6 因子マインドフルネス尺度 (SFMS) の開発¹⁾

早稲田大学大学院文学研究科
前川 真奈美

早稲田大学文学学術院
越川 房子

Development of the Six Factors Mindfulness Scale

Manami Maekawa^{*1} and Fusako Koshikawa^{*2}

(^{*1} Graduate School of Letters, Arts and Sciences, Waseda University,

^{*2} Faculty of Letters, Arts and Sciences, Waseda University)

A new scale for measuring components of mindfulness was developed and its reliability and validity were evaluated. Undergraduate and graduate students ($N=478$) participated by responding to a 72-item pilot scale. Their responses were psychometrically evaluated by conducting exploratory and confirmatory factor analyses. The resulting 31-item measure was named the Six Factors Mindfulness Scale (SFMS), which included the following subscales: Nonduality, Describing, Acceptance and Nonreactivity, Objective observing, Awareness, and Being in the moment. The SFMS had good internal consistency and sufficient, 2-week test-retest reliability. Nearly all subscales of SFMS were adequately correlated with several theoretically related scales. We also examined relationships between mental health scores and SFMS factor scores. Results indicated that high awareness with low acceptance resulted in poor mental health, which supported the findings of previous research, and suggested the validity of the scale. It is concluded that the SFMS is a useful, multidimensional measure for assessing mindfulness.

Key words: mindfulness, assessment scale, depression, anxiety, quality of life

現在、国内外においてマインドフルネスへの関心が高まっている。マインドフルネスとはパーリ語の“*sati*”の英訳であり、*awareness*, *attention*, *remembering*の意味を含む言葉である(越川, 2013)。一般的にマインドフルネスは、“意図的に、今この瞬間に、価値判断をせずに気づきを向けること”(Kabat-Zinn, 1994)や、“今現在の体験に向けた、受容を伴う気づき”(Germer, Siegel, & Fulton, 2005)”と定義される。つまり、マインドフルネスの中核は、“瞬間瞬間への気づき”と“評価をしない受容的な気づき”である。受容的な気づきの向け方について、Kabat-Zinn (2003)は“*compassionate*”, Marlatt & Kristeller (1999)は“*loving-kindness*”という言葉で説明している。また、Shapiro (2013)は自身の瞑想体験をもとに、マインドフルネスにおける“*compassionate awareness*”の重要性を示唆している。*compassion*はパーリ語の“*karuna*”, *loving-kindness*はパーリ語の“*metta*”の英訳であり、前者は“自分や他者の苦しみや痛みが和らぐように願う心”を、後者は“自分や他者の幸福を願う心”を意味する(Tirch, 2010)。これらは仏教において“慈悲”と表現されており、中村(2010b)によると、“慈悲”の前提には“自他不二”の姿勢があ

るという。自他不二とは、“自己と他者との区別のない絶対的な平等(佛教語大辞典, 中村, 2010a)”である。つまり、マインドフルな気づきを向けるには、自分と他者を区別せず同じように思いやりの心を向けて大切に思う姿勢が必要だと言える。

多因子構造のマインドフルネス測定尺度

上記のように、マインドフルネスには様々な要素が含まれている。Sauer & Baer (2010)は、マインドフルネスを多面的に概念化することで、マインドフルネス諸技法がもたらす具体的な変化やそのメカニズムが明らかになる可能性を示唆し、マインドフルネスの複数の要素を個別に測定できる尺度の必要性を示した。前川(2014)によると、これまでに欧米で開発されたマインドフルネス測定尺度の中で多因子構造のものはKentucky Inventory of Mindfulness Skills (KIMS; Baer, Smith, & Allen, 2004)とFive Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006)である。KIMSは“観察”, “描写”, “意識した行動”, “評価しない受容”の4因子構造, FFMQは“観察”, “描写”, “意識した行動”, “体験を評価しないこと”, “内的体験に反応しな

いこと”の5因子構造の尺度である。“観察”とは、身体感覚、感情、思考、音、香りなどに気づきを向けることである。“描写”とは、自分の感情や思考を言葉で表現することである。“意識した行動”とは、自分が今現在行っている活動に十分に意識を向けることである。KIMSの“評価しない受容”やFFMQの“体験を評価しないこと”とは、自分の感情や思考を評価することなく受けとめることである。FFMQの“内的体験に反応しないこと”とは、自分の感情や思考にとらわれたり巻き込まれたりすることなく、それらを生じては消えていくままにさせておくことである。FFMQは5つの既存のマインドフルネス測定尺度をもとにジョイント因子分析を行って作成されたもので、最も包括的にマインドフルネスの要素を測定可能な尺度と言われている。Sugiura, Sato, Ito, & Murakami (2012) によって日本語版 FFMQ も作成されており、日本人を対象とした調査において高い信頼性と妥当性が確認されている。

このように標準化された多因子構造のマインドフルネス測定尺度はすでに存在するが、一方で、FFMQの項目は特別な訓練や体験がない者にとっては回答すること自体が難しいという指摘もある（井上, 2014）。また前川（2014）は、KIMSとFFMQについて逆転項目のみで構成されている因子の存在を指摘した。高橋・林・高橋・長澤（2012）において、原著では1因子構造とみなされたマインドフルネス尺度が、因子分析の結果、正項目のみで構成される因子と逆転項目のみで構成される因子に分かれていたことを考慮すると、逆転項目を反転させることがマインドフルネスの本質的な概念の測定に直結するののかについては疑問が残る。

