

大分大学福祉健康科学部紀要

ISSN 2758-7061

福祉健康科学

第6号・第2集

2026年3月

目 次

研究ノート

福祉施設職員のマインドフルネス・トレーニングの実施に影響する要因に関する研究

中山 慎吾、村上 裕樹 …… 33

友人関係に着目した認知方略の使用傾向と社会的自己制御の関連

後藤 真歩、村上 裕樹 …… 57

付 録

大分大学福祉健康科学部における紀要の発行及び投稿に関する内規 …… 77

『福祉健康科学』執筆要領 …… 80

[研究ノート]

福祉施設職員のマインドフルネス・トレーニングの実施に 影響する要因に関する研究

A Study on Factors Affecting the Implementation of Mindfulness Training for Welfare Facility Staff

中山 慎吾¹ (Shingo Nakayama) ・村上 裕樹² (Hiroki Murakami)

要旨

(日本語)

本研究は、福祉施設職員を対象とする3週間のマインドフルネス・トレーニングにおける、マインドフルネス状態の経時的変化、およびマインドフルネス状態に関連する要因について検討することを目的とした。参加者にはプログラム実施期間中、呼吸法を中心とした自己トレーニングに関連する質問への回答を繰り返し求めた。本研究では、これらの回答から得られたデータに基づき、その日の自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度を目的変数、初回回答からの経過時間、およびその日の心配事、疲れ、忙しさの程度を説明変数として、マルチレベル回帰分析を実施した。マインドフルネス状態の程度の時間経過に伴う変化、および心配事、疲れ、忙しさの程度がマインドフルネス状態の程度に与える影響に関する分析結果に基づき、トレーニングプログラムの改善、ならびに職場および職場外の生活におけるマインドフルネスの応用可能性について考察を試みた。

(英文)

This study aimed to examine changes in mindfulness states over time and identified factors associated with daily mindfulness levels during a three-week mindfulness training program for welfare facility staff. Participants completed brief daily self-report questions following short, breathing-focused self-training activities. Data from these responses were analyzed using multi-level regression, with daily mindfulness level as the dependent variable and elapsed time since the first response, together with same-day levels of worry, fatigue, and busyness, as independent variables. Results revealed patterns of change in mindfulness across the program and the influence of daily worry, fatigue, and busyness on mindfulness states. Based on these findings, recommendations are proposed for enhancing the training program and for facilitating the sustained application of mindfulness practices in welfare workplace settings and in participants' personal lives.

キーワード マインドフルネス, トレーニングプログラム, 福祉施設職員, マルチレベルモデリング

mindfulness, training program, welfare facility staff, multi-level modeling

1 大分大学福祉健康科学部社会福祉実践コース

2 大分大学福祉健康科学部心理学コース

利益相反 (COI) の有無 : COIなし

倫理承認番号 : F 220006

1. 研究目的と研究方法

1.1. 研究の背景

近年、多くの保健福祉関係の施設・機関においては、離職率の高さや人材不足などの問題が見られ、その背景には種々のストレスのもとでのバーンアウトなども影響していると考えられる。一般にストレス反応を生じさせるストレスとしては、仕事の状況、経済的状況、対人関係、自分または身近な人の健康問題などが複合的に影響する (Larsen et al 2025)が、ソーシャルワーカーにおけるバーンアウト傾向に影響する要因の研究では、仕事量やソーシャルサポートの欠如などのほかに、ワークライフバランスをめぐる仕事-家庭間コンフリクトも要因の一つであることが示されている (Chaves-Montero et al 2025, Stanley et al 2023)。また、長谷川ら (2005a) が開発した知的障害施設職員ストレス尺度では、下位尺度のうち「組織の運営管理」「職員間の関係」「多忙さ」「家族への対応」がバーンアウト傾向に影響しており、そのうち情緒的消耗感に比較的強く影響するのは「多忙さ」であることが示されている (長谷川ほか2005b)。

種々のストレスによる複合的な影響を受ける福祉関係職員にとって、マインドフルネスに関するトレーニングを活用することは意味があると考えられる。佐渡 (2019) によれば、マインドフルネスを学ぶことは、今日の前で経験することに注意を注ぐことができ、仕事のあわただしさ等に飲み込まれないようになるために役立ちうる。

マインドフルネスは、仏教の考え方や瞑想法などを参考にして、欧米を中心に主に心理療法における技法の1つとして発達してきた。例えば、うつなどの心理的問題のある人への心理療法としてKabat-Zinn (1990=2007) によるマインドフルネスストレス低減法 (MBSR)、Segalら (2002=2007) によるマインドフルネス認知療法 (MBCT) などが開発されている。また、心理的問題のある人以外にも、マインドフルネスの活用が勧められ、実践されてきている (Kuyken 2024)。

日本においても、心理療法の一部としての実践とともに、必ずしも心理的問題のない人々に対するマインドフルネスの活用が試みられている。例えば、医療分野や高齢者ケアなどでの活用がある (高宮ほか2018, 黒川ほか2018)。福祉従事者に対しては、池埜 (2017a, b) による研修プログラムの開発と実施の例がある。欧米においても、福祉従事者や福祉教育へのマインドフルネスの活用が試みられている (Berceci et al 2006, Kessen 2016, Lee et al 2016, Hick 2016)。

保健福祉分野の従事者に対するマインドフルネス・トレーニングの方法としては、MBSRやMBCTなど毎週2時間程度のセッションを含む8週間のトレーニングを行う方法とともに、より簡便な方法をとる場合もある。例えば、1日で完結する数時間のセッションを行うといった方法 (瀬藤ほか2020)、スマートフォンのアプリを中心にした方法 (Taylor et al 2022) など、多様な試みがなされつつある。

マインドフルネスを測定するための尺度は、マインドフルネスに関わる持続的な傾向 (以下、マインドフルネス特性) を測定する特性尺度と、特定の時における状態 (以下、

マインドフルネス状態)を測定する状態尺度に区分できる。代表的な特性尺度としては、5因子からなるFive Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ; Baer et al 2006, Sugiura et al 2012)があり、そのほかにも6因子(前川2015)など多様な因子構造をもつ尺度が開発されている。代表的な状態尺度の例としては、いずれも2因子からなるState Mindfulness Scale (SMS; Tanay et al 2013)、Toronto Mindfulness Scale (TMS; Lau et al 2006)がある。

マインドフルネスに「注意の自己制御 (self-regulation of attention)」と「体験への態度 (orientation to experience)」の2要素が含まれるとのBishopら (2004: 232-234)の見方は、多くの研究者に参照されており、この2要素はKabat-Zinnによるマインドフルネスの定義に沿ったものと判断しうる(杉浦2016)。FFMQの5因子とマインドフルネスの2要素との関連については、FFMQの5因子に高次2因子を仮定する研究では、「観察」と「描写」に関わる高次因子は「注意の自己制御」に相当し、「非判断」と「意識した行動」に関わる高次因子は「体験への態度」に相当すると複数の研究が示唆しているが(Borghetti et al 2023, Tran et al 2014)、一貫した結果は得られていない。

トレーニングの効果を調べる方法として多く見られるのは、トレーニング期間の開始前と終了後の特性尺度に基づく数値を比較するものである。その場合、トレーニング期間中の変動は明らかでなく、その変動を調べるための方法としては、状態尺度を用いて期間中に繰り返し測定する方法が考えられる。Kikenら (2015)は、8週間のトレーニング期間の開始前と終了後のFFMQとともに、期間中に週1回ずつTMSの数値を調べ、期間中のTMSの経時的変化が、期間終了後のFFMQの値に影響することを示したが、その後の研究では同様の効果が必ずしも十分に確認されていない(Borgdorf et al 2025)。

マインドフルネス状態は、各時点における状況等に影響を受けやすいと考えられるため、週1回よりも頻回に調べることに意味があるが、そのような研究の多くはトレーニングによる介入を伴わない研究である。トレーニングを伴わない研究の一例であるSuelmannら (2018)の研究は、疲れや忙しさなどその時々本人の状況が、その時点のマインドフルネスに影響することを示している。この結果から示唆されるのは、マインドフルネスに関わる特定の自己トレーニングを実行している時にも、忙しさや疲れなどの程度がトレーニング時のマインドフルネス状態に影響している可能性である。なお、Suelmannらは疲れと忙しさに関して単一項目尺度を用いているほか、「脅威 (threat)」に関して「何かが悪く方向に向かおうとしている」「何か困ったことが起きようとしている」という2つの質問項目を用いている。脅威の典型的状況として、対人関係問題や差し迫った収入の不足の問題が挙げられており、脅威は心配の対象としての心配事とある程度重なる意味をもつと考えられる。以上を参考にすると、特定の自己トレーニング時のマインドフルネス状態に影響しうる要因に、疲れ、忙しさ、心配事が含まれると考えられる。

「疲れ (fatigue)」に関する既存の心理尺度としては、精神的疲労と身体的疲労の2因子からなる尺度 (Tokumasu et al 2025)など、複数の質問項目による1因子または2因子以上尺度 (Whitehead et al 2009)とともに、単一項目尺度も見られる (Van Hoof et al 2007, Lu et al 2024)。

「忙しさ (busyness)」に関しては、例えば、生活環境の負荷を自己評価する尺度 (Martin et al 2003, 石岡ほか2009)の下位尺度の1つである「忙しさ」が、忙しさの尺度として

用いられている。Festini (2022) によれば、忙しさがストレスフルな状態を生じさせ、認知的パフォーマンスに影響するといった関連性については、今後のさらなる研究を要する。なお、忙しさに類似する「時間的圧迫 (time pressure)」に関しては、例えば「慌ただしい気分」と「時間の不足の認識」の2因子を含む尺度 (Denovan et al 2019) などとともに、単一項目尺度も用いられている (Matthews et al 2022)。

「心配 (worry)」に関する代表的尺度としては、Worry Domains Questionnaire (WDQ; Tallis et al 1992) や Penn State Worry Questionnaire (PSWQ; Meyer et al 1990) がある。WDQは人間関係、仕事への不適応など心配の内容に着目しているのに対し、PSWQは心配の内容を限定せずに心配の状態に着目している。そのほか、3項目からなる尺度 (Kelly 2004) や、単一項目尺度 (Freeman et al 2020, Wichelns et al 2016) も開発されている。なお「心配事」は、心配の具体的な対象を表すもので、状況の変化に応じて可変的である点で、「脅威」に類似する意味をもち、状況が変化しても持続しやすい「心配」とはやや異なる意味を持ちうる。

1.2. 研究目的

後述するように、筆者らはマインドフルネス・トレーニングの教育効果に関心をもち、福祉施設職員への研修に活用できると考え、マインドフルネスに基づく研修プログラムの作成と実施を試みた。3週間のトレーニング期間中、参加者には呼吸に注意を向けることを中心とする短時間の自己トレーニングを毎日行うとともに、呼吸に関する自己トレーニングの直後に、自己トレーニング時の経験や過去24時間の疲れ、忙しさ、心配事などの簡潔な質問に回答するよう求めた。

本研究では、それらの質問への回答をデータとし、その日の自己トレーニングの際のマインドフルネス状態の程度を目的変数とし、初回回答時から当該回答日時までの経過時間と、その日の疲れや忙しさの程度、心配事の多さを説明変数とする回帰分析を行い、その分析結果に基づく考察を行うこととする。

本研究で扱うデータは、マルチレベルデータ (階層データ) の構造を持っている (大谷 2014: 208-9)。2層のマルチレベルデータの場合、個々のデータはそれぞれ特定のクラスターに属している。2層とは、クラスター内の個々のデータ間の関係に関わるレベル1と、個々のデータが属するクラスター間の関係に関わるレベル2という2つの階層である。本研究のデータの場合、クラスターにあたるのは、質問に答えた各回答者である。また、本研究で扱うデータは、初回回答からの経過時間を説明変数に含んでおり、時間的な変数を含む縦断データともなっている (尾崎2019a: 24)。

以上をふまえて、本研究における問いを示すと次の2点になる。すなわち、本研究で検討したいことは、ひとつには、日々の自己トレーニングを繰り返し、時間が経過するとともに、自己トレーニング時のマインドフルネス状態に変化が見られるか、という点である。もうひとつには、その日の疲れや忙しさの程度、心配事の多さが、自己トレーニング時のマインドフルネス状態に関連しているか、という点である。

1.1で述べたように、トレーニング効果等を調べる研究の多くは特性尺度を用いており、状態尺度を用いた研究は少ない。また、状態尺度を用いた研究のうち、週1回よりも頻回にマインドフルネス状態を調べる研究の多くはトレーニングによる介入を含まないもので

ある。本研究は、トレーニングによる介入を前提とし、日々の自己トレーニング時のマインドフルネス状態の経時的変化を調べるとともに、マインドフルネス状態の変動に影響する要因についても調べようとする点で、研究上の意義や独自性をもっていると考えられる。

1.3. トレーニングの実施と調査方法

本研究に関連するトレーニングは、障害者を対象とする7事業所の協力のもと、参加に同意した職員を対象として、2022年10月中旬～12月下旬および2023年5月末～7月下旬に実施された。

研究参加者には、3週間のトレーニング期間中に、おおむね1週間あたり20分程度の音声付きパワーポイントの説明を視聴するようお願いした。トレーニング期間の開始前に、音声付きパワーポイントのスライドを小冊子にしたテキストを配布し、イントロダクションとして事業所内で15分程度の説明ビデオを見てもらった。その内容は主に「呼吸のマインドフルネス」と「生活の中のマインドフルネス」に関する説明であった。

「呼吸のマインドフルネス」は、呼吸に注意を向ける練習を毎日5分間程度、毎日行うというものである。実際には、「呼吸のマインドフルネス」は、職場で行う場合には昼食後や休憩時間などになされることが多く、職場外で行う場合には、家事終了後の就寝までの間に実施されることが多かった。他方、「生活の中のマインドフルネス」は、待ち時間に呼吸に注意を向ける、歩く時に足の感覚に注意を向ける、入浴時にお湯に触れる感覚に注意を向ける、といったことを、日常生活のすき間時間などを見つけてなるべく多く行うというものである。

毎日の「呼吸のマインドフルネス」の終了後、練習中の体験等について、Googleフォームでの回答を求めた。「呼吸のマインドフルネス」を行ったことについては、4つの質問項目を設けた¹⁾。さらに、最近24時間における心配事、疲れ、忙しさに関する3つの質問項目を設定した。

1.4. 倫理的配慮

研究への協力は参加者の自由であり、参加、不参加、中断によって研究協力者に不利益は伴わず、職場における評価とは一切関係ないこと、研究参加中や研究が終わった後でも要望があればデータを破棄することができることを文書及び口頭で説明した。

2. 分析方法

2.1. 分析対象とするデータ

縦断データのマルチレベル分析に関して、回答回数が少ない人が多く含まれると分散成分などの推定が難しくなる一方、分析対象とする人数が少ないと計算が困難となる場合もある (Singer et al 2003=2012: 154)。それらを勘案し、本研究では21回の半数を超える11回以上の回答のあった回答者のデータを分析対象とすることとする。ただし、最終回答日時が初回回答から13日目と、3週間のうち約2週間の回答であった1名を除く、41名のデータ (計643件) を分析対象とした。41名の基本的属性などを表1に示したが、これらはトレーニング期間開始前に質問紙で回答してもらったものである。

表1 集計対象者の基本的属性 (n=41)

項目	カテゴリー	人	%
性別	男性	21	51.2
	女性	20	48.8
年齢	20代以下	2	4.9
	30代	8	19.5
	40代	16	39
	50代	13	31.7
	60代以上	2	4.9
(平均46.0歳, 最小値26歳, 最大値66歳, 中央値47歳)			
最終学歴	高校	9	22
	短大・専門学校	12	29.3
	大学	20	48.8
福祉の仕事の 経験年数	3年未満	5	12.2
	3～6年	5	12.2
	6～10年	3	7.3
	10～15年	10	24.4
	15～20年	7	17.1
	20年以上	11	26.8
(平均14.7年, 最小値0.2年, 最大値34.2年, 中央値13.2年)			
主に関わる 利用者	知的障害	33	80.5
	身体障害	1	2.4
	精神障害	6	14.6
	重度重複障害	1	2.4
職務上の 位置づけ	一般職レベル	9	22
	主任レベル	8	19.5
	管理職レベル	24	58.5
組織形態	社会福祉法人	34	82.9
	非営利活動法人	7	17.1
職場の人数	9人以下	7	17.1
	10～19人	7	17.1
	20～29人	7	17.1
	30～39人	8	19.5
	40人以上	12	29.3

注) 主任レベルは「主任レベル(リーダー・主任等)」という表記で
たずねた。従事しているサービスと職種をそれぞれ複数回答
でたずねた。内訳はサービスでは就労移行支援B型(48.8
%), 生活介護(36.6%), グループホーム(24.4%), 就労継
続支援A型(22.0%), 職種では生活支援員(34.1%), 就労
支援員(26.8%), 作業指導員(14.6%), 事務員(12.2%),
管理者(12.2%), サービス管理責任者(9.8%)が多かった。

2.2. 目的変数

本研究では、毎日の「呼吸のマインドフルネス」の経験について、「本日の、“呼吸のマインドフルネス”中の状態について、以下のことが『全くあてはまらない』を1、『非常に良く当てはまる』を7とした場合、1～7のいずれにあたるかを選んでください。」との文の後に、以下の4つの質問項目への回答を求めた。「①この数分間を通して呼吸への注意を持続することができた」「②この数分間、呼吸以外のことに意識がそれだけばかりいた」「③考えや出来事が心に浮かんだ時、巻き込まれずに距離をおいて眺めることができた」「④考えや出来事が心に浮かんだ時、呼吸に注意を戻すことができた」。それぞれの質問に対して、「全くあてはまらない」の側に1、「非常に良く当てはまる」の側に7を位置づけ、その間に2から6までの数字を等間隔に配置し、1～7のいずれかを回答してもらった。

以上の質問項目は独自に作成したが、その事情は以下の通りである。既存の状態尺度は、毎日の「呼吸のマインドフルネス」の実施直後に短時間に行うには質問項目が多く、できる限り回答者の負担の少ない文面と項目数である必要がある。また、参加者に実施してもらった「呼吸のマインドフルネス」の経験に即した質問項目であることも重要であると考えた。

①②③④とFFMQの5因子に含まれる質問項目との対応、Bishopらのマインドフルネスの2要素との対応は、以下のように考えられる。FFMQとの対応としては、①②④は「意識した行動」、③は「非反応」にほぼ対応する。ただし①は身体感覚に注意を向けるという点で「観察」に関わる内容を含み、④は考えなどに巻き込まれずに注意を戻すという点で「非反応」に関わる内容も含む。マインドフルネスの2要素との対応としては、①②④は「注意の自己制御」、③は「経験への態度」に該当する。

