

ストレスマインドセット尺度の邦訳 および信頼性・妥当性の検討^{1,2}

岩本（大久保）慧悟^{3,4} 東洋大学 竹橋 洋毅 奈良女子大学 高 史明 神奈川大学

Reliability and validity of a Japanese translation of the Stress Mindset Measure (SMM-J)

Keigo Iwamoto (Okubo) (*Toyo University*), Hiroki Takehashi (*Nara Women's University*),
and Fumiaki Taka (*Kanagawa University*)

This study developed a Japanese version of the Stress Mindset Measure (SMM-J), which captures individual differences in beliefs on the nature of stress, and investigated its reliability and validity. Study 1 examined the reliability and factor structure of the SMM-J by analyzing survey data of 449 employed adults. The results revealed that the SMM-J was composed of two negatively and strongly correlated factors: harmfulness of stress and usefulness of stress. Study 2 (92 parents), Study 3 (349 undergraduates), and Study 4 (800 employed adults) examined the predictive validity of the SMM-J. The results showed that the SMM-J predicted subjective health and life satisfaction after controlling for the effects of traditional stress factors such as the amount of stress and the coping style. This result is consistent with previous studies. The importance of an appropriate stress mindset is discussed.

Key words: mindset, stress, stress-related growth, coping, life satisfaction.

The Japanese Journal of Psychology

J-STAGE Advanced published date: January 20, 2020

現代社会では、多くの人々がストレスを感じながら生活している。平成 28 年労働安全衛生調査によれば、仕事や職業生活に関することで強いストレスを感じる労働者は 59.5% であり、過半数を占める（厚生労働省, 2018）。このような背景から日本ではストレスをアセスメントすることの重要性が認識されるようになり、ストレスの状況に関する定期的な検査の実施を義務付けるストレスチェック制度が 2015 年から施行された。同制度では、仕事のストレス要因、心身のストレス反

応、周囲のサポートの 3 領域の測定が求められており、ストレスの影響を予測・統制する上での多面的な視点を取り入れられている。同制度は、労働者のストレスの状態を可視化することで、個人の精神的健康状態に対する気づきや企業の職場環境改善を促すことを目的としており、労働者の精神的健康を向上させる上で重要である。

一方で、ストレスチェック担当者の 26.8% が運用上の課題として「職場環境改善に対して現場が消極的」な状況を挙げており（アドバンテッジリスクマネジメント, 2017）、環境改善には労力と時間が必要であることがわかる。加えて、職場環境に限らず、個人が自身をとりまくストレス要因そのものを統制しきるのは困難といえる。その中で、健やかな生活を送るにはどうしたら良いのだろうか。ストレスに関する心理学的研究では、ストレス反応はストレスャーだけではなく、ストレスャーのとらえ方や原因帰属の楽観性などの認知的要因によって多分に影響されることが明らかにされている（Penley, Tomaka, & Wiebe, 2002; 藤南・園田,

Correspondence concerning this article should be sent to: Keigo Okubo, Graduate School of Sociology, Toyo University, Hakusan, Bunkyo-ku, Tokyo 112-8606, Japan. (E-mail: mail@keigo-okubo.com)

¹ 本研究の一部は、関西福祉科学大学心理学部平成 28 年度共同研究「心理科学研究におけるポジティブ心理学の実践」の助成を受けた。

² 本研究の一部は、日本社会心理学会第 57 回大会で発表された。

³ 本研究の実施にあたり、スタンフォード大学の Alia Crum 先生により、E-mail でご協力と貴重なご助言を頂戴した。

⁴ デイック（株）にも所属

1994)。これらの知見を踏まえると、ストレス反応に影響を与える認知的要因についてアセスメントするツールを開発し、活用できるようにすることは健やかな生活を守る上で有益であろう。

近年、ストレス反応に影響を与える認知的要因の一つとしてストレスマインドセットの重要性が指摘されている。そこで本研究では、まず、ストレスマインドセットについての知見とCrum, Salovey, & Achor(2013)が開発したGeneral Stress Mindset Measure(以下、SMM-Gとする)について説明する。そして、SMM-Gの邦訳版を作成し、その信頼性と妥当性を検証する。

ストレスマインドセットとは

Crum et al. (2013) はストレスが心身に与える影響についてのレビューを行い、ストレスには心身を衰弱させる側面だけではなく、有益な側面もあることを指摘し、マインドセットがストレス状況下での心身の反応に影響を与えるという仮説を導出した。マインドセットは、情報を選択的に符号化し体制化する心のフレームあるいはレンズであり、出来事の感じ方や反応の仕方に影響を及ぼす(Crum et al., 2013)。これまで能力や人格など多くのマインドセットが検討されてきたが、ストレス反応に直接的な影響を及ぼすマインドセットとしては、ストレスそのものの性質についてのマインドセットである「ストレスマインドセット」(Crum, Akinola, Martin & Fath, 2017; Crum et al., 2013)を挙げることができる。ストレスマインドセットとは、個人がストレス経験をどのように知覚するか、すなわち、「有益な結果」と「有害な結果」のいずれをもたらすものとして信じるか、についてのとらえ方である(Crum et al., 2013; Jamieson, Crum, Goyer, Marotta, & Akinola, 2018)。ストレスマインドセットを測定する方法としては、Crum et al. (2013) がSMM-Gを開発している。この尺度は、ストレスのもつ有害性と有益性について健康面、成長面、遂行面、全般面という4側面から測定するもので、合計8項目から構成される。Crum et al. (2013) は、構造方程式モデリングを用いてストレスマインドセットと他のストレス反応に影響する概念との弁別的妥当性の検証を行った。その結果、ストレスマインドセットは、ストレス量・ストレス知覚・コーピングとは異なる因子であり、独立の概念であることが示されている。また、Crum et al. (2013) は、ストレスマインドセットが楽観性・レジリエンス・不確実性不耐性・マインドフルネス特性との間にそれぞれ.35以下の小さな相関しか示さないことから、これらとは独立の概念であると主張している。