新たなマインドフルネス測定項目の作成

前川（2014）は、上に挙げた項目内容や因子構造の課題に着目し、新たなマインドフルネス測定尺度を開発するための項目プールの生成を行った。ここではマインドフルネスの主要な要素を、Kabat-Zinn (1994) の定義と FFMQ の5因子（観察、描写、気づきを向けた行動、内的体験に反応しないこと、体験を評価しないこと）と捉え、マインドフルネスの専門家およびその知識を有する大学院生との協議を経て項目を作成したのち、マインドフルネスの知識のない学生を対象に項目一覧を提示し、文章表現や項目の配置等について意見を求め、彼らが了解可能となるよう修正した。それらの項目群を用いて因子分析や項目の追加を繰り返し、全60項目が作成された。なお、予備的に因子構造を検討すると、“評価や判断を加えない受容”、“瞬間瞬間への気づき”、“あるがままを受容しそのままにさせておく姿勢”、“客観的な観察”、“特定の思考パターンへの気づき”、“脱中心化”の6因子が抽出され、

内的整合性、構成概念妥当性ともに良好であった。しかし、Segal, Williams, & Teasdale (2002) が実践的な視点から挙げたマインドフルネスの特徴である“体験に深入りせずに受け流す”や“今この瞬間に存在する”が不足していることや、compassion (Kabat-Zinn, 2003) や loving-kindness (Marlatt & Kristeller, 1999) の根本にある自他不二の姿勢が不足していることから、それらを測定する項目を追加して再度検討する必要性が示唆された。

マインドフルネス測定尺度の妥当性検討

これまでの研究では、妥当性の検討として収束的妥当性が選択されることが多く、各因子と関連要因との相関分析が中心であった。しかし、Kabat-Zinn (1994) の定義によれば、マインドフルネスとは個々の要素が独立して存在している状態ではなく、それらが同時に存在する状態を指している。そのため、従来の収束的妥当性と併せて、別の観点から構成概念妥当性を検証する必要があると考える。本研究では、マインドフルネスの因子の組み合わせのパターンで群分けし、その群間で精神的健康の程度を比較することで構成概念妥当性を検討する。

収束的妥当性の検討 マインドフルネス測定尺度の収束的妥当性を検討する際、負の相関を示す指標と正の相関を示す指標の双方が用いられている。前者は、例えば神経症傾向や心理的症状（抑うつや不安を含む9つの症状）であり、後者は、例えば生活満足度である（Brown & Ryan, 2003; Baer et al., 2004）。そこで本研究では、収束的妥当性を検討するために、抑うつ、特性不安、脱中心化、Quality of Life (QOL)、基本的信頼感との関連を検討する。なお、QOLには4つの下位領域（身体的、心理的、社会的、環境）があるが、本研究では“心理的領域”のみ使用する。まず、KIMS (Baer et al., 2004) や FFMQ (Baer et al., 2006) では、“描写”、“意識した行動”、“評価をしない受容”、“体験を評価しないこと”、“内的体験に反応しないこと”はそれぞれ神経症傾向や心理的症状（抑うつや不安を含む9つの症状）と中等度の負の相関関係にあった。一方、“観察”はそれらとは有意な相関を示さなかった。“自他不二の姿勢”と心理的症状との相関を検討した研究は見当たらないが、“自他不二の姿勢”は自他を区別せずに物事を捉える態度を指しており、Kabat-Zinn (1994) の言う“価値判断をしない”と関連の深い概念だと考えられるため、“評価をしない受容”と同様の相関が得られると推測される。これらのことから、本研究で抽出される因子のうち“観察”に該当しないものは、抑うつや不安との間に負の相関が見られると予測される。次に、脱中心化は“思考や感情を、心の中で生じた一時的な出来事であると認識した状態” (Teasdale, Moore, Hayhurst, Pope, Williams,

& Segal, 2002)”と定義され、マインドフルネスと深く関連すると言われている (Teasdale et al., 2002)。そのため、本研究で抽出される因子とはいずれも強い正の相関を示すと予測される。続いて、Mindful Attention Awareness Scale (MAAS; “今この瞬間の体験への注意や気づき”を測定するマインドフルネス尺度で、KIMS や FFMQ の“意識した行動”に相当)を開発した Brown & Ryan (2003) では MAAS と生活満足度が、Baer et al. (2004) では KIMS の“描写”や“意識した行動”と生活満足度がそれぞれ正の相関を示した。この生活満足度は、自分の現状に対する肯定的評価や満足感を測定するという点で QOL の心理的領域と重なる部分が大きい。このことから、本研究で抽出される因子のうち特に“意識した行動”に類似する因子は、QOL の心理的領域と強い正の相関を示すと考えられる。基本的信頼感については、マインドフルネスとの関連を検討した研究は見当たらない。しかし、基本的信頼感、すなわち自分自身への信頼の背後には、自分の今の状態をあるがままに受け入れる態度が存在していると考えられる。したがって、“評価しない受容”と類似する因子はとりわけ強い正の相関を示すと推測される。

構成概念妥当性の検討 マインドフルネスの因子の組み合わせのパターンと精神的健康度との関連について、FFMQ を用いた Barnes & Lynn (2010) の研究では、“内的体験に反応しないこと”が低く“観察”が高い場合、抑うつは高くなることが示されている。Cardaciotto, Herbert, Forman, Moitra, & Farrow (2008) は、受容的態度を伴わない気づきは心身の健康を阻害する要因になりうると指摘しており、これは相馬 (2013) においても示されている。また、Watkins (2004) は、分析的・評価的に自己に注意を向けた状態を“分析的自己注目”、評価を加えずに自己に注意を向けた状態を“経験的自己注目”と呼び、分析的自己注目は経験的自己注目よりも失敗体験に関する侵入思考が多く、抑うつ気分も高いことを示した。これらを踏まえ、本研究では、KIMS や FFMQ における“観察”に該当する因子と、“評価しない受容”や“体験を評価しないこと”や“内的体験に反応しないこと”に該当する因子の高低のパターンに着目し、経験的自己注目型（観察と受容的態度がともに高いグループ）は、分析的自己注目型（観察は高いが受容的態度が低いグループ）よりも精神的健康の程度が高くなると予測する。