これらの質問項目は、「呼吸のマインドフルネス」で行うよう求めた内容に沿ったものである。すなわち、呼吸に注意を向ける中で(①)、呼吸以外のことに意識がそれだけ(②)、考えや出来事が心に浮かんだ時、それについて判断をしたりせずに距離をおいて眺めるようにし(③)、呼吸にそっと注意を戻すようにする(④)。これらを繰り返すことにより、呼吸以外のことに意識がそれすぎることなく(②)、数分間の間、呼吸への注意を持続する(①)ことに結びつく。

このような、「呼吸のマインドフルネス」における注意の維持、注意からの逸脱、逸脱への気づき、注意の向けなおしは、それぞれ独立したものではなく、相互に依存した循環的プロセスだと考えられる。そのため本研究では、そのようなプロセスを統合的にとらえるために、潜在因子への分解に着目する因子分析ではなく、「呼吸のマインドフルネス」実施時のマインドフルネス状態の全体的な質を示す指標として、主成分分析により総合指標を作成することとした。

4項目について相関行列に基づく主成分分析を行ったところ、第1主成分の固有値は2.79、寄与率は69.7%、各項目の因子負荷量は①0.87、②-0.66、③0.89、④0.89であり、固有値が1以上であったのは第1主成分のみであった。第1主成分の主成分得点のヒストグラムはおおむね釣り鐘状を示しており、正規分布から大きく外れていないと判断し目的変数として用いることとした(以下、総合指標)。

なお、マルチレベルデータを階層線形モデルの枠組みで分析する際、目的変数に関する

事前分析として、目的変数の級内相関係数(ICC1)が0.1以上、デザインイフェクト(DEF)が2以上であることを確認する必要があるとされる(大谷2014:209-210, 212-5, 清水2014:11-2, 尾崎2018:30-36)が、総合指標のICC1は0.48, DEFは8.07であった。

2.3. 説明変数

説明変数としては、最初の回答からの経過時間を説明変数の1つとして用いることとする。Googleフォームによる回答では回答日時が数値として記録されている。回答日時から、最初の回答日時の数値を引くと、初回回答からの経過時間の数値が得られる。

また、「心配事」「疲れ」「忙しさ」の3項目をそれぞれ説明変数として位置づけることとする。これらの項目に関しては、「最近24時間の間のあなたの状態について、『全くあてはまらない』を1、『非常によくあてはまる』を7とした場合、1~7のいずれにあたるかを選んでください」との文の後に、それぞれ「心配事がとても多い」「とても疲れている」「大変忙しい」という質問項目を示し、2.2で示した質問と同様の方法で7段階で回答してもらった。

疲れと忙しさの質問は、Suelmannらを用いた単一項目尺度の文と同一の表現である。1.1で述べたように、他の研究でも「疲れ」については単一項目尺度が用いられており、「忙しさ」に類似する概念である「時間的圧迫」についても単一項目尺度が用いられている。心配事の質問文は独自に作成したが、「心配」については既存研究で単一項目尺度が用いられている。ストレス理論の枠組みでは、主に忙しさと心配事はストレッサー、疲れはストレス反応に該当する。ただし心配事の質問に関する回答は、ストレッサーとしての心配事の多さと、ストレス反応としての心配の双方を含む総合的自己評価となっていると考えられる。

ストレッサーとしての忙しさや心配事も、ストレス反応としての疲れや心配も、「呼吸のマインドフルネス」実施時のマインドフルネス状態に影響しうる。これらの間の影響関係に関して、ストレッサーがストレス反応を介してマインドフルネス状態に影響するという効果、例えば「忙しさ→疲れ→マインドフルネス状態」といった間接効果も考えうるが、モデルが複雑になりすぎるため、本論文では基本的に直接効果のみを調べることにする。

なお、以上の説明変数は、標準偏差で割る作業(以下、スケーリング)を施したうえで用いることとした。これにより、複雑なモデルにおける非収束の問題を回避するとともに、説明変数間で傾きや分散の大きさ等を比較しやすくなると考えた。スケーリングを施した各変数を経過時間 s 、心配事 s 、疲れ s 、忙しさ s と表記する。

また、心配事 s 、疲れ s 、忙しさ s の3変数に関して、クラスターの平均値を数値から引く作業(クラスター平均中心化)を行い、レベル1で用いることとした(大谷2014:217-8)。なお、経過時間 s については、尾崎(2019a:35-6)を参考にクラスター平均中心化は行わず、レベル1のみで用いることとした。また、心配事 s 、疲れ s 、忙しさ s に関して、クラスターの平均値からデータ全体の平均値を引く作業(クラスター平均の全体平均中心化)を行い、レベル2で用いることとした(大谷2014:215-6)。以下、クラスター平均中心化を施したレベル1の各変数を、心配事 s_{cwc} 、疲れ s_{cwc} 、忙しさ s_{cwc} 、クラスター平均の全体平均中心化を施したレベル2の各変数を、心配事 s_{mdev} 、疲れ s_{mdev} 、忙しさ s_{mdev} と表記する。以上の変数の平均値、級内分散、級間分散、ピアソンの相関係数

などを表2に示した。

なお、クラスター平均の全体平均中心化を行う際の事前分析として、ICC2の数値が0.70以上であることを確認する必要があるとされる(大谷2014:209-210, 212-5, 清水2014:11-2, 尾崎2018:30-36)。心配事s, 疲れs, 忙しさsのICC2は、それぞれ0.93, 0.93, 0.95であった。

表2 各変数の概要

	全体平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	尖度	級内分散	級間分散	ICC1	相関係数			
総合指標	0.00	1.67	-4.32	3.19	-0.27	-0.42	1.50	1.39	0.48	総合指標	経過時間s	心配事s	疲れs
経過時間s	1.59	1.00	0.00	3.46	0.05	-1.19	1.00	0.01	0.01	0.050			
心配事s	2.45	1.00	0.61	4.28	-0.17	-1.04	0.54	0.46	0.46	-0.236***	-0.010		
疲れs	2.57	1.00	0.61	4.28	-0.22	-0.87	0.53	0.48	0.48	-0.210***	-0.035	0.528***	
忙しさs	2.35	1.00	0.58	4.12	-0.18	-1.09	0.47	0.52	0.53	-0.234***	-0.035	0.620***	0.697***
心配事s_cwc	0.00	0.71	-2.09	3.03	0.13	0.96	0.51	0.00	0.01	-0.085*	-0.035		
疲れs_cwc	0.00	0.71	-2.27	2.68	-0.00	0.57	0.50	0.00	0.01	-0.117**	-0.048	0.399***	
忙しさs_cwc	0.00	0.66	-2.46	2.40	-0.01	1.06	0.44	0.00	0.01	-0.067+	-0.062	0.430***	0.593***
心配事s_mdev	0.00	0.70	-1.58	1.30	-0.36	-0.56	0.00	0.50	1.00	-0.250***	0.021		
疲れs_mdev	0.00	0.71	-1.38	1.40	-0.12	-0.49	0.00	0.52	1.00	-0.179***	-0.002	0.658***	
忙しさs_mdev	0.00	0.75	-1.52	1.30	-0.38	-0.79	0.00	0.55	1.00	-0.253***	0.008	0.794***	0.791***

+ : p<0.1, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001

2.4. 分析の順序

本研究では、階層線形モデルにより、切片の値がクラスターごとに異なること(ランダム切片)を常に仮定したモデルで回帰分析を行う。他方、回帰直線の傾きがクラスターごとに異なること(ランダム傾き)を仮定するかは、計算結果に基づき判断する場合がある。計算結果に関して、クラスターの別によらない平均的な切片や平均的な傾きなどの推定値を固定効果と呼び、ランダム切片やランダム傾きなどの分散をランダム効果と呼ぶことにする。

分析の順序としては、まず、経過時間、心配事、疲れ、忙しさの4種類の説明変数のうち、それぞれ1種類のみを説明変数に含むモデルとして、ランダム切片とランダム傾きの両方を仮定するモデルで計算する。その際、心配事、疲れ、忙しさについては、レベル1の変数とレベル2の変数の両方、例えば心配事s_cwcと心配事s_mdevの両方を含めるかたちでモデルを設定する。計算結果の検討では、AICなどの適合度指標を用いて、説明変数を全く含まないモデル(以下、Nullモデル)との比較も行う。

次に、複数の種類の説明変数を組み合わせたモデルを設定し、その計算結果を検討する。

その際、それまでの検討から、モデルに含める必要性が低いと判断される説明変数や、仮定する必要性が低いと判断されるランダム傾きを削除するかたちでモデルを設定して計算する。推定値の有意性やAICの増減を比較し、どのモデルが最も適合度が高いと判断するかを検討する。

なお、以上のモデルでは、年齢や性別などの基本的属性等（以下、基本属性）を含めていないため、以下の基本属性をモデルに加えた場合の影響についても補足的に調べることとする。すなわち、各回答者の回答回数、性別（男性1，女性0），最終学歴（大学1，高校・専門学校0），年齢，福祉の仕事の経験年数（以下，勤務年数），職務上の位置づけである。年齢と経験年数については、いずれか一方のみ加えるかたちで計算する。職務上の位置づけについては、3種類のダミー変数（一般職レベル1，それ以外0 / 主任レベル1，それ以外0 / 管理職レベル1，それ以外0）のうち1つまたは2つの変数を加えるかたちで計算する。なお，回答回数，年齢，勤務年数については，標準化（平均値を引いた値を標準偏差で割る作業）を施した数値を用いる²⁾。

統計ソフトとしては，階層線形モデルの計算には川端（2018），尾崎（2019a, c），清水（2014），大谷（2014）などを参考にし，データの分布に応じて標準誤差を補正するMLR（ロバスト最尤法）を推定法に指定してMplus（version 8.5）を用いる。それ以外の計算では主にR（version 4.5.1），データ入力や単純集計ではエクセルも用いる。検定の有意水準は5%未満とする。

3. 結果

3.1. 説明変数の種類ごとのモデル

表3のモデル1.1は，Nullモデルに経過時間sのみを説明変数に加えたモデルである。モデル1.1は，経過時間sのランダム傾きを含んでおり，時間経過に伴う値の変化が個人間で異なることを仮定するモデルとなっている³⁾。

モデル1.1における経過時間の傾きの固定効果は，時間の経過に伴う総合指標の平均的な変化率を示しており，正の値の場合は時間の経過とともに総合指標の値が増加することを意味する。その数値は0.122と正の値であったが，有意ではなかった。そのため，時間の経過に伴う平均的な増加傾向があると判断することはできない。経過時間のランダム傾きの分散は，時間の経過に伴う総合指標の値の変化率に，個人間でどれだけばらつきがあるかを示す。経過時間sのランダム傾きの分散は有意ではないが，p値は0.1未満と比較的低い値であった。

心配事に関するモデル1.2における固定効果として，個人の別によらない平均的な効果について見ると，レベル1の心配事s_cwcの傾きは-0.188と負の値であり，有意であった。これは，個人内において，心配事s_cwcの値が大きい場合，総合指標の値が比較的小さい，という平均的傾向があることを示している。それに対し，レベル2の心配事s_mdevの固定効果は-0.566と負の値だが，有意ではなかった。これは，心配事s_mdevの値の個人間の違いによって総合指標の値が異なるとは判断できないことを示している。ランダム効果に関しては，心配事s_cwcのランダム傾きの分散は0.133で，有意であった。これは，心配事s_cwcの傾きに個人間でばらつきがあることを示している。

疲れに関しては，固定効果において心配事の場合と類似する傾向が見られた。モデル1.3

において、疲れ s_cwc の傾きは負の値で有意であり、個人内において疲れ s_cwc の値が大きい場合には総合指標の値が比較的小さいという平均的傾向があることを示している。他方、疲れ s_mdev の固定効果は負の値だが有意ではなく、疲れ s_mdev の値の個人間の違いによって、総合指標の値が異なるとは判断できない。ランダム効果に関しては、心配事と疲れの間にやや傾向が異なる。疲れ s_cwc のランダム傾きの分散は0.045とかなり小さい値で有意ではなく、疲れ s_cwc の傾きに個人間でばらつきがあるとは判断できない。

忙しさに関しては、心配事や疲れの場合とはやや異なる傾向が見られた。モデル1.4において、忙しさ s_cwc の傾きは負の値で有意ではなかったが、忙しさ s_mdev の固定効果は負の値で有意であった。このことは、忙しさ s_mdev の値が高い個人において、総合指標の値が小さい傾向にあることを示している。忙しさ s_cwc のランダム傾きの分散は有意ではなく、忙しさ s_cwc の傾きに個人間でばらつきがあるとは判断できない。

各モデルにおける適合度指標の数値をNullモデルの場合と比較すると、おおむねNullモデルよりも低くなっている。ただしモデル1.2とモデル1.3ではBICの数値がNullモデルの場合よりも高いが、本研究のデータのサンプルサイズが必ずしも大きくないことが影響した可能性がある。サンプルサイズの大きさによる影響を補正するとされるSSABICの数値はNullモデルの場合よりも低いことから、これらのモデルでもNullモデルよりも適合度が改善されていると解釈しうる。

なお、説明変数の種類ごとに、レベル1とレベル2の変数間の「クロスレベルの交互作用効果」についても調べた(川端2018:91-2)。その結果、有意であったのは、疲れ s_cwc と疲れ s_mdev との交互作用効果のみであり、表3にモデル1.5として計算結果を示した。これは、疲れ s_mdev の値が、当該個人の疲れ s_cwc の傾きに影響していると理解できる。個人の平均的な疲れの程度が高いほど、その個人における日々の疲れの程度と総合指標の値との間の負の関連性の程度が高くなると理解できる。なお、AICなどの適合度指標は、モデル1.3よりもモデル1.5のほうで低かった。

3.2. 説明変数を組み合わせたモデル

次に、複数の種類の説明変数を組み合わせたモデルを設定し、その計算結果を検討する。最初に、これまで種類別に検討してきた説明変数のうち、忙しさ s_cwc を除く全ての変数を含むモデルの計算を行った⁴⁾。ランダム切片のみを仮定するモデル2.1と、ランダム切片とランダム傾きを仮定するモデル2.2である。

表4に示したように、モデル2.1では固定効果は疲れ s_cwc の傾きが負の値で有意であり、モデル2.2では、固定効果は疲れ s_cwc の傾きが負の値で有意、経過時間 s の傾きが正の値で有意であった。前節で説明変数の種類ごとに検討した際には、心配事 s_cwc の傾きや、忙しさ s_mdev の固定効果が有意であったが、このモデルでは有意ではなかった。他方、どちらのモデルでも経過時間 s のランダム傾きの分散が有意であった。心配事 s_cwc 、疲れ s_cwc 、忙しさ s_cwc のランダム傾きの分散は有意ではなく、特に疲れ s_cwc のランダム傾きの分散は0.024とかなり小さい値であった。

以上の計算結果と、先に検討した説明変数の種類ごとの計算結果をふまえて、モデル2.2からいくつかの説明変数を外したモデルを以下のように設定した。すなわち、疲れ s_cwc のランダム傾き、心配事 s_mdev 、及び疲れ s_mdev を外したモデル2.3である。計算の結

表3 説明変数の種類ごとのマルチレベル分析結果

		Nullモデル	モデル1.1	モデル1.2	モデル1.3	モデル1.4	モデル1.5
固定効果							
	切片	-0.048 (0.191)	-0.218 (0.225)	-0.049 (0.181)	-0.047 (0.186)	-0.028 (0.188)	-0.047 (0.185)
レベル1 (個人内)	傾き						
	経過時間s		0.112 (0.078)				
	心配事s_cwc			-0.188* (0.093)			
	疲れs_cwc				-0.264** (0.080)		-0.299*** (0.073)
	忙しさs_cwc					-0.198+ (0.103)	
レベル2 (個人間)	心配事s_mdev			-0.566 (0.344)			
	疲れs_mdev				-0.508 (0.337)		-0.415 (0.301)
	忙しさs_mdev					-0.509* (0.256)	
	クロスレベルの交互作用 (疲れs_cwc : 疲れs_mdev)						-0.338** (0.110)
分散成分							
レベル1 (個人内)	誤差分散	1.500*** (0.192)	1.329*** (0.178)	1.403*** (0.189)	1.437*** (0.186)	1.443*** (0.204)	-1.428*** (0.184)
レベル2 (個人間)	ランダム切片の分散	1.393*** (0.356)	1.743*** (0.458)	1.244** (0.376)	1.312*** (0.346)	1.237*** (0.337)	-1.308*** (0.345)
	ランダム傾きの分散						
	経過時間s		0.154+ (0.082)				
	心配事s_cwc			0.133* (0.053)			
	疲れs_cwc				0.045 (0.052)		0.021 (0.050)
	忙しさs_cwc					0.161 (0.099)	
	ランダム切片とランダム傾きの共分散		-0.232 (0.139)	-0.039 (0.104)	-0.084 (0.083)	0.084 (0.104)	-0.095 (0.071)
指標							
	Loglikelihood (H0)	-1098.805	-1082.719	-1086.846	-1088.437	-1044.475	-1084.092
	AIC	2203.611	2177.437	2187.692	2190.874	2102.950	2184.183
	BIC	2217.009	2204.234	2218.955	2222.137	2133.879	2219.913
	Sample-Size Adjusted BIC	2207.484	2185.184	2196.730	2199.912	2111.655	2194.513

+ : p<0.1, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001 括弧内は標準誤差.

