

すいことが報告されている(黒田, 2011)。またネガティブな認知を繰り返し内的に体験する過程であるネガティブな反すう(Alloy, Abramson, Hogan, Whitehouse, Rose, Robinson, Kim, & Lapkin, 2000; 以下, 反すう)もストレスの生成を促す要因である。縦断的調査において, 反すう傾向が高い者ほど対人関係上のトラブルを引き起こしやすいこと(Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1995)や日常的なストレスを経験しやすいこと(Nolen-Hoeksema, Larson, & Grayson, 1999)がこれまでに見出されている。このことから, ストレスを引き起こすネガティブな認知や反すうを弱める要因は抑うつ症状の悪化や慢性化を防ぐうえで重要と考えられる。

一方, うつ病への治療効果や抑うつ症状の低減効果を示す認知療法(Parrish, Cohen, Gunther, Butler, Laurenceau, & Beck, 2009; Simons, Garfield, & Murphy, 1984)の領域において脱中心化が注目されている。脱中心化とは心理的な距離を保ちながら感情や認知を体験することを指す(Safran & Segal, 1990)。そして, ネガティブな感情や認知を脱中心的な視点から体験するプロセスはメタ認知的知覚(metacognitive awareness)と呼ばれる(Teasdale, Moore, Hayhurst, Pope, Williams, & Segal, 2002)。メタ認知的知覚が弱い場合, 自己や周囲の環境を一義的, 悲観的に知覚してしまう。その反対にメタ認知的知覚が強い場合には, 脱中心化の視点からネガティブな認知や感情が体験されるため, それらは必ずしも自己や現実を正しく反映したものではなく, 一過性のメンタルイベントのようにとらえられる(Teasdale et al., 2002)。そのため, メタ認知的知覚が強い者はネガティブな認知や感情を客観的に知覚しそれらに執着せず自己や環境を多面的に柔軟に知覚できると考えられる。加えて, メタ認知的知覚は抑うつ症状の一側面ではないことが指摘されており(Teasdale et al., 2002), 成人を対象とした縦断的調査において抑うつ症状が悪化してもメタ認知的知覚の強さは変化せず安定していることが認められている(村山・岡安, 2013)。

先行研究において, メタ認知的知覚が強い者は弱い者と比べるとネガティブな認知の喚起が抑えられることが認められている(村山・岡安, 2012a)。またメタ

認知的知覚は反すうとは反義的な要因であり(Teasdale, 1999), これまでの相関研究においてメタ認知的知覚が強い者ほど低い反すう傾向を示すことが報告されている(村山・岡安, 2012b)。これらのことから, メタ認知的知覚が強い場合にはストレスの生成を促すネガティブな認知や反すうが弱い状態が維持されると考えられ, それ故にメタ認知的知覚が強い者は一定期間内でのストレスの生成が減じ, 抑うつ症状が低く保たれると推測される。しかしながら, ストレスの軽減を媒介とするメタ認知的知覚の抑うつの低減効果はこれまで検証されていない。加えて, メタ認知的知覚に関するこれまでの研究では主に臨床群(うつ病歴がある者, 寛解期にある患者など)を対象として行われているため, 非臨床群に対してメタ認知的知覚が精神的健康の維持や増進に寄与する要因であるかはあまり検討されていない。そこで本研究は, 非臨床群を対象としてストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を縦断的に検討することを目的とした。

ストレスを測定した縦断的研究はこれまでに多くあるが, その調査期間はさまざまである。一部の研究では4カ月ほどの中期的な期間(Shahar & Priel, 2003)を設けているが, 1年に亘る中長期的な期間を挟んだ研究もある(Nolen-Hoeksema et al., 1999)。本研究は非臨床群を対象としたメタ認知的知覚の機能に関する萌芽的な研究であることから, 長さが異なる2つの期間(4カ月と9カ月)を設け縦断調査を実施することにした。加えて, 人生において遭遇する重大な出来事よりも些細な出来事を日常的に経験する方が心身の健康を害しやすいことが指摘されていること(Lazarus & Folkman, 1984; 岡安, 1992)から, 本研究では些細な出来事をストレスとして取り上げることにした。また先行研究において, 自伝的記憶の想起を利用し半構造化面接の形式によるメタ認知的知覚の評定方法(MAWARE: Measure of Metacognitive Awareness)が開発されている(Moore, Hayhurst, & Teasdale, 1996, 日本語版: 勝倉・伊藤・根建・金築, 2011)。しかしながら, この方法は1回の評定に1時間以上要してしまうことから, 本調査研究には不向きであると考えられた。そこで本研究はMAWAREの評定基準内容を参

