

広島大学
心理学研究

第24号

Hiroshima Psychological Research

No.24

広島大学大学院人間社会科学研究科
心理学講座

Department of Psychology, Graduate School of Humanities and Social Sciences,
Hiroshima University

2024 年度

目 次

【論 文】

1. 廣瀬周作・前村奈央佳・中島健一郎 1
 集団間代理報復における外集団視覚情報の影響
 —オンライン会議ツールを用いた集団間対立ゲームによる検討—
2. 上田寛・中島健一郎 17
 国内アスリートにおける心理的安全性測定の妥当化に向けた予備的研究
 —丸山・藤 (2019) の心理的安全性尺度の適用可能性に着目して—
3. 池田蓮人・新垣紀子・中島 健一郎 32
 シャイネスと孤独感の関連に対する自己開示の媒介効果
 —自己開示の内容的側面に着目した探索的検討—
4. 清末 有紀・森永 康子 中島 健一郎 43
 なぜ女性の昇進意欲は低いのか
 —管理職を目指す男女有職者の否定的な反応の経験について—
5. 西村 由貴子・清水 陽香・中島 健一郎 62
 両親の養育行動が中学生の子どもの心理的特性に与える影響
 —3つの横断データを用いた検討—
6. 竹内 悦子・石田 弓 99
 デイリーハッスルと曖昧さへの態度がストレス反応を引き起こす過程
7. 謝 新宇・中島 健一郎 118
 愛着傾向と親密な関係における脅威場面での感情および対処行動との関連
 —恋人関係と夫婦関係の違いに着目して—
8. 木村優貴子・上手由香 133
 大規模災害の「中間被災者」の心理的反応に関する探索的検討
 —西日本豪雨災害と令和2年7月豪雨に着目して—

9.	小椋真呼・清水陽香・山崎茜・中島健一郎	154
	批判的思考能力が高いほど他者の感情推測が正確な理由を探る	
	—インタビュー調査を通じた検討—	

集団間代理報復における外集団視覚情報の影響

—オンライン会議ツールを用いた集団間対立ゲームによる検討—

廣瀬周作¹・前村奈央佳²・中島健一郎¹

The influence of the visual information of the outgroup on the intergroup vicarious retribution

Shusaku Hirose, Naoka Maemura, and Ken'ichiro Nakashima

This study examines the impact of visual information of the outgroup on intergroup vicarious retribution, using an online meeting tool, Zoom, for an experimental intergroup conflict game. Intergroup vicarious retribution, defined by Lickel et al. (2006), is a phenomenon in which an uninvolved member of the victim's group takes retribution against uninvolved members of the perpetrator's group. While prior studies have highlighted ingroup identification and outgroup entitativity as predictors, the role of visual cues in shaping outgroup perceptions remains underexplored. In this study, participants were divided into teams and engaged in games designed to simulate intergroup conflicts, with visual information of the outgroup manipulated through Zoom's camera settings. Three hypotheses were tested: (1) Higher ingroup identification and outgroup entitativity would predict vicarious retribution, (2) Absence of visual information would increase the revenge, and (3) Lack of visual cues would enhance outgroup entitativity, fostering retribution. The findings showed no significant support for the hypotheses. Neither ingroup identification nor outgroup entitativity influenced retaliatory intentions. Similarly, visual information did not affect perceptions of entitativity or aggressive intentions. These results might arise from insufficient experimental manipulation, low ingroup cohesion, and the generalized positive evaluations of the outgroup. Regarding the lack of effects of the visual information, different types of social cues and interactions among outgroup members could have influenced impressions and perceived entitativity of the outgroup. However, this research underscores the need for refined methodologies in studying intergroup conflicts and highlights the potential influence of modern communication tools on group dynamics and conflict behaviors.

キーワード： vicarious retribution, entitativity, visual information

¹ 広島大学大学院人間社会科学部研究科

² 神戸市外国語大学外国語学部国際関係学科

*本論文は、第一著者が2021年に神戸市外国語大学に提出した卒業論文の内容をもとに、論文全体の構成や表現を修正したものである。

問 題

50年戦争や世界大戦、パレスチナ紛争、インド＝パキスタン紛争やルワンダ内戦など、歴史を振り返れば国家、地域、民族間での対立や紛争が幾度となく生じてきた。ウプサラ紛争データプログラム (UCDP) によると、2019年では54件の国家間武装対立が存在しており、67件の非国家間対立が継続している (Pettersson, & Öberg, 2020)。このように多くの紛争が世代を超え今も解消されることなく続いている。最初に生じた軋轢を発端に、報復は繰り返され、遂には大きな対立構造を引き起こす。そして解決困難な状態にまで悪化する。例えば、パレスチナ紛争は第一次世界大戦以降起きた領土問題を発端に、度重なる中東戦争が時代を超え報復の連鎖が続いてきた。さらに報復は国家間だけで生じるわけではない。民間レベルでも、過去に同胞が受けた被害を理由に現代のパレスチナ人がイスラエル人に報復することもある。パレスチナ問題に限らず、9.11同時多発テロ以降の過激派組織によるテロ活動と西洋諸国による制裁の繰り返しもまた当初の被害者加害者間の対立を超えた報復の連鎖と考えられる。こうした報復の連鎖と報復の当事者の拡大を止めるには、その要因や影響過程を理解することが必要不可欠である。本研究ではこれらの解明のため、集団間代理報復という社会心理学的側面から、紛争という社会現象を考察したい。

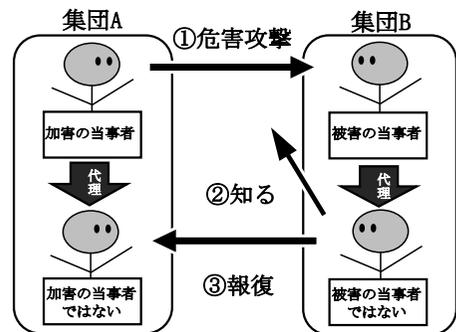
集団間代理報復

集団間代理報復とは、内集団のある成員 (A1) が外集団のある成員 (B1) に攻撃された時、それを知った内集団の他の成員 (B2) が、攻撃を行った者と同じ外集団に所属する他の成員 (A2) に報復を行う現象をさす (Lickel et al., 2006; Stenstrom et al. 2008; 縄田・山口, 2011a; 縄田・山口, 2011b) (Figure 1)。代理報復の特徴は、当初の危害攻撃場面で「加害者でも被害者でもない人同士が、同じ集団に属しているがゆえに、新たに報復の加害者・被害者になる (縄田・山口, 2011a : 53)」ことである。ゆえ

に、報復を受けた集団の別の成員が、報復を行った集団のまた別の成員に対し報復を行うというように報復の連鎖が生じる (Lickel et al., 2006)。つまり、最初は単なる危害を与えた/受けたという個人の問題が、代理報復を繰り返すことで、数多くの人間が被害者・加害者となり、最終的には、大きな集団と集団の紛争へと発展するのである (縄田・山口, 2011a)。したがって集団間代理報復の解明が集団間紛争の解決のために重要であると考えられる。

集団間代理報復を提唱した Lickel et al. (2006) によれば、その代理報復の生起において、内集団同一視と外集団実体性知覚が重要であるという。内集団同一視とは、内集団を自己概念にとって重要な要素として同一化していることをさす (Smith & Henry, 1996)。Yzerbyt et al. (2003) によると、内集団同一視が高いと、内集団成員が危害を受けた時、まるで自分が危害を受けたように感じ、怒りや

Figure 1
集団間代理報復



縄田・山口 (2011b) を参考に筆者作成。

敵意を感じる。またこれは集団間感情理論 (Mackie et al., 2000) から説明可能である (熊谷・大淵, 2009)。すなわち、社会的アイデンティティが顕現化している際、個人的にはかかわりのないことでも内集団に危害が加えられると、怒りなどの強い感情を喚起し、集団志向性を強めるという (Devos et al., 2002)。一方、集団実体性とは、他の集団が実体として、現実にあるものとして認識される程度のことを意味する (Campbell, 1958)。実体性の高い集団では、成員間の近接性 (Proximity)、類似性 (Similarity) が高く、全成員が共通運命 (Common fate) を辿ると認知される (ibid.)。そして「外集団の実体性が知覚されることで … (中略) … 実際の加害者である外集団成員と、その同一集団に所属する外集団全員が、交換可能なものとして一体視され、報復の対象として知覚されるようになる。その結果、同じ集団に所属した成員であることを理由に本来無関係な者どうして集団間代理報復が生起する」(縄田・山口, 2011b : 168)。

Lickel et al. (2006) の提唱以来、代理報復と内集団同一視・外集団実体性知覚の関連については、多くの研究が行われてきた。Stenstrom et al. (2008) は、想起法と場面想定法を用いた検討を行い、Vasquez et al. (2011) もギャングにおける代理報復の研究で場面想定法を採用している。国内では、縄田・山口 (2011a, 2011b)、熊谷・大淵 (2009)、熊谷 (2013) らが、非当事者間攻撃の観点から実験的手法による検討を行っている。これらの研究では、内集団同一視や内集団の観衆効果、罰の公正性などが扱われているものの、外集団実体性知覚といった外集団に対する認知的要因については十分に検討されていない。Vasquez et al. (2015) の階層的重回帰分析では、集団間代理報復の予測において、内集団同一視よりも外集団実体性知覚の影響が大きいことが示されており、代理報復の理解において外集団実体性知覚の重要性が示唆される。

また、既存研究の多くは、代理報復の意思決定における視覚情報の影響を十分に考慮していない。国内の実験的研究では、報復対象者の視覚情報を提示しない手法が採用されているが、これは代理報復が実際にどのような状況で発生するかを考慮する上で課題となる。Lickel et al. (2006) は、代理報復が国家間・政府間の対立よりも、むしろ民間レベルでの報復行動を説明する上で重要であると指摘している。例えば、パレスチナなどの宗教的対立がある社会では、加害者が目の前にいる場合に直接報復が行われることが想定される。一方で、近年の SNS やオンライン会議ツールの普及により、非対面での誹謗中傷や外集団への攻撃行動が生じる可能性も高まっている。このように、代理報復において加害者の視覚情報がある場合とない場合で、報復行動にどのような違いが生じるのかを明らかにすることは、重要な研究課題である。そこで本研究では、外集団実体性知覚に着目し、外集団の視覚情報が代理報復に及ぼす影響を検討する。

外集団実体性知覚と視覚情報

外集団実体性知覚は外集団の視覚情報とどのように関連するのだろうか。これを考えるにあたり、集団実体性知覚と深く関連する「類似性」(Lickel et al., 2000) に着目する。Dasgupta et al. (1999) は、外集団成員同士の身体的類似性が高い場合、外集団実体性知覚が高まることを示している。たとえば、外集団が同じ人種の人々で構成されている場合、異なる人種の混成集団に比べて、外集団実体性知覚が高まるとされる。しかし、Dasgupta et al. (ibid.) の研究は相手の顔が見えていることを前提

にした議論であり、相手の顔が見えていない場合については考慮していない。そこで、この問題を考えるに当たり、ここで Postmes et al. (1998) の「脱個人化の影響による社会的アイデンティティモデル」(SIDE モデル) を参考にしたい。SIDE モデルでは、CMC (Computer-Mediated Communication) 場面において、個人と他者を弁別する社会的手がかりの喪失により、脱個人化が行われ、内集団へ同一化していくことを説明する (ibid.)。この SIDE モデルは CMC 場面での内集団成員に関するものであり、外集団成員の脱個人化に焦点を当てていない。しかし、外集団成員の社会的手がかりが減少すれば、外集団成員一人ひとりを異なる存在として区別するための情報が少なくなるだろう。したがって、外集団成員の社会的手がかりの減少も内集団成員の社会的手がかりと同様に、外集団成員を個々人として認識するのを妨げると考えられる。その結果、視覚情報が無い場合の方が、ある場合よりも脱個人化された類似性の高い集団として認識され、集団実体性を高く認知すると考えられる。

以上より、外集団の視覚情報がない場合の方がある場合よりも外集団の類似性が認知されやすい、その結果として外集団実体性知覚が高まると考えられる。さらに、外集団実体性知覚が高いほど集団間代理報復が生じうるだろう。上述した議論をもとに、本研究では代理報復の生起の確認及び外集団視覚情報の影響に関する以下の3つの仮説を検証する。

仮説 1：内集団同一視と外集団実体性知覚が高いほど、集団間代理報復が生起しやすい。

仮説 2：外集団の視覚情報がある場合に比べて、外集団の視覚情報がない場合の方が代理報復は生起しやすい。

仮説 3：外集団の視覚情報がある場合よりも、外集団の視覚情報がない場合の方が、代理報復が生起しやすい。この条件操作と代理報復の関連は、外集団実体性知覚によって媒介される。

方 法

本研究では、オンライン会議ツール「Zoom (Ver.5.2.3)」を用いたオンライン対戦ゲームを通じて、参加者集団とサクラ集団間での対立場面を作り出し、外集団に対する報復意図を測定した。その際、外集団視覚情報の有無が報復意図に与える影響を調べるため、Zoom のカメラ機能を利用した。

実験参加者とサクラ

本実験は、関西の公立大学で授業内において、講義の一環として 2020 年 9 月中旬に実施した。実験参加者は当授業を履修する学生 32 名であった。そのうち事後質問紙に回答した参加者は 31 名 (男性 9 名、女性 22 名) で、平均年齢は 20.00 歳 (SD=1.16) であった。分析対象者は、後述する代表者対決で戦った代表者 (被害者) を除いた 27 名 (男性 7 名、女性 20 名) で、平均年齢は 19.89 歳 (SD=1.09) であった。

ゲームの対戦相手チームであるサクラは実験参加者の所属する大学の学生 8 名 (男性 3 名、女性

5名)であった。サクラの平均年齢は21.88歳 (SD=.64) であった。サクラには事前にトレーニングを行い、「参加者に対して発言しない」など言動に制限を加えた。また、後述するチーム対決で回答するサクラと代表者対決で代表者に選ばれるサクラは、予め決められており、それぞれ男性 (21歳) と女性 (21歳) が担当した。

要因計画

「外集団視覚情報の有無 (=外集団カメラあり/なし条件)」の1要因参加者間計画のもとで実験を行った。参加者32名はAチームからDチームの4チームに分けられた。また、Aチーム(8名)とBチーム(9名)は「外集団カメラあり条件」、Cチーム(8名)とDチーム(7名)は「外集団カメラなし条件」に割り振られた。セッションはチームごとに1回ずつ(計4回)実施した。

手続き

本研究の仮説を検証するため、縄田・山口(2011a,b)の実験を参考にシミュレーション実験ツール「集団間対立オンラインセッション」³を作成した。なお実験ツール作成時、新型コロナウイルス感染拡大防止の観点から、縄田・山口(ibid.)のような対面での実験は困難であった。そこで、ビデオ会議ツール「Zoom」を利用した対戦ゲームを作成した。

集団間対立オンラインセッションでは「1. 集団間対立の顕現化」、「2. 最初の危害攻撃状況の形成」、そして「3. 報復意図の測定」の3パートを通じて代理報復場面を実験的に作り出した。「1. 集団間対立の顕現化」では、参加者自身に対戦ゲームの集団に所属していること、他の集団と対立していることを認知させる。「2. 最初の危害攻撃状況の形成」では、「ある外集団成員がある内集団成員を攻撃した」という代理報復の前提状況を参加者に認知させる(Figure 1の①・②)。そして、「3. 報復意図の測定」では、参加者が外集団に報復意図を抱いたかどうかを確認する。また、外集団視覚情報の有無を比較するため、Zoomのカメラ機能を用いた操作を行う。以下それぞれの操作手順を詳細にみていく。

1. 集団間対立の顕現化 集まった参加者は7名-9名ずつチーム(内集団:A~Dチーム)に分けられ、Zoomミーティングに招待された。その後、参加者チームは、サクラチーム(外集団)と合流し対戦ゲームを行った。ここでは、チーム対チームの対戦ゲーム(なぞなぞ)を行った。このチーム対決によって、集団間対立の構図を参加者により強く認識させた。なおセッション中は参加者の内集団への所属意識を高めるため、Zoomに表示される名前を変更するよう求めた。具体的には、「チーム名+通し番号」(例えば、「A1」)に変えるよう求めた。

2. 最初の危害攻撃状況の形成 危害場面の形成のため、代表者対決と罰ゲームを実施した。代表者対決では、各チームから1人代表者を選出し、代表者同士の対一の対戦ゲーム(なぞなぞ)を行う。代表者対決では敗者に罰ゲームが下される。罰ゲーム(早口言葉)はレベル1(最低難易度)か

³ 本実験実施に先立ち、実験手続きの確認のため、予備実験を2020年8月中旬に関西の公立大学の大学院生の講義内にて2020年8月中旬に実施した。実験参加者は、当講義を受講している大学院生8名であった。

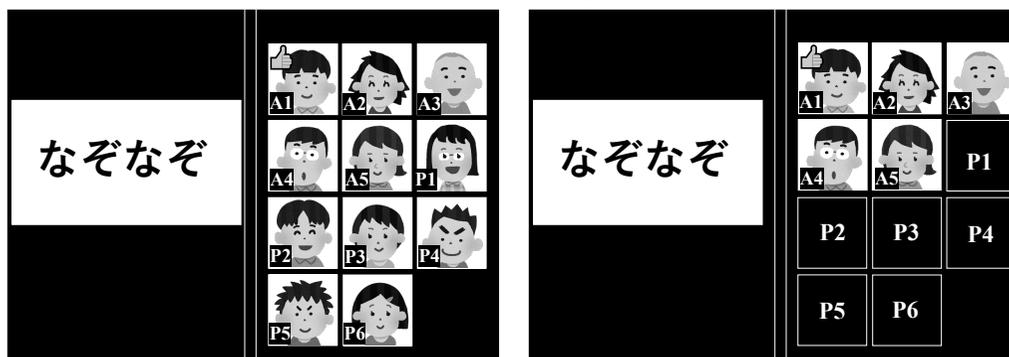
らレベル 9 (最高難易度) までであり、勝者は好きな罰ゲームを選択することとなっていた。ただし、この代表者対決ではサクラチームの代表者がわざと勝利し、最高難易度の罰ゲームを選択した。これにより「不当な罰を与えるサクラ代表者=加害者」、「不当な罰を受けた参加者=被害者」という代理報復における最初の危害状況を実験的に作り出した。

3. 報復意図の測定 その後質問紙を参加者に配布し、参加者の外集団に対する報復意図を測定した。そして、参加者にディブリーフィングを行い、集団間代理報復について参加者とディスカッションを行う。

外集団視覚情報の操作 外集団視覚情報の有無が代理報復にどのような影響を及ぼすかを検討するため、Zoom の「カメラオン/オフ機能」を利用した。「カメラオン/オフ機能」とは、Zoom 上で各個人が自身を映すビデオカメラを任意にオン/オフに切り替える機能である。ある参加者のカメラがオンの場合、他の Zoom ミーティング参加者にその人の映像が表示されるが、カメラがオフの場合は表示されなかった。「集団間対立オンラインセッション」ではサクラチーム成員のカメラをオンまたはオフにすることで外集団視覚情報を操作する。サクラチームのカメラが付いている場合は外集団視覚情報がある一方、カメラが付いていない場合は外集団視覚情報がない。サクラチーム成員のカメラがオンになっている場合 (外集団視覚情報がある場合) を「外集団カメラあり条件」とした。そしてカメラがオフになっている場合 (外集団視覚情報がない場合) を「外集団カメラなし条件」とし、条件間での比較を行った。

例えば、Figure 2 は A チーム (参加者) 対 P チーム (サクラ) の対戦ゲーム中に、とある参加者 (A6) が見ている Zoom 画面である。Figure 2 の「①外集団カメラあり条件」では P チーム (対戦相手) の顔が表示されている (=外集団の視覚情報がある)。一方で、Figure 2 の「②外集団カメラなし条件」では P チームの顔が表示されていない (=外集団の視覚情報がない)。

Figure 2
外集団カメラ条件ごとの対戦ゲーム中の参加者 (A6) の Zoom 画面例



①外集団カメラあり条件

②外集団カメラなし条件

- ・ここでは「A」が参加者チーム、「P」がサクラチーム。
- ・共有画面になぞなぞの問題が表示される。
- ・カメラなし条件ではサクラチーム (P) の顔が表示されない。
- ・分かった人は「グッドマーク」を押して答える (e.g. A1)

測定項目

上述した「3. 報復意図の測定」パートにて参加者に質問紙への回答を求めた。測定項目は、報復意図の測定を目的に行った行動意図だけでなく、集団同一視、集団実体性知覚、態度、行動意図、公正知覚について尋ねた。また、フェース項目として年齢、性別、利用デバイス (Zoom の参加はパソコンからか、スマートフォンか、それ以外か) についても質問した。回答方法は、Google Form を用いた Web 形式とした。最後に、Microsoft Word 形式で自由記述質問紙に回答してもらった。

集団同一視尺度 (group identification) 参加者の集団同一視を測定するにあたり、岡本 (2007) の質問項目を本実験用に修正して用いた。岡本 (2007) では集団魅力度という名称で用いられていた。しかし、岡本 (ibid.) が参考に用いた Karasawa (1991), Abrams et al. (1998) の尺度は集団同一視尺度である。そこで本研究では、項目数の少なく参加者への負担の小さい岡本 (2007) の尺度を集団同一視として採用した。内集団同一視の質問項目は、「自分のチームには良い人が多い」などの 3 項目を 5 件法 (「1. 全くそう思わない」から「5. 非常にそう思う」) でたずねた。外集団同一視は、内集団同一視の「自分の」を「相手」に直し、同様にたずねた。

集団実体性知覚尺度 (group entitativity) 集団実体性知覚の測定には、田端・池上 (2015) の質問項目を修正して用いた。内集団実体性知覚の質問項目は、「自分のチームの人同士がまとまっている」などの 4 項目で、の 5 件法 (「1. 全くそう思わない」から「5. 非常にそう思う」) でたずねた。外集団実体性知覚は、内集団実体性知覚の「自分の」を「相手」に直し、同様にたずねた。

行動意図尺度 (behavioral intention) 外集団への報復意図を測定するにあたり、藤原 (1987) の行動意図尺度を利用した。藤原 (ibid.) を改変した前村 (2009) をもとに、「話しかけたい」「協力したい」「理解したい」「仲間に加えたい」「思いやりのある態度で接したい」「うちとけたい」「かかわりたくない」「避けたい」「距離を置いて接したい」「仕返ししたい」の 10 項目を 5 件法 (「1. 全くそう思わない」から「5. 非常にそう思う」) でたずねた。

本研究では、代理報復の意図を測定する目的から、前村 (ibid.) が用いた項目のうち、「かかわりたくない」「避けたい」「距離を置いて接したい」に「仕返ししたい」を加えて「攻撃的行動意図」として用いた。その理由は、関係性攻撃 (Crick & Grotpeter, 1995) を考慮したためである。関係性攻撃とは「仲間関係を操作することによって相手を傷つける攻撃 (ibid.; 磯部・菱沼訳, 2007 : 290)」を指す。現実の報復場面では殴る、蹴るなどの肉体的暴行である外顕性攻撃 (Crick & Grotpeter, 1995) ばかりが起きるわけではなく、無視するなど関係性攻撃も十分に考えられる。そこで「かかわりたくない」や「避けたい」、「距離を置いて接したい」といった他者との交流を積極的に避ける行為も報復手段として想定される。一方、残りの 6 項目 (「話しかけたい」「協力したい」「理解したい」「仲間に加えたい」「思いやりのある態度で接したい」「うちとけたい」) を「友好的行動意図」とした。

SD 法による態度評価 内集団・外集団に対する印象評定のため、Osgood et al. (1957) の SD 法を利用した。質問項目は、井上・小林 (1985) や柏木 (1964) を参考に代表的な形容詞対を選択した。具体的には、「好きな—嫌いな」「積極的—消極的」「不活発な—活発な」などの 9 項目を用い、5 段階 (「1. とても」「2. 少し」「3. ふつう」「4. 少し」「5. とても」) で内集団と外集団について尋ねた。

罰の公正性 (fairness of punishment) 本研究で用いる罰（早口言葉）が罰として機能しているかどうかを確認するため、熊谷（2013）、熊谷・大淵（2009）を参考に罰の公正性を測定した。熊谷（2013）によると罰が公正だと考えるほど外集団への攻撃行動につながるといふ。質問内容は「あなたのチームの代表者（あなたが代表者の場合は、あなた自身）が受けた罰のレベルはどれくらい公正だと思いましたか。」であり、5件法（「1. 全く公正ではない」から「5. 非常に公正だと思う」）で評定させた。

自由記述質問紙項目⁴ 上記の質問項目に回答後、参加者は以下の5つの質問に回答した。

- ①あなたのチームの印象について、ひとことで教えてください。
- ②相手のチームの印象について、ひとことで教えてください。
- ③チーム対決が終わったとき、どう感じましたか？
- ④代表対決で、あなたのチームの代表者（あなたが代表者の場合は、あなた自身）が罰を受けたとき、どう感じましたか。
- ⑤その他、思ったことや気になったことがあれば教えてください。

分析

本研究の統計分析は、R (Version 4.3.1; R Core Team, 2023) を用いて実施した。はじめにSD法による印象評定の9項目について探索的因子分析を行った。次に、各尺度（下位因子がある場合は下位尺度）に対して信頼性分析として α 係数を算出した。その後、 t 検定、相関分析、重回帰分析によって、実験ツールの妥当性、代理報復の生起と、各仮説について検証した。

結 果

因子分析

内集団および外集団に対するSD法による印象評定の9項目についてそれぞれ因子分析を行った（最尤法・オブリンミン回転）。まず内集団について、「小さいー大きい」「消極的なー積極的な」「鋭いー鈍い（逆転項目）」は因子負荷量が低い（ $< .35$ ）のため削除した。結果、合計6項目から2因子が抽出された（Table 1）。同様に外集団について、「小さいー大きい」「強いー弱い（逆転項目）」「鋭いー鈍い（逆転項目）」を因子寄与率の低さ（ $< .35$ ）などから削除した。結果、合計6項目から2因子が抽出された（Table 2）。これらの結果から外集団と内集団で因子構造が異なることがわかった。今回、内集団と外集団の間で印象評定の比較を行うため、内集団と外集団のどちらかの因子構造を採用し、もう一方にも適用することとした。その際、解釈のしやすさから内集団の印象評定の結果を採用することとした。因子名について、第1因子は「つめたいーあたたかい」「快いー不快な（逆転項目）」などから「親しみやすさ」とした。第2因子は「活発なー不活発な（逆転項目）」「強いー弱い（逆転項目）」から「力本性」とした。

⁴ 本研究では、自由記述の回答は分析には使用していない。

信頼性分析

内集団および外集団のそれぞれに対する集団同一視、集団実体性知覚、友好的行動意図、攻撃的行動意図、「親しみやすさ」に対し、クロンバックの α 係数を算出した (Table 3)。結果、外集団と内集団の両方に対する「力本性」および外集団実体性知覚以外の変数は $\alpha > .70$ と高い信頼性があることが確認された。一方で、外集団実体性知覚は「 $\alpha = .60$ 」と高い信頼性は確認されなかった。

また「力本性」については、項目数が2項目のため、クロンバックの α 係数ではなく相関係数を算出した。結果、内集団の「力本性」の項目間相関は「 $r = .43$ 」、外集団の「力本性」は「 $r = .30$ 」と非常に弱い相関が確認された。したがって「力本性」因子の信頼性は十分に担保されていないと判断したものの、参考のため以降の相関分析および追加分析の結果のみ報告することにした。

Table 1

内集団への印象評価得点の因子分析結果
因子分析 (最尤法・オブリミン回転)

項目	I	II
第1因子		
1. つめたいーあたたかい	.97	-.10
2. こわいーやさしい	.88	.16
3. 快いー不快な(R)	.77	-.17
4. 嫌いなー好きな(R)	.67	.23
第2因子		
5. 強いー弱い(R)	-.05	.79
6. 活発なー不活発な(R)	.21	.55
累積寄与率	47.36	65.18
因子間相関		.17

Table 2

外集団への印象評価得点の因子分析結果
因子分析 (最尤法・オブリミン回転)

項目	I	II
第1因子		
1. つめたいーあたたかい	.95	.05
2. 活発なー不活発な(R)	.89	-.12
3. 消極的なー積極的な	.89	-.11
4. こわいーやさしい	.69	.30
5. 快いー不快な(R)	.60	.44
第2因子		
6. 嫌いなー好きな(R)	.01	.99
累積寄与率	57.98	82.46
因子間相関		.53

Table 3

信頼係数
(クロンバックの α 係数)

項目	値
友好的行動意図	.89
攻撃的行動意図	.81
内集団	
集団同一視	.84
集団実体性知覚	.79
親しみやすさ	.89
外集団	
集団同一視	.72
集団実体性知覚	.60
親しみやすさ	.90

Table 4

各変数の平均値 (SD)

	全体 (N=27)	外集団カメラ	
		あり条件 (N=15)	なし条件 (N=12)
年齢	19.89 (1.09)	19.80 (1.21)	20.00 (.95)
罰の公正性	3.41 (.97)	3.33 (1.11)	3.50 (.80)
外集団同一視	2.86 (.64)	2.82 (.67)	2.92 (.64)
外集団実体性知覚	3.15 (.67)	3.15 (.68)	3.15 (.69)
外集団親しみやすさ	3.44 (.66)	3.43 (.70)	3.44 (.63)
外集団力本性	3.67 (.64)	3.50 (.50)	3.88 (.74)
内集団同一視	3.09 (.81)	2.93 (.87)	3.28 (.71)
内集団実体性知覚	2.31 (.85)	2.22 (.87)	2.44 (.84)
内集団親しみやすさ	3.09 (.70)	2.95 (.71)	3.27 (.69)
内集団力本性	2.76 (.53)	2.67 (.45)	2.88 (.61)
友好的行動意図	2.81 (.78)	2.62 (.86)	3.04 (.62)
攻撃的行動意図	1.97 (.73)	1.85 (.69)	2.13 (.79)

記述統計量

各尺度の全体および条件毎の平均値と標準偏差は Table 4 の通りであった。

相関分析

相関分析の結果は Table 5 の通りである。攻撃的行動意図と外集団実体性知覚 ($r = -.15$) 及び内集団同一視 ($r = -.30$) の間に有意な正の相関が認められなかったことから、仮説 1 「内集団同一視と外集団実体性知覚が高い程、集団間代理報復が生起する」が支持されなかった。加えて、カメラのオンオフと外集団実体性知覚 ($r = .00$)、攻撃的行動意図 ($r = -.19$) の間にも有意な相関が確認されなかった。また、外集団実体性と、「外集団力本性」及び「外集団親しみやすさ」の間に有意な正の相関があり、また外集団同一視と「外集団親しみやすさ」の間に有意な正の相関が確認された。また罰の公正性は他のどの変数とも有意な相関が見られなかった。

対応なしの t 検定

外集団の視覚情報の影響を検討するため、内集団同一視、外集団実体性知覚、「外集団親しみやすさ」と攻撃的行動意図に対しそれぞれ条件(外集団カメラの有無)による t 検定を行った。その結果、いずれに対しても有意な主効果が認められなかった(内集団同一視: $t(25) = 1.10, p = .280$ 。外集団実体性知覚: $t(25) = -.02, p = .99$ 。「外集団親しみやすさ」: $t(25) = .02, p = .99$ 。攻撃的行動意図: $t(25) = .97, p = .34$ 。) (Figure 3)。この結果から仮説 2 と仮説 3 は支持されなかった。

Table 5
外集団カメラ条件ごとの各変数間の相関分析

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. カメラ															
2. デバイス	.16														
3. 年齢	-.09	-.04													
4. 性別	-.32	.21	.14												
5. 罰の公正性	-.09	-.22	-.25	-.08											
6. 外集団同一視	-.07	-.20	.01	.17	-.01										
7. 外集団実体性知覚	.00	.03	.26	-.17	.15	.24									
8. 外集団親しみやすさ	.00	.01	.10	-.17	.18	.48*	.52**								
9. 外集団力本性	-.30	-.19	.25	-.02	.20	.23	.60**	.66**							
10. 内集団同一視	-.22	-.11	.20	.22	.17	.73**	.50**	.34	.41*						
11. 内集団実体性知覚	-.13	-.47*	-.04	-.12	.15	.43*	.42*	.10	.29	.66**					
12. 内集団親しみやすさ	-.23	-.25	.37	.29	.13	.51**	.23	.32	.56**	.68**	.53**				
13. 内集団力本性	-.20	-.39*	-.22	-.22	.35	-.02	-.09	-.07	.04	.07	.45*	.23			
14. 友好的行動意図	-.27	.07	-.18	.13	-.18	.59**	.37	.42*	.36	.50**	.45*	.25	-.09		
15. 攻撃的行動意図	-.19	.19	-.40*	.08	.16	-.28	-.15	-.43*	-.30	-.18	-.02	-.47*	-.03	.05	

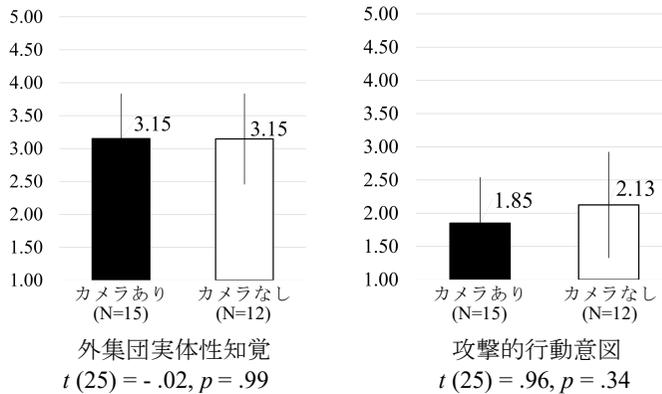
** . 相関係数は 1%水準で有意 (両側)。

* . 相関係数は 5%水準で有意 (両側)。

表中のダミー変数の設定は以下のとおりである。

カメラ: オン=1、オフ=0。デバイス: スマートフォン=0、パソコン=1。性別: 女性=0、男性=1。

Figure 3
カメラ条件間での外集団実体性知覚及び攻撃的行動意図



重回帰分析

攻撃的行動意図に対する、内集団同一視、外集団実体性知覚、カメラ (オフ=0, オン=1)、「外集団親しみやすさ」の影響を検討するため、重回帰分析 (強制投入法) を行った。結果、Table 6 の通り、内集団同一視および外集団実体性知覚・カメラの有意な影響が確認されなかった。したがって、重回帰分析の結果からも仮説1 および仮説2 は支持されなかった。

Table 6
攻撃的行動意図の重回帰分析結果

	B	標準誤差	t	p
(切片)	2.90	.78	3.73	.001
カメラ	-.34	.30	-1.15	.263
外集団実体性知覚	-.04	.25	-.17	.864
内集団同一視	-.20	.21	-.91	.372

追加分析

外集団と内集団での各項目の差異の検討 ここで、仮説1-3 が支持されなかった背景について探索的に検討するため、集団同一視、集団実体性知覚、「親しみやすさ」、「力本性」について、外集団と内集団間での比較を行った。Table 3 の記述統計量から、内集団よりも外集団に対してより肯定的な評価をしていることが考えられたからである。t 検定を行った結果、外集団同一視よりも内集団同一視の方が、有意に高かった ($t(26) = -2.08, p < .05$)。一方で、実体性知覚 (図7)、「親しみやすさ」、「力本性」においては、内集団よりも外集団の方が有意に高かった (実体性知覚: $t(26) = 5.20, p < .001$; 「親しみやすさ»: $t(26) = 2.24, p < .05$; 「力本性»: $t(26) = 5.83, p < .001$)。この結果から、参加者は自身の所属するチームをより同一視している一方で、対戦相手チームの方がまとまりのある、親しみやすい集団として捉えていたと考えられる。

考 察

本研究の目的は、外集団視覚情報の集団間代理報復への影響について検証することであった。検討にあたり、オンライン会議ツールを用いた実験を行った。まず相関分析と重回帰分析において、外集団実体性と内集団同一視のそれぞれが、攻撃的行動意図と有意な関連を持つことが確認できなかった。したがって、仮説 1「内集団同一視と外集団実体性知覚が高いほど、集団間代理報復が生じやすい。」は支持されず、本研究では Lickel et al. (2006) での代理報復で重要な内集団同一視と外集団実体性知覚の影響が認められなかった。加えて、対応なしの t 検定の結果より、外集団カメラ要因による攻撃的行動意図や外集団実体性知覚への影響も認められなかった。このことから、仮説 2「外集団視覚情報がある場合に比べて、外集団視覚情報がない場合の方が代理報復は生じやすい。」および、仮説 3「外集団の視覚情報がある場合よりも、外集団の視覚情報がない場合の方が、代理報復が生じやすい。この条件操作と代理報復の関連は、外集団実体性知覚によって媒介される。」はどちらも支持されなかった。以下では、本研究で内集団同一視および外集団実体性知覚の代理報復に対する有意な影響が見られなかった理由と外集団視覚情報の影響が確認できなかった理由をそれぞれ考察する。

集団間代理報復

まず内集団同一視および外集団実体性知覚と攻撃的行動意図に相関が認められなかった理由について考察する。実験結果からの解釈として、罰ゲームの危害攻撃としての不十分さ、集団凝集性の低さ、外集団への肯定的評価の一般化の影響の 3 つが考えられる。

まず、罰ゲームが最初の危害攻撃として十分に機能しなかった点に言及する。統計分析の結果は熊谷 (2013) と異なり、罰ゲームの不当性と他の要因との間に関連が認められなかった。今後同様の研究を実施する際、罰ゲームをより重いもの (レポート提出や、縄田・山口 (2011b) と同様の金銭的な罰など) に設定し、参加者チームの代表者をサクラにするなど改善が必要である。

2 つ目の解釈可能性として内集団の凝集性の低さがある。集団凝集性とは、その集団の「一員であることに成員が感じる魅力の総体 (藤永, 2013 : 330)」である。本研究の結果、サクラチームの方が、参加者チームよりもまとまりがあり、親しみやすい集団として参加者は認識していた。このような点で、参加者は自身の所属するチームに対してサクラチームよりも魅力を感じなかったと考えられる。それゆえに、サクラチームを自身の所属したい集団 (cf. 熱望集団: 仁平 (2008)) として捉え、外集団への報復意図を持てなかったのかもしれない。今後は、集団凝集性を高めるためにも直前に集団内協力ゲームを実施し、集団凝集性を一定以上高めた状況で実験を実施することも検討することが必要だろう。

加えて、一部の外集団成員に対する肯定的評価が外集団全体の評価に反映されたことが代理報復の生起を阻害したのかもしれない。序論で述べた通り、外集団実体性知覚の代理報復生起における役割とは、外集団成員の特徴の一般化 (縄田, 2013) である。言い換えれば、内集団成員が外集団成員から攻撃を受けた際、その外集団成員に対して抱いた敵意や怒りが外集団全体に適用される (Crawford et al., 2002)。これに対し、本研究の結果は、このような代理報復のメカニズムとは対照的

に、外集団実体性知覚の高さと外集団への「親しみやすさ」の間に有意な相関があった。そのため、外集団成員への肯定的な評価が外集団実体性知覚によって外集団全体に一般化していたことが考えられる。そしてこの結果外集団への攻撃的行動意図につながらなかった可能性がある。

外集団視覚情報の影響力

続いて、外集団視覚情報の影響が見られなかったことについて考察する。ここでは視覚情報の優位性の問題と相互作用の外集団実体性知覚への影響に言及する。

本研究で視覚情報の影響が見られなかったことの解釈可能性として、印象評定における手がかりの優位性の問題が考えられる。廣兼・吉田 (1984) や大坪・吉田 (1990) は、他者評定において視覚情報と聴覚情報のどちらが重要であるかは、パーソナリティや性別など様々な要因があるとしている。また、小川 (2006) の研究では、ビデオ条件と音声のみ条件間で会話への印象評定を行ったところ、有意差は認められていない。これらの研究から必ずしも視覚情報の有無の数が他者の印象に変化を及ぼすとは限らないと言える。本研究は、評価の対象が内外集団であったものの、これらの研究知見が集団状況にも当てはまったのかもしれない。

さらに外集団実体性知覚が高まる要因は、外見的類似性の知覚だけではない。相互作用も含まれる (Lickel *et al.*, 2000)。自由記述質問紙において、成員同士の相互作用から外集団を評価している人が見られた。このことから、視覚的類似性よりもむしろ外集団成員間相互作用の方が集団実体性知覚において重要な役割を果たしていた可能性がある。そのため、視覚情報の有意な影響が見られなかったとも考えられる。

本研究の限界と今後の展望

本研究の限界として、まず SD 法による印象評定の分析結果が挙げられる。本論文で参考情報として報告するために、内集団での因子構造を外集団にあてはめたが、もともとは内集団と外集団の間で印象評定の因子構造が異なっていた。加えて、「力本性」の因子内相関も小さく、外集団実体性知覚の項目群の α 係数も十分に高いとは言えない。本研究では外集団実体性知覚の影響について焦点を当てていることを鑑みると、外集団実体性知覚の信頼性向上のために、尺度の再検討や項目数の増加を行うことが望ましい。

次に、本研究のサンプルの問題である。サンプルサイズが 27 と小規模である点や、ある講義の一部として調査を行った点からサンプルのパーソナリティの偏りが本研究の結果に影響を及ぼしているかもしれない。それゆえ、今後異なる大学や学部、年齢の人を対象に同様の実験を行うことが必要である。

さらに「集団間対立オンラインセッション」において最初の危害攻撃が参加者の目の前で起きている点も考慮する必要があるだろう。本実験ツールでは、危害攻撃である罰ゲームが参加者の目の前で行われていた。しかし現実では外集団成員が内集団成員へ行った危害攻撃を自身 (代理報復を行う人) が実際にその目で見ているとは限らない。例えば、冒頭で触れたパレスチナイスラエル紛争においても、同胞が受けた被害を直接見ている場合もあれば、むしろ何十年も前に祖先が受け

たものであった場合もあるだろう。そのため、「集団間対立セッション」で取り扱った代理報復は代理報復の中でも被害者が攻撃を受けるのを間近で見た場合に限定されたものであり、かつ本研究では代理報告と解釈できる分析結果は得られなかった点について留意する必要がある。

一方で、今後も IT 技術の発展と普及に伴い、対面で空間を共有せずとも、ビデオ通話を通じて他者や外集団と交流する機会は増えていくと考えられる。本研究の限界点は少なくないものの、集団間対立の理解と解決策の発見のために、オンラインツールの利点を生かした実験デザインを構築したことにより、本研究は集団間対立のための新しい研究展開の一助になったと考えられる。この展開を進めるためにも、今後は上で述べた研究課題の解決を進める必要があるだろう。

引用文献

- Abrams, D., Ando, K., & Hinkle, S. (1998). Psychological attachment to the group: Cross-cultural differences in organizational identification and subjective norms as predictors of workers' turnover intentions. *Personality and Social psychology bulletin*, 24(10), 1027-1039. <https://doi.org/10.1177/01461672982410001>
- 安藤香織・広瀬幸雄 (1999). 環境ボランティア団体における活動継続意図・積極的活動意図の規定因 社会心理学研究, 15(2), 90-99. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00003724803>
- Campbell, D. T. (1958). Common fate, similarity, and other indices of the status of aggregates of persons as social entities. *Behavioral science*, 3(1), 14-25. <https://doi.org/10.1002/bs.3830030103>
- Crawford, M. T., Sherman, S. J., & Hamilton, D. L. (2002). Perceived entitativity, stereotype formation, and the interchangeability of group members. *Journal of personality and social psychology*, 83(5), 1076. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.83.5.1076>
- Crick, N. R., & Grotpeter, J. K. (1995). Relational aggression, gender, and social-psychological adjustment. *Child Development*, 66, 710-722. <https://doi.org/10.2307/1131945>
- Dasgupta, N., Banaji, M. R., & Abelson, R. P. (1999). Group entitativity and group perception: Associations between physical features and psychological judgment. *Journal of personality and social psychology*, 77(5), 991. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.991>
- Devos, T., Sliver, L. A., Mackie, D. M., & Smith, E. R. (2002). Experiencing intergroup emotions. In D.M. Mackie & E.R. Smith (Eds.), *From prejudice to intergroup emotions: Differentiated reactions to social group*. New York: Psychology Press. pp.111-134.
- 藤永保 (2013). 『最新心理学辞典』平凡社.
- 藤原武弘 (1987). パーソナルスペースに表れたアジア民族間の心理的距離に関する行動科学的研究 広島大学総合科学部紀要情報行動科学研究, 10, 83-92.
- 廣兼孝信・吉田寿夫 (1984). 印象形成における手がかりの優位性に関する研究 実験社会心理学研究, 23(2), 117-124. <https://doi.org/10.2130/jjesp.23.117>
- Hogg, M. A., & Abrams, D. (1988). *Social identifications: A social psychology of intergroup relations and*

group processes. London and New York: Routledge.

- 井上正明・小林利宣 (1985). 日本における SD 法による研究分野とその形容詞対尺度構成の概観
教育心理学研究, 33(3), 253-260. https://doi.org/10.5926/jjep1953.33.3_253
- 磯部美良・菱沼悠紀 (2007). 大学生における攻撃性と対人情報処理の関連 パーソナリティ研究,
15(3), 290-300.
- Karasawa, M. (1991). Toward an assessment of social identity: The student of group identification and its
effects on in-group evaluation. *British Journal of Social Psychology*, 20, 193-307.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1991.tb00947.x>
- 柏木繁男 (1964). SD 法による意味構造の因子論的研究 心理学研究, 35(1), 27-31.
<https://doi.org/10.4992/jjpsy.35.27>
- 熊谷智博 (2013). 集団間不公正に対する報復としての非当事者攻撃の検討 社会心理学研究, 29(2),
86-93. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00008993918>
- 熊谷智博・大淵憲一 (2009). 非当事者攻撃に対する集団同一化と被害の不正さの効果 社会心理
学研究, 24(3), 200-207. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00005381245>
- Lickel, B., Hamilton, D. L., Wiczorkowska, G., Lewis, A., Sherman, S. J., & Uhles, A. N. (2000). Varieties
of groups and the perception of group entitativity. *Journal of personality and social psychology*,
78(2), 223. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.2.223>
- Lickel, B., Miller, N., Denson, T. F., & Schmader, T. (2006). Vicarious Retribution: The Role of Collective
Blame in Intergroup Aggression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(4), 678-689.
https://doi.org/10.1207/s15327957pspr1004_6
- Mackie, D. M., Devos, T., & Smith, E. R. (2000). Intergroup emotions: Explaining of offensive action
tendencies in an intergroup context. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 602-616.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.4.602>
- 前村奈央佳 (2009). 共感力と異文化受容態度との関連性：ゲーミング・シミュレーション実験によ
る検討 異文化コミュニケーション, 12, 69-84.
- 縄田健悟・山口裕幸 (2011a). 個人間の危害行動が集団間紛争へと拡大するとき：一時集団におけ
る集団間代理報復の萌芽的生起 実験社会心理学研究, 51(1), 52-63.
<https://doi.org/10.2130/jjesp.51.52>
- 縄田健悟・山口裕幸 (2011b). 集団間代理報復における内集団観衆効果 社会心理学研究, 26(3),
167-177. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00007141806>
- 縄田健悟 (2013). 集団間紛争の発生と激化に関する社会心理学的研究の概観と展望 実験社会心理
学研究, 53(1), 52-74. <https://doi.org/10.2130/jjesp.1105>
- 仁平京子 (2008). 準拠集団理論と広告コミュニケーション戦略-熱望集団の創造に向けて 明大商
學論叢, 90(2), 75-88.
- 岡本卓也 (2007). 集団間交渉時の認知的バイアス：他集団の参入が既存集団の影響力の知覚に及ぼ
す効果 実験社会心理学研究, 46(1), 26-36. <https://doi.org/10.2130/jjesp.46.26>

- 小川一美 (2006). 手がかり情報の相違が二者間会話に対する印象に及ぼす影響 社会言語科学, 9(1), 27-36. https://doi.org/10.19024/jajls.9.1_27
- Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. H. (1957). *The measurement of meaning*. University of Illinois Press, Urbana.
- 大坪靖直・吉田寿夫 (1990). 印象形成における手がかりの優位性に関する研究 実験社会心理学研究, 30(1), 25-33. <https://doi.org/10.2130/jjesp.30.25>
- Petterson, T., & Öberg, M. (2020). Organized violence, 1989-2019. *Journal of Peace Research* 57(4), 597-613. <https://doi.org/10.1177/00223433209349>
- Postmes, T., Spears, R., & Lea, M. (1998). Breaching or building social boundaries? SIDE-effects of computer-mediated communication. *Communication research*, 25(6), 689-715. <https://doi.org/10.1177/009365098025006006>
- R Core Team. (2023). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Smith, E. R., & Henry, S. (1996). An in-group becomes part of the self: Response time evidence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22(6), 635-642. <https://doi.org/10.1177/0146167296226008>
- Stenstrom, D. M., Lickel, B., Denson, T. F., & Miller, N. (2008). The roles of ingroup identification and outgroup entitativity in intergroup retribution. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34(11), 1570-1582. <https://doi.org/10.1177/0146167208322999>
- 田端拓哉・池上知子 (2015). 能力次元における自己評価への脅威が集団実体性の知覚に及ぼす影響 実験社会心理学研究, 54(2), 75-88. <https://doi.org/10.2130/jjesp.1304>
- Vasquez, E. A., Wenborne, L., Peers, M., Alleyne, E., & Ellis, K. (2015). Any of them will do: In - group identification, out - group entitativity, and gang membership as predictors of group - based retribution. *Aggressive behavior*, 41(3), 242-252. <https://doi.org/10.1002/ab.21581>
- Yzerbyt, V., Dumont, M., Wigboldus, D., & Gordijn, E. (2003). I feel for us: The impact of categorization and identification on emotions and action tendencies. *British Journal of Social Psychology*, 42(4), 533-549. <https://doi.org/10.1348/014466603322595266>

国内アスリートにおける心理的安全性測定の妥当化に向けた 予備的研究

——丸山・藤（2019）の心理的安全性尺度の適用可能性に着目して——

上田寛¹・中島健一郎¹

A preliminary study on the validity of psychological safety measurement among Japanese athletes:
The applicability of the psychological safety scale developed by Maruyama and Fuji (2019)

Hiroshi Ueda and Ken'ichiro Nakashima

This preliminary study aimed to validate the measurement of psychological safety among athletes in Japan. Psychological safety is the shared belief among team members that taking risks in interpersonal relationships is safe, which may improve athletes' mental health by encouraging behaviors such as speaking up and asking for help. Psychological safety is a relatively new concept in sports, so a quantitative evaluation of its antecedents and outcomes is needed. Edmondson's (1999) scale, proposed by the leading proponent of the concept, is the primary instrument used to quantify psychological safety. However, there are concerns about the reliability and validity of this scale in sports. Therefore, this study investigated the applicability of the Japanese translation of Edmondson's (1999) Psychological Safety Scale (Maruyama & Fuji, 2019) for Japanese athletes. Data were collected from a survey of university athletes ($n = 161$), and factor analysis identified a two-factor structure of psychological safety, which did not support the interpretation of a single-factor structure found in previous studies. In addition, item analysis of each item group did not confirm high criterion reliability. These findings highlight a need to consider the context specific to athletes and the widely used concept of psychological safety. The results also emphasize the need for flexible scale application and the requirement for more supporting evidence in the future.

キーワード : Psychological Safety, Athlete, Scale Validity, Factor Analysis, Reliability

¹ 広島大学大学院人間社会科学研究科

問 題

アスリートにとって、メンタルヘルス問題は非アスリートと同様に一般的である。国際オリンピック委員会 (IOC) による国際的なシステムティック・レビューでは、メンタルヘルス問題が、競技パフォーマンスの低下、受傷リスク、回復の妨げになり得ることが指摘されている (Reardon et al., 2019)。加えて、高いトレーニング負荷、競技のプレッシャー、制限の多い生活など、アスリート特有のリスクも存在する (Schinke et al., 2018)。このリスクは、競技性を追求するほど高まる傾向にあり、心身両面に共通するものであるにもかかわらず、メンタルヘルス問題は身体的なコンディションに比べて注意が払われていないのが現状である (山本, 2019)。このような背景を踏まえ、アスリートのメンタルヘルスについて、症状およびその対応に関する心理教育、認知行動療法、マインドフルネスなど、個人に焦点化したアプローチを中心に介入研究が展開されている (Prior et al., 2022)。

一方で、アスリートのメンタルヘルス維持増進においては、個人の要因のみならず、所属チームの組織風土や対人関係といった環境要因も重要である (小室他, 2008; Kristiansen & Roberts, 2010)。特に、アスリートは、精神的な問題を自分で解決できなければ十分な技量がないとみなされる風潮があるために、精神科や心療内科の受診を弱い心と認めることと同義であると捉える傾向がある (湯地・鈴木, 2021)。また、病院の受診に限らず、自覚しているメンタルヘルス問題を他者に開示し、助けを求めることを躊躇する傾向もある。そのため、アスリートの所属組織がメンタルヘルス問題の受容に積極的であることが重要視されている (Rice et al., 2022)。このようなメンタルヘルス問題の発生および維持要因を無視することで、問題を過度にアスリート個人に帰属することに繋がり得る点から、所属組織やチームなどの環境要因を考慮した支援が求められている (Purcell et al., 2019)。具体的には、指導者のメンタルヘルスリテラシー向上を含めた組織全体へのアプローチの必要性が強調されるなどしている (Warden et al., 2023)。このような背景から、組織的な観点からアスリートのメンタルヘルスを支える概念として、近年、心理的安全性が注目を集めている。

アスリートにおける心理的安全性とメンタルヘルス

心理的安全性 (Psychological Safety) とは、「チームの中で対人関係のリスクをとっても大丈夫だ」というチームメンバーに共有される信念として定義される (Edmondson, 1999)。産業組織分野を中心に発展してきた概念であり、素直に発言する、フィードバックを求める、思い切って実験的な試みをするなどのリスクが伴う行動を、チームメンバーが安心して実行可能な環境を指す (Newman et al., 2017)。例えば、心理的安全性が高い医療現場では、メンバー間での援助要請行動や、ミスを報告することへの安心感が高まり、組織や集団、グループレベルでの学習が促進される (Edmondson & Lei, 2014; Newman et al., 2017)。加えて、産業組織分野の報告では、対人リスクとなるような従業員の個人的背景とメンタルヘルスとの関連、および組織に対するコミットメントの間接効果について、従業員における心理的安全性の知覚がその効果を調整する可能性が示唆されている (Ulusoy et al., 2016)。このように、心理的安全性は組織から個人まで幅広く作用する概念であり、メンタルヘルスの維持増進とも関連すると考えられる。

また、心理的安全性の適用分野は多岐にわたり、近年はアスリートにおいてもその重要性が強調されている (Fransen et al., 2020)。スポーツ分野における心理的安全性の先行研究では、近年のメンタルヘルスに対する研究関心の高まりに伴い、主にメンタルヘルスとの関連に焦点を当てた検討が進められている (Walton et al., 2023)。例えば、「感情的・身体的疲労、達成感の低下、スポーツに対する価値づけの低下からなる認知・情動症候群」であるバーンアウトは (Gstafsson et al., 2017, p 109)、横断研究において心理的安全性との負の関連が認められている (e.g., Fransen et al., 2020)。さらに、中高生のアスリートを対象とした縦断研究においても、心理的安全性の変化がバーンアウトに影響する可能性が示されている (Kinoshita & Sato, 2023)。このように、アスリートにおける心理的安全性の重要性が認識されつつある一方で、その先行要因や結果の評価など、理論的發展に寄与する定量的な研究が不十分であることが指摘されている (Vella et al., 2022)。したがって、スポーツの現場における科学的知見に基づく心理的安全性の提供、そしてアスリートのメンタルヘルスの維持増進に向けて、介入プログラム開発の前提となる基礎研究が必要だと考えられる。

アスリートにおける心理的安全性の測定

先に述べたように、心理的安全性の観点からアスリートのメンタルヘルスを高めるアプローチを検討する上では、未だ基礎的知見の不足が指摘されている。具体的な課題の 1 つに、アスリートにおける心理的安全性を測定するための尺度が確立されていないことが挙げられる。

現在、心理的安全性の測定に最も幅広く用いられているのは、Edmondson (1999) の 7 項目の尺度である。この尺度は、チームの心理的安全性を測定する一般的な尺度であり、複数の国で翻訳版が作成・使用され、尺度の信頼性および妥当性が確認されている (e.g., Bülbül et al., 2022)。また、産業組織分野に限らない多様なサンプルへの適用可能性も示されている (Newman et al., 2017)。例えば、ドイツで行われた医療・ヘルスケア領域の研究では、チーム医療におけるスタッフの心理的安全性を測定する目的で、Edmondson (1999) の翻訳版尺度が用いられている (Schmidt et al., 2021)。さらに、国内の先行研究も、その多くが心理的安全性の測定に Edmondson (1999) の和訳を使用している (e.g., 丸山・藤, 2022; 田原・小川, 2022)。幅広い分野の研究に適用され得る点も海外と同様であり、中学生が授業内の集団に対して感じる心理的安全性を測定する目的で、Edmondson (1999) に基づく測定が行われるなどしている (亀山他, 2021)。そして、スポーツ分野の心理的安全性測定においても、国内外の多くの先行研究で Edmondson (1999) の尺度が使用されている (e.g., Fransen et al., 2020; Gosai et al., 2023, Kinoshita & Sato, 2023)。

一方で、Edmondson (1999) をアスリートの心理的安全性測定へと適用することについて、信頼性と妥当性に問題があるとの指摘もある。例えば、Fransen et al. (2020) は、この 7 項目について項目分析および探索的因子分析を用いた詳細な検討を行っている。項目分析においては、クロンバックの α 係数が、信頼性の一般的な基準である 0.70 をかろうじて満たしているに過ぎない点を指摘した。スポーツ分野における調査研究は、質問紙に肯定的表現と否定的表現が混在している場合、肯定的表現のみを用いた質問紙と比較して信頼性が損なわれる可能性が指摘されている (Eys et al., 2007)。Edmondson (1999) の 7 項目は、4 項目の肯定的項目と 3 項目の否定的表現が混在しており、その点が

信頼性の低下に繋がっている可能性が考えられる。また、探索的因子分析においては単一因子構造が採用され、一定の適合度基準が示された (CFI = .91; RMSEA = .08; SRMR = .04)。しかし、特定の項目について因子負荷量および項目間相関が低かったため、当該項目を削除し、残った 6 項目を用いて再度探索的因子分析を行った結果、単一因子構造の適合度や因子負荷量が基準を満たした (CFI = .93; RMSEA = .08; SRMR = .04)。したがって、Fransen et al. (2020) は、6 項目を用いて尺度得点を算出し、以降の分析に使用した。このように、Edmondson (1999) の尺度については、アスリートへの適用に関する統計的妥当性が担保されておらず、尺度のさらなる検討の必要性が指摘されている (Rice et al., 2022)。また、国内アスリートに対するこの尺度の適用可能性について、構造的側面の妥当性から丁寧に精査した先行研究は、筆者の知る限り見当たらない。したがって、国内アスリートにおける心理的安全性測定の妥当化に向けては、その第一歩として Edmondson (1999) 翻訳版尺度の適用可能性を検討することが必要であると考えられる。

本研究の目的

ここまで述べてきたように、スポーツ分野における心理的安全性は、アスリートのメンタルヘルスに対して組織的な観点からアプローチするための概念として重要性が認識されつつある。しかし、尺度の信頼性および妥当性の不足が指摘されており、先行要因や結果を検討するための前提として、定量的研究における心理的安全性の評価方法に検討の余地が残されている (Rice et al., 2022; Vella et al., 2022)。そこで、本研究では、Edmondson (1999) を使用した国内アスリートの心理的安全性測定について、その信頼性と妥当性を検討することを目的とする。具体的には、Edmondson (1999) の翻訳版尺度を用いたアスリートへの調査を実施し、信頼性および構造的側面の妥当性を検討する。