また、これまでの研究によって、ストレスマインドセットは従来指摘されてきたストレス関連変数(ストレス量、コーピングの利用方略・頻度)とは独立に、精神的健康などの結果変数に影響を及ぼすことが

示唆されている。Crum et al. (2013) の研究1では、金融危機のなかでリストラの危機にさらされている銀行員を対象として、ストレスマインドセットを測定し、ストレス量とコーピングの個人差を統制した分析を行った。その結果、ストレスを有益なものに見なすほど、精神的健康が良好であったことが示された。Crum et al. (2013) の研究2では、ストレスの性質についての科学的な知見を説明するビデオを視聴させ、その内容に関連する経験を想起させる操作を行った。その結果、「ストレスに有益な側面がある」というマインドセットを形成する条件に割り当てられた実験参加者は、「ストレスに有害な側面がある」というマインドセットを形成する条件に割り当てられた実験参加者と比べて、実験2日から3日後の健康状態が良好で、仕事のパフォーマンスが向上していた。Crum et al. (2013) の研究3では、このような変化に潜在するメカニズムについても検討がなされており、ストレスマインドセットはストレス状況下でのコルチゾル系の反応性やストレスへの積極的対処に影響することが明らかにされた。ストレスマインドセットは介入により変容させることができるため、ストレス量そのものを減らせなかったとしても精神的健康やワークパフォーマンスを改善しうる。

ストレス反応に影響を与える認知的要因としては、ストレスへの認知的評価が挙げられてきた。Lazarus & Folkman (1984) は、ストレスの個体への影響度や脅威が査定される一次評価、そのストレスへの対処可能性や実際の対応が検討される二次評価という2種類の認知的評価を想定するトランザクショナルモデルを提唱した。その後、トランザクショナルモデルに基づいて、多くの研究が展開されている。ストレスマインドセットと認知的評価はストレスへの評価的な認知であり、その後の精神的健康に影響を及ぼす点では類似すると考えられる。一方で、ストレスマインドセットは「ストレスとはどのような影響を及ぼすものか」というメタ認知的な信念であるのに対し、トランザクショナルモデルにおける認知的評価は特定の状況に対する即時的な評価である点で概念的に異なる(Crum et al., 2017)。この概念的な違いに起因して、SMM-Gではストレスのもつ性質という一般化された概念を評価対象とするのに対し、ストレスの認知的評価の尺度(鈴木・坂野, 1998)では特定の状況という具体的かつ限定的な対象への評価を求める。また、Crum et al. (2017) は、ストレスマインドセットと状況への認知的評価をそれぞれ操作し、ストレスマインドセットがテスト時の生理反応(つまり、DHEA-S値)に認知的評価とは独立に影響を及ぼすとともに、表情検出に対する認知的評価の影響を調整することを実証的に示している。ストレスマインドセットは、概念的にも、実証的知見からも、トランザクショナルモデル

における認知的評価とは異なると考えられる。

ストレスに関するマインドセットの個人差や介入などによる個人内での変動をアセスメントするという目的からすると、Crum et al. (2013) の SMM-G は有益であると考えられる。しかしながら、信頼性と妥当性が確認された SMM-G の邦訳版はまだ開発されていない。

本研究の目的

ストレスマインドセットがストレス量やコーピングとは独立に精神的健康やワークパフォーマンスを予測し、ストレス量をコントロールできない場合でもストレスマインドセットを変化させる心理学的な介入によって精神的健康などを改善するという知見 (Crum et al., 2013) から、ストレスマインドセットの研究は日本においても重要な検討課題として位置づけることができる。その中でも、ストレスマインドセットを測定する指標の開発は、ストレスマインドセットに関する研究の基盤を提供することから、特に重要であると考えられる。そこで、本研究では邦訳版ストレスマインドセット尺度 (Japanese translation of Stress Mindset Measure: 以下、SMM-J とする) の作成を目的とする。

なお、サンプル選定にあたっては、多様なストレス状況下にあるサンプルで一貫した傾向がみられるかを確認するために、就労、育児、大学生の修学といった3つの場面を取り上げる。研究1では一般的な就労者を対象として尺度の因子構造について検討する。研究2では子どもをもつ親を、研究3では大学生を、研究4では一般的な就労者を対象として尺度の予測妥当性について検討する。

研究 1

研究1では、SMM-G の邦訳版を作成し、尺度構成や因子構造の確認を行う。SMM-G は、ストレスの持つ有害性と有益性について4つの側面から測定する尺度であり、有害性の項目群と有益性の項目群は、それぞれに意味的に裏返した表現を用いているが、個人内においてストレスの有害性と有益性はそれぞれ独立の性質として評価しうる。そのため、Crum et al. (2013) は確認的因子分析によって1因子解を見出しているが、ストレス有害因子と有益因子の2因子解のほうがデータへの当てはまりがよい可能性がある。そこで、研究1では、確認的因子分析により1因子モデルと2因子モデルの当てはまりを比較することで、適切な因子数を確認する。

方法

SMM-J の項目作成 邦訳版作成にあたり原著者らに許諾を得た。そして、著者らが原文の意味を損なわ

ないように尺度を翻訳し英語の専門家による計3回のバックトランスレーションを実施した。最終的に表現が原文と意味的に相違ないことを原著者に確認し、SMM-J の試作版とした。項目は、「ストレスは悪影響があり、避けるべきだ」などの8項目であった。教示文は「以下の文章がどの程度あなたのお考えと一致するかをお答えください」とした。回答には5件法(0まったくそう思わない—4非常にそう思う)を用いた。

調査参加者 ジャストシステム社のインターネット調査サービスに登録する全国の就労者のモニタ449人であり、対象者の性別と年代はそれぞれほぼ均等に割り付けた。性別は男性225人、女性224人であった。年代はそれぞれ20代113人、30代113人、40代112人、50代111人であった。インターネット調査では回答者の目標を達成するために必要最小限を満たす手順を決定し、追求する行動である Satisfice が発生しやすいことが報告されている (三浦・小林, 2015; 増田・坂上・北岡・佐々木, 2016)。そこで、本調査では欠損値が1つでもある参加者と、すべての項目に対する同一回答がみられた参加者のデータを除いた338人 (男性175人、女性178人) を分析対象とした。平均年齢は40.3歳 ($SD = 10.8$) であった。