考として作成された自己記入式尺度（村山・岡安，2012b，詳しくは後述）を用いてメタ認知的知覚を評定した。

これまでの研究結果をふまえると、メタ認知的知覚が強い者では持続的にストレスの生成が抑えられていると推測される。このことから、メタ認知的知覚がもたらすストレスの軽減を通じた抑うつ低減効果を妥当に検証するためには、ベースライン測定において対象者が一様に同程度のストレスに直面している状況にあることが望ましいと考えられた。またメタ認知的知覚はうつ病発症リスクに影響を与える要因（Teasdale et al., 2002）であることを踏まえると、抑うつへの脆弱性が高い者を対象として本研究を行うことは抑うつ症状の維持や悪化、ひいてはうつ病発症を理解するうえで意義があると思われる。そこで、大学生の時期は抑うつ症状が強まりやすい時期でありうつ病罹患率が高いこと（Tomoda, Mori, Kimura, Takahashi, & Kitamura, 2000）、大学入学時は強いストレスを経験しやすい時期であること（井崎・武久・前田，2010；仙波・清水，2011）、女性は男性よりも強い抑うつ症状を呈しやすいこと（川上ら，2003）をふまえ、本研究は大学新生である女子大学生を調査対象とした。

本研究の仮説

これまでの研究を概観すると、メタ認知的知覚が強い場合にはストレスを引き起こすネガティブな認知や反すうが弱く維持されていると考えられる。そのため、メタ認知的知覚が強い者ではストレスの生成が抑えられ、それを通じて抑うつ症状が低く保たれると思われる。つまり、メタ認知的知覚はストレスの軽減を媒介して抑うつの低減を促すと予測される。このことから、本研究では、メタ認知的知覚が強い新生ほど入学後の数カ月間でのストレスの生成が抑えられ、それ故に、メタ認知的知覚が弱い新生と比べると数カ月後の調査において抑うつ症状が低く維持されていると予測される。

方法

調査対象

関東圏にある私立女子短期大学の新生を対象とした。調査は3回実施され、初回測定では76名が調査に参加し、その内の54名が全3回の調査に参加した。この54名（初回測定時点において 18.98 ± 1.15 歳）を最終的に本研究の調査対象とした。本調査の実施に際し、事前に大学管理責任者に対して調査目的が説明された。調査対象者には大学管理責任者から調査目的が口頭で伝えられるとともに、質問紙のフェイスシートにも調査目的が記載された。本調査への協力は自由意思に任せられた。同一対象者による調査結果を識別するために、フェイスシートにおいて、所持している携帯電話の番号（下4桁）の記入を求めた。これを除き、個人を特定する情報（氏名など）の回答は求めなかった。なお、調査期間内で精神的な問題により通院する対象者は認められなかった。

調査材料

メタ認知的知覚尺度（metacognitive awareness scale; 村山・岡安，2010，2012b，以下MCASとする）：MCASはMAWAREの評定基準内容を参考にして開発されており、日常生活で見られるメタ認知的知覚を伴う体験の傾向の測定を目的にしている。MCASは2つの下位尺度で構成されている（ネガティブな感情や認知への対応尺度、ネガティブな認知の評価尺度）。回答形式は6件法（1：非常に当てはまる—6：全く当てはまらない）であり、得点が高いほどメタ認知的知覚が強いことを表す。本研究では、高い信頼性と妥当性が認められているネガティブな認知と感情への対応尺度（村山・岡安，2010，2011，2012b）のみを用い、メタ認知的知覚を測定した。その項目には“不安なときや落ち込んでいるとき、一方的な考え方をしてしまう”などがある。

自己記入式抑うつ尺度（Self-rating Depression Scale, 以下SDS）：抑うつ症状はSDSの日本語版（福田・小林，1973）を用いて測定した。SDSは20項目で構成され、半数が否定的な表現で、残りの半数が肯定的な

表現で記述されている。回答形式は4件法（1：ないまたはたまに—4：ほとんどいつも）であり、高得点は抑うつ症状が強いことを表す。

大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版（嶋, 1999）：大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版によって、ストレスを測定した。この尺度は大学生が日常的に経験する苛立ちごとを測定することを目的としており、4つの下位尺度（“自己ストレス”、“対人ストレス”、“大学・学業ストレス”、“物理・身体的ストレス”）、23項目で構成されている。回答形式は5件法（0：経験していない・感じない—4：とても気になった）であり、高得点であるほど、強い（もしくは多くの）ストレスを経験したことを表す。なお、原版では“最近3カ月ほどの間に”と記載されているが、本研究では各調査時点間で経験したストレスを測定するため、各調査時点での教示文を適宜変更した（T2：今年の5月ごろから、T3：昨年の秋から）。

