ANNUAL LETTERS OF CLINICAL PSYCHOLOGY IN SHINSHU ISSN 2436-326X

信州心理臨床紀要

No. 22 June 2023

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室

22

原著

1 ネガティブ感情を伴う話題への同調行動に至る要因：池田恵理・高橋知音
13 一人称を使用しない面接によるSelf-distancing促進効果：稲井健太・高橋史
25 オンライン相談における自己画像提示方法の影響―自己開示に注目して―：浮田あやの・篠田直子
40 夫婦間葛藤への巻き込まれと家族システムの関連―役割逆転に注目して―：後藤夏妃・水口崇
61 中学生における情動伝染とスクール・モラールが過剰適応傾向に及ぼす影響：下崎まな佳・水口崇
94 うつ病と持続性抑うつ障害に対する援助の必要性に関する認識の差異：竹田芽生・高橋史
103 注意制御と怒り反すうの関連に対するメタ認知的信念の媒介効果の検討：辻原大貴・向井秀文
113 自己受容における「自分と向き合う」過程の検討：中村梓希・篠田直子
126 発達障害児者の保護者支援における心理職の役割に関する研究
―心理職へのインタビューを通して―：野﨑千晶・篠田直子
140 回避型コーピングの適応性の検討―考え続ける義務感を調整変数として―：深谷醇・向井秀文
153 ストレスと不安の関連の検討―スピリチュアリティを調整変数と捉えて―：横田明日香・向井秀文

資料

164 信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室 令和４年度業務内容のあらまし
170 令和４年度心理教育相談室活動報告

＜原著＞

ネガティブ感情を伴う話題への同調行動に至る要因

池田恵理　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
高橋知音　信州大学学術研究院教育学系

概要

SNS 上の炎上が社会問題となっているが、実際に炎上に加担している人やネガティブな話題に反応する人は少ない。しかし炎上の拡散要因として，他者との関係性の有無が関わっている可能性が考えられる。本研究では，ネガティブ感情を伴う話題に触れたときの状況によって同調行動が誘発されやすくなるかどうかということと，状況によって同調行動に至る要因の違いを調べた。結果，炎上への同調の影響因として親しい他者の存在が認められた。また，親しい人から共有されてきたという状況は同じでも話題の内容や性差によって，影響する要因に違いが見られた。また自己主張を選んだ人は，状況や内容に関わらず相互尊重欲求が高い可能性が示唆された。

キーワード：炎上，同調行動，被影響性，相互尊重欲求

問題と目的

炎上に関与する人について

炎上とは,「ある人や企業の行為・発言・書き込みに対して，インターネット上で多数の批判や誹謗中傷が行われること」と定義される（山口，2016）。山口（2015）の調査では，実際に炎上に加担したことがある人は全体の約 1.5%であり，炎上加担者は少ない，という研究結果が示されている。また横澤・篠田（2022）によれば，投稿内容の攻撃性の高さや数情報の有無にかかわらず「何もしない」という回答をした人が 9 割前後であったという研究結果が示されており，SNS 上でネガティブ感情を伴う話題を見ても，それに対して積極的に反応する人も少ないことが考えられる。これらのことから，実際にネガティブ感情を伴う話題の書き込みを行う人や,それに反応する人はごく少数であることが考えられる。

SNS における他者の影響について

Facebook に「いいね」を付与している他者の規模と他者の社会的近接性（友人か他人か）による同調効果への影響を検討した Egebark & Ekström（2018）によれば，1 人の見知らぬ人の「いいね」には同調効果がないが，1 人の友人の「いいね」は，同調行動を誘発することが示されている。この研究から，個人が自分一人であれば関心や反応を示さな

い話題であったとしても他者の存在を経由することによってその話題に対しての関心や反応を誘発する可能性があると考えることができる。

同調行動に影響を及ぼす要因

同調行動に影響を及ぼす要因として本研究では，公的自己意識，他者指向的反応，被影響性，友人関係の欲求を検討する。

公的自己意識は，自己の外的側面に注意を向けやすいという特徴があり，公的自己意識の高い人は低い人に比べて，多数派の見解に容易に同調しようとすることが明らかになっている（Froming & Carver, 1981）。また，葛西・松本（2010）の研究においても同調行動と関連があることが示されており，他者からどう思われるかを気にすることが，同調行動につながっているという考察がなされている。

他者指向的反応と被影響性は多次元共感性尺度（MES）（鈴木・木野，2008）の下位因子である。他者指向的反応は，他者に焦点づけられた情緒反応を指す。いじめの抑制には，共感性の中でも特に「ネガティブ感情への同情」や「視点取得」の向上に努めることが重要であると述べられている研究結果があり（王・桜木，2016），鈴木らによれば，他者指向的反応と視点取得には有意な正の相関関係が見られることから，視点取得が高い人は，もとより他者指向的反応も高いことが考えられる。本研究では，この他者指向的反応に着目し，ネガティブ感情を伴う話題への同調を抑制する可能性のある要因として検討する。一方，被影響性は，他者の感情や意見に影響されやすい傾向を表し，他者の心理状態に対する素質的な反応傾向であるが，MES 作成の際には肯定的な刺激よりも否定的な刺激に反応しやすい情動性ではないかと考察されている。このことから，ネガティブ感情を伴う話題に反応し同調する際に，被影響性は正の影響を持つ可能性が考えられる。

友人関係の欲求（榎本，2000）は，相互尊重欲求，親和欲求，同調欲求の 3 つの下位因子で構成されており，榎本（2000）によれば，友人への信頼・安心感とともに不安感も友人への欲求を引き起こすことと，友人と親しくしたいという欲求が友人との活動を引き起こしていることが示唆されている。本研究では，他者の影響を他者との社会的近接性という観点から検討するにあたり，この友人関係の欲求の側面を測定することとした。

目的

本研究の目的は大きく分けて二つある。一つ目は，ネガティブ感情を伴う話題について，親しい他者から経由されてきたという状況であれば同調行動は増えるのかどうかを明らかにすることである。二つ目は，ネガティブ感情を伴う話題に触れたときの状況や話題の内容によって，同調行動に影響を与えている要因に違いがあるのかを調べることである。また，この目的をより一般的な同調傾向においても検討するため，場面や状況に関わらず，個人が特性として持つ同調傾向に影響を与えている要因に違いがあるのかということも合わせて検討を行う。

仮説

Ⅰネガティブ感情を伴う話題に接触した際の状況として，個人で接触した場合よりも，親しくしている人を経由して接触したときの方が，同調行動が起きやすい。

Ⅱ－①ネガティブ感情を伴う話題への同調行動に至る人は，公的自己意識，被影響性，友人関係の欲求が高い。

Ⅱ－②ネガティブ感情を伴う話題へ同調せず，自分の意見を言う人は，他者指向的反応が高い。

Ⅲ－①同調行動傾向が高い人は公的自己意識，被影響性，友人関係の欲求が高い。

Ⅲ－②同調行動傾向が低い人は，他者指向的反応が高い。

方法

調査協力者

全国の 18 歳以上の人に Google フォームによる質問紙調査を実施し，180 件の回答が得られた。協力者の年齢は 18 歳から上は 80 代までと幅広かったが，本研究の目的を鑑み，18 歳～20 代までの人を分析対象とした（合計 172 名，男性 75 名，女性 96 名，性別その他 1 名）。また分析対象について，平均年齢は 21.44 歳，SD= 1.85，18～27 歳であった。

調査手続き

2022 年 10 月上旬～下旬に、全国の 18 歳以上の人を対象に無記名の質問紙調査を実施した。Google フォームの URL を QR コード化し, 授業後に配布を行ったり, LINE や Twitter, Instagram を使用して URL を送信したりすることで調査協力を依頼した。

調査内容

同調行動についての質問　ネガティブ感情を伴う話題に触れる場面を設定し，その時の同調行動についての質問を設定した。他者から共有されてきたかどうか，という点と，共有されてきた話題の内容で質問項目を分けて設定した。1 問目は「1. SNS 等において，有名人の不祥事などが炎上している情報（そのときはじめて知った）を見かけたとき。」とし，選択肢は「否定も肯定もせず，流す。（無関与）」「自分のコメントをつけずに拡散する。（同調）」「自分のコメントをつけて拡散する。（私見共有）」の 3 つとした。2 問目は「2. 普段親しくしている人から，有名人の不祥事などが炎上している情報（そのときはじめて知った）を，ネガティブ感情を伴って知らされたとき。（例. その話題についてとても批判的に話している）」とし，選択肢は「否定も肯定もせず，流す。（無関与）」「その人に同調する。（同調）」「その人の意見に関係なく，自分の意見を伝える。（自己主張）」の 3 つとした。3 問目は「3. 普段親しくしている人から，自分が知っていて，交流がある人への悪口（そのときはじめて聞いた）を，ネガティブ感情を伴って聞かされたとき。（例. 悪口に，批判的な感情や悪意が伴っている）」とし，選択肢は 2 問目と同様であった。

同調行動尺度　葛西・松本（2010）によって作成された，「仲間への同調」因子（12 項目）と「自己犠牲・追従」因子（10 項目）の 2 因子を持つ同調行動尺度を使用した。「5. とてもあてはまる」から「1. ほとんどあてはまらない」の 5 件法で回答を求めた。

公的自己意識　岩淵ら（1981）によって作成された「自己意識尺度」の中の下位尺度から「公的自己意識尺度」（6 項目）を選出し使用した。「5. 非常にあてはまる」から「1. まったくあてはまらない」の 5 件法で回答を求めた。

多次元共感性尺度（MES）における他者指向的反応・被影響性　鈴木・木野（2008）によって作成された「多次元共感性尺度（MES）」の中の下位因子から「他者指向的反応」（5 項目）と「被影響性」（5 項目）を選出し使用した。「5. とてもよくあてはまる」から「1. 全くあてはまらない」の 5 件法で回答を求めた。

友人関係の欲求の側面　榎本（2000）によって作成された、「相互尊重欲求」因子（8 項目），「親和欲求」因子（9 項目）と「同調欲求」因子（6 項目）の 3 因子を持つ「友人関係の欲求の側面」尺度を使用した。「6. とてもよく思う」から「1. 全く思わない」の 6 件法で回答を求めた。

倫理的手続き　本研究は，信州大学「教育学部研究委員会倫理審査部会」の承認を受けた上で実施された（管理番号：22－14）。

結果

仮説Ⅰの検討

本研究において独自に作成した Q1～Q3 について，各質問の具体的な内容と，選択肢ごとの人数を表 1 に示す。

表 1　Q1～Q3 における選択肢ごとの人数

	無関与	同調	自己主張（Q1私見共有）	合計
Q1（SNSで炎上案件）	170	0	2	172
Q2（親しい人から炎上案件）	71	27	74	172
Q3（親しい人から悪口）	76	18	78	172

Q1 と Q2 において，無関与群と同調群を抜粋し，マクニマーの検定を実施した。分析の結果，親しい人から伝わった状況で有意に同調行動が多く生起することがわかった（$z = 5.00$，$p < .001$）。

仮説Ⅱの検討

Q1～Q3 の各選択肢を選んだ人において，各尺度得点の平均値に差があるかどうかについて検討する。性別と各選択肢を独立変数とし，各尺度得点を従属変数とした 2 要因分散

分析を実施した。結果について，Q1 から Q3 の順に有意であった結果のみ以下に示す。

Q1（SNS で炎上案件）について

2 名を除いて同じ選択肢（無関与群）を選択していたため，得点の比較は行わなかった。

Q2（親しい人から炎上案件）について

相互尊重欲求　性別と選択肢の交互作用が有意であった（$F(2, 165) = 2.32$, $MSE = 0.41$, $p = .048$, $_{partial}\eta^2 = .04$）。まず，選択肢の単純主効果を男女別で検討したところ，女性において有意差が認められた（$F(2, 165) = 3.34$, $MSE = 0.41$, $p = .038$, $_{partial}\eta^2 = .07$）。Holm 法による多重比較の結果，同調群より自己主張群の方が，相互尊重欲求が有意に高いことが示された。続いて，性別の単純主効果を選択肢ごとに検討したところ，選択肢ごとの男女差については，同調群（$F(1, 165) = 8.67$, $MSE = 0.41$, $p = .004$, $_{partial}\eta^2 = .26$）において有意差が認められた。この結果から，同調群における相互尊重欲求は女性より男性の方が有意に高いことが示された。

Q3（親しい人から悪口）について

公的自己意識　性別の主効果は有意であった（$F(1, 165) = 10.26$, $MSE = 0.48$, $p = .002$, $_{partial}\eta^2 = .06$）。この結果から，男性よりも女性の方が，公的自己意識が有意に高いことが示された。

被影響性　性別と選択肢の交互作用が有意であった（$F(2, 165) = 3.22$, $MSE = 0.61$, $p = .042$, $_{partial}\eta^2 = .04$）。まず，選択肢の単純主効果を男女別で検討したところ，女性において有意であった（$F(2, 165) = 8.82$, $MSE = 0.61$, $p < .001$, $_{partial}\eta^2 = .16$）。Holm 法による多重比較の結果，三か所で有意差が示され，無関与群より同調群，自己主張群より無関与群，そして，自己主張群より同調群の方が，被影響性が有意に高いことが示された。

相互尊重欲求　選択肢の主効果は有意差が認められた（$F(2, 165) = 10.08$, $MSE = 0.38$, $p < .001$, $_{partial}\eta^2 = .11$）。Holm 法による多重比較の結果，無関与群よりも自己主張群の方が，相互尊重欲求が有意に高いことが示された。

同調欲求　性別の主効果は有意であった（$F(1, 165) = 10.92$, $MSE = 0.95$, $p = .001$, $_{partial}\eta^2 = .06$）。この結果から，女性よりも男性の方が，同調欲求が有意に高いことが示された。また，選択肢の主効果も有意差が認められた（$F(2, 165) = 4.35$, $MSE = 0.95$, $p = .014$, $_{partial}\eta^2 = .05$）。Holm 法による多重比較の結果，無関与群よりも同調群，そして，自己主張群よりも同調群の方が，同調欲求が有意に高いことが示された。

仮説Ⅲの検討

同調行動尺度の二つの下位尺度「仲間への同調」「自己犠牲・追従」をそれぞれ目的変数，それ以外の尺度を説明変数とした重回帰分析を，参加者全体，男性のみ，女性のみの 3 パターンで実施した。結果を表 2 と表 3 に示す。

表 2　仲間への同調を目的変数とした分析結果

	仲間への同調		
	全体	男性	女性
公的自己意識	.13 **	.18 *	.09
他者指向的反応	-.06	-.07	-.04
被影響性	.31 **	.27 **	.32 **
相互尊重欲求	-.15 **	-.26 **	-.07
親和欲求	.32 **	.30 **	.33 **
同調欲求	.40 **	.42 **	.39 **
決定係数	.66 **	.63 **	.70 **

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

分析の結果，決定係数は参加者全体，男性のみ，女性のみのいずれにおいても 1%水準で有意であった（全体：$R^2 = .66$, $F(6, 165) = 54.41$, $p < .001$，男子：$R^2 = .63$, $F(6, 68) = 19.06$, $p < .001$，女子：$R^2 = .70$, $F(6, 89) = 33.99$, $p < .001$）。

許容度は，全ての尺度について VIF の値を検討したところ，最大値が参加者全体では 1.74，男性では 1.61，女性では 1.81 であり，いずれも 4.00 を超えていないため，多重共線性の問題はないと判断した。

表 3　自己犠牲・追従を目的変数とした分析結果

	自己犠牲・追従		
	全体	男性	女性
公的自己意識	.06	.07	.05
他者指向的反応	-.05	.03	-.10
被影響性	.51 **	.64 **	.41 **
相互尊重欲求	-.23 **	-.06	-.29 **
親和欲求	.10	-.08	.22 *
同調欲求	.02	-.08	.18 *
決定係数	.41 **	.40 **	.49 **

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

分析の結果，決定係数は参加者全体，男性のみ，女性のみのいずれにおいても 1%水準で有意であった（全体：$R^2 = .41$, $F(6, 165) = 19.11$, $p < .001$，男子：$R^2 = .40$, $F(6, 68) = 7.67$, $p < .001$，女子：$R^2 = .49$, $F(6, 89) = 14.43$, $p < .001$）。

許容度は，全ての尺度について VIF の値を検討したところ，最大値が参加者全体では 1.74，男性では 1.61，女性では 1.81 であり，いずれも 4.00 を超えていないため，多重共線性の問題はないと判断した。

考察

仮説Ⅰの検討

Q1 は自分一人で炎上の話題を見かけたという状況であり，ほとんどの人が無関与を選択していることから，横澤・篠田（2022）の研究結果に従うものとなったと言える。本研究では，親しい人経由で炎上案件を知った場合であれば，同じ内容を自分一人で見かけた場合よりも同調する人が増えるのではないかという仮説に基づいて調査を行ったが，この仮説は支持された。このことを Egebark & Ekström（2018）の研究結果を考慮して考察すると，親しい人の存在が同調効果を生み出したと考えることができる。

仮説Ⅱの検討

Q1（SNS で炎上案件）について　Q1（SNS で炎上案件）については，各群の人数に大きな偏りがあり,行動に影響を与える要因について結果を出すことができなかった。ただし，仮説Ⅰの検討で述べたように，このように人数の偏りが大きいことは，先行研究の結果に従うものになったと言える。

Q2（親しい人から炎上案件）について　相互尊重欲求は，女性において，同調群より自己主張群の方が有意に高いことが示された。一方同調群においては，女性より男性の方が有意に高いことが示された。このことから，同調する人と自己主張する人の相互尊重欲求の高さには男女で違いがあることが明らかになった。相互尊重欲求は,「友達には私の意見をきちんと言いたい」といったような内容の項目で構成されており，友人と互いの個性を尊重する関係を望む欲求である（榎本，2000）。Q2（親しい人から炎上案件）という状況で，自己主張群において相互尊重欲求が高いことは，互いに意見を言い合いたいという欲求の特徴に従うものであると考えられるが，この結果は男性にはみられず女性のみでみられた。榎本（2000）によれば，大学生において女子の方が相互尊重欲求が有意に高いという結果が得られているが，本研究で男女差が見られたのは同調群においてのみであり，これは男性の方が高いという結果になった。女性にとって互いに尊重し合いたい欲求があるときに取る行動は友人と意見を述べ合うことであるという捉え方になっている可能性がある一方，男性にとっては単に相手に同調しているときでも互いに尊重し合いたい欲求が高いという可能性が考えられる。

Q3（親しい人から悪口）について　被影響性は，女性において，同調群，無関与群，自己主張群の順で有意に高いことが示された。島ら（2021）によれば，MES において認知的共感にあたる「視点取得」，情動的共感にあたる「他者志向的反応」と「被影響性」が男子学生よりも女子学生の方が有意に高かったという報告がされている。これを踏まえると，本研究において被影響性の差が女性においてはっきりと出ているのは，女性の情動的共感の高さが行動選択に影響したからではないかという可能性が示唆された。被影響性は他者の感情や意見に影響されやすい状態を示していることを考えると，同調群，無関与群，自

己主張群の順に被影響性が高くなったことはこの定義に従った結果であると言える。

続いて相互尊重欲求は，無関与群よりも自己主張群の方が有意に高かった。理由は Q2 の状況と同様に，自己主張群において相互尊重欲求が高いことは，互いに意見を言い合いたいという欲求に沿うものであるからと考えられる。

続いて親和欲求において，無関与群よりも同調群，自己主張群よりも同調群の方が有意に高いことが示された。榎本（2000）は，親和欲求の主な内容は楽しむことと仲間づきあいを望むことであり，友人に対して求める基本的で中心的な欲求であると述べている。この定義に沿って考えると，同調という行動を選択する人は，友人との親しい付き合いを望むという欲求のために相手との関係維持を図っているという動機が潜在している可能性が考えられる。

続いて同調欲求においても，無関与群より同調群，自己主張群より同調群の方が有意に高いことが示された。同調欲求とは，互いの行動や趣味の一致を望むもので，自分たちは「同じだ」という感覚を強く望むのが特徴である（榎本，2000）。この定義に沿って考えれば，相手の意見を流すことを選択する無関与群や自分の意見を主張する自己主張群よりも相手への同調を選択する同調群において同調欲求が高いことは自然な結果と言える。

仮説Ⅲの検討

目的変数を「仲間への同調」にした場合について述べる。男女に共通する要因として，被影響性，親和欲求，同調欲求が挙げられる。被影響性は他者の感情や意見に影響されやすいという性質であり，影響のされやすさゆえに内心から相手の意見や行動を受け入れるハードルも下がり，同調行動につながりやすい性質であると言えるのではないかと考えられる。親和欲求の高い人は，親しい仲間づきあいを望むから相手の意見や行動を受け入れるという方略を取り，同調欲求の高い人は，相手と互いの行動や趣味の一致を望むからまずは相手の意見や行動を受け入れるという方略を取るのではないかと解釈できる。一方，男性には見られたが女性には見られなかったものとして，正の影響を及ぼしていた公的自己意識と，負の影響を及ぼしていた相互尊重欲求が挙げられる。まず，公的自己意識と仲間への同調には比較的強い関係が見られたことが葛西・松本（2010）によって示されている。これが女性では見られず男性で見られた理由として，本来公的自己意識そのものの性差を見ると，男性より女性の方が高いという結果が得られている（葛西・松本，2010）ことを踏まえると，男性で自分がどう見られるかを気にする傾向が高い人は，何か他の要因が影響している可能性が考えられる。葛西・松本（2010）は，仲間への同調傾向がある者は，もともと特性不安が高い傾向があると推測しており，本研究では想定していなかった別の要因が関連している可能性がある。一方，相互尊重欲求については，男性における仲間への同調に対して強い負の影響を持っている。榎本（2000）によれば，青年期の友人への感情は，大学生において男性は「独立」が高く，女性は「信頼・安定」と「独立」が高いという結果が報告されていることから，男性では友人に対して独立し，互いに意見を言

い合うような相互尊重の関係性が重視され，それゆえに相手の意見や行動を受け入れるという同調傾向に強く負の影響を及ぼしたのではないかと考えられる。

続いて，目的変数を「自己犠牲・追従」にした場合について述べる。男女に共通する要因として，被影響性が挙げられる。自己犠牲・追従は自分が我慢して相手に合わせて同調する内容の尺度であり，男女ともに被影響性が強い正の影響を及ぼしていた。自己犠牲・追従は表面的同調に相当すると考えられているため，内心からの同調ではなく，影響のされやすさはあまり関連しないのではないかと考えられたが，葛西・松本（2010）によれば，自己犠牲・追従においても特性不安との関連が見られており，特性不安の高さが被影響性と自己犠牲・追従の関係を媒介している可能性が示唆された。また，女性にはみられたが男性にはみられなかったものとして，正の影響を及ぼしていた親和欲求及び同調欲求と，負の影響を及ぼしていた相互尊重欲求が挙げられる。親和欲求の高い人は親しい仲間づきあいを維持するために，自分を抑えて相手に合わせるという方略を取っていると解釈することができ，同調欲求の高い人は互いの行動や趣味の一致を求めて，自分を抑えて相手に合わせるという方略を取っていると解釈することができる。男性ではみられず女性ではみられた理由は，自己犠牲・追従という尺度は自分を抑えて相手に合わせるという内容である，という点にあると考えられる。青年期の友人への感情は，大学生において女性は「信頼・安定」と「独立」が高いという結果（榎本，2000）が出ていることを踏まえると，女性は「信頼・安定」が高く，男性よりも友人との関係を安定させることを望む傾向が高い可能性が考えられる。このことから，相手との関係を維持するために自分を抑えるという動機から同調行動に至るプロセスが男性よりも生起しやすいのではないかと考えられる。また，女性において相互尊重欲求が自己犠牲・追従に対して強い負の影響を及ぼしている理由を考察する。自分を抑えて相手に合わせるという行動を取らない，という選択をすることは，信頼・安定を重視する女性にとって負荷が高い行動であると考えられ，その行動を取る人の要因を考えれば，個人要因として互いに意見を言い合いたいという欲求が強いことが考えられる。

総合考察

同調行動を選択する人の要因

仮説Ｉが支持されたことにより，親しい他者の存在によって，本来自分一人で見ても流してしまうような炎上についての話題に同調する人がいることが示された。これはEgebark & Ekström（2018）の研究結果に従うものとなった。本研究では特定のSNSサービスを指定せず，また，ネガティブ感情を伴う話題という状況設定で質問を作成したため，Egebark & Ekström（2018）が調査を行ったFacebook以外のSNSにおいても，また，対象となる話題が炎上についての話題であっても，親しい他者の存在による同調効果が生じている可能性が示唆された。

続いて，親しい他者から共有されてきた炎上の話題に同調することを選択した人の要因だが，男性で同調を選択した人が相互尊重欲求が高いという結果が示された。本研究では，男性と女性で友人に対する欲求と行動の関連の仕方が異なるためにこのような結果になったと考察した。ただ，男性が友人関係に求める欲求において相互尊重欲求は本来的に高い可能性が考えられるため，同調行動に特に影響したと解釈することには限界がある。

続いて，親しい他者から共有されてきた悪口についての話題に同調することを選択した人の要因だが，参加者全体では仲間への同調の高さ，親和欲求の高さと同調欲求の高さが影響している可能性が示され，女性では自己犠牲・追従の高さと被影響性の高さが影響している可能性が示された。友人関係への欲求が同調行動に影響している可能性は仮説に従うものであり，友人との付き合いを楽しく維持したいという欲求や友人と趣味や好みの一致を望むような欲求が同調行動に表れたのだろうと考えられる。また，悪口というネガティブ感情を伴う話題に対する同調であるため，話題そのものに対する同調というより，その話題を共有してきた親しい他者に対する同調である可能性が高いのではないかと考えられる。また，女性においては悪口という話題に同調する際に自分を抑えて相手に合わせるという傾向の高さや影響のされやすさが影響因として出ていたが，女性は友人に対して信頼や安定を望む傾向があるという先行研究の結果を踏まえれば，炎上ではなく悪口という話題は関係維持を考えたときにより扱いを慎重にしなければならない話題であり，個人要因の差がはっきりと表れたのではないかと考えられる。

以上をまとめると，炎上という話題と悪口という話題で同調行動への影響因に差が出ていることが示されており，単にネガティブ感情を伴う話題と言っても，炎上と悪口では話題の身近さが異なっているため，それによって差がみられたのではないかと考えられる。有名人等の炎上は世間で起こっているニュースなどであるため，自分の身近で起きているわけではなく，同調しても話題に対して関心を持たなければ拡散行動につながる可能性が低いと考えられる。一方，本研究で設定した悪口は知人に関するものであり，実際にその人との間に関係性が存在していて，日常生活に影響を及ぼすおそれがあるため，悪口への同調はそれ以降の拡散につながる可能性が考えられる。

自己主張を選択する人の要因

本研究の仮説では，同調行動ではなく自己主張を選択する人は他者志向的反応が高いのではないかと予想していた。しかし結果は，共有されてきた話題が悪口についてである場合は，女性の自己主張群において同調群より相互尊重欲求が高いという結果になっており，共有されてきた話題が悪口である場合は，性差は関係なく，自己主張群において無関与群より相互尊重欲求が高いという結果になった。さらに，仮説Ⅲ－②の結果を合わせて検討すると，個人特性としての同調傾向にも相互尊重欲求が負の影響を及ぼしていることが示されている。このことから，ネガティブ感情を伴う話題が親しい他者から共有されてきた場合に，そこに同調せず，自分の意見を伝えることを選ぶ人は，相互尊重欲求が高いとい

う個人要因を持つことが示された。研究構想時点では，友人関係の欲求という尺度における3つの下位尺度によって同調行動への影響の出方に違いがあるというところまでは想定していなかったが，分析の結果，はっきりとした差をみることができた。榎本（2000）によれば，相互尊重欲求は青年期における同性の友人への欲求の最終段階であると言うことができ，互いの相違点を理解し，互いに認め合うことを望む欲求とされる。このことを踏まえると，自他の考えを理解し尊重し合える素地を持っている人は，ネガティブ感情を伴う話題が共有されてきた場合でも，安易に同調せず，自分の意見を主張することで，親しい他者が抱えていたネガティブ感情を抑制し，その後の話題拡散も抑制できる要因となる可能性が示唆された。

本研究の限界と今後の課題

本研究では，同調行動が実際に拡散行動にまでつながるのかという点は確認することができていない。今後の研究では，同調した人が次の拡散行動に至るかどうかということについての検討が必要になると考えられる。また，本研究で設定した独自質問の問題も本研究の限界として挙げられる。まず，各質問の状況において選ぶ選択肢が，各質問で質的に異なるものになってしまっていたところがあった。ただ，本研究の目的は炎上についての話題に同調する際の影響因を探すことであったため，炎上という話題と悪口という話題でより詳細な検討をすることは，今後の研究課題として検討されることを期待したい。

本研究の意義

本研究では，ネガティブ感情を伴う話題に触れたときの状況をいくつか設定し，他者の影響と，同調行動への影響因を合わせて検討した。親しい他者の存在によって，同調行動が生起しやすくなる可能性が示されたことと，同調行動の影響因に男女差がみられたことは，ネガティブ感情を伴う話題の拡散の仕組みを考えるうえで他者の存在や性差を検討する必要性を示すことができたと言える。また，同調行動ではなく自己主張を選択する人の要因として，性差や状況に関わらず，相互尊重欲求が影響を及ぼしていることが確認できたことから，友人に対して互いに尊重し合いたいという欲求を持っていることで，ネガティブ感情を伴う話題への安易な同調やその後の拡散を抑制できる可能性が示唆された。このように，同調行動という観点からネガティブ感情を伴う話題の拡散につながる要因を検討した本研究は，今後，炎上等のネガティブ感情を伴う話題の拡散のメカニズムを明らかにしていくにあたって，一つの切り口を示すことができたのではないかと考える。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

Egebark, J. & Ekström, M. (2018). Liking what others “Like”: Using Facebook to identify determinants of conformity. *Experimental Economics*, *21(4)*, 793-814.

榎本 淳子 (2000). 青年期の友人関係における欲求と感情・活動の関連　教育心理学研究, *48*, 444-453.

Froming,W. J. & Carver, C. S. (1981). Divergent influences of private and public self-consciousness in a compliance paradigm. *Journal of Research in Personality*, *15*, 159-171.

岩淵 千明・田淵 創・中里 浩明・田中 國夫 (1981). 自己意識尺度についての研究 日本社会心理学会第 22 回大会論文集, 37-38.

葛西 真記子・松本 麻里 (2010). 青年期の友人関係における同調行動－同調行動尺度の作成－ 鳴門教育大学研究紀要, *25*, 189-203.

小山 耕平・浅谷 公威・榊 剛史・坂田 一郎 (2019). ネット炎上におけるユーザーの共振構造 人工知能学会全国大会論文集第 33 回大会.

王 影・桜木 惣吉 (2016). いじめ場面における傍観者の共感性といじめ関連行動との関係 愛知教育大学健康支援センター紀要, *15*, 3-10.

島 孟留・中雄 勇人・田井 健太郎・霜触 智紀・木山 慶子・新井 淑弘・鬼澤 陽子 (2021). 大学生の運動・スポーツ活動の頻度や体力・運動能力と共感性の関連 群馬大学共同教育学部紀要 芸術・技術・体育・生活科学編, *56*, 109-117.

鈴木 有美・木野 和代 (2008). 多次元共感性尺度 (MES) の作成－自己指向・他者指向の弁別に焦点を当てて－ 教育心理学研究, *56*, 487-497.

山口 真一 (2015). 実証分析による炎上の実態と炎上加担者属性の検証 情報通信学会誌, *33(2)*, 53-65.

山口 真一 (2016). 炎上加担動機の実証分析 2016 年社会情報学会(SSI)学会大会予稿.

横澤 侑奈・篠田 直子 (2022). 攻撃的ツイートに対する拡散行動促進要因に関する探索的研究 信州心理臨床紀要, *21*, 99-114.

＜原著＞

一人称を使用しない面接によるSelf-distancing促進効果

稲井健太　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
高橋史　　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究の目的は，非一人称で自己の思考や感情を発話によって振り返ることによるSelf-distancingの促進効果を明らかにすることであった。心理学を専攻する大学生および大学院生 30 名を対象として実験を実施し，スピーチ課題によって生じる不安反応が，Self-distancing を促す面接質問によってどのように変化するのかを検証した。実験の結果，Self-distancing を促す面接質問による Self-distancing の促進効果および不安減少効果を積極的に支持する結果は観察されなかった。先行研究と同様の手続きで行った実験で異なる結果が得られたという点について，考察を行った。

キーワード：self-distancing，self-talk，非一人称，不安，心理療法

問題と目的

認知療法の創始者の Beck は，自己の認知の客観性を獲得するプロセスとして「距離を置く」ことを挙げており（Beck, 1970），伊藤（2018）は認知療法では，自動的な思考のプロセスに気づき，その捕らわれから距離を置くことが重視されてきたと述べている。マインドフルネスでの脱自己中化は「自身の思考や感情が，心の中を過ぎ行く出来事に過ぎない」と認識すること（Teasdale et al., 2002）と定義されており，自分の思考を心の中の一過性の体験として捉えて距離を置くスキルである。ナラティブセラピーでの，外在化技法（White & Epston, 1990）とは「気になる問題を客観視し，問題を分離したユニットとして，人々や人間関係の外側に位置させる」技法であり，これもまた「距離を置く」という概念と重なるところがある。また，Sugiura（2006）では，認知行動療法や瞑想，フォーカシング，自己意識，ストレス対処を理論背景にもつ尺度を同時に因子分析し，各種心理療法に共通する要因を探った。その結果，「否定的な思考から距離をおくスキル」がフォーカシング，認知行動療法，瞑想を背景とする項目を結びつけた。この結果を，杉浦（2008）は距離をおくスキルが多くの心理療法に共通する重要なメカニズムであることを示唆していると述べている。

このように，「自己の思考・感情と距離を置くこと」はさまざまな臨床心理技法で用いら

れており，その重要性や有効性が報告されている。その中でも，近年,「自己の思考・感情と距離を置くこと」は Self-distancing という概念のもと研究が行われている。

Self-distancing とは，自己を観察する際に人がとる視点を操作することにより，観察される自己と観察する自己との心理的距離を遠ざける過程であり，体験から「一歩下がる」ことで，客観的に自己を観察できるようになり，結果，その体験をより効果的に処理することができるメカニズムである（Kross et al., 2005）。Self-distancing に関する研究は,「自分の感情を理解する」という特定の文脈で，Self-distancing が自己調節にどのように影響するかに焦点を当て，適応的な自己内省を促進することを目的として研究されてきた（Kross & Ayduk, 2017）。短期的に Self-distancing を用いることで，自己投入型の視点で自己の感情を振り返るよりも，ネガティブな感情を再体験する報告が少なくなること，思考内容が体験を再構成する方向に変化することが示され，苦痛が低減されていることが示唆された（Kross et al., 2005; Kross & Ayduk, 2008）。長期的には，実験後 1 週間までネガティブな経験について考えることが少なくなることが報告されている（Kross & Ayduk, 2008）。また，White et al.（2015）では，対象が青年であっても，自己のネガティブな感情を分析する際に自発的に Self-distancing を行うほど，感情反応性が低下し，経験を再構成する方向へ思考が変化しうることが示されている。生理学的観点からも，自己の感情を振り返るときに Self-distancing を用いることにより, 心血管系の反応性が低くなり, ストレスからの生理的回復も促進されることが示唆されている (Ayduk & Kross, 2008; Wisco et al., 2015)。以上の研究から，Self-distancing を用いることにより，感情を制御しながら，自己の感情や体験についてより適応的に振り返ることができ，思考も建設的に感情や体験を再構築する方向に変化すると言える。

当初は, 視覚的イメージを喚起させることによる Self-distancing の促進が行われていたが（例：数歩下がって，壁に居るハエの視点から振り返ってください）（Kross & Ayduk, 2008），日常生活でネガティブな感情を経験している最中に，視覚的イメージを喚起することは難しい（Kross & Ayduk, 2017）。そこで，近年，Self-distancing を容易に行う方法として，言語的操作（具体的には人称の変更）による Self-distancing の研究が注目されている。

Self-distancing の研究は, 解釈レベル理論に基づき行われてきた。解釈レベル理論では, 人々が対象や出来事に対して感じる心理的距離によって精神的表象が異なると考えられている。具体的には，対象への心理的距離を遠く感じた場合，解釈レベルが高次となり，人はその対象を抽象的, 脱文脈的, 本質的にとらえ, 対象への心理的距離を近く感じた場合, 解釈レベルが低次となり，人はその対象を具体的，文脈的，副次的にとらえる（Trope & Liberman, 2010; 外川, 2018）とされる。また，解釈レベル理論では，心理的距離はある一つの次元の心理的距離が変化すれば，他の次元の心理的距離にも影響を及ぼすとされ, 複数の次元の心理的距離が同時に変化する（Trope & Liberman, 2010）とされている。

Kross et al.（2014）は，ある心理的距離が他の心理的距離に影響を及ぼすという事に着目し, 人称変更によって言語的自己距離を操作することで, 視覚的自己距離にも影響が及び, 視覚的イメージを喚起させる場合と同様に Self-distancing を促進できるのではないかという仮説を立てた。

Kross et al.（2014）は自分自身への語り掛けである Self-talk の主語に着目し，「私」など一人称を用いた Self-talk を行う群と「彼」「彼女」「名前」など非一人称を用いた Self-talk を行う群を設定し，Self-talk を行う際の人称の違いによる，Self-distancing の促進とその効果を 6 つの研究により検討した。研究 1 では，怒りと落ち込みに関連する体験についての自己の感情を一人称または非一人称で振り返り，その際の視点などについて質問紙で測定し，非一人称群は一人称群に比べ，Self-distancing が促進されることが示された。研究 2 では異性に対する第一印象を良くする，研究 3 ではスピーチを行うという課題を与え，社会的ストレス下での，非一人称による Self-talk の効果を検証し，それぞれの課題において，非一人称による Self-talk を行うとパフォーマンスが向上すること，不安や緊張が軽減することなどが示された。研究 4 と 5 では，非一人称 Self-talk による予期不安への効果を検証し，非一人称 Self-talk は認知的回避を生じさせない形で予期不安を低減させることが示された。同様に，Moser et al.（2017）の研究では，嫌悪刺激を見た時の感情とネガティブな自伝的記憶を思い出した時の感情を一人称または非一人称で振り返り，その際の神経活動を EPR と fMRI で測定し，非一人称による振り返りが，認知的負荷をかけずに感情を制御することができる方略であるということを神経活動の観測により示した。以上の研究から，非一人称による Self-talk や自己の感情の振り返りは，認知的負荷の少ない形で Self-distancing を促進し，自伝的記憶に対する建設的な思考の促進，ストレス下での感情の制御，予期不安の低減ができると言える。

しかしながら，Kross & Ayduk（2017）は，発話による非一人称 Self-talk の有効性は未だ不明瞭だとして，今後の研究の必要性を述べている。清水他（2021）では，発話による Self-talk が用いられた。非一人称 Self-talk 条件の方が一人称 Self-talk 条件と比べ，ハンドグリップを握る持続時間が長いことが示され，発話による非一人称 Self-talk の自己制御の有用が示された。しかし，清水他（2021）での発話による非一人称 Self-talk はハンドグリップを握り続けることに対する自己への励まし（例「〇〇ならまだできる」）であり，自己の思考や感情の振り返りではない。

そこで，本研究は，ストレスのある状況で，非一人称で自己の思考や感情を発話によって振り返ることによる Self-distancing の促進の可能性について検証することを目的とする。本研究では，実際の心理面接場面での適応の可能性を広げること，人称変更が行われていることを確認する必要があることから，発話の形式として面接（対話）を用いることとした。なお，実験操作時，面接者（実験者）は事前に計画された質問と相槌以外の反応を行わなかった。また，面接（発話）での人称変更によるネガティブな感情の制御の可能

性と，面接（発話）での人称変更による被面接者の主観的な認知負荷についても併せて検証する。本研究の仮説は，仮説１「ストレスのある面接場面で，自分の思考や感情を振り返る際に，被面接者の人称を非一人称に変更すると，Self-distancing が促進される」，および仮説２「Self-distancing が促進され，ストレスによって生じたネガティブな感情が制御できる」の２つの仮説から構成される。

方法

大学生及び大学院生を対象として，面接時の人称変更による Self-distancing と感情制御について実験を行った。以下，研究参加者，実験デザイン，実験材料手，実験状況，実験続き，解析計画を説明する。なお，本研究は学内の研究倫理審査委員会の承認を受けて実施された（管理番号:21-34）。

研究参加者

研究参加者は甲信越地方の大学・大学院で心理学を専攻する，大学生および大学院生，計 30 名であった。縁故法を用いて研究参加者を募集し，書面による同意を得られた者を研究対象者とした。研究参加者に対して研究協力による報酬などは付与しなかった。性別の内訳は男性 10 名女性 20 名で，平均年齢は 21.97 歳であった。

実験デザイン

本研究は，ストレス誘発後の面接時における被面接者の人称の要因（一人称群，非一人称群）と，タイミングの要因（ストレス誘発前，面接（実験操作）前，面接（実験操作）後）独立変数とする 2 要因研究参加者混合計画であった。一人称群における人称は私，僕，俺または人称の省略など研究参加者の任意とし，非一人称群における人称はアルファベットの『A』とした。従属変数は，Self-distancing と感情状態，予期不安，主観的な認知負荷であった。

実験材料

感情状態の測定　Kross et al.（2014）で用いられた質問を日本語訳し，ストレス誘発前，面接（実験操作）前，面接（実験操作）後の研究参加者の感情状態を測定するために用いた。「『今』どのように感じていますか？」という質問に対し，1.快 - 7.不快の 7 件法で回答を求めた。

Self-distancing の測定　Kross et al.（2014）で用いられた質問を日本語訳した上で「面接中」という言葉を付け加えたものであり，面接（実験操作）後の Self-distancing を測定するために用いた。「面接中，自分の感情を振り返る際の視点はどこにありましたか？」（1.主観的 - 7.客観的，7 件法），「面接中，自分の感情を振り返る際，その感情との距離はどの程度離れていましたか？」（1.近かった - 7.遠かった，7 件法）という２つの質問に回答を求めた。

Trier Social Stress Task 改変版　Kirschbaum et al.（1993）によって作成されたも

のであり，参加者に十分な準備時間を与えずに，評価者の前でスピーチをさせるものである。本研究では，Kross et al.（2014）に従って，Trier Social Stress Task を改変したものを，ストレスを誘発するために用いた。スピーチの内容は「自分の目指している仕事と自分がその仕事に就くのに相応しい理由」であること，スピーチの時間は５分間であること，二人のスピーチパフォーマンス評価者に対してスピーチすること，スピーチ準備のために５分間の準備を設けること，準備の際はメモ等禁止，スマートフォンの使用も禁止であること，スピーチ準備は実験室にて一人で行うことを説明した。研究参加者への負担を最小限にするために，本研究では，実際にはスピーチ課題は行わなかった。

予期不安の測定　Kross et al.（2014）で用いられた質問を日本語訳し，スピーチ課題に対する予期不安を測定するために用いた。「これから始まるスピーチに対して，どの程度ストレス/不安を感じていますか？」という質問に対して，7 件法（1.あまり感じていない - 7.非常に感じている）で回答を求めた。

認知的負荷の測定　主観的な認知的負荷を測定するために，感情を振り返ることの難易度と感情を語ることの抵抗感につい回答を求めた。感情を振り返ることの難易度を測定するために，「面接で自分の感情を振り返ることはどの程度難しかったですか？」という質問に対して，7 件法（1.あまり難しくなかった－7.非常に難しかった）で回答を求め，感情を語ることの抵抗感を測定するために，「面接で自分の感情を語るのにどの程度抵抗を感じましたか？」という質問に対して，7 件法（1.感じなかった－7.感じた）で回答を求めた。

実験状況

窓，机，2 つの椅子がある六畳ほどの部屋で行った。研究者と研究参加者は向かい合わせに座り，スピーチ準備の際，研究参加者は一人になった。

実験手続き

研究への参加同意を得た後，デモグラフィック項目とストレス誘発前の感情状態（快／不快）のベースライン評価を行い，Trier Social Stress Task 改訂版 の修正版を実施してストレス反応を誘発した。次に，面接（実験操作）前の感情状態（快／不快）を測定し，実験群（非一人称群）と統制群（一人称群）をランダムに振り分けた。実験群（非一人称群）には，面接前に，「今から〇〇さんの事を A と呼び質問します。例えば，〇〇さんは朝ごはんに何を食べましたか？という質問の場合，A は朝ごはんに何を食べましたか？と質問します。そして，〇〇さんも自分のことは A と表現して質問に答えてください。例えば，A は朝ごはんにおにぎりを食べました。というように答えてください。」と伝えた。統制群（一人称群）には面接前の指示はなかった。Kross et al.（2014）では，これからの出来事（スピーチ課題）に対する自分の感情について，「何故，今の気持ちになったのか，その原因や理由は何なのか振り返ってください」と教示していた。本研究では，Kross et al.（2014）の方法に倣って，スピーチ課題に対する気持ちや考えを三つの質問によって尋ねた。実験群（非一人称群）には，「A はこれから行われるスピーチに対してどの様な気持ち

を持っていますか？」「なぜ，A はそのような気持ちになったのですか？」「A のスピーチの結果はどのようになるでしょうか？」と質問をし，統制群（一人称群）には「これから行われるスピーチに対してどの様な気持ちを持っていますか？」「なぜ，そのような気持ちになったのですか？」「スピーチの結果はどの様になるでしょうか？」と質問をした。実験者から研究参加者への問いかけを，表１にまとめる。実験者は，三つの質問と相槌以外の反応は行わなかった。

表１　実験者から研究参加者への問いかけ

	実験群（非一人称群）	統制群（一人称群）
人称変更に関する教示	今から〇〇さんの事を A と呼び質問します。例えば，〇〇さんは朝ごはんに何を食べましたか？という質問の場合，A は朝ごはんに何を食べましたか？と質問します。そして，〇〇さんも自分のことは A と表現して質問に答えてください。例えば，A は朝ごはんにおにぎりを食べました。というように答えてください。	（該当なし）
質問１	A はこれから行われるスピーチに対してどの様な気持ちを持っていますか？	これから行われるスピーチに対してどの様な気持ちを持っていますか？
質問２	なぜ，A はそのような気持ちになったのですか？	なぜ，そのような気持ちになったのですか？
質問３	A のスピーチの結果はどのようになるでしょうか？	スピーチの結果はどの様になるでしょうか？

問いかけとその応答（実験操作）を行った後，感情状態（快／不快）およびスピーチ課題の予期不安を測定した。その後，スピーチを実際には行わないことを研究参加者に伝え，Self-distancing，感情分析の難易度，および感情を語ることの抵抗感の測定を行った。

解析計画

データ解析には Microsoft Excel で作動する統計分析用プログラム HADon17_202 を用いた。まず，仮説１「ストレスのある面接場面で，自分の思考や感情を振り返る際に，被面接者の人称を非一人称に変更すると，Self-distancing が促進される」を検証するために，ストレス誘発後の面接時における被面接者の人称の要因（一人称群／非一人称群）を独立変数，Self-distancing を測定した二つの質問の合成得点を従属変数とした，対応のない Welch の t 検定を行う。非一人称群の得点が一人称群よりも有意に高く（$p < .05$），その効果量が中程度以上（Cohen's $d > 0.50$）であった場合，仮説１が支持されたと判断する。

次に，仮説２「Self-distancing が促進され，ストレスによって生じたネガティブな感情が制御できる」を検証するために，２つの分析を行う。第一に，ストレス誘発後の面接時における被面接者の人称の要因（一人称群／非一人称群）とタイミング（ストレス誘発前／実験操作前／実験操作後）を独立変数，感情状態を従属変数とした二要因分散分析を行う。交互作用の効果が中程度（$\eta^2 > 0.60$）であり，単純主効果の検定によって非一人称群における実験操作後の感情状態の得点が実験操作前の感情状態の得点よりも低いとき（$p < .05$; $r > 0.30$），仮説２は支持される。第二に，ストレス誘発後の面接時における被面接者の人称の要因（一人称群／非一人称群）を独立変数，スピーチ課題に対する予期不安を従属変数とした対応のない Welch の t 検定を行う。非一人称群のスピーチ課題に対する予期不安得点が一人称群よりも低く（$p < .05$），その効果量が中程度以上中程度以上（Cohen's $d > 0.50$）であった場合，仮説２が支持されたと判断する。

結果

有効研究参加者

面接（実験操作）前の感情状態の得点がストレス誘発前の感情状態の得点と比べ低くなかった研究参加者２名をストレス誘発が失敗したとして，分析の対象外とした。最終的に，28 名が有効研究参加者となった（男性 8 名女性 20 名，平均年齢 21.96 歳）。各変数の基礎統計量を表２に示す。

表２　測定変数の基礎統計量

変数	*M*	*SD*	中央値	最小値	最大値
年齢	21.96	1.53	22.00	19.00	24.00
感情状態①（ストレス誘発前）	3.11	0.79	3.00	2.00	4.00
感情状態②（実験操作前）	4.75	1.04	5.00	3.00	7.00
感情状態③（実験操作後）	4.14	0.93	4.00	2.00	6.00
Self-distancing	7.14	2.97	7.00	2.00	12.00
予期不安	5.07	1.05	5.00	3.00	7.00
認知的負荷	5.43	2.30	5.00	2.00	10.00

N=28

仮説１の検証

対応のない Welch の t 検定を行った結果，一人称群（$M = 6.20$, $SD = 3.09$）と非一人称群（$M = 8.23$，$SD = 2.60$）の間で Self-distancing 得点に差は認められなかった（$t[23.62] = 1.87$, $p = .07$, $d = 0.70$）。そのため，仮説が正しいと積極的に結論づける根拠は得られなかった。

仮説２の検証

二要因分散分析の結果，タイミングの主効果が有意であった（$F[1, 52] = 55.43$, $p < .01$, 偏$\eta^2 = 0.68$）。一方，面接時における被面接者の人称の主効果（$F[1, 26] = 0.22$, $p = .64$, 偏$\eta^2 = 0.01$）および交互作用は有意ではなかった（$F[1, 52] = 0.20$, $p = .82$, 偏$\eta^2 = 0.01$）。Welch の t 検定の結果，一人称群（$M = 5.33$, $SD = 0.72$）と非一人称群（$M = 4.77$, $SD = 1.30$）の間で予期不安得点に有意差は認められなかった（$t[18.18] = -1.38$, $p = .18$, $d = 0.53$）。

考察

本研究の目的は，ストレス下での面接時の被面接者の人称を変更することによる Self-distancing の促進効果，および人称変更によるネガティブな感情の制御効果を明らかにすることであった。実験の結果，仮説を積極的に支持する結果は観察されず，Self-distancing の効果を明確に示すには至らなかった。

仮説１について，面接時の被面接者の人称の２群の，Self-distancing 得点を比較したところ，統計的に有意な差は認められず，仮説１は支持されなかった。仮説が支持されなかった要因として，自発的な Self-distancing を統制出来ていなかった可能性がある。Ayduk & Kross（2010）では，自発的に Self-distancing を行う者がいること，そして自発的な Self-distancing も操作的な Self-distancing と同様に感情の制御と思考の再構築に有効であることを示している。また，White et al.（2015）からも，特別な操作なしに自発的に Self-distancing を行っている人がいることが分かる。本研究では，この自発的な Self-distancing を統制することなく実験を行った。その為，一人称群の中に自発的に Self-distancing を行う者がいたために，その効果が混在した可能性がある。しかし，本研究が参考とした Kross et al.（2014）でも自発的な Self-distancing を統制する操作は行われていなかった。同様に自発的な Self-distancing を統制しなかった Kross et al.（2014）では Self-distancing は促進されて，本研究では Self-distancing が促進されなかった要因として他に考えられるのは，(A) 研究参加者の属性の効果，(B) 面接であることの効果，(C) 面接（実験操作）時の質問の効果，の３点である。

１つ目の要因である研究参加者の要因について、Kross et al.（2014）は研究参加者の専攻等に関する情報が明示されていなかった。本研究の協力者は縁故により集められ，すべて心理学を専攻している大学生・大学院生であった。大橋他（2013）では，心理学を専攻した社会人および心理学の授業を履修したことのある社会人を対象に，心理学を学ぶことの効果についてウェブ調査を行った結果，心理学を学ぶことによって，「自分の心の持ちようを調整できるようになったという自分をコントロールするという回答も散見された」と述べている。Self-distancing を促進することの効果の一つに感情制御があることから（Ayduk & Kross, 2008; Kross et al., 2014; Wisco et al., 2015 など），心理学を学ぶこと

によって，心の持ちようを調整できるようになった要因に，自発的 Self-distancing が含まれている可能性がある。本研究の研究参加者も心理学の学びを通して，自発的に Self-distancing を促進する素養を身に着けており，結果として，人称変更による Self-distancing 促進の差が認められなかったのかもしれない。

２つ目の要因として，実験想定場面が面接であることの効果が関与した可能性がある。被面接者は面接者に対して自身の感情を伝えるために，自分に生じている感情を解釈し，構成し直す。この他者に伝えるという目的を持って，自分の感情を振り返ることは，単に自分で自分の感情を振り返るのとは違い，伝える情報の取捨選択や伝え方など求められる処理が増え，面接者に向け語る自分と語る対象としての自分を分離することになるかもしれない。Apger（1997）は筆記によって自分の経験を表現することは，著者としての自己と書く対象としての自己を分離することになると述べている。この筆記で起こる分離が面接でも生じた可能性がある。解釈レベル理論では心理的距離は，ある一つの次元の心理的距離が変化すれば，他の次元の心理的距離にも影響を及ぼすとされ，複数の次元の心理的距離が同時に変化する場合もある（Trope & Liberman, 2010）とされている。このことからも，面接という形式故，面接者に向け語る自分と語る対象としての自分が分離し，そのことによって生じた心理的距離の影響を受け，観察する自分と観察される自分との距離が遠くなり，結果，自発的に Self-distancing が促進されたのではないかと考えられる。

３つ目の要因（実験操作時の質問の効果）を再検討すると，本研究での面接（実験操作）での質問に，質問③「（A の）スピーチの結果はどのようになるでしょうか？」という質問がある。この質問は質問①「（A は）これから行われるスピーチに対してどのような気持ちを持っていますか？」，質問②「なぜ，（A は）そのような気持ちになったのですか？」などの被面接者のスピーチ課題に対する気持ちや考えを直接問うものではなく，スピーチ課題の結果の予想に関する質問である。結果の予想は，現在の感情を分析することに比べ，「時間的距離」が遠い質問となっていると考えられる。質問③によって生じた「時間的距離」の影響を受け，観察する自分と観察される自分との距離が遠くなり，自発的 Self-distancing が促進された可能性がある。

仮説２については，面接時の被面接者の人称の２群の感情状態（ストレス誘発前，実験操作前，実験操作後）得点と予期不安得点を比較したところ，統計的に有意な差は認められず，仮説２は支持されなかった。その原因として，人称の変更による Self-distancing の促進が十分でなかったことが挙げられる。仮説２は仮説１が支持される前提で立てたものであり，仮説１が支持されなかったことからも，一人称群に比べて非一人称群の Self-distancing が十分に促進されなかったことが分かる。そのことから，人称の違いによるネガティブな感情制御について明確な差が観察されなかったと考えられる。

今後の課題として，まず，自発的 Self-distancing のメカニズム解明が重要となる。本研究で Self-distancing が促進されなかった原因として，自発的 Self-distancing の存在が浮

かび上がってきた。Ayduk & Kross（2010）は自発的 Self-distancing は特性的反芻と負の相関があることを示し，Seah et al.（2021）は、ワーキングメモリ容量が高いほど自発的 Self-distancing を促進することを示した。しかしながら，自発的 Self-distancing が特性であるのか否かについて，また，自発的 Self-distancing を行う人の特徴や状況的要件について，体系的に検証した研究例は未だ見受けられない。自発的 Self-distancing の実態とメカニズムを明らかにすることが，Self-distancing の効果的な活用につながる。

次に，面接（人との会話）が Self-distancing に与える影響についての検討が必要である。本研究の結果と先行研究の結果との比較から，面接（人との会話）による自己の感情の振り返りと内省による自己の感情の振り返りとの間に，Self-distancing に影響を与える何らかの違いがあることが分かる。本研究では，面接（人との会話）が自発的な Self-distancing を促進することが違いを生んでいると考えたが，この違いについて，より詳細に検討していく必要がある。また，面接での質問の内容や質の違いによる Self-distancing の影響についても検討する必要があると考える。問われる内容と質によって，心理的距離に違いが生じるかもしれない。解釈レベル理論では，心理的距離が遠ざかると高次な解釈を行うとされている（Trope & Liberman, 2010; 外川, 2018）が，高次な解釈を求める様な質問を行う事で心理的距離が遠ざかるという可能性についても検討していく必要がある。

本研究では，ストレス下の面接において被面接者の人称を非一人称に変更することは Self-distancing を促進するという十分な証拠は得ることが出来なかった。また，本研究は自発的 Self-distancing に関する多くの示唆を与えるものとなった。本研究がこれからの Self-distancing に関する研究の一助となることを願う。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

Apgar, S. C. (1997). Fighting back on paper and in real life: Sexual abuse narratives and the creation of safe space. In K. Tomoko (Ed.), *Creating safe space: Violence and women's writing*. New York, NY: State University of New York.

