

広島大学  
心理学研究

第19号

Hiroshima Psychological Research

No.19

広島大学大学院教育学研究科  
心理学講座

Department of Psychology, Graduate School of Education,  
Hiroshima University

2019



# 目 次

## 【論 文】

1. 森永康子・東智美・糸賀日奈子・曾我部里紗・上村冴子 ..... 1  
Power とシステム正当化  
—van der Toorn et al.(2015)の追試—
2. 小林亮太・則武良英・庵野真代・土井康文・河原剛・重松潤・湯澤正通・横田怜子・中尾敬  
..... 11  
新人看護師のバーンアウト傾向と心のゆとりの関連  
—再評価・気晴らしの媒介効果の検証—
3. 小林亮太・中尾敬 ..... 21  
友人・家族との食事が精神的健康に及ぼす影響  
—心理的な支援の享受と支援の提供を媒介変数とした検討—
4. 日原尚吾・杉村和美 ..... 31  
親からの情緒的分離および親への信頼と自律の関連  
—小学生・中学生を対象とする検討—
5. 長柄明・栗原るり・森田愛子 ..... 47  
先延ばしに伴うネガティブ事象の想定と先延ばし過程で生じる意識や感情  
との関連
6. 藤原実樹・栗原慎二・石田弓 ..... 65  
キャリア発達と問題行動  
—キャリアレジリエンスと目標指向性とキャリア計画力の視点から—

7.	橋本淳也・原田あかね・中尾敬	77
	他者の好ましさと対象の重要度が好みに及ぼす影響	
8.	中川莉沙・橋本淳也・柏原志保・宮谷真人・中尾敬	91
	マインドワンダリングと自伝的推論の関連	
9.	田中光・上山瑠津子・山根嵩史・中條和光	97
	大学生を対象とする意見文作成方略使用尺度の開発	
10.	山本一希・平本亮介・中尾敬	111
	Full Body Illusion の測定指標間の関連の検証	
11.	河原剛・佐藤裕・境泉洋	129
	社交不安における注意解放の困難の検討 —表情に着目して—	
12.	清末有紀・森永康子	139
	男性上司から女性部下への評価 —地位脅威とジェンダー脅威—	
13.	小早川茄捺・石田弓	153
	中学生の教師に対する相談行動 —九分割統合絵画における教師イメージとの関連—	

## Power とシステム正当化

—van der Toorn et al. (2015) の追試—

森永康子・東 智美・糸賀日奈子・曾我部里紗・上村冴子

A sense of power and system justification: Reexamining van der Troon et al. (2015)

Yasuko Morinaga, Tomomi Higashi, Hinako Itoga, Risa Sogabe, and Saeko Kamimura

We conducted two studies reexamining the findings of van der Toorn et al. (2015) that a sense of powerlessness fosters system justification (SJ). In Study 1, we used the Sense of Power Scale (Anderson et al., 2012) and found that a sense of powerfulness as well as a sense of powerlessness are positively associated with SJ. In Study 2, after priming participants with a feeling of powerfulness vs. powerlessness, we investigated the mediating effects of emotions on the relationship between sense of power and SJ. Although participants experienced positive emotions in the Powerful condition and negative emotions in the Powerless condition, we did not find any significant effects of emotions on SJ. Further studies are needed to investigate the relationship between a sense of power and SJ using more sophisticated methods.

キーワード : a sense of power, system justification, emotions

### 問 題

システム正当化理論 (system justification theory; Jost & Banaji, 1994) は、なぜ社会に格差が残り続けるのかを説明する理論の一つである。この理論では、人々が現状維持を求める動機をもち、そのために現状の社会を良いものであり正統なものだとみなす傾向があると主張する。さらに、この理論では社会経済的地位が低い人の方が高い人よりもシステム正当化しやすいと予測する (a strong form of system justification theory; Jost, 2011)。実際に、米国において低収入の方が高収入よりも現状を正統なものとし、格差があった方が動機づけが高まり努力をするようになると回答したり (Jost, Pelham, Sheldon, & Sullivan, 2003)、発展途上国の低地位の子どもたちが高地位の子どもたちよりも、社会的不平等を生み出していると考えられる政府のことをうまく機能していると答えたりする (Henry & Saul, 2006) 傾向が報告されている。

なぜ人々は格差がある社会を肯定するのであろうか。これは、現状肯定することで、問題ある社会に生きているあるいは低地位者であるという認識から生じるネガティブな感情を減じ、心理的安寧を得ることができるためと考えられている (e.g., Jost & Hunyady, 2002; Jost & Thompson, 2000)。

これはシステム正当化の緩和機能と呼ばれるものである (see Jost, 2019 for review)。例えば, Napier and Jost (2008) は, システム正当化信念の一つと考えられる能力主義 (meritocracy) を支持するほど, 主観的幸福感が高いことを見出している。また, Vargas-Salfate ら (2018) は縦断的調査を行い, タイム1で測定したシステム正当化がタイム2の人生満足度と正の関連を示すことを見出している。

しかしながら, システム正当化理論の中で, 低地位の方が高地位者よりもシステム正当化傾向が高いという主張については, 支持しない結果も報告されている。例えば, Brandt (2013) は異なる学歴や収入などの社会的地位の高低によってシステム正当化の程度が異なること, また, Caricati (2017) は高地位の方が低地位者よりもシステム正当化の程度が高いことを見出している。

こうした一貫しない結果に対して, van der Toorn et al. (2015) は, 客観的な社会的地位ではなく, 主観的な power 感 (a sense of power) の程度が影響しているのではないかと主張し, 5つの研究から power 感の低い者 (the powerless; 低 power 者) が power 感の高い者 (高 power 者) よりもシステム正当化を強く行うことを見出した。ここでの power とは, 社会的関係において価値ある資源に対する非対称なコントロールと定義される (van der Toorn et al., 2015, p94)。高 power 者は自分たちの地位を維持できるようなやり方をとる, つまり, 資源に対する自分たちのコントロールを維持したり増加したりするように, 情報を処理し, 目標に近づき, 決定を下すのである。これに対して, 低 power 者は自分たちの状況を改善するために使える手段が限られており, 他者に強く依存する必要がある (以上は, van der Toorn et al., 2015 に基づく)。

本研究は, van der Toorn et al. (2015) が明らかにした power 感とシステム正当化の関連について, 研究1では power 感尺度 (Anderson, John, & Keltner, 2012) を用い, 研究2では実験的に power 感を操作することで追試を行う。また, 研究1では, システム正当化と人生満足度が関連するというシステム正当化理論の主張 (e.g., Jost & Hunyady, 2002; Jost & Thompson, 2000) についても検討する。

さらに, van der Toorn et al. (2015) は power 感とシステム正当化の関連について, その間を感情が媒介しているのではないかと推測している (p. 107)。低 power 者は他者に依存することで資源に接近するしかないため, 他者に依存せずに資源を得ている高 power 者と自分を比較することでネガティブな感情が喚起されるが, システムを正当化することでネガティブ感情が低減するのだろう (システム正当化の緩和機能) という。そこで, 研究2では感情の媒介効果についても検討を行う。

## 研究 1

研究1では, power 感の高低によってシステム正当化の程度が異なるのかについて, power 感尺度 (Anderson et al., 2012) を用いて検討する。van der Toorn (2015) に基づくならば, power 感が低い人ほどシステム正当化が強いことが予測できる。さらに, システム正当化の緩和機能から, 低 power 者もシステム正当化することで人生満足度が高くなることが予測できる。このシステム正当化の媒介効果についても合わせて検討を行った。

### 方 法

**参加者** 質問紙を配布した 99 名のうち, 回答に大きな不備のあった者と海外経験が 10 年以上の

者<sup>1</sup>を除いた 91 名（男性 67 名，女性 23 名，答えたくない 1 名）を分析対象とした（ $M_{age} = 18.8$ ,  $SD_{age} = 1.17$ ）。教養科目の心理学概論の授業の一環として質問紙調査を行ない，調査終了後に研究内容のデブリーフィングとともに心理学の研究方法についての説明を行った。

**質問紙の構成と質問項目** 質問紙調査は「大学生の生活態度」という名目で実施した。質問紙の構成は，人生満足度尺度（Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985; 大石, 2009; 5 項目; 項目例「ほとんどの面で，私の人生は私の理想に近い」「私は自分の人生に満足している」; 6 件法 1 = まったく当てはまらない，6 = 非常に当てはまる），フィラー項目（7 項目; 項目例「毎朝，朝食を食べる」「休日は夜更かしをする」），システム正当化尺度（Kay & Jost, 2003; 8 項目; 項目例「総じて言えば，社会は公平である」「総じて言えば，日本の政治制度は機能している」; 6 件法 1 = まったく同意しない，6 = 非常に同意する），フィラー項目（8 項目; 項目例「テレビを見るよりネットをしている時間の方が長い」「ボランティア活動に興味がある」），power 感尺度（Anderson et al., 2012; 8 項目）の順番であった。

power 感尺度は「他の人（友人，家族，サークルの知人，バイト仲間など）との関係で，以下のようなことはどのくらい当てはまりますか」という教示のもと，「私は他の人に自分の言うことを聞かせることができる」「私の望みはあまり察してもらえない（逆転項目）」「私は他の人を自分の思い通りにさせることができる」「私が意見を述べてもほとんど重要視されない（逆転項目）」「私は他の人に対して大きな影響力を持っていると思う」「私の考えや意見は無視されることが多い（逆転項目）」「私は何かしようとしても思い通りにできない（逆転項目）」「私は自分が望めば，決定を下すことができる」の 8 項目に 6 件法（1 = まったく当てはまらない，6 = 非常に当てはまる）で回答を求めた。

## 結果<sup>2</sup>

人生満足度尺度（ $\alpha = .838$ ;  $M = 3.415$ ,  $SD = 0.853$ ），システム正当化尺度（ $\alpha = .596$ ;  $M = 3.504$ ,  $SD = 0.504$ ），power 感尺度（ $\alpha = .786$ ;  $M = 3.530$ ,  $SD = 0.569$ ）は，それぞれの尺度を構成する項目の平均値を算出し，各尺度得点とした。いずれも得点が高いほど，人生満足度が高く，システム正当化が強く，power 感が高いことを意味する。power 感尺度得点とシステム正当化尺度得点には有意な相

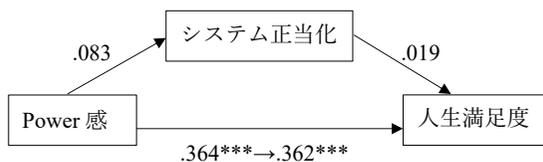


Figure 1 媒介分析の結果（研究 1）

数値は標準化係数（ $\beta$ ）。いずれの変数も得点が高い方が当てはまる程度が高い。

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

<sup>1</sup> 長期の海外経験が power 感に影響をもたらすことが予測されたため分析から除外した。

<sup>2</sup> 本研究の分析は HAD16.202（清水，2016）および R 3.6.2 を用いた。

関が見られず ( $r = .083, p = .436$ ), 低 power 者つまり powerlessness が強い者ほどシステム正当化が強いという仮説は支持されなかった。また, 人生満足度とシステム正当化にも有意な相関が見られず ( $r = .049, p = .645$ ), システム正当化が強い者ほど人生満足度が高いという関係も見られなかった。さらに, システム正当化の媒介効果を検討するために, bootstrap 法 (resampling = 2,000) による検定を行ったが, 有意な効果は見出されなかった ( $B = .002, SE = .024, Z = .098, p = .992$ ; Figure 1)。Power 感は直接的に人生満足度に関連し, power 感が高い者ほど人生満足度が高かった。

ところで, 本研究における power 感尺度は順項目と逆転項目からなっており, 順項目に「当てはまる」と回答すると power 感が高く, 逆転項目に「当てはまる」と回答すると power 感が低いつまり powerless であることを意味する。power 感尺度に対して, 順項目と逆転項目という 2 因子を想定して, 確認的因子分析を行ったところ, 比較的良好な適合度が得られた ( $CFI = .942, RMSEA = .095, GFI = .915$ )。そこで, 順項目 ( $\alpha = .810$ ) と逆転項目 ( $\alpha = .822$ ) のそれぞれで平均値を算出し, Powerfulness 得点 ( $M = 3.179, SD = 0.786$ ) と Powerlessness 得点 ( $M = 3.239, SD = 0.650$ ) とした (両得点の相関係数  $r = -.250, p = .017$ )。この得点を用いて再度仮説を検討した結果, Powerfulness 得点が高い場合にも Powerlessness 得点が高い場合にも, システム正当化が強くなる傾向が見られた (Figure 2)。

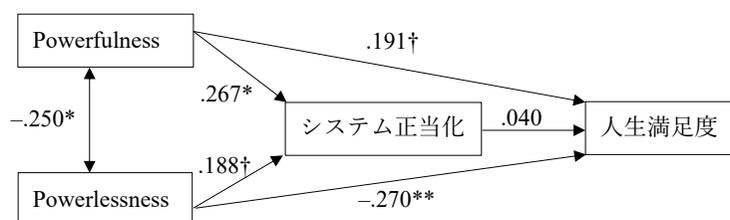


Figure 2 共分散構造分析の結果 (研究 1)

数値は標準化係数 ( $\beta$ )。CFI = 1.000, RMSEA = .000, GFI = 1.000。いずれの変数も得点が高い方が当てはまる程度が高い。

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

## 考 察

研究 1 では, van der Toorn et al. (2015) の追試を行い, power 感が低い人の方が高い人よりもシステム正当化を行うのかについて検討したが, 仮説は支持されず, power 感はシステム正当化とは関係しなかった。また, システム正当化することで幸福感が得られるというシステム正当化理論の主張 (e.g., Jost & Hunyady, 2002; Jost & Thompson, 2000) も支持されなかった。しかしながら, power 感を powerfulness と powerlessness に分けた場合, いずれもシステム正当化と正の関連を示し, power 感が低くても高くてもシステム正当化を強めていることが示唆された。このことから powerfulness と powerlessness がシステム正当化と関連するプロセスがお互いに異なっていることがうかがえる。van der Toorn et al. (2015) は, powerlessness によってシステム正当化が強くなることについて, そ

の間をネガティブ感情が媒介しているのではないかと推測している。つまり、低 power 者 (the powerless) は他者に依存しなければいけないため、そのことによってネガティブ感情が喚起されるが、システム正当化によりネガティブ感情を低減できると考えられる。この主張から、powerfulness と powerlessness がともにシステム正当化を高める働きをもっている、powerlessness の場合はネガティブ感情が、powerfulness の場合にはポジティブ感情が媒介することが予測できよう。そこで、研究 2 では power 感を操作し、powerful 感あるいは powerless 感を喚起させた上で、感情の媒介効果を検討することにした。

## 研究 2

### 方法

**参加者** 大学生 62 名を対象に質問紙を配布したが、未回答者や海外での生活が長かった者、質問紙への回答を順番通りに行わなかったと報告した者を除いた 53 名を分析対象とした (Powerful 条件 26 名、Powerless 条件 27 名、 $Mage = 19.6$ ,  $SD\ age = 0.85$ )。大学の社会心理学の講義中に、授業の一環として質問紙を用いて実験を行い、回答終了後、授業担当者から研究の目的や結果の予測などのデブリーフィングを行なった。さらに、社会心理学の実験方法に関する講義を行った。

**手続き** 「大学生の思い出に関する調査」という名目で質問紙を配布し、まず、power 感の操作を行った。Powerful 条件では参加者が他者に対して power (影響力) を行使した出来事、Powerless 条件では他者が参加者に対して power を行使した出来事を想起させるため、次のような質問への回答を自由記述で求めた。Powerful 条件では、「あなたが他者に対して power (影響力) を行使していた場面を思い出してください。本調査における「power (影響力) を行使する」とは、あなたが他者に指示・助言・忠告などをして他者の成果や行動を左右したり、他者に影響を及ぼしたりすることができる、あるいは他者を評価する立場にあることを指します」と教示したのち、「いつ頃」「その時点であなたの立場・役割」「誰に対して」「あなたがどのような行動をとったか」「あなたの行動が他者にどのような影響を与えたか」「あなたがそのときどう感じたか」の 6 つの質問に対して回答を求めた。Powerless 条件では、Powerful 条件の「あなた」と「他者」を入れ替えた教示を行った後に、同様の質問に回答を求めた。

power 感の操作ののちに、ポジティブ感情とネガティブ感情 (Diener et al., 2010; 中里, 2017; 12 項目; 例「気分の良い」「心配した」「幸せな」「怒った」) を尋ね、研究 1 と同様のシステム正当化尺度 (8 項目;  $\alpha = .572$ ) への回答を求めた。また、操作チェックのために「やる気がある」「無気力な」の 2 項目も感情語の中に入れた。

### 結果

まず、power 感操作の効果を確認するために、本研究の著者以外の 3 名の大学生に、参加者の記述内容を評定させた。評定に際しては、power の定義を説明したあと、参加者の記述を活字にしたものを提示し、van der Toorn et al. (2015) を参考に作成した「回答者が power (影響力) をどのくらい持っていたと思いますか (powerfulness 項目: 評定者間信頼性  $ICC = 0.170$ )」「回答者が他者にどのくらい左右されていたように思いますか (powerlessness 項目:  $ICC = 0.433$ )」の 2 項目で評定を

求めた (0 = 0% から 10 = 100% の 11 件法)。評点者間信頼性が低かったが、3 名の評定者の平均値を算出したところ、Powerful 条件は Powerless 条件よりも power 感を高く持っていると認知され (powerfulness 項目: Powerful 条件  $M = 5.974$ ,  $SD = 0.788$ ; Powerless 条件  $M = 3.037$ ,  $SD = 1.083$ ;  $t(47.514) = 11.316$ ,  $p < .001$ ,  $d = 3.045$ )、Powerless 条件は Powerful 条件よりも他者からの影響を高く受けていると認知されていた (powerlessness 項目: Powerful 条件  $M = 5.641$ ,  $SD = 1.941$ ; Powerless 条件  $M = 7.210$ ,  $SD = 1.771$ ;  $t(50.158) = 3.070$ ,  $p = .003$ ,  $d = 0.833$ )。また、操作チェックのために感情語の中に入れた「やる気がある」では、Powerful 条件の方が Powerless 条件よりも得点が高く (Powerful 条件  $M = 4.269$ ,  $SD = 1.251$ ; Powerless 条件  $M = 3.444$ ,  $SD = 1.601$ ;  $t(48.950) = 2.094$ ,  $p = .041$ ,  $d = 0.564$ )、「無気力な」では、Powerless 条件の方が Powerful 条件よりも得点が高い傾向が見られた (Powerful 条件  $M = 2.077$ ,  $SD = 1.017$ ; Powerless 条件  $M = 2.704$ ,  $SD = 1.463$ ;  $t(46.470) = 1.817$ ,  $p = .076$ ,  $d = 0.489$ )。以上のことから、power 感操作は有効であったと言える。

次に、感情項目のポジティブ感情とネガティブ感情の 2 側面について、確認的因子分析を行ったところ適合度は低かった (CFI = .857, RMSEA = .171, GFI = .751) が、信頼性係数が高かった (ポジティブ感情  $\alpha = .947$ ; ネガティブ感情  $\alpha = .833$ ) ため、それぞれの平均値を算出し感情得点とした。Powerful 条件と Powerless 条件のシステム正当化得点と感情得点を Table 1 に示した。ポジティブ感情は Powerful 条件で Powerless 条件より高く、ネガティブ感情は Powerless 条件で Powerful 条件より高かったが、システム正当化には有意な差が見られなかった。次に、power 感が高いつまり powerfulness の場合にはポジティブ感情が、power 感が低いつまり powerlessness の場合にはネガテ

Table 1 各変数の平均値および標準偏差 (研究 2)

	Powerful条件	Powerless条件	$t$	$df$	$p$	$d$
システム正当化	3.418 (0.509)	3.468 (0.479)	0.363	50.504	.718	0.098
ポジティブ感情	3.667 (1.167)	2.673 (1.162)	3.106	50.905	.003	0.841
ネガティブ感情	2.564 (1.103)	3.142 (0.969)	2.023	49.628	.048	0.549

いずれも 6 件法。得点が高い方が当てはまる程度が高い。

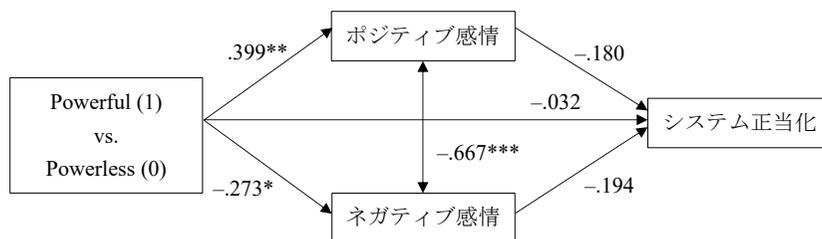


Figure 3 共分散構造分析の結果 (研究 2)

数値は標準化係数 ( $\beta$ )。CFI = 1.000, RMSEA = .000, GFI = 1.000。いずれの変数も得点が高い方が当てはまる程度が高い。

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

イブ感情が媒介してシステム正当化が生じるという仮説を検討するために、Figure 3 のようなモデルを作成し共分散構造分析を行った。その結果、power 感の操作によって感情が喚起していることは示されたが、システム正当化との関連は見られなかった。

## 考 察

研究 2 では、power 感を操作し、power 感とシステム正当化が関連するか、また、感情の媒介効果が見られるかについて検討した。しかしながら、Powerful 条件ではポジティブ感情、Powerless 条件ではネガティブ感情が喚起されていたが、こうした感情とシステム正当化との関連は見出せなかった。つまり、van der Toorn et al. (2015) が推測したような powerlessness がネガティブ感情を媒介してシステム正当化につながるという仮説は支持されなかったと言えよう。power 感とシステム正当化を媒介するのは、システム正当化の緩和機能を引き起こすような要因、例えば、自尊心や自己評価といったものなのかもしれない。しかしながら、研究 2 では統制条件を設けていなかったために、Powerful 条件と Powerless 条件を比較せざるを得なかった。今後は統制条件を設けて、power 感が中程度の場合と Powerful 条件や Powerless 条件とを比較して検討する必要がある。

## 総 合 考 察

本研究は、van der Toorn et al. (2015) が示した power 感とシステム正当化の関連について追試を行うことであった。彼女らは、power 感が低いこと (powerlessness) によってシステム正当化が強くなることを示したが、本研究では power 感 (Anderson et al., 2012) を 1 次元で捉えた場合には、システム正当化との関係は見られなかった。しかし、研究 1 で power 感を powerfulness と powerlessness を分けた場合には、双方とも得点が高いほどシステム正当化が強くなるという結果が得られた。このように、研究 1 の結果は van der Toorn et al. (2015) とは異なる様相を示すものであった。研究 2 では、統制条件を設けていなかったために明確な結果は得られなかったが、powerfulness と powerlessness では異なる感情が喚起されており、この両者がともにシステム正当化を高めるならば、そのプロセスは異なっているのではないかと推測できる。今後も、powerlessness と powerfulness がシステム正当化にどのように関連するのかについて、研究方法を吟味した上で検討する必要がある。

## 引用文献

- Anderson, C., John, O. P., & Keltner, D. (2012). The personal sense of power. *Journal of Personality*, 80, 313-344.
- Brandt, M. J. (2013). Do the disadvantaged legitimize the social system? A large-scale test of the status-legitimacy hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104, 765-785.
- Caricati, L. (2017). Testing the status-legitimacy hypothesis: A multilevel modeling approach to the perception of legitimacy in income distribution in 36 nations. *The Journal of Social Psychology*, 157, 532-540.
- Diener, E., Larsen, R. J., Levine, S., & Emmons, R. A. (1985). Intensity and frequency: Dimensions underlying positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 1253-1265.

- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D. W., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 97*, 143-156.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
- Henry, P. J., & Saul, A. (2006). The development of system justification in the developing world. *Social Justice Research, 19*, 365-378.
- Jost, J. T. (2011). System justification theory as compliment, complement, and corrective to theories of social identification and social dominance. In D. Dunning (Ed.), *Social motivation* (p. 223–263). New York, NY: Psychology Press.
- Jost, J. T. (2019). A quarter century of system justification theory: Questions, answers, criticisms, and societal applications. *British Journal of Social Psychology, 58*, 263-314.
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology, 33*, 1-27.
- Jost, J., & Hunyady, O. (2003). The psychology of system justification and the palliative function of ideology. *European Review of Social Psychology, 13*, 111-153.
- Jost, J. T., Pelham, B. W., Sheldon, O., & Sullivan, B. N. (2003). Social inequality and the reduction of ideological dissonance on behalf of the system: Evidence of enhanced system justification among the disadvantaged. *European Journal of Social Psychology, 33*, 13-36.
- Jost, J. T., & Thompson, E. P. (2000). Group-based dominance and opposition to equality as independent predictors of self-esteem, ethnocentrism, and social policy attitudes among African Americans and European Americans. *Journal of Experimental Social Psychology, 36*, 209-232.
- Kay, A. C., & Jost, J. T. (2003). Complementary justice: Effects of “poor but happy” and “poor but honest” stereotype exemplars on system justification and implicit activation of the justice motive. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*, 823-837.
- 中里直樹 (2017). 日本人の Well-being の低さに関する要員の検討：自由選択の感覚を低める日本の社会環境 平成 28 年度広島大学大学院教育学研究科博士論文（未公開）
- Napier, J. L., & Jost, J. T. (2008). Why are conservatives happier than liberals? *Psychological Science, 19*, 565-572.
- 大石繁宏 (2009). 幸せを科学する：心理学からわかったこと 新曜社
- 清水裕士 (2016). フリーの統計ソフト 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.
- van der Toorn, J., Feinberg, M., Jost, J. T., Kay, A. C., Tyler, T. R., Willer, R., & Wilmoth, C. (2015). A sense of powerlessness fosters system justification: Implications for the legitimation of authority, hierarchy, and government. *Political Psychology, 36*, 93-110.
- Vargas-Salfate, S., Paez, D., Khan, S. S., Liu, J. H., & Gil de Zúñiga, H. (2018). System justification

enhances well-being: A longitudinal analysis of the palliative function of system justification in 18 countries. *British Journal of Social Psychology*, 57, 567-590.

#### 附記

本論文は、2019 年度に広島大学教育学部で開講された心理学課題演習において、第 1 著者の指導により第 2 著者から第 5 著者が実施した研究をもとに執筆したものである。研究の一部は第 2 著者から第 5 著者により中国四国心理学会第 75 回大会学部生研究発表会において報告された。また、本研究は JSPS 科研費 JP18K03007 の助成を受けた。



## 新人看護師のバーンアウト傾向と心のゆとりの関連

—再評価・気晴らしの媒介効果の検証—<sup>1</sup>

小林 亮太・則武 良英・庵野 真代・土井 康文<sup>2</sup>・河原 剛・重松 潤  
・湯澤 正通・横田 怜子<sup>2</sup>・中尾 敬

Relationship between burnout and yutori of mind in new nurses

Ryota Kobayashi, Yoshihide Noritake, Mayo Anno, Yasufumi Doi<sup>2</sup> Tsuyoshi Kawahara,  
Jun Shigematsu, Masamichi Yuzawa, Reiko Yokota<sup>2</sup>, & Takashi Nakao.

New nurses' experience of burnout leads to turnover; therefore, reducing burnout has been attracting attention. It can be presumed that the yutori of mind may reduce burnout. In addition, emotion regulation strategies including reappraisal and distraction are assumed to mediate relationships between the yutori of mind and burnout. The present study aims to examine these unclear possibilities. A total of 73 new Japanese nurses completed questionnaires, which consisted of questions about the scales of the yutori of mind, reappraisal, distraction, and burnout. As a result of the path analysis, yutori of mind was shown to have a negative correlation with burnout, especially emotion exhaustion and depersonalization. However, there was no significant correlation between yutori of mind and personal accomplishment factors in burnout. Moreover, the mediating effects of reappraisal and distraction on the relationship between yutori of mind and burnout were not observed. Although the process underlying the relationship between yutori of mind and burnout remains unclear, yutori of mind may reduce burnout in new nurses.

キーワード : burnout, emotion regulation, new nurse, peace of mind, yutori of mind,

### 問 題

近年、新人看護師における離職が問題となっている。ここ5年間は、7.5%という離職率が横ばいのまま推移している(日本看護協会, 2019)。日本においては少子高齢化の影響もあり、今後深刻な看護師不足になる可能性が指摘されている(韓, 2012)。このため、看護師の供給と離職の防止が課題となってくるが、特に離職率に関しては改善がみられていない。また、今後、看護師を取り巻く

<sup>1</sup> 第1, 第2, 最終著者以外の共著者の本論文に対する貢献度は同等であったため, アルファベット順にて表記している。

<sup>2</sup> 飯塚病院

環境が悪化していくと、離職率の改善は困難なものになると推察される。

新人看護師の離職の原因の1つとして、バーンアウトが指摘されている (e.g., Freudenberger, 1974; Maslach & Jackson, 1981)。バーンアウトとは、情緒的資源が枯渇し精神的に疲れ果ててしまう「情緒的消耗感」、それに伴って利用者などへの否定的感情や機械的対応が生じる「脱人格化」、仕事そのものへの達成感が失われてしまう「個人的達成感の低下」の3症状が示される対人援助職に特有のストレス反応である (久保, 2007; Maslach & Jackson, 1981)。先行研究では、新人の看護師において、バーンアウトが生じやすいことが報告されており (久保・田尾, 1994; 本村・八代, 2010)、バーンアウトが生起し、離職に至るプロセスとして次のような流れが想定されている。多忙な職務環境や職務への期待に反する体験、あるいは所属機関からの要望といったストレスに触れる中で、情緒的消耗感と脱人格化が生起する (Li, Early, Mahrer, Klaristenfeld, & Gold, 2014; Rudman & Gustavsson, 2011)。そして、脱人格化が進行していく中で、看護師の離職願望が高まるとされている (古屋・谷, 2008)。こうした新人看護師におけるバーンアウト、およびそれに伴う離職という問題を背景に、新人看護師のバーンアウトの予防、あるいは低減に関わる知見を蓄積する必要性が指摘されている。

バーンアウトの低減に有効な要因として心のゆとりが考えられる。心のゆとりとは、心が平穏であり、安定している状態を意味する (北爪・菅野, 2006; 富田, 2012)。バーンアウト、特に情緒的消耗感と心のゆとりは、その定義に感情 (情緒) が関与するという点で類似した概念であるといえる。しかし、先行研究を踏まえれば (久保, 2007; 富田, 2012)、心のゆとりは穏やかな感情が保たれている状態であるのに対して、情緒的消耗感とは精神的に疲れ果てている状態を捉えている概念だと考えられる。また、情緒的消耗感是对人援助職特有の症状であるのに対して、心のゆとりは職業などによらず誰もが抱きうるものである。この情緒的消耗感とはバーンアウトの主症状とされ、仕事の中で、情緒的、感情的に尽くしすぎてしまうことで生じるとされている。そして、情緒的消耗が生じた結果として脱人格化と個人的達成感の低さに繋がると考えられている (久保, 2007)。心にゆとりを持つことができれば、情緒的な活動と適度に距離を保つことができたり、その活動の中で生じる感情に対して適切に対処できたりするために (小林・宮谷・中尾, 2018; 富田, 2012)、情緒的消耗感は高くないと推察される。もしそうであれば、情緒的消耗感の副次物である脱人格化、および個人的達成感の低さも低減されると思われる。また、心のゆとりと精神的健康が正の関連を有すること (北爪・菅野, 2006; 小林・宮谷・中尾, 2016; 富田, 2012) も考慮すると、これまでにバーンアウトと心のゆとりの関連を直接検討した研究は存在しないものの、心のゆとりはバーンアウトの低減に関与している可能性は十分に考えられる。

では、どうして心のゆとりはバーンアウトの低減に関係するのだろうか。上で少し触れたように、情緒的な活動、およびその結果生じるネガティブな感情に対して適切に対処できることが関与していると考えられる。こうした自身のネガティブな感情の低減を目的に行われる対処のことを感情制御という (Gross, 1998, 2013, 2015; Gross, Uusberg, & Uusberg, 2019)。先行研究では、日々の生活の中で、心のゆとりを感じる人が多い者は、感情制御に優れ、特にネガティブ感情の緩和に有効だとされる再評価と気晴らし方略を行うことが多いことが報告されている (小林・宮谷・中尾, 2018; 富

田, 2012)。再評価とは、ネガティブ感情やそれに伴う思考、あるいはその原因について、別の観点から捉え直す方略である (Gross, 2013)。また、気晴らしとは、注意をネガティブ感情やそれに伴う思考、あるいはその原因から、ネガティブでない対象に移行する方略である (Gross, 2013)。どちらの方略についても、ネガティブ感情の緩和やストレス反応の低減に効果を有することが報告されている (Webb, Miles, & Sheeran, 2012)。そして、そうしたネガティブ感情の緩和はバーンアウトを低減することが示されている (Castellano, Munoz-Navarro, Toledo, Spontón, & Medrano, 2019; 田中・杉山, 2016)。実際、再評価、気晴らしについては、その方略を行うことが多い者はバーンアウトになりにくいことが示されている (Bamonti et al., 2019; Brackett, Palomera, Mojsa-Kaja, Reyes, & Salovey, 2010)。これらを踏まえると、心のゆとりを有する者は、仕事や活動に伴うネガティブな感情に対して、再評価、気晴らしという感情制御方略を用いることができるために、情緒的な消耗感が少なく、脱人格化や個人的達成感の低さが生じにくい可能性が推察される。

上述のように新人看護師におけるバーンアウトは社会的な問題となっており、そのバーンアウトを低減する要因として心のゆとりが想定されるものの、これまで検討はなされていない。そこで、本研究では、新人看護師を対象に調査を実施し、心のゆとりとバーンアウトに関連があるか検討することを目的とする。また、その関連を感情制御方略である再評価と気晴らしが媒介するかについても検討を行う。研究に際しては、上述の議論を踏まえ、次のような仮説を設定した。まず、心のゆとりはバーンアウトの3側面である情緒的消耗感、脱人格化、個人的達成感の低さのそれぞれとの間に負の相関関係を有すると考えられる (仮説 1)。そして、そうした関連を再評価が媒介していると想定される (仮説 2)。同様に、心のゆとりを感じる人が多い者は、気晴らしを行うことが多く、その結果として情緒的消耗感、脱人格化、個人的達成感の低さが生じにくいと推察される (仮説 3)。

## 方法

**参加者** 総合病院に勤務している職務経験 1 年未満の新人看護師 73 名 (女性 66 名, 平均年齢 21.86 歳 ( $SD = 2.30$ )) を対象に質問紙を配布した。

**手続き** 以下の 3 つの質問紙への回答を求めた。

1. バーンアウト 久保・田尾 (1994) のバーンアウト尺度を用いて、情緒的消耗感、脱人格化、個人的達成感の低さをそれぞれ測定した。各項目について最近 6 ヶ月の間に経験した程度を (1) 全く体験しないから (6) 毎日の 6 件法で回答を求めた。得点が高いほど、情緒的消耗感、および脱中心化の程度が高く、個人的達成感が低いことを示す。

2. 心のゆとり 心のゆとりについては大学生版ゆとり感尺度 (北爪・菅野, 2006) の精神的安定感下位尺度を用いて測定を試みた。普段の自分にあてはまる程度を (1) 全くあてはまらないから (5) よくあてはまるの 5 件法で回答を求めた。得点が高いほど、普段の生活の中で心のゆとりを感じていることを示す。

3. 再評価・気晴らし 日本語版 Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ: Garnefski, Kraaij, & Spinhoven, 2001; 榊原, 2015) の肯定的再評価 (positive reappraisal) 下位尺度 4 項目を用いて再評

価の使用傾向を、肯定的再焦点化 (positive refocusing) 下位尺度 4 項目を用いて気晴らし傾向を測定した。各項目について、(1) ほとんどないから、(5) いつもあるの 5 件法で回答を求めた。得点が高いほど、再評価、あるいは気晴らしを行うことが多いことを示している。

**解析** 記述統計値やピアソンの相関係数については HAD (清水, 2016) を用いて算出した。パス解析については、R 3.6.0 (R Core Team, 2019), および lavaan パッケージ (Rosseel, 2012) を使用した。標準化偏回帰係数の算出、間接効果の検定には、ノンパラメトリック・ブートストラップ法 (サンプリング数 : 1000) を用いた。

## 結 果

はじめに、各変数の記述統計値、および各変数間の相関係数を算出した (Table 1)。仮説 1 に関連して、心のゆとりと情緒的消耗感 ( $r = -.51, p < .01$ ), および脱人格化 ( $r = -.48, p < .01$ ) の間に相関が認められた。心のゆとりと個人的達成感の低さの間には有意傾向の関連が見出された ( $r = -.19, p = .10$ )。心のゆとりと感情制御の関連については、心のゆとりと再評価 ( $r = .21, p = .07$ ), 気晴らし ( $r = .20, p = .09$ ) の間にも有意傾向の相関が確認された。

次に、仮説 2, および仮説 3 について検討するため、パス解析を実施した。パス解析では、心のゆとりを説明変数、再評価、気晴らし傾向を媒介変数、バーンアウトの各因子を目的変数として投入した。モデルの適合度は、 $\chi^2(4) = 31.85, p < .001, CFI = .66, SRMR = .12, RMSEA = .31$  であった。パス解析の結果 (Figure 1), 心のゆとりとバーンアウトの下位因子である情緒的消耗感 ( $\beta = -.50, p < .01$ ), 脱人格化 ( $\beta = -.48, p < .01$ ) の間には負の関連が認められたものの、心のゆとりと個人的達成感の低さ ( $\beta = -.15, p = .26$ ) の間には有意な関連は認められなかった。仮説 2 に関連して、心のゆとりから再評価への正のパスが有意傾向であった ( $\beta = .21, p = .07$ )。そして、再評価と情緒的消耗感 ( $\beta = -.18, p = .08$ ), および個人的達成感の低さ ( $\beta = -.27, p < .01$ ) の間には負の関連が示唆された。一方で、再評価と脱人格化の間に有意な関連が見出されなかった ( $\beta = -.19, p = .12$ )。また、心のゆとりとバーンアウトの各因子の関連を再評価が媒介しているか検討したものの、有意な間接効果は

Table 1

各変数の記述統計値と相関係数

	合計得点	標準偏差	1-1.	1-2.	1-3.	2.	3-1.
1-1. 情緒的消耗感	29.97	4.50	—				
1-2. 脱人格化	10.93	4.69	.60 **	—			
1-3. 個人的達成感の低さ	25.98	4.25	-.04	.07	—		
2. 心のゆとり	29.78	6.40	-.51 **	-.48 **	-.19 +	—	
3-1. 再評価	14.37	2.58	-.24 *	-.18	-.29 *	.21 +	—
3-2. 気晴らし	11.85	2.63	-.06	.11	-.08	.20 +	.41 **

Note: \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$

示されなかった (情緒的消耗感:  $\beta = -.04, p = .27$ ; 脱人格化:  $\beta = -.04, p = .30$ ; 個人的達成感の低さ:  $\beta = -.06, p = .17$ )。続いて、仮説 3 に関しては、心のゆとりと気晴らしの間に有意傾向の関連が認められた ( $\beta = .20, p = .08$ )。気晴らしと情緒的消耗感 ( $\beta = .11, p = .33$ )、および個人的達成感の低さ ( $\beta = .06, p = .59$ ) の間には有意な関連は確認されなかったものの、脱人格化との間には正の関連が見出された ( $\beta = .28, p < .01$ )。心のゆとりが気晴らしを媒介してバーンアウトの下位因子に及ぼす間接効果について検定を行ったものの、有意な間接効果は認められなかった (情緒的消耗感:  $\beta = .02, p = .42$ ; 脱人格化:  $\beta = .06, p = .15$ ; 個人的達成感の低さ:  $\beta = .01, p = .64$ )。

### 考 察

本研究の目的は、新人看護師を対象に調査を行い、心のゆとりとバーンアウトの間に負の関連があるか (仮説 1)、そしてその関係性を再評価 (仮説 2)、および気晴らし (仮説 3) が媒介しているか検討することであった。まず、仮説 1 については、心のゆとりと情緒的消耗感、そして脱人格化の間に負の関連が確認された。一方で、個人的達成感の低さとは有意な関連は示されなかった。こうした結果は、心のゆとりとバーンアウトとは負の関連を有するという仮説 1 を部分的に支持している。心のゆとりと個人的達成感の低さが関連しなかったことも考慮すると、心のゆとりはバーンアウトの主症状である情緒的消耗感やそれに伴って生じる患者や周囲の他者に対する無情で非人間的な対応である脱人格化の低減には寄与するものの、仕事の中で生じる有能感や達成感には影響しないと推察される。ただし、心のゆとりとバーンアウトの関係性については、バーンアウトの症状がないゆえに、心のゆとりが保たれるという逆の因果がある可能性も想定される。こうした心のゆとりとバーンアウトの因果の方向性については、今後検討が必要である。

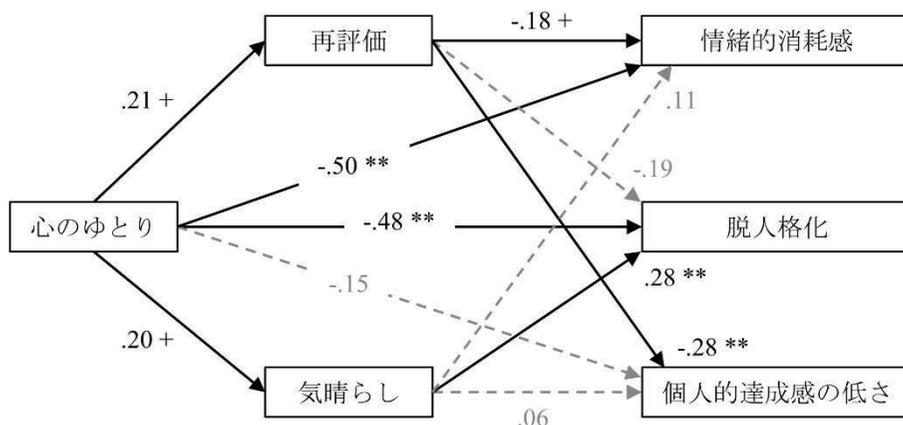


Figure 1. パス解析の結果

Note: 数値は標準化偏回帰係数を意味する。有意、あるいは有意傾向のパスは黒色の実線で示し、非有意なパスは灰色の点線で示した。誤差項については省略した。適合度は、 $\chi^2(4) = 31.85, p < .001$ , CFI = .66, SRMR = .12, RMSEA = .31 であった。\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$ 。

次に仮説 2, 仮説 3 に関しては, 再評価, 気晴らしとも間接効果が有意ではなく, 心のゆとりとバーンアウトの関連を再評価, および気晴らしが媒介しているという仮説は支持されなかった。この結果を踏まえると, 心のゆとりとバーンアウトを関連している別の要因があるとも考えられる。たとえば, これまでに心のゆとりは楽観性やレジリエンスとの関連があることが報告されている(小林他, 2016; 富田, 2012)。楽観性やレジリエンスは, バーンアウトになりにくいことが示されていることを考慮すれば (Chang & Chan, 2015; 西本・李・兒玉, 2019), 心のゆとりを有する者は楽観主義的に物事を捉えられたり, あるいはストレスフルな出来事によって精神的に傷ついても, 柔軟に対応し立ち直ることができるのかもしれない。そのため, こうした楽観性やレジリエンスといった要因についても考えていくべきだろう。

間接効果は認められなかったものの, 再評価に関しては, バーンアウトの各因子との間に負の関連が確認された。こうした再評価の効果は先行研究とも一致していた。一方で, 気晴らしについては, 情緒的消耗感, 個人的達成感の低さとは関連がなく, 特に, 脱人格化とは仮説とは逆に正の関連が示された。仮説に反して, 気晴らしと脱人格化とが負の関連を有していた理由として, 次の 2 つの可能性が推測される。1 つ目は, 気晴らしはネガティブな感情や原因からネガティブでない対象に注意を移す方略であり, ネガティブ感情の原因そのものについては対処をしえないという特徴がある (Gross, 2013)。そのため, 気晴らしはその場その場のネガティブ感情の緩和には有効だったかもしれないが, 長期的には原因を解決できていないため, バーンアウトが悪化してしまった可能性が考えられる。ただし, もしこの可能性が正しければ, 気晴らしは脱人格化だけでなく, 情緒的消耗感や個人的達成感の低さとも正の関連を有すると考えられるため, 本研究の結果とは整合しない部分もある点に留意が必要である。2 つ目は, 脱人格化に陥っていたからこそ, 気晴らしを行ったという可能性である。脱人格化は情緒的に消耗した人が, さらなる消耗を防ぐために行う情緒的資源の節約のための行動だとされている (久保, 2007)。このことを踏まえると, 脱人格化に陥った新人看護師は, 患者に対する情緒的な資源を節約し, 自分のために資源を多く残そうとすると考えられる。そして, 自分のために情緒資源を残す, すなわち自分の感情を良好にするために, 再評価と比較しても実行が手軽だとされている気晴らし (Sheppes & Meiran, 2008) を行うことが多かった可能性が推察される。こうした可能性については, 今後検討していく必要があるだろう。

近年, 新人看護師におけるバーンアウトは離職に繋がるために問題となっている。この点に関して, 心のゆとりを有することがバーンアウトの低減に寄与する可能性が示唆された。こうした結果を踏まえると, 新人看護師を対象に, 心のゆとりを高める介入を行うことで, バーンアウトの低減, および予防に繋がると考えられる。心のゆとりを促進する取り組みの 1 つとして, 六車・重橋 (2018) では, リラクゼーション技法である Self-Active Relaxation Therapy (SART) を行うことで, 心のゆとりが高まることが報告されている。今後はこうした心のゆとりへの介入を行うことで, 実際に新人看護師のバーンアウトが低減し, 結果として離職予防になるかについても検討していく必要がある。

本研究の限界点として, 本研究は横断的な調査であるため, 因果関係に関する強い根拠が得られていないことが挙げられる。解析の結果, 心のゆとりとバーンアウトの間に負の関連が示されたものの, 心のゆとりがあることでバーンアウトが低減するのか, あるいは逆に, バーンアウトではな

いからこそ、心にゆとりを持てているのかについては明らかではない。そのため、今後は、縦断調査、あるいは心のゆとりを高める介入を行うことで、バーンアウトが低減するか検討する介入実験を行い、この点について検討していく必要がある。

また、解析対象が新人看護師 73 名と少ない点が指摘できる。そのため、今後はサンプルサイズを考慮して再検討していく必要があるだろう。その際、新人看護師だけでなく、数年から数十年という経験を積んだ看護師においても、本研究で示された心のゆとりと情緒的消耗感、および脱人格化との関連が認められるか検討していくべきだろう。

最後に、本研究の仮説 2、および仮説 3 に関するモデル (Figure 1) の適合度が十分でなかった点が指摘できる。そのため、上でも言及したように、心のゆとりとバーンアウトの関連を媒介する変数として再評価、気晴らし以外の要因が関与している可能性が考えられる。このどうして心のゆとりとバーンアウトは関連するのかという問いについても検討を続けていく必要がある。

#### 引用文献

- Bamonti, P., Conti, E., Cavanagh, C., Gerolimatos, L., Gregg, J., Goulet, C., & Edelstein, B. (2019). Coping, cognitive emotion regulation, and burnout in long-term care nursing staff: A preliminary study. *Journal of Applied Gerontology, 38*(1), 92-111.
- Brackett, M. A., Palomera, R., Mojsa-Kaja, J., Reyes, M. R., & Salovey, P. (2010). Emotion-regulation ability, burnout, and job satisfaction among British secondary - school teachers. *Psychology in the Schools, 47*, 406-417.
- Castellano, E., Munoz-Navarro, R., Toledo, M. S., Spontón, C., & Medrano, L. A. (2019). Cognitive processes of emotional regulation, burnout and work engagement. *Psicothema, 31*, 73-80.
- Chang, Y., & Chan, H. J. (2015). Optimism and proactive coping in relation to burnout among nurses. *Journal of Nursing Management, 23*, 401-408.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of social issues, 30*, 159-165.
- 古屋 肇子・谷 冬彦 (2008). 看護師のバーンアウト生起から離職願望に至るプロセスモデルの検討 日本看護科学会誌, 28, 55-61.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences, 30*, 1311-1327.
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology, 2*, 271-299.
- Gross, J. J. (2013). Emotion Regulation: Conceptual and Empirical Foundations. *Handbook of Emotion Regulation (2nd ed.)*. New York, NY: Guilford.
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry, 26*, 1-26.
- Gross, J. J., Uusberg, H., and Uusberg, A. (2019). Mental illness and well-being: An affect regulation perspective. *World Psychiatry, 18*, 130-139.

- 韓 慧 (2012). 日本における看護師不足の実態 東アジア研究, 10, 1-24.
- 北爪 直美・菅野 純 (2006). 大学生版ゆとり感尺度の作成及び信頼性・妥当性の検討 早稲田大学臨床心理学研究, 6, 79-88.
- 小林 亮太・宮谷 真人・中尾 敬 (2016). 心のゆとりの基礎研究: 不安, 抑うつ, 楽観性, 悲観性との関連. 広島大学心理学研究, 16, 35-40.
- 小林 亮太・宮谷 真人・中尾 敬 (2018). 心のゆとりを有する者はネガティブ感情状態からの回復が早いのか? —心のゆとりに関する実験的研究— 対人社会心理学研究, 18, 21-36.
- 久保 真人 (2007). バーンアウト (燃え尽き症候群) 日本労働研究雑誌, 558, 54-64.
- 久保 真人・田尾 雅夫 (1994). 看護婦におけるバーンアウト. 実験社会心理学研究, 34, 33-43.
- Li, A., Early, S. F., Mahrer, N. E., Klaristenfeld, J. L., & Gold, J. I. (2014). Group cohesion and organizational commitment: protective factors for nurse residents' job satisfaction, compassion fatigue, compassion satisfaction, and burnout. *Journal of Professional Nursing*, 30, 89-99.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of organizational behavior*, 2, 99-113.
- 本村 良美・八代 利香 (2010). 看護師のバーンアウトに関連する要因 日本職業・災害医学会会誌, 58, 120-127.
- 六車 玲那・重橋 のぞみ (2018). 心のゆとり感の変化に関する研究: 主動型リラクセーション療法を用いて. 福岡女学院大学大学院紀要 臨床心理学 15, 23-31.
- 西本 大策・李 慧瑛・兒玉 慎平 (2019). 看護師のバーンアウトに影響を及ぼす二次元レジリエンス要因の分析 日本職業・災害医学会会誌, 67, 38-43.
- 日本看護協会 (2019). 「2018年病院看護実態調査」結果 Retrieved from [https://www.nurse.or.jp/up\\_pdf/20190515134543\\_f.pdf](https://www.nurse.or.jp/up_pdf/20190515134543_f.pdf) (2020年1月5日)
- R Core Team. (2019). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Retrieved from <https://www.R-project.org/> (2019年12月12日)
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1-36.
- Rudman, A., & Gustavsson, J. P. (2011). Early-career burnout among new graduate nurses: A prospective observational study of intra-individual change trajectories. *International Journal of Nursing Studies*, 48, 292-306.
- 榊原 良太 (2015). 認知的感情制御方略の使用傾向及び精神的健康との関連 —日本語版 Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) の作成及びネガティブ感情強度への着目を通して— 感情心理学研究, 23, 46-58.
- Sheppes, G., & Meiran, N. (2008). Divergent cognitive costs for online forms of reappraisal and distraction. *Emotion*, 8, 870-874.
- 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.

- 田中 輝海・杉山 佳生 (2016). 日常場面におけるネガティブな感情経験がバーンアウト傾向に及ぼす影響: ポジティブな感情経験を調整変数として. *スポーツ産業学研究*, *26*, 107-117.
- 富田 真弓 (2012). 心のゆとり感のあり方: 精神的健康とストレス対処方略からの検討 *心理臨床学研究*, *30*, 633-643.
- Webb, T. L., Miles, E., & Sheeran, P. (2012). Dealing with feeling: a meta-analysis of the effectiveness of strategies derived from the process model of emotion regulation. *Psychological Bulletin*, *138*, 775-808.



## 友人・家族との食事が精神的健康に及ぼす影響 —心理的な支援の享受と支援の提供を媒介変数とした検討—

小林 亮太・中尾 敬

Relationship between mental health and eating together with friends and family frequently

Ryota Kobayashi and Takashi Nakao

The frequency of eating with friends and/or family (i.e., eating together) has been reported to have a positive effect on mental health. More specifically, the reception of psychological support from others (e.g., my friend calms my feelings) and the provision of psychological support for others (e.g., I tell my friend that the situation also has positive aspects) during the shared meal times are proposed to mediate the relationships between eating together frequently and mental health. However, these possibilities are not yet confirmed. The present study examined whether reception of psychological support and/or provision of psychological support mediate the relationship between eating together frequently and mental health. In total, 135 Japanese undergraduate students were asked to complete a questionnaire regarding the frequency of eating together, reception of psychological support, and provision of psychological support. In addition, we measured stress responses and positive moods in daily lives as indices of mental health. The path analysis showed that eating together frequently had a positive effect on the provision of psychological support and daily positive mood, but not for stress responses. In addition, the provision of psychological support mediated the relationship between the frequency of eating together and daily positive mood. However, the reception of psychological support did not mediate the relationship between frequency of eating together and mental health. Based on these results, it can be considered that eating together with friends and family frequently promotes the provision of psychological support for others during meal, which improves mental health in turn.

キーワード : eating together, family meals, interpersonal emotion regulation, social support.