翻訳版尺度の検討にあたっては、Psychological Safety Scale 日本語版 (丸山・藤, 2019) を一部修正し、使用する。この尺度は、従業員の職場に対する心理的安全性を測定する尺度として開発されており、筆者の知る限り、Edmondson (1999) を基に開発された日本語版尺度の中で、妥当性と信頼性を最も丁寧に検討している尺度である。本尺度の翻訳作業は稲田 (2015) に倣って実施され、2 名の専門家による独立した順翻訳とその統合、専門業者による逆翻訳、そして原著者による文言の同一性の確認がなされている (丸山・藤, 2022)。また、確認的因子分析による構造的側面の妥当性検証、および項目分析による信頼性検証が行われ、結果について原著者の承諾が得られている (丸山・藤, 2022)。国内のほとんどの先行研究では、独自の解釈で Edmondson (1999) が翻訳され、必要に応じて項目が抽出されるなどしている。加えて、心理的安全性の測定において複数尺度が使用され続けることが、分野全体の発展を妨げる可能性が指摘されている (Newman et al., 2017)。したがって、国内における今後の心理的安全性の測定は、Psychological Safety Scale 日本語版 (丸山・藤, 2019) の適用を基準に行うことが望ましいと考えられる。しかし、この尺度の信頼性や妥当性は、あくまで産業組織分野の研究において確認されたものであり、アスリートへの適用可能性は未検討である。

したがって、本研究により、国内アスリートにおける心理的安全性を適切に評価するための基礎的な知見を提供することで、スポーツ分野の心理的安全性研究における堅実な展開が可能になると考える。加えて、Psychological Safety Scale 日本語版 (丸山・藤, 2019) が Edmondson (1999) と同様に

他分野の研究にも応用可能である点を示すことができれば、心理的安全性研究の分野横断的な発展の一助にもなると考える。

方 法

本研究では、上田他 (2023) で用いたデータを二次利用して分析を行う²。

また、本調査は、関西学院大学の「人を対象とする行動学系研究倫理審査部会」による審査を受け、内容について承認を得たものである (承認番号: 2021-51)。

対象者

本調査は、縁故法を用いて協力を得た 200 名の大学運動部に所属するアスリートを対象に実施された。そのうち、途中で回答を中断した者や、記入漏れがあった者などを除く 161 名が分析対象となった。対象者の詳細は、上田他 (2023) を参照されたい。

調査手続き

アンケート作成・分析ツールである Qualtrics を用いて回答フォームを作成した。対象チームの代表者から同意を得た運動部に対して、質問紙にアクセスするための URL をメールなどで送信し、回答を求めた。回答フォームの冒頭ページに、本研究の趣旨、個人情報の守秘、研究協力が自由意志に基づくものであることについて記載した。また、本調査では、質問項目への回答を以て研究への同意が得られたものとした。

使用尺度

Psychological Safety Scale 日本語版 (丸山・藤, 2019) 「このチームでは、あなたがミスを犯してしまうと、多くの場合責められることになる。」など、所属組織に感じている対人関係のリスクに関する 7 項目から構成されている。

参加者は、この 7 項目に 7 件法で回答した。教示文は、「あなたがご自身の所属する部活動・チームについてどのように感じているか、お伺いします。以下の項目について、「非常にあてはまる」から「全くあてはまらない」まで、近い数字をそれぞれ 1 つずつ選んでください。(ここでの部活動やチームとは、あなたがメンバーの一員として所属し、普段から接している部活動内での集団 (●チームなど) を指します。)」であった。

² 丸山・藤 (2019) を基にした尺度を使用した関連論文を投稿した際、匿名の査読者から、スポーツの文脈に沿うように項目表現を一部修正していること、確認的因子分析において構造的側面の妥当性が支持されていない点を踏まえ、探索的因子分析などの予備的分析を実施すべきという助言を受けた。この助言を踏まえ、新たにデータを収集せずとも、既存のデータを再分析することでその内容に即した研究展開が実現できると考え、本論文を執筆した。

また、上記の助言を受けたのは、上田他 (2023) の論文発表および上田・中島 (2024b) による報告の後であったため、これらに本研究の内容を組み込むことが不可能であった。

また本調査では、尺度の教示文を一部変更して使用した。これは、産業組織の文脈で開発された本尺度について、大学生アスリートを対象とする本調査に適用可能な文言への変更が必要であったためである。具体的には、「職場」を「部活動・チーム」に変更し、括弧書きで補足を追加している。本研究では、この変更による尺度の信頼性と妥当性への影響も含めて検討することとする。

分析計画

分析では、Psychological Safety Scale 日本語版 (丸山・藤, 2019) について、要約統計量の算出、確認的因子分析、探索的因子分析、項目分析を実施し、尺度の妥当性および信頼性について検討する。全ての分析において、R の version4.3.1 を使用する。

要約統計量の算出 Psychological Safety Scale 日本語版の各項目について、平均、標準偏差、項目同士の相関を算出する。

確認的因子分析 丸山・藤 (2022) によって同定された双因子モデルに基づく確認的因子分析を実施する。双因子モデルでは、7項目全てにパスを想定する心理的安全性概念に相当する潜在変数に加えて、肯定的表現項目 (例：このチームの中では、思い切ったことをしても大丈夫だ) のみにパスを想定する潜在変数と、否定的表現項目 (例：このチームの他のメンバーに助けを求めることは難しい) のみにパスを想定する潜在変数が配置される。丸山・藤 (2022) は、この双因子モデルが採用されたことを根拠に、項目表現の違いはあるものの、本尺度が単一因子構造の概念として解釈可能であると判断した。そこで、本研究では、アスリートのサンプルにおける双因子モデルの構造的側面の妥当性を確認するため、確認的因子分析を行う。確認的因子分析において適合度基準が満たされた場合、項目全体、および因子ごとの項目群について項目分析を行い、信頼性を確認する。なお、双因子モデルの適合度基準が満たされなかった場合には、以下の流れで探索的因子分析を実施する。

探索的因子分析 まず、MAP (Minimum Average Partial) テスト、平行分析、対角 SMC 平行分析を実施し、因子数の候補を決定する。次いで、その因子数を仮定した探索的因子分析を実施する。探索的因子分析では、因子負荷量の大きさ、多重負荷の有無といった観点から項目の選定を行いつつ、項目群から解釈可能な因子構造が決定できるかどうかを判断する。本研究では、因子負荷量が .40 以下である項目、および多重負荷が認められる項目は削除することとした。項目削除後、再度探索的因子分析を行い、上記の方法で因子構造を判断する。

解釈可能な因子構造が同定され、かつそれが単一因子構造でない場合、双因子モデルおよび高次因子モデルによる解釈可能性についても改めて検討する。本尺度における単一因子構造での解釈について原著者の確認が得られている点を踏まえると (丸山・藤, 2022), 本研究の結果として得られた因子構造についても、可能な限り単一因子構造としての解釈を検討する必要がある。したがって、探索的因子分析から得られた結果について、前述の双因子モデル、および高次 (二次) 因子モデルを仮定した確認的因子分析を実施する。高次因子モデルは、探索的因子分析で各因子にパスを想定する心理的安全性概念に相当する潜在変数を配置することで、単一因子構造の概念として解釈するモデルである。各モデルの確認的因子分析における適合度基準を確認した上で、項目全体、および因子ごとの項目群について項目分析を実施し、信頼性を確認することとする。

結 果

要約統計量の算出

各項目について、平均、標準偏差の算出を行った。その結果を Table 1 に示す。

また、各項目間の関連について検討するため、各項目の得点について相関係数を算出した。その結果を Table 2 に示す。

Table 1. Psychological Safety Scale 日本語版の項目内容、各項目の平均および標準偏差

	項目	Mean	SD
1	このチームでは、あなたがミスを犯してしまうと、多くの場合責められることになる。	4.96	1.78
2	このチームのメンバーは、問題が起きていたり、困難な事案が生じていたりしても、それを提起することができる。	5.02	1.39
3	このチームの人々は時々、他の人々に対して、「自分たちとは違う」として受け入れないことがある。	4.77	1.77
4	このチームの中では、思いきったことをしても大丈夫だ。	4.70	1.74
5	このチームの他のメンバーに助けを求めることは難しい。	5.72	1.44
6	このチームの誰も、わざと私の努力を踏みにじるようなことはしないだろう。	5.76	1.69
7	このチームのメンバーと働いているとき、ほかの人には真似できない私のスキルや能力は評価され、役立てられている。	4.62	1.61

Table 2. 各項目間の相関係数

項目番号	1	2	3	4	5	6
2	.05					
3	.37**	.19*				
4	.26**	.30**	.26**			
5	.36**	.20*	.48**	.36**		
6	.09	.13	.10	.29**	.20*	
7	.19*	.34**	.12	.49**	.28**	.24**

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

丸山・藤 (2022) に基づく確認的因子分析

丸山・藤 (2022) で採択された双因子モデルに基づく確認的因子分析を行った結果、本研究のサンプルでは不適解となった。したがって、探索的因子分析を行い、解釈可能な因子構造を検討した。

探索的因子分析

MAP テストでは因子数「1」が、平行分析 (主因子法) では因子数「2」が、対角 SMC 平行分析 (主因子法) では因子数「2」が提案された。本研究では、丸山・藤 (2022) に倣い、因子数「2」を想定した探索的因子分析 (最尤法) を実施した。次いで、事前に設定した因子負荷量の基準に基づき、「6. このチームの誰も、わざと私の努力を踏みにじるようなことはしないだろう。(35)」を削除した。他の項目は、因子負荷量の基準を満たし、多重負荷も認められなかった。したがって、残りの6項目で、再度因子数「2」を想定した探索的因子分析を実施したところ、全ての項目の因子負荷量が設定した基準を満たし、多重負荷項目も認められなかった。その因子負荷量、および因子間相関を Table 3 に示す。本研究では、丸山・藤 (2022) に倣い、項目 1、項目 3、項目 5 を「否定的表現」因子、項目 2、項目 4、項目 7 を「肯定的表現」因子とした。

Table 3. 探索的因子分析および項目分析の結果

	F1	F2
〈否定的表現〉 $\alpha = .66$		
3	.81	
5	.61	
1	.50	
〈肯定的表現〉 $\alpha = .65$		
7		.86
4		.59
2		.42
因子間相関 F1 - F2		.53

単一因子構造での解釈可能性に関する確認的因子分析

探索的因子分析で得られた 2 因子について、単一因子構造としての解釈可能性を検討するため、双因子モデルおよび高次因子モデルを想定した確認的因子分析を実施した。結果、双因子モデル、高次因子モデルともに不適解であった。したがって、本研究では、先の探索的因子分析で得られた 2 因子構造を最終的な因子構造として採用した。

項目分析

上記の 2 因子の各項目群について、クロンバックの α 係数を算出した。その結果、「否定的表現」因子は $\alpha = .66$ 、「肯定的表現」因子は $\alpha = .65$ であり、いずれも信頼性が担保される一般的な基準である $.70$ を満たさなかった (Table 3 参照)。

考 察

本研究の目的は、日本国内のアスリートにおける心理的安全性の測定について、Psychological Safety Scale 日本語版 (丸山・藤, 2019) の適用可能性を検討することであった。丸山・藤 (2022) に基づく確認的因子分析の結果、双因子モデルを想定した単一因子構造としての解釈は支持されなかった。そのため、探索的因子分析を実施した結果、因子負荷量が基準以下であった 1 項目の削除を経て、「否定的表現」因子と「肯定的表現」因子からなる 2 因子構造が採用された。また、各因子における項目分析では、いずれの項目群も信頼性が担保される一般的な基準を満たさなかった。

尺度の構造的側面の妥当性および信頼性について

本研究のサンプルにおいては、丸山・藤 (2022) の双因子モデルが採用されず、Edmondson (1999) で推奨されている単一因子構造での解釈は困難であった。この結果は、Edmondson (1999) の 7 項目をスポーツチームに適用する上での課題を示した先行研究を支持している (e.g., Fransen et al., 2020)。しかしながら、Edmondson (1999) の尺度および Psychological Safety Scale 日本語版は現状の心理的安全性測定における有力な選択肢であり、アスリートに対する適用可能性を否定することには慎重になる必要がある。Newman et al. (2017) によるシステムティック・レビューでは、心理的安全性の測定において複数の尺度が使われ続けることが、分野の発展を妨げる可能性があることに加えて、Edmondson (1999) の尺度が多様なレベル (個人・グループ・組織) や分野のサンプルに適用可能である証拠が得られている点を踏まえ、特定の文脈に依存した尺度よりも同尺度を優先して使用することが推奨されている。また、アスリートにおける心理的安全性測定について、Edmondson (1999) の尺度の信頼性および妥当性を検討した Fransen et al. (2020) では、特定の項目を削除した 6 項目で尺度得点の算出が行われた。本研究における探索的因子分析の過程で削除した項目 (6. このチームの誰も、わざと私の努力を踏みにじるようなことはしないだろう。) と、Fransen et al. (2020) において削除された項目の内容は同様であり、採用された因子構造は異なるものの、当該項目の使用に懸念があることについては一貫した示唆が得られている。さらに、本研究で得られた「肯定的表現」と

「否定的表現」の 2 因子構造, および単一因子としての解釈の困難さは, スポーツ分野の調査研究における項目表現の問題が反映されたものと考えられ (Eys et al., 2007), 改良の余地がある。具体的には, 肯定的表現と否定的表現を混在させた質問紙は, 考えなく全ての項目に同様の回答をする, いわゆるストレート回答を検出しやすい点で優れている一方で, 回答者の混乱や誤った項目解釈を導くリスクが指摘されている (Eys et al., 2009)。Eys et al. (2009) は, この問題の解決策として, 項目表現を肯定的表現のみに統一した上で, ストレート回答などを検出するためのダミー項目として, 否定的表現項目を追加することを提案している。これらの知見を踏まえると, 本研究で採用された Psychological Safety Scale 日本語版の 6 項目に関する別サンプルのアスリートを対象とした追試や, 尺度の改良に向けた項目内容の検討は実施に値すると考えられる。

その一方で, Psychological Safety Scale 日本語版はあくまで産業組織分野の研究で開発された尺度であり, アスリートにおける心理的安全性概念を適切に捉えきれていない可能性がある。スポーツの文脈においては, スポーツチームやアスリートにおける心理的安全性の認識や在り方が他分野とは異なる可能性が指摘されている。例えば, アスリートにおける心理的安全性を概観するシステマティック・レビューでは, Edmondson (1999) による心理的安全性の定義が, スポーツチームに適用される過程で研究者間に解釈の違いが生じ, そのことが測定の不安定さに繋がっていることが指摘されている (Vella et al., 2022)。また, スポーツチームにおける心理的安全性は, メンタルヘルスの環境的保護因子として作用している側面が強いにもかかわらず, Edmondson (1999) の尺度にはその文脈に対する直接的な言及がない点も課題として挙げられている (Rice et al., 2022)。

この点を踏まえ, Rice et al. (2022) はアスリートに特化した心理的安全性尺度の必要性を主張し, Sport Psychological Safety Inventory (SPSI) を開発した。SPSI は, 「精神的に健康な環境 (Mentally Healthy Environment)」, 「メンタルヘルスリテラシー (Mental Health Literacy)」, 「低い自己スティグマ (Low Self-Stigma)」の 3 因子 11 項目からなる尺度である。構造的側面の妥当性が確認されていることに加え, 双因子モデルおよび高次因子モデルを想定した単一因子構造としての解釈可能性が示されている (Rice et al., 2022)。また, SPSI の翻訳版である日本語版 Sport Psychological Safety Inventory (SPSI-J; 小塩, 翻訳中) の適用に向けた検討も行われている。具体的には, 国内アスリートの心理的安全性とリーダーシップ, およびメンタルヘルスとの関連の検討において, SPSI-J の尺度項目が用いられている (上田・中島, 2024a³)。しかし, 上田・中島 (2024b) は, Rice et al. (2022) で支持された双因子モデルおよび高次因子モデルを想定した因子構造について, 国内アスリートを対象とした調査では一部の因子負荷量の解釈が困難であったことを報告している。このことから, SPSI および SPSI-J はアスリートに特有の心理的安全性を測定する尺度として使用に値するものの, Psychological Safety Scale 日本語版と同様に, 追試を含むより詳細な検討が必要であると考えられる。

ここまでの内容を踏まえると, 国内アスリートの心理的安全性測定の妥当化に向けては, 一般的な心理的安全性の文脈と, スポーツ分野に特有の心理的安全性概念の捉え方との共通点および相違

³ SPSI-J の著者である小塩靖崇先生 (国立研究開発法人国立精神・神経医療センター) との個人的なやり取りにより, 翻訳中の尺度項目を入手し, 使用した。

点を丁寧に検証し、測定に反映していく必要があると考えられる。そのために、国内アスリートの心理的安全性測定について、当面は Psychological Safety Scale 日本語版と SPSSI-J を併用し、信頼性および妥当性に関する知見を重ねつつ、最新の知見を踏まえたデータ収集や解析を行っていくことが望ましいと考える。

本研究の実践的示唆

本研究は予備的な研究であり、得られた結果および考察はあくまで暫定的なものである。しかしながら、アスリートにおける心理的安全性測定について国内での基礎的な知見を提供することで、科学的根拠に基づく心理的安全性の介入研究への展開の一助となる点に、実践的示唆があると考えられる。チームレベルの心理的安全性を提唱した Edmondson による最新のレビュー論文では、心理的安全性の研究の展望として、介入研究の重要性が指摘されている (Edmondson & Bransby, 2023)。しかし現状、心理的安全性の向上を目的とした介入研究の数は限られており (e.g., Dusenberry & Robinson, 2020)、産業組織分野と同様に研究動向の中心に位置づけられてきた医療・ヘルスケア分野においても、知見の不足が指摘されている (O'Donovan & McAuliffe, 2020)。問題部分でも述べたように、アスリートのメンタルヘルス維持増進にとっては、組織などの環境要因を含む包括的な支援が重要である (Purcell et al., 2019)。しかし、筆者の知る限り、科学的根拠に基づくメンタルヘルスのための介入プログラムの中に、スポーツ集団に特化したデザインは現状見当たらない (Breslin et al., 2017)。これを踏まえると、心理的安全性のための介入研究に対する需要はスポーツ分野においても例外ではないと考えられる。さらに、スポーツ分野における心理的安全性は、比較的新しい概念とされている (Fransen et al., 2020)。そのため、先行要因および結果の定量的な評価、そしてその前提となる測定尺度の妥当化といった基礎的な知見の提供が求められている (Vella et al., 2022)。本研究の結果は、このような科学的知見に基づく研究展開に際して、先行研究を踏まえた測定尺度の信頼性および妥当性の検討を行うことで、国内アスリートにおける心理的安全性測定の妥当化に関して一つの方向性を示唆したといえる。加えて、先行研究との比較から、分野や環境、所属する組織の文脈によって心理的安全性の在り方や解釈が異なる可能性を示したことで、柔軟な概念適用の必要性を改めて強調した。これらの示唆により、心理的安全性概念および他の変数との関連性の評価がより頑健かつ示唆に富んだものになり、包括的な介入研究の将来的な実施に繋がることが期待される。

本研究の限界点と今後の展望

本研究の大きな課題として、対象アスリートの競技種目や所属組織に偏りがあるために、データの階層性を考慮した検討ができなかったことが挙げられる。Edmondson (1999) は、心理的安全性をチームレベルの概念として定義しており、メンバーそれぞれが心理的な安心感を知覚しているだけでなく、むしろそれがチーム内で共有される信念である点に重きを置いている (山口, 2024)。実際に、心理的安全性のレビュー論文は、その多くが心理的安全性の効果を個人レベルと集団レベルに分けて論じている (e.g., Newman et al., 2017)。一方で、現在行われている実証研究の多くはデータの階層性が考慮されておらず、チーム内の観察困難なダイナミクスを捉え切れていないのが現状で

ある (山口, 2024)。スポーツ分野の先行研究も同様の課題を抱えており、アスリートにおける心理的安全性の知覚がチーム全体でどの程度共有されているかについては、マルチレベル分析を用いた検討を行うことが推奨されている (Vella et al., 2022)。それに準ずる手法は一部の研究で既に実施されており, Fransen et al. (2020) は, 単一因子構造を想定した確認的因子分析を行う上での前提として, 観測変数の級内相関係数を算出し, マルチレベルでの検討が必要か否かについて判断を行っている。これらの知見を踏まえ, 今後の研究においては, 複数のスポーツチームにおける集団単位のデータを収集し, 集団内および集団間の傾向の差について予備的分析を行った上で, マルチレベル分析を用いた検討を行う。これにより, 先に述べた心理的安全性の文脈依存的な性質を精緻化するとともに, 概念の一般化可能性についても検証することが必要だと考える。

引用文献

- Breslin, G., Shannon, S., Haughey, T., Donnelly, P., & Leavey, G. (2017). A systematic review of interventions to increase awareness of mental health and well-being in athletes, coaches and officials. *Systematic Reviews, 6* (1), 177. <https://doi.org/10.1186/s13643-017-0568-6>
- Bülbül, S., İşıaçık, S., & Aytaç, S. (2022). Measurement of perceived psychological safety: Integration, review and evidences for the scale in the context of Turkey. *Journal of Economy Culture and Society, 65*, 15-28. <https://doi.org/10.26650/JECS2021-974757>
- Dusenberry, L., & Robinson, J. (2020). Building psychological safety through training interventions: Manage the team, not just the project. *IEEE Transactions on Professional Communication, 63*(3), 207-226. <https://doi.org/10.1109/TPC.2020.3014483>
- Edmondson, A. C. (1999). Psychological safety and learning behavior in work teams. *Administrative Science Quarterly, 44*(2), 350-383. <https://doi.org/10.2307/2666999>
- Edmondson, A. C., & Bransby, D. P. (2023). Psychological safety comes of age: Observed themes in an established literature. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 10*, 55-78. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-120920-055217>
- Edmondson, A. C., & Lei, Z. (2014). Psychological safety: The history, renaissance, and future of an interpersonal construct. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 1*(1), 23-43. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-031413-091305>
- Eys, M. A., Carron, A. V., Bray, S. R., & Brawley, L. R. (2007). Item wording and internal consistency of a measure of cohesion: the group environment questionnaire. *Journal of Sport & Exercise Psychology, 29* (3), 395-402. <https://doi.org/10.1123/jsep.29.3.395>
- Eys, M., Loughhead, T., Bray, S. R., & Carron, A. V. (2009). Development of a cohesion questionnaire for youth: the Youth Sport Environment Questionnaire. *Journal of Sport & Exercise Psychology, 31* (3), 390-408. <https://doi.org/10.1123/jsep.31.3.390>
- Fransen, K., McEwan, D., & Sarkar, M. (2020). The impact of identity leadership on team functioning and

- well-being in team sport: Is psychological safety the missing link? *Psychology of Sport and Exercise*, 51, 101763. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2020.101763>
- Gosai, J., Jowett, S., & Nascimento-Júnior, J. R. A. D. (2023). When leadership, relationships and psychological safety promote flourishing in sport and life. *Sports Coaching Review*, 12 (2), 145-165. <https://doi.org/10.1080/21640629.2021.1936960>
- Gustafsson, H., DeFreese, JD., & Madigan, D. J. (2017). Athlete burnout: Review and recommendations. *Current Opinion in Psychology*, 16, 109-113. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.05.002>
- 稲田 尚子 (2015). 尺度翻訳に関する基本指針 (<特集>「行動療法研究」における研究報告に関するガイドライン) 行動療法研究, 41 (2), 117-125. https://doi.org/10.24468/jjbt.41.2_117
- 亀山 晃和・原田 勇希・草場 実 (2021). 学級内の社会的地位と実験グループに対する心理的安全性が理科授業における批判的議論とストレス反応に及ぼす影響 理科教育学研究, 61 (1), 229-245. <https://doi.org/10.11639/sjst.20054>
- Kinoshita, K., & Sato, S. (2023). Incivility and psychological safety in youth sport: The reciprocal effects and its impact on well-being and social outcomes. *Sport Management Review*, 26(2), 246-270. <https://doi.org/10.1080/14413523.2022.2138110>
- 小室 啓子・荒井 弘和・竹中 晃二 (2008). 大学生アスリートのメンタルヘルスとスポーツ集団の組織風土 体育の科学, 58 (2), 127-132.
- Kristiansen, E. & Roberts, G. C. (2010). Young elite athletes and social support: Coping with competitive and organizational stress in “Olympic” competition. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 20, 686-695. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0838.2009.00950.x>
- 丸山 淳市・藤 桂 (2019). 塞ぐ職場にユーモアを——職場ユーモアが心理的安全性を介して創造性に及ぼす影響—— 日本心理学会第83回大会発表論文集, 1005. https://doi.org/10.4992/pacjpa.83.0_3C-086
- 丸山 淳市・藤 桂 (2022). 職場ユーモアが創造性の発揮に及ぼす影響——心理的安全性の役割に着目して—— 産業・組織心理学研究, 35 (3), 381-392. https://doi.org/10.32222/jaiop.35.3_381
- Newman, A., Donohue, R., & Eva, N. (2017). Psychological safety: A systematic review of the literature. *Human Resource Management Review*, 27(3), 521-535. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2017.01.001>
- O'Donovan, R., & McAuliffe, E. (2020). A systematic review of factors that enable psychological safety in healthcare teams. *International Journal for Quality in Health Care*, 32(4), 240-250. <https://doi.org/10.1093/intqhc/mzaa025>
- Prior, E., Papathomas, A., & Rhind, D. (2022). A systematic scoping review of athlete mental health within competitive sport: Interventions, recommendations, and policy. *International Review of Sport and Exercise Psychology*. <https://doi.org/10.1080/1750984X.2022.2095659>
- Purcell, R., Gwyther, K., & Rice, S. M. (2019). Mental Health In Elite Athletes: Increased Awareness Requires An Early Intervention Framework to Respond to Athlete Needs. *Sports Medicine - Open*, 5 (1), 46. <https://doi.org/10.1186/s40798-019-0220-1>

- Reardon, C. L., Hainline, B., Aron, C. M., Baron, D., Baum, A. L., Bindra, A., Budgett, R., Campriani, N., Castaldelli-Maia, J. M., Currie, A., Derevensky, J. L., Glick, I. D., Gorczynski, P., Gouttebauge, V., Grandner, M. A., Han, D. H., McDuff, D., Mountjoy, M., Polat, A., ... Engebretsen, L. (2019). Mental health in elite athletes: International Olympic Committee consensus statement (2019). *British Journal of Sports Medicine*, 53 (11), 667-699. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2019-100715>
- Rice, S., Walton, C. C., Pilkington, V., Gwyther, K., Olive, L. S., Lloyd, M., Kountouris, A., Butterworth, M., Clements, M., & Purcell, R. (2022). Psychological safety in elite sport settings: A psychometric study of the Sport Psychological Safety Inventory. *BMJ Open Sports & Exercise Medicine*, 8(2), e001251. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjsem-2021-001251>
- Schinke, R. J., Stambulova, N. B., Si, G., & Moore, Z. (2018). International society of sport psychology position stand: Athletes' mental health, performance, and development. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16(6), 622-639. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2017.1295557>
- Schmidt, J., Gambashidze, N., Manser, T., Guss, T., Klatthaar, M., Neugebauer, F., & Hammer, A. (2021). Does interprofessional team-training affect nurses' and physicians' perceptions of safety culture and communication practices? Results of a pre-post survey study. *BMC Health Services Research*, 21 (1), 341. <https://doi.org/10.1186/s12913-021-06137-5>
- 田原 直美・小川 邦治 (2022). 職務チームにおけるパフォーマンスとメンタルヘルス—心理的安全性とワーク・エンゲイジメントの影響— 西南学院大学人間科学論集, 17 (2), 111-127. <http://repository.seinan-gu.ac.jp/handle/123456789/2243>
- 上田 寛・朝倉 智大・大前 杏織・佐藤 寛・中島 健一郎 (2023). 大学生アスリートの心理的安全性がバーンアウトにおよぼす影響——競技不安と心理的競技能力を介して—— 広島大学心理学研究, 22, 157-172. <https://doi.org/10.15027/53688>
- 上田 寛・中島 健一郎 (2024a). サーバント・リーダーシップとアスリートのメンタルヘルスとの関連における心理的安全性の間接効果に関する探索的検討—目的変数としてのバーンアウト傾向および競技不安症状の各下位因子に着目して— [ポスター発表]. 日本心理学会第 88 回大会発表論文集, 3A-98-PR.
- 上田 寛・中島 健一郎 (2024b). 国内アスリートにおける心理的安全性測定の妥当性の検証—日本語版 Sport Psychological Safety Inventory (SPSI) を用いて— [口頭発表]. 日本スポーツ心理学会第 51 回大会研究発表抄録集, 28.
- Ulusoy, N., Molders, C., Fischer, S., Bayur, H., Deveci, S., Demiral, Y., & Rossler, W. (2016). A matter of psychological safety: Commitment and mental health in Turkish immigrant employees in Germany. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 47(4), 626-645. <https://doi.org/10.1177/0022022115626513>
- Vella, A. S., Mayland, E., Schweickle, M. J., Sutcliffe, J. T., McEwan, D. & Swann, C. (2022). Psychological safety in sport: A systematic review and concept analysis. *International Review of Sport and Exercise Psychology*, 17(1), 516-539. <https://doi.org/10.1080/1750984X.2022.2028306>
- Walton, C. C., Purcell, R., Pilkington, V., Hall, K., Kentta, G., Vella, S., & Rice, S. M. (2023). Psychological

- safety for mental health in elite sport: A theoretically informed model. *Sports Medicine*, 54, 557-564.
<https://doi.org/10.1007/s40279-023-01912-2>
- Warden, S., Doncaster, G., Greenough, K., & Smith, A. (2023). Examining Sports Coaches' Mental Health Literacy: Evidence from UK Athletics. *Sport, Education and Society*.
<https://doi.org/10.1080/13573322.2023.2214160>
- 山口 裕幸 (2024). 第 2 章 チームに生まれる全体的心理学的特性 山口 裕幸 (編) チームダイナミックスの行動科学——組織の生産性・安全性・創造性を高める鍵はどこにあるのか—— (pp. 17-30) ナカニシヤ出版.
- 山本 宏明 (2019). アスリーートのメンタルヘルスを守るために 体力科学, 68 (1), 20.
<https://doi.org/10.7600/jspfsm.68.20>
- 湯地 義啓・鈴木 正泰 (2021). アスリーートのメンタルヘルス 日大医学雑誌, 80 (2), 71-74.
https://doi.org/10.4264/numa.80.2_71

シャイネスと孤独感の関連に対する自己開示の媒介効果

—自己開示の内容的側面に着目した探索的検討—

池田蓮人¹・新垣紀子²・中島健一郎¹

The Relationship Between Shyness, Self-Disclosure, and Loneliness: An Exploratory Examination Focusing on the Content Aspects of Self-Disclosure

Rento Ikeda, Noriko Shingaki, Kenichiro Nakashima

In recent years, it has been pointed out that people's loneliness has been increasing as interpersonal relationships have become less personal due to the increasing digitization of society (Turkle, 2016). High loneliness is a serious problem, as it has been shown to have a mortality risk equivalent to smoking 15 cigarettes a day (Holt-Lunstad et al., 2010) and may lead to anti-social behaviors such as crime (Martens et al., 2005). Although it has been repeatedly shown that shyness is one of the factors that influence loneliness and that shyness and loneliness are related (e.g., Zhao et al., 2013), the mechanism is unclear. In the present study, we hypothesized that (1) people with high shyness have higher loneliness than those without shyness, and (2) shyness, mediated by less self-disclosure to others, influences higher loneliness. The questionnaire survey was conducted based on these two hypotheses. The results of the correlation analysis showed that the correlation between shyness and loneliness was significant, thus hypotheses (1) was supported. Mediation analysis revealed that self-disclosure partially mediated the association between shyness and loneliness, thus hypothesis (2) was partially supported. In addition, the results of the structural equation modeling suggested that among the subspects of self-disclosure, disclosure of “goals and purpose in life” was associated with lower loneliness.

キーワード : Shyness, Self-disclosure, Loneliness

¹ 広島大学大学院人間社会科学研究所

² 成城大学社会イノベーション学部

問 題

近年、デジタル化が進む社会において対人関係が希薄化し、孤独感の問題が深刻化しているということが指摘されている(Turkle, 2016)。孤独感とは、「対人関係についての達成水準と願望水準の不一致から生じるネガティブな感情」と定義され(Peplau & Perlman, 1979)、孤独感の高さは、1日に煙草を15本吸うのと同程度、健康に悪影響があること(Holt-Lunstad et al., 2010)、抑うつや不安障害の発症リスクを高めること(Cacioppo et al., 2006)、犯罪などの反社会的行動に繋がる可能性が高いこと(Martens et al., 2005)が示されている。さらに、本邦では2024年に孤独・孤立対策推進法が施行され、孤独・孤立対策への取り組みが行われている(内閣府, 2024)。以上のことから、孤独感の深刻化は現代社会において取り組むべき課題の一つであり、孤独感に関する研究の蓄積が求められているといえる。

孤独感の高さに影響する要因の一つとして、シャイネスがある(Li et al., 2021)。シャイネスとは、「他者から評価されたり、あるいは評価されることを予測することによって生じる対人不安と対人行動の抑制によって特徴づけられる感情—行動症候群」と定義される(Leary, 1986)。シャイネスが高い人は、対人場面での自己主張に乏しいため、「学校」「恋愛」「就職」「結婚」など様々な場面において不利な立場に立たされやすいこと(Zimbardo, 1977; Caspi et al., 1988)や、相互協調的自己観が優勢な文化圏において、人々のシャイネスの程度が高い傾向があること(稲垣ほか, 2020)などが報告されている。さらに、シャイネスの高さと孤独感の高さの間に負の関連があることが繰り返し指摘されている(Li et al., 2021; Zhao et al, 2013; Ashe & McCutcheon, 2001; 石田, 1998)。しかしながら、シャイネスが高い人はなぜ孤独感が高い傾向があるのかというメカニズムに関しては十分に検討されていない。科学的根拠に基づく実践(EBP)の観点から、シャイネスが高い人の孤独感を低減するような介入を行うためには、シャイネスが孤独感に影響するメカニズムや、その過程に関わる要因について明らかにする必要がある。

本研究では、シャイネスと孤独感の関係を媒介する要因として自己開示を取り上げる。自己開示とは、「他者が知覚しうるように自分自身をあらわにする行為」と定義され(Jourard, 1971)、自分にとって重要な他者に対して適切に自己開示できることは、健康なパーソナリティに必須の条件であるとされる(Jourard & Lasakow, 1958)。自己開示とシャイネスの関係について、松島・塩見(2000)は、シャイネスの高さと、親しい相手に対する自己開示の量に負の相関があること、つまり、シャイネスが高い人ほど親しい相手に自己開示をすることが少ないことを見出している。また、Brunet & Schmidt (2007)は、事前に質問紙で測定したシャイネスが高い人ほど、実験条件における会話の中で自己開示が少ないことを報告している。一方で、自己開示がシャイネスに影響を及ぼすことを示した研究は見当たらない。このことから、シャイネスが自己開示に影響しているという関連が想定される。自己開示と孤独感の関係について、榎本(1997)は、質問紙調査によって、自己開示の量と孤独感の間に負の相関があること、つまり、自己開示を多くする人ほど、孤独感が低い傾向があることを見出している。さらに、Davis & Franzoi(1986)は、縦断調査によって自己開示が孤独感に影響する可能性を示唆している。これらの研究より、自己開示がシャイネスと孤独感の関連を媒介しており、さらにシャイネスが自己開示を介して、孤独感に影響しているという媒介過程が予測される。

自己開示に関する研究においては、その内容的側面に着目した検討が行われている。松原・齊藤(2007)は、自己開示質問紙(ESDQ-45)(榎本, 1997)を用いて、「友人・恋愛」、「趣味・関心ごと」、「身体」、「家族」の4つの因子を算出し、いずれの側面についても、友人に対する開示量が親に対する開示量よりも多いことを示している。また、井上・相模(2005)は同様に、自己開示質問紙(ESDQ-45)(榎本, 1997)を用いて、「実存的自己」、「私的人間関係」、「目標・生きがい」、「性的関心」、「芸能・ニュース」、「自分の能力」の6つの因子を算出して、「ストレスに対する抵抗資源としての性格特性」(Kobasa, 1979)を示すハーディネス特性との関連を検討し、その結果、「私的人間関係」と「目標・生きがい」について多く開示する者ほど、ハーディネス特性が高いという関連を示している。シャイネスと自己開示、孤独感の関連を考えるうえでも、どのような内容の開示がシャイネスと孤独感の関連に影響しているのかということ、つまり、シャイネスが高い人にとってどのような内容を開示することが、孤独感の低減に有効なのかという点について検討することは、今後の介入研究に資する知見を得るうえで重要であると考えられる。しかしながら、そのような検討をした研究は見当たらない。そこで本研究では、自己開示の内容的側面ごとに尺度得点を算出し、シャイネスと孤独感の関連を自己開示が媒介していた場合に、どの側面が媒介しているのか探索的に検討することとする。下位因子を算出し、構造方程式モデリングを用いて、自己開示の内容的側面がシャイネスと孤独感の関連に与える影響についても検討を行う。自己開示の内容的側面についての下位因子は、榎本(1997)の15因子が多く用いられているが、本研究においては、因子数が多く構造方程式モデリングが収束しない可能性があり、また、「自己開示の内容的側面の開示度の違いによる影響を検討する」という目的のうえでは、井上・相模(2005)の6因子がより適切であると考えられるため、後者の因子構造を採用する。

以上のことから、本研究の目的は次の2点である。第一に、シャイネスと孤独感の関連を自己開示が媒介するモデル(Figure1)について検討することである。本研究の仮説を以下に示す。

1. シャイネスが高い人は、そうでない人に比べて孤独感が高い
2. シャイネスは、他者への自己開示の少なさを媒介として、孤独感の高さに影響している

これらの仮説が支持された場合、第二の目的として、自己開示の内容的側面がシャイネスと孤独感の関連に与える影響に関して探索的に検討を行う。その際には、構造方程式モデリングを用いた検討を実施する。詳細については結果部分で述べる。

Figure1 シャイネスと孤独感の関連を自己開示が媒介する予測モデル



方 法

調査対象者および調査時期

本調査は、2023年の6月に都内の大学生を対象に授業内で調査を実施した。回答の不備があった者を除いて143名(男性55名、女性88名)のデータを分析対象とした。平均年齢は、20.3歳($SD=.58$)であった。

手続き

本調査では、Google フォームを用いて回答フォームを作成した。実験結果への影響を考慮し、アンケートには「対人特性に関する調査」と題して、卒業研究作成のためのアンケートへの協力を求める記述をした。研究実施における倫理的対応として、アンケートは匿名で回答してもらうこと、アンケートの結果は今回の研究目的のみで使用すること、個人が特定される形で公表されることは一切ないことを説明した。これらを踏まえて実験参加者に同意を得た後にアンケートに移った。また回答をした者には講義の課題点が与えられた。

調査内容³

フェイス項目 年齢、性別、学年について回答を求めた。

特性シャイネス尺度(相川, 1991)

シャイネス特性を測定する尺度。日常生活においてどの程度内気さを示すかについて「私は人がいる所では気おくれしてしまう」「私は自分から進んで友達を作ることが少ない」などの16項目で構成され、5件法(「1. 全くあてはまらない」～「5. とてもよくあてはまる」)で回答を求めた。 α 係数は.90であった。

自己開示質問紙(ESDQ-45)(榎本, 1997)

他者に自己開示をする程度を測定する尺度。本研究では、井上・相模(2005)の6因子構造を採用した。各因子は「実存的自己」:情緒的に未熟な点などを含む8項目、「私的人間関係」:友人関係における悩み事などを含む8項目、「生きがい・目標」:現在持っている目標などを含む5項目、「性的関心」:性に関する関心や悩み事を含む2項目、「芸能・ニュース」:芸能人のうわさ話などを含む3項目、「自分の能力」:知的能力に対する自信あるいは不安などを含む4項目であった。松島・塩見(2000)にならい、調査対象者に学校の中で最も親しい同性の友人を思い浮かべさせ、各項目について、その友人にどの程度内容と話しているか、5件法(「1. 全く話したことがない」から「5. 十分に話してきた」)で回答を求めた。

UCLA 孤独感尺度(諸井, 1991)

孤独感を測定する尺度。「私は周囲の人たちと調子よくいっている」「私には親密感のもてる人たちがいる」「私は他の人たちから孤立している」などの20項目で構成される。本研究では日常生活における孤独感を測定するため、「普段の生活の中で以下の文章についてどの程度感じているか選択してください」と教示し、4件法(「1. まったく感じない」から「4. よく感じる」)で回答を求めた。 α 係数は.89であった。

³ 本調査では、主観的幸福感尺度(伊藤ら, 2003)の12項目についても回答を求めたが、本研究の目的とは異なるため分析からは除外した。

結果

分析

分析はすべてHADver18(清水, 2016)を用いて実施した。

記述統計量と相関分析

各尺度の記述統計量と、各尺度の合計点についてピアソンの積率相関係数を算出した、結果をTable1に示す。相関分析の結果、シャイネスと自己開示の間に負の相関($r = -.330, p < .001$), シャイネスと孤独感の間に正の相関($r = .350, p < .001$)自己開示と孤独感の間に負の相関($r = -.351, p < .001$)がみられた。

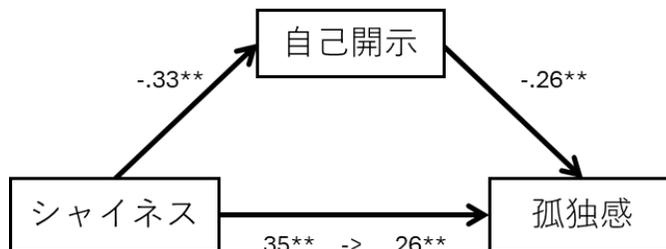
Table1 測定変数の記述統計量と相関関係 注)** $p < .001$

	Mean	SD	1	2	3
1 シャイネス	2.87	0.84	1.00		
2 自己開示	3.25	0.78	-.330**	1.00	
3 孤独感	1.79	0.44	.350**	-.351**	1.00

媒介分析

シャイネスが自己開示を媒介として、孤独感に及ぼす影響を検討するために、シャイネスを独立変数とし、孤独感を従属変数、自己開示を媒介変数とした媒介分析を行った。その結果をFigure2に示す。媒介分析の結果、シャイネスから自己開示への負のパス($\beta = -.33, p < .001$), 自己開示から孤独感への負のパス($\beta = -.26, p < .001$), シャイネスから孤独感への正のパス($\beta = .35, p < .001$)が有意であった。続いて、自己開示の間接効果を検討するため、ブートストラップ法による検定を行った結果、1%水準で有意な間接効果が認められた($b = -.087, 99\%CI[-0.11, -0.01]$)。一方で、媒介変数を投入した後もシャイネスから孤独感への直接効果は有意なままであったことから($\beta = .26, p < .001$), 自己開示の媒介効果は部分媒介にとどまった。

Figure2 予測モデルに基づく媒介分析 注)** $p < .001$



確認的因子分析

自己開示質問紙(榎本, 1997)について、井上・相模(2005)の6因子構造を仮定した最尤法による確認的因子分析を行った。結果を Table2 に示す。適合度は、CFI = .79, RMSEA = .09, SRMR = .10 であり、心理学領域で経験的に採用されている基準を満たさなかった。井上・相模(2005)が提案した因子構造に関する構造的側面の証拠は得られなかったものの、各下位因子の信頼性(クロンバックの α 係数)を確認し、それが経験的な基準を満たしている場合は各下位因子の尺度得点を用いて、以降の分析を行うことにした。下位因子ごとに α 係数を算出したところ、実存的自己($\alpha = .81$)、私的人間関係($\alpha = .89$)、目標・生きがい($\alpha = .78$)、性的関心($\alpha = .82$)、芸能・ニュース($\alpha = .66$)、自分の能力($\alpha = .71$)であった。それぞれの因子の α 係数が.50 を超えていたため、石井(2000)に基づいて、尺度の信頼性が担保されていると判断し、以降の分析を行った。

Table 2 自己開示の内容的側面についての因子分析

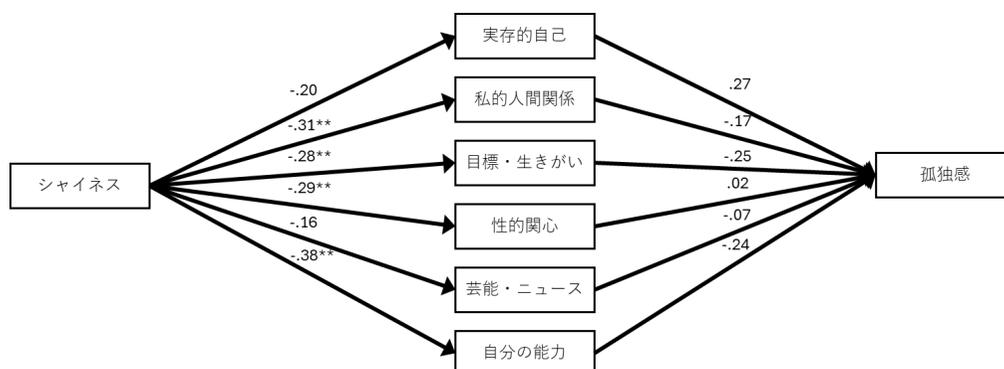
項目	因子負荷量					
	F1	F2	F3	F4	F5	F6
実存的自己($\alpha = .81$)						
17. 情緒的に未熟と思われる点	.721	.000	.000	.000	.000	.000
18. 抛り所としている価値観	.678	.000	.000	.000	.000	.000
38. 人生における仕事の位置づけ	.629	.000	.000	.000	.000	.000
31. 知的な関心事	.602	.000	.000	.000	.000	.000
27. 人生における虚しさや不安	.589	.000	.000	.000	.000	.000
44. 社会に対する不平・不満	.589	.000	.000	.000	.000	.000
42. 孤独感や疎外感	.490	.000	.000	.000	.000	.000
14. 文学や芸術に対する意見	.482	.000	.000	.000	.000	.000
私的人間関係($\alpha = .89$)						
38. 好きな異性に関する気持ち	.000	.860	.000	.000	.000	.000
23. 異性関係における悩み事	.000	.853	.000	.000	.000	.000
8. 過去の恋愛関係	.000	.839	.000	.000	.000	.000
45. 関心のある異性のうわさ話	.000	.833	.000	.000	.000	.000
22. 友人関係における悩み事	.000	.630	.000	.000	.000	.000
37. 友人関係に求めること	.000	.572	.000	.000	.000	.000
40. 服装の趣味	.000	.537	.000	.000	.000	.000
32. 嫉妬した経験	.000	.534	.000	.000	.000	.000
目標・生きがい($\alpha = .78$)						
12. 生きがいや充実感に関すること	.000	.000	.767	.000	.000	.000
3. 現在持ってる目標	.000	.000	.646	.000	.000	.000
43. 趣味としていること	.000	.000	.629	.000	.000	.000
24. 興味を持っている業種や職業	.000	.000	.618	.000	.000	.000
16. 興味を持って勉強していること	.000	.000	.544	.000	.000	.000
性的関心($\alpha = .82$)						
21. 性に対する関心や悩み事	.000	.000	.000	.837	.000	.000
6. 性的衝動を感じた経験	.000	.000	.000	.829	.000	.000
芸能・ニュース($\alpha = .66$)						
29. 最近の大きな事件に関する意見	.000	.000	.000	.000	.685	.000
28. 芸能やスポーツに関すること	.000	.000	.000	.000	.644	.000
30. 芸能人のうわさ話	.000	.000	.000	.000	.484	.000
自分の能力($\alpha = .71$)						
4. 容姿・容貌の長所や短所	.000	.000	.000	.000	.000	.664
2. 心をひどく傷つけられた経験	.000	.000	.000	.000	.000	.638
1. 知的能力に対する自身や不安	.000	.000	.000	.000	.000	.593
5. 運動神経	.000	.000	.000	.000	.000	.572

構造方程式モデリングによる探索的検討

シャイネスと孤独感の関連に、自己開示の下位因子が及ぼす影響について検討するため、自己開示の6つの下位因子を投入し、探索的に共分散構造分析を実施した。その結果を Figure3 に示す。有意水準は $p < .05$ に設定したが、分析の中で12回の検定を行っているため、Bonferroni法によって補正を行い、 $p < .0042$ だった場合に有意判断することにした。

構造方程式モデリングの結果、シャイネスから「私的人間関係 ($\beta = -.31, p < .001$)」、「目標・生きがい ($\beta = -.28, p < .001$)」、「性的関心 ($\beta = -.29, p < .001$)」、「自分の能力 ($\beta = -.38, p < .001$)」への負のパスが有意であった。また、自己開示の下位因子から孤独感へのパスは、有意水準を補正した場合には、いずれも有意にならなかった。しかしながら、「実存的自己から孤独感 ($\beta = .27, p = .027$)」と「目標・生きがい ($\beta = -.25, p = .021$)」へのパスは、 p 値が5%未満の値を示していた。

Figure3 シャイネスと自己開示の下位因子，孤独感の共分散構造分析 注)** $p < .001$, * $p < .01$, + $p < .05$



考 察

本研究の目的は、第一に、シャイネスと孤独感の関連を自己開示が媒介するかどうか検討することであった。そのために、まずこれらの変数の相関を、単相関分析と構造方程式モデリングで確認したうえで、三変数ともに有意な関連を持った場合には間接効果の検定を行った。相関分析の結果、シャイネスと孤独感の間に負の相関が示されたことから、シャイネスが高い人ほど孤独感が高い傾向があるという仮説1は支持された。これは、先行研究と一致する結果であり (Zhao et al, 2012), シャイネスと孤独感の関連が頑健であることが示唆された。

構造方程式モデリングにより、予測モデルの検討を行った結果、シャイネスと自己開示および、自己開示と孤独感の間に負の関連が、シャイネスと孤独感の間に正の関連が示された。さらに、シャイネスと孤独感の間の正の関連について、自己開示の間接効果が認められた。一方、媒介変数を

投入した後もシャイネスから孤独感への直接効果が有意であったことから、自己開示の効果は部分媒介にとどまった。このことから、シャイネスが自己開示を媒介して孤独感に影響しているという仮説2は部分的に支持された。

第二の目的としては、自己開示の内容的側面がシャイネスと孤独感の関連に与える影響に関して探索的に検討を行うことであった。そこで、井上・相模(2005)を参考に「実存的自己」「私的人間関係」「目標・生きがい」「性的関心」「芸能・ニュース」「自分の能力」の6因子を算出し、構造方程式モデリングによる検討を行った。その結果、シャイネスから「私的人間関係」、「目標・生きがい」、「性的関心」、「実存的自己」4つの側面への負のパスが有意であった。このことから、シャイネスが高い人は、そうではない人に比べて、これらの4つの側面について親しい相手に対しても開示することが少ないということが示唆された。一方で、自己開示の下位因子から孤独感へ有意なパスは認められなかった。しかしながら、「目標・生きがい」から孤独感へのパスの効果量が、他のパスよりも大きかった($\beta = -.25, p = .021$)。これに関して竹内(2010)は、自己開示の「志向的側面(目標・生きがいの項目を含む側面)」と孤独感に関連があることを示している。このことを踏まえると、目標・生きがいについて開示することは孤独感の低さと関連があるということが推察される。言い換えれば、シャイネスが高い人は、目標・生きがいについて開示することが少なく、そのことが孤独感を高める可能性が想定される。

本研究の意義は主に次の3つである。第一に、シャイネスと孤独感の関連が頑健であることを示した点が挙げられる。シャイネスと孤独感の関連については繰り返し報告されているが(e.g., Ling et al., 2021; Zhao et al., 2013), 国内では石田(1998)と杉山(2004)の2件の報告にとどまっており、それ以降は検討されていない。本研究でシャイネスと孤独感の関連が示されたことで、2023年時点の本邦においてもなお、これらの知見が頑健であるということが示唆された。シャイネスが文化差の影響を受けるもことを踏まえると(稲垣ほか, 2020; Aizawa & Whatley, 2007), このことは重要な示唆であるといえる。

第二に、自己開示がシャイネスと孤独感の関連を媒介することを示した点である。間接効果の検討の結果、完全媒介ではなく部分媒介にとどまったものの、有意な間接効果が見られたことから、シャイネスが高い人にとって十分に自己開示を行っていないことが孤独感の高さに影響しているという可能性が示唆された。このことは、先行研究において、シャイネスと自己開示の関連が示されていること(松島・塩見, 2000)や、自己開示と孤独感の関連が示されていることとも合致しており(榎本, 1997), 本研究ではそれらの関連を直接的に示すことができたといえる。

第三に、自己開示の内容的側面がシャイネスと孤独感の関連に及ぼす影響について示した点が挙げられる。シャイネスが高い人の孤独感を低減するために、自己開示を促進する形での介入を行う場合、シャイネスが高い人にとって、どのような内容の開示が孤独感の低減に有効かということに関する知見が必要となる。本研究では、シャイネスが高い人は、そうでない人に比べて、私的人間関係、目標・生きがい、性的関心、実存的自己について開示することが少ないことが示唆された。また、目標・生きがいから孤独感への負のパスは有意水準を補正した結果、有意にはならなかったものの、自己開示の下位因子のなかで孤独感に対して最も強い負の関連を示した。竹内(2010)など

の知見を参照し、目標・生きがいを話すことが、シャイネスが高い人の孤独感の低減に有効である可能性を示唆した点において意義があると考えられる。

本研究の限界について、第一に一時点の横断調査に基づくものであるという点が挙げられる。そのため、今回想定した媒介効果等については逆因果の可能性を排除することができていない。今後は縦断調査や経験サンプリング法などを用いて、時間的な変動と時系列的な影響を検討する必要がある。

第二に、他の変数による代替説明の棄却ができていないという点が挙げられる。今回用いた自己開示質問紙(榎本, 1997)は45項目という非常に多い項目数で構成されており、その他の変数を調査することによって回答者の負担が増加してしまうことが考えられる。そのため、統制変数について調査することができなかった。今後は、短縮版(榎本, 2005)などを用いて自己開示の質問項目を減らすとともに、孤独感に影響する他の要因(ソーシャルサポート(Zhan & Dong, 2020)や社会的相互作用(Silva et al, 2023)など)を含めて検討していく必要があるといえる。

引用文献

- 相川充 (1991). 特性シャイネス尺度の作成および信頼性と妥当性の検討に関する研究. *心理学研究*, 62 (3), 149-155.
- Aizawa, Y., & Whatley, M. A. (2006). Gender, shyness, and individualism-collectivism: A cross-cultural study. *Race, Gender & Class*, 7-25. <http://www.jstor.org/stable/41675217>.
- Ashe, D. D., & McCutcheon, L. E. (2001). Shyness, loneliness, and attitude toward celebrities. *Current research in social psychology*, 6(9), 124-133.
- Brunet, P. M., & Schmidt, L. A. (2007). Is shyness context specific? Relation between shyness and online self-disclosure with and without a live webcam in young adults. *Journal of Research in Personality*, 41(4), 938-945. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2006.09.001>
- Cacioppo, J.T., Hughes, M. E., Waite. L. J., Hawkley, L. C., Thisted, R. A. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: cross-sectional and longitudinal analyses. *Psychol Aging*. Mar;21(1):140-51. doi: 10.1037/0882-7974.21.1.140.
- Caspi, A., Elder, G. H., Jr., & Bem, D. J. (1988). Moving away from the world: Life-course patterns of shy children. *Developmental Psychology*, 24(6), 824-831. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.24.6.824>
- Davis, M. H., & Franzoi, S. L. (1986). Adolescent loneliness, self-disclosure, and private self-consciousness: A longitudinal investigation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(3), 595-608. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.3.595>
- 榎本 博明 (1997). 自己開示の心理学的研究. 北大路書房.
- 榎本 博明 (2005). 自己開示傾向と自己開示を抑制する心理 : 短縮版自己開示質問紙を用いて. 日本パーソナリティ心理学会発表論文集 14 (0), 115-116.

- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., & Layton, J. B. (2010). Social relationships and mortality risk: A meta-analytic review. *PLoS medicine*, 7. doi: 10.1371/journal.pmed.1000316.
- 石井 秀宗 (2000). 信頼性について知る *Quality Nursing*, 6, 447-452.
- 石田 靖彦 (1998). 友人関係の親密化に及ぼすシャイネスの影響と孤独感. *社会心理学研究* 14 (1), 43-52.
- 伊藤 裕子・相良 順子・池田 政子・川瀬 康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 *心理学研究*, 74, 276-281.
- 稲垣 勉・澤海 崇文・澄川 彩加 (2021). 顕在的・潜在的シャイネスと文化的自己観,拒否回避欲求の関係. *鹿児島大学教育学部研究紀要 教育科学編* 第72巻 p193-200.
- 井上 芙美・相模 健人 (2005). 大学生における自己開示傾向とハーディネス性格特性の関連についての研究. *愛媛大学教育学部紀要* 第52巻第1号 89-96
- Jourard, S. M. (1971). *Self-disclosure: An experimental analysis of the transparent self*. New York: John Wiley & Sons Ltd.
- Jourard, S. M., & Lasakow, P. (1958). Some factors in self-disclosure. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 56, 19-98. <https://doi.org/10.1037/h0043357>.
- Kobasa, S. C. (1979). Stressful life events, personality, and health: an inquiry into hardiness. *Journal of personality and social psychology*, 37(1), 1. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.1.1>
- Kuczynski, M.A., & Halvorson, A. M., & Kanter, W. J. (2021). The effect of social interaction quantity and quality on depressed mood and loneliness: A daily diary study. *Journal of Social and Personal Relationships Volume 39, Issue 3*. <https://doi.org/10.1177/026540752111045717>.
- Leary, M. R. (1986). The impact of interactional impediments on social anxiety and self-presentation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 22(2), 122-135. [https://doi.org/10.1016/0022-1031\(86\)90032-6](https://doi.org/10.1016/0022-1031(86)90032-6).
- Li, S., Chen, X., Ran, G., Zhang, Q., & Li, R. (2021). Shyness and internalizing problems among Chinese adolescents: The roles of independent interpersonal stress and rumination. *Children and Youth Services Review*, 128, 106151. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2021.106151>.
- Martens, W. H., & Palermo, G. B. (2005). Loneliness and associated violent antisocial behavior: Analysis of the case reports of Jeffrey Dahmer and Dennis Nilsen. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 49(3), 298-307. <https://doi.org/10.1177/0306624X05274898>.
- 松島 るみ・塩見 邦雄 (2000). シャイネスと社会的スキルの関連が自己開示に及ぼす影響. *教育実践学研究* 2 (1), 11-19.
- 松原詩緒, & 齊藤勇. (2009). 自己開示の性差, 開示対象者による相違および健康なパーソナリティとの関係. *応用心理学研究* 34(2), 126-136.
- 諸井 克英 (1992). 改訂 UCLA 孤独感尺度の次元性の検討. *静岡大学人文論集*, 42, 23-51.
- 内閣府 (2024). 「孤独・孤立対策支援法 (令和 5 年 5 月 31 日成立令 和 5 年 6 月 7 日公布)」 https://www.cao.go.jp/kodoku_koritsu/torikumi/suishinhou.html

- Peplau, L. A., & Perlman, D. (1979). Blueprint for a social psychological theory of loneliness. In M. Cook & G. Wilson (Eds.), *Love and attraction: An interpersonal conference* (pp. 101–110). New York: Pergamon Press
- Silva, G., Rum, R., Brennan, J., Rottenberg, J., & Goodman, F. R. (2023). What allays loneliness? A fine-grained examination of daily social interactions. *Journal of Social and Personal Relationships*, *40*(11), 3585-3609. <https://doi.org/10.1177/02654075231181709>.
- 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.
- 杉山 成 (2004). 孤独感の類型とシャイネス. 小樽商科大学人文研究 108 巻, p. 37-47.
- 竹内由美 (2010). 大学生の友人関係における自己開示と孤独感の関係. 心理相談センター年報, (6), 15-22.
- Turkle, S. (2016). *Reclaiming conversation: The power of talk in a digital age*. New York: Penguin Press.
- Zhang, X., & Dong, S. (2022). The relationships between social support and loneliness: a meta-analysis and review. *Acta Psychologica*, *227*. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2022.103616>.
- Zhao, J., Kong, F., & Wang, Y. (2013). The role of social support and self-esteem in the relationship between shyness and loneliness. *Personality and Individual Differences*, *54*(5), 577-581. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.11.003>
- Zimbardo, P. G. (1977). *Shyness: What it is, what to do about it*. Massachusetts : Addison-Wesley Publishing Company.