手続き

講義の時間を利用し、調査は3回実施された。1回目調査はX年5月（T1）、2回目調査はX年9月（T2）、3回目調査はX+1年2月（T3）に実施された。すべての調査は講義終了後に実施され、調査用紙は講義の担当教員によって配布、回収された。T1調査ではメタ認知的知覚と抑うつ症状、T2およびT3調査ではストレスおよび抑うつ症状が測定された。

結果

Table 1に各変数の平均値、標準偏差、および各変

数間の相関係数が示されている。なお、T1とT2との間で経験したストレスを“T2ストレス”、T1とT3の間で経験したストレス（T1—T2間で経験したストレスとT2—T3間で経験したストレスの和）を“T3ストレス”と表記している。相関分析の結果、メタ認知的知覚が強い新生入生ほどT1, T2, T3での抑うつ症状は軽度であり、T2およびT3ストレスの得点が低かった。各調査時点での抑うつ症状の差を検討するため繰り返しのある分散分析を行った。その結果、T1, T2, T3時点での抑うつ症状には有意差は認められなかった（ $F(2, 104) = 1.92, n.s.$, T1：平均値±SDは47.26±9.10点、T2：平均値±SDは47.02±9.78点、T3：平均値±SDは45.43±9.77点）。なお、T3調査以前に本研究から脱落した者とT3調査まで参加した者（本研究の最終的な対象者）が示したT1調査でのメタ認知的知覚および抑うつ症状には有意差は認められなかった（抑うつ症状： $t(74) = .340, n.s.$, メタ認知的知覚： $t(74) = .534, n.s.$ ；脱落者のT1時点でのSDSの平均値±は48.27±8.13点、MCASの平均値±は26.67±11.15点であった）。

これまでの多くの研究において、SDSの得点が40点台を軽度抑うつ状態としていることから（e.g., 横田・山村, 2007）、これに則し対象者の抑うつ状態を検討した。その結果、T1調査では全体の81.1%（45名）、T2調査では78.2%（43名）、T3調査では69.1%（38名）が軽度もしくはそれ以上の抑うつ状態にあった。またT1では19名（32.1%）、T2では17名（30.9%）、T3では13名（23.6%）はうつ病患者と同程度抑うつ状態であった（福田・小林（1973）は、うつ病患者が示す平均値±1SD以内のSDS得点は53—67点であることを報告していることから、本研究では53点以

Table 1 各変数の記述統計量および各変数の相関係数

| | Mean | SD | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-----------|-------|-------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 1 メタ認知的知覚 | 25.35 | 6.88 | | | | | |
| 2 T1抑うつ症状 | 47.26 | 9.10 | -.502** | | | | |
| 3 T2抑うつ症状 | 46.93 | 9.64 | -.477* | .688** | | | |
| 4 T3抑うつ症状 | 45.44 | 9.65 | -.621** | .683** | .735** | | |
| 5 T2ストレス | 40.87 | 17.35 | -.396** | .389* | .765** | .598** | |
| 6 T3ストレス | 80.96 | 29.37 | -.475** | .471** | .735** | .716** | .902** |

note. * $p < .01$, ** $p < .001$ T2ストレス：T1—T2間で経験したストレス、T3ストレス：T1—T3間で経験したストレス

上をうつ病患者と同程度の抑うつ状態とみなした)。

ストレスターの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつの低減効果を検討するために重回帰分析を行った。媒介モデルの検討では以下の3つの条件を満たす必要があると指摘されている (Baron & Kenny, 1986)。重回帰分析において、(1) 変数X (説明変数；本研究ではメタ認知的知覚) が変数Y (基準変数；T2またはT3抑うつ症状) に有意な影響を与えていること、(2) 変数Xが変数M (媒介変数；T2またはT3ストレスター) に有意な影響を与えること、(3) 変数Xおよび変数Mから変数Yへの影響を検討した際に、変数Mが変数Yに有意な影響を与え、さらに変数Xから変数Yへの影響がなくなる、もしくは(1)の結果よりもその影響が小さくなることである。