### 問 題

食事は、私たちが生きていくうえで欠かすことのできないものである。時代が移り変わり、ライフスタイルが多様になっていく中で、食生活も変化していった。そうした変化の過程で、孤食(個食)や栄養バランスの偏った、あるいは不規則な食事の増加といった食生活の乱れが指摘されるよ

うになっていた (農林水産省, 2019)。こうした背景の下で, 食育を推進する動きが始まり, 共食への関心が高まっていった (農林水産省, 2018a, 2018b)。

共食 (eating together) とは, 友人や家族と一緒に食事をするることである (赤利・小林・小林・植杉・内藤, 2015; 衛藤・武見・中西・足立, 2012; 川崎, 2001)。これまでに, 誰かと一緒にご飯を食べることが健康的な食生活に影響することが報告されている (會退・衛藤, 2015; Hammons & Fiese, 2011)。たとえば, Hammons & Fiese (2011) は, 家族との共食の頻度が多いことが, 児童や青年における健康的な食事内容, および食生活を促進することをメタ分析の結果に基づき報告している。同様の知見は日本においても報告されており, 家族や友人との共食の頻度が多いほど, 良好な食事をしているという認識が強く, 緑黄色野菜や果物の摂取量が多いという結果が示されている (前澤, 2016)。

また, 先行研究では, 共食が精神的な健康さにも影響することが示されている (會退・衛藤, 2015; 千須和・北辺・春木, 2014; 川崎, 2001; 小西・黒川, 2001)。Eisenberg, Olson, Neumark-Sztainer, Story, & Bearinger (2004) や Fulkerson, Kubik, Story, Lytle, & Arcan (2009) では, 家族との食事頻度と青年の抑うつ症状の間に負の関連があることが報告されている。こうした知見と関連して, 野津 (2010) では, 大学生を対象とし, 友人と夕食を共にする頻度が多い群は, 共食頻度が低い群と比較して, ストレス反応や孤独感が低いことを明らかにしている。また, 木村・嘉瀬・大石 (2018) は, 友人, および家族との共食の充実度を測定する尺度を作成し, 家族, 友人との共食の充実度が高いほど, 精神的健康も良好であることを報告している。

では, どうして共食をすることは精神的健康に良い影響を及ぼすのだろうか。先行研究に基づけば, 次の2つの可能性が推察される。1つ目は, 共食場面における他者からの心理的な支援の享受が精神的健康に関与している可能性である。共食は単に他者と共に食事をする, あるいは栄養を摂取する機会ではなく, 他者とコミュニケーションを行う機会であるとされている (松島, 2004; 中川・長塚・西山・吉田, 2010)。そのため, 共食場面でのコミュニケーションの中で, 食事を共にしている友人や家族からの心理的な支援が享受されうると考えられている。この点に関して, 松島 (2006, 2016) は乳幼児を育てている主婦を対象とした調査を行い, 共食をする頻度が多いことが, 情緒的なサポート (e.g., 悲しい気持ちをなだめる) や道具的なサポート (e.g., 具体的な解決方法を提案する) の享受を促進することを明らかにしている。こうした他者からの援助を受けることが精神的健康を高めることを踏まえると (Bender, van Osch, Slegers, & Ye, in printing; Chu, Saucier, & Hafner, 2010; Wang, Wu, & Liu, 2003), 共食頻度が精神的健康に影響する過程として次のような流れが想定される。まず, 共食の頻度が多いほど, 共に食事をする者から支援を享受することが多くなる。そして, 支援の享受を介して, 精神的健康が促進されていると考えられる。

2つ目に, 共食場面における他者への心理的な支援の提供が精神的健康に関与している可能性が推察される。共食場面が他者と相互作用を図る場であることを踏まえれば, 共食場面において, 他者から援助を受けるだけでなく, 他者に対して援助を行うことも想定できる。こうした他者への支援の提供については, 社会的交換理論や互惠性の観点から検討が進められてきた (Buunk, Doosje, Jans, & Hopstaken, 1993; Gouldner, 1960; 周・深田, 1996)。そして, この他者への援助については, 他者からの感謝を得られたり, 自身の価値があるという感覚が高まったりするため, 自身の精神的健

康に良い影響を及ぼすことが報告されている (Brown, Nesse, Vinokur, & Smith, 2003; Doré, Morris, Burr, Picard, & Ochsner, 2017; Morris, Schueller, & Picard, 2015)。ここまでの内容を踏まえると、共食の頻度が多い者は、他者に対して支援を提供することが多く、そのことを介して精神的健康が促進されるとも考えられる。

共食が精神的健康に影響する理由として上述の2つの可能性が考えられるものの、これまでそうした可能性について検討はなされてこなかった。そこで本研究では、大学生を対象に質問紙調査を行い、共食と精神的健康の関連を共食場面における他者からの支援の享受と他者への支援の提供が媒介するかどうかについて検討を行うことを目的とする。調査に際して、先行研究に基づき、共食をする頻度が多い者ほど、共食場面における他者支援の享受が多くなり、その結果として精神的健康が促進されるという仮説を設定した (仮説 1)。同様に、上述の議論を踏まえれば、共食の頻度が多い者は、共食場面における他者への支援の提供が多いことを介して、精神的健康に影響するとも考えられる (仮説 2)。

## 方 法

**参加者** 東京都内の私立大学の学部生 231 名にアンケート回答用紙を配布した。最終的に、アンケート回答用紙を回収できた 135 名 (女性 70 名, 平均年齢 20.17 歳 ( $SD = 1.25$ )) を解析対象とした。

**手続き** 以下の5つの尺度を含むアンケートへの回答を求めた。アンケートの表紙に調査への協力は任意であり、協力しない場合に不利益を被ることはないことを記載した。また、回答内容については、統計的に処理をすることで、個人が特定できる形での公表を行わないことも表記した上で、質問紙への回答を持って、調査への同意とみなすことを伝えた。

1. 共食の頻度 共食の頻度については、先行研究 (松島, 2006) を踏まえ、教育学を専攻する学部生 5 名で検討を行い、「1 か月あたりの友人と一緒に食事する頻度」と「1 か月あたりの家族と一緒に食事をする頻度」を尋ねた。2 項目ともに、(1) 全くしない、(2) あまりしない、(3) よくする、(4) とてもよくするの 4 件法で回答を求めた。

2. ストレス反応 精神的健康の指標の1つとして、普段の生活の中で感じているストレス反応の程度を SRS18 (鈴木・嶋田・三浦・片柳・右馬埜・坂野, 1997) を用いて測定した。SRS18 は、ストレス反応の程度を「抑うつ・不安 (項目例: 泣きたい気持ちだ)」、「不機嫌・怒り (項目例: 怒りを感じる)」、「無気力 (項目例: 根気がない)」の3因子で測定する尺度である。測定の際には、SRS18 の各項目が普段の自分自身の感情状態や行動にどのくらいあてはまるか回答するように教示した。なお、回答は、(1) 全く違うから (4) その通りだの 4 件法で求めた。

3. ポジティブ気分 精神的健康のもう1つの指標として、日々の生活の中で感じるポジティブ気分の程度を福岡 (2011) の気分尺度 (項目例: 陽気な気分だ) により測定した。ストレス反応と同様に、普段の自分の状態にあてはまるものを回答するように伝えた。また、(1) 全く違うから (4) その通りだの 4 件法で回答求めた。

4. 他者からの支援の享受 共食場面において他者から受けている支援の程度については、大学生用ソーシャルサポート尺度 (片受・大貫, 2014) を用いて測定を行った。この尺度は「情緒・所属的サポート (項目例: 一緒にいて楽しい時間を過ごしてくれる)」、「情報・道具的サポート (項目例: 問

題解決方法について、アドバイスをしてくれる)」、「評価的サポート (項目例: あなたの成果に感謝してくれる)」の3因子から構成されている。参加者には、一緒に食事をしている人が、共食場面において、尺度項目の内容をどの程度してくれているか回答するように教示した。また、この尺度には「一緒に遊びに出かけてくれる」「他者の前であなたを評価してくれる」という項目が含まれたものの、共食場面では生じにくい支援だと考えられたため、測定は行わなかった。回答は、(1) 全くあてはまらないから (4) とてもあてはまるの4件法で求めた。

5. 他者への支援の提供 共食場面において、他者に対して行っている援助の程度を、他者の情動調整行動尺度 (野崎, 2013) の肯定的再解釈のサポート因子 (項目例: 相手のネガティブな感情を和らげるために、起きている状況のいい面を相手が探せるように話をする) を用いて測定した。参加者には支援の享受の測定時と同様に、共食場面において一緒に食事をしている人に対して、項目に記された支援をどの程度行っているかを回答するように伝えた。回答は (1) まったくそうしないから (6) いつもそうするの6件法で求めた。

**解析** 記述統計値やピアソンの相関係数の算出には HAD (清水, 2016) を用いた。パス解析については、R 3.6.0 (R Core Team, 2019)、および lavaan パッケージ (Rosseel, 2012) を使用した。標準化偏回帰係数の算出、間接効果の検定は、ノンパラメトリック・ブートストラップ法 (サンプリング数: 1000) により実施した。

## 結 果

はじめに、各変数の平均値、標準偏差、および各変数間の相関係数を算出した (Table 1)。その結果、共食の頻度はポジティブ気分とは正の相関が認められたものの ( $r = .18, p = .03$ )、ストレス反応については有意な相関は認められなかった。また、共食頻度と支援の享受の程度の間には有意な相関は認められなかった。一方で、共食の頻度と支援の提供の程度の間には有意な正の相関が確認された ( $r = .24, p < .01$ )。

続いて、仮説 1、および仮説 2 について検討を試みた。パス解析では、共食の頻度を説明変数、ストレス反応の各因子、およびポジティブ気分を目的変数とし、他者からの支援の享受と他者への支援の提供をそれぞれ媒介変数として投入した。なお、先行研究を踏まえると (e.g., Buunk et al., 1993; Gouldner, 1960)、支援の享受の下位因子間、および支援の提供との間には、共食頻度だけでは説明できない共分散が想定できるため、各誤差項の間に共分散を仮定した。

パス解析の結果 (Table 2)、まず、支援の享受に関しては、共食の頻度と他者からの情緒・所属的サポート、情報・道具的サポートの間には有意なパスは認められなかったものの ( $\beta_s < .10, ps > .20$ )、評価的サポートの間には正の関連 ( $\beta = .17, p = .02$ ) が示された。また、情緒・所属的サポートから無気力への影響 ( $\beta = -.30, p < .01$ ) を除き、支援の享受の各因子からもストレス反応、およびポジティブ気分への有意なパスは認められなかった。共食頻度が支援の享受を介して精神的健康に及ぼす間接効果について検定を行ったところ、有意な効果は見出されなかった (Table 3)。続いて、支援の提供については、共食頻度と他者への肯定的再解釈のサポートの間に正の関連 ( $\beta = .24, p < .01$ ) があることが見出された。他者への肯定的再解釈のサポートとストレスの各因子の間に関連は示されなかったもの

の、肯定的再解釈のサポートの提供からポジティブ気分への有意傾向のパスが認められた ( $\beta = .19, p = .06$ )。間接効果の検定を行ったところ、有意傾向ではあったものの、共食頻度とポジティブ気分の関連を肯定的再解釈のサポートが媒介していることが示された (Table 3:  $\beta = .05, p = .10$ )。

## 考 察

本研究の目的は、共食頻度と精神的健康の関連を共食場面における他者からの心理的な支援の享受 (仮説 1)、および他者への心理的な支援の提供 (仮説 2) が媒介しているか検討することであった。まず、仮説 1 については、他者からの評価的サポートの享受のみが共食頻度と関連はしていたものの、その評価的サポートを含む支援の享受に関する各変数を介したストレス反応、ポジティブ気分への間接効果が認められず仮説 1 は支持されなかった。一方で、共食頻度から他者への支援の提供を介したポジティブ気分への間接効果が有意傾向で示された。ストレス反応と共食頻度の関連については、支援の提供が媒介していなかったことも考慮すると、仮説 2 については部分的に支持されたと考えられる。これまで、どうして共食をすることが精神的健康を促進するのかについては明確になっていなかった。しかし、本研究の結果を踏まえれば、共食というコミュニケーションの場において、他者に対して支援を行うことが重要であると推察される。先行研究 (e.g., Brown et al., 2003; Doré et al., 2017) に基づけば、他者への支援は他者からの感謝や支援をしたという満足感、あるいは自身には価値があるという感覚を引き出すため、自身の精神的健康に良い影響を及ぼすのかもしれない。

Table 1  
各変数の平均値と相関係数

	Mean	SD	1	2-1	2-2	2-3	3	4-1	4-2	4-3
1. 共食頻度	2.86	0.70	—							
2. ストレス反応										
2-1. 抑うつ・不安	2.03	0.78	.05	—						
2-2. 不機嫌・怒り	2.16	0.65	.01	.64 **	—					
2-3. 無気力	2.35	0.68	.07	.50 **	.71 **	—				
3. ポジティブ気分	2.55	0.58	.18 *	-.03	.05	.11	—			
4. 支援の享受										
4-1. 情緒・所属的サポート	2.99	0.80	.12	-.15 +	-.09	-.13	.36 **	—		
4-2. 情報・道具的サポート	3.03	0.70	.05	-.26 **	-.15 +	-.27 **	.27 **	.67 **	—	
4-3. 評価的サポート	3.37	0.66	.10	-.26 **	-.08	-.09	.35 **	.78 **	.54 **	—
5. 支援の提供										
5-1. 肯定的再解釈のサポート	4.35	0.85	.24 **	-.13	.01	.00	.29 **	.38 **	.08	.33 **

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

Table 2

共食頻度と支援の享受，および提供が精神的健康に及ぼす影響

	目的変数							
	情緒・所属的サポート		情報・道具的サポート		評価的サポート		肯定的再解釈のサポート	
共食頻度	.05	(.06)	.10	(.06)	.18	(.06) *	.24	(.10) **
	抑うつ・不安		不機嫌・怒り		無気力		ポジティブ気分	
共食頻度	.07	(.06)	.08	(.06)	.08	(.06)	.10	(.06)
支援の享受								
情緒・所属的サポート	-.21	(.18)	-.15	(.11)	-.30	(.11) **	.14	(.10)
情報・道具的サポート	-.22	(.26)	-.01	(.18)	.13	(.16)	.24	(.17)
評価的サポート	.12	(.28)	-.02	(.18)	-.06	(.18)	-.04	(.17)
支援の提供								
肯定的再解釈のサポート	-.01	(.08)	.01	(.08)	-.09	(.08)	.19	(.07) *

Note: 数値は標準化偏回帰係数を示す。()内の数値は標準誤差を示す。

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

Table 3

共食頻度から支援の享受，提供を媒介した精神的健康への間接効果

媒介変数	目的変数							
	抑うつ・不安		不機嫌・怒り		無気力		ポジティブ気分	
支援の享受								
情緒・所属的サポート	-.05	(.07)	-.03	(.04)	-.07	(.05)	.04	(.03)
情報・道具的サポート	-.05	(.09)	-.01	(.06)	.03	(.05)	.06	(.06)
評価的サポート	.03	(.10)	-.01	(.06)	-.02	(.05)	-.01	(.05)
支援の提供								
肯定的再解釈のサポート	-.02	(.03)	.01	(.02)	-.01	(.02)	.05	(.02) +

Note: 数値は標準化偏回帰係数を示す。()内の数値は標準誤差を示す。

+  $p < .10$

上述のように、本研究の結果から共食頻度が支援の提供を介してポジティブ気分に影響していることが示唆されたものの、共食頻度ともう1つの精神的健康の指標として測定を行ったストレス反応の間にはそもそも有意な関連が認められなかった。こうした結果には、共食頻度とストレス反応の間の複雑な関係が関与しているかもしれない。先行研究では、友人と夕食を共にする頻度が多い者は、そうでないものより、ストレス反応が弱いことが報告されている(野津, 2010)。その一方で、共食の頻度とストレス反応の間に正の関連を報告する研究も存在する(赤利他, 2015)。これらを踏まえれば、共食頻度とストレス反応の間には、何らかの調整要因が存在すると推察できる。この点に関して、先行研究に基づけば調整要因として共食の場の雰囲気や充実度が関与していると推察される。すなわち、穏やかな、あるいは充実した共食の頻度が多い場合には、精神的健康が促進されるが、雰囲気の悪い共食の場合には頻度が多いほど、精神的健康が悪化すると考えられる。本研究では共食の頻度のみを測定したものの、今後はこうした共食の場の雰囲気や質についても考慮していく必要があるだろう。

本研究の限界点として、以下の2点が挙げられる。1つ目の限界点として、共食頻度とポジティブ気分の関連を他者への支援の提供の程度が媒介することを報告したものの、支援の提供からポジティブ気分への影響、および間接効果は有意傾向に留まるものであったことが指摘できる。この原因の1つとしては、参加者が135名と少なかったために、検出力が不十分であった可能性が推察される。G\*Power (Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007) を用いて検討したところ、Figure 1と同様のモデルを想定した場合、検定力0.8を満たすには、330名程度の参加者が必要になると推定された。今後調査をする際には、このサンプルサイズを参考に調査を実施する必要があると考えられる。また、サンプルサイズの問題に関連して、本研究の参加者は都内の大学生に限定されていた。本研究で得られた結果が、大学生に特有であるかどうかを検討するためにも、今後の研究の際には、社会人や高齢者といった大学生以外のサンプルを募集する必要があると考えられる。

2点目は、因果の方向性に関するものである。本研究の知見はあくまで横断調査によるものであるため、共食頻度が多いほど、他者への援助が多くなり、そして精神的健康が促進されるという因果の方向性が妥当であることを示す強い根拠とはいえない。たとえば、精神的に健康だからこそ、誰かと一緒に過ごすことができ、そしてその延長として他者との共食頻度が増加しているといった可能性も十分に考える。今後は縦断調査、あるいは共食頻度を高める介入実験などを行うことで、因果の方向性についても検討していく必要がある。

## 付記

本論文は小林夏月さん(指導教員: 渡辺はるか先生(目白大学))の卒業研究を基に、新たな解析などを追加する形で構成されている。

## 引用文献

會退 友美・衛藤 久美 (2015). 共食行動と健康・栄養状態ならびに食物・栄養素摂取との関連 日本健康教育学会誌, 23, 279-289.

- 赤利 吉弘・小林 知未・小林 千鶴・植杉 優一・内藤 義彦 (2015). 成人における年代別・性別の共食頻度と生活習慣, 社会参加および精神的健康状態との関連 栄養学雑誌, 73, 243-252.
- Bender, M., van Osch, Y., Slegers, W., & Ye, M. (in printing). Social support benefits psychological adjustment of international students: Evidence from a meta-analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology*.
- Brown, S. L., Nesse, R. M., Vinokur, A. D., & Smith, D. M. (2003). Providing social support may be more beneficial than receiving it: Results from a prospective study of mortality. *Psychological Science, 14*, 320-327.
- Buunk, B. P., Doosje, B. J., Jans, L. G., & Hopstaken, L. E. (1993). Perceived reciprocity, social support, and stress at work: The role of exchange and communal orientation. *Journal of Personality and Social Psychology, 65*, 801-811.
- 千須和 直美・北辺 悠希・春木 敏 (2014). 中学生の家庭における共食とボディイメージ, ダイエット行動, セルフエスティームとの関連 栄養学雑誌, 72, 126-136.
- Chu, P. S., Saucier, D. A., & Hafner, E. (2010). Meta-analysis of the relationships between social support and well-being in children and adolescents. *Journal of Social and Clinical Psychology, 29*, 624-645.
- Doré, B. P., Morris, R. R., Burr, D. A., Picard, R. W., & Ochsner, K. N. (2017). Helping others regulate emotion predicts increased regulation of one's own emotions and decreased symptoms of depression. *Personality and Social Psychology Bulletin, 43*, 729-739.
- Eisenberg, M. E., Olson, R. E., Neumark-Sztainer, D., Story, M., & Bearinger, L. H. (2004). Correlations between family meals and psychosocial well-being among adolescents. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine, 158*, 792-796.
- 衛藤 久美・武見 ゆかり・中西 明美・足立 己幸 (2012). 小学 5 年生の児童における家族との共食頻度及び食事時の自発的コミュニケーションと食態度, 食行動, QOL との関連 日本健康教育学会誌, 20, 192-206.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G\*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods, 39*, 175-191.
- 福岡 欣治 (2011). 日常ストレス経験に伴う対人相互作用と気分状態の関係 一気分尺度の予備的検討— 川崎医療福祉学会誌, 20, 475-479.
- Fulkerson, J. A., Kubik, M. Y., Story, M., Lytle, L., & Arcan, C. (2009). Are there nutritional and other benefits associated with family meals among at-risk youth? *Journal of Adolescent Health, 45*, 389-395.
- Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological Review, 161*-178.
- Hammons, A. J., & Fiese, B. H. (2011). Is frequency of shared family meals related to the nutritional health of children and adolescents? *Pediatrics, 127*, e1565-e1574.
- 周 玉慧・深田 博己 (1996). ソーシャル・サポートの互恵性が青年の心身の健康に及ぼす影響 心理学研究, 67, 33-41.

- 片受 靖・大貫 尚子 (2014). 大学生用ソーシャルサポート尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 — 評価的サポートを含む多因子構造の観点から — 立正大学心理学研究年報, 5, 37-46.
- 川崎 末美 (2001). 食事の質, 共食頻度, および食卓の雰囲気が中学生の心の健康に及ぼす影響 日本家政学会誌, 52, 923-935.
- 小西 史子・黒川 衣代 (2001). 子どもの食生活と精神的な健康状態の日中比較 食事状況と精神的な健康状態の関連. 小児保健研究, 60, 739-748.
- 木村 駿介・嘉瀬 貴祥・大石 和男 (2018). 共食の質尺度の作成および精神的健康との関連 日本家政学会誌, 69, 439-447.
- 前澤 いすず (2016). 女子短期大学生の共食頻度と食意識 鈴鹿大学短期大学部紀要, 36, 11-21.
- 松島 悦子 (2004). 子育て期の母親が友人と行う「共食」の実態と効果 —料理への関心と, ネットワーク形成に関する考察— 日本家政学会誌, 55, 785-797.
- 松島 悦子 (2006). 友人との共食による育児サポート効果 日本家政学会誌, 57, 379-391.
- 松島 悦子. (2016). 子育て期女性が友人と行う共食の機能. 日本調理科学会誌, 49, 187-194.
- Morris, R. R., Schueller, S. M., & Picard, R. W. (2015). Efficacy of a web-based, crowdsourced peer-to-peer cognitive reappraisal platform for depression: randomized controlled trial. *Journal of Medical Internet Research*, 17, e72.
- 中川 李子・長塚 未来・西山 未真・吉田 義明 (2010). 共食の機能と可能性 — 食育をより有効なものとするための一考察 — 食と緑の科学, 64, 55-65.
- 農林水産省 (2018a). 平成 30 年度食育推進施策 (食育白書) 農林水産省 Retrieved from [http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/wpaper/h30\\_index.html](http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/wpaper/h30_index.html) (2019 年 12 月 11 日)
- 農林水産省 (2018b). みんなの食育白書 農林水産省 Retrieved from [http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/wpaper/h30\\_index.html](http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/wpaper/h30_index.html) (2019 年 12 月 11 日)
- 農林水産省 (2019). 食育に関する意識調査報告書 農林水産省 Retrieved from [http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/ishiki/h31/pdf\\_index.html](http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/ishiki/h31/pdf_index.html) (2019 年 12 月 11 日)
- 野津 山希 (2010). 女子大学生の過去および現在の夕食形態とコミュニケーション・スキル, ストレス, 孤独感との関連性 福山大学人間文化学部紀要, 10, 87-96.
- R Core Team. (2019). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Retrieved from <https://www.R-project.org/> (2019 年 12 月 12 日)
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1- 36.
- 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.
- 鈴木 伸一・嶋田 洋徳・三浦 正江・片柳 弘司・右馬埜 力也・坂野 雄二 (1997). 新しい心理的ストレス反応尺度 (SRS-18) の開発と信頼性・妥当性の検討 行動医学研究, 4, 22-29.
- Wang, H. H., Wu, S. Z., & Liu, Y. Y. (2003). Association between social support and health outcomes: A meta-analysis. *The Kaohsiung Journal of Medical Sciences*, 19, 345-350.



## 親からの情緒的分離および親への信頼と自律の関連

—小学生・中学生を対象とする検討—

日原尚吾・杉村和美

Roles of emotional separation and parental trust on autonomy in elementary and junior high school students

Shogo Hihara and Kazumi Sugimura

Several theories have proposed that emotional separation and parental trust in parent-adolescent relationships have significant roles on adolescent autonomy development. Although these associations have been demonstrated among middle-to-late adolescents, no empirical study has tested them among children and early adolescents. The present study aimed to investigate the associations of emotional separation and parental trust with diverse indicators of behavioral autonomy, including communication behaviors with parents (i.e., individuality-oriented and connectedness-oriented communications) and behaviors at home and school (i.e., waking up at regular times, doing homework, reviewing learning contents, and observing rules at school), among children and early adolescents. Elementary school students ( $n = 857$ ; 49.59% girls;  $M_{age} = 10.80$ ) and junior high school students ( $n = 518$ ; 47.68% girls;  $M_{age} = 13.56$ ) completed the questionnaires. Emotional separation was positively associated with individuality-oriented communication and negatively associated with connectedness-oriented communications, doing homework, and reviewing learning contents. Meanwhile, parental trust was positively related to both individuality-oriented and connectedness-oriented communications, waking up at regular times, doing homework, reviewing learning contents, and observing rules at school. These results indicate that emotional separation may promote one's firm sense of self differing from his/her parents; however, emotional separation generally works negatively in autonomy development, whereas parental trust works positively. Overall, the present study provides further understandings of the roles of emotional separation and parental trust on autonomy in childhood and early adolescence, which have not been examined to date.

キーワード: emotional separation, parental trust, autonomy, students, development

## 問 題

児童期後期・青年期は、親からひとり立ち (independence) して、親とは異なる独自の視点と生き方を確立する時期である。ひとり立ちへの過程においては様々な心理社会的能力 (psychosocial competence; Grotevant & Cooper, 1986) の発達が見られるが、その中核的な一側面として、自律性 (autonomy) の発達がある。自律性の発達とは、自分自身の主体性を明確にするとともに物事を自分で決定するようになることである (Koepke & Denissen, 2012)。自律性の発達によって、青年は日常生活を自主的に管理したり、自分自身の興味や関心に基づいて将来の生き方を決定したりできるようになり、家族を超えたより広い集団や社会への参入・適応が促される。

青年の自律性の発達を促す重要な文脈として、多くの研究が親子関係の質に着目してきた (Lichtwarck-Aschoff, van Geert, Bosma, & Kunnen, 2008; Smetana, 2018)。本研究は、両親-青年関係における2つの基本的次元として、親からの情緒的分離 (emotional separation) と親への信頼 (parental trust) に焦点を当てる。親からの情緒的分離は、理想化された両親像から脱却し、親に頼らずに自分の気持ちを調整したり支えたりするようになることを指す (Beyers, Goossens, van Calster, & Duriez, 2005)。親への信頼は、青年と両親の相互の理解と尊重と定義される (Armsden & Greenberg, 1987)。先行研究は、情緒的分離は概して青年の適応や心理社会的能力の様々な側面と否定的な関連を持つが、信頼は一貫してそれらと肯定的な関連を持つことを示してきた (McElhaney, Allen, Stephenson, & Hare, 2009)。しかし、情緒的分離および信頼が両親-青年関係における中心的な次元であるにも関わらず、これらと自律性の関連を検討した先行研究は見られない。

本研究は、親からの情緒的分離および親への信頼と自律性の関連を、2つの新しい観点から明らかにする。第一に、児童期後期・青年期前期にあたる小・中学生を対象に、この関連性を検討する。先行研究の多くは、情緒的分離と信頼が適応や心理社会的能力に果たす役割を青年期中期・後期 (14-19 歳頃) に焦点を当てて検討しており、親からのひとり立ちが始まる児童期後期・青年期前期 (9-13 歳頃) における両者の関連はよく分かっていない。したがって本研究は、先行研究に児童期後期・青年期前期の知見を新たに加えることによって、情緒的分離と信頼の青年期全体にわたる役割を明らかにすることに貢献する。第二に、自律性の指標として、児童期後期・青年期前期に重要と思われる家庭と学校での自律に関わる様々な行動を取り上げる。行動的な自律に着目することで、情緒的分離および信頼と自律性の関連を、小・中学生の日常生活場面に即して具体的に理解することができると思う。

### 親からの情緒的分離と親への信頼

親からの情緒的分離 (Beyers et al., 2005) と親への信頼 (Armsden & Greenberg, 1987) は、親子関係の発達に関する2つの主要な理論である分離-個体化理論 (Blos, 1967) とアタッチメント理論 (Bowlby, 1988) から、それぞれ導き出された概念である。分離-個体化理論は、子どもが青年期になると、児童期までに取り入れてきた両親の表象から内的に分離し、親とは異なる自己の感覚を明確化するまでの過程を説明している。この過程は、両親-青年関係の研究において様々に概念化されてきたが (e.g., Kroger, 1998; Steinberg & Silverberg, 1986)、その中核をなすのは、子どもがそれまで絶対視あるいは理想化してきた両親像から分離し (脱理想化: deidealization)、親に頼ることなく自分自

身の行動に責任を持つようになり (非依存: *nondependency*), 自分自身を独立した個として認識する (個体化: *individuation*) といった要素である。近年の研究は, これらの要素を総称して親からの情緒的分離と呼んでいる (Beyers et al., 2005)。

これに対してアタッチメント理論は, 幼児期・児童期における両親との暖かく養護的な関係性が, 程度や質は異なるものの青年期にも継続することを強調している。両親との情緒的な絆という安全基地を土台として, 子どもは困難な状況や新しい課題に取り組むことができる。その経験の積み重ねによって, 青年期になると子どもは両親以外の他者との良好な関係を育むとともに, 自分自身の自己像を確立し, アイデンティティを探索することができると考えられている (Bartholomew & Horowitz, 1991)。

先行研究は, 親からの情緒的分離は適応や心理社会的能力に対して否定的, 親への信頼はそれらに対して肯定的な関連を持つことを明らかにしてきた。具体的には, 情緒的分離は, 抑うつなどの内在化問題や非行などの外在化問題といった不適応と正の関連を示し, 分離-個体化における親との関係の希薄化や葛藤の局面を意味する可能性があると考えられてきた (Beyers & Goossens, 1999; Lamborn & Steinberg, 1993)。これに対して, 信頼は, 自尊感情や学業への自信といった肯定的な心理的機能と正の関連を示し, 青年が環境と関わる能力に結びつくとされてきた (Noom, Deković, & Meeus, 1999; Wilkinson, 2004)。さらに, Sugimura et al. (2018) は, 情緒的分離とアイデンティティの間に負の関連, 信頼とアイデンティティの間に正の関連があることを明らかにした。以上のように, 情緒的分離および信頼と適応や心理社会的能力の関連には一貫した結果が示されてきたが, 先行研究の多くは青年期中期・後期にあたる年齢 (14-19 歳) の青年群を対象としており, 青年期前期の青年群を含む研究はほとんどない (例外として Beyers & Goossens, 1999)。さらに, 児童期後期に焦点を当てた研究はみられない。青年期に向けた親子関係の質的变化が始まるのは児童期中期以降とされている (Grotevant & Cooper, 1986)。実際, これまでの研究をまとめると, 児童期前期・中期の子どもは親が決めた規則や親の規範に従うことを重視するが, 青年期に近づくにつれ (すなわち児童期後期から) 親との対等の関係を求め始めることが示されている (Branje, 2018)。したがって, 児童期後期まで対象を広げることで, 情緒的分離と信頼の役割のより深い理解が可能になる。そこで本研究は, 後期児童・前期青年を対象にして, この関連性を検討する。

### 自律の行動的側面

自律性は, 自分自身の主体性を明確にし, 物事を自分で決定することと定義され (Koepke & Dennissen, 2012), 認知的, 情緒的, 行動的など様々な側面を含む (McElhane et al., 2009)。本研究は, 後期児童・前期青年, とりわけ日本の小・中学生にとって重要な側面として自律の行動的側面を取り上げる。具体的には, 親子間のコミュニケーション行動と, 家庭・学校における自律に関する行動に着目する。

児童期・青年期における親子間のコミュニケーション行動は, 自律性の発達と密接に関わるとともに (Smetana, 2018), 自律性の発達状況が日常生活で表現されたものであると考えられている (Lichtwarck-Aschoff et al., 2008)。本研究は, 青年期における親子間のコミュニケーション行動を最も包括的な観点から概念化した, Grotevant and Cooper (1986) による独自性 (*individuality*) と結合性

(connectedness) に着目する。独自性は、自己主張 (自分自身の見解を明確に伝達する責任性: self-assertion) と分離 (自己と他者の違いを表明すること: separatedness) のコミュニケーション、結合性は、浸透性 (他者の見解に対する応答性: permeability) と相互性 (他者の見解に対する感受性と敬意: mutuality) のコミュニケーションと定義される (平石, 2007)。一連の先行研究から、青年期の親子間コミュニケーションにおいては、独自性と結合性が多様な相互作用の形で表れること、そして、心理社会的能力の発達に対しては、独自性と結合性のどちらか一方ではなく、両方が必要であることが明らかになっている (Grotevant & Cooper, 1986; 平石 2007)。さらに、主体性の獲得とそれに基づく他者とのコミュニケーション (対話) は、日本の現在の教育指導要領で強調されている (文部科学省, 2017)。したがって、親子間での独自性と結合性のコミュニケーション行動は、家庭における子どもの自律性の発達状況の指標として有効であるだけでなく、学校における効果的な学びの素地としても重要であると考えられる。

家庭・学校における自律に関する行動に関して、本研究は、小・中学生の日常生活に密接に関わる事柄について自分自身を制御したり調整したりする行動に着目する。児童期から青年期にかけて子どもは、他者 (親や教師など) だけでなく、自分自身が決めた規範や規則に主体性を持って従う (あるいは、従わないと自己決定する) ことができるようになる (Marshall et al., 2014; Soenens, Vansteenkiste, Van Petegem, Beyers, & Ryan, 2018)。こうした行動は、部屋の片付けや余暇の過ごし方を決めるなどの日常的な事柄から、マナーに従うといった社会的な慣習に関する事柄、さらには他者の権利や福利を守るような道徳規範を遵守するといった事柄まで幅広い内容を含む (Marshall et al., 2014; Smetana, 2018)。本研究は、日常的な事柄に焦点を当てる。とりわけ日本の小・中学校では、基本的な生活習慣や学習習慣を身につけること、学校の規則を守ることが、自分自身の行動を制御し調整することの重要な側面と考えられているからである (赤澤・後藤, 2013; 伊藤・宇佐美, 2017)。

### 目的および仮説

本研究の目的は、児童期後期・青年期前期にあたる小・中学生を対象に、親からの情緒的分離および親への信頼と自律に関する行動 (親子間のコミュニケーションおよび家庭・学校での自律に関する行動) の関連を明らかにすることである。具体的には、情緒的分離と信頼のそれぞれが自律に果たす役割を検討することに加えて、信頼の文脈の中で情緒的に分離することが健全なひとり立ちであるとの理論的前提 (Branje, 2018; Grotevant & Cooper, 1986) に基づき、情緒的分離と信頼の交互作用が自律に果たす役割も検討する。

中期・後期青年を対象にした先行研究において、情緒的分離は適応や心理社会的能力に対して否定的な関連を持ち、信頼はそれらに対して肯定的な関連を持つと示されていることから (e.g., Sugimura et al., 2018)、後期児童・前期青年 (小・中学生) においても同様の関連が見出されると予測する。具体的に、情緒的分離は、親との関係の希薄化や葛藤を意味することが示唆されているので (e.g., Beyers & Goossens, 1999)、親子間のコミュニケーション行動 (独自性・結合性) および家庭・学校での自律に関する行動 (基本的生活習慣・学習習慣の獲得、学校の規則を守ること) と負の関連を示すであろう。一方で、信頼は、青年が環境と関わる能力に結びつくことが示唆されてきたので (Noom et al., 1999)、上記の行動と正の関連を示すであろう。ただし、健全なひとり立ちに関

する理論的前提に基づくと、信頼が高い場合には、情緒的分離が肯定的な特徴を示す可能性がある。

## 方 法

### 対象者

中国地方の中都市にある3校の公立小学校に在籍している4-6年次の小学生857名（男性432名、女性425名；年齢範囲9-13歳、平均年齢10.80歳、 $SD = 0.92$ ）、1校の公立中学校に在籍している1-3年次の中学生518名（男性271名、女性247名；年齢範囲12-15歳、平均年齢13.56歳、 $SD = 0.98$ ）の合計1375名であった。

### 手続き

小学生に対する調査を2013年12月から2014年1月、中学生に対する調査を2013年12月に実施した。ホームルームの時間の一部等を利用し、各クラスで対象者に一斉に調査票を配布し、回答後その場で回収した。調査の実施に先立ち、学校長と対象者本人から同意を得た。対象者に対して、(1) 研究内容の簡単な説明、(2) 研究への参加が自由意思によること、(3) いつでも参加を止められること、(4) プライバシーが固く守られることを明示した。以上を調査票の表紙で文章によって説明し、同意が得られた場合にのみ参加を求めた。本調査は、広島大学大学院教育学研究科の倫理審査の承認を受けた。

### 測定指標

**親からの情緒的分離** Emotional Separation Scale (Beyers et al., 2005) 12項目を使用した。本尺度の日本語版（遠藤・北島・喜岡, 1994）<sup>1</sup> について、英語と日本語に熟達したバイリンガル1名がバックトランスレーションを行い、発達心理学者5名による文章チェックを行った。その後、小中学生が回答できるように表現を平易に修正した（項目例：何か聞きたいときには、親よりも仲のよい友達に聞いた方が良いと思う）。小学生と中学生で全く同じ項目内容であった。“1. 全くあてはまらない”から“4. とてもあてはまる”までの4件法で回答を求めた。尺度の内の一貫性は十分高かった（ $\alpha = .80$ ）。

**親への信頼** Inventory of Parent and Peer Attachment (Armsden & Greenberg, 1987) の両親に対する「信頼感」下位尺度10項目を使用した。本尺度の日本語版（高木, 1994）を原版に即して修正した後、バイリンガル1名のバックトランスレーション、ならびに発達心理学者5名による文章チェックを行った。また、片親の対象者に対する配慮から、原版の「両親」という表現を「親」という表現に変更した（項目例：親は私の気持ちを尊重してくれる）。小学生と中学生で全く同じ項目内容で

---

<sup>1</sup> Beyers et al. (2005) は、情緒的自律尺度 (Emotional Autonomy Scale; Steinberg & Silverberg, 1986) 20項目の因子構造を再検討して分離 (separation) 12項目と孤立 (detachment) 8項目に分け、前者12項目を情緒的分離尺度 (Emotional Separation Scale) と呼んで使用することを推奨した。遠藤他 (1994) は Steinberg & Silverberg (1986) の情緒的自律尺度20項目のうち15項目を選んで日本語版を作成したが、その15項目には Beyers et al. (2005) の情緒的分離尺度12項目が全て含まれている。

あった。“1. 全くあてはまらない”から“4. とてもあてはまる”までの4件法で回答を求めた。尺度の内的一貫性は十分高かった ( $\alpha = .87$ )。

**親子間のコミュニケーション行動** 親子間での独自性・結合性のコミュニケーションを測定するために、認知された親子間コミュニケーション尺度 Version 1 (平石, 2007) を使用した。本尺度の原版は、「独自性」20項目と「結合性」20項目の2つの下位尺度によって構成される。「独自性」下位尺度は、「子どもが母親(父親)に対して向ける独自性」10項目および「母親(父親)が子どもに対して向ける独自性」10項目という2つの側面を含む。一方で、「結合性」下位尺度は、「子どもが母親(父親)に対して向ける結合性」10項目および「母親(父親)が子どもに対して向ける結合性」10項目という2つの側面構成される。本研究では、対象者の回答の負担を減らすために、平石(2007)の因子分析の結果をもとに、各側面に対応する因子から負荷量の高い順に5項目ずつを選択して使用した(母親と父親の場合で因子負荷量が異なる場合には、母親の場合の因子負荷量を参照した)。つまり、「独自性」10項目(項目例: 私は親に対して反対意見を述べるができる; 親は自分の意見を私にためらわずに言っている), 「結合性」10項目(項目例: 私は親が話すときにはきちんと聞くようにしている; 親は私の意見をうけいれてくれることがある)を用いた。片親の対象者に対する配慮から、原版の「母親(父親)」という表現を「親」という表現に変更した。小学生と中学生で全く同じ項目内容であった。“1. あてはまらない”から“5. あてはまる”までの5件法で回答を求めた。尺度の内的一貫性は、独自性 ( $\alpha = .86$ ) と結合性 ( $\alpha = .91$ ) の両方で十分高かった。

**家庭・学校における自律に関する行動** 平成23年度全国学力・学習状況調査(国立教育政策研究所, 2011)に基づき広島県が実施した基礎・基本定着状況調査(広島県教育委員会, 2012)の結果を参照し、(1) 肯定率が高すぎず、(2) 学業成績との関連がみられる、(3) 自律についての家庭や学校での行動として、「規則正しい起床」、「宿題への取り組み」、「復習への取り組み」、「規範に沿った行動」を検討した(各1項目)。具体的な項目内容は、「ふだん(月曜日～金曜日)、同じくらいの時刻に起きています」(規則正しい起床)、「家で学校の宿題をしています」(宿題への取り組み)、「家で学校の授業の復習をするようにしています」(復習への取り組み)、「学校のきまりを守っています」(規範に沿った行動)であった。小学生と中学生で全く同じ項目内容であった。“1. していない”から“4. している”までの4件法で回答を求めた。

## 結 果

### 予備的分析

**因子構造の確認** 親からの情緒的分離、親への信頼、独自性・結合性について確証的因子分析を行った。項目数が多いため、複数の項目をランダムに組み合わせてまとめるパーセルング法を用いて(清水・山本, 2007)、各因子に4つのパーセルが負荷するようにモデルを構成した<sup>2</sup>。分析は Mplus

<sup>2</sup> 親からの情緒的分離、親への信頼、独自性・結合性の確証的因子分析をそれぞれ個別に検討した。親からの情緒的分離の各パーセルは、それぞれ3項目によって構成された。親への信頼、独自性、結合性の各パーセルは、それぞれ3項目、3項目、2項目、2項目によって構成された。独自性因子と結合性因子の間には相関を仮定した。

8.2 (Muthén & Muthén, 1998–2017) によって行い、推定にはロバスト最尤推定法を用いた (Satorra & Bentler, 2001)。モデルの適合度は、CFI と RMSEA を参照した。CFI は.950 以上で当てはまりが良く、.900 以上で許容できる当てはまりとされ、RMSEA は.050 未満で当てはまりが良く、.080 未満で許容できる当てはまりとされる (Byrne, 2012)。分析の結果、情緒的分離 ( $\chi^2(2) = 8.61, p = .014$ ; CFI = .993; RMSEA = .049 [.019, .085]), 信頼 ( $\chi^2(2) = 7.61, p = .022$ ; CFI = .997; RMSEA = .045 [.015, .081]), 独自性・結合性 ( $\chi^2(19) = 119.69, p < .001$ ; CFI = .975; RMSEA = .062 [.052, .073]) の全てにおいて適合度は良好であった。

**記述統計** 各指標の平均値、標準偏差、最小値、最大値を Table 1 に示した。また、各指標の得点が性別 (男性・女性) で異なるかどうかを検討するために、*t* 検定を行った (Table 2)。その結果、独自性 (Cohen's  $d = 0.21$ )、宿題への取り組み ( $d = 0.19$ )、復習への取り組み ( $d = 0.13$ )、規範に沿った行動 ( $d = 0.21$ ) について、女性が男性よりも高い得点を示した。同様に、各指標の得点が学校段階 (小学校・中学校) で異なるかどうかを *t* 検定によって検討した (Table 3)。親からの情緒的分離 ( $d = 0.39$ ) および規範に沿った行動 ( $d = 0.45$ ) については、中学生が小学生よりも高い得点を示した。一方で、親への信頼 ( $d = 0.22$ )、結合性 ( $d = 0.35$ )、宿題への取り組み ( $d = 0.85$ ) については、小学生が中学生よりも高い得点を示した。また、各指標と年齢の関連を相関分析によって検討した (Table 4)。その結果、情緒的分離 ( $r = .26$ ) および規範に沿った行動 ( $r = .18$ ) は年齢と正の関連を示し、信頼 ( $r = -.14$ )、結合性 ( $r = -.18$ )、宿題への取り組み ( $r = -.33$ ) は年齢と負の関連を示した。

**各指標間の関連性** 各指標の間の相関係数を Table 4 に示す。親からの情緒的分離は、親への信頼 ( $r = -.70$ )、独自性 ( $r = -.07$ )、結合性 ( $r = -.59$ )、宿題への取り組み ( $r = -.27$ )、復習への取り組み ( $r = -.28$ )、規範に沿った行動 ( $r = -.17$ ) と負の関連を示した。親への信頼は、独自性 ( $r = .23$ )、結合性 ( $r = .77$ )、規則正しい起床 ( $r = .12$ )、宿題への取り組み ( $r = .22$ )、復習への取り組み ( $r = .25$ )、規範に沿った行動 ( $r = .24$ ) と正の関連を示した。

Table 1  
Descriptive Statistics for the Study Variables

Variables	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Emotional separation	2.48	0.49	1	4
Parental trust	3.00	0.57	1	4
Individuality-oriented communication	3.80	0.76	1	5
Connectedness-oriented communication	3.82	0.81	1	5
Waking up at regular times	3.47	0.86	1	4
Doing homework	3.37	0.96	1	4
Reviewing learning contents	2.24	1.01	1	4
Observing rules at school	3.35	0.78	1	4

Note. *M* = mean value; *SD* = standard deviation; *Min* = minimum value; *Max* = maximum value.

Table 2  
Means (SDs) for the Study Variables by Gender

Variables	Gender		<i>t</i> -value	Cohen's <i>d</i>
	Boys	Girls		
Emotional separation	2.50 (0.45)	2.45 (0.52)	<i>t</i> (1058) = 1.50	0.09
Parental trust	2.98 (0.55)	3.02 (0.59)	<i>t</i> (1060) = 0.94	0.06
Individuality-oriented communication	3.72 (0.79)	3.89 (0.72)	<i>t</i> (1122) = 3.59***	0.21
Connectedness-oriented communication	3.77 (0.83)	3.86 (0.80)	<i>t</i> (1107) = 1.86	0.11
Waking up at regular times	3.43 (0.92)	3.52 (0.80)	<i>t</i> (1329) = 1.76	0.10
Doing homework	3.28 (1.01)	3.46 (0.89)	<i>t</i> (1331) = 3.42**	0.19
Reviewing learning contents	2.17 (1.03)	2.30 (0.99)	<i>t</i> (1324) = 2.35*	0.13
Observing rules at school	3.27 (0.84)	3.43 (0.70)	<i>t</i> (1319) = 3.83***	0.21

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

Table 3  
Means (SDs) for the Study Variables by School

Variables	School		<i>t</i> -value	Cohen's <i>d</i>
	Elementary School	Junior high School		
Emotional separation	2.40 (0.49)	2.59 (0.46)	<i>t</i> (1058) = 6.13***	0.39
Parental trust	3.05 (0.58)	2.91 (0.55)	<i>t</i> (1060) = 3.55***	0.22
Individuality-oriented communication	3.82 (0.78)	3.78 (0.74)	<i>t</i> (1122) = 0.77	0.05
Connectedness-oriented communication	3.92 (0.82)	3.64 (0.78)	<i>t</i> (1107) = 5.60***	0.35
Waking up at regular times	3.46 (0.89)	3.50 (0.81)	<i>t</i> (1329) = 0.75	0.04
Doing homework	3.65 (0.73)	2.90 (1.10)	<i>t</i> (1331) = 14.94***	0.85
Reviewing learning contents	2.26 (1.03)	2.21 (0.98)	<i>t</i> (1324) = 0.80	0.05
Observing rules at school	3.22 (0.81)	3.57 (0.68)	<i>t</i> (1319) = 7.90***	0.45

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

### 親からの情緒的分離および親への信頼と自律の関連

親からの情緒的分離, 親への信頼, それらの交互作用が自律の各指標とそれぞれ独自にどのように関連するのかを検討するために, 強制投入法による重回帰分析を行った。説明変数は, 性別 (1 = 男性; 2 = 女性), 学校段階 (1 = 小学生; 2 = 中学生), 年齢, 情緒的分離, 信頼, 情緒的分離と信頼の交互作用項であった。目的変数は, 独自性, 結合性, 規則正しい起床, 宿題への取り組み, 復習への取り組み, 規範に沿った行動とし, 個別に検討を行った。目的変数ごとの分析結果を以下に示す (Table 5)。

Table 4  
Correlations among Study Variables

Variables	2	3	4	5	6	7	8	9	
1. Age	<i>r</i> 95%CI	.26*** [.20, .31]	-.14*** [-.20, -.08]	.01 [-.05, .07]	-.18*** [-.23, -.12]	.05 [-.01, .10]	-.33*** [-.38, -.28]	-.05 [-.11, .00]	.18*** [.13, .23]
2. Emotional Separation	<i>r</i> 95%CI		-.07* [-.14, -.01]	-.59*** [-.63, -.55]	-.04 [-.10, .02]	-.27*** [-.32, -.21]	-.28*** [-.33, -.22]	-.17*** [-.23, -.11]	
3. Parental trust	<i>r</i> 95%CI		.23*** [.17, .29]	.77*** [.75, .80]	.12*** [.06, .18]	.22*** [.16, .28]	.25*** [.20, .31]	.24*** [.18, .30]	
4. Individuality-oriented communication	<i>r</i> 95%CI			.47*** [.42, .52]	.15*** [.09, .20]	.10** [.04, .16]	.10** [.04, .15]	.12*** [.06, .18]	
5. Connectedness-oriented communication	<i>r</i> 95%CI				.17*** [.11, .23]	.28*** [.23, .34]	.29*** [.23, .34]	.27*** [.21, .32]	
6. Waking up at regular times	<i>r</i> 95%CI					.14*** [.08, .19]	.16*** [.11, .21]	.19*** [.13, .24]	
7. Doing homework	<i>r</i> 95%CI						.38*** [.33, .42]	.16*** [.11, .22]	
8. Reviewing learning contents	<i>r</i> 95%CI							.26*** [.21, .31]	
9. Observing rules at school	<i>r</i> 95%CI								

Note. CI = confidence interval.  
\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

Table 5  
Roles of Emotional Separation and Parental Trust on Autonomy

Explanatory variables	Objective variables						
	Individuality-oriented communication	Connectedness-oriented communication	Waking up at regular times	Doing homework	Reviewing learning contents	Observing rules at school	
Gender	$\beta$ 95%CI	$\beta$ 95%CI	$\beta$ 95%CI	$\beta$ 95%CI	$\beta$ 95%CI	$\beta$ 95%CI	$\beta$ 95%CI
School	.09* [.02, .15]	-.01 [-.05, .04]	.00 [-.06, .07]	.11** [.05, .17]	.04 [-.03, .10]	.06 [-.01, .12]	
Age	-.04 [-.15, .07]	-.08 [-.15, .00]	-.08 [-.20, .03]	-.34*** [-.44, -.23]	.02 [-.09, .13]	.19*** [.09, .29]	
Emotional separation	.07 [-.05, .18]	.04 [-.03, .12]	.13* [.01, .25]	-.01 [-.11, .10]	-.02 [-.13, .09]	.07 [-.04, .18]	
Parental trust	.15** [.04, .25]	-.11** [-.18, -.04]	.06 [-.05, .16]	-.15** [-.25, .06]	-.18*** [-.28, -.09]	-.00 [-.11, .10]	
Emotional separation $\times$ Parental trust	.35*** [.24, .46]	.68*** [.61, .75]	.21*** [.10, .33]	.10* [.01, .19]	.13* [.03, .23]	.32*** [.21, .42]	
Adjusted $R^2$	.07***	.61***	.03***	.22***	.09***	.13***	

Note. CI = confidence interval.

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

独自性を目的変数とする分析の結果、決定係数は有意であった（調整済み  $R^2 = .07$ ）。性別（ $\beta = .09$ ）、親からの分離（ $\beta = .15$ ）、親への信頼（ $\beta = .35$ ）が独自性と正の関連を示した。

結合性を目的変数とする分析の結果、決定係数は有意であった（調整済み  $R^2 = .61$ ）。親への信頼（ $\beta = .68$ ）は結合性と正の関連を、親からの情緒的分離（ $\beta = -.11$ ）は結合性と負の関連を示した。

規則正しい起床を目的変数とする重回帰分析の結果、決定係数は有意であった（調整済み  $R^2 = .03$ ）。年齢（ $\beta = .13$ ）と親への信頼（ $\beta = .21$ ）が規則正しい起床と正に関連し、情緒的分離と信頼の交互作用（ $\beta = -.08$ ）も有意であった。交互作用が有意であったため、信頼が低い場合（ $-1SD$ ）および高い場合（ $+1SD$ ）における情緒的分離の単回帰直線を求めた。その結果、信頼が低い場合（ $b = .20, p = .099$ ）と高い場合（ $b = -.01, p = .941$ ）の両方において、情緒的分離と規則正しい起床の関連は有意ではなかった。そこで、情緒的分離が低い場合（ $-1SD$ ）および高い場合（ $+1SD$ ）における信頼の単回帰直線を求めた（Figure 1）。その結果、信頼と規則正しい起床の正の関連は、情緒的分離が低い場合（ $b = .41, p < .001$ ）よりも高い場合において小さかった（ $b = .23, p = .005$ ）。

宿題への取り組みを目的変数とする重回帰分析の結果、決定係数は有意であった（調整済み  $R^2 = .22$ ）。性別（ $\beta = .11$ ）と親への信頼（ $\beta = .10$ ）は宿題への取り組みと正の関連を示し、学校段階（ $\beta = -.34$ ）および親からの情緒的分離（ $\beta = -.15$ ）は宿題への取り組みと負の関連を示した。

復習への取り組みを目的変数とする重回帰分析の結果、決定係数は有意であった（調整済み  $R^2 = .09$ ）。親への信頼（ $\beta = .13$ ）は復習への取り組みと正の関連を示し、親からの情緒的分離（ $\beta = -.18, p < .001$ ）は復習への取り組みと負の関連を示した。

規範に沿った行動を目的変数とする重回帰分析の結果、決定係数は有意であった（調整済み  $R^2 = .13$ ）。学校段階（ $\beta = .19$ ）と親への信頼（ $\beta = .32$ ）が規範に沿った行動と正の関連を示した。

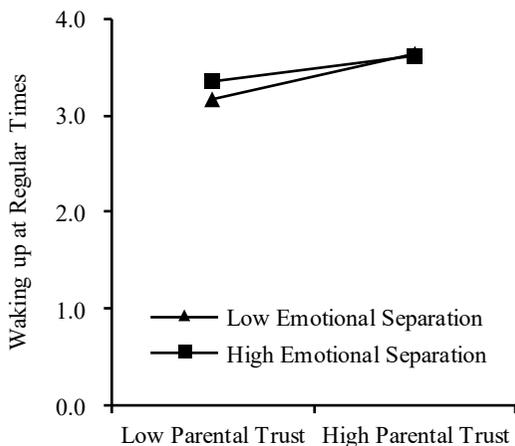


Figure 1. Interaction of emotional separation and parental trust on waking up regular times.