なぜ女性の昇進意欲は低いのか¹

—管理職を目指す男女有職者の否定的な反応の経験について—

清末 有紀²・森永 康子³・中島 健一郎²

Motivation for promotion among female workers in Japan: Effects of negative workplace experiences on highly motivated workers

Yuki Kiyosue, Yasuko Morinaga, Ken'ichiro Nakashima

The percentage of female managers in Japan is low, and motivation for promotion among female workers is also low. We conducted two studies to examine the types of negative reactions from supervisors and coworkers that men and women in Japan experience when expressing motivation for promotion in the workplace, and the impact of these negative reactions on motivation for promotion and the moderating effect of self-efficacy in the relationship between such experiences and motivation for promotion. In Study 1 (N = 172), participants reported their experiences of negative reactions received after expressing motivation for promotion in the workplace. In Study 2, a negative reaction experience scale was developed and participants (N = 720) were asked about their motivation for promotion, experiences of negative reactions, and self-efficacy. The findings revealed that male participants were more motivated to be promoted than female participants; however, both men and women experienced negative reactions in their workplaces. While some negative experiences increased participants' motivation for promotion, others decreased it, suggesting that these effects differed between men and women. Negative experiences do not necessarily reduce motivation for promotion; therefore, interpretations of these experiences and other workplace factors should be considered.

キーワード : stereotype, gender, motivation for promotion

¹ 本研究は JSPS 科研費 JP18K03007 の助成を受けた。

² 広島大学大学院人間社会科学研究科

³ 広島大学名誉教授, 広島文教大学人間科学部心理学科

問 題

日本の内閣府男女共同参画局が掲げた女性活躍・男女共同参画の重点方針 2023 では、企業における女性登用を加速化するためにプライム市場上場企業を対象とした以下の3点の数値目標を設定している。それらは、「2025年を目途に、女性役員を1名以上選任するよう努める」「2030年までに、女性役員の比率を30%以上とすることを旨とする」「上記の目標を達成するための行動計画の策定を推奨する」(内閣府男女共同参画局, 2023) であり、この目標を元に女性役員比率の引き上げを図っている。しかし、2024年に公表された雇用均等基本調査の結果、日本の企業における課長相当職以上の管理職に占める女性の割合は12.7%、役員では20.9%であり(厚生労働省, 2024)、目標の数値には依然として遠い現状となっている。

女性の昇進意欲について

日本において女性管理職が増加しない原因の一つとして、女性の昇進意欲の低さが指摘される。2011年度の雇用均等基本調査では、日本の企業に対して女性管理職が少ないあるいは全くいない理由を尋ねており、「現時点では、必要な知識や経験、判断力等を有する女性がいらない」が54.2%、「将来管理職に就く可能性のある女性はいるが、現在、管理職に就くための在職年数等を満たしている者はいない」が22.2%、「勤続年数が短く、管理職になるまでに退職する」が19.6%、「女性が希望しない」が17.3%と、女性の昇進意欲の低さが理由の一つとして挙げられている(厚生労働省, 2012)。

男性と比較して女性の昇進意欲が低いことはさまざまな研究で指摘されており(川口, 2012; 武石, 2014; 安田, 2012)、川口(2012)では、さまざまな個人属性や企業属性を調整した上でも、女性の昇進意欲は男性と比べて非常に低いことが示されている。しかし、田中他(2017)の研究では学生時代と入社後の2時点でアンケート調査を行なった結果、入社後に女性のみ社会的に評価される肩書を持つことなどがモチベーションとなるステータスへの動機が下がったことから、女性の昇進意欲の低さは組織に入ることによって顕在化することがうかがえる。

では何が女性の昇進意欲に影響を与えているのであろうか。日本において、女性の昇進意欲に影響を与える要因についての研究がいくつか行われている。武石(2014)では、女性の昇進意欲を高める職場の要因について、企業が実施する施策と一般従業員の施策に対する認識等をマッチングしたデータを用いて分析を行っている。その結果、従業員が女性活躍推進や両立支援の取り組みが行われていると認識すること、とりわけ上司の部下育成にかかるマネジメントが重要であることがわかった。川口(2012)ではポジティブ・アクションを熱心に行っている企業では男女とも昇進意欲が高いこと、女性管理職が多い企業では女性の昇進意欲が高いこと、仕事と育児の両立支援は女性の昇進意欲と有意な関係がなく、男性の昇進意欲とは負の相関関係があることがわかっている。また、非管理職女性の昇進意欲の決定要因を調べた西村・呼(2017)の研究では、リーダー経験の有無、仕事内容の満足度が女性の昇進意欲と大きく関わる要因であること、従業員のニーズと合致した企業による両立支援と女性活躍支援の併用が女性の意欲創出につながるとしている。西村(2023)でもリーダー役割を多く経験することが女性一般社員の昇進意欲を高めることが示されている。太田他(2020)では、大卒若年総合職男女を対象に目指す役職とそれに関係すると思われる要因の関

係について調査し、自信に繋がる職務経験が男性よりも女性で少なく、女性において目指す役職と能力への自信との間に明確な正の関係が見られたことから、昇進に必要な職務経験の少なさによって生じる自信のなさが女性の昇進意欲の低さを作り出す可能性を示唆した。

また、国立女性教育会館が 2015 年に民間企業の正規職についての男女を入社 5 年目まで追跡する調査を実施し初期キャリア形成期の男女の意識や職場環境についての検証を行なっている。この調査は同一の新入社員を入社 5 年目まで追跡したパネル調査であり、男女の昇進意欲の変化や、昇進意欲に影響を与える要因について検討をすることができる。調査の結果、女性では「主に女性が担当する仕事についている」と管理職をめざさない傾向があり、「専門能力を高めたい」と思っている場合や「仕事満足度」が高い場合に管理職をめざす傾向が見られた (大槻, 2021)。

加えて、心理学な視点からも女性の昇進意欲に関する研究が行われている。例えば、坂田・唐 (2018) では好意的性差別が女性の昇進意欲に及ぼす影響に着目した。職場において「私が物事にはっきりと意見を述べたり、反論したりすると、良い顔をされなかった」などの好意的性差別の 1 つである伝統的女性役割期待の経験が女性の状態自尊心を低下させることによって昇進意欲を低下させる機能があることを示した。加えて、田中他 (2017) では、就職前にはステータスへの動機は男女で差がなかったにも関わらず、就職後に女性のみステータスへの動機が低下することが示されており、就職後に職場や上司から受けるマネジメントの男女差を目の当たりにしたり、身近な同性のロールモデルがおらず自身のキャリアが描けなかったりすることによって、女性の昇進意欲は減退していくと考察している。

これらのことから、女性個人の要因だけではなく、女性が働く職場の状況や周囲の人物が女性の昇進意欲に与える影響が少なくないことが考えられる。大槻 (2021) は、職場の中に女性が仕事を続けていけなくなる、続けていきたくなくなる、管理職を志向しなくなる構造があるのではないかという職場重視モデルの重要性を指摘している。

本研究では、昇進意欲のある働く女性の周囲にいる人物が与える影響について着目し、バックラッシュ効果の観点から検討したい。

ジェンダースtereotypeとバックラッシュ効果

ステレオタイプとはある社会集団のメンバーに関して一般化された知識や信念を指し、男性・女性という性別に関する社会的カテゴリーのメンバーに関するステレオタイプをジェンダースtereotypeという。ジェンダースtereotypeは作動性と共同性という言葉で表現される。共同性の特徴は「愛情深い」「親切」といった他者の福祉に対する関心で説明され、より強く女性に属するものとされる一方で、作動性の特徴は「野心的」「自信に満ちた」といった自己主張的、支配的、自信のある傾向で説明され、より強く男性に属するものとされる (Eagly & Karau, 2002)。また、ジェンダースtereotypeは、記述的な性質と規範的な性質を持つ (Eagly & Karau, 2002; Heilman & Parks-Stamm, 2007)。記述的ステレオタイプとは女性と男性がどのようなものであるかを示し、規範的ステレオタイプとは女性と男性がどうあるべきかを示す (Heilman & Parks-Stamm, 2007)。規範的ステレオタイプは、「should be/ behave」という prescriptive な規範と、「should not be/ behave」という proscriptive

な規範の側面があり、倉矢 (2016) は prescriptive な規範を促進指向的ジェンダー規範、proscriptive な規範を抑制指向的ジェンダー規範と称した。促進指向的ジェンダー規範と抑制指向的ジェンダー規範は男性と女性がどう振る舞うべきかについての規範的な期待として作用するため、それらのルールを違反した行為者はしばしばネガティブな反応を引き起こす (Phelan & Rudman, 2010)。

先述したように、作動性は男性に属するものとされ、共同性は女性に属するものとされる。しかし、作動性はリーダーにも必要とされるものである。つまり、昇進意欲があり管理職を目指す女性には作動性が求められるが、女性が作動性を示すことは、女性のステレオタイプに反する。そのため、作動的な女性は反ステレオタイプの行動をすることによって受ける社会的及び経済的な罰であるバックラッシュ (Rudman, 1998; Rudman & Glick, 1999) を受けると考えられる。バックラッシュ効果について研究を行っている Phelan & Rudman (2010) は、女性がリーダーシップの役割を果たす資格があるとみなされるためには、彼女らに自信があつて、主張的で、競争力があると示さなければならないが、そうすると女性は、男女両方の評価者からの偏見や雇用差別に苦しむと述べている。

Rudman et al. (2012) では、男女のジェンダーステレオタイプに関する調査と作動的な女性に対するバックラッシュ効果についての調査を行った。まず、男性と女性の促進指向的、抑制指向的ジェンダーステレオタイプ特性について調査を行い、男性の促進指向的ジェンダーステレオタイプ特性が作動性、女性の促進指向的ジェンダーステレオタイプ特性が共同性、男性の抑制的ジェンダーステレオタイプ特性が脆弱性、女性の抑制的ジェンダーステレオタイプ特性が支配性を反映していることを示した。加えて、作動的な女性に対するバックラッシュ効果について地位不一致仮説 (The status incongruity hypothesis) に基づいて検証した。地位不一致仮説とは、権力を持っていたり追求したりする女性は、本来の女性の地位の低さと矛盾しており、この地位の不一致のためにバックラッシュを引き起こすという仮説である。検証の結果、作動的な女性はバックラッシュ及び支配性を高く認知されることが示され、地位不一致仮説はジェンダーの階層を守ることがバックラッシュの主な動機であり、女性リーダーに対する偏見が地位違反の認識から生じていることを明示した。

また、清末・森永 (2019) では、刺激人物を若く作動的な女性部下に設定し、男性上司からバックラッシュを受ける過程について、男らしさ脅威と地位脅威を媒介要因として、シナリオの内容や参加者の年齢、従属変数を変えながら、3つの研究を行った。しかし、部下の性別や上司 (参加者) の性別の効果については一貫した結果が見られず、作動的な女性部下へのバックラッシュは確認されなかった。

本研究では、作動的な女性に対するバックラッシュとして、働く女性が職場で昇進意欲を示した際に上司や同僚からどのような否定的な評価や態度を経験したかについて検討する。

否定的な反応の経験と昇進意欲に対する自己効力感の調整効果

昇進意欲に対する調整変数として自己効力感が考えられる。例えば、高田・横田 (2012) は、中間管理職にある女性に対しインタビュー調査を行い、昇進を受容する際の心境の変化について述べる際に、「できるのではないかと思った、やってみようと思った」という表現が多く見られたことから、自己効力感の重要性を述べている。また、効力感が高いと昇進を含めた自分のキャリア構築に対し

て積極的になる傾向が強いと述べている。加えて、池田他 (2011) は看護師を対象に研究を行い、自己効力感が離職願望に影響を及ぼす要因となっていたことから、自己効力感が向上すれば全体的な生活の満足度や仕事満足感が高く離職願望は低下する可能性があるとして述べている。太田他 (2020) では、大卒若年総合職の女性では、能力への自信と目指す役職の間に正の相関が見られ、能力に自信を持っている女性ほど昇進意欲が高いことが示された。職務上求められる能力について自信を持っているということは、自分はこの仕事をする事ができるという自己効力感があり、これが昇進意欲と関連していると考えられる。以上から、自己効力感の高い参加者は職場で否定的な反応を経験しても昇進意欲があまり低下しないのではないかと考えられるため、本研究では、成田他 (1995) の特性的自己効力感を用いて、自己効力感の調整効果について検討する。

本研究の概観

清末・森永 (2019) では地位脅威を感じた上司が部下の暖かさを低く評価したが、この結果は部下の性別にかかわらず見られた。もし、実際に男女ともに同様のネガティブな評価を上司から受けるならば、なぜ女性のみ昇進意欲が低下するのか。この問いに答えるためには、作動的な女性が昇進意欲を示した際に、上司や同僚からどのような評価や態度を経験し、その評価は作動的な男性に対するものとは異なるのかという点について検討する必要がある。よって研究1では、正規雇用で働いている男女が職場で昇進意欲を示した際に、職場の上司や同僚などの周囲の人から受けた否定的な評価やネガティブな態度の事例を収集し、その内容や男女差について検討する。

研究2では、研究1で収集・カテゴリー化した否定的な反応の経験について尋ね、どの否定的な反応の経験が昇進意欲に影響を与えるかについて検討することを目的とする。また、自己効力感の高い参加者は職場で否定的な反応を経験しても昇進意欲があまり低下しないと予測する。

倫理的配慮

本研究は広島大学大学院人間社会科学研究科倫理審査委員会の承認を受け、参加者全員からインフォームドコンセントを得た。

研究1

方法

参加者 クラウドソーシングサービス (クラウドワークス) で募集した日本の男女有職者 (非正規雇用, 自営業, フリーランス除く) 172名 (女性 82名) が調査に参加した。平均年齢は 35.9歳で、SD = 7.38であった。

手続きと質問項目 質問紙は Qualtrics で作成し、調査はインターネット上で行われた。最初に、参加者にこれまでの昇進意欲の有無について尋ねた。その後、まず (1) 回答者が職場で昇進意欲を示した際と (2) 回答者が他の人よりもがんばって仕事をした際に、職場の上司や同僚などの周囲の人から否定的な評価やネガティブな態度を受けた経験の有無を尋ね、経験があった場合にはその内容について自由記述で回答を求めた。(1) と (2) の経験がなかった参加者には、これまで働

いてきた中で同性の先輩が職場で昇進意欲を示しているのを見たことがあるかどうかを尋ねた後に、(3) 同性の先輩や同僚が職場で昇進意欲を示した際と (4) 同性の先輩や同僚が他の人よりもがんばって仕事をした際に職場の上司や同僚などの周囲の人から否定的な評価やネガティブな態度を取られているのを見た経験の有無を尋ね、経験があった場合にはその内容について自由記述で回答を求めた。なお、質問 (1) から (4) のうち、参加者が一つの質問を回答した時点で調査への回答を終了した。

結果と考察

まず、参加者から得られた全 75 個の回答のうち、内容の解釈が困難なもの、本研究の趣旨と異なるものを削除し、一つの回答の中に複数の項目が含まれているものはそれぞれ個別化し、個別化できないものは下線部を引き、最終的に 71 個の回答を分類の対象とした。第一著者が 8 つのカテゴリーを作成した後、2 名の大学院生に各質問と各カテゴリーについて説明を行った後にそれぞれ分類を行ってもらい、Cohen の κ 係数を用いて一致度を算出した。第一著者と評価者 1 の一致率は $\kappa = .90$ 、第一著者と評価者 2 の一致率は $\kappa = .92$ 、評価者 1 と評価者 2 の一致率は $\kappa = .88$ であった。カテゴリーの分類が一致しなかった回答については、第一著者と評価者 1 または評価者 2 のどちらかの分類が一致していた場合は第一著者が分類したカテゴリーに分類し、第一著者と 2 人の評価のどちらとも分類が一致していなかった回答は削除した。最終的に 69 個の回答を Table 1 に示した 8 カテゴリーに分類した。

Table 1

カテゴリ一名，項目数と男女別の割合

カテゴリ一名	項目数	女性における割合(%)	男性における割合(%)
能力・経験不足の指摘 (e.g., お前には無理だと言われた)	10	5.9	22.9
頑張りの否定・無視 (e.g., できて当たり前のように評価されない)	15	20.6	22.9
対人スキルの否定 (e.g., 「上司や同僚とのコミュニケーションに難あり」という評価を取られた)	3	2.9	5.7
性別役割への言及 (e.g., 女性だから結婚や出産で休むと見下された)	9	26.5	0.0
敵対心の直接的表出 (e.g., 同僚から嫌な目で見られた)	15	14.7	28.6
無視(嫌がらせ) (e.g., 上司から無視されるようなことがあった)	3	5.9	2.9
噂・陰口 (e.g., 根拠のないデマを吹聴された)	10	20.6	8.6
平均以上の頑張りの否定 (e.g., あまり頑張って標準値を上げ過ぎると私達もそこに達しなければいけないので迷惑だと言われた)	4	2.9	8.6
合計	69	100% (全34項目)	100% (全35項目)

Table 1 より，女性参加者の回答からは，女性の伝統的性役割に言及する「性別役割への言及」，仕事の頑張りや成果に対して無駄と言われたり評価されないという「頑張りの否定・無視」，周囲の人に対して噂や陰口を言われたという「噂・陰口」の回答が多く見られた。一方で，男性参加者の回答からは，嫌がらせなどをされる「敵対心の直接的表出」，無理だと言われたり経験不足を指摘される「能力・経験不足の指摘」，「頑張りの否定・無視」の回答が多く見られた。このことから，男性は能力や経験不足の指摘，頑張りの否定・無視など仕事に関わることで否定的な評価やネガティブな態度を受けると考えられる。一方で，女性は伝統的な性役割に言及されたり，噂や陰口を言われたりするなど仕事とあまり関係のないことで否定的な評価やネガティブな態度を受けると考えられる。また，本研究では172名の参加者のうち112名(約65%)が「昇進意欲がある」と回答したが，職場で昇進意欲を示したことで職場の上司や同僚などの周囲の人から否定的な評価やネガティブな態度を受けたのは25名(約22%)，昇進意欲を持っていて(それを職場で示してはいないが)頑張っている仕事をした際に否定的な評価やネガティブな態度を受けたのは19名(約17%)であった。このことから，職場で昇進意欲を示したり頑張っている仕事をした際に否定的な評価やネガティブな態度を受けるのは約4割程度であり，多くの場合は否定的な評価やネガティブな態度は受けないのではないかと考えられる。

以上より，昇進意欲を持っていてそれを職場で示した，または昇進意欲を職場で示してはいない

が頑張っている女性には、「性別役割への言及」、「頑張りの否定・無視」、「噂・陰口」といった否定的な反応を受けていることがわかった。また、この結果は男性と比較して仕事とあまり関係のないところで否定的な評価やネガティブな態度を経験していると考えられる。

研究2では、研究1で収集した事例および8つのカテゴリーを使用し、日本の正規雇用で働いている22歳から50歳の男女を対象に今現在働いている職場において否定的な評価やネガティブな態度を受けた経験が現在の昇進意欲に与える影響について質問紙を用いて調査を行う。

研究2

予備調査

研究1で作成した職場で受けた否定的な評価やネガティブな態度のカテゴリーをもとに、8因子(男性の場合は7因子)からなる職場における否定的な反応に関する尺度を作成し、確認的因子分析を行う。

方法

参加者 クラウドソーシングサービス(クラウドワークス)で募集した日本の有職者(非正規雇用、自営業、フリーランス除く)320名(女性169名)が調査に参加した。女性参加者の平均年齢は35.0歳で、 $SD=6.46$ 、男性参加者の平均年齢は38.0歳で、 $SD=6.84$ であった。

手続き 質問紙はQualtricsで作成し、調査はインターネット上で行われた。最初に、参加者にこれまでの昇進意欲の有無について尋ねた。昇進意欲があった場合は、昇進意欲を持って仕事をしているときに職場の上司や同僚などの周囲の人から受けた否定的な反応の経験について尋ね調査を終了した。昇進意欲を持っていないと回答した参加者には、これまで頑張っている仕事に取り組んだことがあるかを尋ね、あった場合には、頑張っているときに職場の上司や同僚などの周囲の人から受けた否定的な反応の経験について尋ね調査を終了した。昇進意欲がなく頑張っている仕事に取り組んだこともない参加者には、仕事をしているときに職場の上司や同僚などの周囲の人から受けた否定的な反応の経験について尋ね調査を終了した。

質問紙の内容 (1) 昇進意欲の有無: 参加者に「これまで働いてきた中で、昇進したい、管理職をめざしたいというようなこと」を思ったことがあるかどうかについて尋ねた。

(2) 仕事への態度: 昇進意欲の有無に関して「ない」と答えた参加者に対して、「これまで働いてきた中で、頑張っている仕事に取り組んだこと」があるかどうかについて尋ねた。

(3) 職場の経験: 参加者が職場で上司や同僚などの周囲の人から否定的な反応を受けた経験について研究1で作成した8カテゴリー(男性参加者は「性別役割への言及」を除いた7カテゴリー)について尋ねた。昇進意欲を持っている参加者に対しては「あなたが昇進意欲を持って仕事をしている時に、以下のような経験をしたことはどれくらいありますか。」、仕事に頑張っていることに取り組んだことがある参加者に対しては「あなたが頑張っている仕事をしている時に、以下のような経験をしたことはどれくらいありますか。」、どちらも当てはまらない参加者に対しては「あなたが仕事をしている時に、以下のような経験をしたことはどれくらいありますか。」という教示を行った。職場の経験につ

いては各カテゴリーの定義に沿うように 3 から 5 項目を作成し尋ね、回答は「全くなかった (1)」から「よくあった (5)」の 5 件法で求めた。

結果と考察

分析は女性参加者、男性参加者ごとに HAD (清水, 2016) を用いて行った。

まず、女性参加者のデータを用いて確認的因子分析を行った。分析の結果、適合度は $\chi^2(406) = 960.47$ ($p < .001$), CFI = .854, RMSEA = .090 であった。また因子ごとに α 係数を算出したところ、能力・経験不足の否定は $\alpha = .90$, 頑張りの否定・無視は $\alpha = .84$, 対人スキルの否定は $\alpha = .86$, 性別役割への言及は $\alpha = .78$, 敵対心の直接的表出は $\alpha = .89$, 無視 (嫌がらせ) は $\alpha = .85$, 噂・陰口は $\alpha = .86$, 平均以上の頑張りの否定は $\alpha = .78$ であり、性別役割への言及と平均以上の頑張りの否定以外は十分な値が得られた。

次に、男性参加者のデータを用いて確認的因子分析を行った。分析の結果、適合度は $\chi^2(278) = 631.99$ ($p < .001$), CFI = .839, RMSEA = .092 であった。また因子ごとに α 係数を算出したところ、能力・経験不足の否定は $\alpha = .80$, 頑張りの否定・無視は $\alpha = .82$, 対人スキルの否定は $\alpha = .81$, 敵対心の直接的表出は $\alpha = .80$, 無視 (嫌がらせ) は $\alpha = .83$, 噂・陰口は $\alpha = .86$, 平均以上の頑張りの否定は $\alpha = .70$ であり、平均以上の頑張りの否定以外は十分な値が得られた。

以上より、研究 2 では 8 因子 31 項目 (男性参加者は 7 因子 26 項目) の尺度を用いて調査を行う。

本調査

予備調査で作成した否定的な反応の経験尺度を用いて、日本の正規雇用で働いている 22 歳から 50 歳の男女を対象に現在働いている職場で否定的な評価やネガティブな態度を受けた経験が昇進意欲に与える影響について質問紙調査を行う。

方法

参加者 クラウドソーシングサービス (クラウドワークス) で募集した日本の有職者 (非正規雇用, 自営業, フリーランス除く) 720 名 (女性 356 名, 不明 2 名) が調査に参加した。女性参加者の平均年齢は 34.2 歳で, $SD = 6.90$, 男性参加者の平均年齢は 37.6 歳で, $SD = 7.05$ であった。

手続き 質問紙は Qualtrics で作成し、調査はインターネット上で行われた。最初に、参加者の現在の昇進意欲について尋ねた。次に、今の職場で働き始めた頃と比較した現在の昇進意欲の変化、特性的自己効力感、職場で否定的な反応を受けた経験、性別、勤続年数の順番で回答を求めた。各尺度の項目は全てランダムに提示した。

質問紙の内容 (1) 現在の昇進意欲: 参加者の現在の昇進意欲について、「今の職場で仕事を頑張りたいと思う」「今の職場で昇進したいと思う」「今の職場でキャリアを積みたいと思う」「今の職場で管理職を目指したいと思う (既に管理職の人はさらに上位の管理職になりたいと思う)」の 4 項目をランダムに提示した。回答は「全くそう思わない (1)」から「とてもそう思う (6)」の 6 件法で求めた。

(2) 昇進意欲の変化: 今の職場で働き始めた頃と比較して、現在の参加者の仕事に対する意欲が変化したかどうかを、「今の職場で働き始めた頃と比べると、現在の仕事に対する意欲は」、「今の職場で働き始めた頃と比べると、現在の昇進したいという意欲は」、「今の職場で働き始めた頃と比べると、現在のキャリアを積みたいという意欲は」、「今の職場で働き始めた頃と比べると、現在の管理職を目指したいという意欲は」の4項目をランダムに提示した。回答は「非常に減少した(1)」から「非常に増加した(5)」の5件法で求めた。

(3) 特性的自己効力感: 成田他(1995)の特性的自己効力感尺度(以下:SE, e.g., 「自分が立てた計画はうまくできる自信がある」「しなければならないことがあっても、なかなか取りかからない」)の23項目を使用した。回答は「全くそう思わない(1)」から「とてもそう思う(6)」の6件法で求めた。

(4) 否定的な反応の経験: 予備調査で作成した8因子31項目(男性参加者は7因子26項目)の尺度を用いた。回答は「全くなかった(1)」から「よくあった(5)」の5件法で求めた。

結果と考察

本研究の分析はHAD(清水, 2016)を用いて行った。昇進意欲, 昇進意欲の変化, SE, 否定的な反応の経験の8カテゴリーについて、それぞれ平均値を算出した。その後、それぞれの平均値を昇進意欲得点($\alpha = .88$), 昇進意欲の変化得点($\alpha = .91$), SE得点($\alpha = .91$), 能力経験不足の指摘得点($\alpha = .82$), 頑張りの否定・無視得点($\alpha = .83$), 対人スキルの否定得点($\alpha = .81$), 性別役割への言及得点($\alpha = .80$), 敵対心の直接的表出得点($\alpha = .87$), 無視(嫌がらせ)得点($\alpha = .84$), 噂・陰口得点($\alpha = .86$), 平均以上の頑張りの否定得点($\alpha = .73$)とした。それぞれの平均値と標準偏差をTable 2に示す。

男女の比較 (*t*検定) 尺度得点を算出する際の項目数が男女で異なるため、あくまで参考情報となるものの、各変数に関して男女で*t*検定を行った(Table 2)。その結果、その他の変数のうち、昇進意欲($t(716) = 4.34, p < .001, d = 0.32$), 勤続年数($t(716) = 7.04, p < .001, d = 0.53$)に男女で有意差が見られた。すなわち、女性参加者($M = 3.29$)と比較して男性参加者($M = 3.66$)の方が昇進意欲を持っており、従来の研究と同様の結果となった(川口, 2012; 武石, 2014)。加えて、勤続年数は男性参加者($M = 9.99$)の方が女性参加者($M = 6.74$)よりも長かった。否定的な反応の経験に関しては、能力・経験不足の指摘($t(716) = 4.43, p < .001, d = 0.33$), 頑張りの否定・無視($t(716) = 3.82, p < .001, d = 0.28$), 対人スキルの否定($t(716) = 5.40, p < .001, d = 0.40$), 平均以上の頑張りの否定($t(716) = 3.46, p < .001, d = 0.26$)で男女間の有意差が見られた。能力・経験不足の指摘は女性参加者($M = 1.63$)と比較して男性参加者($M = 1.89$)の方が多く経験していた。頑張りの否定・無視は女性参加者($M = 2.10$)と比較して男性参加者($M = 2.36$)の方が多く経験していた。対人スキルの否定は女性参加者($M = 1.50$)と比較して男性参加者($M = 1.84$)の方が多く経験していた。敵対心の直接的表出は女性参加者($M = 1.98$)と比較して男性参加者($M = 2.12$)の方が多く経験していた。以上より、仕事に関する能力・経験や頑張りに対して否定的な反応を受けた経験は女性参加者よりも男性参加者の方が多いことがわかった。

Table 2

各変数の平均値と標準偏差及び*t*検定の結果

	女性		男性		<i>t</i>
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
否定的な反応の経験					
能力・経験不足の指摘	1.63	0.74	1.89	0.84	4.43 **
頑張りの否定・無視	2.10	0.90	2.36	0.90	3.82 **
対人スキルの否定	1.50	0.74	1.84	0.91	5.40 **
性別役割への言及	1.55	0.74	-	-	-
敵対心の直接的表出	1.98	1.01	2.12	0.98	1.91 †
無視（嫌がらせ）	1.68	0.93	1.74	0.85	0.86
噂・陰口	1.78	0.94	1.88	0.96	1.52
平均以上の頑張りの否定	1.44	0.70	1.63	0.76	3.46 **
その他の変数					
昇進意欲	3.29	1.10	3.66	1.16	4.34 **
昇進意欲の変化	2.68	0.83	2.73	0.89	0.80
自己効力感	3.57	0.66	3.60	0.64	0.55
勤続年数	6.74	5.32	9.99	6.92	7.04 **

注1) 否定的な反応の経験は得点が高いほど経験していることを示す。

注2) その他の変数のうち、昇進意欲の変化は得点が高いほど以前と比較して昇進意欲が増加したことを示す。それ以外の変数は、得点が高いほど意欲等が強いことを示す。

** $p < .01$, † $p < .10$

否定的反応の影響及び SE の調整効果の検討 次に、女性参加者で昇進意欲を目的変数、第 1 ステップで勤続年数、第 2 ステップで各否定的な反応の経験と SE、第 3 ステップで各否定的な反応の経験×SE の交互作用項を説明変数とした階層的重回帰分析を行った (Table 3)。第 1 ステップから第 2 ステップへの R^2 変化量が有意であり ($\Delta R^2 = .128$, $p < .001$)、第 2 ステップから第 3 ステップへの R^2 変化量も有意であった ($\Delta R^2 = .044$, $p = .019$)。Table 4 より、勤続年数と SE の主効果が有意であった。すなわち女性参加者は勤続年数が高いほど、または SE が高いほど昇進意欲が高くなった。加えて、能力・経験不足の指摘、頑張りの否定・無視、敵対心の直接的表出の主効果が見られた。女性参加者は頑張りの否定・無視、または敵対心の直接的表出を経験するほど昇進意欲が低くなった。一方で、能力・経験不足の指摘を経験するほど昇進意欲が高くなった。そして、噂・陰口×SE の有意な交互作用も見られ、下位検定を行った結果、SE 高群において噂・陰口の経験をすると昇進意欲が高くなった ($\beta = .453$, $p = .002$, Figure 1)。

Table 3

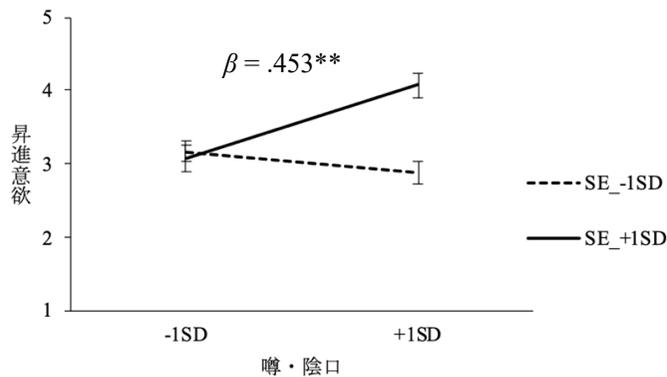
女性参加者の階層的重回帰分析の結果

	Step1	Step2	Step3
勤続年数	.152 **	.109 *	.124 *
能力・経験不足の指摘		.209 *	.244 **
頑張りの否定・無視		-.239 **	.223 *
対人スキルの否定		.031	.048
性別役割への言及		-.069	-.091
敵対心の直接的表出		-.205 *	-.263 **
無視 (嫌がらせ)		.019	.012
噂・陰口		.095	.160 †
平均以上の頑張りの否定		.148 †	.120
SE		.245 **	.249 **
能力・経験不足の指摘×SE			-.008
頑張りの否定・無視×SE			-.132
対人スキルの否定×SE			.023
性別役割への言及×SE			-.059
敵対心の直接的表出×SE			-.160
無視 (嫌がらせ)×SE			.113
噂・陰口×SE			.316 **
平均以上の頑張りの否定×SE			-.061
R^2	.023 **	.151 **	.196 **
ΔR^2		.128 **	.044 *

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

Figure 1

女性の噂・陰口×SEの交互作用の下位検定の結果



次に、男性参加者で昇進意欲を目的変数、第1ステップで勤続年数、第2ステップで各否定的な反応の経験とSE、第3ステップで各否定的な反応の経験×SEの交互作用項を説明変数とした階層的重回帰分析を行った (Table 4)。第1ステップから第2ステップへの R^2 変化量が有意であり ($\Delta R^2 = .210, p < .001$)、第2ステップから第3ステップへの R^2 変化量も有意であった ($\Delta R^2 = .036, p = .023$)。Table 7より、SEの主効果が有意であった。すなわち男性参加者はSEが高いほど昇進意欲が高かった。加えて、能力・経験不足の指摘、敵対心の直接的表出、無視 (嫌がらせ)、平均以上の頑張りの否定の主効果が見られた。男性参加者は敵対心の直接的表出、または無視 (嫌がらせ)を経験するほど昇進意欲が低くなった。一方で、能力・経験不足の指摘、または平均以上の頑張りの否定を経験するほど昇進意欲が高くなった。そして、能力・経験不足の指摘×SEと敵対心の直接的表出×SEの有意な交互作用が見られ、下位検定を行った結果、SE高群において、能力・経験不足の指摘の経験をすると昇進意欲が高くなり ($\beta = .188, p = .039$)、敵対心の直接的表出の経験をすると昇進意欲が低くなった ($\beta = -.280, p = .020$)。

Table 4
男性参加者の階層的重回帰分析の結果

	Step1	Step2	Step3
勤続年数	.051	.037	.036
能力・経験不足の指摘		.180 *	.206 **
頑張りの否定・無視		-.024	.014
対人スキルの否定		-.047	-.063
敵対心の直接的表出		-.204 *	-.195 *
無視 (嫌がらせ)		-.106	-.156 *
噂・陰口		-.084	-.101
平均以上の頑張りの否定		.164 *	.171 **
SE		.334 **	.318 **
能力・経験不足の指摘×SE			.140 *
頑張りの否定・無視×SE			-.153 +
対人スキルの否定×SE			-.064
敵対心の直接的表出×SE			-.208 *
無視 (嫌がらせ)×SE			.049
噂・陰口×SE			.169 +
平均以上の頑張りの否定×SE			-.089
R^2	.003	.212 **	.248 **
ΔR^2		.210 **	.036 *

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

以上より、先行研究と同様に女性参加者と比較して男性参加者の方が昇進意欲が高かった。また、女性参加者と比較して男性参加者の方が、能力・経験不足の指摘、頑張りの否定・無視、対人スキルの否定、敵対心の直接的表出、平均以上の頑張りの否定を多く経験していた。階層的重回帰分析の結果より、男女共通の結果として、能力・経験不足の指摘を多く経験した人は経験していない人に比べて昇進意欲が高かった。一方で、敵対心の直接的表出を多く経験した人は経験していない人に比べて昇進意欲が低くなった。否定的な経験の中でも今後の努力や経験次第で補うことのできる能力・経験不足の指摘の経験は男女の昇進意欲を高めるが、嫌がらせといった個人での対処が難しい経験は昇進意欲を低下させる可能性が考えられる。また、頑張りの否定・無視、無視（嫌がらせ）、平均以上の頑張りの否定では男女で異なる結果が得られた。女性参加者において、頑張りの否定・無視を多く経験した人は経験していない人に比べて昇進意欲が低かったが、男性参加者では昇進意欲に対する頑張りの否定・無視の影響は見られなかった。男性参加者において、無視（嫌がらせ）を多く経験した人は経験していない人に比べて昇進意欲が低く、平均以上の頑張りの否定を多く経験した人は経験していない人に比べて昇進意欲が高くなったが、女性参加者ではこれらの昇進意欲に対する影響は見られなかった。頑張りの否定・無視は「できて当たり前のように評価されない」など、頑張りそのものを否定されたり無視されたりする経験であり、この会社で頑張っても評価されないので将来性が低いと思われ昇進意欲が低下した可能性が考えられる。無視（嫌がらせ）は、男性参加者の中で敵対心の直接的表出と同様に感じた可能性が考えられる。そして、平均以上の頑張りの否定は、周りの平均以上の頑張りを否定される経験であり、昇進することで平均を求められる環境から抜け出そうと考えた可能性が考えられる。しかし、なぜこれらの経験で男女の昇進意欲への影響に違いが見られるのかについては普段与えられる仕事の違いや上司のマネジメントの違いの可能性など他の要因も考えられるため、さらなる検討が必要である。

また、SEの調整効果が見られ、高SEの女性参加者において噂・陰口の経験をすると昇進意欲が高くなった。また、高SEの男性参加者において、能力・経験不足の指摘の経験をすると昇進意欲が高くなり、敵対心の直接的表出の経験をすると昇進意欲が低くなった。否定的な反応の経験をして自己効力感が高いことで、自分はこの職場でも仕事をやり切ることができると思われ昇進意欲が高まった可能性が考えられるが、一方で敵対心の直接的表出では昇進意欲が低下していることから、自己効力感が昇進意欲と全ての否定的な反応の経験の間を調整するとは限らないことが示唆された。性別による違いや経験の内容による違いを検討する必要がある。

総合考察

本研究の目的は、昇進意欲を持っていた女性に職場で上司や同僚などから受けた否定的な反応の経験について尋ね、どの否定的な反応の経験が昇進意欲に影響を与えるかについて検討すること、及び自己効力感の調整効果を検討することであった。

研究1では、男性は能力や経験不足の指摘、頑張りの否定・無視など仕事に関わることで、女性は伝統的な性別役割に言及されたり、噂や陰口を言われたりするなど仕事とあまり関係のないことで否定的な評価やネガティブな態度を受けることが示唆された。男女ともに職場で昇進意欲や頑張りを

示すと否定的な反応を受けるが、その内容は異なっていることが示された。

研究2では、どの否定的な経験が昇進意欲に影響を与えるかについて検討を行い、女性参加者において頑張りや否定・無視や敵対心の直接的表出を経験すると昇進意欲が低くなることが明らかになった。一方で、男女ともに能力・経験不足の指摘を経験すると昇進意欲が高くなった。能力・経験不足の指摘を経験することで昇進意欲が高まった原因として、これは「経験が足りない」や「実力が伴っていない」等と言われたという経験であり、その時点での能力や経験不足についての指摘として受け止め、足りていない部分を補い今後成長することで昇進できる可能性もあると考え昇進意欲が高くなったのではないかと考えられる。このことから、全ての否定的な反応の経験が昇進意欲を低めるのではなく、否定的な反応の内容によって昇進意欲に与える影響が異なることが示唆された。また、昇進意欲と否定的な経験に対するSEの影響を検討した結果、女性参加者はSE高群において噂・陰口の経験をすると昇進意欲が高くなった。噂や陰口を言われる否定的な経験をしたとしても、自分はこの仕事をする事ができるという自己効力感があることで奮起し昇進意欲が高まったと考えられる。

研究1では女性特有の項目として「性別役割への言及」が得られたが、研究2では女性において「性別役割への言及」は昇進意欲とは関連は見られず、SEの調整効果も見られなかった。坂田・唐(2018)では、好意的性差別の一つである伝統的女性役割期待の経験を受けた女性が状態自尊心を低下させることによって昇進意欲が低下することを示したが、本研究では異なる結果となった。この点について、坂田・唐(2018)の用いた好意的性差別言動経験尺度(後藤他, 2012)は伝統的な女性の役割そのものに対する項目内容であったが、本研究では「子育てや家庭のために昇進は難しい」といった女性役割があるために昇進が困難であると言及されたという項目内容であった。こういった項目内容の違いが影響を与えた可能性が考えられる。加えて、男女の初期キャリアについて調査した大槻(2021)では、「多くの場合、女性が担当する仕事」についていると回答した女性はそうでない女性より管理職志向が低い傾向も見られており、性別や性別に基づいた周囲の言動や仕事の割り当てをされることによって女性の昇進意欲は低下することは明らかであり、更なる検討が必要である。

一方で、女性参加者において勤続年数が長いほど昇進意欲が高くなる結果が得られた。この結果について、その会社に長く勤めることができた女性の昇進意欲が高かった可能性が考えられる。本研究では今の会社で働き始めた際の昇進意欲と現在の昇進意欲の変化についても尋ねているが、女性の平均値は2.68であり、女性の昇進意欲の変化は減少傾向を示していることがわかる。そのため、元から昇進意欲の高かった人が転職することなく同じ会社で働き続けていた可能性が考えられる。また、本研究では1時点での調査であるため、参加者自身の昇進意欲の変化の推移は把握できていない。そのため、長い勤続年数の中で調査を実施した時期の昇進意欲が高かったということも考えられる。

職場での否定的な反応の経験を尋ねた結果、男性の方が女性と比較して否定的な経験を多く経験していたが、昇進意欲は女性の方が低かった。階層的重回帰分析の結果より、昇進意欲に対する否定的な反応の経験の中でも、昇進意欲に対して正の影響を示しているのは女性参加者では能力経験

不足の指摘の一つだけである一方で、男性参加者では能力・経験不足の指摘と平均以上の頑張りの否定の二つであった。そして、負の影響を示しているのは、女性参加者では頑張りの否定・無視と敵対心の直接的表出の二つ、男性参加者では敵対心の直接的表出と無視(嫌がらせ)の二つであった。男女ともに否定的な反応の経験がある一方で、経験の種類によって昇進意欲に対する影響が異なっており、否定的な反応の経験の多さに比例して昇進意欲が低下するのではなく、経験に対する解釈やその他の職場環境についても検討する必要があると考えられる。

最後に今後の展望として、以下の3点が挙げられる。第一に、本研究では否定的な経験をすることで昇進意欲を失うことが明らかになったが、どのように昇進意欲を失っていくかのプロセスは未検討であるため、昇進意欲を持っている女性が否定的な反応の経験をすることで昇進意欲を失うプロセスについて検討する必要があると考えられる。第二に、本研究では日本の有職者の男女を対象としたが、女性の昇進意欲に関する研究では入社後の初期が重要であることが示されているため(島, 2019), 入社前から入社後にかけて縦断調査を行うことで、女性が否定的な反応を経験し昇進意欲がどのように変化していくかを検討することが必要であると考えられる。例えば、入社直後の新入社員が経験する特有の否定的な反応の経験が存在する可能性があるため、勤続年数や職位の違いによる否定的な反応の経験の内容や昇進意欲への影響について検討したい。第三に、Rudman & Fairchild (2004) では、バックラッシュとステレオタイプ維持モデル (the backlash and stereotype maintenance model) でバックラッシュがステレオタイプを維持するプロセスを示した。このモデルでは、行為者がバックラッシュを受けることを恐れた結果、ステレオタイプから逸脱した行動をやめたり、性別に一致した行動をとるようになることが示されている。このことから、日本の働く女性も昇進意欲を示すことによって、職場で否定的な経験を受けることを恐れた結果、仕事を頑張らなくなったり、昇進意欲を示さなくなる可能性が考えられ、この点について検討する必要があると考えられる。

引用文献

- Eagly, A. H., & Karau, S. J. (2002). Role congruity theory of prejudice toward female leaders. *Psychological Review*, 109, 573-598. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.109.3.573>
- 後藤 沙奈・大塚 泰正・坂田 桐子 (2012). BS 的言動経験尺度作成の試み 日本社会心理学会第 53 回大会論文集, 316.
- Heilman, M. E., & Parks-Stamm, E. J. (2007). Gender stereotypes in the workplace: Obstacles to women's career progress. In Correll, S. J. (Ed.), *Social Psychology of Gender* (pp. 47-77). Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/10.1016/S0882-6145\(07\)24003-2](https://doi.org/10.1016/S0882-6145(07)24003-2)
- 池田 道智江・平野 真紀・坂口 美和・森 京子・玉田 章 (2011). 看護師の QOL と自己効力感が離職願望に及ぼす影響 日本看護科学会誌, 31, 46-54. https://doi.org/10.5630/jans.31.4_46
- 川口 章 (2012). 昇進意欲の男女比較 日本労働研究雑誌, 54, 42-57.
- 清末 有紀・森永 康子 (2019). 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—— 広島大学心理学研究, 19, 139-151.

- 厚生労働省 (2012). 平成 23 年度雇用均等基本調査 厚生労働省 Retrieved March 3rd, 2025 from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/71-23r-02.pdf>
- 厚生労働省 (2024). 令和 5 年度雇用均等基本調査 厚生労働省 Retrieved March 3rd, 2025 from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/71-r05/02.pdf>
- 倉矢 匠 (2016). 日本における促進指向的及び抑制指向的ジェンダー規範 東洋大学大学院紀要, 53, 107-124.
- 内閣府男女共同参画局 (2023). 女性活躍・男女共同参画の重点方針 2023 内閣府男女共同参画局 Retrieved March 3rd, 2025 from https://www.gender.go.jp/policy/sokushin/pdf/jyuten2023_honbun.pdf
- 成田 健一・下仲 順子・中里 克治・河合 千恵子・佐藤 眞一・長田 由紀子 (1995). 特性的自己効力感尺度の検討——生涯発達の利用の可能性を探る—— 教育心理学研究, 43, 306-314. https://doi.org/10.5926/jjep1953.43.3_306
- 西村 智 (2023). 職場環境・職務経験が女性の昇進意欲に与える影響 経済学論究, 76, 71-88.
- 西村 智・呼 敏娜 (2017). 非管理職女性の昇進意欲の決定要因 経済学論究, 70, 25-49.
- 太田 さつき・久保田 貴之・高城 佳那・漁田 武雄・日隈 美代子 (2020). 大卒若年総合職の昇進意欲——性差の基礎的分析—— 環境と経営：静岡産業大学論集, 26, 95-108.
- 大槻 奈巳 (2021). 第一部 調査結果の報告 若年層の管理職志向に与える要因——職場から考える—— 独立行政法人国立女性教育会館 (編) 令和2年度 男女の初期キャリア形成と活躍推進に関する調査研究報告会 初期キャリアからの人材育成——入社5年で何がおこるのか (pp.9-16) 創志企画
- Phelan, J. E., & Rudman, L. A. (2010). Prejudice toward female leaders: Backlash effects and women's impression management dilemma. *Social and Personality Psychology Compass*, 4, 807-820. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2010.00306.x>
- 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. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.3.629>
- Rudman, L. A., & Fairchild, K. (2004). Reactions to counterstereotypic behavior: The role of backlash in cultural stereotype maintenance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 87, 157-176. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.87.2.157>
- Rudman, L. A., & Glick, P. (1999). Feminized management and backlash toward agentic women: The hidden costs to women of a kinder, gender image of middle managers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1004-1010. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.1004>
- Rudman, L. A., Moss-Racusin, C. A., Phelan, J. E., & Nauts, S. (2012). Status incongruity and backlash effects: Defending the gender hierarchy motivates prejudice against female leaders. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48, 165-179. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2011.10.008>
- 坂田 桐子・唐 晨 (2018). 好意的性差別は女性の昇進意欲を阻害するか——状態自尊心の役割に注目して—— 日本社会心理学会第 59 回大会論文集, 299.

- 島 直子 (2019). 女性新入社員の管理職志向を低下させる要因——パネルデータを用いた検証——
大原社会問題研究所雑誌, 727, 55-69.
- 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.
- 高田 朝子・横田 絵理 (2012). 女性中間管理職の育成と人的ネットワーク 経営情報学会 2012 年
秋季全国研究発表大会要旨集, 72-75. <https://doi.org/10.11497/jasmin.2012f.0.72.0>
- 武石 恵美子 (2014). 女性の昇進意欲を高める職場の要因 日本労働研究雑誌, 56, 33-47.
- 田中 真理子・佐藤 有紀・堀 博美 (2017). 昇進とステータスに対するモチベーションの性差——
就職前後のモチベーション変化に注目して—— 産業・組織心理学会第 33 回大会発表論文集,
241-244.
- 安田 宏樹 (2012). 管理職への昇進希望に関する男女間差異 社会科学研究, 64, 134-154.
https://doi.org/10.34607/jssiss.64.1_134

付録

Table S1
男女別の尺度間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 年齢	-	.03	.13 *	.01	.60 **	.01	.16 **	.01	.10 †	.01	.10 †	.03	-
2. 昇進意欲	.08	-	.73 **	.38 **	.05	.06	.10 *	.18 **	.22 **	.18 **	.18 **	.04	-
3. 昇進意欲の変化	.06	.68 **	-	.32 **	.07	.14 **	.20 **	.20 **	.26 **	.18 **	.21 **	.00	-
4. 自己効力感	.13 *	.26 **	.19 **	-	.03	.12 *	.02	.31 **	.11 *	.09	.06	.09 †	-
5. 勤続年数	.52 **	.15 **	.07	.13 *	-	.02	.05	.00	.00	.03	.01	.01	-
6. 能力・経験不足の指摘	.01	.03	.12 *	.14 *	.09 †	-	.63 **	.61 **	.65 **	.62 **	.59 **	.54 **	-
7. 頑張りの否定・無視	.06	.12 *	.27 **	.08	.11 *	.68 **	-	.46 **	.71 **	.63 **	.69 **	.56 **	-
8. 対人スキルの否定	.11 *	.01	.09 †	.26 **	.04	.66 **	.50 **	-	.51 **	.51 **	.55 **	.50 **	-
9. 敵対心の直接的表出	.02	.12 *	.21 **	.09 †	.06	.62 **	.75 **	.54 **	-	.73 **	.79 **	.54 **	-
10. 無視(嫌がらせ)	.02	.05	.14 **	.10 †	.03	.64 **	.66 **	.55 **	.76 **	-	.69 **	.55 **	-
11. 噂・陰口	.03	.01	.11 *	.05	.15 **	.59 **	.65 **	.60 **	.77 **	.70 **	-	.59 **	-
12. 平均以上の頑張りの否定	.09 †	.08	.05	.05	.18 **	.59 **	.62 **	.54 **	.59 **	.58 **	.63 **	-	-
13. 性別役割への言及	.03	.01	.12 *	.02	.17 **	.60 **	.60 **	.51 **	.55 **	.55 **	.60 **	.63 **	-

注1) 上側が男性参加者，下側が女性参加者の結果。

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

両親の養育行動が中学生の子どもの心理的特性に与える影響

—3つの横断データを用いた検討—

西村 由貴子¹・清水 陽香²・中島 健一郎¹

The Influence of Parenting Behavior on the Psychological Characteristics of Junior High School Children: An Examination Using Three Cross-Sectional Data Sets

Yukiko Nishimura and Haruka Shimizu and Nakashima Ken'ichiro

This study examined the effect of parenting behaviors on children's development, particularly focusing on junior high school-aged children. In Japan, parent training (PT) programs have been widely implemented to support parents, especially mothers of young children and those with developmental disabilities. The PT programs have been effective in reducing children's behavioral issues and parental stress. However, research about the efficacy of PT for parents of typically developing adolescents remains limited despite growing concerns about parental stress and mental health. While international research highlights the benefits of including fathers in PT programs, Japanese studies on paternal involvement remain scarce. This study utilized triadic data from junior high school-aged students and their parents to explore how parental behaviors influence children's self-esteem, depression, autonomy, and career consciousness using three cross-sectional datasets. The analysis revealed that children's perceptions of their parent's behaviors significantly mediated their outcomes. Mothers' "respect for their child's thoughts," "involvement and monitoring," and "positive responsiveness" were strongly associated with children's career consciousness and self-esteem. Fathers' "respect for their child's thoughts" and "positive responsiveness" contributed positively but to a lesser extent than mothers'. These findings highlight the importance of a father's involvement in adolescent development and suggest that PT programs should include fathers. This research provides foundational knowledge for enhancing evidence-based parenting interventions in Japan.

