり続けることのできる環境を整えることと、自他の理解をすすめることを提起したが、ひきこもり経験者が実際に何を契機としてひきこもり状態を脱したのかを調べ、より具体的な支援のあり方を検討する必要がある。

### 利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

### 引用文献

- 会田 龍之介・宮崎 圭子 (2018). ひきこもり傾向者の対人関係—アサーティブな意思表示が可能な場面とは— 跡見学園女子大学附属心理教育相談所紀要, 14, 29-39.
- 新井 博達・弘中 由麻・近藤 清美 (2015). 社交不安症状と対人的自己効力感が大学生のひきこもり親和性に与える影響 パーソナリティ研究, 24, 1-14.
- 平野 真理 (2010). レジリエンスの資質的要因・獲得的要因の分類の試み—二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) の作成— パーソナリティ研究, 19, 94-16.
- 平野 真理 (2011). 中高生における二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) の妥当性—双生児法を用いて— パーソナリティ研究, 21, 93-96.
- 平野 真理 (2012). 心理的敏感さに対するレジリエンスの緩衝効果の検討—ももとの「弱さ」を後天的に補えるか— 教育心理学研究, 60, 343-354.
- 平野 真理 (2015). レジリエンスは身につけられるか 東京大学出版会
- 牧 亮太・海田 梨香子・湯澤 正通 (2010). ひきこもり親和性の高い大学生における心理的特徴の傾向—友人関係, 不快情動回避傾向, 早期完了特徴との関連について— 広島大学心理学研究, 10, 71-80.
- 内閣府 (2010). 若者の意識に関する調査—ひきこもりに関する実態調査— 内閣府政策統括官 (共生社会政策担当) Retrieved from



- <https://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/hikikomori/pdf/gaiyo.pdf> (2022年10月25日)
- 内閣府 (2016). 若者の生活に関する調査報告書 内閣府政策統括官 (共生社会政策担当) Retrieved from <https://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/hikikomori/h27/pdf-index.html> (2022年10月25日)
- 齋藤 万比古・中島 豊爾・伊藤 順一郎・皆川 邦直・弘中 正美・近藤 直司・水田 一郎・奥村 雄介・清田 晃生・渡部 京太・原田 豊・斎藤 環・堀口 逸子 (2010). ひきこもりの評価・支援に関するガイドライン 平成21年度厚生労働科学研究費補助金 (こころの健康科学研究事業) 「思春期ひきこもりをもたらす精神科疾患の実態把握と精神医学的治療・援助システムの構築に関する研究」
- 佐野 秀樹 (2020). ひきこもり傾向の青年援助 東京学芸大学紀要. 総合教育科学系, 71, 427-432.
- 下野 有紀・長谷川 晃・土原 浩平・国里 愛彦 (2020). 大学生用ひきこもり親和性尺度の作成 感情心理学研究, 27, 51-60.
- 庄司 順一 (2009). レジリエンスについて 人間福祉学研究, 2, 35-47.
- 高比良 美詠子 (1998). 対人・達成領域別ライフイベント尺度 (大学生用) の作成と妥当性の検討 社会心理学研究, 14, 12-24.
- 東京都青少年・治安対策本部 (2008). 実態調査からみるひきこもる若者のこころ平成19年度若年者自立支援調査研究報告書 東京都青少年・治安対策本部総合対策部若年者課 Retrieved from <https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kids/dai03/siryou2.pdf> (2022年10月25日)
- 塚田 光太郎・幸田 るみ子 (2015). ひきこもり傾向を示す青年の心理的特徴—誇大型・過敏型の自己愛および攻撃性との関連— 桜美林論考. 心理・教育学研究, 6, 27-44.
- 渡部 麻美・松井 豊・高塚 雄介 (2010). ひきこもりおよびひきこもり親和性を規定する要因の検討 心理学研究, 81, 478-484.

—2022.8.24 受稿 2022.11.21 受理—



# 中国人留学生を対象とした日本文化的社会的 スキル・トレーニングの効果性<sup>1, 2</sup>

毛 新華 神戸学院大学心理学部 木村 昌紀 神戸女学院大学人間科学部

**Effectiveness of Japanese cultural social skills training for Chinese international students.**

Xinhua Mao (*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

Masanori Kimura (*School of Human Sciences, Kobe College*)

本研究の目的は、留学生に日本文化的スキルを身につけてもらう SST プログラムを作成すること、そして、プログラムの中国人留学生に対する即時的向上効果および持続効果を検証することである。先行研究を参考に、文化共通のスキルと日本文化的スキルのそれぞれをトレーニングできるプログラムを作成した。中国人留学生 22 名を実験群とし、作成されたプログラムを実施した。また、別に収集した中国人留学生 252 名の社会的スキル尺度のデータを用いて、比較群とした。実験群内における測定時期の比較、そして、実験群の各測定時期と比較群のそれとの比較という 2 種類の分析を行った結果、中国文化的スキル尺度の得点に変化が見られず、文化共通のスキルと日本文化的スキル尺度の一部に得点の向上がみられた。しかし、3 ヶ月後の持続効果はごく一部の尺度に限定されていた。これらの結果を踏まえ、本研究で作成したプログラムの有効性を確認できた。今後、中国人留学生への普及が期待される。

**Key words:** Japanese cultural social skills training, Chinese international students, effectiveness.

キーワード：日本文化的社会的スキル・トレーニング、中国人留学生、効果性

Kobe Gakuin University Journal of Psychology

2022, Vol.5, No.1, pp.39-52

## 問題と目的

日本政府が 2008 年に打ち出した「留学生 30 万人計画」は、2019 年度に 1 年前倒しで達成された（日本学生支援機構, 2020）。その後、2020 年のコロナウィルス感染症の世界的流行の影響により、留学生数が全体的に減ったものの、2021 年 5 月現在、日本国内の外国人留学生は約 24 万人にのぼる。留学生の絶対数や日本が受け入れた留学生総数に対する割合は、中国人留学生が常に最上位を占めている。2019 年 5 月、その人数は 12 万 4 千人あまりで、留学生全体人

数の 39.9% を占め、また、最新のデータである 2021 年 5 月時点では、その人数は 11 万 4 千人あまりで、留学生全体人数の 47.1% を占めている（日本学生支援機構, 2022）。つまり、コロナ禍の状況において、中国人留学生の絶対数は若干減ったものの、留学生総数に対する割合は逆に増えている。

日本と中国は、地理的近接性があるものの、日中両国の対人関係のスタイルやコミュニケーションの仕方の違いについては、これまでに多くの先行研究（天児, 2003; 毛・清水・木村, 2021; 吉村, 2012）によって明らかにされている。多くの相違点のうち、特徴的なものとしては、中国人の自己主張と日本人の間接・婉曲表現であった。中国人の強い自己主張は日本人を戸惑わせる一方で、日本人の間接的、婉曲的な表現は中国人にとって「話の主旨がわかりにくい」ものとなっている。日中間のこうした相違点の存在

1 本研究は JSPS 科研費（課題番号 21K02991, 15K17260, 16K04276, 21830061）の助成を受けた。

2 本研究の一部は日本社会心理学会第 52, 53 回大会にて報告された。

は、中国人留学生が日本文化に適応する際に大きな障壁になりえる。また、毛 (2010, 2013) は中国人留学生の日本文化適応上の課題について、自由記述調査を実施した。その結果、中国人留学生は日本人の対人関係におけるさまざまな固有のルールや規則などをわかっておらず、自分自身がこれまでのやり方で日本人とやりとりをすると、相手との思わぬ摩擦が生じることがわかった。このような結果は田中 (2000) が指摘した「在日留学生における適応の最大の課題は対人関係の形成」であるという知見と合致している。田中 (2000) はさらに、社会的スキル・トレーニングのアプローチが対人関係に関する異文化適応の促進に応用できると提唱している。このような議論は、社会的スキル・トレーニングによる留学生の異文化適応促進に関する応用可能性を理論的に示唆している。

社会的スキルは、対人関係を円滑に運ぶ技術 (菊池, 1988) であり、対人場面において適切かつ効果的に反応するために用いられる言語的、非言語的な対人行動、そして、そのような対人行動の発見を可能にする認知過程も含む (相川, 1996)。さらに重要な点として、社会的スキルは、「文化的特性」と「向上可能性」という二つの特徴がある。文化的特性は、その社会で必要とされるスキルの種類が文化によって異なることを指している (大坊, 2003)。一方、向上可能性については、スキルは練習・トレーニングにより向上可能なものであることを指している (Argyle, 1967)。本研究では、社会的スキルのこの二つの特徴を切り口として、日本人との円滑な対人関係の形成・展開に必要な日本文化の社会的スキルを、トレーニングを通して中国人留学生が身につける方法を検討する。

## 文化と社会的スキル

文化による社会的スキルの種類の異同について説明する場合、Etic-Emic (文化共通性-文化独自性) というアプローチ (Berry, 1989) がしばしば用いられる。このアプローチによると、社会的スキルには、どの文化にも必要とされる文化共通の要素 (基礎スキル) と、ある特定文化にしか必要とされない文化独自の要素 (文化スキル) が含まれている。基礎スキルは、いわゆる記号化・解釈や言語・非言語的といったコミュニケーションの基本要素である。一方、文化スキルは基礎スキルを組み合わせるその文化で推奨される行動の応用である。2種類のスキルの関係として、基礎スキルが文化スキルの土台であり、文化スキルが基礎スキルの活用形である (大坊, 2006)。

基礎スキルを捉える尺度として、「会話を始める」といった基本的なスキルを測定する KiSS-18 (Kikuchi's Social Skills Scale; 菊池, 1988) や非言語能力を測定する感情的コミュニケーション尺度

(Affective of Communication Test, 以下 ACT とする, Friedman, Prince, Riggio & DiMatteo, 1980) などが存在する。

一方、文化スキルとして、「個人主義-集団主義」のアプローチ (Triandis, 1995) に基づけば、北米では自分の意見をはっきり相手に伝える「アサーション」が、東アジアでは相手と調和された対人関係を追求する「和」が、それぞれ重要視されている。さらに、同じ東アジアに位置づけられる日本と中国は、それぞれで重要視されている社会的スキルの種類が異なる部分がある。Takai & Ota (1994) は言葉によらないコミュニケーションである「以心伝心」の特徴に基づき、日本人の社会的スキルを日本的対人コンピテンス尺度 (Japanese Interpersonal Communication Competence, 以下 JICS とする) として整理している。この尺度では、日本文化において重要とされる間接的メッセージを認知する「察知能力」、本当の感情を隠し、自己主張を抑える「自己抑制」、目上の人との適切な相互作用ならびに言語使用に関する「上下関係の調整」、繊細なメッセージの扱いに関する「対人感受性」、そして、曖昧な態度を必要とする相互作用スキルに関する「曖昧さに対する耐性のなさ」といった5つのスキルが測定されている。これに対して、Hwang (1987) は儒教の「関係主義」に基づいて相手のプライドを重要視する「面子」などの内容を中心とした理論的モデルを構築している。Mao & Daibo (2006) はこのモデルに基づき、中国大学生社会的スキル尺度 (Chinese University-students Social Skills Inventory, 以下 ChUSI とする) を作成し、中国の若者の社会的スキルを整理した。具体的な内容としては、相手の面子を重んじる「相手の面子」、他者とすぐ仲良くなれる「社交性」、対人関係において積極的に他者を助ける「友達への奉仕」、対人関係においてできる限り自分のネットワークを拡張しようとする「功利主義」である。

本研究は、社会的スキルの文化共通性と文化独自性という二つの側面に焦点を当て、既存の尺度を用いて定量的に検討する。

## 社会的スキル・トレーニングのアプローチ

Argyle (1967) は、社会的スキルが運動スキルと同じように、最初はできなくても、練習次第でできるようになり、さらに熟達していくものと考えている。それゆえ、社会的スキルに対するトレーニング (Social Skills Training, 以下 SST とする) という発想が生まれる。

SST のアプローチとしては、モデリングやリハーサルを通して、新しい社会的スキルを身につけるもの (相川, 2009) が存在する一方で、Kolb (1984) の体験学習モデルをベースとする「体験から人間関係を学ぶ」ラボラトリー・メソッドによる体験学習 (Experiential Learning using the Laboratory Method, 以



下 ELLM とする) の実習を用いた方法もある (後藤・大坊, 2005, 2009; 津村, 2002)。ELLM の方法は、参加者があらかじめ設定された構造的なプログラムを体験した後、プロセスを振り返り、体験から学ぶアプローチとなっている。構造的なプログラムを実行する流れとして、①プログラムのねらいと流れを提示する、②グループで課題に取り組む、③課題に取り組んだプロセスをふりかえり用紙に記入する、④記入内容をグループでわかちあう、⑤体験や気づきを全体でわかちあう、⑥必要に応じて小講義を実施する、という6つのステップが設定されている(中村, 2013)。また、Benne, Bradford & Lippitt(1964) や Kolb (1984) や津村・星野(1996) は、トレーニングを通して、参加者が「学び方を学ぶ」ことができるため、自身の行動に対する自主的な修正が可能となり、トレーニングの場を離れても学んだことを活かし、トレーニングの効果が持続できると主張している。日本では、ELLM の実習を用いながら、他のコミュニケーションの要素を加えて使用する SST 実践(後藤・大坊, 2005, 2009; 大坊・栗林・中野, 2000; 津村, 2002) が多く、大学生や社会人の社会的スキルの向上効果および持続効果が確認されている。

### 文化的社会的スキルのトレーニング

ELLM による SST プログラムの有用性を踏まえつつ、毛・大坊(2012, 2016) はそれまでに行われた上記の研究において、「文化共通の要素」しか扱われていないことを指摘した上で、中国文化特有の社会的スキルに注目し、トレーニングの内容に「中国文化的要素」を導入し、中国人大学生を対象に中国文化的 SST を実施した。このうち、毛・大坊(2012) は、SST を文化共通編、文化特有編など、あわせて12の体験学習のプログラムで構成した。それぞれのセッションは ELLM の流れに対応しており、決められた課題に取り組んでもらい、体験について参加者での話し合いをしてもらった。その上で、体験内容と関連のある講義を受けさせ、自らの体験と講義内容を融合し、体験内容の日常生活における応用に関する記述をしてもらうものであった。12回のプログラムを3週間にわたって実施した。このうち、文化共通編では、大坊他(2000)にならひ、参加者が人とのコミュニケーションをとるために必要な言語的／非言語的スキル(視線・表情)、集団の中で人と関わるスキル(主張・同調)、そして自他共存のための考え方(価値観の共存)や行動(アサーション)など、社会生活における文化共通の社会的スキルをトレーニングの内容として設定した。一方、文化特有編では、中国文化特有の社会的スキルの「相手の面子」、「友達への奉仕」、「功利主義」因子(Mao & Daibo, 2006) をトレーニングの内容として取り入れた。中国人大学生を対象に、このプログラムを実施した結果、いかなるトレーニングのプログラムも経験しな

い統制群では有意な得点の変化がみられなかったのに対して、プログラムを経験した実験群では多くの文化共通のスキルと中国文化的スキルの向上が確認できている。また、その効果は3ヵ月後の追跡調査においても持続された。ELLM による SST が文化的社会的スキルに対しても効果があることを踏まえて、中国人留学生の日本文化的社会的スキルの促進に、このようなアプローチの活用が期待できる。

### 中国人留学生を対象とする日本文化的 SST

先述した日本人と中国人のコミュニケーションの仕方の違いや中国人留学生の日本文化への適応上の課題点を考慮した場合、中国人留学生にとって、間接的、婉曲的な表現を含む日本人の対人関係にあるさまざまな固有のルールや規則に対する認識・理解スキルや対人的な摩擦の解決スキルといったものが必要であろう。異文化環境という文脈において新しい社会的スキルを習得する SST を考えるに際して、異文化での体験学習モデルに基づくプログラムが役に立つとされている(吉田, 2009)。そのプログラムでは、「新しいルールを理解する」スキルや「文化的摩擦を理解する」スキル、さらに「新たなソーシャルサポートを獲得する、リラックスする」スキルの向上を目指している。中国人留学生が置かれた文脈を考えた場合、彼らにとって日本文化的スキルは重要なものとなる。そこで、本研究では、この吉田(2009)のプログラムを援用し、Takai & Ota(1994)の整理した「察知能力」や「自己抑制」をはじめとする日本人の社会的スキルを中国人留学生に「新しいルール」として身につけてもらうことを目指す。