## 考 察

両親-青年関係は、青年期における自律性の発達の重要な文脈である (Lichtwarck-Aschoff et al., 2008; Smetana, 2018)。先行研究は、両親-青年関係における2つの基本的次元である親からの情緒的分離 (Beyers et al., 2005) と親への信頼 (Armsden & Greenberg, 1987) に着目し、それらが青年の適応や心理社会的能力の様々な側面と関連があることを見出してきた (e.g., Beyers & Goossens, 1999; Noom et al., 1999; Sugimura et al., 2018)。しかし、先行研究は、情緒的分離と信頼が心理社会的能力の中核の1つである自律性とどのように関連するのかは明らかにしてこなかった。また、情緒的分離および信頼と心理社会的能力の関連を検討した先行研究の多くが青年期中期・後期を対象としており、親からのひとり立ちが始まる児童期後期から青年期前期までの両者の関連は明らかになっていなかった。本研究は、先行研究における以上2点の欠点を克服するために、児童期後期・青年期前期にある小・中学生に焦点を当て、情緒的分離および信頼と自律性の関連を検討した。自律性に関しては、児童期後期・青年期前期に重要と考えられる自律の行動的側面として、親子間のコミュニケーション行動 (独自性・結合性; Grotevant & Cooper, 1986) と、家庭・学校での自律に関する行動 (基本的生活習慣・学習習慣の獲得, 学校の規則を守ること; e.g., 赤澤・後藤, 2013) に着目した。

両親-青年関係と親子間のコミュニケーション行動の関連について、親からの情緒的分離は、結合性 (浸透性と相互性のコミュニケーション) と負の関連を示す一方で、独自性 (自己主張と分離のコミュニケーション) とは正の関連を示していた。親への信頼は、独自性および結合性の両方と正の関連を示していた。これらの結果は、仮説をおおむね支持しており、情緒的分離が高いほど親とのコミュニケーションの一部が希薄化するのに対して、信頼が高いほど親との幅広い種類のコミュニケーションが豊富に行われることを意味している。ただし、予測に反して情緒的分離と独自性のコミュニケーションの間に正の関連が見出されたことについては、次のような説明が考えられる。情緒的分離が高いほど、子どもは親との心理的な距離を取りつつあるために、日常場面で親の期待と自分の欲求や関心が異なることを強く自覚する。この自覚によって、子どもは親と関わることを避けたり疎んじたりする反面、親とは異なる自分の意見を主張したり、親との意見の相違をめぐって葛藤的なやりとりを頻繁に行なっている可能性がある (Lichtwarck-Aschoff, Kunnen, & van Geert, 2010)。そのため、独自性のコミュニケーションが高くなったものと考えられる。つまり、児童期後期・青年期前期においては、信頼は親子間で独自性と結合性の両方のコミュニケーションをバランスよく行うことにつながるが、情緒的分離は親子間のコミュニケーションを独自性に偏ったものにする可能性がある。

両親-青年関係と家庭・学校での自律に関する行動の関連について、親からの情緒的分離は、宿題への取り組みおよび復習への取り組みと負の関連を、親への信頼は、宿題への取り組み、復習への取り組み、規則に沿った行動と正の関連を示した。加えて、親への信頼は、親からの情緒的分離が高い場合よりも低い場合において、規則正しい起床とより顕著な正の関連を示していた。これらの結果は、全体として仮説を支持している。つまり、信頼は家庭や学校で自分自身の行動を制御し調整することをうまく身に付けることと結びつくが、情緒的分離はそうした行動を獲得することの難しさにつながることを意味している。少なくとも児童期後期・青年期前期においては、基本的な生

活習慣や学習習慣を身につけること、学校の規則を守ることといった自律の行動的側面は、親から分離することによってではなく、親との強い結びつき（親への信頼）の中で行われるしつけを通して獲得され、遵守されるものであるといえる。

以上の結果は、親からの情緒的分離と親への信頼に関する先行研究に、2つの新たな知見を加えるものである。第一に、児童期後期・青年期前期において情緒的分離と信頼が心理社会的能力に果たす役割を明らかにしたことである。先行研究の多くは青年期中期・後期に焦点を当てて両者の関連を検討し、情緒的分離は適応や心理的能力と否定的な関連を（e.g., Beyers & Goossens, 1999; Sugimura et al., 2018）、信頼はそれらと肯定的な関連を持つことを示してきた（e.g., Noom et al., 1999; Sugimura et al., 2018）。本研究は、心理的能力の中核の1つである自律性を取り上げ、児童期後期・青年期前期においても両者の関連の方向性が同様であることを示すことで、情緒的分離と信頼が心理社会的能力に果たす役割は、青年期全体にわたり一貫していることを明らかにすることができた。第二に、情緒的分離と信頼が、自律の行動的側面に重要な役割を果たすことを明らかにしたことである。児童期後期・青年期前期にある小・中学生にとって重要な日常生活場面での自律に関する行動は、親への信頼という情緒的な絆に基づいて獲得され発揮される可能性を示すことができた。

本研究の限界と今後の展望として、3点が挙げられる。第一に、本研究は横断調査であったため、親からの情緒的分離および親への信頼が、自律性と縦断的にどのように関連しているのかまでは検討できなかった。近年の研究では、両親-青年関係と自律性の関連の仕組みが、縦断研究によって詳しく明らかにされつつある（e.g., Crocetti, Branje, Rubini, Koot, & Meeus, 2017）。情緒的分離と信頼が自律性の発達に果たす役割をより詳しく明らかにするために、今後は縦断的な検討が必要である。第二に、本研究では行動的な自律を自己評定によって測定したため、今後の研究では、親や教師による評定を取り入れることが有効である。本研究では予測に反して、情緒的分離の高い子どもが高い独自性のコミュニケーションを示したが、この理由の一つとして、親との心理的距離を遠く認識している子どもが、親と異なる人間であることに関する独自性のコミュニケーションの頻度を実際よりも高く評定した可能性がある。他者評定による客観的測定を併せて実施し、その結果を自己評定による結果と比較することで、本研究の結果が頑健なものかどうかを確認することが有意義と考えられる。第三に、本研究の対象者は、日本の後期児童・前期青年のみであった。情緒的分離および信頼が自律性に果たす役割には一定の文化的差異が確認されていることを考慮すれば（Sugimura et al., 2018）、今後の研究では、日本以外の文化圏に所属する後期児童・青年を対象として、本研究の結果が再現されるかどうかを確認することが重要である。

以上のような限界はあるものの、本研究は、親からのひとり立ちが始まる児童期後期・青年期前期において、親への信頼が自律性の発達に肯定的な役割を果たす反面、親からの情緒的分離が自律性の発達を阻害する可能性を持つという有用な示唆を提供した。子どもが日常生活を自主的に管理し、将来的に自分自身の行き方を決定し、家族を超えたより広い集団や社会に参入・適応するためには、この時期に親からの情緒的分離が持つ危険性を認識しながら、親への信頼に基づいた自律性の発達を促す働きかけを行うことが重要であろう。

## 付 記

調査にご協力下さった小・中学校の校長を始めとする先生と生徒の皆さんに心よりお礼申し上げます。本研究は、国際的／青年期発達探究プロジェクト（都筑学・中間玲子・畑野快・杉村和美：<http://web.hyogo-u.ac.jp/nakama/iappj/src/index.html>）の予備調査の一部として実施された。

## 利益相反に関する情報開示

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

- 赤澤 淳子・後藤 智子 (2013). 小学生における基本的な生活習慣が自己統制および向社会的行動に及ぼす影響 仁愛大学研究紀要: 人間学部篇, 12, 1–12.
- Armsden, G. C., & Greenberg, M. T. (1987). The inventory of parent and peer attachment: Individual differences and their relationship to psychological well-being in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 16, 427–454. <https://doi.org/10.1007/BF02202939>
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 226–244. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.2.226>
- Beyers, W., & Goossens, L. (1999). Emotional autonomy, psychosocial adjustment and parenting: Interactions, moderating and mediating effects. *Journal of Adolescence*, 22, 753–769. <https://doi.org/10.1006/jado.1999.0268>
- Beyers, W., Goossens, L., Van Calster, B., & Duriez, B. (2005). An alternative substantive factor structure of the Emotional Autonomy Scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 21, 147–155. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.21.3.147>
- Blos, P. (1967). The second individuation process of adolescence. *The Psychoanalytic Study of the Child*, 22, 162–186. <https://doi.org/10.1080/00797308.1967.11822595>
- Bowlby, J. (1988). *A secure base: Parent child attachment and healthy human development*. New York, NY: Basic Books.
- Branje, S. (2018). Development of parent-adolescent relationships: Conflict interactions as a mechanism of change. *Child Development Perspectives*, 12, 171–176. <https://doi.org/10.1111/cdep.12278>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
- Crocetti, E., Branje, S., Rubini, M., Koot, H. M., & Meeus, W. (2017). Identity processes and parent-child and sibling relationships in adolescence: A five-wave multi-informant longitudinal study. *Child Development*, 88, 210–228. <https://doi.org/10.1111/cdev.12547>
- 遠藤 利彦・北島 歩美・喜岡 恵子 (1994). 青年期中期における自律性の発達と家族関係 聖心女子大学論叢, 83, 43–73.

- Grotevant, H. D., & Cooper, C. R. (1986). Individuation in family relationships. *Human Development*, 29, 82–100. <https://doi.org/10.1159/000273025>
- 平石 賢二 (2007). 青年期の親子間コミュニケーション ナカニシヤ出版
- 広島県教育委員会 (2012). 平成 24 年度「基礎・基本」定着状況調査報告書 Retrieved from <https://www.pref.hiroshima.lg.jp/site/kyouiku/05junior-1st-h24kiso-houkoku-24index.html> (2020 年 1 月 31 日)
- 伊藤 亜矢子・宇佐美 慧 (2017). 新版中学生用学級風土尺度 (Classroom Climate Inventory; CCI) の作成 教育心理学研究, 65, 91–105. <https://doi.org/10.5926/jjep.65.91>
- Koepke, S., & Denissen, J. J. A. (2012). Dynamics of identity development and separation-individuation in parent-child relationships during adolescence and emerging adulthood: A conceptual integration. *Developmental Review*, 32, 67–88. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2012.01.001>
- 国立教育政策研究所 (2011). 平成 23 年度全国学力・学習状況調査として実施を予定していた調査問題・正答例・解説資料について Retrieved from <https://www.nier.go.jp/11chousa/11chousa.htm> (2020 年 1 月 31 日)
- Kroger, J. (1998). Adolescence as a second separation-individuation process: Critical review of an object relations approach. In E. Skoe & A. von der Lippe (Eds.), *Personality development in adolescence: A cross national and life span perspective* (pp. 171–192). London: Routledge.
- Lamborn, S. D., & Steinberg, L. (1993). Emotional autonomy redux: Revisiting Ryan and Lynch. *Child Development*, 64, 483–499. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1993.tb02923.x>
- Lichtwarck-Aschoff, A., Kunnen, S., & van Geert, P. (2010). Adolescent girls' perceptions of daily conflicts with their mothers: Within-conflict sequences and their relationship to autonomy. *Journal of Adolescent Research*, 25, 527–556. <https://doi.org/10.1177/0743558410367953>
- Lichtwarck-Aschoff, A., van Geert, P., Bosma, H., & Kunnen, S. (2008). Time and identity: A framework for research and theory formation. *Developmental Review*, 28, 370–400. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2008.04.001>
- Marshall, S. K., Young, R. A., Wozniak, A., Lollis, S., Tilton-Weaver, L., Nelson, M., & Goessling, K. (2014). Parent–adolescent joint projects involving leisure time and activities during the transition to high school. *Journal of Adolescence*, 37, 1031–1042. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2014.07.015>
- McElhaney, K. B., Allen, J. P., Stephenson, J. C. & Hare, A. L. (2009). Attachment and autonomy during adolescence. In R. M. Lerner & L. Steinberg (Eds.), *Handbook of adolescent psychology: Vol.1. Individual bases of adolescent development* (3rd ed., pp. 358–403). Hoboken, NJ: Wiley & Sons.
- 文部科学省 (2017). 学習指導要領 Retrieved from [https://www.mext.go.jp/a\\_menu/shotou/new-cs/1383986.htm](https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/new-cs/1383986.htm) (2020 年 2 月 8 日)
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Los Angeles, CA: Author.
- Noom, M. J., Deković, M., & Meeus, W. H. J. (1999). Autonomy, attachment and psychosocial adjustment during adolescence: A double-edged sword? *Journal of Adolescence*, 22, 771–783.

<https://doi.org/10.1006/jado.1999.0269>

Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, *66*, 507–514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>

清水 和秋・山本 理恵 (2007). 小包化した変数によるパーソナリティ構成概念間の関係性のモデル化 関西大学社会学部紀要, *38*, 61–96.

Smetana, J. G. (2018). The development of autonomy during adolescence: A social-cognitive domain theory view. In B. Soenens, M. Vansteenkiste & S. Van Petegem (Eds.), *Autonomy in adolescent development: Towards conceptual clarity* (pp. 53–73). New York, NY: Routledge.

Soenens, B., Vansteenkiste, M., Van Petegem, S., Beyers, W., & Ryan, R. (2018). How to solve the conundrum of adolescent autonomy? On the importance of distinguishing between independence and volitional functioning. In B. Soenens, M. Vansteenkiste & S. Van Petegem (Eds.), *Autonomy in adolescent development: Towards conceptual clarity* (pp. 1–32). New York, NY: Routledge.

Steinberg, L., & Silverberg, S. B. (1986). The vicissitudes of autonomy in early adolescence. *Child Development*, *57*, 841–851. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1986.tb00250.x>

Sugimura, K., Crocetti, E., Hatano, K., Kaniūšonytė, G., Hihara, S., & Žukauskienė, R. (2018). A cross-cultural perspective on the relationships between emotional separation, parental trust, and identity in adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, *47*, 749–759. <https://doi.org/10.1007/s10964-018-0819-4>

高木 信子 (1994). 青年期危機と愛着の諸相に関する基礎的研究 関西学院大学教育科学研究年報, *20*, 43–56.

Wilkinson, R. B. (2004). The role of parental and peer attachment in the psychological health and self-esteem of adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, *33*, 479–493. <https://doi.org/10.1023/b:joyo.0000048063.59425.20>

# 先延ばしに伴うネガティブ事象の想定と先延ばし過程で生じる 意識や感情との関連

長柄 明・栞原るり・森田愛子

Assumption of negative events and emotion during the procrastination process

Akira Nagae, Ruri Kuwahara and Aiko Morita

This study collected negative events assumed when people procrastinate, classified these negative events, and examined the relationship between types of negative events and emotions. In the pilot study, we collected negative events that were assumed when people procrastinate. The 28 items included events related to stress and to the performance of the tasks. In Study 1, we intended to select and classify the negative event items. The participants were asked how strongly they had thought that these negative events actually happen. The exploratory factor analysis showed that the negative events did not fall into multiple categories. In Study 2, participants were asked how they were concerned by 28 negative events. As in Study 1, the exploratory factor analysis showed that the negative events did not fall into more than one category. The participants were also asked about emotions in the procrastination process. We examined the relationship between those emotions and the level of concern for negative events. A positive correlation was found between “negative emotions” and “optimism about the situation” and the degree of concern about negative events during the procrastination process. These results indicate that the degree of concern is more important than the type of negative event, and that the degree is related to the occurrence of negative emotions during the procrastination process.

キーワード : procrastination, negative events, assumption, concern, negative emotions

## 問題

先延ばし (procrastination) とは、「しなければいけない課題を遅らせる非合理的な行為 (Lay,1986)」である。先延ばし行動は否定的な結果をもたらすものであり (Solomon & Rothblum, 1984; Steel, 2007), 先延ばしをする者は、自身の先延ばし行動が否定的な結果をもたらす可能性を認識しているにもかかわらず先延ばし行動を行うとされている (Klingsieck, 2013; Steel, 2007; Wohl, Pychyl

& Bennett, 2010)。これらを踏まえ、Pychyl (2016) は「すべての先延ばしは遅延ではあるが、すべての遅延は先延ばしではない」と提言している。つまり、すべての先延ばしには遅延という要素と否定的な結果が付随するが、すべての遅延には否定的な結果は付随しない。そのため「先延ばしをもたらす否定的な結果」は、先延ばしという概念を構成する重要なファクターであると考えられる。

しかし、先延ばし時に生じる、あるいは認識される「否定的な結果」(以下、ネガティブ事象と呼ぶ)の実態についてはほとんど何も検討されてこなかった。ネガティブ事象には、学業成績の低下やストレスの増加など、質的に異なる事象が存在しうることが、先延ばしを行う者がネガティブ事象として何を懸念するのかが調べられていない。懸念するネガティブ事象のタイプによって、先延ばしの特徴や先延ばし者に対する有効な対策が異なる可能性もある。そこで本研究では、先延ばし時に懸念されるネガティブ事象の実態を明らかにする。

### 先延ばしにおけるネガティブ事象

これまで先延ばしにおけるネガティブ事象については、先延ばしの構成要素として扱われてきた。先延ばしを測定する様々な尺度の項目の中に、それは反映されている。

たとえば、学業場面における先延ばしの行いやすさを初めて測定しようとした Aitken (1982) は、学業場面における先延ばしの行いやすさを測定する API (Aitken Procrastination Inventory) を作成した。その中に「私は物事の開始をとっても長く延期し、締め切りまでに完了させない」、「私の先延ばし傾向は、私の学校での作業に深刻な悪影響を及ぼす」というように、自身の先延ばしがパフォーマンスに悪影響を与えることを予測する項目がみられる。あるいは、Solomon & Rothblum (1984) は、多くの学生が経験するレポート執筆やテスト勉強、教員とのアポイントや学業的な事務処理のような学業場面の様々な場面における先延ばしを測定する尺度である PASS (Procrastination Assessment Scale-Students) を作成した。PASS は先延ばしの頻度だけでなく、先延ばしを問題だと感じる程度を測定している。PASS は小浜 (2010a) によって邦訳されており、「遂行困難と失敗不安」「リスク嗜好」「課題嫌悪」の3因子構造からなる。「遂行困難と失敗不安」因子の中には、「悪い成績をとらないかと心配になっている」というように、自身の先延ばしによる結果への影響に対する懸念の項目がみられる。さらに、Milgram, Mey-Tal, & Levison (1998) は、学業場面の先延ばしが行われる場面として、テストの準備、宿題の準備、レポートの準備の3場面に注目し、それぞれにおける先延ばしの行いやすさを測定できる APS (Academic Procrastination Scale) を作成した。APS は学業的な先延ばしの行いやすさに加え、先延ばしによる不快感や自身の先延ばし癖を変えたいと思っている程度などを測定でき、その項目の中には、「テストの準備を延期すると、気分が悪くなる」というような自身の行動が不快感を生じさせることを予測している項目がみられる。McCown & Johnson (1989) は、学業場面の先延ばしではなく、お金の支払いなどのような日常的な場面における先延ばしの行いやすさを測定する AIP (Adult Inventory of Procrastination) を作成した。AIP には、「重要な早朝の予定の前夜に服をレイアウトし、遅れないようにする (逆転項目)」や「この1年、最後まで物事を先送りすることでお金がかかった」というように、日常場面におけるネガティブ事象の予測と考えられる項目がみられる。また、Tuckman (1991) は大学生を対象として、学業場面と日常生活の両場面における

先延ばしを測定する尺度として TPS (Tuckman Procrastination Scale) を開発した。その項目の中には、「開始しなければ自分が嫌になるのに、開始しない」というような先延ばしをした自分を責めてしまうことを含む項目がみられる。Fernie, Spada, Nikcevic, Georgiou & Moneta (2009) は、先延ばしの際のメタ認知的信念に注目し MBPQ (Metacognitive Beliefs about Procrastination Questionnaire) を作成した。MBPQ は先延ばしの際のメタ認知的信念としてポジティブな側面とネガティブな側面があることを指摘している。そのメタ認知的信念のネガティブな側面を扱った項目に「先延ばしは私にとって有害である」「先延ばしは私を疲れさせる」というような先延ばしに対する否定的な信念が含まれている。

これらの尺度が先延ばしを測定する尺度であることを考えれば、ネガティブ事象が先延ばしという構成概念の一部と捉えられてきたことは明らかである。一方で、先延ばし者がどのような種類のネガティブ事象を予測しているかについては、ほとんど検討されていない。

### 先延ばしのパターンとの関連

これまでの先延ばし研究において、多くの研究が先延ばしを特性的に捉え、先延ばし傾向の高さと他の心理的要因との関連に着目してきた一方で、先延ばしは単なる一次的な特性ではなく、複数のパターンがあることが指摘されている (Steel, 2007)。冒頭に述べたように、ネガティブ事象に学業成績の低下やストレスの増加など質的に異なる事象が存在すると考えられること、ネガティブ事象が先延ばしの重要な構成要素であることを考えると、ネガティブ事象の想定の方によって、先延ばしのパターンが異なる可能性がある。

先延ばしのパターンについては、これまでにいくつか提唱されている。スティール (2011 池村 訳 2012) は、広範な先延ばし研究のレビューのもとに、先延ばしに典型的な 3 つのタイプがあることを提唱した。1 つ目は、学習性無力感を抱き自身の行動が良い結果をもたらさないと考え「期待」が低いために行動を起こさないタイプである。2 つ目は、取り組むべき課題に「課題嫌悪 (Solomon & Rothblum, 1984)」を抱き、またその課題に「価値」を見出していないため行動を起こさないタイプである。3 つ目は、衝動性が高く、即時的に得られるメリットのために、やらなければいけないことに取り組まないタイプである。このように先延ばしといっても複数の要因や先延ばしの構成要素の組み合わせにより、先延ばしタイプが異なることがわかる。この分類は文献レビューに基づいたものであるが、実際に、先延ばしのタイプにより個人を分類する研究も行われている。

Rebetez, Rochat & Linden (2015) は、Steel (2007) や Wilison & Nguen (2012) による「先延ばしには様々な心理的要因が関連しているが、統合された理解がされていない」という指摘のもとに、認知・感情・動機付けの組み合わせにより個人を 4 パターンに分類し、先延ばし傾向や他の先延ばしと関連する変数が異なるかを検討した。その結果、参加者は衝動性の高さや不適切な感情制御方略の高さ、自尊感情の低さなどで説明される「Unregulated」、高い切迫性や不適切な認知的感情制御方略の高さ、中程度の計画性・外的動機づけなどで説明される「Emotional」、外的動機づけの低さや不適切な感情制御方略の低さ、自尊感情の高さなどで説明される「Regulative/low motivated」、低い衝動性や自尊感情の高さ、外的動機づけの高さなどによって説明される「High regulated」の 4 クラスタ

一に分類された。そしてクラスターごとに先延ばし傾向の違いを確認し、「Regulative/low motivated」と「High regulated」よりも「Emotional」, 「Emotional」よりも「Unregulated」において先延ばし傾向が高いことを明らかにしている。このように先延ばしと関連しているとされる心理的要因の組み合わせによって、先延ばし傾向が異なることが示唆された。

日本においても、小浜による一連の研究において、先延ばしのパターン分類が行われている。小浜 (2010b) は先延ばしを行動プロセスとして捉え、先延ばし前・中・後で生じる意識や感情に注目し、「先延ばし意識特性尺度」を作成した。小浜 (2010b) は、決断遅延を伴い先延ばし過程で一貫して否定的感情が生じるプロセスや、状況の楽観視を伴い先延ばし中に肯定的感情が生じるが、先延ばし後に否定的感情が生じるプロセスなどのように、先延ばし過程で感情や意識が変化する複数のパターンがあることを示した。さらに、そのパターンの違いにより、学業成績や精神的適応などが異なることを示した (小浜, 2012, 2014)。

これらの研究から、先延ばしのタイプや、先延ばしに伴う感情やその後の精神的健康は相互に関連し合っていることがわかる。そこで、「先延ばしによる否定的な結果の認識」という認知的な側面から先延ばしを捉え、その認知的な個人差と先延ばし過程で生じる感情などとの関連を検討することが、より詳細にその人の先延ばしの理解につながると考える。

## 本研究の目的

そこで、本研究では以下の3点を検討する。第1に、先延ばし時に想定されるネガティブ事象を収集する。第2にネガティブ事象項目の精選と分類を試み、第3にネガティブ事象の種類と先延ばし過程で生じる感情との関連を検討する。まず、予備調査において、先延ばし時に生じるネガティブ事象の予測という側面について、具体的な検討を開始する。先延ばし時に想定されるネガティブ事象については、これまで検討の対象とされておらず、漠然とした概念にとどまっている。従来、先延ばしの定義に用いられてきた「非合理的」という側面を「ネガティブ事象を想定する (にもかかわらず)」と考えれば、量的な測定も可能であり、先延ばしの概念をより明確にすることができる。研究1では、予備調査で収集されたネガティブ事象項目を精選し、複数の種類にカテゴリ化できるかを検討する。研究2では、ネガティブ事象が先延ばしのどのような側面と関連するかを明らかにする。先延ばしにより生じる意識や感情との関連を検討する。小浜 (2010b) によれば、先延ばし時には、否定的感情だけでなく、「気分の切り替え」などの様々な意識や感情が生じる。そこで、それらとネガティブ事象との間にどのような関連がみられるかを検討する。

## 予備調査

先延ばし時にネガティブ事象が想定されることは指摘されているものの、どの程度ネガティブ事象が想定されるか、あるいはどのような種類のネガティブ事象が想定されるかについては検討されていない。それらの想定の違いは、先延ばし行動に伴う感情の変化などとも関連しているかもしれない。先延ばしに伴い、どのような種類のネガティブ事象が想定されるかを検討する研究を行うた

めには、参加者に想定されうるネガティブ事象を提示し、それらを想定するかを測定する必要がある。どの程度ネガティブ事象が想定されるかを測定する場合も同様であり、「ネガティブな結果を予測するか」という漠然とした調査項目では把握できないと考えられる。そこで、ネガティブ事象の想定について検討する前に、想定されうるネガティブ事象項目を収集するための予備調査を実施した。

## 方法

**調査対象者** 大学生 25 名。

**調査内容と手続き** 参加者には、先延ばし時に自身が想定するネガティブ事象を自由記述で回答させた。その際、「学業場面において先延ばしをする際に、どのような不都合（デメリット）を想定しますか」と教示した。学業場面に限定した理由は、大学生である参加者の状況を考えた場合に、全員に共通する場面であることと、先延ばしが生じやすい場面であると考えられたためである。

さらに、参加者に「レポートの執筆」と「テストのための勉強」の 2 つの場면을提示し、それぞれの場面で考えられうるネガティブ事象を回答させた。学業場面の先延ばし行動を測定する PASS (Solomon & Rothblum, 1984) において取り上げられている「レポートの執筆」、「テストのための勉強」、「週ごとに出される宿題」、「学業的な事務処理：書類の提出や履修登録など」、「出席関連：授業に出席する、授業担当教員のアポイントをとるなど」、「学校活動全般」の 6 場面のうち、この 2 場面が、特に日本人大学生によくあてはまるであろうと考えられたためである。

## 結果と考察

25 名の調査対象者から、合計 204 個の記述が得られた。そのうち、テスト場面については 96、レポート場面については 108 のネガティブ事象が挙げられた。テスト場面とレポート場面を合わせた 204 の記述について、心理学の専門家 3 名が KJ 法を参考に記述の分類を行った結果、学業場面の先延ばし時に想定されうるネガティブ事象項目として、29 項目の候補が得られた (Table 1)。そのうち 17 項目はテストとレポート場面に共通した項目であり、テスト場面にもみ当てはまる項目が 4 項目、レポート場面にもみ当てはまる項目が 8 項目であった。また、内容をみると、ネガティブ事象といってもさまざまな種類の事象が含まれることがわかる。例えば、「単位を落とす」「いい点が取れない」などの結果のパフォーマンスに影響するという項目や、「自己嫌悪に陥る」「後悔する」など、先延ばしをした後のネガティブな感情についての項目も挙げられた。また、「ストレスが増える」や「ぎりぎりになって焦る」など、先延ばしをしている最中や、締め切り直前の不安・ストレスに関する項目も多く挙げられた。他には「生活リズムが乱れる」や「睡眠不足に陥る」など、身体への支障に関する項目もみられた。このように、ネガティブ事象といっても、現実的なデメリットや感情に関するものなどの種類の違い、いつそのデメリットが生じるかというタイミングの違いがあることが明らかになった。

研究 1 では、このネガティブ事象候補 29 項目すべてについて、先延ばし時に想定されたかを測定し、これらの項目の精選を試みる。

## 研究 1

研究 1 の目的は、予備調査で収集されたネガティブ事象項目の精選と分類を試みることであった。予備調査で得られたネガティブ事象項目の中には、「十分な準備ができなくなる」などのように課題の完成度に関する事象も、「ストレスが増える」などのように心理的な問題に関する事象もあった。また、2 場面について尋ねたため、「テストへの不安が増える」などのようにテスト勉強に関する事象も、「レポートの完成度が下がる」などのようにレポート執筆に関する事象も混在していた。そこで、先延ばし時に各項目を想定する程度を尋ね、ネガティブ事象項目の分類を試みた。

### 方法

**参加者** 大学生 150 名。

**調査内容と手続き** 大学の講義時間を利用し、調査への回答を求めた。まず、参加者に 1 つ前のタームの期末テスト実施日の前 1 週間と期末レポートの締め切り日の前 1 週間の場면을回想するよう教示した。その場面において、「テストのための勉強」と「レポートの執筆」のそれぞれで先延ばしを行ったかを尋ねた。そして、予備調査で得られた学業場面における先延ばし時に予測されるネガティブ事象項目 29 項目を提示し (項目例: 「しなければならない」という不安が続く)、先延ばしをした場面において当該のネガティブ事象を想定していたかについて、「全く想定していなかった」を 1、「想定した」を 5 とした 5 件法で尋ねた。

**分析** 分析には清水 (2016) が開発したフリーソフトウェアである HAD (ver.16\_057) を用いた。

### 結果

ネガティブ事象項目の中には、テストのみに関する項目やレポートのみに関する項目が存在するため、「テストのための勉強」と「レポートのための執筆」の両方を先延ばしたと回答した 65 名を分析対象とした。

まず、各ネガティブ事象項目が一般的に想定されうるものであるかを確認するため、ネガティブ事象項目 29 項目の平均値、および、それぞれの項目に対し 4 点以上と回答した人の割合、2 点以下と回答した人の割合を算出した (Table 2)。その結果、「友人関係に支障が出る」という項目については、平均値が 1.81、また 4 点以上と回答した人の割合が 10%であった。つまり、予備調査で収集された項目の中に、ほとんどの人が想定しない項目として「友人関係に支障が出る」という項目が含まれていた。そこで「友人関係に支障が出る」という項目は、学業場面におけるネガティブ事象として一般的ではないと判断し、以降の分析から除外した。

次に、ネガティブ事象 28 項目について、最尤法、プロマックス回転を用いて探索的因子分析を行った (Table 3)。その結果、スクリープロットの推移から 1 因子構造が妥当であると判断された。信頼性は、 $\alpha = .95$ 、 $\omega = .95$  であった。

## 考察

研究1では、予測するネガティブ事象にどのような種類があるかについて検討した。28項目について、1因子構造が妥当と考えられ、内的整合性も十分高かったことから、ネガティブ事象は、その想定する程度によって分類されにくいことがわかった。したがって、たとえば「どのようなネガティブ事象を想定するか」によって参加者をタイプ分けするなどの指標とはなりにくい。むしろ、どのような種類のネガティブ事象であっても、想定する人は想定し、想定しない人は想定しないという一貫性があることがわかる。以上のことから、種類によらずネガティブ事象を想定する程度は一種の個人特性と捉えることができると考えられた。

Table 1

学業的場面における先延ばし時のネガティブ事象項目

---

睡眠不足に陥る
生活リズムが乱れる
ストレスが増える
他の予定に影響が出る
精神的に追いつめられる
締め切りに間にあわなくなる
テストでいい点が取れない
前日にバタつく
誤字脱字が増える
十分にできなくても妥協してしまう
「しなければならぬ」という不安が続く
先延ばしをしてしまった自分に自己嫌悪に陥る
予定外のことが起きると間に合わなくなる
しばらく取り組まないことで存在を忘れる
推敲する時間が無くなる
学習が定着しない
体力的・精神的につらくなる
レポートの完成度が下がる
友人関係に支障が出る
ぎりぎりになって焦る
十分な準備ができなくなる
心の余裕がなくなる
やる気がなくなる
テストへの不安が増える
単位を落とす
勉強時間が足りなくなる
先延ばしをしたことを後悔する
結果が悪くて自己嫌悪に陥る
先延ばしをして乗り切れると、 次からも先延ばしをしてしまうという悪循環に陥る

---

## 研究 2

研究 2 の目的は、ネガティブ事象の懸念が先延ばしのどのような側面と関連するかを明らかにすることであった。そこで、ネガティブ事象の懸念と先延ばしにより生じる意識や感情との関連を検討した。小浜 (2010b) は「先延ばし意識特性尺度」を作成し、先延ばしにより生じる「否定的感情」などだけでなく、先延ばしの肯定的側面とされる「気分の切り替え」などのさまざまな意識や感情に注目している。それらとネガティブ事象との間にどのような関連がみられるかを検討した。なお、研究 2 では、ネガティブ事象の想定度ではなく、想定する場合のネガティブ事象に対する懸念度を尋ねた。ネガティブ事象の想定度では、ネガティブな結果があると認識しているだけの可能性も考えられる。どの程度懸念するかを尋ねることで、ネガティブ事象に対する個人の評価を測定でき、認知傾向をより正確に測定できると考えられたためである。

さらに、研究 2 では、ネガティブ事象の生じるタイミングについて尋ねた。先延ばしの前や最中などの過程で意識や感情が異なるとされていることから (小浜, 2010b)、ネガティブ事象もその生起タイミングで質が異なる可能性がある。また、先延ばしのそれぞれの過程で生起する意識や感情が特性として測定されていることを考えると、ネガティブ事象の種類というよりは、どのタイミングでのネガティブ事象を懸念しているのかが、それらの意識や感情と関連しており、本人の先延ばしの特徴を反映している可能性もある。そこで研究 2 では、ネガティブ事象をその生起タイミングで分類し、先延ばし過程で生じる意識や感情と関連がみられるかについても、探索的に検討した。

### 方法

**参加者** 大学生 191 名。

**調査内容と手続き** インターネット調査会社に委託して調査を行った。回答前に「次のページから『先延ばし』についてお尋ねします。ここでいう先延ばしとは、しなければいけない課題や仕事を後で不都合 (デメリット) が生じると分かっているのに先送りすることを意味します」と教示した。調査は以下の 3 セクションから構成された。

(1) ネガティブ事象懸念度。レポートやテストなどの課題準備を先延ばす場合について、予備調査によって収集されたネガティブ事象項目のうち、研究 1 で学業場面におけるネガティブ事象にあてはまないと判断された「友人関係に支障が出る」という項目を除いた 28 項目を用いた。各ネガティブ事象項目について、まず先延ばし時にその項目を想定しうるか否かを尋ねた。想定しない項目については、「そもそもその不都合を想定することがない」と回答させた。想定しうる場合にはその事象が気になる程度 (懸念度) について、「全く気にならない」を 1、「とても気になる」を 5 とした 5 件法で尋ねた。

(2) ネガティブ事象生起タイミング。ネガティブ事象項目 28 項目について、「以下の不都合 (デメリット) は一般的に、起こるとしたらどのタイミングで起こるものだと思いますか」と尋ね、「先延ばし中で、課題をやっていないとき」「先延ばしをやめて、課題に取り組んでいる最中」「課題に取り組み終わった後」の 3 時点のうち、いずれの時点で生じうるか。当てはまる時点をすべて選択

させた。

Table 2  
 学業場面における  
 先延ばし時のネガティブ事象の記述統計量と回答割合

ネガティブ事象項目	平均	SD	4点以上と 回答した 人の割合	2点以下と 回答した 人の割合
勉強時間が足りなくなる	4.23	1.01	88%	8%
十分な準備ができなくなる	4.14	1.03	83%	8%
前日にバタつく	4.11	1.07	80%	11%
ぎりぎりになって焦る	3.98	1.19	75%	11%
締め切りに間にあわなくなる	3.89	1.39	72%	23%
精神的に追いつめられる	3.85	1.23	72%	18%
体力的・精神的につらくなる	3.85	1.38	71%	18%
心の余裕がなくなる	3.83	1.23	71%	18%
睡眠不足に陥る	3.75	1.41	69%	23%
他の予定に影響が出る	3.72	1.35	68%	26%
生活リズムが乱れる	3.71	1.35	65%	23%
「しなければならぬ」という不安が続く	3.61	1.40	66%	28%
十分にできなくても妥協してしまう	3.59	1.38	61%	25%
レポートの完成度が下がる	3.52	1.35	58%	25%
予定外のことが起きると間に合わなくなる	3.51	1.31	60%	29%
単位を落とす	3.51	1.52	63%	29%
先延ばしをしたことを後悔する	3.51	1.50	63%	32%
ストレスが増える	3.48	1.51	59%	30%
テストへの不安が増える	3.41	1.44	58%	28%
テストでいい点が取れない	3.37	1.42	54%	33%
推敲する時間が無くなる	3.35	1.32	52%	34%
先延ばしをして乗り切れると、 次からも先延ばしをしてしまうという悪循環に陥る	3.32	1.48	54%	34%
結果が悪くて自己嫌悪に陥る	3.20	1.43	48%	37%
先延ばしをしてしまった自分に自己嫌悪に陥る	3.00	1.61	47%	45%
学習が定着しない	2.92	1.35	34%	40%
やる気がなくなる	2.91	1.50	38%	45%
しばらく取り組まないことで存在を忘れる	2.75	1.52	40%	55%
誤字脱字が増える	2.38	1.39	25%	60%
友人関係に支障が出る	1.82	1.12	11%	82%
ネガティブ事象想定度平均	3.47	1.44		

Table 3  
学業場面における先延ばし時のネガティブ事象想定項目の因子分析結果

項目	Factor1	共通性
テストへの不安が増える	.80	.64
前日にバタつく	.80	.64
「しなければならぬ」という不安が続く	.80	.63
単位を落とす	.78	.60
ストレスが増える	.77	.60
やる気がなくなる	.76	.58
結果が悪くて自己嫌悪に陥る	.76	.58
十分な準備ができなくなる	.76	.58
ぎりぎりになって焦る	.74	.55
友人関係に支障が出る	.74	.55
生活リズムが乱れる	.72	.52
予定外のことが起きると間に合わなくなる	.72	.52
締め切りに間にあわなくなる	.69	.47
テストでいい点が取れない	.68	.46
心の余裕がなくなる	.67	.46
体力的・精神的につらくなる	.65	.42
先延ばしをしたことを後悔する	.64	.41
先延ばしをしてしまった自分に自己嫌悪に陥る	.60	.37
学習が定着しない	.59	.35
誤字脱字が増える	.59	.35
レポートの完成度が下がる	.55	.30
睡眠不足に陥る	.52	.27
しばらく取り組まないことで存在を忘れる	.52	.27
推敲する時間が無くなる	.50	.25
他の予定に影響が出る	.46	.21
先延ばしをして乗り切れると、 次からも先延ばしをしてしまうという悪循環に陥る	.46	.21
精神的に追いつめられる	.44	.19
十分にできなくても妥協してしまう	.42	.18
勉強時間が足りなくなる	.30	.09
因子寄与	12.26	

(3) 先延ばし意識特性尺度。手続きや教示は小浜 (2010b) と同様に行った。まず、「レポートやテストなどの課題準備中によく感じる気持ちや考えについてお尋ねします」と教示した。「課題に取り組む前の気持ち (先延ばし前)」「課題をやっていないときの気持ち (先延ばし中)」「課題に取り組み始めたときの気持ち (先延ばし後)」について回答を求めた。先延ばし前については「状況の楽観視 (6 項目)」「先延ばし前の否定的感情 (6 項目)」「計画性 (9 項目)」, 先延ばし中については「先延ば

し中の否定的感情 (7 項目)」「先延ばし中の肯定的感情 (5 項目)」, 先延ばし後については「先延ばし後の否定的感情 (5 項目)」「気分の切り替え (4 項目)」の項目が含まれていた。

**分析** 分析には清水 (2016) が開発したフリーソフトウェアである HAD (ver.16\_057) を用いた。

## 結果

**各尺度の記述統計量** まず, ネガティブ事象項目について, 因子構造を確認するために, 最尤法, プロマックス回転を用いて, 探索的因子分析を行った。スクリープロットの推移から 1 因子構造が妥当であると判断された (Table 4)。クロンバックの  $\alpha$  を算出したところ,  $\alpha$  係数は.95 と高い値を示した。そこで, 各個人について, 28 のネガティブ事象項目のうち想定した項目の懸念度の平均得点を算出し, ネガティブ事象懸念度得点とした ( $M=3.57$ ,  $SD=0.77$ )。

次に, 先延ばし意識特性尺度について, 小浜 (2010b) に従い, 「状況の楽観視」「先延ばし前の否定的感情」「計画性」「先延ばし中の否定的感情」「先延ばし中の肯定的感情」「先延ばし後の否定的感情」「気分の切り替え」の各下位因子の平均値を算出した (Table 5)。それらと, ネガティブ事象懸念度得点との相関分析を行ったところ, ネガティブ事象全体懸念度と「先延ばし前の否定的感情」「先延ばし中の否定的感情」「先延ばし後の否定的感情」「状況の楽観視」との間に有意な正の相関がみられた (Table 6)。

**生起タイミングごとのネガティブ事象懸念度と先延ばし過程の意識や感情との関連** ネガティブ事象項目の生起タイミングとして, 調査 (2) において最も多くの参加者が分類したタイミングを各項目の生起タイミングとした。課題取り組み前に分類された項目は「しばらく取り組まないことで存在を忘れる」「学習が定着しない」「やる気がなくなる」「しなければならないという不安が続く」の 4 項目であった。課題取り組み後に分類された項目は「結果が悪くて自己嫌悪に陥る」「先延ばしをして乗り切れると, 次からも先延ばしをしてしまうという悪循環に陥る」「単位を落とす」「テストでいい点が取れない」の 4 項目であった。残りの 20 項目は課題取り組み中のネガティブ事象として分類された (Table 7)。ネガティブ事象の懸念度については, 各項目の平均値を算出し, 全体の平均懸念度と, 上で分類した生起タイミングごとに各参加者の平均懸念度を算出した (Table 8)。

次に, 生起タイミングごとのネガティブ事象懸念度と, 先延ばし意識特性尺度の各因子の関連を検討するため相関分析を行った (Table 9)。生起タイミングの違いに関わらず, 全体懸念度と同様に「先延ばし前の否定的感情」「先延ばし中の否定的感情」「先延ばし後の否定的感情」「状況の楽観視」との間に有意な正の相関がみられた。

## 考察

研究 2 の目的は, ネガティブ事象の懸念が先延ばしのどのような側面と関連するかを明らかにすることであった。ネガティブ事象の懸念度と先延ばし過程で生じる意識や感情がどのように関連するのかを探索的に検討した。

**ネガティブ事象の分類** 研究 1 と同様, 研究 2 においてもネガティブ事象項目の構造については 1 因子構造が妥当であるという結果が得られた。したがって, ネガティブ事象によって参加者をタ

イブ分けするなどの指標になりにくいことが再度示された。やはり、どのような種類のネガティブ事象であっても、懸念する人は懸念し、懸念しない人は懸念しないという一貫性があることがわかる。

ただし、本研究では課題の特徴や、課題を重要視する程度の違いなどの個人差については未検討である。Steel (2007) によれば、課題によって得られる報酬や罰のタイミングの違いのような課題の特徴や、その課題を重要視している程度などの個人差が先延ばしと関連することが示されている。したがって、課題によって得られる報酬や罰のタイミングや課題の重要度についても尋ねる、あるいは報酬や罰のタイミングや課題の重要度を統制した状況でのネガティブ事象を取集することで、ネガティブ事象を考えた際の状況を統制できる可能性がある。

**ネガティブ事象懸念と先延ばし時の意識・感情の関連** ネガティブ事象の懸念度と先延ばしの際に生じやすい意識や感情の関連を検討したところ、ネガティブ事象を懸念しやすい者は、先延ばし前・中・後において否定的感情が生じやすく、先延ばし前に状況の楽観視をしていることが示された。ネガティブ事象を懸念する者は先延ばし過程において一貫して否定的感情が生じやすいことから、ネガティブ事象を懸念していることが否定的感情を生じさせている可能性がある。もしくは、先延ばしにおいて「自身の先延ばしがもたらすネガティブ事象を懸念しているにもかかわらず、先延ばしを行っている」という認知と行動のギャップが否定的感情の生起に影響している可能性があり、ネガティブ事象を強く懸念するものはそのギャップがより大きくなっているために、否定的感情がより生じやすいとも考えられる。

一方で状況の楽観視については、直観に反する結果が得られた。ネガティブ事象の項目ごとの相関を確認すると、「締め切りに間に合わなくなる」「勉強時間が足りなくなる」「レポートの誤字脱字が増える」「睡眠不足に陥る」「単位を落とす」「しなければならないという不安が続く」「レポートの完成度が下がる」という項目については、楽観視とは関連がみられなかった。先延ばし前に状況を楽観視している者は、レポートの完成度や学業の単位などを重要視していないため、そのような「結果に関わるネガティブ事象」を懸念していない可能性がある。楽観視できる状況にある者（例でいうとレポートの完成度が低くても困らない、単位を落としても重大な不利益にはならない、など）はそれらのネガティブ事象は懸念しないのかもしれない。一方、他のネガティブ事象は、楽観視しているほど懸念されやすいという関連がある。小浜 (2010b) が、状況の楽観視から決断遅延が生じるタイプの存在が指摘していることを踏まえると、事前に状況を楽観視し、それによって先延ばしを行い、結果としてネガティブな事象が生じるという体験をしていると推測される。

**ネガティブ事象の生じるタイミングとそのタイミングの意識・感情の関連** まず、ネガティブ事象をその生じるタイミングによって分類した結果、先延ばし後（課題取り組み中）に項目が偏った。この偏りの原因としては、次の2つが考えられる。第1に、収集した項目が偏っていた可能性がある。予備調査では、「先延ばしをした際に生じる不都合なこと」とネガティブ事象を定義し、それにあたる事象を取集した。したがって、その収集に参加した者が「先延ばしのネガティブ事象」を考えたときに、先延ばし後（課題取り組み中）のものを想像しやすかった可能性がある。第2に、本質的にネガティブ事象が先延ばし後（課題取り組み中）に生じやすいという可能性もある。ただし、

いずれの原因によって、ネガティブ事象の多くが先延ばし後（課題取り組み中）に分類されたかは明らかではない。

Table 4

学業場面における先延ばし時のネガティブ事象懸念項目の因子分析結果		
項目	Factor 1	共通性
テストでいい点が取れない	.82	.66
心の余裕がなくなる	.80	.65
テストへの不安が増える	.78	.61
ストレスが増える	.78	.61
ぎりぎりになって焦る	.78	.61
前日にバタつく	.75	.56
精神的に追いつめられる	.75	.56
レポートの完成度が下がる	.74	.55
十分な準備ができなくなる	.73	.53
結果が悪くて自己嫌悪に陥る	.72	.52
体力的・精神的につらくなる	.69	.47
推敲する時間が無くなる	.68	.47
先延ばしをしたことを後悔する	.67	.45
生活リズムが乱れる	.67	.44
睡眠不足に陥る	.66	.44
学習が定着しない	.66	.43
「しなければならぬ」という不安が続く	.65	.43
先延ばしをしてしまった自分に自己嫌悪に陥る	.65	.42
十分にできなくても妥協してしまう	.65	.42
締め切りに間にあわなくなる	.65	.42
勉強時間が足りなくなる	.64	.41
やる気がなくなる	.57	.33
他の予定に影響が出る	.57	.33
先延ばしをして乗り切れると、次からも先延ばしをしてしまうという悪循環に陥る	.57	.32
予定外のことが起きると間に合わなくなる	.55	.31
レポートの誤字脱字が増える	.54	.30
しばらく取り組まないことで存在を忘れる	.42	.17
単位を落とす	.38	.14
	因子寄与	12.540

Table 5

先延ばし意識特性尺度下位因子の記述統計量			
変数名	n	平均値	SD
計画性	191	2.95	0.73
先延ばし前の否定的感情	191	3.31	0.95
状況の楽観視	191	3.37	0.92
先延ばし中の否定的感情	191	3.57	0.81
先延ばし中の肯定的感情	191	2.99	0.83
先延ばし後の否定的感情	191	3.57	0.95
気分の切り替え	191	2.82	0.90

Table 6  
ネガティブ事象全体懸念度と  
先延ばし意識特性尺度下位因子との相関分析結果

	計画性	先延ばし前の 否定的感情	状況の楽観視	先延ばし中の 否定的感情	先延ばし中の 肯定的感情	先延ばし後の 否定的感情	気分の切り替え
ネガティブ事象全体懸念度	.06	.45 **	.27 **	.56 **	-.01	.57 **	-.10

\*\*  $p < .01$

Table 7  
ネガティブ事象項目の生起タイミング回答割合 (%)

ネガティブ事象項目	先延ばし中	先延ばし後 (課題中)	先延ばし後 (課題後)
「しなければならぬ」という不安が続く	70.7	49.7	8.9
しばらく取り組まないことで存在を忘れる	74.9	22.0	12.0
学習が定着しない	44.5	42.9	40.8
やる気がなくなる	61.8	53.4	13.6
他の予定に影響が出る	41.4	58.6	24.6
精神的に追いつめられる	52.9	69.6	9.9
勉強時間が足りなくなる	28.8	63.9	26.2
十分な準備ができなくなる	38.7	61.3	20.4
心の余裕がなくなる	53.4	80.1	13.1
締め切りに間にあわなくなる	37.7	62.3	23.6
生活リズムが乱れる	30.4	75.4	23.0
レポートの誤字脱字が増える	18.3	68.6	26.7
睡眠不足に陥る	23.0	76.4	23.6
体力的・精神的につらくなる	34.6	79.6	22.5
推敲する時間が無くなる	20.9	73.8	19.9
予定外のことが起きると間に合わなくなる	35.1	71.7	15.7
十分にできなくても妥協してしまう	21.5	71.7	28.3
テストへの不安が増える	36.6	58.6	37.2
ぎりぎりになって焦る	46.6	63.9	16.2
先延ばしをしてしまった自分に自己嫌悪に陥る	33.5	50.8	47.6
先延ばしをしたことを後悔する	31.9	58.1	49.7
ストレスが増える	44.0	75.4	19.4
前日にバタつく	39.8	66.5	14.1
レポートの完成度が下がる	22.5	58.1	45.0
単位を落とす	33.0	29.8	61.3
テストでいい点が取れない	22.0	45.0	49.2
先延ばしをして乗り切れると、 次からも先延ばしをしてしまうという悪循環に陥る	29.3	30.9	57.1
結果が悪くて自己嫌悪に陥る	19.4	23.6	70.7

Table 8  
各生起タイミングのネガティブ事象懸念度の記述統計量

	変数名	n	平均値	SD
ネガティブ 事象懸念度	先延ばし中	186	3.48	0.88
	先延ばし後 (課題中)	191	3.61	0.79
	先延ばし後 (課題後)	189	3.44	0.91

Table 9  
ネガティブ事象の各時点の懸念度と  
先延ばし意識特性尺度下位因子との相関分析結果

	計画的	先延ばし前の 否定的感情	状況の楽観視	先延ばし中の 否定的感情	先延ばし中の 肯定的感情	先延ばし後の 否定的感情	気分の切り替え
先延ばし中	.01	.43 **	.24 **	.44 **	.06	.41 **	-.05
先延ばし後 (課題中)	.06	.43 **	.27 **	.55 **	-.03	.57 **	-.11
先延ばし後 (課題後)	.03	.38 **	.26 **	.48 **	.00	.49 **	-.10

\*\*  $p < .01$

次に、項目数に偏りはあったものの、ネガティブ事象の各生起タイミングの得点と先延ばし意識特性尺度との関連を検討した結果について述べる。生起タイミングに関わらず、ネガティブ事象の全体懸念度得点と同様に「先延ばし前の否定的感情」「先延ばし中の否定的感情」「先延ばし後の否定的感情」「状況の楽観視」との間に正の関連がみられた。つまり、いつ生じるネガティブ事象を懸念するかによって、先延ばし過程で生じやすい意識や感情に違いがみられなかった。ネガティブ事象項目が複数の因子構造に分かれなかったという結果と併せて考えると、ネガティブ事象のうち「何を」懸念するかというよりも「どの程度」懸念しているかが、先延ばし過程で生じる意識や感情と関連している可能性が再度示されたといえる。

## 総合考察

本研究の目的は、ネガティブ事象にはどのような種類があるのか、そしてネガティブ事象の予測と先延ばしの様々な側面との間にどのような関連がみられるかを検討することであった。先延ばしにおけるネガティブ事象の懸念度と先延ばしの際に生じる意識や感情との間には、理論的に整合する関連がみられた。したがって、本研究で扱ったネガティブ事象そのものは、妥当であったと考えられる。ネガティブ事象の懸念は先延ばしを構成する重要要素であるとともに、その強さが他の特性と連動することが明らかになった。

一方で、ネガティブ事象の「何を」懸念するかというネガティブ事象の内容よりも「どの程度」懸念するかという懸念度が先延ばし傾向や先延ばしの際に生じる意識や感情に関連することが示された。つまり、本研究で試みようとしていた、ネガティブ事象の内容による質的な違いを抽出することはできなかった。この原因として、以下の2つが考えられた。第1に、ネガティブ事象を想定したり懸念したりする場合、本質的に、その内容による違いはなく、どのようなネガティブ事象も懸念する人は懸念しやすく、懸念しない人は懸念しにくいという一貫性があることが示された。第2に、ネガティブ事象の項目に偏りがあった可能性がある。つまり先延ばしがもたらす結果のうち、

ネガティブ事象項目が先延ばしにおけるネガティブ事象を網羅できていなかったためカテゴリ分けができなかった可能性がある。

また、多くの研究で先延ばしはネガティブな結果をもたらすことが明らかになっている一方で、行動の遅延がポジティブな結果をもたらす場合があるという指摘もある。Chu & Choi (2005) や Choi & Moran (2009) は、「ぎりぎりまで遅延することで敢えてプレッシャーがかかる状況でやる気が向上する」者は意図的・計画的に行動を遅延し、やる気を向上させ、結果として非先延ばし者と同等のパフォーマンスや精神的健康を示すことを指摘した。また、Steel (2007) によれば、長期的な視点で先延ばしを捉える損失が生じることは多くの先延ばし研究者の間で合意されている一方で、短期的な視点で先延ばしを捉えると一時的な回避となるため、不安から逃れることができることが指摘されている。先延ばしのメタ認知的信念を扱った MBPQ (Ferne et al., 2009) にも先延ばしに対するポジティブなメタ認知的信念に関する項目がみられている。「先延ばしは不安を感じているときにしてしまう良くない決断を止める」や「先延ばしは退屈な気持ちにさせない」のような、意図的に遅延を行うことで感情や不安に対処することを示す項目がある。このようなポジティブな結果が指摘されていることから、先延ばしのネガティブ事象よりも、上記のような先延ばしもしくは遅延をもたらすポジティブな結果を期待する人がいる可能性も考えられる。そして、ネガティブ事象を強く懸念する一方で、恩恵も強く感じている人ほど、先延ばしをするかどうかという葛藤が大きくなり、自身の先延ばしによって苦しんでいる可能性がある。

以上を踏まえると、今後は先延ばしにおけるネガティブ事象項目を収集し、ネガティブ事象を網羅していくとともに、先延ばしをもたらすポジティブな事象についても収集する必要がある。そうすることで、先延ばし者が「何を」意識して先延ばしを行っているかという点で個人のパターン分類を行うことで、その人の葛藤のバランスやより正確にその人の先延ばしの在り方を把握でき、その個人に適した介入方法の検討につながる可能性がある。

## 引用文献

- Aitken, M. (1982). A personality profile of the college student procrastinator Doctoral Dissertation, University of Pittsburg
- Chu, A.H.C. & Choi, J.N. (2005). Rethinking procrastination: Positive effects of “active” procrastination behavior on attitudes and performance. *Journal of Social Psychology, 145*, 245-264.
- Choi, J. N., & Moran, S. V. (2009). Why not procrastinate? Development and validation of a new active procrastination scale. *The Journal of Social Psychology, 149*, 195-211.
- Ferne, B. A., Spada, M. M., Nikcevic, A. V., Georgiou, G. A., & Moneta, G. B. (2009). Metacognitive beliefs about procrastination: Development and concurrent validity of a self-report questionnaire, *Journal of Cognitive Psychotherapy, 23*, 283-293. DOI:10.1891/0889-8391.23.4.283
- Klingsieck, K. B. (2013). Procrastination: When good things don't come to those who wait. *European Psychologist, 18*, 24-31.