注) モデル1.4に関しては、忙しさs_cwcの分散が0の場合が見られた2名分のデータを除いて計算している。
そのため、適合度等に関して他のモデルの数値と単純に比較することはできない。
SSABICは、Sample-Size Adjusted BICの略である。

果をモデル2.2と比較すると、固定効果としては、疲れs_cwcの傾きはモデル2.2と同様モデル2.3でも有意だが、経過時間sは有意ではなくなり、忙しさs_mdevの固定効果が有意となった。AICなどの適合度指標に関しては、モデル2.2よりもモデル2.3で低くなり、モデルの適合性が向上したと判断しうる⁵⁾。

また、モデル2.3に、疲れs_cwcと疲れs_mdevとの間のクロスレベルの交互作用を加えたモデル2.4では、交互作用項は有意ではなく、AICはモデル2.3よりも高かった。そのため、モデル2.3のほうが、適合度がより高いモデルだと判断しうる⁶⁾。

さらに、モデル2.3でランダム傾きが仮定されているレベル1の変数と、レベル2の変数との間で想定しうる、上記以外のクロスレベルの交互作用について調べた。その結果、心配事s_cwcと忙しさs_mdevとの間の交互作用をモデル2.3に加えたモデル2.5において、その交互作用項は負の値で有意であった。これは、平均的な忙しさの程度が高い個人ほど、心配事s_cwcと総合指標の負の関連性の程度が高くなると理解しうる。なお、モデル2.3とモデル2.5の適合度指標を比較すると、BICの数值はモデル2.5のほうで高かったものの、AICとSSBICの数值はモデル2.5のほうで低かった。明確な判断は難しいが、これは、モデル2.5のほうがモデル2.3よりも適合度が高いことを示唆していると考えられる。

なお、自己トレーニングを繰り返し、時間が経過するとともに、心配事s_cwcや疲れs_cwcと総合指標との負の関連性の程度が緩和する可能性も考える。そのため、モデル2.5に対して、経過時間sと心配事s_cwcとの交互作用項を加えたモデル、経過時間sと疲れs_cwcとの交互作用項を加えたモデルで計算した結果、いずれにおいても、それらの交互作用項は有意ではなかった。

さらに、モデル2.5に関して、基本属性をモデルに加えた場合の影響のあり方等について調べた。具体的には、目的変数(総合指標)に対する固定効果、基本属性と心配事s_cwcとの間のクロスレベルの交互作用、基本属性と忙しさs_mdevとの間の交互作用を調べた。その結果、いずれの基本属性も、総合指標に対する固定効果は有意ではなかった。基本属性と心配事s_cwcとの間のクロスレベルの交互作用に関しては、回答回数、性別、最終学歴との交互作用が正の値で有意、勤務年数、一般職との交互作用が負の値で有意であった⁷⁾。これは、相対的に多い回答回数、男性、大学卒、相対的に長い勤務年数であることは、心配事s_cwcと総合指標の負の関連性の程度を緩和することを示唆している。また、基本属性と忙しさs_mdevとの間の交互作用は、最終学歴、管理職レベル、一般職レベルとの交互作用項が負の値で有意であった⁸⁾。これは、大学卒、管理職レベル、一般職レベルであることが、その個人の平均的な忙しさを低下させることを示唆している。

なお、以上の有意な基本属性をモデル2.5に加えたモデルにおいては、モデル2.5で有意であった推定値(疲れs_cwcの傾きの固定効果、忙しさs_mdevの固定効果、心配事s_cwcと忙しさs_mdevとの間のクロスレベルの交互作用、レベル1の誤差分散、ランダム切片の分散、経過時間sのランダム傾きの分散)は有意のままであった⁹⁾。他方、モデル2.5では有意ではなかった心配事s_cwcの傾きの固定効果が、有意な基本属性を加えたモデルでは負の値で有意となった¹⁰⁾。

表4 説明変数の組み合わせによるマルチレベル分析結果

		モデル2.1	モデル2.2	モデル2.3	モデル2.4	モデル2.5
固定効果						
	切片	-0.216 (0.205)	-0.218 (0.211)	-0.213 (0.220)	-0.221 (0.216)	-0.225 (0.218)
レベル1 (個人内)	傾き					
	経過時間s	0.112 (0.076)	0.118** (0.081)	0.116 (0.081)	0.122 (0.081)	0.123 (0.080)
	心配事s_cwc	-0.103 (0.104)	-0.118 (0.097)	-0.121 (0.098)	-0.101 (0.097)	-0.129 (0.096)
	疲れs_cwc	-0.229** (0.073)	-0.198** (0.072)	-0.217** (0.074)	-0.245** (0.074)	-0.212** (0.073)
レベル2 (個人間)	心配事s_mdev	-0.256 (0.601)	-0.261 (0.622)			
	疲れs_mdev	0.191 (0.410)	0.042 (0.505)		0.158 (0.461)	
	忙しさs_mdev	-0.526 (0.536)	-0.551 (0.673)	-0.657* (0.275)	-0.742+ (0.439)	-0.593** (0.228)
	クロスレベルの交互作用					
	疲れs_cwc : 疲れs_mdev				-0.317** (0.117)	
	心配事s_cwc : 忙しさs_mdev					-0.247* (0.122)
分散成分						
レベル1 (個人内)	誤差分散	1.441*** (0.180)	1.211*** (0.170)	1.216*** (0.169)	1.203*** (0.171)	1.215*** (0.169)
レベル2 (個人間)	ランダム切片の分散	1.210*** (0.334)	1.531*** (0.428)	1.597*** (0.400)	1.569*** (0.409)	1.569*** (0.386)
	ランダム傾きの分散					
	経過時間s		0.156* (0.076)	0.156* (0.156)	0.156* (0.079)	0.153* (0.071)
	心配事s_cwc		0.121 (0.091)	0.146+ (0.084)	0.108 (0.094)	0.117+ (0.067)
	疲れs_cwc		0.024 (0.072)		0.013 (0.113)	
	ランダム切片とランダム傾きの共分散					
	経過時間s		-0.228 (0.140)	-0.247 (0.145)	-0.239 (0.149)	-0.236+ (0.135)
	心配事s_cwc		-0.090 (0.154)	-0.102 (0.160)	-0.090 (0.150)	-0.081 (0.140)
	疲れs_cwc		-0.093 (0.108)		-0.098 (0.089)	
	ランダム傾き間の共分散					
	経過時間s と 心配事s_cwc		0.006 (0.045)	0.005 (0.041)	0.003 (0.046)	0.002 (0.039)
	経過時間s と 疲れs_cwc		-0.003 (0.047)		0.009 (0.053)	
	心配事s_cwc と 疲れs_cwc		0.017 (0.061)		0.010 (0.078)	
指標						
	Loglikelihood (H0)	-1083.885	-1064.507	-1065.131	-1060.731	-1063.071
	AIC	2185.769	2165.013	2154.262	2157.462	2152.141
	BIC	2225.965	2245.404	2207.856	2237.853	2210.201
	SSABIC	2197.390	2188.255	2169.756	2180.704	2168.927

+ : p<0.1, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001 括弧内は標準誤差.

注) SSABICは, Sample-Size Adjusted BICの略である。

3.3. 経過時間のランダム傾きについて

モデル2.5における経過時間sのランダム傾きについて、個人ごとの傾きの推定値とその95%信頼区間を図1に示した。傾きの95%信頼区間の多くが負の値と正の値の双方にわたっているため、明確な判断は難しいが、傾きの推定値が0以上の個人が比較的多い。

ただし、図1のID41の推定値が他の個人と比べ比較的大きな違いがあるように見える。外れ値の可能性のあるこのデータを除く40名のデータで、モデル2.3と2.5の計算をしたところ、計算結果は全体としては大きな変化はなかったが、どちらのモデルでも経過時間sの傾きが有意となった。

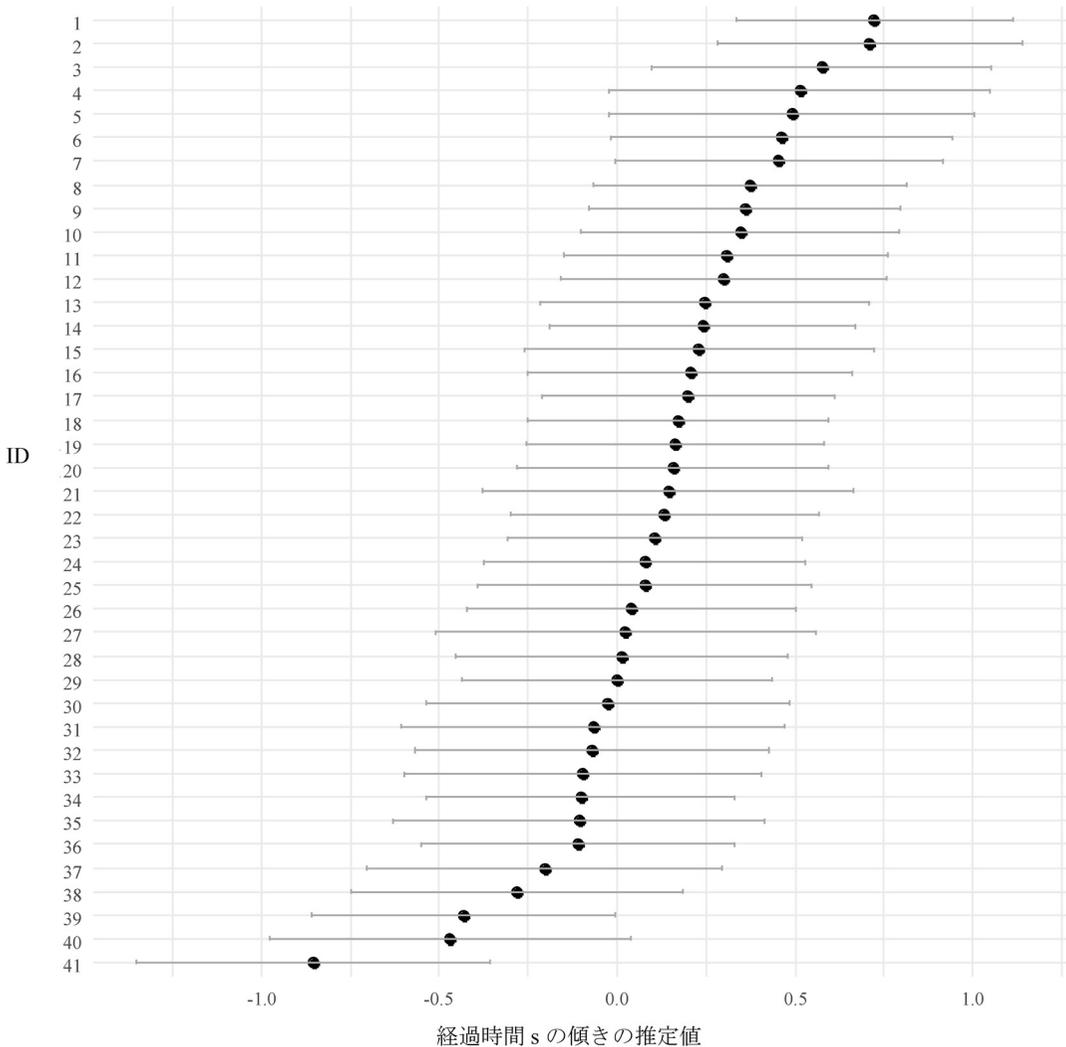


図1 経過時間sの傾きの個人別推定値と95%信頼区間 (モデル2.5)

4. 考察

4.1. 時間経過とマインドフルネス状態との関連

3.2で検討した複数の説明変数を含むモデルにおいて経過時間のランダム傾きが有意であったことは、時間の経過に伴う自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度の変化に関して、個人間の違いが大きいことを示している。他方、外れ値の可能性があるデータを除いた計算結果からは、平均的に、時間の経過に伴って自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度に上昇傾向が見られることが示唆されるが、その傾向が明確に確認できたとは言えず、短時間であってもより効果が上がる方法を工夫するなど、トレーニング方法の改善を試みる余地がある。

なお、中山・村上(2025:96-7)の自由記述の分析では、トレーニング期間中の変化についての次のような記述が見られた。「気持ちを呼吸することだけに集中することが、初めは難しく感じました。」「腹式呼吸に慣れるまで呼吸にばかり意識が向き、リラックスできなかった。」「最初は5分は長く感じた。なれると長く出来た。」「始めてから1週間は、呼吸に集中することに一生懸命でしたが、2週目よりはトレーニングが習慣化し、楽に取り組めていたと思います。最後の週では、リラックスしてできるようになりました。」「呼吸を真剣にするという考え方がありませんでした。後半は自然に気持ちが落ち着く感じがもてました。」

これらにおいては、呼吸に持続的に注意を向けることが、最初のうちは難しかったが、次第に慣れてきたことが示されている。また、複数の記述において、よりリラックスできるようになったという点が強調されている。このことは、リラックスできるようになることが、自己トレーニングの効果と見なされているとともに、自己トレーニング時にリラックスできるようになることが自己トレーニングに取り組みやすくする効果をもたらすことをも示唆しているように思われる。

本研究で用いた目的変数は、自己トレーニング時のマインドフルネス状態に関わる4項目の質問への回答に基づくものだが、より適切にマインドフルネス状態を示す指標を工夫して用いることも今後の課題の一つであろう。例えば、これらの4項目は、Bishopら(2004:232-234)のマインドフルネスの2要素のうち「注意の自己制御」の内容と重なる部分が多かったため、「現在の経験をありのままに受け入れる」といった「体験への態度」に該当する質問項目を加えることも考えられる。また、トレーニングのあり方を再検討する際に、「体験への態度」に関してBishopらが言及していて、本研究のトレーニングに十分に含めていなかった「好奇心 (curiosity)」などに関する内容を含め、質問項目にも反映させるということも考えうる。

4.2. 心配事、疲れ、忙しさの程度とマインドフルネス状態の程度との関連

本研究の計算結果からは、その日の心配事の多さ、疲れ、忙しさの程度と自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度との関連について、それぞれやや異なる関連のあり方が示された。

心配事に関わる説明変数のみのモデルでは、その日の心配事が比較的多いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低くなるという平均的傾向が示された。また、心配事の多さとマインドフルネス状態の程度の関連には個人差があることも示されてい

た。しかし、心配事以外の説明変数をも含むモデルでは、それらの関連性が認められなかった。ただし、心配事 s_cwc を含まないモデルよりも含むモデルのほうが、AICが低く適合性がより高いモデルだと判断された。なお、忙しさ s_mdev と心配事 s_cwc のクロスレベルの交互作用は有意であった。そのことは、忙しさの程度が平均的に高い個人においては、その日の心配事の多さがマインドフルネス状態の程度に与える負の影響の度合いが高くなると解釈しうる。

なお、本研究では主に、その日の心配事の多さが、自己トレーニング時のマインドフルネス状態に影響を与えると理解したが、逆方向の影響関係も考える。すなわち、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が比較的高い場合、その日に多くの心配事があったことを強く感じにくい、という可能性である。

疲れについては、ほぼいずれのモデルにおいても、その日の疲れの程度が高いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低くなるという平均的傾向が示された。クロスレベルの交互作用としては、個人の平均的な疲れの程度が高いと、その個人におけるその日の疲れの程度が自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度を低める効果をより強くする傾向が示唆された。ただし、その傾向は、疲れ以外の説明変数をも含むモデルでは認められなかった。

忙しさに関しては、忙しさの説明変数のみのモデルにおいて、個人の平均的な忙しさの程度が高いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低い傾向が示された。その傾向は、忙しさ以外の説明変数をも含むモデルのうち、AICなどが低いモデル2.3、2.5でも認められた。

以上のような、心配事、疲れ、忙しさの程度とマインドフルネス状態の程度との関連のうちで、比較的明確に示されたと思われる関連性を整理すると以下ようになる。その日の疲れの程度がいつもより高いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低い傾向が見られる。また、個人の平均的な忙しさの程度が高いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低い傾向が見られる。また、忙しさの程度が平均的に高い個人においては、その日の心配事の多さがマインドフルネス状態の程度に与える負の影響の度合いが高くなる。

なお、その日の疲れの相対的な程度のマインドフルネス状態に対する負の効果は、疲れがストレス反応であることと関連があるとも考える。すなわち、日々の疲れの変動による自己トレーニング時のマインドフルネス状態への負の影響が比較的明確に見られたのは、疲れがストレス反応という特徴をもつためにマインドフルネス状態に直接的な影響を及ぼしたという一面による、という理解の可能性である。その理解は、適合度が高いと見なされたモデル2.5において、ストレスラーとしての疲れがレベル2での固定効果が見られ、ストレスラーとストレス反応の双方を含まうる心配事がレベル1に位置づけられていることと、整合性があるようにも思われる。

本研究からは、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度の変動に関して、心配事、疲れ、忙しさが負の影響を及ぼすのに対し、経過時間による影響は個人差があるものの、平均的に正の影響があることが示唆された。これらの正と負の影響を照らし合わせると、自己トレーニングをくりかえすことで、心配事、疲れ、忙しさが負の影響が緩和される可能性も考える。本研究の3.2でレベル1の心配事や疲れと経過時間との交互作用

を調べた限りでは、心配事の多さや疲れの程度からの負の影響が時間の経過とともに緩和されることを示す結果は得られなかった。

なお、回答回数の多さをモデル2.5に加えた場合の影響に関して、回答回数が多いことが、レベル1における日々の心配事の多さのマインドフルネス状態への負の効果を緩和する点が示された。自己トレーニングをしてもGoogleフォームでの回答を忘れる場合もありうるものの、回答回数の多さは毎日の自己トレーニングをより頻度高く行っていることを示すと考えられる。そのため、この結果は、日々の自己トレーニングの繰り返しが、心配事の相対的な多さの負の影響を緩和することを示唆するものでありうる。

また、男性で大学卒、勤務年数が長いことが、その日の心配事の多さのマインドフルネス状態への負の効果を緩和するという点については、別の見方もありうる。女性、高校・専門学校卒、勤務年数が比較的短いことが、日々の心配事の多さのもつ負の効果を強める、という見方である。女性で勤務年数が比較的短い職員において、仕事ともに家庭生活においても心理的負担を含む比較的大きな負担をもつことが、心配事の多さの負の効果に関連している可能性がある。

心配事、疲れ、忙しさによる負の影響を考慮に入れたトレーニングを考える場合、例えば次のような工夫に意味があるのではないだろうか。すなわち、心配事、疲れ、忙しさからの影響を比較的受けにくい時間と場所を、職場内および職場外の時間・空間のうちに見出すよう促すことである。「呼吸のマインドフルネス」が職場外、特に自宅で家事終了後の就寝までの時間帯に行われることが多かったが(中山・村上2025:95-6)、そのような時間帯のほうが、その日の心配事、疲れ、忙しさからの負の影響を比較的受けにくかった可能性がある。

このような検討に役立つものとしては、ソーシャルワーカーにおける反省的実践 (reflective practice) に関するFerguson (2018) の研究がある。ソーシャルワーカーが利用者宅で対応が非常に難しい利用者や状況に向き合う際、その中で平静を保つことには困難を伴い、十分な反省を行うことには限界がある。それに対して、利用者宅を離れ、移動のために運転する車の中は、気分転換を図ったり、利用者への支援のあり方についての反省を行いうる時間・空間となっている。職場内においても、移動中の車内や休憩・食事の時間など、自己トレーニングやそれに近い活動を行いうる。

また、集合的マインドフルネス (collective mindfulness) , マインドフルな組織づくり (mindful organizing) といった概念に基づく研究 (Mortlock et al 2022, 河村2024) も試みられており、経営者等の判断により職場内で自己トレーニングの時間を確保する組織的な取組みも効果的であると考えられる (佐渡2025)。

5. 結論

本研究は、福祉施設職員に対するトレーニングにおけるマインドフルネス状態の経時的変化、およびマインドフルネス状態に関連する要因を検討することを目的とした。自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度を目的変数、初回回答からの経過時間、および心配事の多さ、疲れ、忙しさの程度を説明変数として、マルチレベル回帰分析を実施した。

その結果、時間の経過に伴う自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度の変化

には個人間の違いが大きいものの、外れ値の可能性があるデータを除いた計算結果からは、時間の経過に伴うマインドフルネス状態の程度の上昇傾向が示唆された。

一方、心配事の多さ、疲れや忙しさの程度のマインドフルネス状態に対する負の影響について、次のような傾向が示された。個人の平均的な忙しさの程度が高いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低い。その日の疲れの程度が高いと、自己トレーニング時のマインドフルネス状態の程度が低い。また、忙しさの程度が平均的に高い個人においては、その日の心配事の相対的な多さがマインドフルネス状態の程度に与える負の影響の度合いが高くなる。

今後のトレーニング法の改善、マインドフルネスの応用の方策としては、職場外などでマインドフルネスを意識した自己トレーニング等に専念できる時間・空間を確保することを勧めるとともに、職場内においても移動中の車内や食事時間などでも同様の活動を行う可能性を確保するよう勧めることにも意味があると考え。職場内では、そのための個人的な取り組みとともに組織的な取り組みも、今後の課題の一つである。

* 本研究は科学研究費補助金（基盤研究(C) 21K02019）の助成を受けたものです。

文献

- Baer, Ruth A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J. et al. (2006) Using Self-Report Assessment Methods to Explore Facets of Mindfulness, *Assessment*, 13(1), 27-45.
- Berceli, David and Napoli, M. (2006) A Proposal for a Mindfulness-Based Trauma Prevention Program for Social Work Professionals, *Complementary Health Practice Review*, 11(3), 153-165.
- Bishop, Scott R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L. et al. (2004) Mindfulness : A Proposed Operational Definition, *Clinical Psychology : Science and Practice*, 11(3), 230-241.
- Borgdorf, Kira S. A., Kuchler, G., Wrzus, C. and Aguilar-Raab, C. (2025) Intervention-Induced Changes in State Mindfulness do not Predict Trait Changes in Mindfulness, Self-Compassion, or Perceived Stress, *Scientific Reports*, 15(1), 41174.
- Borghi, Olaf, Mayrhofer, L., Voracek, M. and Tran, U. S. (2023) Differential Associations of the Two Higher-Order Factors of Mindfulness with Trait Empathy and the Mediating Role of Emotional Awareness, *Scientific Reports*, 13(1), 3201.
- Chaves-Montero, Alfonso, Blanco-Miguel, P. and Ríos-Vizcaíno, B. (2025) Analysis of the Predictors and Consequential Factors of Emotional Exhaustion among Social Workers : A Systematic Review, *Healthcare*, 13(5), 552.
- Denovan, Andrew and Dagnall, N. (2019) Development and Evaluation of the Chronic Time Pressure Inventory, *Frontiers in Psychology*, 10, 2717.
- Ferguson, Harry (2018) How Social Workers Reflect in Action and When and Why They Don't : The Possibilities and Limits to Reflective Practice in Social Work, *Social Work Education*, 37(4), 415-427.
- Festini, Sara B. (2022) Busyness, Mental Engagement, and Stress : Relationships to Neurocognitive Aging and Behavior, *Frontiers in Aging Neuroscience*, 14, 980599.