重回帰分析を用いて、T1-T2間におけるメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討した。分析に際し各変数を標準得点 (Z得点) に換算し、T1調査での抑うつ症状の強さを統制するためにすべての分析においてT1抑うつ症状を説明変数として投入した。T2抑うつ症状を基準変数、メタ認知的知覚を説明変数として分析 (分析1) を行ったところ、メタ認知的知覚の影響は有意傾向にあった ($\beta = -.193, p < .10$)。次に、T2ストレスターを基準変数、メタ認知的知覚を説明変数として分析 (分析2) を行ったところ、メタ認知的知覚はT2ストレスターに有意な影響を及ぼしていた ($\beta = -.326, p < .05$)。最後にT2抑うつ症状を基準変数、メタ認知的知覚とT2ストレスターを説明変数として

分析 (分析3) を行ったところ、T2ストレスターは有意な説明変数であった ($\beta = .595, p < .001$) が、メタ認知的知覚は有意な説明変数ではなかった ($\beta = .001, n.s.$)。分析1-3の各モデルが示す重決定係数は有意水準にあった (分析1： $R^2 = .481, F(2, 50) = 25.111$ 、分析2： $R^2 = .200, F(2, 50) = 7.500$ 、分析3： $R^2 = .760, F(3, 49) = 55.884$ 、すべて $p < .001$)。各分析での多重共線性の問題は認められなかった ($VIF_s < 1.48$)。分析1、2、3の結果はTable 2にまとめてある。以上の結果から、分析1においてメタ認知的知覚の標準偏回帰係数は有意傾向であったがメタ認知的知覚の標準偏回帰係数の値は分析1よりも分析3で減少していることから、T1-T2間においてストレスターの軽減を媒介とするメタ認知的知覚の抑うつ低減効果が認められた (Figure 1)。

また近年、一部の研究ではSobel検定 (Sobel test; MaKinnon & Dwyer, 1993) によって媒介モデルに見られる間接効果 (本研究では、メタ認知的知覚→ストレスター→抑うつ症状) の有意性が検討されている (e. g., Moore, Zoellner, & Mollrnholt, 2008)。このことから本研究においてもSobel検定を行った。その結果、T1-T2間におけるストレスターの軽減による間接効果は有意水準にあることが認められた ($Z = -2.18, S.E. = .090, p < .05$)。

同様にT1-T3間におけるメタ認知的知覚がもたらす抑うつ低減効果を検討した。T3抑うつ症状を基準変数、メタ認知的知覚を説明変数として分析 (分析4)

Table 2 メタ認知的知覚がもたらす抑うつ低減効果の重回帰分析 (T1-T2間)

| | 基準変数 | 説明変数 | R ² | F | β |
|-----|-----------|------------|----------------|-----------|---------|
| 分析1 | T2 抑うつ症状 | T1 抑うつ症状 | .481 | 25.111*** | .481*** |
| | | T1 メタ認知的知覚 | | | -.193† |
| 分析2 | T2 ストレスター | T1 抑うつ症状 | .200 | 7.500** | .225 |
| | | T1 メタ認知的知覚 | | | -.326* |
| 分析3 | T2 抑うつ症状 | T1 抑うつ症状 | .760 | 55.884*** | .457*** |
| | | T2 ストレスター | | | .595*** |
| | | T1 メタ認知的知覚 | | | .001 |

note. † $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

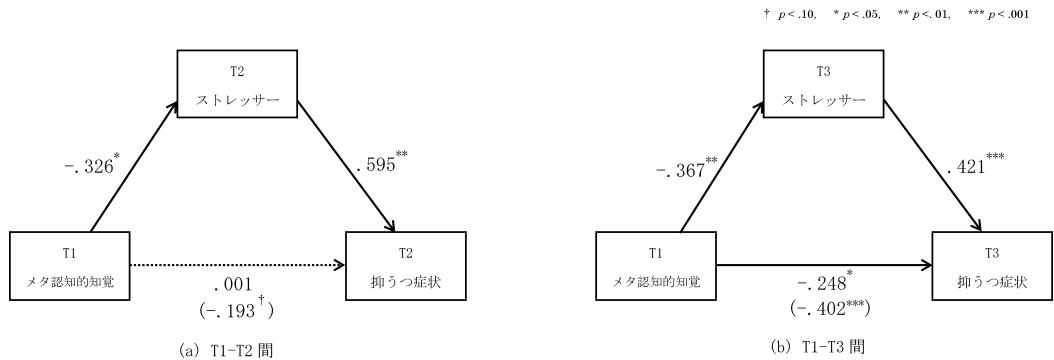


Figure 1. 4カ月 (T1-T2) および9カ月 (T1-T3) 間でのストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果