### 本研究の目的

以上のことを踏まえて、本研究では、まず Etic-Emic アプローチをベースに、社会的スキルの内容を「文化共通」と「文化独自」に区別する。その上で、毛・大坊(2012, 2016)の中国人大学生を対象とした SST プログラムを基として、文化共通の部分はそのまま用い、中国文化的スキルの部分を日本文化的スキルのプログラムに差し替えて、中国人留学生の文化共通のスキルと日本文化的スキルを向上させる SST プログラムを作成する。さらに、作成されたプログラムを中国人留学生に実践し、その即時的向上効果および持続効果を検討する。本研究の仮説は以下の通りである。

**仮説1** 本研究の SST プログラムは、その内容によって、中国人留学生の文化共通および日本文化的スキルの向上効果をもつが、他方で、彼らの出自文化である中国文化に関係する社会的スキルの向上には効果をもたらさないであろう。

**仮説2** 体験学習は、参加者が「学び方を学ぶ」ことを促進し、「参加者が自身の行動に対する自主的な修正」を行うことを可能にするという特質を有す

るため、プログラムは中国人留学生の社会的スキルを即時的に向上させるだけでなく、SST 終了後においても持続効果を持つであろう。

## 方法

### 方法の概要

本研究では、中国人留学生に日本文化の社会的スキルを身につけさせるために、日本文化的スキルを反映した SST を実施した。それに先立ち、先行研究を踏まえて、SST プログラムを作成した。また、SST プログラムが参加者（以下、「実験群」とする）にもたらず即時的向上効果および持続効果を調べるために、SST の前後、および SST 終了後 3 ヶ月の時点において、自己報告の文化的社会的スキル尺度を用いて、参加者の社会的スキルのレベルを測定した。そして、実験群の実施と同じ時期に収集した実験群とは別の中国人留学生の社会的スキル尺度のデータを「比較群」とみなし分析を行った。

### 実験群に用いる文化共通のスキルを高めるプログラム

実施の効率性を考慮し、本研究では、中国人留学生を対象とした「文化共通のスキル」をトレーニングするプログラムに、毛・大坊（2016）のプログラムを採用した（Table 1 の第 1～3 セッションの「文化共通編」）。なお、このプログラムは毛・大坊（2012）にある 8 セッションのものの短縮版である。

短縮版では、参加者の「自己表現と他者理解のためのスキル（e.g. 自分の情報を開示する・他者の情報を読み取る）」、「人とのコミュニケーションをとるための言語的/非言語的なスキル（e.g. 言語・視線・表情などのコミュニケーションチャネルの使い方）」、「集団の中で人と関わるスキル（e.g. 問題解決の仕方）」など、どの社会においても基本的な社会的スキルをトレーニングのターゲットとしている（プログラムの詳細は毛・大坊（2016）を参照）。

### 日本文化的スキルをトレーニングするプログラム

本研究では、異文化環境下において新しい社会的スキルの習得に役に立つ吉田（2009）の SST プログラムを採用した。中国人留学生に日本文化的スキルを身につけさせる目的に照らし合わせて、吉田（2009）のプログラムの内容をより日中間の違いという文脈を意識して具体化させた。プログラムは、「日本文化と中国文化の間のコミュニケーションスタイルの違いを捉えるスキル（e.g. 日本のルールを発見する力、対処の仕方）」、「中国人留学生と日本人の間に発生する誤解・摩擦の原因を分析するスキル（e.g. 日本人の行動の裏にある考え方を理解する D.I.E. 法（Description= 事実描写, Interpretation= 解釈, Evaluation= 評価）の習得）」、「ソーシャルサポートの獲得やストレスの解消に関するスキル（e.g. 中国を離

れて日本人・日本社会からサポートを得る方法、リラクゼーションの方法）」を鍛える 3 つのセッションによって構成されている（Table 1 の第 4～6 セッションの「日本文化編」）。

第 4 セッションは、「国際会議のコーヒータイトム」と題する異文化環境下のルールを考えるモジュールによって構成されている。ここでは、日本人のコミュニケーションスタイルの特徴の発見、日本文化にまつわるルールの発見、これまでの自分のコミュニケーションの仕方と日本的コミュニケーションスタイルとの折り合いの付け方について理解させることが目的であった。具体的には、事前に参加者全員に互いに異なる会話ルールを伝えて（但し、本人たちは互いの会話ルールが異なることは知らされていない）、二人ペアを次から次へと組んでもらい、会話を展開させた。宿題として、参加者に「コミュニケーションと異文化コミュニケーション」という資料を読んでもらい、中国文化と日本文化の違いと日本文化環境下にある新しいコミュニケーションスタイルに気づいてもらい、そして調整する能力の必要性を理解してもらった。また、日本文化への適応に関わるコミュニケーションスタイル変換に関する理解もしてもらった。

第 5 セッションは、「D.I.E. 法」と題する異文化摩擦の解決法を身につけるモジュールによって構成されている。ここでは、中国文化と日本文化の対人特徴の違い、同じ行動が日中文化間で異なる解釈になる可能性を提示し、日本人との誤解を減らすことが目的であった。具体的には、D.I.E. 法に基づく異文化環境下での摩擦の分析例に習い、ある中国人留学生と日本学生との摩擦事案を分析させた。その延長として、普段各自が感じている日本人の対人関係に対する違和感を参加者間で共有させた。宿題として、参加者に「文化と文化間摩擦」という資料を読んでもらい、文化現象を絶対視する視点から脱却し、多角度から日本人の行動を解釈するスキルを身につけてもらった。文化普遍主義、文化相対主義、文化間における誤解発生メカニズムに関する理論を理解してもらった。

最後の第 6 セッションは、2 つのモジュールによって構成されている。一つは「代替選択」、もう一つは「リラクゼーションリスト」であった。「代替選択」では、新しいソーシャルサポートの獲得に向けて、参加者に、日本社会におけるソーシャルサポートへの理解とサポート資源の獲得方法について話し合わせた。このモジュールでは、参加者は、来日に伴い、失った自分をサポートするリソースをリストアップし、それに代替するリソースについて思考・記述した上で、参加者間で共有してもらった。二つ目のモジュールの「リラクゼーションリスト」では、ストレス緩和に向けて、参加者は自分自身に合う方法を考えた。参加者は、大学や住まいの周辺にあるリラクゼーション



ン施設や自分自身が使ったリラクセス法をリストアップし、参加者間で共有してもらった。宿題として、参加者に「異文化への適応」という資料を読んでもらった。資料に以下の2つの内容が盛り込まれた。一つ目は、文化適応のプロセスに少しずつストレスが溜まっていき、心理的に混乱状態に陥るカルチャーショック (Oberg, 1960) に関する理論であった。もう一つは、異文化への適応過程を、滞在期間の推移に伴って、①「ハネムーン期」、②「憂鬱期」、③「回復期」、④「適応期」、という4つの段階によって構成されているU字カーブ理論 (Lysgaard, 1955) であった。この2つの理論の勉強を通して、異文化環境下で発生しうるストレスの仕組みへの理解力を身につけてもらって、そして、ストレスを乗り越えられる見通しが立つことに対して理解してもらった。なお、このセッションは社会的スキルをトレーニングするわけではなく、社会的スキルをうまく実行できるメンタル面に対するサポートとなっている。

本研究では、ELLMの構造的なプログラムにおける流れのうち、「課題への取り組み」、「ふりかえり用紙への記入」、そして、体験や気づきの「グループ内でのわかちあい」、さらに、「全体でのわかちあい」については、各セッションの時間内にて実施した。時間の配分としては、「課題への取り組み」は全体時間の3分の1を、「ふりかえり用紙への記入」と「グループ内および全体でのわかちあい」は3分の2を占めている。ただし、参加者の時間拘束の負担を考慮し、「小講義」の部分を講読資料として、当該のセッションの目的に合わせた内容がまとめられたプリントを参加者に配付し、持ち帰って精読してもらった。

### 実験群を対象とした SST の実施

**参加者**<sup>3</sup> 関西のある国立大学の大学院および大学に在籍している中国人留学生22名（男性8名、女性14名；平均年齢26.37 ± 2.58；日本滞在期間は1.30 ± 0.83年）がSSTに参加した。

**実施** セッションが開始するまでに、すべての参加者に、後述の社会的スキル尺度を用いて、社会的スキルのレベルを測定（以下、「PRE」とする）した。その後、前項で述べたSSTプログラムの6つのセッションを一週間間隔で合計6週間にわたり、大学の午後の授業終了後に実施した（1セッションあたり約1時間）。参加者のスケジュールに合わせて、

22名の参加者を2つの班に分けて、別々に実施した。トレーニングの実施は社会心理学を専攻し、多くのSSTのファシリテーターを経験した中国人男性が中国語で行った。文化共通の社会的スキルをトレーニングするセッションは、毛・大坊（2012, 2016）の実施マニュアルに従った。一方、日本文化的スキルのトレーニングは、ELLMの流れに照らし、吉田（2009）の提示した内容をベースに日本文化の特徴が反映されるようにアレンジして実施した。なお、参加者はすべてのセッションに参加し、一律の謝礼が支払われた。

SST実施後およびSST終了後3ヵ月の時点において、PRE測定に使用した尺度と同じ尺度で参加者の社会的スキルのレベルを測定（以下、それぞれを「POST」と「FOLLOW UP」とする）した。

**社会的スキルの測度** 本研究では、中国文化 (ChUSSI ①)、文化共通 (KiSS-18 ②とACT ③)、そして、日本文化 (JICS ④) の3種類の社会的スキル尺度を用いた。<sup>4</sup>

①中国人大学生社会的スキル尺度 (ChUSSI; Mao & Daibo, 2006) この尺度は、中国人の行動様式を理論的根拠として開発されたものである。「相手の面子 (Partner's Mianzi, 以下PMとする)」、「社交性 (Sociability, 以下SAとする)」、「友達への奉仕 (Altruistic Behavior, 以下ABとする)」、「功利主義 (Connection Orientation, 以下COとする)」の4つの因子が含まれ、すべての項目に、「1：全く当てはまらない」から「9：非常によく当てはまる」まで、9件法で回答を求めた。

②KiSS-18 (菊池, 1988) この尺度は、社会生活で一般に必要と考えられるスキルを測定する尺度である。すべての項目に、「1：できない」から「5：よくできている」まで、5件法で回答を求めた。毛・大坊 (2007) の中国人大学生を対象とする因子分析の結果にならない、本研究では、この尺度を1因子構造として用いた。

③感情的コミュニケーション尺度 (ACT; Friedman et al., 1980) この尺度は、非言語的な感情の表出性を測定するものである。すべての項目に、「1：全く当てはまらない」から「9：非常によく当てはまる」まで、9件法で回答を求めた。なお、ACTは上記のKiSS-18とともに、毛・大坊 (2007) の中国人大学生を対象とする研究では、文化共通のスキルとしての適用可能性が確認された。

④日本的対人コンピテンス尺度 (JICS; Takai & Ota,

3 実験群の参加者を募集した際に、自由参加であることを十分説明した。そして、実験開始までに、実験者と参加者の双方が以下の内容が記載された承諾書にサインし、参加者の利益を保証した。具体的な内容として、①実験者は参加者の回答内容を学術目的以外に使用しないこと、②氏名などの個人情報を実験で得られた複数データの照合にしか使わないこと、③参加者には実験への参加・脱退の自由が保証されること、であった。

4 社会的スキル尺度以外に、中国人学生の認識した日本人の人間関係尺度 (Mao, 2011)、滞在国の対人スキル獲得尺度 (植松, 2004)、異文化適応感尺度 (植松, 2004)、在日中国系留学生用ソーシャル・サポート尺度 (周, 1993) に関するデータも収集した。ただし、これらの尺度内容は本研究の報告の主旨に合致しないため、本研究で触れなかった。

Table 1 中国人留学生を対象とした日本文化的 SST プログラム

| 順序 | レベル | テーマ(モジュール・プログラム名)  | 解説ポイント  | ねらい<br>(期待する向上領域)  | コンテンツ   |
|----|-----|--|---|--|---|
| 1  |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>自己紹介 (自己紹介/第一印象)</li> <li>自分の対人関係の認識 (対人関係地図)</li> <li>講読資料 (セッション後) 社会的スキルとは 人間関係とフィードバック ジョハリの窓</li> </ul>  | <ul style="list-style-type: none"> <li>話し手、聞き手としてのスキル</li> <li>人間関係ネットの中で人と関わる/ 人に関わられる</li> <li>社会的スキルが含むもの・特性</li> <li>トレーニング可能性</li> <li>自己開示 フィードバックの重要性</li> </ul> | <p>自己表現 (話す、聞かせる)、関係調整、他者理解、対人認知</p> <p>自分意識/対人認知</p> <p>社会的スキル概念の理解・参加意欲/モチベーションの高揚</p>   | <p>グループを2つの作業班に分け、お互いに知り合うようにすべてのメンバーと一対一で自己紹介をする。終了後、班ごとに自己紹介のプロセスでのコミュニケーションのポイントを話し合わせる。</p> <p>自分と周囲にいる人々との間がどのような関係で結びつけられているかを図形化する。その上で、色塗りを通して、関係に対する感情を表現する。</p> <p>社会的スキルの概念、人間関係の中のフィードバックの重要性、そしてジョハリの窓について資料を閲覧の形で理論から参加者に理解させる。</p>   |
| 2  |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>言語/非言語によるコミュニケーション (一方通行/双方通行のコミュニケーション)</li> <li>視線の役割 (不思議な会話)</li> <li>表情の表出・解読 (ミラーゲーム)</li> <li>講読資料 (セッション後) コミュニケーションのプロセスとその阻害要因</li> </ul> | <ul style="list-style-type: none"> <li>理想的なコミュニケーション形態</li> <li>表情の再確認</li> <li>コミュニケーションにおけるチャネル間の運動性</li> <li>最も効果的なコミュニケーションのあり方に気づく</li> </ul>                      | <p>言語/非言語のそれぞれの役割 コミュニケーションの仕方の再認識</p> <p>チャネルの役割</p> <p>記号化/解読</p> <p>非言語の表出・解読</p> <p>他者理解</p> <p>コミュニケーションの質を高めるためのチャネルの重要性に対する理解</p> | <p>ある図形を参加者の一人から他の全員に伝えさせる。一回目ではこの1人が他の成員とコミュニケーションができないように伝えてもらう。二回目に対話的な伝え方をさせる。二つの条件で起きたコミュニケーションの違いを話し合いを通して明らかにする。</p> <p>「不思議な会話」では、2人で一組にし、条件を設けて、相手と会話させる (e.g. 楽しいことを相手を見ないで話す)。</p> <p>「ミラーゲーム」では、2人一組にし、7つの感情 (悲しみ、怒りなど) を相手に表出し、相手はそれを模倣する、当てるなどをさせる。</p> <p>コミュニケーションとは何であるか、どのようなプロセスをたどっているか、コミュニケーションがうまくいかない場合の要因を理論的に参加者に理解してもらう。</p> |
| 3  |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>問題解決 (「ブックマートX」に行こう！)</li> <li>講読資料 (セッション後) チームワーク 組織の中の個人行動</li> </ul>  | <ul style="list-style-type: none"> <li>チームワークを作る</li> <li>組織の中の人間行動</li> <li>チームの特徴と働く原理の理解</li> <li>組織と個人行動の関係に関する知識</li> </ul>  | <p>コミュニケーションの仕方、主張・抑制、リーダーシップ、計画、競争、組織に対する認識</p> <p>協同作業におけるチーム・組織の中での要素と方法に対する理解</p>  | <p>4人1作業班に分け、それぞれ断片的な情報に基づき、口頭で情報を出し合って、作業班で規定時間内に一つの地図を完成させる。また、グループ間で競い合わせる。</p> <p>組織内の問題解決のプロセスに含まれる対人コミュニケーションの要素を理論的レベルから理解してもらう。</p>   |