- Freeman, Daniel, Bird, J. C., Loe, B. S., Kingdon, D. et al. (2020) The Dunn Worry Questionnaire and the Paranoia Worries Questionnaire : New Assessments of Worry, *Psychological Medicine*, 50(5), 771-780.
- 長谷部慶章・中村真理 (2005a) 「知的障害施設職員ストレスサー尺度の開発」『福祉心理学研究』2(1), 59-66.
- 長谷部慶章・中村真理 (2005b) 「知的障害施設職員のバーンアウト傾向とその関連要因」『特殊教育学研究』43(4), 267-277.
- Hick, Steven F. (2016) Mindfulness and Social Work : Paying Attention to Ourselves, Our Clients, and Society, in Hick, Steven F. (ed.) *Mindfulness and Social Work*, Oxford University Press, 1-30.
- 池埜聡 (2017a) 「マインドフルネスがもたらすソーシャルワーク援助関係への影響－社会福祉従事者の主観的変容を踏まえた探索的研究」『人間福祉学研究』10(1), 91-116.
- 池埜聡 (2017b) 『福祉職・介護職のためのマインドフルネス－1日5分の瞑想から始めるストレス軽減』中央法規出版.
- 石岡良子・蓮花のぞみ・黒川育代・上野大介ほか (2009) 「忙しさ・ルーティーン自己評価尺度 (日本語版MPED) の信頼性と妥当性」『日本心理学会大会発表論文集』73, 2EV 140.
- Kabat-Zinn, Jon (1990) *Full Catastrophe Living : Using the Wisdom of Your Body and Mind to Face Stress, Pain, and Illness*, Delta. (=2007春木豊訳『マインドフルネスストレス低減法』北大路書房.)
- 川端一光 (2018) 「ランダム傾きモデル」尾崎幸謙・川端一光・山田剛史 (編) 『Rで学ぶマルチレベルモデル [入門編]－基本モデルの考え方と分析』朝倉書店, 80-108.
- 河村洋子 (2024) 「ポジティブ・ディビアンズ (PD) : マインドフルな組織づくりのススメ」『産業ストレス研究』31(4), 281-287.
- Kelly, William E. (2004) A Brief Measure of General Worry : The Three Item Worry Index, *North American Journal of Psychology*, 6(2), 219-226.
- Kessen, Christine (2016) Living Fully : Mindfulness Practices for Everyday Life, in Hick, Steven F. (ed.) *Mindfulness and Social Work*, Oxford University Press, 31-44.
- Kiken, Laura G., Garland, E. L., Bluth, K., Palsson, O. S. et al. (2015) From a State to a Trait : Trajectories of State Mindfulness in Meditation during Intervention Predict Changes in Trait Mindfulness, *Personality and Individual Differences*, 81, 41-46.
- 小森政嗣 (2022) 『RとStanではじめる 心理学のための時系列分析入門』講談社.
- 黒川由紀子・フォーク阿部まり子 (2018) 『高齢者のMBCTマインドフルネス認知療法－うつ、緩和ケア、介護者のストレス低減など』誠信書房.
- Kuyken, Willem (2024) *Mindfulness for Life*, Gilford Press.
- Larsen, Finn B., Lasgaard, M., Willert, M. V. and Sørensen, J. B. (2025) Perceived Stress Across Population Segments Characterized by Differing Stressor Profiles - A Latent Class Analysis, *PLoS One*, 20(1), e0316759.
- Lau, Mark A., Bishop, S. R., Segal, Z. V., Buis, T. et al. (2006) The Tronto Mindfulness Scale : Development and Validation, *Journal of Clinical Psychology*, 62(12), 1445-1467.

- Lee, Jacquelyn J. and Himmelheber, Sarah A. (2016) Field Education in the Present Moment : Evaluating a 14-Week Pedagogical Model to Increase Mindfulness Practice, *Journal of Social Work Education*, 52(4), 473-483.
- Lu, Yi-An, Chuang, Y.-H., Huang, T.-W. and Gautama, M. S. N. (2024) The Diagnostic Accuracy of Single-Item Scales in Detecting Fatigue in Patients with Cancer : A Systematic Review and Meta-Analysis, *Critical Reviews in Oncology/Hematology*, 204, 104496.
- 前川真奈美・越川房子 (2015) 「6因子マインドフルネス尺度 (SFMS) の開発」『健康心理学研究』28(2), 55-64.
- Martin, Mike and Park, D. C. (2003) The Martin and Park Environmental Demands (MPED) Questionnaire : Psychometric Properties of a Brief Instrument to Measure Self-Reported Environmental Demands, *Aging Clinical and Experimental Research*, 15, 77-82
- Matthews, Russell A., Pineault, L. and Hong, Y.-H. (2022) Normalizing the Use of Single-Item Measures : Validation of the Single-Item Compendium for Organizational Psychology. *Journal of Business and Psychology*, 37(4), 639-673.
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L. and Borkovec, T. D. (1990) Development and Validation of the Penn State Worry Questionnaire, *Behaviour Research and Therapy*, 28(6), 487-495.
- Mortlock, Jutta T., Carter, A. and Querstret, D. (2022) Extending the Transformative Potential of Mindfulness through Team Mindfulness Training, Integrating Individual with Collective Mindfulness, in a High-Stress Military Setting, *Frontiers in Psychology*, 13, 1-18.
- 中山慎吾・村上裕樹 (2025) 「福祉従事者におけるマインドフルネス・トレーニングの研究」『福祉健康科学』5 (2), 87-100.
- 大谷和大 (2014) 「階層線形モデル, マルチレベルモデル構造方程式モデル」小杉考司・清水裕士 (編) 『M-plusとRによる構造方程式モデリング入門』北大路書房, 208-227.
- 尾崎幸謙 (2018) 「マルチレベルモデルへの準備 その2 - 観測値の独立性」尾崎幸謙・川端一光・山田剛史 (編) 『Rで学ぶマルチレベルモデル [入門編] - 基本モデルの考え方と分析』朝倉書店, 29-53.
- 尾崎幸謙 (2019a) 「縦断データ分析のための基本的なモデル」尾崎幸謙・川端一光・山田剛史 (編) 『Rで学ぶマルチレベルモデル [実践編] - M-plusによる発展的分析』朝倉書店, 23-43.
- 尾崎幸謙 (2019b) 「縦断データ分析のための非線形モデル」尾崎幸謙・川端一光・山田剛史 (編) 『Rで学ぶマルチレベルモデル [実践編] - M-plusによる発展的分析』朝倉書店, 44-67.
- 尾崎幸謙 (2019c) 「Mplusによるマルチレベルデータの分析」尾崎幸謙・川端一光・山田剛史 (編) 『Rで学ぶマルチレベルモデル [実践編] - M-plusによる発展的分析』朝倉書店, 106-144.
- 佐渡充洋 (2019) 「働くことへのストレスとマインドフルネス」『産業ストレス研究』26(4), 383-387.
- 佐渡充洋 (2025) 「企業風土の変容とマインドフルネス」『精神療法』51(1), 40-44.
- Segal, Zindel V., Williams, J. M. G. and Teasdale, J. D. (2002) *Mindfulness-Based Cognitive*

- Therapy for Depression : A New Approach to Preventing Relapse*, The Guilford Press. (= 2007越川房子監訳『マインドフルネス認知療法 うつを予防する新しいアプローチ』北大路書房.)
- 瀬藤乃里子・坂口幸弘・丸山総一郎 (2020) 「マインドフルネスを活用した『セルフケアプログラム』の試み：一次予防プログラムとしての有用性の検討」『産業ストレス研究』27(2), 263-271.
- 清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベルモデル分析』ナカニシヤ出版.
- Singer, J. D. and Willet, J. B. (2003) *Applied Longitudinal Data analysis : Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press. (=2012菅原ますみ監訳『縦断データの分析 I -変化についてのマルチレベルモデリング』朝倉書店.)
- Stanley, Selwyn and Sebastine, A. J. (2023) Work-Life Balance, Social Support, and Burnout : A Quantitative Study of Social Workers, *Journal of Social Work*, 23(6), 1135-1155.
- Suelmann, Han, Brouwers, A. and Snippe, E. (2018) Explaining Variations in Mindfulness Levels in Daily Life, *Mindfulness*, 9, 1895-1906.
- Sugiura, Yoshinori, Sato, A., Ito, Y. and Murakami, H. (2012) Development and Validation of the Japanese Version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire, *Mindfulness*, 3, 85-94.
- 杉浦義典 (2016) 「マインドフルネスの心理学的基礎」貝谷久宜・熊野宏昭・越川房子編著『マインドフルネスー基礎と実践』日本評論社, 97-113.
- 高宮有介・土屋静馬 (2018) 『いのちと向き合うあなたへ セルフケアできていますか? マインドフルネスを活かして』南山堂.
- Tallis, Frank, Eysenck, M. W. and Mathews, A. (1992) A Questionnaire for the Measurement of Nonpathological Worry, *Personality and Individual Differences*, 13(2), 161-168.
- Tanay, Galia and Bernstein, A. (2013) State Mindfulness Scale (SMS) : Development and Initial Validation, *Psychological Assessment*, 25(4), 1286-1299.
- Taylor, Heather, Cavanagh, K., Field, A. P. and Strauss, C. (2022) Health Care Workers' Need for Headspace : Findings From a Multisite Definitive Randomized Controlled Trial of an Unguided Digital Mindfulness-Based Self-help App to Reduce Healthcare Worker Stress, *JMIR Mhealth Uhealth*, 10(8), e31744.
- Tokumasu, Kazuki, Matsuki, N., Fujikawa, H., Sakamoto Y. et al. (2025) Reliability and Validity of the Japanese Version of the Fatigue Assessment Scale, *Internal Medicine*, 64(5), 658-663.
- Tran, Ulrich S., Glück, T. M., Nader, I. W. (2014) Investigating the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) : Construction of a Short Form and Evidence of a Two-Factor Higher Order Structure of Mindfulness, *Journal of Clinical Psychology*, 69(9), 951-965.
- Van Hooff, Madelon L. M., Geurts, S. A. E., Kompier, M. A. J. and Taris, T. W. (2007) “How Fatigued do You Currently Feel?” Convergent and Discriminant Validity of a Single-Item Fatigue Measure, *Journal of Occupational Health*, 49(3), 224-234.
- Whitehead, Lisa (2009) The Measurement of Fatigue in Chronic Illness : A Systematic Review of Unidimensional and Multidimensional Fatigue Measures, *Journal of Pain and Symptom Management*, 37(1), 107-128.

Wichelns, George A., Renna, M. and Mennin, D. S. (2016) Preliminary Validation of Subjective Anchor Scales for Worry and Rumination, *Cognitive Therapy and Research*, 40(5), 645-660.

注

- 1) 「呼吸のマインドフルネス」を行ったことについて、行う前と後におけるリラックスの状態に関する質問として、「始める前、とてもリラックスしていた」「終了直後の現在、とてもリラックスしている」という項目も設定したが、これらは必ずしもマインドフルネス状態そのものを表すものではない。しかし、Kabat-Zinn (1990=2007: 87) は、呼吸に注意を集中する練習をくり返すことによって、呼吸を意識する能力が高まり、心の集中力が高まるとともに、より落ち着いた状態になることに言及している。リラックス状態についての質問は、そのような言及などを参考に設定したものである。
- 2) 標準化後の各数値の最大値や最小値等は以下のとおりである。回答回数は最大値1.9, 最小値-1.67, 中央値0.11, 尖度-0.95, 歪度0, 年齢は最大値2.28, 最小値-2.28, 中央値0.11, 尖度0.23, 歪度-0.09, 勤務年数は最大値2.01, 最小値-1.5, 中央値-0.16, 尖度-0.59, 歪度0.47である。
- 3) 以下、経過時間に関する計算結果の検討は尾崎 (2019a: 35-38) に依拠して行っている。なお、縦断データの分析においては、誤差に自己相関構造 (尾崎2019b: 60) を仮定をすべきかを検討するため、Nullモデルとモデル1.1に関し、自己相関をグラフで示すコレログラム (ACFプロット) を作成した (小森2022: 47)。どちらにおいても、時点0 (Lag 0) の自己相関 (ACF) の値のみが高かったため、自己相関構造を仮定しなくてよいと判断した。
- 4) 忙しさs_cwcでは2名のデータに関して分散が0となるため、その2名を除くデータセットを用いる必要がある。その場合、忙しさs_cwcを含むモデルは他のモデルとAICなどの比較ができなくなる。また、忙しさs_cwcと忙しさs_mdevのみを含むモデル1.4では忙しさs_cwcの傾きが有意ではなかったため、忙しさs_cwcをモデルから外して計算を行うこととした。
- 5) モデル2.2からレベル1の忙しさs_cwcのみを外したモデル、そのモデルからさらに疲れs_cwcのランダム傾きを外したモデルでも計算した。この2つのモデルのAICはそれぞれ2165.013, 2157.808と、モデル2.2より低いモデル2.3よりは高かった。なお、これらのモデルでもレベル1の疲れs_cwcの傾きの固定効果と、経過時間のランダム傾きs_cwcの分散は有意であった。また、モデル2.3からレベル1の心配事s_cwcを外したモデルについて計算した結果、経過時間sのランダム傾きの分散が有意でなくなったほかは、モデル2.3と同様の結果であり、AICは2159.171とモデル2.3よりもやや高くなった。モデル2.3から経過時間を外したモデル、モデル2.3からレベル1の心配事s_cwcと経過時間sを外したモデルでも計算したが、この2つのモデルのAICは、それぞれ2178.857, 2185.822と、モデル2.3よりも高かった。
- 6) モデル2.3において多重共線性の問題がないか確認するため、各説明変数のVIFを計算したところ、経過時間sでは1.00, 心配事s_cwcでは1.08, 疲れs_cwcでは1.08, 忙しさs_mdevでは1.00と、比較的低い数値であり、多重共線性の問題はないと判断し

た。

- 7) このクロスレベルの交互作用に関して、各変数の交互作用の推定値は以下の通りである(括弧内は標準誤差)。回答回数0.185 (0.068), 男性0.321 (0.151), 大学卒0.288 (0.145), 一般職レベル-0.478 (0.189), 勤務年数-0.267 (0.097)。
- 8) この交互作用に関して、各変数の交互作用の推定値は以下の通りである(括弧内は標準誤差)。大学卒-0.427 (0.203), 管理職レベル-0.670 (0.292), 一般職レベル-0.719 (0.230)。
- 9) これらの推定値は以下の通りである(括弧内は標準誤差)。疲れs_cwcの傾きの固定効果-0.233 (0.070), 忙しさs_mdevの固定効果-0.598 (0.226), 心配事s_cwcと忙しさs_mdevのクロスレベルの交互作用-0.193 (0.096), レベル1の誤差分散1.201 (0.166), ランダム切片の分散1.549(0.394), 経過時間sのランダム傾きの分散0.163 (0.067)。
- 10) 心配事s_cwcの傾きの固定効果の推定値は-0.637 (0.132) である(括弧内は標準誤差)。

〔研究ノート〕

友人関係に着目した認知方略の使用傾向と社会的自己制御の関連 Associations between propensity to use cognitive strategies and social self-regulation with a focus on friendships

後藤 真歩¹ (Maho GOTO) ・村上 裕樹² (Hiroki MURAKAMI)

要旨

本研究では、認知的感情制御とマインドフルネスが、社会的場面における自己制御行動につながり、良好な友人関係を築くことができるのかというプロセスを明らかにすることを目的に、構造方程式モデリングを行った。その結果、不適応的認知的感情制御では、自己主張を媒介して友人関係満足感を低減するというプロセスが示され、直接的にも友人関係へ好ましくない影響を与えることが示された。しかしながら、不適応的認知的感情制御から自己主張へのパスは有意傾向であった。適応的認知的感情制御とマインドフルネスについては、モデルの適合度が改善されなかったため、それぞれに回帰分析を行った。その結果、一部の適応的認知的感情制御の使用や、マインドフルネスを高めるアプローチを行うことで、社会的場面における自己制御能力と、友人関係満足感をそれぞれ高めることが示唆された。

This study used structural equation modeling to examine how cognitive emotion regulation and mindfulness contribute to self-regulatory behaviors in social situations and, in turn, influence friendship satisfaction. The results showed that maladaptive cognitive emotion regulation reduced friendship satisfaction both indirectly through assertiveness and directly through a negative effect on friendships. However, the path from maladaptive cognitive emotion regulation to assertiveness reached only a trend level of significance. Because the model fit for adaptive cognitive emotion regulation and mindfulness was inadequate, separate regression analyses were conducted. These analyses indicated that specific adaptive cognitive emotion regulation strategies were associated with greater self-regulatory behavior in social situations. In contrast, higher levels of mindfulness were associated with greater friendship satisfaction.