以上より、本研究では、前川 (2014) の項目グループに新たに項目を追加してマインドフルネス測定尺度を開発し、その信頼性・妥当性を検討する。

方 法

調査協力者

都内私立大学の大学生および大学院生 503 名のうち、無効回答のない 478 名（男性 156 名、女性 318 名、不明 4 名；平均年齢 20.3, $SD=2.18$ ）であった。なお、妥当性の検討では該当項目に無効回答のない 455 名（男性 152 名、女性 300 名、不明 3 名）、再検査信頼性の検討では二度の測定に回答した 203 名（男性 61 名、女性 142 名）のデータを使用した。

調査時期

2011 年 6 月 29 日～8 月 4 日に実施した。

調査紙の構成

マインドフルネス予備尺度 前川 (2014) の 60 項目に、今この瞬間に存在する (3 項目)、体験に深入りせずに受け流す (6 項目)、自他不二の姿勢 (3 項目) といった要素を明確に表現した 12 項目を新たに加えた計 72 項目。追加項目は、長期にわたるマインドフルネス瞑想経験を有する専門家およびその知識を有する大学院生との協議を経て作成した。また、自他不二の姿勢に関しては、臨済宗の禅仏教学者のアドバイスに基づいて“自他を区別せず、同じ重みづけでとらえること”と定義し項目を作成した。評定方法は“1: まったくあてはまらない”, “2: あてはまらない”, “3: どちらともいえない”, “4: あてはまる”, “5: とてもよくあてはまる”の 5 件法で、得点が高いほどマインドフルネスが高い。

日本語版 Experiences Questionnaire (栗原・長谷川・根建, 2010) の下位尺度“脱中心化” (10 項目) 脱中心化を測定。栗原他 (2010) は Teasdale et al. (2002) の定義を採用し、脱中心化を“思考や感情を、自分自身や現実をそのまま反映したものとして体験し、解釈するのではなく、‘思考や感情を、それ自体に真実があるかもしれないが、ないかもしれない、心の中を過ぎゆく一時の出来事’として体験している状態”とした。内的整合性は $\alpha=.82$ 、2 週間間隔での再検査信頼性は $r=.78$ と高い信頼性が示されている。また、体験の回避や感情への恐れとそれぞれ中程度の負の相関、破局的思考の緩和と中程度の正の相関を示し、十分な妥当性も認められている。評定方法は“1: まったくない”, “2: めったにない”, “3: とときどき”, “4: しばしば”, “5: いつも”の 5 件法で、得点が高いほど脱中心化が高い。

WHO Quality of Life 26 (田崎・中根, 2007) の下位尺度“心理的領域” (6 項目; 以下, QOL) WHO Quality of Life 基本調査票 (田崎・野地・中根, 1995) の短縮版で、“心理的領域”では主観的な QOL の心

理的な側面（肯定的感情、自己評価など）を測定。心理的領域の内的整合性は $\alpha=.76$ 、WHO Quality of Life 基本調査票との相関は $r=.91$ であり、高い信頼性と妥当性が示されている。評定方法は“1：まったく不満／まったくない”，“2：不満／少しだけ”，“3：どちらでもない／多少は”，“4：満足／かなり”，“5：非常に満足／非常に”の5件法で、得点が高いほどQOLが高い。

基本的信頼感尺度（谷，1998）の下位尺度“基本的信頼感”（6項目） 自己信頼の程度を測定。内的整合性は $\alpha=.790$ で、抑うつや特性不安との間に強い負の相関があり、高い信頼性と妥当性が示されている。評定方法は“1：まったくあてはまらない”，“2：ほとんどあてはまらない”，“3：どちらかというにあてはまらない”，“4：どちらともいえない”，“5：どちらかというにあてはまる”，“6：かなりあてはまる”，“7：非常にあてはまる”の7件法で、得点が高いほど基本的信頼感が高い。

State-Trait Anxiety Inventory-JYZ（新版 STAI 状態・特性不安検査；肥田野・福原・岩脇・曾我・Spielberger, 2000）の下位尺度“特性不安尺度”（20項目；以下，STAI-T） 特性不安を測定。内的整合性は男性で $\alpha=.896$ 、女性で $\alpha=.904$ 、4ヵ月間隔での再検査信頼性は $r=.758$ で、既存の不安測定検査との間に強い正の相関があり、高い信頼性と妥当性が示されている。評定方法は“1：ほとんどない”，“2：ときどきある”，“3：たびたびある”，“4：ほとんどいつも”の4件法で、得点が高いほど特性不安が高い。

日本語版 The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale（島・鹿野・北村・浅井，1985；20項目；以下，CES-D） 抑うつ傾向を測定。折半法による信頼性は $r=.658$ 、Spearman-Brownの修正公式による信頼性は $\rho=.794$ 、5日間隔での再検査信頼性は $r=.839$ で、既存の抑うつ尺度との間に強い相関があり、高い信頼性と妥当性が示されている。評定方法は“1：全くない，あったとしても1日も続かない”，“2：1～2日”，“3：3～4日”，“4：5日以上”の4件法で、得点が高いほど抑うつが高い。

手続き

書面（調査紙の表紙）および口頭で研究目的、研究者の所属、プライバシーの保護等を説明し、無記名の集団法で実施した。再検査信頼性の検討のため、マインドフルネス予備尺度のみ二度測定を行った。その際、連結不可能匿名化を施したID（誕生月日と学生番号の下4桁）の記入を求めた。Time 1とTime 2の平均測定間隔は14.2日間（ $SD=1.61$ ）であった。