Ayduk, O., & Kross, E. (2008). Enhancing the pace of recovery: Self-distanced analysis of negative experiences reduces blood pressure reactivity. *Psychological Science, 19* (3), 229–231.

Ayduk, O., & Kross, E. (2010). From a distance: Implications of spontaneous Self-distancing for adaptive self-reflection. *Journal of Personality and Social Psychology, 98* (5), 809–829.

Beck, A. T. (1970). Cognitive therapy: Nature and relation to behavior therapy. *Behavior Therapy, 1* (2), 184-200.

伊藤 義徳 (2018). 認知療法, マインドフルネス, 原始仏教：「思考」という諸刃の剣を賢く操るために 心理学評論, *61* (3), 272-294.

Kirschbaum, C., Pirke, K.-M., & Hellhammer, D. H. (1993). The "Trier Social Stress Test": A tool for investigating psychobiological stress responses in a laboratory setting. *Neuropsychobiology, 28*, 76 – 81.

Kross, E., Ayduk, O., & Mischel, W. (2005). When asking "why" does not hurt: Distinguishing rumination from reflective processing of negative emotions. *Psychological Science, 16* (9), 709–715.

Kross, E., & Ayduk, O. (2008). Facilitating adaptive emotional analysis: Distinguishing distanced-analysis of depressive experiences from immersed-analysis and distraction. *Personality and Social Psychology Bulletin, 34* (7), 924–938.

Kross, E., Bruehlman-Senecal, E., Park, J., Burson, A., Dougherty, A., Shablack, H., Bermner, R., Moser, J., Ayduk, O. (2014). Self-talk as a regulatory mechanism: How you do it matters. *Journal of Personality and Social Psychology, 106* (2), 304–324.

Kross, E., Ayduk, O. (2017). Self-distancing: Theory, research, and current directions. *Advances in Experimental Social Psychology, 55*, 81-136.

Moser, J. S., Dougherty, A., Mattson, W. I., Katz, B., Moran, T. p., Guevarra, D., Shablack, H., Ayduk, O., Joindes, J., Berman, M. G., & Kross, E. (2017). Third-person self-talk facilitates emotion regulation without engaging cognitive control: Converging evidence from ERP and fMRI. *Scientific Reports, 7* (1).

大橋 恵・岩崎 智史・藤後 悦子 (2013). 心理学を学ぶことの効果について―心理学の学習がその後の社会人生活でどのように役立ったか― 東京未来大学研究紀要, *6*, 13-21.

Seah, T. H. S., Matt, L. M., & Coifman, K. G. (2021). Spontaneous self-distancing mediates the association between working memory capacity and emotion regulation success. *Clinical Psychological Science, 9* (1), 79–96.

外川 拓 (2018). 解釈レベル理論の体系と消費者行動研究への応用. 千葉商大紀要,*55*(2), 123-142.

清水 登大・長峯 聖人・外山 美樹 (2021). 非 1 人称セルフトークが自己制御に及ぼす影響―制御焦点を調整変数として― 教育心理学研究, *69*, 229-240.

Sugiura, Y. (2006). Personality correlates of mindfulness. In M. G. T. Kwee, K. J. Gergen, & F. Koshikawa (Eds.), *Horizons in buddhist psychology: Prectice, research & theory.* Chagrin Falls, Ohio: Taos Institute Publications. 251-266.

杉浦 義典 (2008). マインドフルネスに見る情動制御と心理的治療の研究の新しい方向性

感情心理学研究, *16*(2), 167-177.

Teasdale, J. D., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., Williams, S., & Segal, Z. V. (2002). Metacognitive awareness and prevention of relapse in depression: empirical evidence. *Journal of consulting and clinical psychology, 70,* 275–287.

Trope, Y., & Liberman, N. (2010). Construal-level theory of psychological distance. *Psychological Review, 117*(2), 440–463.

White, M. & Epston, D. (1990). *Narrative Means to Therapeutic Ends*. Norton. 小森 康永 (訳) (1992). 第 2 章問題の外在化 物語としての家族 金剛出版 59-99.

White, R. E., Kross, E., & Duckworth, A. L. (2015). Spontaneous self-distancing and adaptive self-reflection across adolescence. *Child Development*, *86*(4), 1272–1281.

Wisco, B. E., Marx, B. P., Sloan, D. M., Gorman, K. R., Kulish, A. L., & Pineles, S. L. (2015). Self-distancing from trauma memories reduces physiological but not subjective emotional reactivity among Veterans with posttraumatic stress disorder. *Clinical Psycho logical Science*, *3*(6), 956–963.

＜原著＞

オンライン相談における自己画像提示方法の影響
―自己開示に注目して―

浮田あやの　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
篠田直子　　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では，オンライン相談における自己画像提示方法による自己開示への影響に焦点を当て，オンライン相談で自己開示しやすい画面設計を検討した。研究Ⅰでは，大学生・大学院生102名について，オンライン相談をする際に選択したい画面の大きさ・位置を尋ねた結果，相手：自分＝16：9，自己画像が右下を選択する者が多かった。研究Ⅱでは，研究Ⅰを参考に画面設計を行い，大学生・大学院生 18 名に，実際にオンライン相談を体験し自己開示のしやすさについて回答を求めた。画面の設計は，双方可視群，他方のみ可視群，双方不可視群の 3 群であった。それぞれの尺度得点を群ごとに参加者内 一要因分散分析を行った結果，いずれも有意差は得られず仮説は指示されなかった。

キーワード：オンライン相談，自己画像，自己開示，画面設計

はじめに

COVID-19 パンデミックは，感染症への不安と恐怖，偏見と差別，情報がもたらす社会不安と混乱，隔離がもたらすストレスなどの心理的影響をもたらした。在宅で可能な活動はできるだけ外出を控え生活をすることを要求されることとなり，直接，人と関わる機会の減少から，孤独感の増加やうつ病などの心理的問題が発生している。一方で，通信機器を介した対面に代わるコミュニケーションによって人と人がつながろうとする動きも活発となった。テレワークやオンライン授業などはごく当たり前のこととなりつつある。対人援助の領域でもこれらの技術を用いて心理的問題に対する援助を可能にしようする機運が高まっている。オンラインシステムを多くの人が利用できるようになった今，以前よりもオンラインによるコミュニケーションが身近になっていると考えられ，これからますます取り入れられていくと推察される。

ビデオ通話機能を用いたコミュニケーションは，相手の姿を視覚的に確認することができるという点では，対面でのコミュニケーションに近い特徴を持っているといえる。しかし，ビデオ通話機能を用いたコミュニケーションに違和感や戸惑いを感じる者がいること

も事実である。特に，カウンセリングなど自分のプライベートな問題を話す場として，どのようなオンラインの画面が相談を後押しするかに関する研究はほとんど見当たらない。どのような画面がプライベートなオンライン相談を促すのか把握することは今後のオンライン相談を定着させるためにも急務といえる。

問題

CMC と FTF の相違

CMC(computer communication：コンピュータを介したコミュニケーション）と FTF(face to face：対面状況）の相違に関する研究は，討論場面や日常会話場面を中心に研究されてきており，FTF の方が CMC よりも親密な討論が行われる一方 CMC では必要最小限の討論となり冗長性が低くなる（中山他，2001），FTF に比べ CMC は発話開始時の重複が多いぎこちない会話になる（佐藤，2012），CMC 条件において等身大の画像を使用する等対面状況に近づけた場合においても CMC 独特の特徴がみられる（八重樫他，2010），CMC では非言語情報の把握や理解が困難であるために，FTF より笑顔がより表出され，より声が大きくなる（Croes et al., 2019）などの相違が指摘されている。また，CMC ではカメラオフにすることで，視覚的匿名性を担保することができる可能性があることも大きな特徴である。江原（2022）は，大学生を対象にオンラインコミュニケーション環境でカメラのオン・オフが発表者のプレゼンテーションに与える影響を実験的に検討した結果，カメラオフの場合の方が発表者のストレスが低く，プレゼンテーションにおいて話し合いがしやすい傾向を指摘している。

新型コロナ禍下のカウンセリングにおける CMC の必要性と課題

COVID-19 における外出自粛要請によって職場や教育場面で CMC を利用する機会が増大している。CMC は，FTF に比べて移動のリスクがなく，ネットワーク環境さえ整えば，時間的にも物理的にも効率的にコンタクトをとれるツールとして浸透している。

これに呼応するように，カウンセリングにおいてもオンラインカウンセリングの導入が始まっている。インターネットにおいてオンラインカウンセリングを検索すると多くの機関や施設で取り入れられていることがうかがえる。オンラインカウンセリングは，時間や場所を選ばない，スケジュール調整がしやすい，来所する時間や交通費を節約できる，地方やへき地の人でも利用できる，外出ができない対人恐怖やパニック障害の人にとって利用しやすいなどのメリットがある反面，セキュリティの問題や，危機の不具合が発生しやすい，インターネットに不慣れな人にとっては使いづらい，情報量が限られるのでカウンセラーにとっては見立てがしづらいなどのデメリットが指摘されている（心理オフィスK，2020）。石川（2021）は，セキュリティ面ではアプリケーション自体の改善を待つしかないが，移動にかかる時間を節約してスケジュール管理ができるという利便性は，外出困難になった人々とつながる機会としても可能性が大いに期待がもてると述べている。

CMC と自己開示

カウンセリングでは，クライエントが自分の内面をカウンセラーに表現する（自己開示する）ことで，問題を整理し自分の問題に気づき解決に向かう。よって，オンラインカウンセリングにおいても，自己開示しやすい環境を準備することは，オンラインカウンセリングの成功を左右するものといえる。佐藤・吉田(2007)はCMCが自己開示及び印象形成に及ぼす効果について検討し,実際に,実験者2人が面接者として協力者に模擬面接を行い,第三者による他者評定と質問紙による自己報告によって CMC と FTF では自己開示の程度が変化するかを検討した。その結果，CMC は匿名性の効果により FTF よりも他者評定において開示の内面性が高く，抵抗感を感じていなかったことを明らかにしている。このように，自己画像がないことで自己開示が進むという指摘がある一方，西澤(2022)はオンライン会議システムを使い，カメラのオン・オフによる視覚的匿名性の操作によって，カウンセリングにおける自己開示の程度や気持ちが変化するかを検討した結果，お互いがカメラをオンにした状態の方が，自己開示が進んだと指摘している。また，岸他(2007)によると，自己画像を視認しながらの対話は遠隔方式ならではの特徴であり,「自分の画像を見て話すことは，自分を客観的に見ながら話せると思った」という意見がある一方で,「自分の顔を見ながら話をするのは非日常的なので違和感があった」という意見もあると指摘している。このように，CMC による自己開示に関する研究においていまだに一貫性のある結論には達していないのが現状である。

従来の研究では，匿名性を確保する(カメラをオフにする)ことにより，自己開示の内面性が高くなったり，抵抗感が低くなったりなど自己開示に影響を与えることが明らかにされているが，自己画像自体に着目をし，提示方法を検討している研究は少ない。また，オンラインならではの「自分の顔が見えることへの違和感」の検討もまだ十分でない。

自己画像の提示方法により，自己開示に影響があるとするならば，オンライン上の画面設計を検討する一助になるであろう。

本研究の目的

本研究では，オンライン会議システム上での自己開示のしやすさに影響を与える要因として，自己画像の提示方法（画面デザインと自己画像の見え方）に注目する。自己開示に着目するのは，オンライン相談などの臨床場面への利用を考えた時に重要な要因であると考えられるためである。相談を受ける側とする側の像の大きさや位置についてどのようなデザインが自己開示しやすいかを研究Ⅰで確認し，その画面デザインを使って研究Ⅱで実際に簡単な悩み相談を実施，自己画像の見え方の違いが自己開示になんらかの影響があるのかを検討する。ここでの自己画像とは,「会話者自身の姿が映っているワイプ(小窓)」のことを指す。

本研究の仮説は以下の通りである。

対面状況により近い画面デザインの方が自己開示しやすい。

仮説１　相手の画像が大きく自己画像が小さいほうが自己開示しやすい

仮説２　相手には自分の画像が見え，自分には相手の画像のみが見える設定の方が，両者に自己画像が見えたり相手に相談者の画像が見えない設計よりも，自己開示しやすい

研究Ⅰ

目的

研究Ⅱで使用する画面デザインの決定および実験協力者の母集団の特徴を把握するために，質問紙調査を行った。

方法

甲信越地区のＡ大学に所属する大学生・大学院生 102 名（男性 45 名，女性 56 名，性別不明１名，21.8±1.66 歳）に対し，縁故法による WEB 調査にて質問紙への回答を求めた。はじめに調査協力への同意を求め，同意を得られた者のみ以下の質問に回答を求めた。

質問紙

以下の尺度および項目を用いた。

デモグラフィック　年齢・性別・利き手，利用したことのあるオンラインコミュニケーションツール

利用したい自己画像の大きさおよび配置　オンライン相談で「現在，悩んでいること，困っていること」を相談する時，利用したい自己画像の大きさについて尋ねるために，画面デザインの図を提示した。灰色の四角は相手の画像を，オレンジの四角（図 1-1，右側の四角）は自分の画像を，２つを囲う黒い枠がディスプレイを示していることを説明した。それぞれの四角の中に書かれた数字は画面の比率であることを説明した（図 1-1）。

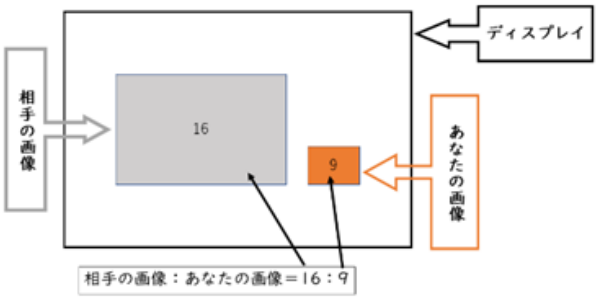


図 1-1　画面デザインの図

その後「あなたがオンライン相談で『現在，悩んでいること，困っていること』を相談するとき，利用したい自己画像の大きさを選択して下さい」と，①相手：自分＝16：9，②相手：自分＝9：16，③相手：自分＝1：1 から選択を求め，その理由も尋ねた。図の四角の中の数字が比率を指すようにした(図 1-2)。

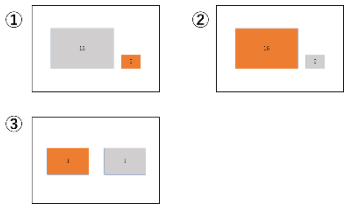


図 1-2　画面の大きさの選択肢

次に選択した自己画像の大きさで，自己画像(または他者画像)の配置について尋ねた(図 1-3)。これは，選択した比率でのみ，位置の回答を求めるよう質問紙を設定した。

配置についても同様に，選択の理由について尋ねた。

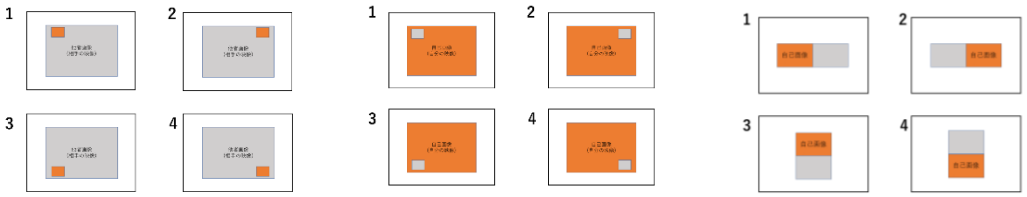


図 1-3　画面配置の選択肢

自己開示に関する質問　選択した自己画像の大きさ・配置(画面デザイン)で『「現在，悩んでいること，困っていること」を相談するとしたら，あなたはどのように感じますか。最も近いと感じるものを選んでください』と提示し，自己開示について尋ねる質問紙への回答を求めた。使用した尺度は以下の通りである。

面接中における開示の内面性尺度(佐藤・吉田, 2007)　面接中における開示の内面性の測定には，佐藤・吉田 (2007) により作成された尺度を使用した。心を開いて話ができた，内面的な部分を表出できた，自然と感情的な部分を表出できた，正直に話すことができた，ありのままの自分で話していた，の 5 項目で構成され，「今のあなたの気持ちに，最も近いと感じる番号を選んでください」という教示に対して，7 件法で回答を求めた(1.全くあてはまらない，2.ほとんどあてはまらない，3.あまりあてはまらない，4.どちらともいえない，5.ややあてはまる，6.かなりあてはまる，7.非常にあてはまる)。

面接中における開示の抵抗感尺度(佐藤・吉田, 2007)　面接中における抵抗感の測定には，佐藤・吉田（2007）が作成した尺度を使用した。話すことに抵抗感を感じた、自分のことを話しづらかった, 自分のことを話すのは不安だった, 気兼ねなく話すことができた, 気持ちよく話すことができた，の 5 項目で構成され,「今のあなたの気持ちに，最も近いと感じる番号を選んでください」という教示に対して，7 件法で回答を求めた(1.全くあてはまらない，2.ほとんどあてはまらない，3.あまりあてはまらない，4.どちらともいえない，5.ややあてはまる，6.かなりあてはまる，7.非常にあてはまる)。

対人場面での自己開示のしやすさ尺度(岡本・松田, 2008)　面接の中で自己開示がどの程度進んだかの測定には，岡本・松田（2008）が作成した尺度 9 項目から「話しやすかったですか？」「緊張しましたか？」「考えがまとまりましたか？」「話したことにより，不安は無くなりましたか？」「物足りなさがありましたか？」「話してすっきりしましたか？」「話して心が落ち着きましたか？」の 7 項目を抜粋して使用した。教示は「今のあなたの気持ちに，最も近いと感じる番号を選んでください」とし，5 件法で回答を求めた（1.非常にそう思わない，2.あまりそう思わない，3.どちらとも言えない，4.ややそう思う，5.非常にそう思う)。

実験への協力要請　質問紙の回答終了後，実験の説明文書を提示し協力者を求めた。協力が可能な者には名前とメールアドレスを記入させた。

倫理的配慮　本研究の実施は，信州大学教育学部研究委員会倫理審査会の審査を受け承認された(管理番号:22-22)

結果

相談しやすい自他画像の画面比率　自他画像の画面比率については，相手:自分=16:9 を選んだのは 66 名，相手:自分=9:16 を選んだのは 2 名，相手:自分=1:1 を選んだのは 34 名と，相手の画像が，自分の画像の大きさと同等以上の大きさを選択したものがほとんどであった。よって，仮説 1 は一部支持された。

自他画面の画面比率の選択理由（表 1-1）　相手：自分＝16:9 を選んだ者 66 名の約半数が「相手の反応を確認したい」を選択理由としてあげていた。他の理由としては「対面で自然に話しているように感じる」,「自分の画像は必要ない」など，対面を基準として対面で得られる情報を過不足なく得るために画面の大きさを選択していた。1:1 を選んだ者は 34 名で選択の理由には「相談相手も自分も同じように見たい」「安心する・落ち着く」「対等な感じがする」などが上げられた。

相談しやすい画面の位置　自他画像の画面比率ごとに，相談しやすい位置の回答を求めた。以下に選択人数が一定数ある 2 条件（相手：自分＝16:9，相手：自分=1:1）について結果を記述する。

相手:自分＝16:9 条件（N=66）　自己画像が左上が 8 名，自己画像が右上が 26 名，自己画像が左下が 4 名，自己画像が右下が 28 名と大多数が右側を選択した。上下に関して

は差はなかった。

表 1-1 画面の大きさの選択理由

		16:9	9:16	1：1
	N	66	2	34
対面との比較	対面で自然に会話しているように感じる	10	0	0
相手画像	相手の反応を確認したい	32	0	4
	なるべく相手が正面にくるようにしたい	1	0	0
相手との関係	相手も自分も同じように見たい	0	0	10
	対等な感じがする	0	0	7
自己画像	自分の画像は必要ない	8	1	0
	自分の顔が（大きく）映るのは嫌	5	0	1
	自分の容姿・映り・表情に気を取られる	4	0	0
	自分の容姿・映り・表情を確認できる	0	0	4
	自分の顔を見たくない	3	0	0
	自分の顔が嫌い	2	0	0
	自分の表情を見られたくない	1	0	0
気持ち	安心する・落ち着く	3	0	9
	恥ずかしくない	1	0	3
	話しやすい	2	0	0
その他	いつもの設定で慣れている	1	0	4
	なんとなく	0	0	1
	その他	0	1	1

表 1-2 画面位置の選択理由

		N
相手画像	相手の画像をよく見たいため	2
自己画像	目立たない場所だから・視界に入りにくい	10
	自己画像を確認しやすい	7
	自分の顔が見えることは重要でないから	2
	自分の顔を見なくて済みそうだから	2
気持ち	落ち着く・安心感が得られそう	10
	しっくりきた・収まりがいい	10
	対等のように感じる	3
環境	見やすい	14
	資料を開く時手で記入する場合にやりやすい	3
	邪魔にならない（相手の顔や身振り手振りなどにかぶらない）	3
	利き手側の方が動かしやすいため	2
	押し間違えがないように（下を避ける）	1
その他	見慣れている	29
	なんとなく	14
	どこでもいい	1
	その他	1

相手：自分＝1:1 条件（N=34）　自己画像が左側が 10 名，自己画像が右側が 21 名，自己画像が上側 0 名，自己画像が下側が 3 名と右側が 3 分の 2 と多かった。上下の配置デザインを選択するものはほとんど見られなかった。

各画面位置の選択理由（表 1-2）　「見やすい(14 名)」「自分の画像が目立たない・視界に入りやすい(10 名)」「落ち着く・安心感が得られそう(10 名)」「しっくりきた・おさまりがいい(10 名)」などの理由が多かった。

考察

自己画像の大きさについては，自己画像が相手より小さいデザインを選択する者が最も多く，ついで同等の大きさが続き，自己画像が相手より大きいデザインを選択する者がわずかであったことから，仮説 1 は指示された。その理由として，対面で自然な会話をするには，相手の反応や表情を確認する必要があり，相手の画像が大きいデザインを選択していた。対面コミュニケーションでは相手の顔を見て会話をし，自分の顔は見えない。「自分の画像は必要ない」や「自分の容姿・映り・表情に気を取られる」などからも，自分の姿を意識しないような，対面コミュニケーションに近いものを選んだと考えられる。このことから，悩みを相談する際には，対面に近い状態を求めている可能性が推測された。

一方，同じ大きさを選択した者の選択理由は，相手と自分を対等な条件におきたいという気持ちが汲み取れた。相談場面では Th と Cl の関係に力関係はないことが望ましいことを考えると，画面の大きさから上下関係や力関係を感じる可能性のある者にとっては，画面の大きさを同じにすることが安心して相談できるデザインと推測された。

研究Ⅱ

目的

研究Ⅰの結果から決定した画面設計を使って，実際に個人的な悩みについてのオンライン相談を実施し，実験者・実験協力者とも自分と他者の顔が確認できる双方可視，実験協力者は自画像が確認できないが実験者は確認できる他方のみ可視，実験協力者のカメラをオフにし双方が実験協力者の画像を確認できない双方不可視の 3 条件における自己開示の内面性・抵抗感・開示しやすさを検討した。

方法

実験協力者　研究Ⅰで実験協力の実験協力の意思が得られた者と縁故法によって募った大学生・大学院生の中で，実験参加の同意を得られた者 18 名。いずれも大学生・大学院生であった。実験参加の同意は，実験当日に再度説明し同意書に記入してもらったうえで実施した。

実験時期　2022 年 10 月下旬～2022 年 11 下旬

実験場所　信州大学構内の講義室 2 部屋を使い，対面で実施した。

所用時間　実験とその後の質問紙およびインタビューへの回答を合わせて 1 時間程度であった。

手続き　実験は，オンライン会議システムを用いて行った。実験は実験者と参加者の 1 対 1 で行い，実験者が聞き役となり，実験協力者には「現在，悩んでいること，困っていること」について相談をしてもらった。実験計画は 1 要因 3 水準参加者内計画で，実験協力者は双方可視条件(実験協力者の顔が，実験協力者にも実験者にも見える画面)，他方のみ可視条件(実験協力者の顔が，実験協力者には見えないが，実験者には見えている画面)，双方不可視条件(実験協力者の画像が，実験協力者にも実験者にも見えていない画面)の 3 条件を体験してもらった(図 2-1)。またいずれの条件も実験者の顔は常に実験協力者側にも実験者側にも見えているよう画面を設計した。

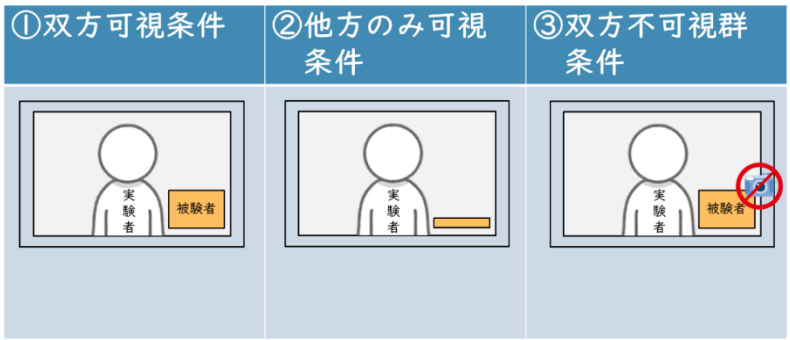


図 2-1　自己画像の見え方（3 条件）

実験では，①~③の 3 つの画面の見え方を設定し，実験協力者に 3 つの画面それぞれについて 15 分の相談と相談後の簡単な質問紙への回答を求めた(図 2-2)。順序効果を相殺するために，画面の提示順序はカウンターバランスをとった。

図 2-2　実験の流れ

実験協力者への実験内容の説明後，実験協力者側の PC で実験協力者の顔が画面に収まるようにカメラを調整したうえで，実験者は別室に移動しオンライン会議システムに接続した。実験は，実験者のカメラがオンになったことを合図に開始し，実験協力者への教示は「あなたが現在悩んでいること，困っていることについて差し支えない範囲でお話しく

ださい」とした。教示した時から 10 分から 15 分を目途に話を終了した。1 つの相談が終わるごとに実験者は実験協力者のいる部屋に戻り，質問紙に回答を求めた。これらの実験手続きは，岸他（2007）の実験に倣って行った。この実験の過程は，IC レコーダーで録音のみ行った。3 条件の相談実験終了後に，簡単なインタビューを対面で実施した。所要時間は 10 分程度で，回答が終わった時点で終了とした。

倫理的配慮　本研究の実施は，信州大学教育学部研究委員会倫理審査会の審査を受け承認された(管理番号:22-22)

測定内容（インタービュー内容および質問紙）　使用した質問紙は，研究 I と同様，①面接中における開示の内面性尺度，②面接中における開示の抵抗感尺度，③対人場面での自己開示のしやすさ尺度であった。インタビュー内容は以下の通りである(表 2-1)。

表 2-1　インタビュー内容

1. あなたが実際、「現在、悩んでいること、困っていること」をオンライン相談するとしたら、どの画面設計を選びますか
2. 選択した画面設計は、他の画面設計と比べてどうかですか（話しやすさ、抵抗感、違和感）
3. 実際に相談する時に使ってみたいですか
4. 対面とくらべるとどうですか

分析ツール　本研究のデータ解析には Microsoft Excel で作動する統計分析用プログラム HADon17_202 を用いた。

結果

内面性・開示の抵抗感・自己開示のしやすさ　開示の内面性・開示の抵抗感・自己開示のしやすさについて条件ごとに平均および標準偏差算出した（表 2-1）。

開示の内面性については，平均が 5.78 から 5.88（得点範囲：1～7）と全体的に非常に高く，開示の抵抗感については，平均が 3.64 から 3.73（得点範囲：1～7）とやや低い値であった。自己開示のしやすさについては，平均が 3.43 から 3.45（得点範囲：1～5）とやや高い値を示し，全体として内面性を出しやすく自己開示への抵抗感が少なく，自己開示しやすい状況と判断された。自己画像の提示条件による差を確認するために，独立変数を双方可視条件, 他方のみ可視条件, 双方不可視条件の 3 条件, 従属変数を開示の内面表性, 開示の抵抗感，自己開示のしやすさとする，一要因参加者内分散分析を行った結果，各尺度得点の平均には有意な差はなかった（内面性：F=0.174(2,34), p=0.84, η^2=0.01，抵抗感：F=0.20(2,34),p=0.82, η^2=0.01，開示のしやすさ：F=0.07(2,34), p=0.93, η^2=0.00）。

オンライン相談で使用したい自画像の見え方および選択理由　オンライン相談で使用するならどの自画像の見え方を選択するか，および実際にオンライン相談を使ってみたいか

を質問した結果が表 2-2 である。

表 2-1 開示の内面性・開示の抵抗感・自己開示のしやすさの平均および標準偏差

条件	範囲	開示の内面性		開示の抵抗感		範囲	自己開示のしやすさ	
		M	*SD*	*M*	*SD*		*M*	*SD*
双方可視	1～7	5.78	0.78	3.73	0.44	1～5	3.45	0.39
他方のみ可視	1～7	5.88	0.71	3.70	0.68	1～5	3.34	0.34
双方不可視	1～7	5.79	0.76	3.64	0.57	1～5	3.43	0.37

表 2-2 オンライン相談場面で選択する画面および実際の使用意向

	オンライン相談で選択	使ってみたい	使いたくない
双方可視	7	3	4
他方のみ可視	7	6	1
双方不可視	4	3	1

オンライン相談をするとしたら選択する画面としては，双方可視条件（7 名）および他方の可視条件（7 名）が選択された。しかし，実際のオンライン相談の使用意向では，双方可視条件での使用意向は高くなく，他方のみ可視条件または双方不可視条件など自己画像が提示されない画面設計での使用意向が高かった。

オンライン相談で使用したい自己画像の見え方とその理由　実際,「現在, 悩んでいること困っていること」をオンラインで相談するとき選択する画面の選択理由を整理した(表 2-3)。

表 2-3 オンライン相談場面で選択した画面の選択理由

	双方可視	他方のみ可視	双方不可視
N	7	7	4
オンライン画面として慣れていて自然	3		
自分がどのように見えているのか確認したい	1	1	
自己画像が小さいと気にしなくて済む	1		
消去法	2		
自分の姿に気を取られないので話に集中できる		4	4
相手に伝わりやすい		6	
うなずきなど言葉に出さずに済む		1	

双方可視条件　双方可視条件を選んだ者は7名であった。選んだ理由としては「オンラインでは両方見えているのが自然だから」や「一番慣れている」など見慣れている画面を選択したという意見,「自分がどう見えているのか知りたい」など自分の表情等を確認したいという意見が挙げられた。この条件を選ばなかった理由としては,「自分の顔があると気が散ってしまう，目が行ってしまう」や「自分の姿に目が行き集中できない」などが挙げられた。

他方のみ可視条件　他方のみ可視条件を選んだ者は7名であった。選んだ理由としては「対面っぽく相手を見ながら話せるから」,「自分は自分を見えていないので，自分を気にしなくていい」,「相手には見えているので伝わる」など，相談中に自己画像は必要ないが，相手に良く伝わるためには，自分の画像が相手に伝わっていた方がいいという意見がほとんどであった。この条件を選ばなかった理由としては,「自分が相手からどう見えているのか分からないから緊張してしまう」,「相手にのみ見えているのは不安だった」などがどう見られているのか確認できない不安が挙げられたが，相談の最初に自己画像を確認したうえで自己画像を消すという方法の提案もあった。

双方不可視条件　双方不可視条件を選んだ者は4名だった。選んだ理由としては「自分の動きを気にしなくていい」,「自分の姿が相手に見えていない安心感もある」というものが挙げられた。この条件を選ばなかった理由としては,「言葉以外のものが伝わらない」,「会話が難しい，やりにくい」などが挙げられた。

考察

自己開示について　いずれの尺度においても条件間で有意な差は見られなかった。このことから，他方のみ可視条件の方が，双方可視条件，双方不可視条件よりも自己開示がしやすいという仮説②は支持されなかった。また本研究では，自己画像提示条件の違いによって，自己開示のしやすさが変化することは再現されなかった。

自己画像提示条件の選択理由について　悩みを相談する際の自己画像の提示条件については，双方可視条件7名，他方のみ可視条件7名，双方不可視条件4名と一定の傾向は見られなかった。選択の理由から条件ごとの特徴が推察できる。

双方不可視条件を選択した理由としては,「自然だと感じる」,「慣れ」について多く挙げられていた。この自己画像の提示方法はよく使われている画面設計であり，それゆえ慣れていることで話しやすさを感じる者に使用しやすいと言えるであろう。しかし，選択してみたものの実際にはオンライン相談で使用する意思を持つ者や半数以下にとどまった。

他方のみ可視条件を選択した理由としては「自分は自分を見えていないので，自分を気にしなくていい」,「相手には見えているので伝わる」などが挙げられた。これらの理由は双方可視条件の「自分が気になる」,「自分の姿に目がいき集中できない」や，双方不可視条件の「言葉以外のものが伝わらない」ことを解消するものである。それゆえ，相手には

自分の姿(表情や反応)が見えていて欲しいが，自分を気にしたくない者に使用しやすいと言えるであろう。この条件を選んだ者の多くは，実際にオンライン相談で使用してみる意思を示していた。

双方不可視条件を選択した理由としては「見られていると思うと仕草や表情が気になるから(カメラ自体をオフにする)」「相手がどんな人か分からない，自分の容姿がどう見られるのか気になるから」などが挙げられた。自分が「見られること」自体が気になる者が選ぶ傾向が推察される。

このように，相談者にとって相談しやすい自己画像の提示方法は様々である。自分がどう映っているのか気になるから画像を見たい者もいれば，消したい者もいることから，個人の感じ方によって自己画像の提示方法が選択できる可変性を持つことが，相談者にとって望ましい画面設計と言えるだろう。

総合考察

本研究の意義

本研究の目的は，オンライン上での自己画像の提示方法の影響を明らかにすることで，対人援助におけるオンライン上の画面設計を検討する一助となる知見を得ることであった。本研究では自己画像の提示方法が自己開示に与える影響については一貫した結果が得られなかった。自由記述やインタビューによって，オンラインコミュニケーションでは個人によってオンラインコミュニケーション時に選択したい画面設計が異なる事が推察できる。特に「自分について」では自分が見えることが気になり集中できないとする者もいれば，自分が見えることで自分の表情や反応を確認でき，安心する者や，そもそも見られること自体を避けてカメラをオフにすることを望む者も見られた。このことから，選択の違いの一つには，自分に対する認知や，個人の性格などの気質的な違いなどが背景にあると考える。そのため，本研究からは個人の特性に合わせて画面の選択ができる可変性のある画面設計が望ましいと考えられた。

本研究の課題と展望

本研究の課題は2ある。1点目は，実験協力者の属性である。今回の実験協力者は，1大学の教育学専攻の学生や心理系大学院生に偏った。そのため，学問領域の特徴として他人とコミュニケーションを取ることや，自己開示する体験ことが求められる環境にある，自己開示することが比較的得意な対象者に片寄ってしまった。さらに，実験者を既知の者が多かったことから，初対面の緊張などが感じにくく開示のしやすさに影響があったと考えられる。実験者と面識がないなど対象者の条件を絞って実験することにより新たな知見が得られる可能性がある。

2 点目は相談内容の統制である。今回の実験では「あなたが現在，悩んでいること，困っていること」を1人3回相談してもらった。比較的教示の自由度が高かったため，1人

の中でも自己開示がしやすい話題としにくい話題があったと考えられる。例えば，学習の相談と人間関係の悩みでは，後者の方が自然と内面の話に向きやすい。そのような事から相談内容を内面化の視点から構造化しておくことで，相談内容による開示のしやすさのブレを抑える必要があったと考える。

オンライン相談は，今後ますます利用されることが増加すると考えられるが，自己の内面について深く考えるカウンセリングに応用する場合，どのような条件で利用するか，オンラインカウンセリングの限界については慎重に検討する必要があるだろう。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

Croes, E.A., Antheunis, M.L., Schouten, A.P., & Krahmer, E.J.(2019). Social attraction in video-mediated communication: The role of nonverbal affiliative behavior. Journal of social and personal relationships, *36*, 1210-1232.

江原 康生(2022). オンラインコミュニケーションでのカメラON/OFFによる発表者に与えるストレスに関する評価実験 日本バーチャルリアリティ学会誌, *27*, 14-16.

石川 悦子(2021). オンラインカウンセリングの現状と課題 こども教育宝仙大学紀要, *12*,53-59.

岸 俊行・村瀬 勝信・野嶋 栄一朗 (2007). 遠隔カウンセリングにおける認知的評価の検討 日本教育工学論文誌, *30*, 375-385.

中山 満子・石井 尚範・大西 克実・中野 秀男 (2001). ネットワークを介した協働意思決定過程の分析 情報処理学会研究報告グループウェアとネットワークサービス, *32*, 53-58.

西澤 明里(2022). オンライン会議システムを用いた面接場面における自己開示（修士論文未公開） 信州大学大学院総合人文社会科学研究科

岡本 悠・松田 英子 (2008). ビデオチャットカウンセリングの有用性に関する検討－対面カウンセリング及びEメールカウンセリングとの比較－ メディア教育研究,*2*,91-98.

佐藤 広英 (2012). CMC における他者の匿名性がコミュニケーション行動に及ぼす効果 ―情報の種類の観点からの検討― 社会言語科学, *15*, 17-28.

佐藤 広英・吉田 富二雄 (2007). CMC が自己開示および印象形成に及ぼす効果 筑波大学心理学研究, *34*, 37-43.

心理オフィス K. (2022). オンラインカウンセリングとは　Retrieved November 1st, 2022 from https://s-office-k.com/professional/column/counseling/about-online-counseling（2022 年 11 月 1 日閲覧）

八重樫 海人・松田 昌史・大坊 郁夫 (2010). コミュニケーションツールの違いによる 3 者間会話に関する研究(2) : 対人印象とメディア意識，葛藤解決に用いる方略に注目して 電子情報通信学会技術研究報告　HCS　ヒューマンコミュニケーション基礎, *109*, 85-90.

＜原著＞

夫婦間葛藤への巻き込まれと家族システムの関連
―役割逆転に注目して―

後藤夏妃　　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
水口　崇　　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では，夫婦間葛藤を家族システムの視点から検討した。具体的には，巻き込まれと親子の役割逆転の関連，役割逆転が生じている家族の特徴を検証した。大学生 210 名（男性 83 名，女性 126 名，その他 1 名）を対象に，夫婦間葛藤認知尺度，役割逆転尺度，家族機能尺度の全 51 項目を用いた。分析の結果，「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」が巻き込まれに影響を与えていること，役割逆転のパターンと巻き込まれ得点の関連，役割逆転と家族の凝集性・適応性の関連が明らかになった。

キーワード：家族間葛藤，役割逆転，家族の凝集性，巻き込まれ

はじめに

家族は子どもが生まれて初めて出会い所属する集団である。子どもが家族の中で経験した様々な出来事が，その後のパーソナリティや人生に大きく影響することは言うまでもない。増田・山中・武井・平川・志村・古賀・鄭（2004）は，家族が子どもに対して担う役割について「身体的にも精神的にも未熟な状態で生まれてきた子どもを成熟させる役割がある」と述べており，家庭環境が子どもの小・中学校での学校適応やその後の対人関係・社会適応に影響を与えることを示した。他にも，家族が子どもの成長に与える影響については多くの研究がされており，家族全体の状態や両親の関係が子どもの精神的健康と関連することが指摘されている（松野・野末，2015; 鈴山・徳田，2009）。

家族関係の中でも，夫婦の関係は家族全体の土台を為すものである。これまでの研究で，夫婦間の愛情関係やコミュニケーションは夫婦それぞれの精神的健康や心理的適応に影響を与えることが示唆されている（伊藤・池田・川浦，1999;小田切・菅原・北村・菅原・小泉・八木下，2003）。さらに夫婦関係の影響は夫婦 2 人にとどまらない。菅原・八木下・託摩・小泉・瀬地山・菅原・北村（2002）や鈴山・徳田（2009）は夫婦間の愛情が子どもの抑うつや特性不安の低減に繋がることを示している。また，夫婦間での愛情度が高いほど家庭の雰囲気は居心地の良いものとなり家族のまとまりも強くなる傾向にあることを指摘

しており，良好な夫婦関係が家族ひいては子どもの健康にとって重要な要素であることを指摘している。

夫婦間葛藤とその影響

良好な夫婦関係が良好な家族関係に寄与するということは，葛藤を抱えた夫婦関係は家族関係に不安定さや葛藤をもたらすと言える。特に子どもは両親の不和を「自分のせい」と思い込みやすいために心理的負担も大きいとされている（中釜・野末・布柴・無藤, 2021）。両親の夫婦間葛藤による子どもへの影響についての研究は欧米を中心に盛んであり，これまでに，夫婦間葛藤の深刻さと反社会的・攻撃的な問題行動などの外在化型問題および引きこもりや抑うつといった内在化型問題との関連が一貫して示されている（Cummings, Davis & Campbell, 2002）。日本では，前島・小口（2001）が小学生を対象にした研究で，子どもが認知した両親の不和が母子関係・父子関係の認知を媒介して子どもの攻撃性や自尊心に影響を及ぼしていることを明らかにした。さらに，本多・小林・桜井（2002）は青年期の子どもが両親の夫婦間葛藤を脅威に感じていると他者に対する不信感や警戒心が強まることを示している他，夫婦間葛藤の解決不全や葛藤に対する自己非難が自己への信頼感を低下させることを示唆している。このように，子どもの発達段階に関わらず夫婦間葛藤はパーソナリティや社会適応など子どもの様々な側面に影響を及ぼしている。2004 年に児童虐待防止法が改正され，配偶者に対する暴力（Domestic Violence: DV）の場面を子どもに目撃させることが新たに心理的虐待として位置づけられた。このような制度の改正や社会の関心・理解の変容により，夫婦間葛藤の程度によっては「面前 DV」として虐待と捉えられるようになっている。実際，2021 年度に警察が通告した心理的虐待 80304 件のうち約 6 割が面前 DV であり，通告児童数は約 46000 人に上る（警察庁，2022）。夫婦間葛藤は単なる「夫婦喧嘩」ではとどまらない家庭内の重要な問題として取り上げる必要があると考えられる。

夫婦間葛藤の子どもへの影響を検討したこれまでの研究から，夫婦間葛藤そのものについての両親の評価よりも，子どもが両親の夫婦間葛藤をどう感じてどう捉えたかという子どもの認知と情緒面がその後の子どもの適応に影響を与えることが明らかになっている（Davies & Cummings, 1994; Mann & Gilliom, 2002；鈴山・徳田，2009）。夫婦間葛藤の影響を理解するには葛藤そのものの性質や子どもの認知的・情緒的体験，さらには家族機能や親の養育態度など様々な側面から検討することが望まれるだろう。

巻き込まれ

夫婦間葛藤に対する子どもの認知を測定する尺度（Children's Perception of Interparental Conflict Scale）を開発した Grych and Fincham（1992）は「葛藤の深刻さ」「恐れ」「自己非難」の 3 因子を抽出したが，その過程で，「私の母は父との口論の際，私に味方になってもらいたがる」といった夫婦間葛藤への巻き込まれを測定する「三角関係」の因子を削除した。しかし Amato and Afifi（2006）は，「三角関係」の類似概念であ

る「板挟み感（feelings of being caught between parents）」について，主観的幸福感や親子関係の質の低さとの関連を示している。さらに日本でも，家族システムの視点に注目した川島・眞榮城・菅原・酒井・伊藤（2008）が Grych et al.（1992）の尺度では削除された「三角関係」に新たな項目を加えた「巻き込まれ感」尺度を作成し，夫婦間葛藤が深刻であるほど子どもの「巻き込まれ感」が高まり，恐れと自己非難を媒介して抑うつと関連することを示している。また山本・伊藤（2012）は巻き込まれについて，親が子どもを取り合う「三角関係型の巻き込まれ」と親子の境界が曖昧になった「境界不全型の巻き込まれ」の 2 つの次元を想定し大学生を対象に調査を行った。その結果,「境界不全型の巻き込まれ」が青年期の適応問題と関連していることが示された他，葛藤の激しさが巻き込まれを高めるという川島ら（2008）と同様の結果が得られた。両親の離婚を経験した 18～29 歳を対象に離婚後の親の行動と子どもの心理的苦痛・適応の関連を調査した直原・安藤（2020）は,「母による父の悪口に対するネガティブ感情」が「子どもらしさの棄却」と関連することを明らかにした。このように，夫婦間葛藤において親が子どもを自分の味方につけようとすることや配偶者の悪口を子どもに聞かせることといった子どもの巻き込まれは, 夫婦間葛藤による子どもへの影響を考える上で重要な要素であると考えられる。Davis et al.（2002）が作成した尺度を基に夫婦間葛藤による子どもの情緒的安定性を測定する尺度の日本語版を作成した廣瀬・濱口（2021）は，その中の「巻き込まれ表象」の因子が子どもの適応問題と強く関連していることを示し，子どもの適応を保つためには子どもの巻き込まれを低減することが大切であると論じている。しかしながら国内では，夫婦間葛藤への子どもの巻き込まれに関する実証的な研究は極めて少なく，巻き込まれを高める要因は深刻さや激しさといった夫婦間葛藤の質がどうであるかという視点にとどまってる。そこで本研究では，夫婦間葛藤の質以外の視点から巻き込まれを高める要因について検討していく。なお本研究における巻き込まれは山本・伊藤（2012）の研究で用いられた「境界不全型の巻き込まれ」を指し,「本来夫婦間で解決すべき情緒的問題が，サブシステムである子どもにまで流れ込み，親子関係が融合した境界不全による巻き込まれ（山本・伊藤, 2012）」と定義する。

家族システムの歪み

夫婦が自分たちの葛藤に子どもを巻き込む現象は家族システムの視点から捉えることができる。家族療法家の Bowen は三角関係という概念を生み出し，緊張状態にある二者は第三者を巻き込むことで緊張を緩和しようとすることを提唱した（Kerr & Bowen, 1988/2001）。また，Minuchin（1974/1984）は，家族内を区切る境界について，親子間のような世代間の境界が曖昧になっている家族は家族成員それぞれの役割が不明確で，互いが互いを巻き込んだ混乱状態になりやすいとしており，親が責任を果たすべき問題に子どもが巻き込まれる状態について言及している。「境界不全型の巻き込まれ」を見出した山本・伊藤（2012）も，境界不全や三角関係といった家族システムの機能不全が子どもの巻

き込まれを生じさせる可能性を示唆していることから，家族がシステムとしてどのような状態であるかは子どもの巻き込まれを高める一因となり得ると予測した。本研究では家族システムに着目し，親子関係の状態と家族全体の状態から巻き込まれを高める要因について検討する。三角関係のような親子の境界が曖昧になり親の問題に子どもが巻き込まれている状態は「役割逆転（role reversal）」の視点からも理解できる。これは加藤（2001）によれば親が子どもに甘え，子どもが親の心の世話をすることとされ，情緒的サポートやケアにおいて親と子の役割が逆転している現象である（山田・平石・渡邉， 2016）。この現象も，親子の境界が曖昧になっているために親が自分の問題に子どもを巻き込み，問題の解決を子どもに委ねている現象と言えよう。この役割逆転について，これまで詳細な定義が定まっておらず実証的研究も少ない。山田・平石・渡邉（2015）は国内外における役割逆転の研究から概念整理を行い，（1）親が子どもに情緒的サポートを与えない，（2）子どもの側が親に情緒的サポートを与える，（3）親は子どもに過剰な期待を課す，（4）親は子どもに「すねる」「ふてくされる」などの屈折的甘えを呈する，の 4 点を役割逆転の特徴として抽出し，それらを役割逆転の定義として設定した。役割逆転による子どもへの影響としては，過剰適応傾向や他者に対する情緒依存性などを特徴とする疑似成熟の問題（加藤, 2001;山田ら, 2015）が指摘されているほか，罪悪感との関連が挙げられている（山田ら, 2016）。また，役割逆転の一側面である「甘え」に着目した山田（2022）は子どもの心理的ストレス反応との関連を検討し，役割が逆転した親子関係が子どもの精神的健康をネガティブな方向に作用させる可能性を示した。役割逆転はそれ単独でも子どもに影響を及ぼすが，夫婦間葛藤と絡み合うことで，夫婦間葛藤時に親が子どもに配偶者の愚痴を聞いてもらおうとすることや，傷ついた心を子どもに慰めてもらおうとすることといった巻き込みを助長すると考えられる。

役割逆転は子どもにとって不適応的であるとする研究が多い一方で，青年期における役割逆転はむしろ適応的であるとする研究もわずかに見られる。Walsh, Shulman, Bar-On and Tsur（2006）は，15～18 歳の青年を対象とした研究で，役割逆転が家族にとってコーピングとして働くことを明らかにしており，ストレスフルな出来事に対する，家族システムの適応的な反応と言うこともできる。また日本でも，子どもが大学生の時期になると親子の関係は親が子を頼りにする関係へと変化し，子どもが適応的に親の役割を担うようになることが指摘されている（落合・佐藤, 1996; 森川, 2016）。

家族機能との関連

役割逆転は親子関係の問題であるものの，家族システムが行うコーピングの 1 つと捉えればその背景にある家族機能についても検討する必要があると考えられる。加藤（2001）は役割逆転が生じやすい家族として「家族，家族の一点張りの家族」という表現で挙げており，家族に固執する家族は子どもに「親の傷を癒す役割」を強いることになると論じている。また境界の概念を提唱した Minuchin（1974/1984）は，親の問題に子どもが巻き込