手続き インターネット上で調査を実施した。本調査がストレスや健康状態に関する調査であることを示し、協力に対する同意を確認する画面を表示した。調査参加者には調査会社から謝礼ポイントが付与された。

結果

8項目の因子構造を確認するために、SMM-J の試作版について Crum et al. (2013) と同様の1因子モデルの確認的因子分析を行った結果、適合度が良好でなかった。続いて、ストレスの有害性を問うストレスの有害因子と、ストレスの有益性を問うストレスの有益因子からなる2因子モデルの確認的因子分析を行ったところ、適合度は概ね良好であった (Table 1)。2因子モデルの確認的因子分析の結果を Table 2 に示した。下位尺度間の相関係数は -0.47 ($p < .01$) であり、有意な中程度の負の相関がみられた。信頼性を示す α 係数は因子1では $.84$ 、因子2では $.80$ 、全体の因子間相関は $-.61$ であった。以降では、先行研究と同様に1因子を想定した分析も併せて実施した。得点化にあたっては、Crum et al. (2013) と同様に、得点が大きくなる程にストレスの有益性への同意の程度を示すように因子1の項目を逆転処理し全項目を用いて計算される SMM-J 得点を算出した。総合的な SMM-J 得点の信頼性を示す α 係数は $.85$ であった。2因子を想定した分析では、有害因子と有益因子それぞれの平均値を算出して用いた。

SMM-J 得点の平均値は 1.32 ($SD = 0.71$)、有害因子

Table 1
 確証的因子分析の適合度の比較

	研究 1		研究 2		研究 3		研究 4	
	1 因子	2 因子	1 因子	2 因子	1 因子	2 因子	1 因子	2 因子
GFI	.781	.945	.857	.919	.907	.934	.729	.959
CFI	.763	.950	.880	.957	.869	.916	.685	.956
AIC	314.61	108.37	86.40	65.28	157.48	120.68	874.92	167.47
BIC	375.78	173.36	126.75	108.15	218.21	185.21	949.87	247.11
RMSEA	.197	.093	.136	.083	.127	.104	.227	.087

Table 2
 SMM-J の確証的因子分析の結果 (2 因子モデル)

尺度項目	研究 1		研究 2		研究 3		研究 4	
	因子 1	因子 2	因子 1	因子 2	因子 1	因子 2	因子 1	因子 2
1. ストレスは悪影響があり、避けるべきだ	.80		.64		.65		.73	
7. ストレスがあると、私のパフォーマンスや生産性が低くなる	.79		.83		.59		.80	
5. ストレスがあると、私の学びや成長が妨げられる	.76		.74		.74		.71	
3. ストレスがあると、私の健康や活力が悪くなる	.69		.70		.59		.77	
6. ストレスがあると、私の健康や活力がより良くなる		.78		.71		.57		.78
4. ストレスがあると、私のパフォーマンスや生産性が高まる		.77		.82		.65		.80
8. ストレスは良い影響があり、利用すべきだ		.75		.76		.75		.75
2. ストレスがあると、私の学びや成長の助けとなる		.55		.44		.74		.59

は 2.76 ($SD = 0.84$), 有益因子は 1.39 ($SD = 0.83$) であった。続いて、性別や年齢と SMM-J 得点との関連を検証するため SMM-J 得点を目的変数、性別のダミー変数と年齢を説明変数とした重回帰分析を行ったところ、いずれも SMM-J 得点との有意な関連はみられなかった ($ps > .29$)。

考察

研究 1 の目的は、SMM-G の邦訳と、尺度構成や因子構造の確認を行うことであった。まず、英語の専門家と尺度の原著者により訳案が原版の項目と意味的に等価であることが確認された。また、1 因子を想定した SMM-J 得点に着目しても、Crum et al. (2013) が研究 1 で SMM-G を測定した際の平均値である 1.45、標準偏差は 0.65 と比して、得点傾向に乖離はみられなかった。しかしながら、SMM-J は先行研究とは異なり 2 因子構造が妥当である可能性が示唆された。ストレスの有害因子と有益因子は、ストレスの性質につい

て反対の意味を問うように設計されているが、ある程度独立した要素を含むかもしれない。一方で、先行研究 (Crum et al., 2013; Keller et al., 2012) ではストレスマインドセットをストレスに対する個人の考えが有害もしくは有益のどちらに振れているかを扱っていること、そして、今後のストレスマインドセット研究の国際比較を踏まえると、原版である SMM-G と同様の算出方法によるストレスマインドセット得点の予測妥当性も併せて検討することが必要である。したがって、以降の研究では 2 因子構造を想定した分析と、先行研究と同様に 1 因子構造を想定した分析の両方を実施し、予測妥当性を検討する。

研究 2

研究 2 の目的は、SMM-J の予測妥当性を検討することである。そこで、Crum et al. (2013) の検証方法を参考に、SMM-J がストレス量とコーピング方略とは独立に精神的健康を予測するかを検討する。な

お、研究2では子どもをもつ親を対象に調査を実施した。

方法

調査参加者 足立区の運営する子ども向け複合施設で開催された環境教育に関する親子向けイベントに参加した未就学児から小学生の子どもをもつ親107人であった。その中から、60代以上で子の祖父母である可能性が高い者と、欠損値があるかすべて同じ値を回答した者を除いた82人（男性30人、女性52人）を分析対象とした。平均年齢は38.0歳（ $SD = 5.33$ ）であり、20代3人、30代49人、40代28人、50代2人であった。

調査内容 研究1で作成したSMM-Jを用いた。 α 係数は有害因子が.83、有益因子が.76、SMM-J得点が.86であった。加えて、以下の項目が含まれていた。

主観的不健康 イベント内で子どもを連れた参加者を対象とした調査であり回答時間の制約があること、加えて先行研究で用いられた精神的健康の尺度であるMood and Anxiety Symptom Questionnaire (MASQ; Watson et al., 1995) には邦訳版が存在しないことから、その代替となる指標を、心療内科等で用いられる問診票を参考に著者らが作成した。「このところ、憂うつな気持ちになることが多いと思う」、「このところ、あまり前向きになれないと思う」、「このところ、なんだか力が出ないと思う」の3項目からなり、5件法（0まったくそう思わない—4非常にそう思う）で回答を求めた。 α 係数は.91であった。