Table 3 メタ認知的知覚がもたらす抑うつ低減効果の重回帰分析 (T1-T3間)

| | 基準変数 | 説明変数 | R ² | F | β |
|-----|-----------|------------|----------------|-----------|----------|
| 分析4 | T3 抑うつ症状 | T1 抑うつ症状 | .571 | 35.667*** | .481*** |
| | | T1 メタ認知的知覚 | | | -.402*** |
| 分析5 | T3 ストレッサー | T1 抑うつ症状 | .295 | 11.894*** | .286* |
| | | T1 メタ認知的知覚 | | | -.367** |
| 分析6 | T3 抑うつ症状 | T1 抑うつ症状 | .690 | 39.554*** | .361*** |
| | | T3 ストレッサー | | | .421*** |
| | | T1 メタ認知的知覚 | | | -.248* |

note. * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

を行ったところ、メタ認知的知覚は有意な説明変数であった ($\beta = -.402, p < .001$)。次にT3ストレスを基準変数、メタ認知的知覚を説明変数として分析(分析5)を行ったところ、メタ認知的知覚は有意な影響を示した ($\beta = -.367, p < .01$)。最後にT3抑うつ症状を基準変数、メタ認知的知覚およびT3ストレスを説明変数として分析(分析6)を行ったところ、T3ストレス ($\beta = .421, p < .001$) およびメタ認知的知覚 ($\beta = -.248, p < .05$) はT3抑うつ症状に有意な影響を与えていた。分析4-6の各モデルが示す重決定係数は有意水準にあった(分析4: $R^2 = .571, F(2, 50) = 35.667$, 分析5: $R^2 = .295, F(2, 50) = 11.894$, 分析6: $R^2 = .690, F(3, 49) = 39.554$, すべて $p < .001$)。以上の分析結果はTable 3にまとめてある。なお、各

分析において多重共線性の問題は認められなかった ($VIF_s < 1.54$)。メタ認知的知覚の標準偏回帰係数の値は分析4よりも分析6で減少していることから、T1-T3間においてもメタ認知的知覚のストレスの軽減を媒介とする抑うつ低減効果が認められた (Figure 1b)。またSobel検定を行ったところ、T1-T3間に見られるストレスの軽減を通じた間接効果は有意水準にあることが認められた ($Z = -2.32, S.E. = .067, p < .05$)。

考 察

本研究は、女子短期大学の新生を対象として、メタ認知的知覚のストレスの軽減を媒介とする抑うつ

つ低減効果を3回の縦断的調査により検討した。その結果、メタ認知的知覚が強い新入生ほど入学以後に経験するストレスが軽減し、そのために2回目調査時および3回目調査時において抑うつ症状が低い状態にあることが認められた。このことから、仮説どおり、中期的（4カ月）にも中長期的（9カ月）にもメタ認知的知覚にはストレスの軽減を媒介する抑うつ低減効果があることが明らかになったとともに、メタ認知的知覚には臨床群のみならず非臨床群の精神的健康を維持・増進する効果があると示唆される。

T1-T2間の約4カ月間において、T1メタ認知的知覚がもたらすT2抑うつ症状への効果はT1-T2間で生成されるストレスによって媒介され、その間接効果は有意水準にあることが認められた。このことから、入学直後においてメタ認知的知覚が強い女子大学生はほかの女子大学生と比較すると入学直後のT1調査から4カ月間でのストレスが軽減され、そのためにT2調査時において抑うつ症状が低く維持されていたと考えられる。またT1メタ認知的知覚のT2抑うつ症状への縦断的影響はT1-T2間で生成されるストレスによって完全に媒介されていたことから、中期的にはメタ認知的知覚は抑うつ症状の増減を直接的に説明できる要因ではなく、メタ認知的知覚がもたらす中期的な効果は一定期間内でのストレスの生成を抑えることに現れると考えられる。

T1-T3間の9カ月間においても、T1調査時においてメタ認知的知覚が強い女子大学生ほどT1-T3間におけるストレスの軽減が促され、それによってT3調査時において抑うつ症状が低く維持されることが認められた。T1-T2間およびT1-T3間の異なる2つの期間においてメタ認知的知覚はストレスの軽減を促しそれを通じて抑うつ症状の低減をもたらすことが認められたことから、中期的および中長期的な期間でのメタ認知的知覚がもたらす女子大学生の精神的健康への効果の一端は、日常的なストレスの軽減を促すことやそれに伴う抑うつ症状の継続的な低減にあると考えられる。一方で、T1-T3間の分析結果ではT1-T2間でみられた結果とは異なる点も示された。T1-T2間ではメタ認知的知覚の効果はストレスの軽減によって完全に媒介されたが、T1-T3間