結果と考察

尺度構成

逆転項目の得点を処理したうえで、記述統計量、ヒストグラムから天井効果およびフロア効果を検討し、項目内容の妥当性を踏まえて1項目（ $M=4.28$, $SD=0.82$, 歪度 $=-1.48$ ）を削除した。残りの71項目について、固有値の落差と解釈可能性を考慮して因子数を6と設定し、探索的因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った。その結果、6因子36項目が抽出された。項目内容から、それぞれ“自他不二の姿勢”，“描写”，“受容・自動的に反応しないこと”，“客観的な観察”，“気づき”，“今ここに存在すること”と命名した。“自他不二の姿勢”は、自分と他者を区別せず、双方を同程度に思いやる態度を表す因子である。これはKIMSやFFMQでは扱われなかった内容であり、本尺度独自の因子であるといえる。“描写”は、自分の内的体験（思考、感情、身体感覚など）を言語として対象化し、ラベル付けをする力を表す因子であり、KIMSやFFMQの“描写”に相当すると考えられる。“受容・自動的に反応しないこと”は、目の前の出来事や自分の内的体験に対して自動的に反応せず、評価や価値判断を加えることもせずに、あるがままの状態を受け入れる態度を表す因子である。これは、KIMSの“評価しない受容”や、FFMQの“体験を評価しないこと”，“内的体験に反応しないこと”に近い内容である。Segal et al. (2002)によると、受容とは“感情を調整もしくは変化させようとせずに、そのままにさせておく，またはそのままであること”である。加えて、FFMQの“内的体験に反応しないこと”と“体験を評価しないこと”は中程度の正の相関関係にあった（Baer et al., 2006）。つまり、評価しない・受容・そのままにさせておくという3つの要素は切り離しがたい密接な関係にあると言える。そのため、本尺度ではそれらが独立の因子として抽出されず，“受容・自動的に反応しないこと”に内包されたと考えられる。そのように1つの因子としてとらえることで、従来にはない新たな知見が得られる可能性がある。“客観的な観察”は、体験を対象化し、それらと客観的にかかわる態度を表す因子である。これはKIMSやFFMQの“観察”と関連している。ただし、“観察”では“注意を向ける”ことに重きを置いているのに対し、この因子は客観的に“眺める”こと、すなわち見つめ続けることを重視している。そのため、この因子によって、マインドフルに注意を向け続ける態度も測定可能になると考えられる。“気づき”は、瞬間瞬間の内的体験に気づきを向けること、また、気づきを伴った状態で日常生活に関与することを表す因子であり、KIMSやFFMQの“観察”とおおむね合致している。“今ここ

に存在すること”は、過去や未来のことにとらわれず、現在の体験に意図的に注意を向け、いまこの瞬間とつながっていることを表す因子である。これは、KIMSやFFMQの“意識した行動”と類似した内容である。ただし、FFMQの“意識した行動”は逆転項目のみで構成されているのに対し、この因子は正項目のみで構成されている。そのため、この因子では、いま現在の行動に意識を集中している程度をより適切に捉えられると考える。

上記36項目の因子的妥当性を検証するために、Baer et al. (2006)やSugiura et al. (2012)に倣い因子間相関を仮定した6因子モデルと、6因子の上位因子としてマインドフルネスを設置した階層モデルについて確認的因子分析(最尤法)を行った。6因子モデルの適合度はRMSEA=.065, CFI=.787, GFI=.825, AGFI=.798であり、当てはまりがよくなかった。そこでモデルに修正を加え²⁾、残った31項目について再度確認的因子分析を行った。その結果、6因子モデルはRMSEA=.057, CFI=.855, GFI=.870, AGFI=.846, AIC=1210.713, 階層モデルはRMSEA=.058, CFI=.845, GFI=.861, AGFI=.839, AIC=1246.582といずれも許容範囲内の適合度が得られた。以上より因子的妥当性が確認されたと判断した。この31項目の正項目で構成された尺度を“6因子マインドフルネス尺度(Six Factors Mindfulness Scale; 以下、SFMS)”とした。

続いて、SFMSの因子構造の再現性を確かめるために、全31項目について探索的因子分析(最尤法、プロマックス回転)を行った(Table 1)。その結果、修正前に36項目で探索的因子分析を行った結果と同様の因子構造が示された。“自他不二の姿勢”と“気づき”や“描写”、“描写”と“受容・自動的に反応しないこと”の組み合わせを除いて、各因子間にはある程度の正の相関が示された。Neff (2013)によれば、マインドフルネスに含まれる要素は累積的な関係にあり、“現在の体験への気づき”、“評価や抵抗することなく体験に関わること”、“コンパッション”の順に涵養される。すなわち、体験に気づくこととコンパッションは、受容的な態度を介する間接的な関係と言える。そのため、コンパッションと深く関わりのある“自他不二の姿勢”も、体験への気づきの程度を測る“気づき”や“描写”との間には強い相関を示さなかったのだと考える。他方、“描写”と“受容・自動的に反応しないこと”は、Baer et al. (2004)やBaer et al. (2006)と比較して明らかに低い相関係数であった。Sugiura et al. (2012)でも“描写”と“体験を評価しないこと”は $r=.17$ と低い相関であったことから、これは日本人学生特有の傾向とも考えられる。このように“描写”に関してはまだ議論の余地があるものの、“客観的な観察”、“気づき”、“今ここに存在すること”