キーワード : parenting behavior, triadic data, Parent Training, secondary analysis

¹ 広島大学大学院人間社会科学研究科

² 西九州大学短期大学部幼児保育学科

問 題

養育行動とは「親に子どもの発達への意図があるか否かにかかわらず、親の子どもに対する直接的(対面的)な関わり」である(末盛,2000)。これと関連する概念として養育態度があるが、その定義(親が子どもを育てるにあたって、意図的あるいは無意図的にとる一般的態度・行動)を踏まえると、これらの概念はほぼ同義と考えられる(岡田他,1997)。そのため、本稿では分かりやすさのために、これらの定義(もしくは類似の定義)のもとで進められた先行研究を紹介する際には「養育行動」と表記を統一し、紹介する。

養育行動は、子どもの発達に大きな影響を与えることが知られている。例えば、母親の服従的、過保護、甘やかしといった養育行動が幼児の自己主張や向社会的行動に負の影響を与えること(戸田,2006)、母親の応答性(親が子どもの意図・欲求に気づき、愛情のある言語や身体的表現を用いて、子どもの意図をできる限り充足させようとする行動)が幼児の社会的スキルの高さや問題行動の少なさに正の影響を与えること(八橋他,2016)、さらに母親の応答性得点が平均以上である幼児の方が、平均以下である幼児よりも自己抑制が高いことなどが指摘されている(前田,2018)。また、養育行動について子どもの特性に着目すると、発達障害児の保護者は、定型発達児の保護者と比較して、肯定的関わりや相談・つきそいの得点が低く、叱責、育てにくさ、対応の難しさが高い傾向が認められている(中島他,2012)。

このような背景から、国内では主に幼児期の子どもや発達障害の子どもを持つ母親を対象としたペアレント・トレーニング(以下、PTとする)が数多く開発・実施されている(cf.原田他,2013)。PTとは、養育者を対象に適切な養育行動を習得してもらうことで、子どもや養育者の援助を試みる介入プログラムのことを指し、養育者への介入を通して子どもの問題行動や抑うつ減少、養育者自身の育児ストレスの減少などの効果が認められている(津田他,2012)。また、PTによって養育者が子どもに対する受容的な対応を学ぶことで、親子関係にかぎらず家族関係にも肯定的な影響を与えることが指摘されている(大島他,2022)。このように、養育者への介入によって家族全体に肯定的な効果を与えることが期待できることから、特に家族支援の重要性が指摘される発達障害児の子どもを育てる家族への支援施策として、PTの普及が推進されている(厚生労働省,2020)。

一方、内閣府(2020)の調査によると、子どもの年齢や障害の有無にかかわらず、子どもを持つ20代から40代の保護者の43.1%が「子育てによる精神的疲れが大きい」と感じている。さらに、松井・藤井(2020)によると、子どもは思春期になると自我が芽生え、親などの大人に対して批判的に反論し、無視するなどの態度を取るようになるが、母親はこのような子どもの発達に対応した養育行動をとることは難しく、自身の養育行動に対する自信の低下や、育児ストレスが生じるとされている。保護者の精神的健康の悪化や育児ストレスが、児童虐待等の不適切な養育の重要なリスク要因となり得ることを併せて考慮すれば(中村・高橋,2013)、定型発達の思春期の子どもを持つ保護者に対しても、PTをはじめとした子育てに関するサポートの拡大や普及が望まれる。

加えて、PT研究が進む欧米では、1980年代からPTの対象に父親を含めることの重要性が指摘されており(cf. Webster, 1985)、両親をPTの対象とすることによりPTの効果が高まるかに着目した

効果検証やメタ分析も盛んに行われている (Bargner, 2013; Bargner & Eyberg, 2003; Lundahl, B. W. et al., 2008)。これらの研究によると、母親のみを対象とした場合よりも、子どもの問題行動が有意に減少し、追跡調査時の介入効果が維持されやすいことが示されている。一方、国内においては、調査実施に必要な金銭的・作業的コストの大きさから、父・母・子を含むトライアド・データを用いた検討が非常に少なく (田中, 2013)、父母を PT の対象とすることの有効性を検証する以前に、父母の養育行動が定型発達の子どものようにどのような影響を与えるかについての基礎的な知見が不足しているという問題点がある (前原他, 2021)。

そこで本研究では、中学生の子どもとその両親を含むトライアド・データを用いて、両親の養育行動が子どもの自尊感情、抑うつ、自律性、キャリア意識にどのような影響を与えるかについて検討することを目的とした。基礎的な知見の提示方法について、Frank (2015) は再現性の高い頑健な知見を提示する方法の一つとして、同一の研究プロジェクト内で追試を行いつつ探索的に研究を進めていくことを推奨している。父親を含めた両親を PT の対象とすることへの、より強い証拠を得るためにも、本研究では3つの横断データを用いて、同様の研究目的について追試的検討を重ねる。これは、心理学における「エビデンスに基づく実践 (Evidence based practice)」を実現するためにも重要な取り組みであるといえる (三田村・武藤, 2012)。

以下では、子どもの心理的特性として自尊感情に加え、自律性・キャリア意識・抑うつに着目した理由について順に述べる。

自尊感情

自尊感情の高さがあらゆる状況で望ましいとは一概には言えないものの (Heatherton & Voh, 2000)、思春期・青年期の自尊感情の低下が、成人期のメンタルヘルスや逸脱行動といった問題に結びつきやすいという指摘 (Trzesniewski et al., 2006) や、子どもの自尊感情の低さが、いじめや不登校の背景要因となり得ること (鹿児島県教育委員会, 2020)、子どもの不登校などの諸問題により親が自責、抑うつなどの感情を感じやすくなるといった指摘を踏まえると (村瀬, 1996)、子どもの低い自尊感情は家族全体に不適応を生じさせる要因となり得ると言えるだろう。さらに、思春期前期にあたる中学生は、身体的・心理的に大きな変化に直面し、他者からの評価に敏感になりやすく、自尊感情が低下しやすいことが指摘されている (都筑, 2005)。加えて、Brummelman (2022) は、子どもの自尊感情を直接的に高めようとする取り組みは、自己愛を助長させたり、逆に自尊感情を低下させたりする懸念があるため、自尊感情に直接的に介入するのではなく、その規定因に介入することが望ましいと主張している。本研究では、その規定因の1つとして、父母の養育行動を取り上げる。

自律性

自律性は「家族や友人などの外からの支配を受けず、自分の意思に従って行動する能力」と定義され、アイデンティティ確立の基礎となる重要な概念である (服部・島田, 2004)。中学生の自律性の獲得に関して松平・三浦 (2007) は以下のように述べている。

自律性の獲得は青年期における心理社会的発達の中心的課題のひとつである。親のもとを離れ、自分自身の生活をコントロールできるようになることはすべての若者の目標であり、家族関係における独立や自律性の発達は、青年期の重要な課題と考えられる。(中略) さて、中学生段階にあたる青年期前期は子どもが身体的・社会的な課題に直面する重大な時期にあたり、親の関わりが難しい時期とされる。事実、この時期を境目に問題行動や不適応を起こす子どもも多い。(中略) 中学生段階は自律性獲得の初期段階にあたる。また、心理社会的発達において重要な時期にあたるとも考えられる。しかし、その重要な時期にあたる中学生の自律性獲得についての研究はまだまだ少ない (p.106-107)。

上記の松平・三浦 (2007) の主張と、自律性が生活満足度や主観的幸福感、精神的健康などと正の関連があることを踏まえれば (西田,2000) , 中学生における自律性の獲得について親から子への影響に着目して検討し、PT の開発・改良につなげることには意義があると考えられる。

キャリア意識

キャリア意識は、「キャリア発達を促す基礎的な意欲・態度・能力に対する児童生徒の意識」と定義され、自律性と同様に重要な発達課題の一つである (新見, 2008) 。たとえば、新見 (2008) は就労前の若者のキャリア意識の低さがフリーターやニートの増加や若年者の早期離職などと関連すると述べている。さらに、キャリア教育の推進に関する総合的調査研究協力者会議報告書 (文部科学省, 2016) では、子どものキャリア意識について以下のように述べられている。

近年、少子化や家庭の経済的ゆとりの増大、高学歴志向等を背景として、大学、短大、専門学校等の高等教育機関に進学する者の割合は著しく上昇してきた。そうした動きに伴って、若者が職業について考えたり選択・決定したりすることを先送りする傾向、いわゆるモラトリアム傾向が強くなり、進学も就職もしようとしなかったり、進路意識や目的意識が希薄なまま「とりあえず」進学したりする若者が増加していることが指摘されている (p.5-6)。

同報告書によると、中学卒業後にすぐに就職する者や、高等学校を中途退学する者が少なからず存在する現状を踏まえ、中学生等の早い段階のキャリア発達を促進することが極めて重要であるとされている。加えて、キャリア発達の領域では、家族や親密な他者とのコミュニケーションが重要視されることが多く、たとえば、Keller & Winston (2008) は、養育者との親密なコミュニケーションと中学生のキャリア成熟度との間に正の関連があることを示している。また、家族や友人とのコミュニケーションが職業選択の基盤となる能力・態度・知識等の自己評価を高め、それがキャリア意識の発達に寄与することを示唆する研究もある (新見・前田, 2008) 。若者のフリーターやニートの増加、若年者の早期離職が国内で問題視されている今 (総務省, 2020) , PT の開発・改良のために中学生のキャリア意識の発達を促す親から子への関わりについて検討することは意義があると言える。

抑うつ

青年期の抑うつは、学業成績の悪化、社会的不適応、自殺企図や希死念慮などのリスクを高めることが指摘されている (Bhatia & Bhatia, 2007; Kessler & Walters, 1998; 佐藤・下津・石川, 2008)。小学1年生から中学3年生までの3331名 (男子1535名, 女子1796名) を対象にした調査では、日本の小学生の7.8%, 中学生の22.8%がカットオフスコアを超える高い抑うつ得点を示すことが明らかになっている (傳田他, 2004)。さらに文部科学省の報告によると、中学生の年間自殺者数が2016年には69人であったのに対し、2021年には109人にまで増加しており、自殺した児童生徒が置かれていた状況としては、不明を除いたときに最も多いものに父母の叱責、次いで家庭不和であることも報告されている (文部科学省, 2021)。青年期の抑うつが自殺企図や希死念慮などのリスクを高めるという指摘や (佐藤他, 2008), 文部科学省の報告の内容を踏まえると、日本の中学生の抑うつ問題は軽視できない問題であるとともに、中学生の抑うつと両親の養育行動との関連を検討することには意義があると考えられる。

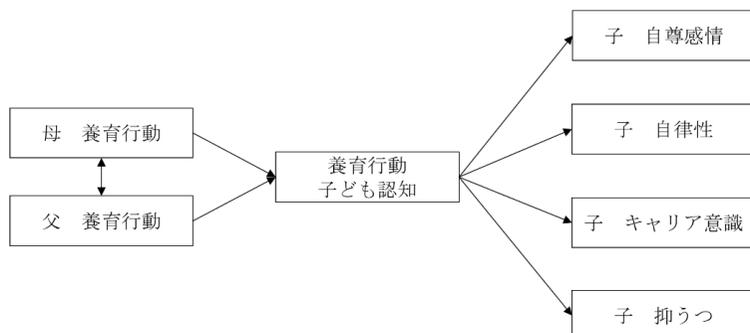
研究の目的

以上より、本研究では、3つの横断データを用いて、両親の養育行動が中学生の子どもの自尊感情、自律性、キャリア意識、抑うつに与える影響について検討することを目的とする。サンプルの異なる3つのデータで繰り返し検討を行い、共通して認められた結果に着目することで、父親を含めた両親を対象としたPTを開発するための、より強い証拠を得ることを目指す。

なお、養育行動について吉澤他 (2017) は、親の養育やしつけに対する認知と、それらの行動に対する子どもの認知を区別する必要があるとし、特に年齢の高い子どもを対象とする際には、親の認知よりも子どもの認知の方が子どもの特性に影響力を持つことを指摘している。また、西村他 (2024) や Nishimura et al. (2024) では、養育行動の子どもの認知と子どもの各心理的特性に関連があることが認められている。具体的には、母親の「肯定的応答性」と子どもの自尊感情との間に正の関連が、両親の「意思の尊重」・「肯定的応答性」と子どものキャリア意識との間に正の関連があることなどが示されている。以上を踏まえ、本研究では、養育行動について父・母・子の三者それぞれの認知を測定し、両親の養育行動の認知がそれに対する子どもの認知を媒介して、子どもの心理的特性に影響を与えるプロセスを仮定する (Figure 1)。

Figure 1

本研究で想定している媒介モデルの例



使用するデータについて

本研究では、3つの横断データ（研究1; 133組, 研究2; 169組, 研究3; 539組）を用いて検討を行う。なお、研究1で使用するデータは西村他（2020）, 研究2で使用するデータはNishimura et al., (2024), 研究3で使用するデータは西村他（2024）の二次利用である。研究1から3で対象となった参加者の要約統計量をまとめたものを、Table 1に示す。

Table 1

本研究で使用する参加者の要約統計量

	人数	年齢	SD	最小値	最大値
研究 1					
母親	133	45.4	6.3	36	58
父親	133	47.7	7.4	37	61
子ども	133	13.4	1.0	12	15
男子	66	13.5	0.9	12	15
女子	67	13.2	0.9	12	15
研究 2					
母親	169	46.6	5.0	32	58
父親	169	49.1	5.5	35	66
子ども	169	13.9	0.9	12	15
男子	82	13.8	0.9	12	15
女子	87	14.0	0.9	12	15
研究 3					
母親	539	46.2	4.7	30	67
父親	539	48.7	5.9	31	69
子ども	539	13.9	0.9	12	15
男子	266	13.8	0.9	12	15
女子	273	14.0	0.9	12	15

使用した尺度³

肯定的・否定的養育行動尺度 伊藤他（2014）が作成した尺度を使用した(34項目;4件法)。「子どもが出かけるときは、行き先や帰る時間を聞く」などの項目を含む「関与・見守り」因子、「子どもが何かうまくできたときには、ほめてあげる」などの項目を含む「肯定的応答性」因子、そして「子どもが問題に直面していても、できるだけ本人に解決させる」などの項目を含む「意思の尊重」因子が肯定的養育行動に位置づけられる。「どの友達と遊ぶべき（遊ぶべきでない）かを、子どもに言い聞かせている」などの項目を含む「過干渉」因子、「子どもを叱ったりほめたりする基準が、その

³ 使用した尺度の詳細は、OSF内（研究2: osf.io/7c5sr, 研究3: osf.io/w5hxc）に記載している。

時の気分で左右される」などの項目を含む「非一貫性」因子，そして「子どもが悪いことをしたときには，大声で怒鳴る」などの項目を含む「厳しい叱責・体罰」因子が否定的養育行動に位置づけられる。これらの質問項目について，父親・母親・子どもに対してそれぞれ回答を求めた。

自尊感情尺度 Rosenberg (1965) を山本・松井・山成 (1982) が邦訳した尺度を使用した (10 項目; 4 件法)。「私は，他の大半の人と同じくらいに物事がこなせる。」「私は，自分自身にだいたい満足している。」などの項目について，子どもに回答を求めた。

中学生版自律性尺度 服部・島田 (2004) が作成した尺度を使用した (15 項目; 4 件法)。「何か問題があったときには自分で解決するよりもまず親に助けを求める」などの項目を含む「親への過剰依存」因子，「話し合いの時に自分の意見を言うことができる」などの項目を含む「自律的意思決定」因子，「私にはいろいろと良いところがある」などの項目を含む「自尊感情・自己肯定感」因子の 3 因子 15 項目から構成されている。これらの質問項目について，子どもに回答を求めた。

日本版小児用自律性尺度 (JEAS) 研究 2・3 では，自律性尺度を Emotional Autonomy Scale (Steinberg & Steinberg, 1986) の邦訳版 (安藤他, 2004) に変更した (20 項目; 4 件法)。尺度の変更理由は後述する。安藤他 (2004) は，「私が親になったら，親にしてもらったように子どもにするつもりだ」などの項目を含む「反理想化と独自性」因子，「自分で解決する前に，まず親に頼ってしまう」などの項目を含む「依存と同化」因子，「私の親は，私がいる時といない時では，違うことを話すと思う」などの項目を含む「親子の大人認知」因子の 3 因子 20 項目から構成されている。これらの質問項目について，子どもに回答を求めた。

中学生版キャリア意識尺度 新見 (2008) が作成した尺度を使用した (19 項目; 6 件法)。「高校では，どんな勉強をするか知りたいと思う」などの項目を含む「情報活用」因子，「子どもは，将来のためにしっかり勉強するべきだと思う」などの項目を含む「将来設計」因子，「すぐにできなくても，できるまで頑張ろうと思う」などの項目を含む「意思決定」因子の 3 因子 19 項目で構成されている。これらの質問項目について，子どもに回答を求めた。

抑うつ尺度 (CES-D) Radloff (1997) が作成し，島・鹿野・北村 (1985) によって翻訳された日本語版の尺度を使用した (20 項目; 4 件法)。「過去のことについてくよくよ考える」「憂鬱だ」などの質問項目について，子どもに回答を求めた。

研究 1 (133 組)

問題部分で述べたように，本研究の目的は 3 つの横断データを用いて，両親の養育行動が中学生の子どもの自尊感情，自律性，キャリア意識，抑うつに与える影響について検討することである。そのために，研究 1 から 3 の 3 つのデータについて二次解析を行い，共通して認められた結果に着目することで，父親を含めた両親を対象とした PT を開発するためのより強い証拠を得ることを目指す (Frank, 2014)。研究 1 では，西村他 (2020) のデータを用いて，Figure 1 に示したような媒介プロセスを想定した構造方程式モデリングによる検討と間接効果の検定を実施する。

調査対象者と手続き⁴

西村他 (2020) のデータを使用した。分析対象者は、中学生とその両親 133 組 (計 399 名) であった。両親と子どもに肯定的・否定的養育行動尺度、子どもに自尊感情尺度、中学生版自律性尺度、中学生版キャリア意識尺度、抑うつ尺度 (CES-D) への回答を求めた。肯定的・否定的養育行動尺度、自尊感情尺度、中学生版キャリア意識尺度、抑うつ尺度 (CES-D) についての尺度得点作成の手順は、Nishimura et al., (2024) や西村他 (2024), OSF 内 (osf.io/7c5sr, osf.io/w5hxc) に記載している。

中学生版自律性尺度については、先行研究 (服部・島田, 2004) から因子数の候補が 3 と決まっているものの、その研究では構造的側面の証拠は得られていない。そのため、3 因子構造を第一案とした上で探索的因子分析 (最小二乗法) を実施する。因子数は、前述した通り第一候補を 3 とし、因子負荷量の大きさ (.40 以上) や多重負荷の観点から項目の選定を行いつつ、最終的には項目群から解釈可能な因子構造が決定できるかどうか、言い換えれば因子が概念的に命名できるかを優先して判断する。もし 3 因子構造で解釈可能な因子が決定できなかった場合は、平行分析や対角 SMC 並行分析、MAP (Minimum Average Partial) などの基準を基に、因子数の候補を決定する。そして、上述した形で因子構造を判断する。その後、因子ごとの項目群について項目分析を行い、最低基準以上であった場合に、尺度得点を算出する。なお、探索的因子分析によって解釈可能な因子が決定できなかった場合は、先行研究 (服部・島田, 2004) で提案されている項目群ごとに α 係数を算出し、最低基準以上 (.70 以上) である場合に尺度得点を作成することにする。

構造方程式モデリングによる検討

両親の養育行動が中学生の子どもの自尊感情、抑うつ、自律性、キャリア意識に与える影響を検討するために、養育行動の 6 つの下位因子それぞれについて構造方程式モデリング (SEM) による分析を実施する。モデルの適合度については、経験的な基準として CFI が .90 以上、RMSEA、SRMR が .10 以下を目安とする。分析において十分な適合度が認められなかった場合は、父母の養育行動から直接子どもの心理的特性へのパスを追加することは可能であるものの、理論的には導出不可能であるためにモデル修正は行わず、今後の研究の示唆を得るための参考情報として変数間の関連を考察する。

間接効果の検定

SEM において、両親の養育行動から子どもの心理的特性に至るまでのパスが全て有意であったプロセスについて、間接効果の検定を実施する。これにより、両親の養育行動に対する子どもの認知の媒介効果を検討することが可能になる。

⁴ 研究 1 から 3 の手続きは、広島大学に設置されている倫理審査委員会による審査を受けており、その内容について承認を得ている (承認番号: 20211006)。

結果と考察

研究1から3の全ての分析について、尺度得点の作成はHAD(清水, 2016)のversion 18.002を、構造方程式モデリングによる検討や間接効果の検定はM plusのversion 8.7を用いた。またその際には伊藤(2018)の手続き及び留意点を参考に分析を実施した。

使用した尺度の信頼性と妥当性の検討

肯定的・否定的養育行動尺度 肯定的・否定的養育行動尺度について、伊藤他(2014)で提案されている項目群ごとに母親・父親・子どもそれぞれについて α 係数を算出したところ、「過干渉」因子以外の全ての項目群において α 係数の最低基準(.70以上; 石井, 2014)を満たしていたことが確認された。そのため、「過干渉」以外の5つの下位因子について、個人ごとに平均得点を算出した。

自尊感情尺度 全項目群について α 係数を算出したところ、基準を満たすことが確認されたため、尺度得点として個人ごとに項目群の平均値を算出した。

中学生版自律性尺度 まず探索的因子分析を行い、因子構造を確認した。HADのスクリープロットにおいて、MAPでは因子数「1」が、平行分析では因子数「3」が、そして対角SMC平行分析では因子数「4」が提案されていたため、先行研究で想定されていた3因子を想定した探索的因子分析(最小二乗法)を行った。因子負荷量に着目し、事前に設定していた因子負荷量の基準(.40以下は削除する)に基づき、「11. 勉強で分からないことがあっても先生に質問することができない(.296)」「13. 悩みがあるときは親だけに相談して友達には相談しない(.337)」「7. どんなに困っても親には頼らない(.387)」を順に削除したところ、すべての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた(.459-.948)。しかし、各因子の質問項目の内容を踏まえると、得られた因子構造の解釈が困難であったため、スクリープロット上の「MAP」で適切であると示されていた因子数「1」を想定した探索的因子分析を行った。同様に、事前に設定していた因子負荷量の基準(.40以下は削除する)に基づき、「10. できるなら親といつも一緒にいたい(.029)」「7. どんなに困っても親には頼らない(.028)」「4. 何か問題があったときに自分で解決するよりもまず親に助けを求める(.097)」「13. 悩みがあるときは親だけに相談して友達には相談しない(.107)」「1. 自分ではどうしようもなくなったときは親に助けを求める(.370)」「11. 勉強で分からないことがあっても先生に質問することができない(.375)」の6項目を削除したところ、全ての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた(.593-.784)。また、 α 係数の値も基準を満たしていた($\alpha = .888$)。そのため、今回の研究では、質問項目の2, 3, 5, 6, 8, 9, 12, 14, 15の9項目を使用して自律性の尺度得点を作成することにする。この手続きにより、先行研究で想定されていた「親への過剰依存」に含まれる質問項目がすべて削除されるという結果になったが、最終的に残った項目群は全体として服部・島田(2004)の自律性の概念的定義に対応しているため、大きな問題はないと判断した。

中学生版キャリア意識尺度 はじめに探索的因子分析を行い、因子構造を確認した。HADのスクリープロットにおいて、MAPと平行分析の結果は因子数「1」を、対角SMC平行分析の結果は因子数「3」を示していたため、先行研究で想定されていた3因子を想定した探索的因子分析を行った。事前に設定していた因子負荷量の基準(.40以下は削除)に基づき、「2. 掃除や係の仕事は自分

がしなくても他の人がしてくれると思う(.215)」「10. 計画や時間を決めて勉強したいと思う (.322)」「9. 子どもは、将来のためにしっかり勉強するべきだと思う (.331)」「7. やる気になったら、家の手伝いや掃除ができると思う(.358)」「5. みんなと意見が違ってても、自分の意見を言うことができると思う (.363)」「8. 調べたことを人にわかりやすく発表することができると思う (.374)」を削除したところ、すべての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた(.404-.944)。しかし、自律性尺度と同様に、各因子の質問項目の内容を踏まえると、得られた因子構造の解釈が困難であったため、先行研究で想定されていた因子構造とは異なるが、スクリープロット上の「MAP」「平行分析」で適切であると示されていた因子数「1」を想定した探索的因子分析を行った。さらに、因子負荷量の基準(.40 以下は削除)に基づき、「2. 掃除や係の仕事は自分がしなくても他の人がしてくれると思う (.241)」「7. やる気になったら、家の手伝いや掃除ができると思う (.327)」を順に削除したところ、全ての質問項目が因子負荷量の基準を満たしていた(.551 - .851)。また、 α 係数の基準も満たしていたため ($\alpha=.956$)、本研究では質問項目 2, 7 を除いた全 17 項目で尺度得点を作成することにした。また、質問項目 2, 7 はいずれも先行研究で想定されていた下位尺度の「将来設計」に含まれる項目であったが、今回の研究では「キャリア意識」1 因子を分析に使用する計画であるため、因子の解釈可能性において特に問題はないと判断した。

抑うつ尺度 全項目群について α 係数を算出したところ、基準を満たすことが確認されたため、尺度得点として個人ごとに項目群の平均値を算出した。

これらの因子構造の検討を終えた後、記述統計量を算出した。結果を Table 2 に示す。

Table 2

研究 1 で用いた尺度の記述統計量

	平均値 (SD)			α 係数		
	母	父	子	母	父	子
意思の尊重	2.76 (0.53)	2.90 (0.63)	2.83 (0.63)	.768	.812	.851
関与・見守り	2.88 (0.52)	2.16 (0.64)	2.94 (0.59)	.804	.865	.856
肯定的応答性	3.04 (0.65)	2.64 (0.74)	2.98 (0.74)	.821	.838	.866
非一貫性	1.99 (0.54)	1.83 (0.62)	2.01 (0.71)	.702	.701	.827
厳しい叱責・体罰	1.82 (0.56)	1.64 (0.66)	1.90 (0.68)	.819	.879	.885
自尊感情	-	-	2.72 (0.49)	-	-	.909
自律性	-	-	2.63 (0.40)	-	-	.888
キャリア意識	-	-	4.40 (0.80)	-	-	.956
抑うつ	-	-	1.55 (0.42)	-	-	.878

構造方程式モデリングによる検討

分析計画で述べたように、「過干渉」を除く養育行動尺度の各下位因子について SEM による分析を行った。その結果、「非一貫性」以外の全てのモデルについて、適合度の目安を満たすモデルが得られた (Figure 2-5)。「非一貫性」については適合度の目安を満たさなかったものの、今後の研

究の示唆を得るための参考情報として、モデルとその適合度を Figure .6 に示す。本研究では、図中の ** は $p < .01$ であること、* は $p < .05$ であることを、実線のパスは有意であること、破線のパスは非有意であることを表しており、その判断はステップダウンボンフェローニ法を用いた有意性検定に基づいている。

Figure 2

研究 1 における意思の尊重に関するモデル

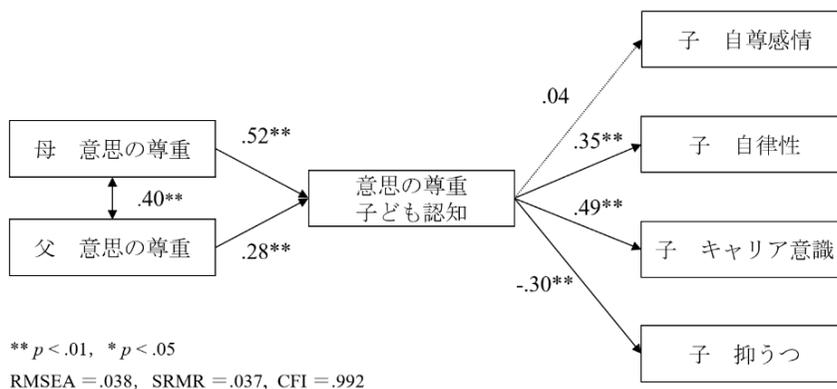


Figure 3

研究 1 における関与・見守りに関するモデル

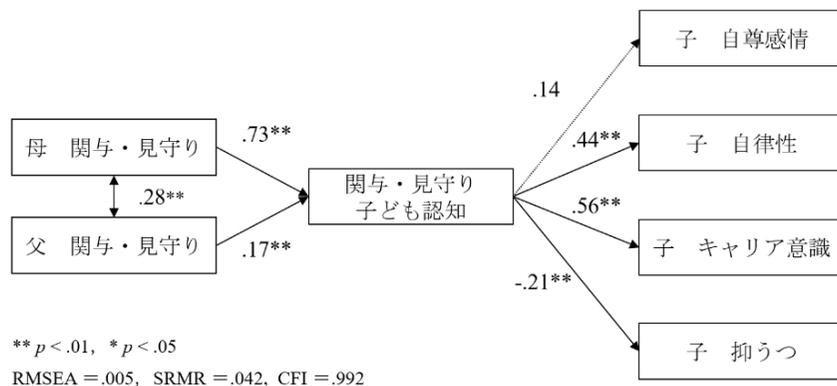


Figure 4

研究 1 における肯定的応答性に関するモデル

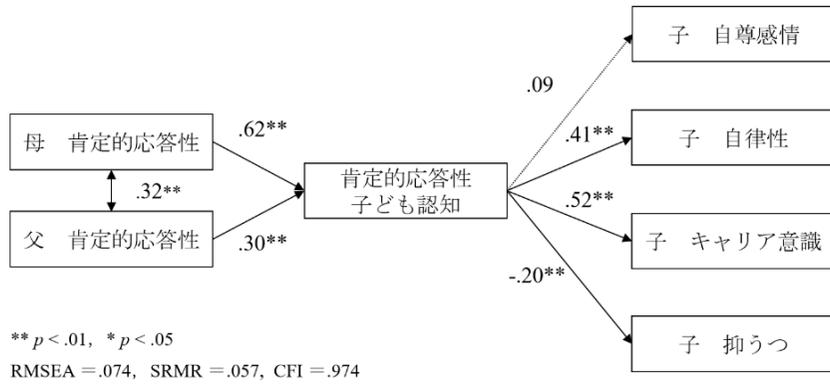


Figure 5

研究 1 における厳しい叱責・体罰に関するモデル

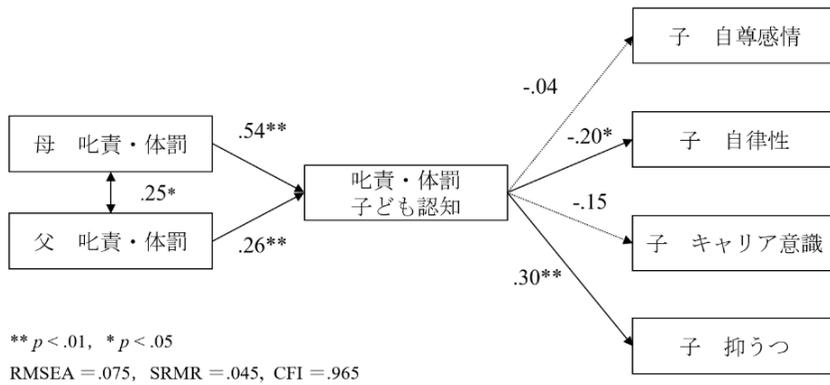
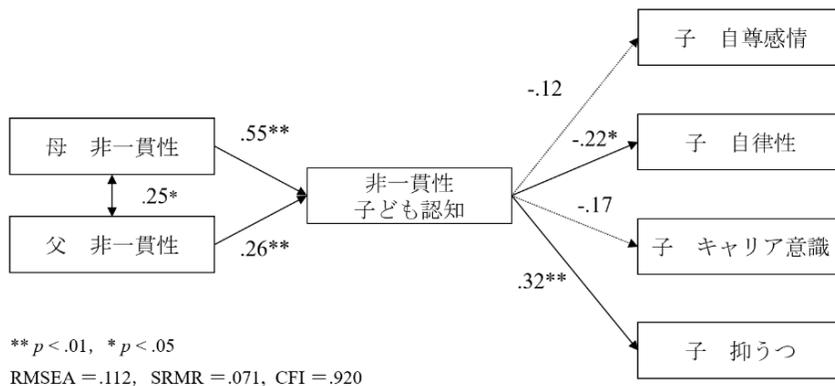


Figure 6

研究 1 における非一貫性に関するモデル



両親の養育行動の認知と子どもの認知との関連 分析の結果、全てのモデルにおいて、両親の養育行動の認知と、それに対する子どもの認知との間に正の関連が認められ、その関連の大きさは母親の方が大きいことが示唆された。

養育行動の子どもの認知と子どもの心理的特性との関連 分析の結果、両親の「意思の尊重」と「関与・見守り」、「肯定的応答性」に対する子どもの認知と、子どもの自律性、キャリア意識には正の関連が、抑うつには負の関連があることが示唆された。さらに、「非一貫性」については適合度の目安を満たしていなかったものの、両親の「非一貫性」と「厳しい叱責・体罰」と子どもの自律性との間には負の関連が、抑うつとの間には正の関連があることも示唆された。一方で、養育行動に対する子どもの認知と、子どもの自尊感情との関連は認められなかった。

間接効果の検定

分析計画に基づき、両親の養育行動から子どもの心理的特性に至るまでのパスがすべて有意であったプロセスについて、間接効果の検定を行った。結果を Table 3 に示す。なお、表中の太字は有意であることを表す。研究 1 より、両親の意思の尊重、関与・見守り、肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どものキャリア意識、自律性に正の影響を、抑うつに負の影響を与えることが示唆された。さらに、両親の非一貫性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自律性に負の影響を、抑うつに正の影響を与えることも示唆された。加えて、父親の厳しい叱責・体罰がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自律性に負の影響を、抑うつに正の影響を与えることが示唆された。以上より、両親の肯定的養育行動は子どもの心理的特性に広く影響を与えること、両親の否定的な養育行動は子どもの自律性や抑うつには影響を与えるが、キャリア意識とは関連しないことなどが示唆された。

一方、両親の養育行動に対する子どもの認知と子どもの自尊感情の間には有意な関連が認められなかった。これは、先行研究 (趙他, 2011; 渡邊・平石, 2007) とは一致しない結果である。また、非一貫性については適合度の目安を満たすモデルが得られず、認められた変数間の関連は参考情報として位置付けるにとどまった。加えて、中学生版自律性尺度について実施した探索程因子分析では、15 項目中 6 項目が削除され、分析に使用した 9 項目のうち 5 項目が「自尊感情・自己肯定感」因子に含まれていたことから、尺度の妥当性が担保されているとは言い難い。そのため研究 2 では、自律性尺度をより妥当な尺度に変更したうえで研究 1 と同様の媒介モデルを想定し、構造方程式モデリングによる検討と間接効果の検定において、研究 1 と同様の結果が得られるかどうか検証する必要がある。

Table 3

研究 1 における間接効果の検定

		Estimate (β)	SE	p 値	
子 自律性	← 母 意思の尊重	.185	.057	.001	
	← 母 関与・見守り	.324	.058	<.001	
	← 母 肯定的応答性	.256	.057	<.001	
	← 母 非一貫性	-.121	.060	.044	
	← 母 叱責・体罰	-.106	.060	.051	
	← 父 意思の尊重	.100	.037	.007	
	← 父 関与・見守り	.075	.028	.008	
	← 父 肯定的応答性	.120	.032	<.001	
	← 父 非一貫性	-.056	.026	.030	
	← 父 叱責・体罰	-.051	.026	<.001	
	子 キャリア意識	← 母 意思の尊重	.257	.057	< .01
		← 母 関与・見守り	.424	.059	<.001
		← 母 肯定的応答性	.326	.059	<.001
		← 父 意思の尊重	.139	.043	.001
		← 父 関与・見守り	.098	.036	.006
← 父 肯定的応答性		.153	.035	<.001	
子 抑うつ	← 母 意思の尊重	-.185	.045	<.001	
	← 母 関与・見守り	-.154	.066	.020	
	← 母 肯定的応答性	-.120	.049	.010	
	← 母 非一貫性	.174	.045	<.001	
	← 母 叱責・体罰	.164	.045	.069	
	← 父 意思の尊重	-.086	.029	.003	
	← 父 関与・見守り	-.036	.018	.046	
	← 父 肯定的応答性	-.060	.025	.017	
	← 父 非一貫性	.081	.028	.004	
	← 父 叱責・体罰	.079	.028	.010	

研究 2 (169 組)

研究 2 の目的は、自律性尺度をより妥当な尺度に変更したうえで研究 1 と同様の媒介モデルを想定し、研究 1 と同様の結果が得られるかどうか検証することである。研究 2・研究 3 では、より妥当な自律性尺度として、Emotional Autonomy Scale (Steinberg & Steinberg, 1986) の邦訳版 JEAS (安藤他, 2004) を使用した。JEAS は個人と親との密接な関係の変化に関する自律である「情緒的自律」を測定する尺度であり、養育行動に着目している本研究で用いる自律性尺度としてより適切である

と判断した。

調査対象者と手続き

研究2ではNishimura et al., (2024) のデータを使用した。分析対象者は、中学生とその両親 169 組 (計 399 名) であった。研究1と同様に、両親と子どもに肯定的・否定的養育行動尺度、子どもに自尊感情尺度、JEAS、中学生版キャリア意識尺度、抑うつ尺度 (CES-D) への回答を求めた。手続きの詳細は、OSF 内 (osf.io/7c5sr) に記載している。

JEAS (安藤他, 2014) については、尺度開発の現状を踏まえた時に、自律性尺度として使用可能だと判断したものの、原版 (Steinberg & Steinberg, 1986) では逆転項目となっていなかった質問項目「3」が逆転項目となっていること、反対に、原版では逆転項目となっていた質問項目「4」「11」が逆転項目となっていないことなどから、逆転項目を含む尺度の信頼性や妥当性が十分に担保されているとは言い難いと考えられた。そのため、まず研究2のデータについて探索的因子分析を行ったうえで、研究3のデータでも同様の因子構造が認められるかについての確認的因子分析を行う。その際、適合度の目安 (CFI が.90 以上、RMSEA, SRMR が.10 以下) を満たさなかった場合には、後述する他の尺度とは異なり、研究3のデータについても探索的因子分析を行ったうえで、両データで同様の因子構造が見られた因子のみを一定の頑健さが担保された因子として分析に使用することにする。

構造方程式モデリングによる検討

研究1で得られたモデルや、参考情報として位置付けたモデルを予測モデルとした SEM による検討を実施する。適合度の目安や適合度を満たさなかった場合の結果の解釈方法、 p 値の調整方法については研究1と同様とする。

間接効果の検定

研究1と同様に、SEM において、両親の養育行動から子どもの心理的特性に至るまでのパスが全て有意であったプロセスについて、間接効果の検定を実施する。

結果と考察

使用した尺度の信頼性と妥当性の検討

自律性尺度を除くすべての尺度について、事前に設定した α 係数の基準を満たすことが確認されたため、尺度得点として個人ごとに各下位尺度の平均得点を算出した。

日本版小児用自律性尺度 (JEAS) まず、探索的因子分析を行い、因子構造を確認した。HAD のスクリープロットにおいて、MAP では因子数「3」が、並行分析では因子数「4」が提案されていたため、先行研究で想定されていた 3 因子構造を想定した探索的因子分析 (最尤法) を行った。事前に設定していた因子負荷量の基準 (.40 以下削除) に基づき、「5.忠告は、両親より親友に求めた方が良い (3.55)」 「1. 私と親はなんでも同じ考えだ (3.97)」 「2. 自分で解決する前に、まず親に頼つ

てしまう(.353)」「6.何か間違いがあった時には、親に任せている (-.360)」を削除したところ、すべての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた (.409 - .706)。先行研究とは因子構造が異なっていたものの、得られた因子構造が解釈可能であると判断したため、3因子構造を採用した。

次に、研究3で使用するデータ(539組)について、研究2で認められた因子構造と同様の因子構造を設定した確認的因子分析を行ったところ、適合度が目安を満たさなかった(CFI=.584, RMSEA=.106, SRMR=.136)。そのため、分析計画に基づき、研究3のデータについても探索的因子分析を実施し、共通して認められる因子を特定することとした。

研究3のデータについても同様に、HADのスクリープロットを表示させると、MAPでは因子数「2」が、並行分析では因子数「3」が提案されていたため、3因子構造を想定した探索的因子分析を行った。因子負荷量の基準に基づき、「19. 親に、本当の自分を理解してもらいたいと思う (.292)」、「5. 忠告は、親よりも親友に求めた方が良い (.329)」を削除したところ、すべての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた (.412-.613)。2つのデータで認められた因子構造を比較すると、質問項目の「3. 私がいない時、親がどんな振る舞いをしているか分からない」、「8. 祖父母の家にいる時、親はいつもとは違う振る舞いをする」、「10. 宴会やパーティで親がどんな振る舞いをするか、見たら私は驚くかもしれない」、「14. 親が見ていない時の自分の実体を知ったら、親は驚くだろう」、「16. 私の親は、私がいる時といない時では違うことを話すと思う」を含む「親子の大人認知」因子のみ、同様の因子構造が認められた。そのため、研究2、研究3では、「親子の大人認知」の平均得点を尺度得点として分析に使用した。研究2で用いた尺度の記述統計量をTable 4に示す。

Table 4

研究2で用いた尺度の記述統計量

	平均値 (SD)			α係数		
	母	父	子	母	父	子
意思の尊重	2.85 (0.47)	2.82 (0.47)	2.76 (0.52)	.757	.816	.804
関与・見守り	2.91 (0.50)	2.45 (0.63)	2.81 (0.55)	.803	.828	.837
肯定的応答性	3.06 (0.62)	2.73 (0.64)	2.87 (0.65)	.823	.878	.852
非一貫性	1.99 (0.54)	1.73 (0.57)	1.97 (0.60)	.741	.617	.731
厳しい叱責・体罰	1.82 (0.56)	1.67 (0.55)	1.93 (0.64)	.828	.843	.844
自尊感情	-	-	2.62 (0.53)	-	-	.857
親子の大人認知	-	-	2.13 (0.56)	-	-	.743
キャリア意識	-	-	4.49 (0.68)	-	-	.923
抑うつ	-	-	1.48 (0.40)	-	-	.871

構造方程式モデリングによる検討

研究 1 で得られたモデルや、参考情報として位置付けたモデルを予測モデルとした SEM による検討を実施した。その結果、全てのモデルについて、適合度の目安を満たすモデルが得られた (Figure 7-11)。

Figure 7

研究 2 における意思の尊重に関するモデル

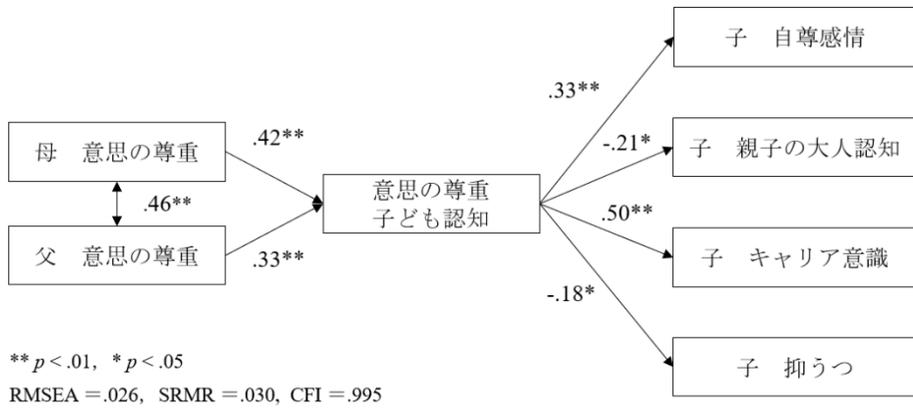


Figure 8

研究 2 における関与・見守りに関するモデル

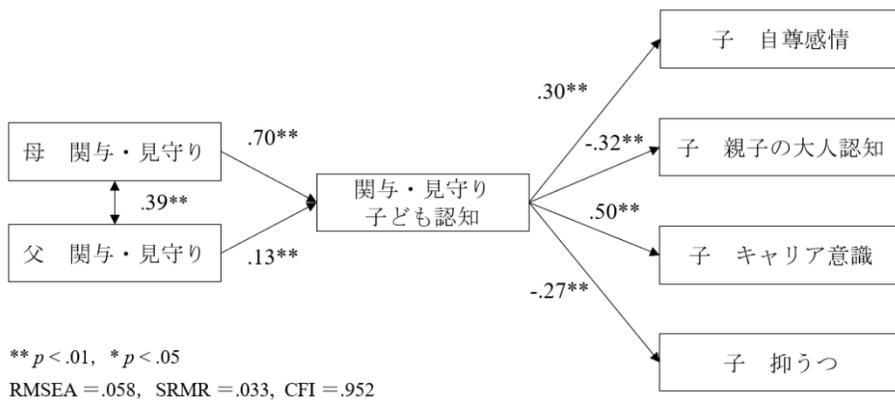


Figure 9

研究 2 における肯定的応答性に関するモデル

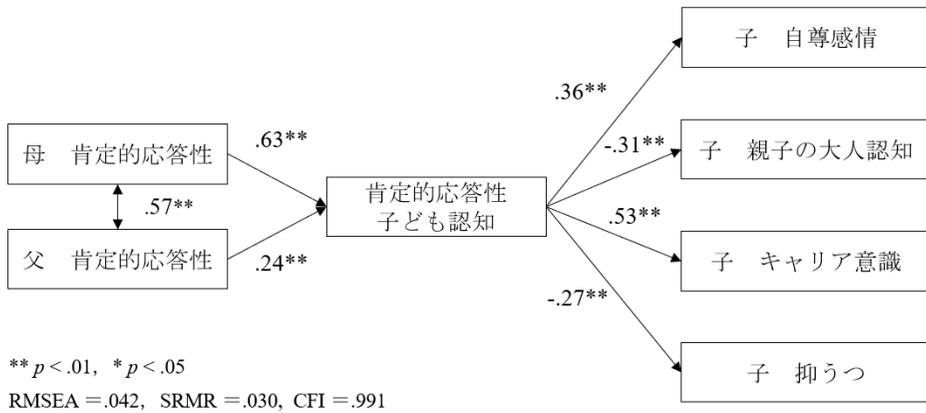


Figure 10

研究 2 における非一貫性に関するモデル

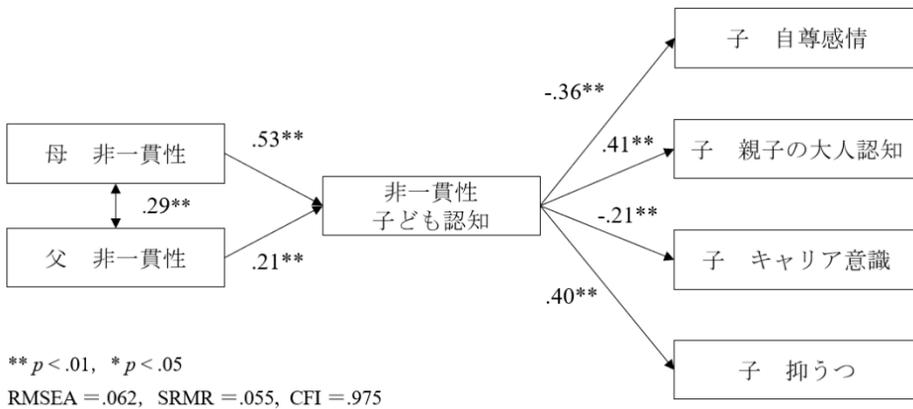
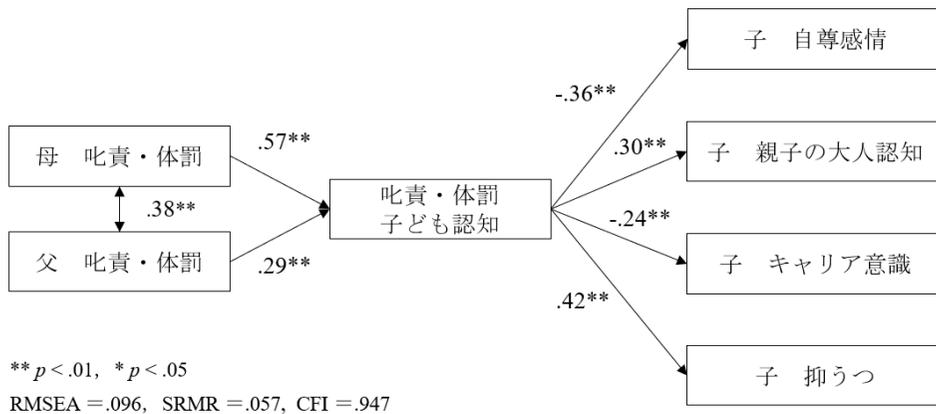


Figure 11

研究 2 における厳しい叱責・体罰に関するモデル



両親の養育行動の認知と子どもの認知との関連 分析の結果、全てのモデルにおいて、両親の養育行動の認知と、それに対する子どもの認知との間に正の関連が認められ、その関連の大きさは母親の方が大きいことが示唆された。これは、研究1の結果と一致する結果である。

養育行動の子どもの認知と子どもの心理的特性との関連 分析の結果、両親の「意思の尊重」と「関与・見守り」、「肯定的応答性」に対する子どもの認知と、子どもの自尊感情、キャリア意識には正の関連が、親子の大人認知、抑うつには負の関連があることが示唆された。さらに、両親の「非一貫性」と「厳しい叱責・体罰」と子どもの自尊感情、キャリア意識には負の関連が、親子の大人認知、抑うつには正の関連があることが示唆された。養育行動と子どもの心理的特性との関連において、キャリア意識と抑うつについては、研究1と同様の結果が認められた。

間接効果の検定

分析計画に基づき、両親の養育行動から子どもの心理的特性に至るまでのパスがすべて有意であったプロセス、つまりすべてのプロセスについて、間接効果の検定を行った。結果を Table 5 に示す。研究2より、母親の意思の尊重、関与・見守り、肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情とキャリア意識に正の影響を、親子の大人認知に負の影響を与えること、母親の関与・見守り、肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの抑うつに負の影響を与えること、母親の非一貫性、厳しい叱責・体罰がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情とキャリア意識に負の影響を、親子の大人認知と抑うつに正の影響を与えることが示唆された。また、父親の意思の尊重、肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情とキャリア意識に正の影響を、親子の大人認知に負の影響を与えること、父親の肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの抑うつに負の影響を与えること、父親の非一貫性と厳しい叱責・体罰がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情に負の影響を、親子の大人認知と抑うつに正の影響を与えること、父親の厳しい叱責・体罰がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どものキャリア意識に負の影響を与えることが示唆された。

間接効果の検定において、研究1と2で共通して子どもの養育認知の間接効果が認められたのは、母親の意思の尊重、関与・見守り、肯定的応答性と子どものキャリア意識との間の関連、母親の関与・見守り、肯定的応答性、非一貫性と子どもの抑うつとの間の関連、そして父親の肯定的応答性と子どものキャリア意識との間の関連、父親の非一貫性、厳しい叱責・体罰と子どもの抑うつとの間の関連であった。また、子どもの自尊感情と各養育行動に対する子どもの認知との間の関連は、父親の関与・見守り以外の全ての養育行動において認められた。さらに、JEASの下位因子の1つである親子の大人認知と各養育行動に対する子どもの認知との間の関連は、肯定的養育行動とは負の方向に、否定的養育行動とは正の方向に関連するなど、研究1や理論的に想定される関連の方向とは逆の方向の関連が認められた。この点については、研究3の結果も踏まえたうえで考察を加える必要がある。

Table 5

研究 2 における間接効果の検定

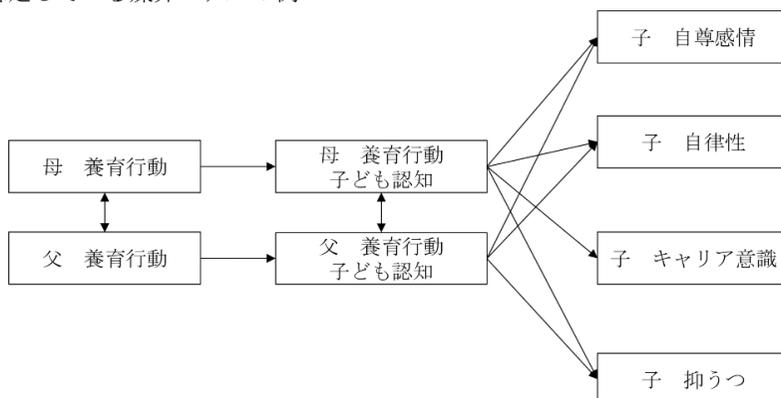
		Estimate (β)	SE	p 値
子 自尊感情	← 母 意思の尊重	.138	.039	<.001
	← 母 関与・見守り	.208	.055	<.001
	← 母 肯定的応答性	.226	.045	<.001
	← 母 非一貫性	-.194	.045	<.001
	← 母 叱責・体罰	-.103	.043	<.001
	← 父 意思の尊重	.111	.039	.004
	← 父 関与・見守り	.039	.022	.077
	← 父 肯定的応答性	.085	.026	.001
	← 父 非一貫性	-.074	.026	.004
	← 父 叱責・体罰	-.103	.033	.002
子 親子の大人認知	← 母 意思の尊重	-.085	.043	.049
	← 母 関与・見守り	-.225	.060	<.001
	← 母 肯定的応答性	-.195	.052	<.001
	← 母 非一貫性	.222	.056	<.001
	← 母 叱責・体罰	.169	.052	.001
	← 父 意思の尊重	-.068	.034	.047
	← 父 関与・見守り	-.042	.022	.055
	← 父 肯定的応答性	-.073	.027	.006
	← 父 非一貫性	.085	.030	.004
	← 父 叱責・体罰	.086	.033	.009
子 キャリア意識	← 母 意思の尊重	.206	.039	<.001
	← 母 関与・見守り	.349	.052	<.001
	← 母 肯定的応答性	.337	.041	<.001
	← 母 非一貫性	-.111	.040	.005
	← 母 叱責・体罰	-.134	.042	.001
	← 父 意思の尊重	.166	.044	<.001
	← 父 関与・見守り	.065	.036	.073
	← 父 肯定的応答性	.126	.036	<.001
	← 父 非一貫性	-.042	.022	.050
	← 父 叱責・体罰	-.068	.027	.011
子 抑うつ	← 母 意思の尊重	-.074	.040	.064
	← 母 関与・見守り	-.193	.059	.001
	← 母 肯定的応答性	-.168	.050	.001
	← 母 非一貫性	.212	.047	<.001
	← 母 叱責・体罰	.236	.047	<.001
	← 父 意思の尊重	-.059	.031	.057
	← 父 関与・見守り	-.036	.022	.098
	← 父 肯定的応答性	-.063	.025	.012
	← 父 非一貫性	.081	.024	.001
	← 父 叱責・体罰	.121	.032	<.001

研究1・2の方法上の課題

研究1, 研究2では, 参加者の回答への負担の大きさを考慮し, 子どもの養育行動の認知を測定する際に, 「ご両親へのあなたの接し方についておたずねします。」 「お父さんとお母さんで違う場合は, 多いほうを選んでください。」といった教示文のもとで, 養育行動の認知について父母の区別をせずに回答してもらった。しかし, いくら女性の社会進出が進み, 男性の育児時間が増加してきているとはいえ, 子どもと接する時間は依然として父親よりも母親の方が長い (総務省統計局, 2021)。そのため, 多くの子どもが母親の養育行動を思い浮かべながら質問項目に回答していた可能性がある。研究1, 研究2で得られた結果を踏まえても, 両親の養育行動と子どもの養育行動の関連の程度は, 全てのモデルで父親よりも母親の方が大きいことが繰り返し示されている。たとえば, 研究2の関与・見守りに関するモデル (Figure 8) においては, 母親の関与・見守りと子どもの関与・見守りの間の関連は $\beta=.70$ ($p<.01$) であるのに対し, 父親の関与・見守りと子どもの関与・見守りの間の関連は $\beta=.13$ ($p<.01$) となっており, 父子間での関連の程度が母子間と比較すると極めて小さいことが示唆されている。しかし, このことが, 「父親の養育行動の認知とそれに対する子どもの認知の間にずれが生じている」ことを表すのか, 「父親よりも母親の方が子どもに対して関与・見守りに含まれるような養育行動を頻繁に取っている」ことを表すのか, 判断ができないという課題がある。つまり, 研究1, 研究2には, 子どもに直接「どちらの養育行動を思いうかべながら回答したか」を尋ねていないために, 養育行動の子どもの認知の得点が, 父・母どちらの養育行動を反映しているか判断できないという方法論上の問題がある。さらに, 先に述べたように, 一般的に父親よりも母親の方が子どもと過ごす時間が長いことから, 父親の養育行動が子どもの養育行動得点に反映されにくく, 父親の養育行動の影響を十分に検討することが出来ていない可能性がある。以上の理由から, 研究3では, 「母親の養育行動に対する子どもの認知」と「父親の養育行動に対する子どもの認知」を区別し, そのどちらもモデルに組み込んだうえで追試的検討を行う。これにより, 研究1, 研究2で得られた結果の頑健性を検討することが可能になるだけでなく, 養育行動の媒介効果における父母間での影響力の違いについても考察を加えることが可能になる (Figure 12)。

Figure 12

研究3で想定している媒介モデルの例



研究3 (539組)

研究3の目的は、「母親の養育行動に対する子どもの認知」と「父親の養育行動に対する子どもの認知」を区別し、そのどちらもモデルに組み込んだうえで研究1と2の追試的検討を行うことである。Figure 12や研究1, 2を参考に、構造方程式モデリングによる検討や間接効果の検定によって研究1, 2と同様の結果が得られるかどうか検証する。研究3では特に、研究1や研究2と共通して認められた媒介効果に着目することで、父親を含めた両親を対象としたPTを開発するための、より強い証拠を得ることを目指す。

調査対象者と手続き

研究3では西村他(2024)のデータを使用した。分析対象者は、中学生とその両親539組(計1617名)であった。研究2と同様に、両親と子どもに肯定的・否定的養育行動尺度、子どもに自尊感情尺度、JEAS、中学生版キャリア意識尺度、抑うつ尺度(CES-D)への回答を求めた。手続きの詳細は、OSF内(osf.io/w5hxc)に記載している。

分析計画

使用した尺度の妥当性と信頼性の検討

研究2と同様の手続きで尺度得点を作成する。なお、中学生版キャリア意識尺度と親子の大人認知については、研究2と同様の項目を除外した上で尺度得点を作成する。

構造方程式モデリングによる検討

研究2で得られたモデルとFigure 12を参考に、SEMによる検討を実施する。分析において十分な適合度が認められなかった場合、モデルの修正指標を参考に、パスモデルの修正を試みる。具体的には、標準化残差の観点からパスを追加すべき箇所を決定し、適合度を再度算出する。適合度が基準を満たしている場合、修正モデルを採択する。そしてステップダウン・ボンフェローニ法に基づく調整を行った上で、パス係数が有意かどうかを判断する。ただし、修正モデルについては今後の研究や実践の方向性に関する示唆を得るために使用し、確定的な判断を行わないこととする。

間接効果の検定

研究1・2と同様に、SEMにおいて、両親の養育行動から子どもの心理的特性に至るまでのパスが全て有意であったプロセスについて、間接効果の検定を実施する。

結果と考察

使用した尺度の信頼性と妥当性の検討

α 係数を算出すると、すべての尺度について事前に設定した基準を満たすことが確認されたため、尺度得点として個人ごとに各下位尺度の平均得点を算出した。研究3で用いたデータの記述統計量をTable 6に示す。

Table 6

研究 3 で用いた尺度の基礎統計量

	平均値 (SD)				α係数			
	母	父	子		母	父	子	
			母認知	父認知			母認知	父認知
意思の尊重	2.78 (0.51)	2.78 (-.53)	2.74 (0.58)	2.70 (0.62)				
関与・見守り	2.88 (0.50)	2.29 (0.61)	2.85 (0.57)	2.25 (0.63)				
肯定的応答性	3.09 (0.58)	2.76 (0.66)	2.96 (0.67)	2.64 (0.75)	.805	.823	.855	.873
非一貫性	1.80 (0.60)	1.62 (0.56)	1.79 (0.67)	1.68 (0.64)	.807	.765	.854	.805
厳しい叱責・体罰	1.73 (0.58)	1.50 (0.53)	1.72 (0.66)	1.52 (0.63)	.863	.861	.896	.903
自尊感情	-	-	2.80 (0.48)		-	-	.876	
親子の大人認知	-	-	2.06 (0.52)		-	-	.718	
キャリア意識	-	-	4.35 (0.67)		-	-	.918	
抑うつ	-	-	1.50 (0.41)		-	-	.876	

構造方程式モデリングによる検討

分析計画に基づき、養育行動の各下位因子について SEM による検討を実施した。その結果、全てのモデルについて、適合度の目安を満たすモデルは得られなかった。そのため、分析計画に基づき、モデル修正を行うと、全ての養育行動について適合度の目安を満たすモデルが得られた。結果を Figure 13 から 17 に示す。

Figure 13

研究 3 における意思の尊重に関するモデル

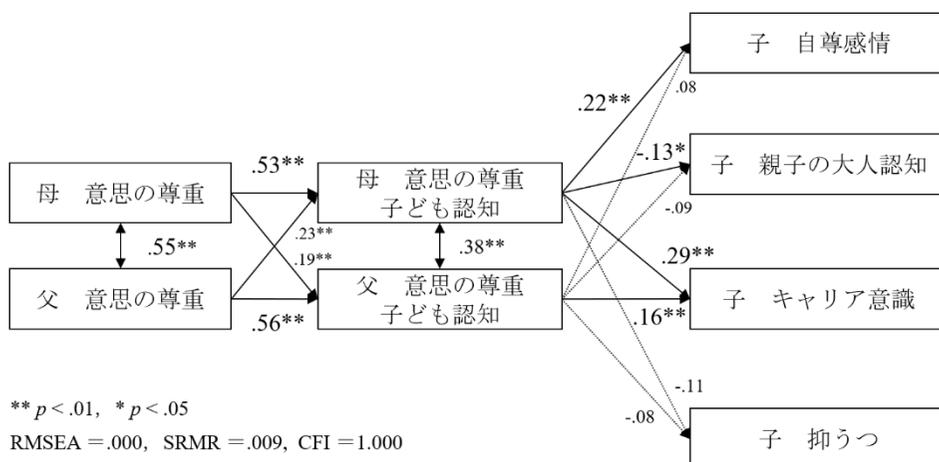


Figure 14

研究3における関与・見守りに関するモデル

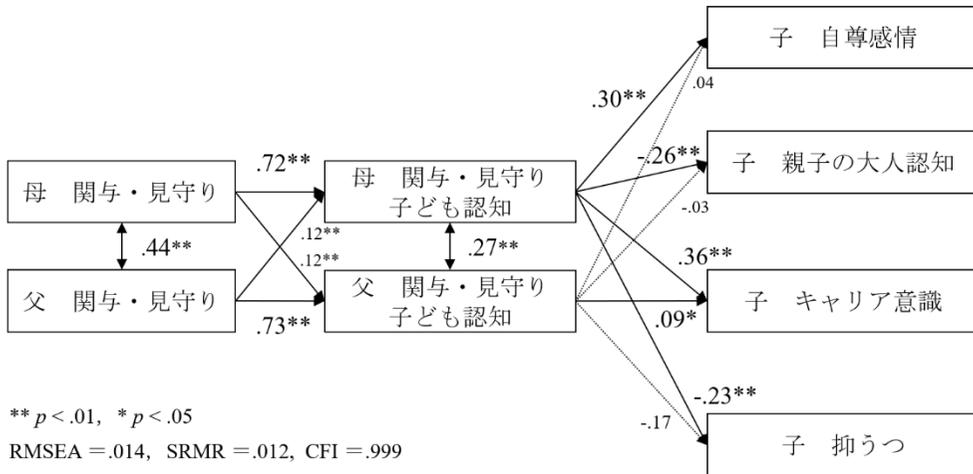


Figure 15

研究3における肯定的応答性に関するモデル

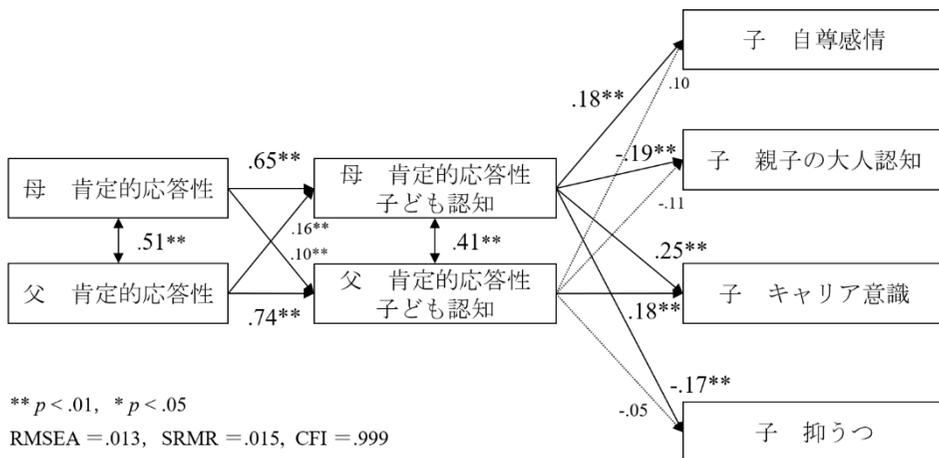


Figure 16

研究3における非一貫性に関するモデル

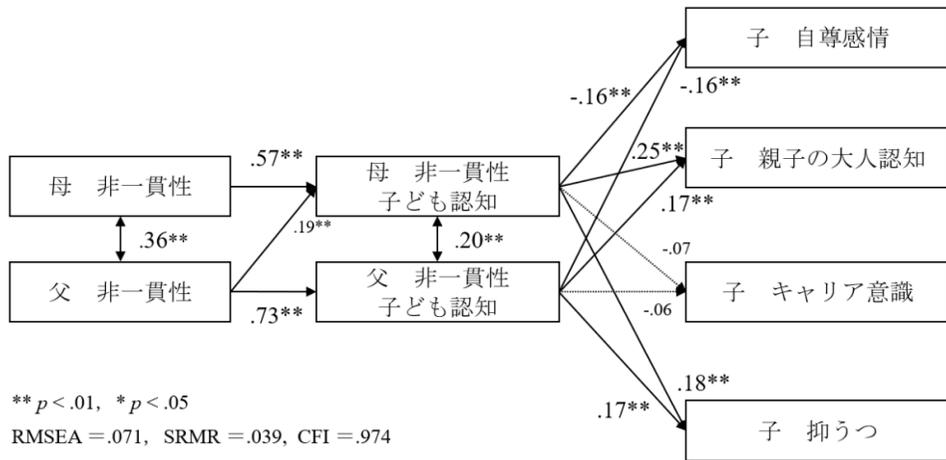
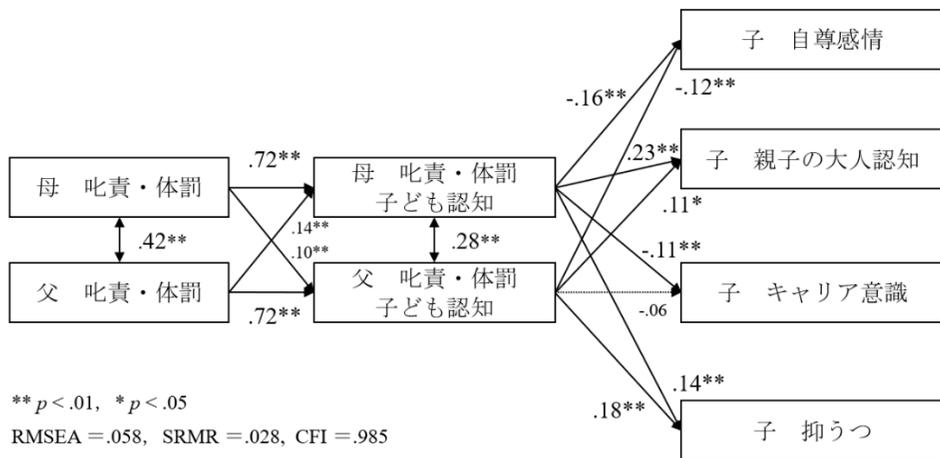


Figure 17

研究3における厳しい叱責・体罰に関するモデル



両親の養育行動の認知と子どもの認知との関連 分析の結果、全てのモデルにおいて、両親の養育行動の認知と、それに対する子どもの認知との間に正の関連が認められた。これは、研究1・2の結果とも一致する結果であるが、その関連の大きさを比較すると、「厳しい叱責・体罰」以外の全てのモデルにおいて、養育行動の認知に対する親子間の関連の強さは、父親の方が大きいことが示唆された。さらに、全てのモデルにおいて、母親の養育行動に対する子どもの認知と父親の認知する養育行動との間に弱い正の関連が、「非一貫性」以外の全てのモデルにおいて、父親の養育行動に対する子どもの認知と母親の認知する養育行動との間に弱い正の関連が認められた。

