

と、メタ認知的知覚が低い場合にはうつ病再発リスクが高まることが報告されている (Teasdale et al., 2002)。またマインドフルネス認知療法 (MBCT) によりメタ認知的知覚が改善し抑うつ症状が緩和されること (Kenny & Williams, 2007) やうつ病再発が抑えられること (Williams, Teasdale, Segal, & Soulsby, 2000) が報告されている。

これまでメタ認知的知覚の測定には、主に半構造化面接 (Measure of Awareness and Coping in Autobiographical Memory: 以下 MACAM とする, Moore, Hayhurst, & Teasdale, 1996) が用いられてきた。MACAM では、複数の抑うつのストーリーを聴き、想起された自伝的な記憶や当時の抑うつ感情などが尋ねられ、被検者がそれらにとらわれたり影響されたりする様子からメタ認知的知覚のレベルが評価される。その基準はネガティブな心理状態での認知的柔軟性やネガティブな認知や感情との心理的な距離に関するものであり、具体的には包括的な言葉 (“絶望的” など) の使用、想起した認知や感情への注視 (振り返ることやその適正さの検討など)、柔軟な認知的解釈 (喚起した感情のままに、状況や自己を評価しないなど) などである。しかしながら、MACAM による測定では多くの時間を要すると考えられ、時間的な拘束がある臨床現場ではその実用化に疑問が残る。またメタ認知的知覚は心理的状态や認知の内容とは質的に異なるため、抑うつ症状やネガティブな認知を測定する既存の尺度ではメタ認知的知覚のレベルを測定することは困難である。加えて、日本における一部の研究では、認知療法によって向上する認知統制スキルに関する尺度 (杉浦・馬岡, 2003) によってメタ認知的知覚を測定できると示唆されているが (杉浦, 2007)、その尺度の本来の目的はメタ認知的知覚の測定ではないことから、内容的妥当性の問題がある。このように、本邦においてメタ認知的知覚を妥当に測定する尺度がないことを受け、村山・岡安 (2010) は主に MACAM の評定基準を参考として、メタ認知的知覚のレベルを簡便に測定できるメタ認知的知覚尺度 (Metacognitive Awareness Scale: 以下 MCAS とする) を作成した。大学生を対象とした検討の結果、MCAS は 2 因子 (ネガティブな認知や感情への対応とネガティブな認知の評価) により

構成されることが示された。そして両下位尺度とも信頼性が高く、ネガティブな認知や感情への対応は反すう、抑うつ症状、抑うつスキーマとの間に中程度以上の負の相関が認められ、十分な妥当性があることが確認された。

しかしながら、うつ病は青年期から老年期まで年代を越えて見られる精神疾患である (Kessler, 2002) ばかりではなく、成人に見られる抑うつ症状の性差が大学生には見られない報告 (Gladstone & Koenig, 1994) もあることから、成人を対象とした MCAS の信頼性と妥当性の検討が必要であると思われる。さらに MCAS の臨床的適用を考慮するうえでは、臨床群を用いた MCAS の弁別的妥当性を検討する必要もある。そこで本研究は成人を対象として MCAS の因子構造、および信頼性と妥当性の検討を行うとともに、臨床的な弁別的妥当性について検討することを目的とした。研究 1 では成人を対象として MCAS の因子構造、信頼性、妥当性を検討し、研究 2 ではうつ病を罹患している者と罹患していない者の得点を比較することで、MCAS の弁別的妥当性を検討した。

