

HSP の特性不安, 抑うつ, ストレスにおける

マインドフルネスの効果の検討

——感情制御と注意制御からみた調整効果の検討——

花岡麻衣・平川 真・増田成美・上岸光太・上手由香

Effects of mindfulness on trait anxiety, depression, and stress of a Highly Sensitive Person: The moderating effect of emotion regulation and attention control.

Mai Hanaoka, Makoto Hirakawa, Narumi Masuda, Kota Jogan, and Yuka Kamite

A Highly Sensitive Person (HSP) is affected by both negative and positive environments. HSP is related to high trait anxiety, depression, and stress; mindfulness affects these relationships. Studies suggest that mindfulness interventions increase attention control and emotion regulation, affecting HSPs. Given the few Japanese studies exploring these effects, we conducted two studies with Japanese undergraduate and graduate students. First, we administered a questionnaire to explore whether attention control and emotion regulation moderate psychological symptoms of HSP ($N = 182$). Multiple regression analysis revealed that the interactions of sensory-processing sensitivity (SPS) and difficulty with emotional awareness in trait anxiety, and SPS and switching and divided attention in depression were significant. These results suggest that interventions promoting emotional awareness and attention control affect HSPs. Second, we conducted Mindfulness-Based Stress Reduction (MBSR) to explore the effect of mindfulness on HSP ($N = 25$). The intervention group ($n = 12$) participated in eight weekly sessions. Both intervention and control groups answered the questionnaire thrice: before the intervention (T1), one week after the intervention (T2), and four weeks after T2 (T3). T-test results at T1 suggested a significant difference among the two groups. Variance analysis revealed that stress decreased and selective and switching attention increased significantly from T1 to T2 in the intervention group. These results indicate that attention to breathing increases selective and switching attention and the tendency to distance oneself from negative stimuli. This study shows the effect of mindfulness on HSPs. However, depression and emotion regulation were unaffected. Therefore, emotion-focused interventions may have an effect on HSPs.

キーワード : highly sensitive person, sensory-processing sensitivity, mindfulness-based stress

問 題

近年、Highly Sensitive Person(以下 HSP とする)という概念が、書籍やインターネット上で「繊細な人」として一般的に認知されるようになった。心理学において HSP は、悪い環境と良い環境の両方からの影響の受けやすさを表す「環境感受性」という概念を用いて研究が進められており、環境感受性が高い人のことを HSP と呼ぶ(飯村, 2022)。飯村(2022)によると、HSP は感受性に関わる遺伝子型を複数持つという遺伝的特徴があり、それゆえ中枢神経系を中心とする神経生理的な反応性が高まりやすいと考えられている。このような遺伝的・神経生理学的基盤を背景として、感受性の高さを表す気質や性格といった行動が観察されると考えられており、環境感受性の高さを表す気質の一つとして感覚処理感受性がある(飯村, 2022)。

高橋(2016)によると、Aron & Aron(1997)は感覚処理感受性(Sensory-Processing Sensitivity: 以下 SPS とする)の概念を提唱し、SPS を生得的な特徴であり、感覚情報の脳内処理過程における基本的な個人特性であると定義した。感覚処理感受性の研究領域では SPS が高い人のことを HSP と呼び(Aron & Aron, 1997)、人口における HSP の割合はおよそ 15—20%と考えられている(Aron, 1999)。SPS の高さを測定する尺度として、27 項目からなる Highly Sensitive Person Scale(以下 HSPS とする)が開発され(Aron & Aron, 1997)、日本においては高橋(2016)が HSPS を翻訳し、19 項目からなる HSPS-J19 を作成した。HSPS は低感覚閾、易興奮性、美的感受性の 3 つの因子から構成されている(Smolewska et al., 2006)。HSPS 得点の分布は比較的正規分布を示すことから、SPS の高さは連続的に分布し、連続体に沿って敏感さの異なる 3 つのグループに分類されると考えられており(Greven et al., 2019)、Lionetti et al.(2018)は成人を対象として約 30%が敏感さが低い人、約 40%が中程度の人、約 30%が高い人という分類を示した。また、SPS の高い人には、「深い情報処理を行う」、「過剰に刺激を受けやすい」、「感情の反応が強く、共感性が高い」、「ささいな刺激を察知する」という 4 つの特徴があり(Aron, 2002 明橋訳 2015)、この特徴が日常生活において様々な行動として表れる。

SPS と様々な心理的症状との関連

SPS の高さと様々な心理的症状との関連が先行研究により明らかとなっている。SPS と不安には正の相関(Bakker & Moulding, 2012; Liss et al., 2005)が示され、日本においても高橋・熊野(2019)により同様の結果が示された。SPS と抑うつには正の相関(Bakker & Moulding, 2012; Liss et al., 2005)が示され、日本においても Yano & Oishi(2018)により同様の結果が示された。また、SPS とストレスにも正の相関が示された(Benham, 2006; Brindle et al., 2015)。これらのことから、SPS が高いほど不安や抑うつ、ストレスが高いことが示唆され、SPS の高い人は日常生活において生きづらさを感じやすいと考えられる。

SPS とマインドフルネスの関連

近年、SPS と心理的症状との関連は、SPS 自体ではなく、感覚や感情に対する認知的反応が原因であると考えられ (Wyller et al., 2017)、マインドフルネスがその関連に影響を与える要因の一つとして考えられている。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、能動的に注意を向ける」という一種の心理状態と定義され (Kabat-Zinn, 1990)、代表的な心理療法には、マインドフルネス・ストレス低減法 (Mindfulness-Based Stress Reduction : 以下 MBSR とする) やマインドフルネス認知療法 (Mindfulness-Based Cognitive Therapy : 以下 MBCT とする) などがある。

SPS とマインドフルネス傾向には負の相関が示され (Bakker & Moulding, 2012)、日本においても Takahashi et al. (2019) により同様の結果が示された。さらに、Bakker & Moulding (2012) において、SPS とマインドフルネス傾向は抑うつ、不安、ストレスに対する有意な負の予測因子であることが示されており、SPS とマインドフルネスを独立変数、不安を従属変数とした重回帰分析の結果、交互作用が有意傾向であり、マインドフルネス低群において SPS の効果がみられたことが示された。このように、SPS が高いほどマインドフルネスが低く、マインドフルネスが SPS と心理的症状の関連において調整効果をもつ可能性があることから、マインドフルネス傾向を高めることによって、SPS が不安、抑うつ、ストレスなどに与える影響を低減させることができると考えられる。

マインドフルネスと感情制御・注意制御の関連

マインドフルネスの介入効果の作用機序は脳科学研究から解明されており、マインドフルネスの実践により、注意制御、身体知覚、情動調整、自己概念などの心理的過程が変化し、相互作用して自己制御力を高めると考えられている (山本, 2021)。

注意制御について、山本 (2021) はマインドフルネスの他の心理的過程の基盤になり、今この瞬間の経験に注意をとどめるために最初に集中力を育むことが必要であると述べている。杉浦 (2008) は、マインドフルネス瞑想の理論的基盤である距離をおくスキルが症状の低減に直結する重要なスキルであり、この距離をおくスキルは注意の柔軟なコントロールにより支えられ、ネガティブな思考から距離をおけることで症状が低減すると述べている。また、マインドフルネストレーニングにより注意制御と関連する脳領域が賦活することが示され (Holzel et al., 2007)、呼吸に注意をとどめているときは注意制御に関わる背外側前頭前野 (dlPFC) の活動が増加し、マインドワンダリングの状態から再度注意を呼吸に戻す際に dlPFC の活動が増加することが示された (山本, 2021)。

感情制御について、山本他 (2016) はマインドフルネスを行うことで、情動を喚起する刺激やそれにより生じる情動反応に対して自動的に生じていた自己の認知的・感情的な傾向に気づき、それらから一定の心的距離を置いて客観的に眺めることで、感情的反応の高まりが速やかに低下し、落ち着いてくることが実感されると述べている。加えて、マインドフルネス熟練者の脳活動からは、生じてきた情動を抑制したり反応したり評価しない態度が示唆された (山本, 2021)。このように、マインドフルネスを高めるうえで能動的な注意制御が重要であり、マインドフルネスが高まることで感情制御も高まるなど、マインドフルネスと注意制御・感情制御は深く関係している。