- 小浜 駿 (2010a). 日本語版 PASS 作成の試み 日本教育心理学会第 52 回総会発表論文集, 561.
- 小浜 駿 (2010b). 先延ばし意識特性尺度の作成と信頼性および妥当性の検討 教育心理学研究, 58, 325-337.
- 小浜 駿 (2012). 先延ばしのパターンや気晴らし方略および精神的健康との関連の検討 教育心理学研究, 60, 392-401.
- 小浜 駿 (2014). 先延ばしのパターンと学業遂行および自己評価への志向性 教育心理学研究, 62, 283-293.
- Lay, C.H. (1986). At last, My research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20, 474-495.
- McCown, W., & Johnson, J. (1989). Procrastination, a principal components analysis. *Personality & Individual Differences*, 10, 197-202. DOI: 10.1016/0191-8869(89)90204-3
- Milgram, N., Mey-Tal, G., & Levison, Y. (1998). Procrastination, generalized or specific, in college students and their parents. *Personality and Individual Differences*, 25, 297-316.
- Pychyl, T.A. (2016). Procrastination as a virtue for creativity, why it's false. *Psychology Today* January, 18. Retrieved from <https://www.psychologytoday.com/us/blog/dont-delay/201601/procrastination-virtue-creativity-why-its-false>
- Rebetez, M.M.L, Rochat, L., & Linden, M.V. (2015). Cognitive, emotional, and motivational factors related to procrastination: A cluster analytic approach. *Personality & Individual Differences*, 75, 1-6.
- 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.
- Solomon, L.J., & Rothblum, E.D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31, 503-509.
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin*, 133, 65-94.
- Steel, P. (2011). The procrastination equation. (ステイール, P. 池村千秋 (訳) (2012). ヒトはなぜ先延ばしをしてしまうのか *阪急コミュニケーションズ*)
- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the procrastination scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51, 473-480.
- Wilson, B. A., & Nguyen, T. D. (2012). Belonging to tomorrow: An overview of procrastination. *International Journal of Psychological Studies*, 4, 211-217.
- Wohl, M. J. A., Pychyl, T. A., & Bennett, S. H. (2010). I forgive myself, now I can study: How self-forgiveness for procrastinating can reduce future procrastination. *Personality and Individual Differences*, 48, 803-808.



## キャリア発達と問題行動

—キャリアレジリエンスと目標指向性とキャリア計画力の視点から—

藤原 実樹・栗原 慎二<sup>1</sup>・石田 弓

Career development and problem behavior in career resilience, goal-directedness,  
and career planning ability

Miki Fujiwara, Shinji Kurihara and Yumi Ishida

Juvenile delinquents are considered to experience problems in their career development because of their low awareness of careers and roles due to their lack of school education. In this study, we clarified that juveniles with problem behavior, such as delinquency, are immature in their career development and identified factors that affect their problem behavior. In this study, “career resilience,” “goal-directedness,” and “career-planning ability” were considered as index factors for career development. We hypothesized that career resilience, goal-directedness, and career-planning ability have a negative effect on problem behavior. A total of 350 junior high school students completed a questionnaire survey and their data were analyzed. A multiple regression analysis (stepwise method) was performed using career resilience, goal-directedness, and career-planning ability as independent variables and tendency of problem behavior as dependent variables. Career planning had a significant negative effect. Among the career planning subscales, metacognition had a significantly negative impact. Considering these results, the ability to think objectively about one’s own career was found to suppress the problem behavior. In only men, in addition to career-planning ability, novelty and diversity in the subscales of career resilience, had a significant negative effect. Considering these results, the ability to accept new and different things about oneself suppressed the problem behavior. However, goal directivity was not possible to obtain the result of the negative effect on the problem behavior.

キーワード : problem behavior, career resilience, goal-directedness, career planning ability

### 問 題

少年による刑法犯の検挙人員は平成 28 年度で 40,103 人と、近年減少傾向にあるものの、少年の

---

<sup>1</sup> 広島大学大学院教育学研究科学習開発学講座

人口比は成人の人口比と比較すると約 1.9 倍であり、依然として高い（法務省，2017）。

非行少年への支援は様々に行われているが、中でも就労支援は特に重視されている。法務省(2017)によると、保護観察処分少年、少年院仮退院者共に、無職であった者は、有職又は学生・生徒であった者と比べて、再処分率が顕著に高い。彼らを円滑に社会復帰させるためには、就労を確保し、生活基盤を安定させることが重要であるとされる（法務省，2017）。そのため、少年院入院者・保護観察対象者に対しては、処遇の一環として、ハローワークやコレワーク、その他各種団体・専門家等と協力して就労支援が行われている。

そもそも、少年院入所者の教育程度を見てみると、高校中退及び中学卒業の構成比が高い（法務省，2017）。神垣・川本（2017）は、成人の受刑者の中には、幼少期から不安定な家庭環境下で生育し、健全な職業観や役割意識が育まれず、学齢期には怠学や非行のために十分なキャリア教育を受けることがなく、成人後も不安定な就労状況の中で生活している者が一定数いると述べている。学校教育が不足していることを考えると、成人受刑者に限らず、非行少年も十分にキャリア教育を受けておらず、キャリア発達上に課題を抱えていると考えられる。そこで、本研究では、非行・不良行為などの問題行動を呈する少年のキャリア発達の実態を明らかにし、問題行動に影響を与える要因を見出すこととする。

### **問題行動とキャリアレジリエンス**

キャリア発達のためには、「キャリア形成を脅かすリスクに直面した時、それに対処してキャリア形成を促す働きをする心理特性」（児玉，2015）であるキャリアレジリエンスが必要である。キャリアレジリエンスは、①その保有程度が高いほどキャリア形成の度合いが高くなる、②キャリア形成上のリスク要因によるキャリア形成へのネガティブな影響を、キャリアレジリエンスが減少させる、という 2 つの働きがある（児玉，2015）。また、児玉（2016）は、キャリアレジリエンスの問題対応力と未来志向の保有度合いが高いと、心身の変化がリスク要因になりにくいことを示している。

非行少年のキャリア形成が未熟である理由として、彼らがキャリア形成上のリスクに対処できていない可能性がある。よって、キャリアレジリエンスが問題行動の傾向に負の影響を与えていると予想した。

### **問題行動と目標指向性、キャリア計画力**

「キャリア発達課題に取り組もうとする個人の態度的・認知的レディネス」をキャリア成熟と呼ぶ（super, 1889; 坂柳, 1999）が、この構成要素として「関心性」、「自律性」、「計画性」の三つが挙げられる（坂柳, 1999）。関心性とは自己のキャリアに対して積極的な関心を持っているか、自律性とは自己のキャリアへの取り組み姿勢が自律的であるか、計画性とは自己のキャリアに対して将来展望を持ち、計画的であるかを示す。

また、都筑（1982）は、自己の将来への様々な目標・希望（心理学的な未来）は現在の行動を制御し、組織化するような力動的な役割を果たすとしている。つまり、行動を決定する上で、心理学的な未来は大きな役割を持っていると考えられる。さらに、「ある一定の時点における個人の心理学的過去および未来についての見解の総体」のことを時間的展望（都筑，1993）というが、犯罪の加害者は過去と将来に対する時間的展望が乏しいこと（藤岡，2004）や、非行少年は過去・現在・未

来を非連続的に見ている（勝俣・篠原・村上，1982）などの研究がある。勝俣・篠原・村上（1982）は、これを非行少年の具体的な展望の欠如のあらわれであると述べた。

以上のことより、問題行動少年においては、キャリア成熟の構成概念のうち、「自己のキャリアに対して将来展望を持ち、計画的であるか」を示す「計画性」が低いと考えられる。また、キャリア成熟における計画性は、その定義から「自己のキャリアに対し将来展望をもつこと（将来展望）」、「自己のキャリアに対し計画的であること（キャリア計画力）」の二つに分けることができる。よって、将来展望・キャリア計画力それぞれと、問題行動の関係を検討する必要がある。

将来展望について、心理学的未来に対する時間的展望（将来展望）は、希望と目標指向性の二つの側面で捉えられる（白井，1989）。非行少年は具体的な展望に乏しく、楽観的である（勝俣ら，1982）との指摘もあるため、より具体的である目標指向性が問題行動の傾向に負の影響を与えていると予想した。

次に、キャリア計画力についてである。特に中学校段階においては、進路計画の立案と暫定的選択が必要であり（super, 1889; 坂柳, 1999）、社会における自らの役割や将来の生き方・働き方についてしっかりと考えさせるとともに、目標を立てて計画的に取り組む態度の育成等について理解を深めさせることが大切である（文部科学省，2011）。先に述べたように、キャリア計画力が高いと自分の理想とする将来に向けた行動ができるため、計画を崩しかねない問題行動を避けることができる可能性がある。つまり、キャリア計画力が問題行動の傾向に負の影響を与えていると予想した。

ここで、キャリア計画力の側面について考える必要がある。キャリア計画力とは「自己のキャリアに対し計画的であること」である。キャリアの成熟は人生キャリア、職業キャリア、余暇キャリアの3つの側面におけるキャリアの成熟を指す（坂柳，1999）が、前述のように、キャリアの中学校段階においては進路計画の立案と暫定的選択が必要である（super, 1889; 坂柳, 1999）。このことより、キャリア計画力においても、特に「進路」についての側面を考える必要がある。自分の進路を考え、目標と計画を立てて実行することが、キャリア計画力の一部であると考えられる。

また、キャリアについて計画を立てることを考えると、選択の際に情報を集めたり比較したりする能力が必要である（富永，2010）という。つまり、キャリア計画力には「情報選択」の側面も考えられる。

さらに、キャリアとは広く「生涯の中で様々な役割を果たす過程で、自らの役割の価値や自分と役割との関係を見出していく連なりや積み重ね」を意味する（中央教育審議会，2011）ことを考えると、進路以外にも人生に対してのキャリア計画力を考える必要がある。よい人生・生き方のためには、目標設定・達成のスキル（春木，2009）や、見通しを持った金銭のやりくりのスキル（人見・赤塚，2008）が必要であるとされる。そのためキャリア計画力については、「目標達成」と「お金」の側面についても検討する必要がある。

以上のことより、本研究においては、キャリア計画力を「進路」、「情報選択」、「目標達成」、「お金」の4つの側面についての計画力であると定義する。その上で仮説を以下のようにまとめ、検証していくこととした。

- (1) キャリアレジリエンスが高いと問題行動の傾向は低くなる。

(2) 目標指向性が高いと問題行動の傾向は低くなる。

(3) キャリア計画力が高いと問題行動の傾向は低くなる。

なお、実際に非行少年を対象に調査することは難しいが、中学生の検挙・補導人員が最も多く（警視庁，2018），また非行は初発型のものから重大な非行や犯罪に深化する（緑川，1999）という指摘もあるため、本研究においては、中学生における「学校をさぼること」、「タバコを吸うこと」などの問題行動を非行として扱うこととした。

## 方 法

**調査対象** A 県の公立中学校 2 校，B 県の公立中学校 3 校の全 5 校で，1～3 年生を対象とした。分析対象は，回収したデータ 365 人分のうち，回答内容に不備のあったものを除く 350 人分（男子 189 人，女子 161 人）とした。

**調査手続き** 2018 年 11 月～12 月にかけて質問紙調査を行った。質問紙を配布・郵送し，無作為に抽出したクラスで，学級担任の指導のもと集団での調査を依頼した。生徒のプライバシーに配慮して回答は無記名で実施した。

### 調査内容

(1) フェイスシート（学年，性別）

(2) 問題行動傾向（6 項目）

中学生に実施するため，実際に問題行動をしているかを尋ねるのは難しい。秦（1984）によると，非行・問題行動を経験したことのある生徒は，その行為に否定的な意見を持つものがかなり少ない。よって，本研究においては秦（2000），小保方・無藤（2005），松井・中村・堀内・石井（2005），西野・氏家・二宮・五十嵐・井上・山本（2009），福田（2008），豊田・下田（2012）を参考に，「学校をさぼること」，「タバコを吸うこと」，「子どもだけで夜遅くまで遊ぶこと」，「人の自転車を勝手に使うこと」，「万引きをすること」，「隠れてお酒を飲むこと」の 6 つの問題行動について，どれだけいけないことと考えるかを問う項目を作成した。「絶対に良くない」という項目（逆転項目では「するひとの気持ちもわかる」）に対して，「非常によくあてはまる」（5 点）から「全くあてはまらない」（1 点）の 5 段階評定で回答を求めた。分析の際は，問題行動の高低で判断するためにすべての項目を逆転項目として扱い，「非常によくあてはまる」（1 点）から「全くあてはまらない」（5 点）となるようにした。

(3) キャリアレジリエンス（17 項目）

児玉（2015，2017）のキャリアレジリエンス尺度（成人用，大学生用）をもとに，項目を中学生向けに言葉を書き換えて使用した。「非常によくあてはまる」（5 点）から「全くあてはまらない」（1 点）の 5 段階評定で回答を求めた。

(4) 目標指向性（5 項目）

白井（1994）の作成した時間的展望体験尺度の下位尺度「目標指向性」の 5 項目を使用した。キャリアレジリエンスと同様に 5 段階評定で回答を求めた。

(5) キャリア計画力（10 項目）

仮説において述べたように、キャリア計画力を「進路」、「情報選択」、「目標達成」、「お金」の4つの側面から測定できるよう、春木（2009）、坂柳（2016）、島本・石井（2006）、原岡（1990）などをもとに、10項目を作成した。キャリアレジリエンスと同様に5段階評定で回答を求めた。

## 結 果

### 因子分析の結果

#### (1) 問題行動傾向

分析対象である350人分のデータについて、因子分解（主因子法・プロマックス回転）を行った。天井効果が出たもののうち、分散が.60以下であった「万引きは絶対に良くない」の質問項目を削除し、また因子負荷量が.35未満であった「隠れてお酒を飲む人の気持ちもわかる」の項目を削除した。その結果、項目数が4項目となったため、問題行動傾向を1因子とした。Cronbachの $\alpha$ 係数を算出したところ、 $\alpha=.85$ であり、信頼性が確認された。

#### (2) キャリアレジリエンス

キャリアレジリエンスの尺度開発において、児玉（2015, 2017）は5因子モデルを採択しており、信頼性・妥当性ともに十分に認められた尺度である。しかし、本研究では小・中学生用に書き換えたものを使用したため、 $\alpha$ 係数の算出を行った。その結果、第1因子である問題対応力は $\alpha=.90$ 、第2因子であるソーシャルスキルは $\alpha=.93$ 、第3因子である新奇・多様性で $\alpha=.95$ 、第5因子である援助志向で $\alpha=.96$ と、ほぼ満足しうる結果が得られた。第4因子である未来志向では $\alpha=.65$ であったが、使用に耐えられるものであると判断したため、そのまま用いることとした。

#### (3) 目標指向性

本研究においては、時間的展望尺度の下位尺度である目標指向性のみを使用した。時間的展望体験尺度は、白井（1994）の尺度開発により、目標指向性の $\alpha$ 係数は $\alpha=.79$ 、再テスト信頼性も.84と、信頼性が十分に認められている。そのため、本研究においてはそのまま用いることとした。

#### (4) キャリア計画力

分析対象である350人分のデータについて、因子分解（主因子法・プロマックス回転）を行った。その結果、共通性が確認され、全ての項目が削除されることなく採用され、3因子が抽出された。第1因子は、「自分で決めた計画に沿って、実際に物事を実行することができる」、「多くの情報をもとに、自分の考えをまとめることができる」、「先を見越して計画を立てることができる」、「目標を決めるときには、それをいつまでにやりとげるかを決める」の4項目である。これは、計画を立てるときに必要な力であるため、『計画力』と命名した（ $\alpha=.86$ ）。第2因子は、「買いたいものがあるときには、それが本当に必要かどうか考える」、「何かをしたあとには、自分のした方法がよかったかどうかについてふりかえる」、「進路について決めるときには、実際に自分にできるかどうかを考える」、「自分の進路について考えるときに、親や先生の話を参考にする」の4項目である。これは、見通しを持って冷静に判断することが必要なため、『メタ認知』と命名した（ $\alpha=.77$ ）。第3因子は、「お小遣いなどのお金を計画的に使うことが苦手である」、「やるべきことをテキパキと片付けることが苦手である」の2項目である。これは、実際に決めたことを行動に移す項目であるた

Table 1 キャリア計画力の因子分析の結果

	因子負荷量			
	I	II	III	
<b>I 計画力 (<math>\alpha = .86</math>)</b>				
自分で決めた計画に沿って、実際に物事を実行することができる	<b>1.029</b>	-0.131	0.064	
多くの情報をもとに、自分の考えをまとめることができる	<b>0.589</b>	0.226	-0.038	
先を見越して計画を立てることができる	<b>0.503</b>	0.327	0.069	
目標を決めるときには、それをいつまでにやりとげるかを定める	<b>0.412</b>	0.294	-0.091	
<b>II メタ認知 (<math>\alpha = .77</math>)</b>				
買いたいものがあるときは、それが本当に必要かどうか考える	-0.01	<b>0.843</b>	0.171	
何かをしたあとには、自分のした方法がよかったかどうかについてふりかえる	0.003	<b>0.754</b>	-0.024	
進路について決めるときには、実際に自分にできるかどうかを考える	0.247	<b>0.436</b>	-0.101	
自分の進路について考えるときに、親や先生の話を参考にする	0.094	<b>0.392</b>	-0.262	
<b>III 実行力 (<math>\alpha = .72</math>)</b>				
お小遣いなどのお金を計画的に使うことが苦手である	-0.019	0.042	<b>0.769</b>	
やるべきことをテキパキと片付けることが苦手である	0.059	0.032	<b>0.767</b>	
	因子間相関	I	II	III
	I	—	0.773	-0.336
	II		—	-0.451
	III			—

め、『実行力』と命名した ( $\alpha = .72$ )。以上の結果を Table1 に示した。

## 重回帰分析の結果

### 全体における仮説の検証

#### (1) 仮説の検証

これらの因子をもとに、本研究の3つの仮説を検討するために、問題行動傾向を従属変数、キャリアレジリエンス、目標指向性、キャリア計画力を独立変数とした重回帰分析(ステップワイズ法)を行った。その結果、キャリア計画力が有意な負の影響を与えており ( $\beta = -.46$ ,  $p < .001$ )、キャリアレジリエンスと目標指向性がそれぞれ有意な正の影響を与えていた ( $\beta = .29$ ,  $p < .001$ ;  $\beta = .10$ ,  $p < .05$ )。また、相関を見ると、キャリアレジリエンスと目標指向性の間で.12の有意な正の相関 ( $p < .05$ )、目標指向性とキャリア計画力の間で.44の有意な正の相関 ( $p < .001$ )、キャリアレジリエンスとキャリア計画力の間で-.14の有意な負の相関 ( $p < .01$ )を示した。

#### (2) キャリア計画力の下位尺度が与える影響の検証

また、負の相関を示したキャリア計画力についてさらに詳しく見るために、問題行動傾向を従属変数、キャリア計画力の下位尺度「計画力」、「メタ認知」、「実行力」を独立変数とする重回帰分析(ステップワイズ法)を行った。その結果、メタ認知が有意な負の影響を与えており ( $\beta = -.53$ ,  $p < .001$ )、実行力が有意な正の影響を与えていた ( $\beta = .14$ ,  $p < .01$ )。計画力は、問題行動傾向に対し直接の有意な影響を与えていなかった。さらに、相関を見たところ、計画力とメタ認知の間で.74の有意な正の相関 ( $p < .001$ )、メタ認知と実行力の間で-.32の有意な負の影響 ( $p < .001$ )、計画力と実行力の間で-.24の有意な負の相関 ( $p < .001$ )を示した。

さらに、性別による違いを見るために、男女別の検討を行った。

### 男子における仮説の検証

### (1) 仮説の検証

まず、問題行動傾向を従属変数、キャリアレジリエンス、目標指向性、キャリア計画力を独立変数とした重回帰分析（ステップワイズ法）を行った。その結果、キャリアレジリエンスとキャリア計画力が有意な負の影響（ $\beta = -.18, p < .01$ ； $\beta = -.21, p < .01$ ）、目標指向性が有意な正の影響（ $\beta = .23, p < .001$ ）を与えていた。また、相関を見たところ、キャリアレジリエンスと目標指向性の間で.46の有意な正の相関（ $p < .001$ ）、目標指向性とキャリア計画力の間で.40の有意な正の相関（ $p < .001$ ）、キャリアレジリエンスとキャリア計画力の間で.56の有意な正の相関を示した。

### (2) キャリアレジリエンスの下位尺度が与える影響の検証

問題行動傾向に対し有意な負の影響を与えていたキャリアレジリエンスについて、その各下位尺度が与える影響をさらに詳しく見るために、問題行動を従属変数、キャリアレジリエンスの下位尺度「問題対応力」、「ソーシャルスキル」、「新奇・多様性」、「未来志向」、「援助志向」を独立変数とする重回帰分析（ステップワイズ法）を行った。その結果、新奇・多様性のみに有意な負の影響（ $\beta = -.26, p < .001$ ）を与えていた。問題対応力、援助志向、ソーシャルスキル、未来志向は有意な影響を与えていなかった。また、相関を見たところ、問題対応力とソーシャルスキル、新奇・多様性、未来志向、援助志向との間でそれぞれ.72、.60、.44、.49の有意な正の相関が見られた（すべて  $p < .001$ ）。また、ソーシャルスキルと新奇・多様性、未来志向、援助志向との間で.47、.47、.44の有意な正の相関が見られた（すべて  $p < .001$ ）。さらに、新奇・多様性と未来志向、援助志向の間では.39、.54、未来志向と援助志向の間では.52の有意な正の相関が見られた（すべて  $p < .001$ ）。

### (3) キャリア計画力の下位尺度が与える影響の検証

また、負の相関を示したキャリア計画力についてさらに詳しく見るために、問題行動傾向を従属変数、キャリア計画力の下位尺度「計画力」、「メタ認知」、「実行力」を独立変数とする重回帰分析（ステップワイズ法）を行った。その結果、メタ認知が有意な負の影響（ $\beta = -.29, p < .001$ ）を与えていた。計画力、実行力は有意な影響を与えていなかった。また、相関を見たところ、計画力とメタ認知の間で.57の有意な正の相関、メタ認知と実行力の間で.28の有意な正の相関、計画力と実行力の間で.44の有意な正の相関が見られた（すべて  $p < .001$ ）。

## 女子における仮説の検証

### (1) 仮説の検証

まず、問題行動傾向を従属変数、キャリアレジリエンス、目標指向性、キャリア計画力を独立変数とした重回帰分析（ステップワイズ法）を行った。その結果、キャリア計画力が有意な負の影響（ $\beta = -.37, p < .001$ ）を与えていた。キャリアレジリエンスと目標指向性は有意な影響を与えていなかった。また、相関を見たところ、キャリアレジリエンスと目標指向性の間で.50の有意な正の相関（ $p < .001$ ）、目標指向性とキャリア計画力の間で.45の有意な正の相関（ $p < .001$ ）、キャリアレジリエンスとキャリア計画力の間で.65の有意な正の相関（ $p < .001$ ）を示した。

### (2) キャリア計画力の下位尺度が与える影響の検証

また、負の相関を示したキャリア計画力についてさらに詳しく見るために、問題行動傾向を従属変数、キャリア計画力の下位尺度「計画力」「メタ認知」「実行力」を独立変数とする重回帰分析（ス

テップワイズ法)を行った。その結果、メタ認知が有意な負の影響 ( $\beta = -.42, p < .001$ ) を与えていた。計画力、実行力は有意な影響を与えていなかった。また、相関を見たところ、計画力とメタ認知の間で.50の有意な正の相関 ( $p < .001$ )、メタ認知と実行力の間で.19の有意な正の相関 ( $p < .05$ )、計画力と実行力の間で.39の有意な正の相関 ( $p < .001$ ) が見られた。

## 考 察

### キャリアレジリエンスが問題行動に与える影響

仮説 (1)「キャリアレジリエンスが高いと問題行動の傾向は低くなる」については、全体では仮説を支持する結果を得ることができなかった。しかし、男子では-.18 と負の影響を与えており、男子においてはキャリアレジリエンスが問題行動に負の影響を与えていると考えられる。男子におけるキャリアレジリエンスの各下位尺度「問題対応力」、「ソーシャルスキル」、「新奇・多様性」、「未来志向」、「援助志向」が問題行動傾向に与える影響を見たとき、新奇・多様性が有意な負の影響を与えていた。これは、新奇・多様性が高いと、新しいことや自分と違うことを受け入れることができ、不適応を起こしにくく、問題行動に走る可能性が低くなるためであると考えられる。

また、男女別に見たとき、キャリアレジリエンスとキャリア計画は、男子で.56、女子で.65 と有意な正の相関を示しており、キャリアレジリエンスが高まることでキャリア計画力も高まり、その結果、問題行動傾向に負の影響を与えていると考えられる。キャリア形成上のリスクに対処ができると、将来を考える余裕ができ、計画を立てて問題行動を避けることができる可能性があると考えられる。

以上のことより、キャリアレジリエンスについては、その下位尺度によっては問題行動傾向に対して負の影響を与えるものもある。特に男子においては、新奇・多様性をメインに、キャリアレジリエンスの向上を図ることにより、問題行動の予防につなげることができると考えられる。キャリア教育は学校教育において重視されており、キャリア教育において育成すべき基礎的・汎用的能力として①人間関係形成・社会形成能力②自己理解・自己管理能力③課題対応能力④キャリアプランニング能力が挙げられている(中央教育審議会, 2011)。なかでも人間関係形成・社会形成能力には多様な他者の考えや立場を理解する力が含まれており、新奇・多様性にも影響を与えられられる。具体的には、コミュニケーション・スキル、チームワーク、リーダーシップ等(中央教育審議会, 2011)を育成することが必要であると考えられる。

### 目標指向性が問題行動に与える影響

仮説 (2)「目標指向性が高いと問題行動の傾向は低くなる」については、仮説を支持する結果を得ることができなかった。中川(2007)によると、軽微な違法行為は重大な犯罪に比べて発覚可能性や公的制裁も小さく、それらに関与しても、少年が目標達成のために必要とする社会的資源の獲得を阻害する要因となりにくいため、時間的展望による軽微な非行・不良行為に及ぼす影響がみられない可能性がある。本研究においても、扱った問題行動が違法に当たらないものや比較的軽微なものも多く、目標指向性による影響が得られなかった可能性がある。問題行動を重く設定するなど、今後さらに検討していく必要がある。

しかし、目標指向性はキャリア計画力と有意な正の相関を示しており、キャリア計画力を媒介して問題行動傾向に負の影響を与えている可能性がある。これは、目標がきちんと立てられると、達成のためにどのようなことをすべきか考えることができ、同時に達成を阻害する問題行動を避けるようになるためであると考えられる。キャリア計画力を生かすために、目標指向性は不可欠なものであると言える。キャリア計画力が問題行動傾向に与える影響はとて大きいと、目標指向性の向上を図ることでキャリア計画力を高め、問題行動の予防につなげることができると考えられる。目標指向性は、生活習慣（新保・仲村・吹越・赤松，2014）や進路選択に対する自己効力感（山本・岩元・原口，2012）との関連が指摘されており、これらに働きかけることで、目標指向性を向上させることが出来ると考えられる。

### キャリア計画力が問題行動に与える影響

仮説(3)「キャリア計画力が高いと問題行動の傾向は低くなる」については、キャリア計画力は問題行動傾向に有意な負の影響( $\beta = -.46$ )を与えており、仮説を支持する結果を得ることができた。

また、キャリア計画力の各下位因子「計画力」、「メタ認知」、「実行力」が問題行動傾向に与える影響を見ると、メタ認知が大きな負の影響( $\beta = -.53$ )を与えていた。これは、物事を為す際に先のことを考えたり、自分のことを客観的に考えたりすることができる、問題行動に対しても冷静に考えてそのデメリットを判断することで、抑制力を発揮することができるためであると考えられる。

一方で、実行力は問題行動傾向に正の影響( $\beta = .14$ )を与えていた。行動力が高すぎると、考える前に問題行動を起こしてしまう可能性があると考えられる。

また、全体において、計画力がメタ認知と正の相関を示していた。そのため、計画力はメタ認知を媒介にして、問題行動傾向に対し負の影響を与えていると考えられる。将来のために計画する力は、問題行動そのものに対してはあまり影響を与えないが、計画することでより冷静に物事を考えることができるようになると考えられる。

以上のことより、キャリア計画力の向上を図ることで、問題行動の予防につなげることができると考えられる。キャリア計画力は、キャリア教育において育成すべき基礎的・汎用的能力のうち④キャリアプランニング能力にあたり、学ぶこと・働くことの意義や役割の理解（中央教育審議会，2011）が必要であると考えられる。

### 今後の課題

本研究ではキャリアレジリエンスやキャリア計画力の必要性が示された一方で、目標指向性については問題行動との直接の負の関連がみられなかった。これについては、問題行動の設定や仮説の練り直しの必要があるといえる。また、本研究ではキャリア発達の指標としてキャリアレジリエンスや目標指向性、キャリア計画力を検討したが、キャリア発達においては他にも様々な要素が存在する。そのため、他の要因についても検討する必要がある。

なお、本研究ではキャリア計画力について「進路」、「情報選択」、「目標達成」、「お金」の4つの側面を取り入れた独自の尺度を作成した。これらの側面に関する計画力の重要性は明らかになったものの、キャリアとは広く「生涯の中で様々な役割を果たす過程で、自らの役割の価値や自分と役割との関係を見出していく連なりや積み重ね」を意味する（中央教育審議会，2011）ため、この尺

度がキャリアに関する計画力の一部しか測定できていないことも考えられる。そのため、キャリア計画力の測定尺度については、今後さらに検討が必要であると言える。

## 引用文献

- 藤岡淳子(2004). 被害者と加害者をめぐる断片化と統合 法社会学 134-237
- 福田舞(2008). 現代青少年の逸脱行動と背景要因の検討——時間的展望に着目して—— 人間文化創成科学論集, 11, 329-337
- 原岡一馬(1990). お金に対する態度と価値志向 I——態度の構造と態度尺度の構成—— 名古屋大学教育学部紀要 教育心理学科, 37, 199-216
- 春木敏(2009). 児童を対象とするライフスキル形成に基礎を置く食生活教育プログラムの開発と評価に関する研究 栄養学雑誌, 67, 4, 178-185
- 秦政春(1984). 現代の非行・問題行動と学校教育病理 教育社会学研究, 39, 59-76
- 秦政春(2000). 子どもたちの規範意識と非行・問題行動 大阪大学大学院人間科学研究科紀要, 26, 123-155
- 人見佳代子・赤塚朋子(2008). キャリア教育の視点を取り入れた小学校家庭科構想 宇都宮大学教育学部教育実践総合センター紀要, 31, 97-104
- 法務省(2014). 宣言：犯罪に戻らない・戻さない～立ち直りをみんなで支える明るい社会へ～
- 法務省(2017). 平成 29 年版犯罪白書
- 神垣一規・川本喜久子(2017). 男子受刑者が有するキャリア発達上の課題——就労安定性とその背景要因との関係に注目して—— キャリア教育研究, 35, 37-46
- 勝俣暎史・篠原弘章・村上みどり(1982). 非行少年の時間的展望—少年鑑別所風幼少年の場合— 熊本大学教育学部紀要人文科学, 31, 267-277
- 警視庁(2018). 平成 29 年中少年育成活動の概況
- 児玉真樹子(2015). キャリアレジリエンスの構成概念の検討と測定尺度の開発 心理学研究, 86, 2, 150-159
- 児玉真樹子(2016). 心身の変化によるリスク経験時のキャリアレジリエンスの働き——職業的アイデンティティに着目して—— 日本教育心理学会第 58 回大会総会発表論文集, 553
- 児玉真樹子(2017). 大学生用キャリアレジリエンス測定尺度の開発 学習開発学研究, 10, 15-23
- 松井洋・中村真・堀内勝夫・石井隆之(2005). 非行的態度の抑制要因に関する研究 河村学園女子大学研究紀要, 16, 1, 27-44
- 緑川徹(1999). 初発型非行——豊かさが生み出す浮遊非行—— 清永賢二(編) 少年非行の世界 (pp.37-65) 有斐閣
- 文部科学省(2011). 中学校キャリア教育の手引き
- 西野泰代・氏家達夫・二宮克美・五十嵐敦・井上裕光・山本ちか(2009). 中学生の逸脱行為の深化に関する縦断的検討 心理学研究, 80, 1, 17-24
- 小保方晶子・無藤隆(2005). 親子関係・友人関係・セルフコントロールから検討した中学生の非行

- 傾向行為の規定要因および抑止要因 発達心理学研究, 16, 3, 286-299
- 坂柳恒夫(1999). 成人キャリア成熟尺度(ACMS)の信頼性と妥当性の検討 愛知教育大学研究報告, 48(教育科学編), 115-122
- 坂柳恒夫(2016). 小・中学生の生き抜く力に関する研究——キャリアレジリエンス態度・能力尺度(CRACS)の信頼性と妥当性の検討—— 愛知教育大学研究報告, 65(教育科学編), 85-97
- 島本好平・石井源信(2006). 大学生における日常生活スキル尺度の開発 教育心理学研究, 54, 211-221
- 新保みさ・仲村絵里・吹越悠子・赤松利恵(2014). 勤労者における目標指向性の高い者の生活習慣 栄養学雑誌 72, 5, 243-250
- 白井利明(1989). 現代青年の時間的展望の構造(1)——大学生と専門学校生を対象に—— 大阪教育大学紀要 第IV部門, 38, 1, 21-28
- 白井利明(1994). 時間的展望体験尺度の作成に関する研究 心理学研究, 65, 1, 54-60
- 富永美佐子 (2010), 高校生の進路選択の構造——進路選択能力, 進路選択自己効力, 進路選択行動の関連—— キャリア教育研究, 28, 35-45
- 豊田あやこ・下田芳幸(2012). 中学生における非行傾向行為及び初発型非行に関する研究 人間発達科学部紀要, 7, 1, 117-127
- 都筑学(1982). 時間的展望に関する文献的研究 教育心理学研究, 30, 1, 73-86
- 都筑学(1993). 大学生における自我同一性と時間的展望 教育心理学研究, 41, 1, 40-48
- 中央教育審議会答申(2011). 今後の学校におけるキャリア教育・職業教育の在り方について
- 山本登・岩元澄子・原口雅浩(2012). 青年期における未来展望と進路選択に対する自己効力感および一般性自己効力感との関連 久留米大学心理学研究, 11, 102-107



## 他者の好ましさと対象の重要度が好みに及ぼす影響<sup>1</sup>

橋本淳也・原田あかね・中尾 敬

Social influence on preference in situations with different levels of importance

Junya Hashimoto, Akane Harada, and Takashi Nakao

One's preferences are influenced by another individual's preferences. The trustworthiness of those individuals can modulate changes in our preferences. Previous studies have examined this social influence in a single situation (e.g., the preference ratings for a T-shirt). Although it is possible that social influence on preference is affected by the importance of the situation, that remains to be elucidated. In the present study, we examined the influence of other individual's preferences on individual preferences in various important situations. We tested two hypotheses: 1) situations of low importance are more likely to induce one's own preference than situations of medium and high importance, 2) the influence of a trustworthy individual is larger than that of an untrustworthy individual in situations of low importance, while no difference is found in situations of medium and high importance. Forty-seven participants conducted a two times preference rating task in six situations (two situations for each of the three levels of importance). Preferences for individual characteristics (trustworthy or untrustworthy person) were also presented in the first preference rating task. The results showed that situations of high importance induced a bigger change in preference than situations of low and medium importance. On the other hand, no significant difference in preference change was found between the influence of trustworthy and untrustworthy individuals in each of the three important situations. These results imply that the influence of another individual's preferences on one's preferences is different in various life situations.

キーワード : preference change, social influence, importance of the situation

---

<sup>1</sup> 本研究は、科学研究費補助金（18K03177）の助成を受けて実施した。

## 問題

好みは他者の意見により変化する。その変化の仕方は、他者がどのような人物であるかによって異なることが知られている。例えば、好ましい他者であった場合はその他者の好みに近づき、好ましくない他者であった場合はその他者の好みとは遠ざかるように自身の好みが変わる (Izuma & Adolphs, 2013 ; Nakamura & Kawabata, 2017)。

これまでの他者の好みによる自己の好みの変化に関する研究では、一つの実験の中で単一の対象 (例：Tシャツの柄) に対する好みが変わってきた (Izuma & Adolphs, 2013)。しかし、例えば昼食のメニューといった対象について判断する場合と結婚相手といった対象について判断する場合といったように、対象の重要度によってこの他者からの影響の受け方は異なる可能性が考えられる。この可能性については三雲・上野 (2010) からも示唆される。三雲・上野 (2010) は場面の重要度と意思の強さの関連について検討し、人生への影響力が小さい (すなわち、重要度が小さい) 場面では、他者から影響を受けて自分の意思を変化させやすいことを示している。しかし、三雲・上野 (2010) では場面想定法が用いられており、提示された設定上の自分の意見を他者の意見により変更するののかについて検討している。そのため、実際の参加者自身の好みの変化については確認されていない。また、意見の変更の指標として、自分の意見を変更すると思う程度についての参加者の主観的評価が用いられており、他者からの意見を受ける前後で実際に参加者の好みが変わるののかについては明らかではない。さらに、三雲・上野 (2010) では、友人 (好ましい他者) からの影響のみを検討しており、好ましくない他者からの影響の受け方については検討されていない。これらのことから、他者の意見による自己の好みの変化について、意見を参照する他者の好ましさと、好み対象の重要度の関連については未だ明らかになってはいない。

そこで本研究では、他者の情報を得ることで生起する好みの変化の程度が、他者の好ましさに加え、好み対象の重要度の違いによっても異なるのかについて検討する。本研究では以下の2つの仮説を検討する。

1) 三雲・上野 (2010) によると、重要度が中程度の場面での意見の変化は重要度が大きい場面と同程度であり、これらは重要度の小さい場面よりも小さな変化であった。このことから、好み変化でも同様に他者から受ける影響は、重要度小の場面 (対象) において最も変化が大きく、重要度中と大においては同程度の変化が生じると予測される。

2) Tシャツの柄や抽象画の好ましさとといった重要度の小さい対象については、好ましい他者と好ましくない他者からの自己の好みへの影響を検討した研究において、他者の好ましさによって好みの変化量に差はないとしているもの (Izuma & Adolphs, 2013) と、不信用他者 (好ましくない他者) の影響は、信用他者 (好ましい他者) の影響よりも小さいとする研究 (Nakamura & Kawabata, 2017) とがある。本研究では Izuma & Adolphs (2013) のような特定のカテゴリに属する他者 (例：性犯罪者) ではなく、特定の他者の好ましさによる影響を検討するために、Nakamura & Kawabata (2017) と同様にマルチラウンド・トラストゲームにより他者の好ましさを操作する。そのため、本研究における重要度の小さい対象に関しては、Nakamura & Kawabata (2017) と同様に不信用他者 (好まし

くない他者)からの自己の好みへの影響は、信用他者(好ましい他者)の影響よりも小さくなると予測される。一方で、重要度中、大の場合には、三雲・上野(2010)から他者の影響そのものが小さくなることが予測される。そのため、重要度小の対象で認められる他者の好ましきによる影響の違いは、重要度中、大の場合には認められなくなることが予測される。

本研究では、以上の2つの仮説を検討するため、予備調査を行い重要度の異なる好み対象の刺激およびマルチラウンド・トラストゲームで使用する刺激を選定した上で、本実験として好み変化における他者と好み対象の重要度の影響について検討を行った。

## 予備調査

### 目的

本実験で使用する刺激を選定することを目的とした。

### 方法

**参加者** 大学生36名(男性12名,女性24名)が調査に参加した。平均年齢は20.33歳で, $SD=1.53$ であった。調査参加者は、(a)不参加による不利益が生じないこと、(b)参加の拒否・中断の自由、(c)実験内容や安全性に対する質問の自由、(d)個人情報の保護について十分に説明記載文を確認し、調査への回答を持って同意したこととした。なお、本研究は、広島大学大学院教育学研究科の研究倫理審査委員会の承認を得て実施した(承認番号:2019579)。

**刺激** 本研究では、三雲・上野(2010)を基に、重要度小、中、大の3水準を設けた。そして、各重要度で2場面を選択し、計6場面を設定した。重要度小は、食べ物を選ぶ場面、および洋服を選ぶ場面であった。重要度中は、旅行先を選ぶ場面、およびアルバイト先を選ぶ場面であった。重要度大は、就職先を選ぶ場面、および結婚相手を選ぶ場面であった。

各重要度における2場面は、それぞれ画像刺激を用いる場面と言語刺激を用いる場面とし、場面ごとに31個の刺激を用意した。食べ物刺激は、小松(2009)が利用した刺激を用いた。洋服刺激は、ショッピングサイト(<https://www.graniph.com/shop/default.aspx>)に掲載されているTシャツの画像を用いた。旅行先刺激は、Konkle, Brady, Alvarez, & Oliva(2010)の風景画を用いた。アルバイト先刺激は、アルバイト求人サイト(<https://townwork.net/?arc=1>)の職種カテゴリを用いた。就職先刺激は、Nakao et al.(2016)で使用された職業語を用いた。結婚相手として、AIST顔表情データベース(Fujimura & Umemura, 2018)の中性表情画像とJACNeuF(Matsumoto & Ekman, 1988)の日本人顔画像を使用した。

**手続き** 調査は、インターネット上で行われた。調査では、場面ごとに教示を行い(例;もしあなたが以下の職業に就職する場合、「就職先の好ましき」とその好ましきに対して「どの程度意思が強いかな」をご回答ください。), 呈示される画像または言語刺激について好ましき(嫌い-好き)とその好ましきに対する意思の強さ(弱い-強い)をいずれも1-10の10段階で尋ねた。また、顔画像については、信用度(全く信用できない-非常に信用できる)も10段階で評定を求めた。なお、結婚相手

の顔画像については、異性の刺激についてのみ評定を求めた。

## 結果

刺激ごとに参加者の平均評定値と標準偏差を算出した。そして平均評定値が、評定範囲（1から10）の中央値である5.5に近い刺激を各場面21個選定した。選定した刺激の平均評定値と標準偏差、また場面ごとの平均評定値と標準偏差をTable 1に示した。また、重要度ごとの平均評定値と標準偏差をTable 2に示した。

Table 1  
各場面、各刺激の好ましさの  
平均評定値と標準偏差

食べ物	好ましさ	洋服	好ましさ	アルバイト	好ましさ	旅行先	好ましさ
ようかん	5.32(2.81)	1	5.17(2.18)	データ打ち込み	5.58(2.43)	2	5.49(2.55)
キムチ	5.32(2.57)	2	4.36(2.00)	ドラッグストア	5.39(2.17)	3	6.32(2.03)
ナッツ	5.76(2.36)	3	4.19(1.98)	洋菓子屋	5.78(2.73)	4	6.16(2.14)
ポテトチップス	5.76(1.90)	7	4.81(1.86)	パン屋	5.94(2.61)	5	6.30(2.49)
ソーセージ	5.84(2.32)	8	4.69(2.10)	仕分け作業	5.03(2.59)	8	6.00(2.15)
お茶漬け	6.26(2.56)	10	4.56(2.38)	家庭教師	5.97(2.32)	10	5.46(2.41)
ベーコン	6.08(1.82)	11	6.06(2.12)	イベントスタッフ	5.97(2.78)	11	6.51(2.41)
まんじゅう	6.11(2.70)	13	4.53(2.13)	雑貨販売	6.08(2.31)	14	6.27(2.67)
ハンバーガー	6.13(1.99)	14	4.50(2.04)	ブライダルスタッフ	4.81(2.64)	16	5.70(2.09)
おにぎり	6.16(2.16)	15	4.39(2.00)	レストラン	4.78(2.43)	17	5.97(2.63)
あんこ	6.21(2.63)	18	6.53(1.90)	カフェ店員	6.58(2.55)	18	6.16(2.40)
ご飯	6.29(2.47)	19	4.58(1.86)	弁当屋	4.36(2.32)	19	5.59(2.64)
焼き芋	6.29(2.67)	20	4.56(2.17)	スーパーマーケット	4.33(2.14)	20	5.95(2.21)
ラーメン	6.34(2.67)	21	4.86(2.03)	清掃スタッフ	4.33(2.44)	21	5.11(3.08)
サンドイッチ	6.37(2.20)	24	5.33(2.32)	本屋	6.67(2.33)	22	6.00(2.37)
中華まん	6.45(2.29)	25	5.61(2.63)	カラオケ	4.33(1.94)	23	5.95(2.34)
フライドチキン	6.50(2.13)	26	5.36(2.26)	クリーニング	4.31(2.46)	24	6.38(2.27)
フライドポテト	6.50(2.25)	27	5.06(2.30)	商品梱包	4.28(2.16)	27	6.54(2.35)
おでん	6.68(2.63)	28	4.81(2.11)	ホームセンター	4.25(2.14)	28	5.46(2.39)
巻き寿司	6.76(2.34)	29	5.08(1.83)	映画館	6.81(2.23)	29	6.16(2.40)
うどん	6.87(2.35)	30	4.39(2.17)	電気屋	4.11(2.17)	30	5.97(2.42)
食べ物	6.19(0.41)	洋服	4.93(0.59)	アルバイト	5.22(0.91)	旅行先	5.97(0.38)

注)表内の数値は平均、()内は標準偏差を表す。

就職先	好ましさ	結婚相手(女性顔)	好ましさ	結婚相手(男性顔)	好ましさ
大学教員	5.61(2.66)	1	4.33(2.35)	1	3.33(1.96)
栄養士	5.22(2.77)	2	2.17(1.80)	2	4.71(2.14)
薬剤師	5.17(2.54)	3	2.42(1.73)	3	3.96(1.98)
調理師	5.08(2.61)	4	2.50(1.68)	4	2.83(1.40)
研究者	5.03(2.86)	5	3.58(1.73)	5	2.75(1.60)
高校教員	4.72(2.59)	6	2.67(1.15)	6	2.96(1.49)
塾講師	4.67(2.37)	7	2.75(1.14)	7	3.75(2.08)
パン職人	4.56(2.59)	8	3.00(1.41)	9	3.83(2.19)
税理士	4.42(2.42)	9	3.58(2.19)	10	2.63(1.33)
客室乗務員	4.39(2.53)	10	6.25(1.54)	14	2.50(1.35)
医師	4.36(2.87)	11	2.42(1.24)	16	3.00(1.59)
デザイナー	4.28(2.63)	12	6.50(2.11)	17	2.54(1.36)
保育士	4.19(2.55)	13	2.33(1.44)	20	3.21(1.85)
歯科衛生士	4.17(2.26)	18	2.33(1.67)	21	2.46(1.58)
プログラマー	3.94(2.28)	21	2.17(1.34)	22	3.33(1.98)
電車車掌	3.83(2.69)	23	2.50(1.17)	23	2.88(1.81)
弁護士	3.78(2.31)	25	2.42(1.62)	24	2.67(1.64)
警察官	3.78(2.47)	27	2.75(1.22)	25	3.25(2.13)
看護師	3.64(2.46)	28	4.25(1.91)	28	2.79(1.65)
レジ係	3.61(2.32)	29	5.25(2.01)	29	4.63(2.10)
美容師	3.47(2.55)	30	3.67(1.37)	30	2.54(1.80)
就職先	4.38(0.60)	結婚相手(女性顔)	3.33(1.31)	結婚相手(男性顔)	3.17(0.66)

Table 2

重要度別の平均評定値と標準偏差

重要度小	重要度中	重要度大
5.56(0.82)	5.60(0.79)	3.62(1.05)

注)表内の数値は平均、()内は標準偏差を表す。

また、信用度を操作するための他者の顔画像として、男女共に3名ずつ顔画像を選定した。選定した男性顔画像の平均評定値は2.33 ( $SD=0.08$ )、女性顔画像の平均評定値は2.11 ( $SD=0.05$ )であった。

## 本実験

### 方法

**参加者** 大学生47名(男性23名,女性24名)が実験に参加した。平均年齢は21.19歳で, $SD=1.66$ であった。実験参加者は実験室に来室後、(a)不参加による不利益が生じないこと、(b)参加の

拒否・中断の自由，（c）実験内容や安全性に対する質問の自由，（d）個人情報の保護について十分に説明をした上で，実験参加同意書への署名を得た。なお，本研究は，広島大学大学院教育学研究科の研究倫理審査委員会の承認を得て実施した（承認番号：2019579）。

**実験計画** 2（他者要因：信用条件，不信用条件）×3（重要度：小，中，大）の2要因混合計画であった。他者要因は参加者間要因であり，重要度は参加者内要因であった。信用条件と不信用条件は，人数が偏らないようにランダムに割り当てた。

**課題** 課題は①マルチラウンド・トラストゲーム（multiple-round investor-trustee game），②好み評定課題，③再評価課題，④再認課題で構成されていた。全課題終了後に，質問紙への回答を求めた。

①マルチラウンド・トラストゲーム：Nakamura & Kawabata（2017）を参考に，他者要因を信用条件と不信用条件に操作するために行った。この課題ではまず，ベースラインとなる魅力度評定，および信用度評定をおこなった。参加者と同性の3名の顔画像が画面上に一人ずつ提示され，どれほど魅力的だと思うか，どれほど信用できるかをそれぞれ14段階で評定させた。その後，信用度を操作するために投資課題を行った。参加者は，授与者として提示される3名の顔画像に対して0-9の10段階で与えるポイントを決めた。その後，与えたポイント数に応じて相手からポイントが返された。3名の顔画像は，返すポイントによって信用他者条件，中立他者条件，不信用他者条件の3条件に割り当てられた。3名の顔画像への条件の割り当ては，参加者ごとにランダムであった。信用他者条件では与えたポイント以上のポイント，中立他者条件では与えたポイントと同程度のポイント，不信用他者条件では与えたポイント以下のポイントが参加者に返された。このポイントのやりとりを各条件25試行ずつ計75試行を行った。そして最後に再び3名の顔画像に対して，魅力度と信用度を14段階で評定を求めた。

②好み評定課題：画面上に呈示される画像刺激または言語刺激に対して1：嫌い-14：好きの14段階で評定を求めた（pre）。その後，参加者の評定値が8以上であれば親指を上に向けたアイコン（good）が，7以下であれば親指を下に向けたアイコン（bad）が呈示された。そして，0.5秒後に他者の顔画像と他者の評定を示すアイコンが2-3秒間呈示された。ここで呈示される他者の顔画像は，マルチラウンド・トラストゲームで振り分けられた信用他者条件または不信用他者条件の画像であり，割り当てられた条件のものが呈示された。他者の評定が呈示される条件は，各場面で14試行，他者の評定が呈示されない統制条件は各場面で7試行であった。他者の評定を示すアイコンがどちらであるかはランダムであった。この流れを6場面で行った。この課題では，場面の順番は，参加者によってランダムであった。倫理的配慮の観点から，結婚相手について好ましさを評定する際には，評定を開始する直前に参加者自身にとって結婚相手として望ましい性別を男性，女性，回答しないの中から選択するよう求めた。なお回答しないを選択した場合は，結婚相手についての評定は実施しなかった。

③再評価課題：好み評定課題と同様の方法で好ましさを評定させた（post）。なお再評価課題では，自分の評定と他者の評定の呈示はなかった。

④再認課題：好み評定課題の統制条件以外の各場面14刺激に対して他者がどのように評定していたかを好き-嫌いの2択で回答させた。

**刺激** 予備調査で選定した刺激を各場面21刺激ずつ，計126刺激を好み評定用に用いた。また，他者の信用度の操作作用に6刺激（男女別に3刺激）を使用した。

**手続き** 実験は、個別ないし集団（1人から6人）でおこなった。まず、マルチラウンド・トラストゲームを行った。次に、好み評定課題を行った。全場面で好み評定課題終了後、5分間の休憩を挟み、再評価課題、再認課題の順に行った。また、6場面の重要度について、それぞれ14段階で尋ねた（例：「あなたにとって就職先を決めることはどれほど重要ですか」）。