まれるような曖昧な境界の家族を「纏綿家族（enmeshed family）」と呼び，家族がお互いに精神的に依存し合う共依存の関係に陥りやすいことを示している。このように，一見家族成員同士の結びつきが強く，家族がまとまっていたとしても，その結びつきが極端な場合には役割逆転が生じやすい状態にあると考えられる。この極端な家族の結びつきに警鐘を鳴らしたのが Olson, McCubbin, Larsen and Wilson（1985）である。Olson et al.（1985）は家族システムの機能度を測るために「凝集性（Cohesion）」と「適応性（Adaptability）」という 2 つの次元で構成された尺度（Family Adaptability and Cohesion ScaleⅢ）を作成した。凝集性は家族成員の間の情緒的な結びつきを表し，適応性は状況や問題に応じて家族成員の役割関係などを柔軟に変化させる能力を表す（草田, 1995）。Olson et al.（1985）はこれら 2 つの次元の値がどちらも中程度を示す「バランス群」には家族機能が最もよく働く家族が位置し，どちらも極端に高いまたは低い値を示す「極端群」には機能不全の問題のある家族が位置するとし，このモデルを円環モデルと呼んだ。実際，Minuchin（1974/1984）も家族の境界が曖昧な境界でもなく，家族関係が乖離した固い境界でもない，ほどよく親と子の間で情報が共有されほどよく線引きがされた明瞭な境界の家族が最も健康的であるとしていることからも，家族システムが健康的に機能している家族はその構造や機能が両極端ではなくバランスのとれたほどよい形であることがうかがえる。一方で，日本では円環モデルに反して凝集性の高い家族は肯定的に評価されることが多く（西出・夏野，1997），野口（2009）の研究でも家族の結びつきが強すぎることが家族に否定的な影響を及ぼすという結果は示されなかった。このことから，家族の結びつきが極端に強いというだけでは役割逆転のような親子関係の歪みが生じるとは言い難い。家族の結びつきが強固なものであっても，状況によって親が親の役割を果たし子どもが子どもの役割を果たせるような適応性が高く柔軟な家族では役割逆転は生じにくいのではないだろうか。

家族の適応性については,「柔軟性（Flexibility）」という同義の概念として家族レジリエンスの要因の 1 つにも挙げられており，家族が危機的状況に陥った際，規則・役割の再構築や強いリーダーシップにより対処し回復していく力とされている（大山・野末, 2013; Walsh, 1998）。また，石森・藤澤・小杉・清水・渡邉・藤澤（2008）は家族システムの適応性には親の果たす役割が大きく関わっていることを示している。これらを踏まえると，適応性は家族内で生じる問題に応じて親がリーダーシップという親役割を果たすことや本来の家族構造を変化させることで問題に立ち向かう力を表し，適応性が低い家族は親の代わりに子どもが問題解決に奔走することや，問題に対して柔軟に対処できないことで家族関係に歪みが生じる可能性が考えられる。凝集性が高くとも適応性が低い家族は，親子間の強固な情緒的つながりと曖昧な境界を維持したまま問題に対処しようとするために，本来親が対処すべき問題に子どもが巻き込まれる役割逆転が生じると推測される。

本研究の目的

以上から，夫婦間葛藤における子どもの巻き込まれは，役割逆転により境界が曖昧にな

った親子関係によって助長されることがうかがえる。また，親子の役割逆転が生じている家族は家族の凝集性と適応性の高さに特徴的な様相を呈することが推測される。そこで本研究では役割逆転が夫婦間葛藤への巻き込まれの認知に及ぼす影響を検討し，役割逆転のどのような側面が巻き込まれと関連するのか明らかにすることを第一の目的とする。さらに役割逆転と家族機能の関連について検討することで，役割逆転が生じている家族の特徴について明らかにすることを第二の目的とする。先行研究から想定される仮説は次の通りである。(1)役割逆転は巻き込まれを高める要因となる，(2) 役割逆転が生じている家族は，家族の凝集性は高いが適応性は低い。

方法

調査対象と手続き

2022 年 10 月中旬から下旬にかけて，A 県内の大学・大学院に所属する大学生及び大学生を対象に質問紙調査を実施した。授業終了後に質問紙を配布しその場で回答を求め，回答した質問紙は授業終了後の退出時に回収した。

回収された 216 名分の質問紙のうち，9 割以上回答できていた 210 名（男性 83 名，女性 126 名，その他 1 名 ；平均年齢 20.25 歳，*SD*= 0.97 歳）を分析対象とした。

倫理的配慮

質問紙配布にあたって調査の目的を紙面及び口頭で伝え，回答は任意であり回答の有無や内容は成績に無関係であること，途中で回答をやめたくなった場合には回答を中断しても構わないことを説明した。加えて，回答したデータは統計的に処理され，個人が特定されないことや本研究以外の目的に使用されることはないことを紙面に記載した。また，本調査は公益社団法人日本心理学会が定める倫理規定に遵守して行った。なお本研究で用いた質問項目は夫婦間葛藤や役割逆転といったネガティブ且つセンシティブな内容をたずねるものであり，現在の家族への影響を考慮する必要があると考えたため，現在ではなく小学生～高校生の頃の出来事についてたずねる形式をとった。

質問紙の構成

対象者に関する質問項目　年齢，性別について尋ねた。

家族機能測定尺度　家族機能について測定するために草田・岡堂（1993）が作成した日本語版家族機能測定尺度を使用した。「凝集性」「適応性」の下位尺度からなる 20 項目で構成される。

役割逆転尺度　親子関係の役割の逆転について測定するために山田・平石・渡邉（2015）が作成した親子関係の役割逆転尺度を使用した。「親の過期待」「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」「子どもによる情緒的サポート」の下位尺度からなる 16 項目で構成される。山田ら（2015）によれば，役割逆転は「母子関係と父子関係の両方で生起し得る現象」と捉えられており，本研究でも双方から役割逆転を検討することが望ましいと考え

られるが，その場合，合計項目数が 67 となり回答者への負担過多となってしまう。そこで，回答者の負担軽減とひとり親家庭の学生に対する配慮から，対象とする親は「母親」「父親」と限定せず，「親または保護者のうち，あなたと普段最も関わりのあった人を 1 人思い浮かべ，その人に当てはまるものに〇をつけてください。」という教示文と「母親・父親・その他」の選択肢を与え回答を求めた。その上で，「『最も関わりのあった親』との関係で，以下の項目のそれぞれについてどれだけ当てはまっていたと思いますか。該当するもの 1 つに〇をつけてください。」という教示文を提示した。教示文作成においては山田（2022）の役割逆転尺度作成の研究を参考にした。

夫婦間葛藤尺度　山本・伊藤（2012）によって作成された，夫婦間葛藤に対する子どもの認知を測定する尺度である。夫婦間葛藤に対する子どもの認知について，親側にその要因がある「葛藤の激しさ」「葛藤の持続性」「葛藤の解決」からなる 20 項目と子側にその要因がある「恐れ・身体反応」「巻き込まれ」からなる 14 項目で構成されており，信頼性と妥当性が確認されている。本研究では親側の要因から「葛藤の激しさ（項目例：両親が争うのは日常的光景だ）」，子側の要因から「巻き込まれ（項目例：両親は，私に相手の悪口や不満を言う）」を測定する項目を使用した。この尺度は子どもが経験した両親の夫婦間葛藤について尋ねるものであるため，「あなたが小学生～高校生だった頃，両親の夫婦間葛藤（夫婦げんか）を経験したことはありますか」という質問を設け，「ある」「ない」を選択してもらい，「ある」を選択した者にのみ回答を求めた。

尺度項目の回答形式はいずれも「非常にあてはまる（5 点）」「ややあてはまる（4 点）」「どちらともいえない（3 点）」「あまりあてはまらない（2 点）」「全くあてはまらない（1 点）」の 5 件法であった。尺度項目はいずれも回答者が小学生～高校生だった頃について問うことを目的としたため，教示文に「あなたが小学生～高校生だった頃の」という文言を追加し，全ての項目を過去形にすることで過去の出来事に対する回答者の認知を尋ねた。本研究とそれに即した教示文の時制の改訂は，心理学を専攻する大学院生 5 名と協議の上で実施した。さらに，14 名の大学生・大学院生に教示文を読ませて，文法及び表現上の不備がないことを確認した。

結果

各変数の記述統計と相関分析

はじめに各変数の平均値，標準偏差を確認した後，各変数間の関係を確認するため性別，家族機能，役割逆転，夫婦間葛藤，各々の下位尺度間の相関係数を算出した（表 1）。なお性別に関しては数値化処理（男性＝1，女性＝2，その他＝3）を行い分析に用いた。表中の尺度名について，「親の過期待」は「過期待」，「親の屈折的甘え」は「屈折的甘え」，「親から子へのサポート放棄」は「サポート放棄」，「子どもによる情緒的サポート」は「情緒的サポート」と省略して記述した。

表 1　記述統計と相関

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	*N*	*M*	*SD*
1. 性別	–									210	–	–
2. 凝集性	.05	–								210	3.71	0.74
3. 適応性	.06	.67 **	–							210	3.18	0.56
4. 役割逆転全体	.01	.25 **	.32 **	–						210	2.53	0.73
5. 過期待	.09	.10	.17 *	.83 **	–					210	2.69	1.28
6. 屈折的甘え	.05	.24 **	.36 **	.84 **	.56 **	–				210	2.24	1.19
7. サポート放棄	.04	.54 **	.45 **	.53 **	.28 **	.49 **	–			210	1.75	0.73
8. 情緒的サポート	.10	.09	.04	.50 **	.29 **	.21 **	.12 +	–		210	3.44	0.94
9. 激しさ	.03	.44 **	.46 **	.37 **	.15 +	.40 **	.40 **	.11	–	131	2.71	0.98
10. 巻き込まれ	.04	.32 **	.26 **	.46 **	.25 **	.48 **	.40 **	.19 *	.69 **	131	2.90	1.00

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

相関分析の結果，性別と各下位尺度の間に有意な相関は認められなかった。家族機能の 2 つの下位尺度について，役割逆転と夫婦間葛藤の各下位尺度との相関係数を算出したところ，「凝集性」に関しては「役割逆転全体」「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」「激しさ」「巻き込まれ」との間で弱～強い程度の負の相関が示され（r=-.24 ～ -.54），「適応性」では「役割逆転全体」「親の過期待」「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」「激しさ」「巻き込まれ」との間で弱～中程度の負の相関が示された（r=-.17 ～ -.46）。また，役割逆転の各下位尺度と夫婦間葛藤の各下位尺度との相関係数を算出したところ，「役割逆転全体」「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」と「激しさ」の間で中程度の正の相関（r= .37 ～ .40），「役割逆転全体」「親の過期待」「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」「子どもによる情緒的サポート」と「巻き込まれ」の間で弱～中程度の正の相関が示された（r= .19 ～ .48）。

性差の検討

家族関係に関する研究では性差について言及されることが多い（例えば宇都宮，1999 など）ため，家族機能，役割逆転，夫婦間葛藤の各下位尺度について Welch の方法による t 検定を行った（表 2）。分析の結果，どの下位尺度においても性差は認められなかった。

表 2　各下位尺度における性差の検討

	N		*M*		*SD*				
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	*t*	*d*	*p*
凝集性	83	126	3.76	3.67	0.69	0.77	0.86	0.12	.392
適応性			3.22	3.15	0.54	0.58	0.88	0.12	.379
過期待			2.55	2.79	1.23	1.31	-1.34	-0.19	.181
屈折的甘え			2.15	2.31	1.03	1.28	-0.97	-0.13	.333
サポート放棄			1.78	1.74	0.64	0.78	0.42	0.06	.674
情緒的サポート			3.56	3.36	0.88	0.98	1.54	0.21	.124
激しさ	47	84	2.75	2.69	0.85	1.05	0.35	0.06	.728
巻き込まれ			2.85	2.93	0.90	1.05	-0.45	-0.08	.652

注）効果量は d 値で算出した。

役割逆転尺度と巻き込まれの関連の検討

役割逆転と巻き込まれの関連を検討するため，役割逆転の各下位尺度得点を説明変数，巻き込まれ感の尺度得点を目的変数とした重回帰分析を行った（表 3）。分析の結果，決定係数は有意であり（R^2= .29, F(4,126) = 12.58, p < .001），標準偏回帰係数は「屈折的甘え」「サポート放棄」が 1%水準で有意であった。

表 3　「巻き込まれ」を目的変数とする重回帰分析の結果

	巻き込まれ
親の過期待	-.06
親の屈折的甘え	.35 **
親から子へのサポート放棄	.25 **
子どもによる情緒的サポート	.15 +
重決定係数（R^2）	.29 **

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

次に，役割逆転が葛藤の「激しさ」とは異なる「巻き込まれを高める要因」となり得るか検討するため階層的重回帰分析を行った（表 4）。Step 1 では「激しさ」単独での影響を確認するため「激しさ」のみを投入し，Step 2 では「激しさ」と「役割逆転」尺度を投入，Step 3 ではそれらの交互作用を投入した。分析の結果，Step 1 において「激しさ」と「巻き込まれ」の関連が有意であった（β = .69, p < .001）。また Step 2 においては「激しさ」「役割逆転」共に「巻き込まれ」との関連が有意であり（「激しさ」：β= .60, p< .001，「役割逆転」：β = .25, p < .001），決定係数の増加分も有意であった（ΔR^2 = .05, p < .001）。Step 3 については決定係数の増加分は有意ではなく（ΔR^2= .00, p= .923），交互作用項も有意ではなかった（β= -.01, p = .923）。

表 4「激しさ」「役割逆転」と「巻き込まれ」の関連

	Step1	Step2	Step3
	β	β	β
激しさ	.69 **	.60 **	.60 **
役割逆転		.25 **	.25 **
激しさ×役割逆転			-.01
R^2	.48 **	.53 **	.53 **
ΔR^2		.05 **	.00

** p < .01

役割逆転のパターンによる分類

役割逆転尺度を作成した山田ら（2015）は，この尺度を用いて実証的研究を行う際には各成分の線形的関係の検討に終始せず，役割逆転の 4 つの側面を統合した上で検証を行うことが必要不可欠であると指摘している。そのため，本研究においても相関分析や重回帰分析といった線形的関係の検討だけでは捉えきれない役割逆転と巻き込まれの関連を検討するため，役割逆転の下位尺度得点を用いた Ward 法による階層的クラスタ分析を行った（図 1，表 5）。各クラスタの意味の解釈の容易さを考慮し 5 クラスタを得た。第 1 クラスタは全ての下位尺度得点が全体平均を上回った。そのためこのクラスタに分類された人は親子間で双方に役割逆転が生じていると考えられる。よって第 1 クラスタを「親子逆転群」と命名した。第 2 クラスタは「親の過期待」のみが全体平均を大きく上回っているがその他の得点は全体平均に近い値である。このクラスタに分類された人は，親が親役割を果たしているという点で役割逆転は生じていないが，親としての子どもへの期待が過剰であるという特徴が考えられる。よって第 2 クラスタを「過剰期待群」と命名した。第 3 クラスタは「子どもによる情緒的サポート」のみが高得点でその他の得点は平均を下回っている。そのため，このクラスタに分類された人は親との関係が互恵的であり，円滑な関係が築けていると判断し山田ら（2015）に倣い「親子円滑群」と命名した。第 4 クラスタは全ての下位尺度得点において全体平均を下回った。そのためこのクラスタに分類された人は親子間で役割逆転が生じていないと考えられる。加藤（2001）によれば役割逆転が生じている親子の親は精神的に未成熟であるとされていることから，山田ら（2016）はこのようなクラスタに分類された人の親は精神的に成熟した親であると判断している。本研究でも先行研究に倣い第 4 クラスタを「親成熟群」と命名した。第 5 クラスタは「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」において平均を上回り，その他の得点では平均を下回っている。そのためこのクラスタに分類された人は，第 1 クラスタと同様に役割逆転は生じているが，親子間双方の逆転ではなく，親からの一方的な逆転が生じていると考えられる。よって第 5 クラスタを「親逆転群」と命名した。

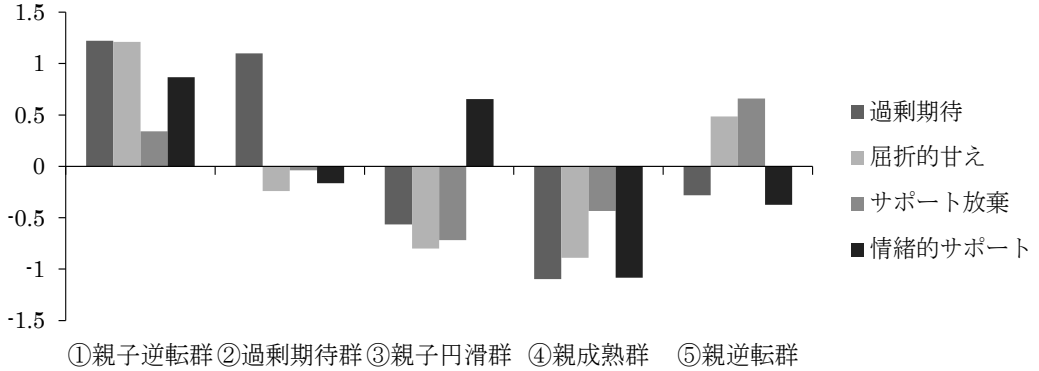


図 1　クラスタ分析の結果（縦軸は標準化得点）

表 5　各クラスタにおける記述統計量と分散分析の結果

変数	*M (SE)* ①親子逆転群 $n = 42$	②過剰期待群 $n = 29$	③親子円滑群 $n = 46$	④親成熟群 $n = 38$	⑤親逆転群 $n = 55$	*F*値	*partial* η^2	*Holm*
過期待	4.25(0.09)	4.09(0.11)	1.97(0.09)	1.29(0.10)	2.33(0.08)	178.85 ***	.78	④ < ③ < ⑤ < ①, ②
屈折的甘え	3.68(0.11)	1.96(0.13)	1.29(0.10)	1.18(0.12)	2.82(0.10)	94.70 ***	.65	③, ④ < ② < ⑤ < ①
サポート放棄	2.00(0.10)	1.72(0.12)	1.23(0.09)	1.43(0.10)	2.23(0.08)	20.53 ***	.29	③, ④ < ①, ⑤; ③ < ② < ⑤
情緒的サポート	4.26(0.10)	3.28(0.12)	4.05(0.10)	2.42(0.11)	3.09(0.09)	51.071 ***	.50	④ < ②, ⑤ < ①, ③

有意水準；***$p < .001$

注）分散分析の自由度はF (4, 205)，多重比較は全て$p < .01$。

役割逆転のパターンと巻き込まれの関連

役割逆転のパターンと巻き込まれの関連を検討するため，各クラスタを独立変数とした一要因分散分析を行った（表 6，図 2）。分析の結果，各クラスタの差は有意であった（$F(4, 126) = 6.52$, $p < .001$, $MSe = 0.85$, $\eta^2 = .17$）。Holm の方法による多重比較の結果，「親子逆転群」の得点が「過剰期待群」「親子円滑群」「親成熟群」よりも有意に高く（「過剰期待群」；*adjusted p* = .035, $d = 0.80$，「親子円滑群」；*adjusted p* = .001, $d = 1.09$，「親成熟群」；*adjusted p* = .001, $d = 1.12$），「親逆転群」の得点が「親成熟群」よりも優位に高かった（*adjusted p* = .042, $d = 0.76$）。

表 6　巻き込まれを目的変数とする分散分析結果

巻き込まれ	①親子逆転群	②過剰期待群	③親子円滑群	④親成熟群	⑤親逆転群	*F*値	*partial* η^2	*Holm*
n	$n = 30$	$n = 22$	$n = 24$	$n = 21$	$n = 34$			
M	3.49	2.74	2.47	2.40	3.11	6.52***	.17	②，③，④ < ① ④ < ⑤
SE	0.18	0.2	0.19	0.2	0.16			

有意水準；***$p < .001$

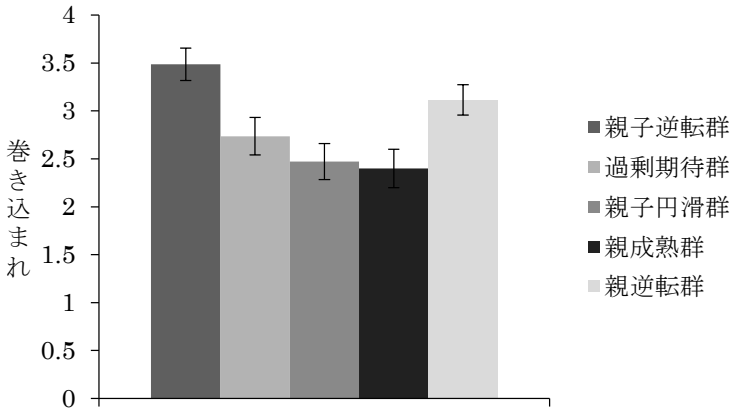


図 2　巻き込まれを目的変数とする分散分析結果

役割逆転による巻き込まれへの影響の検討

役割逆転の下位尺度のうち，「巻き込まれ」に有意な正の影響が見られた「屈折的甘え」「サポート放棄」について，葛藤の「激しさ」とは異なる「巻き込まれを高める要因」となり得るか検討するため階層的重回帰分析を行った。なお，多重共線性の問題を回避するために，「激しさ」と「屈折的甘え」「サポート放棄」の得点は中心化したものを用いた。Step 1 では「激しさ」単独での影響を確認するため「激しさ」のみを投入し，Step 2 では「激しさ」と役割逆転尺度の下位尺度を投入，Step 3 ではそれらの交互作用を投入した。結果を以下に示す。

「屈折的甘え」 分析の結果，Step 1 において「激しさ」と「巻き込まれ」の関連が有意であった（$\beta = .69$, $p < .001$）。また Step 2 においては「激しさ」「親の屈折的甘え」共に「巻き込まれ」との関連が有意であり（「激しさ」：$\beta = .59$, $p < .001$，「親の屈折的甘え」：$\beta = .25$, $p < .001$），決定係数の増加分も有意であった（$\Delta R^2 = .05$, $p < .001$）。Step 3 については決定係数の増加分は有意ではなく（$\Delta R^2 = .00$, $p = .719$），交互作用項も有意ではなかった（$\beta = -.02$, $p = .719$）。結果を表 7 に示す。

表 7 「巻き込まれ」における「激しさ」と「親の屈折的甘え」の関連

	Step1	Step2	Step3
	β	β	β
激しさ	.69 **	.59 **	.59 **
屈折的甘え		.25 **	.25 **
激しさ×屈折的甘え			-.02
R^2	.48 **	.53 **	.53 **
ΔR^2		.05 **	.00

** $p < .01$

「サポート放棄」 分析の結果， Step 2 において「激しさ」「親から子へのサポート放棄」共に「巻き込まれ」との関連が有意であり（「激しさ」：$\beta = .63$, $p < .001$，「親から子へのサポート放棄」：$\beta = .15$, $p = .031$），決定係数の増加分は 5%水準で有意であった（$\Delta R^2 = .02$, $p = .031$）。Step 3 については決定係数の増加分は有意ではなく（$\Delta R^2 = .00$, $p = .545$），交互作用項も有意ではなかった（$\beta = -.04$, $p = .545$）。結果を表 8 に示す。

表 8　「巻き込まれ」における「激しさ」と「親から子へのサポート放棄」の関連

	Step1	Step2	Step3
	β	*β*	*β*
激しさ	.69 **	.63 **	.62 **
サポート放棄		.15 *	.17 *
激しさ×サポート放棄			-.04
R^2	.48 **	.49 **	.47 **
ΔR^2		.02 *	.00

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

役割逆転のパターンと家族機能の関連

役割逆転の各パターンにおける家族機能について，「凝集性」「適応性」の高低にどのような特徴が見られるか検討するため，各クラスタを独立変数，家族機能の各下位尺度を目的変数とする一要因分散分析を行った。結果を以下に示す（表 9, 図 3, 4)。

表 9　家族機能下位尺度における記述統計量と分散分析結果

変数	*M (SE)*					*F*値	*partial* η^2	*Holm*
	①親子逆転群 $n = 42$	②過剰期待群 $n = 29$	③親子円滑群 $n = 46$	④親成熟群 $n = 38$	⑤親逆転群 $n = 55$			
凝集性	3.66(0.11)	3.73(0.13)	3.92(0.11)	3.84(0.12)	3.46(0.10)	2.90 *	0.05	⑤ < ③
適応性	3.08(0.08)	3.16(0.10)	3.30(0.08)	3.39(0.09)	3.01(0.07)	3.68 **	0.07	⑤ < ④

有意水準；*$p < .05$, **$p < .01$

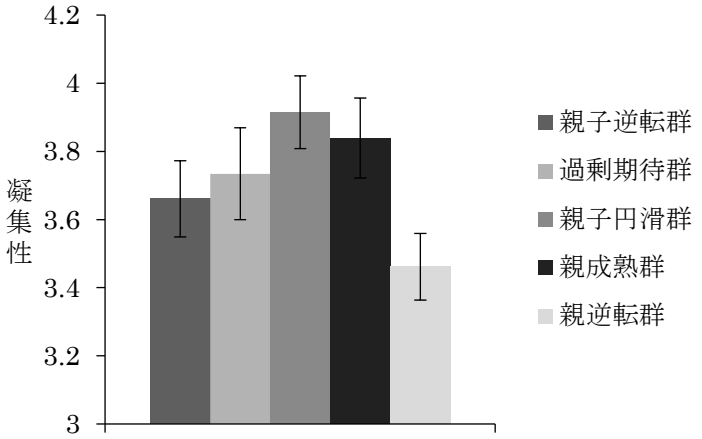


図 3　凝集性を目的変数とする分散分析結果

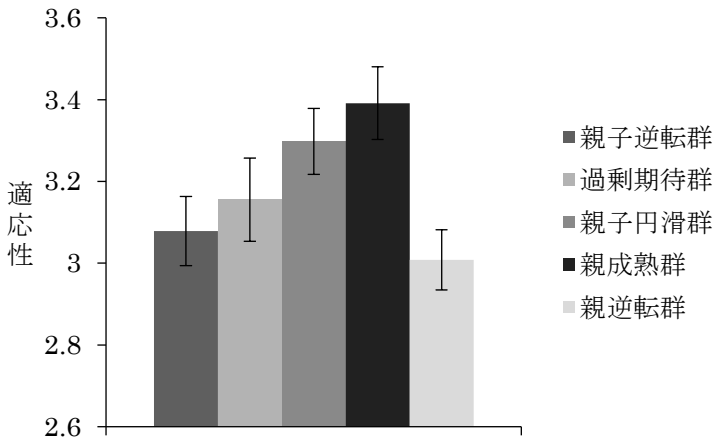


図 4　適応性を目的変数とする分散分析結果

「凝集性」　分析の結果，各クラスタの得点の差は有意であった（$F(4, 205) = 2.90$, $p = .023$, $MSe = 0.53$, $\eta^2 = .05$）。Holm の方法による多重比較の結果，「親子円滑群」の得点が「親逆転群」より有意に高かった（*adjusted* $p = .020$, $d = 0.62$）。

「適応性」　分析の結果，各クラスタの得点の差は有意であった（$F(4,205) = 3.68$, $p = .006$, $MSe = 0.30$, $\eta^2 = .07$）。Holm の方法による多重比較の結果，「親成熟群」の得点が「親逆転群」より有意に高かった（*adjusted* $p = .011$, $d = 0.69$）。

考察

本研究の目的は，親子の役割逆転と夫婦間葛藤における子どもの「巻き込まれ」の関連を検討すること，そして，役割逆転が生じやすい家族の特徴について検討することであった。仮説は次の通りであった。(1) 役割逆転は「巻き込まれ」を高める要因となる (2) 役割逆転が生じている家族は，家族の凝集性は高いが適応性は低い。

役割逆転と巻き込まれの関連

はじめに本研究の結果に基づき役割逆転と巻き込まれの関連について考察する。役割逆転合計では「巻き込まれ」との間に中程度の相関が見られ，重回帰分析においても重決定係数が有意であり，標準偏回帰係数でも「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」による関連が示された。また，階層的重回帰分析においても葛藤の激しさによる影響を加味した上での役割逆転による影響が示された。分散分析でも「親子逆転群」が「過剰期待群」「親子円滑群」「親成熟群」よりも有意に高得点であり，「親逆転群」が「親成熟群」よりも有意に高得点であった。よって仮説 (1) 役割逆転は「巻き込まれ」を高める要因となるは支持され，境界不全や三角関係などのシステムの機能不全によって子どもが夫婦関係に巻き込まれる可能性があるという山本・伊藤 (2012) の指摘は支持されたと判断される。役割逆転の各特徴と「巻き込まれ」の関連について，相関分析において「親の屈折的甘え」

「親から子へのサポート放棄」と巻き込まれの間に中程度の正の相関がみられた。また，重回帰分析の結果からも役割逆転における「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」が子どもの巻き込まれと関連することが示された他，階層的重回帰分析においても「親の屈折的甘え」「親から子へのサポート放棄」が「激しさ」と独立した要因となることが明らかになった。よって，役割逆転における「親の屈折的甘え」と「親から子へのサポート放棄」の側面が夫婦間葛藤への子どもの巻き込まれを高める要因となることが示されたと言える。

これまでに，巻き込まれが子どもの自己非難や罪悪感と関連することが明らかになっている（川島ら，2008；中釜ら，2008；直原・安藤, 2020）が，役割逆転においても罪悪感との関連が示唆されている。しかし本研究で巻き込まれとの関連が示された「親の屈折的甘え」においては罪悪感との関連が示されていない（山田, 2016）。また, 直原・安藤（2020）の研究では巻き込まれによるネガティブ感情が過剰適応傾向を表す「子どもらしさの棄却」を高めることを示している一方で，山田ら（2015）は役割逆転と過剰適応の関連はあくまで可能性の 1 つに過ぎないことを指摘し，「親の屈折的甘え」と疑似成熟の間に明確な関連はないという見解を示した。これらを踏まえると，役割逆転は直接的に罪悪感や過剰適応，疑似成熟と関連するというよりも，夫婦間葛藤への巻き込まれを介して子どもの心理的適応と関連している可能性が考えられる。役割逆転という目には見えない親子関係の歪みが夫婦間葛藤への巻き込まれという形で顕在化することで，子どもの心理的適応に影響を与えると推察される。

「屈折的甘え」は「すねる」「ふてくされる」「不機嫌」などの一方的で歪んだ甘えによって相手から賞賛や感謝，配慮を引き出そうとするものである。本来親子間で生じる健康的な「甘え」は，子どもがフラストレーションなどのネガティブ感情に対し，親からの慰めや励ましを得て緩和させるという目的で表出されることが多いとされており（山田，2022），役割逆転が生じている親子間ではこの関係が逆転している。これらのことから，役割逆転における「親の屈折的甘え」の側面は，夫婦間葛藤で傷ついた親が「配偶者の悪口を子どもに聞かせる」「葛藤による不機嫌さを子どもに向ける」という屈折した甘え行動を子どもに向けて表出することで，慰めや配慮，許容といった自らの心のケアを子どもに要求するという巻き込みを生じさせると考えられる。

次に，「親から子へのサポート放棄」が「巻き込まれ」と関連していたことについて，役割逆転には親が子どもに屈折的甘えを呈しケアやサポートを要求しながらも，親が子どもの甘えに応えることはなく子どもの情緒的欲求が満たされることはないという特徴がある（山田，2022）。また相関分析でも「親から子へのサポート放棄」と「親の屈折的甘え」の間には中程度の正の相関があることや，先行研究において役割逆転の諸特徴には連動性や階層性がある可能性が示唆されている（山田，2022）ことから，「親から子へのサポート放棄」は「親の屈折的甘え」と連動することで，親が子どもの気持ちよりも自分の欲求を優

先させるがために屈折的甘えを呈すという役割逆転関係が生じ，夫婦間葛藤における巻き込まれを高めていると解釈できる。以上より，子どもへの影響を考える上で重要であるとされている夫婦間葛藤への巻き込まれに親子関係への介入という視点の重要性が示された。

役割逆転と家族機能の関連

役割逆転と家族機能の関連について，相関分析の結果，役割逆転全体と凝集性・適応性それぞれの間に有意な中程度の負の相関が確認された。各下位尺度においても「親の屈折的甘え」との間でそれぞれ有意な中程度の負の相関,「親から子へのサポート放棄」との間でそれぞれ有意な強い負の相関が確認された。分散分析の結果，凝集性については「親逆転群」が「親子円滑群」より有意に得点が低く，適応性については「親逆転群」が「親成熟群」よりも有意に得点が低かった。しかし親子双方の役割が逆転している「親子逆転群」においては凝集性・適応性共に他群との有意な差は認められなかった。以上より, 仮説 (2) 役割逆転が生じている家族は, 家族の凝集性は高いが適応性は低い, について,「親逆転群」においては適応性に限り支持されたと言えるが,「役割逆転が生じている家族は凝集性・適応性共に低い」という解釈はあくまで１つの可能性にとどまると考えられる。「親逆転群」において家族機能の低さが示されたことについて，森川（2015）は，子どもが親から親的役割を期待されていながらその期待に沿った行動をしない場合に家族の凝集性・適応性が低下することを明らかにしている。また，石盛ら（2008）は家族成員間関係と家族システムの機能についての調査から，家族成員間には思いやりの互恵性が成立しており，家族の思いやり関係が強いほど家族の凝集性も高くなることを示した。本研究においても，親子が互恵的にサポートを与え合っているとされる「親子円滑群」が「親逆転群」よりも高い凝集性を示している。このことから，親が親的役割を放棄したまま一方的に子どもに親的役割を要求するも子どもからのサポートは得られない「親逆転群」は，親からの屈折的甘えが子どもによって満たされず，且つ子どもが親に求める情緒的サポートが親によって満たされることはないといった両者の役割期待への裏切りが家族機能の低下に繋がっていると考えられる。「親子円滑群」において凝集性の高さが示されたことは，役割逆転が家族にとって適応的に働くという先行研究（落合・佐藤, 1996; 森川, 2016）の見解とも一致している。また,「親成熟群」と適応性の高さの関連についても，石盛ら（2008）が指摘した家族の適応性に対する親の役割の重要性を支持するものである。家庭内での役割として，夫婦は互いが互いの情緒的サポートを担う役割があるとされていることや，夫婦の愛情関係が強いほど家族のまとまりも強くなるというこれまでの見解（小田切ら，2003； 中釜ら，2008；鈴山・徳田，2009）から，夫婦関係において情緒的サポートの関係が機能していない夫婦のもとでは，家族全体の機能低下や、自分の情緒的サポートを配偶者ではなく子どもに求めざるを得なくなるという家族システム全体の歪みが生じることが推測される。本研究の「役割逆転が生じている家族は凝集性が高い」という仮説が支持されなかった点についても，凝集性が高く家族成員間の結びつきが強い家族は夫婦間で互いの情緒的サポー

トが為されているという背景が考えられる。また，役割逆転のような親子間の強い結びつきが生じることでもう一方の親が排斥された三角関係が形成され，ますます夫婦間での問題解決が困難になると同時に,家族全体の結びつきは弱くなっていくことも推測される(中釜ら，2008)。以上より，役割逆転は親子間で生じる現象であるものの，家族全体の機能とも密接に関わっていることから，親子関係だけではなく各家族成員間の相互作用まで含んだ包括的なアセスメントと介入が必要であると考えられる。

役割逆転についての考察

本研究で得られた結果から役割逆転という現象の特徴について考察する。本研究ではクラスタ分析により,「親子逆転群」「過剰期待群」「親子円滑群」「親成熟群」「親逆転群」の5 群を採用しその後の検討を行った。これまでの研究から，役割逆転のパターンには親子双方において役割が逆転しているパターンと，親からの一方的な役割逆転のパターン，子どもからの一方的な役割逆転のパターンが報告されており，本研究でも 3 パターン全てを抽出することができた。役割逆転には家族システムの適応的な問題解決方略としての側面と，子どもの精神的健康に負の影響を及ぼすような不適応的な問題解決方略としての側面が考えられるが，本研究の結果を踏まえると「親子逆転群」と「親逆転群」が不適応的な役割逆転であると考えられ，その 2 パターンに共通する特徴が「親の屈折的甘え」と「親から子へのサポート放棄」である。これらは山田（2022）が役割逆転の親行動として設定した「子どもに甘える親」「子どもの甘え欲求を満たさない親」という下位尺度と符合するものであり，特に屈折的甘えについては，役割逆転における他の側面を生起させる先行要因として作用する可能性も指摘されている。このことから,「親の屈折的甘え」と「親から子へのサポート放棄」は，子どもにネガティブな影響を与える不適応的な役割逆転の中心的な要素として捉えることができ,「役割逆転は親子間で生起する不健全で歪んだ甘えの問題」という山田（2022）の見解は本研究によって支持され得ると考えられる。また本研究において，一部役割逆転が生じていると解釈できる「過剰期待群」「親子円滑群」について不適応的であるという結果が示されなかった背景には，親の自己愛的な甘えである屈折的甘えとそれに伴うサポート放棄が生じておらず，親が親の役割を果たしている上での部分的な役割逆転であったためであると考えられる。特に「親子円滑群」については親子のサポートが互恵的であり，先行研究でも示されている適応的な役割逆転のパターンであると言える。本研究では不適応的な役割逆転のパターンとして「親子逆転群と」「親逆転群」を抽出したが,「親逆転群」についてはこれまでの先行研究では見られなかったパターンである（山田ら，2015 など)。しかし巻き込まれや家族機能の面において「親子逆転群」と「親逆転群」が異なる様相を示したことは，親子双方で生じている役割逆転と親からの一方的な役割逆転を区別して扱う必要性を示唆していると考えられる。

今後の課題

最後に今後の課題について述べる。第一に，因果関係の断定まではできない点である。

本研究では役割逆転が巻き込まれを高めるというモデルを想定し検討を行ったが，家族というシステムでは出来事同士が互いに原因となり結果となる円環的因果律の中で様々な事象が生じている（中釜ら，2008）。そのため，巻き込まれの「発生原因」として役割逆転を据えることは早計であり，あくまで相互に影響し合う事象の中の一部分であることは強調される必要があるだろう。

第二に，本研究では家族レベルならびに夫婦・親子レベルに焦点を当て検討を行ったため，家族を構成する個人については言及していない点である。加藤（2001）によれば役割逆転している親は情緒的に未成熟であるとされている他，屈折的甘えの背景には，甘えたいのに甘えられないという自己愛的な欠乏状態があるという指摘もある（稲垣，2007）。また，役割逆転は虐待関係にある親子間で生起しやすいとされながらも，近年では虐待の有無を問わず生じる現象であると報告されている。したがって，役割逆転のさらなる検証には親側の心理的背景や各発達段階における子どもの適応やパーソナリティ，精神的健康といった側面からの検討が重要であると考えられる。

第三に，本研究における家族機能を測定する尺度として円環モデルを想定した FACEⅢ日本語版（草田・岡堂，1993）を用いたが，この尺度が現代の日本の家族機能を測定するにあたって妥当なものであるか否かは再度検討する必要がある。現代の日本の家族において凝集性・適応性とはどのような概念でどのレベルが健康的なものであるかを明確にする必要があると考えられる。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

文献

Amato, P. R. & Afifi, T. D. (2006). Felling caught between parents: Adults children's relations with parents and subjective Well-being. *Journal of Marriage and Family, 68*, 222-234.

Cummings, E. M., Davis, P. T., & Campbell, S. B. (2002). *Developmental psycho pathology and family process: Theory, research, and clinical implications.* Ne w York: Guilford Press.

Davies, P. T. & Cummings, E. M. (1994). Marital conflict and child adjustment: An emotional security hypothesis. *Psychological Bulletin, 116,* 387-411.

Davies, P. T., Forman, E. M., Rasi, J. A. & Stevens K. I. (2002). Assessing child ren's emotional security in the interparental relationship: The security in the interparental subsystem scale. *Child Development, 73*, 544-562.

Grych, J. H., Michel, S. & Fincham, F. D. (1992). Assessing marital conflict fromthe child's perspective: The children's perception of interparental conflict scale. *Child Development, 63,* 558-572.

廣瀬愛希子・濱口佳和 (2021). 両親関係の情緒的安定性が青年の適応に与える影響―日本語版 SIS の作成を通して― 心理学研究, *92*, 129-139.

本多潤子・小林久美・桜井茂男 (2002). 認知された夫婦間葛藤が信頼感の形成に与える影響 日本教育心理学会第 44 回大会発表集, 203.

稲垣実果 (2007). 自己愛的甘え尺度の作成に関する研究 パーソナリティ研究, *16*, 13-24.

石森真徳・藤澤孝志・小杉孝司・清水裕士・渡邉 太・藤澤 等 (2008). 家族システムの構造分析―家族成員間関係と家族全体システムの機能との関連について バイオメディカル・ファジィ・システム学会誌, *10*, 159-168.

伊藤裕子・池田政子・川浦康至 (1999). 既婚者の疎外感に及ぼす夫婦関係と社会的活動の影響 心理学研究, *70*, 17-23.

加藤諦三 (2001). 子どもと心の通う親 何故かスレ違う親 株式会社青春出版社.

川島亜紀子・真榮城和美・菅原ますみ・酒井 厚・伊藤教子 (2008). 両親の夫婦間葛藤に対する青年期の子どもの認知と抑うつとの関連 教育心理学研究, *56*, 353-363.

警察庁 (2022). 令和 3 年における少年非行, 児童虐待及び子供の性被害 警察庁 Retrieved December 8, 2022 from https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safetylife/syonen.html

Kerr, M. E. & Bowen, M. (1988). *Family Evaluation*. W W Norton & Company. (カー, M. E. & ボーエン M 藤縄昭・福山和女 (監訳) (2001). 家族評価: ボーエンによる家族探究の旅 金剛出版.

草田寿子 (1995). 日本語版 FACESⅢの信頼性と妥当性の検討 カウンセリング研究, *28*, 154-162.

Mann, B. J. & Gilliom, L. A. (2002). Emotional security and cognitive mediate the relationship between parents' marital conflict and adjustment in older adolescents. *The Journal of Genetic Psychology, 165,* 250-271.

前島芳名子・小口孝司 (2001). 父母の不和が子どもの自尊心, 情緒安定性ならびに攻撃性に及ぼす影響―父は情緒に, 母は行動に― 家族心理学研究, *15*, 45-56.

増田彰則・山中隆夫・武井美智子・平川忠敏・志村正子・古賀靖之・鄭 忠和 (2004). 家族機能が学校適応と思春期の精神面に及ぼす影響について 心身医学, *44*, 903-909.

松野航大・野末武義 (2015). 大学生における家族コミュニケーションおよび両親の夫婦関係の認知と境界例心性の関連性 家族心理学研究, *29*, 114-127.

Minuchin, S. (1974). *Family and Family Therapy*. Cambridge: Harvard University Press, (ミニューチン, S. 山根 常男 (監訳) (1984). 家族と家族療法 誠信出版.

森川夏乃 (2016). 青年からみた家庭内の役割と家族機能との関連―役割期待と役割行動に着目して― カウンセリング研究, *49*, 170-179.

中釜洋子・野末武義・布柴靖枝・無藤清子 (2021). 家族心理学　家族システムの発達と臨床的援助　第２版　有斐閣ブックス

直原康光・安藤智子 (2020). 別居・離婚後の父母葛藤・父母協力と子どもの心理的苦痛, 適応との関連―児童期から思春期に親の別居・離婚を経験した者を対象とした回顧研究― 発達心理学研究, *31*, 12-25.

西出隆紀・夏野良司 (1997). 家族システムの機能状態の認知は子どもの躁鬱感にどのような影響を与えるか 教育心理学研究, *45*, 456-463.

野口修司 (2009). 青年期の子ども視点における家族構造と社会的勢力に関する研究 家族心理学研究, *23*, 91-109.

落合良行・佐藤有耕 (1996). 親子関係の変化からみた心理的離乳への過程の分析 教育心理学研究, *44,* 11-22.

小田切紀子・菅原ますみ・北村俊則・菅原健介・小泉智恵・八木下暁子 (2003). 夫婦間の愛情関係と夫・妻の抑うつとの関連―縦断研究の結果から 性格心理学研究, *11,* 61-69.

Olson, D. H., McCubbin, H. I., Larsen, A., Muxen, M. & Wilson, M. (1985). *Family Inventories*. St. Paul, MN; Family Social Science, University of Minnesota.

大山寧寧・野末武義 (2013). 家族レジリエンス測定尺度の作成および信頼性・妥当性の検討 家族心理学研究, *27,* 57-70.

菅原ますみ・八木下暁子・託摩紀子・小泉智恵・瀬地山葉矢・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,* 129-140.

鈴山加奈子・徳田智代 (2009). 夫婦関係および家族システムの機能状態が青年期の不安に及ぼす影響　家族心理学研究, *23,* 1-11.

宇都宮 博 (1999). 青年がとらえる両親の夫婦関係―親子関係, 家族システムとの関連―日本家政学会誌, *50*, 455-463.

Walsh, F. (1998). *Strengthening family resilience*. The Guilford Press.

Walsh, S., Shulman, S., Bar-On, Z. & Tsur, A. (2006). *T*he role of parentification and family climate in adaptation among immigrant adolescents in Israel. *Journal of Research on Adolescence, 16,* 321-350.

山田智貴 (2022). 「甘え」理論に依拠した親子関係の役割逆転尺度の作成と子どものメンタルヘルスとの関連 家族心理学研究, *35*, 122-136.

山田智貴・平石賢二・渡邉賢二 (2015). 大学生における親子関係の役割逆転に関する研究―疑似成熟との関連から―　家族心理学研究, *29*, 1-18.

山田智貴・平石賢二・渡邉賢二 (2016). 大学生における親子関係の役割逆転と特性罪悪感の関連―母親との関係に注目して― 家族心理学研究, *10*, 19-27.

山本倫子・伊藤裕子 (2012). 青年期の子どもが認知した夫婦間葛藤と精神的健康との関連 家族心理学研究, *26*, 83-94.

＜原著＞

中学生における情動伝染とスクール・モラールが過剰適応傾向に及ぼす影響

下崎まな佳　　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
水口　崇　　信州大学学術研究院教育学系

概要

過剰適応は精神的健康や適応感との関連性，とりわけ負の影響を及ぼす可能性が高い。本研究では，中学生を対象とし，精神的健康に影響を及ぼしている「過剰適応」と「情動伝染」，教師の側から生徒の援助ニーズが発見できる「スクール・モラール」との関連を検証した。怒り伝染や悲しみ伝染といった，情動伝染における「ネガティブ感情の伝染」が高まると， 過剰適応傾向も高まることが明らかになった。さらに友人との関係，教師との関係，学級との関係といった「他者との関わり」についての項目が高まると，自己抑制，自己不全感が弱まるということが明らかになった。

キーワード：過剰適応，中学生，情動伝染，自己制御，自己不全感

はじめに

欧米では，“subjective overachievement”という現象が知られている。Oleson, Poehlmann, Yost, Lynch and Arkin（2000）は，自信喪失が成果への関心と結びついた時の効果に注目し，この関連が“subjective overachievement”という現象に繋がると主張する。本邦で“subjective overachievement”の類似概念として取り上げられているのは「過剰適応」である。石津・安保（2008）によれば，過剰適応とはその名のとおり「行き過ぎた適応」のことで，過剰適応は，“subjective overachievement”における成果のための過剰な努力という見方だけではなく，社会集団への過剰な適応努力という対人関係の視点を含むと考えられる。実際，過剰適応は，石津・安保（2007）において「両親や友人，教師といった他者から期待されている役割・行為に対し，自分の気持ちは後回しにしてでもそれらに応えようとする傾向」，益子（2009）において「自分の気持ちを後回しにしてでも，他者から期待された役割や行為に応えようとする傾向」と定義されている。加えて，本邦で進められている過剰適応研究においては，対人関係上の行きすぎた適応として捉えられる場合が多いということが指摘されている（益子，2009）。石津・安保（2008）でも，過

剰適応は無理をし過ぎていたり，頑張り過ぎていたりする状態というイメージが先行しがちであることに言及し，過剰適応を，無理をしがちであるという個人の性格特徴と捉えるのか，環境からの期待に完全に近い形で従うために行う適応方略として捉えるのかとの議論を展開している。過剰適応の概念構造として，桑山（2003）では，過剰適応に「自分自身に対する自信のなさ」や「周囲からの左右されやすさ」などの「対自的側面」と，周囲に良い印象を与えて認められる存在になろうとする他者志向的な態度を中心とした「対他的側面」が見られるとの見解を示している。また，石津・安保（2008）により，過剰適応の「内的側面」は過剰適応傾向の者が示す自己抑圧的な性格特徴から構成され，「外的側面」は個人が外的に適応していることを示すために取る行動や，外的適応を維持あるいは上昇させるための適応方略から構成されることが明らかとなっている。すなわち，石津・安保（2008）で言及された，過剰適応を「個人の性格特徴」と「適応方略」の 2 側面から捉える視点が，実証的にも認められていると言えよう。

北村（1965）によれば，「外的適応」とは，一般に社会的・文化的環境への適応であり，文化規準や社会の要求，職場の期待などに適応することを示す。一方，「内的適応」とは，内外様々の事態に直面する中で，内面的に幸福感と満足感を経験し，心的状態が安定した過程にある場合を指す。加えて，一般に適応が良いと言われるときには，「外的適応」も「内的適応」も共に良いことを意味すると北村（1965）は述べる。そして，桑山（2003）によれば，過剰適応の「適応」とは外的適応の面に相当し，過剰適応的とは，外的適応が過剰なために内的適応が困難に陥っている状態としている。重ねて，過剰適応的な態度は，周囲に同調し，摩擦を回避するという意味では外的適応を促すものであるが，自分の心の中に生じた「生の感情」に向き合うことを妨げるという点では，内的適応に歪みを生じさせるものであると結論づけている。

小林・古賀・早川・中嶋（1994）によると，心身症患者は真面目，仕事中毒，模範的，頑張り屋，他人に気を遣う，自己犠牲的などと表現されるように，感情表現を抑制し，過剰適応を行うとされている。峰松（1999）はうつ病と過剰適応との関連に言及する中で，部下に任せても結局は自分が全部やらないと気が済まず，円満な対人関係を維持せんがために「ノー」と言えず自分の方が折れてばかりで，思い切って「ノー」とは言ったものの後悔することしきりであれば，いつか疲れ果て，倒れてしまうのは当然だとする。そして，このような度を過ぎた適応を過剰適応と言うと表現している。風間・平石（2018）は，不適応や精神障害を呈する青年や成人の中には，周囲に適応しようとするあまり，自らの欲求や気持ちを抑えてしまう「過剰適応」状態の者がいると述べている。また，石津（2006）においても，社会的に適応していると見受けられる人が心理的問題を表出する状態に触れている。そして，こうした問題を抱える人の中には，内面を押し殺し，表面上適応的に振る舞う傾向があり，このような適応行動は「過剰適応」と呼ばれているとする。うつ病になると，自責的になり自己評価の低下を引き起こしたり，不安感を訴えたりし，「白黒思考」

や「自己批判」などのうつ的思考パターンに陥っている（大野・NPO 法人地域精神保健福祉機構・コンボ，2011）。この特徴は，石津・安保（2008）で言及された，過剰適応傾向の者が示す自己抑圧的な性格特徴に含まれる「自己不全感」と関連性を持つと推測されよう。実際，風間（2015）は大学生を対象に研究を行い，抑うつに直接的な関連性を示すのは，個人の外的適応を促す他者志向的な過剰適応行動よりも，自己不全感，または，自分の気持ちを無理に抑制してしまう自己抑制といった個人の心理的不適応に関わる要因であることを確認している。過剰適応は精神的健康に影響を及ぼすこと，特にネガティブに作用する要因となっている可能性が高いことが，実証的に示されてきている。併せて，過剰適応には 2 つの側面があるゆえに，「外的側面」と「内的側面」のそれぞれが異なる影響を与えることも示唆されていると言えよう。

また，王（2017）は日中両国の中学生を対象に，性差と学年差によって日中の過剰適応傾向を検討し，両国の共通点として，女子が男子より過剰適応傾向が高いことを明らかにしている。併せて，過剰適応の他者配慮において，日本では学年差が見られなかったが，中国では中学 3 年生より，中学 1 年生の方が周囲の人に気を遣う傾向があると示唆している。すなわち，過剰適応は日本だけではなく中国でも見られる現象であるが，その内実には共通点と相違点の双方が確認できる。

ところで，本邦における精神的健康に関しては，厚生労働省（2020b）の「令和 2 年患者調査」によると，精神及び行動の障害について，令和 2（2020）年の総患者数は約 503 万人となっている。その内訳として，入院患者総数は約 236 万人と減少傾向だが，外来患者総数は約 266 万人と増え続けている状態である。厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課（2022）の「令和 3 年中における自殺の状況」によると，令和 3（2021）年の自殺者数は 2 万 1,007 人となり，対前年比で見ると 74 人減少している。男女別の自殺者を考えると，男性は 12 年連続で減少しているのに対し，女性では 2 年連続の増加となっている。対前年比で，男性は 116 人の減少，女性は 42 人の増加である（厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課，2021）。原因・動機別自殺者数として見ると，精神的健康の問題が関わる人数は約 6,000 人で，全体のおよそ 3 割を占めている（厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課，2022）。総患者数，自殺者数ともに，数字としては減少しているところも見られるが，その一方で増加している部分があるのも事実で，依然として精神的な不健康が高い水準を記録していることは明らかであり，精神的健康が本邦にとって大きな課題となっていると言えよう。

精神的健康に影響を及ぼす要因としては，「情動伝染」も挙げることができる。日常生活において，楽しそうに笑っている人を見て自分も明るい気持ちになったり，悲しい目にあった友人の話を聞いて自分も暗い気持ちになったりするなど，他者の特定の感情表出を知覚することによって，自分自身も同じ感情を経験する現象は「情動伝染（emotional contagion）」と呼ばれる（木村・余語・大坊，2007）。Doherty（1997）では，情動伝染尺