SPS と感情制御・注意制御の関連

SPS と感情制御の関連については、SPS が高い人ほど感情の言語化や識別が難しい傾向があること (Liss et al., 2008)、SPS の高さと感情制御の困難さに正の相関、感情制御能力の中でも感情制御方略の少なさが SPS の高さと抑うつや不安の高さの関連において調整効果をもつことが示された (Brindle et al., 2015)。このことから、SPS の高い人の感情制御能力は低いと考えられる。一方、SPS と注意制御の関連については未だ明らかとなっていない。ただし、SPS の高い人には「ささいな刺激を察知する」という特徴があることから、注意が自動的に刺激に向くことで反応し、能動的な注意コントロールはできていない可能性が考えられる。また、不安や抑うつを発症・持続させる認知的要因の一つに注意制御機能の問題があり (松浦他, 2011)、自己注目と呼ばれる選択的注意は不安や抑うつを発症・持続要因であると考えられている (田中他, 2007)。さらに、今井他 (2015) の研究において、能動的注意制御の測定尺度の下位因子である選択的注意・転換的注意・分割的注意と、不安・抑うつとの間にそれぞれ有意な負の相関が示され、能動的注意制御能力が高い人は不安や抑うつ症状が比較的軽度であることが示唆された。これらのことから、不安や抑うつが高い SPS の高い人の能動的注意制御能力は低いと予測される。さらに、感情制御・注意制御とマインドフルネスが関連し、SPS の高い人ほどマインドフルネス傾向が低いことから、SPS の高い人の感情制御能力・注意制御能力は低いと推察されるが、SPS と感情制御・注意制御の関連については知見が少ないため、検討を行う必要があると考えられる。

SPS の高い人におけるマインドフルネス介入の効果

Soons et al. (2010) は、SPS の高い人を対象として待機リスト群を用いた 8 週間の MBSR による介入を行った。介入の結果、ストレス、社会不安、自己受容、情動的共感、自己の成長、自己超越の得点に有意に改善した。さらに、介入の効果は 4 週間後も持続し、ストレスと社会不安の得点はさらに減少し、自己受容の得点は増加したことが示された。日本においては、Amemiya et al. (2020) が日本人大学院生を対象として、ヨガが注意コントロールと気分状態に及ぼす効果と SPS の高さとの関連について検討した。一学期間体育の講義でヨガを行った結果、高 SPS 群において、ネガティブな気分状態の得点が低減し、注意コントロール得点が増加したことが示された。

このように、SPS の高い人に対するマインドフルネス介入の有効性は示されているが、実際にマインドフルネス介入を行った先行研究は少ない。日本においては、瞑想なども含めたマインドフルネス介入の効果は検討されておらず、マインドフルネス介入による感情制御能力や注意制御能力の変化は検討されていないため、本研究において感情制御や注意制御の観点から検討を行う。

SPS と ASD の関連

SPS の高さは、不安や抑うつ次に自閉スペクトラム症 (Autism Spectrum Disorder : 以下 ASD とする) とも関連することが示され (Acevedo et al., 2018)、SPS の高い人における感覚や刺激に対する感受性は、ASD 者の感覚の過敏性と類似していると考えられる。一方、Acevedo et al. (2018) は SPS と ASD の違いを脳活動の側面から検討し、ポジティブおよびネガティブな社会的刺激に対して、報酬を感じる程度や生理的・行動的に反応する程度が異なることを示唆した。このように、SPS の高

い人と ASD 者は感覚や刺激に対する過敏さにおいて類似するが、脳活動の面からは両者が区別される可能性があるため、本研究では介入研究の際に、SPS の高さに加え自閉傾向の高さを考慮することとする。

本研究の目的

以上より本研究では、研究 1 において SPS と特性不安、抑うつ、ストレスとの関連、SPS とマインドフルネス傾向、感情制御能力、注意制御能力との関連を検討する。また、SPS の高い人の特性不安・抑うつ・ストレスの高さにおける感情制御能力・注意制御能力が及ぼす調整効果を検討する。さらに研究 2 において、SPS の高い人を対象に MBSR に基づいたマインドフルネスの介入を実施し、特性不安・抑うつ・ストレスにおける介入の効果および効果の持続性を検討する。

研究 1

目的

質問紙調査を行い、SPS と特性不安、抑うつ、ストレス、マインドフルネス傾向、感情制御、注意制御との関連を検討する。さらに、SPS と特性不安、抑うつ、ストレスの関連において感情制御能力と注意制御能力が及ぼす調整効果について検討する。

仮説 仮説 1 として、HSPS-J19 得点と特性不安、抑うつ、ストレス得点との間に正の相関、HSPS-J19 得点とマインドフルネス傾向、注意制御能力得点との間に負の相関、HSPS-J19 得点と感情制御困難性得点の間に正の相関がみられると推測する。仮説 2 として、感情制御能力と注意制御能力がそれぞれ、HSPS-J19 得点と特性不安、抑うつ、ストレス得点の関連を調整すると推測する。

方法

参加者 2022 年 8 月から 9 月の期間で、18—69 歳の日本人大学生・大学院生 182 名が参加した ($M=22.0$, $SD=5.5$)。参加者の性別は男性 68 名、女性 108 名、不明 6 名であった。

尺度 参加者には以下の尺度に対して回答を求めた。

1. SPS の測定には、Highly Sensitive Person Scale 日本版 (HSPS-J19) を用いた。Aron & Aron (1997) が作成した HSPS を高橋 (2016) が日本語に翻訳し、原版の 27 項目から因子負荷量の低い項目を削除して全 19 項目からなる HSPS-J19 を作成した。回答は 1(まったくあてはまらない)—7(非常にあてはまる) の 7 件法で求めた。

2. 自閉傾向の測定には、自閉性スペクトル指数日本版 10 項目短縮版 (AQ-J-10) を用いた。Baron-Cohen et al. (2001) が作成した自閉性スペクトル指数 (Autism-Spectrum Quotient; AQ) を栗田他 (2004) が日本語に翻訳した。本研究では、Kurita et al. (2005) により作成された 10 項目からなる短縮版の AQ-J-10 を用いた。尺度には「確かにそうだ」、「少しそうだ」、「少しちがう」、「確かにちがう」の 4 段階で回答を求めた。カットオフ値は 7 点である。

3. マインドフルネス傾向の測定には、Five Facet Mindfulness Questionnaire 日本語版 (FFMQ) を用

いた。Baer et al. (2006) が作成した Five Facet Mindfulness Questionnaire を Sugiura et al. (2012) が日本語に翻訳した。全 39 項目からなり、「観察」、「気づきの伴う行為」、「判断しないこと」、「描写」、「反応しないこと」の 5 つの下位因子がある。回答は 1(まったくあてはまらない)–5(いつもあてはまる) の 5 件法で求めた。

4. 特性不安の測定には、肥田野 (2000) が作成した新版 State-Trait Anxiety Inventory 日本語版 (STAI-T) の「特性不安」の 20 項目を使用した。回答は 1(ほとんどない)–4(ほとんどいつも) の 4 件法で求めた。本尺度の使用にあたり、株式会社実務教育出版より使用許可を得た。

5. 抑うつ程度の測定には、うつ性自己評価尺度 (SDS) を用いた。Zung (1965) が作成した Self-Rating Depression Scale を福田・小林 (1973) が日本語に翻訳し、全 20 項目からなる。回答は 1(ないかたまたま)–4(ほとんどいつも) の 4 件法で求めた。本尺度の使用にあたり、株式会社三京房より使用許可を得た。

6. ストレスの測定には、知覚されたストレス尺度 (Perceived Stress Scale) 日本語版 (PSS) を用いた。Cohen et al. (1983) が作成した Perceived Stress Scale を鷲見 (2006) が日本語に翻訳した。本研究では 14 項目版を使用した。回答は 0(まったくなかった)–4(いつもあった) の 5 件法で求めた。

7. 感情制御の難しさの測定には、日本語版感情制御困難性尺度 (J-DERS) を用いた。Gratz & Roemer (2004) が作成した Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) を山田・杉江 (2013) が日本語に翻訳し、原版の 6 因子 36 項目から推定値の低い項目を削除し 4 因子 16 項目からなる J-DERS を作成した。J-DERS は「感情受容困難」、「行動統制困難」、「感情制御方略の少なさ」、「感情自覚困難」の 4 つの下位因子からなる。回答は 1(ほとんどない)–5(いつも) の 5 件法で求めた。

8. 注意制御の測定には、能動的注意制御尺度 (VACS) を用いた。今井他 (2015) により作成され、全 18 項目からなる。能動的注意制御機能における 3 つの方向性を測定しており、「選択的注意」、「転換的注意」、「分割的注意」の 3 因子からなる。回答は 1(全くあてはまらない)–6(非常にあてはまる) の 6 件法で求めた。本尺度の使用にあたり、尺度の作成者より使用許可を得た。

手続き 質問紙回答フォームはグーグルフォームを用いて作成した。参加者の募集は、大学の情報掲示サイトとオンライン実験参加者登録システム (ソナシステム) 上で行った。質問紙への回答は個別に行われ、質問紙は上記の尺度の順で呈示した。また、STAI-T、SDS は既定の尺度項目順で呈示し、HSPS-J19、AQ-J-10、FFMQ、PSS、J-DERS の尺度項目と VACS の下位尺度項目はランダムに呈示した。すべての質問紙に回答した参加者に対し、謝金として 200 円を支払った。