最後に質問紙調査を行った。質問紙は、罰の回避傾向・報酬への接近傾向を測定するBIS/BAS（Behavioral Inhibition System/Behavioral Activation System）尺度日本語版（高橋・山形・木島・繁樹・大野・安藤, 2007）、抑うつ傾向を測定するCES-D（Center for Epidemiology Studies Depression Scale）日本語版（島・鹿野・北村・浅井, 1985）、時間的展望を測定する日本版Zimbardo Time Perspective Inventory（ZTPI; 下島・佐藤・越智, 2012）、性格特性を測定するBig Five尺度短縮版（並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口, 2012）で構成されていた。なお本研究では、仮説の検討には不要であったため、質問紙の結果を分析には用いなかった。

### 結果

実験参加者47名のうち、7名はマルチラウンド・トラストゲームにおける投資課題が複数回行われないといった操作の不備があったため、40名分のデータを分析に用いた。また、2名は結婚相手を選ぶ場面で回答しなかった。

まず、実験操作を確認するため、想定した重要度と実際の参加者にとっての重要度が一致しているのかを検討した。想定した重要度別に参加者ごとの重要度の平均値を算出した。1要因3水準の分散分析をおこなったところ、重要度の主効果が見られたため（ $F(2,72) = 48.26, p < .001$ ）、Holm法による多重比較をおこなった。その結果、各重要度の間に有意な差が見られた（ $ps < .01$ ; Figure 1）。このことから、好み判断場面（対象）の重要度操作は妥当性が確認された。

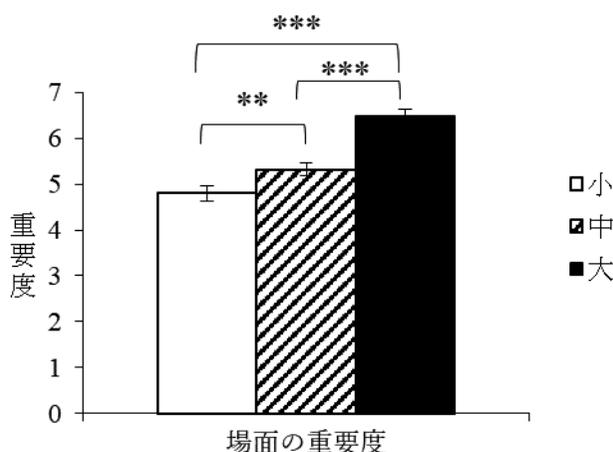


Figure.1 場面の違いによる重要度得点の平均値（エラーバーは標準誤差；\*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ ）。

次に、他者要因の操作について、マルチラウンド・トラストゲーム前後で他者の信用度と魅力度が変化したのかを確認するため、各条件別に課題前後の信用度と魅力度の平均値を算出した。信用度、魅力度ごとに、評価のタイミング (pre, post) × 他者画像 (信用他者条件, 中立他者条件, 不信用他者条件) の 2 要因分散分析を行った。

まず信用度について、交互作用が有意であった ( $F(2,78) = 25.18, p < .001$ ; Figure 2)。下位検定の結果、pre では他者画像の単純主効果が見られなかった ( $F(2, 156) = 0.42, p > .05$ )。また、post では、他者画像の単純主効果が見られ ( $F(2, 156) = 56.05, p < .001$ )、Holm 法による多重比較の結果、信用他者条件が最も信用度が高く、不信用他者条件が最も信用度が低かった ( $p < .001$ )。

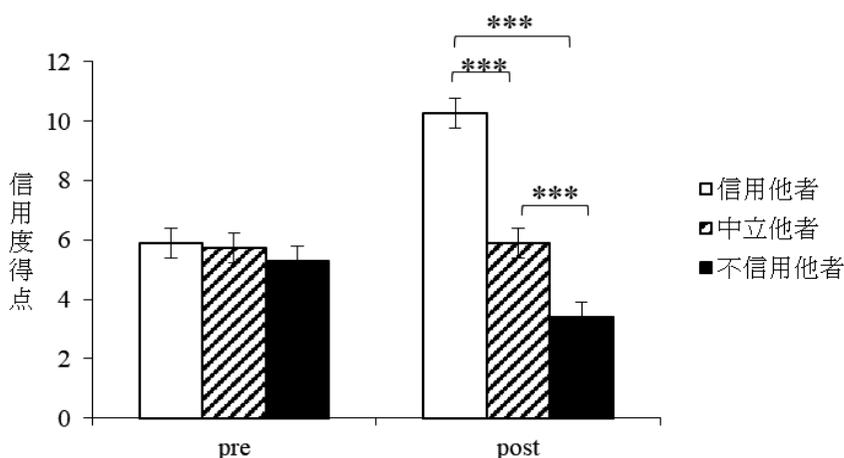


Figure 2. 他者条件ごとの信用度得点の平均値 (エラーバーは標準誤差; \*\*\* $p < .001$ )。

魅力度について、交互作用が有意であった ( $F(2,78) = 52.07, p < .001$ ; Figure 3)。下位検定の結果、pre では他者画像の単純主効果が見られなかった ( $F(2, 156) = 0.91, p > .05$ )。また、post では、他者画像の単純主効果が見られ ( $F(2, 156) = 73.39, p < .001$ )、Holm 法による多重比較の結果、信用他者条件が最も魅力度が高く、不信用他者条件が最も魅力度が低かった ( $p < .001$ )。

以上の結果からマルチラウンド・トラストゲームによって、他者の信用度を操作することができていたと考えられる。

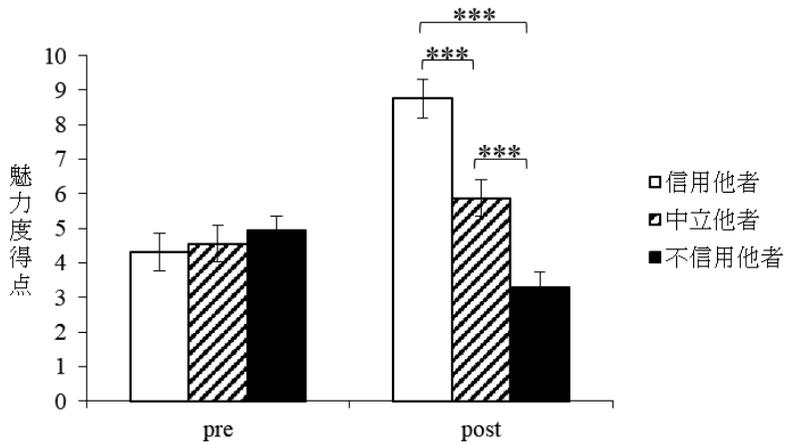


Figure 3. 他者条件ごとの魅力度得点の平均値（エラーバーは標準誤差；\*\*\* $p<.001$ ）。

続いて、好み判断課題について検討した。評定のタイミング（pre, post）、他者要因、重要度、他者有無別に好みの評定値の平均値と標準偏差を算出した。信用他者条件の結果を Table 3 に、不信用他者条件の結果を Table 4 に示した。

Table 3

信用他者条件の好ましさの評定平均値と標準偏差

信用他者条件	他者あり		他者なし	
	pre	post	pre	post
重要度 小	9.32(1.09)	8.65(1.43)	9.29(1.51)	9.43(1.62)
重要度 中	9.60(1.20)	8.70(1.50)	8.85(1.51)	8.75(1.48)
重要度 大	7.71(0.78)	7.21(0.71)	6.42(0.88)	6.53(0.92)

注1) 表内の数値は平均、()内は標準偏差を表す。

Table 4

不信用他者条件の好ましさの評定平均値と標準偏差

不信用他者条件	他者あり		他者なし	
	pre	post	pre	post
重要度 小	9.16(0.73)	8.18(0.76)	8.81(1.35)	8.68(1.23)
重要度 中	9.43(1.19)	8.34(1.22)	9.29(1.58)	9.13(1.47)
重要度 大	7.60(0.97)	6.93(0.82)	6.68(1.13)	6.73(1.12)

注1) 表内の数値は平均、()内は標準偏差を表す。

他者からの影響（仮説 1, 2）について検討するため、他者の評定ありのデータについて post 評定平均値-pre 評定平均値を行い、好み変化を算出した。ここでは、この変化量を従属変数として、他者要因（信用他者条件, 不信用他者条件）×重要度（小, 中, 大）の 2 要因分散分析を行った。他者要因の主効果は見られなかったが ( $F(1,38) = 0.88, p > .05$ ), 仮説 1 の検討に対応する重要度の主効果が見られた ( $F(2,76) = 3.43, p < .05$ ) ため、Holm 法による多重比較を行った。その結果、重要度が大きい場面（対象）において最も好み変化量が小さかった（小-中;  $p = .36$ , 小-大;  $p = .04$ , 中-大;  $p = .04$ ; 片側, Figure 4）。また、仮説 2 の検討に対応する交互作用については有意な効果が認められなかった ( $F(2,76) = 0.42, p > .05$ )。

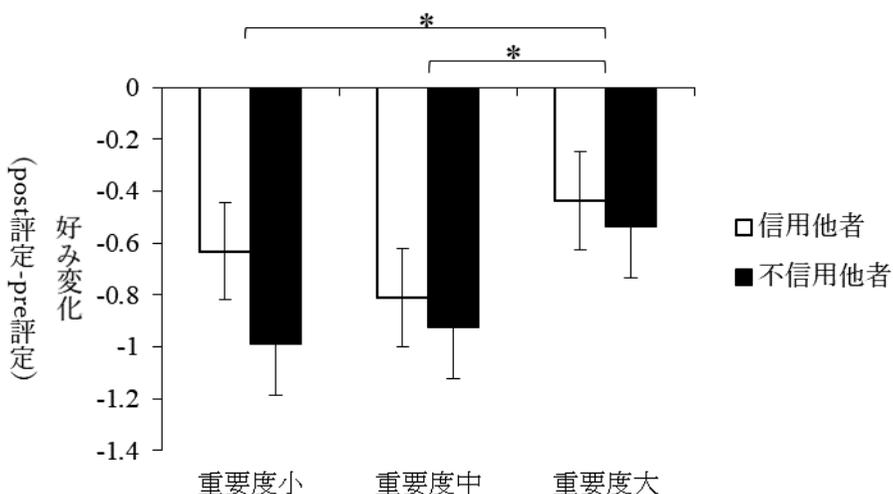


Figure 4. 重要度と他者の条件別の好み変化の平均値（片側, エラーバーは標準誤差; \* $p < .05$ ）。

自分の評定が good か bad のどちらであったか、他者の評定が good か bad のどちらであったかによって変化の方向が異なる可能性があるため (Izuma & Adolphs, 2013; Nakamura & Kawabata, 2017), 自分の好みと他者の好みの組み合わせの影響についても検討した。自分の評定と他者の評定の組み合わせは 4 つあり、組み合わせごとに評定のタイミング (pre, post), 重要度, 他者条件別の好み評定の平均値を算出した。その後、post 評定平均値-pre 評定平均値で好み変化を算出した。この変化量を用い、他者要因（信用他者条件, 不信用他者条件）×組み合わせ (good (自分の評定) -good (他者の評定), bad-bad, good-bad, bad-good) ごとに、1 標本  $t$  検定をおこなった。検定の繰り返しによる影響を考慮し、Holm 法で  $p$  値を調整した。その結果、信用他者条件では、bad-bad 条件と bad-good 条件において、0 との間に有意な差が見られ好み変化が生じていた (bad-bad :  $t(20) = -9.42, p < .001$ , bad-good :  $t(20) = 4.11, p = .001$ )。いずれも好ましい他者の好みと同じ方向に自己の好みも変化していた。また、不信用他者条件では、bad-bad 条件において 0 との間に有意な差が見られ好み

変化が生じていた ( $t(18) = -5.97, p < .001$ ; Figure 5)。bad-bad 条件では好ましくない他者でも好ましい他者の場合と同様に、他者の好みと同じ方向に自己の好みを変化していた。

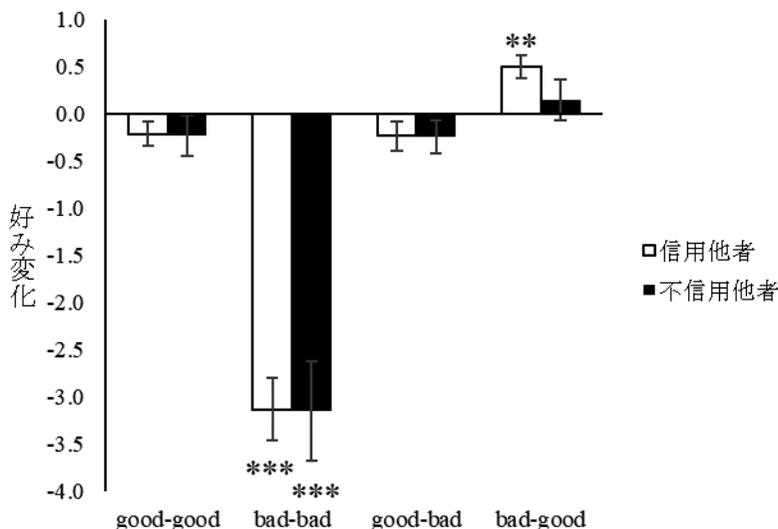


Figure 5. 自分と他者の好み評定の組み合わせ、他者条件別の好み変化量の平均値（エラーバーは標準誤差；\*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ ）。

最後に、好み変化における記憶の影響を考慮するため、再認課題の正答率について検討した。他者条件ごとの正答率の平均値は、信用他者条件で 0.57、不信用他者条件で 0.52 であった。他者要因（信用他者条件、不信用他者条件）×重要度（小、中、大）の 2 要因分散分析を行った。その結果、いずれの主効果も有意ではなかった（他者要因： $F(1,38) = 1.93, p > .05$ ；重要度： $F(2,76) = 0.55, p > .05$ ）。また、正答率と好みの評定値の相関について他者条件、重要度別に検討したが、どの組み合わせにおいても正答率と好みの評定値の間に有意な関係は見られなかった ( $rs \leq -.39, ps > .05$ )。

### 考察

本研究の目的は、他者の好みについての情報を得ることで生起する自己の好みの変化の程度が、他者の好ましさ、および好み対象の重要度の違いによっても異なるのかについて検討することであった。初めに、仮説1として他者から受ける影響は、重要度小の場面（対象）において最も変化が大きく、重要度中と大においては同程度の変化が生じる可能性について検討した。その結果、重要度大の場面において好みの変化が最も小さく、重要度小と中の場面では同程度に好みを変化するという結果が得られた。したがって、仮説1は一部支持され、重要度の大きい対象では、他者の影響による好みの変化は生じにくくなることが明らかとなった。重要度小の場面でのみ他者の影響が見られた三雲・上野（2010）とは異なる結果であった。このことから、想定された自己の意見やその意見

を変更する可能性についての認識よりも、実際の自己の好みの方が他者の影響を受けて変化しやすいことが示唆される。

続いて仮説2として、重要度小では、不信用他者（好ましくない他者）からの影響は、信用他者（好ましい他者）の影響よりも小さく、重要度が高くなるほどそのような違いは認められなくなる可能性について検討した。他者要因の主効果及び他者要因と重要度の交互作用は見られなかったため、仮説2は支持されなかった。他者の好ましさによって好み変化に違いが生じなかったことは、他者要因が参加者間要因であったことが原因として考えられる。Nakamura & Kawabata (2017) では、他者の違いによって好み変化に違いが見られたが、他者要因は参加者内要因であった。本研究では、好ましさの違う他者を参加者は個人内で比較できなかつたため、好ましさの違いが参加者内でおこった場合よりも検出力が低くなり、他者条件間で違いが観察されなかつたと考えられる。

また本研究では、自分の好みと他者の好みの組み合わせによる影響についても検討した結果、信用他者条件ではbad-bad、bad-goodの組み合わせで有意な好み変化が生じていた。一方で、不信用他者条件ではbad-badの組み合わせにおいてのみ有意な好み変化が生じていた。つまり、好ましくない他者と好み一致した時に一部で好み変化が生じていた。これらの結果について、バランス理論 (Heider, 1958) に基づいて考えると、好み対象に対して好ましい他者との好み不一致のとき、あるいは好ましくない他者との好み一致したときには対象に対する好みの変化が生じる可能性があると考えられる。すなわち、本研究で確認された信用他者とのbad-goodの組み合わせによる変化は、好ましい他者との好み不一致であったため、嫌いなものが好きになる方向に変化が生じたものと考えられる。一方で、他者への好ましさに関わらず、bad-badにおける組み合わせはより嫌いになる方向に変化が生じていた。特に、好ましくない他者による変化の方向性は理論的には逆であり、好ましくない他者の好みに近づく方向に変化をしていた。これらの結果は、ネガティブな刺激に対して接触するほど、好意度が減少した (Grush, 1978) ためである可能性がある。他者への好ましさと同対象に対する好み変化に関する結果は先行研究でも一貫しておらず (Izuma & Adolphs, 2013 ; Nakamura & Kawabata, 2017), 本研究でも組み合わせによって異なる結果が得られたため、さらなる検討が必要であると考えられる。

本研究の限界点としては、他者への評価が実験中に変わることを想定していない点がある。本研究では、好み変化として、自己と他者と対象との3者関係における自己から対象への認識の変化を測定した。しかし、バランスのとれていない状態からバランスのとれた状態にするには、一つの認識を変化させることが必要であるため、自己から他者への認識が変化することでバランスのとれた状態に変化した可能性がある。本研究では、他者の信用度と魅力度を好み評定後に回答させてはいたため、この点については不明瞭である。今後の研究では、好み評定の前後で、他者への認識が変化したかを考慮する必要がある。

また、意見変容における個人と対象との関連度という観点を検討した原岡 (1970) によると、関連度には、話題に対する自我関与度と話題に対する関心度の二つの次元が存在する。自我関与度とは、自我に関わる度合いのことであり、自我関与度が高い場合には自分がその対象に対して持つ意見に感情的負荷が含まれる。そのため、その意見が攻撃されれば、自己がネガティブに評価された

と感じ、自己の意見を防衛しようとする反応につながる。また、関心度とはある対象に対す注意の度合い、関心の度合いであり、自我関与度とは異なりその対象に対して自分の持つ意見に感情的負荷がほとんど含まれていない。実際に、原岡（1970）では関心度の高い話題について自己と反対の説得的コミュニケーションが与えられた場合に、自我関与度の高い参加者は自分の意見を防御して説得意見に対して抵抗を示すため、自我関与度の低い参加者よりも意見変容が少なかったことが示されている。本研究における重要度には、これら二つの次元が混在していたことが考えられる。例えば、アルバイト先を決めるという場面は、現在アルバイトを行なっているかによって自我関与度が異なる。重要度の高い話題は、関心度は一般的に高いと考えられるが、自我関与度は個人や場面によって異なる可能性がある。よって、同じ他者から影響を受ける場合でも、受け手の関心度と自我関与度の組み合わせによって他者意見への抵抗が異なり、その結果好みの変化の程度が異なる可能性がある。今後はこれらの要素を分けて検討する必要があるだろう。

本研究では、他者の情報を得ることで生起する好みの変化の程度が、他者の好ましさに加え、好み対象の重要度の違いによっても異なるのかについて検討した。その結果、重要度が大きくなるにつれて好み変化は小さくなることが明らかになった。また、他者の好ましさによって好み変化の仕方には違いが見られなかった。今後の研究では、上述の限界点で述べた他者の印象が変わる可能性や重要度の詳細について考慮した上で検討を進める必要があるだろう。

#### 引用文献

- Fujimura, T. & Umemura, H. (2018) . Development and validation of a facial expression database based on the dimensional and categorical model of emotions, *Cognition and Emotion*, 32, 1663-1670.
- Grush, J. E. (1976) . Attitude formation and mere exposure phenomena: A nonartifactual explanation of empirical findings, *Journal of Personality and Social Psychology*, 33, 281-290.
- 原岡 一馬 (1970) . 態度変容の社会心理学 金子書房
- Heider, F. (1958) . *The psychology of interpersonal relations*. Wiley.
- Izuma, K., & Adolphs, R. (2013) . Social manipulation of preference in the human brain. *Neuron*, 78, 563-573.
- 小松 さくら・友野 隆成・青山 謙二郎 (2009) . 食物への渴望 (food craving) と気分状態との関連 ―ごはん渴望の特徴―, *The Japanese Journal of Research on Emotions*, 17, 129-133.
- Konkle, T., Brady, T. F., Alvarez, G. A., & Oliva, A. (2010) . Scene memory is more detailed than you think: The role of categories in visual long term memory. *Psychological Science*, 21, 1551-1556.
- Matsumoto, D. & Ekman, P. (1988) . Japanese and Caucasian Facial Expressions of Emotion (JACFEE) and Neutral Faces (JACNeuF) . [Slides]. Interactural and Emotion Research Laboratory, Department of Psychology, San Francisco State University.
- 三雲 真理子・上野 真弓 (2010) . 共感・同調が意思決定に及ぼす影響, 梅花女子大学こども学部紀要, 1, 69-84.

- Nakamura, K. & Kawabata, H. (2017) . Mediating role of memory of another person's choice in social Influence on Preference. *Japanese Psychological Research*, 59, 1-13.
- Nakao, T., Kanayama, N., Katahira, K., Odani, M., Ito, Y., Hirata, Y, ..., Northoff, G. (2016) . Post-response  $\beta$  power predicts the degree of choice-based learning in internally guided decision-making. *Scientific Reports*, 6, 32477.
- 並川 努・谷 伊織・脇田 貴文・熊谷 龍一・中根 愛・野口 裕之 (2012) . Big Five尺度短縮版の開発と信頼性と妥当性の検討, *心理学研究*, 83, 91-99.
- 大橋 正夫・長田 雅喜 (1987) . 有斐閣大学双書
- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘 (1985) . 新しい抑うつ性自己評価尺度について *精神医学*, 27, 717-723.
- 下島 裕美・佐藤 浩一・越智 啓太 (2012) . 日本版Zimbardo Time Perspective Inventory (ZTPI) の因子構造の検討 *パーソナリティ研究*, 21, 74-83.
- 高橋 雄介・山形 伸二・木島 伸彦・繁樹 算男・大野 裕・安藤 寿康 (2007) . Grayの気質モデル—BIS/BAS尺度日本語版の作成と双生児法による行動遺伝学的検討—*パーソナリティ研究*, 15, 276-289.

## マインドワンダリングと自伝的推論の関連

中川 莉沙・橋本 淳也・柏原 志保・宮谷 真人・中尾 敬

### Relationship between mind wandering and autobiographical reasoning

Risa Nakagawa, Junya Hashimoto, Shiho Kashihara, Makoto Miyatani and Takashi Nakao

Mind wandering (MW) is the shift in the contents of thought away from an ongoing task to self-generated thoughts which is unrelated to the task. MW is thought to have the role of integrating one's experiences into a meaningful context through autobiographical reasoning. However, the relationship between MW and autobiographical reasoning is only a theoretical suggestion and no previous studies have directly examined this relationship. In this study, we performed a questionnaire survey to clarify the role of MW that integrates experiences by examining whether there is a relationship between MW and autobiographical reasoning. As a result, a positive correlation was found between the Mind-Wandering Questionnaire and the Thinking About Life Experiences (TALE) scale. There was also a positive correlation between the Daydream Frequency and TALE scales. This result indicates that MW is related to autobiographical reasoning.

キーワード : mind wandering, self-generated thought, autobiographical reasoning, autobiographical memory, self

### 問 題

あまり興味のない講義を受けている最中などに、いつの間にか「今日の晩ご飯は何を食べようかな・・・」などと、講義の内容と関係ないことを考えていたという経験は誰しもあるだろう。このように現在行っている課題から注意が逸れ、課題とは関係ない自発的な思考を行う現象をマインドワンダリング (Mind Wandering : MW) と言う (Smallwood & Schooler, 2015)。MW は覚醒中の 30—50 % の時間で生じる、日常生活にありふれた現象である (Killingsworth & Gilbert, 2010)。

これまでの研究で、MW の思考内容は自己関連性が高いという研究から、自己の感覚との関連が示唆されている。例えば、Song & Wang (2012) は日常生活における MW の内容を調査し、その結果ほとんどのエピソードが自分自身の生活やそこで起こる感覚に関連していたことを示した。また、Andrews-Hanna et al. (2013) は参加者に日常生活で最近頭に浮かんだ一連の考えを報告し、評価するように求めた。その結果、参加者は自身の思考を自己関連性の高いものとして評定した。MW では

自己関連性の高い思考が行われるというこれらの研究から、MWには様々な自己関連の情報から意味のある統合された自己感覚を作成および維持するという役割や、過去または将来の出来事について考えることを伴い、これらを統合して人生の意味のある文脈に位置付けるといった役割がある可能性が示されている (D'Argembeau, 2018; Gruberger, Ben-Simon, Levkovitz, Zangen, & Hendler, 2011; Smallwood & Schooler, 2015)。しかし、MWと自己の感覚との関連性については日常的体験に基づく示唆にとどまっており、実証した研究は未だに見当たらない。

MWと自己の感覚との関連が見られる理由として、MW中に自伝的推論 (autobiographical reasoning) と呼ばれる思考過程を伴っていることが考えられる。自伝的推論とは、自分が経験した様々な出来事を思い出すことを通して、過去の自分と現在の自分を対比させたり、あるいは過去から現在まで変わらぬ自己像を確認したり、複数の出来事を結びつけて解釈したり、過去経験から何らかの洞察や教訓を引き出して今後の行動指針としたりする思考過程である (Bluck & Habermas, 2000; 佐藤, 2014)。また、自伝的推論の中心にあるのは、過去の出来事と自己を結びつける省察的思考であると考えられている (佐藤, 2014)。すなわち、自分が過去に経験した出来事といった自己関連情報を思い出すようなMWを日常的に行いやすい人ほど、自伝的推論が行われやすい。そして自伝的推論が自己の感覚の形成や維持というMWの役割に関与している可能性が考えられる。

本研究では、自伝的推論とMWの関連について質問紙調査によって検討することにより、MWと自己の感覚の関連を明らかにすることを目的とする。自伝的推論の測定方法に関して、評定法を用いて自伝的推論だけを検討しようとした研究は現在までのところ行われておらず、想起の経験を様々な視点から捉えようとする中で、自伝的推論に関連する項目を設定している研究が多い。例えば自伝的記憶の自己機能は、経験と自己を結びつけることによって可能になるため、自伝的推論を測定するための指標として用いられる (佐藤, 2014)。そこで本研究においても、自伝的記憶を測定するTALE尺度から、自己継続機能因子を自伝的推論の指標として用いた。MWについては、MWの個人差を特性レベルで検討するために多くの先行研究で用いられてきた尺度が、Daydream Frequency Scale (DDFS) である。加えて、近年開発された尺度であるMind-Wandering Questionnaire (MWQ) は、高い内の一貫性や収束妥当性をもち、課題中のMWと関連することが確認されている (梶村・野村, 2016)。そこで本研究では、DDFSとMWQの2つの尺度をMWの指標として用いた。

## 方 法

### 参加者

参加者は、日本語を母語とする広島大学の学生68名 (男性30名, 女性38名) であった。平均年齢は20.1歳で、 $SD = 1.1$  であった。参加者が実験室に入室後、実験参加が自由意思によるものでありいつでも中止できること、研究内容や安全性について疑問がある際は研究者に質問して回答を求めることができること、実験で得られたデータは厳重に保管され参加者のプライバシーにかかわる情報や個人名が公開されることがないことを説明し、書面による同意を得た。

## 質問紙

**DDFS** 自発的思考の傾向を測定する Daydream Frequency Scale の日本語版 (梶村・野村, 2016) 全 12 項目について, A から E に進むにつれて空想傾向が高くなるような 5 件法で回答を求めた (質問項目例: 私は空想をすることが・・・)。得点化は, A を 0, B を 1, C を 2, D を 3, E を 4 とした。

**MWQ** MW の傾向を測定する Mind-Wandering Questionnaire の日本語版 (梶村・野村, 2016) 全 5 項目について, 「1: 全くない」, 「2: めったにない」, 「3: あまりない」, 「4: たまにある」, 「5: 頻繁にある」, 「6: 常にある」の 6 件法で回答を求めた (質問項目例: 人の話を聞きながら, 気づいたら何か他のことも考えている)。

**TALE 尺度** 自伝的記憶の傾向を測定する TALE 尺度の日本語版 (落合・小口, 2013) 全 8 項目のうち, 自己継続機能を測定する全 3 項目を用いた。自伝的記憶が想起されると考えられる場面における, 過去を振り返る頻度に関して, 「1: ほとんどしない」から「5: 非常に頻繁にする」の 5 件法で回答を求めた (質問項目例: 自分の信念が, 時間とともに変化してきたかどうかについて気にかかるとき)。

## 手続き

本研究は広島大学大学院教育学研究科倫理審査委員会の承認を受けて実施した。3 つの尺度を含む質問紙への回答を Google フォーム上で求めた。

## 結果

欠損値や不適切回答がなかった全 68 名分のデータを以降の分析に使用した。参加者ごとに各因子の平均得点および標準偏差を算出した (Table 1)。

Table 1  
各変数の平均値および標準偏差

	平均値	標準偏差
DDFS	1.98	0.78
MWQ	3.74	0.91
TALE 尺度 (自己継続機能)	3.68	0.85

自伝的推論と MW の関連について検討するために, スピアマンの順位相関分析を行った (Table 2)。その結果, TALE 尺度の自己継続機能因子と DDFS との間に弱い正の相関関係が見られた ( $r = .35, p = .004$ ; Figure 1)。同様に, TALE 尺度の自己継続機能因子と MWQ との間に弱い正の相関関係が見られた ( $r = .34, p = .004$ ; Figure 2)。

Table 2

TALE 尺度の自己継続機能因子と DDFS および MWQ の間の相関係数

	DDFS	MWQ
TALE 尺度 (自己継続機能)	.35 **	.34 **
MWQ	.29 *	

注) \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

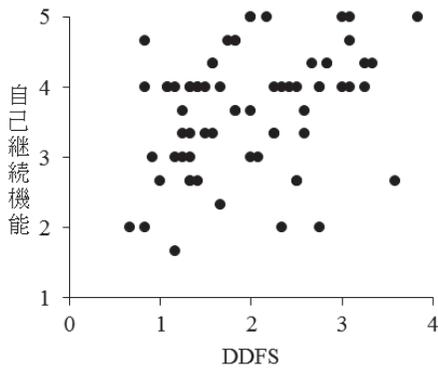


Figure 1. 自己継続機能因子 (TALE 尺度) と DDFS の散布図。

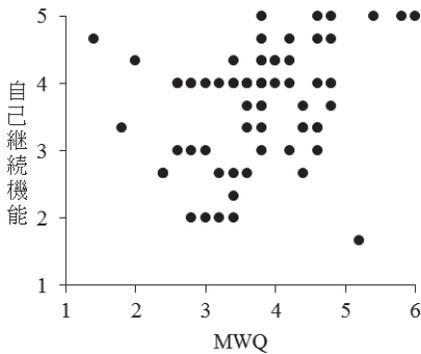


Figure 2. 自己継続機能因子 (TALE 尺度) と MWQ の散布図。

### 考 察

本研究の目的は、自伝的推論と MW の関連について質問紙調査によって検討することにより、MW と自己の感覚の関連性を明らかにすることであった。調査の結果、TALE 尺度の自己継続機能因子と、DDFS および MWQ の間に弱い正の相関関係が見られた。この結果から、自分が過去に経

験した出来事を思い出すといった自伝的推論を行いやすい人ほど、MW をしやすい傾向があると考えられる。また、これまでの先行研究では MW と自己の感覚との関連が示唆されている (e.g., D'Argembeau, 2018; Gruberger et al., 2011; Smallwood & Schooler, 2015)。本研究の結果を踏まえると、自己の感覚の形成や維持という MW の役割には、自伝的推論が関与している可能性が考えられる。ただし、本研究はあくまで MW の想起傾向と自伝的推論の頻度の関連を見たことにとどまるため、MW 中に実際に自伝的推論を行っているかは不明である。

また、MW の内容について、先行研究では未来についての内容が過去についての内容よりも多いことが示されている (Smallwood, Nind, & O'Connor, 2009)。しかし本研究で MW との関連が示された自伝的推論は、主に過去の出来事と自己を結びつける省察的思考である。この結果から、MW の過去の内容についても注目した上で MW の意義について検討するべきだと考えられる。

本研究の限界点として、先述したように MW の想起傾向と自伝的推論の頻度の関連を検討したことにとどまるため、MW 中に実際に自伝的推論を行っているかは不明である。MW 中に自伝的推論が行われることで自己の統合が行われるのか、MW 中に自伝的推論が本当に行われているのかについては、MW 内容の分析等を通して直接検討していく必要があるだろう。

加えて、DDFS や MWQ で測定した MW が日常生活における MW をどこまで反映しているかが不明であることが挙げられる。結果部分で示したように、DDFS と MWQ の相関は弱かった。よって DDFS と MWQ の測定している概念は一致性が低く、MW の概念を包括的に捉えることが出来ない可能性がある。梶村・野村 (2016) によると、DDFS は課題無関連思考を含む自発的思考傾向を反映しやすい尺度との関連が強く、ネガティブな特性 (自尊感情および人生満足感の低さ、抑うつ傾向および不安傾向の高さ) との関連は必ずしも強くない。一方、MWQ は MW 傾向を反映しやすい尺度との関連が強く、ネガティブな特性と強い関連を示す。このような違いが、DDFS と MWQ の相関の低さに反映されたと考えられる。

そして、Soemer, Idsardi, Minnaert, & Schiefele (2019) は MW と文章の理解度との関連性を調べた際に、個人特性としての MW と課題中に生じる MW の違いによって結果が異なることを示している。具体的には、個人特性としての MW と文章の理解度の間には弱い正の相関が見られた ( $\beta = .33, p < .05$ ) のに対し、課題中に生じる MW と文章の理解度の間には弱い負の相関が見られた ( $\beta = -.36, p < .001$ )。このことから、MW と自伝的推論の関連性についても、個人特性としての MW と課題中の MW の違いによって結果が異なる可能性が考えられる。今後は両者の違いについても検討し、どのような時に MW が自己の統合機能を発揮するのかについて考えていく必要があるだろう。

## 引用文献

- Andrews-Hanna, J. R., Kaiser, R. H., Turner, A. E. J., Reineberg, A. E., Godinez, D., Dimidjian, S., & Banich, M. T. (2013). A penny for your thoughts: Dimensions of self-generated thought content and relationships with individual differences in emotional wellbeing. *Frontiers in Psychology*, doi: 10.3389/fpsyg.2013.00900

- Bluck, S., & Habermas, T. (2000). The life story schema. *Motivation and Emotion, 24*, 121-147.
- D'Argembeau (2018). Mind-wandering and self-referential thought. In K. Christoff & K. C. R. Fox (Eds.), *The Oxford handbook of spontaneous thought: Mind-wandering, creativity, and dreaming* (pp.181-191). New York: Oxford University Press, doi: 10.1093/oxfordhb/9780190464745.013.14
- Gruberger, M., Ben-Simon, E., Levkovitz, Y., Zangen, A., & Hendler, T. (2011). Towards a neuroscience of mind-wandering. *Frontiers in Human Neuroscience*, doi: 10.3389/fnhum.2011.00056
- 梶村 昇吾・野村 理朗 (2016). 日本語版 DDFS および MWQ の作成 心理学研究, *87 (1)*, 79-88.
- Killingsworth, M. A., & Gilbert, D. T. (2010). A wandering mind is an unhappy mind. *Science, 330*, 932.
- 落合 勉・小口 孝司 (2013). 日本語版 TALE 尺度の作成および信頼性と妥当性の検討 心理学研究, *84 (5)*, 508-514.
- 佐藤 浩一 (2014). 自伝的推論—概念ならびに評価方法の整理と包括的な枠組みの提案— 群馬大学教育学部紀要人文・社会科学編, *63*, 129-148.
- Smallwood, J., Nind, L., & O'Connor, R. C. (2009). When is your head at? An exploration of the factors associated with the temporal focus of the wandering mind. *Consciousness and Cognition, 18*, 118-125.
- Smallwood, J., & Schooler, J. W. (2015). The science of mind wandering: Empirically navigating the stream of consciousness. *Annual Review of Psychology*, doi:10.1146/annurev-psych-010814-015331
- Soemer, A., Idsardi, H., Minnaert, A., & Schiefele, U. (2019). Mind wandering and reading comprehension in secondary school children. *Learning and Individual Differences, 75*, 101778.
- Song, X., & Wang, X. (2012). Mind wandering in Chinese daily lives - An experience sampling study. *PLoS ONE 7(9): e44423*, doi:10.1371/journal.pone.0044423

## 謝 辞

実験にご協力頂いた広島大学大学院教育学研究科の小林亮太氏, 平本亮介氏, 原口優輔氏, 本多樹氏, 朱建宏氏, 孫玥澤氏, 山本一希氏, 広島大学大学院教育学研究科助教の難波修史先生, 広島大学教育学部の石田紀香氏, 岡崎彩香氏, 岸本和美氏, 中野歩菜見氏, 堀之内滉氏に感謝致します。

本研究は, JST, COI, JPMJCE1311 の支援を受けたものです。

## 大学生を対象とする意見文作成方略使用尺度の開発

田中 光・上山 瑠津子<sup>1</sup>・山根 嵩史<sup>2</sup>・中條 和光

Development of the composition strategies use in argumentative writing scale for undergraduate students

Hikaru Tanaka, Rutsuko Ueyama<sup>1</sup>, Takashi Yamane<sup>2</sup> and Kazumitsu Chujo

This study developed a scale to capture the conscious use of writing strategies that undergraduate students employ when they write argumentative essays. The questionnaire survey was conducted with 202 undergraduate students. The factor analysis of the responses to the questionnaire indicated four factors: Reader Awareness, Consideration of Opposing Views, Flow of Composition, and Expressing One's Position. The content validity of this structure was examined by comparing the score for the strategy between those with high and low subjective frequency for writing essays, as well as groups separated by high and low levels of student expectations of effectiveness and values towards writing essays. Scores for the Flow of Composition strategy were higher among students reporting a high frequency of writing essays. Additionally, scores for the strategies of Reader Awareness, Consideration of Opposing Views and Flow of Composition were higher for students with greater expectations of effectiveness and values toward writing essays. This indicated a degree of content validity for the scale.

キーワード : Argument Essays, Writing Strategies, Meta-Cognition

### 問 題

#### 学習指導要領において求められる国語の能力と本研究の目的との関係

今回の学習指導要領の改訂では、国語の能力が社会生活に必要なものとして位置付けられ、他者と伝えあう力を高めることが目標とされている。平成 30 年告示高等学校学習指導要領の総則においては言語能力は学習の基盤とされ、「言語能力の育成を図るため、各学校において必要な言語環境を整えるとともに、国語科を要としつつ各教科・科目等の特質に応じて、生徒の言語活動を充実すること（文部科学省，2018，p.28）」とされている。また、高等学校学習指導要領の国語科では、生涯にわたる社会生活に必要な資質・能力として国語を位置づけ、他者との関わりの中で伝えあう力を

<sup>1</sup> 福山市立大学児童教育学科

<sup>2</sup> 川崎医療福祉大学医療福祉学部臨床心理学科

高め、思考力や想像力を伸ばすこと（文部科学省，2018，p.33）が目標の1つとして上げられ、指導における言語活動として、「論理的な文章や実用的な文章を読み、本文や資料を引用しながら、自分の意見や考えを論述する活動（文部科学省，2018，p.34）」が例示されている。

平成29年告示の中学校学習指導要領国語編においても、国語の能力を社会生活に必要なものと位置づけ、人との関りの中で伝えあう力を高め、思考力や想像力を養うこと（文部科学省，2017a，p.29）が目標の1つとして挙げられ、高等学校と同様に指導における具体的な言語活動として、「関心のあふる事柄について批評するなど、自分の考えを書く活動」が例示されている（文部科学省，2017a，p.37）。

これらのことから、今後の国語科教育では、他者に自分の考えや意見を適切に伝えることや、文章の構成や論理を工夫し、効果的な文章を作成することの指導の重要性が読みとれる。

一方、心理学の領域における文章作成の研究では、文章作成過程のメタ認知、すなわち文章の構成や作成過程を計画し、文章作成の過程を適切にモニター・コントロールするために用いられるメタ認知的知識やメタ認知的活動に関する研究が行われている。例えば、崎濱（2003）は文章の表現能力を育成する指導において、書き手が文章作成に関してどのようなメタ認知的知識を持っているかを明らかにすることが重要であるとし、説明文の作成過程におけるメタ認知的知識を調べ、その構造を明らかにしている。

心理学の領域において、これまでに行われた文章作成の研究は、その多くが説明文を対象とするものであった。それらの研究は、国語を社会生活に必要な資質・能力と位置づける学習指導要領で掲げられている目標に照らして、有用なものであると考えられる。しかし、一方で、同様に学習指導要領に掲げられている指導内容のうち、自分の考えや意見を論述する活動については、ほとんど研究が行われていないと考えられる。そこで本研究では、意見文の作成を取り上げ、これまでに心理学の領域で行われてきた説明文の研究と同様の方法によって、文章作成のメタ認知的知識の構造を調べる。また、それによって文章作成方略使用尺度を開発することを目的とする。以下では、心理学の領域における文章作成の先駆的研究と意見文作成に関するメタ認知的知識に関する先行研究を概観する。

### 心理学における文章作成モデル

心理学の領域における文章作成に関する研究として、先駆的で重要な研究として Scardamalia, Bereiter, & Steinbach（1984）と Bereiter & Scardamalia（1987）が挙げられる。ここでは、Bereiter & Scardamalia（1987）の文章作成プロセスに関する非熟達者と熟達者の比較研究を概観する（Figure 1）。

Bereiter & Scardamalia（1987）によると、非熟達者による文章作成の過程は knowledge-telling model（知識表出モデル）で説明される。知識表出モデルによれば、文章を書く課題が与えられた場合、まず、その課題のトピックによって書き手の記憶から関連する情報が引き出される。この情報には、文章の構造も含まれる。次に、引き出された情報は課題やすでに書かれた文章と正しく関連しているかということがテストされ、そのテストを通過すると文章化される。例えば、「男女で一緒にスポーツをするべきか」というトピックに対してエッセイを書くという課題が与えられた場合の文章作成過程は、そのトピックによって書き手の記憶から「男女は一緒にスポーツをするべきではない」という信念と「エッセイでは、信念とその根拠を書く」といった情報が引き出され、それらの情報

がトピックと関連していると判断されることで文章化されると説明される。一方、熟達者による文章作成過程は knowledge-transforming model（知識変形モデル）で説明される。知識変形モデルは、その下位プロセスとして知識表出モデルを含む。知識変形モデルでは、まず課題の分析と目標の設定が行われ、その後2つの段階の問題解決過程に移行する。1つは、信念や知識についての問題を解決する内容的な問題解決過程であり、もう1つは、目標を達成するために文章を構成する修辭的な問題解決過程である。この2つの問題解決過程は互いに関りあっているとされる（Figure 1 では、問題分析、目標設定の段階と文章内容・文章表現の吟味の段階と表示している）。例えば、修辭的な問題解決過程において「責任とはどのような意味か」という問題が生じた際に、自分の文章において「責任」の概念を定義する必要があるという決定が下される場合には、内容的な問題解決過程にもその問題が提起される。内容的な問題解決過程で「責任の定義は中心的な問題ではなく、むしろ判断の定義が中心的な問題である」と判断された場合は、再度修辭的な問題解決過程で中心とすべき問題の変化に対応した文章の修正を行う処理がなされる。また、このような問題解決の過程を経ることによって書き手の信念自体を変更する場合もある。熟達者では、このような内容と表現の吟味を経て、文章表出モデルの過程に移行するとされる。

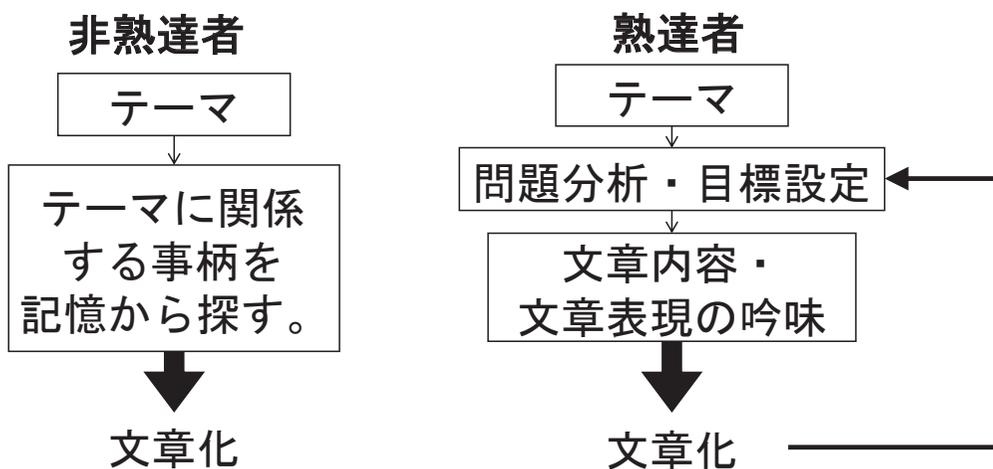


Figure 1. 文章作成過程のモデル図（Bereiter & Scardamalia（1987）を基に田中・上山・山根・中條（投稿中）が作成）

この Bereiter & Scardamalia（1987）の熟達者のモデルと学習指導要領で掲げられている指導内容には対応が見られると考えられる。

平成 30 年告示高等学校学習指導要領の「現代の国語」の「書くこと」の指導内容（文部科学省，2018，p.34）には、身につけるべきこととして、

「ア 目的や意図に応じて、実社会の中から適切な題材を決め、集めた情報の妥当性や信頼性を吟味して、伝えたいことを明確にすること」、

「イ 読み手の理解が得られるよう、論理の展開、情報の分量や重要度などを考えて、文章の構成や展開を工夫すること」、

「ウ 自分の考えや事柄が的確に伝わるよう、根拠の示し方や説明の仕方を考えるとともに、文章の種類や、文体、語句などの表現の仕方を工夫すること」、

「エ 目的や意図に応じて書かれているかなどを確かめて、文章全体を整えたり、読み手からの助言などを踏まえて、自分の文章の特長や課題を捉え直したりすること」

という4点が示されている。

これらの内、アの「伝えたいことを明確にする」は、熟達者のモデルの内容的な問題解決過程に該当すると考えられる。また、イの論理の展開や情報の分量や重要度などを考えて、文章の構成や展開を工夫することや、ウの根拠の示し方や説明の仕方を考えるとともに、文章の種類や、文体、語句などの表現の仕方を工夫することは修辭的な問題解決過程に該当すると考えられる。エは、2つの問題解決過程の連係した処理に対応していると考えられる。Bereiter & Scardamalia (1987) の非熟達者と熟達者の文章作成過程のモデルによるならば、学習指導要領の求める意見文作成の指導は、思いつきを書き連ねる非熟達者のレベルから、意見文を書く目的を設定し、それにふさわしい文章内容や表現を吟味して文章を作成する熟達者のレベルに向けて行うことが求められていると考えられる。これらのことは、中学校においても同様である。例えば、中学校学習指導要領国語編の第3学年「書くこと」の指導内容では、「目的や意図に応じて、社会生活の中から題材を決め、集めた材料の客観性や信頼性を確認し、伝えたいことを明確にすること」や「文章の種類を選択し、多様な読み手を説得できるように論理の展開などを考えて、文章の構成を工夫すること」を身につけるよう指導することが示されている（文部科学省，2017a, p.36-37）。

Bereiter & Scardamalia (1987) の熟達者と非熟達者の文章作成過程の最も重要な相違点は、文章作成過程に関するメタ認知的知識とそれによるモニター・コントロールといったメタ認知的活動であろう。非熟達者の行う文章作成では、課題のトピックに関連する情報を検索し関連度合いをチェックするという文章作成方略と、そのトピックの文章化の方略が用いられていると考えられるが、熟達者は、課題の内容や表現の分析のための方略や効果的な論理展開や文章構成に関するモニターやコントロールの方略を使用していることがうかがわれる。それでは、非熟達者を熟達者の行うようなメタ認知を駆使した文章作成に移行させるには、どのような指導の手立てが必要なのだろうか。

先に引用した崎濱（2003）は、文章の表現能力を育成する指導において、書き手が有するメタ認知的知識を持っているかを明らかにすることが重要であるとしている。しかし、これまでの研究は、主に説明文に関するものである。意見文に関しても同様の方略使用尺度を作成し、それを利用した指導を行うことができるのならば、非熟達者から熟達者への移行を促進することができる可能性がある。そのためには、意見文の作成に関する熟達者の文章作成方略を明らかにすることが有効であると考えられる。

#### 意見文作成におけるメタ認知的知識について検討した先行研究

田中他（投稿中）の一部が、田中・上山・山根・中條（2018）として発表されている。田中他（2018）は、小学校高学年を対象として、説明文作成におけるメタ認知的知識の構造の研究手続き（崎濱、

2003 ; 山田・近藤・畠岡・篠崎・中條, 2010) を用いて, 意見文作成に関するメタ認知的知識の構造を調べ, 作成中のメタ認知的知識(作成方略)の使用を測定する尺度を開発している。崎濱(2003)や山田他(2010)の用いた方法は, 資料を呈示し, それを基に説明文を書かせ, 説明文作成中に注意したことなどを収集し, それらを評定項目とする質問紙調査の結果に対して因子分析を行うというものである。これによって, 因子として, 文章作成中に注意していること等の背後にあるメタ認知的知識が抽出される。崎濱(2003)や山田他(2010)では, 抽出された因子は方略と呼ばれ, モニターやコントロールの方略が見いだされている。

田中他(2018)では, 上記の説明文に関する先行研究の方法を踏襲し, まず大学生を対象として, 意見文の素材となる問題とそれに対する賛否両側面の意見を呈示し, それらを基に自分の意見を論述する意見文を作成させている。その後, 自由記述によって意見文作成中に注意したことなどを収集し, 小学校高学年児童用に文章表現を修正した上で, それらを項目とする質問紙を作成した。改めて意見文の素材となる問題とそれに対する賛否両側面の意見を小学校高学年児童に呈示し, 各自の意見を論述する文章を作成させ, 作成した質問紙を用い, 作成中の行動を評定させた。その評定値に因子分析を適用し, 小学校高学年児童の意見文作成方略使用尺度を構成している。

田中他(2018)の方法は, Bereiter & Scardamalia (1987)の熟達者のモデルにおける課題の分析と目標の設定が実験者によって与えられた後の, 2つの段階の問題解決過程, すなわち内容的な問題解決過程と修辭的な問題解決過程におけるメタ認知的活動を測定するものと考えられる。

田中他(2018)では, 具体的には, 小学校高学年児童を対象に教室でウサギを飼育することについて自分の意見を書くという課題が与えられ, 資料として賛否両側面の意見が呈示される。その後, それらを参照して意見文を書かせ, 意見文作成中の方略使用の調査が行われた。その結果, 「読み手意識」, 「反対意見の考慮」, 「文章の構成」, 「自分の意見の表明」, 「校正・校閲」の5因子からなる意見文作成方略使用尺度が作成された。

## 本研究の目的

本研究では, 意見文の作成を取り上げ, 田中他(2018)と同様の方法を用い, 大学生を対象として意見文作成のメタ認知的知識の構造を調べ, それによって意見文作成方略使用尺度を開発する。大学生は, 学校教育において少なからず意見文を作成した経験を有していることから, 小学校高学年児童よりも豊富なメタ認知的知識を有していると考えられる。したがって, 田中他(2018)で開発された尺度よりも汎用性の高い尺度となると考えられる。

本研究の尺度の内容的妥当性の検証として, 方略使用に影響を与えると考えられる変数によって参加者を2群に分け, 本研究で開発する尺度の評定値によっても同様にその2群が弁別されるかどうかを検討する。群分けを行う変数は, 意見文作成の熟達を反映すると考えられる指標として意見文を書く頻度を用いる。頻度は, 参加者の自己評定によって測定する。また, 小野田(2015)は, 意見文作成に対する期待・価値の尺度の測定によって見出された個人差と, 意見文作成への介入指導とが部分的にはあるものの関連していることを示している。小野田(2015)によると, 意見文作成課題にどれだけうまく対処できるかに関する信念である「成功期待」の評定値が低い書き手において介入指導の効果が高かったものの, 意見文産出に対する内発的な興味である「興味価値」の

評定値が高い書き手ほど意見文作成への介入指導の効果が大きいことが示されている。このことから小野田（2015）の期待・価値の尺度の評定値は、意見文作成の熟達の程度と関連していると考えられる。そこで、小野田（2015）で用いられた期待・価値の尺度の評定値によっても参加者を2群に分け、その区分と本研究で開発する意見文方略使用尺度の評定値との関連について検討する。

## 方 法

**調査参加者** 大学生 218 名（平均年齢 19.94 ( $SD = 0.88$ )；私立大幼児教育専攻 58 名，国立大教員養成教育専攻 107 名，公立大保育教育専攻 53 名）を対象とした。参加者の性別内訳は男性 44 名，女性 167 名，未記入 7 名であった。

**材料** 本研究では意見文を書く際の資料と意見文作成方略についての質問項目で構成される質問紙を作成した。質問紙にはまず、「別紙の資料には、「英語の早期教育」についての様々な情報が書かれています。それらを参考に、「英語の早期教育」に関するあなたの意見を述べる意見文を作成してください。意見文の文字数の目安は 200 文字です。資料の全ての情報を用いなくても構いません」という教示が記載された。次に意見文を書く際に使用する資料として、文部科学省（2014）と戸澤（2009）を参考に、「英語の早期教育」の是非について、「東京オリンピック・パラリンピックの開催に合わせて、2020 年から、小学校の英語教育は 3 年生から開始になり、5 年生からは「教科」になる」や、「2011 年度から小学校 5，6 年生を対象に英語活動が必修化されている」といった議論の背景を 6 項目作成し、箇条書きした。また、英語の早期教育のメリットやデメリットについて一般的な意見を収集し、メリット（「児童期における柔軟さを活かした教育が出来る」など）、デメリット（「小学校の時点で英語に対する苦手意識が形成される可能性がある」など）各 7 項目（蔵満，2013）を箇条書きで記載した。意見文作成方略についての質問項目については、田中他（投稿中）の予備調査に基づいて作成した。田中他（投稿中）は、予備調査において、大学生・大学院生 19 名を対象に、「英語の早期教育」についての意見文を作成させ、意見文を作成する際にどのようなことに気をつけたか、について自由記述で回答させ、文章作成時の方略を収集していた。田中他（投稿中）では、予備調査で収集された意見文の文章作成方略について、実験者を含む 3 名で、KJ 法を行って整理し「文章の構成」、「立場の明確化」、「表記のルール」、「論拠の示し方」、「意見の両面提示」、「読み手意識」の 6 カテゴリーが得られた。本研究では、6 カテゴリーから各 4 項目を採用し、24 項目の質問項目を作成した。また、意見文作成方略についての質問項目の後には、意見文を書く頻度（「普段の生活で、先ほどのような文章を書く機会はどの程度ありますか」）について尋ねる質問項目、小野田（2015）の意見文作成に対する期待・価値の尺度の 12 項目（例えば、「これから先、上手に意見文を書ける自信がある」、「意見文を書くことは楽しい」など）が記載された。