文化共通編



Table 1 中国人留学生を対象とした日本文化的 SST プログラム (つづき)

| 順序 | レベル | テーマ(モジュール・プログラム名)  | 解説ポイント   | ねらい<br>(期待する向上領域)   | コンテンツ   |
|----|-----|--|--|---|---|
| 4  |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>異文化環境下のルールを考える<br/>(国際会議のコアセッション)</li> <li>講読資料 (セッション後)<br/>コミュニケーションと異文化コミュニケーション</li> </ul>              | <ul style="list-style-type: none"> <li>他文化の慣習を発見する</li> <li>異文化コミュニケーション展開の様相</li> </ul>   | 日本人のコミュニケーションスタイルの特徴の発見、日本文化にまつわるルールの発見、これまでに自分のコミュニケーションの仕方と日本のコミュニケーションスタイルとの折り返しの付け方 | 参加者全員に予めもともと互いに違う会話ルールを伝える。二人ペアを次から次へと組んでもらい、会話を展開させる。  |
|    |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>講読資料 (セッション後)<br/>コミュニケーションと異文化コミュニケーション</li> </ul>   | <ul style="list-style-type: none"> <li>自文化と異文化の違いを気づく、そして調整する能力の必要性を理解する</li> </ul>  | 日本文化環境下にある新しいコミュニケーションスタイルへの気づき   | 異文化への適応に関わるコミュニケーションスタイル変換に関する理論的な理解をしてもらう。   |
|    |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>異文化摩擦の解決法を身につける<br/>(D. I. E. 法)</li> <li>講読資料 (セッション後)<br/>文化と文化間摩擦</li> </ul>                             | <ul style="list-style-type: none"> <li>異文化環境下で誤解発生のメカニズムの理解</li> <li>異文化を持つ相手の行動を自分と相手の双方から理解する方略</li> <li>文化普遍主義と自文化中心主義</li> <li>中国文化と日本文化下の対人スキル</li> </ul>   | 日本人との誤解を減らす、中国文化和と日本文化の対人特徴の理解、同じ行動の異なる解釈   | D. I. E. 法に基づく異文化環境下での摩擦の分析例に習い、ある中国人留学生と日本学生との摩擦事案を分析する。その延長線上、普段各自感じている日本人の対人関係に対する違和感を参加者間で共有する。 |
| 5  |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>新しいソーシャルサポートの獲得<br/>(代替選択)</li> <li>ストレス緩和<br/>(リラクゼーションリスト)</li> <li>講読資料 (セッション後)<br/>異文化への適応へ</li> </ul> | <ul style="list-style-type: none"> <li>文化現象を絶対視する視点からの批判、多角度から異文化相手の行動を解読する</li> </ul>   | 文化現象を絶対視する視点からの批判、多角度から異文化相手の行動を解読する  | 文化普遍主義、文化相対主義、文化間における誤解発生のメカニズムに関する理論を理解してもらう。  |
| 6  |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>新しいソーシャルサポートの獲得<br/>(代替選択)</li> <li>ストレス緩和<br/>(リラクゼーションリスト)</li> <li>講読資料 (セッション後)<br/>異文化への適応へ</li> </ul> | <ul style="list-style-type: none"> <li>自分をサポートする資源の重要性を理解する</li> <li>異国においてサポート資源の入手方法</li> <li>異文化環境下のストレスと表れ</li> <li>リラクゼーションにつながる自己調整</li> <li>カルチャレーションへの理解 (U字カーブ)</li> <li>カルチャレーションの乗りこえる方法</li> </ul> | 日本社会におけるソーシャルサポートへの理解とサポート資源の獲得方法   | 来日に伴い、失った自分をサポートするリソースをリストアップし、それに代替するリソースについて考え、記述する。参加者間で共有する。                                    |
|    |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>ストレス緩和<br/>(リラクゼーションリスト)</li> <li>講読資料 (セッション後)<br/>異文化への適応へ</li> </ul>                                     | <ul style="list-style-type: none"> <li>ストレス緩和、自己調整、リラクゼーション</li> </ul>   | ストレス緩和、自己調整、リラクゼーション  | 大学や住まいの周辺にあるリラクゼーション施設の共有、自分自身が使ったリラクゼーション法をリストアップし、参加者間で共有する                                       |
|    |     | <ul style="list-style-type: none"> <li>講読資料 (セッション後)<br/>異文化への適応へ</li> </ul>   | <ul style="list-style-type: none"> <li>異文化環境下で発生しうるストレスの仕組みへの理解力</li> </ul>  | 異文化環境下で発生しうるストレスの仕組みへの理解力   | U字カーブ、カルチャレーションの現れる症状に関する理論的な理解をしてもらう。  |

1994) この尺度は、日本人論の中で描かれた日本人の行動様式に基づいて開発され、日本文化的な対人関係の特徴を反映している。「察し能力 (Perceptive Ability, 以下 PA とする)」、「自己抑制 (Self-Restraint, 以下 SR とする)」、「上下関係の調整 (Hierarchical Relationship Management, 以下 HRM とする)」、「対人感受性 (Interpersonal Sensitivity, 以下 IS とする)」、「曖昧さに対する耐性のなさ (Tolerance for Ambiguity, 以下 TA とする)」という 5 つの因子によって構成され、すべての項目に、「1: 当てはまらない」から「5: よくあてはまる」まで、5 件法で回答を求めた。

### 比較群のデータ収集

**参加者**<sup>5</sup> 本研究では、2 つのグループの在日中国人留学生を対象とした。いずれも関西の大学、専門学校および日本語学校に在籍している中国人留学生であった。グループ 1 の留学生は 153 名 (男性 84 名, 女性 69 名; 平均年齢  $23.52 \pm 3.31$ ; 日本滞在期間は  $2.13 \pm 1.73$  年) で、グループ 2 の留学生は 99 名 (男性 57 名, 女性 42 名; 平均年齢  $23.18 \pm 2.59$ ; 日本滞在期間は  $1.92 \pm 0.22$  年) であった。グループ 1 とグループ 2 の留学生の平均年齢と日本滞在期間のそれぞれについて対応のない *t* 検定を行った結果、いずれも有意差がみられなかった (順に,  $t(250) = 0.87, n.s., d = 0.11$ ;  $t(250) = 1.14, n.s., d = 0.15$ )。両グループのサンプルの性質は同等と考えられる。

**比較群のデータ** 比較群のデータは実験群のデータと同じ時期に収集したものを使用した。このうち、グループ 1 のデータについては毛 (2010) で、グループ 2 のデータについては Mao (2011) で取り上げたものである。いずれも一時点のみのデータであった。

**社会的スキルの測定** グループ 1 に実施した調査では、実験群の測定に用いた 4 つの尺度のうち、① ChUSSI と④ JICS を測定した。グループ 2 に実施した調査では、② KiSS-18 と④ JICS を測定した。なお、③ ACT はいずれのグループにおいても測定しなかった。

## 結果

### 本研究の分析方法

SST プログラムが社会的スキルにもたらす影響を明らかにするために、本研究では、まず、Blake & Heslin (1983) が言及した「1 群事前事後テストデザイン」を用いて、実験群のみを対象に測定時期による社会的スキル得点の変化を検討した。それとともに、実験群の測定時期ごとに得られた得点を用いて、比較群の値 (一時点のみ) と比較し、Blake & Heslin

(1983) が言及した「コントロール群事前事後テストデザイン」に近い形で実験群の得点の変化を検討した。

### 実験群の測定時期による社会的スキルの変化

SST 参加者のそれぞれの尺度における PRE と POST の得点変化および FOLLOW UP の持続効果を検討するために、測定時期を独立変数に、各尺度の得点を従属変数とした 1 要因 3 水準の参加者内の分散分析を行った。

その結果、中国文化のスキル尺度 ChUSSI の 4 因子のうち、SA の測定時期の効果が有意傾向 ( $F(2, 36) = 2.91, p < .10$ ) であったものの、多重比較で有意ないし有意傾向の結果が得られなかった。ChUSSI の他の因子においては、有意な測定時期の効果がみられなかった。

文化共通のスキルを測定する尺度のうち、ACT においては、測定時期の効果がみられた ( $F(2, 36) = 5.59, p < .01$ ) ため、多重比較を行ったところ、PRE の得点より、POST および FOLLOW UP の得点が有意に高かった。しかし、KiSS-18 においては、測定時期の効果がみられなかった。

さらに、日本文化的スキル尺度 JICS の 5 因子のうち、測定時期の効果について、HRM, TA の 2 つの因子は有意ではなかったのに対して、PA, SR と IS の 3 つの因子において有意ないし有意傾向 (順に,  $F(2, 32) = 4.64$ ;  $F(2, 36) = 3.06$ ;  $F(2, 34) = 6.78, ps < .10 \sim .01$ ) であった。この 3 つの因子にそれぞれ多重比較を行ったところ、PA 因子では、PRE の得点より FOLLOW UP の得点が有意に高かった。SR 因子では、PRE の得点より POST の得点が有意に高かった。IS 因子では、PRE の得点より POST および FOLLOW UP の得点が有意に高かった (Table 2)。

### 実験群と比較群との比較

実験群と比較群との比較に先立ち、両群の留学生の等質性をチェックするために、平均年齢と日本滞在期間のそれぞれについて対応のない *t* 検定を行った。その結果、年齢においては、実験群 ( $26.37 \pm 2.58$  歳) は比較群 ( $23.39 \pm 3.05$  歳) より有意 ( $t(272) = 4.44, p < .001, d = 0.98$ ) に高かった。一方、日本滞在期間においては、実験群 ( $1.30 \pm 0.83$  年) は比較群 ( $2.05 \pm 1.36$  年) より有意 ( $t(272) = 2.55, p < .05, d = 0.57$ ) に短かった。この結果から、本研究では比較群より実験群の年齢が高く、日本での滞在期間が短いと言える。そのため、両群の比較に、この二つの変数を統制する必要があると考えられる。

変数を統制した分析には、長谷川 (2018) にならう、実験群と比較群を独立変数に、平均年齢と日本滞在期間を共変量に、各尺度の得点を従属変数とした共分散分析を行った。従属変数に、実験群の測定時期ごとに得られた値と比較群の値 (一時点のみの

5 比較群の参加者に対して、質問紙のフェイス・シートにて、得られた回答は学術目的以外に使用しないこと、個人を特定しないこと、回答を自らの意思で自由にやめられることを伝えた。

Table 2 社会的スキル尺度の分散分析および多重比較の結果

| 尺度           | PRE     |             | POST        |             | FOLLOW UP                  |     | 測定時期の効果                     | $\eta^2_p$ | 多重比較 |
|--------------|---------|-------------|-------------|-------------|----------------------------|-----|-----------------------------|------------|------|
|              | M       | SD          | M           | SD          | M                          | SD  |                             |            |      |
| 中国文化         | PM      | 7.15 (0.70) | 7.23 (0.87) | 7.08 (0.85) | $F(2,32) = 0.54, p = .590$ | .03 | —                           |            |      |
| ChUSSI       | SA      | 5.91 (0.95) | 6.11 (1.08) | 5.77 (1.18) | $F(2,36) = 2.91, p = .067$ | .14 | 有意差および有意傾向なし                |            |      |
|              | AB      | 6.32 (0.85) | 6.67 (0.99) | 6.41 (1.04) | $F(2,34) = 1.90, p = .165$ | .10 | —                           |            |      |
|              | CO      | 6.00 (1.37) | 6.28 (1.47) | 6.07 (1.49) | $F(2,36) = 1.00, p = .377$ | .05 | —                           |            |      |
| 文化共通         | KiSS-18 | 3.68 (0.42) | 3.79 (0.62) | 3.71 (0.54) | $F(2,36) = 0.74, p = .486$ | .04 | —                           |            |      |
|              | ACT     | 4.86 (0.84) | 5.25 (0.94) | 5.28 (0.84) | $F(2,36) = 5.59, p = .008$ | .24 | PRE < POST, PRE < FOLLOW UP |            |      |
| 日本文化<br>JICS | PA      | 3.38 (0.51) | 3.56 (0.57) | 3.76 (0.50) | $F(2,32) = 4.64, p = .017$ | .22 | PRE < FOLLOW UP             |            |      |
|              | SR      | 3.45 (0.50) | 3.82 (0.58) | 3.68 (0.57) | $F(2,36) = 3.06, p = .059$ | .15 | PRE < POST                  |            |      |
|              | HRM     | 3.82 (0.76) | 4.02 (0.80) | 4.12 (0.57) | $F(2,36) = 1.38, p = .265$ | .07 | —                           |            |      |
|              | IS      | 2.96 (0.72) | 3.46 (0.72) | 3.44 (0.76) | $F(2,34) = 6.78, p = .003$ | .29 | PRE < POST, PRE < FOLLOW UP |            |      |
|              | TA      | 3.32 (0.64) | 3.26 (0.86) | 3.04 (0.80) | $F(2,36) = 1.72, p = .194$ | .09 | —                           |            |      |

値)を用いた。

まず、実験群のPREと比較群を独立変数とした結果は以下の通りである。中国文化のスキル尺度ChUSSIの4因子のうち、PM、SA、COの因子のいずれにおいても群の主効果が有意(順に、 $F(1, 162) = 7.41; F(1, 164) = 6.78; F(1, 170) = 5.67, ps < .01\sim.05$ )であり、比較群より実験群の得点が高かった。ABでは、群の主効果が有意ではなかった( $F(1, 167) = 0.51, n.s.$ )。また、KiSS-18も、群の主効果が有意ではなかった( $F(1, 117) = 1.01, n.s.$ )。さらに、JICSの5因子のうち、HRMにおいては、群の主効果が有意傾向( $F(1, 267) = 2.89, p < .10$ )であり、比較群より実験群の得点が高かった一方で、PA、SR、IS、TAでは、群の主効果が有意ではなかった(順に、 $F(1, 268) = 0.21; F(1, 266) = 0.47; F(1, 268) = 0.09; F(1, 268) = 0.86, n.s.$ )。

実験群のPREの得点を用いて比較群と比較した際、両群の平均年齢と日本滞在期間を統制してなお有意差ないし有意傾向があった場合は、実験群のトレーニングの前において、当該の尺度に実験群と比較群との間に「等質性」が確認できないことを意味する。そのため、これらの尺度はPOSTおよびFOLLOW UPでの比較に妥当ではないと考えられ、後続の分析に用いないこととした。

PREにおいて等質性が確認された尺度を中心に、実験群のPOSTと比較群を独立変数とした結果は以下の通りである。ChUSSIのABにおいては、群の主効果がみられなかった( $F(1, 167) = 2.34, n.s.$ )。また、KiSS-18においては、比較群より実験群の得点有意傾向的に高かった( $F(1, 117) = 2.92, p < .10$ )。そして、JICSのPAとTAにおいては、群の主効果がみられなかった(順に、 $F(1, 268) = 1.32; F(1, 268) = 0.71, n.s.$ )。が、SR、IS因子においては、比較群より実験群の得点有意ないし有意傾向的に高かった(順に、 $F(1, 266) = 8.17; F(1, 268) = 3.43, ps < .01\sim.10$ )。

さらに、実験群のFOLLOW UPと比較群を独立変数とした結果は以下の通りである。ChUSSIのAB、

そしてKiSS-18は、群の主効果がみられなかった(順に、 $F(1, 165) = 0.73; F(1, 114) = 0.84, n.s.$ )。そして、JICSのPA、SR、ISのいずれにおいても、比較群より実験群の得点有意ないし有意傾向的に高かった(順に、 $F(1, 264) = 4.15; F(1, 263) = 4.69; F(1, 264) = 3.02, ps < .05\sim.10$ )。TA因子では、比較群より実験群の得点有意に低かった( $F(1, 265) = 6.66, p < .05$ )。

## 考察

本研究の目的は、ELLMの方法に基づいて、日本文化的スキルを身につけさせるSSTプログラムを作成すること、そして、そのプログラムを中国人留学生に実施し、即時的向上効果およびその持続効果を検証することであった。先行研究を参考に、文化共通のスキルと日本文化的スキルのそれぞれをトレーニングするプログラムを作成した。また、SSTプログラムの効果を検証するために、本研究では、「実験群内における測定時期の比較(以下、「実験群内比較」とする)」と「実験群の各測定時期と比較群との比較(以下、「比較群との比較」とする)」という2種類の分析を行った。