倫理的配慮 本研究は、広島大学大学院人間社会科学科の倫理委員会の承認を得て実施した。

結果¹

データ除外に関して 得られた 182 件の回答のうち、所属大学が異なる参加者のデータを 1 件、DQS 項目²に違反しているデータを 3 件除外し、分析対象のデータは 178 件となった。

¹ 分析には HAD ver.17.206 (清水, 2016) を用い、有意水準は 5% に定めた。

² 本研究では、SDS の項目の中に「これは確認の質問です。『3: かなりのあいだ』を選んで次の質問に進んでください。」という DQS 項目を追加した。

各尺度の平均値および標準偏差と α 係数 尺度の信頼性を検討するために、各尺度についてクロンバックの α 係数を算出した。本研究における信頼性係数および先行研究の値との比較から、本研究の尺度の信頼性には問題がないと判断した。AQ-J-10 については、本研究では先行研究により定められたカットオフ値を用い、本研究における AQ-J-10 の α 係数は $\alpha = .579$ であった。参加者ごとに算出した各尺度得点の平均値および α 係数を Table 1 に示す。

SPS と各尺度得点の関連 HSPS-J19 得点と STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点, FFMQ 得点, J-DERS 得点, VACS 得点について行った相関分析の結果を Table 2 に示す。HSPS-J19 得点と STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点との間にそれぞれ有意な正の相関関係がみられた。HSPS-J19 得点と FFMQ 得点の間に有意な負の相関関係, HSPS-J19 得点と J-DERS 得点の間に有意な正の相関関係, VACS 得点との間に有意な負の相関関係がみられた。

感情制御困難性の調整効果の検討 HSPS-J19 得点と従属変数の関係を J-DERS の下位因子が調整するかどうかを検討するために、STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点をそれぞれ従属変数とした重回帰分析を行った。各重回帰分析における説明変数は、HSPS-J19 得点と該当の J-DERS の下位因子得点およびそれらの交互作用項である。重回帰分析の結果を Table 3 に示す。

感情受容困難について、従属変数が STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点のいずれの場合も、HSPS-J19 得点と感情受容困難得点の交互作用効果は有意ではなかった。行動統制困難について、従属変数が STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点のいずれの場合も、HSPS-J19 得点と行動統制困難得点の交互作用効果は有意ではなかった。感情制御方略の少なさについて、従属変数が STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点のいずれの場合も、HSPS-J19 得点と感情制御方略の少なさ得点の交互作用効果は有意ではなかった。感情自覚困難については、SDS 得点, PSS 得点を従属変数とする場合には有意な交互作用効果がみられなかったが、STAI-T 得点を従属変数とした場合に HSPS-J19 得点と感情自覚困

Table 1
各尺度の平均値および標準偏差 (N = 178)

尺度	平均	SD	α
HSPS-J19	88.35	15.32	.838
FFMQ	115.94	16.24	.856
STAI-T	49.04	11.02	.915
SDS	43.05	9.52	.859
PSS	29.96	9.74	.869
感情受容困難	10.77	4.51	.901
行動統制困難	12.15	3.85	.832
感情制御方略の少なさ	11.16	4.31	.867
感情自覚困難	11.08	3.78	.834
選択的注意	19.34	6.71	.912
転換的注意	19.88	6.84	.928
分割的注意	17.37	7.25	.949

Table 2
HSPS-J19 得点と各尺度得点の相関分析の結果

	HSPS-J19	STAI-T	SDS	PSS	FFMQ	J-DERS
STAI-T	.501 **					
SDS	.434 **	.786 **				
PSS	.473 **	.706 **	.750 **			
FFMQ	-.431 **	-.619 **	-.567 **	-.645 **		
J-DERS	.510 **	.690 **	.622 **	.704 **	-.732 **	
VACS	-.421 **	-.493 **	-.510 **	-.575 **	.588 **	-.486 **

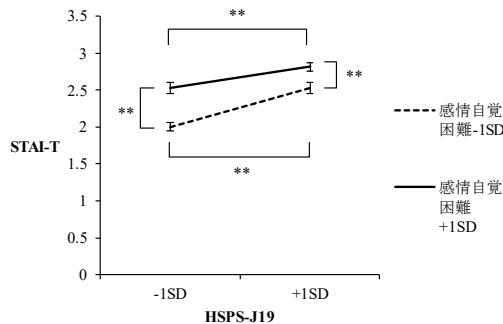
** $p < .01$, * $p < .05$

Table 3
J-DERS の下位因子ごとの重回帰分析の結果

説明変数	STAI-T	SDS	PSS
	β	β	β
感情受容困難			
HSPS-J19	.275 **	.253 **	.240 **
感情受容困難	.470 **	.379 **	.487 **
HSPS-J19 × 感情受容困難	-.005	.024	.022
R^2	.421 **	.299 **	.406 **
行動統制困難			
HSPS-J19	.316 **	.258 **	.248 **
行動統制困難	.396 **	.386 **	.479 **
HSPS-J19 × 行動統制困難	.023	.103	.020
R^2	.373 **	.313 **	.403 **
感情制御方略の少なさ			
HSPS-J19	.256 **	.200 **	.239 **
感情制御方略の少なさ	.561 **	.531 **	.537 **
HSPS-J19 × 感情制御方略の少なさ	.009	.085	-.017
R^2	.506 **	.421 **	.458 **
感情自覚困難			
HSPS-J19	.369 **	.306 **	.327 **
感情自覚困難	.372 **	.386 **	.427 **
HSPS-J19 × 感情自覚困難	-.119 *	.010	-.057
R^2	.397 **	.320 **	.394 **

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

Figure 1
HSPS-J19得点と感情自覚困難得点を説明変数、STAI-T得点を従属変数とした重回帰分析の単純傾斜の検討の結果



注) エラーバーは標準誤差を示す。

** $p < .01$

難得点の有意な交互作用効果がみられた。そこで、HSPS-J19 得点の単純傾斜を検討したところ (Figure 1), 感情自覚困難得点の低群において有意な効果がみられ ($\beta = .328, p < .01$), 感情自覚困難得点の高群においても有意な効果がみられた ($\beta = .176, p < .01$)。

注意制御の調整効果の検討 HSPS-J19 得点と従属変数の関係を VACS の下位因子が調整するかどうかを検討するために、STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点をそれぞれ従属変数とした重回帰分析を行った。各重回帰分析における説明変数は、HSPS-J19 得点と該当の VACS の下位因子得点およびそれらの交互作用項である。重回帰分析の結果を Table 4 に示す。

選択的注意について、従属変数が STAI-T 得点, SDS 得点, PSS 得点のいずれの場合も、HSPS-J19 得点と選択的注意得点の有意な交互作用効果はみられなかった。転換的注意については、STAI-T 得点と PSS 得点を従属変数とする場合には有意な交互作用効果はみられなかったが、SDS 得点を従属変数とした場合に HSPS-J19 得点と転換的注意得点の有意な交互作用効果がみられた。そこで、HSPS-J19 得点の単純傾斜を検討したところ (Figure 2), 転換的注意得点の低群において有意な効果がみられたが ($\beta = .245, p < .01$), 転換的注意得点の低群においては有意な効果がみられなかった ($\beta = .084, p = .119$)。分割的注意については、STAI-T 得点, PSS 得点を従属変数とする場合には有意な交互作用効果はみられなかったが、SDS 得点が従属変数の場合に HSPS-J19 得点と分割的注意得点の有意な交互作用効果がみられた。そこで、HSPS-J19 得点の単純傾斜を検討したところ (Figure 3), 分割的注意得点の低群において有意な効果がみられたが ($\beta = .259, p < .01$), 分割的注意得点の高群においては有意な効果がみられなかった ($\beta = .092, p = .108$)。

考察

研究 1 においては、日本人大学生・大学院生を対象として、SPS と特性不安、抑うつ、ストレス、マインドフルネス傾向、感情制御困難性、注意制御との関連を検討した。さらに、SPS と特性不安、抑うつ、ストレスの関連における感情制御困難性と注意制御の調整効果についても検討した。