母親の養育行動に対する子どもの認知と子どもの心理的特性との関連 分析の結果、母親の「意思の尊重」と子どもの自尊感情、キャリア意識との間に正の関連が、親子の大人認知との間に負の関連があること、「関与・見守り」「肯定的応答性」と子どもの自尊感情、キャリア意識との間に正の関連が、親子の大人認知と抑うつとの間に負の関連があることが示唆された。さらに、母親の「非一貫性」と子どもの自尊感情との間に負の関連が、親子の大人認知と抑うつとの間に正の関連があること、「厳しい叱責・体罰」と子どもの自尊感情、キャリア意識との間に負の関連が、親子の大人認知と抑うつとの間に正の関連があることが示唆された。

父親の養育行動に対する子どもの認知と子どもの心理的特性との関連 分析の結果、父親の「意思の尊重」「関与・見守り」「肯定的応答性」との間に正の関連があることが示唆された。さらに、父親の「非一貫性」「厳しい叱責・体罰」と子どもの自尊感情、キャリア意識との間に負の関連があること、親子の大人認知と抑うつとの間に正の関連があることが示唆された。

間接効果の検定

分析計画に基づき、両親の自尊感情から子どもの心理的特性に至るまでのパスがすべて有意であったプロセスについて、間接効果の検定を行った。その結果、全てのパスにおいて、養育行動に対する子どもの認知の媒介効果が認められた。結果を Table 7 に示す。

研究3より、母親の意思の尊重、関与・見守り、肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情とキャリア意識に正の影響を、親子の大人認知に負の影響を与えること、母親の関与・見守り、肯定的応答性がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの抑うつに負の影響を与えること、母親の非一貫性と厳しい叱責・体罰がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情とキャリア意識に負の影響を、親子の大人認知と抑うつに正の影響を与えることが示唆された。また、父親の意思の尊重、関与・見守りがそれに対する子どもの認知を媒介し、子どものキャリア意識に正の影響を与えること、父親の非一貫性、厳しい叱責・体罰がそれに対する子どもの認知を媒介し、子どもの自尊感情に負の影響を、親子の大人認知と抑うつに正の影響を与えることが示唆された。

Table 7

研究3における間接効果の検定

		Estimate (β)	SE	p 値
子 自尊感情	← 母 意思の尊重	.215	.060	<.001
	← 母 関与・見守り	.300	.052	<.001
	← 母 肯定的応答性	.181	.058	.002
	← 母 非一貫性	-.157	.049	.001
	← 母 叱責・体罰	-.158	.048	.001
	← 父 非一貫性	-.156	.049	.002
	← 父 叱責・体罰	-.124	.054	.022
子 親子の大人認知	← 母 意思の尊重	-.126	.062	.004
	← 母 関与・見守り	-.259	.050	<.001
	← 母 肯定的応答性	-.192	.056	.001
	← 母 非一貫性	.248	.050	<.001
	← 母 叱責・体罰	.237	.054	<.001
	← 父 非一貫性	.173	.051	.001
	← 父 叱責・体罰	.116	.057	.040
子 キャリア意識	← 母 意思の尊重	.293	.054	<.001
	← 母 関与・見守り	.358	.043	<.001
	← 母 肯定的応答性	.247	.050	<.001
	← 母 叱責・体罰	-.114	.054	.027
	← 父 意思の尊重	.163	.054	.002
	← 父 関与・見守り	.089	.045	.048
	← 父 肯定的応答性	.177	.051	<.001
子 抑うつ	← 母 関与・見守り	-.232	.060	<.001
	← 母 肯定的応答性	-.174	.065	.008
	← 母 非一貫性	.182	.053	.001
	← 母 叱責・体罰	.137	.056	.015
	← 父 非一貫性	.167	.051	.001
	← 父 叱責・体罰	.175	.540	.001

最後に、間接効果の検定について、研究1から3の全ての結果を表にまとめたものをTable 8に示す。

Table 8

本研究における間接効果の検定結果のまとめ

		139組	169組	539組
子 自尊感情	← 母 意思の尊重	-	有意	有意
	← 母 関与・見守り	-	有意	有意
	← 母 肯定的応答性	-	有意	有意
	← 母 非一貫性	-	有意	有意
	← 母 叱責・体罰	-	有意	有意
	← 父 意思の尊重	-	有意	-
	← 父 関与・見守り	-	-	-
	← 父 肯定的応答性	-	有意	-
	← 父 非一貫性	-	有意	有意
	← 父 叱責・体罰	-	有意	有意
子 キャリア意識	← 母 意思の尊重	有意	有意	有意
	← 母 関与・見守り	有意	有意	有意
	← 母 肯定的応答性	有意	有意	有意
	← 母 非一貫性	-	有意	-
	← 母 叱責・体罰	-	有意	有意
	← 父 意思の尊重	有意	有意	有意
	← 父 関与・見守り	有意	-	有意
	← 父 肯定的応答性	有意	有意	有意
	← 父 非一貫性	-	-	-
	← 父 叱責・体罰	-	有意	-
子 自律性 (親子の大人認知)	← 母 意思の尊重	有意	有意	有意
	← 母 関与・見守り	有意	有意	有意
	← 母 肯定的応答性	有意	有意	有意
	← 母 非一貫性	有意	有意	有意
	← 母 叱責・体罰	-	有意	有意
	← 父 意思の尊重	有意	有意	-
	← 父 関与・見守り	有意	-	-
	← 父 肯定的応答性	有意	有意	-
	← 父 非一貫性	有意	有意	有意
	← 父 叱責・体罰	有意	有意	有意
子 抑うつ	← 母 意思の尊重	有意	-	-
	← 母 関与・見守り	有意	有意	有意
	← 母 肯定的応答性	有意	有意	有意
	← 母 非一貫性	有意	有意	有意
	← 母 叱責・体罰	-	有意	有意
	← 父 意思の尊重	有意	-	-
	← 父 関与・見守り	有意	-	-
	← 父 肯定的応答性	有意	有意	-
	← 父 非一貫性	有意	有意	有意
	← 父 叱責・体罰	有意	有意	有意

総合考察

本研究の目的に即して、Table 8 を参考に、以下では研究 1 から 3 において共通して認められた間接効果に着目して考察する。また、研究 1 のパラメータ数は 27、サンプルサイズは 133 であったが、これは Bentler & Chou (1987) が推奨する SEM における安定的な推定と適合度の適切な評価のために必要なパラメータ数の 5 から 10 倍を満たしていない。そのため、研究 1 と比較するとサンプルサイズが少なくともパラメータ数の 5 倍以上を満たす研究 2 や、10 倍以上を満たす研究 3 の方がより適切な推定が行えている可能性がある。以上より、研究 2 と研究 3 で共通して認められた結果についても考察を加える。

研究 1 から 3 で共通して認められた結果

両親の養育行動に対する子どもの認知とキャリア意識との関連 母親の「意思の尊重」、「関与・見守り」、「肯定的応答性」と子どものキャリア意識との間の関連を、母親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することが示唆された。また、父親の「意思の尊重」、「肯定的応答性」と子どものキャリア意識との間の関連を、父親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することも示唆された。つまり、両親の肯定的な養育行動が、それに対する子どもの認知を媒介して、子どものキャリア意識を高めることが示唆された。これは、研究 1 から 3 で共通して認められた結果であり、一定以上の頑健性がある知見だと言える。

Ginevra et al., (2015) は、母親／父親の支援に対する認知（例「娘／息子が将来何をすべきかを考える時、自分の能力や長所を考慮するよう勧めている」）が 16 歳から 19 歳の子どもの両親の支援に対する認知（「人生における重要な決定について相談できる親がいる」）を介し、子どものキャリア自己効力感を高め、さらにそれがキャリア意識に正の影響を与えることを指摘している。また、Kenny & Medivede (2013) も、子どもが自分のキャリアについての選択を親から考慮され、尊重され、支えられていると感じることが、子どものキャリア意識に関連した自己効力感やキャリアへの関心、意図、目標の発達に影響を与えると述べている。このように、子どものキャリア発達において親の重要性が指摘されることは少なくないものの、「関与・見守り」など、一見するとキャリア意識とは直接的に関連が想定しにくい養育行動との関連について検討している研究は管見の限り見当たらず、養育行動が子どもの発達に与える影響について、一定以上の頑健性のある新たな可能性を提示することが出来た。

一方、父母の養育行動に対する子どもの認知をそれぞれ測定した研究 3 では、最も強い間接効果を示したのが母親の「関与・見守り ($\beta=.349, p<.001$)」であり、次いで母親の「肯定的応答性 ($\beta=.337, p<.001$)」、母親の「意思の尊重 ($\beta=.206, p<.001$)」となっており、父母の影響力を比較すると、父親よりも母親の養育行動に対する子どもの認知の方が子どものキャリア意識にとって重要である可能性が示唆された。これは、先述した Ginevra et al., (2015) や McCabe & Barnett (2000) でも共通して認められている結果であるが、この点についても、国内において直接的に示した研究は見当たらない。これまで国内で実施されてきた保健、福祉、心理分野における育児に関する研究の大半は、母

親と子どもを対象としており、父親に関する知見は非常に限られているという主張 (加藤, 2022) を踏まえると、父親の「意思の尊重」、「肯定的応答性」が子どものキャリア意識に肯定的な影響を与える可能性が一貫して示唆されたこと、その影響力を比較すると父親よりも母親の方が大きいことが示唆されたことは、学術的・臨床的に意義があると言える。

両親の養育行動に対する子どもの認知と抑うつとの関連 母親の「関与・見守り」、「肯定的応答性」、「非一貫性」と子どもの抑うつとの間の関連を、母親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することが示唆された。また、父親の「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」と子どもの抑うつとの間の関連を、父親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することも示唆された。これも研究 1 から 3 で共通して認められた結果であり、一定以上の頑健性がある知見だと言える。

両親の養育行動と子どもの抑うつとの関連について、父・母・子どものトライアド・データを用いて検討している数少ない研究に菅原他 (2002) がある。菅原他 (2002) は、夫婦間の愛情と 9 歳から 11 歳の子どもの抑うつ傾向との関連について、家庭の雰囲気や凝集性、父母の養育の暖かさ／過干渉傾向の媒介効果に着目して検討を行った。その結果、家庭の雰囲気と家族の凝集性、母親の養育の暖かさについては媒介効果が認められたものの、父親の養育から子どもの抑うつへの影響は認められなかった。菅原他 (2002) における養育の暖かさ因子に、「この子と色々なことを話すのを楽しんでいる」や「ほめてあげない(逆転項目)」などの項目が含まれていることを踏まえると、本研究において母親の「関与・見守り」、「肯定的応答性」に対する子どもの認知の間接効果が一貫して認められたことは、菅原他 (2002) で得られた知見を補完する結果であると解釈できる。ここで特筆すべきは、父親の「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」に対する子どもの認知の間接効果も一貫して認められたことである。本研究では、尺度の信頼性の観点から「過干渉」因子を分析に含めることはかなわなかったが、父親の否定的な養育行動に対する子どもの認知が、子どもの抑うつを高める可能性が新たに示唆されたことは、両親を PT の対象とする根拠となり得る知見が得られたという点においても、臨床的に意義があると言える。

研究 2 と 3 で共通して認められた結果

両親の養育行動に対する子どもの認知と自尊感情との関連 母親の「意思の尊重」、「関与・見守り」、「肯定的応答性」、「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」子どもの自尊感情との間の関連を、母親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することが示唆された。また、父親の「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」と子どもの自尊感情との間の関連を、父親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することも示唆された。これは研究 2 と 3 で共通して認められた結果であり、一定の頑健性が示されたと言える。

両親の養育行動に対する子どもの認知と子どもの自尊感情との関連について、石川 (1981) は、両親の養育行動と女子高生の自尊感情との間の関連を検討し、子どもが認知した母親の情緒的支持と自律性尊重が、子どもの自尊感情の高さと関連するものの、父親については関連が認められないことを報告している。また、長谷川他 (1998) は、母親のケアな養育行動 (愛情や温かさを感じるようなかかわり方) に対する子どもの認知と、子どもの養育行動との間に正の関連があることを示唆

している。さらに欧米で実施された2万人以上の子どもを対象とする大規模な検討においても、両親の「関与の程度」と「親子関係の質」が、子どもの自尊感情にそれぞれ影響を与えることが示されている (Bulanda & Majumdar, 2009)。これらの知見は、本研究において母親の「意思の尊重」、「関与・見守り」、「肯定的応答性」に対する子どもの認知と子どもの自尊感情との間の関連が示されたこととも一部一致する結果である。一方、ここでも特筆すべきは、父親の否定的な養育行動に対する子どもの認知が、子どもの自尊感情を低める可能性が示唆されたことである。本研究では、伊藤他 (2014) の尺度を用いて、養育行動の否定的な側面も含めて検討を行った。その結果、子どもの自尊感情を高めるには、父親の「非一貫性」や「厳しい叱責・体罰」を低めることが有効である可能性が新たに示されたと言える。

両親の養育行動に対する子どもの認知と親子の大人認知との関連 母親の「意思の尊重」、「関与・見守り」、「肯定的応答性」、「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」と、自律性尺度の下位因子である親子の大人認知との間の関連を、母親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することが示唆された。また、父親の「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」と親子の大人認知との間の関連を、父親の養育行動に対する子どもの認知が媒介することも示唆された。これも研究2と3で共通して認められた結果であるが、それぞれ肯定的な養育行動とは負の関連を、否定的な養育行動とは正の関連を示しており、自律性がアイデンティティ確立の基礎となる重要な概念である (服部・島田, 2004) という指摘を踏まえると、理論的に想定される関連の方向性とは逆の方向の関連が認められている。

一方、本研究では、尺度の妥当性の観点から、JEAS (安藤他, 2004) の中でも、「親子の大人認知」のみを抽出して分析に使用している。親子の大人認知には、「私の親は、私がいる時といない時では、違うことを話すと思う」、「宴会やパーティで親がどんなふるまいをするか、見たら私は驚くかもしれない」、「親が見ていない時の自分の実態を知ったら親は驚くだろう」、「祖父母の家にいる時、親はいつもとは違うふるまいをする」、「私がいなくて、親はどんなふるまいをしているか分からない」といった質問項目が含まれており、この内容を踏まえると、確かに親からの「情緒的自律」とも言えるが「親への信頼やコミュニケーションの欠如」とも取れる項目内容も多い。それゆえに、理論的に想定される関連の方向性とは逆の方向の関連が認められた可能性がある。

実際、JEASの原版である Steinberg & Silverberg (1986) を使用した奥田 (1996) や Steinberg & Silverberg (1986) を基にして作成された Beyer et al., (2005) を使用した平石 (2020) においても、母親の受容的態度と幼児の情緒的自律との間に有意な関連が認められない、母親の主体性の尊重と中学生の情緒的自律との間に有意な負の関連が認められるなど、理論的に想定される関連の方向性と一致しない関連が認められていることが示されている。加えて、子どもが思春期を迎えると、子ども自身が自分で自分をコントロールする責任を持ち始めるため、親のコントロールの影響が小さくなり自律性が高まること、このような自律性の高まりは、親への親近感や愛着の減少などの変化を伴うことが多いこと (Steinberg & Silk, 2002) を踏まえると、思春期前期に当たる中学生にとっては、自律性の変化に対して養育行動が与える影響は大きくないこと、むしろ「関与・見守り」といった親のかかわりが自律性にネガティブな影響を与える可能性もあるだろう。この点については、平石 (2020) も指摘するように、後続研究によって子どもの他の心理社会的発達や適応などの諸側面との

関連について検討することで、情緒的自律性の発達の意義を明らかにすることや、両親の養育行動が与える因果的な影響について検討する必要があると考えられる。さらに、Steinberg & Silk (2002) が指摘するような親子関係の複雑な変化を捉えるには、質的データの収集や混合研究法に基づくアプローチも有用であるといえる (廣瀬, 2018)。

まとめと今後の展望

本研究では、3つの異なる横断データを用いて、両親の養育行動が中学生の子どもの自尊感情、自律性、キャリア意識、抑うつに与える影響について検討した。その結果、子どものキャリア意識を高めるには、母親の「意思の尊重」、「関与・見守り」、「肯定的応答性」と、父親の「意思の尊重」、「肯定的応答性」を増加させる介入が有効であること、子どもの抑うつを低めるには、母親の「関与・見守り」、「肯定的応答性」を増加させ、父親の「非一貫性」、「厳しい叱責・体罰」を減少させる介入が有効であることが示唆された。また、母親の「非一貫性」を減少させることで、子どものキャリア意識を高め、抑うつを低める可能性も示唆された。

本研究では、Frank (2015) が推奨するように、3つの異なる横断データを用いて、同一の研究プロジェクト内で追試を行いつつ探索的に研究を進めたことで、一定以上の頑健性を持つ知見を提示することが可能となり、父親を含めた両親をPTの対象とする証拠となる知見を提示することが出来た。欧米では両親をPTの対象とすることの有効性が示されている一方で (e.g., Bargner, 2013), 国内においては両親をPTの対象とすることの有効性を検証する以前に、父母の養育行動が子どもに与える影響についての基礎的な知見が不足しているという現状を踏まえると(前原他, 2021), 本研究の成果は、学術的・臨床的に意義があると言える。

最後に、本研究の限界と今後の展望について述べる。本研究では、3つの異なる横断データを用いたとはいえ、使用したデータは全て一時点の調査にとどまっており、両親の養育行動が子どもの心理的特性に与える因果関係にまで言及できないという課題がある。また、保護者の精神的健康の悪化や育児ストレスが児童虐待等の不適切な養育の重要なリスク要因となり得ることを考慮すれば(中村・高橋, 2013), 子どもの心理的特性だけではなく、保護者の精神的健康を組み込んだうえで変数間の時系列的な変化を追うことも必要だろう。これにより、PTなどの臨床的支援や介入の在り方を検討するためにより有用な知見を提供できる (Krauss et al., 2020)。

引用文献

- 安藤 満代・斉藤 和香子・田村 三穂・中村 知靖 (2004). 思春期前期の親子関係に関する自律性尺度の信頼性と妥当性の検討 群馬保健学紀要, 25, 7-14.
- Bagner D. M. (2013). Father's role in parent training for children with developmental delay. *Journal of family psychology : JFP : journal of the Division of Family Psychology of the American Psychological Association (Division 43)*, 27(4), 650-657. <https://doi.org/10.1037/a0033465>
- Bagner, D. M., & Eyberg, S. M. (2003). Father involvement in parent training: when does it matter?. *Journal*

- of clinical child and adolescent psychology : the official journal for the Society of Clinical Child and Adolescent Psychology, American Psychological Association, Division 53, 32(4), 599–605.*
https://doi.org/10.1207/S15374424JCCP3204_13
- Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research, 16* (1), 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- 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(3), 147-155.*
<https://doi.org/10.1027/1015-5759.21.3.147>
- Bhatia, S. K., & Bhatia, S. C. (2007). Childhood and adolescent depression. *American family physician, 75(1), 73-80.*
- Brummelman, E. (2022). How to raise children's self-esteem? Comment on Orth and Robins (2022). *American Psychologist, 77(1), 20-22.* <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/amp0000943>
- Bulanda, R. E., & Majumdar, D. (2009). Perceived parent-child relations and adolescent self-esteem. *Journal of child and family studies, 18, 203-212.*
- 趙 善英・松本 芳之・木村 裕 (2011). 回想された親の養育行動が大学生の自尊感情に及ぼす影響の日韓比較——行動分析的な解釈 社会心理学研究, 27(1), 1-12.
<https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00007406645>
- 傳田 健三・賀古 勇輝・佐々木 幸哉・伊藤 耕一・北川 信樹・小山 司 (2004). 小・中学生の抑うつ状態に関する調査——Birlerson 自己記入式抑うつ評価尺度 (DSRS-C) を用いて—— 児童青年精神医学とその近接領域, 45, 424-436.
- Frank, M. C. (2015). A moderate's view of the reproducibility crisis. *Babies Learning Language* [web log]. Retrieved from <http://babieslearninglanguage.blogspot.jp/2015/08/a-moderates-view-of-reproducibility.html>
- Ginevra, M. C., Nota, L., & Ferrari, L. (2015). Parental support in adolescents' career development: Parents' and children's perceptions. *The Career Development Quarterly, 63(1), 2-15.*
- 原口 英之・上野 茜・丹治 敬之・野呂 文行 (2013). 我が国における発達障害のある子どもの親に対するペアレントトレーニングの現状と課題——効果評価の観点から—— 行動分析学研究, 27(2), 104-127. https://doi.org/10.24456/jjba.27.2_104
- 長谷川 孝治・浦 光弘・田中 秀樹 (1998). 養育態度に関する親と子どもの認知が子どもの自尊心に与える影響 日本社会心理学会大会第 39 回大会論文集, 44-45.
- 服部 隆志・島田 修 (2004). 中学生版自律性尺度の作成 日本教育心理学会第 46 回総会発表論文集, 492.
- Heatherton, T. F., & Vohs, K. D. (2000). Interpersonal evaluations following threats to self: role of self-esteem. *Journal of personality and social psychology, 78(4), 725.*
- 平井 洋子 (2006). 測定の妥当性からみた尺度構成——得点の解釈を保証できますか—— 吉田 寿夫 (編) 心理学研究法の新しいかたち (pp. 21-49) 誠信書房

- 平石 賢二 (2020). 中学生の情緒的自律性と母親の養育態度との関連 日本教育心理学会総会発表論文集 第 62 回総会発表論文集 (p. 69) https://doi.org/10.20587/pamjaep.62.0_69
- 廣瀬 眞理子 (2018). なるほど！心理学面接法 (pp. 95-106) 北大路書房
- 石井 秀宗 (2014). 人間科学のための統計分析——こころに関心があるすべての人のために——医歯薬出版株式会社
- 伊藤 大幸 (2018). 心理学・社会科学研究のための構造方程式モデリング——Mplus による実践—— 谷 伊織・平島 太郎 (編) (pp.43-85) ナカニシヤ出版
- 伊藤 大幸・中島 俊思・望月 直人・高柳 伸哉・田中 善大・松本 かおり・辻井 正次 (2014). 肯定的・否定的養育態度尺度の開発——因子構造及び構成概念妥当性の検証—— 発達心理学研究, 25, 221-231. <https://doi.org/10.11201/jjdp.25.221>
- 鹿児島県教育委員会 (2020) 人権教育指導資料「仲間づくり」 ——自尊感情を育むために—— 鹿児島県教育委員会 Retrieved February 10, 2025 from <https://www.pref.kagoshima.jp/ba09/kyoiku/jinken/jinken/nakamadukuri.html>
- Keller, B. K., & Whiston, S. C. (2008). The role of parental influences on young adolescents' career development *Journal of Career Assessment*, 16, 198-217. <https://doi.org/10.1177/1069072707313206>
- Kessler, R. C., & Walters, E. E. (1998). Epidemiology of DSM III R major depression and minor depression among adolescents and young adults in the national comorbidity survey. *Depression and anxiety*, 7(1), 3-14.
- 厚生労働省 (2020).ペアレント・トレーニング実践ガイドブック 厚生労働省
- Krauss, S., Orth, U., & Robins, R. W. (2020). Family environment and self-esteem development: A longitudinal study from age 10 to 16. *Journal of personality and social psychology*, 119(2), 457.
- Lundahl, B. W., Tollefson, D., Risser, H., & Lovejoy, M. C. (2008). A meta-analysis of father involvement in parent training. *Research on Social Work Practice*, 18(2), 97-106. <https://doi.org/10.1177/1049731507309828>
- McCabe, K. M., & Barnett, D. (2000). The relation between familial factors and the future orientation of urban, African American sixth graders. *Journal of Child and Family Studies*, 9, 491-508.
- 前田(鈴木) 亜由美 (2018). 母親の養育態度及び育児不安が幼児の自己制御機能に及ぼす影響 幼年児童教育研究/兵庫教育大学幼年教育・発達支援コース幼年児童教育研究編集委員会, (30), 47-64.
- 前原 敬子・日高 朱里・椎葉 美千代・藤田 美貴 (2021). 幼児期の子どもを持つ父親の養育尺度作成の検討 帝京大学福岡医療技術学部紀要, 16, 25-33.
- 松平 久美子・三浦 香苗 (2007). 中学生の父親存在感認識と情緒的自律の発達との関連 昭和女子大 大学生生活心理研究所紀要, 9, 106-117.
- 松井 美夏・藤井 靖 (2020). 思春期の子どもを持つ母親に対する予防的子育て支援の現状と課題 明星大学心理学研究紀要, 38, 35-41.
- 三田村 仰・武藤 崇 (2012). 我が国における「エビデンスに基づく心理学的実践」の普及に向けて——アクセプタンス&コミットメント・セラピー (ACT) のセラピストをどのように養成して

- いくべきか—— 心理臨床科学, 2(1), 57-68. <http://doi.org/10.14988/pa.2017.0000013020>
- 文部科学省 (2016). キャリア教育の推進に関する総合的調査研究協力者会議報告書 文部科学省
Retrieved February, 10, 2025 from https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/shotou/023/toushin/04012801.htm
- 文部科学省 (2023). 令和5年度児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課に関する調査
Retrieved February, 10, 2025 from https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/seitoshidou/1302902.htm
- 村瀬 嘉代子 (1988). 不登校と家族病理——個別的にして多面的アプローチ——国際児童青年精神
医学会セミナー 児童青年精神医学とその近接領域, 29(6), 374-389.
- 内閣府 (2020). 令和2年度 少子化社会に関する国際意識調査 内閣府 Retrieved February, 9, 2025 from
https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/13024511/www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/kokusai_ishiki.html
- 中村 鮎美・高橋 道子 (2013). 母親の育児ストレスに関連する要因と精神的健康——育児へのサポートに
着目して—— 東京学芸大学紀要 総合教育科学系, 64(1), 259-266.
- 中島 俊思・岡田 涼・松岡 弥玲・谷 伊織・大西 将史・辻井 正次 (2012). 発達障害児の保護者に
おける養育スタイルの特徴 発達心理学研究, 23(3), 264-275. <https://doi.org/10.11201/jjdp.23.264>
- 新見 直子 (2008). 中学生版キャリア意識尺度の開発. 広島大学大学院教育学研究科紀要, 57, 225-
233
- 西田 裕紀子 (2000). 成人女性の多様なライフスタイルと心理的 well-being に関する研究 教育心
理学研究, 48(4), 433-443. https://doi.org/10.5926/jjep1953.48.4_433
- 西村 由貴子・清水 陽香・中島 健一郎 (2020). 両親と子のトライアドデータを利用した自尊心の
親子間相関の検討——親子が認知する養育態度の媒介効果に着目して—— 中国四国心理学会
第76回大会, 学部生研究発表論文集, 3.
- Nishimura Y., Shimizu H. & Nakashima k. (2024). Effects of parental self-esteem on depression, autonomy,
and career consciousness among children: A replication study focusing on the mediation of parenting
behaviors, 実験社会心理学研究, 63 (2), p.67-73. <https://doi.org/10.2130/jjesp.2207>
- 西村 由貴子・清水 陽香・中島 健一郎 (2024). 両親と子どもの自尊感情の関連における養育行動
の媒介効果, 心理臨床学研究, 42 (3), 229-238.
- 岡田 正章・網野 武博・大戸 美也子・小林 美実・荻原 元昭・千羽 喜代子・上田 礼子・大場
幸夫・中村 悦子 (1997). 現代保育用語辞典 (pp.438) 株式会社フレーベル館
- 大島 智恵・佐藤 美理・反頭 智子・相原 正男 (2021). 注意欠如・多動症の子どもへの養育者へのペ
アレントトレーニング終了半年後の効果 山梨大学看護学会誌, 20(1), 17-22.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population.
Applied Psychological Measurement, 1, 385- 401.
- Rosenberg, M. (1965). Society and the adolescent self-image. Princeton university press.
- 佐藤 寛・下津 咲絵・石川 信一 (2008). 一般中学生に おけるうつ病の有病率——半構造化面接
を用いた 実態調査—— 精神医学, 50, 439-448.

- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則 (1985). 新しい抑うつ自己評価尺度について 精神医学, 27, 717-723.
- 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, 教育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.
- 総務省統計局 (2021). 令和 3 年社会生活基本調査 総務省統計局 Retrieved February, 2025 from <https://www.stat.go.jp/data/syakai/2021/kekka.html>
- Steinberg, L., & Silk, J. S. (2002). Parenting adolescents. In M. H. Bornstein (Ed.), *Handbook of parenting: Vol. 1. Children and parenting* (2nd edn., pp. 103–133). Mahway, NJ: Erlbaum.
- Steinberg, L. D., & Silverberg, S. B. (1986). *Emotional Autonomy Scale*. University of Chicago Press.
- Stoet, G. (2010). PsyToolkit - A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, 42, 1096-1104.
- Stoet, G. (2017). PsyToolkit: A novel web-based method for running online questionnaires and reaction-time experiments. *Teaching of Psychology*, 44, 24-31. <https://doi.org/10.1177/0098628316677643>
- 末盛 慶 (2000). 母親の養育行動と思春期の子どもの自尊心——文脈効果の検証—— 家庭教育研究所, 22, 18-31.
- 菅原 ますみ・八木 下暁子・詫摩 紀子・小泉 智恵・瀬地山 葉矢・菅原 健介・北村 俊則 (2002). 夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連——家族機能および両親の養育態度を媒介として—— 教育心理学研究, 50(2), 129-140. https://doi.org/10.5926/jjep1953.50.2_129
- 田中 慶子 (2021). ダイアド・データによる家族研究の可能性 家族社会学研究, 33(1), 57-62. <https://doi.org/10.4234/jjoffamilysociology.33.57>
- 戸田 須恵子 (2006). 母親の養育態度と幼児の自己制御機能及び社会的行動との関係について 釧路論集 北海道教育大学釧路校研究紀要, 59-69. <https://doi.org/10.32150/00008343>
- Trzesniewski, K. H., Donnellan, M. B., Moffitt, T. E., Robins, R. W., Poulton, R., & Caspi, A., (2006). Low self-esteem during adolescence predicts poor health, criminal behavior, and limited economic prospects during adulthood. *Developmental Psychology*, 42, 381-390. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0012-1649.42.2.381>
- 津田 芳見・田中 美沙・高原 光恵・橋本 俊顕 (2012). 高機能広汎性発達障害幼児とその親へのペアレントトレーニングによる効果の検討 小児保健研究, 71(1), 17-23.
- 都筑 学 (2005). 小学校から中学校にかけての子どもの「自己」の形成 心理科学, 25(2), 1-10. https://doi.org/10.20789/jraps.25.2_1
- 渡邊 賢二・平石 賢二 (2007). 中学生の母親の養育スキル尺度の作成——学年別による自尊感情との関連—— 家族心理学研究, 21(2), 106-117. https://doi.org/10.57469/jafp.21.2_106
- Webster-Stratton, C. (1985). The effects of father involvement in parent training for conduct problem children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 26(5), 801-810.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and*

applications, 56-75

山本 真理子・松井 豊・山成 由起子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30, 64-69

八橋 孝介・高瀬 美由紀・小林 敏生 (2016). 母親の養育態度とマインドフルネスおよび幼児の社会的スキルと問題行動の関連性 小児保健研究, 75(3), 329-335.

吉澤 寛之・吉田 琢哉・原田 知佳・浅野 良輔・玉井 颯一・吉田 俊和 (2017). 養育・しつけが反社会的行動に及ぼす弁別的影響——適応性を考慮した社会的情報処理による媒介過程—— 教育心理学研究, 65(2), 281-294. <https://doi.org/10.5926/jjep.65.281>

デイリーハッスルと曖昧さへの態度が ストレス反応を引き起こす過程

竹内 悦子¹・石田 弓²

Processes in which daily hassles and attitudes towards ambiguity cause stress responses

Etsuko Takeuchi and Yumi Ishida

This study examined how stress responses vary according to differences in attitudes towards ambiguity. In particular, the study focused on the daily hassles that university students routinely experience, and examined attitudes towards ambiguity and the process by which daily hassles elicit stress responses. The study also attempted to understand adaptive coping using the degree of mental health as an indicator. It would be a clinically useful finding to determine how adaptive coping, which helps to reduce stress responses, is related to differences in attitudes towards ambiguity. Structural Equation Modeling was conducted among the factors. The results indicated that the stressor factor “Self-related stressors,” the attitudes towards ambiguity factors “controlling ambiguity” and “fear of ambiguity,” and the coping factors “problem-focused,” “cognitive evaluation rounded up,” and “cognitive evaluation devaluation” were significant factors. A chained structural model was then presented based on causal and correlative relationships among these factors. The results indicated that stressors have both a direct and an indirect effect on the degree of mental health through the mediation of attitudes towards ambiguity and coping.

キーワード: attitudes towards ambiguity, daily hassles, degree of mental health, coping, chained structural model

¹ 県立広島病院

² 広島大学大学院人間社会科学部研究科

問題と目的

1. はじめに

近年、これまで人類が経験したことがないような変化が起こっている。新型コロナウイルスの流行によるパンデミック、IT技術の目覚ましい進歩、地球温暖化に伴う気候変動や異常気象、台風や地震といった災害、ロシアによるウクライナ軍事侵略、不安定な国際情勢など、予測が困難な事象が次々と起こっている。このような現在の世の中は「VUCAの時代」と言われている。Volatile（不安定）、Uncertain（不確実）、Complex（複雑）、Ambiguous（曖昧）の頭文字をとった概念であり、現在の我々を取り囲む状況であると述べている（山口，2019）。VUCAはもともと軍事用語であり、従来の戦術では対応できないゲリラ戦やテロ等を指す言葉であったが、昨今では情勢や経営環境、ビジネスパーソンのキャリアを取り巻く状況などを語る際に広く応用されている。移り変わりが激しく、不安定で複雑、先が見通せないような曖昧な現代の事象が、今後の世界や日本社会、および個人レベルでも望ましくない影響を及ぼすおそれがある。

2. 曖昧さへの態度と心理的不適応の関連

日々の生活の中には多くの曖昧な場面が存在する。曖昧さを受け入れ楽しみを見出せることもあるが、曖昧な状況は多くの場合、判断や予測が難しいことから不安や恐れをもたらす。そのため、人は曖昧さを避けたいと感じる。心理学では、曖昧さに対する個人の反応差を曖昧さ耐性（tolerance of ambiguity）という概念で捉えてきた。日本において曖昧さを扱ったこれまでの研究では、曖昧さ耐性の低さと抑うつや不安、強迫傾向などの不適応との関連が明らかにされている。しかし、西村（2007）は、これまでの流れとは異なった曖昧さへの態度に着目した。曖昧さへの態度とは“曖昧な刺激処理において生じる、認知的・情緒的反応パターン”であると定義され（西村，2007）、曖昧さに接したときにどのような評価や志向性が生じるのかという態度に注目した。そして、肯定的態度 2 因子（受容・享受）、否定的態度 3 因子（不安・統制・排除）からなる“曖昧さへの態度尺度”を作成した。西村（2007）では、曖昧さへの態度と心理的不適応との関連では、概ね肯定的な態度が適応的に、否定的な態度が不適応に作用することが示されている。しかし、中嶋・奥野（2020）が、曖昧さへの態度が適応感とコーピングに及ぼす影響について検討した結果、曖昧さへの否定的態度は適応感に影響を与えないことが示された。これまで曖昧さへの耐性の低さ（否定的な側面）が心理的不適応に繋がるとされてきたが、曖昧さへの否定的態度は直接的に適応感を低下させるわけではないことが示唆された。曖昧さは多くの人が嫌うものであり、ストレスの源であることが増田（1998）でも示されているが、曖昧さに直面した際の心理的反応についてはまだ十分な知見が得られておらず、曖昧さへの態度が心理的不適応を引き起こすメカニズムについて検討することには意義があると考えられる。

3. ストレッサーとしてのデイリーハラスル

Lazarus & Folkman（1984）は、ストレッサーとその認知的評価、コーピング、ストレス反応を包括的に含有した心理学的ストレスモデルを提唱し、広く普及している。心理学的ストレスモデルは一連のストレス過程において、ストレッサーに対する認知的評価とコーピング方略が、個人のス

トレス反応を予測する媒介変数として重要な要因であると考えられている。さらに、Lazarus & Folkman (1984) は、ストレスを大災害や事故、戦争、虐待といった生命に影響を及ぼすような体験である“カタストロフ”，個人の人生において大きな変化をもたらす出来事である“ライフイベント”，日常の慢性的な煩わしい出来事である“デイリーハッスル”に分類し、持続的、慢性的、常態的な性質をもつデイリーハッスルの方がライフイベントよりも心身の健康状態の予測変数として適していると主張した。また、岡安（1992）は、ライフイベントに比べて日常的に誰もが頻繁に経験する些細な出来事であるデイリーハッスルの積み重ねの方が、抑うつ感や無気力感などといった心身の状態に対して高い説明力をもつことを報告している。したがって、メンタルヘルスの問題を予防・改善するためには、デイリーハッスルに注目することの意義が大きいと考えられる。

4. 本研究の目的

そこで本研究では、曖昧な状況におけるパーソナリティ特性である曖昧さへの態度の違いによってストレス反応がどのように異なるのかについて、大学生を対象にして調査を行うこととした。そして、大学生が日常的に体験するデイリーハッスルに注目し、精神的健康度を指標に適応的なコーピングを捉えることを目的とした。ストレス反応の低減に役立つ適応的なコーピングが、曖昧さへの態度のタイプとどのように関連しているのかを明らかにすることは、臨床場面における介入の可能性を見いだすための知見として意義があると考えられる。

方 法

1. 調査対象

中国地方の国立大学に通う大学生を対象に質問紙法による調査を実施した。2022年11月から12月にかけてWeb調査を行い、280名から回答を得た。

2. 質問紙の構成

(1)フェイスシート 年齢、性別、所属学部

(2)曖昧さへの態度尺度（西村，2007）

曖昧さへの態度の違いについて5因子で構成されている。曖昧さへの肯定的態度は、曖昧さを魅力的なものとして評価し、関与していくことに楽しみを見いだす傾向である「曖昧さの享受」、曖昧さをそのまま認めて受け入れられる曖昧さへの親和性や寛容性をもつ傾向である「曖昧さの受容」の2因子である。曖昧さへの否定的態度は、曖昧さへの不安などの情緒的混乱とそれに伴う対処の難しさを感じる傾向である「曖昧さへの不安」、曖昧な状況を否定的に評価し、知的に把握・対処（統制）しようとする傾向である「曖昧さの統制」、および曖昧さを認めず、排除して白黒つけたい傾向である「曖昧さの排除」の3因子である。全26項目からなり「全くあてはまらない：1」から「非常に当てはまる：6」までの6件法で評定させた。

(3)大学生活ストレス尺度短縮版（嶋，1999）

大学生のストレスの中でも、デイリーハッスルを最近3ヶ月にどの程度経験し、どの程度気にしているかを測定する尺度である。「自己ストレス」、「対人ストレス」、「大学・学業スト

レッサー」,「物理・身体的ストレス」の計4因子 23 項目より構成されている。各ストレス
ーを経験しなかった場合は0点とし,「とても気になった:4」から「ほとんど気にならなかった:
1」で評定させた。

(4)コーピング尺度 (岡安, 1992)

日頃のストレスへの対処行動について測定する尺度である。積極的対処行動である「計画」,「情
報収集」,「再検討」,「努力」,「問題価値の切上げ」と消極的対処行動である「問題価値の切下げ」,
「思考回避」,「諦め」,「開き直り」,「静観」の計 10 因子 20 項目により構成されている。「全く
あてはまらない:1」から「非常にあてはまる:6」の6件法で評定させた。

(5) GHQ-12 (仙波・清水, 2011)

GHQ (精神健康調査)は,Goldberg (1978)が開発した一般的疾患傾向,身体的症状,睡眠障害,
社会的活動障害,不安と気分変調,希死念慮と抑うつ傾向を測る総合的なストレス反応尺度であり,
神経症傾向を示す被験者の発見に有効なスクリーニングテストである。60 項目の正規版のほか30,
28, 12 項目の短縮版があるが,本研究では Web での調査実施を理由に仙波・清水 (2011) が用いた
GHQ-12 を使用した。最近2~3 週間の健康状態に関する質問に4段階で回答させ,調査協力者の回
答傾向をより詳細に把握するため1~4点で採点し,合計点によって精神的健康度を求めた。得点
が高いほど精神的健康度が損なわれていることを意味する。

結 果

1. 調査対象

回答者 280 名のうち,記入漏れがあった1名を除外した279名(男子学生122名,女子学生152
名,その他5名:平均年齢20.7歳,標準偏差2.69)を分析対象とした。

2. 尺度の検討

下位尺度間での関連を検討するため,準備段階として各尺度について,最尤法,プロマックス回転
による因子分析を行った。

(1)曖昧さへの態度尺度の因子分析

曖昧さへの態度尺度(西村,2007)の因子分析の結果,5因子および分類された項目がすべて西
村(2007)と一致したため,「曖昧さの享受」,「曖昧さへの不安」,「曖昧さの受容」,「曖昧さの統制」,
「曖昧さの排除」の因子名をそのまま使用した。各因子の α 係数は,曖昧さの享受 $\alpha=.824$,曖昧さ
への不安 $\alpha=.665$,曖昧さの受容 $\alpha=.832$,曖昧さの統制 $\alpha=.793$,曖昧さの排除 $\alpha=.838$ であった。

(2)ストレス尺度の因子分析

大学生用日常ストレス尺度短縮版(嶋,1999)23項目について,嶋(1999)と同様に4因子
を仮定した因子分析を行った。因子負荷量の値が.30に満たなかった1項目“周囲の人の無理解”を
排除し,再度分析を行ったところ,第1因子7項目,第2因子5項目,第3因子5項目,第4因子
5項目となった(Table 1)。各因子の内の一貫性は十分な値であったため(第1因子 $\alpha=.842$,第2因
子 $\alpha=.730$,第3因子 $\alpha=.738$,第4因子 $\alpha=.787$),嶋(1999)と同じ因子名を用いた(第1因子「人

間関係に関するストレス」、第2因子「身体に関するストレス」、第3因子「学業に関するストレス」、第4因子「自己に関するストレス」)。なお、「自分の容姿や外見に対する不満」の項目は、嶋(1999)では第2因子に属していたが、本研究では第1因子に帰属した。

Table 1 ストレッサーの因子分析結果

		Factor1	Factor2	Factor3	Factor4	共通性
Factor1	対人関係に関するストレス(α=.842)					
S21	他人から不愉快な目にあわされたこと	.824	-0.072	-0.044	.095	.648
S1	他人から失望させられたこと	.738	-0.183	.021	.046	.453
S19	嫌いな人とも付き合わなければならないこと	.638	-0.105	-0.009	.181	.450
S12	不愉快な知人の存在	.630	-0.181	.123	.103	.426
S23	他人から冷たい態度をとられること	.586	.358	-0.128	-0.138	.532
S16	私のことを嫌っている人がいること	.583	.248	-0.006	-0.071	.525
S20	自分の容姿や外見に対する不満	.322	.156	-0.053	.256	.325
Factor2	身体に関するストレス(α=.730)					
S5	身体が弱いこと	-0.201	.734	-0.068	.077	.399
S2	体の体調が良くないこと	-0.053	.672	-0.027	.115	.463
S11	大きなケガや病気	.243	.413	.075	-0.268	.314
S8	身体的な疲れ	-0.020	.384	.168	.205	.372
S7	誰かとけんかしたこと	.340	.379	.055	-0.137	.389
Factor3	学業に関するストレス(α=.738)					
S9	授業についていくのが大変なこと	-0.096	-0.029	.769	.022	.515
S4	試験勉強の大変さ	.046	-0.111	.741	-0.079	.459
S3	成績が思わしくないこと	.114	.089	.651	-0.073	.553
S22	レポートやゼミの準備が大変なこと	-0.014	.009	.439	.050	.212
S15	進級についての不安	-0.022	.064	.341	.204	.244
Factor4	自己に関するストレス(α=.787)					
S10	自分の将来についての不安	.053	-0.011	.002	.811	.691
S17	就職についての不安	.074	-0.187	-0.065	.716	.441
S6	現実の自分の姿と理想とのギャップ	.043	.200	.065	.499	.455
S13	自分が何をすべきなのかわからないこと	-0.024	.232	-0.006	.495	.376
S18	自分の性格が気に入らないこと	.053	.288	.085	.371	.417
	因子寄与	5.184	4.528	4.143	3.875	

(3) コーピング尺度の因子分析

コーピング尺度(岡安, 1992) 20 項目の因子分析を行ったところ、4 因子に分かれた。2 因子に同程度の負荷を示していた 1 項目「先のことについてあまり考えないようにする」を排除し、再度分析を行ったところ、第 1 因子 8 項目、第 2 因子 7 項目、第 3 因子 2 項目、第 4 因子 2 項目となった(Table 2)。各因子の内の一貫性は十分な値であった(第 1 因子 $\alpha=.833$ 、第 2 因子 $\alpha=.804$ 、第 3 因子 $\alpha=.735$ 、第 4 因子 $\alpha=.652$)。第 1 因子は、問題そのものの解決を図ろうとする内容が多くみられたため「問題焦点型」と命名した。第 2 因子は、問題となっている状況から逃避したり、ストレスフルな状況を回避したりする内容が多くみられたため「逃避回避型」と命名した。第 3 因子は、認知的評価を上げて問題となっていることの見方を変えようとする内容であったため「認知評価切上げ」、第 4 因子は認知的評価を下げて問題となっていることの見方を変えようとする内容であっ

たため「認知評価切下げ」と命名した。

(4) GHQ-12 の因子分析

GHQ-12 の因子分析の結果、2 因子に分かれた (Table 3)。各因子の内的一貫性は十分な値であつ

Table 2 コーピング因子分析結果

	Factor1	Factor2	Factor3	Factor4	共通性
Factor1 問題焦点型 ($\alpha=0.833$)					
C15 問題の原因を見つけようとする	.831	.156	-.117	-.107	.539
C11 対策を立てる	.750	-.048	.048	.024	.627
C5 状況を思い返し、それを把握しようとする	.687	.202	-.013	-.146	.396
C7 その状況をかえるよう努力する	.685	-.156	.018	.190	.608
C1 やるべきことを考える	.602	-.102	-.014	.264	.478
C13 人から、その問題に関連した情報を得る	.558	.073	-.059	-.076	.258
C17 自分自身の何かを変えるように努力する	.514	-.099	.235	.056	.480
C3 新聞・本・雑誌・テレビ・インターネット等から、その問題に関連した情報を得る	.384	.031	.000	.040	.146
Factor2 回避逃避型 ($\alpha=.804$)					
C16 不運だと考え、あきらめる	-.064	.686	-.071	-.009	.497
C18 開き直る	.290	.680	-.062	-.103	.350
C6 どうしようもないのであきらめる	-.141	.677	-.089	.110	.613
C8 なるようになれと思う	.089	.656	.074	.008	.428
C20 問題の成行きを見守る	.207	.502	.218	.026	.356
C10 時の過ぎるのにまかせ	-.227	.473	.259	.009	.385
C14 その状況についてあまり考えないようにする	-.160	.421	-.070	.318	.447
Factor3 認知評価の切り上げ ($\alpha=.735$)					
C9 試練の機会だと思ふことにする	-.092	.038	.911	-.038	.758
C19 その経験から何かしら得るところがあると思ふ	.166	.038	.603	.018	.492
Factor4 認知評価の切下げ ($\alpha=.652$)					
C2 その問題のことで深刻にならないようにする	.112	.006	.000	.766	.618
C12 大した問題ではないと思ふないようにする	-.050	.298	-.033	.531	.501
因子寄与	4.106	3.344	2.357	1.880	

た (第1因子 $\alpha=.799$, 第2因子 $\alpha=.763$)。第1因子は、気分や意欲、幸福感に関するものであり、一般的疾患傾向や社会的活動障害に該当する内容であったため「一般的疾患傾向」、第2因子は、抑うつ傾向に関する内容であったため「抑うつの傾向」と命名した。

3. 尺度の基本統計量と尺度間相関

因子分析で得られた因子を用いて各尺度の基本統計量 (Table 4) および尺度の相関関係 (Table 5) を算出した。相関分析の結果、GHQ は曖昧さの享受 ($r=-.227, p<.01$) および不安 ($r=-.265, p<.01$)、コーピング ($r=-.328, p<.01$) との間に有意な負の相関を示し、GHQ とストレスとの間には有意な正の相関関係を示した ($r=.422, p<.01$)。ストレスとコーピングの間には有意な弱い負の相関がみられた ($r=-.136, p<.05$)。

また、曖昧さへの態度とコーピングの関係では、享受 ($r=.483, p<.01$)、不安 ($r=.233, p<.01$)、受容 ($r=.267, p<.01$) との間には正の相関がみられ、統制との間には負の相関がみられた ($r=-.222, p<.01$)。一方、排除とコーピングの間には関連がみられなかった。

曖昧さへの態度とストレスとの関係では、不安 ($r=-.267, p<.01$), 排除 ($r=-.154, p<.01$) との間に負の相関がみられた。曖昧さの享受, 受容, 統制とストレスとの間には関連がみられなかった。

以上より、コーピングは GHQ, ストレッサー, 曖昧さへの態度 (排除を除く) すべての下位尺度との間に関連があることが示された。また、GHQ はコーピング, ストレッサー, 曖昧さの享受, 曖昧さへの不安との間に関連が、ストレッサーは GHQ, コーピング, 曖昧さへの不安, 曖昧さへの排除との関連が示唆された。

Table 3 GHQ 因子分析結果

		Factor1	Factor2	共通性
Factor1	一般的疾患傾向 ($\alpha=.799$)			
G7	いつもより日常生活を楽しく送ることが	.807	-.142	.537
G3	いつもより自分のしていることに生きがいを感じることに	.648	.023	.438
G1	何かをする時、いつもより集中して	.615	.047	.414
G8	問題があったときに、積極的に解決しようとするには	.614	.086	.447
G12	一般的にみて、幸せといつもより感じたことは	.597	-.075	.309
G4	いつもより容易に物事を決めることが	.495	.120	.329
Factor2	抑うつ傾向 ($\alpha=.763$)			
G10	自信を失ったことは	-.078	.894	.724
G11	自分は役に立たない人間だと考えたことは	.063	.715	.569
G9	いつもより気が重くてゆううつになることは	.161	.560	.445
G6	問題を解決できなくて困ったことが	.072	.444	.240
G5	いつもより緊張感を感じたことが	-.150	.435	.135
G2	心配事があって、よくねむれないようなことは	.115	.329	.166
	因子寄与	3.333	3.113	

Table 4 尺度の基本統計量

変数名	平均値	中央値	標準偏差	分散	最小値	最大値
GHQ	25.778	25.000	5.576	31.087	12.000	46.000
一般的疾患傾向	11.903	12.000	2.906	8.447	6.000	24.000
抑うつ傾向	13.875	14.000	3.543	12.556	6.000	23.000
曖昧さの享受	32.065	32.000	5.719	32.708	15.000	42.000
曖昧さへの不安	13.513	14.000	3.038	9.229	3.000	18.000
曖昧さの受容	19.025	19.000	5.113	26.147	6.000	30.000
曖昧さの統制	23.276	23.000	3.804	14.474	12.000	30.000
曖昧さの排除	10.667	11.000	3.340	11.158	3.000	18.000
ストレスラー	30.022	29.000	15.936	253.971	1.000	77.000
対人関係ストレスラー	8.276	7.000	6.415	41.157	0.000	27.000
自己ストレスラー	8.918	8.000	5.087	25.882	0.000	20.000
学業ストレスラー	6.860	6.000	4.839	23.416	0.000	20.000
身体ストレスラー	5.968	5.000	4.074	16.600	0.000	20.000
コーピング	73.871	73.000	10.883	118.437	45.000	111.000
問題焦点型	34.541	34.000	6.606	43.638	12.000	48.000
認知評価切上げ	8.057	8.000	2.458	6.040	2.000	12.000
認知評価切下げ	7.416	8.000	2.481	6.157	2.000	12.000
回避・逃避型	23.857	24.000	6.558	43.001	7.000	42.000

Table 5 尺度の相関関係

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
1 GHQ																			
2 一般的疾患傾向	.832**																		
3 抑うつ傾向	.891**	.490**																	
4 曖昧さの享受	-.227**	-.237**	-.163**																
5 曖昧さへの不安	-.265**	-.186**	-.265**	.175**															
6 曖昧さの受容	-.081	-.107*	-.040	.243**	.096														
7 曖昧さの統制	.021	.119*	-.065	-.369**	.241**	.057													
8 曖昧さの排除	-.105*	-.041	-.132*	-.024	.110*	.241**	.251**												
9 ストレスラー	.422**	.271**	.442**	-.071	-.267**	-.115*	-.097	-.154**											
10 対人関係ストレスラー	.223**	.076	.288**	-.056	-.209**	-.054	-.064	-.136*	.840**										
11 自己ストレスラー	.478**	.353**	.462**	-.061	-.342**	-.122*	-.144*	-.111*	.765**	.510**									
12 学業ストレスラー	.347**	.271**	.324**	-.082	-.157**	-.121*	-.042	-.130*	.742**	.451**	.429**								
13 身体ストレスラー	.292**	.178**	.314**	-.014	-.104*	-.071	-.050	-.097	.752**	.538**	.430**	.470**							
14 コーピング	-.328**	-.393**	-.194**	.483**	.233**	-.267**	-.222**	-.013	-.136*	-.052	-.196**	-.128*	-.055						
15 問題焦点型	-.202**	-.270**	-.097	.502**	.092	-.010	-.426**	-.083	-.050	-.029	-.070	-.028	-.029	.584**					
16 認知評価切上げ	-.279**	-.306**	-.188**	.426**	.252**	.089	-.159**	-.071	-.177**	-.074	-.211**	-.188**	-.090	.597**	.388**				
17 認知評価切下げ	-.359**	-.365**	-.265**	.200**	.183**	.198**	.043	-.002	-.208**	-.171**	-.202**	-.120*	-.152*	.598**	.069	.170**			
18 回避・逃避型	-.101*	-.128*	-.054	.061	.131*	.346**	.103*	.089	-.031	.034	-.100*	-.068	.030	.621**	-.210**	.160**	.481**		

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

4. 因子間の構造モデル

Lazarus & Folkman (1984) は、「ストレスラー⇒認知的評価⇒コーピング⇒ストレス反応」という一連の流れを想定した心理的ストレスモデルを提唱している。西村 (2007) は、曖昧さへの態度に

ついて「曖昧な刺激処理において生じる、認知的・情緒的反応パターン」と定義しており、曖昧さへの態度は Lazarus & Folkman (1984) の認知的評価の側面をもつと考えられる。そこで、「ストレスラー⇒曖昧さへの態度⇒コーピング⇒ストレス反応」のモデル、および「ストレスラー⇒GHQ12」のパスを想定しパス解析を行った。モデルの評価・修正の際には因子間の係数が有意でない変数を削除しながら適合度を比較し分析を行った。ストレスラー因子の中から対人関係・身体的・学業ストレスラーが排除され、曖昧さへの態度因子から享受、受容、排除が排除され、コーピング因子から回避・逃避型因子が排除された。再度検定を行い、最終的に以下のようなモデルが採択された (Figure 1)。モデルの適合度指標は、CFI=.981, GFI=.972, AFGI=.937, RMSEA=.060 であった。

自己に関するストレスラーから曖昧さの統制 ($\beta=.14, p<.05$), 不安 ($\beta=.35, p<.01$) へのパス係数は共に有意な正の値を示し、曖昧さの統制と不安の間に有意な相関関係がみられた ($r=.20, p<.01$)。

曖昧さの統制から問題焦点型 ($\beta=.48, p<.01$), 認知評価切上げ ($\beta=.23, p<.01$) へのパス係数は有意な正の値を示した。また、曖昧さへの不安から問題焦点型 ($\beta=-.20, p<.01$), 認知評価切上げ ($\beta=-.29, p<.01$), 認知評価切下げ ($\beta=-.20, p<.01$) へのパス係数は有意な負の値を示した。問題焦点型と認知評価切上げの間 ($r=.31, p<.01$), 認知評価切上げと認知評価切下げの間 ($r=.11, p<.05$) に有意な相関関係がみられた。

問題焦点型 ($\beta=-.17, p<.01$), 認知評価切上げ ($\beta=-.12, p<.05$), 認知評価切下げ ($\beta=-.29, p<.01$) から一般的疾患傾向へのパス係数はいずれも有意な負の値を示した。認知評価切下げから抑うつ傾向へのパス係数は有意な負の値を示した ($\beta=-.18, p<.01$)。一般的疾患傾向と抑うつ傾向の間には有意な相関関係がみられた ($r=.35, p<.01$)。

自己に関するストレスラーから一般的疾患傾向 ($\beta=.27, p<.01$), 抑うつ傾向 ($\beta=.43, p<.01$) への直接効果パスの係数は共に有意な正の値が示された。

以上の結果から、自己に関するストレスラーから、曖昧さへの態度の不安と統制、コーピングの問題焦点型、認知評価切上げ、認知評価切下げを経由してストレス反応である一般的疾患傾向と抑うつ傾向へ影響を与える可能性のあるプロセス(媒介効果パス)が 6 パターン示された (Table 6)。

Figure 1 因子間のプロセスと構造モデル図

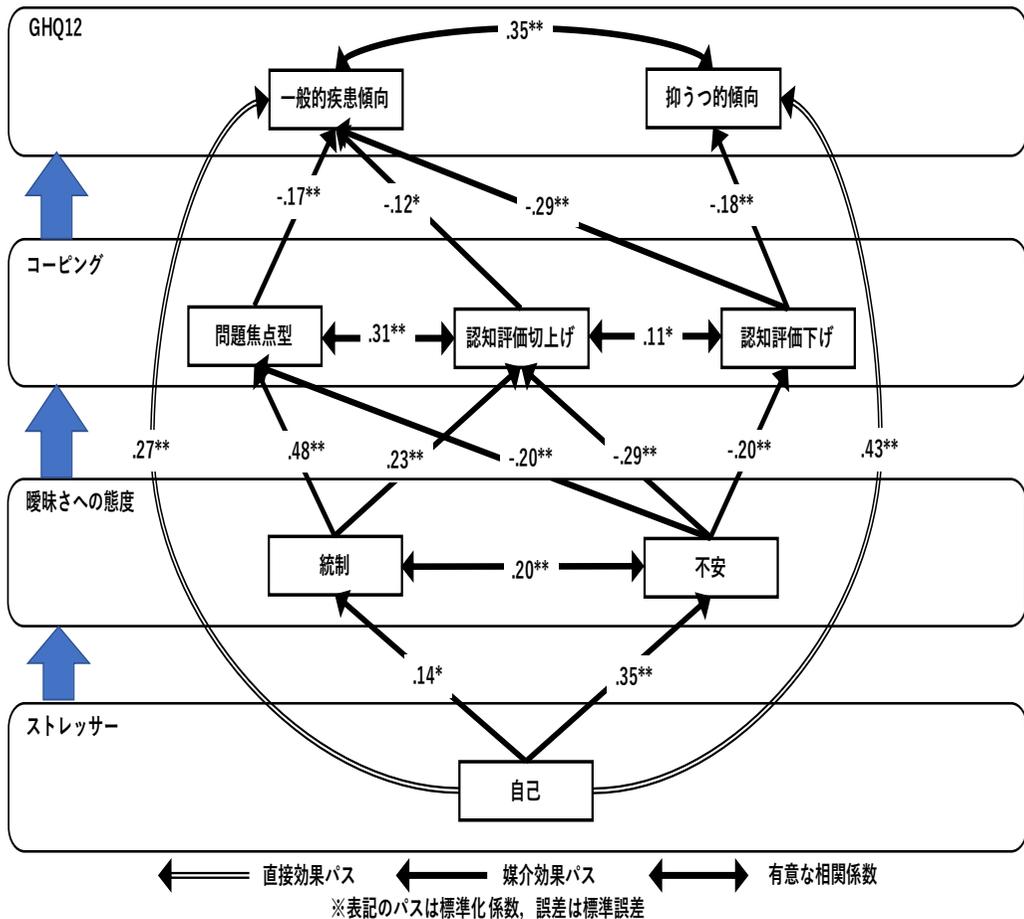


Table 6 媒介効果パス別の因子間プロセス

No.	因子間プロセス			
	ストレスサー	曖昧さへの態度	コーピング	GHQ
1	自己	統制	問題焦点型	一般的疾患傾向
2	自己	不安	問題焦点型	一般的疾患傾向
3	自己	統制	認知評価切上げ	一般的疾患傾向
4	自己	不安	認知評価切上げ	一般的疾患傾向
5	自己	不安	認知評価切下げ	一般的疾患傾向
6	自己	不安	認知評価切下げ	抑うつの傾向