研究 1 MCAS の因子構造、および信頼性・妥当性の検討

成人を対象に MCAS の因子構造を検討し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とした。脱中心性の向上によって抑うつ症状や反すうが軽減すること (Kenny & Williams, 2007; Segal et al., 2002)、メタ認知的知覚は反すうの反義的な要因であること (Teasdale, 1999)、メタ認知的知覚は非機能的態度との間に負の相関があること (Teasdale et al., 2002)、およびメタ認知的知覚を向上させる MBCT や禅トレーニングによってネガティブな認知が弱まること (Frewen, Evans, Maraj, Dozois, & Partridge, 2008) から、MCAS が妥当な尺度であるならば、抑うつ症状、反すう、および抑うつスキーマとの間に有意な負の相関が認められると予測される。さらにメタ認知的知覚は認知的体験の過程であることから、認知の内容に関連する抑うつスキーマよりも、認知過程である反すうとの間により強い相関が示されると予測される。ま

た、成人期において、女性は男性よりもうつ病リスクや抑うつ症状が高いこと（川上・大野・宇田・中根・竹島, 2003）、女性は男性よりも反すうが強いこと（Nolen-Hoeksema, Larson, & Grayson, 1999）から、MCASがメタ認知的知覚を妥当に測定しているならば、MCASの得点には性差が認められ、男性は女性よりも高い得点を示すと予測される。

方法

調査対象者 関東、東海、近畿、四国に在住する本研究の協力者の近隣住民やその地域のコミュニティセンターや会社に来館・勤務する健全な成人（学生を除く）486名に調査を実施した。一部の調査用紙は郵送され、他は研究者および協力者によって対象者に配布された。不備なく回答した434名（男性144名、女性290名、平均年齢36.16±11.57歳、年齢範囲20-69歳）を分析対象とした。なお調査への協力は調査対象者の自由意志に任せられ、個人を特定できる情報は一切表記されなかった。

調査材料 村山・岡安（2010）によって作成されたMCASの質問項目を用いた。MCASの項目は主にMACAMの評定基準と、Teasdale, Scott, Moore, Hayhurst, Pope, & Paykel（2001）によるメタ認知的知覚を測定する自記式尺度を参考として作成された。MACAMでは、ネガティブな状況への反応や対応のあり方（包括的な用語の使用、認知的解釈の柔軟性、心理的距離、認知や感情への注視など）から、メタ認知的知覚が評定される。このことから、MCASでもこれらの基準内容が反映されている（村山・岡安, 2010）。たとえば、“気分が落ち込んでいるとき、すぐに‘どうすることもできない’などと絶望的に考えてしまう”は“包括的な用語の使用”が、“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ほうだ”は“認知的解釈の柔軟性”が反映されている。なお、米国に在住する翻訳家の協力を得て原案が作成され、その後、健康心理学を専門とする大学教授および臨床心理学を専攻する大学院生3名によって、作成された項目が認知的体験に準じているかについて協議され、修正と確認が行われた。回答形式は6件法（1：非常にあてはまる—6：全くあてはまらない）であり、高得点

はメタ認知的知覚が高いことを表している。なお、メタ認知的知覚はネガティブな認知や感情を体験する過程であり、MCASは日常的に見られるその傾向の測定を目的としているため、以下の教示文を付加してある。“日常生活において、私たちは人間関係がうまくいかないときや、課題（学業や仕事）に失敗するときがあります。そのようなとき、私たちは動揺し、落ち込んだり不安になったりしてしまいます。不安になったり、気分が落ち込んだりしたとき、あなたは普段どのように考え、対処していますか”。

自己記入式抑うつ尺度（Self-rating Depression Scale, 以下SDSとする）：Zung（1965）による自記式抑うつ尺度の日本語版（福田・小林, 1973）を用いた。20項目で構成され、半数が否定的表現、残りの半数が肯定的表現で記載されている。高得点は強い抑うつ症状を表し、回答形式は4件法（1：ない、またはたまたま—4：ほとんどいつも）である。

ネガティブな反すう尺度：伊藤・上里（2001）が作成した反すうを測定する尺度である。質問形式と自由記述から構成され、本研究では質問形式部分のみ用いた。質問形式部は3つのダミー項目を含む14項目2つの下位尺度、ネガティブな反すう傾向（Negative Rumination Trait, 以下NRTとする）、ネガティブな反すうのコントロール不可能性（Uncontrollability of Negative Rumination, 以下UNRとする）で構成される。高得点は反すうが高いことを表し、回答形式は6件法（1：あてはまらない—6：あてはまる）である。十分な内的整合性と、自己没入尺度（坂本, 1997）やSDSとの間に正の相関があり、妥当性が確認されている。