SPS と各尺度得点の関連 相関分析の結果、SPS と特性不安、抑うつ、ストレスとの間に有意な

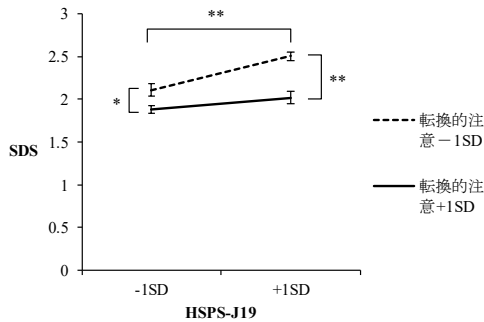
Table 4
VACSの下位因子ごとの重回帰分析の結果

説明変数	STAI-T	SDS	PSS
	β	β	β
選択的注意			
HSPS-J19	.406 **	.338 **	.344 **
選択的注意	-.260 **	-.306 **	-.358 **
HSPS-J19 × 選択的注意	.006	-.126	-.010
R^2	.310 **	.293 **	.336 **
転換的注意			
HSPS-J19	.369 **	.279 **	.297 **
転換的注意	-.326 **	-.373 **	-.435 **
HSPS-J19 × 転換的注意	-.059	-.144 *	-.073
R^2	.346 **	.331 **	.391 **
分割的注意			
HSPS-J19	.383 **	.298 **	.320 **
分割的注意	-.305 **	-.343 **	-.394 **
HSPS-J19 × 分割的注意	-.069	-.143 *	-.091
R^2	.332 **	.302 **	.360 **

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

Figure 2

HSPS-J19得点と転換的注意得点を説明変数, SDS得点を従属変数とした重回帰分析の単純傾斜の検討の結果

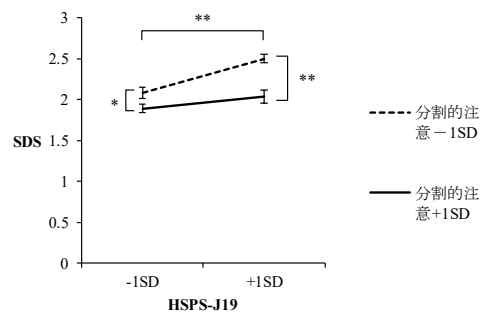


注) エラーバーは標準誤差を示す。

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

Figure 3

HSPS-J19得点, 分割的注意得点を説明変数, SDS得点を従属変数とした重回帰分析の単純傾斜の検討の結果



注) エラーバーは標準誤差を示す。

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

正の相関, マインドフルネス傾向との間に有意な負の相関, 感情制御困難性との間に有意な正の相関, 注意制御との間に有意な負の相関がみられた。以上より, SPS の高い人ほど特性不安, 抑うつ, ストレスが高く, マインドフルネス傾向が低く, 感情制御と能動的な注意制御が難しい傾向にあることが示された。これらの結果から, 仮説 1 は支持された。

SPS の高い人は感受性にかかわる遺伝子を複数持つことで, 中枢神経系を中心とする神経生理的な反応性が高まりやすい (飯村, 2022)。また, 日本人大学生において, SPS が高い人ほど最近 1 週間の出来事に応じて, 精神的健康が変化しやすい傾向がある (Iimura, 2021)。このように, SPS が高い人は刺激や環境に反応しやすいため, 心理的症状が生じる傾向にあると考えられる。SPS の高い人の注意制御の低さに関しては, 刺激に注意が向いてしまうために刺激への反応性が高まると考えられる。また, SPS の高い人の感情制御の難しさには, SPS の高い成人ほどネガティブ感情を感じやすい (Lionetti et al., 2019) ことや, マインドフルネス傾向の低さも影響して, ネガティブ感情を感じた際にとらわれやすく, 感情のコントロールが難しいのではないかと考えられる。

感情制御・注意制御の調整効果 重回帰分析の結果, 感情制御に関しては, 特性不安を従属変数とした場合に SPS と感情自覚困難得点の交互作用効果が有意であり, 感情自覚困難が高い人において, SPS の高さは特性不安を高めることが示された。注意制御に関しては, 抑うつを従属変数とした場合に, SPS と転換的注意得点および分割的注意得点の交互作用効果が有意であり, 転換的注意得点および分割的注意得点が低い人において, SPS の高さは抑うつの得点を高めることが示された。これらの結果から仮説 2 は一部支持された。SPS が高い人はネガティブな刺激や環境から影響を受けやすく (飯村, 2022), ネガティブな感情を感じやすいが (Lionetti et al., 2019), そのような自分の感情に気づくことが難しく, 感情に自分で対処できないことにより, 不安が高まりやすいと考えられる。転換的注意や分割的注意の難しさは, ある物事から別の物事に注意を切り替えることや, 複数の物事に同時に注意を向けることが難しいことに現れる。SPS の高い人はネガティブな刺激を受けた際に, 生じてくるネガティブな思考から注意を切り替えて他のことを考えることが難しいと考えられる。そのため, 自動的に浮かんだネガティブな思考を反芻しやすく, 抑うつが高まりやすい

のではないかと考えられる。

加えて本研究では、SPS の高低に関わらず、感情自覚困難得点の高さが特性不安の得点を高め、転換的注意および分割的注意の低さが抑うつ得点を高めることも示された。このことから、一般的に感情の自覚を促すことは特性不安の低減に、注意制御を高めることは抑うつの低減において有効であると考えられる。ただし、本研究の結果では、SPS が高い人の方が低い人よりも、特性不安に対して感情自覚の程度が及ぼす影響が大きく、抑うつに対して注意制御が及ぼす影響が大きいことが示された。SPS という気質の変容は難しいことを踏まえると、SPS の高い人にとって感情の自覚を促し注意制御を高めることは、心理的症狀を軽減させるために有効であると考えられる。

研究 2

目的

研究 1 の結果から、SPS の高い人の心理的症狀の低減に対して感情制御や注意制御を高めることが有効であることが示唆された。そこで研究 2 では、SPS の高い人を対象に MBSR による介入を行い、特性不安、抑うつ、ストレス、マインドフルネス傾向、感情制御、注意制御における介入の効果および効果の持続性を検討する。

仮説 仮説 3 として、プレテストとポストテストの得点を比較し、特性不安、抑うつ、ストレスの得点が減少すると予測する。また仮説 4 として、FFMQ 得点、VACS 得点が増加し、J-DERS 得点が減少すると予測する。さらに仮説 5 として、ポストテストとフォローアップテストの得点を比較し、介入終了から 4 週間経過後も介入の効果が持続すると予測する。

方法

参加者 日本人大学生・大学院生が参加した。介入群には 18—24 歳 ($M = 20.7, SD = 1.92$) の 12 名 (男性 2 名, 女性 10 名), 統制群には 18—30 歳 ($M = 21.2, SD = 3.11$) の 13 名 (男性 2 名, 女性 11 名) が参加した。参加者募集については、研究 1 実施時に研究 2 の参加者募集を同時に行った。

尺度 研究 1 と同じ尺度を使用し、FFMQ, STAI-T, SDS, PSS, J-DERS, VACS を用いた。

参加者の選定 本研究では介入群、統制群ともに SPS の高い人を対象とするため、研究 1 のデータから HSPS-J19 得点の平均値を算出し ($M = 4.65$), 平均値 + $0.5SD$ (5.05 点) を高 SPS の基準値とした。介入群については、研究 2 への参加を希望した研究 1 の参加者のうち、HSPS-J19 得点が 5.05 点以上かつ AQ-J-10 得点が 7 点未満である人を抽出した。統制群については、研究 1 の参加者で研究 2 への参加は希望していない人のうち、HSPS-J19 得点が 5.05 点以上かつ AQ-J-10 得点が 7 点未満である人を抽出した。この際、介入群と統制群で HSPS-J19 得点の平均値が等しくなるように抽出した。両群ともに、研究実施者が個別に連絡を行い、研究参加に同意した人を参加者とした。

手続き 介入群の参加者は、2022 年 10 月から 12 月に週 1 回のセッションに 8 回参加し、セッションは個別または複数人で行った。8 週連続の実施を基本としたが、3 名の参加者については参加者の都合に合わせてセッションの間隔を 1—2 週間調整して実施した。質問紙にはプレテスト (以下

T1 とする), ポストテスト (以下 T2 とする), フォローアップテスト (以下 T3 とする) の 3 回回答した。T1 はセッション初回の最初, T2 は 8 回目のセッション終了から 1 週間経過した後, T3 はポストテストから 4 週間が経過した後に実施し, T1 は対面で, T2 と T3 はオンライン上で実施した。統制群の参加者は, 介入群と同時期に個別にオンライン上で質問紙に回答した。両群とも, 尺度は研究 1 と同じ順で呈示し, STAI-T, SDS については既定の尺度項目順, FFMQ, PSS, J-DERS の尺度項目と VACS の下位尺度項目はランダムに呈示した。謝金として, 介入群は全セッションに参加した者に 2000 円, 統制群は T1 と T2 の 2 回質問紙へ回答した者に対し 500 円を支払った。