ストレス量 「あなたはいま現在、ストレスがどれくらいありますか？」(Crum et al., 2013) の1項目で、7件法（1全くない—7非常に多い）で回答を求めた。

日本語版 Brief COPE 尺度 Carver, Scheier, & Weintraub (1989) が作成した Brief COPE 尺度の日本語版であり、ストレスコーピングの内容について肯定的再解釈と成長、心理的諦めなど計7因子から構成される（大塚, 2008）。Crum et al. (2013) はこれらに接近コーピング、回避コーピングの2つの上位因子を見出し分析しており、本研究でも当該の因子に着目した。本研究では、各コーピング方略のそれぞれの下位尺度から因子負荷量が高い7項目を用いた。接近コーピングは「よりよい状況にしようとして行動する」など4項目、回避コーピングは「自分自身を批判する」など3項目であり、4件法（1まったくそうしない—4いつもそうする）で回答を求めた。 α 係数は接近コーピングが.62、回避コーピングが.36であった⁵。なお、回避コーピングの α 係数の低さは、本来の項目数より少ない項

目で調査実施したことによるものであると考えられるが、本研究では調査実施上の制約と先行研究の結果の再現を優先させ、そのまま分析に用いた。

手続き 会場内に調査実施者を2名配置し、ワークショップ等の順番を待つ参加者に回答を依頼した。依頼時には、研究目的と任意での参加であることを伝え、同意が得られた場合のみ回答を求めた。なお、参加者の回答中、調査実施者は参加者からおおよそ2メートル以上の距離を置くことで参加者のプライバシーに配慮した。

結果

まず、SMM-Jの因子構造を確認するために1因子と2因子を想定した確証的因子分析を実施したところ、1因子モデルは適合度が良好ではなく、2因子モデルで適合度が良好であった（Table 1）。続いて、変数間の相関関係を確認したところ、SMM-J得点と接近コーピングには弱い正の相関がみられたが（ $r = .27$, $p < .01$ ）、主観的不健康・ストレス量・回避コーピングとの間にはほとんど相関が認められなかった（ $ps > .08$ ）。以降の研究を含めた全変数の記述統計と相関分析表を Table 3 に示した。

ストレスマインドセットと精神的健康との関連を検討するために、まず、主観的不健康を目的変数として step 1 で性別、年齢、ストレス量、接近・回避コーピング、step 2 ではそれらに加えてSMM-J得点を投入した階層的重回帰分析を行った（Table 4）。その結果、SMM-J得点はストレス量やコーピング方略の個人差とは独立に、主観的な健康状態の分散を説明することが示された（ $\beta = -.20$, $p < .05$ ）。すなわち、SMM-J得点が高いほど健康状態が良好であった。続いて、ストレスマインドセットを2因子構造と想定して階層的重回帰分析を行った（Table 4）。step 1 では、性別、年齢、ストレス量、接近・回避コーピングを強制投入した。有益因子と有害因子の間には、中程度の負の相関がみられたため、step 2 では両変数をステップワイズ法で投入した。なお、以降の研究でも同様の分析手法を用いた。その結果、有益因子がストレス量やコーピング方略とは独立に主観的な健康状態の分散を説明することが示された（ $\beta = -.21$, $p < .05$ ）。

考察

研究2の目的はSMM-Jの予測妥当性を検討することであった。主観的不健康を目的変数とした重回帰分析の結果、ストレスマインドセットはストレス量やコーピング方略の個人差とは独立に主観的不健康を説明した。すなわち、ストレスが有益であると信じるほどに主観的な健康状態が良好であった。目的変数の尺度は先行研究と異なるものの、ストレスマインド

⁵ McDonald の ω 係数は、接近コーピングで.65、回避コーピングで.41と低い値であった。

Table 3
各指標の平均値・標準偏差・相関分析表

研究 2	Mean	SD	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.		
1. 主観的不健康	1.56	.86	-								
2. ストレッサー量	4.23	1.36	.48 **	-							
3. 接近コーピング	2.90	.41	-.37 **	.00	-						
4. 回避コーピング	2.13	.43	.21 †	.06	.03	-					
5. SMM-J	1.68	.68	-.20 †	.16	.27 *	-.09	-				
6. ストレス有益因子	1.87	.75	-.17	.17	.29 **	.07	.89 **	-			
7. ストレス有害因子	2.52	.78	.18	-.11	-.20 †	.23 *	-.90 **	-.60 **	-		
研究 3	Mean	SD	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.		
1. TMD 得点	30.69	19.89	-								
2. ストレッサー量	4.07	1.50	.62 **	-							
3. 接近コーピング	1.77	.42	-.09	.01	-						
4. 回避コーピング	1.27	.50	.38 **	.20 **	.04	-					
5. SMM-J	1.44	.69	-.15 **	-.09	.17 **	-.03	-				
6. ストレス有益因子	1.46	.80	-.09	-.06	.19 **	.03	.90 **	-			
7. ストレス有害因子	2.59	.76	.18 **	.09	-.11 *	.08	-.89 **	-.59 **	-		
研究 4	Mean	SD	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. 主観的不健康	3.40	1.42	-								
2. ストレス反応	59.99	17.00	.50 **	-							
3. 人生満足感	18.02	6.56	-.43 **	-.43 **	-						
4. ストレッサー量	45.33	7.16	-.23 **	-.43 **	.22 **	-					
5. 接近コーピング	2.75	.52	-.20 **	-.20 **	.24 **	.12 **	-				
6. 回避コーピング	2.20	.49	.08 *	.29 **	-.13 **	-.19 **	.15 **	-			
7. SMM-J	1.46	.66	-.18 **	-.17 **	.27 **	.07 †	.01	.03	-		
8. ストレス有益因子	1.52	.81	-.16 **	-.11 **	.28 **	.04	.12 **	.13 **	.85 **	-	
9. ストレス有害因子	2.60	.76	.15 **	.19 **	-.17 **	-.07 *	.11 **	.09 **	-.83 **	-.41 **	-