### 実験群内比較から得られた主な結果

「実験群内比較」では、中国文化の社会的スキル尺度ChUSSIの4因子、文化共通のスキルを測定するKiSS-18について、測定時期による得点の有意な変化がなかった。これに対して、文化共通のスキル尺度である非言語的スキルを測定するACT、そして、日本文化に関係するスキル尺度JICSのSRとISにおいては、PREの得点よりも、POSTの得点有意に向上したが、JICSのPA、HRM、TAに得点の変化はなかった。また、ACTとISにおいては、POSTの得点の向上だけではなく、FOLLOW UPの得点がPREより高かった。加えて、PAにおいては、PREとPOSTの間に有意差がなかったものの、FOLLOW UPの得点がPREの得点より有意に向上した。

Table3 比較群と実験群の各測定時期の調整平均値と標準誤差

| 尺度             | 比較群     |         |         | データの時期    | 実験群       |         |         | 検定結果                        |                             |
|----------------|---------|---------|---------|-----------|-----------|---------|---------|-----------------------------|-----------------------------|
|                | M       | SE      | N       |           | M         | SE      | N       |                             |                             |
| 中国文化<br>ChUSSI | PM      | 6.213   | (0.080) | 144       | PRE       | 6.867   | (0.221) | 22                          | $p = .007, \eta^2_p = .044$ |
|                | SA      | 5.208   | (0.090) | 146       | PRE       | 5.915   | (0.250) | 22                          | $p = .010, \eta^2_p = .040$ |
|                | AB      | 5.987   | (0.097) | 150       | PRE       | 6.202   | (0.278) | 21                          | $p = .474, \eta^2_p = .003$ |
|                |         | 5.991   | (0.097) | 150       | POST      | 6.448   | (0.277) | 21                          | $p = .128, \eta^2_p = .014$ |
|                |         | 5.984   | (0.098) | 150       | FOLLOW UP | 6.255   | (0.295) | 19                          | $p = .393, \eta^2_p = .004$ |
|                | CO      | 5.372   | (0.120) | 152       | PRE       | 6.246   | (0.339) | 22                          | $p = .018, \eta^2_p = .032$ |
| 文化共通           | KiSS-18 | 3.420   | (0.062) | 99        | PRE       | 3.634   | (0.181) | 22                          | $p = .317, \eta^2_p = .009$ |
|                |         | 3.402   | (0.064) | 99        | POST      | 3.780   | (0.188) | 21                          | $p = .090, \eta^2_p = .024$ |
|                |         | 3.413   | (0.067) | 99        | FOLLOW UP | 3.662   | (0.234) | 19                          | $p = .361, \eta^2_p = .007$ |
| 日本文化<br>JICS   | PA      | 3.343   | (0.041) | 250       | PRE       | 3.415   | (0.148) | 22                          | $p = .646, \eta^2_p = .001$ |
|                |         | 3.345   | (0.041) | 250       | POST      | 3.524   | (0.148) | 22                          | $p = .251, \eta^2_p = .005$ |
|                |         | 3.343   | (0.041) | 250       | FOLLOW UP | 3.685   | (0.162) | 18                          | $p = .043, \eta^2_p = .015$ |
|                | SR      | 3.282   | (0.039) | 248       | PRE       | 3.382   | (0.141) | 22                          | $p = .496, \eta^2_p = .002$ |
|                |         | 3.282   | (0.040) | 248       | POST      | 3.712   | (0.143) | 22                          | $p = .005, \eta^2_p = .030$ |
|                |         | 3.281   | (0.039) | 248       | FOLLOW UP | 3.625   | (0.152) | 19                          | $p = .031, \eta^2_p = .018$ |
|                | HRM     | 3.542   | (0.046) | 249       | PRE       | 3.838   | (0.166) | 22                          | $p = .091, \eta^2_p = .011$ |
|                | IS      | 3.030   | (0.051) | 250       | PRE       | 2.973   | (0.186) | 22                          | $p = .769, \eta^2_p = .000$ |
|                |         | 3.031   | (0.052) | 250       | POST      | 3.394   | (0.187) | 22                          | $p = .065, \eta^2_p = .013$ |
|                |         | 3.031   | (0.051) | 250       | FOLLOW UP | 3.403   | (0.206) | 18                          | $p = .083, \eta^2_p = .011$ |
|                | TA      | 3.386   | (0.045) | 250       | PRE       | 3.229   | (0.162) | 22                          | $p = .355, \eta^2_p = .003$ |
|                |         | 3.386   | (0.046) | 250       | POST      | 3.239   | (0.166) | 22                          | $p = .401, \eta^2_p = .003$ |
|                | 3.385   | (0.045) | 250     | FOLLOW UP | 2.911     | (0.176) | 19      | $p = .010, \eta^2_p = .025$ |                             |

比較群との比較から得られた主な結果

参加者の平均年齢と日本滞在期間を統制した上で、「比較群との比較」を行った。その結果、中国文化のスキル尺度 ChUSSI の 4 因子のうち、比較に適している AB において、POST の得点は比較群との間に有意差がなかった。一方、文化共通のスキル尺度 KiSS-18、そして、日本文化に関係するスキル尺度 JICS の SR と IS においては POST の得点が比較群より有意に高かった。また、SR と IS において、FOLLOW UP の得点も比較群より有意に高かった。加えて、PA と TA は、POST の得点が比較群との間に有意差がなかったが、FOLLOW UP の得点は比較群より有意に高かった (PA) ないし低かった (TA、得点が低いと曖昧性に耐えられることを意味する)。

本研究の SST プログラムのトレーニング効果について

上記の 2 種類の分析結果をまとめる。中国文化のスキル尺度 ChUSSI の 4 因子はどちらの結果からもスキルの得点に変化が見られなかった。文化共通のスキルについては、「実験群内比較」には ACT で、「比較群との比較」には KiSS-18 で、得点の向上が見られた。また、日本文化に関係するスキル尺度 JICS は

どちらの分析の結果からも SR と IS に得点の向上が見られた。これらの結果から、本研究の仮説 1 はおおむね支持された。

本研究では、毛・大坊 (2012, 2016) の文化共通のスキルに対して即時的向上効果および持続効果のあるプログラムを採用した。そのプログラムは自己表現や他者とコミュニケーションを取るためのスキルをトレーニングしているため、本研究においても文化共通のスキル (ACT と KiSS-18) に対する効果が再現されたと考えられる。また、本研究の日本文化的スキルのトレーニングプログラムで、中国人留学生に日本的な対人スキルの特徴 (言葉によらないコミュニケーションなど) が中国文化的スキルと異なることを強く意識させたり、日本人との対人関係にトラブルが発生した時に客観的に分析できる方法 (D.I.E. 法) を教えたりした。これらの内容により、SST の参加者は日本文化の特徴である個人の主張を抑えること、および間接的・婉曲的なメッセージのやりとりを意識するようになり、SR と IS のような日本文化的スキルが向上したと考えられる。

一方、日本文化的スキルの PA と TA には、トレーニング直後の POST 得点に即時的向上は見られなかった。しかし、「実験群内比較」では、PA の



FOLLOW UP の得点が PRE の得点より有意に向上したほか、「比較群との比較」では、PA と TA はともに FOLLOW UP の得点が比較群より有意に変化した。すなわち、この二つのスキルは、SST の直後ではなく、時間の経過とともに、効果が現れると言える。このような結果になった理由としては、二つの可能性が考えられる。一つ目は、この二つの因子の内容の難易度である。2 因子はそれぞれ「間接的メッセージを認知するスキル」と「曖昧な態度を必要とする相互作用のスキル」であった。「間接的」、「曖昧」といったコミュニケーションの仕方はやや高度なものであるため、留学生にとって、習得するまでに時間がかかった可能性があるとして推測される。二つ目は、中国人留学生が「日本にいる」という状況に置かれていることである。今回の参加者は、プログラムの中で習ったことをその後の日本人との関わりのなかで、その都度思い返し、徐々に必要性に気づき、実践したと推測される。なお、JICS の HRM については、実験群の PRE での得点は 5 点満点中、3.82 という高い値となり、トレーニング前に得点の天井効果が発生していた可能性がある。このため、トレーニングの効果がみられなかったと考えられる。

毛・大坊 (2012, 2016) では、社会的スキルの文化共通の要素と中国文化の要素の両方をプログラムに取り入れて SST を行った。その結果、中国人大学生の文化共通のスキルと中国文化的スキルのレベルは向上したが、日本文化のスキルの向上はなかった。本研究のプログラムでは、毛・大坊 (2012, 2016) の文化共通の要素を引き継いだ上で、そのプログラムにある中国文化の要素を、日本文化の要素に置き換えて、中国人留学生に実施した。その結果、中国文化的スキルに変化がなく、文化共通のスキルと日本文化のスキルのレベルが向上した。プログラムの文化的要素の入れ替えにより、対象者が同じ中国人であっても、向上した文化的スキルが異なっている。この一連の結果を考えると、文化的スキルの向上効果は文化的スキルトレーニングプログラムに由来すると推察される。合わせて、「文化共通」と「文化独自」という社会的スキルの分け方の妥当性を裏付けているといえよう。

#### 本研究のプログラムの持続効果について

「実験群内比較」において、ACT, SR および IS は PRE より POST の得点が向上した。このうち、ACT と IS では、FOLLOW UP の得点が PRE より高く、トレーニングの持続効果が見られた。また、「比較群との比較」において、KiSS-18, SR および IS は、POST の得点が比較群より有意に高かった。このうち、SR と IS の FOLLOW UP の得点は比較群より有意に高く、持続効果が見られた。「実験群内比較」の SR と、「比較群との比較」の KiSS-18 は、持続効果が見られなかった。SR については、実験群の中において持続効

果が確認できなかった一方で、比較群との比較では、持続効果が確認できた。このことから、SR は実験群内で 3 ヶ月後の得点が下がったものの、比較群と比べて依然として高い水準にあると推測される。すなわち、SR には持続効果がある可能性も考えられる。一方、文化共通のスキルとしての KiSS-18 の得点が持続効果を持たない理由については、今後の検討課題とする。

このように、分析の種類によって、IS 以外に、尺度によって持続効果にバラツキがあった。この結果を踏まえて、本研究の SST プログラムは、参加者の文化共通および日本文化的スキルに対して、SST 直後に即時的向上効果をもたらすが、SST 終了後 3 ヶ月後において、持続効果は一部の尺度にとどまっていると言わざるを得ず、仮説 2 は一部のみ支持された。

ELLM の持続効果について、津村・星野 (1996) による理論上の議論に続き、毛・大坊 (2012) では、中国人大学生を対象にした中国文化を考慮した社会的スキルトレーニングプログラムの効果検証においてこれを確認した。本研究では、中国人留学生の日本文化的スキルを習得する文脈において、この効果を部分的に検証することができた。Blake & Heslin (1983) は、持続性をもたらすプログラムが参加者の異文化の社会での活動をより有益なものにすると強調している。本研究のこの文脈における検討は、意義があると考えられる。ただし、部分的にしか検証できなかった理由については、SST の時間にあると考えられる。毛・大坊 (2012) では、1 セッション 2 時間をかけて行って、その中では、「ふりかえり」や「わかちあい」に十分な時間を確保しただけではなく、理論に対する理解を深めることに役に立つ小講義もセッション内で実行された。このような手続きによって、毛・大坊 (2012) では、トレーニング即時的向上効果および持続効果が十分に確認できた。しかし、本研究では、参加者の負担を軽減するために、1 セッション 1 時間で、小講義は資料配付と各自精読という形となった。このような影響により、本研究のトレーニング効果が不十分になった可能性が推測される。

#### 本研究のサンプルの特徴および初期値の比較

本研究の実験群と比較群の基本属性を分析した結果、実験群は比較群より平均年齢が高い一方、日本滞在期間が短かった。すなわち、比較群より実験群は年上で、学歴が高く、中国での生活時間がより長く、中国人との対人的経験がより豊富であると推測できる。このように考えると、平均年齢と日本滞在期間の両変数を統制しても、実験群の PRE と比較群の得点の比較において、AB を除き、中国文化のスキル尺度 ChUSSI の 3 因子で、実験群の得点が高かったことは妥当な結果と言える。

その一方で、本研究の実験群と比較群の間には、日本滞在期間に違いがあるものの、相対的に長い方の比較群でも、その平均期間は 2.05 年であった。日本での経験年数は長いとは言えず、そのため、日本文化の社会的スキルがあまり身につけていない状態であると推測される。このように考えると、JICS の 5 つの因子のうち、4 つにおいて実験群の PRE 得点と比較群との間に有意な得点差がないことは妥当な結果と言える。なお、唯一両群の間に有意差のある HRM 因子については、毛・大坊 (2012) では、この因子の内容は ChUSI の PM 因子とよく似ていて、高い正の相関関係があると指摘している。両群の比較で、実験群の PRE の方が比較群に比べて PM 因子の得点が有意に高ければ、HRM 因子にも同様の有意差があることは当然の結果だと考えられる。このことは、前節で述べた実験群の HRM 得点に天井効果が生じた理由の一つであると推測される。

### 本研究の意義

社会のグローバル化が進み、日本社会はより多くの異文化出身者を受け入れなければならない時代に突入している。いかに異文化出身者をうまく日本社会に適応させるかが喫緊の課題といっても過言ではない。そのような中、本研究では、切迫した、具体的かつ現実的な適応の問題を抱えている中国人留学生を取り上げて、日本文化的スキルを向上させるプログラムを作成し、トレーニングの実践を行い、効果を確かめた。このような実践を、留学生の人数規模において最も大きい中国人留学生というグループに普及させれば、彼らの日本人とのコミュニケーションがもっと円滑になり、勉学という留学の本来の目的に集中しやすくなるだろう。

### 本研究の限界と展望

最後に、本研究の限界と展望を挙げておく。まず、本研究は、完全な実験計画法に則った実験デザインに改善する必要がある。本研究の分析に、「1 群事前事後テストデザイン」を用いて「実験群内比較」とともに、「コントロール群事前事後テストデザイン」を目指して、一時点のみのデータを「比較群」と見なして、実験群の各測定時期の値と比較した。しかし、実験計画法の観点から見た場合、本研究の比較群の設定は脆弱だと言わざるを得ない。そのため、実験群の効果はプログラムによるものなのか、それとも参加者の自然成長なのかについて、断定的に結論づけることができなかった。今後、完全な比較群、つまり、実験計画法に則って、実験群の測定方法と揃えた「統制群」の測定値を収集した上でプログラムを検証する必要がある。

また、本研究では、日本文化に特化している SST プログラムを中国人留学生に実行し、その効果を検証した。得られた効果をもとに、日本にいる他の文

化出身者に適用する可能性も考えられる。しかし、日中間では、コミュニケーションスタイルの違いがあるものの、両国は文化的な共通性を多く有している。そのため、今回のプログラムを中国以外の出身者に適用した場合、本研究と同じ効果を持つとは限らない。今後、本研究で考案したプログラムの他文化出身者への適用には、それぞれの国に応じた特有の社会的スキルを反映・調整させる必要があると考えられる。

最後に、本研究で用いた測定方法について、検討する余地がある。本研究では、実験群の PRE、POST、FOLLOW UP の 3 つの値も、比較群の値も、参加者から社会的スキルの自己報告尺度の得点を基準に SST の効果を検討した。しかし、異文化適応の SST の最も重要な目的は参加者の行動に変化をもたらすことである。本研究の方法では、参加者の意識レベルの変化は検証できたが、実際の行動に対する客観的な検証ができていない可能性がある。したがって、今後の研究において、参加者の行動に焦点を当て、参加者の周りにいる日本人からの評価データも収集し、SST による変化を検討すべきである。

### 利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

### 引用文献

- 相川 充 (1996). 社会的スキルという概念 相川 充・津村 俊充 (編) 社会的スキルと対人関係——自己表現を援助する—— 誠信書房
- 相川 充 (2009). 新版 人づきあいの技術——ソーシャルスキルの心理学—— サイエンス社
- 天見 慧 (2003). 中国とどう付き合うか 日本放送出版協会
- Argyle, M. (1967). *The psychology of interpersonal behavior*. Harmondsworth, England: Penguin Books.
- Benne, K. D., Bradford, L. P., & Lippitt, R. (1964). The laboratory method. In Bradford, L. P., Gibb, J. R., & Benne, K. D. (Eds.), *T-Group theory and laboratory method: Innovation in re-education* (pp. 15-44). New York: John Wiley & Sons.
- Berry, J. W. (1989). Imposed etics-emics-derived etics: The operationalization of a compelling idea. *International Journal of Psychology*, 24, 721-735.
- Blake, B. F., & Heslin, R. (1983). Evaluating cross-cultural training. In Landis, D., & Brislin, R. W. (Eds.), *Handbook of Intercultural Training Volume I : Issues in Theory and Design* (pp. 203-223). New York: Pergamon.