度（The Emotional Contagion Scale：ECS)を作成し，他尺度との比較を行ったところ，反応性，感情性，他者への感受性，社会的機能，自尊感情と正の相関関係，疎外感や自己主張，情動の安定性と負の相関関係を示すことを確認している。木村ら（2007）は，Doherty（1997）の研究で，情動伝染尺度を1因子の単一次元で捉えた場合に，情動伝染が自尊感情と正，疎外感や情動の安定性と負の関係を示したことに言及し，他者と感情を共有することが必ずしも適応的であるとは限らないと述べている。Costanza, Derlega & Winstead（1988）によれば，ストレスとなる出来事を前にした友人同士が，その出来事に関する自分自身の感情について語り合うことで，否定的な感情が高まるとのことである。そして，木村ら（2007）は，Doherty（1997）の情動伝染尺度（ECS)から日本語版情動伝染尺度を作成し，「怒り伝染」や「悲しみ伝染」のようなネガティブ感情の伝染は精神的健康を阻害する一方，「喜び伝染」のようなポジティブ感情の伝染は精神的健康を促進しているとの結果を示す。加えて，古賀・岡田（2019）によれば，情動感染傾向が高い個人が主観的適応感を感じやすい一方で，緊張や不安を喚起しやすい個人は個人的苦痛に陥り，結果的に不適応となる者がいることを示唆している。古賀・岡田（2019）での「情動感染」は，情動伝染と同じく「Emotional Contagion」の訳語として用いられている。

また，長屋・杉浦（2013）では，過剰適応と情動伝染との関連について言及されている。そして，男性は過剰適応の状態になると，他者によく思われたいという気持ちが強まった時に，他者の怒りや悲しみといったネガティブな感情に敏感になるという傾向があり，女性は過剰適応の状態になると，怒りに対する敏感さを強め，実際に他者の情動を読み取る際には，他者の強い情動を弱く読み取る傾向が見られることを明らかにしている。併せて，過剰適応は他者の感情表出に対する感受性（情動伝染）に影響を与えること，さらに，女性の過剰適応の高さは，実際の情動の読み取りにも影響すると示唆されることに触れている。

中学生の精神的健康について

風間・平石（2018）は，青年期は様々な不適応問題が生じやすい時期であり，近年その青年期の精神的健康の低さを裏づけるエビデンスが蓄積していると述べる。石津・安保（2007）においても，思春期は第2の分離個体化の時期とも言われ，心身ともに著しい成長を遂げる時期であり，子どもから大人の過渡期ゆえに不安定さが特徴だと言及されている。併せて，子どもたちはそのような不安定さを抱えながらも成長していくため，思春期危機という言葉に表されるように，精神疾患の好発期であることにも触れている。実際，思春期の精神的健康関するデータとしては，精神および行動の障害について，令和2（2020）年の10～19歳の総患者数は約30万人であり，平成29（2017）年と比べ約15万人も増加していると示すものがある（厚生労働省，2020a；厚生労働省，2019）。加えて，令和3（2021）年の10～19歳の自殺者は749人で，対前年比で見ると28人減少してはいるものの，依然として高い水準と言えよう（厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生

活安全企画課, 2022;厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課, 2021)。また，文部科学省（2022）の「令和 3 年度児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」によると，小学校～高校までの不登校者数は約 30 万人で，対前年比で約 6 万人の増加である。中でも，不登校の中学生は約 16 万人で半数以上を占めるうえ，在籍生徒数における割合としても，小学校における 1.3%と高校の約 1.7%に比べ，中学校では約 2.6%とのデータがあり，高い水準を記録している。

石津・安保（2007）においては，中学生と一部その保護者も対象とした研究で，過剰適応傾向と抑うつ傾向との関連性が認められ，個人が環境に過剰に適応することで個人の抑うつ傾向が高まることを示している。併せて，過剰適応的で外部からは適応しているように見える子どもに関しても，抑うつ傾向のリスクがあると考えられることが実証的に示され，抑うつ傾向の高い子どもであっても保護者からは適応していると見なされているケースが多く存在していることに言及している。益子（2009）は高校生を対象とした研究によって，過剰適応的な特徴が，抑うつや強迫，対人恐怖や不登校に繋がり得ること，過剰適応傾向の高い群は，臨床群とほぼ同等の精神的健康に関する問題を抱えている可能性があること，過剰適応の内,「自己不全感」が低いパターンを示すものは比較的健康であることが明らかになっている。加えて，石津・安保（2008）では，中学生を対象とした研究から，過剰適応の内的側面は学校適応感およびストレス反応に負の影響を及ぼすが，適応方略として捉えられる外的側面は学校適応感を支える一方で，ストレス反応にも正の影響を与えるとの結果が示されている。青年期，特に青年期前期と分類される思春期は心身ともに揺さぶられやすい時期であり，種々の問題が表面化してくると考えられる。そして，中学生という年代は，より多くの人々が健康に関する課題に直面し，精神的不健康の状態を呈すタイミングとなっている可能性がある。それゆえ，中学生の生活の大半を占める学校や家庭において，彼らの現状をモニタリングし，いち早く問題を発見していく必要があるだろう。

中学生の精神的健康の問題に関連して，教師が中学生に一次的，二次的教育援助をする際に援助ニーズの高い分野が発見でき，援助の指針が得られるスクール・モラール尺度というものが開発されている（河村，1999)。石隈（1996）によると，一次的教育援助は,「すべての子ども」が持つ援助ニーズに対応するものであり，学習・発達面，心理・社会面, 進路面において問題をもち始めた子どもや, これから問題を持つことが心配される「一部の子ども」への援助を二次的教育援助と呼ぶ。二次的教育援助の目的は，子どもの問題が大きくなって子どもの成長を妨害しないようにすることだと石隈（1996）は述べる。併せて，三次的教育援助の目的は，重大な援助ニーズを持つ「特定の子ども」が自分の持つ強さ（自助資源）や周りの援助資源を活用しながら，自分の問題に対処し学校生活が送れるよう援助することであるとしている（石隈，1996)。松山・倉智（1969）によると，スクール・モラール（school morale）とは,「学校の集団生活ないし諸活動に対する帰属度,

満足度，依存度などを要因とする児童・生徒の個人的，主観的な心理状態」を意味していて，これはまた，学校への適応の程度を示すものとも考えることのできる概念である。併せて，スクール・モラールを構成する決定要因として，「学校への関心」，「級友との関係」，「学習への意欲」，「教師への態度」，「テストへの適応」を採り上げることにしている。すなわち，例えば友人関係のスクール・モラールが高い場合には，その個人は友人との関係において高い満足感を抱いており，友人関係において意欲的な関わりができていることを意味していると考えられるのだ（西村・櫻井，2015）。河村（1999）は，現在の中学生のスクール・モラールを規定する要因と，それを測定するための内容が把握できれば，生徒1 人ひとりを多面的に理解することができると考え，生徒を多面的に理解し，生徒個々の援助ニーズの必要な分野を発見できるスクール・モラール尺度の作成を行っている。その結果，中学生のスクール・モラールを規定する主要因は，「友人関係」，「学習意欲」，「教師との関係」，「学級との関係」，「進路意識」の 5 つであることが示唆されている。

人間にとって，「他者との関わり」のもたらす影響は大きい。山田・岡本（2006）は，他者の視点を想定した時の自己受容の自己認識，つまり，他者に受容されていると感じることによって達成される自己受容があり，他者に受け入れられる体験が安心感を生み，それが自己の受容に繋がると考える。桐田（1984）は，他者と共有される状況や定義の中で，それによってつくられる世界の一員と認められることが，個人に安心感を与えると述べる。併せて，自分自身を評価するためには他者に評価されることが必要となり，他者による拒絶に出会うことは，少なくとも拒絶に直面する状況に焦点づけられた中で，自らを評価する基準のどの側面も脅かされることに通じているとする。井上（2000）によると，教室にいる場合，見知らぬ人，先生，1 人あるいは同級生と一緒にいるという順で，表出抑制が少なくなるという他者との関係による効果が示されている。ベネッセ教育研究所（1998）による中学生への調査では，「なぜ学校に来ているのか」への回答として「友だちに会えるから」が最も肯定率が高く，82.6%を占めるという結果があり，中学校生活には友人との関係が大きく影響していることが分かる。また，河村（1999）は，現在の中学生は学校（校則や校風を含めて）や学年，そして，部活動など学級集団内の枠を越えた集団にコミットしようという意識や関わりが少ないことが推測されると述べている。逆に言えば，中学生はより一層学級集団内での関わり，同じ学級に属する教師や友人との関係を重視しているようになっているのかもしれない。

そこで本研究では，様々な問題の表出がより多く見られる中学生を対象とし，精神的健康に影響を及ぼしている「過剰適応」と「情動伝染」，そして，中学生の生活の大部分を占める学校において，教師の側から生徒の援助ニーズの高い分野が発見でき，援助の指針が得られる「スクール・モラール」との関連を解明する。先行研究では調べられていない「情動伝染」の「過剰適応」への影響と，学校への適応感に留まらず，生徒に対する援助の方向性を定める指標としても活用できる「スクール・モラール」と「過剰適応」との関係を

調査していく。具体的には，「過剰適応」の各項目と「情動伝染」，「スクール・モラール」との関連を明らかにすることを目的としている。

方法

調査対象者

A 県内の公立中学校に在籍する 1・2・3 年生，合計 576 名（男性 272 名，女性 278 名，その他 10 名，回答しない 16 名）の協力を得た。内訳は，1 年生 196 名（男性 91 名，女子 97 名，その他 3 名，回答しない 5 名），2 年生 192 名（男性 92 名，女性 91 名，その他 2 名，回答しない 7 名），3 年生 188 名（男性 89 名，女性 90 名，その他 5 名，回答しない 4 名）であった。また，全項目必須回答としたため，質問項目に未回答はなかった。

調査手続き

2022 年 10 月末，大手インターネット会社（Google LLC）が提供するアンケート作成・管理ソフト（Google フォーム）を用いて調査を実施した。

倫理的配慮

対象者には次の内容を説明し，インフォームド・コンセントを得た。以下に同意する者のみ，回答を進めてもらった。加えて，本研究は財団法人日本心理学会が研究倫理を定めた倫理規定を厳守して行った。それは（a）自由意志に基づく参加を前提とする，（b）承諾後の参加の取り止めを保証する，（c）不参加・途中での参加中止による不利益がないことを保証する，（d）プライバシーを守り，データは研究代表者が厳重に管理する，（e）研究以外の目的にデータを使用しないことを約束し厳守するである。

質問紙の構成

性別，学年，年齢について尋ねた後，以下の項目について回答を求めた。各尺度項目は，調査実施前に中学校の教員と話し合いを行い，生徒が理解できるような文章となるよう修正した。また，小学校では習わない漢字が使用されている部分については，その漢字の右隣に，括弧書きで読み仮名を加えた。例えば，「もしも私と話している相手が泣き出したら，私も涙（なみだ）がこぼれそうになってしまう」という形での表記とした。

情動伝染　中学生の他者の感情表出に対する感受性を測定するために，木村ら（2007）が Doherty（1997）の ECS を翻訳した 15 項目を，日本語版情動伝染尺度として使用した。但し，木村ら（2007）の研究から，国内における使用では，4 項目を削除した 11 項目を使用することが妥当であるとされている。そこで分析の際には，木村ら（2007）の知見を踏まえて 11 項目を分析対象とした。また，木村ら（2007）は，大学生を対象とした研究であったが，調査校との打ち合わせの中で，尺度の項目内容に対する指摘は特になく，文章の改編はほとんど行わなかった。「歯医者の待合室で怖がっている子どもの甲高い叫び声を聞くと，私も不安になってしまう」の項目のみ，生徒によりイメージしやすい表現とするため，歯医者の部分を病院に変更した。回答形式は，「いつもそうである（4 点）」，

「たびたびある（3 点)」,「めったにない（2 点)」「決してない（1 点)」の 4 件法であった。

スクール・モラール　中学生の学校の集団生活や諸活動に対する主観的な評価を測定するために，河村（1999）によるスクール・モラール尺度（中学生用）20 項目を使用した。回答形式は,「非常にあてはまる（4 点)」,「ややあてはまる（3 点)」,「あまりあてはまらない（2 点)」「全くあてはまらない（1 点)」の 4 件法であった。

過剰適応傾向　中学生の過剰適応傾向を測定するために，石津・安保（2008）の青年期前期用過剰適応尺度 33 項目を使用した。回答形式は,「非常にあてはまる（4 点)」,「ややあてはまる（3 点)」,「あまりあてはまらない（2 点)」「全くあてはまらない（1 点)」の 4 件法であった。

結果

本調査では，質問紙の全項目必須回答としたため未回答はなく，回収率は 100%であった。しかしながら，年齢の回答を求める項目において，中学 1～3 年生では存在し難い数値の記載がある等, 回答の不備は見られた。そういった欠損値が含まれる人物の回答は除き，分析を行った。分析に使用した回答数は 568 名分であった（男性 266 名，女性 276 名，その他 10 名，回答しない 16 名)。内訳は，１年生 194 名（男性 89 名，女子 97 名，その他 3 名，回答しない 5 名)，２年生 188 名（男性 88 名，女性 91 名，その他 2 名，回答しない 7 名)，３年生 186 名（男性 89 名，女性 88 名，その他 5 名，回答しない 4 名）であった。また，性差について検討する際には，性別をその他・回答しないとした 26 名分は除き，542 名のデータを用いて分析を行った。表 1, 2, 3 に各尺度の記述統計を示した。

表 1　日本語版情動伝染尺度各項目の記述統計

	度数								
項目	1	2	3	4	欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
1	98	263	180	27	0	2.239	0.790	-0.485	0.131
2	33	92	251	192	0	3.060	0.854	-0.140	-0.677
4	44	118	191	215	0	3.016	0.947	-0.684	-0.581
6	118	210	148	92	0	2.377	0.988	-0.978	0.202
7	81	187	217	83	0	2.532	0.910	-0.787	-0.080
9	90	128	169	181	0	2.776	1.063	-1.132	-0.340
10	87	145	184	152	0	2.706	1.025	-1.079	-0.245
11	51	108	219	190	0	2.965	0.940	-0.572	-0.581
12	132	182	148	106	0	2.401	1.039	-1.145	0.141
13	99	211	175	83	0	2.426	0.942	-0.875	0.113
14	93	172	173	130	0	2.599	1.014	-1.098	-0.081

表 2　青年期前期用過剰適応尺度各項目の記述統計

項目	度数 1	2	3	4	欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
1	11	46	253	258	0	3.335	0.708	0.712	-0.910
2	13	113	299	143	0	3.007	0.737	-0.199	-0.356
3	14	94	282	178	0	3.099	0.754	-0.117	-0.511
4	50	190	204	124	0	2.708	0.906	-0.847	-0.104
5	30	170	243	125	0	2.815	0.835	-0.645	-0.188
6	23	143	231	171	0	2.968	0.846	-0.699	-0.344
7	56	230	218	64	0	2.511	0.821	-0.523	0.043
8	37	155	246	130	0	2.826	0.856	-0.594	-0.284
9	49	126	217	176	0	2.915	0.933	-0.687	-0.471
10	78	152	180	158	0	2.736	1.013	-1.061	-0.248
11	52	185	196	135	0	2.729	0.926	-0.907	-0.132
12	59	200	205	104	0	2.623	0.900	-0.796	-0.045
13	48	147	238	135	0	2.810	0.894	-0.649	-0.330
14	119	229	140	80	0	2.319	0.959	-0.841	0.290
15	41	124	227	176	0	2.947	0.903	-0.589	-0.487
16	30	96	217	225	0	3.121	0.873	-0.280	-0.716
17	22	83	224	239	0	3.197	0.827	-0.035	-0.794
18	17	59	215	277	0	3.324	0.779	0.546	-1.017
19	27	146	211	184	0	2.972	0.878	-0.789	-0.368
20	22	87	216	243	0	3.197	0.836	-0.118	-0.784
21	48	200	219	101	0	2.657	0.867	-0.709	-0.058
22	55	211	224	78	0	2.572	0.845	-0.605	-0.025
23	42	223	209	94	0	2.625	0.845	-0.687	0.061
24	48	174	239	107	0	2.713	0.867	-0.639	-0.192
25	97	260	152	59	0	2.305	0.873	-0.544	0.308
26	73	239	194	62	0	2.431	0.850	-0.586	0.120
27	72	234	204	58	0	2.437	0.840	-0.569	0.075
28	38	120	239	171	0	2.956	0.883	-0.493	-0.501
29	66	191	198	113	0	2.630	0.930	-0.876	-0.074
30	46	200	210	112	0	2.683	0.880	-0.781	-0.054
31	167	228	122	51	0	2.100	0.927	-0.629	0.479
32	68	199	191	110	0	2.604	0.931	-0.887	-0.029
33	144	241	119	64	0	2.181	0.939	-0.648	0.451

表 3　スクール・モラール尺度（中学生用）各項目の記述統計

項目	1	2	3	4	欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
1	5	28	154	381	0	3.604	0.626	2.164	-1.548
2	4	19	90	455	0	3.754	0.544	5.977	-2.399
3	24	101	232	211	0	3.109	0.841	-0.308	-0.637
4	10	20	130	408	0	3.648	0.636	4.249	-2.011
5	18	78	290	182	0	3.120	0.756	0.237	-0.645
6	15	43	151	359	0	3.504	0.749	1.747	-1.504
7	8	41	277	242	0	3.326	0.670	0.638	-0.773
8	22	124	255	167	0	2.998	0.818	-0.454	-0.424
9	95	171	182	120	0	2.576	1.002	-1.060	-0.077
10	65	145	199	159	0	2.796	0.976	-0.918	-0.324
11	11	56	280	221	0	3.252	0.709	0.446	-0.732
12	26	73	219	250	0	3.220	0.839	0.167	-0.900
13	16	38	228	286	0	3.380	0.734	1.263	-1.162
14	27	84	242	215	0	3.136	0.836	-0.023	-0.749
15	16	50	198	304	0	3.391	0.764	0.935	-1.174
16	31	117	290	130	0	2.914	0.804	-0.126	-0.475
17	45	108	163	252	0	3.095	0.971	-0.630	-0.713
18	39	118	199	212	0	3.028	0.925	-0.632	-0.579
19	60	140	188	180	0	2.859	0.984	-0.926	-0.384
20	66	171	213	118	0	2.674	0.932	-0.843	-0.175

過剰適応と情動伝染についての検討

過剰適応と情動伝染の関連を検討するため，青年期前期用過剰適応尺度の各下位尺度を目的変数，日本語版情動伝染尺度の各下位尺度を説明変数とした重回帰分析を行った。表4, 5 に各変数の平均値，標準偏差を示す。

表 4　青年期前期用過剰適応尺度における各変数の平均値，標準偏差

	青年期前期用過剰適応尺度（n＝568）				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.9085	2.7256	3.1623	2.5342	2.5258
SD	0.5222	0.6625	0.6473	0.6382	0.6950

表 5　日本語版情動伝染尺度における各変数の平均値，標準偏差

	日本語版情動伝染尺度（n＝568）			
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.5182	2.5546	3.0123	2.6180
SD	0.8785	0.7576	0.7951	0.7191

「過剰適応における他者配慮」において，他者配慮を従属変数とし，情動伝染の 4 つの下位尺度，愛情伝染，怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「他者配慮＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果,「他者配慮＝怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」のモデルが得られた。表 6 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 6　他者配慮と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.8123	0.0978	18.5319	$p<.001$
怒り伝染	0.1627	0.0284	5.7323	$p<.001$
喜び伝染	0.1209	0.0273	4.4338	$p<.001$
悲しみ伝染	0.1209	0.0319	3.7926	$p=.0002$

分析の結果，決定係数 R^2 ＝ 0.191 は有意であった（F (3,564) ＝ 44.507，p ＜.001，f^2=0.237，1-β= 1，*adjusted* R^2 ＝ 0.187）。主効果については，怒り伝染の偏回帰係数が有意であり（b ＝ 0.163，t (564) ＝ 5.732，p ＜.001，β= 0.236），怒り伝染が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。また，喜び伝染の偏回帰係数も有意であり（b ＝ 0.121，t (564) ＝ 4.434，p ＜.001，β=0.184），喜び伝染が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。悲しみ伝染の偏回帰係数も有意であり（b ＝ 0.121，t (564) ＝ 3.793，p ＜.001，β= 0.166），悲しみ伝染が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。

「過剰適応における期待に沿う努力」において，期待に沿う努力を従属変数とし，情動伝染の 4 つの下位尺度，愛情伝染，怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「期待に沿う努力＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果,「期待に沿う努力＝怒り伝染＋悲しみ伝染」のモデルが得られた。表 7 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 7　期待に沿う努力と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.7256	0.1119	15.4207	$p<.001$
怒り伝染	0.2688	0.0369	7.2778	$p<.001$
悲しみ伝染	0.1197	0.0389	3.0748	$p=.0022$

分析の結果，決定係数 R^2 ＝ 0.142 は有意であった（F (2,565) ＝ 46.849，p ＜.001，f^2＝ 0.166，1-β＝ 1，*adjusted* R^2 ＝ 0.139）。主効果については，怒り伝染の偏回帰係数が有意であり（b ＝ 0.269，t (565) ＝ 7.278，p ＜.001，β＝ 0.307），怒り伝染が増加すると有意に期待に沿う努力が増加することが見出された。また，悲しみ伝染の偏回帰係数も有意であり（b ＝ 0.12，t (565) ＝ 3.075，p ＝ .002，β＝ 0.13），悲しみ伝染が増加すると有意に期待に沿う努力が増加することが見出された。

「過剰適応における人からよく思われたい欲求」において，よく思われたい欲求を従属変数とし，情動伝染の 4 つの下位尺度，愛情伝染，怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「人からよく思われたい欲求＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「人からよく思われたい欲求＝怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」のモデルが得られた。表 8 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 8　人からよく思われたい欲求と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.8186	0.1211	15.0193	p＜.001
怒り伝染	0.2365	0.0351	6.7325	p＜.001
喜び伝染	0.1360	0.0337	4.0306	p＝.001
悲しみ伝染	0.1260	0.0395	3.1912	p＝.0015

分析の結果，決定係数 R^2 ＝ 0.193 は有意であった（F (3,564) ＝ 45.036，p ＜.001，f^2 ＝ 0.24，1-β＝ 1，*adjusted* R^2 ＝ 0.189）。主効果については，怒り伝染の偏回帰係数が有意であり（b ＝ 0.236，t (564) ＝ 6.732，p ＜.001，β＝ 0.277），怒り伝染が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。また，喜び伝染の偏回帰係数も有意であり（b ＝ 0.136，t (564) ＝ 4.031，p ＜.001，β＝ 0.167），喜び伝染が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。悲しみ伝染の偏回帰係数も有意であり（b ＝ 0.126，t (564) ＝ 3.191，p ＝ .001，β＝ 0.14），悲しみ伝染が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。

「過剰適応における自己抑制」において，自己抑制を従属変数とし，情動伝染の 4 つの下位尺度，愛情伝染，怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己抑制＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「自己抑制＝怒り伝染」のモデルが得られた。表 9 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 9　自己抑制と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	*t*値	有意確率
切片	2.0583	0.0920	22.3712	$p<.001$
怒り伝染	0.1863	0.0345	5.3955	$p<.001$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.049$ は有意であった（$F(1,566) = 29.111$，$p < .001$，$f^2 = 0.051$，$1\text{-}\beta = 1$，*adjusted* $R^2 = 0.047$）。主効果については，怒り伝染の偏回帰係数が有意であり（$b = 0.186$，$t(566) = 5.396$，$p < .001$，$\beta = 0.221$），怒り伝染が増加すると有意に自己抑制が増加することが見出された。

「過剰適応における自己不全感」において，自己不全感を従属変数とし，情動伝染の 4 つの下位尺度，愛情伝染，怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己不全感＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「自己不全感＝怒り伝染＋喜び伝染」のモデルが得られた。表 10 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 10　自己不全感と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	*t*値	有意確率
切片	2.1932	0.1312	16.7110	$p<.001$
怒り伝染	0.2730	0.0377	7.2323	$p<.001$
喜び伝染	-0.1211	0.0360	-3.3662	$p=.0008$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.09$ は有意であった（$F(2,565) = 27.816$，$p < .001$，$f^2 = 0.098$，$1\text{-}\beta = 1$，*adjusted* $R^2 = 0.086$）。主効果については，怒り伝染の偏回帰係数が有意であり（$b = 0.273$，$t(565) = 7.232$，$p < .001$，$\beta = 0.298$），怒り伝染が増加すると有意に自己不全感が増加することが見出された。また，喜び伝染の偏回帰係数も有意であり（$b = -0.121$，$t(565) = -3.366$，$p < .001$，$\beta = -0.138$），喜び伝染が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。

過剰適応とスクール・モラールについての検討

過剰適応とスクール・モラールの関連を検討するため，青年期前期用過剰適応尺度の各下位尺度を目的変数，スクール・モラール尺度（中学生用）の各下位尺度を説明変数とした重回帰分析を行った。表 11 に各変数の平均値，標準偏差を示す。

表 11 スクール・モラール尺度（中学生用）における各変数の平均値，標準偏差

	スクール・モラール尺度（中学生用）（n＝568）				
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5286	3.2368	2.9608	3.2051	2.9142
SD	0.5000	0.5615	0.7009	0.6166	0.7574

「過剰適応における他者配慮」において，他者配慮を従属変数とし，スクール・モラールの 5 つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「他者配慮＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「他者配慮＝学習意欲＋学級との関係」のモデルが得られた。表 12 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 12 他者配慮とスクール・モラールにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	*t*値	有意確率
切片	1.9480	0.1369	14.2314	$p<.001$
学習意欲	0.1783	0.0424	4.2075	$p<.001$
学級との関係	0.1196	0.0386	3.1014	$p=.002$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.082$ は有意であった（$F(2,565) = 25.215$，$p < .001$，$f^2 = 0.089$，$1\text{-}\beta = 1$，*adjusted* $R^2 = 0.079$）。主効果については，学習意欲の偏回帰係数が有意であり（$b = 0.178$，$t(565) = 4.207$，$p < .001$，$\beta = 0.192$），学習意欲が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。また，学級との関係の偏回帰係数も有意であり（$b = 0.12$，$t(565) = 3.101$，$p = .002$，$\beta = 0.141$），学級との関係が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。

「過剰適応における期待に沿う努力」において，期待に沿う努力を従属変数とし，スクール・モラールの 5 つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「期待に沿う努力＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「期待に沿う努力＝進路意識」のモデルが得られた。表 13 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 13 期待に沿う努力とスクール・モラールにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	2.2573	0.1088	20.7452	$p<.001$
進路意識	0.1607	0.0361	4.4464	$p<.001$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.034$ は有意であった（F (1,566) ＝ 19.77，p ＜.001，$f^2 = 0.035$，1-β= 0.994，*adjusted* $R^2 = 0.032$）。主効果については，進路意識の偏回帰係数が有意であり（$b = 0.161$，t (566) ＝ 4.446，p ＜.001，β= 0.184），進路意識が増加すると有意に期待に沿う努力が増加することが見出された。

「過剰適応における人からよく思われたい欲求」において，人からよく思われたい欲求を従属変数とし，スクール・モラールの 5 つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「人からよく思われたい欲求＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「人からよく思われたい欲求＝学級との関係＋進路意識」のモデルが得られた。表 14 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 14 人からよく思われたい欲求とスクール・モラールにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	2.2802	0.1535	14.8575	$p<.001$
学級との関係	0.1883	0.0450	4.1821	$p<.001$
進路意識	0.0956	0.0367	2.6096	$p=.0093$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.057$ は有意であった（F (2,565) ＝ 17.043，p ＜.001，$f^2 = 0.06$，1-β= 1，*adjusted* $R^2 = 0.054$）。主効果については，学級との関係の偏回帰係数が有意であり（$b = 0.188$，t (565) ＝ 4.182，p ＜.001，β= 0.179），学級との関係が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。また，進路意識の偏回帰係数も有意であり（$b = 0.096$, t (565) ＝ 2.61, $p = .009$, β= 0.112），進路意識が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。

「過剰適応における自己抑制」において，自己抑制を従属変数とし，スクール・モラールの 5 つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己抑制＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意

識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「自己抑制＝友人との関係＋教師との関係」のモデルが得られた。表 15 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 15　自己抑制とスクール・モラールにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	3.5385	0.1890	18.7226	$p<.001$
友人との関係	-0.1607	0.0575	-2.7955	$p=.0054$
教師との関係	-0.1477	0.0410	-3.6037	$p=.0003$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.059$ は有意であった（$F(2,565) = 17.852$，$p < .001$，$f^2 = 0.063$，$1\text{-}\beta = 1$，*adjusted* $R^2 = 0.056$）。主効果については，友人との関係の偏回帰係数が有意であり（$b = -0.161$，$t(565) = -2.796$，$p = .005$，$\beta = -0.126$），友人との関係が増加すると有意に自己抑制が減少することが見出された。また，教師との関係の偏回帰係数も有意であり（$b = -0.148$，$t(565) = -3.604$，$p < .001$，$\beta = -0.162$），教師との関係が増加すると有意に自己抑制が減少することが見出された。

「過剰適応における自己不全感」において，自己不全感を従属変数とし，スクール・モラールの 5 つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己不全感＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「自己不全感＝友人との関係＋教師との関係＋学級との関係」のモデルが得られた。表 16 に，選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 16　自己不全感とスクール・モラールにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	4.2704	0.1978	21.5870	$p<.001$
友人との関係	-0.1970	0.0694	-2.8370	$p=.0047$
教師との関係	-0.1184	0.0450	-2.6302	$p=.0088$
学級との関係	-0.2181	0.0583	-3.7392	$p=.0002$

分析の結果，決定係数 $R^2 = 0.142$ は有意であった（$F(3,564) = 31.069$，$p < .001$，$f^2 = 0.165$，$1\text{-}\beta = 1$，*adjusted* $R^2 = 0.137$）。主効果については，友人との関係の偏回帰係数が有意であり（$b = -0.197$，$t(564) = -2.837$，$p = .004$，$\beta = -0.142$），友人との関係が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。また，教師との関係

の偏回帰係数も有意であり（b ＝ -0.118，t（564）＝ -2.63，p ＝ .008，β= -0.119），教師との関係が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。学級との関係の偏回帰係数も有意であり（b ＝ -0.218，t（564）＝ -3.739，p ＜.001，β= -0.194），学級との関係が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。

青年期前期用過剰適応尺度の性差・下位尺度間の差の検討

性別，下位尺度間において青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため，2 要因分散分析を行った。「性別」は「男性」，「女性」の 2 水準，「過剰適応の下位尺度」は「他者配慮」，「期待に沿う努力」，「人からよく思われたい欲求」，「自己抑制」，「自己不全感」の 5 水準であった。表 17, 18 に，性別×過剰適応下位尺度の青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 17　男性における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値，標準偏差

	男性（n＝266）				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.8445	2.6348	3.1030	2.4447	2.3634
SD	0.5115	0.6520	0.6413	0.5988	0.6375

表 18　女性における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値，標準偏差

	女性（n＝276）				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.9891	2.8157	3.2326	2.6268	2.6727
SD	0.4914	0.6402	0.6320	0.6373	0.7077

性別を参加者間，過剰適応を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，性別の主効果が有意であり（F (1,540) ＝ 26.144，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.046，1-β= 1），過剰適応の主効果が有意であり（F (4,2160) ＝ 165.477，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.235，1-β= 1），性別×過剰適応の交互作用も有意であった（F(4,2160) ＝ 2.767, p ＝ .026, η_p^2 ＝ 0.005, 1-β= 0.98）。そのため，単純主効果検定を行った。

その結果，性別の単純主効果は，他者配慮において有意であり（F (1,540) ＝ 11.279，*adjusted* p ＝ .001，η_p^2 ＝ 0.02），また期待に沿う努力において有意であり（F (1,540) ＝ 10.626，*adjusted* p ＝ .001，η_p^2 ＝ 0.019），人からよく思われたい欲求において有意であり（F (1,540) ＝ 5.615，*adjusted* p ＝ .018，η_p^2 ＝ 0.01），自己抑制において有意であり（F (1,540) ＝ 11.736，*adjusted* p ＝ .001，η_p^2 ＝ 0.021），自己不全感においても有意であった（F (1,540) ＝ 28.512，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.05）。したがって，

他者配慮，期待に沿う努力，人からよく思われたい欲求，自己抑制，自己不全感において，男性の平均値が女性よりも小さいことが見出された。

一方，過剰適応の単純主効果は，男性において有意であり（F（4,2160）＝ 98.428，*adjusted p* ＜.001，η_p^2 ＝ 0.154），また女性においても有意であった（F（4,2160）＝ 69.279，*adjusted p* ＜.001，η_p^2 ＝ 0.114）。

多重比較を行った結果，男性において，まず，他者配慮が期待に沿う努力，自己抑制，自己不全感よりも有意に大きく（each，t（265）＝ 6.002，*adjusted p* ＜.001，t（265）＝ 9.569，*adjusted p* ＜.001，t（265）＝ 10.414，*adjusted p* ＜.001），人からよく思われたい欲求の平均よりも有意に小さかった（t（265）＝ 6.962，*adjusted p* ＜.001）。次に，期待に沿う努力が人からよく思われたい欲求よりも有意に小さく（t(265)＝ 13.294，*adjusted p* ＜.001），自己抑制，自己不全感よりも有意に大きかった（each，t（265）＝ 4.051，*adjusted p* ＜.001，t（265）＝ 5.583，*adjusted p* ＜.001）。最後に，人からよく思われたい欲求が自己抑制，自己不全感平均よりも有意に大きく（each，t(265)＝ 13.31，*adjusted p* ＜.001，t（265）＝ 14.147，*adjusted p* ＜.001），自己抑制が自己不全感よりも有意に大きい傾向があった（t（265）＝ 1.902，*adjusted p* ＝ .058）。

また女性において，まず，他者配慮が期待に沿う努力，自己抑制，自己不全感よりも有意に大きく（each，t（275）＝ 4.926，*adjusted p* ＜.001，t（275）＝ 9.203，*adjusted p* ＜.001，t（275）＝ 7.219，*adjusted p* ＜.001），人からよく思われたい欲求よりも有意に小さかった（t（275）＝ 6.62，*adjusted p* ＜.001）。次に，期待に沿う努力が人からよく思われたい欲求よりも有意に小さく（t（275）＝ 12.607，*adjusted p* ＜.001），自己抑制，自己不全感よりも有意に大きかった（each，t（275）＝ 4.286，*adjusted p* ＜.001，t（275）＝ 3.282，*adjusted p* ＝ 0.001）。最後に，人からよく思われたい欲求が自己抑制，自己不全感よりも有意に大きかった（each，t（275）＝ 12.717，*adjusted p* ＜.001，t（275）＝ 12.175，*adjusted p* ＜.001）。

青年期前期用過剰適応尺度の学年差・下位尺度間の差の検討

学年，下位尺度間において青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため，2 要因分散分析を行った。「学年」は「中学 1 年生」，「中学 2 年生」，「中学 3 年生」の 3 水準，「過剰適応の下位尺度」は「他者配慮」，「期待に沿う努力」，「人からよく思われたい欲求」，「自己抑制」，「自己不全感」の 5 水準であった。表 19, 20, 21 に，学年×過剰適応下位尺度の青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 19　中学 1 年生における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値，標準偏差

	中学1年生（n＝194）				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.8782	2.7158	3.1289	2.4853	2.4863
SD	0.5121	0.7021	0.6436	0.6218	0.6901

表 20 中学 2 年生における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値，標準偏差

	中学2年生（n＝188）				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.8584	2.6535	3.1468	2.5076	2.5328
SD	0.5347	0.6396	0.6966	0.6477	0.6899

表 21 中学 3 年生における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値，標準偏差

	中学3年生（n＝186）				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.9906	2.8088	3.2129	2.6121	2.5600
SD	0.5128	0.6364	0.5979	0.6415	0.7068

学年を参加者間，過剰適応を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，学年×過剰適応の交互作用は有意ではなかった（$F(8,2260) = 0.62$, $p = .761$, $\eta_p^2 = 0.002$, $1\text{-}\beta = 0.61$）が，学年の主効果が有意傾向であり（$F(2,565) = 2.909$, $p = .055$, $\eta_p^2 = 0.01$, $1\text{-}\beta = 0.999$），過剰適応の主効果も有意であった（$F(4,2260) = 166.074$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.227$, $1\text{-}\beta = 1$）。

学年の主効果について多重比較を行った結果，中学 1 年生が中学 3 年生よりも有意に小さく（$t(2837) = 3.149$, *adjusted* $p = .003$），中学 2 年生も中学 3 年生より有意に小さかった（$t(2837) = 3.096$, *adjusted* $p = .003$）。

過剰適応の主効果についても多重比較を行った結果，まず，他者配慮が期待に沿う努力，自己抑制，自己不全感よりも有意に大きく（each, $t(567) = 7.59$, *adjusted* $p < .001$, $t(567) = 13.359$, *adjusted* $p < .001$, $t(567) = 12.184$, *adjusted* $p < .001$），人からよく思われたい欲求よりも有意に小さかった（$t(567) = 9.922$, *adjusted* $p < .001$）。次に，期待に沿う努力が人からよく思われたい欲求よりも有意に小さく（$t(567) = 18.521$, *adjusted* $p < .001$），自己抑制，自己不全感よりも有意に大きかった（each, $t(567) = 6.104$, *adjusted* $p < .001$, $t(567) = 6.241$, *adjusted* $p < .001$）。最後に，人からよく思われたい欲求が自己抑制，自己不全感よりも有意に大きかった（each, $t(567) = 18.648$, *adjusted* $p < .001$, $t(567) = 18.542$, *adjusted* $p < .001$）。

日本語版情動伝染尺度における性差・下位尺度間の差の検討

性別，下位尺度間において日本語版情動伝染尺度得点の平均値を 2 要因分散分析で検討した。「性別」は「男性」，「女性」の 2 水準，「情動伝染の下位尺度」は「愛情伝染」，「怒り伝染」，「喜び伝染」，「悲しみ伝染」の 4 水準であった。表 22, 23 に，性別×情動伝染下位尺度の日本語版情動伝染尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 22 男性における日本語版情動伝染尺度得点の平均値，標準偏差

	男性（n＝266）			
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.4561	2.4123	2.9793	2.4085
SD	0.8916	0.7738	0.7676	0.6399

表 23 女性における日本語版情動伝染尺度得点の平均値，標準偏差

	女性（n＝276）			
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.5990	2.7005	3.1033	2.8394
SD	0.8425	0.7030	0.7823	0.7155

性別を参加者間，情動伝染を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，性別の主効果が有意であり（F (1,540) ＝ 27.739，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.049，1-β＝ 1），情動伝染の主効果が有意であり（F (3,1620) ＝ 79.439，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.128，1-β＝ 1），性別×情動伝染の交互作用も有意であった（F(3,1620) ＝ 7.1，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.013，1-β＝ 0.999）。そのため，単純主効果検定を行った。

その結果，性別の単純主効果は，愛情伝染において有意であり（F (1,540) ＝ 3.68，*adjusted* p ＝ .063，η_p^2 ＝ 0.007），また怒り伝染において有意であり（F(1,540) ＝20.624，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.037），喜び伝染において有意であり（F (1,540) ＝ 3.463，*adjusted* p ＝ .063，η_p^2 ＝ 0.006），悲しみ伝染においても有意であった（F (1,540) ＝ 54.473，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.092）。したがって，愛情伝染，怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染において，男性の平均値が女性よりも小さいことが見出された。

一方，情動伝染の単純主効果は，男性において有意であり（F (3,1620) ＝ 52.459，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.088），女性においても有意であった（F(3,1620) ＝ 33.734，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.059）。多重比較を行った結果，男性において，愛情伝染が喜び伝染よりも有意に小さく（t (265) ＝ 9.553，*adjusted* p ＜.001），怒り伝染が喜び伝染よりも有意に小さく（t (265) ＝ 9.472，*adjusted* p ＜.001），喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった（t (265) ＝ 12.207，*adjusted* p ＜.001）。

また，女性において，まず，愛情伝染が怒り伝染よりも有意に小さい傾向があり（t(275) ＝ 1.883，*adjusted* p ＝ .06），喜び伝染，悲しみ伝染よりも有意に小さかった（each，t (275) ＝ 10.052，*adjusted* p ＜.001，t (275) ＝ 4.56，*adjusted* p ＜.001）。次に，怒り伝染が喜び伝染，悲しみ伝染よりも有意に小さかった（each，t(275) ＝ 7.107，*adjusted*

p <.001，t（275）＝ 2.712，*adjusted* p ＝ .008）。最後に，喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった（t（275）＝ 5.262，*adjusted* p <.001）。

日本語版情動伝染尺度の学年差・下位尺度間の差の検討

学年，下位尺度間において日本語版情動伝染尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため，2 要因分散分析を行った。「学年」は「中学 1 年生」，「中学 2 年生」，「中学 3 年生」の 3 水準，「情動伝染の下位尺度」は「愛情伝染」，「怒り伝染」，「喜び伝染」，「悲しみ伝染」の 4 水準であった。表 24, 25, 26 に，学年×情動伝染下位尺度の日本語版情動伝染尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 24　中学 1 年生における日本語版情動伝染尺度得点の平均値，標準偏差

	中学1年生（n＝194）			
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.3454	2.6409	2.8557	2.5567
SD	0.8363	0.7564	0.8269	0.7476

表 25　中学 2 年生おける日本語版情動伝染尺度得点の平均値，標準偏差

	中学2年生（n＝188）			
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.6631	2.5532	3.1037	2.6206
SD	0.8700	0.7854	0.7968	0.6844

表 26　中学 3 年生おける日本語版情動伝染尺度得点の平均値，標準偏差

	中学3年生（n＝186）			
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.5520	2.4659	3.0833	2.6792
SD	0.9038	0.7231	0.7369	0.7215

学年を参加者間，情動伝染を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，学年の主効果が有意傾向であり（F (2,565) ＝ 2.886，p ＝ .056，η_p^2 ＝ 0.01，1-β ＝ 0.999），情動伝染の主効果が有意であり（F (3,1695) ＝ 75.622，p <.001，η_p^2 ＝ 0.118，1-β= 1），また，学年×情動伝染の交互作用が有意であった（F (6,1695) ＝ 5.994，p <.001，η_p^2 ＝ 0.021，1-β= 0.999）。そのため，単純主効果検定を行った。

その結果，学年の単純主効果は，愛情伝染において有意であり（F (2,565) ＝ 6.577，*adjusted* p ＝ .002, η_p^2 ＝ 0.023），また怒り伝染において有意であり（F(2,565) ＝ 2.546，*adjusted* p ＝ .092, η_p^2 ＝ 0.009），喜び伝染においても有意であった（F(2,565) ＝ 5.848，

adjusted p ＝ .004，η_p^2 ＝ 0.02)。そして，多重比較を行った結果，愛情伝染において，中学１年生が中学２年生，中学３年生よりも有意に小さかった (each，*t* (565) ＝ 3.572，*adjusted p* ＝ .001，*t* (565) ＝ 2.319，*adjusted p* ＝ 0.031)。また怒り伝染において，中学１年生が中学３年生よりも有意に大きい傾向があり（*t* (565) ＝ 2.257，*adjusted p* ＝ .073)，喜び伝染においては，中学１年生が中学２年生，中学３年生よりも有意に小さかった（each，*t* (565) ＝ 3.074，*adjusted p* ＝ .006，*t* (565) ＝ 2.806，*adjusted p* ＝ .007)。

一方，情動伝染の単純主効果は，中学１年生において有意であり（*F*(3,1695) ＝ 22.01，*adjusted p* ＜.001，η_p^2 ＝ 0.038)，また中学２年生において有意であり（*F* (3,1695) ＝ 29.864，*adjusted p* ＜.001，η_p^2 ＝ 0.05)，中学３年生においても有意であった（*F*(3,1695) ＝ 35.337，*adjusted p* ＜.001，η_p^2 ＝ 0.059)。

多重比較を行った結果，まず，中学 1 年生において，愛情伝染が怒り伝染，喜び伝染，悲しみ伝染よりも有意に小さかった (each，*t* (193) ＝ 4.427，*adjusted p* ＜.001，*t* (193) ＝ 8.231，*adjusted p* ＜.001，*t* (193) ＝ 3.444，*adjusted p* ＝ .001)。また，怒り伝染が喜び伝染よりも有意に小さく（*t* (193) ＝ 3.164，*adjusted p* ＝ .002)，喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった（*t* (193) ＝ 5.035，*adjusted p* ＜.001)。次に，中学２年生において，愛情伝染が喜び伝染よりも有意に小さく（*t* (187) ＝ 6.78，*adjusted p* ＜.001)，怒り伝染が喜び伝染よりも有意に小さく（*t*(187) ＝ 7.902，*adjusted p* ＜.001)，喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった（*t* (187) ＝ 7.909，*adjusted p* ＜.001)。最後に，中学３年生において，愛情伝染が喜び伝染よりも有意に小さく（*t* (185) ＝ 8.37，*adjusted p* ＜.001)，悲しみ伝染よりも有意に小さい傾向があった（*t* (185) ＝ 1.985，*adjusted p* ＝ .058)。また，怒り伝染が喜び伝染，悲しみ伝染よりも有意に小さく（each，*t* (185) ＝ 8.708，*adjusted p* ＜.001，*t* (185) ＝ 3.644，*adjusted p* ＜.001)，喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった（*t* (185) ＝ 6.746，*adjusted p* ＜.001)。

スクール・モラール尺度（中学生用）における性差・下位尺度間の差の検討

性別，下位尺度間においてスクール・モラール尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため，2 要因分散分析を行った。「性別」は「男性」，「女性」の 2 水準，「スクール・モラールの下位尺度」は「友人との関係」，「学習意欲」，「教師との関係」，「学級との関係」，「進路意識」の 5 水準であった。表 27, 28 に性別×スクール・モラール下位尺度のスクール・モラール尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 27　男性におけるスクール・モラール尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

	男性（n＝266）				
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5573	3.2791	3.0489	3.2387	2.9248
SD	0.4696	0.5428	0.6566	0.5967	0.7651

表 28 女性におけるスクール・モラール尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

	女性（n＝276）				
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5245	3.2129	2.8868	3.1839	2.9312
SD	0.4937	0.5618	0.7126	0.6204	0.7325

性別を参加者間，スクール・モラールを参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，性別の主効果が有意でなく（F（1,540）＝ 2.606，p ＝ .107，η_p^2 ＝ 0.005，1-β= 0.997），スクール・モラールの主効果が有意であり（F（4,2160）＝ 140.434，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.206，1-β= 1），性別×スクール・モラールの交互作用が有意傾向であった（F（4,2160）＝ 2.245，p ＝ .062，η_p^2 ＝ 0.004，1-β= 0.955）。

スクール・モラールの主効果について多重比較を行った結果，友人との関係が学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きく（each，t（541）＝ 12.188，*adjusted* p ＜.001，t（541）＝ 20.591，*adjusted* p ＜.001，t（541）＝ 15.162，*adjusted* p ＜.001，t（541）＝ 19.09，*adjusted* p ＜.001），学習意欲が教師との関係，進路意識よりも有意に大きかった（each，t（541）＝ 9.689，*adjusted* p ＜.001，t（541）＝ 9.823，*adjusted* p ＜.001）。また，教師との関係が学級との関係よりも有意に小さく（t（541）＝ 8.572, *adjusted* p ＜.001），学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった（t(541)＝ 8.059，*adjusted* p ＜.001）。

スクール・モラール尺度（中学生用）における学年差・下位尺度間の差の検討

学年，下位尺度間において日本語版情動伝染尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため，2 要因分散分析を行った。「学年」は「中学 1 年生」，「中学 2 年生」，「中学 3 年生」の 3 水準，「スクール・モラールの下位尺度」は「友人との関係」，「学習意欲」，「教師との関係」，「学級との関係」，「進路意識」の 5 水準であった。表 29, 30, 31 に，学年×スクール・モラール下位尺度のスクール・モラール尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 29 中学 1 年生のスクール・モラール尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

	中学1年生（n＝194）				
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5219	3.2461	2.8351	3.2951	2.8595
SD	0.4443	0.5231	0.6737	0.5130	0.7216

表 30 中学 2 年生のスクール・モラール尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

	中学2年生（n＝188）				
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.4987	3.1636	2.9348	3.1250	2.9016
SD	0.5536	0.6292	0.7332	0.6911	0.8062

表 31 中学 3 年生のスクール・モラール尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

	中学3年生（n＝186）				
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5659	3.3011	3.1183	3.1922	2.9839
SD	0.4980	0.5206	0.6684	0.6268	0.7414

学年を参加者間，スクール・モラールを参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，学年の主効果が有意傾向であり（F (2,565) ＝ 2.815，p ＝ .06，η_p^2 ＝ 0.01，1-β＝ 0.999），スクール・モラールの主効果が有意であり（F (4,2260) ＝ 144.66，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.204, 1-β＝ 1)，学年×スクール・モラールの交互作用が有意であった（F(8,2260) ＝ 4.466，p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.016，1-β＝ 0.999）。そのため，単純主効果検定を行った。

その結果，学年の単純主効果は，学習意欲において有意であり（F (2,565) ＝2.863，*adjusted* p ＝ .077，η_p^2 ＝ 0.01），また教師との関係において有意であり（F (2,565) ＝ 8.146, *adjusted* p ＜.001, η_p^2 ＝ 0.028)，学級との関係においても有意であった（F(2,565) ＝3.729，*adjusted* p ＝ .039，η_p^2 ＝ 0.013）。そして，多重比較を行った結果，学習意欲において，中学 2 年生が中学 3 年生よりも有意に小さい傾向があり（t (565) ＝ 2.367，*adjusted* p ＝ .053），教師との関係においては，中学 1 年生が中学 3 年生よりも有意に小さく（t (565) ＝ 3.983，*adjusted* p ＜.001），中学 2 年生も中学 3 年生より有意に小さかった（t (565) ＝ 2.556，*adjusted* p ＝ .016）。また，学級との関係において，中学 1 年生が中学 2 年生よりも有意に大きかった（t (565) ＝ 2.707，*adjusted* p ＝ .02）。

一方，スクール・モラールの単純主効果は，中学 1 年生において有意であり（F(4,2260) ＝ 71.812，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.113），また，中学 2 年生において有意であり（F (4,2260) ＝ 44.894，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.074），中学 3 年生においても有意であった（F (4,2260) ＝ 37.6，*adjusted* p ＜.001，η_p^2 ＝ 0.062）。

多重比較を行った結果，中学 1 年生において，まず，友人との関係が学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きかった（each, t(193) ＝ 7.204, *adjusted* p ＜.001，t (193) ＝ 14.498，*adjusted* p ＜.001，t (193) ＝ 7.141，*adjusted* p ＜.001，t (193) ＝ 12.441，*adjusted* p ＜.001）。次に，学習意欲が教師との関係，進路意識より

も有意に大きかった（each，t（193）＝ 8.297，*adjusted* p ＜.001，t（193）＝ 7.257，*adjusted* p ＜.001）。最後に，教師との関係が学級との関係よりも有意に小さく（t（193）＝ 9.312, *adjusted* p ＜.001），学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった（t（193）＝ 7.68，*adjusted* p ＜.001）。

中学２年生においては，まず，友人との関係が学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きかった（each，t（187）＝ 7.543，*adjusted* p ＜.001，t（187）＝ 11.121，*adjusted* p ＜.001，t（187）＝ 9.347，*adjusted* p ＜.001，t（187）＝ 10.69，*adjusted* p ＜.001）。次に，学習意欲が教師との関係，進路意識よりも有意に大きかった（each，t（187）＝ 4.816，*adjusted* p ＜.001，t（187）＝ 4.677，*adjusted* p ＜.001）。最後に，教師との関係が学級との関係よりも有意に小さく（t（187）＝ 3.803，*adjusted* p ＜.001），学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった（t（187）＝ 3.644，*adjusted* p ＜.001）。

また，中学３年生において，まず，友人との関係が学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きかった（each，t（185）＝ 6.414，*adjusted* p ＜.001，t（185）＝ 9.756，*adjusted* p ＜.001，t（185）＝ 9.962，*adjusted* p ＜.001，t（185）＝ 10.779，*adjusted* p ＜.001）。次に，学習意欲が教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きかった（each, t（185）＝ 3.579, *adjusted* p ＜.001, t（185）＝ 2.641，*adjusted* p ＝ .011，t（185）＝ 5.902，*adjusted* p ＜.001）。最後に，教師との関係が学級との関係よりも有意に小さい傾向があり（t（185）＝ 1.741，*adjusted* p ＝ .083），進路意識よりも有意に大きく（t（185）＝ 2.291，*adjusted* p ＝ .025），また，学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった（t（185）＝ 3.512，*adjusted* p ＜.001）。

考察

過剰適応と情動伝染との関連

本研究では，中学生における過剰適応傾向と情動伝染，スクール・モラールとの関連を検討した。はじめに，過剰適応傾向と情動伝染について論じる。過剰適応を目的変数，情動伝染を説明変数とした重回帰分析の結果，怒り伝染が高まると，他者配慮，期待に沿う努力，人からよく思われたい欲求，自己抑制，自己不全感も高まることが示された。加えて，悲しみ伝染が高まると，過剰適応における「自己抑制」を除く４項目が高まるという結果が得られた。すなわち，怒り伝染や悲しみ伝染といった，情動伝染における「ネガティブ感情の伝染」が高まると，過剰適応傾向も高まるということが明らかになった。

長屋・杉浦（2013）によると，男性は，他者によく思われたい気持ちが強まった時に，他者の怒りや悲しみといったネガティブな感情に敏感になるという傾向があり，女性は過剰適応の状態になると，怒りに対する敏感さを強めることが示されている。過剰適応とネガティブ感情の伝染との関連が示唆されたという点で，本研究も長屋・杉浦（2013）と共