抑うつスキーマ尺度（Depressogenic Schemata Scale, 以下DSSとする）：非機能的態度尺度を参考に作成された、抑うつスキーマを測定するための尺度（家接・小玉, 1999）である。24項目、3つの下位尺度（高達成志向、他者依存的評価、失敗不安）により構成され、高得点は強い抑うつスキーマを持つことを表し、回答形式は7件法（1：全くそう思わない—7：全くそう思う）である。十分な内的整合性と再検査信頼性ととともに、SDSなどとの間に正の相関が認められ、その妥当性が確認されている。

結果と考察

MCASの因子構造 MCAS15項目の質問項目を用いて因子分析(最尤法, プロマックス回転)を行った。因子数の決定はスクリープロット, 固有値の落差を考慮し, 2因子を抽出した。項目内で負荷量が.40に満たない項目, または2因子にわたって0.35以上の負荷量を示している項目の計2項目を削除した。また逆転項目と仮定していた項目(項目8: 落ち込んでいるとき, 自分のことを悪く考え過ぎているかもしれないと

思う)が, 負の因子負荷量を示さず, メタ認知的知覚の定義に沿わないため, 削除した。基準負荷量を0.40以上として再度因子分析(最尤法, プロマックス回転)を行い, 最終的に2因子, 11項目が抽出された。最終的な因子分析結果はTable 1に示されている。第1因子8項目はネガティブな認知や感情への対処や対応と理解され, “ネガティブな認知や感情への対応”と命名された。また第2因子に含まれる3項目はネガティブな認知の検討と理解され, “ネガティブな認知の評価”と命名された。なおこの因子構造2因子11項目は, 村山・岡安(2010)で報告された因子構造, 項目と

Table 1 メタ認知的知覚尺度の各項目の因子負荷量と因子の構成

		因子負荷量		
		I	II	
I ネガティブな認知や感情への対応				
6	気分が落ち込んでいるとき, すぐに“どうすることもできない”などと絶望的に考えてしまう	.773	.069	
14	気分が落ち込んでいるとき, すぐに“どうせ私はダメだ”などとあきらめを抱いてしまうほうだ	.751	-.027	
2	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ほうだ	.728	-.033	
15	気分が沈んでいるときには, 見るもの聞くものすべてが嫌に感じられてしまう	.677	-.023	
3*	悪いことが思い浮かんでもすぐに別の視点から考え直し, その考えを切り換えられる	-.676	-.092	
12	一旦気分が落ち込んだり不安になってしまうと, しばらくの間その感情をひきずってしまう	.655	-.027	
1	気分が落ち着くまで, 浮かんだ考えや自分の状況を振り返ることができない	.579	-.023	
4	不安なときや落ち込んでいるとき, 何でもすぐに決めつけてしまう	.572	.127	
II ネガティブな認知の評価				
9	不安や落ち込んでいるときに浮かぶ考えは, 事実にぴったり当てはまっている	.116	.724	
13	不安なときや落ち込んでいるときに浮かぶ自己評価は, “私”を正しく表している	.087	.550	
10	落ち込んだり, 不安なときの物事の見方や考え方は, そうでない時と変わらない	-.267	.524	
※: 逆転項目		寄与率 (%)	35.502	9.086
注: 回答形式 1: 非常にあてはまる-6: 全くあてはまらない		累積寄与率 (%)	35.502	44.588
		因子間相関	I	II
		I	—	
		II	.304	—