注) ストレス有益因子とストレス有害因子の相関係数は、研究 2 では $-.60$ 、研究 3 では $-.59$ だが、研究 4 では $-.41$ と相対的に小さかった。研究 4 では幅広い年代の就労者を対象としたが、研究 2 は子育てイベントで養育者を、研究 3 では心理学の講義で大学生を対象とした。研究 2 と 3 では、ストレスとして育児や学業などの負荷に意味を見出しやすい体験が想起されやすく、意味を見出した人々では体験の合理化が生じ、有益さを高く、有害さを低く認知した可能性が考えられる。

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

セットの主観的不健康に対する β 値は SMM-J 得点では $-.20$ 、Crum et al. (2013) では $-.19$ であり、概ね先行研究と一致する結果として解釈できる。また、相関分析の結果からストレスマインドセットは既存のストレス関連要因（ストレッサー量やコーピング頻度）との関連が小さいことも示された。この結果も Crum et al. (2013) と一致している。ただし、研究 2 では精神的健康の測定に独自項目を用いていることから、心理学の研究で一般的に用いられる精神的健康を測定する尺度を用いて再度検証する必要がある。また、回避コーピングの項目数を従来の 6 項目から 3 項目に減らした本研究では信頼性を示す α 係数が $.36$ と低い値になってしまった。したがって、全項目を用いて信頼性を高めた上で SMM-J の予測妥当性を評価する必要が

ある。

研究 3

研究 3 の目的は、心理学の研究で一般的に用いられる精神的健康を測定する尺度を用いて SMM-J の予測妥当性を検討することである。そこで、研究 2 で用いた精神的健康の尺度を差し替え、改めて SMM-J がストレッサー量やコーピング方略とは独立に精神的健康を予測するかを検討する。研究 3 では、健常者を対象に最近の持続的な気分状態を測定できる日本語版 Profiles of Mood State 短縮版（以下、POMS 短縮版とする：横山，2005）を用いた。

Table 4
精神的健康と人生満足度を目的変数とした階層的重回帰分析

		研究 2		研究 3		研究 4	
		主観的不健康		TMD 得点	ストレス反応	主観的不健康	人生満足感
		β	β	β	β	β	
1 因子モデル	step 1	性別 (男性)	.02	.013	-.09 **	.02	.03
		年齢	.07	.006	-.01	.20 **	-.03
		ストレッサー量	.48 **	.568 **	.36 **	.21 **	-.17 **
		接近コーピング	-.38 **	-.103 *	-.20 **	-.21 **	.25 **
		回避コーピング	.20 *	.272 **	.24 **	.09 **	-.14 **
		R^2	.41 **	.46 **	.27 **	.12 **	.11 **
	step 2	性別 (男性)	.00	.01	-.07 *	.04	.00
		年齢	.11	.01	-.01	.20 **	-.03
		ストレッサー量	.52 **	.56 **	.35 **	.20 **	-.14 **
		接近コーピング	-.33 **	-.09 *	-.19 **	-.21 **	.25 **
		回避コーピング	.18 *	.27 **	.25 **	.10 **	-.15 **
		SMM-J	-.20 *	-.08 †	-.15 **	-.17 **	.26 **
	R^2	.44 **	.47 **	.29 **	.15 **	.18 **	
	ΔR^2	.03 *	.01 †	.02 **	.03 **	.07 **	
2 因子モデル	step 1	性別	.02	.01	-.09 **	.02	.03
		年齢	.07	.01	-.01	.20 **	-.03
		ストレッサー量	.48 **	.57 **	.36 **	.21 **	-.17 **
		接近コーピング	-.38 **	-.10 *	-.20 **	-.21 **	.25 **
		回避コーピング	.20 *	.27 **	.24 **	.09 **	-.14 **
		R^2	.41 **	.46 **	.27 **	.12 **	.11 **
	step 2	性別 (男性)	.01	.01	-.08 **	.04	.00
		年齢	.12	.01	-.01	.20 **	-.02
		ストレッサー量	.52 **	.56 **	.35 **	.20 **	-.15 **
		接近コーピング	-.32 **	-.09 *	-.21 **	-.22 **	.22 **
		回避コーピング	.22 *	.26 **	.23 **	.10 **	-.18 **
		ストレス有益因子	-.21 *			-.09 *	.27 **
	ストレス有害因子		.10 *	.16 **	.11 **		
	R^2	.44 **	.47 **	.29 **	.15 **	.19 **	
	ΔR^2	.04 **	.01 *	.02 **	.03 **	.07 **	

注) 性別 (1 = 男性, 0 = 女性)。2 因子モデルの step 2 では両変数を有益因子と有害因子をステップワイズ法で投入した。研究 3 の分析において、「調査実施時期」のダミー変数を投入した場合には、TMD 得点と実施時期の関連 (両モデルにおいて step 1 で $\beta = -.09$, step 2 で $\beta = -.10$), SMM-J との関連 ($\beta = -.09$), ストレス有害因子との関連 ($\beta = .10$) が有意であった ($p < .05$)。なお、その他の変数については Table 4 とほとんど同一の値であった。

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

方法

調査参加者 心理学の講義を受講する大学生 349 人であった。調査は、2016 年 12 月と 2018 年 5 月に、心理学の異なる概論科目の受講者を対象に実施された。2 つの科目はそれぞれ第 1 学年を主たる対象者とするものであり、かつ年度を隔てたものであるため、両方を履修していた学生はいなかった。欠損値がある

かすべて同じ値を回答した者を除いた 298 人 (男性 178 人, 女性 120 人) を分析対象とした。平均年齢は 19.3 歳 ($SD = 1.3$) であった。

質問内容 研究 2 の質問項目のうち主観的不健康を POMS 短縮版 (横山, 2005) と差し替えた。POMS 短縮版は計 30 項目からなり、緊張-不安、活気などの 6 つの気分を測定するものであり、健康状態の評価に用いられる。「以下の項目について、ここ 1 週間のあな