とは $r=.273\sim.332$ の相関を示していることから、“描写”もマインドフルネスの一要素としてとらえることは妥当であると考えられる。

SFMSの信頼性

まず、内的整合性を検討するために、SFMS全体および各因子のCronbachの α 係数を算出した。ただし“受容・自動的に反応しないこと”は、項目61と項目62の間に設置した誤差間相関の影響を反映させるために、以下の公式(狩野, 2002)によって信頼性係数を算出した。公式(1)は、信頼性係数の1つである ω 係数の公式の分母に誤差共分散を加えたものである。

$$\rho' = \frac{(\sum \lambda_i)^2}{(\sum \lambda_i)^2 + \sum v(u_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(u_i, u_j)} \quad (1)$$

SFMS全体は $\alpha=.86$ 、各因子は $\alpha=.70\sim.83$ (“受容・自動的に反応しないこと”のみ $\rho'=.78$)であり、ある程度高い内的整合性が示された。次に、再検査信頼性を検討するために、SFMS全体および各下位尺度について、Time 1とTime 2の間でピアソンの積率相関係数を算出した結果、SFMS全体が $r=.872$ 、“自他不二の姿勢”が $r=.608$ 、“描写”が $r=.796$ 、“受容・自動的に反応しないこと”が $r=.782$ 、“客観的な観察”が $r=.793$ 、“気づき” $r=.720$ 、“今ここに存在すること”が $r=.793$ であり、有意な強い正の相関が示された。以上より、SFMSはある程度高い信頼性を有する尺度であると判断された。

SFMSの収束的妥当性

SFMSの合計点および各下位尺度得点と、脱中心化・QOL・基本的信頼感・STAI-T・CES-Dの各合計点を用いてピアソンの積率相関係数を算出した(Table 2)。その結果、脱中心化との間にはそれぞれ有意な中程度～高い正の相関が示された。また、“気づき”を除いた五つの因子はQOL・基本的信頼感との間に有意な中程度～高い正の相関、“気づき”と“描写”を除いた四つの因子はSTAI-T・CES-Dとの間に有意なある程度の負の相関を示した。これらは先行研究に基づく予測とおおむね合致している。一方、“気づき”はCES-Dとの間の相関が有意ではなく、その他の指標との間でも有意ではあるが非常に低い相関であった。だが、これはSFMSのみに見られる特徴ではなく、類似因子であるKIMSやFFMQの“観察”も心理的的症状と無相関、もしくは弱い正の相関であった(Baer et al., 2004, 2006)。“観察”は、瞑想体験との間に正の相関が確認されている(Baer et al., 2004)。加えて、Baer, Smith, Lykins, Button, Krietemeyer, Sauer,

Table 1 Factor Structure of SFMS

No.	Item	Factor loading					
		I	II	III	IV	V	VI
因子 1：自他不二の姿勢（ $\alpha=.80$ ）							
72	自分と他者を，同程度に思いやることができる	.913	.006	.010	-.008	.009	.056
71	自分にも他者にも，同程度に優しい気持ちをもてる	.869	-.018	.022	.063	-.031	.018
70	自分と他者を同じ重みづけでとらえる	.460	.082	-.007	.001	-.048	.075
因子 2：描写（ $\alpha=.83$ ）							
39	自分が感じていることを的確な言葉で表現できる	-.018	.866	-.060	.034	.001	.003
38	自分が考えていることを的確な言葉で表現できる	-.004	.844	-.138	-.044	.0	.123
40	自分の身体にどのような感覚があるのかを的確な言葉で表現できる	.054	.668	.110	-.017	.137	-.245
因子 3：受容・自動的に反応しないこと（ $\alpha=.79/p'=.78$ ）							
61	思考や感情に深入りせず，思い浮かぶままにさせておく	.013	-.029	.737	-.176	-.080	-.086
62	物事に自動的に反応せず，起こるままにさせておく	.065	-.087	.704	.043	-.142	-.261
63	物事が自分の望むように進まなくても，不快な気分に入り込まず，ただその状況を受け入れる	-.025	-.103	.632	-.078	-.022	.120
64	思考や感情や身体感覚に，穏やかに意識を向ける	.059	-.067	.520	-.109	.267	-.020
65	今この瞬間に，自分が何を考えているか，どう感じているかを，それにとらわれたり，見失ったりすることなく，穏やかにただ観察する	.006	-.055	.478	.055	.159	.053
57	何か不適切なことを考えたとき，自分自身を非難することはない	-.110	.117	.428	-.061	-.028	.157
59	良い・悪いの評価や判断をせずに，自分の体験を受け入れることができる	-.036	.150	.426	.105	-.129	.213
47	不快な出来事に対して評価や価値判断をせずに，ただ事実だけを受け入れることができる	-.032	.003	.382	.183	-.032	.130
25	自分の思考がポジティブなものであれネガティブなものであれ，それらを評価することなく受け入れられる	-.075	.119	.358	.123	-.099	.250
因子 4：客観的な観察（ $\alpha=.79$ ）							
46	自分の感情を客観的に眺めることができる	.038	-.010	-.068	.955	-.030	-.157
45	自分の思考を客観的に眺めることができる	-.020	.027	-.158	.748	.037	.092
21	目の前の出来事を客観的に眺めることができる	.038	-.058	.168	.548	.019	.128
因子 5：気づき（ $\alpha=.71$ ）							
17	瞬間瞬間の感情に気付いている	-.029	.024	-.127	-.020	.675	.019
16	瞬間瞬間の思考に気付いている	-.047	.029	-.204	-.061	.584	.222
18	瞬間瞬間の身体感覚に気付いている	.057	-.015	.083	-.061	.578	-.097
28	日常的な動き（食事をする，歩く，歯磨きをする，など）をしているとき，瞬間瞬間の身体感覚に注意を向けている	-.007	.035	.186	-.072	.438	-.189
66	自分がしていることに常に意識を向けながら行動する	-.002	.046	-.006	.005	.435	.162
55	自分の考えや気持ちに注意を向けながら何かをすることがある	-.011	-.003	-.043	.171	.432	-.007
7	自分の感情が変化していく様子を好奇心をもって眺めることができる	.018	-.117	.088	.173	.382	-.007
因子 6：今ここに存在すること（ $\alpha=.70$ ）							
9	過去の出来事について考えるよりも，今何をするかを考えるほうが多い	.053	-.020	-.087	-.139	.037	.651
53	過去や未来のことについて考えるより，今現在に集中する	.061	-.103	-.046	-.179	.030	.598
29	未来への不安や心配があっても，そのときやるべきことをやる	.027	.043	-.072	.047	.061	.581
24	失敗しても，そのときやるべきことをやる	-.025	.027	-.052	.096	-.011	.559
37	不快な出来事について何度も繰り返し考えたりはしない	.032	.050	.230	-.153	-.070	.401
32	同じ考えがぐるぐる回っていることに気付いたら，そこから離れることができる	.015	.011	.142	.013	.073	.399
SS loadings		1.851	2.031	2.868	2.055	2.038	2.254
Cumulative Var		.060	.125	.218	.284	.350	.422
Factor correlation		I	II	III	IV	V	VI
II		.147	—				
III		.305	.082	—			
IV		.225	.329	.315	—		
V		.126	.332	.228	.404	—	
VI		.224	.273	.427	.410	.241	—