同一であった。

信頼性の検討 MCASの信頼性についてCronbachの α 係数、G-P分析、部分-全体相関を用いて検討した。ネガティブな認知や感情への対応のCronbachの α 係数は.870、ネガティブな認知の評価では.606であった。また、MCASの合計得点の平均値から+0.5SD以上の得点だった者を上位群、-0.5SD以下の得点だった者を下位群としG-P分析を行った。その結果、すべての項目において上位群は下位群よりも有意に平均値が高かった ($p<.01$)。さらに部分-全体相関係数を検討したところ、ネガティブな認知や感情への対応では $r=.529-.727$ ($p<.01$)であり、ネガティブな認知の評価では $r=.319-.475$ ($p<.01$)であった。以上の結果から、ネガティブな認知の評価の信頼性はやや低い値であったが、ネガティブな認知や感情への対応は十分な信頼性があることが確認された。

妥当性の検討 Table 2にMCAS, SDS, ネガティブな反すう尺度, DSSとのPearsonの相関係数が示してある。ネガティブな認知や感情への対応はNRT, UNR, SDSとの間に比較的高い負の相関が、DSSとの間に中程度の負の相関が得られた。また抑うつ症状の影響を統制した場合でも、反すうおよびDSSとの相関はおおむね維持された。なおネガティブな反すう尺度との相関係数とDSSとの相関係数を比較したところ、ネガティブな反すう尺度との相関係数が有意に強かった (NRT-DSS: $Z>|5.6|$, UNR-DSS: $Z>|3.75|$, $p<.001$)。

これまでメタ認知的知覚と抑うつ症状、反すう、抑うつスキーマとの関連が指摘されていた。本研究では、MCASが妥当にメタ認知的知覚を測定している

場合、これらとの相関が予測された。その結果、ネガティブな認知や感情への対応と抑うつ症状、反すうとの間に高い負の相関、抑うつスキーマとの間に中程度の負の相関があることが確認された。このことから、ネガティブな認知や感情への対応は十分な妥当性を備えていると考えられる。加えて、抑うつ症状の影響を統制した場合であっても、ネガティブな認知や感情への対応は反すうとの間に比較的高い相関が維持されていたことから、その妥当性がうかがえる。またMCASがメタ認知的知覚を妥当に測定するものであるならば、MCASは抑うつスキーマよりも反すうとの間に高い相関を示すと予測された。この仮説どおりネガティブな認知や感情への対応は、抑うつスキーマよりも反すうとの間により強い相関を示したことから、ネガティブな認知や感情への対応の妥当性がさらに確認された。

一方、ネガティブな認知の評価はネガティブな反すう尺度, SDS, およびDSSとの間に弱い負の相関を示した。また抑うつ症状の影響を統制した場合、反すうとの相関は大きく減少し有意な相関は得られなかった。なおネガティブな反すう尺度との相関係数とDSSとの相関係数には、差は認められなかった (NRT-DSS: $Z<|1.90|$, UNR-DSS: $Z<|1.79|$, *n.s.*)。ネガティブな認知の評価は外的基準との間に十分な相関を示さなかったことや、抑うつ症状の影響を統制した際に反すうとの間に有意な相関が認められなかったことから、その妥当性は低いと考えられる。また反すうと抑うつスキーマとの相関係数に差がなかったことから、ネガティブな認知の評価はメタ認知的知覚が伴う体験を測定していない可能性が示唆される。以上のことか

Table 2 MCAS下位尺度と外的基準との相関係数

	SDS	ネガティブな反すう尺度		DSS
		NRT	UNR	
ネガティブな認知や感情への対応	-.536***	-.676*** (-.555***)	-.606*** (-.492***)	-.389*** (-.288***)
ネガティブな認知の評価	-.186**	-.174*** (-.094)	-.120* (-.044)	-.173*** (-.125**)

Note. *** $p<.001$ ** $p<.01$ * $p<.05$ SDS 自記式抑うつ尺度, NRT ネガティブな反すう傾向, UNR コントロール不可能性, DSS 抑うつスキーマ尺度. 括弧内の数値はSDSを統制した際の偏相関係数