でのメタ認知的知覚の抑うつ低減効果は部分的に媒介されていた。つまり、T1調査時でのメタ認知的知覚はT1-T3間でのストレスの軽減を介した間接的な効果のみならず、T1メタ認知的知覚がT3調査時における抑うつ症状の低減に直接的な影響を及ぼすことが認められた。この直接的な効果の背景には、まずストレスのようなメタ認知的知覚の影響を受ける第3の変数が関与している可能性が考えられる。たとえば、友人間に見られるソーシャルサポートのように入学直後にはどの女子大学生も同水準にあった変数が、メタ認知的知覚の影響によってT1-T3の約9カ月の間に増減し、その増減がT3調査時での抑うつ症状の軽減をもたらしたとも考えられる。またメタ認知的知覚が強い女子大学生はほかの女子大学生と比べると大学入学に伴う環境変化による精神的負担からの回復力や新しい環境への適応力が高いために、T1調査時でのメタ認知的知覚の強さがT3調査時における抑うつ症状に直接的な効果を及ぼした可能性も考えられる。この推測に従えば、T1-T2間で部分媒介が認められなかった一因はT2調査が夏季休み明けに実施されたことにあると思われる。つまり、夏季休み前まではメタ認知的知覚が強い女子大学生は高い回復力や適応力のためほかの女子大学生よりも抑うつ症状が低い状態を維持していた可能性もあるが、夏季休みになり大学環境から離れたことでT2調査が行われた9月の時点では1学期では認められていたであろう回復や適応の高さが低下していた可能性もある。今後、調査時期を検討したうえでさらなる研究が期待される。

大学新入生の抑うつ状態について

本研究では5月上旬にT1調査が実施された。入学から約1カ月経過した時点であっても、全対象者の約8割が軽度もしくはそれ以上の抑うつ状態にあり、さらに約3割は臨床水準の抑うつ状態にあった。このことから、先行研究（仙波・清水，2011）でも指摘されているように、本研究結果からも大学入学時期は強いストレスに遭遇する傾向にあり、それゆえに精神的な健康が大きく損なわれやすい時期と考えられる。加えて、T1調査時よりも抑うつ症状が低減したとはいえ、T3調査時においても全対象者の7割近く

が軽度もしくはそれ以上の抑うつ状態にあった。このことから、先行研究でも指摘されているように (Tomoda et al., 2000), 大学生期は抑うつ症状が強まりやすい時期であると考えられる。これに加えて、うつ病の平均初発年齢は20—30歳の間であること (川上ら, 2003) をふまえると、抑うつ症状の慢性化を予防する積極的な介入が大学生期を通じて必要であり、とくに入学直後に抑うつ症状が強い大学生に対しては何らかの緊急的な対応が必要であると考えられる。

また本研究の目的は非臨床群におけるメタ認知的知覚がもたらす精神的健康への効果を検討することであった。しかしながら、本研究対象の半数以上が軽度以上の抑うつ状態、約3割が臨床水準の抑うつ状態にあった。このことから、本調査対象は一般的な大学生や非臨床群を適切に反映しているかは検討を要する点であると思われる。それ故に、本研究結果が一般化できるものか、それとも本調査対象者が呈する抑うつ状態に依存するものなのかを明らかにするためにも、本研究で認められた結果を他の非臨床群を対象として再検討する必要があると思われる。

臨床的応用

臨床群を対象としたこれまでの研究において、メタ認知的知覚には抑うつ症状やうつ病リスクを低減させる効果が示されていたが、本研究の結果から、精神的健康の低さが懸念されている現代の大学生に対しても、メタ認知的知覚を向上させることで精神的な健康の改善やその維持を提供することができると考えられる。先行研究において、メタ認知的知覚が向上する認知療法 (Teasdale et al., 2002) の技法を用いた抑うつ予防プログラムが大学生に対して導入され、その効果が報告されている (白石, 2005)。このことから、大学生を対象として認知療法的アプローチを通じてメタ認知的知覚の向上を図ることは可能であると思われる。また近年注目されているマインドフルネスもメタ認知的知覚の向上を促すこと (Teasdale et al., 2002) から、マインドフルネスを応用したプログラムも効果的であろうと考えられる。実際、マインドフルネストレーニングを大学生に導入することでメタ認知的知覚が向上し抑うつ症状の軽減が促されることが報告され