 $\alpha=.86$.

Table 2 Correlations between factors from SFMS and related constructs ($N=455$)

	Total	Factors from SFMS					
		ND	D	ANR	O	AW	B
Decentering	.771***	.367***	.367***	.578***	.571***	.447***	.529***
QOL	.519***	.275***	.233***	.351***	.285***	.205***	.566***
SBT	.565***	.266***	.328***	.405***	.316***	.211***	.560***
STAI-T	-.567***	-.244***	-.278***	-.438***	-.356***	-.156***	-.606***
CES-D	-.405***	-.262***	-.164***	-.270***	-.243***	-.077	-.503***

Note. SBT (Sense of basic trust) = 基本的信頼感, ND (Nonduality) = 自他不二の姿勢, D (Describing) = 描写, ANR (Acceptance and Nonreactivity) = 受容・自動的に反応しないこと, O (Objective observing) = 客観的な観察, AW (Awareness) = 気づき, B (Being in the moment) = 今ここに存在すること.

*** $p < .001$.

Table 3 Factor scores of SFMS for each cluster

Factors of SFMS	Cluster			
	MF ($n=91$)	ACD ($n=206$)	AWD ($n=62$)	ML ($n=119$)
ND	0.389	0.309	-0.428	-0.608
ANR	0.955	0.262	-0.602	-0.871
B	0.828	0.381	-0.780	-0.887
D	0.867	-0.154	0.955	-0.894
AW	1.150	-0.201	0.477	-0.780
O	0.912	0.198	-0.259	-0.906

Note. ND (Nonduality) = 自他不二の姿勢, ANR (Acceptance and Nonreactivity) = 受容・自動的に反応しないこと, B (Being in the moment) = 今ここに存在すること, D (Describing) = 描写, AW (Awareness) = 気づき, O (Objective observing) = 客観的な観察

MF = mindfulness group, ACD = acceptance-dominated group, AWD = awareness-dominated group, ML = mindless group.

Walsh, Duggan, & Williams (2008) は、瞑想実践者をサンプルとすると心理的症状と負の相関を示すが、瞑想体験のない学生をサンプルとした場合は正の相関を示すことを明らかにした。これは、瞑想体験が長くなるにつれて他の因子の特徴が育成され、観察するときの態度が変容し、マインドフルな観察が可能になるためだと考えられる。本研究の対象者は瞑想体験のない学生であったため、“気づき”と心理指標との間に明確な相関関係が示されなかったのだと推測される。他方、“描写”と CES-D は非常に弱い負の相関であり、Baer et al. (2004) や Baer et al. (2006) と一致しなかった。だが、日本語版 FFMQ (Sugiura et al., 2012) では本研究と同様の結果が得られている。このような相違を生んだ要因の 1 つとして、サンプルの受容的態度の差が考えられる。Sugiura et al. (2012) と Baer et al. (2008) を比較すると、日本人学生はアメリカの学生よりも有意に“体験を評価しないこと”の得点が低

かった。受容的態度が低いと、不快な思考や感情が生じた際、それを言語化して対象化するに留まらず、その不快感をなんとか消そうとしたり変えようとして注意を向け続ける可能性が高い。そのような傾向が影響し、本研究では“描写”と CES-D との相関が低くなったと考えられる。

SFMS の構成概念妥当性

まず、SFMS の因子得点をもとにクラスタ分析 (ウォード法) を行った。デンドログラムの形状からクラスタ数は 4 と設定した。その結果、6 因子とも因子得点が高い群 (マインドフルネス群)、“気づき”・“描写”の因子得点が高因子より 5% 水準で有意に低い群 (受容優位群)、“気づき”・“描写”の因子得点が高因子より 5% 水準で有意に高い群 (気づき優位群)、6 因子とも因子得点が高い群 (マインドレス群) の 4 つに分類された (Table 3)。精神的健康指標 (CES-D, STAI-T, QOL, 基本的信頼感) に無効回答のあった 22 名を除外し、クラスタごとに各精神的健康指標の平均値を算出した (Table 4)。続いて、クラスタを独立変数、各精神的健康指標を従属変数とし、等分散を仮定しない被験者間一要因分散分析を行った。その結果、いずれの指標においてもクラスタの主効果が有意であった (CES-D : $F(3, 172.94) = 23.95, p < .001, \eta_p^2 = .29$; STAI-T : $F(3, 177.89) = 47.51, p < .001, \eta_p^2 = .44$; QOL : $F(3, 176.80) = 31.60, p < .001, \eta_p^2 = .35$; 基本的信頼感 : $F(3, 175.26) = 38.78, p < .001, \eta_p^2 = .40$)。Games-Howell 法による多重比較を行った結果、CES-D は気づき優位群やマインドレス群よりもマインドフルネス群や受容優位群が低く、STAI-T はマインドフルネス群が最も低く、次いで受容優位群、気づき優位群とマインドレス群の順で高くなっていた。一方、QOL はマインドフルネス群が最も高く、その後受容優位群、気づき優位群とマインドレス群の順で低くなり、基本的信頼感はマインドフルネス群、受容優位群、気づき優位群、マインドレス群の順で低くなる