たの状態にどの程度当てはまるかを回答してください」という設問に対して、5件法（0まったくなかった—4非常に多くあった）で回答を求めた。得点は、横山（2005）に従い、活気以外の5尺度の合計得点から、活気得点を差し引いた Total Mood Disturbance 得点（以下、TMD 得点とする）を分析に用いた。TMD 得点は、得点が高いほど精神的に不健康であることを意味する。活気を逆転処理した上での全体の α 係数は .91 であった。また、コーピング方略は各下位尺度すべての項目、すなわち、接近コーピング8項目 ($\alpha = .67$)、回避コーピング6項目 ($\alpha = .65$) を用いた。なお、ストレスマインドセットの信頼性を示す α 係数は、有害因子が .74、有益因子が .77、SMM-J 得点が .83 であった。

手続き 講義時間に、調査概要を説明した上で同意が得られた参加者にのみ一斉に調査を実施した。完了後、調査の目的と予測される結果に関して説明を行った。

結果

まず、SMM-J の因子構造を確認するために1因子と2因子を想定した確認的因子分析を実施したところ、1因子モデルは適合度が良好ではなく、2因子モデルで適合度が良好であった (Table 1)。続いて、変数間の相関関係を確認したところ、SMM-J 得点と TMD 得点との間に有意な弱い負の相関が ($r = -.15, p < .05$)、接近コーピングとの間に有意な弱い正の相関 ($r = .17, p < .01$) がみられ、ストレス量および回避コーピングとの間には相関がみられなかった ($ps > .14$)。

各変数と精神的健康との関連を検証するため、まず、TMD を目的変数として step 1 で性別、年齢、ストレス量、接近・回避コーピング、step 2 ではそれらに加えて SMM-J を投入した階層的重回帰分析を行った (Table 4)。その結果、SMM-J 得点と TMD 得点との関連は、有意傾向であった ($\beta = -.08, p < .10$)。続いて、ストレスマインドセットを2因子構造と想定した階層的重回帰分析を行った (Table 4)。その結果、ストレス有害因子がストレス量やコーピング方略とは独立に、主観的な健康状態の分散を説明することが示された ($\beta = .10, p < .05$)。

最後に、本研究の検定力を分析するため、R 言語 (ver 3.5.0) の pwr パッケージを用いた検定力分析を実施した。分析では、効果量は step 2 の SMM 投入によるモデル上昇率である 0.01、パラメータ数 7、有意水準 5%、自由度 306 と設定した。その結果、本研究の検定力は .20 であった。

考察

研究3の目的はSMM-Jの予測妥当性を検討するこ

とであった。その結果、ストレスマインドセットは既存のストレス関連要因（ストレス量やコーピング方略）との相関が小さいだけではなく、それらとは独立に精神的健康を予測することが示唆された。しかしながら、本研究の検定力は .20 と低く、適切なサンプルサイズ設計を行った上で再調査を実施する必要がある。

研究4

研究4の主目的は、就労者を対象としてSMM-Jの予測妥当性について再検討を行うことである。加えて、研究3の結果は検定力が不十分であったため、研究4では適切なサンプルサイズ設計を行う。

また、ストレスマインドセットの先行研究 (Crum et al., 2013) ではストレス量の測定において「ストレスがどれほど多いか」という単一の質問項目を用いており、ストレスを抽象度の高い水準で測定してきた。一方で、ストレスチェック制度 (厚生労働省, 2016) などの職務ストレスの悪影響について評価する既存のアプローチでは、ストレスを仕事の量的負荷や対人関係などの下位因子に分けた上で複数個の質問項目によって測定している。日本の職務ストレス問題への示唆を得る上では、同制度において用いられるような具体的な水準でストレス量を測定し、その影響を統制した上で、ストレスマインドセットが効果をもつか否かを検討することが重要であると考えられる。以上を踏まえ、研究4では、ストレス量の指標として同制度で用いられるストレスの項目を、精神的健康に関する指標としては同制度で用いられるストレス反応に関する項目と、国民生活基礎調査で用いられる健康状況に関する項目を用いた。

最後に、先行研究ではストレス反応や死亡率などの健康におけるネガティブな側面に焦点が当てられてきたが、人生満足感などのポジティブな側面についてはほとんど検討されてこなかった (例外としては Crum et al., 2013 の研究1)。しかしながら、マイナスをゼロにすること (例: 抑うつ軽減) は必ずしもゼロをプラスにすること (例: 幸福感の向上) を意味しないという Seligman (2011) の指摘を踏まえると、ストレスマインドセットが人生満足感の向上にどれほど寄与するかを検討することは重要であろう。Crum et al. (2013) は研究1の中で、生活に関する13領域を測定する Quality of Life Inventory (以下、QOLI とする: Frisch et al., 2005) を用いて、ストレスマインドセットが人生満足度を予測することを示したが、QOLIには健康や自尊心といった精神的健康と重なりのある領域も含まれている。人生満足感に関する先行研究では、人生への満足度そのものを評価対象とするアプローチ (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985) も存在しており、ストレスマインドセットと人生満足感との関係

を理解する上では、QOLIよりも適していると考えられる。そこで、研究4では精神的健康に加えて、Diener et al. (1985)の人生満足感尺度も測定し、この問題について検討することとした。

方法

調査参加者 楽天リサーチ社のインターネット調査サービスに登録する全国の就労者の会員モニタであった。調査は、2017年2月に実施された。サンプルサイズ設計にあたり、効果量にCrum et al. (2013)の研究1の人生満足感を目的変数とした階層的重回帰分析におけるストレスマインドセット投入によるモデルの説明率の上昇値2%を設定した検定力分析(パラメータ数7, 有意水準5%, 検出力80%)を実施した。その結果、必要なサンプルサイズは710人と算出された。なお、計算には、研究3と同様の方法を用いた。以上に基づき、20代から50代の男女の就労者800人が調査に回答した。平均年齢は40.0歳($SD=10.5$)であった。