Table 7 因子間の媒介効果表

No.	説明変数	媒介変数	目的変数	媒介効果の有無
	曖昧さへの態度	コーピング	GHQ	
1	統制	問題焦点型	問題焦点型	完全媒介
2	不安	問題焦点型	問題焦点型	媒介効果なし
3	統制	認知評価切上げ	認知評価切上げ	完全媒介
4	不安	認知評価切上げ	認知評価切上げ	部分媒介
5	不安	認知評価切下げ	認知評価切下げ	部分媒介
6	不安	認知評価切下げ	認知評価切下げ	部分媒介

5. コーピング因子の間接効果

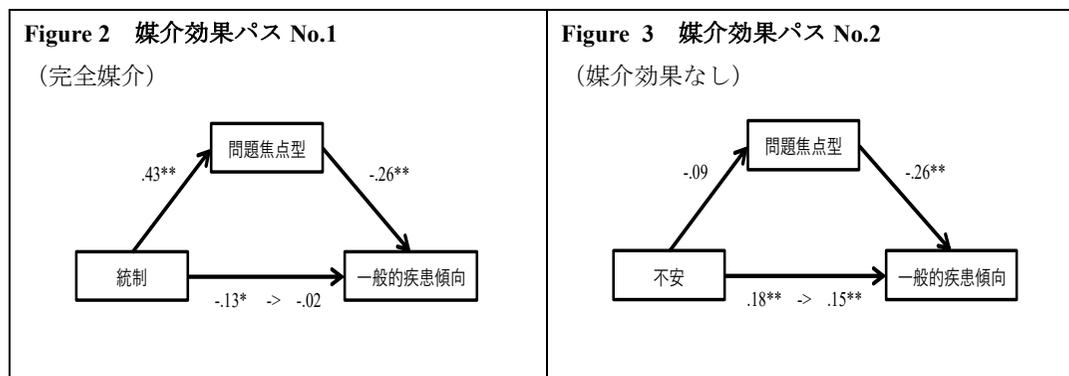
(1)因子間の媒介効果

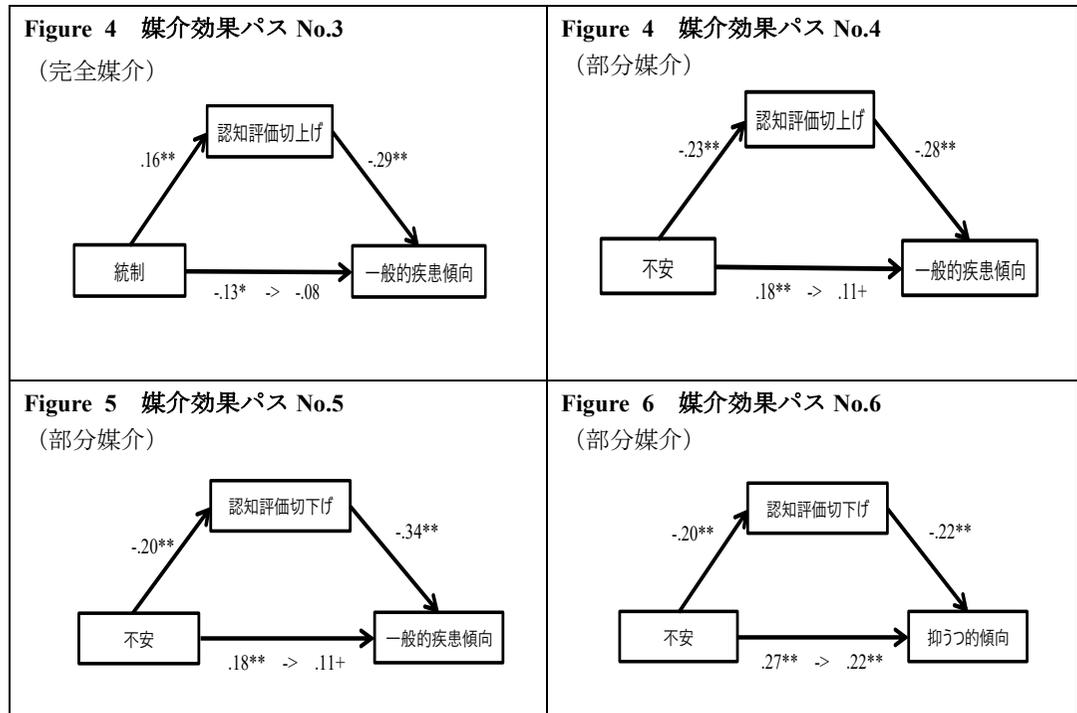
パス分析によって得られた媒介効果パス 6 パターンについて、曖昧さへの態度である統制と不安が、一般的疾患傾向、抑うつ傾向に及ぼす影響について、コーピング因子が媒介するかどうかを確かめるため媒介分析を行った (Table 7)。

媒介効果パス No.2 を除くすべてのパスで媒介効果は有意であった。そのうち、No.1 および No.3 は完全媒介であり、媒介効果を主張する強力なモデルであることが示された。No.4, No.5 および No.6 は説明変数から目的変数への影響が減じられているものの有意のままである部分媒介であった (Figure 2, 4, 5, 6, 7)。媒介効果パス No.2 は Figure 3 のとおり説明変数 (不安) と媒介変数 (問題焦点型) の間が非有意となり、さらに間接効果の検定 (Bootstrap 法, 2000 回) の結果, 95%信頼区間 $([-0.06, 0.01])$ は 0 を含んでいたため、コーピング因子の有意な媒介効果は認められなかった。

(2)曖昧さへの態度因子とコーピング因子の交互作用効果

コーピング因子の媒介効果が認められた 5 つの媒介効果パスについて、コーピング因子が一般的疾患傾向、抑うつ傾向にどのような影響を及ぼすのかを探索するために階層的回帰分析を行った。





注) 係数は標準化係数 (** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$)

コーピング因子は、曖昧さへの態度因子が低い場合（否定的傾向）と高い場合（肯定的傾向）の条件の違いによって GHQ12 因子にどのような効果を及ぼすのかを検討した。

統制、問題焦点型、統制と問題焦点型の交互作用を説明変数、一般的疾患傾向を目的変数として階層的重回帰分析を行った。まず、統制と問題焦点型を説明変数とした重回帰分析を行った結果、統制の効果は有意であったが、問題焦点型の効果は非有意であった ($R^2=.07$; 問題焦点型: $b=-0.12$, $SE=0.03$, $\beta=-.26$, $t(276)=-4.07$, $p<.001$; 統制: $b=-0.01$, $SE=0.05$, $\beta=-.02$, $t(276)=-0.30$, $p=.766$)。さらに、交互作用項を投入して重回帰分析を行ったところ、交互作用は非有意であった ($R^2=.08$, $b=-0.01$, $SE=0.01$, $\beta=-.08$, $t(275)=-1.32$, $p=.240$)。統制が低い群および高い群ともに問題焦点型のコーピング効果により一般的疾患傾向を有意に低下させていた（低群: $b=-0.08$, $SE=0.04$, $\beta=-.18$, $t(275)=-2.08$, $p<.005$; 高群: $b=-0.14$, $SE=0.04$, $\beta=-.33$, $t(275)=-4.03$, $p<.001$) (Table 8, Figure 8)。

媒介効果パス No.3, No.4, No.5 および No.6 についても同様に、曖昧さへの態度因子、コーピング因子、曖昧さへの態度因子とコーピング因子の交互作用を説明変数、GHQ12 因子を目的変数として階層的重回帰分析を行った。その結果、Table 9~12, Figure 9~12 のとおり、すべての媒介効果パスにおける交互作用は非有意であった。つまり主効果のみであり、すべての媒介効果パスにおいて曖昧さへの態度因子が低い群および高い群ともにコーピング因子の効果により GHQ12 因子を有意に低下させていた。つまり、曖昧さの否定的態度は、一部の因子フローにおいてコーピングを媒介して有意にストレス反応を抑制することが示された。

Table 8 媒介効果パス No.1 の階層的重回帰分析表

変数名	モデル1			モデル2		
	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>b</i>	<i>SE</i>	β
切片	11.90	0.17		11.99	0.18	
問題焦点型	-0.12	0.03	-0.26 **	-0.12	0.05	-0.26 **
統制	-0.01	0.05	-0.02	-0.02	0.05	-0.02
問題焦点型×統制				-0.01	0.01	-0.08
R^2	0.07			0.08		

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

Figure 7 媒介効果パス No.1 の Slice 図

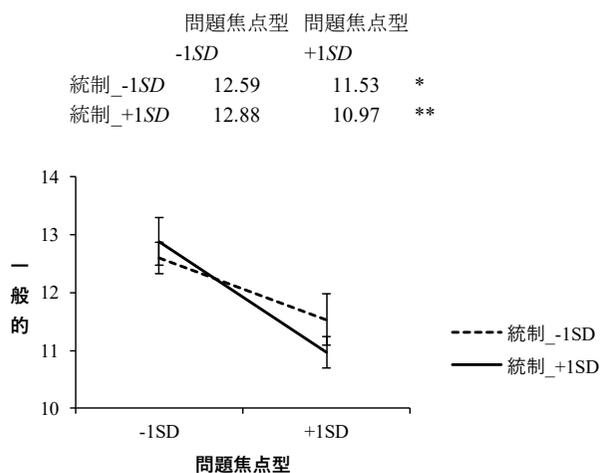


Table 4 パス No.3 の結果

変数名	モデル1			モデル2		
	b	SE	β	b	SE	β
切片	11.90	0.17		11.88	0.17	
認知評価切上げ	-0.35	0.07	-0.29 **	-0.35	0.07	-0.30 **
統制	-0.06	0.04	-0.08	-0.07	0.04	-0.09
認知評価切上げ×統制				0.02	0.02	0.06
R^2	0.10 **			0.10 **		

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

Figure 8 パス No.3 の Slice 図

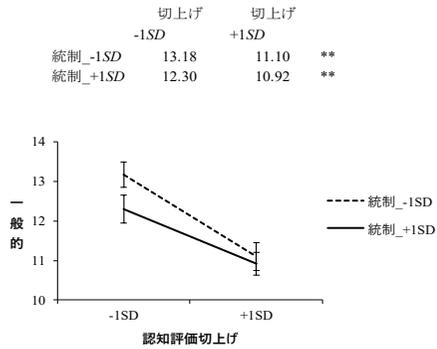


Table 5 パス No.4 の結果

変数名	モデル1			モデル2		
	b	SE	β	b	SE	β
切片	11.90	0.17		11.88	0.17	
認知評価切上げ	-0.33	0.07	-0.28 **	-0.32	0.07	-0.27 **
不安	0.11	0.06	0.11 +	0.11	0.06	0.11 +
認知評価切上げ×不安				-0.01	0.02	-0.03
R^2	.105 **			.106 **		

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

Figure 9 パス No.4 の Slice 図

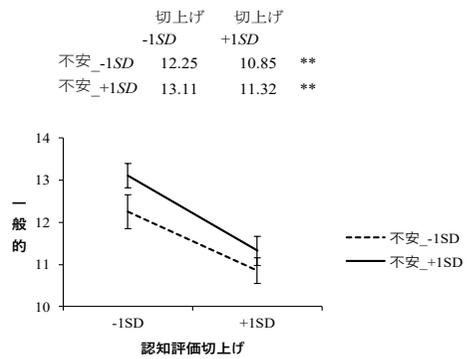


Table 6 パス No.5 の結果

変数名	モデル1			モデル2		
	b	SE	β	b	SE	β
切片	11.90	0.16		11.91	0.16	
認知評価切下げ	-0.40	0.07	-0.34 **	-0.40	0.07	-0.35 **
不安	0.10	0.05	0.11 +	0.10	0.05	0.11 +
認知評価切下げ×不安				0.00	0.02	0.01
R^2	0.14 **			0.14 **		

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

Figure 10 パス No.5 の Slice 図

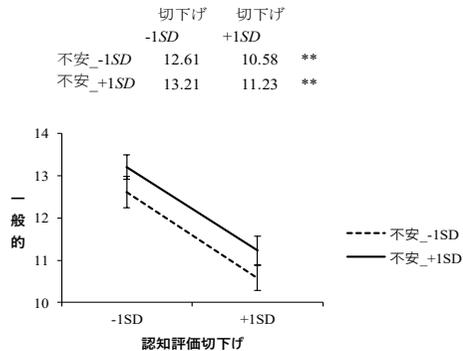
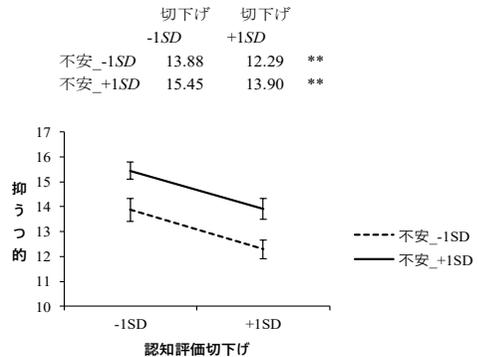


Table 7 パス No.6 の結果

変数名	モデル1			モデル2		
	b	SE	β	b	SE	β
切片	13.87	0.20		13.88	0.20	
認知評価切下げ	-0.32	0.08	-0.22 **	-0.32	0.08	-0.22 **
不安	0.26	0.07	0.22 **	0.26	0.07	0.22 **
認知評価切下げ×不安				0.00	0.02	0.00
R^2	0.12 **			0.12 **		

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

Figure 11 パス No.6 の Slice 図



考 察

本研究では、大学生のデイリーハッスル（ストレッサー）と曖昧な状況に直面した際のパーソナリティ特性である曖昧さへの態度に着目し、コーピングのパターンとストレス反応（精神的健康度）の過程を探索的に検討することを目的とした。

各尺度の因子間を縦断するパスを仮定し、パス解析を行った。その結果、ストレッサーのうち自己に関する因子、曖昧さへの態度のうち統制と不安の因子、およびコーピング因子のうち問題焦点型、認知評価切上げ、認知評価切下げが有意な因子として得られ、これらの因果関係および相関関係で連鎖された構造モデルが示された。これにより、ストレッサーが精神的健康度に対して直接的に影響していること、同時に曖昧さへの態度とコーピングを媒介して精神的健康度に間接的に影響していることが示された。

1. 因子間のパスと構造モデルについて

パス解析から自己に関するストレッサーは、曖昧さに対する不安や混乱をもたらし、一方で正確さや明確さ、一貫性を求めるような態度を生じさせる可能性が示唆された。調査対象であった大学生は、アイデンティティの確立、親からの独立といった青年期の課題に直面する時期である。また、磯和・南（2019）によると、青年期は発達の自己への内省が高まることで、自己を強く意識したり、自己への探求が盛んに行われたりする時期である。そのため“自分の将来についての不安”や“現実の自分と理想の自分とのギャップ”といった自己に関するストレッサーを多くの者が感じていると推察される。また、“将来”や“自己”および“理想と現実のギャップ”については判断や予測が難しく、Budner（1962）の言う曖昧な状況であり、こうした曖昧さに対して不快さや恐怖を感じ、避けたい、あるいは何とか統制したいと否定的に捉える態度へ繋がりやすいと考えられる。

曖昧さへの態度の統制は、コーピングの問題焦点型と認知評価切上げに正の影響を与えており、この態度が強い者は、問題焦点型と認知評価切上げの対処行動を積極的に進める可能性が示唆された。曖昧さの統制は“出来るだけ情報を集めたい”や“確認して明らかにしたい”などのように曖昧さを知的に把握し、曖昧さを低減するために積極的に関わろうとする態度である。そのため、苦痛や苦悩をもたらす問題そのものを解決しようとする問題焦点型のコーピング、および問題に対する見方や受け取り方（認知）を変えることで前向きに捉え直し、対処しようとする認知評価切上げのコーピングへ繋がりやすいと考えられる。

曖昧さへの態度である不安は、コーピングの問題焦点型と認知評価切上げおよび認知評価切下げに負の影響を与えていることが示され、曖昧さへの不安が高い者は、上記3つのコーピングを行うことに消極的な態度を有している可能性があり、適切な対処には繋がりにくいことが示唆された。

一方、コーピングに関しては、問題焦点型と認知評価切上げおよび認知評価切下げが、一般的疾患傾向を減少させることが示された。よって、これら3つのコーピングを用いることは、精神的健康度を高め、全般的な活動水準を改善する有効な手段となる可能性が示唆された。また、抑うつ傾向へは認知評価切下げのみ負の影響がみられた。不安やうつといった精神的な病理状態につながるようなストレス反応を緩和するためには、もの見方や受け取り方といった認知にはたらきかけ、

問題となっていることの意味づけや解釈を好ましい方向で捉え直し、現実的で適応的な視点をもつことが有用であると考えられる。

さらに、自己に関するストレスから一般的疾患傾向および抑うつ傾向へ正の直接効果パスが示された。ストレスはコーピングを介さない場合、ストレス反応に直接的に影響し、健康度を下げることが示唆された。

2. コーピング因子の間接効果について

曖昧さへの態度が一般的疾患傾向や抑うつ傾向に及ぼす影響について、パス分析で得られた間接効果パス 6 パターンにおけるコーピングの媒介効果をさらに詳細に検討した。分析の結果、曖昧さへの不安から一般的疾患傾向へ及ぼす影響に問題焦点型の有意な媒介効果は認められなかった。問題焦点型のコーピングは、ストレス自体の解消を目指して行われるため、ストレス反応の軽減に有効であると考えられる。しかし、問題の所在が自分以外にあり、自分の力で対処することが困難な場合や対処方法が実行できない、または上手くいかない場合もあり、すべての問題を解決し、ストレスを解消できるとは限らない。曖昧さによって不安や混乱が生じる者は、そもそもコーピングに対して消極的であることから、容易に解決できないストレスに対してはたらしかけ続けることは困難であると推察される。また、問題自体に直接取り組むための様々なコーピング方略をもっていない可能性も考えられる。そのため、曖昧さによって不安になる者にとって問題焦点型のコーピングは、ストレス反応を軽減し、精神的な健康度を改善させる媒介要因にはならなかったと考えられる。

その他の間接効果パス 5 パターンにおけるコーピングの媒介効果は有意であった。よって、曖昧さへの態度である統制あるいは不安のパターン別にストレス反応を軽減させる適応的で効果的なコーピングを捉えることができた。すなわち、曖昧さを統制しようとする者にとって、ストレスの原因となっている問題そのものを解決しようと取り組んだり、問題に対する見方や受け取り方(認知)を変化させ、積極的に前向きに捉えようとしたりすることがストレス反応を和らげ、精神的な健康度を上げることができる好ましい対処行動であることが示された。

逆に、曖昧さに対して不安を示す者にとっては、ものの見方や受け取り方といった認知にはたらしかけ、現実的で適応的な視点をもつことが、精神的健康度を回復させ、抑うつ感や不安を緩和することのできる好ましい対処行動であることが示唆された。曖昧さに対して不安を感じやすい者は、コーピングに対して消極的な態度を有しているため、問題焦点型よりも情緒焦点型で認知にはたらしかけるようなコーピングが精神健康を改善しやすいと考えられる。すなわち、問題そのものの解決を目指さずとも、自分のもつ価値観や理念、考え方を適応的に変容できればストレス反応を軽減することが可能であると考えられる。

認知評価切上げおよび認知評価切下げのコーピングは、苦痛や苦悩をもたらしている問題そのものではなく、問題に対する見方を変え、問題によって引き起こされた感情的な反応を調整する方略であり、情緒焦点型コーピングに分類される。牧野・山田(2001)は、情緒焦点型コーピングにはストレス反応を緩和するものと、かえって増加させてしまうものがあると述べており、情緒焦点型コーピングの機能は種類により様々であるとされている。本研究の結果から、認知評価切上げ、認

知評価切下げといった認知を好ましい方向に変容させる対処行動が、ストレス反応の緩和に効果的であることが示唆された。なお、認知評価切下げの効果については、否定的あるいは消極的な方向への思考が精神的健康度を下げるのではなく、それによる適応的・現実的な視点の変化がストレス反応の緩和には重要であるということである。

本研究のまとめと今後の課題

本研究の成果のひとつは、このストレス反応の過程が一体的な構造モデルとして把握され、そのプロセスの全体像を俯瞰することが可能となったことにある。そして、曖昧さへの態度である統制と不安が一般的疾患傾向や抑うつ傾向に及ぼす影響について、コーピング因子を媒介するかどうかを検討した結果、媒介効果が認められ、曖昧さへの態度からコーピング因子である問題焦点型、認知評価切上げ、認知評価切下げを経由してストレス反応を軽減する可能性が示唆された。以上は個人がストレッサーをどのように認知評価し、どのように対処するかによって決定されるという Lazarus & Folkman (1984) の心理学ストレスモデルと概ね一致する結果であった。

コーピング因子の媒介効果が認められた5つの媒介効果パスについて、コーピング因子が一般的疾患傾向や抑うつ傾向にどのような影響を及ぼすのかを探索するため、階層的回帰分析を行った結果、交互作用は非有意であった。すなわち、曖昧さへの態度の因子が低い群および高い群ともにコーピング因子の効果によりストレス反応を有意に低下させていた。したがって、曖昧さへの態度の不安と統制について、傾向の高低に関わらずコーピングの効果は有効であり、ストレス反応を改善することが可能であると示唆された。曖昧さに対して不安になったり、統制しようとしたりする者は、好ましいコーピングと結びつくことでストレス反応を緩和させ、精神的な健康度を上げることが可能となる。これまで心理的不適応との関連が示されてきた曖昧さへの否定的態度である不安と統制の肯定的な側面が明らかとなったのである。このように適応的なコーピングを選択し、活用することの根拠やコーピング効果を高めるための認知への介入についての示唆が得られたが、臨床現場ではより明示的で現実的な対処行動を提示することで、クライアントの問題解決に役立つことが期待できそうである。

また、曖昧さに対する不安と統制は、西村(2007)により否定的態度に分類されている。西村(2007)では、曖昧さへの不安は抑うつ傾向と強迫傾向と関連していることが示唆され、曖昧さの統制は強迫傾向と関連がみられた。その他の研究(津田, 2015; 安田, 2019)からも曖昧さへの否定的態度である不安や統制と心理的不適応との関連が示されている。しかし、本研究では曖昧さに対して不安になったり、統制しようとしたりする者は、好ましいコーピングと結びつくことでストレス反応を緩和させ、精神的な健康度を上げることが示唆された。曖昧さへの否定的態度である不安と統制の肯定的な側面が明らかとなった点は、本研究による新たな知見であると言える。

物事の考え方や受け取り方といった認知にはたらきかけ、認知を変容させることで気持ちを楽にしたり、行動をコントロールしたりする治療方法には、認知療法や認知行動療法がある。これらは、精神疾患の患者以外でも日常のストレス対処やメンタルトレーニングにも活用されている。セルフケアの具体例として、認知行動療法に基づく方法がストレスチェック制度の実施手順として推奨さ

れている（厚生労働省，2021）。このようなメンタルヘルスについての予防的な介入が，労働者のみならず大学生に対しても実施されることで，コーピングスキルが向上し，ストレス症状が低減されることでメンタル不調者を減少させることができると考えられる。

本研究から，大学生の自己に関するデイリーハッスルから生じるストレス反応について，曖昧さへの態度別に適応的なコーピングを選択し，活用することの根拠やコーピング効果を高めるための認知への介入について示唆が得られた。しかし，本研究では年齢差や性差についての検討はできていない。中高生や社会人，高齢者といった幅広い年齢層に対する調査を実施し，異なる年齢層におけるストレス反応の過程についても検討していく必要があると思われる。世代間の差や性差により高刺激となるストレスの種類にどのような違いがあるのか，またストレスを緩和し，健康度を高める有効なコーピングにどのような違いがあるのかについて疑問が残るため着目すべき視点である。

また，本研究で明らかにならなかった曖昧さへの肯定的態度の心理的メカニズムの解明や，より強いストレスにおけるストレス反応の過程についても検討していく必要がある。さらに，本研究は質問紙調査による一時点での研究であった。今後は縦断的な研究やセルフケアやコーピングスキルを強化するような介入による効果に着目した研究を行い，因果関係のさらなる追求が必要である。

引用文献

- Budner, S. (1962). Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journal of Personality*, 30, 29-50.
- Goldberg, D. (1978). *Manual of the General Health Questionnaire*. Windsor: Nfer-Nelson
- 磯和 壮太郎・南 学 (2019). 大学生期の抑うつに対する考えこみ型反応と認知的統制の影響，健康心理学研究，31, 285-291.
- 厚生労働省 (2021). 労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度マニュアル（令和3年2月改訂）
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.（本明 寛・春木 豊・小田 正美（翻訳）（1991）. ストレスの心理学—認知的評価と対処—実務教育出版）
- 牧野 由美子・山田 幸恵 (2001). セルフ・エフィカシーとストレスコーピングおよびストレス反応の関連性の検討 児童学研究（聖徳大学児童学研究紀要），3, 11-19.
- 増田 真也 (1998). 曖昧さに対する耐性が心理的ストレスの評価過程に及ぼす影響 茨木大学教育学部紀要（人文・社会科学芸術），47, 151-163.
- 中嶋 史織・奥野 雅子 (2020). 曖昧さに対する態度が適応感と対処行動に与える影響 現代行動科学会誌，36, 33-42.
- 西村 佐彩子 (2007). 曖昧さへの態度の多次元構造の検討—曖昧性耐性との比較を通して パーソ

- ナリティ研究, 15, 183-184.
- 岡安 孝弘 (1992). 大学生のストレスに影響を及ぼす性格特性とストレス状況との相互作用 健康心理学研究, 5, 12-23.
- 嶋 信宏 (1999). 大学生用日常ストレス尺度の検討 中京大学社会学部紀要, 14, 1, 69-83.
- 仙波 浩幸・清水 和彦 (2011). 理学療法専攻学生の精神的健康度—精神的健康度 12 項目版と Zung 自己評価式抑うつ尺度日本語版を使用した評価— 豊橋創造大学紀要, 15, 99-112.
- 津田 恭充 (2015). 曖昧さへの態度とパラノイア 対人社会心理学研究, 15, 71-76.
- 山口 周 (2019). 『ニュータイプの時代 新時代を生き抜く 24 の思考・行動様式』ダイヤモンド社
- 安田 英広 (2019). 曖昧さへの否定的態度が大学生の引きこもり親和性に与える影響 学校臨床心理学研究, 北海道教育大学大学院教育学研究科学校臨床心理学専攻研究紀要, 16, 89-101.

愛着傾向と親密な関係における脅威場面での感情および

対処行動との関連

—恋人関係と夫婦関係の違いに着目して—

謝 新宇¹・中島 健一郎¹

Attachment orientations, emotions, and coping behaviors to threat in intimate relationships:
Focusing on differences between dating and marital relationships

Xinyu Xie and Ken'ichiro Nakashima

This study examined the relationship between attachment orientations (anxiety and avoidance), emotions, and coping behaviors in response to threatening situations in intimate relationships, focusing on the differences between dating (523 participants) and marital relationships (606 participants). Using a hypothetical scenario, attachment orientations, negative emotions, and coping behavioral tendencies in response to third-party interventions in intimate relationships were measured. A multiple regression analysis revealed a positive relationship between attachment anxiety and negative emotions. Regarding coping behaviors, multiple group structural equation modeling showed that attachment anxiety was positively related to aggression-oriented, silence-oriented, breakup-oriented, and rival-oriented behaviors in both dating and marital relationships. However, attachment avoidance was positively associated with silence-oriented behaviors and negatively with conversation-oriented behaviors. Additionally, differences were observed between dating and marital relationships in the relationships between attachment anxiety and conversation-oriented behaviors, as well as between attachment avoidance and rival-oriented behaviors. These results suggest that attachment anxiety and attachment avoidance lead to different nonconstructive coping behaviors.

キーワード : attachment orientation, threatening situation, emotion, coping behavior, intimate relationships

¹ 広島大学大学院人間社会科学部研究科

問 題

人は基本的な帰属欲求を満たすために、人間関係を維持しようとする強い動機を持つ (Arriaga, 2013; Rusbult & Van Lange, 2003)。特に、質の高い親密な関係 (恋人関係または夫婦関係) を持つことは、身体的および精神的な健康の向上に寄与することが多くの研究で示されている (Braithwaite & Holt-Lunstad, 2017; Slatcher & Selcuk, 2017)。さらに、こうした関係は個人の幸福感の増大や人生満足度の向上とも関連している (Kawamichi et al., 2016; Gustavson et al., 2016)。

多くの人が安定した親密な関係を築き維持することを望む一方で、関係内外のさまざまな状況や出来事により、関係の質 (例: 満足度やコミットメント) が揺らぐことは避けられない (Arriaga, 2001)。親密な関係は他の対人関係 (友人関係など) と異なり、排他性という特徴を持つため、第三者がその関係にある片方に対して親密性、もしくは親近性を求めて関係内へと入り込んでくること (第三者の介入) が関係の安定性を脅かす可能性がある (金政, 2006)。特に恋人関係では、パートナーとの身体的・精神的な結びつきが比較的弱く、関係の形成や解消に伴うコストが結婚関係に比べて低いため、外部からの脅威への対応が常に求められる (Shorey et al., 2008)。一方、夫婦関係では外部の脅威に加え、夫婦で一緒に過ごす時間が比較的長くなるため、日常生活の中で生じる相互作用も関係に影響を与える要因となる。これらの相互作用は、ポジティブな行動 (例: 思いやりや感謝) から、日常的な行動 (例: 家事の分担)、さらにはネガティブな行動 (例: 不十分なサポートや対立) まで多岐にわたる。パートナーとの話し合いなど適切な対応は個人の幸福感を高め、関係の質を向上させるが、攻撃、回避など不適切な対応は関係の質を損なうことが示されている (周・深田, 2017)。しかし、誰もがこれらの脅威に適切に対応できるわけではない。

親密な関係への脅威に対する個人差を説明する要因に、成人期の愛着があげられる (Gillath et al., 2016; Crowell et al., 2016)。愛着理論は、個人の対人的な態度、感情、行動戦略など、幅広い心理的要素を包括的に説明するための枠組みを提供する (Mikulincer & Shaver, 2007)。成人期の愛着は、自己観および他者観に関する作業モデルに基づき、不安と回避という二つの次元 (愛着傾向) で特徴づけられる (Griffin & Bartholomew, 1994)。愛着不安は、他者からの受容を通じて自己を肯定的に捉えようとする傾向を反映する。不安が高い個人は、親密さを求める一方で拒絶や見捨てられることへの不安を抱え、脅威関連の手がかりに対して過敏に反応する傾向がある。一方、愛着回避は親密さへの不快感を反映しており、愛着回避の高い人は、パートナーを信頼できないと感ずるため、親密さを避け、脅威関連の手がかりから距離を置くことが多い (Mikulincer & Shaver, 2007)。

愛着理論によれば、第三者の介入などの脅威を知覚すると愛着システムが自動的に活性化される。愛着不安の高い人は過活性化方略 (hyperactivating strategy) を使用する傾向がある (古村・戸田, 2020)。具体的に、脅威に直面すると、彼らはネガティブな思考や感情へのより注意を向け、より強いネガティブな感情 (例: 悲しみ、恐れ、怒り) を経験し、それを強く表現する (Winterheld, 2016)。これにより、愛着対象 (パートナー) の注意を引き、愛着対象からの保護やサポートを求めようとする (Mikulincer & Shaver, 2016)。脅威への対処行動として、愛着不安の高い人は、パートナーとの話し合いといった建設的な行動を取らず (Fournier et al., 2011)、敵対的あるいは攻撃など非建設的

な行動を取る傾向がある (Babcock et al., 2000)。一方、愛着回避の高い人は不活性化方略 (deactivating strategy) を使用する傾向がある。彼らは脅威関連のネガティブな感情から注意を逸らす、感情を抑制する (Monti & Rudolph, 2014)。脅威への対処行動については、愛着回避の高い人は、パートナーとの対立を最小限にとどめようとし、脅威を避ける傾向がある (Collins et al., 2006)。その結果、関係を維持するための建設的な対処行動 (例：問題を解決するために対話を行う) を示す傾向が低い (Guerrero, 1998)。

しかし、愛着傾向が脅威時の感情経験および対処行動との関連を検討した先行研究では、一貫した結果が得られていない。例えば、愛着不安とネガティブな感情の高さや非建設的な行動との間に正の関連を示すものがある一方 (Mikulincer & Nachshon, 1991; Tan, Overall, & Taylor, 2012)、ネガティブな感情の低さや建設的な行動と正の関連を示すものもある (Feeney, 1995; Guerrero, 1998; Remen, Chambless, & Rodebaugh, 2002)。この不一致は、先行研究が特定の行動 (例：安心探し、攻撃、対立の最小化など) に焦点をあてており (Mikulincer & Shaver, 2005; Collins et al., 2006)、愛着傾向によって感情と行動が過活性化または不活性化されることについて包括的に検討していなかったゆえに、結論の相違が生じた可能性がある (Brandão, 2019)。したがって、Mikulincer & Shaver (2019) が論じたように、特定の状況における愛着不安および愛着回避型の高い個人が具体的にどのような反応を示すのかについて、さらなる知見が必要である。

一方、日本において、愛着傾向と脅威へのネガティブな感情及び対処行動との関連を検討した研究は限られている。田中他 (2007)、永井他 (2010)、および石毛 (2012) の研究は、愛着回避とネガティブな感情の抑制との関連を明らかにしているが、これらの研究は人々の普段の感情制御に着目しており、親密な関係における脅威場面を直接検討したものではない。また、金政 (2006) は、愛着傾向と第三者の介入による脅威に対する感情経験および対処行動との関連を検討した結果、愛着回避が脅威に対するネガティブ感情の経験と負の関連を示し、さらに「話し合い行動」という建設的行動とも負の関連のあることを明らかにした。この結果は愛着理論と一致しているが、対象者が恋人関係にある参加者に限定され、恋人関係における排他性の視点から議論されていたため、夫婦関係まで議論できなかったという限界点がある。

Xie et al. (2022) は親密な関係における暴力 (Intimate Partner Violence, IPV) が当事者間の相互作用の中にエスカレートするプロセス (相馬, 2018) に着目し、恋人関係における愛着不安の影響を検討した。その結果、愛着不安が脅威に対するネガティブな感情の高さと非建設的な対処行動 (別れ匂い傾向) を介して、心理的暴力から身体的暴力へと至るという因果プロセスを示唆する結果が得られた。さらに、Xie et al. (2023) は夫婦関係にある参加者を対象に同じプロセスが再現されることを確認した。しかし、これらの研究では暴力のエスカレートを検討対象とするために、Straus (1979) の葛藤対処尺度と神野 (2017) の浮気場面への予測行動尺度項目を組み合わせで使用したが、その尺度の信頼性と妥当性に関する証拠の報告が不十分である。加えて、両研究では愛着回避が統制変数としてモデルに含まれてることとなり、その影響のあり方を直接検討対象としていなかった。さらに、Xie et al. (2023) で同じプロセスが再現されたとはいえ、恋人関係と夫婦関係において一部の得点間の関連の仕方に違いが認められている。しかし、この違いについて統計的に比較しているわ

けではない。実際、冒頭で述べたように、夫婦関係では同居生活を通じた相互作用への対応が関係維持の重要な課題であると同時に、恋人関係のように第三者介入など外部からの脅威に晒される可能性もある。一方で、夫婦関係は恋人関係よりも関係の形成や解消に伴うコストも相対的に高く、パートナーとの身体的および精神的な絆が強いため (Shorey et al., 2008), 関係の安定性が高いとも考えられる。また、長時間の同居生活を経ることでパートナーへの理解が深まり、愛着傾向の影響が弱まる可能性も示唆される (Kuncewicz et al., 2020)。これらの点を踏まえると、同じように親密な関係に位置づくとはいえ、恋人関係と夫婦関係の間で愛着傾向と脅威に対する感情及び対処行動に与える影響に違いが見られる可能性が考えられる。

以上より、本研究は、Xie et al. (2023) の使用尺度よりも妥当化が進んでいる尺度を用い、愛着不安と愛着回避が親密な関係における脅威場面での感情や対処行動との関連を検証するとともに、この関連のあり方を恋愛関係と夫婦関係で比較することを目的に、Xie et al. (2022) の恋愛関係データ、および Xie et al. (2023) の夫婦関係データを再分析する。

両データの概要を以下に述べる。Xie et al. (2022) では、金政 (2006) と神野 (2017) に基づき、親密な関係への脅威として第三者の介入場面と設定した。そして、脅威に対するネガティブな感情は、神野 (2016) の多次元恋人関係嫉妬尺度を用い、脅威時に典型的に生じる感情である嫉妬 (White & Mullen, 1989) が測定された。この尺度は嫉妬を認知・情動・行動の3側面から捉えている。本研究では、第三者の介入に対するネガティブな感情の強さを示す「排他的感情」に着目する。脅威への対処行動については、尺度の信頼性と妥当性を考慮し、Xie et al. (2022) および Xie et al. (2023) で用いられた合成尺度で測定されたデータではなく、その構成元である神野 (2017) の浮気場面での予測行動尺度で測定されたデータを用いる。この尺度は以下の5つの下位因子で構成される：パートナーに対する攻撃的態度を示す「攻撃志向」、浮気場面について特に触れようとせず、また解決に出ようともしない「沈黙志向」、パートナーとの別れを積極的に考える「別れ志向」、パートナーと真摯に向き合って、話し合おうとする「対話志向」、関係に介入してきたライバルと接触する方向での解決を目指す「ライバル志向」である。

本研究の予測を以下に述べる。まず、金政 (2006) や (Winterheld, 2016) の知見より、愛着不安の高い人は親密な関係への脅威に対してより強いネガティブな感情を経験する一方で、愛着回避の高い人はネガティブな感情を抑制する傾向が高いことが想定される。これより、①愛着不安は「排他的感情」との正の関連を示す、②愛着回避は「排他的感情」と負の関連を示すと予測した。次に、(Babcock et al., 2000) や (Fournier et al., 2011) の知見より、愛着不安の高い人は、パートナーに見捨てられることへの不安が高いため、関係解消にかかわる行動をとる意欲が低いこと、そして彼らはパートナーとの会話を避け、攻撃的な態度を示すことが想定される。これより、愛着不安は「攻撃志向」との正の関連を示し、「沈黙志向」、「別れ志向」、「会話志向」、「ライバル志向」と負の関連を示すと予測した。一方、愛着回避の高い人は、親密さへの不快感を持ち、脅威への対処よりもそれを避ける傾向が高いことから (Collins et al., 2006)、④愛着回避は「沈黙志向」と正の関連を示し、「会話志向」と「ライバル志向」と負の関連を示すと予測した。さらに本研究では、ここで挙げた関連について恋人関係と夫婦関係により違いが生じるか比較する。その詳細は分析計画で後述する。

方 法

上で述べたように、本研究で使用するデータは Xie et al. (2022) の恋愛関係データおよび Xie et al. (2023) の夫婦関係データである。以下では、これらの研究手続きを紹介する。

参加者と手続き

参加者は、いずれもクラウドソーシングサービスを通じて募集した。そのうち、恋人関係をもっているまた持っていた者は 523 名（男性 308 名、女性 212 名、性別不明者 3 名、 $M_{age} = 38.67 \pm 9.00$ 歳）と（Xie et al., 2022）、夫婦関係をもっており、配偶者と同居している 606 名（男性 395 名、女性 209 名、性別不明者 2 名、 $M_{age} = 48.05 \pm 8.92$ 歳）であった（Xie et al., 2023）。

手続きは両研究で同一であった。参加者から調査参加同意を得た後、PC またはスマートフォンを通してオンライン調査（Google フォーム）に参加するよう求めた。調査では参加者の愛着傾向、日常における嫉妬経験、および性別、年齢などの人口統計変数を測定した。その後、親密な関係が脅かされている仮想場面（「あなたはとある土曜日の夜、あなたの恋人（夫婦関係の場合はパートナー）「X さん」が、あなたの知らない人物「Y さん」とデートしているように見える姿をたまたま目撃してしまいました。」）を呈示し、この脅威場面に対する対処行動傾向を測定した。この方法は神野（2017）を参考にした。

使用尺度

性別、年齢以外、以下の尺度を用いた。いずれの尺度も 7 件法で測定した（1:全くあてはまらない-7:非常によくあてはまる）。2つのサンプルは同じ尺度を用いて測定した。

愛着傾向 一般他者版愛着スタイル尺度（中尾・加藤，2004）を用いた。この尺度は「見捨てられ不安」（例：私は、人と親密になることがとてもこちよい）と「親密性の回避」（例：私は人とあまり親密にならないようにしている）の 2 つの下位因子から構成されている。

嫉妬 多次元恋人関係嫉妬尺度（神野，2016）を用いた。この尺度は認知・情動・行動の 3 つの側面から嫉妬を捉え、「排他的感情」（例：X さんが誰かといちゃいちゃしていたら、不機嫌になる）、「猜疑的認知」（例：誰かに X さん（パートナー）をとられるかもしれないと考えることがある）と「警戒行動」（例：X さんに、誰と何をしていたのか、何を話していたのかを聞くことが多い）に構成される。本研究ではそのうち「排他的感情」を分析に使用した。

脅威への対処行動傾向 架空の浮気場面への予測行動尺度（神野，2017）を用いた。この尺度は、「攻撃志向」（例：X さんに意地悪なことを言う）、「沈黙志向」（例：X さんが何も言わない限り、普段通りに接する）、「別れ志向」（例：X さんに別れ話をする）、「会話志向」（例：「落ち着いてパートナーに尋ねる」）、および「ライバル志向」（例：「ライバルと会う機会を作ろうとする」）の 5 つの因子で構成されている。

分析計画

まず、脅威への対処行動尺度に対し、確認的因子分析を実施する。この尺度は神野（2017）で妥当性が検討されていたが、Xie et al.（2022）と Xie et al.（2023）で合成尺度の使用により、この尺度の妥当性の報告が十分でなかったため、その確認を目的とする。因子構造の適合度が基準（CFI \geq .90, RMSEA および SRMR \leq .10 以下）を満たさなかった場合、構造的側面の証拠が得られなかったと判断したうえで、最低限として信頼性が担保されているかを確認するために項目分析を行う。その後、各因子の項目群ごとに個人内平均値を算出し、尺度得点として相関分析を実施する。

続いて、愛着傾向と脅威に対する感情の関連を検討するため、排他的感情を目的変数、愛着不安および愛着回避を説明変数として重回帰分析を実施する。最後に、愛着傾向と対処行動の関連を検討するため、多母集団同時分析を実施する。その際のモデルは、予測で想定される関連に基づいて愛着不安と愛着回避から、各対処行動に対してパスを引く。愛着不安と愛着回避の間、および各対処行動の誤差項の間に共分散を仮定する。恋人関係と夫婦関係による違いを検討するため、弱測定不変モデル（パスおよび共分散を等値制約を設定）と、配置不変モデル（等値制約を設定しない）の両方を実施する（久保・2022）。2つのモデルについて、情報量規準（AIC と BIC）を参考に適切なモデルを選択する。

結 果

まず、架空の浮気場面への予測行動尺度に対する確認的因子分析の結果、いずれのモデルも適合度が基準を満たさなかった（恋人関係：CFI = .890, RMSEA = .075, SRMR = .072; 夫婦関係：CFI = .890, RMSEA = .082, SRMR = .082）。尺度の構造的側面の証拠が得られなかったものの、各下位尺度の信頼性が高ければ、尺度得点の算出は許容できると考え、各因子に対して項目分析を行った。その結果、信頼性係数（Cronbach の α 係数）は.68 から.89 であり、許容範囲内と判断できる水準にあることが確認された。そこで各因子の項目群ごとに個人内平均値を算出し、尺度得点とした。恋愛関係のデータと夫婦関係のデータによる各尺度の下位尺度の記述統計量および相関係数を Table 1 に示す。いずれも先行研究（Xie et al., 2022; Xie et al., 2023）では報告されていない結果である。

Table 1
各変数の記述統計量と相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	Mean	SD	α
恋人関係											
1 愛着不安	–								3.46	1.12	.92
2 愛着回避	-.02**	–							4.54	1.09	.89
3 排他的感情	.34**	.01	–						4.85	1.22	.83
4 猜疑的知覚	.51**	.17**	.46**	–					3.87	1.48	.91
5 攻撃志向	.38**	-.02	.35**	.27**	–				3.14	1.32	.84
6 沈黙志向	.12**	.13**	-.19**	.13**	-.22**	–			2.83	1.33	.88
7 別れ志向	.20**	-.02	.14**	.13**	.55**	-.19**	–		3.44	1.47	.87
8 対話志向	-.10*	-.12**	.09	-.14**	-.04	-.31**	-.18**	–	5.11	1.21	.79
9 ライバル志向	.20**	-.08	.17**	.16**	.15**	.10*	-.01	.25**	3.80	1.32	.68
夫婦関係											
1 愛着不安	–								3.27	1.01	.92
2 愛着回避	.01	–							4.23	1.00	.87
3 排他的感情	.25**	.07	–						4.26	1.39	.86
4 猜疑的知覚	.49**	.01	.43**	–					2.85	1.41	.93
5 攻撃志向	.31**	.00	.43**	.25**	–				3.12	1.42	.86
6 沈黙志向	.11**	.08*	-.16**	.08	-.21**	–			3.13	1.42	.87
7 別れ志向	.24**	.01	.24**	.28**	.62**	-.23**	–		3.18	1.55	.89
8 対話志向	-.03	-.16**	.29**	.00	.24**	-.21**	.14**	–	4.63	1.46	.85
9 ライバル志向	.24**	-.09*	.37**	.27**	.48**	-.02	.32**	.45**	3.60	1.48	.78

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

次に、HAD18（清水，2016）で線形回帰分析を行い、愛着傾向と排他的感情との関連について検討した（Table 2）。その結果、恋人関係および夫婦関係の両方で、愛着不安と排他的感情との正の関

Table 2

愛着傾向と日常における排他的感情及び猜疑的認知との関連

目的変数	説明変数	恋人関係		夫婦関係	
		β	95%CI	β	95%CI
排他的感情	愛着不安	.34**	[.26, .43]	.24**	[.16, .32]
	愛着回避	.04	[-.04, .12]	.07	[-.02, .14]

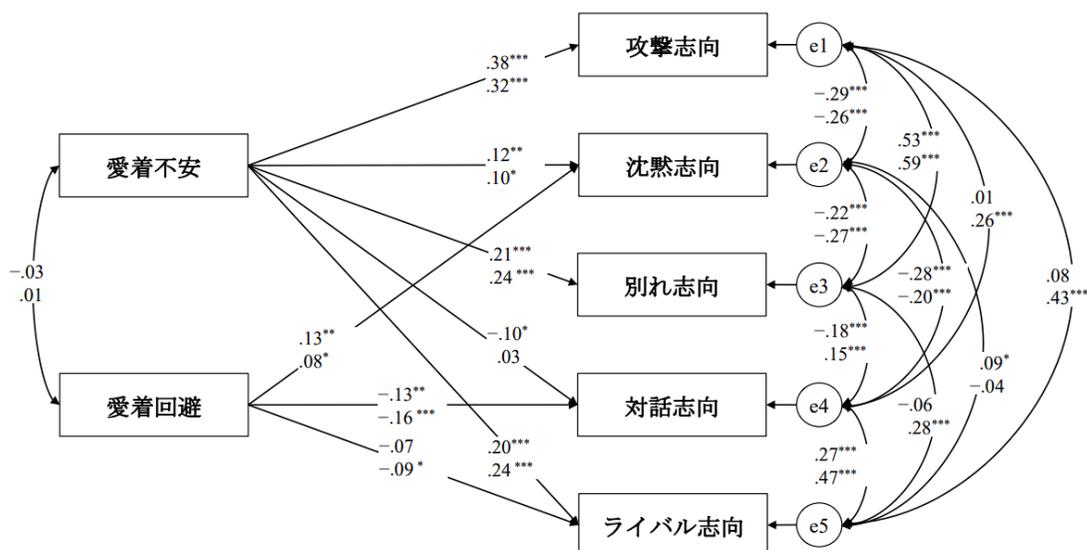
** $p < .01$

連が見られた（恋人関係： $\beta = .34, p < .01$ ；夫婦関係： $\beta = .24, p < .01$ ）。一方、愛着回避と排他的感情との間には有意な関連が見られなかった（恋人関係： $\beta = .04, ns$ ；夫婦関係： $\beta = -.00, ns$ ）。したがって、予測①は支持、予測②は不支持であった。

次いで構造方程式モデリング（SEM）を用いて愛着傾向と脅威への対処行動傾向との関連を検討した。恋人データと夫婦データに対して、Mplus8.8（Muthén & Muthén, 2017）を用いて多母集団同時分析を実施した結果、弱測定不変モデル（AIC = 25013.567; BIC = 25100.649）よりも、配置不変モデル（AIC = 24963.624; BIC = 25085.909）の情報量規準が低かったことから、後者を選択した。この結果は、恋人関係と夫婦関係において異なる関連を持つことを意味する。そして、モデルの適合度指標はCFI = 1.000, RMSEA = .000, SRMR = .002 であり、基準を満たしていると判断した。

Figure 1

愛着傾向と脅威場面における行動の関連



注) 上段は恋人関係，下段は夫婦関係。標準化係数を示す。

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

分析の結果、恋愛関係および夫婦関係の両方で、愛着不安は攻撃志向（恋人関係： $\beta = .38, p < .01$ ；夫婦関係： $\beta = .32, p < .001$ ）、沈黙志向（恋人関係： $\beta = .12, p < .01$ ；夫婦関係： $\beta = .10, p < .05$ ）、別れ志向（恋人関係： $\beta = .21, p < .001$ ；夫婦関係： $\beta = .24, p < .001$ ）およびライバル志向（恋人関係： $\beta = .20, p < .001$ ；夫婦関係： $\beta = .24, p < .001$ ）と有意な正の関連を示した。これらの結果は予測③を一部支持した。

一方、恋愛関係および夫婦関係の両方で、愛着回避は沈黙志向（恋人関係： $\beta = .13, p < .01$ ；夫婦関係： $\beta = .08, p < .05$ ）と有意な正の関連を示し、対話志向（恋人関係： $\beta = -.13, p < .01$ ；夫婦関係： $\beta = -.16, p < .001$ ）と有意な負の関連を示した。これらの結果は予測④を一部支持した。

恋人関係と夫婦関係による違いに関して、まず愛着不安と対話志向との関連については恋愛関係で有意な負の関連（ $\beta = -.11, p < .05$ ）が示されたのに対して、夫婦関係では有意ではなかった（ $\beta = .03, ns$ ）。また、愛着回避とライバル志向との関連について、夫婦関係では有意な負の関連（ $\beta = -.09, p < .01$ ）が示されたものの、恋愛関係では有意ではなかった（ $\beta = -.07, ns$ ）。

考 察

本研究は、個人の愛着傾向と外部からの脅威に対するネガティブ感情および対処行動との関連に関する予測を検証するとともに、恋愛関係と夫婦関係における関連の違いについて検討した。

まず、愛着傾向と脅威に対するネガティブ感情に関して、恋人関係と結婚関係の両方で、愛着不安は排他的感情との正の関連が見られた。これらの結果は予測①を支持し、愛着不安の高い人は過活性化方略を使用する傾向が示唆された。愛着不安の高い人は、常に自分がパートナーに愛されているかどうかについて疑念を抱きやすく、その結果として、パートナーに捨てられることを心配し続ける（Hazan & Shaver, 1987）。このような不安感、親密な関係内外の出来事に対して過剰に警戒心を持たせ、特に第三者の介入のような明確な脅威に対して、強いネガティブな感情を引き起こすことが多いと考えられる。一方で、愛着回避に関しては、排他的感情との有意な関連は見られなかった。つまり、予測②に基づく愛着回避に関連する不活性化方略は支持されなかった。先行研究（e.g., Mikulincer & Shaver, 2005）に基づく、愛着回避の高い人が愛着回避の低い人のようにネガティブな感情を経験する可能性は低いと。その理由について現状では考察するのが難しいため、今後も関連研究を渉猟しながら、どのような理由が想定されるか考察していく必要があると考えられる。

次に、脅威場面への対処行動に関して、恋愛関係と夫婦関係の両方で、愛着不安は攻撃志向と正の関連が見られた。この結果は先行研究と一致しており（Babcock et al., 2000）、脅威に応じてパートナーへの攻撃的な行動を取る傾向が示唆された。Buss（2000）は、パートナーがほかの人に興味を示した際に相手を責め、罪悪感を抱かせるような行動には、パートナーを関係内部に引き留める機能がある可能性を指摘している。愛着不安が高い人は、見捨てられることへの不安や焦燥感が生じる状況、あるいは親密さへの希求が満たされない状況で、パートナーへの監視や束縛など間接的暴力を引き起こす傾向がある（金政他, 2017）。これらの行動は親密な関係における暴力の先行要因となる可能性が示唆される（金政他, 2021）。したがって、愛着不安を抱える人々の攻撃的な行動を

予防し、親密な関係をより健全に維持するためには、早期介入の重要性が考えられる。

しかし、予測③に反して、愛着不安は別れ志向、ライバル志向または沈黙志向と有意な正の関連が見られた。別れる行動は葛藤そのものやそれまでの関係への不満足を理由に、関係の終了を目指す行動であり、一見愛着不安の高い人が親密さを求める目的と反している。しかし、一方で、パートナーに別れ話をするなどの行動は、パートナーへの警告及び攻撃の意図も含まれる場合もある(神野, 2017)。Rusbult et al. (1996) は別れる行動を「精神的・物理的にパートナーを攻撃する」行動として捉えている。したがって、愛着不安の高い人の別れ志向は、単なる関係の終了を目指すものではなく、パートナーとの関係において不満を表明する行動の一環として理解される可能性がある。さらに、因子間共分散に着目すると、別れ志向と攻撃志向との正の相関は他の相関よりも強い。この結果は、別れ志向の攻撃的な側面、言い換えれば両者が同時に生じる傾向にあることを示唆すると考えられる。

次に、愛着不安とライバル志向との正の関連について、ライバルを調べ、接触することは、親密な関係にとって必ずしも建設的な対処行動であるとは限らない点が指摘できる(神野, 2017)。実際、愛着不安が高い人は、積極的にライバルの情報を収集したり、潜在的なライバルを特定してパートナーと遠ざけようとする敵意を示す行動をとる傾向があり、これは脅威関連の手がかりに対する過敏さの表れであると考えられる。さらに、愛着不安と沈黙志向との正の関連は、愛着不安が高い人が一時的に自分の感情を抑え込み、その感情が蓄積されることで、最終的には攻撃的な態度や行動にエスカレートする可能性を示唆している(相馬, 2018)。これらの結果は、愛着不安の高い人が脅威に対して多様な対処行動を示す傾向があることを示している。それぞれの行動は、一見異なるように見えるものの、いずれも親密な関係にとって非建設的な対処として機能している可能性がある。

愛着回避については、恋人関係と夫婦関係の両方で、沈黙志向と正の関連、対話志向と負の関連が見られた。この結果は先行研究と一致しており、愛着回避が強い人は脅威への関与意欲が低く(Collins et al., 2006)、脅威を最小限に抑えるために沈黙し、パートナーとの建設的な議論を避ける不活性化方略が示唆される。これらの行動は攻撃的な行動とは異なり、関係を直接的に傷つけるわけではない。しかし、建設的な対処行動を抑えることで問題を解決しないままとなり、間接的に関係の質を低下させる(古村・戸田, 2008)。

最後に、恋愛関係と夫婦関係による違いについて、先行研究の知見を踏まえて考察可能な部分について述べる。夫婦関係において愛着不安と対話志向との負の関連が見られなかった点について、関係の安定性や継続時間の長さから見ると、夫婦関係は恋人関係よりも安定しており、同居生活を通じて互いの理解がより深まる(Shorey et al., 2008)。このような安定した関係の中では愛着不安の高い人の欲求に応じて、パートナーから適切な対応が与えられることで、見捨てられ不安が緩和される(Kuncewicz et al., 2020)。つまり、愛着不安の高い人であっても脅威に対してパートナーと真摯に向き合い、話し合いを行おうと改善することが考えられる。

愛着傾向と脅威場面への対処行動との関連を検討した結果、愛着不安と愛着回避が外部の脅威に対して異なる非建設的な対処行動を取ることを示されている。また、関係を維持するためには、愛着傾向および関係の種類に応じた適切な支援が必要であることを示唆されている。さらに、親密な

関係であっても、恋人関係と夫婦関係によって愛着傾向の影響の強さが変わる可能性が示された。愛着傾向の影響をより明確に理解するためには、この要素を考慮に入れた検討の必要性が示唆された。

しかし、愛着傾向による過活性化方略および不活性化方略の影響を明らかにするためには、以下の限界点を踏まえてさらなる検討が必要である。一つ目は、本研究では脅威として設定した場面が第三者の介入に限定されている点が挙げられる。第三者の介入は日常生活におけるさまざまな出来事のうち、関係の外部に起因する一側面を反映するに過ぎない。したがって、本研究で得られた結果は特定の場面のみ適用できるかもしれない。また、この限定された場面は、先行研究と一致しておらず、現状では解釈できない結果が得られたことにつながった可能性がある。本研究の結果の外的妥当性に関する証拠を得るために、脅威場面の内容を増やして追加検討する必要がある。二つ目は、本研究では場面想定法を用いた方法論上の限界が挙げられる。この方法では、仮想場面での感情と行動傾向が測定されており、参加者の日常生活における脅威、または脅威に直面する際に生じた感情と行動を十分に反映しているとは言えない。実際、参加者が想像や過去の記憶に基づいて回答することにより、想起バイアスが生じる可能性が指摘されている (Huelsenitz et al., 2018)。実際の脅威場面における感情や対処行動を明らかにするためには、生態学的妥当性の高いデータを収集する必要がある (Sheinbaum et al., 2015)。その一つの方法は経験サンプリング法 (experience sampling method; SEM) である。

例えば、謝他 (2023) は経験サンプリング法を使用して、愛着傾向が日常生活におけるパートナーとの相互作用に対する個人の感情的反応と行動的反応に与える影響を調べ、その結果、女性の愛着傾向が自分のポジティブな感情反応を調整することが示された。しかし、経験サンプリング調査においては、適切なサンプルサイズの設定が重要な課題となる (Bolger & Laurenceau, 2013)。謝他 (2023) のサンプルサイズが小さく、統計検定力が十分とはいえないため、より大規模サンプルでの追加検討が必要である。

以上を踏まえて、愛着傾向が親密な関係の日常生活における様々な脅威に対する感情と対処行動との関連を明らかにするために、統計検定力に基づいてサンプルサイズを決定し、生態学的妥当性の高い経験サンプリングデータから知見を得る必要がある。これにより、成人期の愛着傾向に対する、より包括的な理解が得られるだろう。

引用文献

- Arriaga, X. B. (2001). The ups and downs of dating: Fluctuations in satisfaction in newly formed romantic relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, *80*, 754–765. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.80.5.754>
- Arriaga, X. B. (2013). An interdependence theory analysis of close relationships. In J. A. Simpson & L. Campbell (Eds.), *The Oxford Handbook of Close Relationships* (pp. 39–65). New York, NY: Oxford University Press. <http://dx.doi.org/10.1093/oxfordhb/9780195398694.013.0003>

- Babcock, J. C., Jacobson, N. S., Gottman, J. M., & Yerington, T. P. (2000). Attachment, emotional regulation, and the function of marital violence: Differences between secure, preoccupied, and dismissing violent and nonviolent husbands. *Journal of Family Violence, 15*(4), 391–409. <https://doi.org/10.1023/A:1007558330501>
- Braithwaite, S., & Holt-Lunstad, J. (2017). Romantic relationships and mental health. *Current opinion in psychology, 13*, 120–125. <https://doi.org/10.1016/j.copsy.2016.04.001>
- Brandão, T., Matias, M., Ferreira, T., Vieira, J., Schulz, M. S., & Matos, P. M. (2020). Attachment, emotion regulation, and well-being in couples: Intrapersonal and interpersonal associations. *Journal of personality, 88*(4), 748–761. <https://doi.org/10.1111/jopy.12523>
- Bolger, N., & Laurenceau, J.-P. (2013). *Intensive longitudinal methods: An introduction to diary and experience sampling research*. Guilford Press.
- Buss, D. M. (2000). *The dangerous passion: Why jealousy is as necessary as love and sex*. Free Press.
- Collins, N. L., Ford, M. B., Guichard, A. C., & Allard, L. M. (2006). Working Models of Attachment and Attribution Processes in Intimate Relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin, 32*(2), 201–219. <https://doi.org/10.1177/0146167205280907>
- Crowell, J. A., Fraley R. C., & Roisman, G. I. (2016). Measurement of individual differences in adult attachment. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications* (3rd ed., pp. 598–635.). New York, NY: Guilford Press.
- Feeney, J. A. (1995). Adult attachment and emotional control. *Personal Relationships, 2*(2), 143–159. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1995.tb00082.x>
- Gillath, O., Karantzas, G. C., & Fraley, R. C. (2016). *Adult attachment: A concise introduction to theory and research*. Academic Press.
- Griffin, D. W., & Bartholomew, K. (1994). Models of the self and other: Fundamental dimensions underlying measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology, 67*(3), 430–445. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.3.430>
- Guerrero, L. K. (1998). Attachment-style differences in the experience and expression of romantic jealousy. *Personal Relationships, 5*, 273–291. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1998.tb00172.x>
- Gustavson, K. A., Alexopoulos, G. S., Niu, G. C., McCulloch, C., Meade, T., & Areán, P. A. (2016). Problem-Solving Therapy Reduces Suicidal Ideation In Depressed Older Adults with Executive Dysfunction. *The American journal of geriatric psychiatry : official journal of the American Association for Geriatric Psychiatry, 24*(1), 11–17. <https://doi.org/10.1016/j.jagp.2015.07.010>
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*(3), 511–524. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.3.511>
- Huelsnitz, C. O., Farrell, A. K., Simpson, J. A., Griskevicius, V., & Szepeswol, O. (2018). Attachment and jealousy: Understanding the dynamic experience of jealousy using the response escalation paradigm. *Personality and Social Psychology Bulletin, 44*(12), 1664–1680.