Table 4 Mean (SD) scores for each cluster

Scales of mental health	Cluster								Multiple comparison
	MF (<i>n</i> =85)		ACD (<i>n</i> =198)		AWD (<i>n</i> =59)		ML (<i>n</i> =113)		
	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	
CES-D	34.16	(9.04)	35.15	(8.32)	41.98	(10.44)	43.70	(11.14)	MF=ACD<AWD=ML
STAI-T	42.99	(9.08)	47.09	(8.68)	53.02	(9.59)	56.48	(8.47)	MF<ACD<AWD=ML
QOL	20.76	(4.03)	19.07	(3.69)	16.75	(4.08)	15.77	(3.94)	MF>ACD>AWD=ML
Sense of basic trust	27.00	(7.42)	24.19	(6.41)	21.19	(7.44)	17.97	(5.73)	MF>ACD>AWD>ML

Note. "<" and ">" mean significant difference. "=" means non-significant difference.

MF=mindfulness group, ACD=acceptance-dominated group.

AWD=awareness-dominated group, ML=mindless group.

ことが示された。すなわち、抑うつ、特性不安、QOL に関しては、気づき・描写が高くて受容・今ここに存在すること（以下、今ここ）・自他不二の姿勢が低ければ精神的健康は低いことが示唆された。また基本的信頼感は、マインドフルネスが総合的に高いほど高く、特に受容・今ここ・自他不二の姿勢が高いほうが、気づき・描写が高い場合よりも得点が高いことが示された。相馬（2013）によると、受容的態度が低く気づきが高い状態は、あるがままの自分自身を受け入れられないため、不快な経験に伴う思考や感情を抑圧しようとする傾向が強いとされる。それが逆説的に不快な感情を高め（Wegner, Schneider, Knutson, & McMahon, 1991）、結果的に抑うつや不安を高めてしまうのだと考える。他方、気づきが低く受容的態度が高い状態は“flow”と呼ばれている（Cardaciotto, 2005）。浅川・チクセントミハイ（2009）は“フロー”とは、内発的に動機づけられた自己の没入感覚に伴う楽しい経験を指し、フロー状態にあるとき、人は高いレベルの集中力を示し、楽しさ、満足感、状況のコントロール感、自尊感情の高まりなどを経験する”と述べている。このような満足感や充足感が、本研究で見られた高い QOL や基本的信頼感、低い抑うつや不安につながったと考えられる。ただし一方で、flow は今ここにおける体験への気づきが欠落したまま活動にのめり込んでいる状態とも言え（Cardaciotto, 2005; 相馬, 2013）、自分の現状を適切にとらえることが困難なために知らず知らずのうちに過度の疲労を抱えるなどの問題につながる可能性もある。そのため、精神的健康の向上には気づきと受容の態度の双方が不可欠であり、それらがバランス良く保たれている必要がある。以上を踏まえ、SFMS の妥当性を検討する。Bishop, Lau, Shapiro, Carlson, Anderson, Carmody, Segal, Abbey, Speca, Velting, & Devins (2004) は、マインドフルネスの中核要素として注意の自己制御と受容の態度を挙げた。SFMS においても、それらに近い概念である“気づき・描写”と“受容・今ここ・自他不二の

姿勢”の高低によって4つのクラスタに分かれ、これらの高低のパターンで精神的健康度に有意な差が見られた。この結果は Barnes & Lynn (2010), Cardaciotto et al. (2008), 相馬 (2013), Watkins (2004) を支持するものであり、マインドフルネスの性質を反映した結果と言える。このことから、SFMS は十分な妥当性を有するマインドフルネス測定尺度であると判断できる。

以上より、本研究で作成された SFMS は、FFMQ で測定される要素に加え、Kabat-Zinn (2003) や Marlatt & Kristeller (1999) が重視した“compassion”や“loving-kindness”の根本にある“自他不二の姿勢”という本研究独自の因子を有する点や、逆転項目を使用しないという点で、マインドフルネスの諸側面をより総合的に捉えられる尺度であると考えられる。

今後の課題

結びに、本研究の限界点と今後の課題について言及する。本研究では SFMS の妥当性検討の方法として、収束的妥当性（SFMS の各因子とその関連要因との相関分析）と、構成概念妥当性（マインドフルネスの因子の組み合わせのパターンをもとにした精神的健康度の比較）を採用した。しかし、これだけでは十分とは言えない。今後は、日本語版 FFMQ (Sugiura et al., 2012) を用いた基準関連妥当性や、臨床群を対象とした構成概念妥当性の検討が望まれる。

注

- 1) 本研究は、早稲田大学における人を対象とする研究に関する倫理審査委員会の承認を得て実施された（承認番号：2011-169）。
- 2) まず内容的妥当性の観点から1項目を削除した。次に残差ベクトルの共分散行列における修正指数をもとにモデルを修正した。その際、2項目間に誤差共分散が認められた4ペアのうち3ペアは、狩野