- 大坊 郁夫 (2003). 社会的スキル・トレーニングの方法序説——適応的な対人関係の構築—— 対人社会心理学研究, 3, 1-8.
- 大坊 郁夫 (2006). 社会的スキル・トレーニングに生かされる言語・非言語コミュニケーションの働き 電子情報通信学会技術研究報告, 106, 31-36.
- 大坊 郁夫・栗林 克匡・中野 星 (2000). 社会的スキル実習の試み 北海道心理学研究, 23, 22.
- Friedman, H. S., Prince, L. M., Riggio, R. E., & DiMatteo, M. R. (1980). Understanding and assessing nonverbal expressiveness: The Affective Communication Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 333-351.
- 後藤 学・大坊 郁夫 (2005). 短期間における社会的スキル・トレーニングの実践的研究 対人社会心理学研究, 5, 93-99.
- 後藤 学・大坊 郁夫 (2009). 短期的な社会的スキル・トレーニングの実践——社会人への適用を目指して—— 応用心理学研究, 34, 193-200.
- 長谷川 孝治 (2018). ボイストレーニング・プログラムへの参加経験が心理的健康と夫婦間コミュニケーションに及ぼす影響——高齢男性と配偶者の well-being を促進するか—— 実験社会心理学研究, 58, 15-28.
- Hwang, K. (1987). Face and favor: The Chinese power game. *American Journal of Sociology*, 92, 944-974.
- 菊池 章夫 (1988). 思いやりを科学する——向社会的行動の心理とスキル—— 川島書店
- Kolb, D. A. (1984). *Experiential learning : Experience as the source of learning and development*. NJ : Prentice Hall.
- Lysgaard, S. (1955). Adjustment in a foreign society: Norwegian Fulbright grantees visiting the United States. *International Social Sciences Bulletin*, 7, 45-51.
- 毛 新華 (2010). 在日中国人留学生の抱える文化適応の問題——自由記述調査のデータより—— 日本社会心理学会第 51 回大会発表論文集, 682-683.
- Mao, X. (2011). Why are Chinese students in Japan distressed in their interpersonal relationships with Japanese? *Poster presented at the 12th Annual Meeting of the Society for Personality and Social Psychology* (Texas, USA).
- 毛 新華 (2013). 日本人から見た在日中国人留学生の文化適応の問題点——日本人を対象とする自由記述調査のデータより—— 日本社会心理学会第 54 回大会発表論文集, 196.
- Mao, X., & Daibo, I. (2006). The development of Chinese university-students social skill inventory. *Chinese Mental Health Journal*, 20, 679-683.(in Chinese)
- 毛 新華・大坊 郁夫 (2007). KiSS-18 の中国人大学生への適用 対人社会心理学研究, 7, 55-60.
- 毛 新華・大坊 郁夫 (2012). 中国文化の要素を考慮した社会的スキル・トレーニングのプログラムの開発および効果の検討 パーソナリティ研究, 21, 23-39.
- 毛 新華・大坊 郁夫 (2016). 中国文化要素が配慮された社会的スキル・トレーニングプログラムの効果——中国人大学生の自己評価からみた意識と行動の変化を中心とする検討—— 社会心理学研究, 32, 22-40.
- 毛 新華・清水 寛之・木村 昌紀 (2021). 中国の在留邦人における文化適応課題の検討——日中文化の相違点の認識に関する調査から—— 神戸学院大学心理学研究, 4, 31-40.
- 中村 和彦 (2013). 大学 1 年春学期におけるラボラトリー方式の体験学習の効果——体験から学ぶ力の影響—— 実験社会心理学研究, 52, 137-151.
- 日本学生支援機構 (2020). 2019 (令和元) 年度外国人留学生在籍状況調査結果 日本学生支援機構 Retrieved from <https://www.studyinjapan.go.jp/ja/statistics/zaiseki/data/2019.html> (2022 年 6 月 22 日)
- 日本学生支援機構 (2022). 2021 (令和 3) 年度外国人留学生在籍状況調査結果 日本学生支援機構 Retrieved from <https://www.studyinjapan.go.jp/ja/statistics/zaiseki/data/2021.html> (2022 年 6 月 22 日)
- Oberg, K. (1960). Culture shock: Adjustment to new cultural environments. *Practical Anthropology*, 7, 177-182.
- 周 玉慧 (1993). 在日中国系留学生用ソーシャル・サポート尺度作成の試み 社会心理学研究, 8, 235-245.
- Takai, J. & Ota, H. (1994). Assessing Japanese interpersonal communication competence 実験社会心理学研究, 33, 224-236.
- 田中共子 (2000). 留学生のソーシャル・ネットワークとソーシャル・スキル ナカニシヤ出版
- Triandis, H. C. (1995). *Individualism & collectivism*. Boulder, CO: Westview Press.
- 津村 俊充 (2002). ラボラトリー・メソッドによる体験学習の社会的スキル向上に及ぼす効果——社会的スキル測定尺度 KiSS-18 を手がかりとして—— アカデミア (人文・社会科学編), 291-320.
- 津村 俊充・星野 欣生 (1996). *Creative human relations (I~VIII)* プレスタタイム
- 植松 晃子 (2004). 日本人留学生の異文化適応の様相——滞在国の対人スキル, 民族意識, セルフコントロールに着目して—— 発達心理学研究, 15, 313-323.
- 吉田 友子 (2009). 異文化との出会い——カルチャーショックと異文化適応—— 八代 京子・町 恵理

子・小池 浩子・吉田 友子 (編) 異文化トレーニング [改訂版]——ボーダレス社会を生きる——  
三修社

吉村 章 (2012). 中国人との実践交渉術 総合法令  
出版

—2022.8.31 受稿 2022.11.21 受理—



# 地域子育て支援拠点事業の利用状況に関する全国Web調査報告 —大学施設利用を中心に—

難波 愛 道城 裕貴 清水 寛之 村井 佳比子 岡野 太郎 中村 敏

神戸学院大学心理学部

**The national Web survey on the usage of the regional childcare support center program:  
Focusing on utilization of university facilities**

**Ai Namba, Yuki Dojo, Hiroyuki Shimizu, Keiko Murai, Taro Okano, and Satoshi Nakamura**  
(*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

本論文の目的は、日本全国の地域子育て支援拠点の利用に関する調査を通して、地域子育て支援拠点事業、特に大学による事業の現状を把握し、神戸学院大学心理学部が主催する子育てサロン「まなびー」の役割を明確化することであった。就学前児をもつ子育て中の男女2,113名を対象にWeb調査を実施した。主要な調査項目は、調査対象者の生活状況、子育て支援サービスへのニーズ、地域子育て支援拠点事業等の利用状況（利用頻度、利用理由、利用満足度など）であった。有効回答2,110件に対して分析を行い、いくつかの重要な知見を得た。なかでも、地域子育て支援事業の利用を希望する人たちは「子どもを遊ばせる場や機会」を強く求めていることが示された。さらに、大学での子育て支援拠点の役割として、大学生と地域住民との関わりを促進するプログラムを提供することが利用者のニーズにこたえ、利用満足度の向上につながる可能性が示唆された。

**Key words:** childcare support, regional support, national Web survey, utilization of university facilities, needs of childcare support, users' satisfaction, parents.

キーワード：子育て支援、地域支援、Webによる全国調査、大学施設の利用、子育て支援ニーズ、利用満足度、親

Kobe Gakuin University Journal of Psychology  
2022, Vol.5, No.1, pp.53-61

## 問題と目的

内閣府（2004）の「平成16年版 少子化社会白書」によれば、「少子化」という用語は、当時の経済企画庁から1992年に刊行された「国民生活白書 少子社会の到来、その影響と対応」（経済企画庁、1992）において初めて公的に用いられた。そこでは、少子社会の現状や課題などの解説が行われ、少子化による影響を経済的な側面（労働生産性や年金など）と社会的な側面（子どもの成長発達や子育てなど）に分けて考え、さまざまな問題が提起された。その後、現在に至るまで30年ほどが経過し、それらの問題が次第に顕在化し、一部は深刻化してきた。たとえば、近年、未婚化・晩婚化の進行といった家族形態の変

化とともに単一の家族内の子ども数が減少傾向にある。この状況に関連して、子育てに関する精神的・身体的・経済的な負担感が増大している、子育てと仕事との両立を職場環境が阻んでいる、核家族化や都市化によって家庭の養育力が低下している、地域での相互の助け合いの機会が少なくなっている、子育てに関して養育者が他から支援を得られにくく孤立しがちである、といった問題点が何年も前から指摘されており（内閣府、2004）、その後もその傾向は顕著となっている（内閣府、2022）。

現代における子育てのあり方をめぐって、海外の子育て事情の紹介（牧、2008；澤渡、2005；横山・Hakulinen、2018）や、子育て支援に関する社会学的考察（松木、2013；西村、2014）をはじめ、臨床

心理学や発達心理学の観点からも重要な解説がこれまでいくつかなされてきた(河合, 2001; 高橋, 2019)。海外の最新の家族心理学的研究によれば, 子育てに関するさまざまな悩みや不安, 抑うつ傾向には個人差が大きく, 望ましい子育て支援プログラムによって, 実際の親の子育て行動や子ども自身の自己調整能力に良い影響が現れることなどが報告されている(Cullum, Goodman, Garber, Korelitz, Sutherland, & Stewart, 2022; Guyon-Harris, Taraban, Bogen, Wilson, & Shaw, 2022; Planalp, Nowak, Tran, Lefever, & Braungart-Rieker, 2022)。しかしながら, Morita, Saito, Nozaki, & Ihara (2021) による日本の育児支援に関する調査では, 育児支援の充実が母親のストレスを低減し, うつ状態の予防に寄与する反面, 必ずしも子どもの問題行動の発生の低下や抑止につながらないことが示されている。このことは, 日本では母親を主たる養育者であるとする見方が母親に過度なストレスを与えていることを示唆するとともに, 本来は母親への質の高い育児支援が提供されるべきであるのに, そうした子育て支援体制の構築が十分には果たされていないという可能性を示唆している。

そうしたなかで, 筆者らは, 子育てに関する心理学的アプローチの一環として, 子育てに関する地域支援に焦点を当て, 養育者や保育士, 教員を対象に心理学的調査研究を行い, その結果を報告してきた(道城・清水・小石・前田・山上, 2015; 道城・清水・山上・前田, 2016; 清水・吉野・石野・若林, 2007)。神戸学院大学心理学部(2018年4月に人文学部人間心理学科より改編)では, 2011年から発達心理学の実習として子育て支援プログラムを実施しており, これを拡大・発展させ, 2014年から神戸市と連携して地域子育て支援拠点, 子育てサロン「まなびー」を開設している(道城・清水・小石他, 2015; 道城・清水・山上他, 2016)。2021年度の厚生労働省の地域子育て支援拠点事業実施状況報告書(厚生労働省, 2021a)によると, 地域子育て支援拠点は全国に7,735か所ある。地域子育て支援拠点のほとんどは自治体もしくは社会福祉法人により運営されており, 大学・短期大学が運営を担う地域子育て支援拠点は少数である。大学・短期大学が地域子育て支援拠点を運営することについて, 今井・伊藤(2017)は, 実践活動と学術研究において大学・短大間が交流・連携することで, 共同で研究プロジェクトを実施する等, 多様な支援の可能性が生まれることを指摘している。

そこで本研究は, 全国の地域子育て支援拠点の利用状況を調査することによって, 地域子育て支援拠点事業, 特に大学による事業の現状を把握し, 子育てサロン「まなびー」の役割を明確にすることを目的とする。新型コロナウイルス感染症拡大の影響により家事・育児時間が増加, 特に女性の負担が増え, 生活全体の満足度が低下していることが報告されて

おり, 虐待や家庭内暴力の増加が懸念されている(厚生労働省, 2021b)。この状況で大学の心理学部が運営に関与する地域子育て支援拠点として何ができるか, まずは現状を把握することが, より良い支援を見出す方法として合理的であり, 意義があるといえる。

## 方 法

### 調査対象者

民間の調査会社が管理する調査対象者パネルに登録している, 就学前の子どもをもつ子育て中の男女2,113名(男性912名, 女性1,199名, その他2名, 平均年齢35.6歳,  $SD = 6.70$ )を対象に, Webによる自己回答式の調査を実施した。

### 調査実施日

調査は, 2022年7月に実施した。

### 調査内容

**フェイスシート** 調査対象者の性別, 年齢, 居住地域, 子どもの年齢, 同居している家族, 就業状況について回答を求めた。

**調査対象者の生活状況** 今井・伊藤(2017)を参考に, ストレス状況, 孤独状況, 家計状況について, それぞれ「私は子どもを持つ前よりストレスを感じている」「私は日々の生活が孤独であると感じることがある」「私は家計がとても苦しいと感じることがある」とたずね, 「まったくそう思わない」から「たしかにそう思う」までの4件法で回答を求めた。

**子育て支援サービスへのニーズ** 厚生労働省のアンケート項目(厚生労働省, 2003)をもとに, 「一時預かり等の保育サービス」「子どもを遊ばせる場や機会の提供」「子育てに関する総合的な情報提供」「子どもの発達や健康面のサポート」「周囲の精神的なサポート」の5項目から, 必要と感じる支援を複数選択可として回答を求めた。また, 5項目以外のニーズについては, 「その他(自由記述)」に記載を求めた。

**地域子育て支援拠点事業等の利用状況** 地域子育て支援拠点事業について, 利用したことがあるかどうかをたずねた。その後, 「利用したことがある」と回答した人には, 利用施設名, 利用のきっかけ(「友人・知人からの情報提供」「市役所等からの公共機関からの情報提供」「当該施設からの情報提供」「その他」の4項目), 利用頻度(「1度だけ利用したことがある」「何度か利用した」「月に何度か利用している」「週に1度ほど利用している」「週に何度か利用している」の5項目), 利用理由(「同年齢の子どもや親と交流できる」「設備や遊具が充実している」「子どもが喜ぶ」「リフレッシュできる」「気楽に悩みを聞いてもらえる」「アクセスしやすい」「その他」の7項目)について回答を求めた。また, 「利用したことがない」と

回答した人には、地域子育て支援拠点を「知っていた」か「知らなかった」かの回答を求めた。さらに、「知っていた」と回答した人には知っていたにも関わらず利用していない理由について、「知らなかった」と回答した人にはこのようなサービスを「利用したい」か「あまり興味はない」かたずね、その回答の理由について自由記述での回答を求めた。

**利用満足度** 「地域子育て支援拠点の子育て支援に対する利用者満足度」に関する調査（浅井，2018）を参考に、5つの因子「利用しやすさ」「子どもと他者の交流」「親同士の交流」「運営・管理の充実」「地域とのつながり」のそれぞれについて、因子負荷の高い2項目ずつを抽出し、各項目に対して「まったくあてはまらない」から「たしかにあてはまる」までの4件法で回答を求めた。なお、「親同士の交流」については、抽出した2項目が親に対する支援に関する内容であったため、因子名を「親への支援」に変更した。

**大学の地域子育て支援拠点事業の利用状況** 上記「地域子育て支援拠点事業等の利用状況」において、大学以外の施設を回答した人に対し、大学での支援事業を利用したことがあるかどうかをたずね、「利用したことがある」と回答した人に、利用施設名、利用のきっかけ、利用頻度、利用理由および利用満足度について回答を求めた。