調査内容 目的変数としてストレス反応、主観的不健康、人生満足感、説明変数としてストレス量、接近コーピング($\alpha=.90$)、回避コーピング($\alpha=.72$)、ストレスマインドセット(有害因子 $\alpha=.84$ 、有益因子 $\alpha=.82$ 、SMM-J得点 $\alpha=.84$)、性別、年齢を用いた。このうち、コーピング頻度とストレスマインドセットは研究3と同様のため、それ以外の変数についてのみ説明する。

ストレス反応 職業性ストレス簡易調査票(厚生労働省, 2016)より心身のストレス反応領域の項目を用いた。本尺度は緊張-不安、疲労などの6つの下位尺度、計29項目から構成される。4件法(1ほとんどなかった-4ほとんどいつもあった)で回答を求め、分析では活力得点を逆転処理した上で、すべての項目を合計した値を用いた。全体の信頼性を示す α 係数は.81であった。

主観的不健康 厚生労働省(2010)の国民生活基礎調査の健康状態を問う1項目に基づき、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」という問いに7件法で回答するように求めた(1非常によい-7まったくよくない)。

邦訳版人生満足感尺度 Diener et al. (1985)が作成したSatisfaction With Life Scaleの日本語版であり5項目で構成される(大石, 2009)。7件法(1まったく当てはまらない-7非常によくあてはまる)で測定し、分析には、全項目の合計値を用いた。信頼性を示す α 係数は.92であった。なお、本項目は調査票の1番最初に配置した。

ストレス量 職業性ストレス簡易調査票(厚生労働省, 2016)より仕事のストレス要因領域の17項目を用いた。本尺度は仕事の量的負荷、対人関係、職

場環境などの8つの下位尺度から構成される。4件法で測定し(1そうだ-4ちがう)、分析では各項目得点が高いほどストレス量が多くなるように逆転処理を行った上で、高ストレス者を選定するための方法(厚生労働省, 2016)に基づき、全項目の合計値を用いた。信頼性を示す α 係数は.78であった。

手続き 研究1と同様であった。

結果

まず、SMM-Jの因子構造を確認するために1因子と2因子を想定した確証的因子分析を実施したところ、1因子モデルは適合度が良好ではなく、2因子モデルで適合度が良好であった(Table 1)。続いて、変数間の相関関係を確認したところ、SMM-J得点とストレス反応との間に有意な弱い負の相関($r=-.17, p<.01$)、主観的不健康とは有意な弱い負の相関($r=-.18, p<.01$)、人生満足感とは有意な弱い正の相関($r=.27, p<.01$)がみられ、接近コーピング、回避コーピング、ストレス量との間には相関がみられなかった($ps>.06$)。

各変数とストレス反応との関連を検討するために、まず、ストレス反応を目的変数としてstep 1で性別、年齢、ストレス量、接近・回避コーピング、step 2ではそれらに加えてSMM-J得点を投入した階層的重回帰分析を行った(Table 4)。その結果、SMM-J得点は、ストレス量やコーピング方略とは独立に、ストレス反応の分散を説明することが示された($\beta=-.15, p<.01$)。すなわち、ストレスのもつ有益な側面に注目する人ほど、ストレス反応が小さかった。また、主観的不健康、人生満足感それぞれを目的変数とした階層的重回帰分析を行ったところ、同様の結果が得られた(Table 4)。偏回帰係数の絶対値に着目すると、ストレス反応についての回帰モデルではストレス量の効果が大きかったのに対して、人生満足感についての回帰モデルではストレス量の効果は小さく、SMM-J得点の効果が大きかった。SMM-J得点の投入によるモデルの説明率の上昇はストレス反応では2%、主観的不健康では3%であったのに対し、人生満足感では7%であった。

続いて、ストレスマインドセットを2因子構造と想定した階層的重回帰分析を行った(Table 4)ところ、ストレス反応を目的変数にした場合には有害因子($\beta=.16, p<.01$)が、主観的不健康を目的変数にした場合には有益因子($\beta=-.09, p<.05$)と有害因子($\beta=.11, p<.01$)が、人生満足感を目的変数にした場合には有益因子($\beta=.27, p<.01$)がストレス量やコーピング方略とは独立に、ストレス反応の分散を説明した。

考察

研究4の目的は、就労者を対象としてストレスマインドセットと精神的健康ならびに人生満足感との関連を再検討することであった。ストレスマインドセットは、ストレスラーやコーピングなどの既存のストレス関連要因との相関をほとんど示さないのに対し、精神的健康や人生満足感との有意な相関を示した。また、ストレスマインドセットはストレスラー量やコーピングの効果を統制した場合にも、精神的健康や人生満足感と有意に関連することが重回帰分析の結果から示された。これらの結果は、Crum et al. (2013)の研究1と一致する。特に、ストレス反応と主観的不健康を目的変数とした回帰モデルにおいて、ストレスマインドセットの標準化偏回帰係数は -0.15 から -0.17 で、変数投入による説明率の上昇が2から3%であった点ではCrum et al. (2013)の知見と一致していた。以上から、SMM-Jは妥当性を有すると考えられる。

本研究ではストレスマインドセットと人生全体を評価対象とした場合の人生満足感の関係について新たに検討した。その結果、Crum et al. (2013)では、ストレスマインドセットの標準化偏回帰係数 $\beta = .13$ 、モデルの説明率の上昇は2%であったのに対し、本研究では $\beta = .26$ 、モデルの説明率の上昇は7%と先行研究よりも大きく、人生満足感をよりよく説明していた。そして、SMM-J得点投入後の決定係数の上昇量は、ストレス反応と主観的不健康を目的変数とした場合よりも人生満足感を目的変数とした場合の方が4—5%高かった。以上を、マイナスを減らすこととポジティブを増やすことは別であるというSeligman (2011)の主張に基づき考えると、ストレスマインドセットはネガティブさの不在(例：不健康でないこと)よりも、ポジティブさの存在(例：幸福であること)をよく予測する可能性が考えられる。あるいは、ストレス反応や主観的不健康は心身の機能的な側面に対する評価が主であるが、人生満足感は主観的な評価であるためストレスマインドセットがよりよく説明するという可能性も考えられる。今後、なぜストレスマインドセットが不健康さよりも幸福さの予測に効果的であるかをより直接的に検討することが求められる。