介入プログラム 介入群に実施した介入プログラムおよびホームワークの内容を Table 5 に示す。ワークは, MBSR のプログラムからレーズンワーク, 呼吸法, ボディスキャン瞑想, 静座瞑想, ヨガを各セッションにおいて実施した。ワークを実施する際は研究実施者がスクリプトを読み上げたり, 参加者と共に体を動かしながら行った。1 セッションは約 1 時間であり, ホームワークの振り返り, ワークの説明と実施, ワークの感想の記入, 次回ホームワークの説明という流れで構成した。ワークの実施時間は, 呼吸法は約 5 分間, 静座瞑想は約 15 分間, ボディスキャン瞑想・ヨガは約 20 分間であった。ワーク実施後に毎回感想を自由記述で求め, 8 回目の介入の振り返りでは, 参加者の感想を IC レコーダーを用いて録音した。ホームワークについては, 1 週間のうち介入以外の日に実施するように求め, ワークの感想を自由記述で求めた。参加者には瞑想ガイド音源を配布し, ガイド音源を使用するワークにかかる時間は, 5 分から 15 分程度であった³。ヨガについてはポーズをまとめた資料を作成し, 参加者に配布した。ヨガ, 瞑想については, YouTube の動画を観てホームワークを行うことも許可した。

マインドフルネスに関する心理教育では, マインドフルネス瞑想法の基本的な態度 (「自分で評価をくれないこと」, 「忍耐強いこと」, 「初心を忘れないこと」, 「自分を信じること」, 「むやみに努力しないこと」, 「受け入れること」, 「とらわれないこと」), マインドフルネスの前提となる考え方 (「いまここ」, 「とらわれない」, 「あるがまま」), マインドフルネスの効果について説明を行った。HSP に関する心理教育では, HSP はネガティブ・ポジティブ両方の環境から影響を受けやすい

Table 5

介入プログラムとホームワークの内容

セッション	プログラム内容	ホームワーク
1回目	マインドフルネスの心理教育, レーズンワーク	食べる瞑想, ふだんの瞑想トレーニング
2回目	HSPの心理教育, 呼吸法	呼吸法
3回目	ボディスキャン瞑想	呼吸法, ボディスキャン瞑想
4回目	ヨガ (臥位)	ボディスキャン瞑想, ヨガ (臥位)
5回目	静座瞑想	ヨガ (臥位), 静座瞑想
6回目	ヨガ (立位)	静座瞑想, ヨガ (立位)
7回目	ボディスキャン瞑想, ヨガ (臥位)	各参加者が好きなワークに取り組む
8回目	静座瞑想またはヨガ (立位), 介入の振り返り	各参加者が好きなワークに取り組む

³ インターネット上で公開されている瞑想ガイド音源を使用した。使用にあたり, サイトの作成者に対し音源の使用許可を得た。ホームワークで用いた瞑想ガイド音源のサイトを以下に示す。

1. 池埜聡ホームページ マインドフルネス瞑想ガイド

(<https://sites.google.com/site/mindfulnesssatoshikenohp/home>)

2. マインドフルネス心理臨床センター ガイド瞑想 (<https://mindfultherapy.jp/guidedmeditation>)

ことを伝え、さらに SPS について、SPS が高い人にみられる 4 つの特徴についても説明を行った。

MBSR に関する書籍を参考に、スクリプト、心理教育やワークの説明時に用いたスライドを作成した。マインドフルネス心理教育、ワークの説明、スクリプトに関しては、(1) Full Catastrophe Living (Kabat-Zinn, 1990 春木訳 2007), (2) Guided Mindfulness Meditation: A Complete Mindfulness Meditation Program (Kabat-Zinn, 2002 春木・菅村訳 2013), (3) A Mindfulness-Based Stress Reduction Workbook (Stahl & Goldstein, 2010 家接訳 2013) を用いた。HSP の心理教育に関しては、(1) The Highly Sensitive Person (Aron, 1996 富田訳 2008), (2) The Highly Sensitive Child (Aron, 2002 明橋訳 2015) を用いた。

倫理的配慮 本研究は、広島大学大学院人間社会科学研究所の倫理委員会の承認を得て実施した。

結果⁴

データ除外に関して 介入群、統制群のローデータを観察したところ、得点に極端な傾向がある参加者はみられなかったため、全参加者のデータを分析に用いた。

尺度の信頼性の検討と得点化 研究 1 において算出した各尺度の信頼性係数の値から、各尺度の信頼性は確認されたと判断し、参加者ごとに各尺度得点および各下位尺度得点の算出を行った。各尺度得点について、群および時点ごとの平均値と標準偏差を Table 6 に示す。

2 群の得点の事前比較 本研究では参加者が介入研究への参加を希望している場合に介入群に割り当てられ、2 群への参加者の割り当てがランダムではないため、参加者の特徴を検討するために 2 群の介入前の得点の比較を行った。HSPS-J19 得点について、研究 1 の得点を用いて対応のない *t* 検定を行ったところ、群間に有意な差はみられなかった ($t(23) = -0.02, p = .984, d = -0.01$)。他の変数について、T1 において対応のない *t* 検定を行ったところ、FFMQ 得点、STAI-T 得点、SDS 得点、PSS 得点、行動統制困難得点、選択的注意得点、転換的注意得点、分割的注意得点は群間に有意な差がみられた (FFMQ: $t(23) = -2.22, p < .05, d = -0.86$; STAI-T: $t(23) = 2.64, p < .05, d = 1.02$; SDS: $t(23) = 2.22, p < .05, d = 0.86$; PSS: $t(23) = 2.12, p < .05, d = 0.82$; 行動統制困難: $t(23) = 2.37, p < .05, d = 0.92$; 選択的注意: $t(23) = -2.25, p < .05, d = -0.87$; 転換的注意: $t(23) = -2.60, p < .05, d = -1.01$; 分割的注意:

Table 6
3時点における群ごとの各尺度得点の平均値および標準偏差

尺度	プレテスト				ポストテスト				フォローアップテスト			
	介入群		統制群		介入群		統制群		介入群		統制群	
	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD
FFMQ	101.75	20.95	117.85	15.14	119.40	20.10	119.91	11.13	118.22	24.19	116.78	11.28
STAI-T	60.92	8.91	50.38	10.86	49.90	12.05	50.09	12.79	53.00	12.21	45.44	10.09
SDS	50.42	10.48	42.15	8.06	45.20	12.71	40.00	9.53	47.33	10.95	40.56	7.14
PSS	37.75	10.26	29.15	10.01	28.10	9.96	32.45	8.25	27.44	9.57	30.44	5.83
感情受容困難	13.92	3.90	13.00	3.44	10.00	5.50	12.82	4.31	11.11	5.37	11.56	2.19
行動統制困難	16.17	3.66	13.31	2.25	12.50	4.03	13.27	3.44	13.11	4.78	11.78	3.31
感情制御方略の少なさ	13.58	3.82	12.31	2.63	11.70	4.45	12.36	3.88	12.67	4.82	11.89	2.71
感情自覚困難	13.08	3.53	10.77	4.34	10.90	3.78	10.27	4.31	11.67	3.94	10.78	4.32
選択的注意	14.58	5.58	19.15	4.54	21.40	6.45	19.36	4.76	21.44	7.57	21.67	4.85
転換的注意	14.67	4.98	19.77	4.85	20.90	6.44	18.00	4.92	21.33	6.14	21.89	4.46
分割的注意	11.25	4.96	17.62	5.62	14.00	4.67	15.73	4.50	16.33	6.00	20.44	4.69

⁴ 分析には HAD ver.17.206 (清水, 2016) を用い、有意水準は 5% に定めた。

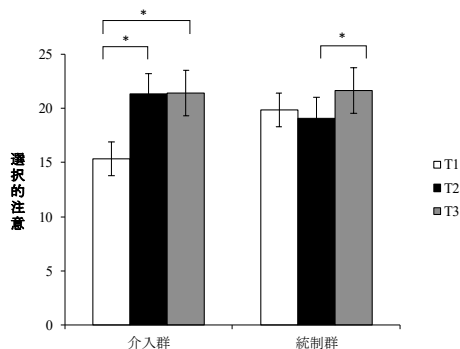
$t(23) = -2.99, p < .05, d = -1.16$ 。一方、感情受容困難得点、感情制御方略の少なさ得点、感情自覚困難得点においては、2群間に有意な差がみられなかった(感情受容困難: $t(23) = 0.63, p = .54, d = 0.24$;感情制御方略の少なさ: $t(23) = 0.98, p = .34, d = 0.38$,感情自覚困難: $t(23) = 1.46, p = .16, d = 0.56$)。

群と時期による介入の効果の検討 介入による効果および効果の持続性を検討するため、群(介入群・統制群)×時期(T1・T2・T3)の2要因混合分散分析を行った。その結果、PSS得点において、群と時期の交互作用効果は有意であった($F(2, 32) = 4.54, p < .05, \eta_p^2 = .22$)。そこで、群の単純主効果を検討したところ、介入群、統制群ともにどの時点間にも得点に有意な差はみられなかったが、介入群においてT1からT2にかけて得点が減少していた。