(2002) に倣い、それぞれ標準化残差が大きい項目を優先的に削除した。これにより、各ペア1項目ずつ計3項目が削除された。ただし、残りの1ペア(項目61と項目62)の間には誤差共分散を設置した。これは、いずれかの項目を削除することによって内的整合性が著しく低くなる($\alpha < .70$) 因子が確認されたためであった。さらに、これらの修正に伴い探索的因子分析(最尤法, プロマックス回転)で因子負荷量が.35未満となった1項目も削除した。このように計5項目を削除し、誤差共分散を1つ設置してモデルを修正した。

引用文献

- 浅川希洋志・ミハイ・チクセントミハイ (2009). 効果的 e-Learning のためのフロー理論の応用 JeLA 会誌, **9**, 4-9.
- Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment*, **11**, 191-206.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, **13**, 27-45.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., Walsh, E., Duggan, D., & Williams, J. M. (2008). Construct validity of the five facet mindfulness questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment*, **15**, 329-342.
- Barnes, S. M., & Lynn, S. J. (2010). Mindfulness skills and depressive symptoms: A longitudinal study. *Imagination, Cognition and Personality*, **30**, 77-91.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Specia, M., Velting, D., & Devins, G. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, **11**, 230-241.
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, **84**, 822-848.
- Cardaciotto, L. (2005). *Assessing mindfulness: The development of a bi-dimensional measure of awareness and acceptance*. Unpublished Doctoral Dissertation, Drexel University, Philadelphia.
- Cardaciotto, L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Moitra, E., & Farrow, V. (2008). The assessment of present-moment awareness and acceptance: The Philadelphia Mindfulness Scale. *Assessment*, **15**, 204-223.
- Germer, C. K., Siegel, R. D., & Fulton, P. R. (Eds.). (2005). *Mindfulness and psychotherapy*. New York: Guilford.
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子・Spielberger, C. D. (2000). 新版 STAI 状態・特性不安検査 実務教育出版.
- 井上裕美 (2014). マインドフルネスの測定—気分障害に対する第三世代の認知行動療法— 同志社政策科学研究, **15**, 141-152.
- Kabat-Zinn, J. (1994). *Wherever you go, there you are: Mindfulness meditation in everyday life*. New York: Hyperion.
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, **10**, 144-156.
- 狩野 裕 (2002). 再討論: 誤差共分散の利用と特殊因子の役割 行動計量学, **29**, 182-197.
- 越川房子 (2013). マインドフルネスと MBCT 臨床心理学, **13**, 196-201.
- 栗原 愛・長谷川 晃・根建金男 (2010). 日本語版 Experiences Questionnaire の作成と信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, **19**, 174-177.
- 前川真奈美 (2014). 新たなマインドフルネス測定尺度作成の試み—尺度開発に向けた項目の検討— 早稲田大学大学院文学研究科紀要, **59**, 41-55.
- Marlatt, G. A., & Kristeller, J. L. (1999). Mindfulness and meditation. In W. R. Miller (Ed.), *Integrating spirituality into treatment: Resources for practitioners*. Washington, D.C.: American Psychological Association, pp. 67-84.
- 中村 元 (2010a). 広説 佛教語大辞典 縮刷版 東京書籍.
- 中村 元 (2010b). 慈悲 講談社.
- Neff, K. D. (2013). Practicing Mindfulness & Compassion. The Greater Good Science Center (<http://greatergood.berkeley.edu/slides/MindfulnessCompassion-Slides-FFINA-forweb.pdf>) (April 23, 2015)
- Sauer, S., & Baer, R. A. (2010). Mindfulness and de-centering as mechanisms of change in mindfulness and acceptance-based interventions. In R. A. Baer (Ed.), *Assessing mindfulness and acceptance processes in clients: Illuminating the theory and practice of change*. Oakland: New Harbinger Publications, pp. 25-50.
- Segal, Z. V., Williams, J. M., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford Press.
- Shapiro, S. (2013). Does Mindfulness Make You More Compassionate? The Greater Good Science Center

- February 27, 2013 <http://greatergood.berkeley.edu/article/item/does_mindfulness_make_you_compassionate> (April 23, 2015)
- 島 悟・鹿野達男・北村俊則・浅井昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について 精神医学, **27**, 717-723.
- 相馬花恵 (2013). “気づき” および “受容的態度” が母親の適応に与える影響の検討—理想—現実の差異と適応との関係に着目して— 早稲田大学大学院文学研究科博士論文 (未公開).
- 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.
- 高橋良博・林 潔・高橋浩子・長澤里絵 (2012). マインドフルネス尺度についての一考察 駒澤大学心理学論集, **14**, 19-24.
- 谷 冬彦 (1998). 青年期における基本的信頼感と時間的展望 発達心理学研究, **9**, 35-44.
- 田崎美弥子・中根允文 (2007). WHO-QOL26 手引き 改訂版 金子書房.
- 田崎美弥子・野地有子・中根允文 (1995). WHO の QOL 診断と治療, **83**, 2183-2198.
- 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.
- Tirch, D. D. (2010). Mindfulness as a context for the cultivation of compassion. *International Journal of Cognitive Therapy*, **3**, 113-123.
- Watkins, E. (2004). Adaptive and maladaptive ruminative self-focus during emotional processing. *Behaviour Research and Therapy*, **42**, 1037-1052.
- Wegner, D., Schneider, D., Knutson, B., & McMahon, S. (1991). Polluting the stream of consciousness: The effect of thought suppression on the mind's environment. *Cognitive Therapy and Research*, **15**, 141-152.

(2014.11.4 受稿, 2015.10.6 受理)