総合考察

本研究では、邦訳版 Stress Mindset Measure (SMM-J)の作成と予測妥当性の検証を目的とした。確証的因子分析の結果、SMM-Jには中程度の負の相関のある2因子構造がみられた。本研究では、ストレスマインドセット研究の国際比較も見据えて、先行研究と同様に、ストレスの有害性に関する項目を逆転処理してSMM-J得点を算出した場合と、ストレス有益因子とストレス有害因子の2因子を用いた場合の予測妥当性

の検証を行った。SMM-Jの内的整合性について検討した結果、高い信頼性が示された。SMM-Jで測定されたストレスマインドセットは、既存のストレス関連要因(ストレスラー量、コーピング頻度)とは独立に、ストレス反応、主観的不健康、人生満足感の分散を説明した。なお、精神的健康を目的変数とする回帰分析において、ストレスマインドセットを1因子として投入した場合と2因子として投入した場合では、モデルの説明率やストレスマインドセットの標準化偏回帰係数の値は同程度であったことから、SMM-Jは元尺度と同様に1因子の尺度としても用いることが可能であると考えられる。本研究は日本におけるストレスマインドセット研究の基盤を提供するものとして位置づけられる。本研究の限界としては、SMM-Jとレジリエンスや楽観主義傾向といった類似概念との弁別的妥当性の検証が行われていない点が挙げられる。

最後に、ストレスマインドセットの因子構造について考察する。先行研究では1因子構造が想定されてきたが、本研究では2因子構造が一貫してみられ、それぞれの因子が異なる機能を有する可能性が示唆された。すなわち、ストレス有害因子はストレス反応・主観的不健康といった「ネガティブさの存在」と、有益因子は人生満足感といった「ポジティブさの存在」と相対的に強く関連した。この結果は、「ネガティブさの不在・存在」の評価と「ポジティブさの存在・不在」の評価が異なる次元をなし、質的に異なる反応を導くという点で、制御焦点理論(Higgins, 1997)の知見と整合すると考えられる。ストレスマインドセットは、1因子を前提として点数化されてきたが、2因子としてとらえるほうが妥当かもしれない。今後、因子構造の検討を含め、さらなる研究が必要とされる。

利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

引用文献

- アドバンテッジリスクマネジメント (2017). ストレスチェック義務化2年目に関する調査 義務化3年目のキーワードは「職場環境改善の強化」—— 集団分析結果を活かした施策実施に課題—— Retrieved from <https://ssl4.eir-parts.net/doc/8769/tdnet/1686148/00.pdf> (2018年11月3日)
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, *56*, 267–283.
- Crum, A. J., Akinola, M., Martin, A., & Fath, S. (2017). The role of stress mindset in shaping cognitive, emotional, and physiological responses to challenging and

- threatening stress. *Anxiety, Stress, & Coping*, 30, 379–395.
- Crum, A. J., Salovey, P., & Achor, S. (2013). Rethinking stress: The role of mindsets in determining the stress response. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104, 716–733.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Frisch, M. B., Clark, M. P., Rouse, S. V., Rudd, M. D., Paweleck, J. K., Greenstone, A., & Kopplin, D. A. (2005). Predictive and treatment validity of life satisfaction and the quality of life inventory. *Assessment*, 12, 66–78.
- 藤南 佳代・園田 明人 (1994). ストレス反応に及ぼすストレスサー経験量と楽観性の効果 心理学研究, 65, 312–320.
- Higgins, E. T. (1997). Beyond pleasure and pain. *American Psychologist*, 52, 1280–1300.
- Jamieson, J. P., Crum, A. J., Goyer, J. P., Marotta, M. E., & Akinola, M. (2018). Optimizing stress responses with reappraisal and mindset interventions: An integrated model. *Anxiety, Stress and Coping*, 31, 245–261.
- Keller, A., Litzelman, K., Wisk, L., Maddox, T., Cheng, R. E., Creswell, P., & Witt, W. P. (2012). Does the perception that stress affects health matter? The association with health and mortality. *Health Psychology*, 31, 677–684.
- 厚生労働省 (2010). 国民生活基礎調査「健康票」——平成22年6月3日調査—— 厚生労働省 Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/chousahyo/koku22ke.pdf> (2018年11月3日)
- 厚生労働省 (2016). 労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル 厚生労働省 Retrieved from <http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/anzeneisei12/pdf/150507-1.pdf> (2018年11月3日)
- 厚生労働省 (2018). 平成28年度「労働安全衛生調査(実態調査)」 厚生労働省 Retrieved from <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/h28-46-50.html> (2018年11月3日)
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- 増田 真也・坂上 貴之・北岡 和代・佐々木 恵 (2016). 回答指示の非遵守と反応バイアスの関連 心理学研究, 87, 354–363.
- 三浦 麻子・小林 哲郎 (2015). オンライン調査モニタの Satisfice に関する実験的研究 社会心理学研究, 31, 1–12.
- 大石 繁宏 (2009). 幸せを科学する——心理学からわかったこと—— 新曜社
- 大塚 泰正 (2008). 理論的作成方法によるコーピング尺度——COPE—— 広島大学心理学研究, 8, 121–128.
- Penley, J. A., Tomaka, J., & Wiebe, J. S. (2002). The association of coping to physical and psychological health outcome: A meta-analytic review. *Journal of Behavioral Medicine*, 25, 551–603.
- Seligman, M. E. P. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*. New York: Free Press.
- 鈴木 伸一・坂野 雄二 (1998). 認知的評価測定尺度 (CARS) の試み ヒューマンサイエンスリサーチ, 7, 113–124.
- Watson, D., Weber, K., Assenheimer, J. S., Clark, L. A., Strauss, M. E., & McCormick, R. A. (1995). Testing a tripartite model: I. Evaluating the convergent and discriminant validity of anxiety and depression symptom scales. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 3–14.
- 横山 和仁 (2005). POMS 短縮版手引と事例解説 金子書房
- 2018. 11. 16 受稿, 2019. 9. 21 受理 ——