ている (勝倉・伊藤・根建・金築, 2009)。しかしながら、これまでの研究において、大学生を対象とする場合には認知療法的アプローチとマインドフルネス的アプローチのどちらを焦点化するほうがより効果的であり、より現実的で実施可能なプログラムであるかなどに関する知見は得られていない。今後、プログラムの焦点やトレーニングの頻度や量などの検討を含め、メタ認知的知覚の向上を図る抑うつ予防的介入の効果検討が期待される。

今後の課題

まず調査対象者に関する問題が挙げられる。本研究での最終的な対象者は50名ほどであったばかりではなく、単一の女子短期大学から得られた女子大学生を対象としていた。そのため、本研究結果を一般化にするためには、他大学でのサンプリングを行うなど、サンプリングバイアスに注意を払ったうえで、対象者数を増やす必要があると思われる。また本研究では抑うつへの脆弱性が高い群として女子大学生を指摘し、女子短大生を本研究の調査対象者とした。これまでの研究において女性は男性よりも高い抑うつ症状を呈し、さらにうつ病発症率が高いこと (川上ら, 2003) から、男性を調査対象とする際には本研究結果とは異なる結果が示される可能性がある。加えて、大学生と成人勤労者では遭遇するストレスには質的な違いがあろう。このことから、成人勤労者を対象とする場合にもストレスが抑うつ症状に与える影響も大学生とは異なる可能性がある。それゆえ、女子大学生とは異なる調査対象者によって本研究結果を検証することが期待される。また、本研究ではメタ認知的知覚の測定において自記式尺度であるMCASを用いた。それ故、半構造化面接であるMAWAREとはその構成概念が一致しない部分があることは否めず、本研究で測定したメタ認知的知覚はMAWAREで評定する場合はやや異なる可能性がある。今後、メタ認知的知覚を測定する自記式尺度のさらなる検討が必要であろう。最後に本研究では教示文を変更することで、特定の期間内 (T1からT2の間、T2からT3の間) に経験したストレスの測定を試みた。しかしながら、本研究の対象者がその期間内に経験したストレスを正確に想

起できたかは定かでなく、調査時点より以前に経験したストレスを回答した可能性もある。今後、ストレスをより正確に測定できるよう工夫が必要である。たとえば、対象者が日々経験したストレスを研究者に電子媒体などを通じて報告することによって、より正確にストレスを測定できよう。しかしながら、その際には、調査対象者の負担が増大することが予測される。そのため、調査間隔を短くするなど対象者の負担の軽減を図ることも必要であろう。

引用文献

- Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Hogan, M. E., Whitehouse, W. G., Rose, D. T., Robinson, M. S., Kim, R. S., & Lapkin, J. B. (2000). The Temple-Wisconsin Cognitive Vulnerability to Depression (CVD) Project: Lifetime history of axis I psychopathology in individuals at high and low cognitive vulnerability to depression. *Journal of Abnormal Psychology, 109*, 403–418.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1173–1182.
- Cuijpers, P., & Smit, F. (2004). Subthreshold depression as a risk indicator for major depressive disorder: A systematic review of prospective studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 109*, 325–331.
- 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*, 673–679.
- 井崎ゆみ子・武久美奈子・前田健一 (2010). 大学新入生のメンタルヘルス—GHQによるスクリーニングと面接を施行して— 精神科治療学, *25*, 523–530.
- 勝倉りえこ・伊藤義徳・根建金男・金築 優 (2011). 日本語版メタ認知的気づき評定法の開発 心身医学, *51*, 821–830.
- 勝倉りえこ・伊藤義徳・根建金男・金築 優 (2009). マインドフルネストレーニングが大学生の抑うつ傾向に及ぼす効果—メタ認知的気づきによる媒介効果の検討— 行動療法, *35*, 41–52.
- 川上憲人・大野 裕・宇田英典・中根充文・竹島 正 (2003). 地域住民における心の健康問題と対策基盤の実態に関する研究：3地区の総合解析結果 平成14年度厚生労働省科学研究補助金（厚生労働省科学特別研究事業）心の健康問題と対策基盤に関する研究 分担研究報告書.
- 黒田祐二 (2011). 対人関係の抑うつスキーマ, 主観的な対人ストレスの生成, 抑うつとの関係 心理学研究, *82*, 257–264.
- Lewinsohn, P. M., Allen, N. B., Seeley, J. R., & Gotlib, I. H. (1999). First onset versus recurrence of depression: differential processes of psychosocial risk. *Journal of Abnormal Psychology, 108*, 483–489.
- Luzarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- Lyubomirsky, S., & Nolen-Hoeksema, S. (1995). Effects of Self-focused rumination on negative thinking and interpersonal problem solving. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 176–190.
- MaKinnon, D. P., & Dwyer, J. H. (1993). Estimating mediating effects in prevention studies. *Evaluation Review, 17*, 144–158.
- Moore, R. G., Hayhurst, H., & Teasdale, J. D. (1996). Measure of awareness and coping in autobiographical memory: Instructions for administering and coping. Unpublished manuscript, Department of Psychiatry, University of Cambridge: 出典 Teasdale, J. D., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., Williams, S., et al. (2002). Metacognitive awareness and prevention of relapse in depression: Empirical evidence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 70*, 275–287.
- Moore, S. A., Zoellner, L. A., & Mollenholt, N. (2008). Are expressive suppression and cognitive reappraisal associated with stress-related symptoms? *Behaviour Research and Therapy, 46*, 993–1000.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2010). 大学生を対象としたメタ認知知覚尺度 (MCAS) の作成と信頼性と妥当性