通する結果が得られた。このように，過剰適応とネガティブ感情の伝染は関連が見られ，双方ともに精神的な健康に影響を及ぼし得るものと考えられる。また，後でも述べるが，男性よりも女性は過剰適応傾向にあり，情動伝染も生じやすかった。よって，中学生を対象とした本研究の結果は，長屋・杉浦（2013）の結果を支持するものであった。

また，喜び伝染が強まると，他者配慮，人からよく思われたい欲求が強まり，自己不全感が弱まることが示された。喜び伝染の高まりは，石津・安保（2008）の定義による，外的適応を支える適応方略で他者志向的に働く，過剰適応の「外的側面」に当たる他者配慮，人からよく思われたい欲求を高める一方で，個人の特性に関わる「内的側面」である自己不全感を低下させることが考えられる。

長屋・杉浦（2013）において，男性では，桑山（2003）で作成された過剰適応尺度における「対自」から怒り伝染に正，また，石津・安保（2008）が作成し，益子（2009）が改訂した過剰適応尺度における「自己抑制」からは愛情伝染，悲しみ伝染に負，「よく思われたい欲求」からは，怒り伝染，悲しみ伝染に負の影響を与えることが示されている。女性では，「自己抑制」から愛情伝染に負，「よく思われたい欲求」からは愛情伝染，怒り伝染，悲しみ伝染に正の影響を与えることが明らかとなっている。過剰適応における「外的側面」・「内的側面」と，愛情伝染や喜び伝染のようなポジティブ感情の伝染との関連が見られたという点で，本研究も長屋・杉浦（2013）と共通する結果が得られたと言えよう。

古賀・岡田（2019）では，情動感染の傾向が高い個人は主観的適応感が高くなることが示唆されている。青年期前期用過剰適応尺度は，自分自身の過剰適応状態について自らが評定するものであり，得られるのは主観的な情報と推測される。それゆえ，情動伝染が高まると主観的な適応感が高まるように，主観的な過剰適応も高まったと考えられる。

また，情動伝染は「他者の特定の感情表出を知覚することによって，自分自身も同じ感情を経験する現象」（木村ら，2007）で，情動伝染は他者への意識を前提としている。石津・安保（2008）は，青年期前期用過剰適応尺度の「外的側面」に当たる他者配慮，期待に沿う努力，人からよく思われたい欲求は，環境からの期待に完全に近い形で従うために行う適応方略であり，他者志向的なものと理解できると指摘している。加えて，日本語版情動伝染尺度に関しても，自分自身の状態を自らが評定するものであるため，得られるのは主観的な情報だと推測される。すなわち，情動伝染の得点が高い人ほど，自らの「他者への意識」に自覚的であるのかもしれない。そして，自覚していることは，「他者への意識」がより強い状態とも考えられるゆえ，過剰適応における他者志向的な「外的側面」の高まりに影響を及ぼしている可能性がある。加えて，外的側面の働きとして，役割期待に応えようとする外に向けての適応努力（小林ら，1994）を行い，他者の要求に応えようとすれば，目標が高くなる分，それが叶えられないと感じることも多くなり，自己評価の低下を引き起こすと考えられる（益子，2009）。また，自分の気持ちは後回しにしてでも他者からの期待に応えようとしていく（石津・安保，2007）ことで，過剰適応における個人特性的

な「内的側面」である自己抑制，自己不全感も高まると推測される。

木村ら（2007）において，ネガティブな感情の伝染に関しては，第1に怒り伝染について，GHQ28 における「不安と不眠」，「うつ傾向」，「社会的活動障害」との間に有意な正の相関関係が見られた。第2に「悲しみ伝染」について，「身体的症状」，「不安と不眠」との間に有意な正の相関関係が見られた。大野・NPO 法人地域精神保健福祉機構・コンボ（2011）では，うつ的思考パターンとして自己批判があることや，「自責」がうつ病の特徴であり，自己評価が下がる，自分がダメに思えると述べている。加えて，うつ病になると心の奥底に不安感を抱えており，不安感だけを訴える場合には，不安障害という別の障害に診断されるが，うつ病でも不安を持つ人は多く，2 つの診断名がつくことがあるとの記載もある（大野・NPO 法人地域精神保健福祉機構・コンボ，2011）。小林ら（1994）によれば，心身症患者は真面目，仕事中毒，模範的，頑張り屋，他人に気を遣う，自己犠牲的などと表されるように，感情表現を抑制し，過剰適応を行うとされている。すなわち，ネガティブな感情の伝染によって不安が喚起されたり，うつ傾向を呈したりすることで，感情表現の抑制に関わるであろう「自己抑制」や，自己批判・自責に繋がると考えられる「自己不全感」に影響を及ぼしたと推測される。

ネガティブな感情とは対照的に，ポジティブな感情の伝染である喜び伝染については，「うつ傾向」との間に有意な負の相関関係が見られている（木村ら，2007）。加えて，Doherty（1997）では，情動伝染が自尊感情と正の相関関係があるとの結果を示している。情動伝染尺度は，Doherty（1997）において，ポジティブとネガティブの両方の感情に対する反応を測定するものであり，多次元解を示唆する可能性があるとするも，1 因子解が最も適しているとの結果から，単一次元の尺度とされている。木村ら（2007）は，他者の喜びを自分のことのように感じることができれば，ポジティブ感情を経験する機会が増すであろうし，他者の悲しみや怒りを自分のことのように感じることができれば，協調的に社会生活を送ることができるだろうとしている。その一方で，他者と感情を共有することが必ずしも適応的であるとは限らないと述べる。実際，Costanzo et al.（1988）によれば，ストレスとなる出来事を前にした友人同士が，その出来事に関する自分自身の感情について語り合うことで，否定的な感情が高まったり，より一層否定的な感情になったりするとのことである。そして，木村ら（2007）では，怒り伝染や悲しみ伝染のようなネガティブ感情の感受性が慢性的に高い人は，精神的健康が阻害される可能性が示された一方，喜び伝染のようなポジティブ感情の感受性が慢性的に高い人は，精神的健康が増進される可能性が示唆されている。すなわち，Doherty（1997）で示された情動伝染と自尊感情との正の相関関係は，ポジティブ感情の伝染，とりわけ喜び伝染によるものかもしれない。木村ら（2007）によれば，喜び伝染は「うつ傾向」との間に有意な負の相関関係があり，うつ的思考パターンとしての自己批判や自責，自己評価の低下（大野，2011）等に影響を及ぼすと考えられる。それによって，喜び伝染が強まると，自己批判・自責に繋がると考えら

れる「自己不全感」が弱まるとの結果が得られたと推測される。

過剰適応とスクール・モラールとの関連

続いて，過剰適応傾向とスクール・モラールについて論じる。過剰適応を目的変数，スクール・モラールを説明変数とした重回帰分析の結果，友人との関係，教師との関係が強まると，過剰適応における自己抑制，自己不全感が弱まることが示された。また自己不全感は，学級との関係が強まった際にも弱まるという結果が得られた。すなわち，友人との関係，教師との関係，学級との関係といった「他者との関わり」についての項目が高まると，過剰適応における個人特性的な「内的側面」である自己抑制，自己不全感が弱まるということが明らかになった。

スクール・モラールは，学校への適応の程度を示すものとも考えられる概念である（松山・倉智，1969）。石津・安保（2008）によると，「学校適応感」に対し，男女ともに，過剰適応の内的側面である自己抑制と自己不全感は負の影響を与えていた。ここで言う「学校適応感」は，大久保（2005）の学校への適応感尺度から「居心地の良さの感覚」因子を測定したものである（石津・安保，2008）。「過剰適応における内的側面と，学校への適応感との負の関連」という点において，本研究においても石津・安保（2008）と共通する結果が得られた。

友人関係のスクール・モラールが高い場合には，その個人は友人関係において高い満足感を感じており，友人関係において意欲的な関わりができていることを意味している（西村・櫻井，2015）。これを踏まえると，学校生活における「他者との関わり」，友人や教師，学級との関係に満足し，意欲的に関係を紡いでいける感覚があるほど，過剰適応の「内的側面」，つまり，過剰適応傾向の者が示す自己抑圧的な性格特徴が緩められると言えよう。

井上（2000）によると，私的で，リラックスして，非形式的な状況ほど，感情の表出抑制が弱い。教室にいる場合，見知らぬ人，先生，1 人あるいは同級生と一緒にいるという順で，表出抑制が少なくなるという他者との関係による効果が示されている。桐田（1984）は，自己を評価するためには他者に評価されることが必要となり，他者により拒絶されることは，少なくとも拒絶に直面する状況下では，自らを評価する基準のどの側面も脅かされることに通じているとする。そして，拒絶されることに伴う自尊心の傷は，当面する状況において，自らを評価できないことに基づくとも述べる。また，山田・岡本（2006）は，自己受容における受容する内容において，2 つの側面を想定している。1 つは，能力や外見など個人の持つ属性に対する自分自身の判断による受容であり，「自己による自己受容」と表現できるものである。もう 1 つは，他者の視点を想定した時の自己受容の自己認識，つまり，他者に受容されていると感じることによって達成される自己受容である。他者に受け入れられる体験が安心感を生み，それが自己の受容，表現するならば「他者を通しての自己受容」に繋がると考えている。

スクール・モラールにおける友人との関係，教師との関係，学級との関係が高まる，す

なわち，学校内での他者との関係に満足感が高く，意欲的に関わっていける人は，自らを一員として認め，受け入れてくれるような，リラックスして関係を紡げる他者の存在があると考えられる。そのため，安心感を持って人々と付き合うことができ，感情を抑制することもなく，自分自身を価値あるものとして，むしろ自らの存在を受容して生活できていると推測される。そうなれば，過剰適応における自己抑制や自己不全感が低減されるというのも想像に難くない。

過剰適応の性差，学年差，下位尺度間の差

次に，過剰適応傾向の性差，学年差，下位尺度間の差について論じる。過剰適応における5つの下位尺度全てにおいて，男性よりも女性の得点の方が高かった。すなわち，男性よりも女性の方が過剰適応傾向にあることが明らかとなった。風間（2015）は大学生を対象とした研究であるが，石津（2006）による過剰適応尺度の「良く思われようとする行動」のみ，男性よりも女性の得点の方が高いと明らかにしている。「良く思われようとする行動」は，石津（2006）の「人からよく思われたい欲求」が他者志向的行動の1つの指標であることから，その行動的側面を強調するために風間（2015）が改名したものである。また，風間・平石（2018）は，両親・友人・教師に対する過剰適応の測定尺度として，関係特定性過剰適応尺度（OAS-RS）を用いて中学生を対象に研究を行っており，友人に対する他者志向性と自己抑制得点に男女差が見られ，女子の方がより過剰適応的に振る舞っていることが示されている。加えて，王（2017）は日中両国の中学生を対象に，性差と学年差によって日中の過剰適応傾向を検討している。日本の中学生には石津（2006）の青年期前期用過剰適応尺度，中国の中学生には王（2017）によって作成された中国語版過剰適応尺度を用いて調査を行い，両国の共通点として，女子が男子より過剰適応傾向が高いことを明らかにした。よって，本研究は先行研究の結果を支持したと言える。

加えて学年差に関し，過剰適応の得点が，中学1年生よりも中学2年生，中学2年生よりも中学3年生の方が高かった。すなわち，学年が上がるほど過剰適応傾向が強まることが明らかとなった。風間・平石（2018）では，OAR-SR で測定された過剰適応において，中学1年生から中学2年生にかけて，両親に対する他者志向性や自己抑制が低くなり，中学2年生から中学3年生にかけて，友人及び教師への他者志向性が高くなることが示唆されている。また，王（2017）は，過剰適応の他者配慮において，日本では学年において有意差が見られなかったが，中国では中学3年生より，中学1年生の方が周囲の人に気を遣う傾向があると明らかにしている。本研究の結果は，過剰適応に対する学年差が認められたという点では先行研究と共通するが，因子と学年の詳細には違いもあった。

また，過剰適応の下位尺度間において，自己抑制と自己不全感の得点が最も低く，期待に沿う努力，他者配慮，人からよく思われたい欲求の順に高くなっていくことが示された。自己抑制と自己不全感は，過剰適応の「個人の特性的な内的側面」（石津・安保，2008）である。一方，期待に沿う努力，他者配慮，人からよく思われたい欲求は外的適応を支える

ための適応方略で，他者志向的な外的側面を反映している（石津・安保，2008）。すなわち，過剰適応における「内的側面」よりも，「外的側面」の方が機能する傾向にあることが明らかとなった。

情動伝染の性差，学年差，下位尺度間の差

続いて，情動伝染の性差，学年差，下位尺度間の差について論じる。情動伝染における4 つの下位尺度全てにおいて，男性よりも女性の得点の方が高かった。すなわち，男性よりも女性の方が情動伝染しやすいことが明らかになった。木村ら（2007）では，調査対象が大学生であり，怒り伝染と悲しみ伝染において，男性に比べて女性の得点の方が有意に高く，愛情伝染と喜び伝染では得点に違いが見られなかったことを示している。また，Doherty（1997）によると，女性は男性よりも感受性が高く，情動伝染が生起しやすいとの結果が得られている。よって本研究の結果は，木村ら（2007）と一部共通し，Doherty（1997）を支持するものとなった。

加えて学年差に関し，愛情伝染，喜び伝染において，中学 1 年生よりも，中学 2 年生，中学 3 年生の得点が高かった。すなわち，中学 2 年生，中学 3 年生の方が中学 1 年生よりも，愛情伝染，喜び伝染といった情動伝染における「ポジティブ感情の伝染」をしやすいということが明らかになった。

また，情動伝染の下位尺度間において，愛情伝染，怒り伝染，悲しみ伝染よりも喜び伝染の得点が高かった。すなわち，喜怒哀楽では喜びが最も伝染しやすいということが明らかになった。

スクール・モラールの学年差，下位尺度間の差

最後に，スクール・モラールの学年差，下位尺度間の差について論じる。スクール・モラールの「教師との関係」において，中学 1 年生よりも中学 2 年生，中学 2 年生よりも中学 3 年生の得点が高かった。すなわち，学年が上がるにつれ，教師との関係への満足感が高まり，教師と意欲的な関わりができているということが示された。河村（1999）では，学習意欲のみ学年差が認められなかったが，他の 4 つの領域では有意な差が認められている。4 領域とも，中学 3 年生が中学 1 年生，中学 2 年生に対して有意に高いことが示唆されたのである。よって，本研究の結果は河村（1999）を一部支持したと言えよう。

また，スクール・モラールの下位尺度間において，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも友人との関係の得点が高かった。すなわち，友人との関係への満足度が高く，友人と意欲的な関わりができているということが示された。ベネッセ教育研究所（1998）による中学生への調査では，「なぜ学校に来ているのか」への回答として「友だちに会えるから」が最も肯定率が高く，82.6%を占めており，中学校生活に友人との関係が大きく影響していることが分かる。すなわち，中学生にとって友人関係の重要度が高い，もしくは，「友人関係が大切である」という価値観が深く根差していると推測される。そのため，学校生活の中でもそれを強く意識していると考えられ，スクール・モラールへの回

答結果を左右する要因となっているかもしれない。

今後の課題

第１に，日本語版情動伝染尺度は「中学生用」との指定がなく，木村ら（2007）の研究では大学生への調査として使用されているものであった。また，木村ら（2007）において，項目内容から「愛情伝染」の項目は，恋人や非常に親密な異性を対象にした場合を想定している可能性があり，回答者の属性が大学生であったことを合わせて考えると，恋人の有無やこれまでの恋愛経験などを今後考慮する必要があるとの記述が見られる。そのため，特に，情動伝染における「愛情伝染」の項目に関しては，中学生，中でも中学１年生にとって想像し難く，概念として把握しづらい内容となっていた可能性がある。よって今後は，年齢を考慮した的確な質問項目を設定することが望ましいだろう。

第２に，学校の状況や性質の影響である。藤原・河村（2014）は高校生を対象とした研究ではあるが，各学校の特性を考慮したうえでスクール・モラールの下位領域を捉えていく必要があること，学校タイプによって学校適応と関連しているスクール・モラールの下位領域は異なることを指摘している。また，校種によっても重点は一致しない可能性がある。このようなことを踏まえれば，多様な学校を対象にして同等の調査を行う必要があると考えられる。加えて，小学校や高等学校を対象とした調査を行い，校種による共通点と相違点を検証していくことが求められよう。

付記

本稿は信州大学大学院総合人文社会科学研究科総合人文社会科学専攻心理学分野の2022年度修士論文として提出された論文に加筆・修正を加えたものである。

引用文献

ベネッセ教育研究所（1998）．「中学生のもつ『場』における意欲」研究報告書－学校と家族－ベネッセコーポレーション株式会社.

Costanza, R. S., Derlega, V. J., & Winstead, B. A. (1988). Positive and negative forms of social support: Effects of conversational topics on coping with stress among same-sex friends. *Journal of Experimental Social Psychology*, *24* (2), 182-193.

Doherty, R. W. (1997). The emotional contagion scale: A measure of individual differences. *Journal of Nonverbal Behavior*, *21 (2)*, 131-154.

藤原和政・河村茂雄（2014）．高校生における学校適応とスクール・モラールとの関連－学校タイプの視点から― カウンセリング研究, *47 (4)*, 196-203.

井上 弥（2000）．感情表出抑制に及ぼす人・場所状況と他者意識の効果 感情心理学研究, *7 (1)*, 25-31.

石津憲一郎（2006）．過剰適応尺度作成の試み 日本カウンセリング学会第 39 回大会発表

論文集, 137.
石津憲一郎・安保英勇（2007）. 中学生の抑うつ傾向と過剰適応－学校適応に関する保護者評定と自己評定の観点を含めて－ 東北大学大学院教育学研究科研究年報, *55 (2)*, 271-288.
石津憲一郎・安保英勇（2008）. 中学生の過剰適応傾向が学校適応感とストレス反応に与える影響 教育心理学研究, *56*, 23-31.
石隈利紀（1996）. 学校心理学に基づくカウンセリングとは カウンセリング研究, *29 (3)*, 226-239.
河村茂雄（1999）. 生徒の援助ニーズを把握するための尺度の開発（2）－スクール・モラール尺度（中学生用）の作成－ カウンセリング研究, *32 (3)*, 283-291.
風間惇希（2015）. 大学生における過剰適応と抑うつの関連－自他の認識を背景要因とした新たな過剰適応の構造を仮定して－ 青年期心理学研究, *27*, 23-38.
風間惇希・平石賢二（2018）. 青年期前期における過剰適応の類型化に関する検討－関係特定性過剰適応尺度（OAS-RS）の開発を通して－ 青年心理学研究, *30*, 1-23.
北村晴朗（1965）. 適応の心理 誠信書房.
木村昌紀・余語真夫・大坊郁夫（2007）. 日本語版情動伝染尺度（the Emotional Contagion Scale）の作成 対人社会心理学研究, *7*, 31-39.
桐田克利（1984）. 他者による拒絶と自尊心 ソシオロジ, *29 (1)*, 69-86.
小林豊生・古賀恵里子・早川滋人・中嶋照夫（1994）. 心理テストからみた心身症－パーソナリティと適応様式からみた心身症－ 心身医学, *34 (2)*, 105-110.
古賀春和・岡田顕宏（2019）. 情動感染のしやすさは個人の適応感を高めるのか？ 北海道心理学研究, *41*, 65.
厚生労働省（2019）. 平成 29 年患者調査 政府統計の総合窓口（e-Stat）Retrieved from https://www.e-stat.go.jp/ (2022 年 12 月 17 日)
厚生労働省（2020a）. 令和 2 年患者調査 政府統計の総合窓口（e-Stat）Retrieved from https://www.e-stat.go.jp/ (2022 年 12 月 17 日)
厚生労働省（2020b）. 令和 2 年（2020）患者調査の概況 厚生労働省 Retrieved from https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/20/index.html (2022 年 12 月 17 日)
厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課（2021）. 令和 2 年中における自殺の状況 警察庁 Retrieved from https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safetylife/jisatsu.html (2022 年 12 月 17 日)
厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課（2022）. 令和 3 年中における自殺の状況 警察庁 Retrieved from https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safetylife/jisatsu.html (2022 年 12 月

17 日）
桑山久仁子（2003）. 外界への過剰適応に関する一考察－欲求不満場面における感情表現の仕方を手がかりにして－ 京都大学大学院教育学研究紀要, *49*, 481-493.
益子洋人（2009）. 高校生の過剰適応傾向と，抑うつ，強迫，対人恐怖心性，不登校傾向との関連－高等学校 2 校の調査から－ 学校メンタルヘルス, *12 (1)*, 69-76.
松山安雄・倉智佐一（1969）. 学級におけるスクール・モラールに関する研究（第 1 報）大阪教育大学紀要第Ⅳ部門, *18*, 19-36.
峰松則夫（1999）. 過剰適応してませんか？！…現代社会のうつ病チェック 刑法, *110*, 28-35.
文部科学省（2022）. 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果（令和 3 年度）政府統計の総合窓口（e-Stat）Retrieved from https://www.e-stat.go.jp/ (2022 年 12 月 17 日）
長屋佐和子，杉浦いづみ（2013）. 情動伝染及び情動読み取りの感受性と過剰適応の関係 日本心理学会第 77 回大会発表論文集, 842.
西村多久磨・櫻井茂男（2015）. 中学生における基本的心理欲求とスクール・モラールとの関連－学校場面における基本的心理欲求充足尺度の作成－ パーソナリティ研究, *24 (2)*, 124-136.
Oleson, K. C., Poehlmann, K. M., Yost, J. H., Lynch, M. E., & Arkin, R. M. (2000). Subjective overachievement: Individual differences in self-doubt and concern with performance. *Journal of Personality*, *68 (3)*, 491-524.
大野 裕・NPO 法人 地域精神保健福祉機構（コンボ）（監修）(2011). うつ病の人の気持ちがわかる本 講談社.
山田みき・岡本祐子（2006）. 現代青年の自己受容－自己による自己受容と他者を通しての自己受容の観点から－ 広島大学大学院教育学研究科紀要第三部, *55*, 339-348.
王 暁（2017）. 中学生の過剰適応に関する日中比較－性差と学年差による検討－ 学校心理学研究, *17 (1)*, 59-69.

＜原著＞

うつ病と持続性抑うつ障害に対する援助の必要性に関する認識の差異

竹田芽生　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
高橋史　　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では，持続性抑うつ障害における援助要請に関する意思決定の実態を明らかにすることを目的とした。スノーボールサンプリングによって抽出された 108 名に対して，うつ病，持続性抑うつ障害，健常者に関するエピソードを 2 事例ずつ計 6 事例提示し，そのエピソードに該当する人物が他者・知り合い・自分自身であった場合の援助必要性認識についてたずねた。その結果，エピソード該当人物が知り合いであった場合において，持続性抑うつ障害に対する援助必要性認識が低下することが明らかになった。

キーワード：持続性抑うつ障害，うつ病，援助要請

問題

持続性抑うつ障害について

昨今，日本の精神疾患の患者数は年々増加の一途を辿っている（厚生労働省, 2022）。一般的に精神疾患は病院で医療的治療を受けるものとされているが，本研究で取り上げる持続性抑うつ障害は病院での治療の機会を見逃されることが多くなっている（Sansone & Sansone, 2009）。持続性抑うつ障害とは，気分変調症とも呼ばれており，精神疾患の診断・統計マニュアル第 4 版（DSM-Ⅳ）で定義された慢性の大うつ病性障害と気分変調性障害を統合したものである（American Psychiatric Association, 2013）。症状として，抑うつ気分がほとんど 1 日中存在し，それのない日よりもある日のほうが多く，その人自身の言明または他者の観察によって示され，少なくとも 2 年続いていること，また，その間に食欲の減退または増加，不眠または過眠，気力の減退または疲労感，自尊心の低下，集中力の低下または決断困難，絶望感のうち 2 つまたはそれ以上の症状が存在することが条件である（American Psychiatric Association, 2013）。

気分変調症の患者は，自殺未遂や精神科の入院数がエピソード性大うつ病性障害患者よりも多いことや（Klein, Schwartz, Rose & Leader, 2000），早期発症（21 歳未満）の気分変調症は，再発率が高く，精神科への入院回数が多く，大うつ病や人格障害が併存する可

能性が高いことが示唆されている（Sansone & Sansone, 2009）。また，気分変調症の患者は，身体的・社会的機能回復が遅く，少ないことや（Rhebergen, Beekman, Graaf, Nolen, Spijker, Hoogendijk & Penninx, 2010），いずれのサンプルにおいても，依存性パーソナリティ障害，気分変調症，大うつ病は相互に強く関連・予測しあうことなどが示されている（Huprich, Porcerelli, Keaschuk, Binienda & Engle, 2008）。その他にも，持続性抑うつ障害は，虐待といった幼少期のネガティブな出来事との関与も指摘されている（大野, 2018）。

一方で，気分変調症の症状は比較的目立たないため，患者自身にも十分に認識されない可能性がある（Sansone & Sansone, 2009）。Sansone & Sansone（2009）によると気分変調症の症状は患者によって症状に大きな差がある。そのため，症状が軽い人は見落とされやすいとされている（Sansone & Sansone, 2009）。さらに幼いころより症状が長く続いている場合は，患者は病気ではなく自分の性格だと患者自身が結論づけることがあるともされている（Sansone & Sansone, 2009）。また，患者がうつ病と口にすることによって，多くの臨床家がうつ病を疑ってしまうために，意図せず気分変調症を見落としてしまうことがあるとされている（Sansone & Sansone, 2009）。つまり，持続性抑うつ障害は精神疾患と関連がある，また，自殺未遂などの可能性もあることから，人にネガティブな影響を与えるにも関わらず，専門家にさえ認識されにくい疾患であることが分かる。

援助要請について

人は人の助けを受けないと生きていくことが難しく，“実際に他者に援助を求める行動”は“援助要請”と呼ばれている（脇本, 2008）。また，人が“気分がひどく落ち込んだり強い不安に苛まれたりした時に，カウンセラーや他者に相談したり病院を受診したりする”（梅垣, 2017）ことを“援助要請行動”と梅垣（2017）は定義している。

人に助けて欲しいときに用いられるのが援助要請だが，援助要請をしようと思ってもなかなか言い出せないということも時にはある。例えば，木村（2017）は昨今，悩みを抱えていつつも相談に来ない学生に対する支援と理解について，援助要請に関する先行研究を基に援助要請行動のプロセスや計画的行動理論を援用することの有用性を示したり，学生支援モデルを提案したりするなど，検討を行っている。また，本田（2015）は，スクールカウンセラーとして自身が子ども達と出会う中で, 相談することを恥ずかしい, 情けない, 迷惑をかけると感じる子ども達がいると述べている。その他にも，他者よりも自分の方がネガティブな事に左右されにくいという“楽観主義バイアス”がある。この“楽観主義バイアス”により，提示された症状に対して，他者よりも自分の症状について評価する方が軽く評価されやすいことが示されている（梅垣・木村, 2012）。そのため，自らに関しての援助要請は重要視されないと言える。

症状を持つ人が適切な治療にかかるためには，本人が症状や問題を認識しなければならない（梅垣・木村, 2012）。症状・問題の認識は援助要請の出発点であり（梅垣・木村, 2012），

適切な治療に必要不可欠である。適切な治療にかかるために必要な概念として MHL（メンタルヘルスリテラシー）がある。MHL とは“精神障害の認識，管理，予防を助ける精神障害に関する知識と信念”（Jorm, Korten, Jacomb, Christensen, Rodgers & Pollitt, 1997）であり，精神疾患にかかるべき問題も精神疾患への認識や支援が必要だという認識がないと援助要請しないとされている（永井, 2020）。

目的と仮説

気分変調症の症状は目立たないため，患者自身にも十分に認識されない可能性があり，また，患者によって症状に大きな差があるため，症状が軽い人は見落とされやすいとされている（Sansone & Sansone, 2009）。そのため，持続性抑うつ障害は，うつ病と同様に心理社会的機能を阻害するだけでなく，認識されにくいために援助をする必要がそもそもないと判断され，援助要請意図を生じさせにくい可能性がある。また，持続性抑うつ障害のために苦しんでいても，なかなか治療にかかることができない人が現れる可能性がある。したがって，本研究では，うつ病と持続性抑うつ障害の架空事例における援助の必要性認識を比較する事で，持続性抑うつ障害における援助要請に関する意思決定の実態を明らかにする。また，うつ病は持続性抑うつ障害よりも認識されやすい疾患であると考えられるため，本研究の仮説は，「持続性抑うつ障害に対する援助の必要性認識が自他共にうつ病よりも低くなる」であり，目的に添って仮説を検討していく。

方法

調査手続き

調査はインターネットによるオンライン調査で行われた。調査時期は 2022 年 10 月～11 月であった。対象者の募集にはスノーボールサンプリングを用いた。まず，筆者が SNS を用いて，18 歳以上であることを条件として研究参加募集を行い，その調査リンクの URL を知り合いから知り合いへ回してもらった。その結果，18 歳以上の成人，108 名から回答を得た。そのうち，有効回答者数は 108 名（男性 32 名，女性 76 名，いずれにも分類されない 0 名，年齢の範囲：18 歳～19 歳から 60 歳以上）であった。

対象者には個人の回答のプライバシー保護は責任を持って筆者が行うことや個人のデータを匿名化した上で公表する可能性があること，回答の自由意志や回答後に不具合が起きた場合の処置などの倫理的配慮について最初に教示した。本研究は，信州大学の教育学部内倫理審査の承認を経て実施された（管理番号：22-17）。

測定材料

本研究の質問フォームでは，調査の同意，出生時性別，年齢を尋ねた。また，うつ病，持続性抑うつ障害，健常者に関するエピソードを 2 事例ずつ計 6 事例提示した（表１）。事例について，うつ病の事例は松井（2010）の事例を参考にし，持続性抑うつ障害の事例は豊田・河合・西島・井上・石井・井上（1989）の事例を参考に筆者がうつ病と持続性抑

うつ障害の症状に事例が当てはまるように改編を加え作成，健常者の事例も筆者がうつ病と持続性抑うつ障害の事例に当てはまらないように作成した。その詳細は表1に示した。そして，これらの事例に関して，①この人は支援を受けなければならないとどれくらい思いますか，②あなたはこの人と知り合いだとしたらどれくらい支援してあげたいですか，③この登場人物があなただったら，どれくらい支援を受けたいと思いますか，④普段，精神的な不調に対して支援を受けることにどのくらい抵抗を感じますか，という質問を行った。①の質問に対しては「1．全く受けなくてもよい～5．絶対に受けなければならない」の5件法，②の質問に対しては「1．全く支援したくない～5．絶対に支援したい」の5件法，③の質問に対しては「1．全く受けたくない～5．絶対に受けたい」の5件法で回答を求めた。また，④の質問は全事例を提示した最後に1回のみ尋ね，「1．全く感じない～5．非常に感じる」の5件法を用いた。

解析計画

本研究の解析には，清水（2016）によるHAD17_202を使用した。疾患の種類によって，援助の必要性認識に差があるかどうかを検討するために1要因の分散分析を行った。

表１　本研究で使用された架空事例の内容

提示順	疾患名	記述内容	該当症状	参考文献
1	うつ病	大学卒女性社員Dは、事務職。性格はおとなしく、内気で周りの者とほとんど話をしない。仕事は教えたことはきちんとする。ミスも少ない。飲み会の席で、先輩が「もっと活発に振る舞った方がいい」と言ったところ、それ以来ますます内気になった。徐々に痩せていき、遅刻も多くなった。本人は「最近疲れが続いているし、何をしても楽しいと感じられない。ミスも多くなってしまっている。」と話し、泣いてしまう姿が2週間ほど見られた。やがて退職した。	・その人自身の言葉か、他者の観察によって示される、ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分によって示される、ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分 ・ほとんど1日中、ほとんど毎日の、すべて、またはほとんどすべての活動における興味または喜びの著しい減退（その人の説明、または他者の観察によって示される） ・食事療法をしていないのに、有意の体重減少、または体重増加、またはほとんど毎日の食欲の減退または増加 ・ほとんど毎日の不眠または過眠 ・ほとんど毎日の疲労感、または気力の減退 ・思考直や集中力の減退、または決断困難がほとんど毎日認められる（その人自身の言明による、または他者によって観察される）	松井（2010）
2	健常者	20代女性。おとなしい性格で、消極的なところがある。幼い頃からなんでも完璧に仕上げなければいけないと思い込んでいて、仕事も完璧にしなければならないと頑張っている。しかし、たった1度ミスしてしまったことがきっかけで、何事にも力が入らず、徐々に仕事を怠けるようになってしまった。	・ほとんど毎日の疲労感、または気力の減退 ・気力の減退または疲労感	なし
3	持続性抑うつ障害	27歳女性。短大に入学したが、やっていることが無意味に感じられ、退学したかった時期もあった。就職するも、同僚の女性とも会話できず、周囲をしらけさせてしまうのではないかと気にしたり、人付き合いも煩わしく、職場に溶け込めなかったが、欠勤はしなかった。しかし、周囲では明るいひょうきんなところもある女性という評価を受けていた。支社に出向となってから、客との対応も増え、対人関係の拙さに悩むようになり、朝早く目が覚めてしまい、不安に駆られることもあり、仕事の能率も次第に低下するようになった。それらの症状に悩まされたまま2年が経ち、徐々に仕事も休みがちになっていった。	・不眠または過眠 ・集中力の低下または決断困難	豊田・河合・西島・井上・石井・井上（1989）
4	健常者	20代男性。大学生で、部活動にも入っている。性格は活発で、友達も多い。少し注意散漫なところもあり、課題を忘れることもしばしばある。来月に部活の大会が迫っていて、練習を増やさなければならないと焦っているときに、授業で大変な量の課題が出てしまい、参ってしまった。そのうち、「疲れた」「もう消えたい」などと口にすることが増えた。	・その人自身の言葉か、他者の観察によって示される、ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分によって示される、ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分 ・ほとんど1日中、ほとんど毎日の、すべて、またはほとんどすべての活動における興味または喜びの著しい減退（その人の説明、または他者の観察によって示される） ・ほとんど毎日の疲労感、または気力の減退 ・気力の減退または疲労感	なし
5	うつ病	入社したばかりの学卒男性社員Cが、仕事上のミスをしたことでお客からクレームが入り、C及びその上司が対応した。Cは自分の責任で起こったことで仕事に対しての自信を無くし、上司が励ましたりしたのであるが、どんどん物事について深く考えられなくなり、次第に会社に行くことに恐怖を感じるようになった。会社近くの駅で降りると足が震え家に帰りたくなり、そのまま家に帰ってしまうこともあった。そのような状態が2週間ほど続き、同僚がCの家に行くと「もう自分は死ぬしかない」と言いきり、眠れず、食事もままならないすっかり痩せたCの姿があった。	・その人自身の言葉か、他者の観察によって示される、ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分によって示される、ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分 ・食事療法をしていないのに、有意の体重減少、または体重増加、またはほとんど毎日の食欲の減退または増加 ・ほとんど毎日の不眠または過眠 ・ほとんど毎日の無価値感、または過剰であるか不適切な罪責感 ・思考直や集中力の減退、または決断困難がほとんど毎日認められる（その人自身の言明による、または他者によって観察される） ・死についての反復思考（死の恐怖だけではない）、特別な計画はないが反復的な自殺念慮、または自殺企図、または自殺するためのはっきりとした計画	松井（2010）
6	持続性抑うつ障害	55歳男性。昭和54年1月頃より突然めまい、背部痛、視力異常などの身体症状と、人前で話をすると動悸がし、いてもたってもいられない気分になることや自動車の運転中に後ろから追いかけられているような感じで不安となり、運転するのも億劫になったりするという症状が出現したので、内科を受診し、投薬を受けていた。その後も症状は、一進一退であった。当時、自信喪失し、仕事をやる気がなく、抑うつ気分、不安焦燥感、さらに多彩な心気愁訴があったという。それが昭和56年9月頃まで続いた。	・自尊心の低下 ・集中力の低下または決断困難	豊田・河合・西島・井上・石井・井上（1989）

結果

記述統計量

3 つの疾患の種類に付随する 3 つの質問項目（1 つ目を他者へのサポート度，2 つ目を知り合いへのサポート度，3 つ目を自分へのサポート度と名付けることとする）の獲得点を事例ごとに平均化し，その平均点について平均値，中央値，標準偏差，分散，最大値，最小値を示した（表２）。平均値はうつ病における「他者へのサポート度」が一番高く（4.38），健常者における「自分へのサポート度」が一番低かった（3.20）。中央値はうつ病における「他者へのサポート度」，「知り合いへのサポート度」，持続性抑うつ障害における「他者へのサポート度」が最も高く（4.50），健常者における「自分へのサポート度」が最も低かった（3.00）。標準偏差は，健常者における「他者へのサポート度」が最も高く（0.97），うつ病における「他者へのサポート度」が一番低かった（0.64）。分散は，健常者における「他者へのサポート度」が最も高く（0.93），うつ病における「他者へのサポート度」が最も低かった（0.41）。最小値はほぼ全てが 1.00 という値の中で健常者における「知り合いへのサポート度」が 1.50 であった。最大値は全てにおいて 5.00 という値であった。

表２　サポートの程度の記述統計量（サポート対象の立場別）

疾患カテゴリー	立場	有効 N	平均値	中央値	標準偏差	分散	最小値	最大値
うつ病	他者	108	4.38	4.50	0.64	0.41	1.00	5.00
	知り合い	108	4.24	4.50	0.74	0.55	1.00	5.00
	自分	108	3.87	4.00	0.95	0.91	1.00	5.00
持続性抑うつ障害	他者	108	4.27	4.50	0.75	0.56	1.00	5.00
	知り合い	108	3.88	4.00	0.85	0.72	1.00	5.00
	自分	108	3.96	4.00	0.78	0.61	1.00	5.00
健常者	他者	108	3.48	3.50	0.97	0.93	1.00	5.00
	知り合い	108	3.56	3.50	0.86	0.74	1.50	5.00
	自分	108	3.20	3.00	0.93	0.87	1.00	5.00

援助の必要性認識の比較

1 要因の分散分析を行った結果，「他者へのサポート度」（$F[2, 323] = 66.45, p < .01$，偏 $\eta^2 = .38$），「知り合いへのサポート度」（$F[2, 323] = 39.30, p < .01$，偏 $\eta^2 = .27$），「自分へのサポート度」（$F[2, 323] = 42.15, p < .01$，偏 $\eta^2 = .28$）全てで疾患の種類の主効果が有意であった（表３）。Holm 法による多重比較を行った結果，「他者へのサポート度」と「自分へのサポート度」はうつ病と持続性抑うつ障害が同等，健常者よりも有意に高いこ

とが示され,「知り合いへのサポート度」はうつ病が持続性抑うつ障害と健常者よりも高いことが示された（表２）。

表３　サポート対象の立場によるサポート度の相違

	SS	df	MS	*F*値	*p*値	偏η^2	多重比較
他者へのサポート度	51.78	2	25.89	66.45	0.00	0.38	①＝②＞③
知り合いへのサポート度	25.03	2	12.51	39.30	0.00	0.27	①＞②＞③
自分へのサポート度	37.25	2	18.63	42.15	0.00	0.28	①＝②＞③

注）多重比較の①はうつ病，②は持続性抑うつ障害，③は健常者を指す

考察

本研究の目的は，うつ病と持続性抑うつ障害の架空事例における援助の必要性認識を比較する事で，持続性抑うつ障害における援助要請に関する意思決定の実態を明らかにすることであった。その結果，持続性抑うつ障害に対する援助の必要性認識が自他共にうつ病よりも低くなるという仮説は,「知り合いへのサポート度」における援助の必要性認識のみで，一部支持された。

「他者へのサポート度」と「自分へのサポート度」はうつ病と持続性抑うつ障害が同程度に援助の必要性認識が高いという結果となった。うつ病は自殺の要因として挙げられているおり（Uchida & Uchida, 2017），精神的サポートを受けるべき疾患であると言える。そのため，自他共にうつ病の援助要請の認識度が高くなったと考えられる。また，持続性抑うつ障害が社会的機能に与える影響の大きさはうつ病と同等か，それ以上であると示唆されており（American Psychiatric Association, 2013），本研究の結果でも持続性抑うつ障害もうつ病と同等にサポートを受けるべきだと他者，自分に関わらず考えられている。この結果から，持続性抑うつ障害はうつ病と同程度にサポートが必要な疾患だと捉えられていることが分かる。しかし，この結果は本研究の仮説とは一致しない。その理由として，持続性抑うつ障害の事例に共通した「集中力の低下または決断困難」という症状を含む事例を読んだ対象者が，登場人物の症状が日常生活に支障をきたしていると考えた可能性が原因として挙げられる。高橋（2018）は，産後うつの母親が経験することとして“集中力や思考力，判断力の低下で日常生活に困難があった”というカテゴリーを作成し，そのサブカテゴリーの中で“うつ状態でサポートの手続きや手配をするのがきつかった”と述べている人がいた。つまり,「集中力の低下または決断困難」の状態は，サポートに繋がること自体にも困難があり，周りから見てもその状態にある人の辛さを推測しやすいのではないかと考えられる。そのため，日常生活に困難をきたすレベルの症状を示したと考えられる事例を読んだことで，対象者が持続性抑うつ障害のサポート度を高く見積もった可能性があると考えられる。

最後に本研究の限界点や課題点を述べる。まず，本研究で用いた質問は筆者が作成した

ものであり，「②あなたはこの人と知り合いだとしたらどれくらい支援してあげたいですか」という質問の仕方に，調査対象者自らが援助しなければいけないというニュアンスが入っているため，純粋に支援の必要性を問う質問の意図にそぐわなかった可能性がある。

本研究では，うつ病と持続性抑うつ障害の架空事例における援助の必要性認識を比較する事で，持続性抑うつ障害における援助要請に関する意思決定の実態を明らかにした。その結果，うつ病に対する援助の必要性認識は「知り合いへのサポート度」のみで持続性抑うつ障害よりも高くなり，「他者へのサポート度」と「自分へのサポート度」では，仮説通りの結果は見られなかった。しかし，他者及び自分への援助に関してはうつ病と持続性抑うつ障害が同じようになされるべきだということが示唆された。

持続性抑うつ障害は，意図せず見落とされてしまうことがあるとされている（Sansone & Sansone, 2009）ように，発見されにくい疾患である。しかし，本研究の結果にあるように，疾患名を教えられず，事例だけ提示されると持続性抑うつ障害はうつ病と同様にサポートが必要だと考えられていることが自分と他者に関しては分かる。つまり，持続性抑うつ障害で苦しんでいる患者に対して支援すべきだと思われる傾向がある。本研究のように，持続性抑うつ障害自体に焦点を当てて研究をすることで，持続性抑うつ障害の名が広まるきっかけになると考えられる。そうして名が広がることで，持続性抑うつ障害で苦しむ人が支援を受けやすくなるように願っている。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, Fifth Edition.* Arlington, VA: American Psychiatric Association.

本田真大 (2015). 援助要請のカウンセリング―「助けて」と言えない子どもと親への援助 金子書房

Huprich, S. K., Porcerelli, J., Keaschuk, R., Binienda, J., & Engle, B. (2008). Depressive personality disorder, dysthymia, and their relationship to perfectionism. *Depression and Anxiety, 25*, 207–217.

Jorm, A. F., Korten, A. E., Jacomb, P. A., Christensen, H., Rodgers, B., & Pollitt, P. (1997). "Mental health literacy": A survey of the public's ability to recognize mental disorders and their beliefs about the effectiveness of treatment. *Medical Journal of Australia, 166*, 182-186.

木村真人 (2017). 悩みを抱えていながら相談に来ない学生の理解と支援―援助要請研究

の視座から― 教育心理学年報, *56*, 186-201.

Klein, D. N., Schwartz, J. E., Rose, S., & Leader, J. B. (2000). Five-year course and outcome of dysthymic disorder: A prospective, naturalistic follow-up study. *American Journal of Psychiatry, 157*, 931–939.

厚生労働省 (2022). 第７次医療計画の指標に係る現状について. 第４回 地域で安心して暮らせる精神保健医療福祉体制の実現に向けた検討会 参考資料 1, 2.

松井文男 (2010). 仕事でうつ病になった事例 労務理論学会誌, *20*, 201-209.

永井智 (2020). 臨床心理学領域の援助要請研究における現状と課題―援助要請研究における３つの問いを中心に― 心理学評論, *63*, 477-496.

大野裕 (2018). 産業保健と総合検診　うつ病の新しい考え方 総合検診, *45*, 359-365.

Rhebergen, D., Beekman, A. T. F., de Graaf, R., Nolen, W. A., Spijker, J., Hoogendijk, W. J., & Penninx, B. (2010). Research report trajectories of recovery of social and physical functioning in major depression, dysthymic disorder and double depression: A 3-year follow-up. *Journal of Affective Disorders, 124*, 148–156.

Sansone, R. A., & Sansone, L. A. (2009). Dysthymic disorder: Forlorn and overlooked? *Psychiatry(Edgmont), 6*(5), 46-51.

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.

高橋秋絵 (2018). 産後うつの母親はどのような経験をしたのか 神戸女子大学看護学部紀要, *3*, 1-11

豊田益弘・河合正登志・西島久雄・井上道雄・石井正宏・井上悟 (1989). 気分変調性障害（いわゆる抑うつ神経症）の臨床統計的研究 昭和医学会雑誌, *49*, 277-285.

Uchida, C., & Uchida, M. (2017). Characteristics and risk factors for suicide and deaths among college students: A 23-year serial prevalence study of data from 8.2 million Japanese college students. *Journal of Clinical Psychiatry, 78*, 404-412

梅垣佑介 (2017). 心理的問題に関する援助要請行動と援助要請態度・意図の関連 心理学研究, *88*, 191-196.

梅垣佑介・木村真人 (2012). 大学生の抑うつ症状の援助要請における楽観的認知バイアス 心理学研究, *83*, 430-439.

脇本竜太郎 (2008). 自尊心の高低と不安定性が被援助志向性・援助要請に及ぼす影響 実験社会心理学研究, *47*, 160-168.