**分析方法**

調査対象者から得られた全ての回答を利用状況（大学施設利用、大学以外施設利用、施設を利用していない）ごとに整理・分析した。まず、「地域子育て支援拠点事業等の利用状況」に対する回答から、地域子育て支援拠点事業等を利用したことがあると回答した者と利用したことがないと回答した者に分けた。さらに、利用したことがあると回答した者のうち、「大学の地域子育て支援拠点事業の利用状況」の回答から、大学での支援事業を一度でも利用したことがある者を大学利用群、一度も利用したことがない者を大学以外利用群とした。利用したことがないと回答した者は、非利用群とした。

「調査対象者の生活状況」については、「全くそう思わない」から「たしかにそう思う」までの4つの選択肢への回答に対してそれぞれ1-4点を与え得点化した。同様に、「利用満足度」についても、「まったくあてはまらない」から「たしかにあてはまる」までの4つの選択肢への回答に対してそれぞれ1-4点を与え得

点化した。

統計的分析は、分散分析にはR 4.1.0およびANOVA 君 version 4.8.7（井関，2022）を、t検定にはIBM SPSS Statistics 28.0を使用した。また、非利用群の回答について、「知っていた」にも関わらず利用していない理由、および「知らなかった」うえにこのようなサービスに「あまり興味がない」理由についての自由記述をKJ法（川喜田，1980）により分析した。

**倫理的配慮**

調査実施にあたっては、研究の目的と内容、不利益を被ることなくいつでも調査への協力を辞退できること、個人情報を守られることを明記した説明文書を提示し、同意欄にチェックを記したうえで質問への回答に進むことを求めた。なお、本研究は「神戸学院大学心理学部人を対象とする研究等倫理審査委員会」の承認を得ている（承認番号：HP22-7）。

Table 1 調査対象者の属性

|          | 回答者<br>全体<br>(N = 2110) | 大学<br>利用群<br>(n = 175) | 大学以外<br>利用群<br>(n = 938) | 非利用群<br>(n = 997) |
|----------|-------------------------|------------------------|--------------------------|-------------------|
| 性別       |                         |                        |                          |                   |
| 男性       | 910 (43.1)              | 103 (58.9)             | 315 (33.6)               | 492 (49.3)        |
| 女性       | 1198 (56.8)             | 72 (41.1)              | 622 (66.3)               | 504 (50.6)        |
| その他      | 2 (0.1)                 | 0 (0.0)                | 1 (0.1)                  | 1 (0.1)           |
| 年齢       |                         |                        |                          |                   |
| M        | 35.6                    | 34.8                   | 36.2                     | 35.2              |
| SD       | 6.70                    | 6.45                   | 6.36                     | 7.00              |
| Max      | 49                      | 49                     | 49                       | 49                |
| Min      | 19                      | 22                     | 21                       | 19                |
| 居住地域     |                         |                        |                          |                   |
| 北海道      | 89 (4.2)                | 9 (5.1)                | 38 (4.1)                 | 42 (4.2)          |
| 東北地方     | 127 (6.0)               | 17 (9.7)               | 50 (5.3)                 | 60 (6.0)          |
| 関東地方     | 742 (35.2)              | 66 (37.7)              | 325 (34.6)               | 351 (35.2)        |
| 中部地方     | 366 (17.3)              | 25 (14.3)              | 175 (18.7)               | 166 (16.6)        |
| 近畿地方     | 407 (19.3)              | 28 (16.0)              | 183 (19.5)               | 196 (19.7)        |
| 中国・四国地方  | 190 (9.0)               | 18 (10.3)              | 82 (8.7)                 | 90 (9.0)          |
| 九州地方     | 189 (9.0)               | 12 (6.9)               | 85 (9.1)                 | 92 (9.2)          |
| 子どもの人数   |                         |                        |                          |                   |
| 1人       | 912 (43.2)              | 65 (37.1)              | 392 (41.8)               | 455 (45.6)        |
| 2人       | 895 (42.4)              | 77 (44.0)              | 420 (44.8)               | 398 (39.9)        |
| 3人       | 241 (11.4)              | 26 (14.9)              | 106 (11.3)               | 109 (10.9)        |
| 4人       | 62 (2.9)                | 7 (4.0)                | 20 (2.1)                 | 35 (3.5)          |
| 子どもの平均年齢 |                         |                        |                          |                   |
| 第1子      | 5.0                     | 5.2                    | 5.0                      | 4.9               |
| 第2子      | 3.7                     | 3.5                    | 3.5                      | 3.9               |
| 第3子      | 3.2                     | 2.5                    | 3.0                      | 3.5               |
| 第4子      | 2.5                     | 1.3                    | 2.7                      | 2.7               |
| 同居者      |                         |                        |                          |                   |
| 配偶者      | 2023 (95.9)             | 169 (96.6)             | 903 (96.3)               | 951 (95.4)        |
| 実父母      | 198 (9.4)               | 24 (13.7)              | 80 (8.5)                 | 94 (9.4)          |
| 義父母      | 68 (3.2)                | 3 (1.7)                | 26 (2.8)                 | 39 (3.9)          |
| 就業状況     |                         |                        |                          |                   |
| フルタイム    | 1288 (61.0)             | 139 (79.4)             | 496 (52.9)               | 653 (65.5)        |
| パートタイム   | 291 (13.8)              | 17 (9.7)               | 160 (17.1)               | 114 (11.4)        |
| 無職       | 531 (25.2)              | 19 (10.9)              | 282 (30.1)               | 230 (23.1)        |

注) 括弧内の数値は割合 (%) を示す。



## 結果

総回答数 2,113 のうち、フェイスシートでは第 5 子以上がないと回答していたにもかかわらず、後続の質問で第 5 子以上についての設問に答えるという矛盾した回答を示した 3 件を分析から除外した。したがって、有効回答数は 2,110 であった。回答者のうち、地域子育て支援拠点事業の利用者は全体の 52.7% (2,110 人中 1,113 人)、非利用者は 47.3% (2,110 人中 997 人) であった。利用者のうち、大学利用者は 15.7% (1,113 人中 175 人)、大学以外利用者は 84.3% (1,113 人中 938 人) であった。Table 1 は、全体および群ごとの調査対象者の属性を示す。全体の集計結果を見ると、男女比はほぼ同じであり (男性: 43.1%, 女性: 56.8%), 平均年齢は 35.6 歳であった。居住地域は、関東地方が最も多く (35.2%), 北海道が最も少なかった (4.2%)。子どもの数は、2 人以下の家庭が全体の 8 割以上を占めた (1 人: 43.2%, 2 人: 42.4%)。子どもの平均年齢は、第 1 子が 5.0 歳であり、以降は 1 子ごとに約 1 歳ずつ離れていた。同居者は、9 割以上の大半の者が配偶者と同居していた (95.9%)。一方、実父母もしくは義父母と同居している者はそれぞれ 10% 未満 (実父母: 9.4%, 義父母: 3.2%) であり、実父母および義父母の誰とも同居していない者は 92.1% (2,110 人中 1,944 人) であった。就業状況は、フルタイムで働いている者が

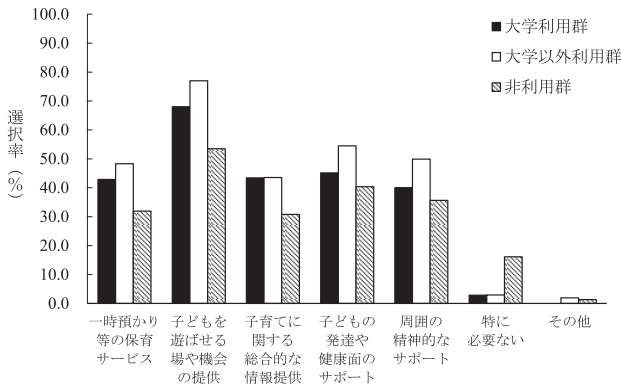


Figure 1 群ごとの子どもを育てる上で必要と感ずる支援の選択率。

過半数を占めていた (61.0%)。群ごとの集計結果を見てみると、細部に差異は見られる (たとえば、大学以外利用群は女性の比率が高い、大学利用群はフルタイムで働いている者が多いなど) もの、おおよその傾向としては全体の集計結果と同様であった。

Figure 1 は、群ごとの子育て支援サービスへのニーズの集計結果を示している。どの群でも、選択率が最も多かった項目は「子どもを遊ばせる場や機会の提供」であった。群間の差を見ると、「特に必要ない」以外の全ての項目で非利用群の選択率が低く、「特に必要ない」の項目のみ非利用群の選択率が高かった。大学利用群と大学以外利用群を比較すると、どの項

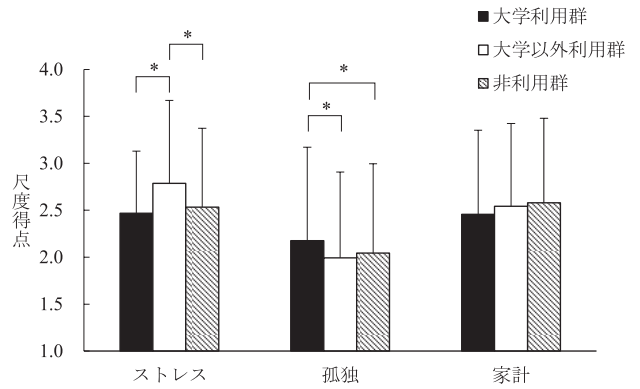


Figure 2 群ごとの生活状況のスコア (エラーバーは標準偏差を示す)。アスタリスクは有意差 (\* $p < .05$ ) を示す。

目でも大学以外利用群の方が選択率が高かった。この結果は、大学利用群よりも大学以外利用群の方が一般的に支援サービスを求めている傾向にあることを示唆している。

Figure 2 は、群ごとの現在の生活状況に関する調査結果を示している。調査を行った生活状況に関する各項目 (ストレス、孤独、家計) について、群 (利用状況) に関する 1 要因分散分析を行った。その結果、群の主効果はストレス ( $F(2, 2110) = 20.29, p < .001$ ,

Table 2 地域子育て支援拠点利用者の調査結果

|               | 大学利用群<br>( $n = 175$ ) | 大学以外利用群<br>( $n = 938$ ) |
|---------------|------------------------|--------------------------|
| 利用のきっかけとなった情報 |                        |                          |
| 友人・知人から       | 110 (62.9)             | 381 (40.6)               |
| 市役所等の公共機関から   | 93 (53.1)              | 638 (68.0)               |
| 当該施設から        | 39 (22.3)              | 165 (17.6)               |
| その他           | 1 (0.6)                | 31 (3.3)                 |
| 利用理由          |                        |                          |
| 子どもや親と交流できる   | 69 (39.4)              | 490 (52.2)               |
| 設備や遊具が充実している  | 71 (40.6)              | 445 (47.4)               |
| 子どもが喜ぶ        | 97 (55.4)              | 631 (67.3)               |
| リフレッシュできる     | 77 (44.0)              | 350 (37.3)               |
| 悩みを聞いてもらえる    | 28 (16.0)              | 162 (17.3)               |
| アクセスしやすい      | 21 (12.0)              | 229 (24.4)               |
| その他           | 2 (1.1)                | 19 (2.0)                 |
| 利用頻度          |                        |                          |
| 1度だけ利用したことがある | 33 (18.9)              | 87 (9.3)                 |
| 何度か利用したことがある  | 79 (45.1)              | 502 (53.5)               |
| 月に何度か利用している   | 40 (22.9)              | 185 (19.7)               |
| 週に1度ほど利用している  | 10 (5.7)               | 55 (5.9)                 |
| 週に何度か利用している   | 13 (7.4)               | 109 (11.6)               |

注) 括弧内の数値は割合 (%) を示す。



$\eta^2_p = .019$ ), 孤独 ( $F(2, 2110) = 4.03, p = .018, \eta^2_p = .004$ ) においては有意であったが, 家計 ( $F(2, 2110) = 1.14, p = .321, \eta^2_p = .001$ ) においては有意でなかった。ストレスと孤独についてそれぞれ Shaffer 法による多重比較を行ったところ, ストレスは大学利用群と非利用群より大学以外利用群の方が有意に高く, 孤独は大学以外利用群と非利用群より大学利用群の方が有意に高いことが示された ( $ps < .05$ )。

### 大学利用群と大学以外利用群の比較

Table 2 は, 地域子育て支援拠点の利用者のみに回答を要求した調査の結果を示している。利用のきっかけとなった情報は, 大学利用群は友人・知人からの提供が最も多かった (62.9%) が, 大学以外利用群は市役所等の公共機関からの提供が最も多かった (68.0%) という差異が見られた。利用理由として最も多かったのは, どちらも「子どもが喜ぶ」という理由であった (大学利用群:55.4%, 大学以外利用群:67.3%)。一方, 2 番目に多かった理由には差異が見られ, 大学利用群は「リフレッシュできる」という理由であった (44.0%) が, 大学以外利用群は「子どもや親と交流できる」という理由であった (52.2%)。利用頻度については, どちらも「何度か利用したことがある」もしくは「月に何度か利用している」を選択した者が 3 分の 2 以上を占めており (大学利用群:68.0%, 大学以外利用群:73.2%), 両群の全体的な傾向に大きな違いは見られなかった。ただし, 「1 度だけ利用したことがある」の選択率は, 大学利用群が大学以外利用群よりも約 2 倍高かった (大学利用群:18.9%, 大学以外利用群:9.3%)。

Figure 3 は, 各群の下位尺度ごとの利用満足度を比較したものである。大学利用群と大学以外利用群との差について, 下位尺度ごとに  $t$  検定を行ったところ,

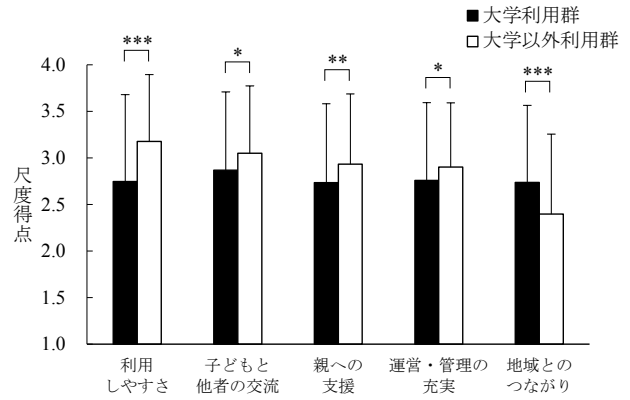


Figure 3 各群の下位尺度ごとの利用満足度 (エラーバーは標準偏差を示す)。アスタリスクは有意差 ( $*p < .05, **p < .01, ***p < .001$ ) を示す。

ろ, 利用しやすさ ( $t(217.9) = 5.52, p < .001, d = 0.54$ ), 子どもと他者との交流 ( $t(229.3) = 2.45, p = .015, d = 0.22$ ), 親への支援 ( $t(233.0) = 2.66, p = .008, d = 0.24$ ), 運営・管理の充実 ( $t(224.5) = 1.99, p = .047, d = 0.19$ ), 地域とのつながり ( $t(1114) = 5.06, p < .001, d = 0.41$ ) の全てにおいて有意差がみられた。この結果は, 利用しやすさ, 子どもと他者との交流, 親への支援, 運営・管理の充実については大学利用群よりも大学以外利用群の方が, 地域とのつながりについては大学以外利用群よりも大学利用群の方が満足しているということを示している。

### 非利用群について

非利用群 997 名のうち, 地域子育て支援事業のサービスを「知っていた」と答えた者は 43.8% (997 人中 437 人) であり, 「知らなかった」と答えた者は 56.2% (997 人中 560 人) であった。Table 3 は, 前者について, 知っていたにも関わらず利用していない理由