選択的注意得点において、群と時期の交互作用効果は有意であった($F(2, 32) = 4.13, p < .05, \eta_p^2 = .21$)。そこで、群の単純主効果を検討したところ(Figure 4)、介入群においてT1からT2にかけて得点が有意に増加し、T1からT3にかけて得点が増加していたが、T2とT3間には有意な差はみられなかった。また、統制群において、T2からT3にかけて得点が増加し、その他の時期の間には有意な差はみられなかった。転換的注意得点において、群と時期の交互作用効果は有意であった($F(2, 32) = 4.49, p < .05, \eta_p^2 = .22$)。そこで、群の単純主効果を検討したところ(Figure 5)、介入群においてT1からT2にかけて得点が増加し、T1からT3にかけて得点が増加していたが、T2とT3間には有意な差はみられなかった。また、統制群においてT2からT3にかけて得点が増加し、その他の時期の間には有意な差はみられなかった。

一方、FFMQ得点、STAI-T得点、SDS得点、感情受容困難得点、行動統制困難得点、感情制御方略の少なさ得点、感情自覚困難得点、分割的注意得点については、交互作用効果は有意ではなかった(FFMQ: $F(2, 32) = 3.46, p = .06, \eta_p^2 = .18$; STAI-T: $F(2, 32) = 2.39, p = .13, \eta_p^2 = .13$; SDS: $F(2, 32) = 0.34, p = .67, \eta_p^2 = .02$; 感情受容困難: $F(2, 32) = 1.70, p = .20, \eta_p^2 = .10$; 行動統制困難: $F(2, 32) = 1.11, p = .34, \eta_p^2 = .07$; 感情制御方略の少なさ: $F(2, 32) = 0.12, p = .86, \eta_p^2 = .01$; 感情自覚困難: $F(2, 32) = 0.42, p = .64, \eta_p^2 = .03$; 分割的注意: $F(2, 32) = 0.44, p = .63, \eta_p^2 = .03$)。交互作用効果は有意ではなかったものの、介入プログラムの効果について検討するために各群において時期(T1・T2・T3)を独立変数とする1要因分散分析を行った。

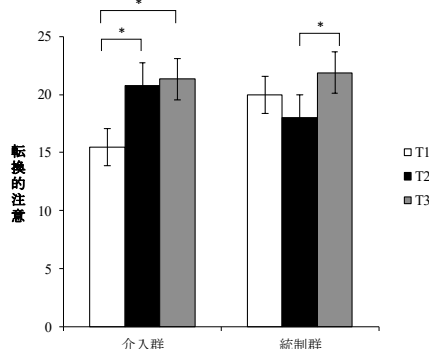
Figure 4
選択的注意得点における2要因分散分析の単純主効果の結果



注) エラーバーは標準誤差を示す。

* $p < .05$

Figure 5
転換的注意得点における2要因分散分析の単純主効果の結果



注) エラーバーは標準誤差を示す。

* $p < .05$

介入群における3時点の得点の変化 介入群において分散分析を行ったところ、STAI-T得点、感情受容困難得点、行動統制困難得点について時期の主効果が有意であった (STAI-T: $F(2, 16) = 6.67, p < .05, \eta_p^2 = .46$; 感情受容困難: $F(2, 16) = 3.68, p < .05, \eta_p^2 = .32$; 行動統制困難: $F(2, 16) = 6.71, p < .05, \eta_p^2 = .46$)。そこで、Holm法による多重比較を行ったところ、STAI-T得点、感情受容困難得点において、すべての時期の間に有意な差はみられなかった。行動統制困難得点においては、T1からT2にかけて得点の有意な減少がみられ ($p < .05$)、T1とT3間、T2とT3間には有意な差がみられなかった。一方、FFMQ得点、SDS得点、感情制御方略の少なさ得点、感情自覚困難得点、分割的注意得点の3時点間に有意な差はみられなかった (FFMQ: $F(2, 16) = 3.33, p = .088, \eta_p^2 = .29$; SDS: $F(2, 16) = 1.24, p = .317, \eta_p^2 = .13$; 感情制御方略の少なさ: $F(2, 16) = 0.92, p = .397, \eta_p^2 = .10$; 感情自覚困難: $F(2, 16) = 1.08, p = .359, \eta_p^2 = .12$; 分割的注意: $F(2, 16) = 1.60, p = .238, \eta_p^2 = .17$)。

統制群における3時点の得点の変化 統制群においても同様に分散分析を行ったところ、分割的注意得点について時期の主効果が有意であった ($F(2, 16) = 4.12, p < .05, \eta_p^2 = .34$)。そこで、Holm法による多重比較を行ったところ、すべての時期の間に有意な差はみられなかった。一方、FFMQ得点、STAI-T得点、SDS得点、感情受容困難得点、行動統制困難得点、感情制御方略の少なさ得点、感情自覚困難得点の3時点間に有意な差はみられなかった (FFMQ: $F(2, 16) = 0.85, p = .409, \eta_p^2 = .10$; STAI-T: $F(2, 16) = 0.40, p = .584, \eta_p^2 = .05$; SDS: $F(2, 16) = 0.97, p = .358, \eta_p^2 = .11$; 感情受容困難: $F(2, 16) = 0.14, p = .848, \eta_p^2 = .02$; 行動統制困難: $F(2, 16) = 1.69, p = .219, \eta_p^2 = .17$; 感情制御方略の少なさ: $F(2, 16) = 0.42, p = .658, \eta_p^2 = .05$; 感情自覚困難: $F(2, 16) = 0.57, p = .562, \eta_p^2 = .07$)。

介入による気づきや変化について セッション8回目の全体の振り返りにおける参加者の語り内容をカテゴリー化し、まとめたものを Table 7 に示す。マインドフルネスに関する感想として、冷静に自分や周囲の環境を観察できる客観的な視点の獲得、考え事をする時間の減少、感情の自覚ができる感覚や感情をコントロールしている感覚、ストレス対処ができるようになった感覚、睡眠習慣が改善したことなどが語られた。HSPに関する感想としては、HSPの心理教育から得たポジティブな気づきや、マインドフルネス介入により繊細な気質は変化しなかったことが語られた。

Table 7

全体の振り返りに関して語られた気づきや変化

カテゴリー	具体例
マインドフルネス	客観視
	<ul style="list-style-type: none"> ・いったん落ち着いて考えられるようになった。 ・自分はこう考えてるな、相手はこう考えてるなって一回整理して、冷静に見る。
	考えごとの時間の減少
	<ul style="list-style-type: none"> ・ずっと考えごととしていたのが、自分自身で止められるようになった。 ・自分一人で考えて悩みまくる時間が減った。
	感情の自覚
	<ul style="list-style-type: none"> ・今自分不安だなんていうことをちゃんと自分で自覚できるようになった。 ・今まで自分の気持ちがわからないことが多かったが、気持ちの原因がわかるようになって、自分で対策がとれるようになってきた。
	感情・自己のコントロール感
	<ul style="list-style-type: none"> ・呼吸法とかで嫌だった気持ちを整える。 ・自分で自分をコントロールしている感じがある。
	ストレスへの対処
	<ul style="list-style-type: none"> ・ストレスの感じ方は変わらないが、軽減できるようになった。 ・最近いっぱい食べるとかストレスを感じた時の行動がなくなってきた。
	睡眠習慣の変化
	<ul style="list-style-type: none"> ・寝つきがよくなった。 ・しっかり眠れる。
HSP	HSPの心理教育から得た気づき
	<ul style="list-style-type: none"> ・感性が自分は鋭いって思ったらたしかにそれはメリット。 ・私はこういう感性を持っているからもっと豊かになれる。
	繊細な気質の変化
	<ul style="list-style-type: none"> ・繊細さは変わらないと思う。 ・繊細さ、HSPに対して捉え方が変わったっていうのはあんまりない。

考察

研究 2 においては、SPS の高い人を対象に MBSR による介入を行い、特性不安、抑うつ、ストレス、マインドフルネス傾向、感情制御、注意制御における介入の効果と効果の持続性を検討した。

2 群の特徴について t 検定の結果、HSPS-J19 得点、感情受容困難得点、感情制御方略の少なさ得点、感情自覚困難得点においては 2 群間の T1 得点に有意差はみられなかったが、その他の尺度においては有意な差がみられた。このことから 2 群は等価ではなく、介入群の特性不安、抑うつ、ストレスの得点が高く、動揺した時に行動をコントロールすることが難しく、注意制御が難しいという特徴が示された。これには介入群は自ら介入への参加を希望した者であったのに対し、統制群は高 SPS であるものの、介入への参加希望がなかった者で構成されているという点が影響した可能性があり、介入群の参加者は普段から困り感が強く心理的症狀の得点などが高かったと考えられる。

介入の効果 介入の効果を検討するために、群×時期の 2 要因分散分析と各群における 1 要因分散分析を行った。ストレスは群と時期の交互作用効果が有意であり、単純主効果を検討したところ、介入群の T1 から T2 にかけて得点の減少がみられた。特性不安は、介入群において 3 時点の得点に有意な差がみられ、多重比較の結果、時点間に有意差はなかったが T1 から T2 にかけて得点が減少していた。一方、抑うつは介入群の 3 時点間に有意な差はみられなかった。以上より、介入の結果特性不安とストレスの得点は減少したが、抑うつの得点は変化しなかったことが示され、仮説 3 は一部支持された。