＜原著＞

注意制御と怒り反すうの関連に対する メタ認知的信念の媒介効果の検討

辻原大貴　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
向井秀文　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では，怒り反すうの悪化のプロセスについて，その主要な要因として考えられている注意制御とメタ認知的信念に焦点を当てて検討した。大学生及び大学院生 95 名を対象とし，注意制御と怒り反すうの関連に対するメタ認知的信念の媒介効果の検討を行った結果，注意制御の低さが直接的に怒り反すうの高さと関連すること，そして，注意制御の低さが，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念を高め，怒り反すうの高さと関連することが明らかとなった。

キーワード：怒り反すう，注意制御，メタ認知的信念，怒り

問題と目的

怒りに関するこれまでの研究

怒りとは，脅威を感じられる状況において，自身または周囲を守るために働く，適応的な側面を持つ人間の基本感情の 1 つである。湯川（2008）は怒りについて，「自己もしくは社会への，不当なもしくは故意による（と認知される），物理的もしくは心理的な侵害に対する，自己防衛もしくは社会維持のために喚起された，心身の準備状態である」と定義する。怒りは，日常生活において，多くの人が普段から体験する感情である。大渕・小倉（1984）の研究では，被験者の 54.2%が 1 週間のうちに 1～2 回怒りを経験したと報告し，多くの人間は 1 週間のうちに怒りを経験する。しかし，怒りに関する諸問題について，対人場面に焦点をあてると，「相手の非を責め立てる」，「激しく相手を非難する」など感情的に怒りを明らかに表出した場合，他者に否定的な印象を与え（木野， 2000），怒りを原因とする攻撃行動は友人関係を悪くする（藤井, 2010）。心身への影響について焦点をあてると，タイプ A 行動パターンの行動特徴を持つ者は，心筋梗塞や狭心症などの冠状動脈性心疾患の発症と密接な関係にあることが報告されている（Friedman, & Rosenman, 1959 ; 前田, 1990）。タイプ A 行動パターンとは，大芦（2003）によると，短気，つまり怒りの喚起されやすさ，攻撃性，敵意，過剰な競争欲求などを特徴とする行動特徴であるとされて

いる。怒りと精神疾患の関連については，DSM-5 における怒りの位置づけとして，頻繁に生じるかんしゃく，暴言，物の破壊や他者への攻撃などの攻撃行動を特徴とする間欠爆発症，怒りと攻撃の問題を特徴とする反抗挑戦症，かんしゃくや持続的な怒りやすさ，怒りを特徴とする重篤気分調整症，境界性パーソナリティ障害，双極性障害，心的外傷後ストレス障害と関連があるとされている（武部, 2020）。

ここまで，怒り研究について概観し，怒りが人間に与える影響について取り上げた。次に，怒りを促進する要因について触れる。

怒りの促進要因　―　怒り反すう

怒りに関連する重要な認知的要因として，怒り反すうがあげられる。怒り反すうとは，Sukhodolsky, Golub, & Cromwell（2001）において，怒りというネガティブな体験に関する非意図的で再帰的な思考に努める傾向と定義されている。怒り反すうが高いほど怒りを鎮静化しにくくさせると指摘しており，怒りの持続や昂進をもたらす怒り反すうは様々な身体的・精神疾患のリスク要因となりうる（八田・大渕・八田, 2013）。また，怒り反すうは，抑うつを強める原因であることや（Gilbert, Cheung, Irons, & McEwan, 2005），心理的苦痛，心理的幸福にも関連し（Besharat, & Pourbohlool, 2012），怒りの認知的要因であるだけでなく，怒り反すう自体が心理的症状を予測する。武部（2020）は，怒り反すうが怒りを維持・増幅させる要因であることから，怒り反すうを実験的に操作し，実際にどのように怒りの表出方法に影響を与えているかを研究した。その結果，怒り反すうを行いやすい人は，その後，怒りやすくなることが示された。以上より，怒り反すうが怒りの要因の 1 つであり，怒りの要因である怒り反すうについて介入する意義が示されたといえる。

怒り反すうの要因　―　メタ認知的信念

金・山口・今井・熊野・野村（2014）は，怒りと怒り反すうの関連において，怒り反すうに対するメタ認知的信念が重要な要因であると指摘した。金他（2014）は，怒り反すうに対するメタ認知的信念を機能の違いから，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念と怒り反すうに対するネガティブなメタ認知的信念に分けて解釈を行った。怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念とは，「怒りを感じた場面について反復的に考えておくと，将来同じようなことが起きるときに役に立つ」といった怒り反すうを促進させようとする信念である。一方で，怒り反すうに対するネガティブなメタ認知的信念とは「私には怒りについて反復的に考えることをコントロールできない」といった怒り反すうの制御不能性についての信念である。また，金他（2014）は，怒り反すうについてのメタ認知的モデルにおいて，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念が怒り反すうを高め，怒り反すうが怒り反すうに対するネガティブなメタ認知的信念を高め，結果として怒りを強めること，怒り反すう自体も直接的に怒りを強めることが示した（図 1）。

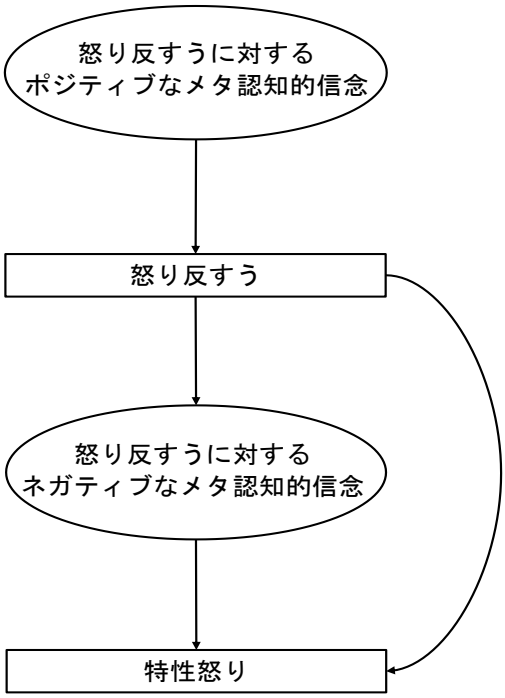


図1　怒り反すうについてのメタ認知モデル（金他，2014）

ここまで，怒り反すうに対するメタ認知的信念が，怒りを持続，悪化させる要因であることが示された。中でも，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念は，怒り反すうの始発であることから（塚元・小山，2021），本研究では，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念に着目する。ここで，怒り反すうに対するメタ認知的信念を説明する重要な要因の１つとして，注意制御があげられる（熊野・今井・境, 2012）。

怒り反すうに対するメタ認知的信念の要因　―　注意制御

注意制御とは，注意を能動的にコントロールすることを指す。山形・高橋・繁桝・大野・木島（2005）によると，注意制御は,「必要に応じて，集中したり，注意を切り替えたりする能力」と定義されている。注意制御は情動の経験とも関連があり，注意の制御はネガティブな情動の増幅を避ける役割を持つ。Wadlinger, & Isaacowitz（2011）は，注意制御が感情を調節するための重要な要因であると述べ，杉浦（2007）は，注意制御は，ネガティブ思考から距離を置くために働くメタ認知的なスキルを向上させる可能性があると報告した。

以上より，注意制御と怒り反すうの関連について，注意制御の低さは怒り反すうを高めること，怒り反すうの持続や悪化のプロセスには怒り反すうに対するメタ認知的信念が要因であることが示された。しかし，注意制御と怒り反すうの関連におけるメタ認知的信念の媒介効果については，未だ検討がなされていない。また，怒り反すうに対するメタ認知的信念の中でも，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念は，怒り反すうのきっ

かけとなる要因であることから，注意制御と怒り反すうの関連に対してどのように媒介されるか検討する必要があるだろう。

そこで，本研究では，注意制御と怒り反すうの関連に対する，怒り反すうに対するメタ認知的信念の媒介効果を検討する。先行研究の知見から想定される仮説は，注意制御の低さが，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念を高め，怒り持続の認知的要因である怒り反すうを高める，である。本研究の仮説モデルを以下に示す（図 2)。本研究において注意制御，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念，怒り反すうの関連を明らかにすることで怒りの持続及び，悪化のメカニズム解明の一助になることを目指す。

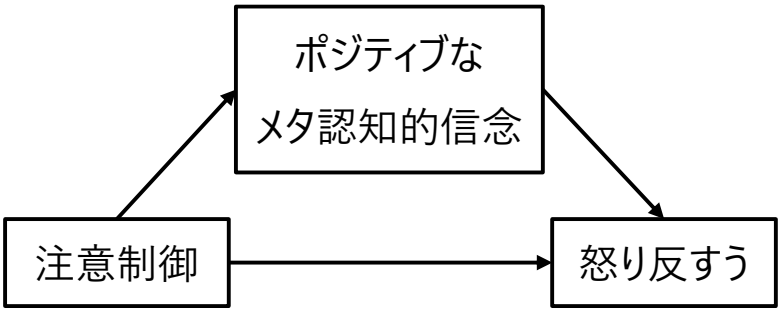


図 2　本研究の仮説モデル

方法

手続き

大学生，および，大学院生を対象に無記名式インターネット調査を実施した。調査実施期間は 2022 年 10 月から 11 月までであった。回答者を募るため，縁故法によって，調査案内を行った。調査対象者にはインターネット調査へのリンクにアクセスしてもらうことで調査を行った。

調査対象者

本研究の参加者は 96 名（男性 56 名，女性 39 名，回答しない 1 名，その他なし）が回答した。その中から調査対象者に含まれない 1 名を除外し，計 95 名（男性 56 名，女性 38 名，回答しない 1 名，M = 20.96 歳，SD = 6.36，有効回答率 = 99.0%）を分析対象とした。

調査材料

デモグラフィック項目　年齢と性別の回答を求めた。年齢については数字を入力することによって回答を求めた。なお，回答しない場合は「0」を入力してもらうよう教示した。性別については，選択肢として「男性」，「女性」，「その他」，「回答しない」の 4 択を設けて回答を求めた。

怒り反すう　八田他（2013）の日本語版怒り反すう尺度を用いた。全 17 項目で構成される自己記入式の質問紙尺度である。回答は「1 = ほとんどない」から「4 = ほとんどいつも」の 4 件法で求めた。

怒り反すうに対するメタ認知的信念　金他（2014）の怒り反芻に対するメタ認知的信念尺度のうち,「過去の怒り出来事について繰り返して考えておくと，将来起きる同じような出来事の対策になる」などの項目例がある「怒り反芻に対するポジティブなメタ認知的信念」にあたる 3 項目を用いた。この尺度は，自己記入式の質問紙尺度であり，信頼性と妥当性が示されている。回答は「1 = 全く違う」から「4 = 非常に一致する」の 4 件法で求めた。

注意制御　山形他 (2005) の成人用エフォートフル・コントロール尺度日本語版のうち,「何かに集中しようとしている時でも，気を散らすような考えの侵入を阻止するのは難しい」,「心悩ませている時, 集中するのはとても難しい」などの項目例がある「注意の制御」にあたる 12 項目を用いた。この尺度は，自己記入式の質問紙尺度であり，信頼性と妥当性が示されている。回答は「1 ＝ あてはまらない」から「4 ＝ あてはまる」の 4 件法で求めた。

解析計画

データ解析には, 心理統計分析ソフトウェア HAD Version17.20 を用いた（清水, 2016）。まず，本研究で用いた各尺度の記述統計量及び，Pearson の積率相関関係，各変数の信頼性係数を算出した。次に，注意制御と怒り反すうの関連に対するメタ認知的信念の間接効果を検定するために，説明変数に注意制御，目的変数に怒り反すう，媒介変数に怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念を投入し，ブートストラップ法（リサンプリング数 2000 回）による媒介分析を行った。

倫理的配慮

本研究は，信州大学教育学部研究委員会による倫理審査及び，承認を受けて実施された（管理番号：22-20）。

結果

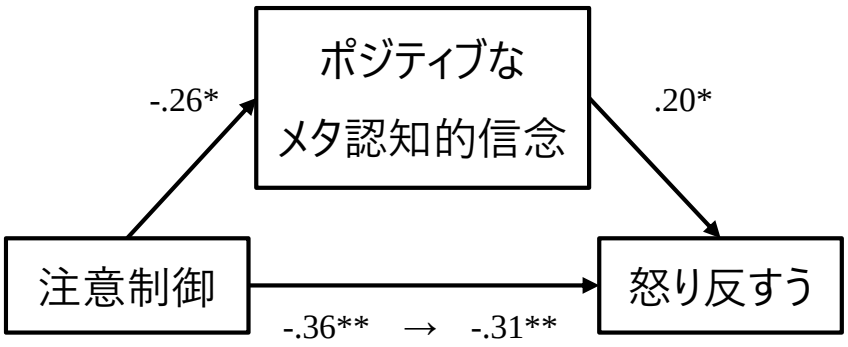
まず，各変数の平均値，標準偏差，信頼性係数を確認した後，各変数間の関係を把握するために，注意制御，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念，怒り反すうの Pearson の積率相関係数を算出した（表 1）。その結果，注意制御は，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念（$r = -.26$, $p < .05$）との間に弱い負の相関が，怒り反すう（$r = -.36$, $p < .01$）との間に中程度の負の相関が見られた。怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念に関しては，怒り反すう（$r = .28$, $p < .01$）との間に弱い正の相関が見られた。

表 1 各変数の記述統計と相関，信頼性係数

	1	2	3	*M*	*SD*	*α*
1. 注意制御	—	−.26 *	−.36 **	27.51	5.53	.76
2. ポジティブなメタ認知的信念		—	.28 **	7.75	1.89	.60
3. 怒り反すう			—	31.97	8.58	.90

$^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$

次に注意制御と怒り反すうの関連に対する怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念の媒介効果の検討を行った（図 3）。ブートストラップ法（リサンプリング回数 2,000 回）による間接効果の検討の結果，注意制御と怒り反すうの関連は有意に怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念に部分媒介された（β = −.05；95%CI：−0.23, −0.01）。



$^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$

図 3 注意制御と怒り反すうの関連に対する
怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念の媒介効果

考察

本研究の目的は，注意制御と怒り反すうの関連における怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念の媒介効果を検討することであった。まず，相関分析において，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念と怒り反すうの間に正の相関が認められた。また，注意制御と怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念，注意制御と怒り反すうの間にそれぞれ負の相関が認められた。注意制御と怒り反すうの間に負の相関が認められたこと，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念と怒り反すうの間に正の相関が認められた結果は，先行研究の結果を支持するものである（金他, 2014 ; 塚元・小山, 2021 ;

White, & Turner, 2014 ; Wilkowski, & Robinson, 2008 ; Wilkowski, & Robinson, 2010)。つまり，本研究においても，注意制御が高ければ高いほど，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念，怒り反すうが低くなり，注意制御が低ければ低いほど，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念，怒り反すうが高くなることが示された。これは，杉浦（2007）の，注意制御が向上すれば，反すうなどのネガティブな思考から距離をおくメタ認知的なスキルが向上する，という結果と一致するといえる。媒介分析を行った結果，注意制御が怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念を媒介して怒り反すうに影響を与える間接効果が示された。山形他（2005）によれば，注意制御は，不適切な情報を抑制し，適切な情報に注意を向ける機能があるとしている。よって，怒りを感じる場面に直面した時，注意制御が低ければ，他の対象に注意を切り替えることができず，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念を高める。その結果，怒り反すうが促進されると考えられる。

これらの結果から，注意制御の低さが怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念を高め，怒り持続の認知的要因である怒り反すうを高める仮説は妥当であることが示された。しかし，本研究において得られた結果は，部分媒介であり，注意制御から怒り反すうへの直接的なパスも有意なままであった。このことは，注意制御の低さそのものが，怒り反すうを高めることを示唆しており，必ずしも怒りに対するポジティブなメタ認知的信念のみが怒り反すうの悪化を決定しているわけではない。これに関して，熊野他（2012）は，うつ病のメタ認知モデルにおいて，反すうは，ポジティブなメタ認知的信念だけでなく，ネガティブなメタ認知的信念においても予測され，ネガティブなメタ認知的信と反すうの関係は，単一方向でなく，双方向的に作用することを指摘している。したがって，怒りについてのメタ認知モデルにおいても，ネガティブなメタ認知的信念が怒り反すうに影響を及ぼす可能性が示唆される。今井・今井（2011）によれば，メタ認知的信念に焦点をあてた介入を行う場合，ネガティブなメタ認知的信念を介入ターゲットとする必要があることを指摘している。これらの指摘から，怒り反すうについてのメタ認知モデルについても，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念だけでなく，怒り反すうに対するネガティブなメタ認知的信念が怒り反すうに与える効果についても検討する必要があると考えられる。

また，金他（2014）によれば，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念は，問題解決のために，怒り反すうを高める機能を持つとされる。これまで，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念に関する議論は，不適応を示唆するものが多かった（金他, 2014 ; 塚元・小山, 2021)。しかし，従来のメタ認知モデルである，抑うつと反すうの関連について，反すうに関するポジティブなメタ認知的信念は，抑うつを強めるだけでなく，適応的な側面ともつながりがある可能性が指摘されている（高野・丹野, 2010)。したがって，怒り反すうについてのメタ認知モデルにおいても，適応的な機能を促進させる可能性

が示唆される。以上より，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念だけが，注意制御と怒り反すうの関連を説明することはできないものの，注意制御と怒り反すうの関連に対して,怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念が関与することが示唆された。

本研究の限界と展望

本研究は，怒り反すうについてのメタ認知モデルに基づき，怒り反すうの始発となる注意制御と怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念の関連について検討するものであった。本研究の結果は，メタ認知モデルの関連を支持する１つの研究知見となった。しかし，熊野他（2012）において指摘された，ネガティブなメタ認知的信念がもたらす効果について検討できていない。また，怒り反すうの後に予測するとされる，怒り反すうに対するネガティブなメタ認知的信念や特性怒りとの関連を含めて検討できていない。今後は，怒りについてのメタ認知モデルとあわせて，怒り悪化のプロセスを包括的に研究する必要がある。また，今回得られた知見は一時点での横断調査で収集されたデータに基づいており，注意制御，怒り反すうに対するポジティブなメタ認知的信念，怒り反すうの因果関係を明らかにするものではない。したがって，今後は縦断的な研究デザインを用いた調査を実施する必要がある。

本研究によって得られた知見は，怒りが持続されるプロセスから怒り悪化のメカニズム解明の一助になることが期待される。怒りについてのメタ認知モデルを追究し，怒りのプロセスを解明することは，メタ認知療法を用いた怒りの問題に対する介入効果を高めると考える。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

Besharat, M. A., & Pourbohlool, S. (2012). Mediation effect of anger rumination on the relationship between dimensions of anger and anger control with mental health. *International Journal of Psychological Research*, *5*, 24-36.

Friedman, M., & Rosenman, R. H. (1959). Association of specific overt behavior pattern with blood and cardiovascular finding: Blood cholesterol level, blood clotting time, incidence of arcus senilis, and clinical coronary artery disease. *Journal of American Medical Association*, *169*, 1286-1296.

藤井義久 (2010). 怒り感情の発達　心理学評論, *53*, 93-104.

Gilbert., P., Cheung, M., Irons, C., & McEwan, K. (2005). An Exploration into Depression-Focused and Anger-Focused Rumination in Relation to Depression in a

Student Population. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, *33,* 273-283.
八田武俊・大渕憲一・八田純子 (2013). 日本語版怒り反すう尺度作成の試み　応用心理学研究, *38*, 231-238.
今井正司・今井千鶴子 (2011). メタ認知療法（特集：認知 / 行動療法）　心身医学, *51,* 1098-1104.
金ヌルプルンソル・山口摩弥・今井正司・熊野宏昭・野村忍 (2014). 怒り反芻に対するメタ認知的信念尺度の作成及び信頼性と妥当性の検討　認知療法研究, *7*, 180-188.
木野和代 (2000). 日本人の怒りの表出とその対人的影響　心理学研究, *70*, 494-502.
熊野宏昭・今井正司・境泉洋 (2012). メタ認知療法――うつと不安の新しいケースフォーミュレーション. 日本評論社.
前田聰 (1990). 虚血性心疾患患者の行動パターン ――Jas (Jenkins Activity Survey) による検討 (第 3 報), 心筋梗塞急性期における心理反応と行動パターン――　心身医学, *30*, 21-28.
大芦治 (2003). タイプ A 行動パターンの心理学的研究 ――理論の発展史――　心理学評論, *45*, 417-436.
大渕憲一・小倉左知男 (1984). 怒りの経験 (1)：Averill の質問紙による成人と大学生の調査概況　犯罪心理学研究, *22*,　15-35.
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.
杉浦義典 (2007). 治療過程におけるメタ認知の役割 ――距離を置いた態度と注意機能の役割――　心理学評論, *50*, 328-340.
Sukhodolsky, D. G., Golub, A., & Cromwell, E. N. (2001). Development and validation of the anger rumination scale. *Personality and Individual Differences*, *31*, 689-700.
高野慶輔・丹野義彦 (2010). 反芻に対する肯定的信念と反芻・省察　パーソナリティ心理学, *19*, 15-24.
武部匡也 (2020). マインドフルネスによる大学生による怒りの予防効果. 風間書房.
塚元一正・小山憲一郎 (2021). 怒りに関する包括的な心理モデルの作成　臨床心理学研究, *21*, 109-116.
Wadlinger. H. A., & Isaacowitz. D. M. (2011). Fixing our focus Training attention to regulate emotion. *Personality and Social Psychology Review*, *15*, 75-102.
White, B. A., & Turner, K. A. (2014). Anger rumination and effortful control: Mediation effects on reactive but not proactive aggression. *Personality and Individual Differences*, *56,* 186-189.
Wilkowski, B. M., & Robinson, M. D. (2008). The cognitive basis of trait anger and reactive aggression: An integrative analysis. *Personality and Social Psychology*

Review, *12*, 3-21.

Wilkowski, B. M., & Robinson, M. D. (2010). The anatomy of anger: An integrative cognitive model of trait anger and reactive aggression. *Journal of Personality*, *78,* 9-38.

山形伸二・高橋雄介・繁桝算男・大野裕・木島伸彦 (2005). 成人用エフォートフル・コントロール尺度日本語版の作成とその信頼性・妥当性の検討　パーソナリティ研究, *14*, 30-41.

湯川進太郎 (2008). 怒りの心理学 ――怒りとうまくつきあうための理論と方法――. 有斐閣.

＜原著＞

自己受容における「自分と向き合う」過程の検討

中村梓希　　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
篠田直子　　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では，内省が高い人々に焦点を当て，自己受容プロセスの「否定的な自己認知」における「自分と向き合う」過程について質的に検討した。研究Ⅰでは，集団特徴の把握のために量的調査を，研究Ⅱではインタビュー調査を実施し，M-GTA による分析を行った。その結果，一個人内における「受容」と「非受容」といった，相反する姿勢の共存が示唆された。また,「自己受容が高い方が好ましい」という常識的観念からは見えてこない，非受容という姿勢の背景にある“積極的な生き方”の様相が明らかになった。

キーワード：自己受容，内省，非受容，否定的自己認知

問題と目的

新型コロナウイルス感染症の世界的流行に伴い，精神医学の観点から，感染に対する不安や恐怖，行動制限・変容に伴う孤独感や抑うつの増大など，こころの不調に関して，その要因の多様化が指摘されている（尾崎他, 2021）。国民の精神的健康の維持とケアに向けて，より一層迅速な対応が求められていると言える。精神的健康には，個人の資質・能力だけでなく，体の健康，社会的役割，対人関係など，多くの要因が影響している。そこで本研究では，自己受容（self-acceptance）という概念に焦点を当てる。自己受容は，精神的健康と密接な関係があることや（沢崎, 1993），ネガティブなライフイベントによる精神的健康への有害な影響を緩衝する可能性が示唆されており（Ana et al., 2019），心理臨床において重要な概念として多く研究されてきた。しかし，未だにその定義は一貫していない。“ありのまま”という部分に重きを置く定義（伊藤・吉田, 2019）もあれば,「好きになる」など，自己受容の先にある“肯定的な姿”にまで言及している定義（大出・澤田, 1988）も少なくない。このように，定義づけについては抽象的かつ多様な現状があり，自己受容という概念の豊かさを物語っている。

自己受容の捉え方について研究者によって一貫していない現状があるが，春日（2015）によるレビュー研究では, 共通して見えてくる以下 3 点の性質についてまとめられている。

①プロセスである：自己受容とは，ありのままの自己を受け入れようとする自己に対する「態度」や「姿勢」，またはその「過程」を意味する。②客観的な態度である：自己の様々な側面について，自己の一部を“そのようなもの”として，客観的に距離を置いてみることができる態度である。③善悪の判断に依らない：自己のそれぞれの側面がどのようなものであるにしても，それらをまとめた自己を全体として，善悪の判断ではなく，ただ素直に「今の自分はこうなのだ」と暖かく受け止めようとする姿勢である。本研究では，以上3点を自己受容の要素として前提に置く。

自己受容と密接に関連するものとして，他者を受容すること（以下，他者受容）と他者からの受容されること（以下，他者からの受容）が挙げられる。他者受容と自己受容がバランスよく共存している者は，より精神的健康が高いということが先行研究で言われている（上村, 2007）。一方で，自己受容と他者からの受容についても，正の相関があること（大出・澤田, 1988）が指摘されている。これらのことから，他者の存在と受容のあり方は，自己受容と循環するように影響している可能性が考えられる。

自己受容はその曖昧さから，測定において問題となる特徴を持つ。第1に，他の概念と混同されやすい。これまでの研究では，自己受容と肯定的な自己評価や態度，社会適応と同義的に用いられている現状が指摘されている（沢崎, 1984; 板津, 1989; 上田, 1996; 伊藤・吉田, 2019）。これらの概念を同列に扱った場合，「自己評価が低い人がそれを認めた上で，“しょうがない”と感じること（上田, 1996）」や「否定的に認知された自己を受容する場合（伊藤・吉田, 2019）」については測定することができないため，差別化して考える必要がある。これについて上田（1996）は，受け入れがたい自分を受け入れる“上手なあきらめ”にこそ，自己受容的な構えの意義があることを強調している。

第 2 に，プロセス的性質を持っている。 前述の通り，自己受容は一過性の状態ではなく，態度・姿勢・過程を意味する。ここで第3の特徴である，メタ的性質を持っていることについても言及する。自己受容と自己評価との違いについて，自己の特徴の有無（価値判断を含む）を踏まえた上で，「それを受け入れられるか否か」といったメタレベルの構えこそが自己受容であると捉える立場がある（上田, 1996）。第2, 第3の特徴を踏まえると，量的な質問紙調査でプロセスを測定することは困難であり，自己評価的な意識までしか測り得ないと考えられる。以上3点の特徴より，実証的研究に向けて自己受容概念の定義・尺度を再検討していくにあたり，自己受容の様相を質的に研究する必要があると言える。

自己受容はしばしば，安易な「あきらめ」「自己満足」「開き直り」と誤解されやすい。しかし，沢崎（1984）は，これら3つとの根本的な違いとして「もともと受け入れられなかった自分を受け入れられるようになるには，<u>その自分に直面した上で，それを乗り越えるという経験</u>が必要（下線筆者）」と述べている。これについて鈴木・渡部（2005）は，下線部を「自分と向き合い乗り越える経験」とし，その有無を区別する概念として，内省（reflection）が有効であると指摘している。鈴木・渡部（2005）の研究では，内省と受容

の二次元からなる「自己への態度の 4 類型」を作成し，内省が高く受容している「自己受容」と内省が低いが受容している「あきらめ・自己満足」の違いについて検討している。しかし，内省が高く受容している「自己受容」と，内省が高いものの受容に至らない「自己拒否」の比較については,「自己受容」の方がより自他共存的な生き方を志向する，という結果を示すに留まる。つまり，内省が高い人々が辿る自分と向き合う過程,「受容と拒否とを分かつ内省の様相」に関しては十分に検討されていない。

自分に注意を向けている状態, もしくはそうしやすい性格特性のことを自己注目という。自己注目は，非機能的な反芻（rumination）と機能的な省察（reflection）の 2 種類があると指摘されている（高野・丹野, 2010）。鈴木・渡部（2005）は，内省を測定する尺度として「内省尺度（佐藤・落合, 1995）」を採用した。しかしこの尺度は，自分について考える機会の“頻度”と，自分のいやなところについて考えることへの“抵抗感”を測定するに留まり，省察と反芻について区別はされていない。省察と反芻はどちらも「自分自身と向き合う」特性ではあるが，自己・対人プロセスの中で異なった役割を果たしている（高野他 ,2012）ことから，自己受容との関連を検討する上では分けて考える必要がある。

本研究では，広義の自己受容を「ありのままの自己を受け入れようとする，自己に対する姿勢や態度，またその過程」とし，狭義の自己受容を「自己評価の低い部分，もしくは自己全体について，それを認めた上で,“しょうがない”，もしくは “そういう自分でもよい”と感じる過程」とする。以上を踏まえ，本研究の目的は，質的研究に立ち返り，自己受容の中でも特に「否定的な自己認知」における「自分と向き合う」過程に焦点を当て，受容と非受容にかかわる内省の様相を明らかにすることである。

研究 I

目的

インタビュー対象者の抽出および，対象者の所属する母集団の特徴を把握すること。

方法

調査対象者　質問紙調査に回答した大学生・大学院生 107 名のうち，30 歳以上である者と，年齢項目にて「回答しない」を選択した者を除外した 100 名を分析対象とした（男性 44 名，女性 56 名，年齢 $M = 21.37$，$SD = 1.85$）。

手続き　Google フォームにて作成した質問紙の URL を，縁故と授業での依頼によってアクセス先を提供し回答を求めた。調査期間は 2022 年 10 月上旬～11 月上旬であった。

倫理事項　調査への参加は任意であり，調査のはじめに確認事項を提示し了承が得られた場合のみ実施した。また本調査は，信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の承認を得ている(管理番号 21-15)。

調査内容

自己受容　沢崎（1993）の自己受容尺度のうち,「精神的自己」および「全体自己」の 17

項目を抜粋して使用した。回答方法は，伊藤・吉田（2019）を参考に，否定的認知と受容とを 2 段階で問う形式とした。たとえば「知性」の項目では，まず「自分の知性についてどう思いますか」と教示し，1. 気に入らない ～ 5. 気に入っている，の 5」件法で回答を求め，その次に「では今，自分の知性をどの程度受け入れられますか」と教示し，1. 受け入れられない ～ 5. 受け入れられる，の 5 件法で回答を求めた。

内省　日本語版 RRQ（Rumination-Reflection Questionnaire; 高野・丹野, 2008）を使用した。RRQ は反芻（rumination）と省察[1]（reflection）という異なった私的自己意識を測定するため，反芻尺度と省察尺度という 2 つの下位尺度から構成される。

抑うつ　精神的健康の測定には，SDS™ うつ性自己評価尺度（Self-Rating Depression Scale; 福田・小林, 1983）を使用した[2]。

他者からの受容　大出・澤田（1988）が作成した尺度を使用した。

デモグラフィック　年齢・性別・学年について回答を求めた。

インタビュー調査への参加希望　インタビュー調査への参加希望を問い，希望者のみ氏名と連絡先の記入を求めた。

結果

質問項目の検討　各項目の平均と標準偏差を算出したものを表 1 に示す。自己受容尺度については，「精神的自己」の 15 項目の合算を項目数で割った「側面」と，現在の全体自己，過去の全体自己の 3 つに分け，さらに各項について「気に入り度」と「受容度」とに分けて分析した。

表 1　全回答者の基礎統計量

N＝100

変数名	項目数	範囲	平均値	標準偏差	最小値	最大値
気に入り度(合計)	17	1～5	3.24	0.65	1.65	4.71
側面	15	1～5	3.25	0.63	1.73	4.67
全体自己×現在	1	1～5	3.27	1.28	1.00	5.00
全体自己×過去	1	1～5	3.06	1.30	1.00	5.00
受容度(合計)	17	1～5	3.64	0.67	1.76	5.00
側面	15	1～5	3.63	0.67	1.80	5.00
全体自己×現在	1	1～5	3.66	1.18	1.00	5.00
全体自己×過去	1	1～5	3.76	1.19	1.00	5.00
反芻	12	1～5	3.66	0.78	1.17	5.00
省察	12	1～5	3.53	0.80	1.42	5.00
抑うつ	20	1～4	2.22	0.46	1.30	3.35
他者からの受容	15	1～5	4.20	0.79	1.00	5.00

※側面：「精神的自己」15項目の合算を項目数で割ったもの

[1] RRQ 日本語版を作成した高野・丹野（2008）の論文では, RRQ を構成する尺度の 1 つである reflection を「省察」と表現している。一方で, 同研究者たちによる論文（高野他, 2012）では, self-reflection「自己内省」と表現されている。本研究では尺度の出典に倣い,「省察」という呼称を採用した。

[2] 使用にあたっては著作権者である株式会社三京房の許諾を得ている。

気に入り度（合計）の平均値は 3.24 で，受容度（合計）の平均値は 3.64 であった。中央値が 3.00 であることを踏まえると，高いということが言える。また，側面・全体自己×現在・全体自己×過去３項目全てにおいて，気に入り度よりも受容度の方が高かった。特に全体自己×過去では，気に入り度が 3.06，受容度が 3.76 であり，その差は最も大きかった。 反芻の平均値は 3.66，省察の平均値は 3.53 であり，どちらも中央値の 3.00 を超える高得点であった。抑うつの平均値は 2.22 であった。中央値の 2.00 と比較すれば少し高いが，標準偏差は小さく，最大値も 3.35 に留まっている。他者からの受容の平均値は，全ての項目の中で最も高い 4.20 であった。

考察

基礎統計量より，自己を受け入れている，かつ他者からの被受容感を感じている人が比較的多いことが母集団の特徴として挙げられる。また，気に入り度と受容度の数値の差から，「気に入っていること」と「受容していること」は必ずしも伴った関係ではなく，「気に入らない自分を受容していく」，つまりは否定的自己認知についての受容の過程があることが示唆されている。

研究Ⅱ

目的

質問紙の回答を元に，個人の自由表現による具体的語りを収集し，自己受容体験の過程を質的に検討すること。

方法

調査対象者　質問紙調査の回答者の中から，インタビュー調査への協力意思を示し，かつ以下 2 点の条件を満たす者 14 名（男性 7 名，女性 7 名）を対象とした（表 2）。

条件 1：質問紙調査の省察尺度得点の平均が 3.75 以上である（図 1）

条件 2：自己受容尺度において，自己のある側面について「気に入らない/やや気に入らない」を選択後，「受け入れられる/やや受け入れられる」を選択した項目が 1 つ以上ある

なお，調査期間は 2022 年 10 月下旬～11 月上旬であった。

表２　インタビュー対象者の内訳

ID	名前	性別	学年	ID	名前	性別	学年
1	A	女	大学3年	8	H	女	大学院2年
2	B	女	大学院1年	9	I	女	大学4年
3	C	女	大学院2年	10	J	男	大学2年
4	D	男	大学院2年	11	K	男	大学院1年
5	E	男	大学3年	12	L	男	大学4年
6	F	男	大学4年	13	M	男	大学院1年
7	G	女	大学院2年	14	N	女	大学3年

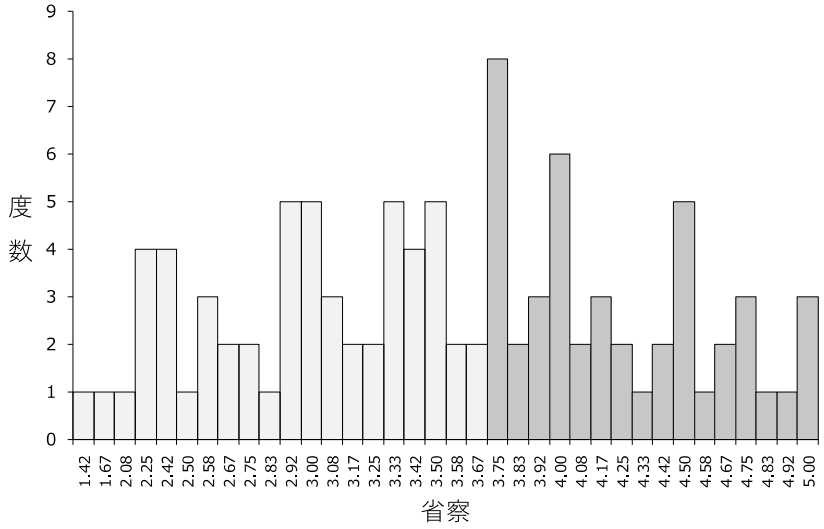


図１　全回答者の省察尺度の得点分布

データの収集方法　インタビューガイド（表 3）を用いて対面で，もしくはオンラインで 30～90 分程度の個別インタビューによる半構造化面接を実施した。記録は参加者の承諾を得て IC レコーダーにて録音し，逐語録を作成した。

表３　インタビューガイド

A）受容・非受容の価値観	C）各側面に関する否定的認知と「非受容」
・ あなたにとって”受け入れられない”とは？	・ 否定的認知に至った出来事・きっかけ・思い
・ あなたにとって”受け入れられる”とは？	・ 受容に至らない理由・思い
B）各側面に関する否定的認知と「受容」	D）全体自己に関する認知と受容の様相
・ 否定的認知に至った出来事・きっかけ・思い	・ 全体自己：現在の認知・受容の程度と理由
・ 受容に至った出来事・きっかけ・思い	・ 全体自己：過去の認知・受容の程度と理由
	E）影響を受けた他者の存在

分析方法　インタビュー調査データの分析方法として，修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチ（以下，M-GTA）を採用した。本研究の焦点は臨床心理学領域で研究されてきた「自己受容の過程」であり，ヒューマン・サービス領域，社会的相互作用性，プロセス的特性という M-GTA の適性に合致しているため，分析手法として妥当と判断した。

分析手順　本研究では，分析テーマを「内省の高い人々が辿る自己受容のプロセス」とし，分析焦点者を「内省得点が高く自己受容している大学生」とした。木下（2020）が示す M-GTA の分析手順に従って，分析を行った。

結果と考察

インタビュー対象者の特徴　インタビュー対象者について，全体・男女別・所属別の基

礎統計量を表 4 に示す。

表４　インタビュー対象者の基礎統計量

項目	気に入り度			受容度			省察	反芻	抑うつ
	側面（合計）	全体現在	全体過去	側面（合計）	全体現在	全体過去			
全体	3.00	2.51	2.52	3.66	3.49	3.91	4.21	4.24	2.27
男性	3.13	3.00	2.71	3.95	3.86	4.29	4.36	4.05	2.14
女性	3.02	2.57	3.00	3.50	3.57	3.71	4.20	3.96	2.24
学部生	2.98	2.29	2.43	3.65	3.86	4.14	4.29	4.42	2.31
大学院生	3.17	3.29	3.29	3.80	3.57	3.86	4.27	3.60	2.06

M-GTA の分析結果　分析結果から 44 個の概念が生成され，13 個のサブカテゴリ，6 個のカテゴリに収斂された（表 5）。結果図の提示については，否定的認知のプロセス（図 2）と受容のプロセス（図 3）に分けて行う。以下ストーリーラインでは，概念を〔　〕，サブカテゴリを〈　〉，カテゴリを【　】として，分析結果を記述および考察する。

表５　概念一覧

【カテゴリ】	〈サブカテゴリ〉	〔概念名〕	定義
欠点と向き合わされる		挫折の経験	今抱いている気に入らなさの原因となっている，重大な失敗経験
	日常で感じる齟齬	理想像と現実	思い描く姿と現実の姿とが一致しない
		主観と客観	自分から見た自分と，他者から見た自分とが食い違う
		意欲と行動力	気持ちに行動が追いついていない
		現在の自分と過去の自分	今の自分と過去の自分とで，行動・思想が食い違っている
	こころの揺れ	拙さに気づく	ある側面について「できない」「苦手」「得意でない」といった認識を持つ
		自責の念	能力のある他者と比べ自分の不出来を実感した時に抱く，劣等感や自分を責める気持ち
		後悔の念	気に入らない側面や出来事を振り返った時に抱く，「こうすればよかった」という後悔
持てる他者への眼差し		羨望	気に入らない側面を踏まえ，優れた他者に対して抱く羨ましさ・憧れの気持ち
		生きやすさの志向	ある側面について，「もっと長けていれば，もっと生きやすいのだろう」「もっと楽なのだろう」と想定する
柔らかく捉え直す	欠点のリフレーミング	利点として捉え直す	気に入らない側面を別視点から，ポジティブに捉え直す
		個性として捉え直す	気に入らない側面を，一個性として捉えることで受容に至る
	場面のリフレーミング	利する局面に気づく	気に入らない側面はあるが，それを活かせる場面もあることに気づいている
	原因のリフレーミング	環境に帰属する	気に入らない側面・出来事について，自分自身だけでなく，環境に帰属する視点を持つ
	結果のリフレーミング	他者への貢献	気に入らない側面の結果として，利他的な影響にフォーカスする
		意志の尊重	気に入らない側面が影響して良くない結果に陥ったとしても，自分がやりたいことを行った結果として捉え，その意志を尊重する
	過去のリフレーミング	過去は変えられない	過去に起きた出来事自体は変えることができないという認識
		連続的な存在	過去の自分と現在の自分は地続きであり，連続した存在であるという感覚

他を知って 己を知る	自分とは何か	メタ的な洞察	自分自身について一歩離れたところから分析し，洞察を深めていく
		自分の性質を 理解する	自分がどういう人間なのか，思考や行動の傾向・特性を理解する
	社会で 生きるということ	他者に迷惑をかける心苦しさ	自分以外の人に迷惑がかかったこと，傷つけたことに対して顔向けならない
		自立を見据えた危惧	学生である自分を踏まえ，社会人になった時を想像し，危うさを感じている
		看過できない重要な価値観	ある要素・側面について，自分の中で重きを置いているという自覚があり，それゆえに受容に至らない
		あたたかい他者の存在	自分のことを肯定してくれる，認めてくれる，否定してこない，受け入れてくれる他者の存在
		十人十色の人間性を知る	自他含め人は皆それぞれの形・価値観を持っているという理解に至る
		学術的視点	自分について考える上で，大学(院)での学び・専門知識を参照する
理想論と現実の 歩み寄り		改善の気概なし	自分自身でどうにもならない，改善の余地がないという判断から至った，受け入れられる，もしくは受け入れるしかないという消極的な判断
	自分に諭す	建設的判断	理想にとらわれて自分を受け入れないことは不毛・非建設的であるという認識
		現実的判断	理想の実現可能性を踏まえ，現状・目指すところを現実的な範囲で捉え直す
		主体性の放棄	ある側面について自分が不得意であることに対して，得意な他者が担えばよいという判断から，変化を求めない
	自分を 受け入れられる	最悪ではない	ワースト，最悪，どん底，０といった極端にだめな状態ではないという自覚がある
		納得のいく妥協点	ある側面や行動について，それが自分であると認め，納得できる状態
		受容と非受容の共存	受容感と非受容感について，「片一方が100%」という感覚ではなく，どちらも感じられる
		受容と非受容の往来	受容の程度が一律で定まっているものではなく，受容できる時と受容できない時とがある
欠点と 向き合い続ける選択	試行錯誤の 積み重ね	見通しが立つ	気に入らない側面について，その対処方法の見当がついている
		見通しが立たない	気に入らない側面について，その対処方法が見つかっていない状態
		行動変容の試み	自分なりに考えた工夫・対処を実践してみる
	経験則の参照	人生を揺るがされる感覚	気に入らない側面の結果として至った，重大な失敗・困り感
		慢心と危惧	気に入らない側面の結果として重大な失敗・困り感に今のところ至っておらず，「なんとかなる」と「このままではいけない」が並存している
		切り換えの失敗	気に入らない側面を捉える視点を柔軟に切り換えられない，もしくはより苦しい方向へ切り替わっている
		自己嫌悪感	現在の自分に向いた嫌悪感
	積極的に 自分を受け入れない	問題意識	気に入らない側面を問題と捉え，現状を受け入れてしまうのではなく，「このままでいいのか（いやよくない）」と問題意識を自身に向ける
		停滞しないために	気に入らない側面を受け入れてしまうと，自己の成長が止まる，滞るように思うことから，積極的に非受容を選択する
		改善の気概	気に入らない側面について改善の可能性を感じ，努力したい，変えたいと思う

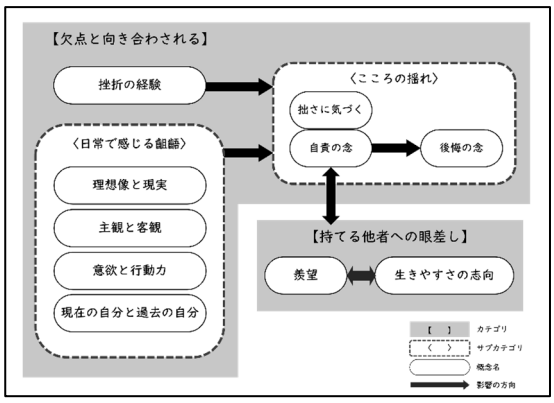


図２　結果図：否定的認知のプロセス

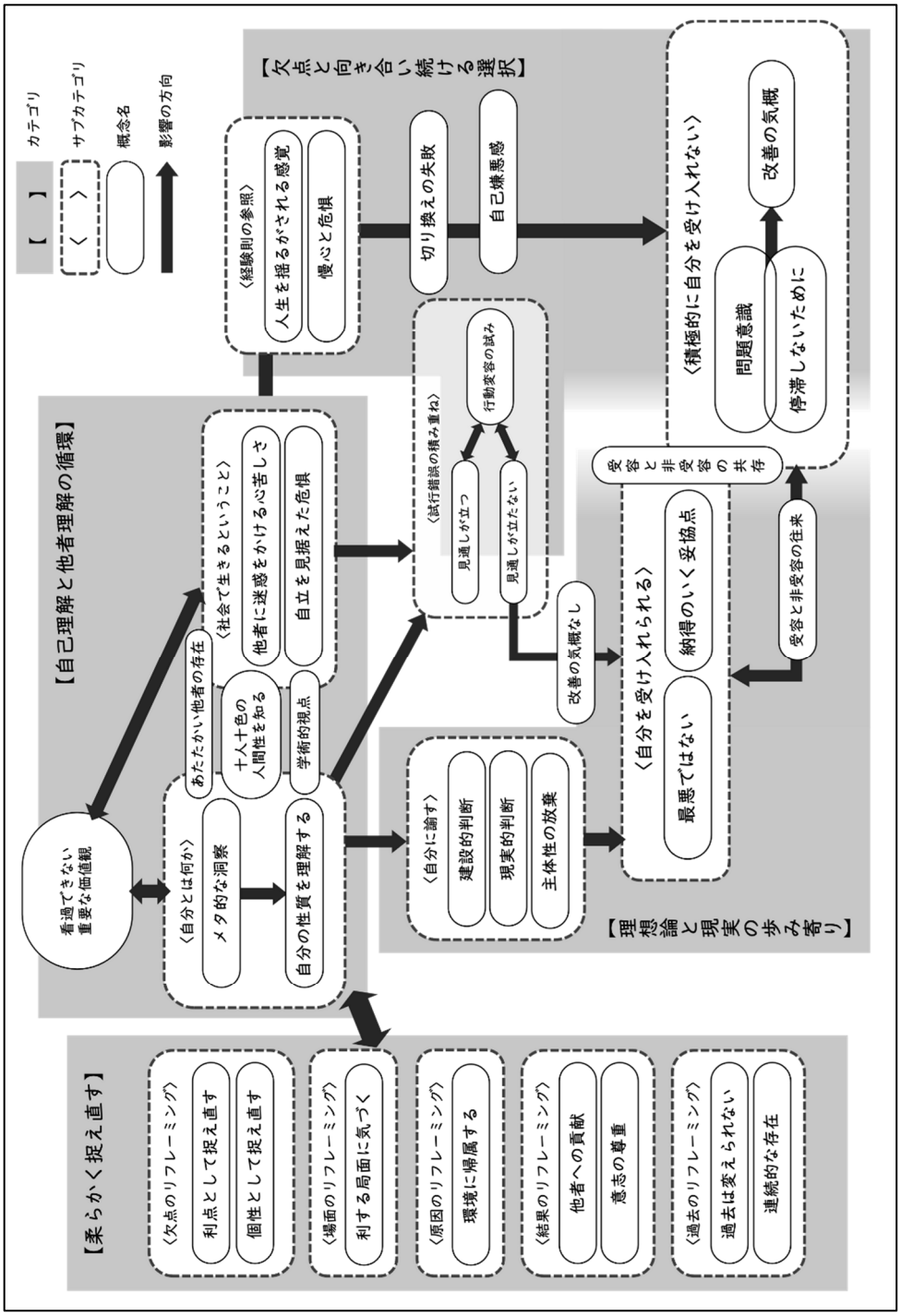


図3 結果図：自己受容のプロセス

ストーリーライン　自己のある側面について否定的な捉え方に至るには，特定の出来事である〔挫折の経験〕や不特定の〈日常で感じる齟齬〉がきっかけとして存在する。これらの体験を経て，自分の【欠点と向き合わされる】こととなり，〈こころの揺れ〉が生じる。〈こころの揺れ〉は時として，憧れや妬ましさといった【持てる他者への眼差し】を生み，自責をさらに浮き彫りにしていく（図 2）。

自己に対する否定的認知の咀嚼は【柔らかく捉え直す】ことが中核となる。欠点自体，それを取り巻く状況，出来事の結果，そして過去の自分など，リフレーミングの対象は多岐にわたる。さらに，そうした個々の事象について考えると同時に，〈自分とは何か〉という自己全体への問いを繰り返す。この問いは自身一人で完結することはなく，〈社会の中で生きるということ〉という視点を取り込みながら，【自己理解と他者理解の循環】を生む。そして，自己理解を経て見えてくる一つ目の方向が【理想論と現実の歩み寄り】である。程遠い理想像について，〈自分に諭す〉ように，現実的な落としどころを見つけていく。その中で，「このままの自分でも良いかもしれない」という〈自分を受け入れられる〉感覚に至る。一方，自己理解の先には【欠点と向き合い続ける選択】も存在する。社会的視点や〈経験則の参照〉により，「このままで良い」とはとても思えないまま，〈積極的に自分を受け入れない〉という選択を採る。その最中には，行動変容のための〈試行錯誤の積み重ね〉という，主体的な試みがある。そして，この【理想論と現実の歩み寄り】と【欠点と向き合い続ける選択】は決して個々の目的地ではなく，その先を見据えた動力のあるプロセスであり，〈受容と非受容の共存〉〈受容と非受容の往来〉という形をとりながら，絡み合って進んでいく（図 3）。

総合考察

受容と非受容

本研究では，ある意味で矛盾している，一個人内の「受容」と「非受容」という相反する姿勢の共存が明らかとなった。受容と非受容は明確に線引きのある状態を指すのではなく，一意に定まっているわけでもない。揺れ動き，時に重なりながら変化していくプロセスであると言える。

“非受容”という積極的な生き方

自己受容に関する量的な先行研究の多くは，自己受容が高いほど精神的健康が高い（沢崎，1993）ことを踏まえ，「自己受容が高い方が良い」という主張が一般的と解釈されている。本研究の結果は，その常識的観念からは見えてこない，非受容というスタンスの背景にある“積極的な生き方”の様相を明らかにした。自己受容の短縮版尺度の作成を試みた板津（1989）の研究では，因子の一つに「積極的に生きる姿勢」を置いている。つまり，「積極的姿勢」の低さが自己受容の低さの一因子として捉えられており，これは本研究の結果に反する。内省が高い今回の分析焦点者たちにとっては，「自分を受け入れないこと」は，自

分から目を背けて拒絶したり（自己拒否），思考を放棄したり（自己放棄）することを意味していない。むしろ，自分と向き合い続ける中で，前進するためのエネルギーとして積極的に非受容を選びとる姿がある。抑うつの数値も併せると，自らの欠点と向き合い続ける特徴と精神的健康の維持が両立されていることが推測される。ただし，“非受容の姿勢をとる自分”を受容している，つまりさらにメタレベルに“受容の姿勢”がある可能性も考えられる。その場合は，板津（1989）の主張と本研究の結果は矛盾しないと捉えることもできる。いずれにせよ，非受容という姿勢の機能的な側面および階層的な自己受容についての研究は未だ乏しく，これについては今後更なる研究が必要である。

分析結果の実践に向けて

臨床場面にて，自分の特性やできないことを受け入れることができず，苦しい思いを抱えている人は少なくない。そういった人々は，受容と非受容との間で揺れ動くこと，ましてや積極的に選別することに至らないまま，否定的思考にとらわれ続けている可能性がある。本研究の分析焦点者，“とらわれず，主体的に生きる人々”の分析結果を踏まえ，上記の“揺れることのできない人々”に対する臨床実践に向けて，以下に知見を 2 つ述べる。

第 1 に，彼らは【柔らかく捉え直す】ことができない状態にある可能性が考えられる。これは，視野が狭まっている場合と，別の視点に気づきつつも固執している場合が想定できる。前者に対しては，本研究で出てきたような「欠点そのもの」「状況」など，否定的な側面に関わる多様なリフレーミングの視点に，本人が気づいていくための手助けをすることが有効である。対して後者は，固執の背景を明らかにすること，たとえば〔看過できない重要な価値観〕の可視化や，〔経験則の参照〕により切り換えを阻む経験を自覚することが重要である。固執を噛み砕き，その背景を解釈することこそ，受容の土壌となる深い自己理解につながっていく。

第 2 に，“揺れることのできない人々”は「どうなりたいか」という理想像にとらわれ，「どう生きたいか」という思慮に至っていない可能性がある。本研究で見えてきた“とらわれず，主体的に生きる人々”の中には，自分を受容している人，受容していない人の両者が含まれる。しかし，彼らに共通しているのが生き様への意志を持っていることである。たとえば,インタビュー対象者の一人である J は，自己成長や改善の前提として受容のプロセスがあると捉えている（*「受け入れなきゃ変わることはできない」*）。一方で，N は受け入れることが自己成長の妨げになると捉えて，非受容という選択を採っている（*「自分を受け入れる＝そこで成長が止まる，なのかなと思ってしまって」*）。つまり，彼らは“自己成長”という目指すところは一致しているものの，道のりの捉え方が異なる。“揺れることのできない人々”が，かけ離れた理想ばかりを注視していると仮定すると，「どうなりたいか」という視点と併せて，「どのように生きていきたいか」という人生の姿勢に関する価値観を分析することが有効ではないか。これこそが，受容と非受容の主体的な選択につながると考える。

課題と展望

第1に，主体的に受容・非受容を選びとる姿勢は明らかになったものの，それらが見据えている“目的”については，データ収集不足により結論づけることができなかった。受容と非受容は最終目的地ではなく，ある目的地を見据えた志向である。個々のデータでは断片的な要素は出てきたが，有効な概念になるほどのバリエーションは揃わなかったため，今後の研究の余地として残る。第2に，第1の課題にも関連するが，結果図にまでは残らなかった示唆に富んだ概念が多くあることである。これについては，開発者の木下（2020）が推奨するように，必要に応じてデータの追加収集をしながら，第2論文，第3論文へと発展させていくことで具に検討することができるだろう。第3に，本研究では内省の高低で群を分けて調査することはしていないため，出てきた結果は“内省が高い人の特徴”ではなく，あくまで“内省が高い人の受容と非受容の分岐”である。今後自己受容における「自分と向き合う」過程をより厚みを持って記述していくためにも，内省が低い人々との比較が求められる。

自己受容の実証的研究

自己受容を測定するにあたって，その多様さを再現しようと様々な要素を含めて尺度を作成した研究（板津，1989）もあるが，こういった試みは「本来の自己受容以外の概念を内包している（伊藤・吉田，2019）」という批判を招く。しかし，本当に純粋な「受け入れられるか・受け入れられないか」という問いだけでは，グラデーションや重なりをなすような受容の様相を包含することはできない。自己受容の実証的研究には，このようなジレンマがある。これを踏まえ，尺度項目の選定以前に，一過性の自己受容を量的に測定することの意義から問い直す必要があると考える。自己受容という概念を精神的健康への寄与という観点から深めていくならば，カウンセリングや心理療法で活用できるアセスメント項目の作成など，より心理臨床に根差した形で体系化することに目的意識を置く方が有用ではないだろうか。自己受容概念の意義と発展の方向を再考し，より適した活用方法を模索していく必要がある。そのためにも，“受容のその先”をはじめとした，今回研究の余地として残った課題について，研究を重ねることが求められる。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

Ana, N. T., Christin, K., Tilmann, H., & Sonla, R. (2019). Does self-acceptance captured by life narratives and self-report predict mental health? A longitudinal multi-method approach, Journal of Research in Personality, *79*, 13–23.

福田 一彦・小林 重雄 (1983). 日本版 SDS (Self-rating Depression Scale) 自己評価式抑うつ性尺度使用手引 三京房茂雄

板津 裕己 (1989). 自己受容尺度短縮版(SASSV)作成の試み 応用心理学研究, *14*, 59-65.

伊藤 翼・吉田 富二雄 (2019). 自己受容の概念と測定方法の検討――「ありのままの自己」を受け容れるとは何か―― 東京成徳大学臨床心理学研究, *19*, 1-10.

春日 由美 (2015). 自己受容とその測定に関する一研究 南九州大学人間発達研究, *5*, 19-25.

木下 康仁 (2020). 定本 M-GTA：実践の理論化を目指す質的研究方法論 医学書院

大出 美知子・澤田 秀一 (1988). 自己受容に関する一研究――様相と関連要因をめぐって―― カウンセリング研究, *20*, 42-50.

尾崎 紀夫・三村 將・水野 雅文・村井 俊哉 (編) (2021). 標準精神医学 医学書院

佐藤 有耕・落合 良行 (1995). 大学生の自己嫌悪感に関連する内省の特徴 筑波大学心理学研究, *17*, 61-66.

沢崎 達夫 (1984). 自己受容に関する文献的研究（1）――その概念と測定法について―― 教育相談研究, *22*, 59-67.

沢崎 達夫 (1993). 自己受容に関する研究（1）――新しい自己受容尺度の青年期における信頼性と妥当性の検討―― カウンセリング研究, *26*, 29-37.

鈴木 秀人・渡部 玲二郎 (2005). 「内省」および「自己の側面の重要性」が自己受容に及ぼす影響 カウンセリング研究, *38*, 51-60.

高野 慶輔・丹野 義彦 (2008). Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版作成の試み パーソナリティ研究, *16*, 259-261.

高野 慶輔・丹野 義彦 (2010). 反芻に対する肯定的信念と反芻・省察 パーソナリティ研究, *19*, 15-24.

高野 慶輔・坂本 真士・丹野 義彦 (2012). 機能的・非機能的自己注目と自己受容, 自己開示 パーソナリティ研究, *21*, 12-21.

上田 琢哉 (1996). 自己受容概念の再検討――自己評価の低い人の“上手なあきらめ”として―― 心理学研究, *67*, 327-332.

上村 有平 (2007). 青年期後期における自己受容と他者受容の関連：個人志向性・社会志向性を指標として 発達心理学研究, *18*, 132-138.