Table 3 地域子育て支援拠点事業を知っていたにも関わらず利用していない理由

| カテゴリ           | サブカテゴリ              | ラベル数      |
|----------------|---------------------|-----------|
| 施設における利用阻害要因   | 時間的制約               | 46 (10.7) |
|                | 移動に対する困難さ・面倒さ       | 43 (10.0) |
|                | 施設情報への到達に関する困難さ     | 11 (2.6)  |
|                | 施設利用に関する困難さ         | 22 (5.1)  |
| コロナ禍における利用阻害要因 | 新型コロナウイルスへの感染に対する不安 | 63 (14.7) |
|                | 不特定多数の他者との接触の回避     | 8 (1.9)   |
|                | 施設閉鎖をはじめとする利用制限     | 7 (1.6)   |
|                | 新型コロナウイルスワクチンの未接種   | 2 (0.5)   |
| 利用者における利用阻害要因  | 親の特性                | 37 (8.6)  |
|                | 子の特性                | 30 (7.0)  |
|                | 施設利用に関する困難さ         | 18 (4.2)  |
| ソーシャルサポートの活用   | 両親の存在               | 11 (2.6)  |
|                | 相談資源の活用             | 11 (2.6)  |
|                | 家族の存在               | 6 (1.4)   |
| その他            | 必要性のなさ              | 55 (12.9) |
|                | 特になし                | 58 (13.6) |

注) 括弧内の数値は割合 (%) を示す。

Table 4 地域子育て支援拠点事業を知らず「興味がない」と回答した理由

| カテゴリ           | サブカテゴリ              | ラベル数       |
|----------------|---------------------|------------|
| 利用者における利用阻害要因  | 親の特性                | 30 (11.7)  |
|                | 十分な支援リソース           | 15 (5.8)   |
|                | 子の特性                | 2 (0.8)    |
| 施設における利用阻害要因   | 施設利用に関する困難さ         | 13 (5.1)   |
|                | 施設に対する不信任           | 5 (1.9)    |
|                | 施設情報への到達に関する困難さ     | 20 (7.8)   |
| コロナ禍における利用阻害要因 | 新型コロナウイルスへの感染に対する不安 | 12 (4.7)   |
|                | 外出に対する抵抗            | 5 (1.9)    |
| その他            | 特になし                | 108 (42.0) |
|                | 必要性のなさ              | 32 (12.5)  |
|                | 興味のなさ               | 15 (5.8)   |

注) 括弧内の数値は割合(%)を示す。

いこの理由として得られた 410 個の自由記述に対して KJ 法に準じて分析を行った結果を示している。分析の結果、428 個のラベルが生成され、「施設における利用阻害要因」「コロナ禍における利用阻害要因」「利用者における利用阻害要因」「ソーシャルサポートの活用」の 4 つのカテゴリが抽出された。なお、「時間的制約」においては、施設が土日に開所していないことや、両親の勤務事情と施設開所時間が合致しないこと等が挙げられた。

知らなかったと答えた者のうち、36.8% (560 人中 206 人) はこのサービスを「利用してみたい」と答えたが、残る 63.2% (560 人中 354 人) は「興味がない」と回答していた。Table 4 は、この理由として得られた 257 個の自由記述に対して、Table 3 と同様に分析を行った結果を示している。分析の結果、257 個のラベルが生成され、「利用者における利用阻害要因」「施設における利用阻害要因」「コロナ禍における利用阻害要因」の 3 つのカテゴリが抽出された。

## 考 察

### 全国の地域子育て支援拠点の利用状況

本研究では Web 調査によって、就学前の子どもを持つ子育て中の男女約 2,000 名 (男女ほぼ同数) に地域子育て支援拠点の利用状況について調査した。居住地域については、関東地方、近畿地方、中部地方の順に多く、北海道地方、東北地方、中国・四国地方および九州地方の順に対象者数が少なかった。これらは日本の地方別人口分布に関する最新データ (総務省統計局, 2022) とほぼ一致しており、本調査結果は現在の日本の都市と地方を含めた全体的な状況を概ね反映していると考えられる。

家族形態は全体の 92.1% が核家族であった。調査対象者の家庭環境として、ほとんどの家庭において実父母または義父母が日常的に子育てに関与して

いるとは言にくい状況であると考えられる。全体の 52.7% が地域子育て支援拠点の利用経験があったが、その中で大学の地域子育て支援拠点の利用者は 15.7% であり、かなり低い割合となっていた。今井・伊藤 (2017) によると、神戸市においては、大学以外の施設と比較して大学施設の方が利用率が低いことが報告されており、その理由として大学施設の数の少なさや交通の便の悪さなどが影響している可能性が指摘されている。本研究の結果が今井・伊藤 (2017) の報告と一致していることは、全国区でも神戸市において特徴的に見られる問題が生じていることを示唆している。

### 子育て支援のニーズ

子育て支援ニーズについて複数回答で尋ねたところ、「子どもを遊ばせる場や機会の提供」が最も多く、ついで「子どもの発達や健康面のサポート」「周囲の精神的なサポート」の順で多かった。この結果は 2003 年に実施された調査から変わっておらず (厚生労働省, 2003)、子育て中の親にとって、現在でも第一に必要な支援は子どもを遊ばせる場というハード面を整えることであることがうかがえる。子どもを遊ばせる場とは、家の前や近所の空き地などどこでもよい訳ではなく、安全でかつ子どもの好奇心を満たす場を指していると推察される。子どもにとって全身を使って遊ぶことは、身体的・精神的な発育を促すために必要不可欠である。地域子育て支援拠点の最も重要な役割は、そのような場を提供することにあると考えられる。

子育て中の生活状況について、ストレス、孤独、家計の各項目について大学利用群と大学以外利用群、および非利用群を比較したところ、家計に関しては 3 群間に有意な差は認められなかったが、ストレスと孤独に関しては有意差があった。このうち、ストレスは大学以外利用群の方が他 2 群よりも有意に高

いことが示された。この結果は、大学利用群は大学以外利用群よりも総じてストレスが低い生活を送っている可能性を示唆している。一方、孤独については、大学利用群は他2群よりも有意に高いことが示された。大学の地域子育て支援拠点の多くは、各大学の研究や特徴あるプログラムやプロジェクトを展開するなかで、学生や教職員と直接触れあう機会を提供している。たとえば、神戸学院大学における子育てサロン「まなびー」では、学部学生が企画した子ども向けのプログラムを定期的に提供している（道城・清水・小石他，2015；道城・清水・山上他，2016）。子育てに孤独を抱える親は、こうしたプログラムに参加することで学生や教職員との交流を持つとともに、これを媒介とした別の親との共通体験や交流を得ることができる。アンケート調査の子育て支援施設利用を敬遠する理由の1つに、「対人関係が苦手だ」という回答がみられることから、子育てに孤独を抱える親の中には、自分から積極的に対人関係を持つことが苦手な親がいると推測される。大学でのプログラムは、経済的な困窮や育児ストレスはさほど高くないが、人とつながることを苦手だと感じる親にとって、比較的参加しやすい枠組みになっているのかもしれない。ただし、こうした大学施設に特有のスタッフの関与や取り組みが大学以外の施設と質的に異なるものなのか、また、もし違いがあったとして、その点が利用者の孤独感の差異に繋がっているのかは明らかではない。この点は、今後の検討課題であり、大学施設の強みを生かしたよりよい運営を行うためにも早急に明らかにすべき点であると言える。

### 大学と大学以外の施設の比較

地域子育て支援拠点の利用のきっかけとなった情報は、大学以外利用群では「市役所等の公共機関」が最も多かったが、大学利用群は「友人・知人から」が最も多かった。大学以外の施設の場合、市民向けの公的サービスの一環として役所の窓口やホームページで情報提供されることが多く、一般市民はそうした情報に触れる機会が多いと考えられる。一方、大学施設での子育て支援プログラムは行政窓口等から情報提供されることが少ないため、利用者にとってなじみが薄い。このことに加え、大学施設は通常大学生以外には利用しない施設であるため、実際に一部の自由記述の回答でみられたように、利用者から「敷居が高い」イメージを持たれているのかもしれない。「友人・知人から」の情報提供により大学施設利用に至る者が多い事実は、口コミが大学施設の「敷居が高い」イメージを低減している可能性を示唆している。ただし、口コミは有効だがそれのみでは限界がある。これらをふまえると、大学施設を利用しやすいものとするためには、大学で子育て支援事業が実施されているということを、大学側からより広く積極的に地域に広報・周知していく必要があると

考えられる。

利用理由は、大学利用群と大学以外利用群ともに「子どもが喜ぶ」が最も多く共通していた。以下は「子どもや親と交流できる」「リフレッシュできる」「設備や遊具が充実している」が続いた。つまり、地域子育て支援拠点を利用する親子は、設備や遊具が充実している施設で、子どもや親と交流し、子どもが喜んでくれて親もリフレッシュできることを求めていると考えられる。

利用頻度は、大学利用群と大学以外利用群ともに中程度の頻度が大半を占めた。ただし、大学以外利用群と比較すると、大学利用群の方が1度だけ利用してそれ以後利用していない者が多い傾向があった。これは、大学以外の施設と比較すると、大学施設は十分にはリピーターを獲得することができていない部分もあることを意味している。この理由については、大学利用者群が大学以外利用者群よりも全体的に満足度が低いことから、大学施設が大学以外の施設よりも利用者の求めるサービスを提供できていない可能性が考えられる。こうした現状への対策として、利用しやすさを改善し、地域とのつながりを強め、より教育的で付加価値の高いプログラムを提供するなどして、大学の強みを生かした地域子育て支援を展開することが考えられる。

利用状況別の下位尺度ごとの利用満足度の比較において、地域とのつながりのみ、大学利用者の方が満足度が高かった。地域とのつながりの項目は、「地域のボランティア（高齢者や学生等）が参加していること」および「地域住民との交流イベントが行われていること」の2つの項目から成る。大学生の世代との関わりは、大学以外の場では得られにくいものである。したがって、この結果を踏まえると、大学がもつ独自のリソースを活かし、学生や地域住民との関わりを促進するプログラムの提供に力を注ぐことで、利用者の満足度の向上につなげることができると考えられる。

### 地域子育て支援拠点を利用しない理由

地域子育て支援拠点を知っていたにも関わらず利用していない理由として最も多かったのは、「必要性のなさ」を除くと、「新型コロナウイルスへの感染の恐れ」であった。この結果は、今の世相を反映しているものである。ついで、「時間的制約」や「移動に対する困難さ・面倒さ」が上がっている。こうした結果から、自宅から通いやすいことが地域子育て支援拠点を利用する際に重要となると推測される。利用者における利用阻害要因として、「親の特性」がある。このラベルは親の抱える個人的な特性や事情に関する内容であり、親自身が子育て支援拠点に対して不安や不信感を持っていることが含まれる。施設側は、提供するサービスや運営方針についての十分で適切な情報発信を心がけることが必要であると言



えるであろう。

地域子育て支援拠点を知らず興味がないと回答した理由のうち、明確な理由がなかったり必要性や興味を感じていなかったりする場合を除いて最も多かったのは、「親の特性」であった。記述内容として、「敷居が高い」「内容がよくわからない」「近場で間に合っている」等が挙げられる。こうした人たちは、子育て支援のニーズはあっても、子育て支援拠点を適切に認知しておらず、支援施設にたどり着きにくいと考えられる。

### 今後の課題

本研究では、日本全国の子育て支援拠点の利用状況に関する大規模な Web 調査を行った。就学前の子どもをもつ親にとって、子育て支援拠点は、子どもを遊ばせる場として利用されていること、利用にあたって当該施設へのアクセスがしやすく、他の親子と交流することが主な利用目的であることが示された。大学施設の利用者は少数ではあるが、子育てのなかで孤独を感じている親が利用する傾向にあること、地域とのつながりが高いことに満足感を得ていることが示唆された。逆に地域子育て支援拠点を利用しない理由は、ここ数年のコロナ禍に加えて、自宅から遠いことが主たる理由であることが示された。これらの結果から、道城・清水・小石他 (2015) が指摘する、子育てに関する要求および必要とされる支援を捉えることの必要性について、本研究は一定の重要な知見を示すことができたと考えられる。

今後の課題として、これらの結果を踏まえて、神戸学院大学心理学が運営する子育てサロン「まなびー」の利用者がどのようなニーズや目的をもって利用しており、どのような点に満足や課題を感じているのかをさらに詳細に調査することが挙げられる。

### 利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

### 引用文献

浅井 拓久也 (2018). 地域子育て支援拠点の子育て支援に対する利用者満足度に影響を及ぼす要因 秋草学園短期大学紀要, 35, 1-13.

Cullum, K. A., Goodman, S. H., Garber, J., Korelitz, K., Sutherland, S., & Stewart, J. (2022). A positive parenting program to enhance positive affect in children of previously depressed mothers. *Journal of Family Psychology, 36*, 692-703.

道城 裕貴・清水 寛之・小石 寛文・前田 志壽代・山上 榮子 (2015). 神戸市「地域子育て支援拠点づくり」事業にもとづく神戸学院大学「子育てサ

ロン『まなびー』の基盤整備 教育開発センタージャーナル, 6, 77-89.

道城 裕貴・清水 寛之・山上 榮子・前田 志壽代 (2016). 神戸学院大学「子育てサロン『まなびー』」の現状と課題 教育開発センタージャーナル, 7, 45-51.

Guyon-Harris, K. L., Taraban, L., Bogen, D. L., Wilson, M. N. Shaw, D. S. (2022). Individual differences in symptoms of maternal depression and associations with parenting behavior. *Journal of Family Psychology, 36*, 681-691.

今井 昭仁・伊藤 篤 (2017). 神戸市の大学等が運営する地域子育て支援拠点事業の利用状況と展望 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 10, 135-140.

井関 龍太 (2022). ANOVA 君 井関龍太のページ Retrieved from <http://riseki.php.xdomain.jp/index.php?ANOVA%E5%90%9B> (2022 年 8 月 31 日)

河合 隼雄 (2001). Q&A ころの子育て——誕生から思春期までの 48 章—— 朝日新聞社

川喜田 二郎 (1980). 続・発想法——KJ 法の展開と応用—— 中央公論社

経済企画庁 (1992). 平成 4 年国民生活白書——少子社会の到来, その影響と対応—— Retrieved from

<https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/9990748/www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h4/wp-pl92-000i1.html> (2022 年 8 月 31 日)

厚生労働省 (2003). 子育て支援策等に関する調査研究報告書 Retrieved from

<https://www.mhlw.go.jp/houdou/2003/05/h0502-1a.html> (2022 年 8 月 31 日)

厚生労働省 (2021a). 令和 3 年度地域子育て支援拠点事業実施状況 Retrieved from

[https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kodomo/kodomo\\_kosodate/kosodate/index.hhtm](https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kodomo/kodomo_kosodate/kosodate/index.hhtm) (2022 年 8 月 31 日)

厚生労働省 (2021b). 令和 3 年版厚生労働白書——新型コロナウイルス感染症と社会保障—— Retrieved from

<https://www.mhlw.go.jp/stf/wp/hakusyo/kousei/20/index.html> (2022 年 8 月 31 日)

牧 陽子 (2008). 産める国フランスの子育て事情——出生率はなぜ高いのか—— 明石書店

松木 洋人 (2013). 子育て支援の社会学——社会化のジレンマと家族の変容—— 新泉社

Morita, M., Saito, A., Nozaki, M. & Ihara, Y. (2021). Childcare support and child social development in Japan: Investigating the mediating role of parental psychological condition and parenting style. *Philosophical Transactions of the Royal Society B*,



- 376, 20200025.  
内閣府 (2004). 平成 16 年版少子化社会白書  
Retrieved from  
[https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2004/html\\_h/index.html](https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2004/html_h/index.html)  
(2022 年 8 月 31 日)
- 内閣府 (2022). 令和 4 年版少子化社会対策白書  
Retrieved from  
<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2022/r04webhonpen/index.html>  
(2022 年 8 月 31 日)
- 西村 純子 (2014). 子育てと仕事の社会学——女性の働きかたは変わったか—— 弘文堂
- Planalp, E. M., Nowak, A. L., Tran, D. Lefever, J. B., & Braungart-Rieker, J. M. (2022). Positive parenting, parenting stress, and child self-regulation patterns differ across maternal demographic risk. *Journal of Family Psychology, 36*, 713–724.
- 澤渡 夏代 ブラント (2005). デンマークの子育て・人育ち——「人が資源」の福祉社会—— 大月書店
- 清水 寛之・吉野 絹子・石野 陽子・若林 亮 (2007). 子どもの成長・発達に関する調査研究の視点と展開——教員と保育士の捉える子ども像の諸相—— 人間文化 (神戸学院大学人文学会), 22, 3–10.
- 総務省統計局 (2022). 統計でみる都道府県・市区町村のすがた Retrieved from  
<https://www.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview>  
(2022 年 8 月 31 日)
- 高橋 恵子 (2019). 子育ての知恵——幼児のための心理学—— 岩波書店
- 横山 美江・Hakulinen, T. (2018). フィンランドのネウボラに学ぶ母子保健のメソッド——子育て世代包括支援センターのこれから—— 医歯薬出版