Table 3 MCASの下位尺度の得点と標準偏差

	N	MCAS	
		ネガティブな認知 や感情への対応	ネガティブな認 知の評価
全対象者	434	29.01±6.72	12.55±2.32
男性	144	30.50±6.90	12.45±2.33
女性	290	28.22±6.50	12.61±2.30
20代	154	28.09±7.10	12.54±2.37
30代	133	28.61±6.77	12.85±2.26
40代	84	30.49±6.41	12.29±2.53
50歳以上	63	30.27±5.58	12.29±1.99

ら、ネガティブな認知の評価の妥当性は低いものと思われる。

MCAS下位尺度の記述統計 MCAS両下位尺度の記述統計量はTable 3に示されている。年代差および性差の両下位尺度の得点への影響を検討するために、対象者を4つの年齢群（20代：154名、30代：133名、40代：84名、50代以上：63名）に分類し、2要因の分散分析を行った。その結果、ネガティブな認知や感情への対応では、有意な性別×年代の交互作用は認められなかった ($F(3, 420)=0.01, n. s.$) が、性別および年代の主効果は有意水準にあった (年代： $F(3, 420)=2.789, p<.05$, 性別： $F(1, 420)=9.693, p<.01$)。多重比較 (Tukey) の結果、男性は女性よりも、40代は20代よりも高い得点を示した (ともに、 $p<.05$)。一方、ネガティブな認知の評価では、有意な交互作用および主効果は認められなかった (性別×年代： $F(3, 420)=0.798, n. s.$, 性別： $F(1, 420)=1.263, n. s.$, 年代： $F(3, 420)=1.698, n. s.$)。

先行研究において、うつ病罹患率、抑うつ症状の強さ、および反すう傾向には性差が認められていることから、メタ認知的知覚にも性差が認められると予測された。分析の結果、ネガティブな認知や感情への対応尺度において、性差が認められ、男性は女性よりも高い得点を示した。このことから、相関分析でも示されたように、ネガティブな認知や感情への対応尺度は高い妥当性を備えると思われる。一方で、ネガティブな

認知の評価尺度には性差が認められなかった。このことから、相関分析結果と同様に、ネガティブな認知の評価尺度の妥当性の低さがうかがわれる。

これまでの研究では、加齢によるメタ認知的知覚への影響はほとんど検討されていない。本研究では、ネガティブな認知や感情への対応尺度において、40代は20代よりも高い得点を示したことから、メタ認知的知覚と加齢の間には関連性があることが示唆される。これを支持するように、先行研究では、抑うつ症状と反すう傾向は年齢とともに低減していくことが報告されている (Erskine, Kvilashvili, & Kornbrot, 2007)。しかしながら、もしメタ認知的知覚が加齢に伴って向上することが正しいとすれば、一定の妥当性が認められたネガティブな認知や感情への対応尺度において、本研究での最も高齢である50代以上と最も若い20代の間、得点の有意差が認められなかったことは、矛盾する結果である。この矛盾は、対象者数が少ないために50歳代以上の者の平均的なメタ認知的知覚レベルを把握できなかった可能性や、加齢に伴ってメタ認知的知覚レベルは逆U字型の変化を示す可能性が考えられる。今後の研究で、メタ認知的知覚と加齢との関連を精査する必要がある。

研究2 MCASの臨床的な弁別妥当性の検討

研究1においてMCASの因子構造が明らかになり、ネガティブな認知や感情への対応は尺度として十分な信頼性と妥当性を備えていることが確認された。しかし今後MCASの臨床場面での適用を考えるうえでは、MCASの臨床的な弁別的妥当性を確認する必要がある。そこで研究2ではうつ病 (単極性障害) を罹患する対象 (臨床群) と罹患していない対象 (非臨床群) のMCAS得点を比較することで、MCASの臨床的な弁別的妥当性を検討することを目的とした。過去18カ月内でDSMによる大うつ病性障害の診断基準を満たしていた投薬治療中の患者は、既往歴がない者に比べ、メタ認知的知覚が低いこと (Teasdale et al., 2002)、およびうつ病歴のある者とうつ病エピソード中の患者は、既往歴がない者と比べると脱中心性が低いこと (Fresco, Moore, van Dulmen, Segal, Ma, Teasdale,