**手続き** 質問紙を配布し、集合調査を行った。調査では、質問紙に記載された教示に従って意見文を作成させ、各質問項目に回答させた。質問項目については、意見文を作成する際にどのような点に注意したかを「1：まったく当てはまらない」—「3：どちらでもない」—「5：かなり当てはまる」の 5 件法で回答させた。また、意見文を書く頻度と、小野田（2015）の意見文作成に対する期待・価値の尺度についても同様に 5 件法で回答させた。

## 結果

### 意見文作成方略についての検討

回答に不備が見られた 16 名を除いた 202 名（平均年齢 19.98 ( $SD = 0.89$ )；私立大幼児教育専攻 50 名，国立大教員養成教育専攻 104 名，公立大保育教育専攻 48 名；男性 44 名，女性 151 名，未記入 7 名）を対象に，最尤法，プロマックス回転の探索的因子分析を行った。分析には R version 3.5.3 (R Core Team, 2019) を用いた。因子数は  $BIC$  によって見出された 4 因子を採用し，因子項目については因子負荷量 .30 以上のものを採用した (Table 1)。Table 1 に示した 4 因子の  $\alpha$  係数は .75 から .88 であったことから，因子内の項目の内的整合性が確認された。探索的因子分析によって見出された Table 1 の 4 因子モデルを基に確認的因子分析を行った。その結果，適合度指標は許容される値を示した ( $RMSEA = .08$ ,  $CFI = .86$ ,  $TLI = .84$ ,  $SRMR = .09$ )。

Table 1  
意見文作成方略についての質問紙への回答に対する探索的因子分析の結果

因子名	尺度項目	1	2	3	4	共通性
読み手意識 ( $\alpha = .84$ )	読み手が分かりやすいように書いた。	1.02	-0.18	-0.06	-0.08	0.73
	読み手の視点から内容が分かりやすいのかどうかを吟味した。	0.88	-0.12	0.10	-0.06	0.69
	文章表現や使用する単語が自分の主張したいことを正確に読み手に伝えられるかを意識した。	0.80	0.00	-0.07	-0.05	0.57
	読む人を納得させられるように書くようにした。	0.77	-0.09	0.03	0.07	0.56
	自分の意見の根拠となる情報をどの順番で提示したらより意見が説得的になるかを意識した。	0.56	0.20	0.06	-0.17	0.49
	誤字・脱字がないかチェックした。	0.55	0.07	-0.14	-0.10	0.26
	主語・述語のつながりなどに注意した。	0.42	0.15	-0.08	0.17	0.35
	字数が限られている場合，書きたいことを短く言い換えられないか考えながら書いた。 参考資料の情報に加え，自分の知っている情報も組み込んだ。	0.35	0.24	-0.07	0.04	0.29
反対意見の考慮 ( $\alpha = .83$ )	賛成の立場からの意見だけでなく，反対意見についても触れた。	0.30	-0.11	0.14	0.08	0.12
	自分の意見からの見方だけでなく，良い所も悪い所も述べるようにした。	-0.17	1.11	-0.08	-0.06	0.88
	賛成・反対の立場の意見を取り上げるようにした。	0.03	0.84	-0.04	-0.05	0.68
	扱う情報が自分の立場からの意見ばかりに偏らないように気をつけた。	-0.05	0.72	0.12	0.03	0.56
文章の構成 ( $\alpha = .88$ )	扱う情報が自分の立場からの意見ばかりに偏らないように気をつけた。	0.01	0.49	-0.02	0.06	0.27
	文章の構成(どのような順序で意見文を書くか)を意識した。	-0.01	-0.07	0.97	0.00	0.89
	文章の流れを意識した。	-0.09	0.00	0.93	-0.08	0.79
	序論，本論(根拠，反論に対する意見)，結論のような文章の順序を意識した。	0.07	-0.06	0.80	0.00	0.67
自分の意見の表明 ( $\alpha = .75$ )	書き出す前にアウトラインを考えた。	0.11	0.19	0.50	0.01	0.46
	問題に対する自分の賛否を明確にした。	-0.13	-0.12	-0.03	0.86	0.62
	賛成か反対か，自分の意見を最初に書くようにした。	-0.08	-0.02	-0.04	0.77	0.54
	問題に対して，自分がどんな意見をもっているのかを明示した。	-0.05	0.07	-0.01	0.64	0.43
	問題についての立場を表明した。	-0.02	-0.01	0.01	0.62	0.37
	なぜそう思うのか，理由を書くようにした。	0.10	0.07	-0.01	0.44	0.28
	なぜそのような意見をもっているのかの根拠を示すようにした。	0.16	0.08	0.11	0.32	0.25
制限文字数を超えないようにした。	0.08	-0.13	0.00	0.31	0.09	
		寄与率	0.16	0.11	0.11	0.10
因子間相関		1	0.73	0.46	0.37	
		2		0.41	0.46	
		3			0.07	

1つ目の因子について「読み手がわかりやすいように書いた」、「読み手の視点から内部がわかりやすいのかどうかを吟味した」といった読み手意識に関する項目の因子負荷量が高かったことから、「読み手意識」因子とした。2つ目の因子については、「賛成の立場からの意見だけでなく、反対意見についても触れた」、「自分の意見からの見方だけでなく、良い所も悪い所も述べるようにした」といった問題のメリットとデメリットの両方に触れることに関する項目の因子負荷量が高かったことから、「反対意見の考慮」因子とした。3つ目の因子は、「文章の構成（どのような順序で意見文を書くか）を意識した」や「文章の流れを意識した」といった文章の構成に関する項目の因子負荷量が高かったことから、「文章の構成」因子とした。4つ目の因子は、「問題に対する自分の賛否を明確にした」、「賛成か反対か、自分の意見を最初を書くようにした」といった自分の主張を明確化することに関する項目の因子負荷量が高かったことから「自分の意見の表明」因子とした。

#### 意見文作成頻度の高低で分けた場合の因子ごとの評定値の比較

意見文を書く頻度の平均は2.47、標準偏差は1.09であった。意見文を書く頻度について高群（37：平均+1SD以上）と低群（38名：平均-1SD以下）の参加者を抽出し、各因子の平均評定値を1要因の分散分析で群間比較した（Figure 2）。その結果、「文章の構成」因子で、高群の平均評定値が低群に比べて有意に高かった（ $F(1,73)=4.95, p<.05, \eta_p^2=.06$ ）。

この結果は、意見文を書く頻度の自己評価が高い書き手は低い書き手に比べ、意見文作成の際に文章を構成に関する方略を意識していることを示しているといえる。

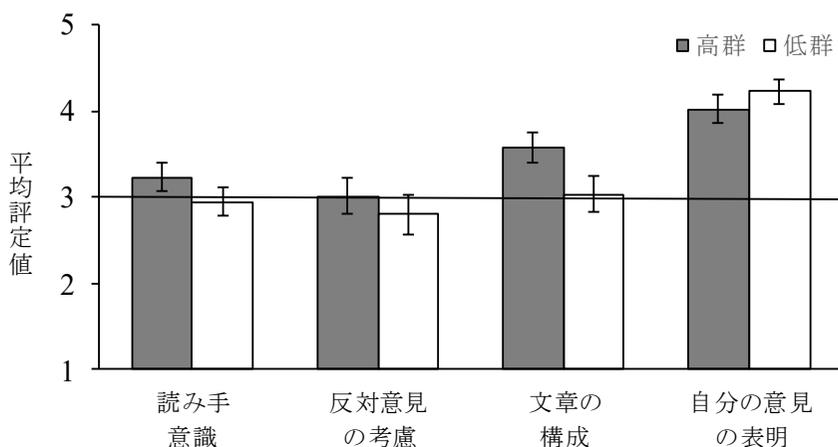


Figure 2. 意見文作成頻度の高低で分けた場合の因子ごとの評定値。

#### 意見文作成に対する期待・価値の尺度の高低で分けた場合の因子ごとの評定値の比較

意見文作成に対する期待・価値の尺度の平均値は3.02、標準偏差は0.64であった。自己効力感と動機づけについて、高群（35名：平均+1SD以上）、低群（29名：平均-1SD以下）の参加者を抽出し、各因子の平均評定値を1要因の分散分析で群間比較した（Figure 3）。その結果、「読み手意識」（ $F(1,62)=38.12, p<.01, \eta_p^2=.38$ ）、「反対意見の考慮」（ $F(1,62)=7.83, p<.01, \eta_p^2=.11$ ）、「文章

の構成」( $F(1,62) = 31.31, p < .01, \eta_p^2 = .34$ ), 高群の平均評定値が低群に比べて有意に高かった。「自分の意見の表明」については高群と低群の間に有意差は見られなかった ( $F(1,62) = 0.49, p = .49, \eta_p^2 = .01$ )。

この結果は、意見文作成に対する期待・価値が高い書き手は低い書き手に比べ、「読み手意識」、「反対意見の考慮」、「文章の構成」因子の方略が意識されていることを示している。

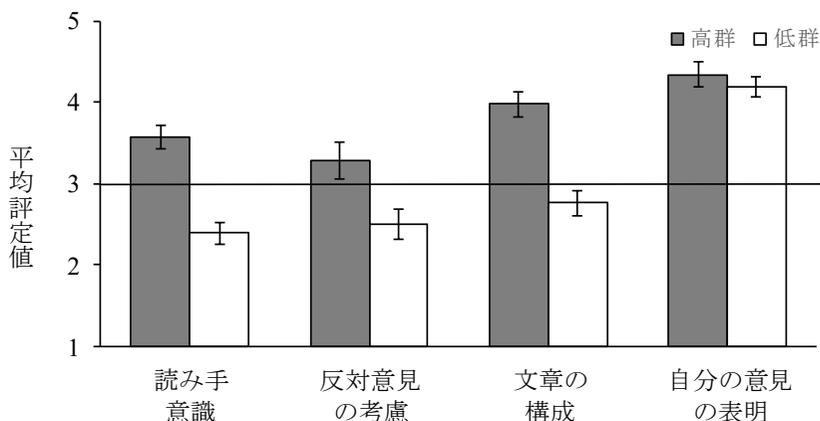


Figure 3. 意見文作成に対する期待・価値の高低で分けた場合の因子ごとの評定値。

## 考 察

### 構成された意見文作成方略使用尺度について

本研究では、大学生を対象に意見文作成における文章作成方略を明らかにすることを目的とした。意見文における文章作成方略についての質問項目への回答に対する因子分析の結果、「読み手意識」、「反対意見の考慮」、「文章の構成」、「自分の意見の表明」、4つの因子が見出された。

まず、本研究において見出された意見文作成方略使用尺度の内容的妥当性について確認するために、意見文を書く頻度や意見文作成に対する期待・価値の尺度の高低群に分けた尺度の評定値の違いを考察する。意見文を書く頻度について参加者を高群と低群に分けて、意見文作成時における方略に対する評定値を比較したところ、「文章の構成」について有意差が見られた。このことから、この方略の使用は、Bereiter & Scardamalia (1987) の熟達者と非熟達者の文章作成時における方略使用を反映すると考えられる。一方、「読み手意識」、「反対意見の考慮」については高群と低群ともに「どちらでもない」である3の評定値に近く、これらの因子は文章作成時には顕著に意識が向けられていないことが示唆された。これらの方略は、大学生においても意識することが難しい方略であったために意見文を書く頻度において差が見られなかったと推測される。「自分の意見の表明」については、高群と低群ともに評定値が4に近いことから、意見文作成に熟達していない場合でも、意識することのできる方略であったと考えられる。これは Bereiter & Scardamalia (1987) の非熟達者の文

章作成過程モデルにおいて、非熟達者であっても文章内容に対しては目が向けられるとしていることと対応していると考えられる。また、小野田（2015）や小野田・松村（2016）の、意見文の作成の際に書き手は自分の意見に偏る傾向があるとした知見にも対応した結果であったといえる。意見文作成に対する期待・価値の尺度について参加者を高群と低群に分けて、意見文作成時における方略に対する評定値を比較したところ、「読み手意識」、「反対意見の考慮」、「文章の構成」について有意差が見られた。このことは、意見文作成に対する期待や価値を感じている書き手ほどこれらの因子を意識していることを示していると推測される。一方、「自分の意見の表明」については差が見られなかった。このことについては頻度による高低の比較と同様に、非熟達者においても文章内容については意識することができることが反映されていることが考えられる。

意見文を書く頻度や意見文作成に対する期待・価値の尺度の高低群において、尺度の評定値の違いが見られ、熟達者と非熟達者の違いに関する先行研究の知見との対応が見られたことから、本研究で見いだされた尺度によって、意見文作成における熟達者と非熟達者の違いを弁別することができることが示されたといえる。このことから、本研究で開発された尺度は内容的妥当性を持つと考えられる。

また、類似の研究で見いだされた方略との比較によっても内容的妥当性を検討することが可能である。そこで、崎濱（2003）や山田他（2010）において見出された説明文作成におけるメタ認知的知識の尺度と、田中他（2018）において見出された意見文作成における方略との対応について検討する。本研究で見いだされた「読み手意識」、「文章の構成」について、これらの因子は「読み手がわかりやすいように書いた」や「文章の構成（どのような順序で意見文を書くか）を意識した」といった項目によって構成されていた。崎濱（2003）や山田他（2010）で見いだされた説明文作成におけるメタ認知的知識と比較すると、これらの因子は、崎濱（2003）における「他の人が見ても分かりやすいように書く」、「文章全体の流れを自然にする」といった項目で構成される「伝わりやすさ」の因子や、山田他（2010）の説明文作成方略のうち「どんな読み手にも意味が伝わるように言葉を簡単にした」といった項目で構成される「表記・表現の容易性」の因子と対応していると考えられる。「文章の構成」は、山田他（2010）の「全体の構成やまとまりに注意して書いた」といった項目で構成される「流れやまとまりに対する配慮」の因子とも対応していると考えられる。このことから、本研究で見いだされた「読み手意識」や「文章の構成」の因子は文章作成のメタ認知知識であることに妥当性があるだけでなく、説明文や意見文に限らず文章作成に共通する方略であると考えられる。一方、「反対意見の考慮」や「自分の意見の表明」の因子については崎濱（2003）や山田（2010）のメタ認知的知識では見いだされていないことから、意見文に特有な方略である可能性がある。小野田（2015）や小野田・松村（2016）によると、説得力のある意見文には自分の意見だけでなく反対意見に言及することと再反論が必要であるが、書き手は自分の意見の賛成論に偏ってしまう傾向があることを指摘している。本研究で見いだされた「反対意見の考慮」は、小野田（2015）や小野田・松村（2016）における、この反対意見への言及と再反論と対応しており、「自分の意見の表明」は書き手の自分の意見に偏ってしまう傾向と対応していると考えられる。そのため、これら2つの因子についても意見文作成方略であることに妥当性があると推測される。

さらに、本研究で見いだされた意見文における文章作成方略は、小学校高学年を対象とした田中他（2018）と4因子が共通していた。田中他（2018）の「校正・校閲」の因子が、小学校という学校段階に固有の因子であるとすると、共通する4因子によって、小学生から大学生における文章作成方略の発達の變化を検討することができると考えられる。このことから、本研究で目的とした尺度の汎用性も確保されたと言えるだろう。

今後の課題として、以下の2つの研究を行うことが考えられる。

### 他の測度による尺度の妥当性の検証

本研究では、意見文を書く際のメタ認知的知識の構造の一端を明らかにしたが、これらの文章作成方略が、意見文の作成や意見文の質にどのような影響を与えるかは検討していない。そのため今後は本研究で見いだされた文章作成方略を意識させることで、意見文の作成過程や意見文の質が異なるかどうかを調べる必要がある。

### 尺度を用いた研究課題

方略指導と文章の質との関係が立証された場合、様々な応用研究が可能となると考えられる。その1つとして、意見文作成の指導方法の開発研究が考えられる。例えば、本研究で作成した尺度は、方略使用の自己評価や他者評価に使用できるだろう。例えば、意見文作成中にモニターすべきことの自己評価リストとして本研究の尺度を利用することによって、意見文作成過程の制御を意識化させることが可能となり、メタ認知的活動を促進することが可能となると考えられる。そのためには、文章作成中に尺度項目を用いて自己評価を行い、それを基に自分の文章作成過程を振り返り、作成された文章の推敲を行うような指導案を立案する必要があるだろう。あるいはグループ学習として、他者の作成過程を相互に評価することで、互恵的な学習（Palincsar & Brown, 1984）を促進することも考えられる。

また、本研究で作成された尺度は、小学校高学年児童を対象として作成された尺度と同様の構造であったことから、意見文作成の発達研究も可能となると考えられる。小野田・松村（2016）では、小学校低学年の児童は、意見文を作成するために自分の意見に対する反論を、理由を明示しながら否定することが有効であるとわかるにもかかわらず、そのような意見文を書くことができないことを示している。これは、小学校低学年の児童では、説得的な意見文を書くのに必要な文章の構成に関わるメタ認知的知識は有しているもののそれを適切に使用するための条件的知識が不足していることを示唆していると考えられる。清道（2010）は高校生を対象として実験を行い、意見文作成において書き手に、「型」（意見、理由、自分と反対の立場とそれへの対応、まとめからなる意見文作成の手順）を明示することで意見文の質が向上することを示している。これは、高校生であっても、メタ認知的知識を適切に運用するには、意見文の「型」を意識的に使用させる手立てが必要であることを示唆している。これらの研究から、意見文作成におけるメタ認知的知識やメタ認知的活動は発達の的に變化する可能性があると考えられる。意見文の指導を行う上では、発達段階に応じたメタ認知的知識やメタ認知的活動の變化を考慮する必要があると考えられる。本研究の尺度を用いることによって、学校段階や複数年に渡る学習者の意見文作成方略使用の變化、すなわちメタ認知的知識やメタ認知的活動の発達変容を知ることができ、それに基づく指導方法の開発研究が可能とな

るだろう。

さらに、文部科学省(2017b)の平成27年の調査によると661の大学(日本の国公立大学の89%)において、レポート・論文の書き方などの文章作法の指導が行われており、今後、そのような指導の一環として自分の考えを効果的に書くことの指導が必要になる可能性がある。本研究はそのような指導の教育効果を測定するための尺度の1つとして使用できると考えられ、レポート・論文の書き方の指導方法の開発の一助となると考えられる。

#### 引用文献

- Bereiter, C., & Scardamalia, M. (1987). *The psychology of written composition*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 清道 亜都子 (2010). 高校生の意見文作成指導における「型」の効果. *教育心理学研究*, 58, 361-371.
- 蔵満 百佳 (2013). 早期英語教育は必要か 志學館大学『学問へのステップ』レポートコンクール 2012, Retrieved from [http://www.shigakukan.ac.jp/information/upload/report2012\\_03.pdf](http://www.shigakukan.ac.jp/information/upload/report2012_03.pdf) (2020年2月27日)
- 文部科学省 (2014). 今後の英語教育の改善・充実方策について報告(概要), Retrieved from [https://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chousa/shotou/102/houkoku/attach/1352463.htm](https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/shotou/102/houkoku/attach/1352463.htm) (2020年2月27日)
- 文部科学省 (2017a). 平成29年告示中学校学習指導要領 東山書房, 京都
- 文部科学省 (2017b). 平成27年度の大学における教育内容等の改革状況について(概要), Retrieved from [http://www.mext.go.jp/a\\_menu/koutou/daigaku/04052801/\\_icsFiles/afieldfile/2017/12/13/1398426\\_1.pdf](http://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/daigaku/04052801/_icsFiles/afieldfile/2017/12/13/1398426_1.pdf) (2020年2月26日)
- 文部科学省 (2018). 平成30年告示高等学校学習指導要領 東山書房, 京都
- 小野田 亮介 (2015). 意見文産出における目標達成支援介入の効果とその個人差の検討 *読書科学*, 57, 63-75.
- 小野田 亮介・松村 英治 (2016). 低学年児童を対象とした意見文産出指導 *教育心理学研究*, 64, 407-422.
- Palincsar, A. S., & Brown, A. L. (1984). Reciprocal teaching of comprehension-fostering and comprehension-monitoring activities. *Cognition and Instruction*, 1, 117-175.
- R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, Retrieved from <https://www.R-project.org/>.
- 崎濱 秀行 (2003). 書き手のメタ認知的知識やメタ認知的活動が産出文章に及ぼす影響について *日本教育工学雑誌*, 27, 105-115.
- Scardamalia, M., Bereiter, C., & Steinbach, R. (1984). Teachability of reflective processes in written composition. *Cognitive Science*, 8, 173-190.
- 田中 光・上山 瑠津子・山根 嵩史・中條 和光 (2018). 小学校高学年を対象とした意見文産出方略の使用尺度の作成 *日本教育心理学会第60回総会発表論文集*, 620.

- 田中・上山・山根・中條 (投稿中). 小学校高学年児童を対象とする意見文作成方略使用尺度の開発と実用性の検討 日本教育工学会論文誌
- 戸澤 幾子 (2009). 早期英語教育をめぐる現状と課題 レファレンス, 59, 5-27.
- 山田 恭子・近藤 綾・畠岡 優・篠崎 祐介・中條 和光 (2010). 説明文産出におけるメタ認知的知識の構造 広島大学心理学研究, 10, 13-26.



## Full Body Illusion の測定指標間の関連の検証

山本一希・平本亮介・中尾敬

Verification of the relationship between full-body illusion indices

Kazuki Yamamoto, Ryousuke Hiramoto and Takashi Nakao

Full Body Illusion (FBI) is a phenomenon which changes over the sense of body ownership to other object and the illusion has been reported using various measurement indices (e.g., questionnaire, skin conductance response, and skin temperature). However, no studies have simultaneously measured these indices and it still remains unclear whether those indices capture the similar aspects of FBI. The present study investigate the relationship among those FBI indices. In this study, we presented an avatar to participants in a virtual room. We measured the questionnaires, skin conductance response, skin temperature, and drift as FBI indices. The results showed that measurement of the questionnaires and skin conductance response were reflected FBI, and the positive correlation was found between those two measurements questionnaire and skin conductance response ( $\rho = .55, p < .05$ ). Alternatively, no correlations were found among the other indices. Our results suggest that both the questionnaire and the skin conductance response reflect similar aspects of FBI.

キーワード : full body illusion, virtual reality, self-ownership

### 問題

#### 自己感覚について

私たちは鏡を見るときや自分の身体を触る時、自分の身体がそこに存在すること

を感覚的に理解している。同時にそこにある身体が自分のものであると感じており、自分の身体を触ったのは自分であるということも感覚的に理解している。このように自分の身体に関する感覚、または自己に対するイメージのことを自己感覚という。この自己感覚は最小自己 (minimal self) と物語的自己 (narrative self) に分類される (Gallagher, 2000)。最小自己とは、時間的なアイデンティティの連続性を持たない即時的な自己のことであり、自己としてみなし得る必要最小限を備えた基本的な自己のことである。一方、物語的自己とは時間的なアイデンティティの連続性を持つ自己のことであり、自分自身や他者から語られる過去、現在、未来の自己のイメージによって形成されてきた自己のことである。

Gallagher (2000) は最小自己をさらに自己所有感 (sense of ownership) と自己主体感 (sense of agency) の二つの側面から構成されると論じている。自己所有感とは、経験をしているのは私だという感覚のことである。自己所有感の中でも身体を伴って経験したものを特に身体所有感という。自己主体感とは、ある行為に伴う経験をしているのは自分自身であり、またその行為を統制しているのは自分だという感覚のことである。先述した日常的な例では、「自分の身体を触るときそこにある身体が自分のものである感覚」が身体所有感に対応し、「自分の身体を触ったのは自分だという感覚」が自己主体感に対応する。

これら以外にも自己感覚には、身体が特定の環境内に存在するという感覚 (自己位置感) も含まれると言われている (Blanke & Metzinger, 2009)。「鏡を見るときや自分の身体を触るとき自分の身体がそこに存在している」という感覚のことである。

これらの自己身体についての感覚は自己の理解の基盤となるものである。私たちは普段自分の身体を当たり前のように動かしており、無意識的に自身の身体を自分のものであると認識している。このような自己感覚は不変的なものであると思われるが、自己身体以外の対象物に自己感覚を抱くことがある。

### **Full Body Illusion とその測定指標**

その現象の一つに、実身体以外の対象に身体所有感を抱く、Full Body Illusion (以下、FBI) という錯覚現象がある。この FBI の生起手続きの例を、Petkova & Ehrsson (2008) を参考に述べる。まず身体所有感を付与させる対象物としてマネキンを用意し、マネキンの頭部にカメラを置き、参加者はヘッドマウントディスプレイ (Head Mount Display, 以下 HMD) を通して、カメラからマネキンの腹部を見ることがで

きる環境を構築する。その後、マネキンの腹部を筆で撫でている様子に参加者に見せ（視覚刺激）、同時に参加者の実身体の腹部も筆で撫でる（触覚刺激）。マネキンを撫でる筆の動きと実身体を撫でる筆の動きを時間的に一致させると、次第にマネキンの身体がまるで自分の身体のように感じる FBI が生じる。一方、これら視覚触覚刺激の呈示タイミングをずらした場合には、マネキンに対する身体所有感は生じない。このように FBI の生起には視覚及び触覚といったそれぞれの感覚刺激が時間的整合性をもって呈示されることが重要な要因となっている。

FBI の錯覚生起は様々な測定手法で検討されている。Petkova & Ehrsson (2008) は視覚刺激と触覚刺激を同時入力する同期条件と、二つの刺激を同期させずにずらして入力する非同期条件の二つの条件を設け、錯覚生起の強度の指標として主観指標である質問紙と、生理指標である皮膚電気反応 (Skin Conductance Response, 以下 SCR) を測定した。SCR を測定する際には、視覚刺激と触覚刺激の呈示を行った後、ナイフをマネキンの腹部に刺す恐怖刺激を与えることで、マネキンが自分の身体であると感じていた時ほど SCR が大きくなるように操作していた。実験の結果、質問紙における錯覚の程度を測定する項目（例：仮想の身体を自分の身体であるかのように感じた）に関して同期条件と非同期条件間で有意な差がみられ、同期条件において非同期条件よりも高い得点となっていた。また SCR についても同期条件が非同期条件に比べ有意に大きくなっていた。

質問紙と SCR 以外に、皮膚温度も FBI の指標として用いられている。Salomon, Lim, Pfeiffer, Gassert, & Blanke (2013) は FBI を引き起こし、身体所有感の変容を誘発することで実身体の皮膚温度にどのような変化が生じるかを検討している。Salomon et al. (2013) は触覚刺激として、左背中、右背中、左脚、右脚と条件ごとに部位を変え、機械で操作されるバイブレーターを用いた。また視覚刺激として、HMD を用いて映し出された仮想的な現実環境 (Virtual Reality, 以下 VR) で、仮想身体の左背中、右背中、左脚、右脚のいずれかに映される赤い点の動きを三人称視点で見る刺激を用いている。同期条件では、視覚刺激と触覚刺激の位置を合わせることで同時入力を行い錯覚を引き起こした。非同期条件では、見ている赤い点の位置とバイブレーターが刺激している身体位置を異なる位置にして視覚刺激と触覚刺激の同時入力を妨げ、錯覚の生起を妨げた。皮膚温度は触覚刺激が与えられた位置で計測し、実験終了後、主観的な錯覚強度を測定するため 5 項目 7 件法の質問紙をと

った (-3:全く当てはまらない - +3:よく当てはまる)。実験の結果、皮膚温度は同期条件において非同期条件よりも刺激入力開始の24秒後から有意に低くなり始め、刺激入力を終了する40秒後まで有意な差がみられた。また触覚刺激における身体位置の違いによる皮膚温度の低下で有意な差がみられ、背中に触覚刺激を与えると脚に触覚刺激を与えるよりも皮膚温度が低くなった。さらに皮膚温度の変化に対して刺激呈示タイミングと身体位置の交互作用がみられた。また質問紙において「見ている身体の部位に触覚を感じた」という項目において同期条件と非同期条件の間で有意な差がみられ、同期条件において非同期条件よりも高い得点を示した。Salomon et al.(2013) はこれらの結果から、FBIが生起し、実際の身体から身体所有感が抜け出したことで皮膚温度が低下したと述べている。

この他にも、ドリフト測定もFBIの指標として用いられている。Blanke & Metzinger (2009) は、参加者にHMDを装着させ、参加者の後ろに設置してあるカメラを通して、参加者が自身の背中を三人称視点で見るとような環境を作った。FBIを引き起こすために、参加者は背中を撫でられ、その状態のカメラ映像をHMDに呈示することで視覚刺激と触覚刺激の同時入力を行った。その後、参加者を定められた後方の位置まで目を閉じたまま移動させ、元の位置まで戻るように指示し、元の位置とのずれを測定することで、FBIによる自己位置感の転移を測定した(ドリフト測定)。その結果、同期条件と非同期条件の間で有意差がみられ、同期条件において前方へ大きく移動していたことが示された。

## 問題と仮説

これまで述べてきたように、FBIにおける錯覚強度を測定するための指標は、質問紙、ドリフト測定、SCR、皮膚温度と様々な手法が用いられてきた。これらの指標がいずれもFBIを測定しているものであれば、指標間には相関が見られることが予測されるが、そのことを確認した研究はない。

そこで本研究は、質問紙、ドリフト測定、SCR、皮膚温度のすべてを同一実験内で測定し、FBI錯覚強度測定指標としての妥当性を検討した上で、これらの指標間の関連を検討する。仮説として先行研究と同様に、FBIが生じる視覚刺激と触覚刺激の同期条件において、FBIが生起しない視覚刺激と触覚刺激の非同期条件よりも、質問紙の自己感覚の変容を扱う項目(錯覚項目)の得点は高くなり、ドリフト測定は前へ移動し、SCRは高く現れ、皮膚温度は減少すると予測される(Petkova &

Ehrsson, 2008, Salomon et al., 2013, Blanke & Metzinger, 2009)。指標間の関連については、質問紙の錯覚項目と SCR との間に正の相関、質問紙の錯覚項目とドリフト測定との間に正の相関、質問紙の錯覚項目と皮膚温度との間に負の相関が認められると予測する。また、ドリフト測定と SCR に正の相関、ドリフト測定と皮膚温度との間に正の相関が現れると想定される。さらに SCR と皮膚温度に負の相関が現れると想定される。

## 方法

### 参加者

広島大学に在籍している男子大学生 21 名（平均年齢 20.65 歳，範囲 18–23 歳）が実験に参加した。本研究では実験段階において参加者の身体に与える刺激を男性の実験者が行うため，参加者を実験者と同姓である男性に限定した。Petkova & Ehrsson (2008) は FBI 生起量に性別による差が認められなかったことを報告している。本実験の実施については，広島大学大学院教育学研究科倫理審査委員会の承認を受けた。実験参加者には実験開始前に参加が強制ではないこと，実験を途中で中止できることを説明した上で参加同意書への署名により同意を得た。

### 実験計画

2 (呈示タイミング：同期，非同期) × 2 (恐怖刺激：有り，無し) の 2 要因参加者内計画で行った。

### 機材

VR 環境の視覚呈示のために Oculus 社の HMD (oculus-rift-vr-headset-1200×698) を使用した。その際，VR 環境における視点と参加者の頭の動きを同期させるために Oculus 社の Oculus Sensors を用いた。SCR と皮膚温度を測定するためのセンサーとして，Brain Products 社製の SPN-01 と Multi Display DevicesMDD4 を用いた。各生理指標の信号を増幅させるためのアンプとして Brain Products 社製 BrainAmp ExG を用いた。

### 手続き

**実験前段階** 本実験では皮膚電気や皮膚温度を計測するため実験環境を全参加

者で統一する必要があった。そのため実験参加者が実験室に来る予定の1時間前に実験室の暖房を入れ、室温を24℃に調整した。実験参加者が実験室を訪れ、準備が整った後、実験参加者にFBIという錯覚がどのようなものであるのかは知らせず、錯覚が生じた際に測定する指標間の関連を検証する旨を伝え、実験の実施内容、及び機材についての説明と注意事項を伝えた。その後、研究参加同意書の説明を行った。研究参加への同意を得た後、皮膚温度計と皮膚電位計を参加者の左手に装着した。参加者の視点とVR環境における視点との違いを無くすために参加者の目の高さを測定し、VR環境内の視点を調整した。その後参加者にHMDのサイズの調整とピントの調整方法を伝え、HMDの装着を促した。それから参加者の視点がアバターの背中に対しまっすぐになるよう身体の向きを調整し、足元に基準となる印を貼った。HMD装着でのVR環境への移入はVR環境に慣れていない人では車酔いのような酔いが生じる可能性がある。そこで実験中のVR酔いの可能性を低くするため、参加者にHMDを装着させ、実際の実験環境内にいる状態で5分間時間をとった。この間参加者には自由に頭を動かしてもらいVR環境に慣れさせた。参加者からVR環境に慣れたという合図を受けた後、実験を開始した。

**実験条件** 同期条件（見ている手の動きと実際の身体の背中に与えるペンの触覚位置が一致している条件）、非同期条件（手の動きとペンの触覚位置が一致していない条件）、恐怖刺激あり条件（2分間の視覚触覚刺激呈示後ナイフでアバターの背中を刺す条件）、恐怖刺激無し条件（2分間の視覚触覚刺激呈示後ナイフが現れない条件）の4条件を2×2で組み合わせ、組み合わせた4条件をランダムに呈示し2回ずつ行った。参加者毎に実験条件をランダムに呈示した。

**VR環境設定** 本実験ではSlater(2010)で用いられていたVR環境を参考に、部屋に模したVR環境(Figure 1)をUnity2018により作成した。部屋は8m×6mの大きさで中央に人型男性のアバターを配置した。アバターの1.5m後ろにHMDに映し出される視点となるVRカメラを設置した。VRカメラの高さはHMD装着前に測定した参加者の視点の高さに調整した。アバターの背中を撫でる右手のモジュールはキーボードのSキーを押すと同時に下に動き始めるようプログラムを組んだ。恐怖刺激有り条件では刺激入力段階である120秒後に右手のモジュールがナイフを持ちアバターの背中を刺す動きを行うよう設定した。



Figure 1. VR 環境の様子

**実験段階** 各条件の実験開始時に立ち位置となる印につま先を合わせるよう教示し、HMDを装着させた。同期条件ではVR環境で流れている手の動きに合わせて参加者の背中を縦15cmで上下に撫でた。非同期条件ではVR環境で流れている手の動きと1秒ずらすようにし、参加者の背中を縦15cmで撫でた（見ている手がアバターの背中の上にある時ペンは参加者の背中の下に、見ている手がアバターの背中の下にある時ペンは参加者の背中の上になるようにした）。参加者には2分間の刺激入力中は目の前に呈示されているアバターの背中を見続け、両手は体側に置くよう教示した。各条件の刺激入力段階後、ドリフト測定を行い、ドリフト測定終了後質問紙をとった。質問紙への記入終了後、次の試行へ移った。

**実験後段階** 8つの試行終了後、左手に取り付けた生理指標器具を取り外し、器具装着時に付けた糊を取るために水洗いさせた。その後VRを用いるためのディスプレイでGoogle Formにて個人特性を測定する質問紙への回答を求めた。質問紙終了後、謝礼金振込のための書類を記入させた。

## 測定指標

**質問紙** 2 分間の刺激入力段階時に参加者が感じた自己感覚の変化を Petkova & Ehrsson (2008) と Romano (2014) で用いられていた錯覚強度に関する質問項目から、今回の実験目的に合う 8 項目を選択し、7 件法 (-3: 全く当てはまらない - 3: よく当てはまる) により測定した。項目の選択方法は Gonzalez-Franco & Peck (2018) を参考にし、FBI の錯覚強度を測定する錯覚項目 (4 項目) と、統制項目 (4 項目) の 2 種類とした (Table 1)。統制項目は Petkova & Ehrsson (2008) に倣い、参加者が課題に遵守しているかどうかの判断として質問紙に導入した。

Table 1

### FBI の質問紙の項目

Q1 (錯覚項目): 仮想の身体を自分の身体であるかのように感じた
Q2 (統制項目): 裸でいると感じた
Q3 (錯覚項目): 自分の身体そのものが仮想のものになったと感じた
Q4 (統制項目): 二つの身体を持っているように感じた
Q5 (錯覚項目): マネキンに触れている指が自分の感じている触覚を引きおこしているように感じた (=仮想身体から触覚を感じた)
Q6 (錯覚項目): 自分の身体そのものが前または後ろに移動しているように感じた
Q7 (統制項目): 見ている仮想身体の動きを自分でコントロールできるように感じた
Q8 (統制項目): 自分身体を動かせなくなったように感じた

**ドリフト測定** Lenggenhager, Tadi, Metzinger, & Blanke (2007) のドリフト測定手法に則り、すべての試行で 120 秒間の刺激呈示後、HMD を装着したまま目を閉じ、約 20 cm の間隔で後ろに 5 歩歩かせた。その後参加者に目を閉じたまま元の位置に戻るよう教示して移動させた。移動するときは参加者が思う、通常の歩幅で戻るよう伝えた。戻った位置と足元に貼っていた基準となる印との差を、メジャーを用いて測定し結果を記録した。ドリフト測定については実験前段階で練習を行い、練習時も本番時も参加者の身に危険が無いよう配慮した。

**SCR** SCR の測定のため参加者の左手の親指と中指の皮膚の角質をスキンプュアにより除去し、アルコールを染み込ませた綿と乾いた綿で拭き取った。その後、皮膚電位計を左手の親指と中指の第一関節下部に取り付けた。取り付ける際には実験中に器具が外れることが無いようテーピングを用いて頑丈に固定した。SCR は恐怖刺激が呈示され終了する刺激入力段階後の 5 秒間を測定した。

**皮膚温度** 実験前段階時に皮膚温度計を左手の薬指の第一関節上部に取り付けた。皮膚電気同様、取り付ける際には実験中に器具が外れることが無いようテーピングを用いて頑丈に固定した。皮膚温度は刺激入力段階である 120 秒間に記録した。

### 統計分析

**質問紙** 各参加者における錯覚強度の質問紙を条件ごとに各項目で平均を算出し、2 要因参加者内分散分析を用いて同期と非同期条件および恐怖刺激有りと無し条件で分析した。また、Petkova & Ehrsson (2008) より、錯覚項目において非同期条件よりも同期条件で質問紙の得点が高くなることが報告されていることから片側検定で行った。

**ドリフト測定** 恐怖刺激呈示によるドリフト測定の影響を考慮し、HAD を用いて恐怖刺激無し条件における同期非同期間で対応のある  $t$  検定を行った。また、Blanke & Metzinger (2009) より、同期条件において非同期条件よりも前方にドリフトすることが報告されていることから片側検定で行った。

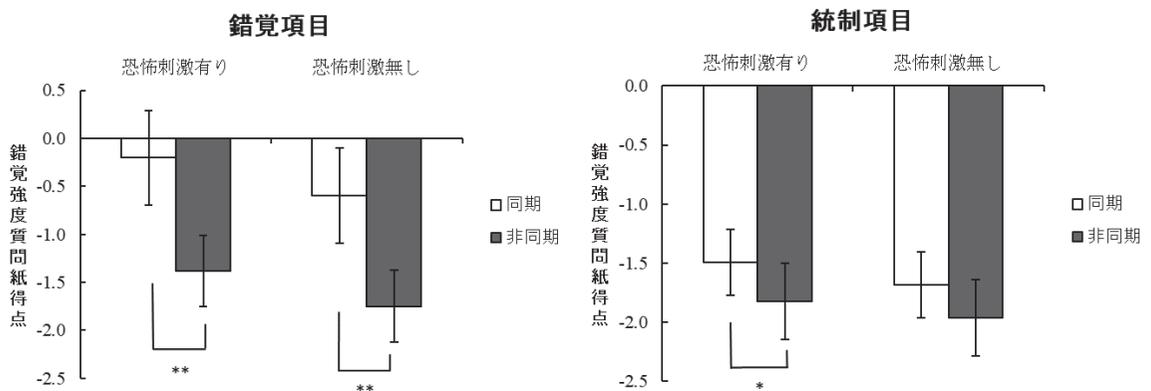
**SCR** Matlab 上で作動する Ledalab (<http://www.ledalab.de/documentation.htm>) を用いて、Continuous Decomposition Analysis (CDA) により、恐怖刺激呈示開始から 5 秒間の範囲で計測された皮膚コンダクタンス反応の平均振幅 (以下 CDA.SCR と表記) を算出した。測定範囲は恐怖刺激呈示開始から 5 秒間であり、恐怖刺激無し条件については SCR を測定していないことから、恐怖刺激があり条件における同期と非同期条件間で CDA.SCR について、対応のある  $t$  検定を行った。また、Petkova & Ehrsson (2008) から、同期条件において非同期条件よりも SCR が大きく出ることが報告されているため、片側検定で行った。

**皮膚温度** 皮膚温度のデータを Matlab にて解析した。刺激呈示開始から 120 秒後の呈示終了時点の皮膚温度から呈示開始時点の皮膚温度を減算して算出した。恐怖刺激が呈示される前の時間帯であったため、恐怖刺激条件をプールして同期と非同期それぞれの条件で平均値を出し、対応のある  $t$  検定を行った。また、Salomon et al.(2013) より、同期条件において非同期条件よりも皮膚温度が低下することが報告されているため、片側検定で行った。

## 結果

## 質問紙

錯覚項目 (4 項目), 統制項目 (4 項目) について各参加者で平均を算出し (Figure 2), 2 (呈示タイミング : 同期・非同期) × 2 (恐怖刺激 : 有り・無し) の 2 要因参加者内分散分析を行った。錯覚項目において, 呈示タイミングの主効果 ( $F(1, 20) = 33.67, p < .001, d = .82$ ) と恐怖刺激の主効果 ( $F(1, 20) = 9.27, p < .05, d = .28$ ) が見られた。呈示タイミングの主効果がみられたことから多重比較を行ったところ (片側検定), 恐怖刺激有り条件, 無し条件ともに非同期条件よりも同期条件の方が高い得点を示した (恐怖刺激有り:  $t(20) = 4.15, p < .001, d = .78$ , 恐怖刺激無し:  $t(20) = 4.06, p < .001, d = .57$ )。また統制項目において, 呈示タイミングの主効果が



みられた ( $F(1,20) = 7.37, p < .05, d = .31$ )。呈示タイミングの主効果がみられたことから多重比較を行ったところ (片側検定), 恐怖刺激有り条件において非同期条件よりも同期条件の方が高い得点を示した ( $t(20) = 2.09, p < .05, d = .32$ )。いずれの項目においても交互作用は見られなかった。

Figure 2. 各条件における質問紙項目の得点

(エラーバーは標準誤差, \*\* $p < .001$ , \* $p < .05$ )

## ドリフト測定

恐怖刺激呈示によるドリフト測定の影響を考慮し, 恐怖刺激無し条件における同期条件と非同期条件それぞれの平均値を求めた (Figure 3)。対応のある  $t$  検定 (片側検定) の結果, 有意な差は見られなかった ( $t(20) = .70, p > .05, d = .17$ )。

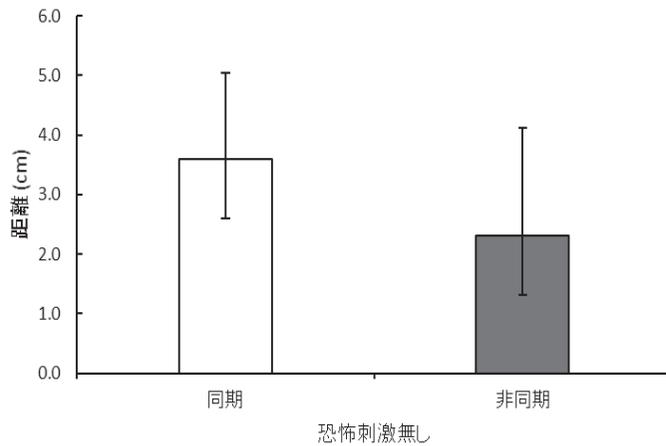


Figure 3. 恐怖刺激無し条件における同期非同期条件のドリフト測定の距離  
(エラーバーは標準誤差)

### SCR

恐怖刺激有り条件における同期と非同期条件の CDA.SCR について平均値を求めた (Figure 4)。恐怖刺激有り条件において、恐怖刺激呈示後に SCR の測定ができていなかった 5 名は今回の分析からは除外した。Petkova & Ehrsson (2008) から、同期条件において非同期条件よりも SCR が大きく出ることが報告されているため、対応のある  $t$  検定 (片側検定) を行った結果、非同期条件よりも同期条件において SCR の値が有意に大きく現れた ( $t(15) = 1.80, p < .05, d = .24$ )。

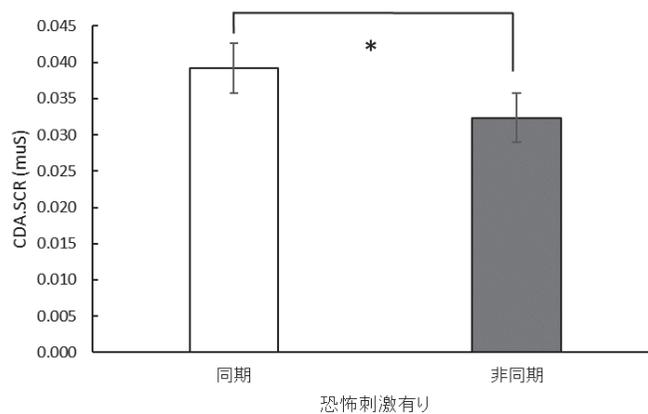


Figure 4. 恐怖刺激有り条件における同期非同期条件の SCR  
(エラーバーは標準誤差,  $*p < .05$ )

## 皮膚温度

皮膚温度測定期間は視触覚刺激呈示期間であったため、恐怖刺激の有無による条件分けはせず、同期条件と非同期条件について平均値を算出した (Figure 5)。対応のある  $t$  検定 (片側検定) の結果、同期条件と非同期条件間で有意な差は認められなかった ( $t(20) = 0.14, p > .05, d = .03$ )。

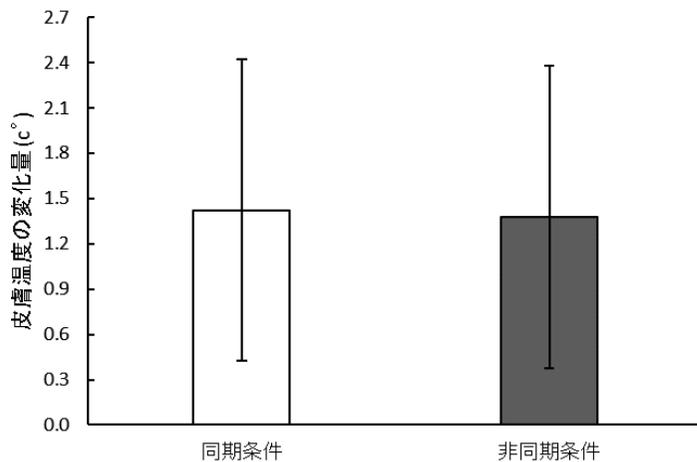


Figure 5. 同期条件と非同期条件の間における皮膚温度の変化量  
(エラーバーは標準誤差)

## 各指標間の相関

同期条件と非同期条件の間に有意差が認められ FBI を反映していた指標 (質問紙及び SCR) についてのみ相関を算出した。

**質問紙と SCR** 恐怖刺激有り条件における同期条件と非同期条件の間の差分を、質問紙の錯覚項目、および SCR で算出した。また、統制項目においても呈示タイミングの主効果が現れたことから、統制項目についても同様に差分を算出した。これらの指標間の相関係数を算出した結果、錯覚項目、統制項目ともに SCR との有意な正の相関が見られた (錯覚項目:  $\rho = .54, p < .05$ , 統制項目:  $\rho = .69, p < .01$ )。

## 考察

本実験では先行研究で用いられてきた複数の FBI の測定指標を同一実験内で測定し、それらの指標間に関連が認められるのかを検討することを目的とした。以下、各指標の FBI 錯覚強度測定指標としての妥当性、および指標間に関する考察を順に述べていく。

### 質問紙

錯覚項目において、呈示タイミングの主効果と恐怖刺激の主効果が見られた。呈示タイミングの主効果が見られ、恐怖刺激の有無に関わらず非同期条件よりも同期条件において項目得点が高かったことは、視触覚刺激が同時に呈示されることで FBI が生起するというメカニズムに則った結果が示されたと言える。また、恐怖刺激の主効果が見られ、恐怖刺激有り条件において無し条件よりも項目得点が高かったことは、これまでの先行研究では報告されていない。アバターにナイフが刺さる映像を観察することで、自身の覚醒度が上昇した体験が、錯覚項目の得点の高さを生じさせていた可能性が考えられる。ことから、恐怖刺激有り条件においてアバターへ共感が生起し、そのことが質問紙の回答に反映された可能性が考えられる。

一方、統制項目においても呈示タイミングの主効果が見られ、恐怖刺激有り条件において非同期条件よりも同期条件の方が高い得点を示した。統制項目を作成する際の注意点として Gonzalez-Franco & Peck (2018) は、実際の自己身体の状態と切り離された項目（裸でいると感じる等）を組み込む必要性を述べている。しかし、今回用いたアバターは、見た目では裸であるため、アバターに対して身体所有感を付与させる錯覚である FBI の手続きによって統制項目においても呈示タイミングの効果が現れても不思議ではない。今後は Gonzalez-Franco & Peck (2018) の統制項目の作成法を参考に、実身体の状態と乖離させた内容かつアバターの状態と類似しない項目を作成する必要がある。

### ドリフト測定

Blanke & Metzinger (2009) の結果から、ドリフト課題を行った結果、同期条件において非同期条件よりも有意に前へ移動すると考えられたが本研究の結果からは有意な差は見られなかった。この結果の解釈として、実験後に行った内省報告において、生理指標を測定する際に取り付けたコードの張り具合で、元の位置に戻った

感覚をとっていたという報告があった。実験者全員が報告をしたわけではないが、想定されていた結果が現れなかった原因の一つであると考えられる。今後はコードの張りを抑え、身体位置の手がかりを与えるような状況は避ける必要がある。

### **皮膚温度**

Salomon et al. (2013) の結果から、同期条件において有意に非同期条件よりも皮膚温度が低くなることが予想されたが、呈示タイミングの条件の違いによる有意な差は見られなかった。本実験を行った時期が冬であり、実験室を暖房をつけて温めていたが、寒い場所から暖かい場所に入って間もなく実験を開始したため温度の上昇がみられたと考えられる。また VR 環境という普段慣れない環境に身を置いたせいで緊張してしまい体温が上昇してしまった可能性も考えられる。今後は実験室に入ってしばらく時間を置き、体温の調整を図ること、VR を装着させた後、2 分間の体温を測り、体温変化のベースを作成し、実験条件との体温変化と比較する必要がある。

また、錯覚生起指標として皮膚温度を用いた先行研究はこれまでもなされてきたが、本研究の結果同様に錯覚中に皮膚温度が上昇する結果を報告した先行研究もあり (Marasco, Kim, Colgate, Peshkin, & Kuiken, 2011) 一貫した結果は得られていない。そのため、FBI の指標としての皮膚温度の妥当性については議論されており (Thür, Roel Lesur, Bockisch, Lopez, & Lenggenhager, 2019)、今後も検討を重ねる必要があると考えられる。

### **SCR**

恐怖刺激有り条件において、同期条件と非同期条件間で比較した結果、同期条件において非同期条件よりも SCR が大きくなっていた。身体所有感がアバターへ付与されているほど、アバターへ与えられる恐怖刺激に対し、SCR 値が高く出るという Petkova & Ehrsson (2008) と一致した結果が得られたと言える。

### **各指標間**

**質問紙と SCR との相関** 質問紙の錯覚項目と SCR との間には正の相関がみられると予想し、予測通りに有意な正の相関がみられた。また質問紙の統制項目においても同期条件と非同期条件との間で差が見られたため、統制項目と SCR との相関も算出した結果、統制項目についても SCR との正の相関が認められた。今回の実験

では、Petkova & Ehrsson (2008) に則り、参加者が課題に遵守しているかどうかの判断を行うために統制項目を導入した。そのため、統制項目においても同期条件と非同期条件の間で有意差が認められたことは、実験の意図に気づき、同期の際には質問紙の得点を高くつけている可能性があることが考えられる。しかし、自律神経系の生理指標である SCR との相関がみられたことから、実験の意図に気づき、得点を意図的に高くつけたものとは考えにくい。また、質問紙の考察でも述べたように、今回の統制項目自体に錯覚項目として捉えられる項目が含まれていた。そのため統制項目においても錯覚項目と同様に同期条件と非同期条件の間で差が現れ、SCR との相関が認められた可能性が考えられる。

### 総合考察

本研究から、これまでに FBI 研究において主に用いられてきた錯覚指標として、質問紙と SCR の計測が有効であることが示され、両者に正の相関関係がみられた。一方、ドリフト測定及び皮膚温度には FBI が認められず、また、各指標との相関も見られなかった。FBI 生起が認められなかったドリフト測定及び皮膚温度については、実験段階における測定や実験環境の不備が原因となった可能性が高い。今回見つけた課題の修正を図り、再度同時計測を行い、錯覚測定指標の妥当性及び関連について検討していく必要がある。

### 本研究の限界

先行研究では、FBI を引き起こすため、視覚刺激と触覚刺激の同期を機械により操作しているが、本研究では実験者自身が手動で刺激呈示を行った。そのため刺激同時呈示の精度が低かった可能性が考えられる。また、本研究の参加者は全員同一の大学内からのサンプルであり、年齢層も限られていたため、本研究の結果の一般化には限界がある。今後はより多様な参加者を対象に再検討する必要がある。

### 引用文献

- Blanke, O., & Metzinger, T. (2009). Full-body illusions and minimal phenomenal selfhood. *Trends in cognitive sciences*, **13** (1), 7-13.
- Gallagher, S. (2000). Philosophical conceptions of the self: implications for cognitive science. *Trends in cognitive sciences*, **4** (1), 14-21.
- Gonzalez-Franco, M., & Peck, T. C. (2018). Avatar embodiment. towards a standardized questionnaire. *Frontiers in Robotics and AI*, **5**, 74.
- Lenggenhager, B., Hilti, L., Palla, A., Macaudo, G., & Brugger, P. (2014). Vestibular stimulation does not diminish the desire for amputation. *Cortex*, **54**, 210-212.
- Lenggenhager, B., Tadi, T., Metzinger, T., & Blanke, O. (2007). Video ergo sum: manipulating bodily self-consciousness. *Science*, **317**, 1096-1099.
- Marasco, P. D., Kim, K., Colgate, J. E., Peshkin, M. A., & Kuiken, T. A. (2011). Robotic touch shifts perception of embodiment to a prosthesis in targeted reinnervation amputees. *Brain*, **134** (3), 747-758.
- Miall, R. C. (2003). Connecting mirror neurons and forward models. *Neuroreport*, **14** (17), 2135-2137.
- Petkova, V. I., & Ehrsson, H. H. (2008). If I were you: perceptual illusion of body swapping. *PloS one*, **3** (12).
- Romano, D., Pfeiffer, C., Maravita, A., & Blanke, O. (2014). Illusory self-identification with an avatar reduces arousal responses to painful stimuli. *Behavioural brain research*, **261**, 275-281.
- Salomon, R., Lim, M., Pfeiffer, C., Gassert, R., & Blanke, O. (2013). Full body illusion is associated with widespread skin temperature reduction. *Frontiers in behavioral neuroscience*, **7**, 65.
- Slater, M., Spanlang, B., Sanchez-Vives, M. V., & Blanke, O. (2010). First person experience of body transfer in virtual reality. *PloS one*, **5** (5).
- Thür, C., Roel Lesur, M., Bockisch, C., Lopez, C., & Lenggenhager, B. (2019). The tilted self: visuo-graviceptive mismatch in the full-body illusion. *Frontiers in neurology*, **10**, 436.