キーワード：友人関係満足感, 認知的感情制御, マインドフルネス, 社会的自己制御
friendship satisfaction, cognitive emotion regulation, mindfulness, social self-regulation

利益相反の有無：COIなし

承認番号：F 240029

1 大分大学大学院福祉健康科学研究科臨床心理学コース

2 大分大学福祉健康科学部心理学コース

問題・目的

青年期における友人関係の果たす機能は多く、相対的幸福感や自尊感情、充実感の向上、抑うつ・低減などが明らかにされている（黒田他，2004）。しかしながら、現代の青年の友人関係として、傷付け合うことを避け、友人と群れていようとする傾向が一部で見られることが指摘されている（岡田，2011）。不快な感情の表出や自分の意見を主張せずに葛藤場面を避けることで、表面的には問題のない友人関係を築くことができる可能性が考えられる。しかし、感情を抑制することは、長期的にはネガティブ感情を増大させ、ポジティブ感情を減少させることが明らかにされている（Gross & John, 2003）。また、親しい友人との間で感情の表出を行うことが多く、抑制することが少ないと報告した青年は、感情、気分、身体的障害を含む症状を特徴とする内在化症状が少ないことが示されている（Lindsey, 2021）。さらに、実験的に表出抑制（相手に全く感情を抱いていないと思わせるように振る舞う）と再評価（冷静で客観的な状態を保てるよう自身の状況を考察する）の対人的影響を調べた研究では、表出抑制を使用する人と会話した相手は、会話への注意が散漫になり、再評価群や統制群と比較して血圧が上昇したことから、より大きなストレスを感じることが推察されている。（Butler et al., 2003）。このことから、葛藤場面を避けることは、長期的には対人関係に良くない影響を与えることが予想できる。そのため、良好な対人関係を築くには、場面に合わせて感情や意見を抑制するだけでなく、表出することも求められる。原田他（2008）は、社会的な場面における自己制御能力として、社会的自己制御という概念を提案している。社会的自己制御は、社会場面で個人の欲求や意思と現状認知とのズレが起こった時に、内的基準・外的基準の必要性に応じて自己を主張するもしくは抑制する能力と定義されている（原田他，2008）。さらに、社会的自己制御尺度は、自己主張と自己抑制の2側面を想定しており、自己主張側面は自己主張の1因子、自己抑制側面は持続的対処・根気と感情・欲求抑制の2因子から構成されている（原田他，2008）。社会的自己制御と社会的行動との関連については、自己主張とアサーティブ＝チェックリストの3下位尺度に正の関連、持続的対処・根気、感情・欲求抑制と衝動性に負の関連が見られている（原田他，2008）。さらに、集団パフォーマンスの文脈においては、自己主張の高いグループほど課題成績が高く、持続的対処・根気と感情・欲求抑制が高いグループほど満足度が高いことが示されている（原田・土屋，2019）。よって、社会的自己制御は、社会的な場面における行動と関連しており、社会的な場面において円滑な対人関係を築くためには、自己主張と自己抑制の両方が求められる。

また、認知と行動を分けて考える必要性も指摘されており、認知的な評価プロセスは、必ずしも意識的ではないが、行動を起こすプロセスに先行すると考えられている（Garnefski et al., 2001）。さらに、感情を生じさせる可能性のある状況において、感情的な影響を調整するために考え方を变化させる認知的再評価は、より良い精神的健康と関連している一方で、既に感情が生じている状態において感情表出行動を抑制する表出抑制は、精神的健康の低さと関連していることが示されている（John & Gross, 2004）。そして、抑制を頻繁に用いる人は、本来の自分ではないと非常に強く感じるとともに、自己と経験の不一致を体験し、それが自己に対する嫌悪感や抑うつ症状にもつながっている（John & Gross, 2004）と推察されており、感情が生じる前の認知の段階へのアプローチが精神的健康に重要であることが指摘されている（Gross & John, 2003）。そこで、社会的場面において円

滑な対人関係を築くためには、認知の段階において、感情を適切に扱う必要があるため、認知における感情制御に注目した。Garnefski et al. (2001) は、意識的で認知的な自己による感情制御として、肯定的再評価、大局的視点、反芻、受容、自責、肯定的再焦点化、他者非難、破局的思考、計画への再焦点化の9つの認知的感情制御方略で構成されていることを提唱し、認知的感情制御尺度 (The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire : 以下、CERQとする) を作成した。Garnefski et al. (2001) によると、肯定的再評価は“個人の成長という観点からできごとにポジティブな意味を置く思考”、大局的視点は“できごとの重大さを軽視する、また他のできごととの相対性を強調する思考”、反芻は“ネガティブなできごとに関する気持ちや思考について考えること”、受容は“あるできごとを受け入れる、あるいはできごとに従おうとする思考”、自責は“あるできごとについて自身を非難する思考”、肯定的再焦点化は“現実のできごとについて考えず楽しいことや嬉しいことを考えること”、他者非難は“あるできごとについて他者を非難する思考”、破局的思考は“極端にあるできごとの悪い点を強調する思考”、計画への再焦点化は“ネガティブなできごとにどのように対処するか考えること”と定義されている (榊原, 2015)。認知的感情制御方略は理論的に、精神的健康を高める適応的な方略と精神的健康を低める不適応的な方略に分けられており、肯定的再評価、大局的視点、肯定的再焦点化、計画への再焦点化、受容が適応的な方略、反芻、自責、他者非難、破局的思考が不適応的な方略と解釈されている (Garnefski et al., 2001)。精神的健康との関連も明らかにされており、それぞれの方略について、他の認知的感情制御方略を統制した偏相関分析を行った結果、反芻、自責、破局的思考、不適応的認知的感情制御の合計得点は抑うつと正の相関が見られ、肯定的再焦点化、肯定的再評価、適応的認知的感情制御の合計得点は抑うつと負の相関が示されていた (Garnefski et al., 2001)。また、受容を除いた適応的認知的感情制御 (肯定的再評価、大局的視点、受容、肯定的再焦点化、計画への再焦点化) は主観的・心理的幸福感と有意な正の相関を示し、不適応的認知的感情制御 (反芻、自責、他者非難、破局的思考) は主観的・心理的幸福感と有意な負の相関を示し、受容は心理的幸福感の下位因子の自律性のみと正の相関 (<.20) が見られていた (Balzarotti et al., 2016)。

認知的感情制御が社会場面における行動へ与える影響については、いくつかの研究で明らかにされている。まず、破局的思考と受容は、社会的状況での遂行能力や適応能力などを含む社会機能 (social functioning) の問題を引き起こすことや、破局的思考と自責は社会機能の問題によるストレスを高めることが示唆されている (Mihalca & Tarnavska, 2013)。同研究において、計画への再焦点化は社会機能の問題によるストレスを低めることが示され、認知的感情制御が社会機能及びそれに関連するストレスの予測として有効であることが示唆されている (Mihalca & Tarnavska, 2013)。さらに、不適応的な認知的感情制御の使用が多い人ほど、人間関係において新たな対立を作りやすいことも明らかにされている (Ricciardi et al., 2022)。しかし、認知的感情制御がどのように社会的場面における自己制御行動を促し、良好な友人関係を築くことに対してどのような効果をもたらすのかという具体的なプロセスは明確にされていない。より良い友人関係を導くための認知的感情制御と行動の関連が明らかになれば、青年期の友人関係上の問題を軽減させる一助になることが期待できる。よって、どのような認知における感情制御が、社会的場面における自己制御行動につながり、良好な友人関係を築くことができるのかというプロセスを

明らかにすることを目的にする。

加えて、認知的感情制御の受容は、理論的に適応的な方略とされていたが (Garnefski et al., 2001), メタ分析の結果、抑うつ・不安と正の相関があることが明らかにされた (榊原, 2014; 榊原・北原, 2016)。そのため、本研究では受容を不適応的認知的感情制御として扱う。また、これについて榊原 (2014) は、有効な感情制御方略としての受容は、状況や自己の状態に対する評価 (appraisal) を“伴わないもの”であり、マインドフルネスにおける“アクセプタンス”に該当するものであると述べている。そして、CERQが測定している受容は“あきらめ (resignation)”を伴うかたちで評価する方略であると指摘している (榊原, 2014)。マインドフルネスとは、今ここでの経験に、評価や判断を加えることなく能動的な注意を向けることと定義される (Kabat-Zinn, 2003)。また、アクセプタンスとは、信じるか信じないか (あるいは何が公平か不公平かを判断する) という状態ではなく、今この瞬間の現実に対して“経験的に開かれている (experientially open)”状態と定義され (Roemer & Orsillo, 2002), マインドフルネスはアクセプタンスの要素を含む (Bishop et al., 2004) と考えられている。マインドフルネスは、抑うつや不安の低さ、自尊心や生活満足度の高さ (Brown, 2003) など精神的健康の向上と関連している。マインドフルネスが社会場面における行動へ与える影響については、協調性の高さや葛藤回避の減少 (Kay & Skarlicki, 2020), ソーシャルサポートの増加や対人葛藤の減少 (Deits-Lebehn et al., 2022), 親密さ, 助け合い, 受容, 安心感の4つの下位因子で測定される友情の質の高さ (Akin et al., 2016) と関連していること, 対人関係における許しを促進する (Karremans et al., 2020) ことが示唆されている。また、簡略化された7週間のマインドフルネスストレス低減プログラム後6年間の追跡調査では、積極的な問題解決や肯定的な認知的再評価を含む問題焦点型コーピングが増加し、無視や非難, 回避をするといった回避型コーピングは減少することが示されている (de Vibe et al., 2018)。以上のことから、マインドフルネスも社会的場面における行動に影響を与えられ、CERQの受容では測定できない認知の段階における方略の1つとして、社会的場面における自己制御行動と友人関係との関連を調べることにした。マインドフルネスと認知的感情制御方略の関係については、Chambers (2009) が「認知的再評価を初めとした全ての認知的感情制御方略は、思考や感情がある種の固有の存在として扱われ、したがって何らかの行動を起こさなければならないという点でマインドフルネスとは根本的に異なっている」、「マインドフルネスでは、全ての心的現象 (認知的, 感情的) は単なる心的事象であり、故に行動する必要はないと考える」、「再評価とは異なる認知方略である」と述べていることから、本研究においても、認知的感情制御方略とマインドフルネスは異なる認知方略として扱う。

具体的な仮説について、まず不適応的な認知的感情制御は、引きこもり, 無視, 表現抑制といった抑制的な行動の増加と関連する孤独感を高める (Preece et al., 2021) ことや、問題のあるSNS及びスマートフォンの使用を増加させる (Zsido et al., 2021) ことが示されている。そのため、不適応的認知的感情制御は社会的な場面における適応的な自己制御行動を抑制すると予想され、良好な友人関係の構築を抑制すると思われる。また、適応的認知的感情制御は、報酬刺激により活性化されて行動を促進する行動接近システム (The Behavioral Approach System: BAS) の高さに関連することが示されているため (Sun et al.,

2020), 自分の意見を主張するといった表出行動を促進すると思われる。さらに, 適応的な感情制御方略とされる再評価は, 行動の抑制や始発, 注意の制御の高さと関連することから (吉田, 2015), 適応的な自己制御行動と関連すると考えられる。そのため, 適応的な認知的感情制御方略は, 社会的な場面において適応的な自己制御行動を促進すると予測され, 友人関係にも良い影響を与えると考えられる。マインドフルネスについては, 下位因子のうち観察, 気づきを伴う行為, 判断しないことは, 満足遅延, すなわち長期的な報酬を優先して目先の満足を遅らせる能力の高さと関連することや (MacDonald, 2021), マインドフルネスな状態において「自らの欲求に基づく行動を抑える」という自己制御が働くことが抑うつ低減に結びつくこと (宇佐美・田上, 2012), 適応的な自己主張とされるアサーティブなコミュニケーション能力の向上に影響を及ぼすことが示されている (Weliangan, 2022)。そのため, マインドフルネスは, 社会的な場面において適応的な自己制御行動を促進すると予測され, 良好な友人関係につながると考えられる。以上のことから, 本研究では以下の3つの仮説モデルを検討する。

仮説1: 不適応的認知的感情制御は, “自己主張”, “持続的対処・根気”, “感情・欲求抑制”と負の関連があり, 友人関係満足感を低く予測する。仮説2: 適応的認知的感情制御は, “自己主張”, “持続的対処・根気”, “感情・欲求抑制”と正の関連があり, 友人関係満足感を高く予測する。仮説3: マインドフルネスは, “自己主張”, “持続的対処・根気”, “感情・欲求抑制”と正の関連があり, 友人関係満足感を高く予測する。

方法

2024年の10~11月にかけて, A大学の学生を対象としてGoogleフォームを用いて調査を実施した。QRコードからGoogleフォームにアクセスしてもらうという方法で実施した。回答上の注意やプライバシー保護についての説明を記載し, 同意した場合のみに次の回答へと進めるように回答欄を設定した。回答された128名 (男性28名, 女性99名, その他1名, 平均年齢19.88歳, SD=1.30) のデータを分析対象とした。なお, 本研究は大分大学福祉健康科学部倫理委員会 (承認番号: F250016) の承認を得て実施した。

調査内容

認知的感情制御の測定には, 日本語版Cognitive Emotion Regulation Questionnaire改訂版 (Urano et al., 2022) を用いた。自責 (e.g., 「私はそのことについて悪いのは自分であると感じる」), 受容 (e.g., 「私は起きたできごとを受け入れなければならないと考える」), 反芻 (e.g., 「私は経験したできごとに対する感情についてたびたび考える」), 肯定的再焦点化 (e.g., 「私は経験したことに比べ, より好ましいことについて考える」), 計画への再焦点化 (e.g., 「私は自分にできる精一杯のことを考える」), 肯定的再評価 (e.g., 「私はその状況から何か学ぶことができると考える」), 大局的視点 (e.g., 「私はそのことがもっとひどい状況になったかもしれないと考える」), 破局的思考 (e.g., 「私は自分の経験したことが他の人の経験したことに比べずっとひどいものだとよく考える」), 他者非難 (e.g., 「私はそのことについて悪いのは他の人であると感じる」) の9つの方略からなり, 各4項目, 全36項目で構成される。5件法 (1. ほとんどない 2. あまりない 3. たまにある 4. しばしばある 5. いつもある) にて評定を求めた。

マインドフルネスの測定には、日本語版Five Facet Mindfulness Questionnaire (以下、FFMQとする) (Sugiura et al., 2012) を用いた。Nonreactivity (反応しないこと; 7項目; e.g., 「自分の気分や感情に気づきつつ、それにどうしても反応してしまうということはない」), Observing (観察; 8項目; e.g., 「歩いているときに、自分の身体が動いている感覚に意識的に注意を向けるようにする」), Acting with awareness (気づきの伴う行為; 8項目; e.g., 「自分がしていることをあまり意識せずに「自動操縦」で動いているみたいである」), Describing (描写; 8項目; e.g., 「自分の感情を表現する言葉を見つけるのが得意である」), Nonjudging (評価しないこと; 8項目; e.g., 「自分の考えが良いか悪いか判断する」) の5因子, 全39項目で構成される。5件法 (1. まったくあてはまらない (あるいは非常にまれにしかあてはまらない) 2. めったにあてはまらない 3. たまにあてはまる 4. しばしばあてはまる 5. いつもあてはまる (非常にしばしばあてはまる)) にて評定を求めた。

社会的自己制御尺度 (原田他, 2008) は、自己主張 (13項目), 感情・欲求抑制 (9項目), 持続的対処・根気 (7項目) からなる3因子, 全29項目で構成される。自己主張は、「不当なことへの抗議・注意」に関する側面, 「積極的発言・主張」といった授業や会議での発言に関する側面, 「意見表明・拒否」といった自己を表明する側面を, 持続的対処・根気は, 誘惑に負けずに課題に取り組む側面を, 感情・欲求抑制は「感情抑制」といった情緒的側面の抑制に関する側面, 「欲求抑制」といった欲求を抑制する側面, 「許容性」といった他者を考慮する側面を測定している。5件法 (1. まったくあてはまらない 2. めったにあてはまらない 3. たまにあてはまる 4. しばしばあてはまる 5. よくあてはまる) にて評定を求めた。

良好な友人関係を測定する尺度として、友人関係に関する主観的な満足感を測定するとされる加藤 (2001) の友人関係満足感尺度を使用した。1因子, 全6項目で構成される (e.g., 「周囲の人達に受け入れられていると感じる」)。4件法 (1. あてはまらない 2. 少しあてはまる 3. あてはまる 4. よくあてはまる) にて評定を求めた。

結果

分析には統計ソフトHAD (清水, 2016) を用いた。まず、各認知的感情制御方略、マインドフルネス、社会的自己制御、友人関係満足感の関連性を検討するため相関分析を行い、その結果をTable 1に示した。

不適応的認知的感情制御と社会的自己制御に関しては、破局的思考は感情・欲求抑制と負の相関 ($r = -.228, p = .010$), 他者非難は持続的対処・根気と負の相関 ($r = -.286, p = .001$), 反芻は自己主張と負の相関 ($r = -.185, p = .036$) を示したが、自責と受容は社会的自己制御の各因子と有意な関連が見られなかった。不適応的認知的感情制御と友人関係満足感に関しては、自責、反芻、受容が友人関係満足感と負の相関を示し ($r = -.267, p = .002$; $r = -.179, p = .043$; $r = -.269, p = .002$), その他有意な相関は見られなかった。

適応的認知的感情制御と社会的自己制御に関しては、大局的視点は自己主張と負の相関 ($r = -.214, p = .015$), 感情・欲求抑制と正の相関 ($r = .232, p = .008$) を示し、計画への再焦点化は自己主張、持続的対処・根気、感情・欲求抑制と正の相関を示し ($r = .262, p = .003$; $r = .201, p = .023$; $r = .189, p = .033$), その他有意な相関は見られなかった。適

応的認知的感情制御と友人関係満足感に関しては、肯定的再焦点化のみ友人関係満足感と正の相関を示した ($r=.251, p=.004$)。

マインドフルネスと社会的自己制御に関しては、反応しないことは感情・欲求抑制と正の相関 ($r=.180, p=.042$)、描写は自己主張、持続的対処・根気と正の相関 ($r=.369, p<.001; r=.183, p=.039$)、気づきの伴う行為は自己主張、持続的対処・根気、感情・欲求抑制と正の相関 ($r=.257, p=.003; r=.361, p<.001; r=.267, p=.002$)、FFMQの合計得点は自己主張、持続的対処・根気、感情・欲求抑制と正の相関を示し ($r=.361, p<.001; r=.215, p=.015; r=.200, p=.024$)、その他有意な相関は見られなかった。マインドフルネスと友人関係満足感に関しては、描写、気づきの伴う行為、FFMQの合計得点と友人関係満足感と正の相関を示し ($r=.298, p=.001; r=.296, p=.001; r=.330, p<.001$)、その他有意な相関は見られなかった。