＜原著＞

発達障害児者の保護者支援における心理職の役割に関する研究
―心理職へのインタビューを通して―

野﨑千晶　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
篠田直子　信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では，「育てにくさ」を抱える発達障害児者の保護者支援における心理職の役割と課題に関する心理職自身の認識を質的に検討した。現在，発達障害児者の保護者支援に従事している心理職10名にインタビュー調査を実施し，M-GTAによる分析を行った。その結果，発達障害特性による「育てにくさ」を感じる保護者には，保護者を置き去りにせず保護者に寄り添いながら話をきき，子どもや子どもを取り巻く環境など包括的なアセスメントを行うこと，それを具体的な支援につなぐこと，さらには，多職種による支援のつなぎ役になることなどが心理職の専門的な役割であることが明らかになった。

キーワード：発達障害児者，保護者支援，心理職

はじめに

近年，核家族化や地域とのつながりの希薄化に伴い，母親の孤立や児童虐待が問題となっている(内閣府，2004)。特に虐待は，1994年の「児童の権利に関する条約(1994年に国連で採択)」の批准前後から「子ども虐待防止の手引き」の作成，「児童虐待法」の制定，「子ども・子育て支援応援プラン」の策定など様々な対応を試みているものの，児童相談所での児童虐待相談対応件数は増加の一途をたどっており，令和 3 年度の対応件数が207,659 件にも達している。このような状況において，より一層の児童虐待の予防的支援が進められている(厚生労働省，2022)。

中川・宮本(2020)は，育てにくさを感じるような子どもの行動が母親のイライラ感に影響を与え，認知的特性によってイライラ感が高まると，不適切な対処行動につながりやすいことから，虐待の予防的な介入として，「育てにくさ」とそれによるイライラ感への支援プログラムの必要性を報告している。「育てにくさ」とは，養育者が子育ての中で難しさや心配などを感じる心境であり(秋山，2016)，子ども自身の要因，親の要因，親子関係の要因，周囲の環境要因など，さまざまな要因が複雑に関連することで生じるもので

ある（厚生労働省，2014b)。平成 27 年度から実施されている「健やか親子 21(第 2 次)」においても，“「育てにくさ」を感じる親に寄り添う支援”が重点課題のひとつに設定されており，保護者の感じる「育てにくさ」に対する支援の充実は喫緊の課題であると言える。

問題と目的

発達障害児の保護者が抱える「育てにくさ」と心理的支援の必要性

「育てにくさ」には，子どもの心身状態や発達・発育の偏り，親の子育て経験の不足や知識不足，親の心身状態の不調，家庭や地域など親子を取り巻く環境との関係，あるいは支援の不足など多面的な要素が含まれる。近年，発達障害についての認識が広まると共に，母子保健サービスを提供する場において子どもの発達に関する相談が急増しており，発達障害も育てにくさの原因のひとつと考えられるようになった（厚生労働省, 2014b)。そこで，本研究では，「育てにくさ」の要因の 1 つに挙げられている発達障害に焦点を当てて調査を行う。

発達障害児の母親は健常児の母親と比較して育児ストレスが高いことが先行研究で明らかにされており(眞野・宇野，2007)，具体例として，多動性・強いこだわり・パニックなど子どもの行動特性への対処という，手探りの状態での子育ての困難や(松岡他，2013)，子育ての困難感が子どもの発達障害の特性によるものであるとわからず，自己嫌悪に陥るという保護者の体験が報告されている(伊藤・小林，2018)。

発達障害児及びその保護者に対して，「今後の障害児支援の在り方について（報告書)」(厚生労働省， 2014a)では，児童発達支援センターを中心に，医療・福祉・教育等の各領域が連携して切れ目のない支援を提供することが重視されており，各自治体で地域支援体制の整備が進められている。発達障害者支援法(2016 年改正)では，ライフステージの中でも特に，障害の早期発見と早期支援充実の必要性が強調され，高木・本田(2015)は，早期支援のためには保護者への支援が最も重要であると指摘している。

保護者の困難に対して，保護者が悩み等を自分だけで抱え込まないように保護者からの相談に適切に応じ，専門的な助言を行う支援の必要性が指摘されており(厚生労働省，2017)，保護者の困難感を「早期発見」「早期支援」につなげることが現在発達障害児支援において求められていると考えられる。

発達障害児の保護者支援の課題

保護者に対する支援の必要性が指摘されており，支援の整備が図られている一方で，今井他(2018)は，支援を受けたものの専門職から期待するような理解が得られず困難感が増す保護者の存在も指摘している。また，植松(2018)は，母親が子どもに対する発達障害の「気づき」をもち，専門家に相談行動を起こしたが，母親の気持ちに寄り添う相談が行われなかったケースや，相談することで何かしらの支援が受けられるという期待ができ

ず，相談遅延に至ったケースを報告しており，保護者に対する支援が十分に機能していない可能性が窺える。野崎(2021)が障害児の保護者にインタビュー調査を行った際にも，「たった2時間の相談で子どもの何がわかるのか，もう二度とこない」など，心理的支援に対する不信感や疑問が抽出された。

以上から，どのようなかかわりが「育てにくさ」を感じる保護者に寄り添う支援になのか，そのあり方を検討する必要があると考えられる。そこで，本研究では，発達障害のある子どもの保護者に対する支援の在り方に焦点を当てる。

本研究の目的

本研究では，発達障害児者とその保護者に対して支援を行っている心理職に注目し，支援においてどのような点に気を付けながら支援をしているのか，心理職の役割及びその課題の把握を行うことで，発達障害児の保護者に対する心理支援の現状と課題を検討することを目的とする。なお，心理職とは，心理に関する資格(公認心理師・臨床心理士等)を所持し，支援に従事している者とする。心理職の役割を検討し，課題を把握することで，保護者支援ならびに発達障害児者支援の支援体制を充実させる一助となる知見が得られることが，本研究の意義である。また，本研究では，心理職が自分の役割をどのように認識しているのかという観点から心理職の機能を検討するため，その認識に至った経緯や支援に対する思いを踏まえて①心理職の業務②心理職としての支援目標③心理職が支援を行う意義の3点から，発達障害児の保護者支援における心理職の役割と，支援の現状，課題との関連を明らかにする。

方法

調査協力者

心理に関する資格を所持し，現在，発達障害児者及びその保護者を支援する職に従事している者10名(女性9名，男性1名，35.6±7.7歳)。

調査方法

インタビューガイドを用いて1名あたり20分から45分程度の個別インタビューによる半構造化面接によりデータを収集した。なお,調査はオンライン会議システムを用いて2022年9月上旬から11月上旬にかけて実施した。

手続き

縁故法で調査協力者を募り，同意を得られた人に調査協力を依頼した。なお，調査の説明や参加同意，インタビューの日時の調整，インタビューの際に使用するオンライン会議システムのURLの送付など，全てメールにてやりとりを行った。

データ収集方法

調査協力者の属性として，年齢，性別，家族構成，所持している資格，現在の職業及び勤務年数，心理職としての経歴を確認した。以下表 1 と表 2 に，調査協力者の概要を示

す。

表1　調査協力者の概要-1

	年齢	性別	所属機関/職名(勤務年数)	所持している資格
A	44	女性	a大学学生相談センター /障害学生支援室担当 (3年)	公認心理師/臨床心理士/小学校教員免許/ 特別支援学校教員免許
B	35	女性	療育施設(12年)	公認心理師/臨床心理士
C	45	女性	b県教育員会/スクールカウンセラー c町健康福祉課多世代相談センター /心理職 d圏域障害者総合支援センター /療育コーディネーター (それぞれ1年半)	公認心理師/臨床心理士
D	37	女性	子ども家庭支援センター/心理士（13年）	公認心理師/臨床発達心理士
E	40	女性	e大学医学部附属病院/心理士(8年)	公認心理師/臨床心理士
F	25	女性	放課後等デイサービス /心理職・児童指導員 (1年未満)	公認心理師(申請中)
G	25	女性	放課後等デイサービス /児童指導員（1年未満）	学校教員免許/公認心理師(申請中)
H	31	女性	病院/心理士（6年）	公認心理師/臨床心理士
I	28	男性	f市役所福祉課/心理職（2年）	公認心理師/臨床心理士
J	46	女性	児童発達支援センター/心理士(4年)	公認心理師/臨床心理士

表2　調査協力者の概要-2

	経歴と心理職としての経験年数
A	病院(児童精神科)→大学の学生相談（約13年）
B	行政の子育て支援相談機関→療育施設(12年)
C	病院(児童精神科)→大学の学生相談→教育相談・福祉相談・療育コーディネーター (22年半)
D	児童養護施設(心理士)→児童家庭支援センター(13年)
E	病院(精神科)→大学の学生相談→病院(精神科)(経験年数不明)
F	放課後等デイサービス(1年未満)
G	放課後等デイサービス(1年未満)
H	病院(精神科)(6年)
I	児童養護施設→市福祉課(3年)
J	保健所(発達相談員)→保健所(心理発達相談員)→保健所(非常勤の発達相談員)→ 児童発達支援センター（約20年）

インタビュー項目

インタビュー内容は，①業務②支援目標③心理職が支援を行う意義の 3 つの観点を中心に，調査協力者の話の展開に合わせて，支援を行う中で経験した困難や，保護者との関わりから生じた支援に対する意識など，支援内における心理職の機能に関連する質問を絡めて聞き取った。

フェイスシート項目　①年齢・性別・資格②職業，勤務年数，職歴③発達障害児の保護者支援を含む現職を志望した理由④家族構成(既婚/未婚，子どもの有無)

現職における発達障害児の保護者支援の内容　⑤発達障害児とその保護者への具体的なかかわり方⑥協働している職種多職種連携における心理職の役割，多職種連携の良さと難しさ⑦発達障害児の保護者支援におけるチームでの支援目標と個人目標ならびにその理由

心理学を専門的に学んだ者が支援を行う意義　⑧支援を行う利点⑨支援を行うにあたって課題と感じている点⑩早期支援の必要性及び早期支援の中で心理職に求められる役割

倫理的配慮

本研究は，所属する機関の倫理審査を受け，承認されたうえで調査を実施した。(管理番号 22-08) インタビュー実施前に，研究の目的及び概要，研究参加に関わる権利事項，研究成果の公表，個人情報の保護等に関する説明を行い，説明を踏まえたうえで研究参加に同意が得られた調査協力者に同意書を記入してもらうことで，研究参加の同意を確認した。

分析方法

修正版グラウンデッド・セオリー・アプローチ(Modified Grounded Theory Approach：以下，M-GTA)をもとに質的分析を行った。M-GTA を採用した理由は，以下の 3 点である。①本研究の焦点は，発達障害児の保護者支援における心理職の機能であり，GTA 及び M-GTA の分析対象であるヒューマンサービス領域，社会的相互作用性に合致している。②概念生成やプロセス性の描出をするという M-GTA の特徴が，心理職の機能を心理職の思いや葛藤と絡めた検討に適している。③M-GTA は分析結果の実践場面での活用を重視しており，心理職の機能及びその課題把握によって，今後の保護者支援の在り方を検討するという本研究の方向性と一致している。

分析手順

分析のテーマを「発達障害児者の保護者支援の中での，支援経験を踏まえた支援に対する思いと心理職としての意識」と設定し，分析焦点者は「発達障害児者の保護者支援を行っている心理職」とした。　木下(2007)の手順に則って，結果図とストーリーラインの構築を行った。また，分析内容及び生成した概念とモデル図の妥当性を確保するため,分析方法及び分析結果など全体にわたり，指導教員から複数回の指導及び臨床心理学を専攻する複数の大学院生とのピアによる検討を行った。

結果

分析の結果，13 の概念と 4 つのカテゴリー，33 のサブカテゴリーが生成された。図 1 はその結果図を示したものである。表 3 は各概念とサブカテゴリーの定義を示したものである。カテゴリーは≪ ≫，概念は【 】，サブカテゴリーは〈 〉，調査協力者がインタビュー内で語った言葉の引用は「」で示す。

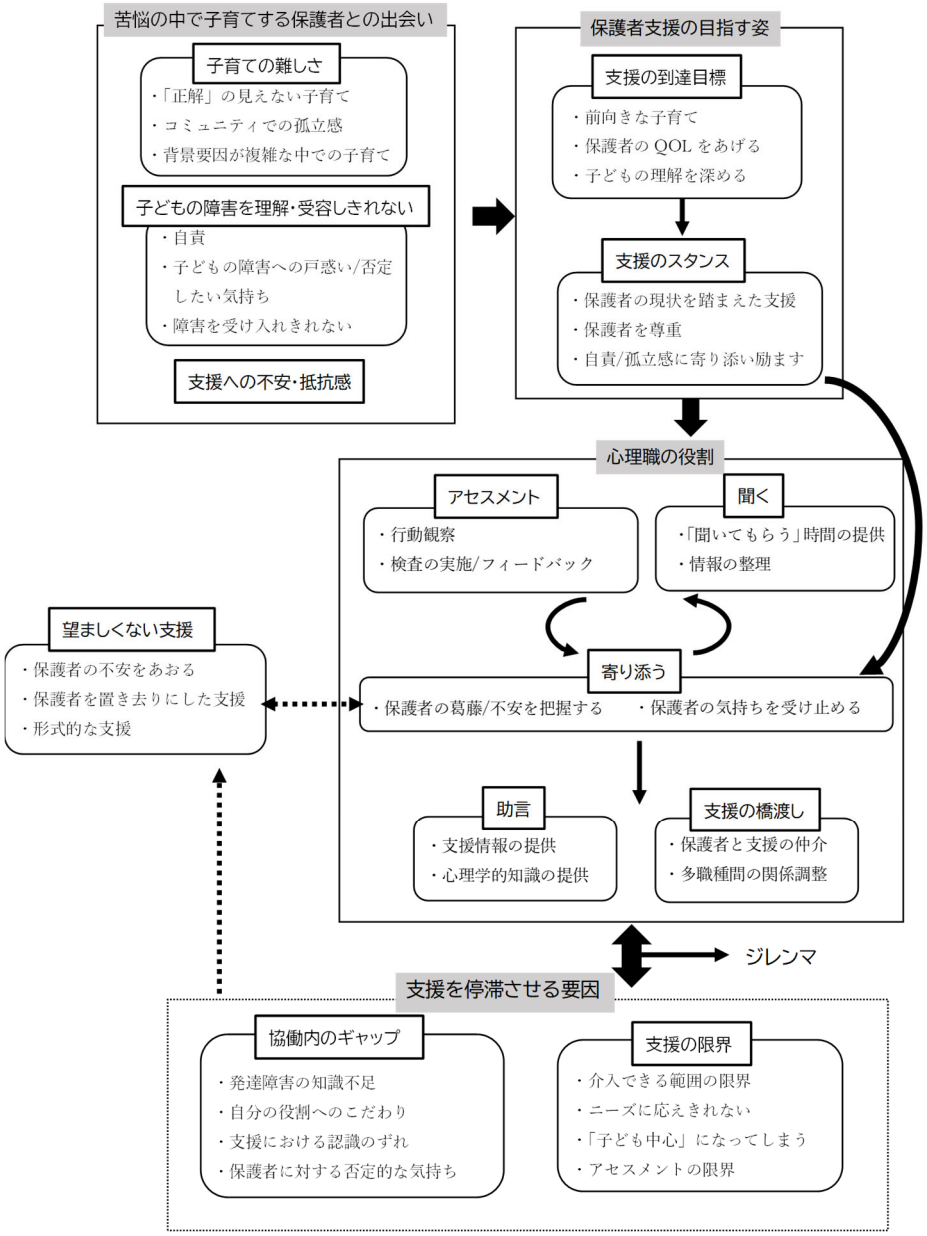


図 1　心理職が考える発達障害児の保護者支援における心理職の役割

表3　概念一覧

概念	サブカテゴリー	定義
子育ての難しさ	・正解の見えない子育て ・コミュニティでの孤立感 ・背景要因が複雑な中での子育て	成長の目安や子育て方法がわからない不安、家庭の中で母親一人が子育てを背負い込み、味方がいない状態、定型発達の子どもをもつ保護者と関わった時に他の子どもと「違う」我が子に対する孤立感、子どもの発達障害だけでなく、保護者自身の価値観や生育歴、家族関係など要因が複雑に絡まった中で生じる困難感など、発達障害児を育てる中で保護者が経験する困難
子どもの障害を理解・受容しきれない	・自責 ・子どもの障害への戸惑い/否定したい気持ち ・障害を受け入れきれない	自分の育て方を責める感情、子どもの障害の有無が曖昧な中で戸惑い、否定したいと思う気持ち、障害の診断がついた後もそれを受け入れきることのできないなど、子どもの障害を理解しきれず、また受容しきれない中で生じる葛藤
支援への不安・抵抗感		支援に関する事前知識が不足しているために支援に対して身構えたり反発する気持ちや、信頼関係が築けていない心理職に相談することに対する抵抗感
支援の到達目標	・前向きな子育て ・保護者のQOLをあげる ・子どもの理解を深める	保護者が支援を受けることで子どものことを理解して子育てをすることができ、子育てに前向きになった上で保護者自身のQOLが上がる、という支援の到達目標
支援のスタンス	・保護者の現状を踏まえた支援 ・保護者を尊重 ・自責/孤立感に寄り添い励ます	支援の到達目標を達成しうる支援を行うために、保護者の現状を踏まえた上で、困難など保護者の気持ちを尊重し、その気持ちに寄り添い励ますという姿勢
アセスメント	・行動観察 ・検査の実施/フィードバック	心理学的な知識及び技能を用いて、行動観察の中で発達障害児の特性の見立てを立てる、検査を実施した上でそれを保護者にフィードバックする役割
聞く	・「聞いてもらう」時間の提供 ・情報の整理	話を聞くスキルを用いて、保護者にとって「話を聞いてもらう時間」を提供する役割。同時に、話を聞く中で、情報を整理したり必要な情報を収集して話を深めていく役割
寄り添う	・保護者の葛藤/不安を把握する ・保護者の気持ちを受け止める	保護者の話を聞いたりアセスメントをする中で、保護者が感じている不安や子どもの障害に対する葛藤を把握し、その気持ちを受け止める役割
助言	・支援情報の提供 ・心理学的知識の提供	具体的な支援内容や支援場所の情報や心理学的知識に基づいた支援方法を保護者に伝える役割
支援の橋渡し	・保護者と支援の仲介 ・多職種間の関係調整	保護者と支援者の間に立って双方の意見を伝えたり、多職種連携の中で支援者間の関係を円滑に保つなど、2者間の関係を調整する役割
協働内のギャップ	・発達障害の知識不足 ・自分の役割へのこだわり ・支援における認識のずれ ・保護者に対する否定的な気持ち	多職種連携内で、発達障害に関する知識の差があったり各専門職が自分の役割にこだわってしまうことで、支援に対する認識のズレや保護者に対する否定的な気持ちなどのギャップが生じ、葛藤がある状態
支援の限界	・介入できる範囲の限界 ・ニーズに応えきれない ・「子ども中心」になってしまう ・アセスメントの限界	支援の枠組みとして介入できる範囲が限られている、人員不足によって支援の受け入れに限界がある、という現状や、保護者自身に焦点を当ててに丁寧な支援を行いたいという意識はあるものの、なかなか保護者自身のバックグラウンドまでを丁寧に扱うことができない現状
望ましくない支援	・保護者の不安をあおる ・保護者を置き去りにした支援 ・形式的な支援	保護者の実際の様子や考えなどを踏まえず、本人のニーズが置き去りになった結果、保護者の不安をあおる、保護者が納得していない、本人の成長につながらないなど、結果として保護者にとって意味のない支援となった状態

プロセス全体の動き

支援を行う中で，心理職は【子育ての難しさ】や，【子どもの障害を理解・受容しきれない】，【支援への不安・抵抗感】といった≪苦悩の中で子育てする保護者との出会い≫を経験する。そのような保護者に対して，〈保護者を尊重〉し，〈自責/孤立感に寄り添い励ます〉という【支援のスタンス】で支援を提供することで，保護者が〈子どもの理解を深める〉中で〈前向きな子育て〉を行い，〈保護者のQOLをあげる〉ことを目指している。

心理職は【支援のスタンス】を基本に，【寄り添う】【聞く】【アセスメント】の３つの機能を縦貫させながら支援にあたっている。保護者に【寄り添い】ながら【聞く】ことで子ども，保護者，環境などの【アセスメント】を行い，子どもの正しい理解や必要な支援に関する情報を【助言】するとともに，専門的な支援機関などへの【支援の橋渡し】を行うという役割を果たそうとしている。この役割を果たすには，〈保護者の葛藤/不安を把握する〉〈保護者の気持ちを受け止める〉という【寄り添う】過程が重要であり，この機能が果たされないと〈形式的な支援〉〈保護者を置き去りにした支援〉などの【望ましくない支援】につながってしまう。

一方，≪保護者支援の目指す姿≫を基に支援を行おうとしても，〈(職務上の）介入できる範囲の限界〉〈(時間的・制度的に）ニーズに応えきれない〉といった【支援の限界】や，他の専門家と連携し協働する中での〈支援における認識のずれ〉などの【協働内のギャップ】というかたちで≪支援を停滞させる要因≫も存在しており，≪支援を停滞させる要因≫がうまく解消されなかった場合には，意図せず【望ましくない支援】に陥る可能性があることを懸念している。

カテゴリーと概念

≪苦悩の中で子育てする保護者との出会い≫　発達障害児者の保護者が抱える困難をカテゴリーに集約した。定型発達の成長の目安に子どもが当てはまらない焦りや，モデルとなるような存在が周囲にいないことなど，保護者は〈「正解」の見えない子育て〉に対して不安を抱いている。更に，子育ての不安を話す機会が少なく，〈コミュニティでの孤立感〉によって保護者が一人で不安を背負い込み，家族関係や周囲の環境など，〈背景要因が複雑に〉絡み合うなかで生じている事態に対して，【子育ての難しさ】を感じており，そういった困難の原因を自分の育て方に帰属させて〈自責〉感情を抱く。また，子どもに障害がある可能性によって生じる〈子どもの障害への戸惑い/否定したい気持ち〉，〈障害を受け入れきれない気持ち〉はライフステージの中で度々生じるものであり，保護者は【子どもの障害を理解・受容しきれない】状態の中で「揺れ動く」葛藤を経験する。なお，【子育ての難しさ】【子どもの障害を理解・受容しきれない】ことによる苦悩を経験すると同時に，情報不足や支援者と信頼関係を築けていないことによって【支援への不安・抵抗感】を抱いており，心理職は，支援を行う中で，これらが組み合わさった≪苦悩の中で子育てする保護者との出会い≫を経験している。

≪保護者支援の目指す姿≫と【望まない支援】　支援全体で共有されている保護者支援の目標および支援に対する姿勢をカテゴリーに集約した。≪苦悩の中で子育てする保護者との出会い≫を踏まえて，支援を通して保護者が〈子どもへの理解を深める〉中で子どもとのかかわり方を学び，子育てへの困難感が減少することで，〈前向きな子育て〉を行えるようになり，「保護者がその人らしく過ごせるように」〈保護者の QOL を上げる〉ことが【支援の到達目標】である。到達目標を達成するには，保護者を取り巻く価値観や環境を可能な限り把握して，実践可能な〈保護者の現状を踏まえた支援〉を提供するという意識が重要である。この意識を持たずにかかわると，保護者が支援内容を理解できない，納得しないという【望ましくない支援】における〈形式的な支援〉になってしまう。

また，支援を行う時には〈保護者を尊重〉し，〈自責/孤立感に寄り添い励ます〉姿勢が必要である。〈保護者を尊重する〉とは，発達障害児支援の一環としての保護者支援ではなく，保護者自身を支援の中心に据え，保護者が支援を通して「どういう風になっていきたいのかっていう望むところに照準を合わせて」支援を考えるという意識である。この意識が薄れると，子どもへの支援ばかりが先行した〈保護者を置き去りにした支援〉になってしまう。同時に，子どもの障害の有無に対して揺れ動く保護者に対して，〈保護者の不安をあおる〉かたちで「過剰に心配させないような」支援を行うためにも，「小さい頃から教科書通りにいかなくても，みんな違うし個人差もあるしというのを伝えて」「みんなでその子を支えていきましょう」というように保護者の自責や孤立感に寄り添ったうえで，「頑張ってるところはここだから，目を向けていこう」と励ます姿勢が求められる。

≪心理職の役割≫　発達障害児の保護者支援において心理職が果たしている役割をカテゴリーに集約した。中核となるのは，【寄り添う】，【アセスメント】，【聞く】の 3 つを循環させながら保護者の現状を把握する役割と考えられている。子どもの「育てにくさ」の背景にある子どもの認知特性や発達状態などを〈行動観察〉や心理検査を通して「正確な情報」として得ることはもとより，保護者の「育てにくさ」の状況，保護者の価値観，家族機能，園や学校での子どもと保護者の状況などの情報を保護者の話を丁寧に【聞く】ことで収集することは心理職の重要な役割のひとつである。子どもの状態，保護者の不安や混乱，環境などを包括的に情報収集し，葛藤や子どもの障害に対する保護者の理解や受容程度を【アセスメント】し把握したうえで，保護者の「揺れ」を「温かく見つめ」，思いを「キャッチする」ことは【寄り添う】ことに他ならない。保護者という立場上なかなか表現できる場のない保護者自身の悩みや葛藤をありのままに【聞く】，〈「聞いてもらう」時間を提供する〉こと自体が保護者にとって支援の役割を果たしている。【寄り添う】，【アセスメント】，【聞く】，これら３つは循環することで十分に機能するということが考えられる。この聞くスキルは心理職として専門的なスキルと認識してる者が多かった。

以上で得られた情報をもとに，保護者に対して心理学的知識に基づく子どもの理解や対応方法，いま必要と思われる専門的支援機関の情報について【助言】を行う。さらに，収

集した情報や心理学的見地からの意見を，学校，医療，福祉などの関連機関の支援者に伝える，また，支援者側の方針をわかりやすくかみ砕いて保護者に伝えるという〈保護者と支援の仲介〉も支援として行っている。ベテランの心理職からは，多職種連携において，考え方の異なる他機関や支援者の意見を聞き取り，まとめ,コーディネートする〈多職種間の関係調整〉も心理職の重要な役割であるという意見も聞かれた。保護者と支援者，あるいは支援者同士の【支援の橋渡し】の機能も心理職の役割のひとつである。

≪支援を停滞させる要因≫　支援を停滞させる要因として，【支援の限界】と【協働内のギャップ】があげられた。【支援の限界】は，≪保護者支援の目指す姿≫を念頭に支援を行っているものの，自分の置かれている立ち位置や支援体制，時間やマンパワー不足など体制としての問題，さらには心理職自身の経験不足や知識不足などの問題から，保護者の〈ニーズに応えきれない〉もどかしさである。支援すべき，支援したいことがあるにも関わらずできないというジレンマを抱えているのも現状であるといえる。【協働内のギャップ】は，多職種連携における支援者間，専門職間の温度差やくいちがいである。発達障害児者支援は，基本的に多様な専門家がチームを組んで支援することが多いが，支援者それぞれが〈自分の役割へのこだわり〉〈(それぞれの専門職としての）文化差〉を持っているために，支援対象や支援の意図の〈支援における認識のずれ〉などの【協働内のギャップ】を感じている。支援の意図や目的が支援者間で共通されず，〈「子ども中心」になってしまう〉，子どもの適応のみに目がいき，〈保護者に対する否定的な気持ち〉から「保護者が敵になる」支援者が現れることで支援の改善が停滞するという葛藤もインタビューの中で語られていた。心理職は多職種連携において【多職種間の関係調整】という役割を担う中で，これらの【協働内でのギャップ】を感じやすいといえる。

考察

心理職のほとんどが，期待するような専門職の理解が得られない，寄り添ってもらえない，支援の見通しがもてないなどの保護者の不安な思い受け止める重要性を意識し，発達障害児者の保護者が感じている「育てにくさ」に寄り添う支援を目標としていた。実際に支援に携わっている心理職は，「アセスメントをしながら話をききとる」「寄り添う」「支援の橋渡し」が専門職としての心理職の機能と考えていた。

発達障害児の保護者支援における心理職の機能

寄り添いながら話をききアセスメントする（【寄り添う】【聞く】【アセスメント】）　臨床心理士資格認定協会による「臨床心理士資格審査規程」において専門業務として定められているのは，①臨床心理査定，②臨床心理面接，③臨床心理的地域援助，④上記 1～3 に関する調査・研究である。また，公認心理師法第 2 条において，公認心理師は，心理に関する支援を要する者に対して①心理状態の観察，その結果の分析②相談に応じ，助言，指導その他の援助の実施③関係者に対して，相談に応じ，助言，指導，その他の援助の実

施④心の健康に関する知識の普及を図るための教育及び情報の提供が業務と定められている。このように業務の規定が存在している一方で，広い職域の中で横断的に働いている心理職のアイデンティティは本質的に不安定であるため，明確にすることの重要性が指摘されている(近藤， 2021)。 本研究で抽出された≪心理職の役割≫の各概念は，上記の臨床心理士及び公認心理師の業務内容に準拠した結果となっており，【聞く】【アセスメント】機能に基づいた心理面接や心理査定の実施は，多様な領域で支援を行う心理職の中でも共通して持っているアイデンティであることが示唆される。また，それらは共通のアイデンティティであると同時に，どのようなかかわりが支援になるのかは各領域の支援対象によって異なるものである。例えば，心理面接の中でクライエントが何を話すのか，どのようなニーズを持っているのかは，医療・福祉・教育など面接場面によって異なっている。発達障害を発達凸凹（杉山, 2011）によって生じる不適応をとらえると，発達障害児者とその保護者を支援する際には, 子どもの発達や発達の凸凹のアセスメント，発達障害児者を取り巻く環境のアセスメント，保護者自身のアセスメントなど幅広い視点をもって客観的に丁寧に話を聞くことが心理職の専門性のひとつといえる。さらに，【聞く】【アセスメント】の前提として，〈保護者の気持ちを受け止める〉ことの重要性が語られた。発達障害児を育てる中で多様な要因が絡み合い，困難感が生じている状況に対して，その葛藤を受け止める作業の重要性は，保護者支援に関わる者全体で共有されている。〈保護者の葛藤/不安を把握〉し，〈保護者の気持ちを受け止める〉行程を踏まえたうえで【助言】などの支援を提供することが心理職にとっての【寄り添う】支援であることが明らかとなった。〈保護者の気持ちを受け止める〉とは，葛藤や不安を受け止めるだけでなく，保護者の支援ニーズを踏まえるという姿勢も【寄り添う】行為であり，〈保護者を置き去りにした支援〉を防ぐためにも「保護者の揺れに寄り添う」ことの必要性が示唆される。子どもだけでなく保護者自身も発達凸凹による生きづらさを感じている可能性があることも踏まえ，保護者自身とおかれた環境のアセスメントを丁寧に行い，タイミングを見計らないながら介入することが，心理職に求められている専門性としての【寄り添う】姿勢といえよう。心理職は寄り添いながら話しを聞く訓練をうけており，聞くスキルを持っていると心理職だけではなく多職種からも認識されている。保護者の孤立感を支えるために，一定の時間をとって丁寧に話を聞く時間を保障すること(「話を聞いてもらう」時間を提供すること)は，心理職に期待されている専門的な機能といえる。

支援者と保護者，支援者同士をつなぐ（【支援の橋渡し】） 支援の橋渡しには２つある。ひとつは，さまざまな支援者と保護者の橋渡し，もうひとつが，専門性の違う支援者間の橋渡しである。支援者と保護者の橋渡しとして，心理職は通訳としての役割も担うことができる。いろいろな領域について学ぶ機会のある心理職では，専門職間で表現の違う専門的な内容について，保護者視点で表現しなおすことによって，保護者の中で様々な機関での支援がいつにつながることも少なくない。また，コーディネーターとしての〈多職

種間の関係調整〉も心理職が担えるのではないかと考えていることが明らかとなった。先にのべたように発達障害児者支援にはさまざま専門家がそれぞれの文化をもって関わっている。時には，考え方の違いなどに直面することも少なくないが，心理を学んだ者は，それぞれの思いをくみ取ったうえで，全体の調整を行える強みがあると感じている者も少なくなかった。心理職のアイデンティティを今後検討していくにあたって，多職種連携のコーディネーターという側面に注目する必要性が窺える。

保護者支援の課題

保護者の話を保護者の気持ちに寄り添いながら丁寧に話をきいて，子どもや子どもを取り巻く環境をアセスメントし，具体的な支援につなげていくことが心理職の役割ではあるが，それを阻む用意がいくつかある。

現在の支援体制には〈介入できる範囲の限界〉が存在しており，支援を提供できる時間，内容，人員などにはあくまで限界があるのが現状である。本研究の中でも，必要な支援をシステムや時間の限界によって阻まれて届けられないジレンマを抱えている心理職が多く見られた。限られた枠組みの中で心理職はどのような支援を行うか，心理職が対応しきれない支援をどのようにカバーして支援を提供するのか，多職種連携を基盤に，より大きな枠組みの中で柔軟に工夫して課題を解消していくという認識を持つことが必要である。

基盤となる多職種連携にも難しさがある。連携・協働の際，他職からの期待に応えきれないのではないかという〈自身の知識不足〉という不安を抱えている新人心理職もいれば，他の専門職の〈発達障害の知識不足〉や〈支援における認識のずれ〉に苦労しているベテラン心理職もおり，専門性の違う職種で構成されるチームでの協働の中で，心理職としてどのように専門性をもち，どのように発揮するのかが課題である。それぞれ異なる専門性を持つ職種が協働するため，各自の独自性によるずれが生じてしまうことは否定できないが，その中でも，患者やクライエントに対して包括的・全人格的支援を行うためには，それぞれの専門性の違いを認めたうえで尊重し合うという基本的な姿勢が不可欠である(竹森，2019)。多職種連携コンピテンシー開発チーム(2016)は，多職種連携を実現させるために必要な能力として，「患者・利用者・家族・コミュニティ中心」「職種間コミュニケーション」の 2 つのコアドメインと「職種としての役割を全うする能力」「自職種を省みる能力」「多職種を理解する能力」「関係に働きかける能力」の 4 つのドメインをあげ，専門職連携教育(Interprofessional Education：以下，IPE)の必要性を提案している。IPE とは，主に医療領域において，専門職の養成機関で専門職間の個性，差異，領域のルールの学習を通して行われる専門職の価値と見方の指導であり，齊藤・朝倉(2020)は，教育領域での IPE プログラムの実施を検討している。同様に，児童発達支援領域でも，発達障害に関する学習，児童発達支援における各専門職の役割，本研究で抽出された≪支援のスタンス≫のような支援の方向性の共有を目的とした IPE の実施が【協働内でのギャップ】の解消に役立つ可能性があると考えられる。

本研究の課題

第一に，インタビューでの掘り下げが不十分で各概念の示す内容が曖昧になってしまった。例えば，調査協力者からたびたび挙げられた「心理職としての聞くスキル」を具体に落とし込めなかったため，調査協力者が具体的にどのように考えているのか不明瞭になってしまった。寄り添って聞くとはどのようなことをイメージしているのか，アセスメントをしながら聞く時にどのような点に注意しているのか，自分のきき方を保護者はどのように感じていると認識しているのか，そう思うエピソードはなにかなど一歩深めてきき取る必要がある。

第二に，調査協力者が 10 名と少なく，支援における役職が異なっているため，本研究で示された心理職の機能や支援の葛藤などの一般化には限界がある。結果図はあくまで仮説の１つに留まっているため，調査人数を増やした場合においても同様の仮説が生成できるのか，あるいは新たな概念，別のプロセスが形成されることはないのかを検証する必要がある。また,協働している他の職種から見た心理職の機能や他の職種の機能と比較したときの機能といった観点から，今後も修正・発展させる必要がある。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

秋山　千枝子（2016）．健診の場で「育てにくい」子どもの発見と対応　小児科診療, *79*, 615-620.

今井 しのぶ・古田 加代子・佐久間 清美(2018). 子どもの障害に気づき広汎性発達障害と診断を受けるまでの母親の生活上の困難. 日本公衆衛生看護学会誌, *7*, 3-12.

伊藤　由香・小林　恵子（2018）．子どもの発達障害の特性を指摘された母親の子育てにおける体験―発達障害の特性を指摘されてから専門機関の継続的な支援を受けるまで―. 日本地域看護学会誌, *21*, 22-30.

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*, 1-10.

近藤 孝司（2021）．臨床心理士は自信の職業的アイデンティティと専門性をどのように捉えているのか. 上越教育大学研究紀要, *40*, 537-546.

厚生労働省（2014a）．今後の障害児支援の在り方について(報告書)――「発達支援」が必要な子どもの支援はどうあるべきか―― Retrieved February 15, 2023 From https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12201000-Shakaiengokyokushougaihokenfukushibu-Kikakuka/0000051490.pdf

厚生労働省（2014b）.「健やか親子 21」の最終評価等に関する検討会 :「健やか親子 21(第 2 次)」について検討会報告書

厚生労働省(2017). 児童発達支援ガイドライン. 厚生労働省 Retrieved February 15, 2023 From https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12200000-Shakaiengokyokushougaihokenfukushibu/0000171670.pdf

厚生労働省（2022）. 令和 3 年度 児童相談所での児童虐待相談対応件数〈速報値〉. 厚生労働省 Retrieved December 12, 2022 From https://www.mhlw.go.jp/content/000863297.pdf

眞野 祥子・宇野 宏幸（2007）. 注意欠陥性多動性障害児の行動特徴と母親の養育態度の関連 脳と科学, *39*, 19-24.

松岡 純子・玉木 敦子・初田 真人・西池 絵衣子（2013）. 広汎性発達障害児を持つ母親が体験している困難と心理的支援 日本看護科学会誌, *33*, 12-20.

内閣府（2004）. 家庭や地域の子育て力, 育児に対する孤立感や疲労感・自信の喪失 平成 16 年版 少子化社会白書, 内閣府 Retrieved December 12, 2022 From https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2004/html_h/html/g1223310.html

中川 陽子・宮本 信也（2020）. 幼児の負の感情表出に対する母親の不適切な対処行動につながる要因の検討 日本健康教育学会誌, *28*, 15-24.

野崎 千晶（2021）. 子どもの発達に関する悩みや不安を持つ親に対する相談支援の現状と課題 東北大学教育学部卒業論文

齊藤 理砂子・朝倉 隆司（2020）. チームとしての学校づくりを目指した専門職連携教育プログラムの開発と評価の試み―養護教諭課程と保健師課程に進級予定の大学生を対象に― 学校保健研究, *62*, 297-313.

杉山登志郎（2011）. 発達障害のいま 講談社.

高木 一江・本田 秀夫（2015）. 発達障害への早期介入―横浜市における早期発見・支援体制と, 保護者のメンタルヘルス支援の在り方について― ストレス科学研究, *30*, 27-34.

竹森 元彦（2019）. 医療領域における心理職の多職種連携教育(IPE)の現状と課題 コミュニティ心理学研究, *23*, 22-28.

多職種連携コンピテンシー開発チーム（2016）. 医療保健福祉分野の多職種連携コンピテンシー, 筑波大学 Retrieved March 24, 2022 From https://www.hosp.tsukuba. ac.jp/mirai_iryo/pdf/ Interprofessional_ Competency_in_ Japan_ver15.pdf

植松 勝子（2018）. 発達障がい児の早期支援に関する研究 ―障がいの「気づき」から専門相談までの保護者の対応について― 中部学院大学・中部学院大学短期大学部研究紀要, *19*, 1-12.

＜原著＞

回避型コーピングの適応性の検討
—考え続ける義務感を調整変数として—

深谷醇　　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
向井秀文　　信州大学学術研究院教育学系

概要

ストレスコーピングの一種である回避型コーピングには，適応的にも不適応的にも機能する側面が混在していることが報告されている。本研究では，そのような機能を調整する要因の一つとして，考え続ける義務感といったメタ認知的信念に注目し，回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果について検討することを目的とした。分析の結果，回避型コーピングの下位因子である「気晴らし」において，考え続ける義務感の調整効果が認められ，考え続ける義務感が高い場合，「気晴らし」が不適応的となることが示された。

キーワード：ストレスコーピング，回避型コーピング，考え続ける義務感，気晴らし

問題と目的

ストレスとメンタルヘルス

情報化，少子高齢化，核家族化，世界的な経済不況など，めまぐるしく状況が変化する現代は，ストレスの多い時代であるといえる（厚生労働省，2012）。Dohrenwend & Dohrenwend（1974）は，ストレスに感じる出来事を数多く体験することで身体的・精神的障害（心臓病，自殺傾向，うつ病など）に罹患する可能性を高めることを指摘しており，現代のストレスが多い社会では，ストレスに適切に対処していくことが求められていると言える。

ストレス反応とは

ストレスの研究はFolkman & Lazarus（1980）の心理学的ストレスモデルにより発展してきた。Folkman & Lazarus（1980）の心理学的ストレスモデルでは，ストレスの原因であるストレッサーから心理的ストレス反応が生じるまでのプロセスが明らかにされた。心理的ストレス反応とは，日常で体験する様々なストレッサーによって引き起こされる情動的，行動的，認知的変化である。具体的には，気分が落ちる，他者と会うことや話すことが煩わしく感じる，行動に落ち着きがなくなるなどである。心理的ストレス反応の表出

の程度は，心身の健康状態に大きな影響を及ぼす要因であることが明らかにされている（Folkman & Lazarus, 1980）。Folkman & Lazarus（1980）の研究で重要視していることは，ストレッサーに対処することでストレス反応を軽減することが出来る，という事である。つまり，ストレス反応を軽減するためには，ストレスへの対処を適切に行うことが大切である。

ストレスコーピングとは

ストレス反応を軽減するためにストレスに対処することをストレスコーピングという。Folkman & Lazarus（1980）によって，「外的・内的要求やそれらの間の葛藤を克服し，耐え，軽減されるために行われる，認知的・行動的努力」とストレスコーピングは定義されている。ストレスコーピングは，いくつかの種類に分かれることが明らかにされており（Folkman & Lazarus, 1980），主として，問題焦点型コーピング，情動焦点型コーピング，そして，回避型コーピングの 3 種類に分類される（Billings & Moos, 1984；Endler & Parker, 1990；尾関他, 1991）。問題焦点型コーピングとは，問題解決に直接関与する積極的な対処行動をさし，情動焦点型コーピングとは，ストレッサーから生じた自らの情動反応に焦点をあて，これを低減するための積極的な対処行動をさす。そして，回避型コーピングとは，不快な出来事から逃避する，あるいは否定的に解釈するなどの消極的な対処行動のことである（尾関他, 1991）。

ストレスコーピングの機能に関する先行研究

これら 3 つのコーピングのうち，問題焦点型コーピングと情動焦点型コーピングは，ストレスを軽減することが多くの研究で報告されている（例えば，Endler & Parker, 1990；尾関他, 1991）。その一方で，回避型コーピングに関しては，下位因子の一つである「気晴らし」はストレスを軽減することが報告されている（森田, 2008）ものの，回避型コーピングの高さ自体がストレス反応を増強させる可能性があることも報告されている（尾関他, 1991）。このように，回避型コーピングの機能に関しては，研究によって知見が異なっている。

回避型コーピングの機能を規定する要因　―考え続ける義務感―

回避型コーピングの機能を規定する要因の一つとして，「考え続ける義務感」があげられる。考え続ける義務感とは，Sugiura（2005）によって作成された，問題解決に関連したメタ認知的信念尺度に含まれる因子の一つである。具体的には「この状況を改善するために一生懸命努力しよう」と問題解決に向けて繰り返し考えることを促進する信念である。そのため，考え続ける義務感を有することで，問題解決に向けての反すうや心配をする頻度が高まることが示されている（Sugiura, 2007）。

このように，考え続ける義務感は，「思考への固執性」を促進するメタ認知的信念であるが（向井他, 2018），そのような「思考への固執性」が回避型コーピングの機能を規定している可能性がある。回避型コーピングは，不快な情動や問題から距離を置くことで，気分

の調整をはかる対処法略である。この点に関して，考え続ける義務感の高さは，問題に対する思考の固執性を促進するため，問題から距離を置くことの困難さを強めると考えられる。すなわち，考え続ける義務感の高さが，回避型コーピングの機能を規定することがうかがえる。

「気晴らし」と考え続ける義務感

回避型コーピングのカテゴリーの中でも，気晴らしは，ストレスの低減に寄与することが，先行研究で報告されている（森田, 2008）。すなわち，気晴らしは，ネガティブ気分やその原因から注意をそらし，他の思考や活動に注意を向けること（Stone & Neale, 1984；Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991）と定義されていることからも明らかなように，現在直面している問題から一時的に距離を置くことができるため，抑うつなどの軽減に効果的であることが報告されている（Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991）。この点に関して，先述したように，考え続ける義務感は，直面している問題から一時的に距離を置くことを妨げる要因であるため，気晴らしの肯定的な機能も，考え続ける義務感の高さによって阻害される可能性がある。実際に，気晴らしを行っても，他の思考や活動に集中できなければ，憂うつさを強めるといったように，気晴らしが不適応的に機能することが報告されている（及川, 2002）。また，及川・林（2010）の研究でも，反すう傾向が高い場合には気晴らし時の集中が阻害されやすいことも明らかにされている。これらのことから，回避型コーピングの下位因子の一つである気晴らしも，考え続ける義務感の高さによって，その機能が不適応的なものとなる可能性がある。

本研究の目的

以上から，本研究では，ストレス反応に対する回避型コーピングの機能の詳細を明らかにすることを目的として，回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果を検討する（図 1）。先行研究の知見を踏まえると，「考え続ける義務感が高い場合，回避型コーピングの高さは，ストレス反応の高さと関連する」，「考え続ける義務感が低い場合，回避型コーピングの高さは，ストレス反応の低さと関連する」，といった結果が予想される。加えて，回避型コーピングの下位因子である気晴らしは，特に考え続ける義務感と関連する可能性があるため，気晴らしとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果についても，併せて検討することとする。

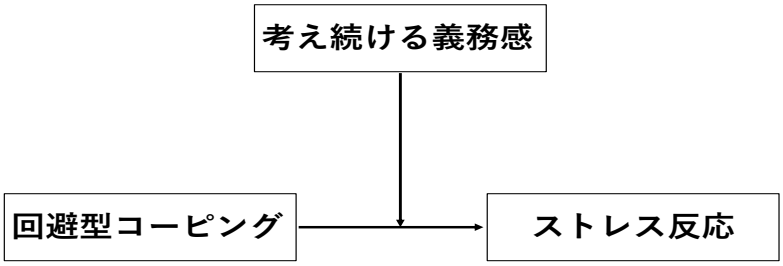


図 1　本研究における仮説モデル

方法

調査対象

日本国内の大学に所属する大学生・大学院生のうち，96 名（男性 45 名，女性 51 名，その他 0 名；平均年齢 22.3 歳，*SD* ＝ 4.5 歳）を対象にした。回答ミスや記入ミスのあった回答はなかった。

手続き

インターネットによるオンライン調査を行った。オンライン調査は，2022 年 10 月 19 日から 11 月 12 日まで公開した。縁故法によって，調査案内を行い，調査対象者に調査実施の案内を Web にて記載し，オンライン調査へのリンクにアクセスしてもらうことで調査を行った。

質問紙の構成

性別，所属名，年齢について尋ねた後，以下の項目について回答を求めた。

Tri-axial Coping Scale（TAC-24）　神村他（1995）によって作成されたストレコーピングの使用頻度の個人差を測定するための尺度である 。全 12 項目であり，回答形式はいずれも「そのようにしたこと（考えたこと）はこれまでにない。今後も決してないだろう：1」から「いつもそうしてきた（考えてきた）。今後も常にそうするだろう：5」の 5 段階で評定を求めた。

問題解決に関連したメタ認知的信念尺度　Sugiura（2005）により作成された問題解決に関連したメタ認知的信念を測定する尺度である。本研究では，この尺度の下位尺度である「考え続ける義務感」の 14 項目のみを用いた。回答形式はいずれも，「まったくない:1」から「非常にしばしば:5」の 5 段階で評定を求めた。

大学生用ストレス自己評価尺度　尾関（1993）によって作成された大学生のストレス反応の程度を測定する尺度である。全 35 項目であり，回答形式はいずれも，「あてはまらない：0」から「非常 にあてはまる：3」の 4 段階で評定を求めた。

倫理的配慮

調査の概要，匿名での実施，データは研究以外の目的で使用されないこと，調査への参加は任意であり，研究参加有無や回答内容は成績に影響しないこと，途中で回答をやめてもよいこと，研究参加に伴って不快事象が生じ，対応を必要とする場合には，研究責任者による対応を求めることができることの注意事項を明記した。本研究の実施にあたり，信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の審査を受け承認された（管理番号 22-21）。

結果

相関分析

はじめに，各変数の平均値，標準偏差を確認した後，各変数間の関係を把握するため，ストレス反応，回避型コーピング，考え続ける義務感，性別，各々の変数間の相関係数を算出した（表 1）。なお，性別に関しては数値化処理（男性 ＝ 1，女性 ＝ 2）を行い分析に用いた。その結果，考え続ける義務感とストレス反応に中程度の正の相関があった（r ＝ .378, p< .01）。回避型コーピングとストレス反応には有意な相関がなかった（r ＝ .158, *n.s.*）。性別に関しては，ストレス反応，および，考え続ける義務感とは相関はなく，回避型コーピングとの間に弱い負の相関があった（r ＝ −.212, p< .05）。つまり，男性よりも女性の方が回避型コーピングを行う頻度が低いことが示された。

表 1　記述統計と相関

	1	2	3	4	*M*	*SD*
1.ストレス反応	ー				22.479	19.616
2.回避型コーピング	.158	ー			33.292	6.617
3.考え続ける義務感	.378 **	-.029	ー		48.229	10.082
4.性別	.008	-.212 *	-.026	ー	ー	ー

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

回避型コーピングとストレス反応の関連対する考え続ける義務感による調整効果の検討

回避型コーピングとストレス反応の関連について，考え続ける義務感が調整するのかを検討するために，階層的重回帰分析を行った（表 2）。なお，多重共線性の問題を回避するために，回避型コーピングと考え続ける義務感の得点は中心化したものを用いた。ストレス反応を目的変数として，Step 1 に回避型コーピングと考え続ける義務感を説明変数として投入し，Step 2 に Step 1 の説明変数とその交互作用項を投入した。分析の結果，Step 1 の説明率は R^2 ＝ .171 であり，回避型コーピングの主効果は有意な傾向があり（β= .169, p< .10），考え続ける義務感の主効果も有意であった（β= .383, p< .01）。Step2 において決定係数の増加分が有意でなかった（ΔR^2= .004, p ＝ .491）。交互作用項も有意ではなかった（β ＝ .067, p ＝ .491）。

表 2 回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果

	β	R^2	ΔR^2
Step1		.171	.171 **
回避型	.169 +		
考え続ける義務感	.383 **		
Step2		.176	.004
回避型	.155		
考え続ける義務感	.380 **		
回避型×考え続ける義務感	.067		

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

注：「回避型コーピング」を「回避型」と表記

「気晴らし」とストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果

次に回避型コーピングの下位尺度である「気晴らし」とストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果を検討するために階層的重回帰分析を行った（表 3）。Step 1 に「気晴らし」と考え続ける義務感を説明変数として投入し，Step 2 に Step 1 の説明変数とその交互作用項を投入した。分析の結果，Step 1 の説明率は $R^2 = .152$ であり，「気晴らし」の主効果は有意ではなかった（$\beta = .097, p = .316$）。一方，考え続ける義務感の主効果は有意であった（$\beta = .365, p < .01$）。Step 2 において決定係数の増加分が有意であり（$\Delta R^2 = .039, p < .05$），交互作用項も有意であった（$\beta = .201, p < .05$）。そこで，単純傾斜分析を行ったところ（図 2），考え続ける義務感の得点が高い場合（*M+1SD*）に「気晴らし」の傾きが有意であり（$\beta = .254, p < .05$），「気晴らし」が高いほどストレス反応の得点が高かった。一方で，考え続ける義務感の得点が低い場合（*M-1SD*）に「気晴らし」の傾きは有意ではなかった（$\beta = -.122, p = .387$）。

表 3 「気晴らし」とストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果

	β	R^2	ΔR^2
Step1		.152	.152 **
気晴らし	.097		
考え続ける義務感	.365 **		
Step2		.192	.039 *
気晴らし	.066		
考え続ける義務感	.368 **		
気晴らし×考え続ける義務感	.201 *		

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

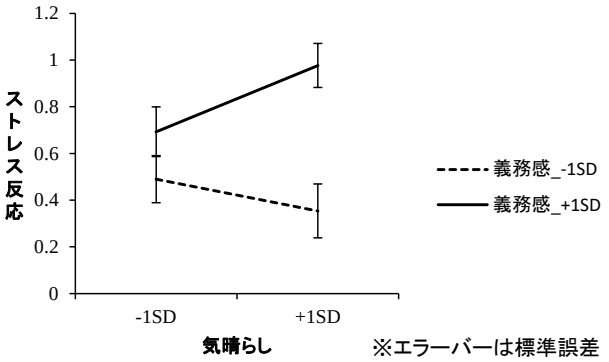


図 2　考え続ける義務感の得点ごとの「気晴らし」とストレス反応の関連

性別ごとの考え続ける義務感による調整効果の検討

相関分析の結果，性別に関して，回避型コーピングとの間に中程度の負の相関が見られた（r ＝ －.212, p < .05）。したがって，本研究では補足として，男女別でも検討を行った。各性別で，回避型コーピングとストレス反応の関連について，考え続ける義務感が調整するのかをより詳しく検討するために，階層的重回帰分析を行った。ストレス反応を目的変数として，Step 1 に回避型コーピングと考え続ける義務感を説明変数として投入し，Step 2 に Step 1 の説明変数とその交互作用項を投入した。結果を以下に示す。

考え続ける義務感による調整効果の検討（男性のみ）

まず，男性のみを対象として分析した結果（表 4），Step 1 の説明率は R^2 ＝ .243 であり，回避型コーピングの主効果は有意であった（β = .292, p < .05）。また，考え続ける義務感の主効果も有意であった（β = .389, p < .01）。次に，Step 2 において決定係数の増分は有意な傾向があり（ΔR^2 = .062 , p < .10），交互作用項も有意傾向であった（β = .253, p < .10）。そこで，単純傾斜分析を行ったところ（図 3），考え続ける義務感の得点が高い場合（*M+1SD*）に回避型コーピングの傾きが有意であり（β = .499, p < .01），回避型コーピングが高いほどストレス反応の得点が高かった。一方で，考え続ける義務感の得点が低い場合（*M-1SD*）に回避型コーピングの傾きは有意ではなかった（β = －.005, p = .979）。

表 4　回避型コーピングとストレス反応の関連に対する
考え続ける義務感の調整効果（男性のみ）

	β	R^2	ΔR^2
Step1		.243	.243 **
回避型	.292 *		
考え続ける義務感	.389 **		
Step2		.305	.062 +
回避型	.247 +		
考え続ける義務感	.383 **		
回避型×考え続ける義務感	.253 +		

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

注：「回避型コーピング」を「回避型」と表記

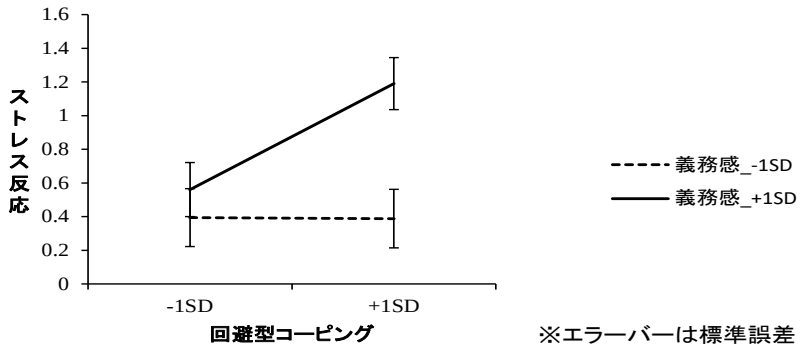


図 3　考え続ける義務感の得点ごとの回避型コーピングとストレス反応の関連
（男性のみ）

考え続ける義務感による調整効果の検討（女性のみ）

次に，女性のみを対象として分析した結果（表 5），Step 1 の説明率は R^2 ＝.128 であり，回避型コーピングの主効果は有意ではなかった（β= －.014, p=.920）。また，考え続ける義務感の主効果は有意であった（β= .355, p< .05）。次に，Step 2 において決定係数の増分が有意であり（ΔR^2 = .103, p < .05），交互作用項も有意であった（β = －.326, p < .05）。そこで，単純傾斜分析を行ったところ（図 4），考え続ける義務感の得点が高い場合（*M+1SD*）に回避型コーピングの傾きに有意な傾向があり（β=-.312, p< .10），回避型コーピングが高いほどストレス反応の得点が低かった。また，考え続ける義務感の得点が