## 謝辞

本論文の執筆にあたり，本研究計画の検討や分析，および結果の解釈について示唆に富むご指摘を頂いた認知心理学研究室の皆様，また本研究へご協力頂いた多くの皆様へ改めて感謝申し上げます。ありがとうございました。



# 社交不安における注意解放の困難の検討

—表情に着目して—

河原 剛・佐藤 裕<sup>1</sup>・境 泉洋<sup>2</sup>

## Attentional disengagement biases in social anxiety disorder

Tsuyoshi Kawahara, Yutaka Sato, and Motohiro Sakai

Social anxiety disorder (SAD) is a mental disorder characterized by significant fear and anxiety about social situations that may attract attention from others. Selective attention in social anxiety is characterized by a preferential attention to external threatening stimuli. The aim of this study is to test the influence of social anxiety on attentional disengagement bias. Attentional biases are phenomena where attention preferentially targets threatening stimuli. Attention is hypothesized to consist of three processes: engagement, shifting, and disengagement. Previous studies have suggested that people with SAD have impaired attentional engagement with the threatening stimuli. However, recent studies have used the dot-probe task to measure the attentional biases to show that people with SAD have impaired attentional disengagement. However, the dot-probe task is not suitable for separately assessing attentional disengagement or engagement biases. Therefore, we used a gap/overlap task, which can measure attentional disengagement bias, in 16 university students from high and low SAD groups. Faces were used as stimuli for the gap/overlap task (i.e., angry/happy/neutral). The results showed no significant difference between the high and low SAD groups in their attentional disengagement bias. We discussed the possible causes of this discrepancy between the previous studies and the current study in the relationship between social anxiety and attentional disengagement bias.

キーワード： Social Anxiety, Attentional disengagement bias, gap/overlap task

### 問 題

社交不安症 (Social Anxiety Disorder : SAD) は、他者からの注目を浴びる可能性のある社交場面に対する著しい恐怖、不安を特徴とする精神疾患である (American Psychiatric Association, 2013)。社交不安症患者が恐れる場面として人前での会話やスピーチ、人がいる場面での書字、電話、食事などが挙げられ、その結果赤面や発汗といった症状が現れる。また、これらの症状が出現すること

<sup>1</sup> 徳島大学大学院社会産業理工学研究部

<sup>2</sup> 宮崎大学教育学部

を心配し不安な場면을回避したり、強い不安から腹痛や動悸といった生理的反応が生じたりする。Ruscio, Brown, Chiu, Sareen, Stein, & Kessler (2008) がアメリカで実施した疫学調査によると、社交不安の生涯有病率は 12.1%と報告されており 7 人に 1 人は発症する身近な不安症の一つであることが明らかとなっている。寛解しても再燃する社交不安症患者も存在することから、社交不安症への介入における課題は多く残されている。

社交不安症の心理学的理解として、Clark & Wells (1995) の認知モデルや Rapee & Heimberg (1997) の認知行動モデルが挙げられるがどちらのモデルにおいても他者のいる社会的場面において自分自身に注意が向き（自己注目）、自身の内的な情報や他者評価をネガティブに判断することで社交不安が増加・維持されるといわれている。しかし、Rapee & Heimberg (1997) は Clark & Wells (1995) とは注意に関する見解が異なり、社交不安者は自己だけでなく周囲にも注意が向きやすいと考えており、外部から得られる情報を歪めて解釈しネガティブな思考の反証になる情報を拾えないという否定的な認知の存在を示唆している。このように外界の刺激に対して優先的に注意を向けてしまう現象を注意バイアスと呼ぶ。例えば、社交不安が高い人は社交不安が低い人に比べて、複数の中性表情の中にある喜び表情よりも、複数の中性表情の中にある怒り表情を素早く探知することが示されている (Gilboa-Schechtman, Foa, & Amir, 1999)。

Posner & Petersen (1990) によれば、注意は対象から注意を解放する過程（解放過程）、別の対象へ注意を移動させる過程（移動過程）、特定の対象に注意を向ける過程（定位過程）の三段階があるとされている。初期の注意バイアス研究では、注意を単一の構成概念として扱うことが多かったが近年の研究では注意を複数の独立した要素の集合体と捉え、どの過程に注意バイアスが生じているのかが検討されている (Fox, Russo, & Dutton, 2001)。

Amir, Elias, Klumpp, & Przeworski (2003) は情動空間の手がかりパラダイムを用いて、高不安者は注意の解放に困難を示すことを明らかにしている。しかし、伊里・望月 (2012) は、この実験手続きでは先行刺激である脅威刺激がターゲット刺激の提示前に消失するという問題を指摘している。これは自動的に注意の解放を生じさせている可能性があり、能動的な注意の解放におけるバイアスの検討ができていない。守谷・丹野 (2007) の研究では、社交不安者における脅威語への注意の解放の困難性を明らかにしているが、社交不安者が恐れる状況は社交場面であり、他者の表情を介して自分が否定的評価を受けているか情報を得ていることから、表情刺激を用いることが望ましいとしている。さらに、社交不安と抑うつでは強い関連が知られている (渡邊・城月, 2015)。よって、注意解放のバイアスが抑うつの影響を受けないかどうかについて考慮する必要がある。

以下、解放過程における注意バイアスを注意解放のバイアスと呼ぶこととする。本研究では大学生を対象として、社交不安傾向が注意解放のバイアスに与える影響を検討する。伊里・望月 (2012) を参考に、ギャップ・オーバーラップ課題を本研究の目的に則したものに改変し用いる。この課題では、ギャップ条件においては先行刺激が消失後にターゲット刺激が出現し、反応までの潜時は自動的な注意解放の指標となる。オーバーラップ条件では先行刺激が提示されたままターゲット刺激が提示され、反応までの潜時は能動的な注意解放の指標となる。ギャップ条件に比べオーバーラップ条件で反応潜時が長くなることをギャップ効果といい、ギャップ効果の大きさが能動的な注意解

放のバイアスの指標となる (Pratt, Bekkering, Abrams, & Adam, 1999)。

社交不安高群は、脅威刺激から能動的な注意解放の困難を示すと考えられる。よって、以下の二つの仮説が考えられる。

1. 社交不安高群では中性表情、喜び表情提示時より怒り表情提示時のギャップ効果が大きくなる。
2. 社交不安高群・低群において中性表情、喜び表情提示時のギャップ効果に差は見られない。一方で、社交不安高群は、社交不安低群に比べて怒り表情提示時のギャップ効果が大きくなる。

本研究の結果は、社交不安者の治療方法の改善に寄与できるものと考えられる。現在ある注意バイアスに対する介入として、ドット・プローブ課題を改変した注意バイアス修正法 (Attention Bias Modification : ABM) が挙げられる。ABM では、脅威刺激と中性刺激が対提示され、中性刺激が提示されていた位置にターゲット刺激が提示されることで、中性刺激に対する注目を増加させる (Amir, Beard, Charles, Heide, Jason, Michelle, Xi, 2009)。しかし、ABM で用いられるドット・プローブ課題ではターゲット刺激が提示される前に先行刺激が消失しており、自動的な注意の解放が生じさせている可能性がある。よって、本研究の仮説が支持された場合、能動的な注意の解放に焦点をあてた介入が従来の ABM と比較してより社交不安の低減に寄与するものとなる可能性が示唆され、新たな介入法を生み出すことへの有用な知見となることが期待できる。

## 方 法

本研究はスクリーニングを兼ねた質問紙調査を行い、後日実験への参加者募集を行った。

### 質問紙調査

**対象者** 県内 A 大学で行われる心理学に関連する専門科目、および共通教育科目の講義を聴講する受講生を対象とした。授業時間終了後に、本研究の情報提供書、インフォームド Consent 用紙、日本語版短縮版社会的不安測定尺度 (Brief Fear of Negative Evaluation Scale, 以下 BFNE ; 笹川・金井・中村・鈴木・嶋田・坂野, 2004), 日本語版自己評価式抑うつ性尺度 (Self-rating Depression Scale, 以下 SDS ; 福田・小林, 1973), および実験参加者募集用紙を質問紙として配布した。実験に参加しても良いという意味のある者にのみ、実験参加者募集用紙への記入を依頼した。調査実施時に、調査の目的と調査で得られた情報の取り扱いについて説明を行い、調査への参加は任意であり、調査への参加の同意を得られた対象者の回答のみを質問紙調査の対象とした。

質問紙調査の結果、296 名から回答を得られた。このうち、無回答があった 1 名を除き、計 295 名 (男性 101 名, 女性 194 名) を質問紙調査の分析対象とした。調査対象者の平均年齢は 20.05 歳で、標準偏差は 1.22 であった。

### 質問紙構成

1. フェイスシート : 年齢と性別を調査対象者の属性を確認するために尋ねた。
2. BFNE (笹川ら, 2004) : この尺度は、他者からの否定的評価への恐れについて測定しており、社交不安の否定的な認知を反映している尺度として国際的に広く使われている。質問は全 12 項目か

らなり、5 件法で測定するものである。本研究では、群分けの基準として採用する。得点の範囲は 12~60 点である（例：「誰かと話している時、その人が自分のことをどう思っているか心配だ」）。

3. SDS (福田・小林, 1973) : 調査対象者の過去 1 週間の抑うつ傾向を自己評価によって測定する。質問は全 20 項目からなり、4 件法で測定するものである。得点の範囲は 20~80 点である（例：「気が沈んで憂うつだ」）。なお、本研究では対象者を大学生としているため、独身者が多いと考えられる。よって、第 6 項目の「まだ性欲がある」を「異性と一緒にいると楽しい」に変更した。

## 実験

**対象者** 質問紙調査において、実験参加への意思が示された者で BFNE 得点が上位 25% (47 点以上) の社交不安高群 10 名 (男性 3 名, 女性 7 名, 平均年齢 20.00 歳), 下位 25% (36 点以下) の社交不安低群 7 名 (男性 1 名, 女性 6 名, 平均年齢 20.29 歳) を実験の対象者とした。後日、連絡を個別に行い、対象者には十分に研究目的を説明し、同意を得た上で実験を実施した。

**修正版ギャップ・オーバーラップ課題** 伊里・城月(2012)の実験を参考に改変したものをを用い、実験参加者の能動的な注意解放のバイアスの測定を行った。先行刺激として ATR 顔表情データベース (DB99) からモデル男女 2 名ずつの怒り表情 4 種、喜び表情 4 種、中性表情 4 種の計 12 枚を表情刺激 (先行刺激) として使用した。刺激サイズは宮前・望月 (2018) を参考にした。表情刺激は視覚で縦 7.63 ° × 横 4.77 ° とした。また、注視点として用いた十字型、およびターゲット刺激のドット (●) は縦 1.60° × 横 1.60° とした。実験参加者は左手の人差し指をパソコンの “f” キーの上に、右手の人差し指を “j” キーの上に軽く置くように求める。実験参加者がスペースキーを押すと画面中央に十字型の注視点が 500 ms 表示され、その直後に注視点の位置に先行刺激として怒り表情、喜び表情、中性表情がランダムに提示される。先行刺激が提示された 1450 ms 後に、ターゲット刺激の出現を予告する beep 音が鳴る。ギャップ条件では、beep 音が鳴った 50 ms 後に先行刺激が消え、200 ms のブランクをはさんでから、ターゲット刺激のドットが左右どちらかにランダムに提示される。また、オーバーラップ条件では、beep 音が鳴ってから 250 ms 後に中心刺激が提示されたままの状態、左右のどちらかにランダムにターゲット刺激のドットが提示される。beep 音はギャップ条件において刺激が消失することがターゲット刺激の出現の予告となることを統制するためのものである (Pratt et al.,1999)。実験参加者はターゲット刺激が提示され次第、できるだけ早く正確に、左右どちらに提示されたかをキー押しで判断する。キーを押して反応すると自動的に次の試行が始まる。ギャップ条件とオーバーラップ条件はランダムで行う。実験参加者には常に画面中央の注視点の提示される位置を注視するよう教示する。本番とは別の表情刺激を用いて練習試行を 16 試行を行った。練習試行後、怒り表情 96 回、喜び表情 96 回、中性表情 96 回の計 288 試行を行った。また、全試行を 3 ブロック (1 ブロック : 96 回) に分ける。ブロック間で研究協力者におよそ 1 分間の休憩を取ってもらうこととした。

**実験装置** 実験には、Microsoft Surface Pro3 を用いた。ディスプレイ解像度は 2140 × 1440 [pixels] であった。課題の作成には Psychopy (Peirce, 2007) を使用した。ディスプレイと実験参加者との距離は 50 cm とした。

**手続き** 実験参加者が心理学実験室に入室後、説明文書を用いて実験についての説明を行った。

説明終了後ただちに、実験への参加に同意するかを確認するために実験への参加についての同意書への確認と署名を求めた。同意書への署名が完了し、実験参加への同意が得られたら、ただちに実験を開始した。実験を行う前に、群分けの妥当性を確認するため、BFNE と SDS への回答を求めた。実験への意図的な操作の有無を確認するため、実験参加者に今回の実験の意図に気付いていたか、を尋ねる質問を行った。その後、実験参加者に対してデブリーフィングを行った。

## 結果

**群間差** 実験を実施する時点でも BFNE, SDS への回答を求めた。以降の分析では実験実施時点の BFNE 得点, SDS 得点を扱うこととした。また、実験実施時点での BFNE 得点が基準値から外れた実験データは以降の分析から除外する。その結果、除外されたデータは 1 名 (社交不安低群, 女性) であった。社交不安高群と社交不安低群の群間差について検討するために、年齢, BFNE, SDS の各変数において対応のない t 検定を行った。実験実施前において、年齢を除く BFNE 得点, SDS 得点に差が見られた (年齢:  $t(15)=0.57, p=.288$ ; BFNE:  $t(15)=10.56, p<.000$ ; SDS:  $t(9)=3.77, p=.002$ )。同様に、実験実施時においても、年齢を除く BFNE 得点, SDS 得点に差が見られた (年齢:  $t(14)=0.62, p=.274$ ; BFNE:  $t(14)=9.17, p<.000$ ; SDS:  $t(15)=2.17, p=.002$ )。また、SDS 得点に差が見られたことから、以降の分析では SDS を共変量とした分析を行った。

**反応時間の整理** 修正版ギャップ・オーバーラップ課題における誤反応の反応時間データを分析から除いた。さらに、また、Pratt et al.(1999)を参考に、反応時間が 80 ms 未満、もしくは 1000 ms より長い反応時間のデータは、それぞれを尚早反応、遅延反応として、以降の分析から除外した。その結果、除外された反応時間データは全体の 2.54% であった。Table1, Figure1 に観測値としての平均反応時間および除外率を示す。

Table1 各群・条件における平均反応時間 (ms) と標準偏差

	ギャップ条件			オーバーラップ条件		
	怒り表情	喜び表情	中性表情	怒り表情	喜び表情	中性表情
社交不安高群						
<i>M</i>	304.32	302.88	301.57	301.11	301.77	303.38
<i>SD</i>	50.25	45.45	43.16	46.83	44.38	47.79
除外率	3.75	3.75	3.13	3.96	3.54	2.92
社交不安低群						
<i>M</i>	312.41	313.56	313.96	320.06	315.78	315.10
<i>SD</i>	26.53	36.67	35.73	41.53	35.69	33.53
除外率	0.21	0.42	0.63	1.04	0.42	0.63

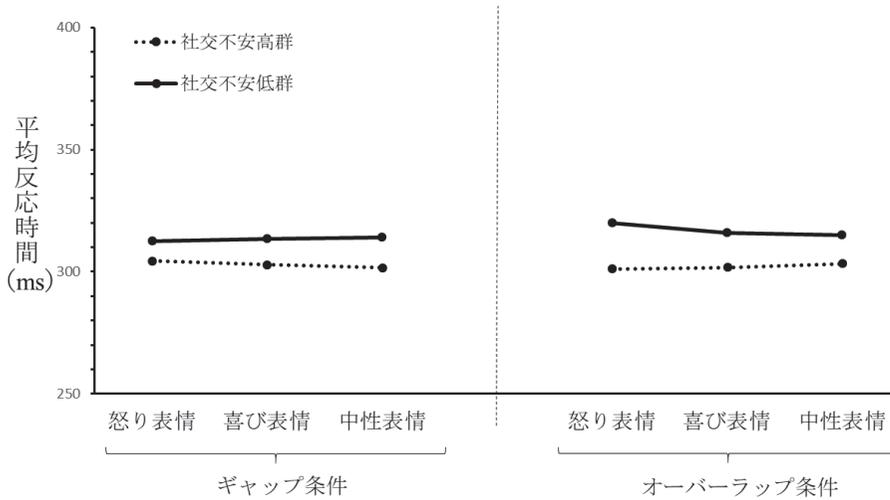


Figure1. 各群・条件における平均反応時間 (ms)

**反応時間を従属変数とした分析** 反応時間 (ms) を従属変数とし、社交不安 (高群・低群) × 条件 (ギャップ・オーバーラップ) × 表情 (怒り・喜び・中性表情) の3要因分散分析を行った。社交不安は被験者間要因であり、その他の要因は被験者内要因であった。その結果、社交不安×条件×表情の二次の交互作用は有意でなかった ( $F(2,26)=1.25, p=.304, \eta^2=.087$ )。条件×表情の交互作用において Mauchly の球面性の仮定が有意 ( $\chi^2=7.413, df=2, p=.025$ ) であったことから、Greenhouse-Geisser の方法による自由度調整を行った。その結果、条件×表情の一次の交互作用は有意でなかった ( $F(1.37,26)=1.13, p=.32, \eta^2=.08$ )。また、社交不安×条件、社交不安×表情の一次の交互作用においても有意ではなかった (それぞれ  $F(1,13)=.53, p=.48, \eta^2=.039$ ;  $F(2,26)=.127, p=.88, \eta^2=.010$ )。社交不安、条件、表情の主効果は見られなかった (それぞれ  $F(1,13)=.87, p=.37, \eta^2=.06$ ;  $F(1,13)=.05, p=.83, \eta^2=.004$ ;  $F(2,26)=.75, p=.48, \eta^2=.05$ )。

**ギャップ効果得点を従属変数とした分析** オーバーラップ条件における平均反応時間 (ms) からギャップ条件における反応時間 (ms) を引いた値をギャップ効果得点とした。ギャップ効果得点の大きさは、自動的な注意解放と比較したときの能動的な注意解放の困難さ、つまり能動的注意解放のバイアスの指標となる。ギャップ効果得点を従属変数とし、社交不安 (高群・低群) × 表情 (怒り・喜び・中性) の2要因分散分析を行った。社交不安は被験者間要因であり、表情は被験者内要因であった。Mauchly の球面性の仮定が有意 ( $\chi^2=7.4, df=2, p=.03$ ) であったことから、Greenhouse-Geisser の方法による自由度調整を行った。その結果、社交不安×表情の交互作用は有意でなかった ( $F(1.37,26)=1.98, p=.18, \eta^2=.13$ )。また、社交不安、表情の主効果も有意でなかった (それぞれ  $F(1,13)=.53, p=.48, \eta^2=.04$ ;  $F(1.37,26)=1.13, p=.32, \eta^2=.08$ )。以上の結果を Figure2 に示す。

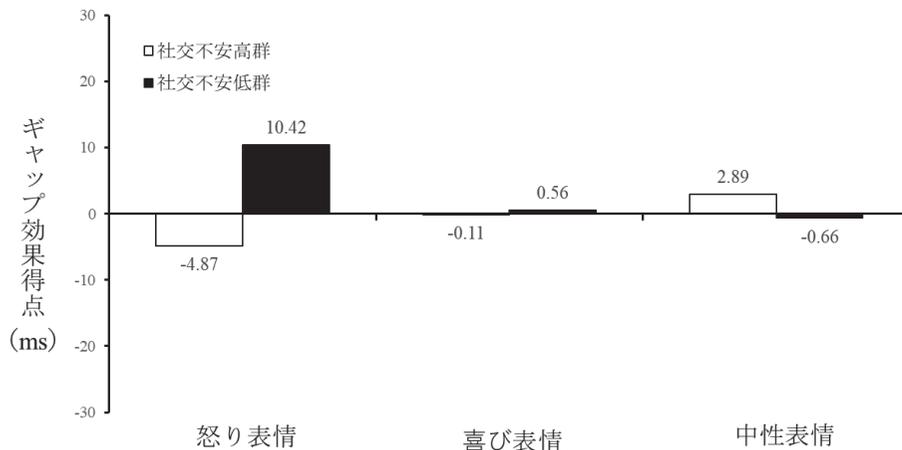


Figure2. 各群・条件におけるギャップ効果得点

### 考 察

修正版ギャップ・オーバーラップ課題を用い、社交不安高群と社交不安低群の注意解放のバイアスについて、自動的な注意解放と能動的な注意解放を区別したうえで検討した。

社交不安高群は脅威刺激から能動的な注意解放の困難を示すと考えられるため、仮説としては以下の2点であった。(1) 社交不安高群では中性表情、喜び表情提示時より怒り表情提示時のギャップ効果が大きくなること、(2) 社交不安高群・低群において中性表情、喜び表情提示時のギャップ効果に差は見られない。一方で、社交不安高群は、社交不安低群に比べて怒り表情提示時のギャップ効果が大きくなる

しかし、本研究では社交不安高群と社交不安低群の間にギャップ効果得点の差はみられず、これらの仮説を支持される結果は得られなかった。また、平均反応時間についても群間（社交不安高・低）、条件間（ギャップ・オーバーラップ）、および表情間（怒り・喜び・中性）において差はみられなかった。これは、社交不安者へ単語刺激を用いて注意解放のバイアスを検討した守谷・丹野（2007）とは異なる結果であった。このような結果が得られた要因として、三つの要因が考えられる。

一つは、抑うつの影響が考えられる。本研究では、社交不安の高低による群分けを行ったが、同時に抑うつについての群間差も認められている。よって、社交不安における注意解放のバイアスを検討できているとは言い難い。抑うつにおける注意解放におけるバイアスを検討した伊里・城月（2012）においては、抑うつ低群においてポジティブ刺激から注意解放の困難がみられ、一方抑うつ高群においてポジティブ刺激に対する注意解放が有意に早いことが明らかにされている。これには抑うつにおけるポジティブ刺激からの回避が関連しているとされている。本研究では抑うつ高群において、抑うつ低群と比較して、ポジティブ刺激に対する注意解放が早いことは示されていない。よって、抑うつにおけるポジティブ刺激からの回避が、社交不安者におけるポジティブ刺激に対す

る注意解放のバイアスを相殺している可能性が考えられる。

二つ目は本研究で検討していなかった、社交不安との関連がある特性不安の影響が考えられる(守谷・丹野, 2007)。Ellenbogen & Schwartzman (2009) により、特性不安の高い者はネガティブ刺激からの回避が明らかとなっていることから、社交不安者のネガティブ刺激からの注意解放のバイアスが相殺されてしまった可能性が考えられる。

三つ目は、自己注目の高い者は必要に応じて外部へ注意を向けることが困難とされる、という Ingram (1990) の主張から、本研究における社交不安高群の実験参加者は先行刺激へ注意を向けることが困難であった可能性が考えられる。Clark & Wells (1995) の社交不安症の認知モデルにおいて、自己注目が指摘されていることから、今後の研究では抑うつ程度を統制するとともに、特性不安、および内的な注意についても併せて検討する必要があるといえる。

修正版ギャップ・オーバーラップ課題と同時に視線軌跡を測定することが可能であれば、どのタイミングで注意の解放が生じたかを直接的に視覚的推移により検討することが可能となる。よって、今後は視線追跡と注意解放におけるバイアスを検討できる課題を統合した研究を行っていく必要が考えられる。また、Mansell, Clark, Ehlers, & Chen (1999) は、実験参加者に実験終了後に簡単なスピーチをせよと教示し予期不安を高めた場合に、社交不安者において脅威刺激への選択的な注意が見られることを示している。今後は予期不安を新たな要因として加え脅威刺激への注意解放のバイアスについて検討する必要がある。

#### 引用文献

- American Psychiatric Association (2013). *Diagnosis and Statistical Manual of Mental Disorders. (5th Ed.)*. Washington, D.C. : American Psychiatric Publication.
- Amir, N., Elias, J., Klumpp, H., & Przeworski, A. (2003). Attentional bias to threat in social phobia: facilitated processing of threat or disengaging attention from threat?. *Behaviour Research and Therapy, 41*, 1325-1335.
- Amir, N., Beard, C., Charles, T., Heide, K., Jason, E., Michelle, B., Xi, C. (2009) Attention training in individuals with generalized social phobia : A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 77*, 961-973
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). *A cognitive model of social phobia. In : Heimberg, R. G., Liebowitz, M. R., Hope, D. A., Hope, D. A., & Schneier, F. R. (Eds.). Social Phobia : Diagnosis, Assesment, and Treatment. New York : Guilford Press, 69-93*
- Ellenbogen, M. A., & Schwartzman, A. E., (2009). Selective attention and avoidance on pictorial cueing task during stress in clinically anxious and depressed participants. *Behaviour Research and Therapy, 47*, 128-138
- Fox, E., Russo, R., & Dutton, K. (2002). Attentional bias for threat : Evidence for delayed disengagement from emotional faces. *Cognition and Emotion, 16*, 355-379.
- 福田一彦・小林重雄 (1973) 自己評価式抑うつ性尺度の研究 精神神経学雑誌, 75, 673

- Gilboa-Schechtman, E., Foa, E. B., Amir, N. (1999). Attentional biases for facial expressions in social phobia: the Face-in-the-crowd Paradigm. *Cognition and Emotion*, 13, 305-1
- 伊里綾子・望月聡 (2012). 感情喚起語からの注意解放におけるバイアスと抑うつ傾向の関連 感情心理学研究, 19, 81-89.
- Ingram, R. E. (1990). Self-focused attention in clinical disorders : Review and a conceptual model. *Psychological Bulletin*, 107, 156-176.
- Mansell, W., Clark, D. M., Ehlers, A., & Chen Y. P. (1999). Social anxiety and attention away from emotional faces. *Cognition and Emotion*, 13, 673-690.
- 宮前光宏・望月聡 (2018). gap 課題/overlap 課題を用いた, 社交不安における脅威刺激に対する注意解放の困難の検討 応用心理学研究, 44, 12-20.
- 守谷順・丹野義彦 (2007). 社会的脅威刺激からの注意の解放: 社会不安の視点から 認知心理学研究, 4, 123-131
- Peirce, J. W. (2007). Psychopy -Psychophysics software in Python. *Journal of Neuroscience Methods*. 162, 8-13.
- Posner, M. I., & Petersen, S. E. (1990). The attention system of the human brain. *Annual Review of Neuroscience*, 13, 25-42
- Pratt, J., Bekkering, H., Abrams, R. A., & Adams, J. (1999). The Gap for spatially oriented response. *Acta Psychologica*, 102, 1-12.
- Rapee, R. M. & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive - behavioral model of anxiety in social phobia, *Behaviour Research and Therapy*, 35, 741-756
- Ruscio, A. M., Brown, T. A., Chiu, W. T., Sareen, J., Stein, M. B., & Kessler, R. C. (2008). Social fears and social phobia in the USA : results from the National Comorbidity Survey Replication. *Psychological Medicine*, 35, 15-28.
- 笹川智子・金井嘉宏・村中泰子・鈴木 伸一・嶋田洋徳・坂野雄二 (2004) 他者からの否定的評価に対する社会的不安測定尺度(FNE)短縮版作成の試み一項目反応理論による検射 行動療法研究, 30, 87-98
- 渡邊美紀子・城月健太郎 (2015). 社交不安と不安感受性および注意制御と抑うつ症状の関係性 ストレス科学研究, 30, 157-161.

(指導教員：中尾敬)



## 男性上司から女性部下への評価

—地位脅威とジェンダー脅威—

清末有紀・森永康子

Evaluations of female subordinates by male superiors: Status and gender threats.

Yuki Kiyosue and Yasuko Morinaga

Previous research has shown that female superiors are negatively evaluated by their male subordinates whose masculinity is threatened. In this study, we examined how female subordinates are evaluated by their male superiors when they elicit two types of feelings of threat: gender threats (i.e., masculinity for men and femininity for women) and status threats. We conducted three studies in Japan using a 2 (participants' genders) × 2 (subordinates' genders) design; participants had to read a hypothetical scenario in which superiors lost a competition to their subordinates and then evaluate the subordinates on two dimensions (i.e., warmth and competence) and liking (study 2 and 3). In study 1, a structural equation modeling analysis revealed that male participants experienced a higher gender threat than female participants and evaluated their subordinates' competence as low. Participants, regardless of gender, also elicited status threats leading to a higher evaluation on the warmth dimension. In study 2, female subordinates (vs. male subordinates) provoked both feelings of gender and status threat and received lower evaluations on warmth and competence. In study 3, status threat led to a lower evaluation on the warmth dimension and the subordinates' favorability degree, regardless of participants' and subordinates' genders. Although we used the same scenario and response items in studies 2 and 3, we could not find similar results. The studies' results are discussed with reference to threat types and evaluation dimensions.

キーワード : masculinity threat, status threat, gender, female subordinate

### 問 題

近年、日本では女性の社会進出が注目され、2018年の女性就業者は2967万人（総務省統計局、2018）であり、生産年齢人口における就業率も年々増加している（内閣府男女共同参画局、2018）。このような状況の中で、女性の活躍のために解決すべき課題として、評価について、“男女区別なく評価し、昇進させる”に“当てはまる”とする男性管理職は6割から7割程度であったことから評価・昇進の透明性の確保が重要とされている（労働政策審議会雇用均等分科会、2014）。管理職の多くを男性が

占めている状態であることから、職場の状況として男性の上司が女性の部下を評価する場面は多く見られるのではないかと考えられる。そのため本研究では、職場における男性上司と女性部下に着目したい。

一方で、女性管理職が増えない理由の一つとして、女性上司に対して男性がどのような反応を示すのかについての研究がなされてきており、これらは女性上司が男性部下の男らしさについて脅威となるために、女性上司に対して否定的な反応を示すと解釈されてきた (e.g., Netchaeva, Kouchaki, & Sheppard, 2015)。例えば、Netchaeva et al. (2015) の研究では、地位や能力のある女性と働くことは男性に脅威を与え、男性は自身の男らしさを守り強化するために、女性上司に対して主張的な態度を示すことが報告されている。また、男性の主体性 (agency) や行動と不和を起す野心的な主体性を示す女性上司は男性部下からの主張的な態度をさらに増加させていた。加えて、Hoover, Hack, Garcia, Goodfriend, & Habashi (2019) の研究では、地位の低い男性は地位の高い男性と比較して agentic な女性に対して差別的な態度を示した。これは低い地位の役割にすることが男性参加者に脅威を与え、この脅威を軽減するために差別的な態度を示すと解釈されている。また、Rudman (1998) は、女性に対する伝統的なステレオタイプに反した行動や態度を示す女性は、能力に関しては高い評価を得るが、暖かさに関してはステレオタイプに反した罰として低い評価を与えられると報告している。

こうした問題を扱った従来の研究では、地位の高い女性やキャリア女性といった非伝統的な女性に対する男性の反応が主に検討されてきており (e.g., Eagly & Karau, 2002; 高林, 2007), 同じ組織の中で地位の低い女性に対する男性の反応についての研究は多くない。では実際に男性が地位の低い女性から脅威を与えられると、どのような反応をするのであろうか。本研究では、職場の男性上司と女性部下を取り上げて検討する。

また、男性が他者から与えられる脅威は、地位脅威と男らしさへの脅威 (ジェンダー脅威) に区別できるのではないだろうか。男らしさとは“良い男性”として見なされるために男性が持たなければならない特徴や、男性が担わなければならない役割などの集合によって定義される社会的アイデンティティである (Weaver & Vescio, 2015)。また、男らしさは不確実でつかまえどころがなく、希薄であり社会的な証明を要求される (Vandello, Bosson, Chen, Burnaford, & Weaver, 2008) ため、男らしさの脅威を受けると権力の主張、強さを演じること、女性的なものや同性愛的なもの、その他男らしくないものを拒否することで、良い男性としての自己の感覚を回復し強化する行動を起すとされている (Weaver & Vescio, 2015)。そのため、男性は自分よりも地位の低い女性との競争に破れることによって、“良い男性”としての自分に脅威を受けるため、男らしさの脅威を感じるのではないかと考えられる。

一方で、男性が職場で受ける脅威には、優秀な部下に競争で負けることによって地位が逆転するかもしれないという地位への脅威もあるのではないだろうか。地位とは個人が有益であると知覚した社会的価値に基づいて、個人が他者から与えられた尊敬、称賛、自発的な服従によって定義づけられる (Anderson, Hildreth, & Howland, 2015)。自分よりも地位が下である部下と競争し負けてしまった結果、有能な部下と地位が逆転してしまうかもしれないという脅威を受けるのではないかと

考えられる。従来の研究では男らしさの脅威に焦点が当てられてきた。例えば、O'Connor, Ford, & Banos (2017) の研究では、不安定な男らしさの信念が強い人は、男らしさへの脅威を受けると、脅威を受けなかった人に比べて性差別主義的なジョークや同性愛者への差別的なジョークを表現しやすくなることを報告している。加えて、Netchaeva et al. (2015) のように、職場において女性上司に対して男性部下が低い評価を与えるのは、男らしさへの脅威を受けるためであるという視点から解釈されてきた。しかしながら、男性が職場で感じる脅威として地位の脅威も考えられるため、本研究では、職場において上司が感じる脅威として男らしさへの脅威と地位脅威を扱う。

以上のことから、本研究では以下について検討する。ある会社の同じ部署で働く部下が上司である自分 (参加者) よりも有能であった場合に、上司は脅威を感じ、有能な部下に対して否定的な評価を行う。また、上司が有能な部下に対して否定的な評価を行うにあたって脅威が媒介することを検討する。本研究の仮説は、以下のとおりである。女性上司より男性上司の方が有能な部下に対して脅威を強く感じる事、男性上司 (vs. 女性上司) は有能な男性部下 (vs. 有能な女性部下) に対して地位の脅威を感じるが、有能な女性部下 (vs. 有能な男性部下) に対しては地位脅威とジェンダー脅威を共に感じるため、女性部下に対する評価が男性部下に対する評価と比較して低くなると考えられる。部下への評価の次元は、ステレオタイプ内容モデル (Fiske, Cuddy, Glick, & Xu, 2002) をもとに能力と暖かさの2次元を参考にした尺度で測定した。

## 研究 1

### 方法

**実験計画** 参加者の性別 (2: 男性, 女性) × 部下の性別 (2: 女性, 男性) の参加者間計画であった。

**参加者** インターネット調査会社を通じて募集した日本の 25 歳から 30 歳の有職者 294 名 (正規職員, アルバイト, パート職員を含む) のうち、回答に不備のあった者を除いた 274 名 (男性 107 名) を分析対象とした。男性参加者の平均年齢は 27.9 歳 ( $SD = 1.63$ ), 女性参加者の平均年齢は 27.7 歳 ( $SD = 1.74$ ) であった。

**手続き** 調査はインターネット上で行われた。参加者を女性部下条件と男性部下条件に分け、職場を舞台にした物語を読んだ後に、部下への評価、地位脅威、ジェンダー脅威、企画内容について回答を求めた。

### 質問項目

**参加者の性別** 参加者の性別について男性、または女性であるかを尋ねた。

**物語の提示** 職場を舞台にし、ある会社の同じ部署で働いている上司である参加者と部下が、あるプロジェクトでどちらの企画が採用されるかを競争するという物語を作成した (付録参照)。

**部下への評価** 物語の中の部下に対する印象について、能力に関する項目 3 つ (有能である - 有能ではない, 知的である - 知的ではない, 頭がいい - 頭が悪い) と、暖かさに関する項目 3 つ (暖かい - 冷たい, 優しい - 優しくない, 親しみやすい - 親しみにくい) を SD 法で提示し、4 件法で尋ねた。これら 6 項目はランダムに提示した。

**地位脅威** 地位脅威について、「上司としての自分の立場が危ういと思う」「A子さん(A郎さん)の方が先に昇進すると思う」の2項目をランダムで提示した。回答は「そう思う(4)」から「そう思わない(1)」の4件法で求めた。

**ジェンダー脅威** ジェンダー脅威について、「男(女)としての自信を失った」「男(女)としてのプライドを傷つけられた」の2項目をランダムに提示した。回答は「そう思う(4)」から「そう思わない(1)」の4件法で求めた。

## 結果と考察

物語の中の部下への評価、地位脅威、ジェンダー脅威についてそれぞれ探索的因子分析を行い、物語の中の部下への評価は能力に関する項目と暖かさに関する項目の2因子、地位脅威とジェンダー脅威はそれぞれ1因子であることを確認した。それぞれの平均値を算出し、能力評価得点( $\alpha = .767$ )、暖かさ評価得点( $\alpha = .714$ )、地位脅威得点( $\alpha = .646$ )、ジェンダー脅威得点( $\alpha = .846$ )とした。いずれも得点が高い方が当てはまる程度が高いことを意味する。参加者の性別と部下の性別ごとに各変数の平均値と標準偏差をTable 1に示した。

Table 1 (研究1)  
参加者の性別と部下の性別ごとの平均値と標準偏差

	女性部下条件				男性部下条件			
	能力評価	暖かさ評価	地位脅威	ジェンダー脅威	能力評価	暖かさ評価	地位脅威	ジェンダー脅威
男性	3.13	2.46	3.06	2.58	3.01	2.42	2.92	2.29
	0.69	0.53	0.75	0.93	0.76	0.60	0.78	0.92
女性	3.26	2.39	3.14	2.12	3.24	2.44	3.12	2.06
	0.72	0.52	0.65	0.95	0.62	0.51	0.73	0.98

注1) 能力評価と暖かさ評価は、得点が高いほど評価が高いことを示す。

注2) 地位脅威とジェンダー脅威は、得点が高いほど脅威を強く感じていることを示す。

注3) 上段が平均値、下段が標準偏差を示す。

**部下の評価次元** 部下の能力評価得点と暖かさ評価得点を従属変数とした2(参加者の性別:男性,女性;参加者間)×2(部下の性別:男性,女性;参加者間)×2(部下の評価次元:能力,暖かさ;参加者内)の3要因混合計画の分散分析を行なった。その結果、部下の評価で有意な主効果が見られ、参加者の性別や部下の性別に関係なく、部下は能力と比較して暖かさを低く評価された( $F(1, 270) = 201.04, p < .01, \eta_p^2 = .427$ )。また、参加者の性別×部下の評価で有意傾向の交互作用が見られた( $F(1, 270) = 3.83, p = .052, \eta_p^2 = .014$ )。参加者の性別における部下の評価の単純主効果の検定の結果、男性参加者と女性参加者でそれぞれ部下の評価の単純主効果が有意であり、共に部下の評価において、能力と比較して暖かさを低く評価していた(男性参加者: $F(1, 270) = 61.29, p < .01, \eta_p^2 = .37$ ,女性参加者: $F(1, 270) = 166.65, p < .01, \eta_p^2 = .50$ )。

**脅威のタイプ** 次に、地位脅威得点とジェンダー脅威得点を従属変数とした2(参加者の性別:男性,女性;参加者間)×2(部下の性別:男性,女性;参加者間)×2(脅威のタイプ:地位,ジェンダ

一；参加者内) の3要因混合計画の分散分析を行なった。その結果、脅威で有意な主効果が見られ、参加者の性別や部下の性別に関係なく、ジェンダー脅威と比較して地位脅威が強く喚起されていた ( $F(1, 270) = 195.24, p < .01, \eta_p^2 = .420$ )。また、参加者の性別×脅威で有意な交互作用が見られた ( $F(1, 270) = 18.41, p < .01, \eta_p^2 = .064$ )。参加者の性別における脅威の単純主効果の検定の結果、男性参加者と女性参加者でそれぞれ脅威の単純主効果が有意であり、共に脅威において、ジェンダー脅威と比較して地位脅威が強く喚起されていた (男性参加者： $F(1, 270) = 38.46, p < .01, \eta_p^2 = .27$ 、女性参加者： $F(1, 270) = 213.51, p < .01, \eta_p^2 = .56$ )。

**脅威の媒介についての検討** 次に、上司が有能な部下に対して否定的な評価を行うにあたって脅威が媒介することを検討するために、構造方程式モデリングで分析した結果を Figure 1 に示す ( $\chi^2(21) = 133.361, p < .001, GFI = 1.000, AGFI = 1.000, CFI = 1.000, RMSEA = .000$ )。Figure 1 の結果より、男性参加者は女性参加者よりもジェンダー脅威を高く感じており、ジェンダー脅威を高く感じるほど部下の能力を低く評価した。一方で、参加者の性別と部下の性別にかかわらず、地位脅威を高く感じるほど部下の能力を高く評価した。以上から、参加者の性別と能力評価の関係をジェンダー脅威が媒介していることが示されたが、参加者や部下の性別は地位脅威に影響せず、また、暖かさ評価に影響をもたらす要因は見出されなかった。

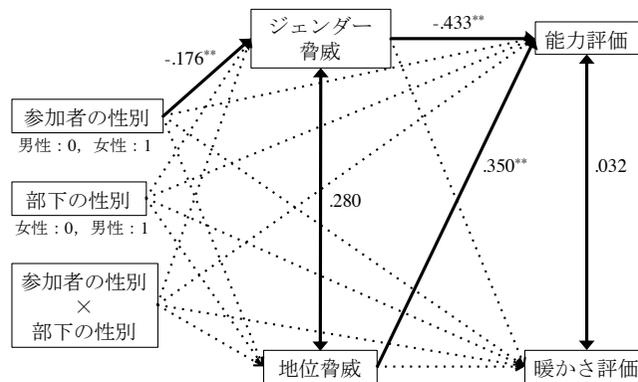


Figure 1. 構造方程式モデルの分析結果 (研究1)  
(パス係数は標準化解, \*\* $p < .01$ , 点線は非有意なパス ( $p > .10$ ))

部下への評価と脅威について予測していた参加者の性別と部下の性別の交互作用は得られず、仮説は支持されなかった。また、Figure 1で示したように、構造方程式モデリングで分析を行った結果、男性参加者は女性参加者よりもジェンダー脅威を強く感じており、さらに、ジェンダー脅威を強く感じるほど部下の能力を低く評価した。この結果から、男性参加者は有能な部下に対して、ジェンダー脅威を感じ部下の能力について否定的な評価をするというプロセスの存在が考えられる。一方で、参加者の性別および部下の性別に関係なく、部下に負けることで地位脅威を強く感じた参加者は部下の能力を高く評価した (Figure 1)。これは脅威を感じると部下に対して否定的な評価をするという仮説の流れとは正反対の結果であった。この原因について以下のことが考えられる。今

回の研究で用いた物語に「A子さん (A郎さん) は入社以来とても有能で、A子さん (A郎さん) の企画が採用されるのではないかと周囲からも言われていました」という記述があった。そのため、参加者は地位脅威を感じたものの、今回の競争の結果は偶然ではなく部下が有能であったために部下の企画が採用されたと判断し、部下の能力を高く評価したのではないかと考えられる。

研究2では以下の点を改善し、研究1と同一の仮説を検討する。第1に、能力評価項目、暖かさ評価項目、地位脅威項目の信頼性が低いため、研究1で使用した項目内容の改善とさらに項目数を増やすことで各項目の信頼性を高める。第2に、使用した物語の中で部下の能力が詳細に記述されていた点を「部下は入社以来よく頑張っています」という記述に変更する。第3に、研究1では能力と暖かさという2次元で部下への評価を求めたが、それらとは異なる態度を測るために好意度を取り入れる。

## 研究 2

### 方法

**実験計画** 参加者の性別 (2: 男性, 女性) × 部下の性別 (2: 女性, 男性) の参加者間計画であった。

**参加者** インターネット調査会社を通じて募集した日本の25歳から30歳の有職者343名のうち、操作チェックで誤回答を選択した者、または回答に不備のあった者を除いた177名 (男性74名) を分析対象とした。男性参加者の平均年齢は28.4歳 ( $SD = 1.66$ )、女性参加者の平均年齢は28.0歳 ( $SD = 1.64$ ) であった。

**手続き** 調査はインターネット上で行われた。職場を舞台にした物語を読んだ後に、部下への評価、地位脅威、ジェンダー脅威、部下への好意度について回答を求め、最後に操作チェック項目への回答を求めた。

### 質問項目

**参加者の性別** 参加者の性別について男性、または女性であるかを尋ねた。

**物語の提示** 研究1で用いた物語を一部改変した職場を舞台にした物語を提示した (付録参照)。

**部下への評価** 研究1で使用した形容詞対に加え、能力に関する項目と暖かさに関する項目を1項目ずつ (賢い – 賢くない, 思いやりがある – 思いやりがない) 追加し、SD法で提示し4件法で尋ねた。これら8項目はランダムに提示した。

**地位脅威** 地位脅威について、「上司としての自分の立場が危ういと思う」「A子さん (A郎さん) は私の出世を脅かす存在だ」「部署の長 (あなたの上司) からの自分の評価が下がると思う」の3項目をランダムで提示した。回答は「当てはまらない (1)」から「当てはまる (4)」の4件法で求めた。

**ジェンダー脅威** ジェンダー脅威について、「男 (女) としての自信を失った」「男 (女) としてのプライドを傷つけられた」「男 (女) として情けない」の3項目をランダムに提示した。回答は「当てはまらない (1)」から「当てはまる (4)」の4件法で求めた。

**部下への好意度** 部下への好意度について「A子さん (A郎さん) とこれからも一緒に働きたい」「今回のプロジェクトでA子さん (A郎さん) がリーダーになった場合、プロジェクトに参加した

い」の2項目をランダムに提示した。回答は「当てはまらない (1)」から「当てはまる (4)」の4件法で求めた。

**操作チェック** 操作チェックとして「物語の中で、あなたはA子さん(A郎さん)の上司でしたか、部下でしたか」「物語の中で、あなたの企画が採用されましたか」の2項目をランダムに提示し、「上司」「部下」「わからない・覚えていない」または「採用された」「採用されなかった」「わからない・覚えていない」から回答を選択させた。

## 結果と考察

研究1と同様に物語の中の部下への評価、地位脅威、ジェンダー脅威についてそれぞれ探索的因子分析を行い、物語の中の部下への評価は能力に関する項目と暖かさに関する項目の2因子、地位脅威とジェンダー脅威、部下への好意度はそれぞれ1因子であることを確認した。それぞれの平均値を算出し、能力評価得点 ( $\alpha = .682$ ), 暖かさ評価得点 ( $\alpha = .744$ ), 地位脅威得点 ( $\alpha = .839$ ), ジェンダー脅威得点 ( $\alpha = .897$ ), 部下への好意度得点 ( $\alpha = .754$ ) とした。いずれも得点が高い方が当てはまる程度が高いことを意味する。参加者の性別と部下の性別ごとに各変数の平均値と標準偏差を Table 2 に示した。

Table 2 (研究2)  
参加者の性別と部下の性別ごとの平均値と標準偏差

	女性部下条件					男性部下条件				
	能力評価	暖かさ評価	地位脅威	ジェンダー脅威	好意度	能力評価	暖かさ評価	地位脅威	ジェンダー脅威	好意度
男性	3.25	2.78	2.46	2.22	2.77	3.40	2.65	2.46	2.09	2.70
	0.57	0.48	0.72	0.81	0.76	0.55	0.53	0.83	0.70	0.77
女性	3.30	2.74	2.80	2.15	2.56	3.33	2.76	2.47	1.82	2.87
	0.56	0.45	0.67	0.68	0.63	0.53	0.55	0.80	0.71	0.72

注1) 能力評価と暖かさ評価と好意度は、得点が高いほど評価、好意度が高いことを示す。

注2) 地位脅威とジェンダー脅威は、得点が高いほど脅威を強く感じていることを示す。

注3) 上段が平均値、下段が標準偏差を示す。

**部下の評価次元** 次に、部下の能力評価得点、暖かさ評価得点を従属変数とした2(参加者の性別: 男性, 女性; 参加者間)  $\times$  2(部下の性別: 男性, 女性; 参加者間)  $\times$  2(部下の評価次元: 能力, 暖かさ; 参加者内) の3要因混合計画の分散分析を行なった。その結果、部下の評価で有意な主効果が見られ、参加者の性別や部下の性別に関係なく、部下は能力と比較して暖かさを低く評価された ( $F(1, 173) = 142.82, p < .01, \eta_p^2 = .452$ )。

**脅威のタイプ** 次に、地位脅威得点、ジェンダー脅威得点を従属変数とした2(参加者の性別: 男性, 女性; 参加者間)  $\times$  2(部下の性別: 男性, 女性; 参加者間)  $\times$  2(脅威のタイプ: 地位, ジェンダー; 参加者内) の3要因混合計画の分散分析を行なった。その結果、部下の性別と脅威で有意な主効果が見られた。男性部下条件と比較して女性部下条件の際に参加者は脅威を強く感じ ( $F(1, 173) = 4.32, p < .05, \eta_p^2 = .024$ ), ジェンダー脅威と比較して地位脅威が強く喚起されていた ( $F(1, 173) = 68.16, p < .01, \eta_p^2 = .283$ )。また、参加者の性別  $\times$  脅威で有意な交互作用が見られた ( $F(1, 173) =$

8.99,  $p < .01$ ,  $\eta_p^2 = .049$ )。参加者の性別における脅威の単純主効果の検定の結果、男性参加者と女性参加者でそれぞれ脅威の単純主効果が有意であり、共に脅威において、ジェンダー脅威と比較して地位脅威が強く喚起されていた (男性参加者:  $F(1, 173) = 11.86$ ,  $p < .01$ ,  $\eta_p^2 = .141$ , 女性参加者:  $F(1, 173) = 75.87$ ,  $p < .01$ ,  $\eta_p^2 = .429$ )。

**脅威の媒介についての検討** 上司が有能な部下に対して否定的な評価を行うにあたって脅威が媒介することを検討するために、構造方程式モデリングで分析した結果を Figure 2 に示す ( $\chi^2(28) = 170.854$ ,  $p < .001$ , GFI = 1.000, AGFI = 1.000, CFI = 1.000, RMSEA = .000)。Figure 2 の結果より、女性部下は男性部下よりもジェンダー脅威と地位脅威を参加者に喚起させ、ジェンダー脅威を高く感じるほど部下の能力を低く評価し、そのことで好意度が下がった。また、地位脅威を強く感じるほど部下の暖かさを低く評価したが、地位脅威は直接的に好意度を下げると同時に、暖かさを低く評価することを通して、好意度を低下させていた。以上から部下の性別と能力評価の関係をジェンダー脅威が、部下の性別と暖かさ評価の関係を地位脅威がそれぞれ媒介していることが示されたが、参加者の性別によるジェンダー脅威と地位脅威への影響は見出されなかった。

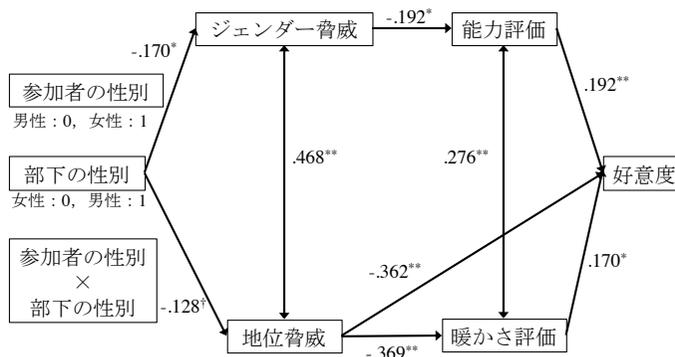


Figure 2. 構造方程式モデルの分析結果 (研究2)  
(パス係数は標準化解, \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$ , 有意なパスのみ掲載)

部下への評価と脅威について予測していた参加者の性別と部下の性別の交互作用は得られず、部下の性別が女性の場合にジェンダー脅威を感じた参加者は部下の能力を低く評価し、地位脅威を感じた参加者は部下の暖かさと好意度を低く評価することが明らかになった。研究1では地位脅威を強く感じると部下の能力を高く評価していたが (Figure 1), 研究2では同様の結果は得られなかった (Figure 2)。この点に関して、研究1で使用した物語から部下の能力が高いという記述を削除したため、研究2では地位脅威を感じると暖かさを低く評価するというプロセスに変化したのではないかと考えられる。また Figure 2 より、部下への好意度に関しては、地位脅威を強く感じると部下への好意度も低くなった。

研究3では、研究2の結果の再現性を確かめるため参加者の対象を大学生に変更し、同一の仮説を検証する。

### 研究 3

#### 方法

**実験計画** 参加者の性別 (2: 男性, 女性) × 部下の性別 (2: 女性, 男性) の参加者間計画であった。

**参加者** 広島大学の学生 99 名のうち、操作チェックで誤回答を選択した、または不備のあったものを除いた 76 名 (男性 54 名) を分析対象とした。男性参加者の平均年齢は 18.9 歳 ( $SD = 1.29$ ), 女性参加者の平均年齢は 18.7 歳 ( $SD = 1.28$ ) であった。