& Williams, 2007) から、MCASがメタ認知的知覚を妥当に測定しているならば、臨床群は非臨床群よりも低い得点を示すと予測される。

方法

調査対象者 臨床群として、単極性障害を罹患（ICD-10により診断）し、都内精神科に通院し投薬治療中の成人8名（男性5名、女性3名、平均年齢43.63歳、 $SD=10.12$ ）を対象とした。なお、臨床群のすべての対象者は単極性障害のみの診断を受けており、他の精神障害との合併は認められなかった。研究内容は主治医によって伝えられ、調査への協力は調査対象者の自由意志に任せられた。実施の際、個人を特定できる情報は一切表記されなかった。また研究1の対象者から、臨床群と性別および年齢がマッチする調査対象者（男性5名、女性3名、平均年齢43.63歳、 $SD=10.12$ ）を対象者番号が早い順（データ入力順）に選り出し、非臨床群とした。

調査材料 MCASは2因子ネガティブな認知や感情への対応とネガティブな認知の評価で構成され、6件法である。研究1の結果より、十分な信頼性および妥当性が認められているネガティブな認知や感情への対応のみを用いた。

結果と考察

臨床群の平均得点は18.38 ($SD=6.72$)、得点範囲は10-29であった。一方、非臨床群8名の平均得点は29.63 ($SD=5.58$)、得点範囲は22-38であった。 t 検定により臨床群と非臨床群の得点を比較した結果、臨床群は非臨床群よりもMCAS得点が有意に低いことが示された ($t(14)=3.64, p<.01, d=1.82$)。

これまで、既往歴がない者と比べると、うつ病の既往歴がある者、過去18カ月でうつ病の症状を呈していた投薬治療中の患者、およびうつ病エピソード中の患者はメタ認知的知覚または脱中心性が低いことが報告されていた。そこで本研究では、ネガティブな認知や感情への対応がメタ認知的知覚を妥当に測定しているならば、臨床群は非臨床群よりも低い得点を示すと予測された。その結果、仮説どおり臨床群は非臨床群と比べ、有意に得点が低いことが示された。このこと

より、ネガティブな認知や感情への対応は妥当にメタ認知的知覚を測定しているとともに、その臨床的な弁別的妥当性が確認されたと考えられる。

総合考察

本研究では、成人を対象として、メタ認知的知覚を妥当に測定する尺度の作成が行われた。本研究の結果、MCASは2因子で構成されることが確認された。ネガティブな認知や感情への対応の各項目はMACAMの基準内容を反映したものであると思われる。たとえば、項目6（気分が落ち込んでいるとき、すぐに“どうすることもできない”などと絶望的に考えてしまう）などは包括的な言葉の使用に準じている。また項目1（気分が落ち着くまで、浮かんだ考えや自分の状況を振り返ることができない）は認知や感情への注視を、項目3（悪いことが思い浮かんでもすぐに別の視点から考え直し、その考えを切り換えられる）や項目2（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）は認知的解釈の柔軟性を反映している。そしてネガティブな認知の評価の項目も、認知との心理的距離（項目9 不安や落ち込んでいるときに浮かぶ考えは、事実にはぴたり当てはまっている、項目13 不安なときや落ち込んでいるときに浮かぶ自己評価は、“私”を正しく表している）や認知への注視（項目10 落ち込んだり、不安なときの物事の見方や考え方は、そうでないときと変わらない）を反映している。またメタ認知的知覚の根本的概念である脱中心性を測定する尺度（Experiences questionnaire, 以下EQとする；Fresco et al., 2007）がある。本尺度とEQの項目を比較すると、両尺度にはネガティブな心理状態で拙速に反応する傾向（本尺度では項目4など）、認知との心理的距離（項目10など）、および認知的解釈の柔軟性（項目3など）に関する項目があることから、その類似性が示唆される。つまりMCASの各項目はMACAMの評定基準を反映しているとともに、一部の項目において脱中心性を測定するEQとの類似性も認められることから、MCASには高い内容の妥当性があるものと考えられる。