<https://doi.org/10.1177/0146167218772530>

- 石毛 遥 (2012). 大学生の愛着の四類型と感情制御の関連について 日本教育心理学会第 54 回総会 発表論文集, 254.
- 金政 祐司 (2006). 恋人関係の排他性に及ぼす青年期の愛着スタイルの影響について 社会心理学研究, 22 (2), 139–154. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00004412247>
- 金政 祐司・浅野 良輔・古村 健太郎 (2017). 愛着不安と自己愛傾向は適応性を阻害するのか?—周囲の他者やパートナーからの被受容感ならびに被拒絶感を媒介要因として— 社会心理学研究, 33 (1), 1–15. <https://doi.org/10.14966/jssp.1618>
- 金政 祐司・古村 健太郎・浅野 良輔・荒井 崇史 (2021). 愛着不安は親密な関係内の暴力の先行要因となり得るのか?—恋人関係と夫婦関係の縦断調査から— 心理学研究, 92 (3), 157–166. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.92.20013>
- 神野 雄 (2016). 多次元恋人関係嫉妬尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, 25 (1), 86–88. <https://doi.org/10.2132/personality.25.86>
- 神野 雄 (2017). 架空の浮気場面への予測行動尺度の信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, 26 (2), 140–153. <https://doi.org/10.2132/personality.26.2.11>
- Kawamichi, H., Sugawara, S. K., Hamano, Y. H., Makita, K., Matsunaga, M., Tanabe, H. C., Ogino, Y., Saito, S., & Sadato, N. (2016). Being in a Romantic Relationship Is Associated with Reduced Gray Matter Density in Striatum and Increased Subjective Happiness. *Frontiers in psychology*, 7, 1763. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01763>
- 古村 健太郎・戸田 弘二 (2008). 親密な関係における対人葛藤 北海道教育大学紀要(教育科学編), 58 (2), 185–195. <https://doi.org/10.32150/00005704>
- 古村 健太郎・戸田 弘二 (2020). 助け合いとしてのアタッチメント 心理学評論, 63 (3), 263–280. https://doi.org/10.24602/sjpr.63.3_263
- 久保 沙織 (2022). 『教育心理学研究』における測定・評価・研究法の研究動向と展望—共分散構造分析の適用実態の概観を中心に— 教育心理学年報, 61, 133–150. <https://doi.org/10.5926/arepj.61.133>
- Kuncewicz, D., Kuncewicz, D., Mroziński, B., & Stawska, M. (2021). A combination of insecure attachment patterns in a relationship and its quality: The role of relationship length. *Journal of Social and Personal Relationships*, 38(2), 648–667. <https://doi.org/10.1177/0265407520969896>
- Mikulincer, M., & Nachshon, O. (1991). Attachment styles and patterns of self-disclosure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(2), 321–331. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.2.321>
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2005). Attachment theory and emotions in close relationships: Exploring the attachment-related dynamics of emotional reactions to relational events. *Personal Relationships*, 12(2), 149–168. <https://doi.org/10.1111/j.1350-4126.2005.00108.x>
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2007). *Attachment in Adulthood: Structure, Dynamics, and Change*. New York, NY: Guilford Press.

- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2016). *Attachment in Adulthood, Second Edition: Structure, Dynamics, and Change*. New York: The Guilford Press.
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2019). Attachment orientations and emotion regulation. *Current Opinion in Psychology*, 25, 6–10. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.006>
- Monti, J. D., & Rudolph, K. D. (2014). Emotional awareness as a pathway linking adult attachment to subsequent depression. *Journal of Counseling Psychology*, 61(3), 374–382. <https://doi.org/10.1037/cou0000016>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus Users Guide*. 8th ed. Los Angeles, CA.
- 永井 智・坂 征拓・田中 真理・設楽 紗英子 (2006). 愛着の四類型から見た感情抑制 パーソナリティ研究, 19 (1), 72–75. <https://doi.org/10.2132/personality.19.72>
- 中尾 達馬・加藤 和生 (2004). 一般他者を想定した愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討 九州大学心理学研究, 5, 19–27. <https://doi.org/10.15017/3567>
- Remen, A. L., Chambless, D. L., & Rodebaugh, T. L. (2002). Gender differences in the construct validity of the Silencing the Self Scale. *Psychology of Women Quarterly*, 26(2), 151–159. <https://doi.org/10.1111/1471-6402.00053>
- Rusbult, C. E., & Van Lange, P. A. M. (2003). Interdependence, interaction, and relationships. *Annual Review of Psychology*, 54, 351–375. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.psych.54.101601.145059>
- Rusbult, C. E., Yovetich, N. A., & Verette, J. (1996). An interdependence analysis of accommodation processes. In G. J. O. Fletcher & J. Fitness (Eds.), *Knowledge structures in close relationships: A social psychological approach* (pp. 63–90). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Sheinbaum, T., Kwapil, T. R., Ballespi, S., Mitjavila, M., Chun, C. A., Silvia, P. J., & Barrantes-Vidal, N. (2015). Attachment style predicts affect, cognitive appraisals, and social functioning in daily life. *Frontiers in Psychology*, 6, 296. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00296>
- 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. <http://hdl.handle.net/11150/10815>
- Shorey, R. C., Cornelius, T. L., & Bell, K. M. (2008). A critical review of theoretical frameworks for dating violence: Comparing the dating and marital fields. *Aggression and Violent Behavior*, 13(3), 185–194. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2008.03.003>
- 謝 新宇・相馬 敏彦・古村 健太郎・金政 祐司 (2023) 親密な関係における相互作用と感情に対する愛着傾向の調整効果 : Dynamic APIM モデルを用いて 日本グループ・ダイナミクス学会第 69 回大会発表論文集, 134.
- 周 玉慧・深田 博己 (2017). 夫婦関係に及ぼす葛藤対処方略の影響 : 行為者－パートナー相互依存モデルに基づく検討 対人コミュニケーション研究, 5, 1–22. <https://doi.org/10.51095/taikomiyu.05.01>
- 相馬 敏彦 (2018). 二人の相互作用に潜む DV リスク : 一次予防の必要性 青少年問題, 65, 22–27.

- Tan, R., Overall, N. C., & Taylor, J. K. (2012). Let's talk about us: Attachment, relationship-focused disclosure, and relationship quality. *Personal Relationships, 19*(3), 521–534. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2011.01383.x>
- 田中 真理・永井 智・坂 征拓・設楽 紗英子 (2012). 大学生における愛着と感情制御との関連 日本教育心理学会第 49 回総会発表論文集, 439.
- White, G. L., & Mullen, P. E. (1989). *Jealousy: Theory, research, and clinical strategies*. Guilford Press.
- Winterheld H. A. (2016). Calibrating Use of Emotion Regulation Strategies to the Relationship Context: An Attachment Perspective. *Journal of Personality, 84*(3), 369–380. <https://doi.org/10.1111/jopy.12165>
- Xie, X., Koike, M., Fukui, K., & Nakashima K. (2022) The preliminary study for the process from attachment anxiety to physical aggression: The escalation theory of domestic violence. *Hiroshima Psychological Research, 21*, 43–58. <https://doi.org/10.15027/52173>
- Xie, X., Koike, M., & Nakashima K. (2023) From attachment anxiety to physical aggression: A replication study on married couples. *Hiroshima Psychological Research, 22*, 83–96. <https://doi.org/10.15027/53684>

大規模災害の「中間被災者」の心理的反応に関する探索的検討

——西日本豪雨災害と令和2年7月豪雨に着目して——

木村優貴子¹, 上手由香²

Psychological reactions of “ambiguous disaster victims” in the 2018 and 2020 Japan floods

Yukiko Kimura and Yuka Kamite

The concept "ambiguous disaster victims" refers to individuals who perceive themselves as having experienced only minor physical or psychological impacts from a disaster. They feel “neither fully a victim nor entirely an outsider,” resulting in identity uncertainty. This study examined whether psychological reactions associated with "ambiguous disaster victims" emerged during the Western Japan Heavy Rain Disaster and explored the characteristics of this state. Study 1 used a questionnaire to examine the relationship between the level of damage, self-perception as a victim, and awareness of being an "ambiguous disaster victim." The results showed that individuals who experienced more significant damage identified more as victims while perceiving themselves as "ambiguous disaster victims." This dual perception reflected instability in self-perception, feelings of displacement, and a tendency to undervalue their experiences. Study 2 conducted qualitative interviews, revealing that "ambiguous disaster victims" alternated between identifying with victims through shared experiences and non-victims owing to lesser impacts. This shift led to emotional conflict. Attempts to act as supporters sometimes led to guilt when unsuccessful. However, sharing experiences with peers who had similar exposure provided relief by avoiding hierarchical comparisons. These findings suggest that "ambiguous disaster victims" is relevant to large-scale disasters, highlighting the need for recognition and support for this overlooked group in disaster relief efforts.

Keywords : ambiguous disaster victims, floods, post-traumatic stress responses

¹ 医療法人仁康会 小泉病院

² 広島大学大学院人間社会科学研究科

問 題

平成 30 年 7 月豪雨，一般に言う西日本豪雨とは，2018 年 6 月 28 日～7 月 8 日に発生した西日本を中心とした記録的な大雨のことである。河川の氾濫や土砂災害などに伴う被害は甚大であり，人的被害としては死者 224 名，住宅被害としては全壊 6,758 棟，半壊 10,878 棟などと膨大な数にわたった。加えて，地域によっては孤立集落やライフライン寸断などが発生し，住民生活に大きな支障をきたした（消防庁，2019）。

西日本豪雨災害をはじめとした被災地域が非常に広範囲である大規模災害では，被災者の被害状況や災害に伴う体験も様々であると考えられ，それに伴う心理的反応も一様でないことが予想される。災害による被害の大きさの差異と心理的反応の関連に関しては，東日本大震災を対象とした研究が主に進められている。東北大学東北メディカル・メガバンク機構・岩手医科大学いわて東北メディカル・メガバンク機構（2017）が東日本大震災の被災者に対して健康状況のコホート研究を行ったところ，内陸部に対して被害が大きかった沿岸部では，心理的苦痛，抑うつ症状，不眠，および心的外傷後ストレス反応（PTSR）のオッズ比が高かったという結果が報告されている。また，これらの心理的健康の差異については，家屋損壊・近親者喪失という被害の有無が影響したものとされている。

一方で，被害が比較的軽微であった被災者の心理的苦痛についても，東日本大震災を対象とした研究がなされている。塩谷（2014）は，東日本大震災で居住家屋が津波の被害を受けた，メディアで取り上げられる典型的な「被災者」像と一致する「重度被災者」と，津波の被害は受けなかったが日常生活における被害を被った，実態の報道が乏しい「軽度被災者」に対するソーシャル・サポートの効果の差異を検討した。その結果，情緒的サポートの一種である精神的な励ましを繰り返し受領することによって，「軽度被災者」のみ抑うつ傾向が高まった可能性があるとした。こうした差が生じたメカニズムとして，塩谷（2014）は，「震災をめぐるアイデンティティ仮説」を掲げた。これは，「軽度被災者」は「重度被災者」に比べて被害が軽微であったため，「被災者」という社会的カテゴリにうまくコミットできず，また「非被災者」にも該当しないことから，震災に関して両義的かつ不安定なアイデンティティを持つことになり，その両義性が非被災者からの精神的な励ましが顕在化されたとする仮説である。被災者が他の被災者と自分の被害を比べるという点に関して，宮地（2011）は，東日本大震災では被災者同士で被災の程度や支援・気遣いを受ける権利の「重さ比べ」が生じたとしている。他にも宮地（2011）は，東日本大震災の際に被災地にいなくても被災した人もいるとして，首都圏の人々は結果的に「無事」「無傷」ではあったが，安全感や安心感，日常感覚を奪われる体験をすることで，心理的に傷を負い被災したと述べている。加えて，被災地とのつながりがある人は，その心理的距離の近さによりメディア被災や目撃トラウマの影響が大きくなり，被災地との物理的距離が遠いまでであること，自分だけ「安全地帯」にいることに罪悪感を覚えたという。また，被災地から離れた人たちは，直接の被害は受けていないものの心の負担を抱え，被災地を支援できずに自分が傍観者だと感じて罪悪感を覚えたり，傍観者でありたくないからと義援金をささげ，自分を支援者として位置付けたりすると述べている。

以上のように、他の被災者に比べて軽微な被災をしたと感じている人や、心理的にのみ被災した人には、いわゆる重篤な被害を受けた「被災者」とは異なる心理的反応が生じるということが先行研究によって示されている。こうした人々に特有の心理状態として、「中間被災者」と呼ばれる状態があるとされている。笹山 (2017) によれば、「中間被災者」とは、災害に対して「完全な当事者にも、第三者にもなれないような気がして、自分が何者か分からなくなってしまった状態」のことを指す。こういった「中間被災者」は、被災地内外どちらにも居場所がないような気がして孤独を感じたり、周囲から被災状況を尋ねられても、自分より被害が大きかった人のことを考えて「被災者」と名乗れず、自分自身の体験を語る資格がないと感じたりするとされている。こうした「中間被災者」像は、塩谷 (2014) の「震災をめぐるアイデンティティ仮説」における、「軽度被災者」の震災に関する両義的で不安定なアイデンティティ像や、宮地 (2011) における被災の重さ比べと合致する。また、雁部 (2020) は、3日間の避難所生活まで経験したにもかかわらず、家族や家財がほぼ無事だったことから同様に被災地に住む周囲の人から「被災しなくてよかった」と言われ、家庭という被災地内の居場所を維持するために当時の記憶と感情を封じ込めた結果思い出せなくなった、「記憶と感情の行方不明」状態について述べている。

以上の通り、「中間被災者」の概念については、インターネット上や社会学の論文ではいくらか記述がなされているが、心理学的観点からは未だ十分に研究がなされているわけではなく、さらなる研究が必要であると考えられる。これまでに得られている知見は東日本大震災によるものが主であるため、性質の異なる大規模災害である西日本豪雨災害において同様の検討を行うことにより、より災害一般に適用できる概念となると考えられる。

また、2020年7月には、西日本から東日本の広範囲にわたり長期間大雨が降り続き、令和2年7月豪雨災害が発生した(気象庁, 2020)。西日本豪雨災害における「中間被災者」を対象として、令和2年7月豪雨時の「中間被災者」意識を調査することで、繰り返される災害の中で「中間被災者」としての意識が及ぼす後の影響についても検討が可能と考えられる。

本研究では、他の被災者と自分の被災状況を比べることで、自分を被災者とも完全な非被災者とも位置付けられず、自分自身の災害時の体験や心理的苦痛を過小評価したり、それによって孤独感や罪悪感を覚えたりする状態、すなわち「中間被災者」と呼ばれる状態に着目する。本研究の目的は、西日本豪雨災害において比較的軽微な被災をしていないことが予想される大学生を対象とし、実際に「中間被災者」様の心理的反応が生じたか、またそれが生じる契機やその後の行動についても探索的に検討することである。これを明らかにすることにより、災害時において見過ごされることの多い、軽微な被災をした人々や心理的にのみ被災した人々を対象とした心理教育や、今後求められる心理支援への示唆となりうると考えられる。

研究 1

目的

研究 1 は研究 2 の事前調査として、西日本豪雨災害での被災の程度、西日本豪雨災害・令和 2 年

7月豪雨災害における被災者意識、「中間被災者」意識の関連について探索的に検討する。予測としては、被災の程度が大きいほど被災者意識が高く、被災者意識が高いと「中間被災者」意識は低くなると考えられる。これは、「中間被災者」が自分自身の被害を比較的軽微と捉えることにより、被災者意識が低くなると予想されるからである。また、「中間被災者」だと感じたエピソードについての自由記述の回答を参加者に求め、カテゴリーの生成を行う。

方法

参加者 中国地方の大学に通う大学生，大学院生 80 名（女性 51 名，男子 29 名）から有効回答を得た。参加者の平均年齢は，21.6 歳 ($SD=2.1$) であった。

調査時期 2018 年 11 月と 12 月に実施した。

質問紙 Google Form を用いて質問紙調査を行った。始めに，笹山 (2017) の記述に従い，「中間被災者」について以下の通り定義づけを行った。

『「中間被災者」とは，以下のような状況から苦しくなったり，孤立感や被災地・他の被災者に対する罪悪感などを覚えてしまう状態を指します。

- ・実際に自分も災害によって被害を受けたが，自分よりも深刻な被災をした人のことを考えて自分の被災状況や心の苦しみを語れなかったり，軽いものとして扱わざるを得なくなる。
- ・周囲が「被災地」「被災者」のイメージを持って自分に接してくることで，そのイメージに比べると自分は大丈夫，と言わざるを得なくなる。
- ・身近な場所や人が「被災地」「被災者」となってしまう辛い気持ちを抱えているが，自分は災害による被害を受けておらず「無事」であるがゆえに，自分の心の苦しみを周囲に十分に語るができない

災害に対して「完全な当事者にも，第三者にもなれないような気がして，自分が何者か分からなく」なる状態とも説明されています。」

また，以下の 9 項目について尋ねた。

- 1) 現在の居住都道府県，広島への居住年数，西日本豪雨災害当時の居住都道府県について尋ねた。これは，西日本豪雨災害における被災地との心理的距離の近さについて面接調査で検討するための，事前調査としての項目である。
- 2) 西日本豪雨災害・令和 2 年 7 月豪雨災害における実際の被害の程度を尋ねた。(a) 瀧井他 (2013) を参考に，DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000) における PTSD の診断基準 A 基準に準ずる質問 4 項目(出来事の外傷性に関する質問「豪雨災害はあなた(もしくは近い他者)に大けがを負わせましたか?」「豪雨災害はあなた(もしくは近い他者)が大けがをする恐れがあるものでしたか?」「豪雨災害はあなた(もしくは近い他者)の命を脅かすものでしたか?」，情動喚起に関する質問「その最中や直後に，強い恐怖感，無力感，恐れを感じるものでしたか?」)を，それぞれ「はい」「いいえ」で回答を求めた。(b) 東北大学東北メディカル・メガバンク機構・岩手医科大学いわて東北メディカル・メガバンク機構 (2017) を参考に，近親者で亡くなった者，行方不明の者がいるかを「はい」

「いいえ」で回答を求めた。(c) 塩谷 (2014) を参考に、居住家屋損壊の程度を「全く被害はなかった」、「軽度の被害を受けた」、「中度の被害を受けた」、「深刻な被害を受けた」の4値で測定を行った。

- 3) 塩谷 (2014) を参考に、西日本豪雨災害が原因で生じたストレスフル・イベントについて、経験の有無を測定した。(a) 避難所での宿泊、(b) 転居、(c) 失業、(d) 転職、(e) 収入の低下、(f) 多額の出費、(g) 借金、(h) 家族や親戚との仲たがひ、(i) 友人や知人のケガや病気、(j) 断水、(k) 電気・ガスが止まる、(l) 物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難、(m) 学校に行けなくなる、(n) 交通規制に巻きこまれる、(o) アルバイトへの影響、(p) 住宅への浸水、(q) 物を失う、である。
- 4) 被災者意識に関して、西日本豪雨災害・令和2年7月豪雨災害における「被災者」「被災者でない」の数直線上での自分の立ち位置を、10件法 (0:被災者でない~10:被災者) で回答を求めた。
- 5) 「中間被災者」意識に関して、西日本豪雨災害・令和2年7月豪雨災害において自分を「中間被災者」だと思う程度を7件法 (1:全くそう思わない~7:非常にそう思う) で回答を求めた。
- 6) これまで自分が「中間被災者」だと感じたエピソードについて自由記述で回答を求めた。

倫理的配慮 回答は任意であり、その結果については統計的に処理をし、個人が特定されないことを質問紙の紙面で説明した。また、調査用紙への回答をもって調査協力への同意とみなした。本調査は広島大学大学院人間社会科学研究科倫理審査委員会の許可を得て実施した。

結果

分析は全て、清水 (2016) の統計ソフト HAD を用いて行った。分析にあたり、被災の程度を便宜上分類した。近親者喪失または避難所宿泊を経験している場合、あるいは PTSD 診断基準 A に関する質問のうち、出来事の外傷性項目1つ以上と情動喚起の項目の両方に該当していた場合を、「重度被災者」とした。また、「重度被災者」に当てはまらず避難所宿泊以外のストレスフル・イベントを1つ以上経験した場合を「軽度被災者」、どちらにも当てはまらないものを「非被災者」とした。参加者のうち、23名が重度被災者、37名が軽度被災者、20名が非被災者に分類された。重度被災者のうち、近親者喪失をしていた者が1名、避難所宿泊を経験していた者が1名、PTSD 診断基準 A に関する質問に当てはまる者が22名であった。

豪雨災害に関するストレスフル・イベント 豪雨災害に関するストレスフル・イベントの経験率を Table 1 に示す。最も経験率が高かったのは「物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難」であり、次いで「学校に行けなくなる」「交通規制に巻き込まれる」という出来事の経験率が高かった。被害の程度 (軽度被災者 / 重度被災者) と豪雨災害に関するストレスフル・イベントの各項目のクロス表に対してカイ2乗検定を行った結果、有意な関連は見られなかった。

Table 1

豪雨災害に関するストレスフル・イベントの経験率

	軽度被災者 (n=37)		重度被災者 (n=27)	
	n	%	n	%
物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難 ($\chi^2=0.30$)	22	59.46	15	65.22
学校に行けなくなる ($\chi^2=0.08$)	22	59.46	12	52.17
交通規制に巻き込まれる ($\chi^2=0.02$)	19	51.35	13	56.52
アルバイトへの影響 ($\chi^2=0.18$)	8	21.62	7	30.43
断水 ($\chi^2=0.31$)	2	5.41	3	13.04
電気・ガスが止まる ($\chi^2=0.18$)	2	5.41	1	4.35
友人・知人のけがや病気 ($\chi^2=1.51$)	1	2.70	3	13.04
雨漏り ($\chi^2=0.18$)	1	2.70	2	8.70
家族や親戚との仲たがひ ($\chi^2=0.16$)	1	2.70	1	4.35
多額の出費 ($\chi^2=1.72$)	0	0	3	13.04

被災者意識, 「中間被災者」意識 相関分析の結果, 西日本豪雨災害, 令和2年7月豪雨災害のいずれにおいても, 被災者意識と「中間被災者」意識に有意な正の相関がみられた ($r(78) = .420, p < .001; r(78) = .631, p < .001$)。また, 西日本豪雨災害における被災者意識と令和2年7月豪雨における被災者意識, 西日本豪雨災害における「中間被災者」意識と令和2年7月豪雨における「中間被災者」意識に有意な正の相関がみられた ($r(78) = .226, p = .044; r(78) = .243, p < .030$)。

西日本豪雨災害での被災の程度と, 両災害での被災者意識, 「中間被災者」意識の関連を検討するべく, 一要因分散分析を行った。その結果, 西日本豪雨災害における被災者意識に対する, 被災の程度 (重度被災者/軽度被災者/非被災者) の主効果が有意であった ($F(2, 77) = 28.39, p < .001, \eta_p^2 = .424, 95\%CI [.248, .543]$)。多重比較 (Holm法) の結果, 重度被災者の被災者意識が, 軽度被災者と非被災者の被災者意識よりも有意に高く ($t(77) = 5.149, p_{adj} < .001, d = 1.349, 95\%CI [-3.893, -1.722]; t(77) = 7.404, p_{adj} < .001, d = 2.233, 95\%CI [-5.898, -3.398]$), 軽度被災者の被災者意識よりも非被災者の被災者意識の方が有意に高かった ($t(77) = 3.230, p_{adj} = .002, d = .884, 95\%CI [0.706, 2.975]$)。Figure 1に西日本豪雨災害における被災者意識についての結果を示す。

また, 西日本豪雨災害における「中間被災者」意識に対する, 被災の程度 (重度被災者/軽度被災者/非被災者) の主効果が有意であった ($F(2, 77) = 7.71, p = .001, \eta_p^2 = .167, 95\%CI [.033, .301]$)。多重比較 (Holm法) の結果, 重度被災者の「中間被災者」意識が, 軽度被災者と非被災者の「中間被災者」意識よりも有意に高かった ($t(77) = 2.815, p_{adj} = .012, d = .737, 95\%CI [-1.896, -0.325]; t(77) = 3.819, p_{adj} = .001, d = 1.152, 95\%CI [-2.639, -0.830]$)。軽度被災者と非被災者の間には有意な差は見られなかった ($t(77) = 1.514, n.s., d = .414, 95\%CI [-0.197, 1.445]$)。Figure 2に西日本豪雨災害における「中間被災者」意識についての結果を示す。

Figure 1

西日本豪雨災害における被災者意識

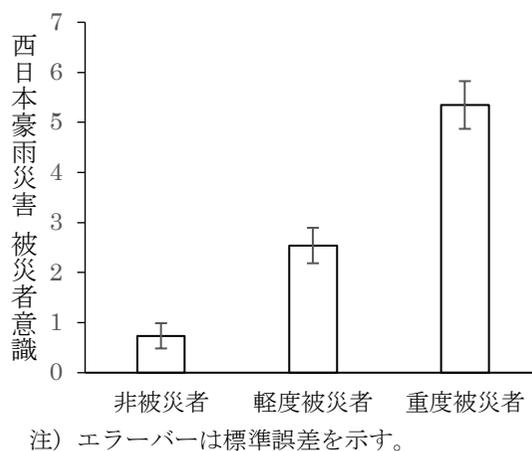
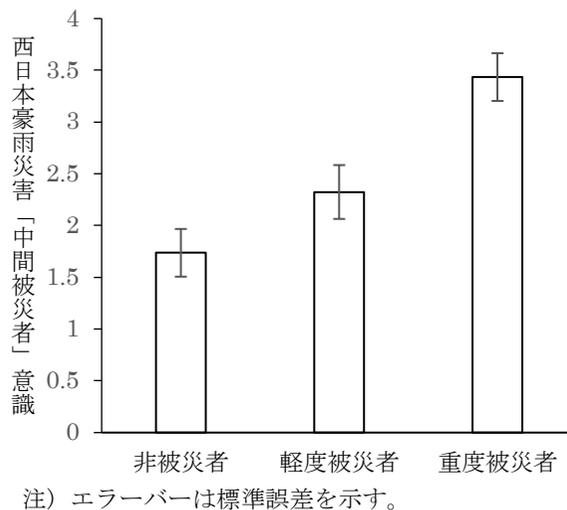


Figure 2

西日本豪雨災害における「中間被災者」意識



自由記述 「中間被災者」だと感じたエピソードについて、25件の回答が得られた。分析のため、修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチを参考に、回答内容の分類を行った(木下, 2016 ; 木下, 2007)。その結果, 5個のコア・カテゴリー, 9個のカテゴリー, 17個の概念が生成された。分類の結果を Table 3 に示す。

Table 3

自由記述の分類結果とその回答例

コアカテゴリー	カテゴリー	概念	定義	回答例
被災感 被害の実感の無さ	被災者」と名乗れない	実害の無さ	物的な被害が無かったがために、被災者」のイメージと比べると、自分が被災者だとは思えない。	家も無事だし、怪我もしていないし、親戚や親しい友人が危険な状態になっただけでもなかったため、自分は一応被災エリアの住人だが、自分を被災者だと名乗ることはできない難しさを感じた。
		周囲との比較	実際に重度の被災をした人と比べると、自分が被災者だとは思えない。	自身の住んでいる家は被害が無く、周りの家にはいくらか大きな被害があったため、(.....)自身が被災者とは思わずテレビなどで、自分が体験したよりひどい様子を見てみると、被災者とまではいわない気がした。
	自分の体験の過小評価	体験そのものの過小評価	自分より被害を受けた人と被災の重さ比べをして、自分の状況は大変ではないと考える。	実家がギリギリ無事だったときに半壊・全壊したり浸水した人と思えば、心配されるほどではないと感じた。
		苦痛の過小評価	自分より被害を受けた人と被災の重さ比べをして、自分の体験にともなう苦痛を軽視する。	西日本豪雨の際、物流が途絶え交通規制も増えた生活に不安を覚えたが、友人は断水や浸水などの被害にあっていたため自分はそこまでなかったのだと感じた。
心配されることに対する思い	ネガティブな感情	違和感	実害がないのに心配されることに対して違和感を覚える。	西日本豪雨の時は、身近にいない人からたくさん心配された。しかし、私は交通の便が悪くなったぐらいで直接的な被害はなかったため、大丈夫だよ、と伝えた。本当にそう思っていたため苦しみはなかった。 (.....)身の回りは被害がなく、心配されてもあまり実感がなく、違和感をもっていた。 (.....)知り合いから「大丈夫だった？」と心配された時に少々戸惑った。 (.....)大丈夫ですか？よく戻ってこれたね。などの言葉をかけられたが、そこまでの被害はなかったのもっと被害を受けている人のことを考えたら罪悪感を感じた。
		罪悪感	自分より大変な被災をしている人のことを考えて、自分が「被災者」として扱われて心配されることに罪悪感を感じる	隣の地区は甚大な被害を受けていて自分の地区はあまり被害が出ていないのに広い目で被災者と認識され本当に苦しい人たちがいることを思うと心がいたんだ。
	中立的な感情	苦痛を感じない	心配されることに対して苦痛を感じない	心配されることはあったが、無力感や息苦しさは感じなかった。
非被災者に対する思い	災害の雰囲気共有できない	状況を軽視された憤り	自分の被災状況や心理的苦痛を軽視されて憤る。	目に見える被害がなかった故に、家族からなんともなかったと思われて嫌な気持ちになった
		災害の形容のしがたさ	自分が代表して災害について語ることに難しさを感じる。	親戚や友達が被災して大変なことになったが、自分は特に大きな被害があったわけではなく、被災していない人と話す時にはどの程度「大変だったこと」として語っているかわからない。
同程度の被災体験をした人に対する思い	身近な場所と周囲の被災状況のギャップ	心理的苦痛の語りにくさ	被害が大きい身近な場所の心配について、自分自身が周囲の被災状況や雰囲気とそぐわないため、話づらいと感じる。	西日本豪雨災害時、実家の近くの川が氾濫しそうだという情報が流れてきて、家族のことがとても不安になったが、大学ではいつもと変わらない日常が続いていて、仲のいい友達でもその時は相談し辛く感じた。
		周囲の危機感の無さへの苛立ち	自分ほどの不安を感じていない周囲の人にはいらだつ。	西日本豪雨の影響で一時親戚と連絡がつかなくなり、強い不安に襲われた。しかし、自分の周囲では直接的な被害は起きておらず、呑気にしている友人たちの姿を見て苛立ってしまった。
実害があった被災者 被災地に対する思い	自分自身の体験や苦痛を語れない	罪悪感	自分より被害を受けた人の前で自分の苦痛を語ることに罪悪感を覚える。	恐怖を感じたが、実害はなかったため、他の災害であっても実害を受けたことがある人の前では災害について語る際でも怖かったと言うことに罪悪感を感じた。
		苦痛の語りにくさ	自分より被害を受けた人のことを考えて、自分の苦痛を語りにくいと感じる。	西日本豪雨災害の際、自身の住んでいる家は被害が無く、周りの家にはいくらか大きな被害があったため (..)その不安も誰かに話すことはなかった。
	心理的距離の近い被災地と離れていることへの思い	実害がないことへの申し訳なさ	自分より被害を受けた人に比べて、自分に被害が無いことに申し訳なさを感じる。	(.....)大変な思いをしていた友達が周りにたくさんいたが、私の家は全く被害がなく、少し申し訳ない気持ちがあった。
		罪悪感	身近な場所が被災地となり、自分が安全な場所にいることに罪悪感を覚える。	(.....)馴染みの土地が甚大な浸水被害にあった。また、そこほどではないが実家にも軽度の被害が出た。家族や親戚、知り合いも住んでいたため、1人だけ広島にいることに罪悪感を感じ、
	もどかしさ	身近な場所が被災地となり、助けに駆け付けることができないもどかしさを感じる。	(.....)連絡が1時間来なかっただけでもとても不安に感じた。助けにいけないもどかしさと心配で心がいっぱいだった。	

以下、コア・カテゴリーを『』, カテゴリーを【】, 概念を<>として示す。『被災感・被害の実感の無さ』に含まれるのは、「中間被災者」が被災した実感があまり無いと感じていることに関するもので、【「被災者」と名乗れない】【自分の体験の過小評価】【被害感の無さ】が含まれる。『心配されることに対する思い』には、周囲から被害を心配されることに対する<違和感><罪悪感>といった【ネガティブな感情】と【中立的な感情】が含まれる。『非被災者に対する思い』には、自分が体感している災害の雰囲気と非被災者の言動に溝を感じることによる【災害の雰囲気を共有できない】が含まれる。『同程度の被災体験をした人に対する思い』には、身近な場所で災害の被害が大きかったことによる【身近な場所と周囲の被災状況のギャップ】が含まれる。『実害があった被災者・被災地に対する思い』は、自分の災害体験との比較、すなわち重さ比べによって生じた思いによって構成され、【自分自身の体験や苦痛を語れない】【心理的距離の近い被災地と離れていることへの思い】が含まれる。

考察

研究1の目的は、西日本豪雨災害での被災の程度、西日本豪雨災害・令和2年7月豪雨災害における被災者意識、「中間被災者」意識の関連について検討することであった。

調査の結果、西日本豪雨災害においては被災の程度と被災者意識の高さ、被災の程度と「中間被災者」意識の高さに関連が見られた。また、両災害における被災者意識と「中間被災者」意識に関連が見られた。すなわち、被災者意識が高いと「中間被災者」意識は低くなるという予測を支持しない結果となった。これについては、被災の程度が大きかった者は自らを非被災者に近いとは位置付けず、むしろ被災者に近いと位置付けたにもかかわらず、自分は「完全な被災者」の基準を満たす存在ではないと考えてしまったことで、被災者・非被災者間の自分の位置づけの不安定さ、言い換えれば災害に関する「両義的かつ不安定なアイデンティティ」(塩谷, 2014)をよりはっきりと自覚した可能性がある。そしてその結果として、身の置き場の無さに強い苦痛を感じたり、自らの災害に関する体験をさらに過小評価しようとしたりした、すなわち「中間被災者」に当てはまると感じた可能性が考えられる。

自由記述では、【「被災者」と名乗れない】【自分の体験の過小評価】【自分自身の体験や苦痛を語れない】、【心配されることに対する思い】における<罪悪感>など、塩山(2017)が述べた「中間被災者」像に一致する記述が実際に得られた。すなわち、「中間被災者」は、一定数の人が実際に体感する状態であるということが示唆された。また、<周囲との比較>などに見られるように、「中間被災者」特有の苦痛が周囲との災害体験や苦痛の重さ比べによって生じている可能性も示された。それに加え、<実害の無さ>の定義に見られるように、重さ比べだけでなく「被災者」イメージと自分自身の状況の比較によっても同様の心情に至る可能性が示唆された。一方、塩谷(2014)では「軽度被災者」のアイデンティティの両義性を顕在化させたのは精神的な励ましであったが、今回は直接的な励ましの言葉やそれに対する反応については見られず、代わりに周囲の心配の言葉に対する<違和感>が生じていた。また、【心理的距離の近い被災地と離れていることへの思い】については、宮地(2011)における東日本大震災の首都圏の人々と類似しているが、今回は実際に軽微な被

害や生活への影響を受けた層においても同様の心情が生じることが明らかとなった。

一方、先行研究やこれまでになされてきた記述とは異なり、今回は【非被災者に対する思い】として<状況を軽視された憤り><災害の形容のしがたさ>に関する記述がみられた。これは、「中間被災者」は非被災者としても扱われたいと感じていること、一方で、「被災者」の一員として災害を語ることに戸惑いを覚えていることを示しており、まさしく「中間被災者」が「被災者」「被災者ではない」の狭間にいることを示している記述である。また、『同程度の被災体験をした人に対する思い』として、【身近な場所と周囲の被災状況のギャップ】、特に<心理的苦痛の語りにくさ>が見られ、相手と自分の間で重さ比べが生じない場合であっても、心理的距離が近い場所の被災状況と自分や相手のいる状況に差があると感じた場合は、心理的距離の近い場所に関連する心配や不安などの心理的苦痛について、相手に語れなくなることが示唆された。

研究 2

目的

研究 1 の結果より、これまで「中間被災者」と呼ばれてきた状態は西日本豪雨災害においても実際に見られ、その後の避難行動にも影響を与えた可能性が示唆された。研究 2 では面接調査を通じて、「中間被災者」の心理的体験とその契機、その後の支援活動に与える影響などについて、探索的に検討する。

方法

参加者 研究 1 で質問紙に回答した参加者のうち、大学生、大学院生 13 名 (女性 10 名, 男性 3 名) が面接調査に協力した。平均年齢は 21.6 歳 ($SD = 1.69$) であった。参加者の基本情報を Table 4 に示す。

調査時期 2020 年 12 月に調査を行った。

面接内容 半構造化面接法を用い、西日本豪雨災害当時の体験に加え、「周囲の被害状況」「生活の変化やストレスフル・イベント」「被害を受けた実感の有無」「被災者意識」「『中間被災者』意識と、『中間被災者』と言う言葉に対して思うこと」「周囲に対する災害時の体験の語りの有無、その時思ったこと」「周囲との被災状況の比較の有無、その時思ったこと」「周囲からの心配に対する思い」「支援活動への参加」「価値観・人生観の変化、学びになったこと」を 1 時間程度で尋ねた。

倫理的配慮 面接では話せる範囲で十分であり、回答を拒否する権利があるということ、面接の中止を求めることができること、IC レコーダーによる録音の中止をもとめることができること、逐語データは匿名化すること、地名の公表を希望によっては差し止めることができることを説明し、同意書へのサインを求めた。また、参加者全員に対して、面接調査終了後に気分を害した場合や精神的苦痛を覚えた場合は必ず連絡するように伝え、専門機関についても紹介を行った。

分析方法 修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチを採用した。また、分析の際に研究 1 の自由記述の分類結果を参考とした。

Table 4

参加者の基本情報

参加者	年齢・性別	発災時(7/6)の所在地	出身	被災者意識	中間被災者」意識	被災分類	ストレスフル・イベント
A	24歳女性	東広島市(大学周辺)で在宅。	広島	5	2	重度	友人・知人のけがや病気, 物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 学校に行けなくなる
B	24歳女性	大阪で在宅。	大阪	1	2	軽度	学校に行けなくなる, 交通規制に巻き込まれる, アルバイトへの影響
C	22歳女性	東広島市(大学周辺)で在宅。	佐賀	3	5	重度	なし
D	21歳女性	尾道市で在宅。	広島	7	3	重度	断水, 物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 学校に行けなくなる, 交通規制に巻き込まれる
E	22歳女性	東広島市(大学周辺)で在宅。	岡山	2	5	重度	友人・知人のけがや病気, 交通規制に巻き込まれる
F	21歳男性	呉市, 同日東広島市(大学周辺)に帰宅。	兵庫	6	5	重度	物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, アルバイトへの影響
G	20歳女性	呉市で移動中, 翌日東広島市(大学周辺)に帰宅。	長崎	8	5	重度	物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 交通規制に巻き込まれる
H	24歳女性	東広島市(大学周辺)で在宅。	大分	5	6	軽度	家族や親戚との仲たがいが, 物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 学校に行けなくなる, 交通規制に巻き込まれる, アルバイトへの影響
I	22歳男性	東広島市(大学周辺)で在宅。	広島	3	2	重度	物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 学校に行けなくなる, 交通規制に巻き込まれる, サークルの本番がなくなった
J	22歳女性	東広島市(大学周辺)で在宅。	山口	3	2	重度	物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難
K	20歳女性	呉市で在宅。	広島	6	4	重度	友人・知人のけがや病気, 断水, 物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 学校に行けなくなる, 交通規制に巻き込まれる, アルバイトへの影響
L	18歳男性	尾道市で在宅。	広島	1	5	軽度	断水, 物流が途絶えたことによる日用品などの入手困難, 学校に行けなくなる, 親族の畑の地滑り
M	21歳女性	東広島市(大学周辺)で在宅。	福岡	4	5	重度	学校に行けなくなる, 交通規制に巻き込まれる

結果

10個のコア・カテゴリー, 25個のカテゴリー, 72個の概念が生成された。生成された各コア・カテゴリーにおけるカテゴリー, 概念, 定義を Table 5, Table6, Table7, Table8, Table9 Table10, Table11, Table12, Table13, Table14 に示す。

Table 5

コア・カテゴリ『発災直後の思い』における概念一覧

カテゴリ	概念	定義	具体例
豪雨に対する認識	深刻に捉えていない	災害発生レベルの大雨とは捉えていない。	そのときは災害につながるとは思ってなくて、確かにひどい雨だけど、大した被害が出るとは思っていませんでした。(J)
	重大さの自覚	事の重大さに気がつき、危機感を抱く。	雨がずっと降ってるな、これやばいな(……) 全国ニュースで東広島市の文字がある、そこでやべえみたいだな(A)
災害の気づき	災害を身近な現実だと感じる	今まで遠く存在だった災害が現実味を帯びてくる。	ニュースとかでたまに見る 孤立」ってこういうことか(A)。こんなに災害って自分の近くにあったんだ(C)。公園で水を待ってる人の行列を見て、テレビの様子がこんな身近にもあるんだ(D)。
	全体的な被害を間接的に実感する	報道や生活への影響が出たことから西日本豪雨災害の被害を実感する。	テレビをつけたらやばいところがいっぱいあって、ああこれはやばい災害だなんていう風に改めて実感した(D)。直接的に被害受けてないけど、被害をもたらしたんだって間接的に感じるといふか、スーパーとかで(F)。

Table 6

コア・カテゴリ『災害に関する心理的負担』における概念一覧

カテゴリ	概念	定義	具体例
災害への恐怖	直接的な被害を受けたり、二次災害に自分が巻き込まれるのではないかと恐怖心を抱く。	携帯の警報のアラームも止まらないですし、こんなに強い雨が降り続けているっていうのも記憶の中ではなかったことなので、家でずっと母と怯えてました(D)。川の近くに住んでるんで、歩きながら見てるとものすごく流れが強くなって、水位も増してたので、(……)怖、って(F)。	
	焦り	備えを今からでもすべきかと焦る。	何かした方がいいのかなっていう焦燥感。その後にいざとなったら逃げられるようにしないと思って、あれを作りました、避難袋(C)。これから食べ物とか大丈夫なのかとか思っ、家で食材を探したり(J)。
災害そのものに伴うネガティブな感情	先行きの見えなさへの不安	この先どうなるのか見通し立たず不安。	これがずっと続いたらどうなるんだらうとは思いました。道路とか電車とか、割とすぐ直るものではないかなって(E)。食物が今後届かなくなったらどうしよう(H)。
	被災の雰囲気になれる	災害を取り巻く深刻な雰囲気になり心がすり減らされ、早く日常を取り戻したいと感じる。	軽口をたたけなような雰囲気がすごく、自分としては疲れましたね(……) みんな無事だったね、よかったですねっていう感じの雰囲気を感じたかったですし、早く、学校が始まらないといつまでもそういう被害を受けた場所みたいな空気を感じちゃうので、自分のメンタル的に早く始まってほしかったですね。早く日常に戻ってほしい(L)。
喪失感	大切な物を失い喪失感を覚える。		思い出はある場所だったんで、すごいなんかあつけないなって。こんなに簡単に流れるんじゃない(……) ただただだ然と自分はしてて、思い出が流れちゃったっていうイメージ、認識の方が自分は強くて、少しは喪失と言うか、はありました。本当にちっさいころの思い出が無くなっちゃった(L)。
	衝撃	生活に目に見える影響が出たことに衝撃を覚える。	ほぼほぼ棚が真っ白、何にもなくなってたのがすごい印象的で(……) スーパーから食べ物とかガッて無くなって、すごいことが起きたんだな(C)。
生活への影響に伴うネガティブな感情	生活にのみ支障をきたしている違和感	実害の無さと生活への支障の差に違和感を覚える。	目に見えてる被害はないのに断水だけしててっていうすごい不思議な状況だったので、気分がミスマッチみたいなものは結構あった(B)。他の人に比べて(……) 休校にしてもそんなに被害を感じないしなあ(L)。
	周囲との差に対する憤り	公共機関の対応の差をストレスに感じ、憤る。	他の自治体、他の県は全部(教採が)なくなってるらしい、なんでこっち何もないんだ(A)。断水が復旧するのって段階的に、日が全然違って、私の地域は特に遅かった地域だったので、もうあっちの辺は再開してるらしいよみたいな(……) いやなんでうちん家はまだやねん(E)。
日常生活	日常を失う不安	いつも通りの生活ができないことに不安を抱く。	これまで通りの生活ができないって思うちょっとの不安感(I)。
	疲労	慣れないことに疲れる。	慣れないことに対する疲労はすごいかなって(I)。
不便	生活に影響が出たことで、不便だと感じる。		山陽本線とまるとめちやくちゃ不便でした(F)。道路が通ってなくて、在来線も通ってなかったの、新幹線で帰るので、不便(M)。
	苦痛	生活に支障が出ていることを苦痛に感じる。	トイレに行っても流せないっていうのは大変でした。いやあ、ストレスでした。(D)。お風呂に入るの二日に一回になっちゃって(……) あとトイレが一番苦痛でしたね(L)。
身近な人が被災した衝撃	知っている土地が被災地となり、他の災害よりも恐怖や衝撃を受ける。		東日本の時も覚えてはいるんですけど、自分には関係ないかなって多分思ってた(……) それで自分の知ってる土地がテレビで流れてる衝撃はすごかったですね(E)。
	恐怖	身近な人が被害に遭い恐怖を覚える。	友達に連絡したんですけど連絡が取れなくなって、すごい怖かった(E)。
身近な人・場所への心配	不安	身近な人の安否が気になる。	川があふれたら間違いなく実家が浸かる場所にあつて、だからもう絶対にあふれないでくれって思ってた(E)。本当に土砂崩れが起きるとアウトだよっていうのを昔聞いてたので、まさに今この状況じゃないかと思って心臓バクバクしました。現実になったらどうしよう(J)。

Table 7

コア・カテゴリー『これまで抱えてきた被災者に関する認識』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
被災者・被災地の定義	被災者・被災イメージ	被災者とはどのような存在かに対して、東日本大震災の報道などを通して持っていたイメージ。	被災者って実害があった人を意味しているっていうイメージを持っていて、例えば体育館で避難せざるをえなかったりとか、日常生活を大きく災害によって損なわれてしまった状態のことを指していると認識している。地震とかだったら、家が無くなったりとか、それで家族を亡くした、あるいは自分がけがを負った、致命傷を負ったとか、そういった人たち、自分の考えている被災者のイメージが、程度の大きいもののイメージが強い。家がつぶれるか浸水するしかない限り私は被災者とは名乗らない、名乗らないというか、とは思わないと思います(C)。やっぱり東日本大震災の後にニュースだったりテレビで見た、体育館で寝泊まりして、家が一切なくて家族も失ってっていうような人を、被災者っていうイメージだったから(K)。本当の被災者っていうのは、命の心配とか住む所、食べるものに本当に逼迫している人だと思う(M)
	被災者・非被災者に二分されるという考え	災害に際して、人は被災者・非被災者に二分されるという考え	被災者が被災者じゃないかっていう二分だったと思うんですけど、その中だったら自分は被災者じゃないって思ってたんですね(C)。中心の一番ひどいところがあって、何もなくてところがあるって、どんどん薄くなってグラデーションみたいな感じじゃないですか。私ならここら辺に居たから、私を中心に分類するんじゃないかと、私も普通の方に分類してしまっって、無意識で。なので被害者と思わなかった(M)。

Table 8

コア・カテゴリー『被災者意識・被害の実感』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
被災者」の基準に満たずふさわしくない	被災者イメージと乖離する自分を、被災者だとは思えない。	被災者イメージと乖離する自分を、被災者だとは思えない。	怪我してないし、無事だし、結局餓死せんかったし。ちょっと困ったのとちょっと悲しかったくらい。被害、被害はないかなあ。直接の被害が無いからそんなに(A)。ストレスは結構ありましたけど、だからと言って自分の持っているものが無くなったりとか、自分の身近な人が亡くなったとかっていうのはないので、被災者ではないのかな(D)。本当に私自身には被害は何も受けてなくて、道路とか壊れたりしたけど、そこまで自分は困ってなくて。食べ物も普通に食べれたし、友達と毎日楽しく過ごせたから。やっぱりこう、客観的に判断して自分が被災者かっていうと、違うのかな(E)。自分の家がなくなったわけじゃないし、親も無事だし学校も無事で、けがもしていないってなるよ(……)被災者ですとはよう言わない(K)。
	自分の状況を過小評価する	自分より被害を受けた人と被災の重さ比べをして、自分の状況はまだ大丈夫だったと考える。	被害は受けたくて自分よりも深刻な、家が被害があった人とかを考えると被災者じゃないのかなあ。自分よりもひどい方がいらっしやるから微妙だな(F)。テレビ見てたらすごい激しいから、うち全然やわって思っ、テレビで言ってるほど酷くないかなって自分で判断してしまっ、岡山の真備とかの人の話聞いたら「全然だわ」と思っちゃって、こういう地域のことを酷いって言うんだって思っ、自分の中で分類を初めて、じゃあ自分のところはどうかうらって考えたときに全然問題ないわって(M)。
	被災者と認めることを避ける	被害を受けたと認めないことで余計に苦痛に感じることを避ける	被災者はしんどいっていう固定観念があって、そこに自分を分類してしまうとさらに自分を苦しめることになるから、自分が普通だったって思うことでストレスから逃げてたのかもしれない。そう思うことによる自分の心を保つたりとか、自分は大丈夫なんだって安心しようとしたのかな(M)。
被災者」非被災者」の間で戸惑う	実感のもてなさ	実感が無いことで災害のさなかにいる実感がわからない	今までそういう体験もしたことないし、現に実害があまりないので実感がわからない(……)自分とかけ離れた別のことだったんですよ、自分に実害が無いので(C)。どちらにしても実害がなかったから他人事を感じてしまったりして(H)。
	被災者」非被災者」の間で戸惑う	他の被災地とのギャップ	自分のびんびんしてる具合と、ニュースで流れているやばい具合の違い過ぎて、何だ自分みたいな(A)。地域の被害差と言うか。すごい近いところでこんだけ被災差というか、被害の差がある(L)。
被災していないわけではないと考える	被災」被災していない」の狭間で迷う	被災者であるともないとも言い切れず、自分の位置づけに迷う。	全く関係ない土地に住んでいる人よりは、一応いろいろ困ったこととも起こったし、被災者じゃないとは言えないのかなあ。直接の被害は受けてないし、自分で被災者ですっていうあれでないなあっていう、すごい微妙な感じ(A)。実際私も被害を受けてはいるけど、被災者ではないし、私って被災者なのかっていう曖昧な感じ、迷いたくないものがその当時あった(J)。あなたは普通に暮らしてたから問題ないよねって一蹴されるのも、なんかちょっと虫の居所が悪いというか、なんかややもやするところあるんですけど、かといってじゃああなたは被災者ですって言われたら、いやいや普通に生きてたし、何の心配もしてなかったからって思っちゃって(……)完全に2極に分類はできないって思ってます(M)。
	当事者意識	被災者とは思わないが、当事者意識はある	当事者の意識だけはあって、でもその完全な当事者ではない。でも意識だけはあるので第三者ではない(C)。本当に完璧な被災者では絶対ないし、とはいえ、被災地域において周りに被害を受けている人がいるっていう立場だから、完全に他人っていうわけにはいかない(L)。
	被災体験を認めよう	周囲に認めよう	(豪雨災害から一年のラジオ特番で)パーソナリティの人が「被害を受けてなくても、苦しいと思ってる時点で被災者なんだよ」って言って(E)。家族とかに話すよ、心配してもらえし(……)安心したというか、すっとなりました(F)。私たちが被災者になっちゃったんだねっていう話をそこでしました。納得しました(H)。
被災体験を自分で認める	周囲に被災体験の苦痛を認めよう	周囲に被災体験の苦痛を認めよう	涙が出てきて。あ、私は割と苦しかったんだなって。実際自分にはそんなに被害はなかったけど、苦しかったんだなあとは思いました。苦しくなって良かったんだ(E)。その時はまあ自分が一番ひどいと思ってるから。自分が経験した中では一番被害を受けたから(G)。確かに被災者になっちゃいましたね「みたく」みたいなことは一緒に言っていました。その人たちが被災者になっちゃったよねって言うたからこそ私は自分を被災者って受け入れられてるんじゃないかな(H)。今まで話すところもなかった、話すような、楽しい話ではないので。でもそう言われたら被災者に当たるのかもしれないって思いましたね、その時に(K)。
	被災体験を自分で認める	自分自身で体験を振り返ったりすることで、自分の被災体験や苦痛を自分で認める	

Table 9

コア・カテゴリー『非被災者からの心配に対する思い』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
十分に励まされなかった怒りや不足感	状況を軽視された憤り	自分の被災状況や心理的苦痛を軽視されて憤る。	市内に住んでる友達とかから、(.....) 雨やぼいらしいねー」みたいな、まあどうでもいいけどみたいな感じで流されて、こっちはこんな怖い思いしてるのに軽視されたら嫌やわと思って(D)。そんな重要視してないんやなというか、重く受け止めてないんやなっていうのは思ってたかもしれないです。話す気も無くなった。逆に周りがかう、被災者とかっていうイメージを持ってなかった(F)、実害がなかったんだったら大丈夫だったんだよね、って言われたら腹が立ちました。私たちの町が結構土砂崩れが起きてるっていうのは知らないのに軽視されてる感じがして、いや私のところだって土砂崩れもあったし、物流も止まったよ、立派に被災してるよみたいな感じで腹が立ちました。なんか広島でも亡くなった方が結構いるのに、広島って被災したかって言われたのはすごい腹が立ちました(H)。
	心配や共感が得られない憤り	非被災者から心配や共感をしてもらえず憤る	向こうから全然触れないので、びっくりして、もっと心配してくれてもいいのっていう感じがあって、私から話題に出した気がします。心配されたい(J)。たまに友達だったりかかに話すと、大丈夫だったよって言ったときに、こっちはこんなに物資が無くてねっていわれると、いや無いよこっちもって心の中であつちやうで(K)。
	心配や共感を求める	体験に対する心配や共感を求める	怖かったかかはないんですけど心配しろよみたいな気持ちがあったと思います。なんか話題ぐらいい出せよっていうのはあって(H)。そんなに大変だったんだね、大丈夫？だけで終わるから、そっちの方が心の救いになったと言うか、多分その時に欲しかったのはそこに対する共感(K)。
心配を受け取ったことによるポジティブな感情	心配されたことへのうれしさ	心配されたことを率直に喜ぶ。	自分のこと思い出してくれてありがとう(A)。気にかけてくれる親戚だったり家族がいるってだけで心強くなりました(C)。大丈夫+α、何を心配してるのかとか、何をどう無事であってほしいとかっていうのが伝わるから、すごいありがたい(K)。
心配を受け取ったことによるネガティブな感情	心配されることへの違和感・戸惑い	被災者ではないと思っているにもかかわらず心配されることに違和感を覚え、戸惑う。	自分被害受けてないし、気づかいされるのはありがたいけど違うしみたいなの。今回の災害は大丈夫でしかかってたびたび聞かれるんですけど、すごく返しにくかったんですね。実際に言われると、やっぱりなんか違うなっていう感じはずっとありましたね。自分の状況としては全然大丈夫ですって感じなんですけど、地域的に言われたら、ああはい、っていう歯切れの悪い返ししかできなくて。(L)。他の関西の大学に行った子とかは「大丈夫？」ってLINEくれたんですけどそんなにLINEくれるほどのことなかかなって思っちゃって。(M)
	被災地」イメージとのギャップ	非被災者の「被災地」イメージと、自分が置かれている状況にギャップを感じる。	親戚とか家族とかは報道で切り取られた、異とか、ひどいところのことを見て「大丈夫？」本当に気をつけんといかんよ」みたいなことを言ってきたと思うんですけど、自分は実害はなくて、でもこんなにひどくなってるところが実際にあるっていう状況との、葛藤とまでは言わないんですけど、ギャップ感じて(C)。西日本豪雨が結構離れたところであった人たちにとっては私は当事者なんだなって思いました。なので被災者？みたいな、でも、うーんみたいな。とも言い切れないし、みたいな(D)。被災とか被害がすごかったんでしょって人から言われるの自分でも感じてるとでは、ずれがあるなっていうのを感じたので、東広島市っていうくりに言う自分はそうでもないなっていう距離を感じました。人から見た被災のイメージと自分が実際に体験した被災っていうのはまた違うなっていうのを感じて。そんなひどいことになってるんだって、客観的に見ると、そこでずれを感じました(J)。
対応	他の被災者への申し訳なさ	自分より大きな被災をした被災者のことを考え、同じ立場として扱われ心配されるのは被災者に失礼だと感じ、申し訳なさや罪悪感を感じる	私も被災者って言ったら他の家なくなった人とかに申し訳ない感じ(K)。同じ災害で名付けられるのは違うかなって思って。西日本豪雨って言っているのは真備とかの地域だけで、広島市の雨が降っただけのところを同じ名前を付けるのはどうなんだろうと、その人たちと同じ名付けられるのは失礼じゃないですけどそれにあたるのかなと。自分はたぶん被害者になるうと思えばなれたんですけど、でもそうなりたくなかった、なるのはお門違いだと思ってしまふ。実際にそんな被害でてないし、なんかその真備の人とかと同じ災害で呼ばれて心配されるのはふさわしくない、失礼だなと思ったんですね(M)。
	最低限のことを語る	聞かれない以上は詳細に体験を語る必要はないと感じ、大丈夫」など、安否のみを伝える。	大丈夫だよしか言えないし、言ってそっちも、生々しい話聞かされてもってなるだろうし。余計な心配を与えても、ものすごい仲がいいわけじゃないのに申し訳ないっていうかそこまで距離感じゃないしっていうので大丈夫ですっていう人がほとんどだったので、むしろ言うことの方が申し訳なさ。言い方がちょっと悪いんですけど、私大変なんですアピールっていうか私今辛いですアピールみたいになるのがすごいいや(K)。

Table 10

コア・カテゴリー『同程度の被災体験をした人に対する思い』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
体験や苦痛の語りやすさ	自分の体験を気軽に語る	被災の程度を比べることなく、情報共有として罪悪感なく被災体験を語るができる。	同じぐらいの「困ったな」ぐらいのレベルの人だったら全然普通にいろいろ喋れて、やっぱそうだよみたいな話ができ割といい(A)。親しくて、自分と同じぐらいの境遇にある人には、多分全部話してると思います。それでだいぶ楽になったなとは思いますが(E)。