**手続き** 調査は講義開始前の時間を利用して行われた。職場を舞台にした物語を読んだ後に、部下への評価、地位脅威、ジェンダー脅威、部下への好意度について回答を求め、操作チェックを行なった。最後に年齢と性別を尋ねた。

**質問項目** 物語と質問項目は研究 2 と同様であったが、すべて 6 件法 (「全く当てはまらない (1)」から「非常に当てはまる (6)」) で回答を求めた。

#### 結果

研究 2 と同様に物語の中の部下への評価、地位脅威、ジェンダー脅威についてそれぞれ探索的因子分析を行い、物語の中の部下への評価は能力に関する項目と暖かさに関する項目の 2 因子、地位脅威とジェンダー脅威、部下への好意度はそれぞれ 1 因子であることを確認した。それぞれの平均値を算出し、能力評価得点 ( $\alpha = .471$ ), 暖かさ評価得点 ( $\alpha = .721$ ), 地位脅威得点 ( $\alpha = .827$ ), ジェンダー脅威得点 ( $\alpha = .907$ ), 部下への好意度得点 ( $\alpha = .789$ ) とした。いずれも得点が高い方が当てはまる程度が高いことを意味する。参加者の性別と部下の性別ごとに各変数の平均値と標準偏差を Table 3 に示した。

Table 3 (研究3)

参加者の性別と部下の性別ごとの平均値と標準偏差

	女性部下条件					男性部下条件				
	能力評価	暖かさ評価	地位脅威	ジェンダー脅威	好意度	能力評価	暖かさ評価	地位脅威	ジェンダー脅威	好意度
男性	4.50	3.66	3.75	2.75	4.31	4.60	3.69	4.08	3.19	4.12
	0.65	0.56	1.01	1.15	0.90	0.84	0.73	0.99	1.23	1.04
女性	4.92	3.86	4.04	3.04	4.17	4.60	3.58	4.08	2.85	4.15
	0.50	0.63	0.68	0.81	0.79	0.54	0.73	0.70	0.79	0.90

注1) 能力評価と暖かさ評価と好意度は、得点が高いほど評価、好意度が高いことを示す。

注2) 地位脅威とジェンダー脅威は、得点が高いほど脅威を強く感じていることを示す。

注3) 上段が平均値、下段が標準偏差を示す。

**部下の評価次元** 部下の能力評価得点, 暖かさ評価得点を従属変数とした 2 (参加者の性別 : 男性, 女性; 参加者間) × 2 (部下の性別: 男性, 女性; 参加者間) × 2 (部下の評価次元: 能力, 暖かさ; 参加者内) の 3 要因混合計画の分散分析を行なった。その結果, 部下の評価で有意な主効果が見られ, 参加者の性別や部下の性別に関係なく, 部下は能力と比較して暖かさを低く評価された ( $F(1, 72) =$

70.66,  $p < .01$ ,  $\eta_p^2 = .495$ 。

**脅威のタイプ** 次に、地位脅威得点、ジェンダー脅威得点を従属変数とした2(参加者の性別:男性, 女性; 参加者間) × 2(部下の性別: 男性, 女性; 参加者間) × 2(脅威のタイプ: 地位, ジェンダー; 参加者内) の3要因混合計画の分散分析を行なった。その結果、脅威で有意な主効果が見られ、参加者の性別や部下の性別に関係なく、ジェンダー脅威と比較して地位脅威が強く喚起されていた( $F(1, 72) = 63.59$ ,  $p < .01$ ,  $\eta_p^2 = .469$ )。

**脅威の媒介についての検討** 次に、上司が有能な部下に対して否定的な評価を行うにあたって脅威が媒介することを検討するために、構造方程式モデリングで分析した結果をFigure 3に示す( $\chi^2(28) = 74.465$ ,  $p < .001$ , GFI = 1.000, AGFI = 1.000, CFI = 1.000, RMSEA = .000)。Figure 3の結果より、参加者の性別や部下の性別に関わらず地位脅威を強く感じるほど部下の暖かさを低く評価したが、地位脅威は直接的に好意度を下げると同時に、暖かさを低く評価することを通して、好意度を低下させていた。以上より、参加者や部下の性別はジェンダー脅威と地位脅威に影響せず、また、能力評価に影響をもたらす要因は見出されなかった。

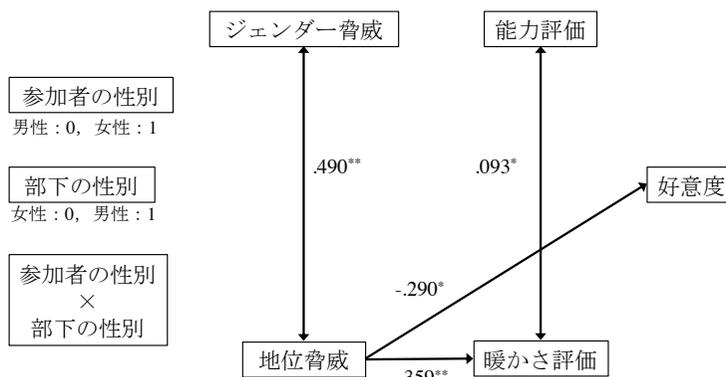


Figure 3. 構造方程式モデルの分析結果(研究3)  
(パス係数は標準化解, \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , 有意なパスのみ掲載)

## 総合考察

本研究の目的は、ある会社の同じ部署で働く部下が上司である自分(参加者)よりも有能であった場合に、上司は脅威を感じ、有能な部下に対して否定的な評価を行い、また、上司が有能な部下に対して否定的な評価を行うにあたって脅威が媒介することを検討することであった。研究1では、女性参加者よりも男性参加者がジェンダー脅威を強く感じるものの、ジェンダー脅威が強いと部下の能力を高く評価するという結果が得られた。研究2では部下が男性の場合よりも女性の場合でジェンダー脅威と地位脅威を高く感じ、そのことで能力や暖かさについての評価を低下させることが示された。しかし、研究3では参加者や部下の性別は脅威や部下の評価とは関連しなかった。研究2と3は同一の物語を用いたが、部下に負けることで地位脅威を強く感じた人ほど、部下の暖かさの評価

が低く、また、部下への好意度が低いという点のみが一貫していた。

このように、3つの研究において、予測していた参加者の性別と部下の性別の交互作用は得られず、男性上司 (vs. 女性上司) は有能な男性部下 (vs. 有能な女性部下) に対して地位の脅威を感じるが、有能な女性部下 (vs. 有能な男性部下) に対しては地位の脅威と性別の脅威を共に感じるため、女性部下に対する評価が男性部下に対する評価と比較して低くなるという仮説は支持されなかった。

参加者の性別と部下の性別によって部下の能力評価と暖かさ評価に違いが見られなかったことについて、男性上司も女性上司も部下の性別によって評価を変えないのではないかと考えられる。Hoover et al. (2019) の実験では管理職に志願している男女の履歴書評価を男性の参加者に行わせ、男性の地位の高低によって女性に対する態度が異なり、低地位条件の男性は、男性志願者と比較して女性志願者を雇うべきではないと判断し、より低い賃金を推奨したが、高地位条件の男性ではこのような差別は見られなかった。この結果をHoover et al. (2019) は、低地位であること (特に女性の下で働くこと) は男性の参加者に脅威を与え、その脅威を軽減するために差別的な反応を示すと解釈している。これを踏まえると、女性の部下を持つ男性上司はすでに地位が高いために、仮に部下が有能であった場合にも脅威を強くは感じず、男性部下を評価するのと同様に女性部下を評価したのではないかと考えられる。加えて、参加者は日本の25歳から30歳の有職者または広島大学の大学生であったため、現実的に人物評価を行った経験は少ないと考えられる。そのため管理職や人事部などに所属し日常的に評価を行なっている人物に今回の物語の部下を評価させると異なった結果が見られるのではないかと考えられる。

次に、参加者の性別と部下の性別で地位脅威とジェンダー脅威に差が見られなかった原因として、以下のことが考えられる。今回用いた物語の設定では、上司と部下の勤続年数の差が3年のみであり、上司の設定も係長や課長といった役職のついていない一般的な社員であった。そのため、部下の発案したプロジェクトの企画が採用されたことにより、部下が周囲の同僚や所属している部署の長から評価され実際に地位が逆転してしまうという危惧を参加者により与えやすい物語であったのではないかと考えられる。また、ジェンダー脅威よりも地位脅威がより強く喚起され、研究2と3から地位脅威を感じた参加者は部下の暖かさや好意度を低く評価していた。そのため有能な部下に負けたことによって地位が逆転することに対して脅威を感じた参加者は、部下の能力を低く評価する事ができない代わりに部下の暖かさや好意度を下げることで自己への脅威から回復を図ったのではないかと考えられる。

また、3つの研究において、研究1では暖かさ評価に影響する要因は見られなかった (Figure 1) 一方で、研究2と3では地位脅威は直接的に好意度を下げると同時に、暖かさを低く評価することを通して、好意度を低下させていた (Figure 2, 3)。このように一貫した結果を得ることができなかったことから考えられることとして、日本ではbacklash効果 (Rudman, 1998) が見られない可能性が考えられる。

最後に今後の展望として、参加者の持っている性役割観にも着目していきたい。参加者が伝統的性役割態度を有しているか、平等主義的性役割態度を有しているかで有能な女性部下に対する評価や好意度が変化するのではないかと考えられる。そのため、今後は平等主義的性役割態度 (鈴木、

1991) などを用いて参加者の性役割態度を測定し、性役割態度による部下への評価の違いなども検討したいと考える。

## 引用文献

- Anderson, C., Hildreth, J. A. D., & Howland, L. (2015). Is the desire for status a fundamental human motive? A review of the empirical literature. *Psychological Bulletin*, *141*, 574-601.
- Eagly, A. H., & Karau, S. J. (2002). Role congruity theory of prejudice toward female leaders. *Psychological Review*, *109*, 573-598.
- Fiske, S. T., Cuddy, A. J. C., Glick, P., & Xu, J. (2002). A model of (often mixed) stereotype content: Competence and warmth respectively follow from perceived status and competition. *Journal of Personality and Social Psychology*, *82*, 878-902.
- Hoover, A. E., Hack, T., Garcia, A. L., Goodfriend, W., & Habashi, M. M. (2019). Powerless men and agentic women: Gender bias in hiring decisions. *Sex Roles*, *80*, 667-680.
- 内閣府男女共同参画局 (2018). 男女共同参画白書 (概要版) 平成30年版 内閣府男女共同参画局 Retrieved from [http://www.gender.go.jp/about\\_danjo/whitepaper/h30/gaiyou/html/honpen/b1\\_s02.html](http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h30/gaiyou/html/honpen/b1_s02.html) (2019年1月14日)
- Netchaeva, E., Kouchaki, M., & Sheppard, L. D. (2015). A man's (precarious) place: Men's experienced threat and self-assertive reactions to female superiors. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *41*, 1247-1259.
- O'Connor, E. C., Ford, T. E., & Banos, N. C. (2017). Restoring threatened masculinity: The appeal of sexist and anti-gay humor. *Sex Roles*, *77*, 567-580.
- 労働政策審議会雇用均等分科会 (2014). 女性の活躍推進に向けた新たな法的枠組みの構築について (報告) Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11902000-Koyoukintoujidoukateikyoku-Koyoukintouseisakuka/0000059755.pdf> (2019年1月14日)
- Rudman, L. A. (1998). Self-promotion as a risk factor for women: The costs and benefits of counterstereotypical impression management. *Journal of Personality and Social Psychology*, *74*, 629-645.
- 総務省統計局 (2018). 平成30年労働力調査結果 総務省統計局 Retrieved from <https://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/tsuki/index.html> (2019年1月14日)
- 鈴木淳子 (1991). 平等主義的性役割態度: SESRA (英語版) の信頼性と妥当性の検討および日米女性の比較 社会心理学研究, *6*, 80-87.
- 高林 久美子 (2007). 自己への脅威が女性に対する偏見に及ぼす効果: 両面価値的性差別理論からの検討 社会心理学研究, *23*, 119-129.
- Vandello, J. A., Bosson, J. K., Chen, D., Burnaford, R. M., & Weaver, J. R. (2008). Precarious manhood. *Journal of Personality and Social Psychology*, *95*, 1325-1339.

Weaver, K. S., & Vescio, T. K. (2015). The justification of social inequality in response to masculinity threats. *Sex Roles*, 72, 521-535.

#### 付記

本論文の研究1は、広島大学教育学部提出した平成30年度卒業論文をもとに執筆したものである。研究の一部は中国四国心理学会第74回大会学部生研究発表会、The 13th Biennial Asian Association of Social Psychology Conference、日本社会心理学会第60回大会において報告した。本研究は広島大学大学院教育学研究科の倫理審査の承認を受けた。

#### 付録

##### 研究1で用いた物語

あなたとあなたの部下であるA子さん(A郎さん)はある会社の同じ部署で働いています。あなたは入社5年目でA子さん(A郎さん)は入社2年目です。あるプロジェクトで自分とA子さん(A郎さん)のどちらの企画が採用されるかを競うことになりました。A子さん(A郎さん)は入社以来とても有能で、A子さん(A郎さん)の企画が採用されるのではないかと周囲からも言われていました。そして、会議の結果、あなたの企画は負け、A子さん(A郎さん)の企画が採用されることになりました。

##### 研究2, 3で用いた物語

あなたとあなたの部下であるA子さん(女性)はある会社の同じ部署で働いています。あなたは入社5年目でAさんは入社2年目です。あるプロジェクトで自分とAさんのどちらの企画が採用されるかを競うことになりました。Aさんは入社以来よく頑張っています。そして、会議の結果、あなたの企画は負け、Aさんの企画が採用されることになりました。



# 中学生の教師に対する相談行動 —九分割統合絵画における教師イメージとの関連—

小早川茄捺<sup>1</sup>・石田 弓

Junior high school students' consultation behavior with teachers: Relationship with teachers' images in "Nine-in-One Drawing Method"

Kana Kobayakawa and Yumi Ishida

There are many advantages to conducting educational counseling in schools, where teachers are an effective support resource for junior high school students. However, junior high school students are often hesitant to share their issues with their teachers. This study examines how junior high school students' "teachers' images" are linked to "intent of consultation behavior" and "expected costs/benefits of consulting behavior." To examine "teachers' images," we used the "Nine-in-One Drawing Method (NOD)" that allows capturing multiple images at once. For analysis, we divided students into four groups based on the teachers' images indicated by the NOD. The result showed that students who have positive teachers' images were more likely to present consultation behavior. In contrast, students who have negative teachers' images feared that consultation would lead to disclosure of secrets and/or a poor evaluation. Therefore, positive images of teachers are considered important in promoting consultation behavior from students.

キーワード: junior high school students, consultation behavior, teachers' images, Nine-in-One Drawing Method

## 問 題

### 1. 中学生の教師への相談行動

思春期にある中学生は、急激な身体的・精神的な変化に伴う様々な困難を乗り越えて、人としての成長を遂げていく。しかし、その困難さゆえに不適応状態に陥りやすいことも指摘されている。そのため、保護者や教師などの身近な大人からの援助が必要となることも少なくない。特に学校における援助として、教育相談がある。文部科学省（2010）は、教育相談の利点として①早期発見・早期対応が可能、②援助資源が豊富、③連携が取りやすいことを挙げている。また、援助が必要な

---

<sup>1</sup> 松江市発達・教育相談支援センター「エスコ」

生徒には、教師が媒介役となって、スクールカウンセラーにつなげたり、外部の専門機関を紹介したりする機能もあり（伊藤，2009），教師は中学生にとって有効な援助の担い手となりうる。

しかし、実際に教師を相談相手に選択する中学生が多いとは言えない状況も示されている。石隈・小野瀬（1997）によると、担任教師を相談相手に選ぶ中学生は10%であり、他の教師を合わせても中学生が相談相手として教師を選ぶ割合は17%に過ぎなかった。また、永井・新井（2005a）が中学生に相談経験を尋ねた結果、相談相手は友人、親、教師、スクールカウンセラーの順で多く選択されており、教師が援助者として選択されることは少なかった。

そこで本研究では、まず中学生の教師への相談行動の実態を調査し、中学生にとって教師はどのような存在であり、それが相談行動とどのように結びつくのかなど、中学生の相談行動に影響する要因について検討する。なお、中学校は教科担任制であり、中学生は学級担任教師や養護教諭以外の教師と接する機会も多いため、相談相手は教師全般とする。

## 2. 中学生の教師イメージと相談行動における利益とコスト

自分では解決できないような問題を抱えた時に、他者に相談することは重要な対処方略の一つである。相談行動は援助要請行動の一形態であり、本研究では生徒が悩みを抱えた際の教師への相談行動を援助要請行動の観点から検討する。

高木（1997）は、援助を要請する人としてその人物が適当かどうかは、その人物の特徴と援助のためにその人物に負担をかける出費の大きさなどから判断されると述べている。前者に関しては、年代などの基本属性や両者の関係の親密さなどが関連することが指摘されている。また、援助者の特徴に関して、援助者のイメージおよび援助者との関係性に関する研究（石田・堀・品川・兒玉・岡本・松下・大塚，2010；川幡・佐野，2014）では、援助者に親しみやすいイメージを抱いていた、援助者を信頼し、関係が良好であったりする場合は、相談行動に結びつきやすいことが示唆された。

さらに、高野・宇留田（2002）は、援助要請を行うかどうかは、援助要請することと援助要請しないことの両方のコストと利益のバランスで決まると述べ、援助要請を増加させるためには、心理的コストを下げるために相談機関に対するイメージを改善することが大切であるとしている。したがって、援助要請者が援助者によいイメージをもっていると、相談行動へのコストが下がり、相談行動へ結びつきやすいといえる。

以上のことから、中学生の教師イメージや教師との関係性と相談行動との関連を検討することは、中学生の教師への相談行動を促すために重要であると思われる。特に本研究では、教師に相談することの利益やコストについて考慮することとした。

## 3. 九分割統合絵画法によって教師イメージを把握することの意義

九分割統合絵画法（Nine-in-One Drawing Method；NOD法）は、森谷（1986）によって考案された描画法であり、イメージの多様性と統一性を可能な限り同時に表現させるため、用紙を3×3に分割し、一つのテーマに対するイメージを9つの枠の中に描画させる方法を用いている。これにより、一挙に多くのイメージを把握することができ、多角的に情報を判断できるという特徴がある（森谷，1995）。NOD法を用いた研究には、自己イメージ（横尾，2013）、親イメージ（森谷・徳田，1998）、

他者イメージ（残華・石田，2010）などをテーマにしたものがある。また，NOD法を分析する視点には，9つの枠の全体から描画対象へのイメージを読み取るものと，それぞれの枠に描かれた内容から描画対象へのイメージや興味関心の程度を読み取るものの2つがある。森谷・徳田（1998）は，中学生を対象としてNOD法を用いた親イメージを調査し，登場人物の出現頻度や描かれた内容の分類など，様々な視点で分析を行っている。

援助要請者がもつ援助者のイメージに関する研究には様々なものがあるが，その多くは質問紙法によって調査が行われている（e.g., 川幡・佐野，2014；及川，2007）。しかし，人が他者に対してもつイメージは一つだけではなく，いくつかの異なるイメージをもつこともあれば，相反するイメージを抱くこともある（残華・石田，2010）。中学生が教師に抱くイメージも多様であることが予想され，質問紙法だけではそのイメージを包括的に捉えることは難しいと考えられる。また，中学生の教師イメージは，これまで関わってきた多くの教師のイメージが積み重なったものでもあり，中学校の教師だけでなく，小学校時代の教師イメージが含まれている可能性もある。NOD法はこうした中学生の複雑な教師イメージを多面的，統合的に明らかにできることが期待される。そこで本研究では，どの学校段階で関わった教師であるかは特定せず，個々の生徒がもつ多面的な「教師イメージ」をNOD法で明らかにする。

#### 4. 本研究の目的

本研究では，中学生が教師に相談しやすくなるための要因を見だし，教育相談活動を活性化することを目的として，以下の3点について検討する。まず，中学生が自分では解決できない問題に直面したとき，どの程度教師に相談したいと思うか（相談行動の意図），教師に相談することに関してどのような利益とコストを予期するかを明らかにする。次に，NOD法に表された中学生の教師イメージの評価（良し悪し）や生徒－教師の関係性と，教師への相談行動の意図および利益とコストの予期との関連について検討する。最後に，NOD法によって調査対象者を群分けし，各群に特徴的なイメージを検討することで，中学生の相談行動と教師イメージの関連を明らかにする。

### 方 法

#### 1. 調査対象者

調査対象者は，A県内の公立中学校2校の生徒240名であった。内訳は1年生117名（男子65名，女子50名，性別無記入2名），2年生98名（男子40名，女子57名，性別無記入1名），3年生25名（男子11名，女子14名）であった。

#### 2. 調査実施時期

2016年6月～7月。

#### 3. 調査手続き

学級単位の集団法で実施した。封筒に入った質問紙や画材を授業担当教師が配付し，NOD法と「描画後の質問」を実施した後，質問紙に回答させた。所要時間は約40分。

#### 4. 調査内容

（1）NOD法：実施方法は，森谷（1995）を参考にした。あらかじめマジックインクで画面を3×3

枠に九分割し、描画順序（右下から反時計回り）を書いた A4 判画用紙を調査対象者に配付した。教示は『学校の先生』または『教師』という言葉から思い浮かぶイメージ（担任の先生に限らず、どの先生でも構いません）を自由に絵にして、1 つ 1 つのマスの中に描いてください。どうしても絵にできないときは、文字、記号、図形など何でもかまいません」とした。「描画後の質問」では、描かれた絵の枠の中に簡単な説明文を書かせた。さらに、各枠の絵によいイメージをもっているかを「はい・どちらでもない・いいえ」の 3 件法で判定させた。

（2）教師に対する相談行動：「中学生用友人に対する相談行動尺度」（永井・新井，2005b）の相談対象を「教師」に変更した（以下、「中学生用教師に対する相談行動尺度」とする）。自分で解決することが困難な問題が起きた際の教師に対する相談意図を把握する尺度である。「心理・社会的問題の相談行動」（7 項目）と「学習・進路的問題の相談行動」（4 項目）の計 11 項目、5 件法。

（3）相談行動の利益・コスト尺度改訂版（永井・新井，2008）：相談対象を「教師」に変更した。教師に相談することで予期される利益とコストを把握する尺度である。「ポジティブな結果（8 項目）」、「否定的応答（6 項目）」、「秘密漏洩（3 項目）」、「自己評価の低下（3 項目）」、「問題の維持（3 項目）」、「自助努力による充実感（3 項目）」の計 26 項目、5 件法。

## 5. 倫理的配慮

学校長の承諾を得て調査を実施した。生徒には個人情報保護や調査への協力は任意であることなどの倫理的配慮について教師が説明し、同意の得られた生徒に回答を求めた。また、本研究は広島大学大学院教育学研究科の倫理審査委員会の承認を得て実施した。

## 結 果

分析には質問紙の回答に不備があったものを除いた 234 名（1 年生 113 名〈男子 61 名，女子 50 名，性別無記入 2 名〉，2 年生 96 名〈男子 39 名，女子 57 名〉，3 年生 25 名〈男子 11 名，女子 14 名〉）のデータを使用した。

中学生用教師に対する相談行動尺度に対する確認的因子分析を行った結果、永井・新井（2005b）と同じ因子が得られた。次に、相談行動の利益・コスト尺度改訂版に対する確認的因子分析を行った結果、永井・新井（2008）と同じ因子が得られた。

### 1. 中学生の教師に対する相談行動の意図と相談行動の利益・コスト

教師に対する相談行動の意図と予期される相談行動の利益・コストの学年差や性差を調べるため、学年および性別を独立変数、2 つの尺度の各下位尺度を従属変数とした多変量分散分析を行なったところ、有意な交互作用、性差はみられず、「学習・進路的問題の相談行動」において学年の主効果がみられた（ $F(1, 226)=11.24, p<.001$ ）。多重比較（Tukey）の結果、1，2 年生よりも 3 年生の「学習・進路的問題の相談行動」が高かった（Table 1）。

### 2. 中学生の教師に対する相談行動の意図と相談行動の利益・コストとの関連

調査対象者全体の 2 つの尺度の相関係数を算出した結果、「心理・社会的問題の相談行動」と「ポジティブな結果」に中程度の正の相関（ $r=.54$ ）、「否定的応答」（ $r=.36$ ）と「問題の維持」（ $r=.39$ ）には弱い正の相関、「秘密漏洩」（ $r=-.14$ ）、「自助努力による充実感」（ $r=-.13$ ）には弱い負の相関が

Table 1 中学生用教師に対する相談行動尺度と相談行動の利益・コスト尺度改訂版の記述統計量

学年 性別	1年生		2年生		3年生		主効果		交互作用
	男子 (n=61)	女子 (n=50)	男子 (n=39)	女子 (n=57)	男子 (n=11)	女子 (n=14)	学年	性別	
中学生用教師に対する相談行動尺度									
心理・社会的問題の 相談行動	2.01 (.97)	2.02 (.96)	2.12 (.96)	1.79 (.89)	2.53 (.93)	2.15 (.83)	1.67	2.32	1.00
学習・進路的問題 の相談行動	2.60 (1.23)	2.66 (1.08)	2.76 (1.06)	2.54 (1.00)	3.70 (1.00)	3.75 (.67)	11.24 **	.06	.45
相談行動の利益・コスト尺度改訂版									
ポジティブな結果	3.13 (1.00)	3.26 (1.07)	3.18 (.86)	3.28 (.85)	3.76 (.74)	3.63 (.89)	2.96	.05	.19
否定的応答	2.49 (.65)	2.56 (.68)	2.63 (.55)	2.46 (.59)	2.44 (.55)	2.44 (.69)	.27	.11	.94
秘密漏洩	2.53 (1.07)	2.65 (1.18)	2.57 (1.00)	2.36 (1.08)	2.36 (1.17)	2.14 (1.24)	1.04	.36	.64
自己評価の低下	2.56 (.96)	2.92 (1.05)	2.80 (.92)	2.77 (1.03)	3.09 (1.29)	2.76 (1.03)	.36	.00	1.67
問題の維持	2.84 (1.07)	3.09 (1.17)	2.77 (.99)	3.04 (.88)	3.03 (.69)	3.48 (.85)	1.17	3.80	.10
自助努力による充実感	2.87 (.94)	2.85 (1.00)	3.00 (.94)	2.85 (.97)	2.94 (.88)	2.60 (.79)	.31	1.18	.34

注)上段:平均値, 下段:標準偏差

\*\* $p < .01$ 

みられた。「学習・進路の問題の相談行動」と「ポジティブな結果」に中程度の正の相関 ( $r=.56$ ), 「問題の維持」には弱い正の相関 ( $r=.32$ ), 「秘密漏洩」( $r=-.17$ )と「自己評価の低下」( $r=-.14$ )には弱い負の相関がみられた。

### 3. NOD法による教師イメージの分類と相談行動との関連

(1) NOD法による調査対象者の群分け: NOD法の利点である多様なイメージを統合的に把握するためには, 一定の枠数以上の描画が必要である。そこで, 未記入枠以外の絵が描かれた枠が6つ以上で, 描画後の質問にも回答した調査対象者を分析対象者に限定したところ, 1年生95名(男子47名, 女子46名, 性別無記入2名), 2年生66名(男子26名, 女子40名), 3年生22名(男子10名, 女子12名)の計183名となった。次に, NOD法のイメージの評定では, 先行研究に適切な基準となるものが見当たらなかったため, 筆者らがイメージの「良し悪し」の枠数をもとに独自の基準を作成した(表2)。そして, 自身が描いた各枠の絵によるイメージをもっているかどうかについて「はい」と回答した枠の割合が多かった生徒をポジティブイメージ群, 「いいえ」と回答した枠の割合が多かった生徒をネガティブイメージ群, 「どちらでもない」と回答した枠の割合が多かった生徒を中立群, 以上の3群に含まれず, 「はい」と回答した枠としなかった枠, および「どちらでもない」と回答した枠が混在していた生徒を混在群に分類した。ポジティブイメージ群69名(37.7%), ネガティブイメージ群26名(14.2%), 中立群35名(19.1%), 混在群53名(29.0%)であり, 人数比の偏りを検討するために $\chi^2$ 乗検定を行ったところ, 有意な偏りがみられ( $\chi^2=24.02$ ,  $df=3$ ,  $p<.001$ ), 教師イメージをよくないと評定した生徒が1割程度存在することが示された。なお, 各群の代表的な描画をFigure 1~4に示した。

(2) 各教師イメージ群と相談行動の意図および相談行動の利益・コストとの関連: 4つの群を独立変数, 相談行動と相談行動の利益・コストの各下位尺度得点を従属変数とした1要因分散分析を

行った。相談行動では、全ての下位尺度（心理・社会的問題の相談行動  $F(3, 179)=4.36, p<.01$ ；学習・進路的問題の相談行動  $F(3, 179)=4.06, p<.01$ ）で群間の得点差が有意であった（Table 3）。多重比較（Tukey）の結果、「心理・社会的問題の相談行動」と「学習・進路的問題の相談行動」では、ネガティブイメージ群よりもポジティブイメージ群が高かった。一方、相談行動の利益とコストでは、秘密漏洩、ポジティブな結果、自己評価の低下（秘密漏洩  $F(3, 179)=7.61, p<.001$ ；ポジティブな結果  $F(3, 179)=5.54, p<.01$ ；自己評価の低下  $F(3, 179)=4.84, p<.01$ ）で群間の得点差が有意であった（表3）。多重比較（Tukey）の結果、「ポジティブな結果」では、ネガティブイメージ群より

Table 2 NOD 法による調査対象者の群分けの基準

描画枚数	ポジティブイメージ群	ネガティブイメージ群	中立群	混在群
9枚	6枚以上をよいイメージと評価した場合。または、5枚をよいイメージで4枚をどちらでもないイメージと評価した場合。	6枚以上をよくないイメージと評価した場合。または、5枚をよくないイメージで4枚をどちらでもないイメージと評価した場合。	6枚以上をどちらでもないイメージと評価した場合。	その他のものすべて。
8枚	9枚の場合と同様。	9枚の場合と同様。	9枚の場合と同様。	9枚の場合と同様。
7枚	5枚以上をよいイメージと評価した場合。または、4枚をよいイメージで3枚をどちらでもないイメージと評価した場合。	5枚以上をよくないイメージと評価した場合。または、4枚をよくないイメージで3枚をどちらでもないイメージと評価した場合。	5枚以上をどちらでもないイメージと評価した場合。	その他のものすべて。
6枚	4枚以上をよいイメージと評価した場合。	4枚以上をよくないイメージと評価した場合。	4枚以上をどちらでもないイメージと評価した場合。	その他のものすべて。

Table 3 NOD 法による群別に見た中学生用教師に対する相談行動尺度と相談行動の利益・コスト尺度改訂版の平均点

	ポジティブ イメージ群 ( $n=69$ )	ネガティブ イメージ群 ( $n=26$ )	中立群 ( $n=35$ )	混在群 ( $n=53$ )
中学生用教師に対する相談行動尺度				
心理・社会的問題の 相談行動	2.29 (1.00)	1.55 (.93)	1.87 (.88)	1.95 (.91)
学習・進路的問題の 相談行動	3.05 (1.15)	2.17 (1.01)	2.74 (1.00)	2.75 (1.13)
相談行動の利益・コスト尺度改訂版				
ポジティブな結果	3.52 (1.00)	2.7 (.88)	3.05 (.93)	3.29 (.91)
否定的応答	2.42 (1.15)	2.71 (1.01)	2.54 (1.00)	2.5 (1.13)
秘密漏洩	2.08 (1.04)	3.05 (.91)	2.45 (.73)	2.84 (.89)
自己評価の低下	2.45 (1.06)	3.24 (1.05)	2.89 (.91)	2.93 (.95)
問題の維持	3.15 (1.07)	2.74 (.85)	2.76 (.97)	3.09 (.99)
自助努力による充実感	2.66 (1.03)	2.92 (.94)	2.90 (.84)	2.93 (.96)

注)上段:平均値, 下段:標準偏差

もポジティブイメージ群と混在群が高く、「秘密漏洩」と「自己評価の低下」では、ネガティブイメージ群よりもポジティブイメージ群とネガティブイメージ群と混在群が高かった。

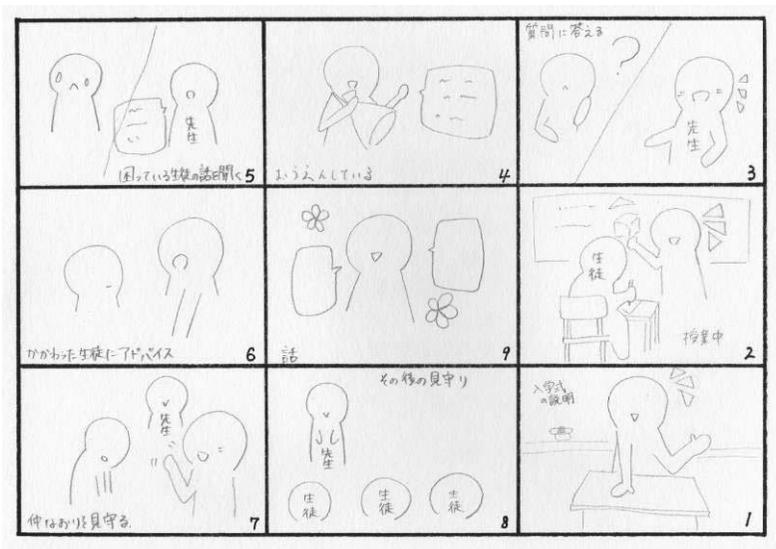


Figure 1 ポジティブイメージ群のNOD法（模写）  
（枠1～9すべてが「よい」イメージ）

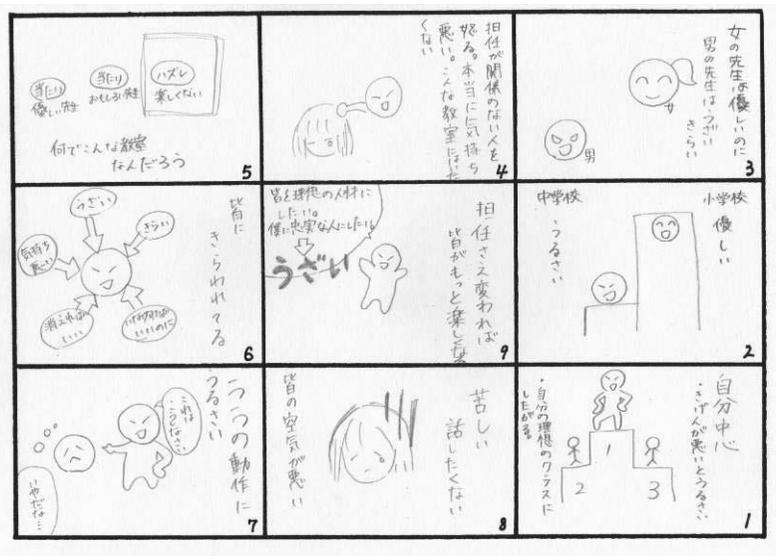


Figure 2 ネガティブイメージ群のNO法（模写）  
（枠1～9すべてが「よくない」イメージ）

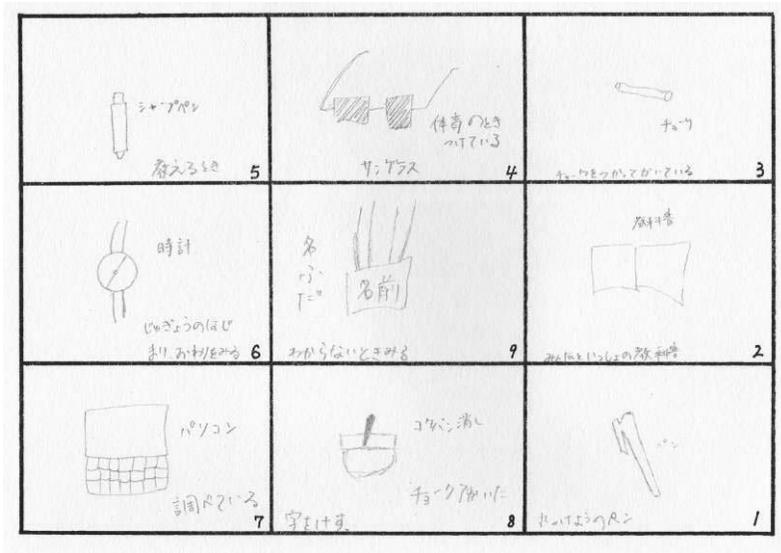


Figure 3 中立群のNOD法（模写）  
 （枠1～9すべてが「どちらでもない」イメージ）

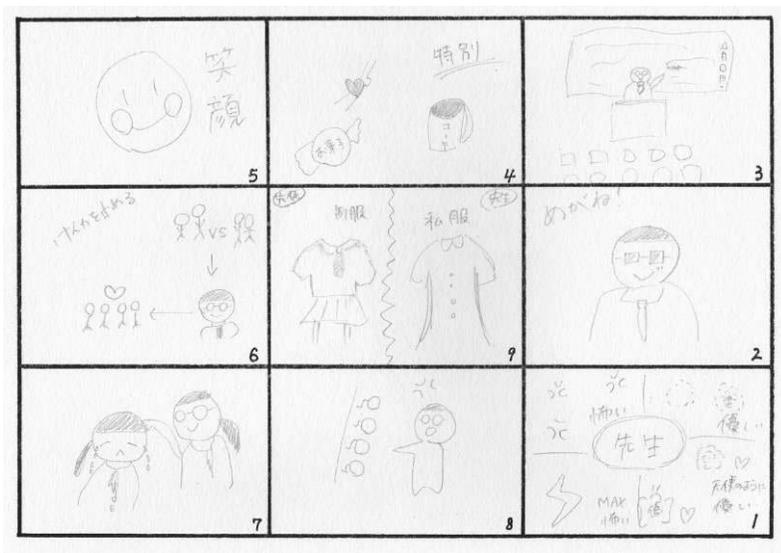


Figure 4 混在群のNOD法（模写）  
 （枠1・2が「どちらでもない」、枠3・5・6・7が「よい」、枠4・8・9が「よくない」イメージ）

#### 4. NOD法にみられる教師イメージの分析

(1) 登場人物の割合：4群において教師や生徒などの登場人物が描かれた枠の総数と、これに占める登場人物が描かれた枠数の割合を示した (Table 4)。4つの群を独立変数、各登場人物を従属変

Table 4  
各群における NOD 法の登場人物

群	ポジティブ イメージ群	ネガティブ イメージ群	中立群	混在群	合計
枠数	<i>n</i> =621	<i>n</i> =234	<i>n</i> =315	<i>n</i> =477	<i>n</i> =1647
教師	384 (71.6)	137 (70.3)	127 (47.0)	267 (63.9)	915 (55.6)
生徒	213 (39.7)	82 (42.1)	39 (14.4)	115 (42.6)	449 (27.3)
その他	27 (5.0)	13 (6.7)	4 (1.5)	20 (7.4)	64 (3.9)

上段：登場人物が描かれた枠数，下段：枠総数に占める登場人物が描かれた枠数の割合

数とした 1 要因分散分析を行った結果，教師が描かれた枠の割合 ( $F(3, 179)=4.71, p<.05$ ) と生徒が描かれた枠の割合 ( $F(3, 179)=6.80, p<.001$ ) が有意であった。多重比較 (Tukey) の結果，教師の枠の割合，生徒の枠の割合がともに中立群よりもポジティブイメージ群とネガティブイメージ群で高かった。

(2) 教師との関わりイメージ：先行研究 (e.g. 石田ら, 2010) より，援助要請行動の生起には被援助者が①援助者に対して親近感を抱いていること，②援助者へ信頼感を持っていること，③被援助者と援助者との関係が良好であることが重要であり，相談行動の生起には被援助者が援助者との「関わり」をどのように捉えているかが影響を与えていると考えられる。そこで本研究では，「教師と生徒が双方向的に関わっていること」を条件として調査対象者を選定した。「双方向的」とは，教師と生徒が 1 対 1 で関わっている，もしくは複数の教師 (または生徒) の発言や行動に対して複数の生徒 (または教師) が反応したり，感情を表したりしている個別の関わりとした。そして，NOD 法の「絵あり」(枠内に文字や記号のみが描かれたものではなく，絵が描かれていたもの) の枠に限定して調査対象者を選定した結果，教師との関わりを描いた生徒は 97 名，描かなかった生徒は 86 名で，教師と生徒の「関わり」が描かれた枠は 240 個であった。

教師との関わりを描いた生徒を「関わりあり群」，描かなかった生徒を「関わりなし群」とし，相談行動の意図と相談行動の利益・コストの各下位尺度得点について *t* 検定を行った結果，相談行動の利益・コストにおいて「自助努力による充実感」のみ有意差がみられ ( $t=2.02, df=181, p<.05$ )，「関わりなし群」が「関わりあり群」よりも高かった。

「関わりあり群」(97 名) において，より多くの枠をよいイメージであると評定した生徒 54 名を「ポジティブイメージ優位群」，より多くの枠をよくないイメージであると評定した生徒 32 名を「ネガティブイメージ優位群」とし，相談行動の意図と相談行動の利益・コストの各下位尺度得点について *t* 検定を行った (教師との関係性を表す絵のすべてを「どちらでもない」と評定した 6 名，よいイメージとよくないイメージが同数であった 5 名は分析から除外)。「心理・社会的問題の相談行動」では分散の等質性が仮定されなかったため，Welch の検定を行った。その結果，相談行動の意

図では、いずれも「ネガティブイメージ優位群」よりも「ポジティブイメージ優位群」の方が得点は高かった（心理・社会的問題の相談行動  $t=6.08$ ,  $df=77.47$ ,  $p<.05$  ; 学習・進路的問題の相談行動  $t=2.22$ ,  $df=84$ ,  $p<.05$ ）。また、相談行動の利益・コストの「自己評価の低下」では、「ポジティブイメージ優位群」よりも「ネガティブイメージ優位群」の方が得点は高かった ( $t=2.35$ ,  $df=84$ ,  $p<.05$ )。

## 考 察

### 1. 中学生の教師に対する相談行動の意図と相談行動の利益・コストに対する意識

学年差については、「学習・進路的問題の相談行動」において有意な学年の主効果がみられ、3年生は1, 2年生よりも学習や進路に関する悩みを教師に相談しやすいことが示された。3年生は卒業後の進路を決定するに際して、学習への意欲や不安が強まる時期であるため、学習や進路について教師に相談しようとする意図が高かったと考えられる。しかし、心理・社会的な問題について教師に相談するかどうかの意図には、学年による違いはみられなかった。どの学年も尺度平均値は低かったことから、中学生は全般的に教師に自分の心理的な悩みや人間関係の悩みを相談しようとする意図が乏しいものと思われる。

性差については、相談行動の意図や予期される相談行動の利益とコストのいずれの下位尺度においても有意な差はみられなかった。多くの研究では、一般的に女性の方が男性よりも相談を行うことに抵抗が少ないことが示されているが (e. g. 山口・西川, 1991), 援助を要請する対象ごとにみると、性差がみられるのは友人や家族などのインフォーマルな対象への援助要請に限られるという指摘もある (永井, 2010 ; 2012 ; 永井・新井, 2006)。よって、中学生にとって、学校教育という限定された場で関わる教師は、友人や家族とは心理的距離の異なる存在とみなされるがゆえに、女子であっても悩みを相談することに抵抗感が生じやすく、相談行動の意図や相談行動の利益とコストについて性差が生じないことが推察される。

### 2. 中学生の教師に対する相談行動の意図と相談行動の利益・コストとの関連

教師への相談行動の意図と予期される相談行動の利益やコストに対する意識との関連を相関分析によって検討したところ、弱い～中程度の相関がみられ、高い値とはいえないものの「心理・社会的問題の相談行動」と「ポジティブな結果」、「否定的応答」、「問題の維持」には正の相関、「秘密漏洩」と「自助努力による充実感」には負の相関がみられた。これらの結果は、心理的な悩みや人間関係の悩みを教師に相談すると自分にとって好ましい結果が生じると予期する生徒が存在する一方で、教師に相談すると否定的に言われるのではないかといったコストや教師に相談しても問題は解決しないであろうことを予測する生徒が一定数存在することを示唆している。また、教師に悩みを相談すると秘密を無断で他者に漏らされるような不信感を抱いたり、自分で問題解決することで得られる充実感（自己成長感）が阻害されると感じたりする生徒がいることもうかがわれる。一般的に中学生は、心理的な悩みや人間関係の悩みは友人や親に相談することが多いが (永井・新井, 2005a), 教師に相談するかどうかについては、その利益以上にコストについて慎重に判断している可能性がある。

また、「学習・進路的問題の相談行動」も「ポジティブな結果」、「問題の維持」と正の相関が、「秘

密漏洩」と負の相関が見られた。学習や進路に関する悩みについても教師に相談することで解決の見通しがもてると予想するだけでなく、相談しても問題は解決しない、あるいは相談すると秘密を漏らされてしまうような懸念が生じることが示された。よって、中学生が様々な問題に直面した際の相談行動を促すためには、普段から生徒の秘密を守り、問題の解決が期待できるような信頼関係を構築しておく必要があると考えられる。

### 3. NOD法における教師イメージと相談行動の意図および相談行動の利益・コストとの関連

(1) 教師イメージと相談行動の意図および相談行動の利益・コストとの関連：まず、いずれの相談行動の意図についてもネガティブイメージ群よりもポジティブイメージ群の方が高く、教師イメージの良し悪しが相談行動を起こすか否かの意思決定に関連していることが示唆された。特に心理・社会的問題では、学年や性別による差がなかったことを踏まえると、個々の生徒が教師に良いイメージをもっていることが相談行動を起こすための重要な要因になると考えられる。

一方、相談行動の利益とコストについて、相談することの利益である「ポジティブな結果」では、ネガティブイメージ群よりもポジティブイメージ群と混在群の方が得点は高かった。教師に対するポジティブなイメージをもっている生徒は、教師に相談することで問題解決の見通しがもてたり、教師からの好ましい反応が得られることを予想したりすると考えられる。逆に、相談することのコストである「秘密漏洩」と相談しないことのコストである「自己評価の低下」では、ポジティブイメージ群よりもネガティブイメージ群と混在群の方が得点は高かった。教師に対してネガティブなイメージを抱いている生徒では、教師に相談すると秘密が他者に漏らされてしまうのではないかと、自分の弱さを知られてしまうのではないかとという懸念が生じやすいものと思われる。

また、混在群では、相談することの利益である「ポジティブな結果」とコストである「秘密漏洩」および相談しないことのコストである「自己評価の低下」において得点が高かった。NOD法において教師に対する良いイメージと悪いイメージが混在する生徒は、教師や教師への相談に対して両価的な思いを有しやすいことが推察される。同時に、こうした両価性に基づく葛藤や不安を把握しやすい点は、多様なイメージの表出を可能とするNOD法の強みであることが示唆された。

(2) NOD法における登場人物の割合：森谷・徳田(1998)は、描かれた登場人物の出現頻度の分析から、調査対象者が誰にどれくらい興味をもっているかがわかると述べている。本研究では、ポジティブイメージ群とネガティブイメージ群は、中立群よりも教師と生徒の出現頻度が高く、教師に対する関心が高いことが推察される。逆に、これらの出現頻度が低かった中立群の生徒は、自分が描いた9枠の絵の多くを「どちらでもない」と評価しており、教師への関心や実際の関わりが乏しい可能性がある。生徒の相談行動を促すためにも、教師は生徒の目線に立って、好ましい教師イメージが形成されているかどうかには注意を払う必要があると思われる。

(3) NOD法における教師との関わりのイメージ：教師との関わりを描いた生徒と描かなかった生徒を比較した結果、相談行動の利益とコストにおける「自助努力による充実感」のみ、後者の生徒の得点が高かった。NOD法で教師との関わりを示さない生徒は、自分では解決できない悩みを抱えていても、自分の力で問題を解決しようとする思いが強いことが推察される。生徒が自分では解決できない悩みを抱えた際に教師に相談を持ちかけられるよう、教師は受容・共感的な姿勢で関わる

機会を増やしていくことが重要になると思われる。

一方、他の下位尺度で得点差がなかったのは、教師との関わりを描いた生徒の中にも、その内容をポジティブに捉えている生徒とネガティブに捉えている生徒が混在していたことによる可能性がある。そこで、教師との関わりを描いた枠のイメージがポジティブ優位であるかネガティブ優位であるかで生徒を分けて、相談行動の意図と相談行動の利益とコストとの関連を検討したところ、「心理・社会的問題の相談行動」と「学習・進路の問題の相談行動」では、ポジティブ優位な生徒の方が得点は高く、教師との関わりをポジティブに捉えやすい生徒は、様々な悩みについて相談行動を起こしやすいことが示された。逆に、相談行動のコストである「自己評価の低下」は、ネガティブ優位の生徒で得点が高かったことから、教師との関わりをネガティブに捉えがちな生徒は、教師に相談することで自分の弱さを知られたり、相談することで自分の弱さを認めてしまったりすることを恐れて、教師に相談しようとは思わない生徒もいたと考えられる。

### まとめと今後の課題

本研究では、進路選択をひかえた3年生で「学習・進路の問題の相談行動」の意思が高かった。しかし「心理・社会的問題の相談行動」では、相談行動の利益とコストに対する意識との関連が多くみられ、教育相談で扱われることの多い心理的な悩みや人間関係の悩みを教師に相談することには葛藤や抵抗感が生じやすいことが示唆された。

また、対象への多様なイメージを把握することのできるNOD法における教師イメージと教師への相談行動の意図との関連では、教師イメージがポジティブな生徒は相談行動の意図が高く、相談するときの「ポジティブな結果」を予期しやすいが、教師イメージがネガティブである生徒は相談することによって自身の秘密を漏らされることを恐れたり、自己評価の低下を感じたりしやすいことが示された。心理・社会的な問題に関する教師への相談行動の意図に学年差や性差がなかったことや、教師との関わりイメージがネガティブである生徒よりポジティブである生徒の方が、相談行動を起こしやすいことから、教師に対する良いイメージが生徒の相談行動を促すための重要な要因であり、教師は日頃の生徒との関わりの中で、自身のイメージをポジティブに保つようなはたらきかけが必要になることが示唆された。

他にも、本研究ではNOD法そのものが、生徒の教師イメージを多面的な視点から把握するのに有用であることがうかがわれた。ただし、本研究で用いた教師イメージの分類基準が独自のものであったことから、今後は分類基準そのものの妥当性を検討していく必要がある。

### 引用文献

石田 弓・堀 匡・品川由佳・兒玉憲一・岡本祐子・松下姫歌・大塚泰正 (2010). ストレス脆弱性克服に挑む教育科学—ストレス状況において大学生が求める大学教員からの支援— 広島大学大学院教育学研究科共同研究プロジェクト報告書, 8, 55-74.

石隈利紀・小野瀬雅人 (1997). スクールカウンセラーに求められる役割に関する学校心理学的研究—子ども・教師・保護者を対象としたニーズ調査の結果より— 文部省科学研究費補助金 (基

- 盤研究 (c) (2) 研究成果報告書 (課題番号 06610095)
- 伊藤美奈子 (2009). 教育相談の在り方 不登校——その心もようと支援の実際 (pp105-114) 金子書房
- 伊藤美奈子 (2006). 思春期・青年期の意味 思春期・青年期臨床心理学 (pp1-6) 朝倉書店
- 川幡友里恵・佐野秀樹 (2014). スクールカウンセラーに対するイメージと相談室の運営に関する研究 東京学芸大学紀要総合教育科学系, **65** (1), 169-178.
- 文部科学省 (2010). 第5章教育相談 生徒指導提要 教育図書株式会社 pp92-126
- 森谷寛之 (1986). イメージの多様性とその統合—マンダラ画法について— 心理臨床学研究, **3** (2), 71-82.
- 森谷寛之 (1995). 子どものアートセラピー——箱庭・描画・コラージュ 金剛出版
- 森谷寛之・徳田由香 (1998). 九分割統合絵画法に見る中学生の親イメージ 鳴門教育大学研究紀要, **13**, 67-76.
- 永井 智 (2010). 大学生における援助要請意図—主要な要因間の関連から見た援助要請意図の規定因— 教育心理学研究, **58** (1), 46-56.
- 永井 智 (2012). 中学生における援助要請意図に関連する要因——援助要請対象, 悩み, 抑うつを中心として 健康心理学研究, **25** (1), 83-92.
- 永井 智・新井邦二郎 (2005a). 中学生における悩みの相談に関する調査 筑波大学発達臨床心理学研究, **17**, 29-37.
- 永井 智・新井邦二郎 (2005b). 中学生用友人に対する相談行動尺度の作成 筑波大学心理学研究, **30**, 73-80.
- 永井 智・新井邦二郎 (2008). 相談行動の利益・コスト尺度改訂版の作成 筑波大学心理学研究, **35**, 49-55.
- 内閣府 (2016). 平成 28 年度版 子供・若者白書 (概要版) (PDF 形式) ([http://www8.cao.go.jp/youth/whitepaper/h28gaiyou/pdf\\_indexg.html](http://www8.cao.go.jp/youth/whitepaper/h28gaiyou/pdf_indexg.html)) (2017年1月25日)
- 及川 恵 (2007). 専門的援助に対するイメージの検討—大学生における悩みの開示に関する自由記述調査の結果から— 兵庫大学論集, **12**, 51-59.
- 残華ひとみ・石田 弓 (2010). 九分割統合絵画法による他者イメージの理解 広島大学心理学研究, **10**, 185-200.
- 高木 修 (1997). 援助行動の生起過程に関するモデルの提案 関西大学社会学部紀要, **29** (1), 1-21.
- 高野 明・宇留田麗 (2002). 援助要請行動から見たサービスとしての学生相談 教育心理学研究, **50** (1), 113-125.
- 山口智子・西川正之 (1991). 援助要請行動に及ぼす援助者の性, 要請者の性, 対人魅力, および自尊心の影響について 大阪教育大学紀要IV部門, **40**, 21-28.
- 横尾奈央子 (2013). 九分割統合絵画法を通してみる留学生の適応感—祖国と日本のはざま— 心理臨床学研究, **31** (2), 234-244.



広島大学心理学研究 第19号

令和2年3月21日 印刷

令和2年3月31日 発行

編集 広島大学心理学研究編集委員会  
編集委員長 湯澤正通  
編集委員 尾形明子 清水寿代 梅村比丘

発行 広島大学大学院教育学研究科心理学講座

印刷所 (株)ニシキプリント  
〒733-3833 広島市西区商工センター7丁目5番33号

発行所 広島大学大学院教育学研究科心理学講座  
〒739-8524 東広島市鏡山1丁目1番1号