- の検討 明治大学心理社会学研究, **6**, 101-113.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2011). メタ認知的知覚尺度 (MCAS) の作成と妥当性の検討 (2) 日本心理学会第75回大会発表論文集, 406.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2012a). メタ認知的知覚がもたらすネガティブな認知への反応性への効果 健康心理学研究, **25**, 10-18.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2012b). 成人を対象としたメタ認知的知覚尺度 (MCAS) の作成と信頼性と妥当性の検討 健康心理学研究, **25**, 28-37.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2013). 抑うつ予防要因としてのメタ認知的知覚の安定性の検討 明治大学心理社会学研究, **8**, 71-82.
- Murray, C. L., & Lopez, A. D. (1998). *The global burden of disease: A comprehensive assessment of mortality and disability from disease, injuries and risk factors in 1990 and predicted to 2020*. Boston: Harvard University Press.
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, **77**, 1061-1072.
- 岡安孝弘 (1992). 大学生のストレスに影響を及ぼす性格特性とストレス状況との相互作用 健康心理学研究, **5**, 12-23.
- Parrish, B. P., Cohen, L. H., Gunthert, K. C., Butler, A. C., Laurenceau, J. P., & Beck, J. S. (2009). Effects of cognitive therapy for depression on daily stress-related variables. *Behaviour Research and Therapy*, **47**, 444-448.
- Safran, J. D., & Segal, Z. V. (1990). *Interpersonal process in cognitive therapy*. New York: Basic Books.
- Seeds, P. M., & Dozois, D. J. A. (2010). Prospective evaluation of a cognitive vulnerability-stress model for depression: The interaction of schema self-structures and negative life events. *Journal of Clinical Psychology*, **66**, 1307-1323.
- Shahar, G., & Priel, B. (2003). Active vulnerability, adolescent distress, and the mediating/suppressing role of life events. *Personality Individual Difference*, **35**, 199-218.
- 嶋 信宏 (1999). 大学生用日常生活ストレス尺度の検討 中京大学社会学部紀要, **14**, 69-83.
- Simons, A. D., Garfield, S. L., & Murphy, G. E. (1984). The process of change in cognitive therapy and pharmacotherapy for depression. *Archive General Psychiatry*, **41**, 45-51.
- 白石智子 (2005). 大学生の抑うつ傾向に対する心理的介入の実践研究—認知療法による抑うつ感軽減・予防プログラムの効果に関する一考察— 教育心理学研究, **53**, 252-262.
- 仙波浩幸・清水和彦 (2011). 理学療法専攻学生の精神的健康度—精神的健康度12項目版とZung自己評価式抑うつ尺度日本語版を使用した評価— 豊島創造大学紀要, **15**, 99-112.
- Teasdale, J. D. (1999). Metacognition, mindfulness and the modification of mood disorders. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, **6**, 146-155.
- 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.
- Tomoda, A., Mori, K., Kimura, M., Takahashi, T., & Kitamura, T. (2000). One-year prevalence and incidence of depression among first-year university students in Japan: A preliminary study. *Psychiatry and Clinical Neuroscience*, **54**, 583-588.
- 横田京子・山村 礎 (2007). 企業労働者の抑うつ状態と関連要因についての研究—SDS (自己評価式抑うつ性尺度) と定期健康診断情報を用いて— *Japan Academy of Health Science*, **9**, 217-224.
- (2012.5.8 受稿, 2013.4.2 受理)