社会的自己制御と友人関係満足感に関しては、自己主張のみ友人関係満足感と正の相関を示した ($r=.289, p=.001$)。

Table 1
認知的感情制御方略と、FFMQの各方略、社会的自己制御、友人関係満足感の相関係数

	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
1. 破局的思考	10.6	3.2	1.00																		
2. 他者非難	9.3	3.4	.163 ⁺	1.00																	
3. 自責	14.0	3.0	.396 ^{**}	-.125	1.00																
4. 反芻	15.4	3.2	.436 ^{**}	.109	.393 ^{**}	1.00															
5. 受容	14.5	2.9	.259 ^{**}	-.018	.495 ^{**}	.327 ^{**}	1.00														
6. 肯定的再評価	13.7	4.1	-.273 ^{**}	.004	-.174 [*]	-.041	.064	1.00													
7. 大局的視点	12.1	3.1	.136	.103	.259 ^{**}	.218 [*]	.379 ^{**}	.053	1.00												
8. 肯定的再焦点化	12.5	4.0	-.225 [*]	.167 ⁺	-.390 ^{**}	-.083	-.124	.455 ^{**}	.014	1.00											
9. 計画への再焦点化	16.1	2.9	-.053	-.074	-.029	.159 ⁺	.004	.416 ^{**}	.038	.190 [*]	1.00										
10. 観察	23.3	5.3	.163 ⁺	.014	.106	.189 [*]	.187 [*]	.009	.204 [*]	.045	.173 ⁺	1.00									
11. 反応しないこと	19.2	3.9	-.363 ^{**}	.036	-.391 ^{**}	-.404 ^{**}	-.155 ⁺	.287 ^{**}	.080	.317 ^{**}	.072	.009	1.00								
12. 評価しないこと	22.8	6.6	-.175 [*]	-.103	-.260 ^{**}	-.416 ^{**}	-.328 ^{**}	-.130	-.376 ^{**}	-.130	-.105	-.153 ⁺	.130	1.00							
13. 描写	22.7	6.2	-.013	.084	-.105	-.080	-.127	.156 ⁺	.013	.182 [*]	.291 ^{**}	.198 [*]	.112	-.028	1.00						
14. 気づきの伴う行為	23.0	6.2	-.203 [*]	-.271 ^{**}	-.164 ⁺	-.150 ⁺	-.305 ^{**}	.058	-.078	.058	.123	-.273 ^{**}	.047	.201 [*]	.329 ^{**}	1.00					
15. FFMQ	111.0	14.3	-.213 [*]	-.114	-.305 ^{**}	-.332 ^{**}	-.312 ^{**}	.114	-.105	.147 ⁺	.216 [*]	.274 ^{**}	.405 ^{**}	.518 ^{**}	.670 ^{**}	.583 ^{**}	1.00				
16. 自己主張	37.8	8.1	-.076	-.063	-.113	-.185 [*]	-.082	.097	-.214 [*]	.070	.262 ^{**}	.007	.069	.144	.369 ^{**}	.257 ^{**}	.361 ^{**}	1.00			
17. 持続的対処・根気	25.0	4.4	-.046	-.286 ^{**}	.164 ⁺	.029	.014	.036	.061	-.048	.201 [*]	.036	.013	-.083	.183 [*]	.361 ^{**}	.215 [*]	.199 [*]	1.00		
18. 感情・欲求抑制	34.1	4.8	-.228 ^{**}	-.152 ⁺	.111	-.064	.060	.165 ⁺	.232 ^{**}	-.084	.189 [*]	.030	.180 [*]	.012	.041	.267 ^{**}	.200 [*]	-.101	.291 ^{**}	1.00	
19. 友人関係満足感	16.6	4.0	-.134	-.030	-.267 ^{**}	-.179 [*]	-.269 ^{**}	.122	-.105	.251 ^{**}	.093	-.014	-.013	.172 ⁺	.298 ^{**}	.296 ^{**}	.330 ^{**}	.289 ^{**}	.044	.048	1.00

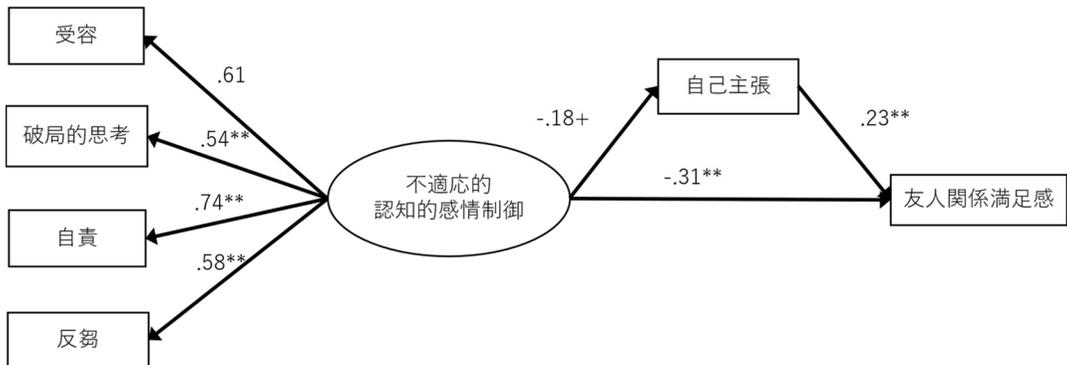
** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

次に、認知的な感情制御がどのような行動を促し、友人関係にどのような効果をもたらすのかというプロセスを検討するため、それぞれの仮説モデルに対して構造方程式モデリングを行った。母数の推定方法には、最尤法を用いた。

仮説1では、第1水準に不適応的認知的感情制御(受容, 破局的思考, 他者非難, 自責, 反芻), 第2水準に社会的自己制御(自己主張, 持続的対処・根気, 感情・欲求抑制), 第3水準に友人関係満足感を配置して分析した。その結果, モデルの適合度は $\chi^2(25) = 78.329, p < .001, GFI = .872, AGFI = .770, CFI = .643, RMSEA = .129$ であり, 十分な適合度は得られなかった。そこで, 適合度を改善するためにモデルの修正を行った。潜在変数へのパス係数が有意ではなかった他者非難と, 他指標への影響が見られなかった持続的対処・根気と感情・欲求抑制をモデルから除外し, 不適応的認知的感情制御から友人関係満足感へ直接影響している可能性を踏まえ, パスを追加した (Figure 1)。その結果, $\chi^2(8) = 10.495, p = .232, GFI = .978, AGFI = .928, CFI = .978, RMSEA = .049$ となり, 適合度に改善が見られた。不適応的認知的感情制御を構成する4つの観測変数のうち, 受容以外の破局的思考, 自責, 反芻へのパスが有意であり ($\beta = .541, p < .001; \beta = .744, p < .001; \beta = .580, p < .001$), 不適応的認知的感情制御から友人関係満足感への直接効果が有意であった ($\beta = -.309, p = .003$)。また, 不適応的認知的感情制御から自己主張への影響は有意傾向であり関連性は弱かった ($\beta = -.177, p = .095$)。自己主張から友人関係満足感への影響は有意であった ($\beta = .235, p = .005$)。

Figure 1

不適応的認知的感情制御と自己主張及び友人関係満足感の関連



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

$\chi^2(8) = 10.495, p = .232, GFI = .978, AGFI = .928, CFI = .978, RMSEA = .049,$

$SRMR = .043, AIC = 36.495, BIC = 73.571, CAIC = 73.672$

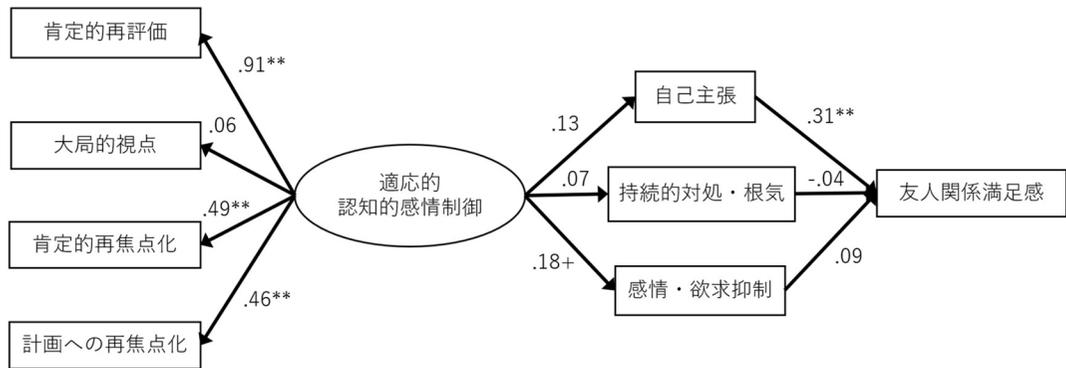
図中の数値は標準化係数を示す。

仮説2では、第1水準に適応的認知的感情制御(肯定的再評価, 大局的視点, 肯定的再焦点化, 計画への再焦点化), 第2水準に社会的自己制御(自己主張, 持続的対処・根気, 感情・欲求抑制), 第3水準に友人関係満足感を配置して分析した。その結果, モデルの適合度は $\chi^2(18) = 60.222, p < .001, GFI = .895, AGFI = .790, CFI = .595, RMSEA = .135$ で

あり (Figure 2) , 十分な適合度は得られなかった。そこで、適合度を改善するために、潜在変数へのパス係数が有意ではなかった大局的視点と、友人関係満足感へのパスが有意ではなかった持続的対処・根気と感情・欲求抑制をモデルから除外して、適応的認知的感情制御から友人関係満足感へ直接影響している可能性を踏まえ、パスを追加した。しかし、十分な適合度には及ばなかった ($\chi^2(4)=13.338, p=.010, GFI=.960, AGFI=.852, CFI=.871, RMSEA=.135$)。

Figure 2

適応的認知的感情制御と社会的自己制御及び友人関係満足感の関連



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

$\chi^2(18) = 60.222, p < .001, GFI = .895, AGFI = .790, CFI = .595, RMSEA = .135$

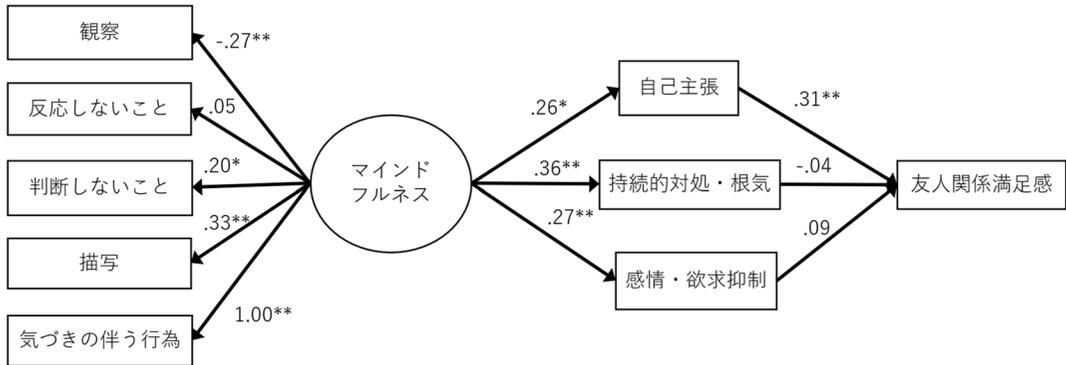
SRMR = .110, AIC = 96.222, BIC = 147.559, CAIC = 147.699

図中の数値は標準化係数を示す。

仮説3では、第1水準にマインドフルネス（観察，反応しないこと，評価しないこと，描写，気づきの伴う行為），第2水準に社会的自己制御（自己主張，持続的対処・根気，感情・欲求抑制），第3水準に友人関係満足感を配置して分析した。その結果，モデルの適合度は $\chi^2(25) = 75.916, p < .001, GFI = .890, AGFI = .802, CFI = .571, RMSEA = .126$ となり (Figure 3) , 十分な適合度は得られなかった。そこで、適合度を改善するために、友人関係満足感へのパスが有意ではなかった持続的対処・根気と感情・欲求抑制をモデルから除外して、マインドフルネスから友人関係満足感へ直接影響している可能性を踏まえ、パスを追加した。しかし、十分な適合度には及ばなかった ($\chi^2(13) = 36.261, p = .001, GFI = .928, AGFI = .844, CFI = .701, RMSEA = .118$)。

Figure 3

マインドフルネスと社会的自己制御及び友人関係満足感の関連



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

$\chi^2(25) = 75.916, p < .001, GFI = .890, AGFI = .802, CFI = .571, RMSEA = .126$

$SRMR = .109, AIC = 115.916, BIC = 172.956, CAIC = 173.112$

図中の数値は標準化係数を示す。

最後に、構造方程式モデリングで十分な適合度が得られなかった仮説2と仮説3について、適応的認知的感情制御とマインドフルネスの各因子と合計得点が、社会的自己制御と友人関係満足感をそれぞれ予測するかどうかを検討するために、重回帰分析を行った。なお、マインドフルネス合計得点については単回帰分析を行っている。また、社会的自己制御が友人関係満足感を予測するかどうかを検討するために重回帰分析を行った。その結果をTable 2に示した。全ての重回帰分析においてVIF < 2であり、説明変数間の多重共線性に問題は見られなかった。

適応的認知的感情制御（肯定的再評価、大局的視点、肯定的再焦点化、計画への再焦点化）を説明変数、自己主張を目的変数とした結果、計画への再焦点化は有意な正の標準偏回帰係数を示し ($R^2 = .119; b = 0.768, SE = 0.263, \beta = .272, t(123) = 2.921, p = .004$)、大局的視点は有意な負の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .119; b = -0.586, SE = 0.222, \beta = -.224, t(123) = -2.639, p = .009$)。持続的対処・根気を目的変数としたときには、計画への再焦点化が有意な正の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .052; b = 0.343, SE = 0.148, \beta = .224, t(123) = 2.323, p = .022$)。感情・欲求抑制を目的変数としたときには、大局的視点が有意な正の標準偏回帰係数を示し ($R^2 = .125; b = 0.337, SE = 0.130, \beta = .220, t(123) = 2.602, p = .010$)、肯定的再評価は有意傾向で正の標準偏回帰係数を示し ($R^2 = .125; b = 0.216, SE = 0.119, \beta = .185, t(123) = 1.810, p = .073$)、肯定的再焦点化は負の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .125; b = -0.237, SE = 0.113, \beta = -.199, t(123) = -2.096, p = .038$)。友人関係満足感を目的変数としたときには、肯定的再焦点化が有意な正の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .077; b = 0.247, SE = 0.098, \beta = .245, t(123) = 2.515, p = .013$)。その他有意な結果は得られなかった。

マインドフルネス(観察, 反応しないこと, 評価しないこと, 描写, 気づきの伴う行為)

を説明変数, 自己主張を目的変数とした結果, 描写は有意な正の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .172$; $b = 0.436$, $SE = 0.121$, $\beta = .333$, $t(122) = 3.594$, $p < .001$)。持続的対処・根気を目的変数としたときには, 気づきの伴う行為が有意な正の標準偏回帰係数を示し ($R^2 = .172$; $b = 0.297$, $SE = 0.067$, $\beta = .421$, $t(122) = 4.410$, $p < .001$) , 評価しないことが有意傾向で負の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .172$; $b = -0.099$, $SE = 0.057$, $\beta = -.150$, $t(122) = -1.748$, $p = .083$)。感情・欲求抑制を目的変数としたときには, 反応しないこと, 気づきの伴う行為がそれぞれ有意な正の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .125$; $b = 0.226$, $SE = 0.106$, $\beta = .184$, $t(122) = 2.142$, $p = .034$; $b = 0.268$, $SE = 0.075$, $\beta = .350$, $t(122) = 3.567$, $p = .001$)。友人関係満足感を目的変数としたときには, 描写, 気づきの伴う行為がそれぞれ有意な正の標準偏回帰係数を示し ($R^2 = .156$; $b = 0.159$, $SE = 0.061$, $\beta = .244$, $t(122) = 2.609$, $p = .010$; $b = 0.125$, $SE = 0.062$, $\beta = .192$, $t(122) = 1.997$, $p = .048$) , 評価しないことが有意傾向で正の標準偏回帰係数を示した ($R^2 = .156$; $b = 0.092$, $SE = 0.053$, $\beta = .151$, $t(122) = 1.750$, $p = .083$)。その他有意な結果は得られなかった。

次に, FFMQの合計得点を説明変数, 自己主張, 持続的対処・根気, 感情・欲求抑制, 友人関係満足感を目的変数とした結果, 全てにおいて有意な正の標準偏回帰係数が示された ($R^2 = .130$; $b = 0.206$, $SE = 0.047$, $\beta = .361$, $t(126) = 4.341$, $p < .001$; $R^2 = .046$; $b = 0.067$, $SE = 0.027$, $\beta = .215$, $t(126) = 2.477$, $p = .015$; $R^2 = .040$; $b = 0.067$, $SE = 0.029$, $\beta = .200$, $t(126) = 2.290$, $p = .024$; $R^2 = .109$; $b = 0.093$, $SE = 0.024$, $\beta = .330$, $t(126) = 3.921$, $p < .001$)。

社会的自己制御 (自己主張, 持続的対処・根気, 感情・欲求抑制) を説明線数, 友人関係満足感を目的変数とした結果, 自己主張は有意な正の標準偏回帰変数を示した ($R^2 = .091$; $b = 0.153$, $SE = 0.044$, $\beta = .307$, $t(124) = 3.468$, $p = .001$)

Table 2

適応的認知的感情制御, FFMQ各因子, FFMQ合計得点と社会的自己制御, 友人関係満足感の回帰分析結果

説明変数/目的変数	自己主張	持続的対処・根気	感情・欲求抑制	友人関係満足感
肯定的再評価	-.017	-.023	.185 +	-.005
大局的視点	-.224 **	.055	.220 *	-.110
肯定的再焦点化	.029	-.081	-.199 *	.245 *
計画への再焦点化	.272 **	.224 *	.141	.053
R^2	0.119 **	0.052	0.125 **	0.077 *
観察	-.008	.126	.138	.013
反応しないこと	.010	.009	.184 *	-.069
評価しないこと	.126	-.150 +	-.065	.151 +
描写	.333 **	.014	-.124	.244 *
気づきの伴う行為	.120	.421 **	.350 **	.192 *
R^2	.172 **	.172 **	.125 **	.156 **
FFMQ	.361 **	.215 *	.200 *	.330 **
R^2	.130 **	.046 *	.040 *	.109 **
自己主張				.307 **
持続的対処・根気				-.044
感情・欲求抑制				.092
R^2				.091 **