注意制御の選択的注意および転換的注意に関しては、群と時期の交互作用効果が有意であった。単純主効果を検討したところ、介入群の T1 から T2 にかけて得点の有意な増加がみられた。一方、分割的注意は介入群の 3 時点間に有意な差はみられなかった。感情制御困難性の感情受容困難と行動統制困難に関しては、介入群において 3 時点間に有意な差がみられた。多重比較の結果、感情受容困難は時点間に有意差はなかったが T1 から T2 にかけて得点が減少し、行動統制困難は T1 から T2 にかけて得点が増加した。一方、感情制御方略の少なさと感情自覚困難に関しては、介入群において 3 時点間に有意な差はみられなかった。また、マインドフルネス傾向は介入群の 3 時点間に有意な差はみられなかった。以上より、介入の結果選択的注意と転換的注意の得点が増加し、行動統制困難と感情受容困難の得点は減少したが、マインドフルネス傾向の得点は変化しなかったことが示され、仮説 4 は一部支持された。

本研究では群の割り当てが参加者の希望に依存し、無作為割り当てではないことを踏まえると、厳密には介入の効果がみられたと主張できないが、上記の結果が得られた理由を以下のように考察する。介入を通して、瞑想の間呼吸に注意を向け続けることや、注意が呼吸から逸れたことに気づき、また呼吸へ注意を戻すことを意識的に繰り返し行なったことが影響し、選択的注意や転換的注意が高まったと考えられる。これにより、頭の中に生じる思考から注意を切り替えて呼吸に集中するスキルを獲得したことで、ネガティブな思考から距離をとれるようになり、不安感やストレスが低減したと考えられる。また、思考から距離をとり、自分自身や周りの状況を客観視できるようになったことで、動揺した際の行動統制の難しさや、動揺した自分に怒りや不快感を向けてしまうよう

な感情制御の困難さが低下したと考えられる。

一方、抑うつの得点は低減せず、注意制御に焦点を当てた介入では抑うつに特有のネガティブな認知を変容させることが難しかったと考えられる。本研究の介入群参加者の T1 の SDS 得点の平均は 50 点台 (中程度の抑うつ状態) であり、日常的に抑うつ状態にあったことが窺える。認知の変容には、自身の不適応的な認知や自動思考に気づくことが必要であるため、SPS の高い人の抑うつの低減には MBCT など認知に焦点を当てた介入が適している可能性がある。また、介入によりマインドフルネス傾向に変化は認められなかった。介入の感想において参加者からは、日常生活でストレスを感じた時にマインドフルネスの技法を用いるという考えに至らなかったという語りが得られており、介入で体験したマインドフルネスの基本的な態度を日常生活において汎化させることが難しかった可能性が考えられる。

効果の持続性 2 要因分散分析や各群の 1 要因分散分析の結果、介入群において、介入の効果がみられた変数において T2 から T3 にかけて得点は変化しなかったことから、介入の効果が 4 週間持続したことが示され、仮説 5 は一部支持された。介入後 4 週間という短期間では、介入により高まった注意制御力などが低下せず持続したと考えられる。

主観的な効果について 全体の振り返りで語られた主観的な効果について考察する。睡眠習慣の変化には、腹式呼吸によるリラクゼーション効果が関係すると考えられる。藤後他 (2021) は、看護学生を対象としてマインドフルネス呼吸法の効果を生理学的観点から検討し、マインドフルネス呼吸法の実施により脳波における α 波含有率が高まり、リラクゼーション効果が示された。本研究では、ホームワークを就寝前に行う参加者も多く、腹式呼吸により心身ともに落ち着き、結果的に寝つきや熟眠感などの睡眠状態が改善したと考えられる。

また、HSP の心理教育からポジティブな気づきを得た参加者も数名みられた。本研究では心理教育の中で、HSP はネガティブな環境だけでなくポジティブな環境からも影響を受けやすいことを伝えた。介入群の中には自身の繊細さに困り感を抱いていた参加者もいたが、感受性の豊かさに気づき、ネガティブな側面ばかりの「生きづらい」気質ではないという理解を深めたことがポジティブな気づきにつながったと考えられる。さらに、介入終了後に SPS という気質の変化のなさを感じた参加者は多かったが、ストレス対処や感情のコントロールなどには変化を感じており、繊細な気質を変化させることは難しくても、マインドフルネスなどのストレス対処法を身につけることにより、「生きづらさ」に対処することができると感じられたと考えられる。このように、心理教育により正しい知識を身につけることや、マインドフルネスなどのストレス対処方法を獲得することが、SPS の高い人への支援において重要であると考えられる。

総合考察

本研究では、SPS の高い人の特性不安、抑うつ、ストレスの低減を目的として MBSR による介入を行い、心理的症狀の低減に影響を及ぼす要因として感情制御や注意制御の観点から介入の効果を検討した。研究 1 では、SPS と特性不安の関連において感情の自覚の難しさが、SPS と抑うつの関

連において転換的注意および分割的注意能力の低さが調整効果をもつことが示された。研究 2 では、SPS の高い人を対象に MBSR による介入を行った結果、統制群と比較し、介入群において選択的注意および転換的注意能力が向上するという効果が示された。本研究の結果から、SPS の高い人に関連する心理的症状に対して、マインドフルネスが一定の効果をもつ可能性が示唆された。

本研究では、MBSR を行うことで注意制御能力に加え感情制御能力も向上すると予測していたが、結果として感情制御能力は有意に向上しなかった。参加者の中には、自分の感情に気づくことができるようになったという感想を述べた者もいたが、漠然とした体感に留まり、感情が生じる原因や感情への対処方法については理解が深まっていないと考えられる。また、マインドフルネスの作用機序は、柔軟な注意コントロールという土台の上に距離をおくスキルが獲得され、それにより自身の思考や感情を客観的に捉えられることで感情をコントロールできるというプロセスで理解される。これを踏まえると、本研究の介入では注意制御能力が向上し客観的な視点が獲得されたが、認知や感情の側面は変容させることができなかったと考えられる。そのため、今後の研究においては、認知や感情に特化した介入も含めることで、SPS の高い人の心理的症状の低減により効果が期待できるのではないかと考えられる。

限界点と今後の展望 本研究の限界点について述べる。第一に、研究 2 において介入群と統制群が不等価であったことが挙げられる。介入群には介入参加希望者が参加し、介入群のマインドフルネスへの興味関心や困り感の改善に対する意欲が高かった可能性がある。そのため、本研究の結果の一般化には注意が必要である。今後は、待機群を用意するなど等価な 2 群において介入の効果を検討する必要がある。第二に、研究 2 のサンプルサイズが小さいため、介入の効果の検討に限界があったことが挙げられる。今後はサンプルを増やし、より長期的に追跡することで、SPS の高い人の心理的症状に注意制御や感情制御が及ぼす影響についてさらに検討を行う必要がある。

引用文献

- Acevedo, B., Aron, E., Pospos, S., & Jessen, D. (2018). The functional highly sensitive brain: a review of the brain circuits underlying sensory processing sensitivity and seemingly related disorders. *Philosophical Transactions, The Royal Society. B* 373: 20170161. <https://doi.org/10.1098/rstb.2017.0161>
- Amemiya, R., Takahashi, G., Rakwal, R., Kahata, M., Isono, K., & Sakairi, Y. (2020). Effects of yoga in a physical education course on attention control and mental health among graduate students with high sensory processing sensitivity. *Cogent Psychology*, 7, 1–13. <https://doi.org/10.1080/23311908.2020.1778895>
- Aron, E. N. (1996). *The highly sensitive person*. Broadway.
(アーロン, E. N. 富田 香里 (訳) (2008). ささいなことにもすぐに「動揺」してしまうあなたへ SB 文庫)
- Aron, E. N. (1999). *The highly sensitive person: how to thrive when the world overwhelms you*. Thorsons.
- Aron, E. N. (2002). *The highly sensitive child*. USA: Broadway Book Thorsons.
(アーロン, E. N. 明橋 大二 (訳) (2015). ひといちばい敏感な子 (pp.423-439) 1 万年堂出版)
- Aron, E. N., & Aron, A. (1997). Sensory-processing sensitivity and its relation to introversion and emotionality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73 (2), 345–368. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.73.2.345>
- Bakker, K., & Moulding, R. (2012). Sensory-processing sensitivity, dispositional mindfulness and negative psychological symptoms. *Personality and Individual Difference*, 53, 341–346. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.04.006>
- 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. <https://doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J., & Clubley, E. (2001). The autism-spectrum quotient (AQ): evidence from asperger syndrome / high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 31 (1), 5–17. <https://doi.org/10.1023/A:1005653411471>
- Benham, G. (2006). The highly sensitive person: stress and physical symptom reports. *Personality and Individual Difference*, 40, 1433–1440. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.11.021>
- Brindle, K., Moulding, R., Bakker, K., & Nedeljkovic, M. (2015). Is the relationship between sensory-processing sensitivity and negative affect mediated by emotional regulation? *Australian Journal of Psychology*, 67, 214–221. <https://doi.org/10.1111/ajpy.12084>
- Cohen, S., Kamarack, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health*