## 付 記

本研究は、2022 年度神戸学院大学心理学部社会貢献・地域連携プロジェクト助成金、および、神戸市地域子育て支援拠点助成金の助成を受けて実施された。

—2022.8.31 受稿 2022.11.21 受理—



## 欺瞞における意図の曖昧性に関する心理学的研究

人間文化学研究科 人間行動論専攻 行動発達論講座

黒川 優美子

### 論文要旨

本論文では、虚偽性と意図性を伴う利己的嘘を「欺瞞」と呼び、3つの研究を通して欺瞞の意図性から欺瞞の検討を行った。本論文は5つの章から構成される。第I章では、本研究で取り扱う嘘について定義を行った上で、これまでの欺瞞研究における問題点として意図性を指摘し、意図の曖昧あるいは明確な欺瞞について概説した。その上で、これまで意図の明確な欺瞞に焦点が当てられていることから、意図の曖昧な欺瞞を含めて欺瞞の意図性について検討することを目的とした。

第II章の研究1では、非対人場面において欺瞞の意図が欺瞞出現に及ぼす影響を検討した。また、欺瞞を行うことを肯定的に捉える者や、繰り返し課題を行うことで欺瞞が上達すると考える者は、より欺瞞が容易に行え、欺瞞行為によって逸脱しやすいだろうと考え、嘘をつくことに対する認識からの検討も行った。その結果、先行研究と同様に、欺瞞の意図が曖昧かつ欺瞞が動機づけられる場面において、欺瞞回数と欺瞞による逸脱が増加することが示唆された。特に、欺瞞は上達すると考える者ほど、欺瞞の意図が曖昧かつ欺瞞が動機づけられる場面において欺瞞回数が増加した。一方で、欺瞞による逸脱では、嘘をつくことへの認識と欺瞞意図の操作との関連は見られず、それぞれが独立して影響を及ぼしていた。これらの結果を踏まえ、欺瞞の回数や欺瞞による逸脱を同一視するのではなく、それぞれを異なる指標として捉えることが望ましいと言える。

第III章の研究2では、他者の存在および欺瞞出現の時系列的推移を検討した。具体的には、欺瞞を行う相手を明確にし、その相手から当該の行為がどのように理解されるかを意識させつつ、欺瞞の透明性を低めた状況を設定した。そして、繰り返し欺瞞を行う機会があることによって欺瞞が拡大していくのかを検討するため、欺瞞を繰り返し誘発する課題を実施し、欺瞞の出現頻度だけでなく欺瞞の出現間隔も検討した。また、意図が明確な欺瞞と意図が曖昧な欺瞞の出現傾向や欺瞞の出現間隔も検討した。その結果、試行を経るごとに意図の明確な欺瞞の出現頻度が増加したことを示した。これは、欺瞞を繰り返し行うことにより、欺瞞の出現間隔が短くなり、欺瞞が次々と行われるためである。また、意

図の曖昧な欺瞞は、意図の明確な欺瞞よりも出現頻度は高かったものの、試行を経るごとに増加するというよりも、常に一定の出現頻度であることが示唆された。

第IV章の研究3では心拍率 (heart rate; 以下 HR) から検討を行った。その結果、意図の曖昧な欺瞞よりも意図の明確な欺瞞において、欺瞞後 0.5 秒で HR の減速が見られた。一方で、意図の曖昧な欺瞞では、正確に回答する場合の HR と差がなかった。このことから、意図の明確な欺瞞においては、HR に影響を及ぼすものの、意図の曖昧な欺瞞の場合、生理的にみても参加者自身が欺瞞を行っているとは強く意図するものではないことが示唆された。さらに、欺瞞回数を前半と後半に分け、生理反応の検討を行った。その結果、意図の明確な欺瞞において、欺瞞の後半で HR の減速が見られ、特に欺瞞後 0.5 秒において顕著であった。一方で、意図の曖昧な欺瞞ではこのような減速が見られず、前半も後半も同様の HR が見られた。

第V章では研究1から研究3までの内容を概説した。3つの研究を通して、意図の曖昧な欺瞞が行われやすいだけでなく、この欺瞞によって、さらに意図の明確な欺瞞を誘発することも示唆された。これは、小さな逸脱がより大きな逸脱へと導く「滑りやすい坂道効果 (slippery slope effect)」と同様の結果であると考えられる。ただし、本研究では、結果の大小というよりも、意図性がこのような滑りやすい坂道と同様の結果をたどるという点で新たな発見である。つまり、行為者が意図しない程度の欺瞞だったのが、繰り返すことにより意図した欺瞞の出現を高める可能性があるということである。そして、その背景には道徳的関心の低下の前段階として、自身の非倫理的行動を認識させにくくする「倫理的盲点 (ethical blind spot)」の存在があると考えられる。このような倫理的盲点を減らし欺瞞を抑制させるため、今後は欺瞞の可視性だけではなく、欺瞞の透明性も高める必要があることを示した。一方で、本研究の課題として、欺瞞の行為者にとって欺瞞かどうか曖昧な状況を設定しており、欺瞞の受け手が実際は欺瞞をどのように認識していたかまで把握できていないことが挙げられる。このため、今後は欺瞞の行為者だけではなく、欺瞞の受け手から実際にどのように欺瞞が捉えられていたか、受け手の目線で検討する必要があると考えられる。また、本研究では、欺瞞の透明性を低めていたものの、先行研究ほど高い欺瞞表出は見られなかった。この点について、オンライン実験であったとしても、実験をしているという認識をいかに減らしていくかについても考えていく必要がある。



氏 名：黒川 優美子

論文題目：欺瞞における意図の曖昧性に関する心理学的研究

学位名：博士（人間文化学）

学位取得日：2022年3月10日

指導教員：秋山 学（神戸学院大学心理学部教授）

主 査：山本 恭子（神戸学院大学心理学部教授）

副 査：石崎 淳一（神戸学院大学心理学部教授）

副 査：早木 仁成（神戸学院大学人文学部教授）

副 査：秋山 学（神戸学院大学心理学部教授）

副 査：鈴木 直人（同志社大学心理学部名誉教授）



「神戸学院大学心理学研究」投稿規程

2018年4月1日

制定

改正 2018年12月5日

改正 2019年6月5日

第1条（目的）

神戸学院大学心理学部における教育・研究成果の発表を目的として、「神戸学院大学心理学研究」（以下「心理学研究」という）を発行する。

第2条（編集等の機関・原稿の採択）

1. 心理学研究の企画、原稿の募集及び編集は、心理学研究編集委員会（以下「委員会」）が行い、掲載可否の権限および編集責任をもつ。
2. 委員会は、心理学部専任教員および実習助手から4名で構成され、委員長は互選とする。

第3条（執筆者の資格）

1. 本誌に論文を投稿できる者は以下の通りとする。
  - (1) 心理学部専任教員
  - (2) 心理学部実習助手
  - (3) 心理臨床カウンセリングセンター職員（インターナショナル・心理カウンセラー）
  - (4) 人間文化学研究科の心理学関連の専攻及び講座の学生
  - (5) 心理学研究科の学生
  - (6) 心理学部教授会の承認を得た者
2. 共著執筆論文の投稿については、筆頭執筆者が(1)～(6)のいずれかである場合に限る。(1)～(6)以外の者も、第2著者以下であれば、共著者となれる。(4)(5)については、専任教員を共著者に含める。

第4条（原稿の要件）

心理学研究に執筆する原稿の要件は、次の各号のとおりとする。

- (1) 他誌に未掲載であり、かつ本誌以外に投稿をしていない論文であること。
- (2) 完成原稿であること。
- (3) 原稿の種類は次のいずれかに該当するものであること。
  - ①原著論文：原則として、問題提起と実験、調査、事例などに基づく研究成果、理論的考察と明確な結論をそなえた研究。査読有。
  - ②研究報告：すでに公刊された研究成果に対する追加、吟味、新事実の発見、興味ある観察、少数の事例についての研究報告、速報性を重視した研究報告、萌芽的発想に立つ報告。査読無。
  - ③海外研究・国内研究報告

- ④人間文化学研究科の心理学関連の専攻及び講座の修士・博士論文の要約
- ⑤心理学研究科の修士・博士論文の要約
- ⑥心理学部優秀卒業論文
- ⑦教員の活動実績（研究実績、教育実績、社会貢献、競争的研究資金獲得実績、大学運営）
- ⑧今年度の主な行事
- ⑨その他、紀要の編集上必要と認められるもので、心理学部教授会の承認を得たもの

第5条（審査）

原著論文は、専門家による3人（神戸学院大学心理学部専任教員より1人以上、学外より1人以上）のレフェリーを設け、その査読の結果をもとに、委員会において採否を決定する。

第6条（倫理的配慮）

論文の内容は、研究対象者や被験体の保護を含め、倫理的配慮が必要である。原稿は、神戸学院大学研究倫理綱領および公益社団法人日本心理学会倫理規程に則ること。

第7条（原稿の形式）

原稿は、別に定める「神戸学院大学心理学研究投稿細則」によるものとする。

第8条（発行）

心理学研究は、年2回の発行とし、各年度の原稿募集・投稿期限・発行日は委員会が決定し、公表する。

第9条（校正）

校正は、2校までとする。その際、大幅な修正は原則として認めない。

第10条（公開方法）

心理学研究の目次および掲載論文等は、原則として心理学部のホームページ及び神戸学院大学機関リポジトリで公開する。

第11条（著作権）

掲載された論文の著作権は神戸学院大学心理学部に帰属する。

第12条（改廃）

この規程は、心理学部教授会の議を経て改正することができる。

【附則】

本規程は2018年4月1日から施行する。

【附則】

本規程は2018年12月5日から施行する。

【附則】

本規程は2019年6月5日から施行する。

## 「神戸学院大学心理学研究」投稿細則

2018 年 4 月 1 日

制定

改正 2020 年 2 月 21 日

改正 2021 年 10 月 27 日

### 第 1 条

投稿を希望するものは以下の諸要項にそって、MS Word で作成した原稿を電子メールで「神戸学院大学心理学研究」編集委員会（以下「委員会」という）に送付すること。

### 第 2 条 論文の種類と原稿枚数

1. 原著論文：原則として、問題提起と実験、調査、事例などに基づく研究成果、理論的考察と明確な結論をそなえた研究。査読有。掲載時、A4 ダブル・カラム約 20 ページ以内。
2. 研究報告：すでに公刊された研究成果に対する追加、吟味、新事実の発見、興味ある観察、少数の事例についての研究報告、速報性を重視した研究報告、萌芽的発想に立つ報告。査読無。掲載時、A4 ダブル・カラム約 20 ページ以内。

原稿枚数は、表題、著者名、所属機関名、要約とキーワード、本文、引用文献、脚注、図表、付録などすべてを含め、論文種類ごとの規定ページ内におさめる必要がある。

### 第 3 条 論文の形式

1. 提出原稿は A4 用紙を縦に用い、各ページは、上下、左右に 3 cm 以上の余白を取り、30 文字×40 行（1200 字）とし、10.5 ポイント以上のサイズの文字を用いる。
2. 英文は、一般的フォントおよび 10.5 ポイント以上のサイズの文字を使用し、行間はダブルスペースとする。1 ページに入る行数はフォント、サイズにより異なるが、20～23 行を目安とする。
3. 原稿には通しページを付ける。
4. 要約は日本語、英語どちらでも構わない。和文は 400 字程度、英文は 100～200 語とする。
5. 原稿作成上の規定や表記法、文献の引用などについては、日本心理学会の「執筆・投稿の手びき（2015 年改訂版と追加修正）」を参照のこと。

### 第 4 条 提出様式

投稿にあたっては、以下のものを委員会に電子メールで送付する。

1. 表紙（投稿区分、表題、著者名、連絡先、3 ないし 5 つのキーワード）  
和文原稿の場合は、論文題目の欧文訳と著者名のローマ字表記を併記すること。

2. 本文

3. 引用文献

4. 要約

5. 表・図

6. 図のキャプション

7. 承諾書：教員が指導学生の卒業論文などのデータをもとに論文を作成し、その学生が共著者に含まれない場合は、学生からの承諾書を提出する。

### 第 5 条 査読の手続き

1. 査読者の選定

委員会は査読者 3 名を選定する。

2. 査読者による査読

受稿論文は査読者 3 名に、著者情報を伏せて依頼され、査読される。査読者名は著者には公表されない。

3. 査読者による判定

査読者による評価に基づき、判定が行われる。

- i) このままで掲載してよい
- ii) 掲載してよいが、意見を助言する
- iii) 意見に基づき訂正すれば、掲載する
- iv) 掲載しない

4. 論文の改稿

受稿論文は、査読者のコメントを付けて、期限つきで改稿を求められる。

5. 改稿論文の確認

著者によって修正・加筆され再提出された改稿論文は、委員会が確認する。論文によっては、再度査読され、修正が求められる場合もあり得る。

6. 掲載、不掲載の決定

掲載、不掲載は、すべての査読者からの評価が得られた後、委員会が掲載、不掲載を判定する。

### 第 6 条

この投稿細則は、心理学部教授会の議を経て改正することができる。

附則

この投稿細則は、2018 年 4 月 1 日から施行する。

附則

この投稿細則は、2020 年 2 月 21 日から施行する。

附則

この投稿細則は、2021 年 10 月 27 日から施行する。



神戸学院大学心理学研究 第5巻 第1号  
Kobe Gakuin University Journal of Psychology,  
Volume 5, Number 1

発行日 2022年12月24日  
編集委員 山本 恭子 清水 寛之  
河瀬 諭 長谷 和久  
道重 さおり  
査読協力者 岡村 心平 毛 新華  
村井 佳比子 定政 由里子  
石崎 淳一 難波 愛  
竹田 剛 道城 裕貴  
土井 晶子 中川 裕美  
長谷川 千洋 松島 由美子  
学外査読協力者 井出 智博 (北海道大学大学院)  
山本 晃輔 (大阪産業大学)  
前田 泰宏 (奈良大学名誉教授)  
杉本 任士 (北海道教育大学教職大学院)  
後藤 学 (原子力安全システム研究所)  
前田 志壽代 (博友会藤谷クリニック)  
編集事務 心理学部長室  
発行者 神戸学院大学心理学部  
所在地 〒651-2180  
神戸市西区伊川谷町有瀬 518  
TEL : 078-974-1551  
URL : <http://kobegakuin-psy.jp/>  
制作 交友印刷株式会社  
〒650-0047  
神戸市中央区港島南町 5 丁目 4-5



# Kobe Gakuin University Journal of Psychology

## Volume5, Number1 December 2022

### Contents

#### Original article (peer-reviewed)

How focusing attitudes contribute to the relationship with others for adults: From the viewpoint of their relationship with self-efficacy, social skills, and locus of control

*Akiko Doi, Yasuko Morinaga and Yuki Kiyosue*..... 1

Relationships between accuracy of prediction for memory test performance and tendency of cognitive failure: Using the Wechsler Memory Scale-Revised (WMS-R) and the Cognitive Failure Questionnaire (CFQ)

*Hiroyuki Shimizu*..... 9

The effect of mindfulness and self-compassion on mental health

*Toru Sae and Hiromi Nakagawa*..... 23

Correlation between affinity for withdrawal and resilience in college students.

*Haruna Sano and Keiko Murai*..... 31

Effectiveness of Japanese cultural social skills training for Chinese international students

*Xinhua Mao and Masanori Kimura*..... 39

The national Web survey on the usage of the regional childcare support center program: Focusing on utilization of university facilities

*Ai Namba, Yuki Dojo, Hiroyuki Shimizu, Keiko Murai, Taro Okano and Satoshi Nakamura*..... 53

#### Abstract of the Doctoral Dissertation

---

**Published**  
**by**  
**Department of Psychology**  
**Kobe Gakuin University**