表中の数値は標準偏回帰係数 (β) ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

考察

不適応的認知的感情制御と社会的自己制御, 友人関係満足感の関連

構造方程式モデリングを用いて仮説1の検討を行ったところ, 十分な適合度が得られなかったため, モデルの修正を行った上で再度分析を行うと, 十分な適合度が得られた。不適応的認知的感情制御の受容, 破局的思考, 自責, 反芻から自己主張へ負の関連が見られ, 自己主張から友人関係満足感へ正の関連が見られたことから, 不適応的認知的感情制御の使用によって, 適応的な自己主張が抑制され, 友人関係満足感の上昇を妨げることが示唆された。そのため, 本研究では, 先行研究では示されていないが, 不適応的認知的感情制御が行動に影響を及ぼし, さらにその効果が友人関係に影響するというプロセスの一部についての示唆を得ることができたと考えられる。

しかしながら, 不適応的認知的感情制御から自己主張へのパスは有意傾向であり, 持続的対処・根気と感情・欲求抑制については, 修正前のモデルにおいて不適応的CERQと友人関係満足感との有意な関連が見られなかったことからモデルから除外している。相関分析の結果においても, 反芻が自己主張と有意な負の相関, 他者非難が持続的対処・根気と有意な負の相関, 破局的思考は感情・欲求抑制と有意な負の相関が示されたが, それらの関連性は弱く, 友人関係への効果も見られなかった。先行研究においては, 不適応的認知的感情制御は引きこもり, 無視, 表現抑制といった抑制的な行動の増加と関連する孤独感

を高める (Preece et al., 2021) ことや、問題のあるSNS及びスマートフォンの使用を増加させる (Zsido et al., 2021) こと、不適応的な認知的感情制御の使用が多い人ほど、人間関係において新たな対立を作りやすい (Ricciardi et al., 2022) ことなど、不適応的な行動との関連が示されていた。しかし、本研究で用いた社会的自己制御尺度は、社会場面において自己制御行動を取る能力を測っており、適応的な行動に焦点を当てていることから、不適応的な認知的感情制御との関連が弱かった可能性が考えられる。

また、不適応的な認知的感情制御から友人関係満足感への直接効果が見られた。さらに、相関分析の結果においても、受容、自責、反芻は友人関係満足感と有意な負の関連が見られていたが、受容と自責は社会的自己制御と有意な相関は示されていない。受容は、「自分への厳しさ」や「べき思考(～なければならない)」といった強迫的な思考や、効果的ではなくなった特定の認知パターンを継続的に用いること (Morris & Mansell, 2018) とされる認知の硬さが含まれており (小野・青木, 2021)、自責は自分を責める思考であるため、行動には表出されなくとも、精神的健康に良くない影響をもたらし、結果的に低い友人関係満足感につながったと推測される。

適応的な認知的感情制御と社会的自己制御、友人関係満足感の関連

構造方程式モデリングを用いて仮説2の検討を行ったところ、十分な適合度が得られず、モデルの修正を行ったが十分な適合度には及ばなかった。一方、回帰分析の結果、計画への再焦点化は自己主張、持続的対処・根気を、大局的視点は感情・欲求抑制を、肯定的再焦点化は友人関係満足感を正の方向に有意に予測した。そのため、適応的な認知的感情制御の一部は、社会的な場面における自己制御行動の促進と、友人関係満足感の向上にそれぞれ影響することが示唆されたが、適応的な認知的感情制御が社会的自己制御を媒介して友人関係満足感を高めるというプロセスは示されなかった。

これについて、自己主張、持続的対処・根気を有意に予測した計画への再焦点化は、項目を参照すると、状況への対処や最善策について考える方略だと考えられるため、自分の行動を社会的な場面に合わせて制御する能力を測定する社会的自己制御との関連が見られたと推測できる。しかし、感情・欲求抑制は計画への再焦点化と有意な正の相関は見られていたが、回帰分析では有意な関連が見られなかった。さらに、友人関係満足感との関連は見られなかった。先行研究では、計画への再焦点化を含むプランニングの使用及び使用の増加が、ネガティブ感情、抑うつ症状、感情調節の困難さの減少や、ポジティブ感情の増加と関連していることが示されている (Sacchi & Dan-Glauser, 2021)。一方で、計画への再焦点化は生活満足度の低下と関連し、ポジティブ感情やネガティブ感情との関連は認められなかったという結果もあり (Zacher & Rudolph, 2021)、一貫した結論が得られていない。そのため、社会的自己制御の中でも感情の制御と関わる感情・欲求抑制は予測されなかったと考えられる。また、計画への再焦点化を用いても、必ずしも計画が実行されるわけではなく、ストレスや先延ばしなど、あまり有益でない結果につながる可能性も指摘されている (Sacchi & Dan-Glauser, 2021)。そのため、計画への再焦点化の方略を使用するときの状況などの他の要因に影響を受けやすい可能性が考えられ、友人関係満足感との関連が見られなかったと推察される。このように、適応的な認知的感情制御が行動に影響する際に、他の要因からも影響を受けることで、ポジティブな効果だけでなくネガティブ

な効果も生じて、友人関係満足感へ影響しなかったという可能性が考えられる。

さらに、大局的視点は回帰分析において、感情・欲求抑制を正の方向に有意に予測していた一方で、自己主張は負の方向に有意に予測していた。このように、因子間で異なる傾向が見られたことも適合度が良くなかった原因の一つと考えられる。大局的視点が自己主張は負の方向に有意に予測していたことについては、大局的視点はよりネガティブな状況との比較を通じて、状況が「まだよい」ことを受け入れる方略であり、状況そのものの評価や意味を変化させるものではないことから、短期的には多少ネガティブ感情が低減され得るが、状況そのものの評価や意味が変化しない以上、長期的な効果はほとんどないと推察されている(榊原・北原, 2016)。このことから、大局的視点により感情・欲求の抑制は促進するが、状況を変化させるものではないため、場面に応じた自己主張は抑制されるという結果が示されたと考えられる。

友人関係満足感との関連については、肯定的再焦点化のみが有意に予測していた。肯定的再焦点化は、ネガティブ感情を軽減し、ポジティブ感情を増加させる可能性があることや(Schroevers et al., 2008)、悲しみへの対処に使用され、良い気分と関連することが示唆されている(Southward et al., 2019)。そのため、肯定的再焦点化を用いることで、友人関係においてもネガティブ感情よりポジティブ感情を感じるようになり、友人関係満足感が向上したと考えられる。

マインドフルネスと社会的自己制御、友人関係満足感の関連

構造方程式モデリングを用いて仮説3の検討を行ったところ、十分な適合度が得られず、モデルの修正を行ったが十分な適合度には及ばなかった。一方、回帰分析の結果では、描写は自己主張と友人関係満足感を、気づきの伴う行為は持続的対処・根気と感情・欲求抑制、友人関係満足感を、反応しないことは感情・欲求抑制を正の方向に有意に予測していた。さらに、FFMQの合計得点は自己主張、持続的対処・根気、感情・欲求抑制、友人関係満足感を正の方向に有意に予測しており、マインドフルネスは社会的場面における自己制御行動の促進と友人関係満足感の向上にそれぞれ影響することが示唆された。そのため、良い適合度が得られなかったことについては、回帰分析によりマインドフルネスは自己主張、持続的対処・根気、感情・欲求抑制、友人関係満足感のそれぞれに影響を及ぼすことが示唆されたことから、社会的な場面での自己制御行動と友人関係満足感の関連が弱かったことが要因として考えられる。適応的な行動を取るためには自己主張と自己抑制の両方が必要であることが示唆されていることから(原田・土屋, 2019)、自己主張、持続的対処・根気や感情・欲求抑制が共に高い場合に、友人関係満足感が高くなる可能性が考えられる。

また、マインドフルネスはソーシャルサポートの増加や対人葛藤の減少(Deits-Lebehn et al., 2022)、親密さ、助け合い、受容、安心感の4つの下位因子で測定される友情の質の高さ(Akin et al., 2016)と関連しているといった社会場面における行動に対して有益な影響をもたらすという先行研究と一致する結果であった。マインドフルネスは、自己制御(宇佐美・田上, 2012)や適応的な自己主張(Weliangan, 2022)と関連することが明らかにされているが、気づきの伴う行為と描写は、どちらも行動に関連する内容を含むことから、より社会的自己制御との関連が現れたと思われる。さらに、気づきの伴う行為はネガ

ティブ感情を減らし、描写はポジティブ感情を増やし、ネガティブ感情を減らすことが示されている (Mandal et al., 2012) ことから、高い友人関係満足感と関連が見られたと考えられる。反応しないことは、否定的な感情や考え方に気づき、それらから距離を置くことができるという内容であるため、感情や欲求を適応的に制御することにつながったと思われる。観察については、アレキシサイミアなどの不適応的な指標や抑うつとは正の相関があるが、受容や認知的コントロールといった適応的な指標とは有意な相関がないことが示されていることから (Sugiura et al., 2012)、適応的な自己制御の尺度とされる社会的自己制御や友人関係満足感といった適応的な指標との関連が見られなかったと考えられる。評価しないことは不合理な考えがあっても自分を否定しない、自分の感情や思考を悪いものと評価しないといった行動傾向を反映している (Mandal et al., 2012) ことから、表出や抑制といった行動との関連が現れなかったと考えられる。

社会的自己制御と友人関係の関連

回帰分析では、自己主張のみが友人関係満足感を正の方向に有意に予測していたが、持続的対処・根気と感情・欲求抑制との関連は見られなかった。この結果は、構造方程式モデリングにおいて仮説の適合度が良くなかった原因の1つと考えられる。まず、持続的対処・根気は、誘惑に負けずに課題に取り組む側面 (原田他, 2008) と述べられていることから、友人関係よりも、社会的な評価といった、より幅広い対人関係に関連すると思われる、友人関係満足感との関連が見られなかったと推察される。感情・欲求抑制については、抑制することで良好な友人関係を築くことができると推測されるが、先行研究において感情を抑制することが精神的健康を低めることが明らかにされている (Gross & John, 2003) ことから、感情や欲求を抑制するだけでなく、自己主張できるかどうか友人関係満足感に影響する可能性があると考えられる。

本研究の限界と今後の課題

本研究で得られた結果から、一部の認知的感情制御方略の使用や、マインドフルネスを高めるアプローチを行うことで、社会的場面における自己制御能力と、友人関係満足感をそれぞれ高めることが示唆された。一方で、どのような認知方略が、社会的場面における自己制御行動につながり、良好な友人関係を築くことができるのかというプロセスについては、不適応的認知的感情制御のみ自己主張による媒介のプロセスが示唆されていたが、不適応的認知的感情制御から自己制御のパスは有意傾向であった。これについては、一部の認知的感情制御方略と精神的健康の間に非常に弱い関連しか見られていないことから、認知的感情制御方略の下位尺度の妥当性の低さも指摘されている (榊原・北原, 2016)。より妥当性の高い尺度に修正されることで、行動や友人関係への影響も確認される可能性も考えられる。

さらに、マインドフルネスは社会的自己制御尺度の全ての因子との関連が示されていたことから、認知的感情制御方略よりも、マインドフルネスの方が社会的に適応的な行動や友人関係を予測する可能性が考えられる。さらに、観察以外のマインドフルネスの下位因子は、感情制御困難の軽減と関連することや (MacDonald, 2021)、マインドフルネスのレベルの高さとポジティブ感情は、肯定的再評価の使用により媒介されること (Tungtong

et al., 2023) などが明らかにされており、マインドフルネスが認知的感情制御に影響を及ぼしているという可能性も推察される。今後、マインドフルネスと認知的感情制御の関連性を含めた友人関係への影響についての検討も必要だと思われる。

引用文献

- Akin, U., Akin, A., & Uğur, E. (2016). Mediating role of mindfulness on the associations of friendship quality and subjective vitality. *Psychological reports, 119* (2), 516-526. <https://doi.org/10.1177/0033294116661273>
- Balzarotti, S., Biassoni, F., Villani, D., Prunas, A., & Velotti, P. (2016). Individual differences in cognitive emotion regulation : Implications for subjective and psychological well-being. *Journal of Happiness Studies, 17*, 125-143. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9587-3>
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Speca, M., Velting, D., & Devins, G. (2004). Mindfulness : A proposed operational definition. *Clinical Psychology : Science and Practice, 11*(3), 230-241. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bph077>
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present : mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of personality and social psychology, 84*(4), 822-848. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>
- Butler, E. A., Egloff, B., Wilhelm, F. H., Smith, N. C., Erickson, E. A., & Gross, J. J. (2003). The social consequences of expressive suppression. *Emotion, 3* (1), 48-67. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1528-3542.3.1.48>
- Chambers, R., Gullone, E., & Allen, N. B. (2009). Mindful emotion regulation : An integrative review. *Clinical psychology review, 29*(6), 560-572. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.06.005>
- Deits-Lebehn, C., Smith, T. W., Grove, J. L., Williams, P. G., & Uchino, B. N. (2022). Interpersonal Style Contributes to the Association of Dispositional Mindfulness with Social Functioning. *Mindfulness, 13*(2), 373-384. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01798-z>
- de Vibe, M., Solhaug, I., Rosenvinge, J. H., Tyssen, R., Hanley, A., & Garland, E. (2018). Six-year positive effects of a mindfulness-based intervention on mindfulness, coping and well-being in medical and psychology students ; Results from a randomized controlled trial. *PloS one, 13*(4), 1-17, e0196053. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0196053>
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual differences, 30*(8), 1311-1327. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00113-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00113-6)
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes : Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(2), 348-362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- 原田知佳・土屋耕治(2019).社会性と集団パフォーマンス : 他者の感情理解と自己制御に着目したマルチレベル分析による検討 社会心理学研究, 35(1), 1-10. <https://doi.org/10.14966/jssp.1720>

- 原田知佳・吉澤寛之・吉田俊和(2008).社会的自己制御(Social Self-Regulation)尺度の作成妥当性の検討および行動抑制/行動接近システム・実行注意制御との関連 パーソナリティ研究, 17(1), 82-94. <https://doi.org/10.2132/personality.17.82>
- John, O. P., & Gross, J. J. (2004). Healthy and unhealthy emotion regulation : Personality processes, individual differences, and life span development. *Journal of personality*, 72 (6), 1301-1334. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2004.00298.x>
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context : Past, present, and future. *Clinical Psychology : Science and Practice*, 10 (2), 144-156. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bpg016>
- Karremans, J. C., van Schie, H. T., van Dongen, I., Kappen, G., Mori, G., van As, S., ten Bokkel, I. M., & van der Wal, R. C. (2020). Is mindfulness associated with interpersonal forgiveness? *Emotion*, 20(2), 296-310. <https://doi.org/10.1037/emo0000552>
- 加藤司(2001).対人ストレス過程の検証 教育心理学研究, 49(3), 295-304. https://doi.org/10.5926/jjep1953.49.3_295
- Kay, A. A., & Skarlicki, D. P. (2020). Cultivating a conflict-positive workplace : How mindfulness facilitates constructive conflict management. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 159, 8-20. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2020.02.005>
- 黒田祐二・有年恵一・桜井茂男(2004).大学生の親友関係における関係性高揚と精神的健康との関係相互協調的-相互独立的自己観を踏まえた検討 教育心理学研究, 52(1), 24-32. https://doi.org/10.5926/jjep1953.52.1_24
- Lindsey, E. W. (2021). Emotion regulation with parents and friends and adolescent internalizing and externalizing behavior. *Children*, 8(4), 299, 1-15. <https://doi.org/10.3390/children8040299>
- MacDonald, H. Z. (2021). Associations of five facets of mindfulness with self-regulation in college students. *Psychological reports*, 124(3), 1202-1219. <https://doi.org/10.1177/0033294120937438>
- Mandal, S. P., Arya, Y. K., & Pandey, R. (2012). Mental health and mindfulness : Mediation role of positive and negative affect. *SIS Journal of Projective Psychology and Mental Health*, 19(2), 150-159.
- Mihalca, A. M., & Tarnavska, Y. (2013). Cognitive emotion regulation strategies and social functioning in adolescents. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 82, 574-579. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.06.312>
- Morris, L., & Mansell, W. (2018). A systematic review of the relationship between rigidity/flexibility and transdiagnostic cognitive and behavioral processes that maintain psychopathology. *Journal of Experimental Psychopathology*, 9 (3), 1-40. <https://doi.org/10.1177/2043808718779431>
- 岡田努(2011).現代青年の友人関係と自尊感情の関連について パーソナリティ研究, 20 (1), 11-20. <https://doi.org/10.2132/personality.20.11>
- 小野聡士・青木佐奈枝(2021).非自殺的な自傷行為に及ぼす認知的要因の影響.筑波大学心理学研究, 59, 73-80.