ネガティブな認知や感情への対応では、高い信頼性

と妥当性が確認された。そして抑うつスキーマとの相関よりも反すうとの相関が高いことから、ネガティブな認知や感情への対応は認知内容よりも認知的体験を反映していると考えられ、その妥当性がさらに確認されたと思われる。しかしながら、ネガティブな評価の項目はMACAMやEQと類似するものの、その妥当性は低いものであった。この妥当性の低さは、ネガティブな認知の評価の項目がメタ認知的知識(Teasdale, 1999)と関連しているためかもしれない。メタ認知的知識とは知識や認知についての考えである。たとえば、“思考は事実ではない”ことを知的に理解していても、実際にそのように体験できるかは保障されないことから、メタ認知的知覚とメタ認知的知識は質的に異なるものであると指摘されている(Teasdale, 1999)。本研究で抽出されたネガティブな認知の評価の各項目はMACAMの評定基準やEQに類似する内容であるが、一部の対象者にとっては、これらの項目はメタ認知的知覚を伴う体験傾向よりも、その体験に関する知識をやや強く反映するものになってしまったのかもしれない。それゆえに、反すうとの相関係数と抑うつスキーマとの相関係数の間に有意差が認められず、さらに抑うつ症状を統制した際に反すうとの相関係数が大きく減弱した一方で、抑うつスキーマとの相関係数にはあまり変化が見られなかったと考えられる。

本研究が示したMCASの因子構造は大学生を対象とした先行研究(村山・岡安, 2010)と同じものであった。年齢が異なる対象であってもMCASは同一の構造を呈したことから、MCASの因子構造は年齢に左右されず安定したものであると考えられる。本研究結果と同様に大学生を対象とした検討でも、ネガティブな認知や感情への対応は高い信頼性と妥当性を示した。このことから、大学生と成人を通してネガティブな認知や感情への対応は高い信頼性と妥当性を備えることが確認され、幅広い年齢群に対して適用することが可能であると考えられる。しかしながら、ネガティブな認知の評価の妥当性は本研究と同じように先行研究(村山・岡安, 2010)でも低かった。このことから、項目はメタ認知的知覚を反映している内容であるが、その妥当性は幅広い年齢群に対して一貫し

て低いと考えられる。

またネガティブな認知や感情への対応の臨床的な弁別的妥当性の検討を行い、弁別的妥当性が確認された。このことから、ネガティブな認知や感情への対応は臨床的適応が可能であると示唆される。メタ認知的知覚が低い場合には抑うつ症状が維持され、うつ病再発リスクが高まることが報告されていることから、ネガティブな認知や感情への対応によって短時間にそして簡便にメタ認知的知覚を測定し、患者の予後やうつ病発症の危険性をスクリーニングできるとともに、その結果に基づいて適切にそして迅速にうつ病再発の予防治療を開始することが可能であるかもしれない。またメタ認知的知覚がうつ病発症リスクを高めることはいまだ報告されていないが、今後、健常者(非臨床群)を対象とした場合であっても、低メタ認知的知覚が抑うつ症状の悪化やうつ病発症の素因となることが実証されるならば、MCASの測定結果によって簡便にスクリーニングが行われ、うつ病リスクが高い者に対して早期に予防的介入を行うことが可能であると思われる。