低い場合（*M-1SD*）に回避型コーピングの傾きに有意な傾向があり（$\beta = .405$, $p < .10$），回避型コーピングが高いほどストレス反応の得点が高かった。

表 5　回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果（女性のみ）

	β	R^2	ΔR^2
Step1		.128	.128
回避型	-.014		
考え続ける義務感	.355 *		
Step2		.230	.103 *
回避型	.047		
考え続ける義務感	.352 **		
回避型×考え続ける義務感	-.326 *		

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

注：「回避型コーピング」を「回避型」と表記

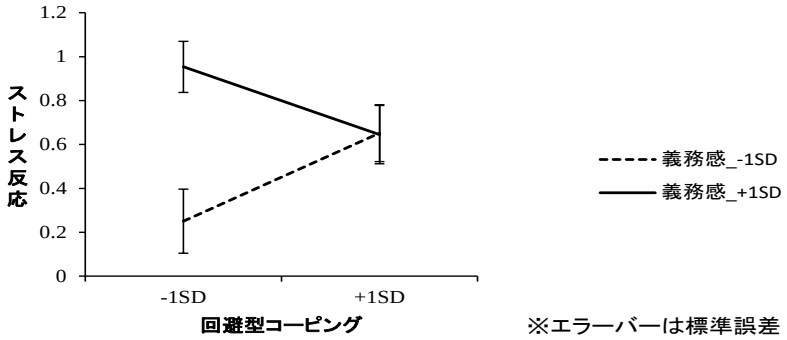


図 4　考え続ける義務感の得点ごとの回避型コーピングとストレス反応の関連（女性のみ）

考察

本研究では，ストレス反応に対する回避型コーピングの機能の詳細を明らかにすることを目的とした。具体的には，回避型コーピングとストレス反応の関連は考え続ける義務感の高さに調整されるかどうかを検討することであった。相関分析では，考え続ける義務感とストレス反応に中程度の正の相関が見られた。このことから考え続ける義務感を強く有しているものほど，ストレス反応が大きいことが示唆された。これまでの先行研究では，考え続ける義務感が問題焦点型コーピングと心配の関係を媒介した結果（Sugiura, 2005）や，考え続ける義務感を強く有している者ほど，高い心配や反すう，様々な心理的症状を

持ち合わせやすい結果（向井他, 2018）が明らかにされている。ストレス反応は，不安や抑うつと類似したものであることを踏まえると，本研究で得られた結果は妥当であると考えられる。また，回避型コーピングとストレス反応には有意な相関が見られなかった。この結果は，先行研究の知見を踏まえると，回避型コーピングはストレス反応に対して，適応的にも不適応的にも機能することを支持するものであると考えられる（尾関他, 1991；森田, 2008）。

回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果について

次に,「考え続ける義務感が高い場合，回避型コーピングの高さは，ストレス反応の高さと関連する」,「考え続ける義務感が低い場合，回避型コーピングの高さは，ストレス反応の低さと関連する」といった仮説を検討するために，階層的重回帰分析を行った。その結果，仮説は支持されなかった。次に，回避型コーピングの中でも考え続ける義務感の影響を受けやすいと考えられた気晴らしを取り上げて，気晴らしとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果を検討した結果，考え続ける義務感の調整効果が認められた。したがって，単純傾斜の検定を行ったところ，考え続ける義務感が高い場合，気晴らしの高さがストレス反応の高さと関連することが示された。一方で，考え続ける義務感が低い場合，気晴らしの高さはストレス反応の高さと関連しなかった。以上から，考え続ける義務感を高く有することで，気晴らしが不適応的になることが示された。考え続ける義務感が高いことで，気晴らしが不適応的となった理由として，考え続ける義務感の思考の固執性が考えられる。気晴らしとは，ネガティブ気分やその原因から注意をそらし，ほかの思考や活動に注意を向けることである（Stone & Neale, 1984；Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991）。この点に関して，考え続ける義務感を強く有する場合，ネガティブ気分やその原因への思考が持続してしまう。そのため，他の思考や活動に集中することができず，気晴らしが不適応的になったと考えられる。この結果は先行研究を支持するものである（及川, 2002）。以上をまとめると，考え続ける義務感が高い場合，気晴らしは不適応的となるが，考え続ける義務感が低い場合，気晴らしが適応的とならないことが示された。

性別ごとの考え続ける義務感による調整効果の検討について

本研究の「回避型コーピングとストレス反応の関連は考え続ける義務感の高さに調整される」という仮説は支持されなかった。この点に関して，本研究においては，性別によって回避型コーピングの使用頻度が異なる結果が得られたことに着目して，仮説が支持されなかった理由を，性別ごとの考え続ける義務感の調整効果の分析結果から述べることとする。

まず，男性を対象として，回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果を検討した結果，考え続ける義務感の調整効果は有意傾向であることが示された。したがって，単純傾斜の検定を行ったところ，考え続ける義務感が高い場合，回避型コーピングの高さがストレス反応の高さと関連することが示された。一方で，考え

続ける義務感が低い場合，回避型コーピングはストレス反応と関連しなかった。つまり，男性は考え続ける義務感が高い場合，回避型コーピングが不適応的に機能することが示唆された。

次に，女性を対象として，回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果を検討した結果，考え続ける義務感の調整効果が認められた。したがって，単純傾斜の検定を行ったところ，考え続ける義務感が高い場合，回避型コーピングの高さが，ストレス反応の低さと関連することが示された。そして，考え続ける義務感が低い場合，回避型コーピングの高さが，ストレス反応の高さと関連する傾向があることが示された。以上の結果をまとめると，男性は考え続ける義務感を高く有することで，回避型コーピングは不適応的となるが，女性は考え続ける義務感を高く有することで回避型コーピングが適応的になり，考え続ける義務感を低く有することで回避型コーピングが不適応的となることが示唆された。

本研究の仮説は,「考え続ける義務感が高い場合，回避型コーピングの高さは，ストレス反応の高さと関連する」,「考え続ける義務感が低い場合，回避型コーピングの高さは，ストレス反応の低さと関連する」であった。仮説は男性において一部支持され，女性においては男性と逆の結果が示された。性別によって異なる結果となった理由を以下に述べる。

コーピングの研究において,性別によって異なる結果となった研究はいくつか見られる。例えば Kleinke et al.（1982）は，性別ごとにうつ病に対するコーピングを比較する研究を行っている。研究の結果，男性は問題を回避するようなコーピングを行う頻度が高く，女性は積極的に問題に取り組むコーピングを行う頻度が高いことが示唆された。さらに男性の効果的なコーピングは問題に積極的に取り組むことであり，女性の効果的なコーピングは自責を軽減することも示唆された。これらのことから，性別によって効果的なコーピングが異なる可能性が考えられる。回避型コーピングも同様に性別によって異なる効果を持つため，本研究でも性別によって異なる結果となったと考えられる。

また，考え続ける義務感を性別ごとに検討した研究は未だ行われていない。そのため本研究で性別によって異なる結果が得られた理由として，考え続ける義務感が関与した可能性も考えられる。したがって，考え続ける義務感の作用が性別によって異なる可能性についても今後検討していく必要があると言える。

以上のことをまとめると，回避型コーピングの効果，あるいは考え続ける義務感の作用における性別による違いが，本研究の結果をもたらし，仮説が支持されなかったと考えられる。

本研究の限界

本研究では相関分析の結果，性別によって回避型コーピングの使用頻度が異なる結果が得られたため，補足として性別ごとに分析を行った。その結果，性別によって，回避型コーピングとストレス反応の関連に対する考え続ける義務感の調整効果に差があることが明

らかとなった。しかし本研究では補足的に分析を行い，なぜ性別で異なる結果が出たのか，明らかでない。したがって，今後は，そのような性別間での相違をもたらす要因は何かを検討し，回避型コーピングの機能の詳細を明らかにすることが望まれる。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆，修正したものである。

引用文献

Billings, A. G., & Moos, R. H. (1984). Coping, stress, and social resources among adults with unipolar depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, *46,* 877-891.

Dohrenwend, B. S., & Dohrenwend, B. P. (Eds). (1974). *Stressful life events: Their nature and effects*. New York, NY: John Wiley & Sons.

Endler, N. S., & Parker, J. D. A. (1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *58*, 844-854.

Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1980). An analysis of coping in a middle-aged community sample. *Journal of Health and Social Behavior*, *21,* 219-239.

神村栄一・海老原由香・佐藤健二 (1995). 対処方略の三次元モデルの検討と新しい尺度(TAC-24)の作成. 筑波大学教育相談研究, *33*, 41-47.

Kleinke, C. L., Staneski, R. A., & Mason, J. K. (1982). Sex differences in coping with depression. Sex Roles, 8, 877-889.

厚生労働省 (2012). 21 世紀における国民健康づくり運動(健康日本 21)について報告書.厚生労働省 Retrieved December 20, 2022 from https://www.mhlw.go.jp/www1/topics/kenko21_11/b3f.html

森田美登里 (2008). 回避型コーピングの用いられ方がストレス低減に及ぼす影響. 健康心理学研究, *21*, 20-31.

向井秀文・高岸幸弘・杉浦義典 (2018). 考え続ける義務感と様々な心理的症状の関連の検討―反復思考を媒介変数と捉えて. パーソナリティ研究, *26*, 263-272.

Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). Prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, *61*, 115-121.

及川恵 (2002). 気晴らし方略の有効性を高める要因 プロセスの視点からの検討. 教育心理学研究, *50*, 185-192.

及川恵・林潤一郎 (2010). 気晴らし方略が問題解決に及ぼす影響――大学生の学業ストレス場面における検討――. パーソナリティ研究, *19*, 170-173.

尾関友佳子（1993). 大学生用ストレス自己評価尺度の改訂：トランスアクショナルな分析に向けて. 久留米大学大学院比較文化研究科年報, *1*, 95-114.

尾関友佳子・原口雅浩・津田彰（1991). 大学生の生活ストレッサー，コーピング，パーソナリティとストレス反応. 健康心理学研究, *4*, 1-9.

Stone, A. A., & Neale, J. M. (1984). New measure of daily coping: Development and preliminary results. *Journal of Personality and Social Psychology*, *46*, 892-906.

Sugiura,Y. (2005). Problem-solving model of worrying. Tokyo: Kazama Shobo.

Sugiura,Y. (2007). Responsibility to continue thinking and worrying: Evidence of incremental validity. *Behaviour Research and Therapy*, *45*, 1619-1628.

＜原著＞

ストレスと不安の関連の検討
—スピリチュアリティを調整変数と捉えて—

横田明日香　信州大学大学院総合人文社会科学研究科
向井秀文　　信州大学学術研究院教育学系

概要

近年，ストレスや不安の緩和について，スピリチュアリティという概念が注目されつつある。本研究では，ストレスと全般性不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果について検討した。分析の結果，ストレスと全般性不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果は認められなかった。その要因としては，先行研究との調査対象者の宗教に関する性質の違いや，スピリチュアリティの測定内容の違いが可能性として考えられた。今後は，年齢層ごとに調査を行うこと，信仰する宗教等の宗教的事項に関する調査もあわせて行うこと，不安の種類ごとに調査することが必要であると考えられる。

キーワード：スピリチュアリティ，不安，ストレス

問題と目的

青年期と精神的健康

青年期は様々な課題に直面する時期であり，精神疾患の好発期でもあるとされている。厚生労働省の患者調査（2020）において，青年期の精神疾患を有する患者数が年々増加していることが明らかになっている。さらに，青年期に属する大学生の精神的健康について，国立大学保健管理施設協議会による調査報告の「健康白書（2019）」においては，1995 年から 2015 年の 20 年の間，一貫して大学生の不安症圏の相談割合が高いことが示されている。

不安とは

不安はネガティブな感情として定義され，緊張や心配といった心理的特徴と動悸や胸部不快感といった身体的特徴から成り立つものである（Player & Peterson, 2011）。都留（1981）は不安について,「自己の将来に起こりそうな危険や苦痛の可能性を感じて生じる不快な情動現象をいう．不安は漠然としていて，はっきりとした対象がない.」としている。

また，笠原（1993）が不安に関して,「漠然とした未分化な恐れの感情．不安は多少とも身体的表出を伴い，動悸，胸部絞扼感，発汗などから瞳孔拡大に至る多彩な自律神経症状

を呈する.」と説明をした。

このように，不安は様々な定義がなされるが，本研究においては，先行研究の共通点を基に, 不安は対象が漠然とした恐れの感情であり, 心配や緊張といった心理的特徴と動悸, 胸部不快感といった身体的特徴からなるものであると定義づけ，論を進める。

以上概観した不安に代表されるような情緒的問題行動の予測要因としては，人生におけるストレスフルな出来事が関連していることが明らかにされている（Compas, Howell, Phares, Williams, & Giunta, 1989）。

ストレスとは

ストレスとは, 1930 年代に生理学者のセリエが提唱した「外界のあらゆる要求によってもたらされる身体の非特異的反応」を表す概念のことである。具体的には，生体に刺激が加えられ，その際に生じる生体側の変化をストレス（stress）と呼び，そしてストレス状態を生じさせる刺激はストレッサー（stressor）と呼んだ。

ストレスについて，冒頭で精神疾患の好発期であると述べた青年期に属する「大学生」に着目すると，嶋（1992）において，大学生の抱えるストレスとして，実存ストレスを挙げ，「個人の生き方そのものに関するストレスであり，不安感や無力感をもたらす」とし，心理的健康状態との相間も高く，脅威として認知されるストレスであると示した。このように，先行研究から，ストレスと心理的健康の関連が伺える。

ストレスと心理的健康に関して，Dohrenwend & Dohrenwend（1974）は，日常生活上の変化をもたらす出来事を“stressful life events”と呼び，ある一定期間内にこれらの出来事を数多く体験することが身体的・精神的障害（心臓病，自殺傾向，分裂病やうつ病など）の罹患性を高めると提唱している。精神的障害の中でも，特に，不安症について，ストレスとの強い関連が示されている。

ストレスと不安の関連

Heim & Nemeroff（1999）によると，ストレスは不安症の発症の主要因であるということが示されている。また，不安症群の一種であるパニック症について，後山・池田・東尾・植木（2002）は，パニック症と診断された患者を対象にその発症にかかわる誘因を調査した結果，心理ストレスがパニック症の発症に関わっていることを示した。つまり，ストレスは不安症の発症に関わる要因の 1 つとして考えられる。このように，先行研究から，ストレスと不安の間には関連があると考えられる。

一方で，Misra & McKean（2000）において，ストレスを低下させる行動をとった後，ストレスは低下するものの，不安は低下しないと示した。また，秦・伊藤・西川（2000）は，ストレス状況下では不安が誘発されるが，不安レベルはその受け手によって異なるとしている。つまり, 高いストレスにさらされて不安が高くなる者もいれば, 不安は変わらない, あるいは低くなる者もいるということになる。

このように，ストレスを体験した全ての人に不安が生じるとはいいづらく，同様のスト

レスを体験してもストレスが生じる人もいれば，生じない人もいるだろう。つまり，不安-ストレス間の関係は完全に強固なものではなく，何らかの変数がその関係を調整していると考えられる。

その調整する役割を担う変数としては，ストレッサーのネガティブな影響を軽減するものであり（Cohen, Burt, & Bjork, 1987），かつ，不安症の回復にも寄与するもの（Min et al., 2013）として近年注目を集めつつある「スピリチュアリティ」が挙げられる。

スピリチュアリティとは

スピリチュアリティの語の使用　「スピリチュアリティ」や「スピリチュアル」という語が使用され始めたのは，欧米では1980年代，日本では1990年代からであるとされる（安藤・結城・佐々木, 2001）。そして，スピリチュアリティという概念が世界的規模で重視されるようになったのは，1990年以降，WHOによるスピリチュアリティに関する提言の影響が大きいと考えられる。

1990年，WHOがスピリチュアル（霊的）ということについて，「霊的は宗教的と同じ意味ではなく，霊的な因子は身体的，心理的，社会的因子を包含した人間の性の全体像を構成する一因子とみることができ，生きている意味や目的についての関心や懸念とかかわっていることが多い」としている。

そして，WHOは以上の定義を踏まえた上で，1998年のWHO執行理事会において，「健康」の定義を「完全な肉体的（physical），精神的（mental），Spiritual及び社会的（social）福祉のDynamicな状態であり，単に疾病又は病弱の存在しないことではない。」と改めることが議論された。

このように，WHOはスピリチュアリティを人間の健康にとって重要な一側面を担っているとしている。では，この人間存在に必要だと考えられるスピリチュアリティとは，どのように定義づけられている言葉であるのか。

スピリチュアリティの定義　スピリチュアリティの定義について，鵜生川・中西（2018）は「日本においても英語圏諸国においても，スピリチュアリティの概念については，いまだ定まった定義は見出せていないという現状がある」と指摘しつつ，日本及び英語圏諸国におけるスピリチュアリティの定義の共通性を次のように示している。共通してみられる用語は「自己」「他者」「超越的存在」であり，共通点として，(1) 人間存在の根源性に関わる概念であり，全ての人間が本来持ち合わせている力であるという点，(2)「自己」「他者」「超越的存在」との関連性を基盤として，人生の意味や目的を見出す力である点，(3) 普段は潜在化しているが，危機的状況に直面した時に顕在化するものとして捉えている点，(4) 宗教的な因子が含まれているが，宗教とは同一のものではなく，区別している点の4点を挙げている。

以上のように，スピリチュアリティについては様々な定義がなされている。ここでは，複数の先行研究の共通する点から，スピリチュアリティを「人間存在の根源的エネルギー」

と定義する。こういった様々なスピリチュアリティの定義を踏まえた上で，スピリチュアリティに関する尺度が国内外で複数作成され，調査が実施されている。

スピリチュアリティの測定内容　スピリチュアリティの測定内容に関して，海外の研究との比較を考えてみる。Young, Cashwell, & Shcherbakova （2000）では，アメリカの全年齢層を対象に調査を行い，ネガティブなライフイベントと，不安・うつの関連に対するスピリチュアリティの調整効果を検討した。スピリチュアリティ尺度について，田崎・松田・中根（2001）は，日本人のスピリチュアリティ観は自然との関わり，祖先との関わり，特定の宗教をもたずとも何か絶対的な力の存在を感じることを特徴とすると示している。しかし，当該研究の尺度はアメリカで作成されたものであり，日本人のスピリチュアリティの特徴である，自然や祖先との関わりには触れられていない。そこで，日本人のスピリチュアリティを測定するにあたっては，日本人のスピリチュアリティの特徴を踏まえた上で作成された尺度を使用する必要があるといえる。そのため，本研究では,「日本人青年用スピリチュアリティ評定尺度（濁川・満石・遠藤・廣野・和, 2016）」を使用する。尺度の具体的な内容は次の通りである。第 1 因子「自然との調和」（項目例：森や湖など,自然の中にいると心が落ち着く），第 2 因子「生きがい」（項目例：生きる意味や目的をもって生きている），第 3 因子「見えない存在への畏怖」（項目例：人間を超えた大いなるものの影響を受けていると感じる），第 4 因子「先祖・ルーツとの繋がり」（項目例：先祖は自分にとってとても大切な存在である），第 5 因子「自律」（項目例（逆転）：他人の意見に，つい流されてしまう）の以上 5 因子で構成されている。

スピリチュアリティ研究の臨床的意義　以上，スピリチュアリティについて概観してきたが，臨床場面におけるスピリチュアリティの役割とはどのようなものなのか。Min et al.（2013）によると，スピリチュアリティは，不安症の回復に寄与するものであると示唆している。また，Koszycki, Raab, Aldosary, & Bradwejn（2010）では，スピリチュアリティが，全般性不安症に対して，認知行動療法といった心理的介入と比較対象となり得るとした上で，スピリチュアリティが全般性不安症の症状を臨床的に有意な減少をもたらしたことを示唆している。さらに，不安と関連するとされているストレスについては，スピリチュアリティがそのネガティブな影響を軽減するということが Koening, Hayes, George, Blazer, Larson, & Landerman（1997）によって示唆されている。

このように，スピリチュアリティは，臨床上，不安や，その要因となりうるストレスを低下させるという重要な概念であり，特にまだスピリチュアリティに関する研究が少ない日本において，スピリチュアリティを扱うということは意義のあることであるといえる。

目的

不安は，ストレスフルな出来事が関連していることが複数の研究で示されている。ただし，ストレスを低下させる行動をとったあと，ストレスは低下しても不安は低下しないといった先行研究もある。つまり，ストレスと不安の関連には，必ずしも正の相関があると

は言えず，両者の関係は，何らかの変数によって調整されている可能性があると考えられる。その調整する役割を担う変数としては，ストレッサーのネガティブな影響を軽減し，かつ，不安症の回復にも寄与するものとして近年注目を集めつつあるスピリチュアリティが挙げられる。

そこで，本研究では，ストレスと不安の関連はスピリチュアリティに調整されるとの仮説を立て，検討することを目的とする。なお，仮説モデルは以下の通りである（図 1）。

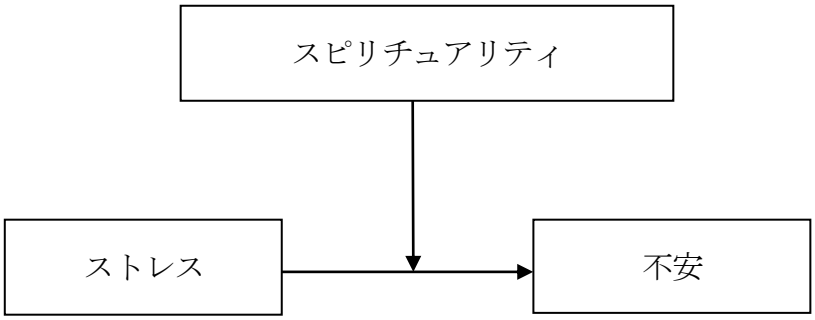


図 1　本研究での仮説モデル

方法

調査対象者

関東甲信越の大学生・大学院 140 名に質問紙調査を実施し，回答が有効であった 139 名（男性 51 名，女性 88 名；平均年齢 20.75 歳，*SD*＝1.98 歳）を分析対象とした。

調査手続き

インターネット上に Google フォームを用いて調査内容を公開し，縁故法によりデータを収集した。回答に所用する時間は約 20 分であった。調査期間は 2022 年 7 月下旬から 10 月中旬までであった。

調査材料

本調査の質問紙の構成は以下の通りである。

フェイスシート項目　性別，所属（学校名），学年，年齢についての回答を求めた。

日本人青年用スピリチュアリティ評定尺度（JYS）　濁川他（2016）により作成された日本人青年のスピリチュアリティを評定する尺度である（27 項目，項目例：人間を超えた大いなるものの影響を受けていると感じる）。回答は，「まったく当てはまらない：1」から「とてもよく当てはまる：7」までの 7 段階で評定を求めた。

大学用ストレス自己評価尺度　尾関（1993）により作成された大学生のストレスを測定する尺度である。本尺度は，3 つの下位尺度から構成されており，その中の「ストレッサー尺度」のみを用いた（35 項目，項目例：アルバイト先でトラブルを起こした）。回答は，

「体験なし：0」から「非常につらかった：4」の 5 段階で評定を求めた。

Generalized Anxiety Disorder-7（GAD-7） Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe（2006）により作成された不安を測定する尺度である。日本語版（村松, 2014）を用いた（7 項目，項目例：緊張感、不安感または神経過敏を感じる）。回答は，「まったくない：0」から「ほとんど毎日：3」の 4 段階で評定を求めた。

倫理的手続き

本研究は，信州大学「教育学部研究委員会倫理審査部会」の承諾を受けた上で実施された（管理番号：22-12）。

結果

相関分析

まず，スピリチュアリティ，ストレス，全般性不安の相関係数を算出した。その結果，全般性不安とストレスの間に中程度の正の相関関係（r=.55, p＜.01）が認められた（表 1）。

表 1 記述統計と相関

	1	2	3	*M*	*SD*	*α*
1.スピリチュアリティ	–			115.69	21.97	.87
2.ストレス	.08	–		38.87	15.69	.85
3.全般性不安	.00	.55 **	–	5.05	4.46	.84

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

階層的重回帰分析

次に，ストレスと全般性不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果を検討するために，階層的重回帰分析を行った（表 2）。全般性不安を目的変数として，Step1 にスピリチュアリティとストレスを説明変数として投入し，Step2 に Step1 の説明変数とその交互作用項を投入した。分析の結果，Step1 の説明率は R^2＝.30 であり，スピリチュアリティの主効果は有意ではなく（β＝-.04），ストレスの主効果は有意であった（β＝.55, p＜.01）。また，Step2 のスピリチュアリティとストレスの交互作用項の分散説明率の増分は有意でなかった（ΔR^2＝.00）。

表 2 ストレスと全般性不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果

		β	R^2	ΔR^2
Step1			.30	.30
	スピリチュアリティ	-.04		
	ストレス	.55**		
Step2			.30	.00
	スピリチュアリティ	-.04		
	ストレス	.55**		
	スピリチュアリティ×ストレス	.01		

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

以上，スピリチュアリティ，ストレス，全般性不安の 3 変数を用い，階層的重回帰分析を行った結果，ストレスと不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果は示されなかったが，調査対象者の属性やスピリチュアリティの内容によって調整効果は異なるのかを調べるため，ここから補足的に検討を行った。

階層的重回帰分析：スピリチュアリティ評定尺度の下位因子を調整変数とした場合

調整変数として，スピリチュアリティ評定尺度の第 1 因子「自然との調和」，第 2 因子「生きがい」，第 3 因子「見えない存在への畏怖」，第 4 因子「先祖・ルーツとのつながり」，第 5 因子「自律」を使用し，ストレスと全般性不安の関連をスピリチュアリティ評定尺度の各下位因子が調整するかを検討するために，階層的重回帰分析を行った。その結果，第 1 因子「自然との調和」，第 2 因子「生きがい」，第 3 因子「見えない存在への畏怖」，第 4 因子「先祖・ルーツとのつながり」，第 5 因子「自律」の各因子とストレスの交互作用項の分散説明率の増分は有意でなかった（ΔR^2＝.00）。つまり，第 1 因子から第 5 因子のいずれの因子を調整変数として使用した場合においても，ストレスと不安に対する調整効果は見られなかった。

考察

本研究の目的は，日本人青年を対象とし，ストレスと不安の関連をスピリチュアリティが調整するかを検討することであった。

まず，相関分析において，ストレスと全般性不安の間に正の相関が見られ，ストレスが高いほど，全般性不安が高いことが示された。また，スピリチュアリティと全般性不安，スピリチュアリティとストレス間には相関は見られなかった。

次に，ストレスと全般性不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果を検討するために，階層的重回帰分析を行った結果，スピリチュアリティの調整効果は認められなかった。しかし，スピリチュアリティの内容によって調整効果は異なるのかを調べるため，スピリチュアリティの各因子を調整変数として用い，補足的に検討を行った。その結果，第 1 因子「自然との調和」，第 2 因子「生きがい」，第 3 因子「見えない存在への畏怖」，第 4 因子「先祖・ルーツとのつながり」，第 5 因子「自律」のいずれの因子を調整変数とした場合においても，ストレスと全般性不安の関連に対するスピリチュアリティの調整効果は認められなかった。

これは，先行研究 Young et al.（2000）の知見を支持しない結果となった。スピリチュアリティがストレスと不安の関連を調整しないという，先行研究とは異なる結果となったことについては次のように考察する。

まず考えられることは，Young et al.（2000）との調査対象者の宗教性の違いである。本研究で調整変数として使用したスピリチュアリティについて，Bergin & Jensen（1990）では，スピリチュアリティは宗教と関連するものであると示唆している。そのため，スピリチュアリティの調整効果を検討する際，宗教性の違いが先行研究との結果の違いとして現われた可能性があると考えられる。具体的には，先行研究では，サンプルの多くがキリスト教の宗教活動に積極的に参加していると報告している。この「キリスト教を信仰していること」，「宗教活動に積極的に参加していること」という 2 点が本研究の対象者の性質と異なっている可能性が考えられる。本研究では，信仰している宗教についての質問や，宗教活動にどのくらいの頻度で参加しているかといった質問は行ってはいない。しかし，文化庁の宗教統計調査（2021）において，日本に在住する者が信仰している宗教の系統については，神道系が 約 8723 万人，仏教系が約 8324 万人，キリスト教系が約 196 万人という結果になっている。つまり，日本では神道・仏教系の信仰割合が高く，キリスト教系の信仰割合は低いといえる。この結果を踏まえると，本研究の対象者の日本人の大学生・大学院生についても，神道系・仏教系の割合が高く，キリスト教系の割合は低いはずであると考えられる。そのため，信仰する宗教という点において，先行研究とは異なっていたといえる。続いて，「宗教活動への関与」という点についてである。日本においては，「各国の宗教意識の調査」の中での「宗教を信仰している」という回答がわずか 25.7%であり，宗教への信仰があつくないといった状況が存在する（二階堂, 2013）。信仰心が高くないため，宗教活動への積極的関与ということも考えにくい。この点も，先行研究の「宗教活動に積極的に活動している」という点とは異なる点である。このような対象者の宗教に関する性質が先行研究と異なっていたことが，先行研究のようにスピリチュアリティの緩衝効果が機能しなかった要因の一つである可能性が考えられる。

先行研究を支持しない結果となったもう一つの要因は，スピリチュアリティの測定内容の違いが挙げられる。スピリチュアリティについて，鵜生川・中西（2018）が「日本にお

いても英語圏諸国においても，スピリチュアリティの概念については，いまだ定まった定義は見出せていないという現状がある」と指摘しているように，スピリチュアリティには一様の定義が決まっていない。そのため，スピリチュアリティを測定する尺度によって測定しているスピリチュアリティが多少異なっていると考えられる。まず，先行研究では，生命の神聖さ，生物とのつながり，利他主義，痛みや苦しみの認識といったことを測定している（項目例：「生命に対する神聖な感覚を体験している」「他の生物との繋がりを体験している」，「必要に応じて，他者に施すべきである」，「痛みや苦しみに敏感であることは重要である」）。しかし，本研究で使用した日本人青年用スピリチュアリティ評定尺度ではこれらを測定する項目は含まれていない。一方，本研究の使用尺度には，自然との調和，先祖・ルーツとのつながり，自律が含まれるが，先行研究の尺度にはこれらは含まれていない。このように，先行研究と測定しているスピリチュアリティの質が異なっていたことも，スピリチュアリティの調整効果が先行研究のように機能しなかった一因と考えられる。

本研究の限界

最後に，本研究の限界点について言及する。本研究では，対象を青年層に絞って調査を行った。しかし，高橋・井出（2004）において，スピリチュアリティには，対象となる世代や母集団ごとに特色があることが示唆されている。そのため，青年層以外も対象にし，年齢層ごとに調査を行う必要もあると思われる。

また，本研究では，調査の際，信仰している宗教等についての質問は行わなかった。しかし，スピリチュアリティには宗教性，信仰心が大きく関わっている可能性があるため，どの宗教を信仰しているか，宗教的儀式への関わりはどの程度かといった宗教的事項に関して調査をする必要があると考えられる。

他には，従属変数の種類の少なさも課題として挙げられる。本研究では，従属変数として全般性不安を用いたが，不安の種類には，全般性不安以外にも，社交不安，特性不安，状態不安といった様々なものがある。不安の種類によって，ストレスとの関連におけるスピリチュアリティの調整効果に違いは見られるのかを検証することも必要であったと考えられる。今後の研究では，これらの課題を考慮して検討していくことが望まれる。

付記

本研究は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

安藤治・結城麻奈・佐々木清志 (2001). 心理療法と霊性–その定義をめぐって．日本トランスパーソナル心理学／精神医学会誌「トランスパーソナル心理学／精神医学」*2*, 1-9.

Bergin, A. E., & Jensen, J. P. (1990). Religiosity of psychotherapists: A national survey. *Psychotherapy*,

27, 3-7.

文化庁 (2021). 宗教統計調査 系統別単位宗教団体・教師・信者数. Retrieved from https://www.estat.go.jp/statsearch/files?page=1&layout=datalist&toukei=00401101&tstat=000001018471&cycle=0&tclass1=000001172206&tclass2val=0

Cohen, L. H., Burt, C. E., & Bjorck, J. P. (1987). Life stress and adjustment: Effects of life events experienced by young adolescents and their parents. *Developmental Psychology*, *23*, 583–592.

Compas, B. E., Howell, D. C., Phares, V., Williams, R. A., & Giunta, C. T. (1989). Risk factors for emotional/behavioral problems in young adolescents: A prospective analysis of adolescent and parental stress and symptoms. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *57*, 732–740.

Dohrenwend, B. S., & Dohrenwend, B. P. (Eds.). (1974). *Stressful life events: Their nature and effects.* John Wiley & Sons Inc.

秦多恵子・伊藤栄次・西川裕之 (2000). ストレスと不安と脳内物質　日本薬理学雑誌, *115*, 13-20.

Heim, C., & Nemeroff, C. B. (1999). The impact of early adverse experiences on brain systems involved in the pathophysiology of anxiety and affective disorders. *Biological Psychiatry*, *46*, 1509-1522.

笠原嘉 (1993). 不安 加藤・保崎・笠原・宮本・小此木他(編) 新版 精神医学事典　弘文堂 690-691.

Koenig, H. G., Hays, J. C., George, L. K., Blazer, D. G., Larson, D. B., & Landerman, L. R. (1997). Modeling the cross-sectional relationships between religion, physical health, social support, and depressive symptoms. *American Journal of Geriatric Psychiatry*, *5*, 131-144.

国立大学保健管理施設協議会. (2019). 健康白書. https://jnuha.org/06_etcdl.html

Koszycki, D., Raab, K., Aldosary, F., & Bradwejn, J. (2010). A Multifaith Spiritually Based Intervention for Generalized Anxiety Disorder: A Pilot Randomized Trial. *Journal of Clinical Psychology*, *66*, 430-41.

厚生労働省. (2020). 患者調査. https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12201000-Kikakuka/0000108755_12.pdf

Min, J.-A., Jung, Y.-E., Kim, D.-J., Yim, H.-W., Kim, J.-J., Kim, T.-S., Lee, C.-U., Lee, C., & Chae, J.-H. (2013). Characteristics associated with low resilience in patients with depression and/or anxiety disorders. *Quality of Life Research*, *22*, 231-241.

Misra, R., & Mckean, M. (2000). College students' academic stress and its relation to their anxiety, time management, and leisure satisfaction. *American Journal of Health Studies*, *16*, 41-51.

村松公美子 (2014). Patient Health Questionnaire (PHQ-9, PHQ-15). 日本語版および Generalized Anxiety Disorder -7 日本語版-up to date-. 新潟青陵大学大学院臨床心理学研究, *7*, 35−39.

濁川孝志・満石寿・遠藤伸太郎・廣野正子・和秀俊 (2016). 日本人青年におけるスピリチュアリティ評定尺度の開発トランスパーソナル心理学/精神医学会誌, *15*, 87-104.

二階堂晃祐 (2013). 各国の宗教意識の独自性考察～アジア　太平洋価値観国際比較調査から.統計数理研究所.

尾関友佳子 (1993). 大学生用ストレス自己評価尺度の改訂 ： トランスアクショナルな分析に向けて　久留米大学大学院比較文化研究科年報, *1*, 95-114.

Player, M. S., & Peterson, L. E. (2011). Anxiety disorders, hypertension, and cardiovascular risk: A review. *International Journal of Psychiatry in Medicine*, *41*, 365-377.

嶋信宏 (1992). 大学生におけるソーシャルサポートの日常生活ストレスに対する効果　社会心理学研究, *7*, 45-53.

Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, *166*, 1092–1097.

高橋正実・井出訓 (2004). スピリチュアリティーの意味；若・中・高齢者の 3 世代比較による霊性・精神性についての分析　老年社会科学, *26* (3), 296-307.

田崎美弥子・松田正巳・中根允文 (2001). スピリチュアリティに関する質的調査の試みー健康および QOL の概念のからみの中でー　日本医事新報, *4036*, 24-32.

都留春夫 (1981). 新版・心理学事典 平凡社 740.

鵜生川恵美子・中西陽子 (2018). 看護研究論文からみる スピリチュアリティの定義—日本と英語圏諸国の比較検討　群馬県立県民健康科学大学紀要,*13*,1-13.

後山尚久・池田篤・東尾聡子・植木實 (2002). 女性のパニック障害に関する発症誘因の心身医学的研究　女性心身医学, *7*,70-75.

Young, J. S., Cashwell, C. S., & Shcherbakova, J. (2000). The moderating relationship of spirituality on negative life events and psychological adjustment. *Counseling and Values*, *45*, 49-57.

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室 令和４年度業務内容のあらまし

１　心理教育相談室規則・心理教育相談室運営委員会規則

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室内規

（趣旨）

第１条　この内規は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科規程（令和２年信州大学規程第 325 号）第５条の規定に基づき，信州大学大学院総合人文社会科学研究科（以下「研究科」という。）に置く心理教育相談室（以下「相談室」という。）に関し必要な事項を定める。

（目的）

第２条　第２条 相談室は，心理臨床に関する高度専門職業人養成のための教育訓練を行うとともに，心理臨床に関する地域からの相談（以下「相談」という。）に応えるため，心理臨床における実践的な教育及び研究の推進に寄与することを目的とする。

（業務）

第３条　相談室は，次の各号に掲げる業務を行う。

一　相談に関すること。

二　心理臨床及びその周辺領域に係る学術調査･研究並びにその発表と刊行に関すること。

三　臨床心理学の実践的活動とそれに基づく理論の体系化に関すること。

四　研究科総合人文社会科学専攻心理学分野臨床心理学コース（以下「臨床心理学コース」という。）の臨床心理実習の指導に関すること。

五　学校及び地域社会等へのコンサルテーションに関すること。

六　その他相談室に必要な業務に関すること。

（組織）

第４条　相談室は，次の各号に掲げる者を置く。

一　相談室長

二　相談員

三　相談研修員

四　その他の職員

（運営委員会）

第５条　相談室に，相談室の運営に関する重要事項を審議するため，信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会（以下「運営委員会」という。）を置く。

２　運営委員会に関し必要な事項は，別に定める。

（相談室長）

第６条　相談室長は，相談員の互選により定め，研究科長が委嘱する。

２　相談室長は，相談室の業務を掌理する。

３　相談室長の任期は，１年とする。ただし，再任を妨げない。

４　相談室長に欠員を生じた場合の後任の室長の任期は，前任者の残任期間とする。

（相談員）

第７条　相談員は，次の各号に掲げる者のうち，相談に関する学識及び経験を有する者をもって充てる。

一　研究科総合人文社会科学専攻に所属する専任教員

二　研究科長又は副研究科長が特に必要と認めた者

２　相談員は，運営委員会の推薦に基づき，研究科長が委嘱する。研究科委員会は，研究科長の求めに応じて，審議し，意見を述べることができる。

３　相談員の任期は，２年とする。ただし，再任を妨げない。

（相談研修員）

第８条　相談研修員は，臨床心理学コースに在籍する学生をもって充てる。

２　相談研修員は，相談員の指導を受け，相談員が行う業務の補助をする。

（相談の種類）

第９条　相談室は，第２条の目的を達成するために，次の各号に掲げる相談を行う。

一　初回面接

二　継続面接

三　遊戯療法・行動トレーニング

四　保護者面接

五　家族面接

六　集団面接

七　コンサルテーション

八　心理査定

九　個人スーパーヴィジョン

（相談の実施）

第 10 条　相談は，研究科の教育研究に支障を生じるおそれがないと認められる場合に限り，行うことができる。ただし，相談室長を含む相談員２名以上の合議に基づき，相談室運営に著しい支障をきたすと判断される場合には，相談を中止することができる。この著しい支障をきたすと判断される場合については別に定める。（相談の申込み）

第 11 条　相談を申し込もうとする者は，所定の申込書を相談室長に提出し，その承認を得なければならない。

（相談料金）
第 12 条　前条の承認を得た者は，相談の種類に応じ，信州大学諸料金規程（平成 16 年信州大学規程第 111 号）第２条に規定する相談料金を納付しなければならない。
（事務）
第 13 条　相談室に関する事務は，教育学部事務部において処理する。
（その他）
第 14 条　この内規に定めるもののほか，相談室に関し必要な事項は，研究科長が別に定める。研究科委員会は，研究科長の求めに応じて，審議し，意見を述べることができる。

附則
１　この規則は，令和２年９月１１日から施行し，令和２年４月１日から適用する。
２　この内規施行の際，現に信州大学大学院教育学研究科心理教育相談室内規第４条に規定する相談室長及び相談員である者は，第６条及び第７条の規定にかかわらず，引き続き相談室長及び相談員としてその任期を継続する。

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会内規
（趣旨）
第１条　この内規は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室内規（令和２年９月１０日総合人文社会科学研究科代議員会決定）第５条第２項の規定に基づき，信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会（以下「運営委員会」という。）の組織及び運営に関し必要な事項を定める。
（審議事項）
第２条　運営委員会は，次の各号に掲げる事項を審議する。
一　信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室（以下「相談室」という。）の運営に関すること。
二　相談室の事業計画に関すること。
三　相談室の予算及び決算に関すること。
四　相談料金に関すること。
五　その他相談室の運営に関し必要な事項に関すること。
（組織）
第３条　運営委員会は，次の各号に掲げる委員をもって組織する。
一　相談室長
二　信州大学大学院総合人文社会科学研究科総合人文社会科学専攻に所属する専任教員のうちから選出された者３人
三　その他相談室長が必要と認める者若干名

２　前項第２号に規定する委員の任期は，２年とする。ただし，再任を妨げない。
３　第１項第２号に規定する委員に欠員が生じた場合の後任の委員の任期は，前任者の残任期間とする。
（委員長）
第４条　運営委員会に委員長を置き，相談室長をもって充てる。
２　委員長は，運営委員会を招集し，その議長となる。
３　委員長に事故があるときは，委員長があらかじめ指名した委員が，その職務を代行する。
（議事）
第５条　運営委員会は，委員の過半数の出席がなければ，議事を開くことができない。
２　運営委員会の議事は，出席委員の過半数をもって決し，可否同数のときは，議長の決するところによる。
（委員以外の者の出席）
第６条　運営委員会が必要と認めたときは，運営委員会に委員以外の者の出席を求め，その意見を聴くことができる。
（庶務）
第７条　運営委員会の庶務は，教育学部事務部において処理する。
（雑則）
第８条　この内規に定めるもののほか，運営委員会の運営に関し必要な事項は，別に定める。
附　則
この内規は，令和２年９月１１日から施行し，令和２年４月１日から適用する。

２　令和４年度心理教育相談室構成員

相談員：奥村真衣子，上村惠津子，篠田直子，島田英昭，下山真衣，高橋知音（室長），高橋 史，茅野理恵，水口 崇，三谷絵音，宮地弘一郎，三和秀平，向井秀文
相談研修員：総合人文社会科学研究科心理学分野臨床心理学コース大学院生
事務：髙柳正恵

３　令和４年度心理教育相談室運営委員会構成員

高橋知音（委員長），篠田直子，高橋 史，茅野理恵，水口 崇，向井秀文

４　心理教育相談室の業務

⑴ 相談業務

①外来クライエントに対する相談

相談受付は平日の午前 10 時 30 分から午後 14 時 30 分まで。受付電話番号は，026-238-4038。面接は月曜日から金曜日（祝祭日を除く）の午前 9 時から午後 17 時まで行っている。

②相談受理および面接展開

次のステップで進める。

a. 原則として心理教育相談室にて，事務局がクライエントからの電話申し込みにて相談を受けつける。その際「1 週間程度で心理教育相談室から返事をする」と応える。
b. その後，事務局から相談員に受諾またはスーパーバイズの可否を問い合わせる。
c. スーパーバイズが可の場合，相談室研修員にスーパーバイザーを連絡し，受諾の可否を問い合わせる。相談担当者は直接相談申込者に連絡をし，面接設定を行う。なお相談担当者が相談室研修員（大学院生）の場合は，原則としてインテークは相談室研修員陪席下でスーパーバイザーが行い，次回からどのような形態で相談をするかを面接申込者と話し合い決める。
d. その結果，相談の形態は次の 4 つの形態になることが予想される。
   1. 相談員が直接相談を担当する。
   2. 相談室研修員がスーパーバイザーについて相談を担当する。
   3. 相談員と相談室研修員が同時に面接を担当する（例 : 親子並行面接の場合，相談員が保護者の相談を受け，相談室研修員が子どもの遊戯療法を担当する）
   4. 学部長により相談員として委嘱された上記相談員以外の臨床心理相談に関する学識及び臨床経験を有する者が直接相談を担当する。

③相談料金

初回面接・家族面接等が 3,000 円，継続面接等が 2,000 円，心理検査が 1,000 円～3,000 円とする。

⑵ 教育業務

①総合人文社会科学研究科心理学分野臨床心理学コース在籍の大学院生に対する研修

臨床心理士養成ならびに公認心理師養成カリキュラムに沿って，相談研修員（臨床心理学コース在籍の大学院生）に対する教育研修を行う。具体的には，相談研修員は毎月 1 回程度実施する事例検討会への参加，および個別のスーパービジョンを受けることにより教育研修を深める。

⑶ 地域への成果の還元

①『信州心理臨床紀要』の発行

心理教育相談室の成果を公刊し，オンライン・ジャーナルとして公開する。当面，『信州

心理臨床紀要』は年１回とする。そのため編集委員会を設置する。編集委員長のもとで，編集計画，執筆依頼，出版に関する実務，講演の記録・編集［相談室研修員が担当］，校正［執筆者に依頼］等の業務を進める)。編集委員長は心理教育相談室関係教員の互選により決める。当面その任期は２年とする。ただし再任を妨げない。

(4)広報活動

①「心理教育相談室」ホームページの運営

以下のURLにおいて運営を行っている。

https://www.shinshu-u.ac.jp/faculty/education/course/psychology/soudan.html

５　連絡先

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室
380-8544　長野市西長野６－ロ
電話：026-238-4038
メール：e-sodan@shinshu-u.ac.jp

（文責　高橋知音）

令和４年度心理教育相談室活動報告

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室(以下「相談室」)における，令和 4 年 4 月 1 日～令和 5 年 3 月 31 日までの活動の概要について報告する。

Ⅰ　相談室の歩み

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室は，当初教育学部教育相談室として平成 12 年 4 月 1 日に発足した。教育学部の地域サービスの一環として設置されたこともあり，開設当初は教育臨床領域の相談が多かった。

平成 14 年 4 月 1 日，大学院教育学研究科学校教育専攻臨床心理学専修の設置にあわせて，旧教育相談室は大学院教育学研究科心理教育相談室として新しい活動を始めることとなった。学内規程上学部に位置づけられていた心理教育相談室は，同年 12 月 4 日に大学院研究科委員会において同年 4 月 1 日に遡って正式に大学院実習施設として認定された。これにより，相談活動領域は教育臨床のみならず医療，福祉，産業領域へと広がった。

なお，平成 16 年度より信州大学大学院教育学研究科学校教育専攻臨床心理学専修は，財団法人日本臨床心理士資格認定協会の指定する第 1 種大学院と認定され，臨床心理士養成のために特化した大学院となっている。また，平成 16 年 10 月には北西校舎を改装した相談室が完成し，施設・設備面の環境が整った。

平成 19 年 1 月には相談の有料化が図られた。これに伴い，学部会計係との連携の基，経理面での手続きも整備された。

令和 2 年 4 月 1 日，総合人文社会科学研究科の設置にあわせて，相談室は信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室となった。

令和 5 年 3 月 1 日現在，心理教育相談室構成員として，専任教員・特任教員（相談員）は 13 名，内 7 名は臨床心理士資格取得者である。相談研修員は，大学院 2 年生の人数が 12 名，1 年生が 10 名で，計 22 名となっている。以上に加え，事務局 1 名，総計 36 名で相談業務にあたった。

Ⅱ　令和４年度の相談活動

①　ケース総数

ケース総数は，90 件であった（表１）。昨年度と比較すると，新規ケースは増加した。内訳は，カウンセリング・心理療法を中心とする臨床心理面接が 66 件，親面接を中心とする心理教育相談が 15 件，専門家を対象とする教育指導面接は 5 件心理検査は 4 件であっ

た。

②年齢および性別ケース件数

年齢及び性別ケース件数を表 2 に示した。新規ケースでは，女性からの相談の割合が増加した。

③相談内容の内訳

相談内容の内訳と，ケース件数を表 3 に示した。

相談内容は多岐にわたるが，臨床心理面接では，自己理解に関わる相談がやや多く見受けられた。

④延べ面接回数

表 4 に延べ面接回数を示した。昨年度と比較すると，延べ面接回数は 494 回から 660 回と増加した。年間を通して閉室せずに相談業務を継続できたこと，相談研修員の人数が多かったことなどがその理由として考えられる。

内訳を見てみると，臨床心理面接が 516 回，次いで心理教育面接が 61 回であった。月別の面接回数は，12 月，2 月，3 月が多かった。

表1 ケース総数

	臨床心理面接（カウンセリング・心理療法）	心理教育相談（親面接）	教育指導面接（専門家へのコンサルテーション）	心理検査（アセスメント）	計
前年度からの継続ケース	35	4	2	1	42
今年度からの新規ケース	31	11	3	3	48
計	66	15	5	4	90

表2 年齢および性別ケース数

	年齢	0～3	4～6	7～12	13～15	16～18	19～22	23～30	31～35	36～40	41～50	51～	計
前年度からの継続ケース	男			1	2	5	1	1	1	2	1	1	15
	女			1	3	5	2	2	2	2	8	2	27
今年度からの新規ケース	男		1	5	1		1	1			2	1	12
	女			5	2	3	1	6	3	2	11	3	36
計		0	1	12	8	13	5	10	6	6	22	7	90

表3 相談内容内訳とそれに対応するケース数

臨床心理面接		心理教育面接		教育指導面接		心理検査	
相談内容	件数	相談内容	件数	相談内容	件数	検査内容	件数
不登校	5	不適応	1	職場での子供への関わり方	0	WISC	1
自己理解	16	盗癖	0	子供の療育	0	WAIS	2
社会不適合	2	不登校	3	その他	5	K-ABC	1
情緒不安定	6	学習上の障害	1			田中ビネー	0
対人関係	9	言語障害	0			性格検査	0
脳外傷・機能障害	0	発達障害	2			その他	0
うつ	4	親子関係	4				
家族関係	6	担任との関わり	0				
発達障害	5	その他	4				
言語障害	0						
その他	13						
計	66	計	15	計	5	計	4

表4 延べ面接回数

R.4年4月～R.5年3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	3月	計
受理面接 (インテーク)	2	2	6	4	6	3	4	5	2	1	5	6	46
臨床心理面接 (ｶｳﾝｾﾘﾝｸﾞ・心理療法)	34	37	40	28	33	44	48	42	50	50	55	55	516
心理教育面接 (親面接)	3	4	5	3	5	3	4	3	9	5	8	9	61
教育指導面接 (専門家へのｺﾝｻﾙﾃｰｼｮﾝ)	2	2	2	3	2	2	4	2	3	3	1	1	27
心理検査 (アセスメント)	1	0	0	1	0	3	1	0	1	0	0	3	10
計	42	45	53	39	46	55	61	52	65	59	69	74	660

R.5年3月末現在

（文責　高橋　知音）

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室紀要『信州心理臨床紀要』編集ガイドライン

2023 年 6 月 1 日信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会制定

１．掲載論文

⑴『信州心理臨床紀要』は，臨床心理学およびその関連領域に関する論文等（以下「論文」とする。）を掲載する。

⑵論文は，原則として未公刊のものとするが，編集委員会が特に認めたものはこの限りでない。

⑶論文は，被験者やクライエントのプライバシーに十分配慮し，日本心理臨床学会倫理基準，日本心理学会倫理規程等に従ったものとする。

⑷論文の掲載の可否は編集委員会で決定する。

⑸論文の著作権は著者に帰属する。著者は論文の投稿に際して当該論文を複製する権利（複製権）及び公開する権利（公衆送信権）を編集委員会に許諾したものとする。

２．投稿資格

⑴信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室規則に定める相談員

⑵その他，編集委員会が特に認めた者

３．執筆要項

⑴論文体裁は，心理臨床学研究（日本心理臨床学会），心理学研究（日本心理学会）等に準拠するものを別に定める。

⑵論文の分量には特に制限を加えない。

⑶掲載にあたって著作権者の了承が必要な内容を含む場合，著者の責任で解決しておく。

４．編集及び発行

⑴『信州心理臨床紀要』の編集及び発行に関する事項は編集委員会で決定する。

⑵編集委員会は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室規則に定める相談員 5 名以上で構成し，互選により編集委員長を選出する。

⑶発行はインターネット上で行う。

⑷年１回，6 月に発行する。

５．その他

⑴このガイドラインの変更は，信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会の承認を得るものとする。

編集委員（令和 4 年度）

向井秀文（編集委員長）

三和秀平（副編集委員長）

篠田直子　島田英昭　高橋知音　高橋史　茅野理恵　水口崇

信州心理臨床紀要　第 22 号　ISSN 2436-326X　2023 年 6 月 1 日発行

編集・発行：信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室

〒380-8544　長野市西長野６のロ　信州大学教育学部