- Preece, D. A., Goldenberg, A., Becerra, R., Boyes, M., Hasking, P., & Gross, J. J. (2021). Loneliness and emotion regulation. *Personality and Individual Differences, 180*, 1-21, 110974. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110974>
- Ricciardi, C., Kornienko, O., & Garner, P. W. (2022). The Role of Cognitive Emotion Regulation for Making and Keeping Friend and Conflict Networks. *Frontiers in Psychology, 13*, 1-13, 802629. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.802629>
- Roemer, L., & Orsillo, S. M. (2002). Expanding our conceptualization of and treatment for generalized anxiety disorder : Integrating mindfulness/acceptance-based approaches with existing cognitive-behavioral models. *Clinical Psychology : Science and Practice, 9* (1), 54-68. <https://doi.org/10.1093/clipsy.9.1.54>
- Sacchi, L., & Dan-Glauser, E. (2021). Never too late to plan : “Refocus on planning” as an effective way to lower symptoms and difficulties in emotion regulation during the COVID-19 first lockdown. *Emotion, 21*(7), 1483-1498. <https://doi.org/10.1037/emo0001039>
- 榊原良太(2014).認知的感情制御と抑うつ・不安の関連—メタ分析による検討—感情心理学研究, *22(Supplement)*, 22. <https://doi.org/10.4092/jsre.22.22>
- 榊原良太(2015).認知的感情制御方略の使用傾向及び精神的健康との関連—日本語版Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) の作成及びネガティブ感情強度への着目を通して—, 感情心理学研究, *23*(1), 46-58. <https://doi.org/10.4092/jsre.23.46>
- 榊原良太・北原瑞穂(2016).メタ分析による認知的感情制御尺度と抑うつ・不安の関連の検討 心理学研究, *87*(2), 179-185. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.87.15302>
- Schroevers, M., Kraaij, V., & Garnefski, N. (2008). How do cancer patients manage unattainable personal goals and regulate their emotions. *British journal of health psychology, 13* (3), 551-562. <https://doi.org/10.1348/135910707X241497>
- 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.
- Southward, M. W., Heiy, J. E., & Cheavens, J. S. (2019). Emotions as context : Do the naturalistic effects of emotion regulation strategies depend on the regulated emotion? *Journal of social and clinical psychology, 38*(6), 451-474. <https://doi.org/10.1521/jscp.2019.38.6.451>
- Sugiura, Y., Sato, A., Ito, Y., & Murakami, H. (2012). Development and validation of the Japanese version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Mindfulness, 3*, 85-94. <https://doi.org/10.1007/s12671-011-0082-1>
- Sun, J., Luo, Y., Chang, H., Zhang, R., Liu, R., Jiang, Y., & Xi, H. (2020). The mediating role of cognitive emotion regulation in BIS/BAS sensitivities, depression, and anxiety among community-dwelling older adults in China. *Psychology Research and Behavior Management, 13*, 939-948. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S269874>
- Tungtong, P., Ranchor, A. V., & Schroevers, M. J. (2023). Stress appraisal and emotion regulation mediate the association between mindfulness and affect in cancer patients : Differential mechanisms for positive and negative affect. *Psycho-Oncology, 32*(10), 1548-1556. <https://doi.org/10.1002/pon.6201>
- Urano, Y., Kobayashi, R., & Sakakibara, R. (2022). Revision and validation of the Japanese-

- version cognitive emotion regulation questionnaire : psychometric properties and measurement invariance across gender. *Cogent Psychology*, 9 (1), 2064790. <https://doi.org/10.1080/23311908.2022.2064790>
- 宇佐美麗・田上恭子(2012).マインドフルネスと抑うつとの関連：自己制御の働きに着目して 弘前大学教育学部紀要, 107, 131-138.
- Weliangan, H. (2022). Mindfulness and assertive communication effect towards husbands and wives marital satisfaction. *International Journal of Research Publications*, 104(1), 931-940. <https://dx.doi.org/10.47119/IJRP1001041720223564>
- 吉田綾乃(2015).実行注意の個人差が感情制御と精神的健康に及ぼす影響 対人社会心理学研究, 15, 25-30.<https://doi.org/10.18910/54430>
- 吉澤寛之・吉田俊和(2004).社会的ルールの知識構造から予測される社会的逸脱行為傾向：知識構造測定法の簡易化と認知的歪曲による媒介過程の検討.社会心理学研究,20(2), 106-123. <https://doi.org/10.14966/jssp.KJ00003724982>
- Zacher, H., & Rudolph, C. W. (2021). Individual differences and changes in subjective well-being during the early stages of the COVID-19 pandemic. *American Psychologist*, 76(1), 50, 1-36. <https://doi.org/10.1037/amp0000702>
- Zsido, A. N., Arato, N., Lang, A., Labadi, B., Stecina, D., & Bandi, S. A. (2021). The role of maladaptive cognitive emotion regulation strategies and social anxiety in problematic smartphone and social media use. *Personality and Individual Differences*, 173, 1-5, 110647. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110647>

付記

本論文は筆頭著者の令和6年度の卒業論文を加筆・修正したものである。

大分大学福祉健康科学部における紀要の発行及び投稿に関する内規

令和2年10月14日制定

令和2年福祉健康科学部内規第5号

(趣旨)

第1条 この内規は、大分大学福祉健康科学部紀要編集委員会内規（令和2年福祉健康科学部内規第4号）第11条の規定により、大分大学福祉健康科学部における紀要（以下「紀要」という。）の発行及び投稿に関し必要な事項を定める。

(名称)

第2条 紀要の名称は、福祉健康科学とする。

(発行及び編集)

第3条 紀要は、大分大学福祉健康科学部（以下「本学部」という。）が主体となって発行し、その編集は大分大学福祉健康科学部紀要編集委員会（以下「紀要編集委員会」という。）が行う。

(収録内容)

第4条 紀要は、次の各号に掲げる原稿を掲載する。

- (1) 未発表の原著論文
- (2) 研究ノート
- (3) 事例研究
- (4) 調査報告等（調査報告、実践報告、資料及び書評をいう。以下同じ。）
- (5) その他紀要編集委員会が認めるもの

(査読)

第5条 投稿された原稿の査読は、次の各号に掲げるとおりとする。

- (1) 査読の対象は、前条各号に掲げる原稿とする。
- (2) 前条第1号から第3号までの原稿については、内容及び専門性をもとに、紀要編集委員会が大分大学内外の教育・研究機関等の研究者の中から2人の査読者を選任する。
- (3) 前条第4号及び第5号の原稿については、内容及び専門性をもとに、紀要編集委員会が1人の査読者を選任する。
- (4) 前二号に規定する査読者は非公表とする。
- (5) 査読者は、所定の期日までに紀要編集委員会に対して審査報告書（所定様式）を提出し、当該審査報告書に、審査の結果とともにその理由を記入するものとする。
- (6) 審査結果は、次に掲げるいずれかとする。

- ア A (採択) 原稿のまま、掲載可の水準にあると認められる。
- イ B (一部修正) 掲載できる水準にあるが、一部修正が必要である。
- ウ C (修正) 大幅な修正が必要である。
- エ D (不採択) アからウまでの水準に達していない。

(掲載の決定)

第5条の2 紀要編集委員会は、前条第6号に規定する査読者の審査結果に基づき、原稿の掲載の条件及び可否を決定する。

- 2 紀要編集委員会は、原著論文の審査結果が、査読者2人のうち、少なくとも1人が前条第6号ウ又はエである場合、査読者の審査結果に係る意見を十分に考慮するものとする。
- 3 前項の場合において、紀要編集委員会は、当該原稿の投稿時に原著論文として申請したものであっても、当該審査結果に基づき、研究ノート、事例研究、調査報告等、その他紀要編集委員会が認めるものとするを掲載条件とすることがある。

(投稿資格)

第6条 投稿資格は、投稿日において、次の各号のいずれかに該当するものとする。

- (1) 本学部若しくは福祉健康科学研究科の主担当教員又は定年退職した本学部若しくは福祉健康科学研究科の主担当教員(以下「本学部教員」という。)であること。
 - (2) 本学部に在籍する学生若しくは本学部の卒業生又は福祉健康科学研究科に在籍する大学院生若しくは福祉健康科学研究科の修了生であって、本学部教員の推薦があること。この場合において、当該本学部教員は、原則として投稿しようとする者の指導教員又は指導教員であった者とする。
- 2 前項各号に該当する者以外の者が投稿する場合は、本学部教員が共同執筆者でなければならない。
 - 3 投稿(共同執筆の場合を含む。)又はその推薦を行う本学部教員は、投稿日において、次の各号に掲げる研究倫理に関する要件のうち、二以上に該当するものとする。
 - (1) 国立大学法人大分大学における公的研究費の不正使用防止等に関する規程(平成27年規程第34号)第14条に規定するコンプライアンス教育等に関する研修会を受講(ビデオ視聴による受講を含む。)すること。
 - (2) 独立行政法人日本学術振興会が作成した研究倫理に係る教材による研修を受講すること。ただし、その要件は、当該受講修了年度から3年以内とする。
 - (3) 国立大学法人大分大学が作成した研究活動上の不正行為及び公的研究費の不正使用を防止するための基本的事項を収録した手引書を確認すること。

(編数、提出方法、使用言語及び字数制限)

第7条 投稿できる編数は、単著及び共著(筆頭著者の場合)にあつては1人1編とし、筆頭著者以外の者が著者となる共著にあつては、編数に制限を設けないものとする。

- 2 原稿は、別に定める要領に基づいて作成し、当該原稿の電子データを紀要編集委員会に送付する。

3 紀要に使用できる言語は、日本語又は英語とする。

(発行時期及び原稿の締切)

第8条 紀要は、原則として毎年10月及び2月に発行し、それぞれ第1集及び第2集とする。

2 原稿の締切日は、毎年、第1集は5月末日、第2集は10月末日とする。

(原稿の校正)

第9条 原稿の校正は、原則として二校までとする。

2 原稿の校正において、原文を甚だしく修正することは認めない。

(発行形態及び公表)

第10条 紀要発行の形態は、原則として電子的方式とする。

2 掲載された論文等は、インターネット等により学内外に公表する。

(著作権)

第11条 掲載された論文等の著作権は、大分大学福祉健康科学部紀要編集委員会に帰属する。ただし、著作者は著作権が紀要編集委員会に帰属する著作物を自ら利用することができる。

(論文等配列の順序)

第12条 論文等配列の順序は、原則として著者名(共著の場合は筆頭著者)の五十音順とし、原著論文、研究ノート、事例研究、調査報告等、その他紀要編集委員会が認めるものの順とする。

(雑則)

第13条 この内規に定めるもののほか、紀要の発行及び投稿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10月14日から施行する。

附 則 (令和4年福祉健康科学部内規第1号)

この内規は、令和5年4月1日から施行する。

附 則 (令和5年福祉健康科学部内規第1号)

この内規は、令和5年7月12日から施行する。

附 則 (令和6年福祉健康科学部内規第1号)

この内規は、令和6年7月10日から施行する。

『福祉健康科学』執筆要領

紀要編集委員会

- 1 『福祉健康科学』に投稿された原稿については、大分大学福祉健康科学部における紀要の発行及び投稿に関する内規（令和2年福祉健康科学部内規第5号）に定められた査読を行う。
- 2 原著論文とは、研究の学術的貢献度および論文としての完成度が高くオリジナリティを有する論文である。研究ノート、事例研究とは原著論文のレベルには達しないものの掲載することが有意義と認められるものとする。
- 3 使用できる言語は、日本語又は英語とする。
- 4 原稿は、表紙、表紙の次のページ、本文、から構成され、原則としてワープロソフトで作成するものとする。日本語の原稿は縦置きのア4版に横書きで、全角40字×40行にて作成する。英語の場合は、これに準じた任意の様式とする。表紙の次のページを1ページ目としてページ番号をつけるとともに、全てのページに行番号をつけ、本文にも続けて記載する*。原稿の電子ファイルは編集委員会事務局（福祉健康科学部事務部総務係 fukuisomu@oita-u.ac.jp）に提出するものとする。投稿に際して推薦が必要な場合は、原稿とあわせて推薦書を提出する。

*行番号をページごととするか、ページを跨いで通し番号とするかについては、執筆者の専門分野に応じて選択して良いものとする。判断に迷うようであれば、ページを跨いで行番号を付ける。

- 5 原稿の字数又は語数は次のとおりとし、これには表紙、表紙の次のページ、図表、図表のタイトルと説明、引用文献、は除く。
 - (1) 原著論文は上限を2万字（日本語の場合）または6,000語（英語の場合）とする。
 - (2) 研究ノート、事例研究、調査報告等（調査報告、実践報告、資料、書評）及びその他紀要編集委員会が認めるものは、上限を1万字（日本語の場合）または2,000語（英語の場合）とする。
 - (3) 図表は合わせて5枚までとする。
- 6 原稿には、次の内容を記載し、1つのWordファイルとして提出する。

（別紙参照）

 - (1) 表紙
 - ①日本語及び英語の表題（タイトル）と副題（サブタイトル、任意）
 - ②原稿の種類：原著論文、研究ノート、事例研究、調査報告等（調査報告、実践報告、

資料、書評)及びその他紀要編集委員会が認めるもの

③著者全員の氏名(ローマ字を併記)・所属

著者氏名・所属については、著者氏名に「上付き」で番号を表示し、次の行に番号を付けて所属を記す(紐づけする)。

例: ○○○○¹・△△△△²・□□□□^{1,2}

1 大分大学福祉健康科学部心理学コース

2 大分大学福祉健康科学研究科臨床心理学コース

④福祉健康科学部の学生・卒業生または福祉健康科学研究科の大学院生・修了生が筆頭者の場合は、専任教員名(原則として、指導教員)

⑤連絡先(郵便番号、住所、電話番号、メールアドレス)

(2) 表紙の次のページ

①要旨(日本語及び英語、日本語は400字以内、英語は200語以内で作成)

②キーワード(日本語・英語でともに5個以内で作成)

③利益相反(COI)の有無

例: COIがない場合『COIなし』

例: COIが存在する場合『著者○○は□□社の社外取締役役に就任している』

『著者◎◎は株式会社△△から奨学寄付金* *円を受けている』

※利益相反(COI)が存在する場合には、方法にも上記文章を記すこと。

④研究倫理において承認番号を得ている場合は表記する(該当しない場合、記載は不要)

(3) 本文

①本文は「表紙」, 「表紙の次のページ」の次のページの1行目から始める。

②表は引用文献の後に掲載する。表を掲載する位置は、本文中に括弧に入れて示す。

例: (表1はここに掲載)

※表の番号や表のタイトルと説明は、個々の表の上に記す。

③図は引用文献の後(表がある場合は表の後)に掲載する。図を掲載する位置は、本文中に括弧に入れて示す。

例: (図2はここに掲載)

※画質の解像度に問題がある場合には修正を求めることがある。

※図の番号や図のタイトルと説明は、個々の図の下に記す。

例: 図1 実験プロトコール

同意の得られた学生を無作為に2群に分け、それぞれにAメソッド、Bメソッドによる介入を実施した。6ヶ月後に、C試験によりD特性を評価し、それぞれのメソッドの有効性を検討した。数値は平均(95%信頼区間)で示す。

図2 我が国における代表的な地震災害

過去30年間に我が国において発生したM7以上の地震を示す。GHAE

阪神淡路大震災；GEJE東日本大震災；KE熊本地震。

④倫理研究に関する表記を方法に記す。

ヒトを対象とする研究である場合は、福祉健康科学部倫理委員会又はそれに相当する委員会による承認を受けている旨を、承認番号とともに記すこと。動物を対象とする研究である場合は、大分大学動物実験委員会による承認を受けている旨を承認番号とともに方法に記すこと。これらの承認が必要か否か著者では判断がつかない場合は、それぞれの委員会等に事前に相談すること。

(4) レイアウトは以下の通りとする。

- ①表題（タイトル）は16pt，副題（サブタイトル；）は12ptで、日本語の場合は明朝体を、英語の場合はTimes New Romanを使用する。
- ②その他は10.5ptとする。日本語の場合は明朝体を、英語の場合はTimes New Romanを使用する。日本語の句読点は「，」「。」とする。数字については、明朝体かTimes New Romanのいずれかに統一し、半角か全角のいずれかに統一する。
- ③提出する原稿の余白は全て、上35mm，下30mm，左右30mm（Wordデフォルト設定）とする。

7 文献の記載等は、専門領域に応じて、次のように行うものとする。

(1) 理学療法コース（福祉健康科学部），健康医科学コース（福祉健康科学研究科）文献は本文の引用箇所の肩に1），2）・・・8）などの番号で示し、本文の原稿の最後に一括して引用番号順に記載する。記載の方法は、次の例示による。

雑誌の場合：PubMedのCite機能のAMA Formatを用いる。日本語雑誌の場合は、それに準じた表記とする。

- ・Tashiro N, Sugata H, Ikeda T, et al. Effect of individual food preferences on oscillatory brain activity. *Brain Behav.* 2019;9(5) : e01262.
- ・相垣敏郎，堀内貴之．ショウジョウバエゲノムにおける遺伝子機能の集積化と多様性．*細胞工学*2004；23：448-451.

単行本の場合

- ・Crosskey, R. W. : First Update to the Taxonomic and Geographical Inventory of World Blackflies. 80 pp., The Natural History Museum, London, 1999.

単行本の中から分担執筆者が書いた一部分を引用する場合

- ・Currie, D. C. : Black Flies (Diptera : Simuliidae) of the Yukon, with Reference to the Blackfly Fauna of Northwestern North America. pp. 563-614. In : H.V. Danks and J.A. Downes, eds., *Insects of the Yukon.* 1, 034 pp., Biological Survey of Canada, Ottawa, 1997.

訳本の場合

- ・Chauvin, R. : *The World of Insect*, 1967. 日高敏隆，平井剛夫訳：昆虫の世界. 311 pp., 平凡社，東京，1971.

(2) 社会福祉実践コース（福祉健康科学部），福祉社会科学コース（福祉健康科学研究

科) 執筆にあたっては、日本社会福祉学会・機関誌『社会福祉学』執筆要領〔引用法〕(最新版)又は日本社会学会編集委員会『社会学評論スタイルガイド(「注」「引用」「文献」に関する部分)』(最新版)に従う。

- (3) 心理学コース(福祉健康科学部)、臨床心理学コース(福祉健康科学研究科)「心理臨床学研究」又は「心理学研究」の書式に準じる。詳細や具体例については最新版の「心理臨床学研究論文執筆ガイド」又は「心理学研究執筆・投稿の手引き」を参照すること。

付則

この要領は、令和2年10月14日から施行する。

この要領は、令和4年7月13日から施行する。

この要領は、令和5年7月12日から施行する。

この要領は、令和6年9月11日から施行する。

推薦書

年 月 日

大分大学福祉健康科学部長 殿

フリガナ

氏名（自署）

私は、投稿者_____が『福祉健康科学』第_____号第_____集
に投稿する原稿に関して、執筆内容・図表全てに、捏造、改ざん及び盗用等の不正がない
ことを確認し、推薦いたします。

-
- 「捏造」 : 存在しないデータ、研究結果等を作成すること。
「改ざん」 : 研究資料、機器又は研究過程を変更する操作を行い、データ、研究活動に
よって得られた結果等を真正でないものに加工すること。
「盗用」 : 他の研究者のアイディア、分析、解析方法、データ、研究結果、論文又は用
語を当該研究者の了解又は適切な表示なく流用すること。

別紙

【表紙】

表題は 16 pt, 副題は 12 pt で,
日本語の場合は明朝体を, 英語
の場合は Times New Roman を
使用する。

その他は 10.5pt とする。

提出する原稿の余白は全て,
上 35mm, 下 30mm, 左右 30mm。

Word デフォルト設定
とする。

【表紙の次のページ】

「表紙の次のページ」より
行番号とページを入れる
(本文にも続けて記載)。

数ページに及ぶこともあり得
る。

【本文】

本文は「表紙の次のページ」
の次のページの 1 行目から
記載する。

行番号

1 つの Word ファイルにして提出

- ① 日本語の表題・副題
英語の表題・副題
- ② 原稿の種類
- ③ 著者全員氏名・所属
- ④ 専任教員名 (筆頭者が
学生・院生・修了生等
の場合)
- ⑤ 連絡先

- 1 ① 要旨 (日本語)
- 2 ...
- 要旨 (英語)
- 3 ...
- 4 ② キーワード
- 5 ...
- 6 ③ 利益相反の有無
- 7 ④ 倫理承認番号

1

- 8 (例) I 問題と目的
- 9 ...
- 10 ...
- 11 ...
- 12 ...
- 13
- 14
- 15

2

紀要編集委員

志賀 信夫（紀要編集委員長）

徳丸 治

中里 直樹（紀要編集委員長）

中田 健

※50音順

福祉健康科学

第6号第2集

2026年3月25日発行

発行人 大分大学福祉健康科学部
学部長 片岡 晶志

発行所 （〒870-1192）大分市旦野原700番地
大分大学福祉健康科学部

印刷所 〒870-0023 大分市長浜町1丁目2-2
株式会社 明文堂印刷

**BULLETIN
OF
The Faculty of Welfare and Health Sciences
OITA UNIVERSITY
No.6(2)**

CONTENTS

Research Paper

A Study on Factors Affecting the Implementation of Mindfulness Training for Welfare Facility Staff

Shingo NAKAYAMA, Hiroki MURAKAMI.....33

Associations between Propensity to Use Cognitive Strategies and Social Self-regulation with a Focus on Friendships

Maho GOTO, Hiroki MURAKAMI.....57