本研究の限界

本研究では、外的基準として抑うつ症状、反すう、およびネガティブな認知を用いてMCASの基準関連妥当性を検討し、ネガティブな認知と感情への対応には一定の妥当性があることが認められた。しかしながら、MCASの妥当性の検討が十分になされたわけではない。たとえば、本研究のみからでは、MCASの項目がどの程度MACAMの評定基準を適切に反映できているかは十分に検証できておらず、検討の余地があると思われる。今後、他の外的基準を用いた相関研究などを積み重ねるなどによって、MCASのさらなる妥当性の検討が必要である。これに関連したことであるが、MCASの臨床的な弁別的妥当性の検討も今後の課題であろう。本研究では、臨床群の対象者数が少なかったことから、臨床群内での年齢差や性差などは検討できなかった。加えて、罹患年数、投薬内容、および抑うつ症状の重篤度などの臨床群に関する医療情報を十分に得ることができなかったが、それらの変数がメタ認知的知覚レベルに影響を及ぼしている可能

性も考えられる。これらのことから、今後、臨床群の対象者数を増やすとともに、このような変数を統制することが必要である。そうすることで、より詳細なMCASの弁別的妥当性の検討が可能であると思われる。

引用文献

- Erskine, J. A. K., Kvavilashvili, L., & Kornbrot, D. E. (2007). The predictors of thought suppression in young and old adults: Effects of rumination, anxiety, and other variables. *Personality and Individual Differences*, *42*, 1047–1057.
- Fresco, D. M., Moore, M. T., van Dulmen, M. H. M., Segal, Z. V., Ma, S. H., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2007). Initial psychometric properties of the experiences questionnaire: Validation of a self-report measure of decentering. *Behavior Therapy*, *38*, 234–246.
- Frewen, P. A., Evans, E. M., Maraj, N., Dozois, D. J. A., & Partridge, K. (2008). Letting go: Mindfulness and negative automatic thinking. *Cognitive Therapy and Research*, *32*, 758–774.
- 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.
- Gladstone, T. R., & Koenig, L. (1994). Sex differences in depression across the high school to college transition. *Journal of Youth and Adolescence*, *23*, 643–669.
- 家接哲司・小玉正博 (1999). 新しい抑うつスキーマ尺度の作成の試み 健康心理学研究, *12*, 37–46.
- 伊藤 拓・上里一郎 (2001). ネガティブな反すう尺度の作成およびうつ状態との関連性の検討 カウンセリング研究, *34*, 31–42.
- 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
- Kenny, M. A., & Williams, J. M. G. (2007). Treatment-resistant depressed patients show a good response to Mindfulness-Based Cognitive Therapy. *Behavior Research and Therapy*, *45*, 617–625.
- Kessler, R. C. (2002). Epidemiology of depression. In I. H. Gotlib, & C. L. Hammen (Eds.), *Handbook of depression*. New York: The Guilford Press, pp. 23–42.
- 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. (In 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.)
- 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.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*, 569–582.
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, *77*, 1061–1072.
- 坂本真士 (1997). 自己注目と抑うつの社会心理学 東京大学出版会
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: The Guilford Press.
- 杉浦義典 (2007). 治療過程におけるメタ認知の役割—距離を置いた態度と注意機能の役割— 心理学評論, *50*, 328–340.
- 杉浦知子・馬岡清人 (2003). 女子大学生における認知統制と抑うつとの関連 健康心理学研究, *16*, 31–42.

- Teasdale, J. D. (1999). Metacognition, mindfulness and 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.
- Teasdale, J. D., Scott, J., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., & Paykel, E. S. (2001). How does cognitive therapy prevent relapse in residual depression? Evidence from a controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **69**, 347–357.
- Williams, J. M. G., Teasdale, J. D., Segal, Z. V., & Soulsby, J. (2000). Mindfulness-based cognitive therapy reduces overgeneral autobiographical memory in formerly depressed patients. *Journal of Abnormal Psychology*, **109**, 150–155.
- Zung, W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, **12**, 63–70.
- (2011.8.5 受稿, 2012.6.7 受理)