- and Social Behavior*, 24, 385–396. <https://doi.org/10.2307/2136404>
- 福田 一彦・小林 重雄 (1973). 自己評価式抑うつ性尺度の研究 精神神経学雑誌, 75 (10), 673–679.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26, 41–54. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Greven, C. U., Lionetti, F., Booth, C., Aron, E. N., Fox, E., Schendan, H. E., Pluess, M., Bruining, H., Acevedo, B., Bijtbeier, P., & Homberg, J. (2019). Sensory processing sensitivity in the context of environmental sensitivity: a critical review and development of research agenda. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 98, 287–305. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.01.009>
- 肥田野 直・福原 真知子・岩脇 三良・曾我 祥子・Spielberger, C. D. (2000). 新版 STAI マニュアル 実務教育出版
- Holzel, B. K., Ott, U., Hempel, H., Hackl, A., Wolf, K., Stark, R., & Vaitl, D. (2007). Differential engagement of anterior cingulate and adjacent medial frontal cortex in adept meditators and non-meditators. *Neuroscience Letters*, 421, 16–21. <https://doi.org/10.1016/j.neulet.2007.04.074>
- Iimura, S. (2021). Highly sensitive adolescents: the relationship between weekly life events and weekly socioemotional well-being. *British Journal of Psychology*, 112, 1103–1129. <https://doi.org/10.1111/bjop.12505>
- 飯村 周平 (2022). HSP の心理学——科学的根拠から理解する「繊細さ」と「生きづらさ」—— 金子書房
- 今井 正司・熊野 宏昭・今井 千鶴子・根建 金男 (2015). 能動的注意制御における主観的側面と抑うつ及び不安との関連 認知療法研究, 8, 85–95.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain and illness*. Delacorte.
- (カバットジン, J. 春木 豊 (訳) (2007). マインドフルネスストレス低減法 北大路書房)
- Kabat-Zinn, J. (2002). *Guided mindfulness meditation: a complete mindfulness meditation program*. Sounds True, Inc.
- (カバットジン, J. 春木 豊・菅村 玄二 (編訳) (2013). 4 枚組の CD で実践するマインドフルネス瞑想ガイド 北大路書房)
- 栗田 広・長田 洋和・小山 智典・金井 智恵子・宮本 有紀・志水 かおる (2004). 自閉症スペクトル指数日本版 (AQ-J) のアスペルガー障害に対するカットオフ 臨床精神医学, 33 (2), 209–214.
- Kurita, H., Koyama, T., & Osada, H. (2005). Autism-spectrum quotient: Japanese version and its short forms for screening normally intelligent persons with pervasive developmental disorders. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 59, 490–496. <https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.2005.01403.x>

- Lionetti, F., Aron, A., Aron, E. N., Burns, G. L., Jagiellowicz, J., & Pluess, M. (2018). Dandelions, tulips and orchids: evidence for the existence of low-sensitive, medium-sensitive and high-sensitive individuals. *Translational Psychiatry*, *8* (24), 1–11. <https://doi.org/10.1038/s41398-017-0090-6>
- Lionetti, F., Pastore, M., Moscardino, U., Nocentini, A., Pluess, K., & Pluess, M. (2019). Sensory processing sensitivity and its association with personality traits and affect: a meta-analysis. *Journal of Research in Personality*, *81*, 138–152. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.05.013>
- Liss, M., Timmel, L., Baxley, K., & Killingsworth, P. (2005). Sensory processing sensitivity and its relation to parental bonding, anxiety, and depression. *Personality and Individual Differences*, *39*, 1429–1439. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.05.007>
- Liss, M., Mailloux, J., & Erchull, M. J. (2008). The relationship between sensory processing sensitivity, alexithymia, autism, depression, and anxiety. *Personality and Individual Differences*, *45*, 255–259. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.04.009>
- 松浦 隆信・亀山 晶子・坂本 真士 (2011). 過度な注意の持続と不安・抑うつとの関連——不安と抑うつの識別を考慮に入れた検討—— パーソナリティ研究, *20* (1), 32–40. <https://doi.org/10.2132/personality.20.32>
- 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.
- Smolewska, K. A., McCabe, S. B., & Woody, E. Z. (2006). A psychometric evaluation of the highly sensitive person scale: the components of sensory-processing sensitivity and their relation to the BIS/BAS and “big five”. *Personality and Individual Differences*, *40*, 1269–1279. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.09.022>
- Soons, I., Brouwers, A., & Tomic, W. (2010). An experimental study of the psychological impact of a mindfulness-based stress reduction program on highly sensitive persons. *Europe's Journal of Psychology*, *6* (4), 148–169. <https://doi.org/10.5964/ejop.v6i4.228>
- Stahl, B. & Goldstein, E. (2010). *A mindfulness-based stress reduction workbook*. New Harbinger Publications. (スタール, B.・ゴールドステイン, E. 家接 哲次 (訳) (2013). マインドフルネス・ストレス低減法ワークブック 金剛出版)
- 杉浦 義典 (2008). マインドフルネスにみる情動制御と心理的治療の研究の新しい方向性 感情心理学研究, *16* (2), 167–177. <https://doi.org/10.4092/jsre.16.167>
- Sugiura Y., Sato, A., Ito, Y., & Murakami, H. (2012). Development and validation of Japanese version of the five facet mindfulness questionnaire. *Mindfulness*, *3*, 85–94. <https://doi.org/10.1007/s12671-011-0082-1>
- 鷺見 克典 (2006). 知覚されたストレス尺度 (Perceived Stress Scale) 日本語版における信頼性と妥当性の検討 健康心理学研究, *19* (2), 44–53. https://doi.org/10.11560/jahp.19.2_44
- 高橋 亜希 (2016). Highly Sensitive Person Scale 日本版 (HSPS-J19) の作成 感情心理学研究, *23* (2), 68–77. https://doi.org/10.4092/jsre.23.2_68
- Takahashi, T., Kawashima, I., Nitta, Y., & Kumano, H. (2019). Dispositional mindfulness mediates the

- relationship between sensory-processing sensitivity and trait anxiety, well-being, and psychosomatic symptoms. *Psychological Report*, 0 (0), 1–16. <https://doi.org/10.1177/0033294119841848>
- 高橋 徹・熊野 宏明 (2019). 日本在住の青年における感覚処理感受性と心身の不適応の関連——重回帰分析による感覚処理感受性の下位因子ごとの検討—— 人間科学研究, 32 (2), 235–243. <http://hdl.handle.net/2065/00063402>
- 田中 誠一・佐藤 寛・境 泉洋・坂野 雄二 (2007). 自己注目と抑うつおよび不安との関連 心理学研究, 78 (4), 365–371. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.78.365>
- 藤後 栄一・山本 祐輔・村松 歩・水野 (松本) 由子 (2021). 看護学生を対象とした課題遂行時の脳波に及ぼすマインドフルネスの影響：ランダム化比較試験 看護理工学会誌, 9, 47–59. https://doi.org/10.24462/jnse.9.0_47
- Wyller, H. B., Wyller, V. B., Crane, C., & Gjelsvik, B. (2017). The relationship between sensory processing sensitivity and psychological distress: a model of underpinning mechanisms and an analysis of therapeutic possibilities. *Scandinavian Psychologist*, 4, e15.
- 山田 圭介・杉江 征 (2013). 日本語版感情制御困難性尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 感情心理学研究, 20 (3), 86–95. <https://doi.org/10.4092/jsre.20.86>
- 山本 和美 (2021). マインドフルネスのアプローチ——身体から心へ—— 心身医学, 61, 522–527. https://doi.org/10.15064/jjpm.61.6_522
- 山本 和美・神原 憲治・木場 律志・伊藤 靖・福永 幹彦・中井 吉英 (2016). 心身症患者へのマインドフルネスを取り入れたセルフケア教室の試み 心身医学, 56 (12), 1197–1203. https://doi.org/10.15064/jjpm.56.12_1197
- Yano, K., & Oishi, K. (2018). The relationship among daily exercise, sensory-processing sensitivity, and depressive tendency in Japanese university students. *Personality and Individual Differences*, 127, 49–53. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.01.047>
- Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Arch Gen Psychiatry*, 12 (1), 63–70. doi:10.1001/archpsyc.1965.01720310065008