Table 11

コア・カテゴリー『大きな被害があった被災者に対する重さ比で生じた思い』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
実害の有無の比較	実害がなかったことを幸運に思う	自分に被害が無くて良かったと思う	恵まれてるな(……)自分の家族とか自分に被害が無くてよかったって多分思っちゃってました(E)。被害があってもあんまり被害が無くいれたっていうのは自分はラッキーだったな(L)。
	実害がないことへの申し訳なき	自分より被害を受けた人に比べて、自分に大きな被害が無いことに申し訳なきを感じる。	家理まっちゃったとか、崩れちゃったみたいなのと話すときはもうめっちゃ、ごめんね(……)自分めっちゃ無事で、のほほんとしてごめんね(A)。自分が思ったより被害がすくて。なんか、プールなんか行っているのかなみたいな風に思いました(C)。
体験や苦痛の語りにくさ	自分の体験や苦痛を語るべきではないと感じる	相手の大変な状況を考えると自分の状況を話すべきではないと感じ、苦痛を語らない。	大したことないから、その子の前では今大変だよとか、大変だわーとか辛いとか言えないっていうのはありました。その家族の方が絶対大変な思いされてるでしょうから、絶対この子の前で弱音はいちゃだめだな。大きな被害を受けた地元の子には、しんどいねとか、そういう感想みたいなのはなるべく控えるようにはしてました(J)。圧倒的に自分よりは苦しい状況に置かれてはるから、自分の気持ちを苦しい人たちに吐露したとて、その人たちが苦しいから、これは言うべきじゃないとは思いました(L)。
	苦痛を封じ込める	被災者が落ち込む様子を見せなかったことから、それより軽い被害を受けた自分が苦痛を感じるべきではないと感じる。	被害を受けた人たちが落ち込んでないんだから自分たちもそんな落ち込むことじゃないなって思ったので、結構周りの人たちが被害を感じさせないような感じではいたので、自分が被害者面してもなあ。被害者面するような被害でもないしなあ(L)。その人たちが大丈夫だよっていうのに自分が何か言うのはお門違いだろうって思って、その人たちと話すことによってますます普通だったと思うようになりました(……)何の疑いもなく「あー全然普通だった」って思っていました。本当は自分は普通じゃないからなんか話聞いてほしいとか、誰かと一緒に過ごしたいかと思ってるけど、そんなに声をあげる必要ないでしょ。普通なんだからさうっていう方を持って行って、自分の本当にしたいことと認識で乖離ができていたんですよ(M)。
自分の体験や苦痛が理解されないことへの恐れ	大きな被害を受けた人に自分の体験や苦痛を語って、その苦しみを認めてもらえないことが予想されて、語れない。	その人が味わった物よりはるかに小さいものを言っても、え、それだけじゃん、つてなって、何で苦しんでるんだよって思われるかなっていうのも多分あってE。	
体験を限定的に語る	相手より軽度の災害体験を被害として語ることに申し訳なきを感じ、重さ比で生じない形で体験を語る。	事実のみ述べるみたいな感じで(J)、断水のことは口にしてはしましたが、それに関してはどちらも共通する状況だったので、出してもどちらかが不均等に思うことが無いので(L)。	
心境の推察	自分より大きな被害を受けた相手の心境を推察する。	私でさえ、何もなかった人でさえ結構怖いなって思ってたので、もっと怖かったらうなーとかは考えたりはしてました。恐怖感とかはあったらうなと(C)。自分たちが受けた苦しみを、私の想像でしかないんですけど、他の人にまで押し付けたりしないためかなとか、家がこんなになってるのに笑って(……)当事者の人は、選択しようがなく毎日(土砂を)掻き出さなきゃいけないわけで、それはすごいしんどいだろうなって思いました(E)。この家の人大変だったのかなとか怖かったのかなみたいなのはちょっとありました(H)。	
想像を絶する体験をした相手と距離感を感じる	他者の災害体験を、本当の意味では理解できないと感じる。	私が想像しても想像しきれないから、むやみに分かるよとも言えないし、でも同情されすぎるのも嫌だろうし、なんかすごい難しかった(……)事実的に被害受けてる人とは違うな(E)。	
温度差	元氣そうに振舞う被災者と、相手の被害を深刻に捉える自分との間に温度差を感じる。	自分の前で祖父母がそんなにショックを受けた素振り見せなくて、ちょっと温度差は感じちゃって、何の温度差なのかはちょっと分かんないんですけど、ちょっと祖父母との感覚のずれというか、は感じました。他の人と同じ立場にはいないな(L)。	
孤立感	自分より大きな被害を受けた相手との状況や気持ちの差を感じ、相手と共感しあうことの限界と孤立感を感じる	被害が同じくらいだったら、もっとみんなで共感できたのかなと思います。同じほど被害があってくれとは思わないですけど、でも精神的に言ったらおんなじ被害があったら自分は楽だったと思います。どうやっても、こういう話をするときに、被害状況の差とか断水状態の差をどこかでは感じてしまうので、そういう差が無かったらもっと楽だったと思います(L)。	

Table 12

コア・カテゴリー『支援の動機』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
災害に対する自分の位置づけを決める	支援側に立ちたい	被災者意識の無さから、支援側として自分を位置付ける。	被災している感覚はなくて支援する側の気持ちで募金箱とかは見えてました(J)。自分たちが被害者じゃないからこそ、被害者と思ってないからこそボランティアしようと思ったんだと思うんですけど、早期の時点でボランティアしようとしてたことは私も含めあんまり被害者意識はなかったんじゃないかなと思ってます。自分が普通の分類だからこそ助けなきゃって思ってたのかもしれない(M)。
被災地に近づきたい	当事者側に自分を位置付けようとする。	自分だけが被災地から離れて安全な場所にいることへの罪悪感から、当事者側や支援者側に自分を近づけようとする。	ちょっとでも当事者じゃないですけど、ここに住む人として、身近に感じたかったのかなあ。(……)関わらないなら関わらなくても、とは思うんですけど、でも中間的な感じだったからこそ、サポート側に立って何かしら貢献しようかかっていう思いがあったようにも思います。少しでもギャップを埋めようとした(C)。
安全な場所にいる罪悪感	安全な場所にいる罪悪感	自分だけが被災地から離れて安全な場所にいることへの罪悪感から、当事者側や支援者側に自分を近づけようとする。	自分に安全な場所があるっていう罪悪感じゃないけど、多分罪悪感。ここに一人で安全なところにいるっていうのも嫌だったので、できることはしようって(K)。
困っている人を助ける	少しでも力になりたい	自分のできる範囲で1日だけでもしようかかって思って、一人でボランティア行きました(E)。できることはやったほうがいいかな(D)。困った人がいるならやろう(M)	もう大変だろうからとどんどん持って行ってくださいみたいな。大丈夫ですか、みたいな。不安不安。相手が心配。(A)

Table 13

コア・カテゴリー『支援しない・できないことに関するネガティブな感情』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
支援者にもなれない苦しみ	被災地と離れていることへのもどかしさ	身近な場所が被災地となり、助けに駆け付けることができないもどかしさを感じる。	自分にどうやったらその人を救えるのかわからなかったし。もう大丈夫？としか、頑張ってるけどしか言いようがなかったと言うか。話聞いてあげるしかできないなって思いまね(E)。
自己嫌悪		支援の必要性を感じながらも支援を行わなかったことに自己嫌悪を感じる。	友達は何っこのボランティアという土砂の撤去も行ったりしてたので、そういう点で自分何しとんじゃろなって言うのは毎回感じましたね。そのボランティアの受付期限が終わった後に、自分何しとんじゃろって言う。学校ももう始まるけどええんまもうできんけど、休校の間俺は何をしよーたん。そのボランティアの受付期限が終わった後に、自分何しとんじゃろって言う。実際に目で見てることに対して対面しないというか、向き合えないって言うことがすごく自分の中で許せなくて(L)。
支援の責任を果たさなかった後悔		復興支援を被災者でない者の責任であると考え、それを行わなかったことを後悔する	ボランティアは、今でも後悔してるんですけど、やればよかったなって思ってます。若くて収入もない自分ができることってボランティアだったんだなって今になつたら本当に思うんですけど、何であの時申し込まなかったんだらうなってそれは今でも後悔してます(J)。自分何も被害受けてないのに、被害が起きたことに対して何もできてないって言う。被害を受けてない人って言う立場での責任を果たしてない。責任を果たせなかった(L)。
罪悪感		被災地や被災者に対して罪悪感を感じる	ボランティア(に)行かなかった自分、みたいな感じで一年経って思ってる。プールに行く余裕あったら手伝えよみたいな、自分の中で思ってしまう、それも結構多分自分の中で罪悪感みたいな感じになってたのかも知れないです(E)。ただただ自分の好きなことした感じがしたので、申し訳ないって言う言い方が正しいか分かんないですけど、申し訳なくて(L)。

Table 14

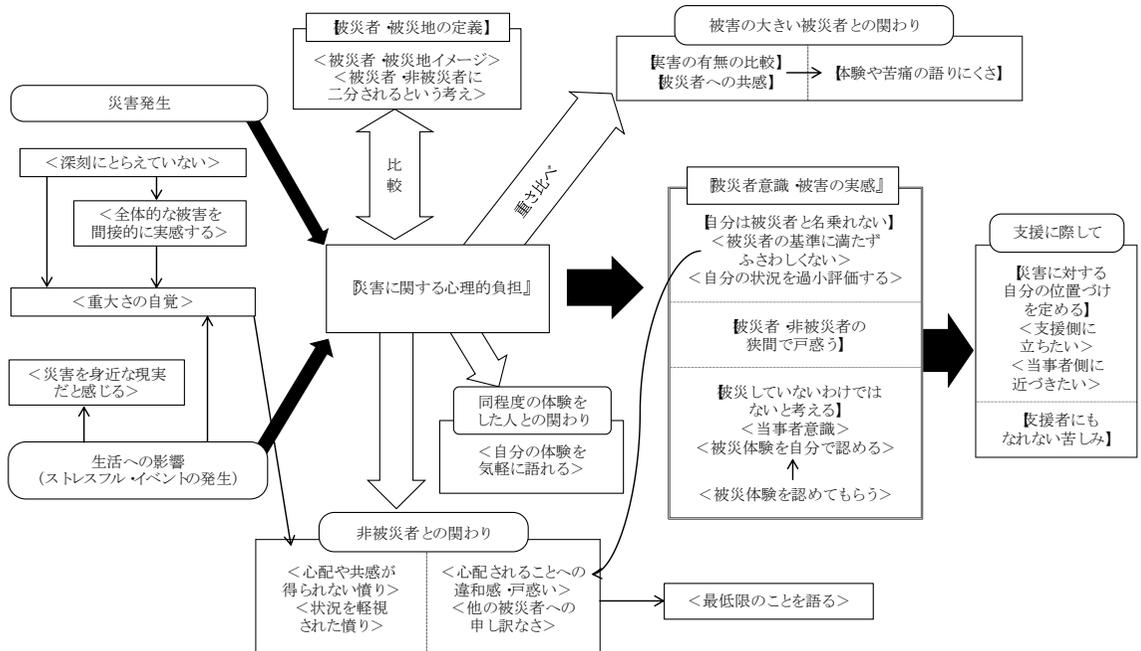
コア・カテゴリー『学びとなったこと』における概念一覧

カテゴリー	概念	定義	具体例
災害への備えの変化	備蓄品や避難グッズの入手	次の災害に備えて備蓄品や避難グッズの用意をした。	ベトボトル2リットルのダンボールは切らさないように家にずっと置いておくようになりました。実際に体験すると水の有難さはよくわかったので(D)。充電も一時できなくて不便って言うことが分かったので、それから急いでモバイル充電も買ったり(F)。
	防災に関する知識の増加	災害時の対処法を知った。	何買ったらいいか何準備したらいいかそういうのはより詳しくなった(J)。この地域に住んでいたらどういった被害が起きるのかってことは知ることができたので、例えば電車が止まる可能性があるとか(……)予測立てて、先々に行動できるようになったかもしれない(I)。
災害への認識の変化	災害への関心の高まり	以前よりも災害への関心が高まった。	災害への関心が強まったとは思っていて。これまで遠くの地方での台風の被害とか、例えば豪雪による被害だったりとか、全く関係ないことに対して本当に興味関心が無くて(I)。
	いつ災害が起こるか分からない	災害はいつでも起こりうるものだと感じるようになった。	いつも安全なところはないんだな(J)。常にいつ災害が来てもおかしくないんだなって思うようになりましたね。災害が普通みたいになって思うようになりました(M)。
	災害を他人事と思わず、実際に体験することについて思いをはせるようになった。	災害を他人事と思わず、実際に体験することについても思いをはせるようになった。	やっぱり自分ごとになってなかったから、自分ごとになるって言うことがやっぱり一番大事なんだなって思ってる(E)。
日常の大切さへの気づきと感謝	普通の生活のありがたさ	普通の生活が続くことがありがたいことだと思ひ、大切にしようになった。	電車が普通に動いていることが、何万人に影響を及ぼすんだとか。そういう普通のこと感謝する(F)。今まで全然生きてるとかあんまり考えなかったんですけど、その時、その1~2週間間は、朝起きて、ああ生きてるみたいなのはありましたね。前よりこう、命に対してありがたみというか(G)。今の時間を大切にしようと思いました(……)このまま惰性で過ごしちゃいけない(L)。
	サポートへの安心感	周囲の人と過ごす時間で気がまぎれたり、周囲からサポートされることに安心感を覚えたことに気づく	まず人に会えたっていう安心感と、怖かったねーとか言うことで共有できる安心感も感じてたとかは思います。すごいなんか、周りに友達いてよかったな(C)。一人だという不安だったので、ちゃんと顔が見れて良かったっていうのと、安心しました(J)。
	人とのつながりの大切さ	非常時における周囲の人とのつながりの大切さを実感する	いつ何が起こるか分からんから、ちゃんと人となつて(A)。親族って大事だなんて思いましたね(……)災害が起きた後も、繋がりが無いとLINEとかで気を紛らわせることもできなかったし。人と人の繋がりは大事だなんて思いました(L)。
	報道の偉大さの実感	災害時の報道の偉大さを実感した。	テレビで正確な情報ってめっちゃ得てたし、ラジオってテレビよりもくだらないことかもしゃべられたりするから、でもそういうのって災害の時にすごい支えになるんだらうなって来たメールとか見てて思ったり、自分自身の言葉に救われたりしたから。やっぱり、自分のやりたいことの一つのきっかけにはなった(E)。
人生観の変化	人生いつ何が起こるか分からない	安全感が失われ、人生いつ何が起きるか分からないと感じるようになった。	世の中ってこういう大変な目に、理不尽で大変な目に合うこと人がいるんだとか、いきなり人が亡くなるんだってこういうことは考えるようになりました。私は今までなんか運よく生きてきたけど、こんなの偶然に過ぎなくて何があるかわからない(M)。
他者貢献	災害体験を伝えたい	他者に災害について継承しようと考えた。	災害とかをできるだけ自分のことだって思ってもらえるように、難しいんですけど、伝えられたら(E)
	今後も支援を行う	今後の災害においても支援を行おうと思った。	次にもしこうい被災される人とか地域とかがあったら、今度は支援する側として活動したいなって思いました。物資の支援もそうですし、今度はボランティアとかも、次被災するところとかがあったらぜひ参加しようって思いました(J)
体験を振り返る	貴重な経験	貴重な体験として受け止めた。	他の人ができたようできてない経験をしたことには変わりはないから(……)一つの経験としては良かったのかな(D)

次に、カテゴリー相互の関連から全体の関係を構造化し、結果図とストーリーラインを生成した。以下、コア・カテゴリーを『』, カテゴリーを【】, 概念を<>として示す。「中間被災者」像に関する結果図を Figure 3 に示す。

Figure 3

「中間被災者」像に関する結果図



まず、災害が発生してから生活への影響 (ストレスフル・イベント) が発生するまでにあたって、<深刻に捉えていない>状態から<全体的な被害を間接的に実感する>ようになり、最終的に<重大さの自覚>にたどり着く。また、生活への影響から、<災害を身近な現実だと感じる>ようになる。それとほぼ同時進行で、【災害そのものに伴うネガティブな感情】【生活への影響に伴うネガティブな感情】【身近な人・場所への心配】といった『災害に関する心理的負担』が生じる。

災害による大きな実害はないが生活には影響が出ている「中間被災者」は、<被災者・被災地イメージ>と自らの生活への影響や『災害に関する心理的負担』を比べたり、被災の程度が大きい被災者との間で【実害の有無の比較】【被災者への共感】を行い体験の重さ比べをしたりすることで、【自分は被災者と名乗れない】【被災者・非被災者の間で戸惑う】という心情や、【体験や苦痛の語りにくさ】に至る。一方で、同程度の体験をした者に対しては<自分の体験を気軽に語れる>に至る。また、自分自身の体験について十分に周囲に語る事ができた場合や、<被災体験を認めてもらう>ことが起きた場合は、<被災体験を自分で認める>に至る可能性も示唆された。非被災者の心配の言葉に対しては、【自分は被災者と名乗れない】という思いから、<心配されることへの違和感 戸惑い>

感・戸惑い><他の被災者への申し訳なさ>が生じる。一方で災害の状況を軽視する言葉に対しては、<状況を軽視された憤り><心配や共感が得られない憤り>が生じる。災害支援活動についても、被災者・非被災者間の位置づけにおける「中間被災者」の立場の不安定さから、『支援の動機』として<支援者側に立ちたい>などの【災害に対する自分の位置づけを定める】思いが生じていたり、支援しなかったりできなかつたりした場合には【支援者にもなれない苦しみ】が生じうることが示唆された。

考察

導き出されたストーリーラインから、自分自身を被災者・非被災者のどちらかに位置づけようとする中で、災害に関する体験の重さ比べを行い自分の体験や苦痛を封じ込めるという、笹山 (2017) などで述べられてきた「中間被災者」像が、西日本豪雨災害においても改めて確認できた。また、支援活動への影響として、「中間被災者」となることで災害支援への動機が高まることや、反対に支援をしなかった場合やできなかつた場合に苦痛が生じることも示唆された。

研究1の自由記述と同様、今回も精神的な励ましの言葉は語りの中に現れず、代わりに非被災者による心配の言葉が「中間被災者」に違和感や罪悪感を抱かせていた。そのため、塩谷 (2014) の「震災に関するアイデンティティ仮説」とは、非被災者の情緒的サポートが災害に関する両義的で不安定なアイデンティティを顕在化させるという一部の点において一致する結果となった。また、今回においても非被災者から状況を軽視された場合は憤りが生じており、「中間被災者」の立場の不安定とは、被災者と比べると「被災者にはあてはまらない」が、被災していないかのように扱われると「非被災者であるわけではない」という、2つの立場を周囲との関係に呼応して揺れ動くことによるものであると考えられる。また一方で、「中間被災者」は他の被害の大きい被災者と共通した部分や、報道などでこれまでに知識として得てきた部分に関して、心境の推察や共感ができずため「被災者」に近い存在となることもあれば、やはり実害の無さや被害の大きさの及ばなさから自らを「非被災者」「第三者」に近い存在だと位置付けることもできるため、狭間で戸惑うこととなる。そうした不安定さから抜け出すためか、支援活動においては「支援者」という新たな立場で災害の当事者であろうとする動きが示された。さらに支援をしなかった、あるいはできなかつた場合には、自責感や罪悪感にさいなまれることが明らかとなった。これによってさらに災害における自分の立ち位置が分からなくなる恐れも考えられる。これは、宮地 (2011) における、傍観者でありたくないからと支援者となろうとしたり、支援できず傍観者になってしまったと罪悪感を抱えたりした東日本大震災の首都圏の人々の姿に類似している。

研究1の自由記述では、同程度の災害体験を持つ相手に対する心理的苦痛の語りにくさが示唆された一方で、面接調査では<自分の体験を気軽に語れる>といった語りが得られた。自由記述の回答者が語ろうとした苦痛は、心理的距離の近い場所が大きな被害を受けたことによる心配や不安であり、自分や相手が実際に受けた災害による影響や実感との間にはギャップがあったことから共感が得られにくく、語りにくさを感じたものと推察される。一方で面接調査で得られた語りからは、自分自身の体験や苦痛に焦点を当てた場合には、同程度の体験をした相手とは重さ比べが生じず、

気軽に語ることができたことが示唆された。また、災害後の安否確認や近況報告として共有する場が用意されていたことも、体験の語りやすさを高める要因となった可能性が考えられる。

さらに今回、【被災者ではないわけではない】内の概念より、周囲から被災者と認めてもらう、あるいは体験を振り返り、自分で語り直すことによって、いわゆる「被災者」ではなくとも当事者ではあったのだという思いにたどり着いたり、自分自身の体験や苦痛を封じ込めたり過小評価したりすることなくありのままに認めることができる可能性が示唆された。ただし、過剰な苦痛を避けるために「自分が被災者ではない」と考えるようにしたという語りもあることから、周囲から被災を認めるという点に関しては慎重を期さねばならないとも考えられる。また、自らの体験そのものや当事者性を受容するためには、多様な被災者・被災地のあり方を認識し、被災者・非被災者に二分されるという考えから脱却することが基盤として重要であるという可能性が考えられる。

総合考察

本研究の目的は、西日本豪雨災害において、実際に「中間被災者」様の心理的反応が生じたか、その実態はいかようなものか、またそれが生じる契機やその後の避難行動、支援活動への影響について、量的データと質的データの両側面から探索的に検討することであった。研究全体を通して、西日本豪雨災害における「中間被災者」像が明らかとなり、またその像が東日本大震災における知見と一致するところが多いところから、「中間被災者」が大規模災害全般に適用可能な概念である可能性が示された。

研究1から、被災の程度が大きいにもかかわらず「完全な被災者」ではないと感じることが原因となり、体験や苦痛の過小評価、語れなさなどがより強く生じる可能性が見出された。さらに研究1の自由記述と研究2からは、被災者・被災地イメージと自分の状況の比較によっても自分は被災者として名乗れないと感じたり、体験や苦痛の過小評価につながったりする可能性が示唆された。被害のイメージと被害認識について、性暴力被害の分野では、齋藤他(2019)は自分自身が持つイメージに適合しない性暴力被害は被害認識が形成されにくく、援助行動にも繋がりにくいため苦しみが複雑化する恐れがあるとしている。また、それを防ぐために、より実態に近い性暴力のイメージをもとに啓発を行うことを提案している。大規模災害においても、本来であれば被災者の被害状況や災害に伴う体験も様々であるというのが実態であるが、現状では住宅被害や人的被害など深刻な被災した者のみが「被災者」というイメージがあり、それ以外は「非被災者」として分断が生じてしまっている。また、その分断が元で、「被災者」「非被災者」の狭間で揺れ動く「中間被災者」は災害時常に対人関係の中で重さ比べを行い様々な苦痛やもやもやとした思いを抱くことになる。本研究で得られた知見をもとに、今後、多様な被災の形があることが認知されるとともに、災害支援で見過ごされてきた比較的軽微な災害体験をした者や実害は無いが災害によって心理的苦痛のみを覚えている層に対する心理学的理解・支援がなされることが期待される。

本研究の限界点として、西日本豪雨災害の発災から2年以上が経過していたため、西日本豪雨災害に関するPTSD症状や抑うつなどの客観的指標を用いて「中間被災者」の心理的苦痛について検

討することができなかつたことが挙げられる。また、本研究では、あくまでも「中間被災者」の実態を把握するにとどまった。今後「中間被災者」に関する尺度の開発や、それをを用いた量的研究が進められることにより、大規模災害が人々の心に及ぼす影響についてより精緻な検討が可能であると考えられる。

引用文献

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed. text revision.). American Psychiatric Association.
- 雁部 那由多 (2020). 震災の記憶と感情の行方不明——失われた記憶と家族関係 東北学院大学震災の記録プロジェクト金菱 清 (ゼミナール) (編) 震災と行方不明 曖昧な喪失と受容の物語 (pp.76-92) 新曜社
- 加藤 寛・藤井千太・中井久夫・大上律子・以東嘉一・中井裕子・前田 潔 (2001). 阪神・淡路大震災が高齢被災者におよぼした長期的影響:精神症状スクリーニング法の検討 大阪ガスグループ福祉財団研究調査報告書, 14, 47-53.
- 木下 康仁. (2016). M-GTA の基本特性と分析方法: 質的研究の可能性を確認する 医療看護研究, 13(1), 1-11.
- 木下康仁 (2007). 修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチ (M-GTA)の分析技法 富山大学看護学会誌, 6 (2), 1-8. <https://doi.org/10.15099/00002599>
- 気象庁 (2020). 「令和2年7月豪雨」の特徴と関連する大気の流れについて (速報)
Retrieved September 31, 2020, from https://www.jma.go.jp/jma/press/2007/31a/press_r02gou20200731.html
- 宮地 尚子 (2011). 震災トラウマと復興ストレス 岩波書店
- 齋藤 梓・岡本 かおり・大竹裕子 (2019). 性暴力被害が人生に与える影響と被害認識との関係— 性暴力被害の支援をどう整えるべきか— 学校危機とメンタルケア, 11, 32-52.
- 笹山 七海 (2017). 被災地出身、でも被災者じゃない。「中間被災者」として考えたこと ハフポスト Retrieved January 31, 2021, from https://www.huffingtonpost.jp/nanamisasayama/first-blug_a_23310239/
- 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.
- 塩谷 芳也 (2014). 東日本大震災における軽度被災者のメンタルヘルスに対するソーシャル・サポートの負の効果 社会心理学研究, 29 (3), 157-169. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00009328544>
- 消防庁 (2019). 平成30年度版消防白書 Retrieved January 31, 2021, from https://www.fdma.go.jp/publication/hakusho/h30/items/h30_hakusyo_all.pdf
- 瀧井, 上田, 富永 (2013). トラウマ体験の違いによる外傷後ストレス反応, 身体症状, 抑うつ症状, 不安感受性の差異に関する検討 不安障害研究, 4 (1), p. 10-19. <https://doi.org/10.14389/adr.4.1>

0

東北大学東北メディカル・メガバンク機構, 岩手医科大学いわて東北メディカル・メガバンク機構,
国立研究開発法人日本医療研究開発機構 (2017). 震災被災地の健康状態—地域住民コホート調
査より— 国立研究開発法人日本医療研究開発機構 Retrieved January 31, 2021, from [https://
www.amed.go.jp/news/release_20170201-02.html](https://www.amed.go.jp/news/release_20170201-02.html)

批判的思考能力が高いほど他者の感情推測が正確な理由を探る

——インタビュー調査を通じた検討——

小柵真呼¹・清水陽香²・山崎茜¹・中島健一郎¹

Why are critical thinking skills related to accuracy in inferring others' emotional state?

An interview study.

Mako Komasu, Haruka Shimizu, Akane Yamasaki and Ken'ichiro Nakashima

Few studies have examined the interpersonal utility of critical thinking. Therefore, Yazawa et al. (2020) and Komasu et al. (2024) examined the interpersonal utility of critical thinking and found a positive correlation between critical thinking skills and accuracy in inferring others' emotions. Yazawa et al. (2021) proposed that people with high critical thinking skills suppress heuristics and accurately guess the emotions of others through conscious reflection in the reasoning process. The present study involved interviews with six people in a high critical thinking skills group (hereafter referred to as the high CT skills group) and five people in a low critical thinking skills group (hereafter referred to as the low CT skills group), inquiring about their thinking processes when inferring the feelings of others. The two groups did not differ in their responses when asked whether they had consciously reflected on the situation. Our findings suggest that accuracy in inferring others' emotions is not enhanced by conscious reflection in the reasoning process for those with high critical thinking skills. In contrast, compared with the low CT skills group, the high CT skills group spontaneously stated that they used more specific characteristics of the person to make their inferences, suggesting that evidence-based, logical, and unbiased thinking may increase the accuracy of inferring others' emotions.

キーワード : critical thinking skills, empathic accuracy, interview

¹ 広島大学大学院人間社会科学研究所

² 西九州大学短期大学部

問 題

はじめに、批判的思考を学術的に定義する。批判的思考には、様々な定義があるが (道田, 2003), これまでの研究における共通点を取り出していることや、後続の研究で問題点が指摘されていないことを踏まえ、本研究では批判的思考を楠見 (2018) に基づいて以下の 4 つの観点から定義する。第一に、「証拠に基づく論理的で偏りのない思考」であること、第二に、「意識的な省察 (reflection) をともなう熟慮的な思考」であること、第三に、「よりよい思考を行うために、目標や文脈に応じて実行される目標志向的思考」であること、第四に、「複数のプロセスと方略、知識に支えられた統合的思考」であることである。

私たちは、日常生活において、根拠に基づいた文章を書いたり、インターネットで情報を入手するときに本当にその情報は正しいのか吟味したりしている。これらの能力を根底で支えているのは批判的思考であり、批判的思考は幅広い場面で活用できる汎用的 (ジェネリック) スキルだとされている (楠見, 2013)。批判的思考を身に付けることで、人生で直面する様々な問題に対してより良い決定を行い、幸せな人生を送ることができると考えられているからこそ (楠見, 2013), 現代社会において、私たちは批判的思考を身に付ける必要があるとされている (e.g., 楠見, 2022)。

しかし、日本の教育では批判的思考能力の獲得はなかなか推進されていない。その理由として以下の点が挙げられる。日本では批判的思考をする人に対して親しみにくいイメージを抱いていること (廣岡他, 2000), 相互協調的自己観が優勢な日本では関係的・文脈的思考が重視されるため、西洋で高く評価される論理的・抽象的思考は他者に対する配慮に欠けた不適切な思考と解釈される可能性があること (抱井, 2004), 「批判」が否定的評価を意味する「非難」のイメージがあること (楠見, 2018) などである。

こうした状況に対して、日本での批判的思考能力の獲得を推進するためには、社会的・対人的な側面を強調することが必要だと主張されている (元吉, 2011, 2013)。なぜならば、日本は他者との関係を大切に相互協調的自己観が主流の国であり (Markus & Kitayama, 1991), 思考を行う人と社会的文脈の関係を重視した関係的・文脈的な思考が重要視される傾向があるためである (元吉, 2013)。しかし、多くの先行研究 (e.g., Macpherson & Stanovich, 2007) では、批判的思考の認知的側面として課題や問題解決に及ぼす影響に着目しており、批判的思考の社会的・対人的な有用性については実証的な検討を行っていない。このままでは日本において批判的思考能力の獲得を促すことは難しい。

これを踏まえて、矢澤他 (2020) は、批判的思考の対人関係における有用性を検討した。具体的には、良好な対人関係を築くために重要な能力とされている他者の感情推測の正確さ (Schmid Mast & Hall, 2018), および複雑な心理状態を推測する際に非言語的情報の中で特に有効な手掛かりとなる目 (Baron-Cohen et al., 1997) に着目した。そして、アジア版まなざしから心を読むテスト (アジア版 RMET; 野村他, 2006) を用いて、批判的思考能力およびクリティカルシンキング志向性³とまな

³ クリティカルシンキング志向性とは、物事を批判的に考えることの重要性を理解し、常にそのように考えたい

ざしから読み取れる他者の感情推測の正確さの関係を検討し、クリティカルシンキング志向性を統制してもなお、批判的思考能力と他者の感情推測の正確さに正の相関があることを明らかにした。この知見は批判的思考の新しい利点を示唆する点で意義がある。

これを受け、Komasu et al. (2024) は、坂田 (2020) の知見 (方法部分で詳述) にしたがってアジア版 RMET の画像刺激を感情価で分け (ネガティブ刺激, 中立刺激, ポジティブ刺激), 矢澤他 (2020) とその直接的追試の位置づけで収集したデータを用いて再分析を行った。特にネガティブに受け取られる表情 (ネガティブ表情) を推測対象とした場合に、批判的思考能力と他者の感情推測の正確さに関連が認められるかどうかに着目して検討した。ネガティブ表情に着目する理由は、例えば、教育現場において、児童生徒の心持ちに教師等が気づき、早期援助を行えるようにするためである。特に、心理教育的援助サービスのうち、二次的・三次的援助サービスでは、援助者が子どもにあわせて個別介入を実施するとされている (本田, 2020)。二次的援助サービスでは、問題が大きくなり始め、危機に陥る可能性が高い一部の子ども (登校渋り, 学習意欲の低下等) を対象とし、三次的援助サービスでは、すでに深刻な問題に直面している特定の子ども (いじめ被害, 不登校等) を対象に介入を行う (石隈, 1999)。しかし、その対象となる子どもが自ら援助要請するとは限らない。そのため、教師等が児童生徒の状態を正確に捉え、特に望ましくない状態にあるかどうかを判断し、適切な介入を行うことが求められる。この点でネガティブ表情の読み取りの正確さは重要な検討対象となる⁴。一連の研究の結果、両データにおいて、クリティカルシンキング志向性を統制してもなお、批判的思考能力と他者のネガティブ表情の推測の正確さに正の相関が認められた。

この理由として、矢澤他 (2021) は、ヒューリスティックの有無、言い換えると熟考するかどうかを操作したオンライン実験を行い、批判的思考能力が高い人はヒューリスティックを抑制し、推論過程で意識的な省察を行うために、他者の感情推測を正確に行うことができるという説明可能

という意識のことである (矢澤・中島, 2021)。廣岡他 (2001) では、社会的クリティカルシンキング志向性と論理的クリティカルシンキング志向性という 2 種類の志向性があるとされている。社会的クリティカルシンキング志向性とは、人間の多様性を認め、他者や多様な価値観に対する寛容さを重視し、そのように考えたいという姿勢を指す (平山, 2015; 元吉, 2011)。論理的クリティカルシンキング志向性とは、常に客観的で冷静な判断を心がけ、探究的・追究的な思考をしたいという姿勢を指す (元吉, 2011)。

⁴ Komasu et al. (2024) の発表後、その内容のある学会誌に投稿したところ、査読者からネガティブ表情のみに着目する理由が恣意的であるとコメントをいただいた。恣意的と感じられるのは、Komasu et al. (2024) では教育場面に特化してその着目意義を説明しているが、そうした文脈を設けて検討しているわけではないこと、ネガティブ表情の推測が重要となるのは他のあらゆる対人関係においても一般的に言えること、またネガティブ表情のみならずポジティブ表情に着目することも重要であることからだと説明されている。さらに、ネガティブ表情に着目する理論的背景や意義についての議論をすることも必須だとして指摘いただいた。著者としてもこの指摘はもっともだと感じているところである。査読者からいただいたコメントに沿ってネガティブ表情に着目する意義や批判的思考との関連性について検討する予定であるが、ここでは Komasu et al. (2024) の発表時点の内容に即して本文のように記載している。

性を提案している。Komasu et al. (2024) では、対象や手続きの異なるデータを通じて矢澤他 (2020) と類似の関連が認められていることに加え、クリティカルシンキング志向性はその代替説明にならないことを示している。さらに、他者の感情推測の正確さが批判的思考能力に影響を及ぼすという本研究とは逆の想定を置くための理論的根拠も管見の限り見当たらない。以上を踏まえると、矢澤他 (2021) の説明可能性は確からしいと考えられるが、根拠不足であり、まだ検証の段階に至っていない。そこで、本研究では、批判的思考能力が高い人物が他者の感情を正確に推測できることの原因として、推論過程で意識的な省察を行っているためではないかという仮説導出を支える知見を得ることを目的として、インタビュー調査を実施した。

方 法

参加者 第1著者が実施した、批判的思考能力の高い人物は日常場面においても他者の感情を正確に推測しているのかに関する検討 (未発表データ) で日本語版ワトソングレーザ批判的思考能力テスト⁵ (日本語版 WGCTA; 久原他, 1983) に回答していた保育者養成校の2年生50名のうち、日本語版 WGCTA の正答数が多かった上位7名 (以下、CT能力高群とする) と少なかった下位8名 (以下、CT能力低群とする) に対して研究参加を依頼した。その結果、参加可能と回答が得られたCT能力高群6名、CT能力低群5名を対象にインタビュー調査を行った。CT能力高群は男性1名、女性5名、年齢の範囲は19歳から35歳、日本語版 WGCTA の得点の範囲は10点から13点、CT能力低群は女性5名、年齢の範囲は19歳から27歳、日本語版 WGCTA の得点の範囲は2点から4点であった。

手続き インタビュー調査は Teams によりオンラインで行い、インフォームドコンセントを行った後に開始した。調査は、大きく分けるとアジア版 RMET に回答してもらうパートとその回答内容について問うパートの2部に分かれていた。

はじめにアジア版 RMET に回答してもらうパートでは、実施方法について説明後、練習問題1問を行い、参加者が回答方法を理解していることを確認した上で、予め選定した9題に回答してもらった (刺激の選定方法は後述)。各参加者には無作為な順序で刺激を呈示した。

⁵ WGCTA には5つの下位テスト (推論課題・仮説の同定・演繹的推論課題・短文理解課題・議論評価課題) があり、そのうちの「推論課題」を久原他 (1983) が改訂を加えて日本語に翻訳したものである。批判的思考の主な4つのプロセスは、情報の明確化、推論の土台の検討、推論、行動決定と進む (楠見, 2022)。日本語版 WGCTA は推論を行う能力を測定するため (久原他, 1983)、その他の批判的思考のプロセスに関連する能力は測定されないと考えられる。また、日本語版 WGCTA は平行テストとして TM (2) と SM (2) の2種類があり、問題の難易度に差はないとされている (久原他, 1983)。未発表データで使用されたのは SM (2) である。SM (2) は、4題あり、合計20個の推論文で構成される。それぞれの課題に関する推論文の確からしさについて5段階 (「真」、「たぶん真」、「材料不足」、「たぶん偽」、「偽」) で回答を求め、正答した場合を1点とし、20点満点で数値化した。

次にその回答内容について問うパートでは、各刺激を再度提示し、それぞれについて以下の項目を尋ねた。①どのように考えて回答したのか、②過去の経験を参照したか(例: 過去に写真のような表情をした人に遭遇したことがあり、その当時の人はどのような感情状態でいたのかを想起した)、③一度回答を決めてからその答えが本当に正しいか考え直すことをしたか、④感情を推測する際に特に参照した情報は何か、である。すべての刺激についてこれらのインタビューをした後、⑤他にどのような情報があれば、早く正しく回答できると思うか、⑥日常生活で人の感情を推測する際に⑤で述べた情報を参照しているか、他に参照している情報があるか、⑦日常生活で人の感情を推測する際に、その状況を客観的に捉えて推測しているか、あるいはその人の立場になりきって推測しているかを尋ねた。

インタビューが終わった後、使用した刺激の正答を提示し、正答を聞いて思ったことを尋ねた。その後、インタビュー調査全体を通しての感想を聞き、最後に確認または質問したいことはないか尋ねた。参加者から確認や質問があれば実施者が回答し、調査を終了した。一連のインタビュー調査に要した時間は参加者によって異なり、20分から70分であった。

使用した刺激 アジア版 RMET 全 36 題のうち、参加者の負担を考慮し、9 題を使用した。このテストでは、写真の人物の目やその周辺の情報からその人物の心理状態を正確に推測する能力を測定する。坂田 (2020) より、アジア版 RMET で呈示される写真はネガティブ刺激 20 枚 (項目番号 2, 3, 4, 7, 8, 10, 11, 12, 14, 15, 16, 18, 19, 23, 24, 27, 29, 33, 35, 36)、中立刺激 5 枚 (項目番号 5, 17, 22, 26, 32)、ポジティブ刺激 11 枚 (項目番号 1, 6, 9, 13, 20, 21, 25, 28, 30, 31, 34) に分けられることが明らかになっている。本研究では、それぞれの感情価に分けられた刺激から 3 枚ずつ無作為に抽出し、合計 9 題を選定した。アジア版 RMET では、画面中央に写真刺激が呈示され、右上、右下、左上、左下の 4 か所に感情語が呈示される。参加者には、これらの感情語すべてに目を通した後、写真の人物が考えていること、あるいは感じていると思われることとしてもっともよく表している言葉を選んで回答するように求めた。

結 果

アジア版 RMET の正答数 参加者のアジア版 RMET の正答数を Figure 1, 2 に示した。Figure 1, 2 から読み取れるように CT 能力高群と低群で顕著な違いは認められず、個人差が大きいことが明らかとなった。

Figure 1

CT 能力高群のアジア版 RMET の正答数 (個)

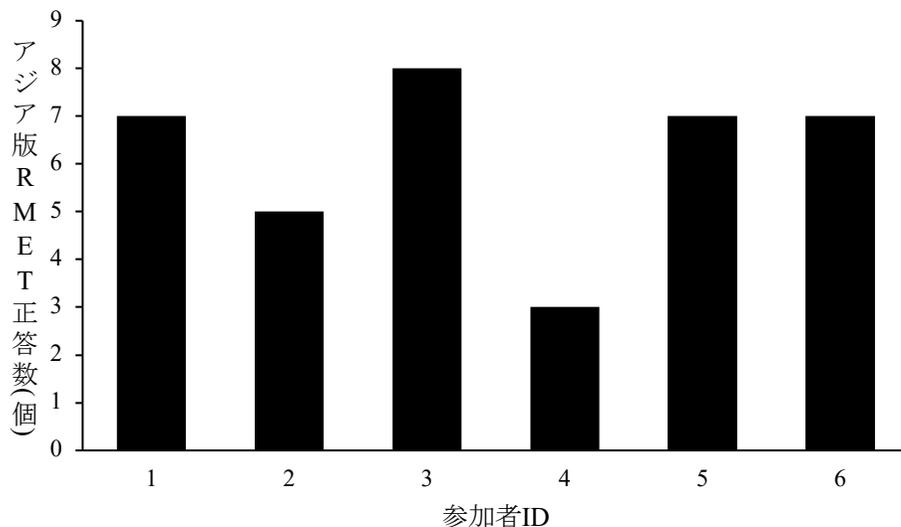
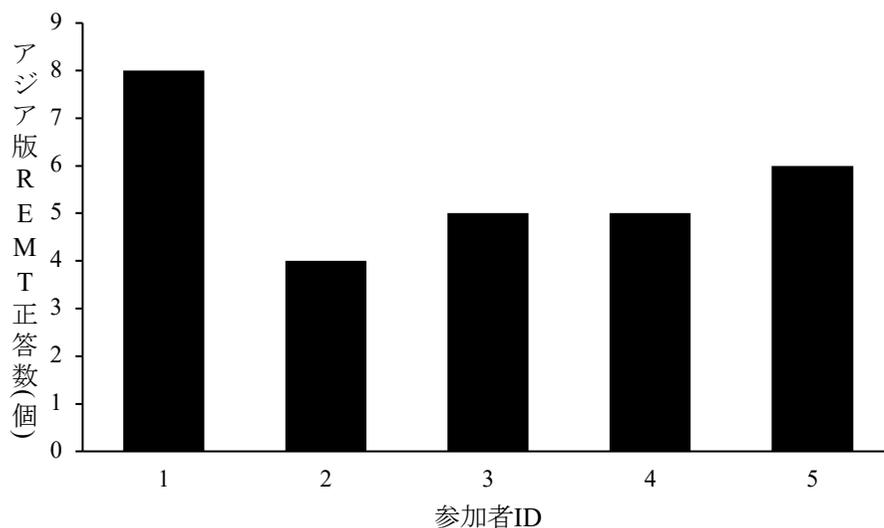


Figure 2

CT 能力低群のアジア版 RMET の正答数 (個)



回答内容について問うパート 「①どのように考えて回答したのか」という質問に対しての回答結果を Table 1 に示した。Table 1 からわかるように、CT 能力高群は、「目が細めになっていて」や「顔が正面を向いていなくて」など、自発的に画像の具体的な特徴を挙げる人が多い傾向にあった。

さらに、CT 能力高群、低群ともに各回答者で回答パターンがある程度一貫していた（例えば、個人の経験・知識を挙げる人は9問すべてで挙げる）。

Table 1

「①どのように考えて回答したのか」に対する回答内容

CT能力高群	CT能力低群
画像の具体的な特徴 (5)：目が細めになっている/眉毛が下がっている等	画像の具体的な特徴 (2)：目がしっかり開いている/目の開き具合
印象 (2)：きょとんとしている等	印象 (1)：寂しそうな表情
個人の経験・知識 (2)：こんな表情で心配されたことがある等	個人の経験・知識 (2)：ドラマに出てくる等
消去法 (3)	消去法 (2)
	何となく (1)

注) ()内の数字は該当の特徴を挙げた人数を示す。

「②過去の経験を参照したか」については、CT 能力高群と低群で大きな差は認められなかった (Table 2)。

Table 2

「②過去の経験を参照したか」に対する回答内容

CT能力高群	CT能力低群
した (6)：テレビやドラマで見た/イラっている友達がこういう顔をしていた/睨まれるとこんな風になる/友達が疑っているときにこういう目をしている/子どもが注目する時に黒目が大きくなる感じがしたりする	した (4)：テレビやドラマ/友達の様子/ぼーっとしていると思う時の目に似ている していない (1)

注) ()内の数字は該当の特徴を挙げた人数を示す。

「③一度回答を決めてからその答えが本当に正しいか考え直すことをしたか」については CT 能力高群と低群で大きな差は認められず、個人差が大きいことが明らかとなった (Figure 3, 4)。

Figure 3

「③一度回答を決めてからその答えが本当に正しいか考え直すことをしたか」に対しての高群の回答内容

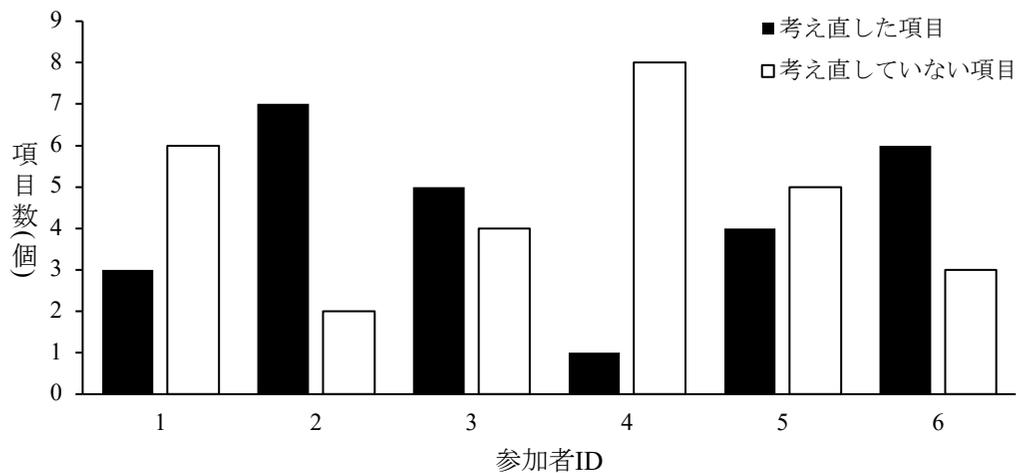
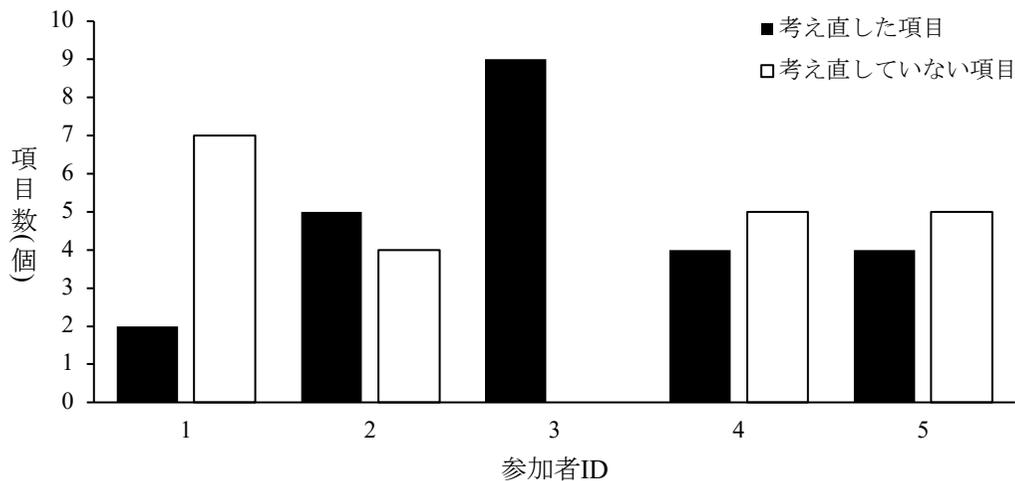


Figure 4

「③一度回答を決めてからその答えが本当に正しいか考え直すことをしたか」に対しての低群の回答内容



「④感情を推測する際に特に参照した情報は何か」については、CT能力高群は顔のパーツだけではなく、「顔の角度」や「眉に動きがない(ように見える)」など、パーツの動きも感情を推測する手がかりとしたと回答した人が多い傾向にあった (Table 3)。

Table 3

「④感情を推測する際に特に参照した情報は何か」に対する回答内容

CT能力高群	CT能力低群
顔のパーツ (6) : 目/眉/涙袋/目の周りのしわ パーツの動き (5) : 顔の角度/眉に動きがない (ように見える) 等 個人の経験・知識 (1) : アニメやドラマでこういう前髪なのが気が強い子だから	顔のパーツ (3) : 目/眉/涙袋/目じりのしわ パーツの動き (2) : 目の向いている方向/黒目の位置が左に寄っている 個人の経験・知識 (2) : ドラマや映画/友達が目元等 全体の雰囲気 (1)

注) ()内の数字は該当の特徴を挙げた人数を示す。

「⑤他にどのような情報があれば、早く正しく回答できると思うか」については、CT能力高群では、立ち方や座り方などの体全体を知りたいといった回答を含め、身振りやしぐさに言及する人が多い傾向にあった (Table 4)。

Table 4

「⑤他にどのような情報があれば、早く正しく回答できると思うか」に対する回答内容

CT能力高群	CT能力低群
口元 (6) 体の向き (2) 顔の角度 (1) 鼻 (1) 顔色 (1) 身振り (2) 周りの状況 (1) 顔全体 (1) 立ち方や座り方などの体全体 (1)	口元 (5) 頬 (1) 顔全体 (2) 体 (1) 声 (1) 相槌 (1) 状況 (1) そういう顔になった原因が文章化されているもの (1)

注) ()内の数字は該当の特徴を挙げた人数を示す。

「⑥日常生活で人の感情を推測する際に⑤で述べた情報を参照しているか、他に参照している情報があるか」については、参加者全員が⑤で述べた情報を参照し、加えて他にも参照している情報があると回答した。他に参照している情報を示したのが Table 5 である。Table 5 より、CT能力高群と低群で大きな差は認められなかった。

Table 5

「⑥日常生活で人の感情を推測する際に⑤で述べた情報を参照しているか、他に参照している情報があるか」のうち、他に参照している情報についての回答内容

CT能力高群	CT能力低群
雰囲気 (1)	声のトーン (2)
言葉 (3)	身振り手振り (2)
動き (2)	距離感 (1)
話し方 (3)	服装 (1)
歩き方 (1)	話し方 (2)
声のトーン (1)	言葉 (1)
体を触ってみる (1)	足 (1)
声の高さ (1)	

注) ()内の数字は該当の特徴を挙げた人数を示す。

最後に「⑦日常生活で人の感情を推測する際に、その状況を客観的に捉えて推測しているか、あるいはその人の立場になりきって推測しているか」については、CT能力高群と低群で大きな差は認められなかった (Table 6)。

Table 6

「⑦日常生活で人の感情を推測する際に、その状況を客観的に捉えて推測しているか、あるいはその人の立場になりきって推測しているか」に対しての回答内容

CT能力高群	CT能力低群
客観的 (3)	客観的 (1)
両方 (3)	両方 (3)
	なりきる (1)

注) 「客観的」はその状況を客観的に捉えて推測していること、「なりきる」はその人の立場になりきって推測していること、「両方」はそのどちらも行って推測していることを表す。()内の数字は該当の特徴を挙げた人数を示す。

考 察

本研究の目的は、批判的思考能力が高い人物が他者の感情を正確に推測できる理由として、推論過程で意識的な省察を行っているのではないかという仮説導出を支える知見を得ることであった。

インタビュー調査の結果、CT能力高群と低群の回答内容に違いが認められたのは、「①どのように考えて回答したのか」、「④感情を推測する際に特に参照した情報は何か」、「⑤他にどのような情報があれば、早く正しく回答できると思うか」という質問に対する回答のみであった。①と④の回答内容から、CT能力高群はまなざしから他者の感情を推測する際に、パーツの動きも含めた画像の具体的な特徴を自発的に挙げる人が多い傾向にあると推察される。すなわち、批判的思考能力が高い人物は、他者の感情を推測する際に与えられた情報を具体的かつ詳細に捉え、推測を裏付ける根拠を明確にしている可能性が考えられる。また、今回のインタビュー調査では「③一度回答を決めてからその答えが本当に正しいか考え直すことをしたか」という意識的な省察を行ったのかを問う

項目に関して、①、④、⑤と異なり、CT 能力高群と低群に顕著な違いは認められなかった。このことから、問題部分で述べたように、批判的思考能力が高い人物は推論過程で意識的な省察を行うことにより、他者の感情推測の正確さを高めているとは言い難い。むしろ、①と④の回答内容を踏まえると、批判的思考能力が高い人物は証拠に基づく論理的で偏りのない思考を行うことで他者の感情推測を正確に行っている可能性がある。

さらに、⑤について CT 能力高群は、より早く正確に推測するためには体全体を含めた身振りやしぐさの情報も必要だと回答する人が多い傾向にあった。この際に挙げられた身振りやしぐさは具体的かつ詳細な情報として考えられ、推論過程における意識的な省察を示す直接的な情報とは考え難い。そのため、⑤の回答内容も批判的思考能力が高い人物は証拠に基づく論理的で偏りのない思考を行うことで他者の感情推測の正確さを高めていることを示唆する 1 つの証拠となり得ると考えられる。

本研究より、批判的思考能力が高い人物が他者の感情を正確に推測できる理由として、推論過程で意識的な省察を行うより、むしろ証拠に基づく論理的で偏りのない思考を行うことで他者の感情推測の正確さを高めている可能性が示唆された。矢澤他 (2021) の説明可能性について探索的な検討を行った点で本研究には一定以上の意義があると考えられる。しかし、本研究には以下のような限界点もある。

第 1 に、今回のインタビュー調査で認められた CT 能力高群と低群の違いが知的能力や認知能力(語彙や自分の考えを言語化する力なども含む)ではなく、批判的思考能力の違いによるものであるということを担保できるかという点である。先行研究 (e.g., 矢澤他, 2020 ; Komatsu et al., 2024) を踏まえると、他者の感情推測の正確さと批判的思考能力には正の相関があることが明らかになっている。先行研究では志向性を統制しているとはいえ、本研究では批判的思考能力以外の条件を統制できていないため、本当に批判的思考能力の高低によりインタビュー調査の結果が得られたのか疑問の余地が残る。今後の検討点として、知的能力や認知能力などの批判的思考能力と関連すると予想される変数も含めて測定し、どのような回答が得られるか検討する必要がある。

第 2 に、今回のインタビュー調査の手続きには改善の余地がある。例えば、本研究の方法に従うと、アジア版 RMET に回答した時点では直感的に判断して回答したにもかかわらず、その後の回答内容について問うパートで質問をした際に、アジア版 RMET に回答した時点でどう考えていたのかを振り返らず、質問に誘導されて後付けで回答した可能性もある。こうした事態を防ぐために、今後は思考を発話しながらアジア版 RMET に回答してもらい、あるいはアイトラッキングを用いて回答時点での視線の動きを測定するといった方法を取ることが有用であると考えられる。さらに、本研究では少数の参加者を対象として大まかな傾向を把握するに留まっているため、得られた結果の解釈には慎重を期す必要がある。今後は、より妥当性・信頼性の高い知見を得るために、面接法に詳しい研究者との議論を重ね、より適切な研究手法を再考することが求められる。

第 3 に、外的妥当性の問題である。本研究の参加者は保育者養成校の学生であり、彼らは保育者養成プログラムの中で、子どもの行動や表情を観察したり、実際に関わったりすることによって、子どもの気持ちを読み取る訓練を受けていると考えられる。そのため、この特性が本研究の結果に

影響を与えた可能性がある。今後はこうした訓練を受けていない人を対象とすることで、本研究の知見の一般化可能性を探る必要がある。

引用文献

- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., & Jolliffe, A. T. (1997). Is there a "language of the eyes"? Evidence from normal adults, and adults with autism or Asperger syndrome. *Visual cognition*, 4, 311–331. <https://doi.org/10.1080/713756761>
- 平山 るみ (2015). 批判的思考の態度 楠見 孝・道田 泰司 (編) 批判的思考:21世紀を生きぬくりテラシーの基盤 (pp. 38–41) 新曜社
- 廣岡 秀一・元吉 忠寛・小川 一美・斎藤 和志 (2001). クリティカルシンキングに対する志向性の測定に関する探索的研究 (2) 三重大学教育実践総合センター紀要, 20, 93–102.
- 廣岡 秀一・小川 一美・元吉 忠寛 (2000). クリティカルシンキングに対する志向性の測定に関する探索的研究 三重大学教育学部研究紀要 (教育科学), 51, 161–173.
- 本田 真大 (2020). 援助要請の観点からの学校心理学研究の動向と課題 教育心理学年報, 59, 107–115. <https://doi.org/10.5926/arepj.59.107>
- 石隈 利紀 (1999). 学校心理学——教師・スクールカウンセラー・保護者のチームによる心理教育的援助サービス—— 誠信書房
- 抱井 尚子 (2004). 21世紀の大学教育における批判的思考教育の展望—協調型批判的思考の可能性を求めて— 青山国際政経論集, 63, 129–155.
- Komasu, M., Yazawa, A., & Nakashima, K. (2024). *The Effect of Critical Thinking on the Accuracy of Empathy for Negative Emotions* [Poster presentation]. The annual convention of the society for personality and social psychology in 2024, San Diego, CA.
- 久原 恵子・井上 尚美・波多野 誼余夫 (1983). 批判的思考とその測定 読書科学, 27, 131–142.
- 楠見 孝 (2013). 良き市民のための批判的思考 日本心理学会 (編) 心理学ワールド 61号 (pp. 5–8) 日本心理学会
- 楠見 孝 (2018). 批判的思考への認知科学からのアプローチ 認知科学, 25, 461–474. <https://doi.org/10.11225/jcss.25.461>
- 楠見 孝 (2022). 第9章 批判的思考とメディアリテラシー 坂本 旬・山脇 岳志 (編) メディアリテラシー 吟味思考を育む (pp. 196–220) 時事通信社
- Macpherson, R., & Stanovich, K. E. (2007). Cognitive ability, thinking dispositions, and instructional set as predictors of critical thinking. *Learning and individual differences*, 17, 115–127. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2007.05.003>
- Markus, H. R. & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224–253. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-295X.98.2.224>
- 道田 泰司 (2003). 批判的思考概念の多様性と根底イメージ 心理学評論, 46, 617–639

https://doi.org/10.24602/sjpr.46.4_617

- 元吉 忠寛 (2011). 批判的思考の社会的側面 楠見 孝・子安 増生・道田 泰司 (編) 批判的思考力を育む：学士力と社会人基礎力の基盤形成 (pp. 45–65) 有斐閣
- 元吉 忠寛 (2013). 良き市民のための批判的思考 日本心理学会 (編) 心理学ワールド 61 号(pp. 17–20) 日本心理学会
- 野村 光江・吉川 左紀子・Reginald B. Adams Jr.・Nalini Ambady・佐藤 弥 (2006). 他者の心の読み取りにおける文化の影響 日本心理学会第 70 回大会発表論文集, 1AM099. https://doi.org/10.4992/pacjpa.70.0_1AM099
- 坂田 浩之 (2020). アジア版 Reading the Mind in the Eyes Test の感情価による刺激分類—日本人女性データによる検討 パーソナリティ研究, 29, 11–13. <https://doi.org/10.2132/personality.29.1.4>
- Schmid Mast, M. & Hall, J. A. (2018). The impact of interpersonal accuracy on behavioral outcomes. *Current Directions in Psychological Science*, 27, 309–314. <https://doi.org/10.1177/0963721418758437>
- 矢澤 順根・古川 善也・中島 健一郎 (2020). クリティカルシンキングの能力および志向性が共感の正確さに及ぼす影響 社会心理学研究, 36, 16–24. <https://doi.org/10.14966/jssp.1904>
- 矢澤 順根・古川 善也・中島 健一郎 (2021). ヒューリスティックスの抑制が共感の正確さに及ぼす影響 日本心理学会第 85 回大会発表論文集 https://doi.org/10.4992/pacjpa.85.0_PC-103
- 矢澤 順根・中島 健一郎 (2021). 対人関係におけるクリティカルシンキングの役割モデルの提案—クリティカルシンキング教育への応用可能性— 広島大学心理学研究, 21, 29–41. <https://doi.org/10.15027/52172>

広島大学心理学研究 第24号

令和7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 中島健一郎
編集委員 杉村和美 清水寿代

発行 広島大学大学院人間社会科学研究科心理学講座

発行所 広島大学大学院人間社会科学研究科心理学講座
〒739-8524 東広島市鏡山1丁目1番1号

